

ジェンダーをめぐる「隠れたカリキュラム」再考

——中学生の理系進路希望と性別役割分業意識に着目して——

須藤 康介

1. 問題設定

本稿の目的は、中学校における男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成が、「隠れたカリキュラム」として、生徒の理系進路希望と性別役割分業意識に与える影響を明らかにすることである。

教育社会学のジェンダー研究では、学校の「隠れたカリキュラム」が議論されることが多い。「隠れたカリキュラム」は、もともとは Jackson (1968=1990) が提示した概念であり、学校教育において、本来のカリキュラム（顕在的カリキュラム）を伝達するときに、意図せずして子供たちに伝わる内容のことを指す。この概念がジェンダー研究にも援用され、天野・木村編 (2003)、亀田・館編 (2000)、木村・古久保編 (2008) など多くの論著において、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成などが、「隠れたカリキュラム」として子供たちに暗黙のメッセージを発しているとは指摘されてきた。簡潔に述べれば、名簿を男子・女子の順番にし、男子を「君」で女子を「さん」で呼び、理数系の教員は男性ばかりという学校環境が、望ましいとされる男女の在り方を子供たちに暗黙に伝え、結果的に男女を区分けした社会構造が次世代に再生産されている可能性が指摘されてきたのである。

しかし、従来のジェンダー研究は実証データを伴わず、「隠れたカリキュラム」の存在を示唆するにとどまっていることがしばしばであった。そのため、世間の人々から「考えすぎだ」、あるいはさらに攻撃的に「フェミニストの妄想だ」と言われたとき、説得的な返答ができない状況にあった。1990年代以降のジェンダーフリー教育論争が平行線のまま現在に至っているのも、上野ほか (2006) が指摘するような思想的・感情的な対立は大きいものの、加えて、ジェンダーに配慮しているとされる各教育実践が、生徒たちにどのような影響を与えるのか (与えないのか) が明らかでなかったことも、一因と考えられる。実際に、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成は、生徒の意識に影響を与えているのだろうか。与えているとしたら、どのような影響を与えているのだろうか。本稿では、学齢期にすでにジェンダー分化が生じているとして議論されることが多い、理系進路希望と性別役割分業意識に着目し、「隠れたカリキュラム」の効果の実証を試みる。

なお、「隠れたカリキュラム」がどの生徒にも均一に影響を与えていると想定することは、おそらく現実に適合しない。大多和 (2001) が示すように、中等教育においては、向学校文化を持つ生徒と脱学校文化 (消費文化) を持つ生徒が分化し、両者では学校文化へのコミットメントが大きく異なる。したがって、「隠れたカリキュラム」も、主に学校文化に親和的な生徒に対して、影響を与えていると考えられる。そこで本稿では、教師から考え方の影響を受けたと認識している生徒を、学校文化に親和的な生徒であると捉え、特にそのような生徒で、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成の影響が見られるのかも検証する。

2. 使用データと論文の構成

分析に使用するデータは、内閣府委託、リベルタス・コンサルティング実施「女子生徒等の理系進路選択支援に向けた生徒等の意識に関する調査」の個票データである。本調査は、2017年度の2学期に、日本全国の公立中学2年生とその保護者を対象に実施されたものである。調査対象校は、全国の公立中学校（中等教育学校を含む）から地域的な偏りが生じないように選定され、1校につき1学級を抽出し、生徒についてはホームルームなどでの集団自記式で、保護者については郵送にて回答を得た。最終的な有効回答数は、学校51校、生徒1731名、男性保護者615名、女性保護者918名である。学校の教育実践や教員配置については、学級担任（一部は理科教員）から回答を得ている。詳細はリベルタス・コンサルティング（2018）を参照されたい。

ただし、本稿で実際に分析対象とするのは、上記サンプルから、学級担任からの回答が得られていない2校とその生徒51名、2学級が混在している1校とその生徒60名、性別不明の生徒8名を除外したものである。また、保護者票は、生徒票とのマッチングができていないケースがあり、かつ、本研究の関心の主眼ではないため、扱わない。したがって、分析対象は学校48校、生徒1612名となる。男女別によると、男子808名、女子804名と、サンプルサイズが十分に大きいとは言えないが、ジェンダーに関するさまざまな質問項目を含んだ全国規模の最新データとして、学術的価値のあるものと考えられる。内閣府を通して学校に調査依頼をしたため、調査協力率が高く、サンプルバイアスが抑制されている点も、本データの特長である。

以下、第3節では、分析に使用する変数の説明と記述統計量の確認を行う。そして、第4節で、マルチレベルロジスティック回帰分析によって、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成が生徒の理系進路希望と性別役割分業意識に与える影響を分析する。最後の第5節においては、知見のまとめと考察・結論を述べる。

3. 使用する変数

分析で使用する変数の設定が表1、記述統計量が表2・3である⁽¹⁾。なお、教員の性別構成が理系進路希望と性別役割分業意識に与える影響を検証する上では、理科教員2年連続男性ダミーに加えて、数学教員2年連続男性ダミーも分析に加えるべきであるが、本データでは調査されていない。当該変数を加えた分析は、今後の課題とする。

表2の平均値から、理系進路を希望している生徒は、男子で41.5%、女子で27.8%と差がついていることがわかる。これは、多くの先行調査の結果と一致している。また、性別役割分業を肯定している生徒は、男子で31.0%、女子で18.2%である。割合としては少数派であるものの、特に男子生徒においては、性別役割分業を望ましいと考えている者が一定数いる。

次に、表3の平均値から、31.3%の学校が男女別名簿を使っていることがわかる。男女混合名簿の導入が進んだと言われる現在でも、男女別名簿は一定数使われている。また、男女を「君」「さん」で呼び分けている学校は45.8%と約半数である。近年、小学校では「さん」づけが一般的になっているが、中学校はちょうど過渡期にあることがうかがえる。そして、理科教員が2年連続男性であるケースも45.8%と約半数である。表中には掲載していないが、理科教員が2年連続女性であるケースは10.4%であり、かなりの差がある⁽²⁾。これらの学校環境が、前掲の理系進路希望や性別役割分

表1 変数の設定

		設定方法
生徒 レベル	理系進路希望ダミー	「将来は文系／理系どちらの進路に進みたいか」で、「理系」「どちらかといえば理系」=1, 「文系」「どちらかといえば文系」「どちらでもない」「わからない・まだ決めていない」=0
	性別役割分業意識ダミー	「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきであるという考え方に賛成である」で、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」=1, 「そう思わない」「どちらかといえばそう思わない」=0
	三大都市圏ダミー	東京都・神奈川県・千葉県・埼玉県・愛知県・大阪府・兵庫県に在学している=1, それ以外=0
	異性きょうだいダミー	異性のきょうだいがいる=1, いない=0
	ランドセル性別色ダミー	小学生のときに最後に使っていたランドセルが性別連想色（男子は黒・青・紺色, 女子は赤・ピンク色）=1, それ以外=0
	英語成績	学年の中での英語の成績5段階
	国社成績	学年の中での国語・社会の成績5段階の平均値
	数理成績	学年の中での数学・理科の成績5段階の平均値
	運動部ダミー	運動系の部活に所属している=1, 所属していない=0
	文化部ダミー	文化系の部活に所属している=1, 所属していない=0
学校 レベル	教師から影響ダミー	「あなたの考え方に影響を与えた人」で、「学校の先生」が「強く影響を与えた」「ある程度影響を与えた」=1, 「あまり影響を与えなかった」「まったく影響を与えなかった」「該当する人がいない」=0
	男女別名簿ダミー	学校として「男女混合名簿を採用していない」=1, 「男女混合名簿を採用している」=0
	男女呼び分けダミー	学校として「男子をくん付け, 女子をさん付け」=1, 「男女ともさん付け」「男女とも呼び捨て」「その他」=0 (学校としての方針がない場合は, 多くの教員が行っているものを回答してもらった)
	理科教員2年連続男性ダミー	調査対象学級の中1・中2の理科教員がともに男性=1, それ以外=0

表2 変数の記述統計量（生徒レベル）

		有効度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
理系進路希望ダミー	男子	800	0.000	1.000	0.415	0.493
	女子	801	0.000	1.000	0.278	0.448
性別役割分業意識ダミー	男子	796	0.000	1.000	0.310	0.463
	女子	804	0.000	1.000	0.182	0.386
三大都市圏ダミー	男子	808	0.000	1.000	0.474	0.500
	女子	804	0.000	1.000	0.460	0.499
異性きょうだいダミー	男子	806	0.000	1.000	0.531	0.499
	女子	803	0.000	1.000	0.533	0.499
ランドセル性別色ダミー	男子	802	0.000	1.000	0.874	0.332
	女子	803	0.000	1.000	0.782	0.413
英語成績	男子	805	1.000	5.000	2.790	1.369
	女子	803	1.000	5.000	3.041	1.285
国社成績	男子	806	1.000	5.000	2.940	1.082
	女子	802	1.000	5.000	3.055	1.015
数理成績	男子	806	1.000	5.000	3.181	1.151
	女子	804	1.000	5.000	2.945	1.089
運動部ダミー	男子	807	0.000	1.000	0.825	0.380
	女子	803	0.000	1.000	0.593	0.492
文化部ダミー	男子	807	0.000	1.000	0.113	0.316
	女子	803	0.000	1.000	0.362	0.481
教師から影響ダミー	男子	780	0.000	1.000	0.569	0.496
	女子	775	0.000	1.000	0.559	0.497

表3 変数の記述統計量（学校レベル）

	有効度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
男女別名簿ダミー	48	0.000	1.000	0.313	0.468
男女呼び分けダミー	48	0.000	1.000	0.458	0.504
理科教員2年連続男性ダミー	48	0.000	1.000	0.458	0.504

業意識に影響しているのか否かが、本研究の問いである。

4. 分析結果

ここから、理系進路希望および性別役割分業意識を従属変数とするマルチレベルロジスティック回帰分析を行う。分析結果はすべて男女別に示す。分析の際、独立変数の欠損値は、多重代入法によって補正した。予測変数は表2および表3に示した変数すべて、代入回数は5回、代入方法は多変量正規回帰である。なお、サンプルサイズが小さいことをふまえ、統計的有意性の判定は、10%水準まで許容して行うものとする。

4.1. 理系進路希望への影響の検証

理系進路希望を従属変数とするマルチレベルロジスティック回帰分析の結果が表4・5である。モデル1が主効果モデルであり、生徒全体として見た場合に、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成が理系進路希望に影響を与えているかどうかを検証している。モデル2が交互作用モデルであり、特に教師から影響を受けているタイプの生徒において、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成が理系進路希望に影響を与えているかどうかを検証している。

表4のモデル1より、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成は、男子全体として見れば、理系進路希望に影響を与えているとは言えない。しかし、モデル2より、教師から影響を受けているタイプの男子は、男女呼び分けがなされていると理系進路を希望しやすいことがわかる。また、表5のモデル1より、男女別名簿は総じて女子の理系進路希望を高める。そして、モデル2より、教師から影響を受けているタイプの女子は、男性の理科教員が続くと理系進路を希望しづらいことがわかる。以上の知見に対する考察は、第5節で行う。

なお、補足的な知見として、表4・5を通して、男女ともに国社成績が高いほど理系進路を希望しづらく、数理成績が高いほど理系進路を希望しやすいことがわかる。能力・適性に応じた進路選択が近代以降の学校の理念であることを考えれば、理にかなったことと言えるだろう。また、表4から、男子では文化部に所属している生徒が理系進路を希望しやすいことがわかるが、これはもともと理系志向の男子生徒がコンピューター部や科学部に入っているためと考えられる。

4.2. 性別役割分業意識への影響の検証

性別役割分業意識を従属変数とするマルチレベルロジスティック回帰分析の結果が表6・7である。モデル1が主効果モデルであり、生徒全体として見た場合に、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成が性別役割分業意識に影響を与えているかどうかを検証している。モデル2が交互作用モデルであり、特に教師から影響を受けているタイプの生徒において、男女別名簿・男女呼び分け・教員の

表4 男子の理系進路希望の規定要因（マルチレベルロジスティック回帰分析，ランダム切片モデル）

		モデル1			モデル2		
		回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
生徒 レベル	三大都市圏ダミー	-0.077	0.926		-0.064	0.938	
	異性きょうだいダミー	0.183	1.201		0.167	1.181	
	ランドセル性別色ダミー	-0.080	0.923		-0.083	0.921	
	英語成績	-0.083	0.921		-0.087	0.917	
	国社成績	-0.626	0.535	***	-0.642	0.526	***
	数理成績	1.178	3.248	***	1.184	3.268	***
	運動部ダミー	0.431	1.539		0.442	1.556	
	文化部ダミー	0.794	2.211	*	0.775	2.170	*
	教師から影響ダミー				-0.096	0.909	
学校 レベル	男女別名簿ダミー	0.072	1.074		0.119	1.126	
	男女呼び分けダミー	0.086	1.090		-0.230	0.794	
	理科教員2年連続男性ダミー	-0.035	0.965		-0.048	0.954	
交互 作用	教師から影響×男女別名簿				-0.096	0.908	
	教師から影響×男女呼び分け				0.575	1.777	+
	教師から影響×理科教員2年連続男性				0.035	1.035	
(定数)		-2.596		***	-2.498		***
有効度数（生徒レベル）		800			800		
有効度数（学校レベル）		48			48		
回帰のF検定		p=0.000			p=0.000		

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 + p<0.1

表5 女子の理系進路希望の規定要因（マルチレベルロジスティック回帰分析，ランダム切片モデル）

		モデル1			モデル2		
		回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
生徒 レベル	三大都市圏ダミー	0.118	1.125		0.127	1.135	
	異性きょうだいダミー	-0.111	0.895		-0.115	0.891	
	ランドセル性別色ダミー	-0.004	0.996		0.017	1.017	
	英語成績	0.035	1.036		0.048	1.049	
	国社成績	-0.735	0.479	***	-0.754	0.470	***
	数理成績	1.069	2.913	***	1.078	2.939	***
	運動部ダミー	0.323	1.381		0.378	1.459	
	文化部ダミー	0.282	1.326		0.335	1.398	
	教師から影響ダミー				0.131	1.139	
学校 レベル	男女別名簿ダミー	0.632	1.881	*	0.588	1.800	+
	男女呼び分けダミー	-0.253	0.777		-0.255	0.775	
	理科教員2年連続男性ダミー	-0.060	0.942		0.348	1.416	
交互 作用	教師から影響×男女別名簿				0.051	1.052	
	教師から影響×男女呼び分け				0.065	1.067	
	教師から影響×理科教員2年連続男性				-0.778	0.459	*
(定数)		-2.593		***	-2.762		***
有効度数（生徒レベル）		801			801		
有効度数（学校レベル）		48			48		
回帰のF検定		p=0.000			p=0.000		

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 + p<0.1

表6 男子の性別役割分業意識の規定要因（マルチレベルロジスティック回帰分析，ランダム切片モデル）

		モデル1			モデル2		
		回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
生徒 レベル	三大都市圏ダミー	0.076	1.079		0.086	1.090	
	異性きょうだいダミー	-0.042	0.959		-0.059	0.942	
	ランドセル性別色ダミー	0.173	1.189		0.183	1.201	
	英語成績	0.009	1.009		0.006	1.006	
	国社成績	0.070	1.073		0.050	1.051	
	数理成績	-0.052	0.949		-0.055	0.947	
	運動部ダミー	-0.137	0.872		-0.155	0.856	
	文化部ダミー	-0.793	0.452	*	-0.865	0.421	*
	教師から影響ダミー			0.515	1.674	+	
学校 レベル	男女別名簿ダミー	0.275	1.317		0.078	1.081	
	男女呼び分けダミー	-0.076	0.927		0.231	1.260	
	理科教員2年連続男性ダミー	-0.149	0.862		-0.028	0.973	
交互 作用	教師から影響×男女別名簿				0.362	1.436	
	教師から影響×男女呼び分け				-0.499	0.607	
	教師から影響×理科教員2年連続男性				-0.188	0.828	
(定数)		-0.847		*	-1.083		*
有効度数（生徒レベル）		796			796		
有効度数（学校レベル）		48			48		
回帰のF検定		p=0.483			p=0.298		

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 + p<0.1

表7 女子の性別役割分業意識の規定要因（マルチレベルロジスティック回帰分析，ランダム切片モデル）

		モデル1			モデル2		
		回帰係数	オッズ比	有意確率	回帰係数	オッズ比	有意確率
生徒 レベル	三大都市圏ダミー	-0.073	0.930		-0.117	0.890	
	異性きょうだいダミー	0.180	1.198		0.196	1.217	
	ランドセル性別色ダミー	0.487	1.627	+	0.491	1.633	+
	英語成績	0.005	1.005		0.025	1.025	
	国社成績	-0.156	0.856		-0.162	0.851	
	数理成績	0.093	1.097		0.078	1.081	
	運動部ダミー	0.127	1.135		0.121	1.129	
	文化部ダミー	0.290	1.336		0.290	1.337	
	教師から影響ダミー				-0.091	0.913	
学校 レベル	男女別名簿ダミー	-0.014	0.986		0.362	1.437	
	男女呼び分けダミー	-0.209	0.811		-0.206	0.814	
	理科教員2年連続男性ダミー	-0.198	0.821		-0.446	0.640	
交互 作用	教師から影響×男女別名簿				-0.712	0.491	+
	教師から影響×男女呼び分け				-0.049	0.952	
	教師から影響×理科教員2年連続男性				0.443	1.558	
(定数)		-1.850		**	-1.777		**
有効度数（生徒レベル）		804			804		
有効度数（学校レベル）		48			48		
回帰のF検定		p=0.711			p=0.623		

*** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.05 + p<0.1

性別構成が性別役割分業意識に影響を与えているかどうかを検証している。

表6のモデル1・2より、男女別名簿・男女の呼び分け・教員の性別構成は、男子の性別役割分業意識に影響を与えているとは言えない。また、表7のモデル1より、男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成は、女子全体として見れば、性別役割分業意識に影響を与えているとは言えない。しかし、モデル2より、教師から影響を受けているタイプの女子は、男女別名簿が使われていると性別役割分業を否定しやすいことがわかる。以上の知見に対する考察は、第5節で行う。

なお、補足的な知見として、表6から、男子では文化部に所属している生徒が性別役割分業を否定しやすいことが確認できる。これは「男は女をリードすべき」というジェンダー規範から比較的自由な雰囲気がある文化部の男子にあるためと考えられる。また、表7から、赤やピンクのランドセルを使っていた女子は性別役割分業を肯定しやすいことがわかるが、これは学校の「隠れたカリキュラム」の影響というよりは、ランドセルを選んだ家庭の文化の影響と考えられる。さらに付言すれば、表6と表7の分析は、回帰のF検定の結果が示すように、モデルの説明力が高いとは言えない。部分的に男女別名簿の影響などは見られるものの、性別役割分業意識は今回用いた変数以外の諸要因、たとえば身近な大人の就労状況や日頃から触れるメディアによって形成される部分が大きいと考えられる。

5. まとめと結論

以上の分析から得られた主な知見は、次の三点である。

第一に、男女別名簿は女子の理系進路希望を高める。これは、男女別名簿をジェンダーフリーに反するものとして、どちらかと言えば否定的に論じてきた従来のジェンダー研究の指摘に反する結果である。男女別名簿が使われていると、数学や理科の授業内でのグループワークや実験が男女別に行われることが多く、男子がおらず女子だけのグループ内において、理数系の能力がある女子がリーダーシップを発揮しやすいことが考えられる。この点は日野(2005)も指摘しており、ジェンダーへの敏感さを欠いた状態で形式的に男女混合名簿を導入しても、男女混合のグループワークや実験が増え、そこで女子が消極的になってしまうことがあり得ると論じている。本データでも、男女混合名簿が使われている学校では、数学や理科の授業に積極的な生徒が男子に偏る傾向が見いだされている⁽³⁾。

第二に、教師から影響を受けているタイプの男子は、男女呼び分けがなされていると理系進路を希望しやすく、教師から影響を受けているタイプの女子は、男性の理科教員が続くと理系進路を希望しづらい。前者は、男子生徒が自身の性別を無意識にも自覚することが増えるため、後者は、女子生徒にとって理系のロールモデルが乏しくなるためと考えられる。これらの結果は、従来のジェンダー研究が指摘していたことが支持された形である。すなわち、理系進学率の男女差の縮小を目指すのであれば、男女の呼び方を区別しない、女性の理科教員を増やすといった取り組みは、部分的にはあるが、効果を有する可能性がある。

第三に、教師から影響を受けているタイプの女子は、男女別名簿が使われていると性別役割分業を否定しやすい。第一の知見と同様、男女別名簿が使われているほうが、グループワークや実験が男女別に行われることが多いため、性別による役割分担が暗黙になされてしまうことが少ないというメカニズムが考えられる。古田(2016)による、男女比が均等に近い(つまり、男女の接触頻度が高い)学校ほど、女子が性別ステレオタイプな学業意識を持つという知見とも整合する。逆説的であるが、男子ばかり、女子ばかりで固まりやすい環境のほうが、ジェンダーフリーな価値観が形成されやすいと考

えられる。女子校で女子が活躍しやすいことと類似のメカニズムが推測される。

なお、第一の知見と第三の知見を受けて、「男女混合名簿をやめるべきである」という結論を導くことは、おそらく妥当ではない。これらの知見が示唆するのは、近年広がっているからという理由で特段の配慮なく男女混合名簿を導入してしまうと、一部の女子生徒の理系進路希望の冷却や性別役割分業の肯定という「意図せざる結果」をもたらす可能性があるということである。木村（1999）がフィールドワークに基づいて示したように、教室内においては、声の大きな男子の発言によって女子の発言がかき消されるという事象がしばしば生じる。男女混合名簿の導入に伴って、男女混合のグループワークや実験が増えた場合、一部の男子の「積極性」によって、女子の活躍が阻害されることがないよう、教師の配慮が求められる。この点は、協働的な学習が「アクティブ・ラーニング」として推進されている昨今の学校現場において、より重要になると考えられる⁽⁴⁾。

以上、中学校における男女別名簿・男女呼び分け・教員の性別構成に着目して、生徒の理系進路希望と性別役割分業意識に与える影響を検証してきた。知見を総括すれば、「隠れたカリキュラム」の影響は、これまでのジェンダー研究の指摘通りに見られる部分もあれば、指摘とは反対方向に見られる部分もあれば、明確には見られない部分もある。本稿は、実証データを伴わずに「隠れたカリキュラム」の影響が議論されてきた従来の言説に、一石を投じることができたと考えられる。なお、影響が見られなかった部分については、中学校教育ではなく、幼児教育や小学校教育で見られる可能性もある。また、教師の言動や教科書の記述による影響も、先行研究においてしばしば指摘される場所であるが、本稿では検証できていない。今後の課題としては、以上の点に加えて、サンプルサイズを増やした調査データによる再検証を行うことが挙げられる。

<注>

- (1) 変数の設定の際、部活動の種別（運動系・文化系・両方・入っていない）に無回答で、具体的な部活動名を記入している場合は、その記入に基づいて、種別をアフターコードした。
- (2) 2016年度「学校教員統計調査」から算出すると、中学校の理科担当の専任教員のうち、74.6%が男性である。生徒にとっては、中学校3年間において、2年連続さらには3年連続、理科教員が男性であることは確率的に十分に生じ得る。
- (3) 名簿の編成と数学・理科の授業中の男女積極性のクロス表が表8・9である。男女積極性は、生徒に対して、「普段の数学／理科の授業で、積極的に挙手や発言をする生徒」は男女どちらが多いかを尋ねた変数である。

表8 名簿編成と数学授業男女積極性の関連

		数学授業男女積極性			合計	有効度数
		男子のほうが積極的	どちらもいえない	女子のほうが積極的		
名簿編成	男女別名簿	31.5%	49.3%	19.3%	100.0%	(540)
	男女混合名簿	43.5%	43.5%	13.1%	100.0%	(1065)
合計		39.4%	45.4%	15.1%	100.0%	(1605)
独立性のカイ二乗検定		p=0.000				

表9 名簿編成と理科授業男女積極性の関連

		理科授業男女積極性			合計	有効度数
		男子のほうが積極的	どちらもいえない	女子のほうが積極的		
名簿編成	男女別名簿	42.8%	38.1%	19.1%	100.0%	(540)
	男女混合名簿	52.3%	30.3%	17.4%	100.0%	(1063)
合計		49.1%	32.9%	18.0%	100.0%	(1603)
独立性のカイ二乗検定		p=0.001				

- (4) アクティブ・ラーニング型の授業方法が、空気を読まない（読めない）生徒に相対的に不利益をもたらす可能性が、須藤（2018）において示されている。アクティブ・ラーニングは、これまで個人単位の活動が主であった授業という場に、人間関係の力学を持ち込むものであるため、性別やスクールカーストなどの要素が子供たちに与える影響が増大する可能性がある。

<参考文献>

- P. W. Jackson 1968=1990 *Life in Classrooms New Edition* New York: Teachers College Press.
天野正子・木村涼子編 2003『ジェンダーで学ぶ教育』世界思想社。
上野千鶴子・宮台真司・斎藤環・小谷真理ほか 2006『バックラッシュ！——なぜジェンダーフリーは叩かれたのか？』双風舎。
大多和直樹 2001「「地位欲求不満説」再考——上層：生徒文化・下層：若者文化モデル試論」『犯罪社会学研究』第26号 pp.116-140。
亀田温子・館かおる編 2000『学校をジェンダー・フリーに』明石書店。
木村涼子 1999『学校文化とジェンダー』勁草書房。
木村涼子・古久保さくら編 2008『ジェンダーで考える教育の現在——フェミニズム教育学をめざして』解放出版社。
須藤康介 2018「アクティブ・ラーニング型の授業方法への適応と格差——学校段階および児童・生徒のコミュニケーション様式に着目して」『明星大学研究紀要・教育学部』第8号 pp.69-78。
日野玲子 2005「「ジェンダー・フリー」教育を再考する——担い手の立場から、ジェンダーに敏感な教育を考える」木村涼子編『ジェンダー・フリー・トラブル——バッシング現象を検証する』白澤社 pp.95-115。
古田和久 2016「学業的自己概念の形成におけるジェンダーと学校環境の影響」『教育学研究』第83巻 pp.13-25。
リベルタス・コンサルティング 2018「平成29年度内閣府委託調査「女子生徒等の理工系進路選択支援に向けた生徒等の意識に関する調査研究」調査報告書」
(http://www.gender.go.jp/research/kenkyu/pdf/girls-course_h29.pdf)

<謝辞>

本稿の執筆にあたり、内閣府男女共同参画局から「女子生徒等の理工系進路選択支援に向けた生徒等の意識に関する調査」の個票データをお借りしました。ここに深く感謝を申し上げます。なお、本稿の内容は、筆者個人の分析と考察によるものです。

(すどう こうすけ 総合教育センター)