

女性議員を増やすための施策に対する都議会議員の評価

2024年2月17日

1. 研究テーマ

日本は世界の中でも政治分野におけるジェンダーギャップが大きいと言われている。そのような中で、政治分野における男女共同参画が推進され、女性議員を増やすための制度改革の有無が問われている。平成30年5月23日に「政治分野における男女共同参画の推進に関する法律」（平成30年法律第28号）が公布・施行された。この法律は、衆議院、参議院及び地方議会の選挙において、男女の候補者の数ができる限り均等となることを目指すことなどを基本原則とし、国・地方公共団体の責務や、政党等が所属する男女のそれぞれの公職の候補者の数について目標を定める等、自主的に取り組むよう努めることなどを定めている。さらに令和3年には、政党の取り組みを促進するとともに、国・地方公共団体の施策を強化するための改正法が施行された¹。

本稿は、女性議員を増やすための施策を講じるべきかどうかに対する議員の考えは何によって決まるかについて焦点をあてる。基本的に、会派・政党は同じ政治信条の集まりであるため、議員の考えは所属会派ごとにまとまっていると考えられる。そのため、女性議員を増やすための施策に対する議員の考えは、その所属する会派の方針と一致する可能性がある。したがって、女性議員を増やすための施策に対する個々の議員の考えは、会派によって説明できると考えられる。また、性別、年齢、「日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思うか」の回答を取り上げ、議員におけるこれらの属性が女性議員を増やすための施策に対する考えに与える影響を分析する。なお、有権者においても同様の分析を行う。

2. 背景

政治分野における男女間の差があることで、女性の声が届きにくいとされる。女性議員が増えることで異なる視点での政策が期待される。男性だけでなく誰もが活躍できる社会が目指される中で、この問題に対する議員の考え方はどのように分析されてきたのだろうか。

まず、芦谷(2019)は、政党のリクルート過程における分権性や政党間の関係が、女性候補を擁立する政党の意思決定に与える影響を明らかにするため分析を行った。その結果、

¹ 男女共同参画局「政治分野における男女共同参画」

<https://www.gender.go.jp/policy/seijibunya/index.html>（閲覧日：2024年2月14日）

政党は自党に女性の現職議員がいる選挙区には女性の新人候補を積極的に擁立することが難しく、対立的な関係にある政党の女性現職議員がいる選挙区には積極的に女性の新人候補を擁立していることが明らかになった。これらの結果は、活発的な政党間競争が女性議員の数を増加させる可能性を示唆している。つまり、政党の状況によって女性議員を増やすための施策に対する評価が異なる可能性があると考えられる。

次に、有権者側の状況として、金(2018)は、政治プロセスにおける女性有権者の投票行動、政治関心、政治知識など政治的占有傾向について分析した結果、女性たちに重要視される争点が選挙の重要な争点に浮かび上がる時、女性主義的投票傾向が高まる可能性があることを示唆している。つまり、女性議員を増やす施策に対する評価は性別が影響する可能性がある。また、有権者調査においてこの傾向が強くと考えられる。

議員側は、政治の場における男女議員の割合についてどのように考えているのだろうか。三浦(2023)は、ジェンダーに配慮した議会を構築するために、議会として具体的に何をすべきかを明らかにするため、衆議院議員465人と政党を対象にIPU自己評価アンケートを行った結果、「現在の国会における女性議員の数は十分と考えますか」に対して、男性は56.7%、女性は84.6%が「不十分」と回答。また、「一定数の女性の議員を確保するための仕組み(制度)は必要だと思いますか」との問いに対して、男性の47%、女性の71.8%が「必要」寄りの回答をし、自由記述でクォータ制を挙げるものも多かった。つまり、これらの質問項目において男女差が大きく、女性が直面する政治参画の障壁を男性議員があまり認識していないことが一因であると報告している。したがって、女性議員を増やすための施策を講じるべきかどうかに対する議員の考えは性別が大きく影響する(女性の方が講じるべきと回答する)可能性が高い。また、男女間の地位が平等かどうかという質問も影響すると考えられる。

3. 仮説

先行研究により、活発的な政党間競争が女性議員の数を増加させる可能性があること、女性が重要視する争点が高まる時、女性主義的投票傾向が高まること、ジェンダーに関連した質問項目において男女で回答の差が大きいことが言える。以上のことを踏まえ、三つの仮説を立てる。第一に、政党によって女性議員を増やすための施策に対する評価が異なる可能性がある。第二に、女性議員を増やす施策に対する評価は性別が影響する可能性が

ある。第三に、男女間の地位が平等かどうかという質問が影響を与えるという仮説を立てる。

4. データ、変数、分析手法

データは「津田塾大学中條研究室 2023 年度第 6 回東京都議会議員調査」の調査結果を用いて、分析と仮説の検証を行った。この調査は、2023 年 10 月 27 日から 2023 年 11 月 30 日にかけて東京都議会議員 119 名を対象に行われた。有効回答数は 74 であり、その回収率は 62.3%であった。使用する質問の中で無回答であったものは除外している。

目的変数は「女性議員を増やす施策に対する評価」である。その概念を測る質問として「東京都は女性議員を増やすための施策を講じるべきだと思いますか」を用いた。選択肢は「直ちに講じるべきか」から「講じなくてよい」までの 4 件評価であるが、「直ちに講じるべき」と「どちらかといえば講じるべき」を 1、それ以外を 0 として 2 値の変数としている（表 1）。したがって、ロジスティック回帰分析を用いる。

表 2 は調査データから利用した説明変数の尺度を説明したものである。性別に関して、一般に認識されている性別を用いている。

また、有権者調査の結果を用いて同様の分析を行った。この調査は、2023 年 9 月 13 日から 2023 年 9 月 15 日にかけて東京都在住の 19 歳から 79 歳まで対象に行われた。有権者において、性別、年齢、男女間の地位についての回答といった属性が「女性議員を増やすための施策に対する評価」に与える影響を分析する。なお、有権者調査データにおける質問と変数の処理は議員調査データと同様である。また、有権者調査データにおいて「支持政党」を尋ねる項目がないため、議員調査データの「所属会派」に対応する変数はない。

表 1: 使用する調査データと変数

変数	調査票の質問	尺度
Q4a	2023 年 10 月の時点で、都議会議員の約 7 割 (119 名中 82 名) が男性です。東京都は女性議員を増やすための施策を講じるべきだと思いますか。	「直ちに講じるべき」、 「どちらかといえば講じるべき」=1 「どちらかといえば講じなくていい」、 「講じなくてよい」、「どちらともいえない」=0

表 2: 使用する説明変数

変数	調査票の質問	尺度
所属会派		自民党 = 1、その他 = 0 立憲民主党 = 1、その他 = 0 公明党 = 1、その他 = 0 日本共産党 = 1、その他 = 0 都民ファーストの会 = 1、その他 = 0
性別		女性 = 1、男性 = 0
年齢		連続変数
Q3a	現在、日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思いますか。	「男性の方が優遇されている」 = 1 「どちらかといえば男性の方が優遇されている」 = 2 「平等である」 = 3 「どちらかといえば女性の方が優遇されている」 = 4 「女性の方が優遇されている」 = 5

次に、議員データにおいて、「女性議員を増やす施策に対する評価」における回答割合を表 3 に示す。「講じるべき」と回答した人の割合が 64%、「講じなくてよい」と回答した人の割合が 31%であった。政党ごとの回答状況、性別ごとの回答状況をまとめたものをそれぞれ表 4、表 5 に示す。日本共産党所属の議員の回答率は 84%であり、公明党が 35%と最も回答率が少ない結果となった。また、得られた回答における男女比率は男性が 61%、女性が 35%であった。年齢と「男女間の地位について」の質問における記述統計を表 6 に示す。それぞれの最小値、最大値、平均値、標準偏差を表記している。

表 3: 議員における「女性議員を増やす施策への評価」の回答割合

	回答数	割合
講じるべき	47	64%
講じなくてよい	23	31%
無回答	4	5%
	74	100%

表 4: 議員における政党ごとの回答状況

所属政党・会派	回答数	議員人数	回答率
自由民主党	14	27	52%
立憲民主党	10	15	67%
公明党	8	23	35%
日本共産党	16	19	84%
都民ファーストの会	15	27	56%
その他	8	8	100%
	71	119	60%

表 5: 議員における回答者の性別と割合

	回答数	割合
男性	45	61%
女性	26	35%
無回答	3	4%
	74	100%

表 6: 議員における年齢と「男女間の地位について」の記述統計

変数	調査票の質問	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢		31	71	53.746	9.964
Q3a	現在、日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思いますか。	1	4	1.714	0.759

また、有権者データにおいて、「女性議員を増やす施策に対する評価」における回答割合を表 7 に示す。「講じるべき」と回答した人の割合が 52%、「講じなくてよい」と回答した人の割合が 43%であった。性別ごとの回答状況をまとめたものを表 8 に示す。得られた回答における男女比率は男性が 61%、女性が 36%であった。年齢と「男女間の地位について」の質問における記述統計を表 9 に示す。議員データ同様、それぞれの最小値、最大値、平均値、標準偏差を表記している。

表 7: 有権者における「女性議員を増やす施策への評価」の回答割合

	回答数	割合
講じるべき	1084	52%
講じなくてよい	909	43%
その他	97	5%
	2090	100%

表 8: 有権者における回答者の性別と割合

	回答数	割合
男性	1285	61%
女性	762	36%
その他	43	2%
	2090	100%

表 9: 有権者における年齢と「男女間の地位について」の記述統計

変数	調査票の質問	最小値	最大値	平均値	標準偏差
年齢		18	82	52.274	12.992
Q10	現在、日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思いますか。	1	5	1.959	0.955

以上の記述統計結果から、議員と有権者の回答分布の違いについて以下にまとめる。

まず、「女性議員を増やす施策に対する評価」の回答分布において、「講じるべき」との回答は議員が 64%、有権者は 52%であり、議員の方がやや多い。回答者における性別と年齢はどちらも同程度であり、標準偏差より、有権者の年齢幅の方が広い。「男女間の地位について」の回答は、議員平均 1.71、有権者平均 1.96 と議員の方がやや「男性の方が優遇されている」に偏っている。また、議員は「5: 女性の方が優遇されている」と回答している人がいない。総じて、議員の方が有権者よりも、議会における女性議員割合について問題を認識し、何らかの対応をするべきと考えている傾向がある。

5. 結果

(1) 議員分析

まず、「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、所属会派を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。説明変数を自民党とした分析結果を表 10 に示す。有意水準 5%により帰無仮説が棄却される。つまり、所属会派自民党は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意である。係数がマイナスであることから、自民党所属議員はそれ以外の議員と比べて、女性議員を増やすための施策を講じなくてよいと回答する傾向がある。

表 10: 「女性議員を増やす施策への評価」と自民党の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.981	0.303	3.240	0.001 **
自民	-1.317	0.659	-1.998	0.046 *
N	67			
AIC	84.755			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

説明変数を立憲民主党とした分析結果を表 11 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、所属会派立憲民主党は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 11: 「女性議員を増やす施策への評価」と立憲民主党の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.880	0.289	3.052	0.002 **
立憲民主	-1.104	0.730	-1.511	0.131
N	67			
AIC	86.535			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

説明変数を公明党とした分析結果を表 12 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、所属会派公明党は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 12: 「女性議員を増やす施策への評価」と公明党の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.593	0.272	2.181	0.029 *
公明	1.353	1.103	1.226	0.220
N	67			
AIC	86.851			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

説明変数を日本共産党とした分析結果を表 13 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、所属会派日本共産党は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 13: 「女性議員を増やす施策への評価」と日本共産党の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.521	0.290	1.800	0.072
日本共産	0.945	0.703	1.344	0.179
N	67			
AIC	86.793			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

説明変数を都民ファーストの会とした分析結果を表 14 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、所属会派都民ファーストの会は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 14: 「女性議員を増やす施策への評価」と都民ファーストの会の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.6650	0.2900	2.293	0.0219 *
都民ファースト	0.2513	0.6589	0.381	0.7029
N	67			
AIC	86.535			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

次に「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、性別を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。分析結果を表 15 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、性別は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 15: 「女性議員を増やす施策への評価」と性別の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.386	0.314	1.227	0.220
性別	1.001	0.591	1.694	0.090
N	67			
AIC	85.711			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、年齢を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。分析結果を表 16 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、年齢は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 16: 「女性議員を増やす施策への評価」と年齢の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.185	1.425	0.130	0.897
年齢	0.010	0.026	0.378	0.705
N	67			
AIC	88.68			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、「日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思うか」の回答を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。分析結果を表 17 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、男女間の地位についての回答は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 17: 「女性議員を増やす施策への評価」と「男女間の地位について」の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	1.406	0.647	2.173	0.030 *
男女間の地位	-0.395	0.333	-1.186	0.236
N	70			
AIC	91.229			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

次に、それぞれの所属会派、性別、年齢、「男女間の地位について」の回答を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。分析結果を表 18 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、どの変数においても「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 18: 説明変数を所属会派、性別、年齢、「男女間の地位」とした分析結果

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	2.554	2.145	1.191	0.234
自民	-0.475	1.242	-0.382	0.702
立憲民主	-1.246	1.174	-1.061	0.289
公明	1.713	1.510	1.135	0.257
日本共産	0.289	1.116	0.259	0.796
都民ファースト	0.226	1.081	0.209	0.834
性別	0.791	0.764	1.034	0.301
年齢	-0.026	0.031	-0.831	0.406
男女間の地位	-0.400	0.529	-0.757	0.449
N	67			
AIC	91.83			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

続いて、都議会議員において「女性議員を増やす施策への評価」が所属会派によって影響を受けている可能性を考え、会派を除外した性別、年齢、「男女間の地位について」の回答を説明変数としたロジスティック回帰分析を行った。その結果を表 19 に示す。有意水準 5%により対立仮説が棄却される。つまり、どの変数においても「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意ではない。

表 19: 説明変数を性別、年齢、「男女間の地位」とした分析結果

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.889	1.634	0.544	0.586
性別	0.795	0.623	1.275	0.202
年齢	0.004	0.026	0.161	0.872
男女間の地位	-0.379	0.369	-1.028	0.304
N	67			
AIC	88.605			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

以上の分析結果から、単回帰分析において自民党のみ「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意であり、自民党所属議員は施策を講じなくてよいと回答する傾向がある。しかし、説明変数を複数含めた重回帰分析においてはどの変数も有意ではなかった。

(2) 有権者分析

次に、有権者について同様の分析を行う。「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、性別を説明変数としたロジスティック回帰分析の結果を表 20 に示す。有意水準 5%により帰無仮説が棄却される。つまり、性別は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意である。したがって、女性であると、女性議員を増やすための施策を「講じるべき」と回答する傾向がある。

表 20: 有権者における「女性議員を増やす施策への評価」と性別の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	0.008	0.057	0.142	0.887
性別	0.490	0.096	5.127	2.94E-07 ***
N	1964			
AIC	2683.5			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、年齢を説明変数としたロジスティック回帰分析の結果を表 21 に示す。有意水準 5%により帰無仮説が棄却される。つまり、年齢は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意である。したがって、年齢が上であるほど、女性議員を増やすための施策を「講じるべき」と回答する傾向がある。

表 21: 有権者における「女性議員を増やす施策への評価」と年齢の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-0.378	0.187	-2.021	0.043 *
年齢	0.011	0.003	3.048	0.002 **
N	1993			
AIC	2742.2			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」の回答を目的変数、「日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思うか」の回答を説明変数としたロジスティック回帰分析の結果を表 22 に示す。有意水準 5%により帰無仮説が棄却される。つまり、男女間の地位についての回答は「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意である。

表 22: 有権者における「女性議員を増やす施策への評価」と「男女間の地位について」の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	2.436	0.137	17.76	<2e-16 ***
男女間の地位	-1.115	0.066	-16.84	<2e-16 ***
N	1904			
AIC	2225.4			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

性別、年齢、「男女間の地位について」の回答を説明変数としたロジスティック回帰分析の結果を表 23 に示す。有意水準 5%により帰無仮説が棄却される。つまり、どの変数においても「女性議員を増やす施策への評価」に対する説明変数として有意である。

表 23: 有権者における「女性議員を増やす施策への評価」と性別、年齢、「男女間の地位
について」の関連

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	1.838	0.290	6.347	2.19E-10 ***
性別	0.234	0.115	2.024	0.043 *
年齢	0.009	0.004	2.029	0.043 *
男女間の地位	-1.083	0.068	-15.942	< 2e-16 ***
N	1880			
AIC	2197.6			

*:p<0.05, **:p<0.01, ***:p<0.001

以上の有権者における分析結果から、性別は女性ほど「女性議員を増やすための施策」を「講じるべき」と回答する傾向がある。年齢は上であるほど施策を「講じるべき」と回答する傾向がある。さらに、男女間の地位の評価は「男性の方が優遇されている」と考えるほど施策を「講じるべき」と回答する傾向がある。

6. 結論と含意

これらの分析結果より、「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」に対する議員の考えは、議員の所属会派、性別、年齢、「日本の政治分野における男女間の地位は平等だと思うか」の回答によって説明されないことが言える。単回帰分析においては所属会派自民党の影響がある、自民党議員は施策を講じなくてよいと思っていると考えられたが、他の変数を含めた重回帰分析においては影響がないと言える。したがって、議員においては「女性議員を増やすための施策を講じるべきか」は特定の属性に影響されるわけではないと考えられる。

一方で、有権者調査においては、性別、年齢、男女間の地位についての回答の全ての変数において有意差があることが言える。有権者においては性別や年齢、男女間の地位についての考えが「女性議員を増やす施策への評価」に影響を与えるという仮説が支持される。したがって、女性有権者や男女平等を支持する有権者は、女性議員を増やすための施策を支持する傾向があると考えられる。反対に、男性有権者や男女間の地位に対して保守的な考えの有権者は、この施策を支持しない可能性があると考えられる。

女性議員を増やすための施策を支持するかどうかは、議員の特定の属性ではなく、彼らを選挙で選ぶ有権者の属性によってより影響を与えられる可能性があると考えられる。そのため、有権者である私たちの考えや投票行動が政策に影響を与える可能性があり、政治分野におけるジェンダーギャップの解消につながっていくのではないかと考えられる。

参考文献

- 芦谷圭祐、2019、「女性擁立の政党政治—二元代表制における協調と対立」日本政治学会、『年報政治学』70巻1号 pp. 316-344。
- 金相美、2018、「ジェンダー化されたコミュニケーション：若年層女性の政治認識と政参加を中心に」『社会情報学』第6巻3号 pp. 49-62。
- 三浦まり、2023、「ジェンダーに配慮した議会に向けたI P U自己点検の意義と日本の取り組み」『学術の動向』28巻2号 pp. 57-61。