

大学入試における特別枠に対する進学希望者の意見 ——特に「女子枠」を焦点に——

○呂佳臨¹

¹ 東北大学

1. 問題と目的

日本の国立大学において「女子枠」が初めて導入されたのは、1994年名古屋工業大学の機械工学科の事例である。しかし、その後約30年間、この制度が広く普及することはなかった。転機となったのは、「令和5年度大学入学者選抜実施要項」（文部科学省、2022）である。同要項では、「多様な背景を持つ者を対象とする選抜」の一例として「理工系の女子」が明記され、それを契機として工学部を中心に「女子枠」の導入が急速に拡大した。立脇（2024）の研究によれば、「女子枠」を導入済み、あるいは導入予定の国立大学の数は、2022年の1校から2026年には24校へと急増している。

「女子枠」とは、大学が女性を対象に限定して設ける入試制度である。試験内容や方法は大学ごとに異なるが、この制度により入学者に占める女性比率の最低水準を保証できるため、「性別クオータ」とも呼ばれる。

「性別クオータ」はアファーマティブ・アクション（積極的格差是正措置）の一種であるが、欧米諸国を含む多くの国では教育分野における性別クオータの制度化は認められていない。教育におけるアファーマティブ・アクションの代表例としては、アメリカにおける人種などに応じた入試得点の補正制度が挙げられる。しかし、この制度は2024年に連邦最高裁判所によって違憲と判断された。その他、特定の条件を満たす対象者への経済的支援なども、アファーマティブ・アクションの一形態と見なされている。

しかし、「女子枠」には賛否両論が存在する。OECD（2021）のデータによれば、日本の理工系分野における女性比率は加盟国の中で最も低く、これは日本政府にとって深刻な課題である。そのため、より直接的な手段として「女子枠」の導入が必要だとする意見もある。一方で反対意見も根強い。たとえば2010年、九州大学理学部数学科が2年後に「女子枠」を導入する方針を公表したが、多くの反発を受け、最終的に導入を見送った。受験生の視点からも批判はある。たとえば、東京科学大学（2022）の報告によれば、2025年度実施

の選抜において「女子枠」の募集人数が143名増加する一方で、一般選抜の募集定員は106名削減する予定である。これにより、理工学部を志望する男子受験生に不利益となり、機会の不平等を招くとの指摘がある。

「女子枠」をめぐる賛否は、フェミニズム思想とも密接に関係している。第一波のリベラル・フェミニズムは、自由競争と機会の平等を重視した。一方、第二波のラディカル・フェミニズムは、男性を支配的な存在とみなし、男女を競合的・敵対的なものとして捉える傾向が強い。また、ラディカル・フェミニズムは、男女格差を是正するために、女性への補償措置、いわゆる「逆差別」の必要性を主張する。

こうした思想の相違は学術的議論に留まらず、個人の考え方にも関連している。宇井（2002）の研究によれば、人は特定のフェミニズム思想に一貫して属するのではなく、性別に関する平等を判断する際に、フェミニズムに関連する複数の基準を同時に持ちうることを示されている。

以上を踏まえ、本稿は「女子枠」と類似する入試制度との比較を通じて、受験生が「女子枠」に対してどのような意見をもっているのか、その像を明らかにすることを目的とする。同時に、受験生が入試の平等をいかなる基準で判断しているのかを検討することで、今後の入試制度の改善に資することを目指す。

2. 方法

本研究では、大学入試に対する意識が高い予備校在籍の学生を対象として質問紙調査を行った。調査は東北大学教育学研究科で研究倫理審査委員会の承認（ID：25-1-009）を得た。

使用した質問紙はA3判両面1枚で構成されており、回答者自身に関する属性として「性別」「専攻（予定）」「学年」の3項目を含む。調査では、場面想定問題を用い、大学入試における3つの支援対象区分（A.地域、B.経済、C.性別）を設定したうえで、各区分に対する大学側の対応として、「1.特別枠の設置」「2.受験料免除」

「3.広報活動の実施」の3項目を提示し、各対応について「1.反対」から「5.賛成」までの5件法で回答を求めた。さらに、回答者が各支援対象区分に対する賛否を判断する際に重視する観点について、宇井（2008）を参考し、①均等配分の原理、②不平等の緩和、③手続きの公正、④必要性の原理、⑤個人の能力の原理を受験生にも理解しやすい表現で5つの平等判断基準を作って、各支援対象区分において「1.そう思わない」から「5.そう思う」までの5件法で回答を求めた。

3. 結果

3.1 回答者層

現時点で得られた有効回答者数は285名である。

回答者の内訳は、男性186名（65.3%）、女性95名（33.3%）、その他または無回答が4名（1.4%）であった。学年別では、1年生21名（7.4%）、2年生15名（5.3%）、3年生62名（21.8%）、既卒生186名（65.3%）であった。専攻分野は文系75名（26.3%）、理系207名（73.4%）となっている。

3.2 各支援対象区分における各対応への評価

表1に、大学側の各対応に対する評価の平均値と標準偏差を示す。データは正規性を満たさなかったため、各支援対象区分における「特別枠の設置」に対する評価を比較する際には、Friedman検定を行った。その結果、有意な差が見られた（ $\chi^2=61.36$, $df=2$, $p<.001$ ）。多重比較の結果、評価が高いのは「地域枠>経済枠>女子枠」の順であった。

次に、同じ性別条件における異なる対応を比較したところ、有意な差が認められた（ $\chi^2=214.15$, $df=2$, $p<.001$ ）。多重比較の結果、評価が高いのは、「女子広報活動>女子枠>女子受験料免除」の順となった。

さらに、「女子枠」に対する賛同の評価が比較的低い要因を検討するため、4要因反復測定分散分析（性別・専攻）を被験者間要因とし、各支援対象区分（地域、経済、性別）（本節以下、「区分」と各対応（枠、受験料免除、広報）を被験者内要因として分析した。この分析では、性別項目における「その他」および「無回答」を除外している。

4 要因反復分散分析の結果、区分の主効果が有意であった（ $F(2, 542)=59.59$, $p<.001$, $\eta^2=.18$ ）。区分と性別の2次交互作用も有意であった（ $F(2, 542)=9.47$, $p<.001$,

$\eta^2=.03$ ）。一方、区分と専攻の2次交互作用は有意でなかった（ $F(2, 542)<.01$, $p=.99$ ）。また、区分と専攻と性別の3次交互作用においては有意ではなかった（ $F(2, 542)=.05$, $p=.95$ ）。

次に、対応の主効果が有意であった（ $F(2, 542)=51.93$, $p<.001$, $\eta^2=.16$ ）。対応と性別の2次交互作用も有意であった（ $F(2, 542)=5.64$, $p=.004$, $\eta^2=.02$ ）。一方で、対応と専攻の2次交互作用は有意ではなかった（ $F(2, 542)=.19$, $p=.83$ ）。対応と専攻と性別の3次交互作用も有意ではなかった（ $F(2, 542)=.23$, $p=.80$ ）。

さらに、区分と対応の2次交互作用が有意であった（ $F(4, 1084)=88.01$, $p<.001$, $\eta^2=.25$ ）。区分と対応と性別の3次交互作用も有意であった（ $F(4, 1084)=4.56$, $p=.001$, $\eta^2=.02$ ）。一方で、区分と対応と専攻の3次交互作用は有意ではなかった（ $F(4, 1084)=.18$, $p=.95$ ）。区分と対応と専攻と性別の4次交互作用も有意ではなかった（ $F(4, 1084)=.58$, $p=.68$ ）。

性別の主効果にも有意であった（ $F(1, 271)=11.42$, $p=.001$, $\eta^2=.04$ ）が、専攻の主効果については有意でなかった（ $F(1, 271)<.001$, $p=.99$ ）。専攻と性別の2次交互作用もまた有意でなかった（ $F(1, 271)=.63$, $p=.43$ ）。

専攻は、主効果および他のすべての項目との交互作用は有意ではなかったため、無関係変数として扱った。

次に、3次交互作用（性別×区分×対応）は有意であり、区分と対応の関係が性別によって異なることを示している。そこで、各区分各対応における性別の単純効果を検討した。多重比較の結果は図1にまとめた。Bonferroniによる多重比較の結果、地域枠について女性は男性より有意に高かった（ $F(1, 276)=10.69$, $p=.001$ ）。女子枠についても女性は男性よりも有意に高かった

表1 各区分各対応への評価の平均値と標準偏差および性別における多重比較の検定結果（ $n=275$ ）

区分	対応	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
地域	特別枠の設置	3.16	1.43	10.69	.00
	受験料免除	3.05	1.48	.17	.68
	広報活動	3.81	1.19	.02	.90
経済	特別枠の設置	2.80	1.35	.05	.82
	受験料免除	4.30	1.06	.23	.63
	広報活動	3.47	1.22	.00	.98
性別	特別枠の設置	2.08	1.28	7.79	.01
	受験料免除	2.36	1.37	53.54	.00
	広報活動	3.90	1.17	.00	.99

($F(1, 276)=53.54, p<.001$)。女子受験料免除について、女性は男性より有意に高かった ($F(1, 276)=7.79, p=.006$)。他の条件の下では有意差は認められなかった。その他の結果は表 1 に示した。

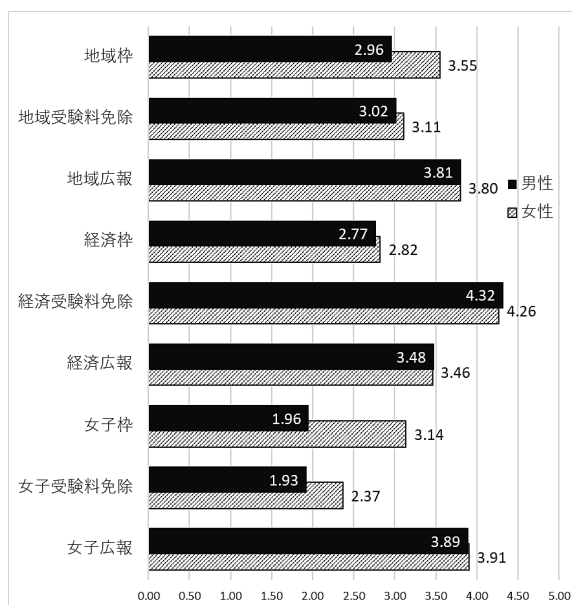


図 1 各支援対象区分への各対応への評価 (男女差)

3.3 性別における平等判断基準

表 2 は、性別条件で大学側の対応を評価する際の、各平等判断基準の平均値と標準偏差を示したものである。各平等判断基準の性差を検討するために、 t 検定を行った。その結果、均等配分の原理は女性が有意に高かった ($t(278)=3.21, p=.001$)。性別への配慮は女性が有意に高かった ($t(222.70)=4.21, p<.001$)。個人能力原理は男性が有意に高かった ($t(278)=-2.35, p=.02$)。

表 2 性別条件で平等判断基準の平均値と標準偏差

平等判断基準	性別	N	M	SD
均等配分の原理	女性	95	2.76	1.20
	男性	185	2.21	1.42
不平等の緩和	女性	95	3.36	1.25
	男性	185	2.64	1.51
手続きの公正	女性	95	2.98	1.09
	男性	185	2.57	1.32
必要性原理	女性	95	3.93	1.01
	男性	185	3.91	1.20
個人能力原理	女性	95	4.19	0.94
	男性	185	4.47	0.95

3.4 「女子枠」態度への影響要因

「女子枠」を焦点に、それに対する評価を予測する要因を検討するために、性別 (0=女性, 1=男性)、専攻 (0=文系, 1=理系) 及び性別条件での 5 つの平等判断基準を独立変数として、強制投入法による重回帰分析を行った。多重共線性の指標として VIF および Tolerance を算出し、 $VIF<10$ かつ $Tolerance>.10$ を確認した。その結果、 $F(7, 269)=35.29, p<.001$, 決定係数 $R^2=.48$ (調整済 $R^2=.47$) という、「女子枠」への態度の分散の約 47% を説明する有意なモデルが得られた。

回帰分析の結果を表 3 に示した。性別は有意な負の予測因子であり ($\beta=-.25, p<.001$)、女性は男性に比べて「女子枠」への態度が有意に高かった。均等配分の原理 ($\beta=.15, p=.01$)、不平等の緩和 ($\beta=.26, p<.001$) および手続きの公正 ($\beta=.18, p<.001$) が有意な正の予測因子であったが、個人能力の原理 ($\beta=-.23, p<.001$) が有意な負の予測因子であった。専攻と必要性の原理は有意ではなかった ($p>.05$)。

対照的に、「地域枠」と「経済枠」の評価をそれぞれ従属変数として、同様に性別・専攻及び各支援対象区分で 5 つの平等判断基準を独立変数とした重回帰分析も行った。その結果、「地域枠」において有意なモデルが得られた ($F(7, 263)=18.67, p<.001$, 決定係数 $R^2=.33$ (調整済 $R^2=.31$))。予測因子については、性別、不平等の緩和、手続きの公正、個人能力原理が有意な予測因子であったが、「女子枠」の重回帰分析と比べると均等配分の原理は有意ではなかった点が違いである。

「経済枠」においても有意なモデルが得られた ($F(7, 267)=14.33, p<.001$, 決定係数 $R^2=.27$ (調整済 $R^2=.25$))。予測因子については、「女子枠」の重回帰分析と比べると性別は有意ではなかった点が唯一の違いである。

表 3 「女子枠」を従属変数とする重回帰分析結果

	B	SE	Std.β	t	p
(定数)	2.66	.38		6.97	.00
性別	-.74	.13	-.25	-5.54	.00
専攻	-.03	.14	-.01	-.22	.83
均等配分の原理	.15	.06	.15	2.55	.01
不平等の緩和	.25	.06	.26	4.20	.00
手続きの公正	.19	.06	.18	3.42	.00
必要性原理	.02	.06	.02	.35	.73
個人能力原理	-.34	.07	-.23	-4.67	.00

4. 考察

現行の「女子枠」は、主に理工系学部で実施されている入試制度である。受験生の立場から見れば、「女子枠」は一般選抜等の定員を圧迫する側面もあるため、理工系を志望する男子学生に不利が生じる可能性があると考えられる。

本研究における4要因反復分散分析の結果、専攻の主効果および関連する交互作用はいずれも有意ではなく、「女子枠」に対する評価を従属変数とした重回帰分析においても、専攻は有意な予測因子とはならなかった。一方、性別は主効果および単純効果のいずれにおいても有意であり、「女子枠」に対する評価を予測する有意な因子であることが示された。すなわち、受験生の評価は志望専攻によるものではなく、単なる当事者性の有無によって説明できず、むしろ性別に基づく社会的アイデンティティや価値観の相違が強く左右されていると考えられる。

また、性別と大学の対応との2次交互作用が有意であり、「地域枠」に対する回帰分析においても、性別は有意な負の予測因子であった。これは、女性が男性よりも「特別枠の設置」に賛成しやすい傾向を示唆している。他方、「経済枠」に関しては、性別の効果は有意ではなかった。これは、「受験料免除」が経済的側面に直接作用する措置であるため、性別による評価の差が相対的に小さくなり、回答傾向が均質化と考えられる。

さらに、t検定の結果、男性は「個人能力原理」をより重視し、女性は「均等分配原理」や「不平等の緩和」をより重視する傾向が示唆された。これを裏付けるように、回帰分析においても、性別及び専攻を統制した後、「女子枠」の評価を有意に予測する変数として、これら3つの平等判断基準が抽出された。すなわち、「個人能力原理」を重視する者は反対的態度を示しやすく、「均等分配原理」や「不平等の緩和」を重視する者は肯定的態度を取る傾向にある。この結果は、女性が「女子枠」に対して肯定的な評価をしやすい傾向が、背後にある平等判断基準における性差と関連している可能性を示している。

「不平等の緩和」という判断基準は、不平等な結果の是正に重点が置き、強いリベラリズムの色彩をもつ「個人能力原理」とは対照的である。すなわち、差異が生じた場合にはそれを補償すべきであるという立場に立つ。一方、「均等分配原理」は結果の平等を重視し、

ラディカル・フェミニズムの立場と一定の一致を示す。このように、「平等」についての価値判断の枠組みが異なることにより、「女子枠」に対する賛否の態度にも差が現れると考えられる。「特別枠の設置」、特に「女子枠」に賛成する者はラディカル・フェミニズムと親和性を持つ一方、反対する者はむしろリベラリズムの価値観を支持している可能性がある。

最後に注目すべき点として、性別条件においては女性および全体の平均が「受験料免除」よりも「特別枠の設置」を強く支持していた点が挙げられる。一方、地域や経済条件においては、このような傾向は確認されなかった。この結果は、大学側が性別に応じた対応を行う場合、「受験料免除」のような間接的措置よりも、「特別枠の設置」のように明確で直接的な措置の方が支持されやすい可能性を示唆している。

謝辞

本研究の一部はJSPS 科研費 JP21H04409 の助成を受けたものである。

引用文献

- 文部科学省 (2022). 令和5年度大学入学者選抜実施要項. https://www.mext.go.jp/content/20220603-mxt_daigakuc02-000005144_1.pdf
- OECD (2021). Education at a Glance 2021. JAPAN – COUNTRY NOTE. <https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/1426642c-en.pdf?expires=1730037056&id=id&accname=guest&checksum=CBE944E38D53F8C6D1FF9646D87829F8>
- 立脇洋介 (2024). 国立大学の入学者選抜における女子枠の現状. 大学入試学会第1回創立記念大会発表草稿集. 26-27.
- 東京工業大学 (2022). 総合型・学校推薦型選抜で143人の「女子枠」を導入. <https://www.titech.ac.jp/news/pdf/news-31129-pd2.pdf>
- 宇井美代子 (2002). 女子大学生における男女平等を判断する基準: 公的・私的・個人領域との関連から. 青年心理学研究, 14, 41-55.
- 宇井美代子・松井豊 (2008). 男女平等の判断基準尺度改訂版の作成. 日本心理学会第72回大会 (編) 日本心理学会大会発表論文集 (pp. 2EV041-2EV041) 公益社団法人 日本心理学会.