

# 大学生の進路選択に対する自己効力感、 就業動機、および職業未決定の関係

秋山 史子

[キーワード：①進路選択に対する自己効力感 ②就業動機 ③職業未決定]

## 問題と目的

将来就きたい職業を決められないという職業未決定の問題は、社会的な関心のみならず、心理学研究においても重要なトピックとなっている。心理学研究においては、職業未決定者の理解のために、しばしばBandura (1977)の提唱した自己効力感(self-efficacy)という概念が用いられてきた。自己効力感(self-efficacy)とは、ある結果のために必要な行動を成功裏に遂行できるという確信のことである(Bandura,1977)。Hackett & Betz (1981)はこの自己効力感という概念を、女性のキャリア発達、キャリア選択行動の理解のために用いた。のちにTaylor & Betz (1983)は、進路選択に必要な行動に対する自信を測定するために、進路選択に対する自己効力感尺度 (Career Decision-Making Self-Efficacy Scale: CDMSE尺度)を作成した。このCDMSE尺度とは、キャリア選択に必要と考えられている5つの行動領域、すなわち「進路選択 (目標選択)」、「問題解決」、「計画立案」、「自己適性評価」、「職業情報収集」に対する自己効力感を測る全50項目の尺度である。この進路選択 (キャリア選択) 過程を測る尺度として、それらの多くは、CDMSEが職業決定と明らかに関連していることを示している (例えば、Taylor & Popma, 1990)。

また安達(1998)は、職業未決定の背景には仕事場面における動機づけの問題が所在すると指摘している。そのような動機づけ、すなわち未来の仕事場面に対して持っている動機、職業場面を想定した動機を就業動機と定義し、未入職者である大学生を対象に尺度の検討を行った。そして、職業への積極的な関わりや探索である「探索志向動機」、困難な物事にも自分の力でやり抜こうとする「挑戦志向動機」、仕事場面の人間関係への関心や仕事を通じた人との交流を表す「対人志向動機」、仕事を通じて地位や名声を得ようとする「上位志向動機」の4因子からなる就業動機尺度を作成した。

安達(2001a)はさらに、CDMSEの下位因子2つ(「自己適性評価」と「職業情報の収集」と、就業動機、職業未決定の関係について女子短大生を対象に検討した。その結果、CDMSEの2つの下位因子が職業未決定に対し抑制的な影響を与えること、CDMSEが「探索志向動機」と「挑戦志向動機」から成る「自己向上動機」を介して職業未決定へ負の影響を与えることを示し、就業動機が進路選択に対する自己効力感、職業未決定と深い関わりがあることを明らかにした。

一方、下山(1986)によると、職業未決定状態には積極的な探索状態から消極的アパシーまで多様な側面があり、職業未決定者の理解には未決定のどのような側面であるのかをまず把握する必要があると指摘している。その上で、カウンセリング場面を想定して職業未決定の分類を行う尺度の検討を行い、大学生を対象に6つの下位因子から構成されている職業未決定尺度を作成している。6つの下位因子とは、職業意識が未熟なため将来への見通しがなく、職業選択に取り組めないでいる状態を表す「未熟」因子、職業決定に直面して不安になり、情緒的に混乱している状態である「混乱」因子、職業決定を猶予にして、当面は職業について考えたくないという「猶予」、職業決定に向かって積極的に模索している状態を表す「模索」、自らの関心や興味を職業選択に結び付けていこうとする努力をしない、安易な職業決定態度である「安直」、そ

して職業に関する既決を示す「決定」の6因子で構成された尺度である。

しかし、安達（2001a）では職業を決定しているのか否かという単一の側面に対して、CDMSEと就業動機の間関係を検討しているのみであり、下山（1986）が指摘しているような多様な未決定状態については言及していない。

よって本研究の目的は、進路選択に対する自己効力感が就業動機、職業未決定の多様な側面へそれぞれどのように影響しているのか、さらにこの自己効力感が就業動機を介して、職業未決定の多様な側面に、どのように影響しているのかを検討することである。

次にこれらの概念間関係について仮説を立てる。安達（2001a）を踏まえ、CDMSEが就業動機、および職業未決定に影響を及ぼすであろう。具体的には、CDMSEが「探索志向」、「挑戦志向」、「上位志向」、「対人志向」の4因子すべてに正の影響を、職業未決定に対しては職業に対し積極的態度である「模索」、「決定」因子への正の影響を及ぼすであろう。さらに「未熟」、「混乱」、「猶予」、「安直」といった未決定因子へは負の影響があると考えられる。

就業動機から職業未決定への影響については、職業に対して積極的な動機である「探索志向」と「挑戦志向」が、「未熟」、「混乱」、「猶予」及び「安直」といった未決定を示す因子に対して、抑制的な影響を及ぼすことが考えられる。一方で「模索」や「決定」といった職業決定において積極的な態度の因子には正の影響があるだろう。そして、安達（2001a）で示されているように「対人志向」と「上位志向」は、未決定に対しほとんど影響を及ぼさないであろう。

また、安達（2001a）では女子短大生を対象としていたが、本研究では共学4年制大学の大学生を対象にすることで、CDMSE、就業動機、および職業未決定それぞれにおける性差、学年差の検討を行う。4年制大学では大学入学という高校生として大きな目標を達成し、入学したばかりの1年生と、大学に慣れ、学業や課外活動に専心している2年生、

就職活動などの進路決定を間近に控えた3年生、そして進路決定に直面した4年生では、CDMSE、就業動機、および職業未決定において学年差が見られるであろう。進路選択（キャリア選択）研究における自己効力感に関しては、そもそもHackett&Betz (1981)の女性の進路発達の理解を研究の始まりとしている（廣瀬、1998）ように、性差に言及した研究は少なくない。実際に、Hackett&Betz (1981)では男性的職業・女性的職業への自己効力感に性差があることを確認しているが、本研究のように進路選択や進路選択行動に対する自己効力感においても、性差が認められるのかも検討する。一方、就業動機、職業未決定に関しては性差、学年差の研究はまだ少なく、職業未決定者を理解する上でも性別、学年別で特徴があるならば、彼らの指導に役立つ知見が得られると考えられる。

## 方法

**調査の実施** 2005年10月、都内私立大学Aにおいて質問紙調査を行った。調査は心理学の授業中に一斉配布によって実施した。

**参加者** 大学生136人から回答を得た。回答のうち、分析にあたり欠損値の多かった2人分の回答を除き、最終的に134人を分析対象とした。分析対象134人の性別は男性43人、女性91人であった。学年の内訳は、1年生22人、2年生52人、3年生30人、4年生30人であった。所属学科は法学科4人、政治学科5人、経済学科1人、経営学科3人、哲学科1人、英米文学科6人、日本語日本文学科4人、フランス文学科5人、ドイツ文学科1人、心理学科96人、数学科3人、物理学科2人、学科不明2人、社会人間専修1人であった。

**使用尺度** 1.進路選択に対する自己効力感：Taylor&Betz (1983)のCareer Decision-Making Self-Efficacy Scale、及び古市 (1995)、浦上 (1995)、富安 (1997)を元に、安達 (2001b)が作成した進路選択に対する自己効力感尺度を用いた。「進路選択(目標選択)」、「問題解決」、「計画立案」、「自

己適性評価」,「職業情報収集」各10項目,全50項目であった。安達(2001a)は、CDMSEにおけるどの領域が具体的に動機や未決定に影響しているかを探る為に、「自己適性評価」、「職業情報の収集」の2つの因子を取り上げ、研究に用いた。しかし、CDMSEの5因子の相関は非常に高く、全体として1つの要因を測定しているという印象(廣瀬,1998)という指摘もあり、本研究では50項目すべてを用いることとした。回答は「5 =非常に自信がある」から「1 =全く自信がない」の5段階評定で行った。

**2. 就業動機:**就業動機尺度(安達,1998)を使用した。この尺度は「探索志向動機」11項目,「対人志向動機」10項目,「上位志向動機」9項目,「挑戦志向動機」8項目で構成されている。この全38項目に安達(1998)が因子分析の結果除外した3項目を加えた全41項目を使用した。「探索志向動機」は職業への関心,積極的な職業探索,知識や技術の会得に関する動機である。「対人志向動機」は仕事を通じた人との接触を重んじた傾向,「上位志向動機」は仕事場面で社会的地位や名声を得たいという傾向,「挑戦志向動機」は困難な作業を自らの力でやり抜こうとする傾向である(安達,2001a)。回答は「5 =あてはまる」から「1 =あてはまらない」の5段階評定であった。

**3. 職業未決定:**下山(1986)の作成した職業未決定尺度,全39項目を使用した。この尺度は,「未熟」7項目,「混乱」8項目,「猶予」7項目,「模索」6項目,「安直」7項目,「決定」4項目の6つの下位因子から構成されている。回答は「3 =あてはまる」から「1 =あてはまらない」の3段階評定であった。

## 結果

分析にはSPSS Statistics ver.22を使用した。初めに各尺度の信頼性,記述統計量,相関係数を算出した。次にCDMSE,就業動機,および職業未決定の関係を検討するため,階層的重回帰分析を行った。最後に,性差,学年差の検討のために2要因分散分析を行った。

**尺度の信頼性** 3つの尺度それぞれについて因子分析（主因子法、Promax回転）を行ったが、3つの尺度すべてにおいて先行研究のような因子構造を見出すことが出来なかった。CDMSE尺度では、因子分析の結果想定した5因子になりにくい(Taylor&Betz,1983)という指摘もあり、本研究では50項目を1つの因子として以降の分析を行うこととした。CDMSE50項目の信頼性係数は.959であった。就業動機尺度も同様に安達（1998）で抽出された4因子、「探索志向」11項目( $\alpha = .854$ ),「対人志向」10項目( $\alpha = .840$ ),「上位志向」9項目( $\alpha = .861$ ),「挑戦志向」8項目( $\alpha = .680$ )に基づいて分析を行った。そして、職業未決定尺度も下山（1986）で抽出された6因子を用いた。信頼性係数はそれぞれ「未熟」7項目( $\alpha = .836$ ),「混乱」8項目( $\alpha = .797$ ),「猶子」7項目( $\alpha = .691$ ),「模索」6項目( $\alpha = .633$ ),「安直」7項目( $\alpha = .665$ ),「決定」4項目( $\alpha = .857$ )であった。

**記述統計** 各因子の平均値、標準偏差、そしてピアソンの相関係数を算出した (Table 1)。

Table 1 各因子の平均値、標準偏差、相関係数 ( $n=134$ )

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	M	SD
1. CDMSE	-										3.39	0.63
2. 探索志向	.723**	-									3.85	0.62
3. 対人志向	.042	.295**	-								3.51	0.68
4. 上位志向	.183*	.326**	.254**	-							3.32	0.77
5. 挑戦志向	.513**	.591**	.154	.384**	-						3.49	0.57
6. 未熟	-.607**	-.574**	-.129	-.148	-.291**	-					1.74	0.58
7. 混乱	-.425**	-.328**	-.028	-.054	-.123	.702**	-				1.93	0.53
8. 猶子	-.489**	-.626**	-.135	-.061	-.274**	.728**	.448**	-			1.57	0.45
9. 模索	-.005	.132	.040	-.027	.075	.255**	.462**	.083	-		2.17	0.49
10. 安直	-.504**	-.521**	-.060	.142	-.385**	.692**	.554**	.649**	.189*	-	1.64	0.43
11. 決定	.652**	.583**	.085	.168	.312**	-.764**	-.640**	-.575**	-.360**	-.581**	1.82	0.67

\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

CDMSEは「対人志向」,「模索」因子以外の8つの因子と有意な相関が得られた。就業動機の「探索志向」( $r=.723, p<.01$ ),「挑戦志向」( $r=.513, p<.01$ ),職業未決定の「決定」( $r=.652, p<.01$ )とは高い正の相関を示し,「上位志向」とも弱いながら有意な正の相関を示した ( $r=.183, p<.05$ )。

職業未決定の「未熟」( $r = -0.607, p < .01$ ), 「混乱」( $r = -0.425, p < .01$ ), 「猶予」( $r = -0.489, p < .01$ ), 「安直」( $r = -0.504, p < .01$ )とも中程度から高い負の相関を示した。就業動機の「探索志向」は「対人志向」( $r = 0.295, p < .01$ ), 「上位志向」( $r = 0.326, p < .01$ ), 「挑戦志向」( $r = 0.591, p < .01$ ), 職業未決定の「決定」因子( $r = 0.583, p < .01$ )と有意な正の相関を示した。一方、「未熟」( $r = -0.574, p < .01$ ), 「混乱」( $r = -0.328, p < .01$ ), 「猶予」( $r = -0.626, p < .01$ ), 「安直」( $r = -0.521, p < .01$ )とは中程度の負の相関を示している。「対人志向」は「探索志向」と「上位志向」( $r = 0.254, p < .01$ )とのみ有意な正の相関を示し、「上位志向」もCDMSE, 「探索志向」, 「挑戦志向」( $r = 0.384, p < .01$ )のみに有意な正の相関が認められたが、職業未決定の各因子との有意な相関は認められなかった。「挑戦志向」は職業未決定の「未熟」( $r = -0.291, p < .01$ ), 「猶予」( $r = -0.274, p < .01$ ), 「安直」( $r = -0.385, p < .01$ )と負の相関を示し、「決定」とは有意な正の相関( $r = 0.312, p < .01$ )を示した。そして職業未決定の下位因子では、「未熟」が「混乱」( $r = 0.702, p < .01$ ), 「猶予」( $r = 0.728, p < .01$ )および「安直」( $r = 0.692, p < .01$ )と高い正の相関を、「模索」とも弱いながら有意な正の相関を示し( $r = 0.255, p < .01$ ), 「決定」とは高い負の相関を示した( $r = -0.764, p < .01$ )。「混乱」は「猶予」, 「模索」および「安直」と中程度の正の相関(それぞれ $r = 0.448, 0.462, 0.554, p < .01$ )を示し、「決定」とは高い負の相関を示した( $r = -0.640, p < .01$ )。「猶予」は「安直」と高い正の相関( $r = 0.649, p < .01$ ), 「決定」とは負の相関( $r = -0.575, p < .01$ ), 「模索」も同様に「安直」とは弱い正の相関( $r = 0.189, p < .05$ ), 「決定」とは負の相関( $r = -0.360, p < .01$ )を示した。「安直」も「決定」と負の相関が認められることから( $r = -0.581, p < .01$ ), 職業未決定尺度の下位因子の中で「決定」のみが他の5因子すべてと負の相関を示したことが確認された。

**進路選択に対する自己効力感、就業動機および職業未決定の関係**  
CDMSEと就業動機、職業未決定の各因子の関係を検討するため、ステップワイズ法による階層的重回帰分析を行った。まず、第1ステップでは

CDMSEを説明変数として投入し、第2ステップで就業動機4因子を投入した。分析で得られた標準編回帰係数、決定係数、および決定係数の変化量をTable 2に示した。そして、分析結果を基にパス・ダイアグラムを描いた (Figure 1)。

Table2 階層的重回帰分析結果

	探索志向	対人志向	上位志向	挑戦志向	未熟		混乱		猶予		模索		安直		決定	
					直接	間接	直接	間接	直接	間接	直接	間接	直接	間接	直接	間接
CDMSE	.723**	.042	.183*	.513**	-.607**	-.402**	-.425**	-.489**	-.058	-.005	-.211	-.504**	-.188	.652**	.484**	
探索志向					-.283**			-.635**			.284*		-.388**			.233*
上位志向								.157*					.382**			
挑戦志向													-.206*			
対人志向																
R <sup>2</sup>	.523**	.002	.033*	.263**	.369**	.407**	.181**	.239**	.416**	.000	.039	.254**	.430**	.426**	.452**	
ΔR <sup>2</sup>						.038**			.022*		.039*		.176**		.026*	

\*\*p<.01, \*p<.05

CDMSEから就業動機への寄与を見ると、「対人志向」以外に有意な正の寄与が認められた。特に「探索志向 ( $\beta = .723, p < .01$ )」, 「挑戦志向 ( $\beta = .513, p < .01$ )」に高い値を示した。「上位志向」へも  $\beta = .183 (p < .05)$  と弱いながらも有意な正の寄与を示した。CDMSEの職業未決定への直接効果を検討したところ、「模索」以外に有意な寄与が認められた。「決定」へは正の値 ( $\beta = .652, p < .01$ ) を、「未熟」, 「混乱」, 「猶予」, および「安直」へは負の寄与が示された (それぞれ  $\beta = -.607, -.425, -.489, -.504, p < .01$ )。第2ステップにて就業動機4因子を投入した後の職業未決定6因子に対するCDMSEの間接効果を検討したところ、「未熟」 ( $\beta = -.402, p < .01$ ) , 「決定」 ( $\beta = .484, p < .01$ ) 以外に、直接効果が示された「混乱」, 「猶予」, および「安直」へ有意な寄与は見られなかった。

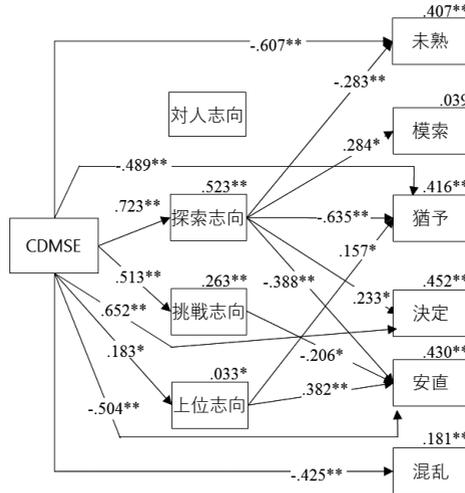


Figure1 進路選択に対する自己効力感、就業動機、職業未決定の関係

※矢印上の値は標準偏回帰係数、変数右上の値は決定係数  
\*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

CDMSEを統制した上で、就業動機4因子の職業未決定への影響を見ると、「探索志向」が「未熟 ( $\beta = -.283, p < .01$ )」、「猶予 ( $\beta = -.635, p < .01$ )」、「安直 ( $\beta = -.388, p < .01$ )」に負の影響を示し、「模索 ( $\beta = .284, p < .05$ )」、「決定 ( $\beta = .233, p < .05$ )」には正の影響を示した。「上位志向」は「猶予 ( $\beta = .157, p < .05$ )」と「安直 ( $\beta = .382, p < .01$ )」に対し正の影響を及ぼすこと、「挑戦志向」は「安直」に負の影響を及ぼすこと ( $\beta = -.206, p < .05$ ) が示されたが、「対人志向」はどの因子にも有意な影響を与えることが確認されなかった。

CDMSE、就業動機、および職業未決定各因子の性差、学年差 CDMSE、就業動機の4因子、そして職業未決定の6因子を性別×学年による2要因分散分析を行った。性別の主効果が認められたのは、就業動機の「対人志向」、「挑戦志向」のみであった。「対人志向」は男性

よりも女性の方が有意に高く ( $F(1, 126)=5.619, p<.05$ )、一方「挑戦志向」では男性の方が女性よりも高い主効果を示した ( $F(1, 126)=4.006, p<.05$ )。「対人志向」は就業動機の4因子の中で唯一学年による主効果も示され ( $F(3, 126)=5.130, p<.01$ )、2年生と4年生の間に有意差が認められた(4年生>2年生)。職業未決定の下位因子では性別による主効果は認められなかったが、学年による主効果は4つの因子、「未熟」、「混乱」、「模索」、「決定」において示された。「未熟」では1年生、2年生、4年生間に有意差が見られた ( $F(3, 126)=2.964, p<.05, 1年生>2年生>4年生$ )。「混乱」では3年生、2年生、4年生において有意差が見られ、3年生が最も高く、次いで2年生、4年生と示された ( $F(3, 126)=4.820, p<.01$ )。「決定」においては2年生と4年生の間に有意差が見られ ( $F(3, 126)=2.832, p<.05$ )、4年生の方が高い値を示している。そして「模索」では2、3、4年生間に有意差が見られ ( $F(3, 126)=5.563, p<.01, 2年生>3年生>4年生$ )、さらに性別と学年別の交互作用も認められた ( $F(3, 126)=2.878, p<.05$ )。男性では2年生、4年生、1年生間に有意差があり(2年生>4年生>1年生)、女性では4学年間に有意差が見られた(1年生>2年生>3年生>4年生)。CDMSE、就業動機の「探索志向」、「上位志向」、そして職業未決定の「猶予」、「安直」においては性別、学年別による有意な主効果および交互作用は見られなかった。

## 考察

本研究の目的は、進路選択に対する自己効力感、就業動機、および職業未決定の関係を、共学4年制大学に通う大学生を対象に検討することであった。

**相関関係について** 相関関係 (Table 1) に関しては、特に特徴的な点について考察を行う。進路選択に対する自己効力感と就業動機、職業未決定の相関関係を見ると、就業動機では「対人志向」、職業未決定では「模索」

の2つの因子とのみ有意な相関が得られなかった。「対人志向」と相関が得られなかった点は、就職活動や職業選択に対する自信と就業場面での人との交流を求める動機づけに関連が低いことを示しており、安達(2001b)の指摘する「対人志向動機」の働きが外発的動機づけに相当するという点と一致していると言える。CDMSEは積極的な職業探索をしている状態を示す「模索」との相関が得られなかった。このことから職業決定に対して模索状態であることと進路選択に対する自己効力感との関係が低いことがわかった。一方、下山(1986)において「模索」と同じように積極的な職業決定状態を表す「決定」因子とは高い相関を得ていることから、「模索」状態とはむしろ職業未決定を規定する要因に近いのではないとも考えられる。「模索」は質問項目を見ても、項目19「職業に関する情報がまだ十分でないので情報を集めてから決定したい」、項目32「これだと思う職業が見つかるまでじっくり探していくつもりだ」といった“これから決定する”という要素が大きいようにも窺える。その為、積極的態度とも取れる一方で“今はまだ決められない。これから決めるつもり”といった消極的態度を表しているとも言える。実際に「模索」は就業動機ともほとんど相関がなく、一方で未決定を構成する因子(「未熟」,「混乱」,「安直」)とは有意な正の相関、さらに「決定」とは負の相関を示している。これらからも、本研究の結果は下山(1986)で想定された「模索」因子の働きとは異なる結果を示したと言える。

就業動機と職業未決定との間の相関関係を検討すると、「対人志向動機」はCDMSE同様、職業未決定のどの因子とも有意な相関が得られず、将来就きたい職業を決定していること、あるいは職業未決定における様々な状態とほとんど関連がないことがわかった。「上位志向動機」もまた職業未決定と有意な相関を示さなかった。このことから、職業場面に地位や名声を得たいと感じていることと実際に就きたい職業を決定している、または決定していない状態とはほとんど関連がないことが示唆された。

進路選択に対する自己効力感、就業動機、および職業未決定の関係について本研究ではCDMSEが就業動機の4因子へ正の影響、および職業未決定のうち積極的態度を表す「模索」、「決定」への正の影響、それら2因子以外の職業未決定を構成する4因子に対しては負の影響があると仮説を立てた。この仮説は一部支持されることとなった。就業動機に対する影響では、安達(2001a)では得られていた「対人志向」への影響が見られなかった。この結果は、安達(2001a)では参加者が女子短大生のみであったのに対し、本研究では男女共学の大学生を対象としたこと、さらに前項で示されているように「対人志向動機」と進路選択に対する自己効力感の相関がほとんどなかったことと何らかの関連があるのかもしれない。

CDMSEから職業未決定への直接効果を見ると、「未熟」、「混乱」、「猶予」、「安直」に対して負の影響が見られ、仮説は支持された。これは“進路選択に対する自己効力感の高い者は、職業未決定状態にはならない傾向がある”と言え、先行研究(e.g., Taylor & Popma, 1990)の知見とも一致している。一方、職業決定へ積極的な「模索」と「決定」への影響は「決定」のみ正のパスが認められた。これはCDMSEが職業未決定に対し抑制的な影響を及ぼすことをさらに裏付けるものとなった。しかし「模索」への有意なパスが認められなかった。この点は、先述のようにそもそも職業決定への模索という行動が、積極的とも消極的とも受け取れることが寄与している可能性が考えられる。

就業動機を介してもCDMSEが職業未決定に影響を及ぼしているのかを検討したところ、「未熟」と「決定」のみ有意な影響が認められた(Table 2)。また、同じく間接モデルにおける就業動機から職業未決定への影響を見ると「探索志向」が「未熟」、「猶予」、「安直」という未決定状態を表す因子に対しては負の影響を示し、「決定」、「模索」に対しては正の影響を示した。このことから「探索志向」においては仮説を支持し、“進路選択に対する自己効力感が高く、就きたい職業に対して積極的に探索

し、行動している者は、就きたい職業をすでに決定している傾向（職業未決定には至らない傾向）がある”ことが示された。特筆すべきは、CDMSEからは見られなかった「模索」への有意な正のパスが認められた点である。これはCDMSEと「模索」との関係とは一致しない。ここでの「模索」は下山（1986）で示された積極的な探索状態を示していると考えられる。次に「挑戦志向」では仮説はほとんど支持されなかった。「決定」、「模索」に対して有意な正の影響を示さず、「安直」に対してのみ負のパスを示したためである。このことから「進路選択に対する自己効力感が高く、就業に対しどんな困難でも乗り越え、自分を成長させようという態度の者は、職業決定に関して有名な企業ならどこでも良いと考えるような安易な決定はしない傾向にある”ことが窺える。

そして、仮説では考慮していなかった「上位志向」から職業未決定の「安直」と「猶予」に至る正の影響が示された。「安直」と「猶予」に対して間接モデルにおけるCDMSEの影響は有意ではないものの、これらからは“進路選択に対する自己効力感が高いが、就業に対し社会的地位や名誉を得ようとする動機の強い者は、職業決定において安易で楽な決定をしようという傾向、あるいは職業選択や希望職業の決定を先延ばしにする傾向がある”と言えるのではないだろうか。これは安達（2001a）の知見と異なり、興味深い結果となった。

以上のように、職業決定へ正の影響を示したのはCDMSEと「探索志向」のみであったこと、さらに未決定を表す因子の多くに負の影響を与えていたのもCDMSE、「探索志向」であったことから、職業決定には進路選択の自己効力感と、就きたい職業の探索に積極的であることが重要な影響を及ぼしていることが示された。一方で、進路選択に対する自己効力感が見られたとしても、職業を通じて富や名声を求めていきたいという傾向がある場合には職業決定には至らないということも示唆されている。

進路指導への応用を検討すると、大学生の職業決定を促すためには進

路選択に対する自己効力感を高めるような指導をすることが最も重要となる。さらに興味のある職業について積極的に調べたり、行動したりすることを推奨するような指導を行うことが有効であろう。しかし、自己効力感が高かったとしても、仕事を通じて地位や名声を得たいと考えている学生は、職業未決定状態である傾向があるため、地位や名声のような他者からの評価だけを追い求めるのではなく、あくまで主体的に職業を決定していくように促すことも重要であろう。同様に、仕事場面でも困難に打ち勝ちたい、チャレンジしていきたいと感じている学生にも、そのチャレンジ精神を肯定しつつ主体的な探索を奨励する必要がある。

**性差と学年差について** 性別による有意な主効果が認められたのは「対人志向」と「挑戦志向」であった。「対人志向」は女性が男性よりも高く、女性は仕事をする上で社会的な人との関わりを求める傾向が男性よりも強いことが分かる。女性にとって仕事は、社会との繋がりを保つ手段の一つであるのかもしれない。「挑戦志向」では男性が女性よりも高い値を示した。これは男性が女性に比べ、仕事場面において困難にチャレンジし、打ち勝っていきたいという傾向が強いことを示唆している。

学年間の差を検討したところ「対人志向動機」で学年による主効果が示され、多重比較により2年生と4年生の間に有意差が見られ、2年生に比べ4年生が高かった。本研究の調査は4年生が就職活動を終え、ほとんどの学生が内定を獲得している10月に行われたため、進路を決定している4年生にとって、卒業後に関わることになる就業予定先の社員や同期となる内定者との関係に大きな関心を持っている可能性が高い。この点においては本研究の結果が十分に4年生の特徴を表しているのか明白ではなく、解釈には注意を要する点であろう。

職業未決定の下位因子では「未熟」、「混乱」、「模索」、「決定」に学年による主効果が見られた。「未熟」は学年が上がるに連れて値が下がり、1年生、2年生、そして4年生の間に有意な差が見られた。入学間もない1年生にとって職業決定が未熟な段階であるのは当然とも言え、1、

2年生に比べ4年生が有意に低かったことも、4年生が就職活動を終え、職業決定をすでにしていることから自然であると言える。「混乱」では3年生、2年生、4年生において有意差が見られ、3年生が最も高かった。これから就職活動を迎える3年生にとっては、現実的に職業決定が出来るのか不安になっていることがわかる。「模索」では2年生、3年生、4年生の間に有意差が示され、2年生が最も高い値となった。2年生では職業決定に必要な情報を集めて判断している時期であることが窺える。そして「決定」では4年生と2年生において有意差が見られた。先述のように4年生はすでに就職先を決定している状態であったため、他学年よりも高い値を示したことは当然と考えられる。一方で、2年生とのみ有意差が見られたこと、さらに「模索」や「混乱」、「未熟」と2年生はいずれも4年生よりも有意に高かったことから、2年生という学年は職業決定に関して情報を集めて検討したり、不安になったりすることがある一方で、具体的には決められない状態であるという特徴が示唆された。

「模索」においてのみ性別と学年による有意な交互作用が認められた。男性では1年生が最も低く、2年生で最も高い値となった。一方女性は4学年間に有意差が見られ、男性とは異なり1年生が最も高く、4年生で最も低い値となった。このような変化は、下山(1986)に従うと、2年生男性は他学年の男性に比べて、自らの職業決定に関して考察し、情報を集めている状態であり、積極的な状態と言える。1年生女性も同様であろう。女性は大学入学後から職業決定に対して積極的な意識を持ち、学年につれて模索状態から職業決定に結びつけていくことが示唆される。他方、男性は大学入学後ではそれほど職業決定を現実的に捉えておらず、2年生になった以降から急速に模索段階に入り職業決定へと至ることが考えられる。この要因を本研究の結果のみから推定するのは困難ではあるが、あえて指摘するならば、女子大学生にとって就職活動、あるいは職業人として社会で置かれる立場は、本邦においては依然男性よ

りも厳しいのが現状である。その現状を反映してか、女性の方が男性よりも早い時期から、就業に関しての危機感を持ち、職業選択について考え、情報収集をするなどの行動を起こし始めるのかもしれない。しかし、この点について本研究の結果のみでは詳細な検討は難しい。今後さらなる研究が必要である。

**本研究の問題点** 今後、解決すべき2つの問題点について言及する。1点目の問題点は使用した尺度に関する点である。本研究では、CDMSE尺度、就業動機尺度および職業未決定尺度共に因子分析によって先行研究と同様の因子は見られなかった。そのため、先行研究と同じ因子構造を用いて信頼性を検討したところ、各尺度、各因子の信頼性は十分であると判断し、以降の分析も先行研究で示された因子構造を用いて行った。しかし、相関係数と重回帰分析による分析を行ったところ、職業未決定を構成する「模索」因子に関して問題が示された。「模索」を構成する因子は前節、本節でも述べた通り、積極的とも消極的とも取れる項目(項目6:「将来やってみたい職業がいくつかあり、それらについていろいろ考えている」では積極的態度と言えそうであるが、項目13:「職業を最終的に決めるのはまだ先のことであり、今はいろいろなことを経験してみる時期だと思う」では消極的な態度とも取れる)であった為に、CDMSEや「決定」とは負の関係を示していたり、「探索志向」からは正の影響を受けたりしていると考えられる。この点から、この職業未決定尺度に関しては更なる因子構造、信頼性、妥当性の検討が必要であろう。

尺度に関して、本研究の結果の解釈に注意を要する点を合わせて指摘したい。就業動機の「探索志向動機」因子に関して、その項目内容が安達(1998)の設定した就業への動機づけという枠組みとは異なる印象を受けた点である。具体的に質問項目を見ると項目17:「将来就きたい職業のために努力しようと思う」、項目29:「将来就きたい職業がはっきり決まっている」のように、むしろ就業に際し必要な情報の探索や積極的な探索活動への動機づけ、職業未決定の「決定」因子のような職業の既

決を表している印象がある。その結果、本研究の結果では、「模索」の性質のような矛盾した結果こそ示してはいないが、就業動機の他3因子とは性質が異なる可能性があること、そしてそれが本研究で得られた結果にも何らかの影響を与えている可能性があることを否定することは難しいであろう。本研究では「探索志向」の信頼性は十分であると判断したが、今後は就業動機尺度の内容妥当性に関しての更なる検討が必要かもしれない。

そして第2の問題点は、進路選択に対する自己効力感、就業動機、そして職業未決定の関係全体を、性別、学年別には検討できなかった点である。本研究ではこれらの関係を、有効回答全体を対象に階層的重回帰分析によって検討し、その結果を基に図示した。しかし、分散分析の結果からも指摘されているように、一部の因子には性別、学年別によって異なることが示唆されている。本研究では調査参加者の人数が少なかったこと、学年や性別ごとの人数構成が不均等であったことから、性別・学年別の検討は行えなかった。しかし、具体的・実践的に進路指導（キャリア教育指導）に生かすためには、性別・学年別による進路選択に対する自己効力感、就業動機、職業未決定の関係の検討が重要であると考えられる。これらの問題点を解決した上で、実際の進路指導場面へ応用できる知見を明らかにしていく必要がある。

## 付記

本論文は平成17年度に学習院大学へ提出された卒業論文と、日本教育心理学会第55回総会（於 法政大学）、及び28th International Congress of Applied Psychology (in Paris)にてポスター発表された内容を再分析の上、加筆、修正したものである。

本論文執筆にあたり、質問紙調査にご参加いただいた大学生の皆さま、ならびにご指導賜りました竹綱誠一郎教授、外山みどり教授にこの場をお借りして感謝申し上げます。

## 引用文献

- 安達智子 (1998). 大学生の就業動機測定を試み 実験社会心理学研究, **38**, 172-182.
- 安達智子 (2001a). 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 (2001b). 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.
- 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*. New York: Cambridge University Press.
- (バンデューラ, A. (編). 本明寛・野口京子・春木豊・山本多喜司 (訳) (1997). 激動社会の中の自己効力 金子書房)
- 古市裕一 (1995). 青年の職業忌避の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.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A Self-Efficacy Approach to the Career Development of Woman. *Journal of Vocational Behavior*, **18**, 326-339.
- 廣瀬英子 (1998). 進路に関する自己効力研究の発展と課題 教育心理学研究, **46**, 343-355.
- 下山晴彦 (1986). 大学生の職業未決定の研究 教育心理学研究, **34**, 20-30.
- Taylor, K. M., & Betz, N. E. (1983). Applications of Self-Efficacy Theory to the Understanding and Treatment of Career Indecision. *Journal of Vocational Behavior*, **22**, 63-81.
- Taylor, K. M., & Popma, J. (1990). An Examination of the Relationships among Career Decision-Making Self-Efficacy, Career Salience, Locus of Control, *Journal of Vocational Behavior*, **37**, 17-31.
- 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

大学生の進路選択に対する自己効力感, 就業動機, および職業未決定の関係

発達心理学研究, **8**, 15-25.

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 (1995). 学生の進路選択に対する自己効力に関する研究 名古屋大學教育學部紀要 教育心理学科, **42**, 115-126.

A study of the relationship among Career Decision-Making Self-Efficacy,  
Vocational motives, and Vocational indecisions.

AKIYAMA, Fumiko

The purpose of this study was to examine relationship among Career Decision-Making Self-Efficacy (CDMSE), vocational motives and vocational indecisions. Participants were 134 undergraduate students (43 men, 91 women; 22 first-year, 52 second-year, 30 third-year and 30 fourth-year). Vocational motives consisted of 4 subscales of “exploring”, “challenging”, “interpersonal” and “status” motives. Vocational indecision scale included 5 aspects of indecisions (“immaturity”, “confusion”, “easiness”, “moratorium” and “exploration”) and “decidedness”. Results of hierarchical regression analysis showed that ① CDMSE→ “exploring motive” →“decidedness”. Otherwise, ② CDMSE→ “status motive” → “easiness” and “moratorium”. These findings suggested that CDMSE related to vocational motives and vocational indecisions. Only when CDMSE influenced on “exploring motive”, career decidedness was identified. But, in the case of “status motive”, high CDMSE indicated career indecision. Therefore, the discussion revealed the importance of CDMSE and “exploring motive” to career decidedness.

(心理学専攻 博士前期課程2年)