

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

——構造改革特区を題材に——

川上 泰彦*・橋野 晶寛**

1. はじめに

本稿の目的は、自治体レベルで教育政策に関与する各アクターの関係と、その行動を枠付ける制度的要因に着目し、自治体はどのような条件のもとで新規教育政策の導入を行うのかを明らかにすることである。論文の構成は以下の通りである。本節では先行研究を批判的に検討し、政策過程におけるアクター間関係と制度的要因の重要性を指摘する。2節では仮説を述べ、3節で対応した変数を設定する。4節では計量分析によって仮説検証を行い、5節で結論として自治体教育政策過程が、自治体内の諸アクター間関係と外生的制度に制約されていることを述べる。

地方分権一括法の成立と施行を一つの契機として、規制緩和の諸政策が進められた結果、政策を立案・実施するための環境は変化し、自治体レベルでも多様な教育政策が見られるようになった。この傾向は都道府県レベルに限定されるものではなく、市区町村レベルでも少人数学級・少人数指導、自治体独自のカリキュラムや教材の作成、学校選択制度といった施策が導入されている。

これら地方や国における教育政策の決定・実施を総合的に扱った先行研究では新堀・青井〔編〕(1983)が、また基礎自治体(市)に焦点を当てた政策研究では熊谷(1975)等が挙げられる⁽¹⁾。しかし時代的な制約もあって、国・地方双方の教育政策過程が主に「文部省(首長・教育委員会(以下教委))と日教組(地方教組)」といった構図で説明され、それ以外の(特に自治体内の)諸アクターについて十分な説明が行われないという限界を持っている。また最近、自治体における特定のアク

*東京大学大学院 **東京大学大学院

ターに着目し、その影響力から地方の教育政策過程を説明するという研究も登場している。例えば加治佐(1998)は教育長や教育委員の、白石ほか(1995)⁽²⁾や村上(2001)は議会や議員の影響力に着目しているほか、青木(2005)は首長の影響力を中心に自治体の教育政策過程を分析している。さらに堀ほか(2003)や加治佐(1998)は、特徴ある教育施策を実施するために要求される行政能力として、自治体や教委事務局組織の規模に着目し、自治体における教育政策過程の解明を試みている。

しかしこれらは、以下の2点において考慮すべき要素を残している。第1の考慮すべき点とは、アクター間の関係である。先行研究の多くは「どのアクターがより強い影響力を発揮するのか」という点に焦点を当てているが、こうした問いが成立するには、政策過程の場が独立した多元的なアクターから成ることが前提となる。したがって何らかの要因によってアクター間で相互依存的な関係がある場合、政策過程を個々のアクターの影響力に還元することは難しい。

政治学では曾我・待鳥(2001)が都道府県レベルの再分配政策を題材に、自治体の二代表制における首長と議会の相対的な影響力の優位を析出しようとしている。しかしそこでは、首長と同一会派の議員が議会で少数派となる「分割政府」において、首長の選好に沿った政策実施が抑制されることが明らかにされ、首長と議会というアクター間関係の及ぼす影響が示されている。また河村(1998, 2001)や名取(2003)は、二代表制下で制度的には首長の強い権限が担保されているものの、政党の首長選挙への支援や議会運営への協力、役職人事への同意などを通じて、議会は首長から譲歩を引き出しているという相互依存的な関係を仮説的に提起している。これらを踏まえると、個々のアクターの性質ではなく、アクター間関係における融合・分離の程度に着目する分析戦略の方が、より建設的であると言えよう⁽³⁾。

上述のアクター間関係の指摘は、比較的明確な選好に従って行動する政治アクターのみならず、相互交渉を経て合意形成に至る非政治アクターにも該当する。非政治アクターについては、ネットワークの作用による合意形成や同質化が指摘されている。Granovetter(1985)は、多くの個人や組織の行動が相互の関係から構成されるネットワークに埋め込まれていることを主張し、ネットワーク内で情報の流通や規範の共有が進む結果、構成員の逸脱が抑制され、同質化が進むことを説明している。これを自治体の教育政策過程に敷衍すると、具体的な非政治アクターとしては校長(会)と教委が挙げられる。校長(会)や教委では、どの自治体でも共通した手続きとルールで政策を決定する首長や議会と比べ、曖昧なルールの下で合意形成が進められる。そのため、自治体内における校長間のコミュニケーションの態様が

教育政策の導入過程におけるアフター間関係と制度

異なるということは、校長や教委の合意形成にも影響が現れる可能性があることを意味し、自治体の規模（校長数）はこのコミュニケーションの態様に影響を及ぼすと考えられる。すなわち、各自治体における校長のネットワーク（校長会）の規模は学校数に応じて変化するため、校長会内のコミュニケーションや、教委と校長会のコミュニケーションの態様はこの変化の影響を受けると考えられるのである。

こうしたネットワークの性質を示す重要な要素が、ネットワークの「密度」である。若林（2003）はネットワークの構造特性を、個々のつながり（紐帯）の強さとネットワーク全体の密度という2つの面から捉え、個々のつながり（紐帯）が強く互酬的になれば価値や行動様式を同質化する圧力が高まり、相互の価値共有や信頼が高まることを示したほか、情報がよく流通するようなネットワークに個人や組織が属すると、各行為者の能力や活動に対する情報が流通しやすいために行動の計算可能性が高まり、信頼が強まりやすいということを示している。

そして第2の考慮すべき点とは、制度的要因である。法制度、慣習、組織フィールドを組織の態様やアクターの行動を規制する外生変数として規定する社会学的新制度論に依拠すれば⁽⁴⁾、政策過程において制度が諸アクターに与える影響は看過できない。教育政策過程では特有の非政治アクターとして、教委や校長が関与していることは上述の通りだが、その配置や転任の状況は人事権者である都道府県⁽⁵⁾ごとに多様である。これは高橋（1992）が指摘するように、都市部と郡部（および僻地と非僻地）の交流や教員構成の適正化といった、教員の人事行政で考慮すべき条件が都道府県によって異なるためである。また中村・岡田（2001）が指摘するように、毎年の異動に際して生じる調整作業を無定量に拡大させないため⁽⁶⁾、各都道府県は教員が異動する地理的範囲等について慣習を形成している。したがって、先述のネットワークの「密度」との関連で言えば、この制度化された慣習（異動範囲の大小や異動サイクルの長短）は自治体で校長と教委が構成するネットワークの安定性・流動性の程度を規定すると考えられ、ネットワーク密度とそれを用いたコミュニケーション、さらには合意形成を規定する制度的変数と位置づけることができる。

また都道府県教委は教職員の人事権者であるため、校長等の教員人事だけではなく、教委に勤務する専門的職員（指導主事）の配置にも関与している。指導主事は都道府県と市町村の双方に配置され、教委事務局において教育政策の具体的な立案に関与するほか、学校への指導等を通じた政策の実施機能も担っている。ただし、それぞれの都道府県教委や市町村教委に配置できる指導主事数については、教員数のような強い基準がなく、指導主事の配置状況は（政策的な変更の余地はあるもの

の) 基本的に各自治体の慣習に依っている。都道府県別にみても、後述のように都道府県が採用・設置する指導主事数と市町村の採用・設置する指導主事数の比率にはばらつきがある。したがって、指導主事による教育政策の企画・実施能力や学校への指導能力が都道府県に集中しているのか、それとも市町村に分散しているのかは、こうしたばらつきに応じて多様であると考えられ、都道府県を単位とするもう一つの制度的変数を構成している。

2. 仮説

以上のような先行研究の検討を踏まえ、本稿では自治体による教育政策の採用を説明するものとしてアクター間関係と制度的変数に着目し、それぞれについて次のような仮説を設定する。

アクター間関係については、まず自治体レベルの政策過程一般を説明する政治アクターとして首長－議会関係に着目し、「首長－議会間の分離的關係は、両者の政策選好を大きく隔て、結果として現状の変更（新規政策の導入）を困難にする」という仮説を設定する。教育領域の政策過程では制度上、教委（教育長）が決定に関与するため、首長と議会はアジェンダ設定や監視の役割を負う。これらの役割は議会での質疑や教委（教育長）との日常的な接触によって果たされることが多いが、こうした行動に際して複数の政治アクターが互いに異なる方向性を示し、政策選好に一体性を欠く場合、現状変更よりも現状維持に傾く可能性が高いと予想される。ただし、首長と議員の間で政策選好が近い場合でも、現状変更がなされる「余地が拡大する」に留まるため⁽⁷⁾、ただちに現状変更がなされるとは言い難い。

また教育政策に特有の非政治アクター間関係として校長と教委に着目すると、自治体内の校長数（＝学校数）が増加して校長（と教委）で構成されるネットワークの規模が拡大するに縦い、校長（と教委）のコミュニケーション密度は低下し、合意形成が困難になるということが考えられる。ただし、コミュニケーション密度の低下が首長のイニシアティブにどう影響するのか、という帰結に関しては対立する2つの仮説が挙げられる。すなわち、首長の政策選好を反映するうえで、自治体内の各アクターによる合意形成が必要条件であると考え（合意形成型の政策過程）のであれば、「ネットワーク規模の増大は校長間の合意形成を困難にし、新規教育政策の導入において抑制的に作用する」という仮説が成立する。しかし一方で、校長会の結束の如何に関わらず首長がトップダウンの形で自らの政策選好を貫徹させると考える（トップダウン型の政策過程）のであれば、「ネットワークの規模は、新規

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

教育政策の導入に影響を与えない」という仮説が成立する。後述の分析では、どちらの仮説が妥当であるかを検討する。

制度的変数のうち、教育委員会における指導主事の配置状況については、先に述べた通り教育政策の企画・実施能力が県に集中しているのか、それとも市町村に分散しているのかを示す指標であると考ええる。これに従えば、「指導主事の配置が都道府県に集中していなければ、教育に関する政策能力は市町村に分散し、市町村が政策を企画・実施する能力も相対的に高くなるため、市町村を単位とする新規施策の導入は促進される」という仮説が挙げられよう。

さらにもう一つの制度的変数として挙げた校長の異動については、校長の異動の安定性が高ければ（流動性が低ければ）、自治体内の校長（と教委）によるネットワークの構成が安定し、コミュニケーションを通じた合意形成が促進されと考えられ、政治アクターと非政治アクターの双方との相互作用が想定できる。このうち自治体内の政治アクターとの相互作用については、先述の「合意形成型」と「トップダウン型」のどちらの政策過程を想定するかによって、対立する二つの仮説を挙げることができる。すなわち合意形成型の政策過程では、「校長の異動の安定性が高くなると校長（と教委）はコミュニケーションを通じた合意形成を促進させるため、首長は政策導入に自らの選好を反映しやすくなる」と考えられる。一方でトップダウン型の政策過程では、相対的に校長の異動が流動的で、校長（と教委）の合意形成が難しくなると、首長の政策選好に対する支持や不支持の意見が集約されにくい状況となるため、首長はイニシアティブを発揮しやすくなり、「校長の異動の安定性低下によって、首長の選好が反映されやすくなる」と考えられるのである。

次に制度的変数と自治体内の非政治アクターとの相互作用については、校長や教委が構成するネットワークと、そこでのコミュニケーションを通じた合意形成に着目する。ここでは校長の異動の安定性がネットワークの規模との間に相互作用を持ち、校長（と教委）のコミュニケーション及び合意形成を左右すると考えられる。例えばネットワークの規模が大きくて校長の異動の安定性が低い（流動性が高い）場合、そこでのコミュニケーション密度はさらに低下し、合意形成がより困難になると推察される。これは校長の異動の流動性がネットワークの規模による効果を増幅し、校長や教委のコミュニケーションと合意形成に影響する状況を示している。したがって、「合意形成型」の政策過程が成立しているのであれば、「校長の異動の安定性が低下する（流動性が高くなる）にしたがって、ネットワークの規模が政策導入に対して果たす抑制的な作用が増幅される」という仮説が成立する。

これらの仮説を実証するため、本稿では全国の市区を対象に、教育関連の構造改革特区への提案（以下、特区提案）と採用⁽⁸⁾（以下、特区採用）に関する計量分析を行う。特区提案と特区採用は、市区町村にとって現行法制の枠組みや都道府県の方針を超えて新規の教育政策を提案・実施する手段であるため、自治体（市区町村）の自律的な教育政策過程を分析できるという研究上の意義がある。また特区の提案者や申請者は首長であるため、他の教育政策以上に議会や首長といった政治アクターによる関与が制度化されている。つまり特区提案や特区採用は、市区自治体が独自の政治的イシューとして「教育改革」を取り扱う例であることから、本稿の分析対象に採用した。なお分析する自治体を市区に限定したのは、分析に必要な変数の一部について町村分の入手が不可能であったためである。

3. 変数の説明

3.1. 変数の設定

ここでは、先に述べた仮説に対応する変数を設定する。被説明変数は市区自治体における義務教育関係の特区採用の有無および提案の有無である。特区採用の有無は、第1～7回を通じた特区計画の認定申請の件数が1回以上ある場合を採用有りとし、同様に提案の有無も、第1～7次までの文部科学省に対する特区提案の件数が1回以上ある場合を提案有りとみなす。

説明変数は、校長会内のダイアド数、首長支持会派議席率、非社共首長、校長人事異動の安定性、指導主事の市町村配分率から成る。このうち校長人事異動の安定性、指導主事の市町村配分率は、都道府県レベルで異なる制度的変数である。

校長会内ダイアド数は校長間の二者関係の総数であり、校長会内のネットワークの規模を示している。自治体内の公立小中学校校長数を N とすると、 $N(N-1)/2$ で表される。ダイアド数の増加は、ネットワーク規模の拡大による校長間のコミュニケーション密度の低下を意味し、政策導入に関する合意形成をより困難にすると想定される。

首長支持会派議席率は、首長選挙で当選首長を公認・推薦・支持した会派の議会議席率であり、政治アクター（首長と議会）間の関係がどの程度融合・分離しているかを示すものである。仮説で述べたように、二代表制における首長－議会関係が分離的な場合、施策の方向性に一体性を欠き、新規教育政策の導入は困難になると予想される。ただしこれも仮説で述べたように、論理的には、首長－議会関係が融合的な状況でも政策導入が必ず促進されるとは言えず、政策導入の「余地が拡大

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

する」に留まると想定される。ゆえに首長支持会派議席率は被説明変数(特区採用・提案の有無)に対して平均してプラスの効果があるものの、不均一分散を伴い、首長支持会派議席率の上昇によって被説明変数の条件付分散は拡大すると考えられる。

非社共首長は、構造改革特区によって新規政策を実施するという手続きに対する首長の選好を示す変数である。教育分野における構造改革特区の具体的な内容は、少人数学級や教育課程の弾力化、不登校対策など多岐に渡り、これらの政策「内容」については個々の政治アクターの選好が党派性を反映しているとはいいがたい。しかし、政策的選好と党派性との対応関係が不明確であることは、政治アクターとしての首長の選好が反映される可能性を否定するものではない。というのも、政策「内容」ではなく、構造改革特区という政策「手続き」に対する選好の相違が考えられるからである。そして首長の構造改革特区に対する選好を直接測定することはできないが、首長の党派性が選好に反映されていると考えることは可能である。構造改革特区法案は、国会において自公連立与党および民主党の賛成多数で可決されているが、社民党と共産党は地域間の格差などを理由に法案に対して反対に廻っている。したがって自治体の首長に関しても、こうした党派性に依拠して構造改革特区の手続きに対する選好が形成されていると推測できる。

具体的な変数化は、首長選挙における公認・推薦・支持会派の情報をもとに行う。変数は構造改革特区への肯定的な選好を表し、0から1までの値をとる。首長が社民党、共産党のみから公認・推薦・支持を受けている時に値は0をとり、自民党、公明党、民主党のみから公認・推薦・支持を受けている時には1、社民党と自民、公明、民主党との相乗りの場合には相乗り政党数に応じて0と1の間の値をとる。

指導主事の市町村配分率は、政策の立案に関わる人材が市区町村に配分されている程度を示す。指導主事は、都道府県教委(本庁)、教育事務所、市区町村教委のそれぞれに配置されており、各都道府県における全指導主事のうち市区町村に所属する指導主事の割合を変数化した。この配分率が高いほど、市区自治体の技術的な政策の企画立案能力が高まり、その結果、特区採用・提案が促進されと考えられる。

校長人事における異動の安定性は、校長人事の流動性の低さを示す。この変数は、校長人事異動のサイクルの長さとして市区町村内異動率の積から求められる。仮説で述べたように、校長人事異動の安定性の程度によって、校長会内のネットワークの規模(校長会ダイアド数)の効果(係数の傾き)と、政策手続きに関する首長の選好(非社共首長)の効果(係数の傾き)に異質性がもたらされると期待できる。前者に関しては異動の安定性増加に伴って効果が減衰する(係数の傾きが小さくなる)こ

とが、また後者に関しては異動の安定性増加に伴って効果が増幅する（係数の傾きが大きくなる）ことが予想される。

上記の説明変数の他に、人口規模、教職員組合組織率を統制変数として加える。各変数の定義・データの出典および記述統計は表3-1、3-2に示した。

表3-1 変数の定義・データ出典

変数	定義	データ出典
校長会ダイアド数	自治体内の公立小中学校校長のダイアド数。学校数をNとし、 $N(N-1)/2$ で表される。2002年から2004年までの各年の値を求め、平均値をとる。	『全国学校総覧』各年度版
非社共首長	首長選挙における公認・推薦・支持から計算。LDP, DP, KM, SD, CPをそれぞれ自民党, 民主党, 公明党, 社民党, 共産党各党への公認・推薦・支持の有無を示すダミー変数とし、 $1-(SD+CP)/(LDP+DP+KM+SD+CP)$ 。2002年から2004年まで各年の値を求め、平均値をとる。	『全国首長名簿』各年度版
首長支持会派議席率	地方議会の会派構成から計算。首長選における公認・推薦・支持政党の議会議席率。2002年から2004年まで各年の値を求め、平均値をとる。	『全国首長名簿』各年度版
人口規模	自治体人口	『統計でみる市区町村のすがた』各年度版
教職員組合組織率	日本教職員組合と全日本教職員組合の組織率の和。2002年から2004年まで各年の値を求め、平均値をとる。	『教育委員会月報』各年12月号
人事異動安定性	公立小中学校校長人事において、(同一市区町村内異動数/人事異動件数)*(1/人事異動対象者率)	各都道府県地方紙
主事配分率	市区町村主事総数/(市区町村主事総数+都道府県主事数)	文部科学省初等中等教育企画課「教育委員会の実態調査」(2003年8月)

表3-2 記述統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
特区申請件数	722	0.102	0.350	0	3
特区提案件数	725	0.160	0.718	0	9
校長ダイアド数	725	1216.428	6930.267	3	122760
非社・共首長	725	0.924	0.162	0	1
首長支持会派議席率	725	0.109	0.161	0.000	0.815
人口(万人)	725	14.121	25.023	0.594	342.665
教職員組合組織率	60	0.411	0.235	0	0.950
人事異動安定性	60	1.538	1.065	0.107	4.208
主事配分率	60	0.527	0.305	0.079	1

3.2. 制度的変数

次に、制度的変数として設定した2つの変数について若干の補足説明を行う。

指導主事の配置状況に関しては、先述の通り各都道府県内における市町村教委所属の指導主事数から算出した。各都道府県の全指導主事数のうち、市町村教委に所属する指導主事の占める比率を用いるため、この値が0に近づけば指導主事が都道府県教委に多く配置されている状態となり、教育政策の企画立案能力が都道府県に集中している状態を示すことになる。逆に値が1に近づけば、指導主事は市町村教委に多く配置されている状態となり、教育政策の企画立案能力が市町村に分散している状態を示すことになる。都道府県別の状況を概観すると図3-1のようになり、この比率が広い範囲に分散し、教育政策の企画立案能力に関して、都道府県と市町村の関係が様々であるということを示している⁽⁹⁾。

校長人事における異動の安定性については、2つの指標を合成して変数を作成した。というのも、校長に限らず教員の異動がどの程度安定的か（流動的でないか）をみるためには、どういった頻度で異動が繰り返されるのかという「異動サイクル」と、どういった地理的な範囲で異動が行われるのかという「異動範囲」の双方を見る必要があるためである。このうち異動サイクルについては、都道府県別に校長の全数と転任・昇進した校長数のデータが公表されているため、これを利用した。具体的には全校長に占める転任・昇進校長の比率を算出し、その逆数から平均的な異動サイクル(a)を求めた。この場合、算出された値が大きいほど安定した（流動性の低い）人事異動が行われていることを示している。また異動範囲については、市町村レベルの教育政策過程を分析するという本稿の目的に照らし、同一市町村内で転任・昇進する校長人事に着目した。具体的には、校長の転任・昇進人事の件数のうち、同一自治体内での異動・昇進が占める比率(b)を算出した⁽¹⁰⁾。この場合も、算出された値が大きいほど安定した（流動性の低い）人事異動が行われていることを示している。そして、これら異動サイクルと異動範囲を示す2値（aとb）を乗じて、校長人事の「安定性」を表す指標を都道府県ごとに算出し、本稿の分析に用いた。

この状況を概観すると図3-2のようになり、都道府県ごとに広いばらつきを示していた。またこの図は、都道府県の規模が大きくても、それがそのまま校長人事の安定性に反映される訳ではないということも示していた。都道府県の人口規模が大きいとこれに応じて人口規模の大きい市も増えるため、自治体の規模が校長人事の安定性に反映されると考えることもできるが、実際は必ずしもそうではなかった⁽¹¹⁾。

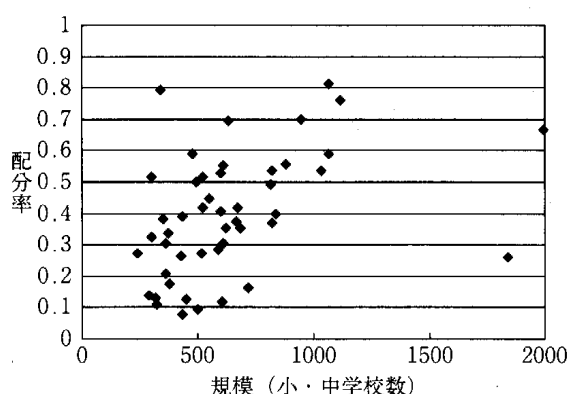


図 3-1 指導主事の市町村配分率

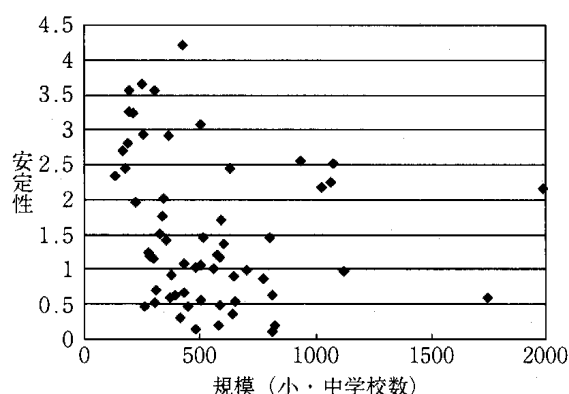


図 3-2 校長人事異動の安定性(小・中学校)

4. データ分析

4.1. 分析モデル

本稿の分析では、全国市区から成るクロスセクションデータを用いる。このようなデータは、通常の頻度論の統計学が想定する標本 (sample) ではないため、頻度論に基づく検定や区間推定を用いた統計的推測は意味を成さない⁽¹²⁾。したがって本稿は、頻度論ではなくベイズ的アプローチによって分析を行う。

頻度論では、データ D が母集団から繰り返し確率的な標本として得られることを前提とし、非確率的パラメータ θ が与えられたもとの条件付確率分布 $p(D|\theta)$ を統計的推測に用いる。これに対してベイズ分析では、データが非確率的変数、パラメータが確率的変数であり、データが与えられた時のパラメータの条件付確率分布を推測に用いる。ベイズ的アプローチは、データが確率的である必要がなく、標本にも母集団自体にも適用できるという点と、推測に用いる事後分布 $p(\theta|D)$ が直感的に解釈しやすいという点でメリットがある (Gill, 2001)。ベイズ的アプローチでは、 $p(\theta|D)$ を得るために、尤度 $p(D|\theta)$ と事前分布 $p(\theta)$ を用いる。尤度はデータによる情報であり、事前分布は分析者によって与えられる事前情報である。ベイズの定理より事後分布は、 $p(\theta|D) \propto p(D|\theta)p(\theta)$ という形で得られる。

データは市区一都道府県という階層構造を持ち、それに対応して階層的なパラメータが設定されるため、分析ではマルチレベルモデル (階層ベイズモデル) を採用する。マルチレベルモデルは異なる階層に攪乱項を設定することによって、同一グループ内における個体の独立性を想定しないという点で現実的であり、またグループレベルの説明変数および攪乱項によって、所属グループ間での異質性の表現を可能にするという利点がある⁽¹³⁾。なお回帰モデルについては不均一分散 2 項プロビッ

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

トモデル⁽¹⁴⁾を採用する。このモデルは攪乱項の不均一分散を許容するモデルであり、仮説に対応して不均一分散をもたらす変数として首長支持会派議席率を設定する。

本稿の分析におけるモデルは次のように示される。採用、提案の有無どちらにも同じモデルを適用する。 i, j はそれぞれ都道府県・政令市、市区のインデックスである。説明変数は（観測値－平均値）という形でセンタリングされている。

$$y_{ij}^* \sim N(\mu_{ij}, \sigma_{ij}^2) I(-\infty, 0) \quad \text{if } y_{ij} = 0$$

$$y_{ij}^* \sim N(\mu_{ij}, \sigma_{ij}^2) I(0, \infty) \quad \text{if } y_{ij} = 1$$

$$\mu_{ij} = \mathbf{x}_{ij}\beta + \mathbf{w}_{ij}\mathbf{b}_i$$

$$= b_{0i} + b_{1i} \text{校長ダイアド数}_{ij}/1000 + b_{2i} \text{非社共首長}_{ij} + \beta_1 \text{首長支持会派議席率}_{ij} + \beta_2 \text{人口規模}_{ij}$$

$$\sigma_{ij} = \exp(\mathbf{v}_{ij}\alpha) = \exp(\alpha_1 \text{首長支持会派議席率}_{ij})$$

$$\mathbf{b}_i \sim N(\mathbf{Z}_i\gamma, \Sigma)$$

$$b_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{異動安定性}_i + \gamma_{02} \text{指導主事配分率}_i + \gamma_{03} \text{組合組織率}_i + u_{0i}$$

$$b_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{異動安定性}_i + u_{1i}$$

$$b_{2i} = \gamma_{20} + \gamma_{21} \text{異動安定性}_i + u_{2i}$$

上記の定式化は、都道府県レベルの変量効果を持つことを意味している。また校長人事異動の安定性の値に応じて校長ダイアド数の効果、非社共首長の効果を増幅・減衰させることを意味する。すなわちパラメータ γ_{11} , γ_{21} が、各々 γ_{10} , γ_{20} と同じ符合の時には、校長人事異動の安定性の増加に伴って b_{1i} , b_{2i} の傾きが急傾斜になり、異なる符合の時には水平に近づく。

事前分布に関して、 α , β , γ については明確な事前情報がないため大きい分散をとる（多変量）正規分布を、 Σ については逆ウィシャート分布を用いて定式化した。推定は、マルコフ連鎖モンテカルロシミュレーションによって行った。事後分布からの乱数発生は Metropolis-Hastings アルゴリズム⁽¹⁵⁾により、最初の100000回を初期値に依存する Burn-in として捨て、その後の10000回の値を保存した。

4.2. 分析結果

表4-1に推定の結果として、各パラメータの事後分布の点推定値及び区間推定値を載せている。点推定には事後分布のメディアンを、区間推定には90%信用区間の上限・下限の値を用いている。また図4-1-1～4-4-2では各変数の被説明変数に対する影響力を図示している。当該変数以外の変数を平均値に固定した上で、当該変数を変化させた時の確率の点推定値（メディアン）、区間推定の上下限を示し

た。

まずアクター間関係の変数について。首長－議会関係の融合度を示す首長支持会派議席率に着目すると、仮説では β_1 について正の値を想定したのが、特区採用に関しては負値であり、特区提案では正值という結果を得た。ただし不均一分散に関するパラメータ α_1 は、特区採用・提案双方で正の値となっている。図4-1-1を見ると、特区採用において負の係数による効果は分散拡大によって相殺されており、結果的に首長支持会派議席率は僅かな影響しか与えていないことが分かる。一方、特区提案においては図4-1-2に示すように、無党派首長による弱い首長－議会関係（首長支持会派議席率＝0）に対し、相乗り首長による総与党化的状況（首長支持会派議席率＝0.9）では、特区提案を行う確率が15%以上も高くなっており、この影響は相当大きいと言える。

また、校長会内のネットワークの規模を示す校長ダイアド数に着目すると、平均的な効果を示す γ_{10} は負であり、ダイアド数の増加に伴って特区採用、特区提案の確率は、減少している。この結果は合意形成型の政策過程の仮説を支持しており、校長会内におけるネットワークの規模が増加するに従って校長（と教委）のコミュニケーションが拡散し、合意形成コストが増すことを意味している。

次に制度的変数について。技術的な面で教育政策の企画立案を担う人材の市町村への配分状況を示す指導主事配分率は、特区採用では影響を与えていないが（図4-2-1）、特区提案では正の方向に作用している。図4-2-2に示すように配分率が最小値（0.08）から最大値（1）に変化したとき、提案を行う確率は10%近く上昇している。

校長人事異動の安定性については、制度的文脈として校長会内のネットワーク規模および首長の選好の効果を変動させるという想定をおいていたが、その作用は特区提案において確認された。校長会ダイアド数の係数を変動させるパラメータは正であり、このことはダイアド数の効果が校長人事異動の安定性に依存していることを意味する。すなわち異動の安定性が低くなる（異動の流動性が高くなる）に従ってダイアド数の効果は増幅され、その結果、校長（や教委）のコミュニケーション密度が低下し、合意形成コストが増加する。図4-3-2はダイアド数と特区提案の確率との関係を安定性の程度に応じて示している。安定性の値が小さい場合の曲線では、傾斜が急勾配になっていることから、上記の記述を確認できる。

いっぽう首長の選好については、特区採用と特区提案の双方で平均的には非社共首長が正に影響を与えていることが示された。ただし、人事異動の安定性と首長の

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

選好との相互作用に関しては明確な結果は得られなかった。特区採用については図4-4-1の通り、その効果は人事異動の安定性によって大きくは変わらない。特区提案の場合も同様であり、図4-4-2のように人事異動の安定性の変化による効果の変動は大きいとはいえない。なお人事異動の安定性が最大値の場合、非社共首長の傾きは他とは異なって負となり、解釈の困難な結果を得た。従って政治アクターと非政治アクターの関係については、本分析では明らかにならなかった。

表4-1 構造改革特区採用・提案の分析結果
(Hierarchical Heteroskedastic Probit Model)

		採用			提案		
		Posterior Quantiles			Posterior Quantiles		
		Median	5%	95%	Median	5%	95%
	γ_{00}	-1.634	-1.935	-1.388	-1.824	-2.076	-1.587
	γ_{01}	0.027	-0.275	0.316	-0.035	-0.296	0.225
	γ_{02}	0.171	-0.772	1.216	1.187	0.297	2.095
	γ_{03}	-0.821	-1.598	-0.053	-0.585	-1.305	0.154
	γ_{10}	-0.159	-0.488	0.087	-0.427	-0.716	-0.185
	γ_{11}	0.026	-0.099	0.182	0.114	0.005	0.239
	γ_{20}	1.119	-0.080	2.824	1.411	0.311	2.756
	γ_{21}	0.312	-1.321	2.332	-0.811	-2.480	0.488
	β_1	-1.559	-3.786	0.184	0.920	-0.254	1.859
	β_2	0.043	0.021	0.068	0.044	0.024	0.065
Dispersion	α_1	0.868	-0.141	1.885	0.094	-0.539	0.786
Random Effects	Σ	$\begin{pmatrix} 0.198 & 0.802 & 0.604 \\ 0.110 & 0.094 & 0.647 \\ 0.073 & 0.054 & 0.075 \end{pmatrix}$			$\begin{pmatrix} 0.039 & 0.562 & 0.458 \\ 0.019 & 0.028 & 0.498 \\ 0.017 & 0.016 & 0.035 \end{pmatrix}$		
N		722			725		

* Σ の行列内の上三角の斜体部分は相関係数を示す。

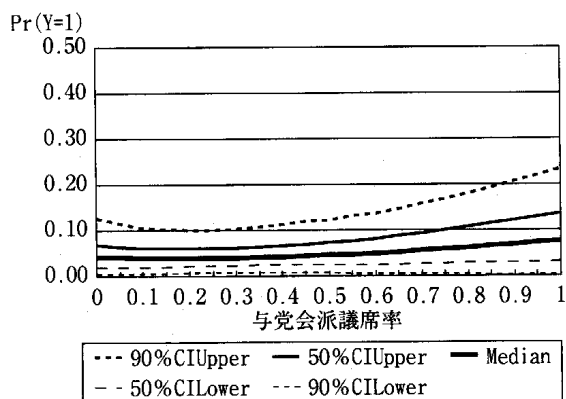


図4-1-1 首長支持会派議席率の効果
(特区採用)

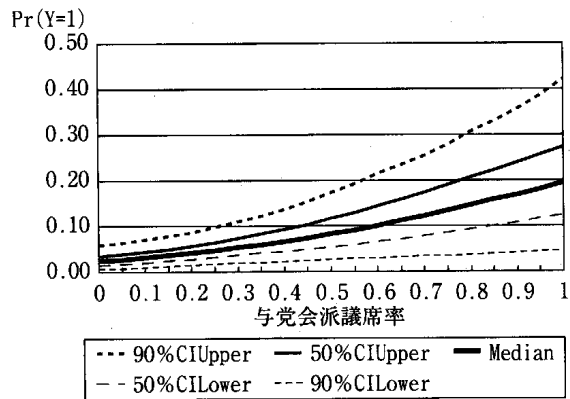


図4-1-2 首長支持会派議席率の効果
(特区提案)

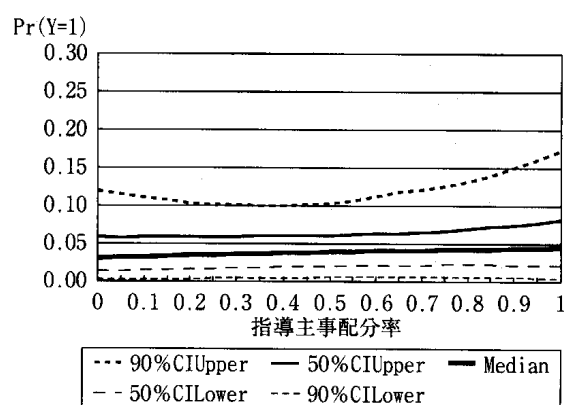


図 4-2-1 指導主事配分率の効果
(特区採用)

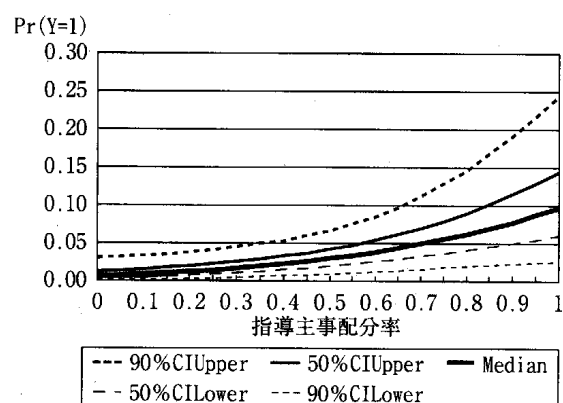


図 4-2-2 指導主事配分率の効果
(特区提案)

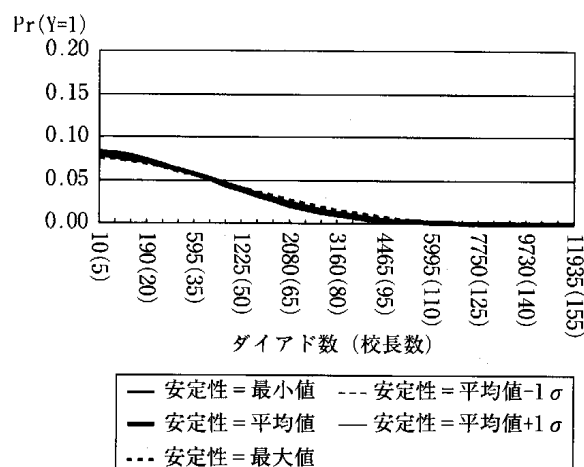


図 4-3-1 校長ダイアド数の効果の
異質性 (特区採用)

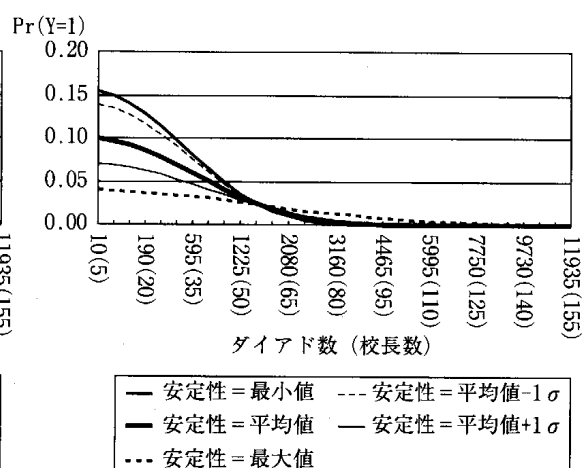


図 4-3-2 校長ダイアド数の効果の
異質性 (特区提案)

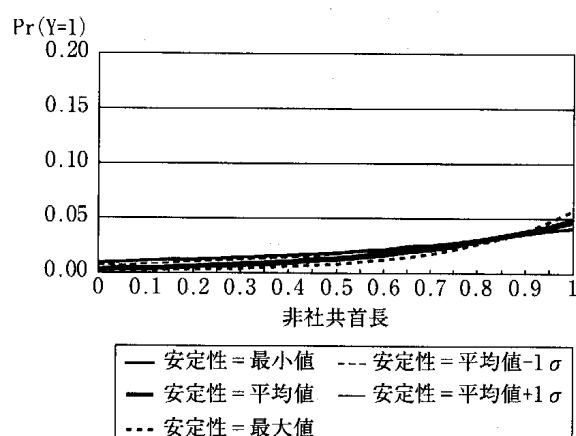


図 4-4-1 非社共首長の効果の異質性
(特区採用)

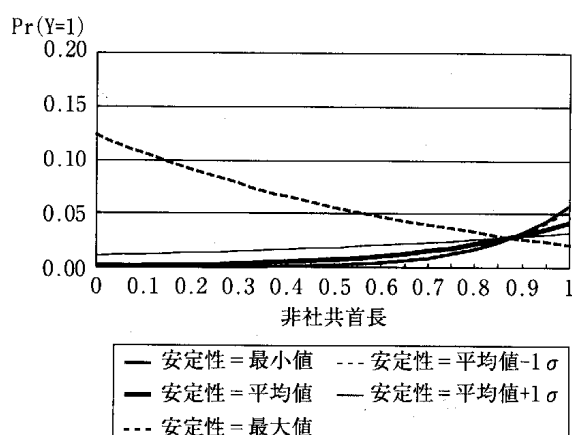


図 4-4-2 非社共首長の効果の異質性
(特区提案)

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

以上の分析結果を採用／提案の別の観点からまとめると、①特区採用は内閣の特区推進本部の決定に依存するため、この有無を専ら自治体の要因にのみに帰することはできず、各要因の影響は不明確であるかまたは実質的に小さい、②特区提案については、これまでの研究において重視されてこなかった自治体内のアクター間関係と、自治体の属する制度的コンテクストに、相当程度左右されているということが言えよう。

5. 結語

ここでは、前節までの分析結果を踏まえた結論とその含意を述べ、最後に今後の研究上の課題を指摘する。

構造改革特区を通じた新規政策の導入は、現行法制度の範囲を超えた改革を望む首長に親和的な政治手法である。分析の結果も、構造改革特区という手続きに対する首長のポジティブな選好が特区提案、特区採用を促進していることを示している。ただし注意しなくてはならないのは、首長の政策選好によってのみ構造改革特区による教育政策の導入の有無が左右されているというわけではない、ということである。本稿の分析結果から明らかになったのは、地方の教育政策過程において、①政治アクター間の関係（二元代表制における首長－議会の融合・分離関係）、②政策の執行機能を担う集合的な教育行政アクター（教委および校長会）、③都道府県レベルでの教育行政・制度的環境（指導主事の配置や校長人事の流動性）、といった諸条件が新規教育政策の導入に影響を与えているということであった。

これらの結果は、従来の教育政策研究において十全に考察されてこなかった諸要素（政治アクター間の関係、校長会・教委という集合的な教育行政アクター、校長や指導主事の人事運用）が、実際に自治体の教育政策過程を説明しているということを示している。地方分権の進展に伴い、今後は自治体を分析単位とする教育政策研究の重要性が増すものと考えられるが、その際は政治学・教育社会学・教育行政学等で既に扱われてきた諸要因に加え、本稿で示したような教育行政アクターや教育行政・制度的環境にも着目しなくてはならないであろう。またこの結果は、構造改革特区を活用した市区による新規教育政策の導入過程についてみる限りではあるが、自治体の教育政策過程は首長の政策選好が優先されるトップダウンではなく、政治アクター内部における一体性、教育行政アクター内部における高いコミュニケーション密度を条件とした合意形成型の性質を備えているということも示していた。これらの知見が現行法制度の枠内での政策刷新にどの程度妥当するのかは、今後の

経験的検証の課題となるが、構造改革特区を通じた改革以上に首長のトップダウン、政治アクター主導が顕在化する理由は見出しにくい。

地方分権化という趨勢の評価、現状変更的な政策的出力を分権の指標と見ること自体については、もちろん更なる議論が必要である。しかし、本稿の分析で着目した自治体内におけるアクター間関係、自治体の制度的環境を軸に政治と教育の関係を検討することは、過去の教育政策・行政システムの評価および今後の地方分権のもとでの教育行政システムの構想において資するところとなるであろう。

本稿の分析を政策過程の研究としてみた場合、対象とする政策、検討した要因(説明変数)は限定されたものであることは言うまでもない。また特区を用いて行われる具体的な政策内容は多岐にわたっており、これら個々の政策領域についてはさらなる分析と考察が必要となる。今後の研究の発展の方向性としては、対象となる教育政策を拡大・類型化した上での各政策過程分析および政策間比較、本稿では扱えなかった自治体内のアクター間関係(首長-教育長、教育長-校長会間関係など)の分析という展開が考えられる。

〈注〉

- (1) 教育政策過程研究一般のレビューとして橋本(2005)を参照。
- (2) 白石ほか(1995)では、「新しいタイプの高等学校」に関する政策形成を題材にして教育関係団体の関与を扱い、利益団体の影響力にも着目している。
- (3) さらに、政策的な出力の相違を分析するにあたって、必ずしもアクター間関係を直接的に論じているわけではないが、比較政治学における Tsebelis (2002) の「拒否権プレーヤー (veto player)」に関する理論が参考になる。拒否権プレーヤーとはそのプレーヤーの同意なしに現状変更が不可能なプレーヤーである。異なる政策選好を持つ拒否権プレーヤーの数や拒否権プレーヤー間での政策選好の幅が増加した場合、選択可能な政策の幅(winset)が縮小するため政策は現状維持的となるという仮説をフォーマルセオリーによって導出し、実証分析によってこれを支持している。この議論は各アクターの政策選好を基礎にしているが、各アクターの選好それ自体ではなく、選好の範囲などアグリゲイトされた性質を説明要因としており、実質的にはアクター間関係に着目していると解釈できよう。
- (4) 制度は必ずしも外生変数ではないが、本稿ではこの側面だけを考える。新制度論に関する各派については Scott (2001) を参照。
- (5) より正確には、教職員(県費負担教職員)の人事権は都道府県と政令指定都市

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

- にある。後述する制度的変数に関しても、本稿では都道府県と政令指定都市それぞれについてデータを収集しているが、本稿での表現は「都道府県」で統一する。
- (6) 教員の異動にあたっては、最終的な人事権を持つ都道府県教委が関与するだけでなく、異動先と異動元の市町村教委間でも調整作業が行われる。したがって異動範囲が慣習化されない状況ではこの調整作業が無定量に拡大するおそれがある。
- (7) この点は Tsebelis (2002) において、拒否権プレーヤーの数が少なく、その選好の幅が狭い状況が必ずしも現状変更に結びつくわけではなく、現状とほとんど変わらない結果を生み出しうるということが指摘されている。すなわち、少数の狭い選好の幅の拒否権プレーヤーという条件は、あくまでも現状変更の必要条件に過ぎない。
- (8) 構造改革特区としての採用を示す語として正確には「認定申請」が用いられているが、「特区提案」との区別を明確にするため本稿では「特区採用」の語を用いる。
- (9) 都道府県の規模（学校数）と市町村指導主事の比率については、弱い相関（相関係数0.414）を認めることができたので、付記しておく。
- (10) 同一市町村内での異動・昇進件数については、各都道府県で公表される教員の人事異動に関する新聞記事（全国紙の地方版と地方紙）からデータを作成した。
- (11) 小規模の自治体においても、小・中学校間で校長を交流させることで「狭い異動」を行うことは可能であり、データ作成の過程でこうした実例も確認できた。
- (12) 本稿に限らず、社会科学では、国や自治体を分析単位とする研究では繰り返し生起しない母集団データを対象とする機会が多い。Berk *et al.* (1995), Gill (2001) はこのような研究において、頻度論に基づいた統計的検定が整合的でないことを指摘し、ベイズ的アプローチを推奨している。
- (13) マルチレベルモデルについては、Raudenbush & Bryk (2001), Goldstein (2002) などを参照。階層ベイズモデルについては、Gelman *et al.* (2003), Gill (2002) など。
- (14) 2項プロビットモデルの採用は被説明変数の設定に対応している。もともと特区認定申請、提案は非負の整数をとる件数データであり、回帰モデルについてポアソン回帰や負の二項回帰を選択するという方法もある。また認定申請・提案が各次に渡るためパネルデータとし、3レベルのモデルとして扱うこともありうる。ただし、内容の異なる特区計画の申請・提案を同列に扱ってしまう点、不変分布

への収束が遅く計算時間がかかるという点から、本稿では採用しなかった。

- (15) Metropolis-Hastings アルゴリズムの解説として中妻 (2003), Gamarman (1997) などを参照。
- (16) 信用区間 (credible interval) は、頻度論における信頼区間 (confidential interval) とは概念的に異なる。後者において90%推定区間の意味するところは、サンプル毎に異なる区間を持ち、それらのうち母集団における真のパラメータを含む相対的頻度が90%であるような区間である。前者において90%推定区間は、パラメータの値が90%の確率で含まれる区間を意味する。

〈文献〉

- 青木栄一 2005, 「地方分権改革と政府間関係の変化—少人数学級導入の要因分析」『年報行政研究』40。
- Berk, Richard A., Bruce Western and Robert E. Weiss, 1995, “Statistical Inference for Apparent Populations”, *Sociological Methodology*, 25
- Gamerman, Dani., 1997, *Markov Chain Monte Carlo: Stochastic Simulation for Bayesian Inference*, Chapman and Hall
- Gelman, Andrew, John B. Carlin, Hal S. Stern and Donald B. Rubin, 2003, *Bayesian Data Analysis*, 2nd edition, Chapman & Hall
- Gill, Jeff, 2001, “Whose Variance is it Anyway? Interpreting Empirical Models with State-Level Data”, *State Politics and Policy Quarterly*, Vol. 1 (3)
- 2002, *Bayesian Methods*, Chapman & Hall
- Goldstein, Harvey, 2002, *Multilevel Statistical Models*, 3rd edition, Arnold Publishers
- Granovetter, Mark, 1985, “Economic Action in Social Structure: The Problem of Embedness”, *American Journal of Sociology*, 91
- 橋本鉦市 2005, 「高等教育の政策過程分析—その理論的検討と方法論的枠組—」『東北大学大学院教育学研究科研究年報』53(2)。
- 堀・平田・藤田・柳林 2003, 「中教審答申以後の地方教育行政の改革動向とその規定要因」『筑波大学 教育学系論集』27。
- 加治佐哲也 1998, 『教育委員会の政策過程に関する実証的研究』多賀出版。
- 河村和徳 2001, 「首長選挙における政党の役割」『都市問題』92(10)。
- 1998, 「地方財政に対する首長選挙の影響」『選挙研究』13。

教育政策の導入過程におけるアクター間関係と制度

- 熊谷一乗 1975, 「人口急増都市における教育予算の決定過程—八王子市の事例から—」『教育社会学研究』30。
- 村上祐介 2001, 「都市自治体の教育政策における議会（議員）の影響力——地方議員・教育委員会幹部職員へのアンケート調査を通して——」『日本教育行政学会年報』27。
- 中村圭介・岡田真理子 2001, 『教育行政と労使関係』, エイデル研究所。
- 中妻照雄 2003, 『ファイナンスのための MCMC 法によるベイズ分析』, 三菱経済研究所。
- 名取良太 2003, 「二代表制の政治過程—政策選好・影響力・政策アウトプット」『都市問題』94(11)。
- Raudenbush, Stephen and Anthony S. Bryk, 2001, *Hierarchical Linear Models*, 2nd edition, Sage
- Scott, Richard W., 2001, *Institutions and Organizations*, 2nd edition, Thousand Oaks
- 新堀通也・青井和夫編 1983, 『日本教育の力学』有信堂高文社。
- 白石裕編 1995, 『地方政府における政策形成・実施過程の総合的研究』多賀出版。
- 曾我謙悟・待鳥聡史 2001, 「革新自治体の終焉と政策変化」『年報行政研究』36。
- 高橋寛人 1992, 「戦後における教員人事の歴史」佐藤全・若井彌一編『教員の人事行政—日本と諸外国—』ぎょうせい。
- Tsebelis, George, 2002, *Veto Players*, Princeton University Press
- 若林直樹 2003, 「社会ネットワークと組織間での信頼性」『社会学評論』54(2)。

ABSTRACT

The Relationship among Actors and Institutions in Educational Policy Process: The Case of Special Zones for Structural Reform

KAWAKAMI, Yasuhiko

(Graduate School of Education, The University of Tokyo,)

7-3-1 Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo, 113-0033 Japan

Email: yasuh@nifty.com

HASHINO, Akihiro

(Graduate School of Education, The University of Tokyo,)

7-3-1 Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo, 113-0033 Japan

Email: ahashino@educhan.p.u-tokyo.ac.jp

The recent tendency toward diversification of the educational policy among local governments makes research about the policymaking process important. In particular, Special Zones for Structural Reform (*Kozo Kaikaku Tokku*) stimulate municipal governments through deregulation. This paper analyzes the factors that lead to differences in educational policy output via Special Zones for Structural Reform.

The authors focus on two respects that have not been sufficiently analyzed in prior studies on the educational policymaking process. The first is the relationship among actors. All prior research has reduced the unit of analysis to individual actors, but it has not reached conclusions on the puzzle of "who is the most influential." The authors of the current study strategically avoid this problem by looking not at the behavior and attributes of individual actors, but at the relationships among actors such as school principals, mayors and local assemblies. The second is the institutional context. Municipal organizations (governments and educational boards) are nested in the institutions of prefectures, and this study explicitly assumes that the differences between the exogenous institutions of educational administration set up by prefectural governments lead to the diversification of the municipal policymaking process and policy output.

The study examines the above two factors quantitatively. Bayesian methods

are used to analyze the population data of municipalities. The dependent variables are the introduction of new educational policies via the admission of Special Zones, and proposals for new educational policies. The following results are obtained by fitting the Bayesian hierarchical heteroskedastic binary probit model.

As the size of the network among principals grows, communication among them becomes diluted, so it becomes more difficult to suggest and adopt new educational policies.

The relationship between the mayor and members of the local assembly has a major impact at the stage where new educational policies are suggested. The larger the distance between the preferences of the mayor and the assembly members is, the smaller the likelihood that new educational policies will be suggested. In other words, the educational board—the agent of political actors—has autonomy when educational policy does not change at the mercy of political actors, and greater distance between the mayor and assembly members brings about a loss in the consistency of agenda setting by political actors.

The institutional factors—rules governing personnel changes and the allocation of educational administration staff—are influential in proposals for new educational policies. Major personnel changes amplify the effect of the network size among principals, and end up diluting the density of communication and preserving the status quo in municipalities.