

GRIPS Discussion Paper 19-05

個票データによる農家の生産性分析: 農家間の異質性と農産物バラエティ間の代替の弾力性の同時推定

阿久根 優子
細江 宣裕

June 2019



GRIPS

NATIONAL GRADUATE INSTITUTE
FOR POLICY STUDIES

National Graduate Institute for Policy Studies
7-22-1 Roppongi, Minato-ku,
Tokyo, Japan 106-8677

個票データによる農家の生産性分析: 農家間の異質性と農産物バラエティ間の代替の弾力性の同時推定[†]

2019年7月7日

阿久根優子(日本大学)[‡]

細江宣裕(政策研究大学院大学)

要旨

独占的競争下の製品差別化を取り入れた枠組みは、おもに製造業について適用され、農業は製品差別化のない同質財部門として単純化して描写されることが多い。一方、農業経営や農業政策に関する分析では、製品差別化を通じて高付加価値化を図る、高い起業家精神や生産性を持つ一部の生産者に注目が集まる。現実はどこに近いのであろうか。本研究では、『農家経営統計調査』の個票データを用いて、農家の全要素生産性とその分布を導き、合わせて、Crozet and Koenig (2010)の手法を用いて、差別化財(バラエティ)間の代替の弾力性を推定する。分析の結果、施設野菜作や施設花卉作といった施設園芸関連、畑作や果樹作で、生産者間の異質性が相対的に小さく、畜産関連の営農類型で大きいことが確認された。製品差別化の程度は、畜産関連の営農類型で相対的に高い傾向にある。バラエティ間の代替の弾力性は大きくても3程度であり、製造業について得られる弾力性と大きく異なるものではないことがわかった。

キーワード

農業生産性, 異質性, バラエティ, 全要素生産性, 製品差別化

[†] 本研究の草稿について石倉智樹氏、小西葉子氏、高木真吾氏、および、福重元嗣氏から有益なコメントをいただいた。また、本研究は科学研究費補助金(16K07907, 16KT0036, 19K01622)の助成を受けて実施された研究成果を含む。記して深謝する。もちろん、あり得べき誤りはすべて筆者の責任に帰すものである。

[‡] 252-0880 神奈川県藤沢市亀井野 1866. E-mail: akune.yuko@nihon-u.ac.jp.

1. はじめに

農業は多くの経済分析の中で、しばしば、同質財部門と仮定される。すなわち、生産者間の異質性は小さく、製品差別化も顕著ではないと仮定される。一方で、農業経営や農業政策の文脈では、農家の規模や立地によって生産性は大きく異なり、IT・機械化や新品種・技術の導入等によるそれらの向上策が議論される。実際、多くの農家が食味や保存性を高めるような品種改良、産地や生産者自身のブランディング、国内外における新販路の開拓、他産地との競合を避ける生産管理などによって高付加価値化を図ろうとする。こうした活動は、理論的には Dixit and Stiglitz (1977)の独占的競争モデルで描写できる経済現象である。しかしながら、農業という産業や農産物市場に関する実証研究においては、そうした独占的競争の枠組みを用いて数量的に分析されることはまれで、個別の品種や市場開拓に関する事例研究ないし事例紹介が中心になる(田中(2006), 赤司・種村(2006), 中村ほか(2011), 下渡(2018), 農林水産省(2018b))。実際、日本の農業について観測データに基づいた計測は多くない。筆者らの知る限り、わずかに、Kano et al. (2013), Takechi (2015), 猪原ほか(2015)が、野菜作を対象にして Dixit and Stiglitz (1977)の独占的競争を核にした Krugman (1980)の新経済地理学モデルを構築・推定し、その中でバラエティ間の代替の弾力性を推定しているのみである。

近年、Melitz (2003)を端緒に、企業の異質性に着目した国際貿易や地域経済学の研究が活発に行われている(「新々貿易理論」)。この貿易モデルが示すように、製品差別化の議論と生産性の議論は、実は、表裏一体に行われる必要がある。差別化財の生産には、設備投資だけでなく、新しい品種の栽培管理や新技術の習得、あるいはブランディング確立のためのマーケティング、関

連する知財や商標権の管理などの金銭的な費用やそれにまつわる潜在的なリスク負担が追加的に発生する。このコストを負担できるほど起業家精神に富み、生産性が高い少数の農家のみに、差別化された高付加価値財生産へのアクセスが許される。すなわち、農家間の生産性にはばらつき、つまり異質性が存在しているはずである。

理論モデルに合わせて、企業の異質性を反映する生産性の分布形状(多くは、パレート分布を前提としている)について実証分析が進んでいるが、それはほとんどが製造業を中心としたものである。生産性分析の文脈では、若杉ほか(2008)が日本の製造業企業について、渡辺ほか(2011)、Mizuno et al. (2012)が日本を含めた 25 ないし 30 か国の大企業について分析し、それらの生産性分布を定量的に明らかにしている。理論モデルとの整合性については、若杉ほか(2008)が、生産性と輸出や海外直接投資との間の関係が新々貿易理論に合致することを実証している。

経済物理学的な分野では、一般に様々な変数が、パレート分布を含むいわゆる、べき分布に従うという「べき法則(power law)」が成立することが知られている(Gabaix (2009))。渡辺ほか(2011)や Mizuno et al. (2012)が計測したような生産性以外に、たとえば、企業の規模(Axtell (2001)、藤本・石川(2011))も同様の傾向を見せる。これらの成果は、金融分野における fat tail の分析や、先述の新々貿易理論へと結びついている。これらの研究に関して重要な点は、生産性の水準自体というよりは、企業間の生産性の違い、あるいは、生産性の分布形状に力点が置かれているということである。

農業の生産性に関する日本の既存研究は数多いが、海外での分析とは異なるいくつかの特徴がある。農林水産省(2008)のように、日本では、労働生産性や土地生産性といった単一の生産要素による計測が多用される。これは、個票データのような詳細で大規模なデータの入手可能性が

低いこと、計測コストの節約といった実務的な理由があろう。またこの産業の特徴として、土地が決定的に重要な生産要素であるという認識も、単純な生産性指標で十分であるという考えにつながったのであろう。いずれの理由があるにせよ、明らかにこの種の指標は、注目した投入要素以外の投入の効果を無視しているという大きな欠点がある。その欠点に対して、複数の生産要素投入を考慮する手法が用いられた。たとえば、トルンクビスト指数(胡(1995), 國光(2011))やマルムクイスト指数(近藤・山本(2003), 山本ほか(2007))などの各種指数法がそれである。ただしここでは、要素投入比率は外生的に費用シェアで決められている。すなわち、生産関数の係数を計量経済学的手法で検定して妥当性を確認するようには、それら投入比率は吟味されていない。本来ならば、陽表的に生産関数を考慮すれば、土地以外にも、労働や資本投入も考慮でき、より精緻な計測をすることができるはずである。そのとき、ソロー残差と呼ばれる全要素生産性(total factor productivity, TFP)を計測することができる。実際、海外ではこのアプローチによる農業生産性分析が広く行われており、たとえば、米国では農務省 Economic Research Service で個票データを用いた全要素生産性の分析が継続的に行われている(Ball et al. (2013), Shumway et al. (2016))。

生産性をいかに正しく測るか、という問題に加えて、誰の生産性を測るか、という問題もある。先述の通り、個票データが使えなかったために、日本の TFP 計測では、全国や都道府県別の集計データが用いられてきた(胡(1995), 國光(2011))。こうした集計データを用いた場合、観測数が限られてしまうという問題以外に、せいぜい標本の中の「平均的な」生産者の生産性しか知ることができないという問題が生じる。そして、それに基づく限りは、「平均的な」生産者が均一に存在することを前提にした議論しかできない。黒田(2017)は、農家を規模別に 4 分類して生産関数を推定して TFP の時系列的な推移を分析しているが、それでも計測しているのは各グループ

の「平均的な」生産者がもつ生産性である。しかし実際には、意欲と能力に富む農家もいれば、年金が主要な金銭的収入であって、農業はほとんど自給的なものにとどまるような農家もあり、異質性は無視できない。

農業はさまざまな部門(営農類型)で構成される。よりきめ細かい分析を行うために、先行研究の多くは、農業全体をまとめて分析対象にするのではなく、稲作、畑作、果樹作といった営農類型ごとに分析範囲を設定して詳細に分析している。ただし、分析の焦点は、それらの営農類型のうちの一部に限定されている。もっともよく分析されているものは、当然、稲作である(近藤・山本(2003), 近藤ほか(2010, 2005), 山本ほか(2007), 國光(2014))。多くの研究で営農類型ごとに分析する理由は、それぞれに用いる生産要素や技術が大きく異なることが予見されるからであろう。しかしながら、ある土地が与えられたときに、そこでどのような形態の農業を営むかは、ひとえに農家の選択の問題である。選択した営農類型に応じた投入と産出の最適な組み合わせを許すことで、なるべく一般的な形で生産性を計測することが欠かせない。黒田(2017)は、多財トランスログ型費用関数を推定してこの問題を克服している点で、特記されるべき研究である。

以上、先行研究を概観した上での結論としては、日本に関して、農家の異質性を許す形で生産性の推定が行われたことがなかったし、また、その異質性の程度がどのような分布として表れるのかが明らかにされたことはなかった。Melitz (2003)に始まる「新々貿易理論」が示すように、企業の異質性が生産や輸出(国内移出も含む)行動に影響を与えていることが知られている。平均的な生産者が均一に存在することを前提にすれば、分析上、失われるものは大きい。政策的にも、2国間ないし多国間の自由貿易協定が議論される度に、その効果や国内農家への影響を計量的に事前分析することが求められている。農家の間に異質性があるならば、輸入増加の悪影響を受け

る農家と、輸出拡大の恩恵を受ける農家がそれぞれどれだけいて、どれだけ影響を受けるのかを明らかにしなければならない。近年、ばらまきではなく、優良農家に的を絞った育成策が求められていることを考えれば、生産性の分布や製品差別化の程度に関するエビデンスなしには、こうした事前分析はできない。

そこで本研究では、『農家経営統計調査』の個票データを用いて、生産関数を推定し、そこから TFP を計測する。個票データの特徴を活かして、日本の農業の生産性分布の形状を明らかにする。くわえて、同じデータセットを用いてバラエティ間の代替の弾力性を推定し、営農類型別に生産者の異質性と財の製品差別化の程度について定量化を試みる。

本稿の構成はつぎのとおりである。第 2 節では、農業生産者の生産性を計測するのに必要な生産関数の推定方法や推定式、生産性分布の形状パラメータやバラエティ間の代替の弾力性の推定といった分析のフレームワークを概説する。第 3 節では、推定された生産関数とそこから導かれる TFP を示す。従来広く用いられてきた生産性の計測方法である、土地生産性や労働生産性といった単一要素生産性と TFP とを比較する。その上で、TFP による生産性分布の形状とバラエティ間の代替の弾力性の計測結果を営農類型別に示す。最後に、第 4 節で本稿をまとめるとともに、今後の課題を述べる。

2. 分析フレームワーク

本研究の分析は、(1)生産関数の推定と TFP の計測、(2)TFP 分布がパレート分布にしたがうとしたときの形状パラメータの推定、(3)バラエティ間の代替の弾力性の推定の 3 段階で行われる。そのうちとくに、第 1 段階の生産関数の推定では、説明変数の内生性を考慮した推定方法と、営

農類型ごとの生産上の固有の特徴をコントロールするためのダミー変数について詳細に検討する。

2.1 生産関数の推定

農業生産者*i*の*t*年の生産量を Y_{it} 、その生産者が投入する生産要素を資本 K_{it} 、労働 L_{it} 、および、土地 LD_{it} としたコブ=ダグラス型の生産関数を考え、(1)式のように定式化する。

$$Y_{it} = A_{it}K_{it}^{\beta_1}L_{it}^{\beta_2}LD_{it}^{\beta_3} \quad (1)$$

ここで、 β_1 、 β_2 、および、 β_3 は資本、労働、および、土地の分配率である($0 < \beta_f < 1, f = 1,2,3$)。 A_{it} が、ここで知りたい個別の農業生産者の TFP である。(1)式を対数変換により線形化した(2)式を考える。

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 ld_{it} \quad (2)$$

ここで、 $y_{it} = \ln Y_{it}$ 、 $k_{it} = \ln K_{it}$ 、 $l_{it} = \ln L_{it}$ 、 $ld_{it} = \ln LD_{it}$ 、 $\alpha_{it} = \ln A_{it}$ である。この推定式をつぎのように表す。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 ld_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

ここで、 $\alpha_{it} = \beta_0 + \varepsilon_{it}$ 、 ε_{it} は攪乱項である。よく知られているように、この種の個票パネルデータをを用いた生産関数の推定では、説明変数の内生性が問題となる(Marschak and Andrews (1944), Olley and Pakes (1996), Levinsohn and Petrin (2003), Mollisi and Rovigatti (2017))¹。そこで、内生性を

¹ 生産関数の内生性の問題に対応する推定方法について、小西・西山(2009)は LP 法を詳細に説明し、中村(2014)は各種手法を簡潔に整理している。

考慮した推定方法を用いる。(3)式の攪乱項 ε_{it} を、生産者の意思決定による観測できる生産性ショックを表す ω_{it} と、それ以外の観測できないショック ξ_{it} に分けて、推定式はつぎのように表す。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 ld_{it} + \omega_{it} + \xi_{it} \quad (4)$$

ここで、 y_{it} は農業生産者 i の t 年における実質付加価値額、 k_{it} は実質資本ストック、 l_{it} は総労働時間、 ld_{it} は経営耕地面積をそれぞれ対数値で測ったものである。内生性を考慮した推定方法は複数ある。ここでは、Olley and Pakes (OP) (1996)法、Levinsohn and Petrin (LP) (2003)法と、それら2つに対して、Akerberg, Caves, and Frazer (ACF) (2015)が提案した労働に関する仮定の改良を施したOP-ACF法とLP-ACF法の、合計4つの手法を試みる。また、観測できる生産性ショックを表す ω_{it} として、OP法とOP-ACF法では実質投資額を、LP法とLP-ACF法では中間投入額を用いる。 β_0 と β_1 、 β_2 、 β_3 は未知のパラメータである。

営農類型別の固有の影響を考慮するために、基本的な生産関数(4)式にいくつかのダミー変数を追加した(5)式を用意する。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 l_{it} + \beta_3 ld_{it} + \beta_4 D_i^k k_{it} + \beta_5 D_i^{ld} ld_{it} + \sum_j \beta_{6j} D_{ij} + \omega_{it} + \xi_{it} \quad (5)$$

ここで、 D_i^k は農業生産者 i が行う営農類型が資本集約的であることを示すダミー変数、 D_i^{ld} はその生産者の営農類型が土地集約的であることを示すダミー変数、 D_{ij} は農業生産者 i が行う営農類型 j ($j = 1, \dots, 14$)の固有の影響を表すダミー変数である。これらの変数は0または1のダミーである。農業は多種多様な農畜産物の生産形態(営農類型)で構成され、依存する生産要素が大きく異なる。日照時間や気温といった気象条件を中心にした外生的な生産性ショックの影響も作物によって異なる。そこで本研究では、資本集約的あるいは土地集約的な営農類型について係数ダミー変数を導入し、そのほかコントロールしきれない営農類型固有の要因をコントロールする定

数項ダミーを導入する²。 β_4 と β_5 、 β_{6j} は未知のパラメータである。TFP の水準 A_{it} は、(4),(5)式の推定値を用いて $A_{it} = \exp(\alpha_{it})$ として得られる。農林水産省『農業経営統計調査』の「個別経営」、「組織法人」、「任意組織」の2012年から2015年の個票データを用い、ここで対象とする農業生産者には、家族単位の個別経営だけでなく、組織単位の農業生産法人なども含まれる(詳細は補論1)。

2.2 生産性分布の形状パラメータの推定

生産性の分布はパレート分布等のべき分布に従うことが多くの研究で指摘されており、生産者の異質性に着目した Meltiz (2003)や Meltiz and Ottaviano (2008)でもパレート分布が前提となっている。本研究でも、他の産業と同様に日本における農業の生産性分布についてパレート分布を想定する。そこで、Mayer and Ottaviano (2007)や若杉ほか(2008)に従って、得られた TFP がパレート分布にしたがうとして、その形状パラメータを推定する。TFP の累積分布関数はつぎのよう

² 係数ダミーは、労働投入量に対して、資本、あるいは、土地の投入量を測った比率を14 営農類型について計算し、中央値を上回った場合に資本、または、土地集約的な営農類型であると判断して1をとるものとした。その結果、水田作、畑作、果樹作、酪農、肥育牛、養豚、採卵養鶏、および、その他の営農類型を資本集約的、水田作、畑作、露地野菜作、酪農、繁殖牛、肥育牛、および、その他の営農類型を土地集約的な営農類型とした。詳細については、補論参照。なお、係数ダミーとして、ここで導入したような要素集約度にもとづく営農類型ではなく、営農類型14種類を個別に係数ダミーとして導入した推定も行ったが、推定結果は改善しなかった。

に表される。

$$F(TFP_i; k) = 1 - \left(\frac{TFP_i}{TFP_M} \right)^{-k}, TFP_i > TFP_M \quad (6)$$

ここで、 k は分布の形状パラメータ(以下、パレートの k)、 TFP_M は分布の尺度パラメータであり、パレート分布の最頻値でもある。ただし、(6)式が成立するのは $TFP_i > TFP_M$ のときである(Cowell and Flachaire (2015))。 (6)式を変形して対数変換すると、(7)式のように表せる。

$$\ln(1 - F(TFP_i)) = \ln B - k \ln(TFP_i) \quad (7)$$

ここで、 $B = TFP_M^k$ である。(8)式について最小二乗(ordinary least squares, OLS)法によってパレート分布の形状パラメータ k を推定する。

$$\ln(1 - F(TFP_i)) = b - k \ln(TFP_i) + e_i \quad (8)$$

ここで、 $b = \ln B$ 、 e_i は誤差項である。

2.3 バラエティ間の代替の弾力性の推定

Crozet and Koenig (2010)にならって、1つの生産者が1つの差別化財(バラエティ)を生産すると仮定し、個々の生産者の生産量と生産性の間の関係を(9)式のような指数関数として定式化して推定する。

$$X_i = \lambda TFP_i^{-(k-\sigma+1)} \quad (9)$$

ここで X_i は、最大の TFP をもつ生産者から降順に生産者 i まで年・営農類型ごとに累積した生産額、 σ はバラエティ間の代替の弾力性である。(9)式を対数変換した推定式は(10)式になる。

$$x_i = b_0 + b_1 \ln(TFP_i) + s_i \quad (10)$$

ここで、 $x_i = \ln X_i$ 、 $b_0 = \ln \lambda$ 、 $b_1 = -(k - \sigma + 1)$ で、 s_i は誤差項である。バラエティ間の代替の弾

力性 σ は、前述のパレートの k の推定値と、(10)式の b_1 の推定値から算出する。

3. 生産者の異質性とバラエティ間の代替の弾力性

生産関数の推定結果を示し、この結果を用いて計算した TFP を示す。これを、労働生産性や土地生産性といった、広く用いられている単一要素生産性と比較する。つぎに、農業全体だけではなく、営農類型別に生産者間の異質性を生産性分布の形状パラメータから推定する。これら 2 種類の推定結果から得た財の差別化の程度を表すバラエティ間の代替の弾力性の推定結果を示す。

3.1 生産関数の推定結果と TFP の検討

前節で述べたように、TFP を求めるための生産関数の推定にあたって、内生性の問題を克服する推定方法と、作物ごとの特性を生産関数の特定化に反映させる方法の 2 点について検討する。第 1 段階として内生性の問題を検討するが、ここでは営農類型ごとの固有の特徴は考慮しない。表 1 に示すダミー変数を入れない生産関数(4)式の推定結果は、それぞれの推定方法の特徴を表している。たとえば、表 1 の(1-3)と(1-4)の 2 つの推定方法では、投資や中間財投入による生産への影響を ω_{it} を用いて陽表的にコントロールすることで、営業余剰としての性格の強い資本への分配率が、OLS 法の係数より総じて小さくなる。さらに、ACF 法の適用は、労働分配率と土地分配率の推定値に異なる効果をもたらす。これは、ACF 法が労働投入に関しての仮定を改良しているため、労働分配率に大きく影響するからである。OP 法と LP 法による労働分配率の推定値はそれぞれ 0.675 と 0.526 と、OLS 法の 0.901 と比べて大幅に小さいが、ACF 法を取り入れ

た(1-5)と(1-6)の結果は、OLS 法による推定値に近くなる。固定効果(fixed effect, FE)モデルは当てはまりが良くない。OP 法と LP 法と比べて、OP-ACF 法と LP-ACF 法の結果がおおむね同水準の推定値を得ているので、これらの推定手法を前提として、第 2 段階のダミー変数の有無の検討を行う。

表 1 生産関数の予備推定結果(ダミー変数なしの(4)式)

	(1-1)	(1-2)	(1-3)	(1-4)	(1-5)	(1-6)
	OLS	FE	OP	LP	OP-ACF	LP-ACF
労働	0.901*** (0.0075)	0.485*** (0.0254)	0.675*** (0.0127)	0.526*** (0.0130)	0.928*** (0.0075)	0.935*** (0.0079)
資本	0.139*** (0.0048)	0.00789 (0.0078)	0.0255** (0.0112)	0.0237** (0.0101)	0.0773*** (0.0150)	0.0391*** (0.0101)
土地	0.163*** (0.0049)	0.0777*** (0.0228)	0.100*** (0.0089)	0.0572*** (0.0060)	0.206*** (0.0095)	0.228*** (0.0161)
観測数	16,099	16,099	15,544	16,099	15,544	16,099

注 1: 括弧内は標準誤差である。

注 2: ***は 1%水準で、**は 5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注 3: OP 法と OP-ACF 法の観測数が、ほかの手法を用いた場合のそれより少なくなっている。それらの手法では、生産者の意思決定による生産性ショックに関するデータとして投資額を使用しており、その投資が行われていない年が標本によっては現れるためである。そのような場合は推定に含まれず、その分だけ観測数が減少する。

表 2 は、営農類型を考慮したダミー変数を入れた生産関数(5)式を、OP-ACF 法と LP-ACF 法によって推定した結果である。2つの推定方法でダミー変数を一切入れない(1-5)または(1-6)の推定値(再掲)を基準にすると、それぞれ営農類型ごとの固有の影響を想定した定数項ダミーを入れ

た(2-1)と(2-4)では労働分配率を、生産要素の技術パラメータの違いを考慮した係数ダミーを入れた(2-2)と(2-5)では土地分配率を低下させる。そして、ダミー変数を使わない、あるいは、一方のダミー変数だけを入れた結果とは異なり、両方ダミー変数を入れた(2-3)と(2-6)では、労働分配率は0.8、資本分配率は0.1、土地分配率は0.1を少し上回る程度と類似した結果が得られる。これ以降のTFPの推計には、2つのダミー変数を導入して推定値が安定して得られ、より多くの観測数を用いるLP-ACF法の推定結果(2-6)を用いる。

表 2 生産関数の推定結果(ダミー変数ありの(5)式)

	(1-5)	(2-1)	(2-2)	(2-3)	(1-6)	(2-4)	(2-5)	(2-6)
	OP-ACF				LP-ACF			
労働	0.928*** (0.0075)	0.808*** (0.0045)	0.967*** (0.0173)	0.807*** (0.0151)	0.935*** (0.0079)	0.810*** (0.0084)	0.956*** (0.0081)	0.799*** (0.0097)
資本	0.0773*** (0.0150)	0.0853*** (0.0156)	0.0651*** (0.0193)	0.105*** (0.0127)	0.0391*** (0.0101)	0.0526*** (0.0098)	0.0216* (0.0126)	0.113*** (0.0129)
土地	0.206*** (0.0095)	0.255*** (0.0054)	0.166*** (0.0177)	0.139*** (0.0127)	0.228*** (0.0161)	0.263*** (0.0083)	0.127*** (0.0200)	0.148*** (0.0117)
定数項ダミー	N	Y	N	Y	N	Y	N	Y
係数ダミー	N	N	Y	Y	N	N	Y	Y
観測数	15,544	15,544	15,544	15,544	16,099	16,099	16,099	16,099

注1：括弧内は標準誤差である。

注2：***は1%水準で、*は10%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

TFPは複数の生産要素の投入を考慮した一般性の高い生産性指標である。この代替指標として、しばしば、土地生産性や労働生産性といった指標が簡便的に用いられる。これらの簡便法は、どの程度TFPの代わりに使うことができるのだろうか。2つの生産要素投入量を、単純に生産物

の付加価値額で除して、土地生産性と労働生産性を計算する(図 1)。一見してわかるように、土地生産性が最も右に歪んでいる(歪度 0.999)。労働生産性と TFP は、ともに左に歪んでいる(歪度はそれぞれ -0.953 と -1.583)。さらに、土地生産性は平均より上側の部分でふくらみがみられるが、TFP と労働生産性の分布にはそのような特徴はみられない。

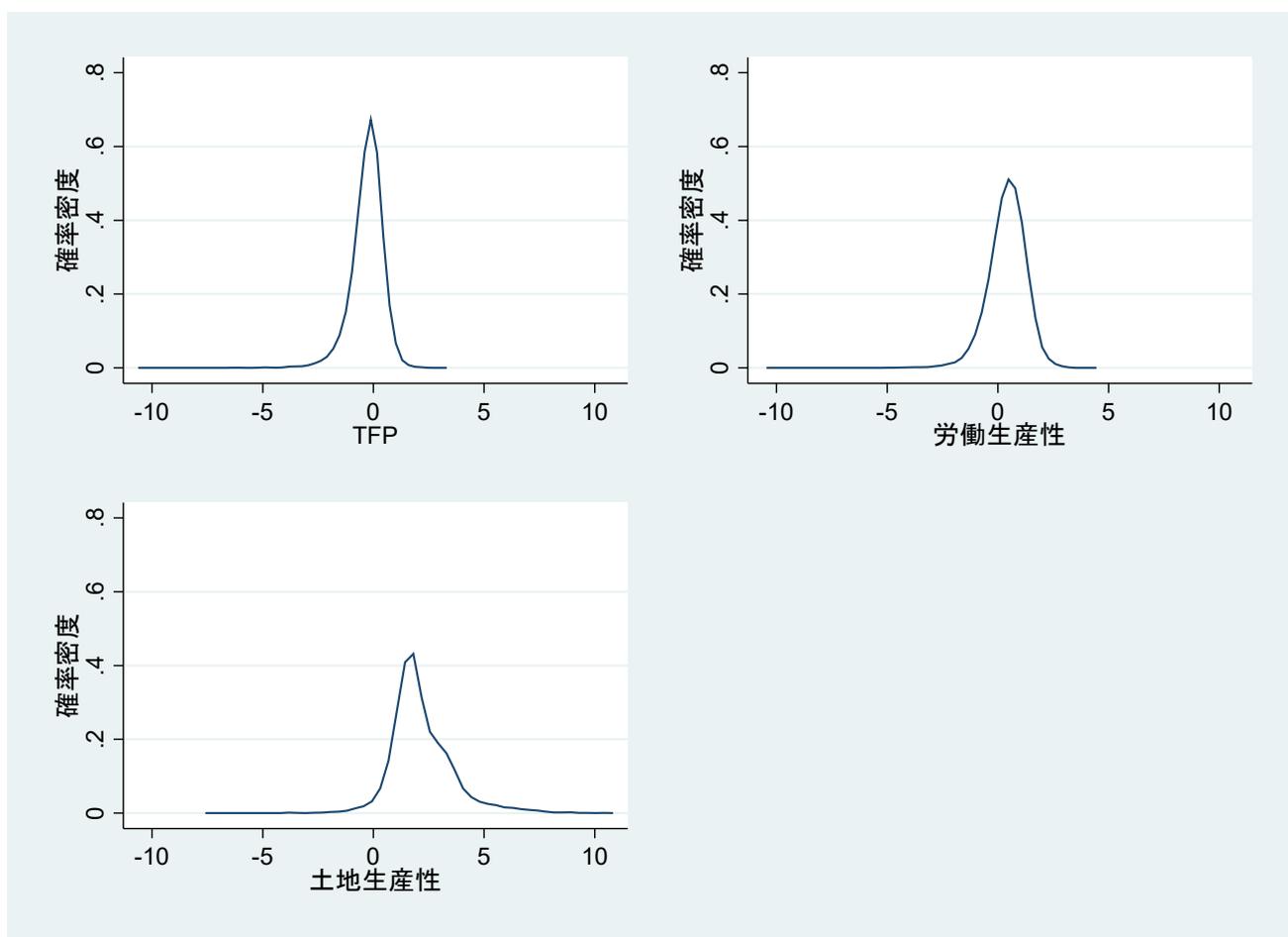


図 1 全要素生産性(TFP)、労働生産性、土地生産性の分布

3 種類の生産性指標を計算して、標本に含まれる生産者ごとにそれらの間の相関係数を計算する(表 3)。TFP との間の相関は、農業全体で労働生産性が 0.853、土地生産性が 0.575 である。営

農類型別に見ると、労働生産性では 0.730–0.982、土地生産性では 0.617–0.860 であり、TFP は従来型の生産性の両方に対して高い相関を見せる。ただし、酪農や肥育牛を除く 12 種類の営農類型で、労働生産性との相関がより強いことがわかる。その意味では、TFP の代替指標として使うならば、農業分野の分析でよく用いられる土地生産性よりは、むしろ、労働生産性を用いる方がより近似度が高いことがわかる。

ところで、労働生産性と土地生産性との相関係数は、農業全体で 0.377 と総じて低く、同様の傾向は営農類型別の相関係数でもみられる。これは、単一生産要素で生産性を測る指標としての不安定さ、つまり、どちらかの生産性が高くても、(あるいは、高いがゆえに、)別の投入要素で見た生産性で測ればそうとはいえないことを示している。これに対して、ここで推定した TFP は複数の生産要素に対して同時に、一定の相関をもつバランスのとれた生産性の指標といえよう。

表 3 3つの生産性指標間の相関係数

	対TFP		対労働生産性
	労働生産性	土地生産性	土地生産性
農業全体	0.853	0.575	0.377
1.水田作	0.938	0.779	0.617
2.畑作	0.917	0.620	0.315
3.露地野菜作	0.882	0.617	0.385
4.施設野菜作	0.967	0.655	0.496
5.果樹作	0.982	0.810	0.698
6.露地花卉作	0.957	0.769	0.659
7.施設花卉作	0.962	0.830	0.724
8.酪農	0.730	0.801	0.193
9.繁殖牛	0.906	0.827	0.593
10.肥育牛	0.881	0.860	0.543
11.養豚	0.981	0.809	0.689
12.採卵養鶏	0.957	0.749	0.550
13.ブロイラー養鶏	0.900	0.675	0.417
14.その他	0.936	0.758	0.534

3.2 生産性分布の形状とバラエティ間の代替の弾力性の推定

図 2 は、農業全体について TFP 分布を示した。ここから、この分布の形状—パレートの k —を特定しよう。しかしながら、一見してわかるように、図 2 の分布をそのままパレート分布と見ることが困難である。前節で述べたように、パレート分布では理論的には最頻値が下限値になっていて、それより下側に値は存在しないはずだが、実際のデータでは最頻値(0.530)よりも下側に、標本全体の約 25%の標本が位置する³。

³ 標本数は全体の 16,099 に対して最頻値以上が 12,052、最頻値以下が 4,047 である。

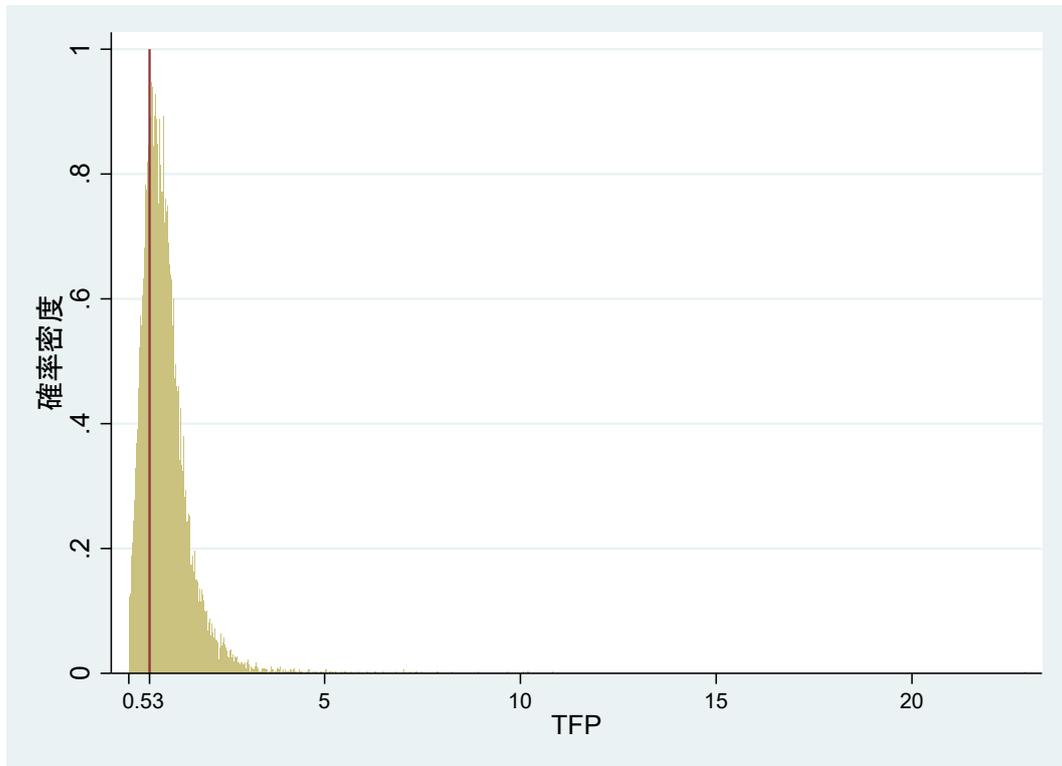


図 2 農業全体の TFP 分布

注: 赤線は最頻値(0.530)を示す。

農業全体を一括した図 2 の生産性分布とは違って、図 3 のように営農類型ごとに生産性分布を描くと、その形状や最頻値がそれぞれに異なることがわかる。たとえば、肥育牛の分布は、理論が期待したようなパレート分布のような形状をしている。一方で、他の多くの営農類型は、やはり、最頻値よりも下側に一定程度の標本があり、さらにその割合もまちまちである。生産性分析や経済物理学の文献でも、こうした経験則的べき法則は、分布の全体について成立するわけではなく、分布の右側の一部に見られることが指摘されている。このため、視覚的に分布を切断して規則性を測ることが広く行われている(Gabaix (2009))。本研究でも、営農類型ごとに分布の最

頻値の上側にあたる部分のみについてべき法則が成立するものとして、それ以外の標本については切り捨てて、パレートの k を求める。これとは別に、Crozet and Koenig (2010)にしたがって、(10)式で定式化した累積生産量の分布(ただし、この分布は切断していない)の形状の係数を推定し、パレートの k の推定値と合わせることでバラエティ間の代替の弾力性 σ を求める⁴。

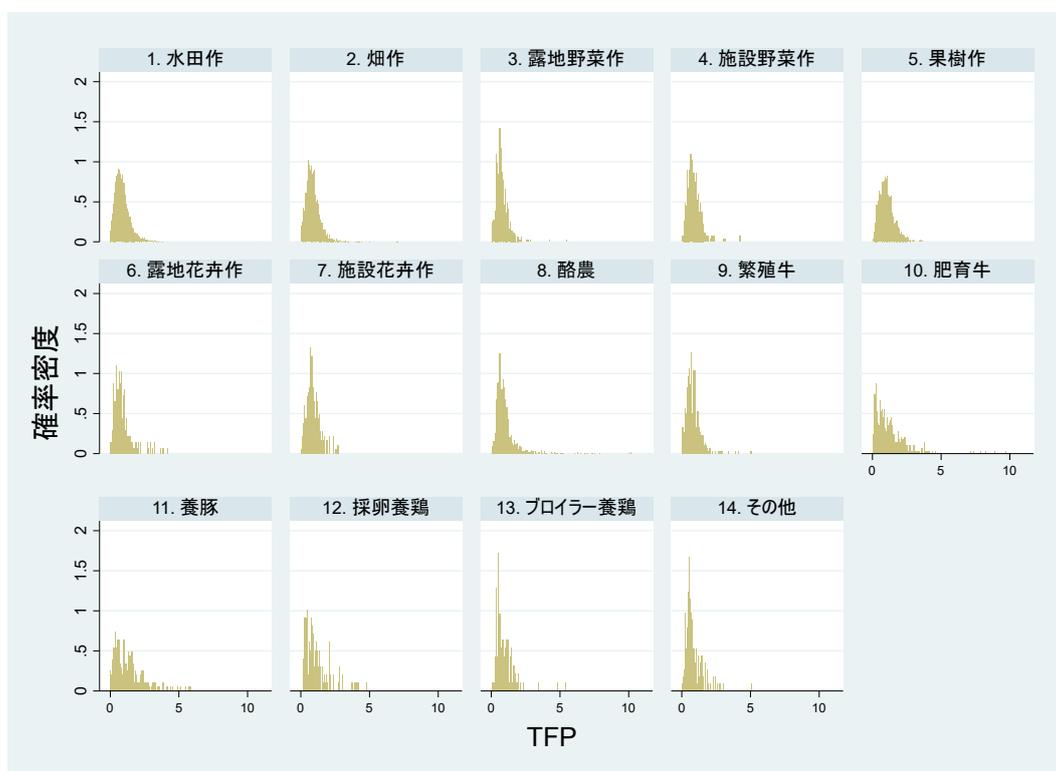


図 3 営農類型別 TFP 分布

注：分布の形状を比較しやすくするために、水田作については TFP の最大値の 1 標本(22.884)を除いて作図した。

⁴ 全てのデータを用いて推定した結果と、最頻値で切断したデータを用いて推定した結果の違いは農業全体の分布を例に補論に示す。

表 4 に、推定したパレートの k とバラエティ間の代替の弾力性を示す。まず、パレートの k であるが、施設野菜作(2.60)、果樹作(2.59)、施設花卉作(2.57)、畑作(2.54)といった農産物関連の営農類型で相対的に大きい傾向にある⁵。すなわち、低い生産性をもつ生産者の割合が高く、生産者間の異質性は相対的に小さい。一方で、肥育牛(1.17)、採卵養鶏(1.34)、ブロイラー養鶏(1.65)といった畜産関連の営農類型では、異質性が大きい。

⁵ ところで、養豚(2.67)が最も大きいパレートの k を示すが、この意味を解釈するには注意が必要である。なぜなら、この営農タイプの分布の最頻値が比較的大きな TFP 値に現れるために、最頻値を超えた標本が標本全体の 32%に過ぎなかった。分布の上側の限られた標本だけを抜き出せば、当然それだけ、生産者間の異質性を過小評価することにつながる。代替的に、農業全体の最頻値(0.530)を用いて切断すれば、推定に用いる標本割合は 76%になり、パレートの k は 1.61 と推定され、本文中に示す他の畜産関連の営農類型と同程度の水準になる。

表 4 営農類型別パレートの k とバラエティ間の代替の弾力性 σ

	(8)式の推定結果		(10)式の推定結果		σ
	k	R^2	$k - \sigma + 1$	R^2	
農業全体	2.31	(0.94)	0.74	(0.62)	2.58
1. 水田作	2.45	(0.91)	0.98	(0.59)	2.48
2. 畑作	2.54	(0.93)	0.83	(0.44)	2.71
3. 露地野菜作	2.15	(0.88)	0.95	(0.63)	2.20
4. 施設野菜作	2.60	(0.95)	0.30	(0.39)	3.30
5. 果樹作	2.59	(0.88)	0.89	(0.55)	2.70
6. 露地花卉作	1.71	(0.93)	0.69	(0.66)	2.02
7. 施設花卉作	2.57	(0.93)	0.75	(0.48)	2.82
8. 酪農	1.90	(0.97)	1.04	(0.78)	1.85
9. 繁殖牛	2.11	(0.93)	0.73	(0.50)	2.38
10. 肥育牛	1.17	(0.82)	0.62	(0.54)	1.54
11. 養豚	2.67	(0.96)	0.56	(0.58)	3.10
12. 採卵養鶏	1.34	(0.88)	0.72	(0.75)	1.63
13. ブロイラー養鶏	1.65	(0.89)	1.19	(0.78)	1.47
14. その他	1.55	(0.89)	0.65	(0.64)	1.90

最後に、バラエティ間の代替の弾力性は、施設野菜作が3.30と最も大きく、ついで養豚(3.10)、施設花卉作(2.82)、畑作(2.71)、果樹作(2.70)であり、これらで生産されている財の差別化の程度は他の営農類型でのそれよりも小さい。一方で、ブロイラー養鶏(1.47)、肥育牛(1.54)、酪農(1.85)といった畜産関連の営農や酪農は相対的に代替の弾力性が小さく、食味の違い、産地や生産者のブランディングなどによって強く差別化が行われていると考えられる。

野菜については、先述したとおりバラエティ間の代替の弾力性が計測されている既存研究いくつかあるのでそれらの推定値と比較しておく。Kano et al. (2013)や Takechi (2015)は、青果物市場データを用いて新経済地理学モデルの推定を行った。野菜についてバラエティ間の代替の弾力性を推定し、キャベツや白菜といった葉物野菜については3-5程度、ニンジンやジャガイモと

いった根菜については2弱という値を得ている。猪原ほか(2015)も、生産農業所得統計を用いて同様のモデルの推定を行い、野菜作農業の代替の弾力性を2.869としている。本研究で得られた野菜関連のバラエティ間の代替の弾力性は2.20–3.30、ジャガイモが含まれる畑作は2.71であるから、先行研究の推定値と同程度、ないし、下限に相当するものといえよう。Melitz (2003)モデルの実証研究においてしばしば引用される Bernard et al. (2003)による研究では、アメリカの製造業のデータを使ってバラエティ間の代替の弾力性を3.79としている。本研究の推定結果が、これとおおよそ同程度であることがわかる。

4. 結語

本稿では、『農家経営統計調査』の個票データを用いて、生産関数を推定し、そこから計測したTFPを用いて、日本の農業の生産性分布の形状を明らかにした。くわえて、同じデータセットを用いて、バラエティ間の代替の弾力性を推定し、営農類型別に生産者の異質性と財の製品差別化の程度について定量化を試みた。

まず、本研究で推計したTFPは従来型の単一生産要素の生産性指標と比較するとそれぞれに対して高い相関を示すような、バランスの取れた生産性指標であることを確認した。つぎに、そのTFPの分布についてパレート分布を仮定して形状パラメータを推定した結果、わが国の営農類型では、施設野菜作や施設花卉作といった施設園芸関連、畑作や果樹作で、相対的に低い生産性の生産者の占める割合が大きい、すなわち、生産者間の異質性が小さいことが確認された。一方、肥育牛や採卵養鶏といった畜産関連の営農類型では、生産者間の異質性は相対的に大きいこ

とが明らかにされた。さらに、製品差別化の程度を示す指標であるバラエティ間の代替の弾力性を見ると、畜産関連の営農類型で相対的に小さい傾向、すなわち、高度に差別化が行われていることがわかった。

日本の農業は、食料の安定供給のほかに多面的機能や農村振興などの経済、社会に対するさまざまな貢献を求められ、実施される政策は産業政策と地域政策の両面を持ち合わせる。そのなかで、特定の営農類型に対する輸出促進策や自由貿易協定の影響に関する事前分析を行い、政策立案や評価において、目標とする成果を効果的に得るためには、多様な生産者が製品差別化を行っていることを前提に政策対象を選定する必要がある。本研究で得られた、個票データを用いた信頼性の高い推定値が、そのための裏付けを与えることができる。

最後に、残された課題を整理したい。本研究では、生産性分布のパレートの k を推定する際には最頻値を切断点としたが、他の手法も提示されていることから、それらを用いた場合も検証する必要がある。農業では意欲的な生産を活発に行うには、生産者個人の技術や能力だけでなく、各都道府県の試験場による技術開発や、近隣で営農する篤農家からの技術や経営ノウハウのスピルオーバーといった地域でのつながりも欠かせない。こうした地理的な生産性の波及効果を考慮して分析を精緻化することもできよう。バラエティ間の代替の弾力性を求める際には、野菜関連や畑作、果樹作など営農類型ごとに推定を行った。しかし、農産物市場分析という観点から見ると、いささか大ぐくりに思われる。推定に耐えられる観測数を維持できる程度に、キャベツ作やりんご作といった作物別に推定することも考えられる。

参考文献

- Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer (2015) “Identification Properties of Recent Production Function Estimators,” *Econometrica* 83 (6), 2411–2451.
- Axtell, R. L. (2001) “Zipf Distribution of U.S. Firm Sizes,” *Science* 293, 1818–1820.
- Ball, E., D. Schimmelpfennig, and S. L. Wang (2013) “Is U.S. Agricultural Productivity Growth Slowing?,” *Applied Economic Perspectives and Policy* 35 (3), 435–450.
- Bernard, A. B., J. Eaton, J. B. Jensen, and S. Kortum (2003) “Plants and Productivity in International Trade,” *American Economic Review* 93, 1268–1290.
- Cowell, F. A., and E. Flachaire (2015) “Statistical Methods for Distributional Analysis,” AMSE Working Papers 1507, Aix-Marseille School of Economics, Marseille, France.
- Crozet, M., and P. Koenig (2010) “Structural Gravity Equations with Intensive and Extensive Margins,” *Canadian Journal of Economics* 43(1), 41–62.
- Dixit, A., and J. E. Stiglitz (1977) “Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity,” *American Economic Review* 67 (3), 297–308.
- Gabaix, X. (2009) “Power Laws in Economics and Finance,” *Annual Review of Economics* 1, 225–293.
- Kano, K., T. Kano, and K. Takechi (2013) “Exaggerated Death of Distance: Revisiting Distance Effects on Regional Price Dispersions,” *Journal of International Economics* 90, 403–413.
- Krugman, P. (1980) “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade,” *American Economic Review* 70 (5), 950–959.
- Levinsohn, J., and A. Petrin (2003) “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies* 70 (2), 317–341.
- Marschak, J., and W. Andrews (1944) “Random Simultaneous Equations and the Theory of Production,” *Econometrica* 12 (3/4), 143–205.
- Mayer, T., and G. I. Ottaviano (2007) *The Happy Few: the Internationalization of European Firms New Facts Based on Firm-level Evidence*, Bruegel, Brussels.
- Melitz, M. J. (2003) “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity,” *Econometrica* 71 (6), 1695–1725.

- Melitz, M. J., and G. I. Ottaviano (2008) “Market Size, Trade, and Productivity,” *Review of Economic Studies* 75, 295–316.
- Mizuno, T., A. Ishikawa, S. Fujimoto, and T. Watanabe (2012) “Power Laws in Firm Productivity,” *Progress of Theoretical Physics Supplement* 194, 122–134.
- Mollisi, V., and G. Rovigatti (2017) “Theory and Practice of TFP Estimation: the Control Function Approach Using Stata,” CEIS Working Paper 399.
- Olley, G. S., and A. Pakes (1996) “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica* 64 (6), 1263–1297.
- Shumway C. R., B. M. Fraumeni, L. E. Fulginiti, J. D. Samuels, and S. E. Stefanou (2016) “U.S. Agricultural Productivity: A Review of USDA Economic Research Service Methods,” *Applied Economic Perspectives and Policy* 38 (1), 1–29.
- Takechi, K. (2015) “The Quality of Distance: Quality Sorting, Alchian-Allen Effect, and Geography,” RIETI Discussion Paper Series 15-E-018.
- 赤司淳也, 種村誠之 (2006) 「国際競争力を持ち始めた東北産農産物—青森産リンゴの中国試験輸出の紹介」, 『土木学会誌』 91, 38–41.
- 乾友彦, 金榮愨, 権赫旭, 深尾京司 (2011) 「生産性動学と日本の経済成長:『法人企業統計調査』個票データによる実証分析」, RIETI Discussion Paper Series 11-J-042.
- 猪原龍介, 中村良平, 森田学 (2015) 「空間経済学に基づくストロー効果の検証—明石海峡大橋を事例として—」, RIETI Discussion Paper Series 15-J-045.
- 國光洋二 (2011) 「日本農業における全要素生産性の変化と影響要因」, 『2011年度日本農業経済学会論文集』, 1–8.
- 國光洋二 (2014) 「日本の稲作全要素生産性における地域間格差の動向: 空間計量経済モデルの適用による知見」, 『農林業問題研究』 49, 501–510.

黒田諄 (2017) 『日本農業の生産構造と生産性: 戦後農政の帰結と国際化への針路』, 慶應義塾
大学出版会.

小西葉子, 西山慶彦 (2009) 「セグメントデータを用いたサービス産業の生産性の計測」, 『経済
論叢』 第 183 巻第 2 号, 9-22.

近藤功庸, 山本康貴 (2003) 「減反開始期以降におけるわが国稲作生産性の停滞とその要因—
Malmquist 生産性指数分析からの接近—」, 『2003 年度日本農業経済学会論文集』, 355-
359.

近藤功庸, 山本康貴, 笹木潤 (2005) 「減反開始期以降におけるわが国稲作生産性経済収束分析」,
『農業経営研究』 43 (2), 45-48.

近藤功庸, 山本康貴, 笹木潤 (2010) 「日本における「稲作生産性停滞仮説」の再検証—生産性変
化の地域別貢献度分析と経済収束分析を通じて—」, 『農林業問題研究』, 第 178 号,
14-22.

下渡敏治 (2018) 『日本の産地と輸出促進—日本産農産物・食品のグローバル市場への挑戦—』,
筑波書房.

田中重貴 (2006) 「日本産りんご輸出における産地流通主体の役割: 青森県産りんごを事例とし
て」, 『北海道大学農経論叢』 62, 141-150.

徳井丞次, 乾友彦, 金榮慇 (2007) 「体化された技術進歩と資本の平均ヴァインテージ」, RIETI
Discussion Paper Series 07-J-035.

中村豪 (2014) 「生産関数推定について: 手法に関する考察と規制緩和への示唆」, 『東京経大学
会誌(経済学)』 281, 259-290.

中村哲也, 丸山敦史, 矢野佑樹 (2011) 「購買選択行動から見た青森産リンゴのヘルシンキ市場

への輸出の可能性—Finland WINE, FOOD & GOOD LIVING 2009 におけるアンケート調査を用いて—, 『開発学研究』 22, 21–32.

農林水産省 (2008) 『平成 20 年度 食料・農業・農村白書』.

農林水産省 (2018a) 「宮農類型別経営統計からみた 1 農業経営体当たりの経営状況 (推計) (平成 25 年～平成 29 年)」.

http://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/noukei/einou_kobetu/attach/pdf/index-11.pdf (2019 年 5 月 13 日アクセス)

農林水産省 (2018b) 「平成 29 年度輸出に取り組む優良事業者表彰: 受賞者の取り組み内容」.

http://www.maff.go.jp/j/shokusan/export/torikumi_zirei/attach/pdf/180202-8.pdf (2018 年 11 月 19 日アクセス)

胡柏 (1995) 「日本農業の全要素生産性変動の性格と要因」, 『農林業問題研究』 31 (3), 103–111.

藤本祥二, 石川温 (2011) 「日本企業の売上・従業員数に観られる寡分布および寡指数の関係」, 『金沢学院大学紀要「経営・経済・情報科学・自然科学編」』, 第 9 号, 25–33.

松浦寿幸, 早川和伸, 加藤雅俊 (2008) 「マイクロ・データによる生産性分析の研究動向: 参入・退出, 経済のグローバリゼーション・イノベーション・制度改革の影響を中心に」, RIETI Policy Discussion Paper Series 08-P-007.

山本康貴, 近藤功庸, 笹木潤 (2007) 「わが国稲作生産性の伸びはゼロとなるのか?—総合生産性, 技術変化およびキャッチ・アップ効果の計測を通じて—」, 『農業経済研究』 79 (3), 154–165.

若杉隆平, 戸堂康之, 佐藤仁志, 西岡修一郎, 松浦寿幸, 伊藤萬里, 田中鮎夢 (2008) 「国際化す

る日本企業の実像—企業レベルデータに基づく分析—」, RIETI Discussion Paper Series

08-J-046.

渡辺努, 水野貴之, 石川温, 藤本祥二 (2011)「メガ企業の生産関数の形状—分析手法と応用例—」,

『経済研究』 62 (3), 193–208.

補論 1: データソースとデータ

本研究では、おもに、農林水産省『農業経営統計調査』の「個別経営」、「組織法人」、「任意組織」の2012年から2015年の個票データを用いた⁶。なお、ここでの「(農業)生産者」は、同調査では「個別経営体」あるいは「組織経営体(法人格を有する組織法人、有しない任意組織)」にあたる。実質付加価値額は、各生産者の作物販売額から中間投入の費用を控除したものである。各項目に合わせて、農林水産省『農業物価統計調査』の物価指数を用いて実質化を行った。具体的には、農林水産省『農業経営統計調査』の各生産者の作物販売額から中間投入の費用を除いたものである。具体的には、販売額は、個別結果表 No.2 の1.農業諸収益のうちの作物収入の販売・受取額を用いた。各作物収入の小計(稲作、麦類、雑穀、豆類、いも類、野菜、果樹、工芸農作物、花卉、その他作物、ブロイラー、鶏卵、養豚、酪農、肥育牛、自家生産和牛、その他畜産、受託収入)に対応する物価指数(米、麦、雑穀、豆、いも、野菜総合、果実、工芸農作物、花卉、鶏卵、生乳、肉畜、子畜、成畜)で除して実質化する。いずれにも該当しない販売額は、農業総合生産物価指数による実質値の合計を用いて実質化する。同様に中間投入費用は、農業経営費のうち、肥料、飼料、農業薬剤、諸材料、光熱動力については、それらに対応する各物価指数で実質

⁶ 提供されたデータは 20,300 弱の観測数を含む。この中で生産関数の推定での変数に用いるデータが欠損していた観測数を除き、推定に用いたのは 16,099 の観測数である。このうち、4 年間すべてのデータがそろっている標本は 3,193 である。また、各年でデータがそろっていても標本によっては調査期間中に回答の欠損もある。よって、推定で用いたデータは、アンバランスド・パネルデータである。

化する。農業サービス関連(作業委託料、土地改良・水利費、支払い小作料、企画管理費、包装荷造・運搬等料)は農業生産資材総合指数による実質値の合計を用いて実質化する。

労働投入は、各生産者の総労働時間である。これは、個別結果表 No.1 の 2.農業及び農業生産関連事業労働時間の合計値である。すなわち、経営主や構成員だけでなく家族と雇用等の労働時間も含むマン・アワー投入量である。

実質資本ストックとしては、各生産者の土地を除いた固定資産である。具体的には、個別結果表 No.1 の 8.財産と増減形態のうち、経営に関わる建物、自動車、農機具、植物、牛馬の年末時の現在価値である「年末現在価」を用いた。ただし、この調査項目にある土地については、土地面積を独立した生産要素の 1 つとして扱うので、ここで行う資本ストックの計算には含まない。

ところで、『農業経営調査』に記されている農機具等の有形固定資産額は簿価で表記されている。これは、時価での実質純資本ストックとして再計算する必要がある。乾ほか(2011)を参考に、生産者の簿価表示の有形固定資産額に、農業資産別の資本ストックの時価簿価比率を用いてつぎのように行った⁷。

$$K_{it} = KNB_{it} \frac{K_t^{AG}}{KNB_t^{AG}}$$

ここで、 K_{it} は生産者 i の t 年の農業資産別実質純資本ストック、 KNB_{it} は生産者 i の t 年の簿価表示の農業資産別有形固定資産額、 K_t^{AG} は t 年の農業資産別の資本ストックの時価、 KNB_t^{AG} は t 年

⁷ 松浦ほか(2008)によると、資本のストック算出において、恒久棚卸法の代わりに簿価・時価比率を使う方法は、徳井ほか(2007)が開発した手法である。この手法は、若杉ほか(2008)や乾ほか(2011)でも使われている。

の農業資産別の資本ストックの簿価($KNB_t^{AG} = \sum_i \sum_j KNB_{ijt} \times rsm_{jt}$; rsm_{jt} : 調査における農類型 j の抽出率)である。なお、農業資産別実質純資本ストック K_t^{AG} は、農林水産省『農業・食料関連産業の経済計算』の2 農業の経済計算 (5)農業総資本形成から得た。

土地は、種類を問わずすべて農業生産に必要な生産要素として考えた。すなわち、農林水産省『農業経営統計調査』の「経営耕地」の借入地も含めた田、畑、および、牧草地の合計を用いた。このため、平均土地面積は 1,353a となり、農林水産省(2018a)が公表する、2015 年の全農業経営体の経営耕地面積の平均(289.3a)よりも値が大きくなっている(表 A- 1)。なお、土地の種類と経営形態ごとの経営耕地面積の平均はつぎのとおりである。個別経営では、田が 389.8a、畑(普通畑)が 259.2a、畑(樹園地)が 32.3a、牧草地が 203.5a である。組織法人では、田が 2,834.0a、畑(普通畑)が 593.3a、畑(樹園地)が 133.2a、牧草地が 302.3a である。任意法人では、田が 3,665.1a、畑(普通畑)が 18.5a、畑(樹園地)が 0.03a、牧草地は 0a である。

表 A- 1 標本の基本統計量

	単位	観測値	平均	標準偏差	最小値	最大値
実質付加価値額	千円	16,099	10,814	22,991	0	626,628
労働	時間	16,099	66,146	150,517	5	4,188,609
資本ストック	千円	16,099	4,744	6,600	18	174,136
土地	a	16,099	1,353	2,404	1	35,560
投資額	千円	16,099	2,926	14,817	0	558,073
中間投入額	千円	16,099	10,418	24,603	26	605,689

注: 土地は、田、畑、および、牧草地の合計値である。

最後に、係数ダミーは、3 種類の生産要素(労働、土地、および、資本)のうち、どの生産要素を集約的に使用するかを示す変数となっている。具体的には、労働投入量に対して、資本、また

は、土地投入量の比率を 14 種類の営農類型について計算し、その中央値を上回るものを資本、または、土地集約的営農類型と考えた。具体的には、図 A-1 に示すように、労働に対する資本比率は、水田作、畑作、果樹作、酪農、肥育牛、養豚、採卵養鶏、その他の営農類型が中央値を上回り、土地比率は水田作、畑作、露地野菜作、酪農、繁殖牛、肥育牛、および、その他の営農類型が中央値を上回る。このような方法で、資本集約的、または、土地集約的な営農類型については 1 の値をとり、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を作成した。

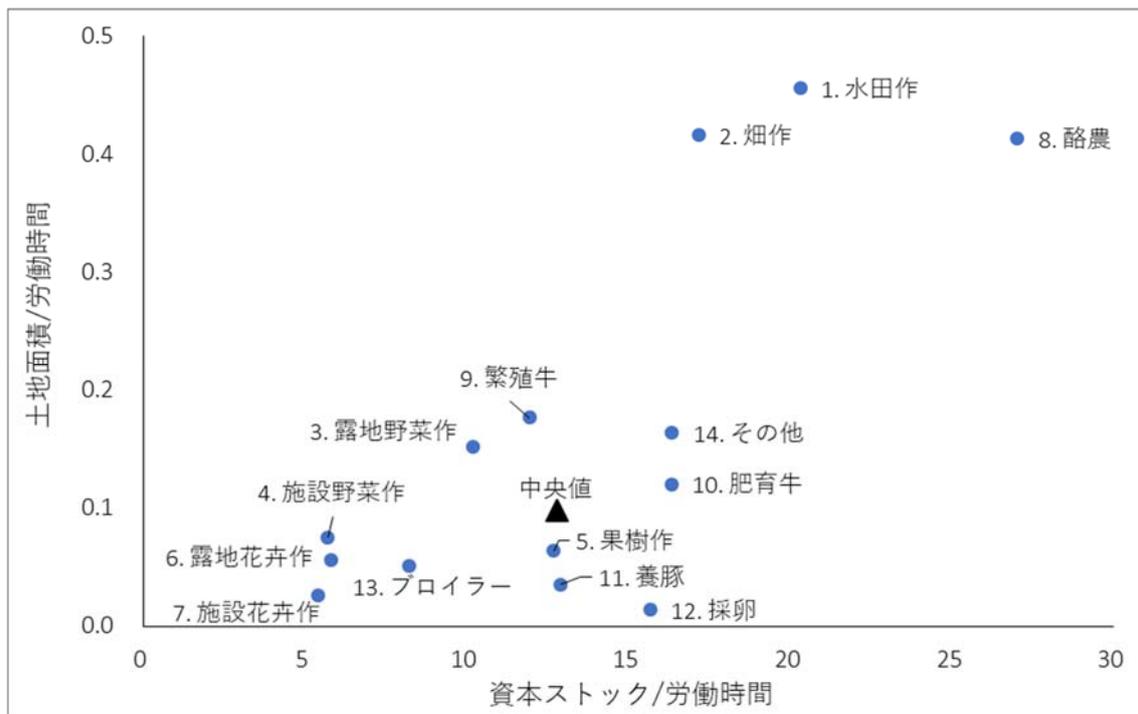


図 A-1 労働投入に対する土地と資本の投入比率

補論 2: 切断データについて

全データを用いて単純にパレート分布の形状パラメータ(パレートの k)の推定を行った場合、

表 A-2 の全データを用いた場合が示すように推定値は 1.08 で、期待値が有限となる条件 $k \geq 1$ は満たすが、図 A-2 の全データによる理論線(破線)が示すように、理論や stylized-fact と整合しない⁸。そこで、(6)式の条件とした $TFP_i > TFP_M$ にそって、最頻値をパレート分布の下限值として切断したデータによる理論線(実線)を描くと、全体として実績値のプロットに沿うものになっている。当てはまりを決定係数で見ると、全サンプルを用いて推定した場合には 0.63 だったものが、切断データを用いると 0.94 となり大きく改善する⁹。なお、切断データによる農業全体のパレートの k は 2.31 である(表 A-2)。もちろん、図 A-2 が視覚的に示唆するように、より右の方で切断すれば当てはまりはさらに改善する。そのときの k の推定値はより大きなものとなるであろう。データをどこで切断するかについては、視覚的に決定することが多く、システマティックな切断方法もいくつかあるが広く行われているものはない(Gabaix (2009), 渡辺ほか(2011), 藤本・石川(2011))。すくなくとも、ここで推定された k の推定値は、さまざまに取り得る推定値

⁸ 本研究で用いるデータセットは、おもに製造業を対象にしたこれまでの生産性分析で用いられてきたものとは大きく異なる。とくに、しばしばノイジーなデータになりがちな小規模生産者が標本に入るように標本設計されている点が重要である。たとえば、若杉ほか(2008)が用いたデータである『企業活動調査』は、従業員 50 人以上かつ資本金 3,000 万円以上の企業のみを調査対象にしており、そもそもデータソースの段階で「切断」されている。他方、本研究で用いる『農業経営統計調査』は営農類型別や生産地域別に標本割り付けは行われるものの、生産者の規模(労働人数や生産額等)でデータの「切断」はなされていない。

⁹ 生産性分布の形状パラメータ推定に関する既存研究では、対数正規分布とパレート分布の合成と考え、その分岐点を検定によって求めて分析しているものもある(藤本・石川(2011))。

の下限值となっていると言えよう。

表 A-2 全データと切断データを用いたパレートの k の推定値の比較

	全データ	切断データ
lnTFP	-1.0839 *** (0.0065)	-2.3136 *** (0.0055)
定数項	-1.3145 *** (0.0051)	-1.2421 *** (0.0023)
観測数	16,098	12,051
R^2	0.63	0.94
RMSE	0.606	0.251

注: 括弧内は標準誤差である。

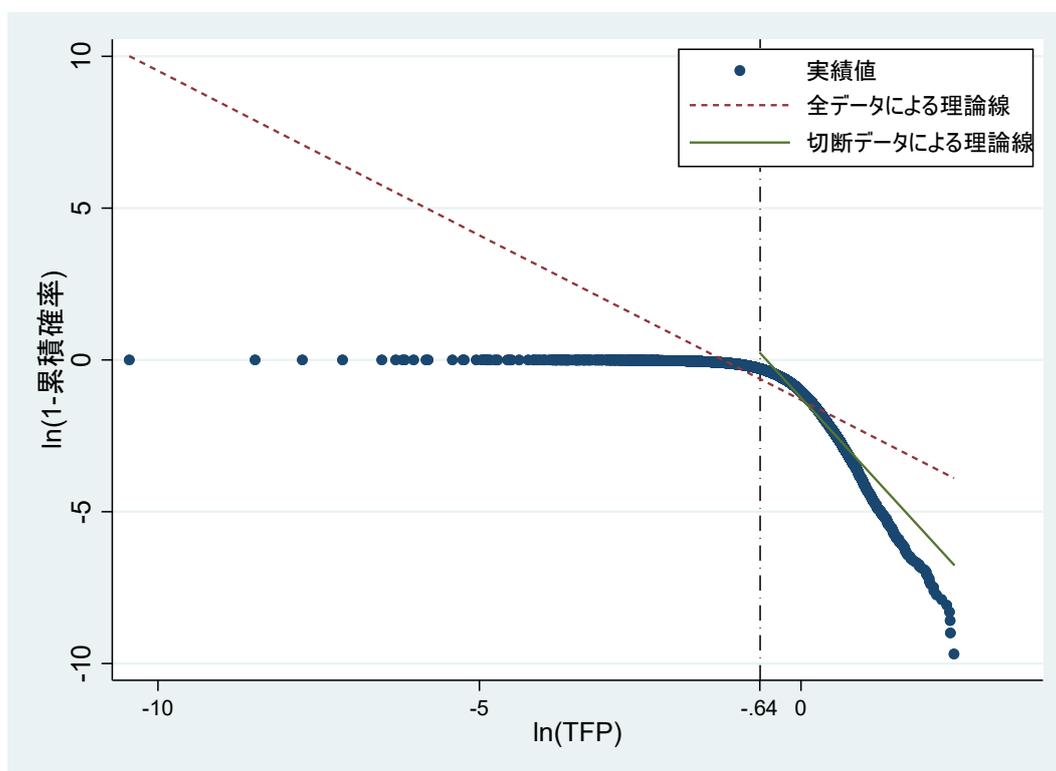


図 A-2 パレートの k の推定における全データと切断データの比較

注: -0.64 は最頻値(0.530)の対数值である。

補論 3: 全要素生産性(TFP)の基本統計量

表 A-3 推定された TFP の基本統計量

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
全体	16,099	0.930	0.662	0.00003	22.884
最頻値以上	12,052	1.128	0.651	0.53014	22.884
最頻値未満	4,047	0.341	0.133	0.00003	0.5299

注: 最頻値は 0.530 である。

表 A-4 営農類型別 TFP の基本統計量

	全体						最頻値以上		
	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値	最頻値	標本数	平均	標準偏差
1. 水田作	7,286	0.887	0.597	0.001	22.884	0.530	5,334	1.087	0.575
2. 畑作	2,414	0.872	0.536	0.000	7.012	0.550	1,769	1.064	0.496
3. 露地野菜作	606	0.770	0.477	0.007	5.531	0.339	528	0.849	0.458
4. 施設野菜作	369	0.903	0.560	0.000	4.299	0.595	261	1.108	0.542
5. 果樹作	2,021	1.046	0.554	0.026	3.608	0.614	1,557	1.238	0.482
6. 露地花卉作	189	0.933	0.731	0.010	4.217	0.363	159	1.063	0.725
7. 施設花卉作	252	0.937	0.534	0.044	2.806	0.637	179	1.154	0.478
8. 酪農	1,448	1.005	0.910	0.021	10.227	0.414	1,273	1.102	0.929
9. 繁殖牛	416	0.843	0.602	0.009	5.055	0.407	347	0.963	0.586
10. 肥育牛	396	1.259	1.269	0.027	9.663	0.238	340	1.442	1.279
11. 養豚	280	1.312	1.064	0.003	5.881	1.559	90	2.510	1.024
12. 採卵養鶏	136	1.159	0.928	0.161	4.789	0.298	125	1.240	0.924
13. プロイラー養鶏	129	0.939	0.745	0.086	5.431	0.318	117	1.009	0.748
14. その他	157	0.865	0.673	0.041	5.052	0.244	147	0.912	0.669

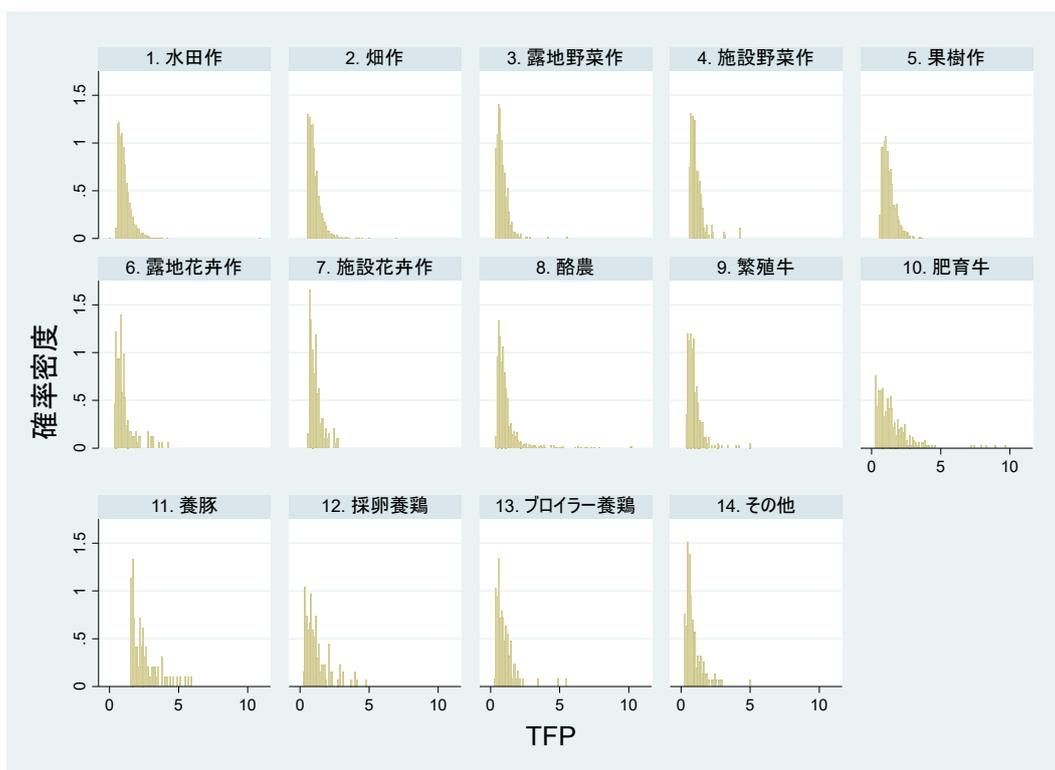


図 A-3 最頻値以上の TFP 分布

注：分布の形状を比較しやすくするために、水田作については TFP の最大値(22.884)を除いて作図した。