



Title	帰属複雑性尺度の日本語版試作および関連する諸要因の検討
Author(s)	佐藤, 陽子; 川端, 美樹
Citation	対人社会心理学研究. 2012, 12, p. 111-120
Version Type	VoR
URL	<a href="https://doi.org/10.18910/5169">https://doi.org/10.18910/5169</a>
rights	
Note	

*The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA*

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

The University of Osaka

# 帰属複雑性尺度の日本語版試作および関連する諸要因の検討<sup>1)</sup>

佐藤陽子

川端美樹(目白大学社会学部)

本研究では、Fletcher, Danilovics, Fernandez, Peterson, & Reeder(1986)が提唱した、帰属複雑性の概念を取り上げ、尺度の日本語版試作ならびに関連する諸要因の検討を行った。帰属複雑性は、人間の行動の理由を理解することへの興味の度合いを示していると考えられ、帰属複雑性が高いと人間の行動の帰属をより数多く行い、低いとより少数にとどめているとされている(Fast, Reimer, & Funder, 2008)。235名の大学生を調査対象とし、まず、帰属複雑性尺度(Fletcher et al., 1986)の日本語版の試作を行い、その信頼性・妥当性を検討した(研究1)。さらにその試作版尺度を用い、帰属複雑性尺度得点が、変化や多様性についてどのような要因と関連するかを検討した(研究2)。学年、所属学科、兄弟姉妹、祖父母との同居経験、および過去の経験との関連について分析を行った。

キーワード：帰属複雑性、原因帰属、対人認知、個人差

## 問題と目的

私たちは毎日他者とさまざまな形で関わりながら、社会を形成して生活している。そこでは他者の言葉、表情、行動などを観察して情報を得、推測や判断を行い、どのように反応するかを決めて、行動を起こすということが絶えず繰り返されている。次に起こす行動を決めるものとして、推測や判断は重要なものと考えられる。

社会心理学において推測や判断に関する研究領域の一つに原因帰属がある。Heider(1958)以来、さまざまな研究がなされてきたが、初期においては実際の原因帰属の過程を明らかにするというよりは、法則についての研究が行われていた。しかし、近年では原因帰属と、知覚された環境一般の理解との連続性に焦点があてられている。つまり、“原因帰属を独立した認知反応として考えるのではなく、ほかの認知や社会行動と密接に関わり、それらに何らかの影響を及ぼす可能性をもつ過程であるという見方である”(唐沢, 2001, p. 71)。

また同じく推測や判断に関する研究領域として、対人認知もあげられる。他者の内的特性把握の正確性、対人認知をする際のゆがみ、また対人認知の過程などを明らかにしようとする試みが行われてきたが、対人認知の個人差もまた主要な研究課題の一つとされた(池上, 2001)。同じような情報に接していても人によって異なる印象を形成すること、人によって他者を見る観点が異なることなどを説明するために、Kelly(1995)ではパーソナリティ研究の立場から、個人的構成概念(personal constructs)の心理学が提唱された(レビューは若林, 1992)。構成概念とは、人が外界を認知し解釈する枠組みを指す。人間がさまざまな事象を経験する中で、ある人々は背が高く、またある人々は背が低いといったような観察を行い、事象間の類似性と対比性とを識別している。このような識別

は抽象化・体系化され、一本の軸(コンストラクト)の片方の極に「背が高い」、もう一方の極は「背が低い」という概念をもって表わされ、「背が高い」と「背が低い」の区別が可能になる。このような軸をより多く複雑にもっているかどうかで個人差が生まれるとされた(鈴木, 2004; 若林, 1992)。その後、この概念は後続の研究者たちに受け継がれ、認知的複雑性(cognitive complexity)として研究が行われた(坂元, 1993; 鈴木, 2004; 山口・久野, 1994)。これらの研究は“人間は客観的事実としての刺激に直接反応しているのではなく、主観的に知覚され構成された内的現実(イメージ)に反応しているとの前提”(池上, 2001, p. 16)に立っている。

これらの領域での研究は長年にわたっているが、1980年代頃から認知心理学の発達を受けた新しいアプローチが採用された。このアプローチでは、人間を情報処理モデルとしてとらえようとしている(山本, 1998)。Kellyの流れを汲む対人認知の複雑性に関しても、パーソナリティ全般にわたるものではなく、領域を特定したスキーマの複雑性であるという見方がされるようになった(Fletcher, Danilovics, Fernandez, Peterson, & Reeder, 1986; Linville, 1982)。

Fletcher et al.(1986)は、原因帰属領域の複雑性(以下、帰属複雑性と記述する)の概念を提唱し、28項目のリッカート式の尺度を作成している。この尺度は、主成分分析で単一の構造をもつこと、十分な内的一貫性のあること、想定した七つのコンストラクトの間にはすべて有意な正の相関があること、既存尺度と妥当な相関関係にあることなどが確認されている。

帰属複雑性が高い人は、人間の行動の帰属をより数多く行い、低い人はより少数にとどめているとされ、帰属複雑性は人間の行動の理由を理解することへの興味の

度合いを示していると考えられている(Fast et al., 2008)。先行研究では、帰属複雑性が高い人は、詳細な検討を動機づけられた場合は、他者のパーソナリティ判断(Fletcher, Grigg, & Bull, 1988)や、他者のもつ意見に関する推論(Fletcher, Reeder, & Bull, 1990)がより正確であるという傾向がみられたなどの結果が出ている。帰属複雑性が高い人は、低い人に比べて、よりアクセスしやすく、うまく働く社会的因果関係のスキーマを有しているのだろうと推定されている(Fletcher, Rosanowski, Rhodes, & Lange, 1992)。日本でこの概念を扱った研究は、まだほとんどみられない。

最初に書いたように、社会で生活する私たちにとって、次の行動に影響を与えるであろう原因帰属や対人認知は重要なものである。個人差があるのだとすれば、それはどのような要因と関係するのか、知見を得ることは意義あることだと考えられる。先行研究では、どのような環境や体験によりスキーマの複雑性が促進されるのか、一般的な表現にとどまっており、今後の課題とされている(池田, 1991; 認知的複雑性では鈴木, 2004)。例えば、人間の行動についての原因帰属という領域を考えると、関連する要因とは、変化や多様性の経験とその自覚ではないだろうか。前述したような、事象間の類似性と対比性を認めるためには、その人がそれまでに知っていた事象とは異なるものを経験することが鍵ではないかと思われる。それまでとは異なる経験をし、それを自覚することでスキーマが複雑になっていき、他者に適用できる理由づけにはいろいろな選択肢があることを意識し、場面ごとに適用可能なものの、最適と思われるものをいろいろと検討するようになるのではないだろうか。

このような研究を行う背景には、私たちの生活場面が多様化したり、変化したりすることが多くなっていることがある。これまでもっていた他者についてのスキーマがいつもそのまま使えるとは限らず、他者とよりよい関係を築いて生活するのに、より多くの可能性を検討する帰属複雑性という概念が資するのではないかだろうか。

本研究の目的は、帰属複雑性を測定する尺度(Fletcher et al., 1986, 以下、帰属複雑性尺度と記述)の日本語版の試作を行うことと、尺度得点の個人差がどのような要因と関連するかを検討することである。

まず、帰属複雑性尺度の日本語版の試作を行い、その信頼性・妥当性を検討する(研究 1)。さらに、帰属複雑性尺度得点が、変化や多様性についてのどのような要因と関連するかを検討する(研究 2)。具体的には、人口学的な要因および過去の経験との関連について調べる。

変化や多様性の経験とその自覚ということから考えると、学年があがるほど、兄弟姉妹(以下、きょうだいと記述する)の数が多くなるほど、尺度得点が高いと予想される。

祖父母との同居経験がある方が、また変化の経験の自覚がある方が、それぞれよりも尺度得点が高いと予想される。

## 研究 1

### 方法

**調査対象者** 東京都内の大学生。回答不備等を除く235名の回答を分析に使用した。男性 82 名、女性 153 名、平均年齢 19.71 歳( $SD = 2.42$ )。大学の授業中に調査を行った。対象者の所属学科の内訳は以下の通りである。心理学関連 1 年生 61 名、3 年生以上 53 名(以下、心理クラスと記述する)、学年・学科を問わない一般教養科目の授業 71 名および 3 年生以上心理学関連以外の学科 50 名(以下、混成クラスと記述する)。

**調査時期** 2009 年 5 月

**手続き** 質問紙を配布し、集合調査法にて回答を求めた。質問紙の構成は、以下のとおりである。①社会的望ましさ尺度 10 項目 2 件法(北村・鈴木, 1986)。②帰属複雑性尺度 28 項目 7 件法(Fletcher et al., 1986)。③認知欲求尺度 15 項目 7 件法(神山・藤原, 1991)。④属性(性別、年齢、学年)。

帰属複雑性尺度は、英語で作成された原文を翻訳した。日本語訳の等価性に関しては、田崎(2008)を参考に並行法にて行い、妥当であることを確認した。

社会的望ましさ尺度と認知欲求尺度は、帰属複雑性尺度の妥当性の検討のために質問紙に加えた。社会的望ましさ尺度(北村・鈴木, 1986)は、Fletcher et al.(1986)が使用したのと同じく、Crowne & Marlowe による Social Desirability Scale(1960: 原尺度は 33 項目)の日本語版である。同様に、認知欲求尺度(神山・藤原, 1991)も、Cacioppo & Petty による the Need for Cognition Scale(1982: 原尺度は 34 項目)の日本語版である。

また、事前に大学生 9 名に対し、帰属複雑性尺度の文案および質問紙の構成全般について、わかりやすさなどを検討してもらう予備調査を行った。

### 結果

**記述統計量** 帰属複雑性尺度の原尺度は 0 を中心とし、-3 から +3 までの目盛りをもつ 7 件法である。肯定的な回答に高い得点を与えている。項目数は 28 項目のため、理論上は -84 から +84 までの間の値をとる。調査対象者全体の平均点は 18.04( $SD = 18.44$ )であった。

**構造分析・信頼性分析** 主成分分析を行ったところ、第 1 主成分の固有値が 5.96 で、分散の 21.29%を説明していた。固有値が 1 以上の条件では、ほかに八つの成分が抽出されたが、いずれも 2.0 より小さく、成分数は 1 を採用した。第 1 主成分の負荷量は、すべて正の値を

示しており、*Cronbach* の  $\alpha$  係数は .84 であった。これらの傾向は、先行研究(Fletcher et al., 1986; Flett, Pliner, & Blankstein, 1989)の結果と同様であった。各項目の「項目が削除された場合の *Cronbach* の  $\alpha$ 」の値には問題はないと思われたが、「修正済み項目合計相関」、「第 1 主成分の成分負荷量」について、うち 1 項目(項目 16「人の行動を複雑に説明すると、たいていは役に立つより混乱をまねくと思う。」)について値が低かった。そこで、確認のために次に述べる分析を行った。

調査対象者を尺度得点、第 1 主成分の成分得点それぞれの中央値で二分し、高群と低群に分けた。28 項目

それについて  $t$  検定を行い、高群低群で得点に差が出ているかどうかを確認した。項目 16 のみについて、得点差が有意ならなかった( $t(233) = .81$ ,  $t(233) = .80$ , いずれも  $ns$ )ため、改めて判別分析を行った。判別分析では、正準相関の値が .83 ( $p < .001$ )、交差確認済みのグループ化正答率が 93.19% と、高群低群は高率で適切に判別されていた。判別分析における項目 16 の構造行列の値は .04 と、他項目と比べ小さかった。第 1 成分負荷量が .00 と小さいことともあわせて、以降は、項目 16 を分析からはずした。ほかの項目は、Fletcher et al.(1986)の結果とも見比べ、総合的に判断して残すこと

Table 1 帰属複雑性尺度の日本語訳と統計量

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>	成分 負荷量	修正済み 項目合計 相関
1. 人の行動をわざわざ分析して説明することは、あまりない(AC-1)。(逆)	0.00	1.67	.23	.21
2. 人の行動に対し、ひとつの原因を思いついたら、たいていそれ以上は考えない(AC-2)。(逆)	0.40	1.62	.27	.23
3. 考えの過程を分析したり理解したりすることは、大事だと思う(AC-3)。	1.72	1.26	.37	.28
4. 私が他人の行動に及ぼす影響について、いろいろと考える(AC-4)。	1.23	1.53	.48	.40
5. 人の態度、信念、性格特性の関係は、たいてい単純明快だと思ってきた(AC-5)。(逆)	0.82	1.66	.30	.25
6. 変わった行動をする人を見たら、たいていはその人は変わった人だからとみなしてそれ以上は考えない(AC-6)。(逆)	0.22	1.75	.35	.31
7. 近しい人の人となりを理解するのに、その人の家族や過去についてよく考えてきた(AC-7)。	0.03	1.62	.51	.40
8. 他人の行動の原因が話し合われている場に加わるのは、好きではない(AC-1)。(逆)	-0.01	1.52	.30	.27
9. 人の行動の原因是単純というより複雑だと思ってきた(AC-2)。	0.86	1.56	.36	.32
10. 他人についての判断をしたり行動の理由づけをしたりするときに、自分がどのように考えていくかにとても興味がある(AC-3)。	0.59	1.54	.61	.55
11. 人がどのように様々に影響を与えるかについて、考えることはほとんどない(AC-4)。(逆)	1.02	1.38	.70	.63
12. 人の性格や行動を理解するには、その人の態度、信念、性格特性の組み合わせを知ることが大事だとわかっている(AC-5)。	1.34	1.16	.55	.45
13. 他人の行動を説明するときはその人だけに注目し、影響しているかもしれない状況要因のことはあまり考えない(AC-6)。(逆)	1.14	1.31	.54	.45
14. 私は、人の行動の基本的な原因はずっと過去にさかのぼるとわかることがしばしばある(AC-7)。	0.46	1.49	.39	.32
15. 人の行動の理由や原因を分析するのはとても楽しい(AC-1)。	0.96	1.49	.51	.43
<b>16. 人の行動を複雑に説明すると、たいていは役に立つより混乱をまねくと思う(AC-2)。(逆)</b>	<b>0.70</b>	<b>1.39</b>	<b>.00</b>	<b>.01</b>
17. 人の行動を理解したり説明したりする過程で、自分がどのように考えていくかに关心はない(AC-3)。(逆)	0.75	1.44	.54	.48
18. 他人が私の行動に及ぼす影響については、ほとんど考えない(AC-4)。(逆)	0.97	1.66	.48	.41
19. 自分の性格のある面が他の面に影響することについて、いろいろと考えてきた(例: 態度に影響する信念、性格特性に影響する態度)(AC-5)。	0.74	1.52	.52	.44
20. 社会が他人に与える影響についていろいろと考える(AC-6)。	0.77	1.51	.55	.47
21. 人の行動を分析すると、時には何年もさかのぼる原因が関係しあっているとわかることがよくある(AC-7)。	0.54	1.54	.62	.54
22. 人間の行動にあまり興味はない(AC-1)。(逆)	1.34	1.64	.51	.43
23. 人の行動に対して、どちらかというと単純な説明よりは複雑な説明を好む(AC-2)。	-0.39	1.65	.24	.21
24. 自分の行動の理由づけが他の人と異なる場合、その結論に到る過程を考えてしまうことが多い(AC-3)。	0.40	1.43	.40	.33
25. 人を理解するには、その人と親しくしている人を理解する必要があると信じている(AC-4)。	0.34	1.45	.21	.15
26. 人の行動は額面どおりに受け取り、内的要因についてはあまり考えない(例: 態度、信念など)(AC-5)。(逆)	1.14	1.20	.43	.36
27. 社会が自分の行動と性格に及ぼす影響について、よく考える(AC-6)。	0.35	1.59	.60	.54
28. 現在の自分の人となりを理解するのに、家族的背景や自分の過去について考えることはほとんどない(AC-7)。	1.01	1.51	.61	.51

注)<sup>a)</sup> (AC-X)は、各コンストラクトを表す。(AC-1) = 動機付け、(AC-2) = 複雑な説明を好むこと、(AC-3) = メタ認知、(AC-4) = 相互作用の機能としての行動、(AC-5) = 複雑な内的説明、(AC-6) = 複雑な同時に生起する外的説明、(AC-7) = 時間的次元の使用

<sup>b)</sup> (逆)は逆転項目を示す。

<sup>c)</sup> 項目 23 の原文は "I prefer simple rather than complex explanations for people's behavior." (逆転項目)で、逆転ではない項目として訳したことがあとでわかったが、本文中に述べた統計量の検討の結果、今回はそのまま使用することとした。

<sup>d)</sup> 項目 16 は、信頼性的検討の結果、以降の分析からはずすこととした(ボールド体部分)。

とした。各項目の内容と統計量を Table 1 に示す。

なお、Fletcher et al.(1986)は帰属複雑性尺度に七つのコンストラクトを想定し、28 項目を 4 項目ずつ、それぞれのコンストラクトに分けている(「動機づけ」、「複雑な説明を好むこと」、「メタ認知」、「相互作用の機能としての行動」、「複雑な内的説明」、「複雑な同時に生起する外的説明」、「時間的次元の使用」)。「複雑な説明を好むこと」コンストラクトから項目 16 を除いた 27 項目でのコンストラクト間の相関は Table 2 のようになつた( $r = .28\text{--}.53$ )。相関係数はすべて 0.1% 水準で有意であり、いずれも正の相関を示しており、先行研究と一致する内容であった。Table 2 には、各コンストラクト内での Cronbach の  $\alpha$  の値も記載した( $\alpha = .20\text{--}.72$ )が、値がそれほど高くなるのは、Fletcher et al. (1986)も指摘しているように、「複雑な説明を好むこと」を除き、4 項目と少ない項目数の間で計算しているためと思われる。「複雑な説明を好むこと」は、項目 16 を除いたため、3 項目とさらに少なくなり、 $\alpha$  の値も最も低かった。

**既存尺度との相関** 社会的望ましさ尺度(北村・鈴木, 1986)との相関係数は、-.03 で有意ではなかった。また、認知欲求尺度との相関係数は、.48( $p < .01$ )となり、中程度の相関を示していた。認知欲求は Cacioppo & Petty(1982)によって「努力を要する認知活動に従事したり、それを楽しむ内発的な傾向」(神山・藤原, 1991 による)とされており、必ずしも認知活動の対象を人間としているわけではないが、認知活動の内発的な傾向を測定していることから、中程度の相関があるのは妥当な結果と言える。また、社会的望ましさ尺度と認知欲求尺度には、有意な相関はみられなかつた( $r = .07, ns$ )。以上の結果は、Fletcher et al.(1986)および Cacioppo & Petty(1982)の結果と同様である。原尺度は、社会的望ましさ尺度との相関で弁別的妥当性、認知欲求尺度との相関で収束的妥当性を確認しているが、本研究においても追認されたといえるであろう。

**男女差** 男性( $M = 17.38$ )よりも女性( $M = 19.47$ )のほ

うが平均得点が高かつたものの、 $t$  検定の結果は有意ではなかつた( $t(233) = .83$ )。以後、男女のデータは区別せずに分析を行うこととした。先行研究では、男女の得点に有意差があつたとするもの(Fletcher et al., 1986, Study 1; Funder & Harris, 1986)となかつたとするもの(例えば Fletcher et al., 1988; Fletcher et al., 1990)があるが、なかつたという報告が多いようである。いずれも、女性のほうが平均点そのものは高いという傾向を有している。

### 考察

主成分分析で第 1 主成分が顕著に大きく、1 主成分構造を採用したこと、Cronbach の  $\alpha$  の値が .80 を超えていたこと、下位のコンストラクト間にすべて有意な正の相関があつたこと、社会的望ましさ尺度とは相関がなく、認知欲求尺度とは中程度の正の相関がみられたこと、などから先行研究とほぼ同様であったとみてよいであろう。うち 1 項目については統計的数値の検討の結果、今回の以降の調査からは除くことにしたが、その他の点では大きな問題といえるところはなく、今回試作した翻訳後の尺度は使用できるとみなしてよいであろう。ただし、次回別の集団に適用して測定する際は、除外した項目について再度検討することが望ましいと思われる。

## 研究 2

### 方法

**調査対象者・調査時期** 研究 1 に同じ。

**手続き** 研究 1 と同じ質問紙内で回答を求めた。質問紙構成は、以下のとおりであった。①経験についての質問「あなたご自身の経験についてお伺いします。人間関係において、変化を感じたできごとや経験はありましたか。あつた場合、それはおおよそどのようなことで、いつ頃でしたか。なかつた場合は、なかつたとお書きください。」として、自由回答用のスペースを取り、変化経験時の年齢を記入する欄を加えた。②属性(性別、年齢、学年)、③「自分を含めて全部で何人兄弟か」、「自分の出

Table 2 帰属複雑性尺度の各コンストラクト間の相関と  $\alpha$  係数(27 項目)

	動機付け	複雑な説明	メタ認知	相互作用	内的説明	外的説明	時間次元
動機付け (.46)	—	.52***	.40***	.40***	.38***	.43***	.28***
複雑な説明 (.20)		—	.39***	.37***	.40***	.49***	.33***
メタ認知 (.58)			—	.53***	.40***	.45***	.36***
相互作用 (.50)				—	.43***	.50***	.42***
内的説明 (.47)					—	.48***	.44***
外的説明 (.54)						—	.50***
時間次元 (.72)							—

注) コンストラクト名のあとカッコの中の数字は、 $\alpha$  係数を示す。

\*\*  $p < .001$  (両側検定)

生順序は何番目か)、「祖父母との同居の経験のあり・なし」に関して回答を求めた。

①の自由回答の分析に際しては、心理学専攻の大学院生に第1著者が行った分類の確認をしてもらった。

## 結果

**学年** 大学生としての経験は、一般的に年齢よりも学年に関係すると考え、学年との関連を分析した。調査対象者 235 名のうち、2 年生は 1 名だけであったので、この 1 名を学年の比較から除外し、残りの 234 名のデータで分析を行った。234 名の内訳は、1 年生 123 名、3 年生 73 名、4 年生 38 名であった。帰属複雑性尺度得点の平均点は、1 年生が 17.96 ( $SD = 18.52$ )、3 年生が 20.10 ( $SD = 17.77$ )、4 年生が 18.92 ( $SD = 19.47$ ) であった。1 年生、3 年生、4 年生という学年の 3 水準について、認知的複雑性尺度得点を従属変数とした 1 要因 3 水準の分散分析を行った結果、差は有意ではなかった ( $F(2, 231) = .31, ns$ )。さらに、所属学科との関係を分析した。調査対象者の内訳は研究 1 の手続きに記載したが、このうち約半数の 114 名のデータは、心理クラスのものであり、残りの 121 名のデータは、混成クラス<sup>2)</sup> のものであった。

2 年生の 1 名を除く混成クラス 120 名のデータで同様の分析を行った結果、帰属複雑性尺度得点の平均点は、1 年生が 13.89 ( $SD = 18.33$ )、3 年生が 20.88 ( $SD = 15.96$ )、4 年生が 10.56 ( $SD = 20.53$ ) であり、差は有意傾向 ( $F(2, 117) = 2.75, p < .10$ ) となった。Tukey 法による多重比較では、3 年生と 4 年生の間で差が有意傾向となつた。心理クラスでは、帰属複雑性尺度得点の平均点は、1 年生が 22.10 ( $SD = 17.93$ )、3 年生が 19.03 ( $SD = 20.20$ )、4 年生が 25.00 ( $SD = 16.58$ ) であり、有意な差は認められなかった。混成クラスで、1 年生と 3 年生には平均で約 7 点の差がみられるため、改めて 1 年生と 3 年生の得点に関して  $t$  検定を行った結果、有意な差がみられた ( $t(102) = 2.01, p < .05$ )。また、3 年生と 4 年生の得点も同様に  $t$  検定で比較したところ、有意な差があつた ( $t(56) = 2.11, p < .05$ )。心理クラスでは、平均で約 6 点の差がある 3 年生と 4 年生の得点に関して  $t$  検定を行った結果、有意な差はみられなかった ( $t(51) = 1.05, ns$ )。

また、同じ学年どうして学科の違いがみられるか検討した。3 年生では有意な差はみられない ( $t(71) = .44, ns$ ) が、1 年生と 4 年生ではいずれも心理クラスの平均点が有意に高いという結果になつた ( $t(121) = 2.51, p < .05; t(36) = 2.40, p < .05$ )。

**回答者のきょうだいの数および出生順序** きょうだいの数は、きょうだいなしから自分を入れて 5 人まで、回答者の出生順序が何番目かは、1 番目から 5 番目まで該

当するものがいた。このうち、回答者自身を入れて 4 人以上としたものは数が少ない (13 名)ため、分析から除外した。すると、きょうだいなし 33 名、2 人きょうだい 119 名、3 人きょうだい 70 名となり、帰属複雑性尺度得点の平均点は、それぞれ 21.33 ( $SD = 19.63$ )、18.97 ( $SD = 18.97$ )、15.11 ( $SD = 15.89$ ) であった。人数が多いほど得点が低い傾向のようではあるが、きょうだいなし、2 人きょうだい、3 人きょうだいというきょうだい数の 3 水準について、認知的複雑性尺度得点を従属変数とした 1 要因 3 水準の分散分析を行うと有意な差はみられなかつた ( $F(2, 219) = 1.18, ns$ )。また、自分の出生順序に関する回答は、1 番目 113 名、2 番目 82 名、3 番目 27 名であり、帰属複雑性尺度得点の平均点は、それぞれ 18.99 ( $SD = 17.73$ )、19.35 ( $SD = 18.17$ )、2.59 ( $SD = 18.39$ ) であった。1 番目、2 番目、3 番目という出生順序の 3 水準について、認知的複雑性尺度得点を従属変数とした 1 要因 3 水準の分散分析を行うと有意な差はみられなかつた ( $F(2, 219) = 1.76, ns$ )。次に、2 人きょうだいだけを取り出した場合、1 番目 ( $M = 17.24, SD = 18.73$ ) と 2 番目 ( $M = 20.45, SD = 18.77$ ) では  $t$  検定の結果、平均点に有意な差はみられず ( $t(117) = 0.93, ns$ )、3 人きょうだい (1 番目  $M = 19.76, SD = 12.20$ ; 2 番目  $M = 15.44, SD = 15.75$ ; 3 番目  $M = 12.59, SD = 18.39$ ) だけを取り出しても、あとに生まれたほど得点が低い傾向のようではあるが、分散分析で有意な差はみられなかつた ( $F(2, 67) = 1.36, ns$ )。さらに、きょうだいが 2 人か 3 人で、自分が 2 番目になる該当者をとりだして  $t$  検定を行つても、有意な差はみられなかつた ( $t(80) = 1.03, ns$ )。

**祖父母との同居経験のあり・なし** 祖父母との同居経験があると答えたのは 100 名 ( $M = 20.54, SD = 18.31$ )、ないと答えたのは 135 名 ( $M = 17.41, SD = 18.36$ ) であった。同居経験あり群の方が 3 点程度平均点が高いものの、 $t$  検定を行うと、差は有意ではなかつた ( $t(233) = 1.30, ns$ )。混成クラス、心理クラスに分けて再度分析を行つたが、有意な差はみられなかつた。

**変化を感じたできごとや経験のあり・なし** 回答は大きく四つに分類した。「A. 記述なし」、「B. 経験あり」、「C. 経験なし」、「D. わからない・覚えていない」、である。「A. 記述なし」は 83 名で、帰属複雑性尺度得点の平均は 19.35 ( $SD = 17.52$ ) であった。この群は、経験に関する記述がない (空欄になつていて、あり・なし、あるいは具体的経験の明示がない)ものが該当し、年齢の記述もないものと、年齢の記述のみをしているものの両方を含む。「B. 経験あり」は 87 名で、平均得点は 25.45 ( $SD = 17.18$ ) であった。この群は、「あり」という意味を書いているかどうかにかかわらず、具体的経験の記述があつたも

のが該当している。ただし、「あり」という意味を書いて具体的な記述のなかった回答はなかった。また、「毎年あります。」、「いろいろあった気がする。」というような回答も含めている。「C. 経験なし」は 63 名で、平均得点は 8.98 ( $SD = 17.07$ ) であった。この群は、「なし」という意味の記述を明示的にしたもののが該当している。「D. わからない・覚えていない」は 2 名で、平均得点は 9.00 ( $SD = 14.14$ ) であった。このうち、「B. 経験あり」と「C. 経験なし」の平均得点に関し  $t$  検定を行ったところ、「B. 経験あり」のほうが有意に高いという結果になった ( $t (148) = 5.81, p < .001$ )。

**変化を感じた経験時の年齢** 回答のあった年齢は、0 歳から 20 歳までにわたった。学年で回答があった場合は、例えば中学 2 年生であれば、14 歳のように換算した。また、前述の「毎年あります。」、「いろいろあった気がする。」などに年齢が特定できないとした回答もあった。このような、年齢が特定できないとした回答を除き、また経験の記述があったかどうかにかかわらず、年齢の記入があった回答(126 名)について年齢別に人数を調べると、18 歳(22 名)、16 歳(16 名)、12 歳・13 歳(それぞれ 14 名で同数)のところにピークがみられた。複数の年齢を答えたものは、早いほうの年齢を分析対象とした。

経験を書いた群と書かなかつた群について、それぞれの経験時の平均年齢(それぞれ  $M = 14.55, SD = 3.22; M = 15.22, SD = 3.79$ )について  $t$  検定を行った結果、有意な差はみられなかった ( $t (124) = 1.00, ns$ )。同様に、中央値で分けた高群と低群も同様に経験時の平均年齢(それぞれ  $M = 14.91, SD = 3.74; M = 15.11, SD = 3.39$ )について  $t$  検定を行った結果、有意差はみられなかった ( $t (124) = 0.29, ns$ )。経験を書いた群と書かなかつた群で、それぞれの年齢の分布をグラフにすると、Figure 1、Figure 2 のようになった。

**変化を感じたできごとや経験のあった年齢と帰属複雑性尺度得点** 前述の 126 名の回答のうち、複数の年齢とそれに対応する経験を書いたものは、以下に述べる分析では一つにせず、ケースを分解して分析した(経験内容を書かなかつたものは、いずれも年齢を一つのみ記入していた)。6 名が二つの年齢・経験を書いていたため、132 ケースとして検討を行った。帰属複雑性尺度得点を従属変数とし、12 歳・13 歳と記入されたケースは一つにまとめ、16 歳、18 歳とを三つの独立変数とし、重回帰分析(ステップワイズ法)を行った。独立変数選択の基準は投入する  $F$  値の確率が .50 以下、除去する  $F$  値の確率が .10 以下としたところ、16 歳のみが投入された。回帰式全体の有意性の検定の結果は、 $F (1, 130) = 8.25$  となり、回帰係数が 0 である確率は 1% 水準で有意であ

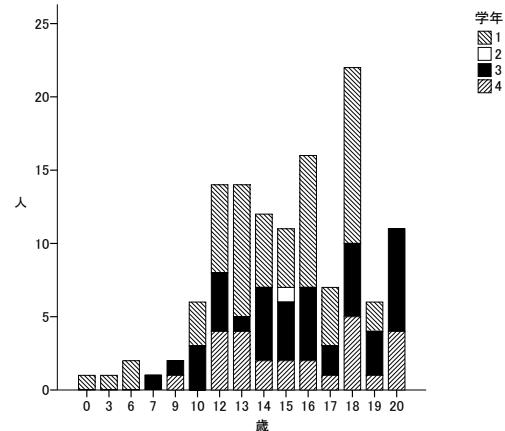


Figure 1 変化を感じたできごとや経験のあった年齢と内容  
両方を記述した群( $N = 82$ )

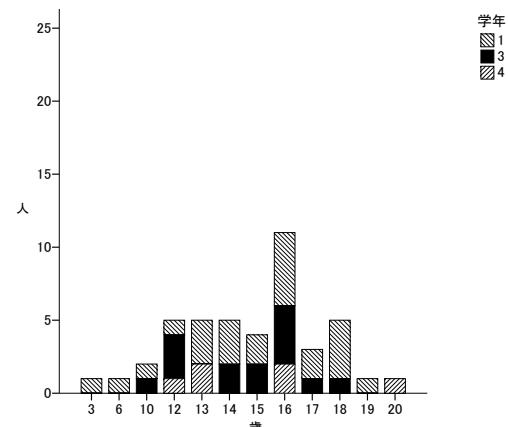


Figure 2 変化を感じたできごとや経験のあった年齢の記述  
あり、内容の記述なし群( $N = 44$ )

ると確認されたため、回帰式は採用可能と判断した。重決定係数は .06、16 歳の標準偏回帰係数は -.24 で、1% 水準で有意であり、VIF は 1.00 であった。除外された 12 歳・13 歳の標準偏回帰係数は -.06(ns)、18 歳は .05(ns) であった。さらに、調査対象者の年齢を 20 歳以上に限定して 80 ケースで同様の分析を行ったところ、重決定係数は .06、16 歳の標準偏回帰係数は -.24 ( $p < .05$ )、VIF は 1.00、除外された 12 歳・13 歳と 18 歳では、それぞれ -.15 と .17 であり、いずれも有意ではなかった。さらに範囲を狭めて、回答時 20 歳以上、経験内容を記入した 58 ケースのみで同様の分析を行っても、傾向は大きく変わらなかった。

**変化を感じたできごとや経験の内容と帰属複雑性尺度得点** 書かれた内容(93 ケース)がどのような場面であったか、11 カテゴリーに分類し、Table 3 に示した。また、分類と回答の記述例を Table 4 に示した。この 11 の分類と帰属複雑性尺度得点とどのような関係にあるか、前

Table 3 変化を感じたできごとや経験の内容の分類

場面	ケースの 個数	帰属複雑性尺度 得点平均( <i>SD</i> )
他人一般	25	27.48(20.70)
友人	19	26.58(15.09)
家族	8	19.75(22.81)
転校・引越	7	28.71(14.16)
部活動	7	20.71(17.00)
自分	6	19.50(11.76)
進学・進路	6	25.33(17.76)
恋愛	6	27.17(17.35)
いじめ	4	21.75(11.79)
特定せず	3	31.67(16.44)
アルバイト	2	37.00(14.14)
合計	93	25.63(17.19)

Table 4 変化を感じたできごとや経験の記述例

場面	記述例
他人一般	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 人間の嫌な部分がたくさん見えてきた。</li> <li>● それまでは人と関わることに何の不自由も感じたことがなかったのに、そのころから人の目を気にして人と話すことを苦痛に感じるようになった。</li> </ul>
友人	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 友達から無視されることがあった時に、人間関係は難しいと思った。</li> <li>● 大学に入学してから、交友関係が広がり積極的になった。</li> </ul>
家族	<ul style="list-style-type: none"> <li>● つい最近、親子関係に変化を感じた。昔のようにコミュニケーションができない。</li> </ul>

項の年齢の場合と同様に重回帰分析(ステップワイズ法)で調べたところ、11 個の独立変数すべてが除去された。さらに、それぞれの場面での平均点と、全体の平均点の比較を *t* 検定(1 サンプルの検定)で行った。まず、それぞれの場面での平均点と、経験の記述のあった 93 ケースの平均点 25.63 と統計的な差がみられるか調べたところ、いずれの場面も 5% 水準で有意な差はなかった。それから、研究 2 の分析対象者全体である、235 名の平均点 18.74(研究 1 参照)と同様に *t* 検定で比較したところ、「他人一般」(平均点 27.48)と「友人」(同 26.58)の方が 5% 水準で有意に平均点が高かった( $t(24) = 2.11$ ;  $t(18) = 2.26$ )。

### 考察

**学年・所属学科** 分析対象者をひとまとめで扱うと、学年との関係ははっきりしなかったが、所属学科との関係で分析すると、傾向がみえてくるように思える。分析を行った 1 年生、3 年生、4 年生のうち、1 年生と 4 年生において、心理クラスでの得点の方が混成クラスでのものより、有意に高かった。これは先行研究と同様の結果といえ、帰属複雑性尺度の妥当性を補強するものといえる(Fletcher et al., 1986; Townsend, Da Silva, Mueller, Curtin, & Tetrck, 2002)。心理学関連の学科では、専

攻する学問分野の性質から、人間の行動やその理由を分析したり説明したりすることに興味ある学生が多いということになろう。また、調査が 5 月に行われていることも注目に値する。大学に入ったばかりといつてもよい 1 年生でもすでに差が出ていたということになる。前述の Townsend et al.(2002)は、彼らの調査結果からは、心理学を専攻したから尺度得点が高いのか、それとも尺度得点が高くなるような傾向をもつ者が心理学を専攻するのか、決めることはできないとしているが、今回の調査からは、後者の可能性も大いにあると言えそうである。

心理クラス、混成クラスで分けたそれぞれのデータで、学年が高くなるにつれての平均点は、前者は 1 年生 22.10、3 年生 19.03、4 年生 25.00、後者は 1 年生 13.89、3 年生 20.88、4 年生が 10.56 となっていた。毎年同質な学生が入学しているとの前提は必要だが、これらの平均点を、学年が進むにつれて変化する傾向ととらえることができるかもしれない。Fletcher et al.(1986) も Townsend et al.(2002) も、「帰属複雑性の開発 (development)」という言葉を使っており、何かの要因で帰属複雑性が高まるという概念をもっているように見える。そうだとすると、混成クラスでは、1 年生から 3 年生になるまでに平均点が有意に高くなっている傾向が読み取れる。この得点差には、間の 2 年間の学生生活における経験が関与している可能性がある。ただし、今回の調査では、一般教養科目の授業での所属学科は調べていない(註 2 参照)。心理学関連学科とそうでない学科の在籍者を完全に分けて調べてみることも必要かもしれない。

一般的には、大学に入学すると、高校時代よりは多様な背景をもつ他人と接し、幅広い人間関係をもつようになるのではないだろうか。また、大学での授業は、単なる知識の暗記というよりは、系統立てた学問分野における探求や考察を求められるものであろう。このような大学生生活が関与している可能性もあるかもしれない。Townsend et al.(2002) も、調査対象者の学生を大学 1・2 年、3・4 年、大学院と三つのレベルに分けて分析したところ、帰属複雑性尺度得点とこれらレベルの間に有意な正の相関を得ており、教育訓練との関連を考察している。

ただし、混成クラスの 4 年生は 3 年生と比べ、得点が有意に低いことも注目される。これは、3 年生までに人間関係における典型的で主要な経験は済んでしまい、逆に「大学生生活とは、おおよそこのようなものだ」として、あえて理由を考えなくてもよくなっているのかもしれない。それに対し、心理クラスの学生は、比較すると有意ではないものの、4 年生の得点が最も高くなっている。この傾向の対比は、専攻分野が関係している可能性を示唆していると言えよう。

**きょうだい構成** 予想に反し、帰属複雑性尺度得点ときょうだいとの関係には、きょうだいの人数が多くなっても、また出生順が先、あるいは後の方になっても、統計的に有意な差の傾向はみられなかった。きょうだいがいるということで、何らかの多様性(きょうだい間で性格が違う、など)が認識されたとしても、相対的には影響が小さいようである。

**祖父母との同居経験** 祖父母との関係においても、予想に反し、統計的な差は認められなかった。きょうだいとの関係とも併せて考えると、家族の影響よりもそれ以外の他人との影響の方が大きいのかもしれない。

**過去の経験との関係** 変化を感じたできごとや経験の有無・そのときの年齢・内容について調べた。

まず、変化を感じたできごとや経験の有無に関しては、はっきりとした差の傾向が認められた。そのような経験があったとした回答者の帰属複雑性尺度得点は、なかったとした回答者の得点より有意に高く、経験とその自覚が関与している可能性を示唆している。当日渡されてその場で回答する質問紙で、具体的な経験がすぐ書けるということは、その経験を記憶にとどめており、かつアクセシビリティが高い状態にあったということになろう。仮に何らかの経験をしていても、その経験をすぐに思い出すことができなければ、回答することはなかったであろう。Kahneman & Riis(2005)はものごとを経験しているその場での経験自己(experiencing self)と、記憶されている過去の経験の記憶自己(memorizing self)の違いについて述べている。記憶自己にはバイアスがみられるが、評価のうえ、次の行動に影響を与えるのは記憶自己の方になるため、経験自己よりも支配的だとしている。

変化を感じたできごとを経験した年齢については、尺度得点を中央値で二分した群分けでは、平均年齢も標準偏差も大きな差ではなく、特にどちらかが経験を自覚しているタイミングが早い、遅いといった傾向はなさそうである。

また、変化を感じたできごとや経験があつた年齢的回答で、12歳・13歳、16歳、18歳にそれぞれピークが来ていることは、うなずけることである。典型的には、前の学校を卒業して、次の段階の学校に入り、新しい人間関係をもつということになるからである。この中で特に鍵となるのは、16歳ごろの経験と思われる。12歳・13歳、16歳、18歳にそれぞれ該当する回答者の帰属複雑性尺度得点を従属変数とすると、有意な影響を与えていたのは、16歳のみで、標準偏回帰係数は $-.24$ とマイナスであった。ということは、16歳のときに変化の経験があつたということは、説明力は6%ではあるが、帰属複雑性尺度得点を低くする影響が示唆されるということである。逆にいえば、12歳・13歳でも標準偏回帰係数は $-.06$ とやはりマイ

ナスであるが、有意ではなかったことから、14歳以降の経験の影響の方が強いのかもしれない。18歳のときの経験では、標準偏回帰係数が $.05$ と、有意ではなく値も小さいものの、正の値になっており、尺度得点を低める影響はあまりない可能性がある。この傾向は、回答のあった年齢別にグラフを書いてみても示唆された。具体的な経験の記述があつた群では、18歳という回答が最も多く、具体的な経験を書かずに年齢のみ描いた群では、16歳という回答が多かった。後者では、言いたくない経験、言いにくい経験が多かったのかもしれない。20歳以上の回答者に限定して同様の分析を行っても傾向は変わらなかつたことから、この傾向は、何年か経っても残る性質のものだと言えるかもしれない。つまり、現在少なくとも20歳の人が、16歳のときに経験したことはなお影響を与えている可能性があるかもしれないという意味である。

内容については、自由回答を11カテゴリーに分類し、分析した。「他人一般」、「友人」についてであると分類された回答者の帰属複雑性尺度平均得点が、質問紙に回答した235名全体の平均得点と比べ、有意に高くなっていた。学生生活を送るものにとって、一般的に「友人」は、最も相互作用の起こりやすい相手といえる。また、年齢や学年が近かったり、同じ学校に通っていたり、同じような地域に住んでいたりして体験を共有していても、時にはやはり他者(友人)の理解しがたい行動や異なる考え方を見聞きすることになり、なぜなのか考えることになろう。このような経験が影響したのかもしれない。また、「他人一般」に分類されるような経験を記述するということは、人間関係を広くとらえている人と言えるかもしれない。

## 総合考察

研究1では帰属複雑性尺度日本語版の試作を行い、研究2では、帰属複雑性尺度得点の高低と、変化や多様性に関する人口学的変数・過去の経験との関係について調べた。

**帰属複雑性尺度日本語版の試作** 先行研究に準じた分析をしたところ、結果はほぼ同様で、今回試作した尺度は使用できるとみなしてよいであろう。ただし、次回別の集団に適用して測定する際は、今回除外した1項目も含めて再度検討すること、妥当性の検討についても継続して調査することが望ましいと思われる。

**帰属複雑性に関連する要因** 帰属複雑性に関連する要因について、主に家族の多様性と変化の経験という点から調べた。結果から総合的に言えることは、一つは家族の影響が比較的弱いようにみえるのに対し、他人からの影響があるようにみえることである。きょうだいの数、祖父母との同居経験で今回想定した、家族の中の多様性は、家族の外の多様性と比べると、やはり小さいのであ

ろう。あるいは、自分の生まれた家族の中のことであれば、ほかの家族の言動について「なぜなのだろう」という特段の意識をせず、そのまま受け入れている、といった結果なのかもしれない。

変化の経験という点では、人間関係で変化を感じたできごとや経験の有無的回答に関して、帰属複雑性尺度得点においてはっきりとした差の傾向が認められた。そのような経験があったとした回答者の帰属複雑性尺度得点は、なかつたとした回答者の得点より有意に高く、経験とその自覚が関与している可能性を示唆していた。それまでと違う人間関係に接して考えたり、適応しようしたりするなどした結果、スキーマが変化し複雑になっていく、といったことが起きるのではないか。

また、今回の調査の結果からは、16歳の頃の経験が鍵となっている可能性が示唆された。現在少なくとも20歳の人に、16歳のときに経験したことの影響がなおも続いているのかもしれないことも示唆されたが、16歳頃のネガティブな、つまり人に対する興味を減ずるような変化に対し、周りの人がサポートすることで、その影響はネガティブとはならなくなるかもしれない。

**今後の課題** 尺度の日本語版試作に関しては、今回除外した項目についても再検討することが望ましいと言える。また、今回は二つの既存尺度との関係のみで妥当性の確認をしている。今後はほかの既存尺度との関係も検討することが課題となろう。また、過去の体験との関係では、今回の調査は比較的限られた年齢幅で行っているため、より長期的な影響の可能性についてはどうぞられない。青年期の人間関係から受けた影響が長期的に続くものであるのかどうか、この点について検討することも生涯発達という見地から、今後の課題と言えよう。

## 引用文献

- Cacioppo, J. T., & Petty R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 116-131.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, **24**, 349-354.
- Fast, L. A., Reimer, H. M., & Funder D. C. (2008). The social behavior and reputation of the attributionally complex. *Journal of Research in Personality*, **42**, 208-222.
- Fletcher, G. J. O., Danilovics, P., Fernandez, G., Peterson, D., & Reeder, G. D. (1986). Attributional complexity: An individual differences measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 875-884.
- Fletcher, G. J. O., Grigg, F., & Bull, V. (1988). The Organization and accuracy of personality impressions: Neophytes versus experts in trait attribution. *New Zealand Journal of Psychology*, **17**, 68-77.
- Fletcher, G. J. O., Reeder, G. D., & Bull, V. (1990). Bias and accuracy in attitude attribution: The role of attributional complexity. *Journal of Experimental Social Psychology*, **26**, 275-288.
- Fletcher, G. J. O., Rosanowski, J., Rhodes, G., & Lange, C. (1992). Accuracy and speed of causal processing: experts versus novices in social judgment. *Journal of Experimental Social Psychology*, **28**, 320-338.
- Flett, G. L., Pliner, P., & Blankstein, K. R. (1989). Depression and components of attributional complexity. *Journal of Personality and Social Psychology*, **56**, 757-764.
- Funder, D. C., & Harris, M. J. (1986). On the several facets of personality assessment: The case of social acuity. *Journal of Personality*, **54**, 528-550.
- Heider, F. (1958) *The psychology of interpersonal relations*. New York: Wiley.  
(ハイダー, F. 大橋正夫(訳) (1978). 対人関係の心理学 誠信書房)
- 池田謙一 (1991). <こころ>をつなぐ<社会> 池田謙一・村田光二 こころと社会—認知社会心理学への招待— 東京大学出版会 pp. 231-259, pp. 294-295.
- 池上知子 (2001). 対人認知の心理機構—情報処理アプローチは何を明らかにしたのか— 唐沢 穣・池上知子・唐沢かおり・大平英樹 社会的認知の心理学—社会を描く心のはたらき— ナカニシヤ出版 pp. 14-45.
- Kahneman, D., & Riis J. (2005). Living, and thinking about it: two perspectives on life. In F. A. Huppert, N. Baylis, & B. Keverne (Eds.), *The Science of Well-Being*. New York: Oxford University Press, pp. 285-304.
- 唐沢かおり (2001). 原因帰属—因果関係の把握による社会理解— 唐沢 穣・池上知子・唐沢かおり・大平英樹 社会的認知の心理学—社会を描く心のはたらき— ナカニシヤ出版 pp. 46-72.
- 北村俊則・鈴木忠治 (1986). 日本語版 Social Desirability Scale について 社会精神医学, **9**, 173-180.
- 神山貴弥・藤原武弘 (1991). 認知欲求尺度に関する基礎的研究 社会心理学研究, **6**, 184-192.
- Linville, P. W. (1982). The complexity-extremity effect and age-based stereotyping. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 193-211.
- 坂元 章 (1993). 「認知的複雑性」と「社会的知覚システムの進展」 風間書房
- 鈴木佳苗 (2004). 認知的複雑性の発達社会心理学—児童期から青年期における対人情報処理システムの変化— 風間書房
- 田崎勝也 (2008). 社会科学のための文化比較の方法—等価性とDIF分析— ナカニシヤ出版
- Townsend, J. C., Da Silva, N., Mueller, L., Curtin, P., & Tetrick, L. E. (2002). Attributional complexity: A link between training, job complexity, decision latitude, leader-member exchange, and performance. *Journal of Applied Social Psychology*, **32**, 207-221.
- 若林明雄 (1992). George A. Kellyの個人的構成概念の心理学—パーソナル・コンストラクトの理論と評価— 心理学評論, **35**, 311-338.
- 山口陽弘・久野雅樹 (1994). 認知的複雑性の測度に関する多面的検討 東京大学教育学部紀要, **34**, 279-299.
- 山本真理子 (1998). はじめに 山本真理子・外山みどり(編) 社会的認知 誠信書房 pp. i-ix.

## 註

- 1) 本論文は、第1著者が2009年度目白大学大学院心理学研究科に提出した修士論文の一部をまとめなおしたものであります。原尺度作成者であるGarth Fletcher教授(University of Canterbury)に尺度翻訳の許可をいただき、また上笹恒先生(筑波大学名誉教授)には貴重なご助言をいただきました。深く感謝いたします。
- 2) 混成クラスのうち、一般教養科目の授業には心理学関連学科の学生も含まれている可能性はあるが、同じ時間帯には一般教養科目がいくつも組まれていたため、特定の学科の学生が集中して履修しているとは考えにくい。

## Development of a Japanese trial version of the attributional complexity scale and its related factors

Yoko SATO

Miki KAWABATA(*Faculty of Studies on Contemporary Society, Mejiro University*)

This research studied Attributional Complexity (AC) proposed by Fletcher, Danilovics, Fernandez, Peterson, & Reeder (1986). We developed a Japanese trial version of the AC scale, and examined its related factors. It is considered that AC describes the degree of a person's interest in understanding the causes of human behavior; those who scored higher in AC think about more factors than those who scored lower in AC (Fast, Reimer, & Funder, 2008). 235 undergraduate students participated in our study. In Study 1, first, a Japanese trial version of an AC scale (Fletcher et al., 1986) was developed. Then, its reliability and validity were confirmed. In Study 2, a possible relationship between scores in AC scale and factors related to change or diversity was examined in the trial version. Analyses were performed considering factors such as school year, major, siblings, experience living with grandparents, and other previous experiences.

Key words: attributional complexity, causal attribution, interpersonal perception, individual differences.