

## 高校生と大学生のキャリア意識と アイデンティティ・スタイル

前田 健一・新見 直子<sup>1</sup>

(2010年10月7日受理)

Career Awareness and Identity Style of High School and Undergraduate Students

Kenichi Maeda and Naoko Niimi<sup>1</sup>

**Abstract:** The purpose of this study was to investigate developmental differences of career awareness and the relationships between career awareness and identity styles. Participants were 255 tenth-graders, 221 eleventh-graders, 228 twelfth-graders, and 195 undergraduates. They completed the Career Awareness Scale for career maturity to measure four areas of career awareness; interpersonal relationship, information utilization, future planning, and decision-making. They also completed the Identity Style Inventory to measure two identity styles; informational and diffuse/avoidant. Developmental differences of career awareness were significant but not noteworthy. Eight canonical correlation analyses indicated that the four areas of career awareness were positively related to informational style and negatively related to diffuse/avoidant style. These results suggest that acquisition of abilities and attitudes necessary for resolving career developmental tasks facilitate vocational identity formation among late adolescents.

Key words: career awareness, identity style, high school students, undergraduate students

キーワード：キャリア意識、アイデンティティ・スタイル、高校生、大学生

20世紀中頃にキャリア発達理論（例えば、Roe, 1956; Super, 1957）が提唱されて以来、青年期を対象とするキャリア発達研究が盛んに行われてきた（Hartung, Porfeli, & Vondracek, 2005; Patton & McMahon, 2006）。キャリア発達研究で扱うキャリア概念は、はじめ職業生活に限定されたものであったが、現在ではその内容が拡張されている（Patton & McMahon, 2006）。特に、Super（1976）がキャリア概念を、人生を構成する出来事のコース、すなわち職業系列と他の人生役割の系列と定義したことによって、キャリアは就職前や退職後の生活、あるいは仕事以外の役割や文脈をも含む包括的な概念として捉えられている（Patton & McMahon, 2006）。それに伴い、

キャリア発達概念も、個人のキャリアに影響する心理的、社会的、教育的、経済的、身体的な要因と偶然要因が関与する生涯過程（Sears, 1982）と包括的に定義されている。

生涯にわたるキャリア発達のうち、特に青年期に注目するのは次の理由によると考えられる。すなわち、青年期では自己や職業に関する情報に基づいて職業的好みを形成すること、その職業的好みに適合する特定の職業を選択すること、そして選択した職業に就くこと、の3つのキャリア発達課題が重視され、これらの課題を達成できるか否かが成人期以降のキャリア発達に影響すると考えられているからである（Savickas, 2001）。青年期におけるキャリア発達課題の達成には多様な能力等が必要である。そのため、従来のキャリア発達研究では青年期における発達課題の達成基盤と

<sup>1</sup> 広島文教女子大学

なる能力・態度を青年がどの程度習得しているかをキャリア成熟度という概念で捉え、キャリア成熟度の発達傾向や関連要因について検討してきた (Hartung et al., 2005)。

ところで、わが国では青年期のキャリア発達に関連してフリーターやニート等の問題が指摘されている。厚生労働省 (2008) の平成20年版労働経済白書によると、15~34歳のフリーター人口は2002年~2005年の4年間で200万人を超え、2006年と2007年で減少したものの180万人以上を維持している。ニートの数も2002年以降60万人以上を保っている。青年がフリーターやニートになる理由としては、雇用情勢の変動や雇用システムの変化等の環境要因および職業観・勤労観の未熟さや職業選択に対する準備不足等の個人要因が指摘されている (文部科学省, 2006)。そのため、キャリア教育を通して児童生徒のキャリア成熟度を高めることが将来のフリーターやニート等の問題を改善することにつながると考えられている。

現行のキャリア教育では、小学校から高校までの児童生徒が各自にふさわしいキャリアを形成していくために、人間関係形成、情報活用、将来設計、意思決定の4領域の能力・態度を習得させることを重視している (文部科学省, 2006)。また多くの大学でも大学生を対象にしたキャリア教育を実施している。森山 (2007) は、24大学のキャリア教育に関するシラバスを分析し、大学のキャリア教育でもコミュニケーション能力、情報収集力、自分の将来を決定する判断力や意思決定力の育成が共通すると指摘している。以上のことから、わが国のキャリア教育で重視している4領域の能力・態度等は小学生から高校生までに限定されるものではなく、大学生にとってもキャリア発達の基礎的領域と捉えることができる。しかし、わが国ではキャリア成熟度に関する発達の研究はほとんど行われていないのが現状である。

諸外国のキャリア成熟度に関する先行研究を概観すると、多くの研究が高校生や大学生を対象に多様なキャリア成熟尺度を開発している。これらの多様な尺度のうち、情報収集、将来計画、意思決定の3領域は、Career Development Inventory (CDI, Super, Thompson, Lindeman, Jordaan, & Myers, 1981) や Career Factors Inventory (CFI, Chartrand, Robbins, Morrill, & Boggs, 1990) 等の既存のキャリア成熟尺度に共通している (新見, 2008)。これら3領域は、わが国のキャリア教育で重視している情報活用、将来設計、意思決定の3領域にそれぞれ対応するものと考えられる。それに対して、人間関係形成の領域は既存のキャリア成熟尺度や諸外国のキャリア教育ではほと

んど取り上げられていない (日本キャリア教育学会, 2008; 新見, 2008) ので、わが国独自のキャリア教育観を反映する領域であるといえる。本研究では、わが国のキャリア教育で重視している4領域から構成される尺度を使用するので、諸外国のキャリア成熟尺度に共通する3領域の発達傾向が、わが国独自の人間関係形成領域の発達傾向とどの程度一致するのかを検討することができる。

キャリア成熟度の発達傾向を検討した先行研究によると、高校生では高学年ほどキャリア成熟度が高いことを実証している (例えば、Wallace-Broschius, Serafica, & Osipow, 1994)。しかし、高校生や大学生では年齢とキャリア成熟度間に有意な相関がみられないという研究結果も報告されている (例えば、Blustein, Devenis, & Kidney, 1989; Creed, Patton, & Bartrum, 2004)。また Patton & Creed (2001) は、情報活用と将来設計の領域では高校生の高学年が低学年よりも有意に高いが、意思決定の領域では逆に低学年が高学年よりも有意に高いことを見出し、領域間で発達傾向が異なることを示している。以上のように、キャリア成熟度の発達傾向については一貫した結果が見出されていないのが現状である。しかも従来の研究は、高校生のみ、あるいは大学生のみを対象としており、高校生から大学生にかけてのキャリア成熟度の発達傾向を検討していない。そこで本研究では、わが国のキャリア教育で重視している4領域に基づいてキャリア成熟度を捉え、高校生から大学生に至るキャリア成熟度の発達傾向を検討することを第1目的とする。

キャリア成熟度の関連要因を検討した従来の研究では、人口統計学的要因 (性別や年齢)、親子関係要因、適応要因等との関連を検討しているが、青年を対象としたいくつかの研究ではキャリア成熟度とアイデンティティ形成との関連を検討している。例えば、Blustein et al. (1989) は正準相関分析を使用して、大学生の情報活用がアイデンティティ達成傾向と正の関係にあることを実証している。Lucas (1997) も大学生を対象に、男女別の階層的重回帰分析を使用して同様の結果を報告している。高校生を対象にした Wallace-Broschius et al. (1994) でも、重回帰分析を使用して情報活用や将来設計に関するキャリア成熟度がアイデンティティ達成傾向と正の関連を示すことを見出している。

これら3つの研究 (Blustein et al., 1989; Lucas, 1997; Wallace-Broschius et al., 1994) は、高校生や大学生のキャリア成熟度がアイデンティティ形成と関連することを実証している。これについて Turner & Lapan (2005) は、キャリア成熟度とアイデンティティ

形成の両者に関わる認知的処理スタイルが類似しているため、両者の間に関連がみられると説明している。すなわち、アイデンティティ形成を促進する認知的処理スタイルを使用する者は、キャリア発達の課題達成の際にも類似の認知的処理スタイルを使用する可能性が高い。その結果として、キャリア成熟度はアイデンティティ形成と正の関連を示すと説明される。しかし、キャリア成熟度と認知的処理スタイルの関係を直接検討した研究は、これまで報告されていない。そこで本研究では、認知的処理スタイルとして Berzonsky (1990) のアイデンティティ・スタイルを使用してキャリア成熟度との関連を検討する。

Berzonsky (1990) は、アイデンティティ形成過程で直面する重要な問題を解決する際に、個人が一貫して示す認知的な処理スタイルをアイデンティティ・スタイルと命名し、情報スタイル、規範スタイル、拡散／回避スタイルの3つに大別している。Berzonsky (1990, 1992a) によると、各アイデンティティ・スタイルの特徴は次のように説明される。情報スタイルの者は、問題に正面から向き合い自力で解決しようとして、積極的に情報を収集し、その中から有益で適切な情報を選択する。規範スタイルの者は、親などの重要な他者の期待や規範に従って未経験の事柄を処理するので、意思決定の際に悩み迷うことがほとんどない。拡散／回避スタイルの者は、問題に直面しても問題の解決を延期・回避して、一時的な対処しかしない。

いくつかの先行研究では、アイデンティティ形成とアイデンティティ・スタイルの関連を検討している。その結果、アイデンティティ形成は、多様な情報を積極的に収集・処理する情報スタイルと正の関連を示し、課題解決を回避する拡散／回避スタイルと負の関連を示すことが実証されている (Berzonsky & Adams, 1999)。キャリア成熟度とアイデンティティ・スタイルの関連を検討した研究は現在まで報告されていないが、Turner & Lapan (2005) の説明を参考にすると、わが国のキャリア教育で重視している4領域の能力・態度は、情報スタイルと正の関連を示し、拡散／回避スタイルとは逆に負の関連を示すと予想される。高校生と大学生を対象にして、この予想を検討することを本研究の第2目的とする。

ところで新見・前田 (2009) は、わが国のキャリア教育で重視している4領域の能力・態度に対する自己評価を測定するキャリア意識尺度を開発し、その信頼性と妥当性を確認している。本研究でもこのキャリア意識尺度を使用する。ただし、新見・前田 (2009) は小学生から高校生を対象にキャリア意識尺度を開発しているため、大学生には不適切な項目や簡単すぎる内

容の項目を含んでいる可能性がある。そこで本研究では、大学生を対象にキャリア意識尺度の修正を行い、修正尺度の信頼性と妥当性を再検討することにした。

信頼性はテスト-再テスト信頼性から検討する。妥当性は基準関連妥当性から検討する。浦上 (1996) は、女子短大生の進路選択に対する自己効力感が7ヵ月後の就職活動の計画・実行に有意な正の影響を及ぼすことを明らかにし、職業選択の自己効力感が就職活動を促進することを見出している。また古市 (1995) は、大学生の計画立案や職業情報収集に関する進路決定効力感が職業忌避的傾向に負の影響を及ぼすことを明らかにしている。これらの結果から、キャリア意識が進路選択に対する自己効力感と有意な正の相関を示し、職業忌避的傾向と有意な負の相関を示せば、大学生のキャリア意識尺度の基準関連妥当性を確認するものと考えられる。

## 方 法

**対象者** 公立高校の1年生255名 (男子91名, 女子164名)、2年生221名 (男子94名, 女子127名)、3年生228名 (男子98名, 女子130名) および4年制大学の3, 4年生195名 (男子74名, 女子121名) の合計899名 (男子357名, 女子542名) を対象者とした。

**実施時期** 高校生対象の調査は2007年7月下旬に1回実施した。大学生対象の調査は2007年5月に2回実施した。

**手続き** 高校生対象の調査は、調査協力校の校長に調査実施と調査内容の承諾を得た後、学校を通じてクラス単位で実施した。高校生対象の調査では、後述のキャリア意識尺度とアイデンティティ・スタイル尺度を実施した。大学生対象の2回の調査はいずれも、授業時間の一部 (約15分~20分) を使用して集団実施した。2回の調査のうち、第1回調査では調査用紙AとBを実施し、第2回調査では調査用紙CとDを実施した。4種類の調査用紙の構成と回答者の人数を Table 1 に示す。第1回調査と第2回調査は2週間の間隔をあけて実施した。なお、いずれの調査でも、回答にあたって回答しにくい項目がある場合は、無理に回答しなくてよいことを調査用紙の表紙に印刷して説明した。

**調査内容** 学年や性別に関する質問の他に、高校生対象の調査では以下の「1. キャリア意識尺度」と「2. アイデンティティ・スタイル尺度」の2尺度を使用し、大学生対象の調査では以下の4つの尺度を使用した。

(1) キャリア意識尺度 新見・前田 (2009) が作成し、高校生を対象に信頼性と妥当性を確認した高校生用キャリア意識尺度42項目の中から、以下の項目選出

Table 1 大学生用調査用紙の構成と回答者数の内訳

調査用紙	尺度	回答者数		
		全体	男子	女子
第1回	A (1) キャリア意識	91	35	56
	(2) アイデンティティ・スタイル			
	(3) 進路選択に対する自己効力感			
第2回	B (1) キャリア意識	104	39	65
	(2) アイデンティティ・スタイル			
第2回	C (1) キャリア意識	97	38	59
	(2) アイデンティティ・スタイル			
	D (1) キャリア意識	106	42	64
	(2) アイデンティティ・スタイル			
	(4) 職業忌避的傾向			

注) 尺度名の前の ( ) 内の数字は測定尺度と得点化の説明の番号と対応する。調査用紙BとCでは、2つの尺度と一緒に、本研究では使用しない尺度を実施した。

の手続きを経て、大学生にも適用可能と思われる25項目(人間関係形成8項目、情報活用7項目、将来設計5項目、意思決定5項目)を選出して使用した(Table 2)。

項目選出の手続きとしては、はじめに、大学生には適さないと思われる、「a. 学校で勉強していることは、将来仕事をするとき役に立たないと思う(情報活用)」、「b. 学級の係や当番の仕事は、きちんとやるのが大切だと思う(情報活用)」、「c. 学級の仕事は、みんなで協力したほうが良いと思う(将来設計)」の3項目を除外した。項目aを除外した理由は、教員養成学部等の目的学部では大学における勉強が直接職業に結びつくため、大学生一般に使用するには不向きであると考えたからである。項目bとcを除外した理由は、大学では高校までのような学級活動を行わないからである。次に、女子大学生124名に残り39項目を実施し、天井効果について検討を行った。その結果、12項目(人間関係形成1項目、情報活用2項目、将来設計5項目、意思決定4項目)で天井効果が認められたので、これらの項目を除外した。また、回答しにくい項目を指摘するよう求めたところ、「落ち込んでいても、友だちとは明るく話ができると思う(人間関係形成)」と「自分の未来は明るく思う(将来設計)」の2項目について回答しにくいという意見が多かった。そのためこれら2項目も除外した。

残り25項目に対する回答方法は新見・前田(2009)と同様に、各項目の内容についてそう思う程度を6段階(1:とてもそう思わない~6:とてもそう思う)で評定させた。Table 2は新見・前田(2009)と同様の学校種別・領域別の主成分分析の結果を示したものである。また、学校種別に領域間の内部相関係数を算出したところ、すべての組み合わせで有意な正の相関(高校生  $r=.33\sim.61$ ,  $ps<.01$ , 大学生  $r=.45\sim.77$ ,  $ps<.01$ )

Table 2 キャリア意識の学校種別・領域別主成分分析結果

項目	高校生 大学生	
<b>人間関係形成</b>		
友だちの良いところをもっと知りたいと思う	.61	.75
友だちが困ったときには、助けることができると思う	.71	.68
友だちの気持ちを大切にすることができると思う	.73	.74
自分が嫌なことは、友だちにははっきり言うべきだと思う	.53	.37
友だちの良くないところは注意すべきだと思う	.54	.54
違う学年(や専攻)の人とも話をしたいと思う	.55	.67
自分の気持ちや考えを友だちに分かりやすく伝えることができると思う	.56	.49
友だちに悪いことをしたと思ったら謝ることができると思う	.66	.66
寄与率(%)	37.88	38.83
α係数	.76	.77
<b>情報活用</b>		
大学や専門学校(職場や大学院)ではどんなことをするのかを知りたいと思う	.68	.51
調べようと思ったら、インターネットなどを使って自分で調べることができると思う	.49	.55
働いている人はどのようにして、その職業に就いたのかを知りたいと思う	.63	.63
情報が少ないと、正しい答えが出せないと思う	.48	.57
将来どんな仕事をしたいかを今から考えなくてもいいと思う *	.54	.63
努力しない人は、仕事で失敗すると思う	.61	.78
遊んでばかりいると、立派な大人になれないと思う	.56	.34
寄与率(%)	33.05	30.32
α係数	.66	.61
<b>将来設計</b>		
人から頼まれたことでも、うまくできないと、やめてしまうと思う *	.42	.46
掃除や係の仕事は自分がしなくても他の人がしてくれると思う *	.47	.32
生徒(学生)は、将来のためにしっかりと勉強すべきだと思う	.65	.69
計画や時間を決めて勉強したいと思う	.73	.73
だらだらとテレビをみないようにしようと思う	.70	.71
寄与率(%)	36.67	36.60
α係数	.56	.56
<b>意思決定</b>		
みんなと意見が違っても、自分の意見を言うことができると思う	.36	.52
すぐにできなくても、できるまで頑張ろうと思う	.83	.82
失敗しても、あきらめずに、うまくいくまで頑張ろうと思う	.84	.77
友だちとけんかしても、うまく仲直りができると思う	.62	.65
難しいことでも、やる気になったら、できると思う	.80	.81
寄与率(%)	50.81	52.50
α係数	.73	.77

注) 表中の\*は逆転項目を意味する。



が得られた。なお本研究の分析では、後述の正準相関分析を除いて、統計ソフト SPSS15.0を使用した。項目数が領域間で異なるので、領域別に平均値を算出し、それを各領域得点とした（得点範囲：1～6点）。各領域得点が高いほど各キャリア意識が高いことを表す。

(2) アイデンティティ・スタイル尺度 Niimi & Maeda (2008) が Berzonsky (1992b) の Identity Style Inventory (ISI3) を邦訳・修正した高校生版アイデンティティ・スタイル尺度23項目（情報スタイル9項目、規範スタイル5項目、拡散/回避スタイル9項目）を使用した。この尺度は大学生版アイデンティティ・スタイル尺度（新見・前田・越中・松田・淡野, 2007）と同様の項目から構成されていた。回答方法は、各項目内容が自分にあてはまる程度を5段階（1：まったくあてはまらない～5：とてもよくあてはまる）で評定させた。

高校生版アイデンティティ・スタイル尺度の信頼性について Niimi & Maeda (2008) は、 $\alpha$  係数の値 ( $\alpha = .50 \sim .73$ ) が元尺度の  $\alpha$  係数の値 ( $\alpha = .54 \sim .76$ ) と同等であること、3 因子モデルを仮定した確証的因子分析の結果、ある程度高い適合度指標 (GFI = .90, RMSEA = .06) が得られたことを報告している。本研究の高校生と大学生のデータを使用して学校種別・スタイル別に  $\alpha$  係数を算出したところ、規範スタイルの  $\alpha$  係数の値は Niimi & Maeda (2008) よりもかなり低い値であった（高校生  $\alpha = .45$ , 大学生  $\alpha = .40$ ）。そこで、以後の分析では情報スタイルと拡散/回避スタイルの2つのアイデンティティ・スタイルのみを取り上げて検討することにした。

本研究の大学生を対象に2週間間隔のテスト-再テスト信頼性係数を算出したところ、情報スタイル尺度では  $r = .71$ , 拡散/回避スタイル尺度では  $r = .76$  の値が得られた。これらの信頼性係数はどちらも 1% 水準で有意であった。Table 3は、学校種別・スタイル別の主成分分析の結果を示したものである。学校種別に内部相関係数を算出したところ、高校生 ( $r = -.35, p < .01$ ) でも大学生 ( $r = -.36, p < .01$ ) でも有意な負の相関が得られた。スタイル別に平均値を算出し、それを各スタイル得点とした（得点範囲：1～5点）。各スタイル得点が高いほど各アイデンティティ・スタイル傾向が強いことを表す。

(3) 進路選択に対する自己効力感尺度 浦上 (1995) が作成した進路選択に対する自己効力感尺度を使用した。この尺度は「自分の能力を正確に評価すること」等の30項目から構成される一次元尺度である。各項目内容の事柄ができると思う自信の程度を4段階（1：まったく自信がない～4：非常に自信がある）で評定

Table 3 アイデンティティ・スタイルの学校種別・スタイル別の主成分分析結果

項目	高校生	大学生
情報スタイル		
人生で何をすべきかについて、真剣に考えることに多くの時間を費やしてきた。	.53	.50
誰かと議論するときには、相手の立場にたって、その人の視点からも考えようとする。	.55	.56
自分の納得のいく価値観をもつために、人と討論したり、多くの時間を費やしてきた。	.46	.41
個人的な問題が生じたとき、理解を深めるために、その状況を細かく検討しようとする。	.55	.56
何か問題があるとき、専門家(教師, 医師, 弁護士など)に意見を求めることはよいことだと思う。	.38	.42
自分にとって大事な問題に取り組むことは、しばしば自分にとって重要なきっかけになると思う。	.63	.60
何か決断しなければならぬとき、いくつかの選択肢について時間をかけてよく考えたいと思う。	.63	.64
人生において自分で考えなければならない事柄については、責任をもって対処したいと思う。	.67	.65
大事な決断をするときには、その前にできるだけ多くの情報を集めておきたいと思う。	.56	.71
寄与率(%)	31.20	32.20
$\alpha$ 係数	.72	.73
拡散/回避スタイル		
前もってよく悩むようなことはしない。私は、何か起きてから、決断をする。	.33	.53
自分にとって大事な問題であっても、たいてい何とかなると思っただけで済ませようとする。	.66	.68
自分の将来について今は真剣に考えない。それはずっと先の話だと思う。	.64	.56
何か決断をしなければならぬときでも、何かが起こるまで決断を延期しようとする。	.55	.60
人生についてあまり深刻に考えない方がよいと思う。人生は楽しむものだ。	.53	.54
私は、様々な問題について考えたり、関わったりすることをできるだけしないようにしている。	.63	.57
自分のことを自分で考え、自分で対処することを求められる状況避けようとする。	.59	.55
これから起こると思われる問題について考えても仕方がない。物事はなるようにしかならないと思うからだ。	.55	.74
ある状況で自分にストレスがかかりそうだと感じると、それを避けようとする。	.52	.35
寄与率(%)	31.58	33.17
$\alpha$ 係数	.72	.72

させた。ところで、「両親」という言葉を使用した2項目については、回答しにくい対象者もいることを想定し、作成者の許可を得て「両親」を「保護者」に置き換えて使用した。浦上 (1995) によると、進路選択に対する自己効力感尺度の信頼性については、30項目の  $\alpha$  係数が .94、折半法による信頼性係数が .89であった。本研究の大学生の  $\alpha$  係数は .91であった ( $n=91$ )。平均値を算出し、それを尺度得点とした (得点範囲: 1~4点)。尺度得点が高いほど進路選択に対する自己効力感が高いことを表す。

(4) 職業忌避的傾向尺度 古市 (1995) の職業忌避的傾向尺度を使用した。この尺度は「いつまでも仕事をしないで遊んで暮らせたいのにと思う」等の10項目から構成される。各項目が自分にあてはまる程度を5段階 (1:まったくあてはまらない~5:よくあてはまる) で評定させた。古市 (1995) によると職業忌避的傾向尺度10項目の  $\alpha$  係数は .81であった。本研究の大学生の  $\alpha$  係数は .80であった ( $n=106$ )。平均値を算出し、それを尺度得点とした (得点範囲: 1~5点)。尺度得点が高いほど職業忌避的傾向が強いことを表す。

## 結果

**キャリア意識尺度の信頼性と妥当性の検討** 修正後のキャリア意識尺度の信頼性と妥当性について大学生を対象に検討した。まず信頼性の検討を行った。第1回調査の回答者195名と第2回調査の回答者203名のうち、両方のデータが揃っている大学生は143名 (男性50名、女性93名) であった。そこで143名のデータに基づいて2週間の間隔をあけたテスト-再テスト信頼性係数を算出した。その結果、人間関係形成では  $r=.74$ 、情報活用では  $r=.67$ 、将来設計では  $r=.68$ 、意思決定では  $r=.63$ であった。これらの信頼性係数はすべて1%水準で有意であった。尺度の妥当性について、キャリア意識尺度と他の2尺度との相関係数を Table 4に示す。進路選択に対する自己効力感 ( $n=91$ ) は、キャリア意識4領域すべてと有意な正の相関を示した。職業忌避的傾向 ( $n=106$ ) は、将来設計や意思決定とは有意な負の相関を示したが、人間関係形成や情報活用との負の相関は有意でなかった。

**キャリア意識とアイデンティティ・スタイルの学年差と性差** キャリア意識4領域間に有意な正の相関がみられたので、4つのキャリア意識得点に基づいて4 (学年)  $\times$  2 (性別) の多変量分散分析を行った (Table 5)。その結果、学年の主効果が有意となり (Wilks's  $\Lambda=7.60$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.10$ )、人間関係形成

Table 4 キャリア意識と進路選択に対する自己効力感、職業忌避的傾向との相関係数

	進路選択に対する 自己効力感	職業忌避 的傾向
人間関係形成	.46 **	-.07
情報活用	.23 *	-.15
将来設計	.44 **	-.31 **
意思決定	.52 **	-.29 **

注) \* $p<.05$ , \*\* $p<.01$ 。

Table 5 各尺度の平均値と標準偏差 (SD)

		高校1年	高校2年	高校3年	大学生
人間関係形成	男子	4.06 (0.82)	4.24 (0.84)	4.29 (0.58)	4.45 (0.61)
	女子	4.51 (0.57)	4.58 (0.68)	4.37 (0.65)	4.55 (0.55)
情報活用	男子	4.23 (0.81)	4.37 (0.68)	4.55 (0.64)	4.64 (0.59)
	女子	4.60 (0.66)	4.65 (0.62)	4.77 (0.60)	4.72 (0.60)
将来設計	男子	3.81 (0.84)	4.01 (0.79)	4.28 (0.72)	4.23 (0.79)
	女子	4.04 (0.71)	4.05 (0.74)	4.43 (0.66)	4.58 (0.58)
意思決定	男子	4.25 (1.76)	4.19 (0.91)	4.32 (0.75)	4.32 (0.80)
	女子	4.28 (0.79)	4.39 (0.78)	4.33 (0.79)	4.44 (0.69)
情報スタイル	男子	3.29 (0.59)	3.45 (0.50)	3.53 (0.49)	3.77 (0.42)
	女子	3.37 (0.45)	3.50 (0.49)	3.62 (0.46)	3.83 (0.45)
拡散/回避スタイル	男子	2.97 (0.68)	2.93 (0.62)	2.86 (0.55)	2.78 (0.62)
	女子	2.91 (0.53)	2.77 (0.56)	2.72 (0.53)	2.67 (0.51)

( $F(3, 891)=4.13$ ,  $p<.01$ ,  $\eta^2=.00$ )、情報活用 ( $F(3, 891)=8.32$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.01$ )、将来設計 ( $F(3, 891)=23.22$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.02$ ) で有意な学年差がみられた。下位分析の結果、人間関係形成では大学生が高校1年生よりも有意に高かった。情報活用では大学生と高校3年生が高校1年生よりも有意に高かった。将来設計では大学生と高校3年生が高校1年生や高校2年生よりも有意に高かった。性別の主効果も有意であり (Wilks's  $\Lambda=13.15$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.06$ )、人間関係形成 ( $F(1, 891)=28.95$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.03$ )、情報活用 ( $F(1, 891)=28.65$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.03$ )、将来設計 ( $F(1, 891)=15.02$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.02$ ) で女子が男子よりも有意に高かった。学年と性別の交互作用も有意となり (Wilks's  $\Lambda=3.00$ ,  $p<.01$ ,  $\eta^2=.04$ )、人間関係形成 ( $F(3, 891)=4.08$ ,  $p<.01$ ,  $\eta^2=.00$ ) で有意な交互作用が認められた。下位分析の結果、高校1年生と2年生では女子が男子よりも有意に高かったが、高校3年生と大学生の性差は有意でなかった。

2つのスタイル別に4 (学年)  $\times$  2 (性別) の分散分析を行った (Table 5)。その結果、情報スタイルでは学年の主効果が有意であった ( $F(3, 891)=34.91$ ,  $p<.001$ ,  $\eta^2=.03$ )。下位分析の結果、大学生が高校3年生、2年生、1年生よりも、高校3年生と2年生が1年生よりも、それぞれ有意に高かった。性別の主効

果も有意となり ( $F(1, 891) = 4.65, p < .05, \eta^2 = .00$ ), 女子が男子よりも有意に高かった。拡散/回避スタイルでも学年の主効果が有意であった ( $F(3, 891) = 34.91, p < .001, \eta^2 = .01$ )。下位分析の結果, 高校1年生が高校3年生や大学生よりも有意に高かった。性別の主効果も有意となり ( $F(1, 891) = 5.35, p < .01, \eta^2 = .01$ ), 男子が女子よりも有意に高かった。

**キャリア意識とアイデンティティ・スタイルの関連**  
 多変量分散分析と分散分析において有意な学年差と性別差が見出されたので, キャリア意識とアイデンティティ・スタイルとの関連を学年別・性別の正準相関分析を使用して検討した。本研究では, キャリア意識4領域間に有意な正の相関がみられ, 2つのスタイル間に有意な負の相関がみられた。正準相関分析を使用すると, このような相関する得点間の関連を1度にみることができる。統計ソフト SAS 9.1を使用した正準相関分析の結果, いずれの分析においても第2正準相関まで見出されたが, 第1正準相関の説明率 (Table 6, 7) が第2正準相関の説明率 (5.29~13.26%) よりも高かったので, 第1正準相関を採用して解釈した。Table 6に示す構造係数は, 一方の変数群の合成得点に対する他方の各変数の関連性を示す。Turner, Trotter, Lapan, Czajka, Yang, & Brissett (2006) と同様に構造係数の有意性の判断基準を .30に設定した。Table 6と Table 7から, 8つの分析に共通してキャリア意識は, 情報スタイルと正の関連を示すのに対して, 拡散/回避スタイルと負の関連を示すことがわかる。

## 考 察

本研究の2つの目的を検討する前に, 大学生を対象に修正版キャリア意識尺度の信頼性と妥当性を検討した。その結果, テスト-再テスト信頼性係数の値は  $r = .63 \sim .74$ であった。この値は, 既存のキャリア成熟尺度のテスト-再テスト信頼性係数 (例えば, CDI  $r = .67 \sim .84$ , CFI  $r = .76 \sim .84$ ) にほぼ匹敵するものである。また, 進路選択に対する自己効力感は, キャリア意識4領域すべてと有意な正の相関を示した。この結果は, キャリア意識尺度の基準関連妥当性を確認するものといえる。それに対して, 職業忌避的傾向は将来設計や意思決定と有意な負の相関を示したが, 人間関係形成や情報活用とは有意な負の相関を示さなかった。特に, わが国独自のキャリア教育観を反映する人間関係形成と職業忌避的傾向の相関値は極端に低かった ( $r = -.07$ )。この結果は, 古市 (1995) の結果と一部対応している。古市 (1995) は, 重回帰分析を使用して職業忌避的傾向に及ぼす進路決定効力感の影響力

Table 6 男子データに基づく学年別の正準相関分析結果

	高校1年生	高校2年生	高校3年生	大学生
人間関係形成	<b>.66</b>	<b>.84</b>	<b>.56</b>	<b>.81</b>
情報活用	<b>.74</b>	<b>.67</b>	<b>.74</b>	<b>.62</b>
将来設計	<b>.94</b>	<b>.85</b>	<b>.83</b>	<b>.89</b>
意思決定 (冗長性)	<b>.62</b>	<b>.79</b>	<b>.69</b>	<b>.72</b>
	.28	.32	.08	.28
情報スタイル	<b>.91</b>	<b>.96</b>	<b>1.00</b>	<b>.87</b>
拡散/回避スタイル (冗長性)	<b>-.72</b>	<b>-.71</b>	<b>-.37</b>	<b>-.75</b>
	.38	.34	.08	.29
正準相関係数	.75	.69	.33	.66
説明率 (%)	94.71	93.96	88.35	89.32
F	12.74	10.16	2.16	7.33
df	8, 170	8, 176	8, 184	8, 136
p	< .0001	< .0001	< .05	< .0001

注) 表中のゴシック体の数値は, 有意な構造係数を表す。

Table 7 女子データに基づく学年別の正準相関分析結果

	高校1年生	高校2年生	高校3年生	大学生
人間関係形成	<b>.40</b>	<b>.61</b>	<b>.74</b>	<b>.70</b>
情報活用	<b>.90</b>	<b>.58</b>	<b>.86</b>	<b>.88</b>
将来設計	<b>.64</b>	<b>.87</b>	<b>.59</b>	<b>.60</b>
意思決定 (冗長性)	<b>.64</b>	<b>.75</b>	<b>.76</b>	<b>.82</b>
	.15	.19	.17	.18
情報スタイル	<b>.89</b>	<b>.83</b>	<b>.94</b>	<b>.99</b>
拡散/回避スタイル (冗長性)	<b>-.64</b>	<b>-.81</b>	<b>-.58</b>	<b>-.29</b>
	.18	.24	.18	.15
正準相関係数	.55	.58	.54	.55
説明率 (%)	93.43	92.10	86.74	87.76
F	9.26	8.41	7.68	7.23
df	8, 316	8, 242	8, 248	8, 230
p	< .0001	< .0001	< .0001	< .0001

注) 表中のゴシック体の数値は, 有意な構造係数を表す。

を男女別に検討している。その結果, 職業的忌避傾向に対する影響力は, 自己適性評価 ( $\beta = -.16, -.13$ ) が計画立案 ( $\beta = -.31, -.37$ ) や職業情報収集 ( $\beta = -.30, -.25$ ) よりも小さかった。職業に関連した自己理解を問う自己適性評価は, 自己理解や他者理解を問う本研究の人間関係形成と同様に, 職業忌避的傾向とあまり関連しないといえる。しかし, 他の3つのキャリア意識下位尺度は職業忌避的傾向と負の相関値を示したことから, 諸外国のキャリア成熟尺度と共通する3領域 (情報活用, 将来設計, 意思決定) のキャリア意識下位尺度は, 少なくとも一定の基準関連妥当性を有していると考えられる。

本研究の第1目的は、高校生と大学生のデータに基づいてキャリア意識の発達傾向を検討することであった。その結果、人間関係形成、情報活用、将来設計の3領域では有意な学年差が認められ、いずれも大学生が高校1年生よりも有意に高い得点を示した。しかし、この学年差は、全体で899名にのぼる比較的大きなサンプルに基づく分析結果であるので、念のため効果量 $\eta^2$ についても検討してみた。その結果、人間関係形成、情報活用、将来設計における学年の主効果の効果量は.00~.02であった。これらの効果量が小さいことから、わが国のキャリア教育で重視している4領域のキャリア意識では、高校生から大学生にかけて顕著な発達差はみられないと判断するほうが妥当であろう。

小学校高学年、中学生、高校生を対象に各学校段階用のキャリア意識尺度を開発した新見・前田(2009)でも、3つの尺度の項目構成が多少異なるために小中高校生のキャリア意識の発達傾向を直接検討していない。高校生と大学生のキャリア意識には大差がなくても、中学生と高校生の間には大きな発達差がみられることも十分に考えられるので、今後の研究では小学生や中学生を含めてキャリア意識の発達傾向を検討する必要がある。

本研究の第2目的は、キャリア意識とアイデンティティ・スタイルの関連について検討することであった。Table 6と7の学年別・性別の正準相関分析からわかるように、キャリア意識の4領域は情報スタイルと有意な正の関連を示し、拡散/回避スタイルとは有意な負の関連を示した。これらの結果は、キャリア意識の高い高校生や大学生ほど、進路選択や職業選択の課題に対処する際に、一貫して情報スタイルの認知的処理を使用して積極的に課題解決に取り組む可能性を示唆している。本研究はキャリア成熟度と認知的処理スタイルの関連を実証した最初の研究といえよう。また、これらの結果は、キャリア成熟度とアイデンティティ形成の関連を媒介する認知的処理スタイル(Turner & Lapan, 2005)には、情報スタイルと拡散/回避スタイルの2つがあることを示唆するものである。

本研究では、高校生と大学生の間に顕著な発達差はみられなかったが、キャリア成熟度の関連要因を検討した先行研究をみると、適応感(例えば、Creed et al., 2004; Creed, Prideaux, & Patton, 2005)や家族関係(例えば、Keller & Whiston, 2008)がキャリア成熟度と関連することを報告している。例えば、意思決定が高い高校生ほど生活満足度や自尊感情が高いこと(Creed et al., 2005)、男子高校生の情報活用、将来設計、意思決定は自尊感情と正の相関を示すこと(Creed et al., 2004)が報告されている。また、中学生のキャ

リア成熟度は父母からのソーシャル・サポート知覚と正の関係にあることが見出されている(Keller & Whiston, 2008)。キャリア意識を育成するキャリア教育の観点から考えると、キャリア意識の発達傾向だけでなく、同一学年の児童生徒におけるキャリア意識の個人差と強く関連する要因を明らかにすることが重要であろう。

最後に本研究の限界と課題について2つ指摘する。第1に、Turner et al. (2006)は青年のキャリア発達にとって目標設定や自己統制等の多様な能力・スキルが必要であると指摘している。今後は、わが国のキャリア教育で重視している4領域以外の領域についても発達傾向や関連要因を検討する必要がある。第2に、本研究では高校生と比較するために高校生用のキャリア意識尺度を大学生用に修正して適用した。しかし、大学生のキャリア意識を捉えるためには、高校生とは質的に異なる質問項目が必要であるかもしれない。キャリア意識尺度の開発を含めて、大学生のキャリア意識の研究を進めていく必要であろう。

## 【文献】

- Berzonsky, M. D. (1990). Self-construction over the life span: A process perspective on identity formation. In G. J. Neimeyer & R. A. Neimeyer (Eds.), *Advances in personal construct theory*, Vol.1 Greenwich, CT: JAI Press. pp.155-186.
- Berzonsky, M. D. (1992a). A process perspective on identity and stress management. In G. R. Adams, T. P. Gullotta, & R. Montemayor (Eds.), *Adolescent identity formation*. Newbury Park: Sage publications. pp.193-215.
- Berzonsky, M. D. (1992b). *Identity Style Inventory (ISI3)*. Unpublished Manuscript. State University of New York, Cortland.
- Berzonsky, M. D., & Adams, G. R. (1999). Reevaluating the identity status paradigm: Still useful after 35 years. *Developmental Review*, 19, 557-590.
- 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.
- Chartrand, J. M., Robbins, S. B., Morrill, W. H., & Boggs, K. (1990). Development and validation of the Career Factors Inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 37, 491-501.
- Creed, P. A., Patton, W., & Bartrum, D. (2004).



- Internal and external barriers, cognitive style, and the career development variables of focus and indecision. *Journal of Career Development*, **30**, 277-294.
- Creed, P. A., Prideaux, L.-A., & Patton, W. (2005). Antecedents and consequences of career decisional states in adolescence. *Journal of Vocational Behavior*, **67**, 397-412.
- 古市裕一 (1995). 青年の職業忌避的傾向とその関連要因についての検討 進路指導研究, **16**, 16-22.
- Hartung, P. J., Porfeli, E., & Vondracek, F. W. (2005). Child vocational development: A review and consideration. *Journal of Vocational Behavior*, **66**, 385-419.
- Keller, B. K., & Whiston, S. C. (2008). The role of parental influences on young adolescents' career development. *Journal of Career Assessment*, **16**, 198-217.
- 厚生労働省 (2008). 平成20年版労働経済白書：働く人の意識と雇用管理の動向 日経印刷.
- 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.
- 文部科学省 (2006). 小学校・中学校・高等学校キャリア教育推進の手引き：児童生徒一人一人の勤労観、職業観を育てるために
- 森山廣美 (2007). 大学におけるキャリア教育：その必要性と効果測定の見座から 四天王寺国際仏教大学紀要, **44**, 309-319.
- 日本キャリア教育学会 (編) (2008). キャリア教育概説 東洋館出版社.
- 新見直子 (2008). 中学生版キャリア意識尺度の開発 広島大学大学院教育学研究科紀要第三部 (教育人間科学関連領域), **57**, 225-233.
- Niimi, N., & Maeda, K. (2008). Basic skills for career development and identity style of Japanese high school students. *Bulletin of the Graduate School of Education, Hiroshima University Part. III (Education and Human Science)*, **57**, 235-244.
- 新見直子・前田健一 (2009). 小中高校生を対象にしたキャリア意識尺度の作成 キャリア教育研究, **27**, 43-55.
- 新見直子・前田健一・越中康治・松田由希子・淡野将太 (2007). 大学生のアイデンティティ・スタイルとキャリア発達の基礎スキル 広島大学大学院教育学研究科紀要第三部 (教育人間科学関連領域), **56**, 253-261.
- Patton, W., & Creed, P. A. (2001). Developmental issues in career maturity and career decision status. *Career Development Quarterly*, **49**, 336-351.
- Patton, W., & McMahon, M. (2006). *Career development and system theory: Connecting theory and practice* (2nd ed.). Netherlands: Sense Publishers.
- Roe, A. (1956). *The psychology of occupations*. New York: Wiley.
- Savickas, M. L. (2001). A developmental perspective on vocational behavior: Career patterns, salience, and themes. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, **1**, 49-57.
- Sears, S. (1982). A definition of career guidance terms: A national vocational guidance association perspective. *Vocational Guidance Quarterly*, **31**, 137-143.
- Super, D. E. (1957). *The psychology of careers*. New York: Harper and Row.
- Super, D. E. (1976). *Career education and the meaning of work*. Washington, DC: Office of Education.
- Super, D. E., Thompson, A. S., Lindeman, R. H., Jordaan, J.-P., & Myers, R. A. (1981). *Career Development Inventory*. Palo Alto, CA: Counseling Psychology Press.
- Turner, S. L., & Lapan, R. T. (2005). Promoting career development and aspirations in school-age youth. In S. D. Brown & R. W. Lent (Eds.), *Career development and counseling: Putting theory and research to work*. Hoboken, NJ: Wiley. pp.417-440.
- Turner, S. L., Trotter, M. J., Lapan, R. T., Czajka, K. A., Yang, P., & Brissett, A. E. A. (2006). Vocational skills and outcomes among Native American adolescents: A test of the integrative contextual model of career development. *Career Development Quarterly*, **54**, 216-226.
- 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 (教育心理学編), **42**, 115-126.
- 浦上昌則 (1996). 女子短大生の職業選択過程についての研究：進路選択に対する自己効力、職業活動、自己概念の関連から 教育心理学研究, **44**, 195-203.
- Wallace-Broschious, A., Serafica, F. C., & Osipow, S. H. (1994). Adolescent career development: Relationships to self-concept and identity status. *Journal of Research on Adolescence*, **4**, 127-149.