

日本・台湾・韓国における農家行動の比較*

溝 口 敏 行

〔I〕 序

開発途上国の研究にあたって、農業のはたす役割が重視されるようになって以来、今日にいたるまで数多くの興味ある研究が発表されてきている。これらの中には、農家をめぐる経済行動にふれているものも少なくない。あるものは主として農家の生産活動に興味を示し、他のものは農業の技術革新にともなう農家の階層分化に着目している。これらの研究が、マクロ的な経済政策の視点からみて極めて重要なものであることはいうまでもないが、それと併行して農家行動というミクロ的な視点から開発途上国の農業問題を研究してみることもそれなりに意義のあるところであろう。

農家行動の計量分析は、わが国においてかなり積極的にすすめられてきた。その重要な理由の1つは、『農家経済調査』という総合的な調査が毎年利用可能であるという資料的条件に見出すことが出来る。この調査には農家行動全般についての計数が含まれているから、利用方法に工夫を加えることによって農家行動全般をとらえることも出来るはずである。筆者がさきに試論の形で発表した研究は¹⁾、この種の接近への足がかりを求めた

* この研究は、日本経済研究奨学財団の助成による「離陸期経済における農家行動の分析」の一部としておこなわれたものである。この研究のもととなったわが国農家行動の分析および本論に示される分析の過程において、多くの方々の有益なコメントを得た。特に、本研究所の石川滋、梅村又次、藤野正三郎教授、台湾大学張漢裕教授、ソウル大学鄭英一講師の御助言は、本論完成にとって不可欠な要素となった。また、この論文に含まれる面倒な計算を御援助下さった本研究所電子計算機室の方々、統計係諸氏には感謝の意を表したい。いうまでもなく、本論に含まれるかもしれない誤りの責任は、筆者のみに帰するものである。

1) 溝口敏行「農家経済行動の計量モデルの作成」『経済研究』第21巻第4号、1970年。

ものであった。この研究においては、農家がおこなっている生産、労働供給、消費・貯蓄行動等の多面的な動きを、1つの効用関数の極大をめざす動きという形で統一的に把握しようというものであった。この論文は、この研究方法を台湾および韓国へも適用し、各国における農家行動の特色を発見しようということにある。

正直に言って、多くの開発途上国の中から台湾および韓国が選択されることにいたったのは主として資料的な理由にもとづいている。日本統治下の台湾および朝鮮においては、戦前のわが国の『農家経済調査』にほぼ対応する形で統計調査がすすめられていた。この伝統は戦後の台湾および韓国にうけつがれ、台湾では『台湾農家記帳報告』、韓国では『農家経済調査』の名の下で公表されてきた²⁾。台湾では1964年以降、また韓国では1962年以降対象農家も本格的な標本調査によって選択されるようになり、内容的にみても近年のわが国の『農家経済調査』にかなり近いものになってきている。このように詳細な農家経済に関する総合的調査は、少なくとも開発途上国では希少なものであり、分析の対象としてとりあげる

2) 戦前の台湾については、台湾総督府殖産局の手による『台湾農家経済調査』が、1923、1934、1938年に発表されている。また、朝鮮の農家経済調査については、朝鮮総督府農林局『農家経済の概況と其の変遷』、1940がある。戦後の台湾については、台湾省政府農林庁編『台湾農家記帳報告』が、発表されている。韓国については農林部『農家経済調査結果報告』が毎年発刊されているが、一部の年次については、同報告書を入手することが出来なかったので、経済企画院『韓国統計年鑑』に示された同調査の数字も利用された。

3) 『農家経済調査』のような複雑な調査を遂行するにあたっては、かなりの教育水準が前提されねばならない。韓国および台湾は、このような条件が満たされている数少ない経済発展途上国である。

価値は充分にある³⁾。

このように、台湾および韓国が分析の対象としてとりあげられたのは主としてデータの availability というやや便宜的な理由にもとずいていることは否定出来ないけれども分析対象期間の両地域の経済をみると、それなりの興味ある時期にあったことがわかる。台湾経済は1950年代中期より本格的な回復にむかい、1960年代に入って工業化の方向へ大きく転換した。少なくとも、1970年までの台湾経済は着実に離陸の方向にあったといえる。この結果、農業セクターから工業セクターへの労働力の流出は1968年頃より顕著となっており、わが国における1950年代初期を思わせる状況にあった。かかるプロセスは、多くの開発途上国が今後もたどる道と考えられ、この期間における台湾農家行動の分析は、台湾経済そのものにはあまり関心のない人々にとっても興味ある研究といえよう。一方韓国農業は、1960年代にはいってもなお不振の状況にあり、工業化政策による労働力吸収の努力にもかかわらず、農業セクターにおける労働力過剰の状況はなお継続していたと考えてよい。この面では、現在多くの低開発諸国がかかえている共通の悩みをもっているといえよう。ただ韓国の場合、水利状況等から考えて農業技術的には投資効率がかなり高い水準にあると考えられる点で、他の東南アジア諸国とはことな

っている。

このようにみてくると、日本、台湾、韓国の農家行動の相違は、各々の発展段階に対応しているとも考えられる。もちろん、他の開発途上国が、この3国を結んだプロセスを通るという何らの保証はないけれども、3国比較から得られる情報は、それなりに他の低開発国の農家行動を検討していくうえで参考になろう。

〔II〕 モデル

利用されるモデルは、さきにわが国の農家経済行動の分析に使用したものを若干修正した算式であり、理論モデルは次の連立方程式系よりなる。

$$U = U\left(\frac{C}{\bar{P}_c}, \frac{S+A}{\bar{P}_c}, L\right) \quad (1.1)$$

$$O = F(\bar{G}, L_a, K, M) \quad (1.2)$$

$$Y = \bar{P}_f O - \bar{P}_m M + \bar{w} L_w + \bar{Y}_o + iR - \bar{T} \quad (1.3)$$

$$Y = C + S \quad (1.4)$$

$$L = L_a + L_w + \bar{L}_o \quad (1.5)$$

$$A = A(-1) + S(-1) + X(-1) \quad (1.6)$$

$$A = \bar{P}_g \bar{G} + \bar{P}_k K + \bar{P}_o \bar{K}_o + R + \bar{P}_f \bar{K}_t \quad (1.7)$$

$$\begin{aligned} X = & \{\bar{P}_k - P_k(-1)\} K(-1) \\ & + \{\bar{P}_g - \bar{P}_g(-1)\} \bar{G}(-1) \\ & + \{\bar{P}_f - \bar{P}_f(-1)\} \bar{K}_t(-1) \\ & + \{\bar{P}_o - \bar{P}_o(-1)\} K_o(-1) \end{aligned} \quad (1.8)$$

これらの算式は、前論とほぼ同一であるので詳細

第1表 変数の定義

記 号	単 位	定 義	記 号	単 位	定 義
A	名*	純資産	P_f	指数	農産物物価
C	名*	消費支出	P_g	指数	土地価格
G	h_a *	経営農地	P_k	指数	農業用資本価格
i	%	利子率	P_m	指数	中間投入財価格
K	実*	農業用固定資本	P_o	指数	非農業用固定資産価格
K_t	実*	農産物在庫	R	名*	(金融資産) - (負債)
K_o	実*	非農業用固定資産	S	名*	貯蓄
L	時間*	家族総労働時間	T	名*	税
L_a	時間*	農業用労働時間(含雇用)	w	名	賃金率
L_w	時間*	(家族賃金・俸給労働時間) - (農業用雇用労働時間)	X	名*	資産利得
L_o	時間*	其他労働時間	Y	名*	可処分所得
M	実*	農業用中間投入	Y_o	名	其他所得
O	実*	農業生産額	$Z(-1)$	—	Z の1年前の値
P_c	指数	消費者物価	$\bar{Z}$	—	Z は外生変数

〔注〕1. 名は名目価格表示(日本:円, 台湾:元, 韓国:百ウォン), 実実質価格表示(デフレーター—のベースは1960年)

2. *は世帯員1人換算であることを示す。

3. 資産、負債は期首で定義。 4. 韓国の賃金率は指数。

なコメントはさける。ただ前論では、生産関数 (1. 2) が付加価値生産関数の形をとっていたが、今回の計算では生産物そのものを説明する形の生産関数が採用された。ところで、これらのモデルに含まれる内生変数は、 $A, C, K, L, L_a, L_w, M, O, R, S, X, Y$ の 12 ヶであり、目的関数 U を除く方程式の数は 7 ヶであるから、なお追加的な方程式が 5 ヶ必要となる。そこで U を (1. 2) - (1. 8) の条件の下で極大化してみると、

$$\partial F / \partial L_a = \bar{w} / \bar{P}_f \quad (1. 9)$$

$$\partial F / \partial K = (\bar{P}_{kl}) / \bar{P}_f \quad (1. 10)$$

$$\partial F / \partial M = \bar{P}_m / \bar{P}_f \quad (1. 11)$$

$$\partial U / \partial (C / \bar{P}_c) = \partial U / \partial \{(S + A) / \bar{P}_c\} \quad (1. 12)$$

$$\partial U / \partial (C / \bar{P}_c) = -(\bar{w} / \bar{P}_c)(\partial U / \partial L) \quad (1. 13)$$

の 5 式が追加出来、各内生変数は決定される。

ところで、このモデルを具体的に計測するには、 F および U に具体的な関数型を与えなければならない。ここでは、 F として、コブ・ダグラス型の生産関数

$$O / \bar{G} = B_1 (L / \bar{G})^{\alpha_1} (K / \bar{G})^{\beta_1} (M / \bar{G})^{\gamma_1} \\ 0 < \alpha_1 < 1, 0 < \beta_1 < 1, 0 < \gamma_1 < 1 \quad (1. 2. a)$$

を、また U の形として

$$U = B_2 (C / \bar{P}_c)^{\alpha_2} \{(S + A) / \bar{P}_c + B_3\}^{\beta_2} (L + B_4)^{\gamma_2} \\ 0 < \alpha_2 < 1, 0 < \beta_2 < 1, \gamma_2 < -1 \quad (1. 1. a)$$

を想定することにした。ここで、 $B_i, \alpha_i, \beta_i, \gamma_i$ はパラメーターである⁴⁾。(1. 2. a) を (1. 2) のかわりに使用された場合の (1. 3) - (1. 5) の形については一般に広く知られているのでここではふれない。

(1. 1. a) を (1. 1) のかわりに使用し、若干の計算をおこなうと、(1. 13), (1. 14) は各々、

$$C / \bar{P}_c = a_1 + b_1 (Y / \bar{P}_c) + c_1 (A / \bar{P}_c) \quad (1. 13a)$$

$$L = a_2 + b_2 (C / \bar{w}) \quad (1. 14a)$$

という形となる。(1. 13a) はしばしば消費分析で使用される消費関数の形であり、(1. 14a) は一種の労働供給関数とも解釈し得る形式をそなえてい

る。このような見方からすれば (1. 12), (1. 13) の両式は、在来農家の消費関数、労働供給関数という形でとりあげられてきた問題を、農業生産活動と関連付けたより総合的な図式の中で位置付けたものということが出来よう⁵⁾。

ところで、以上のモデルから決定される各変数の値は「静学的」な均衡値であるが、現実の農家行動の分析にあたっては若干の調整プロセスを導入することが必要となろう。この目的のために、(1. 2) - (1. 14) 式より求められる均衡値は C^* 等であらわし、実現値 C 等と区別することにする。ところで、(1. 2) は技術関係をあらわす式であり (1. 3) - (1. 8) は定義式であるから、均衡値、実現値のいずれについても成立しなければならない。この点から考えると、調整プロセスを導入し得る可能性は 5 ヶの関係式に限定されることになる。本論では計測上の配慮もあって以下のような関係式を想定することにした。

$$\log (O / L) = a_1 + b_1 \log (O^* / L^*)_{-1} \quad (1. 15)$$

$$\log (O / K) = a_2 + b_2 \log (O^* / K^*)_{-1} \quad (1. 16)$$

$$\log (O / M) = a_3 + b_3 \log (O^* / M^*)_{-1} \quad (1. 17)$$

$$C = a_4 + b_4 C^* + c_4 C_{-1} \quad (1. 18)$$

$$L = a_5 + b_5 L^* + c_5 L_{-1} \quad (1. 19)$$

ここで -1 を付した変数は $L(-1)$ 等と同様に 1 年前の変数である。(1. 18), (1. 19) に導入された C_{-1}, L_{-1} はその変数の追加が統計的に有意である場合についてのみ統計式に採用することにする。

以上のモデルを計測可能なような形にまとめると次のようになる。

$$\log (O / \bar{G}) = a_1 + b_1 \log (L / \bar{G}) + c_1 \log (K / \bar{G}) \\ + d_1 \log (M / \bar{G}) \quad (2. 1)$$

$$\log (O / L_a) = a_2 + b_2 \log (\bar{w} / \bar{P}_f)_{-1} \quad (2. 2)$$

$$\log (O / K) = a_3 + b_3 \log (\bar{P}_{kl} / \bar{P}_f)_{-1} \quad (2. 3)$$

$$\log (O / M) = a_4 + b_4 \log (\bar{P}_m / \bar{P}_f)_{-1} \quad (2. 4)$$

$$C / \bar{P}_c = a_5 + b_5 (\bar{w} / \bar{P}_c) + c_5 \{(\bar{P}_f O - \bar{P}_m M + \bar{Y}_0 \\ - \bar{T}) / \bar{P}_c\} + d_5 (A / \bar{P}_c) + f_5 (C / \bar{P}_c)_{-1} \quad (2. 5)$$

4) 対数線型の効用関数は、2 次形式の効用関数とならんで広く利用されているものであり、特異なものではない。ただ、純資産は 0 または負値もとる得ること、また労働供給が 0 で効用が無限大となると想定することは適当でない判断されたため、 B_3, B_4 を加えておいた。

5) このような試みの先駆的論文としては、鳥居泰彦「経済発展理論と労働供給主体の均衡図式」『(慶応義塾大学)経済学年報』, 9, 1966 がある。この論文では農業生産関数、農業労働需要関数、農家労働供給関数の 3 式を、所得と労働に関する 2 次の効用関数の極大という原理で統合しようと試みている。

$$L = a_6 + b_6(\bar{P}_c/\bar{w}) + c_6\{(\bar{P}_f O - \bar{P}_m M + \bar{Y}_o - \bar{T})/\bar{P}_o\} + d_5\{A/\bar{w}\} + c_5 L_{-1} \quad (2.6)$$

$$Y = \bar{P}_f O - \bar{P}_m M + \bar{w} L_w + \bar{Y}_o + iR - \bar{T} \quad (2.7)$$

$$Y = C + S \quad (2.8)$$

$$L = L_a + L_w + \bar{L}_o \quad (2.9)$$

$$A = A(-1) + S(-1) + X(-1) \quad (2.10)$$

$$A = \bar{P}_g \bar{G} + \bar{P}_k K + R + \bar{K}_I \bar{P}_f + \bar{P}_o K_o \quad (2.11)$$

$$X = \{\bar{P}_k - \bar{P}_k(-1)\} K(-1) + \{\bar{P}_g - \bar{P}_g(-1)\} \cdot \bar{G}(-1) + \{\bar{P}_f - \bar{P}_f(-1)\} \bar{K}_I(-1) + \{\bar{P}_o - \bar{P}_o(-1)\} K_o(-1) \quad (2.12)$$

このモデルを分析に利用するにあたって生じ得る1つの問題点は、このような合理的な経済行動モデルがはたして台湾、韓国のような過剰な労働力の下で成立し得るかということであろう。例えば、低開発理論においては、一定以上の労働過剰が発生している条件の下では、伝統部門において(1.9)式で示されるような限界原理は成立しないと主張されているものもある。このような主張が事実であるとしても、このモデルは予想以上に弾力的である。すなわち、生産関数(1.1)に含まれる特定の要素、——例えば農業労働時間——が外生的に与えられた場合でも、われわれのモデルはそのまま成立し、推定式の一本——この場合には(2.2)——の決定係数が0となるにとどまる。このような見地からみれば、われわれのモデルの推計は、後進国開発理論の通説をチェックするうえからも有効な役割をはたすことになるだろう。

【III】 データと計測方法

次に、計測に使用されたデータの性質について述べておこう。本論が目的とした計測は基本的には時系列分析である。ただ、平均値についての時系列分析がおこなわれた場合、わが国のデータについては多重共線性が発生するし、台湾、韓国の時系列が短いことから⁶⁾、あまり十分な成果は期待出来ない。これらの点を考慮して、前論と同

様にクロス・セクション・データと時系列データを「プール」することによって、計測をすすめることにした。

まず、日本については1953—66年度の『農家経済調査』の全府県データを経営面積別に5階層に集計したものと⁷⁾、それに北海道平均を加えた6階層としたものの2種について、12年のデータにモデルをあてはめることにした。この場合階層間には当然差があるから、階層間差をあらわす代理変数がモデルに導入される。1962年以降の韓国の農家経済調査の階層区分は、わが国の全府県データと極めて類似している⁸⁾。そこでモデルの計測にあたっては、1962—68年の5階層データを利用することにした⁹⁾。

台湾の農家経済調査のうち1964年以降のものについては、経営面積規模別のデータを得ることが出来る。しかし台湾の農業は地域別にいちじるしい差があり、特に米作、果樹、茶作地帯の相違ははげしいとされているから、採用されるべきクロス・セクション・データとしては、経営面積別の数字よりも地域別のものが優先したほうがよいと考えられる。このような考慮から、台湾については1964—68年の8地域データを利用することにした¹⁰⁾。なおわれわれのモデルでは、時差1の変数が含まれているため、対象年は1年分だけ少なくなる。

台湾、韓国の農家経済調査は、ほぼわが国のものと同じ形式をとっているので、農業資本推計以

7) 1957年度以降は6階層となっているが、これを1956年以前の5階層に再編成した。接続の方法については、一橋大学経済研究所統計係『農家経済調査調整系列』(部内資料)参照。

8) 韓国の農家経済調査は、全標本を下記の経営面積区分で集計している。I. 0.5町未満, II. 0.5~1.0町, III. 1.0~1.5町, IV. 1.5~2.0町, 2.0町以上。

9) 韓国の農家経済調査をみると、1964年の農業労働時間が全階層にわたって異常に低い値を示している。このため、(2.1), (2.2), (2.6)については、この効果を除去するための代理変数も導入された。

10) 台湾の農家経済調査で採用されている農区分は次の通りである。(1)南部水稻両作区, (2)北部水稻両作区, (3)中部水稻両作区, (4)茶作区, (5)西南部混作区, (6)西南部輪作庶作区, (7)香蕉鳳梨区, (8)東部混作区。

6) 戦後の台湾、韓国における農家経済調査は、戦前のわが国の場合と同様、「代表標本調査法」によってすすめられてきた。この調査法が全面的に改正され、本格的標本調査による報告がおこなわれているのは、本論の対象期間のみである。

外については詳細なコメントは必要としない。台湾の調査では、資産・負債について期首の調査がおこなわれているだけであり、フローとストックをバランスさせた形の勘定体系にはなっていない。このため台湾については、前論でわが国の農業資本推計についておこなったような方式、すなわち特定基準年次をベースとし、毎年の実質投資をつみ上げていく方式を採用することは出来ない。そこでやむを得ず台湾については農業用資本デフレーターを別個に作成し、期首農業用資本金額を実質化することにした¹¹⁾。韓国の農家経済調査は、わが国の形式とほぼ同一である。しかし、分析対象期間に生じた物価上昇はかなりはげしいものである。わが国の場合より慎重な作業が必要となる。このため、本論では資本項目別に各年期首の実質額を推計し、それを指数化することによって実質農業用資本を推計した。このため発生したフロー勘定とストック勘定の誤差(それほど大ではない)は X に含ませている。

中間投入のうちかなりの比重をしめるものに種子がある。ただここでは、金肥等の効果を主として分析したいことに力点をおくため種子代は生産額および中間投入に加えていない。同様の問題は自給肥料についても存在するので、一応自給肥料を除いた場合について台湾について計算をおこなってみたが結論に大差がなかったので自給肥料は中間投入に加えた¹²⁾。

次に、モデルの計測方法について若干のコメントを追加しておこう。式(2.1)－(2.12)は(2.1)式を

$$\log(O/\bar{G}) = a_1' + b_1' \log(L/O) + c_1' \log(K/O) + d_1' \log(M/O) + e_1' t \quad (2.1.a)$$

と変形することにより逐次モデルに変型すること

が出来、通常、最小二乗法が適用出来るはずである。ただ、通常、生産関数分析と関連付けるには(2.1)をそのまま計測したほうが便利であるので、ここでは(2.1)を直接計測した。またクロス・セクション・データと時系列データのプールにあたっては、回帰係数の同一性をたしかめるための共分散分析も考えられるが、ここではダミー変数の導入に作業を限定している。次に問題となるのは、階層別・年別に標本数に若干の相違があることである。しかし、その差は推定結果を決定的に左右するほどには大ではないので、標本数による加重はおこなわれていない。通常、回帰分析では、まず重相関係数の大きさにしたがってモデルの信頼性が検討されるが、われわれの場合重相関係数が主としてダミー変数によって高められているような状況は好ましいものではない。このような理由から、ダミー変数のみよりなる回帰分析結果を対立仮説とした時、われわれのモデルが有意であるかどうかを F 検定で確かめ、重相関係数の分析にかえることにした。なお、紙数の制約上、農家経済行動の階層間差、地域間差の分析は今後にゆずることにし、定数項およびダミー変数についての計測結果は以下では省略されている¹³⁾。また、国家間比較を容易にするため、必要に応じて「平均値における弾性値」をも併記していくことにしたい。

[IV] 計測結果の解釈

以上の準備の下に、各関数を計測してみると第2表が得られる。モデルの中には、計測結果を考慮して一部変更したものがあるので同表の利用にあたっては脚注を同時に参照されたい。ところで第2表に示されたモデルで中心となるのは、農業生産関数である。在来、わが国の研究をみると、農業の生産関数をクロス・セクション・データで計測した場合には比較的良好な結果が得られるが、時系列データより計測した結果とはかなりことなることが知られているし、同様の傾向は台湾・韓

11) 台湾の農家経済調査における大動物のとりあつかいはかならずしも明瞭ではない。「固定資本」の定義においては、大動物がはいっているが計数を追ってみるとどのように処理されているのか明瞭でない。ここでは、『台湾農業年報』の数字と農家経済調査に含まれている「蓄力使用時間」をリンクすることによって固定資本に大動物を追加している。

12) 韓国のデータの場合には、購入肥料と自給肥料を分離することが出来ない。

13) われわれの計測には代理変数が使用されているので、そのままの形では定数項の大小を論じるのは適当ではない。

第2表 モデルの計測結果

	日本 [I]	日本 [II]	台 湾	韓 国
(2.1)式 F	**	**	**	**
$\log (L/G)$	0.1172 (0.0351)	0.1124 (0.0310)	0.0867 (0.1181)	0.4904 (0.0645)
$\log (K/G)$	0.3786 (0.1054)	0.3490 (0.1170)	0.1146 (0.0422)	0.0347 (0.0370)
$\log (M/G)$	0.4461 (0.1098)	0.4682 (0.1059)	0.3283 (0.0555)	0.2397 (0.0327)
(2.2)式 F	**	**	**	**
$\log (w/P_f)$	1.5706 (0.1358)	1.5847 (0.1575)	0.3668 (0.1491)	0.8363 (0.1259)
(2.3)式 F	**	**	*	
$\log (P_{ki}/P_f)$	0.8604 (0.0976)	0.7699 (0.0885)	0.6424 (0.4101)	0.1155 (0.1419)
t	-0.0158 (0.0051)	-0.0189 (0.0046)	—	—
(2.4)式 F	**	**	*	**
$\log (P_m/P_f)$	1.0099 (0.0892)	0.8440 (0.0725)	0.2956 (0.1132)	0.8413 (0.1411)
t	-0.0401 (0.0017)	-0.0432 (0.0014)	—	—
(2.5)式 F	**	**	*	**
(w/P_i)	111.46 (19.01)	125.62 (21.11)	18.183 (23.230)	-14.248 (14.394)
$(P_f O - P_m M + iR + Y_0 - T) \div P_c$	[0.7388] -0.0227 (0.0597)	[0.8251] -0.0541 (0.0735)	[0.2347] 0.2624 (0.1937)	[-0.0852] 0.4731 (0.1512)
(A/P_c)	[0.5297] 0.1278 (0.0230)	[0.4687] 0.1113 (0.0287)	[-0.0709] -0.0098 (0.0154)	[0.0129] 4.2721 (5.0302)
(2.6)式 F	**	**	**	*
(P_c/w)	68.512 (41.236)	67.589 (40.160)	-141.190 (89.052)	110.404 (95.213)
$(P_f O - P_m M + iR + Y_0 - T) \div w$	[0.0520] -0.0265 (0.0213)	[0.0510] -0.0278 (0.0233)	[-0.4274] -0.0370 (4.1901)	[0.3137] 0.0404 (0.4116)
(A/w)	0.0160 (0.0052)	0.0158 (0.0040)	-0.2916 (0.1603)	6.6102 (20.5178)
$(L)^{-1}$	[0.2237] 0.4821 (0.1002)	[0.2236] 0.4760 (0.0949)	[-0.1762] 0.2961 (0.1111)	[0.0097] —

注: (1)日本 [I] は全国, 日本 [II] は全府県。(2)対数は自然対数。
 (3) F はダミー変数を除く部分の説明力に関する F 検定を示し,
 **は1%有意, *は5%有意であることを示す。(4)()内は計
 測値の標準偏差, [] は平均値における弾力性を示す。(5)台湾
 の(2.3)式は, 時差をつけずに計測した。

国についても見出される。更にわが国の場合については建物を資本に加えるかどうかによってかなり計測結果がことなることもわかっている。第2表の結果を過去の研究と比較するには, 基本的には時系列生産関数であり, 資本の中には建物が含まれていない点を考慮しておく必要がある¹⁴⁾。

また, 第2表の計測結果には技術進歩をあらわすトレンド項が除かれている。これは台湾および韓国の係数に良好な結果が得られなかったので, 比較可能性を考慮してその回帰係数を日本についても0として計測をすすめた。このため, 日本についての生産関数は若干のバイアスをもっている可能性がある。

ところで, 第2表の結果によれば, 台湾, 韓国について間接的に計測される土地の生産弾力性がかなり大であるのに対して, わが国の土地の弾力性は0に近い値を示している。後者の結果は, 日本の『農家経済調査』を利用した時系列分析ではしばしば見出されるところであり従来の悩みのたねとなってきた¹⁵⁾。しかし1950年代中期以後の日本の農家収入の増加が, 耕作面積の増加には大きく依存せず, 畑地の水田への転換, 畜産収入の増加, 園芸作物収入の増加等にもとずいていたことを考えれば,それほど奇異なものとはいえないかもしれない。これに対して, 台湾・韓国の実質農業生産はなお土地に多くを依存している。次に労働, 資本の弾力性をみてみると, 台湾, 韓国間に興味あるコントラストが見出される。すなわち, 労働の弾力性をみると, 韓国, 日本, 台湾の順となっている¹⁶⁾。台湾の1968年までの農業では, 主として耕地面積が細分化されていること, 非農業部門への就業機会が比較的少なかったことから, かなりの労働投入を前提とした生産形態がとられ, 労働の弾力性はかなり小さい値を示す状

14) 第2表の生産関数と比較的近い計測結果としては, 南亮進・石渡茂「生産関数と技術進歩」, 『経済研究』, 第20巻第3号, 1969年がある。ただ, 同論の計測は経営面積階層別におこなわれているので, 第2表とは直接対比はおこなえない。

15) 日本の場合においても, クロス・セクション・データから算出された生産関数の土地の弾力性はかなり大きな値を示す。わが国の実証分析で, クロス・セクション生産関数の一部のパラメータを時系列分析に利用しようとする試みもあるが, その種の分析結果には非常に大なる危険を覚悟する必要がある。

16) 台湾の農家経済調査においては, 農業労働投入は労働日の形でしめされており, 間接的に農業労働時間の値が計測されているにすぎない。台湾の生産関数の労働の弾力性が低く出る1つの理由は, このようなデータ上の理由にもとづくのかもしれない。

況にあったと考えられる¹⁷⁾。これに対して、韓国においては戦前より農業人口の流出がみられており、労働力に関する限りかなり大きな弾力性を示し得るような生産技術が採用されているようである。更に、近年顕著となった土地の大規模農家への集中傾向も、この現象を促進する要因となっていると考えられる¹⁸⁾。

資本の弾力性は、予想されたように日本、台湾、韓国の順となっている。日本の場合、資本の主たる効果は労働節約的な農業機械によるものである。それに反して台湾の場合、その主体は大動・植物の効果を示しているようである。中間投入財の弾力性は3国においていずれもかなり高い水準を示している。この点では、台湾、韓国ともに東南アジア諸国に比較してかなりすすんだ技術水準にあることがわかる。第3表には、この弾力性と平均生産性を組み合わせて、各要素の限界生産力を計算してある。ただ、資本、中間投入財、農産物は貨幣表示で示されているので、価格データを用いて実効購買力平価を別に計算し日本円表示で示しておいた¹⁹⁾。しかし、同表の吟味は、紙数の制約上これ以上立ち入らない。

次に(2.2)―(2.4)式の計測結果の吟味をおこなってみよう。これら3式についての b_i ($i=2, 3, 4$)の値は、農家の行動が合理的で反応速度が高く、かつ説明変数としてとられているデータが適切な場合には1の値をとるはずである。しかし、農家

第3表 限界生産性の比較

	単 位	限 界 生 産 性			通貨単位換算率 (1円当たり)	
		日本 [I]	台 湾	韓 国	台 湾	韓 国
土 地	a	7.587	56.461	27.175	—	—
資 本	円	0.326	0.400	0.513†	元 0.0748	ウォン 0.5580
労 働	時間	19.605	18.054†	63.671	0.0478	0.3222
中間投入	円	1.057	1.495	3.273	0.1150	0.9524
農 産 物	円	—	—	—	0.0617	0.3438

[注] 1965年の通貨換算率のIMFレートは1円=0.1111元, 1円=0.7507ウォンである。†印は統計的に有意でない値から推定。

の行動に時間的なおくれが発生したような場合には b_i の値は1より小となるであろう。また逆に、(2.2)―(2.4)式の右辺の比率がトレンド的に変化した場合、農家はその将来を予想して早めに行動をすることになるから、 b_i が1より大となる可能性をもっている。また、これら3式の右辺にとられた各変数は代理変数的色彩がこい。例えば、わが国の場合 w として建設労務者の賃金が行用されているけれども、農家の労働時間配分を決定する賃金率は各種の賃金率の合成変数 w' である。いま w と w' の間に

$$\log w' = \alpha + \beta \log w$$

の関係があるとすれば、 b_i は当然1より偏差をもつであろう。

これに加えて、戦後のわが国においては、農業用資本、中間投入財の分野で新製品の開発がおこなわれたことに配慮する必要がある。小型耕運機や除草剤はその典型的なものであり、その開発が O/K , O/M の引き上げにトレンド的な効果をもったことは否定出来ない。このような配慮から、(2.3), (2.4)の日本の式についてはトレンド項も追加することにした。

このように、 b_i の性格はかなり複雑なものであって、計測結果の解釈には慎重な配慮が要請される。それにもかかわらず、第2表の計測結果は、興味あるコントラストを示している。すなわち、わが国についての b_i がすべて1に近い値を示しているのに対して台湾、韓国についての有意な値はいずれも1より小さな数値を示している。更に、韓国では b_3 が有意ではないことにも注意が必要であろう。

これらの事実のうち、わが国の農家行動を説明

17) 農家経済調査を利用した生産関数の計測は、台湾の経済学者によってすすめられてきているが、労働の生産弾力性は概して低い結果を示している。これらの研究については李永彰「臺灣農業剩餘労働之研究」、『臺灣銀行季刊』、第21巻、第4期、1971参照。

18) 経済企画院『韓国統計年鑑』の数字によれば、3町以上の農家の全農家にしめる比率は1961年で0.26%にすぎなかったのに対して、1968年では1.58%に増加している。一方、3町以上農家の平均面積は、1961年では3.6町、1968年には4.0町に増加しているのに対し、3反未満農家の平均面積は0.24町から0.17町へと減少している。台湾においては、農地保有について法的制限があり、わが国においても農地法上の制約が強かったため、韓国にみられたような土地の集中化はみられなかったようである。

19) 労働投入は時間で計測されているため、実効購買力平価は利用しなくても限界生産力は計算出来るが、参考として平価も第3表に示しておいた。

する重要な鍵として、兼業労働形態の変化に着目する必要がある。本論が対象とした期間においては、日本農家の農外労働は、「臨時雇用的就業」から「常雇用的就業」への大きな転換をみせている。この転換の動機は2者の就業形態間に存在する賃金格差であるが、この効果は第2表にはおりこまれていない。このような転換は、当然農業労働時間の急速な減少をもたらす。(2.2)式の弾力性が1より大となるのは、以上の事態を考慮した場合一応納得出来るであろう。このような「過度」の農業労働時間の減少は、当然の結果として「過度」の資本投下を要求することになる。(2.3)、(2.4)式の背後には労働節約的な投資——例えば農業機械、農薬投入——があることが考慮される必要がある²⁰⁾。

台湾、韓国の(2.2)式は有意な値を示しているが、この背景はわが国の場合とは若干状況がことなるようである。台湾の場合、1968年頃より非農業部門に雇用による賃金収入の増加がみられるが、それ以前においては農業労働が主体であり、その収入の全農家収入に占める比率にはそれほどの変化はない。むしろ非農個人営業にもとづく所得の増加が1964—67年間にあってはいちじるしい。しかし非農個人営業に対する労働力の配分は間接的には賃金率を介しておこなわれるであろうから(2.2)式にはそれなりの意義は認められるけれども、日台間における実態の相違には充分着目される必要がある。韓国においても、非農個人営業の役割は農業雇用労働とともに高い。それだけでなく前者の存在は、後者の賃金率決定にも多分にかかわりがあるようにも筆者には思われる。しかし、ここではこの議論には深く立ち入らず、(2.2)式のもつ意味の相違を指摘するにとどめたい。

韓国において(2.3)式が有意でないのはそれな

りの理由がある。近年、台湾および韓国において、農業機械の導入がおこなわれるようにはなっているけれども、その結果いちじるしく農業労働時間が節約されたり、農業の生産性を増大せしめる水準にはなお遠いようである。事実、韓国においては、生産関数における資本の弾力性は有意ではない。台湾の生産関数では、資本の弾力性は有意であるが、その主因は大植物、大動物の効果によるようである。大植物、大動物の導入には、長い反応時間を必要とする傾向があり、この事実は b_3 の低さの意味付けを可能としよう。(2.3)、(2.4)式の b_4 はいずれも1より小である。ただ、 b_2 の値が韓国において1に近く、台湾ではかなり低い値を示していることは注目されよう。

(2.5)、(2.6)式のパラメーターは、本来効用関数の形に依存しているものであり、その係数の比較から簡単に結論を導くことは出来ない。ただ形式的にみた場合、賃金労働時間の決定に大きな役割をはたすと考えられる w に関する係数 b_5, b_6 と、農業所得に関連ある c_5, c_6 の係数が、日本・台湾・韓国間において相違していることが注目される。まず消費関数に対応する(2.5)式を検討すると次のような事実を見出すことが出来る。1950年代以降、急速な兼業化が進行しているわが国においては、兼業化の程度が消費行動にかなり決定的な役割をはたしていることは、在来からしばしば指摘されていた²¹⁾。このような家計の効用関数が、農業を依然として主体とする台湾・韓国の農家のそれとことなっているのはむしろ当然といえよう。

家族労働の供給には、当然過去の供給パターンに依存することが予想され、日本、台湾の推計結果はこの事実を裏付けている。また、日本、韓国の労働供給が実質賃金の減少関数となっているのに対して、台湾のそれは逆の結果を示している。これらの詳細な吟味は、将来にまつことにしたい。

20) わが国の農家行動には、本文のような「経済学的」理由のほかに、デモンストレーション的な効果も存在していると指摘されてきた。例えば農業機械の稼働率は決して高くないといわれているし、農薬投入にも過度な使用が指摘されている。しかし、この事情は、より根本的な動機である経済合理的な行動の仮説を否定するほどのものではない。

21) 例えば Toshiyuki Mizoguchi, *Personal Savings and Consumption in Post-war Japan*, Kinokuniya Book Store, 1971, Part II 参照。

第4表 外生変数の変化に対する内生変数の反応(2時点後)

外生変数	内生変数	農業生産 (実質)	農業用資本 (実質)	中間投入 (実質)	農業労働 時 間	総労働 時 間	兼業労働 時 間	農家可処分 所得(実質)	家計消費 (実質)	純資産 (名目)
(A) 農産物価格	(日本)	+11.9598	+12.7297	+12.8038	+13.5445	-1.3178	-17.2041	+0.0416	-0.7095	+0.1592
	(台湾)	+0.4303	+1.0727	+0.7259	+0.7971	-0.0101	-7.3608	+0.9104	+0.7939	+0.0589
	(韓国)	+2.6181	+2.7336	+3.4594	+3.4594	+0.0599	-18.3871	+0.2155	+1.6214	-0.7689
(B) 農産物価格・消費 者物価	(日本)	+11.9598	+12.7297	+12.8038	+13.5445	-1.3224	-17.2140	-0.4621	-0.6511	+0.0225
	(台湾)	+0.4303	+1.0727	+0.7259	+0.7971	-0.2109	-9.3688	+0.2045	+0.5533	-0.0067
	(韓国)	+2.6181	+2.7336	+3.4594	+3.4594	+0.2150	-18.2320	-0.1296	+1.3544	-0.9494
(C) 賃 金	(日本)	-2.5300	-2.5300	-2.5300	-4.1147	+0.0340	+4.4812	+0.4188	+0.7959	-0.2049
	(台湾)	-0.0675	-0.0675	-0.0675	-0.4343	+0.5781	+9.7974	+0.9342	+0.1866	+0.1469
	(韓国)	-1.7437	-1.7437	-1.7437	-2.5300	-0.7788	+9.0092	-0.0696	-1.1359	+0.1004
(D) 農業資本価格	(日本)	-3.8167	-4.5866	-3.8167	-3.8167	+0.4092	+4.9680	-0.0403	+0.2533	+0.0477
	(台湾)	-0.1565	-0.7989	-0.1565	-0.1565	-0.0111	+1.3130	-0.0115	-0.0918	+0.0632
	(韓国)	-0.0170	-0.1325	-0.0170	-0.0170	+0.0009	+0.0866	-0.0007	-0.0196	+0.1325
(E) 中間投入財価格	(日本)	-5.6131	-5.6131	-6.4571	-5.6131	+0.0001	+7.2290	-0.0953	+0.2973	-0.0902
	(台湾)	-0.2063	-0.2063	-0.5019	-0.2063	-0.0200	+1.6766	-0.0355	-0.1142	-0.0133
	(韓国)	-0.8574	-0.8574	-1.6987	-0.8574	-0.0259	+4.8262	-0.3295	-0.4846	+0.0093
(F) 農産物価格・賃金 消費者物価	(日本)	+8.9238	+9.6937	+9.7678	+8.6069	-1.2816	-11.8366	+0.0405	+0.3040	-0.2234
	(台湾)	+0.3493	+0.9917	+0.6449	+0.2759	+0.4828	+2.3881	+1.3255	+0.7772	+0.1696
	(韓国)	+0.5257	+0.6412	+1.3670	+0.3634	-0.7196	-7.4210	-0.2131	-0.0087	-0.8289

[注] 1. 外生変数のうち、利子率に関する結果は、農業資本価格の結果と大差ないので省略した。

2. 実質額のデフレーターは次の通りである。農業生産：農産物価格，農業用資本：資本財価格，中間投入：中間投入財価格，農家可処分所得：消費者物価指数，家計消費：消費者物価指数。

3. B は農産物価格を1%，消費者物価を0.5%上昇せしめた状況を示す。また F は B の状況に加えて賃金が1.2%上昇した時の値を示す。

[V] モデルの総合的比較

以上みてきたように、日・台・韓三国の農家経済行動をあらわすモデルの間には、個々の方程式の推計結果間においてかなりの相違があることが明らかとなった。しかし、これらの方程式は、(2.7)―(2.12)式に示された定義式と複雑にからみあって、農家の行動をあらわしているわけであるから、農家行動の動向をみていくためには、これらの相互依存関係をも同時に考慮した分析がおこなわれなければならない。

ところで、(2.1)―(2.12)式は、線型、非線型の定差方程式が入りまじっている方程式であるから、その性格を数学的に解析することはかなり困難である。このような目的のためには、電子計算機を利用したシミュレーション実験が有効な役割をはたすことはうたがいない。ただ、本論のモデルがなお改良の余地を残したものであることから、本格的シミュレーション実験は将来にゆずり、ここでは比較的簡単な計算で、各国のモデルの性格を明らかにすることにしたい。

第4表は、このような目的のためにおこなわれ

たものである。同様の数字は主要な外生変数を1%増加させたとき、各内生変数がどのように変化するかを弾力性の形で示したものである。この場合、われわれのモデルは時差1をもったモデルであるから、外生変数の変動効果のおよぼす効果を知るには、少なくとも2時点後の効果がみられなければならない。より本格的には、無限時点後において、その変化が収れんするのか、発散するのかについても吟味がおこなわれる必要があろう。ただ、後者の問題は組織的なシミュレーション実験なしではおこなうことが出来ないもので、ここでは前者の試みにとどまっている。

このような作業をすすめる場合に生じる1つの疑問は、外生変数が各々独立に動かし得るかということであろう。元来外生変数は相互に依存しあっており、1変数の動きは他の変数に影響を与えることになる。この状況は農産物価格と消費者物価の関連で最も顕著にあらわれるであろう。このような配慮から、農産物価格の変化の分析にあたって、農産物価格のみを1%上昇させたもののほか、農産物価格と消費者物価の関連をも考慮した実験がおこなわれている(第4表B参照)。

モデルより明らかなように、弾力性は説明変数、被説明変数の大きさに依存して変化する。ここでは計算に利用された期間の最終年——日本については1966年、台湾・韓国については1968年——の全国平均値における弾力性を示すことにした。

第4表をみると、外生変数に対する農業生産に関連ある各内生変数の反応の度合は、日本においてもっとも大であり、韓国、台湾の順となっている。この現象を形式的にみれば、生産関数(2.1)の推定結果に大きく依存している。すなわち、(2.2)―(2.4)の弾力性 b_i ($i=2, 3, 4$)が同一の場合、(2.1)式の b_1, c_1, d_1 の合計値が1に近いほど外生変数 $\bar{w}, \bar{P}_f$ 等に対する O の反応は大となる²²⁾。しかし、実態的な見地からみても、第4表の結果はかなり納得的なものといえる。すなわち、1950—1960年代の日本の農業では、経済の発展にともなう急速な兼業化が進行しており、農家の行動にも大きな転期がみられた時期である。これに反して韓国の1960年代農業は、かなり困難な時期にあった。都市の失業率が非常に高いにもかかわらず、農村人口の流出がみられるのは、このような背景に由来している。かかる状況下では、日本の場合とはややこととなった動機から経済合理性が要求されることになる。一方、台湾農家の生活水準は、戦前と比較しても、都市生活者と比較してもそれほど悪い状況にあったとはいえない。このような状況下では、外部経済の動向に対して比較的ゆるやかな反応を示したとしてもおどろくにはあたらない。ただ、本論が対象とした時期は、台湾の工業化にともなう農村人口の流出が開始された初期にあたっており、1969年、1970年のデータを加えて計測すれば若干の変化も見出されることが予想される。

ここで、各外生変数に対する内生変数の動きを若干検討してみよう。まず農産物価格 $\bar{P}_f$ に対する農業生産量 O の増加は、日本において最も高く、韓国、台湾の順となっている。しかし、農

家可処分所得に対する反応をみると、逆に台湾の値が最も高く、韓国、日本の順となっている。これは、農産物増産のために労働力が兼業部門から引きあげられる結果、日本・韓国では兼業収入が大幅に減少するのに対して、台湾においては兼業収入に依存する度合が在来少なかったために可処分所得の引き上げ効果が大となっている²³⁾。

これと関連ある結果が賃金引き上げにも見られることは興味深い。賃金の引き上げは、いずれの国においても(1)農業生産を減少せしめること、(2)兼業労働時間を増大せしめること、(3)その結果農家可処分所得を増大せしめること、の3点では共通の動きを示している。ただ可処分所得の増加率の面でも台湾の値が最高値を示していることは注目に値しよう。日本の値は台湾について高く、農産物価格の場合と類似した帰結が得られている。韓国の値はほぼ0とみなしてさしつかえないであろう。

この2つの計算結果を対比した場合、各国農業の特性を読みとることが出来る。日本の農家行動は典型的な兼業型といえよう。すなわち、日本の農家行動が前提された場合、農産物価格上昇は農家所得の上昇には直結せず、農家の所得水準の上昇は賃金上昇の結果もたらされる兼業収入の増大に依存することになる。1960年代のわが国の農業政策は、都市賃金の上昇を若干おくれて追いかける形で農産物価格を引き上げる形ですすめられてきたが、農家の兼業化が急速に進行したのは周知の事実である。韓国に関する結果をみると、農産物価格の引き上げ、賃金上昇とも所得の上昇に大きくは貢献し得ないことは、韓国農業が現在おかれているきびしさをあらわしているともいえよう。ただ相対的にみた場合、農産物価格の上昇のほうに農家にはより有利にはたらいっており、韓国の農業政策の方向にヒントを与えている。それと

22) わが国の生産関数では、技術進歩をあらわすトレンド項を除いたため、各弾力性 b_1, c_1, d_1 がやや大となっている傾向がある。このため、内生変数の反応も多少大きめに示している可能性はある。

23) この計算にあたって L_w に賃労働以外の兼業労働をも含めることにした。これは、韓国・台湾において賃労働以外の兼業がかなり賃労働と代替関係がみられると想定されることに由来している。日本においては、このような傾向はみられないが、兼業労働時間の比率はそれほど大ではないので形上式同じ処理をおこなった。

同時に、肥料を中心とする中間投入財価格の引き下げもまた、韓国農家の所得増大につながり得ることに注目される必要がある。台湾の農家行動は、3国の中で最も将来性に富んだものである。既述のように、台湾の農業ではかなり多量の労働力が投入されており、その限界生産力は比較的低い。したがって、賃金の上昇と雇用機会の増大は、兼業収入の増大という形を通じて農家所得の向上に貢献するであろう。事実、1968年以降にみられる農業労働力の工業セクターへのシフトはこの現象に対応しているとみなすことが出来よう。一方、台湾農業における資本や中間投入財の生産性はかなり高いから、農産物価格の上昇は主としてこれらの要素の活用によって農業所得の増大をおこなうことが出来る。このような見方からすれば、現在の台湾の農家行動はかなり flexible な形態にあり、今後の経済政策の動向によって多様の進路が予想されよう。

$\bar{P}_k, \bar{w}, \bar{P}_m$ の農業投入要素価格の変化に対する反応は、前記2変数に対するほどには明瞭ではない。これらの要素価格の上昇は、当然農業生産の低下と兼業労働時間の増加をもたらす。ただ、ここで興味をもたれるのは、韓国の $\bar{P}_m$ を除けば各国とも農家可処分所得にはわずかな影響しかあらわれていないことである。見方によっては、これら要素価格の上昇もまた兼業化促進の重要な要因となり得ることが示されている。例えば、韓国においては、 $\bar{P}_m/\bar{P}_f$ は1960年代初期においても上昇傾向にあったが、この要因も韓国農業の停滞、兼業化の動向を説明するにあたって考慮される必要がある。逆に、日本において $\bar{w}/\bar{P}_f$ の上昇にもかかわらず農業がなお存続し得た背景には $\bar{P}_m/\bar{P}_f, \bar{P}_k/\bar{P}_f$ の低下があったことも認識される必要がある。

現実的分析の見地からより興味のもたれる1つの試みは、上記のような変化が複合的に発生した場合の農家行動の対応であろう。第4表には、その1つの例として農産物価格 $\bar{P}_f$ が1%と賃金率 $\bar{w}$ が同時に1.2%上昇した場合の計算が例示されている。わが国の主要農産物の価格水準が、都市勤労者の名目賃金率の変化を基準に若干のおくれ

をもちながら決定されてきたこと、1960年代後半の台湾の農産物価格の上昇率がかなり名目賃金率の上昇率と類似していることから、このような試みは例題以上の意義を有している。ところで、第4表の結果によれば、台湾の農家可処分所得は大幅な上昇を示し、日本の値はこれについている。韓国の可処分所得も増加はするがその率は他の2ヶ国よりも低い。更に、賃金と農産物価格の成長率の差がこの程度である場合には、兼業化はほとんど進行しないことに注目する必要がある。第4表に示された消費等の内生変数の動向には注目すべきものがあるけれども、紙数の制約からこの検討は将来にゆずりたい。

[VI] 結 語

以上展開してきた分析は3国間に存在する農家経済行動の相違をモデルで説明するための第1歩にすぎない。本論で採用されたモデル自体なお改良の余地を残している。また、[V]で展開された若干の計算の解釈も、主として紙数の制約から充分にはおこなわれていない。また、モデルの総合的な説明のためには各種のシミュレーション分析が必要となろう。本論のような分析と併行して戦前戦後の、『農家経済調査』を利用したクロス・セクション分析や、戦前データとの対比も興味あるテーマである。これらについては今後の研究に待ちたいと思う。

(一橋大学経済研究所)

[追記] 本論完成後、韓国農家の生産活動についての興味ある下記の論文が発表されていることを知った。Soon Choogh, "Growth of Productivity in Agriculture and Its Implication to Agricultural Policies," *The Seoul National University Economic Review*, Vol. III, No. 1, 1969. この論文では、人口が大な韓国の農村で何故に労働の限界生産力が0とならないかについて論述がおこなわれている。この仮説は、将来本研究を改良していくうえで有力なヒントを与えているように思われる。