

## 資料

## 新たなキャリアモデルの獲得が大学生の進路選択期待と キャリア・パースペクティブに及ぼす影響について

楠奥繁則<sup>1)</sup>・加野佑弥<sup>2)</sup>・神藤貴昭<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup> 青森中央学院大学経営法学部 <sup>2)</sup> 湘北短期大学総合研究センター <sup>3)</sup> 立命館大学大学院教職研究科

要約: 本稿では, キャリアモデルを新たに獲得することが大学生の進路選択期待 (①進路選択セルフ・エフィカシー (CDMSE) と, ②進路選択に対する結果期待) と, キャリア・パースペクティブに及ぼす影響について確認した。その確認のために, 大学1年生, 2年生を対象にしたパネル調査を実施した。調査の結果, キャリアモデルを新たに獲得すると, (1) 学生の進路選択に対する結果期待とキャリア・パースペクティブには影響しないが, (2) 学生の CDMSE には影響することが分かった。

(キーワード: キャリアモデル, セルフ・エフィカシー, 結果期待, キャリア・パースペクティブ, 低年次学生)

### Effects of Finding New Career Role Models on Expectancy for Career Decision-Making and Career Perspective among Undergraduate Students

Shigenori KUSUOKU<sup>1)</sup> Yuya KANO<sup>2)</sup> Takaaki SHINTO<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup> Faculty of Management and Law, Aomori Chuo Gakuin University

<sup>2)</sup> General Research Center, Shohoku College

<sup>3)</sup> Graduate School of Professional Teacher Education, Ritsumeikan University

Abstract: This study examines the effects of finding new career role models on (1) outcome expectancy for career decision-making, (2) career perspective, and (3) career decision-making self-efficacy (CDMSE) of undergraduate students. This study analyzed data collected through a panel survey with two-way ANOVA with replication. The results clarified the following: (1) finding new career role models did not enhance undergraduate students' outcome expectancy for career decision-making and career perspective, and (2) finding new career role models enhanced undergraduate students' CDMSE, however.

(Keywords: career role model, self-efficacy, outcome expectancy, career perspective, freshmen and sophomores)

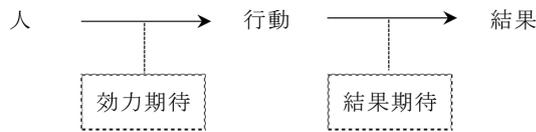
#### 1. 問題と目的

職業や働き方における理想・目標とする人物のことをキャリアモデルという<sup>1)</sup>。大学生が卒業後, どのような職業人生を歩んでいくのかについて考えるには, 現実と自己の統合が必要となるが, キャリアモデルはその統合を容易にしてくれると考えられている<sup>2-4)</sup>。本稿では, キャリアモデルが, 進路選択期待とキャリア・パースペクティブに及ぼす影響について議論する。なお, 本稿で言う進路選択期待とは, ①進路選択セルフ・エフィカシー (以下, CDMSE) と, ②進路選択に対する結果期待のことである。

#### 1.1 問題

CDMSE とは進路を選択・決定するにあたって必要な行動に対する達成への期待 (効力期待) のことである<sup>5-6)</sup>。CDMSE は Bandura のセルフ・エフィカシー理論が基になっている。同理論では, 次の2つが私たちのモチベーションの鍵となる (図1)。まず「ある行動が特定の結果につながるという人の予測」(p.193) のことを意味する結果期待である<sup>7)</sup>。もう1つは「人が結果を生み出すために必要な行動をうまく遂行できるという確信」(p.193) と定義される効力期待である<sup>7)</sup>。例えば, ある不馴れな行動が自分にとって特定の好

ましい結果になると期待していたとする（結果期待は高い）。しかし、達成への期待が「私はその行動をやってもできそうにない」と低いと、すなわち、効力期待が低ければ、人はその行動を回避すると、この理論では考える。もちろん、効力期待は高くても、インセンティブが期待できなければ（結果期待が低ければ）、その行動を遂行しない。もしくは、積極的に遂行しないと考える。そして、同理論では、効力期待のことをセルフ・エフィカシーと呼んでいる<sup>7)</sup>。



出典) Bandura (1977)<sup>7)</sup>, p.193.

図 1 効力期待と結果期待との違いについて

このように、2つの期待が私たちのモチベーションの鍵になるとセルフ・エフィカシー理論では考えるため、この理論はモチベーション理論の1つ「期待理論」（私たちのモチベーションは期待によって調整されるという考え方）<sup>8)</sup>に位置づけられる<sup>9)</sup>。

以上より、進路選択行動が自分の人生の目的の達成につながるという好ましい結果を期待していても（進路選択に対する結果期待は高くても）、CDMSE が低ければ進路選択行動を回避する、あるいは、消極的になると考えられる<sup>5)10-11)</sup>。

『私立大学学生生活白書 2022』によると、34.6%の学生が「自分の適性にあった職業を選ぶか」に対して不安を感じている<sup>注1)</sup>。2014年、2017年の報告では35.0%、34.9%であった。不安の喚起は直接セルフ・エフィカシーを低下させる要因となるため（情動的喚起；表1参照）<sup>7)</sup>、この報告は約3人に1人の学生のCDMSEが低いことを示している<sup>9)</sup>。しかし、CDMSEを高める方策・支援についての知見は十分に蓄積されておらず、これがCDMSE研究の課題である<sup>12-16)</sup>。

セルフ・エフィカシーを高める方法については、表1に示すように「代理的経験」（お手本となるモデルが忍耐強く努力をして成功する経験を見聞

きすることによって、「私もお手本のように努力すれば、やればできそうだ」と感じるようになることである）等の4つがある<sup>7)</sup>。

表 1 4つの情報源

①遂行行動の達成	実際に不馴れな行動を遂行し、直接「私はやればできそうだ」と感じることでできる成功体験を獲得すること。
②代理的経験	お手本となるモデルが忍耐強く努力をして成功する経験を見聞きすることによって、「私もお手本のように努力すれば、やればできそうだ」と感じるようになること。
③言語的説得	困難な状況に直面している者に対し、言葉を通して、その状況を克服するための可能性を秘めていると説得し、その者の達成への期待を高めること。
④情動的喚起	セルフ・エフィカシーはその時の生理的・感情的状態にも影響を受けること。

（出所）Bandura (1977, 1995)<sup>7-8)</sup>を基に筆者が作成。

セルフ・エフィカシー理論が背景にあるCDMSEについても、理論上、4つの情報源を用いて高めることができる。この4つのうち、遂行行動の達成は、個人の成功体験に基づくため、セルフ・エフィカシーに最も影響を及ぼす情報源である<sup>17)</sup>。しかしながら、進路選択といった回数を重ねることが困難な課題では、遂行行動の達成の有効性を発揮させることが困難であるため、先輩などの経験を聞くことが有効な方法の1つと考えられる<sup>18)</sup>。具体的に言うと、学生が先輩などのキャリアモデルがどのようにして進路選択の意志決定を行ったのか、その情報を入手できれば「私もお手本のように努力をすれば、やればできそうだ」と感じられるようになることを考える（代理的経験）。ある報告では、キャリアモデルを持っている大学生のCDMSEは、持っていない者と比較し、高い傾向にあることが示されている<sup>9)</sup>。また、キャリアモデルを持っている学生は、それを基に自身のCDMSEを高めていくということも示されている。このことから、この報告では、キャリアモデルは学生のCDMSEを高める効果があると考え

しかし、キャリアモデルが学生のCDMSEを高める効果があることを示すには「キャリアモデルを新たに獲得することによって、大学生の

CDMSE は高まるのか」(調査 1) についても確認する必要がある。同報告では、そのことについては触れていない。

また、この報告では、次の 2 点についても触れていない。第 1 に、進路選択に対する結果期待への影響についてである。前述したように、セルフ・エフィカシー理論では、結果期待も、私たちのモチベーションについて議論するのに無視できない概念である。では、キャリアモデルは CDMSE だけでなく、進路選択に対する結果期待にも影響を及ぼすのだろうか。本稿では「キャリアモデルを新たに獲得することによって、大学生の進路選択に対する結果期待は高まるのか」(調査 2) についても確認する。

第 2 に、キャリア・パースペクティブへの影響についてである。キャリア・パースペクティブとは、どのような生き方をしていくかという長期的見通しのことである<sup>1)</sup>。高校生を対象とした研究だが、先行研究<sup>1)</sup>によると、キャリアモデルを持つ生徒は、それを持たない生徒と比較し、その長期的見通しを持っている(キャリア・パースペクティブ得点が高い)傾向にあることが示されている。大学生が、就職後の長期的なキャリアの見通しを持つことは、進路選択時の期待を高めるだけでなく、より主体的で思慮深い進路選択につながると考えられる。そこで、本稿では「キャリアモデルを新たに獲得することによって、キャリア・パースペクティブにも影響を及ぼすのか」(調査 3) についても確認する。

## 1.2 目的

キャリアモデルは大学生の CDMSE を高める効果があるのかについて議論するために、本稿では調査 1 を確かめることを目的とする。先述したように、CDMSE を高める方策・支援についての知見が十分に蓄積されていない。この研究課題を進展させるためにも、調査 1 を確かめることに意義がある。

また、CDMSE の他に、キャリアモデルにはどのような効果があるのかについて議論するために、本稿では調査 2, 3 についても確かめる。

## 2. 方法

調査 1～3 を確認するために、GMO リサーチ株式会社に依頼し、Web 上にて、大学生 1, 2 年生に対し<sup>注 2)</sup>、2 回の質問調査(パネル調査)を行った。Web 調査は、近年データ収集の幅拡大のため、学術的に活用が推奨されている<sup>注 3) 19)</sup>。

調査 1 回目(以下、1 回目)は 2022 年 5 月に実施した。参加者は 420 名であった(1 年生 147 名、2 年生 273 名)。

調査 2 回目(以下、2 回目)は、1 回目の参加者 420 名を対象に、2022 年 10 月に実施し、参加者の約 6 か月後の CDMSE とキャリア・パースペクティブの変化を確認した。本稿では、1 回目・2 回目共に参加してくれた 137 名(平均年齢 19.11 歳、標準偏差 0.82; 1 年生 37 名、2 年生 100 名; 男性 37 名、女性 99 名、その他 1 名; 私立大学 108 名、国立大学 18 名、公立大学 11 名)<sup>注 4)</sup>を分析対象とする。参加者の所属学部については表 2 に<sup>注 5)</sup>、所属する大学のある地域については表 3 に示す。

表 2 参加者の所属学部

	n = 137
商・経済・経営系	26
人文系	24
法律・政治・社会系	15
理・工系	14
看護・保健系	13
医・歯・薬系	13
その他	32

表 3 参加者の所属する大学のある地域

	n = 137
関東地域	53
近畿地域	33
東海地域	10
九州地域	10
中国地域	9
東北地域	7
北陸地域	5
四国地域	5
北海道地域	3
沖縄地域	2

表 4 進路選択セルフ・エフィカシー尺度

---

1. 自分の能力を正確に評価すること。
2. 自分が従事したい職業（職種）の仕事内容を知ること。
3. 一度進路を決定したならば、「正しかったのだろうか」と悩まないこと。
4. 5年先の目標を設定し、それにしたがって計画を立てること。
5. もし望んでいた職業に就けなかった場合、それにうまく対処すること。
6. 人間相手の仕事か、情報相手の仕事か、どちらが自分に適しているか決めること。
7. 自分の望むライフスタイルにあった職業を探すこと。
8. 何かの理由で卒業を延期しなければならなくなった場合、それに対処すること。
9. 将来の仕事において役に立つと思われる免許・資格取得の計画を立てること。
10. 本当に好きな職業に進むために、両親と話し合いをすること。
11. 自分の理想の仕事を思い浮かべること。
12. ある職業についている人々の年間所得について知ること。
13. 就職したい産業分野が、先行き不安定であるとわかった場合、それに対処すること。
14. 将来のために、在学中にやっておくべきことの計画を立てること。
15. 欲求不満を感じても、自分の勉強または仕事の成就まで粘り強く続けること。
16. 自分の才能を、最も生かせると思う職業的分野を決めること。
17. 自分の興味を持っている分野で働いている人と話す機会を持つこと。
18. 現在考えているいくつかの職業のなかから、一つの職業に絞り込むこと。
19. 自分の将来の目標と、アルバイトなどでの経験を関連させて考えること。
20. 両親や友達が勧める職業であっても、自分の適性や能力にあっていないと感じるものであれば断ること。
21. いくつかの職業に、興味を持っていること。
22. 今年の雇用傾向について、ある程度の見通しを持つこと。
23. 自分の将来設計にあった職業を探すこと。
24. 就職時の面接でうまく対応すること。
25. 学校の就職係や職業安定所を探し、利用すること。
26. 将来どのような生活をしたいか、はっきりとさせること。
27. 自分の職業選択に必要な情報を得るために、新聞・テレビなどのマスメディアを利用すること。
28. 自分の興味・能力に合うと思われる職業を選ぶこと。
29. 卒業後さらに、大学、大学院や専門学校に行くことが必要なのかどうか決定すること。
30. 望んでいた職業が、自分の考えていたものと異なっていた場合、もう一度検討し直すこと。

---

(出所) 浦上 (1995)<sup>9)</sup>, p.119.

## 2.1 調査 1 回目

調査 1 の確認のために、まず、表 4 に示す CDMSE 尺度を用いて、参加者の CDMSE を測定した。1 因子構造のこの尺度は Taylor & Betz<sup>5)</sup> が開発した CDMSE 尺度を基にし、日本の文化を考慮して開発された。「自分の能力を正確に評価すること」等の 30 項目で構成される。4 件法 (1 点「全く自信がない場合」～4 点「非常に自信がある場合」) で回答を求め、その合計得点を CDMSE 得点とした ( $range = 30 \sim 120$ )。

調査 2 の確認のために、既存の「進路選択に対する結果期待尺度」<sup>20)</sup> を用いて、参加者のその結果期待を測定した。この尺度は Betz & Voyten<sup>21)</sup> が作成した尺度を邦訳したもので「仕事について

いろいろと勉強すれば、よりよい職業選択が出来るだろう」「自分の興味や能力を理解すれば、よりよい職業選択が出来るだろう」「仕事でどの様な知識や技術が必要となるか分かっていたら、よりよい職業選択が出来るだろう」「じっくり時間をかけて職業情報の収集を行えば、よりよい職業選択に何が必要なのか分かるだろう」の 4 項目で構成される。4 件法 (1 点「全くあてはまらない」～4 点「よくあてはまる」) で回答を求め、その合計得点を結果期待得点とした ( $range = 4 \sim 16$ )。

調査 3 を確かめるために、既存の 16 項目 (3 因子) から成る「キャリア・パースペクティブ尺度」<sup>注 6)</sup> を用いた。しかし、表 5 で示すように、

表 5 キャリア・パースペクティブ尺度の因子分析結果 (n=847) 注7)

	就職後の 展望 ( $\alpha = 0.85$ )	未来との つながり ( $\alpha = 0.87$ )	共通性
1. 将来仕事についてからの 5 年間の仕事上の目標を思いえがくことができる。	<b>0.88</b>	-0.13	0.62
2. 将来仕事についてから 10 年後には自分が仕事上でどうありたいか、はっきりしている。	<b>0.85</b>	-0.13	0.57
3. 自分が将来働いている姿を思い浮かべることができる。	<b>0.56</b>	0.23	0.56
4. 将来自分のつく仕事が、たとえやりたかったことと違っていても、我慢して仕事を続けるだろう。	<b>0.54</b>	0.07	0.35
5. 将来やりたい仕事が、自分の人生の中でどのような意味を持つのかはっきりしている。	<b>0.52</b>	0.29	0.57
6. 将来仕事をする上で、嫌なことがあっても耐えられる。	<b>0.49</b>	0.14	0.36
7. いったん働き出したら、その仕事を辞めない方がいい。	<b>0.40</b>	0.04	0.18
8. 今自分がしていることは、将来の仕事に役立つ。	-0.21	<b>0.90</b>	0.58
9. 自分のやりたい仕事と今自分がしていることには関連がある。	-0.03	<b>0.79</b>	0.60
10. 将来つきたい仕事がある。	0.17	<b>0.58</b>	0.52
11. 今までの経験が、これからの自分の仕事にどう役立つか考えている。	0.21	<b>0.53</b>	0.49
12. 自分が将来働くために、今何をしているか説明できる。	0.38	<b>0.44</b>	0.60
13. 将来つこうとしている仕事が、自分の生活の中でどのように位置づけられるか理解している。	0.40	<b>0.41</b>	0.58

全国の大学生を対象にした 1 つの研究では、次の 3 項目「仕事が自分に合わなかったら、辞めるという選択もある (逆転項目)」「就職したら、とりあえず 3 年はどんなことがあっても働くつもりだ」「将来つく仕事が自分にとってつらいものだったら、辞めてしまってもかまわない (逆転項目)」については、因子分析の結果 (最尤法, プロマックス回転), 因子負荷量が 0.35 に満たなかったことが報告されている。したがって, 1 回目でも, 表 5 の 13 項目を用いて, 参加者の「就職後の展望」と「未来とのつながり」を測定した。4 件法 (1 点「全くあてはまらない」～4 点「よくあてはまる」) で回答を求め, その合計得点を「就職後の展望得点」(range = 7 ~ 28), 「未来とのつながり得点」(range = 6 ~ 24) とした。

## 2.2 調査 2 回目

調査 1 ~ 3 を確かめるために, 1 回目と同様の方法で, 参加者の CDMSE, 進路選択に対する結果期待, キャリア・パースペクティブを測定した。そして, 「2022 年 5 月～今日までの間に, 職業や働き方に関して, 理想とする人物, あるいは, 目標とする人物を見つけることができた」かについても尋ね, 「はい」もしくは「いいえ」で回答し

てもらった。

また, 2 回目の調査では, ①「2022 年 5 月～今日までの間に, インターンシップ (1 ~ 3 日間程度のものも含む)」への参加の有無と, ②「2022 年 5 月～今日までの間に, インターンシップ科目以外の, 単位の出るキャリア教育科目 (就職や人生設計などに関する授業科目)」を受講したかどうかについても尋ねた。なお, ②は「大学生のキャリア意識調査」<sup>22)</sup> で用いられた質問項目を基に作成した。①と②を尋ねた理由については, 次の通りである。

2 回目の調査を実施したのは 10 月であった。参加者は夏期休業期間中 (7 ~ 9 月) に, インターンシップに参加するかもしれない。その参加は CDMSE に影響を及ぼす可能性がある<sup>23)</sup>。そのことを考慮すると, 上述の項目で「はい」と回答した者の CDMSE 等が高まっていた場合, キャリアモデルを新たに獲得したことが要因ではなく, その参加が要因であったことも考えられる。したがって, ①を尋ねた。

わが国の大学では, 2011 年 4 月の大学設置基準の改正に伴い, 教育課程の内外を通じて社会的・職業的自立に向けた指導等に取組んでいる。そのことを受け, 筆者が所属する大学でも, 1 年生に

対しキャリア教育科目（必修）を開講している。前述の項目で「はい」と回答した者の CDMSE 等が高まっていた場合、そのモデルを新たに獲得したのではなく、キャリア教育科目の受講が要因となることも考えられる。ゆえに、②も尋ねた。

### 2.3 分析方法

最初に、2 回目で尋ねた「2022 年 5 月～今日までの間に、職業や働き方に関して、理想とする人物、あるいは、目標とする人物を見つけることができた」かについて、「はい」と回答した学生を「(キャリア) モデル獲得」群 ( $n = 41$ ) とする。一方、「いいえ」と回答した学生を「(キャリア) モデル未獲得」群 ( $n = 96$ ) とする。

次に、調査 1 を確かめるために、CDMSE 得点を従属変数とし、時期（1 回目、2 回目）を被験者内要因、群（「モデル獲得」群、「モデル未獲得」群）を被験者間要因とする  $2 \times 2$  の 2 要因混合計画の分散分析（以下、分散分析）を行い、交互作用を確認する。交互作用が有意の場合、多重比較検定（Bonferroni 法）を実施する。

調査 2 の確認についても、分散分析を用いる。進路選択に対する結果期待得点を従属変数とし、時期を被験者内要因、群を被験者間要因とする分散分析である。交互作用が有意の場合、多重比較検定（Bonferroni 法）を実施する。

調査 3 の確認も、調査 1 と 2 同様、分散分析を用いる。キャリア・パースペクティブ得点（就職後の展望得点、未来とのつながり得点）を従属変数とし、時期を被験者内要因、群を被験者間要因とする分散分析である。交互作用が有意の場合、多重比較検定（Bonferroni 法）を実施する。

「モデル獲得」群の CDMSE、進路選択に対する結果期待、キャリア・パースペクティブ得点が 1 つでも高まっていた場合、以下の 2 つの分析も行う。

第 1 に、1 回目と 2 回目の間に、インターンシップに参加した学生を「参加」群 ( $n = 30$ )、参加しなかった学生を「不参加」群 ( $n = 107$ ) とする。次に、高まった変数を従属変数とし、時期（1 回目、2 回目）を被験者内要因、群（「参加」群、「不参加」群）を被験者間要因とする分散分析を行い、交互

作用を確認する。交互作用が有意の場合、多重比較検定（Bonferroni 法）を実施する。そして、その結果を基に、キャリアモデルの影響によるものなのか、インターンシップの影響によるものなのかについて考察する。

第 2 に、1 回目と 2 回目の間に、キャリア教育科目を受講した学生を「受講」群 ( $n = 44$ )、受講しなかった学生を「非受講」群 ( $n = 93$ ) とする。続いて、高まった変数を従属変数とし、時期（1 回目、2 回目）を被験者内要因、群（「受講」群、「非受講」群）を被験者間要因とする分散分析を行い、交互作用を確認する。交互作用が有意の場合、多重比較検定（Bonferroni 法）を実施する。そして、その結果を基に、キャリアモデルの影響によるものなのか、キャリア教育科目を受講したことによる影響なのかについて考察する。

## 3. 結果

### 3.1 キャリアモデル獲得・未獲得からみた分析

表 6 に、キャリアモデル獲得群と未獲得群の CDMSE 得点、結果期待得点、就職後の展望得点、未来とのつながり得点の平均値と標準偏差、および、Cronbach の  $\alpha$  係数を示す。 $\alpha$  係数は 0.78 から 0.96 であったことから、本稿で用いた尺度は全て十分な内的整合性を有すると考えられる。相関係数については、表 7 に示す。全変数間で有意な正の相関が見られた ( $r = 0.27 \sim 0.73$ )。

表 6 キャリアモデル獲得・未獲得からみた測定した変数の平均値・標準偏差・ $\alpha$  係数

	モデル獲得群 $n = 41$		モデル未獲得群 $n = 96$	
	1 回目	2 回目	1 回目	2 回目
進路選択	76.71 (18.20)	82.27 (13.58)	73.66 (16.25)	71.45 (15.17)
セルフ・エフィカシー	$\alpha = 0.96$	$\alpha = 0.93$	$\alpha = 0.95$	$\alpha = 0.95$
進路選択に対する 結果期待	12.00 (3.26)	12.15 (2.71)	11.44 (2.96)	10.80 (2.70)
	$\alpha = 0.88$	$\alpha = 0.92$	$\alpha = 0.89$	$\alpha = 0.86$
就職後の展望	18.61 (4.69)	19.41 (4.35)	16.42 (3.91)	15.64 (3.68)
	$\alpha = 0.86$	$\alpha = 0.84$	$\alpha = 0.78$	$\alpha = 0.78$
未来とのつながり	17.20 (4.60)	17.56 (3.83)	15.69 (4.13)	15.45 (3.79)
	$\alpha = 0.89$	$\alpha = 0.81$	$\alpha = 0.85$	$\alpha = 0.84$

注) ( ) 内の数値は標準偏差

表 7 相関係数

「モデル獲得」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; n = 82)				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.51***	0.51***	0.54***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.59***	0.59***	
③ 就職後の展望		-	0.73***	
④ 未来とのつながり			-	

「モデル未獲得」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; n = 192)				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.44***	0.38***	0.55***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.27***	0.49***	
③ 就職後の展望		-	0.56***	
④ 未来とのつながり			-	

注) \*\*\*  $p < 0.001$

調査 1 を確認するために、CDMSE 得点を従属変数に、時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に、そして、群 (「モデル獲得」群, 「モデル未獲得」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 8), 交互作用は有意であった ( $F(1, 135) = 5.75, p < 0.05, \text{偏}\eta^2 = 0.04$ )。1 回目・2 回目の主効果は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.07, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果は有意であった ( $F(1, 135) = 7.91, p < 0.01, \text{偏}\eta^2 = 0.06$ )。

表 8 分散分析結果  
(進路選択セルフ・エフィカシー得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	2764.06	7.91**	0.06
誤差 : S(A)	135.00	349.50		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	161.47	1.07	0.01
交互作用 : A × B	1.00	867.10	5.75*	0.04
誤差 : B × S(A)	135.00	150.90		

注) \*\*  $p < 0.01, * p < 0.05$

交互作用が有意であったことから、単純主効果の検定を行った。まず、被験者間の単純主効果は、1 回目, 2 回目の平均値の差の多重比較検定の結

果 (Bonferroni 法), ① 1 回目 : 「モデル獲得」群と「モデル未獲得」群の CDMSE 得点の平均値に有意差なし, ② 2 回目 : 「モデル獲得」群と「モデル未獲得」群の CDMSE 得点の平均値に有意差あり ( $p < 0.001$ ) であった。1 回目における群の単純主効果は,  $F(1, 135) = 0.94, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$  で, 2 回目における群の単純主効果は,  $F(1, 135) = 10.82, p < 0.001, \text{偏}\eta^2 = 0.10$  であった。

そして、被験者内の単純主効果は、群における 1 回目・2 回目の平均値の多重比較検定の結果 (Bonferroni 法), ① 「モデル獲得」群における 1 回目・2 回目の平均値に有意差あり ( $p < 0.05$ ), ② 「モデル未獲得」群における 1 回目・2 回目の平均値に有意差なしであった。「モデル獲得」群における 1 回目・2 回目の単純主効果は,  $F(1, 135) = 4.20, p < 0.05, \text{偏}\eta^2 = 0.03$  で, 「モデル未獲得」群における 1 回目・2 回目の単純主効果は,  $F(1, 135) = 1.55, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$  であった。

図 2 に、キャリアモデル獲得・未獲得別にみた CDMSE 得点の変化を示す。

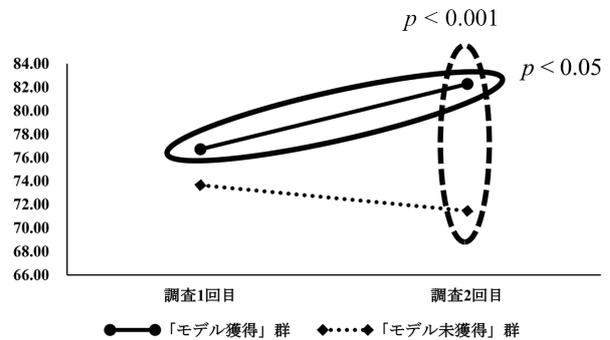


図 2 キャリアモデルの獲得・未獲得別にみた進路選択セルフ・エフィカシー得点の変化 (Bonferroni 法)

調査 2 の確認のために、進路選択に対する結果期待得点を従属変数に、時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に、そして、群 (「モデル獲得」群, 「モデル未獲得」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 9), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.73, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.68, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果は有意で

あった ( $F(1, 135) = 4.54, p < 0.05, \text{偏}\eta^2 = 0.03$ )。

表 9 分散分析結果  
(進路選択に対する結果期待得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	52.23	4.54*	0.03
誤差 : S(A)	135.00	11.50		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	3.44	0.68	0.01
交互作用 : A × B	1.00	8.78	1.73	0.01
誤差 : B × S(A)	135.00	5.08		

注) \*\*\* $p < 0.001, *p < 0.05$

調査 3 を確かめるために、まず、キャリア・パースペクティブ「就職後の展望得点」を従属変数に、時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に、そして、群 (「モデル獲得」群, 「モデル未獲得」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 10), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 3.41, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.03$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.001, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.00$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果は有意であった ( $F(1, 135) = 23.45, p < 0.001, \text{偏}\eta^2 = 0.15$ )。

表 10 分散分析結果 (就職後の展望得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	512.38	23.45***	0.15
誤差 : S(A)	135.00	21.85		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	0.01	0.001	0.00
交互作用 : A × B	1.00	36.14	3.41 <sup>†</sup>	0.03
誤差 : B × S(A)	135.00	10.59		

注) \*\*\* $p < 0.001, ^{\dagger}p < 0.10$

次に、キャリア・パースペクティブ「未来とのつながり得点」を従属変数に、時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に、そして、群 (「モデル獲得」群, 「モデル未獲得」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 11), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.75, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.01$ )。1 回目・2 回目の主効果

も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.03, n.s., \text{偏}\eta^2 = 0.00$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果は有意であった ( $F(1, 135) = 7.35, p < 0.01, \text{偏}\eta^2 = 0.05$ )。

表 11 分散分析結果 (未来とのつながり得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	188.32	7.35**	0.05
誤差 : S(A)	135.00	25.63		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	0.23	0.03	0.00
交互作用 : A × B	1.00	5.27	0.75	0.01
誤差 : B × S(A)	135.00	7.07		

注) \*\* $p < 0.01$

### 3.2 インターンシップ参加・不参加からみた分析

表 8 と図 2 より、キャリアモデルを新たに獲得した大学生の CDMSE は高まっていた。そこで、CDMSE が高まったのは、キャリアモデルを新たに獲得したからなのか。それとも、インターンシップへの参加や、キャリア教育科目の受講が影響しているのだろうか。本項と、次項ではそのことを確認する。

まず、インターンシップへの参加が CDMSE に及ぼす影響について確認する。参考資料として、その参加が進路選択に対する結果期待と、キャリア・パースペクティブに及ぼす影響についても確認する。表 12 にインターンシップ「参加」群と、

表 12 インターンシップ参加・不参加からみた測定した変数の平均値・標準偏差・ $\alpha$ 係数

	参加群 n = 30		不参加群 n = 107	
	1 回目	2 回目	1 回目	2 回目
進路選択	75.47 (14.43)	75.07 (9.80)	74.32 (17.52)	74.58 (16.77)
セルフ・エフィカシー	$\alpha = 0.94$	$\alpha = 0.84$	$\alpha = 0.96$	$\alpha = 0.96$
進路選択に対する結果期待	10.97 (2.97)	10.93 (2.20)	11.79 (3.06)	11.28 (2.90)
	$\alpha = 0.82$	$\alpha = 0.64$	$\alpha = 0.91$	$\alpha = 0.92$
就職後の展望	18.40 (4.60)	17.17 (3.09)	16.70 (4.11)	16.65 (4.53)
	$\alpha = 0.83$	$\alpha = 0.59$	$\alpha = 0.81$	$\alpha = 0.86$
未来とのつながり	15.40 (4.44)	14.97 (2.63)	16.35 (4.28)	16.39 (4.15)
	$\alpha = 0.88$	$\alpha = 0.53$	$\alpha = 0.86$	$\alpha = 0.87$

注) ( ) 内の数値は標準偏差

「不参加」群の CDMSE 得点等の平均値・標準偏差・ $\alpha$  係数を示す。CDMSE 尺度の  $\alpha$  係数は 0.84 ~ 0.96 であった。同尺度は十分な内的整合性を有すると考えられる。表 13 に相関係数を示す。CDMSE と進路選択に対する結果期待, 就職後の展望, 未来とのつながりとの間に有意な正の相関が見られた ( $r = 0.43 \sim 0.58$ )。

表 13 相関係数

「参加」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; $n = 60$ )				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.44***	0.60***	0.54***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.30*	0.32*	
③ 就職後の展望		-	0.68***	
④ 未来とのつながり			-	
「不参加」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; $n = 214$ )				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.49***	0.43***	0.58***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.44***	0.58***	
③ 就職後の展望		-	0.66***	
④ 未来とのつながり			-	

注) \*\*\*  $p < 0.001$ , \*  $p < 0.05$

CDMSE 得点を従属変数に, 時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「参加」群, 「不参加」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 14), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.03$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.00$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.001$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.00$ )。被験

表 14 分散分析結果  
(進路選択セルフ・エフィカシー得点)

	$df$	$MS$	$F$	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	31.36	0.09	0.001
誤差 : S(A)	135.00	369.74		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	0.22	0.001	0.00
交互作用 : A × B	1.00	5.13	0.03	0.00
誤差 : B × S(A)	135.00	157.29		

者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.09$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.001$ )。

進路選択に対する結果期待得点を従属変数に, 時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「参加」群, 「不参加」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 15), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.51$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.004$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.66$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.35$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.01$ )。

表 15 分散分析結果  
(進路選択に対する結果期待得点)

	$df$	$MS$	$F$	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	15.91	1.35	0.01
誤差 : S(A)	135.00	11.77		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	3.39	0.66	0.01
交互作用 : A × B	1.00	2.60	0.51	0.004
誤差 : B × S(A)	135.00	5.13		

就職後の展望得点を従属変数に, 時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「参加」群, 「不参加」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 16), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.54$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.01$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.79$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 2.27$ ,  $n.s.$ , 偏  $\eta^2 = 0.02$ )。

表 16 分散分析結果  
(就職後の展望得点)

	$df$	$MS$	$F$	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	57.30	2.27	0.02
誤差 : S(A)	135.00	25.22		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	19.20	1.79	0.01
交互作用 : A × B	1.00	16.50	1.54	0.01
誤差 : B × S(A)	135.00	10.73		

未来とのつながり得点を従属変数に、時期（1 回目、2 回目）を被験者内要因に、そして、群（「参加」群、「不参加」群）を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果（表 17）、交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.38, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.003$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.25, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.002$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 2.48, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.02$ )。

表 17 分散分析結果  
(未来とのつながり得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	65.90	2.48	0.02
誤差 : S(A)	135.00	26.54		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	1.75	0.25	0.002
交互作用 : A × B	1.00	2.70	0.38	0.003
誤差 : B × S(A)	135.00	7.09		

### 3.3 キャリア教育科目受講・非受講からみた分析

次に、キャリア教育科目の受講が CDMSE 等に及ぼす影響について確認する。表 18 に、キャリア教育科目「受講」群と、「非受講」群の CDMSE 得点等の標準偏差・ $\alpha$  係数を示す。CDMSE 尺度の  $\alpha$  係数は 0.91 ~ 0.96 で、十分な内的整合性を有すると考えられる。相関係数については表 19

表 18 キャリア教育科目受講・非受講からみた測定した変数の平均値・標準偏差・ $\alpha$  係数

	受講群 n = 44		非受講群 n = 93	
	1 回目	2 回目	1 回目	2 回目
進路選択 セルフ・エフィカシー	75.41 (14.01) $\alpha = 0.93$	74.14 (12.66) $\alpha = 0.91$	74.17 (18.09) $\alpha = 0.96$	74.95 (16.71) $\alpha = 0.96$
進路選択に対する 結果期待	10.89 (2.94) $\alpha = 0.84$	11.00 (2.37) $\alpha = 0.78$	11.95 (3.06) $\alpha = 0.91$	11.30 (2.93) $\alpha = 0.91$
就職後の展望	17.11 (4.43) $\alpha = 0.79$	16.34 (3.19) $\alpha = 0.83$	17.05 (4.21) $\alpha = 0.64$	16.97 (4.67) $\alpha = 0.88$
未来とのつながり	15.41 (4.77) $\alpha = 0.88$	15.14 (3.22) $\alpha = 0.86$	16.48 (4.06) $\alpha = 0.70$	16.53 (4.14) $\alpha = 0.88$

注) ( ) 内の数値は標準偏差

に示す。CDMSE と進路選択に対する結果期待、就職後の展望、未来とのつながりとの間に有意な正の相関が見られた ( $r = 0.36 \sim 0.60$ )。

表 19 相関係数

「受講」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; n = 88)				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.36***	0.42***	0.52***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.24*	0.32**	
③ 就職後の展望		-	0.61***	
④ 未来とのつながり			-	

「非受講」群 (調査 1 回目 + 調査 2 回目 ; n = 186)				
	②	③	④	
① 進路選択 セルフ・エフィカシー	0.52***	0.46***	0.60***	
② 進路選択に対する 結果期待	-	0.46***	0.62***	
③ 就職後の展望		-	0.66***	
④ 未来とのつながり			-	

注) \*\*\*  $p < 0.001$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*  $p < 0.05$

CDMSE 得点を従属変数に、時期（1 回目、2 回目）を被験者内要因に、そして、群（「受講」群、「非受講」群）を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果（表 20）、交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.40, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.003$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.02, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.00$ )。被験者間効果の検定だが、群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.01, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.00$ )。

表 20 分散分析結果  
(進路選択セルフ・エフィカシー得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	2.73	0.01	0.00
誤差 : S(A)	135.00	369.95		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	3.71	0.02	0.00
交互作用 : A × B	1.00	62.57	0.40	0.003
誤差 : B × S(A)	135.00	156.86		

進路選択に対する結果期待得点を従属変数に、

時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「受講」群, 「非受講」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 21), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.69, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.01$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.83, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 2.37, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.02$ )。

表 21 分散分析結果  
(進路選択に対する結果期待得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	27.66	2.37	0.02
誤差 : S(A)	135.00	11.68		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	4.22	0.83	0.01
交互作用 : A × B	1.00	8.60	1.69	0.01
誤差 : B × S(A)	135.00	5.08		

就職後の展望得点を従属変数に, 時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「受講」群, 「非受講」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 22), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.65, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.01$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 1.02, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.01$ )。被験者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.19, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.01$ )。

表 22 分散分析結果  
(就職後の展望得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	4.80	0.19	0.01
誤差 : S(A)	135.00	25.61		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	11.01	1.02	0.01
交互作用 : A × B	1.00	7.04	0.65	0.01
誤差 : B × S(A)	135.00	10.80		

未来とのつながり得点を従属変数に, 時期 (1 回目, 2 回目) を被験者内要因に, そして, 群 (「受

講」群, 「非受講」群) を被験者間要因とする分散分析を実施した。分散分析の結果 (表 23), 交互作用は有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.21, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.002$ )。1 回目・2 回目の主効果も有意ではなかった ( $F(1, 135) = 0.11, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.001$ )。被験者間効果の検定だが, 群の主効果についても有意ではなかった ( $F(1, 135) = 3.44, n.s.,$  偏  $\eta^2 = 0.03$ )。

表 23 分散分析結果  
(未来とのつながり得点)

	df	MS	F	偏 $\eta^2$
被験者間要因				
群 : A	1.00	90.77	3.44 <sup>†</sup>	0.03
誤差 : S(A)	135.00	26.36		
被験者内要因				
1・2 回目 : B	1.00	0.79	0.11	0.001
交互作用 : A × B	1.00	1.49	0.21	0.002
誤差 : B × S(A)	135.00	7.10		

注) <sup>†</sup>  $p < 0.10$

#### 4. 考察

最初に, インターンシップへの参加と, キャリア教育科目の受講が, 大学生の CDMSE と進路選択に対する結果期待, キャリア・パースペクティブに影響を及ぼしたのかについて検討する。表 14 ~ 17 と, 表 20 ~ 23 より, 本調査では両者共に CDMSE 等に影響を及ぼしていなかった。

次に, 調査 1 について検討する。表 8 と図 2 から, 新たにキャリアモデルを獲得したと回答した大学生の CDMSE 得点は, 1 回目の CDMSE 得点よりも, 高まったという結果であった。たしかに, インターンシップの参加と, キャリア教育科目の受講以外の要因もあるかもしれない。だが, この結果を考慮すると, キャリアモデルを新たに獲得することによって, 大学生の CDMSE は高まると考えられよう。

調査 2 については, 表 9 より, キャリアモデルを新たに獲得しても, 学生の進路選択に対する結果期待には影響しないことが分かった。

そして, 調査 3 についてだが, 表 10, 11 より, 本稿ではキャリアモデルを新たに獲得しても, 学生のキャリア・パースペクティブ (就職後の展望

と未来とのつながり)にも影響しないという結果であった。

調査 2, 3 においては, 群 (「獲得」群, 「未獲得」群) の主効果が有意であった (表 9, 10, 11)。このことから, 進路選択に対する結果期待とキャリア・パースペクティブをもともと高く持っている学生が, キャリアモデルを獲得する, という可能性も考えられる。

以上より, キャリアモデルを新たに獲得することは, 進路選択に対する結果期待とキャリア・パースペクティブには影響を及ぼさないが, CDMSE には影響を及ぼすことが分かった。しかしながら, キャリアモデルの新たな獲得は, CDMSE においては即効性がある一方, 進路選択に対する結果期待とキャリア・パースペクティブにおいては遅効性があるのかもしれない。その検討については, 今後の課題とする。

また, 本研究の調査対象者は大学 1, 2 年生であった。3 年生以上の学生においても, キャリアモデルの新たな獲得が CDMSE を高めるのに有効であるのかについても, 今後の課題としたい。

セルフ・エフィカシー理論では, 前述, 結果期待もまた, 私たちのモチベーションについて議論するには重要な鍵となる。本稿では示せなかった学生の進路選択に対する結果期待を高める方法についても今後の課題とする。

先述の先行研究<sup>9)</sup>と本稿でも触れていない, 次の 4 点, ①どのようなキャリアモデル (例えば, 親等の身近な者, 有名人等の身近ではない者) が学生の CDMSE を高めるのに有効であるのか, ②学生の持つキャリアモデルは変容していくのか, 複数のキャリアモデルを持つ方が CDMSE を高めるのに有効なのか, ③キャリアモデルを通して, 学生は永続的に CDMSE を高めるのか, ④キャリアモデルを持つことで, 学生の普段の認知や, その意志決定行動にどのような変化が起きるのか, についても今後の課題としたい。

本節の最初でも述べたように, 本調査では, インターンシップの参加と, わが国の大学で実施されているキャリア教育科目受講は, 大学 1, 2 年生の CDMSE 等には影響を及ぼさない可能性があることが示された。両者は CDMSE 等に影響を及

ぼさないのだろうか。それとも, CDMSE 等において即効性はないが, 遅効性はあるのか。この議論についても今後の課題とする。

## 5. 本稿のまとめ

本稿では, キャリアモデルを新たに獲得することは, 進路選択に対する結果期待とキャリア・パースペクティブには影響を及ぼさないが, CDMSE には影響を及ぼすことが分かった。先行研究<sup>9)</sup>で示されていることも考慮すると, キャリアモデルは大学生の CDMSE を高めるために有効であると考えられる。

## 注

- 1) 一般社団法人日本私立大学連盟, (2022)『私立大学学生生活白書2022』(<https://www.shidai ren.or.jp/files/user/20221011gakuseihakusho.pdf>) (最終アクセス日: 2023 年 9 月 24 日)
- 2) 本研究では, 表 4 の尺度で CDMSE を測定するが, この尺度には「現在考えているいくつかの職業のなかから, 一つの職業に絞り込むこと」等, 既に進路決定をした学生には回答しにくい項目がある<sup>9)</sup>。したがって, 4 年生については調査対象外とした。また, 3 年生になると, 就職活動に対する意識が高くなり, 就職活動の準備を早く開始する者が少なくなると考えられる。その影響により, 3 年生の CDMSE が高まることも予期される<sup>9)</sup>。よって, 3 年生も調査対象外とした。
- 3) 日本学術会議, (2020)「Web 調査の有効な学術的活用を目指して」(<https://www.scj.go.jp/ja/info/kohyo/pdf/kohyo-24-t292-3.pdf>) (最終アクセス日: 2023 年 9 月 24 日)
- 4) 参加者の平均年齢と標準偏差については, 1 回目で得られたデータに, 2 回目のデータを加えて算出した。
- 5) 参加者に所属学部を尋ねる質問項目については『私立大学学生生活白書 2018』の 13 頁を参考にして作成した。一般社団法人日本私立大学連盟, (2018)『私立大学学生生活白書 2018』([https://www.shidai ren.or.jp/files/topics/449\\_ext\\_03\\_0.pdf](https://www.shidai ren.or.jp/files/topics/449_ext_03_0.pdf)) (最終アクセス日:

2023 年 9 月 24 日)

- 6) 矢崎裕美子・金井篤子, (2005) 「キャリア・パースペクティブ尺度作成の試み」『日本社会心理学学会第 46 回大会発表論文集』 ([https://iap-jp.org/jssp/conf\\_archive/paper\\_download.php?s=2005-E-0158](https://iap-jp.org/jssp/conf_archive/paper_download.php?s=2005-E-0158)) (最終アクセス日: 2023 年 9 月 24 日)
  - 7) 2023 年 8 月 26 日に開催された日本職業教育学会北海道・東北地区部会第 3 回の報告「児童期の発達課題からみた大学生の進路選択セルフ・エフィカシー研究」(報告者: 楠奥繁則) で配布された資料を掲載している。この資料では、キャリア・パースペクティブ尺度は 13 項目の 2 因子構造である。しかし、矢崎ら (2005) は、16 項目の 3 因子構造(「見通しの明確性」「見通しの連続性」「継続の見通し」)であると報告している<sup>注6)</sup>。このことから、今日では、除外された「早期離職」に関する項目(「就職したら、とりあえず 3 年はどんなことがあっても働くつもりだ」「仕事が自分に合わなかったら、辞めるという選択もある」「将来つく仕事が自分にとってつらいものだったら、辞めてしまってもかまわない」)については、キャリア・パースペクティブとは別次元で変動すると考えられる。
- of self-efficacy theory to the understanding and treatment of career indecision. *Journal of Vocational Behavior*, 22, 63-81.
- 6) 浦上昌則 (2002) 「第 18 章 職業指導」(坂野雄二・前田基成編著) 『セルフ・エフィカシーの臨床心理学』, 北大路書房, pp.204-217.
  - 7) Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
  - 8) Bandura, A. (1995). Exercise of personal and collective efficacy in changing societies. In A. Bandura (ed.) *Self-efficacy in changing societies*, pp.1-45, Cambridge University Press, United Kingdom. (本明寛・野口京子監訳『激動社会の中の自己効力』金子書房, 1997 年.)
  - 9) 楠奥繁則・神藤貴昭・加野佑弥 (2023) 「キャリアモデルが A 大学の大学生の進路選択セルフ・エフィカシーに及ぼす効果」『大学教育研究ジャーナル』第 20 号, 67-73.
  - 10) 浦上昌則 (1995) 「学生の進路選択に対する自己効力感に関する研究」『名古屋大学教育学部紀要 教育心理学科』第 42 巻, 115-126.
  - 11) 下村英雄 (2001) 「進路選択」(堀洋道監修・吉田富二雄編) 『心理測定尺度集 II』, サイエンス社, pp.333-364.
  - 12) 三宅義和 (2005) 「進路選択と職業未決定問題の概要」, 居神浩・三宅義和・遠藤竜馬・松本恵美・中山一郎・畑秀和著『大卒フリーター問題を考える』, ミネルヴァ書房, pp.97-119.
  - 13) 楠奥繁則 (2006) 「わが国の大学生における進路選択過程に対する自己効力研究の課題」『立命館経営学』第 45 巻第 1 号, 147-162.
  - 14) 楠奥繁則 (2009) 「大学生の進路選択セルフ・エフィカシー研究—KiSS-18 からのアプローチ—」『対人社会心理学研究』第 9 号, 109-115.
  - 15) 富永美佐子 (2008) 「進路選択自己効力に関する研究の現状と課題」『キャリア教育研究』第 25 巻第 2 号, 97-111.
  - 16) 松井桃子 (2014) 「進路選択研究の統合的理解とその課題—大学でのキャリア支援に向け

## 参考文献

- 1) 金井篤子・三後美紀 (2004) 「第 2 章 高校生の進路選択過程の心理学的メカニズム—自己決定経験とキャリア・モデルの役割—」(寺田盛紀編著) 『キャリア形成・就職メカニズムの国際比較—日独米中の学校から職業への移行過程—』, 晃洋書房, pp.25-37.
- 2) 古野庸一 (1999) 「キャリアデザインの『必要性』と『難しさ』」『Works』第 35 巻, 4-7.
- 3) 平尾元彦 (2005) 「キャリア教育の手法としてのキャリアモデル」『大学教育』第 2 号, 95-104.
- 4) 坂本麗香 (2017) 「短大生のキャリアモデル—四大生との比較—」『名古屋女子大学紀要』第 63 巻, 65-73.
- 5) Taylor, K. M., & Betz, N. E. (1983). Applications

て一」『京都大学高等教育研究』第 20 号, 63-72.

- 17) Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W. H. Freeman and Company, New York.
- 18) 浦上昌則 (1993) 「進路選択行動についての心理学的考察—自己効力理論を用いて—」『進路指導研究』第 14 巻, 52-56.
- 19) 坂巻文彩 (2022) 「大学教育で修得した能力と職業上での有用性評価との関係性—法学分野の卒業生の視点から—」『職業教育学研究』第 52 巻第 1 号, 21-28.
- 20) 安達智子 (2001) 「大学生の進路発達過程—社会・認知的進路理論からの検討—」『教育心理学研究』第 49 巻第 3 号, 326-336.
- 21) Betz, N. E., & Vuyten, K. K. (1983). Efficacy and outcome expectations influence career exploration and decidedness. *The Career Development Quarterly*, 46, 179-189.
- 22) 溝上慎一 (2018) 『大学生白書 2018—いまの大学教育では学生を変えられない—』東信堂.
- 23) 楠奥繁則 (2006) 「自己効力論からみた大学生のインターンシップの効果に関する実証研究—ベンチャー系企業へのインターンシップを対象にした調査—」『立命館経営学』第 44 巻第 2 号, 169-185.