HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	農政の経済効果と石油価格変動 : 農業基本法下のシミュレーション分析
Author(s)	阿部, 秀明; 黒柳, 俊雄
Citation	環境科学 : 北海道大学大学院環境科学研究科紀要, 6(1), 185-211
Issue Date	1983-12-20
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/37146
Type	bulletin (article)
File Information	6(1)_185-211.pdf

Instructions for use

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

環境科学（北海道大学）	6 (1)	185～211	1983・6月

農政の経済効果と石油価格変動

—農業基本法下のシミュレーション分析—

阿部秀明・黒柳俊雄
北海道大学大学院環境科学研究科農政学講座

Economic Effects of Government Expenditures under the Price Fluctuation of Oil Price in the World

Hideaki Abe and Toshio Kuroyanagi
Department of Agricultural Policy, Division of Social Environment, Graduate School of Environmental Science, Hokkaido University, Sapporo, 060

目　次

I. 序—問題提起— …… 185
II. 分析のフレームワークおよびその方法 …… 186
III. 分析モデルとパラメータの計測 …… 186
1. 分析方法 …… 186
2. 理論モデルの設定 …… 187
3. 構造方程式のパラメータ計測 …… 191
IV. シミュレーションによる経済効果の計測 …… 193
1. 適合度テストとシミュレーション …… 193
2. シミュレーションによる経済効果の把握とその検討 (1) …… 194
3. シミュレーションによる経済効果の把握とその検討 (2) …… 206
V. 結び …… 206
参考文献 …… 208
補論 …… 209
Summary …… 211

I. 序 —問題提起—

昭和35年の所得倍増計画と軌を一つにして策定され，翌年成立した農業基本法は，すでに20年あまりの歳月が経過したが，その間日本農業の展開は，農業投入構造を労働節約，資本使用的な技術へと変革せしめ，労働生産性[1]，農業所得の上昇に貢献した。その背景となる政策手段としての財政支出，制度金融の役割は大

1983年3月7日受理
Received 7 March 1983

きいものと考えられる。

またこの時期には機械化促進により労働生産性を高めたが，その反面機械や農薬，化学肥料の大部分が石油に依存するエネルギー多消費農業でもあった[2]。その中で昭和48年以降の石油価格の高騰は農業経営費を高め，農業所得形成にマイナスの影響を与えるものと考えられる。今日，基本法農政の経済効果が問題視されている中で，政策手段としての財政，金融の経済効果を計測するとともに，基本法農政の政策効果を農業における石油の多消費がいかに減殺させたか検討する。

II. 分析のフレームワークおよびその方法

基本法農政の政策内容としての生産政策，価格流通政策，構造政策に対し，農林予算のうちで2/3近くを占める土地改良支出，農産物価格政策支出，制度金融と両政策を技術サイドからプッシュする意味での技術普及支出を，代表する農業財政支出として捉えた。同時にそれらの効果を減殺するものとして石油価格高騰の影響をとりこんで日本農業の投資・生産構造・消費構造をモデル化した。こうした農業構造に対し，上記の農業財政・金融がいかなる経済効果をもたらしたか日本農業全体を分析対象に，マクロ計量経済モデルを適用し，投資，生産構造，消費，金融構造にわたる総合経済効果として計量的に把握するものとする。

なお，分析対象期間は，農業基本法の制定された翌年すなわち昭和37年より昭和54年までの18年間である。

注1) 労働生産性上昇は，過去20年間に4.5倍を示している。「農業および農家の社会勘定」昭和50年度を基準に算出した。

注2) 各部門がエネルギー供給源の中で石油に依存している割合は昭和49年度では一般産業45%，運輸91%，電力59%，民生31%，農業96%と農業は最も高い値を示している。

資料：「石油産業の現状」資源エネルギー庁石油部監修より。さらに農業におけるエネルギー消費構造については，総合研究開発機構助成研究，北海道ビジネスオートメーション「食糧供給分野におけるエネルギー消費構造」(研究指導黒柳俊雄・今岡久人・武田善行・増田裕一)，1980年参照。

III. 分析モデルとパラメータの計測

1. 分析方法

計測方法としては，2段階最小自乗法 (2 SLS) 適用の連立体系同時決定方程式モデル (線型) を設定し，外生変数として与えられた農業財政支出・制度金融ならびに石油価格高騰が，モデルを構成する各内生変数のそれぞれに対していかなる影響を及ぼしたかをシミュレーションすることで，それらの経済効果を把握する。

本研究において導出される農業財政，金融ならびに石油価格高騰の経済効果は，体系として定式化された構造方程式の推定において推定された農業構造 (内生変数) に対し，それらがなかった場合をシミュレートして得られた各内生変数の理論値と，モデルの最終テスト理論値との差を財政支出によってもたらされたシフト量と定義した[3]。

したがって本分析においてより具体的には基本法農政下における土地改良関係財政支出および農業の技術開発と普及等の財政支出，制度資金，農産物価格政策支出が日本農業構造に対し，いかなる一般的均衡論的総合波及効果をもたらしたか，換言すれば石油価格高騰下において農業の財政支出，金融がいかに日本農業の構造を変貌せしめるに至ったかを明らかにする。

農業財政投資の経済効果に関する研究は，その方法論において ① 単一方程式の生産関数分析による農業生産に対する直接的経済効果の計測[4]，② 静態的な費用便益比率分析[5]，③ 産業連関分析による地域経済に対するマクロ的な経済効果の把握などに分類される[6]。かかる経済効果分析は，マクロモデルのシミュレーショ

ン分析により①に対しては，波及効果を含む総合経済効果として②に対しては，実際の農家経済の循環を体系として定式化することにより，③に対しては動態的な取扱いによりモデルの内生変数として採り上げた諸々の経済指標に関して産業連関表の中間需要に異った波及効果をより細かく計測可能であるなどといった種々の利点が認められる。

注 3) 経済理論において把握されるべき経済量（投資効果，投資効率）は，投資の限界生産力，限界効率等，他の条件を固定した時の追加的投入に対する追加的産出量の比と定義されているが，投資効果が現われてくる年々の，経済諸局面において他の条件は，逐次変化する。

ここでの連立体系同時決定方程株方系では，1つの政策変数を操作することで，すべての経済変数を同時に動かすことになり，その波及が落ち着く点でそれぞれの変数が新しい値を持つ，つまりそのシフト量で示される経済量が単に直接効果だけでなく，あらゆる間接効果を含む総合効果を示すことになる。

注 4) 生産関数分析によって，限界生産力，限界効率を計測する方法については，土屋圭造『農業経済の計量分析』勁草書房，1968年に詳しい。

注 5) 将来に渡る便益をどのように把握するか，又，割引利子率をどのように決定するかという問題がある。

慶野征翁『農業水利投資の費用と便益』大明堂，1977年。高原至智『土地改良投資の費用と便益』，

高嶋正彦・黒柳俊雄編著（『農政の経済分析』，上巻，明文書房，1981，第5章参照）。

注 6) 高嶋正彦・難波　修「土地改良事業の経済効果」（北海道大学『農経論叢』第22年1966）に詳しい。

2. 理論モデルの設定

本モデルは，一国全体を扱ったものであるため一般的均衡条件がある程度満されていると仮定し，農業をめぐる投資・生産構造，所得構造および消費，金融構造から成るモデルとする。外生変数としての土地改良投資（圃場整備，基幹かん排施設整備事業）および圃場整備に対応して農業機械化の促進を図る政策意図としての農業近代化資金を含む制度資金，生産増大に対し大きな寄与をしたと考えられる技術普及[7]，さらに土地改良，制度資金とともに固定資本形成の促進を図る政策意図としての価格政策，非農業部門からのインパクトの一つとして農業雇用賃金，農家所得安定に寄与する農外所得，農業資材の価格形成に強く影響すると考えられる石油価格をそれぞれ体系内に対し外生的に影響を波及させる要因と仮定した。

かかる外生変数の効果を検討する理論モデルについては表1-1で示す。

表1—1

理論モデル		
（農家経済構造）		
(1)	AY＝GY－CO	農業所得決定式
(2)	TY＝AV＋EY	農家所得決定式
(3)	TAX＝f (TY)	租税関数
(4)	Y＝TY－TAX	可処分所得決定式
(5)	C＝f (Y)	消費関数
(6)	DS＝f (Y)	準貯蓄関数（預貯金増加関数）
(7)	LS＝DS＋LS－1	預貯金残高決定式
(8)	LPM＝f (LS, PAJ)	農協・その他資金借入関数
(9)	IM＝LPM＋GM	固定資本投下資金決定式

(投資・生産構造)		
(10)	I=f (IM, EVA−1)	投資関数
(11)	KI=I+Kt−1	年度始固定資本装備決定式
(12)	SK=f (KI)	固定資本装備関数
(13)	DK=f (SK)	固定資本償却関数
(14)	F=f (SK, OIL)	流動資本関数
(15)	N=f (SK)	農業労働関数
(16)	Kt=SK−DK	年度末固定資本装備決定式
(17)	CO=f (DK, F, W, OIL)	費用関係
(18)	GY=f (SK, F, TED−1)	生産関数

記号一覧

(内生変数)		
AY	農業所得額	(単位：10億円)
TY	農家所得額	(単位：10億円)
TAX	租税負担額	(単位：10億円)
Y	可処分所得額	(単位：10億円)
C	消費総額	(単位：10億円)
DS	預貯金増加額	(単位：10億円)
LS	年度末預金残高額	(単位：10億円)
LPM	農協・その他の借入資金	(単位：10億円)
IM	固定資本投下資金	(単位：10億円)
I	固定資本投資額	(単位：10億円)
KI	年度始固定資本装備額	(単位：10億円)
SK	農業固定資本装備額	(単位：10億円)
DK	固定資本償却額	(単位：10億円)
F	流動資本額	(単位：10億円)
N	農業就業者数	(単位：1万人)
Kt	年度末固定資本装備額	(単位：10億円)
CO	生産費額	(単位：10億円)
GY	粗生産額	(単位：10億円)
(外生変数)		
EY	農外所得額	(単位：10億円)
GM	制度資金額	(単位：10億円)
EVA-1	土地改良投資額	(単位：10億円)
TED-1	農業技術開発・普及累積額	(単位：1億円)
PAJ	農産物価格安定と流通支出額	(単位：1億円)
W	農産総雇用賃金額	(単位：10億円)
OIL	原油価格 (CIF Price)	(単位：円/kl)
(先決内変数)		
LS-1	前期預貯金残高額	(単位：10億円)
Kt-1	前期固定資本装備額	(単位：10億円)

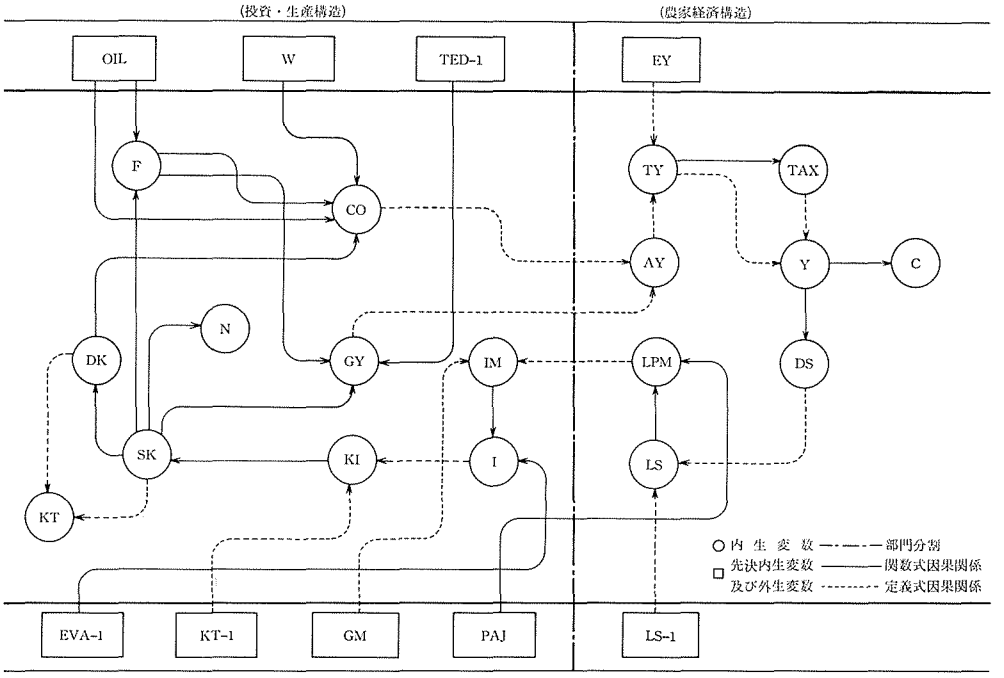

図1　フローダイヤグラム

ここで示すように計測式11本，定義式7本の計18本の構造方程式体系から成り，モデルは図1のフローダイヤグラムに示されている相互依存因果序列を持つものと仮定した。次に各構造方程式の意味するところを検討する。

定義式①：生産額から生産費を差し引いたものが，農業所得になる所得決定式で，ここで生産費は自家労働評価額部分を除いたものである。つまり農業所得説に立脚するモデルである。自家労働賃金部分を収入と考えるか，費用と考えるかについては，農業経営の目的に関する「農業所得説」と「農業純収益説」の相異る見解のいずれ[8]を選択するかにもとづく。ここでは，農業所得を経営の目的とするため，農業純収益にあたるものと自家労働賃金が区別されずに含まれている。

定義式②：農業所得に農外所得を加えたものが，農家所得となることを示す。

方程式③：租税負担額は，当期の農家所得によって決定されると想定する租税関数である。つまり，所得額が増加するにつれて租税負担額も，累進的に増加することを示す。

定義式④：農家所得から租税負担額を差し引いたものが，当期の可処分所得であることを示す。

方程式⑤：消費総額が，当期の可処分所得によって決定されると想定する通常のケインズ型消費関数である[9]。

方程式⑥：当期の可処分所得が，預貯金増加額（貯蓄の年間フロー）を決定すると想定する準貯蓄関数であるが，ここで準貯蓄関数としたのは積立金，有価証券を除いたこと，また前期までの預貯金内に含まれている利子を分離することが困難なために単純化した結果にもとづく。

定義式⑦：預金年度内増加額と前期預金残高が当期の年度末残高となることを示している。

方程式⑧：当期の預金残高が担保力となり投資の資金を農協その他から借入れ[10]，それを固定資本投下資金にむけると想定した。また価格政策支出を説明変数にしたのは，農産物価格の設定，引上げにより生産者

はある水準の投資を行うものと想定した。

定義式⑨：農協，その他資金借入金と，投資に対して資金枠が政策的に与えられている制度資金との和が，農業固定資本投下資金になることを示す。

方程式⑩：投資関数である当期の農業固定資本投下資金を説明変数とし，さらに土地改良投資が行なわれ（ここでは，土地基盤整備，圃場整備による支出）稼動条件が整ったところに投資が行なわれると想定した結果・説明変数に加えた。

定義式⑪：フローである当期の固定資本投資にストックである前期の固定資本装備を加えることにより，当期の年度始め固定資本装備となることを示す。

方程式⑫：通常は定義式⑪により，当期の年度始め固定資本装備が決定されるが，本分析で使用したデータには，調整項目が加えられている。この項目は元来推計のための統計資料の年度末と翌年度始残高の不突合せを調整するために設けられたものであるが，この調整項目が加わることにより，定義式としての関係を満さなくなっている。

そのためここでは，年度始め固定資本装備が固定資本を決定すると想定せざるおえなかった。

方程式⑬：当期の固定資本装備が当期の固定資本償却を決定すると想定される単純化した償却関数である[11]。

方程式⑭：当期の固定資本装備が，当期の流動資本額を決定すると想定した[12]。石油価格[13]の上昇は肥料，飼料，農薬，光熱費等の上昇を通じ，流動資本額を上昇させると考えたからである。

方程式⑮：農業の成長過程において資本が労働に代替していく過程を示す方程式である。

定義式⑯：当期の年度末固定資本装備は，当期の固定資本装備から当期の固定資本償却費を差し引いたものであることを示す。

方程式⑰：それぞれ当期の固定資本償却額，流動資本額，雇用総賃金額は，当期の費用額を決定し，費用となる流動資本額，生産資材などは，石油価格の上昇に強く影響されると仮定した。

方程式⑱：生産関数であるが，説明変数から労働を除いたのは，方程式⑮による資本の労働に対する強度の代替関係がある事と，後に述べる多変数計測式に，“Ridge Regression” を適用する場合の技術的な制約条件による[14]。

また農業技術開発・普及投資額（研究，教育，指導など，人的資本ストックの財政資金）は品種改良，肥培管理技術の向上，機械についての研究水準の高度化などにより，生産を高めると考えた。

ここで，技術普及支出は，フローとしただけではなく，数年間の累積があると考えられるため，t−1〜t−10期までの累積額（$\sum_{1}^{2}$ TED-t，$\sum_{1}^{3}$ TED-t，……$\sum_{1}^{10}$ TED-t）の中で生産に一番強く寄与する。相関の強い t-6 期までの累積額を変数として使用した。つまり t-6 期までの累積額に1期のラグをもたせると考えたわけである。

以上理論モデルについて検討を展開して来たが，モデルは限られたデータ利用可能性のもとで各内生変数が，いかなる因果序列を与えるかを考察した。統計的には，多変数計測式の多重共線性 (Multicollinearity) を回避するために可能な限りの単純化を行ったものである。

また，理論モデル設定にあたり Edwin Kuh and Richard L. Schmalensee モデルならびに，Klein and Goldberger モデルをベースにおいて可能な限り，経済諸理論との斉合性を図る様に努めた。

注7）土地改良投資と品種改良，肥培管理技術の向上等，技術普及との補完関係は，長南史男氏の分析を参照されたい。

長南史男「ランド，インフラストラクチュアへの投資誘因 —北海道1885〜1950」北海道大学『農経論叢』

第34集，1977年。

注8) 矢島　武，七戸長生「農業経営」(矢島　武・崎浦誠治共編『農業経済学大要』，第4章，養賢堂，1971年)。

注9) ケインズ型消費関数の適合性は，農家の消費関数に関する研究くの研究例においても，おおむね明らかにされている。

注10) 農業構造改善事業や，それに附帯する事業に対して，制度資金，補助金のみでは不足し，系統資金も需要される。

そのばあい，預金残高が系統，その他の資金貸付の担保的な意味を持つことになる。

注11) 資本減耗引当は，資本ストックの取得価格，その年齢構成及び現行の償却法規に依存しているが，標本期間におけるこれらの法規の変化を把握することは困難である。そこで単純化して新規に取得された資本と前期までの資本ストックとの和によって説明するものである。

マクロ経済モデル (E・クー，R・シュマレンシー) p. 97 に詳しい。

注12) 固定資本装備と流動資本は，補完的な関係にあると想定したものである。

注13) 原油価格の設定

① 農業部門への石油の投入は，多種多様な形で行なわれる (たとえば肥料，光熱，資材等) が，それら投入財価格は，ほとんどすべて原油価格の影響を受けるであろう。そこで総括的に石油価格の影響をとらえることが本モデルの特徴である。原油価格は CIF 価格とした。

② 石油関連投入財 (肥料，光熱，資財等) の消費量は，石油価格に対して非弾力的であると想定した。

注14) Ridge Regression を適用するためには，各説明変数の符号が一致しなければならない。

W. G. Brawn and B. R. Beattie, "Improving Estimates of Economic Parameters by Use of Ridge Regression with Production function Applications," American Journal of Agricultual Economics, Vol. 57, No. 1, pp. 20-31.

3. 構造方程式のパラメータ計測

以下，各構造方程式の計測結果を表2-1に提示する (方程式内のカッコの中は，パラメータのt値，D. W はダービンワトソン統計量)。方程式の右側 (Ridge) は，Ridge Percentage で，モーメント行列の主対角要素の上乗せ率を示す。多変数計測式(17), (18)は，データの性質上，多重共線性を避けがたく，Ridge Regression による「見せかけのパラメータ」から「真のパラメータ」に近づけるべく修正してある。

Ridge Percentage の決め方については，現在いくつかの決定方法が考案されているが，明確な基準の無いのが現状である。そこで Percentage の組合わせによってテストを行ない，残差の小さいものを選択した。つまりモデルの予測力を基準にして決定したということである。

計測の結果，中には調整済決定係数の大きさ，ダービンワトソン比など必ずしも良好といえないものもあるが，符号条件は適切である。

モデルの解法は，ガウス—ザイデル (Gaus-Sidel) 法による。収束基準は0.001% に設定し，内生変数の初期値にはその観測値を用いた。資料，デフレータについては表2-2に掲げる。

表2—1　構造方程式のパラメータ計測結果

(1)　$AY = GY - CO$

(2)　$TY = AY + EY$

(3)　$TAX = -1940.669 + \underset{(26.119)}{0.28034}\,TY$

$R^2 = 0.9757$　　D. W $= 0.5484$

(4) $Y = TY - TAX$

(5) $C = 5.52679 + 0.89357\,Y$
(27.8956)

$R^2 = 0.9794$ D. W = 0.7002

(6) $DS = -308.3551 + 0.15390\,Y$
(6.2001)

$R^2 = 0.7060$ D. W = 1.1371

(7) $LS = DS + LS\text{-}1$

(8) $LPM = 223.8718 + 0.02237\,LS + 0.00063\,PAJ$
(5.3369) (3.0024)

$R^2 = 0.8761$ D. W = 0.9702

(9) $IM = LPM + GM$

(10) $I = 306.3862 + 0.717032\,IM + 1.3794\,EVA\text{-}1$
(4.83381) (3.6328)

$R^2 = 0.9442$ D. W = 1.1471

(11) $KI = I + Kt\text{-}1$

(12) $SK = 1561.1714 + 0.65182\,KI$
(18.00775)

$R^2 = 0.9501$ D. W = 1.7801

(13) $DK = -60.69623 + 0.1348\,SK$
(13.1526)

$R^2 = 0.9101$ D. W = 1.0495

(14) $F = -115.0541 + 0.36642\,SK + 0.01522\,OIL$
(12.5890) (4.41124)

$R^2 = 0.9624$ D. W = 1.1090

(15) $N = 2211.1471 - 0.23230\,SK$
(11.3016)

$R^2 = 0.8817$ D. W = 0.6721

(16) $Kt = SK - DK$

(17) $CO = 553.7267 + 1.14427\,DK + 0.73693\,F + 5.20112\,W + 0.02132\,OIL$
(2.2334) (4.6211) (2.3971) (2.8260)

$R^2 = 0.9173$ D. W = 1.0531 (RIDGE: 10%)

(18) $GY = 4383.8438 + 0.43027\,SK + 0.55141\,F + 0.7073\,TED\text{-}1$
(5.6569) (4.9571) (1.7842)

$R^2 = 0.7287$ D. W = 0.7450 (RIDGE: 40%)

表2—2 資料・デフレーター一覧

資料)	
「農家経済調査」	農林省
「農業及び農家の社会勘定」	農林統計
「農林行政史」第9巻「予算決算編」	農林省
「農村物価賃金統計」	農林省予算課調べ
「経済統計年報」	日本銀行調べ
「家計調査」・「労働力調査」	総理府
「農業調査」・「農業モンサス」	農林省
「国民所得統計年報」	経済企画庁

「日本貿易月表」　大　蔵　省
「農業調査結果報告書」　農林省統計情報部

デフレータ)

データのうちマネータームのものは，50年度を基準にして「農村物価賃金調査」農林省全国一本ものによりデフレートし，農業用建物は，建設省「建設デフレータ（非住宅)」，農機具・動物は，大臣官房調査課推計。財政投資に関するデフレータは，「支払済費用換算係数」構造改善局，原油価格 (CIF Price) については，総理府統計局「消費者物価指数」を採用。

IV. シミュレーションによる経済効果の計測

外生変数のうち財政支出として土地改良支出 (EVA-1)，技術開発，普及支出 (TED-1)，農産物価格政策支出 (PAJ) および制度資金 (GM) を政策変数とし，「この様に投資がなされていたばあい，あるいはなされていなかったばあい」に各経済変数は，いかなる値を示していたか。また「もし石油価格の高騰がなかったばあい」に各経済変数は，いかなる値を示していたかをシミュレーションすることで，政策変数に対応するそれぞれの経済効果を導出する。財政支出としての政策変数の組合せは，表3-1に示す。

表3—1　政策変数の組合せ

	FINAL (%)	CASE-1 (%)	CASE-2 (%)	CASE-3 (%)	CASE-4 (%)
GM	100	0	100	100	100
EVA-1	100	100	0	100	100
TED-1	100	100	100	0	100
PAJ	100	100	100	100	0

注1)　100%は財政支出が行なわれていた場合。0%は行なわれていなかった場合に対応する。

石油価格の高騰が無かった場合を想定するための理論値・データ

37	4835.00	43	4215.00	49	5164.41
38	4748.00	44	4068.00	50	5249.60
39	4579.00	45	4147.00	51	5465.62
40	4488.00	46	4869.00	52	6003.72
41	4280.00	47	4897.00	53	6482.97
42	4392.00	48	5212.01	54	6242.49

注2)　37～47年までは実際値，48年以後は，「時間，為替レート」に回帰させたい，理論値。
注3)　単位 (円/kl)

石油価格のシミュレーションに対し，石油価格高騰が無いばあいを想定するために次の関数型，“石油価格 (円/kl)=f (Time trend, 外国為替相場)” を設定し，その理論値によりシミュレーションを行う。

最終テスト (Final test) 値からそれぞれケースの理論値を差し引くことによって，それぞれ制度資金・土地改良・価格政策・技術開発・普及・石油価格の効果が求められる。

1. 適合度テストとシミュレーション

理論モデルの適合度テストは，推定された構造がどの程度現実の推移に適合しているかをテストするもの

である（つまりモデルの予測力テストである）。ここでは全体テスト (Total test)，最終テスト (Final test) を行った。

全体テストは，先決変数すなわち外生変数と先決内生変数に実績値を挿入し，推定された内生変数とそれらの実績値の比較検証をするもの（一期間予測力テスト）である。

最終テストのばあいはこれと異なり，外生変数の実績値を先決内生変数の初期値のみを与え，そのモデルを循環させることにより，実績値と比較する方法で（多期間予測力テスト）であり，モデルの妥当性を検証するには最も厳しいテストである。最終テストに対する先決内生変数の初期値は昭和36年に与えた。テストの結果，変数のなかには実績値とのフィットが必ずしも良好と言えないものもあるが，モデルの単純化をしなければならなかったことと，線型の仮定等を考慮するならば，全般的に許容しうる範囲にあると考えられよう。

各変数の適合度については，図4-1～図4-18に示す。銷線が書かれていない図4-1，図4-2，図4-3，図4-4，図4-5，図4-8，図4-11については，最終テスト値と全体テスト値の乖離の度合が極めて小さいので図示できなかった。

2. シミュレーションによる経済効果の把握とその検討 (1)

それぞれの政策変数の経済効果を表3-2に掲示する。この値は，制度資金，土地改良支出，価格政策支出，技術開発・普及等支出，のそれぞれの経済効果を最終テストに対する比率 (%) で表示したものである。

この比率は，最終年次における実績（最終テスト理論値）に対する寄与率を意味する[15]。

i) 土地改良支出の効果

① 固定資本形成の増大効果は60.3%と，各政策変数の中で最も大きな効果を示した。

② 固定資本形成の増大効果は，同時に農業生産費を増大させる効果に連動し，コストダウンにつながら

表3—2　経済効果 (1)

経済指標＼財政投資	制限資金効果 (%)	土地改良効果 (%)	技術普及効果 (%)	価格政策効果 (%)	石油価格効果 (%)
農家所得額	0.5354	1.1338	5.0319	0.3769	−2.5308
租税負担額	0.7377	1.5657	7.0523	0.5190	−3.4474
可処分所得額	0.4837	1.0238	4.5267	0.3406	−2.2933
消費総額	0.4836	1.0235	4.5252	0.3405	−2.2926
預貯金増加額	0.5373	1.1378	5.0503	0.3782	−2.5394
年度末預金残高	0.0382	0.0805	0.3450	0.0269	−0.1860
農協・その他の借入資金	0.0224	0.0473	0.2026	35.4705	−0.1094
固定資本投下資金	40.7206	0.0336	0.1439	22.8662	−0.0778
固定資本投資額	17.6390	60.3448	0.0745	10.6725	−0.0403
年度始固定資本装備額	11.8428	28.6819	0.0486	8.0683	−0.0203
農業固定資本装備額	9.2196	21.6082	0.0387	6.3284	−0.0162
年度末固定資本装備額	9.1288	21.3714	0.0384	6.2677	−0.0160
流動資本額	7.9964	18.4634	0.0340	5.5081	14.8036
固定資本償却額	9.8488	23.2627	0.0411	6.7481	−0.0172
農業就業者数	−26.3057	−42.9021	−0.1636	−20.1075	0.0687
生産費額	4.6521	10.3231	0.0204	3.2357	16.6900
粗生産額	3.9994	8.8079	12.8561	2.7870	2.1819
農業所得額	3.1096	6.7784	37.2251	2.1725	−12.8181

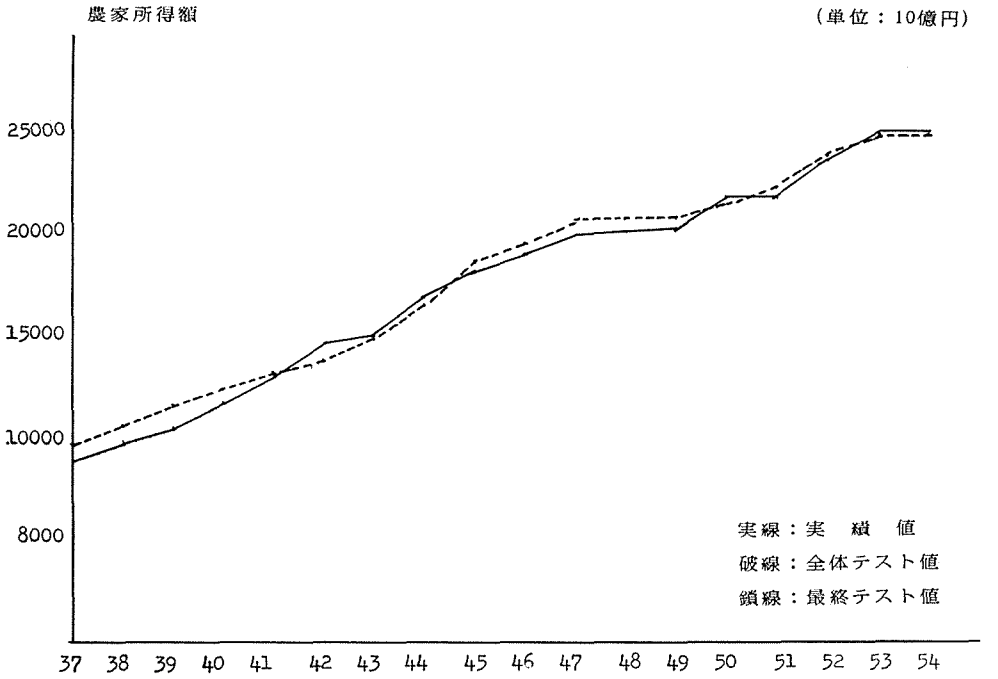
農家所得額
(単位：10億円)
25000
20000
15000
10000
8000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—1

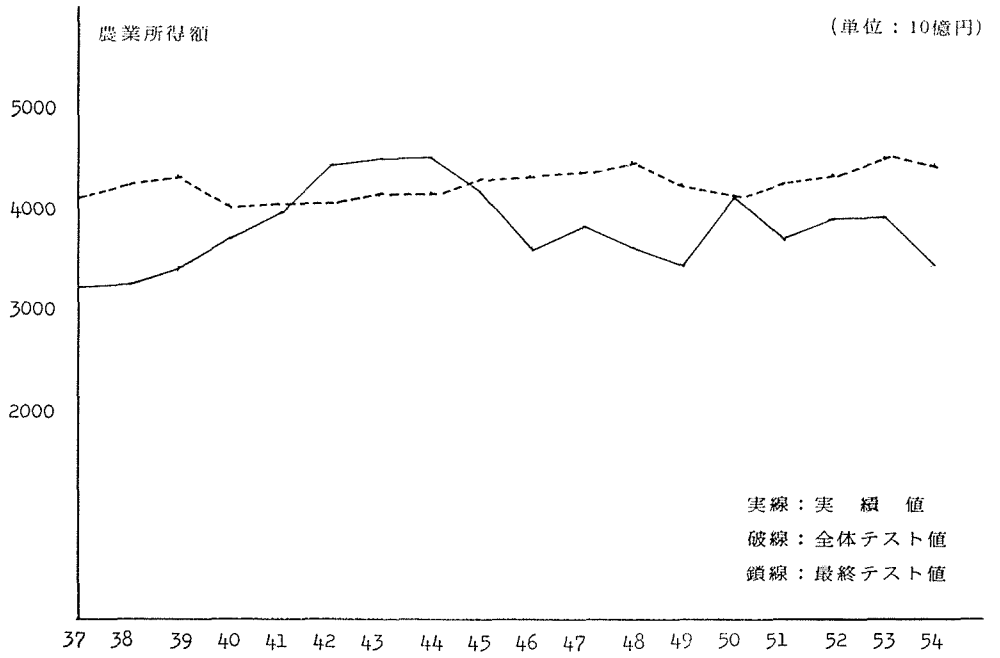
農業所得額
(単位：10億円)
5000
4000
3000
2000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—2

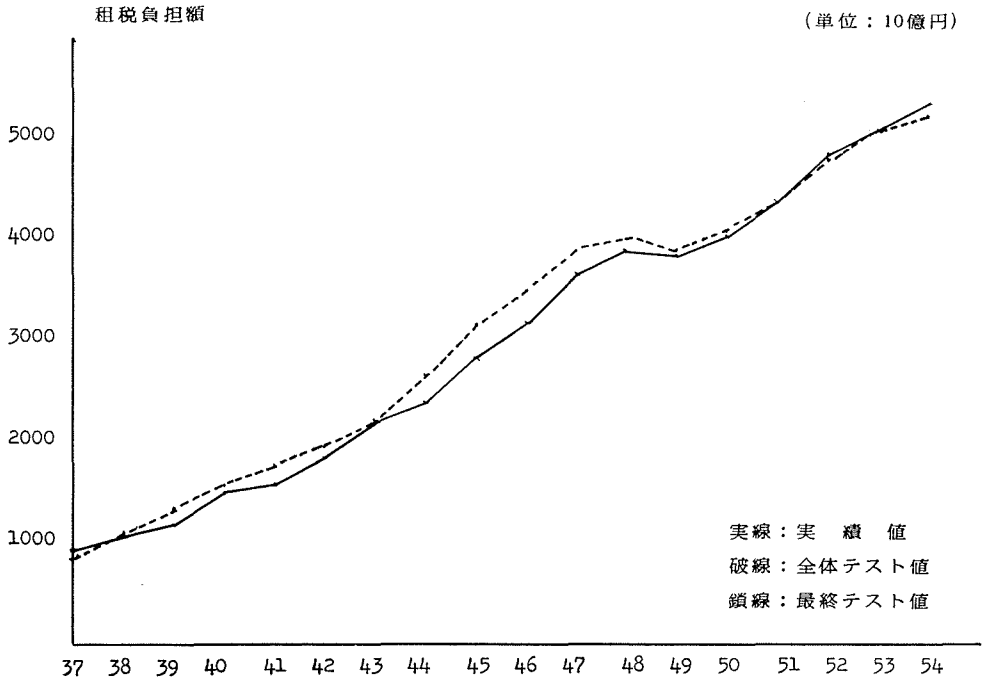
租税負担額
(単位：10億円)
5000
4000
3000
2000
1000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—3

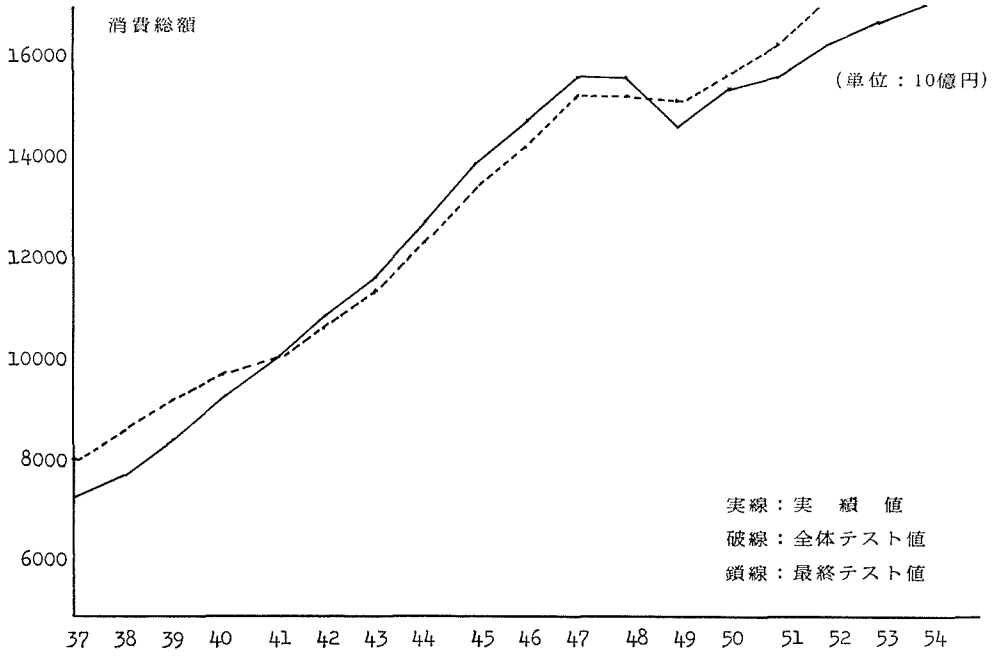
消費総額
(単位：10億円)
16000
14000
12000
10000
8000
6000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—4

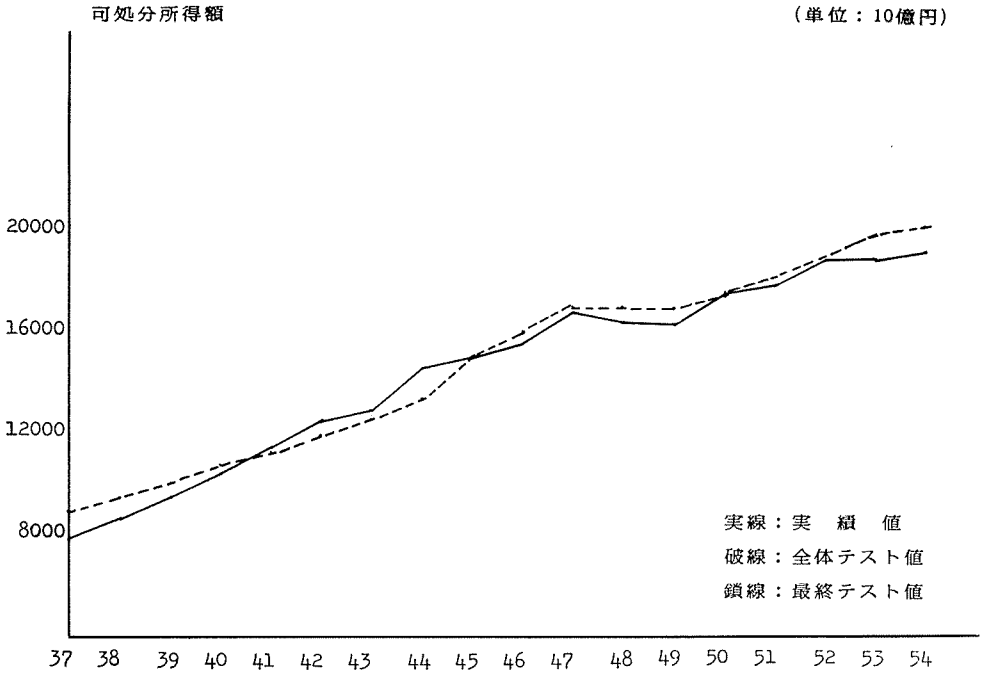
可処分所得額
(単位：10億円)
20000
16000
12000
8000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—5

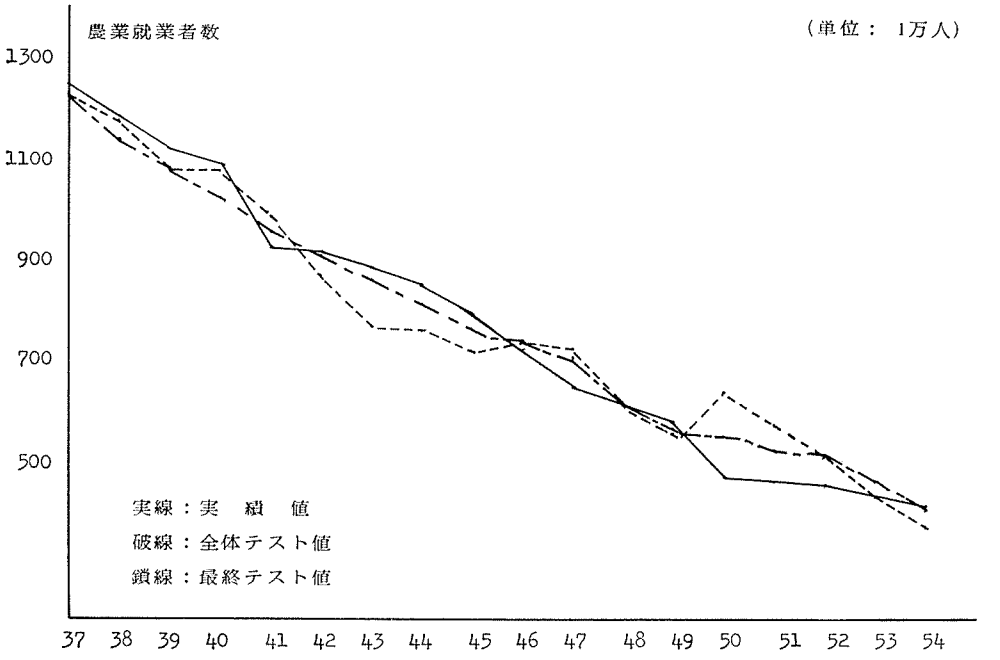
農業就業者数
(単位： 1万人)
1300
1100
900
700
500
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—6

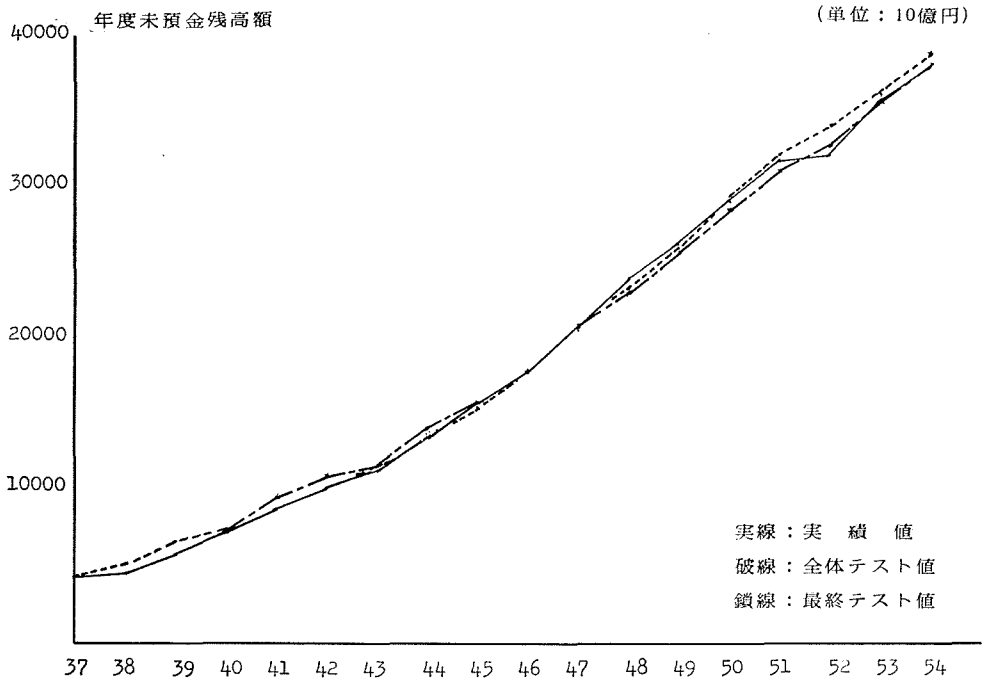
年度末預金残高額
(単位：10億円)
40000
30000
20000
10000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—7

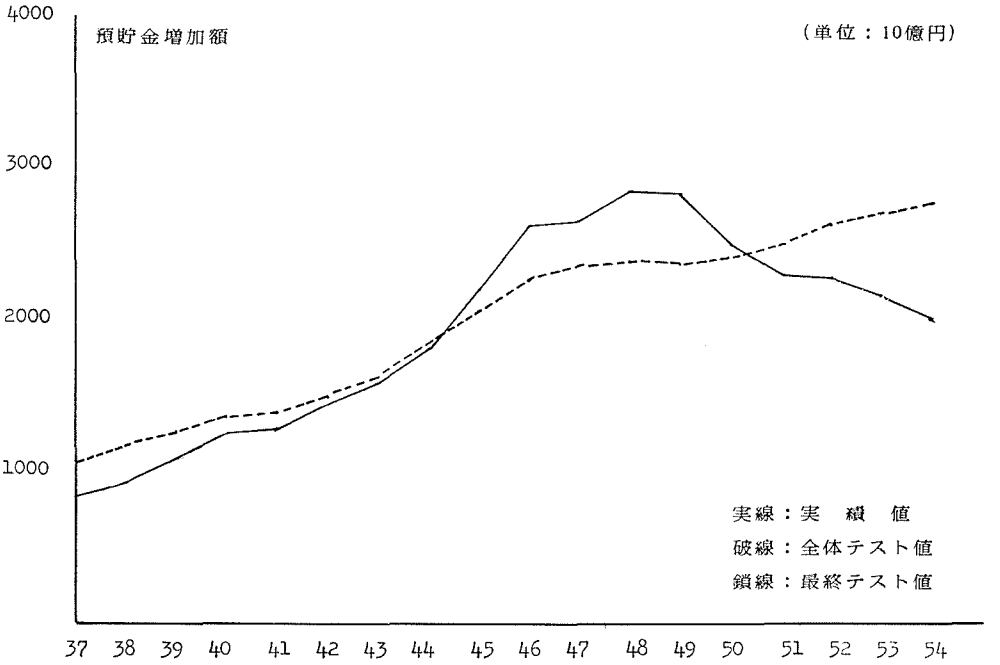
4000
預貯金増加額
(単位：10億円)
3000
2000
1000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—8

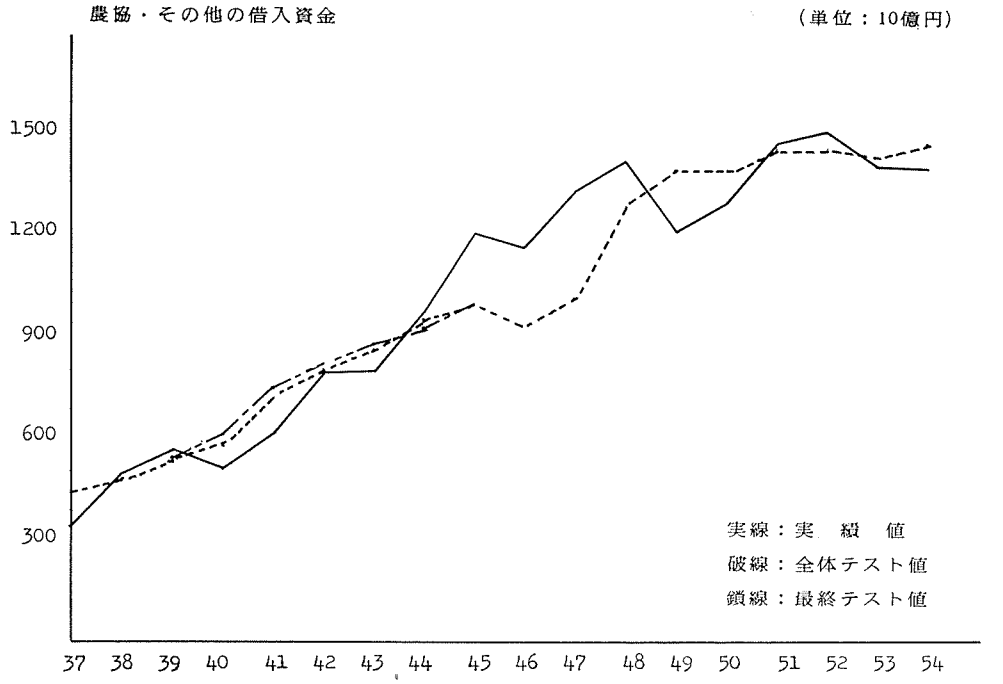
農協・その他の借入資金
(単位：10億円)
1500
1200
900
600
300
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—9

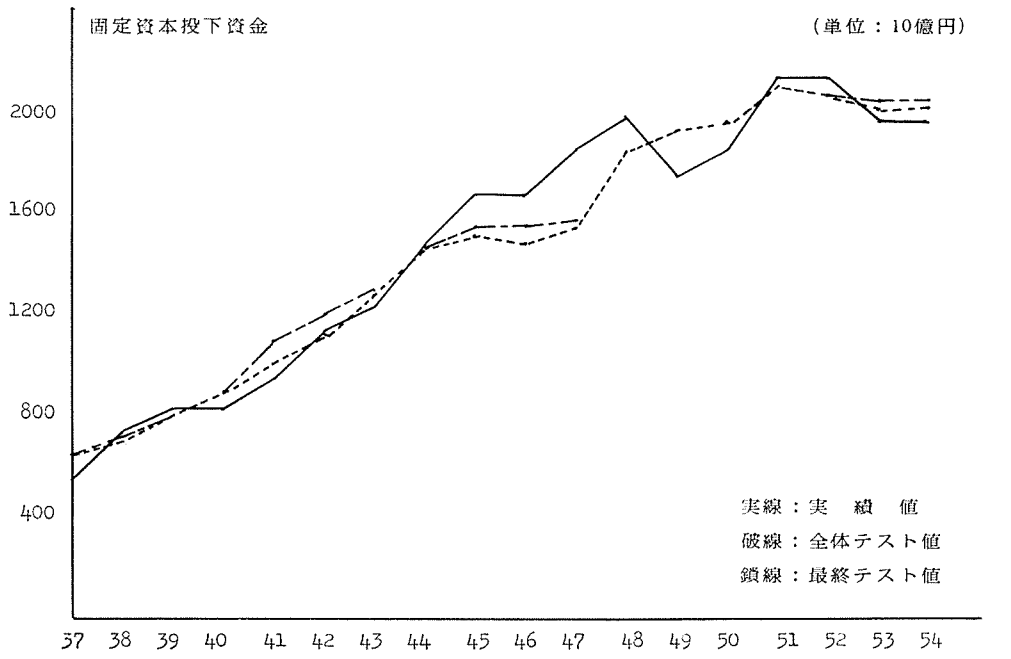
固定資本投下資金
(単位：10億円)
2000
1600
1200
800
400
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—10

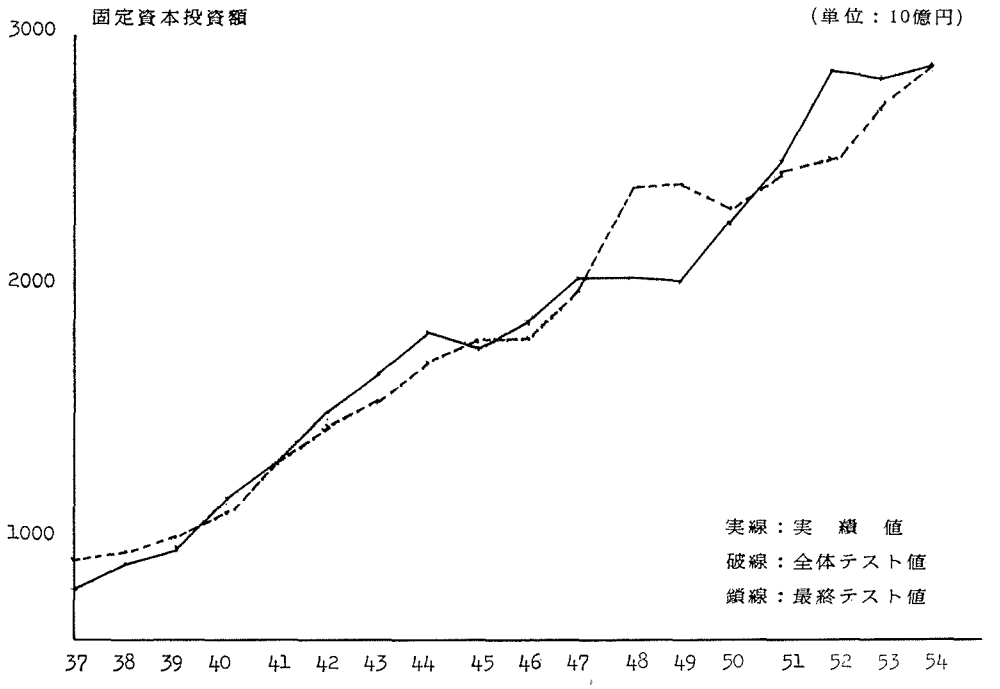
固定資本投資額
(単位：10億円)
3000
2000
1000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—11

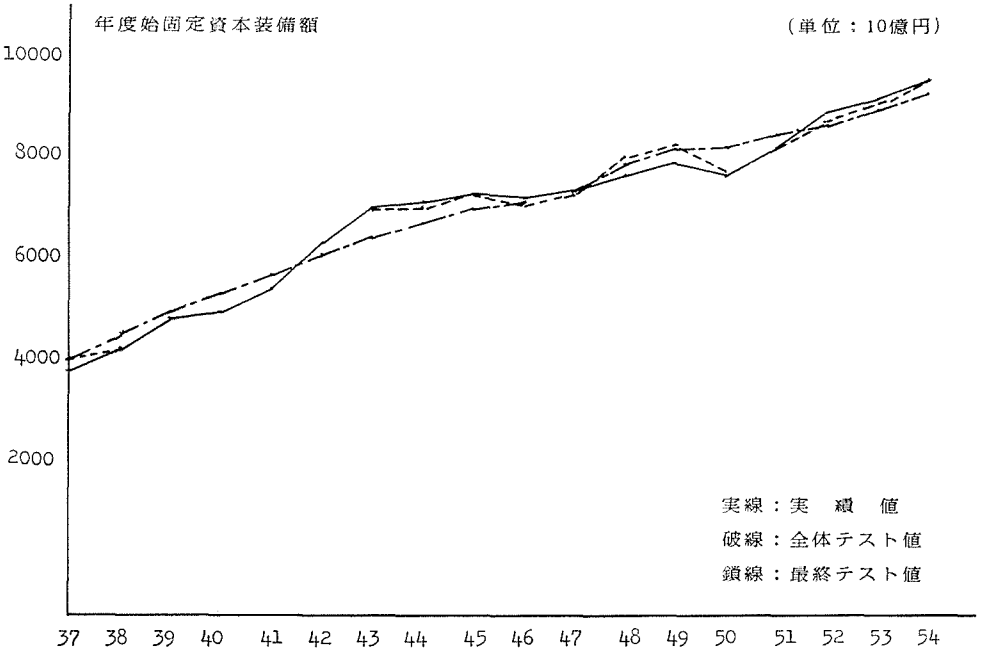
年度始固定資本装備額
(単位：10億円)
10000
8000
6000
4000
2000
実線：実 績 値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—12

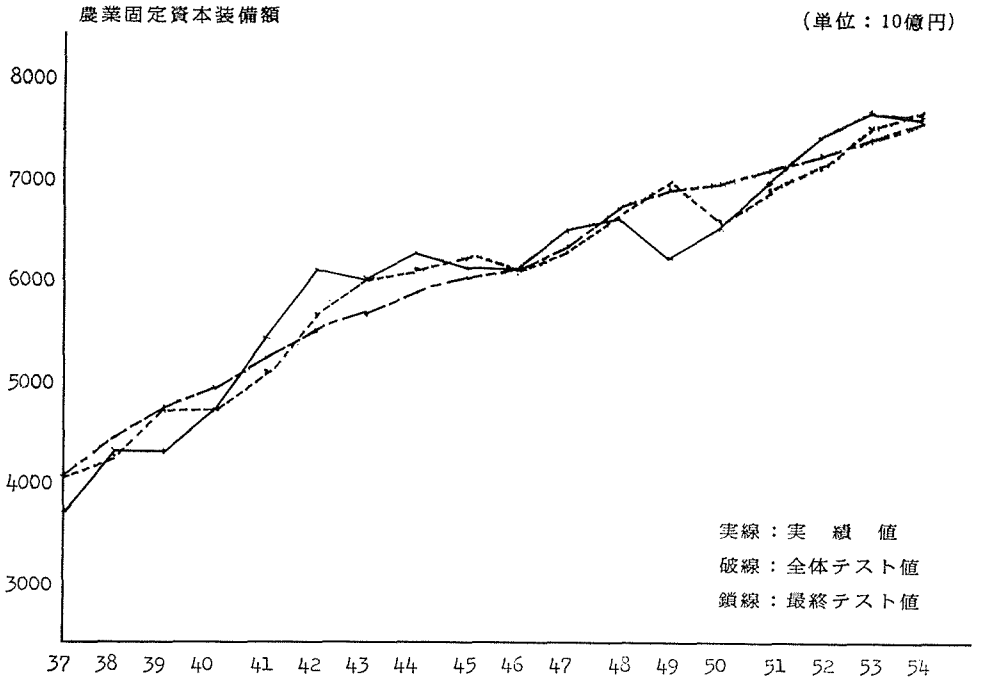
農業固定資本装備額
(単位：10億円)
8000
7000
6000
5000
4000
3000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—13

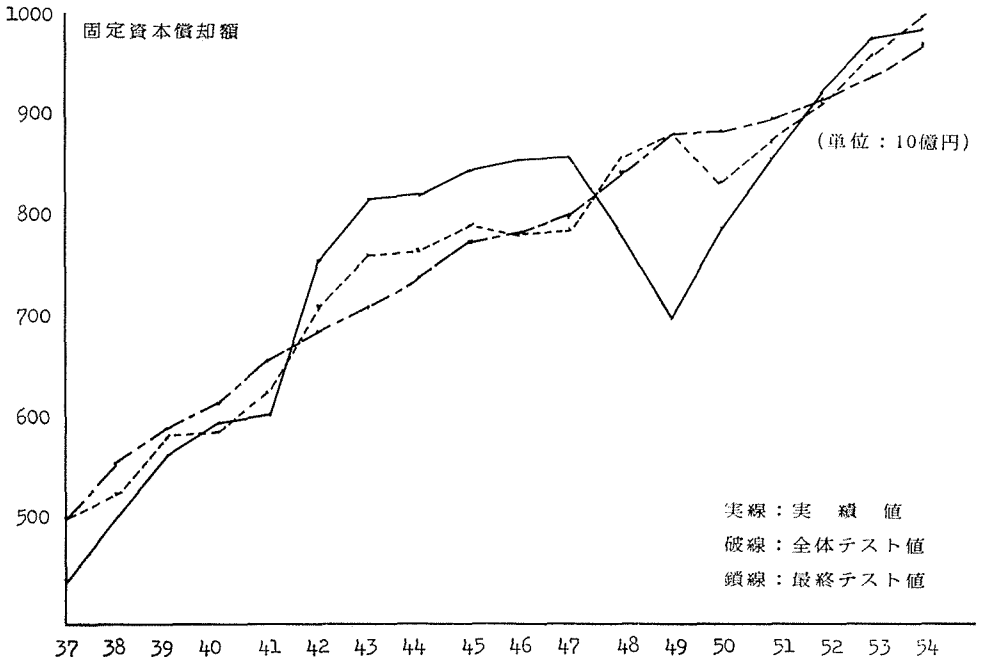
1000
固定資本償却額
900
(単位：10億円)
800
700
600
500
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—14

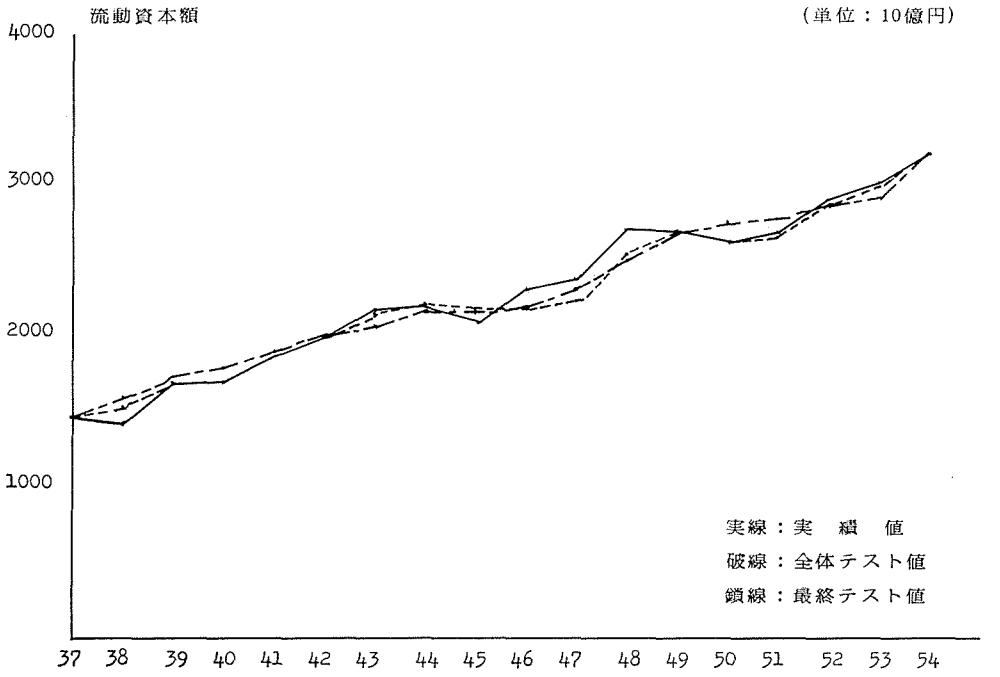
流動資本額
(単位：10億円)
4000
3000
2000
1000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—15

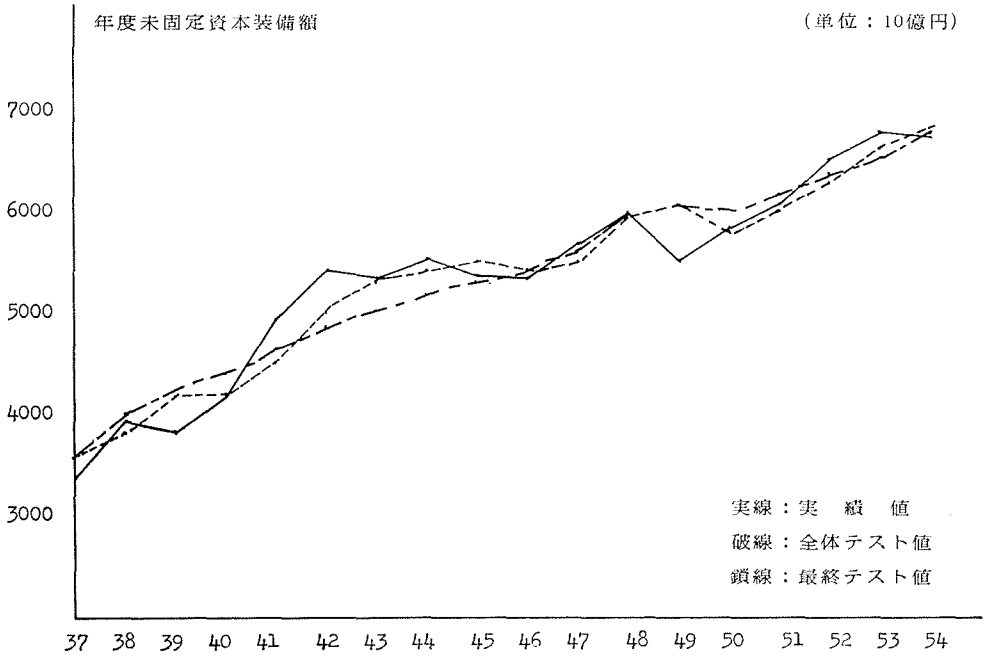
年度末固定資本装備額
(単位：10億円)
7000
6000
5000
4000
3000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図4—16

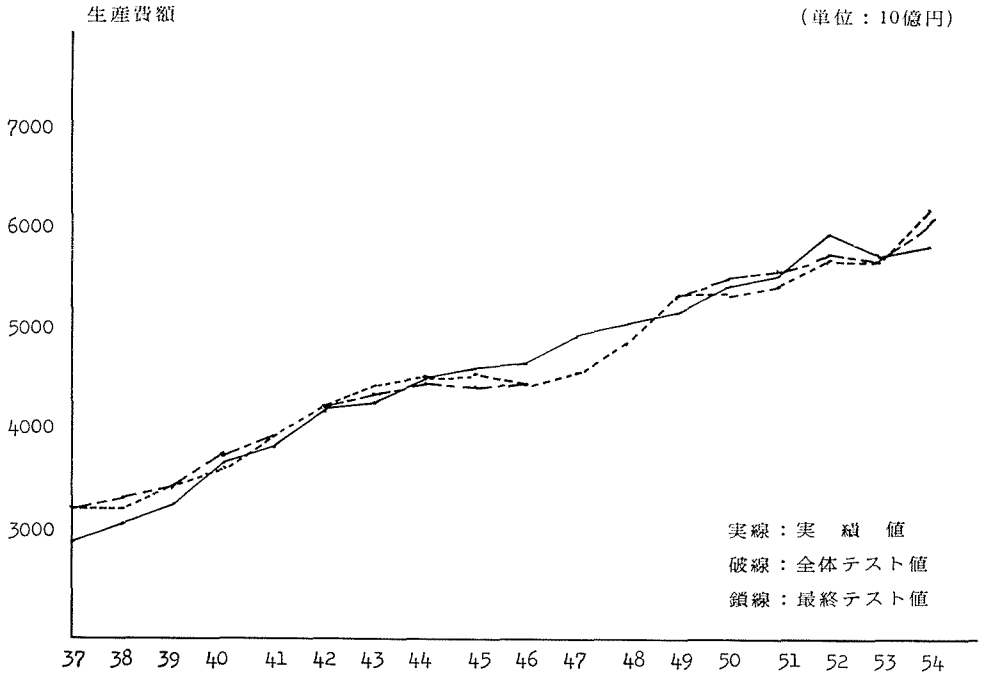
生産費額
(単位：10億円)
7000
6000
5000
4000
3000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—17

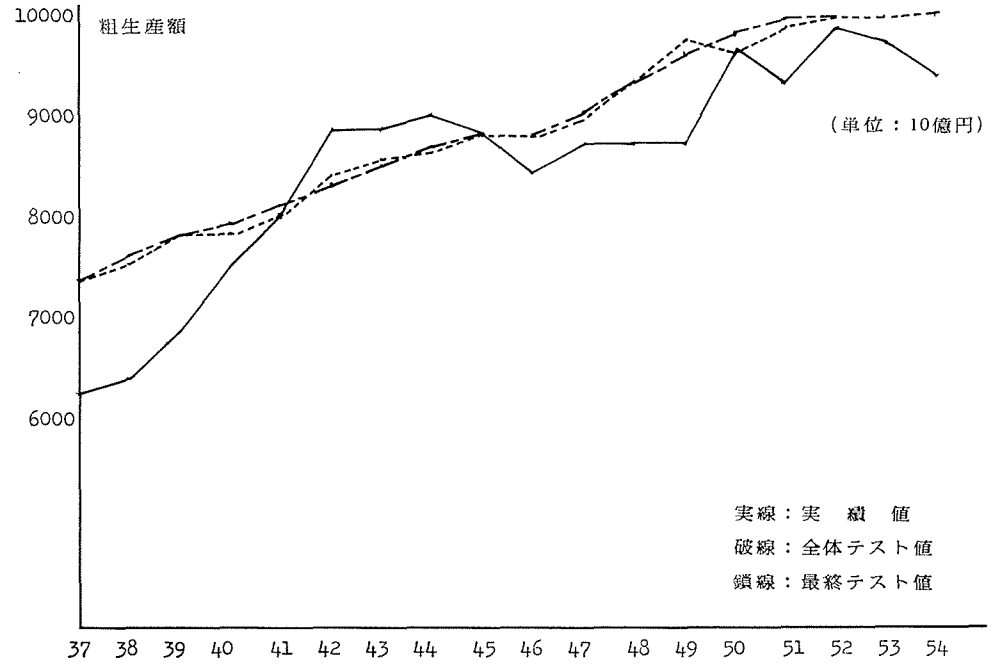
10000
粗生産額
9000
(単位：10億円)
8000
7000
6000
実線：実　績　値
破線：全体テスト値
鎖線：最終テスト値
37 38 39 40 41 42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54

図 4—18

ないばかりか，粗生産額増大効果 (8.8%) より，生産費上昇効果 (10.3%) が上回ったことで，農業所得増大効果が 6.8% と小さくなっていることが特徴的である。

③　農業所得上昇効果の小さいことが，延いては消費総額，預金増加額のそれぞれの上昇効果をも小さくしていることが注目される。生産費上昇効果の原因は，圃場整備など土地改良政策により機械化を促進し，農業就業人口を減少させたが，かかる省力化がコストダウンにつながらず，かえって過剰投資[16] を通じ，生産費を増大させる結果を招いたことによると考られる。

ii)　制度資金の効果

①　固定資本投下資金の多くが制度資金によって賄なわれていることを示唆するように，固定資本投下資金の増大効果は，40.7% と大きく，このことは土地改良投資同様，固定資本形成を促す効果が大きいことを示した。

②　そのことは機械化等を通じて，農業就業者数を減少させる (−26.3%) ことを示す。

③　かかる省力化は，必ずしも生産費を減少させることにはならず，かえって生産費を 4.7% 増大させる結果を招いた。

④　したがって粗生産増大効果を生産費増大効果が 0.7% 上回ることになる。

⑤　結果的に前記の土地改良支出同様に，農業所得増大効果 (3.1%) を小さなものにさせた。

そのことが延ては，消費総額 (0.48%)，預貯金増加額 (0.54%) 等の農家経済に対しても小さい上昇効果しかもたらさなかった。

iii)　価格政策支出の効果

①　全体として，上述の制度資金効果とかなり類似性を持つが，「農協その他の借入資金」の増大効果 (35.5%) の大きい点が異り，それを通じ固定資本形成を促す効果 (22.9%) を大きいものにした。

②　しかし，この資本形成効果は，生産費上昇を克服するほどの粗生産増大効果に結びつかず，その結果農業所得増大効果は，他の財政支出，制度金融にくらべ最低の効果しか発揮できず，石油価格高騰による生産費上昇を全くカバーできるものではなかった。

③　そのことは制度資金効果と同様，一方で消費総額 (0.37%)，預貯金増加額 (0.37%) 等の農家経済に対する効果を小さなものにした。

iv)　技術普及の効果

①　前期の土地改良支出，価格政策支出，制度資金とは異なり，農業所得増大効果は，最も大きい (37.2%) ことを示している[17]。

②　このことは，農業所得の前提となる粗生産増大効果への貢献度が，品種改良，土壌肥料，病害虫防除および多収作物の開発等により大きな値 (12.9%) を示す一方，これら品種改良等の生産費増大への貢献度が他の財政支出と異り窮めて小さい (0.02%)。

③　そのことが延いては消費総額 (4.5%)，預貯金増加額 (5.1%) 等の農家経済に対しても他の政策効果と異り大きな効果を示している。

v)　石油価格の効果

①　石油への依存の大きいエネルギー多投型農業にとって，石油価格の上昇は肥料費・光熱費等の上昇を通じ，流動資本増投効果 (14.8%) を大きいものにし，前記の 3 政策支出にくらべ生産費上昇効果も最も大きい 16.7% にしている。

②　これら化学肥料等により，土地生産性上昇効果を通じ，粗生産額を 2.2% 増加させるがその粗生産上昇効果より，生産費増大効果が大きく上回ることによって，農業所得効果を 12.8% 減少させる。この減少効果は，他の財政金融による農業所得増大効果を大きく減殺させたと考えられる。

③ 農業所得減少効果は，延いては消費総額（−2.3%），預貯金増加額（−2.5%）等の農家経済に対しても大きな減少効果を示した。

以上から固定資本形成に対しては土地改良投資，制度資金，農産物価格政策支出の順に大きな上昇効果をもたらすことを示したが，それは大型機械等の稼動条件としての土地改良支出，投資意欲を盛り立てる価格政策および機械等の導入に充当される制度資金に依拠する部分の大きいことからうなずける。そのことは，省力効果に端的に現われている[18]。農業就業人口について，土地改良支出 −42.9%，制度資金 −26.3%，価格政策支出 −20.1% とそれぞれ大きな省力効果を持つ。一方，技術普及支出（−0.2%）が若干でも省力効果を示すのは，農業所得効果が大きく，それがモデルの循環過程の中から，機械等導入資金の一部を供給し，これが労働との代替を経て，省力効果として現われるのではないか。

生産費に関しては，石油価格が，他の財政支出効果に比べ，最も大きな上昇効果を持つ。これは機械，農薬，化学肥料等のエネルギーの大部分が石油に依存するものであることからうなずける。

一方，技術普及支出は品種改良等により，直接生産費を上昇させる効果はもたず，極めて小さい値（上昇効果）を示している。

粗生産に関しては，品種改良，土壌肥料，病害虫および多収作物の開発等を行なう技術普及支出の上昇効果が，他の財政支出効果に比べ，最も大きい値を示している。

このことは農業所得上昇効果に関しても技術普及支出が，最も大きい値を示し，延いては消費額，預金増加等の農家経済に関しても，技術普及支出が，他の財政支出に比べ最も大きな上昇効果を示すことになる。

注 15) たとえばプラスの経済効果を示している経済指標に関して言えば，その投資支出がなされていたために，昭和 54 年時点ではその割合だけ増加したであろうことを意味し，マイナスはその逆である。

注 16) ここでの過剰投資の定義は，政策変数〔制度資金 (GM)，土地改良支出 (EVA-1)，技術普及支出 (TED-1)，価格政策支出 (PAJ)〕に対する，限界生産力と市場利子率との関係によって示すものである。つまり利子率よりも限界生産力が，小さい場合を過剰投資と定義する。

そこで昭和 37 年から昭和 54 年間のそれぞれの政策変数の限界生産力を導出すると，GM は 2.01%，EVA-1 は 3.86%，TED-1 は 7.07%，PAJ は 1.77% であった。

この期間の市場利子率を比べて見ると表で示すとおり，TED-1 を除き他の変数は，市場利子率より小さい

改訂 年度 (昭和)	農中 (臨金法告示に基づく最高限度)	
27. 10	(銀行貸出利率の日歩 1 厘高)	年 0.365%
	年 6.62%	
44. 9	↓	
45. 4	(銀行貸出利率の年 0.25% 高)	年 6.5%
46.	年 6.00%	
47.	年 4.92%	
48.	年 6.38%	
49.	年 9.50%	
50.	年 9.00%	
51.	年 7.00%	
52.	年 5.58%	
53.	年 4.00%	
45.	年 5.75%	

注 1) 資料： 日本銀行統計局「統計便覧」により算出。

値を示している。したがって過剰投資であるといえよう。

注17)　速水佑次郎「日本農業の成長過程」pp. 87-100, 創文社, 1973。

注18)　機械化等の導入及び，農業技術普及等により労働力の節約を可能にする事は，非農業就業機会の増加，労働力の流出，非農業雇用賃金の上昇に対する農家の対応であるとも考えられる。

3. シミュレーションによる経済効果の把握とその検討 (2)

基本法農政が以上の物的政策手段を通じて生産性ならびに所得水準，消費水準，貯蓄水準に対しいかなる影響をもたらしたかについて検討する (表3-3参照)。

表3—3　経　済　効　果 (2)

経済指標 ＼ 財政投資	制度資金効果 (%)	土地改良効果 (%)	技術普及効果 (%)	価格政策効果 (%)	石油価格効果 (%)
土地生産性	3.8457	8.0949	11.3916	2.7115	2.1350
10アール当り生産費	4.4453	9.3572	0.0204	3.1343	14.3029
農家一戸当り農業粗生産額	3.8457	8.0949	11.3916	2.7115	2.1350
農家人口一人当り農家所得	0.5326	1.1211	4.7908	0.3755	−2.5966
労働粗生産性	3.8457	8.0949	11.3916	2.7115	2.1350
労働純生産性	3.0158	6.3481	27.1270	2.1264	−14.7027
資本生産性	3.8457	8.0949	11.3916	2.7115	2.1350
固定資本生産性	3.8457	8.0949	11.3916	2.7115	2.1350
農家人口一人当り消費総額	0.4813	1.0131	4.3294	0.3394	−2.3465
農家一戸当り預金年度内増額	0.5345	1.1250	4.8076	0.3768	−2.6056
農家一戸当り年度末預金残高	0.0382	0.0805	0.3439	0.0270	−0.1864

1)　土地改良投資，制度資金はいずれもほぼ同様の経済効果を示した。

資本形成効果が高かったにもかかわらず，生産性上昇が生産費上昇を抑制するに至らず，そのことが農業所得の上昇を小さくさせた。またそれが消費水準増加の効果を小さくさせるようになることを示す。

2)　価格政策効果については，土地改良，制度資金，技術普及の各支出効果に比べ，生産性，所得水準，消費水準に対する効果が，最も小さい値を示した。

これも前記の土地改良，制度資金両効果と同様，資本形成効果が高いにもかかわらず，それらと異り，生産性上昇率が小さく，それほど生産費の上昇をくい止めるに至らなかったことを示した。

3)　技術普及支出効果については，土地改良，制度資金，価格政策支出よりも，各生産性上昇への貢献度が高く，他の政策効果に比べ生産費上昇への効果が極めて小さいことが示された。したがって，所得水準上昇への大きな効果を持ち，さらにそのことが消費水準上昇への大きな効果につながるものであった事を示す。

4)　石油価格上昇効果においては，他の政策支出より生産費上昇への効果が極めて高いため，生産性上昇効果を減殺させ，延いては所得水準，消費水準をも減少させることを示した。

V. 結　　び

最後に，本研究の計測結果の総括とこれらの分析結果をふまえて，今後の農業政策展開への若干の展望を試みよう。

全国を対象に，マクロ計量経済モデルを適用して行った「基本法農政に関する農業財政・金融の経済効果

分析」の試みは幾つかの問題点を残しながらも，その成果をあるていど得られたものと考える。

計測結果は，モデルの適合性ならびにモデルの予測力を認め，モデル設定に対する仮説もほぼ支持されたものと考える。

基本法農政が，財政・金融の両政策手段を通じ，農業の資本形成に与えた経済効果は極めて大きく，一方そのことは農業の機械化等を通じ農業就業者数を減少させ，農業生産性の上昇にある程度の効果をもたらしたといえよう[19]。

しかしながら資本の収益性で見ると，過剰投資なるがゆえに[20]，粗生産額上昇効果が生産費増大効果を上回るに至らず，農業所得上昇への効果を極めて小さいものにしたと考えられよう。そのことが同時に，農家所得水準，消費水準，資本蓄積増大効果への限界をよぎなくしたと考えられる。その点，技術普及効果は生産費上昇効果が，著しく小さい。したがって分析結果からすれば，今後の価格政策支出，土地改良，制度資金等の財政投資による資本装備ないし農業投資は，過剰投資を避ける慎重な投資あるいは構造改善事業を実施する必要があり[21]，生産費を引き下げる農業投資を意図すべきである。それなしには生産性，農業所得，そして所得水準の上昇は望みがたい。

また，石油価格上昇による生産費上昇効果は，極めて大きいもので，他の財政支出，制度金融の効果を相殺するような農業所得，所得水準，消費水準の大きな減少効果をもたらした。したがって過大に農産物価格政策の効果を期待することなく，以上の効果を十分認識し，外部エネルギーに依存する工業を模倣するのではなく，農業本来のエネルギーの循環システムを考え[22]，省エネルギー的経営が強く望まれる。

以下残された課題として，

① 高度成長で農業就業者はより高い労働報酬機会を求めて非農業へ流出し，その労働に代替されるべく農業への財政・金融によって投資・資本装備を高めたが，しかしかえってそれが過剰投資を招いたと考えるべきか，それとも財政・金融等による機械化等の設備投資を通じて，余剰となった農業就業者を非農業へ流出させたが，その結果過剰投資を生むに至ったと見るべきかこのモデルでは必ずしも明らかでない。

② 農産物輸入政策の日本農業への経済効果を把握するために外生変数として，輸入政策を取り入れたモデル・ビルディングとなってない。

③ 農業・非農業との関連で，投入財価格，ならびに消費者物価，非農業へのリーケージ・スピルオーバを含めたモデル・ビルディングとなっていない。したがって今後これらの課題を克服する方向で分析に取り組みたい。

注19) 農業における財政・金融の支出が農業生産費を下げ得なかった原因として，昭和45年から始まった米の生産調整並びに最近の牛乳の計画生産などが，高生産性農家のコストダウンをさまたげていたことが挙げられよう。つまり財政・金融の支出方法が作目ならびに農家への資源配分と所得再分配をわきまえた支出でなく，総花的な支出であったことに大きな原因があるものと考えられる。

注20) 前述したように，資本の限界生産力が市場利子率を上回らなかったことまた，近年の農業投資の推移をやや長期的に見ると，過去8年間に，土地改良支出で3.8倍，農機具で3.0倍，総額で3.2倍と伸びたが，この間の農業生産額の伸びが2.2倍であった。新技術導入のための農業投資が旺盛ではあったが，単なる省力化にとどまったものと考えられる（農林統計協会「農家の社会勘定」p. 35, p. 103 参照)。

注21) 自立経営農家育成のための農業構造改善事業であったが，経営規模拡大の必要性に対し，①遊休農地が少なく，地代を上回る生産調整奨励金が出ていることなどで，規模拡大の可能性が少ない。②農地取得のための金融制度の改善が不十分である。③第2種兼業農家の農地資産保有が恒常化していることにより，農地の流動化をはばんでいる。④スタグフレーションで，非農業部門の就業機会が飽和状態になってきている。

注22) 省エネルギー転換への道としては，バリ・コモナー氏による有機農業の推進策などがある。詳しくは，久守藤男「農業近代化とエネルギー生産性の低下」pp. 83–194 参照。

謝　辞

本研究を進めるにあたり，昭和56年度経済分析研究会，ならびに昭和57年度北海道農業経済学会，同年日本農業経済学会で，研究報告の機会を得，有益にして適切なコメントをいただいた諸先生に付記して感謝の意を表する。

また，本研究は黒柳俊雄が文部省科学研究費一般研究C（石油価格上昇の農業財政・金融政策減殺に関する経済効果分析）で受けた研究助成（昭和57年度分）の成果である。御指導賜った高嶋正彦教授，コメント・協力を頂いた出村克彦帯広畜産大学助教授に深甚なる謝意を表する。

なお，計測にあたっては，北海道大学大型計算機センター（HITAC, M 200-H, M-180 H）と，北海道大学大学院環境科学研究科，社会環境学・マイクロ・コンピュータ（Apple][J-Plus）を使用した。

参考文献

1) G. A. King: "Econometric Models of the Agritultural Sector" American Journal of Agricultural Economics, Vol. 57, No. 2 (May 1975).
2) L. R. Klein and A. S. Goldberger: "An Econometric Model of the United States 1929–1952, North-Holland Publishing Co., Amsterdam, 1969.
3) E. Kuh and R. L. Schmalensee: An Introduction to Applied Economics, North-Holland Puplishing Co., Amsterdam, 1973.〔浜田文雅訳『マクロ経済モデル』マグロウヒル好学社，1975年〕.
4) Alessandoro Bartola: "A dynamic model of the Italian cattle and beef sector," European Review of Agricultural Economics. 4(4): 347–74.
5) Enrique R. Arzac and Maurice Wilkinson,: A Quarterly Econometric Model of United States Livestock- and Feed Grain Markets and Some of Its Policy Implications." American Journal of Agricultural Economics, (May 1979): 297–308.
6) Joel Popkin: "Some Avenues for the Improvement of Price Forecasts Generated by Macroeconometric Models," American Journal of Agricultural Economics, Vol. 57, (May 1975).
7) V. Smil, P. Nachman and T. V. Long: "Energy Analysis and Agriculture, Westview Press, Inc., Colorado, 1983.
8) Richard H. Day ed.: "Economic Analysis and Agricultural Policy", The Iowa State Univ. Press, 1982.
9) E. S. Quade: "Analysis for Public Decisions", North-Holland Publishing Co., 1982.
10) 日本農業年報：第27集『日本農政の転換』御茶の水書房，1979.
11) 坂本慶一：『日本農業の転換』ミネルヴァ書房，1980.
12) 浜田文雅：『設備投資行動の計量分析』東洋経済新報社，1971.
13) 上野裕也・建元正弘：『経済行動の計量分析』有斐閣，1957.
14) 大川　勉：『計量経済分析』新評論版，1975.
15) 浅岡顕彦，黒柳俊雄，高嶋正彦：『農業財政投資の総合経済効果分析』北海道大学「農経論叢」第34集，1978.
16) 浅岡顕彦・黒柳俊雄・高嶋正彦：「農業財政投資のマクロ経済効果」(高嶋正彦・黒柳俊雄編「農政の経済分析」下巻，明文書房，1981).
17) 黒柳俊雄：「農業に対する公共政策」(崎浦誠治・田辺良則編「農業経済学概論」養賢堂，1978.
18) 黒柳俊雄：「農政の経済効果と政策提言」(昭和57年度北海道農業経済学会シンポジウム報告，1982).

19) 黒柳俊雄：「不足払い制度の考え方と問題点」(食料政策研究」Vol. 38, 農政研究センター, 1983年1月).
20) 黒柳俊雄・阿部秀明：「シミュレーションによる地域経済内生化モデル分析」(総合研究開発機構「北海道地場産業の地域内生化に関する研究」1983年2月).
21) T. Kuroyanagi: "Economic Effects of Government Investment in Farm Mechanization —A Japanese Experience— (Journal of the Faculty of Agriculture, Hokkaido University, Vol. 60, pt. 4, 1982).
22) 阿部秀明・黒柳俊雄：「基本法農政に関する農業財政・金融の経済効果把握への接近」(日本農業経済学会報告, 1982).
23) 小林弘明・黒柳俊雄：「農政の経済効果分析—農業及び農家の所得形成シミュレーション」—(北大「農経論叢」第39集, 1983.
24) 東北農業試験場：「東北農業の計量モデル」(同試験場『研究資料』No. 38, 1973).
25) 今井良夫：「財政補助金の計量経済モデル」(「上智経済論集」1981, Vol. XXVIII, No. 2).

—補　　論—

—Ridge Regression—

通常の OLS (Ordinary Least Squares) によって，重回帰を行なうばあい，説明変数相互間の相関が高いと，各説明変数の推定パラメータが不安定になる。

この様な問題に対処する為の1つの方法として，Hoerl and Kennard[1] によって提唱された "Ridge Regression" がある。

通常の仮定の下で，一般線型式を考えてみると，

$$\boldsymbol{Y} = \boldsymbol{X}\beta + \varepsilon \tag{1}$$

$$\boldsymbol{E}(\varepsilon) = 0 \tag{2}$$

$$\boldsymbol{E}(\varepsilon\varepsilon') = \delta^2\boldsymbol{I} \tag{3}$$

$\boldsymbol{Y}$: $n\times1$ ベクトル　$\boldsymbol{X}$: $n\times p$ マトリックス　n: サンプル数
p: Regresser の数　β: 回帰係数　ε: 誤差項

(1)式の OLS 推定値 $\hat{\beta}$ は，

$$\hat{\beta} = (\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y} \tag{4}$$

で与えられる。

一方 Ridge Regression による推定値を，$\hat{\beta}^*$ とすると，$\hat{\beta}^*$ は次式で定義される。

$$\hat{\beta}^* = [\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}]: \quad k\geq0 \tag{5}$$

k は任意の正の定数，モーメントマトリックス $(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})$ の主対角要素に k の値を加えてやったもの。

この様にして推定された $\hat{\beta}^*$ の Mean Square Error が，$\hat{\beta}$ のそれよりも小さくなる場合がある。すなわち任意の k の値において，

M. S. E$(\hat{\beta})>$M. S. E$(\hat{\beta}^*)$ なる $\hat{\beta}^*$ が存在することが，Hoerl and Kennard によって証明されている。

通常の OLS の場合。

$(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}) = \boldsymbol{P}'\boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{P}$ (Λ は diag matrix) とする $\hat{\beta}=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}$ となり　$\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}$ の固有根を $\lambda_1\geq\lambda_2\geq\cdots\geq\lambda_p$ とすれば，

M. S. E$(\hat{\beta})$ は,

$$E\left[(\hat{\beta}-\beta)'(\hat{\beta}-\beta)\right]=\delta^2\sum_{j=1}^{p}\lambda_j^{-1} \tag{6}$$

となる。

Ridge Regression のばあい。

$$\hat{\beta}(k)=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{Y}=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}\hat{}$$

$\hat{\beta}(k)$ の期待値は,

$$E\left[\hat{\beta}(k)\right]=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}\beta$$

分散行列は,

$$\boldsymbol{V}_{ar}\left[\hat{\beta}(k)\right]=(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\delta^2$$

残差の二乗和は,

$$(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\beta}(k))'(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\beta}(k))=(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\beta})'(\boldsymbol{Y}-\boldsymbol{X}\hat{\beta})+(\hat{\beta}(k)-\hat{\beta})'\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}(\hat{\beta}(k)-\hat{\beta})$$

M. S. E$(\hat{\beta}(k))$ は,

$$\boldsymbol{E}\left[(\hat{\beta}(k)-\beta)'(\hat{\beta}(k)-\beta)\right]=\delta^2{}_{\mathrm{trace}}\left[(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-1}\right]$$
$$+k^2\beta'(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-2}\beta$$

$$\therefore\quad =\delta^2\sum_{i=1}^{p}\lambda_i(\lambda_i+k)^{-2}+k^2\beta'(\boldsymbol{X}'\boldsymbol{X}+k\boldsymbol{I})^{-2}\beta \tag{7}$$

(7)式の右辺の第1項は, $\hat{\beta}(k)$ の成分の分散の和 (全分散) であり, 第2項は, 片寄りの二乗となっている。

つまり全分散の減少が片寄りの増加を上回る様な, k の値を選ぶことである。

Ridge Regression の最大の利点は, 前述の M. S. E が, 最少になる事と, 推定パラメータの安定度が増すということである。

つまり真のパラメータ　からの距離が, $\hat{\beta}$ よりも近くなることを意味する。

しかし, 不偏性が保証されなくなってしまうという問題はあるが, Ridge Regression の有効性については, (ex Vinod[2]) などによって, 広く認識されている。多重共線性の影響を, 回避し, より安定的な, パラメータを推定するためには, 有効かつ必要な方法であると考えられる。

Ridge Regression を適用する際の最も重要な問題は, (5)式における k の値をいかに決定するかということである。

k は任意の値であり, M. S. E が最も小さくなる k の値とパラメータが最も安定するような k の値が, 一致するとは, 限らない。

現在, いくつかの決定方法が考案されているが, 本稿では, その使用目的を考慮した上で, 種々の k の組合せについて, テストを行ない, 残差の小さいものを選択した。つまり, モデルの技術的な予測力を基準にしたことになる。

詳しくは以下参照

1) Hoerl, A. E. and Kennard, R. W.: "Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Probrems" Technometrics, 12 (February 1970), 69-82.

2) Vinod, H. D.: "A survey of Ridge Regression and Related Techniques for Improvements over Ordinary Least Squares" The Review of Economics and Statistics (1977).

3) Vinod, H. D.: "Application of New Ridge Regression Methods to a Study of Bell System Scale Economics" Journal of the American Statistical Association December 1976, Volume 71, Number 356 Applications Section.

4) Vinod, H. D.: "Ridge Estimation of a Trans-log production Function," 1974 Business and Economic Statistics Section Proceedings of the American Statistical Association, Washington, D. C, 596-601.

5) S. Chatterjee and B. Price: "Regression Analysis by Example." 1977 by John Wiley & Sons, Inc.

6) Hocking, R. R.: "The analysis and selection of variables in linear regression," Biometrics, 32, 1-49 (1976).

Summary

This paper presents economic effects of government expenditures and financial aid for Japanese agriculture under the price fluctuation of oil in the world by the usage of analytical tool of macroeconometric model.

The model adopted in this paper indicates the economic circulation in only agricultural sector, which covers intersectoral relationships between government expenditures, financial aids and other theoretical categories of farmhousehold economy, what is called, production, income, consumption, saving and investment given by individual farmers and other financial agents.

Our model used 18 equations is provided by the structure of simultaneous equation system and the parameter of each equation was measured by the technique of two-stage least square method for the materials limmited to the period 1962 to 1979.

As the result of simulation test, the fitness of the model adopted to the realities was effective. The economic effects of the government expenditures and financial aids for the capital formation in agriculture were considerably high and such government aid contributed to decrease the number of persons engaged in agriculture through the farm mechanization and to increase the agricultural productivity in Japan.

However, the economic effects based uopn the decline of oil price to increase farm income was very high and exceeded positive effects provided by the farm product prices, and especially government extention activities has brought large contribution to income formation in agriculture.

Agricultural policies, accordingly, should be careful enough to the economic effects of government expenditures with reference to the extention activities and government control to the rise of domestic oil price in Japan.