

2025 年度 統計データ分析コンペティション

総務大臣賞 [大学生・一般の部]

何が女性議員比率を左右するのか —東京特別区議会を対象にしたパネルデータ分析—

永渕 真緒

(津田塾大学総合政策学部総合政策学科)

論文の概要

女性の投票率が男性よりも高い地域では女性議員が増加する傾向にあり、投票率の性差が有意な正の効果を示すこと、また、Hausman 検定により女性議員比率を説明する変数と個別効果との間に相関関係があることを明らかにしている。

論文審査会コメント

政治的に重要な課題に対して定量的手法を適切に適用している。制度要因・有権者要因・ロールモデル効果といった複数の仮説を検証し、目的に適した分析展開を行っており、政策的関心に応える研究内容となっている。モデル比較も丁寧に行っていて固定効果モデルの採用に説得力があり、先行研究に基づく仮説形成、課題設定、分析アプローチ、結果の解釈など上手に組み立てられていて文章も大変明快である。

何が女性議員比率を左右するのか —東京特別区議会を対象にしたパネルデータ分析—

1. 研究のテーマと目的

1-1. はじめに

2025年6月11日に世界経済フォーラムが発表した“Global Gender Gap Report 2025”によると、日本のジェンダーギャップ指数は148カ国中118位、政治分野では148カ国中125位であった。日本は女性の政治参加において世界的な遅れをとっているが、これを促進することは喫緊の課題であると言える¹⁾。

ジェンダーギャップ指数の指標の一つとなっているのが、議会における女性比率である。地方議会に目を向けると、2023年の統一地方選挙では、改選の対象となった計746議会のうち28.8%が、女性が1人もしくは1人もいない「女性ゼロワン議会」となった²⁾。地方議会の女性比率は「地域格差が極めて大きいことが日本の特色」であり（三浦、2023、pp.31-33）³⁾、実際、日本の首都である東京都では、杉並区議会が同選挙で女性議員数を1.7倍増加させ「女性過半数」を達成した⁴⁾。一方、特別区で女性議員比率が最低なのは江東区議会であり、その値は26.2%にとどまる。図1-1が示すように、ここ数年で女性議員比率は全体的に増加を続けているものの、同じ都市部と位置付けられる特別区議会においても、なお地域毎の格差が存在している。本稿は、女性議員比率を左右する要因を明らかにすることによって、女性の政治参加推進への政策的な貢献を目指すものである。

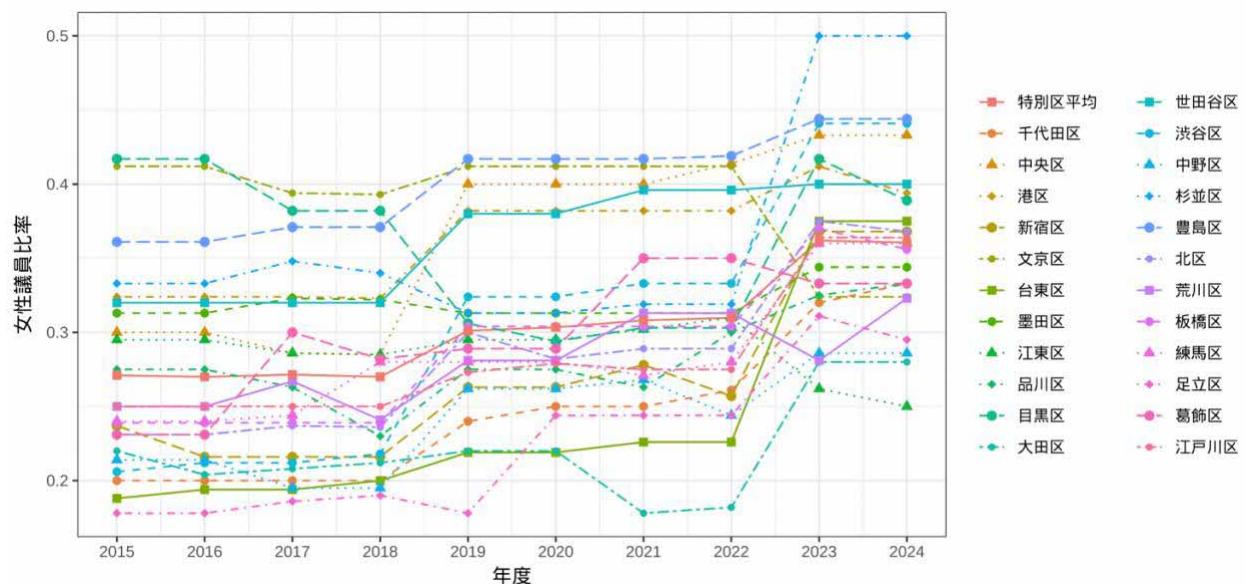


図1-1：2015年～2024年の特別区議会における女性議員比率

（内閣府男女共同参画局『市区町村女性参画状況見える化マップ』⁵⁾をもとに筆者作成）

1-2. 先行研究

1-2-1. 女性議員の政策効果

女性議員の増加要因を検討する前に、女性議員の政策効果について議論する必要があるだろう。女性の政治参加を推進には様々なバックラッシュが伴う上に、実証的研究が少ないので現状である。実際、この分野において遅れをとっている日本では、女性議員の定量データそのものが不足しており、議員立法や地域の草の根運動といった活動を変数に反映することが困難であることから、「『女性議員が増えると、女性政策が進展する』ことを科学的に証明するのは簡単ではない」（三浦、2016、pp.42）⁶⁾。

その中でも、女性議員の政策効果についてこれまで多くの実証的研究が報告してきた。Dickson(2024)⁷⁾によると、有権者が抱える課題の変化に対して、女性代表者は男性よりも高い応答性を持

って行動する。また、五ノ井・小川（2022）⁸⁾は、女性の衆議院議員は女性の権利や子育てに関する請願を男性より多く紹介していたことから、議員は自身のジェンダー及び前歴に関連する市民の声を国会に反映していることを示した。また、三浦（2016、pp.41-42）⁶⁾は、女性議員がもたらす政策効果には複数のパターンがあると説明する。第一に、政策志向の性差により、女性の権利や子育て、介護といった女性に関する政策に光が当たるようになる。加えて、女性は協調的かつ包括的な意思決定、および積極的な立法活動を行う傾向にあることから、直接的な政策効果につながらなくとも、政治スタイルや議員の働きやすさ、議会の質の向上に貢献しているとも指摘される。このロールモデル効果は Ladam et al.(2018)⁹⁾からも報告されており、米国の各州において著名な女性政治家が存在する州では女性の立候補者数が有意に増加しているだけでなく、この効果は州や党派という領域を超えて発揮されることが明らかになっている。中條（2018）¹⁰⁾は、女性知事候補の存在が女性投票率を向上させることを示した。このように、女性の政治参加が与える影響は政策のみならず、議員の労働環境や投票行動など多岐に渡っている。

1-2-2. 女性議員が抱える障壁

女性議員がこのような政策効果をもたらすにも関わらず、なぜ日本で女性議員が不足しているのか。三浦（2016、pp.33-38）⁶⁾はその要因として、子育てにより時間が制約される「家族的責任」、セクシュアル・ハラスメントを含んだ、性別役割分業の規範を由来とする「ジェンダー・ステレオタイプ」、特に配偶者からの賛同が得られない「家族からの支援の受けにくさ」の3点を指摘している。松林（2021、pp.150-151）¹¹⁾も同様の要因を挙げており、有権者が性別役割分担意識を元に投票先を選択する「需要サイドの説明」、資源・社会的ネットワーク・時間の欠如により立候補そのものを躊躇う「供給サイドの説明」、そして、上記の影響力を左右する「制度的環境」の3点で整理している。有権者の選択については Kato et al.(2025)¹²⁾も報告している。自身が支持する候補者と、他の有権者が支持すると自身が期待する候補者との間にはギャップが生じることを実証し、有権者側にも女性に対する先入観があることを明らかにした。

1-2-3. 地方の女性議員が抱える障壁

日本の選挙制度に着目すると、地方議会ならではの障壁も見えてくる。「定数が大きく政党投票ができない」地方議会の選挙では、特に都市部において地域政党が参入しやすいだけでなく、「政党に対する議員の自律性が高くなる」特徴を持つ（曾我、2019、pp.44-48）¹³⁾。つまり、政党のラベルに頼りにくい地方議会では、候補者個人の質が重視される。自身の足で地域の場に顔を出すためには多くの時間が必要であり、家族的責任を持つ女性にとってそのコストは一層大きくなる。地域とのつながりを持ちにくい他の要因として、三浦（2016、pp.312）⁶⁾は議員の出生地と選挙区の関係を指摘する。男性候補者の大半にとって自身の出生地である選挙区は、女性候補者にとって「嫁ぎ先」であり、住民との絆を育くみにくい傾向がある。

2. 研究の方法と手順

2-1. 仮説

先行研究が示すように、女性議員がもたらす政策効果及び女性議員が抱える障壁は多岐に渡る。女性政治家が他の女性議員に対して持つロールモデル効果には、隣接地域の女性議員比率や首長の存在があるだけでなく、普段から働く女性を目にすることによる文化や環境が女性議員比率に正の影響を与えると考えられる。また、女性議員は自身の属性に近い政策志向を持ち、有権者は自身の属性に近い候補者に投票する傾向がある。よって、自分の考えを議会で代弁してほしいと考える有権者が多い地域ほど、女性議員も増加すると予想される。さらに、女性議員が抱える障壁として、ジェンダー・ステレオタイプのほか、出産や子育てによる時間制約があった。この障壁を無くすことに積極的な地域では、女性の議員選挙への出馬のハードルを下げ、結果的に女性議員を増加させていると予想される。以上の見解より、以下の3つの仮説を設定する。

仮説1「ロールモデル効果の大きい地域ほど女性議員比率が大きい」

仮説2「女性議員に近い属性を持つ有権者が多い地域ほど女性議員比率が大きい」

仮説3「女性議員支援のための制度設計に積極的な地域ほど女性議員比率が大きい」

2-2. 分析方法と手順

本研究では、後述する東京特別区議会のパネルデータを用いた重回帰分析を実施する。地域毎の特徴と時系列変化の双方を検討するために、プーリング回帰モデル（Pooled OLS Model; 以下 OLS モデル）と固定効果モデル（Fixed-Effect Model; 以下 FE モデル）、変量効果モデル（Random Effect Model; 以下 RE モデル）の 3 つのモデルを採用した。第 4 節では、各分析の結果を比較した後、Hausman 検定によって最良なモデルを検討する。

3. データセットの加工

前述の仮説を立証するため、2015 年から 2024 年の 10 年間を対象とした、東京都特別区議会のパネルデータを作成した。データセットは全て公表済みのデータで構成される。東京都特別区議会は独自に多様な統計を公表しており、特別区という同一の条件のもとで区政が展開されている。このような環境下で分析を行うことで、より詳細で統一されたデータを分析に含めることができるほか、変数の統制を最小限にすることができる。以上の理由から、回帰分析を用いた因果推論に適していると考えた。なお、この期間に統一地方選挙は 3 度（2015 年・2019 年・2023 年）行われており、足立区と葛飾区を除いた 21 区はこの統一地方選挙で区議会議員を選出している¹。

従属変数は各年の女性議員比率とし、説明変数は、仮説に基づいて 3 つのカテゴリーに分類した。変数の出典を表 3-1 として、カテゴリーと記述統計を表 3-2 として、それぞれ本節の最後に示す。

① ロールモデル効果

周りに模範となる女性がどれだけいるかを示すロールモデル効果は、隣接区の平均女性議員比率、隣接区の女性区長数、前回選挙の女性当選率、公務員の女性管理職比率、女子大学のキャンパス保持数の 5 つから構成する。Ladam et al.(2018)⁹⁾は、米国における女性政治家のロールモデル効果を検証する際、隣接州に女性議員もしくは女性知事が 1 人以上いることを基準にダミー変数を置いている。しかし、今回対象とする特別区にはどの年次でも 1 人以上女性議員がいるため、この手法をそのまま踏襲した場合、全て同じ数値となってしまう。よって、ここでは隣接区の女性議員比率と女性区長数を、連続変数としてそれぞれ設定した²。前回選挙の女性当選率は、地理的な効果だけでなく、時系列的ロールモデル効果も測定することが可能だと考え、補欠選挙を含まない議員選挙の全女性候補者に占める女性当選者の割合を算出した。加えて、普段から働く女性やエリート女性を目にできる文化がある区ほど、高い動員効果を持つという仮説から、公務員の女性管理職比率、女子大学のキャンパス保持数を説明変数として採用した。なお、公務員の女性管理職比率は年次を 1 つ下げ、 $x(t-1)$ の変数を用いている。これは、「女性議員が増加したから女性管理職比率も増加した」という、仮説と逆方向の因果関係で説明される可能性を緩和させるためである。

② 有権者要因

有権者要因は、女性議員の増加を期待する有権者がどれほどいるかを示す指標として扱う。そのため、性

¹ 足立区も同年に区議会選挙を実施しているが、統一地方選挙とは別に執行されている。葛飾区は独自に区議会議員選挙を執行しており、期間内には 2017 年・2021 年の二度行われている。

² 隣接区の判定には次の地図を用い、区の地理的境界線を共有する区を目視で確認することで隣接区と定義した。東京都建設局『エリアマップ案内（東京都 23 区）』<https://www.kensetsu.metro.tokyo.lg.jp/park/kouenannai/map_01> アクセス日：2025 年 8 月 14 日。

別や政治参加への意欲、生活などにおいて女性議員と近い属性を持つ有権者を測定したい。これには、投票率の性差、年少人口比率、女性の就業者数割合を用いた。投票率の性差は、女性の投票率から男性の投票率を引くことで算出した。値が大きいほど女性は政治参加へ積極性であり、女性が投票に積極的な地域ほど女性議員が多くなると予想される。年少人口比率は、子育てを行う女性がどれだけいるかを測定する。本来は1世帯あたりの子供の数などを含めて吟味する必要があるが、今回は10年分のデータを収集することを優先し、単に15歳未満の割合を示す年少人口比率を用いた。女性の就業者数割合は、社会参加の進度を測定する上で有効と考え設定した。就業女性が多い社会では、ワークライフバランスといった政策課題の重要度が相対的に高まり、自分たちの代表としての女性候補者に対する期待が大きくなる。その結果として、女性議員の増加につながるのではないかと予想できる。

③制度要因

制度要因は、女性議員の働く環境を支える制度が議会に設定されているか否かを表す。データは全て内閣府男女共同参画局の調査をもとに作成した。出産育児等に関する欠席規定は、議会の欠席事由として「議員本人の出産」のほか、「配偶者の出産・育児・家族の看護・家族の介護・疾病・その他」の計7項目が調査対象となっている。1つ目の「議員本人の出産」に明文規定があれば1、残りの6項目のうちから1つでも明文規定があれば1とし、どちらにも記載があれば2、いずれも記載が無ければ0とした。子育て支援のための施設の整備状況は、「①議員の利用できる保育施設等の設置又は提供」「②議員の利用できる授乳室等の設置又は提供」の2項目のうち、2つとも実施されていれば2、どちらか一方が実施されていれば1、いずれも実施されていなければ0とした。ハラスメント防止に関する取組状況は、「①ハラスメント防止に関する規定（倫理規定等）」「②ハラスメントに関する議員向け相談窓口の設置」「③議員に対するハラスメント防止に関する研修」の3項目のうち、実施している項目の数を変数とした。

ここで留意すべきは、時間的先行の問題である。ここでは制度設計が女性議員の増加に影響を与えると仮定しているが、「女性議員が増えた結果、制度が改善された」という因果関係が成り立つ可能性も無視することができない。この問題を緩和するため、制度要因を構成する3つの変数は、公務員の女性管理職比率と同様に $x(t-1)$ の変数を採用している。これにより「昨年度の制度の状況が今年度の女性議員に与える影響」をより確実に推定することができる。

コントロール変数には、女性議員比率に影響を与える変数として、人口密度、高齢化率、財政力指数、議会の党派性を設定した。人口密度は第1節で紹介した女性議員比率の地域格差を考慮するために、高齢化率は同節で紹介したジェンダー・ステレオタイプの影響を考慮するために採用した。財政力指数³は、数値が高い地域ほど財源に余裕があり、女性議員を支援する制度も導入する余地が増える。区の財政が与える影響を統制するため、コントロール変数として設定した。議会の党派性は、政党が与える影響を統制するものである。女性議員の登用への積極性は政党ごとに異なるため、分析の際はこれをコントロールすることが望ましい（三浦、2016、pp.30-33）⁶⁾。曾我・待鳥（2007、pp.75-77）¹⁴⁾は、議会の与野党議席率を党派性とし、政策に与える影響を検証している。しかし、東京都においては、2017年に都民ファーストの会が台頭して以来与党政党が変動しているため、一貫性を保つ目的で、ここでは議会に占める自民党の議席率を党派性とした。

³ 「地方公共団体の財政力を示す指標で、基準財政収入額を基準財政需要額で除して得た数値の過去3年間の平均値。財政力指数が高いほど、普通交付税算定上の留保財源が大きいことになり、財源に余裕があるといえる。」 参照：総務省『地方財政状況調査関係資料』「指標の説明」<https://www.soumu.go.jp/menu_seisaku/toukei/02zaisei07_04000131.html> アクセス日：2025年8月27日。

表 3-1：変数の出典

変数名	出典
女性議員比率	内閣府男女共同参画局『市区町村女性参画状況見える化マップ』
隣接区の女性議員比率	Y0101「女性議員比率」
隣接区の女性区長人數	市区町村プロフィール『女性首長の一覧』
前回女性当選率	選挙ドットコム『地方選挙 - 東京都』
公務員の女性管理職比率	内閣府男女共同参画局『市区町村女性参画状況見える化マップ』※2015年は欠損値
女子大学キャンパス保持数	Knowledge Station『日本の大学』「女子大学」
投票率の性差（女性・男性）	特別区協議会『特別区の統計』「11.選挙・議会_地方選挙投票結果（3）区議会議員選挙（その1）」
年少人口比率	特別区協議会『特別区の統計』「1.土地と人口_住民基本台帳による人口（2）年齢（5歳階級）別人口（その2）」
女性の就業者数割合	統計センター『SSDSE（教育用標準データセット）』「SSDSE-市区町村」
出産育児等に関する欠席規定	内閣府『地方公共団体における男女共同参画社会の形成又は女性に関する施策の推進状況』「地方議会における両立支援等に係る規定（市区町村議会）」※2015年は欠損値
子育て支援のための施設の整備状況	内閣府『地方公共団体における男女共同参画社会の形成又は女性に関する施策の推進状況』「地方議会における両立支援等に係る施設等（市区町村議会）」※2015年～2018年は欠損値
ハラスメント防止に対する取組状況	内閣府『地方公共団体における男女共同参画社会の形成又は女性に関する施策の推進状況』「地方議会における両立支援等に係るハラスメント防止に関する取組（市区町村議会）」※2015年～2018年は欠損値
人口密度	特別区協議会『特別区の統計』「1.土地と人口_特別区の面積と人口」
高齢化率	特別区協議会『特別区の統計』「1.土地と人口_住民基本台帳による人口（2）年齢（5歳階級）別人口（その2）」
財政力指数	特別区協議会『特別区の統計』「13.財政_決算状況（5）財政力指数、実質収支比率等の状況」
議会の党派性	特別区協議会『特別区の統計』「11.選挙・議会_区議会議員数及び党派別議員数」

表 3-2：変数のカテゴリーと記述統計

カテゴリー	変数名	最小値	最大値	平均値	標準偏差	N
従属変数	女性議員比率	0.18	0.50	0.30	0.070	230
	隣接区の平均女性議員比率	0.23	0.42	0.31	0.040	230
	隣接区の女性区長人數	0	3	0.82	0.654	230
	前回女性当選率	0.57	1.00	0.84	0.103	230
	公務員の女性管理職比率	0.07	0.29	0.18	0.040	207
	公務員の女性管理職比率（t-1）	0.07	0.29	0.18	0.040	184
ロールモデル効果	女子大学キャンパス保持数	0	3	0.82	1.118	230
	投票率の性差（女性・男性）	-0.23	4.58	2.30	1.288	230
	年少人口比率	8.32	13.87	11.16	1.437	230
	女性の就業者数割合	0.42	0.49	0.46	0.015	230
	出産育児等に関する欠席規定	0	2	1.53	0.644	207
	出産育児等に関する欠席規定（t-1）	0	2	1.47	0.661	184
制度要因	子育て支援のための施設の整備状況	0	2	0.65	0.781	138
	子育て支援のための施設の整備状況（t-1）	0	2	0.63	0.789	115
	ハラスメント防止に対する取組状況	0	2	0.39	0.572	138
	ハラスメント防止に対する取組状況（t-1）	0	2	0.31	0.536	115
	人口密度	4878	22417	16221	3803.371	230
	高齢化率	14.64	25.55	20.94	2.413	230
コントロール変数	財政力指数	0.32	1.27	0.58	0.210	230
	議会の党派性（自民党議席率）	0.17	0.60	0.32	0.071	230

4. データ分析の結果

4-1. 回帰分析

前節のパネルデータを用いて、変数統制を目的とした OLS モデル、FE モデル、RE モデルでの分析を行った。OLS モデルは、区や時点の分類を考慮せず同類の変数として扱う、最も単純かつ包括的な回帰モデルである。FE モデルは、文化や歴史といった観察が困難かつ時間を通じて一定な要因を統制することで、同一地域の時間的変化をもとにした推定を可能にする。一方 RE モデルは、これらの固定効果も分析に組み込むことにより、時間で変化しない各地域の差異も考慮することが可能になる。今回は各変数における区間の違いと時間的変化の双方を比較検討するため、最も一般的な OLS モデルを出発点とした上で、各モデルでの回帰分析を行った。分析の結果を表 4-1 として以下に示す。各モデルで 2 回ずつ、計 6 回分の分析結果が示されており、1 回目は全ての変数を含めたもの、2 回目はより多くのサンプルサイズを確保するために制度要因である 3 つの変数を排除したものである。なお、係数の比較可能性を高めるために説明変数はすべて標準化をした。係数は通常の推定値、p 値はロバスト推定によるものである。

表 4-1：回帰分析結果

変数名	OLS_1	OLS_2	FE_1	FE_2	RE_1	RE_2
Intercept	0.278 ***	0.304 ***			0.276 ***	0.303 ***
隣接区の平均女性議員比率	-0.006	-0.003	-0.004	0.013	-0.003	0.008
隣接区の女性区長人数	0.015 **	0.015 ***	0.006	0.007	0.013	0.013
前回女性当選率	0.013 **	0.004	0.006	0.006	0.012 *	0.005
公務員の女性管理職比率 (t-1)	0.016 **	0.002	-0.003	0.001	0.012	0.001
女子大学キャンパス保持数	0.003	0.012 *			0.002	0.010
投票率の性差	0.037 **	-0.002	0.083 *	-0.006	0.037 **	-0.010
年少人口比率	0.018	0.020 **	-0.111 **	0.034	0.016	0.009
女性の就業者数割合	0.080 ***	0.025 ***		0.007	0.080 ***	0.015 *
出産育児等に関する欠席規定 (t-1)	-0.001		-0.014 *		0.000	
子育て支援のための施設の整備状況 (t-1)	0.020 ***		-0.003		0.017 *	
ハラスメント防止に対する取組状況 (t-1)	0.012 *		0.005		0.010 *	
人口密度	-0.024 *	0.009	-0.638 **	0.084	-0.024 *	0.008
高齢化率	-0.030 **	-0.017 *	-0.247 **	-0.036	-0.031 ***	-0.027
財政力指数	-0.030 **	-0.009	-0.173 *	0.038	-0.029 **	-0.011
議会の党派性	-0.017 **	-0.014 **	-0.017 *	-0.018	-0.017 *	-0.014
N	115	184	115	184	115	184
調整済み R	0.516	0.477	0.310	0.332	0.443	0.389

. p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

4-2. Hausman 検定による FE モデルと RE モデルの比較

FE モデルと RE モデルのうち最良なモデルを検討するため、Hausman 検定を実施する。Hausman 検定では、モデルの個別効果と説明変数に相関がないことを帰無仮説とする¹⁵⁾。表 4-1 で示した、同じ変数処理をした 2 つのモデル（FE の 1 回目と RE の 1 回目、FE の 2 回目と RE の 2 回目）において、それぞれ Hausman 検定を実施した。表 4-2 にその結果を示す。どちらも p 値は有意水準を下回り、帰無仮説は棄却された。したがって、個別効果と説明変数に相関がある場合でも推定が可能な FE モデルがより適切であることが分かる。次節では FE モデルを中心に、OLS モデルとの比較を交えながらこれらの結果を解釈する。

表 4-2 : Hausman 検定結果

	カイ二乗値	自由度	P 値	
モデル 1 (全ての変数)	76.17	13	<0.001	***
モデル 2 (制度要因を除外)	20.509	11	0.039	*

5. 結果の解釈

5-1. 仮説に基づいた結果の解釈

— 仮説 1 「ロールモデル効果の大きい地域ほど女性議員比率が大きい」

固定効果を統制した FE モデルでは、女子大学のキャンパス保持数は除去され、他の 4 つの変数とも有意でなかった。しかし、OLS モデルにおいては、隣接区の女性区長人数や前回選挙の女性当選率、公務員の女性管理職比率が正の効果を示した。これは、ロールモデルの存在そのものではなく、むしろ地域の文化として根付いた女性の社会進出が正の効果を持っており、FE モデルではそれが固定効果として統制された可能性がある。このため、仮説 1 は表面的な支持にとどまり、明確な因果関係については議論の余地がある。

— 仮説 2 「女性議員に近い属性を持つ有権者が多い地域ほど女性議員比率が大きい」

投票率の性差は女性議員比率に対して正の効果を与えており、仮説 2 を一部支持する結果となった。一方で、年少人口比率は負の効果を示した。これには年少人口比率が高い地域では有権者比率そのものが少ないといった背景が予測できる。こうした世代ごとの投票率などを考慮した分析は、今後の課題としたい。女性就業者数割合は、1 回目の分析では固定効果として排除され、2 回目の分析でも有意でなかった。これは、データ作成時に 2015 年と 2022 年のものしか収集することができず、固定効果と扱われたことが原因と考えられる。ただ、OLS モデルでは 2 回とも正の効果であることから、仮説 1 のロールモデル効果と同様に、地域の文化としての女性の就業状態の観察には一定の意義があると予測できる。

— 仮説 3 「女性議員支援のための制度設計に積極的な地域ほど女性議員比率が大きい」

FE モデルでは、出産育児等に関する欠席規定に負の効果が示された。この結果はモデルが持つ特性とともに解釈したい。FE は固定効果を統制することにより、地域間の差異よりも時間的な変化が重視される傾向にある。時間的先行の問題を解決するために年次を 1 年分下げる処理を行ったが、1 年という短期間では有意な変化が表れず、女性議員比率への影響が見られなかっただけである可能性がある。現に OLS モデルでは、子育て支援施設の整備とハラスメント防止の取り組みが正の効果を示している。よって、制度設計は確かに女性議員の障壁を下げる効果がある一方で、翌年への即座な効果は限定的であることが推測される。

5-2. 研究の意義と限界

本稿は、女性議員比率を左右する要因を、特別区議会を対象にした回帰分析にて検証するものである。分析の結果、女性の投票率が男性よりも高い地域では、女性議員が増加する傾向にあることが示された。これは、有権者は自分の属性に近い候補者を支持するという先行研究に従うものである。加えて、各モデルの比較より、周りの女性の社会進出や、女性議員を支援する制度の導入が与える影響は、5 年間という変化の中では極めて限定的であることが分かった。しかし、それが固定効果、すなわち地域の文化として根付いた際に有意な変化要因となる可能性があることも示唆された。本研究の意義は、制度を設計するだけでなく、それらを長期に渡って持続させることの必要性を訴える点にあると考えられる。

本研究には課題も存在する。第一に、女性議員が環境を変えたのか、もしくは環境の変化が女性議員を増やしたのかという時間的先行の問題である。研究者のバイアスが原因で逆の因果関係が発生するという内生性の問題は、久米（2013、pp.116-120）¹⁶⁾が指摘している。本稿ではこれを解消するために先行研究の検討を入念に行い、逆の因果が予測される変数に $x(t-1)$ の処理を施した。しかし実際は、ロールモデル効果や制度の定着を検証するには、更に長期的な視点を持つ必要があることが分かった。第二の限界は、データの蓄積である。本研究で対象としたデータは 10 年分と比較的短い上に、党派や財政的な視点はコントロール変

数とするにとどまっている。党派の戦略や住民の経済力なども変数として起用し、より説得力のあるモデルを検討する必要があるだろう。また、日本における女性政治家の事例が不十分であるからこそ、女性議員個人の質や活動状況にも焦点を当てる必要がある。実際、女性知事が自身の障壁を乗り越えるために「有権者との対話」に力を入れていることは、小西（2023）¹⁷⁾のインタビュー調査によって見出されている。このように、適切な変数の処理や質的調査を視野に入れた分析の検討など、研究方法の更なる改善が求められる。

謝辞

本稿の執筆にあたり、所属研究室の中條美和准教授にご指導を賜りました。また、津田塾大学の卒業生で同研究室の先輩である西野麗華氏は、ご自身の卒業研究にて収集したものであるにも関わらず、特別区議会のパネルデータの一部を、本研究のために快く提供してくださいました。ここに深く感謝の意を表します。

参考文献

- 1) World Economic Forum "Global Gender Gap Report 2025" 11 Jun, 2025. Web. 19 Aug. 2025.
<https://www.weforum.org/publications/global-gender-gap-report-2025/>
- 2) 二階堂友紀、林将生「統一選の女性当選者、全年代で増加 ゼロワン議会減るも遠い男女同数」朝日新聞デジタル、2023年6月5日。<https://www.asahi.com/articles/ASR647F92R5VOXIE03L.html>
- 3) 三浦まり『さらば、男性政治』岩波書店、2023年。
- 4) 松田果穂「1.7倍に急増、女性当選『過半数』の東京・杉並区議選 その背景」朝日新聞デジタル、2023年5月2日。<https://www.asahi.com/articles/ASR5144GHR51OXIE00L.html>
- 5) 内閣府男女共同参画局『市区町村女性参画状況見える化マップ』
https://www.cao.go.jp/shichoson_map/?data=7&year=2019&todofuken=13 アクセス日：2025年7月16日。
- 6) 三浦まり『日本の女性議員 どうすれば増えるのか』朝日新聞出版、2016年。
- 7) Dickson P. Zachary "The Gender Gap in Elite-Voter Responsiveness Online." *Perspective on Politics*. Vol. 23. 2024. pp.477-493. <https://doi.org/10.1017/S153759272400104X>
- 8) 五ノ井健・小川寛貴「議会活動としての請願—議員のジェンダーと前歴による分析」『年報政治学』73卷1号、2022年、pp.1_236-1_260。 https://doi.org/10.7218/nenpouseijigaku.73.1_236
- 9) Ladam Christina, Jeffrey J. Harden, Jason H. Windett. "Prominent Role Models: High-Profile Female Politicians and the Emergence of Women as Candidates for Public Office." *American Journal of Political Science*. Vol 62, No.2. 2018. pp.369-381. <https://www.jstor.org/stable/26598735>
- 10) 中條美和「女性知事候補者は投票率をあげるか？」『都市問題』109卷5号、2018年、pp.35-40。
<https://ndlsearch.ndl.go.jp/books/R000000004-I029036959>
- 11) 松林哲也『政治学と因果推論—比較から見える政治と社会』岩波書店、2021年。
- 12) Kato Gento, Fan Lu, Masahisa Endo. "The Preference-Expectation Gap in Support for Female Candidates: Evidence from Japan." *Public Opinion Quarterly*. Vol. 89, Issue 1. 2025. pp.217-228.
<https://doi.org/10.1093/poq/nfaf002>
- 13) 曽我謙悟『日本の地方政府』中央公論新社、2019年。
- 14) 曽我謙悟・待鳥聰史『日本の地方政治—二元代表制政府の政策選択—』名古屋大学出版会、2007年。
- 15) 高橋慎『経営のための統計学II 第7回 パネルデータ分析2』RPubs by RStudio、2021年11月5日。
<https://rpubs.com/makota/stat301-fall-lec07>
- 16) 久米郁男『原因を推論する—政治分析方法論のすゝめ』有斐閣、2013年。
- 17) 小西美穂「日本における女性知事の政治運営の特質と『見えざるハードル』」『総合政策研究』66号、2023年、pp.39-69。 <http://hdl.handle.net/10236/00030732>