

Title	長期パネルデータを用いた日本農業の生産関数分析
Sub Title	
Author	穂谷, 慶成(Akiya, Keisei) 大井川, 幹弥(Oigawa, Mikiya) 山崎, 由貴(Yamazaki, Yoshiki)
Publisher	慶應義塾大学商学会
Publication year	2024
Jtitle	三田商学研究学生論文集 No.2023 ,p.1- 21
JaLC DOI	
Abstract	日本農業は衰退傾向にあり，安定化を目指すべき状況にある。この状況を踏まえ，本稿では生産要素の寄与度を定量化し，それぞれが全体の生産量に及ぼす影響度を解明することで，日本農業の構造に迫る。そのため，コブ＝ダグラス型生産関数に基づいたモデルを使用し，1966年から2020年までの地域別パネルデータを用いて日本農業全体及び稲作経営，野菜作経営を対象に分析を行った。その結果，農業全体を対象にした分析では，農業粗収益に対して，労働投入量と経常投入財の生産弾性値は大きく推定され，作付面積は小さいながらも正の弾力性を持つと推定された。また，民間資本ストックと社会資本ストックの生産弾性値の推定値には有意性が見られなかった。労働投入量は大きく推定されたが，日本農業が労働集約的な構造であるとまでは断言できないことも判明した。
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00113718-00002023-0001

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

長期パネルデータを用いた日本農業の生産関数分析*

穂 谷 慶 成
大井川 幹 弥
山 崎 由 貴

<要 約>

日本農業は衰退傾向にあり、安定化を目指すべき状況にある。この状況を踏まえ、本稿では生産要素の寄与度を定量化し、それぞれが全体の生産量に及ぼす影響度を解明することで、日本農業の構造に迫る。そのため、コブ＝ダグラス型生産関数に基づいたモデルを使用し、1966 年から 2020 年までの地域別パネルデータを用いて日本農業全体及び稲作経営、野菜作経営を対象に分析を行った。その結果、農業全体を対象にした分析では、農業粗収益に対して、労働投入量と経常投入財の生産弾性値は大きく推定され、作付面積は小さいながらも正の弾力性を持つと推定された。また、民間資本ストックと社会資本ストックの生産弾性値の推定値には有意性が見られなかった。労働投入量は大きく推定されたが、日本農業が労働集約的な構造であるとまでは断言できないことも判明した。

<キーワード>

日本農業、コブ＝ダグラス型生産関数、一階差分モデル、土地生産性、生産弾性値

1. はじめに

本稿では近年の日本農業の概要および現状について農業基本法制定の 1966 年から 2020 年までの地域別パネルデータを利用し分析する。その際、コブ＝ダグラス型生産関数に基づいて日本農業の生産関数の計測を行い、生産要素の寄与度を定量化し、それぞれが全体の生産量に及ぼす影響度を解明することで、日本農業の構造に迫る。分析対象は経営体¹⁾のうち個別経営体²⁾とし、農業全体だけでなく稲作、

* 本稿の作成に際しては、慶應義塾大学商学部藪友良教授、研究会メンバー、ならびに匿名審査員の方から数々の有益なご助言を頂いた。記して感謝を申し上げます。

¹⁾ 「農林産物の生産を行うか又は委託を受けて農林業作業を行い、生産又は作業に係る面積・頭数が、規定に該当する事業を行う者をいう。」（農林水産省）

²⁾ 「農業生産物の販売を目的とする農業経営体のうち、世帯による農業経営を行う経営体。」（農林水産省）個別経営体の他に組織で農業経営を行う組織経営体が存在する。

野菜作経営も対象として生産関数を測定する。営農類型別まで測定を実施することにより作物に応じて生産関数が変化する可能性まで考慮した推定を行い、営農類型別の生産構造まで解釈するためである。

本研究の意義について、社会的意義と新規性の2点から見る。まず、社会的意義を述べる。現状として、日本の農業は衰退傾向にあり、働き手の不足、食料自給率の減少といった問題に直面している。従って、安定した食糧供給のために国内での農業生産の改善を図る必要がある。近年を振り返ると、新型コロナウイルス感染症のパンデミックや2022年以降のロシア・ウクライナ戦争により、世界情勢は大きく揺れ動いた。これらの出来事は物価の高騰やサプライチェーンの混乱を引き起こし、国際社会に多大な影響を与えている。こういった社会的な状況が示唆するのは、低い食料自給率の危険性であり、国内供給と輸入による食料確保を最適な配分で確立しておくことが不可欠である。この現状に向き合うべく、日本農業の生産構造を分析し、将来的な農業の発展に向けて考察を行うことは社会的な意義があると考えられる。また、農業は外貨獲得につながる産業である。農林水産物・食品の年間輸出額は近年成長傾向にあり、2021年に初めて1兆円を突破している。それに加えて政府としてはこの部門の輸出額の中期計画として2025年に2兆円、2030年に5兆円を達成という目標を掲げている。この流れにおいて、日本農業も目標達成への直接的な貢献や、食料品で用いられるなどの、基盤として支えるという役割から、持続的な発展や経営効率の向上が求められている。こうした理由によって、日本農業の構造を分析することは重要だといえる。

次に、2点の新規性を挙げる。第1に農業をテーマとする研究の中で、既存の研究から大幅に期間を延長した55年間の長期パネルデータを用いた。先行研究では分析対象期間を20年前後としたものが多い。沖山・徳山(2016)では1990年から2009年までの20年間、山口・姚(2007)では1982年から2002年までの21年間とした。また国内農業の定量的な分析を行った論文は2000年以前のものが多く、2000年以降に出版された『農業経済研究』で生産関数を分析したものは14本とそう多くない。そのため、分析対象期間を2020年まで伸ばし、55年分のパネルデータを用いて、分析対象を日本全体とした本稿は、近年の動向も踏まえた国内農業を分析する点で大いに新規性がある。第2に地域別のパネルデータを用いて日本農業全体と営農類型別の分析を網羅した。定量的に行われた先行研究は、国内を対象にしたものは少なく、その中でも単年度の横断面分析や、地域を絞ったもの、分析対象作物を絞ったものが多いため、日本全体に関して地域別パネルデータの分析をしたものは見られない。本稿は日本全体の農業に関するパネル分析を行い、あわせて稲作経営や野菜作経営についても別途分析を行う点で新規性といえる。

以上より、国内農業全体を対象とし、地域別パネルデータを利用した上で、全体に加えて営農類型別の作物をあわせた分析を行うという新規性のもと、コブ＝ダグラス型生産関数を用いたアプローチで分析する。

続いて、先行研究のレビューを行う。農業の生産関数分析に関連して、Hayami and Ruttan (1970)が存在する。この論文はコブ＝ダグラス型生産関数に基づいて発展途上国36カ国を対象に農業の生産

性を分析した論文で、生産性をパネル分析した先駆けとなっている。この論文では農村教育への投資と科学技術方面への投資、いわば人的資本と技術的投資が大幅に一人当たり生産量を成長させることを明らかにした。

生産関数を用いて生産性を分析した論文には中国が 1970 年代に農業改革をしたことから中国をテーマにしたものが比較的多く存在する。施・白砂 (1984) では中国において農業総生産額を被説明変数として、コブ＝ダグラス型生産関数に起因した説明変数を用いた。そして、生産関数に対数をとった一般的なモデルを軸として様々なモデルでクロス・セクション分析を行った。結果として生産弾力性の値が 0.9925 と 1 に非常に近い値になり、規模に関して収穫が一定に近い状態であることが判明した。土地、化学肥料投入量、機械投入量に関しても有意に正であった一方、機械投入量に関しては生産弾力性が低いため、農業の機械化について促進すべきとされている。他には山口・姚 (2007) があり、中国における全要素生産性の推計および地域間における全要素生産性の収束について分析を行っている。これもコブ＝ダグラス型生産関数を用いて分析を行っており、中国における全要素生産性は成長を遂げているが、地域間格差が存在していることを明らかにした。また、その格差は収束に向かって入るものの不安定なので技術の伝播を促進し、安定した収束をめざすべきだと結論づけた。他の生産関数としてはトランスログ型生産関数を利用したものとして Lau and Yotopoulos (1989) が存在する。ここではコブ＝ダグラス型生産関数に基づいて分析を行った Kawagoe et al. (1985) と同様に発展途上国 43 カ国を対象として横断面データを利用して、トランスログ型生産関数を用いた分析や先行研究との比較を行った。その結果、機械投入量が収益性の増加に貢献するという Kawagoe et al. (1985) と同様な結果を導き出した。

生産性として生産関数を用いなくて指数を使用して分析した論文としては Fulginiti and Perrin (1997) や Coelli and Rao (2005) が挙げられる。これらの論文では生産性を、マルムクイスト指数を用いて算出し、どちらも発展途上国を対象に、生産性の推移の分析を行った。他の指数としては、トルンクビスト指数を利用した Fuglie (2003) が存在する。ここでは 1960 年から 2000 年のインドネシアを対象に生産性についての分析を行い、生産性の成長が最初の 30 年で完了し 1990 年代からは停滞傾向にあることを明らかにした。

日本を対象とした研究としては、日本の農業構造を評価した福田 (2011) が挙げられ、稲作、畜産、野菜作の農業構造を生産地の移動といった視点からの評価がなされたが、計量的な分析は行われなかった。計量的に分析したものとしては唯是 (1964) が挙げられ、国内農業をコブ＝ダグラス型生産関数で推定している。その結果、全国を対象としたものにおいては、労働時間の弾性値が 0.6 と高く推定されたことを述べている。韓 (1987) は北海道の十勝地域の大规模畑作農家を対象にコブ＝ダグラス型生産関数を用いて分析を行っており、資本投下の合理性について考察を行った。小麦を除いた作物に関しては機械が過剰投入され、肥料に関しては馬鈴薯を除いた作物に関して過剰投入されていたことを分析で明らかにした。他には國光・小林 (2021) は大豆作を対象として分析を行った。沖山・徳山 (2016) では本稿と同じように地域別データを利用して、地球温暖化による農業生産性の変化によって地域経済が

どのように変化するかをシミュレーションも交えながら考察しており、地域・農作物の違いによって地球温暖化が与える影響がプラスに働く場合もマイナスに働く場合もあるとした。

これまで挙げた先行研究のように農業の生産性について分析した論文は散見されるものの、国内を対象として農業全体を計量的に分析し、国内の農業構造を明らかにしたものは見られなかった。本稿では日本農業の構造を、地域別データを用い、近年の動向も踏まえた上で分析する。

最後に、本稿の構成は次のようになる。まず2節では日本農業の変遷について、その歴史的な背景を明示しながら具体的に論じる。3節では分析モデルの定式化および本稿で用いるデータと推定方法について述べる。4節では、各分析モデルにおいて、農業全体と稲、野菜について実証分析を行い、推定結果を記す。最後に、5節で結果についての全体的な解釈を述べ、6節では本稿のまとめと課題を述べる。

2. 日本農業の変遷

(1) 日本農業の概要

戦後、日本では農業政策がたびたび取られてきた。終戦以降は農村の民主化を目的としてGHQ主導のもと農地改革が行われた。GHQからの指示を受けた政府が主に地主に対して農地の買収を実施し、小作人に向けて買収した土地の分配を行った。これにより、戦前の日本の農村を疲弊させていた地主制度は崩壊し、自作農の数を大幅に増やすことにつながったため、この農地改革は小作農として弱い立場を強いられていた農民と、それによる弊害を受けていた日本農業の産業構造に対して大きな影響を与えた。土地の所有者を大幅に増加させたため、兼業農家などをはじめとする小規模農家が多くなり、これ以降の日本農業において中核的な経営体が育ちにくくなった要因の1つにもなった。

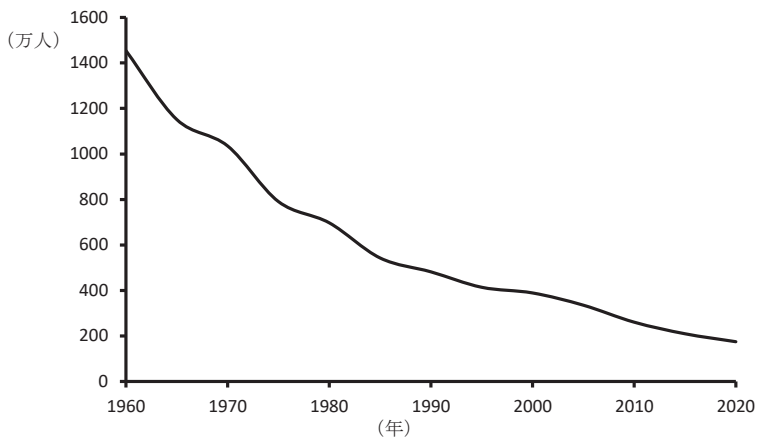
1961年には農業基本法が制定され、高度経済成長の中で躍進を続けた工業従事者と、農業従事者の間に生じた格差の是正を目的として日本農業の基本的方針が定められた。農業の近代化に成功したことで生産性は飛躍的に伸び、それに伴って農家の所得も上昇した。一方で、農村で必要となる労働力が減少したことから若年労働力の流出と、これ以降の担い手不足問題を引き起こした。また、同時期には1994年のコメの輸入開始等をはじめとする農業国際化の進展の影響も受け、日本農業は農地面積の減少、農業者の高齢化、食料自給率の低下を更に加速させた。

1999年には農業基本法が廃止され、新たに食料・農業・農村基本法が制定された。農家の格差是正のための農業基本法から変化し、食料、農業および農村に関する施策を総合的かつ計画的に推進する目的の下で食料の安定供給確保、農業の持続的な発展、その基盤としての農村の振興などが理念として掲げられており、農政の方針を示すなど農業全体の問題解決に重きが置かれることとなった。その後は5年毎に状況に応じて内容を見直し、その時の現状に応じた内容に変更するようになり現在に至る。

(2) 日本農業の現状

日本は現在、少子高齢化が非常に進んだ国である。2023 年現在で、高齢化社会の前線に立っている日本は、労働力人口減少に伴った慢性的な労働力の不足に陥っており、各産業はこの流れの厳しい影響を受けている。例にも漏れず、日本における農業もその影響を受けており、産業自体が近年衰退傾向にあることが問題視されている。科学技術の発展による作業を効率化させる農機具の登場や肥料、農薬などの進化によって農業の効率自体は上昇しているものの、農業従事者の高齢化による引退、若い世代の都市部への流出などによる新規の農業従事者の少なさから農業の労働人口は減少傾向にある。

図 1 農業従事者数の推移



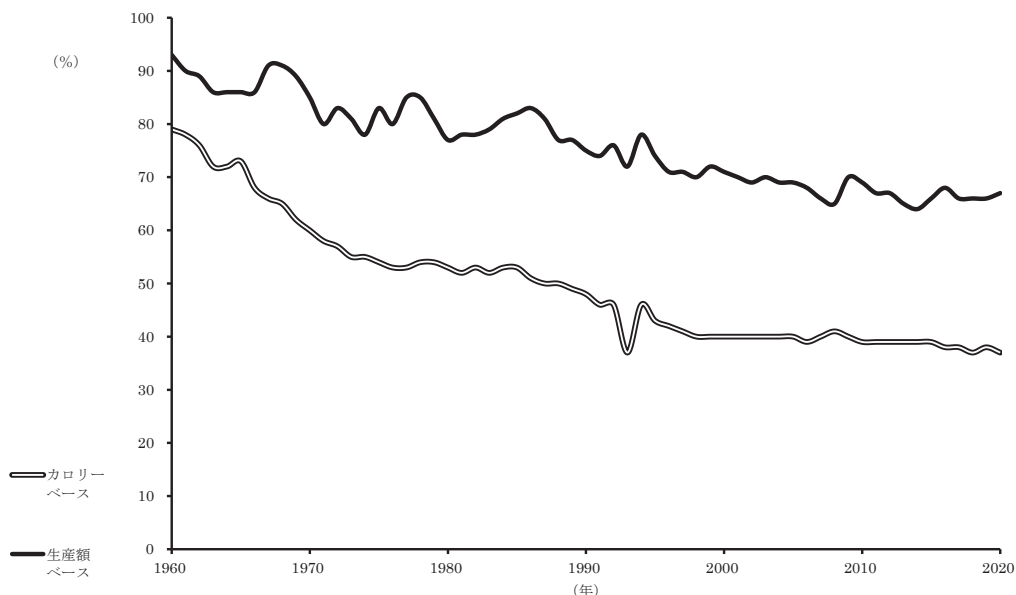
資料出所：農林水産省「農業構造動態調査」より筆者作成。

図 1 は 1960 年から 2020 年までの基幹的農業従事者³⁾の数の推移を示したものである。1960 年に関しては基幹的農業従事者が 1400 万人以上存在したのに対し、現在では 200 万人を切るほどまでになっており、大幅な減少が確認されている。また、耕地面積に関してもこの影響を受けた。農林水産省は 2007 年に耕作放棄地の現状と課題、2023 年には荒廃農地の現状と対策を調査しその結果を公表している。この資料によると、耕作放棄地の理由として人手に関わるものが 7 割程、荒廃農地になる理由として 5 割程が労働力不足に関連するということが示されている。高齢者の引退や、受け手が見つからないことなどの背景によって休耕地の数も増加し、再び農地として利用することが難しい土地が増えていることが読み取れる。実際に、耕地面積の推移を確認すると昭和 36 年の 609 万 ha をピークとしてそれ以降は減少、現在では 434 万 ha とピーク時の 7 割程である。このように、技術的な成長は続いているもののそれを上回るほど働き手や土地の喪失が起きているといえる。

また、図 2 をみると、食料自給率は生産額ベース、カロリーベースともに 1960 年と比べて大幅に減少していることがわかる。これは海外からの輸入が増加していることを意味している。しかしながら、

³⁾ 「15 歳以上の世帯員のうち、ふだん仕事として主に自営農業に従事している者。」(農林水産省)

図2 食料自給率の推移



資料出所：農林水産省「食料自給表」より筆者作成。

食料を海外からの輸入に依存してしまうとパンデミックや戦争といった不測の事態が起こった際、物価の高騰によって輸入量が減少する場合や、輸入そのものができなくなるケースが生じてしまう。そのため、日本は食糧の安定供給のため、なんらかの策を講じることが急務となっている。

このような背景に対して農業において一人当たり生産性を向上させる動きが高まりつつあり、ロボット、AIといった先端技術を利用したスマート農業を促進する動きも活発になっている。例えば、ロボットトラクタや自動水管理システムなどによるこれまで人力に頼っていた作業の自動化である。他にはAIによる気象データの解析だ。農作物の成長予測や、害虫の発生予測などを行い、より高度な農業を可能にする。このように働き手の減少に備えてより効率的な農業のあり方が模索され、試験的に導入されつつある。また、法人化による農業の大規模化も近年徐々に進んでおり、日本では、耕地面積の狭さや土地所有者の多さなどの観点からあまり浸透していないが、今後主流になる可能性がある。法人化することにより、個別経営の場合よりも大規模な農業によって生産効率を上げることができるだけでなく、節税効果が見込めることや、信用力が上がることによって銀行からの融資を受けやすくなり、金銭面の問題もカバーしやすくなることが法人化の魅力として存在する。

最後に、農業の発展に関して阻害要因となり得るような注目すべき今後の流れを取り上げる。1つは2024年に働き方改革関連法が改正されることによって、時間外労働の上限規制がさまざまな業種で行われることだ。これは物流業界の担い手であるトラック運転手の労働時間に制約をかけてしまうため、地方からの農作物の輸送や経常的な農業の材料の輸送が滞る恐れがあるとも考えられる。もう1つは

TPP によって関税が撤廃される品目が増え、海外からの農作物がより流入することが予想される点である。価格競争が現在より増していくという問題への対応にも日本農業は迫られている。

3. データ及び推定方法

(1) 生産関数の定式化

生産性の計測方法には生産関数法と包絡線法 (DEA) の 2 つがよく使われているが、本稿ではコブ＝ダグラス型生産関数による分析を採用する。農業の生産活動においては、労働と資本に加え、土地と経常投入財が不可欠な要素となる。コブ＝ダグラス型生産関数はこれらの生産要素の寄与度を明確に定量化し、それぞれが全体の生産量に及ぼす影響度を解明するために有用である。特に、労働と資本の代替弾性が一定であるとの仮定は、本研究の対象である 55 年間という長期的な視点から見た場合、変動要因の平準化が期待できるため、適切な近似であると考えられる。日本においては、神谷 (1941) の先駆的研究を始めとしてコブ＝ダグラス型生産関数を用いた研究がなされており、その妥当性が示されている。これにより、効率改善に向けた有益な情報を提供することが可能となる。従って、本研究で使用する生産関数は次式となる。

$$Y_{i,t} = e^{\alpha_i + \lambda_t} S_{i,t}^{\beta_1} L_{i,t}^{\beta_2} V_{i,t}^{\beta_3} M_{i,t}^{\beta_4} K_{i,t}^{\beta_5} \quad (1)$$

但し、 Y ：農業粗収益、 S ：作付面積、 L ：労働投入量、 V ：経常投入財、 M ：民間資本、 K ：社会資本である。 β は生産要素の弾力性を示し、 α_i は地域 i の個別要因、 λ_t は時間 t を通じて全ての地域に同じ影響を与える共通要因とする。

(1) 式の両辺に対数をとって変形したものが次式であり、これをモデル I とする。

$$\ln(Y_{i,t}) = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 \ln(S_{i,t}) + \beta_2 \ln(L_{i,t}) + \beta_3 \ln(V_{i,t}) + \beta_4 \ln(M_{i,t}) + \beta_5 \ln(K_{i,t}) \quad (2)$$

次に、生産要素において規模に関する収穫一定を仮定し、一次同次の制約を課した生産関数をモデル II とする。即ち、 $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 = 1$ を (2) 式 of 生産関数に代入し変形させることで、モデル II となる (3) 式が得られる。

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t}}{S_{i,t}}\right) = \alpha_i + \lambda_t + \beta_2 \ln\left(\frac{L_{i,t}}{S_{i,t}}\right) + \beta_3 \ln\left(\frac{V_{i,t}}{S_{i,t}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{M_{i,t}}{S_{i,t}}\right) + \beta_5 \ln\left(\frac{K_{i,t}}{S_{i,t}}\right) \quad (3)$$

(2) データの説明

地域別パネルデータを用いる。地域とは、北海道、東北、北陸、関東・東山、東海、近畿、中国、四

国、九州の計 9 地域である。出所は、農林水産省による「農業経営統計調査⁴⁾」,「農林業センサス⁵⁾」及び内閣府による「社会資本ストック推計⁶⁾」。分析期間は、1966 年から 2020 年とする。農家経済調査及び、農林業センサスのうち両方が入手可能であった最も古い年である 1966 年を始点とし、現在入手可能な 2020 年まで使用する。分析対象は個別経営体であり、農業経営統計調査から個別経営体の平均値、農林業センサスから個別経営体数を入手し、個別経営体の平均値と個別経営体の数の積の値を分析に使用する。なお稲作経営及び野菜作経営に関してはデータの入手性により 1995 年から 2020 年の期間で分析を行う。

分析対象は経営体⁷⁾のうち個別経営体とする。個別経営体とは、農林水産省によって「農畜生産物の販売を目的とする農業経営体のうち、世帯による農業経営を行う経営体」と定義されるものである。分析対象として個別経営体のみに注目する理由としては 2 点が挙げられる。1 つ目は、日本国内における農業を考慮したからである。日本においては、農家のうち個別経営体が農業の中心になっているからだ。農業経営体のうち、個別経営体の数の割合は 9 割ほどにまで上り、農業粗収益のうち個別経営体が占める粗収益の割合は 7 割にも上る。2 つ目は、農業の大規模化が進もうとも小規模農家の重要性が存在するからである。日本における農業においても様々なメリットから法人化が進んでいるが、一概に法人化することがメリットのみをもたらすわけではない。1970 年代のアメリカでは政府が農業の大規模化を進めるため、大規模農家に対する優遇政策をとった。しかしながら、大規模化による経営体の減少によって小規模農家の自由競争が妨げられた点や、資本が大規模農家に集中することで不測の事態が起きた際、被害が集中してしまうことから安定供給が行えないリスクが上がるといったデメリットも存在した⁸⁾。以上の理由から、社会的に農業における法人化の流れの中で組織経営体の重要性は増してはいくことが予想されるものの、今回の分析に関しては日本農業の実態と小規模農家の重要性を鑑みて個別経営体を分析対象とする。

(3) 変数の説明

表 1 に使用する各変数の詳細及び出所を示す。被説明変数である農業粗収益 (Y) は、農業雑収入を

⁴⁾ 「農家経済調査は 1953 年に始まり、その後、農業基本法の制定 (1961 年) に伴って、調査内容の充実を図りつつ実施されてきた。1995 年からは他調査と統合され農業経営統計調査として現在に至るまで実施されている。」(農林水産省)

⁵⁾ 「我が国の農林業の生産構造や就業構造、農山村地域における土地資源など農林業・農山村の基本構造の実態とその変化を明らかにし、農林業施策の企画・立案・推進のための基礎資料となる統計を作成し、提供することを目的に、5 年ごとに行う調査。」(農林水産省)

⁶⁾ 内閣府政策統括官によって実施されている社会資本ストックの推計。2023 年現在は 1960 年～2019 年のデータが利用できる。

⁷⁾ 経営体の種類としては、本稿で分析対象とした個別経営体の他に、組織で農業経営を行う組織経営体が存在する。組織経営体は次の通りに定義される。「農畜生産物の販売を目的として世帯以外 (組織) による農業経営を行う農業経営体とし、法人化している農事組合法人及び会社組織が該当する」(農林水産省)。また、営農類型別経営統計において、2019 年には経営体の名称が変更された。個別経営体が個人経営体、組織経営体が法人経営体に変更されている。したがって本稿では 2019 年以降の個人経営体のデータと 2018 年以前の個別経営体のデータを結合して使用した。

⁸⁾ Harold L. Volkmer (1998)

表 1 変数の説明と出所

変数	単位	詳細	出所
Y : 農業粗収益	千円	農業雑収入除く農業粗収益 例 農業粗収益: 作物収入, 畜産収入, 農業雑収入 農業雑収入: 補助金等受取金	農業経営統計調査, 農家経済調査
S : 作付面積	a	作物の作付け延べ面積	農業経営統計調査, 農家経済調査
L : 労働投入量	時間	経営体の年間総労働時間 労働人数×一人当たり労働時間	農業経営統計調査, 農家経済調査
V : 経常投入財	千円	肥料費 + 農薬費	農業経営統計調査, 農家経済調査
M : 民間資本	千円	農業固定資産ストック 建物 + 農機具 + 自動車 例 建物: 給水施設, 農薬散布施設, ビニールハウス 農機具: トラクター, コンバイン, 田植機 自動車: 軽トラック	農業経営統計調査, 農家経済調査
K : 社会資本	百万円	生産的資本ストック 「粗資本ストックから供用年数の経過に 応じた効率性の低下（サービスを生み 出す能力量の低下）を控除した値。」（内 閣府政策統括官） 例 農道, 農業用水等インフラ	社会資本ストック推計

除く農業粗収益とする。「農業経営統計調査」に記載されている農業粗収益には、作物収入、畜産収入、受託収入、農業雑収入が含まれており、農業雑収入とは補助金等受取金であるため、これを控除したものをを用いる⁹⁾。

説明変数について説明する。作付面積（ S ）は、作物の作付け延べ面積を指す。労働投入量（ L ）は、自営農業投下労働時間のデータを使用している。個別経営体全体の労働時間であり、一人当たり労働時間ではない。経常投入財（ V ）は、肥料費と農薬費の総計である。

民間資本（ M ）は、農業固定資産額のストックデータであり、農業のために使用された、建物、農機具および自動車の合計額を指す。建物にはビニールハウスだけでなく、給水施設や農薬散布施設が含まれ、農機具には、トラクターやコンバイン、田植機が含まれる。自動車は主に輸送用の軽トラックである。民間資本は景気に影響を受けやすく、同時性の問題が考えられるため、期首の値を使用する。社会資本（ K ）は、「社会資本ストック推計」から取得した生産的資本ストック¹⁰⁾のデータを使用する。

⁹⁾ なお、産出額と付加価値額は被説明変数に使用しない。前者は営農類型別のデータが入手できないため、後者は負の値を取る可能性があり対数をとると欠損が生じるためである。

¹⁰⁾ 「粗資本ストックから供用年数の経過に応じた効率性の低下（サービスを生み出す能力量の低下）を控除した値。」（内閣府政策統括官）

これは公的機関により整備される農道や農業用水などのインフラ設備を指す。この変数も景気の影響を受けやすく、同時性の問題が考えられるため、1期前の値を使用する。以上の変数を用いて生産関数を推定する。この際、労働投入量以外の変数はいずれも資本としての性質を持つことに留意されたい。

表2は基本統計量である。1966年から2020年の間（稲作経営と野菜作経営は1995年から2020年の間）にわたって、日本の9つの地域別にプールされたデータに基づき、農業全体、稲作経営、野菜作経営の各カテゴリにおける農業粗収益、作付面積、労働投入量、経常投入財、民間資本ストック、社会資本ストックの平均値、標準偏差、最小値、中央値、最大値を計算している。農業粗収益に関して、稲作経営は野菜作経営よりも粗収益の平均値が高い一方で、その標準偏差も高いことから、地域または年によって大きな散らばりがあることが示される。作付面積に関して、稲作経営が広範囲にわたり、野菜作

表2 基本統計量

変数	平均	標準偏差	最小	中央	最大
農業粗収益（億円）					
全体	8628.9	5232.4	1994.2	6612.6	24945.4
稲	4282.2	4519.9	192.1	2496.3	18384
野菜	2127.5	1938.2	135.8	1559.3	10272.9
作付面積（千 ha）					
全体	509.2	332	87.9	377.4	1821.5
稲	301	262.6	32.3	198.6	1346.1
野菜	89.3	140.4	4.1	54.5	1111.4
労働投入量（百万時間）					
全体	699	629.4	83.7	492.1	3964.1
稲	174.3	179.5	9.9	97.6	755.8
野菜	112.3	101.9	9.7	81.7	490.6
経常投入財（億円）					
全体	840.3	485.1	182.5	610.5	2082.1
稲	495.3	406.3	39.3	350.9	1860.1
野菜	229.3	191.3	14.4	184	986.4
民間資本（億円）					
全体	6450.2	3600.3	995.9	5555.3	18063.9
稲	3903.1	4264.3	290.8	1863.5	16997.8
野菜	1313	1335.6	64.8	909.1	7046.3
社会資本（億円）					
全体	46919.3	28081.3	3257.2	43164.4	106261.8
稲	66883.8	23661.5	23513.4	63114.5	106261.8
野菜	66883.8	23661.5	23513.4	63114.5	106261.8

経営は狭い範囲で行われていることが伺える。稲作経営は野菜作経営に比べて多くの労働力を要しており、経常投入財と民間資本についても、稲作経営が野菜作経営に比べて平均値と最大値が顕著に高いことが分かる。社会資本ストックについては、営農類型別のデータが存在しないため、稲作経営と野菜作経営が公共のインフラストラクチャーを共有しているという仮定の下で、同一のデータを用いた分析を行っている。

表 3 は農業全体の農業粗収益を地域別に算出した基本統計量であり、1966 年から 2020 年の間にわたって同様に計算した。農業粗収益の平均値は、関東・東山地域が最も多く、その数値は 17403.6 億円に達する。九州地域が 13723.2 億円とこれに次いで高い。一方、北陸、近畿、中国及び四国地方は 4200 億円から 4940 億円と農業粗収益が少ない。北海道は 1 経営体当たりの農業粗収益は非常に高いが、2020 年時点では関東・東山地方が 212,275、北海道が 33,541 であり、他の地方に比べて経営体数が少ない。そのため、地域の総農業粗収益の平均値においては 9 地域中 4 位に留まっている。

表 3 農業全体の農業粗収益の地域別基本統計量

農業粗収益（億円）					
地域	平均	標準偏差	最小	中央	最大
北海道	8438.3	2197	2513.4	8815.1	11539.6
東北	12962.7	3359.9	6059.2	12713.9	19924.9
北陸	4940.7	1328.2	2876.3	4944.3	7868.1
関東・東山	17403.6	4547.1	9365.4	16719.8	24945.4
東海	6912.6	1735.8	4349.2	6299.8	10635.9
近畿	4453.3	883.3	2960.2	4235.2	6340.8
中国	4569.6	1293.2	2165.5	4420.3	6853.3
四国	4256.1	1284	1994.2	3875.5	6850.6
九州	13723.2	3146	6309.9	13665.7	19114.7

(4) 推定方法

本研究で取り扱っているパネルデータは、地域数が 9 という比較的狭い範囲に対し、年数が 55 という長い時間枠を持っている。このようなデータの構造は、時系列の特性が強く出現する傾向があるため、それを考慮した適切なモデルの選択が求められる。表 4 では固定効果 (FE) モデルと一階差分 (FD) モデルから推定された残差の自己相関係数を掲載している。まず、固定効果モデルにおける系列相関を検討した。次数 1 から 10 までの系列相関は、0.718 から 0.134 までと、次第に低下しているが、依然として高い水準を保っている。この結果は、強い系列相関が存在することを示唆している。Wooldridge (2019) では、分析期間が長くなる場合では、系列相関を軽減させるため一階差分モデルを推奨している。なお、一階差分モデルを検討したところ、系列相関は 0 に近くなり、また一定の符号を持たないことが確認された。具体的に、次数 1 から 10 までの系列相関は、 -0.334 から 0.083 の間で変動している。

これは、一階差分モデルが系列相関の問題を軽減させていることを示すものである。総じて、データの時系列の特性と系列相関の結果から、本研究の目的とデータの特性に基づいて、一階差分モデルが適切であると結論づけられる。以上より、本稿では固定効果モデルではなく、一階差分モデルを用いて分析を行う¹¹⁾。

表 4 FE モデルと FD モデルの自己相関係数表

	FE	FD
ラグ 1	0.718	-0.334
ラグ 2	0.627	0.002
ラグ 3	0.544	-0.031
ラグ 4	0.448	-0.094
ラグ 5	0.422	0.127
ラグ 6	0.33	-0.079
ラグ 7	0.271	0.06
ラグ 8	0.192	-0.077
ラグ 9	0.174	-0.03
ラグ 10	0.134	0.083
対象	全体	全体
地域効果	Yes	Yes
年効果	Yes	Yes

具体的には両辺の階差をとった以下のようなモデルを推定する。

$$\Delta \ln(Y_{i,t}) = \Delta \lambda_t + \beta_1 \Delta \ln(S_{i,t}) + \beta_2 \Delta \ln(L_{i,t}) + \beta_3 \Delta \ln(V_{i,t}) + \beta_4 \Delta \ln(M_{i,t}) + \beta_5 \Delta \ln(K_{i,t}) \quad (4)$$

ここで、 $\Delta \ln(Y_{i,t})$ は変数 Y の自然対数の差分を示し、 $\Delta \ln(Y_{i,t}) = \ln(Y_{i,t}) - \ln(Y_{i,t-1})$ と定義する。この形式において、前期との差を取った変数が用いられる。時間を通じて一定の個別要因は、階差を取ることで自動的に除去されるため、それらの一定の個別要因によるバイアスの問題を回避することが可能となる。また、年次ダミー変数を導入することで、すべての地域に均等に影響を及ぼすような年効果も考慮することができる。

前述の通り、本研究で取り扱っているパネルデータは、地域数が 9 および年数が 55 で構成されている。横断面の観測点数が小さいため、クラスターロバスト標準誤差は不正確になる可能性が高まる。一方、時間の観測点数は明らかに大きい。この特性を考慮し、パネルデータに適した不均一分散と系列相関に頑健な標準誤差として、Driscoll-Kraay 標準誤差を用いる。

¹¹⁾ 本稿における統計的な分析は、Python プログラミング言語 (ver. 3.11.4) を使用して行った。具体的な分析手法やモデル構築に際しては、linearmodels (ver. 5.3) 及び statsmodels (ver. 0.14.0) を使用した。

4. モデル I（コブ＝ダグラス型生産関数）の推定結果

(1) 全体を対象にしたモデル I 生産関数の推定結果

表 5 に、農業全体に対するモデル I（コブ＝ダグラス型生産関数）の推定結果を示す。3 つの異なる仕様での推定が行われており、Eq1 はプールド OLS、Eq2 は一階差分モデル、そして Eq3 は時間効果を考慮した一階差分モデルに基づく。生産弾性値の総和、すなわち、 $\Sigma\beta$ を用いて、帰無仮説 $\Sigma\beta=1$ のもとでの t 検定を実施した。この検定の結果、Eq1 の場合、1%の有意水準で帰無仮説を棄却し、 $\Sigma\beta$ は 1 よりも大きいと推定されたが、Eq2 と Eq3 では帰無仮説は棄却されなかった。従って、Eq2 と Eq3 において規模に関する収穫一定は成立すると見做す。労働投入量及び経常投入財はどの推定式においても

表 5 モデル I 農業全体を対象にした推定結果

	被説明変数：農業粗収益		
	Pooled	FD	FD
	Eq1	Eq2	Eq3
作付面積	-0.042 ** (0.016)	-0.021 (0.024)	0.041 ** (0.020)
労働投入量	0.234 *** (0.020)	0.331 *** (0.072)	0.405 *** (0.076)
経常投入財	0.834 *** (0.038)	0.617 *** (0.072)	0.432 *** (0.068)
民間資本	0.050 (0.040)	0.052 (0.058)	0.053 (0.047)
社会資本	-0.014 (0.021)	0.238 * (0.141)	-0.257 (0.204)
定数項	0.580 *** (0.215)		
$\Sigma\beta$	1.062 *** (0.011)	1.218 (0.154)	0.673 (0.204)
Obs	495	486	486
地域数	9	9	9
年数	55	54	54
R ² (Within)	0.909	0.748	0.690
地域効果	No	Yes	Yes
年効果	No	No	Yes

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10% の水準で有意であることを示す。括弧内の数値は Driscoll-Kraay 標準誤差。

$\Sigma\beta$ は生産弾性値の総和であり、右の***，**，* は帰無仮説： $\Sigma\beta=1$ について t 検定し、上記の水準で棄却したことを示す。変数は全て対数値となる。

有意に正で、民間資本は非有意となった。Eq1 から Eq2, Eq3 へと地域効果及び年効果を組み込むに従って、労働投入量の生産弾性値は増加、経常投入財は減少する傾向が見られた。ブルード OLS 推定を行なった Eq1 では作付面積は有意に負、社会資本は非有意となったが、地域効果を考慮した Eq2 では作付面積は非有意に、社会資本は有意に正となった。さらに年効果も考慮した Eq3 では作付面積は有意に正となり、社会資本は非有意となった。特に、Eq3 の結果を詳細に見ると後述の傾向が確認される。作付面積は 5% 有意で正であり、作付面積が 1% ポイント上がると農業粗収益が 0.041% ポイント上昇することが分かる。また、労働投入量と経常投入財もそれぞれ 1% の有意水準で正の関係が見られ、労働投入量と経常投入財がそれぞれ 1% ポイント増加すると、農業粗収益は 0.405% ポイントおよび 0.432% ポイント上昇すると推定された。

施・白砂 (1984) では、農業は変数間の相関係数が高いため、多重共線性の懸念が指摘されている。この懸念は重要であるため、ここでは弱い多重共線性が生じているかを検証する。表 6 では、分析で用いた変数間の相関係数行列を示しているが、標本相関係数が全体的に低いことが分かる。しかし、そもそも多重共線性は複数変数間の線形関係の問題であり、そうした関係を相関係数行列では十分に捉えることができない。このため、我々は VIF (Variance Inflation Factor) を用いて、各変数の多重共線性を評価することを行った。ここでは掲載していないがすべての変数の VIF 値は 10 を下回ることが確認でき、本研究におけるモデルの多重共線性の懸念は限定的であると判断できる。

表 6 全体の相関係数行列モデル I

	農業粗収益	作付面積	労働投入量	経常投入財	民間資本	社会資本
農業粗収益	1					
作付面積	0.482	1				
労働投入量	0.741	0.593	1			
経常投入財	0.843	0.556	0.745	1		
民間資本	0.646	0.48	0.658	0.676	1	
社会資本	0.199	-0.096	-0.077	0.224	0.241	1

注：変数は全て対数値となる。

(2) モデル I 生産関数の推定結果 営農類型別比較

表 7 は、モデル I の生産関数について時間効果を考慮した一階差分モデルを使用して営農類型別に推定した結果である (Eq3 は、全体のデータを用いた表 5 の Eq3 の推定結果を再掲載したもの)。生産弾性値の総和について帰無仮説 $\Sigma\beta=1$ のもとでの t 検定を実施した結果、稲の Eq4 と野菜の Eq5 では帰無仮説は棄却されなかった。従って規模に関する収穫一定は成立すると見做す。次に営農類型別に結果を見る。

表 7 モデル I 営農類型別の推定結果

被説明変数：農業粗収益			
	全体	稲	野菜
	FD	FD	FD
	Eq3	Eq4	Eq5
作付面積	0.041 ** (0.020)	0.669 *** (0.076)	−0.003 (0.052)
労働投入量	0.405 *** (0.076)	0.334 *** (0.084)	0.303 *** (0.040)
経常投入財	0.432 *** (0.068)	0.027 (0.098)	0.389 *** (0.081)
民間資本	0.053 (0.047)	0.020 (0.033)	0.076 (0.047)
社会資本	−0.257 (0.204)	0.390 (0.841)	0.613 (0.789)
$\Sigma\beta$	0.673 (0.204)	1.439 (0.825)	1.378 (0.772)
Obs	486	225	225
地域数	9	9	9
年数	54	25	25
R ² (Within)	0.690	0.498	0.726
地域効果	Yes	Yes	Yes
年効果	Yes	Yes	Yes

注：*** は 1%，** は 5%，* は 10% の水準で有意であることを示す。括弧内の数値は Driscoll-Kraay 標準誤差。

$\Sigma\beta$ は生産弾性値の総和であり、右の***，**，* は帰無仮説： $\Sigma\beta=1$ について t 検定し、上記の水準で棄却したことを示す。変数は全て対数値となる。Eq3 は表 5 の Eq3 の結果を再掲載している。

1) 稲作経営

作付面積と労働投入量はそれぞれ 1% 有意で正であり、作付面積と労働投入量がそれぞれ 1% ポイント増加すると農業粗収益が 0.669% ポイントおよび 0.334% ポイント上昇すると推定された。しかし、経常投入財と民間資本、社会資本の変数には有意な関係は確認できなかった。他の全体や野菜などで総じて正となる経常投入財の生産弾性値を見ても 0.027 とかなり小さく推定され、有意性が消失したことが特徴的である。

2) 野菜作経営

労働投入量と経常投入財はそれぞれ 1% 有意で正であり、それぞれ 1% ポイント増加すると農業粗収益は 0.303% ポイントおよび 0.389% ポイント上昇すると推定された。しかし、作付面積と民間資本、社会資本の変数には有意な関係は確認できなかった。

5. 収穫一定の制約を課したモデルⅡの推定結果

4節の通り、モデルⅠについて時間効果を考慮した一階差分モデルを採用した分析では、 $\Sigma\beta=1$ を棄却できなかったため、Eq3 および Eq4, Eq5 は規模に関する収穫一定が成立すると見做す。従って、本節では、規模に関する収穫一定を仮定し、モデルⅡの土地生産関数へと式を変形して分析を行うことで、先の分析結果の頑健性を調べる。

(1) 農業全体を対象にしたモデルⅡ土地生産性の推定結果

表8は農業全体を対象にモデルⅡについて推定した結果で、Eq6は時間効果を考慮していない一階差分モデルで、Eq7は時間効果を考慮した一階差分モデルである。特に地域効果と年効果を考慮しているEq7の結果を詳細に見ると以下の傾向が確認される。作付面積当たり労働投入量と作付面積当たり経常投入財はそれぞれ1%有意で正であり、それぞれ1%ポイント増加すると農業粗収益は0.404%ポイントおよび0.438%ポイント上昇すると推定された。一方、作付面積当たり民間資本と作付面積当たり社会資本の両変数には有意な関係は確認できなかった。

以上の推定結果から、モデルⅠの推定結果が頑健であることが確認できた。各生産弾性値に関しても、

表8 農業全体を対象としたモデルⅡ（土地生産関数）の推定結果

	被説明変数：農業粗収益	
	FD	FD
	Eq6	Eq7
労働投入量	0.244 *** (0.085)	0.404 *** (0.075)
経常投入財	0.661 *** (0.092)	0.438 *** (0.066)
民間資本	0.072 (0.057)	0.053 (0.046)
社会資本	0.047 (0.031)	0.063 (0.056)
Obs	486	486
地域数	9	9
年数	54	54
R ² (Within)	0.908	0.900
地域効果	Yes	Yes
年効果	No	Yes

注：***は1%、**は5%、*は10%の水準で有意であることを示す。括弧内の数値はDriscoll-Kraay標準誤差。

変数は全て作付面積当たりの値及びその対数値となる。

モデルⅠの結果とほぼ同様のものが得られた。時間効果を含めることによって、含めないものと比較したときに労働投入量は大きく、経常投入財は小さく再評価されるという変化に関しても同様であった。

(2) モデルⅡ 土地生産関数の推定結果 営農類型別比較

表9はモデルⅡの土地生産関数について時間効果を考慮した一階差分モデルを使用して営農類型別に推定した結果である。

表9 モデルⅡ（土地生産関数）の推定結果 営農類型別比較表

	被説明変数：農業粗収益		
	全体	稲	野菜
	FD	FD	FD
	Eq7	Eq8	Eq9
労働投入量	0.404 *** (0.075)	0.332 *** (0.085)	0.303 *** (0.040)
経常投入財	0.438 *** (0.066)	0.025 (0.097)	0.390 *** (0.081)
民間資本	0.053 (0.046)	0.020 (0.032)	0.076 (0.047)
社会資本	0.063 (0.056)	-0.049 (0.056)	0.236 ** (0.093)
Obs	486	225	225
地域数	9	9	9
年数	54	25	25
R ² (Within)	0.900	0.442	0.959
地域効果	Yes	Yes	Yes
年効果	Yes	Yes	Yes

注：*** は 1%, ** は 5%, * は 10% の水準で有意であることを示す。括弧内の数値は Driscoll-Kraay 標準誤差。

変数は全て作付面積当たりの値及びその対数値となる。Eq7 は表 8 の Eq7 の結果を再掲載している。

1) 稲作経営

Eq8 は稲作経営について分析した結果である。作付面積当たり労働投入量は 1% 有意で正であり、1% ポイント増加すると農業粗収益は 0.332% ポイント上昇すると推定された。その他の変数には有意性は確認できなかった。

2) 野菜作経営

Eq9 は野菜作経営について分析した結果である。作付面積労働投入量と作付面積当たり経常投入財はそれぞれ 1% 有意で正であり、それぞれ 1% ポイント増加すると農業粗収益は 0.303% および 0.390%

上昇すると推定された。作付面積当たり社会資本は 5%有意で正という結果へ転じ、1%ポイント増加すると農業粗収益は 0.236%ポイント上昇すると推定された。しかし、作付面積当たり民間資本に関しては、有意性は見られなかった。

6. 解釈

推定結果に関する解釈をそれぞれ述べる。

まず、農業全体の生産構造について、以下のように解釈することができる。労働投入量と経常投入財が日本農業に顕著な影響を及ぼしていることが明らかとなった。表 5 内の最も重視する結果 Eq3 では、上記の 2 つが有意かつ各 0.4 と他の変数と比較して大きい値で推定されたためである。一方で、「日本農業は労働集約的である」という定説¹²⁾について検証を行うと、必ずしもそうとはいえない結果を得た。その理由は 3 点ある。第 1 に、最も大きい生産弾性値をもつのは資本に分類される経常投入財であった。第 2 に、資本に分類される作付面積、経常投入財、民間資本ストックおよび社会資本ストックの生産弾性値の総和¹³⁾が、労働の生産弾性値よりも大きい値を取る。第 3 に、日本全体のマクロの労働コストシェアが 0.5 前後¹⁴⁾であることと比較して、労働投入量の生産弾性値はこれよりも小さいと推定された。したがって、この文脈において、日本農業が労働集約的という定説は否定されるという結果を得た。

次に、営農類型別の生産構造について解釈すると以下の 2 点がいえる。第 1 に営農類型別であっても共通して労働投入量が約 0.3 から 0.4 と他の変数と比較して大きい生産弾性値を持つ。これは全体の分析と同じ結果であり、農作物の性質によらないことが明らかになった。第 2 に、稲は農薬や肥料の影響が他と比べて小さい。経常投入財はどの推定においても最低 0.4 前後の値と高い有意性をもつにも関わらず、稲の推定では有意性は消え、値自体も 0 に近いものへと減少する結果が得られたためである。

民間資本ストックはいずれの推定でも有意な結果が得られなかった。稲作に関しては経営規模が小さいにもかかわらず経営体当たりの農業機械の保有台数が多い¹⁵⁾ため、新たに追加する資本投資の限界効果が小さいことを示唆している。また、深山 (2018) は、野菜作の機械化は稲作に比べて大きく遅れているとしている。それは、品目や地域によって栽培様式が異なる上に、外観品質に求められる要求度が高いことに起因している。特に、収穫や調製出荷における機械の利用が限られており、効果的な資本投資ができないため、有意な結果が得られなかったと考えられる。なお、深山 (2018) は、野菜用機械の開発はますます重要になっていくと思われると結論づけている。

¹²⁾ 厚生労働省 (2013) 「労働集約的産業の現状と課題」 67 ページに農業の就業状況と課題に関する資料が掲載されているため、労働集約的産業と見做されていることが分かる。

¹³⁾ 資本の生産弾性値の総和は非有意な変数の生産弾性値も含み、合算している。

¹⁴⁾ 田中・菊池・上野 (2018) 11 ページ図表 3-3. 日本の労働分配率の推移 (SNA ベース, 1994 年から 2016 年まで)

¹⁵⁾ 農林水産省 (2015) 「農業機械をめぐる情勢」 15 ページ。

社会資本ストックに関しても、ほとんどの推定で有意性が得られなかった。これはインフラストラクチャーの整備が進むことで、近年の社会資本ストック変化率が減少し、約 0%となっているためだと考えられる¹⁶⁾。

最後に、モデルⅡについて述べる。これに関して注目すべき要素は、社会資本が野菜の収益向上に有意に正の影響を持っていることが示された点だ。これは、モデルⅠに制約を課したモデルⅡの推定ではモデルⅠより小さい標準誤差となったために有意性に変化が生じたと考えられる。

7. 総括

本稿では、生産要素の寄与度を定量化し、それぞれが全体の生産量に及ぼす影響度を解明するため、日本農業の生産関数分析を実施した。農業全体を対象にした分析では、農業粗収益に対して、労働投入量と経常投入財の生産弾性値は大きく推定され、作付面積は小さいながらも正の弾力性を持つと推定された。また、民間資本ストックと社会資本ストックの生産弾性値の推定値には有意性が見られなかった。労働投入量は大きく推定されたが、日本農業が労働集約的な構造であるとまでは断言できないことも判明した。最後に、本稿の課題を 3 点述べる。第 1 に、気候変動を表す変数をモデルに取り入れることができず、これによる効果を考慮した推定ができなかった。この点に関して、今後の研究で気候変動の要因を適切に考慮し、より詳細な分析を行うことが必要とされる。第 2 に、都道府県別のデータの取得ができなかった。このため、分析のサンプルサイズが 500 以下とそれほど大きくならなかったことが懸念である。第 3 に、社会資本ストック推計データは営農類型別に詳細化されていないため、社会資本の生産弾性値に関する推定が十分に正確ではなかった。インフラストラクチャーの用途は稲や野菜等、作物別に分けられていない。これにより、社会資本の具体的な影響やその重要性を正確に評価することが困難であった。これらの課題を踏まえ、今後の研究においてはこれらの点を改善し、より高度な分析を行うことが望まれる。

参 考 文 献

<書籍>

Harold L. Volkmer. (1998) "Time to Act: A Report of the Usda National Commission on Small Farms" Diane Pub Co.

Jeffery M. Wooldridge. (2019) "Introductory Econometrics: A Modern Approach" South Western-pub.

<論文>

沖山充・徳永澄憲 (2016) 「地球温暖化による作物の生産量変化が地域経済に及ぼす影響 多地域間 CGE モデル

¹⁶⁾ 内閣府「社会資本ストック推計」

- を用いて』『農業経済研究』第 87 巻 4 号, 日本農業経済学会, pp.341-346。
- 神谷慶治 (1941)「農業労働の生産性について」『農業経済研究』第 17 巻 3 号, 日本農業経済学会, pp.363-388。
- 小林創平・國光洋二 (2021)「北海道と都府県における大豆作の全要素生産性の推移」『農業経済研究』第 93 巻 2 号, 日本農業経済学会, pp.214-219。
- 施礼河・白砂堤津那 (1984)「中国農業の生産関数分析」『三田学会雑誌』Vol.77 No.5, 慶應義塾経済学会, pp.643-666。
- 田中吾朗・菊池康之・上野有子 (2018)「近年の労働分配率低下の要因分析」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー・シリーズ』, 内閣府。
- 韓成一 (1987)「畑作農家の生産関数と資本投下の経済合理性-経営関数およびマルチクロップ生産関数による分析-」『農林業問題研究』23 巻 3 号, 地域農林経済学会, pp.143-150。
- 林正義 (2003)「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』第 169 号, 内閣府, pp.87-107。
- 深山大介 (2018)「野菜生産における機械化の現状」『野菜情報』2018 年 1 月号, 農畜産業振興機構, pp.56-61。
- 福田晋 (2011)「わが国農業構造の到達点と展望-水稻・畜産・野菜の比較検討を通して-」『農業経済研究』第 83 巻 3 号, 日本農業経済学会, pp.175-188。
- 山口三十四・姚万軍 (2007)「中国農業全要素生産性およびその地域間収束の分析」『農林業問題研究』第 43 巻 3 号, 地域農林経済学会, pp.293-301。
- 唯是康彦 (1964)「農業における巨視的函数の計測」『農業総合研究』第 18 巻 4 号, 農林水産政策研究所, pp.1-53。
- Keith Fuglie. (2003) "Productivity Growth in Indonesian Agriculture, 1961-2000". Bulletin of Indonesian Economic Studies, Vol.40, Issue 40, pp209-225.
- Lawrence J. Lau and Pan A. Yotopoulos. (1989) "The meta-production function approach to technological change in world agriculture". Journal of Development Economics, Vol.31, Issue 2, pp.241-265.
- Lilyan E. Fulginiti and Richard K. Perrin. (1997) "LDC agriculture: Nonparametric Malmquist productivity indexes". Journal of. development economics, Vol.53, Issue 2, pp.373-390.
- Tim J. Coelli, D. S. and Prasada Rao. (2005) "Total factor productivity growth in agriculture: a Malmquist index analysis of 93 countries, 1980-2000". Agricultural Economics, Vol.32, Issue 1, pp.115-134.
- Toshihiko Kawagoe, Yujiro Hayami and V. W. Ruttan. (1985) "The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries". Journal of Development Economics, Vol.19, Issues 1-2, pp.113-132.
- Yujiro Hayami and V. W. Ruttan. (1970) "Agricultural Productivity Differences among Countries". The American Economic Review, Vol.60, No.5, pp.895-911.
- <ウェブサイト>
- 厚生労働省 (2013)「労働集約的産業の現状と課題」。
(<https://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-11601000-Shokugyouseiteikyoku-Soumuka/62-75.pdf>),
2023 年 11 月 5 日アクセス
- 内閣府「社会資本ストック推計」。
(<https://www5.cao.go.jp/keizai2/ijoj/index.html>), 2023 年 11 月 5 日アクセス
- 農林水産省「営農類型別経営統計 (個別経営) の概要」。
(https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/noukei/einou_kobetu/gaiyou/index.html#1), 2023 年 11 月 5 日

アクセス

農林水産省「営農類型別経営統計（組織経営）の概要」。

(<https://www.maff.go.jp/j/tokei/sihyo/data/07.html>), 2023 年 11 月 5 日アクセス

農林水産省「経営体に関する統計」。

(<https://www.maff.go.jp/j/tokei/sihyo/data/07.html>), 2023 年 11 月 5 日アクセス

農林水産省（2015）「農業機械をめぐる情勢」。

(<https://www.maff.go.jp/council/sizai/kikai/20/pdf/data1.pdf>), 2023 年 11 月 5 日アクセス

農林水産省「農業経営統計調査」。

(<https://www.maff.go.jp/j/tokei/kouhyou/noukei/>), 2023 年 11 月 5 日アクセス

農林水産省「農林業センサス」。

(<https://www.maff.go.jp/j/tokei/census/afc/>), 2023 年 11 月 5 日アクセス

農林水産省「用語の解説」。

(https://www.maff.go.jp/j/wpaper/w_maff/r3/r3_h/trend/part1/terminology.html#yg005), 2023 年 11 月 5 日アクセス