

進路決定感とアイデンティティ，主体的な学習態度の関連 －進路決定感は大学生の主体的な学習を促進するか－

島 義 弘 [鹿児島大学教育学系（教育心理学）]

稲 垣 勉 [鹿児島大学教育学系（教育心理学）]

The relationship between sense of career decision, identity, and active learning attitude: Does a clear career path promote active learning among university students?

SHIMA Yoshihiro and INAGAKI Tsutomu

キーワード：進路決定感、アイデンティティ、主体的な学習態度、動機づけ、キャリア意識

問題と目的

文部科学省（2012）は中央教育審議会答申の中で，学士課程教育の質の転換を謳っている。その中で強調されているのが「生涯にわたって学び続ける力，主体的に考える力を持った人材」の育成であり，そのような人材を育成するために求められるのが「学生が主体的に問題を発見し解を見いだしていく能動的学修（アクティブ・ラーニング）への転換」である（文部科学省，2012，p. 9）。2017（平成 29）年に公示された新しい学習指導要領でも「主体的・対話的で深い学び」が授業改善の柱に位置付けられている。「アクティブ・ラーニング」は多義的な言葉であるが，文部科学省（2012）は「個々の学生の認知的，倫理的，社会的能力を引き出し，それを鍛えるディスカッションやディベートといった双方向の講義，演習，実験，実習や実技等を中心とした授業」としている。

ところで，文部科学省（2012）が指摘しているのは「学士課程教育の質の転換」であり，そのためのアクティブ・ラーニング型の授業への転換の必要性であるが，学び手である学生に視点を転じると，学士課程の学生に求められるのは「主体的な学習態度」であると言える。主体的な学習態度については，内発的動機づけが高いほど積極的な学習態度や高い学業達成（GPA など）に結び付くことが報告されている（Baker, 2003; 畑野, 2013; Vansteenkiste, Zhou, Lens, & Soenens, 2005）。一方，学士課程に在籍する学生の大半が青年期であることから，青年期の発達課題であるアイデンティティと主体的な学習態度の関連を検討した研究も少数ながら存在する。それらの研究では，概ね一貫してアイデンティティが明確であることが主体的な学習態度と関連し，アイデンティティが明確でないことは学習にまつわる諸変数とネガティブな関連を示すことが見出されている（Berzonsky & Kuk, 2000, 2005; Boyd, Hunt, Kandell, & Lucas, 2003）。

畑野・原田（2014）はこれまで異なる文脈の中で検討されてきた動機づけとアイデンティティを 1 つの俎上に載せ，両変数が主体的な学習態度に対してどのような影響を与えるのかを検討した。その結果，アイデンティティが直接的に主体的な学習態度に影響を与えるのではなく，内発的動機

づけがアイデンティティと主体的な学習態度の関連を媒介していることが示された。また、畑野・原田（2015）は大学1年生を対象とした縦断研究を行い、アイデンティティ、主体的な学習態度とも平均値としては低下するものの、両者の間には正の相関関係があり、アイデンティティの感覚が向上した群では主体的な学習態度も向上していることが示された。これらの研究成果に基づいて、畑野・原田（2014）はアイデンティティを明確にすることによって内発的動機づけを高め、結果として学生が主体的な学習態度を取るようになること、したがって、学生の内発的動機づけを高めるような働きかけのみならず、アイデンティティを明確化するような働きかけが重要であること、アイデンティティを明確にするための支援の在り方の1つとしてキャリア教育の充実が求められること、を指摘している。同様の指摘は村上・原・三好（2015）でもなされており、文部科学省（2011）も幼児期からのキャリア教育の充実の必要性を説いている。

近年のキャリア教育の目標は基礎的・汎用的能力の育成である（文部科学省，2011）。基礎的・汎用的能力とは「分野や職種に関わらず，社会的・職業的自立に向けて必要な基盤となる能力」（文部科学省，2011，p. 24）であり、「熱意・意欲」や「行動力・実行力」等，主体的な学習態度と重なる部分が多く，キャリア教育が主体的な学習態度の涵養に資することが期待される。しかしながら，畑野・原田（2014）が指摘するような，キャリア教育がアイデンティティの明確化につながることを示した実証研究は見当たらない。そこで，キャリア教育がアイデンティティの明確化，ひいては主体的な学習態度の涵養につながるか否かを実証的に検討することを目的とした短期縦断研究を行った。本論文は1時点目のデータを用いて，大学生の現有の進路決定感がアイデンティティや主体的な学習態度とどのような関連を示すのかについて検討した。進路決定感を有するということはより高いキャリア意識を持っているものと考えられるため，先行研究（畑野・原田，2014，2015）に従えば，進路決定感を有する学生はそうでない学生よりも明確なアイデンティティの感覚を持ち，より主体的な学習態度をとり，内発的な動機づけを持っているものと考えられる。

方法

調査協力者

大学生 350 名（*Mean age* = 20.22, *SD* = 1.58）を対象に質問紙調査を行った。内訳は，1 年生 65 名（男性 29 名，女性 36 名），2 年生 105 名（男性 61 名，女性 44 名），3 年生 129 名（男性 54 名，女性 75 名），4 年生 50 名（男性 16 名，女性 34 名），不明 1 名（女性 1 名）であった。また，学生の所属は 338 名（96.6%）が教員養成系の学部（教育学部）であった（他学部 7 名，不明 5 名）。

調査時期

20xx 年 10 月に，複数の授業で講義時間の一部を使用して調査を行った。

調査内容

フェイスシートで年齢，学年，性別，進路希望（決定，未定）等の記入を求めた後，以下の項目への回答を求めた。

アイデンティティ 谷（2001）の多次元自我同一性尺度（Multidimensional Ego Identity Scale; MEIS）を用いた。この尺度は自己斉一性・連続性，対自的同一性，対他的同一性，心理社会的同一性の 4

因子計 20 項目で構成されている。「全くあてはまらない＝1」から「非常にあてはまる＝7」までの 7 件法で回答を求めた。

主体的な学習態度 畑野・溝上（2013）の主体的な授業態度尺度（9 項目）を用いた。「あてはまらない＝1」から「あてはまる＝5」までの 5 件法で回答を求めた。

動機づけ 学習に対する動機づけを測定するため、畑野（2013）の学習動機づけ尺度を用いた。この尺度は向上志向、知的好奇心、将来不安の 3 因子計 18 項目で構成されている。「あてはまらない＝1」から「あてはまる＝4」までの 4 件法で回答を求めた。また、授業全般に対する動機づけを測定するため、中野・藤井（2014）の達成目標志向性尺度を用いた¹。この尺度はマスタリー接近、マスタリー回避、遂行接近、遂行回避の 4 因子計 12 項目で構成されている。「全くあてはまらない＝1」から「とてもあてはまる＝5」までの 5 件法で回答を求めた。

キャリア意識 将来への不安・展望を測定するために、清水（1990）の進路不決断尺度の下位尺度である職業決定不安尺度（5 項目）と白井（1994, 1997）の時間的展望体験尺度の下位尺度である目標志向性（5 項目）を用いた²。職業決定不安尺度は「まったくあてはまらない＝1」から「よくあてはまる＝5」までの 5 件法で、目標志向性は「あてはまらない＝1」から「あてはまる＝5」までの 5 件法で回答を求めた。

結果

尺度構成

すべての尺度について、原版と同様の因子構造を仮定して尺度を構成して信頼性係数（ α ）を求めたところ、達成目標志向性のマスタリー接近と遂行回避の α がやや低かったものの、全体としては満足のいく値が得られた。そこで、本論文では各因子の加算平均を分析に使用することにした。記述統計量は Table 1 に示した。

進路希望の有無とアイデンティティ、動機づけ、キャリア意識の関連

現時点で希望の進路が決まっているものを進路決定群、希望の進路が決まっていないものを進路未定群として、学年、性別に進路希望×学年のクロス集計表を作成した（Table 2）。性別に χ^2 検定を行ったところ、男性（ $\chi^2(3) = 9.22, p = .03$ ）、女性（ $\chi^2(3) = 19.85, p < .001$ ）ともに有意な偏りが認められた。残差分析の結果、男女ともに 2 年生では進路未定群が多く（ $ps < .01$ ）、男性は 3 年生（ $p < .01$ ）、女性は 4 年生（ $p < .001$ ）で進路決定群が多かった。

続いて、各変数について、進路希望の有無（2）と学年（4）、性（2）を独立変数とした 3 要因分散分析を行った。1 次の交互作用が有意であったものについては単純主効果検定を、2 次の交互作用が有意であったものについては性別の 2 要因分散分析と単純主効果検定を行った。多重比較には Bonferroni 法を用いた。

¹ 中野・藤井（2014）の尺度は英語の学習に対する達成目標志向性を測定していたが、本研究では授業全般に対する動機づけを測定するため、表現を一部修正して使用した。

² 清水（1990）の進路不決断尺度は中学生用に開発されたものであるが、大学生にも適用できることが確認されている（畑野，2013）。

Table 1. 各変数の記述統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α
アイデンティティ			
自己斉一性・連続性	5.03	1.26	.87
対自的同一性	4.36	1.19	.85
対他的同一性	4.22	1.15	.86
心理社会的同一性	4.52	1.05	.83
主体的な学習態度	3.16	0.75	.89
学習動機づけ			
向上志向	3.07	0.59	.89
知的好奇心	2.92	0.58	.88
将来不安	2.34	0.60	.82
達成目標志向性			
マスタリー接近	3.14	0.71	.63
マスタリー回避	2.37	0.87	.85
遂行接近	2.61	0.93	.88
遂行回避	3.25	0.85	.64
職業決定不安	3.29	1.20	.93
目標志向性	3.49	0.91	.85

Table 2. 学年、性別の進路希望の有無(人)

	進路希望	1年生	2年生	3年生	4年生	計
男	決定	18	31	42	11	102
	未定	11	30	12	5	58
女	決定	24	16	44	28	112
	未定	12	28	31	6	77

アイデンティティ 自己斉一性・連続性 (Figure 1) においては進路希望の主効果 ($F(1, 330) = 6.43, p = .01, \eta^2 = .02$) と進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 330) = 3.77, p = .01, \eta^2 = .03$) が得られた。単純主効果検定の結果、進路決定群では2・3年生よりも4年生の得点が有意に高く ($F(1, 330) = 4.79, p = .003, \eta^2 = .04$)、4年生では進路決定群の得点が進路未定群よりも有意に高かった ($F(1, 330) = 11.98, p < .001, \eta^2 = .04$)。

対自的同一性 (Figure 2) においては進路希望の主効果 ($F(1, 331) = 70.31, p < .001, \eta^2 = .18$) と進路希望×性の交互作用 ($F(3, 331) = 4.15, p = .04, \eta^2 = .01$) が有意、進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 331) = 2.24, p = .08, \eta^2 = .02$) が有意傾向であった。進路希望×性についての単純主効果検定の結果、進路決定群において男性の得点が女性よりも高く ($F(1, 331) = 6.29, p = .01, \eta^2 = .02$)、男女とも進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった (男性: $F(1, 331) = 48.57, p < .001, \eta^2 = .13$; 女性: $F(3, 331) = 22.85, p < .001, \eta^2 = .06$)。

対他的同一性 (Figure 3) においては進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 332) = 5.21, p = .002, \eta^2 = .04$) と進路希望×学年×性の交互作用 ($F(3, 331) = 2.82, p = .04, \eta^2 = .02$) が有意であり、進路希望の主効果 ($F(1, 332) = 3.71, p = .06, \eta^2 = .01$) と学年×性の交互作用 ($F(3, 332) = 2.53, p = .06, \eta^2 = .02$) は有意傾向であった。性別に進路希望×学年の分散分析を行ったところ、男性においては進路希望の主効果 ($F(1, 152) = 6.68, p = .02, \eta^2 = .04$) と進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 152) = 4.80, p = .003, \eta^2 = .09$) が有意であり、学年の主効果が有意傾向であった ($F(3, 152) = 2.44, p = .07, \eta^2 = .05$)。単純主効果検定の結果、進路未定群において3年生の得点が他の学年よりも高く ($F(3, 152) = 4.30, p$

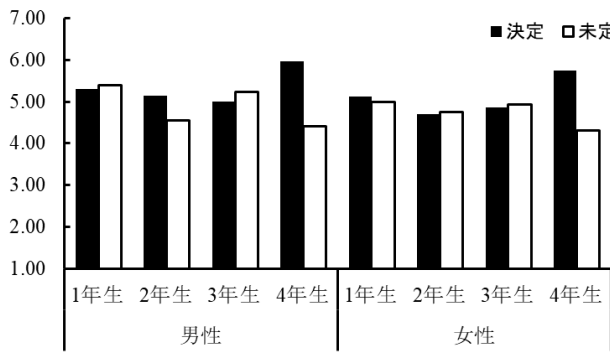


Figure 1. 自己斉一性・連続性の平均値

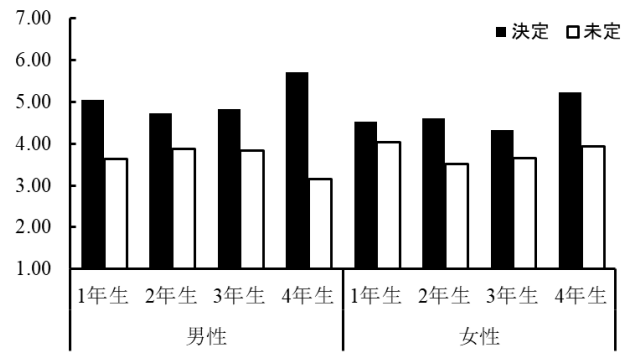


Figure 2. 対目的同一性の平均値

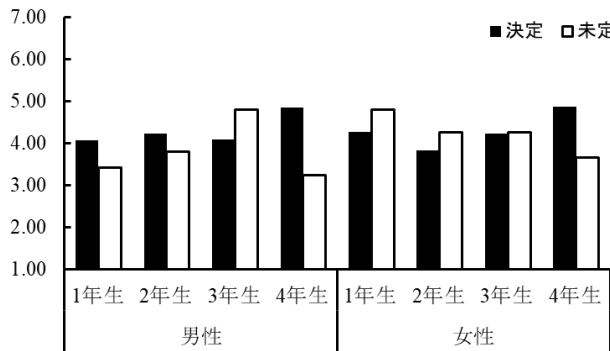


Figure 3. 対他格的同一性の平均値

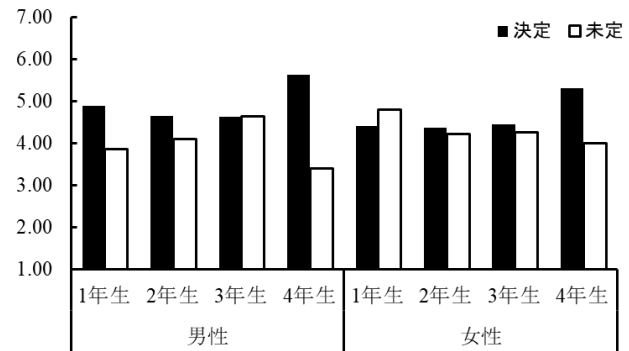


Figure 4. 心理社会的同一性の平均値

$= .006, \eta^2 = .08$), 3年生では進路未定群の得点が ($F(1, 152) = 3.99, p = .05, \eta^2 = .03$), 4年生では進路決定群の得点がそれぞれ高かった ($F(1, 152) = 7.83, p = .006, \eta^2 = .05$)。一方, 女性においては進路希望×学年の交互作用のみが有意であった ($F(3, 180) = 2.75, p = .04, \eta^2 = .04$)。単純主効果検定の結果, 進路決定群では2年生より4年生の得点が高く ($F(3, 180) = 3.21, p = .02, \eta^2 = .05$), 4年生では進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった ($F(1, 180) = 5.45, p = .02, \eta^2 = .03$)。

心理社会的同一性 (Figure 4) においては進路希望の主効果 ($F(1, 331) = 24.49, p < .001, \eta^2 = .07$), 進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 331) = 6.13, p < .001, \eta^2 = .05$), 進路希望×性の交互作用 ($F(3, 331) = 6.22, p = .01, \eta^2 = .02$) がそれぞれ有意であり, 進路希望×学年×性の交互作用 ($F(3, 331) = 2.19, p = .08, \eta^2 = .02$) が有意傾向であった。進路希望×学年についての単純主効果検定の結果, 進路決定群では4年生の得点が高かった ($F(3, 331) = 7.93, p < .001, \eta^2 = .07$), 4年生では進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった ($F(1, 331) = 26.56, p < .001, \eta^2 = .07$)。また, 進路希望×性についての単純主効果検定の結果, 進路決定群では男性の得点が女性よりも高く ($F(1, 331) = 4.57, p = .03, \eta^2 = .01$), 男性では進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった ($F(1, 331) = 24.96, p < .001, \eta^2 = .07$)。

主体的な学習態度 (Figure 5) 進路希望の主効果 ($F(1, 329) = 9.73, p = .002, \eta^2 = .03$) と性の主効果 ($F(1, 329) = 14.63, p < .001, \eta^2 = .04$) が有意であった。進路未定群よりも進路決定群, 男性よりも女性の得点が高かった。

動機づけ 向上志向 (Figure 6) においては進路希望の主効果 ($F(1, 330) = 6.07, p = .01, \eta^2 = .02$), 性の主効果 ($F(1, 330) = 7.88, p = .01, \eta^2 = .02$), 進路希望×学年の交互作用 ($F(3, 330) = 3.23, p = .02, \eta^2 = .03$), 学年×性の交互作用 ($F(1, 330) = 3.45, p = .02, \eta^2 = .03$) が有意であった。進路希望×学年についての単純主効果検定の結果, 進路決定群では4年生の得点が2年生よりも高く ($F(3, 330)$

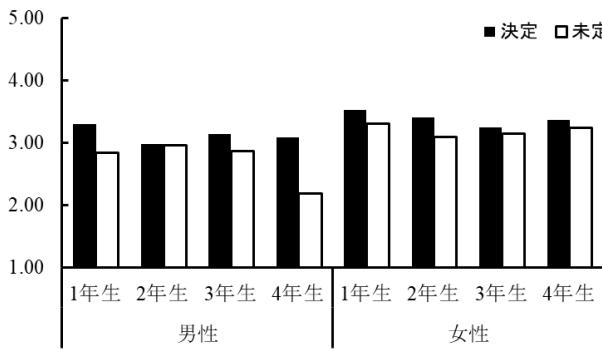


Figure 5. 主体的な学習態度の平均値

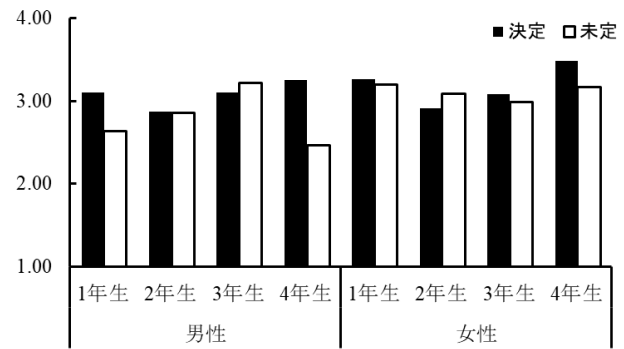


Figure 6. 向上志向の平均値

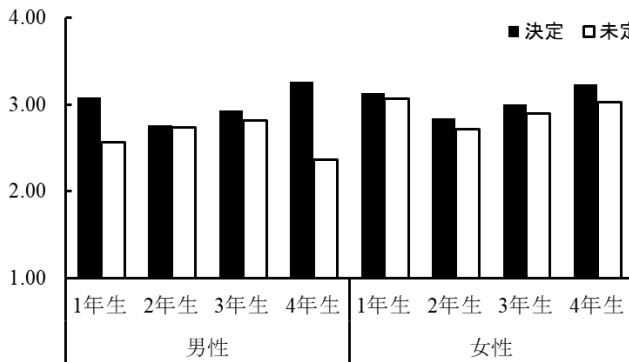


Figure 7. 知的好奇心の平均値

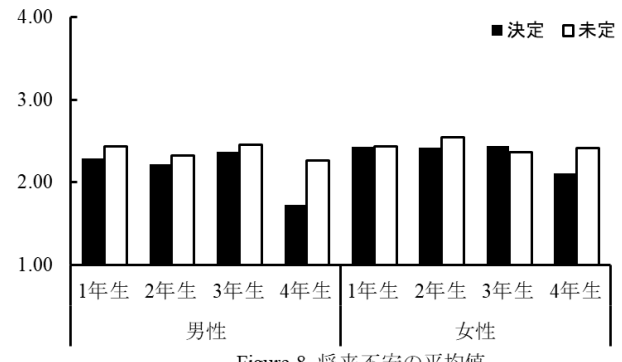


Figure 8. 将来不安の平均値

$= 4.52, p = .004, \eta^2 = .04$), 4年生では進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった ($F(1, 330) = 7.83, p = .01, \eta^2 = .02$)。また, 学年 \times 性についての単純主効果検定の結果, 男女とも学年間の差は認められず, 1年生と4年生で女性の得点が男性よりも高かった (1年生: $F(1, 330) = 5.71, p = .02, \eta^2 = .02$; 4年生: $F(1, 330) = 5.48, p = .02, \eta^2 = .02$)。

知的好奇心 (Figure 7) においては進路希望の主効果 ($F(1, 331) = 11.94, p < .001, \eta^2 = .03$) と性の主効果 ($F(1, 331) = 5.62, p = .02, \eta^2 = .02$) が有意であり, 学年の主効果 ($F(3, 331) = 2.18, p = .09, \eta^2 = .02$) と進路希望 \times 性の交互作用 ($F(1, 331) = 3.15, p = .08, \eta^2 = .01$) が有意傾向であった。進路未定群よりも進路決定群, 男性よりも女性の得点が高かった。

将来不安 (Figure 8) においては進路希望の主効果 ($F(1, 329) = 4.07, p = .04, \eta^2 = .01$) が有意であり, 性の主効果 ($F(1, 331) = 2.98, p = .09, \eta^2 = .01$) が有意傾向であった。進路決定群よりも進路未定群の得点が高かった。

マスタリー接近 (Figure 9) においては進路希望の主効果 ($F(1, 332) = 7.18, p = .01, \eta^2 = .02$), 学年の主効果 ($F(1, 332) = 4.82, p = .003, \eta^2 = .04$), 性の主効果 ($F(1, 332) = 5.40, p = .02, \eta^2 = .02$), 学年 \times 性の交互作用 ($F(3, 331) = 6.22, p = .01, \eta^2 = .02$) が有意であった。進路希望の主効果については, 進路未定群よりも進路決定群の得点が高かった。学年 \times 性についての単純主効果検定の結果, 4年生では女性の得点が男性よりも高く ($F(1, 332) = 9.53, p = .002, \eta^2 = .03$), 男性では4年生の得点が他の学年よりも低かった ($F(1, 332) = 5.70, p < .001, \eta^2 = .05$)。

マスタリー回避 (Figure 10) においては学年の主効果 ($F(3, 332) = 6.94, p < .001, \eta^2 = .06$), 学年 \times 性の交互作用 ($F(3, 332) = 3.23, p = .02, \eta^2 = .03$), 進路希望 \times 学年 \times 性の交互作用 ($F(3, 332) = 2.73, p = .04, \eta^2 = .02$) が有意であった。性別に進路希望 \times 学年の分散分析を行ったところ, 男性におい

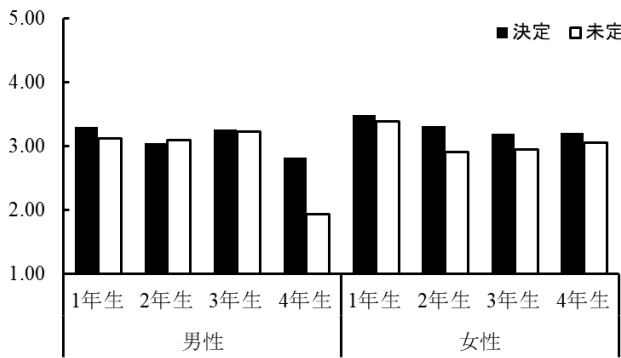


Figure 9. マスターリー接近の平均値

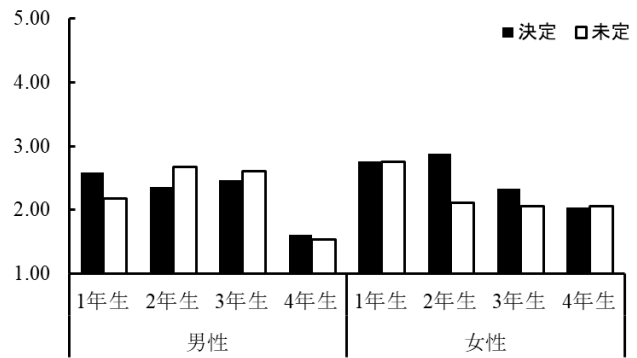


Figure 10. マスターリー回避の平均値

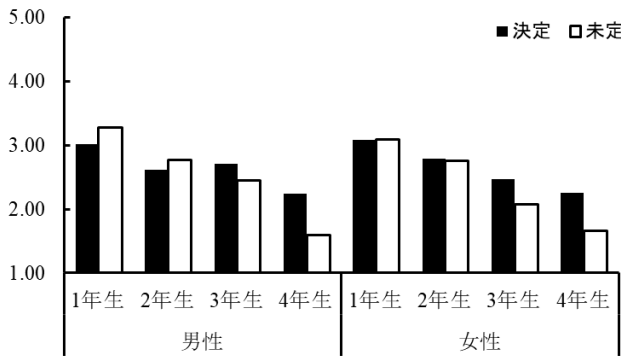


Figure 11. 遂行接近の平均値

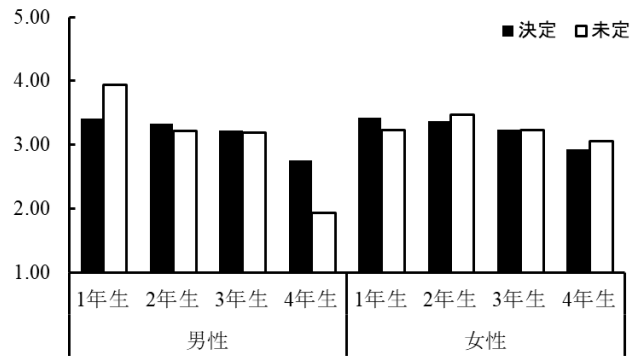


Figure 12. 遂行回避の平均値

ては学年の主効果 ($F(3, 152) = 5.93, p < .001, \eta^2 = .10$) が有意であり、4年生の得点が他の学年よりも低かった。一方、女性においては学年の主効果 ($F(3, 180) = 4.22, p = .01, \eta^2 = .07$) が有意であり、1年生の得点が3・4年生よりも高かった。また、進路希望の主効果 ($F(1, 180) = 2.89, p = .09, \eta^2 = .02$) は有意傾向であった。

遂行接近 (Figure 11) においては学年の主効果 ($F(3, 331) = 14.61, p < .001, \eta^2 = .12$) が有意であり、4年生の得点は他の学年よりも低く、1年生の得点は3年生よりも高かった。

遂行回避 (Figure 12) においては学年の主効果 ($F(3, 329) = 7.60, p < .001, \eta^2 = .06$) が有意であり、4年生の得点が他の学年よりも低かった。また、学年×性の交互作用 ($F(3, 329) = 2.56, p = .06, \eta^2 = .02$) は有意傾向であった。

キャリア意識 職業決定不安 (Figure 13) においては進路希望の主効果 ($F(1, 331) = 71.01, p < .001, \eta^2 = .18$) と学年の主効果 ($F(3, 331) = 5.82, p < .001, \eta^2 = .05$) が有意であった。進路決定群よりも進路未定群の得点が高く、4年生の得点は2・3年生よりも低かった。

目標志向性 (Figure 14) においては進路希望の主効果 ($F(1, 332) = 49.95, p < .001, \eta^2 = .19$) が有意であった。進路決定群の得点が進路未定群よりも高かった。

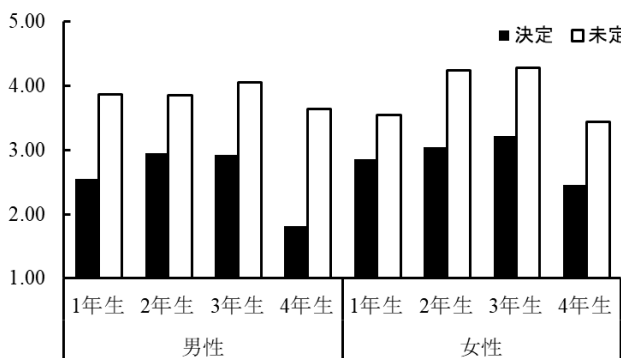


Figure 13. 職業決定不安の平均値

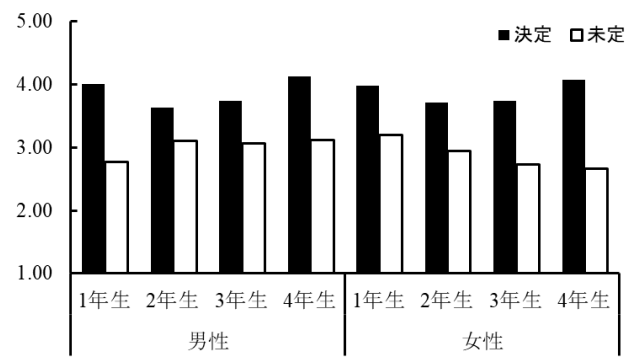


Figure 14. 目標志向性の平均値

考察

本論文では学年ごとに調査対象者の性比が大きく異なっていたため、性を要因に加えた分析を行った。しかし、性差自体は本研究の目的の主眼ではないため、以降は原則として進路希望の有無と学年に着目して考察していく。

まず、本研究では進路決定については自己報告に委ねたが、「進路（希望）が決まっている」と回答したもの（進路決定群）は「進路（希望）が決まっていない」と回答したもの（進路未定群）よりも職業決定不安が低く、目標志向性が高かった。進路決定群のほうが高いキャリア意識を有していたことから、当初の予測は支持された。調査対象には大学1年生から4年生までが含まれており、卒業後の進路が実際に決定しているものは多くないが、自己報告によって大学生の進路決定感をある程度適切に捉えることができたものと考えられる。

この進路希望の有無の度数分布（Table 2）からは、2年生で進路決定群が少なく、3・4年生で進路決定群が多くなる傾向が示された。本研究を実施した時期は10月（後期初頭）であり、教育学部の学生の大半は学校体験（1年生）、参加観察実習（2年生）、本実習（3年生）を経験した直後、あるいは民間企業の内定や公務員試験、教員採用試験の最終結果が出る前後（4年生）という時期にあたる。本研究の結果からは、教育学部という教員養成系の学部に入學してきた1年生には漠然とでも将来の進路を定めているものが少なからずいる一方で、講義・実習等を通して様々な経験を積んできた2年生には進路に対する迷いが生じ、3・4年生にかけて具体的な進路を決定し、就職活動やその準備に取り掛かるというプロセスが見えてくる。村上他（2015）でも同様に、2年生においてキャリア意識が低下することが報告されており、一般的な大学生の進路決定のプロセスが確認できたものと考えられる。もちろん、本論文は縦断データに基づく結果ではなく、進路の具体についても調査していないため、途中で希望の進路に変化があったのか否かも含めて個人の軌跡を追うことはできない。キャリア意識の変遷については今後の検討課題である。

それでは、進路決定感は大学生のアイデンティティや主体的な学習態度、動機づけとどのような関連があるのだろうか。アイデンティティについては、女性の対他的同一性を除いて、4つの下位尺度のいずれにおいても進路決定群の得点が進路未定群よりも高く、仮説は支持された。アイデンティティは「自分は何者か」「自分の存在意義は何か」など、自己を社会の中に位置づける問いに対して肯定的かつ確信的に回答することのできる状態（Erikson, 1963 仁科訳 1977, 1980）であり、少なくとも主観的に将来の進路を描くことができていることが、よりポジティブなアイデンティティの感覚をもたらしたものと考えられる。

また、主体的な学習態度についても進路決定群の得点が進路未定群よりも高く、仮説は支持された。畑野・原田（2014）が主張するように、キャリア教育の充実が大学生の主体的な学習を促進させる可能性が示唆された。畑野・原田（2015）が示したように、大学1年生の前期の間（3か月間）ですでに主体的な学習態度は低下傾向であること、アイデンティティの感覚が向上した群では主体的な学習態度も向上していることに加えて、本研究で示されたようにキャリア意識がポジティブなアイデンティティの感覚を導くのであれば、大学においては初年次教育やその他の教育課程内外で

のキャリア教育の充実や自己探求の機会の保障が求められる。キャリア発達は生涯にわたるプロセスであり (Super, 1980), 青年期後期ではキャリア意識とアイデンティティの間には密接な関連がある (Blustein, Devenis, & Kidney, 1989; Lucas, 1997)。このことから、キャリア発達支援は単なる就職支援ではなく、生涯にわたる学びの支援として、学士課程の教育において大きな意義を持つものであると考えられる。特に、教育課程外における大学生のキャリア発達支援については、現在ではどの大学にも「キャリアセンター」や「就職支援室」等と呼ばれる相談窓口が設けられているが、自主的にそのような施設を利用する学生は3・4年生が大半である (例えば、森藤・迫田, 2016)。これは実際に進路選択が目前に迫ることで、必要に駆られて就職支援を受ける動機づけが高まったことの現れであると思われる。換言すると、1・2年生も同様に支援が必要であるにもかかわらず、その必要性が認識されず、利用可能な資源へのアクセスがなされていないのが現状である。施設や支援内容についての周知を経ても1・2年生の利用率が向上しない現状を鑑みると、1年生の段階で抱いていた将来の希望を実現させるために、あるいは2年生ごろに強まる将来への不安に対して (村上他, 2015), 実効性のある支援を考える必要がある。

一方、動機づけに関しては、向上志向、知的好奇心、マスタリー接近は進路決定群の方が高く、将来不安は進路未定群の方が高かった。進路決定感を抱く学生の方が高い学習動機づけを持っていることが示され、仮説は概ね支持された。授業全般に対する動機づけとしての達成目標志向性についてはマスタリー接近を除いて進路希望の有無による差は認められなかった。全体として、キャリア意識が高いほど学習動機づけは高くなるが、授業そのものに対する動機づけに与える影響は大きくないことが示された。ただし、マスタリー接近と遂行回避に関しては信頼性係数が十分には高くはないことから、尺度の見直しによる再検討も必要である。

最後に、本研究の課題と今後の展望を述べる。まず、本研究はキャリア教育がアイデンティティの明確化を通して主体的な学習態度を向上させるという仮説モデルの検証を意図して行われた縦断研究であり、2時点目のデータ収集も完了している。本論文では1時点目の基礎的なデータの報告を行った。紙幅の関係で報告できなかった、1時点目の複数の変数間の関連は別稿で報告する。また、今後は縦断データに基づいて、アイデンティティや主体的な学習態度がどのように変化するのか、変化が認められた場合には、その変化に対するキャリア教育の貢献について検討していく。

引用文献

- Baker, S. R. (2003). A prospective longitudinal investigation of social problem-solving appraisals on adjustment to university, stress, health, and academic motivation and performance. *Personality and Individual Differences*, 35, 569-591.
- Berzonsky, M. D., & Kuk, L. S. (2000). Identity status, identity processing style, and the transition to university. *Journal of Adolescent Research*, 15, 81-98.
- Berzonsky, M. D., & Kuk, L. S. (2005). Identity style, psychological maturity, and academic performance. *Personality and Individual Differences*, 39, 235-247.
- Blustein, D. L., Devenis, L. E., & Kidney, B. A. (1989). Relationship between the identity formation process

- and career development. *Journal of Counseling Psychology*, 36, 196-202.
- Boyd, V. S., Hunt, P. F., Kandell, J. J. & Lucas, M. S. (2003). Relationship between identity processing style and academic success in undergraduate students. *Journal of College Student Development*, 44, 155-167.
- Erikson, E. H. (1963). *Childhood and Society*. 2nd ed. New York, NY: W. W. Norton & Company. (仁科弥生 (訳) (1977, 1980). 幼児期と社会 1・2 みすず書房)
- 畑野 快 (2013). 大学生の自律的な学習動機づけの検討—学習・キャリアの変数との関わりから— 青年心理学研究, 24, 137-148.
- 畑野 快・原田 新 (2014). 大学生の主体的な学習を促す心理的要因としてのアイデンティティと内発的動機づけ：心理社会的同一性に着目して 発達心理学研究, 25, 67-75.
- 畑野 快・原田 新 (2015). 大学生のアイデンティティの変化と主体的な学習態度の変化の関連：大学新入生の前期課程に着目して 発達心理学研究, 26, 98-106.
- 畑野 快・溝上 慎一 (2013). 大学生の主体的な授業態度と学習時間に基づく学生タイプの検討 日本教育高学会論文誌, 37, 13-21.
- Lucas, M. (1997). Identity development, career development, and psychological separation from parents: Similarities and differences between men and women. *Journal of Counseling Psychology*, 44, 123-132.
- 森藤 悦子・迫田 孝志 (2016). 教育学部教職支援室の活動報告 (1) 鹿児島大学教育学部教育実践研究紀要, 25, 289-296.
- 文部科学省 (2011). 今後の学校におけるキャリア教育・職業教育の在り方について (答申) 平成 23 年 1 月 31 日 中央教育審議会
- 文部科学省 (2012). 新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて—生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ— (答申) 平成 24 年 8 月 28 日 中央教育審議会
- 村上 竜馬・原 千恵子・三好 一英 (2015). 大学生のアイデンティティと職業選択の年次変化—アンケート調査結果の分析— 東京福祉大学・大学院紀要, 6, 39-46.
- 中野 友香子・藤井 勉 (2014). e テスティングにおける達成目標志向性の影響 日本教育工学会論文誌, 38 (Suppl), 145-148.
- 清水 和秋 (1990). 進路不決断尺度の構成—中学生について— 関西大学社会学部紀要, 22, 63-81.
- 白井 利明 (1994). 時間的展望体験尺度の作成に関する研究 心理学研究, 65, 54-60.
- 白井 利明 (1997). 時間的展望の生涯発達心理学 勁草書房
- Super, D. E. (1980). A life-span, life-space approach to career development. *Journal of Vocational Behavior*, 16, 282-298.
- 谷 冬彦 (2001). 青年期における同一性の感覚の構造—多次元自我同一性尺度 (MEIS) の作成— 教育心理学研究, 49, 265-273.
- Vansteenkiste, M., Zhou, M., Lens, W., & Soenens, B. (2005). Experiences of autonomy and control among Chinese learners: Vitalizing or immobilizing? *Journal of Educational Psychology*, 97, 468-483.