



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	農業財政支出に関わる政府行動の計量分析 : 農業政策に関わる地方公共団体の政策選好に関するLISRELモデルの適用
Author(s)	広瀬, 牧人; HIROSE, Makito
Citation	北海道大学農経論叢, 49, 307-321
Issue Date	1993-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/11084
Type	departmental bulletin paper
File Information	49_p307-321.pdf



農業財政支出に関わる政府行動の計量分析

～農業政策に関わる地方公共団体の政策選好に関する

LISREL モデルの適用～

広瀬 牧人

目 次

1. はじめに	307
2. 変数とデータ	309
1) 農業財政支出に関わる政策選好	309
2) 政策選好に影響を及ぼす変数	312
3. 計測方法	314
4. 計測結果とその吟味	316
5. まとめ	320

1. はじめに

通常の農業政策論争は、大きく、農業政策の経済効率が低下するのは、農業政策形成過程への不当な政治介入よると主張する立場と、非農業部門からの支持を期待する政治家が農業の特殊性（生物生産、食料という基本的かつ戦略的物資の生産等）を無視して、農業政策を政治的にねじ曲げていると主張する立場に分けることもできよう。

逸見¹⁾は、上述のような、それぞれの置かれた立場や利害に基づいて、農業の理想像を一義的に定義しそれからのかい離を問題とする立場を絶対主義（個人主義）的立場と定義し、これに対して、日本のように議会制民主主義を採用している国においては、政策決定過程において国民各層の利害が調整され、結果的には、政治の介入を受けながらも経済効率に基づいて政策決定がなされるという相対主義（多数派）的概念を導入し、この概念が日本の農業政策決定のメカニズムを比較的良好に説明しようと結論している。

1) 逸見謙三「農業政策における政治と経済」、逸見謙三・加藤譲共編「基本法農政の経済分析」、明文書房、1985、pp. 3～24。

地方自治法第2条では、「地方公共団体は、その事務を処理するに当たっては、住民の福祉の増進に努めるとともに、最小の費用で最大の効果を挙げられるようにしなければならない」と地方公共団体における財政支出の効率化が謳われている。他方、政治経済学的アプローチにおいては、政治の介入等によって財政支出の配分の効率性が損なわれるとしている。しかし、住民各階層の利害は輻輳しているのであるから、いくら地域の効用を一層高める政策であっても経済効率だけを基準として政策決定することは現実的ではない。政策を実効あるものとするためには、政策決定過程を通じてこれらの輻輳した利害が調整されなければならない、政治の介入は避けることができず、むしろ、そのことにより、地域の効用が高められるという政策合理性が確保されるとも考えられる。従って、上述の相対主義（多様性）的政策決定メカニズムには政策合理性があるといえよう。

このような視点に立つと、地方公共団体による主体的な農業政策の展開が求められている中で、その農業政策に関わる意志決定過程に相対主義（多様性）的メカニズムが働いているか否かを検証することは、地域農業政策の展開に際して、地方公共団体の政府行動の合理性を判定する1つの基準になると考えられる。

そこで、本稿では、相対主義（多数派）的メカニズムが、地方公共団体においても機能しているかどうかを検証することを課題として、その政策決定過程の計量分析を行うこととする。

政策決定過程に関わる計量分析では²⁾、通常、ミクロ経済学的な余剰概念を用いて政策選好関数を構築し、政府はこの政策選好関数を最適化するように行動すると仮定している。しかし、周知のように、政府は①多様な価値基

2) ミクロ経済学的な余剰概念を用いて政策選好関数を構築し、政府がこの政策選好関数を最適化するように行動すると仮定して分析を行っている文献については、次のようなものがある。

Gordon C. Rasser and J. W. Freebairn; 'ESTIMATION OF POLICY PREFERENCE FUNCTIONS: AN APPLICATION TO U. S. BEEF IMPORT QUOTAS', THE REVIEW OF ECONOMICS AND STATISTICS 56 (1974), pp. 437-449. James F. Oehmke and Xianbin Yao; 'A Policy Preference Function for Government Intervention in the U. S. Wheat Market', AMERICAN JOURNAL of AGRICULTURAL ECONOMICS (1991), pp. 631-640.

準、②情報の不完全性、③結果の不確実性等に直面しており、常に社会的最適化行動をとる全智全能の存在ではない。そこで本稿では、この政府の政策選好を仮説的な潜在変数（後述）を用いて、政府の行動規範に何等の最適化仮説も設けず分析を行うこととした。このため、計測にあたっては、心理学や社会学等の分野で適用されている LISREL モデル³⁾を用いる。

分析の対象は、県レベルの地方公共団体とする。これは、農業補助金の大半が県レベルの地方公共団体を通じて交付されていること等から、農業政策に関わる政府の政策選好を検討するには最も適した対象と考えるからである。分析には、昭和60年度のクロス・セクション・データを用いるが、これは地方公共団体に関するデータとしては最新の年次であって、今後、他の年次についても分析を行う予定である。

2. 変数とデータ

1) 農業財政支出に関わる政策選好

本稿で用いる農業財政支出の範囲は、財政支出の目的別分類に基づく、農業費、畜産業費及び農地費であり、これらの総額を用いて分析する。農業政策が多様な施策によって展開されているにもかかわらず、個々の施策について分析しないのは、本稿の課題からみて、これら個々の施策間の優先順位に関わる選好を明らかにするよりも、地方公共団体（以下「政府」という。）が農業政策全体について形成する政策選好に関わる影響要因を分析する方が適切であると考えからである。なお、参考までに、上記経費区分に基づく経費内訳を表1に示す。

また、当初歳出予算額ではなく歳出決算額を用いることとした。当初歳出予算は政府の施政方針を表明しているものであるが、実際には、年度開始前の見積り、年度途中における経済状況の変化、制度の改正等により、当初歳出予算の見直しが必要になるのが通常であって、現実にも、年度途中で2ないし3回の予算補正がなされていることから、政府が当該年度に実施した

3) LISREL モデルに関する基本的、体系的書物は次のとおり。

Joreskog, K. G. and Sorbom, D.; 'Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models', Abt Books, 1979.

表1 農業関係費の経費の内容

	農業委員会費（委員報酬、費用弁償、委員会事務費）
農業費	農業関係職員人件費、農業関係諸調査費、農業進行企画費 営農指導費、農業団体指導費、農業試験場費、等
畜産業費	家畜飼育奨励費、種畜対策費、畜産関係組合指導費、共同 施設建設助成費、等
農地費	土地改良費、水利施設管理費、開拓道路費、等

（出所）紀内隆宏編著「実践・予算編成」，ぎょうせい，P200

政策を金額をもって集約的にみるためには，歳出決算額の方が適当と考えるからである。

目的別財政支出は，政府の政策あるいは重点施策を反映したものである。また，それは，各行政分野における公共財や公共サービスに関する社会的需要に対する回答でもある。そして，公共選択論的アプローチに基づけば，政府の意志決定は，それぞれ私的利益の追求を行動原理とする有権者，政治家，官僚，圧力団体等の活動の相互作用の結果として行われるのであり，各行政分野に配分する財源には限りがあるのであるから，目的別財政支出は，政府の意志決定過程を通じてこれらの主体の利害が調整された結果としての政府の各行政分野に対する政策選好を表明したものと考えられる。

前述のごとく，目的別財政支出は，政府が，直面する多様な行政分野に付す優先順位と公共財等の供給量を表明するものであり，政府の意志決定は常に政治的意味と政治的効果を発揮する⁴⁾のであって，限られた財源を巡って各行政分野が競合する事は容易に想像されるので，ある意志決定は，政府内部での政治的取引に利用されるとともに，その決定と密接な利害を有する行政分野への政治的アピールとなる。このように考えると，意志決定過程を通じて形成される政策選好は2つの面から評価する必要があると考えられる。それは，多様な行政分野に直面する政府が，対象行政分野に付与する優先順位に関わる政策選好（政府部門における農業政策の比重）と対象行政分野への政府介入の大きさ（農業部門における政府の比重）に関する政策選好であ

4) 御船洋「財政と政治」，大川政三・池田浩太郎編「新財政論」，有斐閣大学双書，1986，pp. 65～68.

る。

そこで、本稿では、農業財政支出に関わる政府の政策選好を「農業政策の位置づけに関する政策選好」と「農業部門への政府介入の大きさに関する政策選好」とに分けて明示的に取り扱うこととした。このためには、農業財政支出を、単に、既存の研究で一般的な絶対額や構成比率だけをもって評価することは不適切であるので、表2に掲げた変数群を用いることとした。

表2 政策選好を表明する観測変数

変 数 名	変数記号	摘 要
農業財政支出構成比率	Y 1	農業関係費／歳出総額
県民一人あたり農業財政支出	Y 2	農業関係費／人口
農業就業人口一人あたり 農業財政支出	Y 3	農業関係費／農業就業人口
公務員一人あたり農業財政支出	Y 4	農業関係費／地方公務員数
県会議員一人あたり 農業財政支出	Y 5	農業関係費／県会議員数
農業財政支出・ 農業粗生産額比率	Y 6	農業関係費／農業粗生産額

(注) ただし、農業関係費＝農業費＋畜産業費＋農地費

「農業財政支出構成比率」(Y1)及び「県民一人あたり農業財政支出」(Y2)は、当該政府がおかれている行政規模全体に基づき農業財政支出を評価した指標である。「農業就業人口一人あたり農業財政支出」(Y3)は、農業分野の行政規模に基づき、農業財政支出を評価した指標である。「公務員一人あたり農業財政支出」(Y4)は全行政分野に携わる公務員数に基づき農業財政支出を評価した指標であり、「県会議員一人あたり農業財政支出」(Y5)は、多様な行政ニーズをもった有権者との関係において輻輳した利害関係を有する議員数に基づき農業財政支出を評価した指標である。「農業財政支出・農業粗生産額比」(Y6)は、農業部門における政府の規模を示す指標である。

本稿では2つの政策選好を仮定しているが、このことを確認するために、これらの変数を用いて因子分析を行った。なお、因子の回転には、因子間の相関の存在を認めるプロマックス回転を用いた。これは、複雑な要因が絡み合っているデータを分析するのであるから、複数の因子同士が無相関である

とは考えにくいからである。因子パターン行列を表3に示す。表3では、因子パターンの数値の絶対値の大きい順に変数を並べ変えて表示している。表3より、まず、バートレットの球状性の検定値(269.98)が大きく因子分析に用いた相関行列がとられた母相関行列が単位行列ではない判断され、また、カイザー・メイヤー・オルキン測度(0.77)と0.8に非常に近いことから、これらの変数を用いて因子分析を行うことは適切であるということが示唆される。

表3 プロマックス回転後の因子パターン行列

変数記号	因子1	因子2
Y1	0.93596	0.07844
Y2	0.79532	0.30812
Y4	0.89582	0.19825
Y5	0.98801	-0.34367
Y3	0.25357	0.81214
Y6	-0.17743	1.00199
累積寄与率(%)	67.5	90.7
(因子分析に関わる統計量)		
バートレットの球状性の検定		269.97969
カイザー・メイヤー・オルキン測度		0.76770

次に因子と変数の関連を見ると、因子1と関連が強いのはY1、Y2、Y4及びY5であり、因子2とはY3及びY6が関連が強いことがわかる。各因子と関連の強い変数の性格を考えると、本稿において2つの政策選好を仮定したことは、因子分析の結果からも支持されると言えよう。

2) 政策選好に影響を及ぼす変数

農業政策に関わる政策選好に影響を及ぼす変数として、本稿で用いた変数は表4のおりである。

「農業就業人口比率」(X1)は地域における農業部門の位置づけを表す指標として取りあげた。「土地生産性」(X2)、「労働生産性」(X3)は、地域の農業経営の効率性を表す指標として取りあげた。「県会自民党得票率」(X4)は政治家が得票最大化行動に基づき自分の支持者利益の最大化を考えて行動すると仮定⁵⁾して取りあげた指標である。「農協販売事業取扱高比

農業財政支出に関わる政府行動の計量分析

表4 政策選好に影響を及ぼす指標

変数名	変数記号	摘要
農業就業人口比率	X 1	農業就業人口／総就業人口
土地生産性	X 2	農業純生産／経営耕地面積
労働生産性	X 3	農業純生産／労働時間
県会自民党得票率	X 4	自民党得票数／有効投票数
農協販売事業取扱高比率	X 5	販売事業取扱高／農業粗生産額
実質単年度収支	X 6	地方財政統計年報(昭和62年版)
1戸あたり経営面積	X 7	農家経済調査報告(昭和60年度)
農業固定資本装備率	X 8	農家経済調査報告(昭和60年度)

率」(X5)は、間接的な指標ではあるが、農協が地方政府の意志決定に及ぼす影響力の強さを表明する指標として取りあげた。ここでは、農協の影響力がその組織基盤の強さに依存し、この組織基盤の強さは農協と農家の結びつきの強さに依存すると仮定している。政治経済学的見地からすれば、この2指標の他に官僚の獲得予算最大化行動も考慮すべきであるかも知れない。しかし、本稿では、予算自体の決定は政治家が行うのであり、政策の実効性を高めるためには政治的に好ましい性格のものであるという保障⁶⁾が必要であることから、官僚が政治家や圧力団体の意向並びに地域の政治的状況を省みず自らの効用極大化を図るとは考えにくいとの認識に立ってモデルに含めなかった。「実質単年度収支」(X6)は、財政運営の状態を示す指標として取りあげた。「1戸あたり耕地面積」(X7)及び「農業固定資本装備率」(X8)は、農業生産基盤に関するストック量を表す指標として取りあげた。

最後に、計測にあたっては、東京都を始め政令指定都市を含む道府県及び

5) 政治家行動の要因として自民党だけを取りあげる根拠としては次のとおり。

「各地方自治体における政治環境(衆議院議員選挙政党別得票率)と各歳出分類との関連を見ると、(中略)農水費は自民党の強い地域ほど、また民生費は共産党が強い地域ほど多く支出されている。この他、労働費と社会党、災害費と自民党の間にもつながりのあることを指摘することができる。」(小林良彰「公共支出における政治家行動」、金本良嗣・宮島洋編「公共セクターの効率化」、東京大学出版会、1991、pp. 33～52.)

6) 伊藤大一「公務員の行動様式」、辻清明編集代表「行政学講座 4 行政と組織」、東京大学出版会、1976、pp. 209～245。

開発局が設置されている道県を除いた。これは、これらの都道府県が、財政支出に関わる政府行動に関して、他の県と相違していると考えられるからである。従って、本稿の分析に用いたサンプル数は37となった。計測に用いたデータに関わる統計量は表5のとおりである。

表5 計測用データに関する基本統計量

変数記号	MEAN	ST. DEV.	SKEWNESS	KURTOSIS
Y 1 (%)	9.044	2.415	-0.138	-0.292
Y 2 (千円/人)	27.903	10.906	0.161	-0.540
Y 3 (千円/人)	320.852	90.951	0.789	-0.295
Y 4 (千円/千人)	1.721	.569	0.013	-0.415
Y 5 (千円/人)	797.221	264.097	0.429	-0.232
Y 6 (%)	.194	.068	1.130	0.914
X 1 (%)	17.702	5.079	-0.353	-0.769
X 2 (千円/10a)	103.395	29.875	0.525	-0.398
X 3 (円/10時間)	5789.486	1739.906	0.249	-0.243
X 4 (%)	54.086	7.274	-0.168	0.436
X 5 (%)	.586	.138	0.283	-0.347
X 6 (千円)	917.101	2112.228	0.998	1.567
X 7 (10a)	104.803	29.203	0.576	-0.861
X 8 (円)	15230.946	3605.380	0.882	0.715

(注) サンプル数は37。

3. 計測方法

測定される多くの現象(変数)の背後に潜み、それらの現象に影響を与える要因であり、目に見えない仮説的な変数のことを潜在変数と呼ぶ。それに対して、実際に値が測定される変数のことを観測変数と呼ぶ。

Joreskog, Sorbom, Everitt⁷⁾に基づけば、この潜在変数を表明する観測変数群の計量モデルは線形構造で定式化される。

今、 η を $(m \times 1)$ の従属変数ベクトルとし、 X を $(q \times 1)$ の独立変数ベクトルとすると、両者の線形モデルは次のようになる。

$$(1) \quad \eta = \Gamma X + \zeta$$

上式は構造方程式と呼ばれるものであり、 Γ は $(m \times q)$ の影響係数⁸⁾行列、 ζ は $(m \times 1)$ の誤差項ベクトルであり、 $E(\zeta) = 0$ 、 $E(X\zeta') = 0$ 、 $E(\zeta\zeta') = \Psi$ とする。

内生変数 η は潜在変数であって、直接観測することができないが、それを表明する $(p \times 1)$ の観測変数ベクトル Y により、間接的に観測されるものとする。両者の線形モデルは、次のとおりとなる。

$$(2) \quad Y = \Lambda \eta + \epsilon$$

上式は測定方程式と呼ばれるもので、 Λ は $(p \times m)$ の因果係数ベクトル、 ϵ は $(p \times 1)$ の誤差項ベクトルであり、 $E(\epsilon) = 0$ 、 $E(\epsilon\eta') = 0$ 、 $E(\epsilon\epsilon') = \Theta$ とする。観測変数 Y 及び X は正規分布すると仮定する。

観測変数 Y 及び X の共分散構造は、上式(1)及び(2)を用いて表すと、次のとおりとなる。

$$(3) \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \Lambda \Gamma \Phi \Gamma' \Lambda' + \Lambda \Psi \Lambda' + \Theta & \Lambda \Gamma \Phi \\ \Phi \Gamma' \Lambda' & \Phi \end{pmatrix}$$

上式において、 $E(ZZ') = \Sigma$ (ただし、 $Z' = (Y', X')$ とする)、 $E(XX') = \Phi$ である。モデルの前提や変数間の仮説的關係は Γ 、 Λ 、 Φ 、 Ψ のパラメーターに制約を課すことにより設定することができる。

本稿におけるパラメーターの制約は以下のとおりとした。

まず、因果係数ベクトルについては、

$$(4) \quad \Lambda' = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & 0 & \lambda_{14} & \lambda_{15} & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_{23} & 0 & 0 & \lambda_{26} \end{pmatrix}$$

とし、潜在変数 η の測定単位を与えるため、 $\lambda_{11} = \lambda_{26} = 1$ とした。 Γ には何等の制約も課していない。モデルに含まれていない要因の影響を考慮し

7) 潜在変数を含むモデルの定式化については、次の文献を参照。Joreskog, K. G. and Sorbom, D. 前掲書及び Everitt, B. S.; 'An Introduction to Latent Variable Models', New York: Chapman and Hall, 1984.

また、LISREL モデルの計算アルゴリズム及び計算結果の解釈については、次の文献を参照。Joreskog, K. G. and Sorbom, D.; 'LISREL 7 A Guide to the Program and Applications (2nd. Edition)', JORESKOG and SORBOM / SPSS Inc. 及び豊田秀樹「SAS による共分散構造分析」, 竹内啓監修, 東京大学出版会, 1992.

8) LISREL モデルに関わる用語については、豊田秀樹前掲書を参照。

て Ψ の非対角要素についても何等の制約も課していない。 Θ の非対角要素はすべて0とした。

このような本稿の計測モデルは、LISRELモデルの一つであって、通常MIMICモデル(Multiple Indicator-Multiple Causeモデル; 多重指標多重原因モデル)と呼ばれるものである。YとXの共分散行列に上式(3)の Σ をフィットさせることによって、 Γ 、 Λ 、 Φ 、 Ψ の制約を課されていないパラメーターの完全情報最尤推定量を得ることができる。

4. 計測結果とその吟味

推計結果を表6と表7に示す。以下の議論においては、5%有意水準を前提としている。

表6 因果係数の推定値と適合度に関する統計量

変数記号	ETA 1	ETA 2
Y 1	1.000 (-)	
Y 2	1.023** (13.768)	
Y 3		1.318** (6.256)
Y 4	1.049** (16.191)	
Y 5	.850** (7.300)	
Y 6		1.000 (-)
DETERMINATION FOR Y-VARIABLES		0.999
DETERMINATION FOR STRUCTURAL EQUATIONS		0.989
CHI-SQUARE WITH 40 DEGREES OF FREEDOM		149.85
Goodness of Fit Index (GFI)		0.662
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)		0.114
ROOT MEAN SQUARE RESIDUAL		0.089

(注) ()内の数値は、t値。* **はそれぞれ有意水準5%及び1%で有意であることを示す。

まず、本稿のモデルの部分的評価から始める。測定方程式については、表6より、因果係数はすべて有意であり、決定係数も0.999と非常によくフィットしている。

次に、本稿のモデルの全体的評価であるが、表6のうち、モデル全体の適合度の検定に用いる χ^2 値及びAGFI（修正適合度指標）については、以下の理由から、今後の研究の参考として掲げたものである。

LISRELモデルの χ^2 検定については、①通常の統計的検定と異なり、帰無仮説が採択された場合に仮説が支持されることになるため仮説が積極的に支持されることがなく、また、②標本数が十分大きい場合には、パラメータの推計に用いる適合度関数の集束値に（サンプル数-1）を乗じた値が χ^2 分布に近似的に従うことを利用しているものであり、本稿の分析に用いたサンプル数は37であるので、本稿のモデルの適合度指標としては不適切である。

また、AGFIは、モデルが標本共分散行列を説明する割合を示すGFI（適合度指標）を自由度で修正した指標であって、GFIに比してAGFIが著しく小さい場合は、あまり好ましいモデルではないと解釈されるものであるが、 χ^2 検定の場合と同様の理由から、本稿のモデルの適合度指標としては不適切である。

なお、GFI（0.662）、RMR（残差平方平均平方根；0.089）、構造方程式の決定係数（0.989）を見ると、本稿のモデルは検討に耐えるものと判断される。

本稿の課題は、逸見⁹⁾による相対主義（多数派）的メカニズムが地方公共団体においても機能しているかを検証することであった。

説明変数のパラメータに関わる推計値とt値については、表7に掲げた。推計値は、それぞれの説明変数が政府の政策選好構造（「農業政策の位置づけに関する選好」及び「農業部門への政府介入の大きさに関する選好」）に及ぼす相対的な影響力の大きさを示すものである。また、符号条件については、正の場合には、当該説明変数が増大すれば政府の政策選好を高め、負の場合には、逆に低めることを示している。

まず、「農業政策の位置づけに関する政策選好」について見ると、符号が

9) 逸見前掲書。

表7 説明変数に関わるパラメータの推定値

説明変数	変数記号	政策選好	
		η 1	η 2
農業就業人口比率	X 1	0.642** (8.402)	-0.024 (-0.261)
土地生産性	X 2	-0.345** (-5.958)	-0.433** (-4.378)
労働生産性	X 3	0.249* (2.975)	0.274* (2.312)
県会自民党得票率	X 4	0.287** (5.204)	0.250* (3.104)
農協販売事業取扱高比率	X 5	0.270** (4.060)	0.286* (2.940)
実質単年度収支	X 6	0.185** (3.277)	0.035 (0.474)
1戸あたり耕地面積	X 7	0.062 (0.790)	-0.096 (-0.907)
農業固定資本装備率	X 8	-0.081 (-1.417)	-0.057 (-0.735)

(注) () 内の数値は、t値。* **はそれぞれ有意水準5%及び1%で有意であることを示す。

正で有意に影響を及ぼしている指標は、「農業就業人口比率」(0.642)、「労働生産性」(0.249)、「県会自民党得票率」(0.287)、「農協販売事業取扱高比率」(0.270)、及び「実質単年度収支」(0.185)である。これらの中で最も影響力が高い指標は「農業就業人口比率」であり他の指標の2ないし3倍に達する。「労働生産性」、「県会自民党得票率」及び「農協販売事業取扱高比率」は変域(極大値と極小値の差、以下同じ)0.038の中でほぼ並んでいる。

農業部門の比重の高い地域では、政策決定過程において農業従事者の利害が相対的に大きな比重を占めることは容易に想像されるので、「県会自民党得票率」や「農協販売事業取扱高比率」という指標の影響も併せて考えると、これは政府が地域の政治的環境に影響を受けているという意味で、政府の政治合理的な行動の結果と考えられる。

符号が負で有意に影響を及ぼしている指標は、「土地生産性」(-0.345)である。絶対値で比較すると、「農業就業人口比率」について大きく、「労働生産性」、「県会自民党得票率」及び「農協販売事業取扱高比率」との差は

0.058から0.098となる。

「土地生産性」の符号が負となるのは、農業財政支出が農業基盤整備事業を中心に行われている（施策別経費配分が分かる昭和60年度農林水産省予算でみると、生産対策費が全農業関係予算の55.7%，土地改良及び農用地開発等の生産基盤の整備に振り向けられた予算が全農業予算の31.8%を占める）ことから、所得対策を直接実施しない地方公共団体の農業財政支出においては生産基盤の整備に振り向けられる経費の割合は国よりも高くなるものと考えられ、土地生産性の相対的に高い地域では生産基盤の整備に経費を振り向けようとする経済的要因が相対的に希薄になることを通じて農業基盤整備費に対する政策選好が減退すると解釈でき、政府が地域農業の経済的パフォーマンスの影響を受けていると言う意味で、政府の経済合理的な行動の現れであると考えられる。

これらのことから、政府部門内において農業政策の比重を高めようとする政策選好の形成には、政治的要因が大きく影響を及ぼすものの、経済合理的な行動の影響も少なからず働いているといえる。

次に、「農業部門への政府介入の大きさに関わる政策選好」についてみると、符号が正で有意に影響を及ぼしているのは、「労働生産性」(0.274)、「県会自民党得票率」(0.250)及び「農協販売事業取扱高比率」(0.286)の3指標である。「農業政策の位置づけに関する政策選好」と同じく、3者とも変域0.036の中でほぼ並んでいる。

符号が負で有意の影響を及ぼしているのは、「土地生産性」(-0.433)である。絶対値でみると、「農業部門への政府介入の大きさに関する選好」に影響を与える指標の中では「土地生産性」が最も大きい。

このことから、「農業政策の位置づけに関する政策選好」の場合と同じく、農業部門において政府の比重を高めようとする政策選好の形成は、政治的要因から影響を受けるものの、政府は経済合理的な行動をもとめていることがわかる。しかし、その程度は、「農業政策の位置づけに関する政策選好」の場合よりも大きい。多年時にわたる分析を行う必要があるが、いわゆる「小さな政府への政策」である行財政改革や貿易収支の構造的黒字化等の要因を考慮すると、「政策の事後的評価—新政策の必要性の発見」（逸見前掲書）と

いう政府行動の調整メカニズムの現れとみることができるかもしれない。

以上のことから、地方公共団体の農業政策決定過程においても、逸見¹⁰⁾の言う相対主義（多数派）的政策決定メカニズムが、働いているものと結論できる。

なお、「県会自民党得票率」及び「農協販売事業取扱高比率」という政治家の行動を動機づける指標や農協の圧力団体としての政府への影響力を間接的に図る指標が「農業政策の位置づけに関する政策選好」及び「農業部門への介入に関する政策選好」の両者に正で有意に影響していることは、小林¹¹⁾の分析結果と整合的に解釈することができるものである。

また、「1戸あたり耕地面積」及び「農業固定資本装備率」は、計測結果からすると政府の政策選好に対して何等有意な影響を及ぼしていない。「1戸あたり耕地面積」については、「労働生産性」との相関が0.544であり、多重共線性の影響かも知れない。

本稿の分析では、「労働生産性」の符号が正となっているが、これは、基本法農政の目標が他産業との生産性格差の是正を謳っているにも関わらず、依然として農業・非農業部門間の労働生産性には名目・実質とも明かな格差が存在している¹²⁾ことを踏まえると、「労働生産性」が相対的に高い地域、即ち、地域の農業が示すところの他産業との生産性格差を是正する潜在的な活動能力が高い地域ほど、政府部門における農業政策の比重及び農業部門における政府の比重に関わる政策選好が高まることを意味することになり、幼稚産業の保護・育成という産業政策の目標からすれば、政府行動の経済的合理性を否定するものではないと解釈できる。

5. ま と め

本稿の課題は、相対主義（多数派）的政策決定メカニズムが、地方公共団体の農業政策決定過程において機能しているかを検証することであった。このため、政策選好を潜在変数として扱うモデルを提示し、LISRELモデルを

10) 逸見前掲書。

11) 小林前掲書。

12) 山田三郎「農業生産性と農家の所得・生活水準の変化」、逸見謙三・加藤謙共編「基本法農政の経済分析」、明文書房、1985、pp. 27～47。

用いて計測を行った。その結果、農業政策に関しては、地方公共団体においても相対主義（多数派）的政策決定メカニズムが機能していることが検証された。

昭和60年度のみ分析ではあるが、地方公共団体においては、地域の政治的環境と地域農業の経済的パフォーマンスの両者に基づき、農業政策の決定がなされていると考えられ、地方公共団体の農業政策決定過程は政策合理的であると言えよう。

本稿の計測結果からすると、モデルのデータへの適合は決して満足できるものではない。しかし、LISRELモデルの計測への応用については、国内での先行研究事例がほとんどなく、有益な示唆を得ることができなかった。モデルの更なる改善を図ることが残された課題である。

参考文献

- (1) 能勢哲也・丸山高満編「現代地方財政学」, 有斐閣ブックス, 1987.
 - (2) 今村奈良臣「補助金と農業・農村」, 家の光協会, 1984.
 - (3) 宮本憲一「補助金の政治経済学」, 朝日選書410, 1990.
 - (4) 三宅一郎編著「合理的選択の政治学」, ミネルヴァ書房, 1987.
 - (5) 紀内隆宏編著「実践・予算編成」, ぎょうせい, 1991.
 - (6) Gordon C. Rausser and William E. Foster ; 'Political Preference Functions and Public Policy Reform', AMERICAN JOURNAL of AGRICULTURAL ECONOMICS (1991), pp. 641-652.
- Gordon C. Rausser ; 'Political Economic Markets : PERTs and PESTs in Food and Agriculture', AMERICAN JOURNAL of AGRICULTURAL ECONOMICS 64 (1982), pp. 821-833.