

中国農業の生産関数の推定と成長要因の計量分析： 日本との比較

吉 田 茂 一

1. 研究の目的

本研究の目的は、中国と日本の農業部門の時系列データ（1961-2015年）を使用して荏開津（1985）が考案した生産関数を推定し、農業の成長要因及び技術進歩、労働の限界生産力の計測を行うことである。荏開津（1985）の生産関数を推定することで農業の技術特性を反映した成長要因分解を行うことが可能となる。さらに生産関数の推定パラメータを用いて、農業部門の労働の限界生産力を計測し、非農業部門と比較することで過剰労働力の存在を確認することができる。

戦後、中国経済は1970年代後半の改革開放政策の採用の結果、日本、台湾、韓国に続いて近代経済成長を開始した。2010年代後半時点で中国の1人当たりGDPは、日本の1960年代後半、台湾の1980年代後半、韓国の1990年代前半の水準に到達している^(注1)。現時点で中国の1人当たりGDPは、日本や韓国、台湾と比較して低い水準にあるが、発展途上国から先進国へと構造変化を遂げる局面に到達していると考えられる。

発展途上国にとって近代経済成長に不可欠な工業化を支える農業近代化の重要性は強く認識されるべきだ。近代経済成長を開始した発展途

上国では、工業化によって急速な農村労働力の都市への吸収が行われた場合、農業の労働生産性の持続的成長が食糧の安定的供給の必要条件となる。他の東アジア諸国に比して大きな人口を抱える中国では、農業の労働生産性の成長は国家の最大の課題となる。図1は東アジア諸国の戦後の人口1人当たりの実質農業総生産額（＝1人当たり農業生産）の推移を示している。

中国の1人当たりの農業生産は1960年代以降、一貫して日本の値を下回っていたが1970年代後半以降、上昇を開始した。1980年代後半に中国の値が日本を上回った後、2010年代後半に至るまで、その差を拡大している。さらに1990年代後半に台湾の1人当たりの農業生産を上回り、2016時点で東アジア諸国の中で最も1人当たりの農業生産が大きくなっており、農業の持続的労働生産性の成長が示唆される。アジア型農業の特徴として、労働者当たりの耕地面積が相対的に狭いことが挙げられる。農業労働者1人当たりの耕地面積は、2015年で北米が約102ヘクタール、欧州が14ヘクタールである一方、アジアは1.3ヘクタールとなっている^(注2)。

農業生産を拡大し、1人当たりの食糧供給の上昇を実現するためには土地生産性の上昇が不可欠である。巖（2002）はアジア諸国に広くみられる労働集約型の「家族農業」の特徴とし

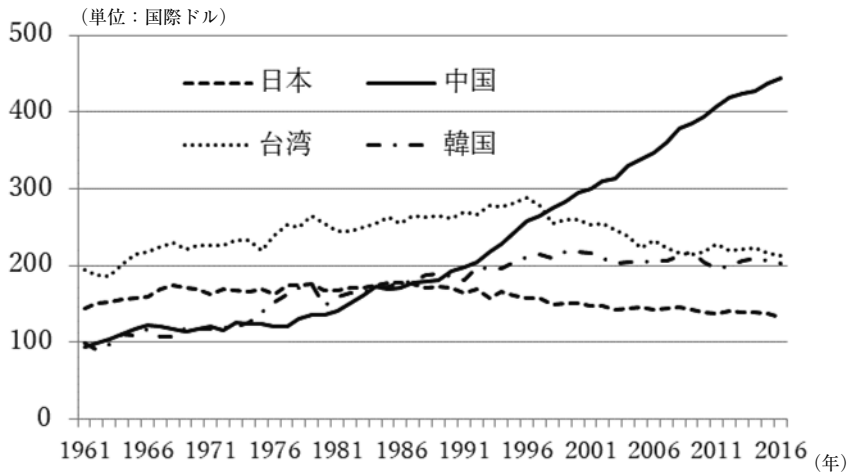


図1 人口1人当たりの実質農業生産額 (1961-2016年)

て、比較的高い食料自給率を土地の利用率と生産性の上昇によって達成していることを挙げている。厳 (2002) は、高い土地生産性と低い労働生産性のアジア型、逆に高い労働生産性と低い土地生産性のアメリカ型、両者の中間に位置するヨーロッパ型、等のように世界の農業の特徴を分類する。農業の労働生産性は、土地生産性と労働者1人当たりの耕地面積に分解することが可能であり、アジア型農業においては、労働生産性を高めるためには、土地生産性を高める必要がある。

荏開津 (1985) によれば、農業の生産技術は生物・化学的技術 (BC 技術) と機械技術 (M 技術) の側面に区分して把握することが可能である。Ito (2010) が定義するように、土地生産性については BC 技術が、労働者当たりの土地面積には M 技術が、それらの上昇に相対的に強く影響する。本研究では、中国農業近代化の代理変数とも言える農業の労働生産性の成長に BC 技術と M 技術の改善が与えた影響を確認するために、成長要因を土地生産性と労働者当たりの土地面積に区分して計測する。戦後の中国農業を対象として成長要因を計測した先行研究は、白砂 (1986)、沈 (1999)、Ito (2010)

が挙げられる。白砂 (1986) は 1979-1982 年の地域 (省・市・自治区) プール・データを使用して、耕種農業を対象にコブ=ダグラス型生産関数を推定し、成長会計分析を行った。耕種農業の成長に最も大きく貢献したのは、化学肥料投入であり、総生産の成長の約 64% を説明する。一方、技術進歩の貢献は約 4% であり、労働 (約 15%)、資本 (約 24%) の貢献を大きく下回る値であった^(注3)。沈 (1999) は 1980-1995 年の地域パネル・データを使用して、耕種農業を対象に確率フロンティア・モデルのコブ=ダグラス型生産関数を推定した。全期間を対象にした成長会計分析の結果、化学肥料投入が総生産の成長の約 74% を説明する^(注4)。また財政支出や組織改革といった通常の生産要素以外の要因が総生産の成長の約 24% を説明する。Ito (2010) は 1991 年と 2004 年の各地域別に県単位のデータを使用して荏開津 (1985) の生産関数を分離型のコブ=ダグラス型で推定した。技術進歩の貢献は農業生産の成長の約 52% を説明しており、M 技術と比較して BC 技術の改善が技術進歩に相対的に大きな貢献を果たしている^(注5)。以上の先行研究によれば、中国農業を対象に荏開津 (1985) の生産関数を

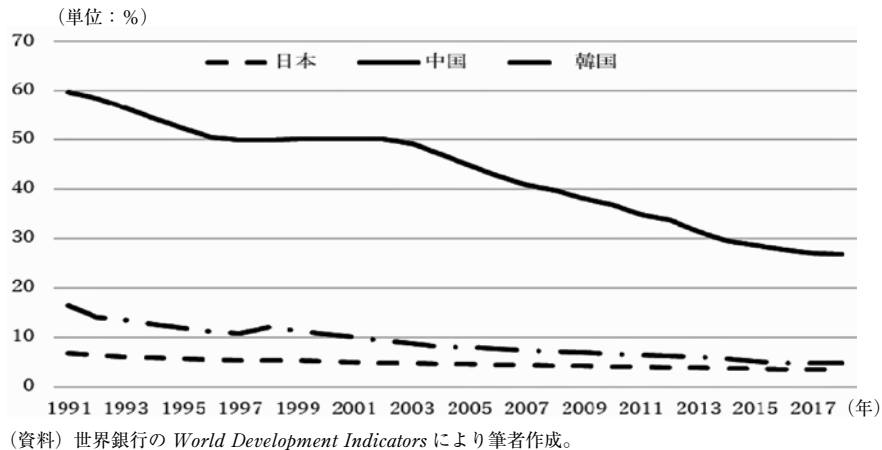


図2 全労働者に対する農業従事者の比率

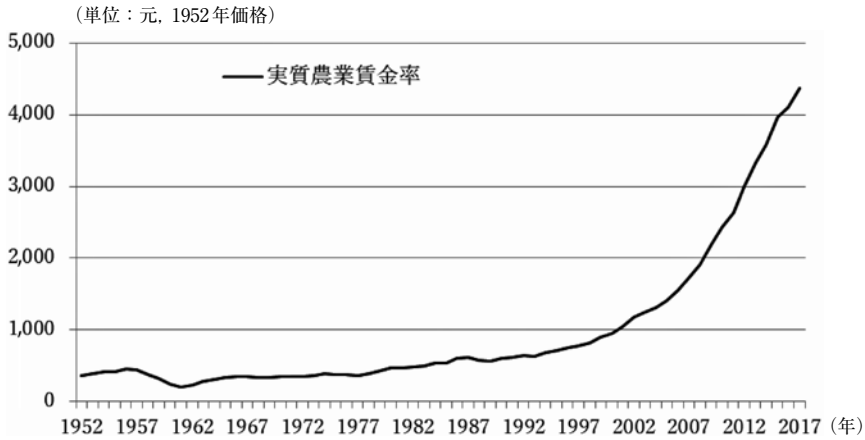
使用した成長要因分析を行ったのは Ito (2010) に限られている。時系列データを使用することで、戦後期を通じた中国全体の成長要因分析を、BC 技術と M 技術の側面に区分して行うことが可能となる。さらに日本と比較することで、東アジアにおける後発国である中国農業の近代化過程の普遍性を明瞭に捉えることができる。

本研究では荏開津 (1985) の生産関数の推定パラメータを使用して成長要因分析を行うと同時に、農業の労働の限界生産力を計測する。農業の高成長の成果として、中国農村の低所得や貧困状態は改善したか否かを、労働の限界生産力の動向を計測することによって明らかにする。近代経済成長が進行するにつれて、発展途上国では、農業から工業、そしてサービス業へと産業構造が変化する。中国经济は工業化による高成長を反映して、急速に産業構造が変化するようになった。

図2によって、中国の全労働者に占める農業従事者の比率を他の東アジア諸国と比較してみると、2018年の時点で日本と韓国を大きく上回る値となっている。しかし、中国の比率は特に2000年以降、急速に低下しており、農業から非農業へと産業構造が急速に変化しているこ

とを示唆している。2018年時点で中国の農業従事者の比率は日本の1970年代、韓国の1980年代とほぼ等しい値となっており、産業構造の側面からも、中国が発展途上国から先進国へと構造転換を遂げる局面に到達していることが示唆されよう。

産業構造が農業から非農業へと変化し、農村から都市へと労働力の移動が進行すると農業の過剰労働力が消滅し、実質賃金率が上昇する現象が観察されるようになる^(注6)。いわゆる「ルイスの転換点」を発展途上国は経過した後、労働不足経済の局面に到達する^(注7)。図3は中国の都市部に存在する農業部門の実質賃金率の戦後の推移を示している。1950年代前半から一定の水準にあった実質賃金率が1970年代後半から緩やかに上昇を開始し、1990年代後半から2000年代前半以降、急速に上昇していることを確認することが出来る。転換点を確認するための Minami (1973) の第3の基準によれば、転換点においては、生存維持的水準の賃金が生活水準の向上のために緩やかに上昇する局面から過剰労働力の消滅のために急速に上昇する局面への移行が観察されることになる^(注8)。中国の都市部農業の雇用労働力の実質賃金率を生存維持的水準の賃金と考えるならば、1990年代



(資料)『中国統計年鑑』各年版により筆者推計。

図3 中国都市部の農業の実質賃金率 (1952-2017年)



(資料)『中国統計年鑑』各年版により筆者推計。

(注) 実質工業賃金率/実質農業賃金率の比率。

図4 中国都市部の工業と農業の賃金格差 (1952-2017年)

後半から2000年代前半に転換点があったことになろう。またMinami (1973) の第4の基準は、転換点を越えると熟練労働力と未熟練労働力の賃金格差が縮小に向かう可能性があることを示している。

図4は都市部の工業と農業の雇用労働力の賃金格差の戦後の長期的動向を示している。工業の雇用労働力を熟練、農業の雇用労働力を未熟練労働力と仮定すれば、1980年代前半以降、熟練・未熟練労働力間の賃金格差は拡大し、2000年代後半に頂点となった後、縮小する傾向を示しており、2000年代後半に転換点を越

えた可能性がある。しかし、Minami (1973) は最もロバストな転換点の確認方法として、農業部門の生産関数を推定して労働の限界生産力を計測し、実質賃金率と比較する第1の基準を挙げており、第3や第4の基準と合わせた確認を推奨している^(注9)。

中国農業の生産関数を推定して労働の限界生産力を計測した研究は数多く行われている。江良 (2016) の第2表は1980年代から2000年代後半を対象とした先行研究の推定結果をまとめているが、多くの場合、労働の限界生産力は非常に低い値となっており、生存維持水準の賃金

を下回り、中国経済は転換点を越えていない結果が示されている。本研究では、時系列データを使用した生産関数の推定を行うことで、戦後を通じた農業の労働の限界生産力と実質賃金率の比較が可能となる。さらに Minami (1973) が1960年代前半には転換点を越えたとする日本を対象とした計測を行い、中国との比較を行う。戦後期を対象に長期間の日本と中国の農業の過剰労働力の動向を比較した先行研究は存在せず、本研究の主要な貢献の1つになる。

2. 推定モデル

2-1. 時系列データによる生産関数の推定

農業生産関数の推定には、コブ＝ダグラス型生産関数を使用するのがスタンダードであるが、内生性や多重共線性等、推定に際して多くの問題があり、良好な結果を得られない原因となっている。

荏開津 (1985) の考案した生産関数は以下のように書ける^(注10)。

$$X = AS^{(1-a_V)}V^{a_V} \quad (1)$$

$$S = BL^{(1-a_K)}K^{a_K} \quad (2)$$

X は農業産出量、 S は作付面積、 V は中間財投入量、 L は労働投入量、 K は資本ストックである。(1)式は農業技術の生物的・化学的側面(BC技術的側面)を示しており、荏開津(1985)と同様、推定パラメータに規模に関して収穫不変が仮定されている。また(2)式は農業技術の機械的側面(M技術的側面)を示している。荏開津(1985)は(2)式の推定パラメータに規模に関する収穫逓増を仮定しているが、本研究では、規模に関して収穫一定を仮定した推定を行う。長期的に日本と中国の農業が、M技術の特徴と言える規模の経済を生かしきれず、収

穫一定の状態にとどまる仮定は現実的であり、推定パラメータの数を節約することで良好な推定を行うことが出来るメリットもある。

荏開津(1985)は(1)式については生産要素市場の均衡条件をあてはめ、中間財のコストシェアを使用しており、(2)式のみを推定を行っている。(1)式と(2)式はワンセットの分離型コブ＝ダグラス型生産関数で表されるため、Ito(2010)と同様に同時推定も可能である。しかし、サンプル数が限定的な時系列データを使用するため、本研究ではよりシンプルな荏開津(1985)の方法を採用する。さらに長期のデータを使用した分析を行うため、生産技術の変化を想定し、生産要素間の代替の弾力性が可変的な以下のような生産関数の推定を行う。

$$\ln\left(\frac{S}{L}\right)_t = a_0 + a_K\left(\frac{K}{L}\right)_t^{0.5} + e_t \quad (3)$$

$$a_K = \frac{1}{2}a_K\left(\frac{K}{L}\right)^{0.5} \quad (4)$$

t : 時間 a_0 : 定数項 e_t : 誤差項

時系列データによる推定を行う場合、単位根の存在による「見せかけの回帰」の問題が起きる可能性があり、変数間の長期的関係の確認が不可欠となる。実際の推定では $I(1)$ となるような変数のみならず、 $I(0)$ のような定常変数も存在している。定常及び階差定常となる変数が混じった場合、変数間の長期的関係を確認するためには、Pesaran, Shin, and Smith (2001) が考案した共和分検定が有効である。Pesaran, Shin, and Smith (2001) の共和分検定を行うための自己回帰分布ラグ (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) モデルの推定によって、生産関数のパラメータ推定に必要な共和分回帰式を得ることができる。

本研究の生産関数はARDLモデルによって以下のように書ける^(注11)。

$$\ln\left(\frac{S}{L}\right)_t = a + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln\left(\frac{S}{L}\right)_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{Ki-i} \left(\frac{K}{L}\right)_{t-i}^{0.5} + e_t \quad (5)$$

説明変数と被説明変数のラグ p と q はラグについての制約が無い推定式から計測された赤池の情報量基準 (AIC) によって選択される。(5)式の ARDL モデルに基づいた長期的生産関数の推定パラメータは以下のように書ける。

$$\theta_K = \frac{\sum_{i=1}^q \widehat{\beta}_{Ki}}{1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (6)$$

ラグ選択後の(5)式を変化分で表し、(6)式のパラメータを利用すれば以下のような共和分回帰式を書くことができる。

$$\Delta \ln\left(\frac{S}{L}\right)_t = - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta \ln\left(\frac{S}{L}\right)_{t-1} + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{Ki}^* \Delta \left(\frac{K}{L}\right)_{t-i}^{0.5} - \widehat{\varphi} EC_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$EC_t = \ln\left(\frac{S}{L}\right)_t - \alpha - \widehat{\theta}_K \left(\frac{K}{L}\right)_t^{0.5} \quad (8)$$

$$\widehat{\varphi} = 1 - \sum_{i=1}^p \gamma_i \quad (9)$$

$$\gamma_i^* = \sum_{m=i+1}^p \widehat{\gamma}_m \quad (10)$$

$$\beta_{Ki}^* = \sum_{m=i+1}^q \beta_{km} \quad (11)$$

Pesaran, Shin, and Smith (2001) は(7)式を書き換えた(12)式の推定パラメータを利用して、(13)式の帰無仮説を F 検定でチェックし、変数間の共和分検定を確認した。

$$\begin{aligned} \Delta \ln\left(\frac{S}{L}\right)_t &= - \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i^* \Delta \ln\left(\frac{S}{L}\right)_{t-1} \\ &\quad + \sum_{i=0}^{q-1} \beta_{Ki}^* \Delta \left(\frac{K}{L}\right)_{t-i}^{0.5} \\ &\quad - \rho \ln\left(\frac{S}{L}\right)_{t-1} - a \\ &\quad - \delta \left(\frac{K}{L}\right)_{t-1}^{0.5} + e_t \end{aligned} \quad (12)$$

$$\rho = 0, \delta = 0 \quad (13)$$

本研究の ARDL モデルは以下のステップで推定される。まず(5)式の ARDL モデルを当初、最長ラグを 12 として普通最小二乗法で推定する。次に AIC の大きさを基準にラグを再設定した推定を行い、(7)式及び(12)式の共和分回帰式のパラメータを得る。その際、Pesaran, Shin, and Smith (2001) に従って系列相関の存在を確認する。長期時系列データを使用した分析であるため、構造変化の影響を考慮して推定パラメータの安定性が CUSUM 及び CUSUMSQUARE テストで確認される。それらの検定をクリアした後、(12)式の共和分回帰式から得られたパラメータによって、(13)式の帰無仮説の検定 (共和分検定) が行われる。

2-2. 成長要因分析と過剰労働力の計測

(1)式と(2)式を対数変換して時間 t で微分すると、成長率 G で以下のように書くことができる。

$$G\left(\frac{X}{S}\right) = a_v \left(\frac{V}{S}\right) + GA \quad (14)$$

$$G\left(\frac{S}{L}\right) = a_K \left(\frac{K}{L}\right) + GB \quad (15)$$

労働生産性の成長率は以下のように土地生産性と労働者当たりの土地面積の成長率に分解することができる。

$$G\left(\frac{X}{L}\right) = G\left(\frac{X}{S}\right) + G\left(\frac{S}{L}\right) \quad (16)$$

(14)式と(15)式を(16)式へ代入すれば、労働生産性の成長要因をBC及びM技術の側面から分解可能となる。本研究では土地生産性の成長要因分析に必要な a_V は、中間投入財消費額の農業総生産額に占める値を実際に計測して使用する。労働者当たりの土地面積の成長要因分析に必要な a_K は、(3)式の生産関数をARDLモデルで推定したパラメータの値を使用する。

本研究では労働の限界生産力 MP_L を生産関数の推定によって得られたパラメータを使用して、以下の式によって計測する。(17)式で計測した MP_L を実質賃金率(w/p)と比較することで、中国と日本農業に存在する過剰労働力の長期的な動向を確認することができる。

$$\begin{aligned} MP_L &= \frac{\partial X}{\partial L} = \frac{\partial X}{\partial S} \times \frac{\partial S}{\partial L} \\ &= \frac{X}{S}(1-a_V) \times \frac{S}{L}(1-a_K) \\ &= \frac{X}{L}(1-a_V) \times (1-a_K) \end{aligned} \quad (17)$$

3. データ

本研究の生産関数の推定のために米国農務省が提供する『*Agricultural total factor productivity growth indices for individual countries, 1961-2015*』にある日本と中国のデータを使用した^(注12)。詳細は以下の通りである。

土地面積 S ：農業用地と牧草地の合計値。

労働投入 L ：農業労働者数。

資本ストック K ：トラクターの馬力数。

農業の成長要因分析には、生産関数の推定のためのデータに加えて、総生産額と中間投入量

が必要となり、日本と中国について異なる資料を使用した。

日本：総生産額 X ：農林水産省が提供する『農業・食料関連産業の経済計算』に記載されている2011年基準の農業実質総生産額^(注13)。

中間投入額 V ：『農業・食料関連産業の経済計算』に記載されている2011年基準の農業実質総生産額。

中国：総生産額 X ：中国国家统计局が提供するデータベースから1978年基準の実質農業総生産額^(注14)。

中間投入額 V ：中国国家统计局が提供するデータベースから1978年基準の実質農業総生産額と実質農業総付加価値額を得て、前者から後者を控除して計測した。

成長要因分析と労働の限界生産力の計測に必要な農業中間投入のコストシェアは、両国ともに農業の中間投入額と総生産額の比率を求めて計測した。

農業部門の実質賃金率は以下のように計測した。

日本：ルイス・モデルの生存維持水準の賃金を一次産業の雇用労働力の賃金と定義した。一次産業の雇用労働力の名目賃金は、内閣府の提供する『国民経済計算年次推計』の一次産業の雇用者所得と雇用者数の比率を求めて推計した^(注15)。さらに『国民経済計算年次推計』から得られる消費デフレーターで実質化した。

中国：ルイス・モデルの生存維持水準の賃金を都市部の農業労働力の賃金と定義した^(注16)。中国国家统计局が提供する

データベースから消費者物価指数を得て実質化した^(注17)。

4. 実証研究の結果

4-1. 生産関数の推定結果

① 中国を対象とした生産関数の推定結果

表1 単位根検定の結果

説明変数	t 値
$\ln(S/L)$	-1.391
$d\ln(S/L)$	-7.624
$(K/L)^{0.5}$	-2.135
$d(K/L)^{0.5}$	-5.840

表1は生産関数の推定に使用される従属及び説明変数の単位根検定(Augmented Dickey-Fuller test: ADFテスト)

の推定結果である。1961-2015年という長期の

時系列データを使用するため、構造変化を考慮してブレイク・ポイント付のADFテストを行った^(注18)。その結果、全ての変数で階差定常、すなわち $I(1)$ の関係が確認され、Pesaran, Shin, and Smith (2001)の共和分回帰を行い、パラメータの長期的関係を確認することが可能と判断された。

表2はラグ数選択後のARDLモデルの推定結果をエラー・コレクションモデル(Error Correction Model: ECM)の形式で表したものである^(注19)。本研究の(12)式に相当する。

ARDLモデルの系列相関をチェックするためのQ統計量のP値(表3)は系列相関が存在しないことを強く示唆している。

表2 ECMの推定結果

変数	推定パラメータ	標準誤差	t 値	p 値
C	-0.545	0.156	-3.489	0.003
t	-0.019	0.005	-3.796	0.001
$\ln(S/L)(-1)$	-0.939	0.275	-3.412	0.003
$(K/L)^{0.5}(-1)$	0.139	0.044	3.145	0.006
$d\ln(S/L)(-1)$	0.802	0.273	2.940	0.009
$d\ln(S/L)(-2)$	0.596	0.279	2.133	0.047
$d\ln(S/L)(-3)$	0.607	0.281	2.162	0.044
$d\ln(S/L)(-4)$	0.519	0.258	2.010	0.060
$d\ln(S/L)(-5)$	0.429	0.203	2.115	0.049
$d\ln(S/L)(-6)$	0.355	0.196	1.810	0.087
$d\ln(S/L)(-7)$	0.248	0.187	1.324	0.202
$d\ln(S/L)(-8)$	0.437	0.199	2.195	0.042
$d(K/L)^{0.5}$	0.540	0.070	7.690	0.000
$d(K/L)^{0.5}(-1)$	-0.123	0.089	-1.377	0.185
$d(K/L)^{0.5}(-2)$	-0.028	0.087	-0.326	0.749
$d(K/L)^{0.5}(-3)$	-0.070	0.080	-0.865	0.398
$d(K/L)^{0.5}(-4)$	-0.086	0.089	-0.962	0.349
$d(K/L)^{0.5}(-5)$	0.002	0.094	0.026	0.980
$d(K/L)^{0.5}(-6)$	0.010	0.102	0.101	0.921
$d(K/L)^{0.5}(-7)$	0.266	0.126	2.113	0.049
$d(K/L)^{0.5}(-8)$	-0.209	0.093	-2.250	0.037
$d(K/L)^{0.5}(-9)$	0.144	0.085	1.683	0.110
$d(K/L)^{0.5}(-10)$	0.150	0.087	1.721	0.102
$d(K/L)^{0.5}(-11)$	-0.225	0.081	-2.788	0.012
D1978	-0.059	0.025	-2.381	0.029

(注) 従属変数は $d\ln(S/L)$ であり、時間tと定数項Cを含む推定を行った。また構造変化を考慮して、1978年以前を0、以後を1とするダミー変数D1978を加えた推定を行った。()内はラグ次数である。

表3 系列相関検定 (Q 統計量)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.1...	-0.1...	0.497...	0.48...
		2 -0.2...	-0.2...	4.306...	0.11...
		3 -0.2...	-0.3...	6.539...	0.08...
		4 0.07...	-0.1...	6.828...	0.14...
		5 0.05...	-0.1...	7.003...	0.22...
		6 -0.0...	-0.2...	7.216...	0.30...
		7 0.04...	-0.0...	7.308...	0.39...
		8 -0.0...	-0.1...	7.428...	0.49...
		9 0.21...	0.14...	9.964...	0.35...
		10 -0.0...	-0.0...	10.12...	0.42...
		11 -0.1...	-0.0...	11.40...	0.41...
		12 -0.0...	0.01...	11.45...	0.49...
		13 -0.1...	-0.3...	13.24...	0.42...
		14 0.24...	0.07...	17.37...	0.23...
		15 0.02...	-0.1...	17.42...	0.29...
		16 -0.1...	-0.3...	18.96...	0.27...
		17 -0.0...	-0.0...	19.02...	0.32...
		18 0.13...	-0.1...	20.41...	0.30...
		19 0.11...	-0.0...	21.57...	0.30...
		20 -0.1...	-0.0...	23.72...	0.25...

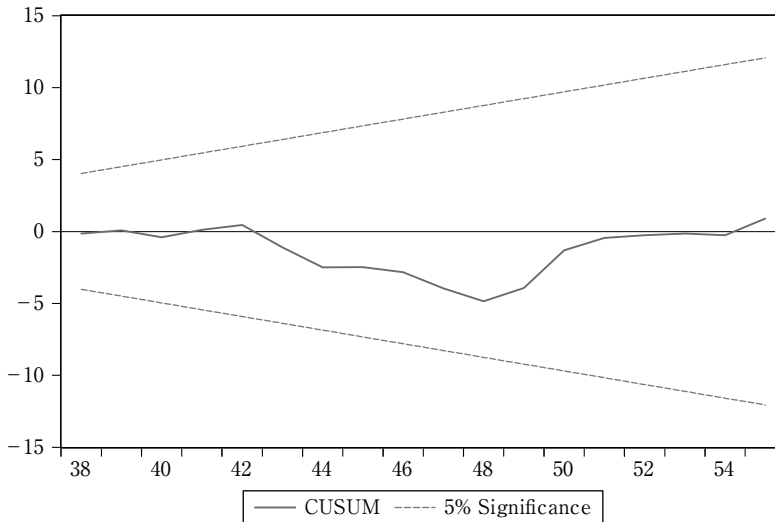


図5 CUSUM テスト

さらに CUSUM テスト及び CUSUMSQUARE テストを行い、5%有意水準の範囲となることから、推定期間の ARDL モデルによる推定パラメータの安定性が確認された。

表2によれば、 $\ln(S/L)(-1)$ の推定結果は有意に負の値となっており、ECM の成立条件を満足する。生産関数の長期的関係の推定結果は表4のように書ける。推定パラメータは全て5%水準で有意であり、良好な推定結果が得ら

れた。さらに F 統計量は 7.649 となっており、変数間の長期的関係が無いとする帰無仮説を1%水準で棄却することが可能である^(注20)。Pesaran, Shin, and Smith (2001) の共和分検定によって、変数間の長期的関係が確認され、生産関数の推定結果の頑健性が保証された。

生産関数の推定結果では、時間 t のパラメータの値が有意に負であり、中国において労働者当たりの耕地面積の比率を低下させるような技

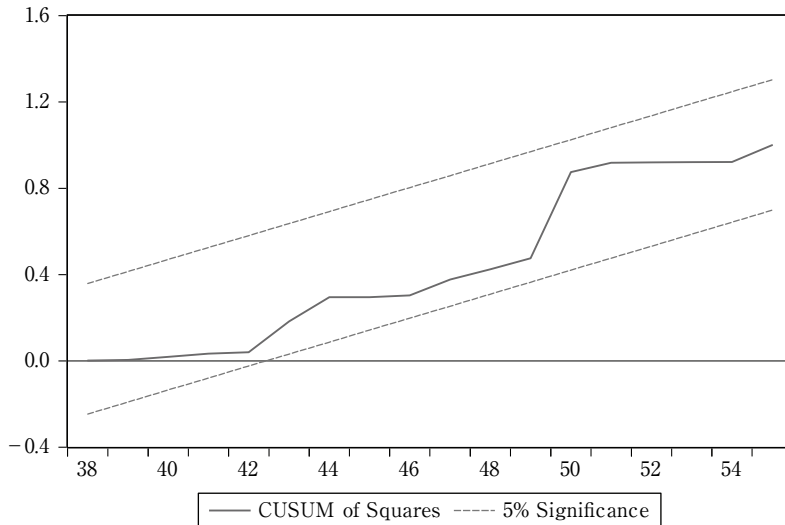


図6 CUSUMSQUARE テスト

表4 生産関数の推定結果

変数	推定パラメータ	標準誤差	t 値	p 値
$(K/L)^{0.5}(-1)$	0.148	0.056	2.642	0.017
t	-0.020	0.005	-4.344	0.000
F 統計量	7.649			

(注) 従属変数は $d(S/L)(-1)$ であり、時間 t を含む推定を行った。

術変化が推定期間に生じていることになる。

② 日本を対象とした生産関数の推定結果

表5 単位根検定の結果

説明変数	t 値
$\ln(S/L)$	-2.286
$d\ln(S/L)$	-9.162
$(K/L)^{0.5}$	-4.053
$d(K/L)^{0.5}$	-9.794

戦後期の日本において、生産関数の推定に使用されるデータを使ったブレイク・ポイント単位根

検定の結果は、中国の推定結果と同様に従属変数、説明変数ともに $I(1)$ と判断できる。表6はラグ数選択後のARDLモデルの推定結果をエラー・コレクションモデル (Error Correction Model: ECM) の形式で表したものである^(注21)。定数項を含まない推定であり、構造変化を考慮して、1973年以前は0、以後を1とするダミー変数を加えた推定を行った。

表7、図7、図8の検定結果より、ARDLモデルに系列相関の影響が確認できず、推定パラメータの安定性も高いことが確認される。

表6によれば、 $\ln(S/L)(-1)$ の推定結果は中国と同様に有意に負の値となっており、ECMの成立条件が満たされている。生産関数の長期的関係の推定結果は表8のように書ける。推定パラメータは全て1%水準で有意であり、良好な推定結果が得られた。さらにF統計量は10.058となっており、変数間の長期的関係が無いとする帰無仮説を1%水準で棄却することが可能である^(注22)。

日本においても中国と同様、Pesaran, Shin, and Smith (2001) の共和分検定によって、変数間の長期的関係が確認され、生産関数の推定結果の頑健性が保証された。次のセクションでは、日本と中国の生産関数の推定パラメータを

表6 ECMの推定結果

変数	推定パラメータ	標準誤差	t 値	p 値
$\ln(S/L)(-1)$	-0.031	0.008	-3.806	0.001
$(K/L)^{0.5}(-1)$	0.001	0.000	3.975	0.001
$d\ln(S/L)(-1)$	0.599	0.169	3.551	0.002
$d\ln(S/L)(-2)$	0.292	0.146	2.006	0.057
$d\ln(S/L)(-3)$	-0.082	0.155	-0.526	0.604
$d\ln(S/L)(-4)$	-0.007	0.144	-0.052	0.959
$d\ln(S/L)(-5)$	0.158	0.148	1.066	0.297
$d\ln(S/L)(-6)$	0.073	0.140	0.524	0.606
$d\ln(S/L)(-7)$	0.165	0.138	1.197	0.243
$d\ln(S/L)(-8)$	0.189	0.142	1.327	0.198
$d\ln(S/L)(-9)$	0.229	0.141	1.628	0.117
$d(K/L)^{0.5}$	0.005	0.004	1.267	0.218
$d(K/L)^{0.5}(-1)$	-0.015	0.005	-3.215	0.004
$d(K/L)^{0.5}(-2)$	-0.006	0.004	-1.667	0.109
$d(K/L)^{0.5}(-3)$	-0.001	0.003	-0.246	0.808
$d(K/L)^{0.5}(-4)$	-0.002	0.004	-0.421	0.678
$d(K/L)^{0.5}(-5)$	-0.007	0.004	-1.944	0.064
$d(K/L)^{0.5}(-6)$	-0.005	0.003	-1.510	0.145
$d(K/L)^{0.5}(-7)$	-0.014	0.004	-3.911	0.001
$d(K/L)^{0.5}(-8)$	-0.012	0.004	-2.875	0.009
$d(K/L)^{0.5}(-9)$	-0.006	0.004	-1.516	0.143
D1973	-0.016	0.009	-1.870	0.074

表7 系列相関検定 (Q 統計量)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1 -0.0...	-0.0...	0.077...	0.78...
		2 -0.1...	-0.1...	1.650...	0.43...
		3 0.02...	0.01...	1.694...	0.63...
		4 0.07...	0.04...	1.952...	0.74...
		5 -0.2...	-0.2...	5.490...	0.35...
		6 -0.2...	-0.2...	8.873...	0.18...
		7 0.05...	-0.0...	9.019...	0.25...
		8 0.09...	0.00...	9.566...	0.29...
		9 -0.0...	0.02...	9.566...	0.38...
		10 -0.1...	-0.2...	10.97...	0.35...
		11 0.14...	-0.0...	12.33...	0.33...
		12 0.03...	-0.1...	12.39...	0.41...
		13 -0.0...	-0.0...	12.47...	0.48...
		14 -0.2...	-0.2...	15.66...	0.33...
		15 0.13...	-0.0...	16.99...	0.31...
		16 0.26...	0.18...	22.00...	0.14...
		17 -0.0...	-0.0...	22.50...	0.16...
		18 -0.0...	-0.0...	22.78...	0.19...
		19 0.14...	0.01...	24.57...	0.17...
		20 -0.0...	-0.0...	24.58...	0.21...

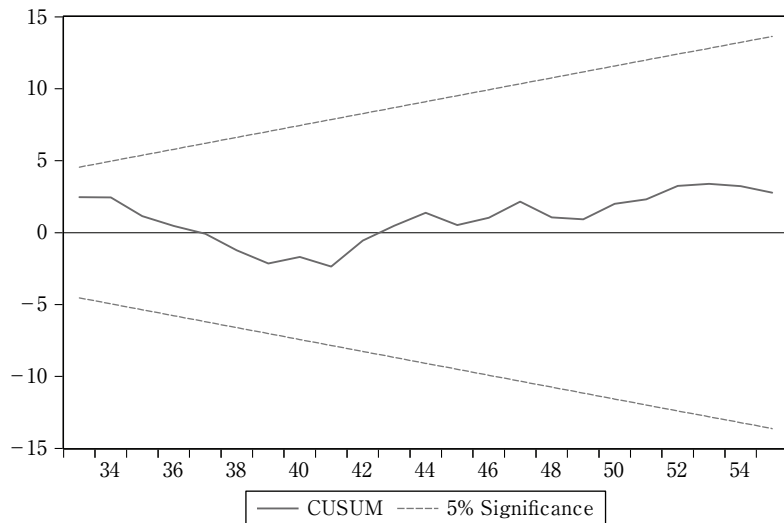


図7 CUSUM テスト

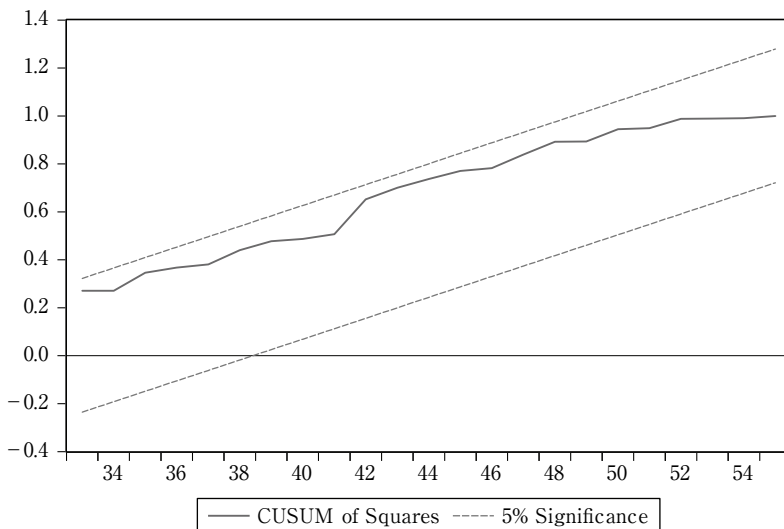


図8 CUSUMSQUARE テスト

表8 生産関数の推定結果

変数	推定パラメータ	標準誤差	t 値	p 値
$(K/L)^{0.5}(-1)$	0.035	0.009	3.913	0.001
F 統計量	10.058			

(注) 定数項や時間を含まない推定の結果である。

使用して、農業の成長要因分析を行う。

4-2. 農業の成長要因分析

表9と表10は、農業の成長要因の計測結果である。その結果は以下のようにまとめることができる。

- (1) 中国農業の労働生産性の成長率 ($GX-GL$) は、加速度的に上昇しており、2007-2013年が最も高い値となっている。
- (2) 日本農業の労働生産性の成長率 ($GX-GL$) は、1985-1995年を除いて5%台の成長となっている。
- (3) 中国農業の労働生産性の成長率 ($GX-$

GL) は、1985-1995年までの期間は、労働者当たりの耕地面積の成長率 ($GS-GL$) が負の値となることから、多くの部分を土地生産性の成長率 ($GX-GS$) に依存している。しかし、1996-2006年には ($GS-GL$) が負から正へと変化し、2007-2013年には、($GS-GL$) の ($GX-GL$) に対する貢献が ($GX-GS$) を上回る。

- (4) 日本農業の労働生産性の成長率 ($GX-GL$) は、計測期間を通じて労働者当たりの耕地面積の成長率 ($GS-GL$) は正の値であり、かつ土地生産性の成長率 ($GX-GS$) を上回っている。1996-2006年の期間以後、($GX-GS$) は負の値となっており、

表9 農業の成長要因 (中国)

期間	GX	GS	GL	GV	GK	$GX-GL$	$GX-GS$
1963-1973	0.048	0.004	0.028	0.066	0.119	0.020	0.044
1974-1984	0.045	-0.003	0.007	0.053	0.119	0.039	0.049
1985-1995	0.060	0.004	0.014	0.094	0.051	0.046	0.056
1996-2006	0.052	0.002	-0.010	0.070	0.064	0.062	0.050
2007-2013	0.044	0.009	-0.041	0.046	0.066	0.085	0.036
期間	$GS-GL$	$a_V(GV-GS)$	GA	$a_K(GK-GL)$	GB	a_V	a_K
1963-1973	-0.024	0.015	0.030	0.007	-0.031	0.236	0.078
1974-1984	-0.010	0.015	0.033	0.016	-0.026	0.269	0.143
1985-1995	-0.010	0.032	0.024	0.008	-0.018	0.354	0.207
1996-2006	0.012	0.032	0.018	0.021	-0.010	0.476	0.287
2007-2013	0.049	0.019	0.016	0.046	0.003	0.519	0.433

(注) 成長率は5か年移動平均値を使用して計測。 a_V と a_K は期間平均値を使用。

表10 農業の成長要因 (日本)

期間	GX	GS	GL	GV	GK	$GX-GL$	$GX-GS$
1963-1973	0.014	-0.006	-0.038	0.046	0.101	0.052	0.021
1974-1984	0.006	-0.004	-0.045	0.017	0.057	0.051	0.010
1985-1995	-0.008	-0.007	-0.040	-0.001	0.001	0.032	-0.002
1996-2006	-0.011	-0.007	-0.061	-0.009	-0.021	0.050	-0.004
2007-2013	-0.010	-0.004	-0.067	-0.006	-0.036	0.058	-0.005
期間	$GS-GL$	$a_V(GV-GS)$	GA	$a_K(GK-GL)$	GB	a_V	a_K
1963-1973	0.032	0.019	0.001	0.023	0.009	0.362	0.168
1974-1984	0.041	0.010	0.001	0.033	0.008	0.453	0.325
1985-1995	0.034	0.003	-0.004	0.020	0.014	0.496	0.473
1996-2006	0.054	-0.001	-0.003	0.024	0.031	0.529	0.588
2007-2013	0.063	-0.001	-0.004	0.021	0.042	0.531	0.691

(注) 表9の注と同様の計測を行った。

(GS-GL) の貢献は相対的に大きくなって
いる。

- (5) 中国では、BC技術の進歩(GA)はM
技術の進歩(GB)を計測期間中、上回っ
ているが、1974-84年以後、GAは低下し
ていくのに対し、GBは上昇していく。
- (6) 日本では、BC技術の進歩(GA)がM
技術の進歩(GB)を計測期間中、下回っ
ており、0.5%を下回る低い値で停滞して
いる。GBは1974-84年以後、急速に成長
しており、1996-2006年以後は、労働生産
性の成長率(GX-GL)の最も大きな成長
要因となっている。

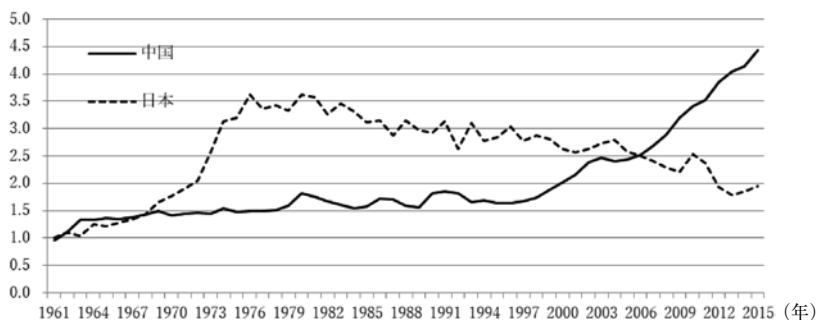
計測期間を通じて、日本の(GX-GL)
は(GX-GS)よりも(GS-GL)に大きく
依存している一方、中国の(GX-GL)は
(GX-GS)に依存する状態が連続して続い
た。日本ではこの傾向に変化は無いが、中
国では2007-2013年に日本と同様、(GS-
GL)に大きく依存する状況が生じている。
農業近代化の原動力であったBC技術から
M技術への移行が中国で2000年代後半以
降、進行するようになった。しかし、
2007-2013年の中国の(GS-GL)はGB技
術進歩よりも労働者当たりの資本の成長
 a_K (GK-GL)に相対的に大きく依存して

おり、前者に相対的に大きく依存している
日本と異なる。

4-3. 労働の限界生産力の計測結果

(16)式により労働の限界生産力を計測し、都
市農業労働者の実質賃金(中国)及び農業雇用
労働者の実質賃金(日本)との比率(実質賃金
率 w/p / 労働の限界生産力 MP_L)で表したのが
図9である。

MP_L が w/p とほぼ均衡しているのは中国と
日本、ともに1960年代前半のみであり、 MP_L
は w/p を下回る状態が戦後、持続している。
中国では1990年代後半以降、格差が急速に拡
大しており、2000年代後半以降もその傾向は
持続している。日本では1960年代後半以降、
急速に格差が拡大したが、1980年代後半、以
降、持続的に格差が縮小している。中国では農
業部門で戦後、継続的に過剰労働力が存在して
おり、1990年代後半以降、その値が増加して
いる状態が示唆される。Minami (1973) は
1960年代前半に日本は「転換点」を通過して
いるとしているが、本研究では1960年代後半
以降、再び過剰労働力が存在する状態となっ
ている。一方、中国と異なり、日本では過剰労働
力が1980年代後半以降、減少し続けており、
 MP_L と w/p の格差が2000年代中盤に中国と逆
転することとなった。



(注) MP_L は(16)式により筆者計測。農業部門の w/p は生存維持水準の賃金と考え、中国は
都市農業の雇用労働者、日本は農業の雇用労働者の賃金を計測して使用。

図9 農業部門の実質賃金率 w/p / 労働の限界生産力 MP_L の推移

おわりに

本研究の結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 日本と中国ともに1961-2015年の時系列データを使用したARDLモデルによる生産関数の推定結果は良好であり、農業技術の特徴をM技術の側面から説明することが可能となった。
- (2) 農業の成長要因分析の結果、戦後、中国は労働生産性の成長を土地生産性の成長に、日本は労働者当たりの耕地面積の成長に相対的に大きく依存していることが確認された。
- (3) 中国のBC技術の進歩GAは1974-1984年以後、低下しているが、M技術の進歩GBは上昇している。日本ではGBが戦後持続的に上昇しており、1996-2006年以後、労働生産性の最大の成長要因となっている。
- (4) 農業の実質賃金率と労働の限界生産力を比較すると、戦後、殆どの期間において日中両国で過剰労働力が存在することが確認された。日本では1980年代後半以降、低下傾向を示しているが、中国では1990年代後半以降、上昇傾向を示している。

中国農業は1960年代前半から2010年代後半において加速度的に労働生産性を高めており、改革開放が本格化して以後、1985-1995年の期間以後は、日本の成長率を上回っている。中国の労働生産性の成長は土地生産性の成長によって実現されており、改革開放期以後は、とりわけ肥料投入の果たす役割が大きい。また2007-2013年では土地生産性の成長を労働者当たり土地面積の成長が上回っており、労働生産性の成長にM技術の果たす役割が相対的に上昇し

ていることを示唆している。日本では戦後一貫して労働者当たりの土地面積の成長は土地生産性の成長を上回っており、2000年代後半以降、中国の農業発展がM技術に相対的に大きく依存した日本型成長に近づきつつあることを示している。

中国においては、戦後、ほぼ全ての期間において農業の実質賃金率は労働の限界生産力を上回っており、1990年代後半以降、その傾向は一層強まっている。しかし、1960年代前半に転換点を越えたとされる日本でも1960年代後半以降、中国と同様、過剰労働力が存在するようになっている。日本では1980年代後半以後、過剰労働力は減少しつつあると考えられるが、中国では1990年代後半以後、急速に増加する傾向を示しており、より深刻な状況であると判断される。過剰労働力を減少させるには、農業の労働生産性の成長をより一層高め、速やかな非農業への労働移動を実現する必要がある。中国の労働生産性の成長には、農業の機械化を図ると同時に、M技術の効率性を高めるため農地の集積と規模拡大を進めることが重要となる。さらに2000年代後半以降、成長が鈍化しているBC技術についても品種改良や普及を政策的に促進する必要がある。BC技術の停滞は戦後の日本で観察されており、農業の労働生産性の成長のためにM技術とバランスのとれた農業発展が望ましいことを中国は認識するべきであろう。

本研究では生産関数の推定には耕種農業や林業に畜産業を含めたデータを使用しており、成長要因分析では漁業を含めた一次産業全体のデータを使用している。本研究のような分析では実証研究の対象を耕種農業に限定することが望ましい。さらに労働力のデータは、人数を使用しているが、兼業を考慮した労働時間数のデータを使用することが望ましく、今後の課題と言えよう。

《注》

- (注1) Maddison Project Database 2018 の実質1人当たり GDP (国際ドル表示) の値による比較。
(<https://www.rug.nl/ggdc/historical-development/maddison/releases/maddison-project-databas-2018>)
- (注2) USDA が提供する International Agricultural Productivity データを使って筆者計測。
- (注3) 土地の貢献は-6.4%となっている。
- (注4) その他の生産要素の貢献について、土地は1.3%、機械・役畜は22.5%、労働は0%となっている。
- (注5) Ito (2010) の Fig. 4 を参照のこと。
- (注6) 大川 (1975) は自己雇用部門の労働の限界生産力が近代部門もしくは資本家部門よりも低位にある場合、過剰就業 (過剰労働力) が存在することを定義した。
- (注7) ルイスの転換点については、Minami (1973) の Chapter 3 に詳しい説明がある。
- (注8) Minami (1973) の基準については、Minami (1973) の 72 頁から 83 頁を参照のこと。
- (注9) Minami (1973) の第1の基準では、生存維持水準の賃金として実質賃金率が想定されており、しばしば、その代理変数として農業部門や農村工業部門の雇用労働力の実質賃金率が使用されている。
- (注10) 荏開津 (1985) の第10章に詳しい説明がある。
- (注11) 以下の ARDL モデルの記述は *EViews Users Guide II* の Chapter 27 を参考にした。
- (注12) 資料の URL は以下の通り。
(<https://www.ers.usda.gov/data-products/international-agricultural-productivity/>)
- (注13) 資料の URL は以下の通り。
(https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00500001&tstat=00000101585_4&cycle=7&year=20170&month=0&tclass1=000001098075&tclass2=000001127359)
- (注14) 資料の URL は以下の通り。
(<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>)
- (注15) 資料の URL は以下の通り。
(https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/files_kakuhou.html)
- (注16) データの典拠については図4を参照のこ

と。

- (注17) 資料の URL は (注3) と同じ。
- (注18) トレンドと定数項を含む推定を行い、ADF 検定のラグ数は Schwarz 情報量規準で選択した。ブレイク・タイプは Innovation outlier モデルを選択し、定数項をブレイク・ポイントとし、ADF 検定の t 値を最小化するようにブレイク・ポイントを選択した。詳しくは EViews のヘルプを参照のこと。
- (注19) AIC による選択の結果、従属変数のラグは9、説明変数のラグは12として ARDL モデルの推定を行った。
- (注20) $I(1)$ の変数の1%水準の F 値は6.73である。
- (注21) AIC による選択の結果、従属変数のラグは10、説明変数のラグは10として ARDL モデルの推定を行った。
- (注22) (注20) を参照のこと。

【参考文献】

- 荏開津典生 (1985) 『日本農業の経済分析』, 大明堂。
- 江良亮 (2016) 『中国経済の転換点に関する研究: 2000年代における農業部門を対象とした実証研究』, 早稲田大学博士論文。
- 大川一司 (1975) 「過剰就業: 再論」, 大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展』, 東洋経済新報社。
- 厳善平 (2002) 『農民国家の課題』, 名古屋大学出版会。
- 白砂堤津耶 (1986) 『中国農業の計量経済分析』, 大明堂。
- 沈金虎 (1999) 「経済改革後中国農業の成長と波動の経済分析」, 『農林業問題研究』134号。
- Ito, Junichi (2010), "Inter-regional difference of agricultural productivity in China: Distinction between biochemical and machinery technology", *China Economic Review* 21.
- Minami, Ryoshin (1973) *The turning point in economic development; Japan's experience*, Tokyo: Kinokuniya Bookstore Co.
- Pesaran, M. Hashem, Shin Yongcheol and Smith Richard J. (2001), "Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16.

(よしだ・しげかず
大阪市立大学大学院経済学研究科博士後期課程3年)