



候補者の地縁と得票 : 中選挙区制と並立制の比較から

西村, 翼

(Citation)

神戸法學雑誌, 71(3):1-31

(Issue Date)

2021-12-23

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/81013043>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81013043>



神戸法学雑誌第七十一巻第三号二〇二一年十二月

候補者の地縁と得票 ——中選挙区制と並立制の比較から——

西 村 翼

1. はじめに

候補者と選挙区との地縁は、得票率や当落といった選挙結果に影響するだろうか。これが、本研究が取り組むリサーチエスチョンである。ここで言う地縁とは、選挙区出身であったり、地方政治経験を有するといった、選挙区とのつながりを示す属性を指す。政党が政策を中心とした選挙キャンペーンを全国的に展開し、有権者がそれを参考に政党および政策ベースで投票先を決定することは、代表制民主主義の1つの理想像である。しかしながら、全ての有権者が政党や政策といった全国的な問題を手掛かりに投票するわけではない。実際には、自身の選挙区に関することがらを手掛かりに投票することもある。本研究のリサーチエスチョンは、候補者と選挙区との地縁という要因が候補者の得票にどの程度影響するのかを明らかにし、延いては上述の代議制民主主義の理想像がどの程度貫徹しているかを実証的に検討する上で重要である。また、議員行動論の分野では地縁は議員行動を規定する重要な要因であるとされているが、そうした研究では地元候補は選挙でより多く得票することが前提とされている (Shugart et. al. 2005)。本稿の問いは、この前提を再検討する意味でも重要である。

海外の研究を中心に、いくつかの研究がこの問いに取り組んでいる (Tavits 2010 等)。こうした先行研究では、選挙制度をはじめとした様々な文脈が異な

る国々において、選挙区との地縁を有することが得票率に正の効果を持つことが示されてきた。すなわち、用いている選挙制度を問わず、地元候補はより多く得票することが示されてきたのである。

しかしながら、こうした先行研究の存在にも関わらず、この問いに対する回答は十分に明らかにされているとは言えない。第1に、日本においては地縁が選挙結果に与える影響の実証的な分析はほとんどなされていない。第2に、この問いに対する回答は選挙制度によって異なり得る。すなわち、様々な制度の下で地縁の効果が確認されているが、その効果の大きさが制度によって異なり得る点は検討されていない。第3に、海外ではこの問いに関する先行研究がいくつか存在するが、こうした研究は方法論上の問題を抱えている。具体的には、どのような選挙区から地縁を有する候補者が出馬するかを考慮しきれていないため、単に個別利益への需要が高い選挙区から地元候補が出馬しやすく、そうした選挙区では利益誘導を受けられることを見込んで地元候補に投票する有権者が多い結果、見かけ上地縁と得票率が正の相関を持つことになるという内生性の問題が生じている可能性がある。

このような先行研究の限界に対し、本稿は以下のように対処する。第1に、日本の衆議院議員選挙の候補者データを分析し、日本において候補者の地縁は選挙上どのような意義を持っていたのかを明らかにする。第2に、衆議院において選挙制度改革があったことを利用し、中選挙区制と小選挙区比例代表並立制（以下では単に並立制と表記する）における地縁の効果の違いを検討する。第3に、選挙区毎の固定効果を用いた分析を行うことで、内生性の問題に一定の対処をした上で、地縁が有する効果を明らかにする。

このような分析の結果、選挙区レベルの要因を統制しても、並立制下では地元候補がより多く得票することがわかった。他方で、選挙区レベルの要因を統制した結果、中選挙区制下においては地縁に正の効果があるとは言えないことが明らかになった。この選挙制度毎の差は、中選挙区制では多くの選挙区で少なくとも1人は地元出身の議員が存在するために個々の候補者が地縁を有するかどうかあまり大きな意味を持たないのに対して、並立制下では（復活当選

を脇に置くと) 1人しか存在しない議員が地元議員であるかどうかが有権者にとって大きな意味を持つことに由来すると思われる。

本研究の貢献は以下のような領域に及ぶ。日本政治論上は、まず地縁に得票を増やす効果があることを示した点がある。さらに、直感に反して、地縁の効果は並立制下でより大きいことが明らかとなった。比較政治的には、内生性の問題を考慮してもなお、地縁の効果が存在することが明らかとなった。また、選挙制度によって地縁の効果が異なることは、比較政治学上も有用な知見であると思われる。一般に、地縁の効果は個人投票の重要性が高い制度下で大きくなると考えられている (Shugart et. al. 2005)。それにも関わらず、中選挙区制において地縁の効果が検出されなかったことは注目すべき結果である。

以下、本稿は次のように展開する。第2節では、本研究に関連する先行研究を整理する。この作業を通して先行研究の限界を明らかにするとともに、本研究が取り組む課題を明らかにする。続く第3節では本研究の理論的前提を整理し、実証分析に付す仮説を導出する。第4節ではデータや変数の操作化等、本稿の実証分析について説明し、第5節で分析の結果を報告する。最後に、第6節では本稿の議論をまとめ、含意と課題を示す。

2. 先行研究

本節では、本研究に関連する先行研究を整理することで、当該分野の研究状況を明らかにし、続けて先行研究の限界を明らかにする。先行研究の整理では、まず候補者の地縁を研究する意義を示すため、地縁が議員行動を説明する上で重要な変数として扱われてきたことを示す。その上で、候補者の地縁が得票に与える影響を分析した研究についてまとめる。なお、本研究は観察データを扱うが、地縁のメカニズムに迫る優れた実験研究が近年増加しているため、実験データに基づく研究についても紹介する。最後に、先行研究の限界を指摘する。

2.1 地縁が議員行動に与える効果に関する研究

地縁は議員の行動を規定する個人レベルの要因の1つとして、注目されてきた。その端緒となった研究が、Shugart et. al. (2005) である。彼らは、ある種の属性が個人投票の獲得に役立つと主張し、そのような属性を PVEA (Personal Vote Earning Attributes) と称した⁽¹⁾。この PVEA の中でも彼らが重視したのが地縁である。彼らは、地縁は当該議員が選挙区のために働く政治家であることを有権者に伝えるシグナルになるといい、そのために地元候補はより多くの個人投票を獲得すると主張した。Shugart らは以上のことを前提に、より個人投票が重要な選挙制度下においては、より多くの地元議員が存在するという仮説を実証的に検証した。彼らの主張は他の研究でも繰り返し検証されている (André et. al 2014; Espirito-Santo & Sanches 2018)。

地縁は投票先選択に際してヒューリスティクスとして機能するという Shugart らの主張に関連して、多くの研究が地縁と議員行動の関係について分析している。Tavits (2009) はヨーロッパ5か国を事例に、議員の地縁と議場投票における造反の関係を分析した。その結果、地縁を有する議員の方が、より議場投票において造反する確率が高いことを発見した⁽²⁾。これは、地元議員が個人投票を有するために、選挙上の政党への依存度が低いためであると考えられている。議場投票以外の議員行動についても研究がなされている。すなわち、委員会所属 (Gschwend & Zittel 2018)、立法活動 (Marangoni & Tronconi 2011; Ono 2015)、議会質問 (Russo 2011; Zittel et. al. 2019) 等の議員行動において、地縁を有する議員の方がより全国的問題よりも選挙区に注目した行動をとりや

-
- (1) 個人投票とは、所属政党への投票を意味する政党投票と区別して、候補者個人に対する投票を指す概念である (Cain et. al. 1987; Carey and Shugart 1995)。
 - (2) ただし、彼女の分析では用いる地縁の指標次第で分析結果が異なっている。具体的には、Tavits は地方政治経験と出身地を地縁の指標としているが、前者では造反を促す効果が確認されたのに対して、後者ではそうした効果は見られなかった。また、後述の Tavits (2010) でも同様に指標毎の効果の差が存在し、地方政治経験には選挙結果を改善する効果が認められたのに対し、出身地にはそのような効果は見出されなかった。

すいことが示されている。その理由としては、選挙区のための活動を期待される以上それに応えなかった場合選挙でサンクションを受ける可能性があるという説明 (Ono 2015) や、心理的に地元を優遇しやすいのだという説明 (Carozzi & Repetto 2016) がある。

2.2 地縁が選挙結果に与える影響についての研究

以上に示した研究は、多少なりとも地元議員はより多く個人投票を得ることを前提としているが、実際に地元候補はより多く得票しているのだろうか。地縁が選挙結果に与える影響について研究したもののうち、最も代表的な研究は Tavits (2010) である。彼女はオープンリストの比例代表制を採用するエストニアのデータを用いて、地元候補の方がより多くの個人得票を得ていることを示した。

これに類する研究はその後多く登場している。Put & Maddens (2015) は、フレキシブルリストの比例代表制を用いるベルギーの事例を用い、地元候補は多く個人得票を得ていることを示した。さらに、各候補の地元が規模の大きい自治体であるほど、より多く得票していることを発見した。Fiva & Halse (2016) はクローズドリストを用いるノルウェーの事例を分析した。彼らは自治体レベルのデータを用い、ある政党の比例代表リストの上位に当該自治体出身の候補が据えられている場合、その自治体ではその政党への投票率が上昇することを示している。Saarima & Tukiainen (2016) は、フィンランドで行われた市町村合併を事例として、地元性と得票の関係を分析した。その結果、合併前の自治体出身の候補への投票が合併後も続くことが示された。

また、有権者と候補者の間の地理的な距離の効果を探った研究も存在する。Arzheimer & Evans (2012) は小選挙区制を採用する英国の事例を用いて、候補者と有権者の居住地が近いほど、当該候補に投票する確率が高くなることを

(3) フレキシブルリストの比例代表制とは、リスト順位を政党が決定するが、有権者が候補者個人名で投票することが許容されており、一定数以上の個人票を得た候補者はリスト順位を上昇できる制度を指す。

示した。Evans et. al. (2017) も英国の事例を扱い、様々な変数を統制してもなお候補者と有権者の距離に投票確率への正の効果が残ることを示している。

より地縁が機能するメカニズムについて迫ったのが Jankowski (2016) である。彼はオープンリストの比例代表制を採用するハンブルクの事例を用いて、地縁の機能を探った。彼は、Shugart らの言うように、地縁が情報のショートカットとして機能しているかどうかを検討した。分析の結果、政党のリスト順位の中で最も上に位置する地元候補が多く票を集めることがわかった。これは、有権者がリストを上から順に探索し、地元性を目印にして投票先を選択していることの証左である。

どのような場合に地縁の効果が強まるか（弱まるか）についても検討されている。Meredith (2013) は、アメリカの郡レベルの得票データと候補者の地縁に関するデータを組み合わせて分析を行った。その結果、二大政党の一方の候補者が地縁を有する郡では、その候補者の得票率が増加している。さらに、こうした効果は人口の少ない群で大きいこと等がわかった。Schulte-Cloos & Bauer (2021) は精緻な分析によって地縁の効果を分析している。彼女らは小選挙区と比例代表の併用制を採用するドイツを事例に、小選挙区に含まれる個々の自治体毎に得票率を分析し、ある候補者の居住する自治体においてはその候補者の得票率が高くなることを示した。この傾向は、マッチングを用いて候補者の居住自治体と選挙区内で最も類似した他の自治体における得票状況と比較してもなお存在する。さらに、こうした地元候補への優遇は、候補者が小選挙区で当選する見込みがない場合にも残存した。このことから、Schulte-Cloos らは有権者の地元候補への優遇は、地元候補を当選させることで見込まれる見返りによるものというよりは、心理的なものに起因すると結論付けている。

2.3 実験データに基づく研究

先述のように、サーベイ実験によって地縁が好まれることを示した研究も多い。こうした研究の端緒となった Campbell & Cowley (2014) は英国でサーベイ実験を行った。その結果、ウェストミンスター型と呼ばれ一般に政党による

政策本位の全国的な選挙キャンペーンの効果が強いとされてきた英国においても、候補者の属性が有権者の投票先選択に重要な影響を持つことが明らかとなった。

よりメカニズムに迫ったものが **Campbell et. al. (2019)** である。彼女らは英国でサーベイ実験を行い、地縁の効果が実際に選挙区のために活動することに対する期待に由来するものなのか、それともそうした戦略的考慮以外のものに由来するのかを検討した。具体的には、地縁に関する情報刺激と、実際に選挙区のための行動をとっているかどうかについての刺激を与え、被験者からの評価を比較した。地縁が選挙区のために行動するかどうかを示すシグナルとして機能しているのであれば、行動の情報を与えれば地縁そのものの効果は減少するはずである。その結果、確かに有権者は選挙区への利益誘導を期待して地元候補に投票する側面もあるものの、地縁の効果はそれだけだとは言いきれないという分析結果が得られた。

このような実験データに基づく研究は、日本においても行われている。**Horiuchi et. al. (2020)** は日本でコンジョイント実験を行い、どのような要因が候補者への評価に影響するのかを調べた。彼らが用いた属性は年齢、政治経験、性別、学歴等多岐にわたるが、地元出身の候補はそうでない候補よりも好まれることが示されている⁽⁴⁾。

2.4 先行研究の限界

以上に示したように、多くの研究が、候補者と選挙区との地縁が選挙結果に与える影響を検討している。国や選挙制度を問わず、候補者の地縁には得票への正の効果、特に候補者への個人投票を増やす効果があることが示されている。

しかしながら、こうした先行研究には限界も存在する。第1に、日本におい

(4) ただし、地方議員の経験は特に評価されず、世襲は負の評価を受けている等、指標によって結果は異なる。

ては、候補者の属性が得票に与える効果を分析した研究は少ない。とりわけ観察データに依拠した研究はあまりないと言える。このため、地縁がどのような効果を持つか（持たないか）も十分明らかにされていない。

第2に、選挙制度が地縁の効果をどのように左右しているかについては不明である。すなわち、各選挙制度の下で地縁に正の効果があることは示されてきたものの、その効果の大きさがどの選挙制度下でも同様とは限らない。しかし、こうした効果の差については明らかにされていない。

第3に、説明変数である候補者の地縁が内生的に決定する可能性を十分に考慮しきれていない点である。具体的には、候補者擁立の段階で、選挙区の特徴に合わせて都合のよい候補者が擁立されている可能性がある。先述のように、地元議員は選挙区により多くの個別利益をもたらすとされる。その上で、例えば選挙区毎に個別利益への需要が異なると想定すると、この需要が高い選挙区ほど地元候補が擁立されやすく、またそうした選挙区では個別利益をもたらすことが期待される地元候補へ投票率が高くなると考えられる。したがって、説明変数である候補者の地縁に正の効果があったとしても、地縁が得票に影響しているとは言い切れない。

先行研究には、こうした問題に自覚的なものも存在する。例えば Evans et al. (2017) は、得票マージンを統制することでこの問題に対処しようとしている。彼らは候補者の居住地と有権者の間の空間的距離の効果を分析している。しかし、政党の候補者擁立戦略を考慮すると、候補者の居住地自体が政党の戦略的考慮の結果ということになる。この点を考慮し、Evans らは政党の戦略と選挙結果の両方に影響しうる前回の得票マージンを統制している。しかしながら、このような対応は十分なものとは言えない。なぜなら、上述の通り、前回の得票マージンの他に、選挙区毎の個別利益に対する需要等の要因が交絡因子として存在するためである。このために、得票マージンを統制するだけでは内生性による問題は解決しない。

以下、本研究ではこうした先行研究の限界を克服するべく、実証分析を行う。まず、第1・第2の限界に対処するため、日本の衆議院選挙の候補者を対象に分

析を行い、中選挙区制下と並立制下での地縁の効果の差を検討する。また、第3の限界に対する対処として、選挙区毎の固定効果を用いた分析を行う。これにより、選挙区毎の個別利益への需要のような、地元候補の存在とその得票率の両方に影響するような選挙区レベルの要因を全て統制する。

3. 理論と仮説

本節では、本研究の理論的な予測と仮説について、主に選挙制度との関連から整理する。まず地縁の一般的な効果についてそのメカニズムを示した後、中選挙区制と並立制ではどのような違いが見込まれるかについて説明する。本節で提示する理論枠組みやメカニズムは、先行研究の立場と同様のものである。ただし、選挙制度と地縁の効果の関係については、先行研究を参照しつつ本稿において独自に検討するものである。

3.1 地縁の効果

はじめに、本研究が地縁についてどのような機能を有するものとして想定しているかを述べる。本研究では、地縁の根本的な機能は、有権者に投票先選択に有用なヒューリスティクスを提供することであると考ええる。このように想定する理由は、これが理論的（Shugart et. al 2005 等）にも実証的（Campbell et. al 2019 等）にもよく検討されたものであるためである。

地縁が有権者の投票先選択に役立つ理由としては、以下の2つのメカニズムが想定されうる。1つ目は、有権者は「地元候補はそうでない候補者よりも選挙区を重視した行動をとる」と予測するために、より地元候補に投票しやすくなるというものである。選挙区との地縁を有することは、そうでない候補者よりもよく選挙区の利害について認知していることを示すヒューリスティクスとなる（Shugart et. al. 2005）。このような特徴を持つ地元候補に対し、有権者は地縁のない候補者よりも選挙区の利害のために行動してくれるのではないかと期待をする（Campbell et. al. 2019）。そして、このような期待故に、有権者はよ

り地元候補に投票する。

第2に、第1の戦略的判断とは異なり、地元候補を優遇する有権者の心理的側面におけるメカニズムがある。有権者は必ずしも合理的とは言えない場合でも地元候補を優遇する場合がある。例えば先述の Schulte-Cloos & Bauer (2021) は、およそ当選の見込みがない弱小候補であったとしてもなお、有権者は地元候補を優遇することを示している。これは、地元候補への投票は、必ずしも選挙区のための活動を期待しての合理的な選択ではない部分を含んでいることを示唆している。

以上の2つのメカニズムにより、有権者は地元候補を高く評価し、投票先選択において地縁をヒューリスティクスとして用いると考えられる。このため、本研究では選挙区と候補者の地縁が当該候補者の得票に正の効果を与えると予測する。したがって、地縁の効果に関する本研究の一般的な仮説は以下の通りである。

仮説1：地縁を有する候補者は、そうでない候補者に比してより多く得票する。

3.2 選挙制度との関係

次に、選挙制度との関連について考える。本稿は、地縁が候補者の得票に与える正の効果は、選挙制度改革後の並立制下でより大きくなると予測する。以下では、このように予測する理由を示す。

選挙制度との関係について一般的な予測を述べれば、個人中心の選挙制度においてより地縁の重要性は増すと考えられる (Shugart et. al. 2005)。なぜなら、政党中心の制度であれば候補者個人レベルの要因よりも政党レベルの要因が強い規定力を持つのに対し、個人中心の制度では地縁を含む個人レベルの要因が重要性を増すと考えられるためである。日本の選挙制度改革との関連で言えば、中選挙区制は最も個人中心の政治環境をもたらす制度であるとされており (Shugart 2001)、並立制よりも中選挙区制において地縁の効果が高まるとい

う予測が導かれることになる。

こうした一般的な予測にも関わらず、本稿では中選挙区制より並立制においてより地縁の効果が大きくなると予測する。その理由は以下の2点である。第1に、中選挙区制下では同一の選挙区に複数の現職議員が存在するため、ほとんどの選挙区で少なくとも1人は地縁を有する議員が存在する⁽⁵⁾のに対して、並立制下では（復活当選を脇に置けば）選挙区を代表する現職議員は1人だけとなるため、有権者が地元議員の活動による利益を求めているにせよ心理的な要因で地元候補に投票しているにせよ、その1人が地縁を有するかどうかの価値が大きくなると考えられる。なぜなら、並立制下では1人の現職が非地元議員であればその時点で当該選挙区の地元候補は皆無ということになるためである。そのため、地縁を有する議員を優遇する誘因は並立制下でより大きくなる。

第2に、中選挙区制下では（少なくとも各選挙区に複数候補を擁立する大政党に関しては）全ての候補者が個人投票獲得のための利益誘導の誘因を持つと考えられる。例えば建林（2004）が指摘するように、中選挙区制下では自民党候補は選挙区内の地域毎もしくは政策分野毎の分業を行い、自らの地盤となる地域もしくは政策分野に関連する団体へのアピールを行う。こうした選挙制度の特徴のために、個別利益の確保を狙う意味でも地元候補とそうでない候補の差があまりないと考えられる。他方で並立制下では全ての候補者が利益誘導の誘因を持つわけではない。並立制下では、選挙区利益の代表を行う者とそうでない者を分ける要因として、地縁に重要な意味が生じると考えられる。このように、中選挙区制下ではどの議員も利益誘導を行うため地縁の手がかりとしての機能が弱くなり、議員に選挙区への見返りを期待する戦略的な有権者は地元候補に投票する誘因を弱めると考えられる。

以上の議論から、選挙制度に関する仮説は以下の通りである。

-
- (5) 本稿の分析に用いたデータ中では、当選した議員のうち少なくとも1人の議員がいずれかの地縁を有する選挙区は、並立制下では全2093選挙区中1422選挙区で割合は約68%であるのに対し、中選挙区制下では全1031選挙区中1020選挙区ではほぼ100%に近い。

仮説2：地縁が得票に与える影響は、中選挙区制下の候補者に比して並立制下の候補者において大きい。

次節以降では、この仮説を実証的に検証する。

4. 実証

本節では、先行研究の限界に対処するための、本研究の実証分析について述べる。以下、本研究のデータ、変数の操作化、分析手法の順に述べる。

4.1 データ

本研究で用いるデータは、1955年から2014年までの衆議院議員選挙における候補者のデータである。分析の単位は、候補者×選挙年である。中選挙区制下のデータは1947年選挙のものから存在するが、戦後直後の選挙はあまりにも流動性が高いため、ここでは自民党結党の1955年以降に対象を限定して分析を行う。なお、補欠選挙の候補者及び並立制下で比例単独出馬の候補者については分析から除いた。欠損値を除いた観察数は、中選挙区制下のデータで6859、並立制下のデータで6365である。なお、分析に必要な変数は、Reed & Smith (2017) のデータセットから得た。

4.2 変数の操作化

本研究の説明変数である候補者の地縁については、①候補者が選挙区出身であるか、②地方政治経験を有するかを足し合わせ、0～2の3段階の値をとる変数として操作化した。また、これとは別に、地縁としての世襲の効果についても分析を行う。以下では、このような操作化を採用した理由を述べる。

まず、先行研究において、議員や候補者の地縁を測定する一貫した指標は存在しない。多くの先行研究が用いているのは、①生まれ、②地方政治経験、③通学経験、④居住地の4つである。先行研究は、これらの指標から1つないしは

複数のものを用いて分析を行っている（表1参照）。

表1：先行研究における地縁の指標

文献	地縁の指標
Tavits (2010)	地方政治経験、出生地
Shugart et. al. (2005)	出生地、地方政治経験
André et. al. (2014)	地方政治経験
Espirito-Santo & Sanches (2018)	出生地、地方政治経験、居住地
Gschwend & Zittel (2018)	出生地、通学経験、居住地、地方政治経験
Put & Maddens (2015)	地方政治経験
Fiva & Halse (2016)	居住地
Saarma & Tukiainen (2016)	合併前に当該地域から選出されていたか
Arzheimer & Evans (2012)	居住地
Evans et. al. (2017)	居住地
Jankowski (2016)	居住地
Meredith (2013)	出生地、居住地
Schulte-Cloos & Bauer (2021)	居住地

本稿はこのうち①の生まれと②の地方政治経験によって地縁を測定するが、その理由は以下に述べる通りである。第1に、生まれと地方政治経験は、先行研究において最も頻繁に用いられている指標である。第2に、生まれと地方政治経験はそれぞれ Gschwend & Zittel (2018) のいう伝記的紐帯 (biographical tie) と政治的紐帯 (political tie) に対応しており、これらを併用することで幅広い種類の地縁の効果を捉えることができる⁽⁶⁾。第3に、④の居住地は得票に影響

- (6) このように、Gschwendらは地縁の種類を biographical なものと political なものに分けているが、分析結果としては biographical tie も political tie も共に個別利益系委員会への所属に正の効果を有しており、2種類の地縁は効果の方向に違いがなかった。このため、2種類の地縁を足し合わせても、効果が打ち消し合うような問題は生じないと思われる。このことを踏まえて、本稿でも biographical tie と political tie を特に区別せず、いずれか一方でも選挙区につながりがあれば1の値をとるダミー変数として地縁を操作化している。また、補遺の表 A5 に、

響するメカニズムとして友人・隣人効果 (friends and neighbors effect) を想定しており、本研究の理論的観点と符合しない。この効果は、Key (1949) によって提唱されたもので、居住地の近接性が口コミでの評判等を通して当該候補に有利に働くことを指す。また、居住地は相対的に個人の意思による変更が容易な指標であるため、内生性の懸念が残る。

さらに、Marangoni & Tronconi (2011) が指摘するように、単に地縁の有無としてダミー変数化するのではなく、選挙区とつながりの強さを段階的に表す変数を用いることとした。

また、地縁を表す指標として、別途世襲の効果についても検証する。補遺の図A1に示すように、世襲候補は東京で生まれ育つことが多いために、先述の操作化では地元候補には当たらない場合が多い。その一方で、選挙区を代表してきた先代の後を継ぐ候補であることは、出身や地方政治経験以上に選挙区のために働く候補であることのシグナルになり得る⁽⁷⁾。ただし、世襲の効果は高い知名度やブランドイメージ、あるいは人脈等によってもたらされる (Smith 2018) ものもであり、地縁と同様のものであるとは言えない。このため、ここでは地縁と世襲を足し合わせるような操作は行わず、地縁についての分析と世襲についての分析を別々に実行し、分析結果を比較することとする。

次に、結果変数としては選挙区での得票率を用いる。これは選挙結果を最も端的に示す変数であるが、選挙結果については他の指標も存在するため、これも併せて分析を行う⁽⁸⁾。

選挙区生まれと地方政治経験をそれぞれ説明変数とした分析結果を示している。この分析の結果、やはり選挙区生まれと地方政治経験の効果は似通ったものであったため、これらを足し合わせた指標を用いることには特に問題はないと思われる。

(7) 実際に、世襲が選挙区を重視させる効果を持つことを論じた研究も存在する。日本を事例とした研究としては、Muraoka (2018) や Asako et. al. (2015) 等がある。

(8) 他の指標を用いた分析については、補遺の表A4に分析結果を示した。

続けて統制変数である。⁽⁹⁾まず、候補者の性別の効果を特定するべく、女性ダミーを投入する。次いで、世襲ダミーを統制する。これは、世襲候補は本研究における地元候補には当たらない可能性が高い一方、得票率には影響することが考えられるためである。なお、世襲を説明変数として分析する際には、逆に地縁が統制変数となる。次に、当選回数を統制した。これは、ベテラン議員には地元候補が多く、得票率も高くなることが想定しうるためである。また、所属政党によって地元候補率に差があり、得票率にも差があるため、所属政党を統制した。分析に用いるデータの記述統計を以下の表2に示した。

表2：記述統計

並立制					
	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
得票率	6,365	0.308	0.186	0.001	0.953
地縁	6,365	0.800	0.741	0	2
世襲	6,365	0.101	-	0	1
女性	6,365	0.123	-	0	1
当選回数	6,365	2.161	2.802	0	19
中選挙区制					
得票率	6,859	0.175	0.065	0.0001	0.844
地縁	6,859	1.003	0.695	0	2
世襲	6,859	0.097	-	0	1
女性	6,859	0.025	-	0	1
当選回数	6,859	3.898	3.177	0	18

- (9) 本稿の分析では、あえて統制変数に投入しなかった変数として、選挙運動のあり方がある。選挙運動支出や主張の内容は、得票率に影響する重要な要因であると考えられる。しかしながら、選挙運動は、地縁の影響を受ける変数であると考えられる。すなわち、地元候補の方がより選挙区へのアピールを中心とした選挙運動を展開することが予想される。そのため、選挙運動は説明変数である地縁の影響を受ける処置後変数であり、分析に含めることで処置後変数バイアスを生じる可能性があることから、本稿ではあえて分析から除いた。

4.3 分析手法

本研究では、選挙区レベル及び選挙年レベルの固定効果を用いた分析を行う。具体的には、選挙区毎にダミー変数を作成し、統制変数に含める。これにより、時間を通して一定の選挙区固有の効果は全て統制される。選挙区の個別利益に対する需要は、時間によって大幅に変化するとは想定し難いため、この選挙区固定効果によって統制されると考えられる。また、選挙年毎にダミー変数を作成し、それらを全て統制する。これは、争点の変化等の選挙年毎に固有の効果全てを統制する。

このように固定効果によって選挙区毎の要因と選挙年毎の要因が全て統制されるため、残る分散は同一選挙区内での時間を通して起こる変化に限定される。すなわち、ある選挙区で地元候補が受ける得票と、同じ選挙区で非地元候補が受ける得票との比較になる。これにより、個別利益に対する需要のような選挙区毎の要因については全て統制される。

具体的には、以下の⁽¹⁰⁾(1)式をOLSで推定した。

$$y_{idt} = \beta_1 Local_{idt} + \alpha_d + \delta_t + X_{idt}\lambda + \varepsilon_{idt} \quad (1)$$

ただし、 y_{idt} は選挙区 d 、選挙年 t における候補者 i の得票率、 $\beta_1 Local_{idt}$ は選挙区 d 、選挙年 t における候補者 i の地縁の強さを示す変数とその係数、 α_d は選挙区 d の固定効果、 δ_t は選挙年 t の固定効果、 $X_{idt}\lambda$ は統制変数のベクトルである。また、選挙区毎に異なるトレンドを許容するモデルも実行する。選挙区毎に異なるトレンドを許容するモデルにおいては、以下の(2)式を推定した。

$$y_{idt} = \beta_1 Local_{idt} + \alpha_d + \delta_t + \alpha_{dt} + X_{idt}\lambda + \varepsilon_{idt} \quad (2)$$

(10) なお、補遺の表A6に候補者毎の変量効果を用いたモデルの分析結果を示している。本文中では、より単純なモデルの分析結果を示すこととした。

ここで、新たに追加された $\alpha_d t$ 項は、選挙区毎に固有のトレンドを示す。

なお、全ての分析において、標準誤差は選挙区毎にクラスタリングしたロバストな標準誤差を用いた。⁽¹¹⁾

5. 分析結果

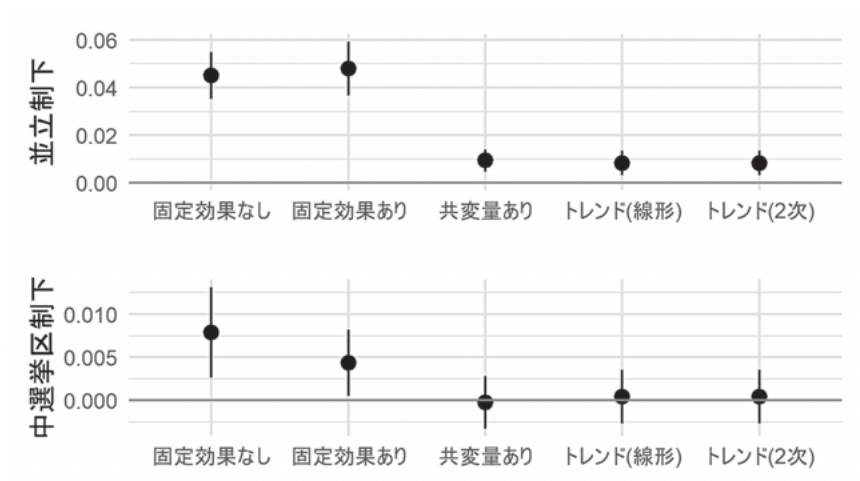
分析結果を図1に示した。この図は、並立制と中選挙区制、また用いたモデル毎に分けて、地縁が得票率に与える効果を示したものである。モデルはそれぞれ、固定効果を投入せず地縁のみを説明変数としたもの、選挙区と選挙年の固定効果を投入したもの、さらに共変量を投入したもの、選挙区毎に異なる線形トレンドを許容するもの、及び2次のトレンドを許容するものである。以下では、主として共変量を投入したモデル（図1では真ん中の「共変量あり」モデル）の分析結果を用いて解釈を行う。

この図から、まず並立制の下では地縁が得票率に正の効果を持つことがわかる。固定効果や共変量、選挙区毎のトレンドの有無に関わらず、一貫して正の効果が確認される。ここから、並立制下では地縁に得票を増やす効果があることがわかる。他方で、中選挙区制下では地縁にはこのような統計的に有意な効果はない。

次に、並立制下での地縁の正の効果がどの程度のものかを示す。ベースラインとなる固定効果・共変量ありモデルにおける地縁変数の係数は約0.0093である。これは、地縁の値が2の候補者は地縁の値が0の候補者に比して、約1.86%多く得票することを示す。この係数は小さいように思われるかもしれない。図2は、並立制下の各選挙において、選挙区を単位に得票率1位の候補と2位の候補の得票率の差を取り、ヒストグラムとして示したものである。なお、このヒストグラムの階級幅は、先ほどの数字に合わせて0.0186刻みとしている。この図の内、一番左端のビンが地縁の効果と同様の1.86%の得票差で勝敗が決

(11) 標準誤差のクラスタリングには、Rのestimatorパッケージを用いた。

図1：分析結果



した選挙区ということになる。この図を見ると、一定数（約8.5%）の選挙区がこれに該当する。したがって、地縁の値が0から2になることによる効果は全体の8.5%ほどの選挙区では勝敗を逆転させるほどには意味のある大きさであり、復活当選が存在することを考えると、なおさら無視できるものではないと言える。

また、中選挙区制下では地元候補の効果がなかったことについても説明が必要であろう。データを確認したところ、中選挙区制下では全体の8割近くの候補者が出生地・地方政治経験のいずれかの意味で地縁を有している。このことから、地元候補であることは中選挙区制下のデフォルトであり、どちらかという少数派の非地元候補も劣らず得票しているために地縁に効果がなかったのではないと思われる。中選挙区制下の非地元候補にどのような候補者が多いのかを検討したところ、以下のような特徴が浮かび上がってきた。第1に、都市部の非自民党候補が多い。複数人の候補者を擁立する自民党候補（その多くは地元候補だと考えられる）に比して、こうした都市部の野党候補は得票率が

高くなる可能性がある。第2に、自民党候補について見ると、世襲候補が目立つ。世襲政治家、本稿の操作化に照らすと、地元候補には該当しないが、得票率は高い。こうした要因のために、中選挙区制下では地縁に効果がないという結果が得られたと考えられる。

次いで、世襲の効果についての分析結果を図3に示す。なお、共変量を含むモデルは図1に示した地縁の効果に関するモデルと全く同一のモデルであるが、そこから世襲の係数と信頼区間を取り出し図示している。まず並立制下の分析結果について見ると、モデルに依らず常に正の統計上有意な効果があることがわかる。したがって、世襲候補は、そうでない候補に比してより多く得票すると言える。この傾向は、地縁の効果と同様のものである。

続けて中選挙区制下の効果について見ると、並立制下の効果と同様、モデルを問わず正の有意な効果が存在する。したがって、世襲候補は中選挙区制下でも多く得票していたことになる。この結果は、地縁の分析結果とは異なるものである。すなわち、中選挙区制下では地縁の効果は存在しなかったのに対して、

図2：マージンのヒストグラム

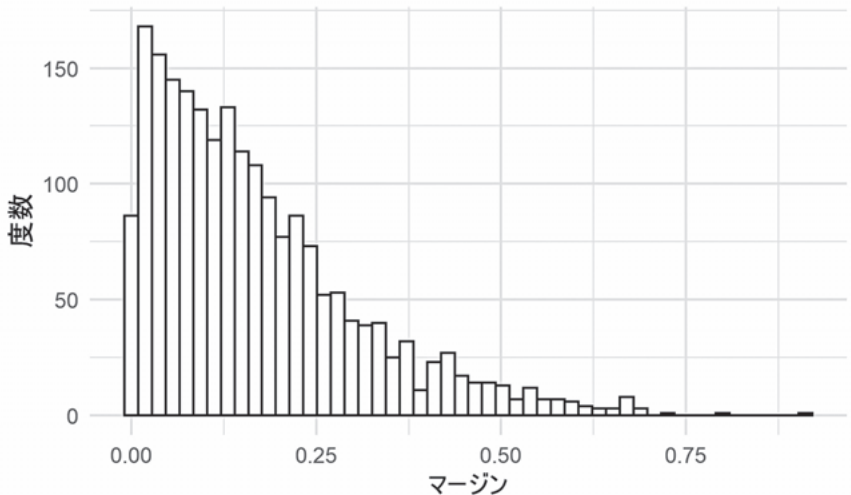
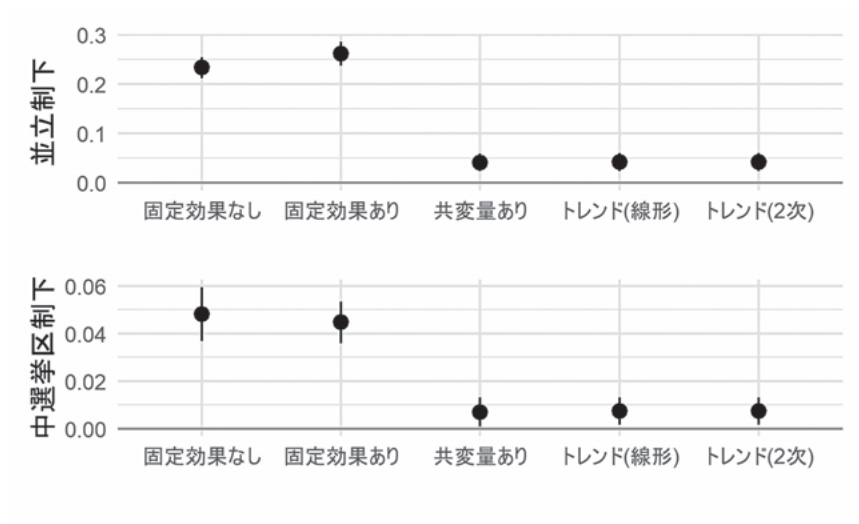


図3：世襲の効果



世襲の正の効果は存在していた。この地縁と世襲の差は、1つには中選挙区制下では地縁を有する候補は非常に多かったために地縁の有無による差が付きにくかったのに対して、世襲候補は地元候補ほどには多くなかったために、世襲の有無で差が付きやすかったのではないかと考えられる。

6. 終わりに

本研究は、候補者の地縁は、得票率に影響するかという問いを検討してきた。先行研究は、選挙区レベルの要因によって生じる内生性を考慮しきれていないことや、選挙制度毎に異なる地縁の効果を検討できていないこと、またそもそも日本では候補者の属性が得票に与える効果を分析した研究があまりないといった限界を抱えていた。こうした先行研究の限界に対し、本研究では選挙区毎の固定効果を用いた分析を行い、内生性の問題に対処することを目指した。また、日本の衆議院議員選挙を対象に、選挙制度改革の前後で地縁の効果を分

析することで、対処することを試みた。

このような分析の結果、並立制の下では地縁が得票に正の効果を持つことが明らかとなった。すなわち、並立制の下では、地元候補はそうでない候補に比してより多く得票することがわかった。ところが、このような地縁の正の効果は中選挙区制下では見られないことが同時に明らかとなった。こうした選挙制度毎の地縁の効果の差は、現職議員の数の違いに由来すると考えられる。すなわち、並立制では復活当選を除くと各選挙区を代表する議員は1人しかいないため、その1人が地元を代表する人物であるかどうかには大きな意味がある一方、中選挙区制下では現職が多数存在し、1人も地元候補がいない選挙区はほとんどなく、個々の候補者が地縁を有するかどうかあまり意味を持たなかったと考えられる。

本研究には、以下のような含意がある。日本政治論上の意義としては、日本においても地縁が選挙結果に正の影響を持つことが明らかとなった。ただし、この効果は並立制下でのみ検出されることも明らかとなった。このように個人的属性が効果を持つようになったことは、並立制が個人中心の選挙を政党・政策中心のものへの変化させるために導入されたことを考えると、興味深い現象であると言えよう。この現象は、中選挙区制では各選挙区に少なくとも1人は地元議員が存在するために地縁の有無が差別化に寄与しない一方、並立制下では選挙区を代表する議員は1人しかいないため、その1人が地元議員かどうか重要な意味を持つためであると考えられる。

また、比較政治上の意義も存在する。まず、選挙区レベルの要因による内生性を考慮しても、地縁には正の効果があることがわかった。また、選挙制度によって地縁の効果に差があることがわかった。さらに、世襲と地縁の分析結果に差があることから、これらは部分的に重なりつつも、あくまで別個の要因であることが示唆された。

最後に、本研究の課題について述べる。第1に、選挙制度による地縁の効果の差異について、そのメカニズムはあくまで推測に留まる点がある。これについては、メカニズムの特定を目的としたより精緻な分析が望まれる。第2に、復

活当選の問題も十分に検討できていない。すなわち、本稿では並立制下では選挙区を代表する議員が1人のみになることを前提に議論を展開したが、復活当選を含めると2人以上の現職が存在することもあり得る。第3に、選挙区内の分散については検討していない。地縁の効果に関する研究の一部は、地元候補は選挙区の中でも特に自身と関係の深い地域（多くの場合、選挙区内の自治体レベル）から多く得票することを示している。本研究の分析はあくまで選挙区レベルであり、より細かいレベルの分析は今後の課題と言えよう。

〈付記〉

本研究は日本学術振興会科学研究費助成事業課題番号 19J22280 の助成を受けています。

◆補遺

A1. 分析結果の詳細

以下の表A1及び表A2に、図1に要約した回帰分析の結果を示す。また、表A3には、図3に示した世襲を説明変数とした回帰分析の結果を示した。ただし、共変量を含むモデルと選挙区毎に固有のトレンドを許容するモデルは表A1・A2のモデルと全く同一のため、共変量を含まないモデルの結果のみを表A3に示した。表中の*は当該変数が統計的に有意な効果を持つことを示し、[]内の数値は95%信頼区間を示す。

表A1：回帰分析の結果（並立制）

	固定効果なし	固定効果あり	共変量あり	トレンド(線形)	トレンド(2次)
切片	0.27*	0.19*	0.17*	0.23*	0.23*
	[0.26; 0.28]	[0.17; 0.20]	[0.09; 0.25]	[0.14; 0.32]	[0.14; 0.32]
地縁	0.05*	0.05*	0.01*	0.01*	0.01*
	[0.04; 0.05]	[0.04; 0.06]	[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]
女性ダミー			0.00	0.00	0.00
			[-0.01; 0.01]	[-0.01; 0.01]	[-0.01; 0.01]
世襲ダミー			0.04*	0.04*	0.04*
			[0.02; 0.06]	[0.02; 0.06]	[0.02; 0.06]
当選回数			0.02*	0.02*	0.02*
			[0.02; 0.02]	[0.02; 0.02]	[0.02; 0.02]
固定効果	×	○	○	○	○
Adj. R ²	0.03	0.10	0.73	0.74	0.74
N	6365	6365	6365	6365	6365

表A2：回帰分析の結果（中選挙区制）

	固定効果なし	固定効果あり	共変量あり	トレンド(線形)	トレンド(2次)
切片	0.17*	0.11*	0.17*	0.18*	0.18*
	[0.16; 0.18]	[0.10; 0.12]	[0.12; 0.22]	[0.13; 0.23]	[0.13; 0.23]
地縁	0.01*	0.00*	-0.00	0.00	0.00
	[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]	[-0.00; 0.00]	[-0.00; 0.00]	[-0.00; 0.00]
女性			-0.00	-0.00	-0.00
			[-0.02; 0.01]	[-0.02; 0.01]	[-0.02; 0.01]
当選回数			0.00*	0.00*	0.00*
			[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]
世襲			0.01*	0.01*	0.01*
			[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]	[0.00; 0.01]
固定効果	×	○	○	○	○
Adj. R ²	0.01	0.34	0.54	0.56	0.56
N	6859	6859	6859	6859	6859

表A3：世襲を説明変数とした回帰分析の結果

	並立制下		中選挙区制下	
	固定効果なし	固定効果あり	固定効果なし	固定効果あり
切片	0.25*	0.16*	0.13*	0.09*
	[0.24; 0.25]	[0.15; 0.16]	[0.13; 0.14]	[0.09; 0.10]
世襲ダミー	0.23*	0.26*	0.05*	0.04*
	[0.21; 0.26]	[0.24; 0.29]	[0.04; 0.06]	[0.04; 0.05]
固定効果	×	○	×	○
Adj. R ²	0.11	0.14	0.02	0.14
Num. obs.	7867	7867	12800	12800

A2. 頑健性の確認

以下では、本研究の分析結果の頑健性を確認する。まず表A1では、説明変数と結果変数について、異なる操作化を行い、本文中の分析結果と同様の結果が得られるかを確認する。まず説明変数については、本文中で用いた3段階の地縁変数ではなく、出生地と地方政治経験のいずれか1つでも当てはまれば1の値をとるダミー変数を新たに用いる。この操作化は、3段階の地縁変数では地元出身というだけの候補と地元出身かつ地方政治経験も有する候補の間には選挙区とのつながりの強度に差があることを前提としているのに対して、ダミー変数としての操作化はどちらか1つでもあれば選挙区とのつながりとしては十分である可能性を踏まえた操作化ということになる。

また、結果変数については、本文中で用いた単純な得票率とは異なり、選挙区定数の差を踏まえた得票マージン変数を用いた分析を行う（建林 2004 参照）。この得票マージン指標は、以下の（3）式で表現される。

$$Margin_i = \frac{V_{ij} - q_j}{q_j} \quad (3)$$

ただし、（3）式において V_{ij} は選挙区jにおける候補者iの得票率、 q_j を選挙区jにおけるドループ基数とする。この指標は、各候補の得票率をドループ基数と

の差分に変換することで、異なる定数間での相対的な得票率の比較を可能とする。

表A1頑健性チェックのための分析結果を示した。ここに示した結果は、本文中の「共変量あり」モデルと同様のモデルを用いた分析結果である。これを見ると、分析結果は本文中し示したものとほぼ同様である。まず説明変数の操作化については、中選挙区制下で地元ダミーが負に有意な効果を持っているが、それを除くと大きな変化はない。また、結果変数の変更についても大きな変化はない。よって、本稿の分析結果は変数の操作化の影響に頑健であると言える。

表A4：変数の操作化に対する頑健性

	説明変数: 地元ダミー		結果変数: 得票マージン	
	並立制	中選挙区制	並立制	中選挙区制
切片	0.17* [0.09; 0.25]	0.18* [0.14; 0.23]	-0.66* [-0.83; -0.49]	0.01 [-0.24; 0.26]
地縁	0.01* [0.00; 0.02]	-0.01* [-0.01; -0.00]	0.02* [0.01; 0.03]	0.00 [-0.01; 0.02]
女性ダミー	0.00 [-0.01; 0.01]	-0.00 [-0.02; 0.01]	0.01 [-0.01; 0.03]	-0.02 [-0.09; 0.05]
世襲ダミー	0.04* [0.02; 0.06]	0.01* [0.00; 0.01]	0.08* [0.05; 0.12]	0.03* [0.01; 0.06]
当選回数	0.02* [0.02; 0.02]	0.01* [0.00; 0.01]	0.04* [0.03; 0.04]	0.02* [0.02; 0.03]
固定効果	○	○	○	○
Adj. R ²	0.74	0.54	0.73	0.38
N	6608	7926	6365	6859

次に、表 A5 に説明変数として地元出身と地方政治経験をそれぞれ個別に用いた分析の結果を示した。これは、表A4同様、本文中の「共変量あり」モデルと同様のモデルを用いた分析結果である。これを見ると、地元出身と地方政治

経験は同じ方向に効果を有していることがわかる。このことから、これらの指標を足し合わせる本文中で用いた操作化に大きな問題はないと考えられる。

表A5：個別の地元性指標を用いた分析

	地縁の指標：出生地		地縁の指標：地方政治経験	
	並立制	中選挙区制	並立制	中選挙区制
切片	0.17* [0.09; 0.26]	0.17* [0.12; 0.22]	0.17* [0.10; 0.24]	0.00 [-0.03; 0.03]
地縁	0.01* [0.01; 0.02]	-0.00 [-0.01; 0.00]	0.01* [0.00; 0.02]	0.01* [0.01; 0.01]
女性ダミー	0.00 [-0.01; 0.01]	-0.00 [-0.02; 0.01]	0.00 [-0.00; 0.01]	0.01* [0.00; 0.02]
世襲ダミー	0.04* [0.02; 0.06]	0.01* [0.00; 0.01]	0.05* [0.03; 0.06]	0.01* [0.01; 0.02]
当選回数	0.02* [0.02; 0.02]	0.00* [0.00; 0.01]	0.02* [0.02; 0.02]	0.01* [0.01; 0.01]
固定効果	○	○	○	○
Adj. R ²	0.73	0.54	0.77	0.65
N	6365	6859	7867	12800

また、表A6に候補者毎の変量効果を投入したモデルの分析結果を示した。本研究の分析では、主たる説明変数である地縁が候補者毎に時間を通して一定であるため、候補者レベルの固定効果を統制することができない。そこで、ここでは本文中に用いた選挙区・選挙年毎の固定効果と共変量に加え、候補者毎の変量効果により、候補者個人レベルの要因を可能な限り統制することを目指した。表A6に示した分析結果は、本文中に示したものと同様である。すなわち、地縁は並立制下では正の効果があるが、中選挙区制下ではそのような効果はない。

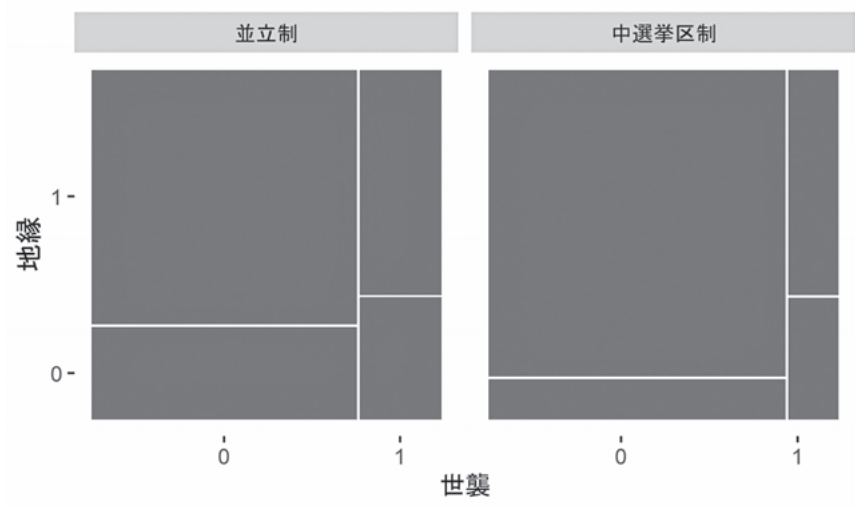
表A6：変量効果を用いた分析結果

	並立制	中選挙区制
切片	0.21* [0.14; 0.29]	0.18* [0.15; 0.21]
地縁	0.01* [0.01; 0.02]	-0.00 [0.00; 0.00]
女性ダミー	0.00 [-0.01; 0.01]	-0.00 [-0.01; 0.01]
世襲ダミー	0.05* [0.04; 0.06]	0.01* [0.01; 0.02]
当選回数	0.02* [0.02; 0.02]	0.00* [0.00; 0.00]
固定効果	○	○
Num. obs.	6365	6859

2. 地縁と世襲の関係

図A1に、地縁と世襲の関係をモザイクプロットを用いて示した。なお、この図における地縁は出生地と地方政治経験のいずれか一方があれば地元候補であるとしている。この図から、世襲候補は本稿の操作化では地元候補には当たらない場合が多いことがわかる。なお、この傾向は選挙制度改革の前後を問わず見られる。

図A1：地縁と世襲の関係



参考文献

- André, A., Depauw, S., & Deschouwer, K. (2014). Legislators' local roots: Disentangling the effect of district magnitude. *Party Politics*, 20 (6), 904-917.
- Arzheimer, K., & Evans, J. (2012). Geolocation and voting: Candidate-voter distance effects on party choice in the 2010 UK general election in England. *Political Geography*, 31, 301-310.
- Asako, Y., Iida, T., Matsubayashi, T., & Ueda, M. (2015). Dynastic Legislators: Theory and Evidence from Japan. *Japanese Journal of Political Science*, 15 (1), 5-32.
- Cain, Bruce E., John Ferejohn, and Morris Fiorina. (1987). *The Personal Vote: Constituency Service and Electoral Independence*. Cambridge: Harvard University Press.
- Campbell, R., & Cowley, P. (2014). What Voters Want: Reactions to Candidate Characteristics in a Survey Experiment. *Political Studies*, 62 (4), 745-765.
- Campbell, R., Vivyan, N., & Wagner, M. (2019). Why Friends and Neighbors? Explaining the Electoral Appeal of Local Roots. *The Journal of Politics*, 81 (3).
- Carey, J. M., & Shugart, M. S. (1995). Incentives to cultivate a personal vote: A rank ordering of electoral formulas. *Electoral Studies*, 14 (4), 417-439.
- Carozzi, F., & Repetto, L. (2016). Sending the pork home: birth town bias in transfers to Italian municipalities. *Journal of Public Economics*.
- Espírito-Santo, A., & Sanches, E. R. (2018). Looking for locals under a closed-list proportional representation system: The case of Portugal. *Electoral Studies*, 1-11.
- Evans, J., Arzheimer, K., Campbell, R., & Cowley, P. (2017). Candidate localness and voter choice in the 2015 General Election in England. *Political Geography*, 59, 61-71.
- Fiva, J. H., & Halse, A. H. (2016). Local favoritism in at-large proportional

- representation systems. *Journal of Public Economics*, 143, 15–26.
- Gschwend, T., & Zittel, T. (2018). Who brings home the pork? Parties and the role of localness in committee assignments in mixed-member proportional systems Distributive theories of legislative organization in partisan contexts. *Party Politics*, 24 (5).
- Horiuchi, Y., Smith, D. M., & Yamamoto, T. (2020). Identifying voter preferences for politicians ' personal attributes: a conjoint experiment in Japan. *Political Science Research and Methods*, 8, 75–91.
- Jankowski, M. (2016). Voting for locals: Voters ' information processing strategies in open-list PR systems. *Electoral Studies*, 43, 72–84.
- Key, V. O. (1949) Southern Politics in state and Nation. New York, NY: Alfred Knopf.
- Marangoni, F., & Tronconi, F. (2011). When Territory Matters: Parliamentary Profiles and Legislative Behaviour in Italy (1987–2008). *The Journal of Legislative Studies*, 17 (4), 415–434.
- Martin, S. (2011). Using Parliamentary Questions to Measure Constituency Focus: An Application to the Irish Case. *Political Studies*, 59, 472–488.
- Meredith, M. (2013). Heterogeneous Friends-and-Neighbors Voting. Working Paper.
- Muraoka, T. (2018). Political Dynasties and Particularistic Campaigns. *Political Research Quartely*, 71 (2), 453–466.
- Ono, Y. (2015). Personal Attributes of Legislators and Parliamentary Behavior: An Analysis of Parliamentary Activities among Japanese Legislators. *Japanese Journal of Political Science*, 16 (1), 68–95.
- Put, G.-J., & Maddens, B. (2015). The Effect of Municipality Size and Local Office on the Electoral Success of Belgian/Flemish Election Candidates: A Multilevel Analysis. *Government and Opposition*, 50 (4), 607– 628.
- Reed, Steven R & Smith, Daniel M (2017) The Reed-Smith Japanese House of

Representatives Elections Dataset.

- Russo, F. (2011). The constituency as a focus of representation: studying the Italian case through the analysis of parliamentary questions. *The Journal of Legislative Studies*, 17 (3).
- Saarimaa, T., & Tukiainen, J. (2016). Local representation and strategic voting: Evidence from electoral boundary reforms. *European Journal of Political Economy*, 41, 31-45.
- Schulte-Cloos, J., & Bauer, P. C. (2021). Local Candidates, Place-Based Identities, and Electoral Success. *Political Behavior*, (0123456789).
- Shugart, M. S. (2001). Electoral “efficiency” and the move to mixed-member systems. *Electoral Studies*, 20 (2), 173-193.
- Shugart, M. S., Valdini, M. E., & Suominen, K. (2005). Looking for Locals: Voter Information Demands and Personal Vote-Earning Attributes of Legislators under Proportional Representation. *American Journal of Political Science*, 49 (2).
- Smith, Daniel M. (2018). *Dynasties and Democracy: The Inherited Incumbency Advantage in Japan*. Stanford University Press.
- Tavits, M. (2009). The Making of Mavericks Local Loyalties and Party Defection. *Comparative Political Studies*, 42 (6), 793-815.
- Tavits, M. (2010). Effect Of Local Ties on Electoral Success and Parliamentary Behavior: The Case of Estonia. *Party Politics*, 16 (2), 215-235.
- Vivyan, N., & Wagner, M. (2015). What Do Voters Want From Their Local MP? *The Political Quarterly*, 86 (1), 33-40.
- Zittel, T., Nyhuis, D., & Baumann, M. (2019). Geographic Representation in Party-Dominated Legislatures: A Quantitative Text Analysis of Parliamentary Questions in the German Bundestag. *Legislative Studies Quarterly*, 44 (4), 681-711.
- 建林正彦『議員行動の政治経済学：自民党支配の制度分析』有斐閣、2004年。