

No. 2025-002

意図せざる不平等

—情報取得コストに起因する選挙制度の落とし穴—

2026 年 1 月

春原雅之，石井美帆，石井悠毅，片山東

意図せざる不平等

—情報取得コストに起因する選挙制度の落とし穴—

春原雅之, 石井美帆, 石井悠毅, 片山東

概要

本研究では、2005 年から 2023 年までに執行された東京 23 区における区議会議員選挙のデータを使用して、候補者の情報提供を行う公的な媒体である選挙公報における候補者の掲載順序が選挙結果に与える影響を、自然実験の状況を利用して推定した。分析の結果、選挙公報のオモテ面に掲載された候補者は、ウチ面に掲載された候補者よりも当選確率が約 6%ポイント高くなることが示された。また、同一ページ内における掲載位置の差違が得票率に影響しうることも確認された。さらに、Berry (1994) のモデルを応用して有権者の投票選択を構造推定した。推定された効用関数のパラメータを使って反実仮想シミュレーションを行い、実際の選挙結果と、全員を選挙公報のウチ面に掲載した反実仮想における選挙結果を比較したところ、すべての選挙において当落の変化が確認され、変化した候補者の割合は平均して 22.6%であった。これらの結果は、候補者間の平等のために情報を提供する公的な媒体が、その掲載順序によって、結果的に一部の候補者を支援してしまっていることを示している。

1. イントロダクション

現代の選挙では、選挙に臨む政党や候補者について、私的・公的なチャネルから多数の情報提供が行われている。私的な情報提供の例としては、訪問や街頭演説などの政党側・候補者側からのキャンペーンや、インフルエンサーによる政治的メッセージの発信 (Pew Research Center, 2024) などが挙げられ、これらは特定の政党や候補者を支援する目的で行われることが多い。対して、公的な情報提供を行う Voters' Pamphlet (米国) や Mayoral Election Address Booklet (英国)、profession de foi (フランス) などは、有権者が十分な情報に基づいた意思決定を行えるようにすることを目的として発行されており (Washington Secretary of State, 2024)、通常、特定の政党や候補者を特別に支援する意図はない。

しかし、これらの公的な媒体は、政党や候補者の掲載順序によって、一部の政党や候

補者を結果的に支援してしまっているかもしれない。なぜなら、有権者は情報取得に時間的・認知的費用を要し、追加的に情報を得ることによる期待利得との比較をもとに、リストの途中で情報取得を中止する可能性がある (Ho and Imai, 2008) からである。リストの途中で情報取得を中止した有権者は、リストの最後の方に掲載された政党・候補者の情報を見ることなしに投票先を決めるため、最後の方に掲載された政党・候補者よりも、最初の方に掲載された政党・候補者を選びやすいかもしれない。このような選択をする傾向が有権者にあるとすれば、政党や候補者の情報提供を行う公的な媒体は、その目的に反して、最初の方に掲載された政党や候補者の得票率や当選確率を高めていることになる。

したがって、本研究は、候補者情報の提供を行う公的な媒体において、候補者の掲載順序が得票率や当選確率に影響しているかどうかを定量的に明らかにし、影響が存在する場合、その程度を減らす制度を提案することを目的とする。具体的には、日本の選挙活動で用いられている選挙公報を興味の対象の公的な媒体とし、2005 年から 2023 年に東京 23 区で執行された区議会議員選挙のデータを用いて、候補者情報の掲載順序が選挙結果に与えた影響を分析する。選挙公報とは、「候補者の氏名、経歴、政見等が掲載された文書」(公職選挙法第 167 条)であり、選挙管理委員会が新聞折込み等で各家庭に配布する。選挙公報には、格子状に用意された枠が複数ページ分あり、その枠に当てはめるように候補者情報が掲載される。

本研究で日本の選挙公報および東京 23 区の区議会議員選挙データを対象とした理由は、4 つある。まず、選挙公報は候補者情報以外の掲載割合がかなり低く、候補者情報以外の掲載情報によって時間的・認知的に消耗する可能性が低いことが挙げられる。米国の Voters' Pamphlet など、候補者情報の提供を行う他の多くの公的な媒体は、選挙に関するあらゆる情報を提供する一環として候補者情報を掲載している。そのため、それらの媒体を分析対象とすると、候補者情報を取得することによる消耗と、他の情報を取得することによる消耗とが区別できない可能性がある。加えて、選挙公報は日本の選挙において 1950 年から広く使用されてきた資料であり、有権者にとって身近な候補者情報の入手先であることが挙げられる。明るい選挙推進協会 (2012; 2016; 2019; 2024) は、区議会議員選挙を含む地方議会議員選挙についての意識調査において、ポスターや街頭演説などを含む選挙運動の中で、「役に立った」と回答した人の数は選挙公報が最も多いと報告している。したがって、選挙公報を用いた分析においては、公的な情報提供媒体から情報を得ずに投票する人の影響が小さいといえる。さらに、選挙公報における候補者情報の掲載箇所はくじで定めるとされており (衆議院)、自然実験の状況になっている。そのため、選挙公報を用いることで、候補者情報の掲載順序が選挙結果に与える影響について、その他のあらゆる要因に阻まれることなく、容易に因果効果を識別できる。また、取得したデータに含まれる東京 23 区の区議会議員選挙は、有権者が平均して約 54 人の候補者の中から 1 人を選ぶ選挙になっており、情報取得と比較を要する候

補者数がかなり多い。候補者数が多い方が、情報取得による消耗がより選挙結果に表れやすく、掲載順序による影響の有無を確認しやすいため、本研究では当該選挙を対象とする。

本研究は、まず、候補者の掲載順序がランダムに決定されているという自然実験を利用し、有権者が最初や最後に見ると考えられる選挙公報のオモテ面やウラ面に掲載された候補者と、ウチ面に掲載された候補者の選挙結果の違い（オモテ面・ウラ面効果）を推定する。さらに、ページ間の差異が生み出すこの効果だけでなく、ページ内の差異である掲載位置の違いが選挙結果に与える影響（位置効果）についても検証する。これらの分析では、因果推論の標準的な方法を用いる。

ただし、選挙の構造を考慮すると、これらの分析における推定対象は、平均処置効果とは一致しない可能性がある。なぜなら、候補者同士が競争して票を奪い合うため、ある候補者の票が処置の影響で増えると他の候補者の票が減少し、Stable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA) が満たされないからである。よって、本研究は、選挙の構造を考慮に入れた因果効果の識別も行う。具体的には、まず、Berry (1994)、Jun and Min (2017) および Meredith and Salant (2013) を参考にして、有権者の投票行動をモデル化し構造推定する。次に、推定された効用関数に基づき掲載順序の影響がないような反実仮想をシミュレートし、その反実仮想を使ってオモテ面に掲載されることの平均処置効果を推定する。

本研究が対象とする選挙公報上の掲載順序効果（オモテ面・ウラ面効果、位置効果）は、投票用紙順序効果（Ballot Order Effect: BOE）の研究と強く関連する。BOE は、候補者氏名が投票用紙（ballot）に表示されている順序それ自体が選挙結果に与える影響のことを指し、投票用紙の最初の方や最後の方に位置する候補者の得票率が高くなる多くの研究で示されている（e.g., Chen et al., 2014; Grant, 2017; MacInnis et al., 2021; Miller and Krosnick, 1998）。ただし、BOE 研究が対象とする投票用紙は投票所にあるため、BOE は、基本的には、有権者が投票判断を終えないまま投票所に到着し、厳しい時間的制約に直面した状況で生じる効果である。これに対し、本研究が対象とする選挙公報は投票より前に配布される資料であるため、有権者はそれを基にした判断に十分な時間を確保しやすい。よって本研究は、時間的制約が比較的にないような状況でも BOE のような影響が現れるのかを確かめる試みといえる。

また、本研究は、分析手法の点でも BOE 研究を拡張する。BOE 研究では一般に、SUTVA が満たされていないことを考慮されないことが多く（e.g., Chen et al., 2014; Grant, 2017; King and Leigh, 2009; MacInnis et al., 2021）、平均処置効果を識別できていない可能性がある。この問題に対処するため、Jun and Min (2017) や Meredith and Salant (2013) は投票行動のモデルとしてロジットモデルを推定しているが、彼らのモデルは有権者の選好が候補者間で相関しないという仮定を必要とする。しかし、実際にはこの仮定が満たされないことが多く、彼らのモデルは非現実な予測を与えることが知られている。これ

に対し、本研究では、実証産業組織論における Berry (1994) のモデルを応用することで、同一政党内の候補者間に対する有権者の選好の相関を考慮したモデルを推定している。

加えて、本研究は、選択過負荷 (choice overload) 研究にも貢献する。選択過負荷とは、選択肢の過剰な豊富さが意思決定者の選択や満足度に影響する現象のことを指し (Iyengar and Lepper, 2000; Iyengar et al., 2004; Scheibehenne et al., 2010)、主に心理学や心理学に基礎づけられたマーケティング領域において研究されている。同様の現象は、選挙の文脈でも観察され、候補者の増加が有権者の意思決定に影響を与えることが確認されている (e.g., Cohen, 2018; Cunow et al., 2021; Goidel and Armstrong, 2024; Nagler, 2015)。しかし、これらの研究は BOE 研究と同様に、厳しい時間的制約のもとでの意思決定のみを分析している。したがって、時間的制約が比較のない状況を対象とする本研究の分析は、そのような状況でも選択過負荷のような現象が現れることを示唆する試みでもある。

さらに、本研究の分析結果は、米国の Voters' Pamphlet や英国の Mayoral Election Address Booklet などの、異なる国・媒体の公的な情報提供でも同様の現象が生じている可能性を示唆する。特に、一人の有権者が情報を取得する必要がある候補者の数が多い選挙や、候補者一人あたりの情報量が多い媒体では、選挙結果に著しい影響が生じているかもしれない。したがって、各媒体を管理する選挙管理委員会等は、その掲載順序が選挙結果に影響を与えていないかどうかを確かめ、必要に応じて対処することが推奨される。

2. 先行研究

2.1. 投票用紙順序効果

投票用紙順序効果 (BOE) とは、候補者氏名や所属政党などが投票用紙に表示されている順序それ自体が投票行動に与える影響のことを指す。具体的には、最初や最初の方に位置した候補者の得票率が高くなること、および最後や最後の方に位置した候補者の得票率が高くなること、の 2 つを指す。投票用紙の様式は各国で異なるが、候補者氏名や所属政党などの情報が表示されたマークシート式のものを用いる国が多く、その分析はとりわけ米国で盛んに行われている (Chen et al., 2014; MacInnis et al., 2021)。BOE 研究と本研究では分析の対象が異なるが、候補者情報の順序の影響という点で共通しており、BOE 研究で得られている知見は本研究の参考になる。

2.1.1. 理論的背景

BOE が生じるメカニズムとして理論的に説明されるものは、有権者が情報を得て処理し、判断するまでの過程のどこで原因が生じるか、という観点から、大きく 4 つに分

けられる。第一に、有権者に十分な情報が提供されていない場合、有権者は順序を投票の手がかりとして利用してしまう可能性がある (low information rationality)。Brockington (2003) によれば、有権者は、投票先を決めるための十分な情報がない場合、満足のいく候補者を見つけた時点でその候補者に投票することを決めるか、誰にも満足せず最後に見た候補者に投票するような戦略 (satisficing strategy; 満足戦略) をとると考えられる。その場合、投票用紙の最初の方や最後に表示された候補者の得票率は高くなり、BOE が表れる。

第二に、有権者に情報が十分に提供されていても、有権者はすべての情報を入手せず、結果的に順序を手がかりとして利用する可能性がある。まず、Ho and Imai (2008) によれば、有権者は候補者情報の取得に時間的・認知的コストがかかるため、追加的に情報を得ることによって得られる限界的な期待利得が限界費用を下回る場合、情報取得を中止する可能性がある。この場合には、投票用紙の最後の方に表示された候補者が選択肢に含まれないことで、最初の方に表示された候補者へ投票する確率が相対的に上がる。また、Salant (2011) は、選択肢の数が多い場合には、情報が十分に提供されていても、十分に入手せずに満足戦略をとることが合理的になることを示した。有権者が満足戦略をとる場合、投票用紙の最初の方や最後に表示された候補者の得票率は高くなる。さらに、Miller and Krosnick (1998) は、有権者は確証バイアスによってその候補者に投票する理由を探しながらリストを進むため、最初の方に掲載された候補者に対し投票する理由を見つけやすく、投票用紙の最初の方に掲載された候補者は得票率が高くなりやすいとしている。

第三に、有権者がすべての情報を入手した場合でも、得た情報ごとに記憶の水準が異なることで、BOE が生じる可能性がある。心理学では、最初に得た情報をエピソード記憶によって想起しやすく、最後に得た情報を短期記憶や作業記憶によって想起しやすいとされる (Ward and Beaman, 2025)。そのような傾向は初頭効果・終末効果と呼ばれ、これによっても投票用紙の最初や最後に表示された候補者は投票されやすいとされる (Miller and Krosnick, 1998)。

第四に、有権者は、十分な情報を得て、それらを同じ水準で判断に用いることができたとしても、それらの情報で判断がつかなかった場合、順序を手がかりとして利用する可能性がある。有権者は、自身にとって非常に重要だと感じる選挙においては、候補者の情報を十分に入手し、議論し、吟味する。しかし、その結果として、2人以上の候補者に対して、投票する理由も、投票しない理由も、同じ水準で見つける場合がある (両価性)。そのような場合には、ballot における順序が、投票先を決める最後の一押しとなる可能性がある (Kim et al., 2015; MacInnis et al., 2021)。

2.1.2. 実証研究

1950 年代に米国で始まって以来 (Bain and Hecock, 1957)、これまでに数多くの BOE に関する実証研究がなされている。2000 年以前の多くの研究 (e.g., Bakker and Lijphart, 1980; Kelley and McAllister, 1984; Lijphart and Pintor, 1988) は、最初の方に表示された候補者は、そうでない候補者よりも、より高い得票率を記録することを明らかにしている。しかし、この分析結果は、BOE の存在を必ずしも支持するものではない。その理由は、これらの研究は非実験的観察研究であるため、様々な交絡要因がコントロールされていない可能性があるからである。特にこれらの研究が分析した多くの選挙では、候補者氏名が投票用紙にアルファベット順に表示されており、最初の方の候補者に観測された高い得票率は、表示順序ではなくアルファベットに対する投票者の選好を反映した結果に過ぎないかもしれない。

このような問題を受け、近年の BOE の実証研究では自然実験を使ったものが増えてきている。ここでいう自然実験とは、候補者氏名等を投票用紙に表示する順序がランダムに決定されている選挙である。表示順がランダムに決定されているのであれば、表示順と得票率に同時に影響を与えるような交絡要因は存在せず、候補者氏名が投票用紙の最初の方に表示されていること自体が得票率に与える影響を推定することが可能になる。

Ho and Imai (2006; 2008) によるカリフォルニア州の選挙データの分析は、自然実験を使った研究の一例である。カリフォルニア州では、州法により、投票用紙上の候補者の表示順がランダムに決定されている。このランダム化された割り当てを使うことで、Ho and Imai (2006) は 2003 年に行われた州知事リコール選挙におけ BOE を、また Ho and Imai (2008) は 1978 年から 2002 年までに行われた一般選挙における BOE を推定している。その結果、州知事リコール選挙においては、有力な候補者には BOE は存在しないが、有力ではない候補者には BOE が存在すること、また一般選挙においては、有力な政党の候補者への BOE は、有力ではない政党の候補者への BOE より小さいことが明らかにされている。

同様の自然実験を使った研究は米国以外でも行われている。例えば、Jun and Min (2017) による 2014 年の韓国各地の教育長選挙データを使った分析がある。この選挙では、通常時と異なり、投票用紙上の候補者の表示順序がランダムに決定されており、彼らはこの選挙のみをデータとして使うことで BOE を推定している。分析の結果、当該選挙において BOE は存在し、特に投票者の教育水準が低く、かつ有力な候補者がいないときにより強くなることが明らかにされている。

2.2. 選択過負荷のもとでの有権者行動

2.2.1. 心理学における理論と実証

有権者を消費者、候補者を選択肢（商品）と読み替えると、本研究の分析対象は選択

肢が多い状況における消費者の意思決定問題として位置付けられる。選択肢の多さが選択に与える影響について、心理学や心理学に基礎づけられたマーケティング研究においては、主に選択過負荷 (choice overload) という分野で研究されている。選択過負荷とは、選択肢の過剰な豊富さが、選択意欲の低下や棄権の増加、選んだ選択肢に対する満足度の低下などを引き起こす現象のことを指す (Iyengar and Lepper, 2000; Iyengar et al., 2004; Scheibehenne et al., 2010)。

通説として、心理学やマーケティングでは、選択肢は多ければ多いほどよいと考えられてきた (Iyengar and Lepper, 2000)。しかし、選択肢が多すぎる場合には、選択肢間の違いを認識するコストが増加したり (Keller and Staelin, 1987)、時間的制約に伴う焦燥感が強まったりする (Inbar et al., 2011) ことで、選択の放棄や選択に対する後悔などが生じる可能性が高まる。そのため、選択肢の数と購買確率や選択への満足度は逆 U 字型の関係になるとされており (Reutskaja and Hogarth, 2009; Shah and Wolford, 2007)、このような選択過負荷は、選択肢の類似性が高く、消費者に明らかな事前選好がないときに生じやすいことが分かっている (Scheibehenne et al., 2010)。

Iyengar and Lepper (2000) は、このような現象の実験的証拠を初めて明確に提示した。彼らは、6 種類のジャムからの選択と 24 種類のジャムからの選択の比較、および 6 種類のチョコレートからの選択と 30 種類のチョコレートからの選択の比較によって、選択肢が多い方が購入につながらなくなることや、選んだ選択肢への満足度が低下することを示した。同様の結果は、ペン (Shah and Wolford, 2007) やギフトボックス (Reutskaja and Hogarth, 2009)、401 (k) プラン (Iyengar et al., 2004) などの他の財でもみられることが確認されている。

2.2.2. 経済学における理論

他方、経済学や経済学に基礎付けられたマーケティング研究においても、類似した議論が展開されている。古典的には、選択肢が増加すると選択肢属性の幅が広がり、消費者は自らの選好に適う選択肢を選びやすくなるという単調性の仮定が置かれていた (Baumol and Ide, 1956)。これに対し、Payne et al. (1993) は、選択肢の数が多い複雑な選択課題に直面した意思決定者は、認知能力の制約と判断の正確さのトレードオフという環境に適応するために、より単純な情報処理モデルを利用する可能性を指摘した。

彼らの指摘を重要な契機として、選択肢が多い状況において代替的に利用する意思決定プロセスについての検討が、理論・実証両面から積み重ねられている。具体的には、意思決定者が実際に検討する選択肢集合が提示された選択肢の部分集合となることを想定する考慮集合モデル (Caplin et al., 2019; Cattaneo et al., 2020; Manzini and Mariotti, 2014)、外生的に決定された効用水準を超える選択肢を見つけるまで探索を続ける Simon (1955) の満足モデル (e.g., Bolton and Faure-Grimaud., 2010; Caplin et al., 2011; Pazgal,

1997; Reutskaja et al., 2011)、ロジットモデルなどのランダム効用モデルにタスクの複雑さを含める拡張 (DeShazo and Fermo, 2002; Swait and Adamowicz, 2001) などが提案されている。これらのモデルは、古典的な経済学の意味決定モデルを、心理学的発見に沿うように拡張している。そのため、Iyengar and Lepper (2000) の研究以降は、選択過負荷に関する諸研究との整合性も積極的に検討されている。

2.2.3. 候補者数の増加に伴う有権者行動の変化

これらの知見を選挙の文脈に適用すると、候補者数の増加は、有権者の選好への適合度の増加をもたらす一方、より単純な情報処理モデルを用いることで、投票の放棄や投票への後悔などを生じさせる可能性もあることが示唆される。そのような現象が観察される場合は、候補者数の増加によって当選者の有権者代表性が損なわれていることが示されるため、民主主義にとって重要な課題が生じているといえる (Cunow et al., 2021)。そのため、近年では、候補者数の増加が有権者の選択および選挙結果にもたらす影響について検証する研究が増加している (Goidel and Armstrong, 2024)。

例えば、Nagler (2015) は、2004 年から 2010 年に実施されたオーストラリア連邦議会議員選挙の義務化された優先順位投票を用いて、候補者数の増加が意図的な無効票を増加させること、個別の優先順位をつけずに 1 位のみを示す制度を利用した投票を増加させることを確認した。意図的な無効票とは、オーストラリア選挙管理委員会が認定したものであり、白票のほか、印や落書きが含まれていたものを指す。該当の選挙は投票が義務化されているため、意図的な無効票の増加は棄権の増加を意味する。また、優先順位投票とは、全ての候補者に優先順位をつける投票方法を指す。該当の選挙では、1 位のみを示す簡便的投票と、優先順位投票のどちらかを選ぶことができる。そのため、簡便的投票の増加は、選択の放棄の増加と整合的である。

そのほか、Cunow et al. (2021) は、3 人、6 人、12 人からなる仮想候補者群から 1 人に投票させる実験を用いて、候補者数の増加が、有権者が政策情報を閲覧する時間を減らすこと、BOE を大きくすること、最初に選んだ投票先が追加的な投票意思の確認と不整合になる確率を高めることを確認した。閲覧時間の短縮、BOE の拡大、選択の不整合の増加はそれぞれ、時間的制約の強化、満足モデルに基づく意思決定、選択に対する後悔の増加と整合的である。

ただし、これらの研究は、投票所での選択の分析やオンライン実験という、時間制約の強い状況のみを対象として行われているものであり、観察された結果が生じるメカニズムの全てにおいて、時間制約が関わっていることを強く否定できない。これに対し、本研究の文脈では、選択肢の多さに圧倒された場合には時間や日付において再度読み直すことができるほど、時間制約が緩い。そのため、本研究で掲載順序効果が確認された場合には、時間制約がほとんど関わらないメカニズムが存在することが示唆される。

2.3. 有権者の情報探索に伴うコスト

本研究に隣接する分野として、有権者の投票コストについて扱う研究群がある (e.g., Kawai et al., 2021; Merlo and Palfrey, 2018; Minozzi, 2013)。彼らは主に、投票するかどうかの意思決定に関心があり、候補者と無投票の離散選択モデルに、候補者間で共通の投票コストと投票の有効性に対する有権者の認識を含めることで、投票意思決定をモデル化している。これに対し、本研究の関心は、投票するかどうかの意思決定に生じる変化ではなく、どの候補者に投票するかの意思決定に生じる変化を捉えることにある。そのため、本研究では、候補者に共通の投票コストや投票の有効性に対する有権者の認識を明示的にモデルに含めない。

また、彼らのモデルにおける投票コストには、情報取得コストが含まれることがあり、主に、情報を入手可能な位置に到達するまでのアクセスにかかるコストについて研究が進められている (Degan and Merlo, 2011; Matsusaka, 1995)。対して、本研究が対象とする情報取得コストは、公的な情報提供媒体によって情報アクセスコストがある程度一定に保たれていても、判断能力や処理能力が一定でないことによって生じると考えられるものである。したがって、情報アクセスにかかるコストを減少させる施策を行った場合でも、本研究の提供するインプリケーションは重要である。

3. データ

本研究では、地方議会議員選挙の候補者を母集団とする繰り返しクロスセクションデータを分析に使用した。このデータセットには、2005 年から 2023 年までに執行された東京 23 区における区議会議員選挙 115 回のうち、収集することができた 91 回分の選挙における全候補者 (4,905 人) のデータが含まれる。

3.1. 選挙公報

図 1 は、実際に発行された選挙公報の一例である。図 1 のように、選挙公報とは、候補者の氏名、経歴、政見、写真等が掲載された文書である。市区町村議会議員選挙における選挙公報については、その総ページ数と公報様式、すなわちページの分割の型が、各市区町村の条例により候補者数に応じて定められている。例えば、図 1 の左 (右) は、1 ページあたり 12 (15) の掲載枠を有する、4 行 3 列 (5 行 3 列) の様式の選挙公報である。候補者数によっては候補者が掲載されていない枠が発生することもある。その際は基本的に、図 1 の左のように、余った掲載枠に選挙日程や投票の呼びかけなどの投票

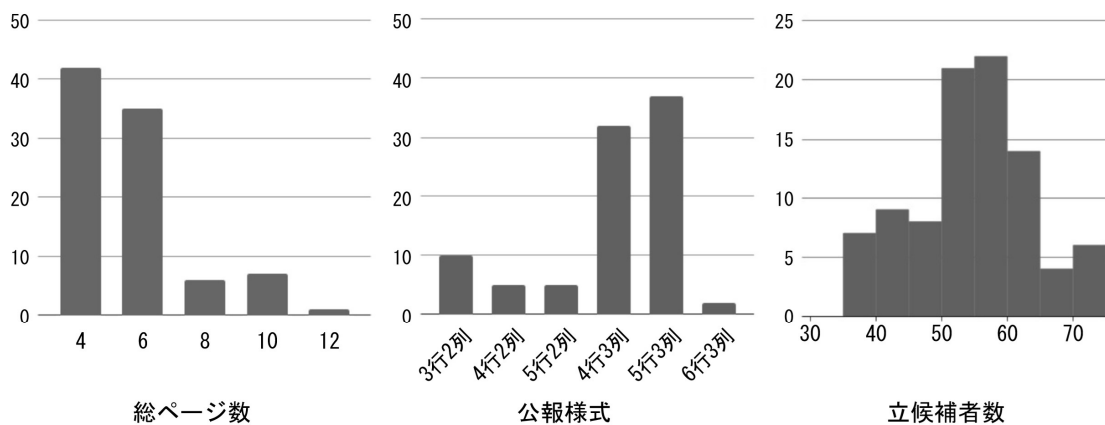
図 1. 選挙公報の例



注) 候補者氏名部分については画像に加工を施している。

出所：品川区選挙管理委員会 (2023, 2019)

図 2. 公報様式と候補者数のヒストグラム



注) 縦軸はいずれも頻度を示す。

案内が掲載される。また、選挙公報に表紙・裏表紙はなく、全ての面が候補者情報もしくは投票案内の掲載に使用される。本研究では、選挙公報の有する面の総数が総ページ数に等しくなるよう、総ページ数を定義し、1 ページ目をオモテ面、総ページ数とペー

ジ数が等しくなる面をウラ面、それ以外の面をウチ面と呼称する。データセットに含まれる 91 回分の選挙における選挙公報の総ページ数と公報様式、各選挙の候補者数の分布を図 2 に示す。

日本における全 1,741 市区町村のうち約 70%にあたる 1,228 箇所の条例で、市区町村議会議員選挙の際には選挙公報を発行することが定められている (2023 年 7 月時点)。さらに、選挙公報を発行している 1,228 の市区町村のうち東京 23 区を含む 1,219 の箇所で¹、1 ページに複数の候補者の氏名、経歴、写真等を掲載する場合は、その掲載順序を選挙管理委員会がくじで定める、と規定されている²。つまり、本研究で利用したデータセットに含まれる全ての選挙において、選挙公報における候補者の掲載箇所はくじによりランダムに決定されている。

区議会議員選挙の選挙公報は区の選挙管理委員会によって選挙ごとに 1 回発行され、有権者の属する世帯に対して、選挙期日の前日までに配布される。実際には、当該世帯に対して、新聞折込みによって配布する方法が採られるケースがほとんどである。この場合、区役所やその出張所に選挙公報を備え置く等、有権者が選挙公報を容易に入手することができるよう、配布の補完措置が講じられる。

3.2. 記述統計

本研究で利用したデータセットは主に、国立国会図書館に所蔵されている東京 23 区の『選挙の記録』を使用して構築した³。この文書は区の選挙管理委員会が作成しているものであり、そこには各国政選挙・地方選挙の投票率や候補者の属性、得票数そして選挙公報などの情報が記録されている。

被説明変数として取得したデータは、選挙結果、すなわち各選挙の投票率 (= 有効票数 / 有権者数)、候補者の当落、得票数である。分析の際は、得票数から得票率を、得票率と投票率から包括シェア (6 章で説明する) を算出して利用した。説明変数として取得したデータは、候補者の属性と選挙公報における掲載箇所である。候補者の属性としては性別、立候補時の年齢、新現前元の別、党派を取得した。選挙公報における掲載箇所としては、候補者が選挙公報において何ページ目のどの位置に掲載されたか、およびその選挙公報の総ページ数と公報様式を取得した。表 1, 2 はそれぞれ、被説明変数

¹ 残りの 9 つの町村では、その掲載順序は立候補届出順に決定される。

² 例えば、品川区議会議員選挙および品川区長選挙における選挙公報の発行に関する条例の第 5 条 2 項では、「一の用紙に 2 人以上の候補者の氏名、経歴、政見、写真等を掲載する場合には、その掲載の順序は、委員会がくじで定める。」とされている。

³ 『選挙の記録』が存在しない選挙のデータについては、区の選挙管理委員会から直接提供を受けた。また、2020 年 7 月の通知により候補者の性別が公示事項から除外されたことで、それ以降の選挙については、性別のデータを公的な情報源から入手することができなくなった。そのため、日本全国の選挙の情報を掲載している「選挙ドットコム」から可能な限り取得した。

と、説明変数のうち候補者の属性に関する変数の要約統計量を示している。

表 1. 選挙結果に関する変数の記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
投票率(%)	4,905	43.63	3.98	35.37	52.16
得票数	4,905	2,415.06	1,429.15	0	12,661.39
得票率(%)	4,905	1.855	0.881	0	7.563
当選ダミー	4,905	0.731	0.443	0	1

注)投票率は選挙ごとに一定の値をとる変数であるが、ここでは候補者レベルのデータとして平均値、標準偏差を算出した。

表 2. 候補者属性の記述統計

		観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
性別	男性ダミー	4,845	0.757	0.429	0	1
年齢		4,826	50.258	11.452	25	89
新現前元の別	新人	4,905	0.359	0.480	0	1
	現職	4,905	0.596	0.491	0	1
党派	前職・元職	4,905	0.045	0.208	0	1
	自由民主党	4,905	0.277	0.447	0	1
	公明党	4,905	0.153	0.360	0	1
	日本共産党	4,905	0.123	0.328	0	1
	諸派	4,905	0.237	0.425	0	1
	無所属	4,905	0.211	0.408	0	1

前述の通り、本研究で使⽤したデータセットには、2005 年から 2023 年までに執行された東京 23 区における区議会議員選挙のうち、データの収集が完了した 91 回の選挙における全ての候補者が含まれるが、一部の⼊数に欠損値が存在している。4 章および 5 章の各モデルを推定する際には、使⽤する⼊数の一部に欠損値が存在する候補者がサンプルから除外され、6 章のモデルを推定し反実仮想を計算する際には、使⽤する⼊数の一部に欠損値が存在する候補者が含まれる選挙がサンプルから除外される。

4. オモテ面・ウラ面効果

2 章で説明した BOE は、扱う対象が本研究とは異なるが、候補者情報の順序の影響

という点で共通している。そのため、本研究で扱う選挙公報でも同様に、最初や最初の方、最後や最後の方に掲載された候補者は、満足戦略や初頭効果・終末効果などにより、選挙公報を読んだ有権者から票を得やすいかもしれない。有権者は、選挙公報から候補者情報を取得する際、最初のページ、すなわちオモテ面から、最後のページ、すなわちウラ面に向かって読み進める傾向があるとすれば、オモテ面・ウラ面に掲載された候補者が票を得やすい候補者となる。したがって、オモテ面・ウラ面に掲載された候補者は、ウチ面に掲載された候補者と比べて、当選確率および得票率が高くなる可能性がある。

また、オモテ面効果は、候補者数の増加に伴って強くなる可能性がある。もし、満足戦略や情報取得コストなどによって有権者が情報を取得できる候補者の総数が一定であるならば、候補者数が増加するにつれて、情報を取得されない候補者の割合が大きくなる。そのため、候補者数の増加に伴って、最初の方に掲載されるアドバンテージはより大きくなり、最初のページに掲載された候補者の当選確率はより高くなると考えられる。対して、このメカニズムは最後の方に掲載されるアドバンテージには影響を及ぼさないため、ウラ面に掲載された候補者の当選確率は候補者数では変化しないと考えられる。このことは、BOEにおいては Meredith and Salant (2013) によって確認されているため、本研究の対象である選挙公報でも同様の現象が生じているかを検証する。

4.1. 推定

まずは、オモテ面・ウラ面効果の存在を検証するため、以下の式を推定する。

$$win_{jwy} = \alpha_0 front_{jwy} + \alpha_1 back_{jwy} + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \mu_{wy} + \varepsilon_{jwy}. \quad (1)$$

ここで、添字 j は候補者、 w は区、 y は選挙の執行年を表し、 win は候補者が当選した場合に 1 をとるダミー変数、 $front$ は選挙公報のオモテ面に掲載された場合に 1 をとるダミー変数、 $back$ は選挙公報のウラ面に掲載された場合に 1 をとるダミー変数、 μ_{wy} は区・選挙執行年の固定効果、 ε は平均ゼロの誤差項である。 \mathbf{x} は共変量のベクトルで、候補者の属性、具体的には、男性ダミー、年齢、新人ダミーと現職ダミー（ベースカテゴリーは前職・元職）、党派を表す複数のダミー変数（ベースカテゴリーは無所属）が含まれる。

選挙公報における候補者の掲載位置はくじで決められているため、オモテ面ダミーとウラ面ダミーは誤差項に含まれるいかなる要因とも相関しない。そのため、まずは共変量と固定効果を含めずに、オモテ面ダミーとウラ面ダミーのみのモデルを、最小二乗法で推定する。その後、推定効率を高めるために、共変量と固定効果を含めたモデルも推定する。また、オモテ面・ウラ面効果の確認は当選確率および得票率を用いて行うため、アウトカムを当選ダミーから得票率に変えた式も推定する。

次に、オモテ面・ウラ面効果が候補者数によって変化するかどうかを、以下の交差項

の式を推定して確認する。

$$\begin{aligned} win_{jwy} = & \alpha_0 front_{jwy} + \gamma_0 front_{jwy} \times \#candidates_{wy} \\ & + \alpha_1 back_{jwy} + \gamma_1 back_{jwy} \times \#candidates_{wy} + x\beta + \mu_{wy} + \varepsilon_{jwy}. \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、 $\#candidates_{wy}$ は w 区において y 年に執行された選挙の候補者数である。推定の際には、結果の解釈を容易にするために、候補者数の標本平均を引いたうえで、1/10 倍したものを用いている。また、候補者数の増加に伴うオモテ面・ウラ面効果の変化のメカニズムの確認をより頑健にするため、候補者数の代わりに選挙公報の総ページ数を用いた推定も行う。総ページ数は4 ページと6 ページが主であるため、それらのサンプルのみに絞り、総ページ数が4 ページの場合と6 ページの場合のオモテ面・ウラ面効果の差を推定することで、総ページ数の変化に伴う効果の変化を確認する。

ただし、交差項の式については、アウトカムを当選ダミーから得票率に変えた式の推定は行わない。理由は以下の通りである。まず、候補者数の多い選挙では、得票率 1 単位の価値が大きい。そのため、票の獲得能力を同じだけ高める処置であっても、候補者数の大きな選挙は少ない選挙より小さな得票率しか獲得できない可能性がある。このような、オモテ面効果の見かけ上の減少が生じる場合、候補者数の増加に伴うオモテ面効果の増加を相殺してしまうため、得票率を用いた推定は検証に適さない。これに対し、当選確率は、議席数が候補者数と強く正に相関している（相関係数 = 0.87）ため、候補者数の増加に伴う 1 単位の価値の減少が少なく、相対的に検証に適している。

4.2. 推定結果

推定結果を表 3 に示す。共変量と固定効果を含んだモデルでは、ウチ面に掲載された候補者に比べ、オモテ面に掲載された候補者は平均して 6.014%ポイント ($p < 0.01$)、ウラ面に掲載された候補者は平均して 2.814%ポイント ($p < 0.1$) 当選確率が高いと推定された。得票率についても、オモテ面に掲載された候補者は平均して 0.142%ポイント ($p < 0.01$)、ウラ面に掲載された候補者は平均して 0.099%ポイント ($p < 0.01$) のアドバンテージをウチ面に掲載された候補者に対して得ていることが確認された。したがって、オモテ面・ウラ面効果は存在するという仮説は支持された。

また、当選確率をアウトカムとし、交差項を含むモデルでは、候補者数が 10 人多い選挙は、そうでない選挙と比較して、オモテ面効果は平均して 3.158%ポイント ($p < 0.01$)、ウラ面効果は 0.814%ポイント ($p > 0.1$) 高い傾向にあると推定された。同様に、選挙公報の総ページ数が 6 ページの場合は、4 ページの場合と比べて、平均して、オモテ面効果が 6.770%ポイント ($p < 0.01$)、ウラ面効果が 0.076%ポイント ($p > 0.1$) 高いと推定された。これらの結果は、候補者数の増加に伴い、オモテ面効果は増加するが、ウ

ラ面効果は変化しない、という仮説と整合的である。

表 3. オモテ面・ウラ面効果の推定結果

	当選ダミー			得票率(%)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
オモテ面ダミー	7.469*** (0.017)	6.014*** (0.012)	6.152*** (0.011)	2.849** (0.012)	0.199*** (0.045)	0.142*** (0.022)
オモテ面ダミー ×候補者数			3.158*** (0.008)			
オモテ面ダミー ×6ページダミー				6.770*** (0.023)		
ウラ面ダミー	4.059** (0.016)	2.814* (0.015)	2.744* (0.015)	2.711 (0.017)	0.174*** (0.047)	0.099*** (0.031)
ウラ面ダミー ×候補者数			0.814 (0.023)			
ウラ面ダミー ×6ページダミー				0.076 (0.036)		
共変量	N	Y	Y	Y	N	Y
区・執行年固定効果	N	Y	Y	Y	N	Y
サンプルサイズ	4,903	4,764	4,764	4,035	4,903	4,764

注) 候補者数は推定前に平均を引き、1/10にした数値を用いている。当選ダミーの係数の推定値は100倍した値を報告している。***は1%、**は5%、*は10%の有意水準、括弧内は各区をグループとしたクラスター標準誤差を示す。

5. 位置効果

本章では、選挙公報紙面上で候補者の掲載される位置が選挙結果に与える効果（以下位置効果）について考える。

5.1. ミドルポジション・バイアス

「位置が選択に与える影響」については、数多くの研究が実験心理学やマーケティング領域でなされている（Bar-Hillel, 2011）。例えば、Christenfeld (1995) は、横に並んでいる複数個の同一の丸から被験者に 1 つを選ばせるという実験を行い、人は極端な端に位置するものを選択することは避け、真ん中に位置するものを選択する傾向があることを明らかにしている。この傾向はミドルポジション・バイアス（middle position bias）と呼ばれ、様々なアイテム（例：蛍光ペン、椅子、ポスター、絵画、ガム、仮想的なブランドの名前、人の顔）を使った実験でも観測されている（e.g., Rodway et al., 2012; 2013; Shaw et al., 2000）。さらに、二次元からの選択においても、一次元からの選択と同様にミドルポジション・バイアスが観測される。Falk et al. (2009) は、被験者に 5×5 の表の中からセルを選ばせるという実験を行い、端のセルはあまり選択されず中心近辺のセルが選択される傾向があることを明らかにしている。

これらの研究結果を本研究の文脈に当てはめると、位置効果に関して以下の仮説が導出される。

仮説 1 (中央効果)：同一ページの中では、中央に位置する候補者がそれ以外の場所に位置する候補者より当選確率及び得票率が高くなる。

5.2. 眼球運動に伴う視線の軌跡

仮説 1 はミドルポジション・バイアスに基づく中央効果に関する予測であるが、初頭効果や確証バイアスの考え方を使うことで位置効果に関する別の仮説を構築することができる。もし初頭効果や確証バイアスの考え方が選挙公報の各ページ内においても妥当なものであるならば、同一ページに掲載されている候補者の中では先に見られる候補者の得票率が高くなるという予測が立てられる。この予測をより具体化するためには、先に見られる候補者は誰か、言い換えれば、選挙公報から情報を得ようとする有権者はページのどの部分から見始めるのかについての情報が必要となる。

この点について、人の視線の動きには一定の規則性があることを明らかにした研究がある。Pernice et al. (2014) の実験によると、被験者がウェブサイトを読む際以下のような

な傾向がみられた：まず最初に上部を水平方向に読み、次に少しページの下へ進み、再び水平方向に読む。そして最後に左端を垂直方向に読む。この視線の動きのパターンは F の法則と呼ばれている。また広告やウェブなどをデザインする実務の場では、視線が左上を始点としてアルファベットの Z を描くように動くパターン（Z の法則）と、特に縦書きの情報を見るときに、視線が右上を始点としてアルファベットの N を描くように動くパターン（N の法則）が考えられている。

これらの知見に基づくと、選挙公報から情報を得ようとする有権者の視線の動きが F または Z の法則に従うならば、有権者は選挙公報の上端から見始め、N の法則に従うならば、右端から見始めることになる。以上より次の仮説が導出される。

仮説 2(上端効果)：同一ページの中では、上端に位置する候補者がそれ以外の場所に位置する候補者より当選確率及び得票率が高くなる。

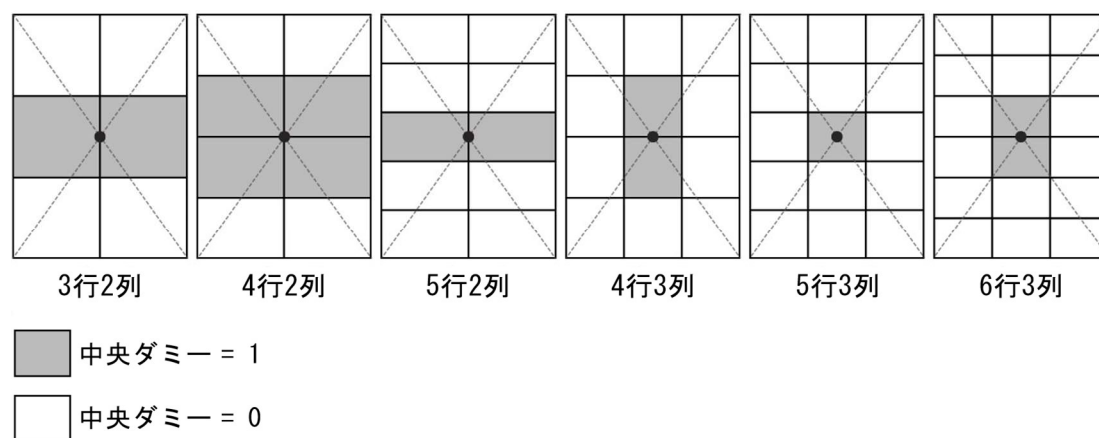
仮説 3(右端効果)：同一ページの中では、右端に位置する候補者がそれ以外の場所に位置する候補者より当選確率及び得票率が高くなる。

5.3. 推定

本節では、前節で提示した仮説を検証する方法を説明する。仮説 1-3 はそれぞれ異なるメカニズムを想定しているため、競合仮説になっている。本章の分析では、選挙公報のページカテゴリ（オモテ面、ウチ面、ウラ面）それぞれで異なるメカニズムが働いている可能性を考慮し、ページカテゴリごとの分析も行う。それぞれの仮説の検証では、3章の検証のときと同様に当選ダミーおよび得票率を被説明変数とした回帰モデルを推定する。説明変数は、興味の対象となる処置変数（中央ダミー、上端ダミー、右端ダミー）と共変量（オモテ面ダミー、ウラ面ダミー、男性ダミー、年齢、新人ダミーと現職ダミー、党派を表す複数のダミー変数）である。ただしページカテゴリごとの分析の際は、共変量からオモテ面ダミーとウラ面ダミーが抜かれる。

興味の対象となる処置変数は、次のように定義している。中央ダミー、上端ダミー、右端ダミーはそれぞれ、選挙公報において候補者がページの中央、1 行目、1 番右の列に掲載された場合に 1 の値を取るダミー変数である。ただし本分析における中央とは、内部もしくは辺上に、ページの重心、すなわちページの対角線の交点が含まれる掲載枠を指す。各公報様式における中央を図 3 に示す。

図 3. 各公報様式における中央の定義



本節で提示した全てのモデルにおいて、興味の対象の処置変数である中央ダミー・上端ダミー・右端ダミーは、くじに基づいて決定されているため、誤差項に含まれるいかなる観測不可能な要因とも無相関である。したがって、モデルの推定には最小二乗法を使用する。

5.4. 推定結果

表 4 (1)-(4) 列は当選ダミーを、(5)-(7) 列は得票率を被説明変数としたモデルの、位置効果についての推定結果を示している。得票率を被説明変数とした場合の、ウチ面における中央ダミーと右端ダミーの係数の推定値は正で 1%水準で有意であった。点推定値は、ウチ面においてページの中央（1 番右側の列）に掲載されると、それ以外の位置に掲載される場合よりも得票率が 0.133 (0.071) %ポイント増加することを示している。よって、ウチ面においては、仮説 1（中央効果）と仮説 3（右端効果）が支持された。右端効果が存在する可能性が示された理由として、データセットに含まれる選挙公報は全て右開きであることが挙げられるかもしれない。一般的に、本文が縦書きのものは、読み進む方向が右から左となるため冊子は右開きになる。そのため、右開きである選挙公報は、ページをめくるときに縦書きの文書と認識され、視線の動きが縦書きのときに現れる N の法則に従うのかもしれない。

表 4. 位置効果の推定結果

	当選ダミー				得票率(%)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
全サンプル		オモテ面	ウラ面	ウチ面	オモテ面	ウラ面	ウチ面
中央ダミー	.003 (.011)	-.021 (.031)	-.026 (.037)	.015 (.015)	.029 (.071)	.159* (.089)	.133*** (.037)
上端ダミー	.011 (.010)	.025 (.025)	.007 (.028)	.008 (.012)	.080 (.051)	-.017 (.051)	.025 (.029)
右端ダミー	.003 (.011)	.031 (.024)	-.005 (.026)	-.003 (.012)	.023 (.050)	.032 (.058)	.071*** (.027)
共変量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
サンプルサイズ	4,764	1,034	737	2,993	1,034	737	2,993

注) 各列内は上から順に、興味の対象の処置変数(中央ダミー、上端ダミー、右端ダミー)を1つずつと共変量を説明変数に投入したモデルの推定結果である。絶対値が1未満の値については、一の位の0を省略している。
***は1%、**は5%、*は10%の有意水準、括弧内は各選挙をグループとしたクラスター標準誤差を示す。

6. 構造推定: Berry (1994) の応用

本研究の目的は、候補者の情報提供を行う公的な媒体において、候補者が掲載される順序そのものが得票率や当選確率を変化させることを示すことである。この目的のため、4章ではオモテ面・ウラ面効果を、5章では位置効果を推定し、オモテ面・ウラ面効果が存在すること、および中央効果と右端効果が存在することを確認した。これらの推定においては、選挙公報上で候補者が掲載される位置がくじで決められているという自然実験の状況を利用し、線形回帰モデルを最小二乗法で推定してきた。

しかし、選挙の構造を考慮すると、これらの推定対象は平均処置効果 (Average Treatment Effect: ATE) と一致しない可能性がある。選挙は、候補者間で票や議席を奪い合うという構造をもっているため、得票率や当選確率は定数和制約を受ける。このもとでは、ある候補者がオモテ面に載ることによって得票率や当選確率を高めると、他の候補者の得票率や当選確率が低下する。つまり、ある候補者の得票率や当選確率は、その候補者がオモテ面に載るかどうかだけでなく、定数和を共有する他の候補者がオモテ面に載るかどうかにも依存する。これは、個体の潜在アウトカムが他の個体の処置の状態に依存しないという Stable Unit Treatment Value Assumption (SUTVA) に反する。SUTVA が満たされない場合は、ランダムに処置が割り当てられていても、線形回帰モデルの最小二乗推定量を ATE として解釈することができない。そのため、SUTVA が満たされないことを考慮したうえでも本研究の結論が大きく覆らないかを確認することは、極めて重要である。

したがって、本章では、このような選挙の構造を考慮したうえでも、本研究の中心的な関心であるオモテ面・ウラ面効果が存在することを確認する。選挙の構造を考慮したモデルの構築には、定数和制約が組み込まれている、実証産業組織論における Berry (1994) のモデルを応用する。Berry のモデルは、差別化された財のマーケットシェアから、財の属性を入力とする消費者の効用関数を推定するためのものであるが、本研究では、候補者及び無投票選択肢を差別化された財、得票率 \times 投票率をマーケットシェア⁴、候補者属性を財の属性、有権者を消費者と読み替えることで、投票行動の分析に応用する。Berry のモデルのパラメータを推定した後、推定されたパラメータを用いて候補者の掲載位置に関する反実仮想シミュレーションを行い、新たに定義した平均処置効果を計算する。

6.1. 構造モデル

⁴ 得票率、投票率をそれぞれ 0 以上 1 以下の割合としてマーケットシェアを計算した。

6.1.1. 構造の定義と推定式の導出

本節では、Berry (1994) に倣って、構造の定義と推定式の導出を行う。一つの区のある年度における選挙の各候補者 $j(j = 1, \dots, N)$ を、グループ $g(g = 1, \dots, G)$ に相互に排他的かつ網羅的に分類し、グループ g に含まれる候補者全体の集合を J_g とする。本研究におけるグループは党派とし、データの制約⁵から、自由民主党・公明党・日本共産党・諸派・無所属の5つに分類している。また、無投票選択肢を $j = 0$ とし、そのみが所属するグループを $g = 0$ とする。有権者は、第一段階でグループを選択した後、第二段階でそのグループ内の候補者（あるいは無投票選択肢）から1つを選ぶと仮定する。第二段階の選択では、有権者 i が候補者 j に投票することから得られる効用 u_{ij} を最大にするように選択し、第一段階の選択では、第二段階で得られる効用の期待値が最大になるように選択するとする。第二段階で有権者 i が候補者 j に投票することから得られる効用 u_{ij} は、以下の式で表されるとする⁶：

$$u_{ij} = \delta_j + \zeta_{ig} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij},$$

$$\text{where } \delta_j = \alpha_0 \text{front}_j + \alpha_1 \text{back}_j + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \xi_j. \quad (3)$$

ここで、 \mathbf{x} は定数項、4章で説明した共変量、区・執行年ダミーを含むベクトルであり、 ξ_j は候補者 j の属性のうち分析者には観測されないが有権者には観測可能な要因（駅前

⁵ 全ての選挙を通じて2人以上の候補者が存在する（無所属を除く）党派は、自由民主党・公明党・日本共産党のみであったため、それ以外の党派に所属する候補者は、諸派とした。

⁶ オモテ面・ウラ面ダミーが直接的に間接効用の式に含まれるという形式のモデル化は、反直感的であるかもしれない。なぜなら、オモテ面・ウラ面ダミーは、候補者の属性であると有権者が明確に認識する対象というよりは、暗に有権者の認識を誘導する要素と考える方が自然であるためである。そのため、他の候補者属性と異なり、それ自体から有権者が効用を得るとは考えにくく、適切なモデル化ではないように思えるかもしれない。しかし、候補者属性とオモテ面・ウラ面ダミーに対する選好が有権者ごとに異なるという形でランダム係数ロジットモデルを使用した場合、そのモデル化は、Sims (2003) のシャノン型情報コストに基づく合理的不注意モデル (Rational Inattention Model: RI モデル) を縮約したモデルの応用であると理解できる。RI モデルは、選択肢の情報の少なくとも一部について、その情報を意思決定者が取得する際には有限の注意を消費する必要がある状況において、意思決定者は獲得する情報の種類や量と精度の決定と、選択肢の選択を行うことを仮定したモデルである。このモデルにおいて、事前情報や表示位置などの注目度のみに関わる要素の影響は、最終的に、その財から得られる効用への加法的定数項として表れる (Maćkowiak et al., 2023)。これを本研究の文脈に応用すると、有権者が有限の注意を消費して選挙公報から候補者情報を取得するとき、オモテ面・ウラ面であることが注意の割り当てを通じて選択へ与える影響は、オモテ面・ウラ面に掲載された候補者に対する効用への加法的定数項として表せることになる。したがって、間接効用の式に含まれるオモテ面・ウラ面ダミーとその係数の項は、オモテ面・ウラ面であることが有権者の注意を引き付けたことによって生じた選択への影響（効用ショック）を縮約したものであると認識できる。ただし、本研究のモデルはランダム係数を用いずに簡略化しているため、解釈が完全には一致しない点に注意が必要である。

演説の回数など) を捉え、 ζ_{ig} は消費者 i が候補者 j の属するグループ g に対してもつ平均的な選好を捉える。また、 ϵ_{ij} は分析者には観測されない消費者 i の固有の嗜好を捉え、独立かつ同一の第一種極値分布にしたがうと仮定する。さらに、 $\sigma (0 \leq \sigma < 1)$ はグループ内の候補者に対する未観測効用の相関を規定するパラメータで、1 に近いほど相関が大きいことを表す。 $\sigma = 0$ のときは完全に独立となり、Jun and Min (2017) や Meredith and Salant (2013) の投票行動のモデル (ロジットモデル) と等しくなる。しかし、この場合には無関係な選択肢からの独立性 (Independence from Irrelevant Alternatives: IIA) という特性を有することになり、非現実的な予測を与えることが知られている。

第二段階のグループ g 内の候補者の比較において、有権者は、効用 u_{ij} を最大にするような選択をする。したがって、第一段階でグループ g に到達した有権者の第二段階におけるグループ g 内の候補者 j の選択確率 $\Pr(j | J_g, j \in J_g)$ は、以下ようになる：

$$\begin{aligned} \Pr(j | J_g, j \in J_g) &= \Pr(\forall j' \in J_g, u_{ij} \geq u_{ij'}) \\ &= \Pr(\forall j' \in J_g, \delta_j + \zeta_{ig} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij} \geq \delta_{j'} + \zeta_{ig} + (1 - \sigma)\epsilon_{ij'}) \\ &= \Pr\left(\forall j' \in J_g, \frac{\delta_j}{1 - \sigma} + \epsilon_{ij} \geq \frac{\delta_{j'}}{1 - \sigma} + \epsilon_{ij'}\right) \end{aligned}$$

ここで、 $\forall j \in J_g$, ϵ_{ij} は独立かつ同一の第一種極値分布にしたがうので、グループ g 内の候補者 j の選択確率 $\Pr(j | J_g, j \in J_g)$ は、以下のように表せる (Berry を参照)：

$$\Pr(j | J_g, j \in J_g) = \frac{\exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \sigma}\right)}{\sum_{k \in J_g} \exp\left(\frac{\delta_k}{1 - \sigma}\right)} = \frac{\exp\left(\frac{\delta_j}{1 - \sigma}\right)}{D_g},$$

where $D_g = \sum_{k \in J_g} \exp\left(\frac{\delta_k}{1 - \sigma}\right).$

第一段階においてグループ g を選択する確率は、そのグループを選んだ場合に第二段階で得られる効用 (グループ内に属する候補者を選択することから得られる効用の最大値) の期待値が、他のグループとの比較において最大となる確率である。グループ g に所属する候補者を選択することから得られる効用の最大値の期待値 $E\left(\max_{j \in J_g} u_{ij}\right)$ は、以下のように表される (Anderson et al. (1992) および Berry (1994) を参照)：

$$E\left(\max_{j \in J_g} u_{ij}\right) = (1 - \sigma) \ln(D_g).$$

これを用いると、第一段階におけるグループ g の選択確率 $\Pr(J_g)$ は、以下になる (Berryを参照) :

$$\Pr(J_g) = \frac{(D_g)^{1-\sigma}}{\sum_{g'} (D_{g'})^{1-\sigma}}.$$

よって、グループ g に属する候補者 j の無条件選択確率は、以下になる :

$$\Pr(j) = \Pr(j | J_g, j \in J_g) \Pr(J_g) = \frac{\exp\left(\frac{\delta_j}{1-\sigma}\right)}{(D_g)^\sigma \sum_{g'} (D_{g'})^{1-\sigma}}.$$

第二段階におけるグループ g 内の候補者 j の選択確率 $\Pr(j | J_g, j \in J_g)$ をグループ g 内の候補者 j のシェア $s_{j/g}$ に、第一段階におけるグループ g の選択確率 $\Pr(J_g)$ をグループシェア s_g に、候補者 j の無条件選択確率 $\Pr(j)$ を包括シェア s_j に置き換えると、集計レベルのデータと整合的になる。ただし、無投票選択肢については、 $\delta_0 = 0, D_0 = 1, s_0 = \frac{1}{\sum_{g'} (D_{g'})^{1-\sigma}}$ となる。ここで、候補者 $j (j = 1, \dots, N)$ の包括シェア s_j を無投票選択肢のシェア s_0 で割り、対数をとると、以下のようになり :

$$\ln s_j - \ln s_0 = \frac{\delta_j}{1-\sigma} - \sigma \ln(D_g), \quad (4)$$

グループ $g (g = 1, \dots, G)$ のシェア s_g を無投票選択肢のシェア s_0 で割って対数をとると、以下のようになる :

$$\ln s_j - \ln s_0 = (1-\sigma) \ln D_g.$$

したがって、 $\ln D_g = \frac{\ln s_j - \ln s_0}{1-\sigma}$ を (4) に代入すると、

$$\begin{aligned} \ln s_j - \ln s_0 &= \frac{\delta_j - \sigma(\ln s_g - \ln s_0)}{1-\sigma} \\ \delta_j &= \ln s_j - \ln s_0 - \sigma(\ln s_j - \ln s_0) \\ \delta_j &= \ln s_j - \ln s_0 - \sigma \ln s_{j/g} \end{aligned}$$

となり、これをさらに (3) に代入すると、以下の推定式を得る：

$$\ln s_j - \ln s_0 = \alpha_0 front_j + \alpha_1 back_j + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \sigma \ln s_{j/g} + \xi_j. \quad (5)$$

式 (5) において、オモテ面・ウラ面ダミーに該当する $front_j, back_j$ は、前述の通り誤差項 ξ_j と相関しない。また、分析者に観測される候補者の属性 \mathbf{x} については、Berry (1994) 同様に外生性を仮定する。他方、グループ g に属する候補者 j のグループ内シェアを表す $s_{j/g}$ については、候補者 j のシェア s_j に影響を受ける可能性を考慮し内生変数として扱う。そのため、Berry (1994) を参考に、同一グループに属する他の候補者の属性（男性比率・新人比率）を操作変数として、二段階最小二乗法によりモデルを推定する。

6.1.2. モデルおよびその推定の限界

本章のモデルの推定においては、くじで選ばれているオモテ面・ウラ面ダミーのみならず、そのほかの候補者属性まで Berry (1994) に倣って外生性を仮定している。しかし、財の属性を外生的とする仮定は現実的ではないという指摘もある (Berry et al., 1995; Draganska et al., 2009)。ただし、本研究の中心的な関心はオモテ面・ウラ面ダミーにあるため、本研究ではこれを考慮しない。

また、本章のモデルは、有権者の未観測な選好が、同一党派内の候補者間で相関することを許すモデルであるが、党派をまたぐ共通ショックなどによる他党派候補間での相関は許されていない。この仮定は、例えば、党派間で類似した政策を掲げているような場合には、満たされない可能性がある。こうした状況では、分析者に観測される候補者属性から得られる有権者の効用が有権者個人ごとに異なることを許す Berry et al. (1995) のランダム係数ロジットモデル (BLP モデル) を用いることで、候補者属性の類似性や有権者属性の分布に基づく柔軟な相関構造を表現できる。しかし、BLP モデルは推定上の計算処理に多くの困難を抱えることが指摘されている (Knittel and Metaxoglou, 2014)。これに対し、本研究における構造推定の主たる目的は、4 章の線形回帰モデルを推定した結果から得られた結論が、SUTVA が満たされないことを考慮したうえでも大きく変わらないことを確認することである。そのため、BLP モデルを用いると、必要以上に複雑な推定を行うことになる可能性がある。したがって、本章では、より推定が容易な Berry (1994) の入れ子ロジットモデルを応用する。

6.2. 反実仮想と平均処置効果

一般の処置効果推定においては、潜在アウトカムは自身の処置の状態のみに依存し、

処置の状態は処置と対照の 2 つのみである。そのため、ある個体 j の潜在アウトカムは、処置を 1、対照を 0 とし、1 次元ベクトル（スカラー）を用いて $Y_j(1), Y_j(0)$ のように表せる。これをもとに、個体処置効果は以下のように定義される：

$$ITE_j := Y_j(1) - Y_j(0). \quad (6)$$

これに対し、本章における潜在アウトカムは、自身の処置の状態のみならず、同じ選挙に属する他の候補者の処置の状態にも依存する。そのため、 N 人で票を競う選挙において、ある候補者の潜在アウトカムは、 N 次元ベクトルを用いて定義される。また、ある候補者の処置の状態は、オモテ面への掲載、ウラ面への掲載、ウチ面への掲載と 3 つある。したがって、ある候補者 j の潜在アウトカムは、オモテ面への掲載を 1、ウラ面への掲載を 2、ウチ面への掲載を 0 とし、 N 次元ベクトルを用いて以下のように表せる：

$$Y_j(0, \dots, 0), \dots, Y_j(1, \dots, 1), \dots, Y_j(2, \dots, 2).$$

この定義のもとで、ある候補者の潜在アウトカムは 3^N パターン存在する。このように豊富な潜在アウトカムの中から、(6) の個体処置効果の定義と対応するような組み合わせを一意に定めることは困難であるため、本章では代表として 2 つの処置効果を定義し、計算する。

以下では、候補者 j の処置の状態を τ_j 、候補者 j と同じ選挙に属する他の候補者の処置の状態のベクトルを τ_{-j} として、候補者 j の潜在アウトカムを $Y_j(\tau_j, \tau_{-j})$ と表記する。まずは、候補者 j の個体処置効果 (IFPE: individual front page effect, IBPE: individual back page effect) として、候補者 j と同じ選挙に属する他の候補者全員の処置の状態を固定し、候補者 j の処置の状態のみを変化させた、以下の定義を用いる：

$$\begin{aligned} IFPE_j^1 &:= Y_j(1, \mathbf{0}) - Y_j(0, \mathbf{0}), \\ IBPE_j^1 &:= Y_j(2, \mathbf{0}) - Y_j(0, \mathbf{0}). \end{aligned}$$

ただし、 $\mathbf{0}$ は要素の全てが 0 であるベクトルを表す。この定義では、全員がウチ面に掲載された場合を比較の基準として、候補者 j のみが追加的にオモテ面・ウラ面に掲載された場合に、候補者 j の潜在アウトカムがどの程度変化するかを計算する。候補者 j 以外の処置の状態ベクトルを一定に保つ比較は 3^{N-1} 通り考えうるが、誰かにオモテ面・ウラ面への掲載を割り当てる多くのパターンでは、その処置の状態ベクトルを使用するという判断から恣意性を排することが難しい。また、比較的恣意性の少ない処置の状態ベクトルとして、観測された処置の状態ベクトルという選択肢もあるが、観測された処置の状態ベクトルは選挙間で異なるため、選挙間の比較という観点からは適さない。したが

って、本研究では、候補者 j 以外の処置の状態ベクトルとして、 $\mathbf{0}$ を採用している。

ただし、このように定義された個体処置効果は、ある候補者の掲載面が変更されることによるアウトカムの変化として、あまり現実的でない可能性がある。なぜなら、本研究の文脈では、選挙ごとに公報様式（各ページに掲載される候補者数）があらかじめ決められており、ある候補者がオモテ面からウチ面に移動する場合、ウチ面に掲載されていた別の候補者をオモテ面に移動させる必要があるためである。このもとでは、候補者 j がオモテ面に掲載される場合の潜在アウトカムは、同じ選挙でオモテ面に掲載された候補者 k と候補者 j の掲載面を交換した場合の候補者 j の潜在アウトカムとも定義できる。しかし、同じ選挙でオモテ面に掲載された候補者が N^f 人いた場合、オモテ面に掲載された候補者 k と掲載面を交換した場合の候補者 j の潜在アウトカムは、 N^f パターン存在する。さらに、この N^f パターンから、いくつかの代表的な潜在アウトカムを選ぶことは、候補者 j が掲載面を交換する相手を選ぶことになるため、恣意性を排することが困難である。したがって、候補者 j がオモテ面に掲載される場合の潜在アウトカムは、同じ選挙でオモテ面に掲載された候補者 k と候補者 j の掲載面を交換した場合の候補者 j の潜在アウトカムを、オモテ面に掲載されたすべての候補者 k について平均したものと定義する。

これをもとに、同じ選挙に属する他の候補者との掲載面の交換を想定した個体処置効果を、以下のように定義する：

$$\begin{aligned}
IFPE_j^2 &:= \frac{1}{|\{k \in J \mid \tau_k^{obs} = 1\}|} \sum_{\substack{k \in J \\ s.t. \tau_k^{obs}=1}} Y_j(1, \tau_j^{obs}, \boldsymbol{\tau}_{-j,k}^{obs}) \\
&\quad - \frac{1}{|\{k \in J \mid \tau_k^{obs} = 0\}|} \sum_{\substack{k \in J \\ s.t. \tau_k^{obs}=0}} Y_j(0, \tau_j^{obs}, \boldsymbol{\tau}_{-j,k}^{obs}), \\
IBPE_j^2 &:= \frac{1}{|\{k \in J \mid \tau_k^{obs} = 2\}|} \sum_{\substack{k \in J \\ s.t. \tau_k^{obs}=2}} Y_j(2, \tau_j^{obs}, \boldsymbol{\tau}_{-j,k}^{obs}) \\
&\quad - \frac{1}{|\{k \in J \mid \tau_k^{obs} = 0\}|} \sum_{\substack{k \in J \\ s.t. \tau_k^{obs}=0}} Y_j(0, \tau_j^{obs}, \boldsymbol{\tau}_{-j,k}^{obs}).
\end{aligned}$$

ただし、候補者 j の処置の状態を τ_j 、候補者 j と掲載面を交換する候補者 k の処置の状態を τ_k 、同じ選挙に属するその他の候補者の処置の状態のベクトルを $\boldsymbol{\tau}_{-j,k}$ としたとき、候補者 j の潜在アウトカムを $Y_j(\tau_j, \tau_k, \boldsymbol{\tau}_{-j,k})$ と表記している。また、候補者 j と同じ選挙に属する候補者全員の集合を J とし、候補者 j 、候補者 k 、同じ選挙に属するそれ以外の候補者の

観測された処置の状態（ベクトル）をそれぞれ τ_j^{obs} 、 τ_k^{obs} 、 $\tau_{j,k}^{obs}$ としている。この定義では、候補者 j がオモテ面（ウラ面、ウチ面）に掲載された場合の候補者 j の潜在アウトカムを、同じ選挙の中でオモテ面（ウラ面、ウチ面）に掲載が観測された候補者と掲載面を入れ替えたすべての場合の候補者 j の潜在アウトカムの平均としている。

本研究において最も関心のあるアウトカムは当選ダミーであるため、本章でも、定義したこれらの個体処置効果を用いて、オモテ面・ウラ面に掲載されることによる平均的な当選確率の変化をシミュレートする。まずは、式 (5) を推定することで、構造パラメータ $\alpha_0, \alpha_1, \beta, \sigma$ の推定値を得る。そののち、推定された構造パラメータを用いて、それぞれの反実仮想における包括シェアを計算する。さらに、計算された包括シェアから反実仮想下における当選者を求め、この当選者をその反実仮想下におけるアウトカムの値とする。最後に、それぞれの反実仮想においてシミュレートされた当選ダミーから、各候補者の個体処置効果を計算し、それを平均することで、平均処置効果を求める。

また、本章では、候補者がオモテ面・ウラ面に掲載されることによる候補者単位の影響を測ることに加えて、そのようなオモテ面・ウラ面効果が存在することによる選挙単位の影響も測定する。具体的には、平均処置効果の計算過程と同様の手順を用いて、全員がウチ面に掲載された反実仮想における当選者をシミュレートし、観測された当選者とどの程度違いがあるかを確かめる⁷。全員がウチ面に掲載された反実仮想における当選者は、オモテ面・ウラ面効果が存在しない場合における当選者であるため、反実仮想下の当選者と観測された当選者に違いがみられた場合は、オモテ面・ウラ面効果の存在によって当選者が変わっていたことが示される。

6.3. 推定結果

二段階最小二乗法を用いて式 (5) を推定した結果を表 5 に示す。操作変数として用いた男性比率と新人比率は、第一段階の推定においてその係数がそれぞれ 1%と 5%水準で有意であり、係数がともに 0 であるという帰無仮説の F 検定統計量が 24.79 であった。したがって、これらの操作変数が弱い操作変数ではないということが確認された。また、すべての操作変数が外生的であることを結合帰無仮説とした過剰識別制約のテストを行った結果、結合帰無仮説を 10%水準でも棄却できなかった。よって、操作変数が外生的でないことを積極的に支持する統計的な証拠は得られなかった。以上の結果より、2つの操作変数の正当性が示唆された。加えて、第二段階の推定結果から、グループ内シェアの対数値の係数 σ が、モデルの仮定 ($0 \leq \sigma < 1$) を満たすことが確認された。

さらに、第二段階の推定結果からは、オモテ面・ウラ面ダミーの係数がともに正で、1%水準で有意であることも確認できる。モデルに即してこの結果を解釈すると、共変

⁷ この比較は、多くの候補者の処置の状態を一度に変化させるため、個体処置効果として解釈しにくい。したがって、本章における平均処置効果の計算には含めていない。

量の値を一定にしたとき、オモテ面・ウラ面に掲載された候補者に投票すると、ウチ面に掲載された候補者に投票するよりも、高い効用を得られることが分かる。また、RI モデルの縮約形として解釈すると、共変量の値を一定にしたとき、オモテ面・ウラ面に掲載された候補者は、ウチ面に掲載された候補者よりも、有権者の注意を多く引いているという理解を得られる。

表 5. 構造パラメータの推定結果

	第一段階	第二段階
	対数党派内シェア	包括シェアと 無投票率の対数差
男性比率	0.645*** (0.100)	
新人比率	0.373** (0.136)	
オモテ面ダミー	0.093*** (0.018)	0.090*** (0.018)
ウラ面ダミー	0.046** (0.019)	0.054*** (0.016)
対数党派内シェア		0.032 (0.117)
F検定統計量	24.79	
共変量	Y	Y
区・執行年固定効果	Y	Y
サンプルサイズ	4,640	4,640

注) ***は1%、**は5%、*は10%の有意水準、括弧内は各区をグループとしたクラスター標準誤差を示す。

6.4. 反実仮想シミュレーションの結果

6.4.1. 平均処置効果

推定された構造パラメータを用いて、2節で定義した3つのオモテ面・ウラ面効果を計算した結果を表6に示す。表からは、オモテ面・ウラ面効果ともに正で、1%水準で有意な結果が得られたことを確認できる。したがって、オモテ面・ウラ面効果が存在す

るという本研究の中心的な仮説は、SUTVA が満たされないことを考慮したうえでも頑健に支持された。また、シミュレーションによって計算されたオモテ面・ウラ面効果のサイズは、4章で推定された結果（オモテ面効果（ウラ面効果）＝6.014(2.184) %ポイント）よりも大きな値となっている。このことは、定数和制約によって SUTVA が満たされない状況における最小二乗推定量が平均処置効果を過小評価している可能性を示唆している。

表 6. シミュレーションの結果

	定義1	定義2
オモテ面効果	6.250*** (0.010)	6.352*** (0.011)
ウラ面効果	3.664*** (0.012)	3.834*** (0.012)

注)エフェクトサイズは100倍した値を報告している。
括弧内は各区をグループとしたクラスターブートストラップ法(1000回)を用いて計算した標準誤差、***は推定値をブートストラップ標準誤差で除したものが漸近的に標準正規分布にしたがうとした場合に、推定値が1%水準で有意であることを示している。

6.4.2. 選挙レベルの影響: 反実仮想において当選者が変化した選挙の割合

最後に、全員がウチ面に掲載された場合の当選者と、観測された当選者を比較した結果、サンプル内のすべての選挙において、一組以上の当落の入れ替わりが発生していたことが分かった。当落が変化した人数は平均して 12.17 人で、これは平均候補者数 53.95 人の 22.6%にあたる。また、政党単位では、第一党が変化した選挙は存在しなかったが、第一党の獲得議席数は 68.6%の選挙において減少⁸しており、獲得議席数が減少した選挙における減少数の平均は 2.10 人であった。反実仮想下における第一党の平均獲得議席数は 13.70 人であり、減少した人数はその 15.3%にあたる。以上の結果から、オモテ面・ウラ面効果の存在は、議会構成員を無視できないほど変化させ、第一党の議席数も大きく減少させることが確認された。

議会構成員は市民の意見を代表して政策議論を行う。そのため、議会構成員が大きく変わることは、代表する意見が変わることを意味する。したがって、オモテ面・ウラ面効果による当選者の変更がなければ、実現した条例や予算配分が、実際に観測されたものとは大きく異なっていたかもしれない。特に、第一党の獲得議席数減少は、政策実現

⁸ 全員がウチ面に掲載された場合と比較して、観測された結果では、第一党の獲得議席数が 68.6%の選挙において減少している。

のための交渉コストを増加させ、予算・条例の審議を遅らせる可能性がある (Tsebelis, 2002)。また、第一党の獲得議席数が減少することは、主要な政策議論主体の内訳として、他政党や無所属の議員の割合が増加することを意味する。このような党派の乱立は、各支持基盤向けの支出を要求しやすくし、歳出を増加させるという指摘もある (Perotti and Kontopoulos, 2002)。

7. 結論と政策的含意

本研究では、東京 23 区において 2005 年から 2023 年までに執行された区議会議員選挙のデータを使い、選挙公報において候補者の掲載された面とページ内での位置が、選挙結果に与える影響を分析した。分析の結果、選挙公報のオモテ面（ウラ面）に掲載された候補者は、ウチ面に掲載された候補者に比べて、当選確率が平均すると約 6 (3) %ポイント高くなることが分かった。

また、ページ内での掲載される位置は、得票率に統計的に有意な影響を与えることが分かった。具体的には、選挙公報のウチ面の中央（右端）に掲載された候補者は、ウチ面の別の位置に掲載された候補者よりも、得票率がそれぞれ 0.13(0.07)%ポイント高くなる。これらの位置効果（中央効果と右端効果）は大きくはないかもしれないが、当落線上付近の候補者の当落を変えることがありえる程度には大きい。今回分析に使用した 91 回の選挙の各回で当選者の最低得票率と落選者の最高得票率の差を計算したところ、0.13(0.07)%ポイント以下となったのは 83(69)回あり、位置効果により当落が変わることは珍しくないかもしれない。

さらに、本研究は Berry (1994) のモデルを有権者の投票行動に応用し、有権者の効用関数を推定した。そして、推定された効用関数のパラメータを使い反実仮想シミュレーションをすることで、オモテ面・ウラ面に掲載されることを処置変数、当選確率を被説明変数とした 2 種類の平均処置効果を推定した。その結果、いずれの平均処置効果も正で統計的に有意であったため、オモテ面掲載が当選確率を高くするという本研究の中心的な結果の頑健さが示された。加えて、全員がウチ面に掲載された反実仮想と観測された選挙結果を比較することで、オモテ面・ウラ面効果の存在によって議会構成員の 22.6%が変化したという結果が得られた。

本研究の結果は、有権者が十分な情報に基づいて意思決定できるようにすることを目的に発行される公的な情報提供媒体が、有権者が候補者の情報を取得する量を結果的に偏らせ、候補者間の不平等を生じさせていることを示している。また、この不平等の大きさは、議会の構成員を大きく変化させるほどのものであり、議会の議論が市民の意見を代表するという性質を損なうほどである可能性がある。選挙の平等性をより確かなものとするためには、選挙公報において確認された掲載面に基づく不平等（オモテ面・ウ

ラ面効果）やページ内での位置に基づく不平等（中央・右端効果）などのような、候補者の掲載箇所による選挙結果への影響をできるだけなくすように、情報提供媒体をデザインする必要があるかもしれない。

具体的には、選挙公報については、次のようなデザインの変更を提案する。まず、オモテ面・ウラ面効果に対処するためには、有権者が最初や最後に目にする候補者を分散させることが有効と考えられる。したがって、1 ページ目の掲載者を 2 ページ目に、2 ページ目の掲載者を 3 ページ目にという具合に、同じ候補者が異なるページに掲載された選挙公報を同時に発行して、それぞれをランダムに配布することで、オモテ面・ウラ面効果の平均的な低減が期待される。次に中央効果は、選挙公報を、本研究における中央の枠が候補者に割り当てられないよう作成することにより、低減させることができるかもしれない。公報様式が 3 列の場合と 5 行 2 列の場合はこの手法を取り入れても 1 ページに十分な人数を掲載できる。一方で 3 行 2 列と 4 行 2 列の場合は 1 ページあたりの掲載可能人数が 4 人のみになってしまうため、公報様式を変更する方が良いかもしれない。例えば、サンプル内で 4 行 2 列の公報様式を採用する選挙のうち最も候補者数が多いのは 2023 年文京区の 43 人であり、総ページ数は 8 であった。そのままの様式では掲載面を 3 つ、つまり紙を 1 枚追加する必要がある。このときの追加的な費用を試算するために、新聞紙 1 枚（見開き 1 ページ、掲載面の数 4 つ）あたりの値段を求める。例として、株式会社高速オフセットが運営する「紙ってる」は、新聞紙の見開き 1 ページ分の広さの無地新聞紙約 530 枚を 1 セットとして、6 セット 12,648 円で販売している。これは 1 枚あたり約 4 円に相当する。つまり、公報様式を変更しない場合は追加的に約 4 円の費用がかかる。一方で、仮に公報様式を 4 行 3 列にした場合、全候補者を掲載するために必要な総ページ数は 5 ページとなり、かえって枚数と印刷にかかる費用を削減できるかもしれない。

参考文献

- Anderson, S.P., De Palma, A. and Thisse, J.F. (1992). *Discrete choice theory of product differentiation*. MIT Press.
- Bain, H.M. and Hecock, D.S. (1957). *Ballot position and voter's choice: The arrangement of names on the ballot and its effect on the voter*. Westport: Greenwood Press Publishers.
- Bakker, E.A. and Lijphart, A. (1980). A crucial test of alphabetic voting: The elections at the University of Leiden, 1973-1978. *British Journal of Political Science*, 10(4), 521-525.
- Bar-Hillel, M. (2011). Location, location, location: Position effects in choice among simultaneously presented options. In Brun, W., Keren, G., Kirkebøen, G., and Montgomery, H. (Eds.), *Perspectives on thinking, judging, and decision making: A*

- tribute to Karl Halvor Teigen* (pp.223-235). Oslo, Norway: Universitetsforlaget.
- Baumol, W.J. and Ide, E.A. (1956). Variety in Retailing. *Management Science*, 3(1), 93-101.
- Berry, S.T. (1994). Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242-262.
- Berry, S.T., Levinsohn, J. and Pakes, A. (1995). Automobile Prices in Market Equilibrium. *Econometrica*, 63(4), 841-890.
- Bolton, P., and Faure-Grimaud, A. (2010). Satisficing Contracts. *Review of Economic Studies*, 77(3), 937-971.
- Brockington, D. (2003). A Low Information Theory of Ballot Position Effect. *Political Behavior*, 25, 1-27.
- Caplin, A., Dean, M. and Leahy, J. (2019). Rational Inattention, Optimal Consideration Sets, and Stochastic Choice. *The Review of Economic Studies*, 86(3), 1061-1094.
- Caplin, A., Dean, M. and Martin, D. (2011). Search and Satisficing. *American Economic Review*, 101(7), 2899-2922.
- Cattaneo, M.D., Ma, X., Masatlioglu, Y. and Suleymanov, E. (2020). A Random Attention Model. *The Journal of Political Economy*, 128(7), 2796-2836.
- Chen, E., Simonovits, G., Krosnick, J.A. and Pasek, J. (2014). The impact of candidate name order on election outcomes in North Dakota. *Electoral Studies*, 35, 115-122.
- Christenfeld, N. (1995). Choices from identical options. *Psychological Science*, 6(1), 50-55.
- Cohen, M.J. (2018). A dynamic model of the invalid vote: How a changing candidate menu shapes null voting behavior. *Electoral Studies*, 53, 111-121.
- Cunow, S., Desposato, S., Janusz, A. and Sells, C. (2021). Less is more: The paradox of choice in voting behavior. *Electoral Studies*, 69, 102230.
- Degan, A. and Merlo, A. (2011). A Structural Model of Turnout and Voting in Multiple Elections. *Journal of the European Economic Association*, 9(2), 209-245.
- DeShazo, J.R. and Fermo, G. (2002). Designing Choice Sets for Stated Preference Methods: The Effects of Complexity on Choice Consistency. *Journal of Environmental Economics and Management*, 44(1), 123-143.
- Draganska, M., Mazzeo, M. and Seim, K. (2009). Beyond plain vanilla: Modeling joint product assortment and pricing decisions. *Quantitative Marketing and Economics*, 7(2), 105-146.
- Falk, R., Falk, R. and Ayton, P. (2009). Subjective patterns of randomness and choice: some consequences of collective responses. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35(1), 203-224.
- Goidel, S. and Armstrong, B. (2024). Choice Overload in Crowded Primary Elections. *American Politics Research*, 53(1), 3-16.

- Grant, D. (2017). The ballot order effect is huge: evidence from Texas. *Public Choice*, 172, 421-442.
- Ho, D.E. and Imai, K. (2006). Randomization inference with natural experiments: An analysis of ballot effects in the 2003 California recall election. *Journal of the American Statistical Association*, 101(475), 888-900.
- Ho, D.E. and Imai, K. (2008). Estimating causal effects of ballot order from a randomized natural experiment: The California alphabet lottery, 1978-2002. *Public Opinion Quarterly*, 72(2), 216-240.
- Inbar, Y., Botti, S. and Hanks, K. (2011). Decision speed and choice regret: When haste feels like waste. *Journal of Experimental Social Psychology*, 47(3), 533-540.
- Iyengar, S.S., Huberman, G. and Jiang, W. (2004). "How Much Choice Is Too Much? Contributions to 401(k) Retirement Plans," in *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*, edited by Olivia S. Mitchell and Stephen P. Utkus, Oxford, UK: Oxford University Press, 83-96.
- Iyengar, S.S. and Lepper, M.R. (2000). When choice is demotivating: Can one desire too much of a good thing? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(6), 995-1006.
- Jun, B. and Min, H. (2017). What creates heterogeneity in ballot order effects? Evidence from Korea's local elections of education superintendent. *Electoral Studies*, 46, 1-14.
- Kawai, K., Yuta T. and Yasutora W. (2021). Voter Turnout and Preference Aggregation. *American Economic Journal: Microeconomics*, 13(4), 548-586.
- Keller, K.L. and Staelin, R. (1987). Effects of Quality and Quantity of Information on Decision Effectiveness. *Journal of Consumer Research*, 14(2), 200-213.
- Kelley, J. and McAllister, I. (1984). Ballot paper cues and the vote in Australia and Britain: Alphabetic voting, sex, and title. *The Public Opinion Quarterly*, 48(2), 452-466.
- Kim, N., Krosnick, J.A. and Casasanto, D. (2015). Moderators of Candidate Name-Order Effects in Elections: An Experiment. *Political Psychology*, 36, 525-542.
- King, A. and Leigh, A. (2009). Are Ballot Order Effects Heterogeneous? *Social Science Quarterly*, 90(1), 71-87.
- Knittel, C.R. and Metaxoglou, K. (2014). Estimation of Random-Coefficient Demand Models: Two Empiricists' Perspective. *The Review of Economics and Statistics*, 96(1), 34-59.
- Lijphart, A. and Pintor, R.L. (1988). Alphabetic bias in partisan elections: Patterns of voting for the Spanish senate, 1982 and 1986. *Electoral Studies*, 7(3), 225-231.
- Maćkowiak, B., Matějka, F. and Wiederholt, M. (2023). Rational Inattention: A Review. *Journal of Economic Literature*, 61(1), 226-273.
- MacInnis, B., Miller, J.M., Krosnick, J.A., Below, C. and Lindner, M. (2021). Candidate name order effects in New Hampshire: Evidence from primaries and from general elections

- with party column ballots. *Plos one*, 16(3), e0248049.
- Manzini, P. and Mariotti, M. (2014). Stochastic Choice and Consideration Sets. *Econometrica*, 82(3), 1153-1176.
- Matsusaka, J. G. (1995). Explaining Voter Turnout Patterns: An Information Theory. *Public Choice*, 84, 91-117.
- Meredith, M. and Salant, Y. (2013). On the Causes and Consequences of Ballot Order Effects. *Political Behavior*, 35, 175-197.
- Merlo, A. and Palfrey, T.R. (2018). External validation of voter turnout models by concealed parameter recovery. *Public Choice*, 176, 297-314.
- Miller, J.M. and Krosnick, J.A. (1998). The Impact of candidate name order on election outcomes. *The Public Opinion Quarterly*, 62(3), 291-330.
- Minozzi, W. (2013). Endogenous Beliefs in Models of Politics. *American Journal of Political Science*, 57(3), 566-581.
- Nagler, M.G. (2015). Trading off the benefits and costs of choice: Evidence from Australian elections. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 114, 1-12.
- Payne, J.W., Bettman, J.R. and Johnson, E.J. (1993). *The adaptive decision maker*. Cambridge University Press.
- Pazgal, A. (1997). Satisficing leads to cooperation in mutual interests games. *International Journal of Game Theory*, 26(4), 439-453.
- Pernice, K., Whitenton, K. and Nielsen, J. (2014). *How people read on the web: The eyetracking evidence*. Nielsen Norman Group.
- Perotti, R. and Kontopoulos, Y. (2002). Fragmented fiscal policy. *Journal of Public Economics*, 86(2), 191-222.
- Pew Research Center (2024). “America’s News Influencers : The creators and consumers in the world of news and information on social media”. <https://www.pewresearch.org/journalism/2024/11/18/americas-news-influencers/> (2025 年 10 月 30 日 閱覽).
- Reutskaja, E. and Hogarth, R.M. (2009). Satisfaction in choice as a function of the number of alternatives: When “goods satiate.” *Psychology and Marketing*, 26(3), 197-203.
- Reutskaja, E., Nagel, R., Camerer, C.F. and Rangel, A. (2011). Search Dynamics in Consumer Choice under Time Pressure: An Eye-Tracking Study. *American Economic Review*, 101(2), 900-926.
- Rodway, P., Schepman, A. and Lambert, J. (2012). Preferring the one in the middle: Further evidence for the centre-stage effect. *Applied Cognitive Psychology*, 26(2), 215-222.
- Rodway, P., Schepman, A. and Lambert, J. (2013). The influence of position and context on facial attractiveness. *Acta Psychologica*, 144(3), 522-529.

- Salant, Y. (2011). Procedural Analysis of Choice Rules with Applications to Bounded Rationality. *American Economic Review*, 101(2), 724-48.
- Scheibehenne, B., Greifeneder, R. and Todd, P.M. (2010). Can There Ever Be Too Many Options? A Meta-Analytic Review of Choice Overload. *The Journal of Consumer Research*, 37(3), 409-425.
- Shah, A.M. and Wolford, G. (2007). Buying behavior as a function of parametric variation of number of choices: Short report. *Psychological Science*, 18(5), 369-370.
- Shaw, J.I., Bergen, J.E., Brown, C.A. and Gallagher M.E. (2000). Centrality preferences in choices among similar options. *The Journal of General Psychology*, 127(2), 157-164.
- Simon, H.A. (1955). A Behavioral Model of Rational Choice. *Quarterly Journal of Economics*, 69, 99-118.
- Sims, C.A. (2003). Implications of rational inattention. *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 665-690.
- Swait, J. and Adamowicz, W. (2001). Choice Environment, Market Complexity, and Consumer Behavior: A Theoretical and Empirical Approach for Incorporating Decision Complexity into Models of Consumer Choice. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 86(2), 141-167.
- Tsebelis, G. (2002). *Veto players: how political institutions work*. Russell Sage Foundation.
- Ward, G. and Beaman, P.C. (2025). The Working Memory Model and the relationship between immediate serial recall and immediate free recall. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 78(2), 310-336.
- Washington Secretary of State (2024) “2024 Voters' Pamphlet PDFs : Edition 01 - Adams, Yakima”.
<https://www.sos.wa.gov/sites/default/files/2024-09/Voters%20Pamphlet%202024%20-%20Edition%2001%20-%20Adams%2C%20Yakima%20-%20English.pdf> (2025 年 10 月 30 日閲覧).
- 明るい選挙推進協会 (2012). 「第 17 回統一地方選挙全国意識調査：調査結果の概要」
<https://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2012/07/17toituagiyo.pdf>
 (2025 年 10 月 30 日閲覧).
- 同 (2016). 「第 18 回統一地方選挙全国意識調査：調査結果の概要」
<https://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2011/03/0004272271.pdf>
 (2025 年 10 月 30 日閲覧).
- 同 (2019). 「第 19 回統一地方選挙全国意識調査：調査結果の概要」
<https://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2011/03/19touitsuchiho.pdf>
 (2025 年 10 月 30 日閲覧).
- 同 (2024). 「第 20 回統一地方選挙全国意識調査：調査結果の概要」
<https://www.akaruisenkyo.or.jp/wp/wp-content/uploads/2011/03/20touitsuchiho.pdf>

(2025 年 10 月 30 日閲覧).

紙ってる「無地新聞紙【10kg(通常タイプ 厚さ 0.06 ミリ)】 ■ 6 点 ■」

https://www.kamittell.shop/shopdetail/000000000016/muji¥_tujo/page1/brandname/ (2025 年 10 月 30 日閲覧).

衆議院「衆議院議員初鹿明博君提出選管ホームページに選挙公報を継続して掲載することに関する質問に対する答弁書」

[https://www.shugiin.go.jp/internet/itdb¥_shitsumon¥_pdf¥_t.nsf/html/shitsumon/pdfT/b189230.pdf/¥\\$File/b189230.pdf](https://www.shugiin.go.jp/internet/itdb¥_shitsumon¥_pdf¥_t.nsf/html/shitsumon/pdfT/b189230.pdf/¥$File/b189230.pdf) (2025 年 10 月 30 日閲覧).