

論 文

友だちの性格特性認知におよぼす交際期間の影響 (2)

— 対人魅力におよぼす効果の分析を中心として —

¹ 諸井 克英 ² 坂下 ひかり¹同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・特別任用教授²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 Period of the Association with a Friend
on the Perception of her Personality Traits (2):
With relation to interpersonal attraction.¹ MOROI Katsuhide ² SAKASHITA Hikari¹Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts,
Special appointment professor²Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science, Doshisha Women's College of Liberal Arts,
Graduate of 2018

I. 問題

諸井・川瀬・森田(2019)は、女子青年における交友関係の長さとお互いに対する性格特性推測との関連を実証的に検討した。本研究は、同じ目的のために別の仕方で行われた。

諸井ら(2019)は、Levinger(1974)による二者の関係進展図式に基づき交友関係を捉え、交際が長期に亘るほど、相手が肯定的な性格特性をもつと判断されると予測した(仮説1; 諸井ら, 2019)。この予測は、a)段階的分化説(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; 山中, 1996参照)や不協和理論(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、元々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; Festinger, 1957)から導かれた。

さらに、自己開示の反復と親密化に関する命題(Jourard, 1971)から、諸井ら(2019)は、友だちの性格特性判断における因子構造に注目した。性格分野において近年有力視されている5因子モデル(Five Factor Model, 柏木, 1997; Big Fiveとも呼ばれる)によれば、自分自身の性格特性の判断は、5因子構造を示す。この5因子の内容については研究ごとに若干異なるが(柏木, 1997)、ここでは後

述する和田(1996)が得た5因子構造(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、和田が見出した5次元構造をBig Five構造と呼ぶ)。諸井ら(2019)は、Big Five構造が回答者自身の性格特性評定に基づいていることに注目した。長期に亘る交友関係では、多量の自己開示情報や行動観察情報が入手されることになる。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交友相手に対する性格特性判断が可能となる。したがって、交際期間が短期の場合よりも、相手の性格特性はBig Five構造に沿って判断されることになる(仮説2; 諸井ら, 2019)。

以上のことを検討するために、諸井ら(2019)は、女子大学生に交際期間の異なる2条件のいずれかに該当する「同性の友だち」1名を同定させた。交際長期群では「2年以上のつきあいがある同性の人」、交際短期群では「1ヵ月以内に知り合った同性の人」とした。その上で、同定した友だちの性格特性を推測させた。

諸井ら(2019)の結果によると、交際期間が長い友だちは、外向性と開放性の側面で予測通り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、予測に反して交際期間の長い友だちに対する否定的評価が生じた。前者の結果は、外向性が交際の円滑な継続に重要な寄与をし、独創性や想像力などの開放性は交際期間が長くなるほど認知

されやすくなるためと解釈された。また、後者の面については、既に一定期間以上交際したことに伴い培われた絆感覚が神経症傾向や非誠実性に対する許容的態度を生じると推測された。

交際期間の長さやBig Five構造の明確さとの関係に関する予測は、確認的因子分析により、次の2点で支持された。a)交際長期群のほうが相対的に適正な適合度を示した、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。仮定した潜在変数から観測変数の負荷の大きさなどで予測に若干反する結果が見られたが、交際が長期に亘ると友だちの性格特性推測について明確なBig Five構造が現れるという予測はおおむね支持された。

今回の研究は、諸井ら(2019)と同様に、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検討した。ただし、交際期間の長さを設定せず、回答者が営んでいる交友の中で最も親しい「同性親友」を同定させた。さらに、a)自分自身の性格特性評定に加え、b)「同性親友」に対して回答者自身が抱く対人魅力を測定した。これによって、交際期間によって対人魅力がどのように変化するかを明らかになるとともに、自他の性格特性のどのような側面が対人魅力に影響を与えるかを明らかにできる。さらに、回答者自身の性格特性も測定することによって、回答者自身と同性親友との間における性格特性上のくいちがいの程度が算出可能となる。交際期間の長さがくいちがい認知におよぼす影響の検討に加え、くいちがい対人魅力におよぼす影響の交際期間ごとの弁別性を検出できる。

本研究で設けた仮説は以下の通りである。先述した関係進展の考えに従って(Levinger, 1974; 山中, 1996; Festinger, 1957)、同性親友の性格特性の推測に関して諸井ら(2019)による仮説1と同様の仮説を導いた。

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。

性格特性に関するBig Five構造の明確さについても、諸井ら(2019)の仮説と同様に判断に利用できる情報量の差異の観点から仮説を導いた。先述したように、回答者自身の性格特性のほうが友だちよりも明確な構造が示されるはずである。

仮説2-a: 友だちの性格特性推測よりも、回答者自身の性格特性評定のほうで明確なBig Five構造が現れるだろう。

諸井ら(2019)の場合と同様に、長期に亘る交際相手のほうが相手の情報量が豊富になると考え、次の仮説を導いた。

仮説2-b: 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。

次に、諸井ら(2019)では扱わなかった友だちに対して抱く対人魅力に関する仮説を導こう。Byrne(1971)によって提唱された類似性仮説に従えば、自分自身と類似した態度をもつ他者に対しては魅力が喚起される。これは、相手が自分自身と似た態度をもつことが自分自身が抱いている態度に妥当性を与えてくれるからである。Byrneは、態度の類似性の効果は性格などの他の属性についても適用されることを提唱した。本研究では、Byrneの考えに従い、自他の性格特性のくいちがいが小さいほど対人魅力が高まると考え、くいちがいの認知に関わる2つの仮説を設けた。

仮説3-a: 友だちとの交際期間が長くなるほど、回答者自身と友だちとの性格特性の間にくいちがい認知されなくなるだろう。

仮説3-b: 友だちとの交際期間が長くなるほど、回答者自身と友だちとの性格特性の間にくいちがい認知が対人魅力におよぼす影響は小さくなるだろう。

上記の一連の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、本研究の回答者は諸井ら(2019)の回答者とは異なる。本研究でも、諸井らと同様に同性の交友関係に限定した。対異性感情(Rubin, 1973参照)の特異性を回避するためである。

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、質問紙調査を実施した(2018年5月17日・21日)。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、同性親友のイニシャルを記入し以下に挙げる3尺度に完全回答した195名を分析対象とした(2年生107名、3年生81名、4年生7名)。平均年齢は19.68歳($SD=.68$, 19~22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)回答者自身の性格特性の評定、b)同性親友の同定と性格特性の推測、およびc)同性親友に対して抱いている対人魅力の評定から構成されている。

(1) 回答者自身の性格特性の評定

回答者自身の性格特性を測定するために、和田(1996)が作成したBig Five尺度を利用した。元々この尺度は60項目

から構成されるが(外向性, 神経症傾向, 開放性, 誠実性, および調和性の5次元を測定, 各12項目), 諸井・板垣(2018)と同様に30項目尺度を用いた(5次元, 各6項目; 表2-a参照)。これらは, 先行2研究(諸井・早川・板垣, 2014; 諸井・坂元, 2014)の因子分析の結果に基づき選定された。

回答者にこの6ヵ月間の自分自身の生活を振り返らせた上で, 30項目それぞれが自分自身にあてはまる程度を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」)。

(2)同性親友の同定と性格特性の推測

①同性親友の同定とイニシャル記入

次のようにして回答者の同性親友を1名同定させた。まず, 回答者に同性の友だちのうちで「最も親しい人」を1人思い浮かべさせた。その上で, その人物のイニシャルを記入するように求めた。さらに, どのくらい前からその人物を「友だち」として意識し始めたかを月単位で回答させた。

②同定した同性親友の性格特性の推測

同定した同性親友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, 回答者自身の性格特性評定で用いた30項目を利用した。これらの30項目それぞれが同定した同性親友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」~「1. ほとんどあてはまらない」)。

(3)同性親友に対して抱いている対人魅力の評定

同定した同性親友に対して抱いている対人魅力を測定した。このために, 先行研究(藤森, 1980; 中村, 1984)で用いられた尺度項目を参照した。藤森(1980)は, 26項目尺度を作成し, 主成分分析(直交回転)によって4主成分を得た(親密, 交遊, 承認, 共同)。中村(1984)の研究では, 8項目が測定されたが, 各項目が独立に処理された。本研究では, これらの項目の意味を勘案しながら表現を修正し, 新たに30項目を作成した(表4-a参照)。

30項目それぞれが同性親友に対する行動や気持ち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」~「1. ほとんどあてはまらない」)。

なお, 以上の3尺度それぞれで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. 同性親友との交際期間

イニシャルを記入した人物を「友だち」として意識した期間に関する分布を見ると, 3ヵ月から204ヵ月に亘っていた(平均値66.09ヵ月, $SD=49.75$, $N=195$)。交際期間の累積頻度に基づき, 回答者をほぼ3分割し, 短期群, 中期群, 長期群とした(表1)。一元配置の分散分析によると, これら3群には交際期間の明確な3群差があった。

表1 交際期間3群における交際期間月数の比較

	N	平均値 *	標準偏差値	[範囲]
短期群	64	18.41 c	8.45	3 ~ 36
中期群	63	53.44 b	10.27	37 ~ 72
長期群	68	122.68 a	37.80	74 ~ 204
[一元配置の分散分析]		$F_{(2,192)}=335.69, p=.001$		

*: 異なる英文字は互いに有意であることを表す (Bonferroniの方法; $p<.05$)。

2. 回答者自身の性格特性および同性親友の性格特性の推測に関する因子構造

(1) 確認的因子分析

まず, 回答者自身の性格特性評定と同性親友の性格特性の推測それぞれで, 諸井ら(2019)と同じ仕方で確認的因子分析を行った(AMOS25.0.0; 最尤推定法)。いずれの分析でも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が, 適合度は低かった(回答者自身: $\chi^2_{(395)}=936.42$, $GFI=.75$, $AGFI=.71$, $RMSEA=.08$ / 同性親友: $\chi^2_{(395)}=910.91$, $GFI=.76$, $AGFI=.72$, $RMSEA=.08$)。したがって, 本研究では, 仮説2-aについては探索的因子分析を用いて検討することにした。さらに交際期間がBig Five構造におよぼす影響の検討も群別回答者数(表1)を考慮して確認的因子分析を用いなかった。

(2) 探索的因子分析の手続き

回答者自身の性格特性および同性親友の性格特性の推測それぞれで30項目を対象に因子分析(主因子法, プロマックス回転 $k=3$)を行い, 先行研究(和田, 1996; 諸井ら, 2014; 諸井・坂元, 2014)に従ってプロマックス回転後の負荷量|.40|を基準に5因子解を求めた。仮定通りであれば, 「外向性」, 「神経症傾向」, 「開放性」, 「誠実性」, および「調和性」の各次元に対応する因子が得られるはずである。その際, ①特定因子の負荷量が十分に大きく(絶対値 $\geq .40$), ②他因子への負荷が小さい(絶対値 $<.40$)という

表2-a Big Five 尺度に関する因子分析(主因子法, プロマックス回転 <k=3>) -回転後の負荷量* -

	[回答者自身]		[同性親友の性格特性推測]			
	全体	全体	短期群	中期群	長期群	
〔外向性〕	II	IV	V	IV	III	
話し好きな	.68	-.62	-.45	.64	-.74	
無口な	-.72	.73	.61	-.80	.69	
外向的な	.71	-.55	-.41	.46	-.62	
暗い	-.49	.62	.75	-.63	.58	
社交的な	.81	-.69	***	.74	-.88	
地味な	-.51	.51	.52	-.56	.49	
〔神経症傾向〕	I	I	I	III	I	
悩みがち	.83	.84	.84	.77	.90	
不安になりやすい	.86	.89	.93	.84	.90	
心配性である	.76	.71	.75	.81	.63	
気苦労の多い	.66	.56	.50	.54	.66	
弱気になる	.70	.70	.61	.53	.82	
傷つきやすい	.74	.77	.73	.67	.86	
〔開放性〕	IV	V	II	V	V	
独創的な	.82	.63	.71	.73	.61	
多才な	.58	.55	.53	.44	.42	
進歩的な	.31	.43	.57	.47	***	
想像力に富んだ	.71	.61	.62	.68	.66	
美的感覚の鋭い	.63	.55	.50	.41	.54	
興味の広い	.44	.61	.76	.56	.48	
〔誠実性〕	III	III	IV	I	IV	
いい加減な	.71	.67	-.51	.79	***	
ルーズな	.66	.74	-.60	.85	.55	
怠惰な	.57	.66	-.50	.83	.51	
成り行きまかせな	.68	.62	***	.72	.78	
計画性のある	-.57	-.74	.80	-.76	-.74	
几帳面な	-.49	-.59	.80	-.58	-.52	
〔調和性〕	V	II	II	II	II	
温和な	-.59	-.68	-.56	-.69	-.78	
短気な	.59	.80	.86	.76	.73	
怒りっぽい	.71	.86	.87	.90	.80	
寛大な	-.51	-.46	***	-.56	-.55	
とげがある	.63	.79	.80	.75	.83	
反抗的な	.55	.56	.59	.56	.54	
〔因子相関〕	I - II	-.19	-.06	-.02	.05	-.15
	I - III	.17	-.05	.08	-.14	.25
	I - IV	.18	.19	-.16	-.15	-.13
	I - V	.38	.06	.05	-.10	.18
	II - III	-.23	.22	.17	-.01	.06
	II - IV	.20	.13	-.05	-.23	.28
	II - V	-.20	.00	.04	-.10	-.07
	III - IV	.06	.14	.17	-.28	.14
	III - V	.25	-.19	-.16	-.10	.02
	IV - V	.10	-.23	-.06	.31	-.10
〔対象人数〕	N=195	N=195	N=64	N=63	N=68	
〔初期固有値〕	≥ 2.04	≥ 2.12	≥ 2.14	≥ 1.96	≥ 2.07	
〔初期説明率〕	56.04%	57.14%	60.18%	61.99%	62.23%	

*: 当該因子の負荷量(他の因子の負荷量 < .400)

基準に一致しない項目を除き再度分析を行い、明確な負荷量パターンが得られるまで反復し最終の5因子解を得た。

次に、因子負荷量に基づき(絶対値 ≥ .40)を基準に下位尺度項目を選別し、信頼性チェック(当該項目と当該項目を除く下位尺度項目合計得点とのピアソン相関値、

表2-b Big Five 尺度に関する下位尺度の検討

	[回答者自身]		[同性親友の性格特性推測]		
	全体	全体	短期群	中期群	長期群
〔外向性〕					
話し好きな	.53	.51	.38	.54	.61
無口な	.66	.58	.48	.63	.61
外向的な	.57	.53	.52	.59	.49
暗い	.54	.54	.51	.55	.59
社交的な	.71	.67	.49	.75	.75
地味な	.58	.44	.32	.48	.50
Cronbachのα係数値	.83	.79	.72	.82	.82
〔神経症傾向〕					
悩みがち	.78	.76	.78	.68	.81
不安になりやすい	.80	.79	.81	.73	.82
心配性である	.67	.68	.70	.71	.65
気苦労の多い	.54	.53	.42	.51	.67
弱気になる	.68	.65	.59	.56	.76
傷つきやすい	.74	.71	.71	.63	.77
Cronbachのα係数値	.89	.88	.86	.85	.91
〔開放性〕					
独創的な	.65	.52	.63	.53	.38
多才な	.52	.50	.45	.53	.48
進歩的な	.35	.34	.44	.33	.25
想像力に富んだ	.57	.54	.52	.60	.49
美的感覚の鋭い	.55	.47	.38	.50	.51
興味の広い	.39	.50	.66	.57	.31
Cronbachのα係数値	.76	.74	.77	.77	.67
〔誠実性〕					
いい加減な	.60	.63	.48	.73	.70
ルーズな	.58	.65	.55	.81	.61
怠惰な	.51	.60	.49	.77	.58
成り行きまかせな	.51	.56	.33	.67	.66
計画性のある	.50	.65	.67	.72	.58
几帳面な	.44	.52	.55	.53	.50
Cronbachのα係数値	.77	.83	.77	.89	.83
〔調和性〕					
温和な	.41	.64	.53	.67	.73
短気な	.60	.73	.74	.75	.70
怒りっぽい	.65	.77	.74	.83	.75
寛大な	.36	.43	.20	.58	.53
とげがある	.61	.68	.61	.70	.74
反抗的な	.53	.55	.59	.51	.54
Cronbachのα係数値	.78	.85	.80	.87	.87
〔対象人数〕	N=195	N=195	N=64	N=63	N=63

Cronbachのα係数値)行った上で構成項目平均値を下位尺度得点とした。

(3) 回答者全体を対象とした分析

回答者自身および同性親友を評定対象とした場合それぞれで、仮定通りの因子が抽出され、30項目すべてが「絶対値 ≥ .40」の基準で当該の因子に対する負荷を示した(表2-a)。また、下位尺度の信頼性チェックも良好であった(表2-b)。初期説明率や因子パターンの明確さから、仮説2-aは支持されなかった。

表3-a 回答者自身の性格特性評定に関する交際期間の効果

	N	〔外向性〕		〔神経症傾向〕		〔開放性〕		〔誠実性〕		〔調和性〕	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
短期群	64	2.86	0.64	3.22	0.61	2.55	0.52	2.20	0.57	2.72	0.54
中期群	63	2.84	0.56	2.98	0.66	2.42	0.53	2.29	0.53	2.71	0.50
長期群	68	2.75	0.64	2.89	0.68	2.38	0.48	2.33	0.53	2.76	0.56
全体	195	2.82	0.62	3.03	0.66	2.45	0.51	2.27	0.55	2.74	0.53
[多変量分散分析]	性格特性の主効果* $F_{(3.26, 626.49)}=54.38, p=.001$ 交際期間の主効果 $F_{(2, 192)}=1.26, ns.$ 交互作用効果* $F_{(6.53, 626.49)}=1.83, ns.$ 性格特性の主効果に関する下位比較 (Bonferroni の方法): 「神経症傾向 > 外向性≒調和性 > 開放性 > 誠実性」										

*:Greenhouse-Geisser の修正

表3-b 同性親友の性格特性推測に関する交際期間の効果

	N	〔外向性〕		〔神経症傾向〕		〔開放性〕		〔誠実性〕		〔調和性〕	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
短期群	64	3.37	0.48	2.72	0.67	2.84	0.57	2.77	0.62	3.26	0.57
中期群	63	3.29	0.53	2.48	0.62	2.67	0.50	2.72	0.67	3.39	0.55
長期群	68	3.32	0.52	2.64	0.71	2.69	0.48	2.75	0.63	3.27	0.59
全体	195	3.32	0.51	2.62	0.67	2.73	0.52	2.74	0.64	3.31	0.57
[多変量分散分析]	性格特性の主効果* $F_{(3.62, 695.62)}=73.95, p=.001$ 交際期間の主効果 $F_{(2, 192)}=1.26, ns.$ 交互作用効果* $F_{(7.25, 695.62)}=1.16, ns.$ 性格特性の主効果に関する下位比較 (Bonferroni の方法): 「外向性≒調和性 > 誠実性≒開放性≒神経症傾向」										

*:Greenhouse-Geisser の修正

表3-c 回答者自身の性格特性評定と同性親友の性格特性の推測との関係—ピアソン相関値—

[回答者自身の性格特性]	[同性親友の性格特性の推測]				
	外向性	神経症傾向	開放性	誠実性	調和性
外向性	.31 a	-.10	-.01	.19 b	.12
神経症傾向	-.12	.28 a	-.01	.06	-.04
開放性	.11	.10	.33 a	.16 c	.04
誠実性	.11	-.01	-.11	.10	.07
調和性	.15 c	-.00	.02	.13	.24 a

N=195

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

網掛け: 対応する性格特性

(4) 同性親友の性格特性の因子構造に関する交際期間別分析

交際期間別に、(1)の手続きに基づき因子分析を行った(表2-a)。3群それぞれで仮定に一致した5因子が抽出されたが、短期群で3項目(「社交的な」, 「成り行きまかせな」, 「寛大な」), 長期群で2項目(「進歩的な」, 「いい加減な」)が基準を満たさなかった。下位尺度については全体の結果に基づき元々の設定通りの各下位尺度6項目とし、下位尺度の信頼性チェックを行った(表2-b)。ピアソン相関値や α 係数値は良好であった。因子分析での初期説明率や因子への負荷パターン、また α 係数値の点から見て、交際が長期に亘るとBig Five構造が明確になることを予測した仮説2-bは支持されなかった。

本研究では、全体の結果に従って、下位尺度を構成することにした。

(5) 下位尺度得点の比較

①回答者自身の性格特性

性格特性(被験者内要因)×交際期間(被験者間要因)の多変量分散分析を行ったところ、性格特性の主効果のみが有意であった(表3-a)。性格特性の主効果に関する下位比較によると、「神経症傾向>外向性≒調和性>開放性>誠実性」の傾向が見られた。

②同性親友の性格特性の推測

①と同様に多変量分散分析を実施すると、性格特性の主効果のみが有意であり、「外向性≒調和性>誠実性≒開放性≒神経症傾向」の傾向を示していた(表3-b)。仮説1によれば交際期間の有意な主効果が認められるはずである。したがって、仮説1は支持されなかった。

③回答者自身の性格特性と同性親友の性格特性との比較

回答者自身の性格特性評定と同性親友の性格特性の推

表3-d 回答者自身の性格特性評定と同性親友の性格特性の推測との間のくいちがい(絶対差)に関する交際期間の効果

	N	[dif_外向性]		[dif_神経症傾向]		[dif_開放性]		[dif_誠実性]		[dif_調和性]			
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差		
短期群	64	0.68	0.51	0.72	0.66	0.56	0.45	0.81	0.64	0.70	0.51		
中期群	63	0.57	0.52	0.74	0.60	0.51	0.38	0.71	0.57	0.76	0.53		
長期群	68	0.72	0.52	0.61	0.46	0.50	0.39	0.63	0.56	0.66	0.59		
全体	195	0.66	0.52	0.69	0.58	0.52	0.41	0.71	0.59	0.70	0.55		
[多変量分散分析]		性格特性の主効果*		$F_{(3.72, 713.88)}=4.53, p=.002$		交際期間の主効果		$F_{(2, 192)}=1.20, ns.$		交互作用効果*		$F_{(7.44, 713.88)}=1.02, ns.$	
		性格特性の主効果に関する下位比較		(Bonferroniの方法): [dif_誠実性 > dif_調和性 > dif_神経症傾向 > dif_外向性 > dif_開放性]									

*:Greenhouse-Geisserの修正

表4-a 対人魅力尺度に関する因子分析(主因子法・プロマックス回転 <k=3>)の結果—回転後の負荷量—

	当該因子の負荷量			
[I. 親密感]				
att_a_7 私は、「イニシャルを記入した人」に親しみを感じる。				.87
att_b_9 私は、「イニシャルを記入した人」といつまでも友だちでいたい。				.67
att_a_1 「イニシャルを記入した人」は、私と気が合う。				.65
att_b_5 私は、「イニシャルを記入した人」と一緒にいると楽しい。				.59
att_c_5 私は、「イニシャルを記入した人」を好ましく思う。				.53
att_c_9 私は、「イニシャルを記入した人」と一緒にいて気が安まる。				.52
att_c_7 私は、「イニシャルを記入した人」と交際して楽しい。				.51
att_b_3 「イニシャルを記入した人」は、自分の好きな事や趣味について私とよく話をする。				.45
att_a_10 私は、「イニシャルを記入した人」に個人的なことで話す。				.44
[II. 信頼感]				
att_c_6 私は、「イニシャルを記入した人」は何をするにも手際が良いと思う。				.67
att_b_10 私は、「イニシャルを記入した人」は頭が良いと思う。				.67
att_b_7 私は、「イニシャルを記入した人」は社会的に望ましい人だと思う。				.62
att_b_2 私は、「イニシャルを記入した人」をリーダーに選びたい。				.60
att_c_3 私は、「イニシャルを記入した人」に安心して頼み事ができる。				.52
att_a_8 「イニシャルを記入した人」は、私にとって理想的な人である。				.49
att_a_5 私は、「イニシャルを記入した人」がまわりの人から信頼されていると思う。				.48
[III. 共行動]				
att_c_8 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒に課題に取り組むことがある。				.72
att_c_2 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒によく勉強する。				.67
att_b_6 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒に専門書を読むことがある。				.57
att_a_9 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒にパーティーやコンパに参加することがある。				.49
att_c_10 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒にスポーツをすることがある。				.46
att_b_1 私と「イニシャルを記入した人」は、一緒にハイキングに行くことがある。				.43
[IV. 交遊行動]				
att_a_2 私は、「イニシャルを記入した人」と一緒に食事に行くようにしている。				.77
att_c_1 私は、「イニシャルを記入した人」と一緒によく遊ぶ。				.60
att_a_3 私は、「イニシャルを記入した人」と顔を合わせて話をするようにしている。				.52
att_a_6 私は、「イニシャルを記入した人」に悩みを相談するようにしている。				.50
[因子相関]				
	I	.34	.05	.50
	II	***	.28	.26
	III		***	.18

N=195

初期因子固有値 ≥ 1.33; 初期説明率 51.06%

測を比較した。5つの性格特性ごとに対応のある *t* 検定を行ったところ、5つの比較すべてで、回答者自身よりも同性親友に対する評定のほうが肯定的であった(すべて $p < .001$; 平均値は表3-aと表3-b)。

④ 回答者自身と同性親友の性格特性との間のピアソン相関値

回答者自身と同性親友それぞれの間のピアソン相関値を

求めた(表3-c)。「誠実性」を除く4つの性格特性間で対応する組み合わせの場合に、有意な正の相関値が認められた。本研究では、回答者自身に関する評定を先行させたが、それほど高い相関値ではないので、プライミング効果は生じていないといえよう。

表4-b 対人魅力尺度に関する下位尺度の検討

*		*	
[I. 親密感]		[III. 共行動]	
att_a_7	.71	att_c_8	.59
att_b_9	.62	att_c_2	.60
att_a_1	.71	att_b_6	.42
att_b_5	.62	att_a_9	.44
att_c_5	.53	att_c_10	.23
att_c_9	.55	att_b_1	.36
att_c_7	.51	$\alpha = .71$	
att_b_3	.43	[IV. 交遊行動]	
att_a_10	.51	att_a_2	.68
$\alpha = .86$		att_c_1	.56
[II. 信頼感]		att_a_3	.57
att_c_6	.51	att_a_6	.53
att_b_10	.15	$\alpha = .77$	
att_b_7	.55		
att_b_2	.49		
att_c_3	.49		
att_a_8	.45		
att_a_5	.50		
$\alpha = .72$			

N=195

*: 当該項目得点と当該項目を除く下位尺度項目合計得点とのピアソン相関値

α : Cronbach の α 係数値

3. 回答者の性格特性と同性親友の性格特性との間のくいちがい

5つの性格特性下位尺度得点それぞれについて回答者自身と同性親友との間のくいちがい得点を算出した。本研究では、性格特性ごとに2種類の下位尺度得点の絶対差を求めくいちがい得点とした(得点範囲: 0~3点)。

くいちがい得点に関して、性格特性(被験者内要因)×交際期間(被験者間要因)の多変量分散分析を実施した(表3-d)。性格特性の主効果のみが有意であり、「誠実性≠調和性≠神経症傾向≠外向性>開放性」の傾向があった。仮説3-aに従えば交際期間の有意な主効果が現れるはずであり、本研究では仮説3-aは棄却された。

4. 同性親友に抱く対人魅力の因子構造

(1) 因子構造の同定と下位尺度の構成

イニシャルを記入した同性親友に抱いている対人魅力の因子構造を探索するために、先述した同性親友と同様の手続きで因子分析(主因子法, プロマックス回転 $k=3$)を行った。計算可能である2~8因子解を求め(初期固有値 ≥ 1.00), 最も解釈が可能であった4因子解を採用した(表4-a)。当該因子に対する負荷量が高い項目($\geq .40$)に基づき各因子を命名した。

第I因子は、藤森(1980)が得た「魅力」に対応した項目の負荷が高いので、「親密感」とした。第II因子は、相手に対する尊敬や信頼から構成されている項目が高い負荷を見せ、「信頼感」と名付けた(藤森の「承認」に対応)。第III因子は藤森による「共同」項目や「交遊」項目の一部が負荷が高く、第IV因子は藤森の「交遊」項目に含まれる項目で高い負荷を見せた。それぞれ「共行動」、「交遊行動」と命名した。

因子負荷量に基づき下位尺度を構成し下位尺度の検討を行うと(表4-b), 良好と判断できたので構成項目の平均値を下位尺度得点とした。

(2) 下位尺度得点の比較

対人魅力(被験者内要因)×交際期間(被験者間要因)の多変量分散分析を行ったところ、対人魅力の主効果と交互作用効果が有意であった(表4-c)。下位比較によると、対人魅力の有意な主効果は「親密感>交遊行動>信頼感>共行動」の傾向を表していた。また、交互作用効果については、「共行動」で交際期間が長期になるほど減少する傾向が見られた。

5. 対人魅力の規定因

(1) 重回帰分析の方法

対人魅力の規定因を探るために、次のようにして重回帰分析を実施した。説明変数として、回答者自身の性格特性5変数(self_外向性, self_神経症傾向, self_開放性, self_

表4-c 同性親友の対人魅力下位尺度に関する交際期間の効果

	N	[親密感]		[信頼感]		[共行動]		[交遊行動]	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
短期群	64	3.71	0.33	2.90	0.51	2.53	0.62	3.59	0.38
中期群	63	3.75	0.33	2.95	0.44	2.30	0.64	3.53	0.56
長期群	68	3.79	0.29	2.82	0.48	2.12	0.52	3.56	0.56
全体	195	3.75	0.32	2.89	0.48	2.31	0.62	3.56	0.51
[多変量分散分析]		性格特性の主効果*		$F_{(2.59, 501.25)} = 497.27, p = .001$					
		交際期間の主効果		$F_{(2, 192)} = 1.59, ns.$					
		交互作用効果*		$F_{(5.18, 497.27)} = 5.26, p = .001$					
		対人魅力の主効果に関する下位比較(Bonferroniの方法): 「親密感 > 交遊行動 > 信頼感 > 共行動」							
		交互作用効果に関する下位比較: 「共行動」		$F_{(2, 192)} = 7.70, p = .001$					

*: Greenhouse-Geisser の修正

表5 同性親友の対人魅力に対する回答者自身の性格特性評定および同性親友の性格特性推測の影響—重回帰分析(ステップワイズ法*)の結果—

説明変数: self_外向性 self_神経症傾向 self_開放性 self_誠実性 self_調和性 fr_外向性 fr_神経症傾向 fr_開放性 fr_誠実性 fr_調和性 dif_外向性 dif_神経症傾向 dif_開放性 dif_誠実性 dif_調和性

全体(N=195)	短期群(N=64)	中期群(N=63)	長期群(N=68)
従属変数: 親密感			
fr_調和性 .39 a	fr_調和性 .37 b	fr_外向性 .40 a	fr_調和性 .41 a
fr_外向性 .33 a	fr_外向性 .31 b	fr_調和性 .41 a	fr_外向性 .23 c
dif_誠実性 -.14 c		self_誠実性 .23 c	
fr_神経症傾向 .13 c		fr_誠実性 -.22 c	
$R^2=.32$ a	$R^2=.24$ a	$R^2=.44$ a	$R^2=.23$ a
従属変数: 信頼感			
fr_誠実性 .50 a	fr_開放性 .46 a	fr_誠実性 .37 b	fr_誠実性 .59 a
fr_開放性 .22 a	fr_誠実性 .31 b	fr_外向性 .33 b	fr_外向性 .21 c
fr_外向性 .20 b	dif_開放性 -.25 c		self_開放性 -.32 b
dif_誠実性 -.29 a			fr_開放性 .31 b
self_誠実性 -.19 b			dif_誠実性 -.25 c
fr_調和性 .15 c			
$R^2=.37$ a	$R^2=.35$ a	$R^2=.27$ a	$R^2=.47$ a
従属変数: 共行動			
self_開放性 .24 a	fr_開放性 .27 c	self_開放性 .35 b	self_外向性 .43 a
self_外向性 .21 b		self_外向性 .24 c	self_誠実性 .26 c
dif_調和性 -.15 c			dif_神経症傾向 -.21 c
$R^2=.15$ a	$R^2=.07$ c	$R^2=.22$ a	$R^2=.35$ a
従属変数: 交遊行動			
self_外向性 .25 a	fr_外向性 .30 c	fr_外向性 .35 b	self_外向性 .41 a
fr_調和性 .21 b		self_外向性 .25 c	fr_調和性 .32 b
fr_外向性 .19 b			
$R^2=.19$ a	$R^2=.09$ c	$R^2=.24$ a	$R^2=.28$ a

*: 投入基準 $p < .05$, 除去基準 $p > .10$

誠実性, self_調和性), 同性親友の性格特性の推測 5 変数 (fr_外向性, fr_神経症傾向, fr_開放性, fr_誠実性, fr_調和性), および, くいちがい 5 変数 (dif_外向性, dif_神経症傾向, dif_開放性, dif_誠実性, dif_調和性) を投入した。従属変数は, 対人魅力 4 変数 (親密感, 信頼感, 共行動, 交遊行動) それぞれを用いた。なお, 規定因を明確にするためにステップワイズ法 (投入基準 $p < .01$, 除去基準 $p > .10$) を用いた。

以上の手続きに沿って, 回答者全体に加え, 交際期間 3 群ごとに分析を行った (表5)。

(2) 回答者全体の分析

自他の性格特性のくいちがい小さいほど対人魅力を高める傾向が認められた影響関係は, 「誠実性→親密感」, 「誠実性→信頼感」, 「調和性→共行動」のみであった。「親密感」(調和性・外向性・神経症傾向→親密感), 「信頼感」(誠実性・開放性・外向性・調和性→信頼感), および「交遊行動」(調和性・外向性→交遊行動) では, 同性親友の性格特性のほうが有意な規定因であった。回答者自身の性格は, 「信頼感」では「誠実性」, 「交遊行動」では「外向

性」のみが有意であった。しかし, 「共行動」では回答者自身の「開放性」と「外向性」が有意な規定因として認められた。

(3) 交際期間 3 群ごとの分析

交際期間 3 群ごとに分析しても, くいちがい変数は顕著な影響を見せなかった (短期群: 「開放性→信頼感」; 長期群: 「誠実性→信頼感」, 「神経症傾向→共行動」)。したがって, 本研究では仮説 3-b は支持されなかった。

「親密感」の場合には同性親友の「外向性」と「調和性」が, 「信頼感」では同性親友の「誠実性」が, 3 群すべてで有意な規定因であった。

また, 「共行動」では, 交際期間が長くなると (中期群, 長期群), 回答者自身の性格特性の影響が顕著になる傾向が現れた (中期群: 「開放性・外向性→共行動」; 長期群: 「外向性・誠実性→共行動」)。興味深いことに, 「外向性」が「交遊行動」におよぼす影響について, 初期には同性親友の側が強いのに, 長期に亘ると回答者自身の側の影響が強くなる傾向が見出された。

IV. 考察

本研究は、諸井ら(2019)と同様に交友関係の長さとお互の相手に対する性格特性推測との関連を検討したが、次の3点で異なる。a)交際期間の長さを限定せず最も親しい「同性親友」を同定、b)回答者自身の性格特性を評定、c)「同性親友」に対して回答者自身が抱く対人魅力を測定。諸井ら(2019)と異なり、交際期間の長さが対人魅力におよぼす影響の検討に加え、自他の性格特性やそれらのくいちがい対人魅力にどのような影響を与えるかも明らかにできる。

諸井ら(2019)による研究と本研究の大きな差異はa)の点にある。諸井ら(2019)では、回答者に「2年以上のつきあいがある同性の人」(交際長期群)あるいは「1ヵ月以内に知り合った同性の人」(交際短期群)を同定させた。対照的に、本研究で同定された人物との交際期間は最低でも3ヵ月経過しており、平均で5年以上に及んでいた。このことに留意しながら、本研究を考察しなければならない。

まず、同性親友の性格特性推測に対する交際期間の影響に関する仮説1は支持されなかったが(「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。」)、これは本研究での短期群や中期群が先に述べたように諸井ら(2019)の短期群には相当せず、本研究の短期群のうち26名が交際期間2年以上であった。したがって、本研究の仮説1は棄却されたというよりも保留されたと考えほうが適切かもしれない。ところで、自分自身の性格特性よりも同性親友の性格特性のほうが5つの性格特性すべてで肯定的に評価する傾向があった。元々仮説1を設けた背景には、関係進展過程に関するモデル(Levinger, 1974)、親密な関係とそうでない関係の淘汰を中心とする段階分化(山中, 1996参照)や、交際継続決定に伴う認知的整合化(Festinger, 1957)の考えがある。本研究で同定された友だちは回答者による淘汰を経ているので(交際期間が比較的長期に亘っている)、友だちが自分自身よりも肯定的な性格特性をもつと認知されていることは当然の結果ともいえる。

自分自身よりも同性親友をより肯定的に評価する傾向は、社会的望ましさ(Crowne & Marlowe, 1964)の影響によって解釈できるかもしれない。長期に亘って交際している友だちを自分自身よりも高く評価することは、社会的に承認される友だちを自分が得ていることを表すことになるからである。本研究の回答は匿名であったが、講義内で行ったために社会的に望ましい方向に行動する傾向が現れたのかもしれない。

Big Five構造の明確さに関する仮説2-aや仮説2-bのいずれも支持されなかった。これら2つの仮説は、2者間の自己開示情報や行動観察情報の豊富さに基づいている。しかしながら、先述したように本研究の回答者が同定した親友との交際期間は全体として長期に亘っていた。したがって、十分な情報に基づいて友だちの性格特性が行われ(仮説2-a)、本研究の短期群の場合にも性格特性を推測するための十分な情報を回答者は既に入手していたと思われる(仮説2-b)。交際の深まりに伴うBig Five構造の明確化は、交際期間を限定した友だちの同定(諸井ら, 2019)や「最も親しい同性の友だち」という基準による同定(本研究)よりも、大学入学などの生活事態変化に伴う新たな交友関係の構築(諸井, 1995)を利用して新たな友だちの獲得と持続過程を追跡することによって、仮説2-aや仮説2-bの検討を行うほうが適切であろう。

仮説3-aでは、回答者自身と友だちとの間における性格特性上のくいちがいの認知が交際の持続とともに減少することを予測したが、この仮説も支持されなかった。また、同性親友に対して抱く対人魅力も交際期間の有意な主効果が得られなかった。これらは、繰り返して述べているように、本研究では交際期間3群の設定に関わっていると解釈できよう。ただし、対人魅力のうち「共行動」では交際期間が長期になるほど減少することを示す有意な交互作用効果が見られた。これは、関係が長期化すると2者の心理的絆が深まる分、行動を共にするの必要がなくなることを示している。なぜ、対人魅力の他の側面で交際期間の効果が現れないかは本研究の限りでは不明である。

回答者自身と友だちとの間のくいちがい認知が対人魅力におよぼす影響に関する仮説3-bは支持されなかった。そもそも、くいちがい変数が対人魅力の有意な規定因であったのは限定的であった(短期群:「開放性→信頼感」; 長期群:「誠実性→信頼感」, 「神経症傾向→共行動」)。

興味深いことに、交際期間にかかわらず、「親密感」では同性親友の「外向性」と「調和性」が、「信頼感」では同性親友の「誠実性」が有意な規定因であった。これらは、対人魅力の感情的側面が回答者自身の側の性格特性により引き起こされることを示唆している。

また、次のような傾向も検出された。a)「共行動」では、交際期間が長くなると回答者自身の性格特性の影響が顕著になる(中期群:「開放性・外向性→共行動」; 長期群:「外向性・誠実性→共行動」)、b)「交遊行動」では、「外向性」の影響は初期には同性親友の側が強いのに、長期になると回答者自身の側の影響が強くなる。対人魅力の行動的側面で

a)やb)のような規定因の入れ替わりが生じることは予測されなかった。

戸塚ら(戸塚・上北・狩野, 2011a<神経症傾向>; 戸塚・狩野・上北, 2011b<調和性>; 戸塚, 2016<開放性>; 戸塚, 2017<誠実性>)は, Big Fiveの基本的性格特性のうち1次元のみを操作し, 冊子形式で性格の類似性の効果を検討した。当該性格次元の高低を操作した刺激人物の紹介文(当該性格次元の高低×刺激人物の性)を男女大学生(当該性格次元の高低×性別)に呈示し, 刺激人物に対する魅力を測定した。このようなパラダイムで行われた4研究では, 以下の傾向が得られた。a)誠実性の点での刺激人物と回答者の間での類似は刺激人物の魅力を高めた(戸塚, 2017), b)神経症傾向, 調和性, あるいは開放性の点で刺激人物が肯定的であるほど高い対人魅力を生じた(戸塚ら, 2011a; 戸塚ら, 2011b; 戸塚, 2016), c)回答者自身が神経症傾向が高いほど刺激人物を肯定的に評価した。これらは, 本研究で見出されたa)回答者自身の性格特性, b)同性親友の性格特性, c)回答者自身と同性親友との間の性格特性のくいちがい, それぞれの対人魅力に対する有意な影響に対応する。つまり, 戸塚らによる一連の研究も性格特性によって対人魅力に異なる効果が生じることを示しているが, 印象形成研究という文脈で刺激人物を呈示する方法を用いている点や(つまり, 出会いの初期段階に相当), 刺激人物の年齢段階を中学生と設定している点に留意すべきである。また, 中里・井上・田中(1975)や中村(1984)は, 男女大学生を対象に外向性次元を操作したが(刺激人物は同性大学生と設定), 前述したa), b), およびc)の傾向を抽出した。

本研究は, 諸井ら(2019)と異なる仕方で交際期間の長さを絡めて自他の性格特性や相手に対して抱く対人魅力を検討した。本研究の回答者は, 交際期間が比較的長期に亘る友だちを同定したために, 交際期間の影響に関する仮説の検討にはあまり適切でないサンプルであった。しかしながら, 先述したように, 特徴的結果も検出された。今後は, 友だちの同定の仕方や縦断的方法の採用など工夫することにより, さらに友だちの性格特性認知の基底にある心理学的機制を引き続き解明していくべきであろう。

〈付記〉

- (1) 本報告は, 第2著者が第1著者の下で取り組んだ卒業研究(人間生活学科2018年度)に基づいている。収集したデータを第1著者が再分析した。
- (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

- Byrne D. 1971 *The attraction paradigm*. New York : Academic Press.
- Crowne D.P. & Marlowe D. 1964 *The approval motive: Studies in evaluative dependence*. Wiley.
- 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
- 藤森立男 1980 態度の類似性, 話題の重要性が対人魅力に及ぼす効果 - 魅力次元との関連において - 実験社会心理学研究, 20(1), 35-43.
- 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.
- 諸井克英 1995 『孤独感に関する社会心理学的研究 - 原因帰属および対処方略との関係を中心として -』風間書房
- 諸井克英・川瀬加奈・森田 星 2019 友だちの性格特性認知におよぼす交際期間の影響 総合文化研究所紀要 (同志社女子大学), 36, 182-193.
- 中村雅彦 1984 性格の類似性が対人魅力に及ぼす効果 実験社会心理学研究, 23(2), 139-145.
- 中里浩明・井上 徹・田中国夫 1975 人格類似性と対人魅力 - 向性と欲求の次元 - 心理学研究, 46(2), 109-117.
- Rubin, Z. 1973 *Liking and loving: An invitation to social psychology*. Holt, Rinehart and Winston, Inc. 市川孝一・樋野芳雄訳『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
- 戸塚唯氏・上北 彰・狩野 勉 2011a 情緒不安定性の類似が対人魅力に及ぼす効果 千葉科学大学紀要, 4, 45-53.
- 戸塚唯氏・狩野 勉・上北 彰 2011b 調和性の類似が対人魅力に及ぼす効果 - Big Five性格理論の枠組みを用いて - 国際教育研究所紀要, 22, 31-41.
- 戸塚唯氏 2016 開放性の類似が対人魅力に及ぼす効果 - Big Five性格理論の枠組みを用いて - 千葉科学大学紀要, 9, 35-41.
- 戸塚唯氏 2017 誠実性の類似が対人魅力に及ぼす効果 -

Big Five性格理論の枠組みを用いて - 千葉科学大学紀
要, 10, 33-41.

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

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.