



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	農業財政支出に関する議会議員の影響力構造の計量的分析：県レベル地方公共団体を対象として
Author(s)	廣瀬, 牧人; HIROSE, Makito
Citation	北海道大学農経論叢, 50, 67-82
Issue Date	1994-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/11092
Type	departmental bulletin paper
File Information	50_p67-82.pdf



農業財政支出に関する
議会議員の影響力構造の計量的分析

— 一県レベル地方公共団体を対象として —

廣 瀬 牧 人

Quantitative Analysis About the Influence
Structure of Members of
Assembly on Public Expenditure
For the Agricultural Sector

Makito Hirose

Summary

The purpose of this paper was to verify that members of assembly have an influence on agricultural policy in the prefectural government. Concerning the budget making process, members of assembly and bureaucrats formulate two types of policy preference about the regional agricultural policy. One is a preference about importance of agricultural policy, and another is about the degree of government intervention into the agricultural sector. These policy preferences cannot be known. Thus, treating them as latent variables, the operational model was constructed based on the LISREL model. As a result, it was verified that members of assembly had an influence on the agricultural policy making process of prefectural governments. It was also found that the influence was partially affected by the change of public opinion, and that the degree of their influence was not so great compared with that of the state of regional agriculture.

1. はじめに

公共選択の立場からは、議会議員は選挙時の得票最大化を図るため、支持者や選出地域に利益誘導すべく、政策決定過程において影響力を行使すると主張される。

農業政策を巡る議会議員の影響力行使に関する計量的研究の事例として、例えば、小林〔5〕は市レベルの地方公共団体の農林水産業費について、また、藤本等〔1〕は中央政府の農業基盤整備費の各都道府県への配分についてそれぞれ分析を行い、地域の農業的性格の強さを加味してもなお、自民党の議席率の高い地域ほど、その額が大きくなることを指摘している。

ここで、これらの研究において残されている課題を整理すると次のとおりである。

第1に、県レベルの地方公共団体（以下「地方政府」という。）を対象とした分析が行われていないため、農業政策執行上、国と市町村の中間に位置する地方政府段階での議会議員の影響力行使については未検証のままである。

第2に、単年ベースの分析しかなされていなかったため、世論の変化等による政治環境の変化に伴い、議会議員が行使する影響力がどのように変化するか吟味されていない。

第3に、既存の研究では、計測に際して、議会議員が影響力を行使する対象として、人口一人あたり農林水産業費または農家1戸あたり農業基盤整備費等の指標を用いている。利益を誘導された側は、その享受した絶対量だけでなく、自らの要望の大きさ若しくは他者が享受した利益との比較による相対的な評価を通じて、利益誘導を行った議会議員を支持すると考えられる。既存の研究で用いられている指標は、このような利益を享受する側の議会議員に対する評価の仕方を十分に反映したものとは言えない。

上述の第1及び第2の課題を踏まえて、本稿では、地方政府の農業財政支出を対象として複数年次にわたる分析を行い、地方政府の農業政策決定過程においても議会議員が影響力を行使していることを確認するとともに、その影響力の時系列的な変化を吟味することを課題とする。

第2節では、上述第3の課題に対処するため、政策選好という概念を導入

することにより、政府の意思決定結果に対する投票者の評価を加味した計測モデルを提示する。また、この政策選好は直接観測することが不可能な潜在変数として取り扱うことから、潜在変数を含むモデルの計測に用いられる LISREL モデルの概要を説明する。第 3 節では、計測に用いる変数とデータについて説明する。第 4 節では、計測結果の吟味を行う。

分析対象年次は、1975、1980、1985年度とする。これは、これらの時期が、1973年に始まる世界の石油並びに穀物危機を背景として農業重視政策へ世論が傾斜した時期と、米の需給不均衡という農業内の特殊事情に加えて、行財政改革（小さな政府への政策）と貿易収支の構造的黒字化を背景として世論が急転換した1980年以降の時期（逸見〔3〕）を含んでおり、政策環境の変化に応じて農業政策決定過程における政治的要因の影響力構造がどのように変化したかを検証するのに適切な時期であると考えられるためである。

なお、分析に際しては、議会議員個人を取りあげるのではなく、政党としての行動に着目することとする。

2. 分析モデルと計測手法

1) 分析モデルの提示

本稿では、既存の研究における分析フレームワークに準拠し、予算編成過程に種々の制約要因（インプット要因：社会経済的要因、政治的要因等）が投入され、それらが予算編成過程において適当にウェイト付けされ、アウトプットが出力されるという分析フレームワークを採用する。

インプットとしては、「地域の農業部門の現状」、「地域の政治的要因」、「地方政府の財政状況」を取り上げることとする。

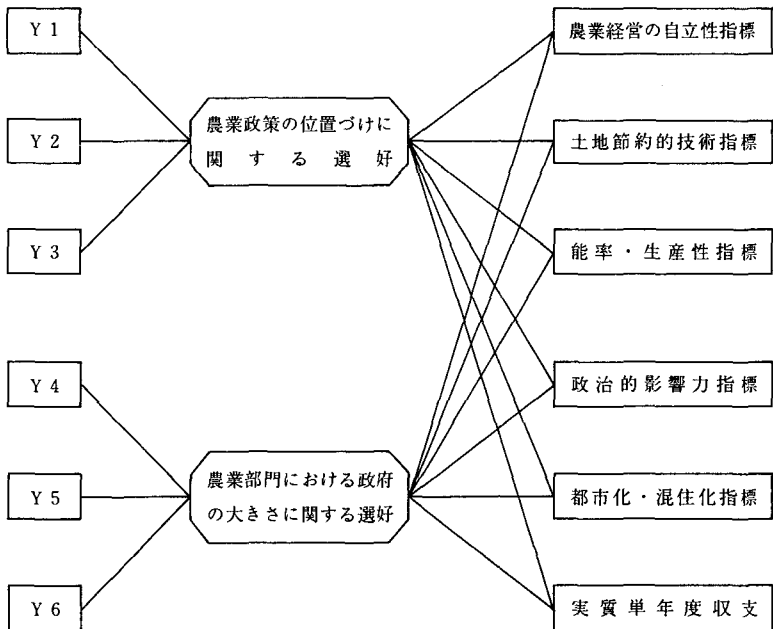
次にアウトプットについて説明する。予算編成過程の具体的なアウトプットは、各政策分野別の財政支出規模である。しかしそれらは、結果の不確実性や情報の不完全性等のため、厳密な費用・便益分析に基づき判断がなされたものではない。財政支出規模は、歳入予算や中央省庁が準備した各種補助事業制度等の活用上の規制を制約条件として、予算の議決権者としての議会議員と予算の編成権者としての行政部局の間で形成された財政支出規模に関する選好に基づきなされていると考えられる。このように考えると、予算編成過程の直接的アウトプットはこの政策選好であって、財政支出規模は直接

的アウトプットである政策選好に基づき決定されるという意味で間接的アウトプットと見なせるのである。

この政策選好を具体的に考えてみる。政策分野別の財政支出規模は、各政策分野に関わる住民の公共財や公共サービスの需要に対する貨幣タームによる政府の回答と言える。従って、政策分野別の財政支出規模は、各政策分野の優先度及び個別政策分野における政府の活動量という2つの視点から同時に評価されることとなる。つまり、予算編成過程においては、財政支出配分に関して、各政策分野の政府内部での優先順位に関する選好や、個別政策分野における政府活動の程度に関する選好が形成され、それらの選好に基づいて財政支出の規模が確定されていると考えられるのである。

本稿では、上述した2つの政策選好について、前者を「農業政策の位置づけに関する選好」、そして後者を「農業部門における政府の大きさに関する選好」

図1 計測モデル



註) □は観測変数を、○は潜在変数を表す。

選好」と呼ぶこととする。なお、これらの政策選好は、直接観測することが不可能であるため、農業財政支出規模という間接的アウトプットに基づく指標群によって表明される潜在変数として取り扱うこととする。

以上のことから、本稿で用いる具体的な分析フレームワークでは、農業政策に関わる政策選好という潜在変数を従属変数とし、予算編成過程を関数型で表現し、「地域の農業の現状」、「地域の政治的要因」、そして、「地方政府の財政運営の状況」を観測可能な独立変数とする。

2) 潜在変数モデルの計測手法

本稿の計測モデルは、具体的には、潜在変数を従属変数とする回帰分析を行うこととなる。このため、計測に際しては、心理学や社会学等の分野で適用されている LISREL モデルを用いることとした。

潜在変数の研究では、因子分析法を用いるのが一般的であるが、因子分析法では、潜在変数間の因果関係や潜在変数を従属変数とする因果関係を取り扱うことはできない。また、通常の回帰分析では、潜在変数を扱うことができない。LISREL (Linear Structural RELations) モデルは、共分散構造モデルの一種であり、線形構造方程式を用いて潜在変数間または潜在変数を従属変数とする因果関係を扱うことができるという点で、因子分析法及び回帰分析法の両者の特徴を併せ持っている分析法である。

Joreskog, Sorbom, Everitt (註1) 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。なお、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。

今、潜在変数 (η) を ($m \times 1$) の従属変数ベクトルとし、潜在変数に影響を及ぼす観測変数 (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、 Γ は ($m \times q$) の影響係数行列、 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。

潜在変数 (η) は、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、 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。

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

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

LISREL モデルは、最尤推定法を用いて、 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 のパラメーターの完全情報最尤推定量を得ようとするものである。

3. 計測に用いる変数とデータ

本節では、前節で説明した構造方程式 (線形モデル(1)) 及び測定方程式 (線形モデル(2)) に関わる観測変数について説明する。

1) 政策選好とその観測可能な変数

前節で定義した 2 つの政策選好 (η_1 、 η_2) を間接的に表明する観測変数 (Y) について説明する。

「農業政策の位置づけに関する選好」(η_1) は、地方政府内部で農業政策が占める相対的な地位に関する概念であるので、農業政策の展開規模を当該地方政府の他政策の展開規模と比較することにより評価することができると考えられる。また、「農業部門における政府の大きさに関する選好」(η_2) は、当該地方政府の農業部門における活動の程度に関する概念であるので、農業政策の展開規模を当該地方政府が直面する農業部門の政策対象としての規模

と比較することにより評価することができると考えられる。計測に用いた指標群は表1のとおりである。Y1からY3は、財政支出規模の政策分野間での比較に基づき農業政策の相対的な地位を評価した指標である。ただし、Y2及びY3は、行政組織の大きさに関する地方政府間での差異による影響を除去した指標となっている。Y4からY6は、それぞれ、行政対象としての農業部門の規模と比較することにより農業政策展開規模の相対的な大きさを評価した指標である。行政対象としての農業部門の規模については、人口、就業者数及び県内総生産を用いており、また、地方政府の総政策展開規模及び地方政府が直面する総政策対象規模による差異の影響を除去した指標となっている。

なお、これらの指標群を用いて行った因子分析に基づく因子パターン行列を表2に示す。表2より、これらの指標群の背後に2つの因子を想定することができる。因子と指標との関連を見ると、因子1はY1、Y2、Y3との、また、因子2はY4、Y5、Y6との関連が強いことが示唆されている。因子1及び因子2は、それぞれ、「農業政策の位置づけに関する選好」及び「農業部門における政府の大きさに関する選好」を表すものと解釈できる。これ

表1 政策選好を表明する変数群

変数記号	算 出 方 法
Y 1	農業関係費／産業経済費
Y 2	(農業関係費／農林水産関係職員数)／(歳出総額／総職員数)
Y 3	(農業関係費／農林水産関係職員数) ／(産業経済費／産業経済関係職員数)
Y 4	(農業関係費／農業就業者数)／(歳出総額／総人口)
Y 5	(農業関係費／農業就業者数) ／(産業経済費／産業経済関係就業者数)
Y 6	(農業関係費／農業県内総生産額)／(歳出総額／県内総生産額)

- (資料) 1. 財政支出額は、「地方財政統計年報」。
 2. 職員数は、「地方公務員給与の実態」。
 3. 就業者数は、「国勢調査抽出速報集計結果(1%抽出集計結果)」。
 4. 総人口及び総世帯数は、「国勢調査報告第1巻」。
 5. 県内総生産額は、「県民経済計算年報」。

- 註1) 農業関係費＝農業費＋畜産業費＋農地費
 2) 産業経済費＝農林水産業費＋商工費＋土木費
 3) 産業経済費関係職員数＝農林水産関係職員数＋商工関係職員数＋土木関係職員数
 4) 産業経済費関係就業者数＝総就業者数－サービス業就業者－公務－分類不能

表2 バリマックス回転後の因子パターン行列

変数 記号	1975		1980		1985	
	因子1	因子2	因子1	因子2	因子1	因子2
Y 1	0.958	-0.156	0.960	-0.166	0.964	-0.132
Y 2	0.958	0.092	0.953	-0.044	0.942	0.034
Y 3	0.980	0.109	0.973	0.074	0.969	0.087
Y 4	0.137	0.965	0.027	0.964	0.024	0.970
Y 5	-0.042	0.968	-0.102	0.960	0.103	0.965
Y 6	-0.183	0.946	-0.053	0.915	-0.128	0.901
寄与率 (%)	48.6	45.2	50.1	41.7	46.4	45.2

らの結果は、分析の対象とする各年次に共通したものである。このことから、潜在変数である2つの政策選好を表明する観測可能な変数として、表1の指標群を分析に用いることは適当であると考えられる。

2) 予算編成過程へのインプット要因に関する指標

まず、「地域の農業の現状」を表す指標について、「農家の就業構造」、「農家の所得構造」、「農業の生産構造」及び「地域の農村環境」の範囲から選定した。これは、地方政府が展開している農業政策は、生産基盤整備及び構造改善のための施策が中心となっており、農家の経営面、農業の生産面、そして、農村を取り巻く環境の状態が地方政府の農業政策展開の制約要因として大きな影響力を持っていると考えられるためである。

次に、政治的要因については、既存の研究の成果を踏まえて、保守系A党の県議会及び衆議院における得票率と議席率を用いた。ここで県議会だけでなく衆議院をも含めるのは、議会議員の行動について次のように考えられる(小林[5])ため、県議会だけではなく国会レベルの政治的要因も含める必要があるからである。

①議会議員は、得票最大化を目指して、自分の地元の地域利益を最大化することを考えて行動する。従って、地方自治体への補助金の配分に関して影響を及ぼす。(国会レベル)

②議会議員は、得票最大化を目指して、自分の支持者の利益の最大化を考えて行動する。従って、地方自治体の財政支出に関して影響を及ぼす。(県会

表3 「地域の農業の現状」及び「地域の政治的要因」を表す変数群

変数記号	内 容
X 1	家族農業就業者数 (人/1戸)
X 2	うち専業者数 (人/1戸)
X 3	基幹男子専従者のいる農家戸数比率 (%)
X 4	農業所得依存度 (%)
X 5	農業所得による家計費充足率 (%)
X 6	下限所得に対する農業所得比率 (%)
X 7	農業所得率 (%)
X 8	労働生産性 (円/10時間)
X 9	農業固定資本生産性 (円/千円)
X 10	人口密度 (人/km ²)
X 11	人口集中地区以外地区人口密度 (人/km ²)
X 12	自動車保有台数 (千台)
X 13	土地生産性 (千円/10 a)
X 14	耕地面積当たり農業粗生産額 (億円/10ha)
X 15	労働集約度 (時間/a)
X 16	資本集約度 (千円/a)
X 17	穀類粗生産額比率 (%)
X 18	その他耕種作物粗生産額比率 (%)
X 19	県議会保守系A党得票率 (%)
X 20	衆議院保守系A党得票率 (%)
X 21	県議会保守系A党議席率 (%)
X 22	衆議院保守系A党議席率 (%)

- (資料) 1. X 1, X 2, X 4 から X 9, X 13, X 15, X 16は、「農家経済調査報告」
2. X 3は、「農業調査報告書」
4. X 10, X 11は、「国勢調査報告」
5. X 12は、「自動車保有車両数」
6. X 14のうち、農業粗生産額は「農林水産統計」、耕地面積は「産作物統計」
7. X 17, X 18は、「農林水産統計」
8. X 19は、「統一地方選挙結果の概要」
9. X 21は、「地方公共団体の議会の議員及び長の所属党派別人員調」
10. X 20, X 22は、「衆議院議員総選挙一覧」

レベル)

さらに、得票率だけでなく議席率をも含めるのは、政治的要因の程度を測る場合には、政治的影響力を行使しようとする誘因の程度だけでなくその実効性の程度をも含める必要があると考えられるからである。

「地域の農業の現状」は、多面的であり、多くの指標を用いて評価する必

要があること、及び、保守系 A 党は農村型の地域特性が強い選挙区になるほど得票率を伸ばす傾向（小林〔6〕）にあり、地域の農業特性との強い相関が懸念されることから、計測に際しては、多重共線性を回避するため、主成分分析により得た主成分得点を用いた。

「地域の農業の現状」及び「地域の政治的要因」に関する変数群は、表 3 のとおりである。

X 1 から X 3 は農家の就業構造を、X 4 から X 6 は農家の所得構造を、X 7 から X 9 及び X 13 から X 18 は農業の生産構造を表す指標として採用した。また、X 10 から X 12 は地域の農村環境を表す指標として採用した。X 19 から X 22 は政治的要因を表す指標として採用した。

主成分分析の結果、地域の農業特性及び政治的要因に関する 22 個（註 2）の指標群が 5 個の主成分に統合集約化された。分析の対象となった各年次とも主成分の構造は同じであるので、1985 年に関する指標群と各主成分との相関係数及び寄与率を、表 4 に掲げる。

なお、表 4 に示した各指標の主成分に対する相関係数の大きさや符号条件から、析出された各主成分の持つ意味は次のように解釈される。

- ①第 1 主成分＝就業面及び所得面から評価した、地域の平均的な農家における農業経営の自立性（註 3）の程度を表す指標。（以下「農業経営の自立性指標」という。）
- ②第 2 主成分＝地域の農業生産構造における土地節約的技術の程度を表す指標。（以下「土地節約的技術指標」という。）
- ③第 3 主成分＝地域の平均的な農家における農業経営の能率もしくは生産性の程度を表す指標。（以下「能率・生産性指標」という。）
- ④第 4 主成分＝保守系 A 党に対し政治的影響力の行使を誘発する地域の政治的要因の程度を表す指標。（以下「政治的影響力指標」という。）
- ⑤第 5 主成分＝農村部における生活の現代化も含めて、地域の都市化・混住化の程度を表す指標。（以下「都市化・混住化指標」という。）

本稿では、財政運営の状況を表明する指標として実質単年度収支（資料：地方財政統計年報）を用いることとした。これは、実質単年度収支が、当該年度の歳出・歳入だけでなく、事業の次年度繰り越し、基金の積立や取り崩し、そして、地方債の繰り上げ償還等、他年度に関わる財政措置をも考慮し

表4 主成分に関する指標群の相関係数と寄与率 (1985)

変数記号	主成分 1	主成分 2	主成分 3	主成分 4	主成分 5
X 1	0.903	0.289	-0.030	0.089	-0.093
X 2	0.857	0.444	-0.083	0.097	0.037
X 3	0.924	0.199	0.073	0.076	0.038
X 4	0.904	0.096	0.335	0.097	-0.126
X 5	0.879	0.115	0.378	0.135	-0.073
X 6	0.762	0.081	0.594	0.136	0.074
X 13	0.241	0.753	0.564	-0.012	0.099
X 14	0.267	0.805	-0.068	-0.029	0.231
X 15	0.181	0.915	-0.212	-0.076	-0.033
X 16	0.088	0.828	-0.343	0.032	0.049
X 17	-0.300	-0.852	0.292	0.079	-0.121
X 18	0.198	0.877	0.006	-0.121	0.043
X 7	0.257	-0.090	0.883	-0.090	-0.117
X 8	0.030	-0.399	0.834	0.116	0.046
X 9	0.208	-0.238	0.894	-0.054	-0.023
X 19	-0.013	0.016	0.055	0.901	-0.146
X 20	0.227	-0.048	-0.063	0.785	-0.297
X 21	0.033	-0.018	0.126	0.872	-0.047
X 22	0.242	-0.203	-0.186	0.741	-0.147
X 10	-0.050	0.081	-0.038	-0.278	0.924
X 11	-0.068	0.128	-0.043	-0.027	0.934
X 12	0.013	0.078	0.016	-0.274	0.858
寄与率(%)	31.9	24.5	16.4	8.2	6.5

註) 主成分の順に変数を並べ変えている。

た、単年度の実質的な財政収支の状況を示す指標であり、地方政府の財政運営の状況を評価するのに適していると考えられるからである。

4 計測結果の吟味

前2節の議論を踏まえて、本稿で用いた計測モデルは図1のとおりである。また、計測に際しては、パラメータに以下の制約を課した(註4)。まず、因果係数ベクトルについては、

$$\Lambda' = \begin{pmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} & \lambda_{13} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_{24} & \lambda_{25} & \lambda_{26} \end{pmatrix}$$

とし、潜在変数7の測定単位を与えるため、表2に掲げた因子分析の結果に基づき、各年次とも、それぞれの潜在変数と最も相関の高い観測変数の因果係数を1(具体的には、1975: $\lambda_{13} = \lambda_{25} = 1$, 1980: $\lambda_{13} = \lambda_{24} = 1$,

1985 : $\lambda_{13} = \lambda_{24} = 1$) とした。なお、本稿の課題に即して具体的に吟味する Γ には何等の制約も課していない。また、モデルに含まれていない要因の影響を考慮して Ψ の非対角要素についても何等の制約も課していない。そして、 Θ の非対角要素はすべて 0 とした。

推計結果を表 5 と表 6 に示す。本節の議論においては、5% 有意水準を前提とする。

まず、計測モデル全体の評価(注 5) をしておく。表 5 より、本報告の計測モデルと、インプット要因となる各独立変数と潜在変数である 2 つの政策選好の間に因果関係がないとする帰無モデル $\{H_0 : \Gamma = 0\}$ について、 x^2 値を比較すると、各年次とも、自由度の変化に対する、 x^2 値の変化が大きく、インプット要因と政策選好の間に因果関係を想定する本報告の計測モデルの方が当てはまりが良い。また、構造方程式の決定係数から考えて、インプット要因と政策選好との因果関係の規定力は比較的高い。これらのことから、表 6 の計測結果に基づきインプット要因の政策選好に対する影響力構造を吟

表 5 因果係数の推定値に関する統計量

変数記号	1975		1980		1985	
	位置づけに 関する選好 (γ_1)	大きさに 関する選好 (γ_2)	位置づけに 関する選好 (γ_1)	大きさに 関する選好 (γ_2)	位置づけに 関する選好 (γ_1)	大きさに 関する選好 (γ_2)
Y 1	0.924** (13.890)		1.010** (13.915)		1.038** (14.927)	
Y 2	0.932** (14.621)		0.957** (11.098)		0.918** (9.457)	
Y 3	1.000 (-)		1.000 (-)		1.000 (-)	
Y 4		0.947** (14.832)		1.000 (-)		1.000 (-)
Y 5		1.000 (-)		1.058** (14.418)		1.002** (18.718)
Y 6		0.887** (10.794)		0.895** (8.194)		0.825** (8.221)
構造方程式の決定係数	0.868		0.898		0.869	
計測モデルの x^2 値	115.98		111.00		119.55	
計測モデルの自由度	32		32		32	
帰無モデルの x^2 値	191.28		194.81		195.65	
帰無モデルの自由度	44		44		44	

註 1) () 内の数値は、t 値。**は有意水準 1% で有意であることを示す。

2) t 値の自由度は、サンプル数 - 自由母数の数。

表6 影響力指標に関する計測結果

年 度 選 好 (項 目)	1975		1980		1985	
	(γ_1)	(γ_2)	(γ_1)	(γ_2)	(γ_1)	(γ_2)
農業経営の自立性指標	0.076 (0.606)	-0.488** (-5.900)	0.197* (1.817)	-0.500** (-6.296)	0.321** (3.269)	-0.601** (-6.048)
土地節約的技術指標	-0.380** (-2.954)	-0.046 (-0.545)	-0.502** (-4.489)	-0.177** (-2.346)	-0.536** (-5.348)	-0.326** (-3.327)
都市化・混住化指標	-0.118 (-0.933)	0.671** (8.072)	-0.154 (-1.341)	0.641** (7.354)	-0.158 (-1.599)	0.369** (3.687)
能率・生産性指標	0.209 (1.659)	-0.014 (-0.167)	0.051 (0.473)	0.051 (0.692)	-0.052 (-0.552)	0.071 (0.743)
政治的影響力指標	0.362** (2.819)	-0.069 (-0.820)	0.410** (3.715)	-0.153* (-2.050)	0.379** (3.907)	-0.003 (-0.031)
実質単年度収支	-0.198 (-1.499)	-0.107 (-1.232)	0.023 (0.200)	0.089 (1.111)	0.020 (0.186)	0.023 (0.212)

註1) サンプル数は、それぞれ、41, 40, 42。

(各年度共通して、北海道、東京、神奈川、大阪、沖縄を対象外としたが、それらにつけ加えて、1975では島根を、そして、1980では広島及び島根を対象外とした。)

2) () 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。

t 検定に関わる自由度は、サンプル数-自由母数の数であり、各年次それぞれ16, 15, 17。

味することに支障はないと判断される。

以下では、本稿の課題に即して、表6より、「地域の政治的要因」を表明する指標について、吟味することとする。

推計されたパラメータの符号条件については、正の場合には、当該インプット要因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。また、推計されたパラメータの絶対値は、それぞれのインプット要因が政策選好に及ぼす影響力の大きさを示すものである。

政治的影響力指標は、3年次とも、「農業政策の位置づけに関する選好」(γ_1)に関して有意であり、その符号は正である。「農業部門における政府の大きさに関する選好」(γ_2)に関しては、1980年度だけが有意であり、その符号は負である。保守系A党は、3年次とも農業政策の優先度に関する政策選好を高めるように政治的影響力を行使したが、農業部門における政府の活動水準に関する政策選好の形成に際しては政治的影響力を行使しなかったか、もしくは当該政策選好を減ずるよう政治的影響力を行使したことが

わかる。

橋本〔2〕によれば、保守系A党内には、2つの立場がある。農業政策を農業の利害を中心に構築する立場と、他産業及び経済情勢との兼ね合いにおいて農業を位置づけ、政策を体系化することを主張する立場である。保守系A党が農村地域を政党基盤としていることに着目すれば、前者の立場が尊重されることになるが、保守系A党が政権党として財界あるいは産業界と密接な関係にあり、その影響を受けざるを得ないということを考慮すると、後者の立場が尊重されることになる。

このような観点に立って、政治的影響力指標の符号条件を考えると、農村地域を政党基盤とする保守系A党の立場から、財政支出規模で評価した農業政策の優先度を高めるように政治的影響力を行使したが、世論が大きく農政批判へ傾いた時期に当たる1980年度には、政権党としての保守系A党の立場から、財政支出規模で評価した農業部門における政府の活動水準を抑制するように政治的影響力を行使していたことが伺える。

つぎに、「地域の政治的要因」を表明する指標と「地域の農業の現状」を表明する指標群との相対的な影響の大きさを計測されたパラメータに基づき吟味する。

「農業政策の位置づけに関する選好」に対して3か年とも影響力を及ぼしている土地節約的技術指標と絶対値で比較すると、政治的影響力指標の相対的な大きさは、土地節約的技術指標の95% (1975)、78% (1980)、71% (1985)であり、どの年次においても、2番目に大きな影響要因となっていた。

「農業部門への政府介入の大きさに関わる選好」に関しては1980年度についてだけ比較が行えるが、政治的影響力指標の相対的な大きさは、農業経営の自立性指標の30%、土地節約的技術指標の86%、都市化・混住化指標の24%であった。

5. ま と め

前節における計測結果の吟味から得られた知見はつぎのとおりである。

- ①政策選好という潜在変数を含むモデルを提示し計測を行った結果、地方政府の農業政策決定過程においても保守系A党は影響力を行使していた。
- ②保守系A党の影響力の行使は、地方政府内部での農業政策の優先度の向

上という方向で一貫して発揮された。その影響力は、どの年次においても2番目に大きな影響要因であった。

③農業部門における地方政府の活動水準を拡充させるという方向では、保守系A党は影響力を行使していなかった。むしろ、農政批判が高まった時期にあたる1980年度には、その影響力の大きさは「地域の農業の現状」を表明する指標よりも小さいものの、農業部門における地方政府の活動水準を抑制するという方向で影響力を行使していた。

(註)

(註1) LISRELモデルの理論については、参考文献〔1〕及び〔2〕を、そして、LISRELモデルの計算アルゴリズムについては、参考文献〔3〕及び〔6〕を参照した。

(註2) 1975年度については、X16を除く21個の指標群を用いて主成分分析を行った。これは、当該年度に限り、X16が土地節約的技術指標及び能率・生産性指標とそれぞれ-0.65及び0.57で相関し、他年度との主成分の整合性が維持されないと考えたためである。

(註3) 基本法農政の課題の1つであった自立経営という概念は、昭和48年度以降中核的担い手農家という概念に置き換えられているが、両者とも、基本的には、農業を中心とした就業構造と所得構造を有する農業経営をして農業の中心的な生産単位とし、その育成を政策課題の1つとしてきたと考えられるので、本報告では、自立性を幅広い概念で捉え、このような名称を付与した。

(註4) Jayachandran〔4〕に準じてパラメータの制約を行った。

(註5) モデル全体の評価を行う場合には、本報告で取りあげる統計量以外にも、適合度指標、修正適合度指標、標準化残差平方根等の指標がある。これらは、種々の計測モデル間でデータ構造への当てはまりの良さを比較する場合に有用な指標である。

しかし、本報告では、構造方程式の因果関係だけに焦点を当てて分析を行うので、 x^2 値、構造方程式の決定係数、及び、パラメータのt値により議論を進めることとした。

引用文献

- [1] 藤本幸生他「予算配分と政治的要素」,「公共選択の研究」第3号, 1983。
- [2] 橋本信之「戦後の農業政策とその形成過程」, 日本政治学会編「政策科学と政治学」, 岩波書店, 1983。
- [3] 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。
- [4] Jayachandran N. Variyam, Jeffrey L. Jordan, and James E. Epperson; 'Preferences of Citizens for Agricultural Policies: Evidence from a National Survey', American Journal of Agricultural Economics. Vol. 72, No. 2, , 1990.
- [5] 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。

[6] 小林良彰「計量政治学」, 成文堂, 1990。

参考文献

- [1] Everitt, B. S. ; 'An Introduction to Latent Variable Models', New York : Chapman and Hall, 1984.
- [2] Joreskog, K. G. and Sorbom, D. ; 'Advances in Factor Analysis and Structural Equation Models.', Abt Books. 1979.
- [3] Joreskog, K. G. and Sorbom, D. ; 'LISREL7 A Guide to the Program and Applications (2nd. Edition)', JORESKOG and SORBOM / SPSS Inc.
- [4] 日本法制研究会編「農業基本法の手引き」, 学陽書房, 1962。
- [5] 島津嘉孝「農業基本法の法律知識」, 育英堂, 1969。
- [6] 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。