

選挙制度の機械的効果：定数不均衡とゲリマンダリング

福元健太郎（学習院大学）
First Name dot Last Name@gakushuin.ac.jp

要旨

本稿は3つの作業を行う。第1に、選挙制度の機械的効果を、より厳密な因果的推論によって定義し、さらに機械的効果を生む要因を、①総定数（間接民主制）、②市民配分、③定数配分（定数不均衡）、④得票配分（ゲリマンダリング）、⑤前二者の交差効果、の5つに分解する。第2に、非比例性の指標として、新たに多項分布確率密度対数を用いるべきことを、確率論を用いて提唱する。第3に、シミュレーションと55年体制下日本のデータを用いて、実際に選挙制度の非比例性指標に対する機械的効果を測定する。そこから、①②は正の効果、④は負の効果を持つこと、全国1区でなく何らかの区割をすることで小政党は不利になっているが、得意な選挙区を作る地理的集中により国政への進出を果たしており、これらの効果は1970年頃まで大きくなっていたこと、1970年頃から小政党は定数不均衡による不利益を被るようになったが、人口に比べて定数が大きい選挙区で当選する利益で回復していること、を明らかにする。

謝辞

本稿の内容は、2007年12月7日に学習院大学で開かれた、2009年度日本政治学会年報委員会で報告された。コメントをいただいた同委員各位に感謝する。なお本研究は、日本学術振興会科学研究補助金、安倍能成記念教育基金学術研究助成金による支援を受けている。謝意を表したい。

はじめに

民主政治と政治制度の関係を考えるとき、最も関心が寄せられてきたのは、選挙制度が政党政治（非比例性や政党数）に及ぼす効果であった。それは機械的效果と心理的效果から成るが、理論面では、心理的效果の検討が進んだのに比べて、機械的效果の方はやや疎かにされてきた。その反映でもあろうが、実証面でも、機械的效果と心理的效果を合わせた総合的效果のみが計測されることが多かった(Lijphart 1994, Norris 2004, Taagepera and Shugart, 1989)。しかし機械的效果は、理論面ではなお検討が必要であり、かつ実証面では心理的效果と違って厳密な測定が可能である。特に現実の政治と関係して問題になるのは、定数不均衡とグリマンダリングである。定数不均衡については、その存在・程度は知られてきた（日本については例えば、堀内・斉藤（2003））。しかし定数不均衡が選挙結果にどのような（悪）影響を与えたのかは、意外にもほとんど検討されていない。グリマンダリングに至っては、日本ではそれが存在したのかどうかすら探求されてこなかったから、いわんやその効果など知られていない。本稿は、選挙制度の機械的效果をより厳密な因果的推論によって定義し、さらに機械的效果を生む要因を、①総定数（間接民主制）、②市民配分、③定数配分（定数不均衡）、④得票配分（グリマンダリング）、⑤前二者の交差効果、の5つに分解する。

選挙制度が政党政治に与える効果には、有効政党数など様々なものがあり得るが、本稿が焦点を当てるのは、各党の議席率が得票率からどれほど乖離しているかという非比例性である（但し本稿の機械的效果に関する議論は、他の効果に応用することも容易である）。非比例性の指標には様々なものが提案されているが、これらは議席率と得票率の差に着目する点では共通している。しかし、これらは必ずしも理論的裏付けがないため、直感に反する数値が出た場合に意味づけすることが困難である。これらに対して本稿は、統計学を背景として、カイ二乗値及び多項分布確率を用いた指標を新たに提唱する。

本稿の内容は次の通りである。まず第1節で、非比例性を測定する指標として、差指標と確率指標を検討する。続く第2節で、選挙制度の機械的效果を考察する。最後に第3節で、選挙制度の非比例性指標に対する機械的效果を測定する。まずシミュレーションにより、総定数と市民配分は正の効果、不均一な得票配分は負の効果を持つが、定数配分（定数不均衡）と交差効果の正負は場合によることを示す。次いで55年体制下の日本のデータを用いて、全国1区でなく何らかの区割をすることで小政党は不利になっているが、得意な選挙区を作る地理的集中により国政への進出を果たしており、これらの効果は1970年頃まで大きくなっていたこと、1970年頃から小政党は定数不均衡による不利益を被るようになったが、定数の大きい選挙区で当選する利益で回復していること、を明らかにする。

非比例性指標

差指標

まず記号を導入する。アルファベットは、大文字なら整数、小文字なら割合、斜体ならベクトルを表す。P個の政党があるとし、第p政党の得票率を v_p 、議席率を s_p 、議席数を S_p で表す。 $v=(v_1, v_2, \dots, v_P)$ 、 $s=(s_1, s_2, \dots, s_P)$ 、 $S=(S_1, S_2, \dots, S_P)$ は、全政党のそれぞれ得票率・

議席率・議席数からなるベクトルである。

さしあたり、議席率が得票率に一致すれば完全比例であるから非比例性が最低であり、得票率が最低の政党に全議席が渡れば非比例性が最大であるところまでは、特に異論はないだろう。しかしこれを超えて具体的に非比例性を測るとなると、最も典型的なルースモア・ハンビー指標（以下 LH 指標） $Y_{LH}(s|v)=\sum_p |s_p - v_p|/2$ の他にも、レイ指標 $\sum_p |s_p - v_p|/P$ 、レイプハルト指標 $\sum_{p=1,2} |s_p - v_p|/2$ 、ギャラガー指標 $(\sum_p (s_p - v_p)^2/2)^{0.5}$ 、 $\max_p |s_p - v_p|$ など、様々な指標が提案されている(Lijphart 1994, 58-67, Rae, 1967, Taagepera and Shugart, 1989, 260-63)。しかしこれらの指標は、いずれも得票率 v_p と議席率 s_p の差（あるいは各対数の差）の関数である点では共通しているので、まとめて差指標と呼ぼう。違いは、P 個の差をどのように加減乗除して 1 つの値にするか、という算出方法だけである。しかし、どのような状況でも妥当な数値を出すという意味で、万能の指標はない（後に表 1 を用いて説明する）。また比例代表制度の各方式は、ある指標を最大化させても別の指標は最大化しないということが起きる（品田、1995、1998）。これらの指標間で優劣が定まらないのは、各指標が様々な数値例に対して与える値をもとにアド・ホックな議論をしており、そもそも議席率が得票率に比例しているとは何を意味するのかに関する理論的な裏付けがないからである。

なお比例的な選挙制度の特徴の 1 つとして、少数派保護が指摘されることがよくある。しかし経験的にはともかく、論理的には本来比例性と少数派保護は異なる概念である。例えば少数派の過剰代表は、規範的判断はともかく、比例性には明らかに反する。従って本稿は、非比例性を論じるに当たり、特に少数派保護に留意することは敢えてしない。

確率指標①：カイ二乗値

本稿は、確率論による裏付けを非比例性概念に対して与え、差指標に対して確率指標を導入する。その 1 つは、カイ二乗値 $Y_{\chi^2}(s|v)=\sum_p |s_p - v_p|^2/v_p$ である¹。多くの統計入門書で説かれていることだが、一般に 2 つのベクトルが比例しているか否かを検定する際に用いられるのは、カイ二乗検定である。カイ二乗値が有意水準と自由度に応じた臨界値より大きいと、比例しているという帰無仮説が棄却される。つまり、カイ二乗値が大きいほど、非比例的になるということである。ところがこと選挙制度の非比例性になると、何故かカイ二乗値が使われてこなかったのは不思議ですらある。カイ二乗値を使うことは、通常のプロportionality検定に通じるという点で、理論的に優れている。差指標と大きく異なり、差の二乗を得票率で除しているため、大政党の差が割り引かれている。同じ差でも、大政党と小政党では意味が異なるからである。

しかしなお問題もある。ここで議席率 s_p は正規分布することが想定されているが、そうとは限らない。もっと言えば、議席数 S_p はそもそも計数（非負整数）であるから、総定数が小さい場合は特に、議席率 s_p は連続数にはならない。

確率指標②：多項分布指標

ここで改めて、得票率に比例して議席率を決めるというのは、次のようなことだと本稿

¹ サンラゲ指標（品田、1995、888）は同じ数値だが、カイ二乗値の考え方との実質的な連関は明らかでない。

は提案する。歪んだパチンコ台があって、1つの玉（議席）を打つと、得票率に応じた確率で各党の受け皿に入る、としよう。ここで総定数が1であれば、議席1を得る確率（つまりは得票率）が大きい政党に1議席を与えるほど比例的な議席配分だとするのは妥当だろう。今度は総定数が $T=\sum S_p$ で、T個の玉（議席）を順に打つとしよう。この時、いくつかあり得る議席配分 S のうち、それが起きる（多項分布）確率が大きいほど、比例的な議席配分だとするのである。例えば左党と右党の得票率がそれぞれ25%と75%、総定数が2議席とする。すると左党の議席（パチンコ玉）の数が0、1、2になる確率は、順に56%、40%、6%となる²。従って、左党に0議席、右党に2議席というのが最も比例的な議席配分となる。もしLH指標を使うと、左党の議席が0、1、2議席の場合の値は、それぞれ25%、25%、50%となり、0議席にするか1議席にするかが決められない。

より一般的には次のように計算する。ある1議席が政党 p に来る確率が v_p だとすると、ある特定の S_p 個の議席が来る確率は $v_p^{S_p}$ である（ \wedge はべき乗を表す。例えば $2^3=2*2*2=8$ ）。これを全政党について掛け合わせると、ある特定の議席が各党に来る同時確率 $\prod_p v_p^{S_p}$ が出る。T個の議席を各党に割り振って議席配分が S となる組み合わせは $C(T, S)=T!/\prod_p (S_p!)$ 通りある。従って、議席率 s の平均値が得票率 v に等しくなるように全T議席を割り振った時に議席配分が S になる多項(Multi-Nomial)分布確率は、 $C(T, S)\prod_p v_p^{S_p}$ となる。ここで、 $Y_{MN}(S|v)=-\log(C(T, S)\prod_p v_p^{S_p})$ と置く（複雑に見えるかもしれないが、Excelでも容易に計算できる³）。この指標は、議席数が計数であることを明示的に考慮している点が、先ほどのカイ二乗値と比べて優れているところである。但し $x!$ を通常の階乗（例えば $3!=1*2*3=6$ ）ではなく、 x が整数でない場合に拡張したガンマ関数 $\Gamma(x+1)$ として、 S が整数でなく非負の数からなるベクトルであっても、 $Y_{MN}(S|v)$ を計算できるようにしておく。

多項分布とは逆に議席数がパラメーターで得票率がデータである（つまり議席数を所与として、得票率が確率分布する）と考えれば、 $Y_{MN}(S|v)$ はディリクレ分布確率の対数尤度から $\log((T+1+D)!/(T+1)!)$ を引いて負の符号を付けたものと捉えられる。従って、得票率配分 v を所与として $Y_{MN}(S|v)$ を最小にする議席数配分 S を最も比例的なものとして選ぶことは、対数尤度を最大化するパラメーターである議席数配分 S を選ぶ最尤法を意味する。

さらに Y_{MN} を標準化して指標が0と1の間に来るようにしよう。まず、 $S=vT$ が整数であれば多項分布の平均値・最頻値であり、この時（つまり完全比例の時） Y_{MN} は最小となる（その値を $Y_{MN-\min}(S|v)$ とする）。 v_p が最小の政党に全議席Tを与えると、 Y_{MN} は最大となる（その値を $Y_{MN-\max}(S|v)$ とする）。従って、

$$Y_{MN-\text{std}}(S|v)=(Y_{MN}(S|v)-Y_{MN-\min}(S|v))/(Y_{MN-\max}(S|v)-Y_{MN-\min}(S|v))$$

を多項分布指標（以下MN指標）として使うことにする。

² 計算式はそれぞれ、 $(2!/0!2!)*(1-1/4)*(1-1/4)$ 、 $(2!/1!1!)*1/4*(1-1/4)$ 、 $(2!/2!0!)*1/4*1/4$ である。

³ 5つ政党があるとし（5でなければ以下5という数字を適宜変える）、セルA1からA5まで得票率、B1からB5まで議席数、が入っているとす。C1に $=\text{GAMMALN}(B1+1)$ と入れ（議席の階乗の対数）、C2からC5までも同様とする。D1に $=B1*\text{LOG}(A1)$ と入れ、D2からD5までも同様とする。E1に $=-(\text{GAMMALN}(\text{SUM}(B1:B5)+1)+\text{SUM}(C1:D5))$ と入れれば、多項分布指標が得られる。なお対数をとっているのは、後の諸解釈を容易にするため、本質的な意味はない。負の符号を付けているのは、多項分布確率が小さいほど非比例的であるからである。

この多項分布指標は、差指標よりも優れている。それは何よりも、確率論による一貫した理論的裏付けがあり、そのために、選挙制度の非比例効果に限らず、広く他の事例にも適用可能な、より一般的な枠組の中に位置づけられるからである。さらに、選挙制度の非比例効果に関する先行研究で指摘された多くの差指標の問題点を、（差指標のように）アド・ホックではない形で解決できる。公平を期して Taagepera and Shugart (1989, 260-63) が作った得票率と議席率の数値例から成る表 1 を用い、各指標の値を算出し、比較する。事例 1 から 3 は、得票は同じで、LH 指標も同じであるが、この順に議席率の乖離の範囲が大きくなり、Taagepera and Shugart は「直感的には」より非比例的だと言う。MN 指標はそうした不満に答えている。次にやはり LH 指標が同じ事例 4 と事例 5 を比べると、Taagepera and Shugart は前者の方が非比例的だと「感じられる」としており、MN 指標もその通りになる。もう 1 つの解決方法はレイ指標 $\sum_p |s_p - v_p| / P$ を使うことだが、今度は「直感的には」非比例性が同じ事例 6 に比べて事例 7 の非比例性を過小評価してしまう、と Taagepera and Shugart は批判する。ここで MN 指標は彼らの「直感」には従わない。しかし彼らの判断基準には直感しかないのに対して、MN 指標には理論的裏付けがある。彼らが解決策として持ち出すのはレイプハルト指標 $\sum_{p=1,2} |s_p - v_p| / 2$ （上位 2 政党の、議席率と得票率の差の平均）である。しかし事例 8 と事例 9 は同程度に非比例的であるのに（LH 指標も同値）レイプハルト指標はそうならない、と Taagepera and Shugart は指摘する（事例 3 も「反直感的」数値になるとして問題視する）。ここでも MN 指標は彼らの「直感」には従わない。

<表 1 このあたり>

最後に（差指標の代表として）LH 指標、カイ二乗値、MN 指標を比較シミュレーションで見る。4 人区が 30 区ある下で左党と右党が戦っており、各党の得票率は全選挙区で同じという設定にする。図 1 で、横軸で表される左党の得票率が 0% から 100% まで動いた場合の、各指標の値を縦軸に示した（このように、シミュレーションといっても、諸状況に対する確定的な計算結果を示すだけで、乱数は用いていない）。すると、これらの指標は大体において似た傾向を示すことがわかる（なおここで、異なる指標の値の大小関係を比べることには意味がない）。それでいて、先に見たように、MN 指標は LH 指標が抱えていた細かい問題点を克服している。

<図 1 このあたり>

選挙制度の機械的效果

因果的推論

まず近年の政治学でも導入されだした因果的推論の枠組みを用いて⁴、厳密な意味での制度の効果を論じ、機械的效果がこれに適うこと、それ故に心理的效果と違って完璧な算定が可能であることを確認する。

事前変数 Z（説明変数より前に来て、被説明変数に影響する要因全て、例えば社会経済的要因や政党支持などを含む）を与件として、説明変数が制御値 X^0 （その値は多くの場合 0）から処置値 X（多くの場合 1）に（例えば選挙制度が定数均衡から定数不均衡に）変わるこ

⁴ 邦語でまとめたものとしては、今井(2007)を参照。

との、被説明変数 Y (例えば非比例性指標) に対する効果は、厳密には次の式で表される (X 、 Y 、 Z は大文字だが (整) 数とは限らないとする)。

$$\Delta Y(X|X^0, Z) = Y(X|Z) - Y(X^0|Z)$$

左辺が効果である。右辺第 1 項は Z を与件として説明変数の値が X の場合の Y の値、第 2 項は説明変数の値が X^0 の場合の Y の値である。説明変数が制度であれば、これは新制度論の枠組そのものである。この定義は概念的には厳密で素晴らしいが、実際には役に立たないことが多い。何故なら、右辺の第 1 項か第 2 項の、どちらかしか観察できないからである (「因果的推論の根本問題」 (Holland, 1986) と呼ばれる)。上の例を続ければ、実際の選挙が定数不均衡のもとで行われたとすれば $Y(X|Z)$ は観察されるが、その同じ選挙が仮に定数均衡であったとすれば起きたであろう $Y(X^0|Z)$ は実際には起きなかったわけだから観察できない。そこで通常の回帰分析など多くの場合、代わりの便法として、同じ選挙ではなく別の選挙 (別の国や年) で定数均衡であった際の $Y(X^0|Z^*)$ と $Y(X|Z)$ を比べることになる。しかし厳密に言えば、回帰分析でどんなに思いつく限りの制御変数を投入したとしても、2 つの選挙で事前変数を完全に制御すること ($Z=Z^*$) はほぼ不可能である。

ところが選挙制度の機械的效果については、この問題が生じない。まず選挙制度の機械的效果とは、得票配分 v を所与とした場合に、選挙制度が議席等 Y に与える影響であるから、次のように書き表せる。

$$\Delta Y(X|X^0, v, Z) = Y(X|v, Z) - Y(X^0|v, Z)$$

ここで非比例性指標や有効政党数などの被説明変数 Y は、選挙制度 X (あるいは X^0) と得票配分 v が与えられれば、(議席を計算できるので) もはや事前変数 Z に関係なく計算できる。従って、

$$\Delta Y(X|X^0, v, Z) = Y(X|v) - Y(X^0|v) \quad (1)$$

ここでも右辺は第 1 項と第 2 項のうち片方しか観察はできないが、もう片方も完璧に計算はできる。先の例を続ければ、実際には定数均衡で選挙がなされていなくても、仮に定数均衡であったとすれば起きたであろう $Y(X^0|v)$ は、観察はできないが、先ほどの $Y(X^0|Z)$ と違い、計算はできる。

これに対して、選挙制度の機械的效果と心理的效果を合わせた全効果は、算定できない

$$\Delta Y(X|X_0, Z) = Y(X|Z) - Y(X_0|Z)$$

$$= \int [\{Y(X|v, Z) p(v|X, Z)\} - \{Y(X^0|v, Z) p(v|X^0, Z)\}] dv$$

前述したように、事前変数 Z の下での選挙制度 X の効果 $Y(X|v, Z)$ は、得票配分 v の関数としてなら完璧に計算できる。問題は、ある選挙制度 X と事前変数 Z の下で得票配分が v となる確率 $p(v|X, Z)$ は算定できず、推定せざるを得ないことである。さらに心理的效果は、全効果から機械的效果を差し引いたものとするれば、やはり完全には計算できない。

従来の実証研究では、ある選挙と別の (国や年の) 選挙を比べて、選挙制度の全効果が分析されることが多かった (Lijphart 1994, Norris 2004, Taagepera and Shugart, 1989)。しかし事前変数の完全な制御が事実上不可能である以上、これは完璧な算定ではなく誤差を伴う推定に止まらざるを得ない。これに対して機械的效果は、同じ 1 つの選挙 (得票) に複数の制度を適用したシミュレーションを行って議席結果を比較することで、推定に伴う誤差無しに完璧に算定できるので、厳密な議論が可能である。そこで本稿では機械的效果に焦点を絞る。

要因分解：概念

本稿は選挙制度を 6 つの要因、すなわち、総定数、市民配分、定数配分、得票配分、交差項、変換方式、に分解する（このうち 2 番目から 5 番目までの 4 つは、区割に関するものである）。それぞれが機械的効果を持っており、それらを合成したものが選挙制度全体の機械的効果になる。以下では要因ごとに、処置値 X の比較対照すべき制御値 X^0 は具体的に何であるか、非比例性指標 Y に対する効果は正か負かに触れながら、説明を加える（ Y が有効政党数や各党の議席などであっても要旨は変わらない）⁵。

第 1 は総定数（かつ総議席数） $T = \sum_d M_d = \sum_p S_p$ である。選挙制度の根本的問題は、何千万という大きさの市民の意向（例えば得票配分 v といった連続数）を、せいぜい数百という小ささの整数 T の議員で粗雑に表す点にある。つまり間接民主制をとるが故の難点である。総定数 T が小さいほど、非比例性指標 Y は大きくなると考えられる（例えば行政府の長を選ぶ場合 ($T=1$) を考えてみれば明らかだろう）。つまり総定数 T は、非比例性 Y に対して負の効果を持つ。総定数 T と比較対照すべき制御総定数 T^0 は市民数 $\sum_d \sum_p V_{dp}$ である。この場合、得票数 V をそのまま議席数 S とする変換方式が可能であり（つまり直接民主制）、そうすれば議席率 s は得票率 v に完全に比例し、非比例性指標 Y は 0 となる。

第 2 は市民配分である。先ほどの全国 1 区を D 個の選挙区へ分割する。第 d 選挙区の市民が全市民に占める割合を c_d で表し、各選挙区への市民配分をベクトル $c = (c_1, c_2, \dots, c_D)$ で表す。第 d 選挙区の定数を M_d とすれば、これらは総定数 T より小さい整数であり、従ってさらに粗い代表となるから、総定数のところで述べた問題が一層深刻になる。各選挙区の定数 M_d が小さいほど、従って選挙区の数 D が多いほど、非比例性指標 Y は大きくなると考えられる（例えば小選挙区制 ($M_d=1$) を考えてみれば明らかだろう）。市民配分 c と対照すべき制御市民配分は、区割をしないこと、すなわち全国 1 区 $c^0 = (c_1) = (1)$ である。この場合、他の条件が一定の下で、 Y は最低となる。また、後述する定数配分や得票配分の問題は当然生じない。

第 3 は定数配分である。各選挙区への定数配分をベクトル $M = (M_1, M_2, \dots, M_D)$ で表す。制御定数配分 M^0 は、 c に最も比例している定数配分 m^0 であり、「定数均衡」とでも呼べよう。1 つ考えられる計算方法は、総定数 T を c に応じてドント式で各選挙区に配分するものだが、そうすると定数が 0 の選挙区も生じ得る。しかしそうした設定は現実的ではないので、ここでは全 D 個の選挙区にまず 1 議席ずつ配分した後で⁶、残った議席 $T-D$ を c に応じてドント式で配分したものを制御定数配分 M^0 とする。定数配分 m が市民配分 c から乖離すると、いわゆる定数不均衡となる。これが、1 票の持つ政治力に格差を生むという意味で問題があることは明らかだが、前二者と違い、非比例性指標 Y に与える効果が正負いずれであるかは、俄に判じ難い。これについては第 3 節で確かめる。

第 4 は得票配分である。第 d 選挙区の第 p 政党の得票率を v_{dp} 、得票数を V_{dp} で表す。 $v_d = (v_{d1}, v_{d2}, \dots, v_{dp})$ は第 d 選挙区における各党への得票配分のベクトルとする。 v は d 行 p 列成

⁵ なおここでの議論には、菅原（2004）が参考になった（DID 人口比が Y に相当する）。

⁶ なお「まず 1 議席ずつ配分」することは、市民配分要因の非比例性に対する負の効果を抑える一因になる。例えば日本の参議院議員選挙制度でどれほど市民が少ない県でも 1 議席を割り振るのはそうした例である。

分が v_{dp} であるような得票配分の行列とする（以下下線を付けたら行列を表す）。なお $v = \sum_d c_d v_d$ は常に成り立っている。制御得票配分 \underline{v}^0 を、全選挙区得票率 v_d が金太郎飴の如く同じ、つまり全国得票率 v に等しい行列だとしよう（「得票均一」と呼ぼう）。すると各選挙区得票配分 v_d が、全国得票配分 v から乖離するほど（「得票不均一」と呼ぼう。ゲリマンダリングや地域政党はその極端な例である）、非比例性指標 Y は落ちると考えられる。例えば小選挙区制で得票均一になると、得票における多数派が全議席を独占する。このように得票均一 \underline{v}^0 は他の条件一定の下で Y を最大化し、得票不均一は非比例性指標 Y に対して負の効果を持つと考えられる。

第5は、定数配分と得票配分の交差項である。得票配分 v_d が全国平均 v から乖離している選挙区ほど、市民 p_d に比して定数 M_d が多いという関係があれば ($\sum_d Y(v_d/v) M_d/p_d > 0$)、交差項が正であり、得票配分の負の効果が過大代表により強められるので、非比例性指標 Y を減らす効果があると予想される。制御値そのものの設定は難しいが、制御値に対応した Y は、制御定数配分かつ制御得票配分の時の Y に、定数配分効果と得票配分効果を足し合わせた値と考えればよい。もし交差効果が0であれば、これは実現した Y の値に等しくなるはずである。

第6は変換方式、すなわち第 d 選挙区得票配分 v_d と定数配分 M_d から議席配分 S_d を決める計算方法である。これは研究の層が最も厚い論点であり、様々な比例代表法や多数代表法の非比例性に対する効果が検討されてきた。Lijphart (1994) の分析は異なる選挙を比べる回帰分析であり、前述したように完全な制御が不可能という問題がある。品田 (1991、1998) は同じ選挙に異なるシミュレーションを施して比較分析をしている点で、本稿から見て信頼できる分析手法を採っている。その主たる知見は、定数の効果に比べれば、変換方式による非比例性の違いはそれほど大きくない、ということである。従って本稿ではドント式だけを扱い、この論点には深く立ち入らない。むしろ以下で焦点を当てるのは、これらの研究で重要性が浮き彫りになりながらもその後の分析が手薄であった定数の効果（1番目と2番目は大きさに関して、3番目は歪みに関して）、ひいては区割全般の効果（つまり上述した2番目から5番目までの要因）である（例えば Lijphart (1994) は、総定数についてしか扱っておらず、定数不均衡に関する議論(pp. 124-30) は不十分なままに止まっている）。

要因分解：計算方法

選挙制度の各要因の効果は、式(1)に基づいて計算される。式(1)にいう選挙制度 X は、ここでは全て区割に関するものであり、具体的には得票配分 \underline{v} 、市民配分 c 、定数配分 M から成る。また以下の計算を通じて、式(1)の与件である得票配分 $v = \sum_d c_d v_d$ は固定されたままである。

第1に総定数 T の効果から検討する。総定数を変えれば、多くの場合その他の要因も変えざるを得ない。それを避け、総定数 T だけの効果を見るためには、区割をしないで済む全国1区 c^0 を想定し、全市民数 T^0 が代表される場合と比べればよい。従って $D=1$ 、得票配分は v である。この時、市民配分、定数配分、得票配分などの問題は生じない。以上から総定数 T の効果は、

$$\Delta Y(T) = Y(v, c^0, T) - Y(v, c^0, T^0)$$

となる。

第2に、総定数 T を条件とした市民配分 c の効果を考える。定数配分と得票配分による影響がなるべく出ないように、両者を制御値にした上で、全国1区 c^0 と比較する必要がある。従って総定数 T を条件とした市民配分 c の効果は、

$$\Delta Y(c|T) = Y(\underline{v}^0, c, M^0) - Y(v, c^0, T)$$

となる (M^0 は c, T から一意に導かれるので、条件に含めなくてよい)。

第3は、総定数 T と市民配分 c を与件とした、定数配分 M の効果である。定数配分だけの影響を見るためには、制御得票配分 \underline{v}^0 の下で、制御定数配分 M^0 と定数配分 M とを比較すればよい。従って、総定数 T と市民配分 c を条件とした定数配分 M の効果は、

$$\Delta Y(M|c, T) = Y(\underline{v}^0, c, M) - Y(\underline{v}^0, c, M^0)$$

となる。

第4は、総定数 T と市民配分 c を与件とした、得票配分 \underline{v} の効果である。得票配分だけの影響を見るためには、制御定数配分 M^0 のもとで、制御得票配分 \underline{v}^0 と得票配分 \underline{v} とを比較すればよい。従って、総定数 T と市民配分 c を条件とした得票配分 \underline{v} の効果は、

$$\Delta Y(\underline{v}|c, T) = Y(\underline{v}, c, M^0) - Y(\underline{v}^0, c, M^0)$$

となる。

第5は、総定数 T と市民配分 c を与件とした、定数配分 M と得票配分 \underline{v} の交差効果である。定数・得票配分ともに制御値である状況と、処置値である状況とを比べた時、その差は定数配分の効果と得票配分の効果の和には必ずしも一致せず、その乖離が交差項となる。従って

$$\Delta Y(\underline{v} \times M|c, T) = [Y(\underline{v}, c, M) - Y(\underline{v}^0, c, M^0)] - [\Delta Y(M|c, T) + \Delta Y(\underline{v}|c, T)]$$

となる。

以上から、ある選挙制度 \underline{v}, c, M の下での被説明変数 Y に対する全体的な機械的效果は、5つの要因に分解されることが示される。

$$\begin{aligned} \Delta Y(\underline{v}, c, M) &= Y(\underline{v}, c, M) - Y(v, c^0, T^0) \\ &= [Y(\underline{v}, c, M) - Y(\underline{v}^0, c, M^0)] + [Y(\underline{v}^0, c, M^0) - Y(v, c^0, T)] + [Y(v, c^0, T) - Y(v, c^0, T^0)] \\ &= [\Delta Y(\underline{v} \times M|c, T) + \Delta Y(M|c, T) + \Delta Y(\underline{v}|c, T)] + \Delta Y(c|T) + \Delta Y(T) \\ &= \text{交差効果} + \text{定数配分効果} + \text{得票配分効果} + \text{市民配分効果} + \text{総定数効果} \end{aligned}$$

この表記は、条件付き確率の表記と同じように考えられる (和を乗に読み替えるか、確率に対数化されていると考える)。なおここで Y が非比例性指標である限り、 $Y(\underline{v}^0, c^0, T^0) = 0$ である。

選挙制度の非比例性指標に対する機械的效果

本節では、選挙制度の諸要因が非比例性指標に対して持つ効果がどれほど大きいのかを、シミュレーションと55年体制下の日本の実例とを用いて、検討する。選挙制度の効果の大きさ ΔY は、式(1)からも明らかなように得票配分 v に依存する。シミュレーションの長所は、得票配分 v が広い範囲でゆっくり動いた場合に、効果の大きさ ΔY がどのように変わ

るかを具に検討できる点にある⁷。しかし現実には得票配分 v は広い範囲を隈無く動く訳ではないという短所がある。それに対して現実起きた得票配分 v を用いる利点は、実際に起きた効果の大きさ ΔY がわかることである。さらに、制度効果の要因分解を行って、どの要因が選挙結果に影響を及ぼしたのかを知る意味も出てくる。

シミュレーション

まず市民配分の効果から調べる。図2は、総定数120の議会で、左党と右党だけが得票均一で戦っており、横軸で表される左党の得票率が0%から100%まで動いた場合の、MN指標の値を縦軸に示す。人口は均等にわかれているとする。基準となる市民配分は、先ほどと同じ4人区が30区ある場合である。これを2人区が60区ある場合にしたと、非比例性が増す。逆に6人区が20区ある制度では、非比例性は減る。いずれも予想通りである。但し一部の得票率では、必ずしもこの通りでないことには注意する必要がある。

<図2 このあたり>

定数配分の効果はどうか。同じ図2に、今度は、2人区と6人区が15区ずつある定数不均衡を設定した。すると一部の得票率では非比例性が増したものの、多くの場合は非比例性が減っていることがわかる。先に、定数配分の効果が正か負か分からないと述べたが、ここでも断定的なことは言えない。一般的に定数不均衡は規範的には非難されているが、こと非比例的効果に関する限り、相当の留保が必要である。

次に得票配分の効果を取り上げる。今度の設定は随分異なる。全国得票率が、左党は49%、右党は51%とする。1選挙区には市民が100人いるとする。まず4人区が30区ある環境から考える。最初は得票均一であるとしよう。ここから左党の安全区を次のように作っていく(ゲリマンダリングと考えてもよい)。まず、第1選挙区で右党を支持している51人の内の49人と、他の選挙区からなるべく満遍なく集めた左党を支持している49人とを、入れ替える。すると左党の得票率は、第1選挙区で98%になり(つまり安全区)、他の選挙区では平均して47.3%になる(これを不遇得票率と呼ぼう)。次に、第1選挙区で右党を支持している残りの2人および第2選挙区の47人を、同様に左党支持と入れ替える。左党の得票率は、第1選挙区で100%、第2選挙区で96%になり(2つとも安全区)、他の選挙区では平均して45.6%になる。この作業を、安全区が全選挙区の半分の15区できるまで続ける。横軸に不遇得票率、縦軸にMN指標を取ったのが図3である。安全区を作りすぎて不遇得票率がある閾値を跨ぐと非安全区で議席を失うので非比例性指標が跳ね上がるが、さらに安全区を作ると改善されていくことがわかる。つまり、得票配分が不均一になるほど、非比例性は下がることになる。

<図3 このあたり>

最後に、定数配分と得票配分の交差効果を考察する。先ほどの得票配分のシミュレーションを次のように変える。まず効果大の設定では、2人区と6人区が15区ずつある。効果小の設定では、3人区と5人区が15区ずつとなる。多数党有利(つまり正の交差効果)の

⁷ Reed and Yamamoto (2007)は、得票配分 v を乱数で作り出して、いわゆる3乗の法則を検討しているが、乱数を用いたシミュレーションは、必要な範囲をしらみつぶして検討する上では非効率であり、特に長所もない。

設定では、左党の安全区を定数の少ない選挙区から作っていく。逆に少数党有利の設定では、左党の安全区を定数の多い選挙区から作っていく。以上の結果も図3に示されている。ここからわかることは、交差効果の絶対値が大きいほど、非比例性指標の上がり方も大きいこと、多数党有利の方が少数党有利の場合よりも非比例性指標が大きいことである。

55 年体制下の日本

1958 年から 1990 年までの日本の衆議院議員選挙のデータ（川人・川人、1997）を用いて、選挙制度の非比例性指標に対する機械的効果の要因分解を実演する。

まず具体的な印象を持つことができるように、日本の 1990 年総選挙を例に議席配分の変化を見てみよう（表 2）。便宜的に諸政党と無所属はそれぞれ 1 つの政党として扱っている。最上段に、全国得票率 v を掲げた。次の行は、全国 1 区の際に、各党がドント式で得る議席数と議席率（括弧内）であり、ほとんど得票率と変わらない。3 行目は、現実の 130 の選挙区に市民を分けるが、定数均衡・得票均一である時の議席である。全国 1 区の場合から大きく変わり、大政党は増え、小政党は減る。つまり理想的な定数・得票配分であったとしても、区割それ自体が大きな影響を与えている。4 行目は、得票均一のまま定数不均衡になった場合で、これは意外にもあまり大きな影響を持たない。これに対して 5 行目は、3 行目から定数均一は変えずに得票不均一になる場合で、市民配分による非比例性を是正する方向で、大きく議席が変わる。最下段は、定数不均衡と得票不均一の双方が起きた場合であり、各政党が票割を適切に行った場合に得票数から得られる議席数（つまりはドント式で求められる議席数(Cox, 1994)）に相当する。実際には各党は候補者数を過大・過小にしたり、票割に失敗したりするため、この議席通りにはならない（川人、2004、第 6、7 章、品田、1998）。興味深いことに、5 行目とほとんど変わらない。ここから、3 行目から 4 行目にかけての定数配分の効果が小さいのは、小政党の議席が 0 でこれ以上減らせないからではないことが示唆される。5 行目のようにある程度議席があっても、それほど減らないからである。なお、それぞれの仮想的制度に対応した非比例性指標（LH、非標準化 MN）が右端に算出されている。これらの差をとれば、各要因の効果がわかる。

<表 2 このあたり>

次に選挙を追う毎に各要因の効果がどのように推移するかを辿ったものが図 4（非標準化 MN 指標）と図 5（LH 指標）である。どちらの指標でも趣旨はあまり変わらないが、MN 指標の方が傾向がくっきりと浮かび上がる。なお総定数の効果は当然に正だが、微々たるものなので、表示していない。いくつか興味深いことがある。1 つは、非比例性を悪化させる最大の元凶は、市民配分効果であり、それは年々増加していることである。世間の目は定数不均衡に向きがちであるが、たとえ定数均衡であっても、全国 1 区を放棄した時点で、得票と議席の乖離は相当生じている。これが増えているのは、人口の少ない（つまり理想的な区割でも定数の小さい）選挙区が増えたためであり、おそらくは農村から都市への人口移動に起因すると思われる（1970 年代以降動きがないことから、この推測は支持されよう）。次に、それを打ち消すような形で、得票配分の負の効果が、大きくなってきた。これが意味することは、小政党は、全国 1 区でなく何らかの区割をすることで不利になっているが、得意な選挙区を作る地理的集中により国政への進出を果たしているということである。第 3 に、定数配分（定数不均衡）の正の効果は、意外にもそれほど大きくないと

ということである。MN 指標で測った場合は、1967 年総選挙まではほぼ 0 である。第 4 に、交差効果は負であり、かつ定数不均衡の正の効果を減殺する規模で大きくなってきた、ということである。すなわち、意外なことだが、小政党は定数不均衡による不利益を、人口に比して定数が大きい選挙区で当選する利益で回復している。第 5 に、これらが相殺する結果、選挙制度全体の総効果は、半世紀を通じてほぼ一定であった。

<図 4、5 このあたり>

最後に注意をしておくならば、ここで示された機械的效果は、あくまで戦後日本の全国得票分布 v を前提条件としたものである。そのような得票配分 v を有権者に選択させ、それをもたらすような候補者擁立を政党に選択させたのは、諸々の政治・社会・経済的要因 Z に起因する心理的效果である。従って、本節で得られた知見（例えば定数不均衡の効果が小さく、市民配分は大きいなど）が他の地域や時代 Z^* でも成り立つかはわからない。

おわりに

本稿の内容を簡潔に要約するとともに、本研究を今後どのように発展させることができるかを論じておく。

まず非比例性指標について、従来の差指標に対して、多項分布確率を用いた新しい指標を提唱した。議席率が得票率に近いとは何を意味するのかを統計学的に考察して導かれたこの指標は、理論的に優れている。

次いで、選挙制度の機械的效果を、より一般的な因果的推論の枠組みに位置づけて、厳密な計算が可能であることを強調した。そして機械的效果を、制度の各要因がもたらす効果に分解する考え方と測り方を説明した。

最後に、選挙制度の非比例性指標に対する機械的效果を測定した。まずシミュレーションにより、総定数と市民配分は正の効果、得票配分は負の効果を持つが、定数配分（定数不均衡）と交差効果の正負は場合によることを示した。次いで 55 年体制下の日本のデータを用いた分析から浮かび上がった新しい知見は、定数不均衡の効果が小さいこと、市民配分効果が大きいこと、得票不均一が非比例性の緩和に役立っていること、である。

本稿の分析手法は、まず何よりも他の選挙（諸外国、地方自治体、戦前）に適用することができ、それにより、55 年体制期日本で見られた機械的效果がどれほど一般化可能なのかがわかる。どのような機械的效果が現実を選び取られたかを明らかにすることは、引いては心理的效果の解明にも資するものである。

選挙以外にも、応用例は数多くある。政治分野に限っても、例えば、国連などの国際機関における各国の人口や拠出金の比率と理事の比率との関係、地方自治体における各学区の児童数と学校数の関係、議会における各党の議員数と委員長数、などである。比例すべき代表が比例していない時、その要因はどこにあるのかを探ることを通じて、比例性を高めるにはどうしたらよいかという問いについても示唆を与えることもできる。

参考文献

Cox, Gary. 1994. "Strategic Voting Equilibria under the Single Nontransferable Vote" *American*

- Political Science Review* 88 (3): 608-21.
- Holland, Paul W. 1986. "Statistics and Casual Inference." *Journal of American Statistical Association* 81: 945-60.
- 堀内勇作・斎藤淳. 2003. 「選挙制度改革に伴う議員定数配分格差の是正と補助金配分格差の是正」『レヴァイアサン』32: 29-49.
- 今井耕介. 2007. 「計量政治学における因果的推論」『レヴァイアサン』40: 224-33.
- 川人貞史. 2004. 『選挙制度と政党システム』木鐸社.
- 川人貞史・川人典子. 1997. 『衆議院総選挙候補者選挙区統計：1890-1990 改訂版』（フロッピー・ディスク）エル・デー・ビー.
- Lijphart, Arend, and Don Aitkin. 1994. *Electoral Systems and Party Systems: A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*. Oxford: Oxford University Press.
- Norris, Pippa. 2004. *Electoral Engineering: Voting Rules and Political Behavior*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Rae, Douglas W. 1967. *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.
- Reed, Steven, and Koji Yamamoto. 2007. "Simulating Duverger's Mechanical Effect." 日本応用数理学会数理政治学研究部会報告論文（於筑波大学）.
- 品田裕. 1991. 「比例代表制における議席配分法の比較」『選挙研究』7: 40-62.
- 品田裕. 1995. 「『中』選挙区制の評価（1）（2）——政党間競争から見た民意と議席の関係——」『神戸法学雑誌』44 (4): 886-917, 45 (3): 671-97.
- 品田裕. 1998. 「複数定員区における多数代表法の機械的効果」『神戸法学雑誌』48 (3): 730-66.
- 菅原琢. 2004. 「日本政治における農村バイアス」『日本政治研究』1 (1): 53-86.
- Taagepera, Rein, and Matthew Soberg Shugart. 1989. *Seats and Votes*. New Haven: Yale University Press.

図 1

定数の効果と非比例性指標の違い

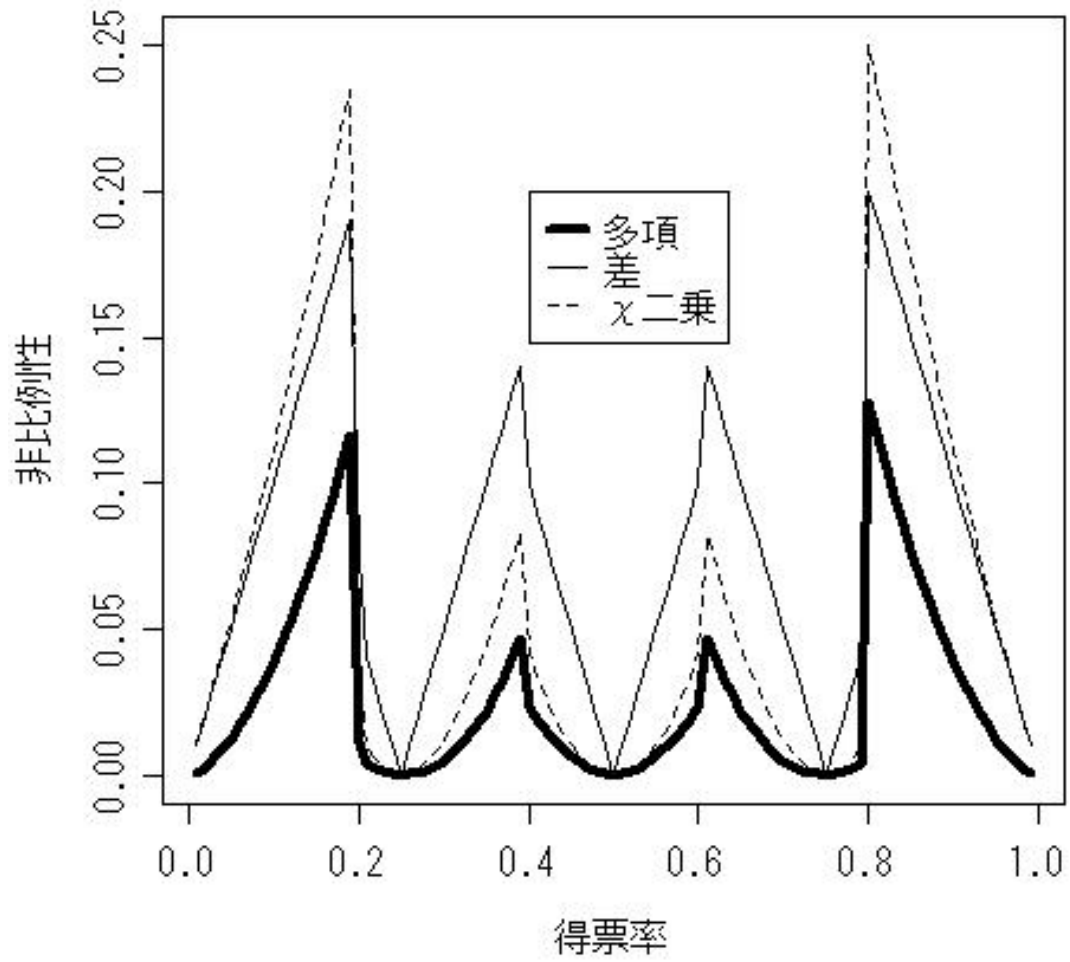


図 2

定数（不均衡）の効果

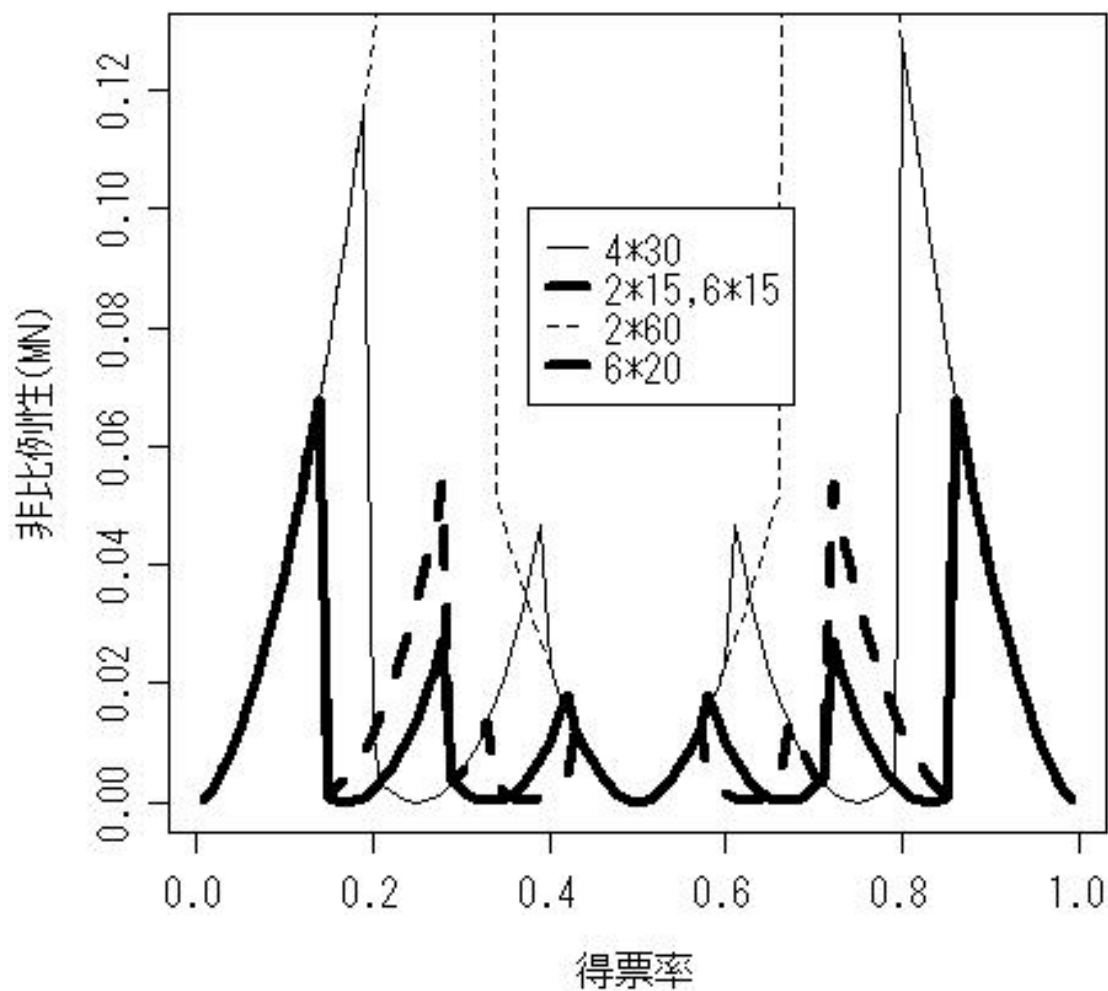


図 3

党派的不均衡と交差項の効果

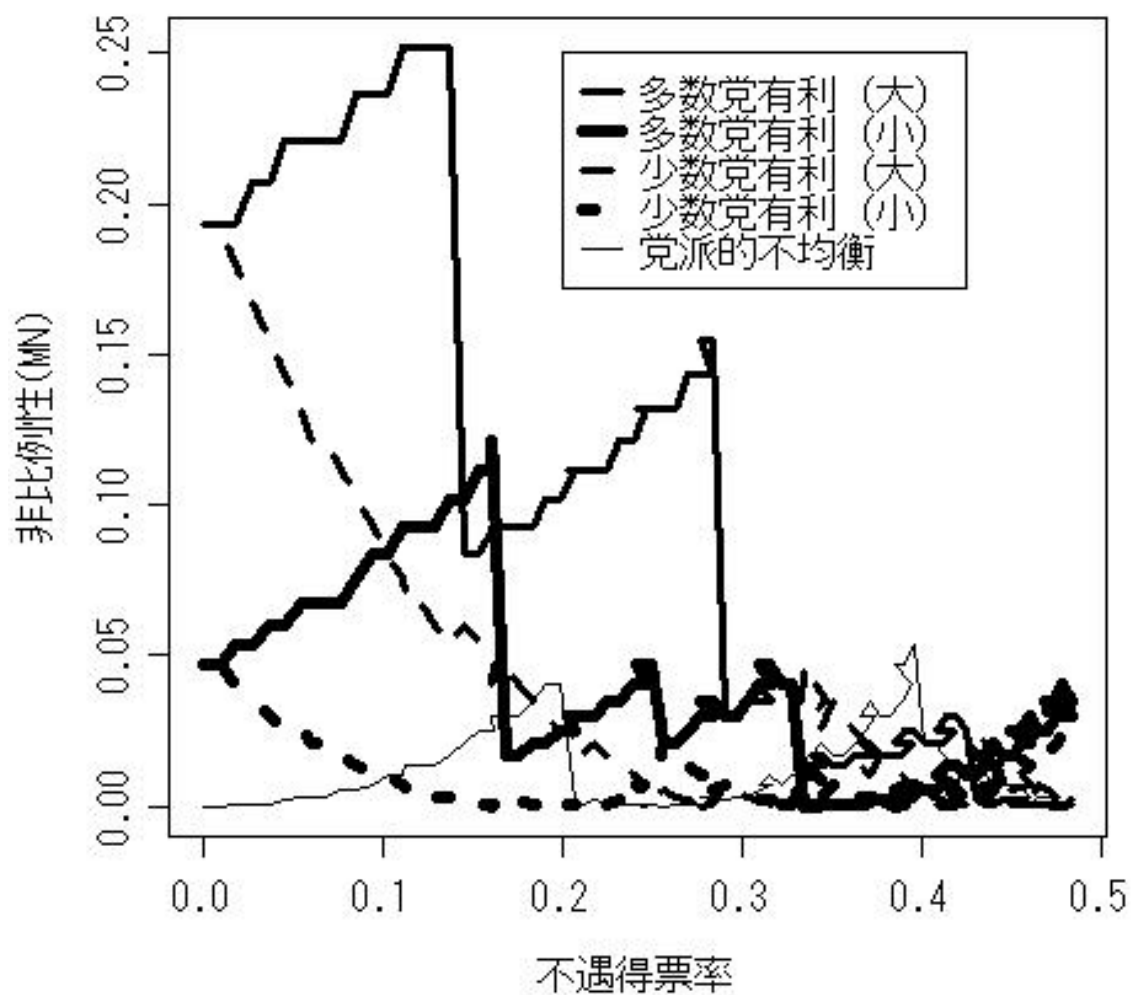


図 4

非比例性（多項）の要因分解

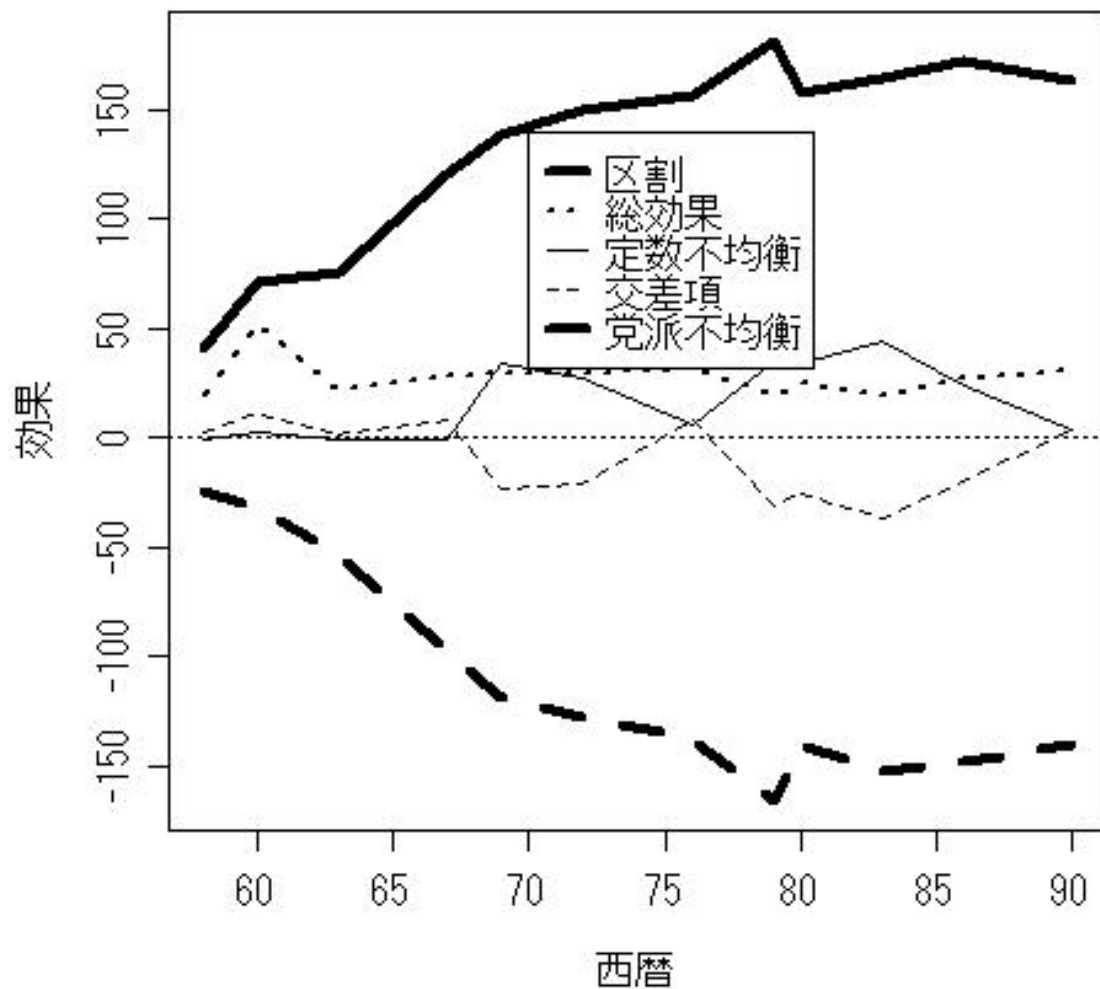


図 5

非比例性（差）の要因分解

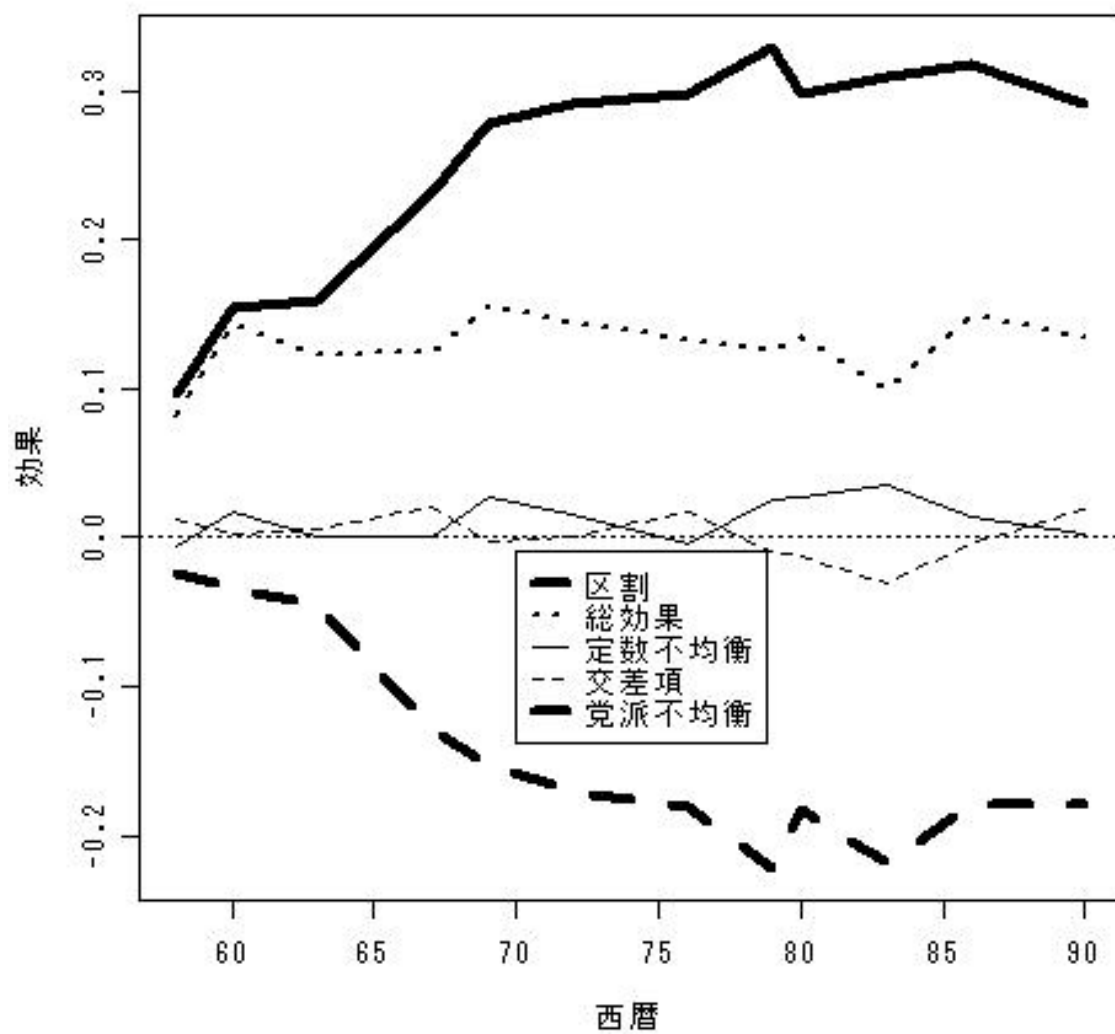


表1 得票率と議席率の数値例と各非比例性指標の数値

| | 得票率(%) | | | | 議席率(%) | | | | | | | | | | 非比例性指標(%) | | | | | | | | | |
|-----|--------|----|----|----|--------|----|----|----|----|-----|----|----|----|----|-----------|----|----|----|----|-----|----|-----|----------|-------|
| | 党1 | 党2 | 党3 | 党4 | 党5 | 党6 | 党7 | 党8 | 党9 | 党10 | 党1 | 党2 | 党3 | 党4 | 党5 | 党6 | 党7 | 党8 | 党9 | 党10 | LH | Rae | Lijphart | MN |
| 事例1 | 40 | 30 | 20 | 10 | | | | | | | 46 | 34 | 13 | 7 | | | | | | | 10 | 5 | 6 | 1.04 |
| 事例2 | 40 | 30 | 20 | 10 | | | | | | | 41 | 39 | 19 | 1 | | | | | | | 10 | 5 | 1 | 3.13 |
| 事例3 | 40 | 30 | 20 | 10 | | | | | | | 40 | 30 | 10 | 20 | | | | | | | 10 | 5 | 0 | 3.10 |
| 事例4 | 55 | 45 | | | | | | | | | 60 | 40 | | | | | | | | | 5 | 5 | 5 | 0.64 |
| 事例5 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 10 | 11 | 11 | 11 | 11 | 11 | 9 | 9 | 9 | 9 | 9 | 5 | 1 | 1 | 0.22 |
| 事例6 | 53 | 43 | 4 | | | | | | | | 65 | 31 | 4 | | | | | | | | 12 | 8 | 12 | 0.96 |
| 事例7 | 53 | 43 | 1 | 1 | 1 | 1 | | | | | 65 | 31 | 1 | 1 | 1 | 1 | | | | | 12 | 4 | 12 | 0.67 |
| 事例8 | 40 | 30 | 10 | 10 | 10 | | | | | | 70 | 30 | 0 | 0 | 0 | | | | | | 30 | 12 | 15 | 14.97 |
| 事例9 | 40 | 30 | 10 | 10 | 10 | | | | | | 70 | 0 | 10 | 10 | 10 | | | | | | 30 | 12 | 30 | 16.60 |

表2 1990年総選挙のシミュレーション

| | v | c | M | 自民 | 社会 | 共産 | 民社 | 公明 | 無所属 | その他 | LH指標 | 非標準化MN指標 |
|-------------|----------------|----------------|----------------|---------------|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|------------|------|----------|
| 得票率 | v | c ⁰ | ΣV | (46.1) | (24.4) | (8.0) | (4.8) | (8.0) | (7.3) | (1.4) | 0.0 | 0.0 |
| 全国1区 | v | c ⁰ | T | 237 (46.3) | 125 (24.4) | 41 (8.0) | 24 (4.7) | 41 (8.0) | 37 (7.2) | 7 (1.4) | 0.3 | 0.0 |
| 定数均衡・得票均一 | v ⁰ | c | M ⁰ | 346 (67.6) | 165 (32.2) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 1 (0.2) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 29.3 | 162.9 |
| 定数不均衡 | v ⁰ | c | M | 339 (66.2) | 173 (33.8) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 0 (0.0) | 29.5 | 166.5 |
| 得票不均一 | v | c | M ⁰ | 293 (57.2) | 126 (24.6) | 15 (2.9) | 13 (2.5) | 33 (6.4) | 25 (4.9) | 7 (1.4) | 11.3 | 22.6 |
| 定数不均衡・得票不均一 | v | c | M | 297 (58.0) | 133 (26.0) | 12 (2.3) | 10 (2.0) | 29 (5.7) | 25 (4.9) | 6 (1.2) | 13.5 | 30.2 |

括弧がないのは議席数、括弧内は議席率(%)