

第9章

国際貿易体制の変化と農業における生産性、効率性、技術進歩：

アジアとEUの事例研究

弦間正彦

はじめに

経済発展に伴い、国民経済に占める農業の相対的割合は低下する。生産面で見たGDP、労働力割合、輸出に占める農産物の割合は例外なく低下する。この背景には、農業生産においては土地という量の限られた投入要素を使わざるをえないという供給側の成長制限条件が存在する。さらに産出物である農産物は主に必需品である食料として消費されることから、所得弾力性や価格弾力性は低く、一人当たりの消費量の増大には限りがあるという需要側の成長制限条件も存在する。そして、国レベルにおける農産物需要の伸びは、人口が拡大しない限り、大きく増大することはない。供給面でも、需要面においても、このような成長制限要因が存在しない製造業やサービス業の生産成長率が、農業の生産成長率を上回るのは当然のことである。一国の経済成長率を高めるためには、製造業やサービス業の発展が例外なく必要となる。

それでは望ましい農業発展の経路とはどういうものであろうか。経済発展の水準が低い状況下においては、製造業やサービス業は未発展であり、農業生産は人口の大多数が居住する農村において行われる主要な経済活動であり、同時に生活に必要な食料を確保する貴重な手段となる。その後発展し経済発展の牽引役となる製造業やサービス業に対しては、その初期の発展に必要となる資本を、

農業は納税や金融資産の保有を手段として提供する。さらに労働力を、急速に成長する製造業やサービス業に提供する役割も担う。また製造業やサービス業が作り出した財・サービスを消費する大きな市場としても、農業生産の基盤となる農村地域は機能することになる。

経済発展初期の段階においては、財政との関係や国内市場の保護という観点から言うと、日本の事例¹から分かるように、農業生産部門は地租の多大な支払いを強いられるだけで、先進国で現在観察されているような国境保護による国内市場の保護や、所得補償のような直接支払いや生産補助金などの財政支援を受ける状況はない。そして、農産物輸入国の場合、存在しないか存在しても低い水準に抑えられた関税率のもと、国内で生産された農産物に対する国境保護の程度は非常に低く抑えられている場合が多い。また、農産物輸出国の場合には、輸出税により、本来であれば海外への輸出により受け取ることができたはずの収入を、政府に支払う結果となっていた事例が多く存在してきていた。

これらの政策により、途上国の国内農産物価格は低く抑えられてきている。これは Cheap Food Policy と呼ばれ、経済成長を達成するための途上国政府の政策手段となっている。農産物は賃金財であり、その価格の上昇は経済発展の牽引役である製造業における賃金を上昇させ、製造業の継続

的な発展を阻害することになる。この連鎖を防ぐために、国内農産物価格を意図的に低い水準に抑える政策が導入されることになったわけである。

その後、製造業やサービス業が発展し、経済発展が進むにつれ、農業生産部門は、以前の搾取される存在から、保護される存在へと転換することになる。製造業やサービス業における生産性の伸びは、農業における生産性の伸びを上回り、所得格差や賃金格差をもたらすことになる。これにより、半ば社会政策の一環として、先進経済においては、農業部門に対する財政出動や、この部門が生産する農産物の市場に対する保護処置が導入されることになる。日本農業においては1930年代に、搾取される立場から、保護を受ける立場への転換がおこった²。

このように経済発展とともに起こる農業搾取から農業保護への政策転換は、農業生産性や農業生産効率性にどのような影響を与えるのだろうか。本稿は、異なる発展段階にあるアジアとヨーロッパの国々について、農業生産性と農業生産効率性の推移を把握した上で、地域的な貿易・経済同盟である、アジアにおける東南アジア諸国連合（ASEAN）、ヨーロッパにおける欧州連合（EU）が果してきた役割について、農業生産性の変化と、その説明要因である農業生産技術効率性の効果と技術進歩による効果とに関連付けて理解することを目的とする。その上で、農業生産性の変化、農業生産技術効率性効果、技術進歩効果が、それぞれの国の貿易構造に与えた影響について考察をすることも目的とする。

単純な農業生産性の分析には、Solow（1957）タイプの成長会計手法を応用し、農業生産効率性を含む生産性の分析には、総合生産性（TFP）指標の変化を、生産技術効率性指標の変化（EC：Efficiency Change）と、技術進歩（TC:Technical Change）の変化に分解する Malmquist 指数生産性分析手法を用いる。そして、アジアの国々については、各国の貿易構造を表す指標として、競争力指標や貿易開放度指数を、別途、対象期間につい

て計算し、以上の生産性指標、効率性指標、技術進歩指標との統計的な関係を、回帰分析を使い検証する。

アジアにおいては、データが比較可能な形で存在する1985年から2005年を分析の対象とする。なお、1985年から1993年は、GATT ウルグアイラウンドの交渉終了前の時期と考え、1994年以降の期間と分けて分析対象とする。さらに、1997年に始まるアジア経済危機の前後で、1994年から1996年、1998年から2005年に分け、合計3期間における農業生産性、農業生産効率性、技術進歩の推移を見る。また、ヨーロッパにおいては2004年以降に新規加盟した中東欧諸国の正の経済成長が体制転換後一様に観察され始めた1995年から、データの入手が整合性のある形で可能な直近の2006年までを分析の対象にする。さらに、2004年以降のEUの東方拡大の影響を検証する目的で、分析対象期間を、1995年から2003年、2004年から2006年に2分割して農業生産性、農業生産効率性、技術進歩の推移を見る。

1. 成長会計分析による農業生産性の推移

本節では、農業生産額の変化を（1）投入要素の増加と、（2）総合生産性改善の2つに分けて、農業生産の成長要因を考察する³。

1.1 アジアにおける事例研究

表1は、日本農業における生産額変動の要因を、（1）投入要素の増加と、（2）総合生産性⁴改善の2つに分けて説明したものである。初期の段階（1880年-1920年）から、総合生産性⁵改善率が投入要素の増加率を上回って推移していたことが分かる。つまり、日本農業の初期の発展段階においては、生産性の伸びが主要な役割を果たしていたことがわかる。さらにその後（1920年-1930年）は投入要素の増加と総合生産性改善による貢

表1 日本農業の成長会計分析（年平均変化率）

	生産高の 変化率(%)	総合投入量の 変化率(%)	TFPの 変化率(%)
1880-1900	1.5	0.3	1.2
1900-1920	1.8	0.8	1.0
1920-1935	0.9	0.5	0.4
1935-1945	-1.8	-1.1	-0.8
1945-1955	3.3	2.2	1.1
1955-1965	3.2	0.4	2.8
1965-1980	0.3	-1.1	1.4
1980-1995	-0.6	-2.1	1.5

(出所)速水・神門(2002)P.99 表4-4をもとに著者が作成

表2 アジア主要国における農業成長要因分析（年平均変化率）

		TFPの 変化率	総合投入量の 変化率	産出高の 変化率
韓国	1962-1970	1.2	3.5	4.7
	1970-1980	-2.0	5.8	3.7
	1980-1990	-0.7	2.1	1.4
	1990-2002	1.8	-0.4	1.4
中国	1962-1970	-2.4	6.5	4.1
	1970-1980	-2.1	5.3	3.2
	1980-1990	2.0	2.8	4.9
	1990-2002	4.1	1.3	5.3
日本	1962-1970	-1.7	4.4	2.7
	1970-1980	0.8	-0.2	0.6
	1980-1990	1.1	-0.9	0.2
	1990-2002	2.2	-3.0	-0.8
インドネシア	1962-1970	-2.3	5.6	3.3
	1970-1980	0.1	3.9	4.0
	1980-1990	0.3	4.8	5.1
	1990-2002	0.7	2.1	2.8
タイ	1962-1970	-1.1	5.7	4.6
	1970-1980	0.7	4.0	4.8
	1980-1990	-1.7	4.2	2.5
	1990-2002	0.2	1.7	2.0
フィリピン	1962-1970	-0.9	4.3	3.4
	1970-1980	2.3	2.3	4.5
	1980-1990	0.3	1.7	2.0
	1990-2002	1.3	1.7	3.0
マレーシア	1962-1970	2.1	3.6	5.7
	1970-1980	1.4	3.5	4.8
	1980-1990	1.8	2.8	4.6
	1990-2002	2.5	0.6	3.1
インド	1962-1970	-3.7	5.8	2.1
	1970-1980	-1.4	4.0	2.6
	1980-1990	1.1	3.0	4.1
	1990-2002	0.3	1.8	2.0
ベトナム	1962-1970	-3.5	5.0	1.4
	1970-1980	-0.1	3.5	3.5
	1980-1990	0.6	4.1	4.8
	1990-2002	0.4	5.0	5.4

(注)四捨五入の関係でTFPの変化率と投入要素の変化率の和が産出量の変化率に一致しないものがある。

(出所)弦間(2007)P.249 表2をもとに筆者が作成した。

献が拮抗して推移した。そして、1930年以降、1955年までは、今度は逆に投入要素増加の要因が総合生産性改善の要因を上回って推移した。それ以後の第二次大戦後の状況は対照的で、再度総合生産性改善の要因が投入要素の増加要因を上回って推移していたことが分かる。

搾取される側から、保護を受ける立場への転換がおこった際には、それまでの生産性の改善による生産額の増加が止まり、生産投入要素の増投によるものにとって代わった。保護された状況下においては、競争が働きにくくなり、技術進歩や生産効率の改善が滞ったものと考えられる。

そして、戦後の日本農業においては、生産額の増加は、1960年代にコメの自給が達成された以降においては観察されず、労働などの投入要素の使用量の減少とあいまって、生産性の改善による生産額の変動が再度観察された。他産業へ移動する労働力を労働節約的な技術進歩である機械化によって補い、一定の生産額を維持したものと考える。

一方、アジアの中進国・途上国においては、戦後かなり長い間、農業生産の増加が、投入要素の増加によって達成されてきている。表2においては、韓国では、1960年代と1970年代において、農業生産の増加率が大きかったが、それはほとんどが投入要素の増投によって達成されたことが分かる。そして、この投入要素の増投により産出量を変化させるという傾向は1980年に入っても続いたが、1990年代には総合生産性の向上による産出量の増加がより重要な要因となり、状況が好転したことがわかる。1990年代には、コメを中心とする農産物の貿易自由化が進んだが、成長会計という視点からいうと、農業生産増大が望ましい要因をもとに進んだことがわかる。

中国においては、1970年代後半に始まる改革・開放路線が大きくその後の農業生産のあり方を変えたことがわかる。1960年代と1970年代の成長要因は、投入要素の増投であり、この増加率が産出量の増加率を下回ることはなかった。つまり、

生産性の貢献は負であり、技術進歩の後退、もしくは生産効率性の悪化が起こっていたことが推測される。その後、改革・開放路線への転換により、1980年代には総合生産性の貢献と投入要素の貢献が拮抗するところにまで、技術進歩が進んだ。そして、1990年代には、農業生産増大の80パーセント以上が総合生産性の向上によって説明されることになった。経済政策・制度の改革が大きく農業生産のパフォーマンスに影響を及ぼしてきたことが分かる。

さらに、ASEANの主要メンバーであるインドネシア、タイ、フィリピン、マレーシアは、日本に比べ、生産拡大の要因を説明する上で、総合生産性の貢献が低く推移してきていることがわかる。インドネシア農業においては、総合生産性の貢献割合は年代とともに大きくなっているが、その貢献割合はいまだに小さい。タイ農業においては、直近の1990年代においても、総合生産性の伸びは小さかった。そしてフィリピンとマレーシアにおいては、近年総合生産性の貢献度が向上していることが分かる。フィリピンにおいては、1970年代と1990年代における総合生産性の貢献割合はほぼ半分に近いレベルになっており、マレーシアにおいては1990年代における総合生産性の貢献割合が80%を占めるまでになっている。インドとベトナムにおいては、1990年代になっても産出量の増加が投入要素の増投によって達成されており、総合生産性の貢献はいまだに小さい。これらの国における持続可能な農業発展のために、技術進歩や生産効率の改善が必要であることがわかる。

1.2 ヨーロッパにおける事例研究

ここでは、体制転換後、成長が観察され始めた1995年からデータが入手可能な直近の2006年までの期間について、2004年以降にEUへ加盟した中東欧諸国と2004年以前からの加盟国を対象に、農業生産について成長会計分析をした（表3）。

表3 EUにおける農業成長要因分析(年率%)

1995-2003	EU15	中東欧10	ポーランド	ハンガリー	チェコ	リトアニア
生産高の変化率	0.4	1.1	1.4	-0.1	0.2	2.0
1. 総合投入量の変化率	-1.6	-2.0	-2.8	-0.6	-1.6	-3.5
2. TFPの変化率	2.0	3.2	4.1	0.6	1.9	5.6
2004-2006	EU15	中東欧10	ポーランド	ハンガリー	チェコ	リトアニア
生産高の変化率	-1.7	-1.7	2.8	-4.2	-1.0	-4.2
1. 総合投入量の変化率	-2.9	-2.2	0.0	-4.3	-2.0	-0.8
2. TFPの変化率	0.9	0.5	2.8	0.1	1.0	-3.5

(出所)国連食糧農業機関(2009)の投入要素データ、世界銀行(2009)の農業生産に関するデータを用いた著者の推計

2004 年の前後の期間に分け成長会計分析することにより、EU の東方拡大の効果を、中東欧諸国とそれまでの加盟国である西ヨーロッパ諸国の EU15 の両方の視点から、分析ができた。

EU への市場統合と CAP への参加は、中東欧諸国の農業の持続可能な発展のために必要となる生産性の改善につながったかどうかを確かめたい。始めに、ほとんどの国で農業生産の成長率がプラスに転じることになった 1995 年から 8 カ国が EU へ加盟する直前の 2003 年までの、農業生産の伸びを、総合投入量の増投による部分と、総合生産性 (TFP) の改善による部分に分解して、成長要因の分析をした（表 3）。中東欧諸国 10 カ国では、この期間に平均年率 1.1 パーセントの生産増が観察されたが、これは総合投入量を減らしつつ達成したものであった。TFP の貢献は大きく、望ましい形で生産構造の変化が起きていたものと思われる。農業生産量の変化率は、国によって大小があるが、その変化の要因が TFP の改善によるものであることは、多くの国において観察された。表 3 に代表例として取り上げられているポーランド、ハンガリー、チェコ、リトアニアにおいては、すべての国で TFP の改善が農業生産の増加の要因となっている。そして同時期には EU15 においても TFP の貢献を中心とする農業生産の増加が観察さ

れていたが、農業生産の伸び率も TFP の伸び率も中東欧諸国の方がいっそう高くなっていた。

さらに、中東欧の 8 カ国が EU へ加盟した 2004 年から、成長会計分析に使用するデータが整合性のある形で入手できた 2006 年までの期間について、農業生産の成長要因分析をした（表 3）。この期間には、中東欧 10 カ国においても、EU15 においても、それぞれのグループの平均値で見る限り農業生産量は減少している。ただし、総合投入量は農業生産量の減少を上回る形で減少していることから、TFP の改善は見られたが、総合投入量の増加率を上回るほどではなかった。

国別に成長要因を見ると違いが存在し、ポーランドやチェコにおいては、TFP の改善が比較的大きな割合を占めているが、ハンガリーについては TFP の貢献がほとんど観察されなかつた。そしてリトアニアにいたっては TFP の大きな減少が観察された。大きな構造変化が観察されたポーランドでは、TFP の貢献が前の期間と同様に重要な農業生産の成長要因となっていることが確認できる。中長期的には、TFP の改善が必要となることから、TFP の改善が見られなかつた新規加盟国においては、生産効率性の向上や技術進歩の改善を目指す必要があることがわかつた。

表4 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
GATTウルグアイラウンド合意以前の期間（1985－1993年）

1985－1993年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
バングラデシュ	0.902	1.000	0.902
中国	0.889	0.810	1.097
インド	0.913	0.829	1.101
インドネシア	0.960	1.000	0.960
日本	0.991	1.000	0.991
韓国	1.207	1.000	1.207
マレーシア	0.996	1.000	0.996
モンゴル	0.256	1.000	0.256
ミャンマー	0.639	1.000	0.639
ネパール	1.197	1.000	1.197
パキスタン	0.923	0.679	1.360
フィリピン	1.149	1.000	1.149
シンガポール	1.896	1.000	1.896
スリランカ	1.104	1.095	1.008
タイ	1.407	1.248	1.127
ベトナム	0.921	1.000	0.921
平均値	1.022	0.979	1.050

表5 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
GATTウルグアイラウンド合意以降経済危機以前の期間（1994－1996年）

1994－1996年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
バングラデシュ	0.866	1.000	0.866
中国	0.948	0.901	1.052
インド	0.967	0.997	0.970
インドネシア	0.886	1.000	0.886
日本	0.966	1.000	0.966
韓国	0.974	1.000	0.974
マレーシア	0.973	1.000	0.973
モンゴル	1.862	1.000	1.862
ミャンマー	0.903	1.000	0.903
ネパール	1.007	1.000	1.007
パキスタン	0.980	0.977	1.003
フィリピン	1.027	1.000	1.027
シンガポール	1.119	1.000	1.119
スリランカ	1.072	1.076	0.996
タイ	0.877	0.855	1.026
ベトナム	1.014	1.000	1.014
平均値	1.028	0.988	1.040

表6 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
アジア経済危機以降の期間（1998－2005年）

1998－2005年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
バングラデシュ	0.945	1.000	0.945
中国	1.003	1.000	1.003
インド	1.003	1.050	0.955
インドネシア	0.881	1.000	0.881
日本	0.922	1.000	0.922
韓国	0.925	1.000	0.925
マレーシア	0.789	1.000	0.789
モンゴル	1.156	1.000	1.156
ミャンマー	0.080	1.000	0.080
ネパール	0.509	1.000	0.509
パキスタン	1.135	0.899	1.263
フィリピン	0.889	1.000	0.889
シンガポール	1.343	1.000	1.343
スリランカ	0.987	1.082	0.912
タイ	0.886	1.000	0.886
ベトナム	0.862	1.000	0.862
平均値	0.895	1.002	0.895

表7 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
GATTウルグアイラウンド合意以前の期間（1985-1993年）
グループ別分析

1985-1993年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
(1) ASEAN加盟国	1.138	1.035	1.098
(1) 非ASEAN加盟国	0.931	0.935	1.013
(2) ASEAN5	1.281	1.050	1.225
(2) 非ASEAN5	0.780	1.000	0.780
(3) 日本・韓国	1.099	1.000	1.099
(3) ASEAN5	1.281	1.050	1.225
(4) 日本・韓国	1.099	1.000	1.099
(4) ASEAN加盟国	1.138	1.035	1.098

表8 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
GATTウルグアイラウンド合意以降経済危機以前の期間（1994-1996年）
グループ別分析

1994-1996年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
(1) ASEAN加盟国	0.971	0.979	0.993
(1) 非ASEAN加盟国	1.071	0.995	1.077
(2) ASEAN5	0.977	0.971	1.006
(2) 非ASEAN5	0.958	1.000	0.958
(3) 日本・韓国	0.970	1.000	0.970
(3) ASEAN5	0.977	0.971	1.006
(4) 日本・韓国	0.970	1.000	0.970
(4) ASEAN加盟国	0.971	0.979	0.993

表9 アジアにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
アジア経済危機以降の期間（1998-2005年）
グループ別分析

1998-2005年	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
(1) ASEAN加盟国	0.818	1.000	0.818
(1) 非ASEAN加盟国	0.954	1.003	0.954
(2) ASEAN5	0.957	1.000	0.957
(2) 非ASEAN5	0.471	1.000	0.471
(3) 日本・韓国	0.924	1.000	0.924
(3) ASEAN5	0.957	1.000	0.957
(4) 日本・韓国	0.924	1.000	0.924
(4) ASEAN加盟国	0.818	1.000	0.818

2. Malmquist 生産性（TFP）指標分析による生産効率性効果と技術進歩効果の分析

Malmquist 生産性（TFP）指標を用いると、農業生産性の推移を、生産技術効率性と技術進歩の推移に分解することが可能となる⁶。前節の手法においては、農業生産は効率的に行なわれているこ

とを仮定した上で、分析を行ったが、本節ではその仮定を緩め、必ずしもすべての国において農業生産が効率的に行なわれていないことを前提に、分析を進める。

2.1 アジアにおける事例研究

アジアにおいては、データ⁷が比較可能な形で

存在する 1985 年から 2005 年を分析の対象とし、1985 年から 1993 年は、GATT ウルグアイラウンドの交渉終了前の時期と考え、1994 年以降の期間と分けて分析対象とした。さらに、1997 年に始まるアジア経済危機の前後でも期間を区切った。1994 年から 1996 年と 1998 年から 2005 年にも分け、合計 3 期間における農業生産性、農業生産効率性、技術進歩の推移を見た。生産性変化は、効率性効果と技術進歩効果に分けて説明される。

表 4 には、1985 年から 1993 年までの期間における国ごとの分析結果がまとめられている。また、表 5 には、1994 年から 1996 年までの期間に関する分析結果がまとめられている。さらに、表 6においては、1998 年から 2005 年にかけての分析結果がまとめられている。

生産性変化、効率性効果、技術進歩効果を、これらの 3 期間について、以下のグループごとの比較をしたもののが、表 7、表 8、表 9 である。

(1) ASEAN 加盟国 VS. 非 ASEAN 加盟国の比較

(2) ASEAN 加盟国中で、創設加盟国の ASEAN5 (インドネシア、シンガポール、タイ、フィリピン、マレーシア) VS. 新規加盟国である非 ASEAN5 (その他の現加盟国) の比較

(3) 日本+韓国 VS. 創設加盟国の ASEAN5

(4) 日本+韓国 VS. ASEAN 加盟国

まず、ASEAN 加盟国 VS. 非 ASEAN 加盟国の比較では、生産性変化に関しては、1985-1993 期においては、ASEAN 加盟国のパフォーマンスの方が、非 ASEAN 加盟国に比べてよかつたが、その後の 2 期においては、その立場が逆転している。その理由であるが、1985-1993 期においては、その高い効率性効果により比較優位を持った ASEAN 諸国であったが、その後の 2 期においては、1994-1997 期においては効率性効果と技術進歩効果の両方で差を付けられ、1998-2005 期においては、さらに技術進歩が退化したことによる。

次に ASEAN 加盟国の中での、比較を試みたい。創設時からの加盟国の中での ASEAN5 (インドネシア、

シンガポール、タイ、フィリピン、マレーシア) VS. 後発加盟国である非 ASEAN5 の比較をするとすべての期間において、ASEAN5 が、後発加盟国を上回る生産性変化を遂げていることが分かる。ことに、技術進歩効果に関しては後発加盟国のパフォーマンスが大きく出遅れている。

さらに、この ASEAN 5においては、アジアにおける OECD 加盟国で、先進工業国と考えられる日本と韓国の平均値を上回る形で、生産性変化が起こってきている。分析対象の 3 期間いずれにおいても、生産性変化、技術進歩効果においてはこれらの 2 カ国の平均値を上回っている。一番最近の期間である 1998-2005 期に関しては、技術進歩が後退したことが懸念される。

ASEAN 加盟国全体と、日本と韓国の平均値を比べたのが 4 番目の項目であるが、直近の 1998-2005 期を除いて、ASEAN 加盟国の中の ASEAN5 のパフォーマンスが、日本と韓国の平均値を上回っている。

これから比較から、ASEAN という貿易・経済活動の面で域内協力をを目指す機関においても、その農業発展に関するパフォーマンスに加盟国間で大きな違いが存在することが分かった。1967 年からの ASEAN に加盟国にしている 5 カ国においては、すべての指標においてパフォーマンスが優れていることが、また後発加盟国においては、技術進歩に課題があることが分かった。さらに、非 ASEAN 諸国の中には、日本や韓国のように技術進歩に課題がある国以外にも、ASEAN5 を上回るパフォーマンスを見せる途上国が存在することも分かった。

2.2 ヨーロッパの事例研究

ヨーロッパにおいては、体制転換後、成長が観察された 1995 年からデータ⁸が入手可能な直近の 2006 年までの期間について、2004 年以降に EU へ加盟した中東欧諸国と、2004 年以前からの加盟国の、2 つのグループを対象に、農業生産について、2 期間における農業生産性、農業生産効率性を比較する。

表10 ヨーロッパにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
EU東方拡大前の期間（1995年-2003年）

	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
オーストリア	0.835	1.136	0.735
ベルギー・ルクセンブルク	0.870	1.005	0.865
デンマーク	0.694	0.841	0.824
フィンランド	0.900	1.000	0.900
フランス	0.984	1.148	0.857
ドイツ	0.821	0.981	0.837
ギリシャ	1.086	1.000	1.086
アイルランド	0.793	0.939	0.844
イタリア	0.880	1.000	0.880
オランダ	0.749	1.000	0.749
ポルトガル	0.985	1.237	0.796
スペイン	0.826	0.887	0.932
スウェーデン	0.815	1.000	0.815
英国	0.783	0.935	0.837
平均値 (EU15)	0.859	1.008	0.854
ブルガリア	0.578	0.699	0.827
チェコ	0.853	0.934	0.913
エストニア	0.829	1.169	0.709
ハンガリー	1.164	1.160	1.003
ラトビア	1.711	2.390	0.716
リトアニア	0.996	1.086	0.917
ポーランド	0.866	0.993	0.872
ルーマニア	0.981	1.595	0.615
クロアチア	0.610	0.744	0.819
スロベニア	1.064	1.216	0.875
平均値 (新規加盟国)	0.965	1.199	0.827

表11 ヨーロッパにおける生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の計測結果
EU東方拡大前の期間（2004年-2006年）

	生産性変化	効率性効果	技術進歩効果
オーストリア	1.044	1.101	0.949
デンマーク	0.798	0.994	0.803
フィンランド	0.968	1.000	0.968
フランス	1.034	1.064	0.972
ドイツ	1.039	1.134	0.916
ギリシャ	1.083	1.097	0.987
アイルランド	1.122	1.597	0.703
イタリア	0.933	1.000	0.933
オランダ	0.679	1.000	0.679
ポルトガル	0.815	0.959	0.850
スペイン	1.066	1.122	0.950
スウェーデン	0.935	1.000	0.935
英国	0.962	1.104	0.871
平均値 (EU13)	0.960	1.090	0.886
ブルガリア	1.044	1.043	1.002
チェコ	0.981	0.979	1.002
エストニア	0.936	0.988	0.948
ハンガリー	1.023	1.023	0.999
ラトビア	0.903	0.985	0.917
リトアニア	1.148	1.158	0.992
ポーランド	0.950	0.956	0.994
ルーマニア	0.905	1.291	0.701
クロアチア	1.113	1.264	0.881
スロベニア	1.068	1.238	0.862
平均値 (新規加盟国)	1.007	1.092	0.930

率性、技術進歩の推移を見た。そこでは、生産性変化を、効率性効果と技術進歩効果に分けて説明した。

表10は1995年から2003年までの、生産性変化、効率性効果、技術進歩効果をそれぞれの国について計測した結果である。また、2004年以前からの加盟国であるEU15と、2004年以降に加盟した新規加盟国ごとにグループ別平均値も算出した。1995年から2003年の期間に関しては、新規加盟国において効率性の改善がEU15諸国を上回る形で観察され、結果として、生産性変化に関しても、新規加盟国のグループの方が高い水準となった。一方、技術進歩効果に関しては、EU15においても、新規加盟国においても退化した状況が観察され、新規加盟国においてその程度が大きかった。

表11は、EUの東方拡大後の(2004年から2006年にかけての)、指標の変化を表している。農業生産性の伸びは、効率性の改善から発生しており、技術進歩に関しては前の期間と同様に、退化した様子が観察される。全体のパフォーマンスを表す生産性変化指標においては、EUへの新規加盟国のパフォーマンスがやはりEU15を上回っている。両グループにおいて、技術進歩の退化が観察されるが、新規加盟国の方が前の期間と違い、退化の程度が浅い。EUへの加盟は、新規加盟国において、技術進歩の後退の度合いを押しとどめる効果があったものと考えられる。

3. 農業の生産性変化、効率性効果、技術進歩効果の違いと貿易構造の関係

農業の生産性変化、効率性効果、技術進歩効果は、貿易指標によって表される貿易構造の決定にも関わっていると思われる。他産業との比較優位の変化や農業保護政策の問題もあり、先進経済では農業の生産技術効率性が低下し、さらには技術進歩が退化し、ひいては生産性の低下を導く可能性が存在する。そのような状態では、なかなか農

産物の輸出・輸入が活性化する事態には至らないと思われる。

一方、農業が搾取される対象であり、国内市場の保護の程度が低い途上国においては、他の農業生産部門との競争にさらされることになり、生産技術効率性の改善、さらには技術進歩の進化を通じた生産性の改善が見られるかもしれない。それにより、農産物の国際貿易はより活発に行われるようになり、農産物の輸出部門は発展し、同時に輸入部門の発展も見られるようになるかもしれない。

さらに、東南アジアにおいて経済協力の分野における連携を強化するASEANに1995年に新規加盟したベトナムや、またEUのような経済統合を目指す機関へ2004年以降に新規加盟した中東欧諸国にとっては、これらの機関に加盟することは、技術移転の機会も高まり、また適切な補助政策により、農業生産効率性を改善する可能性が高まるものと考えられる。

これらの動きが、農産物の貿易構造をどう変容させてきたのかを、アジアについて事例分析を行い、ここで検証したい。貿易構造の状況を表す指標としては、本研究では、 $(\text{輸出} / (\text{輸出} + \text{輸入}))$ でみた国際競争力指標、さらに $((\text{輸出} + \text{輸入}) / \text{GDP})$ などで見た貿易開放度指数を使用する。梶原(2008)は、この国際競争力指標を用いて、アジアの途上国における貿易構造の変化を考察した。また、Taskin and. Zaim(2001)は、国際貿易開放度を表す指標として、 $((\text{輸出} + \text{輸入}) / \text{GDP})$ を用いて、環境効率性の推移と、貿易開放度の関係を分析した。本研究は、梶原(2008)とTaskin and. Zaim(2001)の先行研究で用いられた国際競争力と貿易開放度を示す指標以外に、 $((\text{輸出}) / \text{GDP})$ 、 $(\text{輸入} / \text{GDP})$ 、 $((\text{輸出} + \text{輸入}) / \text{農業 GDP})$ 、 $(\text{輸出} / \text{農業 GDP})$ 、 $(\text{輸入} / \text{農業 GDP})$ など類似する貿易開放度を示す指標も使用して、生産性の変化、生産技術効率性効果、技術進歩効果がこれらの指標の示す貿易開放度と関係するかどうかを、下記の単回帰式を推計して検定した。

$$\text{貿易指標} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x$$

ここで、 x は生産性・効率性・技術進歩指数である。具体的には、下記の 3 式を用いて、それぞれ 7 種類の貿易指標を、1985-1993 期、1994-1996 期、1998-2005 期の 3 期間について回帰分析した。

- (1) $TRADE = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot MTFP$
- (2) $TRADE = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot EF$
- (3) $TRADE = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot TC$

ここで、 $TRADE$ は貿易指標（国際競争力指標及び貿易開放度指数）、 $MTFP$ は MalmquistTFP 指数、 EF は生産技術効率性効果指数、 TC は技術進歩効果指数である。

まず農業の生産性の変化が貿易指標に影響を及ぼしたかどうかということに関しては、(1) を使い、両者の統計的関係性について検証した。表 12 は、これの分析結果をまとめたものである。 $\hat{\beta}$ の値が、ゼロであるという仮説が棄却されれば、 $MTFP$ （生産性変化）と $TRADE$ （競争力指標、貿易開放度指数）の間に統計的な関係が存在することは証明できる。

GATT ウルグアイラウンド合意以前の期間においては、国際競争力指標を除く、ほとんどの貿易指標において、生産性の変化と強い統計的相関が見られた。アジアの国においては、生産性の伸びが高い国ほど、国際貿易の開放度が高かったことが分かる。

その後、GATT ウルグアイラウンド合意後も、アジア経済危機の前後でいずれも、農業の生産性変化と貿易指標の間に統計的相関が存在したことでも分かる。GATT ウルグアイラウンド合意直後も、生産性の改善が見られた国ほど、GDP に対する輸出+輸入の農産物貿易合計額と GDP に対する農産物輸入額が高かったという結果が見られた。しかし、GDP に対する農産物輸出額と農業生産性の変化の間には統計的に有意な関係が見られなかつたことから、農業生産性の高まりは、国境保護の水準が引き下げられた直後には、自国の農業部門をより国際市場志向のものにする方向というよりは、短期的にではあるが、全体として農産物の輸

入額を増大させる方向に働いたことが分かった。さらに、GATT ウルグアイラウンド合意の中長期的な効果としては、自国農業生産部門の国際市場志向を高めたことが、1998-2005 期のデータ分析結果から分かった。

そして、生産性変化と貿易指標の関連を説明する要因としては、効率性効果というよりは、技術進歩効果が大きく貢献していたことが、表 13 と表 14 から確認できる。表 13 においては、効率性効果と貿易指標の間に統計的に有意な関係がほとんど存在しないことが分かり、農業の効率性効果の国別の違いが、貿易指標の違いを説明できないことを示している。一方で、表 14 は、技術進歩効果の国別の違いと貿易指標間には関係が存在することを示している。表 12 で見た生産性変化と貿易指標との関係とほぼ同じ説明ができるものと考える。農業の技術進歩が進んだ国においては、貿易の開放度が高くなっているものと考えられる。そして、GATT ウルグアイラウンドの影響に関しては、短期的（1994-1996 期）には、輸入面での開放度を増し、中長期的（1998-2005 期）には、さらに輸出面での開放度を増すに至ったことが分かった。

おわりに

本研究では、アジアやヨーロッパの国々にとり、発展段階の違いや、ASEAN や EU などの貿易・経済同盟への加盟の有無の違いは、生産性、効率性、技術進歩で見た農業生産のパフォーマンスを、規定することが分かった。生産性の改善を通じた農業発展は、日本のような先進経済において長期間に渡って観察されてきているが、自国の農業市場が保護されている状況においては、農業生産性の伸びは減少する傾向にある。そして、日本や韓国の事例からは、この農業生産性の伸びの後退は、近年においては技術進歩効果が小さいことによることが分かった。また ASEAN への後発加盟国においても、同様に技術進歩効果が小さいことが、農業生産性の伸びを制約していることが分かった。

表12 農業の生産性変化の違いと貿易構造の関係 —アジアの事例研究—

		1985-1993	1994-1996	1998-2005
競争力指標	輸出額／(輸入額+輸出額)	×	×	×
貿易開放度指数1	(輸入額+輸出額)／GDP	○*	○*	×
貿易開放度指数2	輸入額／GDP	○**	○**	×
貿易開放度指数3	輸出額／GDP	×	×	×
貿易開放度指数4	(輸入額+輸出額)／農業GDP	○***	×	○*
貿易開放度指数5	輸入額／農業GDP	○***	×	○*
貿易開放度指数6	輸出額／農業GDP	○***	×	○*

(注) 輸出額、輸入額は、農産物のみの額を表している。

○ 10%以内の水準で統計的に有意と認められる場合、× 統計的に有意でない場合

*** 1%の水準で有意、** 5%の水準で有意、* 10%の水準で有意

(注) 1985年-1993年のミャンマーの貿易開放度指数は、1990年-1993年の平均値。

(注) 1998年-2005年のミャンマーの貿易開放度指数は、1998年-2004年の平均値。

(出所) GDPデータは世界銀行（2009）WDI、貿易データはFAO(FAOSTAT)から取得し、農業貿易指標を作成した。但し、ミャンマーの貿易開放度指数は、整合性のあるデータがこれらのデータベースになかったため、ADB（2009）のデータより作成した。

表13 農業の効率性効果の違いと貿易構造の関係 —アジアの事例研究—

		1985-1993	1994-1996	1998-2005
競争力指標	輸出額／(輸入額+輸出額)	×	×	×
貿易開放度指数1	(輸入額+輸出額)／GDP	×	×	×
貿易開放度指数2	輸入額／GDP	×	×	×
貿易開放度指数3	輸出額／GDP	△	×	×
貿易開放度指数4	(輸入額+輸出額)／農業GDP	×	×	×
貿易開放度指数5	輸入額／農業GDP	×	×	×
貿易開放度指数6	輸出額／農業GDP	×	×	×

(注) 輸出額、輸入額は、農産物のみの額を表している。

△ 17%以内の水準で統計的に有意と認められる場合、× 統計的に有意でない場合

(注) 1985年-1993年のミャンマーの貿易開放度指数は、1990年-1993年の平均値。

(注) 1998年-2005年のミャンマーの貿易開放度指数は、1998年-2004年の平均値。

(出所) 表12と同じ。

表14 農業の技術進歩効果の違いと貿易構造の関係 —アジアの事例研究—

		1985-1993	1994-1996	1998-2005
競争力指標	輸出額／(輸入額+輸出額)	×	×	×
貿易開放度指数1	(輸入額+輸出額)／GDP	×	○*	×
貿易開放度指数2	輸入額／GDP	○**	○*	×
貿易開放度指数3	輸出額／GDP	×	×	×
貿易開放度指数4	(輸入額+輸出額)／農業GDP	○***	×	△
貿易開放度指数5	輸入額／農業GDP	○***	×	△
貿易開放度指数6	輸出額／農業GDP	○***	×	△

(注) 輸出額、輸入額は、農産物のみの額を表している。

○ 10%以内の水準で統計的に有意と認められる場合、△ 11%以内の水準で統計的に有意と認められる場合、× 統計的に有意でない場合

*** 1%の水準で有意、** 5%の水準で有意、* 10%の水準で有意

(注) 1985年-1993年のミャンマーの貿易開放度指数は、1990年-1993年の平均値。

(注) 1998年-2005年のミャンマーの貿易開放度指数は、1998年-2004年の平均値。

(出所) 表12と同じ。

EU 新規加盟国においては、加盟前の期間において、効率性の上昇率が EU15 の効率性成長率を上回って推移しており、これが生産性の変化で見たパフォーマンスの違いをもたらしていた。EU 加盟後においても、新規加盟国の EU15 に対する優位な位置は変わらずに推移してきていることが分かった。加盟以前と同じように効率性の改善が、生産性の向上に役立っており、技術進歩の退化も新規加盟国にとってはその程度を軽減することが可能であったことが優位な位置を維持することにつながったことが分かった。

さらに、アジア諸国に関する事例研究から、生産性変化の度合いと貿易開放度指標の間に正の関係があることが確認できた。そして、やはり技術進歩効果の大きさと、貿易開放度指標の間にも正の関係が存在することが分かった。農業生産において、技術進歩が観察される国では、貿易開放度も大きくなっていることが確認されたわけである。特に、GATT ウルグアイラウンドの影響に関しては、短期的には、輸入面での貿易開放度を増し、中長期的には輸出面での貿易開放度を増すに至ったことが推測される結果となった。

今回の研究では、国内農業の生産性や技術進歩の推移と、貿易の開放度との間に正の関係があることは統計的に証明されたが、詳しい因果関係については解明できなかった。サンプル数を増やし、また因果関係が検定できるようなモデル設定を行い、データ分析を行うことが次の課題である。

¹ 速水・神門(2002)、Yamada and Hayami(1991)を参照。

² 速水・神門(2002) 149 ページ

³ World Bank(2009)のデータを用い、Hayami and Ruttan(1985)で用いられたウエイト W_i を使用して、Solow(1957)タイプの成長会計分析をした。総合投入量の変化率は以下の式で求めた。異なる 2 時点を t_1 と t_2 として、それを 1 と 2 で表し、 $G(i) = 100(i_2 - i_1)/i_1$ 、 $C = \{L, N, F, M, S\}$ とするとき、

$$G(I) = \sum_{i \in C} W_i G(i)$$

I は総合投入量、 L は土地、 N は労働、 F は肥料、 M は機械、 S は家畜ストックである。

⁴ 総合生産性は、総合投入要素一単位当たりの生産額を表している。ここにおける総合投入量は、労働、土地、肥料、機械、家畜ストックを農業生産費用シェアでウエイト付けして計算している。

⁵ ここでは、産出量の変化率とすべての投入要素の使用量変化を考慮して算出された総合投入量の変化率の差として算出した。土地生産性や労働生産性のような単要素生産性と違い、広い意味での技術進歩の度合いを表す指標である。このように成長の要因を分解して、具体的な数値として比較する手法を、成長会計分析という。

⁶ 以下の Malmquist 生産性指数手法を用いた。投入要素志向の効率分析の内容については、Thirtle et al. (2003) と Fare et al (1994) に詳しい。(一方で、生産高志向の効率分析の内容については、Nin et al. (2002) に詳しい。) そして、実際のデータを使用しての、生産性の変化、効率性効果、技術進歩効果の計測については、Zhu によってつくられた DEAFrontier を用いて計算した。以下が、生産性の変化 (M)、効率性効果 (EC)、技術進歩効果 (TC) の定義と導入過程である。

ある経営判断決定主体 (DMU_j ($j = 1, 2, \dots, J$)) がそれぞれの期間 ($t = 1, 2, \dots, T$) に、投入ベクトル $x_t \in R_+^K$ を使用して産出ベクトル $y_t \in R_+^M$ を生産する場合、生産可能集合 $S^{(1,t)}$ は(1)式のように定義される。

$$(1) \quad S^{(1,t)} = \{(x^s, y^s) : x^s \text{ can produce } y^s\}, \\ s=1 \text{ up until } s=t$$

また、 $S^{(1,t)}$ は必要投入量集合としても表すことができる。

$$(2) \quad L^{(1,t)}(y^t) = \{x^t : (x^t, y^t) \in S^{(1,t)}\}$$

そのとき、同じ期間の投入指向の距離関数は (3)、(4) 式のように定義される。

$$(3) \quad D_i^s(y^t, x^t) = \max \{\lambda : (x^t / \lambda) \in L^{(1,t)}(y^t)\}$$

$$(4) \quad D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1}) \\ = \max \{\lambda : (x^{t+1} / \lambda) \in L^{(1,t+1)}(y^{t+1})\}$$

(3)、(4) 式は $D_i^s(y^t, x^t) \geq 1$ 、 $D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1}) \geq 1$ の値をとり、仮にその値が 1 である場合、その DMU_j は効率的である。同様に、異なる期間の投入指向の距離関数は (5)、(6) 式のように定義される。

$$(5) \quad D_i^s(y^{t+1}, x^{t+1}) \\ = \max \{ \lambda : (x^{t+1} / \lambda) \in L^{(1,t)}(y^{t+1}) \}$$

$$(6) \quad D_i^{s+1}(y^t, x^t) \\ = \max \{ \lambda : (x^t / \lambda) \in L^{(1,t+1)}(y^t) \}$$

最後に、上記の(3)～(6)式の距離関数を使用すると Malmquist 生産性指数を導出することができる。その際に Fare et al. (1994) は、投入指向の Malmquist 生産性指数を(7)式のように定義している。

$$(7) \quad M^{s,s+1} = \frac{D_i^s(y^t, x^t)}{D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \\ \cdot \left[\frac{D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_i^s(y^{t+1}, x^{t+1})} \frac{D_i^{s+1}(y^t, x^t)}{D_i^s(y^t, x^t)} \right]^{1/2}$$

効率性効果 (EC)、

$$EC = \frac{D_i^s(y^t, x^t)}{D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}$$

技術進歩効果 (TC)、

$$TC = \left[\frac{D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_i^s(y^{t+1}, x^{t+1})} \frac{D_i^{s+1}(y^t, x^t)}{D_i^s(y^t, x^t)} \right]^{1/2}$$

(7)式の右辺第1項は、 s 期と $s+1$ 期の技術効率性変化を示しており、 $EC < 1$ 、 $EC = 1$ 、 $EC > 1$ となる場合、それぞれ技術効率性が増加、一定、低下していることを表している。一方、 TC は s 期と $s+1$ 期の技術変化を示しており、フロンティアが進展しているか、退化しているかが測られることになる。本研究ではDEAを使用して、以下の4つのLPを解くことでMalmquist生産性指数を求めるにした。

$$(LP1) \quad D_i^s(y^t, x^t) = \min \theta_i \quad \text{s.t.} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j^t \leq \theta_i x_i^t, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^t \geq y_i^t, \\ \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$(LP2) \quad D_i^{s+1}(y^{t+1}, x^{t+1}) = \min \theta_i \quad \text{s.t.} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^{t+1} \geq y_i^{t+1}, \\ \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$(LP3) \quad D_i^{s+1}(y^t, x^t) = \min \theta_i \quad \text{s.t.} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j^{t+1} \leq \theta_i x_i^t, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^{t+1} \geq y_i^t, \\ \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

$$(LP4) \quad D_i^s(y^{t+1}, x^{t+1}) = \min \theta_i \quad \text{s.t.} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j^t \leq \theta_i x_i^{t+1}, \quad \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^t \geq y_i^{t+1}, \\ \lambda_j \geq 0, \quad j = 1, 2, \dots, n$$

⁷ アジアの農業生産に関する Malmquist 生産性指数を使用したデータ分析は、FAO (2009) のデータを使用した。アウトプット(生産高)：(1) Agricultural net production 1999-2001 (1000 Int. \$)、インプット(投入要素)：(1) Total economically active population in agriculture (1000)、(2) Agricultural tractors (Number)、(3) Agricultural area (1000 Ha)、(4) Total fertilizers (Tonnes) (Nitrogenous, Phosphate, Potash)、(5) Livestocks (Head) [Asses, Buffaloes, Camels, Cattle, Goats, Horses, Mules, Pigs, Sheep, Chickens, Ducks, Geese and guinea fowls] を Hayami and Ruttan (1985) が使用したウェイトで、集計した。推計期間：(1) Time1 (1985)-Time2 (1993)、(2) Time3 (1994)-Time4 (1996)、(3) Time5 (1998)-Time6 (2005)。注：(1) Total fertilizers (期間 A と B はデータの単位が異なる)、期間 A (1961-2002) は Consumption (tones)、期間 B (2002-2006) は Consumption (tones of nutrients)、Time6 については、データ B を全対象国で使用している。(2) Livestock のウェイト：ラクダは 1.1、牛は 0.8、ヤギは 0.1、馬・ラバは 1、豚は 0.2、羊は 0.1、ロバは 0.8、鶏は 0.01 という馬換算指標を使用した。

⁸ ヨーロッパの農業生産に関する Malmquist 生産性指数を使用したデータ分析は、世界銀行(2009)、EU(2009)、FAO(2009)を使用した。アウトプット(生産高)：(1) Agricultural value added (Constant \$) は WDI、インプット(投入要素)：(1) Agricultural labor input (1000 annual work units) は EUROSTAT、(2) Agricultural tractors (No) は FAOSTAT、(3) Agricultural area (1000 Ha) は FAOSTAT、(4) Total fertilizers (Tones) (Nitrogenous, Phosphate, Potash) は FAOSTAT、(5) Livestock (Head) (Asses, Buffaloes, Camels, Cattle, Goats, Horses, Mules, Pigs, Sheep, Chickens, Ducks, Geese and guinea fowls) を Hayami and Ruttan (1985) が使用したウェイトで集計した。) は FAOSTAT、推計期間：(1) Time1 (1995)-Time2 (2003)、(2) Time3 (2004)-Time4 (2006)、注：(1) Agricultural Value Added : Ireland は 2006 年のデータの代わりに 2005 年の値を使用した。(2) Agricultural labor input : Bulgaria は 1995 年のデータの代わりに 2000 年の値を使用した。Czech は 1995 年のデータの代わりに 1998 年の値を使用

した。Latvia は 1995 年のデータの代わりに 1997 年の値を使用した。Lithuania は 1995 年のデータの代わりに 1997 年の値を使用した。Poland は 1995 年のデータの代わりに 1996 年の値を使用した。Romania は 1995 年のデータの代わりに 1996 年の値を使用した。(3) Agricultural area : All は 2006 年のデータの代わりに 2005 年の値を使用した。(4) Total fertilizers (期間 A と B はデータの単位が異なる): 期間 A (1961-2002) : Consumption (tonnes)、期間 B (2002-2006) : Consumption (tonnes of nutrients)、All は 2003 を期間 A の 2002 に変更した。Time3-Time4 の Belgium-Luxembourg のデータは取得できなかった。(5) Livestock のウェイト: ラクダは 1.1、牛は 0.8、ヤギは 0.1、馬・ラバは 1、豚は 0.2、羊は 0.1、ロバは 0.8、鶏は 0.01 という馬換算指標を使用した。

参考文献

欧洲連合 (EU) (2009) 『EUROSTAT』
<http://ec.europa.eu/eurostat/>
 梶原弘和 (2008) 「農産物貿易、競争力分析」(野田容助、黒子正人、吉野久生編『貿易関連指標による国際比較と分析』調査報告書 開発研究センター 2007-II-03 アジア経済研究所)
 弦間正彦 (2007) 「東アジアの農業・食料問題」(浦田秀次郎、深川由紀子編『経済共同体への展望』 岩波書店)

国連食糧農業機関 (FAO) (2009) 『FAOSTAT』
<http://faostat.fao.org/>
 世界銀行 (World Bank) (2009) 『World Development Indicators (WDI)』
<http://devdata.worldbank.org/dataonline/>
 速水祐次郎・神門善久 (2002) 『農業経済論』 岩波書店
 Fare, R., Grosskopf, S., Lovell, C.A.K.(1994), *Production Frontiers*, Cambridge Univ. Press
 Hayami, Y., V. Ruttan(1985) , *Agricultural Development: An International Perspective*, Johns Hopkins University Press
 Nin, A., C. Arndt, P. Preckel(2002), Is agricultural productivity in developing countries really shrinking? New evidence using a modified nonparametric approach, *Journal of Development Economics* 71, pp.395-415
 Solow, R., (1957), Technical Change and the Aggregate Production Function, *Review of Economics and Statistics* 39, pp.312-322
 Taskin, F., O. Zaim(2001), The role of international trade on environmental efficiency: a DEA approach, *Economic Modelling* 18, pp. 1-17 2001
 Thirtle, C., J. Piesse, A. Lusigi, K. Suhariyanto(2003), "Multi-factor agricultural productivity, efficiency and convergence in Botswana, 1981–1996," *Journal of Development Economics* 71, pp. 605– 624
 Yamada, S., Y. Hayami(1991), *Agricultural Development in Japan: A Century's Perspective*, University of Tokyo Press

