

有力者とのネットワーク保有の規定因

——関係的資源を指標とした政治的影響力の社会階層構造——

村 瀬 洋 一

政治的影響力は直接測定するのが困難であり、全国レベルでの政治的影響力の格差に関する実証的研究は乏しかった。本研究は、政治的影響力の指標として、「政治的有力者との人間関係（関係的資源）の保有量」という変数を用いて分析を行った。1975、1995年の社会階層と社会移動全国調査（SSM調査）男性データを分析した結果、(1)1975年時点では地域間格差が明確に存在し、議員との関係的資源は、大都市部住民の保有は少ないことが分かった。(2)1995年時点でも、大都市部住民の保有は少ないが、町村や大都市よりも、人口10万人未満の小規模な市において、とくに議員との関係的資源保有が多く、地域とつきあい保有は凸型の関連があった。(3)資源保有の規定因としては、年齢、世帯資産、自営業であること、などの変数が大きな規定力を持つ。(4)1995年では、学歴や役職などの業績主義的変数が規定力を持つ一方、地域の効果は縮小している。最近では、政治的影響力の地域間格差の構造に変化が起きている。

キーワード：関係的資源、政治的影響力、地域間格差

1 問題の所在と本論の目的

1.1 民主主義社会における政治的不平等

社会の中のどのような個人の意見が、政策決定に反映されているのだろうか。日本においては、自営商工業者や農業者の政治的影響力が強いと、一般に言われている。被雇用労働者層（サラリーマン層）はサイレント・マジョリティであり、そのような階層集団の意見が通ることは少ない。例えば最近の金融危機において、農協系金融機関は政府の手厚い保護を受けられるが、大銀行は大きな負担を求められることが多い。自営業者に有利な税制改革は通りやすいが、サラリーマン減税はあまり実現しない。

民主主義は平等を原則とするが、現実の民主主義社会においては、さまざまな政治的、経済的不平等が存在する。社会的資源をより多く所有する個人が政治的にも優位にある、という事実は、多くの国で見られる（Verba, Nie & Kim, 1978）。日本は先進諸国の中でも比較的平等な社会と言われてきたが、政治的影響力に関しては、どのような格差が存在するだろうか。

政治社会学の主たる目的の1つは、社会の中で誰が政治に影響力を持つのかを明らかにすることである。自由主義社会では、個人が政策決定に対して自由に働きかけることができる。大規模な社会での決定に、個人がどのように関わっているかを明らかにすることは、社会における政策決定の研究や、現実の社会的決定について考える上で、極めて重要である。しかし、分析対象を有力者に限定せず、一般の人々や社会階層構造全体を対象とした、政治的影響力の格差に関する研究は少ない。国家レベルでの政治的決定に対して、誰が力を持っているのかについては、Riesman (1950) や Mills (1956) などの著名な理論的研究がいくつか存在する。だが、これらの国家権力構造論や政策過程研究は、理論的研究や、エリート層や圧力団体に着目したものが多く、社会階層構造全体における権力の測定を試みた実証的研究は少ない。

その一方、特定の地域を対象としたものではあるが、政治的影響力（あるいは権力）の格差や構造に関する実証的研究として、地域権力構造（CPS: Community Power Structure）研究が多数行われてきた。Hunter (1953) は、「声価法」(reputational approach) によって権力の大きさを測定し、政策決定集団を頂点としたピラミッド型の権力構造を見いだしている。彼は、経済的エリートの中核とする権力エリート層が、地域における決定を支配していることを主張した。彼の「権力エリート論」に対して、Dahl (1958, 1961) は「多元的権力論」を提唱し、地域の決定には、複数のリーダーが存在する政治状況がみられると主張した。

日本社会の権力構造に関する研究としては、秋元 (1971) や高橋・大西 (1994) などによる、CPSに関する実証研究が行われてきた。しかし、これらの研究の限界は、権力、あるいは政治的影響力の測定法として声価法を用いるという点にある。この手法についての最近の動向は、松田 (1997) や高橋・大西 (1994) に詳しいが、基本的に、地域住民に対して直接「地域の有力者は誰か」を問いかけてデータを作成するものである。この手法は、小規模で固定的な、誰が有力者か明確な社会では有効だが、現代の大都市等の流動的な社会や、全国レベル等の大規模な社会に対しては、適用が難しいだろう。

従来の実証的な権力構造研究は、小規模な地域を対象とした事例研究という点での限界があり、方法論的にも制約があった。知見を一般化するには、全国レベルのデータをもとにした実証研究によって、地域間、社会階層間の格差を検討する必要がある。しかし、政治的影響力は測定が困難でありデータがとほしいため、大規模社会を対象とした実証的研究は少なかった。本研究は、日本社会における、全国レベルでの政治的影響力の格差を解明することを目的とする。政治的影響力の指標として、具体的には、「関係的資源（政治的有力者との人間関係）の保有量」という変数を用いて、分析を行う。

1.2 政治参加研究

政治参加研究は、参加行動という測定可能な変数に着目して、政治的影響力の

不平等について研究を行ったものであり、大規模社会を対象として統計的調査による活発な実証的研究が行われている。Verba, Nie & Kim (1978) は、政治参加に関する7か国（インド、日本、ナイジェリア、合衆国、オーストリア、ユーゴスラヴィア、オランダ）での国際比較調査を行った著名な研究である。各国とも、社会経済的地位尺度（教育水準と世帯所得で作成したSERL：socioeconomic resource level尺度）と政治参加行動の間には相関があり、社会的地位が高いほど政治に参加する傾向があった。しかし、日本は例外的であり、社会的地位と参加行動の関連は小さかった。これは、社会的地位の低いとされる農村部住民が、活発に政治に参加するためである。

蒲島（1988）は、1987年の調査データをもとに、日本社会における政治参加行動について検討している。分析の結果、職業に関しては「農林漁業、商工自営業、管理職の政治参加度は他の職業よりも高い」（p.101）こと、また、学歴とは、見かけ上、負の相関が存在することを指摘している。そして、「政治参加における社会経済的バイアスがほとんど存在しない」（p.187）と主張するとともに、農村部住民の参加が多いことを指摘している。

このことは、日本社会における政治的影響力の格差の構造に関する、重要な特徴を示している。日本社会では、都市部への人口移動が急激だったため、都市部居住者はいわゆる新住民が比較的多く、地域社会での人間関係を持たない。そのため、政治参加行動も少なく、結果として、都市部居住者は農村部と比べ政治的影響力が弱いことが考えられる²⁾。

1.3 有力者との人間関係保有に関する実証研究

有力者との日頃からのつきあい、あるいは人的ネットワークを多く保有する者ほど、政策決定に対して影響を与えることができる。有力者との人間関係に着目した研究は、政治的影響力の不平等の解明につながりうるものである。塚原・小林（1978）は、後述の1975年SSM調査データを分析し、階層的地位が高いほど有力者との人間関係を多く保有していることを明らかにした。また、地域効果も作用しており、これが階層差を減少させていることを指摘した。大都市部ほど、高い職業的地位そのものによる対人関係の蓄積が容易になるため、地縁の利用価値は希薄になっていると主張している。また、菅野（1998）は、1975年、1995年SSM調査データを用い、社会階層において地位の高い者が、有力者との関係を多く保有することを明らかにしている。とくに、本人と親がともにホワイトカラーである者は、有力者との人間関係保有が多いと主張している。村瀬（1998）も同様のデータを用い、職業別の関係的資源保有率などの基礎的な分析を行った。自営ノンマニュアル、管理、農業などの職業階層において、関係的資源保有が多い等の知見を得た。また、8種類の人間関係のパターン分類を行い、議員と、管理職の地方公務員とのつきあい保有は、性質が似ていることを明らかにした。これら以外には、大規模な社会調査データを用いた、有力者との関係的資源保有に関する

る研究は、あまり存在しない。

人間関係保有に関する理論研究としては、Coleman (1988, 1990) による社会関係資本 (あるいは社会的資本, social capital) に関するものが近年活発に行われている。だが、Colemanの言う社会関係資本の概念は、人間関係の保有と、個人間の信頼関係の保有の、双方を含むものであり、曖昧で多義的である。それに、社会関係資本という言葉自体は、Bourdieu (1970) によって以前から出されているものであり、とくに新しい言葉ではない。社会関係資本や人間関係に関する実証研究としては、Granovetter (1973), Teachman, Paasch & Carver (1997), Brehm & Rahn (1997) などが存在する。また、個人の保有するパーソナル・ネットワーク (友人や親族との人間関係) に関する実証研究は、Moore (1990) や松本 (1995), 大谷 (1995) などの都市社会学者や、安田 (1998) などが行っている。優れた分析結果も出されているが、政治的有力者とのネットワークに関する研究ではない。

1.4 政治的影響力の測定—非公式な関係的資源の重要性

分析にはいる前に、政治的影響力の概念と測定について検討したい。個人の、あるいは、ある階層集団の政治的影響力を、正確に測定するのは困難である。政治的影響力は目には見えない潜在的なもので、直接的に測定できない。大嶽・鴨・曾根 (1996: 49-62) は、権力あるいは影響力の測定基準として範囲 (domain) と領域 (scope) の2つを挙げている。しかし、政治における影響力には、「確定的な測定基準は存在しないし、具体的な測定はきわめて難しい」(p.49) として、現実の測定法はとくに提案していない⁴。

大規模社会において政治的影響力の大きさを測定するには、どうすればよいだろうか。筆者の考えでは、おおむね2つの方法があるだろう。第1の方法は、人々の行動の量を測定するものである。行動とは、資源を動員、あるいは使用、活用した結果として、実行できるものである。政治的影響力に関して言えば、人々は、保有している資源を活用した結果として、様々な政治参加行動 (個別接触、社会運動、選挙運動、投票行動など) を行うと見ることができよう。ただし、日本社会の場合、投票行動以外の参加行動が低調で、行動量が0となる人も多く、有効な測定法となり得ない場合もある。

第2に、人々の保有する社会的資源の量を測定するものである。統計的な社会調査によって、物的資源、人的資源 (知的能力、学歴など)、文化的資源 (情報や知識など) の保有量について測定することは可能である。人間関係の保有や組織加入も社会的資源の一種であり、関係的資源と呼ぶことができる。人間関係を保有することは、情報を得たり、自分の意見を相手に伝えるために有用である。資源を多く持つ者ほど、政治的影響力を行使できる可能性が高いと言ってよいだろう⁴。

組織加入は、政策過程や圧力団体に関する研究でよく取り扱われてきたが、こ

これは「公式な関係的資源」と言える。しかし、組織加入以外の、非公式な（インフォーマルな）人間関係も、組織を動かし政策に影響を与える潜在的な力となる。例えば、一般の個人が、政治的有力者に直接、接触することもあるし、そうした行為の集積が、潜在的な影響力となることはありうる。政治家と直接人間関係を持たなくとも、組織の幹部などとの人間関係を通して政治的影響力を行使することもありうる。政治的影響力を行使する経路として、少なくとも、政策決定者、組織内の有力者、地域の名望家など組織外での有力者、一般の個人の、4者の間の結びつきを考慮せねばならないだろう。政治的影響力を持つ個人は、組織加入以外にも、さまざまな有力者と非公式な人間関係を持つ可能性が高く、人間関係保有は、政治的影響力の一つの指標となる。本論では、「非公式な関係的資源」として、有力者とのつきあいに着目して分析を行いたい。

おそらく、資源の保有だけでなく、行動についても測定することは重要である。政治参加研究は、参加行動に着目して、大規模社会を対象に実証的研究を行い成果をあげてきた。しかし、実際に行動を起こさないが、潜在的な影響力を持つ個人や階層集団を扱うことが難しいという問題点も持つ。行動を起こさなくとも、資源を保有しているだけで影響力につながることはよくあるし、むしろその方が重要な場合さえある。例えば、金持ち（物的資源を多く保有するもの）は、金を使わなくとも（資源を活用しなくとも）、金持ちというだけで周囲の人々から尊重され、影響力を持つことがありうるのである。関係的資源も、それを多く持つ個人や階層集団は、政策決定において、潜在的な影響力を行使する機会が増える。とくに、政治的有力者との非公式な関係的資源は、政策決定に対して影響力を行使する機会を、直接的に規定する要因となるものである。非公式な関係的資源に着目することによって、組織加入などの公式な関係に着目したのでは分からない、より潜在的な政治的影響力について、分析を行うことができる。

本研究では、上記のような長所を考慮して、「潜在的な政治的影響力」の指標として、資源の保有量の中でも「非公式な関係的資源」を用いる。とくに「政治的有力者とのつきあい」という関係的資源の保有量に着目して、分析を行う。

1.5 関係的資源保有の規定因の整理

分析に入る前に、政治的影響力の規定因として考えられるものを整理したい。

1) 居住地域都市度による格差

日本では、第二次大戦終了後の高度成長期に、先進諸国と比べてかなり急激な、農村から都市への人口移動が起こった。そのため、都市部に新たに移り住んだ住民は、居住地域とのつながりが少なく、関係的資源の保有量も少ないことが考えられる。一般に、都市部と比べ、農村部では人間関係が濃密と言われるようだ。したがって、都市部住民は、有力者との関係的資源保有が少ないかもしれない。しかしその一方、高度経済成長の終了とともに、農村から都市への人口移動は減少している。国勢調査データなどで1975年と1995年の都市部と農村部の居住人口

を比較すると、もはやほとんど変化はない。急激な人口移動が終息してかなりの時間がたち、都市部住民が、新しい人間関係を築きつつある可能性もある。

2) 自営業者層と被雇用労働者層間の格差

自営業者は、転勤などによる地域移動が少ない。親世代から同じ地域に住んでいることが多く、地域での人間関係を多く保有する（いわゆる地縁、血縁の保有が多い）。職場と住宅が近接しており、地域で過ごす時間が長いため、関係的資源の保有が多いし、地域の事情にも詳しい。被雇用労働者層は、これらの点に関して、自営業層よりも不利である。また、自営業者は、政治家など政策決定の有力者に働きかけることによって、自分の生活に直接的な利益をもたらすことができる。例えば、建設業者は、役所から多くの仕事を受注すれば、直接、自分の利益の増大につながる。そのため、自営業者は、被雇用労働者よりも、積極的に関係的資源を保有しようとする。

3) 組織との関わり

日本社会では、大企業勤務かそうでないかによって、所得や福利厚生、現実の生活水準に、かなりの差があることは、よく知られた事実である。大企業勤務ほど現実の社会的地位が高く、関係的資源保有が多いことが考えられる。その一方、従業先規模が大きいほど企業内での生活に重点をおいている人が多いため、企業内での人間関係が多く、地域社会とのつながりは少ないかもしれない。そこで、従業先規模の効果について分析を行う。また、組織内での役職が高い者は、関係的資源保有について、独特な傾向を持つことも考えられるので、役職という変数の効果も検討する。

4) 社会的資源と社会的地位

収入や資産など、経済的、物的資源を多く持つ者ほど、関係的資源も多く保有し、政治的影響力が強いだろう。物的資源を投資して、他の種類の資源（関係的資源）を得ていると考えることができる。また、人的資源（あるいは知的能力）の高い人ほど、あるいは、知的能力の1指標として学歴を用いれば、学歴の高い人ほど、関係的資源を多く保有し、政治的影響力を持つ。職業は社会的地位の総合的指標であるが、本人や父親（出身階層）の職業的地位が高いほど、政治的影響力が強く、関係的資源を多く保有することが考えられる。

5) 年齢（伝統的役割分業）

日本社会は年長者が尊重され、「目上、目下のけじめ」や「長幼の序」といった、儒教的価値観が、現在でもしばしば重視される。年上の者は、伝統的に、指導的役割を担い、企業や組織においても「年功序列」という規範は広範囲に存在する。社長や重役の多くは60歳以上であり、日本社会は60歳前後の人々が動かしている社会とも見れる。組織外でも、地域における指導者層は年長者の方が多く、年齢による社会的役割分業が存在する。したがって、政治的影響力の指標としての関係的資源も、年長者ほど多く所有する。

2 データ

分析に用いるデータは、「社会階層と社会移動全国調査（SSM調査）」のうち、1975年SSM調査A票（男性4001人を対象、有効回収数2724人、回収率68.1%）と、1995年SSM調査B票（男女各2016人を対象、男性有効回収数1242人、女性有効回収数1462人、回収率計67.1%）のデータである。両調査とも、選挙人名簿に記載されている日本全国の満20歳～69歳の有権者を母集団とし、層化無作為抽出法により調査対象を抽出した。実査は質問紙を用いた面接調査法による。この2回のSSM調査は、関係的資源についての質問項目を含み、全国レベルでの関係的資源について検討可能な、数少ないデータである。1975年は男性のみが対象であり、1995年は女性も対象としているが、紙面の都合上と、1975年との比較のため、男性データに絞って分析を行う⁵。

3 分析結果

3.1 関係的資源保有量

1975年SSM調査の関係的資源保有に関する単純集計結果が図1である。複数の有力者とのつきあいについて、かなりある、少しある、ないの3つの選択肢によって回答を得ている。「地方議員とのつきあい」は、かなりある、少しあるを合わせて4割近い人が「ある」と答えている。町内会役員と経営者とのつきあいは5割前後がある。

1995年のSSM調査では、9種類の職業の人について、つきあいの有無をきいている。そのうち、有力者と考えられる3種類についての集計結果が図2である。質問文は、「あなたがおつきあいしている友人や親戚の中に、次のような方々はいらっしゃいますか」というもので、いる、いないの2つの選択肢によって回答を得ている。「地方議員・国会議員とのつきあい」という関係的資源の保有量をもっとも少ないが、それでも男性で3割近くの人がつきあいがある。

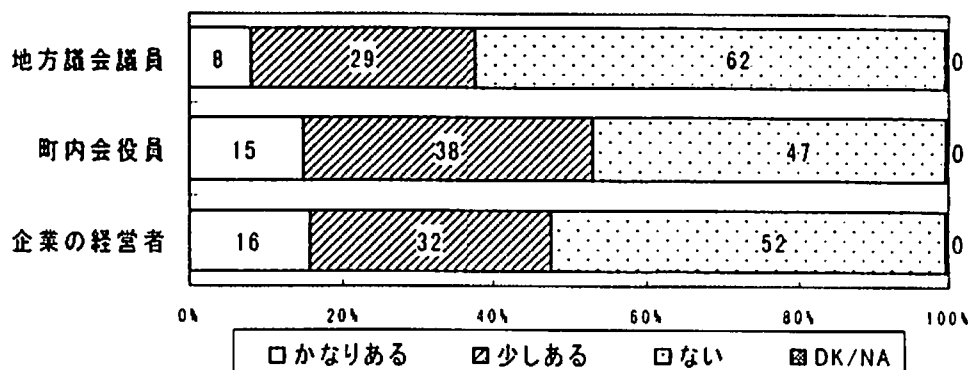


図1 有力者との関係的資源保有 単純集計 1975年男性

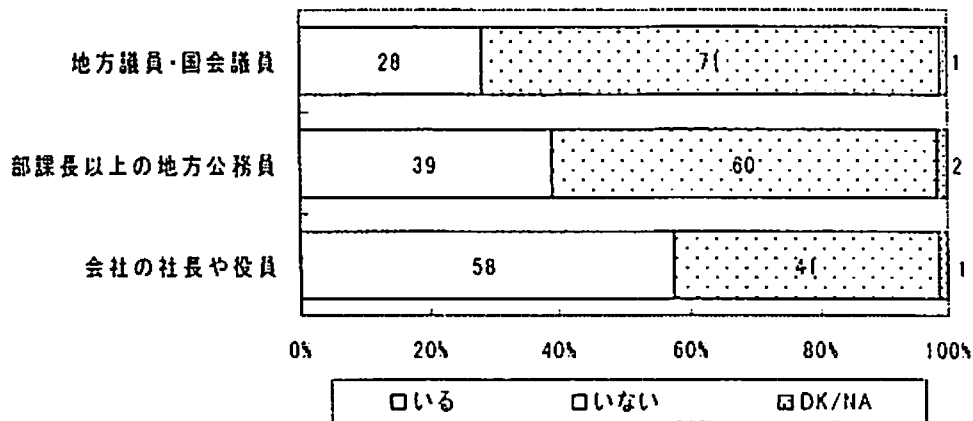


図2 有力者との関係的資源保有 単純集計 1995年男性

3.2 関係的資源保有の規定因

関係資源の保有量がどのような要因によって規定されているのかを明らかにするために、関係的資源保有量を被説明変数としてロジスティック回帰分析を行った。被説明変数は、関係を持っている、いないを表す2値変数（1, 0の値を取る）である。1975年のデータについては、つきあいが「かなりある」、「少しある」という回答を合わせた「つきあいあり」を1した。説明変数は1.5で述べた規定因に関する変数を投入した。

表1が1975年に関する結果である。ロジスティック回帰分析における回帰係数は、被説明変数の対数オッズ比（ロジット）の変化量を表しており解釈が困難である。そこで、ロジスティック回帰の偏相関係数をもとに解釈を行う。議員とのつきあいについては、年齢と世帯資産の規定力が0.14であり、規定力がもっとも大きい。係数が正なので、年齢が高く、資産が多い人ほど、つきあいも多いということになる。居住地域都市度の規定力は-0.12であり、大都市ほどつきあいが少ない。地域移動経験の有無も係数がマイナスであり、地域移動をした人はつきあいが少ない傾向がある。組織内の役職と職業威信スコアは係数が正に有意なので、役職が高く、また、職業的地位が高いと、関係的資源を保有する。職業ダミー変数を見ると、自営ノンマニュアル、農業の人は正の有意な係数となっておりつきあいが多い。また、父職が農業である者もつきあいが多い。

町内会役員とのつきあいも、偏相関を見ると、規定力が大きいのは年齢、世帯資産であり、都市度は負の規定力を持ち、議員と傾向が似ている。ただし、議員と異なり学歴が負の有意な規定力を持ち、低学歴の者ほどつきあいが多い。学歴の高い者は、地域活動以外にさまざまな活動をしているため町内会活動は低調である、などの事実が表れているのではないかと。職業ダミー変数の多くは有意であり、自営、農業ほどつきあいが多い。

経営者とのつきあいは、資産の偏相関係数が0.14ともっとも大きい。役職が高いほどつきあいが多いのは当然の結果だが、従業先規模は負の効果を持つ。議員などとは異なり、農業の係数は負となる。また、これのみが年齢の係数が負であ

表1 関係的資源保有の規定因に関するロジスティック回帰分析結果
1975年SSM調査男性

説明変数 () 内は変数のレンジ	地方議会議員		町内会役員		企業の経営者	
	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R
年齢 (20—69)	0.04	0.14***	0.03	0.11***	-0.01	-0.02*
学歴 (教育年数 6—17)	-0.01	0.00	-0.10	-0.07***	0.05	0.03*
世帯資産 (保有財産数 0—20)	0.15	0.14***	0.12	0.12***	0.14	0.14***
居住地域都市度 (1—8)	-0.17	-0.12***	-0.08	-0.06***	-0.01	0.00
地域移動経験の有無 (1, 0)	-0.41	-0.06***	-0.36	-0.05***	0.16	0.00
組織内の役職 (1—6)	0.12	0.05***	0.07	0.01	0.34	0.12***
従業先企業規模 (1—7)	-0.01	0.00	0.07	0.03**	-0.24	-0.13***
本人職業威信スコア (26.7—83.5)	0.01	0.02*	0.00	0.00	0.01	0.00
父職業威信スコア (23.4—87.3)	-0.02	0.00	-0.04	-0.02*	-0.03	0.00
父学歴 (教育年数 6—17)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
本人職 自営ノンマニュアル (1, 0)	0.67	0.05***	0.71	0.05***	0.15	0.00
本人職 自営マニュアル (1, 0)	0.29	0.00	0.36	0.02*	-0.08	0.00
本人職 農業 (1, 0)	0.40	0.03**	0.85	0.07***	-1.39	-0.13***
父職 自営ノンマニュアル (1, 0)	-0.12	0.00	0.35	0.03**	0.06	0.00
父職 自営マニュアル (1, 0)	-0.05	0.00	0.06	0.00	0.12	0.00
父職 農業 (1, 0)	0.35	0.04**	0.29	0.03**	-0.06	0.00
Constant	-3.32***		-1.20***		-1.23***	

-2 Log Likelihood	2362.26		2477.81		2469.82	
Goodness of Fit	2092.88		2062.30		2032.19	
Cox & Snell R-square	0.17		0.15		0.16	
Nagelkerke R-square	0.23		0.20		0.21	
Model Chi-square (df=16)	381.18***		324.03***		356.01***	

注 被説明変数は、つきあいありが1、なしが0

縦1列が1つの回帰式を表し、点線上は回帰係数と偏相関係数、点線下はモデルの適合度を表す

偏相関Rはモデルに対する説明変数の寄与率を表し1から-1の値を取る

説明変数のうち、レンジが(1, 0)のものはダミー変数。職業ダミー変数の基準はその他の職業

*** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意 * 10%水準で有意

る。年齢別の平均値を見たところ50代以上の少なさが目立った。この時点の高齢者は、高度成長期以前に職に就いた者が多いため、伝統的産業に従事する者が多く、企業組織や企業の経営者と接する機会が少ない、などの事実があるのかもしれない。

表2が1995年男性の分析結果である。議員とのつきあいは、年齢、世帯資産が大きな規定力を持ち、1975年の議員と同様の傾向である。しかし、居住地域都市度の偏相関係数は-0.08であり、有意ではあるが、1975年ほど大きな規定力はない。地域移動経験も、有意な効果を持たない。その一方、学歴は有意な規定力を持ち、また、組織内の役職の係数も有意である。95年では、居住地域の規定力が小さくなり、学歴や役職などホワイトカラーにおいて重視される変数が、規定力を持つようになってきている。第3次産業人口が過半数となり、社会全体がホワイトカラー化している現状の反映があるのかもしれない。世の中にホワイトカラーが多くなれば、ホワイトカラーの中でも、学歴や役職の高い者がより有力になるだろう。本人の職業威信スコアは負の規定力を持つ。威信スコアが高い専門職などは、議員とのつきあいが少ないという傾向が表れているようだ。専門的知識をもとに仕事をするものは、仕事において有力者から情報を得たり便宜をはかっても

表2 関係的資源保有の規定因に関するロジスティック回帰分析結果
1995年SSM調査男性

説明変数 () 内は変数のレンジ	地方議員・国会議員		管理職の地方公務員		会社の社長や役員	
	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R
年齢 (20-70)	0.05	0.17***	0.04	0.16***	0.02	0.07***
学歴 (教育年数 6-18)	0.10	0.06**	0.08	0.05**	0.12	0.08***
世帯資産 (保有財産数 1-15)	0.14	0.09***	0.10	0.07***	0.15	0.10***
居住地域都市度 (1-8)	0.12	-0.08***	-0.08	-0.05**	0.07	0.03*
地域移動経験の有無 (1, 0)	0.06	0.00	-0.28	-0.02	-0.07	0.00
組織内の役職 (1-6)	0.21	0.11***	0.14	0.07***	0.29	0.13***
従業先企業規模 (1-9)	-0.01	0.00	0.04	0.00	-0.18	-0.13***
本人職業威信スコア (36.7-90.1)	0.02	-0.03*	0.00	0.00	-0.02	-0.05**
父職業威信スコア (36.7-90.1)	0.00	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00
父学歴 (教育年数 6-18)	-0.03	0.00	0.01	0.00	0.07	0.04**
本人職 自営ノンマニュアル (1, 0)	0.46	0.00	0.88	0.05**	0.02	0.00
本人職 自営マニュアル (1, 0)	-0.28	0.00	0.55	0.03*	-0.22	0.00
本人職 農業 (1, 0)	-0.23	0.00	0.43	0.00	0.95	-0.06**
父職 自営ノンマニュアル (1, 0)	-0.06	0.00	0.15	0.00	0.00	0.00
父職 自営マニュアル (1, 0)	0.06	0.00	0.17	0.00	0.16	0.00
父職 農業 (1, 0)	0.19	0.00	0.01	0.00	0.25	0.00
Constant	4.24***		-5.22***		-3.16***	
-2 Log Likelihood	905.54		1026.15		966.03	
Goodness of Fit	821.82		846.91		826.94	
Cox & Snell R-square	0.16		0.14		0.16	
Nagelkerke R-square	0.22		0.19		0.22	
Model Chi-square (df=16)	143.16***		127.82***		151.94***	

注 被説明変数は、つきあいありが1、なしが0

縦1列が1つの回帰式を表し、点線上は回帰係数と偏相関係数、点線下はモデルの適合度を表す
偏相関Rはモデルに対する説明変数の寄与率を表し1から-1の値を取る

説明変数のうち、レンジが (1, 0) のものはダミー変数 職業ダミー変数の基準はその他の職業

*** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意 * 10%水準で有意

らう必要性が少ないため、有力者とのつながりを必要としないのかもしれない。

管理的公務員とのつきあいは、年齢、世帯資産が大きな規定力を持ち、学歴や都市度がそれに次ぐという点で、議員とのつきあいと傾向がよく似ている。職業ダミー変数の中では、自営業が、マニュアル、ノンマニュアルに関わらず、規定力を持つ。会社社長や役員については、資産、学歴、年齢が強い規定力を持つ。居住地域都市度は、正の規定力を持ち、議員や管理的公務員とは異なる。会社の社長について、組織内の役職は正、従業先規模と農業ダミー変数が負の規定力を持つのは1975年と同様の傾向である。ただし、1975年と異なり、父学歴は正の規定力、本人の職業威信スコアは負の規定力を持つ。職業威信が低いほど関係的資源を持つというのは解釈が難しい。可能性としては、95年では、マニュアル労働者の方が、労働の現場において中小企業の経営者などに接しており、ノンマニュアル労働者は、職業の役割分業が進み、ふだんは経営者層と接することはない、などの事実があるのかもしれない。

モデルの適合度を見ると、Nagelkerke R-squareはどれも0.20前後となっており、この種の調査データの分析結果としては、比較的良好だと言える。全般的に、どのモデルでも年齢と世帯資産の規定力の大きさが目立つ。居住地域都市度も規定

力があるが、1995年においてはあまり大きくはなく、むしろ、組織内の役職の方が係数は大きい⁷⁾。

3.3 居住地域都市度と関係的资源保有量の関連

上記の分析により、居住地域都市度は1995年も規定力があるが、1975年と比べて係数が小さくなっており、居住地域と関係的资源保有との関連は弱まっていることが分かった。そこで、都市度の指標として自治体規模を用い、都市度との関連をより詳しく検討した。図3の75年時点での結果を見ると、地方議員とのつきあいは、農村部ほど多いという傾向が明確にある。町内会役員も同様の傾向があり、地域における有力者という点で性質が似ているようだ。企業の経営者は、都

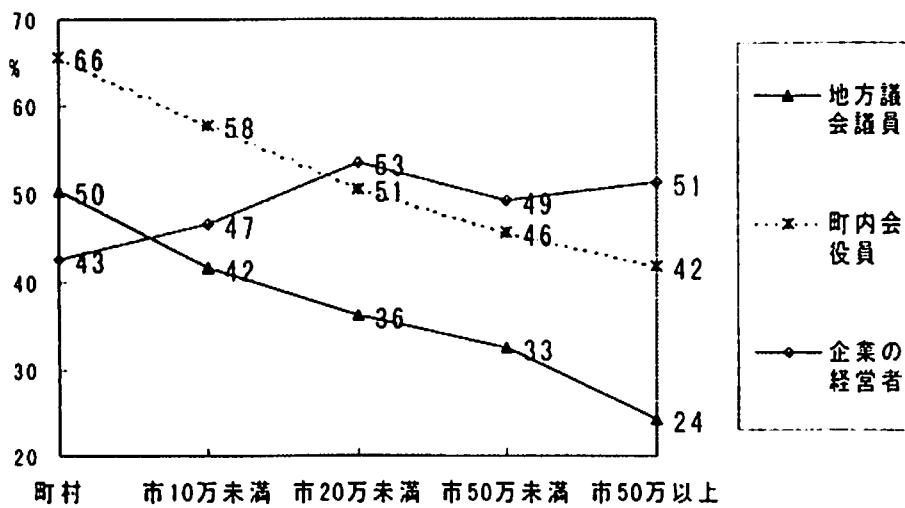


図3 居住地域自治体規模と関係的资源保有の関連 1975年男性
(つきあいがあると答えた人の%)

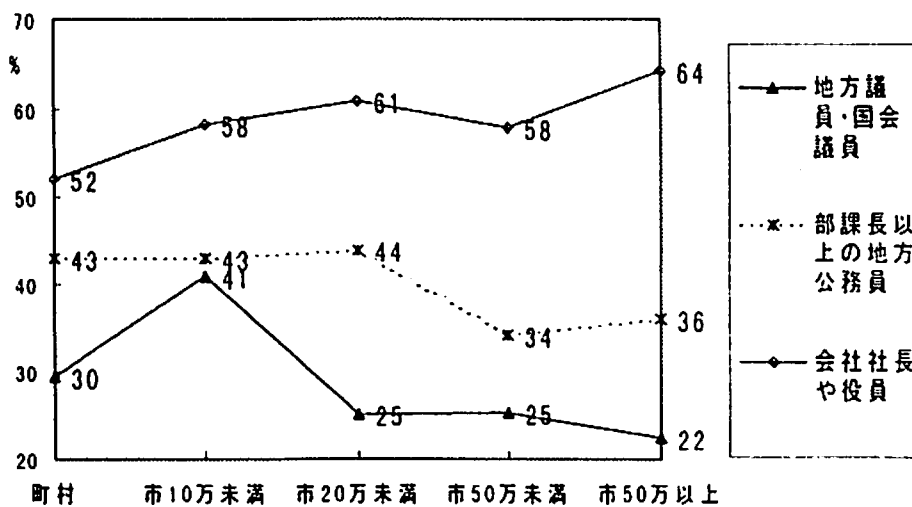


図4 居住地域自治体規模と関係的资源保有の関連 1995年男性
(つきあいがあると答えた人の%)

市部の方が、つきあいがやや多い。図4の95年でも、議員、管理的公務員に関しては、おおむね都市部ほど保有が少ない傾向がある。ただし、95年の議員とのつきあいに関しては、人口10万人未満の小規模な市でもっとも保有が多く、町村部においてはむしろ少ない。議員との関係的資源と都市度との関連は、単調減少ではなく、凸形の関連がある。また、会社社長との関係的資源は、2時点とも都市部ほど多い。職場における有力者との人間関係は、むしろ大都市部の方が多く、地域における関係的資源の少なさを、職場での資源で補っているとも見ることができる。地域という要因は、多くの場合規定力があるようだが、関係的資源の種類によって、地域との関連は異なる。

質問文も回答形式も異なるので単純な2時点間比較はできないのだが、95年の町村において、議員との関係的資源保有が減少していることは、注目し得る現象である。最近では、関係的資源保有の地域間格差の構造に、変化が起きているのは確かなようだ。ただし、分析結果を見る限り、大都市部で議員との関係的資源の保有が増えているわけではない。都市部への人口移動が沈静化した最近においても、都市部住民のネットワーク保有が増えているとは言えない。

95年の町村部では、なぜ議員との関係的資源の保有が少ないのだろうか。可能性としては、95年の町村部では高齢化が進み、人づきあいが不活発になった、等のことも考えられる。そこで、議員との関係的資源と、都市度の関連について、年齢を統制して分析した結果が図5である。結果を見ると、若年層、老壮年層とも、やはり小規模な市でもっとも保有が多く、凸形の関連が見られる。小都市における議員との関係的資源の多さは、年齢によるものではない。人々の経済的ゆとり（保有資産数）を統制した分析も行ったが、やはり同様の凸形の関連があった（紙面の制約のため図は省略）。職業を統制した分析でも、やはり小都市は、議員との資源保有率が高い（図は省略）。また、大都市における専門職は議員とのつ

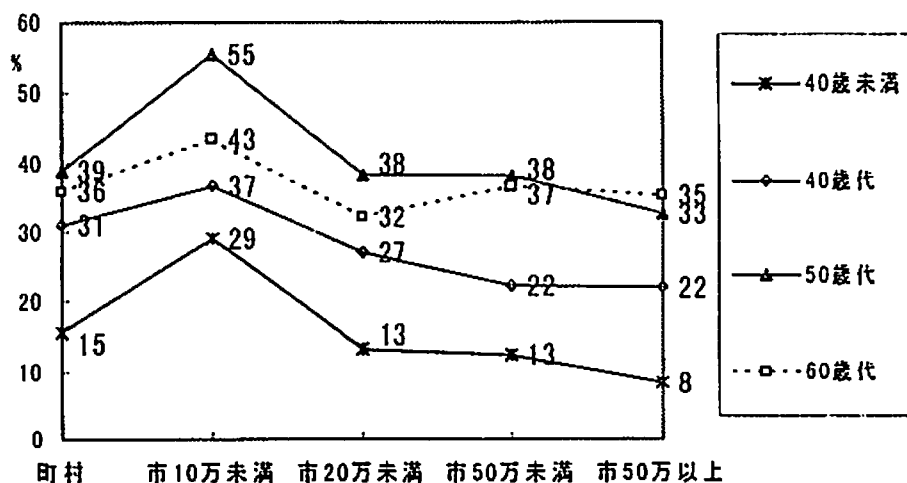


図5 居住地域自治体規模と議員との関係的資源保有の関連
1995年男性 対象者年齢でデータを分割

きあいが少なく、高学歴、高所得の職業階層において関係的資源保有が多いわけではない。どの地域でも、資源保有が多いのは、たいていの場合、自営ノンマニュアルと管理職だった。ただし、人口10万未満の小都市では、とくにホワイトカラーの資源保有量が多いのが目立った。

3.4 都市度別の関係的資源保有の規定因

1995年の人口10万未満の市において、なぜ議員とのつきあいがとくに多いのだろうか。可能性としては、このような市は地方自治体として適切な規模であり、地方政治家が活動しやすい、などが考えられる。地方自治体の人口はどの程度が適切なのかについては、行政学等においてさまざまな議論がなされてきた。人口10万人未満の規模は、住民投票などの直接民主制度が適切に運営可能で、地域の政治が活発に行える限界の人口で、これ以上となると地方政治家との人間関係の維持が困難なのかもしれない⁸⁾。

このような地域には、戦後になって新たに移り住んだ、いわゆる新住民が多く、地域の問題点を活発に訴えるため、議員との交流が盛んであることも考えられる。また、新しい住宅地では、道路や上下水道、公共施設などの社会資本の整備が不十分であり不満が多いため、地域の政治が盛んである可能性もある。通勤時間が短い人々が多く、地域での活動が活発である、などのことも考えられる。また、町村部では小都市よりも関係的資源が少ないが、もともとネットワークがあるので、政治家の後援会などを作る必要がなく、政治家との直接的なネットワークはあまり存在しないのかもしれない。町村部では、町内会長や、連合町内会長、区長などの組織の長と、議員との接触が多いようだ。各個人との人間関係を持たなくても、支持を集め意見を集約することができるという現実があるのではないだろうか。

これらの可能性をすべて実証するのは困難だが、小都市における、議員との関係的資源の特徴を解明することは、問題を解く糸口になるだろう。居住地域により、関係的資源保有を規定する要因が異なっていることも考えられる。そこで、1995年の男性データを、居住地域の自治体規模により5分割し、それぞれについて、議員とのつきあいの規定因に関するロジスティック回帰分析を行った。結果が表3である。人口10万人未満の市においては、世帯資産の偏相関係数が大きく、年齢の効果はない。また、組織内の役職も効果を持つ。この地域においては、年齢が高ければ指導的立場にあるというような、伝統的な役割分業はあまり見られないようだ。むしろ、経済的地位や、組織内での地位が、関係的資源保有を規定している。他の地域ではすべて、年齢が有意な効果を持つ。大都市部では職業威信スコアの効果が負になることがあり、社会的地位が高いほど議員とつきあがない。大都市での、専門職など威信の高い者は、独自のネットワークを持っており、議員などの地域の有力者とのつきあいは不要なのかもしれない。

小都市において、年齢や地域移動よりも、世帯資産や役職の規定力が大きいと

表3 議員との関係的資源保有の規定因に関するロジスティック回帰分析結果
1995年SSM調査男性
居住地域の自治体規模によりサンプルを5分割して分析

説明変数 ()内は変数のレンジ	議員 市村		議員 市10万人未満		議員 市10万~20万人未満	
	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R
年齢 (20~69)	0.05	0.14***	0.02	0.00	0.10	0.23***
学歴 (教育年数 6~17)	0.11	0.00	0.11	0.00	0.09	0.00
世帯資産 (保有財産数 0~15)	0.11	0.00	0.28	0.16***	0.36	0.19**
地域移動経験の有無 (1, 0)	-0.97	-0.04	-0.22	0.00	1.20	0.10*
組織内の役職 (1~6)	0.27	0.12**	0.24	0.09*	0.09	0.00
従業先企業規模 (1~9)	-0.04	0.00	0.03	0.00	0.15	0.00
本人職業威信スコア (36.7~90.1)	0.02	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00
父職業威信スコア (36.7~90.1)	0.05	0.03	0.01	0.00	0.03	0.00
父学歴 (教育年数 6~18)	0.00	0.00	-0.04	0.00	0.05	0.00
本人職 自営ノンマニユアル (1, 0)	0.80	0.00	0.62	0.00	0.39	0.00
本人職 自営マニユアル (1, 0)	-1.11	0.00	-0.10	0.00	6.95	0.00
本人職 農業 (1, 0)	0.38	0.00	0.34	0.00	-6.14	0.00
父職 自営ノンマニユアル (1, 0)	0.07	0.00	0.27	0.00	0.43	0.00
父職 自営マニユアル (1, 0)	0.60	0.00	0.10	0.00	-0.38	0.00
父職 農業 (1, 0)	0.39	0.00	0.30	0.00	0.46	0.00
Constant	-7.15***		-3.83*		-11.22***	
-2 Log Likelihood	221.71		183.08		75.98	
Goodness of Fit	214.36		151.24		89.18	
Cox & Snell R-square	0.19		0.16		0.31	
Nagelkerke R-square	0.27		0.21		0.46	
Model Chi-square (df=15)	45.80***		26.09**		37.06***	

表3 (続き)

説明変数 ()内は変数のレンジ	議員 市20万~50万人未満		議員 市50万人以上	
	回帰係数B	偏相関R	回帰係数B	偏相関R
年齢 (20~69)	0.06	0.17***	0.07	0.23***
学歴 (教育年数 6~17)	0.23	0.12**	0.02	0.00
世帯資産 (保有財産数 0~15)	0.06	0.00	-0.02	0.00
地域移動経験の有無 (1, 0)	0.06	0.00	-0.05	0.00
組織内の役職 (1~6)	0.19	0.00	0.33	0.15***
従業先企業規模 (1~9)	0.05	0.00	0.07	0.00
本人職業威信スコア (36.7~90.1)	-0.01	0.00	-0.04	0.06*
父職業威信スコア (36.7~90.1)	-0.02	0.00	-0.01	0.00
父学歴 (教育年数 6~18)	0.09	0.00	0.02	0.00
本人職 自営ノンマニユアル (1, 0)	0.21	0.00	0.42	0.00
本人職 自営マニユアル (1, 0)	0.27	0.00	0.20	0.00
本人職 農業 (1, 0)	0.39	0.00	-5.03	0.00
父職 自営ノンマニユアル (1, 0)	-0.28	0.00	-0.46	0.00
父職 自営マニユアル (1, 0)	1.15	-0.05	0.47	0.00
父職 農業 (1, 0)	-0.03	0.00	0.07	0.00
Constant	-5.68***		-3.71**	
-2 Log Likelihood	176.44		184.67	
Goodness of Fit	198.71		175.70	
Cox & Snell R-square	0.19		0.15	
Nagelkerke R-square	0.27		0.23	
Model Chi-square (df=15)	37.48***		32.89***	

注 被説明変数は、つきあいありか1、なしが0
縦1列か1つの回帰式を表し、点線土は回帰係数と偏相関係数、点線下はモデルの適合度を表す
偏相関Rはモデルに対する説明変数の寄与率を表し1から-1の値を取る
説明変数のうち、レンジが (1, 0) のものはダミー変数 (職業ダミー変数の基準はその他の職業
*** 1%水準で有意 ** 5%水準で有意 * 10%水準で有意

いうことは何を意味するのだろうか。1つの解釈としては、年齢の表す伝統的役割分業や、家柄のような属性主義的原理よりも、業績主義的原理により関係的資源の保有が決まっている、と見ることもできる。年齢とは無関係に、資産の蓄積が可能だった者や役職の高い者が、関係的資源も保有するという傾向があるのは確かである。しかし、資産が家柄をある程度表しているのならば、地域における名望家が関係的資源も保有しているのかもしれない。小都市における関係的資源保有の規定因に、独特な特徴があるのは事実のようだ。

非公式な関係的資源とは、具体的にはどのような人間関係だろうか。大別すれば、日常的な生活上のつきあいと、陳情や選挙、その他の行事の際など重要な機会でのみ接触する場合があるだろう。後者であっても、個別接触が可能なくらいの親しい人間関係であることが考えられる。おそらく、都市部よりも農村部の方が、日常的接触が多いであろう。人間関係が形成される場としては、1) 地縁、血縁による場合、2) 地域活動（行事や町内会活動など）による場合、3) 職業活動の場において形成される場合、4) その他の組織におけるもの、がありうる。小都市における人間関係には、これらのいくつかの側面において、他の地域とは異なる特徴があるのではないだろうか。

4 結論と今後の課題

議員などの政治的有力者との関係的資源保有は、1975年時点においては、都市部と農村部で大きな格差があり、大都市部住民の人間関係保有量は少なかった。これは、政治参加行動と同様の傾向である。第2次世界大戦後の日本では、急激な工業化に伴い、農村部から都市部への大きな人口移動が起こった。これにともない、都市部で人間関係を持たない住民が増え、都市部住民の多くが政治的影響力を持たなかったと思われる。日本社会の、全国レベルにおける政治的影響力構造の特徴は、都市部と農村部での大きな格差が存在したことである。

1975年の時点では、人口移動はかなりの程度、沈静化していたが、その後も政治的影響力の格差はすぐには是正されなかった。1995年のデータを見ても、関係的資源保有の地域間格差は依然として存在する。高度経済成長が終わり、都市部への人口移動が終わった現在でも、都市部における、政治的有力者との関係的資源保有量は、増大したとは言えない。高度成長終了期の後、まだ20年程度しかたっておらず、都市部住民は流動的で転居も多く、関係的資源は少ないのであろう。ただし、地域での有力者と、職場での有力者との関係的資源は、居住地域都市度との関連が異なる。大都市部居住者は、議員などの地域での有力者とのつきあいは少ないが、職場における関係的資源保有は多く、地域での力の弱さを補っている現実がある。

1975年時点での、農村部住民が議員との関係的資源を多く保有するという現象は、最近では見られなくなっている。政治的影響力の地域間格差の構造に変化が起きているのは事実である。本研究では2時点間の比較しかできないが、居住地

地域の都市度による関係的資源の格差は、縮小傾向にあるのかもしれない。ただ、図4で示したように、都市部における議員との関係的資源が増大したわけではない。むしろ、農村部でも都市部でも力が弱く、ただ小都市での力の強さだけが目立つ結果となっている。都市部住民が議員との人間関係を持つようになったとは言えないが、都市と農村の格差は不明確になっているようだ。

関係的資源保有の規定因としては、年齢、世帯資産、自営業であること、という変数が規定力を持つことが多かった。1.5で示した中でも、年齢が表すような伝統的役割分業や、社会的資源の保有量などが、主な規定因だったことになる。こうした傾向は、1995年も1975年もほとんど変わっていない。しかし1995年の男性では、1975年と比べ、地域の効果が小さくなるとともに、学歴や役職が効果を持っている。社会全体がホワイトカラー化するにつれて、ホワイトカラー内部での差異を表す変数、あるいは、業績主義的変数の効果が、大きくなりつつあるとも見ることができよう。

人口10万人未満の小規模な市においては、とくに議員との関係的資源保有が多く、町村部や大都市部では少なかった。「居住地域との間に凸型の関連」があるという、興味深い結果が得られた。なぜこのような傾向が存在するかについては、さらなる研究が必要だが、これらの小都市においては、世帯資産と組織内の役職が、議員との関係的資源の規定因となっていることが分かった。

関係的資源を持つことの意味としては、1) 意見を伝える機会が多い、2) 情緒的つながりがある、3) 利害関係がある、という、少なくとも3つがあるだろう。非公式な関係的資源は政治的影響力そのものではないが、潜在的な政治的影響力を何らかの意味で反映する変数である。両者の間には、他の要因の影響も存在するだろうが、これらの意味において、関係的資源の保有は、政治的影響力の分析を行うために有効なものであり、さらなる解明が必要な変数であろう。より詳細な検討は、地域の有力者に深く接して参与観察をするなど、統計的調査以外の方法も必要となるだろう。

その他、今後の課題としては、居住地域の効果をより詳しく検討することが挙げられる。地域の特性について、自治体の人口規模だけでなく、産業構造や人口密度などの特性が効果を持つかどうかを、今後、検討せねばならない。年齢が大きな規定力を持つという事実の背後にあるメカニズムについても、社会的役割分業のためか、あるいは、地域社会とのつながりが深いためなどの、別の原因なのか、検討する必要があるだろう。組織内の役職などを統制してもなお年齢の効果があるので、組織外の地域社会における、高齢者の指導的役割や、地域社会とのつながりの強さなどの効果が表れているのではないだろうか。今田・原(1979)が1975年データについて行ったような、関係的資源と他の社会的資源との、地位の一貫性に関する検討も、今後の研究課題として挙げられる。

[注]

- 1) 権力構造論について詳しくは森 (1973) や秋元 (1974), 秋元 (1985: 6-7) を参照。ハンター・ダール論争やCPSの動向については秋元 (1981) や渡邊 (1994) に詳しい。
- 2) 政治参加研究については、紙面の都合上、本論では詳述しないが、最近の研究動向については Verba, Scholzman & Brady (1995), Finkel & Muller (1998), Jackson, Brown & Wright (1998), Timponc (1998) などを参照。
- 3) 大嶽・鴨・曾根 (1996: 52) は、権力と影響力という2つの概念について、両者は現在の政治学では「互換的な概念として」用いられていると述べ、とくに区別はしていない。影響力の方が、どちらかという潜在的な力を表すことが多いが、実証研究において、両者を厳密に区別して測定することは困難なので、本論でも互換的な概念として扱う。
- 4) 関係的資源はさまざまな定義が可能であり、威信や権利のことを、関係的資源とすることもある。しかし、本論では、知人の多さや、他人とのつきあいの有無などの、対人関係の保有のことを、関係的資源の保有として扱っている。社会的資源の分類については長谷川 (1993) を参照。
- 5) データや質問文について詳しくは、各年度の『基礎集計表』や『コード・ブック』を参照。なお、1975年SSM調査の関係的資源の変数については、今田・原 (1979) にも、階層構造の非一貫性との関連で、勢力の指標として若干の分析結果がある。
- 6) 1995年の保有財産数の変数は、保有している財産数の合計 (0から15の保有数) に、持ち家の有無を加えた0から16までの値を取る変数である。1975年も同様にして保有財産数の変数 (0から20の保有数) を作成した。居住地の都市度は、調査対象者住所の市町村について、村を1、町を2、人口5万未満の市を3、10万未満を4、20万未満を5、50万未満を6、100万未満を7、100万以上の市を8とした変数である。また、1995年SSM調査B票には、現住所の他に、義務教育終了時 (多くの人15歳時) の住所に関する質問項目がある。これらの情報を用いて、義務教育終了時住所と現住所の都道府県が異なるかどうかで、地域移動経験に関するダミー変数 (移動していれば1) を作成し、説明変数として投入した。1975年SSM調査A票には、義務教育終了時の住所に関する情報はないが、15歳時の住所を質問しているので、この情報を用いて同様の変数を作成した。役職は、1995年B票の場合、本人現職の役職の間 (問4fで1 (役職なし) から6 (社長や重役など) の値を取る) の数字をそのまま用いた。1975年も、ほぼ同様の6段階の変数を作成した。従業先規模は、1995年の場合 (問4d)、1 (従業員1人) から9 (1000人以上と官公庁を合併) の値を用いた。1975年も、ほぼ同様の1から7までの値である。職業威信スコアは、1995年では95年版スコア、1975年では75年版スコアを用いた。スコアについては都築編 (1998: 231-236) を参照。なお1995年データの対象者年齢は、調査時点では70歳になっている者がある。また、管理的職業者の中に、本人の仕事内容の回答を生かして、データ中の職業コードが管理的職業となっていないものがあるので、1995年SSM調査研究会 (1996: 114) にしたがって、職業コードを変換した。
- 7) 経済的資源の変数としては所得を用いることもできるが、多くの場合、財産保有数の方が規定力が強かった。フローである所得よりもストックである資産を用いた方が、人々の経済的な余裕をよりよく表すためではないだろうか。また、世帯所得のDK/NAは2割ほどあるが財産保有のDK/NAは1%未満であり、分析の際にサンプル数が減少せずすむという利点もある。なお、ロジスティック回帰分析の、モデル全体の適合度を表す係数は各種あるが、モデルのあてはまりが最も良い場合に1、まったく説明できない場合は0になるように、モデルの尤度をもとに構成したものがNagelkerke R-squareである。分析にはSPSS 8.0J for Windowsを用いた。多重共線性については、説明変数間の相関の大きさを事前にチェックしたが、とくに問題はなかった。
- 8) 行政学の最近の動向については、西尾・村松編 (1994) を参照。

9) 表1から表3と、図3から図5までの分析では、欠損値(DK/NAのもの)は除いて分析した。表中の職業ダミー変数は、分析に用いた3カテゴリー以外の職が基準カテゴリーとなる。無職の者は、職業威信スコアや役職などが欠損値となるため、ロジスティック回帰分析から除かれている。

〔引用文献〕

- 秋元律郎, 1971. 『現代都市の権力構造』青木書店.
- 秋元律郎, 1974. 『政治社会学序説—現代社会における権力と参加』早稲田大学出版部.
- 秋元律郎, 1981. 「地域権力構造論」, 安田三郎他編, 『基礎社会学Ⅳ 社会構造』99-119, 東洋経済新報社.
- 秋元律郎, 1985. 「概説 日本の社会学政治」, 『リーディングス日本の社会学 14 政治』3-15, 東京大学出版会.
- Bourdieu, Pierre & Jean-Claude Passeron. 1970. *La Reproduction : Elements pour une theorie du systeme d'enseignement*. = 宮島喬訳, 1991. 『再生産—教育・社会・文化』藤原書店.
- Brehm, John & Wendy Rahn. 1997. "Individual-level evidence for the causes and consequences of social capital." *American Journal of Political Science* 41 : 999-1023.
- Coleman, James S. 1988. "Social capital in the creation of human capital." *American Journal of Sociology* 94 : 95-120.
- Coleman, James S. 1990. *Foundations of Social Theory*. Harvard University Press.
- Dahl, Robert A. 1958. "A critique of the ruling elite model." *American Political Science Review* 52 : 463-469.
- Dahl, Robert A. 1961. *Who governs ? : Democracy and power in an American city*. Yale University Press. = 河村 望・高橋和安監訳, 1988. 「統治するのはだれか—アメリカの一都市における民主主義と権力」行人社.
- Finkel, Steven E. & Edward N. Muller. 1998. "Rational choice and the dynamics of collective political action : Evaluating alternative models with panel data." *The American Political Science Review* 92 : 37-49.
- Granovetter, Mark S. 1973. "The Strength of Weak Ties." *American Journal of Sociology* 78 : 1360-1380.
- 長谷川公一, 1993. 「社会的資源」, 森岡清美・塩原勉・本間康平(編), 『新社会学辞典』p.638, 有斐閣.
- Hunter, Floyd. 1953. *Community power structure : a study of decision makers*. University of North Carolina Press.
- 今田高俊・原 純輔, 1979. 「社会的地位の一貫性と非一貫性」, 富永健一(編著), 『日本の階層構造』161-197, 東京大学出版会.
- Jackson, Robert A., Robert D. Brown, & Gerald C. Wright. 1998. "Registration, turnout, and the electoral representativeness of U.S. state electorates." *American Politics Quarterly* 26 : 259-287.
- 蒲島郁夫, 1988. 『政治参加』東京大学出版会.
- 松田光司, 1997. 「可変型加重声価法—指名ネットワークによる集団内有力度の評価」, 井上寛(編著), 『社会ネットワークの新たな理論に向けて—平成6~8年度科学研究費補助金(基盤研究(A)(1))研究成果報告書』27-41, 九州工業大学工学部.
- 松本 康編, 1995. 『増殖するネットワーク』勁草書房.
- Mills, C. Wright. 1956. *The Power Elite*. Oxford University Press. = 鶴飼信成・綿貫議治訳, 『パワ—・エリート』東京大学出版会.
- Moore, Gwen. 1990. "Structural determinants of men's and women's personal networks." *American*

Sociological Review 55 : 726-735.

- 村瀬洋一. 1998. 「関係的資源保有の格差と規定因—有力者との人間関係を指標とした政治的影響力の階層構造」. 片瀬一男編『政治意識の現在 (1995年SSM調査シリーズ7)』131-150. 1995年SSM調査研究会.
- 森 博. 1973. 「国家権力構造論」. 綿貫謙治 (編). 『政治社会学—社会学講座7巻』東京大学出版会.
- 西尾 勝・村松岐夫編. 1994. 『講座—行政学』有斐閣.
- 大嶽秀夫・鶴 武彦・曾根泰教. 1996. 『政治学』有斐閣.
- 大谷信介. 1995. 『現代都市住民のパーソナル・ネットワーク』ミネルヴァ書房.
- Riesman, David. 1950. *The lonely crowd : a study of the changing American character*. Yale University Press. = 加藤秀俊訳. 1964. 『孤独な群衆』みすず書房.
- 菅野 剛. 1998. 「社会的ネットワークの趨勢—75年と95年における社会階層の効果の変遷」. 白倉幸男編『社会階層とライフスタイル (1995年SSM調査シリーズ17)』271-292. 1995年SSM調査研究会.
- 高橋和宏・大西康雄 (編著). 1994. 『自己組織化過程のネット分析—地域権力構造の比較研究』八千代出版.
- Teachman, Jay D., Kathleen Paasch & Karen Carver. 1997. "Social capital and the generation of human capital." *Social Forces* 75 : 1343-1359.
- Timpone, Richard J. 1998. "Structure, behavior, and voter turnout in the United States." *American Political Science Review* 92 : 145-158.
- 塚原修一・小林淳一. 1978. 「対人関係における地域効果と階層差」. 『社会学研究』36 : 66-88. 東北社会学研究会.
- 都築一治編. 1998. 『職業評価の構造と職業威信スコア (1995年SSM調査シリーズ5)』1995年SSM調査研究会.
- Verba, Sidney, Norman H. Nie & Jae-on Kim. 1978. *Participation and Political Equality : A Seven-Nation Comparison*. Cambridge University Press. = 三宅一郎・蒲島郁夫・小田健訳. 1981. 『政治参加と平等—比較政治学的分析』東京大学出版会.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman & Henry E. Brady. 1995. *Voice and Equality : Civic Voluntarism in American Politics*. Harvard University Press.
- 渡邊 登. 1994. 「地域権力構造と市民参加」. 栗田宣義編. 『政治社会学リニューアル』21-55. 学文社.
- 安田 晋. 1998. 「職業アスピレーション—教育かネットワークか」. 岩本健良編『教育機会の構造 (1995年SSM調査シリーズ9)』95-112. 1995年SSM調査研究会.
- 1995年SSM調査研究会. 1996. 『1995年SSM調査—コード・ブック』.

[謝辞] データの使用にあたって1995SSM研究会の許可をえた。調査にご協力いただいた方々に深く感謝いたします。また、本論を作成するにあたり、MIT研究会 (三宅一郎関西大学総合情報学部教授を中心とする計量政治学者の会)、計量社会学研究会 (日本行動計量学会小グループ研究会)、1995年SSM調査政治意識班にて、貴重なコメントをいただきました。記して感謝いたします。

(立教大学社会学部専任講師, murase@rikkyo.ac.jp)

**Determinants of Social Networks with Influential People :
Social Stratification Structure of Political Influence Measured
by Relational Resource**

*Yoichi MURASE
Rikkyo University*

Empirical studies of the structures of national political influence are rare due to the lack of direct measures of influence. This study analyzes personal relationships with influential people as an indicator of political influence. Using male data from the 1975 and 1995 SSM surveys (the national surveys of Social Stratification and social Mobility), I found that 1) there was a definite regional difference in the possession of relational resources in 1975. 2) In 1995, a regional difference still remained but the association between possession of relational resources and the scale of urbanization was not linear ; the residents of small cities (under 10,000 residents) had more relations with assemblymen than those of rural areas and of large cities. 3) Determinants of relational resources were age, property, and self-employed occupational status. 4) In 1995, variables relating to achievement such as higher education and holding a managerial post had strong effects on the possession of relations with influential people, and the effect of region had decreased since 1975. This indicates that the structure of regional difference in Japanese political influence has changed in recent years.

Key-words : relational resource, political influence, regional difference