

平成 27 年 3 月
関西大学審査学位論文

キャリア選択自己効力感の構造と
測定尺度の開発

関西大学大学院社会学研究科
社会心理学専攻（計量心理学特殊研究）
07D5205 花井洋子

論文要旨

本論文は、大学生・高校生のキャリアの選択と意思決定の過程に着目し、キャリア支援の現場で活用できるアセスメントツールの開発を目的としたものである。序章では、大学生・高校生にとって学校から職業生活への移行は重要な発達課題であること、社会・経済状況の変化とともにスムーズな移行が難しくなり、卒業後の無業者やフリーター、早期離職などが社会的問題となってきたこと、そのため学校段階の早いうちからキャリアの選択と意思決定に対する支援が望まれるようになってきたことなどを導入として議論した。

第1章では、大学生・高校生のキャリア選択を取り巻く状況について検討し、キャリア支援に適切なアセスメントツールの必要性を関連する文献をふまえながら議論した。本論文では、大学生とともに、就職希望が多く学校経由の就職指導も機能している専門学科である工業高校の生徒を対象として、それぞれのキャリア選択の特徴を実証的な観点から検討することにした。

アセスメントツールの一つで、今もその内部構造について議論されているキャリア選択に対する自己効力感尺度をとりあげ、内外の関連する研究と開発された諸尺度を整理した。この分野での先駆的な研究は、大学生を対象として、N.E. Betzと同僚たちが、J.O. Critesのキャリア成熟理論におけるキャリア選択能力に対応する5次元からなるキャリア自己効力感尺度を提案したことであった。残念ながら、その後の多くの研究は、開発者たち自身の研究でも、この5次元を確認することに成功していない。5次元を求めながらも、1次元とする意見もあり、重要なツールであるにもかかわらず、次元性に関しては混乱したままの状況にあった。

次元性に関しては曖昧性を残したままの中でも、キャリア選択に対する自己効力感と関連する変数についての研究が蓄積されてきた。これらの研究結果を概観し、本論文では、キャリア不決断、パーソナリティ特性のBig Five、不安、自尊感情などの心理学的変数と、キャリア・モデル、親・友人との会話、フリーター観、希望進路、学校での適応などの要因を取り上げ、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性という観点から検討することにした。

わが国におけるキャリア選択に関する自己効力感の研究に関しては、N.E. Betzの影響を受けてはいるが、わが国の社会的文化的文脈を考慮し独立した道を歩んでいる。1次元尺度から11次元尺度という報告もあり、ここでも混乱がみられた。

第2章では、わが国で開発されたキャリア選択に対する自己効力感尺度の項目の整理を行い、J.O. Critesのキャリア成熟理論をふまえながら、独自に5領域を想定し、各領域5項

目で合計25項目の質問項目を作成した。大学生を対象として、探索的因子分析を適用したところ、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』からなる5因子を抽出することができた。因子分析結果からキャリア選択自己効力感尺度の5個の下位尺度(各5項目)を構成し、これらの下位尺度の信頼性が.84～.90であることを確認した。

本論文では、キャリア選択の5因子に関して因子間相関ではなく、『自己評価』から始まる因果モデルを構造方程式モデリングにより検討し、適合度の良い結果を得ることができた。そして、大学1年生と2年生を対象とした半年間隔の縦断調査を行い、縦断的因子分析を適用することにより5因子の半年間での安定性と変化をパス係数と因子得点の平均から検討した。その結果、半年間では、キャリア選択自己効力感の安定性は全体的に高く、因子得点の平均でも変化はみられなかった。

第3章では、大学1年生から3年生を対象に、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性を横断的に検討した。ここでは5個の下位尺度を使用し、分散分析により検討を行った。その結果、『自己評価』と『情報収集』の平均が大学1年生より2年生で高かった以外に学年間の差は得られなかった。また、『情報収集』においてのみ3年生の男子が女子よりも平均が高かった以外に性差はみられなかった。同じデータでのBig Fiveとの相関分析による結果では、「外向性」が『自己評価』や『情報収集』と、「誠実性」が『意思決定の主体性度』と『計画立案』、「開放性」が『目標選択』『自己評価』と、「協調性」が『情報収集』『意思決定の主体性度』と正の相関を示し、「情動性」が『自己評価』と負の相関を示した。自尊感情はすべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と有意な相関がみられたが、特に『自己評価』と関連が強かった。特性不安・状態不安との関連をみると、いずれの下位尺度も状態不安との関連は低く、特性不安と負の関連がみられた。また、進学、就職、未定の希望進路による群分けで分散分析を行った結果では、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』で、進学希望の学生が就職希望の学生よりも平均が高かった。キャリア選択を行う際にキャリア・モデルをもつことは特に『目標選択』を促進していることなどの結果を得た。この章での重要な結論の一つは、キャリア選択に対する自己効力感を1次元として集約するよりは、多次元尺度でみるほうが、キャリア選択に関してキャリア支援などに活用できるより詳細な情報を得ることができたということである。

第4章では、大学生を対象として抽出した5因子構造を工業高校生でも確認するための分析を因子的不変性の観点から行った。まず、工業高校生を対象とした探索的因子分析から5次元であることを確認し、次に、因子パターンと因子間の関係に関する4水準の因子的不

変性を大学生と高校生の2集団同時分析で検討した。その際、キャリア選択自己効力感25項目の因子構造に関して、全体を1次元とする一般因子モデル、5因子とする1次因子モデル、5因子の上位に1個の2次因子を想定した2次因子モデル、そして、5因子間に因果関係を想定した因果モデルの4つのモデルを仮説的モデルとした。構造方程式モデリングに適用したところ、因果モデルの因子パターン不変性の水準の当てはまりが最もよいとの結果を得た。このことにより、キャリア選択自己効力感の次元と因子構造が大学生と工業高校生において等価であることを検証することができた。

大学生と工業高校生の二つの集団でこの測定が不変であることをふまえて、それぞれの学年間（大学では1年と2年、工業高校では1年、2年、3年）での違いを因子得点の構造平均分析により横断的に比較した。その結果、工業高校生のキャリア選択自己効力感の『自己評価』と『情報収集』は、学年とともに高まっていくが、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』が高くなるのは、就職が眼前となった3年生であった。大学の1、2年生では、まだ、就職活動が始まっていないこともあってか、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』には学年間での違いはみられなかった。

第5章では、工業高校生を対象に、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性を検討した。キャリア教育（夏季進路セミナー）を受講することによるキャリア選択自己効力感の変化を3学年の生徒を対象として検討したところ、5個の下位尺度のすべてで、学年の進行とともに平均の値が高くなり、そして、教育後の平均が教育前よりも高くなった。この傾向は『目標選択』で特に強くあらわれた。このキャリア教育の効果が顕著であったのは、1年生と2年生であった。

キャリア選択自己効力感の5個の下位尺度とキャリア意思決定（不決断傾向を測定する7下位尺度）、Big Five（5尺度）、自尊感情との関連について、1年次から3年次まで追跡した縦断的データを対象に相関分析により検討した。その結果、キャリア不決断の下位尺度と自己効力感の下位尺度との負の関連は、不決断の尺度である「相談希求」を除いて、学年が進むとともに強くなった。パーソナリティ特性との関連を同様に相関分析で検討した結果では、『自己評価』と自尊感情、「開放性」との関連が最も強かった。『目標選択』は「情動性」以外のすべての特性と強く関連した。『計画立案』は『目標選択』とよく似た関連を示した。『情報収集』は「誠実性」との関連が強く、『意思決定の主体性度』は「誠実性」と「協調性」と関連した。「情動性」では、1年次で自己効力感の下位尺度全てと正の弱い関連があり、特に『意思決定の主体性度』との間の関連が強かった。

同じ縦断データで、1、2年次での希望進路の変更から5群に分け、反復測定分散分析により検討したところ、1年次に進学を希望した生徒は3年次まで一貫して自己効力感の5下位尺度のすべての得点で高い傾向がみられた。『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』では、1年次で進路未定と答えた生徒は、進学群よりも得点が一貫して低かった。なお、『自己評価』は、進路希望とは関係なく学年とともに高くなった。

職業に就くことへの希望の質問から、専門志向の強い生徒と低い生徒に分けて検討したところ、専門志向の強い生徒は、『計画立案』『情報収集』の平均が低い生徒よりも高く、学校満足の傾向も強かった。また、中学以前の職場体験の経験に関して、経験している生徒の方が『目標選択』の平均が高かった。キャリア・モデルがある生徒の方が『目標選択』『計画立案』『自己評価』『意思決定の主体性度』の順でキャリア・モデルのない生徒よりも平均が高かった。職業についての親との会話に関して、親との会話がある方が『目標選択』『計画立案』『情報収集』の平均が高かった。そして、フリーターになる可能性が高いと答えた生徒の『意思決定の主体性度』『目標選択』『計画立案』の平均は低かった。このように、工業高校生のキャリア選択においては、心理学的要因だけでなく、希望進路、キャリア・モデルを持つこと、親との会話等の影響も大きいことを明らかにすることができた。

第6章では、以上の結果をふまえた上で、開発したキャリア選択自己効力感尺度について、大学生と工業高校生との結果を比較した。第4章での大学生と工業高校生の横断データによる2集団同時分析からは、『自己評価』から『意思決定の主体性度』のパスは大学生でのみに、『情報収集』から『意思決定の主体性度』へのパスは工業高校生でのみ有意となり、大学生と工業高校生とでは影響が異なった。第3章での大学生の1年生から3年生の横断的データと第5章での工業高校生の1年次から3年次までの縦断的データを対象にした相関分析の結果を比較した。そこから共通にみえたことは、因果モデルの起点となる『自己評価』が自尊感情と関連が強かったことであった。そして、キャリア選択過程では重要な下位尺度である『目標選択』はパーソナリティ特性の「開放性」、「誠実性」、「外向性」や自尊感情、そして、キャリア・モデルを持つことに関連した。『計画立案』もまた、幅広くパーソナリティ特性（「開放性」、「誠実性」、「外向性」）や親との会話などと『目標選択』よりも少し弱くではあるが関連した。『情報収集』については、親との会話のある学生や生徒の方が高い得点を示した。以上から、キャリア選択の早い時期に目標選択を行い、計画を立てることの重要性を指摘した。また、『意思決定の主体性度』が高いと、逃避すること

やフリーターになる可能性は低いとみられ、目標への意志を強く持つことがキャリア選択の過程では重要であるといえる。

以上の結果をふまえ、最後に、本論文で開発したキャリア選択自己効力感尺度の活用として、生徒・学生自らによる自己診断や個別のキャリア・カウンセリングでの生徒・学生のキャリア選択状況や心理的状态のアセスメントとその結果のフィードバックなどについて議論した。そして、キャリア教育の効果測定などでの活用とその結果に基づいたキャリア支援に関して提案を行った。

目次：

序章	学校から職業生活への移行	
序-1.	はじめに.....	1 .
序-2.	本論文の構成.....	2 .
第1章	大学生・工業高校生のキャリア選択と自己効力感	
1-1.	大学生・工業高校生のキャリア選択.....	4 .
1-2.	キャリア支援の展開.....	13 .
1-3.	キャリア選択に対する自己効力感.....	16 .
1-4.	キャリア選択に対する自己効力感の変化の測定.....	39 .
1-5.	キャリア選択に対する自己効力感と関連する変数.....	49 .
1-5-1.	キャリア不決断との関連.....	49 .
1-5-2.	Big Fiveとの関連.....	53 .
1-5-3.	不安との関連.....	60 .
1-5-4.	自尊感情との関連.....	62 .
1-5-5.	キャリア・モデル, 親・友人との会話, フリーター観との関連.....	63 .
1-5-6.	キャリア支援との関連.....	68 .
1-5-7.	学校適応との関連.....	69 .
1-6.	本論文における目的.....	71 .
第2章	キャリア選択自己効力感尺度の開発とモデル化	
2-1.	キャリア選択自己効力感尺度の開発.....	72 .
2-2.	キャリア選択自己効力感のモデル化.....	83 .
2-3.	キャリア選択自己効力感の安定性と変化.....	95 .
第3章	大学生におけるキャリア選択自己効力感尺度の妥当性	
3-1.	キャリア意思決定, Big Five, 自尊感情, 不安との関連.....	105 .
3-2.	キャリア・モデル, 親・友人との会話, フリーター観との関連.....	122 .
第4章	大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感尺度の因子的不変性	
4-1.	工業高校生におけるキャリア選択自己効力感尺度の因子構造.....	133 .
4-2.	大学生と工業高校生との因子的不変性.....	142 .
4-3.	大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感の得点比較.....	155 .
第5章	工業高校生におけるキャリア選択自己効力感尺度の妥当性	
5-1.	キャリア教育によるキャリア選択自己効力感の変化.....	160 .
5-2.	キャリア意思決定, Big Five, 自尊感情との関連—縦断調査から—.....	165 .
5-3.	進路決定状況による縦断的追跡.....	173 .
5-4.	学校適応との関連.....	181 .
5-5.	インターンシップ, キャリア・モデル, 親との会話, フリーター観との関連.....	188 .
第6章	総合考察.....	197 .
引用文献	207 .
付 表	データ構成.....	230 .
付 録	研究で使用した質問紙.....	231 .

序章 学校から職業生活への移行

序-1. はじめに

大学生・高校生にとって、学校から職業生活への移行は重要な課題である。景気や雇用状況などの社会・経済状況の変化とともに、スムーズな移行が難しくなり、卒業後の無業やフリーター、早期離職などが社会的問題となってきた（小杉，2005）。大学生・高校生が、どのような状況下にあっても自ら主体的に職業生活の世界に移行していくためには、学校生活や家庭において、移行を見据えたキャリアの選択と意思決定に対する支援が望まれる。

わが国の高校生や大学生の学校から職業生活への「移行」について、寺田（2014）は、移行期間を入学後から就職・卒業後数年間とみた場合、第二次世界大戦後、わが国では学校と企業社会との間で4つの移行の局面がみられることを指摘している。それらは、学校教育から企業内教育へのカリキュラムの移行、就職という学校から企業への組織間の移行、就職後企業内でのキャリアを積み重ねていく移行、学生から企業の労働者となるにあたって形成される職業意識、職業観などの心理学的な移行である。本研究では、「移行」を高校や大学の学校でキャリア選択について考え始めてから、具体的な就職活動を経て就職に至る期間ととらえる。

移行の時期となる高校や大学の卒業時には、就職希望者には就職活動により就職先が決定していること、進学を希望する者には将来のキャリアを見据えた選択をしていることが期待される。そのために、高校生・大学生にとっては、入学後の早いうちから移行に向けた準備が必要となる。学校としても、その移行に対して、キャリア教育や職場体験・インターンシップなどのキャリア支援、また、個別的にはキャリア・カウンセリングを実施するなど、キャリア支援すなわち教育的な介入を行うようになってきた。このような支援の効果をみるためには、大学生・高校生のキャリアの選択と意思決定の過程を理解することが必要となる（柳井，2001）。本研究で、「介入」とは、教育的な介入を示し、キャリア教育や個別のキャリア・カウンセリングのようなキャリア支援のことと同義として使用する。

本研究は、高校生・大学生のスムーズな学校から職業生活への移行のために、キャリア選択・意思決定の過程をとらえる尺度開発を目的とする。そして、その尺度の実践の場での活用について検討する。

序-2. 本論文の構成

本論文の構成は次の通りである。第1章では、大学生と高校生、高校生の中でも特に工業高校生のキャリア選択の現状と変化について論じる。キャリア選択のアセスメントツールである自己効力感を取りあげ、内外の先行研究によるアセスメントツールの次元性とその内部構造について論じる。そして、Critesのキャリア成熟論の枠組みにおける多次元でのアセスメントツールの必要性を提起する。また、アセスメントツールの妥当性として様々な変数との関連についての研究を整理する。第2章では、第1章での先行研究に基づき、大学生を対象にキャリア選択に対する自己効力感の開発を行う。そして、構成された尺度について、意思決定に至るメカニズムを因果関係に表し、因果モデルを構成する。その因果モデルにより、大学生の半年間のキャリア選択自己効力感の変化を検討する。第3章では、キャリア選択自己効力感尺度に関連するとされる変数から、その妥当性の検討を行う。

第4章では、キャリア選択自己効力感尺度を工業高校生に適用し、3つの探索的因子分析からその内部構造を検討する。それを受けて、大学生と工業高校生の内部構造の因子的不変性の検討を行い、大学生と工業高校生について、同じキャリア選択自己効力感尺度で比較検討する。第5章では、工業高校生を対象にキャリア選択自己効力感の妥当性の検討を行う。ここでは、大学生で用いたのと同じ変数に加え、キャリア教育の効果と学校適応による違いを加えて検討する。第6章では、以上の結果をふまえた上で、キャリア選択自己効力感尺度の構成の意義、キャリア選択自己効力感による大学生と工業高校生のキャリア発達の様相の違いを総括する。そして、教育実践の場での活用について論じる。

論文構成については、Figure 序-1に示す。

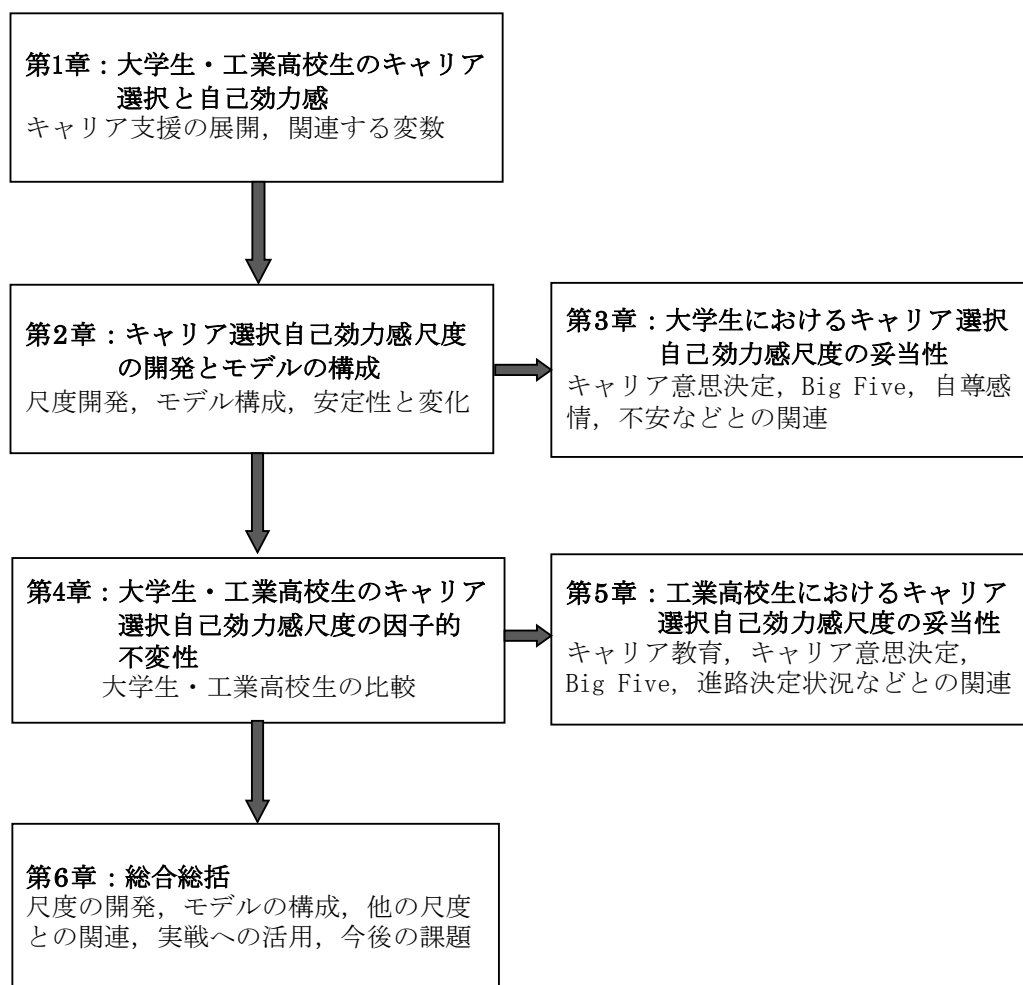


Figure 序-1 本論文の構成

第1章 大学生・工業高校生のキャリア選択と自己効力感

大学生・高校生にとって、学校から職業生活への移行は重要な課題である。school to work という移行では、キャリア選択の準備と意思決定が重要な課題となる。第1節では、大学生と高校生のキャリア選択の現状を概観する。第2節では、学校段階でのキャリア支援の必要性について議論する。第3節では、学生と生徒のキャリア選択に対する行動を自己効力感の概念からとらえ、その次元性について先行する研究の文献をレビューし、検討を加える。第4節では、学生と生徒のキャリア選択に対する自己効力感に関する縦断的研究の文献を整理する。第5節では、キャリア選択に対する自己効力感と関連する要因について、キャリア不決断との関連、パーソナリティ特性である Big Five, 自尊感情, 不安との関連, 家族のサポートや学校での適応状態との関連について文献研究を行う。そして第6節では、これらをふまえた上で問題点を整理し、本研究における目的と意義について述べる。

1-1. 高校生・大学生のキャリア選択

高校生・大学生のキャリア選択論

高校生・大学生にとって、職業選択は重要な課題である。わが国に先立って 1950 年代から研究されているキャリア選択の理論の一つをとりあげる。Super (1980, p.282) は、職業心理学の立場から、キャリアを「生涯という道のりを通してある人によって演じられる役割の組み合わせであり連続したもの」と定義した。生涯にわたるキャリア発達をライフ・キャリア・レインボウで表し、個人のキャリア発達の過程を示した。それによると、キャリア発達は、環境や個人的な要因の影響を受けながら、いろいろな役割とともに、成長段階 (0~14 歳)・探索段階 (15~24 歳)・確立段階 (25~44 歳)・維持段階 (45~64 歳)を経て離脱段階 (65 歳~)へと、生涯を通じて続く。各発達段階の間には、移行期があり、その移行期には、再探索と再確立というミニサイクルを含んでいる。そして、高校生や大学生の時期は、職業の探索段階にあたり、この時期に職業的好みを具現化し、幅広い職業探索を通して職業選択を明確にして、必要な訓練を終えて職業選択を実行し、暫定的な職業選択の決定へと進んでいくことをその発達課題とした。Super (1980) は、キャリアをこうした時間的視点と役割という 2 つの枠組みでとらえた。役割とは、生涯を通じて人が共通に経験するもので、子ども、学生、余暇を過ごす人、市民や国民、労働者、家庭人、その他の 7 つをあげた (Super, Savickas, & Super, 1996)。高校、大学生の役割は、

主に学生であり、労働者への移行を目前としている。

日本でキャリアという語が使われて久しい。キャリア組などといわれる高級官僚や専門職を意味していた時代もあった。最近では、職業 (occupation) や職務 (job) よりも包括的な意味で用いられている。梅澤 (2008) は、人生設計と職業活動をセットで考える中からキャリアという語を使い、金井 (2002, p.140) は、馬車の轍にたとえた。そして、「成人になってフルタイムで働き始めて以降、生活ないし人生全体を基盤にして繰り広げられる長期的な仕事生活における具体的な職務・職種・職能での諸経験の連続と、節目での選択が生み出していく回顧的意味づけと将来構想・展望のパターン」と定義し、端的には、「長い目でみた仕事生活のパターン」とわかりやすく説明している。いずれも、生涯にわたる長い時間の中での連続体としてキャリアをみている。渡辺 (2007) は、キャリアについての多様な定義の中から、4つの共通点を挙げている。それらは、キャリアが、①個人と環境との相互作用の結果、生み出されるということ、②一時点のことではなく、時間的な経過を含んでいること、③時間軸だけではなく、個人が関わる行動や役割を演じる場という空間的な広がりを持っていること、そして、④個人がそれぞれ主体的に選択・決定するという自立性・個別性を含んでいる、というものである。本研究でも、以上の議論をふまえて、キャリアを職業、職務、職歴、履歴よりも、時間的に長く、生涯にわたって連続した概念としてとらえることにする。

また、キャリア発達を考えるときには、時間経過による個人の成長による変化だけでなく、生涯発達心理学の視点からのマクロな時間経過による変化をも視野に含める必要がある。それは、恐慌や戦争などの大きな変化でもあり、同時代に生きるコーホートが経験する、より短期的な変化でもある。すなわち、学校から職業生活の世界へと移行する若年者は、年齢的な発達だけでなく、その時代の経済・社会情勢や雇用状況のめまぐるしい変化の中でキャリア発達がすすんでいく。わが国の若年者の就職状況からみると、1986年終わり頃から1990年代初頭まで続いたバブル経済の崩壊後、産業界の景気の悪化から新規卒業生の就職率は、「就職氷河期」と呼ばれるほどに冷え込んだ。1994年には、「超氷河期」という言葉も聞かれ、就職難が続いた。就職希望者のうち就職内定率は、大学生が2000年の4月で91.1%、2002年3月卒の高校生で、現在に至るまでで最も低い89.7%となった。その後、景気の回復傾向とともに、2008年春には、就職内定率は大学生で96.9%、高校生で97.1%まで復調したが、同年秋のリーマンショックの影響で、再び就職内定率は落ち込むこととなった。高校生では93.9% (2010年3月末時点) に落ち込み、大学生で

は91.0%（2011年4月時点）へ急降下し、若年者にとっては、需要供給のバランスがうまく機能していない厳しい状態となった（厚生労働省，2010a）。リーマンショックによる景気の冷え込みで、「派遣切り」や「内定取り消し」という言葉が飛び交ったほどであった。このように本人の意思ではどうにもならない経済・社会変動に翻弄されながらも、若年者は、仕事の世界に移行していくこととなる。

高校生・大学生のキャリア選択の現状

高校生については、進路指導という名のもとに進学か就職かの選択が学校主導で行われてきた（広井・中西，1978）。就職を希望する高校生については、大学生と異なり、学校経由での就職斡旋が慣行的に行われてきた（日本労働研究機構，1998）。従来的高校では、高校と企業との信頼に基づく継続的な関係である「実績関係」がある中で、成績が重視され、「推薦指定校制」や「一人一社制」で就職が決まるという日本的高卒就職システムが働いていた。しかし、1990年代初頭以降の景気の冷え込みによる高校卒の就職市場の縮小化により、日本的高卒就職システムが弱まってきた（荻谷，1991；安田，2003など）。また、1991年に大幅に緩和された大学設置基準のもと、大学の数が増え、さらに少子化による18歳人口の減少により、大学進学率が上昇してきた。その結果、1991年で24.6%であった大学進学率は2009年には50.2%と半数を超えた。そのため、選り好みをしなればどこかの大学に入れる全入時代となっている。いわゆる大学のユニバーサル化である（天野，2007など）。こうした時代の大きな流れ、すなわち社会的文脈の影響を受ける中で、若者にとっては、増加した選択肢の中からキャリア選択を主体的に行うことは容易ではないと思われる。

社会情勢が変化し、正規雇用の枠が狭まる中で、高校や大学を卒業しても就職をしない新卒無業者と呼ばれる若者や正規雇用についていないフリーターと呼ばれる若者が出現してきた（大久保，2002）。フリーターとは、「15から34歳の男性又は未婚の女性（学生を除く）で、パート・アルバイトをして働く者又はこれを希望する者」（厚生労働省，2003，p.8）と定義され、2003年の217万人をピークに2008年には170万人まで減少した。しかし、2010年には180万人を超え、2013年に182万人と、また上昇に転じている。その中で、25から34歳の年長フリーターは、2008年の88万人から2013年の102万人へと増加しているのに対し、15から24歳の年少フリーターの数も、2012年に77万人となるまで徐々に減少し続けたが、2013年では80万人と微増となった（厚生労働省，2014）。

小杉(2003)はフリーターを、正規雇用を志向しながらそれが得られない「やむを得ず型」、やりたい職業が見つかるまでの「モラトリアム型」、明確な目標を持った上で生活の糧を得るための「夢追い型」の3類型に分け、いろいろ経験したいという気持ちが強いためにフリーターになるものが多いと分析している。

また、ニート (NEET: Not in Education, Employment, or Training) の状態にある、15歳から34歳の非労働人口のうち、通学・家事を行っていない者を「若年(層)無業者」とし、その数は、2002年(平成14年)の64万人から2010年まで60万人のまま推移している。その中で25歳から34歳までの年長のニートの人口は35万人から39万人の間を推移しているが、15歳から24歳までの年少のニートの人口は、29万人から24万人へと減少傾向にある(厚生労働省, 2010a)。さらに、就職難の中、新規卒業で就職したもののその後3年以内に離職した率は、2010年(平成22年)3月新卒者で、高校生で39.2%、大学生で31.0%となり、前年度より上昇し、その多くが就職後1年以内に離職している。就職して3年以内に中卒の7割、高卒の5割、大卒の3割が離職する現象のことを七五三現象と呼び、大きな社会現象になった。徐々に高校生で4割と減ってはいるが、大学生は3割のままと大きく改善されたとは言えない状況である(厚生労働省, 2010b)。

心理学的にみるならば、社会経済的状况の変化とともに高校生・大学生のキャリア選択に変化がおきてきた。小此木(1978)が「モラトリアム人間」と名付けたように、わが国では、新たなモラトリアムの概念が生まれることとなった。元々は、Erikson(1950, p.338)が、高校生や大学生が含まれる青年期を子どもから大人への過渡期のモラトリアムの期間ととらえ、この時期に模索しながら自分という自己アイデンティティと職業アイデンティティを形成していくことをその期間の課題としたものであった。しかし、1970年代のわが国では、大人になるまでの見習い期間という本来の性格を失い、職業の世界に移行せずに中途半端な状態に積極的にとどまろうとする若者がみられるようになったのである。すなわち、高学歴化が進み、若者の社会に出る時期が遅れ、職業アイデンティティを確立することなく、先延ばしにしたまま、親に依存する未熟な期間が長引くという状況がみられるようになったのである。

また、1980年代は、受験競争の加熱や学業成績に基づく偏差値を重視した教育の中で、高校生は主体的な進路選択を先延ばしし、有名大学、大企業を目指す風潮がみられた。下山(1983)は高校生の進路決定過程の研究で、自らの進路や将来に対して模索を経ずに進路決定している生徒が半数以上いることを報告している。また、「すぐに社会に出るのが不

安」や「周囲の人がみな行く」からという消極的な進学理由をあげる生徒が少なからずみられることが報告されている（Benesse 教育研究開発センター, 2005）。安達（2003）も、高校生の進路指導では、進学のための受験指導に主眼がおかれてきたため、将来の職業は大学入学後に考えるように先延ばしされ、大学に入っても、職業に対する情報や理解の程度が不足している大学生は、職業への興味に結びついていないことを指摘している。

溝上（2010）は、青年心理学の立場から、大人になることを、高校生や大学生が職業選択をして、成熟した人生形成をするまでの自己形成の過程だとした。そして、青年の取り組み方を浜口（1982）の自己の内的基準で外をみるインサイドアウトと外的基準から自己をみるアウトサイドインの準拠枠を青年に当てはめ、1980年代までの青年は、インサイドアウトという主体的な自分探しをしていても、就職時には就職支援によりアウトサイドインへと社会の枠にあわせて転換していた状況があったと指摘している。その後、主体的な職業選択を尊重する風潮の中で、青年がインサイドアウトでの自分探しにこだわり、「大人になりたくない」「いつまでも学生でいたい」と思い始め、職業選択が引き延ばされることとなったととらえている。フリーターやニートとよばれる若年者の中には、青年期に職業選択について先延ばしをして意思決定をしていない者もいると指摘されており（長山, 2003; 玄田・曲沼, 2004; 小杉, 2003; 日本労働研究機構, 2000）、適切な時期に適切な支援が必要と思われる。

就職を選択した新卒高校生の多くは、学校経由で就職していくが、就職後の早期離職率は、依然として2011年3月で39.6%と約4割を推移している状況にある（厚生労働省, 2010b）。また、キャリア選択・決定を先送りし、未決定のままの卒業や消極的理由で上級学校へ進学する生徒もみられる（荻谷・濱中・大島・林・千葉, 2003）。

大学生のキャリア選択行動

高校生と大学生の若年者のキャリア選択について、モラトリアムが長引く現状とその理由をみてきた。ここでは、学校経由で職業生活へと移行する高校生に対し、大学生活のモラトリアム期間からスムーズに職業生活に移行することの難しさを大学生のキャリア選択行動からみる。

大学生のキャリア選択行動は、経済活動や雇用形態、採用方法などの変更とともに変わってきた。従来は、大学3年生の12月から採用情報や説明会の情報が解禁になることで正式の就職活動が始まり、4年生のはじめに選考活動が行われ、10月に正式に内定が出さ

れるというものであった。これでは、大学本来の学業に身が入らないということで、大学協会と政府の要請を受け、2014年4月の大学3年生からは、3か月遅い3月から情報の解禁、8月から採用選考の開始へと日本経済団体連合会によって繰り下げられることになった。このような変更にもその時の学生は対応していかなければならない。就職準備活動は、まず、自分のやりたいこと、できることを考える自己分析から始まり、筆記試験用の準備をし、必要なら資格をとることになる。そして、興味のある企業のホームページを見て情報収集を行い、履歴書を書き始める。就職活動が解禁になると、資料請求や説明会、セミナーに出席、OB・OG訪問など、計画的に行動する。いくつかの希望する企業が見つければ、履歴書、自己PR、webでのエントリーシートなどを企業ごとに作成・送付し、面接に備える。筆記試験、適性試験、面接試験を受けて、内々定をもらうことをめざすという流れとなる。多くの大学では、学内の就職ガイダンスやキャリアセンターでのカウンセリングが行われ、キャリア支援を行っているが、基本的には個人で計画して行う活動である。しかしながら、大学受験とは異なり、本人の努力が報われるとは限らない。どれだけ準備をしても、会社が必要とする人材像とのマッチングや面接官との相性など、本人だけではコントロールできない要因が絡み、なかなか採用を得られないことがある（谷内、2005）。

このような就職活動の中で、活動をやめてしまう大学生も見られる。大久保（2002）によると、大学生が就職活動から降りるパターンを4つに分けている。第1段階は、高卒での就職を希望しながらも先延ばしをして大学に進学したが、大学生活の半ばで離脱してしまうもの、第2段階は、就職活動が始まる時点で、将来のキャリアスタイルや職業観があいまいで、就職活動を始めることができずに先延ばしをしてしまうというもの、第3段階は、第1志望の会社への希望がかなわない時に他で妥協することができないことや、多くの会社に応募しても採用が得られず、自信喪失して途中で活動を中止すること、第4段階は、就職活動の終盤になっても採用をもらえず、内定をもらっている学生とのギャップから活動を続けられなくなり、やめてしまうというものである。このように就職活動で採用を得るには、安易な準備や職業観では活動をやり遂げることはできない。溝上（2010）の指摘のように、学生がインサイドアウトでの自分探しにこだわり、「大人になりたくない」「いつまでも学生でいたい」とキャリアについての選択を延ばすような未熟な状態が長引くと、就職活動の現実に立ち向かうように切り替えるのは難しいと思われる。スムーズに就職活動に進むためには、入学後からキャリア選択に関心を持たせるキャリア支援が必要であり、就職活動中も適宜サポートしていくことが望ましい。

工業高校生のキャリア選択の変化

本論では、大学生とともに工業高校生をとりあげる。これまでは、高校生という総称を使ってキャリア選択をとりあげたが、キャリア選択については、普通高校と専門高校に分けてとらえる必要がある。特に専門高校における専門学科には、職業教育を施す職業学科とその他の専門教育を施す専門学科が含まれている。前者には、農業、工業、商業などの学科があり、後者には、理数科や音楽科等が含まれる。普通科高校と専門高校では、就職先も高校の取り組み方も異なる。すなわち、普通科の8.1%の就職率に対して、人数は普通科の4割以下ではあるが、専門高校では50.5%、その中で工業高校では63.3%の生徒が就職するという最も高い就職率を示している（文部科学省，2013a, b）。大学生の就職率が2010年から2013年で60.8%から67.3%まで増加していることからみると、工業高校生の就職率と最も近いものとなっている。したがって、職業科の専門高校の中の工業高校生のキャリア選択についてみることは大学生との比較の上から意義があるものとする。

1990年代には、新規学卒就職者の中心が、高校卒から大学卒へとシフトし、高校生に対する求人内容も事務職は減少し、技能生産工程やサービス職の求人へと変わってきている（小杉・堀，2002）。そこで、高校生の進学率が高まり、短大・大学への進学が増えるにつれ、高校では大学進学に有利な普通科志向が高まった。職業科では、高校生の退学率の高さが目立つようになり、高校教育や専門教育への動機づけをもたない生徒が不本意入学として専門高校に入学するという事態も指摘されている（酒井，2007）。普通科や職業学科（専門学科）の高校生を対象とした荻谷・粒来・長須・稲田（1997）は、高校3年生の4月段階で、卒業後の進路について「あまり考えていない」生徒が約2割いることを指摘している。進路あるいはキャリアについて主体的に考えることなく就職した生徒の中には、安易なキャリア選択によるミス・マッチが就職後3年間の依然として高い早期離職率の一因という指摘もみられる（渡辺・鹿嶋・若松，2010）。こうした普通科志向の中で、専門科目の最低履修単位数は、30単位から25単位にまで削減された（文部科学省，1999a）。職業学科の中で、地域のものづくりと直結し、生徒のキャリア選択も比較的明確だと思われる工業高校においても、まさに専門性の希薄化が危惧された（田中，2005）。

しかしながら、技術革新の進展、産業構造の変化、労働市場の流動化などにより、職業教育が再認識されることとなった（文部科学省，2011）。地域のものづくり産業・社会を担う人材育成であり、高度な知識・技術を持った専門的職業人の育成の要請に答えるため

である。最近では、「就職の実績がよいから」や「学校での勉強は将来就きたい仕事に関係している」などの理由から、積極的に専門高校を選ぶ傾向もみられるようになってきた（Benesse 教育総合研究所，2010）。工業高校卒業生には、技能工や生産工程作業者の中でも専門性が必要なメンテナンスや電気関連業務に就いたものが多数含まれており、「今なお、普通科の卒業生に比べ、広い専門性を発揮しうる労働市場を有している」とみられているという報告もある（永田，2005，p. 213）。

本田（2009）は、工業科では即戦力というよりも生徒に「柔軟な専門性」を身につけさせることが工業科の存在意義だと述べている。寺田（2009）は、工業高校のあり方について、企業での OJT（On the job training: 企業内職業教育）につなげるための基礎的職業教育を行う専門基礎志向の高校と、より専門的な知識・技術を学ぶ専門完結志向の高校のように多様化した方向を示している。さらに、いずれの志向の高校においても、専門応用実践として、現場での就業体験や長期のインターンシップが重要であると述べている。

このように工業高校生が職業生活を見据えてキャリアを明確に選択していくために、就業体験や長期のインターンシップが必要であるとの指摘から、実践での職業教育がなされている。1999年に導入が決まったインターンシップについて、国立教育政策研究所生徒指導・進路指導研究センター（2012）の調査では、工業科では、公立の工業高校の83.0%がインターンシップを実施しており、普通科の74.0%より高く、3年生の最終年度でのインターンシップ実施率は、工業科で58.2%、普通科で17.9%と就職を見据えたインターンシップが行われている。また、2004年度からは、「専門高校における実務・教育連結型人材育成システム（日本版デュアルシステム）の推進」（文部科学省，2004a）で、社会に出てから即戦力となるための実践的な技能・技術が身に付けることを目的として、インターンシップより長期の2ヶ月ほどの企業内での OJT 的な実習が20校の専門高校で試行されている。

しかしながら、職業教育に重点をおいた専門高校でも、普通科高校と同様の変化が指摘されている。寺田（2009）は、専門高校生の大学進学などの進路の多様化、専門高校就職者にも目立ってきた早期離職、専門高校生の職業・キャリア観の主観化傾向、そして、「一人一社」の就職慣行の緩和という変化を指摘しており、専門高校生に対しても、就業体験を含むキャリア教育の必要性を述べている。専門高校では、従来の「一人一社」制の日本式就職システムにより、進路指導としては、生徒を企業に斡旋する出口指導が主であった。職業学科では、日本式就職システムが揺らいでいる中でも、まだ、本田（2009）によれば、

学校経由の就職斡旋が機能しているとみられる。しかし、就職慣行の緩和された中では、学校段階の早いうちから将来をみすえた生徒の主体的なキャリア選択への支援が必要となってきた。特に生徒の就職先の仕事の内容や事業への経営者の姿勢、事業所の経営者と従業員との意思疎通の度合いなど、生徒一人では得られない情報収集における支援は重要だと思われる(伊藤, 1998)。さらに専門学科の生徒の大学等進学率(文部科学省, 2013b)は、1990年の8.3%から2013年の20.8%と進学率が上昇し、普通科の62.2%に比べると低いものの、普通科と同様に「学校から職業生活への移行」が先延ばしされる傾向にある(中村, 2008)。

藤原(2010)は、高校3年間で5回の調査から、専門高校の就職希望者の率が安定して高く推移し、1年生初めに12%ほどいた未決定者も3年生初めには、2.5%以下に減少していることを明らかにし、縦断的調査からも一貫して非進学を選ぶパターンが多いことを報告している。また、3年生になると未決定者が減少するが、進路決定時期が近づくとフリーター希望者が増加するという現象も、普通科よりは少ないが、商業科のような専門高校で見られることが報告されている(岩田, 2010)。

このような専門高校生の現状を改善するには、入学時から将来のキャリア選択を指導の視野においた学校による支援が必要である。なお、本論では、専門学科の中から、大学生とよく似た就職率を示し、職業教育と学校経由の就職システムが機能している工業高校をとりあげる。そして、工業高校生がキャリア選択・意思決定をどのようにおこなっていくのかについて実態やプロセスを明らかにし、工業高校生に対する支援の内容・方法のあり方に関して学術的な根拠を提示することを試みる。

1-2. キャリア支援の展開

学校段階でのキャリア支援

社会情勢や生徒・学生の「学校から仕事への移行」に向けた準備不足が指摘され、学校教育と職業生活との接続の改善が注目されている。ここでは、文部科学省によるキャリア教育の施策について概観する。

「キャリア教育」の文言は、1999年の文部科学行政関連の中央教育審議会の答申－「初等中等教育と高等教育との接続の改善について」（文部科学省，1999b）ではじめて登場した。この答申は、高等教育後の進路が多様化する中で、生徒・児童が将来の進路を主体的に考えるようにするために、小学校段階からキャリア教育を実施する必要があるとの提言であった。高校生については、進路指導の中で自己の能力・適性を自覚し、将来への目的意識を明確にした上で、主体的に進路選択を行っていくようにすることが目標となった。特に、大学に進学する場合は、偏差値を指標とした「入れる大学」から、自分の将来の進路・職業、すなわち、キャリアを考えるとという視点で、自己の能力・適性、関心等を生かすことのできる「入りたい大学」を選択することが重要と指摘された。

その後、フリーターの急増やニートの存在が注目される中で、「キャリア教育の推進に関する総合的調査研究協力者会議報告書」（2004年）をうけ、文部科学省（2004b）は、キャリアについては、「個々人が生涯にわたって遂行する様々な立場や役割の連鎖及びその過程における自己と働くこととの関係付けや価値付けの累積」（文部科学省，2004b，p.7）と、キャリア教育については、「児童生徒一人一人のキャリア発達を支援し、それぞれにふさわしいキャリアを形成していくために必要な意欲・態度や能力を育てる教育」、端的には、「児童生徒一人一人の勤労観、職業観を育てる教育」（文部科学省，2004b，p.7）と位置づけた。2004年にはキャリア教育元年として、キャリア発達を促すために育成することが必要な能力・態度として4領域の「人間関係形成能力」「情報活用能力」「将来設計能力」「意思決定能力」を提示し、学校段階ごとに具体的な学習プログラムの作成をすることになった。

これら4つの能力や態度は、以下のとおりそれぞれ2つの下位能力からなっている（文部科学省，2006，p.4）。

1. 「人間関係形成能力」は、他者の個性を尊重し、自己の個性を發揮しながら、様々な人々とコミュニケーションを図り、協力・共同してものごとに取り組む能力とし、自己と他者のことを理解し認めあう能力と、コミュニケーションや人間関係を築きながら自己の

成長を果たしていく能力の2つの下位能力をあげた。

2. 「情報活用能力」は、学ぶこと・働くことの意義や役割及びその多様性を理解し、幅広く情報を活用して自己の進路や生き方の選択に生かす能力とし、情報収集・探索能力と、様々な体験等を通して職業を理解する能力の2つをあげた。

3. 「将来設計能力」は、夢や希望を持って将来の生き方や生活を考え、社会の現実を踏まえながら、前向きに自己の将来を設計する能力とし、下位能力に自己の果たすべき役割等についての認識を深めていく役割把握・認識能力と、目標とすべき将来の生き方や進路を考え、それを実現するための計画実行能力の2つをあげた。

4. 「意思決定能力」は、自らの意志と責任でよりよい選択・決定を行うとともに、その過程での課題や葛藤に積極的に取り組み克服するもので、主体的に判断し、選択する能力と、意思決定して、希望する進路の実現に向け、自らの課題を解決する2つの能力をあげた。

2006年には、経済産業省・厚生労働省・文部科学省・内閣府の4省府が参画し、「若者の自立・挑戦のためのアクションプラン」の推進のための手引を作成し、生徒から若年者を対象にしたより具体的なプログラムを示すことでキャリア教育を充実させようとした。ここで、キャリア発達とは、「自己の知的、身体的、情緒的、社会的な特徴を一人一人の生き方として統合していく過程である。具体的には、過去、現在、将来の自分を考えて、社会の中で果たす役割や生き方を展望し、実現すること」（文部科学省，2006，p.3）と定義している。これによると、小学校・中学校・高等学校のレベルにあわせて指針が設けられている。高等学校の手引きをみると、「高校におけるキャリア教育は、生徒のキャリア発達を支援し、望ましい勤労観、職業観を育成しながら、多様な選択肢から自己の意思と責任において進路を主体的に選択することができるよう援助していくことが最大の目標となる」（文部科学省，2006，p.43）としている。そして、高等学校を「現実的探索・試行と社会的移行準備の時期」と位置づけ、「自己理解の深化と自己受容」「選択基準としての職業観・勤労観の確立」「将来設計の立案と社会的移行の準備」「進路の現実吟味と試行的参加」を発達課題としている。2009年には、高等学校の学習指導要領の改訂で、「生徒が自己の在り方、生き方を考え、主体的に進路を選択することができるよう、学校の教育活動全体を通じ、計画的、組織的な進路指導を行い、キャリア教育を推進すること」（文部科学省，2009，p.8）の文言で、教育課程にキャリア教育を組み込むことを明記している。

高校の職業教育を主とする学科に関しては、職業科の学校から職業生活への移行の状況

が見直され、職場（就業）体験あるいはインターンシップが具体的な職業教育として重要なものとなっている（寺田，2009 など）。このような状況を改善することを目的として、高校においても早い段階から、キャリア教育やインターンシップ等のキャリア支援を通して、生徒に明確な目標を持ち、主体的な進路選択を促すような支援が導入されている（日本キャリア教育学会，2008）。

キャリア支援の効果の測定

大学生と高校生の学校から職業生活へのスムーズな移行のためには、入学後の早いうちからのキャリア支援が求められている。キャリア支援としては、キャリア教育や職場体験であるインターンシップ、さらには個人に対するキャリア・カウンセリングなどがあげられる。キャリア支援は、教育的介入により、学生・生徒のキャリア選択に必要な行動やその過程に対する理解がすすむことを目的とする。この介入の評価をエビデンスで示すことは、介入者と介入を受ける学生や高校生の両方にとっても、キャリア選択の状況を具体的に把握できる点で有意義なことである。そのためには、介入の前後比較だけでなく、日常の学校生活の中における学生や生徒のキャリア発達状態を把握することが望ましい（柳井，2001；文部科学省，2004a）。このようなエビデンスの積み重ねにより、介入のプログラムを改善することができ、個々のキャリア・カウンセリングにおいては個人のキャリア選択の発達状況を指摘することができる。そこで、キャリア選択に対する行動のアセスメントが必要となる。

キャリア教育研究でアセスメントツールとして使われている尺度を下村（2008）が紹介している。それによると、高校生向けとしては、高校への進学動機がどの程度自律的であるかを測定する「自律的高校進学動機尺度」（永作・新井，2003）、将来の進路選択行動の予測力が高いと考えられる「進路選択に対する自己効力尺度（CS 尺度）高校生用」（浦上，1993）がある。大学生向けとしては、「CDDQ-R（Career Decision-making Difficulty Questionnaire-revised）」（若松，2001）があり、進路未決定の学生がどこに進路選択の困難さを感じているかを測定する。また、「キャリア意識尺度」（安達，2004）は、若者のキャリア意識を、適職信仰、受身、やりたいことの3領域からとらえようとするものである。「職業価値観尺度」（菰田，2006）のように、職業選択の際にその行動に影響を与える価値観として、「自己価値」「社会的評価」「労働条件」「人間関係」「組織からの独立」の5側面から測定する尺度もある。

1-3. キャリア選択に対する自己効力感

キャリア選択行動を測定するアセスメントツール

第1節では、フリーター、ニート、就職後3年以内の早期離職率が減少してはいない状況の一因として、キャリア選択についてよく考えることなく、学生生活に留まる、あるいは安易に職業生活に入っていくという生徒・学生がいることを述べた。こうした状況に対して、学校から職業生活への移行にある若年者に望ましい勤労観、職業観を育てるようにキャリア支援が展開していることを第2節で述べた。本節では、勤労観、職業観を職業・勤労に対する見方・考え方、態度等を内容とする価値観ととらえ、これらを実証的にとらえるツールの一つとして、自己効力感に着目する。

本節では、日々の生活の中での発達やキャリア支援によるキャリア選択に対する具体的な行動の変化をエビデンスとしてとらえることを検討する。そのために行動と関連したアセスメントツールとして、自己効力感をとりあげる。まず、自己効力感に至るまでのアセスメントツールを紹介し、次にキャリア選択・意思決定過程を測定するアセスメントツールとして、自己効力感の有効性を内外の研究からみることにする。

キャリア発達の測定は、アメリカでは、Superを中心としてキャリア成熟を測定するために開発された Career Development Inventory (Thompson, Lindeman, Super, Jordaan, & Myers, 1981)と Crites の開発した Career Maturity Inventory (Crites, 1978), そして、キャリア選択・意思決定が困難であるキャリア不決断を測定する Osipow を中心とした Career Decision Scale (Osipow, Carney, & Barak, 1976; 以下, CDS と省略する。) や Vocational Decision-Making Difficulty Scale (Holland & Holland, 1977) などの不決断を測定する尺度があった。1980年代に入ると、Hackett, & Betz (1981) に始まる自己効力感のキャリア選択への応用により、キャリア選択・意思決定領域で自己効力感尺度を用いた研究が多くなってきた (Borgen, 1991)。わが国では、進路発達検査 (中西, 1976) と進路成熟態度尺度 (坂柳・竹内, 1986) を契機にキャリア発達のアセスメントツールが開発されてきた。

キャリア選択に対する自己効力感

Bandura は、他者の行動を観察することで、直接体験しなくても学習することができるモデリングについて検討し、社会的学習理論 (Bandura, 1971) を提唱する中で、人と環境との相互的影響を重視した。その後、Bandura (1977, p.192) は、「人は、刺激に関連

するイベントを認知することで初めて影響をうける。刺激は、予知機能によりその行動の生じやすさに影響するのであり、刺激は同時に生じた反応と自動的に結びつくのではない」と述べ、社会的認知理論へと発展させていった。ここで、Bandura (1977) は、人が学習するうえで、刺激をどのように認知するかが重要であると提唱したのである。そして、ある結果を生み出すために必要な行動をどの程度うまく行うことができるかという予期のような認知的変数を自己効力感とよんだ (Bandura, 1977, 1995)。この自己効力感は、行動や気分・情緒的な状態に影響を及ぼすであろう予期という概念である。すなわち、ある領域の行動について低い自己効力感を持つ人はその行動を避け、反対に高い自己効力感をもてば、その行動を起こす頻度が高くなるというものである。自己効力感には、理論上、ある結果を生み出すために必要な行動をどの程度うまく行うことができるのかという予期の「効力期待」と、ある行動がどのような結果を生み出すのかという予期である「結果期待」とがある。実際には、行動を起こす前の「効力期待」の方がよく取り上げられ、自己効力感といえば、主に「効力期待」のことを示している。

Bandura (1977) は、予期機能が行動をコントロールしている点を強調した。そして、予期機能である自己効力感の形成や変容については、4つの情報源が影響するとし、この自己効力感の変容が行動変容につながるとした。これらは、

- (1) Performance Accomplishments (遂行行動の達成) : 行動したことで成功裏に達成できた経験をもつこと
- (2) Vicarious Learning (代理学習) : 他者が経験することを観察すること
- (3) Verbal Persuasion (言語的説得) : 他者からの言葉による励ましやサポートを受けること
- (4) Emotional Arousal (情緒的喚起) : 不安や緊張など、行動と関連して自分の中に生じる生理状態を知覚すること、である。

こうした予期機能である自己効力感の概念は、客観的な測定が可能であり、4つの情報源により機能を操作することができることから、行動の変容を予測する認知的変数として、喫煙や恐怖反応のような不適応行動の治療など臨床場面でも用いられるようになった (Conditte & Lichtenstein, 1981; 前田・坂野・東條, 1987; 坂野・前田, 2002 など)。

キャリア関連行動への自己効力感の応用の可能性は、Hackett & Betz (1981) によって議論された。彼女らは、女性のキャリア発達に焦点をあて、その測定のための尺度作成の必要性を訴えた。そして、介入による職業行動の変容に対して自己効力感をキャリア発達

のアセスメントツールとして利用することを提案した。当時は、CDSなどのキャリア不決断 (indecision) の研究が注目されており、自信の欠如や情報の欠如という不決断の原因の要素が測定されている。しかし、さらなる不決断の原因の要素の特定と、介入の方策の計画に役立つアセスメントツールの開発が求められていた (Slaney, Palko-Nonemaker, & Alexander, 1981)。ここに登場したのが、キャリア選択・意思決定に対する自己効力感の概念と尺度であった。

海外におけるキャリア選択に対する自己効力感の次元性と問題点

キャリア関連行動への介入の方策に有効と考えられたのが、介入者による操作が可能な自己効力感である。Taylor & Betz (1983) は、キャリア関連行動の中でもキャリア選択・決定の過程に焦点を当てた自己効力感を測定するための尺度作成を試みた。これは、Crites (1965, 1978) のキャリア成熟理論で提案された「正確な自己評価 (Self-Appraisal)」「職業情報の収集 (Occupational Information)」「目標選択 (Goal selection)」「計画立案 (Making Plans for the Future)」「問題解決 (Problem Solving)」という5領域からなるキャリア選択能力 (Career Choice Competence) に基づき、各領域にキャリア選択・決定過程に関連した行動を項目として収集し、キャリア成熟の測定を自己効力感の測定へと改編しようとしたものである。彼女らは5つの領域それぞれに10項目を作成し、領域に対応する5下位尺度からなる Career Decision Self-Efficacy Scale (以下CDSE)¹を作成した。そして、10段階評価で大学生346名を対象に回答を求めた。全項目での信頼係数の α 係数は0.97であり、各10項目の下位尺度の α 係数は0.86から0.89で、各尺度の信頼性は高い。主成分分析で5因子²が抽出され (累積寄与率は52%)、直交回転である Varimax法による回転を施したが、その結果からは、過半数の27項目が第1因子に集まり、複数の因子に高く負荷している項目も多く、明確な構造がみられなかったと報告している。仮説の5領域を対象に構成した尺度間の相関が0.72から0.85と高いことから、全体として1次元の構造だ

¹ オリジナルの尺度名は、CDMSE (Career Decision-Making Self-Efficacy Scale) であったが、著作権の関係から、CDSE (Career Decision Self-Efficacy Scale), CDSE-SF (Career Decision Self-Efficacy Scale – Short Form) に変更すると記されている (Betz, Hammond, & Multon, 2005)。最近では、尺度名について CDSES, CDSES-SF と書かれることもあるが、CDSE, CDSE-SF が正式な尺度名である (Betz, N. E., Personal communication, 2014, March.)。

² 主成分分析 (Principal Component Analysis) においては、因子ではなく、主成分という語が使われるのが一般的だが、以降の文献においても研究者の用語にしたがっている。

と考えるに至った。その後、CDSEの構成概念あるいは次元性については、富永（2008）が詳細に検討しているように、数多くの研究が展開されてきた。本論では、次元性の探索で適用された方法論を中心として、キャリア選択・決定自己効力感の測定の現状と課題について再検討を加えてみることにする。先行研究の次元性についての分析方法と結果については、Table1-3-1にまとめた。なお、本論での次元とは、1次元、多次元で表されるように、変数間の関連から因子分析で抽出された因子の数とする。

Robbins（1985）は、92名の大学生を対象に、CDSEと自尊感情、特性不安、職業的アイデンティティ、キャリア不決断との関連をみた。判別分析で、CDSEの下位尺度から職業的アイデンティティの高群・低群の判別を試みたが、自己評価と目標選択以外の下位尺度については判別できず、5つの下位尺度を明確に確認するには至らないとした。そして、CDSEを特定のキャリア選択行動に限らない一般的な自己効力尺度としてみることを提案している。Taylor & Popma（1990）も、407名の大学生を対象に、主成分分析を行った結果、多少明確な構造になったものの、5因子の累積寄与率が26%と低く、CDSEをキャリア決定行動の多面的な領域をおおった一般的なキャリア自己効力感尺度とみている。しかし、職業的不決断、Locus of Controlなどとの関連をみた結果、CDSEは、職業的不決断を強力に予測すること、そしてキャリア決定場面で介入をする際に役立つことを議論している。

Peterson & delMas（1998）は、418名の学生を対象にCDSEの調査を行った。無作為に2グループに分け、交差妥当化の方法で、CDSEの次元性を検討した。主成分分析で第2主成分までが適当と判断し、Varimax法で回転を行った結果から両グループで共通する成分として『情報収集(Information Gathering)』と『意思決定(Decision Making)』とを報告している。その結果をもとに、新たに作成された短縮版の16項目について2グループで同じ分析をおこない、それぞれのグループで60%と63%の累積寄与率を示した2つの成分を報告している。10項目の第1主成分の『情報収集』には、Taylor & Betz（1983）の情報収集と計画立案の項目が含まれ、6項目の第2主成分の『意思決定』には、目標設定、計画立案、自己評価の項目が含まれた。

5領域が独立していると報告しているのは、Gati, Osipow, & Fassa（1994）だけである。彼らは、CDSEの英語版とヘブライ語版を用い、翻訳版に差がないことを確認した上で、ヘブライ語版で63名の若者のデータを得て、クラスター分析を行った。その結果では、

Table 1-3-1 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究 (海外, 発表年代順) (1)

研究者	分析手法	構造	下位尺度(構成領域)	使用尺度 項目数	対象	標本サイズ	信頼性 (α 係数)	結果
Taylor & Betz (1988)	主成分法 Varimax回転	1因子	[CDSE] 目標選択, 自己評価, 職業情報の収集, 将来設計, 課題解決の5領域から作成。	50項目 10件法	大学生	346	総得点で.97 下位尺度で.86 ~.89	CDSEと $r=-.29$ ~ $-.48$, 総点とで $r=-.40$ 。SAT, ATCの学業成績と関連なし。
Robbins(1985)	判別分析		CDSEの自己評価と目標選択以外の下位尺度については判別できず。	CDSE	大学生	92	平均.88	RSES (自尊感情) と総点とで.58 STAI (不安) と総点とで.24 CDSEと総点とで.34 VI (Vocational Identity) と総点とで.34。
Taylor & Popma(1990)	主成分法	1因子	CDSEをキャリア決定行動の多面的な領域をおおった一般的なキャリアア自己効力感尺度とみる。	CDSE	大学生	407	—	総点とLocus of control (統制の所在) ($r=-.30$), CDS($r=-.51$)。重回帰分析で, CDSEがCDSを他の要因よりも予測。
Peterson & delMas (1998)	主成分法 Varimax回転	2因子	情報収集, 意思決定。CDSEの項目と一致せず。	CDSE	大学生	参加418 回答369	総得点で.97 16項目で.93	16項目の短縮版は, 10項目の情報収集と6項目の意思決定となり, 元の5尺度が混じった。
Gati, Osipow, & Fassa (1994)	クラスター分析	5尺度	各下位尺度を6項目に減らすと, CDSEの5下位尺度と同じになった。	ヘブライ語版のCDSE	若者	63	総得点で.95 各6項目で.92	元の50項目の分析では, 目標選択と問題解決が分離されなかつた。
Betz, Klein, & Taylor (1996)	主成分法 Varimax回転	5成分	[CDSE-SF] 5成分だが, 最初の2成分の目標選択と情報収集以外は明確でない。この2成分とも計画立案の項目を含む。	25項目 10件法	大学生	184 (男子81, 女子103)	総得点で.94 下位尺度で.73 ~.83	CDSEと総点とで, $-.56$ 。 MWSと総点とで, $.58$

Table 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究 (海外, 発表年代順) (2)

	1 因子	2 因子	3 因子	4 因子	5 因子	モデル検討	1 因子構造
Watson, Bran- Ellis (2001)	1 因子	2 因子	3 因子	4 因子	5 因子	CDSE-SF	大学生 南アフリカ
	CFA モデル検討					364	総得点で 5 下位尺度 で .64 ~ .
Creed, Patton (2002)	3 因子	4 因子	5 因子	6 因子	7 因子	CDSE-SF 25項目 5 条件法	高校生 オーストラ リア 南アフリカ
	主因子法 回転 (直接オプ リミン法)					563 416	オと南アの8~12年生 は, 南アの学校がオよりも高い 得点 (12年生を除く)。オで12 年生 > 8, 9年生。
Hamp (2005)	3 因子	4 因子	5 因子	6 因子	7 因子	中国語版 CDSE-SFの うち13項 目	大学生 中国人
	主因子法, 斜交 回転の後, CFA 適用。					157名	サンプル1 総得点で は256名, 23 下位尺度 は157名 で .69 ~ .
Betz, Hammon (2005)	—	—	—	—	—	CDSE-SF	大学生
	CDSE-SFの5件法での回答につい て検討。総得点での信頼性と おにも下位尺度でも信頼性あり とし, 信頼性・妥当性ともにあ ると報告。					1,832	総得点で ~ .95。下 位尺度で .78 ~ .87。
Chaney, Ham Mullt(2007)	4 成分	5 成分	6 成分	7 成分	8 成分	CDSE-SF	大学生 アフリカ系 アメリカ人
	主成分法 Varimax回転					220	下位尺度で .72~.91
Hamp (2006)	4 因子	5 因子	6 因子	7 因子	8 因子	中国語版 CDSE-SF	高校生 中国
	主成分法 Varimax回転					183	総得点で 下位尺度で ~ .80。
Miller, Sendr Brown, Thom McDaniel (200	1 因子	2 因子	3 因子	4 因子	5 因子	CDSE-SF	大学生 アメリカ人 ヨーロッパ 系 アメリカ人
	CFA モデル検討 SEMによる1 因子分析で因子的 1次モデルが最適と判断					267名, ヨーロッパ 系が239名	5 因子の1次モデルで, 同時分析を行い, 因子の不変性 があるとの結果を得る。

Table 1-3-1 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究（海外，発表年代順）（3）

Jin, Ye, & Watkins (2012)	CFA モデル検討 1 因子	1次因子, 2次因子, 一般因子モデルで検討した。因子間の重なりが大きいため, 5次元に分ける有効性低いと判断し, 一般因子モデルを採用する。	中国語版 CDSE-SFから最初に2項目除外し, 23項目	796 大学院生 中国	総得点で.91。 下位尺度で.62～.77。 BFのN, C, Eと総点とで高い相関がみられた。
Lo Presti, Pace, Mondo, Nota, Casarubia, Ferrari, & Betz(2012)	CFA モデル検討 SEMによる同時分 析で因子的不 変性検討 5 因子	5因子の1次因子モデルと一般因子モデルを比較。適合度から1次因子モデルが良いと判断。男女の集団の同時分析を行い, 因子パターンの不変性の当てはまりが良かった。	イタリア 語版CDSE-SF	3,390名で CFA。男女 各600名で 同時分析。 最終学年の 高校生 イタリア	5因子間相関は, .47～.67。 CDSとの関連は, -.24～-.39。

注1: 尺度の略号は以下の通りである。

CDS = Career Decision Scale (Osipow, Carney, & Barak, 1976)

SAT = Scholastic Aptitude Test

ACT = American College Test

RSES = Rosenberg Self Esteem Scale (Rosenberg, 1965)

MVS = My Vocational Situation, VI (Vocational Identity) は, MV5の下位尺度。

CDP = Career Decision Profile

GIS = Goal Instability Scale

PANAS = Positive and Negative Affect Schedule

目標選択と問題解決がうまく分離されなかった。そこで、同一下位尺度との相関が低く他との相関が高い項目を除き、各下位尺度を6項目にした結果、再度のクラスター分析で明確な5領域に分かれた。信頼性はCDSE本来の50項目版よりも落ちたが、分類はうまくなされたと報告している。この結果については、参加者の人数が少なく、本来の50項目を用いていない点で、明確な5領域に分かれたとは言い難いが、項目を選定することで5領域に分かれる可能性を示している。

このようにCDSEについては、Critesの5領域のキャリア選択能力に基づいて作成されていることから、構成概念としては5次元構造を仮定しているにもかかわらず、次元性を探索したこれらの研究では、この仮定を支持する結果は得られていない。このような状況のなかで、Betz, Klein, & Taylor (1996)は、キャリア・カウンセリングの場でも使用しやすいような短縮版を作成することで、次元性を確保する方策を探っている。すなわち、1)内容の特殊性や意味の狭義さを避け、一般性をもつこと、2)下位尺度とそこに含まれる項目との相関が0.50以上であること、3)Taylor & Popma (1990)での因子に負荷するもの、4)Gati et al. (1994)の分析をもとに残しておいた方がいいもの、という4つの基準をもとにCDSEの下位尺度の各10項目から5項目を除いて25項目による尺度をCDSE短縮版(以下CDSE-SF)として提案している。項目の反応カテゴリーを10段階として、184名の大学生を対象として、ここでも主成分分析を適用し、累積寄与率が62%の5成分を直交回転で報告している。この結果でも、最初の2因子の『目標選択』と『情報収集』以外は、あまり明確な構造とはいえなかった。2因子解での回転も試みたところ、累積寄与率は47%であり、第1因子に『目標選択』『計画立案』『自己評価』の項目が集まり、第2因子には、『情報収集』と『問題解決』のほとんどの項目が集まるかたちとなった。CDSE-SFの5次元構造は完全に支持されたとはいえないが、Betz et al. (1996)は、CDSEに含まれている5つのキャリア選択能力は、来談者にキャリア意思決定過程の段階だけでなく、それぞれの知識とスキルを提供するであろうと報告している。そして、キャリア・カウンセリングとキャリア教育で有効に利用される可能性を示唆している。

Creed, Patton, & Watson (2002)は、大学生以外の対象として高校生に対して、また、様々な文化圏でのCDSEの適用の可能性を検討している。さらに、因子間相関があるときには直交回転では適切な解が得られないことを指摘し、斜交回転の適用を試みている。オーストラリアと南アフリカでレベルの似た高校を選び、それぞれ563名、416名の高校生を対象に、10件法は高校生には複雑すぎるとして5件法でCDSE-SFの調査を行った。探

索的因子分析を次元性の探索方法として採用し、次のように報告している。まず、主因子法で Varimax 回転を施した結果、両グループとも 4 因子解が適当と思われたが、直交解では複数の因子に高く負荷している項目が多く解釈ができなかった。そこで、主因子法で斜交回転（直接オブリミン法）を行ったところ、単純構造に近いものが得られた。抽出された順序は異なるものの、両グループで、元の下位尺度の情報収集と目標選択の項目を主とする『情報収集』因子と、主に目標選択と計画立案の項目からなる『意思決定』の因子、問題解決の項目からなる『問題解決』因子の 3 因子が解釈可能な因子となった。しかし、因子間相関については、オーストラリアの高校では、全て正の相関を示したのに対し、南アフリカの高校のサンプルでは、『情報収集』と思われる因子が他の因子と負の相関を示した。以上の結果から、2つの高校のサンプルは異質な因子構造を示しているとみている。そして、斜交回転により単純構造に近いものが得られたが、各因子に負荷した項目は、元の CDSE-SF の 5 下位尺度全てからの項目を含んでいたことから、下位尺度を明確に再現する因子構造とはならなかったとし、さらなる研究を呼びかけた。

Hampton (2005) は、Creed et al. (2002) の呼びかけを受け、中国語に翻訳した CDSE-SF を用い、256 名の中国の大学生グループでの調査を行った。中国においては、進路選択・決定では本人の主体的な意思よりもむしろ集団アイデンティティという周囲との関係が重視されるという文化の違いがあることと、中国での大学生の失業率が高まり、適切なキャリア・アセスメントとカウンセリングツールが求められていたということが中国の大学生を対象とした理由であった。探索的因子分析で、斜交回転により 3 因子解を抽出し、複数の因子に高い因子パターンを示した 5 項目を除いた。そして、3 因子のモデルに確認的因子分析を適用した。その結果、適合度指標をもとにさらに 7 項目を除いた 13 項目により、『意思決定』『情報収集』『問題解決』の 3 因子構造を報告している。もう一つの 157 名のグループのサンプルからも同じ因子構造がみられたことから、この因子構造について因子的妥当性はあるとしている。しかし、この結果は、Creed et al. (2002) と同じ因子名の 3 因子ではあったが、Hampton (2005) で意思決定因子の項目（「自分の理想の仕事を決めること」）が、Creed et al. (2002) では情報収集に入るなど、因子の構造が異なっていた。したがって、Hampton (2005) は、項目によっては、異なる文化圏で、異なった概念として受け取られていると思われるものもあったと報告している。

Hampton (2006) は、183 名の中国の高校生を対象を広げ、中国語に翻訳された CDSE-SF を調査した。主成分分析で Varimax 回転を施し、4 因子と 5 因子を検討したが、どの因子

にも想定された5領域の項目が混合し、4因子と5因子のどちらの構造をも支持できなかった。そして、中国版CDSE-SFを総合的に測定された1次元の尺度とみた。このことについて、中国の対象高校の特徴か、あるいは、選択過程に家族の関心が強調される中国の集団的な文化の影響かを特定できないとしている。

Betz, Hammond, & Multon (2005) は、CDSE-SF がキャリア・カウンセリングなどでより手軽に使われることを目的として、それまでの10件法から5件法への変更を検討した。因子構造については分析していないが、5件法による信頼性と妥当性を下位尺度別と総合得点とで検討し、下位尺度に分けて適用することの信頼性と妥当性は高いと報告している。Chaney, Hammond, Betz, & Multon (2007) は、アフリカ系アメリカ人に対しても、CDSE-SF が適用可能かをみるために、220名のアフリカ系アメリカ人の大学生を対象に因子構造を検討し、Betz et al. (2005) での白人データとの比較を得点差から試みた。主成分分析で Varimax 回転の結果からは、4成分解を採用しようと考えたが、10項目が第1因子に集まり、全ての下位尺度からの項目を含んでいることから、第1因子が自己効力感を総合的に測定していると報告している。また、成分が、想定された5領域ではなく、抽出順に学問のコースの選択、キャリア選択、就職活動への練習、そして、その後に変更の可能性というように時系列になっていた。ここでも、5因子構造は確認されず、アフリカ系アメリカ人の得点が問題解決以外の全てで白人の得点よりも高かったことから、民族集団の違いかもしれないと報告している。

以上、CDSE と CDSE-SF の抽出された因子の次元性について、先行研究をみてきた。理論的に想定された5因子構造は見出されず、これが分析した集団によるものなのか、民族、人種、学校段階などの違いによるものなのかを調べるために異なる集団で研究が展開されてきた。その中で、多次元の因子構造を報告している研究もある (Peterson & delMas, 1998; Gati et al., 1994 など)。しかしながら、多くは因子構造が明確でないことを理由に尺度の総点を扱うことを提案している。この次元性に対する疑問の原因の一つは、探索的因子分析法 (Exploratory Factor Analysis : 以降、EFA と略す) の適用にあったと考えられる。CDSE と CDSE-SF の EFA では、共通性の推定を行わない主成分分析で、因子軸の回転においても単純構造の確認が不確かな直交回転で終わっていた (Taylor & Betz, 1983; Betz et al., 1996)。そして、直交回転の結果から構成されたにもかかわらず尺度間相関が高いことを根拠として、内部の構造が1次元であるとしていた (Taylor & Popma, 1990 など)。しかし、Creed et al. (2002) ではオーストラリアと南アフリカの高校生を対象と

して、また、Hampton (2005) では中国の大学生を対象として、斜交回転を適用した因子分析から、共に、目標選択と計画立案の項目からなる意思決定、情報収集、問題解決の3因子を確認している。すなわち、斜交回転法を適用した因子分析の結果では、因子間の相関は高いものの多次元構造であることが報告されている。ただし、Hampton (2005) は、25項目 CDSE-SF のうち13項目のみからの分析であること、Creed et al. (2002) の3因子構造には、Crites の理論上の5因子からの項目が全ての因子に混じっていることが問題として残っている。

明確な次元性が得られていない原因のもう一つは、項目の表現にあると思われる。CDSE と CDSE-SF の項目の翻訳を Table 1-3-2 に示した。CDSE の50項目には、進学についての項目が多く含まれており、進学を考えない大学生にとっては、適切な項目だったとは言えないようである。50項目から選択した短縮版 CDSE-SF の25項目についてみると、多くは「専攻やキャリア」と両方の可能性のある文言を使い、それに対する自己効力感をたずねているが、進学についての項目はまだ4項目含まれている。このように進学を考えていない学生にとっては、答えにくい項目がみうけられる。この偏りのある項目が明確な因子構造を妨げていたかもしれない。

このように CDSE と CDSE-SF の因子の次元性については、異なる民族、人種に対して翻訳された尺度を用いて研究されてきたため、キャリア選択過程の社会・文化的な違いによる影響がおよんでいるかもしれない。異なる複数集団の因子構造について、Vandenberg & Lance (2000) は、確認的因子分析 (Confirmatory Factor Analysis : 以降、CFA と略す) による検討をすすめている。EFA では、因子パターンの類似性の比較にとどまり、構造を検証したことにはならないからである。さらに、Vandenberg & Lance (2000) は、文献のレビューにより、理論的仮説に基づく因子構造について、異なる集団や翻訳版や短縮版などを媒介した研究に対して、同じ因子構造であるかという因子的不変性を検討することを推奨している。この因子的不変性とは、男女、年齢・学校など個人差のある集団、文化的な違いにより概念の解釈が異なると思われる集団の違いを検討するものである。さらに介入や実験的操作のある中では、時間経過で概念の枠組みが変わることも考えられるため、縦断的な設定においても、因子構造の不変性を確認する必要があることを指摘している。最近では、構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling : 以降、SEM と略す) を適用して次元性や因子構造の検討を行う研究が多くみられるようになってきている。

Table 1-3-2 CDSEとCDSE-SFの尺度項目

CDSEの下 位尺度	CDSE- SF	項目
自己 評価		5 自分の能力を正確に評価すること
		9 自分の理想の仕事を決めること
		14 職業の中で、何に最も価値をおくかを決めること
		18 自分のキャリア目標を達成するために何を犠牲にするつもりかがわかること
		22 自分が送りたいと思うライフスタイルのタイプを明確にすること
	*	興味のある専攻をいくつかあげること 興味のある職業をいくつかあげること 数学のコースでうまくやる能力があるかどうかを推測すること 自分が最も能力をもっている学問的な課題を決めること 主に人か情報かのどちらに関わりながら働きたいかを決めること
目標 選択	*	2 現在考えているいくつかの専攻のリストの中から、一つの専攻を選ぶこと
		6 現在考えているいくつかの職業のリストの中から、一つの職業を選ぶこと
		11 自分の望むライフスタイルにあうキャリアを選ぶこと
		16 キャリアについて意思決定をしたら、それが正しいか間違っているかについて悩まないこと
		20 自分の興味にあう専攻やキャリアを選ぶこと 親が賛成しない専攻やキャリアを選ぶこと 従業員のほとんどが異性であっても、そのキャリアを選ぶこと 自分の能力にあった専攻やキャリアを選ぶこと
	*	卒業までに時間がかかったとしても、自分に最良の専攻を選ぶこと
	*	就きたい仕事の市場が衰退して就職の機会が少なくなっても、やりたい専攻を選ぶこと
計画 立案		3 自分の目標について、この先5年間の計画を立てること
		7 自分が選んだ専攻をうまく成し遂げるために必要なステップを決めること
		12 良い履歴書を準備すること
		21 自分のキャリアと関係がありそうな雇用先、会社、団体を明確にすること
		24 仕事の採用面接をうまくやり遂げること
	*	自分の教授から推薦状をもらうこと 将来の目標に関連する仕事経験をすること 学内で学生就職指導部を見つけ利用すること
	*	自分のキャリア目標を達成するために、大学院や専門職大学院に進む必要があるかどうかを決めること
	*	将来のキャリアに役立つと思われる、専攻以外の勉学の計画を立てること
情報 収集		1 興味のある職業について、インターネットで情報を得ること
		10 今後10年間の職業についての雇用傾向を調べること
		15 職業に就いている人の平均年収について調べること
		19 自分が興味を持つ分野で、既に働いている人と話をすること
		23 大学院や専門職大学院についての情報をみつけること
	*	大学で英語を専攻した人を雇用する会社の情報を探すこと
	*	エンジニアリングでの教育的プログラムについて情報を探すこと
	*	専攻することを考えている学部の教授たちのところに話をしに行くこと
	*	大学院のことと自分の専攻での仕事の機会について、学部の教授にたずねること
	*	就きたいと思うキャリアや職業について、仕事の内容を知ること
問題 解決	*	4 自分の選んだ専攻で勉学上問題があれば、必要なステップを決めること
		8 挫折しそうになっても、自分の専攻やキャリアの目標を目指してねばり強くがんばること
	*	13 最初に選んだ専攻が気に入らなければ、専攻を変えること
		17 就いた職業に満足できないならば、職業を変えること
		25 望んでいた専攻やキャリアに進めなくても、納得できる他の専攻やキャリアをみつけること
		親や友人がすすめる専攻やキャリアであっても、自分の能力にあっていないと思えば断ること
	*	本当に就きたい仕事に就くために他の都市に移ること
	*	大学院に進むことに失敗しても再度応募すること
	*	大学を出て5-10年後に大学院に入ること
	*	大学を落第して退学にならないように方策を考え出すこと

注1：項目は、Taylor & Betz (1983), Miller et al. (2009)を参考にし、筆者が訳した。

注2：番号は、CDSE-SF尺度の項目番号である。

注3：*のついた項目は、大学生を対象とした項目と考え、筆者が印をつけた。

Watson, Brand, Stead & Ellis (2001) は、失業率が高く不安定で予測できない状況の南アフリカで、実践的に使用できる尺度の必要性から、364名の南アフリカの大学1年生を対象に CDSE-SF の次元性を CFA で探った。5 因子間に因子間相関を認めた 1 次因子モデルを作成し、その適合度をみた。適合度は RMSEA が .075, CFI と GFI が 0.83 と良いものではなく、この結果からは、下位尺度ではなく総点を使うことをすすめる結果となった。このように SEM による CFA はまだ多くはないが、徐々にみられるようになり、理論的仮説に基づく次元性の検討が行われてきた。

前述した Hampton (2005) の研究では、CDSE-SF から EFA を適用した後、13 項目のみで 3 因子の 1 次因子モデルを作成し、CFA を適用した。他に 25 項目全てを用いたモデル、Peterson & delMas (1998) の 2 因子のモデル、Creed et al. (2002) の研究の 2 つの民族集団の 3 因子のモデルに対しても CFA を適用し、適合度指標から検討した結果、Hampton (2005) の 3 因子のモデルの適合度が最も良いことを確認している。また、別の中国人の集団でも同様のモデルが有効であることを示し、因子的不変性があると報告した。さらに、2 つの中国人の集団のモデルに対し、因子パターン、独自性、共分散の値を両集団で順に同値とすることで、因子的不変性の水準をみた。その結果、全てを同値とするモデルでの適合度が良いことから、2 つの集団では同質の 3 因子構造が認められるとした。Hampton (2005) の研究は、CDSE-SF の 25 項目から 13 項目を用いたものであったが、意思決定、情報収集、問題解決の 3 因子構造をとらえ、それまでに提案された複数のモデルとの比較から検討したもので、CDSE-SF の次元性を検討する研究の方法において興味深い試みであったといえよう。

その後、Miller, Sendrowitz Roy, Brown, Thomas, & McDaniel (2009) は、CFA を適用した研究が不足していることを指摘し、尺度が民族の違いをこえて、不変であるかについて、アジア系アメリカ人 267 名とヨーロッパ系アメリカ人 239 名を対象に検討した。それぞれの集団について、Betz et al. (1996) で想定された互いに相関のある 5 因子からなる 1 次因子モデル、全ての項目が 1 個の因子からなる一般因子モデル、Hampton (2005) の 3 因子モデル、Creed et al. (2002) のオーストラリアと南アフリカの各集団の 3 因子モデルの計 5 個のモデルを検討した。その結果、全てのモデルでの適合度は、大きな違いはなかったが、アジア系とヨーロッパ系のアメリカ人の両集団とも、Betz et al. (1996) の理論上の 5 因子からなる 1 次因子モデルが最も適合度のよいものとなった。さらに 5 因子からなる 1 次因子モデルで、SEM による 2 集団の同時分析を行った。その結果、全て

の因子パターンを同値とすると適合度は悪くなり、25項目の中の2つの項目（CDSE-SFのNo.16, 20, Table 1-3-2 参照）に質的な違いがみられた。この2項目とは、一つは「キャリアについて意思決定をしたら、それが正しいか間違っているかについて悩まないこと」（No.16）で、アジア系アメリカ人の方の得点が高く、もう一つは「自分の興味にあう専攻やキャリアを選ぶこと」（No.20）で、ヨーロッパ系のアメリカ人の得点の方が高かった。しかし、この2項目を除くと尺度の項目が同じに解釈されていることから、両集団の因子的不変性が認められ、平均を比較することの有効性が示されたと報告している。

Jin, Ye, & Watkins (2012) は、多くの大学生が卒業後、大学院に入る中国の状況で、大学院生のキャリア選択・意思決定の様子を理解する必要があることから、796名の中国の大学院生を対象にCDSE-SFの次元性を検討した。3つのモデルからCFAにより検討した。それらのモデルは、理論上の5因子からなる1次因子モデル、5因子の上位に1つの因子をおいた2次因子モデル、そして、1つの因子からなる一般因子モデルの3つである。適合度からみた結果では、1次因子モデルが良いと思われたが、5因子間の重なりが大きいため、1つの因子とする一般因子モデルを採用した。しかし、自己効力感を高め、意思決定の困難さを減らすための介入では、情報収集と目標設定のような具体的な活動をする必要があり、5次元の枠を無視できないと主張している。

Lo Presti, Pace, Mondo, Nota, Casarubia, Ferrari, & Betz (2012) は、3,390名のイタリアの高校生を対象にCDSE-SFの次元性と男女集団での因子的不変性を検討した。ここでは、イタリア語の翻訳版を使い、1つの因子からなる一般因子モデルと理論上の5因子からなる1次因子モデルについて、2,910名を対象にCFAで比較した。その結果、 χ^2 統計量、RMSEA、CFI、AICなどの適合度指標から、5因子からなる1次因子モデルの適合度が高いと判断された。また、各600名の男女のSEMによる2集団での同時分析では、因子パターンのみが同値とする配置不変性の水準と、等質とみる厳格な因子的不変性の水準の適合度に差はみられず、男女の集団に違いはみられなかった。したがって、イタリア語版のCDSE-SFは、5因子の頑健な同じ構造のアセスメントツールとして活用できると報告している。

以上、CFAでは、次元性や因子構造の確認・検討を行うことができる。複数集団の性差や文化的な差について検討するために、SEMによる複数集団の同時分析で因子的不変性の水準を検討する研究が増えてきている。こうした分析により、Miller et al. (2009) と Lo Presti et al. (2012) では、CDSE-SFの5因子構造が確認されている。

わが国におけるキャリア選択に対する自己効力感の次元性と問題点

わが国でも、Taylor & Betz (1983) の研究が契機となり、CDSE 尺度をもとに、キャリア選択に対する自己効力感尺度が、わが国の学校から仕事への就職システムの実態を考慮しつつ開発されてきた。翻訳版を適用せずに日本の進路選択の状況に沿って尺度の開発が行われてきた。ここでは、Table1-3-3 に先行研究を示し、大学生と高校生を対象とした尺度の因子構造について、因子の数から次元性に着目してみる。

浦上 (1995a) は、CDSE と高校生用に作成した尺度 (浦上, 1993) をもとに、大学・短大生用の尺度を開発した。浦上は、日本の社会の現状を考慮して、先に作成した浦上 (1994) の尺度を改訂し、475 名の短大生を対象に 4 件法で 30 項目の調査を行った。CDSE と同様に EFA (主成分分析・Varimax 法による回転) を適用した結果、固有値の減衰状況や第 1 因子に多くの項目が集まったことから、5 次元構造とみなすことは困難で、内部一貫性の検討から 1 次元構造とみて、30 項目の進路選択に対する自己効力尺度を作成した。

古市 (1995) は、652 名の大学生を対象に、Crites (1965) の 5 つのキャリア選択能力から、各 8 項目で 40 項目の進路決定効力感測定尺度を作成した。EFA (主因子法・Varimax 法での回転) を適用し、『自己適性評価』『職業情報収集』『計画立案』『困難解決』の 4 因子を報告している。目標選択については、明確な因子とはならなかったため、分析から目標選択の項目を除外している。富安 (1997) は、大学生 371 名を対象に CDSE の翻訳を参考に、日本の大学生の進路決定行動を調査するために必要と思われる項目をあわせた 77 項目について 10 件法で調査した。そして、EFA (主成分分析・Varimax 回転) を適用し、54 項目を選びだし、進路決定自己効力尺度とした。単純構造とは言い難いが、5 因子 (累積寄与率 53%) が抽出され、『進路選択』『情報収集』『自己評価』『計画立案』『問題解決』の 5 次元構造に相当する結果を報告している。

富永 (2000) は、富安 (1997) の進路決定自己効力尺度と浦上 (1995a) の進路選択に対する自己効力尺度を参考に 45 項目を作成し、145 名の女子大学生を対象に 4 件法で回答を求めた。EFA (主因子法・Varimax 回転) を行った結果、11 因子を抽出した。それらは、『将来展望と計画立案』『基礎情報収集』『強い意志』『興味・関心』『職業情報収集』『職業意義の明確さ』『他者への相談』『職における自己把握』『問題解決』『挑戦指向』『キャリア計画』であり、これらの因子に負荷した 40 項目を、進路選択過程における自己効力尺度とした。しかし、直交解から構成したにもかかわらず、『将来展望と計画立案』と『職

Table 1-3-3 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究 (日本) (1)

安達 (2001a)	主因子法 Promax回転	1因子	50項目	大学生1~4年生	213	総得点で.94。	効力感と結果期待は、直接的と就業動機を介しての同方向で、探索意図に正の関連を持つ。自己効力感は、探索行動に直接に関連する。	進路選択に対する自己効力感尺度	横断研究
古市 (1995)	主因子法 Varimax回転	4因子	40項目のうち32項目	大学生1,2年生	652	—	自己効力感は、職業忌避的傾向の計画立案と職業情報収集に寄与。男子では困難解決も寄与。-.249~--.367の決定係数。	進路決定効力感測定尺度	横断研究
長岡・松井・山田(2001)	適用せず	5領域	40項目	大学生3,4年生	44	下位尺度で、.666~.916。	自己効力感の総得点と進路成熟度(坂柳,1996)の下位尺度の職業的計画度と自立度との相関が、.51と.40。	進路選択に対する自己効力尺度	横断研究
永作・新井(2001,2002)	最尤法 Promax回転	3因子	53項目から29項目	公立高校3年生	792	下位尺度で、.62~.89。	進学と就職に分けて定義し、進学に焦点をあてた尺度作成。因子間相関は、.46~.60。	進路決定自己効力感尺度高校生用	横断研究
大濱・古川(1999)	主因子法 Varimax回転	5因子	31項目	高校1,2年生 普通科と商業科など4つの専門学科	539	総得点で.91。	進路先訪問と先輩の体験談を大きくプログラム参加者と不参加者と、事前、事後の自己効力感を比べるが、有意差なし。	進路選択に対する自己効力測定尺度	横断研究
大谷(2003)	主因子法 Promax回転	3因子	大濱・古川(1999)から29項目	高校1,2,3年生(普通科,商業科,工業科,商業科)	1,176	総得点で.915。	下位尺度と総得点で分析。工業科・商業科の生徒が、普通科の生徒よりも自己効力感の得点が高い。自己効力感が学校適応感に正の影響を及ぼす。		横断研究
佐藤・花井・清水 (2004)	主因子法 Promax回転	5因子	長岡ら(2001)の40項目	大学生	266	下位尺度で、.721~.923。	因子間相関は、.281~.712。自己理解の項目が目標選択に含まれた。		横断研究

Table 1-3-3 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究 (日本) (2)

柴田・安住(2011)	主因子法 Promax回転 CFA, 因子的不変性検討(3,4年)	4因子	自己評価と目標選択が含まれる)	浦上(1995a)の30項目	大学3,4年生	516	下位尺度で, .62 ～.86.	因子間相関は, -.49～.69. SEMにより, 4因子構造, 3, 4年生の因子的不変性を確認。	横断研究
高須(1997)	—	4領域	情報収集, 選択可能性に対する信念, 自己認識, 方略の認識。	27項目	高校3年生	650	下位尺度で, .734 ～.987.	4領域の得点をまとめた総得点の自己効力感から進路実現のための試みまでの因果関係をパスモデルで作成した。	進路意志決定自己効力感尺度 横断研究
富永(2000)	主因子法 Varimax回転	11因子	将来展望と計画立案, 基礎情報収集, 強い意志, 興味・関心, 職業情報収集, 職業意義の明確さ, 他者への相談・就職における自己把握, 問題解決, 挑戦志向, キャリア計画	45項目のうち40項目	女子大学生4年生	145	下位尺度で, .84 ～.85.	尺度間相関は, -.012～.629. 情報収集に関連する因子の自己効力感と進路選択行動との間に中程度の関連。また, 自己分析やマス・メディアの影響が情報収集因子の自己効力感と中程度の関連。	進路選択過程における自己効力感 横断研究
富永(2004)	主因子法 Promax回転	3因子	CQSE, 浦上(1991)を参考に構成。 進路計画・実行, 自己と職業の理解・統合, 問題解決能力	34項目から30項目	高校2年生 (普通科, 商業科などの職業学科)	467	総得点で, 868。 下位尺度で, .640 ～.868.	因子間相関記載なし。 高校2年生の1月時期に進路を決めている生徒は, 決めているいない生徒よりも自己効力感が高い。	高校生用進路選択過程における自己効力(CCPSE) 横断, 縦断
富安(1997)	主成分法 Varimax回転	5因子	進路選択, 情報収集, 自己評価, 計画立案, 問題解決	77項目のうち54項目	大学生1,2,3年生	371	総得点で.97。 尺度(坂野・東條, 1986)と.46の相関。	一般性セルフ・エフィカシー尺度(坂野・東條, 1986) 進路決定自己効力尺度	横断研究
辻川(2008)	主因子法 Promax回転 因子的不変性検討	4因子	適正評価, 情報収集, 問題解決, 状況適応	安達(2001)の50項目	大学1,2年生	170	下位尺度で, .61 ～.90.	因子間相関は, -.01～.58。 SEMにより, 因子間の因果関係を推定し, 代理体験の効果が問題解決と状況適応にみられた。	横断研究

Table 1-3-3 進路選択に対する自己効力感の次元性についての研究(日本) (3)

浦上(1991,1993)	主因子法	1因子	第1因子に40項目のうち33項目が含まれたことから、複数の下位構造からなるのではないと、主たる1要因が存在しているとして、1因子構造と判断。	40項目	高校生1, 2年生	197	折半法で、.893と、.941。	一般性セルフ・エフィカシー尺度と、.559の高い相関。自己効力感尺度得点の高い群方が、進路成熟の得点が6ヶ月後、大きく高まった。	進路選択に対する自己効力尺度(高) 横断研究 校生用(CS尺度)
浦上(1995a)	主成分法 Varimax回転	1因子	CDSE, 浦上(1993)を参考に構成	30項目	短大2年生	475	総得点で、.882。	浦上(1995b)の職業不決断尺度の情報・自信不足とと-.519。	進路選択に対する自己効力尺度 横断研究
太田・岡村(2006)	主因子法 Oblimin回転	3因子	就職活動への効力感期待, 就職活動への結果期待, 自己と就職活動への期待となり、自己効力感としては2因子が得られたことになる。	効力感(17)と結果期待(4)から20項目。	短大2年生	122	下位尺度で、.81～.93。	職業未決定と就職活動への効力感期待(-.22), 自己と就職活動への期待(-.48)が負の関連。就職活動への効力感期待が高いほど、企業への接触回数多く、活動開始時期早い。	就職活動に対する自己効力感

業意義の明確さ』の尺度間相関は0.629で、尺度間相関の高いものがみうけられたと報告している。

安達(2001a)は、Taylor & Betz(1983)、古市(1995)、浦上(1995a)、富安(1997)を参照し、『進路選択』『問題解決』『計画立案』『自己適性評価』『情報収集』の5領域から各10項目の計50項目を設定し、大学生213名を対象に5件法で回答を求めた。EFA(主因子法と斜交回転のPromax法による回転)を適用した。その結果、複数の因子にまたがって因子パターンの高い項目がみられ、5因子構造と解釈することは不可能と判断し、1因子構造としている。長岡・松井・山田(2001)は、古市(1995)、浦上(1995a)、富安(1997)、長岡・松井(1999)の尺度を参考に、因子分析を適用せずに、『目標選択』『情報収集』『自己評価』『計画立案』『問題解決』の5領域に各8項目をあてはめ、計40項目・5件法の尺度を作成した。また、太田・岡村(2006)は、浦上(1996)と富永(2000)の就職活動に焦点をあて、目標選択や情報収集を主とした項目を集め、自己効力感尺度を作成した。短大2年生122名と少ないが、20項目にEFA(主因子法・Oblimin回転)を適用し、就職活動への結果期待の他に、就職活動への効力感期待、自己と就職の統合への期待の3因子をとらえている。

新しく尺度を作成するのではなく、既存の尺度を別の方法で分析した研究もある。たとえば、長岡他(2001)の40項目を用いて、佐藤・花井・清水(2004)は、266名の大学生を対象に5件法で回答を求め、主因子法・Promax回転を用いたEFAを行った。その結果、『自己評価』とみられる因子に高い因子パターンを示す項目については2項目しか確認できなかったが、5次元の単純構造を得ることができたと報告している。また、安達(2001a)の尺度については、辻川(2008)が、内定を得た先輩の体験報告を読む代理体験をする実験群と統制群を設け、170名の大学生を対象にこの尺度を用いて代理体験の効果を調べた。その結果、EFA(主因子法・Promax回転)により、1因子とする安達の尺度から、『適性評価』『情報収集』『問題解決』『状況適応』の4因子構造をとらえた。これらの4因子で、目標設定に関する『適性評価』『情報収集』から、目標を達成するための行動に関する『問題解決』『状況適応』への因果関係を仮定したモデルにより因子構造を検討した。そして、このモデルで実験群と統制群の因子的不変性を検討した上で、因子得点の平均値を比べ、実験群の方が『問題解決』で高い値を示し、また、『状況適応』においても高い値の傾向があることを報告している。さらに、柴田・安住(2011)は、浦上(1995a)の尺度を用いて、大学生516名を対象にEFA(主因子法・Promax回転)を適用した結果、

自己評価と目標選択からなる『意思決定』と、『計画立案』『情報収集』『問題解決』の4因子を抽出した。そして、CFAで、相互に相関関係のある4因子モデルが適合するとした。さらにSEMを適用した同時分析で3年生と4年生の因子的不変性を確かめた上で、4年生の進路決定と進路未決定と3年生での自己効力感の違いを検討し、進路決定群が高い得点を示したことを報告している。このように分析方法によっては、1次元構造と言われた尺度において、多次元の因子構造を報告している研究がある。

高校生を対象とした進路選択についての自己効力感尺度としては、浦上（1993）が大学生向けの尺度よりも先に作成している。その元となった浦上（1991）は、普通科高校の高校1、2年生197名を対象として、主因子法によるEFAを行った。分析の結果、1因子解の時、40項目のうち33項目が一つの因子に含まれたことから、複数の下位構造からなるのではなく、主たる1要因が存在しているとして、1因子構造と判断した。高校生を対象にして作成された自己効力感尺度は多くないが、とりあげてみると、高須（1997）は、CDSEをもとに情報収集、選択可能性に対する信念、自己認識、方略の認識の領域で27項目を作成し、自己効力感尺度を構成している。高校3年生650名を対象に自己効力感を総得点として、結果予測（結果期待）とともに進路実現のための試みへSEMを適用した因果モデルに組み込んでいる。大濱・古川（1999）は、進路訪問と先輩の体験談が進路選択に対する自己効力に及ぼす効果を調べた。ここでの対象は、高校1、2年生で、普通科だけでなく、英語科、商業科などの専門学科からの生徒539名であった。浦上（1993）と富安（1997）の尺度をもとにEFA（主因子法・Varimax回転）により、『進路選択』『情報収集と計画立案』『他者からのアドバイス』『進路変更の柔軟性』『意志の強さ』の5因子が抽出された。大谷（2003）は、大濱・古川（1999）の尺度のうち23項目にEFA（主因子法・Promax回転）を適用し、『進路の明確さ』『進路変更の柔軟性』『意志の強さ』の3因子が抽出したが、大濱・古川（1999）での『進路選択』『情報収集と計画立案』が、大谷（2003）では『進路の明確さ』にまとまり、『他者からのアドバイス』『進路変更の柔軟性』が『進路変更の柔軟性』にまとまった形となった。

永作・新井（2001, 2002）は、高校生の進路を上級学校に進む「進学」と、社会人となる「就職」に分けた時の進学に焦点を当てて高校生用の進路決定自己効力感尺度を作成した。浦上（1993）の尺度をもとに項目を加え、53項目について、公立高校3年生385名を対象にEFA（主因子法・Varimax回転）を行った。永作・新井（2001）では、4因子を抽出したが、792名を対象とした永作・新井（2002）では、EFA（最尤法・Promax回転）

で3因子解を得た。CFAで3因子と4因子構造のモデルを検討した結果、適合度から『進路決定の意志』『情報能力』『興味理想決定』の3因子構造が適当と判断した。

富永（2004）は、進路を進学に限定しない多様な進路選択を扱う尺度の作成を試みた。浦上（1991）を参考に、普通科と専門学科の高校2年生467名を対象に34項目について、EFA（主因子法・Promax回転）を適用した。その結果、負荷量の低い4項目を除いた30項目で、『進路計画・実行』『自己と職業の理解・統合』『問題解決能力』の3因子構造が抽出された。それによると、CDSEの自己評価と職業情報収集が『自己と職業の理解・統合』にまとまり、目標設定と将来の計画立案が『進路計画・実行』にまとまったと考えられた。その後、富永（2006）では、16項目を選定し、進路多様校の高校1年生486名を対象に信頼性、妥当性を確かめ、16項目を一つにまとめた総合的な尺度を作成した。

以上、国内の研究を概観してみた。国内の研究は、CDSEの影響を受けつつも、国内の学校から職業生活への移行のシステムを考慮する形ですすんできた。研究者が集めた項目に対してEFAを適用し、固有値の減衰状況からの判断によって1因子から11因子までの因子の存在を報告している。したがって、次元性については、多様である。全体としては、1次元構造として一般的な自己効力感という解釈よりも、キャリア選択・意思決定場面に特定化した多次元構造での解釈の方向に向かっているように思われる。そして、斜交回転のPromax法を用いた分析では、多次元の単純構造が確認されている。すなわち、海外の研究と同様に、1因子構造とみられた浦上（1995a）や安達（2001a）の尺度についても、斜交回転を伴ったEFAでは、多次元構造との報告がある（柴田・安住, 2011; 辻川, 2008）。また、わが国では、進路選択に対する自己効力感尺度について、CFAやSEMを適用した複数集団に対しての因子的不変性を検討したものが、まだ少ないが、徐々にみられるようになってきた（柴田・安住, 2011; 辻川, 2008）。

海外、国内のキャリア選択に対する自己効力感については、海外の研究の多くが、Critesの5つのキャリア選択能力に基づいた5領域を確認しようと試みているが果たせていない。Critesの5つのキャリア選択能力に基づいた多次元で進路選択に対する自己効力感を評価することは、低い自己効力感の領域に対して、具体的にキャリア支援・介入することを可能にする点で有意義だと思われる。Osipow（1999）は、CDSEのカウンセリングへの応用として、多領域で診断することにより、意思決定過程で不足している個人のスキルを高める支援をすることができると述べている。

キャリア選択に必要な能力については、Critesの5つのキャリア選択能力が注目され、

多くの尺度がこれを参考に作成されている。しかし、第2節でとりあげたわが国のキャリア発達を促すための4領域の「人間関係形成能力」「情報活用能力」「将来設計能力」「意思決定能力」と比べると、Critesの5つのキャリア選択能力は、「人間関係形成能力」のような対人的なコミュニケーション力を測定する部分が不足していると思われる。また、職業観、職業意識という働くことへの価値観の育成も移行の際には大事なものである。この職業観が育成されているかについてもCritesの5つのキャリア選択能力で測定するのは難しい。しかしながら、不十分な部分はあるものの、Critesの5つのキャリア選択能力は、学校から職業生活への移行までの過程で、自己評価を高め、目標設定をして、現実的な意思決定へと進んでいくという具体的なキャリア選択行動を測定すると思われる。不足の部分を他のアセスメントツールで補いながら、Critesの5つのキャリア選択能力に基づいた自己効力感を5次元の尺度で測定することは、キャリア支援において有効な方法と考える。

わが国では、大学生と高校生について、同じ尺度ではなく、それぞれ独自に開発されてきた。大学生と高校生の就職システムの違いや高校の学科によるキャリア選択過程の違いがあり、それらを考慮したものといえよう。しかし、項目表現を吟味すれば、多次元の単純構造を持ち、しかも、複数集団に共通して適用可能な尺度の作成が可能だと思われる。大学生と高校生の発達段階の異なる集団に共通の尺度を作成するためには、これらの集団に対して、次元の数だけでなく、因子的不変性を検討することが必要になる。1因子構造の場合、尺度としてのアセスメントツールは、構成概念そのものを測定していることになる。しかし、構成概念が複数の因子から構成されている場合、その内部構造を次元の数だけでなく、因子間の関連についても検討する必要がある。キャリア選択に対する自己効力感についても、EFAで抽出された因子をCFAで確認し、いくつかのモデルでその内部構造を検討する研究がみられるようになってきた(Watson, et al., 2001など)。検討されてきたモデルとしては、1因子構造にあたる一般因子モデル、因子間に相関関係を想定した1次因子モデルが多く(Miller et al., 2009; Lo Presti et al., 2012など)、Jin et al. (2012)では、さらに5因子の上位に1つの因子をおいた2次因子モデルをも検討している。これらは伝統的によく見られるモデルであるが、これらに加えて、内部に因果関係を想定したモデルも考えられる。さらに、当てはまりの良いモデルでSEMを適用した複数集団の因子的不変性を検討する報告もある。Miller et al. (2009)はアジア系とヨーロッパ系アメリカ人の集団から、Lo Presti et al. (2012)は男女から因子的不変性を検討した。本研究においては、多次元のキャリア選択に対する自己効力感の尺度開発を試み、その尺度が大

学生だけでなく工業高校生にも適用可能かどうかについて，EFA，CFA，SEM による同時分析を適用し，次元性とその内部構造をいくつかのモデルから検討する。

1-4. キャリア選択に対する自己効力感の変化の測定

生涯発達

発達とは、生涯という極めて長い時間にわたって生起する変化のことをいう(村田, 1989, p.45)。発達に及ぼす影響としては、標準年齢的影響、標準歴史的影響、非標準的影響の3つの影響があり、互いに相互作用を及ぼしている(村田, 1989)。標準年齢的影響とは、生物学的な発達と、社会的慣習、社会階層などの中での社会化によるものである。戦争や経済的不況などの大きな社会的変動としての歴史的影響がある。また、個人的イベントといわれる個人特有の生活事件による発達への非標準的影響がある。個人の発達には、これら3つの影響とそれらの相互作用が複雑に影響している。

キャリア成達は、年齢的な変化だけでなく、その時代の社会システムや、教育制度、景気動向から影響を受ける。また、進学先、就職先、病気などの個人に特有な出来事にも影響される。すなわち、社会、文化、歴史的な文脈の影響と個人的影響である。しかしながら、生涯にわたるキャリア成達の視点から、Vondracek, Lerner, & Schulenberg (1986)は、このような歴史の中の社会・経済状況あるいは文化的環境の社会的文脈(context)に、個人は埋め込まれている(embedded)とする。そして、その文脈の中で個人は、可塑性のある過程をたどり、文脈からの影響を受けつつ自らも文脈を作り上げながら発達すると論じている。個人のキャリア成達も、生涯にわたって、自らの学習とともに介入によって変化しうるとする。すなわち、不況の時のような時に就職活動の方法の変更や採用人数の縮小など社会的文脈の影響を受けつつも、個人は変化しながら、主体的にその状況とうまく関わっていくことができるといえよう。

個人をとりまく環境は、小さい方からマイクロシステム、メゾシステム、エクソシステム、マクロシステムという4つに分類される。家族、学校のような最小単位がマイクロシステムで、複数のマイクロシステムを含んだものが、メゾシステムである。さらに親のマイクロシステムや地域社会など間接的に影響を与える範囲の環境をエクソシステムといい、より大きな文化圏や社会をマクロシステムという(Bronfenbrenner, 1979; 清水, 1992)。個人は、日々の発達だけでなくキャリア成達についても、こうしたシステムから種々の文化・思想の影響を受ける。本論では、家族や学校システムからの親(養育者)のサポートや学校生活での満足などがどのように個人のキャリア成達に影響しているのかを検討していくことにする。

安定性と変化

従来の心理学研究の伝統的アプローチでは、変化性ではなく安定性、個人的変化パターンではなく集団平均に焦点化されてきた（村田，1989）。しかし、たとえば、キャリア関連行動については、キャリア発達により、日々の学校生活の中で学年を経ていくうちに変化していくものと思われる。また、キャリア支援として、集団に行くキャリア教育や個人対象のキャリア・カウンセリングにおいても、介入後には介入前よりもキャリア選択に対する自己効力感が高まることが期待されている。こうした個人の発達による変化や介入による変化をとらえることは、学校と個人に対して、変化の様相をエビデンスとして提供できることにつながる。そのためには、変化をとらえるアセスメントツールが必要となる（清水，2008）。

発達や変化を測定するには、横断的に異なる学年を同時に調査する方法と縦断的に同じ集団を追跡する方法がある。横断的研究からは、個人内に生起する発達や変化をとらえることは難しい。個人の発達や変化をとらえるためには、同じ個人を追跡する縦断的方法でこそ、真の変化がとらえられるといえる（西條，2005；三宅・高橋，2009）。そして、縦断的方法の時間的経過の中では原因と結果の因果関係を検討することができる（久世・村上，1988）。変化を分析するための古典的アプローチは、平均や相関係数を対象として、測定機会間の平均に対し反復のある分散分析が適用されてきた。そこでは、各測定機会での個人得点の変動は同じとみなされた。しかし、個人の変化の様相は一様ではなく、この個人の多様な変動パターンと平均の変化を因子レベルで同時にとらえる方法が SEM の解析法により確立されてきた（Nesselroade & Baltes, 1979, 1984）。安定性と平均レベルでの変化をモデル化するには、2回の縦断的データに対しては、縦断的因子分析モデルがある（Sörbom, 1974; Jöreskog, 1979）。これは、2回の測定機会での集団の中の個人の相対的位置を比べてその変化を安定性とともに見るものである。

キャリア選択に対する自己効力感を用いた縦断的研究

高校生や大学生は、日々の生活の中でキャリア発達が進んでいく。介入・支援がなくとも、キャリア選択・意思決定行動については、時間経過とともに学校から職業の世界への移行の準備が進むことが期待される。この通常の変化をとらえることは、通常から外れた介入・支援の必要な個人を見つけ出すことを可能にする。ここでは、キャリア選択に対する自己効力感を適用してキャリア発達をとらえた縦断研究について、分析方法に着目して

概観してみる。また、Table1-4-1 に縦断研究のレビューをまとめた。

Creed, Muller, & Patton (2003) は、高校卒業 9 ヶ月後にアルバイトをしていない学生、学生でアルバイトあり、非正規雇用、正規雇用の 4 群に分け、卒業後の自己効力感やストレスなどの変化をみた。9 ヶ月後では、正規雇用の若者の自己効力感 (CDSE-SF) の得点が最も高く、非正規雇用の若者の得点が最も低かった。反復のある分散分析を用いた分析では、アルバイトをしていない学生でのみ自己効力感の得点の上昇が見られたが、他の 3 群では自己効力感の変化はみられなかった。

Creed, & Prideaux, & Patton (2005) は、中・高校生を対象とした大規模の縦断研究 (Patton & Creed, 2001) から、8 年生 (T1) と 10 年生 (T2) (中学 2 年生と高校 1 年生に相当する) の 2 回の測定機会でのキャリア選択・意思決定の状況を調べた。各測定機会での決定・未決定の組み合わせから 4 群に分け、各測定機会に分散分析で群の比較を試みた。その結果としては、T1, T2 の両時点でキャリア選択についての意思を決定していた群は、両時点で未決定の群よりも自己効力感 (CDSE-SF) の得点は高く、T2 でのキャリア不決断の得点は低かった。未決・決定群の T2 でのキャリア不決断 (CDS) の得点は未決・未決群よりも低かった。決定・決定群の T2 での自己効力感は、他の 3 群よりも明確に高い得点となった。Creed, Patton, & Prideaux (2007) では、Creed et al. (2005) と同じデータセットを用いて重回帰分析により、学業成績、アルバイト経験、自己効力感 (CDSE-SF) がキャリア計画と探索行動の変化を予測し、自尊感情は予測しないと報告している。

Guay, Ratelle, Senécal, Larose, & Deschênes (2006) は、3 年間に 3 回の測定機会での CDS (Osipow et al., 1976) の得点から、SAS の TRAJ procedure により、決定群・慢性的未決定群・発達の未決定群の 3 群を見だし、CDS と CDSE-SF の 3 年間の軌跡を示した。決定群では CDS 得点が低く推移し、慢性的未決定群では高く推移し、発達の未決定群では直線的に下がる軌跡を描いた。発達の未決定群では CDS の得点の減少と CDSE-SF の得点の増加が同時に生じていたが、慢性的未決定群の CDSE-SF の得点は、3 年間で有意な変化はみられなかった。また、決定群では、慢性的未決定群よりも、より自律性があり、仲間や親からの統制を低く認知し、仲間からの自律性支援をより認知していた。学生が発達の未決定なのか慢性的未決定なのかを検査するには、1 回目の測定機会の CDS の得点には差がなかったことから、時間経過の中で CDS を複数回測定する必要があると指摘している。そして、自己効力感と自律性を測定することにより、決定・未決定の様相を識

Table1-4-1 キャリア選択に関する縦断的研究 (1)

研究者	使用尺度	項目数	結果	参加人数	分析	研究デザイン	
Creed, Muller, & Patton (2003)	CDSE-SF	25	T2での回答により、フルタイム学生、フルタイム学生でバイトあり、正規雇用、非正規雇用の4群にわけた。T2では、非正規雇用の人生満足度が低い。CDSE-SFは、正規雇用群が非正規雇用群よりも高い得点。	高校12年生 309名。T2では、168名。	反復のある分散分析	高校の卒業時 (T1) と9ヶ月後 (T2)。	
	1. 心理的ストレス	12	T1では、バイトありのフルタイム学生群の学業成績が正規・非正規雇用群よりも高得点、心理的ストレスの得点はバイトありのフルタイム学生群と正規雇用群で非正規雇用群よりも低い。T1-T2の変化では、フルタイム学生群で、CDSE-SFは上がり、ストレス下がる。非正規雇用群では、ストレスと自尊感情の得点が下がり、人生の満足度は上がる。正規雇用群は変化なし。				
	2. Self-esteem (Rosenberg, 1965)	10					
	3. 人生満足度 高得点ほど不満足	1					
	学業成績 (T1)	6					
	仕事への関与 (T2)	15					
	雇用の潜在的なメリット (T2)	3					
	経済的緊張 (T2)						
	CDI-A (オーストラリア版キャリア成熟, T1, T2)			T1とT2のCDIの1項目からそれぞれ、決定、未決定群に分け、全体で4群に分けた。未/未群に女子多く、バイト経験がない生徒多い。T1, T2で4群を比較。T1で決/決群は、態度、自己効力感の得点が、未/決群、未/未群よりも高く、決/未群の得点は未/未群よりも高い。T2で決/決群と未/決群の不決断の得点は、決/未群、未/未群よりも低い。決/決群の自己効力感の得点は他3群よりも高い。	8年生292名 (T1)のうち、2年後のT2では212名。	T1, T2で分散分析	8年生 (T1) と10年生 (T2) の2回の測定機会
	1. Career Development Attitude (態度) career planning (キャリア計画) career exploration (キャリア探索)	20					
2. Career Development Knowledge (知識) 仕事世界の情報の知識 キャリア意思決定の知識	16						
CDSE-SF (T1, T2)	12						
CDS (T1, T2)	25						
CI キャリア不決断	16						
Career Certainty	2						
Self-esteem (Rosenberg, 1965) (T1)	10						
人生満足度	1						
障がい (親の興味など) (T1)	9						
学業成績、バイトの経験 (T1, T2)							
精神的健康							
自尊感情、先延ばしなど (T2)							
CDS	18		3測定機会のCDS得点を用いて、決定群・慢性的・発達的未決定群にわけ、軌跡を示した。発達の未決定群のキャリア不決断の減少と自己効力感の増加は並行していた。決定群は、慢性的未決定群よりも、より自律性があり、仲間や親からの統制を低く認知し、仲間からの自律性支援をより認知していた。すなわち、自己効力感と自律性が識別化が可能と報告。	大学生 325名 3回とも参加は243名	SAS TRAJ procedureの混合分布モデル	3年間で3回の測定機会	
CDSE-SF	25						
CDMAS 認知された自律性 独立性指標を計算							
親の統制と自律性支援	29						
仲間の統制と自律性支援	22						
Guay, Ratelle, Senécal, Larose, & Deschênes(2006)							

Table 1-4-1 キャリア選択に関する縦断的研究 (2)

Creed, Patton, & Prideaux (2007)	CDI-A (オーストラリア版) から (T1, T2)	キャリア成熟をキャリア計画と探索行動でとらえて、第1測定機会 (T1) の変数からT1, T2, T2-T1のキャリア成熟を予測する。1. T1の学業成績、バイト経験が、直接的にまた、自己効力感を通してキャリア成熟に関連。キャリア不決断と自尊感情は予測せず。全分散の34%を説明。2. T1の自己効力感のみがT2の成熟を予測。全分散の9%のみ説明。3. T1でバイト経験がないこと、自己効力感が低いことが成熟の伸び (T2-T1の差) を大きくすることを予測。全分散の16%を説明。4. T1でバイト経験がないこと、T2-T1で不決断の減少が大きいほどキャリア成熟の伸びは少なく、自己効力感の伸びが大きいとキャリア成熟の伸びは大きいと予測。全分散の22%を説明。差から差を予測する方が、より予測できる。	高校生 8年生166名	階層的 重回帰分析	2回の測定機会 8年生と2年後 の10年生で測定	
	1. Career Development Attitude career planning (キャリア計画) career exploration (キャリア探索)	20 16				
	2. Career Development Knowledge 仕事世界の情報の知識 キャリア意思決定の知識	24 12				
	CI キャリア不決断 (T1, T2)	16				
	CDSE-SF (T1, T2)	25				
	Self-esteem (Rosenberg, 1965) (T1)	10				
	学業成績、バイトの経験 Self-esteem 自尊感情 (T2)					
	自己効力感 結果期待 興味 目標	11 10 7 4		白人と黒人の大学の学生209名	パス解析	大学1年次の 始め (T1)・ 5ヶ月後 (T2) の2回の測定機 会
	Lent, Sheu, Singley, Schmidt, & Schmidt, & Gloster (2008)					
	自己効力感 結果期待 興味 社会的サポート、障がい (友、家族から) 目標	11 10 7 14 4		黒人の大学生 (私立、州立大学) 計116名。	パス解析	大学1年次の 始め (T1)・ 5ヶ月後 (T2) の2回の測定機 会
Lent, Sheu, Gloster, & Wilkins (2010)						
自己効力感 結果期待 興味 社会的サポート、障がい (友、家族から) 目標	11 10 7 14 4		黒人の大学生 (私立、州立大学) 計116名。	パス解析	大学1年次の 始め (T1)・ 5ヶ月後 (T2) の2回の測定機 会	
Rogers & Creed (2011)						
CDI-A (オーストラリア版) career planning (キャリア計画) career exploration (キャリア探索)	20 16		高校生 631名 10-12年生	重回帰分析 階層的	横断的 縦断的 T1, T2 6ヶ月	
CDSE-SF 結果期待 (Betz & Vuyten, 1997) 目標設定 NEO-FFI (T1: 1回目) のみ測定 CII 社会的サポート	25 9 6 60 22					

できると報告した。

Lent, Sheu, Singley, Schmidt, Schmidt, & Gloster (2008) は、11 項目の自己効力感を
用いて、結果期待、興味、目標という変数の中で、自己効力感が先行要因なのか結果とな
るのかを5ヶ月の間隔の2回の測定機会について大学生を対象にパス解析で分析した。そ
の結果、自己効力感を他の要因の先行要因とするモデルが最も適合することを報告し、因
果モデルを構築している。

Lent, Taveira, Sheu, & Singley (2009) では、ポルトガルの大学生を対象に15週（約
4ヶ月）の間隔をおいた2回の測定機会、「誇らしい」のようなプラスの感情と周りから
のサポートの要因と自己効力感が、目標、学業への適応、人生の満足の要因を予測するか
についてパス解析で検討した。そして、自己効力感は2回目の測定機会での目標と学業へ
の適応を促進したとの結果を報告している。また、周りからのサポートとプラスの感情が
2回目の自己効力感を促進していた。

Lent, Sheu, Gloster, & Wilkins (2010) では、エンジニアリングを専攻とした黒人大学
生を対象に上記2つの研究と同様のパス解析を行った。その結果、自己効力感が5ヶ月後
自己効力感を予測していることから、相互的なパスがみられると報告した。また、友人や
親からのサポートが後の自己効力感を高めることがとらえられた。

Rogers & Creed (2011) は、高校生の10, 11, 12年生を対象に年齢、性別、仕事の経
験、CDSE-SF、結果期待、キャリア目標、Big Five のパーソナリティ特性の変数を投入
した横断的データによる重回帰分析を行った。そこでは、CDSE-SF はキャリア計画と探
索の両方の行動に寄与しており、キャリア計画行動の方への寄与が高かった。次に、キャ
リア計画と探索行動の6か月後の2回目の得点から1回目の得点を減じた変化量を求め、
1回目の変数のキャリア計画と探索行動の変化量に対する寄与を検討した。その結果にお
いても、CDSE-SF は、キャリア計画と探索行動の変化量を予測した。すなわち、増加量
に対して促進的に影響するとみられた。キャリア計画行動の変化量に対しては、学年が12
年生に上がるにつれてより強く予測していた。

これらの縦断的研究では、アルバイトなしの学生、アルバイトをしている学生、非正規雇
用の若者、正規雇用の若者という群分けや、2回の測定機会でも未定と決定による4群、決
定、慢性的未決定、発達の未決定の3群のように群に分けて、縦断で軌跡あるいは得点変
化をみる研究が多い。また、縦断研究では、因果的關係が検討できるため、重回帰分析に

よって検討が行われている。Lent が関わっている研究では、自己効力感と結果期待が他の変数を予測するかどうかをパス解析により検討している。逆方向からの影響をみるために双方向のパス解析を行っているものもある。ここで紹介した研究では、4 か月から2年間の間隔をおいた縦断研究であった。

わが国のキャリア選択に関する縦断的研究

わが国での自己効力感を用いた縦断的研究は少ない。浦上（1996）は、就職活動を行う女子短期大学生を対象に、活動前の5月に自己効力感を測定し、就職活動後の翌年1月に内定先の有無や自己成長力などの測定をした。その結果は、自己効力感が自己の理解・統合、計画・実行、振り返りを通して、自己成長力と内定先の有無に間接的に影響していることをSEMによる因果モデルで報告している。

長岡他（2001）は、教育実習前の大学生44名を対象に実習前後に自己効力感とキャリア成熟を測定し、自己効力感が直接キャリア成熟に影響せずに、実習前のキャリア成熟を介して間接的に促進していることをパス解析により報告している。

都筑（2007）は、大学2年生から3年生まで男子12名、女子29名を追跡し、2回の測定機会に進路選択に対する自己効力感を測定した。反復測定分散分析の結果、性差も学年差もみられなかった。2年生から3年生にかけては、安定して変化しないことを自己効力感の『職業選択』『職業設計』『進路変更』の3つの下位尺度で報告した。そして、大学2年生では、情報収集を開始している学生はまだ少ないが、3年生になると、5から7割の学生が準備活動を開始していることから、大学2年生は思索段階、3年生が実際の開始段階ととらえた。

行動変容を目的とした縦断的研究

自然な設定の中での縦断的研究だけではなく、効果的な介入を模索する意味で、他の要因を統制しやすい実験的デザインのもとで時間経過による変化の検討が行われている。これは、キャリア支援や介入の効果の評価として、比較的短期の期間で行われる。キャリア支援では、生徒、学生の行動の変容を目的とする。自己効力感を高める手段としては、行動変容を目的とする介入研究の多くが、Bandura（1977）の4つの情報源の1つ以上を用いている（Gainor, 2006）。4つの情報源とは、前節で述べたように遂行行動の達成、代理学習、言語的説得、情動喚起である（Betz, 1992）。

Betz & Luzzo (1996) は、介入の場での研究には、どの情報源がどのように使われているのかを明らかにし、自己効力の変化の効果がどのくらい続くのかを縦断的にみていく必要があると述べている。以下では、自己効力感が、介入効果の評価道具として使われている研究をいくつかとりあげてみる。

Luzzo & Day (1999) は、プレテストで CDSE-SF を用い、99 名の大学生を対象に、2 週間の間隔をおき、職業興味検査 (SII: Strong Interest Inventory) を終え、さらに 2 週間後にビデオをみて、結果の解釈のフィードバックをされる群と SII だけうける群とうけない統制群の 3 群で比較した。開始から 6 週間後、再度自己効力を測定した結果、フィードバック群に参加した大学生は、SII だけ終えた学生よりも意思決定への自信が高くなったと報告している。彼らは、役割モデルがなかったり、不安軽減がされたりしないところでは、4 つの情報源のうち、個人的な課題達成と言語的説得が、CDSE を高めることに効果的であったとの結果を得た。

Sullivan & Mahalik (2000) は、CDSE を用いて、かなり高いキャリア不決断状態の女子大学生 31 名を対象に、自己効力感の 4 つの情報源をすべて 6 週間のグループカウンセリングに取り込み、その効果を研究した。プログラムには、以前の仕事で習得したことをあげたり、意思決定過程についてグループ外の女性から聞き取りをしたり、励ましの言葉を与えたり、不安を管理する方法を学んだりするものであった。結果は、統制群 (30 名) にくらべて、処遇群の女子は、グループ終了後、CDSE、職業探索行動、興味が高くなり、6 週間後も高く維持されたことを報告している。

O'Brien, Bikos, Epstein, Flores, Dukstein, & Kamatuka (2000) は、26 人の高校生に CDSE を用いて、キャリア探索プログラムの効果を 39 人の統制群と比べた。処遇群は、5 週間を通して、週 5 回で毎回 50 分の小集団セッションに通った。集団活動にはキャリア発達についての遂行行動の達成、代理学習、言語説得、不安軽減が含まれていた。処遇群は統制群よりも高い CDSE の得点を報告している。

McWhirter, Rasheed, & Clothiers (2000) は、9 週間のキャリア教育の授業を設定した。そこには、キャリア関連自己効力と結果期待、教育的なバリアの知覚などが測定され、インタビューなどの達成経験、励ましやフィードバックなどの言語的説得と講演や小集団活動などの代理学習が授業に盛り込まれた。その結果、授業に参加した 166 名の高校 2 年生は、より高い CDSE と職業スキルへの効力感を示し、9 週間後もその高さが持続した。結果期待も教育コースの終わりでは高かったが、その高さは 9 週間持続しなかった。また、

授業は、学生の教育的バリアの認知には影響していなかった。

Kraus & Hughey (1999) では、正確な自己評価と職業情報を得るなど、Crites (1969) の5つのキャリア選択能力を育成することを意図したプログラムが女性カウンセラーにより行われた。これは、遂行行動の達成と言語的説得を含んでいた。都会の人種的に偏りのない高校生男女各15名を介入対象にし、CDSE-SFが、介入直後と4週間後に測定された。結果は、男女各15名の統制群との処遇群との間にキャリア不決断や自己効力に差違はみられなかった。しかし、処遇群の女子生徒は、統制群の女子生徒と比べて、自己効力感が高かったことから、カウンセリングでの性差への考慮が示唆された。Gainor (2006) は、これらの研究について、キャリア発達研究を様々な人や状況下で広げるために自己効力感が非常に有効な概念であることを示す実証となっていると評価している。

また、わが国における研究をみると、川崎 (2000) は、大学3年生を対象に、パソコンを使用して職業情報探索を自分で検索を行う実験群、カウンセラーの支援を受けて検索を行う実験群、そして、何も行わない統制群の3群を設け、職業情報探索の効果をみた。4から10週間の間隔をおいて、2回の測定機会をもった。その結果、職業情報の検索による効果は、自己効力感では、統制群の得点も高まっていたことから、違いはとらえられなかった。しかし、キャリア不決断尺度では、下位尺度の『自己理解不足』、女子のみ『職業情報不足』、2年生と3年生の男子で『ガイダンス志向』で、職業情報の検索による効果がみられたとしている。

安住・足立 (2004) は、浦上 (1995a) の自己効力尺度を用いて、1年間に5回開催された女子大の進路決定支援プログラムに参加した3年生と非参加者の自己効力を比べた。プログラムは4つの情報源のほぼ全てを含んでいた。プログラムに参加した75名中、参加前後の2回とも回答した39名と、非参加者の275名では、自己効力に有意差はみられなかった。しかし、参加者3年生22名を対象に参加直前、参加直後、1年後の変化をみると、参加前よりも参加直後、参加直後よりも1年後の自己効力が有意に上昇していたと報告している。

楠奥 (2006) は、ベンチャー企業での4ヶ月間のインターンシップに参加した大学生12名を対象に、その前後で自己効力感がどう変わるかを浦上 (1995a) の自己効力尺度でみた。その結果、一般性自己効力感とともに進路に対する自己効力感にも有意な上昇が認められた。その理由としては、インターンシップ先での実務経験での遂行行動の達成や社長からの励ましなど、4つの情報源すべての活用をあげている。

安達 (2006)は、大学生 361 名に対し、Holland の 6 つの職業領域において、4 つの情報源に対する活用の程度をたずね、それから各仕事活動に対する自己効力感への影響を重回帰分析でみた。その結果、遂行行動の達成がもっとも自己効力に強く影響しており、代理学習と言語的説得による影響はほとんどみられなかった。また、研究と芸術を除くすべての職業領域で、特性不安の低い群が高い自己効力を示すという情緒的喚起の影響がみられたと報告している。

このように刺激となる情報源を明確にして、実験的デザインのなかで行われる縦断的研究も数多く行われている。しかし、海外の研究で、CDSE や CDSE-SF がアセスメントツールとして用いられた場合は、1 次元構造の尺度であるため、情報源がどの自己効力感に働きかけたのかが明確でない。多次元で評価するならば、実験のプログラムの改良に役立つであろうし、生徒や学生も自らのどの自己効力感が変化し、どれが変化しなかったかを知ることが出来る。こうしたキャリア支援においては、結果のフィードバックからの情報は具体的である方が良い。本研究でもキャリア教育前後のキャリア選択自己効力感の変化を多次元でとらえることとする。

1-5. キャリア選択に対する自己効力感と関連する変数

1-5-1. キャリア不決断との関連

前節で、キャリア選択における未決定が一時的なものであるか慢性的なものであるかは縦断的研究においてのみ明らかになることを示し、継続して変化をみることの重要性を述べた。本節では、学校から職業生活への移行を目の前にして、どの職種を選ぶか、あるいは、どの企業、業種を選ぶかなど、なかなか意思決定ができない高校生や大学生に対して、意思決定の困難さからのアプローチする方法についてみる。

本節では、高校生や大学生の意思決定ができないキャリア不決断 (*indecision*) の状態を、意思決定の困難さを引き起こす要因を測定する方向から開発された尺度についての研究をみることにする。不決断については、困難さが軽減されていくことが期待される概念であり、意思決定過程で高まっていくと期待される自己効力感との間には負の関連がみられてきた (Taylor & Betz, 1983 など)。

学生や生徒の中には、キャリアについて意思決定ができない学生や生徒がみられる。この状態には、キャリア発達の途上にあり、まだ意思決定をしていない *undecided* であるものと、キャリアについての意思決定が困難である *career indecision* といわれるものがある (Crites, 1969)。清水 (1983) は、「未決定 (*undecided*)」については、キャリア選択・意思決定を行っていない多くの学生・生徒が陥る状態であるが、*career indecision* については、意思決定の活動への関与ができない心理的な傾向性であるとして、「キャリア不決断」とした。浦上 (1995b) は、未決断、未決定の用語が混在していたことを指摘している。本論では、キャリア不決断の用語を用いる。さらに、Crites (1969) で指摘されているように、パーソナリティ特性の不安との関連から、キャリア選択に失敗し、発達の的に一時的に不安に陥った状況を「不決断(*indecision*)」とみるのに対し、もともとのパーソナリティ特性から、時間を経ても不安のためにキャリア選択ができないという心理的問題のある状況を「優柔不断(*indecisiveness*)」とみる。このことについて、清水 (1983) は、前者の不安を状態不安に近いものとし、後者を特性不安と関連があるとみている。

キャリア・カウンセリングでは、未決定の状況から、意思決定へと進めずに不決断に陥っている生徒や学生、また、優柔不断のために決定が困難な状況に停滞している生徒や学生を見つけ出し、適切な支援をすることを目的とし、そのためのアセスメントツールが開発されてきた。ここでは、キャリア関連行動を測定するツールの一つであるキャリア不決断に焦点をあてる。

キャリア不決断の次元性

キャリア不決断を測定するアセスメントツールの一つとして Osipow et al. (1976) による Career Decision Scale (以下, CDS) がある。これは, 将来のキャリアを決定することの困難さの程度を 16 項目の質問から測定しようとするものである。キャリア選択の意思決定が困難な人に対して, カウンセリングでの活用を目的として開発された。尺度名は意思決定尺度となっているが, 不決断の程度の強さを測定するものであり, 尺度得点が高いほど不決断傾向が高いとされる。そして, 総得点により, 不決断を判断しようとした。

しかし, その後の CDS の次元性については, Shimizu, Vondracek, Schulenberg & Hostetler (1988) が、『Diffusion (進路選択についての全般的な不決断感)』『Support (将来のキャリアについての相対的な決定にはあるがこの決定の支持を求める心理状態)』『Approach-Approach (接近-接近葛藤感)』, そして『External Barriers (進路意思決定の外的阻害感)』の 4 因子構造をみいだしている。Schulenberg, Shimizu, Vondracek, & Hostetler (1988) では, 引き続いて, 中学生と高校生で各男女の 4 群を対象として, この 4 因子について因子的不変性を確認し, Vondracek, Schulenberg, Hostetler & Shimizu (1990) では, 縦断的な変化を検討することで, 4 因子構造の妥当性を明らかにしている。

その後, CDS の多因子構造を否定する論議があったが, Shimizu, Vondracek & Schulenberg (1994), Schulenberg, Vondracek & Shimizu (1994) は, 多次元の因子構造がより妥当性があると報告している。そして, CDS の作成者である Osipow (1994) が 1994 年の Journal of Career Assessment において, 一連の論議に終止符を打ったのは, 興味深いことである (清水・花井, 2007)。3 因子構造の研究も散見されるが, CDS を多次元構造とみる方向の一致はみられている。

同様の内部構造に関する検討が, 自己効力感を測定する Taylor & Betz (1983) の CDSE でも同様になされていることは, 第 3 節でみた。CDSE の方は, まだ論議されており, 内部構造についての一次元か多次元化についての議論の一致はみられていない。

不決断を測定する目的で開発された尺度としては, CDS の他に, 決定の過程と現状に対する満足度 (comfort) や優柔不断さを下位尺度に取り入れたものもある。Kelly & Lee (2002) は, CDS に Chartrand, Robbins, Morrill & Boggs (1990) による Career Factors Inventory (CFI) と Gati, Krausz & Osipow (1996) による Career Decision-making Difficulties Questionnaire (CDDQ) の 3 つの尺度 81 項目を一緒にして EFA を行ってい

る。直交の Varimax 回転による分析で、以下の 8 つの因子を報告している。すなわち、

- 1 . Lack of information (情報の欠如)
- 2 . Need for information (情報希求)
- 3 . Trait indecision (特性的不決断)
- 4 . Disagreement with others (他の者との意見の不一致)
- 5 . Identity diffusion (アイデンティティ拡散)
- 6 . Choice anxiety (選択不安)
- 7 . Positive choice conflict (肯定的選択葛藤)
- 8 . Tentative decision (暫定的決定)

であった。これによると、キャリアについて意思決定ができない不決断の様相としては、キャリアについての情報がないか十分でない状態、選択や意思決定を妨げる不安、葛藤、他者との関係などがあるとみられる。

キャリア不決断尺度の開発と自己効力感との関連

日本国内で、不決断のアセスメントツールとして開発されたものとしては、下山 (1986) の職業未決定尺度があり、EFA (主因子法, Varimax 回転) によって『未熟』, 『混乱』, 『猶予』, 『模索』, 『安直』の 5 因子が抽出されている。CDS の日本語翻訳版を用いた清水・坂柳 (1988) を経て、清水 (1989, 1990) は、中学生を対象に、進学と将来の職業選択という 2 つの将来の進路課題を設定し、それぞれについて、決定不安、選択葛藤、相談希求、障害不安、外的統制、情報不足、モラトリアム、準備不安の 8 下位尺度で各 5 項目の進路不決断尺度を作成している。そして、男女中学生各 300 名を対象とし、合計 16 尺度について EFA (主因子法, Promax 回転) をおこない、『進路不安』, 『教育的葛藤』, 『職業的葛藤』, 『相談希求』, 『モラトリアム』, 『外的統制』の 6 因子を報告している。この尺度について、奥井・大里 (2004) は、8 因子の構造を求職中の若者を対象においても EFA (主因子法, Promax 回転) からみいだしている。また、高校生用として、長須 (1994) は、清水 (1989, 1990) の中学生用の尺度の「進学」と「職業選択」を「進路」とまとめ、8 尺度として用いている。川崎 (2000) は、清水 (1989) を参考に、CD-ROM 版職業ハンドブックの効果研究のために大学生の不決断を測定する尺度として、『自己理解不足』, 『職業情報不足』, 『就職情報不安』, 『ガイダンス志向』, 『モラトリアム傾向』の 5 つの下位尺度を、内的整合性の原理による項目分析から構成している。

浦上 (1995b) は、先行する不決断尺度を参考にして作成した 40 項目の EFA (主因子法, Varimax 回転) から、『情報・自信不足』、『希望関連不安』、『相談希求』、『葛藤』そして『モラトリアム』の 5 因子を報告し、職業不決断尺度としている。自己効力感尺度との関連では、『情報・自信不足』と $-.519$, 『葛藤』と $-.223$, 『モラトリアム』と $-.253$ の相関を報告している。古市 (1995) は、不決断という用語ではないが、10 項目の職業忌避的傾向尺度を作成している。この尺度を用いて、古市 (1995) の自己決定効力感尺度の下位尺度を説明変数とした重回帰分析を行い、大学生の男女ともに計画立案と職業情報収集が、男子ではさらに困難解決も職業忌避的傾向に影響を及ぼしていることをとらえた。

花井・清水 (2006) では、清水 (1989, 1990) の項目を中心として、下山 (1986), 古市 (1995), 浦上 (1995b), 奥井・大里 (2004) の研究を参考にしながら、大学生の不決断傾向を測定するための 47 項目の尺度を作成した。そして、大学生 158 名を対象として、EFA (主因子法, Promax 回転) で、『情報・自信不足』、『障害不安』、『決定不安』、『葛藤』、『相談希求』、『逃避』、『モラトリアム』の 7 因子をとらえた。同時に作成した自己効力感尺度の下位尺度との関連を SEM によりモデル化をしている。それによると、自己効力感尺度の『計画立案』から『モラトリアム』へと、『情報収集』から『逃避』へは負に影響しており、『目標選択』から『モラトリアム』に正の影響があった。また、『情報・自信不足』から自己効力感の『目標選択』へ負の影響があり、『障害不安』から、『目標選択』へ低い正の影響、『情報収集』へ低い負の影響がみられた。清水・花井 (2007) では、さらに 42 項目へと作成し直し、清水・花井 (2008) では、EFA (主因子法, Promax 回転) により、7 因子で各 5 項目の計 35 項目を選び、意思決定尺度としている。その際、『情報・自信不足』に相当する因子が、漠然とした決められない状態のものであったため、因子名を『不決断』としている。清水・花井 (2008) では、意思決定尺度の因子構造を『不決断』から『決定不安』、『障害不安』、『葛藤』、『逃避』、『モラトリアム』へのパスと『決定不安』から『相談希求』へのパスにより因果関係を仮説的にとらえ、適合度の良いモデルを作成している。さらに 6 ヶ月間隔の縦断的因子分析により、『決定不安』の安定性係数が 1 年生で $.36$, 2 年生で $.38$ と低いことから学生の意思決定への不安が揺れ動いていることをとらえた。そして、2 年生のデータで不安との関連から、特性不安が、『不決断』と『障害不安』を高めるように影響を及ぼし、『葛藤』を抑制する影響があると報告している。

以上のことから、わが国での不決断尺度の開発は、Osipow et al. (1976) の影響を受けているが、葛藤、不安のようなパーソナリティ特性に加え、モラトリアムや逃避といった

小此木（1978）が指摘したわが国独自の考えが含まれているといえる。そのためには、職業の世界に移行することへの不安や葛藤だけでなく、親に依存する未熟な期間に留まろうとする傾向をもとらえる必要があるということである。

付記

この節は、清水・花井（2007, 2008）に第1筆者の了解を得た上で加筆したものである。

1-5-2. Big Five との関連

キャリア選択自己効力感尺度と関連する要因としては、キャリア不決断の他にパーソナリティ特性や家族友人からのサポート等の要因がとりあげられることが多い。パーソナリティ特性はキャリア関連行動に影響するという考えは、職業心理学では古くからある（Osipow, 1990; Super, 1990; Rogers & Creed, 2011）。最近のキャリア理論では、職業は個人的要因と環境的要因の影響を受けて発達すると考えられている。これには、社会・認知的キャリア理論（Lent, Brown, & Hackett, 1994 ; Social Cognitive Career Theory）、労働適応理論（TWA: Theory of Work Adjustment）から発展した人・環境の一致性の理論（Dawis, 1996 ; PEC: Person-Environment-Correspondence）、Holland（1985）の選択理論によるモデル（RIASEC）などがある。社会・認知的キャリア理論では、パーソナリティ特性、個人的属性、あるいは、外部の認知されたサポートなどの要因が、自己効力感や結果期待を通して、興味、目標などに影響するというものである。労働適応理論では、個人的要因として、個人の価値観と環境的要因として職務要件などの職業情報からキャリア行動を説明し、RIASECでは、職業興味による6つのパーソナリティ・タイプ（現実的、研究的、芸術的、社会的、企業的、慣習的な興味）とそれぞれに対応する環境を用いて、その相互作用でキャリア行動が選択されるとする。

キャリア行動に影響するパーソナリティ特性としては、自尊感情、不安、シャイネス、統制の所在（Locus of Control）などがとり上げられてきた。本節では、パーソナリティ特性の5因子モデル（Five-Factor Model, いわゆる Big Five）、不安、自尊感情からキャリア選択行動との関連をみしてみる。

海外での Big Five とキャリア選択行動との関連研究

1990年代初頭にほとんどのパーソナリティの特性は5因子モデルにまとめることができるという説が受け入れられている (McCrae & Costa, 2004; Digman, 1990; Goldberg, 1990)。その5因子とは、Neuroticism (情動性, 神経質的傾向; 本節では N とする), Extraversion (外向性; 本節では E とする), Openness to experience (経験への開放性; 本節では O とする), Agreeableness (協調性; 本節では A とする), Conscientiousness (誠実性; 本節では C とする) の5つである。これらは、E の概念は社交的, A は協調的, C は責任感がある, 勤勉な, N は心配性の, 不安な, O は独創的な, 柔軟な, という形容詞で表される。そして、E の概念はポジティブな感情や社交性, A は協調的や共感する利他的傾向, C は責任感や自制心, N はネガティブな感情や感情の不安定さ, O は独創性, 柔軟性, 知的好奇心を示している。ここでは、パーソナリティ特性として、Big Five とキャリア関連行動とに関連した文献をとりあげてみる。

パーソナリティ特性のBig Fiveは、あらゆる面の人間行動と関連があるとパーソナリティ心理学者により実証されているが、職業心理学では、パーソナリティ特性がキャリア興味, 学業や仕事の成果や職務満足度を予測するとして研究されてきた。Tokar, Fischer, & Subich (1998) は、パーソナリティ特性をBig Fiveに限定し、キャリア関連行動に関する研究をレビューしている。これは、1993年から1997年までのパーソナリティ特性とキャリア関連行動との関連に関する文献を「キャリア選択に関係した過程」「仕事の探索, 転職などの一般的なキャリア形成過程」「職業的満足と精神的健康」「組織内の成果」に分けてレビューし、以下のようにまとめた。

1. パーソナリティ特性とHolland (1985) の選択理論における職業的興味とは中程度に関連しており、Eは企業的と社会的興味, Oは芸術的と研究的興味, Cは慣習的興味, Aは社会的興味と関連がみられた。NはHollandのいずれの興味領域でも関連がなかった。

2. キャリア形成過程では、高いNは仕事探索活動の低い頻度と質や高いキャリア不決断と関連があり、高いEは高い頻度と質の仕事探索活動・転職と関連がある。

3. 高い仕事満足は低いNと高いEと関連がある。

4. 組織内の成果との関連では、ほとんどの職業での成果を予測する因子としてCがあげられ、Eは対人的要素を含んだ職業での成果を予測する。

そして、Big Fiveの5因子のうち、特にC, N, Eの3つの特性がキャリア関連行動のいろいろな領域でよくみられるとまとめている (Tokar et al., 1998)。ここでは、キャリア選択に

対する自己効力感とパーソナリティ特性であるBig Fiveとの関連についての研究を概観する。

Betz & Borgen (2000) は、パーソナリティ特性、興味を接続するものとして自己効力感を取りあげた。その後、Big Fiveの5因子とHollandの理論との関連で、自己効力感を媒介変数としてみる研究が行われた(Rottinghaus, Lindley, Green, & Borgen, 2002; Nauta, 2004; Schaub & Tokar, 2005)。これらの研究は、Big FiveとHollandの6つの職業興味タイプからそのキャリアに従事する自信である自己効力感との関連をみたものであった。Journal of Career Assessmentにおいても、特集でWalsh (2007) がパーソナリティ特性、興味、自己効力感の3つの関連についての研究も多くなってきたことを紹介している。その自己効力感についても、Hollandの6つの職業興味タイプに対応するRIASEC自己効力感から、キャリア選択過程に対する自己効力感であるCDSE、CDSE-SFとの関連についての研究がみられるようになった。CDSE、CDSE-SFに関連した研究をTable 1-5-1に示した。

Hartman & Betz (2007) は、大学生を対象にNEO-FFI (McCrae & Costa, 2004) とHollandのRIASEC効力感との関連をみた。結果は、Aを除く4特性に関連がみられた。さらにCDSE-SFとC (.48)、N (-.44)、E (.37)、A (.11)、O (.07)の関連を得た。NEO-FFIとCDSE-SFの関連では、C、N、Eとは中程度の関連を示しているが、A、Oとの関連は見られなかった。このことから、パーソナリティ特性のC、N、Eは、RIASEC効力感のような内容対応の効力感から、より一般化された領域のキャリア発達過程の効力感でも一貫して頑強に関連がみられると報告している。

Wang, Jome, Haase, & Bruch (2006)は、パーソナリティ特性として、NEO-FFIからEとNのみを用い、キャリア行動を予測する研究を行った。データから白人と主にアジア系有色人の大学生のキャリア選択への関与に差があることを見つけ、SEMによるモデルで検討した。それによると、白人学生では、EがCDSEを介してキャリア選択関与因子に促進的に関連したが、Nは関連しなかった。有色学生では、NとEが直接的に、CDSEを介して間接的にもキャリア選択関与因子に関連していた。このことからパーソナリティ特性のNは、有色人学生にとっては、キャリア選択で経験する障害との関連を示しているかもしれないと報告している。

Rogers, Creed, & Glendon (2008) は、オーストラリアの高校生を対象とし、キャリア計画と探索への準備行動を説明するために、パーソナリティ特性、社会的サポート、自己効力感、結果期待、目標の変数を用いた。重回帰分析の結果、キャリア計画には、パーソ

Table 1-5-1 Big Fiveを用いたキャリア選択に対する自己効力感に関する研究(1)

研究者	使用尺度	項目数	結果	参加人数	分析	研究デザイン
Wang, Jome, Haase, & Bruch (2006)	NEO-FFIのNとE	24	白人学生ではCDSE-SFがEとキャリア選択関与を媒介。有色学生ではEが直接的と間接的にキャリア選択関与を促進。Nは直接的と間接的に関与を抑制。	大学生 184名	SEM, 2集団 同時分析, 強因子の不 変性	横断
	VECS (CCCSから職業的探索と関与)	18	キャリア選択関与因子は, VECS, CDS, MVSを観測変数とした因子で, 得点が低いほど関与が高い。	白人100名 有色人84名		
	CDS (キャリア不決断)	18				
	MVS (興味検査)	18				
	キャリア選択に対する自己効力感尺度 キャリア意思決定 BF (2006Big Five(形容詞)短縮版)	40 42 30	キャリア選択に対する自己効力感の『自己評価』にはE, C, Oから, 『計画立案』『意思決定の主体性度』にはCから正のパス。『計画立案』には, Aから負のパス。また, キャリア意思決定の『障害不安』にはNから, 『相談希求』にはN, Eから, 『葛藤』『モラトリアム』にはOから正のパス。『モラトリアム』にはAから, 『不決断』にはOから負のパス。	大学生405名 (男子115名, 女子290名)	SEMによる因 果モデル化	横断
花井・清水・山本(2006)						
Hartman & Betz (2007)	NEO-FFI	60	CとEがSCIすべての効力感に関連, Nは負の関連, Oは芸術的, 研究的自己効力感と関連, Aは関連なし。CDSE-SFとの関連は, $C(r=.48), N(-.44), E(.37), A(.11), O(.07)$	大学生 292名	相関分析	横断
	ESCI	186				
	SCI (RIASECへの自己効力感)					
	SCI以外の17の職業活動の基本次元	25				
Rogers, Creed, & Glendon (2008)	CDSE-SF	25				
	CDI-A (オーストラリア版)		CDSE-SFとgoalを通して, OとCが, 直接的, 間接的にplanningに関連。EとNは関連なし。CDSE-SFとgoalを通して, CとEが, 間接的にexplorationに関連。OとNは関連なし。Aは両方に関連なし。高いキャリアサポートと高い目標設定がplanning活動を促進。結果期待は有意な予測因ではなかった。	高校生 414名	重回帰分析 階層的	横断
	career planning (キャリア計画)	20				
	career exploration (キャリア探索)	16				
	CDSE-SF	25				
	結果期待 (Betz & Vuyten, 1997)	9				
目標設定	6					
NEO-FFI	60					
CTI キャリアサポート	22					
Jin, Watkins, & Yuen (2009)	NEO-FFI (中国版)	60	NとCがCDSE-SFを通して, VECSに影響する。TTFSには, Aが負に関連するが, CDSE-SFは関連なし。Eは有意とならなかった。	大学院生 785名	重回帰分析 階層的	横断
	CCCS (中国版)	-				
	VECS 探索と関与	19				
	TTFS 早期完了への傾向	9				
CDSE-SF (中国版) から 2 項目除く	23					

Table 1-5-1 Big Fiveを用いたキャリア選択に対する自己効力感に関する研究 (2)

	CDI-A (オーストラリア版)	T1:1回目でCDSE-SFと目標設定が3学年全てでキャリア計画と関連。10年生でAがキャリア計画を抑制し、12年生でEが促進。キャリア探索には、CDSE-SFのみ3年で予測要因となる。10年生でキャリアサポートが、12年生でEが探索を促進した。T2-T1の差を求め、CDSE-SFと目標の変化がキャリア計画の変化を正に予測。10年生で、Nが計画の変化を抑制し、11年生でキャリアサポートの変化が計画の変化を促進。キャリア探索では11年生で結果期待、10年生でサポートの変化が促進し、12年生でEが探索の変化を抑制。NEO-FFIとT1のCDSE-SFとの相関は、N(-.30), E(.28), O(.16), A(.12), C(.41)でT2のCDSE-SFとの相関はほとんど同じ。	高校生 631名 10-12年生	重回帰分析 階層的	横断的 縦断的 T1, T2 6ヶ月
Rogers & Creed (2011)	career planning (キャリア計画) career exploration (キャリア探索) CDSE-SF 結果期待 目標設定 NEO-FFI (T1:1回目)のみ測定 CII キャリアサポート	20 16 25 9 6 60 22			
Bullock-Yowell et al. (2011)	IPIP-NEO 5尺度 CTI 機能不全やネガティブな思考 CMI 文化的不信感 CDSE-SF	50 48 48 25	大学生 332名 内アフリカ系 174名	重回帰分析 階層的	横断
Jin, Ye, & Watkins (2012)	NEO-FFI (中国版) CDSE-SF (中国版) から2項目除く	60 23	大学院生 796名	相関分析	横断

注1: Big Fiveについては、次のように定義した。N: 情動性, E: 外向性, A: 協調性, C: 誠実性, O: 開放性
 注2: Bullock-Yowell et al. (2011)は、Bullock-Yowell, E., Andrews, L., & Buzzetta, M. E. (2011) を略している。
 注3: 略号は以下の通りである。
 CDSE-SF = Career Decision Self-Efficacy Scale-Short Form.
 NEO-FFI = NEO Five-Factor Inventory
 IPIP-NEO = International Personality Item Pool-NEO
 CDS = Career Decision Scale
 CCCS = Commitment to career choices scale □
 VECS (vocational exploration and commitment subscale)
 TTFS (tendency to foreclose subscale)
 MVS = My Vocational Situation Scale
 ESCI = Expanded Skills Confidence Inventory
 SCI = Skills Confidence Inventory
 CDFA = Career Development Inventory-Australia
 CII = Career Influence Inventory
 CTI = Career Thoughts Inventory
 CMI = Cultural Mistrust Inventory

ナリティ特性の O と C が直接的に、また、自己効力感の CDSE と目標を通して間接的に関連し、E と N は関連していなかった。キャリア探索には、C と E が CDSE と目標を通して間接的に関連しており、O と N は関連していなかった。A は、いずれの行動にも関連していなかった。

Rogers & Creed (2011) は、パーソナリティ特性に加え、キャリアサポート、CDSE-SF とキャリア計画・探索行動との関連を高校生を対象に横断的と 6 ヶ月後の 2 回の縦断的な測定機会からとらえた。その中で、パーソナリティ特性と CDSE-SF との関連は、第 1 測定機会のパーソナリティ特性と、同じ機会の CDSE-SF と第 2 測定機会の CDSE-SF との間でみられた。その結果は、第 1 測定機会のパーソナリティ特性と、同じ測定機会の CDSE-SF との相関が、N(-.30), E(.28), O(.16), A(.12), C(.41)で、第 2 測定機会の CDSE-SF との相関は N(-.26), E(.23), O(.11), A(.13), C(.42)となった。C, N, E と CDSE-SF との関連は、6 ヶ月後もほぼ変わらなかった。

Bullock-Yowell, Andrews, & Buzzetta (2011) は、大学生を対象に Big Five の 5 因子と他のパーソナリティ特性の文化的不信感やネガティブ思考が CDSE-SF に及ぼす影響を重回帰分析で検討した。その結果、CDSE-SF に対して、ネガティブ思考が抑制的に、次に O, C, E がこの順で促進するように影響していた。大学生の中のアフリカ系大学生において、パーソナリティ特性の影響の特徴はみられなかった。

Jin, Watkins, & Yuen (2009) は、大学院生を対象に重回帰分析から中国版 NEO-FFI の N と C が CDSE-SF を通して、職業探索と関与尺度 (VECS) に関連したと報告している。ここで、CDSE-SF は、職業探索と関与を促進するように働いていた。早期完了への傾向尺度 (TTFS) には、A が負に直接に関連し、CDSE-SF は媒介しなかった。他の研究で頑健に関連する E は、ここでは VECS と TTFS に有意に関連しなかった。

Jin et al. (2012) は、大学院生を対象に CDSE-SF の次元性を検討し、中国版 NEO-FFI との関連を検討した。その結果、E と C が正の、N が負の方向で CDSE-SF の総点と中程度の相関係数がみられ、頑健な関連がある。しかし、総点に対する相関を統制すると、CDSE-SF の下位尺度との関連が低くなると報告し、CDSE-SF の総点と Big Five との関連の方が強いとみている。

これらの結果からは、Big Five と RIASEC の自己効力感とは、かなり明確で頑健な関連が明らかにされているが、Big Five とキャリア選択過程の行動との関連ではそうでもない。Tokar et al. (1998) のいう E, C, N のうち、誠実さを示す C は自己効力感や計画行

動を促進し、不決断を抑制すること、神経質的傾向の N は不決断を促進することは、多くの結果で確認されている。しかし、外向性の E は、情報の探索行動を促進することがみられることもあるが、無関係のことも多い。知的好奇心の O も、計画行動を促進する結果もあるが、無関係のことも多い。また、協調性の A については、これらの研究から傾向をとらえるのは難しいと思われた。

Wang, et al.(2006)が、有色人の大学生にのみ N が自己効力感とキャリア選択関与に影響を与えている結果を報告したように、キャリア選択において障害やストレスが多いと思われる集団に対してパーソナリティ特性の影響を検討する研究がある。Bullock-Yowell, et al. (2011) においてもアフリカ系アメリカ人について検討しているが、N や文化的不信感の影響は特にみられなかった。しかし、大学院生や高校3年生では、自己効力感に対して N が負に関連することがみられている (Jin et al., 2009, 2012; Rogers & Creed, 2011)。こうしたパーソナリティ特性との関連が常にみられるかどうかについては、さらなる研究の蓄積が必要であろう。なお、分析方法についてみると、相関分析と重回帰分析による分析が多かった。

わが国での Big Five とキャリア選択研究

わが国でのパーソナリティ研究で Big Five 尺度は、1990年代後半から開発された(柏木, 1997)。形容詞チェックリストを基に作成された和田(1996)の Big Five 尺度(形容詞の60項目)、FFPQ研究会(1998)が開発した FFPQ (Five-Factor Personality Questionnaire) の150項目、NEO-PI-Rの日本版(下仲・中里・権藤・高山, 1999)の240項目、Goldberg(1992)の語彙アプローチによる流れに沿った主要5因子性格検査(村上, 2003)の70項目がある。大野木(2004)は、これらの中で、和田(1996)を除いた3つの尺度項目を合わせたジョイント因子分析を行い、N, E, A, Cの4因子までは、対応関係がみられたが、Oにあたる因子については、村上(2003)の『知性』因子が他の2尺度とは異なったものとなったと報告している。

清水・山本(2008)は、先行研究である Gosling, Rentfrow, & Swann(2003), Kashiwagi(2002), 藤島・山田・辻(2005), 辻・藤島・辻・夏野・向山・山田・森田・秦(1997), 下仲他(1999)にみられる項目を参考に、Big Five 形容詞短縮版2005(清水・山本, 2007)を作成し、さらに、柏木・辻・藤島・山田(2005), 和田(1996), 村上(2003)などの項目をもとに修正し、30個の形容詞からなる Big Five 形容詞短縮版2006を構成した。

臨床でテストバッテリーとして用いられることの多い Big Five は、簡便なことが要求される。そのため、尺度の短縮化が目指され、Gosling et al. (2003) が、5 特性を各 1 項目の 5 項目、各 2 項目の 10 項目の尺度を検討し、10 項目の形容詞からなる TIPI (Ten-Item Personality Inventory) を発表した。わが国においても、小塩・阿部・カトローニ (2012) が TIPI の翻訳版を作成している。カウンセリングのような実際のキャリア支援の場で、回答者の負担を軽減するという観点から、短時間でパーソナリティ診断が可能になることは有意義であろう。

わが国では、パーソナリティとキャリア選択行動との関連を検討した文献で、Big Five が用いられているのは、ほとんどみかけない。花井・清水・山本 (2006) は、大学生を対象に Big Five の 5 因子からキャリア自己効力感とキャリア不決断への潜在変数を用いて、SEM による因果モデルを構成した。キャリア自己効力感とキャリア不決断については、花井 (2008) と清水・花井 (2008) で短縮化を行う前の尺度であった。Big Five の 5 因子すべてが、『決定不安』『逃避』『情報収集』を除く両尺度の因子に影響していると報告している。すなわち、キャリア選択自己効力感の『自己評価』には E, C, O から、『計画立案』『意思決定の主体性度』には C から正のパスがみられ、『計画立案』には、A から負のパスがみられた。また、キャリア意思決定の『障害不安』には N から、『相談希求』には N, E から、『葛藤』『モラトリアム』には O から正のパスがみられた。『モラトリアム』には A から、『不決断』には O から負のパスがみられた。わが国のキャリア関連行動の研究で使用されるパーソナリティ特性としては、不安、オプティミズム (安達, 2006)、自尊感情, Locus of control, 不合理な信念 (萩原, 2011) などが用いられているだけである。本研究では、パーソナリティ特性とキャリア選択についての自己効力感との関連を Big Five から探ってみることにする。

1-5-3. 不安との関連

第 5 節の 1. では、キャリア選択・意思決定ができないキャリア不決断の状態を測定するアセスメントツールを概観し、抽出された因子をみた。そこでは、様々な種類の不安の因子がとらえられた。たとえば、キャリア意思決定尺度 (清水・花井, 2007, 2008) では、決定することへの不安である『決定不安』、意思決定を妨げる障害に対する『障害不安』がみいだされている。このようにキャリア選択・意思決定の過程では不安が見受けられる。キャリア支援では、このような不安を軽減することが求められる。

Crites (1969) は、不決断 (indecision) と優柔不断 (indecisiveness) との違いは不安要因であり、優柔不断にある人は、不安により、過去の経験や機会や情報を有効に使うことができずに動けない状態にいるとして、不安を重視している。Crites (1974) や Goodstein (1965) においても、キャリア・カウンセリングにおいて、不決断の診断と介入において不安傾向を配慮すべきであると論じている。Bandura (1977, 1995) は、自己効力感に影響を及ぼす要因に4つの情報源をあげ、その一つの情緒的喚起には、不安が含まれるとしている。今までに、キャリア選択・意思決定行動と不安との関連をみた研究は多くなされてきた。そして、不安を情緒状態としての状態不安とパーソナリティ傾向としての特性不安の2つの側面からとらえることもなされてきた。ここでは、そのいくつかの研究をみることにする。

Robbins (1985) は、CDSE の自己評価、職業情報収集、目標選択、計画立案、問題解決の5領域と自尊感情とともに不安との関連を調べ、不安 (STAI) とは、計画立案と目標選択との間に .28, .27 の弱い正の関連があり、自己効力感を促進させるように関連していると報告した。Fuqua, Seaworth, & Newman (1987) は、4種類の不決断尺度と不安尺度との関係から、不決断との関連では、特性不安の方が状態不安よりも少し高いということ報告している。Gloria & Hird (1999) は、異なる人種におけるキャリア選択について、687名の大学生を対象に白人 (589名) と民族的少数派学生 (98名) のキャリア選択における自己効力感 (CDSE) と特性不安の関連の違いをみた。その結果、キャリア選択場面で、白人学生の方が自己効力感が高く、特性不安は低かった。逆に民族的少数派学生では、自己効力感は低く、特性不安と民族アイデンティティは高かった。しかし、両集団とも自己効力感には、民族アイデンティティなどの民族的要因よりも特性不安や専攻の明確さの要因の方が強く影響していることを重回帰分析から報告している。

わが国においても不安とキャリア関連行動との関連はとりあげられている。安達 (2006) は、Bandura (1977) の自己効力を高める4つの情報源に基づき、その一つである情緒的喚起については特性不安 (清水・今栄, 1981) とオプティミズムを取り上げた。そして、大学生355名の職業領域別自己効力について、特性不安の低群が高群よりも、また、オプティミズムの高群が低群よりも、自己効力が高いと報告している。

足塚 (2006) は、女子短期大学の104名を対象に坂柳 (1996) の職業的不安の6尺度を順次投入した重回帰分析で、自己効力感尺度 (浦上, 1995a) との関連を検討した。そして、いずれの不安尺度も自己効力感に負の関係で関連するが、特に自己理解に関する不

安がより自己効力感尺度を説明するという結果を得た。

西山（2003）は、大学の女子学生 454 名を対象に、藤井（1999）の就職不安尺度と一般的自己効力・進路選択に対する自己効力感（浦上，1995a）との関連を検討した。就職不安尺度の 3 因子を説明変数、自己効力感を目的変数とした重回帰分析では、就職適性不安の得点のみが 0.1%の有意水準で自己効力感に強く関与していることをとらえた。このことは、足塚（2006）と同様にキャリア選択に対する自己効力感と関連が強いのは自己評価だとみられる。

このように実践的研究で、就職活動前や活動中の不安、楽観主義的傾向は、自己効力感や不決断などのキャリア関連行動の指標と関連があると報告されている。不安を軽減することが、自己効力感を高め、就職活動を積極的に行うことにつながるならば、キャリア支援により、不安を早い時期に軽減することが重要であろう。そのために本研究では、不安の種類とキャリア選択自己効力感との関連を検討する。

1-5-4. 自尊感情との関連

キャリア発達は、時間経過や社会的文脈の中で変化をしていくと思われる。自然な状況での変化だけでなく、キャリア教育やキャリア・カウンセリングによる意図的な介入による効果をどのように測定・評価していくかは重要である。職業心理学の分野では、キャリア発達を評価する道具として、「自己概念」や「自尊感情」の概念が組み込まれてきた。Super（1957）は、職業発達の過程は、「自己概念」を現実に照らし合わせて吟味し自己実現にいたる過程とよく似ているとし、キャリア自己概念を提唱した。その後、Super の理論を発展させていく上で、Korman（1967）は、「自尊感情」の概念を強調し、Bandura（1977）は、自己効力感の概念を提案した。Betz（2001）は、「自己概念」「自尊感情」「自己効力感」について比較している。「自己概念」は、認知的、行動的、情動的要素を含んだ広い包括的な概念であり、「自尊感情」は、自己概念のより大きな評価的な面を指している概念だとした。その一方で「自己効力感」は、ある行動を行う能力についての信念を指すものとし、一般的ではなくむしろ特定の行動を示す概念だとした。そして、「自尊感情」を高める介入は、概念の理論や定義から明確とはいえないが、「自己効力感」理論は、最も率直であり、利用可能性を備えていると述べている。自己効力感については、Hackett & Betz（1981）により、キャリア関連行動への応用研究の可能性が開かれて以降、「自己効力感」という概念が広く使われている。

自尊感情と自己効力感との関連の中で、自己効力感の下位尺度との関連をみたものはそれほど多くない。Robbins (1985) は、大学生 92 名を対象に CDSE の総点と .58, 下位尺度と、.38 (『情報収集』) から .57 (『計画立案』) の相関係数を得ており、自尊感情がすべての CDSE の下位尺度と中程度の関連をもつことを報告している。

また、Betz & Klein (1996) は、全体的な自尊感情の測定尺度 (Betz, Wohlgemuth, Serling, Harshbarger, & Klein, 1995) と CDSE の総点との関連で、男子 (127 名) と .43, 女子 (220 名) と .39 の相関係数を得ている。

自尊感情と職業の世界への移行について、Salmela-Aro & Nurmi (2007) は、297 名の大学生に対し、在学中に 4 回、10 年後に 5 回目の調査をした。調査では、自尊感情 (Rosenberg, Schooler, Schoenbach, & Rosenberg, 1995), 失業等の職務経験, 職務満足, などを測定した。SEM の潜在成長モデルを適用した結果、大学在学中に自尊感情が高まったことを明らかにした。また、高い水準の自尊感情は、10 年後の正規雇用, 高い水準の給料, 高い水準の職務満足, 低い水準のバーンアウトを予測し、逆に在学中の低い水準の自尊感情は、10 年後の失業と疲労困憊, 悲観的な感覚, 仕事での達成感の減少など高い水準のバーンアウトの様相を予測したと報告している。

わが国では、柴田 (2009) が、女子大学生 372 名を対象に、花井 (2008) のキャリア選択自己効力感を用いて自尊感情との関連を検討している。自己効力感の 5 因子と自尊感情との関連を SEM の因果モデルにより検討し、自己効力感の『目標選択』と『自己評価』因子が『自尊感情』因子を促進し、『自尊感情』因子が学校生活満足度を促進するように影響していることを明らかにした。自己評価を行い、目標をしっかりと持つことが、自尊感情を高めることにつながっているといえよう。

これらのことから、自尊感情は、大学生で学年が上がるとともに変化し、10 年後の職業の世界での状況を予測するなど、職業選択と関連がある。また、キャリア選択に対する自己効力感の自己評価と目標選択とも関連があることが示された。本研究でも、自尊感情と自己効力感との関連を検討する。

1-5-5. キャリア・モデル, 親・友人との会話, フリーター観との関連

1-5-5-1. キャリア・モデル, 親・友人との会話の関連

キャリア発達には、社会・経済的状況, 歴史的変化や, 学校, 家庭などの環境である社会的文脈の影響や遺伝, 適性, 興味, 欲求, 価値観・職業観などの個人の特性が影響して

いる (Super, 1980 ; Lent, et al., 1994)。親 (養育者) などの特別な人への同一視, あるいはモデリングはキャリアの選択において重要な要因である。家庭では, 保護者が子どもに働く姿を見せたり, 経験談や働くことの大切さについて話し合ったりすることが重要であり, キャリア・モデルを持つことや家族内のコミュニケーションはキャリア発達に影響を与える (文部科学省, 2006 ; 渡辺他, 2010)。

キャリア・モデルの有無をたずねた寺田・紺田・清水 (2012) の7か国の調査では, キャリア・モデルの存在について, 「将来の仕事や職業について考える上で, 自分もそうなりたいという人物がいますか」というプラスのモデルだけでなく, 「そうなりたくないという意味で影響を受けた人物がいますか」というマイナスのモデルについてもたずねている。

プラスあるいはマイナスのキャリア・モデルを全く持たない日本の高校生は 43.0% と半数近くで, 7か国平均の 30.8% よりも高かった。また, 家庭における仕事・職業に関する対話の相手としては, 「母」との回答が多かった。その一方で「誰とも話さない」という回答が, 17.1% と他の6か国と比べると高かった。そして, プラス・マイナスの両方のモデルあるいはプラスのモデルのみを持つ生徒は, マイナスのキャリア・モデルのみを持つ生徒あるいはキャリア・モデルを持たない生徒よりも, 職業観のうちの自己実現・生活享受志向の得点が高かったことを報告している。このことは, そうなりたいというプラスのキャリア・モデルを持つことは, 学校から職業の世界への移行をスムーズにするための職業観の形成に役立つことを示している。

金井 (2004) は, 高校2年生を対象にした調査から, キャリア・モデルのある群では進路選択に対する自己効力感や就職意欲が高く, 就職不安が低いという結果を報告し, キャリア・モデルをもつことの有効性を示している。清水・坂柳 (1988) は, 高校1年生から3年生までを対象に父母や友人との会話がキャリア発達に及ぼす影響を調べた。父との会話は, 女子よりも男子の進路成熟に対して強い影響を与えていること, 母との会話は, 男子の進学を選択に影響を与え, 女子に対しては進学と職業選択の両面で影響を与えていること, 友人との会話は, 男女とも進学と職業選択の両面で影響を与えており, 学年とともに影響が強くなることを, 横断的研究から報告している。

高橋 (2008) は, 男子大学生で, 母親と進路選択時に話し合いを行う学生の方が話し合いの少ない学生よりも様々な社会的役割を模索することが多いということをとらえ, 高橋 (2009) では, 女子大学生で, 父親と進路選択時の話し合いが多い学生の方が少ない学生よりも積極的に模索すると報告している。しかし, 大学4年生の両親を調査対象とした三

宅・遠藤（2005）の調査では、母親との会話時間が長いほど、学生は職業を選択しようと思わず、キャリアへの関心も低い傾向が中程度の相関係数からとらえられた。また、親の子どもの就職に対する意識と学生自身の進路意識との関連では、父親の持つ生活満足感と家族のまとまりを感じる家族親和性とは子どもの就職活動を促進し、母親の持つ家族親和性は子どものキャリアへの関心を高めないことがみられた。さらに母親の夢追い肯定感は、学生本人の怠惰や・甘え傾向を促進していた。しかし、両親のキャリアへの意識・価値観と学生本人の職業未決定（下山，1986）や進路選択に対する自己効力（浦上，1995a）との関連はみられなかったことから、三宅・遠藤（2005）は、両親のキャリア選択のプロセスへの影響はあまり大きくないと推察した。むしろ、母親が学生本人のキャリア成熟に対して抑制的に影響しており、母子密着傾向をうかがわせるものであったと報告している。

海外でも、親や友人のサポートと、逆に妨げとなる障害とキャリア選択・意思決定行動との関連は研究されている。Lent, Brown, Schmidt, Brenner, Lyons, & Treistman (2003) は、工学部の大学生 328 名を対象に、自己効力感に影響する要因に親や友人からのサポートと障害をとりあげ、パス解析で検討している。その結果、専攻を変えるようにという親や友人からの圧力などの妨げや障害の影響はみられず、サポートが自己効力感を促進していた。また、Lent, Brown, Sheu, Schmidt, Brenner, Gloster, Wilkins, Schmidt, Lyons, & Treistman (2005) では、工学部の大学生 487 名を性別と人種（白人か黒人）で各 2 群に分け、それぞれで親や友人からのサポートと障害が自己効力感に及ぼす影響を検討した。その結果、いずれの群でも、サポートは自己効力感を促進し（パス係数推定値は、.40 から.48）、障害は自己効力感を抑制した（パス係数推定値は、-.15 から-.24）。そして、工学部専攻を続けるかどうかの目標に対して、サポートは女子学生と黒人学生で促進する方向で影響し、障害は男子学生と白人学生で負の影響を示した。さらに、Quimby, Wolfson, & Seyala (2007) は、132 名のアフリカ系アメリカ人の工業高校生を対象に、環境に関する科学への興味に対する親や友人のサポートと障害の影響を重回帰分析で検討した。その結果、アフリカ系アメリカ人のキャリア選択意思決定過程において、親は大きく影響するとした中学生を対象とした研究（Alliman-Brissett, Turner, & Skovholt, 2004）とは一致せず、親、友人からの自己効力感への影響はみられなかった。

Rogers, et al. (2008) は、親、教師、友人からのキャリア支援の影響が自己効力感を通さずに直接キャリア計画や探索行動に関連していることを報告した。さらに、Rogers & Creed (2011) の横断的・縦断的な調査では、親、教師、友人からのキャリアサポートが

計画や探索行動に影響しているかを調べた。その結果、10年生で、キャリアサポートと探索行動の関連がみられ、その後6ヶ月間の変化の量をも促進していた。このことから、高校1年生である10年生は、将来について、相談を希求する年齢であり、キャリア発達には重要な年齢ではないかと推察している。

このように、学生・生徒のキャリア選択に対する親の影響は、促進的と抑制的の両方の報告がみられる。また、わが国の研究からは、親を母親と父親に分け、それぞれ女子と男子への影響をみる必要があると考えられる。本研究においては、その必要性を認めつつも、調査上での個人情報に対する配慮から母親と父親に分けずに親(養育者)としてとりあげ、学生・生徒のキャリア選択に対する関連をみることにする。

1-5-5-2. フリーター観との関連

若年者のキャリア選択への準備不足が言われる中で、児童生徒一人一人の勤労観、職業観を育てる教育が必要であると言われてきた(文部科学省, 2004a)。しかし、フリーターやニートと呼ばれる若年者の中には、青年期に職業選択について先延ばしをして意思決定をしていないものもいると指摘されていると第1節で論じたように、職業の世界に移行するまでに適切な勤労観、職業観が育っていないことが考えられる。勤労観・職業観とは働くことに対する態度とみられるが、具体的にとらえることは難しい。そこで、直接、勤労観・職業観を測定する代わりに、フリーター観から大学生と高校生をとらえてみる。フリーター観の用語は、自称フリーターと名乗る若年者が現れたところに報告された日本労働研究機構(2000)のフリーターとのインタビュー調査と、この調査に基づく下村(2002)で用いられ、フリーターをどのようにとらえているかということを示している。

フリーターへのインタビュー(日本労働研究機構, 2000)によると、フリーターであることのメリットは、自由、時間の融通がきく、休みが取りやすい、様々な経験ができる、であり、デメリットは、収入が少ない、社会に認められていない、不安、不安定というものであった。そして、正社員のことを金銭面で良く安定しているが、拘束されるという認識を持っていた。フリーター観とは、フリーターというステイタスに対して抱くイメージであり、フリーター自身が語ったように良いイメージと悪いイメージの両方が混在している。上西(2002)は、このインタビューの結果から、フリーターを「夢追求型」「モラトリアム型」「やむを得ず型」の3類型に分けた。

安達(2004)は、フリーターに特徴的とされるキャリア意識を「適職信仰」「やりたい

こと志向」「受け身」の3つの側面からとらえた。「適職信仰」は、そのうち自分に合った仕事が見つかる将来に夢を託す傾向であり、「やりたいこと志向」は、自分の好きなことややりたいことを仕事にすることへのこだわりであり、「受け身」は、積極的に将来の仕事のことについて考えず、先延ばしする傾向である。若年者は、「フリーター」という言葉に下村（2002）や安達（2004）の示したフリーターの特徴を理解していると思われ、フリーター観を検討することは、働くことに対する態度を検討することになると考えられる。

菰田（2005）は、大学生の進路選択パターンを5類型に分け、その一つのフリーターになることを選択した「フリーター型」の学生はフリーターに対する意識が寛容的である、すなわち、「就職が厳しい状況なので仕方がない」「自分のやりたいことを探すためにはやむをえない」「自分の夢を実現するためにはよいことだ」という質問への得点が高いことを報告している。さらに、菰田（2006）では、同じ大学生の職業価値観と職業選択場面での行動の関連を分析し、フリーター志向の学生は、夢追求型というよりは、社会的評価に背を向け、人間関係から引いてしまう特徴を示していると報告している。三宅（2005）は、大学生に対する調査で、大学卒業後の進路先にフリーターの可能性が高いと答えた「フリーター積極群」は、自分の夢を叶えたいという自己実現志向は高いが、自己効力感が低く、怠惰・甘え傾向と職業未決定が「フリーターへの興味なし群」よりも得点が高いと報告している。

高校生においては、職業観との関連で、片山（2010）は、フリーター希望やフリーターへの肯定というフリーター容認意識が、高校1年生の中退には影響を及ぼしていないが、高校2年生の中退には影響していることを報告している。小杉（2004）は、高校生がフリーターになる理由には、「どういう仕事自分が向いているかわからないから」「他にやりたいことがあるから」「自由で気楽に収入を得たいから」というように、やりたいことにこだわり、役割・責任を回避する傾向がみえることから、キャリア情報の提供を中心とした支援の必要性を述べている。安田（2003）は、高校3年生の調査から、彼らの高い正社員志向、健全な勤労意欲、低いフリーター志望という高校3年生の特徴を明らかにしている。小河・松岡・朴木（2008）も、約3,000名の高校生の調査から、「場合によってはフリーターになるかも」と回答した高校生は約28.9%で、「フリーターにはなりたくない」と答えたのは、約69.9%であったと報告している。このことについて、7割の高校生はフリーターになりたくないと思っているが、3割の生徒は、働くことへの不安を意識化していると指摘し、不安な生徒には、現実を知り、キャリア選択についての知識を学ぶための支援

をすすめている。

以上のことから、多くの学生や高校生は、フリーターになることを希望しないが、フリーターの状態に対してある程度容認する意識を持っている大学生・高校生が少数ながら存在すると思われる。彼らは自らのキャリアに対する目標を持たず、情報に積極的に近づいていかない傾向があるのかもしれない。このようなフリーター志向や、フリーター容認、フリーターへの共感、フリーターになる可能性を感じることなど、フリーターのとらえ方をフリーター観とする。フリーター観と自己効力感との関連についての報告は、三宅（2005）のほかには少ない。本節では、フリーターへの共感やフリーターになる可能性の高い学生や生徒とそうでない学生や生徒との間で、キャリア選択に対する自己効力感に違いがみられるかを検討する。フリーターのとらえ方であるフリーター観の違いにより、キャリア選択行動に違いがみられれば、キャリア教育やキャリア・カウンセリングなどの支援の際の指標となるとと思われる。

1-5-6. キャリア支援との関連

大学生のキャリア支援の評価

キャリア支援として、各学校段階でキャリア教育やインターシップなどが実施されている。それらの実践での取り組みについては、生徒や学生の実証的なデータからその効果を示す研究が多くなっている。たとえば、大学生を対象にした研究をみると、キャリア教育の前後で、安達（2004）では、就業動機と自己効力感が上昇し、職業未決定にも有意に下がったとし、川瀬・辻・竹野・田中（2006）では、自己効力感・結果期待に有意な上昇がみられたことを報告している。また、寺島（2009）は、大学の1年次のキャリア形成支援について、支援科目の効果を明らかにするだけでは必ずしも十分とは言えず、入学から卒業までの在学期間にわたり、学業や進路に対する意識や行動がどのように変化していったかを追跡して効果を検証する必要があるとし、3年次と卒業前にも独自の項目でキャリア意識の変化の追跡調査を行った。その結果、支援科目に積極的に参加したグループの優位性は、卒業時にも継続して見られたと報告している（寺島，2010）。他にも、職業キャリア・レディネスを指標とした森山（2007）、well-beingを用いた中間（2008）や、インターンシップの効果を自己効力感の変化でとらえた楠奥（2006）などの研究がある。

高校生のキャリア支援の評価

高校生を対象としたものでは、山本（2010）が、総合学科の高校3年生を対象に自己効力感の下位尺度からキャリア教育前後の変化をみている。半年間の教育後では、自己効力感（大濱・古川，1999）の下位尺度の「意志の強さ」の得点が就職クラスで高まっていた。また、後半の4か月では「情報収集と計画立案」で、就職志望クラスが専門学校・短大進学クラスと4年生大学進学クラスよりも大きく得点が高まっていた。このことから、高校1、2年生から自己効力感によるアセスメントを進路指導に役立てることをすすめている。また、多様な高校生を対象にした労働政策研究・研修機構（2008）の研究では、自己理解を促すための「テスト」、職業理解の仕方を学ぶ「情報」、実践的な啓発的経験としての「体験」という3つの側面に分け、進路選択に対する自己効力感を用いてキャリア発達の変化を測定している。その結果、「職業レディネス・テスト（VRT）」と進路課題自信尺度（坂柳・清水，1990）との関連で進路意識の高い中学2年生の女子が男子や他の女子よりも格段に得点が高いという男女差がみられた。そして、職業情報ツール「職業ハンドブックOHBY」の使用後で自己効力感が高くなった。また、中学生を対象としているが、職場体験前に自信度が高かった生徒は体験後に自信度が低くなり、体験前に低い自信の生徒は体験後に自信が高まるという結果を報告している。体験後の変化は、実際の職場体験により、進路意識が現実的な認識になったとみられるもので、現場の教員により、感じられていたことが実証的に示された。

このように、キャリア教育やインターンシップなどのキャリア支援が大学、高等学校で行われており、その効果を客観的な指標で示すことが求められている。本研究では、キャリア教育とインターンシップの効果を自己効力感との関連から検討する。

1-5-7. 学校適応との関連

キャリア選択・意思決定の行動は、社会的・文化的文脈の影響を受ける。所属する最小単位のミクロシステムは、家族であり、学校である。高校段階では、学校、そして、クラスは1つの生活単位であり、その中で教師との関係や、友人関係あるいは学業成績は、クラスや学校への所属感や満足感、あるいは不適応感に影響を与えていると考えられる。

松井・鈴木（2002）は、河村（1999）の学校生活満足度尺度を修正して用い、普通科高校生を対象に進路成熟と自己肯定感との関連を分散分析により検討した。そして、進路成熟の3つの下位尺度である、教育・職業・人生の進路成熟のいずれにおいても、学校生活

に適応している方が進路成熟は高く、自己肯定感も高かったと報告している。また、大谷（2003）は、普通科高校生を対象として、進路の明確さと進路変更の柔軟性の自己効力感が、直接的、間接的にプラスに学校適応感に影響しているという結果を得ている。このように生徒がクラス内で感じる不適応感や満足度と、その生徒の進路に対する自己効力感との関連が報告されている。

さらに、工業高校では専門の職業教育があることから、その職業教育での経験を生かしたキャリアにつきたいかどうかはキャリア選択自己効力感に関連があると思われる。このように学校、クラスで感じる満足感や不適応感と、工業高校の職業教育による専門志向が、生徒である工業高校生のキャリア選択にどのように関連しているかを検討する。

1-6. 本論文における目的

これまでの5節をふまえ、本論文での目的を整理する。社会・経済情勢の変化に伴い、大学生のキャリア選択・意思決定が先伸ばしされるようになってきた。工業高校生においても、卒業後の選択肢が増えたことから、キャリア発達への支援が期待されるようになり、キャリア教育、インターンシップなどが展開されている。こうしたキャリア支援を効果的にするためには、日々の中での大学生・高校生のキャリア発達の様相を把握し、キャリア支援における介入効果に関する情報を蓄積していくことが必要である。そこで、大学生・高校生のキャリア発達をとらえるアセスメントツールの開発がおこなわれてきた。

以下の点について、本論文を構成する。

1. キャリア選択に対する自己効力感尺度は、**Crites** の理論に基づき、海外で開発されてきたがその内部構造は未だに明確とされていない。それを参考にわが国でも、キャリア選択・意思決定の際のアセスメントツールとして自己効力感尺度が開発されてきた。本研究では、**Crites** の理論のキャリア選択における5つの能力に基づき、それらに対応した多次元の因子構造の自己効力感尺度を開発することを目的とする。
2. 本研究で開発されたキャリア選択自己効力感尺度から抽出された5因子構造に基づき、因子間の関係を因果関係に求め、因果モデルを構成することを目的とする。
3. 本研究で大学生を対象に開発されたキャリア選択自己効力感尺度が、就職率の高い工業高校生にも適用可能かどうかについて、因子的不変性の検討をおこなうことを目的とする。
4. キャリア選択自己効力感を5次元で測定することの妥当性について、関連する様々な変数から検討する。横断的データからだけでなく縦断的データから、また、大学生だけでなく大学生と同程度の就職率を示す工業高校生を対象にして、変数との関連をみる。変数としては、キャリア意思決定、パーソナリティ特性である **Big Five**・不安・自尊感情、キャリア・モデル、親・友人の会話、フリーター観、キャリア支援、学校適応をとりあげる。
5. 本研究で開発された尺度について、実践の場でアセスメントツールとして活用する方法を検討する。キャリア選択の自己診断、集団でのキャリア支援の効果、個別のカウンセリングのような場面におけるキャリア選択自己効力感尺度の活用を提案する。

第2章 キャリア選択自己効力感尺度の開発とモデルの構成

第1章第3節で、海外とわが国で開発されてきたキャリア選択に対する自己効力感についての因子の次元性を研究方法の発展とともに因子の数から検討した。Crites (1978) の5領域のキャリア選択能力を自己効力感でとらえることを目的としたCDSEとその短縮版のCDSE-SFでは、その次元性の検討が続けられている。最近では、Lo Presti et al. (2012) が、イタリア語版のCDSE-SFを用いた高校生の調査から、CFAにより5因子の1次因子モデルを最もよいモデルとし、Crites (1978) の5領域を確認したと報告している。わが国では、CDSEの影響を受けつつも、翻訳版ではなく、研究者がそれぞれ独自に自己効力感尺度を開発してきた。それは、日本の社会の現状に応じたもの(浦上, 1995a)、あるいは日本の大学生を対象にしたもの(富安, 1997)を目指したからであった。そして、CDSEの項目には、「大学を出て5-10年後に大学院に入ること」というように1990年代の尺度開発当時の日本のキャリア選択状況とは合わないものも含まれていたからだと考えられる。また、学校段階が異なる大学生と高校生の目の前の選択は、大学生が主に就職で、高校生は進学と就職というように独立した視点から尺度が開発されてきた。そのため、多くの尺度が開発されてはいるが、共通にみられる因子構造が確認されているとはいえない。

この状況をふまえて、Critesの5領域の能力に基づいたキャリア選択に対する自己効力感尺度を開発する。第1節では尺度の開発を試みる、第2節では、その尺度から抽出された因子を基に因子間の関連を因果モデルとしてとらえることを試みる。第3節では、開発したキャリア選択自己効力感を大学生に適用することにより、半年間隔の得点の変化を因果モデルで検討する。

2-1. キャリア選択自己効力感尺度の開発

目 的

キャリア選択自己効力感の次元性については、1次元構造とみながらも、実際の分析では、Critesの5領域のキャリア選択能力に基づいた下位尺度との関係が示されている研究がある(Taylor & Betz, 1983; Robbins, 1985; Taylor & Popma, 1990など)。たとえば、Robbins (1985) は、CDSEの合計得点だけでなく、5下位尺度得点での分析も行い、目標選択、自己評価、計画立案の下位尺度が、自尊心や職業同一性(Holland, Gottfredson, & Power, 1980)と正の関連があり、キャリア不決断(Osipow et al., 1976)と負の関連が

あると報告している。富安（1997）は、87名の大学4年生を対象に進路決定をする前に自己効力を測定し、進路決定を経験したと思われる7ヶ月後に実際の進路関連行動をたずねた。その結果、抽出された5因子に基づいた5下位尺度のうちの目標を決定する「進路選択」自己効力は、就職活動や情報収集の開始時期や興味の種類などの関連行動を予測することができることを主張している。また、富永（2000）は、就職活動をほぼ終えた女子大学生では、抽出された11因子のうちの「基礎情報収集」の自己効力が進路選択行動を開始した時期と特に関連があることを示し、進路指導において、自己効力の尺度を1因子で扱うよりは、多次元のほうが細かい指導ができるのではないかと主張している。

安達（2001b）は、進路指導やキャリア・カウンセリング場面で援助介入を行うための具体的方針を講ずるためには、CDSEの総得点を指標とすることでは自己効力感のどの下位領域が職業選択過程に影響を及ぼすのか明らかに出来ないことを指摘し、CDSEの下位尺度の中から自己評価と職業情報の収集をとりあげ、就業動機、そして職業未決定に至る因果モデルを構築している。そして、女子短期大学の431名（1年生199名、2年生232名）を対象に、「自己評価」と「職業情報の収集」の因子を主因子法（Promax回転）で抽出し、因子得点でのパス解析を行った結果、1年生では、職業情報収集に対する効力から直接的に職業未決定への負のパスがみられ、2年生では、自己評価に対する効力から直接的に、また自己向上志向動機を経て間接的に、職業未決定に負のパスがみられた。このことから、1年生に対しては、職業や就職に関連した情報を広く効率よく収集する自信が高まるような働きかけが効果的であり、進路選択場面に直面している2年生に対しては、自分の職業適性について正しく評価する自信が高まるような援助や介入が有効であろうと報告している。長岡他（2001）は、44名の大学生を対象にパス解析を用い、教育実習前後で自己効力感の5つの下位尺度の得点平均を比較し、すべての下位尺度において実習前よりも実習後の方が高くなったとしている。さらに各下位尺度からキャリア成熟へのパスをモデル化し、実習前の進路選択に対する自己効力感から実習前のキャリア成熟を介して、間接的に実習後のキャリア成熟を高めるパスがほとんどの下位尺度で認められたと報告している。

このように因子分析でキャリア選択に対する自己効力感の因子が確認されていない場合でも、Critesの理論に基づいた下位尺度を用いて他の変数との関連が分析されている。これは、キャリア選択に対する自己効力感が進路指導やキャリア・カウンセリングの場で利用されるうえで、多面的なアセスメントでの方が、支援者は、よりの確に学生のキャリ

ア選択・意思決定の状況を把握し、効果的な援助や介入に結びつけることができるからである。

本節では、わが国の蓄積されてきた研究をふまえ、Crites (1978) の5領域に基づく5因子構造の尺度を開発することを目的とする。そして、EFAで尺度の内部構造を検討することにする。

方 法

キャリア選択自己効力感の構成概念

浦上 (1995a), 古市 (1995), 富安 (1997), 富永 (2000), 長岡他 (2001), 安達 (2001a) の先行研究で用いられたキャリア選択自己効力感の尺度をもとに項目の整理を行なった。すべての項目を網羅すると約 250 項目となる。それぞれの因子分析結果や下位尺度を参考にそれらの項目の内容からまとめていくと、Crites (1965, 1978) のキャリア選択能力に相当する 5 つの領域に分けることができた。すなわち、①自分について理解する自信 (自己評価)、②将来の目標を明確にする自信 (目標設定)、③進路を達成するために計画を立てることへの自信 (計画立案)、④情報を集めることへの自信 (情報収集)、⑤職業を決める際にいろいろな状況に対処し、自分の意志を貫く自信 (問題解決、意思決定の主体性度) である。その 5 領域の項目をさらに内容から分類し、各分類から代表となる項目を選んでいった。①については、自分自身、興味を持つ職業、性格、能力、適性を理解する 10 項目を選んだ。②については、つきたい職業、価値観、生きる目的、ライフスタイルから 10 項目を選択した。③については、在学中やっておくべきこと、免許や資格、就職活動、進路目標への計画や、希望通りでなかったときの計画修正から 9 項目を選んだ。また、④については、インターネット、マスメディア、図書館、就職課などの手段・媒体や、仕事の内容、採用状況、面接準備の情報の内容から 13 項目を選んだ。⑤については、職業を選択する際の問題に対処する自信と、その際にいかに意志を貫くかという観点から項目を検討した。困難な状況でのがんばり、あわないと思えば断る強さ、勤務先が遠隔地であろうと家族の反対があろうと貫く意志や、望んでいた職業に就けなかった場合の検討のやり直しから 13 項目を選んだ。このようにして、合計で 55 項目を選定した。

さらに、既存の項目の表現を修正あるいは短縮した 5 項目を追加して、項目表現による反応傾向を見ることとした。その 5 項目とは、「自分を活かせる職業分野を明確にすること (自己評価)」で、既存の類似した項目の語尾を「挙げること」から「明確にすること」

と変えたもの、「将来、なりたい自分を明確にすること（目標選択）」で、「自分が何をやりたいのか」を「なりたい自分を」としたもの、「希望通りの職業に就くための計画を立てること（計画立案）」で、「志望職業の実現に向けて、実行可能な計画を立てること」を簡素化したもの、「希望する職業なら、どこでも就職する（意思決定の主体性度）」「好きな職業なら、どこへでも転勤する（意思決定の主体性度）」で、「好きな職業に就くためなら、遠近や地域を問わず、どこにでも移動すること」の内容を2つにわけたものである。

この60項目を用いて、2006年1月に、大学生158名（男性43名、女性115名）を対象に調査を実施した（花井・清水，2006）。EFA（主因子法，Promax回転）から、まず4次元構造がえられた。すなわち、第1因子には、多数の項目が集まり、『目標選択』と『自己評価』の領域に設定された項目が、一つにまとまった形で負荷した。第2因子には、『計画立案』『情報収集』の項目がまとまった。第3因子には、『問題解決・意思決定の主体性度』への自信の項目が主として負荷し、第4因子には、『計画の修正や意思の変更』の項目が負荷した。さらに、第1因子と第2因子に含まれた項目だけで再度因子分析すると、それぞれ『目標選択』と『自己評価』、『計画立案』と『情報収集』と2つに分かれた。この4因子の中で、『自己評価』に負荷した項目は4個と少なかった。

これらの因子分析結果をふまえ、表現に留意しながら項目をさらに検討し、再調査のために項目の選定、修正、追加をおこなった。第1因子の『目標選択』については、因子パターンの高い8項目を選定した。そして、『自己評価』の項目については、因子としてまとまった4項目の他に『目標選択』因子との識別性を高めるために、修正・追加した。「自分の適性や能力を活かせる職業分野をいくつかあげること」に対しては、概念が重ならないように「自分の能力を正確に評価すること」とし、「自分の適性を理解すること」を別の項目とした。その結果、『自己評価』とみられる項目を新たに加え、3項目を追加した。第2因子の『情報収集』については、因子パターンの高い8項目を選定した。『計画立案』については、大学生のみを対象とした表現の項目を避け、5項目を選定した。そして、一般の人を対象にした将来の計画立案となる項目を3つ追加した。『計画立案』については、計画を立てるという範囲に限定し、別の因子に負荷した計画を修正することへの自信の項目は含めなかった。第3因子の『問題解決や意思決定の主体性度』については、キャリア選択のためには、問題に対処し解決した上での主体的な意思決定が必要と考えた。そのため、「困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること」というように、問題解決後、意思決定の主体性に結びつく項目など6項目を選定した。そして、キャリア選択

の意思決定への自信をたずねる項目を2つ加えた。第4因子の『計画の修正や意思の変更』については、キャリア選択が進んだ後で必要になる項目と考え、尺度には含めないこととした。

全体として、対象を大学生に特定しないように表現を吟味し、図書館、大学院、就職課など、大学生のみを対象とした項目は避けた。さらに、「職種」という表現を「職業分野」に、「卒業後」を「今後の人生で」に、「在学中」を「今」に変えた。

以上の検討の結果、5領域に各8項目をあてはめ、計40項目の尺度を作成した。なお、新たに加えた8項目とは、「自分の得意・不得意を理解すること（自己評価）」「自分の適性を理解すること（自己評価）」「仕事に対する自分の興味を理解すること（自己評価）」「職業人として成功するために、計画を立てること（計画立案）」「将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること（計画立案）」「就職活動をうまく進めるための計画を立てること（計画立案）」「いくつかの選択肢の中から、自分の考えで職業を選ぶこと（意思決定の主体性度）」「自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと（意思決定の主体性度）」である。

調査

調査対象者：2006年6月から7月に、K大学社会学部の心理学の講義で調査を実施した。本節では、欠損値のあった24名を除いた459名の回答を分析対象とした。1年190名（男子60名、女子130名）、2年197名（男子65名、女子132名）、3年72名（男子16名、女子56名）であり、平均年齢は19.19歳（SDは1.08）であった。また、結果の確認のために6ヶ月後の2007年1月に同一対象に対し、2回目の調査をおこなった。2回目の調査では、欠損値のない308名（平均年齢は19.71歳、SDは1.91）の回答を対象にした。

調査対象者との契約

調査時に調査協力者のプライバシーと権利を保障するために、文書による契約を調査対象者と交わした。そして、それを「調査参加承諾書」として調査対象者と調査者がそれぞれ3年間保管することとした。この「調査参加承諾書」について、清水・花井（2007, p.106）から契約の部分を以下に引用する。

A) この調査への参加は、自発的なものです。あなたには、質問への回答を拒否する自由があります。

B) この調査結果は、調査者が責任をもって保管し、1)、2)そして3)以外の目的で使用することはありません。あなたの調査結果を個人が特定できる状態で公開することはありません。

C) 調査結果のファイルや報告書（論文なども含む）にあなたの名前や個人的特徴を識別できるようなものを掲載することはありません。個人情報については、プライバシーを尊重し、関連法規を遵守いたします。

この B) の 1)、2)そして3)は、講義の教材、講義での結果のフィードバック、並びに心理学的研究活動であること、今後とも継続的に調査することを「調査参加承諾書」に明示した。そして、生年月日と電話番号の一部にイニシャルを加えたコードの設定を各参加者に依頼し、調査者が保管する「調査参加承諾書」と質問票にはこのコードの記入を求めた。最後に、このコードは縦断調査データでの個人の照合コードとして使用する予定であり、参加者には個人の質問票の返還請求の際の照合コードとなることを説明した。

測定変数：前節にて検討したキャリア選択に対する自己効力感の自己評価、目標選択、計画立案、情報収集、意思決定の主体性度の5領域にそれぞれ8項目をあてはめた計40項目を用い、質問項目を作成した。調査では、浦上（1995a）と同様に、「4：自信がある」「3：やや自信がある」「2：やや自信がない」「1：自信がない」の4件法で回答を求めた。他にキャリア意思決定尺度や、自尊感情などを同時に測定している。

分析と結果

EFA

キャリア選択に対する自己効力感を測定する40項目に対し、EFA（主因子法による共通因子にPromax回転を適用）をおこない、スクリーングラフで因子数を解釈した。固有値の減衰状況（第1因子から第7因子まで、15.12, 3.04, 2.37, 1.96, 1.42, 1.07, 0.98）から、5因子あるいは6因子の可能性が読みとれた。そこで、この2つの因子数で回転をおこなった。因子数を6とした結果の第6因子は、第5因子の領域の一部が分かれたものと判断できたため、より明確な構造を示した5因子が適切であると判断した。このように因子の解釈から因子数を決定した。なお、5因子で全分散の約54.7%を説明できることに

なった。分析には SPSSver.15 を用いた。

その結果、得られた 5 因子については、次のように解釈した。第 1 因子は、「自己の適性を理解すること」という自己を理解・評価する項目が負荷し、『自己評価』の因子とした。第 2 因子は、「就職活動を上手くすすめるための計画を立てること」という計画を立てることで『計画立案』の因子、第 3 因子は、「今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること」という目標の明確化に関する『目標選択』の因子、第 4 因子は、「本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと」という目標とする職業に対して意志を貫くことに関する『意思決定の主体性度』の因子とし、第 5 因子は、「職業情報を得るために、インターネットを利用すること」という情報の収集に関する『情報収集』の因子とした。Table 2-1-1 には因子の順序を変えて示した。この因子分析結果を再確認するために、6 ヶ月間隔において、2006 年 12 月から 2007 年 1 月に同一対象に対し、同一質問紙を用いて 2 回目の自己効力感を測定した。2 回目の調査に参加した 308 名の EFA の詳細は、ここでは省略するが、因子パターンや因子間相関などほぼ同様の結果を確認することができた。

項目選択

尺度構成については、キャリア教育やキャリア・カウンセリングの場での利用を考え、尺度の短縮化の可能性を検討した。そのために、因子パターンが 0.45 以上の項目を選び、各因子から 5 項目を下位尺度として採用することにした。この項目選択作業は、2 回行った調査の因子分析結果を比較しながら進めた。

『自己評価』『目標選択』『意思決定の主体性度』については、因子パターンの順序は異なるものの両調査時の因子分析結果はほぼ同じものとなった。『目標選択』に高く負荷した「仕事に対する自分の興味を理解すること」は、『自己評価』の領域の項目として想定していたが、両調査時とも『目標選択』に負荷した。因子パターンもそれぞれ 0.69 と 0.62 と高いことから、『目標選択』の項目とみなした。『計画立案』と『情報収集』については、それぞれ 1 項目が異なった。すなわち、『計画立案』で異なった項目については、「就職活動について具体的な計画を立てること」が、1 回目での因子パターンは 3 番目に高い 0.74 で、2 回目では 0.66 となり、「希望通りの職業に就くための計画を立てること」は、1 回目での因子パターンは 0.58 であったが、2 回目では 4 番目に高い 0.77 の因子パターンを示した。両項目は『計画立案』と想定したものであったため、両調査時で共に因子パター

Table 2-1-1 キャリア選択自己効力感尺度の探索的因子分析結果
(因子パターン行列, 因子相関行列, 共通性, 平均・標準偏差, Promax回転, N=459)

領域	項目	I	II	III	IV	V	共通性	平均値	標準偏差
自己	自分の適性を理解すること	0.92	-0.02	-0.10	-0.02	0.02	0.74	2.73	0.79
自己	仕事をするうえで自分の長所と短所を理解すること	0.86	-0.13	-0.06	0.01	0.07	0.63	2.83	0.74
自己	自分自身についてより深く理解すること	0.80	0.05	-0.03	-0.07	0.03	0.64	2.72	0.81
自己	自分の得意・不得意を理解すること	0.80	-0.05	-0.12	0.04	0.07	0.58	2.93	0.70
自己	自分の性格を理解すること	0.77	0.02	-0.15	0.10	-0.07	0.53	2.92	0.81
自己	自分がどのような職業分野に向いているかを理解すること	0.70	0.16	0.07	-0.01	-0.07	0.65	2.62	0.81
目標	自分を活かせる職業分野を明確にすること	0.58	0.25	0.14	-0.08	-0.03	0.63	2.55	0.85
自己	自分の能力を正確に評価すること	0.52	0.15	0.07	0.04	-0.11	0.41	2.48	0.81
目標	職業において自分が何を最も重視すべきかを明確にすること	0.43	0.07	0.24	0.04	0.04	0.47	2.69	0.79
目標	自分の望むライフスタイルにあった職業を探すこと	0.42	0.02	0.33	-0.01	-0.01	0.43	2.64	0.78
情報	関心のある職業に就いている人から仕事について話を聞くこと	0.22	-0.15	0.17	0.18	0.18	0.25	2.75	0.86
目標	今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること	0.01	0.75	0.18	-0.07	-0.02	0.71	2.56	0.94
目標	将来、なりたい自分を明確にすること	-0.09	0.74	0.17	-0.04	0.02	0.65	2.33	0.90
目標	将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	0.04	0.69	0.13	0.01	-0.05	0.62	2.48	0.91
自己	仕事に対する自分の興味を理解すること	0.21	0.69	-0.13	0.11	-0.06	0.59	2.92	0.78
目標	自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	0.17	0.61	0.09	-0.06	0.01	0.59	2.64	0.84
情報	将来携わりたい職業の仕事内容を調べること	-0.13	0.55	-0.19	0.48	0.08	0.49	3.14	0.70
目標	自分の価値観にあった職業を明確にすること	0.41	0.50	0.02	-0.14	-0.03	0.57	2.61	0.85
意思	自分の志望する職業に対して、家族が反対しても納得して理解を得ること	0.04	0.35	-0.15	0.09	0.28	0.27	2.93	0.87
意思	いくつかの選択肢の中から、自分の考えて職業を選ぶこと	0.17	0.24	0.04	0.19	0.15	0.38	2.90	0.80
意思	希望する職業なら、どこでも就職すること	-0.08	0.17	0.10	0.07	0.15	0.12	2.44	0.83
計画	就職活動をうまく進めるための計画を立てること	0.04	-0.17	0.90	0.01	-0.06	0.64	2.34	0.78
計画	進路目標を達成するために、計画を立てること	-0.05	0.06	0.84	-0.01	-0.03	0.70	2.41	0.81
計画	就職活動について具体的な計画を立てること	-0.04	0.02	0.74	0.05	-0.04	0.54	2.19	0.80
計画	将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	-0.11	0.22	0.65	-0.03	0.04	0.57	2.23	0.84
計画	将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	-0.04	0.16	0.64	-0.02	0.09	0.61	2.46	0.80
計画	職業人として成功するための計画を立てること	0.11	0.10	0.60	-0.03	0.02	0.53	2.20	0.79
計画	希望通りの職業に就くための計画をたてること	-0.18	0.31	0.58	0.03	0.04	0.59	2.32	0.81
計画	将来の職業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	-0.05	-0.02	0.51	0.09	0.11	0.35	2.61	0.78
情報	職業情報を得るために、インターネットを利用すること	-0.06	0.13	-0.18	0.77	0.00	0.49	3.21	0.76
情報	自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	-0.05	-0.02	0.22	0.74	-0.09	0.66	2.92	0.72
情報	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	0.01	0.09	-0.09	0.69	0.01	0.47	2.89	0.79
情報	興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	0.01	-0.06	0.18	0.69	-0.05	0.57	2.85	0.69
情報	興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること	0.28	-0.10	0.11	0.49	-0.03	0.47	2.68	0.75
情報	採用面接がうまくいくように情報を収集すること	0.19	-0.19	0.32	0.41	0.04	0.47	2.75	0.80
意思	本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	-0.01	0.00	-0.03	-0.05	0.86	0.67	2.91	0.85
意思	困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること	0.07	-0.09	0.07	-0.03	0.83	0.70	2.79	0.80
意思	就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦勞でも我慢すること	-0.05	0.02	-0.07	0.00	0.82	0.59	3.09	0.76
意思	志望職業に就くために粘り強く頑張ること	0.00	0.01	0.07	-0.02	0.75	0.62	2.82	0.82
意思	自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	0.02	0.13	0.15	0.00	0.58	0.59	2.74	0.84
I	自己評価	1							
II	目標選択	0.59	1						
III	計画立案	0.55	0.67	1					
IV	情報収集	0.49	0.39	0.56	1				
V	意思決定の主体性度	0.42	0.52	0.58	0.39	1			

ンの高い項目である「就職活動について具体的な計画を立てること」を『計画立案』の項目とした。『情報収集』では、因子パターンの高い方から5番目の項目のみ異なった。1回目の5番目の項目である「興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること」の因子パターンは0.49で、2回目では0.50となった。2回目の5番目の項目である「将来携わりたい職業の仕事内容を調べること」の因子パターンは0.62で、1回目では、『目標選択』に0.55、『情報収集』に0.48と2因子に高い因子パターンを示した。このことから、『情報収集』因子にのみ因子パターンが高いという単純構造に近い項目の「興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること」が『情報収集』の項目として適切であると判断した。

以上から、1回目の因子分析での5因子の各因子パターンの上位5項目を選ぶことで尺度を作成することが可能となった。この中には、新規に作成して加えた8項目中の6項目が含まれていた。これらの25項目だけで、再度、EFAをおこなったところ、結果については省略するが、5因子の単純構造が確認できた。したがってこの25項目を「キャリア選択自己効力感尺度」とした。

構成した尺度の信頼性

構成した尺度の信頼性について、因子分析の結果から5つの下位尺度の信頼性を α 係数によって推定してみることにする (Table2-1-2)。信頼性係数については、『情報収集』の0.84から、『自己評価』の0.90におさまり、項目数が5と少ないにもかかわらず高い値となり、キャリア選択自己効力感の下位尺度の信頼性は高いといえる。下位尺度間の相関係数を、Table2-1-1の因子分析での因子間相関と比較してみると、構成した下位尺度間の相関と因子間相関はほぼ同様な正の相関を示している。これらの中で、『自己評価』と『意思決定の主体性度』間が0.35、『情報収集』と『意思決定の主体性度』間が0.34で低い値を示した。『目標選択』と『計画立案』間が0.65と最も高かった。因子間相関においても下位尺度間と同様の傾向があった。5因子を測定するための各5項目からなる5つの下位尺度を構成することができたといえる。

Table 2-1-2 下位尺度の統計量, 信頼性の推定値, 相関係数 (N=459)

	平均値	標準偏差	信頼性係数	自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定の主体性度
自己評価	2.84	0.65	0.90	1.00				
目標選択	2.59	0.73	0.89	0.52	1.00			
計画立案	2.33	0.66	0.89	0.40	0.65	1.00		
情報収集	2.91	0.58	0.84	0.43	0.41	0.51	1.00	
意思決定の主体性度	2.86	0.69	0.89	0.35	0.51	0.54	0.34	1.00

注1: 項目得点の総和を項目数(5)で割ったものをこの尺度得点としている。相関係数は1%水準ですべて有意。

考 察

キャリア選択自己効力感尺度については、英語版としてはCDSEとその短縮版が多く使われているが、日本語版となると、表現が類似している多数の尺度があり、その次元性も様々である。本節では、Crites (1965, 1978) の5領域からなるキャリア選択能力に基づき、多次元の単純構造を示す因子をEFAでとらえることを目標にした。そこで、先行研究の項目を整理することからはじめ、2回の調査で探索的因子分析を適用し、項目の検討を行った。その結果、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』の5因子構造が得られ、半年後の調査においても、探索的な方法によるものではあるが、因子的不変性を確認できた。そして、各5項目で計25項目の尺度を提案することができた。5個という少ない数の項目からなる尺度ではあるが、各下位尺度とも十分な信頼性の水準にある。因子と変数の関係性や因子間の相関は、キャリア選択自己効力感の構成概念に対応すると解釈することができた。このように因子的妥当性のある5次元構造の尺度を構成することができた。

第1章第3節で、CDSEとCDSE-SFについての先行研究において、その次元性が明確になっていないことに対して、因子分析の方法に加えて項目表現の問題点についても述べた。この問題点をふまえて、本節では、項目表現の修正や新規の短い文による項目を加えて質問紙を構成した。因子分析の結果により選択した25項目のうち、6項目が新たに加えた項目であった。この中には、項目構成で、「自分の適性や能力を活かせる職業分野をいくつかあげること」を「自分の適性を理解すること」と「自分の能力を正確に評価すること」の2つに分けたように、既存の項目に修正を加えて新たに追加したものが含まれている。

「適性」の表現のある項目は、『自己評価』に高い因子パターンを示したが、「能力」の表現のある項目の因子パターンは高くなく、採用とならなかった。このことは、尺度構成において、項目表現に留意すれば、多次元の単純構造の尺度の構成が可能であることを示し

ている。

尺度の開発に際しては、多次元でのアセスメントによる方が、支援者と支援を必要とする個人に対してより詳細な情報を提供することができる。そして、多次元とすると個人の特徴や発達課題との関係での取り組みあるいは達成の程度を多面的なプロフィールとして描き出すことができる。ここで抽出した5因子については、後の章で、キャリア意思決定、パーソナリティ特性などの変数との関連から妥当性を検討する。

本研究で開発された尺度は、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』の5下位尺度からなる。Critesの指摘する領域からすれば、問題解決の尺度がないとみられるかもしれない。しかし、本尺度では、尺度の開発過程で問題解決と意思決定の主体性に関する項目が因子分析で一つにまとまったことから、問題解決後に主体的な意思決定につながる項目を因子分析の結果から選定し、下位尺度名を『意思決定の主体性度』とした。それは、第1章でとりあげたキャリア選択を延期してモラトリアム状態に留まる若年者や安易なキャリア選択を行って職業生活にはいる若年者には、問題解決後の主体的な意思決定が必要だと考えたからである。しかしながら、本節で開発されたキャリア選択自己効力感尺度には、キャリア選択に至る様々な問題の解決、また、計画の修正や意思の変更についての項目が少ないという限界がある。また、対人的なコミュニケーションに関する項目、職業観に言及した項目、経済的な社会情勢を取り入れた項目が少ないということもある。これらの限界に対しては、他のアセスメントツールで補うなど、個別のキャリア支援で対応していくことができると考える。

本節の報告は、大学の心理学の講義において調査者が調査協力者の承諾を得て調査を実施した。ここでのように調査協力者のプライバシーと権利を尊重して契約を交わす方法が今後も調査時には必要であると考えられる。調査を実施した授業は心理学専攻の科目であったために、男女の比率も女子が全体の7割と多かった。キャリア選択自己効力感の5次元構造を検証するためには、キャリア発達段階や課題を異にする人たちを対象にしていくことが今後の課題の一つである。

付 記

本節は、花井（2008）に加筆したものである。

2-2. キャリア選択自己効力感のモデルの構成

目 的

前節では、EFAにより、キャリア選択自己効力尺度を5因子の多次元構造としてとらえた。ここでは、その内部構造に検討を加えてみることにする。

キャリア選択に対する自己効力感では、花井（2007）が、大学生2年生、3年生の計266名を対象に、長岡他（2001）の40項目からなる進路選択に対する自己効力尺度に対してEFAを適用し、『目標選択』『情報収集』『計画立案』『意思決定の主体性度』『自己理解』の5因子を抽出している。そして、その因子間に相関関係から因果関係にふみこんだモデル化をおこなった。ここで因果関係の仮説の根拠としたものがKrumboltzの意思決定の過程についての理論であった。

Krumboltz（Krumboltz, 1979; Mitchell & Krumboltz, 1996）は、社会的学習論の立場からキャリアの意思決定は学習の過程であるとし、遺伝子要因、環境の諸条件、学習経験、課題接近スキルが交互作用をしながら影響していると説明した。そして、意思決定の過程は、課題接近スキルとして、①重要な意思決定場面を認識する、②課題を現実的に明確にする、③自己観察と環境の条件を検討し、評価する、④選択肢の種類を広げる、⑤選択肢についての必要な情報を集める、⑥徐々に選択肢を吟味して選ぶ、という行動を経て、意思決定の実行に至ると考えた。このようなKrumboltzの意思決定理論に基づき、キャリア選択に対する自己効力感の因子間の相互関係について仮説的に意思決定過程を設定した。すなわち、自分を理解・評価する中で、目標を選択し、その実現に向けて計画をし、情報を集めていき、バリアとなる問題に対処しつつ、意思をかためていくという自己効力感の過程である。

これらの仮説に基づき、花井（2007）は、長岡他（2001）のキャリア選択自己効力感尺度の5因子構造の中から、4因子を用いて、複数のモデルを比較して、最も適切なモデルを追及している。『自己理解』は2項目のみであったため、モデル構成から除いた。モデルの検討については、因子分析のモデルで互いに相関のある4因子からなる1次因子モデル、4因子の上位に2次水準の因子を1個おいた2次因子モデル、そして、因果モデルとしては、『目標選択』から『計画立案』『情報収集』を経て『意思決定の主体性度』に至るパスをおいた8個のモデル、さらに『情報収集』『意思決定の主体性度』間に双方向のパスをおいた4個のモデルを検討した。その結果、最もよい適合度を示したのは、『目標選択』が『計画立案』と『情報収集』に、そして『計画立案』が『情報収集』に影響を与え、

『情報収集』が『意思決定の主体性度』に影響を及ぼし、逆に『意思決定の主体性度』からは『情報収集』に負の影響を与えているというモデルであった。すなわち、大学生のキャリア自己効力感においては、進路の目標が明確になれば、それに向けて計画をたて、必要な情報を集めることが促進され、それらをやり抜こうという主体的な意思決定に影響すると考えられる。しかし、意思決定の主体性度があまりに強いことは、情報収集にマイナスに影響するというモデルである。自分のやりたい仕事明確であればあるほど、周りの情報を取り入れようとしないのかもしれないと報告している。この4因子でのモデルの適合度は、 $\chi^2 = 30.675$, $df = 23$, $p = .131$, $RMSEA = .038$, $CFI = .995$, $NFI = .979$, $AIC = 74.675$ であった。この『目標選択』から『意思決定の主体性度』に至る因果モデルは、**Krumboltz**の意思決定に至る理論に基づいたものであった。なお、このモデルでは、長岡他(2001)の項目からのモデル化では適合度の高い解を推定できなかった。そこで、因子ごとに因子パターンの高いものから主に奇偶法で2から4項目ずつ分けてまとめたもの(小包, *parcel*)を作成し、得点の総和をそれぞれの項目数で除し、これを得点として小包での下位尺度を構成した。

本節では、この『目標選択』から『意思決定の主体性度』に至る4因子の因果モデルに『自己評価』を加え、5因子でのモデル化を試みる。このモデル化を前節で新たに開発した5因子構造のキャリア選択自己効力感尺度により検討する。キャリアの選択・意思決定行動について、柳井(2001)は、自己理解の重要性を第一に上げ、客観的で十分な自己理解ができていないと、自分の進路や職業を思いうかべることができずに職業決定が遅れることになる論じている。下村(2009)も、まず自己理解からはじまり、次に職業理解へと進むのが標準的な順番と言及している。このように、自己評価や情報収集、意思決定などの行動は同時に行われるわけではなく、ある程度経時的なもので、互いの影響の下で進行すると考えられる。したがって、内部構造に因果関係を仮定することが可能と考える。内部構造のメカニズムを探ることにより、キャリア支援やキャリア・カウンセリングにおいて、自己効力感のどの因子に働きかければよいかの特定が可能となると思われるからである。

なお、前節で新たに開発したキャリア選択自己効力感尺度に対してSEMによるモデル化を行う際には、観測変数を項目と小包の2つの方法で検討してみる。測定モデルを25項目からなる観測変数から構成するよりも、項目を2, 3個ずつまとめて小包にした観測変数から構成する方が、観測変数の分布が安定し、より信頼性が高まるからである。

方 法

調査対象者：2006年6月から7月にかけてと、6ヶ月後の2006年12月から2007年1月の2回の測定機会に調査を実施した。第1節と同じ調査対象者の中から、両方の調査に参加し、欠損値のない回答者232名を分析対象とした。1年生89名（男子19名，女子70名），2年生143名（男子44名，女子99名），であり，平均年齢は19.03歳（SDは0.86）であった。本節では縦断的データとして扱っていないが，次の第3節では同じデータを縦断的データとして用いている。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価，目標選択，計画立案，情報収集，意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお，項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。

分 析

花井（2008）でのEFAによる結果から5因子のモデル化を試みた。まず，第1測定機会に測定したキャリア選択自己効力感尺度の25項目からSEMを適用した因果モデルを構築する。その後，項目からではなく，項目をいくつかのまとまりにする小包化（parceling：Cattell, 1956）の方法を試みる（清水・山本，2007）。項目をまとめて小包（parcel）にすることで，より分布が正規分布に近づき，信頼性の高い観測変数として適切な解を推定することを可能にする（狩野，2002a, b）。キャリア選択自己効力感尺度は，各因子5項目であるため，2項目と3項目の2つの小包に分けることにした。清水・山本（2007）が検討しているように，各因子の因子パターン値の高い順に交互に分けて2つの小包を作成することを基準として，最適となる適合度を求めて小包作成のあらゆる組み合わせ（ ${}^5C_2=10$ ）を各因子で試みる。最適となった小包を新たに観測変数として，5因子の因果モデルを構築する。モデルの適合度の判断に関しては， χ^2 統計量に加えて，RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation），CFI（Comparative Fit Index），TLI（Tucker-Lewis Index），モデルの適合を評価するカットオフ値は，CFI，TLIについては0.95以上，RMSEAについては0.05以下であり，複数の指標で基準をクリアしたモデルを採択することにした。なお，モデル間の比較では，AIC（Akaike's Information Criterion）も参照した（Marsh, Hau, & Grayson, 2005; 狩野・三浦，2002など）。分析にはAmos5を用いた。

結果

花井 (2007) でのモデルを基にして、第1測定機会の項目のデータから5因子のモデル化を試みた。その結果を Figure 2-2-1 の図に、推定値を Table2-2-1 に示す。適合度指標の $\chi^2 = 417.806$, $df = 269$, $p = .000$, $RMSEA = .049$, $CFI = .957$, $TLI = .952$ となった。RMSEA は 0.050 以下がよいとする Marsh et al. (2005) の基準からすれば、 $RMSEA = .049$ であるので、モデルへの当てはまりは良かった。

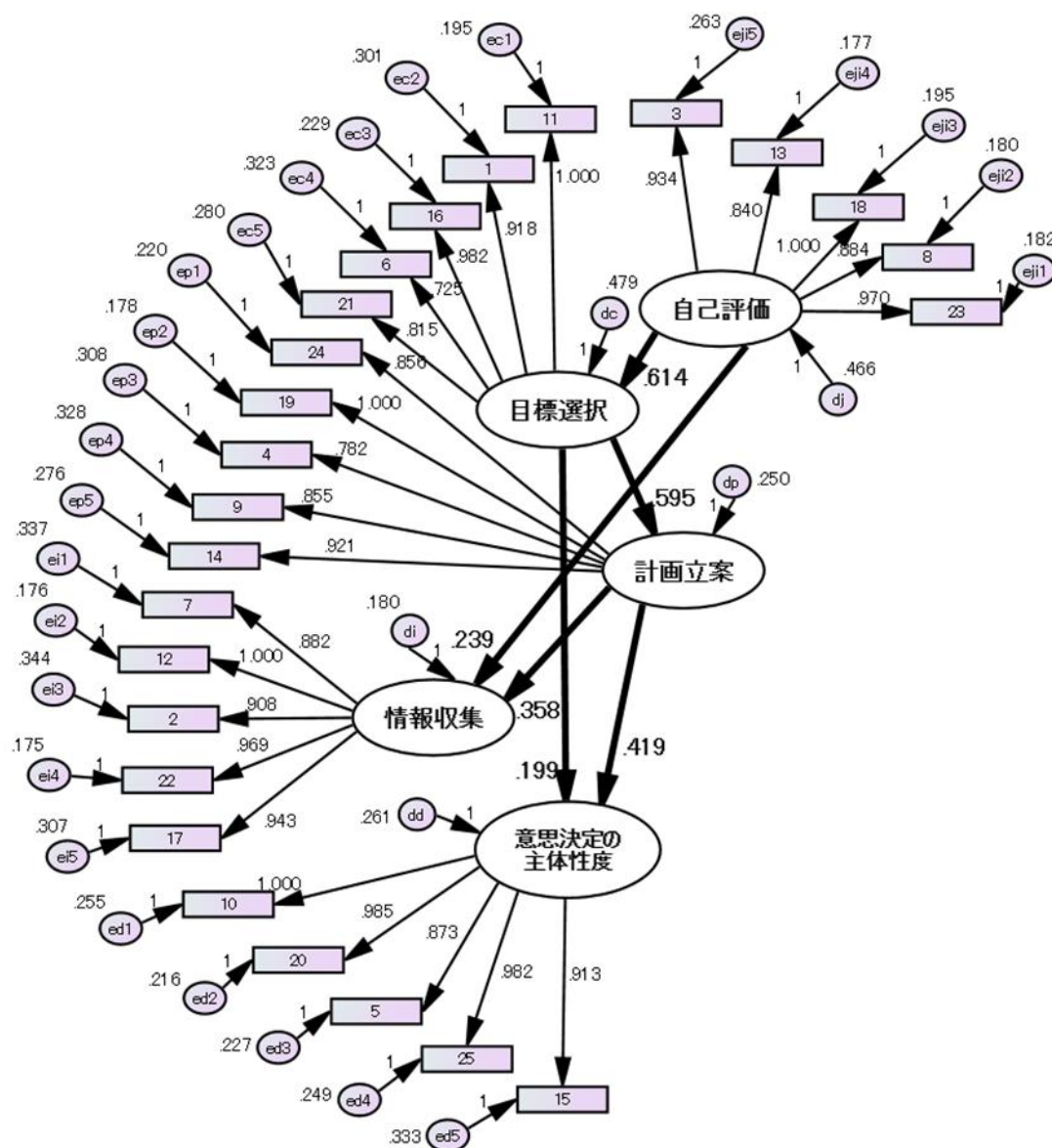


Figure2-2-1 キャリア選択自己効力感の項目からのモデル (非標準推定値)
 ($\chi^2 = 417.806$, $df = 269$, $p = .000$, $RMSEA = .049$, $CFI = .957$, $TLI = .952$)

Table 2-2-1 キャリア選択自己効力感の項目からのモデルのパス係数の推定値 (N=232)

		パスの方向		非標準化 推定値	標準誤差	標準化推 定値	有意水準
構造 モデル	目標選択	<---	自己評価	0.614	0.082	0.518	***
	情報収集	<---	自己評価	0.239	0.056	0.299	***
	計画立案	<---	目標選択	0.595	0.057	0.694	***
	意思決定	<---	目標選択	0.199	0.075	0.243	**
	情報収集	<---	計画立案	0.358	0.058	0.455	***
	意思決定	<---	計画立案	0.419	0.091	0.440	***
測定 モデル	3	<---	自己評価	0.934	0.068	0.779	***
	8	<---	自己評価	0.884	0.060	0.818	***
	13	<---	自己評価	0.840	0.058	0.806	***
	18	<---	自己評価	1		0.839	
	23	<---	自己評価	0.970	0.063	0.841	***
	1	<---	目標選択	0.918	0.059	0.804	***
	6	<---	目標選択	0.725	0.056	0.718	***
	11	<---	目標選択	1		0.878	
	16	<---	目標選択	0.982	0.057	0.857	***
	21	<---	目標選択	0.815	0.056	0.780	***
	4	<---	計画立案	0.782	0.066	0.699	***
	9	<---	計画立案	0.855	0.069	0.719	***
	14	<---	計画立案	0.921	0.068	0.773	***
	19	<---	計画立案	1		0.854	
	24	<---	計画立案	0.856	0.061	0.785	***
	2	<---	情報収集	0.908	0.094	0.645	***
	7	<---	情報収集	0.882	0.093	0.638	***
	12	<---	情報収集	1		0.793	
	17	<---	情報収集	0.943	0.093	0.680	***
	22	<---	情報収集	0.969	0.082	0.784	***
	5	<---	意思決定	0.873	0.071	0.770	***
	10	<---	意思決定	1		0.794	
	15	<---	意思決定	0.913	0.080	0.722	***
	20	<---	意思決定	0.985	0.075	0.813	***
	25	<---	意思決定	0.982	0.077	0.793	***

注1: *** $p < .001$ ** $p < .01$

注2: 意思決定の主体性度については、意思決定と省略している。

注3: 数字の番号は、Figure 2-2-1における観測変数の番号である。

本節では、項目からの結果に加え、より少ない小包を観測変数とした因果モデルの可能性についても検討を行った。清水・山本（2007）が検討しているように、因子間の関係を示す構造モデル部分ではなく、因子と観測変数の関係を示す測定モデル部分について、項目の小包化を行った。この分析のために、最適の適合度となる組み合わせの小包をすべて

の組み合わせについて検討した。小包化における項目の組み合わせと適合度を Table 2-2-2 に示した。小包の番号を四角で囲んだものが採択されたものである。こうして選ばれた小包を観測変数とするモデル図を Figure 2-2-2 に、パス係数の推定値を Table 2-2-3 に示した。因子間のパスは項目からのモデルのパスと同じにした。その結果、このモデルの適合度指標は、 $\chi^2 = 20.084$, $df = 29$, $p = .890$, $RMSEA = .000$, $CFI = 1.000$, $TLI = 1.009$ となり、モデルとしては、項目全てからのモデルよりも当てはまりの良いものとなった。因子間のパスでは、『自己評価』から『目標選択』と『情報収集』へ、『目標選択』から『計画立案』と『意思決定の主体性度』へ、『計画立案』から『情報収集』と『意思決定の主体性度』へのパスがみられた。『目標選択』から『意思決定の主体性度』へのパスのみ 1%で有意であったが、他は 0.1%で有意でとなった。

Table 2-2-1 と Table 2-2-3 の因子間のパス係数の推定値を比べると、『自己評価』から『目標選択』へは、相関係数にあたる標準化推定値が、項目からのモデルでは .518, 小包からのモデルでは .532 となった。同様に『自己評価』から『情報収集』への標準化推定値は、項目からのモデルでは .299, 小包からのモデルでは .353 となり、『目標選択』から『計画立案』へは、項目からのモデルで .694, 小包からのモデルで .686 となり、『目標選択』から『意思決定の主体性度』へは、項目からのモデルで .243, 小包からのモデルで .254 となった。『計画立案』から『情報収集』へは、項目からのモデルで .455, 小包からのモデルで .394 となり、『計画立案』から『意思決定の主体性度』へは、項目からのモデルで .440, 小包からのモデルで .433 となった。『自己評価』から『目標選択』へのパスと『目標選択』から『計画立案』へのパスの影響が強いことが両方のモデルでみられた。

Table2-2-2 小包化(パーセリング)のための項目組み合わせと適合度

因子	小包	項目23	項目8	項目18	項目13	項目3	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	AIC
自己評価	1	A	B	A	B	A	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	2	A	B	A	B	B	39.889	29	0.086	0.993	0.989	0.040	91.889
	3	A	B	A	A	B	40.577	29	0.075	0.992	0.988	0.042	92.577
	4	A	B	B	B	A	44.465	29	0.033	0.990	0.984	0.048	96.465
	5	A	B	B	A	A	46.562	29	0.021	0.989	0.982	0.051	98.562
	6	A	B	B	A	B	37.645	29	0.130	0.994	0.991	0.036	89.645
	7	A	A	A	B	B	44.580	29	0.032	0.990	0.984	0.048	96.580
	8	A	A	B	B	A	36.408	29	0.162	0.995	0.992	0.033	88.408
	9	A	A	B	B	B	35.035	29	0.203	0.996	0.994	0.030	87.035
	10	A	A	B	A	B	38.362	29	0.114	0.994	0.990	0.037	90.362
因子	小包	項目11	項目1	項目16	項目6	項目21	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	AIC
目標選択	1	A	B	A	B	A	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	2	A	B	A	A	B	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	3	A	B	B	A	A	44.786	29	0.031	0.989	0.983	0.049	96.786
	4	A	A	B	B	A	49.037	29	0.011	0.986	0.979	0.055	101.037
	5	A	A	B	A	B	39.689	29	0.089	0.993	0.989	0.040	91.689
	6	A	A	A	B	B	54.624	29	0.003	0.982	0.972	0.062	106.624
	7	A	B	B	B	A	40.125	29	0.082	0.992	0.988	0.041	92.125
	8	A	B	B	A	B	36.323	29	0.164	0.995	0.992	0.033	88.323
	9	A	B	A	B	B	42.939	29	0.046	0.991	0.986	0.046	94.939
	10	A	A	B	B	B	54.946	29	0.003	0.982	0.973	0.062	106.946
因子	小包	項目24	項目19	項目4	項目9	項目14	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	AIC
計画立案	1	A	B	A	B	A	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	2	A	B	A	A	B	37.486	29	0.134	0.994	0.991	0.036	89.486
	3	A	B	B	A	A	37.972	29	0.123	0.994	0.991	0.037	89.972
	4	A	A	B	B	A	36.753	29	0.153	0.995	0.992	0.034	88.853
	5	A	A	B	A	B	36.211	29	0.167	0.995	0.992	0.033	88.211
	6	A	A	A	B	B	40.027	29	0.084	0.992	0.988	0.041	92.027
	7	A	B	B	B	A	38.898	29	0.104	0.993	0.990	0.038	90.898
	8	A	B	B	A	B	32.085	29	0.316	0.998	0.997	0.021	84.085
	9	A	B	A	B	B	39.535	29	0.092	0.993	0.988	0.040	91.535
	10	A	A	B	B	B	36.863	29	0.150	0.995	0.992	0.034	88.863
因子	小包	項目7	項目12	項目2	項目22	項目17	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	AIC
情報収集	1	A	B	A	B	A	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	2	A	B	A	A	B	26.468	29	0.600	1.000	1.003	0.000	78.468
	3	A	B	B	A	A	28.794	29	0.476	1.000	1.000	0.000	80.794
	4	A	A	B	B	A	29.354	29	0.447	1.000	1.000	0.007	81.354
	5	A	A	B	A	B	26.218	29	0.614	1.000	1.003	0.000	78.218
	6	A	A	A	B	B	26.096	29	0.620	1.000	1.003	0.000	78.096
	7	A	B	B	B	A	39.447	29	0.093	0.993	0.989	0.039	91.447
	8	A	B	B	A	B	22.778	29	0.787	1.000	1.006	0.000	74.778
	9	A	B	A	B	B	29.720	29	0.428	0.999	0.999	0.010	81.720
	10	A	A	B	B	B	22.662	29	0.792	1.000	1.006	0.000	74.662
因子	小包	項目10	項目20	項目5	項目25	項目15	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA	AIC
意思決定の主体性度	1	A	B	A	B	A	37.089	29	0.144	0.994	0.991	0.035	89.089
	2	A	B	A	A	B	44.497	29	0.033	0.989	0.983	0.048	96.497
	3	A	B	B	A	A	46.020	29	0.023	0.988	0.982	0.050	98.020
	4	A	A	B	B	A	41.996	29	0.056	0.991	0.986	0.044	93.996
	5	A	A	B	A	B	44.198	29	0.035	0.990	0.984	0.048	96.198
	6	A	A	A	B	B	37.479	29	0.134	0.994	0.991	0.036	89.479
	7	A	B	B	B	A	41.602	29	0.061	0.991	0.986	0.043	93.602
	8	A	B	B	A	B	53.614	29	0.004	0.984	0.974	0.061	105.614
	9	A	B	A	B	B	36.434	29	0.161	0.995	0.992	0.033	88.434
	10	A	A	B	B	B	37.903	29	0.125	0.994	0.991	0.036	89.903

注1: 各因子で10通りの小包化の組み合わせがある。

注2: 四角で囲んだ組み合わせが最も適合度が良いので採用した。

注3: たとえば、『意思決定の主体性度』の小包9の場合、

小包Aには項目10,5の2項目が含まれ、2項目の総点を2で除したものを小包Aの得点とした。

小包Bには項目15,20,25の3項目が含まれ、3項目の総点を3で除したものを小包Bの得点とした。

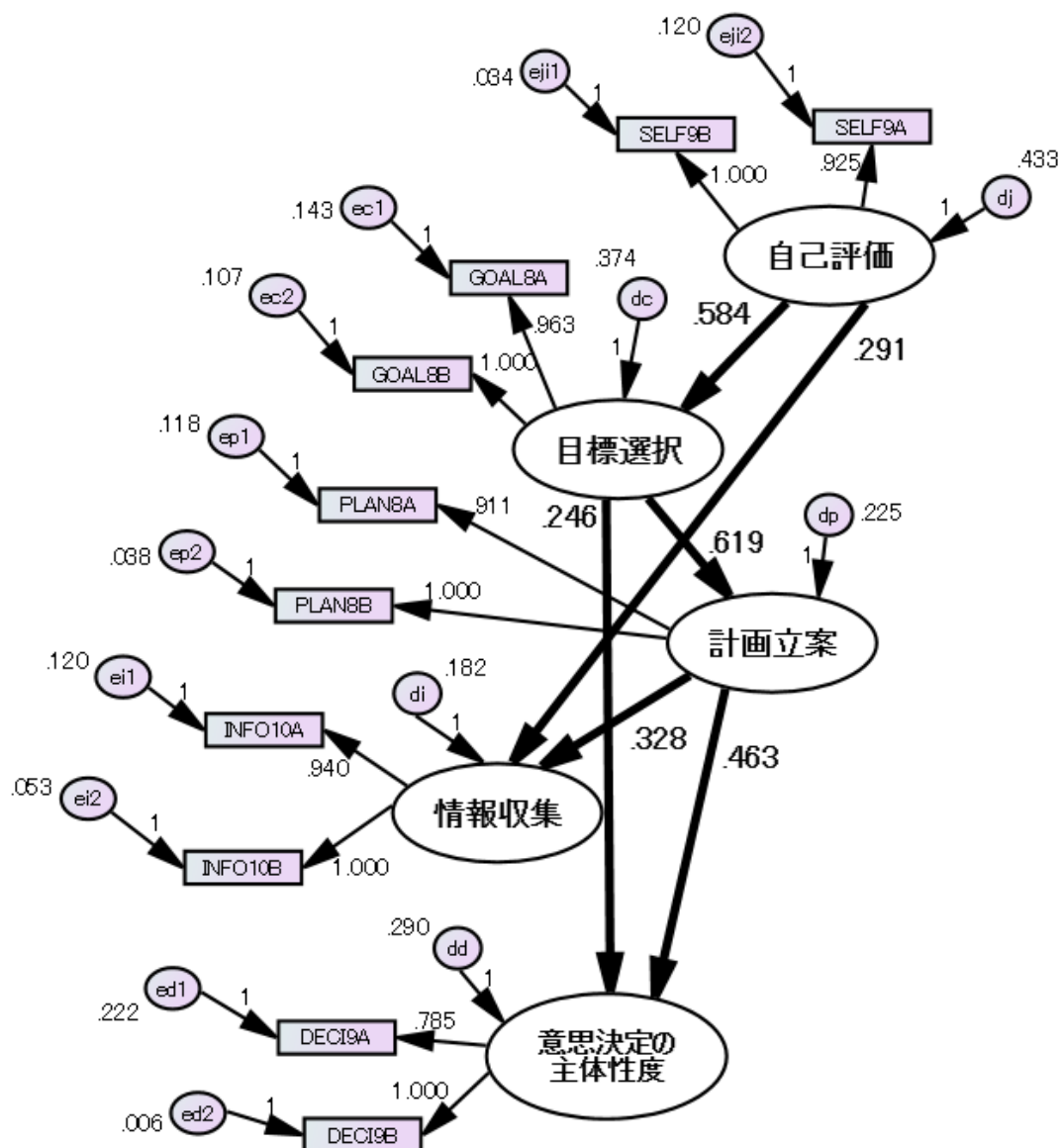


Figure 2-2-2 キャリア選択自己効力感の小包化によるモデル（非標準推定値）

$\chi^2 = 20.084, df = 29, p = .890, RMSEA = .000, CFI = 1.000, TLI = 1.009$

Table 2-2-3 キャリア選択自己効力感の小包化によるモデルのパス係数の推定値 (N=232)

		パスの方向		非標準化推定値	標準誤差	標準化推定値	有意水準
構造モデル	目標選択	<---	自己評価	0.584	0.076	0.532	***
	情報収集	<---	自己評価	0.291	0.056	0.353	***
	計画立案	<---	目標選択	0.619	0.055	0.686	***
	意思決定	<---	目標選択	0.246	0.080	0.254	**
	情報収集	<---	計画立案	0.328	0.056	0.394	***
	意思決定	<---	計画立案	0.463	0.089	0.433	***
測定モデル	SELF9A	<---	自己評価	0.925	0.066	0.869	***
	SELF9B	<---	自己評価	1		0.963	
	GOAL8A	<---	目標選択	0.963	0.060	0.878	***
	GOAL8B	<---	目標選択	1		0.911	
	PLAN8A	<---	計画立案	0.911	0.052	0.866	***
	PLAN8B	<---	計画立案	1		0.958	
	INFO10A	<---	情報収集	0.94	0.082	0.827	***
	INFO10B	<---	情報収集	1		0.921	
	DECI9A	<---	意思決定	0.785	0.072	0.758	***
	DECI9B	<---	意思決定	1		0.994	

注1: *** $p < .001$ ** $p < .01$

注2: 意思決定の主体性度については、意思決定と省略している。

注3: 測定モデルでの観測変数名は、小包につけた名であり、Figure 2-2-2の観測変数名と一致している。

考 察

前節で開発したキャリア選択自己効力感尺度について、自己評価から意思決定への主体性度という影響の方向を仮説的に考え、長岡他（2001）の尺度を使用した花井（2007）でのモデルを参考にしながら、因果モデルに検討を加えた。その結果、因子間のパスについては、『自己評価』→『目標選択』→『計画立案』→『意思決定の主体性度』へ有意なパスがみられ、Krumholz（1979）の意思決定の過程にほぼ沿った流れとなった。すなわち、まず、自己を知ることから始まり、自分のキャリアへの目標を選択し、その実現のための計画を立て、意思を主体的に決定していくという大きな流れである。『自己評価』と『計画立案』から『情報収集』へは強い影響がみられた。しかし、花井（2007）でのモデルと異なり、『情報収集』から『意思決定の主体性度』へのパスはみられず、代わりに『目標選択』から『意思決定の主体性度』に直接の影響がみられた。このことは、大学生にとって、集められた情報は主体的に意思決定することには影響しないことを示している。大学生が職業生活への移行の準備をする際には、インターネットなどのマスメディアを通して、あるいは大学のセミナーなどで、多くの企業情報や採用情報を集めると思われるが、それらが、

意思決定には結びついていないということになる。しかし、本結果から推察されることは、情報は直接には意思決定に影響するものではないが、間接的な影響が考えられ、それが本結果に現れていないのかもしれないということである。本結果では、一方向のパスを考えたが、双方向のパスの可能性もあったということが考えられる。ここでは、情報収集が自己評価や計画立案に双方向で影響していたかもしれない。この双方向の因果関係については、今後も検討を重ねていく必要がある。

しかしながら、因果関係の大きな流れは、花井（2007）でのモデルとよく似ていた。さらに『自己評価』に始まるモデルの当てはまりが良かったことは、柳井（2001）、下村（2009）、あるいは、2006年のアクションプランの推進のための手引きで高等学校段階の課題（第1章第2節参照）としてまずあげられている「自己理解の深化と自己受容」とも合致するものであった。

本節で構成した因果モデルについては、25項目全てを投入した項目からのモデルと、5項目を2項目と3項目の2つに分けた小包からのモデルの両方において、十分に適合度の良い結果を得た。項目からと小包からの両方のモデルのパスの推定値を検討した結果、パスの推定値は、2つのパス以外では、小包からのモデルでのパスの推定値の方が大きかった。しかし、推定値の違いは大きくはなかったことから、両モデルの構造は同じとみてよいといえた。キャリア選択自己効力感と他の変数との関連についてSEMを適用した因子分析モデルで分析する場合には、まず、キャリア選択自己効力感のモデルの適合度を十分良いレベルにしておくことが求められる。本節で適合度の良い小包でのモデルが構築できたことは、他の変数との関連の検討の可能性がより広がるものと考えられる。

このモデルは、1つの大学の大学生を対象にしたデータから提起したものである。しかし、この因果モデルが因子的妥当性をえたことにより、キャリア選択自己効力感尺度の内部構造は、相関関係から因果関係にふみこむことが可能となった。すなわち、この因果モデルにより、一つのキャリア選択のプロセスについてのモデルを提案したことになる。大学生のキャリア支援の観点からみるならば、キャリア選択自己効力感を用いた支援は、この因果関係のパスに沿ったプログラムを作成することがすすめられる。まず、キャリア選択においては、学生の自己評価を高めることから始める。下位尺度のすべての5領域を同時に高めようとするのは難しいが、このモデルによると、自己評価が高まれば、目標選択と情報収集の行動を行う自信が高まることになる。次に目標選択での支援を重点的に行い、学生が目標を選択することができると、計画を立てようという自信も高まり、選択した目

標について、主体的に意思決定を行う自信も高まってくる。このように一つの領域での自信が他の因子にも影響し、最終的に学生が自らの意思でキャリア選択を行う自信につながる。支援者は、このような流れに沿ったプログラムを実践する中で、定期的に学生のキャリア選択状況を測定してどの領域の自己効力感が高まっているかをとらえることができる。このように因果モデルを提示することで、支援の時点でどの領域を重点的に支援すればキャリア選択のプロセスの中で効果的かということをとらえることが可能になった。

また、内容的妥当性の観点から、この因果モデルをみてみたい。キャリア選択を行うプロセスでは、自己評価をまず行うことから始めることがすすめられる。そして、自分の得意なこと、やりたいことを考える中で、いくつか目標を見つける、その中から選択する作業をして、具体的に活動するための計画を立てる。その活動に必要な情報を集める。そして、選択した目標と将来のキャリアについての計画から、最終的に主体的に意思決定を行っていくというものである。柳井（2001）、下村（2009）が指摘するように、自己評価は、最初のステップであろう。そして、大久保（2002）の将来のキャリアスタイルや職業観があいまいなために就職活動を始める前にやめてしまう学生がいるという指摘からは、働くことに対する目標をもつことが大切だといえる。こういう職業に就きたいというような目標がなければ、動機づけができずに意欲がわからないからである。そして、目標に向かって進むためには、具体的にどのような行程で行動に移していくかの計画を立てることが必要である。やりたいことはあってもそれを現実的に進めていく計画が必要である。そのためには、採用や企業情報など、様々な情報から必要なものを集めることになる。計画をたて、情報を得ながら行動しても、最終段階では、本人が強い意思で、粘り強く目標に向かって意思決定をして進まなければならない。大久保（2002）のいうように就職活動の終盤に活動をやめてしまう学生がいるというのは、強い意思や頑張り、努力をせずに先送りしてしまうことだと考えられる。

このようにみると、本節で提示した因果モデルは、第1章第1節で紹介した若年者のキャリア選択の状況を反映していると考えられる。本節での結果からは、キャリア教育、キャリア・カウンセリング等で支援を受け、親や友人、キャリア・モデルの影響を受けながらも、最終的には大学生自らがキャリアについて考えて、選択するという主体性が必要であると考えられる。さらなる妥当性の検討のためには、対象を大学生から高校生へ、あるいはニート状態にある若年者へと広げて検討することが望ましいと考える。

付 記

本節は，花井（2007）に加筆したものである。

2-3. キャリア選択自己効力感の安定性と変化

目 的

前節では、キャリア選択自己効力感尺度の内部構造における因果関係のモデル化を試みた。このモデルにおける因子の因果関係が異なる学年で不変なものなのか、また、時間経過を経ても不変なものなのかどうかについては検討していない。さらに、実際に時間経過の中でキャリア選択自己効力感尺度に変化がみられたどうかについても検討していない。

本節では、これらを確認するためにキャリア選択自己効力感の安定性を大学生の2つの学年で検討する。半年の時間経過の中での安定性について、5因子の因果モデルで、SEMによる縦断的因子分析モデルと構造平均モデルで分析を行う。そして、2つの学年の平均の変化について検討する。

方 法

調査対象者：前節での分析と同じデータを用いた。2006年6月から7月にかけてと、2006年12月から2007年1月の2回の測定機会に調査を実施した。両方の調査に参加し、欠損値のない回答者232名を分析対象とした。1年生89名（男子19名、女子70名）、2年生143名（男子44名、女子99名）、であり、平均年齢は19.03歳（SDは0.86）であった。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。本節では、前節で検討したように項目からではなく、項目を2、3個ずつまとめた小包を観測変数とする。小包の組み合わせは前節と同様である。

分 析

前節で作成したのと同じ小包を観測変数として測定モデルを構築し、1回目の因果モデルをとす。これと同じ測定モデルを、半年後の2回目のデータにもあてはめ、縦断的因子分析モデルを設定する。そして、1回目の因子から2回目の対応する因子へパスを引き、安定性を検討する。すなわち、1回目から2回目の測定機会の間、個人の相対的順位に変動があったかをみようとするものである。

2回の測定機会での安定性あるいは変化を測定するためには、2回の測定機会における

測定モデルが因子的に同じでなければ、構造モデルの内部構造や時間経過による変化を検討することは難しい。すなわち、測定モデルの因子的不変性を確保することにより、因子間の関係や因子得点を比較することが可能となる。そこで、2つの測定モデル部分に因子的不変性（清水，2003a など）の拘束を導入した。因子的不変性の水準は、1回目と2回目の測定モデルの因子パターン（因子から観測変数へのパス係数）を同値で拘束することからはじまり、観測変数の独自性の分散、2回の測定機会における因子の分散、因子間のパス係数へと同値拘束の水準を強めていった。ここでは、4水準にわけ、モデルの当てはまりのよさを適合度により検討した。

(1) 布置不変性の水準：測定機会間の同値拘束は行わず、それぞれの測定機会ですべて自由に推定する、

(2) 因子的パターン不変性：1回目と2回目の測定モデルの因子パターンを同値に拘束し、推定する、

(3) 強因子的不変性：測定機会間の因子パターンと観測変数の独自性分散を同値に拘束し、推定する、

(4) 厳格な因子的不変性：(3)の強因子的不変性に加えて、測定機会間の因子の分散と因子間のパス係数をも同値とし、推定する、

である。水準が上がるほど、因子的不変性の厳格さが増し、測定機会間の測定モデルが同じであることを保証してくれると考えられる（Vandenberg & Lance, 2000）。

次に、縦断モデルを2集団に拡張し、大学1年生、2年生の2集団同時分析で、SEMによる構造平均分析を行う（Sörbom, 1974; Jöreskog, 1979; Nesselroade & Baltes, 1984）。これにより、学年の集団としての平均値の変化をみる。そのために、1年生の1回目の因子得点の平均をすべてゼロと固定してみることで、1年生の2回目と2年生の1回目、2回目の因子得点の平均の推定を行った。

モデルの当てはまりの良さを検討するための指標として、前節と同様に、 χ^2 統計量に加えて、RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）、CFI（Comparative Fit Index）、TLI（Tucker-Lewis Index）、モデルの適合を評価するカットオフ値は、CFI、TLIについては0.95以上、RMSEAについては0.05以下であり、複数の指標で基準をクリアしたモデルを採択することにした。なお、モデル間の比較では、AIC（Akaike's Information Criterion）も参照した（Marsh, Hau, & Grayson, 2005; 狩野・三浦, 2002 など）。

結果

安定性と変化

全体からみた安定性と変化

キャリア選択自己効力感の縦断モデルを232名全員のデータにより作成した。布置不変性でのモデルの適合度は、 $\chi^2=242.516$, $df=153$, $p=.000$, $RMSEA=.050$, $CFI=.977$, $TLI=.971$ となった。あてはまりは悪くはないが、修正指数により、対応する同じ因子の独自性間に共分散がある可能性があることが示唆されたため、繰り返して測定した観測変数の独自性間に共分散をおいた (Sörbom, 1975; Jöreskog, 1979)。すなわち、1回目と2回目で、『自己評価』の小包Aの独自性間 (相関係数としては、.295, 1%水準で有意), 『目標選択』の小包Bの独自性間 (相関係数としては、.312, 5%水準で有意), 『情報収集』の小包Aの独自性間 (相関係数としては、.440, 0.1%水準で有意), 『意思決定の主体性度』の小包Aの独自性間 (相関係数としては、.283, 0.1%水準で有意) に4つであった。これにより、布置不変性でのモデルの適合度は、 $\chi^2=190.210$, $df=149$, $p=.013$, $RMSEA=.035$, $CFI=.989$, $TLI=.986$ となり、あてはまりのよいモデルとなった。

このモデルにより、1回目と2回目の因子的不変性を4つの水準で検討した結果をTable 2-3-1に示す。その結果、RMSEAの値と、低い値の方がモデル間のあてはまりがよいとされるAICとから、モデル3の強因子的不変性の水準のモデルが、 $\chi^2=208.581$, $df=164$, $p=.011$, $RMSEA=.034$, $CFI=.988$, $TLI=.987$, $AIC=300.581$ となり、最も適合度のよいものとなった。この縦断的因子分析モデルでの安定性係数は、『自己評価』で相関係数に当たる標準化推定値は、.719, 『目標選択』で.632, 『計画立案』で.469, 『情報収集』で.477, 『意思決定の主体性度』で.575であった。

Table 2-3-1 半年間隔の縦断的因子分析 モデルにおける因子的不変性の4水準の適合度 (全体: $N=232$)

モデル	χ^2	df	確率	RAMSEA	CFI	TLI	AIC
1	190.210	149	0.013	0.035	0.989	0.986	312.210
2	195.633	154	0.013	0.034	0.989	0.987	307.633
3	208.581	164	0.011	0.034	0.988	0.987	300.581
4	306.576	175	0.000	0.057	0.966	0.963	376.576

注1: モデル1: 布置不変性 (自由推定)

モデル2: 因子パターン不変性 (因子パターン拘束)

モデル3: 強因子的不変性 (因子パターン, 独自性分散拘束)

モデル4: 厳格な因子的不変性

(因子パターン, 独自性分散拘束, 因子の分散拘束, 因子間のパス拘束)

学年からみた安定性と変化

作成したモデルで2集団同時分析を行い、大学1年生と2年生の安定性の違いを検討した。強因子的不変性モデルの適合度は、 $\chi^2 = 521.689$, $df = 394$, $p = .000$, $RMSEA = .054$, $CFI = .967$, $TLI = .968$, $AIC = 653.689$ となった。 $RMSEA$ の値については、2集団のため、 $\sqrt{2}$ を乗じて修正した(Steiger, 1998)。このモデルでは、2回の測定機会での影響を同一の因子からだけに限定していたが、修正指数を参考に有意なパスを追求したところ、3つのパスが有意となった。1つは、『意思決定の主体性度』から2回目の『計画立案』へのパスで、標準化推定値でみると、1年生が $-.340$ ($p < .001$), 2年生で $.168$ ($p < .05$)となった。他の2つは、2年生のみにみられ、『自己評価』から2回目の『計画立案』へ $-.174$ ($p < .01$), 『情報収集』から2回目の『意思決定の主体性度』へ $-.192$ ($p < .01$)であった。これら3つの因果的影響を追加すると、適合度は、 $\chi^2 = 492.662$, $df = 392$, $p = .000$, $RMSEA = .047$ (2集団のため、修正した), $CFI = .974$, $TLI = .975$, $AIC = 628.662$ となり、あてはまりの良いものとなった。また、半年後の『目標選択』から『意思決定の主体性度』へのパスは、1年生、2年生とも有意でなくなった。また、繰り返して測定した観測変数の独自性間においた4つの共分散については、2年生の『自己評価』では有意とならず、『目標選択』では、1年生の共分散が有意とならなかった。

モデル図をFigure2-3-1に示し、安定性係数、パス、共分散の推定値をTable 2-3-2に示す。1回目から2回目の因子の安定性係数については、両学年とも『自己評価』の安定性係数は1年生が $.745$, 2年生が $.702$ で高かった。1年生では、次いで、『目標選択』($.662$), 『計画立案』($.647$) 『意思決定の主体性度』($.531$), 『情報収集』($.520$), となった。2年生では、『自己評価』について、『目標選択』($.624$), 『意思決定の主体性度』($.612$), 『情報収集』($.471$), 『計画立案』($.422$)となり、安定性は非常に高かった。その中で、2年生の『計画立案』と『情報収集』の安定性係数は有意ではあるが、他の因子や1年生の同じ因子より低かった。これは、2年生の個人の『計画立案』と『情報収集』の得点の半年間における変動が、他の因子よりも大きいことを示している。

キャリア選択自己効力感の因果モデルの部分の標準化推定値をみると、因子間の因果関係の推定値は、1年生と2年生では、1回目と2回目ともにほぼ同じ大きさであった。2回目の推定値は、1回目よりも若干低くなり、『目標選択』から『意思決定の主体性度』へのパスが1, 2年生ともに有意とならなかった。

Table 2-3-2 半年間隔の縦断的因子分析 モデルにおける安定性係数, パス係数, 共分散の推定値 (学年別)

パスの方向と共分散				1年生 (N=89)				2年生 (N=143)			
				非標準化 推定値	標準誤差	標準化推 定値	有意水 準	非標準化 推定値	標準誤差	標準化推 定値	有意水 準
安定性 係数	自己評価2	<---	自己評価	0.828	0.090	0.745	***	0.729	0.070	0.702	***
	目標選択2	<---	目標選択	0.641	0.075	0.662	***	0.551	0.058	0.624	***
	計画立案2	<---	計画立案	0.635	0.095	0.647	***	0.386	0.074	0.422	***
	情報収集2	<---	情報収集	0.558	0.093	0.520	***	0.455	0.073	0.471	***
	意思決定2	<---	意思決定	0.537	0.086	0.531	***	0.656	0.078	0.612	***
影響的	計画立案2	<---	自己評価	0		0		-0.165	0.063	-0.174	**
	計画立案2	<---	意思決定	-0.326	0.089	-0.340	***	0.150	0.069	0.168	*
	意思決定2	<---	情報収集	0		0		-0.264	0.094	-0.192	**
構造モデル	目標選択	<---	自己評価	0.607	0.074	0.526	***	0.607	0.074	0.526	***
	情報収集	<---	自己評価	0.287	0.054	0.347	***	0.287	0.054	0.347	***
	計画立案	<---	目標選択	0.610	0.052	0.681	***	0.610	0.052	0.681	***
	意思決定	<---	目標選択	0.238	0.077	0.259	**	0.238	0.077	0.259	**
	情報収集	<---	計画立案	0.324	0.053	0.405	***	0.324	0.053	0.405	***
	意思決定	<---	計画立案	0.454	0.086	0.443	***	0.454	0.086	0.443	***
	目標選択2	<---	自己評価2	0.329	0.051	0.327	***	0.329	0.051	0.336	***
	情報収集2	<---	自己評価2	0.193	0.044	0.241	***	0.193	0.044	0.251	***
	計画立案2	<---	目標選択2	0.483	0.057	0.532	***	0.483	0.057	0.519	***
	意思決定2	<---	目標選択2	0.117	0.082	0.122		0.117	0.082	0.105	
	情報収集2	<---	計画立案2	0.236	0.051	0.270	***	0.236	0.051	0.280	***
	意思決定2	<---	計画立案2	0.326	0.092	0.309	***	0.326	0.092	0.272	***
	測定モデル	SELF9A	<---	自己評価	1.001	0.038	0.894	***	1.001	0.038	0.894
SELF9B		<---	自己評価	1		0.940		1		0.940	
GOAL8A		<---	目標選択	0.971	0.039	0.894	***	0.971	0.039	0.894	***
GOAL8B		<---	目標選択	1		0.916		1		0.916	
PLAN8A		<---	計画立案	0.915	0.036	0.854	***	0.915	0.036	0.854	***
PLAN8B		<---	計画立案	1		0.952		1		0.952	
INFO10A		<---	情報収集	1.023	0.058	0.840	***	1.023	0.058	0.840	***
INFO10B		<---	情報収集	1		0.894		1		0.894	
DECI9A		<---	意思決定	0.896	0.044	0.822	***	0.896	0.044	0.822	***
DECI9B		<---	意思決定	1		0.950		1		0.950	
SELF29A		<---	自己評価2	1.001	0.038	0.911	***	1.001	0.038	0.901	***
SELF29B		<---	自己評価2	1		0.951		1		0.944	
GOAL28A		<---	目標選択2	0.971	0.039	0.888	***	0.971	0.039	0.870	***
GOAL28B		<---	目標選択2	1		0.911		1		0.896	
PLAN28A		<---	計画立案2	0.915	0.036	0.850	***	0.915	0.036	0.833	***
PLAN28B	<---	計画立案2	1		0.951		1		0.944		
INFO210A	<---	情報収集2	1.023	0.058	0.857	***	1.023	0.058	0.832	***	
INFO210B	<---	情報収集2	1		0.906		1		0.888		
DECI29A	<---	意思決定2	0.896	0.044	0.825	***	0.896	0.044	0.840	***	
DECI29B	<---	意思決定2	1		0.951		1		0.957		
共分散	ed1	<-->	ed21	0.056	0.020	0.332	**	0.045	0.017	0.266	**
	ei1	<-->	ei21	0.039	0.017	0.336	*	0.055	0.014	0.471	***
	ej121	<-->	ej12	0.049	0.013	0.495	***	0		0	
	ec2	<-->	ec22	0		0		0.032	0.014	0.326	*

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

注2: 意思決定の主體性度については、意思決定と省略している。

注3: 測定モデルの観測変数名は項目を小包化して2つの変数としたものである。

変数名は、Figure 2-3-1と同じものである。Table 2-2も参照。

注4: 強因子的不変性の水準である。

構造平均

まず、下位尺度の平均値と標準偏差を Table 2-3-3 に示す。2 回の測定機会の平均値を各下位尺度で対応のある t 検定を学年別と全体で行った。その結果、2 年生の目標選択でのみ 10% で有意な傾向 ($t(142)=1.85, p<.10$) がみられた他は、学年、全体ともに有意な変化はみられなかった。

Table2-3-3 キャリア選択自己効力感尺度の半年間隔で2回の測定機会における5尺度の統計量

下位因子(下位尺度)	1回目		2回目		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
1 年 生	自己評価	2.703	0.672	2.674	0.732
	目標選択	2.512	0.746	2.452	0.739
	計画立案	2.218	0.608	2.243	0.679
	情報収集	2.858	0.529	2.854	0.615
	意思決定の主体性度	2.809	0.648	2.802	0.741
2 年 生	自己評価	2.902	0.650	2.905	0.657
	目標選択	2.512	0.764	2.600	0.682
	計画立案	2.287	0.684	2.323	0.604
	情報収集	2.987	0.587	3.041	0.549
	意思決定の主体性度	2.912	0.679	2.915	0.705
計	自己評価	2.826	0.664	2.816	0.694
	目標選択	2.512	0.755	2.543	0.707
	計画立案	2.260	0.655	2.292	0.634
	情報収集	2.938	0.568	2.969	0.581
	意思決定の主体性度	2.872	0.668	2.872	0.719

注1: $N=232$ (1年生: $N=89$, 2年生: $N=143$)

キャリア選択自己効力感の6か月間隔で2回の測定機会における縦断的因子分析モデルにおいて、学年の因子得点の変化をみるために SEM による構造平均を適用した。1 年生の1回目でキャリア選択自己効力感の各因子の因子得点の平均値を全てゼロとし、1 年生の2回目と2年生の1回目、2回目の因子得点の平均値の推定を行った。その結果から、各因子で1年生の1回目と比べ、1年生の2回目、2年生の1回目、2回目での推定値が有意でないものについて、再び得点をゼロでおき直し、再度推定した。結果を Table2-3-4 に示した。1 年生、2 年生とも、いずれの因子においても6ヶ月後の変化はみられなかった。2 年生の1回目の『自己評価』の得点のみに違いがあった。すなわち、『自己評価』の1 年生の1回目の得点をゼロとすれば、因子得点の.171 を標準偏差で除した標準形式で示した2 年生の得点は .274 となり、5%の水準で高かった。

Table2-3-4 2回の測定機会における学年の因子得点の平均の推定値

	1年生 (N=89)		2年生 (N=143)	
	1回目	2回目	1回目	2回目
自己評価	0	0	0.274*	0
目標選択	0	0	0	0
計画立案	0	0	0	0
情報収集	0	0	0	0
意思決定の主体性度	0	0	0	0

注1: 1年生の1回目はすべてゼロに固定した。

注2: 因子得点の平均値の推定値が有意でないところはゼロにおきなおした。

注3: 数値は、因子得点の平均値を標準偏差で除している。

注4: * $p < .05$

考 察

半年間隔で、大学1年生と2年生のキャリア選択自己効力感の変化を検討した。前節で開発したキャリア選択自己効力感の5因子の因果関係のモデルに、縦断的因子分析を適用した。2回の測定機会間で、同じ観測変数の小包の独自性間に関連が示唆されたため、計画立案を除く4因子に共分散を置いたところ、適合度は良くなった。また、モデルの因子的不変性の検討により、因子パターンと観測変数の独自性の分散を同値とする強因子的不変性が最適の適合度を示した。このことは、半年間隔ではキャリア選択自己効力感尺度の測定モデルの因子的不変性は十分に確保され、因子と観測変数の関係は同じであることを強く示している。

安定性係数をみると、5因子すべての安定性は高かった。半年間では、それほど、変動がないとみられる。学年別では、1年生の方が半年間隔での安定性は高かった。1年生の自己評価、目標選択、計画立案、2年生の自己評価、目標選択、意思決定の主体性度は安定性が.6を超え、非常に安定性が高かった。自己評価、目標選択については、安定性が両学年とも高く、半年間では、変わらなかった。これは、高い得点の学生は高いままで、低い得点の学生は低く推移したことを示している。2年生の計画立案と情報収集では、他よりも安定性が低めであった。このことは、2年生では、計画を立てることと情報を集めることに行動に個人差が出てきていることをうかがわせるものであった。

キャリア選択自己効力感の測定機会間で学年の違いがみられた。因子間の関係については、1年生と2年生2年生のみで自己評価から6ヶ月後の計画立案へ、情報収集から6ヶ月

月後の意思決定の主体性度に負の影響があった。すなわち、2年生で自己評価の得点が高いほど、6ヶ月後の計画立案の得点は抑制され、自己評価の得点が高いほど、6ヶ月後の計画立案の得点はあがった。同様の負の影響が、情報収集の得点と6ヶ月後の意思決定の主体性度の得点との関係でみられた。すなわち、2年生で情報収集の得点が高いほど、6ヶ月後の意思決定の主体性度の得点は抑制され、情報収集の得点が高いほど、6ヶ月後の意思決定の主体性度の得点はあがった。また、意思決定の主体性度から6ヶ月後の計画立案への影響については、1年生で負の影響があり、2年生で促進するように影響していた。このことは、1年生で意思決定の主体性度の得点が高いほど、6ヶ月後の計画立案の得点は高まるといえ、2年生では、意思決定の主体性度が高いほど、6ヶ月後の計画立案の得点も高まるといえた。以上のことから、2年生で意思決定の主体性度の得点の低い学生は6ヶ月後に計画立案が高まり、2年生で意思決定の主体性度が高い学生は6ヶ月後の計画立案も弱いが高まるといえるものであった。

このような促進と抑制の影響は、2年生で多くみられたことから、半年間ではあるが、2年生ではキャリア選択についての因子が複雑に影響していることを示している。特に計画立案と主体的な意思決定への影響が増えていた。2年生においては明確な因子の平均の上昇はみられないが、1年生よりも、様々な要因からの影響が加わることを示していると考えられる。

学年の因子平均については、半年間隔での変化はほとんどみられなかった。その中で2年生の1回目の自己評価の平均得点が1年生の同時期よりも5%の有意水準で高かったが、6ヶ月後には1年生の同じ程度にまで低くなった。しかし、大きな変化ではなかった。他の4つの因子得点の平均値にほとんど変化がみられなかったことは、1年生、2年生とも、まだ、キャリア選択について目標選択、計画立案、情報収集、意思決定の行動を明確に開始していないとみられる。このことは、尺度得点の t 検定からも確認することができた。また、機会間の観測変数の独自性間においた4つの共分散のうち、2年生の自己評価、1年生の目標選択では有意とならなかった。縦断モデルにおいて、測定機会間で学年に異なる独自性間の関連がみられたようだ。

本節では、6ヶ月という時間経過の中では、1年生と2年生のキャリア選択自己効力感にほとんど変化はみられず、安定していることが明らかとなった。キャリア選択が具体的に迫っていないためにまだ活動を始めていないとみられる。これについては、入学後からキャリア教育等の支援で、早くから職業観や勤労観を育成することがすすめられている中

で、なかなか大学1年生、2年生はまだ具体的にとらえていないとみられる。まだ、キャリア選択行動を開始する時期ではないと多くの学生が考えているようだ。しかし、2年生で計画立案と情報収集の安定性が他より低かったことからすると、これらの領域で2年生に動きが出てきているといえるのかもしれない。

付 記

本節は、花井・清水（2007）に加筆したものである。

第3章 大学生におけるキャリア選択自己効力感尺度の妥当性

3-1. キャリア意思決定, Big Five, 自尊感情, 不安との関連

目的

第2章第1節で開発されたキャリア選択自己効力感の下位尺度とキャリア不決断, パーソナリティ特性の Big Five, 自尊感情, 不安との関連をみることは, キャリア選択・意思決定の過程を多次元でとらえることの妥当性の検討となる。多次元でとらえることが有効となれば, より詳細な情報によるキャリア支援が可能になると思われる。

第1章第5節に紹介したように, 自己効力感尺度についての妥当性は, キャリアの意思決定の状態を測定するキャリア不決断尺度や意思決定尺度との相関関係から検討されることが多い(例えば, Taylor & Betz, 1983; Robbins, 1985; Betz & Vuyten, 1997; 浦上, 1995b)。これらの研究では, キャリア自己効力感尺度とキャリア不決断尺度との間に中程度の負の相関がみられることが報告されている。また, パーソナリティ関連変数とでは, まず, 自尊感情や不安と関連があるとみられている(例えば, Robbins, 1985; Fuqua, Seaworth, & Newman, 1987; Taylor & Popma, 1990; Gloria & Hird, 1999)。そして, Big Five を取り上げた研究では, 情動性 (N), 誠実性 (C), 外向性 (E) と, 不決断, 職業興味, 探索的自己効力感との関連が報告されている(例えば, Tokar, Fischer, & Subich, 1998; Reed, Bruch, & Haase, 2004 など)。

最近では, 因果関係にまでふみこんだ報告もある。Creed, Patton, Prideaux (2006) は, キャリア自己効力感と不決断の関係について潜在変数を用いた因果モデルで示している。Albion & Fogarty (2002) は情動性 (N) と誠実性 (C) から, Wang, Jome, Haase, & Bruch (2006) は情動性 (N) と外向性 (E) から, キャリア関連尺度への因果モデルを報告している。花井他 (2006) は, 第2章で開発したキャリア選択自己効力感尺度の基となる短縮前の40項目からなる尺度を用いて, 大学生を対象に Big Five の5因子からキャリア自己効力感とキャリア意思決定への潜在変数を用いた因果モデルを構成した。その結果, キャリア選択自己効力感の『自己評価』には外向性 (E), 誠実性 (C), 開放性 (O) から, 『計画立案』『意思決定の主体性度』には誠実性 (C) から正のパスがみられ, 『計画立案』には, 協調性 (A) から負のパスがみられた。キャリア選択自己効力感には, 情動性 (N) からのパスはみられなかったと報告している。

不安とキャリア関連行動との関連では, Crites (1969) が, キャリア優柔不断の状態に

いる人はパーソナリティ特性の不安が関連していると指摘し、キャリア支援の際には不安傾向を配慮すべきと論じている。Betz & Serling (1993) は、実際に不安とキャリア不決断が優柔不断を説明することを確かめている。Bandura (1977) が自己効力感を変容させる4つの情報源として、情緒的喚起をあげているように不安は自己効力感に影響する変数である。Robbins (1985) での不安はキャリア選択に対する自己効力感を弱いが高める関係を示し、Lucus & Wanberg (1995) では、不安がキャリア意思決定の下位尺度である決定する能力を低める関連を持つなど、促進する方向と抑制する方向のいずれの報告もみられる。また、不安を状態不安と特性不安の2側面からとらえることもなされている。状態不安とパーソナリティ特性としての不安は、Fuqua et al. (1987) で検討され、特性不安の方がキャリア不決断との相関係数が少し高いとみられた。

キャリア選択に対する自己効力感の性差については、都筑 (2007) は、大学生のデータの人数は少ないが、横断的と縦断的のいずれのデータからも、性差と学年差はなかったと報告している。児玉・松田・戸塚・深田 (2002) は、大学3年生を対象にした進路選択行動の調査で、進路選択に対する自己効力感 (浦上, 1995a) は、男子の方が5%の有意水準で高い得点だったが、実際の会社等からの情報の活用では、女子の方が高かったと報告している。また、富永 (2004) は、高校生を対象に進路選択過程における自己効力尺度を作成する中で、女子の方が男子より、総点および『進路計画・実行』『自己効力感と職業の理解・統合』『問題解決』の3つの下位尺度すべてで得点が高いことを報告している。このように性差については、一貫した傾向はみられていない。本節では、第2章第1節での因子的妥当性に加えて、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性について他の尺度との関連で検討をおこなってみる。

方法と分析

調査対象者

2006年と2007年の2回に6月から7月にかけての大学1年生から3年生を対象に横断的調査を実施した。本節では、第2章と同じ対象者の中から、2007年での1年生から3年生492名と2006年での3年生82名の計574名を対象とした。3学年で人数差が大きくなるないように2006年の3年生を対象に含めた。その結果、1年生205名 (男子74名, 女子131名; 平均年齢は18.37歳, SDは0.64), 2年生208名 (男子66名, 女子142名; 平均年齢は19.45歳, SDは0.79), 3年生161名 (男子50名, 女子111名; 平均年齢は

20.71歳，SDは1.54)の構成となった。

測定変数

(1) キャリア選択自己効力感尺度

花井(2008)が開発した自己評価，目標選択，計画立案，情報収集，意思決定の主体性の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお，項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。下位尺度ごとに総点を項目数の5で除し，下位尺度の得点とした。本データにおける信頼性を表す α 係数は，自己評価(.895)・目標選択(.902)・計画立案(.883)・情報収集(.858)・意思決定の主体性度(.899)であった。

(2) キャリア意思決定尺度

清水・花井(2007)のキャリア意思決定尺度を用いた。これは，キャリア不決断状態を測定するもので，花井・清水(2006)が，下山(1986)，清水(1989, 1990)，古市(1995)，浦上(1995b)，奥井・大里(2004)の研究をもとに作成した47項目に修正を加え，因子分析を経て35項目を選んだものである。回答は，「4：そう思う」から，「1：そう思わない」の4件法である。不決断，決定不安，障害不安，葛藤，相談希求，モラトリアム，逃避の7つの下位尺度で構成されている。下位尺度ごとに総点を項目数の5で除し，下位尺度の得点とした。本データにおける信頼性を表す α 係数は，不決断(.918)，決定不安(.895)，障害不安(.753)，葛藤(.880)，相談希求(.878)，モラトリアム(.904)，逃避(.847)であった。

(3) 自尊感情尺度

Rosenberg(1965)の自尊感情尺度で，山本・松井・山成(1982)による翻訳版を用いた。10項目からなり，回答は，5件法で，一般的には単因子構造とされている。逆転項目については，6点から得点を減ずることで修正した。総点を項目数の10で除し，得点とした。本データにおける信頼性を表す α 係数は，.837であった。

(4) Big Five

清水・山本(2008)のBig Five形容詞短縮版2006を使用した。これは，清水・山本(2007)で構成した30項目を再検討したもので，外向性(E)，情動性(N)，誠実性(C)，開放性(O)，協調性(A)の5つの次元からなっている。回答は，7件法である。逆転項目については，8点から得点を減ずることで修正した。総点を項目数の6で除し，下位尺度の得点とした。本データにおける信頼性を表す α 係数は，外向性(E)(.882)，情動性(N)(.888)，

誠実性 (C) (.760), 開放性 (O) (.737), 協調性 (A) (.777) であった。

(5) STAI (新版 STAI-JYZ (State-Trait Anxiety Inventory-Form JYZ))

一過性の状況反応としての状態不安 (State Anxiety) とパーソナリティ傾向としての特性的な不安 (Trait Anxiety) の2側面を測定する不安検査で、各20項目である(肥田野・福田・岩脇・曾我・Spielberger, 2000)。回答は、4件法である。逆転項目については、5点から得点を減ずることで修正した。各総点を項目数の20で除し、下位尺度の得点とした。STAIについては、1, 2年生でのみ検査を実施した。本データにおける信頼性を表す α 係数は、状態不安で.912, 特性不安で.883であった。

分析

キャリア選択自己効力感尺度については、横断による学年と性別による2要因の分散分析を行い、他の尺度との関連については全体、性別、学年ごとに相関分析を行った。多重比較については、Tukey法を適用した。

結果

キャリア選択自己効力感尺度の横断による学年と性別による特徴

キャリア選択自己効力感尺度の5下位尺度における学年と性別による2要因の分散分析の結果をTable 3-1-1に示す。『自己評価』では、学年の主効果がみられ ($F(2,568)=3.172$, $p<.05$), 2年生の得点が1年生よりも5%水準で高かった。『情報収集』では、学年と性別による交互作用がみられた ($F(2,568)=5.169$, $p<.01$)。男子では、3年生の得点の方が1年生よりも高く、3年生では、男子の得点が女子の得点よりも高かった。主効果が学年でみられ、2年生の得点が1年生の得点よりも高かった ($F(2,568)=4.821$, $p<.01$)。いずれも1%水準で有意であった。『計画立案』, 『目標選択』, 『意思決定の主体性度』の尺度では、学年、性別での違いはみられなかった。

キャリア選択自己効力感尺度とキャリア意思決定との関連

キャリア意思決定の下位尺度における学年と性別による2要因の分散分析の結果をTable 3-1-2に示す。『決定不安』では、性別の主効果がみられ ($F(1,535)=4.819$, $p<.05$), 女子の得点が男子よりも5%水準で高かった。『モラトリアム』では、学年の主効果がみられ ($F(2,535)=10.216$, $p<.001$), 2年生の得点が1年生よりも0.1%水準で高かった。

Table3-1-1 キャリア選択自己効力感尺度の分散分析結果(横断による学年×性別)

		男子		女子		総和		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.71	0.69	2.69	0.66	2.70	0.67	学年の主効果 $F(2,568)=3.172^*$ 2年生>1年生
	2年生	2.91	0.70	2.82	0.59	2.85	0.63	
	3年生	2.89	0.74	2.74	0.63	2.78	0.66	
	総和	2.82	0.71	2.75	0.62	2.78	0.65	
目標選択	1年生	2.59	0.73	2.59	0.71	2.59	0.71	
	2年生	2.61	0.72	2.56	0.70	2.57	0.71	
	3年生	2.67	0.76	2.52	0.76	2.56	0.76	
	総和	2.62	0.73	2.56	0.72	2.58	0.72	
計画立案	1年生	2.35	0.61	2.27	0.65	2.30	0.64	
	2年生	2.38	0.62	2.29	0.63	2.32	0.63	
	3年生	2.40	0.65	2.32	0.65	2.35	0.65	
	総和	2.37	0.62	2.29	0.64	2.32	0.64	
情報収集	1年生	2.68	0.61	2.86	0.57	2.80	0.59	交互作用: $F(2,568)=5.169^{**}$ 男子で3年生>1年生 3年生で男子>女子 学年の主効果: $F(2,568)=4.821^{**}$ 2年生>1年生
	2年生	2.85	0.57	2.99	0.57	2.94	0.57	
	3年生	3.06	0.58	2.85	0.60	2.92	0.60	
	総和	2.84	0.61	2.90	0.58	2.88	0.59	
意思決定の主体性度	1年生	2.84	0.77	2.90	0.65	2.88	0.70	
	2年生	2.89	0.69	2.75	0.71	2.80	0.70	
	3年生	3.11	0.67	2.83	0.70	2.92	0.70	
	総和	2.93	0.72	2.83	0.69	2.86	0.70	
	1年生N	74		131		205		
	2年生N	66		142		208		
	3年生N	50		111		161		
	総和N	190		384		574		

注1: $** p < .01$, $* p < .05$

注2: 多重比較については, Tukey法を適用した。

キャリア選択自己効力感尺度とキャリア意思決定との関連を全体, 性別, 学年に分けて相関係数からみた結果を Table3-1-3 に示す。全参加者を対象としたキャリア意思決定との関連では, キャリア選択自己効力感尺度の下位尺度すべてと『不決断』, 『決定不安』, 『逃避』の3つの下位尺度で0.1%の有意水準で負の相関があった。特に『目標選択』と『不決断』『決定不安』『逃避』との相関係数は, それぞれ, $-.765$, $-.540$, $-.528$ と高く, 『計画立案』と『不決断』『決定不安』『逃避』との相関係数は, それぞれ, $-.473$, $-.443$, $-.435$ と中程度に高かった。また, 『意思決定の主体性度』と『逃避』で $-.475$, 『自己評価』と『不決断』で $-.434$ となった。キャリア意思決定の下位尺度の『決定不安』については『目標選択』と『計画立案』との関連が高かった。『障害不安』では, 『目標選択』とのみ正の相関(.174)があった。『葛藤』とは, 『目標選択』と『計画立案』とそれぞれ, $-.272$, $-.108$ の負の相関があった。『相談希求』とは『情報収集』を除いたキャリア選択自己効力感尺度の下位尺度と, $-.157$ から $-.246$ の負の相関があった。『モラトリアムと』は, キャリア選

択自己効力感尺度のすべての下位尺度で関連はあり、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』との相関は0.1%で有意であったが、『自己評価』と『情報収集』との相関は1%の有意水準であった。キャリア選択自己効力感尺度と『逃避』との相関は、『モラトリアムと』との値よりも高く、すべて0.1%で有意となった。

Table3-1-2 キャリア意思決定尺度の分散分析結果(横断による学年×性別)

		男子		女子		総和		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
不決断	1年生	2.60	0.84	2.45	0.93	2.50	0.90	
	2年生	2.50	0.86	2.68	0.83	2.63	0.84	
	3年生	2.50	0.87	2.67	0.87	2.62	0.87	
	総和	2.54	0.85	2.61	0.88	2.58	0.87	
決定不安	1年生	2.95	0.77	2.95	0.82	2.95	0.80	性別の主効果 $F(1,535)=4.819^*$ 女子>男子
	2年生	3.00	0.75	3.16	0.67	3.11	0.70	
	3年生	2.96	0.69	3.24	0.72	3.15	0.72	
	総和	2.97	0.73	3.12	0.74	3.07	0.74	
障害不安	1年生	2.58	0.66	2.53	0.71	2.55	0.69	
	2年生	2.55	0.66	2.62	0.65	2.59	0.65	
	3年生	2.68	0.65	2.74	0.62	2.72	0.63	
	総和	2.60	0.66	2.63	0.66	2.62	0.66	
葛藤	1年生	2.40	0.79	2.40	0.73	2.40	0.75	
	2年生	2.36	0.77	2.50	0.72	2.45	0.74	
	3年生	2.46	0.71	2.61	0.78	2.56	0.76	
	総和	2.40	0.76	2.50	0.74	2.47	0.75	
相談希求	1年生	2.73	0.75	2.75	0.76	2.74	0.75	
	2年生	2.53	0.81	2.82	0.81	2.73	0.82	
	3年生	2.80	0.66	2.79	0.73	2.79	0.71	
	総和	2.67	0.75	2.79	0.77	2.75	0.76	
モラトリアム	1年生	1.99	0.88	1.91	0.78	1.94	0.82	学年の主効果: $F(2,535)=10.216^{***}$ 2年生>1年生, 3年生>1年生
	2年生	2.50	0.97	2.25	0.94	2.33	0.95	
	3年生	2.31	1.05	2.31	0.91	2.31	0.95	
	総和	2.27	0.99	2.16	0.90	2.20	0.93	
逃避	1年生	1.83	0.72	1.67	0.64	1.73	0.67	
	2年生	1.85	0.82	1.86	0.71	1.86	0.74	
	3年生	1.82	0.71	1.76	0.61	1.78	0.64	
	総和	1.83	0.75	1.77	0.66	1.79	0.69	
	1年生N	61		111		172		
	2年生N	66		142		208		
	3年生N	50		111		161		
	総和N	177		364		541		

注1: *** $p < .001$, * $p < .05$

注2: 多重比較については、Tukey法を適用した。

キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定の下位尺度の関連を性別で分けてみると、『自己評価』との関連で男子の方の負の関連が高く、『目標選択』との関連では女子の方が高い負の値を示した。『計画立案』では、女子が、『障害不安』(.139), 『葛藤』(-.158),

『相談希求』(-.227)と1%から0.1%の有意水準で有意となったが、男子は有意でなかった。『意思決定の主体性度』でも、女子が、『葛藤』(-.155)と『相談希求』(-.309)とそれぞれ1%, 0.1%の有意水準で有意となったが、男子は有意でなかった。『情報収集』では、『モラトリアム』との関連で男子の値(-.191, 5%水準で有意)のみ有意となった。『逃避』とキャリア選択自己効力感との関連では、『目標選択』を除いて、男子が女子よりも高い負の値を示した。

学年によるキャリア選択自己効力感とキャリア意思決定の下位尺度では、学年とともに『不決断』と『決定不安』との関連はより高くなった。『障害不安』との関連では、2年生での『目標選択』(.367)と『計画立案』(.210)の値が高く、3年生での『意思決定の主体性度』と-.177と負の関連がみられた。『葛藤』では、3年生になると『目標選択』と『意思決定の主体性度』との間の負の関連が高くなった。『相談希求』では、3年生になると負の関連は高まった。『モラトリアム』との関連は、『意思決定の主体性度』との間に全学年でみられたが、他の4つの下位尺度については、3年生になると、自己効力感との関連が低くなった。『逃避』については、全学年を通して、自己効力感との関連はほぼ同じ強さであり、学年の特徴は見られなかった。

キャリア選択自己効力感尺度と自尊感情, Big Five, STAI との関連

パーソナリティ変数の自尊感情, Big Five, STAI の尺度における学年と性別による2要因の分散分析の結果を Table3-1-4 に示す。学年の主効果がみられ、『情動性 (N)』で1年生が3年生よりも高く ($F(2,518)=4.869, p<.05$), 『誠実性 (C)』で3年生が2年生よりも高く ($F(2,516)=3.827, p<.05$), 『協調性 (A)』で3年生が2年生よりも高い傾向がみられた ($F(2,519)=2.977, p<.10$)。また, STAI の不安では、『状態不安』でのみ, 学年の主効果がみられ, 2年生が1年生よりも高かった $F(1,396)=8.741, p<.01$)。

キャリア選択自己効力感尺度と自尊感情, Big Five, STAI との関連を相関係数からみた結果を Table3-1-5, Table3-1-6 に示す。まず, 自尊感情の得点は, すべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と関連があり, 特に『自己評価』の得点との関連が.394 (0.1%で有意)と強かった。性別でみると, 自尊感情の得点と, 男子では、『情報収集』(.368)と『自己評価』(.364)の得点との関連が強く, 女子では、『自己評価』(.409)と『目標選択』(.296)との関連が強かった。学年でみると, 『情報収集』(.276)を除いて, 学年とともに自己効力感の下位尺度との関連は高まり, .299 (『計画立案』)から.467 (『自己評価』)となった。

Table3-1-3 キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定との相関係数(全体, 性別, 横断による学年)

			自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定の主体性度
キャリア意思決定	不決断	全体	-.434 ***	-.765 ***	-.473 ***	-.303 ***	-.390 ***
	決定不安	全体	-.296 ***	-.540 ***	-.443 ***	-.249 ***	-.355 ***
	障害不安	全体	.021	.174 ***	.072	.042	-.044
	葛藤	全体	-.058	-.272 ***	-.108 *	-.008	-.075
	相談希求	全体	-.157 ***	-.246 ***	-.194 ***	-.076	-.240 ***
	モラトリアム	全体	-.134 **	-.279 ***	-.267 ***	-.121 **	-.322 ***
	逃避	全体	-.314 ***	-.528 ***	-.435 ***	-.320 ***	-.475 ***
キャリア意思決定(性別)	不決断	男子	-.486 ***	-.733 ***	-.454 ***	-.300 ***	-.360 ***
		女子	-.399 ***	-.776 ***	-.480 ***	-.301 ***	-.400 ***
	決定不安	男子	-.292 ***	-.428 ***	-.451 ***	-.267 ***	-.263 ***
		女子	-.284 ***	-.586 ***	-.430 ***	-.238 ***	-.390 ***
	障害不安	男子	.087	.179 *	-.039	-.040	-.005
		女子	-.005	.187 ***	.139 **	.087	-.061
	葛藤	男子	-.062	-.180 *	.023	.024	.104
		女子	-.039	-.305 ***	-.158 **	-.018	-.155 **
	相談希求	男子	-.150 *	-.142	-.089	-.032	-.071
		女子	-.142 **	-.279 ***	-.227 ***	-.088	-.309 ***
	モラトリアム	男子	-.187 *	-.178 *	-.281 ***	-.191 *	-.289 ***
		女子	-.096	-.334 ***	-.263 ***	-.071	-.343 ***
	逃避	男子	-.371 ***	-.523 ***	-.496 ***	-.367 ***	-.557 ***
		女子	-.279 ***	-.538 ***	-.416 ***	-.287 ***	-.433 ***
キャリア意思決定(学年)	不決断	1年生	-.331 ***	-.735 ***	-.424 ***	-.321 ***	-.335 ***
		2年生	-.427 ***	-.742 ***	-.489 ***	-.200 **	-.382 ***
		3年生	-.571 ***	-.817 ***	-.512 ***	-.427 ***	-.448 ***
	決定不安	1年生	-.234 **	-.502 ***	-.382 ***	-.207 **	-.252 **
		2年生	-.295 ***	-.483 ***	-.441 ***	-.205 **	-.356 ***
		3年生	-.389 ***	-.634 ***	-.524 ***	-.383 ***	-.465 ***
	障害不安	1年生	.004	.094	.002	-.027	-.051
		2年生	.102	.367 ***	.210 *	.067	.053
		3年生	-.047	.067	-.001	.089	-.177 *
	葛藤	1年生	.005	-.191 *	-.061	.034	.024
		2年生	-.039	-.245 ***	-.110	.011	-.009
		3年生	-.133	-.355 ***	-.144	-.074	-.252 **
	相談希求	1年生	-.175 *	-.222 **	-.208 **	-.118	-.177 *
		2年生	-.098	-.165 *	-.112	.027	-.294 ***
		3年生	-.186 *	-.353 ***	-.276 ***	-.150	-.219 **
	モラトリアム	1年生	-.255 **	-.371 ***	-.341 ***	-.181 *	-.317 ***
		2年生	-.129	-.327 ***	-.308 ***	-.124	-.335 ***
		3年生	-.064	-.138	-.161 *	-.103	-.289 ***
逃避	1年生	-.327 ***	-.527 ***	-.453 ***	-.405 ***	-.469 ***	
	2年生	-.352 ***	-.556 ***	-.422 ***	-.223 **	-.481 ***	
	3年生	-.281 ***	-.502 ***	-.455 ***	-.394 ***	-.452 ***	

注1: N=541(男子 N=177, 女子 N=364)

(1年生 N=172, 2年生 N=208, 3年生 N=161)

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

次に Big Five との関連をみると、『外向性 (E)』『情動性 (N)』『誠実性 (C)』『開放性 (O)』の4つの下位尺度の得点は、すべての自己効力感の下位尺度と0.1%から5%の有意水準で関連が見られた。その中で、『外向性 (E)』は『自己評価』と.286, 『情報収集』と.217の関連があり, 『情動性 (N)』は『自己評価』と-.232, 『誠実性 (C)』は『意思決定の主体性度』と.404, 『計画立案』と.340, 『開放性 (O)』は『目標選択』と.331, 『自己評価』と.293の関連がみられた。『協調性 (A)』は『情報収集』と.119, 『意思決定の主体性度』と.118と低い関連があった。

性別にわけてみると、『外向性 (E)』と自己効力感との関連は『目標選択』を除いて男子の方が高かった。『情動性 (N)』とは男子の方が女子よりも関連が強く, 『情報収集』(-.320), 『目標選択』(-.242), 『意思決定の主体性度』(-.234), 『計画立案』(-.233)との負の関連が女子よりも高かった。女子は『情動性 (N)』と『自己評価』との関連(-.244)が強かった。『誠実性 (C)』では, 男子の相関係数の値は女子よりもすべての下位尺度で高かった。『開放性 (O)』では, 男女ともすべての下位尺度との関連がみられたが, 男子の相関係数の値の方が女子より高かった。『協調性 (A)』では, 男子に自己効力感と関連がみられ, 『意思決定の主体性度』(.309), 『情報収集』(.186), 『計画立案』(.183)であった。

学年では, 『外向性 (E)』, 『誠実性 (C)』『開放性 (O)』と自己効力感の下位尺度との関連は, 学年の大きな違いはみられなかった。『情動性 (N)』では, 3年生で『自己評価』(-.298)と『目標選択』(-.284)との関連が2年生よりも強いといえた。『協調性 (A)』では, 『意思決定の主体性度』との関連が1年生でみられた (.206)。

Table3-1-4 自尊感情・Big Five・STAIの分散分析結果(横断による学年×性別)

		男子		女子		総和		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自尊感情	1年生	3.03	0.71	2.84	0.70	2.91	0.71	
	2年生	3.00	0.64	3.04	0.69	3.03	0.67	
	3年生	3.18	0.74	3.04	0.83	3.08	0.81	
	総和	3.06	0.69	2.98	0.74	3.00	0.73	
外向性 (E)	1年生	4.22	1.17	4.40	1.05	4.33	1.10	
	2年生	4.13	1.26	4.46	1.21	4.35	1.23	
	3年生	4.33	1.43	4.27	1.20	4.29	1.27	
	総和	4.21	1.27	4.38	1.16	4.33	1.20	
情動性 (N)	1年生	5.16	1.11	5.24	1.10	5.21	1.10	学年の主効果: $F(2,518)=4.869^*$ 1年生>3年生
	2年生	5.08	1.26	5.10	1.20	5.09	1.22	
	3年生	4.82	1.23	4.84	1.40	4.84	1.35	
	総和	5.04	1.20	5.07	1.24	5.06	1.23	
誠実性 (C)	1年生	4.33	0.91	4.16	0.93	4.22	0.92	学年の主効果: $F(2,516)=3.827^*$ 3年生>2年生
	2年生	3.94	1.10	4.07	1.08	4.03	1.08	
	3年生	4.29	1.27	4.33	0.94	4.32	1.05	
	総和	4.17	1.09	4.17	1.00	4.17	1.03	
開放性 (O)	1年生	4.14	0.94	4.08	0.97	4.10	0.95	
	2年生	4.21	1.10	4.10	0.93	4.14	0.99	
	3年生	4.26	1.08	3.97	0.93	4.06	0.98	
	総和	4.20	1.04	4.06	0.94	4.10	0.97	
協調性 (A)	1年生	4.57	0.89	4.36	0.86	4.44	0.87	学年の主効果: $F(2,519)=2.977 \downarrow$ 3年生>2年生
	2年生	4.39	0.89	4.38	0.90	4.38	0.89	
	3年生	4.64	1.00	4.63	0.93	4.64	0.95	
	総和	4.52	0.92	4.45	0.90	4.47	0.91	
	1年生N	60-61		106-109		166-170		
	2年生N	65-66		141		206-207		
	3年生N	45-46		102-103		147-149		
	総和N	171-173		350-353		521-526		
状態不安	1年生	2.29	0.50	2.33	0.49	2.32	0.50	学年の主効果: $F(1,396)=8.741^{**}$ 2年生>1年生
	2年生	2.50	0.55	2.44	0.49	2.46	0.51	
	総和	2.39	0.53	2.39	0.49	2.39	0.51	
特性不安	1年生	2.47	0.45	2.48	0.48	2.48	0.46	
	2年生	2.52	0.49	2.46	0.50	2.48	0.49	
	総和	2.49	0.46	2.47	0.49	2.48	0.48	
	1年生N	68-71		126-128		194-199		
	2年生N	66-67		139		205-206		
	総和N	135-137		265-267		400-404		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, $\downarrow p < .10$

注2: 尺度により欠損数が異なるため, 合計人数が異なる。

注3: 多重比較については, Tukey法を適用した。

Table3-1-5 キャリア選択自己効力感と自尊感情・Big Fiveとの相関係数(全体, 性別, 横断による学年)

		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定の主体性度	
自尊感情	全体	.394 ***	.293 ***	.276 ***	.289 ***	.274 ***	
自尊感情(性別)	男子	.364 ***	.263 ***	.316 ***	.368 ***	.304 ***	
	女子	.409 ***	.296 ***	.248 ***	.251 ***	.248 ***	
自尊感情(学年)	1年生	.364 ***	.220 **	.231 **	.254 **	.250 **	
	2年生	.349 ***	.310 ***	.291 ***	.304 ***	.255 ***	
	3年生	.467 ***	.347 ***	.299 ***	.276 **	.332 ***	
Big Five	外向性(E)	全体	.286 ***	.189 ***	.193 ***	.217 ***	.205 ***
	情動性(N)	全体	-.232 ***	-.177 ***	-.094 *	-.174 ***	-.105 *
	誠実性(C)	全体	.188 ***	.214 ***	.340 ***	.163 ***	.404 ***
	開放性(O)	全体	.293 ***	.331 ***	.251 ***	.213 ***	.255 ***
	協調性(A)	全体	.049	.042	.076	.119 **	.118 **
Big Five(性別)	外向性(E)	男子	.317 ***	.189 *	.312 ***	.327 ***	.284 ***
		女子	.273 ***	.191 ***	.137 *	.154 **	.170 **
	情動性(N)	男子	-.211 **	-.242 **	-.233 **	-.320 ***	-.234 **
		女子	-.244 ***	-.144 **	-.020	-.105 *	-.030
	誠実性(C)	男子	.261 **	.270 ***	.376 ***	.235 **	.451 ***
		女子	.143 **	.183 **	.324 ***	.122 *	.379 ***
	開放性(O)	男子	.368 ***	.368 ***	.286 ***	.285 ***	.378 ***
		女子	.243 ***	.309 ***	.226 ***	.179 **	.179 **
	協調性(A)	男子	.075	.052	.183 *	.186 *	.309 ***
		女子	.032	.035	.020	.086	.013
Big Five(学年)	外向性(E)	1年生	.322 ***	.180 *	.231 **	.215 **	.227 **
		2年生	.308 ***	.164 **	.203 **	.222 **	.182 **
		3年生	.226 **	.228 **	.141	.217 **	.230 **
	情動性(N)	1年生	-.282 ***	-.162 *	-.031	-.172 *	-.138
		2年生	-.146 *	-.110	-.052	-.170 *	-.043
		3年生	-.298 ***	-.284 ***	-.196 *	-.176 *	-.155
	誠実性(C)	1年生	.120	.099	.354 ***	.199 **	.347 ***
		2年生	.237 **	.253 ***	.282 ***	.153 *	.470 ***
		3年生	.232 **	.278 **	.415 ***	.165 *	.345 ***
	開放性(O)	1年生	.331 ***	.346 ***	.323 ***	.284 ***	.293 ***
		2年生	.241 ***	.294 ***	.244 ***	.090	.229 **
		3年生	.320 ***	.364 ***	.182 *	.303 ***	.265 **
	協調性(A)	1年生	.036	.063	.072	.126	.206 **
		2年生	.081	.147 *	.131	.148 *	.097
		3年生	.042	-.102	.001	.081	.034

注1: 自尊感情 $N=522$ (男子 $N=172$, 女子 $N=350$)(1年生 $N=169$, 2年生 $N=206$, 3年生 $N=147$)

Big Five $N=522\sim 527$ (男子 $N=171\sim 173$, 女子 $N=350\sim 353$)

(1年生 $N=166\sim 170$, 2年生 $N=205\sim 206$, 3年生 $N=147\sim 149$)

尺度により欠損数が異なるため, 合計人数が異なる。

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

STAI との関連では, 不安とキャリア選択自己効力感との間に負の相関関係がみられた。全体の参加者との関連では, 状態不安は自己評価と 1%, 目標選択と 5%の相関があったのみだが, 特性不安との関連では, すべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と $-.193$ (計

画立案) から-.333 (自己評価) の相関があった。性別に分けると、状態不安については、男子が『自己評価』『目標選択』『計画立案』で1%の有意な相関を示したが、女子では全く有意な相関はなかった。特性不安は男子ですべての下位尺度で0.1%の有意な相関係数を示したが、女子では、計画立案は有意な値ではなかった。学年では、1年生の男子が自己評価、意思決定の主体性で1%、情報収集で5%の有意な相関係数がみられた。2年生になると、目標選択で5%の有意な相関係数がみられた。特性不安では、1年生、2年生ともによく似た相関係数を示し、状態不安の値よりも高かった。

Table3-1-6 キャリア選択自己効力感とSTAIとの相関係数(全体, 性別, 横断による学年)

			自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定の主体性度
STAI	状態不安	全体	-.156 **	-.114 *	-.050	-.097	-.065
	特性不安	全体	-.333 ***	-.251 ***	-.193 ***	-.279 ***	-.220 ***
STAI (性別)	状態不安	男子	-.229 **	-.236 **	-.241 **	-.133	-.162
		女子	-.110	-.045	.050	-.077	-.009
	特性不安	男子	-.314 ***	-.311 ***	-.364 ***	-.387 ***	-.340 ***
		女子	-.346 ***	-.222 ***	-.118	-.227 ***	-.162 **
STAI (学年)	状態不安	1年生	-.243 **	-.079	-.086	-.150 *	-.189 **
		2年生	-.105	-.143 *	-.018	-.078	.065
	特性不安	1年生	-.425 ***	-.251 ***	-.209 **	-.271 ***	-.299 ***
		2年生	-.246 ***	-.250 ***	-.177 *	-.290 ***	-.150 *

注1: STAI N=400~404(男子 N=134~136, 女子 N=265~267)

(1年生 N=195~200, 2年生 N=204~205)

尺度により欠損数が異なるため、合計人数が異なる。

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

考 察

キャリア選択自己効力感尺度の学年と性別による特徴

学年と性別によるキャリア選択自己効力感の違いをみた。学年の違いは、自己評価と情報収集でみられ、2年生の得点が1年生よりも高いというものであった。2年生の自己評価が1年生よりも高かったことは、第2章第3節における縦断的因子分析で、2年生の自己評価の得点が1年生よりも高かったことと一致している。このように異なるデータから同じ結果を得たことは意義があるといえる。また、第2章第2節における因果モデルでは、自己評価を始まりとして、他の4つの因子へパスがみられた。これは、自己評価が高まれば、他の因子も影響されて高まるというものであった。したがって、本節で2年生の自己評価が1年生よりも高かったことは、横断的データではあるが、学年でキャリア発達が進んでいることを示すものと考えられる。

情報収集では、3年生で男子が女子の得点よりも高くなり、3年生の男子の得点は1年生

よりも高くなっていた。すなわち、3年生男子の情報収集への自信が高まっていた。児玉他（2002）は、大学3年生では、男子が女子よりも高い自己効力感の得点を示したと報告している。しかし、実際の情報を活用することは女子の方が高かったとも報告しており、本節での3年生男子の情報収集の得点が高いこととの比較は難しい。本結果での性差はこの情報収集でのみあらわれ、他の領域では、みられなかった。都筑（2007）の報告のように性差はあまりみられないのかもしれない。

キャリア選択自己効力感尺度とキャリア意思決定との関連

キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定の下位尺度との関連をみることにより、キャリア選択・意思決定ができない状態がとらえられた。自己評価は、漠然とした決められない状況である不決断との負の関連が最も高かった。また、他の自己効力感の下位尺度も不決断と関連があったが、目標選択は不決断と決定不安とに最も高く関連していた。計画立案も目標選択とキャリア意思決定の下位尺度との関連は似ていた。このことから、自己評価、目標選択、計画立案が高まれば、不決断が抑制され、漠然として決められないという状況は軽減されるとみられる。そして、目標選択がより高まれば、決定不安も低くなると考えられる。情報収集と意思決定の主体性度は逃避と関連しており、情報収集の自信が高ければ逃避することを抑制し、逃避傾向が低まると、主体的な意思決定が進むとみられた。古市（1995）では、計画立案と情報収集が忌避的傾向と負に関連し、浦上（1995b）では、自己効力感が情報不足と高い負の関連を示したことを報告しており、本節の結果でも一致している。しかし、本節の結果からは、計画立案と情報収集以上に目標選択が強くキャリア不決断と関連していることがとらえられた。このことは、性別、学年に共通にみられた。

葛藤は、目標選択を抑制していた。これは女子と2年生と3年生にみられ、葛藤により、目標選択が進みにくいと推察された。採用試験や面接への不安である障害不安については、目標選択が高いと障害不安も高く、目標選択が低いと障害不安も低いという結果であった。これは女子と2年生にのみ見受けられた。これについては、目標選択が進まないときは、就職活動における障害不安はまだ低いのではないかと考える。また、目標選択と意思決定の主体性度への自信が低い学生は相談を欲しているとみられた。これは女子に強くあらわれた。そして、目標選択については、1年生と3年生がより相談を欲し、意思決定の主体性度に対しては、2年生と3年生がより望んでいた。

モラトリウムと目標選択、計画立案、意思決定の主体性度とは負の関連があったが、この傾向は女子で強かった。モラトリウムと意思決定の主体性度との負の関連は全学年の平均でみられたが、目標選択と計画立案では、1, 2年生でのみ関連がみられ、3年生の目標選択での相関はみられなかった。このことは、モラトリウムの平均が2年生、3年生で高まったことから考えると、3年生では、目標選択の高低に関係なく、モラトリウムの得点が高いということだと考えられる。すなわち、「職業のことを真剣に考えたことがない」という逃避については、目標選択をはじめとする自己効力感が高まれば、逃避傾向は低くなるが、「何もせずに、今のままでいたい」というモラトリウム傾向は、2, 3年生で高く、3年生では、目標選択の自信の有無にかかわらず高いままであると推察される。意思決定の主体性度については、3年生でモラトリウムが低くなれば、主体的に意思決定ができることがみられた。

キャリア意思決定尺度についても、清水・花井（2008）は、仮説的に不決断因子をパスの起点においた因果モデルを構築している（第1章第5節）。この不決断と関連の高い自己評価と目標選択、そして計画立案を高めることが、漠然として決められないという不決断を低め、それが他のキャリア意思決定の下位尺度に影響することになると思われる。こうしたキャリア意思決定尺度との関連から、まず、自己評価と目標選択、そして計画立案を高める支援が、キャリア選択では優先されるのではないかと考える。

キャリア選択自己効力感尺度と自尊感情との関連

自尊感情とキャリア選択自己効力感の下位尺度との関連は、自己評価との関連が最も高かった。しかし、自尊感情は、他の下位尺度とも関連していることから、より包括的なものと考えられる。Robbins（1985）の結果も自己効力感のすべての下位尺度と中程度の関連をもったことから、本節の結果でもそれが確認できた。

性別による関連の違いでは、男子では、情報収集と自己評価との得点との関連が強く、女子では、自己評価と目標選択の得点との関連が強かった。柴田（2009）の女子大学生を対象とした研究では、自己評価と目標選択から自尊感情を高めるパスがみられた。このことは、自尊感情と自己評価と目標選択との関連を示唆しており、本節での結果と同様となった。学年による関連の違いは大きくはないが、学年が上がると関連が強くなるとみられ、自尊感情が高いことは、キャリアを選択に対する自信を促進しているといえた。

キャリア選択自己効力感尺度と Big Five との関連

Big Five の誠実性 (C) と協調性 (A) が3年生で2年生よりも高まり、情動性 (N) は1年生が3年生よりも高かった。横断的データではあるが、パーソナリティ特性が大学生で変化することがとらえられた。また、5つのパーソナリティ特性は、キャリア選択自己効力感の下位尺度すべてと関連があった。その中で、外向性 (E) が高いほど自己評価と情報収集が高く、情動性 (N) が高いほど自己評価は低く、誠実性 (C) が高いほど計画立案と意思決定の主体性度が高く、開放性 (O) が高いほど目標選択と自己評価は高いという特徴がとらえられた。協調性 (A) も情報収集と意思決定の主体性度と強くはないが、関連がみられた。この結果は、花井他 (2006) の SEM の因果モデルでの結果と比べると、外向性 (E) と自己評価、誠実性 (C) と計画立案、意思決定の主体性度、開放性 (O) と自己評価という関連が共通の結果であった。花井他 (2006) では、協調性 (A) と計画立案に負の関連が見られたが、本節の結果ではみられず、むしろ情報収集と意思決定の主体性度と正の関連があった。このことから、Big Five とキャリア選択自己効力感との関連では、外向性 (E)、誠実性 (C)、開放性 (O) については、かなり頑健な正の関連がみられるが、協調性 (A) 情動性 (N) については一貫した結果は見いだせていない。

海外の研究では、Tokar et al. (1998) は、誠実性 (C)、外向性 (E)、情動性 (N) がキャリア関連行動との関連でよくみられるとレビューしている。CDSE-SF の自己効力感尺度とは、「外向性 (E) と情動性 (N) (Wang et al., 2006)」, 「誠実性 (C) と外向性 (E) と情動性 (N) (Hartman & Betz, 2007)」, 「誠実性 (C) と外向性 (E) と開放性 (O) (Rogers et al., 2008)」, 「誠実性 (C) と情動性 (N) (Jin et al., 2009)」, 「誠実性 (C) と外向性 (E) と開放性 (O) (Bullock-Yowell et al., 2011)」, 「誠実性 (C) と外向性 (E) と情動性 (N) (Jin et al., 2012)」との関連が直接あるいは間接的にみられている。このことから、誠実性 (C) と外向性 (E) は頑健であり、次に開放性 (O) か情動性 (N) のどちらかの関連が報告されている。したがって、本節の結果のキャリア選択自己効力感と外向性 (E)、誠実性 (C)、開放性 (O) の関連は、CDSE-SF との関連と同じだといえる。また、協調性 (A) の一貫性のなさは多くの研究で報告されており、本節でも同じ結果となった。情動性 (N) については、キャリア選択に困難を感じていると思われる中国の大学院生、キャリア選択に障害を感じるかもしれない有色人の学生を対象とした報告にキャリア関連行動との関連がみられるようである。一般の学生を対象とした研究では、自己効力感と情動性 (N) の関連は一貫しているわけではないとみられる。

キャリア選択自己効力感と Big Five の関連を性別にわけてみると、男子の方が女子よりも強い傾向があるとみられた。その中で、女子では情動性 (N) は高いほど自己評価が低く、男子では情動性 (N) が高いほどすべてが低く、特に情報収集の低さと関連した。また、学年別での Big Five とキャリア選択自己効力感との関連は、大きな違いはなかった。横断的データではあるが、3年生になると、キャリア選択への行動が始まる中、情動性 (N) が高いほど、自己評価、目標選択、計画立案を低くするような関連がみられた。3年生になると、キャリア選択と向き合うことになり、ストレスを感じているのかもしれない。Lounsbury, Hutchens, & Loveland (2005) の中学生、高校生の研究においては、性別、学年で Big Five とキャリア意思決定との関連には有意な差はみられなかったと報告されており、性別、学年で明確な違いがみられるわけではないと考えられる。

海外では、Big Five は、最初は Holland の 6 領域の興味検査との関連で検討されてきた。徐々にキャリア不決断、意思決定の困難さ等との関連で、情動性 (N) と優柔不断との関連がみられてきた。キャリア選択に対する自己効力感と Big Five を検討した研究はまだ多くはない。さらに多次元の自己効力感との関連をみたものは少ない。わが国においても、パーソナリティ特性として Big Five をとりあげたものは少ない。

本節で報告したキャリア選択自己効力感と外向性 (E)、誠実性 (C)、開放性 (O) の関連は、海外で報告されている CDSE-SF との関連と同様であったことから、かなり一貫したものと見えるようである。キャリア・カウンセリングにおいて、パーソナリティ特性の情報は、学生にとっても支援者にとっても有効なものである。キャリア選択・意思決定における自己効力感との関連をパーソナリティ特性の情報を 5 領域の得点でとらえることができれば、キャリア選択・意思決定におけるつまづきをパーソナリティ特性から理解できるからである。そして、外向性 (E)、誠実性 (C)、開放性 (O) の低い学生、情動性 (N) の高い学生へのそれぞれの支援の方法が考えられる。本節のような学生のパーソナリティ特性とキャリア選択に対する自己効力感の関連についての研究を今後も続ける必要がある。

キャリア選択自己効力感尺度と不安との関連

STAI により、一過性の状態不安と、パーソナリティ特性となる特性不安を測定した。状態不安は 2 年生で高まっていた。いずれの不安もキャリア選択自己効力感尺度とは負の関連を示した。特に特性不安が高いと自己評価と情報収集への自信が低くなった。このことは、Robbins (1985) で不安が自己効力感を促進する結果となったのとは異なり、状態不安

も特性不安もキャリア選択自己効力感を抑制していた。また、測定時点の状態で感じる不安よりも特性としての不安の方が、キャリア選択自己効力感と高く関連していたことは、Fuqua et al. (1987) の結果のように、もともとの学生の持つパーソナリティ特性がキャリア選択により関連しているとみられた。

さらに女子学生と2年生の状態不安はキャリア選択自己効力感には関係がみられなかった。特性不安は、キャリア選択自己効力感と負の関連がみられたが、特に男子と1年生で関連が強く、1年生では特に自己評価を抑制していた。このことについて、1年生の特性不安を軽減することができれば、自己評価が高まると考えられた。

まとめ

本節では、キャリア選択自己効力感尺度と他のキャリア選択に関連した尺度との関連からキャリア選択自己効力感尺度の妥当性の検討を行い、5下位尺度で測定することの有効性が得られた。そして、キャリア支援の際に参考となる結果が得られた。漠然として意思決定の進まない不決断が自己評価、目標選択、計画立案を抑制していること、逃避傾向が高いと情報収集と意思決定の主体性を抑制することがとらえられた。このことから、漠然とした不決断を軽減するためには自己評価、目標選択、計画立案を高め、逃避傾向を軽減するためには、情報収集と意思決定の主体性を高める支援が効果的であるといえよう。自尊感情は、自己評価と目標選択を促進すること、Big Fiveの情動性(N)は自己評価を抑制すること、特性不安が自己評価と情報収集を抑制することがとらえられた。これらの結果は、キャリア・カウンセリングの場で、不安や情動性(N)を軽減することは、キャリア選択・意思決定の過程を支援する際に有効な情報となると思われる。また、モラトリアム傾向については、モラトリアム傾向を下げようとするよりも、逃避傾向を軽減するような支援の方がキャリア選択・意思決定の過程を促すのに効果的であるといえるかもしれない。このように実践でのキャリア支援に役立つ結果が得られたことは意義深いと考える。

付記

本節は、花井(2009)に加筆したものである。

3-2. キャリア・モデル, 親・友人との会話, フリーター観との関連

目 的

前節では、キャリア選択自己効力感の5つの下位尺度でキャリア・モデル選択・意思決定の過程をみることの妥当性を心理学的変数から検討した。本節では、キャリア選択に関連すると思われるキャリア・モデルや家族などの要因から尺度の妥当性を検討する。

キャリア選択・意思決定の行動は、時間的経過の中で社会経済的・文化的文脈からの影響を受けながら変化していく (Vondracek et al., 1986)。景気の変動による就職時の採用人数の変更, 就職活動開始の時期など, 大学生にとっては入学時と卒業時で環境が目まぐるしく変化している。こうした中でのキャリア選択・意思決定は難しいものとなる。そこで, 家族や友人との会話の影響は大きいと思われる。

前節の結果では、大学2年生, 3年生でモラトリウムが高まり, 目標選択と意思決定の主体性を抑制していた。このことは、「将来, 職業につかずに, 好きなことをしていきたい」という傾向であり, 親に依存し, 意思決定を先延ばししようとする傾向であるとみられた。

清水・坂柳 (1988), 高橋 (2008, 2009) などは, 家族での会話の進路成熟へのプラスの影響を報告している。キャリア・モデルの有無をたずねた寺田・紺田・清水 (2012) の7か国の調査においても, キャリア・モデルを持たない生徒は, プラス・マイナスの両方のモデルを持つ生徒よりも職業観のうちの自己実現・生活享受志向と社会・奉仕志向の得点が低かったことを報告している。また, モデリングの対象となるキャリア・モデルを持っている高校生はキャリア選択に対する自己効力感や就職意欲が高いという結果もある (金井, 2004)。しかし, 三宅・遠藤 (2005) のように母親との会話が長いほど, 甘え傾向を促進し, キャリアへの関心が高まらない傾向があるとの報告もある。海外でも, 工学部の大学生に対する親や友人からのサポート, あるいは, 「専攻を変えるように圧力を感じる」などの障害についての研究では, サポートが自己効力感を促進し, 障害は自己効力感を抑制するとの報告がある (Lent et al., 2003, 2005)。自己効力感への影響がないという報告もある (Alliman-Brissett et al., 2004)。

フリーター観については, 第1章第5節で紹介したように, フリーターに対して抱くイメージであり, 自由, 時間の融通がきく, 休みが取りやすいなどのプラスのイメージと, 収入が少ない, 社会に認められていない, 不安, 不安定というマイナスのイメージもある。菰田 (2005, 2006) は, フリーター志向の学生は夢追求型というよりも, 社会と人間関係から引きこもる特徴を示していると報告している。また, フリーターの可能性が高いと答

えた学生は、自己実現志向は高いが、自己効力感が低いという報告もある（三宅，2005）。このように、フリーターへの志向，容認，共感，あるいは可能性を示す学生や生徒は，キャリア選択に対して消極的な傾向がみられる。フリーターのマイナスのイメージを強く感じているのかもしれない。

以上のことから，本節では，希望進路によってキャリア選択自己効力感に違いがみられるかを検討する。また，モデリングの対象となるキャリア・モデルの有無，家族・友人のサポートとキャリア選択自己効力感との関連をみる。さらに様々なフリーター観のうち，フリーターへの共感とフリーターになる可能性とキャリア選択自己効力感との関連を横断調査から検討する。

方法と分析

調査対象者：前節でのデータと同じである。2006年と2007年の2回に6月から7月にかけての大学1年生から3年生を対象に横断的調査を実施した。本節では，2006年での3年生，2007年での1年生から3年生を対象とした。その結果，1年生205名（男子74名，女子131名；平均年齢は18.37歳，SDは0.64），2年生208名（男子66名，女子142名；平均年齢は19.45歳，SDは0.79），3年生161名（男子50名，女子111名；平均年齢は20.71歳，SDは1.54）の構成であった。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価，目標選択，計画立案，情報収集，意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお，項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。

キャリア選択自己効力感との関連を検討するための変数と群分け

キャリア選択自己効力感と同時に調査したフェース項目について，各変数で独立して群分けを行い，キャリア選択自己効力感との関連をみた。それらは，(1) 希望進路，(2) キャリア・モデル，(3) 将来の職業についての友人との会話，(4) 親（養育者）との会話，(5) フリーターへの共感，(6) フリーターになる可能性についての項目である。

(1) 「将来の進路として考えているのはどれですか」の質問への回答から，希望進路を「進学（大学院）」が89名，「就職」が354名，「未定」が68名の3群にわけた。

(2) 「将来の職業を決める際に，最もモデルにしたい人は誰ですか」の質問に関しては，

「父 (56名)、母 (30名)、父母以外の身近な人 (56名)、その他の人 (114名)」の選択肢に回答があるものをまとめて「モデルあり (256名)」群、「特になし」と回答した生徒を「モデルなし (317名)」群の2群にまとめた。

質問紙の選択肢が4件法の場合については、「非常にある」と「かなりある」のように肯定的な回答と、「あまりない」「全くない」のように否定的な回答でそれぞれまとめ、2つの群に分けた。したがって以降の分析では、この方法で2群に分けた。

(3) 「将来の職業について、友達と話しあう機会がどのくらいありますか」の質問に関しては、「非常にある (71名)」「かなりある (193名)」と回答したものを「友人と話あり (264名)」群、「あまりない (260名)」「まったくない (49名)」と回答したものを「友人と話なし (309名)」群の2群に分けた。

(4) 「将来の職業について、親 (養育者) と話しあう機会がどのくらいありますか」の質問に関しては、「非常にある (57名)」「かなりある (156名)」と回答したものを「親と話あり (213名)」群、「あまりない (279名)」「まったくない (80名)」と回答したものを「親と話なし (359名)」群の2群に分けた。

(5) フリーターの生き方への共感として、「フリーターの生き方に共感をおぼえますか」の質問に関し、「そう思う (7名)」「ややそう思う (113名)」と回答したものを「共感あり (120名)」群とし、「あまりそう思わない (250名)」「まったくそう思わない (203名)」と回答したものを「共感なし (453名)」群の2群とした。

(6) フリーターになる可能性として、「将来、フリーターになる可能性はありますか」の質問に関し、「そう思う (11名)」「ややそう思う (83名)」と回答したものを「可能性あり (94名)」群とし、「あまりそう思わない (221名)」「まったくそう思わない (258名)」と回答したものを「可能性なし (479名)」群の2群とした。

分析

フェース項目から群分けした群と大学1年生から3年生の学年を独立変数とし、キャリア選択自己効力感の下位尺度を従属変数とした2要因の分散分析を行った。キャリア選択自己効力感尺度については、各下位尺度に含まれる5項目の総得点を項目数の5で除することで下位尺度の得点とした。多重比較については、Tukey法を適用した。

結果

希望進路との関連

キャリア選択自己効力感尺度の5下位尺度における希望進路3群と学年3つによる2要因の分散分析の結果を平均と標準偏差とともにTable 3-2-1に示す。希望進路による主効果がみられた。下位尺度の『目標選択』では、「進学」群(2.971)が「就職」(2.491)と「未定」(2.515)の両群よりも有意に高かった($F(2,502)=16.107, p<.001$)。『計画立案』では、「進学」群(2.557)、「就職」群(2.271)、「未定」群(2.297)となり、「進学」群が「就職」群よりも有意に高かった($F(2,502)=6.733, p<.01$)。『意思決定の主体性度』においては、「進学」群(3.092)が「就職」(2.841)と「未定」(2.803)の両群よりも有意に高かった($F(2,502)=4.816, p<.01$)。

Table 3-2-1 希望進路によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果(横断による学年×希望進路)

		進学		就職		未定		合計	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
自己評価	1年生	2.707	0.728	2.748	0.663	2.646	0.628	2.721	0.672
	2年生	3.077	0.634	2.836	0.593	2.625	0.767	2.844	0.629
	3年生	2.889	0.630	2.748	0.660	2.656	0.719	2.754	0.662
	合計	2.860	0.692	2.786	0.633	2.641	0.693	2.779	0.653
目標選択	1年生	2.958	0.724	2.489	0.683	2.615	0.609	2.635	0.708
	2年生	2.950	0.696	2.527	0.691	2.358	0.744	2.566	0.713
	3年生	3.033	0.740	2.443	0.719	2.578	0.719	2.532	0.742
	合計	2.971	0.711	2.491	0.697	2.515	0.688	2.578	0.720
計画立案	1年生	2.600	0.644	2.195	0.597	2.362	0.718	2.330	0.650
	2年生	2.486	0.741	2.306	0.607	2.125	0.601	2.309	0.630
	3年生	2.567	0.736	2.286	0.642	2.433	0.377	2.338	0.632
	合計	2.557	0.689	2.271	0.616	2.297	0.608	2.324	0.636
情報収集	1年生	2.963	0.584	2.765	0.532	2.785	0.604	2.821	0.561
	2年生	2.793	0.645	2.967	0.560	2.942	0.561	2.940	0.572
	3年生	3.111	0.591	2.873	0.588	2.922	0.591	2.908	0.590
	合計	2.939	0.609	2.885	0.566	2.877	0.581	2.893	0.575
意思決定の主体性度	1年生	3.172	0.691	2.874	0.638	2.877	0.679	2.954	0.668
	2年生	2.864	0.651	2.801	0.688	2.683	0.836	2.796	0.700
	3年生	3.256	0.617	2.868	0.677	2.856	0.650	2.914	0.675
	合計	3.092	0.676	2.841	0.671	2.803	0.726	2.880	0.685
N	1年生	43		92		26		161	
	2年生	28		151		24		203	
	3年生	18		111		18		147	
	合計	89		354		68		511	

注1: 目標選択 希望進路 $F(2,502)=16.107***$ 進学>就職, 進学>未定

計画立案 希望進路 $F(2,502)=6.733**$ 進学>就職

意思決定の主体性度 希望進路 $F(2,502)=4.816**$ 進学>就職, 進学>未定

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$

キャリア・モデルとの関連

将来の職業を決める際のモデルというキャリア・モデルの存在をたずね、「モデルあり」群と「モデルなし」群にわけて分析をおこなった。結果を Table3-2-2 に示す。その結果、モデルの主効果がみられ、「モデルあり」群では、『自己評価』を除く 4 つの自己効力感の得点が高かった。『目標選択』では、「モデルあり」群 (2.685) が「モデルなし」群 (2.490) よりも得点が有意に高かった ($F(1,567)= 10.768, p<.01$)。『計画立案』では、「モデルあり」群 (2.402) が「モデルなし」群 (2.250) よりも得点が有意に高かった ($F(1,567)= 7.605, p<.01$)。『情報収集』では、「モデルあり」群 (2.953) が「モデルなし」群 (2.827) よりも得点が有意に高かった ($F(1,567)= 6.336, p<.05$)。また、『情報収集』では、学年の主効果もみられ、2年生の得点 (2.943) が1年生 (2.796) よりも有意に高かった ($F(2,567)= 3.299, p<.05$)。『意思決定の主体性度』では、「モデルあり」群 (2.945) が「モデルなし」群 (2.792) よりも得点が有意に高かった ($F(1,567)= 7.553, p<.01$)。

Table 3-2-2 キャリア・モデルの有無によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果
(横断による学年×キャリア・モデル)

		モデルあり		モデルなし		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.727	0.709	2.672	0.638	2.696	0.669	
	2年生	2.841	0.575	2.856	0.664	2.850	0.625	
	3年生	2.843	0.650	2.731	0.678	2.783	0.665	
	合計	2.801	0.646	2.756	0.661	2.776	0.655	
目標選択	1年生	2.736	0.723	2.475	0.686	2.590	0.713	モデルの主効果 $F(1,567)= 10.768^{**}$ モデルあり>モデルなし
	2年生	2.631	0.697	2.530	0.716	2.574	0.708	
	3年生	2.691	0.758	2.453	0.749	2.564	0.760	
	合計	2.685	0.723	2.490	0.713	2.577	0.723	
計画立案	1年生	2.400	0.670	2.217	0.603	2.298	0.638	モデルの主効果 $F(1,567)= 7.605^{**}$ モデルあり>モデルなし
	2年生	2.409	0.639	2.243	0.610	2.315	0.627	
	3年生	2.397	0.663	2.303	0.634	2.347	0.647	
	合計	2.402	0.655	2.250	0.613	2.318	0.636	
情報収集	1年生	2.897	0.585	2.716	0.583	2.796	0.589	モデル: $F(1,567)= 6.336^{*}$ モデルあり>モデルなし 学年: $F(2,567)= 3.299^{*}$ 2年生>1年生
	2年生	2.993	0.544	2.904	0.594	2.943	0.573	
	3年生	2.971	0.554	2.868	0.636	2.916	0.599	
	合計	2.953	0.561	2.827	0.606	2.883	0.589	
意思決定 の主体性 度	1年生	2.953	0.707	2.818	0.689	2.878	0.699	モデルの主効果 $F(1,567)= 7.553^{**}$ モデルあり>モデルなし
	2年生	2.826	0.692	2.776	0.713	2.798	0.703	
	3年生	3.077	0.619	2.778	0.738	2.917	0.699	
	合計	2.945	0.682	2.792	0.709	2.860	0.701	
N	1年生	90		114		204		
	2年生	91		117		208		
	3年生	75		86		161		
	合計	256		317		573		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

職業についての友人との会話との関連

友人と、職業について話をするかという点から、「友人と話あり」群と「友人と話なし」群とに分けた。結果を Table3-2-3 に示す。その結果、主効果がすべての自己効力感でみられ、『計画立案』での群の違いが大きかった ($F(1,567)=38.629$, $p<.001$)。次いで、『目標選択』『情報収集』『自己評価』でも 0.1%水準で有意な差がみられた。『意思決定の主体性度』では、1%の有意水準で、友人との話による違いがみられた。

Table 3-2-3 職業についての友人との会話によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果
(横断による学年×友人との会話)

		友人と話なし		友人と話あり		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.633	0.659	2.833	0.672	2.698	0.668	友人との話: $F(1,567)=19.287***$ 友人と話あり>話なし 学年: $F(2,567)=3.093*$ 2年生>1年生
	2年生	2.726	0.658	3.030	0.528	2.854	0.624	
	3年生	2.612	0.675	2.860	0.649	2.783	0.665	
	合計	2.666	0.661	2.909	0.621	2.778	0.654	
目標選択	1年生	2.471	0.685	2.836	0.708	2.588	0.712	友人との話の主効果 $F(1,567)=27.238***$ 友人と話あり>友人と話なし
	2年生	2.423	0.711	2.789	0.651	2.577	0.708	
	3年生	2.388	0.767	2.643	0.747	2.564	0.760	
	合計	2.439	0.707	2.739	0.709	2.577	0.723	
計画立案	1年生	2.173	0.621	2.557	0.594	2.296	0.637	友人との話の主効果 $F(1,567)=38.629***$ 友人と話あり>友人と話なし
	2年生	2.195	0.638	2.483	0.578	2.316	0.628	
	3年生	2.104	0.637	2.456	0.625	2.347	0.647	
	合計	2.170	0.629	2.490	0.601	2.318	0.636	
情報収集	1年生	2.749	0.603	2.897	0.547	2.797	0.588	友人の話: $F(1,567)=21.98***$ 友人と話あり>話なし 学年: $F(2,567)=3.191*$ 2年生>1年生
	2年生	2.847	0.592	3.083	0.519	2.946	0.573	
	3年生	2.684	0.654	3.020	0.544	2.916	0.599	
	合計	2.777	0.608	3.010	0.539	2.884	0.589	
意思決定の主体性度	1年生	2.796	0.703	3.052	0.656	2.878	0.697	友人との話の主効果 $F(1,567)=11.043**$ 友人と話あり>友人と話なし
	2年生	2.722	0.712	2.906	0.683	2.799	0.704	
	3年生	2.796	0.737	2.972	0.678	2.917	0.699	
	合計	2.767	0.710	2.970	0.674	2.861	0.701	
N	1年生	139		66		205		
	2年生	120		87		207		
	3年生	50		111		161		
	合計	309		264		573		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

職業についての親（養育者）との会話との関連

親（養育者）と職業について話をするかという点で、「親（養育者）と話あり」群と「親（養育者）と話なし」群とに分けた (Table3-2-4)。親（養育者）との職業についての話は、『計画立案』との関連が強く ($F(1,566)=19.085$, $p<.001$)、次いで、『情報収集』が 0.1%、『目標選択』が 1%、『意思決定の主体性度』が 5%の有意水準で群による違いがみられた。

また、親（養育者）と職業について話についての2群間で、『自己評価』には差がみられなかった。

Table 3-2-4 職業についての親（養育者）との会話によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果
（横断による学年×親（養育者）との会話）

		親と話なし		親と話あり		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.664	0.666	2.757	0.675	2.695	0.669	
	2年生	2.826	0.659	2.901	0.559	2.852	0.626	
	3年生	2.728	0.673	2.849	0.653	2.783	0.665	
	合計	2.741	0.667	2.837	0.631	2.777	0.655	
目標選択	1年生	2.516	0.699	2.719	0.720	2.584	0.711	親との主効果 $F(1,566)=9.324^{**}$ 親と話あり>親と話なし
	2年生	2.515	0.678	2.690	0.757	2.575	0.709	
	3年生	2.474	0.772	2.671	0.737	2.564	0.760	
	合計	2.505	0.708	2.693	0.735	2.575	0.723	
計画立案	1年生	2.207	0.615	2.464	0.650	2.294	0.637	親との主効果 $F(1,566)=19.085^{***}$ 親と話あり>親と話なし
	2年生	2.240	0.608	2.468	0.640	2.318	0.627	
	3年生	2.241	0.636	2.474	0.642	2.347	0.647	
	合計	2.228	0.616	2.469	0.641	2.317	0.636	
情報収集	1年生	2.712	0.603	2.954	0.526	2.794	0.588	親との主効果 $F(1,566)=13.224^{***}$ 親と話あり>親と話なし
	2年生	2.903	0.600	3.020	0.517	2.943	0.574	
	3年生	2.828	0.651	3.022	0.515	2.916	0.599	
	合計	2.813	0.618	2.999	0.518	2.882	0.589	
意思決定の主体性 度	1年生	2.816	0.671	3.000	0.740	2.878	0.699	親との主効果 $F(1,566)=4.39^{*}$ 親と話あり>親と話なし
	2年生	2.772	0.673	2.851	0.762	2.799	0.704	
	3年生	2.863	0.709	2.984	0.686	2.917	0.699	
	合計	2.811	0.680	2.945	0.729	2.861	0.701	
N	1年生	135		69		204		
	2年生	136		71		207		
	3年生	88		73		161		
	合計	359		213		572		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

フリーターへの共感との関連

フリーターの生き方に共感をおぼえるかどうかで2群に分けた。結果を Table3-2-5 に示す。その結果、『情報収集』のみで、この群と学年との間に交互作用の傾向がみられた ($F(2,567)=2.861$, $p<.10$)。3年生で、「共感あり」群の方が「共感なし」群よりも『情報収集』の得点が高かった ($F(2,567)=5.269$, $p<.05$)。また、学年の主効果もみられ、3年生、2年生に比べて、1年生の得点が低かった。

Table 3-2-5 フリーターへの共感によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果
(横断による学年×フリーターへの共感)

		共感なし		共感あり		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.693	0.682	2.715	0.614	2.698	0.668	
	2年生	2.878	0.587	2.769	0.736	2.851	0.627	
	3年生	2.738	0.671	2.986	0.605	2.783	0.665	
	合計	2.770	0.651	2.803	0.670	2.777	0.655	
目標選択	1年生	2.572	0.704	2.655	0.748	2.588	0.712	
	2年生	2.601	0.719	2.490	0.679	2.574	0.709	
	3年生	2.516	0.740	2.779	0.823	2.564	0.760	
	合計	2.566	0.719	2.615	0.742	2.576	0.724	
計画立案	1年生	2.281	0.639	2.360	0.631	2.296	0.637	
	2年生	2.339	0.623	2.247	0.644	2.316	0.628	
	3年生	2.354	0.649	2.313	0.650	2.347	0.647	
	合計	2.322	0.636	2.301	0.638	2.318	0.636	
情報収集	1年生	2.818	0.589	2.710	0.582	2.797	0.588	交互作用: $F(2,567)=2.861 \downarrow$ 3年で共感あり > 共感なし 学年の主効果: $F(2,567)=5.269^*$ 3年生 > 1年生, 2年生 > 1年生
	2年生	2.947	0.579	2.937	0.562	2.945	0.574	
	3年生	2.869	0.615	3.131	0.476	2.916	0.599	
	合計	2.877	0.595	2.908	0.568	2.884	0.589	
意思決定の主体性度	1年生	2.879	0.701	2.875	0.686	2.878	0.697	
	2年生	2.876	0.668	2.569	0.765	2.800	0.704	
	3年生	2.924	0.687	2.890	0.766	2.917	0.699	
	合計	2.891	0.685	2.748	0.750	2.861	0.700	
N	1年生	165		40		205		
	2年生	156		51		207		
	3年生	132		29		161		
	合計	453		120		573		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, $\downarrow p < .10$

フリーターの可能性との関連

将来、フリーターになる可能性はあるかどうかで2群に分けた。結果をTable3-2-6に示す。その結果、『意思決定の主体性度』『情報収集』『計画立案』で群による主効果がみられた。いずれも1%水準で有意となったが、『意思決定の主体性度』で最も違いが大きかった ($F(1,567)=13.881$, $p < .01$)。「可能性なし」群の方が、「可能性あり」群よりも、得点が高かった。

Table 3-2-6 フリーターへの可能性によるキャリア選択自己効力感の分散分析結果
(横断による学年×フリーターへの可能性)

		可能性なし		可能性あり		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.707	0.670	2.651	0.664	2.698	0.668	
	2年生	2.884	0.569	2.708	0.823	2.851	0.627	
	3年生	2.802	0.652	2.650	0.754	2.783	0.665	
	合計	2.797	0.634	2.675	0.745	2.777	0.655	
目標選択	1年生	2.605	0.703	2.509	0.757	2.588	0.712	
	2年生	2.619	0.676	2.380	0.821	2.574	0.709	
	3年生	2.577	0.753	2.470	0.824	2.564	0.760	
	合計	2.602	0.708	2.447	0.792	2.576	0.724	
計画立案	1年生	2.333	0.639	2.120	0.606	2.296	0.637	可能性の主効果 $F(1,567)=8.722^{**}$ 可能性なし>可能性あり
	2年生	2.356	0.609	2.144	0.685	2.316	0.628	
	3年生	2.375	0.648	2.144	0.619	2.347	0.647	
	合計	2.353	0.630	2.135	0.636	2.318	0.636	
情報収集	1年生	2.849	0.575	2.543	0.593	2.797	0.588	可能性: $F(1,567)=10.155^{**}$ 可能性なし>可能性あり 学年: $F(2,567)=3.687^{*}$ 2年生>1年生
	2年生	2.976	0.546	2.810	0.671	2.945	0.574	
	3年生	2.938	0.583	2.760	0.704	2.916	0.599	
	合計	2.920	0.569	2.700	0.655	2.884	0.589	
意思決定の主体性度	1年生	2.944	0.667	2.560	0.761	2.878	0.697	可能性の主効果 $F(1,567)=13.881^{**}$ 可能性なし>可能性あり
	2年生	2.854	0.663	2.569	0.829	2.800	0.704	
	3年生	2.947	0.675	2.710	0.842	2.917	0.699	
	合計	2.913	0.668	2.596	0.801	2.861	0.700	
N	1年生	170		35		205		
	2年生	168		39		207		
	3年生	141		20		161		
	合計	479		94		573		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

考 察

キャリア選択行動と関連のあるとされる要因について、キャリア選択自己効力感との関連を5領域の下位尺度から検討した。希望進路との関連では、「進学」群が「就職」と「未定」の両群よりも『目標選択』の得点が有意に高かった。「進学」群の得点の高さは、『計画立案』と『意思決定の主体性度』においてもみられた。進学を目指している群の方が、積極的に目標選択、計画立案と意思決定に主体的に取り組んでいるといえよう。それに対して、就職を希望する群は、進学を目指す群よりも進路未定の群と同じ程度の低い自己効力感であった。このことから、進学を目指す学生は、目標が具体的で迷いが無いといえるが、就職を希望する学生は、就職について職種や業種などの具体的な目標や計画を持っていないことがうかがわれた。

キャリア・モデルとの関連では、モデルとなる人がいるかどうかによって、自己評価では差がみられなかったが、他の4尺度では違いがみられた。その中で、キャリア・モデル

のある学生は、自己評価以外の目標選択、計画立案、意思決定の主体性度において、キャリア・モデルのない学生よりも得点が高いことから、キャリア・モデルが、キャリア選択を具体的に進めることに有効であるといえた。金井（2004）がキャリア・モデルを持つことの有効性を示していたように、キャリア・モデルを持つことは、Bandura の自己効力感を変化させる 4 つの情報源の 1 つである代理学習である。この代理学習により、自己評価以外の目標選択、計画立案、意思決定の主体性度で差がみられたと考えられる。寺田他（2012）は、プラスのモデルだけでなく、そうなりたくないというマイナスのモデルの存在をとりあげ、両方のモデルあるいはプラスのモデルを持つことが、自己実現・生活享受志向を高めることを報告した。このことから、モデリングによる代理学習では、モデルが無いよりはある方がよく、そうなりたいというプラスのモデルが有効であるといえよう。

友人や親（養育者）と職業についての話をするは、その人たちからサポートを得ることが多い。話をすることはキャリア選択自己効力感のどのような領域に効果があるのかをとらえた。大学生での結果からは、友人と職業の話をする学生や親（養育者）と職業の話をする学生は、計画立案が高かった。目標選択と情報収集も高かったが、意思決定の主体性度での違いはほかと比べると高くはなかった。主体的な意思決定をすることは、計画立案ほど友人や親（養育者）の話による違いは大きくないとみられる。友人と職業の会話をする学生は、自己評価が高いが、親（養育者）との職業についての話は自己評価で違いがなかった。大学生の時期は友人との会話により、自己の適性や得手不得手をとらえることができるのかもしれない。親（養育者）との会話がサポートではなく障害となることも報告されている中で（三宅・遠藤，2005）、本節の結果は、親（養育者）との会話はキャリア選択にプラスの効果があることが明らかになった。

フリーターの生き方への共感、3年生の情報収集において、共感がある学生の方の得点が高かった。このことは、就職活動の中にある3年生では、フリーターに理解を示す学生は、フリーターを含め、いろいろなキャリア選択に関心があると考えられることから、情報収集の行動が促進されるのかもしれない。したがって、フリーターの生き方に共感する学生の自己効力感が低いというわけではなく、むしろ、情報収集を活発にする動機となっているとも考えられる。しかし、フリーターになる可能性があるかという具体的な質問に対して可能性がないと答えた学生は、可能性があると思えた学生よりも、意思決定の主体性度、情報収集、計画立案で得点が高かった。フリーターになるかもしれないという学生は、三宅（2005）の報告のように、キャリア選択に対して、優柔不断あるいは迷った状態

にいるのかもしれない。意思決定の主体性度、情報収集、計画立案の3つの領域に違いがみられたことからフリーターになるかもしれないと思っているような学生には、彼らのもつ目標について、主にこの3領域における支援が必要だと考えられる。

本節では、横断的データにより、3年生までの各学年で、群分けによるキャリア選択自己効力感の違いを検討した。学年の効果は、ほぼ全ての変数との分析で情報収集にあらわれ、2年生の得点が1年生よりも高かった。フリーターへの共感との結果では、2年生と3年生が1年生よりも高い得点であった。

本節では、キャリア選択自己効力感に関連する変数により、関連する変数を2群に分けることで横断的データから5領域のキャリア選択自己効力感の下位尺度について妥当性の検討をした。本節における変数では、それぞれ異なる下位尺度に特徴のある効果をとらえることができた。この結果から、自己効力感を総合的な指標でみるよりも、下位尺度の5領域との関連でみるのが、キャリア支援への具体的な方策につながるという有効性を示すことができた。

付 記

本節は、花井（2009）に加筆したものである。

第4章 大学生と工業高校のキャリア選択自己効力感の因子的不変性

4-1. 工業高校生におけるキャリア選択自己効力感の因子構造

工業高校生におけるキャリア選択自己効力感の測定

第1章第1節でもみたように、高校生のキャリア選択においては、大学のユニバーサル化で進路が多様化し、モラトリアムの期間が長くなる傾向がみられている。学校は、生徒の職業生活への目的意識、責任感、コミュニケーション能力、対人関係能力などの未熟さなどによる若年者の卒業後の無業、早期離職、なかなか減少しないフリーター数を改善するために、入学の早い段階から職業生活への移行の準備をするようになってきた。文部科学省（2004b）が提示した「人間関係形成能力」「情報活用能力」「将来設計能力」「意思決定能力」の4領域において学校ごとにプログラム作成に取り組んでいる。職業教育を受け専門性の高い専門高校においても、大学や専門学校への進学率が上昇し、就職希望から進学へ切り換えるなど進路が多様化してきた（寺田，2009）。そのため、キャリア選択に対する支援として、専門学科設置の高校においてもキャリア教育とインターンシップ（職業体験）に重きを置いている（中央教育審議会，2011）。

学校による支援を充実させるには、生徒のキャリア選択過程についての様々な情報を把握することがまず必要である。集団での情報があれば、キャリア教育のプログラム作成の際に重点的に介入する領域がわかり、個人を対象とするキャリア・カウンセリングにおいても支援の必要な領域がわかる。

第1章第3節で紹介したように、わが国におけるキャリア選択に対する自己効力感尺度は、大学生と高校生で独立して開発されており、尺度が異なれば、大学生と高校生の学校段階の差を同じ指標で比較できない。本章では、就職を希望するものが多い大学生と工業高校生において同じアセスメントツールでの比較検討を可能にするために、大学生を対象に開発した5因子構造の尺度が工業高校生に適用可能かどうかを検討する。大学生と工業高校生とでは、工業高校生の方がより職業生活に即した教育を受けると考えられる。しかし、キャリア選択・意思決定に至る過程においては、共通の領域が多いのではないかと考えるからである。

第2章、第3章では、大学生を対象にキャリア選択自己効力感尺度を構成し、キャリア意思決定や他の変数との関連をみた。本節では、そのキャリア選択自己効力感尺度を、大学生と同じようにキャリア選択・意思決定を目前の課題としていると考えられる工業高校

生に適用し、EFAによりその因子構造を検討する。

工業高校生におけるキャリア選択自己効力感尺度のEFA

工業高校生を対象に質問紙調査で収集したキャリア選択自己効力感尺度の3つのデータ(A, B, C)にEFAを適用し、因子構造を検討する。そして、EFAの3つの結果について一貫性係数を求め、総合的に検討する。データの構成について、Table 4-1-1に示す。

Table 4-1-1 工業高校生のデータの構成

データ	使用した章・節	デザイン	データの概要
A	第5章第1節	縦断	563名(1年生224名, 2年生173名, 3年生166名) 2007年8月のキャリア教育前と後に調査。欠損なし。
B	第5章第4節	横断	379名(1年生124名, 2年生131名, 3年生121名) 2009年の8月に調査。欠損なし。
C	第5章第5節	縦断	286名(2007年入学生135名, 2008年入学生151名) 2007年, 2008年入学生を3年間追跡調査。 各年8月に調査。欠損値推定。

データ A

目的

2007年に実施された2日間のキャリア教育の前と後で、工業高校生のキャリア選択自己効力感を測定した。この2回のデータの因子構造をEFAで検討する。本研究では、就職率が大学生のそれとよく似た工業高校生をとりあげる。

方法

調査対象者：2007年8月末の2日間、A工業高校で夏季進路セミナーとして、キャリア教育を実施した。2日間の午前中、1年生には自分を知ること、先輩の話を聞くこと、資格と関連する仕事について職業理解を促した。2年生には、企業の社長や幹部から物づくりや営業・販売の仕事などの講義により職業理解を促した。3年生には実践的に面接や小論文の指導を実施した。これらのキャリア教育前後の2回の調査に参加した学生を対象とした。セミナーには、563名(男性558名, 女性5名/1年生224名, 2年生173名, 3年生166名)、平均年齢は16.27歳(SDは0.95, 不明19名)が参加した。

測定変数：花井(2008)が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の

4件法である。

結 果

キャリア選択自己効力感に EFA を適用し、主因子法により因子解を求めて、Promax 法で回転した。キャリア教育前の測定機会では、4 因子構造となり、『目標選択』と『計画立案』が 1 因子としてまとまった。ここでは、キャリア教育後の結果のみを報告する。キャリア教育後の測定機会のデータにおける因子数の決定では、固有値の減衰傾向 (12.740, 1.549, 1.294, .974, .919, .650, .568, .509) となり、3 因子解から 5 因子解の可能性が読み取れた。そこで、5 因子として回転して解釈したところ、因子が単純構造で抽出されたことから、5 因子が適切であると判断した (Table 4-1-2)。『目標選択』『計画立案』『情報収集』『自己評価』『意思決定の主体性度』の明確な 5 因子構造が得られた。なお、5 因子での累積寄与率の割合は、62.371%であった。

因子間相関は、最も低い値が .61 (『情報収集』と『意思決定の主体性度』間) で、最も高い値が .75 (『計画立案』『情報収集』間) になった。なお、尺度の信頼性 (α 係数) は、各下位尺度の 5 項目から求めたが、教育前の測定で .790 (情報収集) から .858 (計画立案)、教育後で .856 (情報収集) から .892 (計画立案) におさまった。

考 察

工業高校生に対して、大学生で開発したキャリア選択自己効力感尺度を適用した。2 回の測定機会でのデータから、EFA を行い、キャリア教育後では、大学生と同様の 5 次元が適当と判断できた。キャリア教育前の因子分析では、目標選択と計画立案が一つにまとまり 4 因子構造となったが、教育後のデータから明確に 5 因子が得られた。キャリア教育は、自己理解と職業理解を促進するプログラムであった。このプログラムに参加したことにより、キャリア選択に必要な行動の理解が進み、キャリア選択自己効力感の下位尺度を明確にとらえることができたのではないかと推察される。

データ B

目 的

2009 年の 8 月に実施された夏季進路セミナーで、工業高校生を対象にキャリア選択自己効力感を測定した。この時の夏季進路セミナー前のデータの因子構造を EFA で検討した。

Table 4-1-2 データA: キャリア選択自己効力感尺度の探索的因子分析結果(キャリア教育後)(N=451)

変数(項目)	因子パターン					共通性	統計量	
	自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定		平均値	標準偏差
自分の性格を理解すること	0.93	-0.04	-0.06	0.00	-0.06	0.69	2.75	0.85
自己評価 仕事をするうえで自分の長所と短所を理解すること	0.75	-0.07	0.14	-0.02	0.03	0.63	2.70	0.84
自分の得意・不得意を理解すること	0.71	-0.04	-0.12	0.06	0.23	0.65	2.84	0.85
自分の適性を理解すること	0.62	0.14	0.05	0.04	-0.05	0.58	2.67	0.82
自分自身についてより深く理解すること	0.48	0.24	0.20	-0.06	-0.02	0.61	2.70	0.85
目標選択 将来、なりたい自分を明確にすること	-0.11	0.81	0.05	0.04	-0.02	0.62	2.76	0.79
今後の人生で、自分が何をやりたいかを明確にすること	0.07	0.76	0.04	-0.01	-0.06	0.64	2.79	0.83
将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	0.06	0.68	0.06	-0.08	0.10	0.62	2.67	0.84
自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	0.13	0.68	-0.01	0.00	0.05	0.65	2.80	0.82
仕事に対する自分の興味を理解すること	0.32	0.44	-0.13	0.16	0.03	0.57	2.90	0.78
計画立案 将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	0.03	0.01	0.79	-0.02	-0.03	0.61	2.49	0.80
進路目標を達成するために、計画を立てること	-0.02	0.06	0.77	0.00	0.03	0.70	2.53	0.81
就職活動をうまく進めるための計画を立てること	0.00	-0.06	0.77	0.04	0.08	0.66	2.46	0.80
就職活動について具体的な計画を立てること	0.05	-0.07	0.75	0.05	0.02	0.62	2.46	0.76
将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	-0.08	0.19	0.68	-0.01	0.02	0.62	2.60	0.80
情報収集 職業情報を得るために、インターネットを利用すること	-0.02	-0.04	-0.11	0.87	-0.02	0.55	2.71	0.89
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	0.01	0.05	0.03	0.72	-0.05	0.57	2.62	0.84
興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	0.04	0.07	0.12	0.65	-0.03	0.64	2.56	0.79
自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	0.02	-0.07	0.20	0.58	0.12	0.63	2.62	0.83
興味ある組織では、どの様な人材を必要としているのかを調べること	0.08	0.04	0.28	0.45	-0.01	0.59	2.57	0.77
意思決定 本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	-0.03	-0.07	0.02	0.01	0.85	0.65	2.86	0.81
志望職業に就くために粘り強く頑張ること	0.01	-0.02	0.02	0.07	0.75	0.64	2.82	0.80
困難な問題が生じて目標とする職業に就くために頑張ること	-0.03	0.07	-0.01	0.10	0.74	0.68	2.85	0.77
就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦勞でも我慢すること	0.21	-0.05	0.06	-0.21	0.68	0.53	2.91	0.81
自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	-0.11	0.38	0.01	0.02	0.55	0.65	2.74	0.81
						α 係数		
自己評価	1					0.870		
目標選択	0.74	1				0.870		
計画立案	0.65	0.74	1			0.892		
情報収集	0.62	0.69	0.75	1		0.856		
意思決定の主体性度	0.65	0.72	0.69	0.61	1	0.871		

注1: 『意思決定の主体性度』を意思決定と略している。

方法

調査対象者: ある工業高校の2009年入学の1年生227名, 2年生199名, 3年生182名に対して, 8月の夏季進路セミナーの2日間に質問紙調査を行った。キャリア選択自己効

力感尺度は1日目に、学校生活満足度尺度は2日目に測定した。完全な回答をした379名（1年生124名，2年生131名，3年生121名；男子376名，各学年に女子1名）を対象とした。データAとデータBにおける対象者は独立したものである。

結 果

キャリア選択自己効力感尺度について、EFA（主因子解，Promax回転）を適用した。結果は載せていないが、Table4-1-2とよく似た結果となった。自己効力感尺度の因子数については、固有値の減衰傾向（12.139, 1.668, 1.496, 1.027, .947, .699, .609）から5因子と解釈し、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』の因子であった。因子間相関は、最も低い値が、『情報収集』『意思決定の主体性度』間で、.53、最も高い値が『目標選択』『計画立案』間で.73であった。尺度の信頼性（ α 係数）は、.854（情報収集）から.904（計画立案）の範囲におさまった。

考 察

Table 4-1-2と同様の5因子構造となり、各因子に含まれる項目も同じであった。これは、大学生とも同じ項目からなり、明確な単純構造となった。信頼性も十分に高かった。

データC

目 的

3年間追跡をした工業高校生の縦断的データに対して、自己効力感尺度の構造が学年によって違いがあるかどうかを検討する。工業高校の1年生を1年次から3年次まで追跡することで得たデータではある。同一対象者のデータであるが、学年ごとに独立にEFAを行い、1年次，2年次，3年次の因子構造を検討する。

方 法

調査対象者：ある工業高校の2007年入学の230名（男子229名，女子1名）と2008年入学の243名（男子242名，女子1名）の生徒を対象にそれぞれ独立に各学年の8月末に3回にわたり、繰り返して調査を行った。1年次，2年次，3年次での参加人数は、2007年入学生で、順に223名，195名，182名で、2008年入学生では、順に228名，199名，183名であった。この3回のすべての調査に参加し、完全な回答の生徒数は、2007年入学生で98名，2008年生入学生で118名であった。データAでは2007年の在校生を対象としているため、データCにおける1年生と一部重なりがある。また、データBでは2009年の在校生を対象としているため、データCにおける2007年入学の3年次生と2008年入学の2

年次生と一部重なりがある。

欠損値の処理：自己効力感尺度の項目で欠損を起こしている生徒のデータを確認したところ、2007年入学生で37名、2008年入学生で33名が1から7個の欠損を起こしていた。これらの欠損は故意になされたものではないと思われ、全体の25項目の過半数を超えていないため、EM法（岩崎, 2002 参照）により欠損値の推定を行った。推定した値を代入した結果、2007年入学生が135名（男子134名、女子1名）、2008年入学生が151名（男子150名、女子1名）の計286名からなる、1年次から3年次にわたる縦断的データを確定することができた。

EFA：学年ごとに独立にEFA（主因子解、Promax回転）を適用してみた。そして、3学年の因子の類似性を確認するために、最もキャリア発達の面で分化している可能性の高い3年次の因子パターン行列をもとに、1年次と2年次の因子パターンの類似性を一致性係数（Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006）から検討する。以上の分析には、R version 2.15.0 およびIBM SPSS Statistics 19を用いた。

結 果

3年次のEFAの結果の表を載せていないが、大学生と同様の単純構造を持った5因子構造が得られた。1年次と2年次についても、表として掲載していないが、1年次のEFAの結果では、3年次で『計画立案』の「就職活動について具体的な計画を立てること」という1項目が『目標選択』因子として、また、3年次で『目標選択』の「将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること」という1項目が『計画立案』に負荷した。2年次では、『目標選択』の「仕事に対する自分の興味を理解すること」という1項目が『自己評価』の因子に対して、.30以上の因子パターンを示した。

因子間相関については、1年次で、.49～.74、2年次で、.42～.67、3年次で、.47～.75となり、いずれも、『自己評価』『情報収集』間の相関が最も低く、最も高いのは、1、3年次では、『目標選択』『計画立案』間で、2年次では、『目標選択』『自己評価』間であった。因子抽出後の共通性については、1年次で.39～.69、2年次で.45～.72、3年次が.46～.75で、3学年で同程度の高さだった。尺度の信頼性（ α 係数）は、3年次で、.858（情報収集）から.906（計画立案）の範囲におさまった。

データCでは、1年次から3年次まで同一対象を追跡した。いずれの因子構造も5因子解が適当と判断できたが、どのくらい類似しているのかの内部構造までは検討していない。ここでは、データCにおける1年次、2年次、3年次のEFAの結果について、類似性を検

討するために一致性係数を求めた (Table4-1-3)。

3年次のEFAの結果と1,2年次の因子パターン行列との一致度を示す一致性係数については,1年次と3年次間で,.82(『目標選択』)から.95(『意思決定の主体性度』)となり,2年次と3年次間の一貫性係数は,.88(『目標選択』)から.97(『意思決定の主体性度』)となった。Lorenzo-Seva & ten Berge (2006)に従えば,.85以上の係数は2つの因子がかなり一致し,係数が.95より高いと2つの因子は同一といえる。本研究での一致性係数の値で,これらの基準以下であったのは,1年次と3年次間の『目標選択』の.82のみであり,他の値は十分高いものであった。

Table 4-1-3 データCにおけるキャリア選択自己効力感の因子間の一貫性係数

		データ 1年次				
		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定
データ 3年次	自己評価	.92	.15	-.02	.04	.05
	目標選択	.17	.82	.30	.02	-.01
	計画立案	.02	.28	.86	.17	.01
	情報収集	-.07	.01	.05	.94	.01
	意思決定	.03	.06	.07	.04	.95
		データ 2年次				
		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定
データ 3年次	自己評価	.95	.16	.02	.01	.02
	目標選択	.12	.88	.09	.12	-.05
	計画立案	.03	.11	.94	.10	.05
	情報収集	-.06	.07	-.02	.96	-.02
	意思決定	.02	.04	.05	.02	.97

注1: 意思決定の主体性度を意思決定と省略している。

3つのデータ間の因子の類似性

3つのデータの次元性が5因子構造であることがEFAによる結果で確認できた。内部構造の類似性について,データCで行ったように一貫性係数性係数を求めて,3つのデータの因子パターンの類似性を検討した。その結果をTable 4-1-4に示した。

データA, B, Cの因子パターン行列の一致度を示す一貫性係数については,データAとデータB間で,.91(『目標選択』)から.99(『意思決定の主体性度』)となり,データAとデータC間の一貫性係数は,.93(『目標選択』)から.97(『意思決定の主体性度』)となり,データBとデータC間の一貫性係数は,.91(『目標選択』)から.98(『意思決定の主体性度』)

となった。3つのデータとも同じ因子構造であるといえた。

Table 4-1-4 3つのデータにおけるキャリア選択自己効力感の因子間の
一貫性係数

		データB				
		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定
データ A	自己評価	.93	.17	-.03	.02	.05
	目標選択	.14	.91	.14	.05	.09
	計画立案	.07	.09	.96	.09	.03
	情報収集	.04	.03	.07	.97	.01
	意思決定	.04	.03	.08	.00	.99
		データC				
		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定
データ A	自己評価	.94	.14	-.01	.03	.07
	目標選択	.13	.93	.15	.01	.05
	計画立案	.06	.08	.95	.06	.06
	情報収集	.04	.06	.09	.96	.02
	意思決定	.06	-.02	.05	-.01	.97
		データC				
		自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定
データ B	自己評価	.96	.17	.05	-.02	.03
	目標選択	.14	.91	.13	.05	.03
	計画立案	.00	.12	.97	.02	.10
	情報収集	.01	.09	.07	.97	.00
	意思決定	.04	.01	.02	.00	.98

注1: 意思決定の主体性度を意思決定と省略している。

考 察

工業高校における3つの分析のデータに対して、EFAを適用し、因子構造を検討した。縦断的データCにおける2007年入学の230名（男子229名、女子1名）と2008年入学の243名（男子242名、女子1名）の生徒については、データAとBの一部と重なっている。そのため、独立したデータとはいえないが、異なる角度から選択した3つのデータのEFAの結果はほぼ同じであった。これにより、工業高校生において、キャリア選択自己効力感尺度については、因子間相関は高いが、単純構造をもった5因子構造とみてよいといえた。

なお、データAで、教育前のEFAでは、『目標選択』『計画立案』が明確でなかった。こ

の『目標選択』『計画立案』については、Creed et al. (2002) が CDSE の『目標選択』と『計画立案』をまとめて 1 因子としてとらえたように、キャリア選択過程ではよく似た概念なのかもしれない。しかし、データ A の教育後やデータ B, データ C からは、明確に 5 因子構造を得ることができた。

4-2. 大学生と工業高校生との因子不変性

目 的

工業高校生は、学校段階は異なるものの、大学生と同じようにキャリア選択・意思決定を目前の課題としている。高校生のキャリア選択については、生徒の多くが学校経由で就職していく。工業高校生においても、就職以外に進路選択が多様化し、大学へ進学するなどキャリア選択・意思決定が先延ばしになる傾向がみられる。そのため、明確な目的をもってキャリア選択をするように、高校入学の早い時期からキャリア選択・意思決定への支援が行われてきている。高校生のキャリア発達への教育的介入を目的として、アセスメントツールの一つである自己効力感尺度が開発されてきた。

第2章で開発を試みたキャリア選択自己効力感の尺度は、大学生を対象としてEFAにより5因子構造であることを報告した。また、工業高校生にもこの自己効力感尺度を適用し、前節で3つのデータのEFAの結果から、大学生と同じ5因子構造であることを報告した。独立に得られたEFAの結果については、因子を解釈することにより、内容が同じであるかどうかの判断が主観的に行われることがあった。しかし、EFAはその名前のおりあくまでも探索的な手法であり、複数の集団の間で因子という枠組みを潜在的に共有しているかどうかについては、因子的不変性という方法論において確認することが求められている(Vandenberg & Lance, 2000)。すなわち、因子分析結果から尺度を構成し、これを対象となる複数の集団に適用する場合においては、因子的不変性であることを確認することによって、同一の尺度の上での比較が可能となるといえる。言い換えれば、異なる学校段階で測定した結果の得点を比較するという操作の測定論的な根拠が因子的不変性の確認によって得られるということである(清水, 2003b)。

本節では、大学生と工業高校生という発達段階の異なる集団で、同じアセスメントツールが適用可能かを集団間の因子的不変性から検討する。すなわち、本研究では、キャリア発達で探索段階にいる大学生と工業高校生を対象として、2つの集団に共通に潜在している因子を探索し、確認してやることにする。共通に潜在している因子がとらえられれば、その大きさの比較や因子間の関連の比較が可能となる。そこで、本節では、CDSEとCDSE-SFに関する研究でも行われているように(Jin et al., 2012など)、CFAと多集団の同時分析により検討する。一般因子、1次因子、2次因子のような伝統的な因子分析モデルに、第2章第2節で構成した因子間の影響の程度を想定した因果モデルを加えた4個のモデルを検討する。

方 法

調査対象者：大学生を対象に2006年から2009年にかけて、毎年6月あるいは7月に講義の中で4回、工業高校生に対しては、2007年から2010年の毎年8月の夏季セミナーで4回、調査を実施した。これらの中から、同じ学生・生徒が重複しないように学年別に分析対象者を次のように特定した。すなわち、大学生では、2007年と2008年の1年生、2006年と2007年の2年生、工業高校生では、2008年と2010年の1年生、2007年と2010年の2年生、2007年と2009年の3年生である。欠損値のケースを除いて、大学生では、1年生365名、2年生408名の計773名（男子262名、女子511名、平均年齢は19.08歳）、工業高校生では、1年生361名、2年生309名、3年生275名の計945名（男子941名、女子4名、平均年齢は16.30歳）を分析の対象とした。

測定変数：自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなる花井（2008）のキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。

分 析

キャリア選択自己効力感尺度25項目の次元性を検討するために、質問項目を観測変数として、大学生と工業高校生のデータを対象に独立にEFA（最尤法，Promax回転）とCFAを適用した。CFAの結果との比較も想定し、ここでは最尤法を適用する。次に、SEMを適用した2集団同時分析により、両集団に潜在する不変なモデルの可能性を探った。対象としたモデルは、25項目全体を1因子と仮定した一般因子モデル、5個の因子間に相関のある1次因子モデル、5因子の上位に1個の因子を置いた2次因子モデル、さらに、花井（2007）でのモデルを基にした因果モデルであった。なお、花井（2007）では、長岡他（2001）の尺度を用い、EFAで抽出された5因子のうち4因子により、因果モデル作成を試みている。このモデルを参考に、花井・清水（2007）では、花井（2008）のキャリア選択自己効力感尺度から5因子の因果モデルを作成している。これらの分析では、観測変数について2あるいは3項目を合成する小包化の手続きを適用しているが、本研究では、25項目をそのまま用いる。

以上のモデルに関して、因子分析結果の異なる集団間での不変性の程度を4水準から検

討してみた(清水, 2003a など)。すなわち, ①布置不変性(2 集団で高い値を期待できる因子パターンのみを自由指定, 他はゼロに固定), ②因子パターン不変性(2 集団で高い値を期待できる因子パターンの値を 2 集団で同値に拘束し推定, 他はゼロに固定), ③強因子的不変性(因子パターン不変性に加えて, 観測変数の独自性の値も同値に拘束), そして, ④厳格な因子的不変性(これは③での拘束に加え, 1 次因子モデルでは因子の分散と共分散, 因果モデルでは因子間のパスと因子の独自性をも同値に拘束), である。これらの 4 水準は, その順に因子的不変性の水準の厳格さが増し, より厳格であることは, 異なる集団に潜在している因子が同じであることをより強く保証してくれると考えられる(Vandenberg & Lance, 2000)。

モデルの適合度の判断に関しては, χ^2 統計量に加えて, Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson (2009) が, より適切な判断を下すことができるとしている指標で, CFA や SEM のソフトウェアである Amos が提供する RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index), TLI (Tucker-Lewis Index), IFI (Incremental Fit Index), SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) を参照した。なお, Hu & Bentler (1998) は, SRMR は因子間の関係の構造モデル部分に, そして, RMSEA, CFI, TLI は因子と観測変数の部分に, それぞれ敏感な指標であることを報告している。モデルの適合を評価するカットオフ値は, CFI, TLI, IFI については 0.95 以上, RMSEA については 0.05 以下, SRMR については 0.08 以下であり, 複数の指標で基準をクリアしたモデルを採択することにした。なお, モデル間の比較では, AIC (Akaike's Information Criterion) も参照した。以上の分析では, R ver. 2.15.0 および IBM SPSS Statistics 20, Amos 20 を使用した。

結 果

EFA と CFA

EFA では, 最尤法により因子解を求めて, Promax 法で回転した。大学生を対象とした EFA の因子数の決定では, 固有値の減衰傾向(11.040, 1.712, 1.574, 1.173, .937, .732, .620, .590) から 4 因子解と 5 因子解とを比較したところ, 4 因子解で一つにまとまった『目標選択』と『計画立案』の項目が 5 因子解で明確に分離されたことから, 5 因子が適切であると判断した。工業高校生では固有値の減衰傾向(9.175, 2.548, 2.243, 1.945, 1.257, .731, .618, .556) から 5 因子と判断することができた。また, 平行分析(堀,

2005 など) による因子数の決定でも両集団共に 5 因子解が適切であるとの結果を得た。5 因子での累積寄与率の割合は、大学生で 57.240%, 工業高校生で 60.935%であった。回転した結果、得られた 5 因子の因子パターンは、想定した 5 下位尺度 (自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度) に対応した単純構造を示した。なお、直接 oblimin 法での因子軸の回転からも、両集団共に同様の 5 因子解の結果を得ることができた。

次に、EFA の結果を確認するために、CFA を大学生と工業高校生の二つの集団に独立に適用してみた。CFA のモデルでは、EFA の結果で高い値を示した項目を自由推定とし、低い値を示した項目はゼロで固定した。因子間共分散や独自性に関しては、自由推定とすることにより、EFA の因子パターンと同じ結果となるかの確認を行った。

なお、CFA では EFA の情報に加えて、各種の推定値の有意性の検定や項目の独自性間共分散の推定も可能となる。大学生では、適合度に関する多くの指標は採択に十分な水準に達しなかったため、Amos のモデルの修正指数を参照して、適合度が改善されるように項目の独自性間共分散を順次 5 個置いたところ、 $\chi^2 = 721.900$, $df = 260$, $p = .000$, RMSEA = .048, SRMR = .042, CFI = .959, TLI = .953, IFI = .959 となった。工業高校生でも、同様に Amos のモデルの修正指数を参照して、独自性間共分散を 4 個置いたところ、 $\chi^2 = 795.632$, $df = 261$, $p = .000$, RMSEA = .047, SRMR = .037, CFI = .959, TLI = .953, IFI = .959 となった。なお、これら独自性間共分散を相関係数に変換すると、『情報収集』の項目 2 と 7 の独自性間相関係数は、それぞれ大学生で .292, 工業高校生で .306 となり、この二つの項目には情報源 (マスメディアやインターネット) の利用という点で類似性がみられた。『意思決定の主体性度』の項目 5 と 10 の間では、表現内容 (苦勞を我慢する、あるいは、努力を惜しまない) が類似しており、それぞれ .246, .175 となった。『自己評価』の項目 8 と 13 では「長所と短所」、「得意・不得意」という類似した表現があり、それぞれ .136, .114 となった。そして、『目標選択』の項目 6 と 16 では、「自分の興味を理解すること」と、「将来従事したい職業をはっきりさせること」の視点が逆向きの関係にあり、これらの間には、それぞれ $-.193$, $-.163$ の逆相関がみられた。『計画立案』では、大学生のみ項目 4 と 24 の間に .284 の相関がみられ、この二つの項目は「就職活動」という共通の語を使用していた。なお、ここでは相関係数の値を示したが、これらの値は変換前の共分散では、『自己評価』が 1%, 他はすべて 0.1% の水準で有意であった。

CFA では、尺度として採点する項目のみに高い因子パターンを仮定し、他の因子と変数との関係はゼロで固定した。この完全に単純構造の結果が十分に採択可能となる高い適合

度を示したので、5因子のそれぞれについて5項目の総点を尺度得点とする操作の根拠を得ることができた (Table 4-2-1)。因子間相関と尺度の統計量を Table 4-2-2 に示したように、各集団の因子間相関の値は、EFA での結果とほぼ同じであり、工業高校生の方が、全般的に因子間相関が高い傾向を示した。構成した尺度の信頼性を示す α 係数は十分に高かった。すなわち、独立した集団を対象とした CFA により、EFA で抽出した 5 因子を確認することができた。

Table 4-2-1 大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感尺度の確認的因子分析 (CFA)

変数(項目)	大学生 (N=773)				工業高校生 (N=945)				
	標準化 推定値	共通性	平均値	標準偏 差	標準化 推定値	共通性	平均値	標準偏 差	
自己評価	3 自分の性格を理解すること	0.798	0.637	2.869	0.830	0.669	0.448	2.812	0.829
	8 仕事をするうえでの自分の長所と短所を理解すること	0.729	0.531	2.841	0.768	0.738	0.545	2.703	0.837
	13 自分の得意・不得意を理解すること	0.732	0.536	2.951	0.704	0.704	0.496	2.947	0.801
	18 自分自身についてより深く理解すること	0.856	0.733	2.770	0.802	0.774	0.599	2.586	0.834
	23 自分の適性を理解すること	0.798	0.637	2.722	0.759	0.773	0.598	2.607	0.829
目標選択	1 将来、なりたい自分を明確にすること	0.765	0.585	2.393	0.886	0.700	0.490	2.548	0.853
	6 仕事に対する自分の興味を理解すること	0.692	0.479	2.956	0.767	0.686	0.471	2.848	0.817
	11 今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること	0.832	0.692	2.605	0.886	0.783	0.613	2.694	0.854
	16 将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	0.848	0.719	2.501	0.885	0.807	0.651	2.588	0.867
	21 自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	0.795	0.632	2.617	0.841	0.734	0.539	2.664	0.842
計画立案	4 就職活動について具体的な計画を立てること	0.652	0.425	2.171	0.785	0.704	0.496	2.388	0.795
	9 将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	0.796	0.634	2.210	0.811	0.732	0.536	2.403	0.833
	14 将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	0.799	0.638	2.432	0.800	0.794	0.630	2.515	0.813
	19 進路目標を達成するために、計画を立てること	0.845	0.714	2.408	0.796	0.816	0.666	2.442	0.799
	24 就職活動をうまく進めるための計画を立てること	0.737	0.543	2.322	0.771	0.813	0.661	2.416	0.797
情報収集	2 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	0.584	0.341	2.895	0.794	0.607	0.368	2.503	0.855
	7 職業情報を得るために、インターネットを利用すること	0.591	0.349	3.210	0.752	0.541	0.293	2.689	0.957
	12 自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	0.819	0.671	2.903	0.739	0.766	0.587	2.589	0.826
	17 興味ある組織では、どの様な人材を必要としているのかを調べること	0.706	0.498	2.721	0.765	0.733	0.537	2.521	0.796
	22 興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	0.855	0.731	2.832	0.729	0.808	0.653	2.557	0.809
意思決定	5 就きたい職業に就けるのであれば、少々苦勞でも我慢すること	0.725	0.526	3.096	0.784	0.660	0.436	3.135	0.794
	10 本心に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	0.775	0.601	2.960	0.861	0.770	0.593	2.966	0.839
	15 自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	0.762	0.581	2.770	0.843	0.754	0.569	2.789	0.820
	20 困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること	0.854	0.729	2.846	0.800	0.838	0.702	2.854	0.813
	25 志望職業に就くために粘り強く頑張ること	0.798	0.637	2.842	0.837	0.799	0.638	2.869	0.828

注1: 項目番号は質問紙の項目の順であり、Figure4-2-1, Figure4-2-2 や他のTableでもこの番号で表記した。

注2: CFAの推定値を標準化した値を掲載した。

注3: 意思決定の主体性度については、意思決定と省略している。

注4: 共通性はCFAの標準化した推定値から算出した。

二つの集団に潜在する不変な因子構造

キャリア選択自己効力感尺度に関して、潜在する不変なモデルを探索するために、発達段階を異にした大学生と工業高校生に2集団同時分析を適用し、一般因子モデル、1次因子モデル、2次因子モデル、因果モデルの4個のモデルを対象に因子的不変性の4水準のいずれが最も良く適合するかを検討した。因果モデルについては、あらかじめ、参加者全員の1,718人をも一つの集団として、花井(2007)を参考にしながら、SEMによる適合度の良いモデルを探求した。そして、『自己評価』から『目標選択』『計画立案』『情報収集』を経

Table 4-2-2 大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感尺度の因子間相関, 統計量, 信頼性

		大学生 (N=773)					工業高校生 (N=945)				
		自己評 価	目標選 択	計画立 案	情報収 集	意思決 定	自己評 価	目標選 択	計画立 案	情報収 集	意思決 定
CFAでの 因子間相関	自己評価	1					1				
	目標選択	0.490	1				0.783	1			
	計画立案	0.406	0.708	1			0.715	0.806	1		
	情報収集	0.387	0.376	0.526	1		0.623	0.668	0.776	1	
	意思決定	0.349	0.530	0.584	0.382	1	0.618	0.722	0.722	0.627	1
尺度統計量	平均	2.831	2.615	2.308	2.912	2.903	2.731	2.668	2.433	2.572	2.923
	標準偏差	0.644	0.709	0.653	0.592	0.690	0.658	0.674	0.663	0.655	0.672
尺度の信頼性	α 係数	0.889	0.886	0.882	0.842	0.891	0.856	0.856	0.879	0.828	0.879

注1: 尺度得点の平均には, 5項目の得点の総和を5で除したものをを用いた。

注2: 意思決定の主体性度については, 意思決定と省略している。

て『意思決定の主体性度』へ至るパスがみられるモデルを採用した。なお, CFAにおいて推定した項目の独自性間の共分散については, すべての4個のモデルに共通して置き, その値はそれぞれの集団で自由推定とした。因果モデルを除く3個のモデルを Figure4-2-1 に示す。

Table 4-2-3 大学生と工業高校生の2集団同時分析モデルにおける因子的不変性の水準の適合度

モデル	χ^2	自由度	確率	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	IFI	AIC
1次因子モデル									
布置不変性	1517.54	521	0.000	0.047	0.043	0.959	0.953	0.959	1775.54
因子パターン不変性	1563.87	541	0.000	0.047	0.041	0.958	0.954	0.958	1781.87
強因子的不変性	1815.58	566	0.000	0.051	0.043	0.949	0.946	0.949	1983.58
厳格な因子的不変性	2016.48	584	0.000	0.054	0.068	0.941	0.940	0.941	2148.48
2次因子モデル									
布置不変性	1610.39	531	0.000	0.048	0.049	0.956	0.950	0.956	1848.39
因子パターン不変性	1655.57	551	0.000	0.048	0.048	0.955	0.951	0.955	1853.57
強因子的不変性	1906.73	576	0.000	0.052	0.050	0.945	0.943	0.946	2054.73
厳格な因子的不変性	2087.25	589	0.000	0.055	0.058	0.939	0.937	0.939	2209.25
因果モデル									
布置不変性	1524.96	525	0.000	0.047	0.043	0.959	0.953	0.959	1774.96
因子パターン不変性	1570.94	545	0.000	0.047	0.042	0.958	0.954	0.958	1780.94
強因子的不変性	1823.82	570	0.000	0.051	0.044	0.949	0.946	0.949	1983.82
厳格な因子的不変性	2023.30	586	0.000	0.054	0.064	0.941	0.940	0.941	2151.30

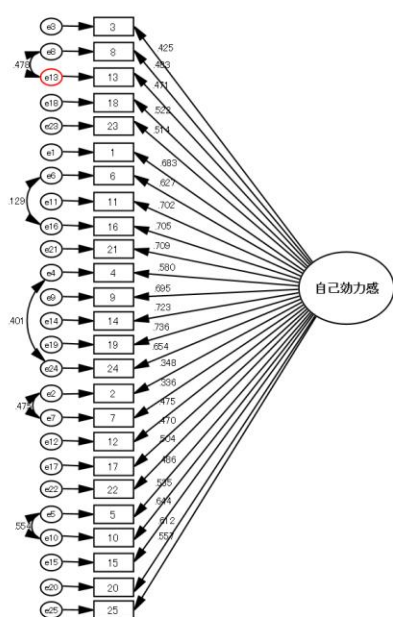
注1: 使用した適合度指標は, RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation),

SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), CFI (Comparative Fit Index),

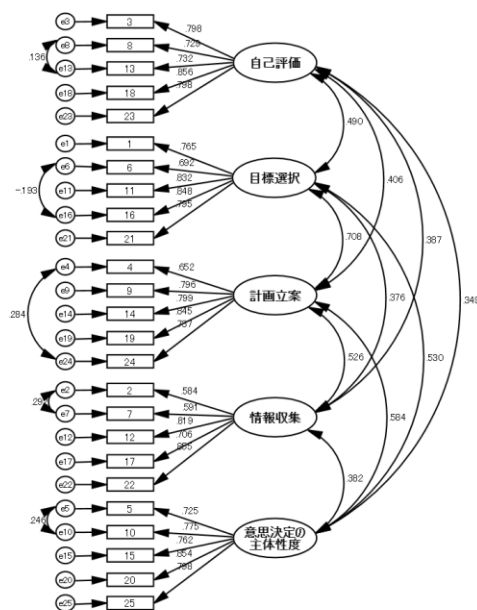
TLI (Tucker-Lewis Index), IFI (Incremental Fit Index), AIC (Akaike's Information Criterion) である。

注2: RMSEAの値はグループ数の2で修正している(Steiger, 1998)。

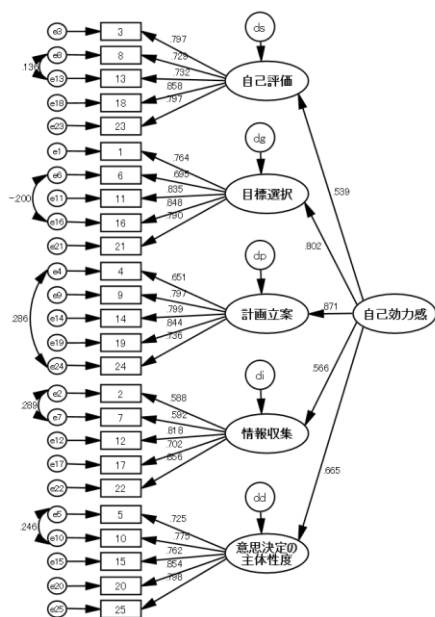
2 集団同時分析で, 一般因子モデルの適合度はいずれの不変性の水準においても採択できるカットオフ値に達しなかった。このモデルで比較的良好な結果を示した布置不変性水準で



一般因子モデル(大学生標準化推定値)



1次因子モデル(大学生標準化推定値)



2次因子モデル(大学生標準化推定値)

Figure 4-2-1 キャリア選択自己効力感尺度の3個のモデル(布置不変性)

も、 $\chi^2 = 7185.56$, $df = 541$, $p = .000$, $RMSEA = .120$, $SRMR = .117$, $CFI = .728$, $TLI = .698$, $IFI = .728$, $AIC = 7403.56$ であった。他の3個のモデルの適合度の結果をTable 4-2-3に示した。この表でRMSEA, CFI, TLI, IFIの値をみると、1次因子モデル、2次因子モデル、因果モデルのいずれにおいても布置不変性と因子パターン不変性の2つの水準がカットオフ値に達している。この2つの水準について、低い値の方が適合度は良いとされるAICの値により、適合度の良い順に3つのモデルを並べると、因果モデル、1次因子モデル、そして2次因子モデルとなる。そこで、因果モデルに着目すると、AICの値からは、微妙な違いではあるが、布置不変性の方が、因子パターン不変性よりも良いように見える。しかし、他の適合度指標よりも因子間の関係により敏感とされるSRMRやTLIの値をみると、逆に因子パターン不変性の方がより適合している。一般的に複数集団の比較では、布置不変性よりは因子パターンを同値とする因子パターン不変性のほうが測定の質という面では望ましいと考えられている。そこで、本研究では、因果モデルの因子パターン不変性水準での推定を最適として採用した (Figure 4-2-2, Table 4-2-4)。適合度は、 $\chi^2 = 1570.94$, $df = 545$, $p = .000$, $RMSEA = .047$ (2集団で修正済み), $SRMR = .042$, $CFI = .958$, $TLI = .954$, $IFI = .958$, $AIC = 1780.94$ となった。これによると、2集団同時分析の結果から、大学生と工業高校生との二つの集団では、観測変数すなわち項目と因子の関係は全く同じであり、『自己評価』から『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』の因子間にみられる因果関係の構造も二つの集団でほぼ同じであった。その中で、大学生と工業高校生における因果関係の二つのパスに違いがみられたものもある。『自己評価』から『意思決定の主体性度』へのパスは大学生にだけみられ (標準化推定値は .088, $p < .05$)、『情報収集』から『意思決定の主体性度』へのパスは工業高校生にだけみられた (標準化推定値は .130, $p < .01$)。また、項目の独自性間共分散は、CFAで推定した各集団での値と同じように工業高校生の『計画立案』を除いたすべての値が有意となった。大学生における『自己評価』の独自性間共分散の値のみ5%水準で有意となり、他は0.1%水準で有意となった。

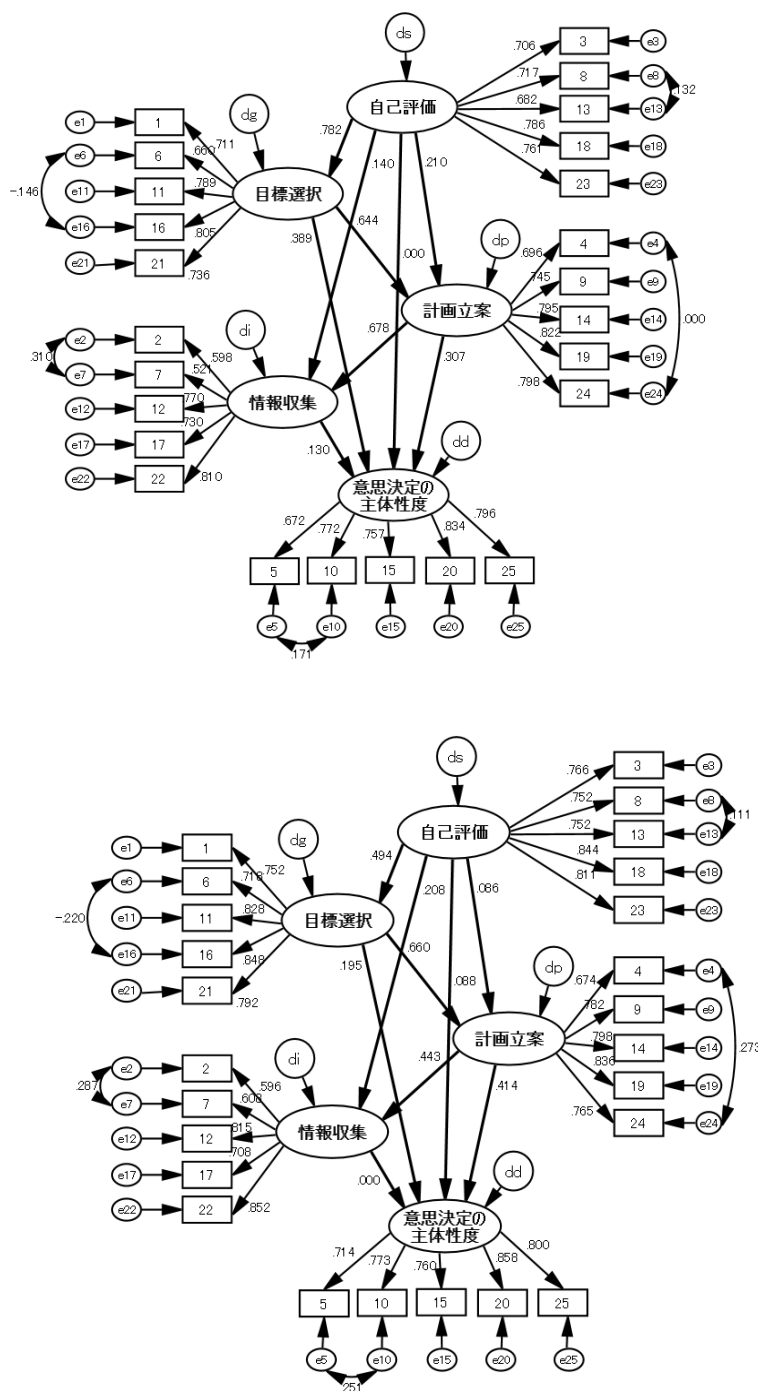


Figure 4-2-2 キャリア選択自己効力感尺度の因果モデル
 (上図:工業高校生, 下図:大学生, 因子パターン不変性, 標準化推定値)
 ($\chi^2 = 1570.94, df = 545, p = .000, RMSEA = .047(2$ 集団で修正済), $SRMR = .042,$
 $CFI = .958, TLI = .954, IFI = .958, AIC = 1780.94$)

Table 4-2-4 2集団同時分析における因果モデルのパス係数の推定値 (因子パターン不変性)

パスと共分散				大学生				工業高校生			
				非標準化 推定値	標準誤差	標準化推 定値	有意 水準	非標準化 推定値	標準誤差	標準化推 定値	有意 水準
構造 モデル	目標選択	←	自己評価	0.530	0.042	0.494 ***	0.789	0.038	0.782 ***		
	計画立案	←	自己評価	0.076	0.033	0.086 *	0.190	0.045	0.210 ***		
	情報収集	←	自己評価	0.162	0.032	0.208 ***	0.117	0.038	0.140 **		
	計画立案	←	目標選択	0.542	0.036	0.660 ***	0.575	0.048	0.644 ***		
	情報収集	←	計画立案	0.391	0.039	0.443 ***	0.628	0.049	0.678 ***		
	意思決定	←	自己評価	0.079	0.036	0.088 *	0		0		
	意思決定	←	目標選択	0.164	0.046	0.195 ***	0.342	0.049	0.389 ***		
	意思決定	←	計画立案	0.424	0.056	0.414 ***	0.302	0.069	0.307 ***		
		←	情報収集	0		0	0.139	0.055	0.130 **		
測定 モデル	3	←	自己評価	1		0.766	1		0.706		
	8	←	自己評価	0.966	0.033	0.752 ***	0.966	0.033	0.717 ***		
	13	←	自己評価	0.881	0.031	0.752 ***	0.881	0.031	0.682 ***		
	18	←	自己評価	1.092	0.034	0.844 ***	1.092	0.034	0.786 ***		
	23	←	自己評価	1.022	0.033	0.811 ***	1.022	0.033	0.761 ***		
	1	←	目標選択	1		0.752	1		0.711		
	6	←	目標選択	0.858	0.031	0.718 ***	0.858	0.031	0.660 ***		
	11	←	目標選択	1.107	0.034	0.828 ***	1.107	0.034	0.789 ***		
	16	←	目標選択	1.138	0.034	0.848 ***	1.138	0.034	0.805 ***		
	21	←	目標選択	1.011	0.033	0.792 ***	1.011	0.033	0.736 ***		
	4	←	計画立案	1		0.674	1		0.696		
	9	←	計画立案	1.152	0.040	0.782 ***	1.152	0.040	0.745 ***		
	14	←	計画立案	1.179	0.040	0.798 ***	1.179	0.040	0.795 ***		
	19	←	計画立案	1.213	0.039	0.836 ***	1.213	0.039	0.822 ***		
	24	←	計画立案	1.133	0.036	0.765 ***	1.133	0.036	0.798 ***		
	2	←	情報収集	1		0.596	1		0.598		
	7	←	情報収集	0.971	0.042	0.608 ***	0.971	0.042	0.521 ***		
	12	←	情報収集	1.259	0.052	0.815 ***	1.259	0.052	0.770 ***		
	17	←	情報収集	1.141	0.050	0.708 ***	1.141	0.050	0.730 ***		
	22	←	情報収集	1.297	0.052	0.852 ***	1.297	0.052	0.810 ***		
	5	←	意思決定	1		0.714	1		0.672		
	10	←	意思決定	1.201	0.037	0.773 ***	1.201	0.037	0.772 ***		
	15	←	意思決定	1.154	0.041	0.760 ***	1.154	0.041	0.757 ***		
	20	←	意思決定	1.249	0.040	0.858 ***	1.249	0.040	0.834 ***		
	25	←	意思決定	1.217	0.041	0.800 ***	1.217	0.041	0.796 ***		
共 独 分 自 散 性	e2	⇔	e7	0.111	0.016	0.287 ***	0.170	0.020	0.310 ***		
	e5	⇔	e10	0.074	0.013	0.251 ***	0.054	0.013	0.171 ***		
	e6	⇔	e16	-0.056	0.012	-0.220 ***	-0.045	0.012	-0.146 ***		
	e8	⇔	e13	0.027	0.011	0.111 *	0.043	0.013	0.132 ***		
	e4	⇔	e24	0.083	0.013	0.273 ***	0		0		

注1: 意思決定の主体性度については, 意思決定と省略している。

注2: 1および0は推定においてこの値で固定した。

注3: 有意水準は次のように表記した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ 。

注4: 「←」はパスの方向であり, 「⇔」は共分散を表す。

異なる方法で推定した因子パターンの類似性

EFA, CFA, そして, SEM による 2 集団同時分析での因果モデル (因子パターン不変性) という 3 種類の異なる方法で因子パターンを得た。方法間の比較をするために, 因子パターンの類似性を評価する指標である一致性係数 (Lorenzo-Seva & ten Berge, 2006) を算出してみた。EFA の因子パターンと CFA の推定値の一致度は, 大学生で .975 (『計画立案』) から .989 (『自己評価』) であり, EFA の因子パターンと同時分析の推定値との一致性係数は .975 (『目標選択』) から .988 (『自己評価』) となり, 十分高かった。工業高校生での一致性係数は, それぞれ .926 (『目標選択』) から .977 (『意思決定の主体性度』) と, .929 (『目標選択』) から .978 (『意思決定の主体性度』) となり, 大学生より低い, CFA と同時分析による推定値は, EFA の因子パターンとほぼ等しかった。また, CFA と同時分析の推定値の一致性係数は, 大学生と工業高校生のすべての因子で 1.0 となった。このように本研究では, 3 種類の異なった方法で分析を行ったわけであるが, いずれの方法でも因子と観測変数との関係, すなわち因子パターンは同じであった。

考 察

米国を中心に, キャリア選択に関する自己効力感の次元性に関しては, CDSE の項目, あるいはこれを特定の研究対象となる文化圏の言葉へと翻訳した項目で検討が行われている。わが国では, キャリア選択の過程や支援の仕組みが米国と異なるだけでなく, 研究者間で互いに影響はあっても独立して作成された項目を対象として研究が行われてきた。このために, わが国に共通する因子の抽出には成功していないのかもしれない。本研究では, その中の一つの尺度 (花井, 2008) が多次元構造であることを EFA, CFA, そして, 2 集団の同時分析の 3 種類の方法で独立に推定した因子パターンから確認することができた。

EFA と他の分析との違いの一つは, 項目の独自性間に共分散を容認する理論的なモデルであるかどうかという点にある。本研究では, 大学生と工業高校生に共通した共分散と集団に独自の共分散がみられた。一般的に尺度の作成では, 等質的な項目を収集することからはじまることが多い。このことは結果として, 項目表現の類似性を高めることにもつながる。また, 項目への回答が完全に独立した回答とはならず, 前の回答が次の回答に影響を与えることも想定される。Hildreth, Genschel, Lorenz, & Lesser (2013) などが指摘するように, 項目表現の類似性などにより引き起こされる調査参加者の反応を処理するために, このような項目の独自性間の共分散が必要なこともある。なお, CFA や因果モデルの

因子パターンの値は、観測変数の独自性間共分散を仮定していないEFAで得られた値と同じであった。このことは、EFAでは、因子パターンは同じであっても、データを説明するのに必要な独自性共分散を適切にとらえていないということを示唆しているともいえる。

大学生と工業高校生との違いは、因子間の関係にみられた。因子間の相関関係から2つの集団をEFAやCFAで比べてみると、工業高校生の方が全体的に値は高いことから、大学生の方が5個の因子の独立性はより高いといえる。また、意思決定の主体性度に至るパスに集団の違いがみられた。対象となった大学1,2年生では、目標選択や計画立案からのパスに加えて、自己評価が直接に意思決定の主体性度に影響していた。工業高校生では、目標選択や計画立案からのパスに加えて、情報収集が直接に意思決定の主体性度に影響していた。このことについて、具体的な就職活動が始まっていない大学1,2年生の段階では、自分と向き合い、自己分析に重きを置いているといえ、この自己評価が意思決定を主体的に考えることに影響しているとみられる。大学3年生以降になると様相は変わっていくのかもしれないが、大学1,2年生の段階でこの結果がみられたことは、キャリア選択についてはまず自己分析からという下村(2009)の指摘を支持するものといえる。一方、工業高校生におけるキャリア選択には、自己評価よりも情報収集の方が、意思決定を主体的に進めていくことに影響していることから、学校から提供される企業情報の影響の大きさがうかがえる。このように、因子パターンが不変なモデルで分析したことから、大学生と工業高校生でとらえられた因子が同一のものだとみることができた。その上で、この二つの集団の特徴が、因子間のパスの違いとしてあらわれたといえる。

Taylor & Betz (1983) や Betz et al. (1996) は、キャリア選択についての自己効力感を、当初想定した多次元ではなく、結果的に包括的な1因子構造とした。これに対して、本研究では、Critesのキャリア成熟理論に基づいた多次元の領域でキャリア自己効力感を測定することが可能であることを示すことができた。実際のカウンセリングやキャリア教育などで、キャリア選択自己効力感尺度の5個の下位尺度の各得点のプロフィールから5領域の特徴を確認することができれば、その結果をふまえて個々人あるいは集団に対してキャリア発達に向けての具体的な支援・介入を行うことができると考えられる。本研究で、大学生と工業高校生の二つの集団で不変な因子構造が確認されたことから、これらの異なる学校段階において、同じキャリア選択自己効力感尺度を適用して得点を比較する準備ができた。このことは、個々人を対象に高校生の段階から大学生へと長期的にキャリア支援・介入を継続して行う場合の指標として利用する可能性を示したといえる。また、このキャ

リア選択自己効力感尺度により、集団においては、大学生と工業高校生のような二つの集団の得点の平均を比べることができる。そして、個々人においては、学校段階の違いによるキャリア発達の様相の特徴をとらえることにより、それぞれの学校段階で個別のキャリア介入の評価の指標として活用できるとみられる。

本節では、大学生は2年生までのデータでの分析であり、高校生については主に男子で構成される工業高校生を対象とした。学年や高校の学科による限定はあるかもしれないが、キャリア選択自己効力感尺度について、発達段階が異なる大学生と工業高校生にも共通してみられる尺度の内部構造を確認することができた。今後は、さらに適用可能な対象を広げるための研究が必要であると考えている。

付 記

本節は、花井・清水（2014）に加筆したものである。

4-3. 大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感の得点比較

目 的

キャリア発達のアセスメントツールを複数の学校段階の児童、生徒、学生に適用しようとする試みがなされている。キャリア発達のアセスメントツールで、坂柳（1993）が中学生に適用した進路成熟と同じ尺度（坂柳，1992）を高校生に適用し、中学1年生から高校3年生まで測定の対象範囲を広げている。また、奥井・大里（2004）は、清水の開発した進路不決断尺度（清水，1989，1990）を若年者に適用し、因子分析の結果、同じ内容の因子が得られたとして、若年者への適用が可能としている。

これに対して、キャリア意識尺度を作成している新見・前田（2009）は、学校段階別に質問を入れ替えることにより、対象とする年齢を小学校から高等学校までの広範囲にわたってカバーしている。米国のCDSEは高校生と大学生にも適用されている。これについては、その根拠が明らかにされていないが、1因子構造としてとらえ、信頼性が十分あれば適用可能としているようである。わが国のキャリア選択に対する自己効力感尺度は、大学生と高校生で独立して開発されてきたため、共通して適用可能かについては検討が行われてこなかった。

このように、キャリア発達のアセスメントツールは、実践的に異なる学校段階に適用されている。前節において紹介したように、EFAで次元性が同じという結果がえられたとしても、その内部の構造も同じであるということは難しい。前節で大学生と工業高校生を対象に独自にCFAを適用し、また、2集団同時分析で検討したように、集団間の因子的不変性を検討することが必要である。

第4章第1節で、工業高校生を対象としたキャリア選択自己効力感のEFAで大学生と同じ5因子を抽出し、同じ次元性がみられることを明らかにした。第2節では、SEMによる大学生と工業高校生の同時分析で、因果モデルで因子的不変性を確認することができた。これにより、キャリア選択自己効力感尺度を大学生と工業高校生の両方に適用できるアセスメントツールであることを示した。

本節では、このキャリア選択自己効力感尺度の大学生と工業高校生における因子的不変性が確認されたことから、大学生と工業高校生の尺度得点の比較をする。因子的不変性が確認されたことは、大学生と工業高校生で測定するキャリア選択自己効力感の因子構造は同じと考えられるため、5因子に対応する5領域の下位尺度の得点を比較することが可能となる。そこで、大学生と工業高校生の得点から、キャリア選択自己効力感尺度がキャリア

発達の特徴をとらえているのかを妥当性と信頼性の観点から検討する。

方法と分析

調査対象者：大学生と工業高校生において因子的不変性を検討した第4章第2節で使用したデータと同じであるので、ここでは省略する。大学生では、1年生365名、2年生408名の計773名（男子262名、女子511名、平均年齢は19.08歳）、工業高校生では、1年生361名、2年生309名、3年生275名の計945名（男子941名、女子4名、平均年齢は16.30歳）の計1,718名を分析の対象とした。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法で、「自信がある」を4点として、4点から1点で計算し、下位尺度ごとに5項目の総点を求めた。本節では、実践への応用を考え、得点の総点を使用する。各下位尺度の得点は5点から20点となる。

下位尺度の信頼性である α 係数については、前節Table 4-2-2に示したように、大学生で情報収集の.842から意思決定の主体性度の.891、工業高校生で情報収集の.828から計画立案と意思決定の主体性度の.879となった。

キャリア自己効力感の各下位尺度で大学生と工業高校生の2つの学校段階を独立変数とした1要因の分散分析で分析する。性別についての分析は、大学生のみであるため、第3章第1節で行った。多重比較については、Tukey法を適用した。なお、分析にはIBM SPSS Statistics 20を使用した。

結果

学校段階を独立変数とし、キャリア選択自己効力感の各下位尺度を従属変数とした1要因の分散分析を行った。Table 4-3-1にその結果を示す。工業高校生と大学生の違いは、『自己評価』『計画立案』『情報収集』にみられた。『自己評価』では、大学生が1%の水準で、工業高校生よりも得点が高かった。『情報収集』においても大学生が0.1%の水準で、工業高校生よりも得点が高かった。逆に『計画立案』では、工業高校生の方が0.1%の水準で、大学生よりも得点が高かった。『目標選択』『意思決定の主体性度』においては、学校段階の違いはみられなかった。

Table 4-3-1 大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感の分散分析結果

	高校生(N=945)		大学生(N=773)		F (1, 1716)	
	平均	SD	平均	SD		
自己評価	13.66	3.292	14.15	3.222	9.905 **	大学生 > 高校生
目標選択	13.34	3.370	13.07	3.543	2.594	
計画立案	12.17	3.317	11.54	3.267	15.209 ***	高校生 > 大学生
情報収集	12.86	3.273	14.56	2.959	125.285 ***	大学生 > 高校生
意思決定の主体性度	14.61	3.360	14.51	3.448	0.379	

注1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$

注2: 工業高校生を高校生と略している。

次により詳細に検討するため、工業高校の3学年と大学の2学年を合わせた5群での分散分析結果をTable 4-3-2とFigure 4-3-1に示した。これによると、『自己評価』では、大学2年生が最も高い得点で、大学1年生、工業高校の1、2年生よりも有意に高かった。同様に『情報収集』でも、大学2年生が最も高い得点で、大学1年生とともに工業高校の全学年よりも高い得点となった。『情報収集』では、工業高校生においても差がみられ、3年生は1年生の得点よりも有意に高かった。『目標選択』においては、工業高校3年生が工業高校の2年生と大学2年生よりも高い得点であった。『計画立案』においては、全体的に得点は低かった。工業高校3年生が最も高く、他の4群である工業高校の1、2年生と大学の1、2年生よりも高かった。『意思決定の主体性度』では、全体的に高い得点であった。その中でも工業高校の3年生が最も高く、大学2年生と工業高校の1年生よりも高い得点を示した。

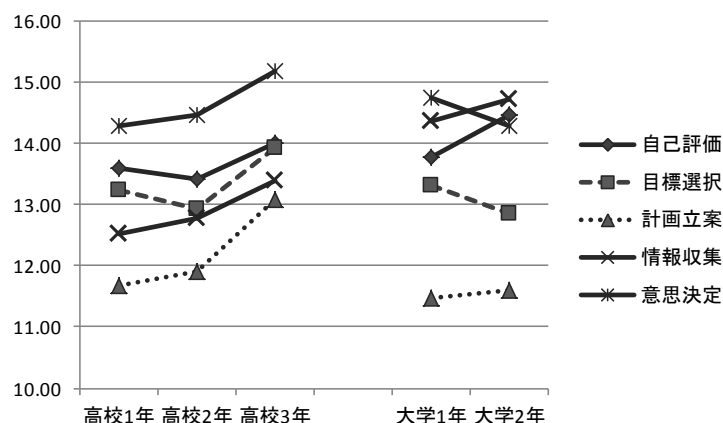


Figure 4-3-1 大学生と工業高校生のキャリア選択自己効力感の下位尺度の得点

注1: 工業高校生を高校生と略している。

注2: 意思決定の主体性度を意思決定と略している。

Table 4-3-2 大学生と工業高校生の学年別のキャリア選択自己効力感の分散分析結果

	高校1年生(N=361)		高校2年生(N=309)		高校3年生(N=275)	
	平均	SD	平均	SD	平均	SD
自己評価	13.60	3.24	13.41	3.33	14.00	3.30
目標選択	13.24	3.36	12.94	3.45	13.93	3.22
計画立案	11.68	3.24	11.90	3.26	13.09	3.29
情報収集	12.52	3.22	12.78	3.30	13.39	3.26
意思決定の主体性度	14.29	3.41	14.48	3.44	15.20	3.13

	大学1年生(N=365)		大学2年生(N=408)	
	平均	SD	平均	SD
自己評価	13.78	3.29	14.48	3.13
目標選択	13.32	3.40	12.85	3.66
計画立案	11.48	3.17	11.60	3.35
情報収集	14.37	2.95	14.73	2.96
意思決定の主体性度	14.75	3.40	14.30	3.48

	F (4, 1713)	
自己評価	5.985 ***	大学2年 > 大学1年, 高校1年, 高校2年
目標選択	4.661 **	高校3年 > 高校2年, 大学2年
計画立案	11.964 ***	高校3年 > 高校2年, 高校1年, 大学2年, 大学1年
情報収集	35.232 ***	大学2年, 大学1年 > 高校3年, 2年, 1年/ 高校3年 > 高校1年
意思決定の主体性度	3.928 **	高校3年 > 大学2年, 高校1年

注1: *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$

注2: 工業高校生を高校生と略している。

考 察

本節では、第4章第2節で因子的不変性が確認されたことを受け、大学生と工業高校生を同じ尺度で比較した。その結果をまず、大学生と工業高校生の学校段階の違いから検討した。大学生と工業高校生の差は、自己評価、情報収集、計画立案にみられ、情報収集に強くあらわれた。情報収集への自信は、大学生が高く、情報収集を自分とする自信があった。このことは、大学1、2年生は就職活動が始まっていない時だが、工業高校生が学校からの就職システムによってキャリア選択・意思決定をしていく方法があるのに比べ（本田，2009）、大学生は自ら情報収集をしていかねばならない状況にいる様を示していると考えられる。また、自己評価も大学生の方が高かった。

計画立案は、工業高校生の方が高かった。これについては、工業高校は、3年生までにキャリア選択をすることになるため、しっかりと計画立案を立ててキャリア選択に望んでいる学校の特徴が見られると思われる。大学生1、2年生は、就職活動にまだ間があるために、計画立案が具体的にとらえられていないとみられる。

5 学年を 5 つの集団と見た分散分析では、学年間の違いも明らかとなった。自己評価と情報収集は、学校段階の差がみられたように工業高校の 1 年生から大学 2 年生にかけて、右肩上がりで高まり、大学 2 年生で最も高くなった。計画立案は、工業高校生が 3 年生にかけて上がっているのに比べ、大学 1, 2 年生では低いままであった。目標選択と意思決定の主体性度についても、工業高校生が 3 年生にかけて高まっていくのに比べ、大学 1, 2 年生では、低いままであった。

以上の高校から大学への学校段階の移行により、横断的データではあるが、キャリア選択自己効力感の 5 領域の下位尺度の特徴がみられた。すなわち、自己評価と情報収集については、学校段階が異なっても学年とともに高まっていくとみられる。しかし、目標選択、計画立案、意思決定の主体性度については、キャリア選択・意思決定が目前に近づかないと高まるものではないとみられる。就職を選択する生徒が多い工業高校生の 3 年間の軌跡をみるならば、3 年生の意思決定の時にむけて全ての下位尺度が高まっている。特に 2 年生から 3 年生にかけての高まりは大きかった。大学生については、自己評価と情報収集以外は変化がみられないが、就職活動の時期が近づけば、急速に高まるのではないかとみられる。しかし、大学 1, 2 年生で特に目標選択、計画立案、意思決定の主体性度に変化がみられないことからすると、早い段階からのキャリア支援により、自己効力感の変化を促す働きかけが求められる。

キャリア選択に対する自己効力感尺度については、高校から大学にかけて共通に使われる尺度がなかったが、キャリア選択自己効力感尺度の開発により、工業高校と大学においては、同じ尺度を用いて 5 領域で測定することが可能であることを示すことができた。工業高校生のキャリア発達の軌跡は、大学生のキャリア発達を知る上で参考になると考えられる。

本節では、キャリア選択自己効力感尺度により大学生と工業高校生の得点を比較した。この結果をもとに、個々人が 5 領域の自己効力感をプロフィール票にして自らの得点と学年平均との違いをみることができる。このような方法は、キャリア選択の自己診断に活用することができると考えられる。

第5章 工業高校生におけるキャリア選択自己効力感尺度の妥当性

5-1. キャリア教育によるキャリア選択自己効力感の変化

目 的

第4章第1節で、専門高校の現状についてみたように、専門高校においても「学校から職業への移行」が先延ばしされる傾向にある（寺田, 2009; 中村, 2008）。このような専門高校生の現状を改善するには、入学時から将来のキャリア選択を指導の視野においた学校による支援が必要である。

キャリア教育の実践は、1999年の中央教育審議会答申と2004年のキャリア教育推進に関する報告書を契機として、その取り組みが本格化してきた。このような教育的プログラムによる介入が、生徒あるいは学生にどのような変化を引き起こしているのかの検討が行われている。この変化の検討は、実験的デザインにおける研究（例えば、Betz & Luzzo, 1996, Sullivan & Mahalik, 2000; 川崎, 2000 など、第1章第4節参照）や、実践的な教育支援（例えば、安達, 2004; 山本, 2010; 労働政策・研修機構, 2008 など、第1章第5節参照）で報告されている。キャリア教育の成果として、生徒が働くことにより関心を持ち、キャリア選択に自信を持って取り組むようになる変化を測定することは、同時に一人ひとりの生徒・学生の発達の様相をとらえることであり、個別性を確保した介入の方策への道をひらくことになると考えられる。

キャリア発達の測定に使用されてきた自己効力感については、キャリア選択行動に関連する変数や要因についての研究が蓄積されてきている。本節では、工業高校生に対して、キャリア選択のための自己理解と職業理解の講義や面接などの実践指導が行われた夏季進路セミナーにおける自己効力感をとりあげる。これは、進路指導の一つのプログラムとして、キャリア教育によりキャリア選択に向けて生徒が真剣に取り組むことを促そうとするものである。講師による話や先輩による話は、Bandura のいう4つの資源でいえば、言語説得と代理学習にあたる。こうしたキャリア教育による生徒の変化をとらえることは、キャリア教育の効果測定ともなる。本節では、そのためのアセスメントツールとしてキャリア選択自己効力感尺度を用い、尺度の妥当性の検討として、キャリア教育による生徒のキャリア選択に対する自己効力感の変化を5つの下位尺度によりとらえることを目的とする。

方法と分析

調査対象者：2007年8月末の2日間、A工業高校で夏季進路セミナーとして、キャリア教育を実施した。その前後の2回の調査に参加した学生を対象とした。セミナーには、563名（男性558名、女性5名／1年生224名、2年生173名、3年生166名）、平均年齢は16.27歳（SDは0.95、不明19名）が参加した。将来の進路希望としては、進学69名（12.3%）、就職349名（62.0%）、未定83名（14.7%）、その他7名（1.2%）、不明55名（9.8%）の構成であった。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。下位尺度ごとに総点を項目数の5で除した得点を下位尺度の得点とする。下位尺度の信頼性である α 係数については、第4章において、工業高校生で十分に高いことを報告した。

キャリア教育プログラム：2日間の午前中にわたって実施された。1年生には1日目、外部から講師を招き、自分を知ること、先輩の話聞くこと、2日目には資格と関連する仕事について職業理解を促すものであった。2年生の1日目では、企業の社長や幹部から製造業についての話があった。2日目には、製造業での物づくりの魅力の理解とその製品を販売する営業・販売の営業職の理解を促した。3年生には実践的に面接や小論文の指導を実施するものであった。参加の仕方は、クラスごとから学年全体とプログラムにより異なる編成で実施された。

キャリア教育の前後でキャリア自己効力感の各下位尺度が学年でどのように変化したかを反復測定2要因分散分析で分析する。多重比較については、Tukey法を適用した。なお、分析にはSPSS15を用いた。

結果

第4章第1節において、工業高校生のキャリア教育前後測定したキャリア選択自己効力感に対し、EFAを適用し、5因子構造をとらえたことを報告している。本節ではキャリア教育前後と学年を独立変数とし、キャリア選択自己効力感の各下位尺度を従属変数とした2要因の反復測定分散分析を行った。Table5-1-1にキャリア選択自己効力感における教育と学年の分散分析の結果を示す。学年と教育前後の交互作用が『自己評価』を除く4下位

尺度で5%の有意水準で有意となった。『目標選択』『計画立案』『情報収集』において、1年生と2年生のキャリア教育前と教育後に差がみられ、キャリア教育後の得点が上がった。『意思決定の主体性度』では、1年生でのみキャリア教育後の得点の上昇がみられた。3年生での変化はいずれの下位尺度でもみられなかった。主効果が、『自己評価』を含むすべての下位尺度のキャリア教育と学年でみられた。キャリア教育後には得点は上がっており、3年生の得点が1年生よりも高かった。『自己評価』と『計画立案』では、2年生の得点も1年生よりも高かった。

Table 5-1-1 キャリア選択自己効力感におけるキャリア教育と学年の反復測定分散分析結果

学年	教育前		教育後		交互作用		主効果	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	前後*学年 F=(2, 410~425)	教育前後 F=(1, 410~425)	学年 F=(2, 410~425)	
自己評価								
1年生(N=183)	2.51	0.67	2.58	0.73	n.s.	7.93**	8.83***	
2年生(N=140)	2.71	0.61	2.80	0.64		前<後	3年>1年***	
3年生(N=104)	2.80	0.68	2.86	0.62			2年>1年**	
学年全体	2.65	0.66	2.72	0.68				
目標選択								
1年生(N=179)	2.50	0.65	2.67	0.70	3.14*	43.2***	6.50**	
2年生(N=144)	2.61	0.60	2.83	0.60	2年の前<後***	前<後	3年>1年**	
3年生(N=105)	2.81	0.64	2.88	0.63	1年の前<後***			
学年全体	2.62	0.64	2.78	0.65				
計画立案								
1年生(N=178)	2.26	0.65	2.47	0.67	3.51*	28.41***	9.03***	
2年生(N=141)	2.32	0.59	2.43	0.61	2年の前<後**	前<後	3年>1年***	
3年生(N=99)	2.63	0.65	2.69	0.73	1年の前<後***		2年>1年**	
学年全体	2.37	0.65	2.51	0.67				
情報収集								
1年生(N=176)	2.35	0.63	2.55	0.69	3.16*	27.02***	2.98↓	
2年生(N=146)	2.49	0.63	2.61	0.62	2年の前<後**	前<後	3年>1年*	
3年生(N=101)	2.60	0.64	2.66	0.64	1年の前<後***			
学年全体	2.46	0.64	2.60	0.66				
意思決定								
1年生(N=173)	2.62	0.72	2.75	0.70	3.08*	3.87*	6.69**	
2年生(N=139)	2.82	0.63	2.83	0.57	1年の前<後**	前<後	3年>1年**	
3年生(N=101)	2.96	0.66	2.97	0.66				
学年全体	2.77	0.69	2.83	0.65				

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, ↓ $p < .10$

注2: 意思決定の主体性度を意思決定と略している。

考 察

本節では、キャリア教育による工業高校生のキャリア選択自己効力感の変化を学年でみた。キャリア教育による生徒のキャリア選択への自信の高まりは、すべての下位尺度で見られ、キャリア教育の前後で得点の上昇がみられた。『自己評価』では学年の特徴はみられなかったが、『目標選択』『計画立案』『情報収集』では、1年生と2年生でキャリア教育後に効力感の高まりとなってあらわれた。『意思決定の主体性度』では1年生でのみ高くなる変化がみられた。このことは、今回のキャリア教育では、1年生、2年生でその効果が

大きく、特に1年生で効果が大きくみられたことを示している。3年生での変化はみられなかったが、学年の主効果の結果にあるように3年生の得点は1年生よりも全体的にすでに高いものであった。キャリア教育という介入を行ったことで、1年生と2年生においては、目標を選択し、計画を立案し、情報を収集する自信が高まったといえる。1年生では、主体的に意思決定をする自信も高まったが、2年生では変化がみられなかった。このことは、目標を選択し、計画を立案し、情報を収集する自信については、短期のキャリア教育でも効果が期待できるが、主体的に意思決定をすることについては、2年生になると容易に変化がみられるものではないと考えられる。主体的な意思決定については、第2章第2節での因果モデルに示したように自己効力感の5因子の因果関係の中では、キャリア選択・意思決定の最終段階であると考えられる。したがって、主体的な意思決定に対する自信については、時間をかけて慎重に高まっていくものであることから、今回のキャリア教育において2年生の得点に変化がみられなかったと考えられる。

今回のキャリア教育のプログラムは、1年生には自分を知ること、職業理解、先輩の話を聞くこと、2年生では、講義をうける職業理解が主であった。3年生には実践的に面接や小論文の指導を実施するものであった。職業理解や先輩の話などは、Banduraのいう自己効力感を高める4資源のうちの言語的説得と代理学習に相当する(Betz, 1992)。この言語的説得により、キャリア選択自己効力感のうち、特に目標選択、次いで計画立案と情報収集が高まった。先輩の話は、先輩をモデリングの対象として聞くことができるため、代理学習となる。職業の理解や先輩の話により、情報収集よりもむしろ目標選択が高まったという結果が出たことは、短期間ながらキャリア教育の有効性を示している。

キャリア選択自己効力感の5つの下位尺度は、工業高校生に生じたキャリア選択への自信の高まりを特徴的にとらえており、キャリア選択自己効力感の5領域で測定することで豊富な情報を提供することができたといえる。また、今回のキャリア教育という介入による変化は、3年生よりも1, 2年生において大きかったことから、高校入学後の早期からのキャリア教育は重要であると思われる。さらに、2日間にわたって実施されたキャリア教育の効果が大きなものであることを明らかにすることができた一方で、意思決定の主体性を高めるのは、2年生では難しかったと言わざるを得なかった。

夏季進路セミナーは、2日間の午前中に行われたものであり、キャリア教育というには不十分であったかもしれない。また、調査の関係上、セミナーの終了と同時に事後テストを行っている。このことは、効果をとらえるには、短期間すぎたかもしれない。しかしなが

ら、目標選択を最も高めたこと、ついで、計画立案、情報収集を高めたということから、夏季進路セミナーがどこに効果があったかを明確にとらえており、効果を多次元でとらえることの有効性と尺度の妥当性を示すこととなった。

ここでとらえられた目標選択、計画立案、情報収集の自信の高まりがその後の高校生活の中でも持続していくかについては、継続的な測定が必要である。例えば、清水（2011）は、キャリア選択自己効力感尺度の『計画立案』について、その後の2年間にわたる変化を因子レベルで縦断的にみている。『計画立案』については、1年生では、キャリア教育直後は上がるが、1年後の2年次では元のレベルにまで下がっていることを報告している。しかし、2年次でのキャリア教育後再び上昇し、その4ヶ月後も同レベルで定着していることがみられた。また、2年生では、セミナー後2年次から3年次へと上昇を続け、3年次のキャリア教育後も定着している様にとらえられた。教育的介入を目的とした実践では、このように一時的な変化か定着したものであるかを確認することは、このキャリア教育のプログラムの効果を検討するために重要なものと考えられる。

付 記

本節は、花井・清水・宮坂・松下（2008）に加筆したものである。

5-2. キャリア意思決定, Big Five, 自尊感情との関連—縦断調査から—

目的

第3章第1節では、大学生において、キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定・Big Five・自尊感情・不安との関連を横断的に検討した。その結果、キャリア意思決定との関連では、『不決断』、『決定不安』、『逃避』とキャリア選択自己効力感のすべての下位尺度との負の関連が高かった。『障害不安』は『目標選択』を高めるように関連し、『葛藤』は『目標選択』と『計画立案』と負の関連をもった。学年での特徴としては、『障害不安』は2年生でのみ『目標選択』を高めるように関連し、『葛藤』は主に3年生で『目標選択』と負の関連を示した。『モラトリアム』は1, 2年生で『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』を低めるように関連していた。

Big Five との関連では、『外向性 (E)』『開放性 (O)』『誠実性 (C)』がすべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と正に関連し、『情動性 (N)』も弱い負の関連をすべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と示していた。『協調性 (A)』は、『情報収集』と『意思決定の主体性度』と弱い関連を示していた。学年での特徴としては、『情動性 (N)』が3年で『目標選択』『計画立案』を低めるように関連していた。『自尊感情』は、すべての学年で同程度にキャリア選択自己効力感のすべての下位尺度と関連していた。

第4章第3節では、大学生と工業高校生の学年が進むとともにキャリア選択自己効力感が高まっていく軌跡を横断的データからとらえることができた。横断的データからも、変化はとらえられるが、本当の発達の様相は縦断的データからでないにとらえられない。本節では、学年が進むとキャリア選択自己効力感がどのように変化するのか、また、キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定, Big Five, 自尊感情の関連がどのように変わっていくのかについて、縦断的データからキャリア選択自己効力感尺度の妥当性の検討をする。

方法と分析

調査対象者：調査対象者：2007年から2010年にかけて、工業高校で8月末のキャリア教育前に調査を実施した。3回全てに回答した2007年入学生徒135名（うち女子1名）と2008年入学生徒151名（うち女子1名）の286名を対象とした。1回目の調査時の平均年齢（SD）は、それぞれ、15.36歳（.511）、15.42歳（.509）であった。

測定変数：(1) 花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。

なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。信頼性を示す α 係数は、1年次で情報収集の.794から意思決定の主体性度の.866となり、2年次で目標選択の.824から計画立案の.895、3年次で情報収集の.858から計画立案の.906となった。

(2) キャリア意思決定尺度

清水・花井(2007)のキャリア意思決定尺度を用いた。これは、キャリア不決断状態を測定するもので、花井・清水(2006)が、下山(1986)、清水(1989, 1990)、古市(1995)、浦上(1995b)、奥井・大里(2004)の研究をもとに作成した47項目に修正を加え、因子分析を経て35項目を選んだものである。回答は、「4：そう思う」から、「1：そう思わない」の4件法である。不決断、決定不安、障害不安、葛藤、相談希求、モラトリアム、逃避の7つの下位尺度で構成されている。下位尺度ごとに総点を項目数の5で除し、下位尺度の得点とした。信頼性を示す α 係数は、1年次で障害不安の.758から不決断の.883となり、2年次で障害不安の.764からモラトリアムの.895、3年次で不決断の.786からモラトリアムの.919となった。

(3) 自尊感情尺度

Rosenberg(1965)の自尊感情尺度で、山本・松井・山成(1982)による翻訳版を用いた。10項目からなり、回答は、5件法で、一般的には単因子構造とされている。逆転項目については、6点から得点を減ずることで修正した。総点を項目数の10で除し、得点とした。信頼性を示す α 係数は、1年次で.686、2年次で.724から、3年次で.711となった。

(4) Big Five

清水・山本(2008)のBig Five形容詞短縮版2006を使用した。これは、清水・山本(2007)で構成した30項目を再検討したもので、外向性(E)、情動性(N)、誠実性(C)、開放性(O)、協調性(A)の5つの次元からなっている。回答は、7件法である。逆転項目については、8点から得点を減ずることで修正した。総点を項目数の6で除し、下位尺度の得点とした。信頼性を示す α 係数は、1年次で誠実性(C)の.487から情動性(N)の.851となり、2年次で協調性(A)の.511から情動性(N)の.820、3年次で協調性(A)の.554から情動性(N)の.851となった。

分析：キャリア選択自己効力感尺度については、縦断的データの学年次による1要因の反復測定分散分析を行い、多重比較により学年次間の比較を行った。他の尺度との関連については、キャリア選択自己効力感の1年次から3年次までと、各尺度の1年次から3

年次までの得点について相関分析を行った。

結 果

キャリア選択自己効力感, キャリア意思決定, Big Five, 自尊感情の学年次による反復測定分散分析結果を Table 5-2-1 に示す。

Table 5-2-1 縦断による学年次の反復測定分散分析結果 (N=286)

	尺度	1年次		2年次		3年次		F値	多重比較
		平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD		
自己効力感	自己評価	2.63	0.64	2.60	0.66	2.74	0.63	6.503 **	3年>1年, 2年
	目標選択	2.56	0.61	2.53	0.61	2.77	0.63	24.340 ***	3年>1年, 2年
	計画立案	2.26	0.62	2.32	0.64	2.59	0.67	43.011 ***	3年>1年, 2年
	情報収集	2.43	0.63	2.49	0.64	2.76	0.64	50.395 ***	3年>1年, 2年
	意思決定	2.72	0.67	2.81	0.64	3.05	0.66	40.746 ***	3年>2年>1年
キャリア意思決定	不決断	2.47	0.79	2.53	0.77	2.08	0.68	52.073 ***	2年, 1年>3年
	決定不安	2.60	0.68	2.64	0.71	2.54	0.74	3.229 *	2年>3年
	障害不安	2.54	0.65	2.54	0.63	2.74	0.67	15.443 ***	3年>1年, 2年
	葛藤	2.29	0.67	2.33	0.72	2.01	0.67	30.862 ***	2年, 1年>3年
	相談希求	2.47	0.76	2.53	0.70	2.57	0.74	3.171 *	
	モラトリアム	2.13	0.81	2.08	0.86	2.18	0.93	2.447	
	逃避	2.21	0.67	2.11	0.63	1.88	0.66	36.490 ***	1年>2年>3年
Big Five	E	4.03	0.82	4.07	0.90	4.12	0.93	2.014	
	N	4.28	1.21	4.35	1.13	4.50	1.16	6.363 **	3年>1年, 2年
	A	4.40	0.73	4.40	0.67	4.47	0.67	1.788	
	C	3.98	0.77	4.01	0.77	4.16	0.77	9.346 ***	3年>1年, 2年
	O	4.16	0.88	4.18	0.86	4.19	0.79	0.194	
	自尊感情	2.99	0.52	2.97	0.56	3.07	0.54	6.525 **	3年>1年, 2年

注1: 意思決定の主体性度を意思決定と略している。

注2: 尺度の欠損値の違いによりキャリア選択自己効力感とキャリア意思決定のF値は, $F(2,570)$ により, Big FiveのF値は, $F(2,558)$ により, 自尊感情のF値は, $F(2,542)$ により求めた。

注3: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

キャリア選択自己効力感では, 3年次が1, 2年次よりも高かった。『意思決定の主体性度』については, 1年次, 2年次, 3年次と有意に高まっていった。キャリア意思決定では, 『不決断』と『葛藤』が1年次, 2年次よりも3年次で低くなり, 『決定不安』では2年次よりも3年次で低くなった。『障害不安』は, 3年次が1年次, 2年次よりも高かった。『逃避』は, 1年次, 2年次, 3年次と進むにつれて有意に低くなった。『相談希求』と『モラトリアム』については, 学年が進んでも変化はみられなかった。Big Fiveについては, 『情動性(N)』と『誠実性(C)』で, 3年次になると高まった。『自尊感情』についても3年次で高まった。尺度間の関連を縦断的データでとらえた結果を Table 5-2-2 と Table 5-2-3 に示す。

Table 5-2-2 工業高校生のキャリア選択自己効力感とキャリア意思決定の尺度間相関係数の変化 (縦断によるN=286) (1)

		自己評価			目標選択			計画立案		
		1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次
自己評価	1年次	1	.485 ***	.358 ***	.610 ***	.404 ***	.273 ***	.583 ***	.371 ***	.292 ***
	2年次		1	.560 ***		.621 ***	.444 ***		.506 ***	.369 ***
	3年次			1		.701 ***			.650 ***	
目標選択	1年次				1	.529 ***	.336 ***	.715 ***	.399 ***	.331 ***
	2年次					1	.528 ***		.585 ***	.497 ***
	3年次						1			.728 ***
計画立案	1年次							1	.483 ***	.356 ***
	2年次								1	.615 ***
	3年次									1
情報収集	1年次									
	2年次									
	3年次									
意思決定	1年次									
	2年次									
	3年次									
不決断	1年次									
	2年次									
	3年次									
決定不安	1年次									
	2年次									
	3年次									
障害不安	1年次									
	2年次									
	3年次									
葛藤	1年次									
	2年次									
	3年次									
相談希求	1年次									
	2年次									
	3年次									
モラトリアム	1年次									
	2年次									
	3年次									
逃避	1年次									
	2年次									
	3年次									

注1: 意思決定の主体性度を意思決定と略している。

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

キャリア選択自己効力感における1年次から3年次間の相関係数は、学年が進むと相関は低くなり、1年次の自己効力感が高かったとしても、3年次では、その影響は低くなっていた。1年次と3年次の同じ下位尺度の相関係数は、『目標選択』(.336)が低く、『情報収集』(.481)が最も高かった。また、『自己評価』と『情報収集』、『目標選択』と『情報収集』の関連は、3年次になると特に低くなった。

キャリア意思決定との関連では、学年が進むと負の関連が高くなった。これは、学年が進み、意思決定の各下位尺度が低くなるほど自己効力感はより高まることを示している。

Table 5-2-2 工業高校生のキャリア選択自己効力感とキャリア意思決定の尺度間相関係数の変化（縦断によるN=286）（2）

		情報収集			意思決定の主体性度		
		1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次
自己評価	1年次	.436 ***	.252 ***	.134 *	.575 ***	.339 ***	.203 **
	2年次		.388 ***	.277 **		.471 ***	.283 ***
	3年次		***	.506 **			.496 ***
目標選択	1年次	.527 ***	.282 ***	.190 **	.656 ***	.397 ***	.332 ***
	2年次		.516 ***	.338 ***		.533 ***	.386 ***
	3年次			.668 ***			.595 ***
計画立案	1年次	.587 ***	.292 ***	.213 ***	.625 ***	.371 ***	.231 ***
	2年次		.568 ***	.410 ***		.631 ***	.398 ***
	3年次			.653 ***			.606 ***
情報収集	1年次	1	.622 ***	.481 ***	.523 ***	.406 ***	.264 ***
	2年次		1	.585 ***		.495 ***	.351 ***
	3年次			1			.531 ***
意思決定	1年次				1	.598 ***	.440 ***
	2年次					1	.551 ***
	3年次						1
不決断	1年次	-.134 *	-.150 *	-.127 *	-.232 ***	-.178 **	-.199 **
	2年次		-.222 ***	-.199 **		-.160 **	-.164 **
	3年次			-.358 ***			-.335 ***
決定不安	1年次	.017	-.019	-.094	-.050	-.099	-.159 **
	2年次		-.202 **	-.192 **		-.205 ***	-.253 ***
	3年次			-.282 ***			-.265 ***
障害不安	1年次	.097	.041	-.051	.086	.008	-.054
	2年次		.041	-.034		.003	-.054
	3年次			-.201 ***			-.158 ***
葛藤	1年次	.120 *	.056	-.062	.044	.062	-.068
	2年次		-.025	-.044		.046	-.035
	3年次			-.168 ***			-.175 ***
相談希求	1年次	.177 ***	.133 *	-.008	.128 *	.104	-.015
	2年次		.115	-.002		.087	-.010
	3年次			.048			.002
モラリアム	1年次	-.136 *	-.205 ***	-.213 ***	-.235 ***	-.283 ***	-.245 ***
	2年次		-.185 ***	-.102		-.297 ***	-.255 ***
	3年次			-.206 ***			-.339 ***
逃避	1年次	-.224 ***	-.297 ***	-.205 ***	-.383 ***	-.368 ***	-.303 ***
	2年次		-.374 ***	-.310 ***		-.434 ***	-.362 ***
	3年次			-.410 ***			-.413 ***

注1: 意思決定の主体性度を意思決定と略している。

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

Table 5-2-3 工業高校生のキャリア選択自己効力感とBig Five, 自尊感情との相関係数の変化(縦断によるN=286)

		自己評価			目標選択			計画立案		
		1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次
外向性 (E)	1年次	.179 **	.246 ***	.168 **	.224 ***	.225 ***	.111	.193 **	.110	.102
	2年次		.245 ***	.185 **		.244 ***	.166 **		.088	.129 *
	3年次			.249 ***			.217 ***			.188 **
情動性 (N)	1年次	.186 **	.042	-.018	.130 *	.056	-.054	.160 **	.094	.042
	2年次		-.046	-.078		-.031	-.064		.024	.002
	3年次			-.107			-.054			.005
協調性 (A)	1年次	.347 ***	.277 ***	.193 **	.278 ***	.180 **	.178 **	.214 ***	.211 ***	.178 **
	2年次		.392 ***	.296 ***		.294 ***	.270 ***		.321 ***	.237 ***
	3年次			.323 ***			.339 ***			.300 ***
誠実性 (C)	1年次	.256 ***	.151 *	.174 **	.267 ***	.129 *	.236 ***	.274 ***	.235 ***	.242 ***
	2年次		.200 **	.165 **		.191 **	.211 ***		.350 ***	.257 ***
	3年次			.313 ***			.360 ***			.354 ***
開放性 (O)	1年次	.432 ***	.361 ***	.294 ***	.399 ***	.302 ***	.212 ***	.338 ***	.209 ***	.250 ***
	2年次		.416 ***	.360 ***		.371 ***	.300 ***		.292 ***	.277 ***
	3年次			.437 ***			.383 ***			.326 ***
自尊感情	1年次	.310 ***	.297 ***	.259 ***	.278 ***	.143 *	.231 ***	.251 ***	.202 **	.230 ***
	2年次		.369 ***	.352 ***		.233 ***	.311 ***		.301 ***	.307 ***
	3年次			.379 ***			.377 ***			.345 ***

		情報収集			意思決定の主体性度		
		1年次	2年次	3年次	1年次	2年次	3年次
外向性 (E)	1年次	-.024	-.037	-.038	.102	.104	.060
	2年次		-.015	-.005		.105	.097
	3年次			.018			.183 **
情動性 (N)	1年次	.168 **	.113	-.028	.263 ***	.099	.008
	2年次		.089	.079		.047	.024
	3年次			.085			-.041
協調性 (A)	1年次	.120 *	.081	.091	.286 ***	.280 ***	.111
	2年次		.222 ***	.195 **		.414 ***	.268 ***
	3年次			.278 ***			.372 ***
誠実性 (C)	1年次	.142 *	.130 *	.139 *	.338 ***	.296 ***	.228 ***
	2年次		.240 ***	.189 **		.379 ***	.288 ***
	3年次			.345 ***			.432 ***
開放性 (O)	1年次	.284 ***	.211 ***	.071	.316 ***	.248 ***	.174 **
	2年次		.257 ***	.205 ***		.357 ***	.253 ***
	3年次			.268 ***			.266 ***
自尊感情	1年次	.180 **	.144 *	.105	.224 ***	.197 **	.215 ***
	2年次		.193 ***	.190 **		.272 ***	.276 ***
	3年次			.260 ***			.327 ***

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

『障害不安』も自己効力感の下位尺度と負の関連を示した。『相談希求』は、キャリア選択自己効力感と1年次では促進する関連があったが、3年次になると関連がみられなくなった。

Big Five との関連については、『外向性 (E)』が『情報収集』と関連がないこと、『情動性 (N)』は1年次で促進する関連があるが、3年次になるとみられなくなること、『協調性 (A)』と『誠実性 (C)』とは、学年が進むと自己効力感との関連が強まることがみられた。『開放性 (O)』と自己効力感とは、学年が変わっても同程度の関連が維持された。『自尊感情』との関連は、3年次になると相関も高まり、『自尊感情』が高まると、すべての自己効力感の下位尺度も高まった。

考 察

縦断的データにより、キャリア選択自己効力感は、学年が進むと、高まっていくことがとらえられた。キャリア意思決定では、学年が進むと低くなると期待されるが、障害不安では、3年次の方の得点が高かった。採用試験についての不安の項目が含まれているため、キャリア選択が近づいてきた3年次で高まったと考えられる。相談希求については、変化がなかったが、自己効力感との関連をみると1年次でのみ有意に促進的であったことから、1年次の早いうちにカウンセリングなどのキャリア支援が、より有効に自己効力感を高めることになるとみられる。

Big Five との関連についても、情動性 (N) の得点は3年次で高まっているが、自己効力感との関連では、1年次で弱い正の関連がみられる。自尊感情は3年次になると得点が高まっている。また、自己効力感との関連もすべての下位尺度と同程度の正の関連を示した。

大学生との比較

第3章第1節での大学生の結果は横断的データからのものであり、本節のデータは、縦断調査からのものである。この違いはあるが、大学生と工業高校生の結果を比べてみる。自己効力感は、大学生では、自己評価と情報収集で2年生が1年生より得点が高いという結果だったが、工業高校生では、すべてが3年次で1、2年次より得点が高まっていた。大学生では、まだ職業の世界に移行するのは先のことと考えているようだが、工業高校生は、3年次では、すべての自己効力感が高まっており、進学あるいは就職のように次の段階に移行する準備が整ってきているとみられる。

キャリア意思決定については、大学生では、モラトリアムが2年生で1年生よりも得点が高くなったが、高校生では、不決断、決定不安、葛藤、逃避と3年次になると得点が低くなっていた。逃避については、学年次ごとに得点が有意に低くなっており、学年が進むに伴い、得点が低くなる様相がはっきりとみられた。障害不安については、3年次で得点が高まっていた。これは、採用や面接に関連することであった。調査時の8月は、3年次にとって学校推薦を得るための校内選抜の時であるため、障害不安の得点が高まっていると思われる。不安の高い生徒には、不安を軽減するための個別対応が必要かもしれない。モラトリアムについては、大学生のように高まってはいないが、3年次でも得点が低くなることはなかった。したがって、モラトリアムの項目にある「将来、職業につかずに、好きなことをしていきたい」というような傾向は、キャリア選択が進んだとしても残っていると考えられる。不決断と、決定不安、逃避は、大学生、工業高校生ともに自己効力感のすべての

下位尺度と負の関連があった。相談希求は大学生の3年生で主に目標選択と負の関連があった。工業高校生では、1年次で、計画立案と正の関連があった。大学生では、相談を欲しているのは、目標選択の自信が低い時であり、工業高校生では、相談を欲する生徒は、計画立案も高いという積極的な相談のあり方がうかがえる。葛藤が高いと、大学生では、目標選択が低くなり、工業高校生では、葛藤が高いと、3年次で目標選択、計画立案、情報収集、意思決定の主体性度が低くなっていることがみられた。葛藤があると工業高校生では、キャリア選択への影響が大きいと推察される。

自尊感情との関連では、大学生は変わりなかったが、工業高校生では、3年次になると得点が高まった。そして、大学生よりは少し低いがすべての自己効力感の下位尺度と関連し、自己評価との関連が最も高かった。Big Five は、大学生では、誠実性 (C) と協調性 (A) の得点が3年生で高まり、情動性 (N) の得点は3年生が1年生よりも低かった。工業高校生では、誠実性 (C) と情動性 (N) の得点が3年次で高かった。情動性 (N) については、大学生と高校生の得点差が逆転した。Big Five との関連については、大学生の情動性 (N) は1年生で自己評価を下げるように関連し、3年生でも、自己評価、目標選択とともに抑制的に関連した。しかるに工業高校生では、情動性 (N) は、1年生のみ関連がみられ、すべての自己効力感を促進していた。特に意思決定の主体性度を高めるように関連していた。このことは大学生と工業高校生で情動性 (N) のキャリア選択自己効力感への関連は促進的か抑制的の逆向きとなったこととなり興味深い。誠実性 (C) と開放性 (O) については、大学生、工業高校生ともに同程度にすべての下位尺度を促進していた。外向性 (E) は、大学生では、すべての下位尺度を促進していたが、工業高校生では、自己評価、目標選択と関連はあったが、計画立案、情報収集、意思決定の主体性度とは低い関連で、情報収集とは関連がなかった。協調性 (A) については、大学生ではあまり関連がみられなかったが、工業高校生ではすべての下位尺度と関連がみられた。このように大学生と工業高校生を比べてみると、キャリア選択自己効力感尺度との関連では、キャリア意思決定の障害不安、相談希求、モラトリアム、また、Big Five の情動性 (N)、外向性 (E)、協調性 (A) のようにかなり関連の度合いが異なるものがあった。

5-3. 進路決定状況による縦断的追跡

目 的

第1章第1節で紹介したように、専門高校の中でも、工業高校では約63.3%の生徒が就職するという高い就職率を示している（文部科学省，2013a）。藤原（2010）は、高校3年間で5回の調査から、専門高校の就職希望者の率が安定して高く推移し、1年生初めに12%ほどいた未決定者も3年生初めには、2.5%以下に減少していることを明らかにし、縦断的調査からも一貫して非進学を選ぶパターンが多いことを報告している。しかし、普通科・職業科の高校生を対象とした荻谷他（1997）の調査では、高校3年生の4月段階で、卒業後の進路について「あまり考えていない」生徒が約2割いることを指摘している。また、キャリア選択・決定を先送りし、未決定のままの卒業や「すぐに社会に出るのが不安」や「周囲の人がみな行く」からという消極的理由で上級学校へ進学する生徒もみられるとの報告もある（荻谷他，2003；Benesse 教育研究開発センター，2005）。フリーターやニートとよばれる若年者の中には、青年期に職業選択について先延ばしをして意思決定をしていない者もいると指摘されている（長山，2003；玄田・曲沼，2004；小杉，2003）。専門高校においても、寺田（2009）は、卒業後の進路選択の多様化や、目立ってきた早期離職などの変化を指摘し、キャリア教育などの支援の必要性を述べている。

進路決定状況が未決定とは、第1章第5節で紹介したように、キャリア発達の途中にあり、まだ意思決定をしていない状況である。通常は時間経過とともに意思決定へとつながっていくが、未決定が長引いて意思決定が困難になった状態は、キャリア不決断の状態であり、支援が必要となる（Crites, 1969）。

本節では、工業高校の1年次から3年次にわたる進路決定状況の変更を変化ととらえ、その進路決定のパターンとキャリア選択自己効力感との関係を検討する。本節では横断的な比較ではなく、1年次から一人ひとりの生徒のキャリア発達を縦断的に3回追跡していくことにする。そして、1年次での進学、就職、あるいは未決定という選択が、その後3年間でどのように変わるのか、また、この変更パターンとキャリア自己効力感との関係をもることによって、尺度の妥当性を検討し、未決定にある生徒へのキャリア発達支援に役立つ資料を探求することを目的とする。

方法と分析

調査対象者：調査対象者：2007年から2010年にかけて、工業高校で8月末の夏季進路

セミナー前に調査を実施した。3回全てに回答した2007年入学生徒135名（うち女子1名）と2008年入学生徒151名（うち女子1名）の286名を対象とした。1回目の調査時の平均年齢（SD）は、それぞれ、15.36歳（.511）、15.42歳（.509）であった。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお、項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。信頼性を示す α 係数は、1年次で情報収集の.79から意思決定の主体性度の.87となり、2年次で情報収集と目標選択の.85から計画立案の.90、3年次で情報収集の.86から計画立案の.90となった。

本節の調査では、かなりの欠損反応がみられた。縦断的に分析することができるデータを確保するために、欠損反応には、EM法（岩崎, 2002参照）による推定を行った。この方法を適用したのは、各尺度の項目数のうち、半数未満の項目で欠損がみられた場合にのみとし、欠損が多い標本については、分析から除外した。対象となったのは、2007年入学生徒135名のうち、1年次は29名分、2年次で11名分でどちらも1から11項目の欠損、3年次で13名分で1から6項目の欠損であった。2008年入学生徒151名のうち、1年次は25名分で1から10項目の欠損、2年次で5名分で1項目のみの欠損、3年次で12名分で1から2項目の欠損であった。

心理的決定状況での群分け：将来の進路について3つの選択肢（「進学」「就職」「未定」）への回答を3回の各調査で求めた。清水・坂柳(1988)のように、1年次の心理決定状況を基に、2年次での回答を組み合わせて、キャリアの決定状況の変化パターンを分類することにした。これらの進路選択についての群と3回の測定機会である学年を独立変数とし、自己効力感を従属変数とした2要因の反復測定分散分析を行った。以上の分析には、IBM SPSS Statistics 19を用いた。

結 果

3回の測定機会での下位尺度の統計量をTable5-3-1に示す。尺度の信頼性は、自己効力感では.80（目標選択, 1年次）から.90（計画立案, 2, 3年次）で、いずれの測定機会でも十分にレベルの値を得ることができた。1年次から3年次にかけて希望する進路選択パターンを示したものがTable5-3-2である。ここでは、1年次の就職・進学の進路選択と1, 2年次での未決定に着目し、5つの群にわけた。1年次で進学を選択し、その後、2年次・3年

次で未決定とはならずに進学か就職を選択した「進学」群，1年次に就職を選択し，その後も進学か就職を選択した「就職」群，1年次でのみ未決定であった「1未定」群，2年次で未決定に一時変わった「2未定」群，1，2年次とも未決定と回答した「両未定」群の5群とした。

Table 5-3-1 3回の測定機会の縦断調査による下位尺度の統計量(N=286)

下位尺度	1年次		2年次		3年次	
	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD
自己評価	2.63	0.64	2.60	0.66	2.74	0.63
目標選択	2.56	0.61	2.53	0.61	2.77	0.63
計画立案	2.26	0.62	2.32	0.64	2.59	0.67
情報収集	2.43	0.63	2.49	0.64	2.76	0.64
意思決定の主体性度	2.72	0.67	2.81	0.64	3.05	0.66

注:すべての尺度得点は，項目数の5で除している。

Table 5-3-2 縦断調査における1年次から3年次での進路選択パターンによる分類

1年次 進路選択	2年次 進路選択	3年次		N	%	進路選択群(略号)
		進学	就職			
進学	進学	14	3	22	7.7	1年次進学希望 (進学)
	就職	1	4			
就職	進学	7	6	181	63.3	1年次就職希望 (就職)
	就職	12	156			
未定	進学	3	3	39	13.6	1年次未定 (1未定)
	就職	5	28			
進学 就職	未定	3	5	21	7.3	2年次未定 (2未定)
		4	9			
未定	未定	5	18	23	8.1	1・2年次未定 (両未定)
計		54	232	286	100	

選択自己効力感の1年次から3年次までの進路選択パターンの5群の縦断的变化をみるために，尺度の平均と標準偏差をTable5-3-3に示した。そして，進路選択パターン群による3年間での変化の様相を検討するために，各尺度別に反復測定の分散分析を適用した。この分析では，学年と進路選択パターン群の主効果とそれらの交互作用について検討した。その結果がTable5-3-4である。

Table 5-3-3 進路選択パターンによるキャリア選択自己効力感の
3年間の尺度得点の縦断的变化(N=286)

進路選択群(N)		進学(22)		就職(181)		1未定(39)		2未定(21)		両未定(23)	
		平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD
自己評価	1年次	2.78	0.69	2.65	0.62	2.69	0.59	2.43	0.60	2.59	0.76
	2年次	2.78	0.67	2.64	0.62	2.42	0.60	2.43	0.73	2.60	0.87
	3年次	2.87	0.75	2.77	0.64	2.49	0.53	2.69	0.48	2.66	0.67
目標選択	1年次	2.93	0.56	2.59	0.59	2.62	0.55	2.32	0.53	2.37	0.76
	2年次	2.86	0.69	2.58	0.58	2.41	0.61	2.33	0.57	2.32	0.67
	3年次	3.02	0.80	2.82	0.62	2.59	0.56	2.61	0.60	2.62	0.63
計画立案	1年次	2.50	0.61	2.29	0.61	2.29	0.66	1.98	0.42	2.21	0.77
	2年次	2.50	0.68	2.35	0.61	2.35	0.59	2.21	0.67	2.04	0.72
	3年次	2.81	0.80	2.63	0.68	2.50	0.56	2.40	0.68	2.53	0.56
情報収集	1年次	2.88	0.67	2.40	0.58	2.55	0.59	2.19	0.63	2.51	0.75
	2年次	2.84	0.79	2.50	0.57	2.54	0.55	2.30	0.72	2.34	0.83
	3年次	3.05	0.74	2.79	0.59	2.60	0.55	2.64	0.76	2.62	0.71
意思決定の主体性度	1年次	3.14	0.57	2.70	0.68	2.56	0.53	2.75	0.65	2.68	0.78
	2年次	3.29	0.64	2.75	0.62	2.79	0.59	2.81	0.52	2.77	0.81
	3年次	3.16	0.81	3.07	0.64	3.04	0.67	2.80	0.64	3.03	0.61

Table 5-3-4 キャリア選択自己効力感の反復測定分散分析の結果(学年×進路選択群)

	学年		進路選択群		交互作用 F(8, 562)	
	F(2, 562)	多重比較	F(4, 281)	多重比較		
自己評価	2.54	⊥	1,2<3年次	1.71	0.94	
目標選択	10.21	***	1,2<3年次	5.42 ***	進>2未(⊥), 両未, 1未, 就>1未	0.62
計画立案	21.14	***	1,2<3年次	2.91 *	進>1未	0.90
情報収集	15.47	***	1,2<3年次	3.90 **	進>就, 両未(⊥), 1未	1.85 ⊥
意思決定の主体性度	11.83	***	1,2<3年次	2.50 *	進>就, 1未(⊥)	2.34 *

注1: 有意水準は次のように表示した。*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, ⊥ $p < .10$

注2: 主効果が有意であった場合にはTukey法による多重比較をおこなった。

注3: 進-進学, 就-就職, 1未-1年次未定, 2未-2年次未定, 両未-両年次未定と略している。

学年による主効果は、全ての自己効力感にみられ、学年が上がるとともに自己効力感も上がっているパターンがとらえられた。それを Figure5-3-1 に図示した。『自己評価』では、1-2年次であまり変化がみられず、変化の傾向がみられるにとどまった。『目標選択』では、1-2年次で少し下がったが、2-3年次で上がった。『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』については、学年とともに一貫して上がったが、2-3年次での上昇がより大きく、『意思決定の主体性度』の上昇は大きかった。

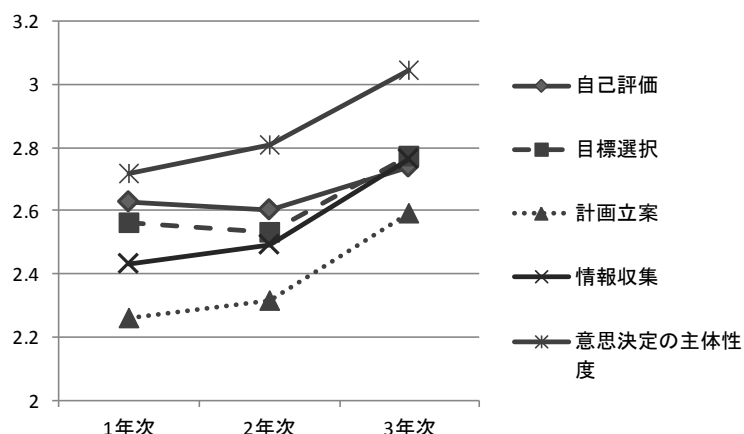


Figure 5-3-1 キャリア選択自己効力感の3年次までの縦断的变化
(反復測定分散分析結果 学年による主効果)

進路選択群による主効果については、Figure 5-3-2 に示した。主効果は、『自己評価』を除く他の下位尺度でみられ、「進学」群と「1 未定」群に差があった。『情報収集』と『意思決定の主体性度』では、「進学」群と「就職」群との間にも差がみられた。『目標選択』では、「進学」群が、全ての未定群である「1 未定」群、「両未定」群、「2 未定」群（傾向のみ）よりも高く、「就職」群も「1 未定」群よりも高かった。

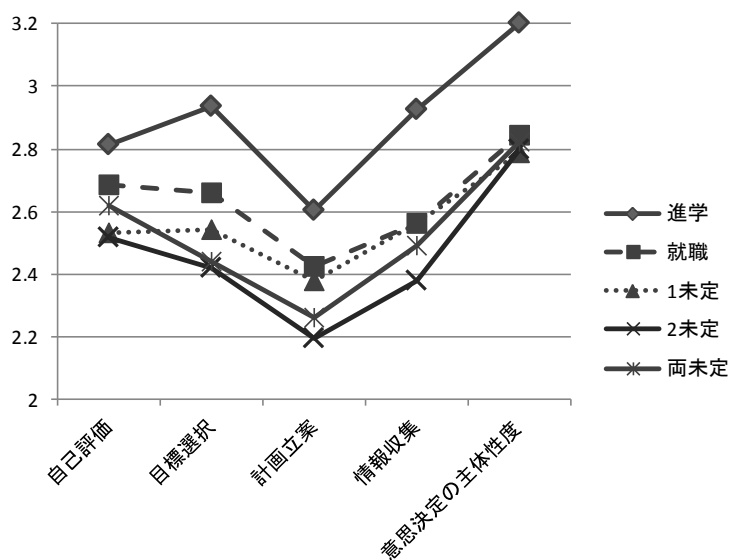


Figure 5-3-2 キャリア選択自己効力感の進路選択パターンによる縦断的变化
(反復測定分散分析結果 進路選択による主効果)

進路選択群と学年の交互作用では、『情報収集』に有意差の傾向が、『意思決定の主体性度』で5%水準の有意差がみられた。『意思決定の主体性度』の結果を Figure 5-3-3 に示す。『意思決定の主体性度』では、全ての年次で「進学」群が高く推移した。1年次、2年次で

「進学」群は、「就職」群と「1未定」群よりも高かったが、2年次では、「進学」群は、さらに、「両未定」群よりも高い傾向がみられた。

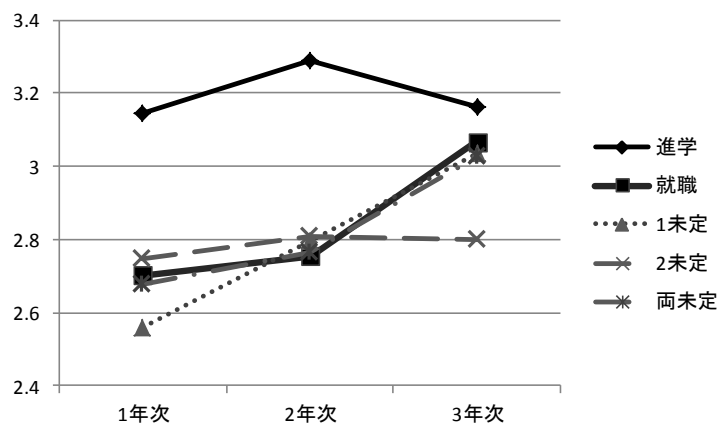


Figure 5-3-3 『意思決定の主体性度』の進路選択パターンによる縦断的变化
(交互作用: 学年×進路群)

考 察

本節では、工業高校の1年次での進学・就職・未決定の進路選択パターンとキャリア発達との関連を、3年次までの縦断的調査から検討した。本工業高校生の回答では、3年次の初めには、未決定のままの生徒はほとんどみられず、進学か就職かの選択を行っていた。2年次・3年次で進路変更をする生徒もみられたが、1年次の進路選択により5群に分けた。本節では、未決定者に着目し、1年次、2年次、両方の3つの未定群を分けて取り出した。これにより、「就職」群に人数が偏り、他の群の人数が少なくなったが、5つの進路選択パターンによるキャリア選択自己効力感の3年間の変化の様相についてはとらえることができた。

全体としてみると、キャリア選択自己効力感については、1-2年次での高まりは小さく、むしろ低下傾向もみられるが、変化は2-3年次でおきていた。このことは、1-2年次での様々な支援の効果はすぐに期待できないことを示しているが、2-3年次であらわれるようになるといえる。これについては、第1節でのキャリア教育の効果が教育後にみられたものの、1年生の1年後では元に戻ったという清水(2011)の報告のように、1-2年次では、目立った高まりがみられないことを示している。

キャリア選択自己効力感については、連続して高くならず、『自己評価』と『目標選択』

はともに、2年次で一度少し低くなる傾向がみられた。『計画立案』と『情報収集』は、1-2年次での高まりよりも、2-3年次でより高まるというよく似た傾向を示した。このような様相は、横断的データからではとらえることも解釈も難しいが、個々の生徒を縦断的に追跡することによって変化の軌跡を明確にとらえることができた。

進路選択の5群の違いでは、「進学」群とほかの群との間で大きな違いがみられた。『目標選択』で、最も差が大きく表れた。「進学」群は、すべての未定群よりも目標を選択する自信が高かった。工業高校で進学を希望する生徒は、他の生徒よりもキャリア選択への取り組みが高いことがいえる。「就職」群も「1未定」群よりも得点が高かったことから、1年次で未定を経験すると、なかなか目標を選択する自信が高まらないことがみられた。次に『情報収集』の差が大きかった。「進学」群は、「就職」群、「1未定」群、「両未定」群よりも得点が高かった。すなわち、1年次から進学を考える生徒は、情報を収集することが就職を考えている生徒よりも高く、就職を考えている生徒は、未定の生徒と差がないほど低かった。『意思決定の主体性度』においても、同様の傾向がみられ、1年次から進学を考える生徒は、就職を考えている生徒と1年次に未定だった生徒よりも主体的に意思決定をしていく自信が高かった。『計画立案』では、進学を考えている生徒は、就職を考えている生徒とは差がみられず、1年次で未定の生徒よりも得点が高かった。2年で未定に変更した生徒は人数が少ないことが影響したためか、あまり有意とはならなかった。

進路選択群と学年の交互作用で有意差のあった『意思決定の主体性度』でみると、1年次での群間差は大きい。「進学」群では1年次から『意思決定の主体性度』が高く、1年次から将来働くことを考えているとみられる。「就職」群は、『意思決定の主体性度』では、2年次まで、「進学」群よりも低く、未定の3群と似たパターンを示した。「1未定」群は、1年次の『意思決定の主体性度』は最も低く、2年次からは未定ではなくなっているのだが、「両未定」群と似たパターンを示し、2年次においても主体的に進路選択に取り組むことが低かった。しかし、いずれの群も2-3年次に大きく変化し、3年次では「進学」群と差がなくなっている。専門高校での指導の手厚さといった特徴といえるのかもしれない。その中で、「2未定」群では、3年次においても『意思決定の主体性度』が有意ではないが低いままであるのが気になるところである。1年次では未決定でなく、2年次に未決定となる生徒は、何らかの躓きがあるのかもしれない。このような生徒には、進路選択への個別の支援が必要であると思われる。

以上をまとめると、1年次から進学を意識している生徒は、その後のキャリア発達が進ん

でいるといえる。就職を1年次で選択すると、2年次になって、ようやく仕事を主体的に意識し始め、2-3年次で急速にキャリア発達がなされるといえる。未決定を1度でも考えた生徒も、3年次で他と差がない程度に発達はしているが、2年次で未決定となった生徒は、個別の支援を必要としていると思われる。2年次で未決定となった生徒は、全体の7.3%であったことから、2年次での支援は重要であると考えられる。

総合的にみると、3年間にわたり縦断的にみていくことで、キャリア選択自己効力感の下部尺度の軌跡に特徴がみられ、調査対象の工業高校の平均的なキャリア発達がとらえられ、尺度の妥当性が示されたといえよう。さらに、1年次の進路選択により群に分けてみると、1年次からの選択の違いによる発達は2年次まで影響していることが見受けられるため、1年次での進路選択を念頭に入れての支援が効果的なのではないかと考える。キャリア発達の支援は個別的なものであり、1年次の進路選択や未決定の継続状況を考慮しながら、一人一人のキャリア発達をとらえつつ支援していくことが大切であろう。早めに希望の進路を把握することで、不本意入学の生徒へのキャリア発達への支援ができ、また、未決定が続く生徒の中途退学や安易な進路選択を防ぐための支援が出来るのではないかとと思われる。

本節での進路別の縦断的結果からは、藤原（2010）の報告のように、工業高校では入学時から一貫して就職を選択する生徒が多く、3年次で未決定という生徒は、対象となった工業高校ではみられなかった。2-3年次には、多くの生徒がキャリア選択に取り組んでいるとみられる。しかし、進学を入学時から予定している生徒とその他の生徒とでは、1年次、2年次では大きな差があり、特に目標を選択することや情報を収集することへの自信に違いがみられた。このことから、職業の世界への移行となる就職を予定している生徒に対して、キャリア選択により強く関与するための支援が必要であろうと示唆される。

就職を選択する生徒が多いことに加えて、進路選択のパターン分類を3回の測定に適用したこともあり、人数の偏りは非常に大きくなった。このため、本節では、少ない人数の群もあり、群によっては人数に偏りが出たため、分散分析を用いざるを得なかった。十分な数のデータに対しては、SEMによる縦断的な解析方法（例えば、清水，2011；清水・三保・紺田・花井・山本，2011 など）を適用することが今後の課題である。

付 記

本節は、花井・清水（2012）に加筆したものである。

5-4. 学校適応との関連

目 的

キャリア選択・意思決定の行動は、社会経済的・文化的文脈の影響を受ける。生徒は、家族やクラスに所属し、親や友人との会話の影響を受ける。本節では、集団としての学校とクラスからの影響を検討する。高校段階では、クラスは1つの生活単位であり、その中で教師との関係や、友人関係あるいは学業成績はクラスや学校への所属感や満足感、あるいは不適応感に影響を与えている。その学校、クラスで感じる満足感や不適応感が、成員である工業高校生のキャリア選択にどのように関連しているかを検討する。松井・鈴木（2002）は、河村（1999）の学校生活満足度尺度を修正して用い、普通科高校生を対象に進路成熟と自己肯定感との関連を分散分析により調べた。そして、進路成熟の3つの下位尺度である、教育・職業・人生の進路成熟のいずれにおいても、学校生活に適応している方が進路成熟は高く、自己肯定感も高かったと報告している。また、大谷（2003）は、普通科高校生を対象として、進路の明確さと進路変更の柔軟性の自己効力感が、直接的、間接的にプラスに学校適応感に影響しているという結果を得ている。このように生徒がクラス内で感じる不適応感や満足度と、その生徒の進路に対する自己効力感との関連が報告されている。

さらに、工業高校生は、学校教育の中で、職業教育がなされ、その専門性を活かしてキャリアを選択していくことが期待されている。不本意入学や工業高校の専門性に關心を持たずに入学してきた学生もいると思われる。そのような生徒は学校への所属感や承認されているという満足感が低く、キャリア選択にも影響があるのではないかと考えられる。したがって、工業高校で学んだ技術を使う仕事を希望しているかという専門志向の側面からも検討を加えることは、工業高校生に対してキャリア支援をしていくために意味のあることと考える。

本節では、キャリア選択に及ぼす変数として、学校生活満足度尺度から承認・満足と不適応と職業の専門志向をとりあげ、専門学科の一つである工業高校生を対象にこれらの間の関連をキャリア選択自己効力感の下位尺度でとらえ、妥当性の検討をする。

方 法

調査対象者：ある工業高校の2009年入学の1年生227名、2年生199名、3年生182名に対して、8月のキャリアセミナー時に質問紙調査を行った。本節で使用した尺度に完全

な回答をした 379 名（1 年生 124 名，2 年生 131 名，3 年生 121 名；男子 376 名，各学年に女子 1 名）を対象とした。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の 5 領域で各 5 項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお，項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の 4 件法である。

学校生活についての適応度や満足度の測定には，河村（1999）の学校生活満足度尺度（高校生用）を用いる。これは，クラスメートや教師からどのくらい承認されているかと満足度の 10 項目と，いじめや冷やかしの被害（被侵害）と不適応の 10 項目の計 20 項目からなることされる，5 件法で測定する。

キャリア選択についての専門志向については，「将来，専門学科を生かした仕事につこうと思いますか」という質問で，専門学科で得た知識・技能をいかして就職したいかをたずねた。この質問への回答で，「そう思う（86 名）」「ややそう思う（143 名）」と回答したものを「専門志向が高い（229 名）」群とし，「あまりそう思わない（100 名）」「まったくそう思わない（47 名）」と回答したものを「専門志向が低い（147 名）」群の 2 群とした。

分 析

キャリア選択自己効力感尺度と学校生活満足度については，専門志向の高低の 2 群と学年を独立変数，自己効力感の 5 領域の下位尺度のそれぞれを従属変数とした横断による 2 要因の分散分析を行う。また，尺度間の相関分析を行う。

結 果

学校生活満足度尺度についての次元性

学校生活満足度尺度について，EFA（主因子解，Promax 回転）を適用した。この結果を Table5-4-1 に示す。学校生活満足度尺度の次元性については，固有値の減衰傾向（5.307, 4.145, 1.426, .916, .910）から 2 因子解と 3 因子解の両方で検討した。河村（1999）と同様の 2 因子で明確な単純構造がえられ，因子間の相関は， $-.09$ と低いことから，2 つの下位尺度を独立して扱うこととする。1 つ目の因子は，「私はクラスの人から無視されるようなことがある」「私は，クラスメートから，耐えられない悪ふざけをされることがある」などのいじめやからかいの項目からなる因子で，学校やクラスでの不適応感を表すことから『不

適応』因子とした。2 つ目の因子は、「私はクラスの中で存在感があると思う」「学校生活で充実感や満足感を覚えることがある」などの承認や満足をたずねる項目からなり、学校生活での満足感を表すことから『満足』因子とした。それぞれの因子から下位尺度を作成した。

Table 5-4-1 学校生活満足度尺度の因子分析結果(Promax回転) (N=379)

項目	因子パターン			統計量	
	不適応	満足	共通性	平均値	標準偏差
8 私はクラスの人から無視されるようなことがある	0.80	-0.03	0.65	2.08	1.01
16 私はクラスメートから、耐えられない悪ふざけをされることがある	0.73	0.05	0.52	2.13	1.12
4 私はクラブなどの仲間から無視されることがある	0.72	-0.09	0.54	2.10	1.07
14 私はクラスの中で、孤立感を覚えることがある	0.71	-0.19	0.57	2.51	1.09
19 私は授業中に発言をしたり先生の質問に答えたりするとき、冷やかされることがある	0.71	0.29	0.55	2.29	1.05
12 クラスで班をつくるときなど、なかなか班に入れず残ってしまうことがある	0.64	-0.20	0.47	2.49	1.16
18 私はクラスの中で浮いていると感じることがある	0.62	0.22	0.40	2.55	1.03
10 私はクラスにいるときや部活をしているとき、まわりの目が気になって不安や緊張をおぼえることがある	0.61	-0.02	0.38	2.66	1.18
6 私はクラスや部活でからかわれたりバカにされるようなことがある	0.61	0.05	0.36	2.61	1.15
2 私は休み時間などに、ひとりでいることが多い	0.45	-0.27	0.30	2.81	1.23
3 私はクラスの中で存在感があると思う	-0.13	0.72	0.56	3.02	0.93
20 私はクラスやクラブの活動でリーダーシップをとることがある	0.20	0.66	0.45	2.43	1.16
17 私は学校・クラスでみんなから注目されるような経験をしたことがある	0.26	0.65	0.45	2.82	1.11
9 仲の良いグループの中では中心的なメンバーである	-0.08	0.62	0.40	2.88	0.89
5 私は勉強や運動、特技やひょうきんさなどで友人から認められていると思う	-0.07	0.61	0.38	2.97	0.94
1 私はクラスで行う活動には積極的に取り組んでいる	-0.02	0.61	0.37	3.40	1.12
7 学校生活で充実感や満足感を覚えることがある	-0.03	0.55	0.31	3.14	1.10
13 学校内で私を認めてくれる先生がいると思う	0.01	0.48	0.23	2.98	1.03
15 学校内に自分の本音や悩みを話せる友人がいる	-0.07	0.48	0.24	3.20	1.19
11 在籍している学校に満足している	-0.06	0.44	0.20	3.30	1.20
因子間相関	1				
	-0.09	1			

専門志向による自己効力感と学校生活満足度

キャリア選択自己効力感尺度と学校生活満足度尺度の学年と職業の専門志向による分散分析の結果を Table5-4-2 に示す。キャリア選択自己効力感では学年の主効果が『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』で 5%の有意水準でみられ、3 年生が 2 年生の得点よ

りも高かった (『目標選択』: $F(2,370)=3.557, p<.05$; 『計画立案』: $F(2, 370)=3.890, p<.05$; 『意思決定の主体性度』: $F(2, 370)=3.584, p<.05$)。専門志向については, 『計画立案』で 5%, 『情報収集』で 1%の有意水準で専門志向が高い方の得点が高かった (『計画立案』: $F(1, 370)=4.744, p<.05$; 『情報収集』: $F(1, 370)=9.705, p<.01$)。学校満足度では, 『満足』では, 10%の有意水準であるが, 交互作用がみられ, 専門志向が高い群では, 3年生が1年生よりも『満足』の得点が高い傾向があった ($F(2,370)=2.651, p<.10$)。『満足』尺度では3年生が2年生よりも高い得点を示す傾向があった ($F(2,370)=2.988, p<.10$)。『不適応』尺度では, 専門志向によっても, 学年によっても有意な差がみられなかった。

Table 5-4-2 職業の専門志向によるキャリア選択自己効力感尺度・学校生活満足度尺度の分散分析結果 (横断による学年×職業の専門志向)

		専門志向低い		専門志向高い		合計		
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
自己評価	1年生	2.619	0.684	2.642	0.615	2.634	0.637	
	2年生	2.556	0.732	2.663	0.655	2.618	0.688	
	3年生	2.739	0.666	2.792	0.656	2.770	0.658	
	合計	2.635	0.696	2.696	0.642	2.672	0.663	
目標選択	1年生	2.661	0.736	2.620	0.679	2.634	0.696	学年の主効果 $F(2,370)= 3.557*$ 3年生>2年生
	2年生	2.495	0.671	2.532	0.582	2.516	0.619	
	3年生	2.665	0.691	2.806	0.608	2.749	0.644	
	合計	2.600	0.697	2.649	0.633	2.630	0.658	
計画立案	1年生	2.381	0.764	2.368	0.700	2.373	0.720	専門志向: $F(1,370)= 4.744*$ 専門志向高い>低い 学年: $F(2,370)= 3.890*$ 3年生>2年生
	2年生	2.244	0.614	2.479	0.593	2.380	0.611	
	3年生	2.457	0.648	2.694	0.668	2.598	0.668	
	合計	2.355	0.674	2.507	0.667	2.448	0.673	
情報収集	1年生	2.567	0.716	2.598	0.681	2.587	0.690	専門志向の主効果 $F(1,370)= 9.705**$ 専門志向高い>低い
	2年生	2.396	0.679	2.726	0.586	2.588	0.645	
	3年生	2.567	0.675	2.847	0.570	2.734	0.627	
	合計	2.503	0.689	2.719	0.622	2.635	0.657	
意思決定の主体性度	1年生	3.042	0.714	2.963	0.658	2.990	0.676	学年の主効果 $F(2,370)= 3.584*$ 3年生>2年生
	2年生	2.764	0.662	2.979	0.592	2.889	0.629	
	3年生	3.016	0.661	3.158	0.569	3.101	0.609	
	合計	2.929	0.685	3.030	0.613	2.990	0.643	
満足	1年生	3.028	0.748	2.896	0.732	2.942	0.737	交互作用: $F(2,370)= 2.651 \perp$ 専門志向高いと 3年生>1年生 学年: $F(2,370)=2.988 \perp$ 3年生>2年生
	2年生	2.809	0.649	3.053	0.571	2.950	0.614	
	3年生	3.035	0.697	3.222	0.644	3.146	0.669	
	合計	2.948	0.699	3.051	0.665	3.011	0.679	
不適応	1年生	2.433	0.945	2.224	0.779	2.296	0.843	
	2年生	2.446	0.669	2.536	0.716	2.498	0.696	
	3年生	2.425	0.825	2.472	0.733	2.453	0.768	
	合計	2.435	0.804	2.405	0.754	2.417	0.773	
N	1年生	43		81		124		
	2年生	55		76		131		
	3年生	49		72		121		
	合計	147		229		376		

注1: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, $\perp p < .10$

学校生活満足度尺度との関連

学校生活満足度尺度とキャリア選択自己効力感尺度との関連をみるためにおこなった相関分析の結果を Table5-4-3 に示す。学校満足度の『満足』得点は、すべてのキャリア自己効力感の下位尺度と正の相関係数を示した。学校であるいはクラスで承認されていることはキャリア選択を促進していた。『不適応』得点は、『意思決定の主体性度』と負の関連を示し、学校やクラスで不適応を示していることがキャリア選択の意思決定の主体性に関連していた。

Table5-4-3 キャリア選択自己効力感と学校生活満足度との尺度の相関係数
(全体, 専門志向, 横断による学年)

			自己評価	目標選択	計画立案	情報収集	意思決定の主体性度
学校満足度	満足	全体	0.275 ***	0.279 ***	0.292 ***	0.189 ***	0.269 ***
	不適応	全体	-0.055	-0.050	-0.010	-0.032	-0.169 **
学校満足度(専門志向)	満足	専門 低群	0.314 ***	0.299 ***	0.302 ***	0.209 *	0.239 **
		志向 高群	0.252 ***	0.270 ***	0.284 ***	0.168 *	0.299 ***
	不適応	専門 低群	-0.131	-0.114	0.000	-0.013	-0.240 **
		志向 高群	0.013	0.011	-0.001	-0.022	-0.100
学校満足度(学年)	満足	1年生	0.123	0.172	0.119	0.018	0.120
		2年生	0.338 ***	0.316 ***	0.335 ***	0.163	0.314 ***
		3年生	0.352 ***	0.339 ***	0.420 ***	0.390 ***	0.374 ***
	不適応	1年生	-0.127	-0.144	-0.076	-0.118	-0.210 *
		2年生	0.053	0.140	0.152	0.253 **	-0.041
		3年生	-0.098	-0.106	-0.092	-0.218 *	-0.248 **

注1: 全体 N=379

(専門志向低群 N=147, 専門志向高群 N=229; 1年生 N=125, 2年生 N=131, 3年生 N=123)
専門志向項目の回答に欠損があるため, 合計人数が異なる。

注2: *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$

学校生活満足度尺度とキャリア選択自己効力感との関連を専門学科で学んだことを将来の仕事に生かしたいかという専門志向との関連でみると、『満足』得点との関連で専門志向の高低ではほぼ同じであったが、専門志向の高い生徒の方が、『満足』得点と『意思決定の主体性度』の得点との相関が高かった。『不適応』得点との関連では、専門志向の低い生徒のみが、『意思決定の主体性度』と負の相関を示した。

学年別の関連では、『満足』とキャリア選択自己効力感との関連は、高校1年生ではみられず、学年が上がった2年生、3年生でみられた。承認されていることと『情報収集』との関連は3年生でのみみられた。『不適応』得点と『意思決定の主体性度』との関連は3年生の方が高かった。また、『情報収集』との関連が2年生、3年生でみられたが、3年生では

不適応が高いと情報収集を抑制する関係であったが、2 年生では、不適応であることが情報収集を促進していた。

考 察

本節では、キャリア選択自己効力感尺度と関連する変数の中から、工業高校生が学ぶ環境として学校生活における承認と不適応をとりあげ、生徒の職業の専門志向による自己効力感への関連の検討をした。

学校生活満足度尺度の EFA からは、『満足』と『不適応』の 2 因子が単純構造でとらえられたため、2 因子として下位尺度で検討した。そして、学年と職業の専門志向によるキャリア選択自己効力感と学校生活満足度との関連を分散分析と相関分析で検討した。

3 年生が目標選択、計画立案、意思決定の主体性で 2 年生よりも高く、将来専門学科で学んだことを生かしたいという専門志向の高い生徒は、計画立案と情報収集の自信が高かった。このことから、専門をいかした職業に就きたいと思う生徒は、就職活動や企業の情報に敏感なのではないかと考えられる。また、3 年生は 2 年生よりも学校で承認され、満足していると感じ、専門志向の高い 3 年生は 1 年生よりも満足感が高かった。3 年生の満足感が高いことは、キャリア選択を高めることと関連があり、この学年で満足感を得ていることが望ましいといえる。

相関係数からは、学校生活での満足感が高いとすべてのキャリア選択自己効力感も高く、その関連は、専門志向の高低にはあまり関係がなかった。学年では、1 年生では関連していなかったが 2、3 年生では中程度に関連しているという特徴がみられた。1 年生は、まだキャリア選択に間があることから、満足感との関連が現れてこないのかもしれない。

学校で不適応感が高いと意思決定を主体的に行うことが難しくなるとみられた。専門志向が低いと、また、学年では 1、3 年生でよりその関連があるとみられた。2 年生では意思決定の主体性との関連はなかったが、2 年生で情報収集をむしろ促進していた。このことは、2 年生で学校に不適応感を感じている生徒は、学校での居場所があるとは言い難く、そのために卒業後のキャリア選択を考える方に向かうといえるのかもしれない。

松井・鈴木 (2002) が、学校生活に適応している方が進路成熟は高いと報告したように、学校生活への満足感と不適応感は、本節の結果からもキャリア選択に関連していた。その関連は、不適応感が意思決定の主体性のみに関連するように、キャリア選択を多領域でみることで明らかにされたといえ、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性が示された。クラ

スや教師から受ける満足はキャリア選択のすべての領域を促進するように関連し、学校生活での不適応はキャリア選択の主体的な意思決定を抑制していた。このことから、生徒が日々の学校生活の中で、教師やクラスの人から認められて満足し、無視や冷やかしを受けずに学校やクラスに居場所感をもつことが、キャリア選択にも重要なことであるといえた。このことは、キャリア支援において、個人のキャリア選択や決定の状況のみに関与するだけでは不十分で、学校生活の状況も考慮する必要があることを示唆した。

付 記

本節は、花井（2013）に加筆したものである。

5-5. インターンシップ, キャリア・モデル, 親との会話, フリーター観との関連

目 的

第3章第2節で、大学生を対象にキャリア選択自己効力感とキャリア・モデル, 親・友人との会話, フリーター観との関連をみた。キャリア・モデルとの関連については、5下位尺度のうち、自己評価を除く4つの領域でモデルがある学生の方が高い得点を示した。最も差が大きかったのは、目標選択で、次いで、計画立案, 意思決定の主体性度, 情報収集であった。キャリア・モデルを持つ学生は、キャリア・モデルをモデリングの対象として、キャリア選択において代理学習をすることになる。その結果、目標選択をはじめとする自己効力感が高かったことにより、金井(2004)の報告と同じようにキャリア選択でのキャリア・モデルの有効性が確かめられた。

職業について友人や親と話す学生も、自己効力感が高かった。親と話すことは自己評価以外の4領域で得点が高く、計画立案と情報収集が特に得点が高かった。友人との会話は、自己評価をも高めていた。このことは、大学生にとって、キャリア選択において親や友人と話すことは、計画を立てることや情報収集に役立っているといえた。また、フリーターに対して共感をもつ学生は、情報収集の自信が高い傾向が3年生でみられた。フリーターになる可能性を感じている学生は、意思決定の主体性度, 情報収集, 計画立案の自信が低く、自己効力感が低いという三宅(2005)の結果と同じになった。フリーターということに関心があることは、いろいろな職業情報を得ようとする動機づけになっているのかもしれない。しかし、フリーターになる可能性があると感じた学生は、キャリア選択に対して、主体的な意思決定, 情報収集, 計画立案に消極的だとみられた。このように大学生のキャリア選択に対し、キャリア・モデル, 親・友人との話, そしてフリーター観が及ぼす影響を自己効力感で多面的にとらえることができた。

本節では、大学生に影響を及ぼした要因に加え、キャリア選択におけるキャリア教育活動として実施されているインターンシップ(職業体験)をとりあげる。キャリア教育とともに具体的な職業体験が自己効力感に影響することは、たとえば、山田(2007)が、中学生の5日間の職場体験後に進路関連自己効力感(坂柳・清水, 1990)が高まったことを満足度水準との関連で報告している。本節においても、キャリア選択に影響を及ぼすとみられる要因をとりあげ、妥当性の観点から、それらの要因がキャリア選択自己効力感の下位尺度にどのくらいの期間影響するのかを3年次までの縦断的データにより検討する。

方 法

調査対象者：ある工業高校の2007年入学の230名（男子229名，女子1名）と2008年入学の243名（男子242名，女子1名）の生徒を対象にそれぞれ3年間，8月末に3回にわたり，繰り返して調査を行った。1年次，2年次，3年次での参加人数は，2007年入学生で，順に223名，195名，182名で，2008年入学生では，順に228名，199名，183であった。この3回のすべての調査に参加し，本研究で分析を行う尺度に対する完全な回答の生徒数は，2007年入学生で98名，2008年生入学生で118名であった。しかし，ランダムで生じたとみられる欠損値が回答にみられたため，EM法（岩崎，2002参照）による欠損値推定を行った。そして，2007年入学生が135名（男子134名，女子1名），2008年入学生が151名（男子150名，女子1名）の計286名からなる，1年生から3年生にわたる縦断的データを確定した。なお，1年次での希望進路は，1年次参加者451名のうち，「進学」が42名（9.3%），「就職」が269名（59.6%），「その他」が7名（1.6%），「未決定」が96名（21.3%），回答なしが37名（8.2%）であった。

測定変数：花井（2008）が開発した自己評価・目標選択・計画立案・情報収集・意思決定の主体性度の5領域で各5項目からなるキャリア選択自己効力感尺度を使用した。なお，項目の反応選択肢は「自信がある」「やや自信がある」「やや自信がない」「自信がない」の4件法である。

欠損値の処理：第5章第3節での分析と同じデータを用いた。欠損値推定は，第5章第3節に示したように，半数未満の項目で欠損がみられた場合にのみ推定した。

キャリア発達との関連を検討するための変数と群分け：EFAの結果から構成した尺度の妥当性に関して，インターンシップ，キャリア・モデル，将来の職業についての親（養育者）との会話，フリーターになる可能性といった側面から検討を加えてみることにした。そして，学年間の発達的变化をとらえるために，3回の測定機会である学年とこれらの側面への回答を独立変数とし，自己効力感の各尺度を従属変数とした2要因の反復測定の分散分析を行った。

(1)「インターンシップの経験がありますか」の質問への回答で，「あり」は74名，「なし」は205名であったので，この2群をインターンシップ「経験あり」群と「経験なし」群とした。なお，調査時点では工業高校でのインターンシップはまだ実施されていなかったため，ここでインターンシップの経験ありと答えた生徒は，中学校以前での職場体験の

経験について答えていることになる。中学校では職場体験ということの方が多いが、ここでは質問紙の通りにインターンシップとする。

(2)「将来の職業を決める際に、最もモデルにしたい人は誰ですか」の質問に関しては、「父 (29名)」「母 (5名)」「父母以外の身近な人 (19名)」「その他の人 (39名)」の選択肢に回答があるものを「モデルあり (92名)」,「特になし」と回答した生徒を「モデルなし (190名)」の2群に分けた。

(3)「将来の職業について、親 (養育者) と話しあう機会がどのくらいありますか」の質問に関しては、「非常にある (16名)」「かなりある (66名)」と回答したものを「会話あり (82名)」,「あまりない (133名)」「まったくない (64名)」と回答したものを「会話なし (197名)」の2群にまとめた。

(4)フリーターになる可能性として、「将来、フリーターになる可能性はありますか」の質問に関し、「そう思う (9名)」「ややそう思う (60名)」と回答したものを「可能性あり (69名)」とし、「あまりそう思わない (127名)」「まったくそう思わない (87名)」と回答したものを「可能性なし (214名)」の2群とした。

なお、分散分析では、Mauchly の球面性の検定の有意確率が 5%未満の場合は、Greenhouse-Geisser のイプシロンを利用して自由度を修正する。交互作用が有意となったものについては、Bonferroni の方法の自由度の調整により、各学年における単純主効果の多重比較を求める。ここで分析対象とした変数への回答が無回答の場合は、分析から除いたため、対象人数が異なることになる。分析には、IBM SPSS Statistics 19 を用いた。

結 果

縦断的データによる各学年次のキャリア選択自己効力感の尺度の平均、標準偏差については、第3節の Table5-3-1 に示したため、ここでは略す。信頼性についても第3節に報告したようにいずれも十分な高さであった。

インターンシップの経験との関連

インターンシップの経験による学年の自己効力感尺度の平均と標準偏差を Table 5-5-1 に示した。インターンシップの経験と学年の反復測定分散分析 (Greenhouse-Geisser) では、有意な交互作用はみられなかったが、学年による主効果が、自己効力感の 5 尺度すべてで有意であった (『自己評価』: $F(2, 540)=3.65, p<.05$; 『目標選択』: $F(2, 521)=16.64, p$

<.001; 『計画立案』: $F(2, 505)=33.97, p<.001$; 『情報収集』: $F(2, 535)=36.69, p<.001$; 『意思決定の主体性度』: $F(2, 526)=27.35, p<.001$)。その後の Bonferroni 法による多重比較では、1-2 年次では尺度得点に有意な差がなく、3 年次で尺度得点が有意に高くなった。また、『目標選択』のみで、インターンシップによる主効果がみられた ($F(1, 277)=5.88, p<.05$)。すなわち、高校 1 年次でインターンシップを経験していると回答した生徒は、経験のない方よりも、『目標選択』の得点が高かった。

Table 5-5-1 インターンシップの経験と学年次のキャリア選択自己効力感尺度の平均と標準偏差
(縦断による: $N=279$)

		1年次		2年次		3年次	
		平均	SD	平均	SD	平均	SD
自己評価	経験あり	2.70	0.65	2.73	0.63	2.80	0.59
	経験なし	2.60	0.62	2.56	0.67	2.70	0.63
目標選択	経験あり	2.64	0.67	2.69	0.60	2.86	0.58
	経験なし	2.52	0.57	2.46	0.60	2.73	0.65
計画立案	経験あり	2.25	0.62	2.41	0.59	2.62	0.69
	経験なし	2.26	0.61	2.29	0.65	2.58	0.67
情報収集	経験あり	2.47	0.66	2.55	0.58	2.79	0.60
	経験なし	2.40	0.60	2.46	0.66	2.73	0.65
意思決定の主体性度	経験あり	2.79	0.69	2.94	0.64	3.08	0.66
	経験なし	2.69	0.67	2.76	0.64	3.03	0.66

経験あり ($N=74$), 経験なし ($N=205$)

キャリア・モデルの有無との関連

キャリア・モデルの有無による学年の自己効力感尺度の変化(平均と標準偏差)を Table 5-5-2 に示した。キャリア・モデルの有無と学年の反復測定分散分析 (Greenhouse-Geisser) では、交互作用が『目標選択』 ($F(2, 530)=3.61, p<.05$) と『計画立案』 ($F(2, 519)=3.36, p<.05$) でみられた。その後の多重比較 (Bonferroni) で、『目標選択』では、1, 2 年次でキャリア・モデルの効果がありとなり (1 年次: $F(1, 280)=25.17, p<.001$; 2 年次: $F(1, 280)=17.05, p<.001$)、3 年次になってもキャリア・モデルのある生徒の『目標選択』の得点が有意に高かった ($F(1, 280)=4.03, p<.05$)。『計画立案』においても、キャリア・モデルのある生徒は、2 年次まで『計画立案』の得点が高かった (1 年次: $F(1, 280)=19.68, p<.001$; 2 年次: $F(1, 280)=5.33, p<.05$)。

また、学年による主効果が、自己効力感の 5 尺度すべてでみられた (『自己評価』: $F(2, 540)=4.39, p<.05$; 『目標選択』: $F(2, 530)=15.48, p<.001$; 『計画立案』: $F(2, 519)=32.50, p<.001$; 『情報収集』: $F(2, 541)=39.51, p<.001$; 『意思決定の主体性度』: $F(2, 536)=31.77,$

$p<.001$)。さらに、キャリア・モデルによる主効果は、『情報収集』を除く4尺度でみられた(『自己評価』： $F(1, 280)=9.77, p<.01$ ；『目標選択』： $F(1, 280)=21.57, p<.001$ ；『計画立案』： $F(1, 280)=11.24, p<.01$ ；『意思決定の主体性度』： $F(1, 280)=5.74, p<.05$)。すなわち、キャリア・モデルのある生徒は、4尺度の得点がキャリア・モデルのない生徒より高く、特に『目標選択』では、0.1%の有意水準で有意に高かった。

Table 5-5-2 キャリア・モデルの有無と学年次のキャリア選択自己効力感尺度の平均と標準偏差
(縦断による: $N=282$)

		1年次		2年次		3年次	
		平均	SD	平均	SD	平均	SD
自己評価	モデルあり	2.82	0.58	2.74	0.68	2.84	0.68
	モデルなし	2.55	0.65	2.55	0.65	2.70	0.60
目標選択	モデルあり	2.82	0.59	2.75	0.59	2.89	0.64
	モデルなし	2.45	0.58	2.44	0.59	2.73	0.62
計画立案	モデルあり	2.49	0.64	2.44	0.62	2.69	0.76
	モデルなし	2.15	0.58	2.25	0.63	2.56	0.63
情報収集	モデルあり	2.54	0.65	2.57	0.63	2.81	0.67
	モデルなし	2.38	0.61	2.45	0.64	2.74	0.63
意思決定の 主体性度	モデルあり	2.89	0.64	2.90	0.59	3.12	0.68
	モデルなし	2.64	0.68	2.76	0.67	3.02	0.64

モデルあり($N=92$)、モデルなし($N=190$)

親（養育者）との会話による関連

職業についての親（養育者）との会話による学年の自己効力感尺度の平均と標準偏差をTable 5-5-3に示した。職業についての親（養育者）との会話と学年の反復測定分散分析(Greenhouse-Geisser)では、『情報収集』で交互作用がみられた($F(2, 534)=3.85, p<.05$)。その後の多重比較(Bonferroni)で、親（養育者）と職業について会話をする生徒は、1、2年次で『情報収集』の得点が高かった(1年次： $F(1, 277)=5.09, p<.05$ ；2年次： $F(1, 277)=6.81, p<.05$)。そして、学年の主効果が、自己効力感の5尺度すべてでみられ、2-3年次で尺度の得点が高くなった(『自己評価』： $F(2, 532)=5.96, p<.01$ ；『目標選択』： $F(2, 514)=20.72, p<.001$ ；『計画立案』： $F(2, 509)=32.26, p<.001$ ；『情報収集』： $F(2, 534)=33.35, p<.001$ ；『意思決定の主体性度』： $F(2, 525)=30.82, p<.001$)。また、職業についての親（養育者）との会話の主効果がみられ、1年次の最初のころに親（養育者）と職業について会話をする機会の多い生徒は、会話の機会が少ない生徒よりも『意思決定の主体性度』を除く

自己効力感の4尺度の得点が高かった（『自己評価』： $F(1, 277)=4.88, p<.05$ ；『目標選択』： $F(1, 277)=12.75, p<.001$ ；『計画立案』： $F(1, 277)=8.52, p<.01$ ；『情報収集』： $F(1, 277)=3.96, p<.05$ ）。

Table 5-5-3 職業についての親(養育者)との会話と学年次のキャリア選択自己効力感尺度の平均と標準偏差（縦断による: N=279）

		1年次		2年次		3年次	
		平均	SD	平均	SD	平均	SD
自己評価	会話あり	2.74	0.58	2.68	0.71	2.84	0.63
	会話なし	2.57	0.66	2.55	0.64	2.68	0.62
目標選択	会話あり	2.72	0.62	2.70	0.66	2.91	0.65
	会話なし	2.49	0.59	2.43	0.55	2.72	0.63
計画立案	会話あり	2.42	0.71	2.45	0.65	2.69	0.69
	会話なし	2.18	0.55	2.24	0.62	2.55	0.67
情報収集	会話あり	2.56	0.70	2.64	0.64	2.78	0.67
	会話なし	2.38	0.59	2.42	0.64	2.76	0.64
意思決定の 主体性度	会話あり	2.82	0.70	2.90	0.61	3.10	0.69
	会話なし	2.68	0.66	2.75	0.64	3.02	0.64

会話あり(N=82), 会話なし(N=197)

フリーターになる可能性との関連

フリーターになる可能性の有無による学年の自己効力感尺度の変化（平均と標準偏差）を Table 5-5-4 に示した。フリーターになる可能性の有無と学年の反復測定の分散分析（Greenhouse-Geisser）では、交互作用はみられなかった。学年の主効果が、『自己評価』を除く自己効力感の4尺度でみられた（『目標選択』： $F(2, 527)=15.71, p<.001$ ；『計画立案』： $F(2, 520)=28.27, p<.001$ ；『情報収集』： $F(2, 545)=28.74, p<.001$ ；『意思決定の主体性度』： $F(2, 538)=25.83, p<.001$ ）。また、フリーターになる可能性の有無による主効果は、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』でみられ、フリーターになる可能性ありと答えた生徒は、それらの得点が有意に低かった（『目標選択』： $F(1, 281)=5.07, p<.05$ ；『計画立案』： $F(1, 281)=5.33, p<.05$ ；『意思決定の主体性度』： $F(1, 281)=9.02, p<.01$ ）。

Table 5-5-4 フリーターになる可能性と学年次のキャリア選択自己効力感尺度の平均と標準偏差（縦断による：N=283）

		1年次		2年次		3年次	
		平均	SD	平均	SD	平均	SD
自己評価	可能性なし	2.64	0.62	2.62	0.66	2.79	0.63
	可能性あり	2.62	0.69	2.57	0.66	2.57	0.62
目標選択	可能性なし	2.61	0.58	2.55	0.61	2.82	0.63
	可能性あり	2.41	0.66	2.48	0.62	2.63	0.64
計画立案	可能性なし	2.29	0.59	2.36	0.63	2.65	0.67
	可能性あり	2.17	0.68	2.19	0.62	2.44	0.67
情報収集	可能性なし	2.43	0.62	2.50	0.64	2.80	0.64
	可能性あり	2.42	0.65	2.47	0.63	2.64	0.63
意思決定の 主体性度	可能性なし	2.76	0.67	2.85	0.63	3.11	0.64
	可能性あり	2.57	0.69	2.66	0.69	2.83	0.65

可能性なし(N=214), 可能性あり(N=69)

考 察

キャリア選択自己効力感尺度の妥当性を検討するため、キャリア選択と関連する変数の中から、1年次でのインターンシップの経験、キャリア・モデルの有無、職業についての親（養育者）との会話、フリーターになる可能性という4つの変数を取りあげ、それらの変数と学年との2要因が自己効力感に与える効果を縦断的に検討した。

インターンシップの影響は目標選択にあらわれた。インターンシップを経験した生徒は、そうでない生徒よりも目標選択の得点が高かった。ここでのインターンシップは、方法でも記したように高校1年生の回答をもとにしたため、中学以前の職場体験のことを尋ねることとなった。中学での職場体験についての効果は、山田（2007）が5日間の職場体験について報告しているように体験先で高く満足していると進路自己関連自己効力は高まっていた。本節では、過去の中学の経験ではあったが、目標選択については、影響が持続していたことになる。高校でのインターンシップの影響については、今後、検討していくとする。

キャリア・モデルの有無では、モデルがある生徒の方が、目標選択の得点が高く、3年次まで群分けの差が持続した。計画立案の得点も2年次まで高かった。自己評価、意思決定の主体性度の得点にも促進的に影響を与えていた。

親との会話については、会話がある生徒の目標選択の得点が高く、計画立案、自己評価の得点も高かった。情報収集では、2年次まで会話がある生徒の得点が高かった。親との会話はおもに目標選択についての影響が強く、意思決定への影響は弱いものであった。

フリーターになる可能性については、3分の1の生徒が1年次で可能性があるという回答を選んでいった。可能性があるとした生徒は、目標選択、計画立案、意思決定の主体性度が低く、特に主体的な意思決定に影響していた。フリーターになる可能性があるかもと自らに逃げ場を残していると、キャリア選択の意思決定が遅れることにつながると考えられる。小杉（2004）がキャリア選択過程にいる若年者へ情報提供の必要性を述べているように、キャリア教育で1年次から、正規雇用、非正規雇用など雇用体制の情報を与えることは有効だと思われる。

本節の結果からは、1年次での親（養育者）との就職についての会話やキャリア・モデルの有無がその後のキャリア発達にも関連していることを示しており、3年間の追跡調査により、先行研究の横断的な調査による結果（清水・坂柳，1988；高橋，2008，2009）を縦断的に支持したといえよう。インターンシップの経験の有無については、中学以前の職場体験といわれる経験についての認識が、高校でのキャリア目標を選択することにも関連していることから学校段階が異なっても持続して影響していることを示している。また、フリーターになる可能性を1年次で感じていることが自己効力感の低さに関連していることから、将来をみすえたキャリア選択のために、情報収集だけでなく、目標の選択や計画立案や主体的な意思決定への積極的な支援が効果的であるといえよう。このようにまだ入学して間もない1年次での状況によるキャリア発達の違いが確認されたことは、入学後早からのキャリア支援の必要性を示唆するものと考えられる。

大学生から同じ項目に対して、回答を得ているので、大学生との比較を試みる。また、第2章第2節で構築した因果モデルとあわせて考えてみる。キャリア・モデルを持つことの影響は共通して目標選択と計画立案、そして意思決定の主体性を促進していた。しかし、工業高校生では自己評価を高め、大学生では情報収集をも促進している違いがみられた。このことから、工業高校生でキャリア・モデルを持つことは、因果モデルの起点となる自己評価に影響があり、大学生では、目標選択以降の過程に影響があるのではないかと推察される。

また、親との会話は、大学生にとっては、目標選択、計画立案、情報収集、意思決定の主体性度を促進しており、工業高校生にとって親との会話は、自己評価、目標選択、計画立案、情報収集を促進していた。このことからキャリア・モデルと同様に、大学生にとって、親との会話は、キャリア選択で目標を選択以降に影響すると考えられる。会話によって目標選択から計画立案や情報収集への自信が高まり、主体的な意思決定にも影響力を

持つと考えられる。しかるに工業高校生にとっては、親との会話は、自己評価を高め、おもに目標選択を促進しており、キャリア選択の初期段階に強く影響すると考えられる。

フリーターになる可能性があると回答した大学生は計画立案、情報収集、意思決定の主体性度の得点が低く、工業高校生では目標選択、計画立案、意思決定の主体性度の得点が低かった。このことは、フリーターになる可能性の有無は、大学生では情報収集の得点に違いがみられ、工業高校生では目標選択に違いがみられることを示した。このように因果モデルと合わせながら検討すると、大学生と工業高校生のキャリア選択の異なる領域にキャリア・モデル、親との会話、フリーターになる可能性の影響がみられた。

本研究では、就職を目前にして、就職率がよく似ている大学生と工業高校生を取り上げた。今後は、文系学部の大学生に対しては、似た職種を選択する可能性のある商業学科の高校生をとりあげ、そのキャリア選択の過程を比較することは意味があると思われる。さらに専門学科だけでなく、普通科と総合学科の高校生のキャリア選択についても本節のような家族やフリーター観等の変数を用いて検討することが大切であると考え。

付 記

本節は、花井（2012）を加筆修正したものである。

第 6 章 総合考察

大学生・高校生にとって、学校から職業生活への移行は重要なステップである。本論では、この移行の期間を学校入学から就職までにとらえた。そして、移行の中で、大学生と工業高校生のキャリア選択の過程でおきていることをとらえるためのアセスメントツールの開発を試みた。キャリア選択・意思決定に関するアセスメントツールが多く開発されている中で、自己効力感を取りあげた。そして、その内部構造について論じ、問題点をふまえた上で測定のための尺度の開発をおこなった。さらに開発されたキャリア選択自己効力感尺度の妥当性の検討をおこなった。以上のことについて、この章でまとめを行い、今後の活用について考えてみることにする。

各章のまとめ

第 1 章第 1 節では、大学生と高校生をとりまく学校から職業生活への移行の状況について論じた。大学生については、わが国の社会経済的な情勢の変化、それに伴う就職システムの変化により、自らの夢を追求する学生、就職活動の途中でやめてしまう学生など、スムーズに職業生活に入らずにモラトリアム状態に留まる様相をみた。高校生においても、学校からの就職斡旋のシステムが弱くなってきた。そして、少子化により大学の「ユニバーサル化」もあり、キャリア選択についてあまり考えることなく、進学するという様相がみえてきた。高校の中でも工業高校は、他の学科に比べて就職希望が多く、学校経由の就職指導も機能している専門学科である。しかし、この工業高校においても、進路の多様化による進学、就職後の早期離職、一人一社制の緩和など、高校の他の学科とよく似た状況が見られるようになってきている。

こうした状況に対して、第 2 節では、学校段階での文部科学省をはじめとする公の取り組みを紹介した。そこでは、キャリア教育やインターンシップなどのキャリア支援の施策が打ち出され、生徒のキャリア発達を促してきた。大学においても独自の取り組みが行われている。しかしながら、フリーターや卒業後の無業者、いわゆるニートの数は、減少しているとは言い難い。就職後 3 年以内の離職率にしても改善されたとは言い難い。そのため、学校段階の早くから、あるいは入学後の早くからのキャリア支援が導入されてきている。このような取り組みを効果的なものとするためには、生徒のキャリア発達の過程を明らかにし、それぞれの時期に適切な支援をすることが大切である。そのために学生全体とともに個々の学生に対して、キャリア選択・意思決定過程の評価をしていくことが必要となった。こうした状況から、キャリア選択・意思決定に対するアセスメントツールの開発

が行われてきた。

第3節では、アセスメントツールの一つで、今も、その内部構造について議論されているキャリア選択に対する自己効力感尺度をとりあげ、内外の研究と開発された諸尺度を整理した。この分野での先駆的な研究は、大学生を対象として、Taylor & Betz (1983) が、Crites (1965) のキャリア成熟理論におけるキャリア選択能力に対応する5次元からなるキャリア自己効力感尺度を提案したことであった。残念ながら、その後の多くの研究は、開発者たち自身の研究でも、この5次元を確認することに成功していない。5次元を求めながらも、1次元とする意見もあり、重要なツールであるにもかかわらず、次元性に関しては混乱したままの状況にあった。そこで、因子構造の分析方法と多次元尺度に向けての項目の表現についての問題を提起した。また、わが国におけるキャリア選択に関する自己効力感の研究に関しては、Taylor & Betz (1983) の影響を受けてはいるが、わが国の社会的文化的文脈を考慮し独立した道を歩んでいる。先行研究では、1次元尺度から11次元尺度という報告もあり、ここでも混乱がみられた。

第4節では、縦断的研究の必要性を論じ、キャリア選択に対する自己効力感が組み込まれた縦断的研究をレビューした。第5節ではキャリア選択に影響を与えると考えられる変数や要因をとりあげ、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性という観点から検討した。それらは、キャリア不決断、パーソナリティ特性のBig Five、不安、自尊感情の心理学的変数と、キャリア選択におけるキャリア・モデル、親・友人のサポート、フリーター観、学校での適応などの要因であり、キャリア選択自己効力感尺度との関連の研究を概観した。これらをふまえて、第6節では、本論文の目的についてまとめた。

第2章の第1節では、第1章第3節での議論をふまえ、わが国で開発されたキャリア選択に対する自己効力感尺度の項目の整理を行い、独自に5領域を想定した。大学生を対象に探索的因子分析を適用した結果、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』からなる5因子を抽出した。そして、因子分析結果から5個の下位尺度（各5項目）からなる25項目のキャリア選択自己効力感尺度を構成し、これらの下位尺度の信頼性が.84～.90であることを確認した。第2節では、キャリア選択自己効力感尺度の5因子に関して因子間相関ではなく、因果関係から構造方程式モデリングによりモデルの構成を試みた。その結果、『自己評価』→『目標選択』→『計画立案』→『情報収集』と『意思決定の主体性度』という流れで影響を及ぼしているパスをとらえ、適合度の良いモデルを構成した。第3節では、大学1年生と2年生を対象とした半年間隔の縦断調査を行い、

縦断的因子分析モデルを適用することによって、キャリア選択自己効力感 5 因子の半年間での安定性と変化を検討した。その結果、キャリア選択自己効力感の因子得点の平均の変化はみられず、大学 2 年生の『計画立案』と『情報収集』の安定性が比較的良かったものの、全体的に安定性は高かった。大学 1, 2 年生は、半年間ではそれほどキャリア選択自己効力感は変化しないといえた。しかし、2 年生の『自己評価』については、調査の第 1 測定機会では、既に 1 年生よりも平均が高かった。

第 3 章は、大学 1 年生から 3 年生を対象に、キャリア選択自己効力感尺度の妥当性を横断的に検討した。第 1 節では、分散分析により、『自己評価』と『情報収集』においてのみ大学 2 年生の平均が大学 1 年生よりも高いという学年差、また、『情報収集』においてのみ 3 年生の男子が女子よりも平均が高いという性差がみられた。同じデータで、キャリア不決断、Big Five、自尊感情、不安との関連を相関分析で検討した。キャリア不決断傾向を測定するキャリア意思決定の下位尺度の『不決断』と『逃避』は、すべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度の得点と負の関連を示した。『決定不安』と『モラトリアム』は、主に『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』の得点と負の関連を示した。『障害不安』『葛藤』『相談希求』は主に『目標選択』の得点と負の関連を示した。このようにキャリア選択・意思決定が困難な学生は、キャリア選択自己効力感の『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』の得点と負の関連が強く、特に『目標選択』と強く関連していた。

自尊感情はすべてのキャリア選択自己効力感の下位尺度と有意な関連があったが、特に『自己評価』の得点と関連が強かった。Big Five では、外向性 (E) は『自己評価』『情報収集』と、誠実性 (C) は『意思決定の主体性度』『計画立案』と、開放性 (O) は『目標選択』『自己評価』と、協調性 (A) は『情報収集』『意思決定の主体性度』と正の関連を示した。情動性 (N) は『自己評価』と負の関連を示した。特性不安・状態不安との関連をみると、いずれの下位尺度も状態不安との関連は低く、特性不安と負の関連がみられた。

第 2 節では、キャリア選択に関連する要因との関連を同じデータで分散分析により検討した。希望進路との関連では、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』で、進学希望の学生が就職希望の学生よりも平均が高かった。就職希望と未定の学生の平均に有意な差がなかったことから、就職希望の学生は業種や職種等を具体的に考えていないことが推察された。キャリア・モデルでは、『自己評価』とは関係なく、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』『情報収集』の順でキャリア・モデルのある学生の方がモデルをもたない学生よりも平均が高かった。友人との職業についての会話による関連は、すべての下位

尺度において会話のある学生が会話のない学生よりも平均が高かった。親との会話による関連では、『自己評価』以外の下位尺度で会話のある学生が会話のない学生よりも平均が高かった。フリーターになる可能性がないと答えた学生は、『意思決定の主体性度』『情報収集』『計画立案』の順で可能性があると答えた学生よりも平均が高かった。以上より、キャリア選択に対する自己効力感を1次元として集約するよりも、多次元尺度でみるほうがキャリア選択に関してキャリア支援などに活用できる詳細な情報を得ることができた。

第4章では、大学生を対象として抽出した5因子構造を工業高校生でも確認するために因子的不変性の観点から検討した。第1節では、工業高校生を対象とした探索的因子分析から5次元であることを確認し、第2節では、因子パターンと因子間の関係に関する4水準の因子的不変性を大学生と工業高校生の2集団同時分析で検討した。その際、キャリア選択自己効力感尺度の25項目の因子構造に関して、全体を1次元とする一般因子モデル、5因子とする1次因子モデル、5因子の上位に1個の2次因子を想定した2次因子モデル、そして、5因子間に因果関係を想定した因果モデルの4つのモデルを仮説的モデルとして検討した。これらのモデルを構造方程式モデリングに適用した結果、因果モデルの因子パターン不変性の水準が最も当てはまりがよいといえた。このことにより、キャリア選択自己効力感の次元と因子構造が、大学生と工業高校生において等価であると検証することができた。第3節では、2つの集団の因子的不変性をふまえて、大学生と工業高校生の得点を学年間で横断的に比較した。その結果、工業高校生では、キャリア選択自己効力感の『自己評価』と『情報収集』の得点は、学年とともに高まっていくが、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』の得点は、就職が眼前となった3年生で上がった。大学の1,2年生では、まだ就職活動が始まっていないせいか、『目標選択』『計画立案』『意思決定の主体性度』で学年間の平均の違いはみられなかった。

第5章では、工業高校生を対象として、キャリア選択自己効力感の妥当性を検討した。第1節では、夏季進路セミナーでのキャリア教育による生徒のキャリア選択自己効力感の変化を反復測定分散分析により検討した。その結果、キャリア選択自己効力感の下位尺度全てで、教育後で教育前よりも全体の平均得点が上がった。この傾向は『目標選択』で強くあらわれた。1年生では、『自己評価』を除く4つの下位尺度の得点が教育後に上がり、2年生では、『目標選択』『計画立案』『情報収集』の得点が教育後に上がった。3年生では、1年生よりすべての下位尺度で得点が高かったが、教育前後の変化はなかった。このことから、夏季進路セミナーでのキャリア教育の効果は、1年生と2年生で顕著に表れたといえた。

第2節では、工業高校生の1年次から3年次までの縦断的データにおいて、キャリア選択自己効力感とキャリア意思決定、Big Five、自尊感情との関連を相関分析により検討した。その結果、キャリア意思決定と自己効力感の下位尺度間の負の関連は、『相談希求』を除いて学年が進むとともに高くなった。また、『障害不安』は3年次でのみ自己効力感の下位尺度すべてと負の関連を示し、『相談希求』は1年次でのみ自己効力感の下位尺度すべてと正の関連を示した。パーソナリティ特性のBig Fiveとの関連では、『自己評価』と開放性(O)で、『目標選択』『計画立案』と外向性(E)、協調性(A)、誠実性(C)、開放性(O)で、『情報収集』と誠実性(C)で、『意思決定の主体性度』と誠実性(C)、協調性(A)で、主に関連がみられた。情動性(N)は1年次でのみ自己効力感のすべての下位尺度と弱い正の関連があった。自尊感情はすべての自己効力感の下位尺度との関連がみられたが、特に『自己評価』との関連が強かった。

第3節では、3年次までの同じ縦断的データで、1、2年次での希望進路の変更から5群に分け、反復測定分散分析によりキャリア選択自己効力感尺度の得点の変化を検討した。その結果、1年次に進学を希望した生徒は、3年次まで一貫して自己効力感の下位尺度すべての得点で高い傾向がみられた。特に『目標選択』『計画立案』『情報収集』『意思決定の主体性度』では、進学群は1年次で進路未定と答えた生徒よりも得点が高かった。第4節では、キャリア選択に影響を及ぼす変数として学校生活満足と不適応をとりあげ、キャリア選択自己効力感との関連を検討した。学校『満足』はすべての自己効力感の下位尺度と正の関連を示し、学校『不適応』は『意思決定の主体性度』と負の関連を示した。さらに専門学科の学習と関連した職業につくことへの希望で専門志向が高い生徒と低い生徒に分けて検討した。専門志向の高い生徒は、専門志向の低い生徒よりも『計画立案』『情報収集』の得点が高く、学校『満足』も高かった。このことは、キャリア支援において、個人のキャリア選択の状況を見るだけでなく、学校生活での適応状況にも配慮すべきであるとみられた。

第5節では、キャリア選択と関連のある変数を取りあげ、第3節と同じ縦断的データで工業高校生のキャリア選択自己効力感の変化を反復測定分散分析により検討した。中学以前の職場体験の経験の有無からは、経験している生徒の方が、『目標選択』の得点が高かった。キャリア・モデルがあることは3年次まで『目標選択』を高め、『計画立案』を2年次まで高めた。職業についての親との会話がある生徒は、『自己評価』『目標選択』『計画立案』『情報収集』の得点が高かった。フリーターになる可能性がないと答えた生徒は、『意思決

定の主体性度』『目標選択』『計画立案』の得点があると答えた生徒よりも高かった。

同一尺度による比較からの大学生と工業高校生の結果

キャリア選択自己効力感については、本研究で、学校段階の異なる大学生と工業高校生を同じ尺度で比べることが可能になった。そこで、2つの集団でのキャリア選択についてすべての章から考察し、8つの点を取りあげた。

1. 第2章第3節での大学生の縦断的因子分析による結果からは、大学生は1・2年生のいずれも半年間では自己効力感に変化がみられなかったが、自己評価のみが大学2年生の第1測定機会の時点で大学1年生よりも有意に高かった。第3章第1節の横断的にみた結果からも、第4章第3節で2つの集団の比較からも、大学2年生の方が1年生よりも自己評価の得点は高いという同様の結果を得た。このことは、データが異なるにも関わらず、同じ結果が得られたことを示している。また、本研究での因果モデルからみると、キャリア選択で起点となる自己評価で学年差があることになり、1年間の日々の生活による差がとらえられたとみていいのかもしれない。さらに、第2章第3節の計画立案と情報収集については平均の変化はみられないものの、安定性係数が他の因子と比べて低かった。このことは、得点が高くなる学生や低くなる学生がいるとみられ、集団内部に個人差がみられることを示した。

2. 大学生では、第3章第1節の横断的データから、自己評価と情報収集のみ大学1年生よりも2年生で得点が高くなったが、自己効力感の他の下位尺度の得点は大学1年生から3年生で違いはみられなかった。工業高校生では、第4章第3節の横断的データからと第5章第2節での縦断的に追跡したデータのいずれからも、高校3年生ではすべての自己効力感の下位尺度の得点が1, 2年生よりも高まっており、大学3年生と工業高校の3年生では、キャリア選択に対する自己効力感の様相は大きく異なるものであった。大学生については、大学3年生の夏前の調査であるため、キャリア選択の取り組みがまだ始まっていないのかもしれない。工業高校生では、キャリア選択の意思決定について、校内選抜のような就職活動の最中であった。キャリア選択に対する自己効力感は移行のための意思決定を前に急速に高まっていくものと推察される。

3. 第3章第1節と第5章第2節でのキャリア不決断を測定するキャリア意思決定尺度との関連からみる。大学生では、平均の変化はモラトリアムにみられ、2, 3年生になって1年生よりも高まった。工業高校生は3年生になると、不決断、決定不安、葛藤、逃避の得

点が 1, 2 年生よりも低くなり、逆に採用試験などへの不安を示す障害不安が 3 年生で高まった。

相談希求では、大学生の女子と大学 3 年生で自己評価、目標選択、計画立案、意思決定の主体性度と相談希求との間に負の関連があった。工業高校生では、1 年生でのみ、相談希求と自己効力感のすべての下位尺度との間に正の関連があった。このことから、大学生と工業高校生では相談を求める理由が異なることがうかがえる。大学生では、自己効力感が低く、キャリア選択意思決定が困難になり相談を求めるが、工業高校では、高校 1 年生で将来の選択に対して前向きに相談を求める様相が推察される。モラトリアムについては、工業高校生で、逃避と同様にキャリア選択自己効力が高まれば低くなるという負の関連がみられ、学年が上がるとともに関連は強くなり、目標選択でよりあらわれた。しかし、大学生では、2, 3 年生でモラトリアムの得点はむしろ高まり、学年が上がると自己効力感の下位尺度との関連は低くなった。大学 3 年生では目標選択の得点とモラトリアムとの関連は有意ではなくなった。これは、目標選択をしつつも「いつまでも学生でいたい」という思いをもっている学生が多いとみられる。

4. 自尊感情は、大学生では変化がみられなかったが、工業高校生では 3 年生で高まった。大学生、工業高校生の両方で、キャリア選択自己効力感のすべての下位尺度の得点が自尊感情と正の関連を示し、特に自己評価との関連が強かった。

5. Big Five では、大学生の誠実性 (C) と協調性 (A) が 3 年生で平均が高まり、情動性 (N) は 3 年生で低くなった。工業高校生では、誠実性 (C) と情動性 (N) の平均が 3 年生で高まった。誠実性 (C) と開放性 (O) については、大学生、工業高校生ともに同程度にすべての下位尺度の得点と正の関連を示した。そして、2 つの集団で情動性 (N)、外向性 (E)、協調性 (A) と自己効力感の関連に特徴がみられた。大学生では、情動性 (N) は、自己効力感のすべての下位尺度と負の関連を示したが、工業高校生では、情動性 (N) は、高校 1 年生で自己効力感のすべての下位尺度と正の関連がみられた。外向性 (E) は、大学生では、自己効力感のすべての下位尺度と正の関連を示した。工業高校生では、自己評価、目標選択と関連はあったが、計画立案、意思決定の主体性度とは低い関連で、情報収集とは関連がみられなかった。協調性 (A) については、大学生では、自己効力感との関連は弱かったが、工業高校生では、すべての下位尺度と関連がみられた。

6. キャリア・モデルを持つことは、大学生と工業高校生の両方で、目標選択、計画立案、意思決定の主体性度の得点を高めていた。キャリア・モデルを持つことは、自らのキャリ

アの目標を考える上で大切であることを示している。

7. 親との職業についての会話については、工業高校生では、会話がある生徒は意思決定の主体性度以外の下位尺度の得点が高く、大学生で親との会話がある学生は、自己評価以外の下位尺度の得点が高かった。すなわち、親との会話は、大学生と生徒に共通して目標選択、計画立案、情報収集に影響を与えているといえ、家庭での支援も大切であるといえる。

8. フリーターになる可能性があることについては、工業高校生では、可能性のない生徒で情報収集以外の自己効力感の下位尺度の得点が高く、大学生では、可能性のない学生で計画立案、情報収集、意思決定の主体性度の得点が高かった。このことは、移行の時に計画立案や主体的な意思決定についてキャリア支援を行うことで、大学生や生徒が安易にフリーターになることを防ぐことができるのではないかと示唆している。

以上の点から、キャリア選択自己効力感尺度を大学生と工業高校生に適用し、同じ変数や要因との関連を検討することができた。そこでは、大学生と工業高校生でキャリア選択自己効力感の 5 下位尺度の特徴をとらえることができた。こうした妥当性の検討から、キャリア選択自己効力感尺度を 5 次元でとらえることの有効性が明らかになったと考える。

キャリア選択自己効力感尺度について

本論では、キャリア選択に対するアセスメントツールとして、1980年代にキャリア選択・意思決定過程の測定に導入された自己効力感を取りあげ、内外の自己効力感の概念を用いた尺度について次元性から検討した。わが国の自己効力感尺度の動向をふまえて、分析法、項目の表現に留意しつつ、尺度作成をおこなった。この結果、大学生を対象として探索的因子分析で明確な 5 次元の因子構造をもつキャリア選択自己効力感尺度を構成することができた。

尺度の 5 因子間の関係について相関関係から因果関係に踏み込み、構造方程式モデリングを因果モデルに適用した。そして、『自己評価』から『意思決定の主体性度』に至るパスを持つキャリア選択の因果モデルを構成することができた。この 5 次元の因果モデルにより、大学 1, 2 年生を対象として、半年間の変化をとらえようとしたが、平均の変化はみられなかった。しかし、学年平均の変化はみられないものの、集団内に個人の変動があることをとらえた。そして、大学生を対象に作成した尺度を工業高校生にも適用し、その因子的不変性について検討した結果、工業高校生に対しても測定可能となり、学年での変化をとらえることができた。

また、キャリア選択に対する自己効力感を5つの下位尺度で測定することの妥当性を心理学的変数や他の要因から検討し、5次元としてとらえる尺度として有効であることを示した。このようにキャリア選択を行う学生や生徒に対し、5領域でキャリア発達の状況を知るためのアセスメントツールを提供することができたと考える。

実践的活用の可能性と限界

実践的活用の可能性を、キャリア選択自己効力感尺度の活用から提案する。

1. キャリア選択自己効力感尺度は、キャリア選択の場面での自己効力感を多面的に測定する。したがって、自己診断としての活用がある。これは、職業生活への移行に際して生徒や学生が自らのキャリア選択の過程における自らの状態を把握することである。この尺度は標準化の手続きをふんではないが、大学生と工業高校生については、蓄積されたデータを集団平均として利用できる。そこで、自ら描いたプロフィールと集団の平均を比較することが可能である。これにより、キャリア選択に対する自己効力感の自らの相対的位置を多面的にとらえることができ、キャリア選択過程で迷いが生じた時や定期的に自らのキャリア選択行動の状況を知ることができる。
2. キャリア支援のひとつである個別のキャリア・カウンセリングの場で、アセスメントツールとして活用することが可能である。キャリア・カウンセリングは一人一人自分に合った職業を主体的に選択するための支援である。大学のキャリアセンターあるいは学校の進路相談の場で、支援者は生徒や学生に寄り添って、生徒や学生がキャリア選択過程をたどり、スムーズに移行へと進むように支援する。そこで、多次元の因子からなり、それらの因子間に因果関係を仮定したキャリア選択自己効力感尺度を活用すれば、より具体的な支援が可能となる。たとえば、自己評価をせずに意思決定へと進むような学生には、自己評価に始まり、目標選択、計画立案の時間を増やすような支援が可能となり、定期的にその変化をとらえることができる。また、入学後における調査で、低い自己効力感を示す大学生や生徒を早くからスクリーニングすることにより見つけ出し、個別のキャリア支援につなげることができると考える。
3. さらに、生徒や大学生に対するキャリア教育や職業体験の前と後でキャリア選択自己効力感尺度を測定することで、支援者がそれらのキャリア支援の効果を把握する活用の方法がある。生徒や大学生にもフィードバックすることも可能である。キャリア選択を5つの領域から多面的にとらえるために具体的なプログラムの改善も可能となる。

4. 本研究でキャリア選択自己効力感尺度との関連を検討したキャリア意思決定、パーソナリティ特性の **Big Five**, 自尊感情, 不安などの尺度を併用することにより, 支援者は, モラトリアムや相談希求の高い生徒や学生, 低い誠実性 (C), 高い情動性 (N), 低い自尊感情, 高い不安を示す生徒や学生について, その特徴に配慮しつつ, キャリア選択の支援をすることができると思う。また, 希望進路, キャリア・モデル, 親との会話, 学校での満足などとキャリア選択自己効力感の下位尺度との関連をも考慮した支援ができると思う。

キャリア選択自己効力感が, キャリア選択の中でおきている変化をとらえ, キャリア選択過程のアセスメントツールとして役立つことは, 研究の場を実践の場に移すことにより実証される。実際に, 柴田 (2009) が女子大学生に対して用い, 山田 (2012) は, 看護師の専門研修において使用している。このように実践現場で活用され, データが蓄積されていくことが肝要である。

本論文の限界として, 検討したデータについて述べなければならない。本論文では, 大学生と工業高校生を対象としている。いずれも各 1 校を対象とし, 大学生は主に心理学専攻の学生であり, 工業高校生はほとんどが男子生徒であった。大学生にも理系の学生と文系の学生がおり, 本研究では, 文系の大学生を対象としている。工業高校生との比較を試みるならば, 工学部の学生を対象としたほうがより適切であったかもしれない。あるいは, 文系の大学生ならば, 工業学科の高校生でなく, 商業学科の高校生の方が適切といえたかもしれない。また, 高校生においても, 工業学科, 商業学科のような専門学科だけでなく, 進学を希望する者の多い普通学科, あるいはキャリア選択を意識した学習の多い総合学科をも対象とすることが望まれる。さらに工業学科については, 入学時から機械科, 電気科, 電子科などに分かれている学校や, 一括で生徒を募集し, 入学後の 2 年次で専門学科を選択する学校もある。これらの異なる集団の高校生についても, キャリア選択自己効力感尺度の因子的不変性を検討し, 入学後からキャリア選択過程をみていくことは意義のあることだと考える。本研究では, 広い範囲での適用可能性をもった尺度を提供できたと思う。

今後は, 様々な分野の大学や高校において, 入学後に低い自己効力感を示す大学生や高校生を見つけ出し, 配慮の必要な学生・生徒として早めのキャリア支援につなげていきたい。そして, 就職までの変化についてカウンセリングで対応しながら, 大学生や高校生がスムーズに職業生活に移行できるように, このキャリア選択自己効力感尺度を活用していきたいと思う。

引用文献

- 足塚智志 (2006). 女子短期大学生の職業観の発達に関する研究—進路選択に対する自己効力と職業的不安の変化から— 大阪女子短期大学紀要, **31**, 13-27.
- 安達智子 (2001a). 大学生の進路発達過程—社会・認知的進路理論からの検討— 教育心理学研究, **49**, 326-336.
- 安達智子 (2001b). 進路選択に対する効力感と就業動機,職業未決定の関連について—女子短大生を対象とした検討— 心理学研究, **72**, 10-18.
- 安達智子 (2003). 大学生の職業興味形成プロセス—手段性・表出性, 自己効力感, 結果期待の役割について— 教育心理学研究, **51**, 308-318.
- 安達智子 (2004). 大学生のキャリア選択—その心理的背景と支援— 日本労働研究雑誌, **533**, 27-37.
- 安達智子 (2006). 大学生の仕事活動に対する自己効力の規定要因 キャリア教育研究, **24**, 1-10.
- Albion, M. J., & Fogarty, G. J. (2002). Factors influencing career decision making in adolescents and adults, *Journal of Career Assessment*, **10**, 91-126.
- Alliman-Brissett, A. E., Turner, S. L., & Skovholt, T. M. (2004). Parent support and African American adolescents' career self-efficacy. *Professional School Counseling*, **7**, 124-132.
- 天野郁夫 (2007). 「全入」時代の意味するもの IDE, **491**, 5-11.
- 安住伸子・足立由美 (2004). 女子大生の進路選択決定援助に関する研究—進路選択に対する自己効力尺度を用いて— 学生相談研究, **25**, 44-55.
- Bandura, A. (1971). *Social learning theory*. New York, NY: General Learning Press. (バンデュラ A. 原野広太郎・福島脩美 (訳) (1980). 人間行動の形成と自己制御：新しい社会的学習理論 第4版 金子書房)
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, **84**, 191-215.
- Bandura, A. Ed. (1995). *Self-efficacy in changing societies*. Cambridge ; New York, NY: Cambridge University Press. (バンデュラ A (編). 本明寛・野口京子 (監訳) (1997). 激動社会の中の自己効力 金子書房)
- Benesse 教育研究開発センター (2005). 平成17年度経済産業省委託調査 進路選択に関

- する振返り調査—大学生を対象として— 2005年10月
<<http://benesse.jp/berd/center/open/report/shinrosentak/2005/>>
(2011年2月10日).
- Benesse 教育総合研究所 (2010). 都立専門高校の生徒の学習と進路に関する調査 [2008年] <http://berd.benesse.jp/berd/center/open/report/toritsu_senmon/2009/pdf/data_04.pdf> (2014年7月29日)
- Betz, N. E. (1992). Counseling uses of career self-efficacy theory. *The Career Development Quarterly*, **41**, 22-26.
- Betz, N. E. (2001). Career self-efficacy. In Leong, F. T. L., & Barak, A. (Eds.) *Contemporary models in vocational psychology: a volume in honor of Samuel H. Osipow*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, pp.55-77.
- Betz, N. E., & Borgen, F. H. (2000). The future of career assessment: Integrating vocational interests with self-efficacy and personal styles. *Journal of Career Assessment*, **8**, 329-338.
- Betz, N.E., Hammond, M. S., & Multon, K.D. (2005). Reliability and validity of five-level response continua for the Career Decision Self-Efficacy Scale. *Journal of Career Assessment*, **13**, 131-149.
- Betz, N. E., & Klein, K. L. (1996). Relationships among measures of career self-efficacy, generalized self-efficacy, and global self-esteem. *Journal of Career Assessment*, **4**, 285-298.
- Betz, N.E., Klein, K.L., & Taylor, K.M. (1996). Evaluation of a short form of the Career Decision-Making Self-Efficacy Scale. *Journal of Career Assessment*, **4**, 47-57.
- Betz, N.E., & Luzzo, D. A. (1996). Career assessment and the career decision-making self-efficacy scale, *Journal of Career Assessment*, **4**, 413-428.
- Betz, N. E., & Serling, D.A. (1993). Construct validity of fear of commitment as an indicator of career indecisiveness. *Journal of Career Assessment*, **1**, 21-34.
- Betz, N.E., & Voyten, K.K. (1997). Efficacy and outcome expectations influence career exploration and decidedness. *The Career Development Quarterly*, **46**, 179-189.
- Betz, N. E., Wohlgemuth, E., Serling, D., Harshbarger, J., & Klein, K. L. (1995). Evaluation of a measure of self-esteem based on the concept of unconditional

- self-regard. *Journal of Counseling and Development*, **74**, 76-83.
- Borgen, F. (1991). Megatrends and milestones in vocational behavior: A 20-year counseling psychology retrospective. *Journal of Vocational Behavior*, **39**, 263-290.
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development*. Cambridge, Mass. : Harvard University Press. (ブロンフェンブレナー U. 磯貝芳郎・福富 護 (訳) (1996). 人間発達の生態学(エコロジー): 発達心理学への挑戦 川島書店)
- Bullock-Yowell, E., Andrews, L., & Buzzetta, M. E. (2011). Explaining Career Decision-making self-efficacy: Personality, cognition, and cultural mistrust. *The Career Development Quarterly*, **59**, 400-411.
- Cattell, R. B. (1956). Validation and intensification of the sixteen personality factor questionnaire. *Journal of Clinical Psychology*, **12**, 205-214.
- Chaney, D., Hammond, M. S., Betz, N. E., & Multon, K. D. (2007). The reliability and factor structure of the Career Decision Self-Efficacy Scale-SF with African Americans. *Journal of Career Assessment*, **15**, 194-205.
- 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.
- 中央教育審議会 (2011). 今後の学校におけるキャリア教育・職業教育の在り方について (答申) 2011年1月31日
<http://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2011/02/01/1301878_1_1.pdf> (2014年7月22日)
- Condiotte, M. M., & Lichtenstein, E. (1981). Self efficacy and relapse in smoking cessation programs. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **49**, 648-658.
- Creed, P. A., Patton, W., & Watson, M. B. (2002). Cross-cultural equivalence of the Career Decision-Making Self-Efficacy Scale—Short Form: An Australian and South African Comparison. *Journal of Career Assessment*, **10**, 327-342.
- Creed, P. A., Muller, J., & Patton, W. (2003). Leaving high school: The influence and consequences for psychological well-being and career-related confidence. *Journal of Adolescence*, **26**, 295-311.
- Creed, P. A., Patton, W., & Prideaux, L. (2006). Causal relationship between career

- indecision and career decision-making self-Efficacy: A longitudinal cross-lagged analysis. *Journal of Career Development*, **33**, 47-65.
- Creed, P. A., Patton, W., & Prideaux, L. (2007). Predicting change over time in career planning and career exploration for high school students. *Journal of Adolescence*, **30**, 377-392.
- Creed, P. A., Prideaux, L., & Patton, W. (2005). Antecedents and consequences of career decisional status in adolescence. *Journal of Vocational Behavior*, **67**, 397-412.
- Crites, J. O. (1965). Measurement of vocational maturity in adolescence: I. Attitude test of the vocational development inventory. *Psychological Monographs: General and applied*, **79**(2), 1-34.
- Crites, J. O. (1969). *Vocational Psychology*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Crites, J. O. (1974). Career counseling: A review of major approaches. *Counseling Psychologist*, **4**, 3-23.
- Crites, J. O. (1978). *Career Maturity Inventory: Theory and research handbook*. Monterey, CA: CTB/McGraw-Hill.
- Dawis, R. V. (1996). *The theory of work adjustment and person-environment -correspondence counseling*. In: Brown, D., Brooks, L. & Associates (Eds.), *Career choice and development (3rd ed.)*. San Francisco: Jossey-Bass. pp.75-120.
- Digman, J. M. (1990). Personality structure: Emergence of the Five-Factor Model. *Annual Review of Psychology*, **41**, 417-440.
- Erikson, E. H. (1950). *Childhood and society*. New York, NY : W. W. Norton & Company.
(仁科弥生 (訳) (1977). 幼児期と社会 1 みすず書房)
- FFPQ 研究会 (1998). FFPQ (5 因子性格検査) マニュアル 北大路書房
- 藤井義久 (1999). 女子学生における就職不安に関する研究 心理学研究, **70**, 417-420.
- 藤島 寛・山田尚子・辻平治郎 (2005). 5 因子性格検査短縮版(FFPQ-50)の作成 パーソナリティ研究, **13**, 231-241.
- 藤原 翔 (2010). 進路多様校における進路希望の変容—学科, 性別, 成績, 階層による進路分化は進むのか— 中村高康 (編著) 進路選択の過程と構造—高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ— ミネルヴァ書房 pp.44-73.
- Fuqua, D. R., Seaworth, T. B., & Newman, J. L. (1987). The relationship of career

- indecision and anxiety: A multivariate examination. *Journal of Vocational Behavior*, **30**, 175-186.
- 古市裕一 (1995). 青年の職業忌避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.
- Gainor, K.A. (2006). Twenty-five years of self-efficacy in career assessment and practice. *Journal of Career Assessment*, **14**, 161-178.
- Gati, I., Osipow, S.H., & Fassa, N. (1994). The scale structure of multi-scale measures: Application of the split-scale method to the task-specific occupational self-efficacy scale and the career decision-making self-efficacy scale. *Journal of Career Assessment*, **2**, 384-397.
- Gati, I., Krausz, M., & Osipow, S. H. (1996). A taxonomy of difficulties in career decision making. *Journal of Counseling Psychology*, **43**, 510-526.
- 玄田有史・曲沼美恵 (2004). ニートフリーターでもなく失業者でもなく— 幻冬舎
- Gloria, A. M. & Hird, J. S. (1999). Influences of ethnic and nonethnic variables on the career decision-making self-efficacy of college students, *The Career Development Quarterly*, **48**, 157-174.
- Goldberg, L. R. (1990). An alternative “description of personality”: The Big-Five factor structure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **59**, 1216-1229.
- Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the Big-Five factor structure. *Psychological Assessment*, **4**, 26-42.
- Goodstein, L. D. (1965). Behavior theoretical views of counseling. In B. Steffle & W. H. Grant (Eds.), *Theories of counseling*. New York, NY: McGraw-Hill. pp.140-192.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B., Jr. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, **37**, 504-528.
- Guay, F., Ratelle, C.F., Senécal, C., Larose, S., & Deschênes, A. (2006). Distinguishing developmental from chronic career indecision: Self-efficacy, autonomy, and social support. *Journal of Career Assessment*, **14**, 235-251.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A self-efficacy approach to the career development of women. *Journal of Vocational Behavior*. **18**, 326-339.
- 萩原俊彦 (2011). 大学生のキャリア選択における動機とパーソナリティ特性との関

- 連 東北学院大学教養学部論集, 158, 1-13.
- 浜口恵俊 (1982). 間人主義の社会日本 東洋経済新報社
- Hampton, N. Z. (2005). Testing for the structure of the Career Decision Self-Efficacy Scale—Short Form among Chinese college students. *Journal of Career Assessment*, **13**, 98-113.
- Hampton, Z. N. (2006). A psychometric evaluation of the Career Decision Self-Efficacy Scale—Short Form in Chinese high school students. *Journal of Career Development*, **33**, 142-155.
- 花井洋子 (2007). キャリア自己効力感のモデル化—大学生を対象として— 関西大学大学院人間科学, **67**, 73-87.
- 花井洋子 (2008). キャリア選択自己効力尺度の構成 関西大学大学院人間科学, **69**, 41-60.
- 花井洋子 (2009). キャリア選択自己効力感の妥当性の検討—大学生を対象とした調査から— 関西大学大学院人間科学, **70**, 53-70.
- 花井洋子 (2012). キャリア選択自己効力感尺度によるキャリア発達の測定—工業高校生への適用— 関西大学大学院人間科学, **77**, 71-87.
- 花井洋子 (2013). 工業高校生の学校適応がキャリア選択自己効力感に及ぼす影響 関西大学大学院人間科学, **79**, 69-82.
- 花井洋子・清水和秋 (2006). 進路選択における不決断・効力感尺度—SEMによるモデル化— 日本心理学会第70回大会発表論文集, 1358.
- 花井洋子・清水和秋 (2007). キャリア自己効力感の安定性と不安からの影響—大学1・2年生を対象とした半年間隔での縦断調査から—日本キャリア教育学会第29回研究大会発表論文集, 172-173.
- 花井洋子・清水和秋 (2012). 専門高校での進路選択とキャリア発達—工業高校生を対象とした縦断的調査から— 生涯学習・キャリア教育研究, **8**, 49-56.
- 花井洋子・清水和秋 (2014). キャリア選択自己効力感尺度の構造とモデル—大学生と工業高校生を対象とした因子的不変性の検討— キャリア教育研究, **33**, 29-38.
- 花井洋子・清水和秋・宮坂吉有樹・松下眞治 (2008). 工業高校におけるキャリア教育の効果測定 日本キャリア教育学会第30回研究大会発表論文集, 120-121.
- 花井洋子・清水和秋・山本理恵 (2006). キャリア自己効力感尺度の開発—キャリア不決

- 断尺度と Big Five との SEM によるモデル化— 日本キャリア教育学会第 28 回研究大会発表論文集, 94-95.
- Hartman, R. O., & Betz, N. E. (2007). The Five-Factor Model and career self-efficacy: General and domain specific relationships. *Journal of Career Assessment*, **15**, 145-161.
- Hildreth, L. A., Genschel, U., Lorenz, F. O., & Lesser, V. M. (2013). A permutation test for correlated errors in adjacent questionnaire items. *Structural Equation Modeling*, **20**, 226-240.
- 肥田野 直・福田眞知子・岩脇三良・曾我洋子・Spielberger, C. D. (2000). 新版 STAI 状態—特性不安検査 State-Trait Anxiety Inventory-JYZ 実務教育出版
- 広井 甫・中西信男 (1978). 学校進路指導—その基盤と現実的諸問題 誠信書房
- 堀 啓造 (2005). 因子分析における因子数決定法—平行分析を中心にして— 香川大学経済論叢, **77**, 35-70.
- Holland, J. L. (1985). *Making vocational choices : A theory of vocational personalities and work environments (2nd ed.)*. Englewood Cliff, NJ: Prentice-Hall.
- Holland, J. L., & Holland, J. E. (1977). Vocational indecision: More evidence and speculation. *Journal of Counseling Psychology*, **24**, 404-414.
- Holland, J. J., Gottfredson, D. C., & Power, P. G. (1980). Some diagnostic scales for research in decision making and personality: Identity, information, and barriers. *Journal of Personality and Social Psychology*, **39**, 1191-1200.
- 本田由紀 (2009). 専門高校生の職業への移行 小杉礼子 (編著) 若者の働きかた ミネルヴァ書房 pp.46-68.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, **3**, 424-453.
- 伊藤一雄 (1998). 職業と人間形成の社会学—職業教育と進路指導— 法律文化社
- 岩崎 学 (2002). 不完全データの統計解析 エコノミスト社
- 岩田 考 (2010). 進路未定とフリーター 中村高康 (編著) 進路選択の過程と構造—高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ— ミネルヴァ書房 pp.184-208.
- Jackson, D. L., Gillaspay Jr., J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations.

- Psychological Methods*, **14**, 6-23.
- Jin, L., Watkins, D. & Yuen, M. (2009). Personality, career decision self-efficacy and commitment to the career choices process among Chinese graduate students. *Journal of Vocational Behavior*, **74**, 47-52.
- Jin, L., Ye, S., & Watkins, D. (2012). The dimensionality of the Career Decision Self-Efficacy Scale—Short Form among Chinese graduate students. *Journal of Career Assessment*, **20**, 520-529.
- Jöreskog, K. G. (1979). Statistical estimation of structural models in longitudinal developmental investigations. In J. R. Nesselroade and P. B. Baltes (Eds), *Longitudinal research in the study of behavior and development*. New York, NY: Academic Press. pp.303-351.
- 金井篤子 (2004). 高校生の進路選択過程の心理学的メカニズム—自己決定経験とキャリア・モデルの役割— 寺田盛紀 (編著) キャリア形成・就職メカニズムの国際比較—日独米中の学校から職業への移行過程— 晃洋書房 pp. 25-37.
- 金井壽宏 (2002). 働くひとのためのキャリア・デザイン PHP 研究所
- 柏木繁男 (1997). 性格の評価と表現—特性 5 因子論からのアプローチ 有斐閣
- Kashiwagi, S. (2002). Japanese adjective list for the Big Five. In B. De Raad & M. Perugini (Eds.), *Big Five assessment*. Göttingen: Hogrefe & Hubber Publishers. pp. 305-326.
- 柏木繁男・辻平治郎・藤島 寛・山田尚子 (2005). 性格特性の語彙的研究 LEX400 のビッグファイブ的評価 心理学研究, **76**, 368-374.
- 片山悠樹 (2010). 高校中退と新規高卒労働市場—高校生のフリーター容認意識との関連から— 中村高康 (編著) 進路選択の過程と構造—高校入学から卒業までの量的・質的アプローチ— ミネルヴァ書房 pp.209-230.
- 狩野 裕 (2002a). 構造方程式モデリングは、因子分析、分散分析、パス解析のすべてにとって代わるのか? 行動計量学, **29**, 138-159.
- 狩野 裕 (2002b). 再討論：誤差共分散の利用と特殊因子の役割 行動計量学, **29**, 182-197.
- 狩野 裕・三浦麻子 (2002). グラフィカル多変量解析 (増補版) 現代数学社
- 荻谷剛彦 (1991). 学校・職業・選抜の社会学—高卒就職の日本的メカニズム 東京大学

出版会

- 荻谷剛彦・濱中義隆・大島真夫・林 未央・千葉勝吾 (2003). 大都市圏高校生の進路意識と行動—普通科・進路多様校での生徒調査をもとに— 東京大学大学院教育学研究科紀要, **42**, 33-63.
- 荻谷剛彦・粒来 香・長須正明・稲田雅也 (1997). 進路未決定の構造：高卒進路未決定者の析出メカニズムに関する実証的研究 東京大学大学院教育学研究科紀要, **37**, 45-76.
- 河村茂雄 (1999). 生徒の援助ニーズを把握するための尺度の開発—学校生活満足度尺度(高校生用)の作成— 岩手大学教育学部研究年報, **59**, 111-120.
- 川崎友嗣 (2000). 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) 関西大学社会学部紀要, **31**(2/3), 197-240.
- 川瀬隆千・辻 利則・竹野 茂・田中宏明 (2006). 本学キャリア教育プログラムが学生の自己効力感に及ぼす効果 宮崎公立大学人文学部紀要, **13**, 57-74.
- Kelly, K. R., & Lee, W. C. (2002). Mapping the domain of career decision problems. *Journal of Vocational Behavior*, **61**, 302-326.
- 児玉真樹子・松田敏志・戸塚唯氏・深田博己 (2002). 大学生の進路選択行動に及ぼす自己効力および職業的アイデンティティの影響 広島大学心理学研究, **2**, 63-72.
- 国立教育政策研究所生徒指導・進路指導研究センター (2012). 平成24年度 職場体験・インターンシップ実施状況等調査
<<http://www.nier.go.jp/shido/centerhp/i-ship/h24i-ship.pdf>> (2014年7月29日)
- 菰田孝行 (2005). 大学生の職業選択行動の類型と職業価値観との関連 進路指導研究, **23**, 1-9.
- 菰田孝行 (2006). 大学生における職業価値観と職業選択行動との関連 青年心理学研究, **18**, 1-17.
- Korman A. K. (1967). Self-esteem as a moderator of the relationship between self-perceived abilities and vocational choice. *Journal of Applied Psychology*, **51**, 65-67.
- 厚生労働省 (2003). 労働経済白書 平成15年版労働経済の分析<要約>—経済社会の変化と働き方の多様化— 平成15年8月
<<http://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/roudou/03/8.html>> (2014年4月10日)

- 厚生労働省 (2010a). 若者雇用関連データ
 <<http://www.mhlw.go.jp/topics/2010/01/tp0127-2/12.html>> (2014年1月5日)
- 厚生労働省 (2010b). 新規学卒者の在職期間別離職率の推移
 <<http://www.mhlw.go.jp/topics/2010/01/tp0127-2/dl/24-02.pdf>> (2014年1月5日)
- 厚生労働省 (2014). 労働経済白書 (平成26年版) 一人材力の最大発揮に向けて—
- 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.
- 小杉礼子 (2003). フリーターという生き方 勁草書房
- 小杉礼子 (2004). フリーターの登場と学校から職業への移行の変化 寺田盛紀 (編著) キャリア形成・就職メカニズムの国際比較—日独米中の学校から職業への移行過程— 晃洋書房 pp.100-111.
- 小杉礼子 (2005). フリーターとニート 勁草書房
- 小杉礼子・堀 有喜衣 (2002). 若者の労働市場の変化とフリーター 小杉礼子 (編) 自由の代償/フリーター—現代若者の就業意識と行動 日本労働研究機構 pp.15-35.
- 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.
- Krumboltz, J., D. (1979). A social learning theory of career decision making. In A. M. Mitchell, G. G. Jame, & J. D. Krumboltz (Eds.) *Social learning and career decision making*. Cranston, RI: Carrol Press. pp.19-49.
- 楠奥繁則 (2006). 自己効力論からみた大学生のインターンシップの効果に関する実証研究—ベンチャー系企業へのインターンシップを対象にした調査— 立命館経営学, **44**, 169-185.
- 久世敏雄・村上 隆 (1988). 縦断的研究による青年期の展望 西平直喜・久世敏雄 (編) 青年心理学ハンドブック 福村出版 pp.215-254.
- Lent, R.W., Brown, S.D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance [Monograph]. *Journal of Vocational Behavior*, **45**, 79-122.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Schmidt, J., Brenner, B., Lyons, H., & Treistman, D. (2003). Relation of contextual supports and barriers to choice behavior in engineering

- majors: Test of alternative social cognitive models. *Journal of Counseling Psychology*, **50**, 458-465.
- Lent, R. W., Brown, S. D., Sheu, H., Schmidt, J., Brenner, B. R., Gloster, C. S., Wilkins, G., Schmidt, L. C., Lyons, H., & Treistman, D. (2005). Social cognitive predictors of academic interests and goals in engineering: Utility for women and students at historically Black universities. *Journal of Counseling Psychology*, **52**, 84-92.
- Lent, R. W., Sheu, H., Gloster, C. S., & Wilkins, G. (2010). Longitudinal test of the social cognitive model of choice in engineering students at historically Black universities. *Journal of Vocational Behavior*, **76**, 387-394.
- Lent, R. W., Sheu, H., Singley, D., Schmidt, J. A., Schmidt, L. C., & Gloster, C. S. (2008). Longitudinal relations of self-efficacy to outcome expectations, interests, and major choice goals in engineering students. *Journal of Vocational Behavior*, **73**, 328-335.
- Lent, R. W., Taveira, M., Sheu, H., & Singley, D. (2009). Social cognitive predictors of academic adjustment and life satisfaction in Portuguese college students: A longitudinal analysis. *Journal of Vocational Behavior*, **74**, 190-198.
- Lo Presti, A., Pace, F., Mondo, M., Nota, L., Casarubia, P., Ferrari, L., & Betz, N. E. (2012). An examination of the structure of the Career Decision Self-Efficacy scale (short form) among Italian high school students. *Journal of Career Assessment*, **21**, 337-347.
- Lorenzo-Seva, U., & ten Berge, J. M. F. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, **2**, 57-64.
- Lounsbury, J. W., Hutchens, T., & Loveland, J. M. (2005). An investigation of Big Five personality traits and career decidedness among early and middle adolescents. *Journal of Career Assessment*, **13**, 25-39.
- Lucas J. L., & Wanberg, C. R. (1995). Personality correlates of Jones' three-dimensional model of career indecision. *Journal of Career Assessment*, **3**, 315-329.
- 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.
- 前田基成・坂野雄二・東條光彦 (1987). 系統的脱感作法による視線恐怖反応の消去に及ぼ

- す self-efficacy の役割 行動療法研究, **12**, 158-170.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Grayson, D. (2005). Goodness of Fit in Structural Equation Models. In A. M. Olivares & J. J. McArdle (Eds.), *Contemporary psychometrics: A festschrift for Roderick P. McDonald*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum. pp.275-340.
- 松井賢二・鈴木健二 (2002). 高校生の学校適応と進路 (キャリア) 成熟, 自己肯定感との関係 新潟大学人間科学部附属教育実践総合センター 教育実践総合研究, **1**, 91-102.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T., Jr. (2004). A contemplated revision of the NEO Five-Factor Inventory. *Personality and Individual Differences*, **36**, 587-596.
- McWhirter, E. H., Rasheed, S., & Clothiers, M. (2000). The Effects of High School Career Education on Social-Cognitive Variables. *Journal of Counseling Psychology*, **47**, 330-341.
- Miller, M. J., Sendrowitz Roy, K., Brown, S. D., Thomas, J., & McDaniel, C. (2009). A confirmatory test of the factor structure of the short form of the Career Decision Self-Efficacy scale. *Journal of Career Assessment*, **17**, 507-519.
- Mitchell, L. K., & Krumboltz, J. D. (1996). Krumboltz's learning theory of career choice and counseling. In D. Brown, L. Brooks, and associates *Career choice and development*. 3rd ed. San Francisco, Ca: Jossey-Bass Publishers. pp.233-281.
- 三宅和夫 (2005). 職業未決定の構造 居神 浩・遠藤竜馬・中山一郎・三宅義和・松本恵美・中山一郎・畑 秀和 (著) 大卒フリーター問題を考える (神戸国際大学経済文化研究所叢書) ミネルヴァ書房, pp.123-153.
- 三宅和夫・遠藤竜馬 (2005). 進路選択における両親の影響—非選抜型大学の保護者の進路意識調査を通じて— 居神 浩・遠藤竜馬・中山一郎・三宅義和・松本恵美・中山一郎・畑 秀和 (著) 大卒フリーター問題を考える (神戸国際大学経済文化研究所叢書) ミネルヴァ書房, pp.175-211.
- 三宅和夫・高橋恵子 (2009). 縦断研究の挑戦—発達を理解するために 金子書房
- 溝上慎一 (2010). 現代青年期の心理学—適応から自己形成の時代へ 有斐閣
- 文部科学省 (1999a). 高等学校学習指導要領
<http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/cs/1320144.htm> (2014年7月29日)
- 文部科学省 (1999b). 初等中等教育と高等教育との接続の改善について (答申)
<<http://fish.miracle.ne.jp/adaken/toshin/tosin01.pdf>> (2014年4月10日)

- 文部科学省 (2004a). 専門高校等における「日本版デュアルシステム」推進事業
http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/shinkou/dual/index.htm (2014年7月29日)
- 文部科学省 (2004b). キャリア教育の推進に関する総合的調査研究協力者会議報告書
<http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shotou/023/toushin/04012801/002/010.pdf> (2008年10月20日)
- 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—児童生徒一人一人の勤労観、職業観を育てるために— 平成18年11月 <<http://www.nier.go.jp/shido/centerhp/21career.shiryoku/honbun/koumoku/1-05.pdf>> (2014年7月29日)
- 文部科学省 (2009). 高等学校学習指導要領
<http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/micro_detail/_icsFiles/afieldfile/2011/03/30/1304427_002.pdf> (2014年4月10日)
- 文部科学省 (2011). 今後の学校におけるキャリア教育・職業教育の在り方について (答申)
<http://www.mext.go.jp/component/b_menu/shingi/toushin/_icsFiles/afieldfile/2011/02/01/1301878_1_1.pdf> (2014年7月20日)
- 文部科学省 (2013a). 普通科・職業学科別進学率就職率
<http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/shinkou/genjyo/021202.htm> (2014年7月22日)
- 文部科学省 (2013b). 高等学校卒業者の進路状況 (学科別の進路状況)
<http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/shinkou/genjyo/021203.htm> (2014年7月22日)
- 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視座から— 四天王寺国際仏教大学紀要, **44**, 309-319.
- 村上宣寛 (2003). 日本語におけるビッグファイブとその心理測定的条件 性格心理学研究, **11**, 70-85.
- 村田孝次 (1989). 生涯発達心理学の課題 培風館
- 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**, 10-17.
- 長岡 大・松井賢二・山田亮 (2001). 大学生の進路選択に対する自己効力と進路成熟—教育実習前後の比較を通して— 進路指導研究, **20**, 11-20.

- 永作 稔・新井邦二郎 (2001). 高校生用進路決定自己効力感尺度作成の試み 筑波大学
発達臨床心理学研究, **13**, 69-75.
- 永作 稔・新井邦二郎 (2002). 高校生用進路決定自己効力感尺度の作成(2)—因子妥当性
の検討— 筑波大学発達臨床心理学研究, **14**, 79-84.
- 永作 稔・新井邦二郎 (2003). 自律的高校進学動機尺度作成の試み 筑波大学心理学研
究, **26**, 175-182.
- 長須正明 (1994). 高校生の進路選択における不決断の研究 立正大学哲学・心理学会紀
要, **20**, 1-20.
- 永田萬享 (2005). 高校工業教育の専門性は生きている 斉藤武雄・田中喜美・依田有弘
(編著) 工業高校の挑戦—高校教育再生への道— 学文社 pp.211-214.
- 長山靖生 (2003). 若者はなぜ「決められない」か 筑摩書房
- 中間玲子 (2008). キャリア教育における教育効果の検討—キャリアに対する態度と自己
の変化に注目して— 京都大学高等教育研究, **14**, 45-57.
- 中村高康 (2008). 大学入学者選抜の変容—推薦入学・AO 入試の拡大を中心として—
IDE, **506**, 23-27.
- 中西信男 (1976). 進路発達検査(CDT-2)の研究 大阪大学人間科学部紀要, **2**, 111-160.
- Nauta, M. M. (2004). Self-efficacy as a mediator of the relationships between
personality factors and career interests. *Journal of Career Assessment*, **12**, 381-394.
- Nesselroade, J. R., & Baltes, P. B. (Eds.) (1979). *Longitudinal research in the study of
behavior and development*. New York, NY: Academic Press.
- Nesselroade, J. R., & Baltes, P. B. (1984). From traditional factor analysis to
structural-causal modeling in developmental research. In V. Sarris & A. Parducci
(Eds.), *Perspectives in psychological experimentation : Toward the year 2000*.
Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum. pp.267-287.
- 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
- 日本労働研究機構 (1998). 新規高卒労働市場の変化と職業への移行の支援 調査研究報
告書, 114.
- 日本労働研究機構 (2000). フリーターの意義と実態—97 人へのヒアリング結果より—
調査研究報告書, 136.
- 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.
- 西山 薫 (2003). 不安とプロアクティブパーソナリティ特性および自己効力に関する研究 人間福祉研究, **6**, 137-148.
- O'Brien, K. M., Bikos, L. H., Epstein, K. L., Flores, L. Y., Dukstein, R.D., & Kamatuka, N.A.(2000). Enhancing the career decision-making self-efficacy of upward bound students. *Journal of Career Development*, **26**, 277-293.
- 小河洋子・松岡廣路・朴木佳緒留 (2008). 高校生のフリーター観を基にしたキャリア教育実践の若干の展望 神戸大学大学院人間発達環境学研究科研究紀要, **1**, 155-162.
- 大濱裕司・古川雅文 (1999). 高校生の進路選択に対する自己効力感を高める —進路先訪問と先輩の体験談の効果— 日本教育心理学会第 41 回総会発表論文集, 414.
- 小此木 啓吾 (1978). モラトリアム人間の時代 中央公論社
- 大久保幸夫 (2002). 新卒無業。—なぜ、彼らは就職しないのか— 東洋経済新報社
- 奥井秀樹・大里大助 (2004) 若年労働者の職業的不決断の測定 進路指導研究, **22**(2), 19-25.
- 大野木裕明 (2004). 主要 5 因子性格検査 3 種類間の相関的資料 パーソナリティ研究, **12**, 82-89.
- Osipow, S. H. (1990). Convergence in theories of career choice and development: Review and prospect. *Journal of Vocational Behavior*, **36**, 122-131.
- Osipow, S. H. (1994). The Career Decision Scale: How good does it have to be? *Journal of Career Assessment*, **2**, 15-18.
- Osipow, S. H. (1999). Assessing career indecision. *Journal of Vocational Behavior*, **55**, 147-154.
- Osipow, S. H., Carney, C. G., & Barak, A. (1976). A scale of educational-vocational undecidedness: A typological approach. *Journal of Vocational Behavior*, **9**, 233-243.
- 太田さつき・岡村一成 (2006). 就職活動に対する自己効力感—測定尺度作成の試み— 応用心理学研究, **31**, 65-75.
- 大谷哲朗 (2003). 高校生の進路選択自己効力感が学校適応感に及ぼす影響 比治山大学現代文化学部紀要, **10**, 147-154.
- Patton, W., & Creed, P. A. (2001). Developmental issues in career maturity and career decision status. *The Career Development Quarterly*, **49**, 336-351.

- Peterson, S. L., & delMas, R. C. (1998). The component structure of Career Decision-Making Self-Efficacy for underprepared college students, *Journal of Career Development*, **24**, 209-225.
- Quimby, J. L., Wolfson, J. L., & Seyala, N. D. (2007). Social cognitive predictors of African American adolescents' career interests. *Journal of Career Assessment*, **33**, 376-394.
- Reed, M.B., Bruch, M.A., & Haase, R.F. (2004). Five-factor model of personality and career exploration. *Journal of Career Assessment*, **12**, 223-238.
- Robbins, S. B. (1985). Validity estimates for the Career Decision-Making Self-Efficacy Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, **18**, 64-71.
- 労働政策研究・研修機構 (2008). 学校段階の若者のキャリア形成支援とキャリア発達—キャリア教育との連携に向けて— 労働政策研究報告書 No. **104**, 93-110.
- Rogers, M. E., & Creed, P. A. (2011). A longitudinal examination of adolescent career planning and exploration using a social cognitive career theory framework. *Journal of Adolescence*, **34**, 163-172.
- Rogers, M. E., Creed, P. A., & Glendon, A. I. (2008). The role of personality in adolescent career planning and exploration: A social cognitive perspective. *Journal of Vocational Behavior*, **73**, 132-142.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C., & Rosenberg, F. (1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, **60**, 141-156.
- Rottinghaus, P. J., Lindley, L. D., Green, M. A., & Borgen, F. H. (2002). Educational aspirations: The contribution of personality, self-efficacy, and interests. *Journal of Vocational Behavior*, **61**, 1-19.
- 酒井 朗 (2007). 進路選択への支援の必要性 酒井 朗 (編) 進学支援の教育臨床社会学—商業高校におけるアクションリサーチ— 勁草書房 pp.1-21.
- 西條剛央 (2005). 構造構成的発達研究法の理論と実践—縦断研究法の体系化に向けて— 北大路書房

- 坂野雄二・前田基成 (編著) (2002). セルフ・エフィカシーの臨床心理学 北大路書房
- 坂柳恒夫 (1992). 中学生の進路成熟に関する縦断的研究 愛知教育大学教科教育センター研究報告, **16**, 299-308.
- 坂柳恒夫 (1993). 高校生の進路成熟に関する縦断的研究 愛知教育大学教科教育センター研究報告, **17**, 127-135.
- 坂柳恒夫 (1996). 大学生の職業的不安に関する研究 広島大学教育研究センター大学論集, **25**, 207-227.
- 坂柳恒夫・清水和秋 (1990). 中学生の進路課題自信度と性役割自己概念との関連 進路指導研究, **11**, 18-27.
- 坂柳恒夫・竹内登規夫 (1986). 進路成熟態度尺度(CMAS-4)の信頼性および妥当性の検討 愛知教育大学研究報告 教育科学, **35**, 169-182.
- Salmela-Aro, K. & Nurmi, J. E. (2007). Self-esteem during university studies predicts career characteristics 10 years later. *Journal of Vocational Behavior*, **70**, 463-477.
- 佐藤未来・花井洋子・清水和秋 (2004). 進路選択に対する自己効力感尺度の構造—(1)探索的因子分析の適用— 日本心理学会第 68 回大会発表論文集, 1197.
- Schaub, M., & Tokar, D. M. (2005). The role of personality and learning experiences in social cognitive career theory. *Journal of Vocational Behavior*, **66**, 304-325.
- Schulenberg, J. E., Shimizu, K., Vondracek, F. W., & Hostetler, M. (1988). Factor invariance of career indecision dimensions across junior high and high school males and females. *Journal of Vocational Behavior*, **33**, 63-81.
- Schulenberg, J., Vondracek, F. W., & Shimizu, K. (1994). Convergence and obfuscation: A rejoinder to Osipow and to Laplante, Coallier, Sabourin, and Martin. *Journal of Career Assessment*, **2**, 29-39.
- 柴田由己 (2009). 女子大学生の自尊感情と進路選択自己効力, および学生生活満足度の因果関係 神戸女学院大学カウンセリングルーム紀要, **14**, 23-28.
- 柴田由己・安住伸子 (2011). 女子大学生の進路選択に対する自己効力と進路探索行動—進路選択過程としての就職活動に着目して— キャリア教育研究, **29**, 71-80.
- 清水秀美・今榮国晴 (1981). STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY の日本語版(大学生用)の作成 教育心理学研究, **29**, 348-353.
- 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**, 203-222.

- 清水和秋 (1989). 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**(1), 143-176.
- 清水和秋 (1990). 進路不決断尺度の構成—中学生について— 関西大学社会学部紀要, **22**(1), 63-81.
- 清水和秋 (1992). 職業についての意識 職業・人事心理学 松本卓三・熊谷信順 (編) ナカニシヤ出版 pp. 37-47.
- 清水和秋 (2003a). 構造方程式モデリングによる平均構造の解析モデル 関西大学社会学部紀要, **34**(2), 83-108.
- 清水和秋 (2003b). 因子分析における探索の意味と方法 関西大学社会学部紀要, **34**(2), 1-36.
- 清水和秋 (2008). キャリア発達への介入効果測定を 仙崎 武・藤田晃之・三村隆男・鹿嶋研之助・池場 望・下村英雄 (編著) キャリア教育の系譜と展開 雇用問題研究会, 251.
- 清水和秋 (2011). 専門高校でのキャリア教育の介入効果とその定着の解析—6 回のキャリア縦断調査から— 職業とキャリアの教育学, **18**, 11-16.
- 清水和秋・花井洋子 (2007). キャリア意思決定尺度の開発—その 1 : 大学生を対象とした探索的因子分析からの尺度構成— 関西大学社会学部紀要, **38**(3), 97-118.
- 清水和秋・花井洋子 (2008). キャリア意思決定の安定性と変化そして不安との関連—大学 1・2 年生を対象とした半年間隔での縦断調査から— キャリア教育研究, **26**, 19-30.
- 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・三保紀裕・紺田広明・花井洋子・山本理恵 (2011). 心理的变化のモデル化—3 回の縦断データを対象とした潜在差得点モデル— 関西大学心理学研究, **2**, 19-28.
- 清水和秋・山本理恵 (2007). 小包化した変数によるパーソナリティ構成概念間の関係性のモデル化—Big Five・不安 (STAI)・気分 (POMS)— 関西大学社会学部紀要, **38**(3), 61-96.
- 清水和秋・山本理恵 (2008). 感情的表現項目による Big Five 測定の半年間隔での安定性と変動—個人間差, 状態・特性不安, 自尊感情との関連— 関西大学社会学部紀要, **39**(2), 35-67.
- 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. (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 (2002). フリーターの職業意識とその形成過程 小杉礼子 (編) 自由の代償/フリーター—現代若者の就業意識と行動 日本労働研究機構 pp. 75-99.
- 下村英雄 (2008). キャリア教育研究で使用する心理尺度 日本キャリア教育学会 (編) キャリア教育概説 東洋館出版社 pp.218-240.
- 下村英雄 (2009). キャリア教育の心理学 東海教育研究所
- 下仲順子・中里克治・権藤恭之・高山 緑 (1999). 日本版 NEO-PI-R, NEO-FFI 使用マニュアル 東京心理
- 下山晴彦 (1983). 高校生的人格発達状況と進路決定の関連性についての一研究 教育心理学研究, **31**, 56-61.
- 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.
- Slaney, R. B., Palko-Nonemaker, D., & Alexander, R. (1981). An investigation of two measures of career indecision. *Journal of Vocational Behavior*, **18**, 92-103.
- Sörbom, D. (1974). A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **27**, 229-239.
- Sörbom, D. (1975). Detection of correlated errors in longitudinal data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, **28**, 138-151.
- Steiger, J. H. (1998). A note on multiple sample extensions of the RMSEA fit index. *Structural Equation Modeling*, **5**, 411-419.
- Sullivan, K. R., & Mahalik, J. R. (2000). Increasing career self-efficacy for women: Evaluating a group intervention. *Journal of Counseling and Development*, **78**, 54-62.
- Super, D. E. (1957). *The psychology of careers*. New York, NY: Harper & Row. (スーパード. E. 日本職業指導学会 (訳) (1960). 職業生活の心理学：職業経歴と職業的発達 誠信書房)

- Super, D. E. (1980). A life-span, life-space approach to career development. *Journal of Vocational Behavior*, **16**, 282-298.
- Super, D. E. (1990). A life-span, life-space approach to career development. In D. Brown, & L. Brooks (Eds.), *Career choice and development: Applying contemporary theories to practice (2nd ed.)*. San Francisco, CA: Jossey-Bass. pp. 197-261.
- Super, D. E., Savickas, M. L., & Super, C. M. (1996). The life-span approach to careers. In D. Brown, L. Brooks & Associates (Eds.) *Career choice and development (3rd ed.)*. San Francisco, CA: Jossey-Bass. pp. 121-178.
- 高橋 彩 (2008). 男子青年における進路選択時の親子間コミュニケーションとアイデンティティとの関連 パーソナリティ研究, **16**, 159-170.
- 高橋 彩 (2009). 女子青年における進路選択時の親子間コミュニケーションとアイデンティティとの関連 パーソナリティ研究, **17**, 208-219.
- 高須真紀子 (1997). 高校生の進路意思決定に関する因果モデル作成の試み—自己効力理論の視点から— 立正大学哲学・心理学会紀要, **23**, 17-29.
- 田中喜美 (2005). 高校工業教育の基本問題 齊藤武雄・田中喜美・依田有弘 (編著) 工業高校の挑戦—高校教育再生への道— 学文社 pp. 2-25.
- 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.
- Taylor, K. M., & Popma, J. (1990). An examination of the relationships among Career Decision-Making Self-Efficacy, Career Salience, Locus of Control, and Vocational Indecision. *Journal of Vocational Behavior*, **37**, 17-31.
- 寺田盛紀 (2009). 日本の職業教育—比較と移行の視点に基づく職業教育学— 晃洋書房
- 寺田盛紀 (2014). キャリア教育論—若者のキャリアと職業観の形成— 学文社
- 寺田盛紀・紺田広明・清水和秋 (2012). 高校生の職業観形成とその要因に関する比較教育文化的研究—6か国における第10年次生に対するアンケート調査結果の分析から— キャリア教育研究, **31**, 1-13.
- 寺島和夫 (2009). キャリア教育の有効性と方向性に関する実証的研究 (1) —経営学部キャリア教育の試みと「実践・キャリア形成論 I」受講生の評価を中心に— 龍谷大学経営学論集, **49**, 47-66.

- 寺島和夫 (2010). キャリア教育の有効性と方向性に関する実証的研究 (3) —キャリア形成支援科目の中期的有効性の検証— 龍谷大学経営学論集, **49**, 94-112.
- Thompson, A. S., Lindeman, R. H., Super, D. E., Jordaan, J. P., & Myers, R. A. (1981). *Career development inventory Volume 1: User's manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Tokar, D. M., Fischer, A. R., & Subich, L. M. (1998). Personality and vocational behavior: A selective review of the literature. *Journal of Vocational Behavior*, **53**, 115-153.
- 富永美佐子 (2000). 女子大学生の進路選択過程における自己効力 進路指導研究, **20**, 21-31.
- 富永美佐子 (2004). 高校生の進路選択過程における自己効力—進路選択過程における自己効力と学習経験の関連から— 東北職業能力開発大学校紀要, **15**, 95-106.
- 富永美佐子 (2006). 高校生のための進路選択自己効力尺度の作成—内容的妥当性・併存的妥当性の検討から— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, **54**, 355-376.
- 富永美佐子 (2008). 進路選択自己効力に関する研究の現状と課題 キャリア教育研究, **25**, 97-111.
- 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.
- 辻平治郎・藤島 寛・辻 斉・夏野良司・向山泰代・山田尚子・森田義宏・秦 一士 (1997). パーソナリティの特性論と 5 因子モデル—特性の概念、構造、および測定— 心理学評論, **40**, 239-259.
- 辻川典文 (2008). 進路選択過程に対する自己効力の因子構造と代理体験の効果の検討 キャリア教育研究, **25**, 77-88.
- 都筑 学 (2007). 大学生の進路選択と時間的展望：縦断的調査にもとづく検討 ナカニシヤ出版
- 上西充子 (2002). フリーターという働き方 小杉礼子 (編) 自由の代償/フリーター—現代若者の就業意識と行動 日本労働研究機構 pp. 55-74.
- 梅澤 正 (2008). 職業とは何か 講談社現代新書
- 浦上昌則 (1991). 進路決定に対する自己効力測定尺度の作成の試み 日本教育心理学会 第 33 回総会発表論文集, 453-454.
- 浦上昌則 (1993). 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 (1994). 女子学生の学校から職場への移行期に関する研究—「進路選択に対する自己効力」の影響— 青年心理学研究, **6**, 40-49.
- 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, **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). 就職活動を通しての自己成長—女子短大生の場合— 教育心理学研究, **44**, 400-409.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C.E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, **3**, 4-70.
- Vondracek, F. W., Lerner, R. M., & Schulenberg, J. E. (1986). *Career development: A life-span developmental approach*. Englewood Cliffs, NJ: Lawrence Erlbaum. pp. 67-83.
- Vondracek, F. W., Schulenberg, J. E., Hostetler, M., & Shimizu, K. (1990). Dimensions of career indecision. *Journal of Counseling Psychology*, **37**, 98-106.
- 和田さゆり (1996). 性格特性語を用いた Big Five 尺度の作成 心理学研究, **67**, 61-67.
- 若松養亮 (2001). 大学生の進路未決定者が抱える困難さについて—教員養成学部の学生を対象に— 教育心理学研究, **49**, 209-218.
- Walsh W. B. (2007). Introduction: Special section on self-efficacy, interests, and personality. *Journal of Career Assessment*, **15**, 143-144.
- Wang, N., Jome, L. M., Haase, R. F., & Bruch, M. A. (2006). The role of personality and career decision-making self-efficacy in the career choice commitment of college students. *Journal of Career Assessment*, **14**, 312-332.
- 渡辺三枝子 (編著) (2007). キャリアの心理学—キャリア支援への発達のアプローチ 新版 ナカニシヤ出版
- 渡辺三枝子・鹿嶋研之助・若松養亮 (2010). 学校教育とキャリア教育の創造 学文社
- Watson, M. B., Brand, H. J., Stead, G. B., & Ellis, R. R. (2001). Confirmatory factor analysis of the career decision-making self-efficacy scale among south african

- university students. *Journal of Industrial Psychology*, **27**, 43-46.
- 山田 忍 (2012). がん看護専門教育とキャリア志向との関係 関西大学心理学叢誌, **8**, 79-85.
- 山田智之 (2007). 5 日間の職場体験活動が中学生の進路関連自己効力感に及ぼす効果, キャリアデザイン研究, **3**, 103-115.
- 山本幸生 (2010). 高校生のキャリア教育プログラムの開発と実践に関する研究—進路選択に対する自己効力感の分析を通して— 兵庫教育大学学校教育学研究, **22**, 31-38.
- 山本真理子・松井 豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造教育心理学研究, **30**, 64-68.
- 柳井 修 (2001). キャリア発達論—青年期のキャリア形成と進路指導の展開— ナカニシヤ出版
- 安田 雪 (2003). 働きたいのに—高校生就職難の社会構造 勁草書房
- 谷内篤博 (2005). 大学生の職業意識とキャリア教育 勁草書房

付 表

付表 調査参加者一覧表

使用した章	データ	対象者	デザイン	データの概要
第2章	第1節	大学生	横断	459名:1年190名(男子60名,女子130名),2年197名(男子65名,女子132名),3年72名(男子16名,女子56名)。2006年に調査。欠損値を除く。
	第2節	大学生	横断	232名:1年生89名(男子19名,女子70名),2年生143名(男子44名,女子99名)。2006年に調査。欠損値を除く。
	第3節	大学生	縦断	第2章第2節と同じ。
第3章	第1節	大学生	横断	574名(1年生:205名(男子74,女子131),2年生208(男子66,女子142),3年生161(男子50,女子111))。2007年に調査。3年生は2006年調査の3年(82名)生を含む。
	第2節	大学生	横断	278名(男子77名,女子201名;1年生112名,2年生166名)。2006年に調査。欠損値推定をおこなった。
	第3節	大学生	横断	第3章第1節と同じ。
第4章		工業高校生	縦断	データA 第5章第1節で使用 563名(1年生224名,2年生173名,3年生166名) 2007年8月のキャリア教育前と後に調査。欠損値除く。
	第1節	工業高校生	横断	データB 第5章第4節で使用 379名(1年生124名,2年生131名,3年生121名) 2009年の8月に調査。欠損除く。
		工業高校生	縦断	データC 第5章第5節で使用 286名(2007年入学135名,2008年入学151名) 2007年,2008年入学生を3年間追跡調査。 各年8月に調査。欠損値推定。
	第2節	大学生 工業高校生	横断	773名(1年生365,2年生408)。欠損値除く。 945名(1年生361,2年生309,3年生275)。欠損値除く。
	第3節	大学生 工業高校生	横断	第4章第2節と同じ。
	第5章	第1節	工業高校生	縦断
第2節		工業高校生	縦断	データCを使用。
第3節		工業高校生	縦断	データCを使用。
第4節		工業高校生	横断	データBを使用。
第5節		工業高校生	縦断	データCを使用。

付 録

本論文における調査時に使用した調査票を添付する。

1. 大学生に対して実施した調査での心理テスト参加の承諾書（調査終了時提出用）
大学生に対して実施した調査での心理テスト参加の承諾書（保管用）
2. 大学生に対して実施した調査での調査票
2009年に大学2年生を対象に実施したもの
3. 工業高校生に対して実施した調査での調査票
2009年に1年生から3年生を対象に実施したもの
夏季セミナーの前と後で2種類の調査票を使用した。

心理テスト参加の承諾書(調査終了時提出用)

『心理学実験実習』では、質問紙調査を実施します。この調査結果については、1)心理学実験実習・応用心理学実験実習、2)心理測定法などの授業で、解析データとして使用することや結果の解説を予定しています。そして、3)複数のテスト結果を併合しての心理テスト間の関係についての研究、などでの活用を計画しています。さらに来年度以降も皆さんを対象として、縦断的な調査を実施することも予定しています。是非とも調査協力者として、調査への参加をお願い致します。

この授業と調査の企画・実施の責任者は、関西大学社会学部教授清水和秋です。
連絡先: 関西大学社会学部研究棟6階C601、email: shimizu@ipcku.kansai-u.ac.jp

調査にご協力いただきありがとうございます。あなたのご参加に感謝いたしております。調査を始める前に、あなたがいくつかの権利をもっておられることを確認しておきます。

- A) この調査への参加は、授業の課題部分を除いて、自発的なものです。あなたには、質問への回答を拒否する自由があります。
- B) この調査結果は、私が責任をもって保管し、上記の1)、2)そして3)以外の目的で使用することはありません。あなたの調査結果を個人が特定できる状態で公開することはありません。
- C) 調査結果のファイルや報告書(論文なども含む)にあなたの名前や個人的特徴を識別できるようなものを掲載することはありません。個人情報については、プライバシーを尊重し、関連法規を遵守いたします。

あなたが回答した調査票は、卒業までの間、私の研究室で保管し、皆さんが卒業した後は廃棄する予定です。

調査依頼者(サイン)

関西大学社会学部 清水和秋

協力していただけるなら、以下にあなたのサイン・学籍番号と今日の日付を記入してください。

調査協力者(サイン)

学籍番号

日付

2009年 7 月 日

心理テスト参加の承諾書(保管用)

『心理学実験実習』では、質問紙調査を実施します。この調査結果については、1)心理学実験実習・応用心理学実験実習、2)心理測定法などの授業で、解析データとして使用することや結果の解説を予定しています。そして、3)複数のテスト結果を併合しての心理テスト間の関係についての研究、などでの活用を計画しています。さらに来年度以降も皆さんを対象として、縦断的な調査を実施することも予定しています。是非とも調査協力者として、調査への参加をお願い致します。

この授業と調査の企画・実施の責任者は、関西大学社会学部教授清水和秋です。
連絡先: 関西大学社会学部研究棟6階C601、email: shimizu@ipcku.kansai-u.ac.jp

調査にご協力いただきありがとうございます。あなたのご参加に感謝いたしております。調査を始める前に、あなたがいくつかの権利をもっておられることを確認しておきます。

A) この調査への参加は、授業の課題部分を除いて、自発的なものです。あなたには、質問への回答を拒否する自由があります。

B) この調査結果は、私が責任をもって保管し、上記の1)、2)そして3)以外の目的で使用することはありません。あなたの調査結果を個人が特定できる状態で公開することはありません。

C) 調査結果のファイルや報告書(論文なども含む)にあなたの名前や個人的特徴を識別できるようなものを掲載することはありません。個人情報については、プライバシーを尊重し、関連法規を遵守いたします。

あなたが回答した調査票は、卒業までの間、私の研究室で保管し、皆さんが卒業した後は廃棄する予定です。

調査依頼者(サイン)

関西大学社会学部 清水和秋

協力していただけるなら、以下にあなたのサイン・学籍番号と今日の日付を記入してください。

調査協力者(サイン)

学籍番号

日付

2009年 7 月 日

氏名欄に記入するコード

調査では、氏名欄に今回の調査のためだけに設定したコード(下記)を記入してください。調査票には氏名や学籍番号は記入しないでください。このコードは複数の心理テスト結果を併合するためだけに使用します。私が保管する調査票(現物)の返却または破棄を請求する際には、このコードだけが照合キーとなりますので、あなたのほうで保管しておいてください。

例	生年月日	氏名	自宅の電話番号の最後の2桁
	1989年9月6日	関大 花子	0x-xxxx-xx24

この例のコード **8 9 0 9 0 6 K H 2 4**

あなたのコード

この(保管用)は、あなたのほうで、卒業まで保管してください。

Q3の回答のしかた

以下の35の項目について、どの程度あてはまると思われますか。

4=そう思う 3=ややそう思う 2=あまりそう思わない 1=そう思わない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、35項目のすべてに回答してください。

Q3(1~25)	そう 思う	やや そう 思う	あ ま り そ う 思 わ な い	そ う 思 わ な い
1. いろいろなことに興味があるので、どの職業を選んだらよいのか分からない	4	3	2	1
2. 職業選択の問題は重要なことなので、誰かと相談したい	4	3	2	1
3. 自分の興味や関心がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
4. 将来、職業につかずに、好きなことをしたい	4	3	2	1
5. 将来の職業を決めることに対して不安がある	4	3	2	1
6. 将来のことは分からないから、職業のことは考えたくない。	4	3	2	1
7. 具体的な将来の職業を考えているが、採用試験が心配である	4	3	2	1
8. いろいろ考えすぎて、どの職業を選べばよいのか分からない	4	3	2	1
9. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
10. どのようにして職業を決めればよいかわからず、漠然としていて分からない	4	3	2	1
11. 何もせずに、今のままでいたい	4	3	2	1
12. 将来、職業を決めることがうまくいかどうか不安である	4	3	2	1
13. 将来の職業のことを真剣に考えたことがない	4	3	2	1
14. 思わぬことで希望する職業につくことができないかもしれないと不安である	4	3	2	1
15. 可能性のある将来の職業がたくさんあるので、どれにしたらよいのか分からない	4	3	2	1
16. 今までも重要な問題は親などと相談してきたので、職業選択の問題でも相談したい	4	3	2	1
17. 自分が、職業として、どのようなことをやりたいのか分からない	4	3	2	1
18. 職業のことなど考えずに、自分の好きなことに集中していたい	4	3	2	1
19. 職業決定のことを考えると、不安を感じる	4	3	2	1
20. 自分が将来どうなるか分からないのだから、いま職業のことを考えても、意味がないと思う	4	3	2	1
21. 将来の職業についての希望は明確なのだが、採用試験に自信がない	4	3	2	1
22. 職業の選択肢がたくさんあるので、迷ってしまう	4	3	2	1
23. 将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
24. 自分の能力や適性がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
25. いつまでも仕事をしないで遊んで暮らせたいのと思う	4	3	2	1

次ページにQ3(26~35)が続きます。

Q3 (26～35)	そう思う	ややそう思う	あまりそう思わない	そう思わない
26. 将来の職業のことを考えると気が滅入ってくる	4	3	2	1
27. いままであまり職業のことをまじめに考えたことがない	4	3	2	1
28. 希望する職業はあるのだが、これが最良なのかどうか不安である	4	3	2	1
29. 魅力ある職業がいくつもあるので、将来の職業を決められない	4	3	2	1
30. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、誰かにアドバイスを求めたい	4	3	2	1
31. 自分に何が向いているか分からないので、職業を決められない	4	3	2	1
32. 就職しないでいつまでも今の状態でいられたらいいのと思う	4	3	2	1
33. 就職先を決めることのむずかしさを考えると不安になる	4	3	2	1
34. 将来の職業については、考える意欲が全くわかない	4	3	2	1
35. 何かの影響で希望する職業につくことができなくなるのではないかと心配になる	4	3	2	1

36. あなたが進路決定をする際、下記のことがらをどんな順番でおこなっていきますか？

1 から 5 の順番を() に記入ください。

- () 自己を分析すること
- () 情報を集めること
- () 目標を設定すること
- () 意思を貫くこと
- () 計画を立てること

Q4の回答のしかた

以下の30の用語について、自分の性格がどの程度あてはまると思いますか。

7=非常によくあてはまる 6=あてはまる 5=どちらかといえばあてはまる
 4=どちらともいえない 3=どちらかといえばあてはまらない 2=あてはまらない
 1=まったくあてはまらない

以上の7件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、30項目のすべてに回答してください。

Q4 用 語	非常 あてはま る	あて はま る	ど ち ら か と い え ば	ど ち ら と も い え な い	ど ち ら か と い え ば	あて は ま ら ない	ま っ た く あ て は ま ら ない
1. 話し好きな	7	6	5	4	3	2	1
2. 悩みがちな	7	6	5	4	3	2	1
3. 勤勉な	7	6	5	4	3	2	1
4. 独創的な	7	6	5	4	3	2	1
5. 親切な	7	6	5	4	3	2	1
6. 内気な	7	6	5	4	3	2	1
7. 不安になりやすい	7	6	5	4	3	2	1
8. ルーズな	7	6	5	4	3	2	1
9. 発想の豊かな	7	6	5	4	3	2	1
10. 利己的な	7	6	5	4	3	2	1
11. 陽気な	7	6	5	4	3	2	1
12. 心配性な	7	6	5	4	3	2	1
13. 責任感のある	7	6	5	4	3	2	1
14. 頭が固い	7	6	5	4	3	2	1
15. 協力的な	7	6	5	4	3	2	1
16. 控えめな	7	6	5	4	3	2	1
17. 傷つきやすい	7	6	5	4	3	2	1
18. 怠惰な	7	6	5	4	3	2	1
19. 想像力に富んだ	7	6	5	4	3	2	1
20. 共感的な	7	6	5	4	3	2	1
21. 外向的な	7	6	5	4	3	2	1
22. 動揺しやすい	7	6	5	4	3	2	1
23. 辛抱強い	7	6	5	4	3	2	1
24. 視野が狭い	7	6	5	4	3	2	1
25. 自己中心的な	7	6	5	4	3	2	1
26. もの静かな	7	6	5	4	3	2	1
27. 神経質な	7	6	5	4	3	2	1
28. 無責任な	7	6	5	4	3	2	1
29. 興味の広い	7	6	5	4	3	2	1
30. 協調的な	7	6	5	4	3	2	1

Q5の回答のしかた

以下の25の項目について、どの程度あてはまると思われますか。

4=自信がある 3=やや自信がある 2=やや自信がない 1=自信がない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、25項目のすべてに回答してください。

Q5(1~25)	自信がある	やや自信がある	やや自信がない	自信がない
1. 将来、なりたい自分を明確にすること	4	3	2	1
2. 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	4	3	2	1
3. 自分の性格を理解すること	4	3	2	1
4. 就職活動について具体的な計画を立てること	4	3	2	1
5. 就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦労でも我慢すること	4	3	2	1
6. 仕事に対する自分の興味を理解すること	4	3	2	1
7. 職業情報を得るために、インターネットを利用すること	4	3	2	1
8. 仕事をするうえでの自分の長所と短所を理解すること	4	3	2	1
9. 将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	4	3	2	1
10. 本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	4	3	2	1
11. 今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること	4	3	2	1
12. 自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	4	3	2	1
13. 自分の得意・不得意を理解すること	4	3	2	1
14. 将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	4	3	2	1
15. 自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	4	3	2	1
16. 将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	4	3	2	1
17. 興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること	4	3	2	1
18. 自分自身についてより深く理解すること	4	3	2	1
19. 進路目標を達成するために、計画を立てること	4	3	2	1
20. 困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること	4	3	2	1
21. 自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	4	3	2	1
22. 興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	4	3	2	1
23. 自分の適性を理解すること	4	3	2	1
24. 就職活動をうまく進めるための計画を立てること	4	3	2	1
25. 志望職業に就くために粘り強く頑張ること	4	3	2	1

Q6 の回答のしかた

以下の16項目について、あなたは現在の気分としてどのくらいあてはまりますか。

6=非常によく当てはまる 5=当てはまる 4=どちらかといえば当てはまる
3=どちらかといえば当てはまらない 2=当てはまらない 1=全く当てはまらない

以上の6件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。あまり深く考えず、自分の思っている大体の感じで、16項目のすべてに回答してください。

回答選択肢	ま 非 常 に よ く 当 て は ま る	当 て は ま る	当 ど ち は ら か と い え ば	当 ど ち は ら か と い え ば	当 て は ま ら な い	な 全 く 当 て は ま ら
項 目						
1 わくわくした	6	5	4	3	2	1
2 活気のある	6	5	4	3	2	1
3 いらだった	6	5	4	3	2	1
4 心配した	6	5	4	3	2	1
5 おびえた	6	5	4	3	2	1
6 熱狂した	6	5	4	3	2	1
7 恥じた	6	5	4	3	2	1
8 機敏な	6	5	4	3	2	1
9 ぴりぴりした	6	5	4	3	2	1
10 うろたえた	6	5	4	3	2	1
11 きっぱりとした	6	5	4	3	2	1
12 強気な	6	5	4	3	2	1
13 苦悩した	6	5	4	3	2	1
14 誇らしい	6	5	4	3	2	1
15 気合いの入った	6	5	4	3	2	1
16 びくびくした	6	5	4	3	2	1

Q7の回答のしかた

次の文章について、あなた自身にどの程度あてはまるかをお尋ねします。以下の質問に対する回答として、もっとも適切だと思う数字に○をつけてください。

5=あてはまる 4=だいたいあてはまる 3=どちらともいえない 2=だいたいあてはまらない 1=あてはまらない

訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。

Q7(1~13)	あてはまる	だいたいあてはまる	どちらともいえない	だいたいあてはまらない	あてはまらない
1. もっと前にやるはずだった物事に取り組んでいることがよくある	5	4	3	2	1
2. 手紙を書いた後、ポストに入れるまでに数日かかる	5	4	3	2	1
3. そう大変ではない仕事でさえ、終わるまで何日もかかってしまう	5	4	3	2	1
4. やるべきことを始めるまでに、時間がかかる	5	4	3	2	1
5. 旅行する際、適切な時間に空港や駅に到着しようとして、いつも慌ただしくなってしまう	5	4	3	2	1
6. どたんばでやるべきことに追われたりせず、出発の準備ができる	5	4	3	2	1
7. 期限が迫っていても、他のことに時間を費やしてしまうことがよくある	5	4	3	2	1
8. 期限に余裕をもって、物事を片付ける	5	4	3	2	1
9. どたんばになって、誕生日プレゼントを買うことがよくある	5	4	3	2	1
10. 必要なものでさえ、ぎりぎりになって購入する	5	4	3	2	1
11. たいてい、その日にやろうと思ったものは終わらせることができる	5	4	3	2	1
12. いつも「明日からやる」といつている	5	4	3	2	1
13. 夜、落ち着くまでに、すべき仕事をすべて終わらせている	5	4	3	2	1

高校生の職業意識について (前)

今回は、調査にご参加いただき、ありがとうございます。この調査は、職業意識についてのものです。個人情報についてはプライバシーを尊重いたしますので、ご協力お願いいたします。

*次ページより、Q1～Q4までの質問項目があります。それぞれに回答のしかたを説明してありますので、よく読んでQ1、Q2、Q3、Q4の順に回答してください。

回答した年月日	2009 年	月	日
性別 (男 ・ 女)	年齢 (歳)		
(科)	(年)	(組)	(番号)
氏 名 ()			

はじめにあなた自身のことについて、以下の項目にお答えください。あてはまる番号(選択肢)にひとつだけ○をつけてください。

- a 将来の進路として考えているのはどれですか。
 1. 進学 2. 就職 3. その他 4. 未定
- b あなたは、現在、具体的な進路選択(進路をどこかに決めること)について取り組んでいますか。
 1. している 2. していない
- c 将来の職業を決める際に、最もモデルにしたい人は誰ですか。
 1. 父 2. 母 3. 父母以外の身近な人 4. その他の人 5. 特になし
- d 将来つきたい職業について決めたのはいつですか。
 1. 中学校より前 2. 中学校 3. 高校1年生 4. 高校2年生 5. 高校3年生 6. まだ決めていない
- e あなたは、将来つきたい職業について、現在どのくらい真剣に考えていますか。
 4. 真剣に考えている 3. やや真剣に考えている 2. あまり真剣に考えていない 1. 全く真剣に考えていない
- f あなたは、日ごろから、悩みや心配事を相談していますか。
 友達に 4. 非常にある 3. かなりある 2. あまりない 1. まったくない
 親(養育者)に 4. 非常にある 3. かなりある 2. あまりない 1. まったくない
- g あなたは、将来の職業について、話し合う機会がどのくらいありますか。
 友達と 4. 非常にある 3. かなりある 2. あまりない 1. まったくない
 親(養育者)と 4. 非常にある 3. かなりある 2. あまりない 1. まったくない
- h あなたの職業選択について、親(養育者)はどのような態度をとっていますか。
 希望や意見を 4. 強く言う 3. かなり言う 2. あまり言わない 1. 全く言わない
- i あなたの職業選択について、あなたは親(養育者)の希望や意見をどうしますか。
 希望や意見を 4. 受け入れる 3. かなり受け入れる 2. あまり受け入れない 1. 全く受け入れない
- j フリーターの生き方に共感をおぼえますか。
 4. そう思う 3. ややそう思う 2. あまりそう思わない 1. まったくそう思わない
- k 将来、フリーターになる可能性はありますか。
 4. そう思う 3. ややそう思う 2. あまりそう思わない 1. まったくそう思わない
- l 高校でインターンシップの経験がありますか。
 1. ある 高校 () 学年のとき 2. ない

Q1の回答のしかた

以下の35の項目について、どの程度あてはまると思いますか。

4=そう思う 3=ややそう思う 2=あまりそう思わない 1=そう思わない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、35項目のすべてに回答してください。

Q1(1~25)	そう 思う	やや そう 思う	あ ま り そ う 思 わ な い	そ う 思 わ な い
1. いろいろなことに興味があるので、どの職業を選んだらよいか分からない	4	3	2	1
2. 職業選択の問題は重要なことなので、誰かと相談したい	4	3	2	1
3. 自分の興味や関心がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
4. 将来、職業に関わらずに、好きなことをしたい	4	3	2	1
5. 将来の職業を決めることに対して不安がある	4	3	2	1
6. 将来のことは分からないから、職業のことは考えたくない。	4	3	2	1
7. 具体的な将来の職業を考えているが、採用試験が心配である	4	3	2	1
8. いろいろ考えすぎて、どの職業を選べばよいか分からない	4	3	2	1
9. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
10. どのようにして職業を決めればよいか漠然としていて分からない	4	3	2	1
11. 何もせずに、今のままでいたい	4	3	2	1
12. 将来、職業を決めることがうまくいかどうか不安である	4	3	2	1
13. 将来の職業のことを真剣に考えたことがない	4	3	2	1
14. 思わぬことで希望する職業につくことができなかもしれないと不安である	4	3	2	1
15. 可能性のある将来の職業がたくさんあるので、どれにしたらよいか分からない	4	3	2	1
16. 今までも重要な問題は親などと相談してきたので、職業選択の問題でも相談したい	4	3	2	1
17. 自分が、職業として、どのようなことをやりたいか分からない	4	3	2	1
18. 職業のことなど考えずに、自分の好きなことに集中していたい	4	3	2	1
19. 職業決定のことを考えると、不安を感じる	4	3	2	1
20. 自分が将来どうなるか分からないのだから、いま職業のことを考えても、意味がないと思う	4	3	2	1
21. 将来の職業についての希望は明確なのだが、採用試験に自信がない	4	3	2	1
22. 職業の選択肢がたくさんあるので、迷ってしまう	4	3	2	1
23. 将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
24. 自分の能力や適性がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
25. いつまでも仕事をしないで遊んで暮らせたらいいのこと思う	4	3	2	1

次ページにQ1(26~35)が続きます。

Q1 (26～35)	そう思う	ややそう思う	あまりそう思わない	そう思わない
26. 将来の職業のことを考えると気が滅入ってくる	4	3	2	1
27. いままであまり職業のことをまじめに考えたことがない	4	3	2	1
28. 希望する職業はあるのだが、これが最良なのかどうか不安である	4	3	2	1
29. 魅力ある職業がいくつもあるので、将来の職業を決められない	4	3	2	1
30. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、誰かにアドバイスを求めたい	4	3	2	1
31. 自分に何が向いているか分からないので、職業を決められない	4	3	2	1
32. 就職しないでいつまでも今の状態でいられたらいいのと思う	4	3	2	1
33. 就職先を決めることのむずかしさを考えると不安になる	4	3	2	1
34. 将来の職業については、考える意欲が全くわかない	4	3	2	1
35. 何かの影響で希望する職業につくことができなくなるのではないかと心配になる	4	3	2	1

36. あなたが進路決定をする際、下記のことがらをどんな順番でおこなっていきますか？

1 から 5 の順番を() に記入ください。

- () 自己を分析すること
- () 情報を集めること
- () 目標を設定すること
- () 意思を貫くこと
- () 計画を立てること

Q2の回答のしかた

以下の25の項目について、どの程度あてはまると思いますか。

4=自信がある 3=やや自信がある 2=やや自信がない 1=自信がない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、25項目のすべてに回答してください。

Q2(1~25)	自信がある	やや自信がある	やや自信がない	自信がない
1. 将来、なりたい自分を明確にすること	4	3	2	1
2. 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	4	3	2	1
3. 自分の性格を理解すること	4	3	2	1
4. 就職活動について具体的な計画を立てること	4	3	2	1
5. 就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦労でも我慢すること	4	3	2	1
6. 仕事に対する自分の興味を理解すること	4	3	2	1
7. 職業情報を得るために、インターネットを利用すること	4	3	2	1
8. 仕事をするうえでの自分の長所と短所を理解すること	4	3	2	1
9. 将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	4	3	2	1
10. 本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	4	3	2	1
11. 今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること	4	3	2	1
12. 自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	4	3	2	1
13. 自分の得意・不得意を理解すること	4	3	2	1
14. 将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	4	3	2	1
15. 自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	4	3	2	1
16. 将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	4	3	2	1
17. 興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること	4	3	2	1
18. 自分自身についてより深く理解すること	4	3	2	1
19. 進路目標を達成するために、計画を立てること	4	3	2	1
20. 困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること	4	3	2	1
21. 自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	4	3	2	1
22. 興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	4	3	2	1
23. 自分の適性を理解すること	4	3	2	1
24. 就職活動をうまく進めるための計画を立てること	4	3	2	1
25. 志望職業に就くために粘り強く頑張ること	4	3	2	1

Q3の回答のしかた

以下の30の用語について、自分の性格がどの程度あてはまると思いますか。

7＝非常によくあてはまる 6＝あてはまる 5＝どちらかといえばあてはまる
 4＝どちらともいえない 3＝どちらかといえばあてはまらない 2＝あてはまらない
 1＝まったくあてはまらない

以上の7件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、30項目のすべてに回答してください。

Q3	非常 あてよ くは まる	あて は まる	ど ち ら か と い え ば	ど ち ら と も い え な い	ど ち ら か と い え ば	あて は ま ら ない	ま つ た く あ て は ま ら ない
1. 話し好きな	7	6	5	4	3	2	1
2. 悩みがちな	7	6	5	4	3	2	1
3. 勤勉な(きんべんな)	7	6	5	4	3	2	1
4. 独創的な(どくそうてきな)	7	6	5	4	3	2	1
5. 親切な	7	6	5	4	3	2	1
6. 内気な	7	6	5	4	3	2	1
7. 不安になりやすい	7	6	5	4	3	2	1
8. ルーズな	7	6	5	4	3	2	1
9. 発想の豊かな	7	6	5	4	3	2	1
10. 利己的な(りこてきな)	7	6	5	4	3	2	1
11. 陽気な	7	6	5	4	3	2	1
12. 心配性な	7	6	5	4	3	2	1
13. 責任感のある	7	6	5	4	3	2	1
14. 頭が固い	7	6	5	4	3	2	1
15. 協力的な	7	6	5	4	3	2	1
16. 控えめな(ひかえめな)	7	6	5	4	3	2	1
17. 傷つきやすい	7	6	5	4	3	2	1
18. 怠惰な(たいだな)	7	6	5	4	3	2	1
19. 想像力に富んだ	7	6	5	4	3	2	1
20. 共感的な	7	6	5	4	3	2	1
21. 外向的な	7	6	5	4	3	2	1
22. 動揺しやすい	7	6	5	4	3	2	1
23. 辛抱強い(しんぼうづよい)	7	6	5	4	3	2	1
24. 視野が狭い	7	6	5	4	3	2	1
25. 自己中心的な	7	6	5	4	3	2	1
26. もの静かな	7	6	5	4	3	2	1
27. 神経質な	7	6	5	4	3	2	1
28. 無責任な	7	6	5	4	3	2	1
29. 興味の広い	7	6	5	4	3	2	1
30. 協調的な	7	6	5	4	3	2	1

高校生の職業意識について（後）

今回は、調査にご参加いただき、ありがとうございます。この調査は、職業意識についてのものです。個人情報についてはプライバシーを尊重いたしますので、ご協力お願いいたします。

*次ページより、Q1～Q4までの質問項目があります。それぞれに回答のしかたを説明してありますので、よく読んでQ1、Q2、Q3、Q4の順に回答してください。

回答した年月日	2009	年	月	日
性別（男・女）		年齢（		歳）
（	科）	（	年）	（
			組）	（番号）
氏名	（			）

Q1 の回答のしかた

以下の35の項目について、どの程度あてはまると思いますか。

4=そう思う 3=ややそう思う 2=あまりそう思わない 1=そう思わない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、35項目のすべてに回答してください。

Q1 (1～25)	そう 思う	やや そう 思う	あ ま り そ う 思 わ な い	そ う 思 わ な い
1. いろいろなことに興味があるので、どの職業を選んだらよいのか分からない	4	3	2	1
2. 職業選択の問題は重要なことなので、誰かと相談したい	4	3	2	1
3. 自分の興味や関心がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
4. 将来、職業につかずに、好きなことをしたい	4	3	2	1
5. 将来の職業を決めることに対して不安がある	4	3	2	1
6. 将来のことは分からないから、職業のことは考えたくない。	4	3	2	1
7. 具体的な将来の職業を考えているが、採用試験が心配である	4	3	2	1
8. いろいろ考えすぎて、どの職業を選べばよいのか分からない	4	3	2	1
9. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
10. どのようにして職業を決めればよいかわ漠然としていて分からない	4	3	2	1
11. 何もせずに、今のままでいたい	4	3	2	1
12. 将来、職業を決めることがうまくいかどうか不安である	4	3	2	1
13. 将来の職業のことを真剣に考えたことがない	4	3	2	1
14. 思わぬことで希望する職業につくことができなかもしれないと不安である	4	3	2	1
15. 可能性のある将来の職業がたくさんあるので、どれにしたらよいのか分からない	4	3	2	1
16. 今まで重要な問題は親などと相談してきたので、職業選択の問題でも相談したい	4	3	2	1
17. 自分が、職業として、どのようなことをやりたいのか分からない	4	3	2	1
18. 職業のことなど考えずに、自分の好きなことに集中していた	4	3	2	1
19. 職業決定のことを考えると、不安を感じる	4	3	2	1
20. 自分が将来どうなるか分からないのだから、いま職業のことを考えても、意味がないと思う	4	3	2	1
21. 将来の職業についての希望は明確なのだが、採用試験に自信がない	4	3	2	1
22. 職業の選択肢がたくさんあるので、迷ってしまう	4	3	2	1
23. 将来の職業について、誰かと相談をしたい	4	3	2	1
24. 自分の能力や適性がよく分からないので、将来の職業が決まらない	4	3	2	1
25. いつまでも仕事をしないで遊んで暮らせたいのと思う	4	3	2	1

次ページにQ1(26～35)が続きます。

Q1 (26～36)	そう思う	ややそう思う	あまりそう思わない	そう思わない
26. 将来の職業のことを考えると気が滅入ってくる	4	3	2	1
27. いままであまり職業のことをまじめに考えたことがない	4	3	2	1
28. 希望する職業はあるのだが、これが最良なのかどうか不安である	4	3	2	1
29. 魅力ある職業がいくつもあるので、将来の職業を決められない	4	3	2	1
30. 自分一人で何かを決めた経験が少ないので、誰かにアドバイスを求めたい	4	3	2	1
31. 自分に何が向いているか分からないので、職業を決められない	4	3	2	1
32. 就職しないでいつまでも今の状態でいられたらいいのと思う	4	3	2	1
33. 就職先を決めることのむずかしさを考えると不安になる	4	3	2	1
34. 将来の職業については、考える意欲が全くわかない	4	3	2	1
35. 何かの影響で希望する職業につくことができなくなるのではないかと心配になる	4	3	2	1

36. あなたが進路決定をする際、下記のことがらをどんな順番でおこなっていきますか？

1 から 5 の順番を() に記入ください。

- () 自己を分析すること
- () 情報を集めること
- () 目標を設定すること
- () 意思を貫くこと
- () 計画を立てること

Q2の回答のしかた

以下の25の項目について、どの程度あてはまると思われますか。

4=自信がある 3=やや自信がある 2=やや自信がない 1=自信がない

以上の4件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、25項目のすべてに回答してください。

Q2(1~25)	自信がある	やや自信がある	やや自信がない	自信がない
1. 将来、なりたい自分を明確にすること	4	3	2	1
2. 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	4	3	2	1
3. 自分の性格を理解すること	4	3	2	1
4. 就職活動について具体的な計画を立てること	4	3	2	1
5. 就きたい職業に就けるのであれば、少々の苦労でも我慢すること	4	3	2	1
6. 仕事に対する自分の興味を理解すること	4	3	2	1
7. 職業情報を得るために、インターネットを利用すること	4	3	2	1
8. 仕事をするうえでの自分の長所と短所を理解すること	4	3	2	1
9. 将来のために今やっておくべきことの計画を立てること	4	3	2	1
10. 本当に好きな職業に就くためなら、努力を惜しまないこと	4	3	2	1
11. 今後の人生で、自分が何をやりたいのかを明確にすること	4	3	2	1
12. 自分が就きたい職業の採用状況に関する情報を入手すること	4	3	2	1
13. 自分の得意・不得意を理解すること	4	3	2	1
14. 将来、なりたい自分に必要なことを身につけるための計画を立てること	4	3	2	1
15. 自分で決めた志望職業を実現するために意志を貫くこと	4	3	2	1
16. 将来従事したい職業が何なのかをはっきりさせること	4	3	2	1
17. 興味ある組織では、どのような人材を必要としているのかを調べること	4	3	2	1
18. 自分自身についてより深く理解すること	4	3	2	1
19. 進路目標を達成するために、計画を立てること	4	3	2	1
20. 困難な問題が生じても目標とする職業に就くために頑張ること	4	3	2	1
21. 自分にとって理想の職業とは何かを明確にすること	4	3	2	1
22. 興味ある職業分野の会社や組織に関する情報を入手すること	4	3	2	1
23. 自分の適性を理解すること	4	3	2	1
24. 就職活動をうまく進めるための計画を立てること	4	3	2	1
25. 志望職業に就くために粘り強く頑張ること	4	3	2	1

Q3の回答のしかた

以下の20の項目について、どの程度あてはまると思えますか。

5=よくある 4=ときどきある 3=どちらともいえない 2=あまりない 1=全くない

以上の5件の中から、該当する番号を○で囲んでください。訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。回答に「正しい」や「誤り」はありません。あまり深く考えず、あなたの感じたままに、20項目のすべてに回答してください。

Q3(1~20)	よくある	ときどきある	どちらともいえない	あまりない	全くない
1. 私はクラスで行う活動には積極的に取り組んでいる	5	4	3	2	1
2. 私は休み時間などに、ひとりであることが多い	5	4	3	2	1
3. 私はクラスの中で存在感があると思う	5	4	3	2	1
4. 私はクラブなどの仲間から無視されることがある	5	4	3	2	1
5. 私は勉強や運動、特技やひょうきんさんなどで友人から認められていると思う	5	4	3	2	1
6. 私はクラスや部活でからかわれたりバカにされるようなことがある	5	4	3	2	1
7. 学校生活で充実感や満足感を覚えることがある	5	4	3	2	1
8. 私はクラスの人から無視されるようなことがある	5	4	3	2	1
9. 仲の良いグループの中では中心的なメンバーである	5	4	3	2	1
10. 私はクラスにいるときや部活をしているとき、まわりの目が気になって不安や緊張をおぼえることがある	5	4	3	2	1
11. 在籍している学校に満足している	5	4	3	2	1
12. クラスで班をつくるときなど、なかなか班に入れず残ってしまうことがある	5	4	3	2	1
13. 学校内で私を認めてくれる先生がいると思う	5	4	3	2	1
14. 私はクラスの中で、孤立感を覚えることがある	5	4	3	2	1
15. 学校内に自分の本音や悩みを話せる友人がいる	5	4	3	2	1
16. 私はクラスメートから、耐えられない悪ふざけをされることがある	5	4	3	2	1
17. 私は学校・クラスでみんなから注目されるような経験をしたことがある	5	4	3	2	1
18. 私はクラスの中で浮いていると感じることがある	5	4	3	2	1
19. 私は授業中に発言をしたり先生の質問に答えたりするとき、冷やかされることがある	5	4	3	2	1
20. 私はクラスやクラブの活動でリーダーシップをとることがある	5	4	3	2	1

Q4の回答のしかた

次の文章について、あなた自身にどの程度あてはまるかをお尋ねします。以下の質問に対する回答として、もっとも適切だと思う数字に○をつけてください。

5=あてはまる 4=だいたいあてはまる 3=どちらともいえない 2=だいたいあてはまらない 1=あてはまらない

訂正する場合には、前に選んだものに×印をつけて、新しく選んだほうに○印をつけてください。

Q4(1~13)	あてはまる	だいたいあてはまる	どちらともいえない	だいたいあてはまらない	あてはまらない
1. もっと前にやるはずだった物事に取り組んでいることがよくある	5	4	3	2	1
2. 手紙を書いた後、ポストに入れるまでに数日かかる	5	4	3	2	1
3. そう大変ではない仕事でさえ、終わるまで何日もかかってしまう	5	4	3	2	1
4. やるべきことを始めるまでに、時間がかかる	5	4	3	2	1
5. 旅行する際、適切な時間に空港や駅に到着しようとして、いつも慌(あわ)ただしくなってしまう	5	4	3	2	1
6. どたんばでやるべきことに追われたりせず、出発の準備ができる	5	4	3	2	1
7. 期限が迫っていても、他のことに時間を費やしてしまうことがよくある	5	4	3	2	1
8. 期限に余裕をもって、物事を片付ける	5	4	3	2	1
9. どたんばになって、誕生日プレゼントを買うことがよくある	5	4	3	2	1
10. 必要なものでさえ、ぎりぎりになって購入する	5	4	3	2	1
11. たいいてい、その日にやろうと思ったものは終わらせることができる	5	4	3	2	1
12. いつも「明日からやる」といつている	5	4	3	2	1
13. 夜、落ち着くまでに、すべき仕事をすべて終わらせている	5	4	3	2	1

m 次の文章を完成させてください。

- 1 将来の職業を決めるときに最も影響するのは、
()
- 2 5年後の私は、
()
- 3 今回の進路行事で役に立ったことは、
()

記入漏れがないか確認をお願いします。 ご協力ありがとうございました。

謝 辞

本研究を進めるにあたり、多くの方々にお世話になりました。心より感謝申し上げます。

なかでも、指導教授の関西大学社会学部の清水和秋教授には、多大なるご指導をいただきました。データに真摯に向き合うことを教えてくださいました。深く深く感謝致します。本当にありがとうございました。

また、関西大学社会学部の川崎友嗣教授には、キャリア発達・キャリア教育の観点から多くのご助言をいただきました。そして、名古屋大学大学院教育発達科学研究科の寺田盛紀教授には、キャリア教育・職業教育の観点から多くのご助言をいただきました。ここに深く感謝致します。ありがとうございました。

本論文では、大学生と高校生の方々を調査対象とさせていただきました。大学生の調査には、関西大学社会学部の先生方に多くのご協力をいただきました。ここに感謝の意を表します。調査にご協力くださいました学生の皆様にも深く感謝致します。

また、高校生の調査には、大阪市立生野工業高等学校の先生方に多くのご協力をいただきました。特に宮坂吉有樹先生、松下眞治先生（現在大阪市立西高等学校）、坂本高英先生にはお世話になりました。ここに感謝の意を表します。調査に参加して下さった工業高校生の皆様にも深く感謝致します。

調査データの入力等につきましては、関西大学社会学部清水和秋ゼミの卒業生の上野利恵さん、山本理恵さんにご協力いただきました。心から感謝致します。そして、様々な点でお世話になりました関西大学大学院社会学研究科清水和秋ゼミの皆様にも感謝致します。

皆様のご協力をいただき、ようやく論文を完成することができました。ありがとうございました。

2015年3月

花井洋子