

## 論 文

## 友だちの性格特性認知におよぼす交際期間の影響

<sup>1</sup> 諸 井 克 英      <sup>2</sup> 川 瀬 加 奈      <sup>3</sup> 森 田 星<sup>1</sup> 同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・特別任用教授<sup>2</sup> 同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・2017年度卒業生<sup>3</sup> 同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・2018年度卒業生Effects of the length of the association with a friend  
on the perception of her personality traits<sup>1</sup>MOROI Katsuhide      <sup>2</sup>KAWASE Kana      <sup>3</sup>MORITA Akari<sup>1</sup>Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Special appointment professor<sup>2</sup>Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Graduate of 2017<sup>3</sup>Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts, Graduate of 2018**Abstract**

In the present study, effects of the length of the association with a friend on the perception of her personality traits were explored. Female undergraduates participated in this study. Half of the participants ( $N = 243$ ) imagined a same-sex friend with whom they had been associated for two or more years. The other half ( $N = 225$ ) imagined a same-sex friend with whom they had been associated for less than a month. They evaluated personality traits of their friends on 30 items constructed from Wada's Big Five Scale (1996). Confirmatory factor analyses for personality trait ratings were executed (*Amos 25.00*). As expected, a clearer five-factor structure was found for friends of the longer associations. However, the effects of the length of the association changed with personality trait dimensions. The functions of perceptions of personality traits for partners in developing friendships were discussed.

**Key words:** big five, same-sex friend, friendships, association

## I. 問題

本研究は、青年期における交友関係の維持・発展を支える社会心理学的機軸の解明を目的とした。その際、交友関係の長さや交友相手に対する性格特性推測との関連を実証的に検討した。このために、以下に述べる2つの仮説を設け、質問紙調査を行った。

人間の生涯に亘る発達課題を系統的に分析し

た Havighurst (1953) によれば、青年期における重要な課題として次の2つを挙げることができる。a) 同年齢の男女との洗練された交際の学習、b) 自己の性別に応じた社会的役割の学習。a) の友だち交友関係の形成は、松井 (1990) によれば、次の3点で重要な役割をもつ。a) 安定化の機能 (緊張を解消し、不安を和らげる)、b) 社会的技能の学習機能 (他者一般に対する相互作用技術に関する学習機会の

提供), c) モデル機能 (対等でありながら異質な存在として, 新しい世界を理解するための手本)。

Levinger (1974) は, 二者の関係進展に関する基本的図式を提起した。a) 何の接触もない段階 (水準 0), b) 何らかの場面で少なくとも一方が他方の存在を認め, 相互作用がなくても相手に対する一方向的な態度・印象が生じる段階 (水準 1), c) 若干の相互作用によって相手に対する何らかの態度が生じる段階 (水準 2), d) 二者間で交わされるコミュニケーションの頻度や内容に伴って関係は親密になる (水準 3)。Levinger のモデルによれば, 関係の親密化 (水準 3) にとって自己開示 (self-disclosure) が重要となる。自己開示とは, Jourard (1971) によれば「自分自身をあらわにする行為であり, 他人たちが知覚しうるよう自身を示す行為」と定義される。二者の自己開示の反復により相互理解が促進され, 結局は親密な絆 (水準 3) が生じることになる。

このような親密化を時間的過程に沿って捉えると, 交友関係は, 特定の時点で親密さを深める関係とそうでない関係とに淘汰される (「段階的分化」説; 山中, 1996 参照)。つまり, 当事者にとって親密化に伴う何らかの利益がないと判断されると, 先の Levinger (1974) による図式の高次水準への移行は起こらない。このように考えると, 長期に亘る交友は, この淘汰過程を乗り越えた結果である。したがって, 交際期間が長い友だちと短い友だちを比較すると, 次の 2 つの理由で前者のほうが肯定的な性格特性をもつと判断されると考えられる。1 つ目の理由は, 段階的分化説に従えば, 相手が否定的な性格特性をもつと知覚される出来事が二者間に生じた場合には二者の交友は淘汰され親密化しない可能性があるからである。さらに, Festinger (1957) による認知的不協和理論に従えば, 自分自身の選択によって交際継続を決定した相手に対しては, 肯定的な性格特性を積極的に探索したり, もともと中性的にしか評価していなかった特性を肯定的方向に歪める可能

性が考えられる。つまり, 特定の相手との交際継続決定という認知要素と相手をもつ性格特性に関する認知要素とは整合 (協和) していないと心理的不快感が生じる。そのため, この 2 つの認知要素が整合するように性格特性に関する肯定的方向への歪みが生じる。本研究では, このように考え, 次の仮説 1 を設けた。

**仮説 1:** 交際期間の長い友だちのほうが短い友だちに比べて, 肯定的な性格特性をもつと判断されるだろう。

ところで, 性格とは「各個人に特有の, ある程度持続的な, 感情・意志・認知の面での傾向や性質」(新村, 2018) を表す。この性格に関する心理学的な捉え方として次の 2 通りの基本的方法がある。a) 性格類型論 (「一定の原理に基づいて, 典型的な性格を設定し, それによって多様な性格を分類」する方法), b) 性格特性論 (「一貫して出現する行動傾向やそのまとまり」である特性を構成単位とし, 各特性の組み合わせによって人間の特徴を記述する方法) (杉若, 1999)。心理学においてはこの性格概念は, 古くから研究対象とされているが, 本研究では, 特性論の流れで近年有力視されている 5 因子モデル (Five Factor Model, 柏木, 1997; Big Five と呼ばれる) に依拠する。なお, この 5 因子の特定化については研究によって若干異なるが (柏木, 1997), ここでは後述する和田 (1996) が抽出した 5 次元 (外向性, 神経症傾向, 開放性, 誠実性, 調和性) に沿って研究を進める (以下, 和田が見いだした 5 次元構造を Big Five 構造と呼ぶ)。和田が得た 5 次元は, 回答者自身の性格特性評価に基づき抽出された。女子大学生を対象とした筆者らの研究でも (諸井・早川・板垣, 2014; 諸井・坂元, 2014), Big Five 構造が確認された。

先述した二者関係の交友に進展過程には相手がどのような性格特性をもつかに関する判断が含まれる。この判断は, 相手からの自己開示に加え, 相手が示す行動の観察などを中心に行われる。したがって, 和田 (1996) による Big Five 構造がもともと自分自身に対する性格評

価によることを前提にすると、長期に亘る二者関係ではこの性格特性判断も、自分自身の性格特性評価と同じ Big Five 構造を示すと予測される。交際が長期に亘るほど多量の自己開示情報や行動観察情報を入手することになり、自分自身に関する情報量ほどではないにせよ、様々な情報に基づき相手に対する性格特性判断が可能となり、自他の性格特性構造(Big Five構造)が同等になると予想できよう。

対照的に、交際期間が短い場合には相対的に少ない情報量に基づき性格特性判断を営むことになる。そのため、Big Five 構造が曖昧になりがちと考えられる。しかしながら、暗黙の性格観 (implicit personality theory; Bruner & Tagiuri, 1954; 諸井, 1995 参照) に基づくと、情報不足になりがちな短期の交際のときにも、暗黙の性格観という機制が作動すれば同等の Big Five 構造が出現するかもしれない。つまり、人は、外見、行動、および性格特性に関する様々な結びつきに関する何らかの考えを抱いており、それが他者を認知する際にも適用される。つまり、人のもつ特性間の結びつきに関する信念体系が一般の人々によって日常的に抱かれており、これを暗黙の性格観と呼ぶ。判断情報が豊富である自分自身の性格特性判断の構造がこの暗黙の性格観という機制によって支えられているとすれば、判断情報が量的に希薄になりがちな条件 (短期の交際期間) であっても、この機制が起動される。これによって欠落情報が推測 (補完) され、長い交際期間の場合よりも曖昧になりがちであるが、Big Five 構造が抽出されるかもしれない。

**仮説 2:** 交際期間の長い友だちのほうが短い友だちに比べて、性格特性推測に際して明確な Big Five 構造が現れるだろう。

上記の 2 つの基本仮説を実証的に検討するために、女子大学生を対象とした質問紙調査を実施した。なお、本研究では、対象を同性の友だちに限定した。先述した Havighurst (1953) によれば異性との交友も重要な課題であるが、対異性感情 (Rubin, 1973 参照) の特異性を

前提に、条件を単純にするためにこのように限定した。

## II. 方法

### 1. 質問紙の実施と対象

京都府内に位置する女子大学での社会心理学の講義を利用して、2 年度に渡り質問紙調査を実施した (サンプル 1: 2017 年 5 月 25 日・6 月 5 日 / サンプル 2: 2018 年 4 月 23 日・26 日; 2 つのサンプルで回答者は重複していない)。回答にあたっては匿名性を保証し、質問紙実施後に調査目的と研究上の意義を簡潔に説明した。

青年期の範囲を逸脱している者 (25 歳以上) を除き、該当する人物のイニシャルを記入しその人物に関する設問に完全回答した 468 名を分析対象とした (サンプル 1: 3 年生 213 名, 4 年生 8 名 / サンプル 2: 2 年生 62 名, 3 年生 167 名, 4 年生 18 名)。平均年齢は 20.10 歳 ( $SD = .63$ , 19~23 歳) であった。

### 2. 質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、a) 交際期間条件の設定に従った回答者自身による同性の友だちの同定と b) その友だちを対象とした Big Five 尺度による評定から構成されている。

#### (1) 交際期間条件の設定と同性の友だちの同定

##### ① 該当する友だちの想起とイニシャル記入

次のようにして回答者の同性の友だちを 1 名同定させ、イニシャルを記入させた。

交際長期群では、まず回答者が「2 年以上のつきあいがある同性の人」をできるだけ多く思い浮かべさせた。その中で「あなたがその人のことをよく分かっており、その人もあなたのことをよく分かっていると感じる人」を 1 名同定させた。その人物を顕在化させるためにイニシャルを記入させた。

他方、交際短期群では、思い浮かべる範囲を「1 ヶ月以内に知り合った同性の人」とした。その上で、「あなたがその人のことをまだあまりよく知らず、その人もあなたのことをあまり知らないと感じる人」を 1 名同定させ、イニ

シャル記入を求めた。

なお、交際長期群と交際短期群のいずれかの教示条件を含む質問紙を作成し、実施時に無作為に配付した（交際長期群： $N = 243$ ；交際短期群： $N = 225$ ）。

## ②将来の親しさの推測

イニシャルを記入した人と回答者の今後の関係について、次の2つの観点から推測させた。

a) 回答者自身の親しさの推測、b) 相手の親しさの判断に関する回答者による推測。

a) では、「あなたは、『イニシャルを記入した人』と今後も親しくしたいですか。」という設問に4件法で回答させた（「4. かなり親しくしたい」、「3. どちらかといえば親しくしたい」、「2. どちらかといえば親しくしたくない」、「1. まったく親しくしたくない」）。b) では、「『イニシャルを記入した人』は、あなたと今後も親しくしたいと思いますか。」と尋ね、a)と同様の4件法で回答させた。

## (2) 同定した友だちの性格特性の推測

同定した友だちの性格特性を回答者がどのように認知しているかを測定するために、和田(1996)が作成したBig Five尺度を利用した。この尺度によって性格の基本的5次元が測定される。各次元はそれぞれ12個の性格特性項目から構成される。しかし、自分自身の性格特性評価をさせた先行研究では(諸井・早川・板垣, 2014; 諸井・坂元, 2014)、5次元性が確認されたが、各次元12項目が完全に再現された訳ではなかった。そこで、諸井・板垣(2018)は、先行研究(諸井・早川・板垣, 2014; 諸井・坂元, 2014)の因子分析で得られた当該次元での因子負荷量の大きさを考慮して項目を選定した(各次元6項目)。この30項目尺度を用いて女子大学生に自分自身の性格特性評価を行わせ、探索的因子分析(最尤法, プロマックス回転)によってBig Five構造を得た。

本研究では、この30項目(表2-a参照)それぞれが同定された友だちの特徴にあてはまるかどうかを4件法で回答させた（「4. かなりあてはまる」、「3. どちらかといえばあてはまる」、

「2. どちらかといえばあてはまらない」、「1. ほとんどあてはまらない」）。

なお、3頁から成る尺度評定用紙を作成し、評定順の効果を相殺するために頁単位で無作為に並び替えた。

## III. 結果

### 1. 項目平均値に関する交際期間2群差

仮説1を検証するために、30項目の平均値を交際長期群と交際短期群で比較した。30項目の特性を被験者内要因とし交際期間を被験者間要因とする混合要因分散分析を行った。全体として交際期間の有意な主効果が得られた。Bonferroniの方法を用いて項目ごとの群差を検討した(表1)に示す。

仮説1と一致して、外向性3項目と開放性2項目では交際長期群の友だちのほうが肯定的に評価された。ところが、神経症傾向6項目と誠実性4項目では、仮説1と逆に交際長期群の友だちは否定的に判断された。

### 2. 性格の基本的5次元構造

#### (1) Big Five因子の確認

本研究で用いた性格特性の測定は、先述したように和田(1996)による尺度に基づいている。したがって、30項目が6項目ずつの5次元を構成するという仮定の下に、確認的因子分析を行った(AMOS25.0.0; 最尤推定法)。30個の性格特性項目を観測変数として用い、和田(1996)に基づき5個の潜在変数を設定した。潜在変数間すべてに相関を仮定し、制約として各潜在変数の分散をそれぞれ1とした(表2-a, 表2-b)。

GFIやAGFIは.90に達しておらずRMSEAも.05を下回っていないが、30項目の観測変数に対する潜在変数のパスはすべて有意であった。適合度指標からは仮定したモデルは十分であるとはいえず(豊田編, 2003)、通常は適合度を向上するためにパスの修正処理を行うが、本研究では、次の2つの理由で最初に仮定したモデルのままにした。a) 30項目それぞれの潜在変数へのパスは有意水準に達している、

表1 友だちの性格特性推測におよぼす交際期間の長さの影響—混合要因分散分析の結果—

	[長期群 (N = 243)]		[短期群 (N = 225)]		下位比較 (a)
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
〔Ⅰ. 外向性〕					
fr_bf_a_1 話し好きな	<u>3.40</u>	0.66	3.11	0.81	p = .001
fr_bf_a_10 無口な	1.44	0.67	<u>1.63</u>	0.82	p = .006
fr_bf_b_5 外向的な	2.92	0.88	2.96	0.85	
fr_bf_b_9 暗い	1.33	0.55	<u>1.52</u>	0.72	p = .001
fr_bf_c_5 社交的な	3.19	0.80	3.21	0.85	
fr_bf_c_9 地味な	1.76	0.76	1.85	0.85	
〔Ⅱ. 神経症傾向〕					
fr_bf_a_2 悩みがちな	<u>2.71</u>	0.87	2.07	0.70	p = .001
fr_bf_a_6 不安になりやすい	<u>2.53</u>	0.96	2.07	0.75	p = .001
fr_bf_b_1 心配性である	<u>2.74</u>	0.94	2.33	0.81	p = .001
fr_bf_b_6 気苦労の多い	<u>2.55</u>	0.93	2.10	0.79	p = .001
fr_bf_b_10 弱気になる	<u>2.12</u>	0.89	1.87	0.76	p = .001
fr_bf_c_2 傷つきやすい	<u>2.59</u>	0.89	2.22	0.74	p = .001
〔Ⅲ. 開放性〕					
fr_bf_a_3 独創的な	<u>2.63</u>	0.93	2.42	0.84	p = .014
fr_bf_a_7 多才な	<u>2.84</u>	0.80	2.65	0.73	p = .009
fr_bf_b_2 進歩的な	2.75	0.79	2.68	0.80	
fr_bf_c_1 想像力に富んだ	2.84	0.87	2.74	0.76	
fr_bf_c_3 美的感覚の鋭い	2.60	0.88	2.60	0.86	
fr_bf_c_7 興味の広い	2.96	0.81	2.89	0.76	
〔Ⅳ. 誠実性〕					
fr_bf_a_4 いい加減な	<u>2.05</u>	0.95	1.82	0.82	p = .006
fr_bf_a_8 ルーズな	<u>2.28</u>	1.01	2.02	0.86	p = .003
fr_bf_b_3 怠惰な	<u>2.03</u>	0.86	1.79	0.78	p = .002
fr_bf_b_7 成り行きまかせな	<u>2.49</u>	0.90	2.23	0.87	p = .002
fr_bf_c_4 計画性のある	2.86	0.97	2.84	0.84	
fr_bf_c_8 几帳面な	2.59	0.90	2.69	0.82	
〔Ⅴ. 調和性〕					
fr_bf_a_5 温和な	3.33	0.73	3.20	0.75	
fr_bf_a_9 短気な	1.64	0.80	1.62	0.70	
fr_bf_b_4 怒りっぽい	1.64	0.79	1.52	0.69	
fr_bf_b_8 寛大な	3.26	0.74	3.14	0.74	
fr_bf_c_6 とげがある	1.84	0.92	1.79	0.88	
fr_bf_c_10 反抗的な	1.67	0.79	1.58	0.76	
[多変量分散分析]	交際期間の主効果: $F_{(30,437)} = 5.93, p = .001$				

(a): Bonferroni の方法

表 2-a Big Five 尺度に関する確認的因子分析（最尤推定法）の結果—標準化係数—

	[全体(N = 468)]	[長期群(N = 243)]	[短期群(N = 225)]	係数の 2 群間差
<b>(I. 外向性)</b>				
fr_bf_a_1 話し好きな	.62 a	.48 a	<u>.72</u> a	z = 4.05
fr_bf_a_10 無口な *	-.57 a	-.50 a	<u>-.61</u> a	z = -2.36
fr_bf_b_5 外向的な	.80 a	.82 a	.83 a	
fr_bf_b_9 暗い *	-.61 a	-.52 a	<u>-.67</u> a	z = -3.38
fr_bf_c_5 社交的な	.82 a	.79 a	.86 a	
fr_bf_c_9 地味な *	-.48 a	-.40 a	-.53 a	
<b>(II. 神経症傾向)</b>				
fr_bf_a_2 悩みがちな	.76 a	<u>.74</u> a	.71 a	z = -2.20
fr_bf_a_6 不安になりやすい	.86 a	<u>.86</u> a	.82 a	z = -3.13
fr_bf_b_1 心配性である	.72 a	<u>.79</u> a	.58 a	z = -3.62
fr_bf_b_6 気苦労の多い	.47 a	.46 a	.36 a	
fr_bf_b_10 弱気になる	.74 a	<u>.77</u> a	.70 a	z = -2.24
fr_bf_c_2 傷つきやすい	.68 a	.67 a	.63 a	
<b>(III. 開放性)</b>				
fr_bf_a_3 独創的な	.56 a	<u>.62</u> a	.46 a	z = -2.24
fr_bf_a_7 多才な	.65 a	.64 a	.65 a	
fr_bf_b_2 進歩的な	.53 a	.49 a	.60 a	
fr_bf_c_1 想像力に富んだ	.68 a	.68 a	.65 a	
fr_bf_c_3 美的感覚の鋭い	.43 a	.41 a	.46 a	
fr_bf_c_7 興味の広い	.54 a	.48 a	.63 a	
<b>(IV. 非誠実性)</b>				
fr_bf_a_4 いい加減な *	.79 a	.79 a	.80 a	
fr_bf_a_8 ルーズな *	.78 a	.73 a	.83 a	
fr_bf_b_3 怠惰な *	.69 a	.70 a	.67 a	
fr_bf_b_7 成り行きまかせな *	.64 a	.59 a	.68 a	
fr_bf_c_4 計画性のある	-.53 a	-.55 a	-.51 a	
fr_bf_c_8 几帳面な	-.59 a	-.59 a	-.59 a	
<b>(V. 非調和性)</b>				
fr_bf_a_5 温和な	-.58 a	-.59 a	-.60 a	
fr_bf_a_9 短気な *	.81 a	<u>.83</u> a	.78 a	z = -1.97
fr_bf_b_4 怒りっぽい *	.79 a	.79 a	.79 a	
fr_bf_b_8 寛大な	-.45 a	-.50 a	-.42 a	
fr_bf_c_6 とげがある *	.69 a	.63 a	.76 a	
fr_bf_c_10 反抗的な *	.69 a	.66 a	.73 a	
<b>[潜在変数間の相関値]</b>				
I. 外向性 ↔ II. 神経症傾向	-.31 a	-.30 a	-.45 a	
I. 外向性 ↔ III. 開放性	.50 a	.45 a	.58 a	
I. 外向性 ↔ IV. 非誠実性	-.09	-.12	-.08	
I. 外向性 ↔ V. 非調和性	-.09	.01	-.18 c	
II. 神経症傾向 ↔ III. 開放性	-.14 c	-.14	-.31 a	
II. 神経症傾向 ↔ IV. 非誠実性	.08	-.03	.12	
II. 神経症傾向 ↔ V. 非調和性	.11 c	.05	.19 c	
III. 開放性 ↔ IV. 非誠実性	-.15 b	-.14	-.22 b	
III. 開放性 ↔ V. 非調和性	-.04	-.02	-.09	
IV. 非誠実性 ↔ V. 非調和性	.40 a	.29 a	<u>.56</u> a	z = 3.05

\*: 逆転項目

( ) 内: 潜在変数

a:  $p < .001$ ; b:  $p < .01$ ; c:  $p < .05$

表 2-b 確認的因子分析（最尤推定法）における適合度指標の比較

	[全体 (N = 468)]	[長期群 (N = 243)]	[短期群 (N = 225)]	多母集団同時分析
$\chi^2$ 検定	$\chi^2_{(385)} = 1366.38, p = .001$	$\chi^2_{(385)} = 812.84, p = .001$	$\chi^2_{(385)} = 1039.82, p = .001$	$\chi^2_{(700)} = 1852.71, p = .001$
GFI (Goodness of Fit Index)	.82	.82	.75	.78
AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index)	.79	.78	.70	.74
RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)	.07	.07	.09	.05
AIC (Akaike Information Criterion)	1506.38	952.84	1179.82	2132.71

b) 本分析の目的が最も適正なモデルを得ることよりも交際長期群と交際短期群との比較にある（表 2-a; 仮説 2）。なお、別途、探索的因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行ったところ、仮説通りの 5 因子性が得られた。そこで、全回答者を対象とした分析では友だちに対しても性格の 5 因子構造が確認されたと判断した。

### (2) Big Five 因子構造におよぼす交際期間の長さの影響

仮説 2 を検討するために、先の (1) で採用したモデルに沿って交際長期群と交際短期群それぞれで確認的因子分析を実施した（表 2-a, 2-b）。5 つの潜在変数を設定し、30 項目を観測変数として、仮定に従ったモデルを検討した（和田, 1996）。

まずモデルの適合度に関する 5 指標を見ると（表 2-b）、いずれの指標でも交際長期群のほうが適合度が高いと判断でき、仮説 2 と一致して、交際長期群のほうが相対的に明確な 5 次元構造が存在するといえる。また、興味深い

ことに、潜在変数間の相関値を検討すると（表 2-a）、10 対の値のうち、交際長期群では 3 対、交際短期群では 7 対で有意な相関値が現れた。つまり、相対的に交際短期群の因子構造のほうが斜交的といえ、仮説 2 を支持した。

なお、係数の大きさの比較を行うと（表 2-a）、神経症傾向 4 項目、開放性 1 項目、調和性 1 項目で交際長期群のほうが、外向性 3 項目で交際短期群のほうがそれぞれ設定した潜在変数から観測変数に強く負荷しているといえる。また、潜在変数間の相関値では 1 対で交際短期群のほうが有意に大きかった。

### (3) 下位尺度の構成

#### ①下位尺度の検討

先の確認的因子分析で和田（1996）による仮定通りに 5 次元 6 項目構成が確認されたので、信頼性分析と主成分分析によって下位尺度の検討を行った。外向性、開放性、誠実性、調和性に関する項目には逆転項目が存在する（表 2-a 参照）。これらの逆転項目では、もとの次の

表 3-a Big Five 下位尺度尺度の検討

	[全体 (N = 468)]		[長期群 (N = 243)]		[短期群 (N = 225)]	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
(I. 外向性)	$r = .48 \sim .67$	.63 ~ .80	$r = .48 \sim .61$	.59 ~ .76	$r = .34 \sim .68$	.66 ~ .84
	$\alpha = .82$	53.44%	$\alpha = .77$	47.42%	$\alpha = .80$	58.76%
(II. 神経症傾向)	$r = .45 \sim .71$	.58 ~ .86	$r = .45 \sim .77$	.57 ~ .86	$r = .39 \sim .61$	.48 ~ .83
	$\alpha = .86$	58.79%	$\alpha = .86$	60.02%	$\alpha = .74$	51.15%
(III. 開放性)	$r = .37 \sim .59$	.54 ~ .77	$r = .35 \sim .57$	.53 ~ .76	$r = .39 \sim .61$	.57 ~ .77
	$\alpha = .73$	43.28%	$\alpha = .72$	42.03%	$\alpha = .74$	44.57%
(IV. 誠実性)	$r = .51 \sim .70$	.64 ~ .82	$r = .52 \sim .68$	.66 ~ .81	$r = .51 \sim .74$	.64 ~ .85
	$\alpha = .83$	54.38%	$\alpha = .82$	53.05%	$\alpha = .84$	55.64%
(V. 調和性)	$r = .46 \sim .68$	.59 ~ .81	$r = .48 \sim .70$	.62 ~ .82	$r = .44 \sim .70$	.56 ~ .82
	$\alpha = .83$	54.89%	$\alpha = .83$	54.34%	$\alpha = .84$	56.19%

(a): 信頼性分析 ( $r$ : 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値;  $\alpha$ : Cronbach の信頼性係数値)

(b): 主成分分析 (未回転第 I 主成分負荷量, 未回転第 I 主成分説明率)

元の概念に一致するように得点を調整した上で分析を実施した。信頼性分析では、Cronbachの $\alpha$ 係数値とともに、当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値を求めた(表3-a)。

全体、交際長期群、交際短期群いずれでも良好な結果が得られた。神経症傾向下位尺度では長期群のほうが $\alpha$ 値と説明率が高く仮説2を支持していた。外向性下位尺度では交際短期群のほうが仮説2に反し若干高い説明率を示した。

②下位尺度得点の比較

①の結果に基づき、5つの下位尺度ごとに6項目平均値を算出し下位尺度得点とした。被験者内要因として下位尺度5得点、被験者間要因として交際期間(交際長期群、交際短期群)を設けた混合要因分散分析(5×2)を行った(表3-b)。

2つの主効果と交互作用効果はいずれも有意であった。交際期間に関する下位検定を試みると、交際長期群のほうが外向性、神経症傾向、および開放性が高く、交際短期群のほうが誠実性で高かった。調和性では交際期間の有意差はなかった。外向性と開放性の傾向は仮説1を支持するが、神経症傾向と誠実性の傾向は仮説1に反している。これらは、先述した項目水準での検討(表1)と一致している。

3. 今後の親しさの推測におよぼす友だちの性格特性認知の影響

(1) 今後の親しさの推測

①自分自身の判断と相手の判断の推測との関係

今後の親しさについて自分自身の判断と相手の判断の推測との関係についてピアソン値を全体サンプルと群別で算出した(表4-a)。いずれの分析でも2変量間に高い相関値が現れた。興味深いことに、交際短期群のほうが交際長期群よりも相対的に相関値が高く( $z = 3.11, p = .002$ )、自分自身の判断と相手の判断の推測との間に高い対応があるといえる。

②今後の親しさの推測に関する混合要因分散分析

被験者内要因として今後の親しさの推測対象(自分自身、相手)、被験者間要因として交際期間(交際長期群、交際短期群)を設けた混合要因分散分析を行った(表4-b)。2つの有意な主

表4-a 今後の親しさに関する自分の判断と相手の判断の推測との関係—ピアソン相関値—

全体 (N = 468)	$r = .72a$
長期群 (N = 243)	$r = .41a$
短期群 (N = 225)	$r = .62a$

a:  $p < .001$

表3-b Big Five 下位尺度得点の比較—混合要因分散分析の結果—

	[長期群 (N = 243)]		[短期群 (N = 225)]		〈下位検定 (b)〉
	平均値	標準偏差値	平均値	標準偏差値	
I. 外向性	<u>3.33</u>	0.50	3.21	0.62	$F_{(1,466)} = 5.03, p = .001$
II. 神経症傾向	<u>2.54</u>	0.70	2.11	0.54	$F_{(1,466)} = 55.14, p = .001$
III. 開放性	<u>2.77</u>	0.55	2.66	0.52	$F_{(1,466)} = 4.45, p = .035$
IV. 誠実性	2.77	0.68	<u>2.95</u>	0.62	$F_{(1,466)} = 8.75, p = .003$
V. 調和性	3.30	0.59	3.31	0.56	$F_{(1,466)} = 0.02, ns.$
〈下位検定 (a)〉	$F_{(4,463)} = 96.58, p = .001$		$F_{(1,463)} = 133.35, p = .001$		
[混合要因分散分析]	Big Five の主効果 $F_{(3.49,1628.38)} = 233.53, p = .001$				
	交際期間の主効果 $F_{(1,466)} = 12.35, p = .001$				
	交互作用効果 $F_{(3.49,1628.38)} = 17.42, p = .001$				

(a): Big Five の主効果に関する下位検定

(b): 交際期間の主効果に関する下位検定



表 4-b 今後の親しさの推測—混合要因分散分析—

[推測対象]	[交際期間]	N	平均値	標準偏差
自分自身の判断	長期群	243	3.93	0.28
	短期群	225	3.15	0.66
相手の判断の推測	長期群	243	3.74	0.44
	短期群	225	2.96	0.53
[混合分散分析]				
推測対象の主効果: $F_{(1,466)} = 77.03, p = .001$				
交際期間の主効果: $F_{(1,466)} = 378.96, p = .001$				
推測対象×交際期間の交互作用効果: $F_{(1,466)} = 0.02, ns.$				

効果が得られたが、交互作用効果は有意でなかった。a) 自分自身の判断のほうが相手の判断の推測よりも高い、b) 交際長期群のほうが交際短期群よりも高い、という傾向があった。なお、b) は、交際長期群のほうが将来も関係が安定していると判断されていることを示しており、本研究で設定した交際期間 2 条件の妥当性を示すと解釈できよう。

## (2) 今後の親しさの推測におよぼす友だちの性格特性認知の影響

交際期間 2 群ごとに、Big Five 得点を説明変数とし、今後の親しさの推測を従属変数とする重回帰分析（ステップワイズ法：投入基準  $p < .05$ ; 除去基準  $p > .10$ ）を行った（表 4-c）。

交際長期群では、いずれの友だちの性格特性認知も自分自身の推測の有意な規定因ではなかった。友だちの判断の推測には友だちの外向性が有意な正の影響を示した。

交際短期群では、今後の親しさの推測 2 測定ともに友だちの性格特性認知と有意な関わりを示した。自分自身の判断には、外向性、開放性、および調和性が有意な正の規定因であった。友だちの判断の推測では、開放性と調和性が有意な正の影響が見られた。

全体サンプルでも同様の重回帰分析を試みた（付表 1）。しかし、先述したように説明変数や独立変数で交際期間の有意な差異が得られた。そのため、全体での重回帰分析の結果には交際期間の効果が混入していると判断できるのでここでは解釈の対象にしなかった。

表 4-c 今後の親しさの予測におよぼす同性親友に関する性格特性認知の影響：交際期間群別—重回帰分析（ステップワイズ法）—

説明変数：Ⅰ. 外向性 Ⅱ. 神経症傾向 Ⅲ. 開放性 Ⅳ. 誠実性 Ⅴ. 調和性	
[長期群 (N = 243)]	
従属変数：友だちの判断の推測	
Ⅰ. 外向性	$\beta = .16$ b
$R^2 = .02$ a	
[短期群 (N = 225)]	
従属変数：自分自身の判断	
Ⅲ. 開放性	$\beta = .26$ a
Ⅴ. 調和性	$\beta = .21$ a
Ⅰ. 外向性	$\beta = .17$ c
$R^2 = .20$ a	
従属変数：友だちの判断の推測	
Ⅴ. 調和性	$\beta = .20$ b
Ⅲ. 開放性	$\beta = .20$ b
$R^2 = .09$ a	
ステップワイズ法：投入基準 $p < .05$ , 除去基準 $p > .10$ a: $p < .001$ ; b: $p < .01$ ; c: $p < .05$	

## IV. 考察

Havighurst (1953) が提起した青年期の交友関係の重要性に基づき、交際期間の長さが交友相手に対する性格特性推測におよぼす影響を実証的に検討した。女子大学生を対象として質問紙調査を実施し、2つの仮説を吟味した。

まず、仮説 1（「交際期間の長い友だちのほうが短い友だちに比べて、肯定的な性格特性をもつと判断されるだろう。」）に関する結果につ

いて考察しよう。仮説1を吟味するために項目水準と下位尺度得点水準での検討を行ったが、同一の傾向が検出された。つまり、仮説1と一致して、交際期間が長い友だちは、外向性と開放性の側面で肯定的に評価されていた。しかし、神経症傾向と誠実性の側面では、仮説1に反して交際期間の長い友だちが否定的に評価されていた。

これらの結果は、以下のように解釈できる。外向性は交際の円滑な継続に重要な寄与をする。逆にいえば、外向性に欠けると、短期の交際で終結したり、親密化しない可能性がある。したがって、交際長期群の友だちがこの側面で肯定的評価を受けるのは当然であろう。開放性は相手の内面的な価値要素から主として構成される。独創性や想像力など交際が長くなるほど、つまり自己開示の反復を前提として認知されやすくなる。さらに友だちがこの特徴をもつを認知されるとより交際の長期化につながる。

次に、仮説1に反した神経症と誠実性について考察しよう。本研究では、交際期間が長い友だちは、内面的脆弱性を持ち、ルーズでだらしないと思われる傾向があった。これら2側面は交際初期に認知されると交際の終結となったり、親密化への行動喚起とならないだろう。しかし、この2側面とも交際初期には自己隠蔽されがちな特性であることを考えると、長期の交際期間を経てこのような側面を友だちがもつことに気づいても、交際初期の時点での否定的色彩を持たないかもしれない。つまり、すでに一定期間以上交際したことに伴い形成された絆感覚は、神経症傾向や非誠実性に対する許容的態度を生じる。例えば、内面的脆弱性やルーズさは人間の特徴であると許容的判断を施されると考えられる。このようになれば形成された絆とその後の性格特性評価との間に協和な認知的関係がもたらされることになる (Festinger, 1957)。

もともと本研究では、交際期間の長さとうだちに対する性格特性評価の肯定性との間に単純な1次的関係を仮定した。しかし、性格特性

の意味合いが交際過程の進展の中で変容する可能性を今後精緻に検討する必要があるといえよう。

次に、交際期間の長さとう Big Five 構造の明確さに関する仮説2 (「交際期間の長い友だちのほうが短い友だちに比べて、性格特性推測に際して明確な Big Five 構造が現れるだろう。」) に関する結果を考察しよう。Big Five モデル (和田, 1996) に従って、5つの潜在変数を設定し、30項目を観測変数とした確認的因子分析の結果は、次の2つの点で全体として仮説2を支持した。a) 交際長期群のほうが相対的に適正な適合度を示した (表2-b)。b) 交際長期群のほうが潜在変数間の有意な相関値があまり見られなかった (表2-a)。また、仮定した潜在変数から観測変数への負荷の大きさを比べると (表2-a)、仮説2と一致して神経症傾向4項目、開放性1項目、調和性1項目で交際長期群のほうが強い負荷を示した。しかし、外向性3項目では仮説と逆に交際短期群のほうが負荷が強かった。したがって、仮説2はおおむね支持されたが、仮説2と逆の側面もいくつかあり、この原因をさらに明らかにする必要がある。

本研究では、和田 (1996) による仮定に基づき5つの下位尺度に関する検討を行った (表3-a)。 $\alpha$ 係数と第1主成分説明率の点では、神経症傾向では仮説2に一致した結果が得られたが、外向性では仮説2に反する結果が認められた。これらは、上述した確認的因子分析における観測変数に対する負荷の大きさの傾向に部分的に対応している。

以上のことから、神経症傾向は交際長期群のほうが、外向性は交際短期群のほうがそれぞれままとまりのある性格特性として構成されているといえる。神経症傾向は当事者の内面的状態を指しており、当事者の自己開示や当事者に対する長期的観察から得られる情報が必要である。対照的に、外向性は当事者が外部に向かって示す行動特徴に基づき構成される基本的性格特性といえる。したがって、どのような情報に基づ

き性格特性の推測が行われるのかを把握しながら、仮説2について再度検討すべきであろう。

ところで、仮説2の根拠は、性格特性の推測に必要な情報量が交際期間の長さにより異なるということであった。諸井・古性(2018)は、同性親友(「同性の友だちのうちで最も親しい人」と動物園で飼育されている動物(実際に動物園で飼育されている16種類の動物を写真呈示)の性格特性を本研究と同一の30項目尺度を用いて女子大学生に推測させた。因子分析(最尤法, プロマックス回転)によって次元性を検討すると、同性親友では和田(1996)の仮定通りの5因子がほぼ得られたが、飼育動物の場合には、「神経症傾向」、「誠実性」、および「調和性」の因子は現れたが、「外向性」と「開放性」については曖昧であった。動物園で飼育されている動物との接触が通常は限定的であることを前提にすると、飼育動物の性格特性推測には接触情報よりも前述した暗黙の性格システム(Bruner & Tagiuri, 1954; 諸井, 1995 参照)の役割のほうが相対的に重要となり、このような結果が生じたのであろう。

本研究で扱った交際期間の長さが性格特性推測のおよぼす影響を支える機制は、自己開示、外見的情報や、暗黙性格システムの役割など今後も精緻に取り組むべきであろう。

最後に、今後の親しさの推測について触れよう。平均値の比較では(表4-b)、2つの有意な主効果が現れた。推測対象の主効果は、相手の判断に対する曖昧さを反映していると考えられる。この曖昧さという考えに基づくと、将来の親しさに関する2つの判断間の相関値は交際長期群のほうが高くなるはずであるが、しかし実際にはやや低かった(表4-a)。

このくいちがいは次のように解釈できるかもしれない。二者間の好嫌感情認知に関してTagiuri, Black, & Bruner (1953)が提起した相応性(congruency)理論に基づけば、自分自身が相手に向けた感情と相手から向けられた感情認知は一致する傾向にある。交際短期群の高い相関値はこの相応性に一致している。しか

し、交際長期群では、相手に関する情報の蓄積により相応性の減衰が生起する。つまり、相手の判断に対する曖昧さと相応性により一見したところでは矛盾した結果が生じるのかもしれない。交際期間の長さが相応性におよぼす影響についても今後検討する必要があるだろう。

今後の親しさの予測に対して同性親友の性格特性がもつ影響に関する重回帰分析の結果によると(表4-c)、交際短期群では、2種類の判断ともに相手の開放性と調和性がともに将来の安定した関係を予測させていた。相手の内面的な能力要素の認知や几帳面さは回答者自身の継続意思を喚起させる。また、外向性は自分自身の判断でのみ有意であった。相手がこの性格特性をもつと認知するほど当然ながら自分の側の交際継続を高める。しかし、相手の判断推測の場合には、この外向性が必ずしも自分にのみ向けられるわけではなく他の者への関係形成につながる可能性もあるために、有意な規定因とならなかったと解釈できる。おそらく天井効果のために有意な規定因が現れなかった交際長期群では、相手の判断推測で外向性のみが有意であった。これは、二者間の絆が安定している段階では相手の外向性認知は回答者自身の継続意思につながるであろう。さらに交際が長期にわたると、例えば交際短期群にとって有意な性格特性である開放性や調和性に富んでいようが欠けていようが許容的に捉えられ、交際の継続意思に影響をもたらさないと考えられる。本研究では仮説化しなかったが、性格特性認知が交際の維持・継続にどのように影響をするかを交際期間を媒介させて検討する必要がある。

本研究では、交際期間の長さが交友相手に対する性格特性推測におよぼす影響を検討したが、おおむね仮説を支持する結果が得られた。それとともに、引き続き検討を加えるべき様々な課題も浮き彫りになり、本研究で扱った問題に取り組んでいくべきであろう。

#### 〈付記〉

- (1) 本報告は、第2著者と第3著者が卒業研究のために収集したデータの再分析に基づいている。

川瀬加奈が第1著者の下で卒業研究のために立案・実施した(サンプル1)。さらに、森田星が追加データ(サンプル2)を収集しデータを合体・整理した。

(2) データの統計的解析にあたって、IBM SPSS Statistics version 25 for Windows と IBM SPSS Amos version 25.00 for Windows を利用した。

### V. 引用文献

Bruner, J.S., & Tagiuri, R. 1954 The perception of people. In G. Lindzey (Ed.), *Handbook of social psychology, vol.II*, Reading, Mass.: Addison-Wesley. Pp. 634-654.

Festinger, L. 1957 *A theory of cognitive dissonance*. Stanford University Press. 末永俊郎監訳『認知不協和の理論-社会心理学序説-』1965 誠信書房

Havighurst, R.J. 1953 *Human development and education*. New York: Longmans, Green & Co.,Inc. 荘司雅子監訳『人間の発達課題と教育』1995 玉川大学出版部

Jourard, S.M. 1971 *The transparent self*. Litton Educational Publishing, Inc. 岡堂哲雄訳『透明なる自己』1974 誠信書房

柏木繁男 1997『性格の評価と表現-特性5因子からのアプローチ-』有斐閣

Levinger, G. 1974 A three level approach to attraction: Toward an understanding of pair relatedness. T.I., Huston (Ed.) *Foundations of interpersonal attraction*. New York: Academic Press. Pp. 99-120.

松井 豊 1990 友人関係の機能 斎藤耕二・菊池章夫編『社会化の心理学ハンドブック-人間形成と社会と文化-』川島書店 283-296 頁

諸井克英 1995 孤独な顔-暗黙の性格理論によるアプローチ- 人文論集(静岡大学人文学部), **46** (1), 51-79.

諸井克英・古性摩里乃 2018『動物園の社会心理学-動物園が果たす役割と地方動物園が抱える問題-』晃洋書房

諸井克英・早川沙耶・板垣美穂 2014 女子大学生における超常現象観の基本的構造 生活科学(同志社女子大学), **48**, 13-24.

諸井克英・板垣美穂 2018 コミック読書経験の基底

にある性格特性 生活科学(同志社女子大学), **52**, 12-20.

諸井克英・坂元宏江 2014 女子大学生における職業価値観-性格特性との関連- 生活科学(同志社女子大学), **48**, 25-32.

Rubin, Z. 1973 *Liking and loving: An invitation to social psychology*. Holt, Rinehart and Winston, Inc. 市川孝一・榎野芳雄訳『好きになること愛すること-社会心理学への招待-』1981 思索社

新村 出(編) 2018『広辞苑第七版』岩波書店

杉若弘子 1999「性格類型論」「性格特性論」中島義明(編)『心理学辞典』有斐閣

Tagiuri, R. Black, R. R., and Bruner, J. S. 1953 Some determinants of the perception of positive and negative feelings in others. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, **48**, 585-592.

豊田秀樹(編) 2003『共分散構造分析[疑問編]-構造方程式モデリング-』朝倉書店

和田さゆり 1996 性格特性用語を用いた Big Five 尺度の作成 心理学研究, **67** (1), 61-67.

山中一英 1996 友人関係の親密化過程 長田雅喜編『対人関係の社会心理学』福村出版 101-110 頁

付表1 今後の親しさの予測におよぼす同性親友に関する性格特性認知の影響: 全体 (N = 468) 重回帰分析(ステップワイズ法)-

説明変数: I. 外向性 II. 神経症傾向 III. 開放性 IV. 誠実性 V. 調和性	
従属変数: 自分自身の判断	
I. 外向性	$\beta = .23$ a
II. 神経症傾向	$\beta = .20$ a
III. 開放性	$\beta = .14$ b
V. 調和性	$\beta = .12$ b
$R^2 = .13$ a	
従属変数: 友だちの判断の推測	
I. 外向性	$\beta = .26$ b
II. 神経症傾向	$\beta = .25$ b
$R^2 = .10$ a	

ステップワイズ法: 投入基準  $p < .05$ , 除去基準  $p > .10$   
a:  $p < .001$ ; b:  $p < .01$