

大学の授業時における着席位置と成績の関連

郷 式 徹

要約

着席位置が授業理解に及ぼす影響を明らかにすることが本研究の目的である。そこで、大学の教育心理学の授業において全30回の着席位置と授業内容に関する小テスト、前・後期末テスト、性別、所属専攻のデータを収集した。平均的な着席位置は授業理解に影響しなかったが、性別や専攻は影響する可能性が示された。さらに、より直接的な着席位置の授業理解に対する影響を検討するため、各授業時の小テストの得点に対する前回着席位置の影響を検討した。その結果、前の方に座っている学生は後ろの方に座っている学生よりも、また、女子が男子に比べて授業理解が高かった。加えて、女子では着席位置の変動が授業理解に影響を及ぼさない一方で、男子では着席位置がいつもの位置より前に移動した場合には後ろに移動した場合に比べて小テストの点が高かった。まとめると、長期的な授業内容の理解には性別や専攻といった個人差が影響するものの着席位置の影響は明らかではない。一方、短期的な授業内容の理解には着席位置や性別が影響するとともに、着席位置の、特にその移動の影響が男子において明確に見られた。

大学の授業では教室内のどの席に座っても良い場合が多い。だからといって、受講者は無作為に着席しているわけではない。おおよそ毎回同じ位置に座ることが多く、前方に座る受講者と後方の受講者で業態度が異なることは講義を行ったことのある人なら一般的に感じるものである。

着席行動は非言語行動の7つの次元の一つである空間行動 (Knapp, 1972) とされている。ただし、その空間とは座席が配置された空間であり、その限定的な空間での座席選択や座席位置の利用という行動 (石井, 1995) に限定されている。すなわち、個人が座席という制限のある一定の行動空間の中で、物理的及び対人的環境と相互作用しながら、自己の意志で着席位置を選択する行動

を着席行動という（山口，1996）。そのように座席の存在と着席による身体拘束性が空間への自己布置の自由度を狭め、その限定性のために他の空間行動に比べて社会文化的要因が空間的自己表現により深くかわる原因となる（北川，2012）。

教室での座席行動にかかわる要素としては、性差（濱嶋・城，2001）やパーソナリティが検討されてきた。例えば、外向的な人は部屋の中心，通路側，ドアに向いて着席する傾向がある一方，内向的な人は部屋の隅，壁際，ドアに背を向けて着席する傾向がある（Sommer，1969）とか，対人不安の高い人は低い人に比べて，教師からより離れた座席に座る（山口，1996）といったことが知られている。こうした特質は，教室には座席数が多く，座席選択の自由度が比較的大きいことから生じる。

特に教室の着席位置との関係が検討された心理的行動特性としては，授業への参加（Sommer，1967），言語的相互作用（Koneya，1976），授業の欠席回数（Brooks & Rebata，1991），成績（Holloman & Anderson，1986），自尊心（Hillman，Brooks，& O'Brien，1991），達成動機（Mercincavage & Brooks，1990），右半球機能と関係する反応スタイル（Morton，Wearn，Kershner，& McLean，1993）などがある。

着席位置と成績の関連では，ほとんどの研究で，前方着席者は後方着席者よりも成績が良好であることが示されてきた（Sommer，1989）。特に，学生自身に座席選択をさせると前列者の成績が良い（Levine，O'Neal，Garwood，& McDonald，1980）。また，教室の前方や中央に座る学生は，周辺部に座る学生に比べて教師との相互作用が多いことが報告されている（Sommer，1969）。北川（2012）によると，同一科目内の座席位置には一貫性があり，科目間の一貫性も存在するとともに座席選択の一貫性は個人特性の1つとして扱いうる。そして，前に座る学生ほど成績が良く，後ろになるほど悪い。特に，知的水準はあまり高くないが成就指数の高い努力型が最前部を占め，中間やや前寄りに優秀努力型がひかれ，後ろ寄りに優秀怠惰型が続き，最後部に怠惰型が位置する（北川，2012）。

しかしながら，北川（2012）は教室での着席行動の研究において，前方や後方の定義が曖昧であることを指摘した。そして，学生の着席位置は教師へのスペーシングであり，教師との距離が近いほうから前方，中央，左右，後方の4つのゾーンに分割できることを提言している。教師への態度には関係試行的な側面と課題試行的な側面があり，それらの態度の強弱や正負の組み合わせによ

って各ゾーンの着席の意味が説明できるとしている。そこから、前方、中央、左右、後方の順に成績が下降すると仮定される。しかし、着席位置と成績との関連において、教室空間の4つの潜在的なゾーン構造が検討されたことはない。したがって、本研究では、教室空間の潜在的なゾーン構造と成績の関連、特に、前方、中央、左右、後方の順に成績が下降するのか確かめることを目的の一つにする。

また、北川（2012）は着席位置と成績の関連について述べているが、彼の研究は調査時期が1977年、1982年と30年以上前である。この間、日本では18歳人口の大学への進学率が2割強から5割強へと増大している。2017年現在、私立大学の約4割が定員割れをおこし、その結果、相当数が学力を問われることなく大学に入学することが可能になっており、大学生の学力低下が深刻な問題となっている。30年くらい前には大学生は少なくとも同年齢集団の中では相対的に高い学力（を獲得するための学習態度や学習習慣）を持っていたと考えられるが、現在においてはそのような前提を置くことはできないだろう。本研究では、相対的に高い学力（を獲得するための学習態度や学習習慣）を想定できない現在の大学生においても、着席位置と成績の関連が見られるかを確かめることを目的の一つにする。

また、北川（2012）の着席位置と成績の関連についての研究では、短期大学の保育科の女子学生のみを対象としている。短期大学の保育科の場合、カリキュラムが保育士養成に特化しており、学生に科目選択の余地がそれほどない。また、学生の学習に対する目的意識も明確化されている。そのため、北川（2012）で紹介された着席位置と成績の関連については、保育科に特有の状況の影響、また、対象が女子のみであることから女子のみにおいて見られる可能性が否定できない。そのため、本研究では、総合大学の文学部で必修科目として受講しなければならない学生と選択科目として受講している学生が混在する科目を対象に、また、男女両方を対象に着席位置と成績の関連が見られるかを確かめることを目的の一つにする。

ところで、同一科目内の着席位置には一貫性が想定されることから、北川（2012）では着席位置について、「いつも座る位置」に関する被験者の回答や複数回の実際の着席位置（前後性）の平均値を用いている。また、成績については期末テストの成績を用いている。すなわち、学生は毎回ほぼ同じ位置に座り、その安定した着席位置が中長期的に成績に影響することを想定している。一方、着席位置の授業内容の理解への直接の影響、すなわち、ある回の授業内

容の理解に対する着席位置の影響，が検討された研究は見当たらない。そこで，本研究では，各回の着席位置とその回の授業内容に関する小テスト（次の回に実施）の得点の関連を検討することにより，着席位置の直接の影響を検討することを目的の一つにする。

ところで，各授業回の着席位置がその回の授業内容の理解に影響を及ぼすとしても，そもそも授業内容の理解の程度に関して個人差があるとともに，着席位置と個人の要因（例えば，性別）の間の交互作用が影響している可能性もあり得る。本研究では，着席位置と個人の要因を分離して検討するとともに，着席位置と個人の要因の交互作用を検討するために，階層線形モデル（HLM⁽¹⁾）を用いることとする。この分析法を用いることにより，各回の着席位置が各受講者（個人）にネストされている（入れ子状態にある）という，縦断データ特有の構造を積極的に利用しつつ，もし着席位置間で違いが見られた場合，その違いを個人に関する要因で説明できるかを検討することが可能になる。個人に関する要因には，性別や専攻の違い（対象科目が必修か選択か）のような要因が考えられる。加えて，本研究では着席位置の影響を明らかにすることが目的であるため，個人の要因と着席位置の交互作用についても検討することとする。

方 法

調査の対象と時期

調査は京都にある中堅レベルの大規模私立大学文学部の火曜 2 時限（10 時 45 分～12 時 15 分）開講の教育心理学を対象とした。この科目は，前期 15 回，後期 15 回の計 30 回の講義で構成されており，各期末に 30 回の講義とは別に期末テストを行った。

調査対象は，2013 年度開講の教育心理学を受講していた文学部の 2 回生 173 人（男子 103 人，女子 70 人）であった。なお，教育心理学は 2 回生配当科目であるが，調査対象とした 2 回生以外に 3，4 回生 29 人および短期大学の学生 2 人が受講していた。ただし，2 回生以外の受講生には 2 回目の履修（再履修）の学生が含まれる可能性があるため調査対象とはしなかった。また，調査対象とした 173 人の受講者以外に欠席回数が 10 回以上の受講者が 35 人いたが，これらの受講者の大半はほとんど出席していなかったため調査対象とはしなかった。

調査対象者 173 人のうち 66 人（男子 37 人，女子 29 人）が教育学専攻の学生で，教育心理学は必修科目であった。他専攻の学生 107 人（男子 66 人，女子 41 人）

にとっては、教育心理学は選択科目である。ただし、教育心理学は教職科目に指定されているため、教員免許取得のために履修しているものも多い。⁽³⁾

調査内容

小テスト 初回の授業を除き毎授業時に小テストを実施した。小テストは授業の初めにマークシート式4択の問題が3問出題された。配点は1問1点で、全問正解で3点を得られた。小テストの内容はそのテストを実施する前回の授業内容から出題された。問題は教室前方にプロジェクターによって提示され、回答はマークシート方式のカードにマークすることによって行われた。小テストは毎回授業の初めに実施したため、遅刻した場合は欠席扱いとなった。小テスト回収後に回答は示したが、小テストの返却は行わなかった。教育心理学の成績評価において、小テストの得点は100点満点中の50点で、前期が25点（小テストの得点合計を25点満点に変換）、後期が25点であった。

期末テスト 調査対象とした授業は4月から1月までの30回の授業によって構成されたが、前期末（7月下旬）と後期末（1月末）に2回の期末テストを行った。期末テストの内容は半期の授業の全範囲から出題され、形式は小テストと同様のマークシート式4択の問題40問で構成された。なお、本研究の分析では1問1点とし、その合計点を分析対象とした。

教員志望の程度 初回の授業において、小テストの練習を兼ねて教員志望の程度に関して「あなたは教員免許をどの程度取得したいと思っていますか？」という質問を、絶対に取りたい・できれば取りたい・無理ならやめても良い・取るつもりはない、の4択でたずねた。また、「あなたは将来どの程度教員になりたいと思っていますか？」という質問を、絶対に教員になりたい・教員採用試験に合格できればやりたい・教員以外の就職のほうが優先・教員になるつもりはない、の4択でたずねた。なお、教員免許の取得希望の程度と教員志望の程度の間には強い相関（ $r = .83, p < .01$ ）が見られたため、分析においては教員免許の取得希望の程度を変数として用いた。

教室の状況と着席位置 本調査の対象とした授業で用いられた教室は座席数221席（間を空けた試験時体制での着席）で、左側から横に3人掛けの机と椅子が1列、5人掛けの机と椅子が3列、3人掛けの机と椅子が1列で、どの列も縦に17列並んでいた。授業時には詰めて着席しないように指示したため、最大でも3人掛けの机では真ん中を空けて2名、5人掛けの机では端に各1名と真ん中に1名の計3名が着席する状態になった。

北川（2012）に従い、座席位置を図1のように教室前方（3の位置）、側方（1の位置）、後方（0の位置）、中央（2の位置）の4つに分類した。小テストで用いた回答用のマークシート用紙に4種類の小さな印を入れておき、座席の位置により異なる印の回答用紙を配布することにより、授業時の各学生の着席位置のデータを収集した。

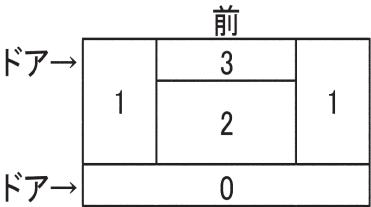


図1．着席位置の分類

以上のように、データとして各受講者の所属専攻、性別、教員志望の程度、前期および後期末テストの得点を各1回収集した。また、1～30回目の授業への出欠、2～30回目の授業時の小テストの得点、1～30回目の授業時の着席位置のデータを収集した。

結 果

教員志望の程度については、「(教員免許を)絶対に取りたい」を4点、「取るつもりはない」を1点として得点化した。また、着席位置については図2の4つのゾーンに関して、前方を3点、中央を2点、左右を1点、後方を0点として得点化した。なお、教員志望の程度、出席回数（全30回）、2～30回目の小テストの平均点、前期および後期の期末テストの得点（各40点満点）、1～30回目の着席位置の平均値を男女および専攻別（教育学専攻・教育学専攻以外）に表1に示した。

表1. 性別および専攻別の各指標の平均値とSD

		男子		女子		
		教育学専攻	他専攻	教育学専攻	他専攻	
教員志望の程度	平均	1.59	1.61	2.28	1.85	性別: F(1,142)=6.20, $p < .05$, 偏 η^2 =.040 専攻: F(1,142)=1.24, n.s., 偏 η^2 =.008
	SD	(1.04)	(0.94)	(1.36)	(1.20)	
	人数	37	54	29	33	
出席回数	平均	26.49	27.09	27.83	27.34	性別: F(1,142)=3.89, $p < .1$, 偏 η^2 =.022 専攻: F(1,142)=.02, n.s., 偏 η^2 =.000
	SD	(2.73)	(2.61)	(2.35)	(2.37)	
	人数	37	66	29	41	
小テスト平均点	平均	1.98	1.97	2.15	2.04	性別: F(1,142)=5.28, $p < .05$, 偏 η^2 =.030 専攻: F(1,142)=1.51, n.s., 偏 η^2 =.009
	SD	(0.35)	(0.33)	(0.31)	(0.32)	
	人数	37	66	29	41	
前期末テスト	平均	33.00	29.98	33.90	31.88	性別: F(1,142)=3.41, $p < .1$, 偏 η^2 =.020 専攻: F(1,142)=11.19, $p < .01$, 偏 η^2 =.063
	SD	(3.83)	(5.68)	(3.67)	(4.19)	
	人数	36	66	29	39	
後期末テスト	平均	31.80	29.76	33.10	30.65	性別: F(1,142)=2.01, n.s., 偏 η^2 =.012 専攻: F(1,142)=8.44, $p < .01$, 偏 η^2 =.049
	SD	(5.40)	(4.89)	(3.48)	(4.90)	
	人数	35	63	29	40	
着席位置	平均	1.36	1.25	1.63	1.47	性別: F(1,142)=2.79, $p < .1$, 偏 η^2 =.016 専攻: F(1,142)=.02, n.s., 偏 η^2 =.000
	SD	(1.00)	(0.87)	(0.82)	(0.97)	
	人数	37	66	29	41	

交互作用についてはどの従属変数においても見られなかったため記載しない

表1の各指標に対して性差および専攻の影響があるかを確かめるために、各指標を従属変数として、2（性別）×2（専攻別）の2要因分散分析を行った。その結果、教員志望の程度と小テストの平均点において女子が男子より高く、前期および後期の期末テストにおいて教育学専攻が他専攻よりも得点が高かった。なお、どの指標においても交互作用は見られなかった。

表1の各指標間の関係を検討するために、各指標の相関、性別を統制した場合および専攻を統制した場合の偏相関を表2に示した。小テスト、前期末テスト、後期末テストそれぞれの間で中程度の正の相関及び偏相関が示されたことは、これらの指標がどれも授業内容の理解を示すものであることを考えると当然である。教員志望の程度は出席回数と弱い偏相関を示すものの他の指標とは関連しなかった。一方、出席回数はほぼすべての指標と弱いもしくは中程度の正の相関および偏相関を示した。

表2. 各指標の相関および偏相関

	教員志望の程度	出席回数	小テスト平均点	前期末テスト	後期末テスト	着席位置
教員志望の程度		0.14	0.07	0.01	0.05	-0.02
出席回数	0.18 0.22		0.41	0.34	0.33	0.21
小テスト平均点	0.05 0.09	0.38 0.41		0.55	0.34	0.20
前期末テスト	0.02 0.03	0.27 0.33	0.50 0.52		0.44	0.16
後期末テスト	0.02 0.03	0.35 0.40	0.33 0.35	0.46 0.44		-0.19
着席位置	-0.04 -0.01	0.18 0.20	0.16 0.18	0.12 0.14	-0.18 -0.16	

右上の数字は相関係数、左下の数字のうち上段は性別を統制した偏相関係数、下段は専攻を統制した偏相関係数
ゴチックの数字は無相関の検定において5%水準で有意であることを示す

着席位置は教員志望の程度以外の指標とは弱い相関を示した。しかし、性別を統制すると小テストの平均点と前期末テストとの相関は見られなくなった。また、専攻を統制すると前期および後期期末テストとの相関は見られなくなった。これは授業内容の理解への着席位置の影響が性別や専攻（この科目の単位の必要性の程度）によって変わることを意味している。なお、着席位置と後期末テストの（偏）相関係数だけが負の値、すなわち、後ろに座るほど得点が高

くなるという傾向を示した。

着席位置と小テストの関連

本研究では、先行研究と異なり、平均的な着席位置と成績との強い関連は見られなかった。ところで、平均着席位置の標準偏差（表1）を見ると、0.82～1.00と相対的に大きな値となっている。これは着席位置がある程度は変動することを示している。そこで、着席位置の授業内容の理解度に対する影響を着席位置の変動も含めて検討した。各回の小テストはその前回の授業内容に基づいて出題された。したがって、各回の小テストの得点は前回の授業内容の理解度に左右される。着席位置が授業内容の理解に影響するならば、ある授業時の着席位置は次回の小テストの得点に影響を与えるだろう。また、着席位置の授業理解への影響は、各受講者によって異なるかもしれない。

ところで、各回の小テストの難しさに違いがあるかを確かめるために、各回の小テストの平均点（表3）に対して、回を要因とした1要因分散分析を行ったところ、有意であった（ $F(28,812)=10.75, p<.01$ ）。この結果は回によって難易に違いがあるということを意味している。分析の目的は、ある授業時の着席位置が次回の小テストの得点に影響するかを検討することなので、小テストの回ごとの成績の違いは検討する必要はない。そこで、回ごとの難易の違いを調整するため、小テストの得点については標準化した。

その上で、各回の小テストの得点を従属変数、各回の着席位置、専攻（教育学専攻か否か）、性別を独立変数とした階層線形モデルを検討することにした。この場合、各回の着席位置が各調査参加者にネストされている。なお、

表3. 各授業回の小テストの平均得点

授業回	出席者数	平均値	標準偏差
2	166	1.60	0.89
3	166	2.45	0.63
4	155	2.29	0.78
5	156	1.99	0.90
6	163	2.35	0.69
7	151	1.64	0.84
8	159	2.11	0.87
9	156	2.42	0.76
10	152	2.29	0.83
11	160	2.43	0.67
12	154	2.79	0.54
13	157	1.92	0.83
14	156	2.49	0.64
15	159	2.16	0.85
16	159	2.03	0.92
17	161	1.81	0.82
18	148	1.86	0.87
19	139	2.27	0.86
20	146	2.52	0.65
21	154	1.97	0.97
22	146	1.39	0.83
23	155	2.59	0.69
24	157	1.55	0.90
25	161	1.73	0.93
26	166	1.43	0.82
27	162	2.72	0.53
28	156	2.27	0.76
29	162	1.99	0.99
30	147	2.07	0.88

分析で用いる要因に関する平均値と標準偏差を表4に示した。また、教員志望の程度は学習成績との関連が見られなかった（表2）ことから分析の対象とはしなかった。

まず、小テストの得点に着席位置の影響が見られるかを検討するため、2つのレベルによる以下のモデルを設定した。2つのレベルは互いにリンクしている。

表4. 各変数の基礎統計量

変数	平均値	SD
<u>レベル1(授業回レベル)</u>		
従属変数		
小テスト得点	0.016	0.989
独立変数		
着席位置	1.410	1.124
相対的着席位置	0.000	0.655
<u>レベル2(個人レベル)a</u>		
平均着席位置	1.410	0.914

a レベル2の要因には性別と専攻もあるが、これらは名義尺度であるため記載していない(男子103人・女子70人、教育学専攻66人・他専攻107人)

レベル1：特定授業回レベル

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} P_{i-1j} + e_{ij} \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

レベル2：受講生レベル

$$\beta_{0j} = \nu_{00} + u_{0j} \quad \beta_{1j} = \nu_{10} + u_{1j} \quad (2)$$

ただし、

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{pmatrix} \right] \quad (3)$$

ここでは、 Y_{ij} は調査参加者番号j番目の受講者におけるi回目の小テストの得点である。同様に P_{i-1j} はj番目の受講者におけるi-1回目の着席位置⁽⁴⁾である。レベル1の式(1)は、着席位置の影響を検討するための式である。ここで、 β_{0j} は切片で、レベル2の式(2)によって、受講生間の個人差 u_{0j} を仮定しており、その分散は τ_{00} となる。この τ_{00} が有意に0より大きいことが示されれば、切片には個人差が存在することになる。すなわち、小テストの得点は個々の受講生によって違いがあることが検証されたことになる。また、 β_{1j} は、回帰係数であるが、そこにも受講生間の個人差 u_{1j} を仮定しており、その分散が τ_{11} となる。この τ_{11} が有意に0より大きいことが示されれば、回帰係数には個人差が存在することになり、着席位置が小テストの得点に及ぼす影響は個々の受講生によって違いがあることが検証されたことになる。なお、 e_{ij} は残差であり、 σ^2 はその分散である。以上のモデルは受講生間の分散が変数で説明されていないため、unconditional modelと呼ばれる。

着席位置を従属変数とし、前述のモデル式((1), (2), (3))を適用して分析を行った。分析結果を、表5の個人変数なしモデル(unconditional)に示

した。まず、切片の個人間の分散は有意となった。なお、級内相関係数は14.7%であった。以上から、小テストの得点には個人差が存在すると考えられる。

次に、着席位置の回帰係数 ν_{10} が有意になった ($\nu_{10} = .069, p < .001$) が、その分散は有意ではなかった。したがって、ある授業時の着席位置は次回の小テストの得点に影響するが、その影響は個人間で異なることが明らかになった。

次に、上記の個人変数なしモデルの分析で示された個人差を説明するために、レベル2に個人に関する変数を投入したモデルを検討することにした。ところで、着席位置と性別のような個人変数との関連は交互作用として表れる可能性がある。階層線形モデルにおいて交互作用が見られる場合、解釈を容易にするために含まれる要因を中心化することが一般的である。中心化された着席位置は、調査参加者番号 j 番目の受講者の1回目から29回目までの平均着席位置に対して $i-1$ 回目の授業時に平均着席位置（つまり普段座っている位置）より前に座ったか、後ろに座ったかという相対的な着席位置を示すものとなる。すると、いつもは前方に座っている受講者がたまたま中ほどに座った場合といつてもは端の方に座っている受講者が後方に座った場合が同じように扱われてしまい、中ほどと後方という座席位置の違いは無視されてしまう。そこで、着席位置については、各受講者の1回目から29回目までの平均着席位置と $i-1$ 回目の授業時の相対的な着席位置に変数を分けて投入することにした。

いつも前の方に座っている受講生、いつも後ろの方に座っている受講生といったように着席位置は大方決まっていることが多いだろう。したがって、平均着席位置は各受講生の個人差とみなすことができる。そこで、まず、平均着席位置を個人変数として投入した次のようなモデルを設定した。

レベル1：特定授業回レベル

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{相対着席位置}) + e_{ij} \quad e_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

レベル2：受講生レベル

$$\beta_{0j} = \nu_{00} + \nu_{01} (\text{平均着席位置}) + u_{0j} \quad \beta_{1j} = \nu_{10} + u_{1j}$$

レベル2の1つ目の式は、切片 β_{0j} の個人差を平均着席位置によって説明するとともに、受講生間の個人差 u_{0j} を仮定している。以上のモデルは受講生間の分散のある変数（この場合、平均着席位置）によって説明するモデルであるため、conditional model と呼ばれる。

このモデルを適用して行った分析結果を、表5の個人変数モデル1（condi-

tional 1) に示した。切片の個人差を説明するための個人変数に関する回帰係数 ν_{01} は有意となった ($\nu_{01} = .092, p < .01$)。また、切片の個人間の分散は有意となった。以上から、小テストの得点には個人差が存在するが、その一部は平均着席位置によって説明された。

次に、相対着席位置の回帰係数 ν_{10} が有意になった ($\nu_{10} = .059, p < .01$) が、その分散は有意ではなかった。したがって、相対着席位置は小テストの得点に影響するが、その影響は個人間で異なることが明らかになった。

さらに、レベル 2 に個人変数として平均着席位置に加えて、性別と専攻を投入したモデル（個人変数モデル 2）を検討した。この個人変数投入モデルのレベル 1 は個人変数モデル 1 の式と同じで、レベル 2 のみを次のように変更した。

レベル 2：受講生レベル

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \nu_{00} + \nu_{01} (\text{平均着席位置}) + \nu_{02} (\text{性別}) + \nu_{03} (\text{専攻}) \\ &\quad + \nu_{04} (\text{平均着席位置} \times \text{性別}) \\ &\quad + \nu_{05} (\text{平均着席位置} \times \text{専攻}) + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \nu_{10} + \nu_{11} (\text{性別}) + \nu_{12} (\text{専攻})\end{aligned}$$

レベル 2 の 1 つ目の式は、レベル 1 の切片 β_{0j} の個人差を平均着席位置、性別、専攻および平均着席位置と性別の交互作用、平均着席位置と専攻の交互作用によって説明するための式である。 β_{1j} にも性別と専攻の要因が入っているが、これは傾き β_{1j} の個人差を相対着席位置と性別の交互作用および相対着席位置と専攻の交互作用によって説明するための式である。個人変数なしモデルでも個人変数モデル 1 でも相対着席位置の回帰係数の分散は有意ではなかったため、個人変数モデル 2 では回帰係数の分散は設定しなかった。以上のモデルは受講生間の分散を平均着席位置、性別、専攻によって説明するモデルであるため、conditional model 2 とした。

このモデルを適用して行った分析結果を、表 5 の個人変数モデル 2 (conditional 2) に示した。個人変数モデル 2 では切片の個人間変動を説明するための個人変数に関する回帰係数 ν_{03} , ν_{04} , ν_{05} は有意にならなかった。すなわち、専攻、平均着席位置と性別の交互作用、平均着席位置と専攻の交互作用は小テストの得点の個人差を説明する要因ではないことが示唆された。また、相対着席位置と専攻の交互作用の回帰係数 ν_{12} も有意ではなかった。すなわち、相対的着席位置と専攻の交互作用は小テストの得点に影響しないことを意味している。

そこで、専攻を含む要因と平均着席位置と性別の交互作用を除いて、レベル

表5. 階層線形モデル分析の結果

切片と傾き	個人変数なしモデル (unconditional)			個人変数モデル1 (conditional 1)		
	推定値	SE	分散	推定値	SE	分散
切片						
v 00	-0.051	0.042	0.154 **	-0.085	0.057	0.136 **
v 01				0.092 **	0.034	
v 02						
v 03						
v 04						
v 05						
傾き						
v 10	0.069 **	0.018	-0.001	0.060 **	0.021	0.001
v 11						
v 12						
AIC	11017.21			11019.41		
切片と傾き	個人変数モデル2 (conditional 2)			個人変数モデル3 (conditional 3)		
	推定値	SE	分散	推定値	SE	分散
切片						
v 00	0.066 *	0.033	0.131 **	0.056 †	0.032	0.133 **
v 01	0.073 *	0.036		0.085 *	0.034	
v 02	0.109 †	0.063		0.110 †	0.064	
v 03	0.059	0.064				
v 04	-0.014	0.070				
v 05	-0.076	0.070				
傾き						
v 10	0.060 **	0.022		0.057 **	0.021	
v 11	-0.081 †	0.042		-0.079 †	0.042	
v 12	0.018	0.045				
AIC	11019.11			11013.26		

** 1%水準で有意

* 5%水準で有意

† 10%水準で有意

2 に個人変数として平均着席位置と性別を投入したモデルを検討した。この個人変数投入モデルのレベル 1 は個人変数モデル 1 の式と同じで、レベル 2 のみを次のように変更する。

レベル 2 : 受講生レベル

$$\begin{aligned}\beta_{0j} &= \nu_{00} + \nu_{01} (\text{平均着席位置}) \\ &\quad + \nu_{02} (\text{性別}) + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \nu_{10} + \nu_{11} (\text{性別})\end{aligned}$$

レベル2の1つ目の式は、レベル1の切片 β_{0j} の個人差を平均着席位置と性別により説明するための式である。 β_{1j} にも性別の要因が入っているが、これは傾き β_{1j} の個人差を相対着席位置と性別の交互作用によって説明するための式である。以上のモデルは受講生間の分散を平均着席位置と性別によって説明するモデルであるため、conditional model 3とした。

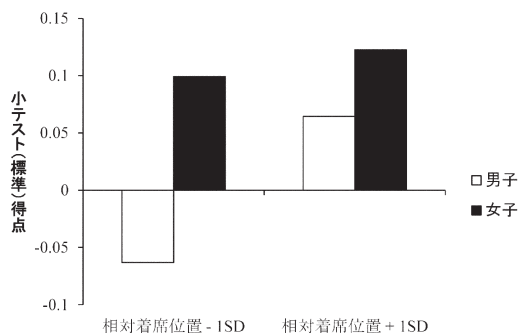


図2. 相対的着席位置と性別の交互作用

このモデルを適用して行った分析結果を、表5の個人変数モデル3 (conditional 3) に示した。個人変数モデル3では切片の個人差を説明するための個人変数に関する回帰係数 ν_{01} は有意となった ($\nu_{01} = .085, p < .05$)。また、 ν_{02} には有意な傾向が見られた ($\nu_{02} = .110, p < .1$)。加えて、切片の個人間の分散が有意となった。以上から、小テストの得点には個人差が存在し、その一部は平均着席位置と性別によって説明された。

次に、相対着席位置の回帰係数 ν_{10} が有意になった ($\nu_{10} = .057, p < .01$)。また、相対着席位置と性別の交互作用の回帰係数 ν_{11} に有意な傾向が見られた ($\nu_{11} = -.079, p < .1$)。相対着席位置と性別の交互作用が見られた (図2) ので、相対的着席位置の単純主効果を検討したところ、男子においては着席位置がいつもの位置より前に移動した場合には小テストの点が上昇し、後ろに移動した場合には小テストの点が下降した ($t(3955) = 3.39, p < .01$)。一方、女子では相対着席位置の得点への影響は見られなかった ($t(3955) = .57, n.s.$)。すなわち、女子は普段座っている位置と異なる位置に着席しても授業内容の理解に変わりはないが、男子は普段より前に座ると理解が高まり、後ろに座ると低くなった。なお、各モデルの適合度 (AIC) を比較すると、個人変数モデル3の当てはまりが最も良いことから、このモデルが着席位置の小テストの得点に対する影響を説明するのに、より妥当であると言えるだろう。

考 察

本研究の目的は、授業理解に対する着席位置の影響を明らかにすることであ

った。一つ目の目的は、教室空間の潜在的なゾーン構造と成績の関連、特に、前方、中央、左右、後方の順に成績が下降するのかを確かめることであった。また、二つ目の目的は相対的に高い学力（を獲得するための学習態度や学習習慣）を想定できなくても、着席位置と成績の関連が見られるかを確かめることであった。三つ目の目的は総合大学の文学部の必修科目として受講しなければならない学生と選択科目として受講している学生が混在する科目を対象に、また、男女両方を対象に着席位置と成績の関連が見られるかを確かめることであった。そして、四つ目の目的は各回の着席位置とその回の授業内容に関する小テストの成績の関連を検討することにより、着席位置の成績への直接の影響を検討することであった。

平均的な着席位置と2～30回目の小テストの平均点、前期期末テストの間に弱い正の相関が見られたが、性別を統制すると相関は見られなくなった。また、専攻を統制すると前期期末テストとの相関は見られなくなった。これは授業内容の理解への着席位置の影響が性別や専攻（この科目の単位の必要性の程度）によって変わることを意味している。また、着席位置と後期末テストの（偏）相関係数は負の値、すなわち、後ろに座るほど得点が高くなるという傾向を示した。これは、後方に座っている受講者ほど普段の勉強（復習）が不足し、また、前期期末テストでは十分に勉強せずに試験に臨んだために不足している成績を最後の（後）期末テストで取り戻そうとしたためではないかと考えられる。すなわち、一つ目の目的としてあげた着席位置が前方、中央、左右、後方の順に成績が下降するということは確認できなかった。この結果は教室での着席位置の前後軸と成績との関連に関して示された先行研究とは一致しない。その理由については本研究の結果からは明らかにすることはできないが、二つ目の目的であげたように現在の大学においては学生に学力（を獲得するための学習態度や学習習慣）を期待できないことから、少なくとも中長期的には教師に近い位置に座っているからといって授業を理解できているわけではないことを示しているのかもしれない。一方、出席回数は成績に関するすべての指標および着席位置と弱いもしくは中程度の正の相関及び偏相関を示した。調査対象がまだ2回生ということもあり、教員志望の程度は授業内容の理解に影響をもたらさない一方で、授業にきちんと出席する学生ほど教師に近い位置に着席し、また授業内容を理解していると言えよう。

着席位置と成績の間の明確な関連は見られなかったが、性別や専攻を統制することにより着席位置と成績の間の相関の一部が見られなくなったことから、

三つ目の目的にあげた着席位置と成績の関連に対する性別や専攻の影響は確認されたと言えよう。

また、本研究では教員志望の程度と小テストの平均点において女子が男子より高かった。一方、着席位置には性差は見られなかった。すなわち、女子の方が明確な理由を持って授業を受けており、短期的な授業内容の理解は良いが、着席位置にはそうしたことは表れない。明確な受講目的が潜在的に媒介変数として成績に影響するのであって、平均的な着席位置と成績との相関が弱いことから、少なくとも中長期的な着席位置と成績との直接的な関係があるとは言えないのかもしれない。例えば平均的な着席位置と成績の関係を示した北川（2012）においては短期大学保育科の女子学生のみを対象としている。保育科に入学してくる学生は保育士資格の取得（保育士になる）という目標が明確なものが多い。そうした目標の明確さが受講や日常的な学習を意味づけ、授業時の着席位置や成績に反映しているのかもしれない。

本研究で対象とした科目「教育心理学」は教育学専攻の学生にとっては必修科目であり、この科目の単位を取らなければ卒業が不可能になる。一方、教育学専攻以外の学生にとっては、この科目の単位を取れなくても卒業の可否には関係しない。また、教員免許の取得に関しても、この科目以外にも教育心理学に関する科目が開講されているため、そちらで単位を取得すれば特に問題は生じない。この科目（の単位）の必要性の高さが成績に影響していた可能性は否定できない。なお、平均的な着席位置については、専攻にかかわらず違いはなく、受講（単位取得）の必要性が着席位置に表れるわけではないようである。このように先行研究とは異なり、平均的な着席位置の成績への明確な影響は見られなかった。

従来の研究では、着席位置について普段どのあたりに座っているか（例えば、平均着席位置）の科目に対する長期的な影響を検討してきた。また、同じ着席位置、例えば、前方への着席はどの学生でも同じだけの影響を成績に及ぼすとみなし、個人間の成績の違いは誤差として扱ってきた。しかし、本研究では平均着席位置に関して比較的大きな標準偏差が示され、受講者がある程度着席位置を変えている様子が示された。そこで、より直接的な着席位置の授業内容の理解度に対する短期的な影響を検討するために、普段の着席位置に加えて着席位置の変化の小テストの得点に対する影響を検討した。小テストの得点は短期的な授業内容の理解、すなわち、講義をきちんと聞いているか、小テストの前に前回の授業内容を復習しているかといった、日々の学習や授業態度をより直

接的に反映していると考えられる。

その結果、小テストの得点には個人差が存在し、性別にかかわらず普段前の方に座っている学生の方が後ろの方に座っている学生よりも小テストの得点が高いことが示された。つまり、いつも座っている席が前の方であるほど授業理解が高いと言えよう。ただし、普段の着席位置に関わらず女子の方が男子に比べて小テストの得点が高い傾向がみられた。これらの結果は、従来の研究（従来の研究は長期的な影響に関するものであるが）や多くの授業担当者の素朴な感覚と一致するものである。

加えて、女子は、着席位置の変動、つまり普段座っている席よりも前に座ったり、後ろに座ったりしても小テストの得点（その回の授業理解）は影響を受けないが、男子は着席位置が普段より前に移動した場合には後ろに移動した場合に比べて、小テストの点が高くなった。

この結果は、女子の場合受講態度や学習習慣（小テストに備えた復習など）が確立しており着席位置が多少変わっても、授業内容の理解の程度には影響しにくいことを示しているのかもしれない。一方、男子は受講態度や学習習慣が一貫しておらず着席位置によって授業内容の理解の程度が変わる、すなわち、教員に近い位置に座ると真面目に講義を聞くが、離れると聞かないのかもしれない。

また、専攻の違い——対象の科目が必修かどうか——は、交互作用も含めて、各回の小テストの得点には影響しなかった。期末テストに関しては対象科目が必修である教育学専攻の学生の方が他専攻よりも成績が良かったが、小テストに関してはそうした影響は見られなかった。これは対象科目の（単位の）必要性は長期的な授業内容の理解には影響するが短期的には影響しない。もしくは短期的な理解に関しては各回の授業のテーマや内容など個別の状況がより大きく影響することを意味しているのかもしれない。

まとめると、長期的な授業内容の理解には性別や対象の科目が必修かどうかといった個人差としての要因が影響するものの着席位置の影響は明らかではない。一方、短期的な授業内容の理解には着席位置や性別が影響するとともに、着席位置の、特にその移動の影響は男子において明確に見られた。

従来は、前方に着席する学生は講義内容をしっかり聞き、ノートを取るといった学習行動を身に着けていたのに対し、後方に着席する学生ほどそうした受講スキルとでもいうべきものが身についていないということがあったのかもしれない。そしてそうしたスキルの違いが着席位置という指標により成績に反映

されてきたのかもしれない。しかし、学生の学力低下が大きな問題となっている現在の大学では、そもそも多くの学生が従来大学生に期待されていた学習スキルや基礎学力を持っていない。そのため、前回の授業の内容を確認する小テストに関しては、とりあえず授業に耳を傾けている前方着席者や女子のほうが成績は良くなる。しかし、学習スキルの欠如のためにきちんと理解しているわけではないので、長期的な知識としては構成されず、期末テストには反映されないのかもしれない。

ところで、大学生の学力低下に関しては男女共通のはずである。しかし、本研究でも従来（例えば、安田（2015））と同様に女子の優位性が見られた。女子の方が男子より成績が良い理由については、例えば、出席を取らない授業では女子の方が男子より出席率が高い（牧野，2001a）、また、女子の方が男子よりも試験前に勉強する（牧野，2001b）といったことが述べられてきた。しかし、これが事実であるならば、今後数年以内に性差は見られなくなっていくことが予想される。というのは、従来は家庭での学習に振り向けられていた時間がスマートフォンの使用に費やされるようになっていないのではないかと考えられるためである。

2011年ごろからスマートフォンが普及し始め⁽⁵⁾、2015年現在、スマートフォンの所持率は高校生で97.6%に達している。そして、1日の使用時間は女子高生で平均5.9時間（男子は4.8時間）となっている（デジタルアーツ，2016）。このように女子における勉強をすることによって得られていた承認は、スマートフォンによるコミュニケーションを通したものに变化したように思われる。もし、この予想が正しければ、従来は女子の方が高かった学習スキルは男子と同程度にさらに低下していくだろう。その結果、経験に基づいた学習に関する性差が消失していくと思われる。このことを確認するためにも、着席行動と学習（成績）に関する定点観測が必要であろう。

最後に本研究の限界について述べる。本研究で調査対象とした科目は1科目だけであり、教室の大きさ、受講人数、授業内容などの対象科目に特有な要素が影響していた可能性は否定できない。特に、本研究で調査対象とした科目は毎回授業時に小テストを実施するために隣同士で着席することを禁じていた。また、私語に対しては厳しく注意を行っていたため、ほとんど学生間の私語はなかった。教室における着席位置と授業内容の理解の関係に関しては、後方に着席する受講者の態度の問題が想定されていると思われる。その態度（の問題）には私語が含まれてきたであろう。というのは、従来、大学の講義におい

ては私語の問題が大きく取り上げられてきたからである（例えば、出口・吉田，2005，佐藤・佐藤，2013）。本研究で，着席位置と中長期的な授業内容の理解との関連が見られなかったのは，対象とした科目がほぼ私語の見られない授業という特殊性が影響していたのかもしれない。ただし，現在の大学の授業では一般的に私語は減少傾向にある一方で，授業時のスマートフォンなどの使用が問題になってきている。つまり，かつての後方着席者は，やかましく態度の悪さが目立ち授業を聞いていなかったが，現在では静かで目立たないが授業を聞いているわけではないというように変わってきている可能性がある。そうであるならば，単に私語の減少だけでは先行研究と本研究の結果の不一致は説明しきれない。受講者の態度，例えば，授業中に何をしているかや授業時のノートテキングといった側面についても含めた検討を行うことが必要かもしれない。

また，本研究では個人差の要因として，性差や専攻などを取り上げた。しかし，先行研究では着席行動とパーソナリティの関連が示されてきた（Sommer, 1969； 山口，1996； Hillman et al., 1991）が，本研究ではパーソナリティについては検討していない。着席行動が単なる空間行動ではなく，社会文化的要因がかかわる自己表現である（北川，2012）ことを考えると個人差を検討するには各個人のパーソナリティを含めて検討することが求められるであろう。

注

- (1) HLM は階層構造を持つデータを分析するための統計分析手法で，社会学などの分野で発展してきた。特に，切片や回帰係数に関して群などの分散を予測する変数を柔軟にモデルに投入することができる（瀬尾，2008）。本研究のデータでは，繰り返しのある測定値が個々の受講者にネストされていることから HLM を用いた分析は有効であると考えられる。
- (2) 大手予備校河合塾による2016年度入試難易予想で偏差値50程度（得点幅37.5～57.5）
- (3) 本科目以外にも教育心理学に関する科目は開講されており，本科目を受講しなければ教員免許が取得できないわけではない。
- (4) 各回の小テストの得点は前回の授業内容の理解度に左右されられるため，着席位置に関しては， i 回目の小テストに対して， $i-1$ 回目の着席位置をデータとして分析した。
- (5) iPhone が世に出たのは2007年だが，日本でのスマートフォンの認知度の拡大は2010年10月に docomo が GALAXY S（サムスン電子製）を，au が IS03（シャープ製）の販売を開始してからだと考えられる。

引用文献

- Brooks, C. I. & Rebata, J.L. 1991 College classroom ecology: The relation of sex of student to classroom performance and seating preference. *Environment and Behavior*, **23**, 305-313.
- 出口拓彦・吉田俊和 (2005). 大学の授業における私語の頻度と規範意識・個人特性との関連—大学生生活への適応という観点からの検討— 社会心理学研究, **21**, 160-169.
- デジタルアーツ 2016 未成年の携帯電話・スマートフォン利用実態調査：携帯電話・スマートフォン所有者によるアプリやネットの利活用実態を調査。
<http://www.daj.jp/company/release/common/data/2016/022201.pdf>
- 濱島啓子・城 仁士 2001 大学生の教室における着席行動。神戸大学発達科学部研究紀要, **9**, 147-158.
- Hillman, R. B., Brooks, C. I., & O'Brien, J. P. 1991 Differences in self-esteem of college freshmen as a function of classroom seating-row preference. *Psychological Record*, **41**, 315-320.
- Holloman, W. B. & Anderson, H.N. 1986 Proximity and student density as ecological variables in a college classroom. *Teaching of Psychology*, **13**, 200-203.
- 石井眞治 1995 座席行動 小川一夫（監修）改訂新版社会心理学用語辞典。北大路書房。
- 北川歳昭 2012 座席行動の心理学：着席位置をめぐる心理メカニズムの解明。大学教育出版。
- Knapp, M. L. 1972 *Nonverbal Communication in Human Interaction*. New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Koneya, M. 1976 Privacy regulation in small and large group. *Group and Organization Studies*, **2**, 324-335.
- Levine, D. W., O'Neal, E. C., Garwood, S. G., & McDonald, P. J. 1980 Classroom ecology: The effect of seating position on grades and participation. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **6**, 409-412.
- 牧野幸志 2001a 学生による授業評価と自己評価, 成績, 及び学生の満足感との関係：教養選択科目「社会心理学」の場合。高松大学紀要, **35**, 1-16.
- 牧野幸志 2001b 学生による授業評価の検討（1）：多変量解析を用いた因果モデルの検討。高松大学紀要, **36**, 55-65.
- Mercincavage, J. E. & Brooks, C. I. 1990 Differences in achievement motivation of college business majors as a function of year in college and classroom seating position. *Psychological Reports*, **66**, 632-634.
- Morton, L. L., Wearn, T. D., Kersher, J. R., & McLean, M. A. 1993 Cognitive and neuropsychological response asymmetries for adults on the left-right seating axis. *International Journal of Neuroscience*, **72**, 59-78.
- 佐藤 美幸・佐藤 寛 2013 大教室の講義における大学生の私語マネジメント：好

- 子出現阻止による弱化を用いた介入の有効性. 行動分析学研究, **28**, 72-81.
- 瀬尾美紀子 2008 学習上の援助要請における教師の役割: 指導スタイルとサポート的態度に着目した検討. 教育心理学研究, **56**, 243-255.
- Sommer, R. 1967 Classroom ecology. *Journal of Applied Behavioral Science*, **3**, 489-503.
- Sommer, R. 1969 *Personal space: The behavioral basis of design*. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice-Hall. (ソマー, R. 穂山貞登 (訳) 1972 人間の空間. 鹿島出版会)
- Sommer, R. 1989 Classroom ecology and acquaintanceship. *Educational Psychology*, **9**, 63-66.
- 安田宏樹 2015 大学4年生の成績に関する男女間差異. 東京経済大学誌 (経済学), **285**, 127-153.
- 山口 創 1996 着席行動及び座席位置に関する研究の動向. 心理学評論, **39**, 361-383.

キーワード 教室での座席行動 着席位置 学業成績 階層線形モデル分析