

## 大学生のキャリア決定自己効力とキャリア不決断 に及ぼす職業情報の効果 (その1)

川 崎 友 嗣

Effects of Career Information on Career Decision-Making  
Self-Efficacy and Career Indecision Among Undergraduates.

Tomotsugu KAWASAKI

### Abstract

The present study was planned to clarify the use of the CD-ROM Retrieval System for the Japanese Occupational Outlook Handbook to career decision-making self-efficacy and career indecision of undergraduates using the untreated comparison-group design with pretest and posttest. The result of a total of 178 participants were evaluated (40 students in experimental group1 retrieved career information using the system by themselves, 17 students in experimental group2 retrieved career information with a counselor, and 121 students in the control group did not use the system). Before and after these treatments, all of participants were administered a test of the scale of career decision-making self-efficacy (Urakami, 1995a) and a career indecision scale composed of five sub-scales which was developed referring to Shimizu (1989a). Results indicated that the career decision-making self-efficacy score increased significantly, but there were no significant differences by group interaction. With regard to the career indecision scale, in three of five sub-scales scores decreased significantly and there were significant differences by group interaction. The effects of these as well as that of job-seeking behavior are discussed.

Key words: computer-assisted career guidance system, career decision-making self-efficacy, career indecision, career information, Japanese Occupational Outlook Handbook, untreated comparison-group design with pretest and posttest, career guidance

### 抄 録

職業ハンドブックによる情報検索が大学生のキャリア決定自己効力とキャリア不決断に及ぼす効果を検討した。対象者は178名で、self-helpで情報検索を行う実験群1が40名、カウンセラー支援のもとで情報検索を行う実験群2が17名、検索を行わない統制群が121名であった。キャリア決定自己効力の測定には浦上(1995a)の尺度を用い、キャリア不決断の測定には清水(1989a)をもとに新たに作成した尺度を用いた。キャリア決定自己効力においては効果が認められなかったが、不決断においては3つの下位尺度で部分的に効果がみられた。これらの効果および就職への取り組みの効果について検討した。

キーワード：CACGシステム、キャリア決定自己効力、キャリア不決断、職業情報、職業ハンドブック、事前事後計画、職業指導・進路指導

---

本稿は、関西大学平成10年度学部共同研究費の助成を受けて行われた研究の一部をとりまとめたものです。被験者として本研究に協力してくれた学生の諸君、および授業担当の先生方に謝意を表します。

## 1. 問題と目的

### 1-1 CACG システムの活用

欧米においては、1960年代以降、CACG システム (computer-assisted career guidance system) が開発され、キャリア・カウンセリングやキャリア・ガイダンスの場面で活用されているが、特にアメリカのハイスクールや大学においては、これが広く普及している (Pyle, 1984; Sampson, Shahnasarian & Readon, 1987)。Sampson (1997) によれば、CACG システムを構成する基本的な要素は、評価 (assessment)、探索 (search) および情報提供 (delivery) の3つであり、評価によってユーザーの個人特性を把握し、それに見合った職業を探索して、個別の職業情報を含む各種のキャリア情報を提供するというのが、CACG システムの典型的なスタイルである。3つの要素をサブシステムとして持ち、それらがひとつのシステムに統合されているものをマキシ・システム (maxi system)、各要素が独立して機能するように、個別のシステムとして設計されているものをミニ・システム (mini system) と呼んでいる。つまり、マキシ・システムは3つの要素をすべて含んだシステム、ミニ・システムは3つの要素のいずれかからなるシステムのことである。

ミニ・システムの典型例は、評価の要素をシステム化したコンピュータ版の適性検査や興味検査で、パソコン画面に表示される検査項目に回答すると、その集計結果やコメントなどが出力されるというものである。一方、マキシ・システムの場合は、検査の実施と結果の出力に加え、キャリア情報の提供、自己の特性と職業とのマッチング、キャリア・プランニングや意思決定の援助など総合的なガイダンス機能を有しており、クライアントは自らパソコンと対話しながら、これらのステップを経て情報を入手したり、キャリア選択について考えたりすることができる。つまり、マキシ・システムは、従来カウンセラーが行っているガイダンス機能を付加した統合的なシステム (日本労働研究機構, 1998a) であるともいえよう。

アメリカでは、マキシ・システムとミニ・システムを合わせ、40近いソフトが開発されているが (日本労働研究機構, 1995)、これらの多くはミニ・システムである。マキシ・システムの開発には基盤となる理論やコンセプトが必要であり、また膨大なコストがかかることから、それほど多くのシステムがあるわけではないが、ACT (The American College Testing Program) の JoAnn Harris-Bowlsbey が中心となって開発された DISCOVER

と ETS (Educational Testing Service) の Martin R. Katz によって開発された SIGI (現在は SIGI-PLUS) は代表的なマキシ・システムである。アメリカの大学では、キャリア・カウンセラーが所属する Career Development Center や Career Center に DISCOVER や SIGI-PLUS が設置されており、学生たちがパソコンを操作しながら、自身のキャリア・プランについて考えるという光景が一般化している。つまり、アメリカにおいては、大学生の就職支援のツールとして、CACG システムは欠かせないものであるといえよう。なお、カナダの CHOICES, イギリスの PROSPECT (HE) も世界的に知られたマキシ・システムであり、近年開発されたシンガポールの JOBS は、今のところアジア諸国で唯一のマキシ・システムである。

## 1-2 CACG システムの効果測定

欧米においては、CACG システム活用の効果を検討する研究が数多く行われている。例えば、Fukuyama, Probert, Neimeyer, Nevill & Metzler (1988) は、大学生を対象に DISCOVER を利用する群と利用しない群を設け、利用前後でキャリア自己効力 (career self-efficacy) を比較した結果、DISCOVER を利用した群では自己効力の得点が上昇したことを示している。Barnes & Herr (1998) も、大学生を対象とし、カウンセリングのみ実施する群、カウンセリングと SII (Strong Interest Inventory) を実施する群、カウンセリングと DISCOVER を実施する群を設け、キャリア不決断傾向および Rayman & Super (1978) の SCD (Survey of Career Development), Holland, Daiger & Power (1980) の MVS (My Vocational Situation) を用いて効果を比較している。その結果、それぞれの群において介入の効果がみられたが、SII や DISCOVER を用いても、カウンセリングのみの群との間に有意差がなかったことを報告している。同様に大学生のキャリア不決断に及ぼすカウンセリングと CACG システムの効果を検討した Eveland, Conyne & Blakney (1999) は、カウンセリングと DISCOVER を実施する群、DISCOVER のみを活用する群および統制群を設け、どちらの実験群にも介入の効果がみられるが、その効果はカウンセリングと DISCOVER を実施した群の方が高いことを示している。また、Mau (1999) は、大学生を対象に、CDM (Career Decision-Making) と SDS-CV (Computer Version Self-Directed Search) という 2 つのミニ・システムと CHOICES を用い、統制群を含む 6 つの群を設け、MVS に含まれる職業アイデンティティ (vocational identity) とチェックリストによるキャリア探索行動、および満足度の評価により、それぞれの効果

を比較した。そして、アイデンティティについては、短期効果がCDMで、長期効果がCDMとCHOICESでみられること、キャリア探索行動に対する効果はCDMでみられ、満足度はCDMやCHOICESよりSDS-CVを活用した場合に高いことを示している。また、DISCOVER, SIGIおよびSIGI-PLUSという3つのマキシシステムの機能を比較し、その有効性について検討した研究もみられる (Peterson, Ryan-Jones, Sampson, Reardon & Shahnasarian, 1994)。

これらの結果は、概ねCACGシステムの効果を示すものであるが、実験のデザインや効果測定に用いる測度によって、結果は微妙に異なっている。いずれにしても、現実のガイダンス場面での活用を考えるならば、その効果を確認しておく必要があると考えられる。

### 1-3 キャリア決定自己効力とキャリア不決断

ところで、前述の効果測定において、測度としてしばしば用いられているのがキャリア決定自己効力とキャリア不決断である。ここでは簡潔にこれらの概念を確認するとともに、介入すなわちcareer interventionの効果測定に用いることの適切性についても検討しておきたい。

#### (1) キャリア決定自己効力

Bandura (1977) が提唱した自己効力あるいは自己効力感 (self-efficacy) の概念は、心理学の各領域においてしばしば用いられている。自己効力とは、ある結果を生み出すために必要とされる行動をうまく遂行できるという確信のことであり、自分が行為の主体であると確信していること、自分の行為について自分がきちんと統制しているという信念を意味している。浦上 (1993a, 1995a) によると、この自己効力の概念を進路関連の研究領域に導入したのは、Hackett & Betz (1981) や Taylor & Betz (1983) である。Taylor & Betz (1983) は、Career Decision-Making Self-Efficacy Scale (CDMSE) を作成し、キャリア選択・決定に関する自己効力を測定している。本研究においては、これをキャリア決定自己効力と呼ぶことにする。

欧米においては、Taylor & Betz (1983) が CDMSE を作成して以来、これを用いたさまざまな研究が数多くなされている。先に述べたCACGシステムの効果測定においても、CDMSE が用いられており (Fukuyama et. al., 1988), CACGシステム以外でも、介入の効果を見る際にしばしば使われる尺度である (例えば, Kraus & Hughey, 1999;

Luzzo & Day, 1999)。日本においても、これまで浦上（1993a, 1993b, 1995a, 1995b, 1996など）を中心に研究が進められており、最近では自己効力を扱った研究が増えつつあるが（例えば、富安, 1997; 長岡・松井, 1999など）、自己効力概念を利用した介入の試みはまだ少ない（浦上, 1995）。

キャリア決定自己効力は、これが行動変容のために操作可能な要因であることから、進路研究の領域、特に介入の視点を意識する場合に注目されている概念である（浦上, 1996）。介入的援助を考える上で重要な点は、自己効力が行動を媒介するもの（mediator）であり、行動を予測するもの（predictor）であるという Bandura（1977）の指摘である。つまり、自己効力が変化すれば、それにとまって行動の変容が期待されるということである。介入の結果として、自己効力が向上するならば、キャリア選択・決定に関する行動面においても改善が期待されるといえよう。以上の点からみて、キャリア決定自己効力は、介入の効果を検討する測度として適切であると考えられる。

## (2) キャリア不決断

キャリア不決断は、vocational indecision あるいは career indecision のことであり、日本においては職業未決定（下山, 1986）、進路不決断（清水, 1989a）、職業不決断（浦上, 1995a）などが用いられているが、本研究ではキャリア不決断と呼ぶことにする。ここでいう不決断とは、キャリアに関する意思決定ができないことである。清水（1989a）によれば、不決断者とは、進路意思決定ができないことを訴える者のことであり、「なぜに意思決定が困難なのか」という疑問は、Williamson（1939）が進路相談の対象者として「進路先の決まらない者」を特定化して以来、進路指導における中心的な問題のひとつとなり、研究領域においても、進路意思決定に関するひとつの研究の流れを形成してきた。すなわち、相談場面での疑問や問題にこたえるために、不決断を測定する尺度が作成され、それを用いて不決断に関する多くの研究がなされてきたわけである。

先の CACG システムの効果測定では、Fukuyama et. al.（1988）と Barnes & Herr（1998）がキャリア不決断の変化をみているが、いずれも Osipow が作成した Career Decision Scale (CDS) (Osipow, Carney, Winer, Yanico & Koschier, 1976 あるいは Osipow, 1980) を用いている。この尺度は 1 因子構造として使われることが多いが、4 因子構造であるとの指摘がなされており (Shimizu, Vondracek, Schulenberg & Hostetler, 1988; Shimizu, Vondracek, & Schulenberg, 1994)、因子構造が不明確で

あるものの、今日でも幅広く利用されている（例えば、Watson & Stead, 1994; Newman, & Gray, 1999; Guerra & Braungart-Ruejer, 1999など）。日本では、清水（1983, 1989a, 1989b など）や清水・坂柳（1988, 1991）が中学生や高校生を対象とした不決断研究に取り組んでおり、また、大学生を対象とした研究には下村・木村（1994）がある。

キャリア決定自己効力が現実のキャリア行動を媒介するものであるとすれば、キャリア不決断は、キャリア行動をより直接的に評価したものである。したがって、不決断は行動を反映するものであり、不決断傾向が変化すれば、キャリア行動における変化を反映すると考えられる。このように考えるならば、キャリア不決断も介入の効果測定に適切な測度であるといえよう。

#### 1-4 本研究の目的

本研究が検討するのは、職業ハンドブックによる職業情報検索がキャリア決定自己効力とキャリア不決断に及ぼす効果である。職業ハンドブックは、日本労働研究機構が開発してきた体系的な職業情報であるが、近い将来におけるCACGシステム開発の可能性を検討するという意図のもとで、1997年にCD-ROM検索システムが開発された（日本労働研究機構, 1997）。これは300職業の解説と各職業について4点の静止画を収録しており、データベース化、マルチメディア化、多様な情報検索といった新たな特性を持つものである（川崎, 1998）。職業情報が利用価値の高いCD-ROM検索システムとして構築された結果、生徒・学生といったユーザーがパソコンと対話することによって、進路学習や職業選択を主体的に進めていくことが可能になり、学校や相談機関での活用と普及が進むことが期待されている（水谷, 1997）。CACGシステムが存在しない日本において、職業ハンドブックは、ガイダンス場面で最も有用な職業探索ツールのひとつであるといえよう。

ここで問題となるのは、検索システムをどのように活用したら、どのような効果が得られるのかということである。室山（1997a, 1997b）は、CD-ROM版職業ハンドブック（試作版）を用いた実験を行い、職業興味に対する自己理解の有無と職業レディネスの違いが検索の効率性や満足度に及ぼす効果の検討を行った。そして、職業ハンドブックを有効に活用するためには、職業レディネスの高低にかかわらず、ユーザーが自己の職業興味を理解する機会を設けることが重要であると示唆している。しかしながら、検索システムそのものの効果は必ずしも明らかにされていない（川崎, 1998）。果たして、職業ハンドブック

による情報検索は、個人のキャリア選択・決定の過程に有効な効果をもたらすのであろうか。前述のように、ガイダンス場面での活用を考えれば、その効果を明らかにしておく必要がある。

そこで、本研究においては、職業ハンドブックによる情報検索の効果について検討することを目的とし、self-help で利用する条件とカウンセラーが支援して利用する条件を設定した介入実験によって、キャリア決定自己効力およびキャリア不決断という2つの側面における効果測定を行う。なお、本研究の一部はすでに発表した（川崎，1999），本稿は新たな要因を取りあげるとともに、より詳細な分析に基づいて職業情報の効果を検討するものである。

## 2. 研究の方法

### 2-1 対象者

本学社会学部の2年生および3年生を対象とした。坂柳（1996）は大学の1年生～4年生を対象に職業的不安を測定した結果、3年生では職業的不安が高まる傾向がみられたと報告している。3年生は就職を現実的な問題として認識せざるを得なくなる時期であり、キャリア選択に関する援助が必要な時期でもある。このような学年と他の学年とでは、職業情報をもたらす効果は異なることも予想される。そこで3年生を主たる対象と考え、比較の意味で2年生も対象とした。

2年生は必修の実習科目3クラス（同一科目）の受講生、3年生は選択の専門科目2クラス（別科目）の受講生であった。キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の1回目の測定では205名、2回目の測定では214名から回答が得られたが、反復測定が可能であった178名を分析の対象とした。対象者のうち2年生が87名（男子37名、女子50名）、3年生が91名（男子38名、女子53名）であった（表1）。なお、対象者の中には、就職がまだ決まっていない4年生や次年度以降に卒業見込みの4年生が7名含まれていたが、これからキャリア決定を行うという点では共通していることから、これらの対象者は3年生として扱うこととした。

### 2-2 測定の尺度

#### (1) キャリア決定自己効力尺度

表1 対象者

学年	群	男子	女子	計
2年生	実験群1	11 47.8%	12 52.2%	23 100.0%
	統制群	26 40.6%	38 59.4%	64 100.0%
	計	37 42.5%	50 57.5%	87 100.0%
3年生	実験群1	10 58.8%	7 41.2%	17 100.0%
	実験群2	7 41.2%	10 58.8%	17 100.0%
	統制群	21 36.8%	36 63.2%	57 100.0%
	計	38 41.8%	53 58.2%	91 100.0%
合計	実験群1	21 52.5%	19 47.5%	40 100.0%
	実験群2	7 41.2%	10 58.8%	17 100.0%
	統制群	47 38.8%	74 61.2%	121 100.0%
	計	75 42.1%	103 57.9%	178 100.0%

Taylor & Betz (1983) の CDMSE を参考とし、浦上 (1995a) が高校生や学生向けの尺度作成の経験を踏まえ、新たに作成した大学・短大生用の尺度を用いた。この尺度は、日本の状況に合うように配慮された30項目からなっており、キャリア選択場面で必要とされる広範囲で多様な行動に対する自己効力を測定しようとするものである。本研究では、これをそのまま用いたが、対象者の状況に合わせて、項目(25)「学校の就職係や職業安定所を探し、利用すること」を「大学の就職課や職業安定所を訪ね、利用すること」に、また項目(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かどうか決定すること」を「卒業後さらに、大学院や専門学校などに行くことが必要なかどうか決定すること」に修正した。質問項目は表3に示したとおりである。表中の項目番号は、調査票における項目の配列順序を示している。回答は5件法で、これらの項目について、「非常に自信がある」「かなり自信がある」「どちらともいえない」「あまり自信がない」「全く自

信がない」の中からひとつ選ぶことを求めた。

## (2) キャリア不決断尺度

不決断を測定する尺度としてはCDSのほかにHolland & Holland (1977)のVocational Decision-Making Difficulty Scale (VDMD)がよく知られているが、日本においても下山(1986)や清水(1989a)が作成した尺度がある。清水(1989a)の尺度は中学生を対象としたものではあるが、日本で独自に作成されており、長期・短期の働きかけによる不決断の変化を探求するために準備された尺度である。そこで、この尺度を参考とし、以下に示す5つの下位尺度からなる新たな尺度を作成した。各下位尺度は5項目ずつ、全体は25項目からなっている。

- a. 自己理解不足 : 自己理解の不足による不決断傾向
- b. 職業情報不足 : 職業情報の不足による不決断傾向
- c. 就職情報不安 : 就職情報の収集に関する不安
- d. ガイダンス志向 : キャリア決定のためのガイダンス志向
- e. モラトリアム傾向 : キャリア決定に関するモラトリアム傾向

項目は表5に示した。「職業情報不足」に関しては、職業ハンドブックに盛り込まれている情報の内容に対応して項目を作成した。このように、本研究の目的に合うように作成したので、清水(1989a)の尺度とは内容がかなり異なっている。この場合も、表中の項目番号は、調査票における項目の配列順序を示している。回答は5件法で、「よくあてはまる」「かなりあてはまる」「どちらともいえない」「あまりあてはまらない」「全くあてはまらない」の中からひとつ選ぶことを求めた。

## 2-3 手 続

### (1) 実験の手続

職業ハンドブックを用いて職業情報の検索を行う実験群とこれを行わない統制群を設けた。実験群については、self-helpで情報検索を行う実験群1と、心理テストを実施し、カウンセラーの支援を受けて情報検索を行う実験群2を設定した(表2)。実験群1は40名(2年生23名, 3年生17名; 男子21名, 女子19名), 実験群2は17名(3年生のみ; 男子7名, 女子10名), 統制群は121名(2年生64名, 3年生57名; 男子47名, 女子74名)であった(表1)。また、実験群1・2を合わせた実験群は57名(2年生23名, 3年生34名; 男子28名,

表2 実験のデザイン

群	測定1	心理テスト	情報検索	測定2
実験群1	$O_1$		$X_2$ self-help	$O_2$
実験群2	$O_1$	$X_1$	$X_2$ カウンセラー支援	$O_2$
統制群	$O_1$			$O_2$

女子29名)である。3年生のみに実験群2を設定したのは、就職活動に取り組みつつあり、キャリア選択に関する援助をより必要としている状況の中で、検索方法の違いによって職業情報の及ぼす効果が異なるかどうかを検討するためである。

表2に示した事前事後計画の実験デザインに基いて実験を実施したが、各群の具体的な実施手続きは以下の通りである。なお、測定の際に用いた質問紙は、キャリア決定自己効力とキャリア不決断尺度の他に、いくつかの付加的な質問項目によって構成されている。

a. 実験群1

- [1] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (1回目)
- [2] self-helpによる職業情報の検索 (4～8週間後)
- [3] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (2回目：情報検索終了の直後)

b. 実験群2

- [1] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (1回目)
- [2] V PI 職業興味検査, 職業レディネス・テストの実施 (測定終了の直後)
- [3] カウンセラーの支援による職業情報の検索 (4～8週間後)
- [4] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (2回目：情報検索終了の直後)

c. 統制群

- [1] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (1回目)
- [2] キャリア決定自己効力およびキャリア不決断の測定 (2回目：7～10週間後)

(2) 情報検索の方法

職業情報の検索は、職業ハンドブック CD-ROM 検索システム Ver.1.1(日本労働研究機

構，1998b)を用いて，すべて個室で実施した。実験群1と2における情報検索の実施手続きは以下の通りである。

#### a. 実験群1

[1] 検索システムの機能および使い方の説明（10～15分）

[2] self-help で自由に利用（30分を目安）

以上のように，職業ハンドブックの利用時間は，説明を含めて40～45分を目安とした。

#### b. 実験群2

[1] 検索システムの機能および使い方の説明（10～15分）

[2] カウンセラー支援による利用（15分を目安）

[3] self-help で自由に利用（20分を目安）

使い方を説明した後に，[2]では2通りの検索方法を試みた。1つはVPI 職業興味検査の興味領域に関する結果と職業レディネス・テストの基礎的志向性（DPT）の結果を用いて「条件検索」を行うというものであり，もう1つは対象者に希望職業や興味のある職業をあげてもらい，「条件検索」の「検索結果照合」画面を用いてその職業の特性を調べ，それと類似した特性を持つ職業を探索するというものである。前者では，該当職業数に応じて適宜他の条件項目も用いた。また後者では，職業の特性を調べる際に個人の特性を反映するDPT，興味領域および適性能力といった条件項目を主に用いた。

前者は個人の特性に基づいて職業の絞り込みを行うという検索の仕方であり，後者はある職業を手がかりとして，興味・関心の範囲を拡大しようとする検索の仕方である。すなわち，川崎（1998）が提案した「条件検索による情報の絞り込みと拡大」という活用方法を実践したものである。このような実験群2の検索方法は，職業ハンドブックの機能を最大限に活用して，ユーザーの特性に応じた情報検索を行い，自己理解と職業理解を促進しようとするものであり，筆者が理想的と考える職業ハンドブックの活用方法である。

カウンセラーの支援のもとで以上2種類の検索を行った後，[3]では[2]の検索方法を参考にしながら自由に利用するよう求めた。利用時間は，すべてを含めて45～50分を目安とした。なお，カウンセラーの役割は，すべて筆者が果たした。

## 2-4 実施時期

第1回目の測定は，平成10年10月8日～10月20の間に実施した。この時期を選んだのは，本学では3年生に対する第1回就職ガイダンスが10月19日に実施され（社会学部生対象），

以後テーマ別ガイダンス、就職セミナーなど各種の行事が次々に開催される時期であり、3年生にとっては、就職の問題がいよいよ現実的なものとなる時期だからである。

統制群の2回目の測定は12月8日～12月17日の間に実施した。また、実験群の職業情報検索および2回目の測定は11月9日～12月14日の間に順次実施した。

1回目の測定と統制群の2回目の測定は、それぞれのクラスにおいて授業時間中に実施し、実験群の2回目の測定は、情報検索を行った個室において実施した。

### 3. 結 果

#### 3-1 就職への取り組み

対象者が就職に取り組んでいる程度や状況を見るために、測定1または測定2において、希望職業の決定状況、キャリア探索の程度、就職部主催の就職セミナー等への参加状況をたずねた。

##### (1) 希望職業の決定状況

測定1および2において、「すでに希望の職業が決まっている」という項目に対し、どの程度あてはまるかを5段階で回答するよう求めた。ここでは測定1の結果について述べる。

肯定した者を「決定群」、否定した者を「未決定群」、「どちらともいえない」と回答した者を「中間群」とし、回答結果を図1に示した。全体では約半数（49.4%）が未決定群であり、決定群は28.7%、中間群21.9%であった。決定状況に関する学年差、性差、群間差

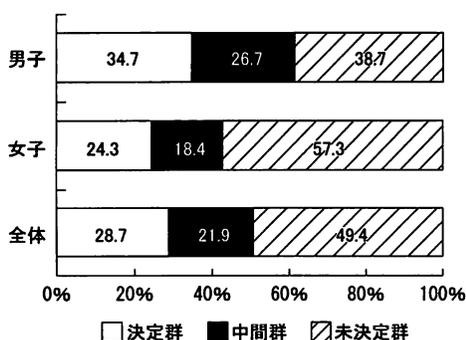


図1 希望職業の決定状況

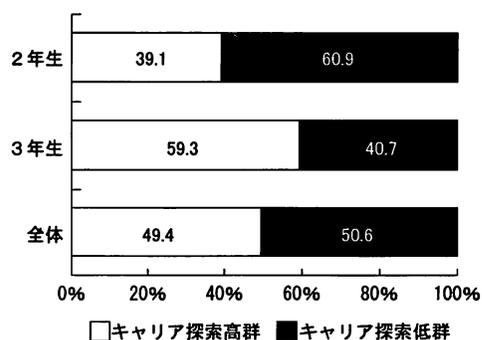


図2 キャリア探索の程度

を検討したところ、有意な性差が認められ ( $\chi^2(2)=6.02, p < .05$ )、男子の方が決定群が多く、未決定群が少なかった（図1）。学年差および群間差はともに有意ではなかった。

## (2) キャリア探索の程度

測定1および2において、次の4項目に対し、どの程度あてはまるかを5段階で回答するように求めた。

項目(1) 就職の問題について、親と話し合っている

項目(2) 就職の問題について、友人と話し合っている

項目(3) 就職の問題について、相談できる人がいる

項目(4) 就職活動について、先輩の話を聞いている

これらの項目は、就職に関する問題について、他者に相談したり、他者からの情報収集・情報交換などをどの程度行っているかをたずねたものである。決して就職活動における探索行動のすべてではないが、探索の一側面を反映すると考えられる。そこで、本研究ではこれをキャリア探索の程度と呼ぶことにする。

「よくあてはまる」～「全くあてはまらない」の回答に5～1点を与え、各項目得点を用いて $\alpha$ 係数を算出したところ、測定1では.724、測定2では.775であったが、どちらも項目(4)を除いた場合、 $\alpha$ 係数が.740（測定1）、.797（測定2）とわずかに増加した。測定1の値は必ずしも十分なものではないが、項目数が少ないことを配慮すればかなり高い値であり、一応は内的整合性をもつと考えられる。そこで、これら3項目の得点を加算し、キャリア探索の程度をみる尺度得点として用いることとした。この得点は3～15の範囲を取り得るが、平均値は測定1が9.41 (SD=2.99)、測定2では10.35 (SD=3.10) であり、最小値はいずれも3、最大値はいずれも15であった。

測定1の得点を用いて対象者を群分けした。平均値と分布を配慮し、3～9点を「キャリア探索低群」、10～15点を「キャリア探索高群」と呼ぶ。全体では高群と低群がほぼ半数ずつになるように分けたが、学年差、性差、群間差を検討したところ、学年差が有意であり ( $\chi^2(1)=7.30, p < .01$ )、2年生は低群が多いのに対し、3年生は高群が多かった（図2）。また、「キャリア探索高群」は、男子（42.7%）よりも女子（54.4%）に多い傾向がみられたが、性差は有意ではなく、群間差も認められなかった。なお、測定2の得点を用いる場合は、3～10点を「キャリア探索低群」（49.4%）、11～15点を「キャリア探索高群」（50.6%）と呼ぶことにする。

(3) 就職セミナー等への参加状況

本学の就職部が平成10年10月～12月に実施したセミナーやガイダンス等の行事は以下の通りである。

- |               |                |             |
|---------------|----------------|-------------|
| a. 第1回就職ガイダンス | b. テーマ別ガイダンス I | c. 就職セミナー   |
| d. 進路登録カードの提出 | e. マスコミセミナー    | f. 福祉職セミナー  |
| g. 公務員採用試験説明会 | h. 業界研究会       | i. 女子学生啓発行事 |
| j. 職業適性検査     | k. 就職活動体験報告会   | l. 就職模擬面接   |

測定2において、上記の行事を選択肢として用い、参加したものをすべてを回答するよう求めた。2年生でも参加できるのは「j.職業適性検査」のみであり、またそれが必ずしも周知されていないため、ここでは2年生の回答を分析の対象から除外した。

これらの行事と測定2（特に実験群）の実施は同時進行であったため、どの時点で測定2が実施されたかによって、就職部の行事がどこまで進んでいるかが異なる。したがって、あくまでも参考データであるが、3年生の結果を集計したところ、対象者の参加率が最も高いのは「a.第1回就職ガイダンス」(79.1%)、次いで「d.進路登録カードの提出」(72.5%)、「b.テーマ別ガイダンス I」(44.0%)となっていた。

次に参加した行事の数を求めたところ、最小値0、最大値9、平均値は3.23(SD=2.38)であった。そこで、平均値と分布を配慮し、参加行事数0～2を「参加低群」、3～9を「参加高群」とした。全体では高群が54.9%、低群が45.1%である。性差および群間差を検討したところ、「参加高群」は男子(42.1%)より女子(64.2%)に多く(図3)、性差が有

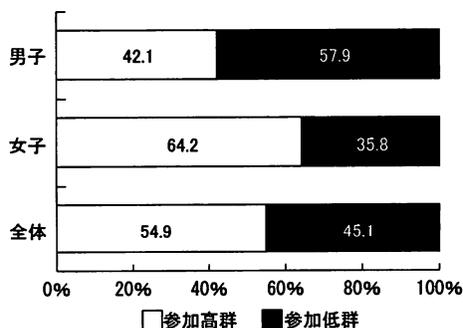


図3 就職セミナー等への参加状況

意であったが ( $\chi^2(1) = 4.35, p < .05$ ), 群間差は認められなかった。

### 3-2 キャリア決定自己効力

#### (1) 尺度の得点化

各項目について、「非常に自信がある」～「全く自信がない」の回答に5～1点を付与し、平均値と標準偏差を算出して表3に示した。浦上(1995)は、この尺度が1因子構造であることを指摘している。1回目の測定結果(以下、測定1)を用いて、彼と同様に主成分分析で5因子を抽出し、Varimax回転を用いた因子分析を試みたが、やはり5因子構造と考えることは難しかった。2回目の測定結果(以下、測定2)についても同様であった。

次に、各項目得点と当該項目を除く29項目の合計得点との相関を求めたところ(表3)、測定1については.258(項目(21))～.615(項目(23))、測定2については.217(項目(21))～.646(項目(23))の範囲で相関係数が得られ、すべて有意であった。そこで、信頼性を推定するため全項目を用いて $\alpha$ 係数を算出したところ、.890(測定1)および.900(測定2)という十分に高い値が得られ、内的整合性を有するものと判断された。なお、項目(21)を削除した場合、測定1では $\alpha$ 係数がまったく変わらず、測定2では.901となるが、大きく増加するものではないことが示された。削除した場合に $\alpha$ 係数を増加させる項目は、これ以外に見あたらなかった。

浦上(1995)が指摘するように、因子分析の過程においては2因子構造の可能性も考えられたが、以上の検討結果から、ここでは1因子構造とみなすことにする。そこで、項目21も含めて30項目の合計得点を算出し、キャリア決定自己効力の得点として用いることにした。測定1の得点をCDSE1、測定2の得点をCDSE2と呼ぶことにする。これらの得点は30～150点の範囲をとり得るが、CDSE1の最小値は47、最大値135、平均値は92.94(SD=15.30)であり、CDSE2については最小値38、最大値137で、平均値は97.52(SD=15.81)であった。全対象者の平均値からみる限り、CDSEの増加は4.58である。

#### (2) キャリア決定自己効力の変化

##### ①職業情報の効果

本研究における実験群1・2および統制群への群分けは、測定1や他のプレ・テストの結果に基づいて行ったものではない。そこで、自己効力の変化の検討に先立ち、まず対象者の等質性を検討するため、CDSE1について、学年(2)×性(2)×群(3)の3要因分散分析を

表3 キャリア決定自己効力尺度の項目と平均値、標準偏差および相関係数

項 目	測 定 1			測 定 2		
	平均値	標準偏差	相関係数	平均値	標準偏差	相関係数
(1) 自分の能力を正確に評価すること	2.81	0.93	.441	2.93	0.91	.502
(2) 自分が従事したい職業（職種）の仕事内容を知ること	2.91	1.06	.523	3.30	1.01	.531
(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	2.30	1.06	.546	2.60	1.10	.524
(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	3.02	1.04	.262	3.08	1.03	.291
(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	2.55	1.10	.446	2.76	1.17	.336
(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	3.61	0.92	.410	3.75	1.02	.385
(7) 自分の望むライフスタイルにあった職業を探すこと	3.30	0.96	.581	3.40	0.95	.527
(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	3.04	1.08	.308	3.07	1.15	.433
(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	2.98	1.03	.447	3.26	1.08	.477
(10) 本来に好きな職業に進むために、両親と話し合いをすること	3.57	1.15	.420	3.71	1.09	.464
(11) 自分の理想の仕事を思い浮かべること	3.53	1.14	.517	3.73	1.06	.517
(12) ある職業に就いている人々の年間所得について知ること	2.62	1.00	.390	2.92	1.06	.481
(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	2.83	0.97	.428	3.00	1.00	.490
(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	2.79	1.03	.520	3.04	1.11	.551
(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	3.14	1.09	.357	3.26	1.05	.454
(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	3.02	1.04	.580	3.26	1.04	.623
(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もつこと	2.86	1.12	.468	3.02	1.09	.446
(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	2.90	1.04	.579	2.98	1.05	.418
(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	2.91	1.18	.474	3.08	1.14	.294
(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	4.08	0.99	.281	4.07	0.92	.471
(21) いくつかの職業に、興味を持っていること	3.60	1.01	.258	3.82	0.93	.217
(22) 今年の雇用傾向について、ある程度の見通しをもつこと	2.65	1.00	.326	2.81	1.08	.470
(23) 自分の将来設計にあった職業を探すこと	3.03	1.01	.615	3.24	1.02	.646
(24) 就職時の面接でうまく対応すること	2.69	1.21	.343	2.81	1.17	.409
(25) 大学の就職課や職業安定所を訪ね、利用すること	3.24	1.04	.280	3.22	1.04	.282
(26) 将来どのような生活をしたいか、はっきりさせること	3.29	1.07	.509	3.48	1.06	.577
(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	3.45	0.95	.450	3.45	0.95	.470
(28) 自分の興味・能力に合うと思われる職業を選ぶこと	3.47	1.02	.593	3.54	0.92	.549
(29) 卒業後さらに、大学院や専門学校などに行くことが必要かどうかを決定すること	3.59	1.06	.367	3.69	0.99	.468
(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	3.18	0.99	.342	3.25	1.00	.418

※ N=178,  $\alpha = .890$ (測定1) /  $.900$ (測定2), 相関係数は各項目得点と当該項目を除く29項目の合計得点との相関を示す。

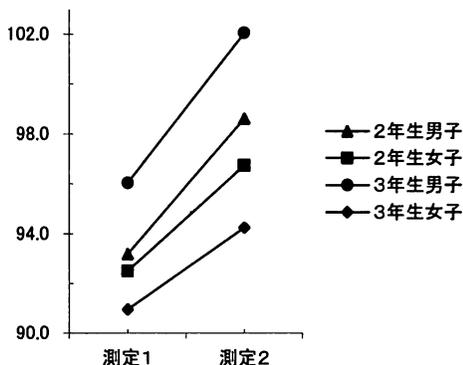


図4 キャリア決定自己効力の変化（学年別・性別）

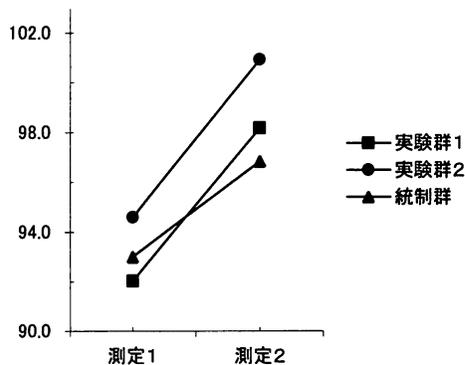


図5 キャリア決定自己効力の変化（群別）

一般線形モデルを用いて行った。その結果、主効果も交互作用も有意なものはいずれもみられなかった。なお、CDSEの変化について検討する際には、実験群1と実験群2をひとつの群として扱う場合も出てくるので、学年(2)×性(2)×群(2)の分散分析も行ったが、有意な主効果や交互作用はみられなかった。以上の検討結果からみて、CDSE1に関する群間の等質性が確認されたが、同時に有意な学年差や性差もみられないことが示された。なお、これ以降の分析において、実験群1・2を別々に扱う場合は群(3)、ひとつにまとめて扱う場合は群(2)と表記し、群(3)を用いた分析で職業情報の効果がみられなかったときは、群(2)を用いた分析を行うこととする。

自己効力の変化における学年差、性差と合わせて群間差を検討するため、一般線形モデルの反復測定モデルを用い、CDSEを被験者内因子（被験者内変数はCDSE1・CDSE2）、学年・性・群(3)を被験者間因子とする分散分析を行った。その結果、反復測定の主効果が有意であり( $F(1, 168) = 40.31, p < .001$ )、自己効力が有意に高くなったことが示された。しかしながら、CDSEと被験者間因子との交互作用はすべて有意ではなく、自己効力の変化には学年差、性差、群間差のいずれも認められないことが示された(図4, 5)。統制群に比べると、実験群1・2の傾きはわずかに大きい傾向がみられるが(図5)、この交互作用も有意ではない。また、被験者間因子についても、3つの要因の主効果および交互作用に有意なものはいずれも見あたらなかった。学年別に分析した場合でも、やはり反復測定の主効果のみが有意であり、被験者間因子に群(2)を用いた場合も同様の結果であった。

表4 希望職業・キャリア探索の状況別にみたキャリア決定自己効力得点

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	102.18	12.86	51	107.65	13.49	51
希望職業中間群	96.10	14.71	39	100.00	13.05	39
希望職業未決定群	86.18	13.65	88	90.56	14.74	88
キャリア探索高群	97.84	14.85	88	102.68	16.07	88
キャリア探索低群	88.14	14.25	90	92.48	13.87	90
全体	92.94	15.30	178	97.52	15.81	178

②就職への取り組みの影響

職業情報の効果はみられなかったが、就職への取り組みがキャリア決定自己効力に及ぼす効果を検討するため、[1] 群(3)と希望職業の決定状況、[2] 群(3)とキャリア探索の程度、および [3] 群(3)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とし、同様の分散分析を行った。

[1] については、反復測定の主効果 ( $F(1, 169) = 27.71, p < .001$ ) の他に、希望職業決定状況の主効果が有意であったが ( $F(2, 169) = 14.70, p < .001$ )、交互作用はすべて有意ではなかった。多重比較の結果、CDSE は決定群 > 中間群 > 未決定群の順に高いことが示された ( $p < .05$ )。すなわち、希望職業が決定している者ほど自己効力が増大したとはいえないが、希望職業が決定している者ほど自己効力の高いことが示された (表4)。

[2] についても、反復測定の主効果 ( $F(1, 172) = 30.75, p < .001$ ) とキャリア探索の主効果が有意で ( $F(1, 172) = 11.41, p < .001$ )、交互作用はすべて有意ではなかった。すなわち、キャリア探索高群の方が自己効力の高いことが示された (表4)。

[3] については2年生を分析の対象から除外した。反復測定の主効果 ( $F(1, 85) = 10.45, p < .01$ ) のみ有意で、被験者内因子との交互作用および被験者間因子の主効果も有意ではなかった。ただし、群(3) × 参加状況の交互作用 ( $F(2, 85) = 3.44, p < .05$ ) が有意であったが、これは統制群と実験群1では参加低群の方がCDSE1・2が高いのに対し、実験群2では参加高群の方がCDSE1・2が高かったためである。

以上より、キャリア決定自己効力の向上がみられたが、職業情報の効果は明らかではなかった。また、今回扱った要因の中で、自己効力の向上を説明するものはみあたらなかった。

大学生のキャリア決定自己効力とキャリア不決断に及ぼす職業情報の効果（その1）（川崎）

表5 キャリア不決断尺度の項目と平均値、標準偏差および相関係数

項 目	測 定 1			測 定 2		
	平均値	標準偏差	相関係数	平均値	標準偏差	相関係数
<自己理解不足> $\alpha = .858 / .870$						
(1) 自分の興味や関心がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.93	1.32	.688	2.64	1.22	.723
(6) 自分の能力や適性がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.98	1.21	.754	2.72	1.15	.786
(1) 自分の性格がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.33	1.07	.632	2.26	1.06	.709
(16) 自分の価値観や人生観がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.44	1.12	.738	2.35	1.10	.716
(21) どの職業にも興味が持てないので、希望の職業が決まらない	2.25	1.12	.571	2.20	1.08	.551
<職業情報不足> $\alpha = .863 / .865$						
(2) どのような職業があるかわからないので、希望の職業が決まらない	2.75	1.22	.658	2.51	1.18	.689
(7) 具体的な仕事の内容がよくわからないので、希望の職業が決まらない	3.10	1.19	.742	2.81	1.23	.723
(12) 免許や資格の有無など、入職の経路がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.53	1.08	.678	2.26	0.96	.619
(17) 賃金や勤務時間など労働条件の特徴がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.62	1.10	.681	2.50	1.08	.700
(22) 就職後の職業生活の様子がよくわからないので、希望の職業が決まらない	2.74	1.16	.661	2.67	1.13	.708
<就職情報不安> $\alpha = .837 / .826$						
(3) 就職先に関する資料や情報をうまく集められるかどうか不安である	3.06	1.21	.547	3.12	1.14	.478
(8) どのような就職試験が行われるのかわからないので不安である	3.42	1.22	.648	3.35	1.26	.633
(13) どのように就職活動を行ったらよいかわからないので不安である	3.54	1.12	.704	3.49	1.16	.758
(18) 自分が就職するときの求人動向がわからないので不安である	3.45	1.14	.648	3.51	1.09	.592
(23) どのように企業を選んだらよいかわからないので不安である	3.34	1.14	.653	3.21	1.21	.654
<ガイダンス志向> $\alpha = .886 / .877$						
(4) 自分の興味や関心に合った職業がわからないので相談したい	3.26	1.21	.708	2.98	1.21	.756
(9) 自分の能力や適性に合った職業がわからないので相談したい	3.15	1.19	.831	2.96	1.18	.783
(14) 自分の性格に合った職業がわからないので相談したい	2.96	1.21	.819	2.85	1.19	.824
(19) 自分の価値観や人生観に合った職業がわからないので相談したい	2.81	1.18	.796	2.68	1.13	.690
(24) 自分に合った職業がわかるような検査を受けたい	3.43	1.24	.497	3.42	1.26	.514
<モラトリアム傾向> $\alpha = .747 / .782$						
(5) まだ職業のことを真剣に考えたことがない	2.58	1.33	.398	2.38	1.34	.485
(10) 将来のことはわからないから、職業のことは考えたくない	2.24	1.17	.551	2.18	1.16	.609
(15) できれば就職せずに好きなことをして過ごしたい	3.22	1.41	.545	3.40	1.38	.574
(20) 職業のことを考えるより、今しかやれないことに集中したい	2.94	1.14	.493	3.11	1.18	.595
(25) 自由な時間がなくなると思うと、職業に就きたくない	3.15	1.30	.587	3.17	1.21	.542

※ N=178,  $\alpha$  は測定1と測定2における5項目の  $\alpha$  係数を、相関係数は各項目得点と当該項目を除く4項目の合計得点との相関を示す。

### 3-3 キャリア不決断

#### (1) 尺度の得点化

各項目について、「よくあてはまる」～「全くあてはまらない」を5～1点とし、平均値と標準偏差を表5に示した。下位尺度ごとに、項目得点と当該項目を除く4項目の合計得点との相関を求めたところ(表5)、測定1・測定2の両方において比較的高い相関係数が得られ、すべて有意であった。また、 $\alpha$ 係数も測定1では.747～.886、測定2では.782～.877の範囲と、項目数が少ないにもかかわらず、かなり高く、「モラトリアム傾向」以外の尺度では、すべて.800をこえる値が示された。測定1の項目(24)、測定2の項目(2), (3), (24)については、これらを削除した方が $\alpha$ 係数が増加することが示されたが、いずれも大きな増加ではないこと、これらの項目を含む下位尺度の $\alpha$ 係数が、すべて.800をこえていることから、項目の削除は行わないこととした。また、測定1・2の両方において最も $\alpha$ 係数が低かった「モラトリアム傾向」尺度については、削除した場合に $\alpha$ 係数が増加する項目は見あたらなかった。

以上の項目分析の結果より、各下位尺度ごとに5項目の合計得点を算出し、それぞれの尺度得点として用いることにした。これらの得点は5～25点の範囲をとり得るものである。各得点の代表値を表6に示した。測定1・2を比較すると、「モラトリアム傾向」では平均値がやや上がっているが、これ以外の尺度では平均値が下がる傾向がうかがえる。これらは不決断尺度の得点であるため、得点の減少は不決断傾向の緩和を意味する。

表中に示したように、「自己理解不足」の得点をCIS(A)1・CIS(A)2と呼ぶことにする。以下同様に、「職業情報不足」の得点はCIS(B)1・CIS(B)2、「就職情報不安」はCIS(C)1・

表6 キャリア不決断尺度の各下位尺度得点

下位尺度	N	最小値	最大値	平均値	標準偏差	
自己理解不足	CIS(A)1	178	5	24	12.93	4.67
	CIS(A)2	178	5	25	12.17	4.56
職業情報不足	CIS(B)1	178	5	25	13.72	4.63
	CIS(B)2	178	5	25	12.75	4.51
就職情報不安	CIS(C)1	178	5	25	16.81	4.54
	CIS(C)2	175	5	25	16.68	4.49
ガイダンス志向	CIS(D)1	178	5	25	15.61	5.00
	CIS(D)2	178	5	25	14.88	4.90
モラトリアム傾向	CIS(E)1	178	5	25	14.13	4.49
	CIS(E)2	178	5	25	14.24	4.59

CIS(C)2, 「ガイダンス志向」 CIS(D)1・CIS(D)2, 「モラトリアム傾向」 CIS(E)1・CIS(E)2とする。

(2) キャリア不決断傾向の変化

① 「自己理解不足」

a) 職業情報の効果

キャリア決定自己効力尺度の場合と同様の方法で分析を行った。まず、CIS(A)1について3要因の分散分析を行った結果、学年差・性差・群間差のいずれも有意ではなく、「自己理解不足」に関する等質性が確認された。

次に CIS(A)を被験者内因子、学年・性・群(3)を被験者間因子とする分散分析を行った。被験者内因子についてみると、反復測定の主効果が有意であり ( $F(1, 168)=20.22, p<.001$ ), CIS(A)2は CIS(A)1より有意に低かった。学年別・性別の傾向をみると、CIS(A)の変化量は2年生より3年生、女子より男子の方が大きく、3年生男子が最も大きい傾向がみられたが(図6)、CIS(A)と学年や性との交互作用は有意ではなかった。しかし、CIS(A)×群(3)の交互作用が有意であり ( $F(2, 168)=3.27, p<.05$ ), CIS(A)の低下は群によって異なることが示された。統制群では CIS(A)の変化がほとんどみられず、変化量は実験群1よりも実験群2の方が大きい(図7)、多重比較の結果、実験群2と統制群との間に有意差があり( $p<.05$ ), ここに職業情報の効果が認められた。被験者間因子については、学年・性・群(3)の主効果はいずれも有意ではなく、またこれらの交互作用も有意ではなかった。

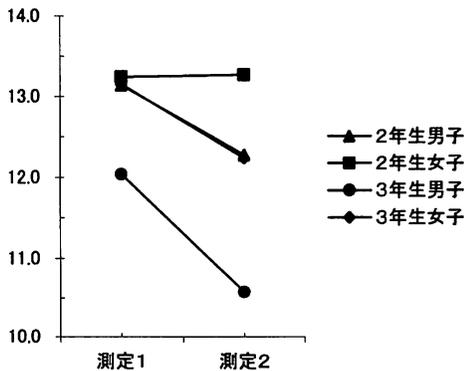


図6 自己理解不足の変化（学年別・性別）

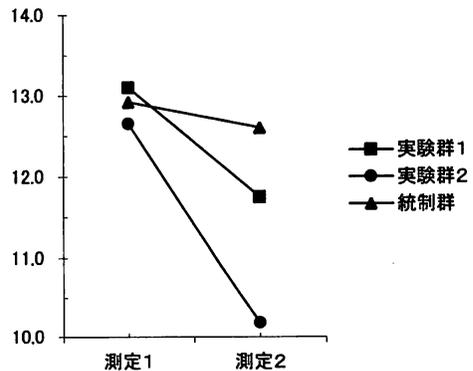


図7 自己理解不足の変化（群別）

ここで問題なのは、対象者がおかれている状況や群の設定が学年によって異なるので、学年別に分析した場合でも職業情報の効果が認められるかどうかである。そこで、CIS(A)を被験者内因子、群(2年生では実験群1・統制群, 3年生では群(3))を被験者間因子とする分散分析を行った。2年生では、実験群1の得点が低下する傾向がみられたが、反復測定の主効果もCIS(A)×群の交互作用も有意ではなく、群の主効果も有意ではなかった。これに対し、3年生では反復測定の主効果( $F(1, 88)=21.12, p<.001$ )およびCIS(A)×群(3)の交互作用( $F(2, 88)=3.10, p<.05$ )が有意であり、群(3)の主効果は有意ではなかった。多重比較の結果、やはり実験群2と統制群の間に有意差がみられた( $p<.05$ )。したがって、全体でCIS(A)×群(3)の交互作用がみられたのは、主として3年生の傾向を反映したものと思われる。

b) 就職への取り組みの影響

先にみられた職業情報の効果に及ぼす就職への取り組みの影響を検討するために、キャリア決定自己効力の場合と同様、[1] 群(3)と希望職業の決定状況、[2] 群(3)とキャリア探索の程度、[3] 群(3)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とする分散分析を行った。

[1] では反復測定の主効果( $F(1, 169)=12.97, p<.001$ )、CIS(A)×群(3)の交互作用( $F(2, 169)=4.21, p<.05$ )、CIS(A)×希望職業決定状況の交互作用( $F(2, 169)=5.64, p<.01$ )がすべて有意であった。希望職業決定状況については、わずかではあるが決定群は得点が増加し、他の2群は減少していた。得点の変化量は未決定群>中間群>決定群の順に大きく(表7)、多重比較の結果、未決定群と決定群の間に有意差が認められた( $p<.05$ )。すなわち、未決定群は決定群に比べ、CIS(A)の変化量が有意に大きいことが示され

表7 希望職業・キャリア探索の状況別にみた「自己理解不足」得点

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	8.61	2.99	51	8.75	3.31	51
希望職業中間群	12.13	3.45	39	11.85	3.45	39
希望職業未決定群	15.80	3.81	88	14.31	4.39	88
キャリア探索高群	11.56	4.39	88	10.78	4.25	88
キャリア探索低群	14.28	4.56	90	13.53	4.46	90
全体	12.93	4.67	178	12.17	4.56	178

た。しかしながら、CIS(A)×群(3)×希望職業決定状況の交互作用は有意ではなく、CIS(A)の変化に及ぼす職業情報と希望職業決定状況の効果は独立であることが示された。また、被験者間因子に関し、希望職業決定状況の主効果が認められ ( $F(2, 169) = 25.70, p < .001$ )、多重比較の結果、CIS(A)は未決定群>中間群>決定群の順に高いことも示された。

[2]のキャリア探索の程度に関しては、反復測定の主効果 ( $F(1, 172) = 23.33, p < .001$ ) と、CIS(A)×群(3)の交互作用 ( $F(2, 172) = 5.56, p < .01$ ) が認められたが、キャリア探索との交互作用は有意ではなかった。しかし、CIS(A)×群(3)×キャリア探索の交互作用が有意であり ( $F(2, 172) = 3.44, p < .05$ )、CIS(A)の低下に及ぼす職業情報の効果は、キャリア探索の程度によって影響されることが示された。全体では、キャリア探索高群と低群におけるCIS(A)の変化量はほとんど変わらないが(表7)、群別にみると統制群に比べ実験群1・2では、キャリア探索低群の方が高群よりも変化量が大きい傾向がみられた。また、被験者間因子については、キャリア探索の主効果がみられ ( $F(1, 172) = 8.81, p < .01$ )、CIS(A)は低群の方が高いことが示された。

[3]の分析では、反復測定の主効果 ( $F(1, 85) = 17.28, p < .001$ ) のみが認められた。前述の学年別分析では、3年生にCIS(A)×群(3)の交互作用がみられたが、ここでは認められなかった。

以上より、「自己理解不足」の傾向が低下し、それが職業情報の効果であることが示唆された。また、そこにはキャリア探索の程度が影響していることも示された。

## ②「職業情報不足」

### a) 職業情報の効果

CIS(B)1について3要因の分散分析を行ったところ、「職業情報不足」に関する統制群・実験群1・実験群2の間の等質性は確認されたが、性の主効果が有意であり ( $F(1, 170) = 5.02, p < .05$ )、男子より女子の方が「職業情報不足」による不決断傾向が高いことが示された。ただし、交互作用は有意ではなかった。

CIS(B)1に性差が認められたので、性別にCIS(B)を被験者内因子、学年・群(3)を被験者間因子とする分散分析を行った。男子の場合、反復測定の主効果が有意であり ( $F(1, 70) = 4.13, p < .05$ )、CIS(B)の低下が認められたが、CIS(B)と学年や群(3)との交互作用は有意ではなかった。学年別の得点をみると、2年生も3年生もほとんど同じ値を示しており(図

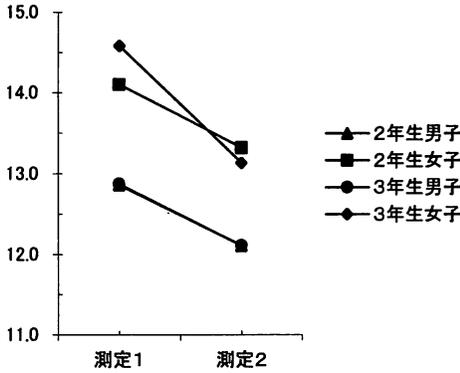


図8 職業情報不足の変化(学年別・性別)

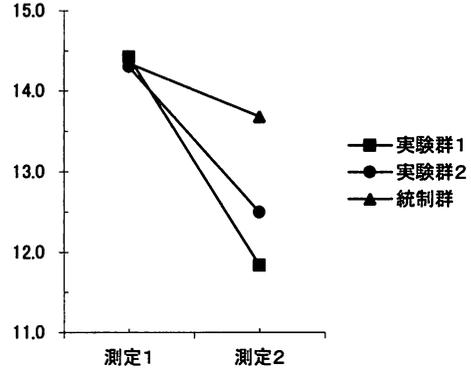


図9 職業情報不足の変化(女子・群別)

8), 学年による変化の違いはまったくみられず, 群(3)による変化にも有意な差はみられなかった。また, 被験者間因子については, 学年と群(3)の主効果, 交互作用ともに有意ではなかった。群(2)を被験者間因子とした場合も同様の結果であった。

女子の場合も反復測定の主効果のみが有意であり ( $F(1, 98) = 13.63, p < .001$ ), 3年生の方が得点の低下が大きい傾向がみられるが(図8), CIS(B)と学年や群(3)の交互作用は有意ではなかった。しかしながら, 群(2)を被験者間因子とした場合には, 反復測定の主効果 ( $F(1, 99) = 14.42, p < .001$ ) および CIS(B)と群(2)の交互作用 ( $F(1, 99) = 4.33, p < .05$ ) がともに有意であり, 統制群より実験群の方が得点の低下が大きく(図9), ここに職業情報の効果がみられた。被験者間因子については, 主効果, 交互作用とも有意ではなかった。

次に, 性別・学年別に群(2年生は実験群1・統制群, 3年生は群(3)および群(2))を被験者間因子とする分散分析を行った。男子の場合, 2年生においても3年生においても, 反復測定の主効果および群との交互作用は有意ではなく, 群の主効果も認められなかった。

女子の場合, 反復測定の主効果は2年生でも ( $F(1, 48) = 5.95, p < .05$ ) 3年生でも(群(3)を用いた場合:  $F(1, 50) = 8.84, p < .001$ ), 群(2)を用いた場合  $F(1, 51) = 8.94, p < .01$  有意であったが, 群との交互作用は認められなかった。また, 群の主効果はいずれも有意ではなかった。すなわち, 先の分析でみられた CIS(B)×群(2)の交互作用は, 女子全体についてはみられるが, 学年別では認められず, どちらかの学年に特有の効果ではないが, 両学年で効果が認められるほど強いものではないことがうかがわれる。

b) 就職への取り組みの影響

女子全体についてみられた職業情報の効果に対し、就職への取り組みが影響を及ぼしているかどうかを検討するため、[1] 群(2)と希望職業の決定状況、[2] 群(2)とキャリア探索の程度、[3]群(2)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とする分散分析を行った。

[1] では反復測定の主効果 ( $F(1, 97) = 6.69, p < .05$ ) および CIS (B)×希望職業の交互作用 ( $F(2, 97) = 3.48, p < .05$ ) が有意であった。ここでも CIS (A)の変化と同様、決定群のみわずかに得点が増加し、他の2群では得点の低下がみられた(表8)。多重比較の結果、CIS (B)の変化量は決定群より未決定群の方が有意に大きいことが示された( $p < .05$ )。しかし、ここでは CIS (B)×群(2)の交互作用は有意ではなく、また CIS (B)×群(2)×希望職業の交互作用も認められなかった。被験者間因子については、希望職業の主効果が有意であり ( $F(2, 97) = 17.61, p < .001$ )、多重比較の結果、CIS (B)は未決定群>中間群>決定群の順に高いことが示された。

[2] の結果、反復測定の主効果 ( $F(1, 99) = 13.22, p < .001$ ) と CIS (B)×群(2)の交互作用 ( $F(1, 99) = 4.02, p < .05$ ) が有意であったが、CIS (B)×キャリア探索および CIS (B)×群(2)×キャリア探索の交互作用は有意ではなかった。すなわち、キャリア探索の程度によって CIS (B)の変化量に差がみられないこと、先にみられた群(2)の効果に対し、キャリア探索の程度が影響を及ぼしていないことが示された。ただし、キャリア探索の主効果は有意であり ( $F(1, 99) = 9.28, p < .01$ )、CIS (B)は高群より低群の方が高かった (表8)。

最後に [3] であるが、ここでは反復測定の主効果のみが有意で ( $F(1, 49) = 7.34, p < .01$ )、他の主効果や交互作用はすべて有意ではなかった。

以上より、「職業情報不足」の傾向が低下し、女子の場合、それが職業情報の効果であることが示唆された。また、そこには就職への取り組みが影響を及ぼしていないことも示さ

表8 希望職業・キャリア探索の状況別にみた「職業情報不足」得点（女子）

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	9.80	2.89	25	10.32	3.54	25
希望職業中間群	13.11	2.85	19	12.21	3.03	19
希望職業未決定群	16.68	3.72	59	14.78	4.07	59
キャリア探索高群	13.43	4.59	56	12.00	4.41	56
キャリア探索低群	15.45	4.05	47	14.68	3.45	47
全体	14.35	4.45	103	13.22	4.20	103

れた。

ちなみに、男子についても群(3)または群(2)を用いて同様の分析を行ったところ、[1]では被験者内因子については主効果も交互作用も有意ではなかったが、希望職業の主効果は男子でもみられ ( $F(1, 66) = 8.30, p < .001$ )、CIS(B)は決定群に比べ、未決定群と中間群が有意に高かった ( $P < .05$ )。また、[2]においてはすべての主効果と交互作用が有意ではなかったが、群(2)を用いた場合に反復測定 ( $F(1, 71) = 4.14, p < .05$ ) とキャリア探索の主効果 ( $F(1, 71) = 6.13, p < .05$ ) が有意であり、やはり高群より低群の方がCIS(B)が高かった。[3]では、群(3)を用いた場合も群(2)を用いた場合も、すべての主効果と交互作用の中で、有意なものはみあたらなかった。

### ③「就職情報不安」

#### a) 職業情報の効果

まず、CIS(C)1について3要因の分散分析を行ったが、学年・性・群の主効果および交互作用はいずれも有意ではなく、「就職情報不安」に関する群間の等質性が確認され、学年差・性差もないことが示された。

次にCIS(C)を被験者内因子、学年・性・群(3)を被験者間因子とする分散分析を行った。反復測定の主効果は有意ではなく、CIS(C)と学年および性との交互作用も有意ではなかった。学年や性による変化が有意でなかったのは、2年生男子と3年生女子ではわずかに得点が下降しているが、逆に2年生女子と3年生男子では得点がわずかに上昇したためである。

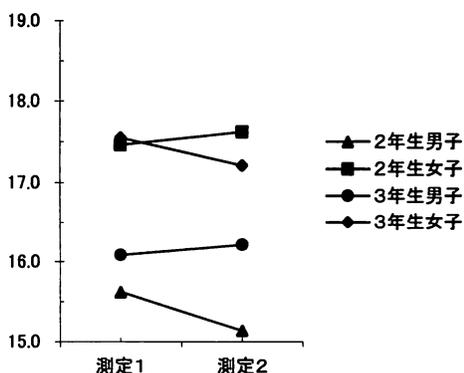


図10 就職情報不安の変化(学年別・性別)

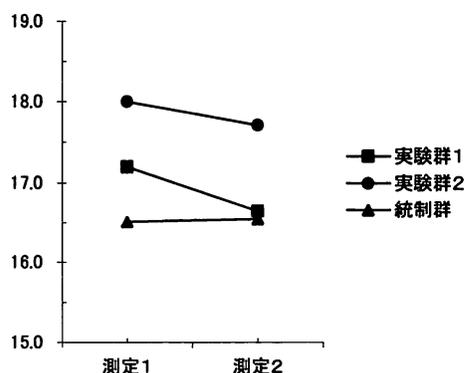


図11 就職情報不安の変化(群別)

る（図10）。また、群別の傾向をみると、統制群は得点のごくわずかに上昇し、実験群1・2は低下しているが（図11）、CIS(C)×群(3)の交互作用も有意ではなかった。被験者間因子についても、主効果および交互作用に有意なものはいずれもみられなかった。群(2)を用いた分析でもほぼ同様の結果であったが、被験者間因子で性の主効果が認められ( $F(1, 170) = 5.03$ ,  $p < .05$ )、CIS(C)は女子の方が高いことが示された。

CIS(C)を被験者内因子、群（2年生は実験群1・統制群、3年生は群(3)および群(2)）を被験者間因子とする分散分析を学年別に行ったが、主効果にも交互作用にも有意なものはまったくみられなかった。

#### b) 就職への取り組みの影響

職業情報の効果はみられなかったが、就職への取り組みの効果をみるために、[1] 群(3)と希望職業の決定状況、[2] 群(3)とキャリア探索の程度、[3] 群(3)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とする分散分析を行った。

[1] では、反復測定の主効果と交互作用に有意なものはなかったが、希望職業の主効果が有意であった ( $F(2, 169) = 4.14$ ,  $p < .05$ )。CIS(C)1においてもCIS(C)2においても、得点は未決定群>中間群>決定群の順であるが（表9）、多重比較の結果、未決定群と決定群の間に有意差がみられた。

[2]においても、被験者内因子に関しては主効果、交互作用ともに有意ではなかったが、被験者間因子についてはキャリア探索の主効果がみられ ( $F(1, 172) = 6.98$ ,  $p < .01$ )、CIS(C)は低群の方が高群よりも高いことが示された。

表9 就職への取り組み別に見た「就職情報不安」得点

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	14.98	5.35	51	14.59	5.22	51
希望職業中間群	16.46	4.46	39	16.72	4.04	39
希望職業未決定群	18.02	3.64	88	17.88	3.78	88
キャリア探索高群	15.83	4.91	88	15.30	4.72	88
キャリア探索低群	17.77	3.94	90	18.03	3.82	90
参加高群(3年生)	17.98	4.26	50	17.18	4.49	50
参加低群(3年生)	15.66	5.36	41	16.32	5.03	41
3年生全体	16.93	4.90	91	16.79	4.74	91
全体	16.81	4.54	178	16.68	4.49	178

「就職情報不安」に関して注目されるのは、就職セミナー等への参加状況の効果であるが、[3]においては、すべての主効果と交互作用に有意なもののみあたらなかった。ただし、有意ではなかったものの、参加低群ではCIS(C)が上昇しているが、参加高群ではCIS(C)が低下する傾向が見受けられた(表9)。

以上より、「就職情報不安」の傾向は、学年別にみても性別にみても変化がなく、職業情報の検索によっても変化しないことが示唆された。また、就職への取り組みによる影響もみられないことが示された。

#### ④ガイダンス志向

##### a) 職業情報の効果

CIS(D)1について3要因の分散分析を行った結果、性差が認められ( $F(1, 170) = 4.71$ ,  $p < .05$ )、男子より女子の方が「ガイダンス志向」が高いことが示された。学年や群の主効果および交互作用には有意なものもなく、「ガイダンス志向」に関する群間の等質性は確認された。

CIS(D)1に性差がみられたので、CIS(D)を被験者内因子、学年・群(3)を被験者間因子とする分散分析を性別に行った。男子の場合、反復測定の主効果が有意であり( $F(1, 70) = 6.14$ ,  $p < .05$ )、CIS(D)の低下がみられた。学年別に得点の変化をみると、2年生より3年生の方がやや低下が大きい(図12)、CIS(D)×学年の交互作用は有意ではなく、またCIS(D)×群(3)の交互作用も有意ではなかった。被験者間因子についても、主効果、交互作用

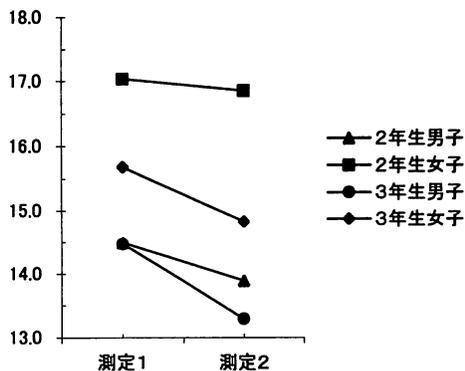


図12 ガイダンス志向の変化 (学年別・性別)

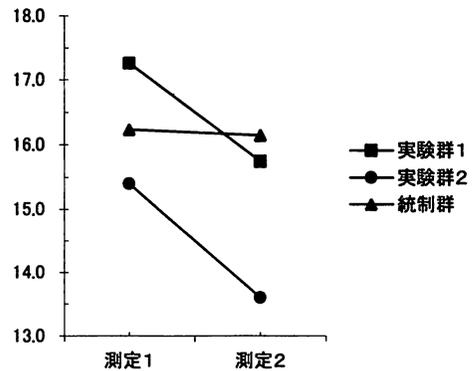


図13 ガイダンス志向の変化 (女子・群別)

ともに有意なものではなかった。被験者間因子として群(2)を用いた場合も同様の結果であった。

女子の場合も、反復測定の主効果のみが有意であり ( $F(1, 98) = 5.84, p < .05$ )、2年生より3年生の方がやや得点の低下が大きいが(図12), CIS(D) × 学年の交互作用は有意ではなかった。また, CIS(D) × 群(3)の交互作用も有意ではなく, これらの結果は群(2)を用いた分析でも同様であった。しかしながら, 統制群にほとんど得点の変化がみられないのに対し, 実験群1・2では同程度に得点が低下している(図13)。そこで, 被験者間因子から学年をはずし, CIS(D)を被験者内因子, 群(2)を被験者間因子とする分散分析を行ったところ, 反復測定の主効果 ( $F(1, 101) = 5.26, p < .05$ ) に加え, CIS(D) × 群(2)の交互作用 ( $F(1, 101) = 4.16, p < .05$ ) が有意であり, 統制群より実験群の方が得点の低下が大きいたことが示された。限定的ではあるが, ここに職業情報の効果が見いだされた。なお, 群(2)の主効果は有意ではなかった。

次に, 職業情報の効果を学年別に検討するため, 群(2年生は実験群1・統制群, 3年生は群(3)または群(2))を被験者間因子とする分散分析を性別・学年別に行った。2年生男子の場合, 反復測定の主効果は有意ではないものの, CIS(D) × 群の交互作用が有意で ( $F(1, 35) = 4.48, p < .05$ )、統制群では得点がわずかに上昇しているのに対し, 実験群1では得点の低下がみられた(図14)。また, 3年生男子も反復測定の主効果は有意でないが, CIS(D) × 群(3)の交互作用が有意であった ( $F(2, 35) = 3.51, p < .05$ )。ここでは, 実験群1の得点は上昇し, 実験群2と統制群の得点は低下しており(図15), 変化量は統制群 > 実

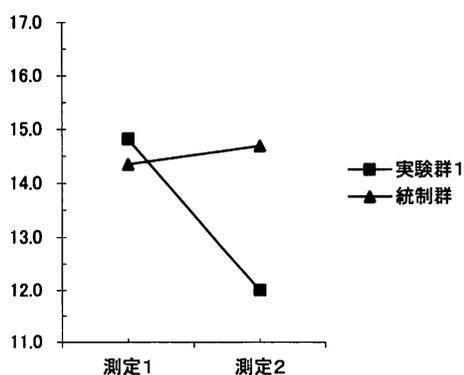


図14 ガイダンス志向の変化（2年生男子）

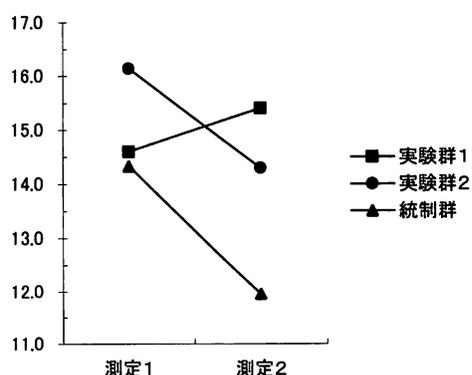


図15 ガイダンス志向の変化（3年生男子）

験群2 > 実験群1の順であったが、多重比較の結果、統制群と実験群1の間に有意差が認められた ( $p < .05$ )。

女子の場合、2年生では反復測定の主効果も交互作用も有意ではなかった。また、3年生では反復測定の主効果のみが有意であり ( $F(1, 50) = 5.39, p < .05$ )、群(3)との交互作用は認められなかった。群(2)を用いた場合も同様の結果であった。つまり、女子全体について認められた  $CIS(D) \times$  群(2)の交互作用は、学年別ではみられなかった。女子にみられたガイダンス志向に対する職業情報の効果は、他の要因の影響を受けている可能性もあり、微妙なものであると考えられる。

b) 就職への取り組みの影響

微妙ではあるが、女子全体についてみられた  $CIS(D) \times$  群(2)の交互作用に対し、就職への取り組みが影響を及ぼしているかどうかの検討を行った。影響がみられれば、職業情報の効果が微妙である原因が明らかになるかもしれない。そこで、女子について、[1] 群(2)と希望職業の決定状況、[2] 群(2)とキャリア探索の程度、[3] 群(2)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とする分散分析を行った。

[1] の分析の結果、被験者内因子については主効果も交互作用も有意ではなかった。被験者間因子については希望職業の主効果が認められ ( $F(2, 97) = 16.17, p < .001$ )、多重比較の結果、 $CIS(D)$ は未決定群 > 中間群 > 決定群の順に高かった (表10)。

[2] では、反復の主効果 ( $F(1, 99) = 6.44, p < .05$ ) および  $CIS(D) \times$  群(2)の交互作用 ( $F(1, 99) = 5.19, p < .05$ ) は確認されたが、 $CIS(D) \times$  キャリア探索および  $CIS(D) \times$  群(2)  $\times$  キャリア探索の交互作用は有意ではなかった。つまり、キャリア探索の影響はみられなかった。ただし、キャリア探索の主効果は有意であり ( $F(1, 99) = 6.52, p < .05$ )、

表10 希望職業・キャリア探索の状況別にみた「ガイダンス志向」得点 (女子)

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	12.00	3.25	25	12.48	4.32	25
希望職業中間群	15.84	3.50	19	15.16	2.69	19
希望職業未決定群	18.34	3.75	59	17.44	3.80	59
キャリア探索高群	15.27	4.35	56	14.59	4.14	56
キャリア探索低群	17.62	4.21	47	17.28	3.98	47
全体	16.34	4.43	103	15.82	4.27	103

高群より低群の方が CIS(D)の得点が高かった（表10）。

[3] の分析では、すべての主効果と交互作用に有意なものはみあたらなかった。

以上より、「ガイダンス志向」の傾向が低下し、微妙ではあるが、女子の場合、それが職業情報の効果であることが示唆された。また、そこには就職への取り組みが影響を及ぼしていないことも示された。すなわち、職業情報の効果に及ぼす他の要因は明らかにはされなかった。

ちなみに、男子についても群(3)を用いて同様の分析を行ったところ、[1] では反復測定の主効果が有意であったが ( $F(1, 66) = 4.66, p < .05$ )、交互作用はみれなかった。また、希望職業の主効果が有意であり ( $F(2, 66) = 6.57, p < .01$ )、多重比較の結果、未決定群と中間群は、決定群よりも得点が高いことが示された。[2] ではすべての主効果と交互作用は有意ではなかった。群(2)を用いた場合には、反復測定の主効果のみが有意であった ( $F(1, 71) = 4.60, p < .05$ )。また、[3] の場合も同様に、群(2)を用いた分析で、反復測定の主効果 ( $F(1, 34) = 6.88, p < .05$ ) がみられただけであった。

### ⑤モラトリウム傾向

#### a) 職業情報の効果

CIS(E)1について3要因の分散分析を行った結果、主効果にも交互作用にも有意なものはなく、「モラトリウム傾向」に関する群間の等質性が確認されるとともに、学年差・性差もみられないことが示された。

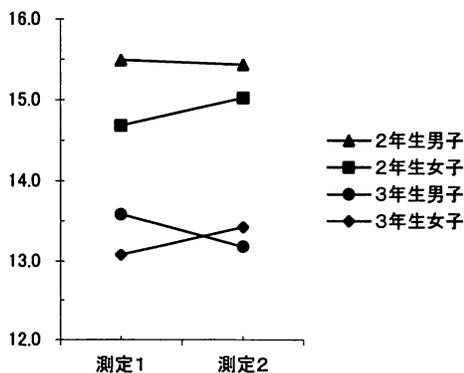


図16 モラトリウム傾向の変化（学年別・性別）

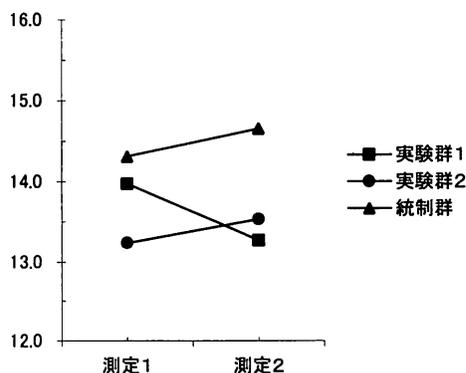


図17 モラトリウム傾向の変化（群別）

次に CIS(E) を被験者内因子、学年・性・群(3) を被験者間因子とする分散分析を行った。2年生でも3年生でも、男子の得点はわずかに下降し、女子の得点はわずかに上昇する傾向がみられるが(図16)、反復測定の主効果は有意ではなく、学年や性との交互作用も有意ではなかった。群別の傾向をみると、実験群1のみ得点が下降し、実験群2と統制群は低下しているが(図17)、CIS(E)×群(3)の交互作用も有意ではなかった。被験者間因子についても、すべての主効果、交互作用に有意なものはみられなかった。群(2)を用いた場合も、まったく同様の結果であった。

次に、学年別に CIS(E) を被験者内因子、群(2年生は実験群1・統制群、3年生は群(3)および群(2)) を被験者間因子とする分散分析を学年別に行った。2年生では、反復測定の主効果も交互作用もみられなかったが、群の主効果が有意であり ( $F(1, 85) = 5.17, p < .05$ )、統制群の方が実験群1より CIS(E) が高かった。3年生の場合、群(3)を用いた分析でも群(2)を用いた分析でも、主効果と交互作用に有意なものはみあたらなかった。

b) 就職への取り組みの影響

モラトリアム傾向に対する職業情報の効果はみられなかったが、就職への取り組みの効果を検討するために、[1] 群(3)と希望職業の決定状況、[2] 群(3)とキャリア探索の程度、[3] 群(3)と就職セミナー等への参加状況を被験者間因子とする分散分析を行った。

その結果、[1] においては反復測定の主効果がみられ ( $F(1, 169) = 20.47, p < .001$ )、得点の上昇が示されたが(表11)、交互作用には有意なものがみられなかった。また、希望職業の主効果が認められ ( $F(2, 169) = 17.29, p < .001$ )、多重比較の結果、決定群 > 中間群 > 未決定群の順に得点が高いことが示された(表11)。

[2] においては反復測定の主効果がみられ ( $F(1, 172) = 35.36, p < .001$ )、CIS(E) ×

表11 希望職業・キャリア探索の状況別にみた「モラトリアム傾向」得点

	測定 1			測定 2		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
希望職業決定群	18.27	4.19	51	19.41	4.56	51
希望職業中間群	14.97	3.38	39	16.00	3.67	39
希望職業未決定群	12.57	3.51	88	14.51	4.29	88
キャリア探索高群	18.08	3.00	88	18.86	3.82	88
キャリア探索低群	11.46	2.81	90	13.68	4.06	90
全体	14.73	4.41	178	16.24	4.71	178

キャリア探索の交互作用も有意であった ( $F(1, 172)=8.07, p<.01$ )。また、キャリア探索の主効果も認められた ( $F(1, 172)=82.69, p<.001$ )。すなわち、「モラトリアム傾向」の増大がみられ、キャリア探索高群の方が「モラトリアム傾向」は高いが、増大の程度はキャリア探索低群の方が大きいことが示された（表11）。

[3] については、反復測定の主効果のみが有意であり ( $F(1, 85)=35.30, p<.001$ )、交互作用に有意なものはみられなかった。群(2)を用いた場合も同様の結果であった。

以上より、「モラトリアム傾向」は、学年別にみても性別にみても変化がなく、職業情報の検索によっても変化しないことが示唆された。しかし、キャリア探索の程度別にみると「モラトリアム傾向」の増大がみられ、その傾向はキャリア探索低群の方に強いことが示された。

## 4. 考 察

### 4-1 キャリア決定自己効力における職業情報の効果

本研究の結果、2回目の測定において、キャリア決定自己効力の向上がみられたが、そこに及ぼす職業情報の効果は認められなかった。これは、実験群1・2のみならず、統制群においても自己効力の向上がみられたためである（図5）。では、統制群でも自己効力が向上したのはなぜであろうか。

ひとつ考えられるのは、就職活動へ向けての取り組みの影響である。前述のように、この時期には3年生を対象とした就職部の行事が開催されており、対象者の中で比較的参加率が高かった「就職ガイダンス」や「テーマ別ガイダンス」では、「就職に対する心構え」「資料請求の方法」「企業研究の方法」「自己分析の方法」といったテーマが取りあげられている。したがって、これらの影響ということも考えられたが、就職セミナー等への参加状況の効果が認められなかったことから、この可能性は否定されよう。本研究では、下村・木村（1994）がとりあげたような、実際の就職活動期間中に処理される広範な「就職関連情報」の効果を扱っていない。そこで、これを含む各種の就職への取り組みが影響を及ぼしている可能性も考えられるが、これについても、自己効力の変化に学年差がみられなかったことから、十分な説明はつかないだろう。

次に考えられるのが、キャリア探索の影響である。今回の4～10週という期間の範囲では、キャリア探索の程度が自己効力の変化に及ぼす効果は認められなかったが、キャリア

探索の程度が高い対象者は、自己効力が高いことが示された。この点に注目するならば、就職の問題について、他者に相談したり、他者からの情報収集や情報交換を行うといったキャリア探索を一定期間継続的に行うことが、自己効力の向上につながる可能性が考えられる。

また、測定1そのものの効果も考えられよう。キャリア決定やキャリア不決断に関するさまざまな質問項目に回答を求められた対象者が、そのことを契機として、卒業後のキャリアを意識することになり、その結果として、統制群においても自己効力が向上したという可能性である。この場合は、今回の4～10週の期間において、自己効力が向上したことになる。

さらに、キャリア決定自己効力は、大学生活を送る中で向上する傾向をもつものであるという解釈も可能であろう。この場合は、今回の4～10週という期間は、自己効力が向上していく過程の一区間であったことになる。

以上のように、自己効力の向上については、いくつかの可能性があり、本研究から明確な結論を導くことはできないが、少なくとも、今回の実験条件においては、職業情報の効果はみられず、就職への取り組みの効果も明らかではなかった。

浦上（1996）は、進路選択に対する自己効力を高めるためのワークブックを用い、実験群と対照群を設定してその効果を検討している。その結果、有意な効果はみられなかったものの、得点は対照群では変わらず、実験群では上昇したことを示している。そして、自己効力を項目レベルで検討した結果、部分的にワークブックが自己効力の伸長に効果を及ぼしたことを確認している。ここで問題となるのが介入の期間である。浦上（1996）はワークブックの利用期間を1カ月設けているが、自己効力を育成しようとする場合、かなり長期間の介入を必要とするのかもしれない。本研究においては、2回の測定の期間は4～10週であるが、職業情報の検索自体はわずかに40～50分の1回限りである。このことを考えるならば、職業情報の検索が自己効力に及ぼす効果については、介入の方法や期間を改善して再検討する必要があると考えられる。

#### 4-2 キャリア不決断における職業情報の効果

##### (1) 「自己理解不足」に及ぼす効果

職業情報の検索によって、「自己理解不足」による不決断傾向は軽減されることが示された。実験群1でも得点の低下がみられたが、統制群との間に有意差はなく、ここで示され

たのは実験群2と統制群との有意差である(図7)。すなわち、情報検索に先立ち VPI 職業興味検査と職業レディネス・テストを受けたこと、その結果を用いて職業情報の検索を行ったこと、さらに、希望する職業を手がかりとして、個人の特性を反映する条件項目を用いた検索を行ったことが効果をもたらしたと考えられる。つまり、カウンセラー支援による情報検索の効果といえよう。この効果は、前述のすべての要因を含むものである。職業情報の効果ではなく、心理テストによる自己理解の促進であるという可能性を否定することはできないが、現実のガイダンス場面での活用を考えれば、両者を分けて考えることはあまり意味がない。ここでいう「自己理解不足」による不決断傾向は、質問項目に示されているように(表5)、自己の特性に対する理解の不足により、希望職業が決まらない状態を測定したものであり、自己の特性が理解されたとしても、それに見合った職業についての探索が行われなければこの不決断傾向は軽減されないであろう。方法で述べたように、実験群2は、自己理解と職業理解の促進をねらった職業ハンドブックの理想的な活用法を想定したものであり、複合的な要素が効果をもたらしたものと考えられる。

前述のように、室山(1997a, 1997b)は、コンピュータ版 VPI 職業興味検査と CD-ROM 版職業ハンドブックを用いた実験を行い、職業興味に対する自己理解の有無と職業レディネスの違いが情報検索の効率性や満足度に及ぼす効果を検討している。その結果、職業レディネスの高低にかかわらず、自己の職業興味を理解する機会を設けてユーザーの自己理解を高めておくと、職業情報の検索が効率的になることを示している。つまり、自己理解の促進が職業探索の効率性に効果を及ぼすことを示すものである。この点を踏まえるならば、本研究の結果は、心理テストによる自己理解の促進とカウンセラー支援の効率的な職業探索による自己理解と職業理解の促進が、不決断傾向の解消につながったことを示唆していると考えられる。

ところで、学年別に分析した場合、3年生では職業情報の効果が確認されたが、2年生には効果がみられなかった。これは、2年生には実験群2を設けていないことによると思われる。また、職業情報の効果は、就職への取り組みの影響を受けており、統制群に比べ、実験群1・2ではキャリア探索低群の方が不決断傾向の減少が大きいことが示された。このことは、キャリア探索が不十分な対象者に対し、職業情報がより大きな効果をもつことを示唆していると考えられる。

なお、実験群1については、統制群との間に有意差はみられなかったものの、得点の低下は認められた。したがって、心理テストを受けず、self-help による職業情報の検索のみ

を行うという方法は、不決断傾向にまったく効果を持たないわけではなく、ユーザーの情報検索の仕方によって効果が異なった可能性が考えられる。この点については、検索のプロセスを分析する必要があるだろう。

(2) 「職業情報不足」に及ぼす効果

男女とも、「職業情報不足」の低下がみられたが、男子の場合は、その要因が明らかではなく、女子の場合は職業情報の効果であることが示された。このことは、「職業情報不足」の傾向に性差があり、もともと男子の「職業情報不足」傾向がやや低めであったことと関連していると思われる。

女子についてみられた効果は CIS(B)×群(2)の交互作用、すなわち実験群1・2を合わせた場合の効果である。群(3)では効果がみられなかったが、群(2)でみられたのは、実験群1と2の間に有意差はないものの、実験群1において得点の低下が大きかったためである(図9)。「職業情報不足」による不決断傾向は、個別の職業情報の不足により、希望職業が決まらない状態を測定したものであり、質問項目は、職業ハンドブックに含まれる職業情報の内容に対応してつくられている(表5)。実験群2ではなく、実験群1の方が「職業情報不足」の傾向が改善されたのは、30分間 self-help による利用を行った結果、実験群1の方が職業情報そのものを参照する時間が長かったためではないかと考えられる。この点についても、検索のプロセスの分析による確認が必要である。

また、職業情報の効果に対して、就職への取り組みが影響を及ぼしていないことが示されたが、このことは、「職業情報不足」傾向の改善が間違いなく職業情報の効果であることを示していると考えられる。

(3) 「就職情報不安」に及ぼす効果

この尺度に関しては、不決断傾向の変化が認められず、職業情報の効果もみられなかった。これはある意味で当然のことである。「就職情報不安」による不決断傾向は、現実の就職活動における情報収集の方法がわからないことによる不安傾向を測定したものであり、質問項目は、企業情報や求人情報、就職試験に関する情報の収集に関する項目から構成されている(表5)。今回このような尺度をあえて設けたのは、「職業情報不足」における効果と比較するためである。職業ハンドブックは職業情報であり、求人情報や企業情報などの就職情報とは内容が異なっている。「職業情報不足」において効果が認められ、「就職情

報不安]において効果が認められなかったということは、今回用いた職業ハンドブックが、まぎれもない職業情報であることを意味している。そして、職業情報の提供によって、「就職情報不安」が改善されるものではないことが確認されたといえよう。つまり、「就職情報不安」を軽減し、大学生のキャリア選択・決定を援助するためには、自己理解の促進や職業情報の提供だけでなく、別の情報提供や支援が必要であることを示している。

#### (4) 「ガイダンス志向」に及ぼす効果

男女とも、「ガイダンス志向」の低減が認められたが、男子の場合、その要因は明らかではなかった。学年別に分析した結果、反復測定の主効果は有意でなかったが、両学年においてCIS(D)×群の交互作用がみられた。2年生では統制群の得点が上昇し、実験群1は低下していたが(図14)、一方、3年生では実験群1の得点が上昇し、実験群2と統制群の得点が低下していた(図15)。実験群1については、職業情報の検索場面にガイダンス的な要素が含まれていないので得点が増した可能性も考えられるが、2年生の実験群1における得点の低下を説明できない。また、3年生の統制群が実験群2と同じ程度に得点が低下していることについても、何らかの要因が働いたものと考えられるが、就職への取り組みの影響もみられず、今回のデータからは説明が困難である。

女子の場合、限定的ではあるが、「ガイダンス志向」の低減に及ぼす職業情報の効果が認められた。「ガイダンス志向」は、自己の特性に対する理解不足を解消するために相談したいという志向を測定したものであり(表5)、これが低減したということは、「ガイダンス志向」がある程度満たされたものと考えられる。

#### (5) 「モラトリアム傾向」に及ぼす効果

「モラトリアム傾向」には変化がみられず、職業情報の効果もみられなかった。「モラトリアム傾向」は、キャリア決定を先延ばしにしたり、これを避けようとする傾向を測定したものであるが(表5)、このような傾向を改善する上では、今回の職業情報の検索はあまり役に立たないことが示された。ここで注目されるのは、有意差はみられなかったが、self-helpで職業情報の検索を行った実験群1のみ「モラトリアム傾向」が低下しているのに対し、カウンセラーの支援を受けて検索を行った実験群2では、かえって「モラトリアム傾向」が増大している点である(図17)。実験群2の場合、理想的と考えられる方法で職業情報の検索を行ったため、自らのキャリア選択・決定と直面せざるを得ないような事態

を経験し、かえって「モラトリアム傾向」が強まったのではなからうか。この点については、後述する。

#### 4-3 キャリアガイダンスにおける活用

実験結果に基づき、キャリア決定自己効力とキャリア不決断の側面からみた職業ハンドブックによる情報検索の効果を検討してきたが、それを整理するとともに、検討結果を踏まえ、ガイダンス場面における職業ハンドブック活用の可能性について述べておきたい。

職業情報の効果が認められた第1の点は、「自己理解不足」による不決断傾向の低減である。このことは、職業ハンドブックが単に職業世界の理解のためではなく、自己理解のためのツールとして活用できる可能性を示すものである。このような活用をする場合には、心理検査を合わせて活用する、カウンセラーが支援するといった条件が整えば、活用の効果はより大きくなると考えられる。また、このような活用は、キャリア探索が不十分なユーザーに対して、より効果を発揮するといえよう。

第2の効果は、「職業情報不足」による不決断傾向の低減であった。職業ハンドブックの基本的な機能は職業情報の提供であるが、これがキャリア選択・決定を促進する効果を持つ可能性が示唆された点が重要である。また、就職情報の収集に関する不安傾向に対して効果が認められなかったことと合わせて考えると、さまざまな情報源を含むひとつの支援システムの中に職業ハンドブックを位置づけ、活用した場合に、その効果はより大きくなると考えられる。

第3の効果は、限定的ではあるが、「ガイダンス志向」の低減であった。もちろん、キャリア選択・決定に関するあらゆるガイダンス志向に応じられるものではないが、今回取りあげたような、個人の興味や能力などに合った職業を知りたいといった志向に対して、ハンドブックがある程度の効果を持つことが示された。つまり、ガイダンスのツールとして活用できる可能性が示唆されたものと考えられる。ただし、「モラトリアム傾向」に対する効果は認められなかったので、このような傾向に対しては、別の形での援助が必要になるであろう。

以上の3点は、職業ハンドブックを活用したら、「どのような効果が得られるのか」という問に対するひとつの答えである。もうひとつの重要な問は、「どのように活用したら」というものである。ユーザーがひとりで自由に利用する self-help の利用であっても、カウンセラーの支援による利用であっても、予想したほどの差は認められなかった。しかしなが

ら、キャリア選択・決定の援助のための活用という点からみれば、カウンセラーの支援による方が望ましいと思われる。心理検査や他の情報源なども合わせて活用することが可能であり、ユーザーのニーズに合った検索の方法を教示することも可能だからである。しかしながら、自己理解の促進には明確な効果がみられる一方で、「モラトリアム傾向」を促進する可能性も示唆されたことからみて、カウンセラーの支援による活用を行う場合には、ユーザーの状況に応じて、より継続的・体系的な援助の中で職業ハンドブックを活用することが必要であろう。

また、活用の時期も重要である。職業情報の提供は、就職が現実の問題として迫ってくる以前の時期に行われることが望ましいと考えられる。実験群2を設けていないという実験計画上の問題はあるが、今回の結果からみて、2年生における効果は必ずしも明確ではなかった。1～2年次において職業ハンドブックをより有効に活用するためには、キャリア選択に対するレディネスを高める必要があると考えられる。しかし、逆に、職業情報の検索を通じてレディネスを高めるという活用方法もあるだろう。いずれにせよ、ユーザーに合わせた活用方法の検討が必要であると考えられる。

#### 4-4 就職への取り組みとキャリア不決断

就職への取り組みについては、職業情報の効果に及ぼす影響を中心に検討してきたが、ここでは、就職への取り組みそのものが及ぼす効果について検討しておきたい。ただし、今回の実験デザインでは、2回の測定間における就職への取り組みを把握したわけではなく、あくまでも希望職業とキャリア探索については測定1の時点、就職セミナー等への参加については測定2の時点における取り組みの状況を要因として扱っていることを断っておきたい。

就職セミナー等への参加状況に関しては、まったく効果がみられなかったが、これは前述のように、本研究の実施時期の問題が影響しており、就職セミナーへの参加状況を正しく把握できていないことによると考えられる。本研究の結果は、決して就職部主催の行事の無効性を示すものではない。

キャリア探索の程度の主効果がすべての分析においてみられ、希望職業の状況の主効果は、男子の「ガイダンス志向」を除くすべての分析においてみられた。また、Time by Treatment に該当する交互作用は、CIS(A)×希望職業、女子についてのCIS(B)×希望職業、およびCIS(E)×キャリア探索の3つが認められた。例えば、希望職業決定群やキャリ

ア探索高群は自己効力が高い、希望職業未決定群やキャリア探索低群は「自己理解不足」による不決断傾向が高いといったように、これらの結果の大部分は納得のいくものである。しかしながら、興味深いのは「モラトリウム傾向」に関する結果である。

希望職業の主効果がみられ、決定群>中間群>未決定群の順に「モラトリウム傾向」の高いことが示された(表11)。また、CIS(E)×キャリア探索の交互作用とキャリア探索の主効果が有意であり、キャリア探索低群の方が「モラトリウム傾向」が増大していたが、主効果は低群より高群の方が「モラトリウム傾向」が高いことを示している(表11)。他の尺度では納得のいく結果が示されているが、なぜ測定1の時点で希望職業が決まっている対象者やキャリア探索をより多く行っている対象者の方が「モラトリウム傾向」が高いのであろうか。このことに関連して、注目される結果がある。ひとつは、CIS(A)×希望職業の交互作用であるが、「自己理解不足」による不決断傾向が低下し、その低下量は希望職業決定群よりも未決定群の方が大きかった。注目されるのは、ごくわずかであり、変化ともいえない程度ではあるが、決定群のみ得点が上昇していることである(表7)。もうひとつは、女子についてのCIS(B)×希望職業の交互作用であり、「職業情報不足」による不決断傾向が低下し、低下量は決定群より未決定群の方が大きかったが、ここでもやはり決定群のみ得点がわずかに上昇している(表8)。そして、3番目が前述の群別にみた「モラトリウム傾向」であり、理想的と思れる方法で職業ハンドブックを活用した実験群2において、「モラトリウム傾向」が強まったことである。

本研究の結果から明示されることではないが、これらの傾向を合わせて考えると、現実の就職が決定するまでの過程において、キャリア決定と不決断との変動がくり返される可能性が類推される。このことは、キャリア選択を意思決定が連続する過程(sequential decision making)ととらえるGelatt(1962)の意思決定モデルの主張と関連する。しかし、意思決定の過程は、「段階をへて」(step by step)行われると考えるよりも、「行きつ戻りつ」(back and forth)をくり返すと考える方が現実の事態には合っているのではなかろうか。一応、希望職業が決まっていると仮定する。そこからキャリア探索を行ったり、自己理解と職業理解を深めるような活動が行われた結果、希望職業に確信が持てなくなったとすれば、キャリア決定の状態から不決断の状態へと変化することが考えられる。しかし、さらに探索や理解を深める活動が行われれば、次の希望職業に対する見通しが立つであろう。すなわち、希望職業が仮に決まっている状態を出発点とすれば、「決定→探索→不決断→探索→決定→…」というback and forthが連なっていると考えられる。ちなみに、測定

2における「キャリア探索高群」の中で、希望職業が測定1の「決定群」から測定2では「未決定群・中間群」に転じた対象者が4名、逆に「未決定群・中間群」から「決定群」に転じた対象者が15名みられた。この両者で「モラトリアム傾向」を比較すると、前者では「モラトリアム傾向」が上昇がしているのに対し（平均で0.25）、後者では低下がみられた（平均で0.87）。前者は「決定→探索→不決断」という過程、後者は「不決断→探索→決定」という過程を示しているように思われる。

以上のように考えるならば、キャリア決定や不決断の状態は、決して安定的なものではないだろう。ここには、個人の特性も影響するであろうし、就職活動における現実的な条件を考えれば、状況の影響もみられるであろう。キャリア決定や不決断の傾向を明らかにするためには、就職の過程を細かくフォローする縦断的研究が必要であると思われる。

## 5. おわりに

キャリア決定自己効力に及ぼす効果は確認されなかったが、部分的とはいえ、キャリア不決断傾向を軽減するという職業情報の効果が認められたことは意義深い。今回の実験において、self-helpによる利用の場合、説明を含めても利用時間はわずかに40～45分、またカウンセラーの支援による利用でも45～50分である。これだけの利用であっても、ユーザーのキャリア選択・決定を援助する効果がみられたことは、むしろ驚きに値するかもしれない。これには、対象者が興味をもって、熱心に職業ハンドブックを利用したことも関係していると思われる。実験群の57名に対しては、実験終了直後の測定2において、10項目の質問で検索の感想をたずねた。その中に、「職業情報の検索をしてみてもよかった」という項目があるが、5件法の回答で、「よくあてはまる」が57.9%、「かなりあてはまる」が35.1%であった。つまり、93.0%が検索をおもしろいと感じていた。このような取り組みの姿勢が、短時間でも効果を生み出すことにつながったのかもしれない。しかしながら、今回の対象者は実験への協力依頼により検索を行った学生たちである。自ら援助を求めている大学生に対し、適切な形で職業ハンドブックを活用するならば、より大きな効果を期待できるのではなかろうか。

今後は、不決断傾向の過程をより詳細に把握するとともに、職業情報の効果についても、Mau (1999) が介入の短期的効果と長期的効果を分けて扱ったように、持続性という観点からの検討が必要であろう。そのためには、より長期間にわたる縦断的研究が望まれる。

しかし、その前に、ユーザーの検索過程の分析や、キャリア決定自己効力と不決断との関係に関する分析を次の課題としたい。

[引用文献]

- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, **84**, 191-215.
- Barnes, J. A., & Herr, E. L. (1998). The effects of interventions on career progress. *Journal of Career Development*, **24**, 179-193.
- Eveland, A. P., Conyne, R. K., & Blakney, V. L. (1999). University students and career decidedness: Effects of two computer-based career guidance interventions. *Computers in Human Behavior*, **14**, 531-541.
- Fukuyama, M. A., Probert, B. S., Neimeyer, G. J., Nevill, D. D., & Metzler, A. E. (1988). Effects of DISCOVER on career self-efficacy and decision making of undergraduates. *Career Development Quarterly*, **37**, 56-62.
- Gelatt, H. B. (1962). Decision-making: A conceptual frame of reference for counseling. *Journal of Counseling Psychology*, **9**, 240-245.
- Guerra, A. L., & Braungart-Ruejer, J. M. (1999). Predicting career indecision in college students: The roles of identity formation and parental relationship factors. *The Career Development Quarterly*, **47**, 255-266.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A self-efficacy approach to the career development of women. *Journal of Vocational Behavior*, **18**, 326-339.
- Holland, J. L., Daiger, D. C., & Power, P. G. (1980). *My Vocational Situation*. Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.
- Holland, J. L., & Holland, J. E. (1977). Vocational indecision: More evidence and speculation. *Journal of Counseling Psychology*, **24**, 404-414.
- 川崎友嗣 (1998). 職業情報の開発と活用—職業ハンドブックの改訂— 関西大学社会学部紀要, **29**, 143-170.
- 川崎友嗣 (1999). 職業情報の検索によるキャリア決定自己効力・キャリア不決断の変化—職業ハンドブック CD-ROM 検索システムの効果測定— 悠峰職業科学研究紀要, **7**, 12-21.
- Kraus, L. J., & Hughey, K. F. (1999). The impact of an intervention on career decision-making self-efficacy and career indecision. *Professional School Counseling*, **2**, 384-390.
- Luzzo, D. A., & Day, M. A. (1999). Effects of Strong Interest Inventory feedback on career decision-making self-efficacy and social cognitive career beliefs. *Journal of Career Assessment*, **7**, 1-17.
- Mau Wei-Cheng (1999). Effects of computer-assisted career decision making on vocational identity and career exploratory behaviors. *Journal of Career Development*, **25**, 261-274.
- 水谷暉 (1997). キャリアガイダンスのフロンティア—職業ハンドブックとコンピュータによるガイダンスシステム— JIL リサーチ, **31**, 4-9.
- 室山晴美 (1997a). 自己の職業興味の理解が職業情報の検索に及ぼす効果 日本労働研究機構研究紀要, **13**, 1-14.
- 室山晴美 (1997b). 自己の職業興味の理解と進路に対する準備度が職業情報の検索に及ぼす効果 進路指導研究, **18**(1), 17-26.
- 長岡大・松井賢二 (1999). 大学生における進路選択に対する自己効力と進路成熟との関連 進路指導研究, **19**(1), 10-17.

- Newman, J. L., & Gray, E. A. (1999). The relation of career indecision to personality dimensions of the California Psychological Inventory. *Journal of Vocational Behavior*, **54**, 174-187.
- 日本労働研究機構 (1995). マルチメディアと職業情報 資料シリーズ No.52 日本労働研究機構
- 日本労働研究機構 (1997). 職業ハンドブック CD-ROM 検索システム
- 日本労働研究機構 (1998a). コンピュータと進路指導 資料シリーズ No.76 日本労働研究機構
- 日本労働研究機構 (1998b). 職業ハンドブック CD-ROM 検索システム Ver.1.1
- Osipow, S. H. (1980). *Manual for the Career Decision Scale*. Columbus, Ohio: Marathon Consulting and Press.
- Osipow, S. H., Carney, C. G., Winer, J. L., Yanico, B., & Koschier, K. (1976). *The Career Decision Scale* (3rd ed.). Columbus, OH: Marathon Consulting and Press.
- Peterson, G. W., Ryan-Jones, R. E., Sampson, J. P., Jr., Reardon, R. C., & Shahnasarian, M. (1994). A comparison of the effectiveness of three computer-assisted career guidance systems: DISCOVER, SIGI, and SIGI PLUS. *Computers in Human Behavior*, **10**, 189-198.
- Pyle, K. R. (1984). Computers and student development: What are the possibilities? In C. S. Johnson and K. R. Pyle (Eds.) *Enhancing student development with computers* (pp.5-28). San Francisco: Jossey-Bass.
- Rayman, J. R., & Super, D. E. (1978). *Survey of career development*. Westminster, Maryland: DISCOVER Foundation, Inc.
- 坂柳恒夫 (1996) 大学生の職業的不安に関する研究 広島大学大学教育研究センター大学論集, **25**, 207-227.
- Sampson, J. P., Jr. (1997). *Enhancing the use of career information with computer-assisted career guidance systems*. Paper presented at the Employment and Vocational Seminars 1997, Tokyo, Japan.
- Sampson, J. P., Shahnasarian, M., & Readon, R. C. (1987). Computer-assisted career guidance: A national perspective on the use of DISCOVER and SIGI. *Journal of Counseling and Development*, **65**, 416-419.
- 清水和秋 (1983). 職業的意思決定と不決断 関西大学社会学部紀要, **14**(2), 203--222.
- 清水和秋 (1989a). 中学生を対象とした進路不決断尺度の因子的不変性について—COSAN を使用して— 関西大学社会学部紀要, **21**, 143-176.
- 清水和秋 (1989b). 中学生の進路展望と進路不決断との関係 進路指導研究, **10**, 1-7.
- 清水和秋・坂柳恒夫 (1988). 進路不決断と進路成熟—父親, 母親, 友人, 教師の影響に関する高校生の横断的な研究— 進路指導研究, **9**, 28-36.
- 清水和秋・坂柳恒夫 (1991). 進路選択の変化と進路不決断—中学男子生徒3年間の縦断調査の分散分析— 進路指導研究, **12**, 1-10.
- Shimizu, K., Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., & Hostetler, M. (1988). The factor structure of the Career Decision Scale: Similarities across selected studies. *Journal of Vocational Behavior*, **32**, 213-225.
- Shimizu, K., Vondracek, F. W., & Schulenberg, J. E. (1994). Unidimensionality versus multidimensionality of the Career Decision Scale: A critique of Martin, Sabourin, Laplante, and Coallier. *Journal of Career Assessment*, **2**, 1-14.
- 下村英雄・木村周 (1994). 大学生の就職活動における就職関連情報と職業未決定 進路指導研究, **15**, 11-19.
- 下山晴彦 (1986). 大学生の職業未決定の研究 教育心理学研究, **34**, 20-30.
- Taylor, K. M., & Betz, N. E. (1983). Applications of self-efficacy theory to the understanding and treatment of career indecision. *Journal of Vocational Behavior*, **22**, 63-81.
- 富安浩樹 (1997). 大学生における進路決定自己効力と進路決定行動との関連 発達心理学研究, **8**, 15-25.

- 浦上昌則 (1993a). 進路選択に対する自己効力と進路成熟の関連 教育心理学研究, 41, 358-364.
- 浦上昌則 (1993b). 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, 14, 52-56.
- 浦上昌則 (1995a). 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.
- 浦上昌則 (1995b). 女子短期大学生の進路選択に対する自己効力と職業不決断—Taylor & Betz(1983)の追試的検討— 進路指導研究, 16, 40-45.
- 浦上昌則 (1996). 「進路選択に対する自己効力」の育成に関する予備的研究—ワークブックを用いた育成法について— 進路指導研究, 17(1), 17-27.
- Watson, M. B., & Stead, G. B. (1994). A longitudinal study of career decidedness among white South African high school students. *Journal of Vocational Behavior*, 45, 261-269.
- Williamson, E. G. (1939). *How to counsel students: A manual of techniques for clinical counselors*. NY: McGraw-Hill.

—1999.11.29受稿—