

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—

小塩 真司・ハラデレック 裕子・林 芳孝・間宮 基文・後藤 俊夫

1 はじめに

2010年度より、中部大学ではキャリア教育科目のひとつとして「自己開拓」という名称の授業を設置した。授業の詳細は、ハラデレック・林・間宮・小塩(2011)において詳細に述べられている。この授業は参加型ワークショップ形式のものであり、8週間にわたっておこなわれる。各週の授業は2回連続、計16回の授業時間が設定されている。毎回の作業を通じて学生間の相互作用を促すことで、意識や考え方の変化を目指すものである。

小塩・ハラデレック・林・間宮(2011)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」受講者と対照群で比較を行った。そして、対照群と比較した場合、「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ている。

本研究では、2011年度の授業で得られた調査データについて、2010年度と同様の分析を行い、2010年度の「自己開拓」で見られた効果と同様の効果が再現されるかどうかを検討する。

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、授業前後および対照群に対して実施した。いずれの尺度についても、2010年度に検討したものと同様であった。

自尊感情 自尊感情は、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。2010年度に引き続き、桜井(2000)による自尊感情尺度を使用した。この尺度は「私は、自分に満足している」「私はた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。クロンバックの α 係数を用いて内的信頼性を検討したところ、プレテストで $\alpha = .77$ 、ポストテストで $\alpha = .78$ であった。

進路選択に対する自己効力 この尺度は、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ものである。2010年度と同様に、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得点が高得点であるほど、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。クロンバックの α 係数を用いて内的信頼性を検討したところ、プレテスト、ポストテストともに $\alpha = .92$ であった。

時間的展望 ある一時点における個人の心理的過去、及び未来についての見解が現在の発達に影響を及ぼすという時間的展望の広がり測定する、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。クロンバックの α 係数を用いて内的信頼性を検討したところ、プレテストで $\alpha = .81$ 、ポストテストで $\alpha = .82$ であった。

セルフ・コントロール 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。内的信頼性を検討したところ、改良型のプレテストで $\alpha = .74$ 、ポストテストで $\alpha = .69$ 、調整型のプレテストで $\alpha = .67$ 、ポストテストで $\alpha = .76$ 、外的要因のプレテストで $\alpha = .70$ 、ポストテストで $\alpha = .67$ であった。

ビッグ・ファイブパーソナリティ 人間のパーソナリティ (性格) 全体を5つの次元から測定するビッグ・ファイブモデルがある。5つの次元とは、神経症傾向 (情緒的な不安定さ)、外向性 (活発さ、社交性)、開放性 (知的な柔軟さ)、協調性 (やさしさ、利他性)、勤勉性 (まじめさ) の5つである。小塩・阿部・カトローニ (2012) による日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) を使用した。TIPIは10項目で構成されており、「全く違うと思う (1点)」から「強くそう思う (7点)」までの7段階で回答が求められた。各次元は対応する正方向と負方向の項目で構成されており、負方向の項目を逆転処理し合計することで、5つの次元に対応する下位尺度得点を算出する。今回の調査における対応する項目間の相関係数は、神経症傾向で $r = -.28$ (プレ) と $r = -.26$ (ポスト)、外向性で $r = -.58$ (プレ) と $r = -.54$ (ポスト)、開放性で $r = -.16$ (プレ) と $r = -.18$ (ポスト)、協調性で $r = -.12$ (プレ) と $r = -.14$ (ポスト)、勤勉性で $r = -.26$ (プレ) と $r = -.32$ (ポスト) であった。小塩他 (2012) で論じられているように、幅広い概念を2項目で測定することから、TIPI-Jの内的整合性はあまり高くないように構成されている一方で、十分な再検査信頼性が示されている。今回の場合、全調査対象者においてプレテストとポストテスト間の

相関を求めたところ、神経症傾向で $r = .62$ 、外向性で $r = .80$ 、開放性で $r = .51$ 、協調性で $r = .66$ 、勤勉性で $r = .68$ という値であった。

2.2 毎週の授業時に使用した項目

毎週の授業時の受講生の意識の状態と変化を測定するために、毎回の授業終了時に授業への振り返りの自由記述とともに、質問項目への回答を求めた。なお、ここでは2010年度とは異なり、次の9つの質問項目に対して「全く当てはまらない (1点)」から「とてもよく当てはまる (5点)」までの5段階で回答を求めた：「1. 今回の授業に積極的に参加することができた」「2. 今回の授業で理解できていないところがある」「3. 授業の中で他の学生から刺激を受けた」「4. 毎日の生活が充実している」「5. やる気がおきないことが多い」「6. 今の自分に自信をもっている」「7. 今の自分に満足できない」「8. 将来の目標がはっきりしている」「9. 何ごとにもチャレンジしてみたいと思う」。

2.3 調査手続き・調査対象者

2010年度と同様に、「自己開拓」の受講者に対し、初回の授業でプレテスト、最終回の授業でポストテストを実施した。毎回の授業終了時には9つの質問項目への回答を求めた。「自己開拓」は15週の授業期間のうち前半8週で受講する学生と後半8週で受講する学生にわかれているが、これらの調査は前半、後半で同様に行われた。対照群については、「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」と同時期にプレテストとポストテストが実施された。

「自己開拓」の授業に参加した者のうち、調査参加者の内訳は表1のとおりである。

表1 調査対象者の内訳

	プレテスト	ポストテスト	照合済み	男性	女性
自己開拓 (前半)	82	76	70	58	12
自己開拓 (後半)	61	55	47	38	9
対照群	114	109	98	76	43

毎週の授業時での調査に参加した学生は授業によって異なるが、1回目が144名、2回目が138名、3回目が121名、4回目が121名、5回目が134名、6回目が133名、8回目が134名であった。7回目の授業では調査において一部手違いがあったため、7回目の評価をデータから除外して分析を行った。

3 結果と考察

3.1 授業前後の変化

3.1.1 自尊感情の変化

「自己開拓」受講者と対照群における、授業前後の自尊感情得点を図1に示す。群（「自己開拓」受講者群と対照群）×調査時期（授業前・後）の2要因混合計画の分散分析を行ったところ、交互作用が有意であった（ $F(1, 212) = 4.85, p < .05, \text{partial } \eta^2 = .02$ ）。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ところ、授業後における群（「自己開拓」受講者群と対照群）における単純主効果（ $F(1, 424) = 5.26, p < .05$ ）と、「自己開拓」授業群における調査時期の単純主効果（ $F(1, 212) = 11.52, p < .001$ ）が有意であった。

以上の結果から、まず、授業前においては「自己開拓」を受講した学生と対照群の学生は自尊感情が同程度であったことがわかる。そして、授業後では「自己開拓」の受講生は対照群の学生よりも、より自分自身を肯定することができるようになったことを意味する。小塩他（2011）においても、「自己開拓」を受講した学生において自尊感情の向上が示されており、同様の効果が再現されたことになる。

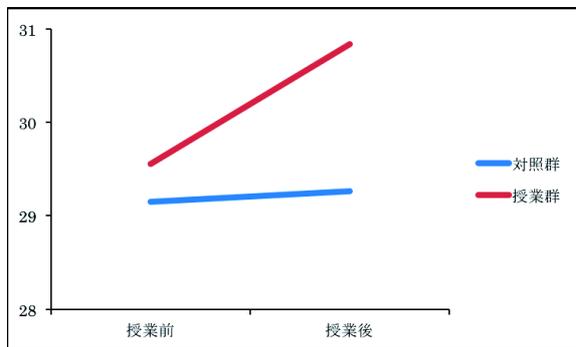


図1 自尊感情の平均値

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、「自己開拓」受講者と対照群における、授業前後の平均値を図2に示す。群と調査時期の2要因混合計画の分散分析を行ったところ、交互作用が有意であった（ $F(1, 212) = 8.23, p < .01, \text{partial } \eta^2 = .04$ ）。単純主効果の検定を行ったところ、授業前における群の単純主効果（ $F(1, 424) = 4.98, p < .05$ ）、対照群における調査時期の単純主効果（ $F(1, 212) = 8.20, p < .01$ ）、「自己開拓」授業群における調査時期の単純主効果（ $F(1, 212) = 47.91, p < .001$ ）が有意であった。

この結果は、授業前の段階において、「自己開拓」の受講生は対照群の学生と比べて、進路選択に対する自己効力が低いことを意味する。その一方で、授業を

通じて、授業終了時には「自己開拓」の受講生たちが対照群の学生たちと同水準の進路選択に対する自己効力をもつようになってきていることがわかる。小塩他（2011）においても、「自己開拓」受講生の進路選択に対する自己効力の上昇が報告されており、同様の効果が2011年度受講生においても見られたことになる。

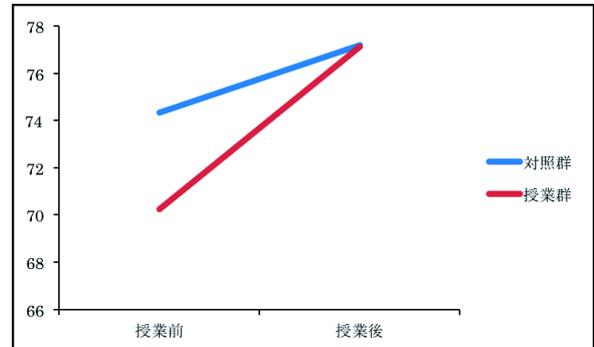


図2 進路選択に対する自己効力の平均値

3.1.3 時間的展望の変化

時間的展望の「自己開拓」受講群と対照群別の、授業前後の平均値を図3に示す。群と調査時期の2要因混合計画の分散分析を行ったところ、交互作用が有意であった（ $F(1, 206) = 9.46, p < .01, \text{partial } \eta^2 = .04$ ）。単純主効果の検定を行ったところ、授業後における群の単純主効果（ $F(1, 412) = 7.86, p < .01$ ）、「自己開拓」受講者群の調査時期の単純主効果（ $F(1, 206) = 20.85, p < .001$ ）が有意であった。

授業開始時においては、「自己開拓」受講者と対照群の学生との間で時間的展望に差は見られないが、授業後では「自己開拓」受講者のほうが対照群よりも時間的展望が高くなっていた。このことは、小塩他（2011）で報告されたように、2010年度と同様に「自己開拓」の授業を通じて、学生の時間的展望がより広がる傾向が見られたことを示唆している。

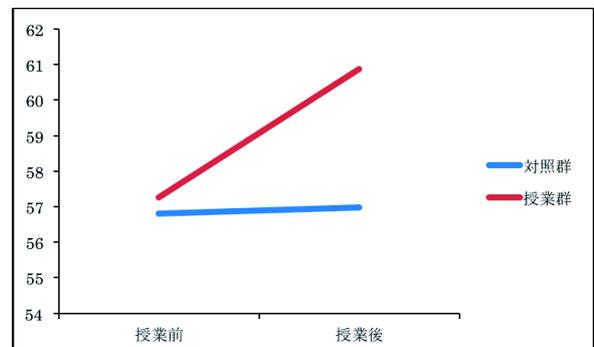


図3 時間的展望の平均値

3.1.4 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行った。

まず、改良型セルフ・コントロールについては、授業前後の主効果 ($F(1, 202) = 8.60, p < .01, \text{partial } \eta^2 = .04$) と、群の主効果 ($F(1, 202) = 4.13, p < .05, \text{partial } \eta^2 = .01$) が有意であったが、交互作用は有意ではなかった (図4)。この結果は、「自己開拓」の受講生も対照群の学生もともに授業前よりも授業後の方が、また全体として「自己開拓」受講生のほうが習慣的な行動をより望ましくしていくようなセルフ・コントロールができるようになったことを意味する。「自己開拓」の受講生独自の効果は見出せなかったが、「自己開拓」の受講生についても授業前後で得点の上昇が観察された。

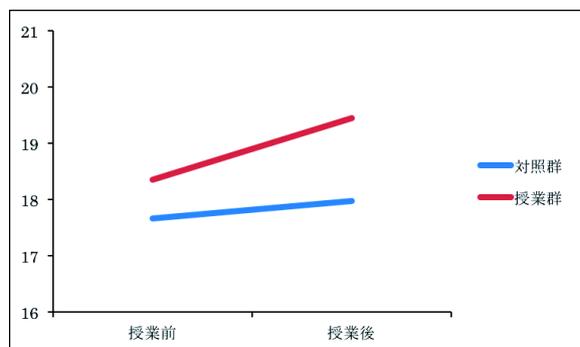


図4 改良型セルフ・コントロールの平均値

外的要因による行動のコントロールについては、主効果、交互作用ともに有意ではなかった。図5に示されているように、いずれの群も得点変化は殆ど見られなかった。

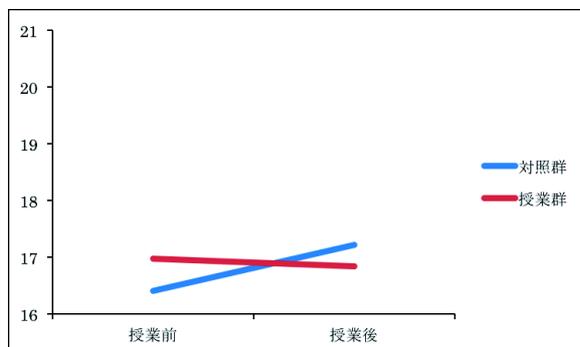


図5 外的要因による行動のコントロールの平均値

調整型セルフ・コントロール (図6) については、有意な交互作用が見られた ($F(1, 202) = 15.62, p < .001, \text{partial } \eta^2 = .07$)。単純主効果の検定を行ったところ、授業後における群の単純主効果 ($F(1,$

404) = 20.93, $p < .001$) と「自己開拓」受講者群における調査時期の単純主効果 ($F(1, 202) = 31.37, p < .001$) が有意であった。調整型セルフ・コントロールは、ストレス場面においてよりうまく感情や思考をコントロールできることを意味する。「自己開拓」受講生は、授業前よりも授業後においてこのコントロールがうまくいくようになっている様子がうかがえる。

なお、小塩他 (2011) によると、2010年度の授業では改良型セルフ・コントロールにおいて「自己開拓」受講生のみ得点の上昇が見られたが、外的要因や調整型ではそのような効果は見られなかった。2011年度では調整型において明確に得点変化が見られたが、いずれにしても「自己開拓」の受講生の間で、望ましいセルフ・コントロールの変化が見出されたことになる。

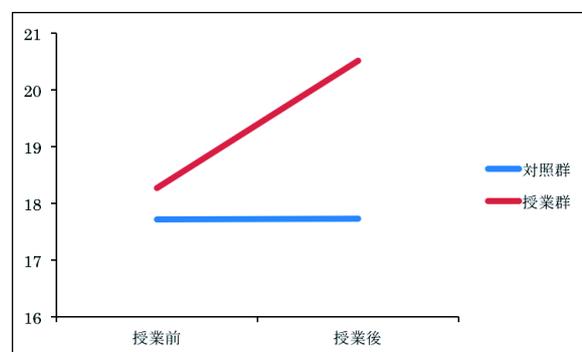


図6 調整型セルフ・コントロールの平均値

3.1.5 パーソナリティの変化

ビッグファイブの5つの得点それぞれについて2要因混合計画の分散分析を行ったところ、図7に示すように、外向性において有意な交互作用が見られた ($F(1, 211) = 11.81, p < .001, \text{partial } \eta^2 = .05$)。単純主効果の検定を行ったところ、「自己開拓」受講生において調査時期の単純主効果が有意であった ($F(1, 211) = 18.58, p < .001$)。

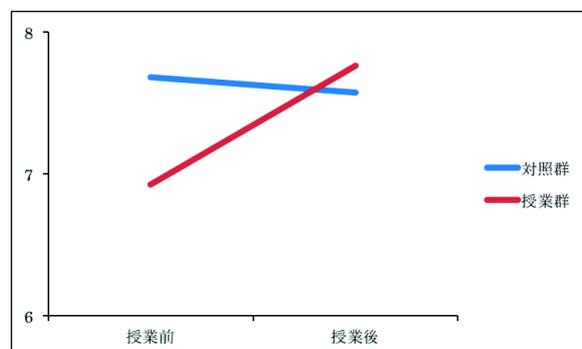


図7 外向性の平均値

また、勤勉性においては調査時期の主効果のみ有意であった ($F(1, 211) = 4.70, p < .05, \text{partial } \eta^2 =$

.02)。図8に示すように、「自己開拓」に参加した学生も、対照群の学生も、授業前より授業後の勤勉性が高い傾向にあった。

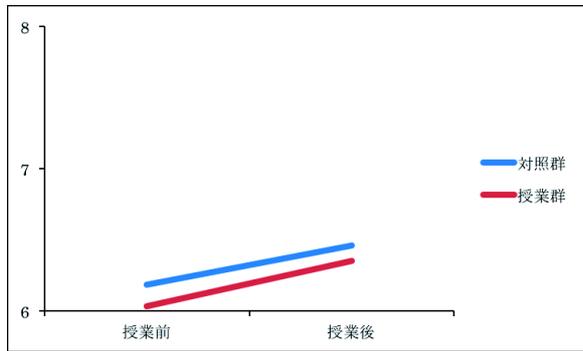


図8 勤勉性の平均値

3.2 毎週の意識の変化

「自己開拓」の8週の授業それぞれにおいて測定された8項目の平均値を図9に示す。なお、このグラフにおける第1回から第8回までの回答者は次のとおりであった：第1回144名、第2回138名、第3回121名、第4回121名、第5回134名、第6回133名、第7回49名、第8回134名。第7回授業における調査については、一部に不備があったため以降の分析から除外した。

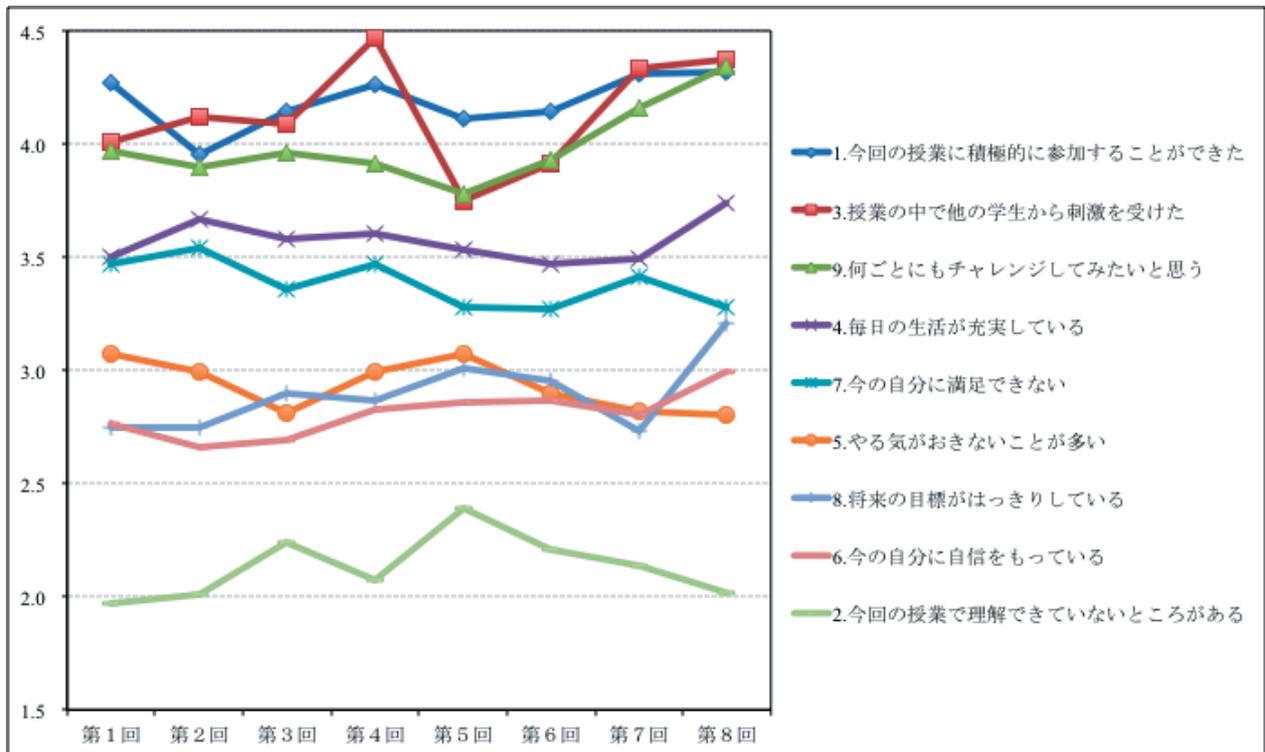
8つの項目得点それぞれについて、授業の開講時期(前半・後半；被験者間)×クラス(3クラス；被験者間)×授業週(第1回から第8回、第7回を除く；被

験者内)の3要因混合計画の分散分析を行った。その結果、「3. 授業の中で他の学生から刺激を受けた」において授業週の主効果 ($F(6, 414) = 7.56, p < .001$)が見られた。多重比較を行ったところ、第5回、第6回よりも第4回、第8回の得点が高いことが示された。「6. 今の自分に自信をもっている」については開講時期の効果が有意であり ($F(1, 68) = 4.52, p < .05$)、授業前半のほうが後半よりも高い得点を示した。「7. 今の自分に満足できない」については、授業週の主効果 ($F(6, 414) = 2.48, p < .05$)が有意であり、多重比較の結果第1回に比べ第8回の得点が低くなっていた。

毎週の回答からは明確な変化は見出されなかったが、おおよそ授業を経るに従って、受講生が他の学生から刺激を受け、自分自身に満足できていない状態が少しずつ解消されていった様子が見えてくる。

4 まとめ

本報告では、キャリア教育科目のひとつである「自己開拓」の授業効果を2010年度に引き続いて検証する試みを行った。結果から、「自己開拓」を受講することで、自尊感情や進路選択に対する自己効力が向上し、時間的展望が獲得され、部分的にはあるが望ましいセルフ・コントロールや外向性が向上する方向へと変化していく様子が見えてきた。全体として、心理的に望ましい変容が授業を通じてもたらされていると考え



(項目は平均の高い順に並べ替えてある)

図9 毎週の意識の変化

られる。

興味深いことに、本報告の内容は、2010年度の授業について報告した小塩他（2011）と同じような変化が、2011年度の授業においても見られることを示している。このことは、「自己開拓」の授業効果が再現されたことを意味しており、本授業の内容が学生たちに安定した望ましい効果を与えていることを示唆する。

今後、「自己開拓」の授業は本学の専任教員が中心となって展開される予定である。担当者がかわっても、同様の効果が見られるのかどうかについて、継続的に検討していく必要があるだろう。また、「自己開拓」の受講生がその後の学生生活や就職活動においてどのような成果を残していくのかについては、縦断的な検討が必要となる。この点についても、継続して検討していくことで、包括的に「自己開拓」の授業効果が明らかにされるであろう。

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 ピノ（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.

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.

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.

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 名古屋大学教育學部紀要. 教育心理学科, 42, 115-126.

早稲田大学 文学学術院 准教授	小塩 真司
(2011年度まで中部大学在籍)	
非常勤教育嘱託・准教授	ハラデレック裕子
非常勤講師	林 芳孝
非常勤講師	間宮 基文
副学長・全学共通教育部長	後藤 俊夫