

# ASEAN 諸国と東アジア（ASEAN+3）の農業に おける全要素生産性の測定とその収束 － Window Malmquist Index による分析－

中川 雅嗣

## Agricultural Total Factor Productivity and Convergence about ASEAN and East Asia (ASEAN+3): Analysis by the Window Malmquist Index

Masatsugu NAKAGAWA

### Abstract

This paper applies the Window Malmquist Index (WMI) approach to measure changes in agricultural Total Factor Productivity (TFP) for the ASEAN+3 for the period 1961 to 2003. The WMI is constructed by combining Data Envelopment Analysis, window analysis with the Malmquist index approach. Furthermore, the `Kruskal and Wallis rank test` is used for testing frontier shifts among observed period. The paper also explores the question of convergence in TFP across the countries under consideration, by testing for Augmented Dickey and Fuller test (ADF), as well as for stochastic or long-run convergence. The result show wide variation in the of TFP growth across counties with an average trend grows rate of 1.120%. As for the result of the ADF test, Philippines, Thailand, Cambodia, China, Indonesia, Malaysia, Myanmar, Vietnam is shown to become the conditional convergence. Brunei, Laos, Korea and Singapore were the decision to divergence. Finally, a wide spectrum of panel unit root test results support the presence of conditional convergence among the sample countries. A research was the result with which East Asian Community Initiative is supported.

## 1. はじめに

東アジア農業の研究は、堀内・小林 [2000] の包括的かつ精力的なものをはじめ多数ある。しかし、東アジアと ASEAN についての全要素生産性とその収束に関する研究は未完である。本研究は第 1 に、これまでマルムクイスト指数による分析は、各期の効率的フロンティアは交差することがないことを前提としているが、現実の分析を行う際、フロンティアの移動が起こらない場合やフロンティアが交差する場合が見られる。そこでクラスカル-ウォリス検定により交差する期と交差しない期を分け、交差する期間を同一の事業体として扱い、異なったグループによる効率的フロンティアシフトを計測する。

第 2 に、ASEAN と東アジア（日本、中国、韓国）の農業でどのような相違があるかを、末吉・青木 [2001] が発表した効率的フロンティアシフトを考慮したウィンドーマルムクイスト分析により全要素生産性を計測する。第 3 に経済収束しているかを目的としている。計測できる長期のデータを揃えた 1961 年から 2003 年までの 43 年間における農業生産に関するノンパラメトリック（生産関数等を推定しない方法）な包絡線分析法 DEA（Data Envelopment Analysis）によるウィンドーマルムクイスト指数を用い、東南アジアおよび東アジアの農業は如何に生産性で異なっているかの計測を行う。

## 2. ASEAN と東アジアの概況と全要素生産性（TFP）

東南アジア諸国連合（ASEAN）は、東南アジア 10 ケ国からなり、経済・社会・政治・安全保障・文化に関する地域協力を目的とし、域内人口は 6 億人を超え、欧州連合（EU）の 5 億より多く、GDP は 2 兆 1,000 億ドル以上ある。さらに地域交流のより緊密な連携をめざし、東アジアの 3 ケ国（日本、中国、韓国）を加えた、ASEAN+3 と呼ばれる組織をつくり、金融、食料安全保障等、様々な分野で協力関係が構築を目的として、2005 年の ASEAN+3 カ国首脳会議にて、「ASEAN+3 という枠組みを、東アジア共同体を達成するための手段」と位置づけられたところである。

表 1 は 13 ケ国の主要統計指標を示したものである。ASEAN+3 の農業はそれぞれ異なる状況にあることがわかる。経済活動人口（2003 年）は中国の 7.8 億人、インドネシア 1.1 億人弱で、日本の 6,800 万人、ベトナムの 4,300 万人、タイ、フィリピンの 3,500 万人前後、ミャンマー、韓国の 2,500 万人前後、マレーシア 1,000 万人、ブルネイ、カンボジア、ラオス、シンガポールは 700 万人以下となっている。1 人当たり GDP は、日本、シンガポールが 4.6 万ドル前後で世界の上位に位置する国である一方、ミャンマーが 870 ドルで後発開発途上国に位置する国である。

農業労働比率は、ラオスが 76% で、60% 台にカンボジア、中国、ミャンマー、ベトナムとなっており、54% のタイからシンガポールの 0.1% の分布となっている。また農業労働生産性ではシンガポールが最高であり、最下位のカンボジアは 287 で日本の約 1/30 の大きさである。農

表 1：アセアン +3（日本、中国、韓国）の主要統計指標

国名	農業労働生産性	農業土地生産性	経済活動人口 (万人)	一人当たり GDP (ドル)	農業労働比 (%)
ブルネイ	35,990	1,894	17	30,500	0.6
カンボジア	287	264	708	900	68.9
中国	856	789	78,648	5,430	64.9
インドネシア	802	898	10,847	3,500	46.3
日本	8,625	3,837	6,820	45,900	3.4
ラオス	609	703	285	1,320	76.0
マレーシア	6,584	1,479	1,067	9,660	16.6
ミャンマー	642	1,097	2,695	870	69.3
フィリピン	1,221	1,283	3,398	2,370	37.7
韓国	5,487	5,816	2,488	22,400	8.2
シンガポール	56,697	85,045	212	46,200	0.1
タイ	1,150	1,156	3,748	4,970	54.1
ベトナム	706	2,116	4,324	1,410	66.1

(注) 農業労働生産性と農業土地生産性は労働力当たり国際ドルと土地当たり国際ドルで示している。

業土地生産性は、シンガポールが、最下位のカンボジアは 322 分の 1 となっている。このような非常に異なった状態にある各国の農業が、傾向として同じような方向に進むか、それとも全く異なる方向に発散するかは、農業の経済連携を検討する上で重要なことである。本研究ではこの点について、フロンティアのクロス、生産性の変化、収束の概念を検討する。

## 2.1. マルムクリスト指数

図 1 の中で、各期の効率的フロンティアはそれぞれ  $f_b$  (b 期のフロンティア)、 $f_t$  (t 期のフロンティア) で表されている。ある事業体のそれぞれの期間におけるパフォーマンスの実測値は  $z^b$ 、 $z^t$  によって示されている。これらの実測値は経営効率を考慮することで各効率的フロンティアにシフトすることができ、そのフロンティア上でパフォーマンスの推定値を求めることができることと仮定している。 $z^t$  は、 $z_t^t$  (t 期のフロンティアへシフトした場合)、 $z_b^t$  (b 期のフロンティアへシフトした場合) 上において、各期へのシフトによって推定値を求めることができる。図 1 において、 $z$  の上添え字は実測されたパフォーマンスの時期を示し、その下につけた添え字は効率的フロンティアの時期を示している。DEA モデルとしては、2 期 (b 期

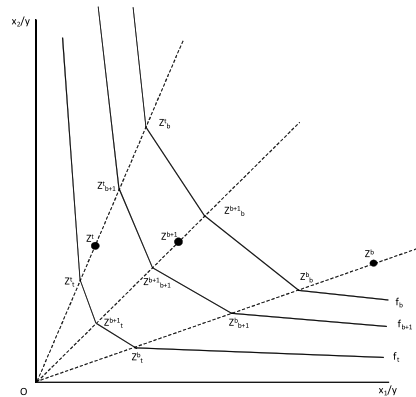


図 1：多期間におけるフロンティアシフト

と  $t$  期) を合わせた CCR モデルを使う。また基軸年次 ( $b$  期) を固定し、 $t$  期を少しずつ期間を移動させることによって、2 期以上にわたる多期間マalmquist 指数を計測することができる。多期間の時系列分析において、 $b$  期 (基軸期) と  $t$  期間のマalmquist 分析を行うと以下のような式となる。

$$MI_b^t = \left[ \frac{TSE^b \cdot IEI^{t \rightarrow b}}{IEI^{b \rightarrow t} \cdot TSE^t} \right]^{1/2} \quad (1)$$

$b$  期は固定され、 $t$  期は  $b$  期より 1 期ずつ移動すると

$$\begin{aligned} MI_b^t &= MI_b^{b+1} MI_{b+1}^{b+2} \cdots MI_{t-2}^{t-1} MI_{t-1}^t \\ &= \left[ \frac{TSE^b}{TSE^t} \right]^{1/2} \left[ \frac{IEI^{b+1 \rightarrow b} IEI^{b+2 \rightarrow b+1} \cdots IEI^{t-1 \rightarrow t-1}}{IEI^{b \rightarrow b+1} IEI^{b+1 \rightarrow b+2} \cdots IEI^{t-1 \rightarrow t}} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (2)$$

のように表すことができる。

ここで、 $J_b$  と  $J_t$  を  $b$  期と  $t$  期の事業体の集合とし、投入 (入力) データを  $x_{1j}$ 、 $x_{2j}$ 、 $\cdots$ 、 $x_{ij}$  産出 (出力) データを  $y_{1j}$ 、 $y_{2j}$ 、 $\cdots$ 、 $y_{rj}$  とし  $\lambda$  を非負ベクトルとすると、CCR モデルを使い、 $k$  番目の事業体 ( $k \in J_b$ ) の  $TSE^b$  (Technical Efficiency index: 技術・スケール効率指数) は

目的関数  $\text{Min } \theta$

$$\begin{aligned} \text{制約式} \quad & -\sum_{j \in J_b} x_{ij} \lambda_j + \theta x_{ik} \geq 0 \quad (k \in J_b) \\ & \sum_{j \in J_b} y_{rj} \lambda_j \geq y_{rk} \quad (k \in J_b) \\ & \lambda_j \geq 0 \quad (j \in J_b), \theta : \text{制約なし} \end{aligned}$$

で求められる。 $TSE^t$  は上記の制約式において  $J_b$  を  $J_t$  に置き換えることによって求められる。また、 $IEI^{b \rightarrow t}$  (Intertemporal Efficiency Index: 時間による効率指数) は

目的関数  $\text{Min } \theta$

$$\begin{aligned} \text{制約式} \quad & -\sum_{j \in J_t} x_{ij} \lambda_j + \theta x_{ik} \geq 0 \quad (k \in J_b) \\ & \sum_{j \in J_t} y_{rj} \lambda_j \geq y_{rk} \quad (k \in J_b) \\ & \lambda_j \geq 0 \quad (j \in J_t), \theta : \text{制約なし} \end{aligned}$$

で求められる。 $IEI^{t \rightarrow b}$  は  $J_b$  と  $J_t$  を逆にすれば求めることができる。

## 2.2. クラスカル－ワリス検定

マルムクイスト分析では、多期間においてフロンティアが交差しないという前提で分析を行っているが、現実の分析ではフロンティアの移動が起こらない場合やフロンティアが交差する場合がある。そこで、どこで交差が起こっているかを判別する分析法として多グループ間の検定を行うことができるクラスカル－ワリス順位和検定を用いる。まず、この検定において、全期間  $t$ 、すべての事業体  $n$  ケ国を 1 つにまとめ、クロスセクションデータとして CCR モデルによる DEA 分析し、事業体の効率値を期間別にクラスカル－ワリス順位和検定を行う。

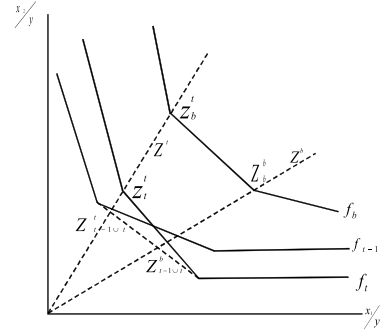


図2：フロンティアが交差する場合

この検定における帰無仮説と対立仮説は以下のとおり。

帰無仮説  $H_0$ ：全期間の効率値の分布は同一である。

対立仮説  $H_1$ ：全期間の効率値の分布は同一でない。

検定統計量  $H$  は、各期間別の順位和  $W_p$ 、総データ  $N=n \cdot t$ 、各期間の事業体数  $n$  として

$$H = \left[ \frac{12}{N(N+1)} \sum_{p=1}^t \frac{W_p^2}{n} \right] - 3(N+1) \quad (3)$$

となり、右側片側検定のカイ 2 乗分布に従う。また、同順位が存在する場合、 $\tau$  を同順位の数とすると修正検定統計量  $H^c$  は

$$H^c = H / \left[ 1 - \frac{\sum (\tau^3 - \tau)}{N^3 - N} \right] \quad (4)$$

となる。次にどの期間との間において、効率値の分布に有意差があるかを検定するため、クラスカル－ワリス多重比較検定を行う。

帰無仮説  $H_0^\#$ ：各期間を比べると効率値の分布は同一である。

対立仮説  $H_1^\#$ ：各期間を比べると効率値の分布は同一でない。

そこで統計検定量  $H^\#$  は

$$H^\# = \left| \frac{W_p - W_{p'}}{n} \right| / \sqrt{\frac{N(N+1)(N-1-H_c)}{6n(N-t+b-1)}} \quad (5)$$

となり、自由度  $(N-t+b-1)$ 、両側確率の  $t$  分布に従う。 $(b$ ：期の初め、 $t$ ：期の終わり)

### 2.3. 使用した統計データ

DEA 分析に用いるデータは、ASEAN10 ケ国（ブルネイ、カンボジア、インドネシア、ラオス、マレーシア、ミャンマー、フィリピン、シンガポール、タイ、ベトナム）とプラス 3 と呼ばれる日本、中国、韓国について、FAOSTAT および梶原 [2008] から得られた投入・産出データを利用した。データ利用期間は 43 年間（1961-2003）である。産出は種子と飼料を除いた農業純生産額（1994-96 年価格：国際ドル）、投入財は土地：耕地と永年作物地、労働：農業における経済活動人口、肥料：（窒素、リン酸、カリに要素換算した消費量）、家畜：牛、水牛、馬、豚、羊、物的資本：トラクター、収穫機の台数、灌漑面積：耕地と永年作物地である。

### 2.4. 計測結果

クラスカル-ウォリス順位検定の (4) 式による修正検定統計量  $H^c$  は、28.95 となり、右片側検定 5% の  $X^2$  分布の値 21.03 を上回る結果となったことから、帰無仮説  $H_0$  は棄却された。したがって、計測期間を通じて全要素生産性 (TFP) の分布が等しくなく、フロンティアシフトが起こっていることがわかった。つぎに具体的にどの期間の間において、全要素生産性の分布に有意差があるかを、クラスカル-ウォリス多重比較検定を行った。(5) 式により期間の組み合わせにより、全要素生産性の分布に有意差があるかどうかを検定し、その結果である統計検定量  $H^{\#}$  を表 2 に示した。

両側検定 5% の  $t$  分布の値 (1.96) を上回る場合、帰無仮説が棄却されるので、“\*” を付けて表した。この場合 2 期間の全要素生産性の分布に差があることを示す。1962 年に対し 1963 年から 1968 年までは有意差がないため、全要素生産性の分布が同一であるという帰無仮説を棄却できなかった。

つまり 1962 年から 1968 年までの生産性の分布は等しいということが統計的に確認できた。

同様に 1971 年から 1972 年、1974 年から 1976 年、1981 年から 1983 年、1984 年から 1985 年、1987 年から 1989 年、1990 年から 1991 年、1992 年から 1993 年、1994 年から 1995 年、1999 年から 2001 年、2002 年から 2003 年の間も有意差がなく、同一の分布とみなされ、フロンティアシフトが起こっていないことがわかった。この結果から ASEAN と東アジアの 3 ケ国について農業発展が停滞していることが明らかになった。

### 2.5. ウィンドーマルムクイスト分析

DEA 分析では (b, b+1, b+2) を最初の組み合わせとしてそれから 1 期ずつ移動させ、(b+1, b+2, b+3)、(b+2, b+3, b+4) … (t-2, t-1, t) のように 1 組を単位として、各事業体の効率性における変化率を求める分析があり、これを Window (ウィンドー) 分析と呼んでいる。Sueyoshi and Aoki (2001) は、この分析を利用し、さらにクラスカル-ウォリス順位検定により交差する期と交差しない期を判別し、交差する期間を同一の事業体群として扱い、マルムクイスト指数に応用することを考案した。この分析は、ウィンドー分析に類似していることからウィンドーマルムクイスト (Window Malmquist) 分析と呼ばれ、本研究もこれ

表 2：クラスカル－ウォリス多重比検定

比較年度の組み合わせ		検定結果
期	期	
62	63	0.755
62	64	0.993
62	65	0.770
62	66	0.847
62	67	0.282
62	68	0.056
62	69	1.703 *
69	70	2.497 *
70	71	2.144 *
71	72	0.037
71	73	1.898 *
73	74	2.037 *
74	75	1.005
74	76	0.402
74	77	2.825 *
77	78	2.208 *
78	79	1.939 *
79	80	2.474 *
80	81	2.283 *
81	82	0.054
81	83	1.335
81	84	2.056 *
84	85	1.097
84	86	2.020 *
86	87	2.193 *
87	88	0.856
87	89	0.872
87	90	2.412 *
90	91	0.411
90	92	2.354 *
92	93	1.058
92	94	2.366 *
94	95	0.534
94	96	2.342 *
96	97	2.051 *
97	98	1.709 *
98	99	2.272 *
99	0	0.731
99	1	1.270
99	2	1.959 *
2	3	1.194

\*：10% で有意

に基づき分析する。t-1 期と t 期間で交差が起こったと仮定すると、ウィンドーマルムクイストは

$$WMI_b^{t-1:t} = \left[ \frac{IEI^{t \rightarrow b}}{IEI^{b \rightarrow t-1:t}} \right]^{1/2} \left[ \frac{TSE^b}{TSE^{t-1:t}} \right]^{1/2}$$

そして各要素も次のように再定義する。

(a)  $IEI^{b \rightarrow t-1:t}$  の計測

目的関数  $\text{Min } \theta$

制約式

$$-\sum_{j \in J_{t-1}} \lambda_{ij} \lambda_j - \sum_{j \in J_t} \lambda_{ij} \lambda_j + \theta \chi_{ik} \geq 0 \quad (k \in J_b)$$

$$\sum_{j \in J_{t-1}} y_{rj} \lambda_j + \sum_{j \in J_t} y_{rj} \lambda_j \geq y_{rk} \quad (k \in J_b)$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad (j \in J_{t-1} \cup J_t), \theta: \text{制約なし}$$

(b)  $IEI^{t \rightarrow b}$  の計測

目的関数  $\text{Min } \theta$

制約式

$$-\sum_{j \in J_b} \lambda_{ij} \lambda_j + \theta \chi_{ik} \geq 0 \quad (k \in J_t)$$

$$\sum_{j \in J_b} y_{rj} \lambda_j \geq y_{rk} \quad (k \in J_t)$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad (j \in J_b), \theta: \text{制約なし}$$

(c)  $TSE^{t-1:t}$  の計測

目的関数  $\text{Min } \theta$

制約式

$$-\sum_{j \in J_{t-1}} \lambda_{ij} \lambda_j - \sum_{j \in J_t} \lambda_{ij} \lambda_j + \theta \chi_{ik} \geq 0 \quad (k \in J_t)$$

$$\sum_{j \in J_{t-1}} y_{rj} \lambda_j + \sum_{j \in J_t} y_{rj} \lambda_j \geq y_{rk} \quad (k \in J_t)$$

$$\lambda_j \geq 0 \quad (j \in J_{t-1} \cup J_t), \theta: \text{制約なし}$$

ウィンドーマルムクイスト分析による全要素生産性は表 3 および図 3 にまとめられており、次ぎのような結論が得られた。ブルネイは、カリマンタン島（ボルネオ島）の北部にあり、南シナ海とマレーシアに囲まれた小国であり、国土は約 58 万 ha、農地は 3,000ha しかなく（神戸市 4,480ha より小さい）食料を輸入に頼り、石油や天然ガスなど地下資源の輸出に依存した経済構造になっている。農業的に諸外国との関わりはなく、近年、自給率向上に力を入れている。1980 年から 1992 ㊦ 1993 までマルムクイスト指数が低下していることがわかった。

カンボジアは計測初年の 1961 年から 1970 年初頭まで、全要素生産性は緩やかに上昇しており、1971 ㊦ 1972 に 2.140 で計測期間の最高値になっている。安定した上昇が計測されたが、1973 年（1.068）には一時的に停滞状態になった。1974 ㊦ 1976 で上昇に転じたが、経済発展に必要な多くの物的・人的資本を失ったとされる民族統一戦線との内戦、それに続くカンボジ



ア・ベトナム戦争があった1977年（0.938）から1983年（0.446）にかけて急激に低下した。

1984 U 1985 で1.998に上昇したものの、パリ和平協定締結以降の政治的不安定から諸外国からの直接投資や公的援助を停滞させ、農業に深刻な影響を及ぼしたとされる1992 U 1993（0.327）から1994 U 1995（0.273）は、低成長になっている。長期にわたる混乱により、灌漑施設や農業インフラの整備が遅れていることが、影響していると考えられる。

中国は、計測期間平均は1.147であり、東アジアの平均的な位置にある。カンボジアやベトナムと戦争状態にあった1977年から1980年まで低い生産性となった。しかし1970年代後半に生産請負制が導入され、政府買い付け価格が引き上げられた1980年以降、上昇に転じており、1984 U 1985 で計測期間最高値である2.526となった。計画流通と市場流通システムが導入された1987 U 1989 に2.384と高い全要素生産性になった。1990年代に入り食料の自由化改革が中国全域に広がったが、1994年の国家統制機能が一部復活、以降、1.00を下回る結果となった。

インドネシアは、1965年から1997年まで急速な経済発展を遂げたことで世界銀行の報告書に「東アジアの奇跡」と称されており、期間平均の全要素生産性は1.082であった。1960年代から米を中心としたモノカルチャー的な農業で、米の増産を第一義に捉え「緑の革命」の進展に沿う形で米を中心とした政府介入の枠組みを行った1962 U 1968 に1.404となった。1970年代にはいって、全要素生産性は横ばいであり、1981 U 1983 は0.562に低下、1984 U 1985 は1.744に上昇していることがわかった。

1987 U 1989 は1.569であったが、1980年代の後半に構造調整政策の一環として部分的に肥料補助金の削減が進められた1992 U 1993 から1.000を下回り、完全に肥料補助金が削減された1998年は0.945となった。

日本は、1998年に1.00を下回る0.977となったが、計測期間平均は1.113となり他のASEANや東アジアと比べ安定的な生産性となっている。1971 U 1972 で計測期間最大の1.660となり、以降、ゆるやかに低下傾向を示していることがわかった。

ラオスは、国家樹立以降、長年にわたり内戦が続き、社会・経済発展が非常に遅れ、最貧国の一つとして指定されている国である。全要素生産性の平均は0.937で1.000を下回ることから、農業の経済成長が停滞していることがわかった。フランスから独立後、1975年頃まで内戦とベトナム戦争によるアメリカ駐留があり、その時期の全要素生産性は1969年の0.844から1970年1.417と大きく変動している。王政から共和国制に変わった1975年に計測期間最高の1.643となったが、1980年にタイとの国境紛争が起これば、生産がほとんどなくなり、全要素生産性は0.060となりゼロに近い数値となっている。

1986年計画経済から市場経済へ移行時に0.518と上昇したものの、その後、再び生産がなくなりゼロに近い全要素生産性となっている。1990年代に入り先進国や国際機関による援助を受け始めると、1994 U 1995 に0.367まで上昇した。1998年には1.346となっている。

マレーシアの計測期間平均の全要素生産性は1.388であり、東アジアの中で最も高い。NAP（National Agricultural Policy）と呼ばれる国家農業政策によって1971年以降、全要素生産性は1.3以上の高い水準となった。その政策の中で農業部門がマレーシア経済の基幹産業と位置

づけ、如何に農業部門で雇用と所得を創出するかに関して、方策が議論されている。1984 U 1985 で全要素生産性が計測期間最高の 2.789 となった。1997 年にかけて減少傾向となっているが、急速な非農業部門の成長を反映する結果と考えられる。

1997 年および 1998 年に他の東アジア諸国と同じように経済危機を体験するが、農業政策の見直しを図るべく第 3 次の NAP (NAP3) を策定し、高収量の新品種、土地改良を通じての規模拡大、灌漑施設等のインフラ整備を実施しており、1999 U 2001 に 2.485 と急激に上昇する結果となった。

ミャンマーは、平均の全要素生産性は 0.829 で、東アジア、ASEAN で最低となっている。1962 U 1968 から 1980 年まで全要素生産性は、概ね 1.000 で推移している。1962 年のクーデターによりビルマ式社会主義が進められ、すべての外国資本を締めだし、農地をはじめとする農産物の流通、加工、輸出を厳重な国家管理しており、植民地時代から作付面積が増加している米を輸出するモノカルチャー経済をすすめた結果と思われる。その後 1981 U 1983 に 0.126 と急激に低下した。

1980-1981 に全郡特別高収量米生産計画 (SHY 計画) がスタートし、これまでほとんど使用してこなかった化学肥料を大量に施用されたが、0.188 と低い結果となった。

フィリピンの平均全要素生産性は、1.147 で ASEAN+3 のほぼ平均値となった。1962 U 1968 に 1.210 で、上昇傾向をたどりながら 1974 U 1976 で計測期間最高の 2.457 となった。その後、増減を繰り返しながら 1984 U 1985 で 2.433 となった。以降、減少傾向となり天候の影響により生産量が低下したことから 2002 U 2003 に 0.383 の計測期間の最低値となっている。

韓国の計測期間平均全要素生産性は 1.169 となった。1980 年代末から農産物市場開放が本格的にはじまり、さまざまな農業・農村政策を打ち出し、都市住民に十分な食料品の提供と農産物価格の安定を図った 1987 U 1989 で 1.885、1990 U 1991 で 1.891 となり最高の結果となっている。その後、1999 U 2001 に 1.840 まで上昇したが、2002 U 2003 に天候不順により全要素生産性は大幅に低下した。

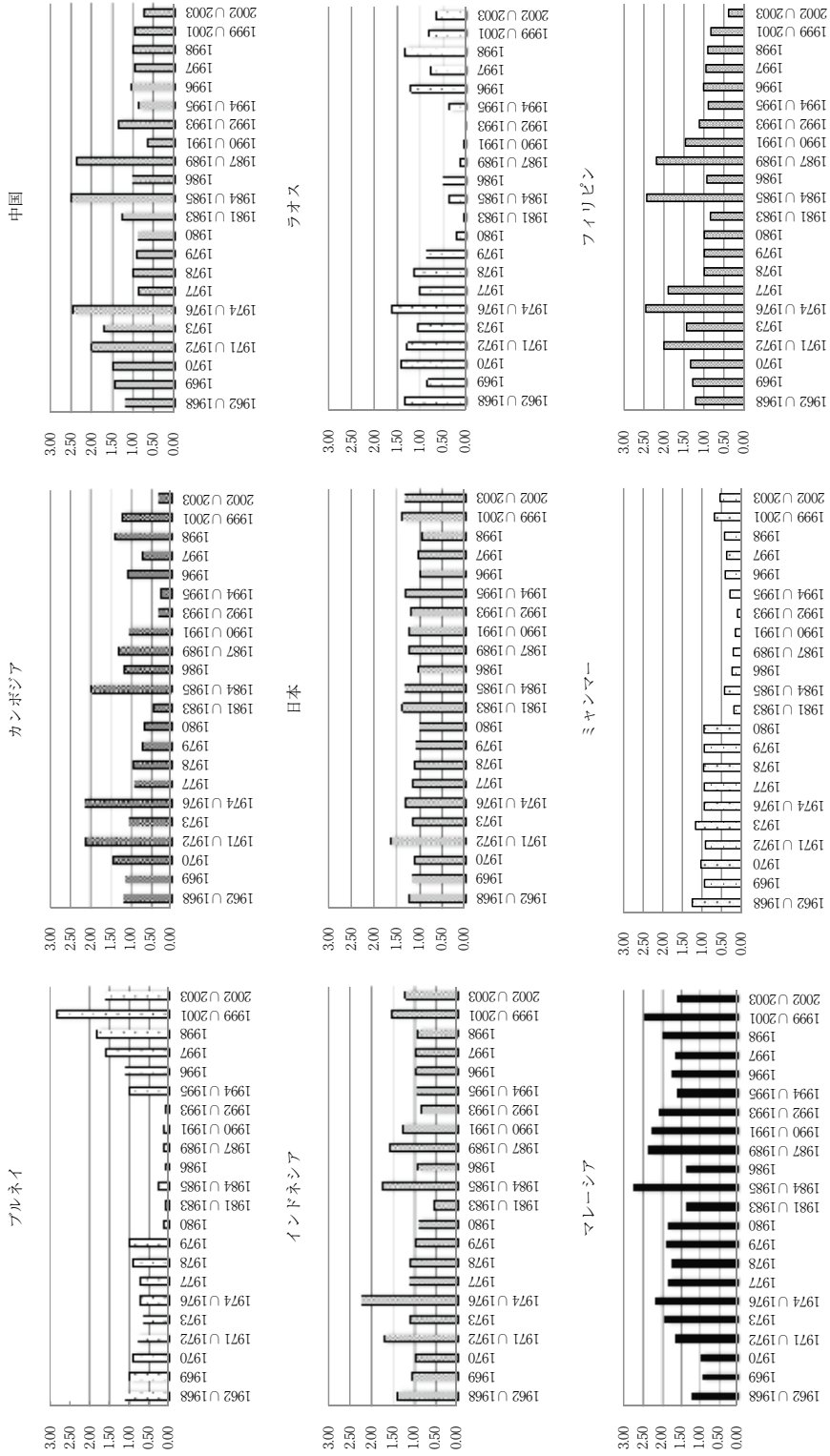
シンガポールは、国土面積 71,000ha、農地面積 800ha 程度の都市国家で、鶏卵、鶏肉、野菜中心の農業であり、いわば都市近郊農業である。食料輸入主体から近年、生産重視の農業にシフトしており、計測期間平均の全要素生産性は 1.347 となった。

タイは、1962 年から 1974 年まで高度経済成長期にあり、経済 3 部門のうちの農業部門も成長し続けている。1962 U 1968 (1.210) から 1974 U 1976 (2.457) となり急激に上昇している。気候の影響により低成長を示す年もあるが、1990 年台前半まで高い水準で増加している。しかし 1994 年頃から低下に転じ、0.9 から 1.1 程度に推移している。1997 年にバーツが暴落しアジア経済危機の発端となった。工業部門とサービス部門の大ダメージを被ったが、農業部門は小規模家族経営に支えられる自家労働集約農業に依存しているため、影響は小さく 1997 年 (0.989)、1998 年 (0.906)、1999 U 2001 (1.144) となった。

ベトナムの計測期間平均全要素生産性は 1.132 で東アジアの平均に位置している。1960 年以降、社会主義的農業協同組合 (合作社) を設立、農協の大規模化と大型トラクターによる効

表 3 : Window-malmquist Index の結果 (基準年 1961 = 1.000)

	ブルネイ	カンボジア	中国	インドネシア	日本	ラオス	マレーシア	ミャンマー	フィリピン	韓国	シンガポール	タイ	ベトナム	average
1962 ∪ 1968	1.137	1.210	1.210	1.404	1.246	1.331	1.246	1.256	1.210	1.246	1.233	1.210	1.418	1.258
1969	1.011	1.159	1.440	1.054	1.176	0.844	0.968	0.944	1.277	1.344	1.571	1.376	0.855	1.155
1970	0.917	1.461	1.509	0.995	1.120	1.417	0.995	1.029	1.331	1.242	1.436	1.424	1.074	1.227
1971 ∪ 1972	0.815	2.140	2.001	1.723	1.660	1.288	1.660	0.917	2.001	1.660	1.967	2.001	1.806	1.665
1973	0.675	1.068	1.720	1.102	1.147	1.050	1.933	1.170	1.431	1.129	1.860	1.631	1.040	1.304
1974 ∪ 1976	0.751	2.165	2.457	2.245	1.312	1.643	2.221	0.949	2.457	1.522	2.961	2.457	2.343	1.960
1977	0.751	0.938	0.859	1.132	1.166	1.037	1.867	0.949	1.893	1.600	2.402	1.899	1.066	1.351
1978	0.908	0.961	1.005	1.100	1.123	1.152	1.766	0.963	0.990	1.543	2.831	2.186	1.010	1.349
1979	1.003	0.732	0.920	0.983	1.098	0.891	1.921	0.950	0.993	1.512	2.514	2.055	1.001	1.275
1980	0.137	0.679	0.903	0.918	1.021	0.204	1.881	0.955	0.990	1.466	1.080	1.168	0.961	0.951
1981 ∪ 1983	0.108	0.446	1.286	0.562	1.391	0.060	1.391	0.188	0.840	1.391	0.629	0.926	1.003	0.786
1984 ∪ 1985	0.274	1.998	2.526	1.744	1.340	0.376	2.789	0.429	2.433	1.749	2.670	2.229	1.914	1.729
1986	0.108	1.176	1.042	0.936	1.030	0.518	1.373	0.235	0.928	1.133	1.788	0.808	0.989	0.928
1987 ∪ 1989	0.128	1.312	2.384	1.569	1.237	0.126	2.377	0.208	2.191	1.885	2.597	1.998	1.458	1.498
1990 ∪ 1991	0.127	1.074	0.653	1.296	1.250	0.050	2.320	0.149	1.460	1.891	2.348	1.497	1.224	1.180
1992 ∪ 1993	0.098	0.327	1.364	0.879	1.196	0.012	2.133	0.098	1.113	1.769	1.530	1.239	0.799	0.966
1994 ∪ 1995	1.023	0.273	0.884	0.954	1.327	0.367	1.644	0.293	0.890	1.442	1.043	0.897	1.291	0.948
1996	1.130	1.095	1.075	0.985	1.016	1.209	1.765	0.411	1.008	1.051	0.949	0.992	0.893	1.045
1997	1.614	0.709	0.975	0.995	1.031	0.794	1.694	0.375	0.951	0.963	1.294	0.989	1.043	1.033
1998	1.847	1.417	1.016	0.945	0.977	1.346	2.002	0.430	0.901	1.010	1.213	0.906	1.024	1.156
1999 ∪ 2001	2.880	1.247	0.977	1.531	1.398	0.815	2.485	0.688	0.825	1.840	0.971	1.144	2.137	1.457
2002 ∪ 2003	1.638	0.332	0.716	1.213	1.341	0.663	1.606	0.545	0.383	0.174	0.106	0.873	1.813	0.877
average	0.981	1.090	1.147	1.082	1.113	0.937	1.388	0.829	1.147	1.169	1.347	1.202	1.132	1.120



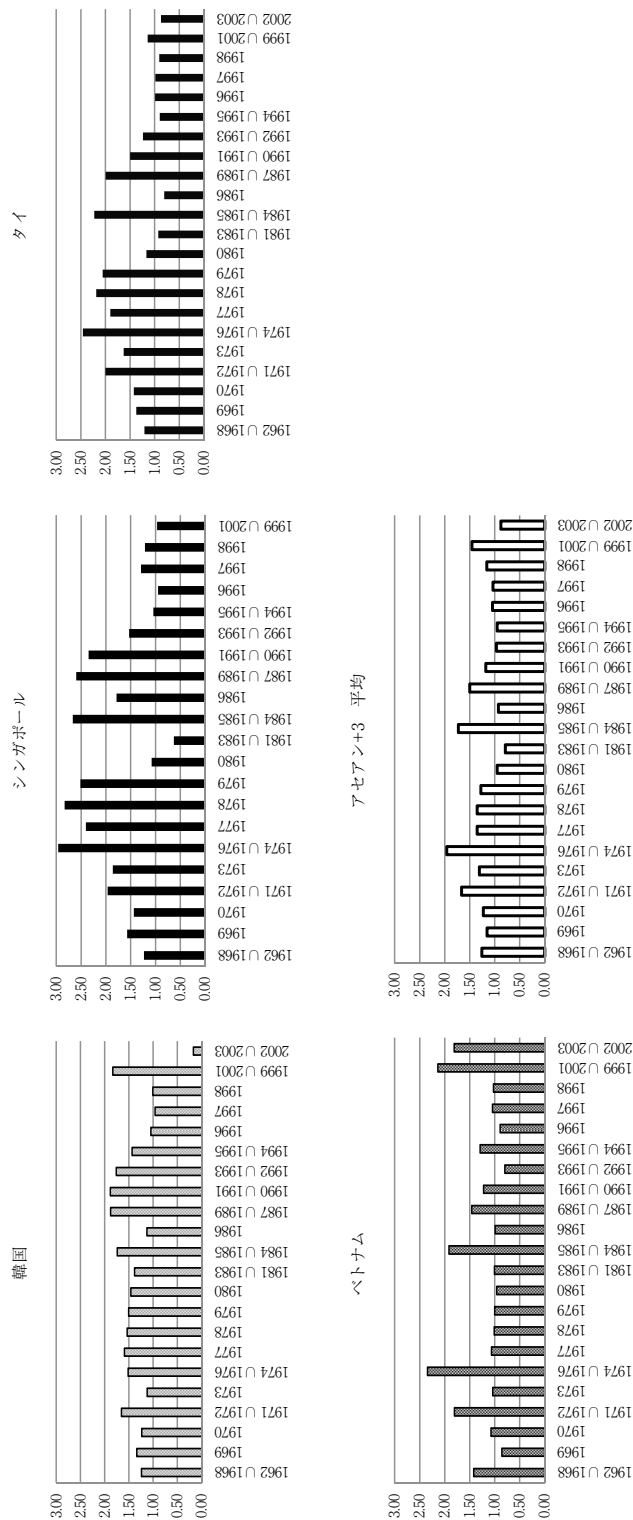


図3：ASEAN+3（日本、中国、韓国）の Window-malmquist Index (WMI) の変化

率化を進めると共に、水利施設の改良・新設が行われ 1962 U 1968 は 1.418 となった。1971 U 1972、1974 U 1976、1984 U 1985 に一時的に全要素生産性が上昇するものの次年度には 1.00 に低下するというように不安定な推移となっている。1986 年のドイモイ（刷新）により社会主義経済を導入し、1987 U 1989 に 1.458 と上昇したが 1997 年（1.043）と低下傾向となった。

しかし、1999 年に自由な市場経済という新しい政策を実施し、多くの零細家族農民に対し農地の配分があり、土地の長期利用権が保障され、生産資材も必要なだけ容易に入手できるようになると、1999 U 2001 に（2.137）、2002 U 2003 に（1.813）と高い全要素生産性となった。

### 3. 全要素生産性の収束に関する検定

#### 3.1. 収束の概念とパネル単位根検定

日本と ASEAN や東アジア（中国、韓国）の農業政策を考える上で、各国の農業が傾向として同一方向へ進んでいるか、あるいは発散するかは重要な点である。日本農業への収束は今後の農業の進展に大きな効果をもたらすとともに、アジア全体の農業発展に影響をもたらす。本研究は、山口・霍（2004）で用いられている方法により、日本をベンチマークとする収束性に関する検定を行う。各経済主体の経済パフォーマンスが、時間を通じ、同レベルの定常状態に移行することを収束（convergence）という。

よりおくれた経済主体がより速いスピードで成長すれば、最終的には、全ての経済主体の経済パフォーマンスは同じような定常状態に収束することになる。Barro and Sala-i-Martin (1995) はこのような収束過程を絶対収束と名付けている。しかし、各経済主体がそれぞれ異なる定常状態を持ち、経済パフォーマンスもそれぞれの定常状態に収束する場合がある。このような状態は条件付収束と定義されている。本研究では、Dickey and Fuller (1981) が提唱した、拡張されたディッキー・フラー検定（Augmented Dickey and Fuller test; 以下 ADF 検定）を基に検定を行う。

この検定では、以下の 3 つのモデルを推定する。

$$\text{モデル 1 : } Y_t = \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \Leftrightarrow \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t$$

$$\text{モデル 2 : } Y_t = \mu + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \Leftrightarrow \Delta Y_t = \mu + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t$$

$$\text{モデル 3 : } Y_t = \mu + \delta t + \phi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t \Leftrightarrow \Delta Y_t = \mu + \delta t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j} + u_t$$

ただし、 $\beta = 1 - \phi$ 、 $\sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta Y_{t-j}$  は拡張項、 $t$  はタイムトレンド、 $u_t$  はホワイト・ノイズを表す。ここで、モデル 1 ~ 3 の拡張項を除き、初期値  $Y_0$  として逐次代入すると、それぞれ以下のような式になる。

モデル 1 :  $Y_t = \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, \therefore |\phi| < 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, |\phi| \geq 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t \rightarrow \infty$

モデル 2 :  $Y_t = \frac{1-\phi^t}{1-\phi} \mu + \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, \therefore |\phi| < 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t = \frac{1-\phi^t}{1-\phi} \mu + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, |\phi| \geq 1 \Rightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t \rightarrow \infty$

モデル 3 :  $Y_t = \frac{1-\phi^t}{1-\phi} \mu + \frac{\phi^{t+1} + (1-\phi)t - \phi}{(1-\phi)^t} \delta + \phi^t Y_0 + \sum_{j=1}^t \phi^{t-j} u_j, \therefore \lim_{t \rightarrow \infty} Y_t \rightarrow \infty$

上の式より、次のことが言える。もし単位根検定の結果が  $\beta = 0$  のとき、つまり確率変数  $Y_t$  が単位根を持つならば、すべてのモデルで発散する。また、 $\beta < 0$  となる場合、モデル 1 に従うならば絶対収束、モデル 2 に従うならば条件付収束、モデル 3 に従うならば発散することになる。ここでモデル 2 に従うということは、 $\beta < 0$  かつ  $\mu \neq 0$  であることを意味する。モデル 3 に従うということは  $\beta < 0$  かつ  $\mu \neq 0$  かつ  $\delta \neq 0$  であることを意味する。よって、 $\beta < 0$  かつ  $\mu = 0$ 、 $\delta = 0$  であればモデル 1 に従うことになり絶対収束と判断される。

また、 $\beta < 0$ 、 $\mu \neq 0$  かつ  $\delta = 0$  ならば条件付収束と判断できる。ここで、定数項および係数の有意性の検定には、通常の  $t$  分布表を用いず Dickey-Fuller 分布が必要である。パネル単位根検定は他に、Levin, Lin and Chu (2002)、Im, Pesaran and Shin (2003)、Phillips, and Perron (1986)、Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992) を使うこととする（以下、順に LLC 検定、IPS 検定、PP 検定、KPSS 検定）。まず、モデル 1 をすべての経済主体について考え、切片とタイムトレンドをゼロとする。経済主体数は  $n$ 、期間は  $t$  とすると、

$$Y_{it} = \phi_i Y_{it-1} + \mu_t (i = 1, 2, \dots, n)$$

LLC 検定では、つぎのような帰無仮説と対立仮説は

$$\text{帰無仮説} : \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_n = 1$$

$$\text{対立仮説} : \phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_n < 1$$

LLC 検定は、すべての経済主体に対し、単位根があるか否かを検定し、帰無仮説が棄却されるとすべての経済主体の  $Y$  が長期的にゼロになり、収束することを意味する。IPS 検定の場合はつぎのとおりである。

$$\text{帰無仮説} : \phi_i = 1 \text{ for all } i$$

$$\text{対立仮説} : |\phi_i| < 1 \text{ at least one } i$$

IPS 検定は少なくとも 1 つの経済主体に単位根があるか否かを検定し、帰無仮説が棄却されると、少なくとも 1 つの経済主体で、 $Y$  が収束することとなる。ADF 検定の誤差が独立で分散が一定であることを仮定したテストであり、説明変数にラグの階差をつけて処理したが、PP 検定ではそうした処理の代わりに、検定統計量である  $t$  値を加工する。検定する場合のモ

表 4：全要素生産性の単位根検定による収束の検定結果（アセアン+3（日本（ベンチマーク）、中国、韓国））

ADF 検定											
Augmented Dickey-Fuller test											
	$\beta$ (1)	$\beta$ (1) (Statistic)	prob	検定結果	$\beta$ (2)	$\beta$ (2) (Statistic)	$\mu$ (2)	$\mu$ (2) (Statistic)	prob	検定結果	収束結果
ブルネイ	-0.05	-0.62	0.44		-0.30	-2.01	0.20	1.62	0.28		発散
カンボジア	-0.16	-1.40	0.14		-0.87	-3.58	0.78	3.17	0.02	*	条件付収束
中国	-0.07	-0.81	0.35		-1.06	-4.41	1.15	4.08	0.00	***	***
インドネシア	-0.03	-0.41	0.41		-1.12	-4.93	1.09	4.74	0.00	***	***
ラオス	-0.17	-1.55	0.11		-0.48	-2.52	0.30	1.94	0.12		発散
マレーシア	0.00	0.00	0.67		-0.75	-3.50	1.17	3.42	0.02	*	条件付収束
ミャンマー	-0.13	-1.54	0.11		-0.34	-2.19	0.16	1.60	0.22		発散
フィリピン	-0.07	-0.84	0.34		-0.77	-3.11	0.82	2.84	0.04	*	条件付収束
韓国	-0.05	-0.88	0.32		-0.75	-2.15	0.86	2.03	0.23		発散
シンガポール	-0.08	-0.95	0.29		-0.39	-1.81	0.53	1.56	0.37		発散
タイ	-0.05	-0.66	0.42		-0.60	-2.74	0.73	2.56	0.08	*	条件付収束
ベトナム	0.02	0.23	0.74		-1.06	-4.48	1.10	4.39	0.00	***	***
PP 検定											
Phillips-Perron test											
	$\beta$ (1)	$\beta$ (1) (Statistic)	prob	検定結果	$\beta$ (2)	$\beta$ (2) (Statistic)	$\mu$ (2)	$\mu$ (2) (Statistic)	prob	検定結果	収束結果
ブルネイ	-0.05	-0.62	0.39		-0.16	-1.23	0.13	1.08	0.57		発散
カンボジア	-0.16	-1.40	0.14		-0.87	-3.58	0.78	3.17	0.02	*	条件付収束
中国	-0.13	-1.25	0.28		-1.06	-4.41	1.15	4.08	0.00	***	***
インドネシア	-0.07	-0.95	0.29		-1.12	-4.93	1.09	4.74	0.00	***	***
ラオス	-0.17	-1.55	0.11		-0.48	-2.52	0.30	1.94	0.14		発散
マレーシア	-0.04	-0.59	0.54		-0.75	-3.50	1.17	3.42	0.02	*	条件付収束
ミャンマー	-0.13	-1.54	0.11		-0.34	-2.19	0.16	1.60	0.25		発散
フィリピン	-0.10	-1.13	0.29		-0.77	-3.11	0.82	2.84	0.03	*	条件付収束
韓国	-0.05	-0.88	0.34		-0.75	-2.15	0.86	2.03	0.25		発散
シンガポール	-0.08	-0.95	0.35		-0.39	-1.81	0.53	1.56	0.28		発散
タイ	-0.07	-0.88	0.39		-0.60	-2.74	0.73	2.56	0.08	*	条件付収束
ベトナム	-0.05	-0.68	0.55		-1.06	-4.48	1.10	4.39	0.00	***	***
KPSS Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin											
	$\mu$	$\mu$ (Statistic)	検定統計量	検定結果	$\mu$	$\mu$ (Statistic)	t	t (Statistic)	検定統計量	検定結果	収束結果
ブルネイ	0.73	5.89	0.22		0.38	1.68	0.03	1.78	0.15	*	発散
カンボジア	0.90	10.41	0.27		1.12	6.97	-0.02	-1.62	0.05		発散
中国	1.08	12.41	0.28		1.32	8.14	-0.02	-1.69	0.06		発散
インドネシア	0.98	18.81	0.10		1.05	10.21	-0.01	-0.70	0.04		発散
ラオス	0.66	7.09	0.21		0.88	5.02	-0.02	-1.46	0.13	*	発散
マレーシア	1.52	7.92	0.41	*	1.22	8.42	0.03	2.46	0.15	**	条件付収束
ミャンマー	0.54	7.92	0.45	*	0.90	9.17	-0.03	-4.27	0.12	*	条件付収束
フィリピン	1.07	12.33	0.35	*	1.35	8.74	-0.03	-2.15	0.10		条件付収束
韓国	1.16	18.10	0.21		1.25	10.04	-0.01	-0.86	0.17	**	発散
シンガポール	1.41	10.34	0.29		1.80	7.16	-0.04	-1.79	0.14	*	発散
タイ	1.20	13.76	0.41	*	1.52	10.02	-0.03	-2.46	0.12	*	条件付収束
ベトナム	1.05	18.10	0.10		0.98	8.65	0.01	0.69	0.08		発散

(注) \*\*\* は 1%、\*\* は 5%、\* は 10% で有意であることを意味する。



デルは ADF 検定と同様の 3 種類であり、推定した  $t$  値は次のような統計量を計測して検定する。臨界点は ADF 検定と同じである。

$$t_{pp} = \frac{\lambda_0^{0.5}}{\lambda} t - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0)(T\sigma_p)}{2\lambda s}$$

$\gamma_0$  は誤差項の分散、 $t$  は  $\phi^1$  の  $t$  値、 $T$  はサンプル数、 $\sigma_p$  は係数の標準誤差、 $s$  は推定値の標準誤差である。 $\lambda$  は、ニュウイーウェストの推定値と呼ばれ、誤差項の自己共分散の加重平均となっている。

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left[ 1 - \frac{j}{q+1} \right] \gamma_j$$

$\gamma_j$  は  $j$  階の誤差の自己共分散とし、 $q$  は自己相関のラグ数となっている。

KPSS 検定は ADF 検定と異なり、帰無仮説を「単位根なし」、対立仮説を「単位あり」とする。 $S_t$  を残差の累積和とすると、検定統計量（LM 統計量）は

$$LM = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T \frac{S_t^2}{S^2(l)}$$

となる。

$$S^2(l) = \frac{\sum_{t=1}^T e_t^2}{T} + 2 \sum_{s=1}^l w(s, l) \sum_{t=s+1}^T \frac{e_t e_{t-s}}{T}$$

ただし、 $w(s, l) = 1 - \frac{s}{l+1}$  である。

### 3.2. 収束の検定結果

東アジアの日本に対する全要素生産性の収束に関する検定は、表 4 にまとめられている。表の「収束結果」より、次のような結論が得られた。ADF 検定および PP 検定はほぼ同じ結果が得られ、検定結果が頑健であることが確認された。ブルネイは、日本に対して発散している。つまり日本の全要素生産性との差は益々拡大していくことになる。これは、時間の経過について、ブルネイの全要素生産性は相対的に悪くなることを意味する。カンボジアは、日本に対し条件付収束となっている。つまり、長期的には、全要素生産性は日本と  $\{(1-\phi^1)/(1-\phi)\} \times \mu$  の差を保ちながら、時間が経過することがわかった。

中国は、日本に対し条件付収束となっている。中国の全要素生産性は、長期的に日本と同様の全要素生産性となる定常水準に収束することはないが、日本との差は拡大せず、一定状態を保ちながら推移する。換言すれば、長期的には、日本と異なる定常状態に収束する。インドネシアも 1% で有意となる条件付収束となっている。日本農業の全要素生産性に対し同水準とならず、長期的にインドネシア独自の定常状態に達するようになる。ラオスは、ADF 検定、PP

表5：パネル単位根検定による分析結果

	モデルⅠ			モデルⅡ			モデルⅢ		
	検定統計量	P 値	ラグ	検定統計量	P 値	ラグ	検定統計量	P 値	ラグ
ADF	-1.29	0.10	1	-5.70	0.00	1	-4.78	0.00	4
PP	-1.79	0.04	4	-5.51	0.00	2	-4.78	0.00	4
IPS				-6.01	0.00	1	-5.42	0.00	4
LLC	-2.37	0.01	1	-3.84	0.00	1	-1.45	0.07	4

(注) LLC は Levin-Lin-Chu 検定、PP は Phillips-Perron 検定、IPS は Im-Pesaran-Shin 検定  
「ラグ」はラグ字数であり、SBIC 基準により決定した。

検定、KPSS 検定ともに発散した。

マレーシアは ADF 検定では、PP 検定では 5% で条件付収束、KPSS 検定では 10% で条件付収束となった。ミャンマーは、日本に対し発散する。つまり、ミャンマーは、長期的に全要素生産性が悪くなることを意味する。フィリピンは、日本に対し、条件付収束の状態にある。韓国は、日本に対し発散状態にあり、シンガポールも発散状態にある。ベトナムは、日本に対し、1% で条件付収束となった。

さらに、ASEAN と東アジア 2 ケ国の日本に対する収束状況を、パネル単位根検定によって確認したところ条件付収束するという結果になった。(表 5)

#### 4. おわりに

以上、全要素生産性の動向から、すべての検定ともに収束が確認できたのは、フィリピン、タイであった。また 3 つのいずれかの検定で収束したのは、カンボジア、中国、インドネシア、マレーシア、ミャンマー、ベトナムであり、ブルネイ、ラオス、韓国、シンガポールは発散という結論が出た。また全要素生産性の結果（平均）から、1,000 以上は 10 ケ国で、1,000 以下のマイナス成長は 3 ケ国であり、最低値は 0.9 に満たないマイナス成長の農業である国も存在していることが分かった。ASEAN、中国、韓国において、条件付収束を確認できたことから、共通の農業政策は一定の効果があると言えるだろう。これまで、東アジアの中国、韓国、ASEAN 諸国は、それぞれの国が独自に農業開発計画を立案し、政策手段を講じながら国内外の市場需要の動向に対応した食料・農産物を供給し輸出している。さらに、先進諸外国からの投資を呼び込み、食料増産と農村貧困の軽減を図っている。また 2007 年の ASEAN 経済共同体（AEC）宣言により、食料・農産物の品質管理と安全性の確保、農業部門に関わるアクター間のネットワーク化、さらに技術移転と情報交換による国際競争力を増進させている。本研究結果は、共同体構想をサポートする結果といえよう。

## 謝辞

本研究にあたり、神戸大学名誉教授の山口三十四先生、神戸大学教授の衣笠智子先生にご指導とご指摘を頂きました。心から感謝の意を表します。なお、本研究はJSPS 科研費 JP26292118 の助成を受けた。

## 参考文献

- Amir D. Aczel, Jayavel Sourderpandian. (1989) Complete Business Statistics: The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Anit N. Mukherjee, Yoshimi Kuroda, "Productivity growth in Indian agriculture: is there evidence of convergence across states?", *Agricultural Economics*, 29, (2003), pp.43-53.
- Anthony N. Rezitis, "Agricultural productivity and convergence: Europe and the United States", *Applied Economics*, 42, (2010), pp.1029-1044.
- Barro Robert J., Xavier X. Sala-i-Martin "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, (1992), pp.223-251.
- Dicky, D., W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, (1981), pp.1057-1072.
- Dimitris Margaritis, Rolf Fare, Shawna Grosskopf, "Productivity, convergence and policy: a study of OECD countries and industries", *Journal of Productivity Analysis*, 28, (2007), pp.87-105.
- FAO. Production yearbook, 各年版.
- Kwiatowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, (1992), pp.159-178.
- Phillips, P., and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, (1986), pp.331-346.
- Sueyoshi, T. and Aoki, S. "A Use of a Nonparametric Statistic for DEA Frontier Shift: The Kruskal and Wallis Rank Test," *OMEGA: International Journal of Management Science*, Vol.29, (2001), pp.1-18.
- Toshiyuki Sueyoshi, Shingo Aoki, "A use of a nonparametric statistics for DEA frontier shift: the Kruskal and Wallis rank test", *Omega* 29, (2001), pp.1-18.
- 梶原弘和『農業近代化の過程』勁草書房、2008年11月。
- 末吉俊幸『DEA－経営効率分析法－』朝倉書店、2001年11月。
- 総合研究開発機構編『NIRA 研究報告書 食料・農業分野における東アジア諸国の連携に関する研究』総合研究開発機構、2001年8月。
- 高橋昭雄『現在ミャンマーの農村経済』東京大学出版会、2000年12月。
- 長憲次『市場経済下ベトナムの農業と農村』筑摩書房、2005年2月。
- 沈金虎『現代中国農業経済論』農林統計協会、2007年2月。
- 堀内久太郎・小林弘明『東・東南アジア農業の新展開』農林統計協会、2000年2月。
- 山口三十四・霍靈光（2004）「包絡線分析法による旧ソ連諸国の農業技術効率性と収束の分析」『農林業問題研究』、第156号、pp.25-33。
- 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』第79巻第3号、pp.154-165。