

# 二大政党制の実現を阻害する地方レベルの選挙制度

堀内 勇作  
名取 良太

## 概 要

1994年に衆議院議員選挙（以下、衆院選）制度改革が実施された当時、小選挙区制の導入によって二大政党制（少なくとも選挙区レベルでは2人の有力候補者が議席を争う状況）の実現が、将来的に期待された。しかし4回の選挙を経験した現在においても、小選挙区における有効候補者数は必ずしも2へと収束していない。先行研究においては、その要因を解明する上で、新しく導入された選挙制度が比例代表制を並立させた制度であることの戦略的帰結に焦点を当ててきた。

これに対して本論文では、地方レベルにおける選挙制度の効果に焦点を当てる。都道府県議会議員選挙（以下、県議選）では、定数1~18の単記非移譲型選挙制度が採用されている。このため、地域によっては衆院選の選挙区と県議選の選挙区の定数の間に不均一が生じることになる。衆議院議員と都道府県議会議員の戦略的相互関係を仮定する限り、この不均一は、衆院選の小選挙区における政党間（候補者間）競争に影響を及ぼすであろう。具体的には、県議選の選挙区定数が多いほど県議選の有効候補者数が多くなり、その結果、衆院選の有効候補者数も増加すると考えられる。本論文では、同仮説を演繹的に導出した上で、衆院選の選挙区別集計データを用いて同仮説の妥当性を検証する。

キーワード

選挙制度改革, 並立制, 都道府県議会議員選挙,  $M+1$ の法則, 空間競争モデル

## 1. 先行研究

単純小選挙区制の下では、政党は議席獲得（および過半数確保）を目指して他党と選挙協力を行ったり、当選確率の低い潜在的候補者を撤退させたりし、一方で有権者は、自らの票が死票にならないよう戦略的投票を行なうとされる。その結果、少なくとも選挙区レベルにおいては、二人の有力候補者が議席を争うことになるとされる。Duverger (1963), Reed (1990), Cox (1997) 等によって提起されたこの議論に従うならば、小選挙区制の

下ですでに4回の選挙が実施された日本の衆院選においても、選挙区レベルの有効候補者数は2に収束するはずである。しかし、この「デュベルジェ均衡」、あるいは「M+1の法則」は、必ずしも実現しているとはいえない。

このことを示しているのが、表1と図1~4である。表1は、選挙制度改革後に実施された衆院選（1996年、2000年、2003年、2005年）毎の、有効候補者数の基本統計量を示している。また、それぞれの選挙の有効候補者数の分布を示したものが図1~4である。尚、有効候補者数は、先行研究において最も多用されている Laakso = Taagepera (1979) 指数を用いている。

まず、選挙毎の有効候補者数の平均値は、1996年から2003年までは、2.952人、2.767人、2.405人と低下傾向にあったが、2005年（2.399人）は2003年の平均値とほぼ同じであった。有効候補者数の分散も、1996年の0.567に対して、2003年には0.165まで低下したが、2005年も0.131となり低下傾向に歯止めがかかっている。有効候補者数が2.5を超える選挙区の数も、1996年（190選挙区）から2003年（94選挙区）までの間に半減したが、2005年（76選挙区）は、2003年に対して減少幅が小さくなっている。以上のことから、衆院選の有効候補者数は、小選挙区制を導入した当初に比べれば、平均値も分散も低下しているが、3回の選挙が実施された2003年の時点で、すでに均衡状態に近くなっていたことが分かる。ここで強調すべきは、有効候補者数が、「デュベルジェ均衡」、あるいは「M+1の法則」が予想する2ではなく、2.4程度で下げ止まっている点である。

それではなぜ、小選挙区制を導入したにも拘らず、有効候補者数が2へと収束していないのであろうか。その要因として、これまでの研究では、新しく導入された選挙制度が比例代表制と並立した制度であり、且つ、二つの制度が密接に関連していることに注目してきた。例えば鈴木（1999）は、重複立候補制と惜敗率に基づく議席配分方法が、有権者に対しては小選挙区での当選確率が低い候補者に投票するインセンティブを与え、政党に対しては小選挙区での当選確率が低い候補者を参入させるインセンティブを与えると指摘する。しかし鈴木（1999）の議論では、「全ての政党が全ての選挙区に候補者を擁立しているわけではない」という事実を十分に説明できない。もし、小選挙区の候補者に重複立候補させることが比例区における得票最大化に貢献するのであれば、各政党は、少なくとも名簿を提出している比例区に含まれる全小選挙区に候補者を立て、全候補者を比例区における重複

表1 衆院選有効候補者数に関する基礎統計

選挙年	度数	平均値	標準偏差	分散	最小値	最大値
1996年	300	2.952	0.753	0.567	1.348	6.931
2000年	300	2.767	0.685	0.469	1.378	5.354
2003年	300	2.405	0.406	0.165	1.230	3.598
2005年	300	2.398	0.362	0.131	1.709	3.768

図1 1996年衆院選小選挙区有効候補者数のヒストグラム

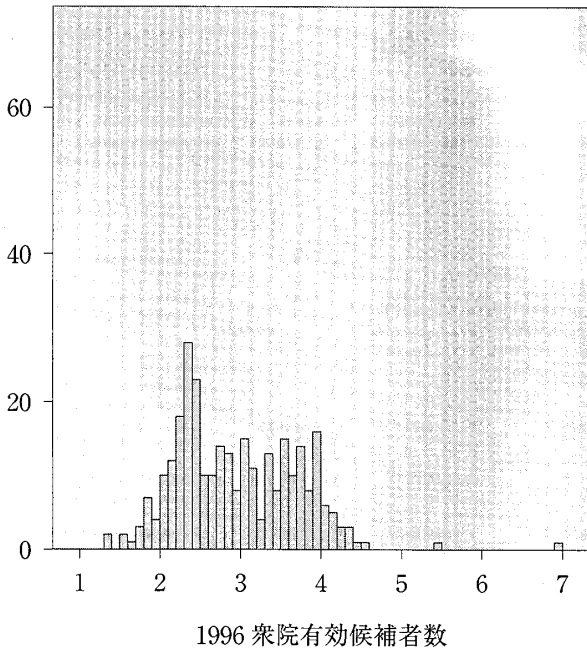


図2 2000年衆院選小選挙区有効候補者数のヒストグラム

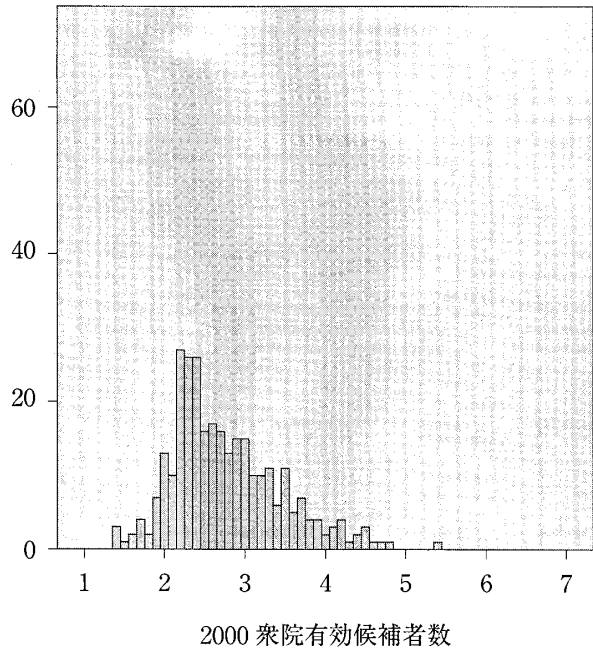


図3 2003年衆院選小選挙区有効候補者数のヒストグラム

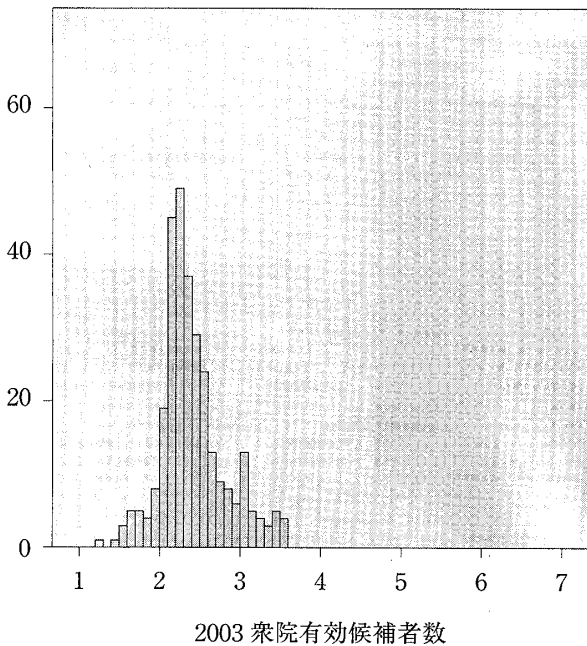
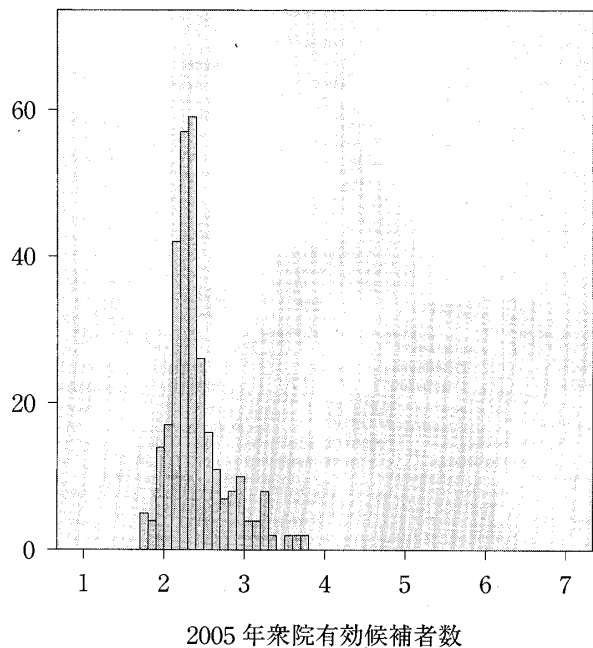


図4 2005年衆院選小選挙区有効候補者数のヒストグラム



一位に順位付けることが、最も合理的な戦略になるはずである。

現実にもそのような状況が生じていない理由として、リード（2003）は、政党の戦略を左右する別の要素（他党との選挙協力によって得られるベネフィット等）が存在すると指摘する。しかしリードは、重複立候補と比例区得票の正の相関関係を実証的に示しているが、小政党が（重複）候補者を擁立するか否かを左右する戦略的要素について、変数の特定化

による検証を行っていない。リードは、「社会科学では動機の強度を比較できる方法がまだ開発されていない」（2003, 10 ページ）ことから、政党がどのような条件において小選挙区に候補者を擁立させるのかについては、実証的に分析することができないと議論する。

すなわち、これらの先行研究は、政党が候補者を擁立した状況を「所与」とした上での分析なのである。言い換えると、候補者擁立の決定メカニズムを分析するものではない。したがって小政党が小選挙区に立候補者を擁立する（あるいは有力な無所属候補者が立候補する）条件、つまり選挙区レベルの候補者数が2に収束することを阻害する条件については、理論的にも実証的にも、未だ明らかにされていないのである。

これに対し我々は、県議選の選挙制度が衆院選の政党間（候補者間）競争に重要な影響を与えると考える。冒頭で述べたように、県議選は小選挙区と中選挙区の混合制であり、約3分の2の選挙区において（定数が2以上の）中選挙区が採用されている。したがって、県議選における有効候補者数は、県議選の選挙区の定数に応じて、地理的な「ばらつき」があると考えられる。より具体的には、「M+1の法則」に従えば、県議選の定数が2以上の選挙区においては三人以上の有力候補者が存在し、それ以外の県議選の小選挙区では、二人の有力候補者が存在することが予想される。表2は、県議選における定数別の有効候

表2 県議選定数別有効候補者数および市区町村数

定数	1993～1996年に 実施された県議選		1997～2000年に 実施された県議選		2000～2003年に 実施された県議選	
	候補者数	市区町村数	候補者数	市区町村数	候補者数	市区町村数
1	1.480	1,130	1.500	1,175	1.453	1,250
2	2.702	1,088	2.799	1,046	2.693	982
3	3.805	641	4.034	666	4.049	671
4	4.818	290	5.048	242	4.743	214
5	5.755	104	6.211	121	6.303	103
6	7.250	45	7.553	46	7.433	44
7	8.755	19	8.032	21	8.241	11
8	9.516	13	10.099	13	9.651	21
9	9.843	11	10.967	10	10.549	9
10	11.222	10	11.687	11	11.149	9
11	13.559	5	13.101	5	13.103	5
12	12.773	6	12.672	6	12.033	6
13	14.562	5	14.808	5	14.217	4
14	15.268	3	16.130	3	15.153	4
15	16.947	3	17.649	3	17.681	2
16	16.082	1	18.547	1	18.516	1
17	21.516	9	23.827	7	21.634	7
18	18.772	2	21.994	2	19.289	2
合計	3.086	3,385	3.187	3,383	3.037	3,345

注) 統一地方選挙は1995年、1999年、2003年に実施された。

補者数（及び市区町村数）を示したものであるが、上記予想のとおり、定数が増えるほど有効候補者数も増加する傾向があることが分かる。

我々は、この県議選の有効候補者数の地理的な「ばらつき」が、衆院選における小選挙区レベルにおける候補者擁立の戦略的要素を決定づけていると考える。

## 2. 理論モデル

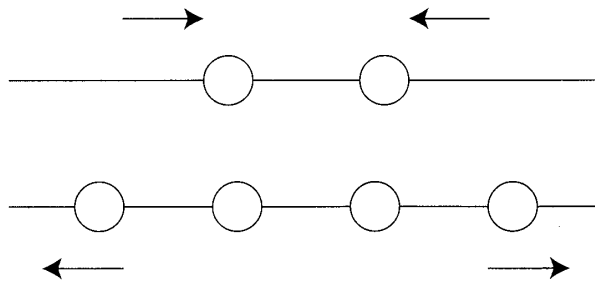
では、県議選の有効候補者数が衆院選の候補者数にどのような影響を及ぼすと考える理由は何か。この問いに答える上で、まず、同一地域における衆院選と県議選の定数が一致している（つまり1である）場合を考えてみる。このケースでは、衆院選においても、県議選においても、二人の候補者（政党）が議席獲得を目指して競争し、国と地方のレベルの政党間（候補者間）協調は比較的容易に実現されると予想される。つまり、同地域では、(1)二つの政党が存在し、(2)各政党が国と地方のレベルにそれぞれ候補者を一人ずつ擁立し、(3)同じ政党の（国と地方の）候補者は互いに選挙協力をする、と考えられる。しかし、県議選で中選挙区が採用されている地域、つまり、衆院選と県議選の選挙区定数が一致しない地域では、国と地方のレベルの政党間（候補者間）関係は複雑になり、その結果、衆院選の小選挙区における政党の候補者擁立条件が変化することが予想される。

この点を検討する上で、コックスが提示している、選挙区の定数が  $M$  である場合の  $M+1$  人の候補者による政策空間競争モデル (Cox 1997, 228-230 ページ) は示唆に富む。通常、空間競争モデルでは、有権者の選好が 0 から 1 の一次元政策空間上に一様分布し、各候補者は当選確率を最大にするように政策位置を決定すると仮定される。その仮定の下で、定数が 1 である場合には、ホテリングやダウンスが指摘するように、2 人の候補者が「中位投票者」にとっての最適位置に立つことが均衡解であるとされる。しかし、定数が 2 以上である場合、 $M+1$  人の候補者数が中位投票者の最適位置を選ぶことは各候補者にとって必ずしも合理的ではなくなる。つまり、 $M=1$  の場合は 2 人の候補者が同一の政策位置（中位投票者の最適位置）に近づこうとする「求心的」誘因が働く一方、 $M>1$  の場合は、 $M+1$  人の候補者が互いに一定の政策距離を維持しようとする「遠心的」誘因が働くことになる（図 2）。

より具体的には、コックスは、選挙区の定数が大きくなるほど政策次元上の両端にいる候補者の政策位置の最大幅が拡大する一方で、各候補者は最も近くに位置する別の候補者との政策位置の差を極端に広げないように自らの政策位置を調整する、と議論する。このモデルに従うのであれば、衆院選の候補者の政策位置（中位投票者の最適位置）と県議選

図5 定数と政策位置の関係（コックスモデル）

M=1 求心的誘因



M>1 遠心的誘因

の候補者の政策位置の「差」は、平均的には、県議選の定数が増えるほど拡大することになる。

同モデルにおいては、国と地方のレベルの選挙の選挙区定数が各レベルの選挙競争に対してのみ影響を与えると、暗黙の内に仮定されている。この仮定が妥当であれば、つまり衆院選における政党間競争に対して県議が全く関与していないのであれば、衆院選の小選挙区における候補者数と候補者の政策位置は、（比例代表制と並立した制度であることの効果を除けば）ホテリング＝ダウنز＝コックスモデルで予測される結果になるであろう。

しかし、日本政治に関する多くの先行研究は、国と地方の政治が全く独立しているという仮定が妥当でないことを十分に示している（井上 1992, 谷口 2004）。実際、地方議員（あるいは将来の候補者）は、衆院選において特定の候補者や政党を支持し、衆院選に積極的に関与している。その一方で、地方選挙の際には、衆院選の政党および当選議員（あるいは将来の候補者）から、選挙活動に必要な資金的、人的な支援を受けている。そのような戦略的相互関係がある場合には、県議選の定数の増大の帰結として予想される、(1)県議選の候補者数の増加、および(2)衆院選と県議選の候補者の政策位置の平均的距離の拡大は、衆院選の小選挙区における政党間（候補者間）競争に影響を及ぼすであろう。

この点を、例に沿って考えてみることにする。まず、ある県議にとって、政策空間の右端から 20% のところに位置することが、自らの（県議選での）当選確率を最大化させる最適位置であるとしよう。また、同県議は、衆院選の小選挙区では、だれか一人に対する支持を表明しなくてはならないとする。もし、同県議が 50% の位置にいる衆院選の候補者を支持すれば、「30% ポイント」の違いを有権者に対して表明することになる。しかし、この差があまり大きくなると、同県議は次回の県議選で票を失うことになりかねない。なぜならば、県議選における自らの政策位置とは異なる政策位置にいる衆院選の候補者を支持することで、有権者に対する（自分が県議選で表明した 20% という）政策提示の信憑性が低くなるからである。したがって、次回選挙での再選を追求する県議は、そうした非

難を回避するために、なるべく20%に近い政策位置にいる（衆院選における）第三の候補者を擁立する誘因をもつであろう。また、衆院選の政党（特に小政党）にとっても、20%に近い位置にいる県議を中心とした支持基盤を得ることで一定の得票を見込めるのであれば、同位置に候補者を擁立するインセンティブをもつであろう。なお、日本の選挙制度改革（中選挙区制から小選挙区制への以降）によってもたらされた政治的状况は、三人以上いる（潜在的な）候補者の中から二人へと絞り込むというものであるため、第三の候補者を擁立することは、新たな候補者の「参入」を促すというよりも、既存の候補者の「退出」を阻止する行動であると想定する方が適切であろう。

以上の理論モデルから、国政選挙における小選挙区制は、たとえ比例代表制を並立していなくても、地方選挙において小選挙区制が採用されていない限りは、有効候補者数が2に収束するというデュベルジェ均衡が実現されないと予測される。

それでは実際に、県議選における選挙区定数は、候補者の分布にどのような影響を及ぼしているのだろうか。表3は、県議選の選挙区定数が増えるに従って、自民党候補者比率（自民党候補者数の候補者総数に対する割合）が低下していることを示している。

選挙時に無所属を表明して（実質的には）自民党の候補者が存在することと、定数の多い選挙区にある市区町村のサンプル数が少ないことは、十分に留保する必要がある。しかし、同表は、定数が増えるほど、自民党以外の候補者の退出が起こりにくいことを、ある

表3 県議選定数別 自民党候補者割合

定数	平均値	分散
1	0.542	0.169
2	0.500	0.089
3	0.473	0.052
4	0.429	0.032
5	0.351	0.020
6	0.243	0.012
7	0.306	0.011
8	0.319	0.017
9	0.345	0.014
10	0.320	0.021
11	0.279	0.005
12	0.410	0.011
13	0.303	0.013
14	0.452	0.010
15	0.270	0.001
16	0.340	0.000
17	0.410	0.005
18	0.298	0.003
合計	0.492	0.104

程度は示していると言えよう。

つぎに表4は、定数が多い（5以上の）県議選挙区に属する市区町村を含む衆院選の選挙区名一覧である<sup>1)</sup>。仮に、我々の理論モデルが正しかったとしても、定数が多い県議選挙区にある市区町村を含む衆院選挙区数が少なければ、衆院選全体に与えるインパクトは弱いだろう。しかしながら、定数5以上の県議選定数をもつ市区町村を含む衆院選挙区数は、300の小選挙区のうち125選挙区にも達している<sup>2)</sup>。したがって、衆院選挙区と県議

表4 県議選定数5以上の市区町村を含む衆院小選挙区一覧

北海道6区	東京5区	愛知10区	山口4区
北海道8区	東京6区	愛知15区	徳島1区
北海道10区	東京8区	三重1区	徳島2区
青森1区	東京9区	三重2区	香川1区
青森3区	東京10区	三重3区	香川2区
青森4区	東京11区	滋賀1区	愛媛1区
岩手1区	東京12区	滋賀3区	愛媛3区
岩手2区	東京13区	滋賀4区	高知1区
宮城1区	東京16区	京都2区	高知2区
宮城2区	東京17区	京都3区	福岡9区
秋田1区	東京24区	京都4区	福岡10区
秋田3区	神奈川11区	大阪8区	佐賀1区
山形1区	神奈川12区	大阪10区	長崎1区
福島1区	神奈川14区	大阪11区	長崎2区
福島2区	神奈川16区	大阪13区	長崎4区
福島5区	新潟1区	大阪16区	熊本1区
茨城1区	富山1区	大阪17区	熊本2区
茨城5区	富山3区	兵庫7区	大分1区
栃木1区	石川1区	兵庫8区	大分2区
栃木4区	福井1区	兵庫11区	大分3区
栃木5区	福井2区	奈良1区	宮崎1区
群馬1区	山梨1区	奈良4区	宮崎2区
群馬4区	山梨3区	和歌山1区	宮崎3区
埼玉1区	長野1区	鳥取1区	鹿児島1区
埼玉2区	長野2区	鳥取2区	鹿児島2区
埼玉5区	岐阜1区	島根1区	沖縄1区
千葉4区	静岡1区	岡山1区	沖縄2区
千葉5区	静岡4区	岡山2区	沖縄3区
千葉6区	静岡5区	岡山4区	沖縄4区
千葉7区	静岡7区	広島5区	
東京3区	静岡8区	広島7区	
東京4区	静岡9区	山口3区	

1) 衆院選の区割りと県議選の区割りは、一致していない。一般的に、一つの衆院選挙区には、複数の県議選挙区が含まれ、一つの県議選挙区には複数の市区町村が含まれる。

2) この125という数値は、1996、2000、2003年選挙において、一度でも定数5以上の県議選挙区内にある市区町村を有したことがある選挙区の数であり、延べ数ではない。



選挙区間の定数の相違は、衆院選全体の選挙結果にも強いインパクトを与えると考えられる。

次節では、回帰分析を行い、より厳密にモデルの妥当性を検証する。

### 3. 仮説と分析結果

前節における理論展開を踏まえて、本節では以下の仮説を検証する。

「県議選の有効候補者数が多いほど、衆院選における有効候補者数が増える。」

従属変数は、衆院選の有効候補者数で、メインの独立変数は、県議選の有効候補者数(対数値)である。

検証においては、衆院小選挙区別に集計した衆院選データと県議選データを使用した。分析の対象とする衆院選は、1996年、2000年、2003年の選挙であり、それぞれの衆院選に対して直近の県議選のデータをマージした。1996年衆院選には1995年の、2000年衆院選には1999年、2003年衆院選には2003年の統一地方選挙データが対応している。ただし、茨城県、東京都、沖縄県は統一選とは異なる日程で選挙を実施しているため、それぞれについて直後の衆院選データとマージさせた。県議選における有効候補者数については、県議選における市区町村別有効候補者数を衆院選挙区における市区町村別有権者数の割合で加重平均することにより、衆院選挙区レベルに再集計しなおしている。

分析では、衆院選の実施年固有の効果をコントロールするために、新選挙制度の下で最初に実施された1996年衆院選をベースカテゴリーとして、2000年衆院選ダミーと2003年衆院選ダミーをコントロール変数に含めた。衆院選の有効候補者数が、新選挙制度の下での選挙が繰り返されることで少なくなっていることから、二つのダミー変数はマイナスの値となり、その絶対値は2003年ダミーの方が大きくなると予想される。

選挙年固有の影響だけでなく、選挙区固有の影響も考えられることから、選挙区固定効果を含むモデルと含まないモデルも推定した。固定効果を含むことで、選挙区固有の政治的要因のみならず、経済、社会、人口、地理的な要因も、(分析対象期間内で、選挙毎に一定である限りは)ある程度はコントロールできる。

選挙年固有の影響と選挙区固有の影響以外にも、(県議選実施時点における)次の衆院選の有効候補者数の「予想」も、実際に観測された衆院選の有効候補者数に影響を与えるのみならず、県議選の有効候補者数にも影響を与えるであろう。予想される衆院選候補者数が多ければ、県議選においても、 $M+1$ 以上の候補者が擁立される可能性があるからである。この影響を無視した上で回帰分析を行おうとすると omitted variable bias が発生す

表5 分析結果

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
	OLS	2 SLS	OLS	2 SLS
県議選有効候補者数 (対数)	0.235 (4.18)	0.831 (8.47)	0.141 (1.04)	0.783 (2.36)
2000年選挙ダミー	-0.192 (-5.35)	-0.211 (-5.76)	-0.190 (-5.30)	-0.209 (-5.68)
2003年選挙ダミー	-0.546 (-14.14)	-0.542 (-13.82)	-0.560 (-14.57)	-0.558 (-14.35)
選挙区数	900	900	895	895
選挙区固定効果	含まない	含まない	含む	含む
F値	74.11	86.77	77.53	74.47

注) 括弧内は、選挙区をクラスターとする頑健標準誤差に基づくt値。

るが、一方で、コントロールすべき「従属変数の予想値」は観測不可能である。そこで、この方法論的問題を回避するために、県議選における「無投票ダミー」および「統一地方選挙ダミー（統一地方選挙において選挙を実施したか否かを示す変数）」を操作変数とする二段階最小二乗法（2 SLS）に基づく推計をも行った<sup>3)</sup>。同操作変数は、県議選での有効候補者数に対して負の影響を与えるが、衆院選の有効候補者数に対しては、県議選での有効候補者数を通じた影響以外の直接の影響は無いと考えられる。

なお、すべての回帰分析においては、各年各選挙区内の標本が必ずしも独立ではないことを考慮し、300の選挙区をクラスターとする Huber/White/sandwich 頑健標準誤差 (robust standard errors) を用いた。

表5は分析結果である。まずモデル1は通常の OLS による分析結果を示している。ここでは、選挙の繰り返しによる影響を考慮してもなお、県議選有効候補者数（対数）が、衆院小選挙区レベルの有効候補者数にプラスに有意な影響を与えていることが分かる。操作変数を用いて推定したモデル2も、県議選の有効候補者数の影響はプラスで有意である。

選挙区固有の影響をコントロールしたモデル3とモデル4では、OLSはプラスで非有意であるが、2 SLSではプラスで有意である。最もバイアスのレベルが低いと考えられるモデル4において、プラスで有意な影響が出ていることから、選挙区定数に起因する県議選の有効候補者数が、衆院選の小選挙区における有効候補者数を増大させるとした我々の仮説は検証されたといえよう。なお、モデル4の操作変数の妥当性は、f検定と Hansen-Sagan 検定によって確認されている。

3) 県議選が無投票であったか否かを示す変数も、衆院選挙区別に再集計されているため、市区町村別衆院選当日有権者数で加重平均したデータを基に作成した。

## 4. 結論

本論文では、国と地方のレベルの選挙制度（具体的には選挙区定数）が不均一になることで、小選挙区制におけるデュベルジェ均衡が阻害されることを、地方議員の合理的行動から導出された理論モデルと、選挙区レベルに整備されたデータを用いた実証分析によって主張した。従来の研究が衆院小選挙区において政党が候補者を擁立する動機について十分に説明できなかったのに対し、その点を十分に説明しているという点において、また、並立制という制度設計に拘わらず、単純小選挙区であっても、地方レベルの選挙制度との不均一があればデュベルジェ均衡が阻害されることを示したという点の両方において、本論文は、選挙制度研究に重要な問題を提起しているであろう。

政党システムは、その国の政治過程のあり方に影響を及ぼす。したがって、その政党システムを規定する選挙制度の設計は、きわめて重要な意味を持つ。本論文の分析結果は、（国と地方のレベルの政治的依存関係が強い日本ではなおさら）国レベルだけでなく、地方レベルまでを総合的に捉えなければ、期待するような制度改革の結果がもたらされないことを示唆している。今後行われうる選挙制度改革においては、この点を考慮した設計が求められよう。

### 備考

本稿は、2005年度日本政治学会で報告した論文を加筆修正したものである。

### 参考文献

- 井上義比古（1992）「国会議員と地方議員の相互依存力学～代議士系列の実証研究」、『レヴァイアサン』10, 133～155頁。
- スティーブン・R・リード（2003）「並立制における小選挙区候補者の比例代表得票率への影響」、『選挙研究』18, 5～11頁。
- 鈴木基史（1999）「衆議院新選挙制度における戦略的投票と政党システム」、『レヴァイアサン』25, 32～51頁。
- 谷口将紀（2004）『現代日本の選挙政治』東京大学出版会。
- Cox, Gary W. 1997. *Making Votes Count: Strategic Coordination in The World's Electoral Systems*. New York: Cambridge University Press.
- Duverger, Maurice. 1963. *Political Parties*. New York: Wiley.
- Laakso, Markku, and Rein Taagepera. 1979. "The Effective Number of Parties: A Measure with Application To Western Europe." *Comparative Political Studies* 12(1): 3-27.
- Reed, Steven R. "Structure and Behaviour: Extending Duverger's Law to the Japanese Case." *British*

特集 選挙制度改革後の政党政治

*Journal of Political Science* 20(3), 1990, Pp. 335-356.