



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	得票最大化行動と農業部門
Author(s)	廣瀬, 牧人; HIROSE, Makito; 廣政, 幸生 他
Citation	北海道大学農経論叢, 50, 83-97
Issue Date	1994-02
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/11093
Type	departmental bulletin paper
File Information	50_p83-97.pdf



得票最大化行動と農業部門

廣瀬牧人・廣政幸生

Vote Maximizing Behavior and the Agricultural Sector

Makito Hirose · Yukio Hiromasa

Summary

The purpose of this paper was to verify quantitatively that the agricultural sector supports specific political parties. In this paper, the following three points were analyzed in the elections of the Lower House and those of the prefectural assembly from 1971 to 1983. (1)the relationship between the regional sector, and the number of votes and seats obtained. (2)the relationship between the number of votes obtained and that of employed persons by Industry. (3)the relationship between the rate of votes obtained, and the power of the agricultural cooperatives and members of assemblies on gathering votes. According to the results, the agricultural sector has supported the conservative 'A' party.

1. はじめに

政治家が、自らの支持者や選出地域に利益誘導を図るために政治的影響力を行行使するのは、選挙時の得票を最大化し、自らの当選と所属政党の影響力の増大を目指すためと考えられる。

本稿の課題は、農業部門と政党との間に、上述のような政治家の得票最大化行動を誘発させる関係が存在するかどうかを計量的に検証することである。

国会議員選挙を対象とした同様の計量分析は、従来より政治学の分野で

多々なされている。堀〔1〕, 小林〔3〕によれば, 自民党の支持基盤は地域特性でみると農村部にあったのであり, また産業別就業者でみると, 自民党の得票に最も大きな影響を及ぼしたのは, 第1次産業就業者であるとの結論が出されている。しかし, これらの研究は, 以下の点において問題がある。まず第1に, 分析が単年ベースによる分析結果であり, 時系列的な評価を行っていないことである。例えば, 衆議院選挙における自民党の獲得議席数だけを見ても, 改選前と比較して1976, 1979, 1983年はそれぞれ24, 2, 28議席減, 1980年は29議席増というように, 選挙結果はその都度変化しており, 単年ベースの分析だけでは十分に根拠のある結論は出せないと考えられる。

第2に, 地方議会レベルでは計量的分析がなされていないことである。このため, 県レベルの地方議会選挙について, 国会議員選挙と同様の結論が導き出されるか検証されていない。第3に, 政党の得票は, 投票者としての個人の投票行動や, それらの個人を共通の利益のもとに組織化する利益集団の集票行動, さらに選挙時における国会議員や地方議員の基礎票固めの活動にも依存していると考えられる。しかし既存の計量的研究では, 自民党の支持基盤としての農村部や農業就業者の役割を明確にはしているが, 農業者の利益表出団体としての農協や国会議員及び地方議員の選挙時における相互依存関係を加味した分析は行われていない。

よって, 本稿では, 時系列的な視点に立って複数年次の選挙を対象に, 県レベルの地方議会選挙を含めた分析をすることとし, さらに, 政党の得票に対する農協や国会及び県会議員の集票能力をも加味した分析を行うことを目的とする。

以下では, まず2で農村的特性と各政党の得票及び当選議席の関係を, 主成分分析手法やクラスター分析手法を用いて分析する。3では, 地域の就業構造と政党の得票との関係を回帰分析手法を用いて分析する。4では, 農協や議員の集票能力を表す指標を設定して政党得票率との関係を回帰分析手法を用いて分析する。

分析の対象とする選挙は, 衆議院議員選挙(第33回1972年～第37回1983年)及び統一地方選挙(1971, 1975, 1979, 1983年)とする。衆院選を対象とするのは, 予算審議に関わる衆議院の制度的・実態的優越性を考慮したためである。また分析の対象とする政党は, いわゆる「55年体制」の区分に基づ

き、保守系の A 党、革新系の B 党と C 党、そして、中道系の D 党と E 党の 5 党とする。

2. 地域の農村的特性と政党基盤

1) 地域の農村的特性

従来の研究で用いられるフレームワークを適用して、都道府県を単位とした複数の地域変数による主成分分析を行い、地域特性としての「都市－農村」指標を析出する。

主成分分析に用いた地域指標として、表 1 に掲げる 16 変数を用いた。選挙年次毎にこれらの指標を収集することは不可能なので、国勢調査の年次に基づいて分析を行った。主成分分析の結果は表 2 の通りである。表 2 には、各年次ごとの第 1 主成分のみを掲げた。これは各年次とも当該主成分の寄与率が 60% を越えており、また、各地域指標との因子負荷量を見ても、符号条件や大きさが安定的であることから、当該主成分によって、地域特性の過半が安定的に表明されていると考えたからである。表 2 に掲げた第 1 主成分の意味付けを行う。この主成分にプラスの相関をしている指標は、X 1, X 2, X 3, X 4, X 5, X 6, X 7, X 10, X 13, X 14, X 15, マイナスの

表 1 主成分分析に用いる指標

変数記号	説	明
X 1	人口	
X 2	人口密度	
X 3	生産年齢人口比率	
X 4	D I D 人口比率	人口集中地区人口／人口
X 5	世帯数	
X 6	世帯人口	人口／世帯数
X 7	核世帯比率	核世帯数／世帯数
X 8	持ち家率	持ち家数／世帯数
X 9	第 1 次産業就業者比率	第 1 次産業就業者／総就業者
X 10	第 3 次産業就業者比率	第 3 次産業就業者／総就業者
X 11	家族従業者比率	家族従業者／人口
X 12	自営業者比率	自営業者数／人口
X 13	1 小売店舗当たり販売額	小売店販売額／小売店数
X 14	1 卸売店舗当たり販売額	卸売店販売額／卸売店数
X 15	1 飲食店舗当たり販売額	飲食店販売額／飲食店数
X 16	第 1 次産業総生産比率	第 1 次産業県内総生産／人口

表2 主成分に関する指標群の因子負荷量と寄与率（第一主成分）

変数記号	1970	1975	1980	1985
X 1	0.92414	0.92625	0.94395	0.94400
X 2	0.84444	0.83965	0.82207	0.85317
X 3	0.79876	0.59309	0.71308	0.87139
X 4	0.96877	0.94919	0.94381	0.94293
X 5	0.92523	0.92700	0.94719	0.94452
X 6	0.61814	0.62059	0.68125	0.55216
X 7	0.62187	0.58694	0.46760	0.56895
X 8	-0.88082	-0.90519	-0.90085	-0.83468
X 9	-0.91109	-0.85603	-0.82311	-0.82307
X 10	0.80355	0.75890	0.72131	0.80370
X 11	-0.90756	-0.85656	-0.81940	-0.83657
X 12	-0.86956	-0.81064	-0.78935	-0.81092
X 13	0.70643	0.83248	0.74996	0.75352
X 14	0.81736	0.75038	0.75178	0.76374
X 15	0.86520	0.82723	0.71613	0.75459
X 16	-0.81807	-0.78336	-0.72441	-0.73359
寄与率(%)	69.9	65.5	62.6	65.2

相関をしている指標は、X 8, X 9, X 11, X 12, X 16である。このプラスとマイナスの双方の要因を総合してみると、第1主成分はプラスの方向で人口が集中し、第3次産業の活動が活発な都市型の地域特性を示しており、反対にマイナスの方向では、第1次産業を中心とした農村型の地域特性を示している。このことから当該主成分は、地域の都市的性格もしくはその対極としての農村的性格の程度を表していると判断される。

次に各都道府県が当該主成分軸上のどこに位置しているかを見るために、第1主成分得点を用いたクラスター分析により各都道府県を7つのグループに分類した。各年次とも基本的な構造には差異がないので、1980年の結果を表3に掲げる。表3より都市的性格の強さの順に並べると、東京、大阪、神奈川、政令指定都市のある道府県、そしてその近隣県等の順に並んでいることが見てとれ、第1主成分を「都市－農村」指標とした判断は補強されるものと言える。

2) 地域の農村的特性と政党別得票及び当選議席

表4に、「都市－農村」主成分得点と政党別得票率・当選議席率の相関係

表3 クラスター分析による各都道府県のカテゴリ（1980年）

グループ	主成分の 得点平均	都道府県名
第1グループ	3.775	東京都
第2グループ	2.347	神奈川県 大阪府
第3グループ	1.051	北海道 埼玉県 千葉県 愛知県 京都府 兵庫県 広島県 福岡県
第4グループ	0.174	宮城県 静岡県 奈良県 山口県
第5グループ	-0.257	石川県 岐阜県 三重県 滋賀県 岡山県 香川県 長崎県 沖縄県
第6グループ	-0.553	青森県 福島県 茨城県 栃木県 群馬県 新潟県 富山県 福井県 長野県 和歌山県 鳥取県 愛媛県 高知県 熊本県 大分県 宮崎県 鹿児島県
第7グループ	-0.872	岩手県 秋田県 山形県 山梨県 鳥根県 徳島県 佐賀県

註）「平均得点」は各グループの主成分の単純平均合計を示す。

数を示した。衆院選において得票率・議席率とも農村的特性と一番強く正の相関を示したのは保守系のA党であり、都市的特性と正の相関を示したのは中道系のD党とE党及び革新系のC党である。革新系のB党は農村的特性と正の相関を示したもののその度合いは低い。

また、統一地方選における相関関係を見ると、農村的特性と正の相関を示したのは保守系のA党だけであり、中道系のD党とE党及び革新系のC党は都市的特性と正の相関を示した。革新系のB党については明瞭な関係は見いだせない。

次に、各政党の得票と当選議席が都道府県間でどのように配分されているかを見るために、クラスター分析により分類したグループを用いて、ロレンツ曲線を描いた。

図を描く際には、横軸方向に左から右に向かって、第1グループから第7グループへと都市的性格の強い順に並べた。したがって、ロレンツ曲線が45°線に重なる場合は、得票及び獲得議席に地域特性に基づく歪みがないことを示す。また、45°線より下に位置する場合は、農村的特性の強い地域に偏りを持って当該政党が票や議席を獲得していることを示し、逆の場合には、当該政党が都市的特性の強い地域に偏りをもって票や議席を獲得していることを示している。

衆院選・統一地方選とも中道系のD党とE党及び革新系のC党のロレン

表4 「都市－農村」指標と各政党の得票率・議席率

	得 票 率 (%)					議 席 率 (%)				
	A 党	B 党	D 党	E 党	C 党	A 党	B 党	D 党	E 党	C 党
衆議院選挙										
第33回	-0.7352**	-0.1815	0.6453**	0.4533**	0.6489**	-0.6467**	-0.1492	0.5311**	0.3450*	0.6153**
第34回	-0.6719**	-0.2422	0.5835**	0.4233*	0.4953**	-0.6042**	-0.1710	0.5981**	0.4154*	0.2676
第35回	-0.7153**	-0.2552	0.6539**	0.3612*	7.5238**	-0.6292**	-0.2544	0.6889**	0.3413*	0.3343
第36回	-0.7495**	-0.2325	0.6169**	0.3462*	0.4714**	-0.6392**	-0.1771	0.5974**	0.2790	0.4095*
第37回	-0.7504**	-0.3534*	0.6472**	0.3634*	0.4357*	-0.6262**	-0.1461	0.6622**	0.3455*	0.1602
統一地方選										
1971年	-0.5965**	0.2668	0.6215**	0.6187**	0.6671**	-0.4945**	0.3639*	0.6435**	0.6330**	0.5450**
1975年	-0.4067*	0.0181	0.7609**	0.6690**	0.6643**	-0.3364	0.0052	0.8062**	0.5516**	0.5374**
1979年	-0.5422**	0.0100	0.7267**	0.5443**	0.5502**	-0.4691**	0.0555	0.8090**	0.5099**	0.4434*
1983年	-0.6409**	0.0904	0.7561**	0.5471**	0.6289**	-0.5797**	-0.0339	0.7711**	0.5020**	0.2988

註) ** はそれぞれ有意水準1%及び0.1%であることを示す。

ツ曲線は45°線より上にあり、この3党の政党基盤が国会レベルでも地方議会レベルでも都市的地域に偏っていたことがわかる。保守系A党のロレンツ曲線は、衆院選・統一地方選ともに45°線より下にあり、政党基盤が農村的地域に偏っていたことがわかる。革新系のB党については衆院選農村的地域への偏りを強めてきたように見えるが、統一地方選ではほぼ中立的であったと判断される。

この関係を数量的に判定するために、ロレンツ曲線に基づき、ジニ係数を算出した。結果を表5に掲げる。

ジニ係数がマイナスの符号をとる場合は45°線より上方にロレンツ曲線が膨らんでいることを示し、プラスの場合は逆である。また、ジニ係数の値は偏りの程度を示す。したがって、プラスの場合は当該政党の得票や議席獲得が農村的地域に偏っていることを示す。

保守系A党は、衆院選・統一地方選ともにジニ係数の符号が正で、その値も最も大きい。対象とした期間において、保守系A党の政党基盤が一貫して農村的地域に偏っていたことがわかる。逆に、中道系のD党、E党及び革新系のC党の政党基盤は、一貫して都市的地域に偏っていたことがわかる。ところで、衆院選の革新系のB党については、ジニ係数の符号が正で、その値が次第に大きくなる傾向があったことが読み取れる。B党の政党基盤が農村的地域で強化されてきたか否かを判断するために、表6よりB党

表5 党派別得票、議席のジニ係数の推計

	得 票 (%)					当 選 議 席 (%)				
	A党	B党	D党	E党	C党	A党	B党	D党	E党	C党
衆議院選挙										
第33回	0.130	0.022	-0.312	-0.228	-0.253	0.120	0.034	-0.456	-0.303	-0.480
第34回	0.137	0.033	-0.213	-0.208	-0.158	0.130	0.041	-0.331	-0.285	-0.374
第35回	0.143	0.056	-0.328	-0.195	-0.212	0.142	0.078	-0.393	-0.249	-0.318
第36回	0.130	0.057	-0.308	-0.177	-0.194	0.124	0.074	-0.473	-0.224	-0.428
第37回	0.140	0.066	-0.325	-0.156	-0.194	0.140	0.048	-0.364	-0.209	-0.235
統一地方選										
1971年	0.076	-0.063	-0.241	-0.286	-0.228	0.052	-0.077	-0.250	-0.317	-0.246
1975年	0.077	-0.017	-0.230	-0.306	-0.193	0.048	-0.018	-0.281	-0.264	-0.273
1979年	0.094	-0.001	-0.258	-0.238	-0.252	0.068	-0.003	-0.299	-0.260	-0.222
1983年	0.097	0.003	-0.264	-0.240	-0.177	0.067	0.003	-0.270	-0.242	-0.162

註) 得票のジニ係数は総得票数(全国計)と議席のジニ係数は総議席定員(全国計)との間で積算した。

表6 衆議院選挙におけるB党地域別得票率の推移

グループ	得 票 率 (%)					議 席 率 (%)				
	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回
第1グループ	19.8	17.2	15.8	14.8	14.3	17.9	18.6	18.6	16.3	14.0
第2グループ	19.6	17.8	17.3	17.7	17.5	18.9	17.8	15.6	17.8	22.2
第3グループ	24.7	24.1	19.7	19.7	19.4	27.8	28.9	19.9	19.9	23.7
第4グループ	19.0	17.9	16.9	15.7	16.3	21.3	20.8	13.5	16.2	13.6
第5グループ	21.5	20.2	18.3	18.0	18.0	23.1	22.0	20.3	22.0	18.8
第6グループ	22.0	20.5	21.8	21.5	20.6	27.1	25.7	25.2	23.1	23.3
第7グループ	24.9	23.9	25.0	24.6	24.3	24.3	26.1	25.0	27.3	24.7
対前回選挙当選者増減 (人)						+28	+5	-16	0	+5

の衆院選における地域別得票率と議席率を見る。得票率は都市的性格が強い地域（第1，第2，第3グループ：以下，都市的地域と呼ぶ）で低下したが，農村的性格が強い地域（第6，第7グループ：以下，農村的地域と呼ぶ）ではほとんど変化していない。また，地域別得票率も，農村的地域では25%をはさんで上下しており，第6グループではむしろ低下傾向にあった。

これらのことから，革新系のB党のロレンツ曲線やジニ係数において農村的地域への偏りが強まったのは，都市的地域で，得票率や議席率が低下したため，農村的地域での得票数や議席数のウエイトが相対的に高まったことを反映しているに過ぎないと考えられ，農村的地域でB党の政党基盤が拡充されてきたとは言えないことがわかる。

逆に，保守系のA党は，表7に掲げるように，地域別得票率でみると，22議席（対前回選挙比）減少した1976年衆院選で，農村的地域が低下したものの，対象期間を通じて55%以上（第6グループ），60%以上（第7グループ）

表7 衆議院選挙におけるA党地域別得票率の推移

グループ	得 票 率 (%)					議 席 率 (%)				
	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回
第1グループ	29.6	29.9	28.5	33.3	32.4	33.3	32.6	30.2	34.9	32.6
第2グループ	28.8	21.0	21.2	27.2	23.3	32.4	24.4	24.4	26.7	20.0
第3グループ	38.6	36.0	40.4	43.9	40.3	41.1	39.8	41.2	51.5	41.2
第4グループ	52.2	39.1	46.7	51.5	45.6	63.9	43.4	51.4	59.5	50.0
第5グループ	56.6	50.3	55.0	56.7	50.3	65.4	57.6	55.9	61.0	54.2
第6グループ	56.8	51.2	55.5	59.6	56.1	61.7	57.4	59.2	66.7	58.0
第7グループ	58.0	53.0	59.2	62.0	60.0	68.9	60.9	65.9	70.5	62.9
対前回選挙当選者増減 (人)						-17	-22	-1	+36	-34

プ)を維持している。また地域別議席率では、34議席減(対前回選挙比)となった1983年衆院選においてさえ、農村的地域でほぼ60%程度を確保している。

なお統一地方選の革新系B党については、分析対象とした期間において、政党基盤の地域特性に偏りがなくなる傾向にあった。

以上を要約すると、以下の通りである。

- ①保守系A党は衆院選・統一地方選ともに農村的地域に基盤を持つ政党であった。
- ②革新系のB党は農村的地域で政党基盤を拡充したとは言えない。
- ③中道系のD党、E党及び革新系のC党は、衆院選・統一地方選ともに都市的地域に基盤を持つ政党であった。

3. 地域の就業構成と政党の得票構造

本節では、就業者の産業別構成と保守系A党の得票との関係を、特にA党が得票を確保するために第1次産業就業者に依存している程度について分析する。

1) 計測モデル

堀[1]に準拠し、計測モデルを以下のように設定する。

有権者は、就業の面からみれば第1次、第2次、第3次産業就業者(N_1 , N_2 , N_3)と就業していないもの(U)に分けられる。このうち、就業していないものを、投票行動からみて、各産業の就業者と同じ行動をとるグループ(n_1 , n_2 , n_3)に分けられるものとすれば、

$U = n_1 + n_2 + n_3$ となる。

保守系A党の得票(V)は、 β_i ($i = 1 \sim 3$)を各グループからの得票率とすると、

$$(1) \quad V = \beta_1 (N_1 + n_1) + \beta_2 (N_2 + n_2) + \beta_3 (N_3 + n_3)$$

と表される。

(1) 式を計測可能にするために、 n_i と N_i は比例関係にあると仮定して、 $n_i = k_i N_i$ ($i = 1, 2, 3$)とすると、(1)式の計測式は

$$(2) \quad V = \beta_1 (1 + k_1) N_1 + \beta_2 (1 + k_2) N_2 + \beta_3 (1 + k_3) N_3 + \varepsilon$$

と表される。

2) 計測結果

(2)式では、第2次産業就業者と第3次産業就業者との間に強い相関関係があるため、リッジ回帰により計測した。リッジ回帰では独立変数の共分散行列の対角要素に一定数を加えることになるが、この一定数の値については基準がないため、稲葉〔2〕に基づき推計値が安定するところで決定した。また、リッジ推定量は不偏推定量ではないが、真のパラメータのとりうる範囲がわかっている場合には適当な一定数を独立変数の共分散行列の対角要素に加えることによって、リッジ推定量は最小2乗推定量よりも予測2乗誤差が小さくなることが知られているので、確認のため、堀が行った有権者数の平方根の逆数をウエイトとする重みつき回帰もあわせて行った。

リッジ回帰の結果及び重みつき回帰の結果を表8と9に掲げる。両方法による推計値を比較すると、第1次産業就業者に関するパラメータについては、ほぼ同じ傾向を示しているので、第2次産業就業者と第3次産業就業者との間の強い相関が回避されるリッジ回帰の計測結果を採用する。ここで k_i は観察できないので、 β_i ではなく $\beta_i (1 + k_i)$ を計測していることに注意が必要である。

第37回衆院選を例として計測結果の意味を考える。第1次産業就業者及び同じ行動をとる就業していない者（通学者や家庭にいる主婦などの非労働力人口と完全失業者）が増えると、保守系A党の得票は1.68票増えることになる。これが第2次産業就業者や第3次産業就業者の場合は、それぞれ0.26票、0.18票の増加にとどまる。分析期間を通じてこの傾向は一貫しており、衆院選・統一地方選とも第1次産業就業者に係わるパラメータの推計値は、他産業就業者に係わるパラメータの推計値よりもほぼ1桁大きい。

保守系A党にとって、地域の第1次産業就業者の数が得票を確保する上で重要な要素となっていたと判断される。

ところで、計測結果からは $\beta_1 (1 + k_1)$ の大きさを規定しているのが β_1 なのか、 $(1 + k_1)$ なのか明瞭に判断できない。そこで β_1 の理論上の下限値を算出し、第1次産業就業者の影響力の大きさの下限値を他産業のそれと比較しておく。

表 8 得票関数の計測結果 (衆議院選挙)

独立変数	第 33 回		第 34 回		第 35 回		第 36 回		第 37 回	
	リッジ回帰	W L S	リッジ回帰	W L S	リッジ回帰	W L S	リッジ回帰	W L S	リッジ回帰	W L S
N ₁	1.021 (8.954)	1.203 (9.670)	1.195 (6.259)	1.223 (6.234)	1.533 (7.131)	1.582 (6.825)	1.521 (7.954)	1.548 (7.585)	1.680 (8.108)	1.956 (8.711)
N ₂	0.309 (12.064)	0.588 (4.289)	0.284 (5.226)	0.368 (2.095)	0.275 (6.382)	0.446 (2.652)	0.364 (7.615)	0.413 (2.793)	0.257 (8.506)	0.242 [*] (1.871)
N ₃	0.190 (9.973)	0.032 [°] (0.300)	0.209 (6.072)	0.175 ⁻ (1.502)	0.134 (5.464)	0.062 (0.622)	0.237 (8.754)	0.234 (2.666)	0.177 (11.153)	0.228 (3.187)
R ²	0.894	0.894	0.846	0.823	0.815	0.807	0.921	0.905	0.878	0.885

註 1) 従属変数：衆議院選挙 A 党得票 (票)

2) N_i：第 i 次産業就業者数 (20歳以上) (人)

3) 各年次のリッジ回帰の k は以下の通りである。k の値は推計値が小数点第 4 位で安定域に入る所で決定した。

回 次	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回
k	0.189	0.078	0.126	0.080	0.215

4) °° を除きパラメータはすべて 1 % 水準で有意。° は 10 % 水準で有意。° は 5 % 水準で有意。

表9 得票関数の計測結果(統一地方選挙)

独立変数	1971		1975		1979		1983	
	リッジ回帰	WLS	リッジ回帰	WLS	リッジ回帰	WLS	リッジ回帰	WLS
N ₁	0.837 (7.084)	0.807 (5.375)	1.307 (8.079)	1.221 (6.386)	1.286 (7.089)	1.389 (5.934)	2.046 (9.503)	1.916 (8.297)
N ₂	0.215 (7.410)	0.081° (0.508)	0.271 (5.376)	0.252° (1.410)	0.180 (6.641)	-0.047° (-0.267)	0.294 (4.582)	0.320 (2.296)
N ₃	0.265 (10.635)	0.447 (3.108)	0.246 (6.540)	0.287 (2.111)	0.175 (10.028)	0.371 (3.123)	0.181 (4.576)	0.185 (2.099)
R ²	0.851	0.859	0.887	0.868	0.802	0.822	0.897	0.897

註1) 従属変数: 統一地方選挙A党得票(票)

2) N_i: 第i次産業就業者数(20歳以上)(人)

3) 各年次のリッジ回帰のkは以下の通りである。kの値は推計値が小数点第4位で安定域に入る所で決定した。

年次	1971	1975	1979	1983
k	0.238	0.075	0.359	0.050

4) °-を除きパラメータはすべて1%水準で有意。°は10%水準で有意。

そこでまず k_1 のとり得る範囲について考えてみると、

$k_1 = n_1 / N_1 \leq (\sum n_i) / N_1$ であるから、 $\sum n_i < P_{20} - \sum N_i$ (但し P_{20} は20歳以上人口) を考えると、 $k_1 < (P_{20} - \sum N_i) / N_1$ となる。

また、 $B_i = \beta_1 (1 + k_1)$ であるから、 $\beta_i = B_i / (1 + k_1)$ 、 $\beta_i > B_i / [1 + \{ (P_{20} - \sum N_i) / N_1 \}]$ となり、右辺は k_1 の上限値による β_i の下限値を表すことになる。このような手続きで求めた β_i の下限値を表10に掲げる。第1次産業就業者のパラメータの大きさは、第36回衆院選を除き、下限値(この場合、表8及び9の第2次、第3次産業就業者に係わるパラメータは上限値となる)においても、他産業就業者のそれよりも大きく、保守系A党が得票を確保しようとする際には、第1次産業就業者の数自体が大きな影響力をもっていたと判断される。

4. 政党得票率と集票基盤

本節では、農業者の利益表出団体である農協や、県会議員・国会議員の集票能力と保守系A党の得票率の関係を分析する。

まず、農協の集票能力に関する指標であるが、農協の集票数は不可知であるので、次式により算出した指標を用いることとした。

表10 k_1 の上限値による β_1 の下限値の推計

	β_1	β_2	β_3
衆 院 選			
第33回	0.483	0.309	0.190
第34回	0.338	0.284	0.209
第35回	0.344	0.275	0.134
第36回	0.342	0.364	0.237
第37回	0.309	0.257	0.177
統一地方選			
1971	0.396	0.215	0.265
1975	0.370	0.271	0.246
1979	0.289	0.180	0.175
1983	0.376	0.294	0.181

註1) 修正は、 $\beta_1 / (1 + k_1)$ により行った。

2) k_1 は、下式により算出した。

$$k_1 = \frac{(20歳以上人口 - 第1次産業の20歳以上就業者数)}{\text{第1次産業の20歳以上就業者数}}$$

各年次の k_1 の値は以下の通り。

年 次	1970	1975	1980	1985
	2.113	3.537	4.451	5.441

農協集票対象率 = 農協組員数（正組員 + 準組員） / 有権者数

これは、「農協選挙の基本は組員の票固め」（立花〔4〕）にあるので、この票固めの対象となる組員数が有権者数に占める割合は、地域の総得票のうち、農協が票固めの対象とする票数を表すこととなる。100%の票固めは現実的でないとしても、組員数が多ければ多いほど、農協の集票力は増大すると考えたからである。

次に、県会議員及び国会議員の集票能力に関する指標については、統一地方選に関しては、直前の衆院選における保守系 A 党獲得議席率を、また、衆院選に関しては、県議会における保守系 A 党の議席率を用いることとした。ここでは、議会における政党議席率により、当該政党の選挙時の基礎票を固める能力を表す指標と考えている。

以上のように集票能力を表す指標を設定した上で、次のモデルにより計測を行った。

保守系 A 党得票率 = α

$$+ \beta_1(\text{農協集票対象化率}) + \beta_2(\text{保守系 A 党議席率}) + \epsilon$$

計測結果を表11及び12に掲げる。まずパラメータの有意性と符号条件から、1979年統一地方選のパラメータの有意性が低いものの、符号条件が正であることから、衆院選・統一地方選とも農協集票対象率は保守系 A 党の得票率を高める方向に影響したことが見てとれる。また、 β_1 と β_2 の大きさを比較すると、その影響力は、農協集票対象率の方が保守系 A 党議席率よ

表11 得票関数の計測結果 (衆議院選挙)

独立変数	第33回	第34回	第35回	第36回	第37回
β_1	0.703 (3.227)	1.144 (4.857)	1.295 (4.107)	1.200 (4.736)	0.996 (3.221)
β_2	0.602 (6.773)	0.441 (5.052)	0.380 (3.418)	0.393 (4.394)	0.454 (3.663)
R^2	0.687	0.648	0.518	0.614	0.520

註 1) 従属変数：衆議院選挙 A 党得票率 (%)

2) β_1 ：農協組織票対象化度に関するパラメータ；農協組合員数／有権者数

3) β_2 ：A 党影響力度；県議会 A 党議席数／県議会議席数

4) () 内は t 値。パラメータはすべて 1 % 水準で有意。

表12 得票関数の計測結果 (統一地方選挙)

独立変数	1971	1975	1979	1983
β_1	0.356** (1.829)	0.376** (1.844)	0.339* (1.535)	0.790 (2.469)
β_2	0.337 (4.064)	0.296 (4.521)	0.239 (3.605)	0.210 (2.282)
R^2	0.404	0.430	0.287	0.365

註 1) 従属変数：統一地方選 A 党得票率 (%)

2) β_1 ：農協組織票対象率に関するパラメータ；農協組合員数／有権者数

3) β_2 ：A 党議席率；衆議院 A 党議席数／衆議院議席数

4) 独立変数間の相関が高いため、リッジ回帰を行った。各年次のリッジ回帰の k は以下の通りである。

なお、k の値は推計値が小数点第 4 位で安定域に入る所で決定した。

年 次	1971	1975	1979	1983
k	0.091	0.139	0.287	0.000

5) () 内は t 値。*** を除きパラメータはすべて 1 % 水準で有意。

* は 10 % 水準で有意，** は 5 % 水準で有意であることを示す。

りも得票率に対して大きな影響を及ぼしたことがわかる。

5. ま と め

以上3節にわたる分析により得られた知見は次の通りである。

- ①農村的地域が保守系 A 党の政党基盤であった。
- ②保守系 A 党の得票確保には、第1次産業就業者が大きく貢献した。
- ③保守系 A 党の得票増大には、農協の集票能力が貢献した。
- ④これらのことは、衆院選・統一地方選に共通しており、かつ、分析対象期間を通じて一貫している。
- ⑤以上より、国政選挙においても地方議会選挙においても、農業部門は保守系 A 党の政党基盤として大きな役割を担っていたのであり、国の政策決定過程及び地方政府の政策決定過程の双方で、保守系 A 党が農業部門に利益誘導しようとするインセンティブが存在したことが確認された。

引用文献

- [1] 堀 要 「政治システムの実証分析」(能勢哲也・河崎俊二編著『地方財政政策の数量分析』多賀出版, 1988, pp. 71-75).
- [2] 稲葉弘道 【パソコンによる計量分析 経済分析のためのマイクロ AGNESS】 (財) 農林統計協会, 1987, pp. 59-63及び pp. 306-313.
- [3] 小林良彰 【計量政治学】成文堂, 1990, pp. 3-80.
- [4] 立花 隆 【農協巨大な挑戦】 朝日新聞社, 1980, p. 315.

参考文献

- [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. 1-24).
- [2] Henmi Kenzo, "Agriculture and Politics in Japan," in E.N. Castle and Kenzo Henmi ed., *U.S.-Japanese Agricultural Trade relations*, the Johns Hopkins University Press, Baltimore and London, 1982.
- [3] 広瀬道貞 【補助金と政権党】朝日新聞社, 1981.
- [4] 石川真澄 【データ戦後政治史】岩波書店, 1984.
- [5] 刈屋昭 【計量経済分析の基礎と応用】東洋経済新報社, 1992.
- [6] 三宅一郎編著 【合理的選択の政治学】ミネルヴァ書房, 1987.
- [7] 田平正典 「補助金の地域配分について」(能勢哲也・河崎俊二編著『地方財政政策の数量分析』多賀出版, 1988, pp. 185-216.