

日本の稲作全要素生産性における地域間格差の動向

誌名	農林業問題研究
ISSN	03888525
著者名	國光,洋二
発行元	富民協会
巻/号	49巻4号
掲載ページ	p. 501-510
発行年月	2014年3月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council
Secretariat



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—

國 光 洋 二 *

The Trend of Regional Gaps in Japanese Rice Total Factor Productivity: Fact findings from spatial econometric analysis

Yoji Kunimitsu (National Institute for Rural Engineering of NARO)

To continue Japanese rice production under strong pressure from trade liberalization, it is important to improve rice total factor productivity (TFP). This study quantified Japanese rice TFP by the Törnqvist-Thiele index and Malmquist index and estimated chronological trends of rice TFP by applying a spatial econometric model with consideration of spatial interaction. The regional convergence criterion, β convergence, and the absolute convergence criterion, σ convergence, were taken into account to reveal the trends. The results demonstrated that statistical testing power became weak in the β convergence model, if

spatial interaction effects were ignored. This is probably due to the regionally synchronized effects of climate change. Second, there were some periods which show different trends between Törnqvist-Thiele index and Malmquist index as well as β convergence and σ convergence criteria. Third, most indexes suggested that Japanese rice TFP converged among 38 prefectures during the 1990s, but that the convergence trend stopped in the 2000s. Based on these findings, policy support needs to be reconsidered to allow less productive regions to catch up to highly productive ones.

1. はじめに

貿易自由化の流れのなかで日本の主食である米の自給力を維持していくため、国内における稲作の価格競争力の強化が重要な政策課題となっている。そのときに鍵となるのが、稲作の総合的な生産性を表す全要素生産性 (TFP) の向上である。日本の稲作は、歴史的な経緯、地域経済における稲作のウェイトの差、稲作を担う農家の状況等が異なり、現状では TFP に地域間格差が存在する可能性が高い。この地域間格差が将来的に解消され、生産性の低い地域が高い地域にキャッチアップしていくのであれば、日本の稲作 TFP は全体として底上げされよう。しかし、逆に地域間格差が持続ないし拡大してい

ば、市場経済競争により生産性が低い地域の稲作が衰退していく危険性がある。その観点から、日本の稲作 TFP の地域間格差がどのように推移しているのかを実証的に解明することが重要であると考えられる。

農業の生産性は、一般的には労働、土地、資本ストック等のそれぞれの生産要素で生産額を除いた値で評価できる。これに対し TFP は、すべての投入要素を考慮した総合的な生産性指標である。TFP の計測は、生産関数理論を援用し、毎年の粗収益の変化率から生産コストの変化率を差し引いて求めるソロー残差による方法が古くから用いられている。この方法では、生産コストの変化率を求めるときに、生産要素の分配率を一定と仮定することが多い。そのため、生産要素間の代替が生じている場合は、計測結果にバイアスが生じることになる。その点を改

* 農業・食品産業技術総合研究機構・農村工学研究所

善し、偏向的な技術進歩にも対応できるように分配率の時系列的な変化を考慮して TFP を計測するのが Tornqvist-Thiele 指数 (以下、トルンクビスト指数と称す) による方法である。また、最適生産状態に達していない生産主体の存在を前提として Data Envelopment Analysis (DEA) を用いて TFP を計測する Malmquist 指数 (以下、マルムクイスト指数と称す) による方法も先行研究では用いられている¹⁾。

日本の農業の生産性の動向に関する実証研究として山口・陳 (1999) は、1 人当たりの農業所得の地域間格差が 1965～90 年の間に収束傾向にないことを示している。これに対し、山本他 (2007) では、日本稲作の TFP の成長において、1990 年代の生産フロンティアの拡大速度が鈍化し、相対的に生産性の低い地域がフロンティア地域にキャッチアップする効果が強くなったと結論づけている。つまり、稲作の地域間格差は収束する傾向にあることが示唆されていると解釈できる。農業全体と稲作の違いはあるものの、このような収束傾向の相違が、生産性を計測する手法によるものなのか、それとも分析期間の違いによるものなのか、さらには、後で述べるような地域間の相互作用を考慮していないことによるバイアスの影響なのかは、解明すべき重要な研究課題と言えよう。

そこで本稿では、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数を適用して稲作の TFP を定量化し、二つの指数を比較して 1980 年代以降の TFP における地域間格差の動向を明らかにする。分析に当たり、Sala-i-Martin (1998) の分析にならい、各時点における TFP の地域的な分散に着目した σ 収束 (絶対的収束) と各地域の成長速度に着目した β 収束 (相対的収束) の両面から格差の動向を明らかにする。加えて、 β 収束の検証では空間計量経済モデルを適用して地域間の相互作用の影響を考慮する。

本稿の構成は、以下の通りである。本節に続く第 2 節で、先行研究の結果をレビューし、今回の分析における視座を示す。第 3 節で、稲作 TFP の定量化手法であるトルンクビスト指数とマルムクイスト指数について説明し、それら指数で定量化した TFP の地域間格差の動向に関する分析モデルを説明する。合わせて、本稿で用いるデータについても言及する。第 4 節では、分析結果に関する考察をおこない、最後の第 5 節では、得られた結果をまとめ

るとともに、今後の分析で注意すべき点、含意を述べて結論にかえる。

2. 先行研究と分析の視座

胡 (1995) は、1960～80 年代の農業全体の TFP をトルンクビスト指数により計測し、小規模層の効率性改善が農業全体の TFP 成長に大きな影響力をもっているという結果を示している。稲作については、高山・高橋 (2010) が 2003 年までの稲作 TFP をトルンクビスト指数により定量化している。彼らの分析結果をもとに國光 (2011) では、トルンクビスト指数による農業 TFP に対し、経営規模の拡大、研究開発投資の促進、さらには農業生産基盤資本ストックの増加がプラスに影響することを実証している。一般に、経営規模の拡大は地域差が存在するので、この研究結果からは、TFP の格差が拡大する可能性が示されていることが類推できる。

一方、マルムクイスト指数を用いた先行研究として、先に挙げた山本他 (2007) のほかに、近藤他 (2010, 2005) がある。これらでは、マルムクイスト指数で定量化した 1995 年までの稲作 TFP の地域間格差が縮小傾向にあったことを、収束速度と初期時点の TFP 水準の関係を示す β 収束モデルを推定することにより実証的に示している。また、日本の稲作 TFP に関するトルンクビスト指数とマルムクイスト指数を比較した研究として國光 (2013) では、ほとんどの県において二つの指数による TFP の計測結果は同様な傾向を示すこと、トルンクビスト指数よりマルムクイスト指数の方が TFP の年次毎の地域差を大きめに計測する傾向が見られること、肥料のような経常財投入の時系列的な傾向が他県と異なる県では、二つの指数で計測した TFP の伸び率に大きな差が生じることが示されている。この結果から、日本の稲作生産性における地域間格差を明らかにするためには、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数の両方を適用して計測した TFP の動向を比較分析することが重要と言えよう。

ところで、TFP は生産技術の変化を表すことから、生産技術の地域的 (空間的) な伝播・伝達による相互作用も無視できない。空間的な相互作用を考慮して説明変数と被説明変数の関係を分析するには、隣接地域の経済状況が当該地域に直接影響する効果を想定した空間ラグ (空間自己回帰) モデルや

変数自体に空間的な相互関係はないが、各地域の誤差項に相関が生じる状況を想定した空間誤差モデルが適用できる (Anselin et al., 2004; LeSage and Pace, 2008). Esposti (2010) は、イタリアの 20 地域に関する 1951 から 2002 年のパネルデータに空間ラグモデルを適用して農業の TFP における地域間格差の収束を促進する要因を分析し、空間的な技術のスピル・オーバー効果が地域間格差の収束に影響していると結論づけている。また、DiGiacinto and Nuzzo (2006) は、イタリアの製造業部門内の TFP における地域間格差の動向に影響する要因を分析し、空間ラグモデルよりも空間誤差モデルが統計的に支持されて、近隣地域に共通する何らかの潜在的要因(データで表せない)が存在すると解釈している。ただし、空間ラグモデルと空間誤差モデルの推定係数には、大きな差が無い結果となっている²⁾。空間計量経済モデルは比較的新しい手法で、世界的にも適用が始まったばかりである。そのため、日本の稲作に関して空間計量経済モデルを適用した実証分析の余地は多く残されている。

3. 分析の方法

(1) 稲作 TFP の定量化

指数型の生産関数を仮定すれば、全要素生産性 (TFP) は、

$$TFP_{r,t} = \frac{Y_{r,t}}{\prod_i X_{i,r,t}^{\alpha_{i,r,t}}} \quad (1)$$

のように表せる。ここに r , t 及び i は、それぞれ地域、年及び投入要素の種類を別を表す添え字である。 Y と X はそれぞれ粗生産額と各投入要素 (農地、労働、資本ストック、農薬・肥料等の経常財投入) を表す。 α は各生産要素の分配率であり、生産関数がホモセティックで農業者による生産の最適化が行われていると仮定し、この値を各生産要素の費用シェアから求める。

(1) 式の両辺を対数変換し、 t と $t-1$ 年の間の差分形式で表せば、

$$\ln(TFP_t/TFP_{t-1}) = [\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})] - \sum_i [\alpha_{i,t} \ln(X_{i,t}) - \alpha_{i,t-1} \ln(X_{i,t-1})] \quad (2)$$

となる。式の右辺第 2 項のデブジア指数を離散変数

に拡張したトルンクビスト指数で近似すれば、

$$\ln(TFP_t/TFP_{t-1}) = [\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})] - \sum_i 0.5(\alpha_{i,t} + \alpha_{i,t-1}) [\ln(X_{i,t}) - \ln(X_{i,t-1})] \quad (3)$$

となる。この式を適用して TFP の毎年の変化率を算定するのがトルンクビスト指数による TFP である。

一方、マームクイスト指数による TFP の変化は、現実的に非効率な生産を行う生産者 (生産地域) が存在することを前提に、以下の式により求める。

$$TFP_{r,t}/TFP_{r,t-1} = \left[\frac{d_r^{t-1}(x_t, y_t)}{d_r^{t-1}(x_{t-1}, y_{t-1})} \times \frac{d_r^t(x_t, y_t)}{d_r^t(x_{t-1}, y_{t-1})} \right]^{1/2} \quad (4)$$

ここに、 d_r^{t-1} は $t-1$ 期の生産フロンティアを基準に計った r 地域の技術効率性値、 d_r^t は t 期の生産フロンティアを基準に計った r 地域の技術効率性値である。この技術効率性値は、規模に関する収穫一定の仮定のもとで DEA を適用して計算される生産フロンティアと各生産主体 (生産地域) との距離を表す (Fare et al., 1994; Coelli, 2008)。

トルンクビスト指数とマームクイスト指数は、生産における非効率を認めるか否かという点で分析の仮定が異なるため、両指数で計測した TFP は一致しない。しかし、効率的な生産が行われている場合には、両者の計測結果が比較的一致すると言われていた (若林, 2008)。

ところで、(3) 式と (4) 式からは TFP の伸び率しか分からないが、地域間格差を分析するときには、分析期間の初期の値が重要である。そこで、トルンクビスト指数の場合は、(1) 式から $t-1$ 期の項を除いた式である $\ln(TFP_t) = \ln(Y_t) - \sum_i \alpha_{i,t} \cdot \ln(X_{i,t})$ に 1979

年の Y と X を代入して直接カリブレートした値を初期の TFP 水準とする。このときに TFP を無次元量として計測するため、 Y と X の尺度を金額単位にそろえて代入する。マームクイスト指数の場合は、1979 年だけのデータに DEA の規模に関する収穫一定を仮定したモデルを適用して地域別の TFP 水準 (0 ~ 1 の値で表される) を求め、この TFP 水準にトルンクビスト指数と比較するために係数 (トルンクビスト指数の標準偏差 / もととのマームクイスト指数の標準偏差) を乗じて初期値の値を調整する³⁾。

その後の TFP 水準は、それぞれの初期の値に (3) 式でないし (4) 式で求めた伸び率を乗じて求める。

(2) 地域間格差の分析

Sala-i-Martin (1998) は、地域間格差の動向を絶対的な収束 (σ 収束) と相対的な収束 (β 収束) の両面から分析する必要があることを指摘している。絶対的な収束は、各地域の指標そのものの分散が時間的にどのように変化しているのかをみるもので、TFP の標準偏差を年次別に比較することにより定量的に示しうる。すなわち、

$$\sigma \text{ 収束指標}_t = \text{std}[\ln(TFP_{r,t})] \quad (5)$$

である。ここで、 $\text{std}[\cdot]$ は t 年における地域間の標準偏差を表す⁴⁾。

σ 収束の指標では、途中段階で追い抜きがある場合やグループ毎に異なる水準に収束する状況を十分に捉えきれない場合がある。これに対処するため、各地域の収束速度に着目するのが β 収束である。 β 収束は、初期時点において TFP 水準が低い地域が他の地域よりも高い成長率で TFP を上昇させている状態を指し、初期の水準とその後の上昇率に負の相関があるかどうかをみることにより検証できる。すなわち、 β 収束は、以下のモデルを推定することにより検証できる。

$$\frac{1}{T} \ln(TFP_{r,T}/TFP_{r,0}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(TFP_{r,0}) + \varepsilon_r \quad (6)$$

ここに、 $TFP_{r,T}$ は初期から T 年後の TFP で、左辺が TFP の変化速度を表し、 $TFP_{r,0}$ は初期の TFP 水準、 β は推定すべきパラメータである。この式の被説明変数と説明変数をベクトル \mathbf{y} と \mathbf{x} で表記し、空間ラグ項と空間誤差項を追加すれば、

$$\mathbf{y} = \mathbf{x}\beta + \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \lambda \mathbf{W}\boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (7)$$

となる。ここに、 $\mathbf{y} = \left\{ \frac{1}{T} \ln(TFP_{1,T}/TFP_{1,0}), \dots, \frac{1}{T} \ln(TFP_{R,T}/TFP_{R,0}) \right\}$ 及び $\mathbf{x} = \left\{ \ln(TFP_{1,0}), \dots, \ln(TFP_{R,0}) \right\}$ である。 ρ と λ は、それぞれ空間ラグ係数と空間誤差係数である。 $\boldsymbol{\mu}$ と $\boldsymbol{\varepsilon}$ はそれぞれ隣接地域の誤差項と当該地域の誤差項であり、いずれも期待値を 0 と仮定する。また、 \mathbf{W} は空間重み行列で隣接地域との関係を表す。この行列値は、外部情報として与えてやる必要があるため、先行研究で最も一般的に用

いられている以下の方法によって計算する (古谷 [17])。すなわち、地域間に関係があるとみなす場合に 1、そうでない場合に 0 をとる (対象地域数 \times 対象地域数) の行列を決め、行列の横方向の合計が 1 となるように調整して空間重み行列とする。

(7) 式で \mathbf{W} が乗じられた説明変数は、 \mathbf{W} の要素が 0 と異なる県の空間ラグ項 $\rho \mathbf{W}\mathbf{y}$ や空間誤差項 $\lambda \mathbf{W}\boldsymbol{\mu}$ が当該県の \mathbf{y} に影響し、0 となる県 (自県を含む) については、空間ラグ項や空間誤差項が 0 となって通常の回帰式と同じになる。なお、(7) 式で $\rho = 0$ 、 $\lambda = 0$ を仮定するのが通常の最小二乗法 (OLS) によるモデル、 $\rho \neq 0$ 、 $\lambda = 0$ と仮定するのが空間ラグ (空間自己回帰) モデル (Spatial Auto-Regression, SAR)、 $\rho = 0$ 、 $\lambda \neq 0$ と仮定するのが空間誤差モデル (Spatial Error Model, SEM) である。これらモデルの他に、説明変数と被説明変数の両方に空間的従属性を取り入れたモデルも提案されているが、本稿では、解釈を容易にするため、SAR 及び SEM のみを用いることとする。

推定の結果、SAR が統計的に妥当であれば、 \mathbf{W} で定義した隣接県の TFP 成長速度が当該県の TFP 成長に影響することを表す。この場合、技術的空間的スピル・オーバー効果により隣接県の TFP 成長の成果が当該県にも波及していると解釈できる (LeSage and Pace, 2008)。例えば、成長速度の速い県が隣にあれば、技術的スピル・オーバー効果により、成長速度が引き上げられるが、逆に成長速度の遅い県と隣接していれば成長速度が横並びに抑制される状況を想定する。一方、SEM が統計的に妥当であれば、近接する複数県に共通して影響する潜在変数が存在すると解釈できる。例えば、TFP の成長速度自体には相関がないが、気候要因や競合する市場環境の変化が特定の隣接県の稲作に同じような影響を及ぼし、近隣同士で誤差項に相関関係が生じる状況である。その場合、潜在変数の影響が誤差項のみに表れて、誤差項の分散が不均一となるので、分散均一性を前提とする OLS で推定すれば、推定値の統計的な検定力が低下する。

(3) データ

日本稲作の TFP を計測するデータには、「米及び麦類の生産費調査」(農林水産省) と「耕地及び作付け面積統計」(農林水産省) にある粗生産額、労働費 (= 労賃 \times 労働時間)、資本ストック額、肥料

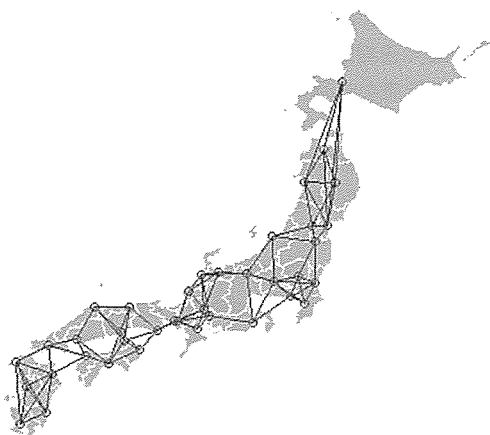


図1. 空間重み行列を作成するためのドローネア三角網

や農業等の中間投入額及び土地投入額（＝地代×作付面積）の県毎の値を用いる。これらのデータから価格変動の影響を除去するため、労働と土地については基準年の価格に固定して金額換算し、生産額とその他の投入額については「農業・食料関連産業の経済計算」（農林水産省）のデフレータを用いて実質化して38県の1979～2010年のパネルデータを作成する⁵⁾。分析の対象期間は、生産調整が本格化した1980年代から分析時点で最新データが得られる年までである。このときに、生産費調査のデータが揃わない（すなわち、稲作生産額が相対的に小さい）東京、神奈川、山梨、大阪、奈良、和歌山、長崎、佐賀、沖縄を除くとともに、有数の稲作県である青森、岩手、宮城のデータが欠落している極端な冷害年の1993年以外の31年間を対象とする⁶⁾。隣接関係を定義する空間重み行列は、これら都府県を除いた38県の県庁所在地の間に、1地点からの結節を4地点を限定したドローネア三角網を描き、結節関係のある県を1、それ以外を0とする行列を作成した後、行列の横方向の合計が1となるように調整した値（したがって、各要素は0.25と0）を用いる（図1）⁷⁾。例えば、Wの北海道の行は、青森、盛岡、宮城、秋田が0.25で後はゼロを要素とし、宮城の行では、盛岡、秋田、山形、福島が0.25でその他はゼロを要素とするように決める。

4. 分析結果

(1) TFPの地域間格差の動向

図2と図3は、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数により日本稲作のTFPを定量化した結果である。この図では、気候変動による年次変動と生産費調査において毎年サンプルが入れ替えられていることによる統計値の変動の影響をなるべく小さくするため、3カ年の移動平均を取った県別のTFPをプロットしている。紙数の関係で38道府県の動向をまとめて図化しているため、詳細な値を読み取ることは困難であるが、図から以下の特徴が読み取れよう。すなわち、①各地域のTFPが時系列的に上昇傾向にあること（全県平均のTFPは1980～2009年にかけてトルンクビスト指数で約1.5倍、マルムクイスト指数で約1.4倍に向上）、②TFPの水準に関する地域的な順位は、年により大きく変動している（グラフが交差している）こと、③マルムク

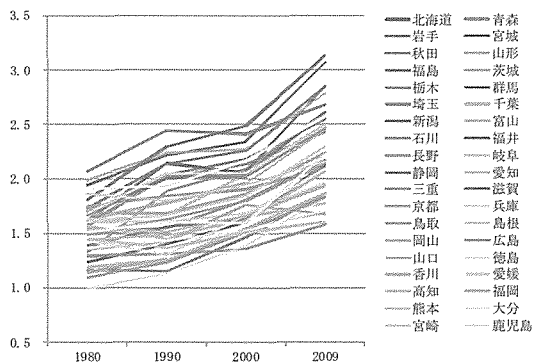


図2. TFP（トルンクビスト指数）の計測結果（3カ年移動平均値）

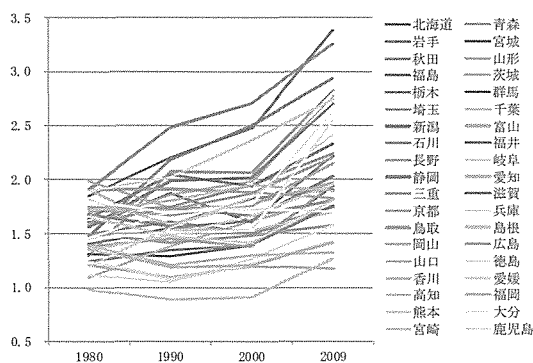


図3. TFP（マルムクイスト指数）の計測結果（3カ年移動平均値）

イスト指数の方が地域毎の分散が大きくなる傾向が強いこと (トルンクピスト指数の標準偏差は 1980～89 年平均: 0.30, 1990～99 年平均: 0.32, 2000～09 年平均: 0.37, マルムクイスト指数の標準偏差は 1980～89 年平均: 0.32, 1990～99 年平均: 0.42, 2000～09 年平均: 0.55) である。

なお, 次節以降の分析では, 3 カ年の移動平均を取った値を用いるので, 年次は移動平均中央の年を表し, 例えば, 1980 年は正確には 1979～1981 年の移動平均値を意味することに留意されたい。

(2) β 収束の状況

表 1 及び表 2 は, それぞれトルンクピスト指数とマルムクイスト指数による TFP について (7) 式の β 収束モデルを推定した結果である。推定は, 1980～2009 年を通して推定した結果, 1980～90 年 (80 年代), 1990～2000 年 (90 年代), 2000～2009 年

(2000 年代) の期間に区切って推定した結果を載せている。また推定方法の別に OLS, SEM 及び SAR による結果を載せている。これらの表から以下の点を読み取れる。

第 1 に, ラグランジュ乗数検定の結果 (LM 検定の χ^2 値), λ の LR-test 値, さらには赤池情報量基準 (AIC) で比較した結果, トルンクピスト指数では全期間 (1980～2009 年) と 80 年代, マルムクイスト指数では全期間, 80 年代及び 90 年代の推定結果で SEM が統計的に妥当であると判断できる。他の期間については, OLS の方が妥当とみなしうる結果となっている⁹⁾。SAR が統計的に優位となった期間はない。SEM が支持された期間についてみると, トルンクピスト指数とマルムクイスト指数の全期間に関して, 通常の OLS による結果では TFP₀ に係る係数が非有意となっているのに対し, SEM

表 1. β 収束モデルの推定結果 (トルンクピスト指数)

項目		1980-2009		1980-1990		1990-2000		2000-2009	
		推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値
OLS	切片	0.0164	8.2 ***	0.0064	1.4	0.0232	9.9 ***	0.0183	3.3 **
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.0086	-1.9 +	0.0058	0.6	-0.0265	-6.2 ***	0.0039	0.4
	決定係数 R ²		0.1		0.0		0.5		0.0
	F 値		3.7 +		0.3		38.8 ***		0.2
	対数尤度		151.3		120.3		145.5		127.7
	AIC		-296.7		-234.5		-285.1		-249.3
SEM	切片	0.0210	9.0 ***	0.0155	3.0 **	0.0236	9.5 ***	0.0140	3.5 ***
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.0178	-4.4 ***	-0.0135	-1.5	-0.0273	-6.1 ***	0.0106	1.6
	λ , LR-test 値	0.6266	9.9 **	0.6418	13.0 ***	0.1717	0.6	-0.4427	1.5
	決定係数 R ²		0.4		0.4		0.5		0.1
	Wald 統計量		25.1 ***		28.1 ***		0.6		2.6
	対数尤度		156.3		126.8		145.8		128.4
	AIC		-304.6		-245.5		-283.6		-248.9
	LM-test 値		7.5 **		12.9 ***		0.6		0.7
SAR	切片	0.012	3.9 ***	0.006	1.6	0.023	5.9 ***	0.021	3.0 ***
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.011	-2.7 **	-0.005	-0.7	-0.027	-5.4 ***	0.007	0.8
	ρ , LR-test 値	0.429	3.9 *	0.596	11.4 ***	-0.007	0.0	-0.243	0.7
	決定係数 R ²		0.2		0.4		0.0		0.0
	Wald 統計量		7.1 **		20.3 ***		0.5		0.9
	対数尤度		153.3		126.0		145.5		128.0
	AIC		-298.6		-244.0		-283.1		-248.0
	LM-test 値		3.7		14.2 ***		0.0		0.5

(注) 1. OLS (通常の最小二乗法), SEM (空間誤差モデル) 及び SAR (空間ラグモデル) である。

2. t-値及び z-値欄の有意性は, '***': 0.001 未満, '**': 0.001～0.01, '*': 0.01～0.05, '+': 0.05～0.1 である。

3. AIC は赤池情報量基準, LM テスト値はラグランジュの乗数検定統計量 (χ^2) である。

の結果はこの係数がマイナスで有意になっている。つまり、OLSの結果からは β 収束の傾向が弱いと判断されるのに対し、SEMの結果では有意な β 収束を示唆する。これは空間的な相互作用を無視すると推定モデルの統計的な検出力が弱くなることを示すもので、空間計量経済モデル適用の必要性を示唆した結果といえる。

第2に、期間ごとにみると、80年代と90年代の期間では、一部に統計的な有意性が小さい期間もあるものの、概ね β 収束を示す傾向が認められる。この結果は、1995年までの期間で分析して日本稲作の β 収束傾向を析出した近藤ほか(2007)の結果と概ね整合する。しかし、2000年代に入ってから、両指数ともに β 収束の傾向にない結果となり、90年代と2000年以降ではTFPの収束傾向に変化がみられる。

第3に、いずれの指数でみても初期のTFPの係数の符号は同じであるが、二つの指数間で β 収束

の傾向の強度が異なる結果となる期間がある。例えば、80年代では、トルンクビスト指数の係数はゼロに近く統計的に有意性が低いのに対してマルムクイスト指数の係数は有意であり、90年代では、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数の有意性が

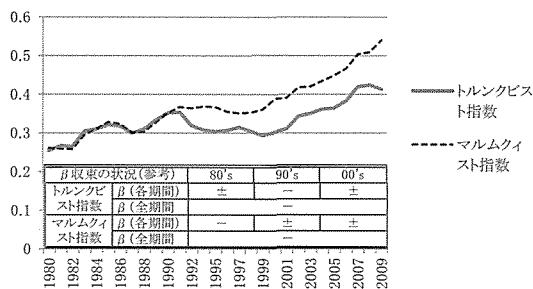


図4. σ 収束の状況

(注) グラフの中の表は、 β 収束の結果の概略を示す。「-」は TFP_0 の推定係数が有意にマイナスとなって収束傾向を表すこと、「±」は同推定係数が統計的に有意でなく、収束傾向が検出されなかったことを表す。

表2. β 収束モデルの推定結果 (マルムクイスト指数)

項目	1980-2009		1980-1990		1990-2000		2000-2009		
	推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値	推定係数	t or z 値	
OLS	切片	0.0233	3.1 **	0.0232	1.5	0.0088	1.6	0.0212	2.0 +
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.0180	-1.8	-0.0247	-1.2	-0.0043	-0.6	-0.0008	-0.1
	決定係数 R^2		0.1		0.0		0.0		0.0
	F 値		3.4 +		1.5		0.4		0.0
	対数尤度		132.0		104.6		132.4		108.2
	AIC		-257.9		-203.1		-258.9		-210.5
SEM	切片	0.0276	4.4 ***	0.0294	2.4 *	0.0096	2.5 *	0.0269	2.4 *
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.0231	-2.9 **	-0.0310	-2.0 *	-0.0056	-1.2	-0.0075	-0.6
	λ , LR-test 値	0.5171	3.4 ***	0.5692	4.1 ***	-0.5370	-2.0 +	0.2386	1.1
	決定係数 R^2		0.3		0.4		0.2		0.0
	Wald 統計量		11.6 ***		16.6 ***		3.8 +		1.3
	対数尤度		136.2		110.6		134.4		108.7
	AIC		-264.4		-213.3		-260.8		-209.4
LM-test 値		11.3 ***		17.7 ***		2.9 +		0.8	
SAR	切片	0.021	3.1 **	0.025	2.0 *	0.013	2.5 *	0.020	1.7 *
	β of $\ln(TFP_0)$	-0.021	-2.5 *	-0.029	-1.8 +	-0.007	-1.1	-0.004	-0.3
	ρ , LR-test 値	0.489	3.3 **	0.566	4.2 ***	-0.514	-1.9 +	0.201	0.9
	決定係数 R^2		0.3		0.4		0.2		0.0
	Wald 統計量		10.7 **		17.2 ***		3.6 +		0.9
	対数尤度		135.5		110.3		134.3		108.6
	AIC		-263.0		-212.6		-260.6		-209.2
LM-test 値		8.7 **		15.9 ***		3.0 +		0.8	

(注) 表1に同じ

逆転している。この差は、両方の指数の背景にある仮定、すなわちトルンクビスト指数は各地域とも最適な技術のもとで生産が行われていることを仮定しているのに対し、マルムクイスト指数では生産性の高い地域（生産フロンティア）と非効率な生産が行われている地域が混在することを前提にしていることが影響している。さらに、マルムクイスト指数では、生産投入要素のうち一つでも多投される要素があれば、そのような地域の効率性が大幅に低く評価される傾向があるとともに、データに含まれる誤差がTFP水準に大きく影響する傾向がある。生産費調査のデータには、先に述べたように調査対象の入れ替えによる変動分が含まれており、誤差の影響の度合いが二つの指数で異なっていたことが収束傾向の差として現れた可能性もある。

（3） σ 収束の状況

図4は、(5)式を適用して各年次における地域別TFPの標準偏差から絶対的な収束の指標である σ 収束の状況を見たものである。この図から、以下の点が指摘できる。

第1に、トルンクビスト指数によるTFPの地域間格差は、80年代には差が開く方向に変化しているが、90年代には差が縮小している。その後、2000年代には地域間の差が大きくなっている。この傾向は、トルンクビスト指数による β 収束のモデル推定結果が示す傾向と概ね整合する。背景にある要因としては、2000年から2010年までの米の超過供給傾向や流通の自由化（2004年の主要食糧の需給及び価格の安定に関する法律の改正等）を受けて、良食味米の産地といえども米価引き下げが必要となり、産地間競争の激化によって生産性の地域間格差の収束傾向にストップがかかったことの影響が考えられる。また、供給面では、各年代別の稲作の平均経営規模の拡大スピードは、生産費調査の全国値でみて1990/1980年に1.18倍、2000/1990年に1.11倍、2009/2000年に1.27倍となっており、2000年代に入りやや加速する傾向が見られる。地域的には東北や北陸が、他の地域よりも拡大傾向が顕著である。この規模拡大スピードの差が、2000年代におけるTFPの地域間格差に影響したものと想定される。

第2に、マルムクイスト指数によるTFPの地域間格差は、全期間では右上がり形で差が拡大する傾向を示す。期間ごとに区切ってみると、80年代に格

差拡大傾向を示した後、90年代に入って横這い傾向を示す。マルムクイスト指数における全期間及び80年代の格差拡大傾向は、マルムクイスト指数による β 収束の結果と異なる結果である。これは、TFPの地域毎の水準が毎年大きく変動し、特にこの期間にTFPの低い地域の上昇率が上位地域のそれを上回る、いわゆる追い抜きが生じているためである。一方、2000年代には β 収束指標及び σ 収束指標ともに、顕著な収束傾向を示さない。この地域間格差の横ばいから拡大への変化は、 β 収束の弱い縮小から横這いへの変化と比べ、地域内の追い抜きを考慮すれば、変化方向としては概ね整合するとみなせる。

第3に、両指数とも σ 収束の結果を示すグラフは年次毎に変動している。これは、先にも述べた気候変動の影響と生産費調査の調査対象が入れ替えられたことによる統計値の変動の影響が3カ年移動平均をとっても十分に取り払われていないこと、さらにはTFP成長の追い抜きが生じていることによる。紙数の都合で数値は載せていないが、各県の動きを見ると、トルンクビスト指数では、各年代ごとに順位が5以上上昇ないし下降した県の数は、1980年代に10県、1990年代に5県、2000年代に10県であり、マルムクイスト指数では1980年代に20県、1990年代に7県、2000年代に11県となっている。各県のTFPの順位が大きく変化しており、1990年代の格差縮小期に順位の変動がやや小さくなった後、格差収束が止まった時期である2000年代に入り順位変動が増加する傾向が見られる。また、両指数とも東海、近畿、中国、四国に位置する県は、TFPの順位が比較的低いながら、地域の中での順位変動が大きい。この点も、米の供給過剰期に産地間競争が激しくなったことの影響であると推察される。

5. まとめ

本稿では、日本稲作の地域間格差の動向について、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数のそれぞれを適用して定量化したTFPにどのような違いが生じるのか、また、地域間の相互作用の影響がTFPの地域間格差の動向に影響するか否かを定量的に分析した。その結果から、いくつかのインPLICATIONが指摘できる。

第1に、地域間格差の収束（ β 収束）には、空間誤差モデル（SEM）の推定結果が統計的に有意に

なったことから示唆されるように、隣接地域と共通な潜在変数の影響が無視できない期間がある。稲作において隣接地域と共通な潜在変数としては、近隣地域で類似の影響を及ぼす気候要因や競合する市場環境の変化が想定できる。特に、SEMが統計的に優位となった1990年代は、東北地方の冷害のような極端な気候変動が生じた期間であり（1993年の極度の冷害年は除いているものの、この年次の他にも1994年等の冷害年が存在する）、このような広域的な気候変動は各県の生産性を他の期間以上に同一方向に変動させた可能性が高い。いずれにせよ、隣接地域の影響を考慮しない分析結果は、TFPの変化方向を十分に捉えられない場合が存在するので、本稿で用いたような空間計量経済モデルを用いて誤差の不均一性に対応することが必要である。

第2に、日本の稲作のTFPの地域間格差は、 σ 収束（絶対的な収束）指標と β 収束（相対的な収束）指標で異なる動向を示唆する時期がある。これは、TFP水準の地域順位が大きく入れ替わり、下位の県が上位の県を追い越してTFPを上昇させるケースが存在するためである。また、もともとなるデータは同じでも、トルンクビスト指数とマルムクイスト指数で生産性の地域間格差の動向が異なった結果を示す時期もある。概略的に言えば、トルンクビスト指数よりマルムクイスト指数のほうが地域間のTFPの差が時系列的に拡大を示す傾向がある。これは、トルンクビスト指数が当該県のみを前期TFPに対する変化から計算されているのに対し、マルムクイスト指数は他県の変化を考慮した指数であること、また、マルムクイスト指数がデータの誤差の影響を受けやすく、特にフロンティアをなす地域の誤差が全体の生産性格差に大きく影響するため、トルンクビスト指数よりも年次毎のデータ変動にセンシティブなためである。どちらが妥当なのかは一概には判断できないので、この結果は、単一のTFP計測指数ないし収束指標ではなく複数の指数・指標で評価することが重要であることを示唆していると解釈すべきであろう。

第3に、複数の分析指数・指標に共通する結果から、以下の状況が浮かび上がる。すなわち、日本の稲作では、1980年から1990年代にかけてTFPの地域間格差が収束傾向に向かった後、2000年から2010年の間に格差縮小傾向がストップし、格差が

持続する状況へと転換している。さらに、2000年代に入りTFPの県別の順位変動が激しくなる傾向も見られる。背景にある要因としては、2000年から2010年までの米の超過供給傾向や流通の自由化のような需要面の影響と、稲作における経営規模拡大スピードの地域差のような供給面の影響が想定できる。今後とも産地間競争の激化が進むとすれば、ブランド化に立ち後れた地域の稲作振興のため、地域条件に適合する良質米品種の開発・普及と規模拡大を推進する政策が重要であるといえよう。

最後に残された課題としては、より説得的な政策提言に向けて要因分析のための実証分析を行うことが挙げられる。また、SEMは、外生的に地域間の隣接関係に関する情報を空間重み行列として与えてやる必要があり、この情報が異なれば別の結果をもたらすという弱点がある。もちろん本稿では、複数の空間重み行列をもちいて、結果の頑健性（係数の符号が変わらないこと）をある程度確認しているが、完全であるとはいえない。この点に関する改善も必要である。その他に、稲作以外の他の農産物や畜産物の生産性格差について分析すること、稲作についてもデータを更新し、政策が大きく変わった2011年以降の動向を含めて分析すること、さらには、本稿では β 収束の分析でクロスセクション分析を行ったが、この他に時系列モデルを適用して分析する方法もあり、その適用を行うことが今後の重要な研究課題であることを付け加えておきたい。

謝辞

本研究は、JSPS 科研費基盤研究(A)21248028 及び基盤研究(C)25450339の助成を受けた。ここに記して謝意を表したい。

- 注 1) 具体的には、トルンクビスト指数によるTFPは、対象地域の生産性の変化をその地域の過去の状態のみと比較して定量化するのに対し、マルムクイスト指数は、自地域の過去の状況に加え、他地域の状況を比較して生産性を定量化するという点に特徴がある。したがって、マルムクイスト指数によるTFPの計測には、パネルデータの整備が不可欠である。
- 2) 実際、空間誤差モデルと空間ラグモデルを比較している多くの先行研究の結果は、前者の方が統計的に支持される場合が多い（Fingleton and Lopez-Bazo, 2006）。
- 3) 全ての地域に同じ係数を乗じており、また、後の分析で用いる地域間格差の分析のための対数線形なので、地域間格差の分析指標（説明変数の推定係数

- や t 値等の検定統計量) は変わらない。
- 4) TFP そのものの標準偏差をみる方法や対数を取った TFP の変動係数を計測する方法も想定されるが、本研究では Sala-i-Martin (1998) にしたがって、TFP の対数値の標準偏差により σ 収束を分析する。
 - 5) 投入要素のうち労働投入には、男女の違いや自家労働と雇用労働の違いをそれぞれの賃金により評価するために労働費を用い、土地投入には、地域毎の土地の価値の違いを考慮するため、地代に作付面積を乗じた値を用いた。また、実質値で算定するため、労働と土地については、基準年の各地域における労賃と地代を各年の労働時間と作付面積乗じて実質額を求めた。生産額、中間投入の実質化については、「農業・食料関連産業の経済計算」のそれぞれに対応するデフレータを用い、資本ストックについては同資料の農業機械投資のデフレータを用いた。
 - 6) 冷害年である 1993 年を除く場合と、青森、岩手・宮城を除く 35 県で分析する場合を比較すれば、前者 (31 年 \times 38 県 = 1178) の方が後者 (32 年 \times 35 県 = 1120) よりデータ総数が多くなる。
 - 7) この他に、空間重み行列の標準化には、variance-stabilizing coding scheme (Tiefelsdorf et al., 1999) による方法、標準化を行わない方法、近接関係を変えたドロネア三角網を描いて空間重み行列を求める方法、一定の距離内にある道府県間を 1、それ以外を 0 として空間重み行列を作成する方法等がある。複数の方法を試行し、係数の符号や統計的な有意性が本稿の結果と大きく逸脱しないことを確認している。
 - 8) β 収束モデルの決定係数は最高でも 0.5 程度と高くない。このモデルは、影響要因を実証するものではないので、決定係数が低くても推定が失敗していることを意味しない。決定係数が低い場合は、地域格差に変化がみられないことを表し、低いこと自体が重要なファクター・ファインディングスだからである。
- 参考文献**
- 山口三十四・陳 建宏 (1999) 「戦後日本農業成長の計量的分析—農業所得成長の収束についての検証—」『農業経済研究』71(1), 37-44.
- 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.
- Sala-i-Martin (1998) 「地域データセットの実証分析」Baro and Sala-i-Martin 著、大住圭介訳『内生的経済成長論』九州大学出版会、205-266.
- 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』120, 130-111.
- 高山航希・高橋大輔 (2010) 「日本農業の長期経済統計の推計と分析:1963～2003 年」東京大学オープンセミナー配付資料、<http://park.its.u-tokyo.ac.jp/ruralfinance/>.
- 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」『日本農業経済学会論文集』2011, 1-8.
- 近藤功庸・笹木 潤・山本康貴 (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』46(1), 14-22.
- 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の経済収束分析」『農業経営研究』43(2), 45-48.
- 國光洋二 (2013) 「稲作の総合生産性に関する定量化手法の比較分析」『日本農業経済学会論文集』2013, 107-112.
- Anselin, L., Florax, R., Rey, S. (eds.) (2004) *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Springer-Verlag.
- LeSage, J., Pace, K.R. (eds.) (2008) *Motivating and Interpreting Spatial Econometric Models, Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Taylor and Francis Group, 25-44.
- Esposti, R. (2010) Convergence and divergence in regional agricultural productivity growth: evidence from Italian regions, 1951-2002. *Agricultural Economics*, 42, 153-169.
- DiGiacinto, V., Nuzzo, G. (2006) Explaining labour productivity differentials across Italian regions: the role of socio-economic structure and factor endowments. *Papers in Regional Science*, 85(2), 299-320.
- Fare, R., Grosskopf, S. and Lovell, C.A.K. (1994) *Production Frontiers*. Cambridge University Press.
- Coelli, T. (2008) A Guide to DEAP Version 2.1: A Data Envelopment Analysis (Computer) Program, Center for Efficiency and Productivity Analysis Working Paper: 96/08.
- 若林剛志 (2008) 「農協の総合生産性変化とその要因—1989～2005 年—」『農林金融』2008 年 5 月号, 263-273.
- 古谷知之 (2011) 『R による空間データの統計分析』朝倉書店, 56-68.
- Fingleton, B., Lopez-Bazo, E. (2006) Empirical growth models with spatial effects. *Papers in Regional Science*, 85(2), 177-198.
- Tiefelsdorf, M., Griffith, D.A. and Boots, B. (1999) A variance-stabilizing coding scheme for spatial link matrices, *Environment and Planning A* 1999, 31, 165-180.

(受理日: 2014 年 2 月 23 日)