

キャリア教育科目「自己開拓」の効果

ー2014年度の授業についてー

佐藤 友美・杉本 英晴

1 はじめに

中部大学では2010年度より、全学の学生を対象としたキャリア教育科目のひとつとして、「自己開拓」を開講してきた。この授業の構成および内容についてはハラデレック・林・間宮・小塩（2011）に詳しく述べられているが、基本的に各週の授業は2回連続で8週間、計16回を、参加型ワークショップ形式で進められる授業形態となっている。この授業のねらいは、毎回のグループを中心とした作業を通じて、学生間の相互作用を促し、意識や考え方の変化を目指すものである。

これまでに、「自己開拓」の教育効果については組織的な調査が行われており、4度にわたる報告を行ってきた（小塩・ハラデレック・林・間宮, 2011; 小塩・ハラデレック・林・間宮・後藤, 2012; 佐藤・小塩・ハラデレック・林・間宮, 2013; 佐藤・小塩・ハラデレック・林・間宮, 2014）。たとえば、小塩他（2011）では、自尊感情、進路選択に対する自己効力、セルフ・コントロール、ビッグファイブ・パーソナリティの各指標に注目し、「自己開拓」受講者（受講者群）と「自己開拓」を受講していない学生（統制群）とで比較をおこなった。統制群と比較した場合、「自己開拓」の授業を受講することによって、受講生の自尊感情の向上、進路選択に対する自己効力の向上、より広い時間的展望が得られること、生活習慣を変化させるような改良型セルフ・コントロールが向上すること、勤勉性のパーソナリティが上昇傾向にあることが示された。さらに、毎回の授業時の意識調査からも、受講生が徐々に自分自身に対する自信をもつように変化していることが示唆された。また小塩他（2012）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）によって、小塩他（2011）で見出されたのと同様の授業の効果が、4年にわたって一貫して見出されたことが報告されている。

2014年度は、「自己開拓」が開講されてから5年目の年にあたる。履修学生の増加により、これまでの2回連続で8週間、計16回の授業形態に加えて、週1回の16週間、計16回の授業時間形式も導入された。また、従来の教授法では1クラス40名での授業が限界であったが、より多くの学生が受講できるように教授法を改定し、1クラス60名で実施できる方法を実施した。改定した教授法は、週1回計16回の授業において用いられた。

本研究は、「自己開拓」の授業開始から5年目にあたる2014年度においても、これまでと同様の教育効果が見出されるのか、また新たな授業構成においても、これまでと同様の教育効果が見出されるのかを検討する。そこで、調査内容および調査実施デザインも同様な手法を用いた。

2 方法

2.1 プレ・ポストテストに使用した尺度

以下の尺度を、「自己開拓」授業前後、および別の教養科目授業前後に実施した。

自尊感情 本尺度は、小塩他（2011）、小塩他（2012）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）で使用したものと同じであった。自尊感情（桜井, 2000）は、自分自身に対する肯定的な感覚を意味する。高得点であるほど、自分を肯定的に捉え、自信があり、自分に満足している傾向を意味する。この尺度は「私は、自分に満足している」「私はたいいていの人がやれる程度には物事ができる」などの10項目で構成されており、それぞれの質問項目に対して、現在の自分に最もよく当てはまる選択肢を「いいえ（1点）」から「はい（4点）」までの4段階で回答させた。

進路選択に対する自己効力 本尺度は、小塩他（2011）、小塩他（2012）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）で使用したものと同じであった。進路選択に対して認知された効力予期すなわち自己効力を測定するために、浦上（1995）によって構成された進路選択に対する自己効力尺度を使用した。この尺度は「自分の能力を正確に評価すること」「自分が従事したい職業（職種）の仕事内容を探ること」「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」などの30項目で構成されており、それぞれの項目についてどれくらい自信があるかを「全く自信がない（1点）」から「非常に自信がある（4点）」までの4段階で測定した。この尺度によって測定された高得点であるほど、進路選択がうまくいくと認識し、進路選択行動を活発に行う傾向にあることを意味する。

時間的展望 本尺度は、小塩他（2011）、小塩他（2012）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）で使用したものと同じであった。より遠くの将来や過去の事象が

現在の行動に影響するという時間的展望の広がり測定するために、時間的展望尺度（白井, 1991）を使用した。この尺度は「私の将来は漠然としていてつかみどころがない（逆転項目）」「毎日がなんとなく過ぎていく（逆転項目）」「私の将来には希望がもてる」などの19項目で構成されており、自分自身にどれくらい当てはまるかについて「当てはまらない（1点）」から「当てはまる（5点）」までの5段階で回答が求められた。この尺度によって測定された得点が高得点であるほど、過去や未来へと広い時間的な展望を持つことを意味する。

時間的展望の内容を詳しく検討するため、白井（1994）の時間的展望体験尺度も加えて使用した。本尺度は、過去受容（「私は、自分の過去を受け入れることができる」）・現在の充実感（「今の生活に満足している」）・希望（「自分の将来は自分できりひらく自信がある」）・目標指向性（「私には将来の目標がある」）の4つの側面からなる18項目で構成されており、過去、現在、未来という時間軸それぞれにおける展望の高さを測ることができる。自分自身にどれくらい当てはまるかについて「当てはまらない（1点）」から「当てはまる（5点）」までの5段階で回答が求められた。

セルフ・コントロール 本尺度は、小塩他（2011）、小塩他（2012）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）で使ったものと同じであった。直接的な外的強制力がない場面で、自発的に自己の行動を統制することをセルフ・コントロールと言う。この中には、ストレス場面において発生する情動的・認知的反応の制御を意味する調整型（Redressive）セルフ・コントロールと、習慣的な行動を新しくしてより望ましい行動へと変容していく改良型（Reformative）セルフ・コントロールがある。杉若（1995）は、この2つの下位概念に、セルフ・コントロールとは異なる対処方略を意味する外的要因（External）による行動のコントロールを加えた3つの下位尺度で構成される、日常生活で観察されるセルフ・コントロール行動の個人差を評価する尺度（RRS）を作成した。今回はこのRRSのうち、先行研究（杉若, 1995）の因子分析結果において、各因子に高い因子負荷量を示した5項目ずつ、計15項目を抜き出して使用した。項目例は、「仕事に神経を集中できないときには、小さな目標を立てて少しずつ処理していく」（改良型）、「自分を悩ませる不愉快な思いに打ち勝てないのは、いつものことである」（外的）、「不愉快な思いに悩まされるときには、何か楽しいことを考えるようにしている」（調整型）というものであり、今の自分自身の考え方にどの程度当てはまるかについて「全く当てはまらない（1点）」から「非常によく当てはまる（6点）」までの6段階で回答を求めた。

キャリア・アダプタビリティ キャリア・アダプタビリティ（Savickas, 1997, 2011）とは、「変化できる資質、大きな困難なくして新しいあるいは変化した環境に適応できる資質」であり、関心、コントロール、好奇心、自信の4次元から構成されている。キャリア・アダプタビリティが身につけているほど自律的なキャリア選択が促されることが指摘されてきた（Creed, Fallon, & Hood, 2009）。そこで、2014年度の効果については新たに本尺度を導入し、「自己開拓」の受講によりキャリア・アダプタビリティが高まり、自律的なキャリア選択が可能になるのかを検討することとした。本尺度は杉本（2014）がSavickas & Porfeli（2012）やNota, Ginevra, & Soresi（2012）を参考に作成した、キャリア・アダプタビリティ尺度（29項目、5件法）を使用した。本尺度は関心（「今の選択が自分の将来を形成すると認識すること」）、コントロール（「前向きでいること」）、好奇心（「自分の持っている疑問について深く調べること」）、そして自信（「自分自身に期待すること」）について、「人は異なる強みを用いてキャリア（人生）を構築していきます。全てが得意だという人は誰もいません。強みとして重要視していることは人によって異なります。以下の項目について、あなたはどれほど発達させ、できるようになっていますか。」と教示し、「全くできない（1点）」から「非常によくできる（5点）」までの5段階で回答が求められた。

2.2 調査手続き・調査対象者

「自己開拓」の受講者に対し、初回の授業で事前テスト、最終回の授業で事後テストを実施した。統制群については、「自己開拓」を受講していない一般教養科目の受講生に対し、「自己開拓」と同時期に事前テストと事後テストが実施された。なお、本調査の実施は中部大学倫理審査委員会にて承認された（承認番号260040）。調査参加者の内訳は、受講群96名、統制群99名であった。

3 結果と考察

3.1 授業前後の受講群と統制群の変化

3.1.1 自尊感情の変化

群（受講群と統制群）×調査時期（授業前・後）の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=0.50$, 群の主効果 $F(1,196)=0.49$, 調査時期の主効果 $F(1,196)=2.63$, いずれも $n.s.$ ）。これまでの知見では「自己開拓」を受講することによって自尊感情が高まることが示されてきたが、本年度はそのような効果は見られなかった。

表 1 自尊感情、進路選択に対する自己効力、および時間的展望の平均値（下段は標準偏差）および分散分析の結果

	受講群		統制群		主効果		交互作用
	授業前	授業後	授業前	授業後	授業期間	教授法	
自尊感情	2.49 (0.43)	2.56 (0.46)	2.47 (0.51)	2.50 (0.50)	2.63	0.49	0.48
自己効力	2.48 (0.35)	2.52 (0.42)	2.38 (0.50)	2.46 (0.48)	5.77 *	2.19	0.69
時間的展望	3.07 (0.56)	3.14 (0.60)	3.04 (0.61)	2.99 (0.58)	0.14	1.32	4.70 *
時間的展望							
現在の充実感	3.20 (0.74)	3.29 (0.81)	3.09 (0.76)	3.01 (0.81)	0.01	3.71 †	3.14 †
目標志向性	2.62 (0.85)	2.75 (0.89)	2.59 (0.81)	2.62 (0.83)	3.25 †	0.50	1.07
過去受容	3.34 (0.84)	3.39 (0.87)	3.29 (0.79)	3.28 (0.86)	0.20	0.45	0.43
希望	3.13 (0.77)	3.17 (0.80)	3.05 (0.85)	2.99 (0.78)	0.06	1.46	1.21

3.1.2 進路選択に対する自己効力の変化

進路選択における自己効力について、群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と群の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=0.69$ 、群の主効果 $F(1,196)=2.19$ 、いずれも $n.s.$ ）。しかし調査時期の主効果は有意であり（ $F(1,196)=5.77$ 、 $p<.05$ ）、「自己開拓」の受講の有無に関わらず、授業後は授業前に比べて進路選択に対する自己効力が高まる傾向があることが示された。過去4年の知見において、進路選択に対する自己効力の上昇は「自己開拓」受講生独自のものとして報告されてきたが、2014年度においてはそのような効果は見られなかった。

3.1.3 時間的展望の変化

時間的展望の受講群と統制群別の、授業前後の平均値を図1に示す。群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意であった（ $F(1,196)=4.70$ 、 $p<.05$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、統制群においては時間的展望得点に授業前後の差は見られなかった（ $F(1,196)=1.64$ 、 $n.s.$ ）が、受講群は授業後は授業前よりも時間的展望が広がる傾向がみられた（ $F(1,196)=3.17$ 、 $p<.10$ ）。また、授業前は受講群と統制群で時間的展望に差はないが（ $F(1,196)=0.11$ 、 $n.s.$ ）、授業後は受講群は統制群よりも時間的展望が広がる傾向が見られた（ $F(1,196)=3.32$ 、 $p<.10$ ）。つまり、「自己開拓」を受講した学生は、授業後に時間的展望が広がるが、受講していない学生にはそのような効果がみられないことが示された。このことは、小塩他（2011）や小塩他

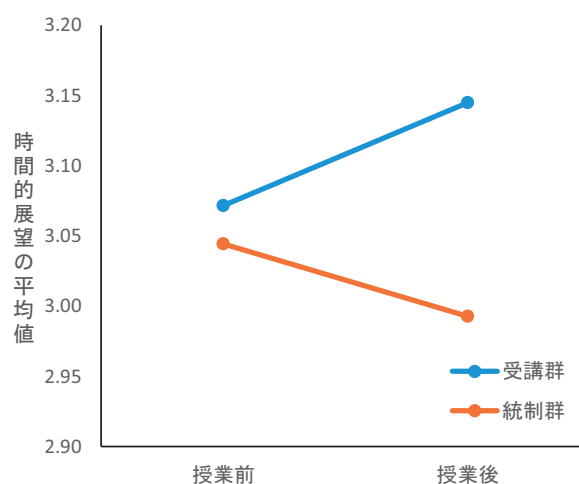


図 1 授業前後の各群における時間的展望の平均値

（2012）、佐藤他（2013）および佐藤他（2014）で報告された結果と同様であり、一貫してみられる効果であることが示された。

3.1.4 時間的展望の詳細な変化

「自己開拓」受講によって時間的展望に効果がみられることが明らかにされたため、次に時間的展望の4側面のどこに効果がみられるのかを検討した。

まず、過去受容において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=0.43$ 、群の主効果 $F(1,196)=0.20$ 、調査時期の主効果 $F(1,196)=0.45$ 、いずれも $n.s.$ ）。つまり、「自己開拓」受講によって過去を受容できるようになるという効果は見られないことが示された。

表2 セルフ・コントロールおよびキャリア・アダプタビリティの平均値（下段は標準偏差）および分散分析結果

	受講群		統制群		主効果		交互作用
	授業前	授業後	授業前	授業後	授業期間	教授法	
セルフ・コントロール							
改良型	2.29	2.41	2.29	2.43	13.76 ***	0.02	0.16
	(0.44)	(0.50)	(0.57)	(0.52)			
外的要因	2.50	2.49	2.40	2.45	0.24	1.16	0.79
	(0.44)	(0.55)	(0.59)	(0.61)			
調整型	2.41	2.50	2.36	2.47	8.61 **	0.41	0.00
	(0.37)	(0.46)	(0.58)	(0.55)			
キャリアアダプタビリティ							
関心	2.75	2.93	2.67	2.69	3.13 †	2.11	2.12
	(0.80)	(0.86)	(0.94)	(0.86)			
コントロール	2.89	3.10	2.75	2.95	15.72 ***	1.87	0.00
	(0.68)	(0.83)	(0.91)	(0.86)			
好奇心	2.74	3.03	2.77	2.88	14.44 ***	0.43	2.76 †
	(0.68)	(0.79)	(0.83)	(0.84)			
自信	2.69	2.95	2.65	2.75	16.76 ***	1.34	3.54 †
	(0.70)	(0.79)	(0.83)	(0.84)			

次に、現在の充実感において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意傾向であった（ $F(1,196)=3.14, p<.10$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、群によって授業前後の差は見られなかった（受講群 $F(1,196)=1.67$, 統制群 $F(1,196)=1.46$, いずれも *n.s.*）。しかし授業前は受講群と統制群で差が見られなかったものの（ $F(1,196)=0.96, n.s.$ ）、授業後は受講群のほうが統制群よりも有意に現在の充実感があがっていた（ $F(1,196)=3.85, p<.05$ ）。このことから、「自己開拓」受講によって現在の充実感が増す効果が見られることが示された（図2）。

次に、目標志向性において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と群の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=1.07$, 群の主効果 $F(1,196)=0.50$, いずれ

も *n.s.*）。しかし調査時期の主効果は有意傾向であり（ $F(1,196)=3.25, p<.10$ ）、受講の有無に関わらず、授業前よりも授業後は目標志向性が上がる傾向があることが示された。

また、希望において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=1.21$, 群の主効果 $F(1,196)=1.46$, 調査時期の主効果 $F(1,196)=0.06$, いずれも *n.s.*）。

これらのことから、「自己開拓」を受講することは、現在を充実させる効果があることが明らかにされた。

3.1.5 セルフ・コントロールの変化

日常生活で観察されるセルフ・コントロール行動の個人差を評価する尺度（RRS）の3つの下位尺度それぞれについて、2要因混合計画の分散分析をおこなった。

まず、改良型セルフ・コントロールについては、交互作用は有意ではなく（ $F(1,196)=0.16, n.s.$ ）、群の主効果も有意ではなかった（ $F(1,196)=0.02, n.s.$ ）が、調査時期の主効果が有意であった（ $F(1,196)=13.76, p<.001$ ）。受講群も統制群も、全体的に改良型セルフ・コントロールの得点は授業前に比べて授業後で上昇していた。改良型セルフ・コントロールについては、これまでの研究では改良型セルフ・コントロールが「自己開拓」受講によって高まるかについては一貫性が見られなかった。小塩他（2011）、佐藤他（2013）、佐藤他（2014）では効果が見られたが、小塩他（2012）においては効果が見られなかった。今回も受講しているか否かに関わらず改良型セルフ・コントロールが上昇したことから、小塩他（2012）の結果と

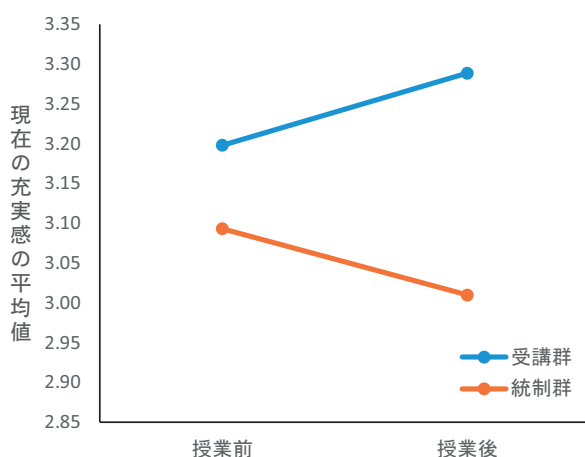


図2 授業前後の各群における現在の充実感の平均値

一致している。

外的要因による行動のコントロールについての分散分析の結果、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=0.79$, 群の主効果 $F(1,196)=1.16$, 調査時期の主効果 $F(1,196)=0.24$, いずれも $n.s.$ ）。したがって、「自己開拓」の受講によって外的要因による行動のコントロールの高さに効果はないといえる。外的要因による行動のコントロールについては、小塩他（2011）では授業前後で統制群の得点上昇が認められ、小塩他（2012）および佐藤他（2013）では主効果、交互作用ともに認められなかった。佐藤他（2014）では受講群のほうが統制群に比べて、全体的に外的要因による行動のコントロールが高い傾向がみられた。今回の結果とあわせて考えると、「自己開拓」は外的要因による行動のコントロールに対して明確な効果を持たないことが再び示唆された。

調整型セルフ・コントロールについても、交互作用と群の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=0.00$, 群の主効果 $F(1,196)=0.41$, いずれも $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意であり（ $F(1,196)=8.61$, $p<.001$ ）、「自己開拓」の受講の有無に関わらず、授業後は授業前に比べて調整型セルフ・コントロールが上がっていた。なお、2010年度の授業では交互作用は認められず、調査時期の主効果も有意傾向のみ認められていた（小塩他, 2011）。その一方で、2011年度では交互作用が有意であり、「自己開拓」受講者の調整型セルフ・コントロール得点の上昇が認められた（小塩他, 2012）。さらに2012年度では、受講者の得点上昇がみられ受講していない学生の得点下降がみられた。2013年度は「自己開拓」を受講した学生の調整型セルフ・コントロールは上昇する一方で、受講していない学生の調整型セルフ・コントロールは変化しなかった。このように、これまでは「自己開拓」受講者においては授業前後で一貫して上昇傾向にある一方で、統制群の得点が一貫していないという結果であった。しかし2014年度は受講してもしていなくても調整型セルフ・コントロールが上昇することが示され、これまでと同様に統制群の結果の一貫性のなさが見出された。

3.1.6 キャリア・アダプタビリティの変化

キャリア・アダプタビリティの4つの下位尺度それぞれについて、2要因混合計画の分散分析をおこなった。

関心において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と群の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(1,196)=2.12$, 群の主効果 $F(1,196)=2.11$, いずれも $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意傾向であり（ $F(1,196)=3.13$, $p<$

.10）、「自己開拓」の受講の有無に関わらず、授業後は授業前に比べて関心が上がる傾向が見られた。つまり、受講群と統制群はともに、授業後に自己への関心が高まる傾向があることが示された。

コントロールにおいて群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用も群の主効果も有意ではなかった（それぞれ $F(1,196)=0.00$, $F(1,196)=1.87$, とともに $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意であり（ $F(1,196)=15.72$, $p<.001$ ）、受講の有無にかかわらず自分をコントロールできる認識は高まることが示され、「自己開拓」独自の効果は認められなかった。

好奇心の受講群と統制群別の、授業前後の平均値を図3に示す。

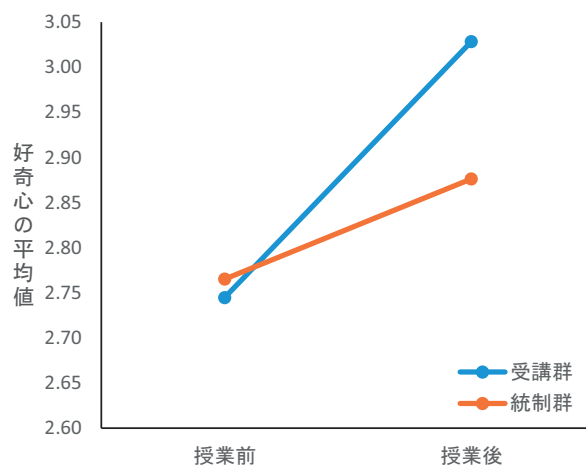


図3 授業前後の各群における好奇心の平均値

好奇心において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意傾向であった（ $F(1,196)=2.76$, $p<.10$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、受講群においてのみ、授業前よりも授業後のほうが好奇心の得点が高かった（ $F(1,193)=14.69$, $p<.001$ ）。つまり、「自己開拓」の受講により、好奇心が高まることが明らかになった。

自信において群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用は有意傾向が見られた（ $F(1,142)=3.54$, $p<.10$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、受講群のみ授業後は授業前に比べて有意に自信得点が高くなっていた（ $F(1,193)=17.59$, $p<.001$ ）。また、授業前は受講群と統制群で自信得点に差はなかったが（ $F(1,193)=0.12$, $n.s.$ ）、授業後は受講群は統制群に比べて有意に高い傾向が見られた（ $F(1,193)=3.03$, $p<.10$ ）（図4）。

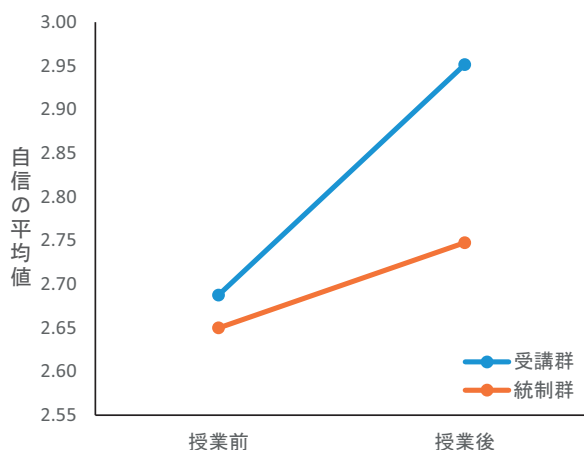


図4 授業前後の各群における自信の平均値

これらのことから、キャリア・アダプタビリティにおいては、「自己開拓」受講によって好奇心を持てるようになり、自信を持てるようになることが示された。

3.2 授業前後の各教授法の変化

受講群と統制群を比較した結果、「自己開拓」の受講によって、時間的展望が広がり、時間的展望の中でも現在の充実感が高まり、キャリア・アダプタビリティにおける好奇心と自信が高まるという効果が見出された。これまでの4年間の結果では、受講生の自尊感情の向上、進路選択に対する自己効力の向上、より広い時間的展望、改良型セルフ・コントロールの向上がみられており、時間的展望以外の効果が本年度は見られていないといえる。

この結果の原因の1つとして、受講群において異なる授業形態が混合していることが挙げられる。これまでの4年間は、授業形態はどのクラスも同一であったが、本年度はクラスによって授業形態が異なっている。もし授業形態によって異なる効果がみられるなら、授業形態の違いを考慮せずに分析することによって、受講したことによる効果が相殺されている可能性がある。

そこで受講群を従来の教授法での授業を受けた学生（従来）と改定後の教授法での授業を受けた学生（改定後）に分けて、分析を行うこととした。内訳は、従来20名、改定後76名、統制群99名であった。

3.2.1 自尊感情の変化

教授法（従来・改定後・統制）×調査時期（授業前・後）の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用は有意ではなく（ $F(2,141)=1.20, n.s.$ ）、教授法の主効果も有意ではなかった（ $F(1,141)=0.56, n.s.$ ）が、調査時期の主効果が有意傾向であり（ $F(1,195)=3.45, p<.10$ ）、教授法にかかわらず授

業後には自尊感情が高まることが示され、「自己開拓」独自の効果は見られなかった。

3.2.2 進路選択に対する自己効力の変化

進路選択に対する自己効力について、教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用は有意ではなく（ $F(2,195)=1.10, n.s.$ ）、教授法の主効果も有意ではなかった（ $F(1,195)=1.10, n.s.$ ）が、調査時期の主効果が有意であり（ $F(1,195)=5.54, p<.05$ ）、教授法にかかわらず授業後には進路選択に対する自己効力感が高まることを示された。しかしこの効果は「自己開拓」の受講によるものとはいえないことが明らかになった。

3.2.3 時間的展望の変化

時間的展望の教授法別の、授業前後の平均値を図5に示す。

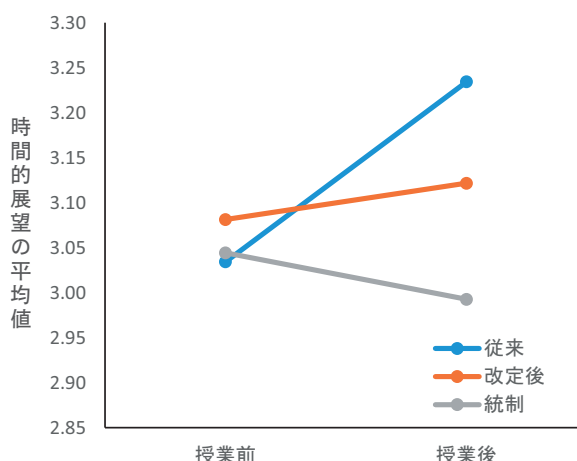


図5 授業前後の各群における時間的展望の平均値

時間的展望について、教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意であった（ $F(2,195)=3.61, p<.05$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、従来の教授法でのみ、授業前よりも授業後のほうが時間的展望が高くなっていった（ $F(1,195)=4.91, p<.05$ ）。しかし、受講前も受講後も、教授法によって差は見られなかった（それぞれ $F(2,195)=0.11, n.s.$ 、 $F(2,195)=1.95, n.s.$ ）。つまり、時間的展望の広がりとは、従来の方法のときのみ、効果がみられることが示された。

3.2.4 時間的展望の詳細な変化

従来の「自己開拓」を受講することによる時間的展望への効果がみられたため、次に時間的展望の4側面のどこに効果がみられるのかを検討した。

表3 自尊感情、進路選択に対する自己効力、および時間的展望の平均値（下段は標準偏差）および分散分析の結果

	従来		改定後		統制		主効果		交互作用
	授業前	授業後	授業前	授業後	授業前	授業後	授業期間	教授法	
自尊感情	2.53 (0.45)	2.65 (0.44)	2.49 (0.43)	2.54 (0.47)	2.47 (0.51)	2.50 (0.50)	3.45 [†]	0.51	0.50
自己効力	2.43 (0.34)	2.56 (0.46)	2.50 (0.36)	2.51 (0.41)	2.38 (0.50)	2.46 (0.48)	5.54 [*]	1.10	1.10
時間的展望	3.03 (0.53)	3.23 (0.54)	3.08 (0.57)	3.12 (0.61)	3.04 (0.61)	2.99 (0.58)	3.00 [†]	0.68	3.61 [*]
時間的展望									
現在の充実感	3.30 (0.59)	3.21 (0.83)	3.17 (0.77)	3.31 (0.81)	3.09 (0.76)	3.01 (0.81)	0.04	1.85	2.44 [†]
目標志向性	2.68 (0.69)	2.85 (0.69)	2.60 (0.90)	2.72 (0.93)	2.59 (0.81)	2.62 (0.83)	3.43 [†]	0.38	0.58
過去受容	3.20 (0.79)	3.30 (0.73)	3.37 (0.86)	3.41 (0.90)	3.29 (0.79)	3.28 (0.86)	0.52	0.48	0.28
希望	2.83 (0.72)	3.18 (0.82)	3.20 (0.77)	3.17 (0.80)	3.05 (0.85)	2.99 (0.78)	1.88	1.25	3.32 [*]

まず、過去受容において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(2,195)=0.28$ 、教授法の主効果 $F(1,195)=0.48$ 、調査時期の主効果 $F(1,195)=0.52$ 、いずれも $n.s.$ ）。

次に、現在の充実感において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意傾向であった（ $F(1,195)=2.44$ 、 $p<.10$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、改定後の教授法においてのみ、授業前とあとで現在の充実感が上昇する傾向が明らかになった（ $F(1,195)=3.07$ 、 $p<.10$ ）。また、授業前は教授法によって現在の充実感に差はないが（ $F(2,195)=0.71$ 、 $n.s.$ ）、授業後は統制群よりも改定後の教授法による受講群は現在の充実感が有意に高い傾向が見られた（ $F(2,195)=3.04$ 、

$p<.10$ ）。つまり、改定後の教授法での受講でのみ、現在の充実感が高まることが示された（図6）。

次に、目標志向性において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用と教授法の主効果ともに有意ではなかった（それぞれ $F(2,195)=0.58$ 、 $F(1,195)=0.38$ 、いずれも $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意な傾向が見られ（ $F(1,195)=3.43$ 、 $p<.10$ ）、授業前よりも授業後は目標志向性が高くなる傾向が見られた。

また、希望において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意であった（ $F(2,195)=3.32$ 、 $p<.05$ ）。そこで単純主効果検定をおこなった結果、従来の教授法においてのみ、授業前より後のほうが、得点が高かった（ $F(1,195)=5.51$ 、 $p<.05$ ）（図7）。

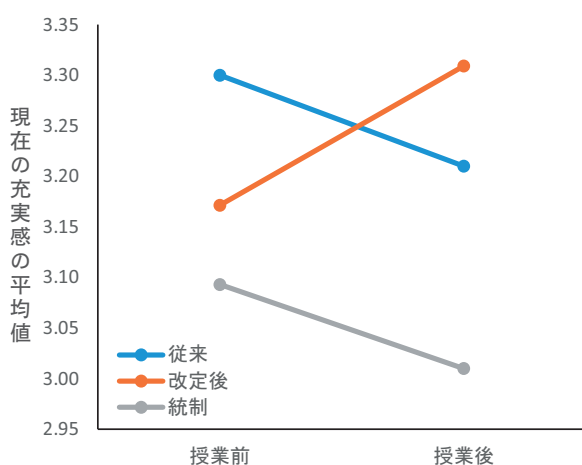


図6 授業前後の各教授法における現在の充実感の平均値

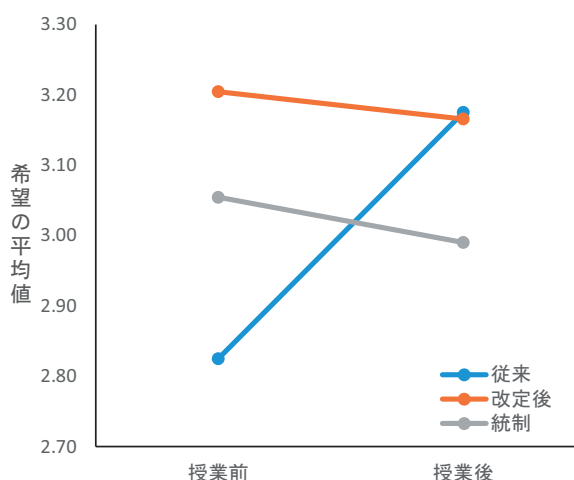


図7 授業前後の各教授法における希望の平均値

表4 セルフ・コントロールおよびキャリア・アダプタビリティの平均値（下段は標準偏差）および分散分析結果

	従来		改定後		統制		主効果		交互作用
	授業前	授業後	授業前	授業後	授業前	授業後	授業期間	教授法	
セルフ・コントロール									
改良型	2.17 (0.47)	2.39 (0.46)	2.32 (0.43)	2.41 (0.51)	2.29 (0.57)	2.43 (0.52)	11.79 **	0.32	0.70
外的要因	2.52 (0.52)	2.68 (0.59)	2.50 (0.42)	2.44 (0.53)	2.40 (0.59)	2.45 (0.61)	1.22	1.15	1.92
調整型	2.37 (0.28)	2.43 (0.50)	2.42 (0.39)	2.52 (0.45)	2.36 (0.58)	2.47 (0.55)	4.34 *	0.40	0.08
キャリアアダプタビリティ									
関心	2.55 (0.87)	2.83 (1.07)	2.81 (0.78)	2.96 (0.80)	2.67 (0.94)	2.69 (0.86)	4.43 *	1.57	1.23
コントロール	2.61 (0.60)	3.21 (0.84)	2.96 (0.69)	3.07 (0.83)	2.75 (0.91)	2.95 (0.86)	22.11 ***	1.09	3.79 *
好奇心	2.54 (0.82)	2.86 (0.97)	2.80 (0.64)	3.07 (0.74)	2.77 (0.83)	2.88 (0.84)	12.98 ***	1.12	1.42
自信	2.40 (0.70)	2.83 (0.94)	2.76 (0.68)	2.98 (0.76)	2.65 (0.83)	2.75 (0.84)	20.31 ***	1.66	2.74 †

これらのことから、過去受容と目標志向性に対しては、いずれの教授法による「自己開拓」も効果を示さないことが明らかになった。しかし、従来の教授法での「自己開拓」を受講することで、将来に対する希望が高くなる傾向が示された。また、改定後の教授法での「自己開拓」を受講することで、受講しない学生よりも現在の充実感が高まることが示された。

3.2.5 セルフ・コントロールの変化

セルフ・コントロール行動度（RRS）の3つの下位尺度について、2要因混合計画の分散分析をおこなった。

まず、改良型セルフ・コントロールについては、交互作用は有意ではなく（ $F(2,195)=0.70$, $n.s.$ ）、教授法の主効果も有意ではなかった（ $F(1,195)=0.32$, $n.s.$ ）が、調査時期の主効果が有意であった（ $F(1,195)=11.79$, $p<.01$ ）。どの教授法であっても、全体的に改良型セルフ・コントロールの得点は授業前に比べて授業後で高くなっていた。

外的要因による行動のコントロールについての分散分析の結果、交互作用と主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(2,195)=1.92$, 教授法の主効果 $F(1,195)=1.15$, 調査時期の主効果 $F(1,195)=1.22$, いずれも $n.s.$ ）。したがって、「自己開拓」の受講によって外的要因による行動のコントロールの高さに効果はないといえる。

調整型セルフ・コントロールについては、交互作用と教授法の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(2,195)=0.08$, 教授法の主効果 $F(1,195)=0.40$, いずれも $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意であり（ $F(1,195)=4.34$, $p<.05$ ）、教授法に関わらず授業後の

ほうが授業前よりも調整型セルフ・コントロールが高くなった。

したがって教授法で分けても、「自己開拓」受講によってセルフ・コントロールに効果は見られないことが明らかになった。

3.2.6 キャリア・アダプタビリティの変化

キャリア・アダプタビリティの4つの下位尺度それぞれについて、2要因混合計画の分散分析をおこなった。

関心については、交互作用と教授法の主効果ともに有意ではなかった（交互作用 $F(2,195)=1.13$, 群の主効果 $F(1,195)=1.57$, いずれも $n.s.$ ）。調査時期の主効果は有意であり（ $F(1,195)=4.43$, $p<.05$ ）、授業後のほうが授業前よりも関心は全体的に高まることが示された。

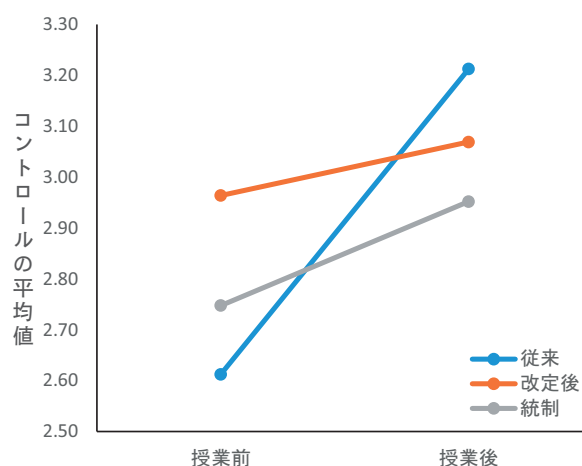


図8 授業前後の各教授法におけるコントロールの平均値

コントロールにおいて群と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意であった ($F(2,195)=3.79, p<.05$)。そこで単純主効果検定をおこなった結果、従来の教授法と統制群において、授業前より後のほうが、得点が高かった (それぞれ $F(2,195)=14.09, p<.001, F(2,195)=8.10, p<.01$)。コントロールの教授法別の、授業前後の平均値を図8に示す。

好奇心において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用は有意ではなく ($F(2,195)=1.42, n.s.$)、教授法の主効果も有意ではなかった ($F(1,195)=1.12, n.s.$) が、調査時期の主効果が有意であった ($F(1,195)=12.98, p<.001$)。どの教授法であっても、全体的に好奇心は授業前に比べて授業後で高くなっていた。

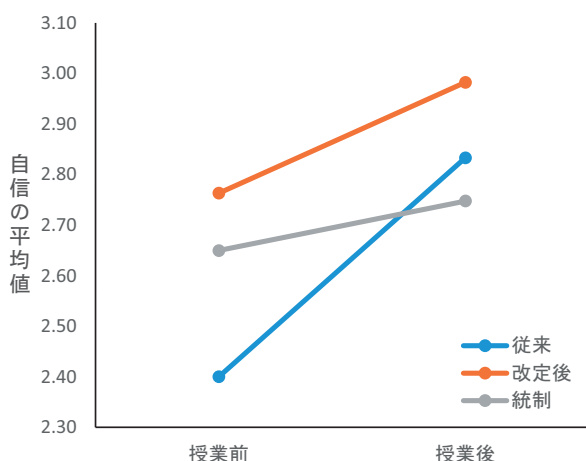


図9 授業前後の各教授法における自信の平均値

自信において教授法と調査時期の2要因混合計画の分散分析をおこなったところ、交互作用が有意傾向であった ($F(2,192)=2.74, p<.10$)。そこで単純主効果検定をおこなった結果、従来の教授法と改定後の教授法において、授業前より後のほうが、得点が高かった (それぞれ $F(1,192)=9.93, p<.01, F(1,192)=9.66, p<.01$)。自信の教授法別の、授業前後の平均値を図9に示す。

これらの結果から、キャリア・アダプタビリティに関しては、従来の教授法による「自己開拓」を受講することによって、コントロールと自信を持つようになったと考えられるようになり、また改定後の教授法でも自信が高まることになった。

3.2.7 授業前後の各教授法の変化のまとめ

受講群を従来の教授法での授業を受けた学生（従来）と改定後の教授法での授業を受けた学生（改定後）に

分けて分析をおこなった結果、自尊感情及び進路選択に対する自己効力、そして調整的セルフ・コントロールでは、教授法を分けても受講による効果は見られなかった。また従来の教授法は、時間的展望の広がり、時間的展望の中の希望の高まり、キャリア・アダプタビリティのコントロールの高まりと自信の高まりがみられた。一方、改定後の教授法は、時間的展望の現在の充実感の高まりとキャリア・アダプタビリティの自信の高まりがみられた。

4 まとめ

2014年度の「自己開拓」では、これまで4年間で安定的にみられてきた効果が一部低下したことが分かった。さらに、「自己開拓」でも従来と改定後の教授法では効果が異なることが明らかになった。

これらの結果の1つの理由として、1クラスが40名から60名に増加したことにより、これまでの参加型ワークショップ形式が成立しづらくなった可能性が挙げられる。つまり、40名のときよりも60名になったことで、学生の授業への参加度が低下し、効果が低くなった可能性である。今後、授業への参加度も指標に含めて、この点について検討する必要がある。

また、改定後の教授法と従来の教授法で、授業目的が変化している可能性が挙げられる。従来の教授法は授業目的として、自尊感情を高める、自分の思考・言動の軸について考える、自分軸に基づく人生設計と行動計画を立てる、人生の多様性を受容するといった点を挙げていた。つまり、自尊感情や自己効力感、調整的コントロールといった、本研究で調査した尺度内容の向上を目的としていた。しかし、改定後の教授法を見てみると、自分軸に基づく人生設計と行動計画を立てる、といった自己理解の要素は少なく、コミュニケーション能力といった、他者と自己との相互作用をより重視している内容となっていた。そのため、自尊感情や自己効力感など、自己評価に関わる心理的側面は向上していなかった。今後、改定後の教授法は受講によってどのような心理的側面の変化がみられるのかをより詳細に明らかにするため、多様なコミュニケーション能力を測定していく必要があるだろう。

また、「自己開拓」の受講は、卒業時の就職内定において、独自の正の影響がみられることが示されている（杉本・佐藤・寺澤, 2014）。本研究で授業の教授法によって効果が異なることが示されたことから、卒業時にみられる長期的な効果もまた、異なる可能性が考えられる。今後、改定された教授法による「自己開拓」が、卒業時にどのような長期的な効果を示すのかを明らかにすることで、今後どのように教授法を改定していくのが望ましいのかを明らかにする必要があるだろう。

文献

ハラデレック裕子・林 芳孝・間宮基文・小塩真司
(2011). 新たなキャリア教育科目の効果(1)―「自己開拓」の概要と学生の成長― 中部大学教育研究, 11, 43-47.

小塩真司・阿部晋吾・カトローニ ビノ (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み パーソナリティ研究, 21, 40-52.

小塩真司・ハラデレック裕子・林 芳孝・間宮基文 (2011). 新たなキャリア教育科目の効果(2)―「自己開拓」による学生の心理的变化― 中部大学教育研究, 11, 49-54.

小塩真司・ハラデレック裕子・林 芳孝・間宮基文・後藤俊夫 (2012). キャリア教育科目「自己開拓」の効果―2011年度の授業について― 中部大学教育研究, 12, 105-110.

桜井茂男 (2000). ローゼンバーグ自尊感情尺度日本語版の検討 筑波大学心理学研究, 12, 65-71.

佐藤友美・小塩真司・ハラデレック裕子・林 芳孝・間宮基文 (2013). キャリア教育科目「自己開拓」

の効果―2012年度の授業について― 中部大学教育研究, 13, 43-49.

佐藤友美・小塩真司・ハラデレック裕子・林 芳孝・間宮基文 (2014). キャリア教育科目「自己開拓」の効果―2013年度の授業について― 中部大学教育研究, 14, 67-73.

白井利明 (1991). 青年期から中年期における時間的展望と時間的信念の関連 心理学研究, 62, 260-263.

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.

杉本英晴 (2014). キャリア・アダプタビリティ尺度の作成 第56回日本教育心理学会総会発表論文集, 316

杉若弘子 (1995). 日常的なセルフ・コントロールの個人差評価に関する研究 心理学研究, 66, 169-175.

浦上昌則 (1995). 学生の進路選択に対する自己効力に関する研究 名古屋大学教育学部紀要. 教育心理学科, 42, 115-126.

講 師	人文学部	心理学科	佐藤 友美
助 教	人文学部		杉本 英晴