

国際間農業生産性格差とその要因*

川越俊彦・速水佑次郎

1. 序

農業の生産性は各国の間で大きな格差がある。この格差の要因を解明しようとする研究は数多くなされてきている。Hayami, *et al.* [8, 9, 10] は1960年の国際間横断面資料に基づく国際間農業生産関数を推計することにより、初めてこれを試みた。その後異なった資料・手法による様々な試みが、多くの研究者によってなされてきている[2, 3, 5, 13, 16]。

しかしながら、これらの研究はいずれも1970年代初期までの資料を使っている関係上、それ以降の世界農業の大きな変化を分析していない。すなわち開発途上国においては、いわゆる「緑の革命」によって、米・小麦等の肥料感応的な高収量品種が開発され、普及したが、これは1970年代に入って農業生産に本格的な影響を与えはじめたと考えられる。他方、先進国では特に米国を中心として第1次石油危機に先立つ過去20年間の高度成長期に、農業労働力の急激な減少に起因する機械的技術の大幅な進歩によって、農業の労働生産性は大きく上昇した。特に1970年代中頃の「世界食糧危機」に際して多額の農業投資がなされた。

このように農業の成長には顕著なものがあってもかかわらず、世界農業の不均衡は解消するどころか一層深刻になっている。開発途上国はいぜんとして慢性的な食糧不足、栄養不足にあり、先進国では過剰生産の状態にある。そこで過去数十年の世界農業の構造変化を分析し、先進国と開発途上国の間の農業生産性格差の変化にいかなる要

因が作用しているかを解明することは、国際的な農業開発戦略の方策を考えるうえで非常に重要な課題であろう。

2. 資料と分析手法

本稿では Griliches [6] によって米国農業に適用され、Hayami, *et al.* によって世界農業に適用された成長会計的アプローチを援用する。この成長会計的アプローチは、地域別の横断面資料に基づいて教育や研究など、いわゆる非慣行的投入要素を含む集計的農業生産関数を計測し、得られた生産弾力性をウェイトとする各要素投入の増加率を集計するもので、これによって農業成長における各要素の貢献度を計ることができるわけである。そこで本稿では43ヶ国の資料に基づくコップ・ダグラス型の国際間農業生産関数を計測する。

(1) 資 料

分析対象とした43ヶ国には、1980年時点での国民1人当たりGNPが最も高いスイス(16,440 USドル)から、最も低いバングラデシュ(130 USドル)まで広範な経済発展段階にある国を含んでいる。これらの国を発展段階別に区分し比較するために、1980年の国民1人当たりGNP(World Bank [15])が4,000ドル以上の先進国(21ヶ国)と4,000ドル未満の開発途上国(22ヶ国)に分類した¹⁾。すなわち、

先進国：オーストラリア^{*2)}、オーストリア^{*}、ベルギー^{*}、カナダ^{*}、デンマーク^{*}、フィンラン

1) リビアの1人当たりGNPは8,000ドル以上と高いが、石油収入による異常値であるためここでは開発途上国に分類した。

2) 星印の付いた国は先進国では1人当たりGNP6,000ドル以上の高所得国を、開発途上国では1,500ドル未満の低所得国を示す。その他(6,000～1,500)は中所得国である。この分類は第4節第5表で使用する。

* 本研究はミネソタ大学のV. W. Ruttanとの共同研究の一部である。日本経済奨励財団およびロックフェラー財団よりあおいだ研究助成に対し謝意を表する。

ド*, フランス*, 西ドイツ*, ギリシャ, アイルランド, イスラエル, イタリア*, 日本*, オランダ*, ニュージーランド*, ノルウェー*, スペイン, スウェーデン*, スイス*, 英国*, 米国*;

開発途上国: アルゼンチン, バングラデシュ*, ブラジル, チリ, コロンビア*, エジプト*, インド*, リビア, モーリシャス*, メキシコ, パキスタン*, パラグアイ*, ペルー*, フィリピン*, ポルトガル, 南アフリカ, スリランカ*, シリア*, 台湾, トルコ*, ベネズエラ, ユーゴスラビア。

これら43ヶ国に関するデータの集計手続, 推定方法の詳細は川越・速水[17]に報告されているので, ここではその概略について簡単に触れることにする。資料は1960, 70, 80年の3時点について集計されているが, 1960年については原則としてHayami, *et al.* [10]によることとし, その後の資料でより正確な値が得られている場合のみ修正を加えた。また1970, 80年もHayami, *et al.*と同様の定義に基づいて集計した。資料は国連統計(FAO, ILO, UNESCO)を中心として, その他, EC委員会, OECD, 各国政府統計を使用した。土地のようなストック変数はそれぞれ表示年単年の値で集計したが, 農業産出や肥料などのフロー変数は1960, 70, 80年値としてそれぞれ1957-62, 1967-72, 1975-80年平均をとった³⁾。

被説明変数(Y)は種子・飼料を差し引いた農業粗産出であり, すべての農産物を小麦単位(WU)に変換して集計したものである。ここで小麦単位換算とは各農産物を小麦1トンを1とする相対価格で評価したものであって, 1960年値は3ヶ国(インド, 日本, 米国)の相対価格ウェイトに基づく3系列を幾何平均したものである(Hayami, *et al.* [10])。これを各国別にFAOの農業生産指数で延長することによって1970, 80年値を求めた。

説明変数は5種類の慣行的投入要素(労働, 土地, 家畜, 肥料, 機械)と人的資本を表わす2つの非慣行的投入要素(教育水準, 研究開発)からなる。労働(L)は男子農業有業者数, 土地(A)は農

用地(耕地+永年牧草地)面積, 家畜(S)は家畜単位によって測られており, 土地と家畜は農業内部での長期的な資本蓄積を表わす投入要素(内的資源)と考えている。また肥料(F)は販売肥料の窒素・リン酸・カリ重量合計であり, 機械(M)は農用トラクターの総馬力数で示されている。ここではこの2要素を工業部門から供給される近代技術的投入要素全体を表わす代理変数であると考えている。

非慣行的投入のうち教育水準(E)としては2つの変数を選択的に試みた。それは, 識字率と初・中等教育への就学率である。これらはともに資料の制約から人口全体の比率であって, 農業人口についての比率ではない。従って農業労働力の教育水準を測る変数としてはかなりの誤差を含んでいることに留意すべきであろう。また研究開発(T)の代理変数としては農業労働人口1万人当たりの高等農業教育機関卒業生数をとった。長期的に見て, ある国の高等農業教育卒業生はその国の農業研究・普及能力を決定すると考えられる。これら教育, 研究変数を「人的資本」を表わすストック変数として扱うために, 就学率と高等教育卒業生数は過去10年の平均値をとっている。

(2) 分析手法

本稿では推計手続や結果の解釈が容易であるという観点からコップ・ダグラス型の生産関数を適用した⁴⁾。補論における検証では, 代替の弾力性が1であるとするコップ・ダグラス型生産関数の前提が妥当なものであることが示されている。また推計にあたって, 農業産出と慣行的投入はそれぞれ各国の農家戸数で割ってあるので, 得られる生産関数は農家1戸当たりで表わされることになる。

説明変数を7個以上含むような生産関数を推計する際に生じる深刻な問題は多重共線性の存在である。事実, 土地と家畜の間の相関が特に強く, その結果, 最小自乗法(OLS)による従来の研究で

3) 1980年は1977-82年平均でなく, 1975-80年平均としたが, これはデータの集計時点で80年以降の値が得られなかったためである。

4) より一般的なトランス・ログ生産関数(Christensen, Jorgenson and Law [4])も試みたが要素が7個以上あるため意味のある結果を得ることは不可能であった。

第1表 全サンプルによる各年別国際間農業生産関数の推計結果

推 計 年 次 推 計 方 法 回 帰 式 番 号	1960				1970				1980			
	OLS		PCR		OLS		PCR		OLS		PCR	
	(Q 1)	(Q 2)	(Q 3)	(Q 4)	(Q 5)	(Q 6)	(Q 7)	(Q 8)	(Q 9)	(Q 10)	(Q 11)	(Q 12)
労 働(L)	.537 (.131)	.535 (.128)	.505 (.086)	.496 (.085)	.550 (.125)	.537 (.124)	.519 (.075)	.514 (.075)	.525 (.104)	.527 (.106)	.420 (.060)	.409 (.060)
土 地(A)	.045 (.067)	.040 (.065)	.099 (.018)	.100 (.018)	.048 (.060)	.040 (.060)	.062 (.022)	.057 (.023)	.014 (.058)	.009 (.085)	.080 (.021)	.080 (.022)
家 畜(S)	.303 (.085)	.309 (.083)	.157 (.020)	.164 (.019)	.235 (.078)	.249 (.079)	.177 (.018)	.194 (.021)	.318 (.082)	.326 (.085)	.184 (.018)	.195 (.018)
肥 料(F)	.148 (.060)	.134 (.061)	.154 (.021)	.147 (.020)	.204 (.086)	.194 (.086)	.223 (.020)	.218 (.020)	.163 (.069)	.143 (.069)	.246 (.022)	.245 (.022)
機 械(M)	.036 (.062)	.043 (.060)	.101 (.007)	.100 (.009)	.058 (.070)	.070 (.068)	.100 (.009)	.097 (.011)	.071 (.063)	.090 (.063)	.118 (.008)	.117 (.009)
教育水準(E):												
識 字 率	.129 (.146)		.141 (.141)		.226 (.170)		.163 (.161)		.390 (.186)		.316 (.174)	
就 学 率		.271 (.190)		.288 (.187)		.320 (.255)		.214 (.235)		.506 (.291)		.346 (.274)
研究開発(T):	.194 (.054)	.173 (.055)	.156 (.045)	.135 (.047)	.172 (.057)	.160 (.060)	.166 (.048)	.163 (.051)	.151 (.053)	.153 (.055)	.119 (.047)	.126 (.050)
開発途上国ダミー	-.299 (.192)	-.290 (.188)	-.290 (.188)	-.139 (.102)	-.393 (.201)	-.392 (.201)	-.236 (.091)	-.261 (.084)	-.597 (.184)	-.606 (.187)	-.284 (.075)	-.296 (.075)
決定係数(R^2)	.928	.930	.918	.920	.943	.943	.940	.941	.956	.954	.944	.943
標 準 誤 差	.301	.296	.322	.316	.285	.286	.292	.291	.274	.279	.307	.311
慣行的投入要素 の生産弾力性和	1.070 (.098)	1.006 (.097)	1.017 (.089)	1.006 (.087)	1.095 (.082)	1.090 (.083)	1.081 (.077)	1.081 (.077)	1.091 (.071)	1.095 (.072)	1.048 (.062)	1.046 (.063)

注) OLS(最小自乗法), PCR(主成分回帰)。括弧内の数値は係数推定値の標準誤差。

は、土地の係数が負となるか、あるいは有意な値が得られなかった。これを避けるために、ここでは OLS に加えて主成分回帰(PCR)も試みることにした(Kendall [11])。主成分回帰においてどの主成分を削除するかの基準はいくつかあるが、その中で固有値の相対的水準によるもの(CRC)と主成分の回帰係数の t 値によるもの(TVC)を試みた(Mittelhammer and Baritelle [12])。しかし両者ともほとんど同等の結果が得られたので、本稿では CRC による結果のみを示した。この基準を適用するにあたって、説明変数の変動の 95% が説明できる点までマイナーな固有値を削除することにした。

3. 生産関数の推計

国際間横断面資料に基づく農業生産関数の推計結果は第1表、第2表に示されている。ここで推計された生産関数はコップ・ダグラス型であるので回帰係数の値はそのまま各要素の生産弾力性を示している。第1表は全43ヶ国に関して、1960、

70, 80 各年についての推計結果であり、第2表は1960, 70, 80 年をプールして、全43ヶ国に関して推計したものと、同じくプール・データを先進国(21ヶ国)と開発途上国(22ヶ国)に分離して推計した結果である。

資料の精度を考慮すれば、得られた回帰係数の統計的有意水準は OLS による土地の係数を除いて、ほぼ満足できるものと言えよう。OLS による土地の係数は負、あるいはゼロと有意差が見られないが、PCR によるものでは非常に改善している。PCR の土地の係数は OLS と比較して、家畜の係数の値を減少させる形で増加しており、土地と家畜の間に強い相関が存在することを反映している。この PCR の結果は、生産弾力性の相対的な大きさからみて非常に良好であり、その結果に通常の t -検定を適用することはできないものの、標準誤差の水準からみて十分に有意であると考えられよう⁵⁾。

5) PCR は OLS と異なり不偏推定量が得られないため、回帰係数に厳密な意味での t -検定を適用するこ

第2表 プール・データによる全サンプル、開発途上国、先進国別国際間農業生産関数の推計結果

対 象 国 推 計 方 法 回 帰 式 番 号	全サンプル(43ヶ国)				開発途上国(22ヶ国)				先進国(21ヶ国)			
	OLS		PCR		OLS		PCR		OLS		PCR	
	(Q 13)	(Q 14)	(Q 15)	(Q 16)	(Q 17)	(Q 18)	(Q 19)	(Q 20)	(Q 21)	(Q 22)	(Q 23)	(Q 24)
労 働(L)	.509 (.068)	.503 (.068)	.473 (.043)	.436 (.042)	.608 (.107)	.562 (.103)	.534 (.050)	.551 (.052)	.658 (.083)	.707 (.082)	.667 (.063)	.651 (.068)
士 地(A)	.036 (.035)	.033 (.035)	.090 (.012)	.091 (.012)	-.052 (.063)	-.065 (.063)	.088 (.012)	.094 (.012)	.068 (.033)	.099 (.031)	.101 (.016)	.080 (.016)
家 畜(S)	.302 (.047)	.309 (.048)	.190 (.010)	.195 (.010)	.274 (.089)	.318 (.085)	.140 (.014)	.161 (.017)	.189 (.065)	.150 (.068)	.175 (.007)	.189 (.009)
肥 料(F)	.158 (.039)	.154 (.040)	.194 (.012)	.195 (.012)	.084 (.058)	.089 (.057)	.162 (.018)	.142 (.021)	.189 (.077)	.189 (.083)	.219 (.010)	.232 (.011)
機 械(M)	.061 (.036)	.067 (.035)	.095 (.005)	.109 (.004)	.133 (.053)	.136 (.053)	.072 (.008)	.260 (.014)	.216 (.056)	.175 (.054)	.130 (.011)	.142 (.009)
教育水準(E)												
識 字 率	.139 (.091)		.091 (.089)		.287 (.111)		.276 (.101)		-1.607 (.767)		-.708 (.485)	
就 学 率		.165 (.128)		.252 (.115)		.405 (.155)		.450 (.146)		-.173 (.267)		-.112 (.252)
研究開発(T)	.180 (.031)	.174 (.032)	.167 (.028)	.064 (.006)	.178 (.040)	.166 (.041)	.158 (.038)	.156 (.035)	.134 (.034)	.142 (.038)	.139 (.033)	.113 (.028)
開発途上国ダミー	-.444 (.111)	-.446 (.111)	-.295 (.053)	-.392 (.043)								
タイム・ダミー: 1970	-.004 (.069)	-.021 (.070)	-.066 (.062)	-.004 (.060)	-.156 (.104)	-.220 (.105)	-.191 (.086)	-.209 (.083)	.045 (.070)	.090 (.068)	.119 (.050)	.089 (.056)
1980	-.044 (.081)	-.070 (.081)	-.121 (.067)	-.001 (.058)	-.330 (.122)	-.428 (.123)	-.330 (.094)	-.367 (.093)	.095 (.087)	.172 (.081)	.203 (.055)	.180 (.067)
決定係数($\bar{R}^2$)	.943	.943	.938	.932	.913	.913	.902	.902	.965	.963	.963	.962
標 準 誤 差	.292	.293	.304	.319	.314	.314	.334	.333	.178	.185	.184	.188
慣行的投入要素の生産弾力性	1.066 (.047)	1.066 (.048)	1.042 (.043)	1.026 (.044)	1.047 (.058)	1.040 (.059)	.996 (.053)	1.007 (.052)	1.320 (.070)	1.320 (.073)	1.293 (.060)	1.294 (.061)

注) OLS(最小自乗法), PCR(主成分回帰)。括弧内の数値は係数推定値の標準誤差。

第1表によれば、1960年から1980年へ移るに従って、肥料と機械の生産弾力性の値が増加し、逆に労働の生産弾力性の値が減少している。しかしながらF-検定の結果によれば、この20年間に生産弾力性に有意な変化は認められなかった(第3表)。他方、先進国と開発途上国の間には生産弾力性に有意な差があることが示されている。先進国の生産弾力性の値は開発途上国のそれと比較して一様に大きい。その結果、開発途上国の慣行的投入についての生産弾力性の和は1と有意差ないが、先進国では1より有意に大きくなっている⁶⁾。このことは開発途上国の農業が規模に関して中立的であるに対し、先進国の農業では規模の経済が

存在することを示している。

この結果は、先進国と開発途上国の間の技術の差に関する一般認識と一致している。先進国では過去20年間に農業労働力は急速に減少しており、多くの国で1/2~2/3程度になっている。これに応じて機械的技術の飛躍的な進歩と機械等の固定資本への投資が加速されてきた。規模の経済性は一般に固定資本の分割不可能性に起因する。従って労働からより大型機械への代替が進んでいる先進国の農業技術が規模の経済性を有するであろうことは十分に予想できる。先進国の生産関数についての我々の推計結果は、米国農業の集計的生産関数を推計したGriliches[6]の研究と整合的である。Grilichesによれば慣行的投入の係数の和は1.3であったが、この値は我々の結果と完全に一致しており、また個々の係数の値もほぼ一致している。

先進国とは対照的に、開発途上国では高い人口

とはできない。しかし回帰係数/標準誤差の比率が十分に大きければ、係数の有意性についての大よその推論は得られよう。

6) 変数を農家戸数で割らずに推計した集計レベルでの生産関数では、先進国の回帰係数の和も1と有意差なかった。

第3表 生産弾力性の異時点間、各国間の安定性に関する共分散分析

異時点間(1960, 1970, 1980年)の安定性	
F-統計量(回帰式からの計算値)	
Q 1, Q 5, Q 9 - Q 13	1.25
Q 2, Q 6, Q 10 - Q 14	1.29
Q 3, Q 7, Q 11 - Q 15	.87
Q 4, Q 8, Q 12 - Q 16	1.61
F-統計量(理論値, 自由度 16, 102)	
5% 有意水準	1.75
1% 有意水準	2.19
各国間(先進国, 開発途上国)の安定性	
F-統計量(回帰式からの計算値)	
Q 13, Q 17 - Q 21	4.76
Q 14, Q 18 - Q 22	4.58
Q 15, Q 19 - Q 23	4.45
Q 16, Q 20 - Q 24	5.73
F-統計量(理論値, 自由度 9, 109)	
5% 有意水準	1.97
1% 有意水準	2.58

成長率と非農業部門の労働吸収力が弱いことが相まって、農業労働人口は絶対的に増加している。その結果、土地-労働比率は低下し続けてきた。このような状況のもとで、技術進歩は土地節約的な方向、すなわちより労働使用的、肥料等の土地代替の要素使用的な方向へ進んだ。これは米・小麦等の肥料感応的な高収量品種の出現、いわゆる「緑の革命」によって一層促進された。このような肥料や新品種の種子は十分に分割可能であるから、開発途上国の土地節約的新技術が規模に関して中立的であることは十分に予想できることである。

ここで注目すべきは、慣行的投入に関して、先進国の生産弾力性が開発途上国に比べてほぼ一定割合で大きい点である。例えば回帰式Q 23, Q 24の慣行的投入の回帰係数をその和で割れば、次のような値が得られる。

	労働 (L)	土地 (A)	家畜 (S)	肥料 (F)	機械 (M)
Q 23	.516	.078	.135	.169	.100
Q 24	.503	.062	.146	.179	.110

この結果は開発途上国の生産関数 Q 19, Q 20 の推計結果とはほぼ同じである。これは国際間農業生産関数が次のような形で表わせるであろうことを示している。すなわち、

$$\log Y = k(\alpha_L \log L + \alpha_A \log A + \alpha_S \log S$$

$$+ \alpha_F \log F + \alpha_M \log M)$$

$$+ (\beta_E \log E + \beta_T \log T) + \log \gamma \cdots (1)$$

ここで、 $\alpha_L + \alpha_A + \alpha_S + \alpha_F + \alpha_M = 1$ 、また先進国については $k > 1$ 、開発途上国については $k = 1$ であり、 $\log \gamma$ は誤差項を含めた定数項を表わしている。このことは農家単位で測られた当該生産関数が、先進国と開発途上国の間で規模要因である k だけ異なっており、その他のパラメーターはほぼ同一であることを示している。

また第2表によれば、教育水準の係数(β_E)は先進国と開発途上国で非常に異なっている。開発途上国における係数が正で、かつ全サンプルによる回帰式の係数値とはほぼ近い値をとっているのに対し、先進国では負かつ有意でない。しかしながら、先進国の係数が負であることの解釈には注意を要する。先進国では教育水準(識字率, 就学率)はほとんどの国が100%の値をとるため、先進国のみの回帰式ではデータの範囲が非常に狭い。また前に述べたようにこれらのデータは農業労働人口の教育水準を示す変数としては不十分なものである。従って、もし Griliches が米国農業の分析で使用したような農業労働者の平均就学年数といった、より適切なデータが国際間で得られるのなら、先進国の教育水準の係数も有意な値が得られるものと考えられる。

第4表は我々の推計結果と比較するために過去の研究の推計値を示したものである。それによれば、スペシフィケーション・エラーのためかなりのバイアスを含んでいると思われる Bhattacharjee [3] の場合を除いて全体にほぼ我々の結果と符合している。またこれら過去の研究は Antle [2] を除いて、先進国・開発途上国別の生産関数の推計を行っていない。また Antle の結果も生産弾力性の大半が負かつ有意でなく満足な結果は得られていない。

単年度の横断面データを使った先進国・開発途上国別の生産関数の推計が困難なのは、それぞれのサンプルの分布幅が小さく、従ってデータの誤差が相対的に大きくなるためであろう。本稿で満足すべき結果が得られたのは、20年間にわたる3時点のデータをプールすることによって、十分に広

第4表 国際間農業生産関数の過去の研究例

出典	Bhattacharjee (1953)	Hayami (1969)	Hayami- Ruttan (1970)	Evenson- Kislev (1975, p. 81)	Nguyen (1979)	Yamada- Ruttan (1980)	Antle (1980)	Mundlak- Hellinghausen (1982)
サンプル数	22	38	38	36	40	41	66	58
推計年次	1949	1960	1955, 60, 65	1955, 60, 65, 68	1970, 75	1970	1965	1960-63
推計方法 ¹⁾	OLS	OLS	OLS & IV	OLS	OLS	OLS	OLS & PCR	OLS & PCR
推計資料 ²⁾	S;NG	M;NG	M;NG PF & PW	M;NG	M; NG & PH	M;NG	S;NG	S;NG
回帰係数:								
労働	.30	.45	.40	.20	.35	.35	.40	.40
土地	.40	.20	.10	.10	0	0	.15	.20
家畜	0		.25	.35	.30	.25	.20	.20
肥料	.30	.20	.15	.10	.15	.25	.10	.10
機械		.15	.10	.10	.20	.15		.10
一般教育(就学率)		.45	.40		.25	.25	.25	
専門教育		.10	.15	1.0	.20	.15		
研究				.10			.20	
インフラストラクチャー							.20 ³⁾	0 ⁴⁾

注) 1) OLS(最小自乗法), IV(操作変数法), PCR(主成分回帰)

2) S(単年値), M(複数年の平均値); NG(集計値), PF(農家当たり), PW(労働当たり), PH(土地当たり)

3) 情報及び交通

4) 灌漑

いデータ・レンジを得たことにあると考えられる。

4. 生産性格差の要因

前節で得られた国際間農業生産関数の結果を使って農業の労働生産性格差とその要因に関する国際比較を行なう。(1)式で示された国際間生産関数から労働生産性関数は次のように表わせる。

$$\log(Y/L) = \alpha_A \log(A/L) + \alpha_S \log(S/L) + \alpha_F \log(F/L) + \alpha_M \log(M/L) + \beta_E \log E + \beta_T \log T + (k-1) \log z + \log \gamma \dots (2)$$

ここで $\log z = \alpha_L \log L + \alpha_A \log A + \alpha_S \log S + \alpha_F \log F + \alpha_M \log M$ 。これより基準国(サブスクリプト 0 で示す)と比較国(サブスクリプト 1 で示す)の労働生産性の差をとって 1 階の項までテイラー展開すれば、

$$\begin{aligned} \frac{\Delta(Y/L)}{(Y/L)_0} \approx & \left[\alpha_A \frac{\Delta(A/L)}{(A/L)_0} + \alpha_S \frac{\Delta(S/L)}{(S/L)_0} + \alpha_F \frac{\Delta(F/L)}{(F/L)_0} \right. \\ & \left. + \alpha_M \frac{\Delta(M/L)}{(M/L)_0} \right] + \left(\beta_E \frac{\Delta E}{E_0} + \beta_T \frac{\Delta T}{T_0} \right) \\ & + (k-1) \left(\Delta z/z_0 \right) + U \dots (3) \end{aligned}$$

ここで $\Delta(\cdot)$ は各要素の基準国と比較国の差であり、各項の分母は基準国の要素投入量を示してい

る。(3)式の右辺第1項は労働生産性格差のうち慣行的要素の投入格差によって説明される割合であり、第2項は人的資本で、第3項は規模の経済性で説明される割合である。また最後の第4項は説明されない残差を示している⁷⁾。

さて(3)式による生産性格差の比較を行なうためのパラメーターの値は、第1,2表の結果より次のようにスペシファイした。すなわち、 $\alpha_L = .45$, $\alpha_A = .1$, $\alpha_S = .2$, $\alpha_F = .15$, $\alpha_M = .1$, $\beta_E = .2$, $\beta_T = .15$, $k_0 = 1.3$ 。ここで $k_0 = 1.3$ としたのは、以下の分析で基準国に先進国を選んだためである。

(1) グループ間比較

第1節で分析対象国を国民1人当たり GNP によって先進国・開発途上国、あるいは高・中・低所得国へグループ分けした。ここではそれらグル

7) 残差項は $U = (k_0 - k_1) \log z_1 + (\Delta \gamma / \gamma_0)$ と表わせる。その第2項は誤差項であり、第1項は開発途上国から先進国への生産関数へ移る際に生じるシフト要因である。従って同一グループ内での比較ではこの項は生じない。グループ間の比較で第1項が残差に含まれているのは、 z_1 が投入要素の計測単位と独立でなく、したがって第1項を第2項から適切に分離することができないためである。

第5表 労働生産性格差とその要因(グループ間比較)

	ケースⅠ ²⁾ 先進国と開発途上国		ケースⅡ ³⁾ 高所得国と低所得国		ケースⅢ ⁴⁾ 旧高所得国と低所得国		ケースⅣ ⁵⁾ 新高所得国と旧高所得国	
	1960	1980	1960	1980	1960	1980	1960	1980
労働生産性の平均値(WU):								
基準国グループ	33.6	99.3	41.0	116.1	31.2	92.8	97.5	240.1
比較国グループ	6.1	9.8	4.7	6.4	4.7	6.4	31.4	92.8
労働生産性格差(%)	81.8(100) ¹⁾	90.1(100)	88.5(100)	94.5(100)	15.0(100)	93.1(100)	67.8(100)	61.3(100)
格差を説明する要因(%):								
内的資源	17.5 (21)	23.3 (26)	23.2 (26)	26.9 (38)	18.4 (22)	24.8 (27)	25.8 (38)	24.7 (40)
土地	5.1 (6)	7.3 (8)	7.6 (8)	8.9 (9)	4.9 (6)	7.7 (8)	9.6 (14)	9.5 (15)
家畜	12.4 (15)	16.0 (18)	15.6 (10)	18.0 (19)	13.5 (16)	17.1 (19)	16.2 (24)	15.2 (25)
近代技術的要素	24.3 (30)	24.2 (27)	24.7 (28)	24.6 (26)	24.6 (29)	24.6 (26)	13.4 (20)	11.3 (19)
肥料	14.5 (10)	14.4 (16)	14.8 (17)	14.7 (16)	14.7 (17)	14.7 (16)	5.9 (9)	7.3 (12)
機械	9.8 (12)	9.8 (11)	9.9 (11)	9.9 (10)	9.9 (12)	9.9 (10)	7.5 (11)	4.0 (6)
人的資本	21.5 (26)	17.2 (19)	23.3 (26)	19.7 (21)	22.8 (27)	19.2 (21)	9.2 (14)	10.8 (18)
教育水準	8.5 (10)	4.4 (5)	9.7 (11)	5.8 (6)	9.4 (11)	5.6 (6)	2.3 (4)	1.2 (2)
研究開発	13.0 (16)	12.8 (14)	13.6 (15)	13.9 (15)	13.4 (16)	13.6 (15)	6.9 (10)	9.6 (16)
規模の経済	14.2 (17)	13.3 (15)	21.3 (24)	20.6 (22)	18.8 (22)	17.9 (19)	19.9 (29)	20.0 (33)
未説明の残差	4.3 (5)	12.1 (13)	-4.0 (-5)	2.7 (3)	0.4 (0)	6.6 (7)	-5.1 (-1)	-5.5 (-9)

注) 1) 括弧内の数値は労働生産性を100とする百分率。

2) ケースⅠ. 基準国: 先進国21ヶ国(国民1人当たり GNP 4,000 ドル以上), 比較国: 開発途上国22ヶ国(4,000 ドル未満)。

3) ケースⅡ. 基準国: 高所得国17ヶ国(国民1人当たり GNP 6,000 ドル以上), 比較国: 低所得国12ヶ国(1,500 ドル未満)。

4) ケースⅢ. 基準国: 高所得国13ヶ国(オーストラリア, カナダ, ニュージーランド, 米国を除く), 比較国: 低所得国12ヶ国。

5) ケースⅣ. 基準国: オーストラリア, カナダ, ニュージーランド, 米国, 比較国: 基準4ヶ国を除く高所得国13ヶ国。

ープ間の労働生産性格差の要因を探ることにする。その結果は第5表に示されている。

ケースⅠは先進国(21ヶ国)と開発途上国(22ヶ国)の間の比較である。それによれば両者の間の労働生産性格差は非常に大きいだけでなく、過去20年の間に一層拡大していることがわかる。1960年には先進国21ヶ国の労働生産性の平均値は33.6 WU(小麦単位: 小麦重量トン換算)であったのに対し、開発途上国22ヶ国の平均労働生産性はわずか6.1 WUにすぎず、開差率にして81.8%であった⁸⁾。その後1960年から1980年の間に開発途上国の労働生産性はかなり上昇したが、先進国の伸びの方が速かったために結果として開差率は1980年時点で90.1%へと拡大している。

労働生産性格差の要因は各投入要素の開差率に生産弾力性の値をウェイト付けしたもので説明できる。農業内的資源(土地、家畜)、工業部門からの近代技術的要素(肥料、機械)、人的資本(教育、研究)で、それぞれ格差のほぼ1/4づつが説明されている。また規模の経済によって説明される割

合は約15%であり、10%が説明されない残差となっている。1980年の結果は1960年と比べると人的資本で説明される割合が減少し、逆に内的資源で説明される割合が増加している。ここで注目すべきは先進国において機械や肥料などの近代技術的要素の投入が大幅に増加したにもかかわらず、格差に占める比率が変化していない点である。

これらの結果は過去20年における世界農業の変化を良く反映している。開発途上国は土地-労働比率の急速な減少のもとで、販売肥料等の工業部門から供給される投入要素を多用する技術進歩と人的資本の改善によって、労働生産性を上昇させることができた。しかし先進国の労働生産性の上昇率の方が高かったために、両者の格差は一層拡大したと考えられる。

ケースⅡは高所得国17ヶ国と低所得国12ヶ国の比較である。この場合には規模の経済によって説明される割合が1/4と一層大きくなっている。また残差は極めて小さい値となる。

ケースⅢは旧大陸に位置する高所得国13ヶ国と低所得国との比較である。旧大陸の高所得国は米国等の新大陸の高所得国と比べて内的資源賦存

8) 以下の分析では各グループの平均はすべて幾何平均で示されている。

第6表 米国からの労働生産性格差とその要因(各国別比較)¹⁾

比較国 (国民1人当たり GNP, 1980年)	労働 生産性 (WU)	米国からの労働 生産性格差 (%)	格 差 を 説 明 す る 要 因(%)					
			内的資源	近代技術 的 要 素	人的資本	規 模 の 経 済	未説明の 残 差	
低所得国:								
インド (240)	1960	2.2	97.7(100) ²⁾	28.0 (29)	25.0 (25)	29.0 (30)	26.4 (27)	-10.8 (-11)
	1980	3.1	98.9(100)	29.2 (30)	24.9 (25)	24.7 (25)	27.3 (28)	-7.2 (-7)
フィリピン (690)	1960	3.3	96.5(100)	28.8 (30)	24.9 (26)	20.4 (21)	24.8 (26)	-2.4 (-3)
	1980	5.9	97.9(100)	29.5 (30)	24.9 (25)	16.4 (17)	25.2 (26)	1.9 (2)
ペルー (930)	1960	9.6	89.8(100)	20.7 (23)	24.2 (27)	23.7 (26)	22.6 (25)	-1.5 (-2)
	1980	10.1	96.5(100)	27.1 (28)	24.8 (26)	18.1 (19)	25.0 (26)	1.5 (2)
中所得国:								
アルゼンチン (2390)	1960	34.9	62.8(100)	-3.1 (-5)	24.3 (39)	19.0 (30)	2.4 (3)	20.2 (32)
	1980	63.8	77.6(100)	11.3 (15)	24.4 (31)	16.8 (22)	3.1 (3)	22.0 (28)
ギリシャ (4380)	1960	9.1	90.3(100)	27.2 (30)	23.9 (26)	20.3 (23)	23.4 (26)	-4.5 (-5)
	1980	25.8	91.0(100)	28.4 (31)	23.6 (26)	16.5 (18)	23.5 (26)	-1.0 (-1)
イスラエル (4500)	1960	25.9	72.4(100)	26.5 (37)	21.5 (30)	14.3 (20)	18.7 (26)	-8.6 (-12)
	1980	191.8	64.3(100)	26.1 (41)	22.0 (34)	13.8 (21)	14.9 (23)	-12.5 (-19)
高所得国:								
日本 (9890)	1960	10.3	89.0(100)	29.2 (33)	22.4 (25)	8.3 (9)	25.8 (29)	3.3 (4)
	1980	27.8	90.2(100)	28.9 (32)	22.6 (25)	9.8 (11)	26.2 (29)	2.7 (3)
フランス (11730)	1960	32.4	65.5(100)	23.0 (35)	16.9 (26)	17.3 (26)	11.7 (18)	-3.4 (-5)
	1980	101.8	64.3(100)	23.2 (36)	15.5 (24)	15.7 (25)	11.1 (17)	-1.2 (-2)
デンマーク (12950)	1960	46.4	50.6(100)	17.7 (35)	12.8 (25)	13.9 (20)	3.0 (6)	3.2 (6)
	1980	131.3	54.0(100)	18.4 (34)	12.7 (24)	14.5 (27)	6.8 (12)	1.6 (3)

注) 1) 米国の国民1人当たり GNP 11,360 ドル(1980), 労働生産性 93.8 WU(1960), 285.1 WU(1980)。

2) 括弧内の数値は労働生産性を100とする百分率。

に乏しい。ケースⅢにおける労働生産性の格差はケースⅡと比べて小さくなっているが、これは内的資源と規模の経済性による格差が小さいためである。しかしながらこの場合における格差も過去20年の間に増加している。これは高所得国の農業労働力が非農業部門へ急激に流出して、土地-労働比率が大幅に上昇したことを反映している。

ケースⅣは旧大陸の高所得国と新大陸の高所得国4ヶ国の比較である。1960年において旧大陸国の労働生産性は新大陸国に比べて67.8%低かった。このとき国民1人当たりGNPでは40%低かったのであるが、1980年になるとその差はほとんどなくなっている。しかし農業労働生産性格差は依然として61.3%も残っている。この格差のうち1960年では67%, 1980年では73%が内的資源と規模の経済によって説明される。このことは、新大陸の高所得国での良好な土地-労働比率による農業の比較優位が過去20年の間に一層強化されたことを示している。しかしながら、両者の労働生産性格差が近代技術的要素や人的資本の格差によってもその約1/3が説明されることに注目しなければならない。中でも特に興味深いのは、

研究投資によって説明される割合が過去20年の間に増加していることである。これは新大陸の高所得国の比較優位が単に良好な土地-労働比率だけによるものではなく、その有利な資源賦存を十分に活用できるような研究開発への十分な投資、普及制度の整備等によって支えられているためと考えられよう。

(2) 各国別比較

労働生産性格差の要因をより詳しくみるために、様々な経済発展段階にあるいくつかの国について、1980年の労働生産性が最も高かった米国との比較を行なうことにしよう。結果は第6表に示されている。

低所得国であるインド、フィリピン、ペルーでは、労働生産性格差のうち内的資源、近代技術的投入要素、人的資本、規模の経済の格差によって説明される部分がそれぞれ約1/4づつを占めている。インドやフィリピンでは「緑の革命」による収量の増大によって、1960年から1980年の間に労働生産性は大幅に上昇してきた。しかし一方で急速な人口増加に伴う土地-労働比率の低下に直面しており、その結果米国に対する労働生産性

の格差は、人的資本に起因する格差は減少したものの、内的資源と規模の経済による格差の増大によって拡大している。ここで注目すべきは、インドとフィリピンではその資源賦存は非常に似かよっているにもかかわらず、フィリピンの労働生産性はインドの2倍に近い開きをもっており、その格差のほとんどが人的資本の差によって説明される点である。

アジアの低所得国と比べて新大陸に位置するペルーの土地-労働比率は相対的に高く、より恵まれた資源賦存にあったと言える。その結果1960年におけるペルーの労働生産性はフィリピンの3倍、インドの4倍と高かった。しかしその後20年間に急速な人口増加によって土地-労働比率は低下し、更にペルーの主要穀物であるトウモロコシと馬鈴薯にはアジアの米や小麦に匹敵するような新品種が現れなかった。そのために、米国と比較したペルーの労働生産性の地位は、1960年から1980年の間にインドやフィリピンよりも急速に低下したのである。

このような資源賦存の悪化による労働生産性の相対的地位の低下はアルゼンチンにおいて一層顕著である。アルゼンチンでは1960年には近代技術的要素や人的資本の水準が低かったにもかかわらず、西ヨーロッパ諸国とほぼ同等の労働生産性水準にあった。これは非常に有利な土地-労働比率のためである。しかし1980年には過去20年の急激な人口増加のために土地資源の優位は失われ、その結果労働生産性は西ヨーロッパ諸国の1/2の水準にまで低下してしまった。

アルゼンチンと対照的なのはイスラエルである。イスラエルは米国よりも労働生産性の成長が速かったまれな例であるが、これは近代技術的要素や人的資本への投資の大きな伸びと、非農業への急速な労働力移動による土地-労働比率の上昇によるものである。

ギリシャもかなり高い労働生産性の成長を示しているが、これもやはり近代技術的要素、人的資本への投資と労働力流出の結果である。しかしギリシャの場合は不利な土地-労働比率のもとでの小規模経営という農業構造が、生産性向上のため

の阻害要因となっていると考えられる。

不利な土地-労働比率と小規模経営によって生産性の向上を阻害されている典型的な例は日本である。日本は1960年には国民1人当たりGNPが米国の1/6と低所得国の1つに過ぎなかったが、1980年には1人当たりGNP、労働者の賃金ともにほとんど米国との差はなくなっている。そして人的資本の水準も非常に高いにもかかわらず、労働生産性は米国の1/10にとどまっている。

西ヨーロッパ諸国では急速な農外への労働力の流出が、土地-労働比率の上昇と農家の経営規模の拡大をもたらした。また高い水準の人的資本に支えられた技術進歩は労働から近代技術的要素への代替を促し、その結果、米国に匹敵する労働生産性の成長を示している。この過程が最も顕著であったのはフランスである。フランスでは1960年代まで保護関税による小農の保護が行なわれていたために、その経済発展段階に不釣り合いほど多くの農業人口が存在していたのが、その後急激な農業労働力の流出がおこり、土地-労働比率は著しく改善された。これに対してデンマークでは19世紀末から20世紀にかけての自由貿易政策のもとで労働力の調整が早い段階で行なわれたため、1960年以降の土地-労働比率の改善にともなう労働生産性の伸びは比較的ゆるやかなものとなっている。しかしその絶対水準は西ヨーロッパの中で最も高い国の1つである。

ここで指摘すべきは、西ヨーロッパ諸国において過去20年に労働生産性は飛躍的に成長したにもかかわらず、その水準は依然として米国の1/2から1/3に過ぎない点である。先進国が1970年代中頃より低成長時代に入ったことを考慮すれば、労働力の非農業部門への吸収は今後それほど期待できないであろう。とすれば、土地-労働比率や経営規模の改善は1960、70年代ほど大幅には生じないであろう。このことは西ヨーロッパ諸国農業の米国に対する比較劣位が今後も続くであろうことを示唆している。

5. 結 論

本稿の分析結果より得られる開発途上国の農業

第7表 国際間クロス・セクション・データによる代替弾力性の推計

年 次	1960(22ヶ国)			1970(23ヶ国)			1980(25ヶ国)		
回 帰 式 番 号	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(A5)	(A6)	(A7)	(A8)	(A9)
賃 金 率(W)	1.157 (.112)	.906 (.213)	.953 (.212)	.915 (.183)	.783 (.246)	.787 (.226)	.813 (.170)	.631 (.219)	.638 (.220)
労 働(L)	.102 (.237)	.140 (.242)	.126 (.247)	.108 (.167)	.149 (.177)	.186 (.175)	.398 (.203)	.333 (.211)	.342 (.209)
教育水準(E):									
識 字 率		.306 (.447)			.450 (.548)			.167 (.436)	
就 学 率			.169 (.545)			1.161 (.834)			.174 (.652)
研 究 開 発		.135 (.110)	.130 (.112)		.065 (.122)	.030 (.118)		.157 (.127)	.154 (.131)
開発途上国ダミー	-.297 (.214)	-.148 (.250)	-.148 (.255)	-.974 (.352)	-.835 (.397)	-.776 (.384)	-.861 (.450)	-.772 (.457)	-.790 (.456)
決定係数($\bar{R}^2$)	.861	.862	.858	.899	.893	.900	.870	.869	.868
標 準 誤 差	.433	.433	.438	.387	.399	.386	.499	.501	.502

注) 括弧内の数値は係数推定値の標準誤差。

成長に関する展望はかなり明るいものである。研究開発への十分な投資と近代技術的要素の供給が十分になされれば、開発途上国、特に低所得国の労働生産性を数倍に引き上げることは十分に可能である。このことは、たとえ強い人口圧力のために土地-労働比率の減少が続くとしても成立するであろう。1970年から80年代に急激な人口増加のもとで、多肥・多収技術によって労働生産性の成長を獲得したインドやフィリピンなど、アジアの低所得国の例がこれを証明している。また開発途上国の生産関数が規模に関して中立的であることが明らかになったが、これは開発途上国の農業成長にとって非常に望ましい結果である。なぜなら低所得国において、土地-労働比率の減少や経営規模の縮小が今後数十年続くとしても、それが農業成長のための大きな障害とならないであろうことを示しているからである。

もちろん人口増加による資源賦存の相対的減少を補うに足る十分な技術進歩がなければ生産性の低下は避けられない。しかし、人口増加が緩慢となり、多収穫技術が開発されてゆくなれば、低所得国の農業労働生産性が旧大陸の先進国と比較しうる程度にまで上昇する可能性があると考えられる。

しかし、そのような発展段階では新たな問題が生じてこよう。この分析によれば先進国農業は規

模の経済性によって特徴づけられる。しかし、日本の経験が物語るように労働力の流出による規模の拡大の効果は、賃金上昇にともなう生産費の上昇を防ぐほど急速に実現しない。その結果、農業の比較優位が急激に失われ、農業保護主義の台頭をまねくこととなる。このような日本、ECの経験が新興工業国、特に人口稠密なアジアの新興工業国(NICS)でくり返される可能性は大きいと思われる。

(農業総合研究所・東京都立大学)

補 論

補論では代替の弾力性が1であるとするコップ・ダグラス型生産関数の前提が、本文の国際間農業生産関数に適用できるかどうかを検証する。検証はCES生産関数の均衡条件から代替の弾力性を推定することによって行なうが(ACMS [1], Griliches and Ringstad [7]), ここでは労働とその他の集計財の間の代替の弾力性の検討に限定される。これは、より一般的なトランス・ログ生産関数等による検証を説明変数が7個以上あるケースに適用することが非常に困難であることと、データの制約のためである。

さて、CES生産関数を次のようにスペシファイする。

$$Y = \gamma [\delta X^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}]^{-(k/\rho)} z^{\lambda} \dots \dots (A1)$$

ここで Y は農業粗産出, L は労働, X は集計された労働以外の慣行的投入要素, z は非慣行的投入要素である。これより均衡条件は,

$$\begin{aligned} (\partial Y / \partial L) \\ = \gamma X(1-\delta) [\delta X^{-\rho} + (1-\delta) L^{-\rho}]^{-(k+\rho)/\rho} L^{-(1+\rho)} z^{\lambda} \\ = W \cdots \cdots (A2) \end{aligned}$$

ここで W は農業賃金率である。(A1), (A2) より次式が得られる。

$$\begin{aligned} \log(Y/L) = a + b \log W + c \log L \\ + d \log z \cdots \cdots (A3) \end{aligned}$$

ただし,

$$\begin{aligned} a = \frac{k\sigma}{1+(k-1)\sigma} \left[\log \frac{1}{k(1-\delta)} + \frac{1-\sigma}{k\sigma} \log \gamma \right], \\ b = \frac{k\sigma}{1+(k-1)\sigma}, c = \frac{(k-1)(1-\sigma)}{1+(k-1)\sigma}, d = \frac{k\lambda\sigma}{1+(k-1)\sigma}. \end{aligned}$$

$\sigma = 1/(1+\rho)$ は代替の弾力性である。そこでもし $\sigma = 1$ ならば $b=1, c=d=0$ であるから, (A3) 式の回帰の結果, 賃金率の係数が 1 と有意差なく, その他の係数がゼロと有意差を持たないならば, 代替の弾力性が 1 であるとする仮説は支持されることになる。

推計は (A3) 式に関して 1960, 70, 80 年についてそれぞれ行なったが, 賃金データの得られる国が限られているため, 使用したサンプルは以下のとおりである。

アルゼンチン(1980), オーストラリア, ベルギー, カナダ, デンマーク, フィンランド, フランス, 西ドイツ, インド, アイルランド, イスラエル(1970, 1980), 日本, モーリシャス, メキシコ(1960, 1970), オランダ(1970, 1980), ニュージーランド, ノルウェー, パキスタン(1980), ペルー(1960), フィリピン(1960, 1980), ポルトガル, スペイン(1980), スリランカ, スエーデン(1960, 1970), シリア(1980), トルコ, 英国, 米国, ユーゴスラビア(1970)

ここでは括弧内に年次の入っている国は, その年のみの回帰に使われていることを示している。従ってサンプル数は 1960 年で 22, 1970 年で 23, 1980 年で 25 となる。また賃金に対する調整のラグを考慮して, 1960 年の回帰式には 1952-56 年平均の賃金データを, 1970 年には 1962-66 年平均, 1980

年には 1972-74 年平均をそれぞれ使用した。

推計結果は第 7 表に示されているが, これは代替の弾力性を 1 とする仮説を十分に支持するものである。賃金率の係数は 1 と有意差なく, その他の係数は 0 と有意差ない。従って, コップ・ダグラス型生産関数で前提されている代替弾力性が 1 であるとする仮定は棄却されない。

引用文献

- [1] Arrow, Kenneth J., Chenery, Holis B., Minhas, Bagicha S., and Solow, Robert M., "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency," *Review of Economics and Statistics*, 43(August 1961): 225-50.
- [2] Antle, John M., "Infrastructure and Aggregate Agricultural Productivity: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change*, 31, (April 1983): 609-19.
- [3] Bhattacharjee, Jyoti P., "Resource Use and Productivity in World Agriculture," *Journal of Farm Economics*, 37(February 1955): 57-71.
- [4] Christensen, Laurits R., Jorgenson, Dale W. and Lau, Lawrence J., "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics*, 50(February 1973): 28-45.
- [5] Evenson, Robert E. and Kislev, Yoav, *Agricultural Research and Productivity*, New Haven and London: Yale University Press, 1975.
- [6] Griliches, Zvi, "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function," *American Economic Review*, 54(December 1964): 961-74.
- [7] Griliches, Zvi, and Ringstad, V., *Economies of Scale and the Form of the Production Function: An Economic Study of Norwegian Manufacturing Establishment Data*, Amsterdam and London: North-Holland Publishing Co., 1971.
- [8] Hayami, Yujiro, "Sources of Agricultural Productivity Gap among Selected Countries," *American Journal of Agricultural Economics*, 51(August 1969): 564-75.
- [9] Hayami, Yujiro, and Ruttan, Vernon W., "Agricultural Productivity Differences Among Countries," *American Economic Review*, 60(December 1970): 895-911.
- [10] Hayami, Yujiro, in association with Miller, Barbara, and Yamashita, Sachiko, *An International Comparison of Agricultural Production and Productivities*, University of Minnesota Agricultural Experiment Station Technical Bulletin No. 277, St. Paul, 1970.
- [11] Kendall, Maurice M. G., *A Course in Multi-*

variate Analysis, New York: Hafner Publishing Co., 1957.

[12] Mittelhammer, Ron C. and Baritelle, John L., "On two Strategies for Selecting Principal Components in Regression Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, 59 (May 1977): 336-43.

[13] Mundlak, Yair, and Hellinghausen, Rene, "The Intercountry Agricultural Production Function: Another View," *American Journal of Agricultural Economics*, 64 (November 1982): 664-72.

[14] Nguyen, Dung, "On Agricultural Productivity Differences among Countries," *American Journal of*

Agricultural Economics, 61 (August 1979): 565-70.

[15] World Bank, *World Development Report, 1982*, New York: Oxford University Press, 1982.

[16] Yamada, Saburo, and Ruttan, Vernon W., "International Comparisons of Productivity in Agriculture," in John W. Kendrick and Beatrice N. Vaccara, eds., *New Developments in Productivity Measurement and Analysis*, Chicago: University of Chicago Press, 1980: 509-94.

[17] 川越俊彦・速水佑次郎「農業生産と生産性の国際比較」『経済と経済学』54号, 1984年3月, pp. 17-71。

農 業 經 済 研 究 第 56 卷 第 2 号

(発売中)

農 産 物 需 給 と 調 整 問 題

——昭和 59 年度大会討論会報告——

崎 浦 誠 治: 会長挨拶

加 藤 謙: 座長挨拶

《報 告》

森 島 賢: 食料需要の動向

竹中久二雄: 米の需給と生産調整問題

天 間 征: 飲用乳市場の混乱と生乳の需給調整

松本登久男: 農協の需給調整対策——おもに野菜を対象とした考察——

コ メ ン ト

合 同 討 論

個 別 報 告

B5 判・80 頁・定価 1200 円 日本農業経済学会編集・発行／岩波書店発売