

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—

佐藤 友美・小塩 真司・ハラデレック 裕子・林 芳孝・間宮 基文

1 はじめに

中部大学では2010年度より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。2012年度は、その3年目の年にあたる。この授業の詳細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、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。またこの授業は、基本的に8週間にわたって行われ、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。この授業のねらいとしては、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、2度にわたる報告を行っている(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)。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、自己開拓受講者と統制群で比較を行った。そして、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)では、小塩他(2011)で見出されたのと同様の授業の効果が、翌年度にも見出されたことが報告されている。

本研究は、「自己開拓」の授業開始から3年目にあたる2012年度においても、小塩他(2011)や小塩他(2012)と同様の教育効果が見出されるのか否かを検討する。これまでと同様の効果が見出されるかどうかを目的とするために、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、授業前後および統制群に対して実施

した。いずれの尺度についても、小塩他(2011)および小塩他(2012)で使用したものと同一であった。

自尊感情 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。2010年度に引き続き、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。

進路選択に対する自己効力 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。

時間的展望 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。

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。

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。

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、毎週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

小塩他 (2011) および小塩他 (2012) 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。毎週の授業終了時には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。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次のとおりである：自己開拓受講群174名 (前半授業91名、後半授業83名)、統制群719名。

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

自己開拓受講者と統制群における、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、交互作用が有意であった ($F(1,889) = 4.09, p < .05$)。

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ところ、授業前の受講群と統制群において自尊感情得点の差は見られなかった ($F(1,889) = 2.45, n.s.$)。つまり、自尊感情の高さは「自己開拓」を受講する学生とそうでない学生とで授業前には差がないと言える。

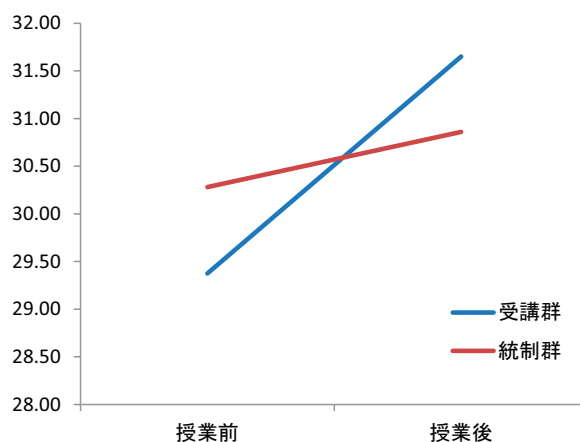


図1 自尊感情の平均値

その一方で、受講群による調査時期の単純主効果が有意であり ($F(1,889) = 9.11, p < .01$)、授業前よりも授業後の方が、自尊感情得点が有意に高かった。

しかし統制群においては、そのような効果は見られなかった ($F(1,889) = 2.41, n.s.$)。したがって、「自己開拓」を受講していない学生に比べて受講した学生の方が、自尊感情が高まったと言える。自己開拓受講学生において自尊感情が高まるという結果は、小塩他(2011)においても小塩他(2012)においても見出されており、本研究の結果は、同様の教育効果が2012年度の自己開拓においても見出されたことを意味する。

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、自己開拓受講者と統制群における、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おこなったところ、交互作用が有意であった ($F(1,889) = 5.29, p < .05$)。そこで単純主効果の検定を行ったところ、授業前の受講群の方が統制群よりも進路選択に対する自己効力得点の差が有意に低かった ($F(1,889) = 5.04, p < .05$)。つまり、「自己開拓」を受講することにした学生はそうでない学生よりも進路選択に対する自己効力が低かったと言える。また、受講群によって調査時期の効果が有意であり ($F(1,889) = 10.66, p < .01$)、授業後の方が有意に進路選択に対する自己効力得点が高かった。しかし統制群にはそのような効果は見られなかった ($F(1,889) = 2.03, n.s.$)。したがって、進路選択に対する自己効力感が低かった学生が「自己開拓」を受講することによって、進路選択に対する自己効力が高まったと言える。小塩他(2011)や小塩他(2012)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2012年度受講生においても見られたことになる。

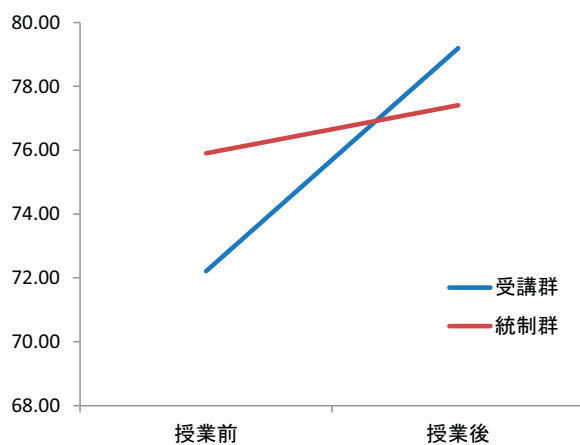


図2 進路選択に対する自己効力の平均値

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統制群別の、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おこなったところ、交互作用が有意であった ($F(1,889) = 4.99, p < .05$)。そこで単純主効果検定を行った結果、授業前の受講群と統制群において時間的展望得点の差は見られなかった ($F(1,889) = 0.89, n.s.$)。つまり、時間的展望の高さは「自己開拓」を受講する学生とそうでない学生とで授業前には差がないと言える。また、受講群における調査時期の効果が有意であり ($F(1,889) = 6.94, p < .01$)、授業前よりも授業後の方が、時間的展望が有意に高かった。しかし統制群にはそのような効果は見られなかった ($F(1,889) = 0.09, n.s.$)。したがって、「自己開拓」を受講することによって受講していない学生よりも時間的展望を高く持つようになったと言える。

授業開始時においては、自己開拓受講者と統制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統制群よりも時間的展望が高くなっていった。このことは、小塩他(2011)や小塩他(2012)で報告された結果と同様である。これらの結果から、「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示唆される。

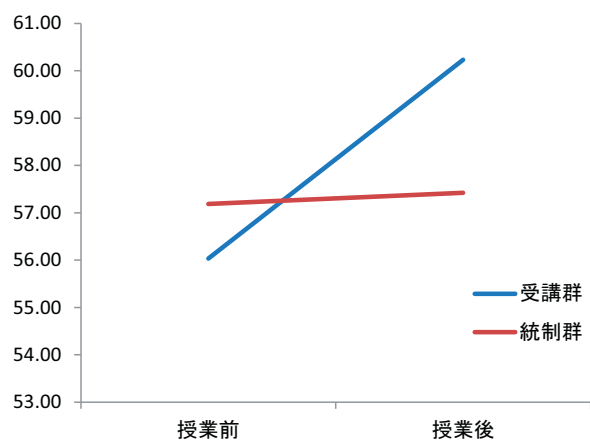


図3 時間的展望の平均値

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、交互作用が有意であった ($F(1,889) = 3.99, p < .05$) (図4)。そこで単純主効果検定を行った結果、授業前の受講群と統制群において改良型セルフ・コントロール得点の差は見られなかった ($F(1,889) = 0.86, n.s.$)。つまり改良型セルフ・コントロールの高さは、「自己開拓」を受講する学生とそうでない学生とで授業前に

は差がないと言える。また、受講群における調査時期の効果に有意傾向が見られ ($F(1,889) = 3.25, p < .10$)、授業前よりも授業後の方が、改良型セルフ・コントロールが高い傾向が見られた。しかし統制群にはそのような効果は見られなかった ($F(1,889) = 0.74, n.s.$)。したがって、「自己開拓」を受講することによって受講していない学生よりも改良型セルフ・コントロールを高く持つ傾向があったと言える。

なお改良型セルフ・コントロールについては、小塩他 (2011) では交互作用が有意であったが、小塩他 (2012) においては交互作用が有意ではなく、授業前後の主効果と群の主効果が有意であった。今回も交互作用は有意であったものの、単純主効果の検定結果は明確ではなかった。これらのことから、改良型セルフ・コントロールに対する「自己開拓」の教育効果については、あまり大きく一貫したものではないことが示唆される。

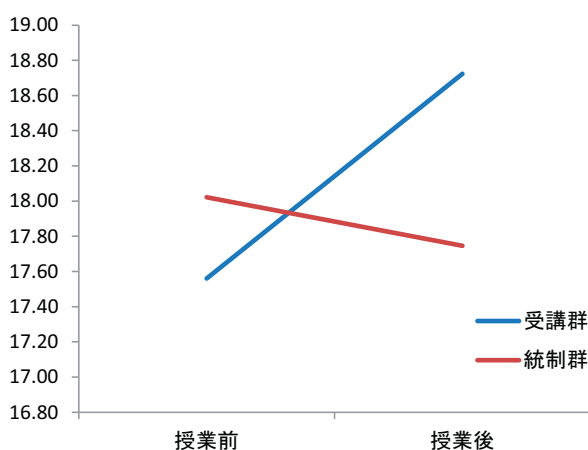


図4 改良型セルフ・コントロールの平均値

外的要因による行動のコントロールについての結果を、図5に示す。分散分析の結果、交互作用は有意ではなかった ($F(1,889) = 0.32, n.s.$)。群と調査時期の主効果のいずれも有意ではなかった (それぞれ $F(1,889) = 0.87, n.s.$; $F(1,889) = 0.49, n.s.$)。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は変わらないと言える。

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) では主効果、交互作用ともに認められなかった。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示唆される。

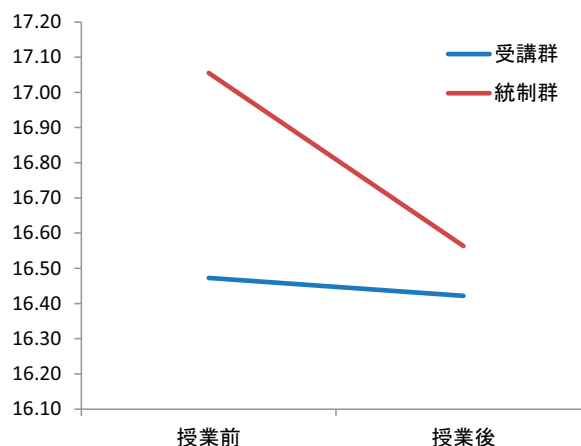


図5 外的要因による行動のコントロールの平均値

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 ($F(1,889) = 8.61, p < .01$)。単純主効果の検定を行ったところ、授業前の受講群と統制群において調整型セルフ・コントロール得点の差は見られなかった ($F(1,889) = 0.54, n.s.$)。つまり改良型セルフ・コントロールの高さは、「自己開拓」を受講する学生とそうでない学生とで授業前には差がないと言える。また、受講群における調査時期の効果が有意であり ($F(1,889) = 4.55, p < .05$)、授業前よりも授業後の方が、調整型セルフ・コントロールが高かった。また統制群も調査時期の効果が有意であり ($F(1,889) = 5.33, p < .05$)、授業前よりも授業後の方が、調整型セルフ・コントロールが低かった。したがって、「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・コントロールは低下することが示された。

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)。これらの先行研究と今回の結果とを総合すると、調整型セルフ・コントロールについては、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ことが示されていると言えそうである。従って、「自己開拓」の授業前後で、調整型セルフ・コントロールの上昇は明確ではないものの一貫して上昇傾向にあることが示唆される。

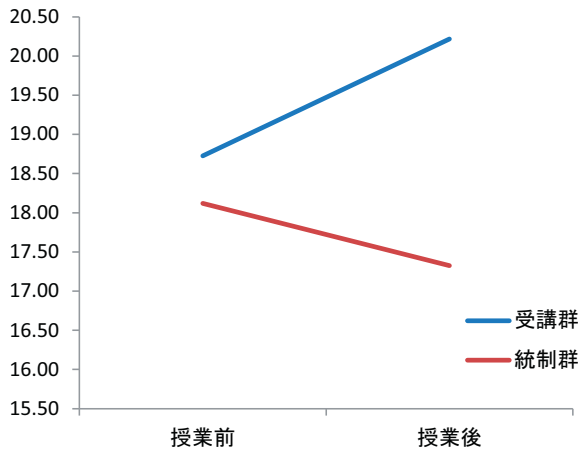


図6 調整型セルフ・コントロールの平均値

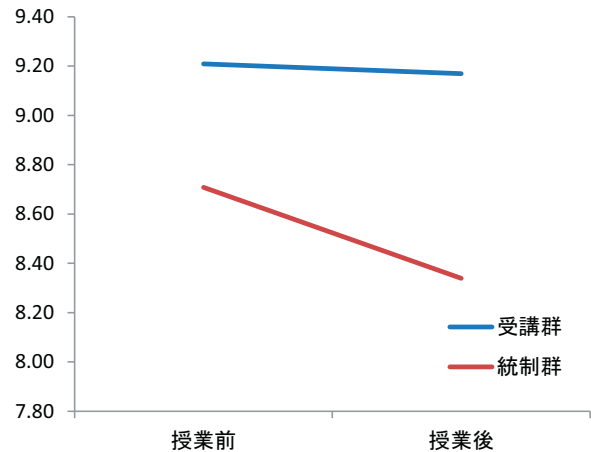


図8 神経症傾向の平均値

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、協調性において有意な交互作用が見られた ($F(1,889) = 4.23, p < .05$)。単純主効果の検定を行ったところ、授業前の受講群と統制群において協調性得点の差は見られなかった ($F(1,889) = 0.28, n.s.$)。また、受講群の調査時期の効果も有意ではなかったが ($F(1,889) = 1.17, n.s.$)、統制群には調査時期の効果がみられ ($F(1,889) = 6.06, p < .05$)、授業前よりも授業後の方が、協調性が低かった。

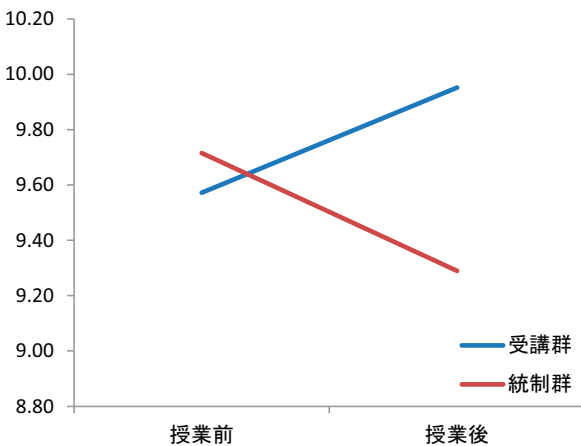


図7 協調性の平均値

また、神経症傾向については群の主効果のみ有意であった ($F(1,889) = 10.33, p < .01$)。図8に示すように、自己開拓受講者は統制群の学生に比べ、神経症傾向が高い傾向にあった。

また、外向性についても群の主効果が有意であり ($F(1,889) = 5.67, p < .01$)、自己開拓受講者は統制群に比べて外向性が低い傾向にあった。

開放性については、交互作用 ($F(1,889) = 3.70, p < .10$) および自己開拓受講者の授業前後の単純主効果 ($F(1,889) = 2.76, p < .10$) において有意傾向が認められた。「自己開拓」の受講生において、授業前後で開放性得点の上昇傾向は認められたものの、全体としてその効果は明確ではなかった。

勤勉性については、群の主効果のみ有意であり ($F(1,889) = 17.02, p < .001$)、「自己開拓」の受講生は統制群に比べて勤勉性が全体的に低いことが示された。

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148名、第2回137名、第3回135名、第4回128名、第5回131名、第6回124名、第7回128名、第8回139名。

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;被験者内)の3要因混合計画の分散分析を行った。以下に各項目の分析結果をまとめる。

「今回の授業に積極的に参加することができた」については、開講時期とクラスの交互作用が有意であった ($F(2,1022) = 3.06, p < .05$)。単純主効果の検定を行ったところ、クラス1とクラス2において、開講時期が前半の方が後半よりも得点有意に高かったが(それぞれ、 $F(1,1022) = 5.09, p < .05$ 、 $F(1,1022) = 5.68, p < .05$)、クラス3においては差が見られなかった ($F(1,1022) = 0.47, n.s.$)。授業週の主効果が有意であったため ($F(7,1022) = 3.67, p < .01$)

多重比較を行った結果、1、4、5、6、7、8回目は2回目より高く、7、8回目は3回目より高かった。

「今回の授業で理解できていないところがある」については、有意な交互作用が認められず、開講時期の主効果 ($F(1,1022) = 8.54, p < .01$)、クラスの主効果 ($F(2,1022) = 4.18, p < .05$)、授業週の主効果 ($F(7,1022) = 3.16, p < .01$) が有意であった。多重比較を行ったところ、開講時期が前半の方が後半よりも高く、クラス1の方がクラス2よりも有意に高かった。また授業週3回目は1、7、8回目よりも高く、5回目は1、2、4、7、8回目よりも高く、6回目は7、8回目よりも高かった。

「授業の中で他の学生から刺激を受けた」については、開講時期とクラスの交互作用が有意であった ($F(2,1022) = 41.97, p < .001$)。単純主効果の検定を行ったところ、クラス2では開講時期が前半の方が後半よりも得点が有意に高かったが ($F(1,1022) = 50.68, p < .001$)、クラス3では後半の方が前半よりも得点が有意に高かった ($F(1,1022) = 33.90, p < .001$)。その一方で、クラス1においては前後半の差が見られなかった ($F(1,1022) = 0.01, n.s.$)。授業週の主効果 ($F(7,1022) = 7.26, p < .001$) が有意であったことから多重比較を行ったところ1回目は5回目より高く、2回目は3、5回目よりも高く、4回目は1～6回目よりも高く、6回目は5回目よりも高く、7回目は3、5回目よりも高く、8回目は1、3、5、6回目よりも高かった。

「今日の生活が充実している」については、開講時期とクラスの交互作用が有意であった ($F(2,1022) = 7.87, p < .001$)。単純主効果検定を行ったところ、クラス1とクラス2において、開講時期が前半の方が後半よりも得点が有意に高かったが (それぞれ、 $F(1,1022) = 10.94, p < .01$ 、 $F(1,1022) = 7.75, p < .01$)、クラス3においては差が見られなかった ($F(1,1022) = 3.13, n.s.$)。授業週の主効果については有意ではなかった ($F(7,1022) = 1.25, n.s.$)。

「やる気が起きないことが多い」については、交互作用は有意ではなく、授業週の主効果 ($F(7,1022) = 2.47, p < .05$) は有意であった。多重比較を行ったところ、1回目は2、3、4、8回目よりも高く、6回目は2、8回目より高かった。

「今の自分に自信を持っている」についてもいずれの交互作用も有意ではなく、授業週の主効果は有意であった ($F(7,1022) = 5.95, p < .001$)。多重比較を行ったところ、3～7回目は1、2回目よりも高く、8回目は1から7回目よりも高かった。

「今の自分に満足できない」については、開講時期とクラスの交互作用が有意であった ($F(2,1022) = 7.64, p < .01$)。そこで単純主効果の検定を行ったところ、クラス1とクラス3において、開講時期が後半

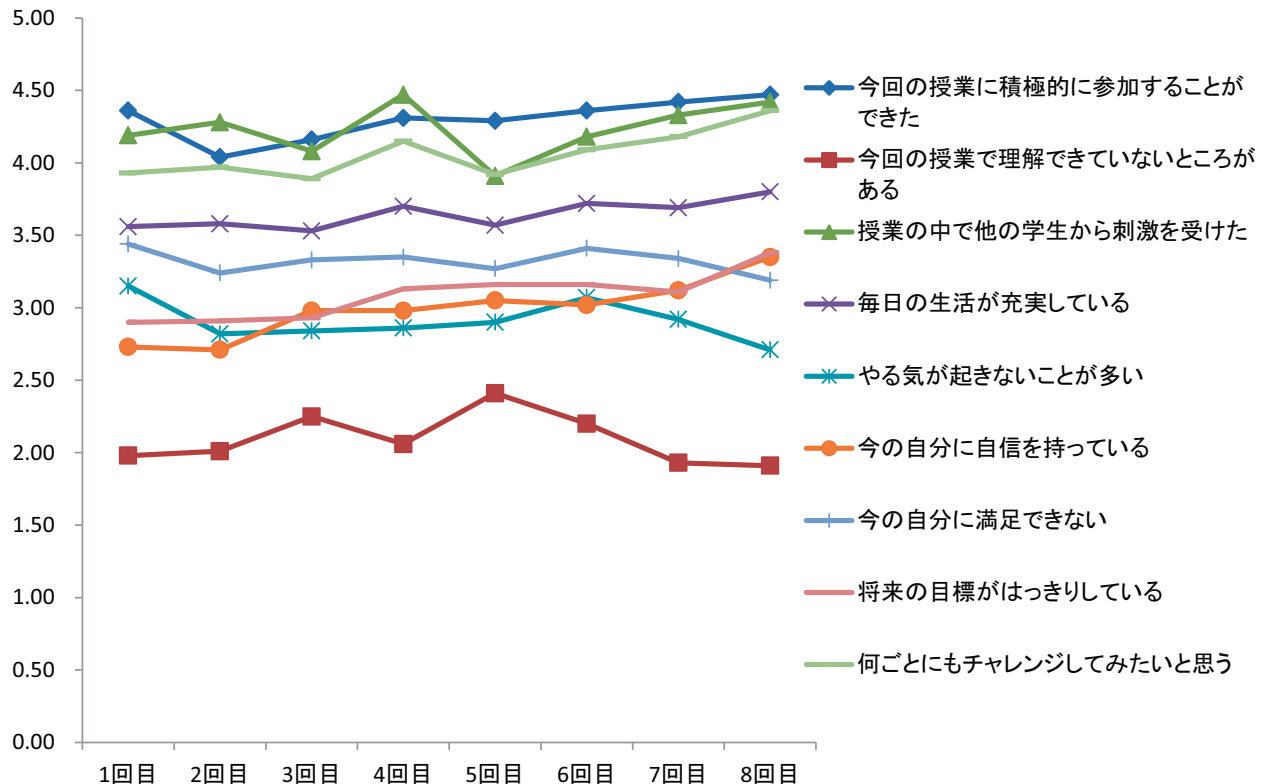


図9 毎週の意識得点の平均値

の方が前半よりも得点が有意に高かったが（それぞれ、 $F(1,1022) = 6.50, p < .05$ 、 $F(1,1022) = 6.98, p < .01$ ）、クラス2においては前半の方が後半よりも得点が有意に高かった（ $F(1,1022) = 4.73, p < .05$ ）。なお、授業週の主効果は有意ではなかった（ $F(7,1022) = 0.77, n.s.$ ）。

「将来の目標がはっきりしている」については、いずれの交互作用も有意ではなく、授業週の主効果が有意であった（ $F(7,1022) = 3.00, p < .01$ ）。単純主効果の検定を行ったところ、5回目は1回目より、8回目は1、2、3、7回目よりも高かった。

「何ごとにもチャレンジしてみたいと思う」については、開講時期とクラスの交互作用が有意であった（ $F(2,1022) = 7.64, p < .01$ ）。単純主効果の検定を行ったところ、クラス1では開講時期が後半の方が前半よりも得点が有意に高かったが（ $F(1,1022) = 4.75, p < .05$ ）、クラス2では開講時期が前半の方が後半よりも得点が有意に高かった（ $F(1,1022) = 13.13, p < .001$ ）。一方でクラス3においては差が見られなかった（ $F(1,1022) = 0.41, n.s.$ ）。また授業週の主効果が有意であった（ $F(7,1022) = 4.20, p < .001$ ）。多重比較を行ったところ、4回目は1、3、5回目よりも、7回目は1、3、5回目よりも、8回目は1、2、3、5、6回目よりも高かった。

2012年度の授業の特徴としては、開講クラスの効果が認められたという点を挙げることができる。「自己開拓」の授業は、年度を追うに従って外部講師ではなく本学の専任教員が中心となって授業を進めていくという方針がとられている。本研究の結果は、そのような移行に伴って、クラスごとの教育効果のばらつきが生じ始めていることを示唆するのかもしれない。

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、2011年度に引き続いて検証する試みを行った。結果から、全体としては「自己開拓」を受講することで、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られる。

3年間の教育効果の検証を通じて、「自己開拓」は安定した教育効果を示していることが明らかにされた。毎年受講する学生が異なっているにもかかわらず同様の教育効果が見られたという点は、「自己開拓」のカリキュラム内容が安定した効果を示していることを示唆していると言える。しかしながら、毎週の意識の変化の部分で示唆されたような、開講クラスごとの教育効果のばらつきについては、今後も継続的に検討していく必要があるだろう。

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 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変化― 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.
- 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 名古屋大学教育学部紀要. 教育心理学科, 42, 115-126.

助 教	人文学部 心理学科	佐藤 友美
准 教 授	早稲田大学 文学学術院	小塩 真司
非常勤講師		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