

# 若者の DV 被害を予防するプログラムの効果検証

—DV 被害の脆弱性モデルを基盤として—

研究代表者

広島大学大学院社会科学部

相馬敏彦

共同研究者

東京都病院経営本部都立松沢病院

杉山詔二

DV・虐待予防研究会

山中多民子

DV・虐待予防研究会

門馬乙魅

東京大学大学院人文社会系研究科・

日本学術振興会特別研究員

伊藤 言

## 1. 概要

本研究課題の目的は、若年者の DV 被害の一次予防を可能とするため、脆弱性に関するモデルを実証的に補完し、モデルに基づいた予防プログラムを実施し、その効果を検証することであった。

この目的を達するため、研究1ではどのような動機プロセスが DV 被害の脆弱性を高めるのかを経験サンプリング法を用いた研究により検証した。関係性、ひいては交際相手の行動が変容可能だと考えるのか、逆に自身のもつ関係は運命によって結びついたものであり「関係性の変容は不可能」と考える運命信念をもつのか、目標志向的な思考モード（抽象的解釈）によって、相手からのネガティブな行為のインパクト評価を歪める可能性を実証した。次いで研究2では、関係性を変化させることがいつでも可能なのか、すなわち相手のコミュニケーション行為を無害化することが暴力のエスカレートするどの段階でも可能なのかどうかをパネル調査により明らかにした。以上二つの研

究によって、DV 被害の一次予防に不可欠な要素を補完した上で、研究3では、若年者を対象とする予防プログラムを構築し、さまざまな大学でプログラムを実施し、対照群との比較によってその効果を検証した。プログラムの受講が、DV 被害の当事者にならないため、そして第三者としてコミュニティの被害者を減らす上でどのように有効であるのかを実証的に把握した。

## 2. 研究1 相手からの行為のインパクト評価に及ぼす信念と解釈レベルの影響

親密な関係の当事者は、相手から理不尽な振る舞いを受けてもそれによって自分が不利益を被ることを自覚しにくい。被害の当事者であることに気づきにくいのである。この背景には親密関係における肯定的幻想がある。したがって、被害予防を可能にするためには、幻想から脱するための心理的トリガーを明らかにしておく必要がある。つまり、コミュニケーションの中で交際相手から受けた否定的な行為をその通りネガティブに評価し、

ポジティブには評価しにくい条件を見出す必要がある。

本研究では、近年の思考枠組みに関する知見として解釈レベル理論(Trope & Liberman, 2010)を応用しこの問題を解明する。この理論に基づくと、人は抽象的な思考時に目標志向的な判断をし、具体的な思考時にはそのような判断をしにくくなる(Trope & Liberman, 2010)。

また、恋人や夫婦との関係を継続していく中で「関係は育むものだ」という成長信念をもつ者もいれば、「関係は固定化されたもので変わらないものだ」と考える運命信念をもつ者もいる(Cobb, DeWall, Lambert, & Fincham, 2013; Knee, 1998)。前者の信念をもつ者は、交際相手から理不尽な行動をとられたとしても、その相手の行動を是正させようと動機づけられると予想できる。したがって、相手から受けた否定的な行為を自身にネガティブな影響をもたらすものと評価しやすいだろう。一方、運命信念をもつ者では、そのような動機は活性化しにくいだろう。既に交際が開始された時点で、相手からネガティブな影響を受ける可能性を排除するため、それに反する相手の行動を歪めて認識する可能性を指摘できる。この信念をもつ者は相手からのネガティブな行為により自身が被る影響を、いわば自己確証的に肯定的に解釈しようとする可能性があるのである。関係に対する信念は、相手の行為を解釈する上で目標として機能すると予測できる。

そこで研究1では、運命信念をもつ者がコミュニケーション行為を抽象的に解釈する場合に、相手からのネガティブな行為の影響を肯定的に解釈しやすく、またそれによって相手への愛情を維持している可能性を検証した。

なお、検証に際しては、関係性の変化に伴う信念だけでなく、そもそも人の行動傾向が変わると

信じているかどうか、すなわち性格が変化すると考えているかどうかの影響も射程に含めた。これら信念の違いによる影響の違いを探索的に検証するためである。

## 方法

2016年3～6月にかけて、交際中のカップルのいずれか一方に対して、事前調査と本調査への回答を求めた。本調査に用いた経験サンプリング法では、アプリを通じて、回答者にランダムなタイミングでの回答を求めた。これによって、回答者が普段、相手からどのような行為を受けていたのか、そしてそれをどのように捉えていたのかをつぶさに測定することができる。

事前調査 経験サンプリング法での回答を得る前に以下の内容についての回答を求めた。

調査項目 1) 関係に対する運命信念；先行研究(Chen, DeWall, Poon, & Chen, 2012)で用いられていたものを翻訳して用いた。探索的な因子分析の結果、「交際相手とは相性が合うか合わないかのどちらかに決まっている」、「いい関係を築けるかどうかの大半は、最初に相性の合う相手を見つけられるかどうかにかかっている」、「交際相手とは、うまくいくかいかないかのいずれかに運命づけられている」の3項目の平均点を算出した( $\omega = .63$ )。2) 性格の変化信念；先行研究の尺度(Schumann & Dweck, 2014)を訳出し、それを参考にして作成した。「相手はいつでも性格を変えることができる」、「相手は、多分に性格を変えることができる」、「相手は誰かから好かれるようにはできるかもしれないが、実際に性格そのものを変えることはできない」(逆転項目)の3項目の平均点を算出した( $\omega = .60$ )。3) 関係に対するコミットメント；相馬・浦(2009)から「私は恋人との関係が長く続くことを望んでいる」など7項目を用い、その平均点を算出した( $\omega = .86$ )。4) 親友の恋人間もしくはは一

表1-1 各コミュニケーション行為の出現度数、ならびに行為抽象度の選択率

出現値	度数	全サンプルに占める割合(%)	行為抽象度項目	「抽象的」の選択率(%)
ネガティブ行為				
怒った	32	1.29	抽象 具体 あなたに対して声を荒げる、もしくは黙る行為	68.75
責め立てた	25	1.01	抽象 具体 自分ではなくあなたが悪いと伝える行為	72.00
一方的に意見をおしつけた	40	1.61	抽象 具体 あなたに「なぜこういうことをしたのか」と問い詰める行為	67.50
束縛した	11	0.44	抽象 具体 あなた以外の異性との会話や接触をしにくくさせる行為	63.64
無視した	40	1.61	抽象 具体 気に入らないのであなたを避けようとする行為	32.50
行動を制限した	23	0.92	抽象 具体 あなたを恋人の思うとおりにさせると同時に「〇〇しないで」と伝えたりチェックしたりする行為	60.87
ポジティブ行為				
感謝の気持ちを伝えた	100	4.02	抽象 具体 あなたに「ありがとう」という行為	27.00
話をしっかり聞いた	149	5.99	抽象 具体 あなたの考えに共感する行為 口出しせずにあなたの話を聞く行為	75.84
好意を示した	217	8.73	抽象 具体 あなたに愛情を表現する行為 あなたに言葉で伝える行為	68.20
外見をほめた	34	1.37	抽象 具体 あなたが好みであることを伝える行為 あなたに「かっこいい」、「かわいい」と言う行為	29.41
必要ときに話しを聞いた	67	2.69	抽象 具体 あなたの悩みを共有する行為 あまり自分の話をせずにあなたの話しあいづちをつづける行為	46.27
気にかけて	399	16.04	抽象 具体 あなたのことを想う行為 あなたに連絡をとる行為	36.84
その他	142	5.71		
欠損値	1208	48.57		
合計	2487			

一般的な恋人間で各行為がもたらすインパクト評価;表1-1に示す12のコミュニケーション行為(ポジティブ6つ、ネガティブ6つ)それぞれについて、親友が恋人から当該行為を受けることで生じる影響、ならびに、一般的な恋愛関係において各

行為を受けることで生じる影響をそれぞれ7件法「ネガティブ」(1点)~「ポジティブ」(7点)で回答してもらった。行為リストは、関連する調査結果を基に筆者らが作成し、その後、予備調査を実施し確定させた。予備調査では、まず大学生サ

ンプル（女子大学生 63 名（平均年齢 18.7 歳（sd = 0.66））に 22 個のコミュニケーション行為を提示し、その生起率、行為の抽象度の回答の分布を確認し 12 個に絞りこんだ。その後、配偶者を含めた交際相手のいる社会人サンプル（社会人男性 4 名、社会人女性 5 名、平均年齢 30.8 歳（sd = 6.47））に対して経験サンプリング法による試行調査を実施し、改めて生起率と抽象度の回答分布を確認した。同時に、回答手続き全体に問題がないかどうかを確認した。最終的に、生起率が多く、抽象度に関する選択の偏りが少ない項目を選択し、調査に用いている。

本調査 調査用のスマートフォンアプリ Paco を用いて、一日につき 5 シグナル、7 日間で計 35 シグナルを与え、可能な範囲でたくさん回答するよう求めた。シグナルは 9 時～23 時の間で、最低 2 時間の間隔をもち、この間隔内でランダムに発信されるよう設定した。

調査協力者 調査の呼びかけに応じた北海道、関東、関西、中国地方の大学生合計 74 名（男性 41 名女性 33 名、平均年齢 20.11 歳（sd = 1.64））を対象とした。

調査項目 1) コミュニケーション行為の有無；シグナル受信時に恋人と一緒にいた、もしくは一緒にいなくてもコミュニケーションをとっていた場合、その行為内容を一つ尋ね、それが 12 の行為リストにあてはまる場合、以下の設問に回答した。2) 行為の抽象度；予備調査に基づき 12 行為それぞれについて、それを抽象的に表現したものと具体的に表現したものを用意していた。調査協力者には、該当行為に対するそれら二つの表現を同時に提示して、いずれが表現として適しているのかを 2 択で回答するよう求めた。抽象的表現は行為の目的、具体的表現は行為の手段をつねにあらわしていた。例えば、「責め立てる」という行為を受

けたと回答した場合、「あなたを恋人が『責め立てる』行為をあらわすとしたら、次のどちらがしっくりくるように思いますか」という設問に対して、「自分ではなくあなたが悪いと伝える行為」（抽象的）、あるいは「あなたに『なぜこういうことをしたのか』と問い詰める行為」（具体的）のいずれかを選択した。具体的表現を選択した場合 0 点、抽象的表現を選択した場合 1 点を割り振った。3) 行為インパクトの評価；行為の影響について、「ネガティブ」（1 点）～「ポジティブ」（7 点）から一つ選択した。4) 行為後の愛情；回答時点での恋人に対する好意を、付き合ってから以後、過去で一番好きではなかったときを 1 点、過去で一番好きだったときを 9 点として回答するよう求めた。

## 結果

### 記述統計

全期間を通じた各コミュニケーション行為の出現頻度を表 1-1 に示している。全シグナルのうち約半数のタイミング恋人とコミュニケーションをとっていた。また、ネガティブ行為よりもポジティブ行為の方が選択されやすかったことがわかる。

### 予測の検証

#### 行為のインパクト評価に対する影響

ポジティブもしくはネガティブ行為いずれかのカテゴリに該当する行為を選択した場合、その行為のインパクト評価、ならびに抽象度についての得点を指標化に用いた。同一カテゴリ内では行為の違いを問わなかった。例えば、あるシグナルに対して「怒った」を選択していた場合と別のシグナルに対して「責め立てた」を選択していた場合とは、同様にネガティブ行為が生じていたものとみなし、それぞれに対するインパクト評価（もしくは抽象度）をネガティブ行為に対するインパクト評価（もしくは抽象度）としてカウントした。

表1-2 ネガティブな行為のインパクト評価に対する解釈抽象度と運命信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
	切片	2.70	.20	2.30	3.11	32	13.67
行為抽象度(出来事)	.04	.27	-.51	.58	129	.14	.89
行為抽象度(個人)	.28	.57	-.88	1.44	32	.49	.63
運命信念(個人)	.52	.26	.00	1.05	32	2.03	.05 +
親友の恋人間でのインパクト評価(個人)	.37	.21	-.05	.78	32	1.78	.08 +
一般的な恋人間でのインパクト評価(個人)	.31	.24	-.17	.80	32	1.32	.20
行為抽象度(出来事)×運命信念	.17	.39	-.60	.95	129	.44	.66
行為抽象度(個人)×運命信念	1.17	.57	.00	2.33	32	2.04	.05 *

(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	0.60	0.36	0.21	0.47	32	81.48	0.00 **
残差	1.18	1.38					

表1-3 ネガティブな行為のインパクト評価に対する解釈抽象度と性格変化信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
	切片	2.64	.19	2.26	3.02	32	14.12
行為抽象度(出来事)	-.14	.25	-.63	.35	129	-.56	.58
行為抽象度(個人)	.17	.50	-.85	1.18	32	.34	.74
性格変化信念(個人)	.35	.22	-.09	.79	32	1.61	.12
親友の恋人間でのインパクト評価(個人)	.42	.25	-.08	.92	32	1.71	.10 +
一般的な恋人間でのインパクト評価(個人)	.15	.29	-.44	.75	32	.53	.60
行為抽象度(出来事)×性格変化信念	1.17	.54	.11	2.24	129	2.18	.03 *
行為抽象度(個人)×性格変化信念	.77	.39	-.03	1.58	32	1.97	.06 +

(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	0.72	0.52	0.29	0.56	32	107.91	0.00 **
残差	1.15	1.32					

\*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

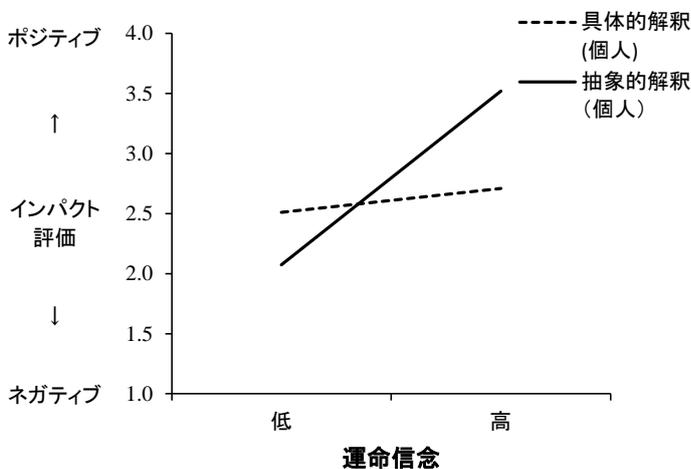


図1-1 ネガティブ行為に対する解釈(個人)と信念がインパクト評価に与える影響

予測を検証するため、始めに、ネガティブ行為のインパクト評価を目的変数、ネガティブ行為の抽象度(出来事レベルと個人レベル)と運命信念(個人レベル)を説明変数とする階層線形モデリングを実施した。行為の抽象度については、個人ごとに出来事間の平均値を算出しそれを個人レベルの得点として投入した。出来事レベルに投入する際には個人平均で中心化した得点を投入した。

また交互作用項を投入する場合は、全体平均で中心化した得点を用いている。なお、恋人からの行為に対する回答者のインパクト評価に対する信念の影響を検証するため、事前調査で回答した親友の恋人間での行為、ならびに一般的な恋人間での行為におけるインパクト評価を統制変数として、説明変数に含めている。なお、行為の抽象度は二値変数であるが、交互作用効果の検証における統計上の問題を回避するため、個人平均で中心化し

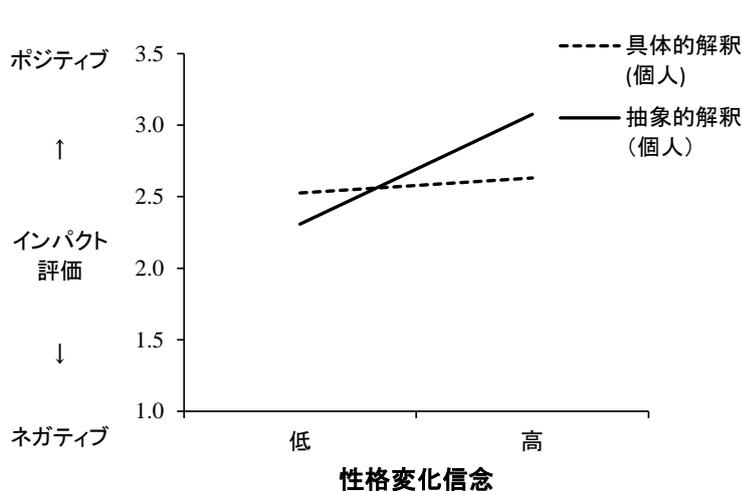


図1-2 ネガティブ行為に対する解釈(個人)と信念がインパクト評価に与える影響

ている。並行して行った分析の結果、個人平均による中心化をせず、カテゴリ変数として分析を進めた場合にも、以下に示すものとおおむね同様の結果が示されている。

表 1-2 に示す通り、運命信念が強い者ほどネガティブ行為をポジティブに評価しやすいことが示された。また、その傾向は、行為をどのように解釈するのかによって、調整されることも示された。つまり、運命信念の強さと行為

表1-4 ポジティブな行為のインパクト評価に対する解釈抽象度と運命信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
切片	5.71	.08	5.54	5.88	62	67.70	.00 **
行為抽象度(出来事)	.51	.10	.32	.70	868	5.19	.00 **
行為抽象度(個人)	.32	.27	-.21	.86	62	1.21	.23
運命信念(個人)	.03	.09	-.14	.21	62	.37	.72
親友の恋人間でのインパクト評価(個人)	.03	.11	-.19	.26	62	.31	.76
一般的な恋人間でのインパクト評価(個人)	.32	.16	.00	.64	62	2.02	.05 *
行為抽象度(出来事)×運命信念	-.20	.13	-.46	.07	868	-1.47	.14
行為抽象度(個人)×運命信念	.20	.28	-.35	.76	62	.73	.47 *
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	0.62	0.38	0.33	0.82	62	591.51	0.00 **
残差	0.88	0.77					

表1-5 ポジティブな行為のインパクト評価に対する解釈抽象度と性格変化信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
切片	5.71	.09	5.54	5.88	62	66.03	.00 **
行為抽象度(出来事)	.51	.10	.32	.71	868	5.25	.00 **
行為抽象度(個人)	.30	.29	-.27	.87	62	1.06	.29
性格変化信念(個人)	-.07	.11	-.29	.15	62	-.67	.51
親友の恋人間でのインパクト評価(個人)	.00	.11	-.22	.23	62	.02	.98
一般的な恋人間でのインパクト評価(個人)	.34	.15	.03	.65	62	2.22	.03 *
行為抽象度(出来事)×性格変化信念	-.34	.12	-.58	-.10	868	-2.75	.01 **
行為抽象度(個人)×性格変化信念	.04	.37	-.70	.77	62	.10	.92
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	0.62	0.39	0.34	0.82	62	608.61	0.00 **
残差	0.87	0.76					

為の抽象度による交互作用項が、有意にネガティブな行為から受けるインパクト評価の程度に影響していた。図 1-1 に示す通り、行為を抽象的に解釈しやすい人ほど運命信念の効果が顕著であり、自らの関係性を運命で捉える個人ほど、相手からのネガティブな行為の影響を全般にポジティブに評価しがちであることが示された。ネガテ

\*\* p < .01, \* p < .05, † p < .10

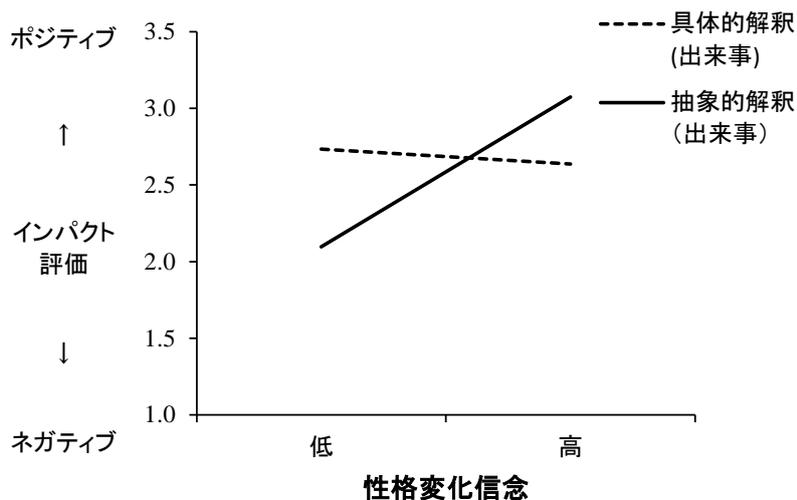


図1-3 ネガティブ行為に対する解釈(出来事)と信念がインパクト評価に与える影響

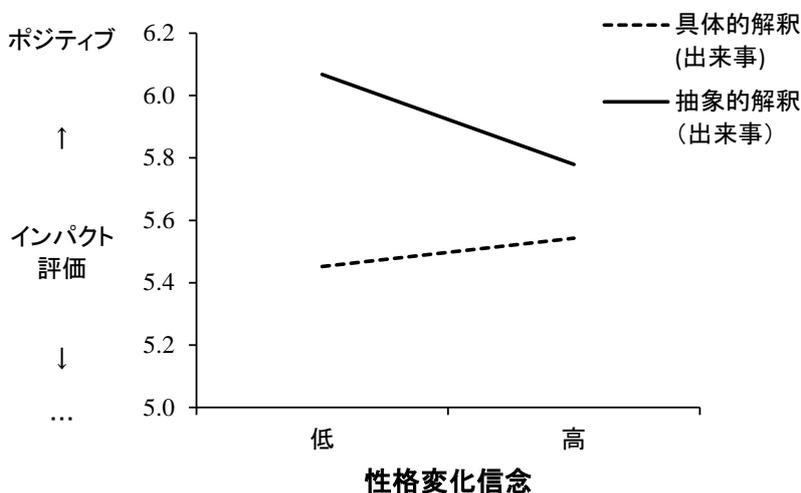


図1-4 ポジティブ行為に対する解釈(出来事)と信念がインパクト評価に与える影響

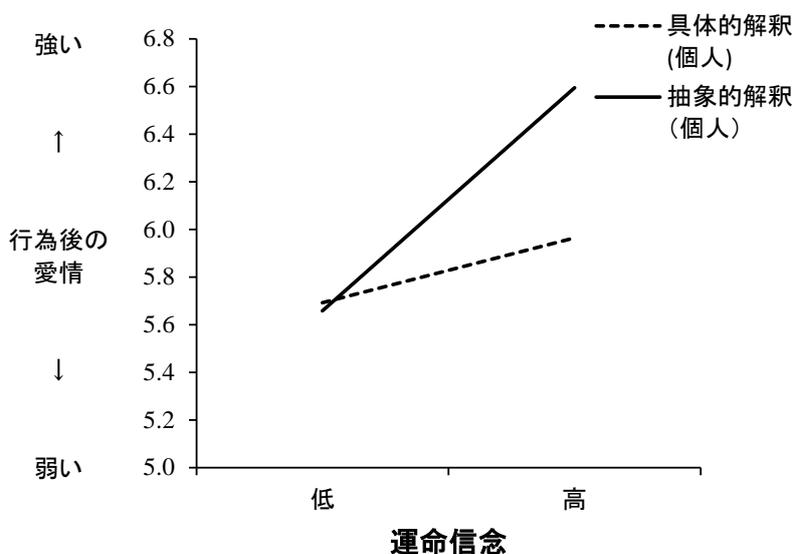


図1-5 ネガティブ行為に対する解釈(個人)と信念が行為後の愛情に与える影響

示すものである。

次に、運命信念を性格変化信念に入れ替えた上で、それ以外は先と同様の分析デザインで階層線形モデリングを実施した。その結果、信念がインパクト評価に及ぼす影響は、出来事レベルと個人レベルそれぞれの抽象度によって調整されることが示された(表1-3)。いずれも、相手からのネガティブ行為を抽象的に解釈する場合、性格

変化信念の強さがポジティブな評価を促すことを示していた。ただし、この調整効果は、個人間での抽象度によるものか、個人内の出来事間での抽象度によるものかで異なっていた。図1-2に示すように、ネガティブな行為を抽象的に解釈しやすい人は、性格変化信念が強い場合に行為から受ける影響をポジティブに評価しやすいことと示した。一方、図1-3に示すように、ネガティブな行為を受けた場合に、別のタイミングで受けた場合よりも抽象的に解釈することは、特に性格変化信念が弱い場合に、行為の影響をネガティブに評価しやすいことを反映していた。

次に、これまでに行った二つの分析と同様のデザインで、ポジティブ行為のインパクト評価について階層線形モデリングを実施した。上述した結

イブな行為のインパクトを、歪めている可能性を

表1-6 ネガティブな行為後の愛情に対する解釈抽象度と運命信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
切片	5.98	.38	5.21	6.75	34	15.80	.00 **
行為抽象度(出来事)	.41	.22	-.02	.84	129	1.91	.06 +
行為抽象度(個人)	-.15	.94	-2.05	1.76	34	-.16	.88
運命信念(個人)	.38	.53	-.70	1.46	34	.72	.48
行為抽象度(出来事)×運命信念	.58	.28	.03	1.14	129	2.08	.04 *
行為抽象度(個人)×運命信念	.68	1.26	-1.88	3.23	34	.54	.59
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	1.90	3.62	0.71	0.87	34	465.62	0.00 **
残差	1.21	1.47					

表1-7 ネガティブな行為後の愛情に対する解釈抽象度と性格変化信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
切片	5.87	.38	5.11	6.64	34	15.60	.00 **
行為抽象度(出来事)	.15	.23	-.30	.60	129	.66	.51
行為抽象度(個人)	-.39	.93	-2.28	1.49	34	-.43	.67
性格変化信念(個人)	.58	.47	-.37	1.54	34	1.24	.22
行為抽象度(出来事)×性格変化信念	1.44	.41	.64	2.24	129	3.56	.00 **
行為抽象度(個人)×性格変化信念	1.33	.96	-.61	3.27	34	1.39	.17
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	1.86	3.45	0.71	0.87	34	485.58	0.00 **
残差	1.19	1.42					

\*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

考えるほど行為の影響をポジティブに評価することが示された(図1-4)。

行為後の愛情に対する影響

次に、行為によって受けるインパクトではなく、各行為を受けた後に相手や関係への愛情がどのように変化したのかを確認するため、愛情を目的変数、それ以外は先と同様の説明変数とする階層線形モデリングを実施

果が、ネガティブ行為のインパクト評価にだけ示される現象なのか、ポジティブ行為を含む相手からの行為全般にみられる現象であるのかを確認するためである。

その結果、ポジティブ行為を受けた場合のインパクト評価に運命信念が及ぼす影響は確認されなかった(表1-4)。一方、性格変化信念については、出来事レベルにみた行為解釈の抽象度によって、その影響の異なることが示された(表1-5)。ポジティブな行為を受けた場合、他の場合よりもそれを抽象的に解釈するならば、性格が不変であると

実施した。なお、各行為のもたらすインパクト評価については、親友もしくは一般的な恋人間でのそれらを統制した上で分析を進めていたが、愛情に関しては同様の指標を測定していないため、統制変数には何も含めていない。

ネガティブ行為を受けた場合の愛情を目的変数、ネガティブ行為の抽象度(出来事レベルと個人レベル)と運命信念(個人レベル)を説明変数とする階層線形モデリングを実施したところ、運命信念が愛情に及ぼす影響は、他の出来事よりも抽象的に解釈した場合に強くなることが示された(表

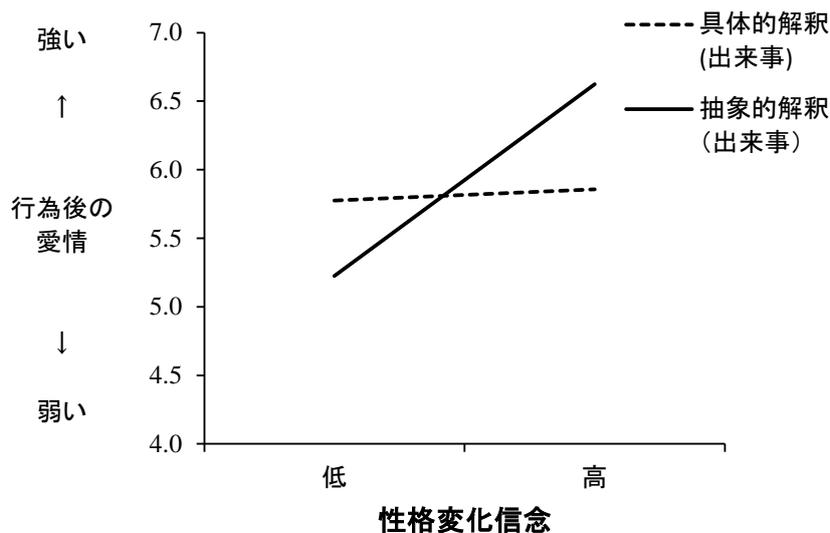


図1-6 ネガティブ行為に対する解釈(出来事)と信念が行為後の愛情に与える影響

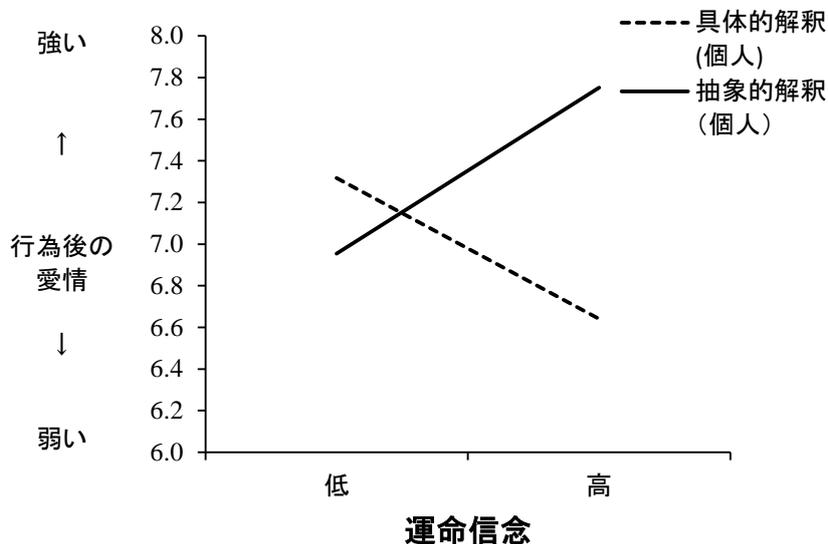


図1-7 ポジティブ行為に対する解釈(個人)と信念が行為後の愛情に与える影響

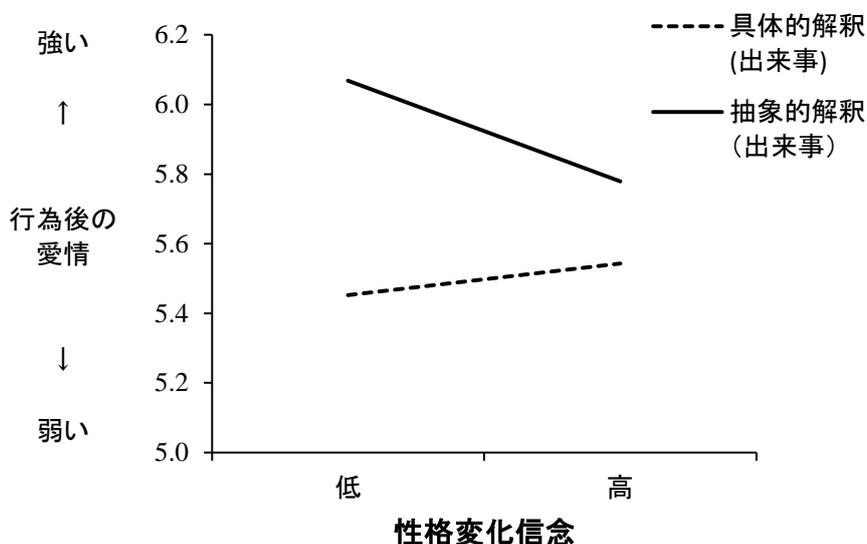


図1-8 ポジティブ行為に対する解釈(出来事)と信念が行為後の愛情に与える影

次に、運命信念を性格変化信念に入れ替えて、同様の分析を行った。その結果、性格変化信念が愛情に及ぼす影響は、他の出来事よりも抽象的に解釈した場合に強くなることが示された(表 1-7、図 1-6)。

ポジティブ行為を受けた場合の愛情を目的変数、ネガティブ行為の抽象度(出来事レベルと個人レベル)と運命信

念(個人レベル)を説明変数とする階層線形モデリングを実施したところ、運命信念が愛情に及ぼす影響は、抽象的に解釈しやすい人で顕著であることが示された(表 1-8、図 1-7)。

また、性格変化信念を説明変数に含めて、同様の分析を行ったところ、性格変化信念が愛情に及ぼす影響は、他の出来事よりも抽象的に解釈した場合であり、性格が変化しないと考えるほどポジティブ行為を受けることで愛情が高まりやすいことが示された(表 1-9、図 1-8)。

信念と解釈との交互作用効果をコミットメントが調整する可能性の検証

これまでに示した結果では、行為を抽象的に解釈しやすい人、もしくはそういった状況

表1-8 ポジティブな行為後の愛情に対する解釈抽象度と運命信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
	切片	7.17	.17	6.83			
行為抽象度(出来事)	.39	.09	.22	.57	868	4.50	.00 **
行為抽象度(個人)	.67	.57	-.47	1.81	64	1.17	.25
運命信念(個人)	.04	.20	-.35	.43	64	.21	.84
行為抽象度(出来事)×運命信念	-.12	.11	-.33	.09	868	-1.12	.26
行為抽象度(個人)×運命信念	1.43	.61	.22	2.64	64	2.37	.02 *
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	1.36	1.85	0.76	0.96	64	2966.2	0.00 **
残差	0.77	0.59					

\*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

表1-9 ポジティブな行為後の愛情に対する解釈抽象度と性格変化信念が及ぼす影響

(固定効果)	係数	標準誤差	95%下限	95%上限	df	t値	p値
	切片	5.71	.09	5.54			
行為抽象度(出来事)	.51	.10	.32	.71	868	5.25	.00 **
行為抽象度(個人)	.30	.29	-.27	.87	62	1.06	.29
性格変化信念(個人)	-.07	.11	-.29	.15	62	-.67	.51
行為抽象度(出来事)×性格変化信念	-.34	.12	-.58	-.10	868	-2.75	.01 **
行為抽象度(個人)×性格変化信念	.04	.37	-.70	.77	62	.10	.92
(変量効果)	標準偏差	分散	分散比率	信頼性	df	χ <sup>2</sup> 乗値	p値
切片	0.62	0.39	0.34	0.82	62	608.61	0.00 **
残差	0.87	0.76					

\*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

で、おおむね信念に即したインパクト評価がなされ、結果的に愛情が維持されやすいことが示された。これらは、相手からの行為を評価する上で、目標志向的なプロセスが存在する可能性を強く示唆する。そこで、信念と解釈の抽象度との交互作用効果が、より上位の目標であろう関係コミットメント、すなわち関係継続を強く望むのかどうかによって調整される可能性を検証した。コミットメントと信念、解釈抽象度の交互作用効果を探索的に検証した。具体的には、これまでに示した分

析に、コミットメントの主効果、それと信念もしくは解釈抽象度(個人あるいは出来事レベル)との交互作用項、ならびに三つの交互作用項を投入した階層線形モデリングを実施した。その結果、ネガティブな行為のインパクト評価に対して、運命信念と個人レベルでの解釈の抽象度との交互作用効果がさらにコミットメントによって調整されることが示された ( $\gamma = -2.32, SE = .58, p = .01$ )。図 1-9 に示すように、抽象的に解釈しやすい個人において運命信念の強さによって相手からのネガティブな行為のインパクトを肯定的に解釈する効果は、コミットメントが強い場合に顕著であった。コミットメントが低い場合はむしろ、抽象的な解釈をしやすい個人の運命信念がネガティブな評価を導く可能性が示された。

ネガティブな行為のインパクト評価に対する性格変化信念と解釈の抽象度との交互作用効果が、

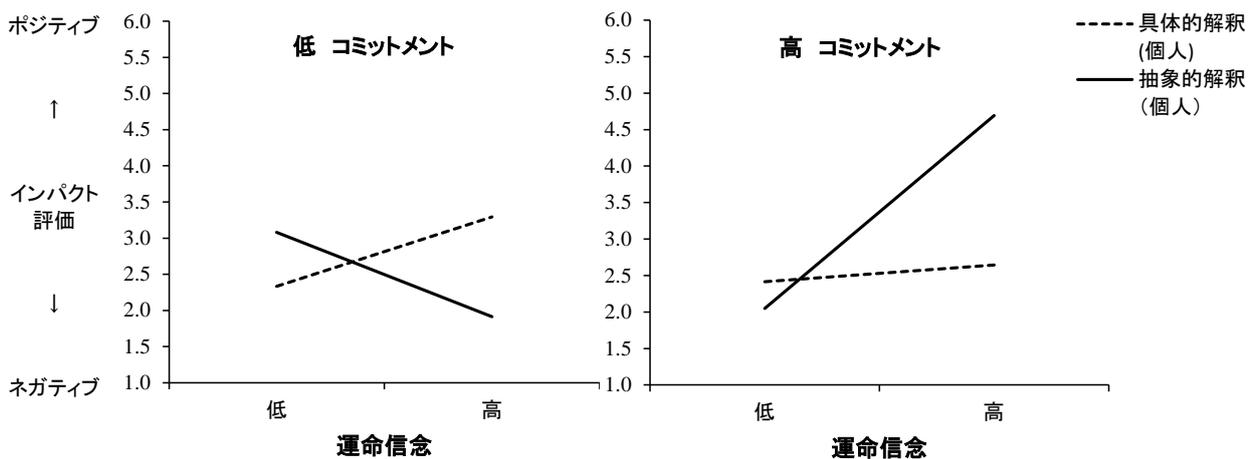


図1-9 ネガティブ行為に対する解釈(個人)と信念、関係コミットメントがインパクト評価に与える影響

コミットメントによって調整されることはなかった。また、ポジティブな行為についても、運命信念もしくは性格変化信念と行為の抽象度、コミットメントの交互作用効果について検証したところ、いずれも有意に説明することはなかった。

#### 考察

運命信念の高い者で、相手からの行為を抽象的に解釈しやすい者ほど、相手からのネガティブ行為によって自らが受ける影響をポジティブに評価し、行為後の愛情が高いことが示された。同時に、性格変化信念が強く、全般に抽象的解釈を行いやすい人ほど、行為の影響をポジティブに評価しやすく、変化信念が弱い、すなわち「性格は変わらないものだ」と思う人ほど、他の状況に比べて抽象的な解釈をしやすい場合に、相手からのネガティブな行為をよりネガティブに評価しやすく、愛情が弱いことが示された。

これらの結果を整理すると、性格変化信念はその低さに、短期的な抽象解釈が加わることで行為特徴に沿ったインパクト評価、そしてそれに連動した愛情の低下が生じやすいといえる。つまり、性格は変わらず、相手の行為の反復可能性を強く認識する中で、行為の抽象的な特徴に焦点をあてるならば、ネガティブな行為を率直にネガティブなインパクトをもつものと捉えやすいことが示され

た。

一方、運命信念の強さは、抽象的解釈のしやすさが揃うことで、相手のネガティブな行為のインパクトを肯定的に解釈させ、その結果として愛情を低下させにくいことが示唆された。ただし、後者の愛情維持メカニズムはネガティブ行為のみに特徴的とはいえ、ポジティブ行為についても同様であった。また、ネガティブ行為のインパクト評価に及ぼすこれら運命信念と抽象解釈との交互作用効果は、コミットメントが高い者に顕著であり、動機的なプロセスの存在を強く示唆するものであった。

これらの結果と、親密な関係における暴力のエスカレートを指摘した知見(Baker & Stith, 2008)とを考え合わせれば、行為を抽象的に解釈する場合に、関係に対する運命信念をもつことで、相手からのネガティブな行為のインパクトを過小評価し、結果的に暴力をエスカレートさせやすくなることが示された。このような過小評価は、愛情を維持させ関係に積極的に留まろうとするプロセスと共存しているといえる。運命信念が、暴力をエスカレートさせる心理的トリガーの一つの構成要素であるといえる。逆にいえば、暴力のエスカレートを防ぐためには、運命信念を機能させず、対概念である成長信念、すなわち「関係性とは変えられ

るものである」という目標ならびにそれを反映したコミュニケーション行為をもつことが有効であることが強く示唆される。

### 3. 研究 2 非協調的志向性をもつ関係性変容のタイミングに関する検討

研究 1 で示唆されたように、DV の予防には関係性を変化させようとする目標や行為が必要であるといえる。確かに、親密な関係での暴力は、潜在的加害者による理不尽な行動がエスカレートした結果と捉えることができ(Baker & Stith, 2008)、エスカレート前の段階での潜在的被害者による主張的行動が、理不尽な行動が暴力へとエスカレートすることを防ぎ、結果として暴力被害を抑制する効果をもつ(e.g., Antle, Sullivan, Dryden, Karam, & Barbee, 2011)ことが明らかになっている。例えば、相馬・浦(2010)は、親密な関係での非協調的志向性の効果としてそのことを既に確認している。非協調的志向性とは、相手から理不尽な行動を受けても、それに対して批判したり自己主張したりしやすいことを指す。普段のコミュニケーションにおける非協調的志向性は、相手にとっての罰として機能し、相手からの同様の理不尽な言動の反復や暴力行為への展開を防ぐのである。

では、この効果はエスカレートのどの段階でも有効だろうか。それとも、有効な段階が限られているだろうか。この問いは、いいかえれば、非協調的行動による暴力被害の抑制効果が、相手の暴力行為の形成を防ぐ、すなわち初発の予防局面においてみられるのか、あるいはある程度習慣化した相手の暴力行為を消去する、すなわち再発の予防局面でみられるのか、ということである。

この問いについては、以下に述べる理由から、非協調的志向性の効果は初発の予防局面で顕著であると予測できる。その第一の理由は、既に暴力

的行為が習慣化している場合、その行為に関連した加害者の態度も強固なものとなっており、それに沿った自己確証や正当化が行われやすい(Fiske & Taylor, 2012)ことに基づく。この段階で、相手から批判や主張を受けても、潜在的加害者は問題を矮小化したり再解釈したりして、結果的に暴力的な行為を継続させやすいだろう。第二の理由は、暴力の習慣化によって潜在的加害者が相手よりも勢力をもつことに関わる。親密な間柄で相対的に勢力をもつと、相手に対する注意や関心を払いにくくなり(Righetti et al., 2015)、相手が非協調的な行動をとってもそれは潜在的加害者の行動にあまり影響をもたないといえる。

以上のことから、暴力行為が未だ生じていない段階において、非協調的行動は暴力被害を抑制すると予測できる。そこで、研究 2 では、親密な関係の当事者を、調査初期における暴力被害の状態によってランクに分類し、それと調査期間中の非協調的志向性との交互作用項が、約半年後の相手からの暴力被害に及ぼす効果を検証した。

もし、上記のとおり、非協調的行動による暴力被害の抑制効果が部分的に示されたとして、その影響が関係全般への評価にも波及するならば、親密な関係が本来もっているポジティブな側面を非協調的志向性が失わせることになる。その場合、非協調的行動により相手から暴力を振るわれるリスクは下がるかもしれないが、関係性のもつ魅力も同時に失われてしまう。非協調的行動には副作用が生じる可能性があるのである。そこで、この副作用の有無を確認するため、関係満足や関係の親密性の変化に非協調的な行動がもたらす影響を、合わせて検証した。

#### 方法

手続き 株式会社ジャストシステム社の調査サービス Fastask に登録しているモニターからネット

を通じて回答を得た。2015年10～11月（Time1）と2016年5～6月（Time2）に調査を実施した。

調査協力者 始めに恋人と交際、もしくは配偶者のいる402名に調査を依頼し、304名から回答を得た。そして、約半年後に同じ対象者に回答を依頼し回答を得た。この結果、最終的に回答期間を通じて同一の恋人と交際、もしくは配偶者がいた152名（うち女85、既婚者13、平均年齢25.39歳（SD=2.98））を分析対象とした。平均的な交際期間は13.84ヶ月であった。

調査項目 1)恋人からの暴力被害；「あなたに対して相手が大声で怒鳴ったこと」など10項目（ $\alpha s > .97$ ）について、Time1では過去一年間に、Time2ではここ半年間に「一度もない」（1点）～「21回以上」（7点）で回答を求めた。項目は先行研究を参考に作成した。なお「答えたくない」（8点）という回答は欠損値として処理した。2)恋愛関係における協調的・非協調的志向性；元の尺度（相馬・浦,2010）に、言語的攻撃尺度（安藤ら、1999）を参考に作成した5項目を追加した。探索的・確認的因子分析の結果、協調的志向性「相手に相談に

のつてもらったときには、礼を言うのを忘れないようにしている」など6項目（ $\alpha s > .90$ ）、非協調的志向性「相手に不愉快なことをされたら、不愉快だとはっきり言う」など8項目（ $\alpha s = .87$ ）、受忍「相手から理不尽な非難を受けても許してしまう」など3項目（ $\alpha s > .71$ ）によって構成されると判断できた。普段の態度としてあてはまる程度を5件法で回答した。確認的因子分析の結果（表2-1）、一定の適合性が示されている（CFI = .91, RMSEA = .08, SRMR = .07, GFI = .88, AGFI = .84）。この尺度構造が安定したものであるかを確認するために、後日、別途調査を実施し、他のサンプルでも同様の構造が妥当であることが示されている。この補足調査は、Fastaskに登録しているモニターのうち、今回の調査に未回答であり、かつ回答時に恋人のいた550名（男性165名、女性385名、平均年齢27.98歳（sd = 5.22））を対象に2016年6～7月に実施された。同様の因子構造を設定した確認的因子分析の結果、やはり適合性をもつことが再度確認された（CFI = .92, RMSEA = .06, SRMR = .08, GFI = .92, AGFI = .89）。3)恋人に対する暴力

表2-1 協調的・非協調的志向性尺度の確認的因子分析結果

項目	協調的志向性	非協調的志向性	受忍
〇〇さんに相談にのってもらったときには、礼を言うのを忘れないようにしている	.833		
自分のつらさを〇〇さんが気づかせてくれた時には、謝意を伝える	.819		
〇〇さんに気の毒な出来事があったとき、いたわりの気持ちを素直に言葉にする	.799		
〇〇さんの優れた能力に対しては素直に賞賛の意を示す	.788		
〇〇さんがほめてくれたら素直に喜ぶ	.744		
〇〇さんの悩みごとの相談には、いつも積極的に対応しようとしている	.723		
〇〇さんに不愉快なことをされたら、不愉快だとはっきり言う		.751	
〇〇さんの言動が自分のポリシーに反するものだったとき、反論する		.747	
〇〇さんとの関わりの中で自分の権利は遠慮しないで主張する		.726	
〇〇さんの意見に賛成できないときには、はっきり言う		.719	
〇〇さんと意見が対立したときは、議論しないと気が済まない		.681	
〇〇さんにいやなことを言われたら言い返すようにしている		.654	
〇〇さんのわがままは見逃さずに指摘する		.594	
〇〇さんに約束を破られたら恋人を軽蔑する		.443	
〇〇さんから理不尽な非難を受けても許してしまう			.759
〇〇さんに冷たい態度をとられても、何もせずに我慢してしまう			.643
〇〇さんがでしゃばることがあっても、たしなめることができない			.602

加害;「相手に対してあなたが大声で怒鳴ったこと」など1)と同様の尺度を用いて、回答者から相手に対する暴力加害の頻度を測定した( $\alpha = .96$ )。4)関係満足度;相馬・浦(2009)より、「私は恋人との関係に満足を感じている」、「私と恋人との関係は理想に近いものである」、「私と恋人との関係は、他の人たちのもつ対人関係よりも、良好である」、「恋人との関係は私をとても幸せにしてくれる」、「恋人との関係によって、私の親密さや、仲間づきあいへの欲求はうまく満たされている」の5項目を用い、回答時点でのあてはまる程度を5件法で測定した( $\alpha s > .94$ )。5) 関係親密性;「〇〇さんとはうまくコミュニケーションをとれている」、「〇〇さんは必要な時には私を頼ることができる」、「私と〇〇さんの関係は温かいものである」など10項目について金政・大坊(2003)より引用し、5件法で測定した( $\alpha s > .95$ )。1)と2)、ならびに4)と5)は両時点で、3)はTime2のみで測定した。

結果

Time1の暴力被害について、Shojima(2007)に基づき、自己組織化マップによる潜在ランクモデル分析を行った。回答者は被害の程度に応じ3つの潜在ランクのいずれかに分類された。この妥当性を確認するため、Time1の暴力被害得点を従属変数とし、ランクの違いを独立変数とする分散分析を行った。図2-1に示す

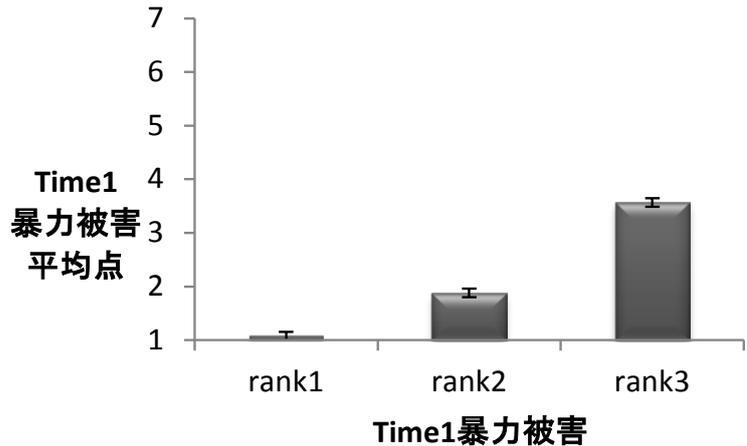


図2-1 Time1暴力被害のランク分類

ように、ランクによる分類が妥当であることが確認された。

また、協調的・非協調的志向性について、Time1の程度によらないTime2時点での志向性の効果を把握するため、各因子についてTime1からTime2への回帰分析を行い、その残差得点を算出した。それぞれ高得点ほどTime2においてその志向性が強まったことを意味する。

予測を検証するため、Time2の暴力被害を目的変数、協調的・非協調的志向性各因子の残差得点、Time1での暴力被害のランク、それらの交互作用

表2-2 Time2の暴力被害を従属変数とするポアソン回帰分析の結果

変数名	Step1	Step2
切片	0.681 **	0.662 **
暴力加害(Time2)	0.320 **	0.310 **
暴力被害(Time1ランク)	0.143 **	0.165 **
協調的志向性(残差得点)	-0.070	-0.070
受忍(残差得点)	0.119 **	0.091 *
非協調的志向性(残差得点)	-0.062	-0.103 *
暴力被害×協調的志向性		-0.044
暴力被害×受忍		0.002
暴力被害×非協調的志向性		0.153 *
$R^2$	.746 **	.754 **

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

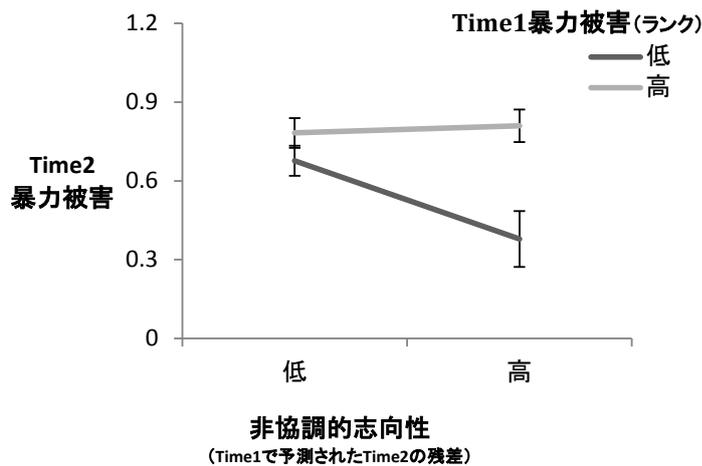


図2.2 初期の被害の程度に調整される非協調的志向性の暴力抑制効果

項ならびに回答者からの加害を説明変数とするポアソン回帰を行った(表2-1)。加害を含めたのは、暴力の相互性(Furman & Rose, 2015)の影響を統制するためである。分析の結果、受忍 ( $b = .12, p = .01$ )、ランク ( $b = .14, p = .01$ )と加害 ( $b = .32, p = .01$ )それぞれの主効果、ならびにランクと非協調的志向性との交互作用効果 ( $b = .15, p = .05$  図2-2)が有意に暴力被害を説明した。Time1での暴力被害のランクが低い、すなわち暴力のエスカレートが進んでいない場合、Time1からTime2にかけて非協調的志向性をもつようにする、すなわち主張行動をとるようにすると、相手からの暴力を被ることが減少することが示された。Time1での暴力被害の

ランクが高い、すなわち暴力のエスカレートが進んでいる場合には、このような非協調的志向性による暴力被害の抑制効果は示されなかった。

次に、非協調的志向性による副作用の有無を検討するため、目的変数をTime2の関係満足度、協調的・非協調的志向性各因子の残差得点、Time1での暴力被害のランク、それらの交互作用項ならびにTime1での関係満足度を説明変数とする重回帰

分析を行った(表2-3)。その結果、非協調的志向性によって満足度が低下するという副作用は認められなかった。志向性を構成する3因子の中で満足度に影響したのは協調的志向性であり、その高さが長期的な満足度を高めていた。Time1での暴力被害と協調的志向性との交互作用効果についての下位検定の結果(図2-3)、初期時点で暴力が振るわれていない場合、協調的志向性による満足向上効果がみられることが示された。非協調的志向性による相手の暴力抑制結果と同じく、暴力が既にふるわれている場合には、協調的志向性により回答者自身の満足度が高まることも、逆に低まることもなかった。

表2-3 Time2の関係満足度を従属変数とする回帰分析の結果

変数名	Step1	Step2
切片	3.402 **	3.387 **
関係満足(Time1)	0.465 **	0.472 **
暴力被害(Time1ランク)	0.070	0.079
協調的志向性(残差得点)	0.421 *	0.475 **
受忍(残差得点)	0.181	0.263
非協調的志向性(残差得点)	-0.132	-0.084
暴力被害 × 協調的志向性		-0.535 *
暴力被害 × 受忍		0.276
暴力被害 × 非協調的志向性		-0.101
$R^2$	.259 **	.289 **

同様に、目的変数をTime2の関係親密性として、先と同様の説明変数にTime1での関係親密性を加えた重回帰分析を行った(表2-4)。その結果、Time1での暴力被害のランクが低いほど、またTime1からTime2にかけて協調的な志向性が高まったほど、関係親密性が高まりやすいことが示された。非協調的志向性も含めて、有意な交互作用効果は確

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

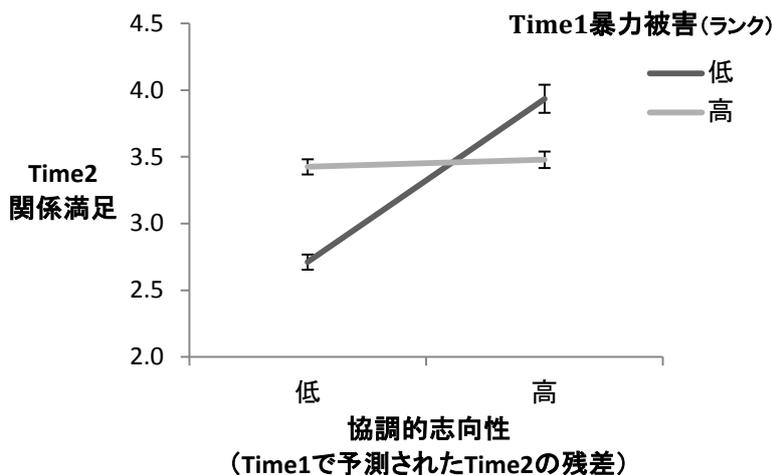


図2\_3 初期の被害の程度に調整される協調的志向性の満足への影響

認められなかった。

#### 考察

非協調的志向性は、相手の暴力行為の形成を防ぐ効果をもち、消去段階では効果をもたない可能性が示された。このことは暴力がエスカレートする前の主張行動の有効性を示している。DVの未然防止を目的とする一次予防プログラムにおいては、関係性を変化させるための主張行動の醸成が有効であるといえる。これらの知見は、いいかえれば、暴力やそれに類する行為が既に生起しているプロセスでは、非協調的志向性の効果がみられ

ない可能性を強く示唆するものである。"No"というコミュニケーションはどのような状態においても、相手の理不尽な振る舞いをエスカレートさせない機能をもつわけではないといえる。

関係満足や親密性の変化を目的変数とする分析の結果、少なくとも非協調的志向性がそれを低下させるという副作用は示

されなかった。したがって、非協調的志向性は、相手に否定的な言動を形成させないための暴力抑制効果をもつが、関係全体に対する否定的な評価を高めるわけではないといえる。相手の行為を罰することにはなっても、関係を傷つけるわけではないといえよう。

#### 4. 研究3 予防プログラムの効果

##### a 予防プログラムが当事者に及ぼす影響

DV被害の可能性を低減させるためには、DVに関する知識や規範意識の醸造に加え、予防に有

効な行動の獲得を促進する必要がある。特に、研究1と研究2が示すように、普段のコミュニケーションにおいて交際相手から理不尽で攻撃的な言動をされた際に、非協調的かつ主張的な対応をすることが被害の予防に重要である。また、加害行動の抑制のためには、自身の攻撃的な衝動を制御することが必要である。

表2-4 Time2の関係親密性を従属変数とする回帰分析の結果

変数名	Step1	Step2
切片	3.472 **	3.451 **
関係親密性(Time1)	0.474 **	0.465 **
暴力被害(Time1ランク)	-0.208 *	-0.205 *
協調的志向性(残差得点)	0.531 **	0.529 **
受忍(残差得点)	0.071	0.049
非協調的志向性(残差得点)	-0.135	-0.131
暴力被害×協調的志向性		-0.138
暴力被害×受忍		0.025
暴力被害×非協調的志向性		0.140
$R^2$	.484 **	.492 **

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

Finkel et al., (2012)は、親密

な関係での攻撃の生起が、どのような条件の下で生じやすいのかを理論として整理している。それによると、親密な関係における暴力加害は三つの要因、引き金要因（Instigation）、推進因（Impellance）、抑制因（Inhibition）が揃うことで生じる。引き金要因とは、挑発行為のように概して攻撃衝動を誘発するような相手の行動にさらされることを指す。推進因とは、引き金要因の存在する状況下で個人に強い攻撃衝動を備えさせる特性的、あるいは状況的要因を指す。その典型的なものが個人の攻撃特性である。これら二つの要因は、攻撃衝動の事前状態を規定するものである。一方、抑制因とは、自己制御のように、攻撃衝動を克服する見込みを高める特性的、あるいは状況的要因を指す。この枠組みから考えるならば、DV加害を抑制するためには、攻撃衝動が生じたとしてもそれを制御し、実際の加害行動へ反映させないことが欠かせない。このように、DV被害の当事者とならないためには、主張的な行動や攻撃衝動の制御が必要である。

また、これらとは別に、DV被害のリスクを低減できる社会環境を維持するため、どれだけ交際相手と親しくなろうとも、並行して、第三者との関係を維持しておくことも重要である。それら第三者との関係が貴重な対人資源として暴力のエスカレートからの防御を促すからである。本研究では、知識の向上に加えて、こうした行動を促進させることで被害の可能性を低減させること、ならびに第三者とし

ての対人資源性を高めることを狙いとするDV予防プログラムを作成し、社会経済的な背景の異なる複数の大学において実施し、効果を検証した。

まず研究3aでは、受講生がDV被害の当事者にならないか、という視点からプログラムの効果を検証する。加えて、ここではプログラムがもたらす副作用として、受講による異性との交際不安の高まりについても検証した。DVを恐れるどころか、親密な関係をもつことそのものを恐れたり過大なコスト意識をもつことは、親密な関係のもつ肯定的な影響をも打ち消してしまいかねないからである。この懸念が妥当であるのかについても検証した。

#### 方法

手続き 沖縄県ならびに関東圏内にある5つの大学の合計13の授業において、予防プログラムを実施した。プログラムには、演習形式で2コマに渡り実施したもの（受講者208名、うち男94）と、講義形式で1コマ行ったもの（受講者245名、うち男性155名）とがあった。これらとは別に、上記の大学内で開講された別の授業の受講生に、プログラムを受けた場合とほぼ同じスケジュールで、

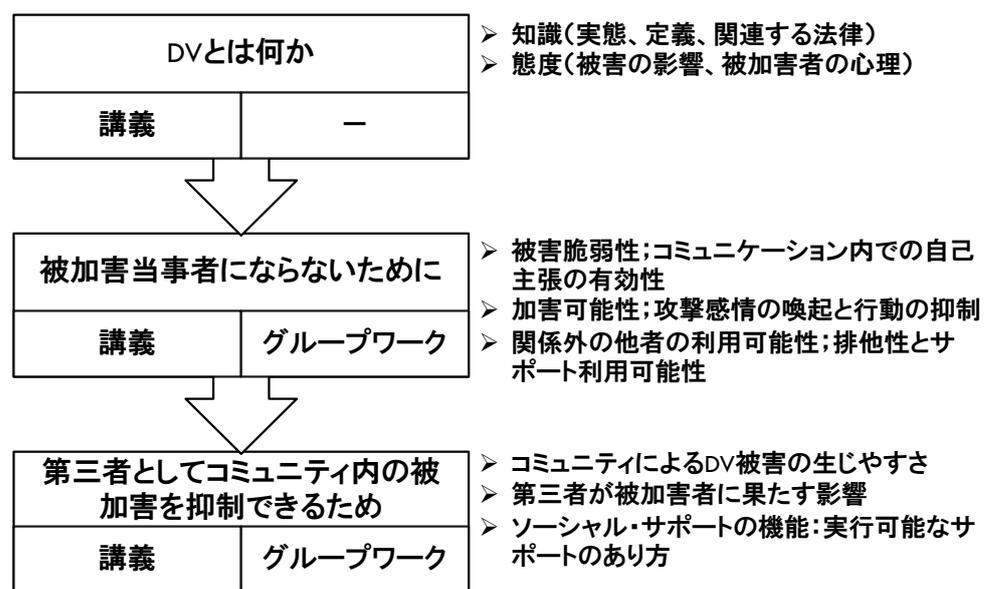


図3a-1 演習群におけるプログラム構成の概要

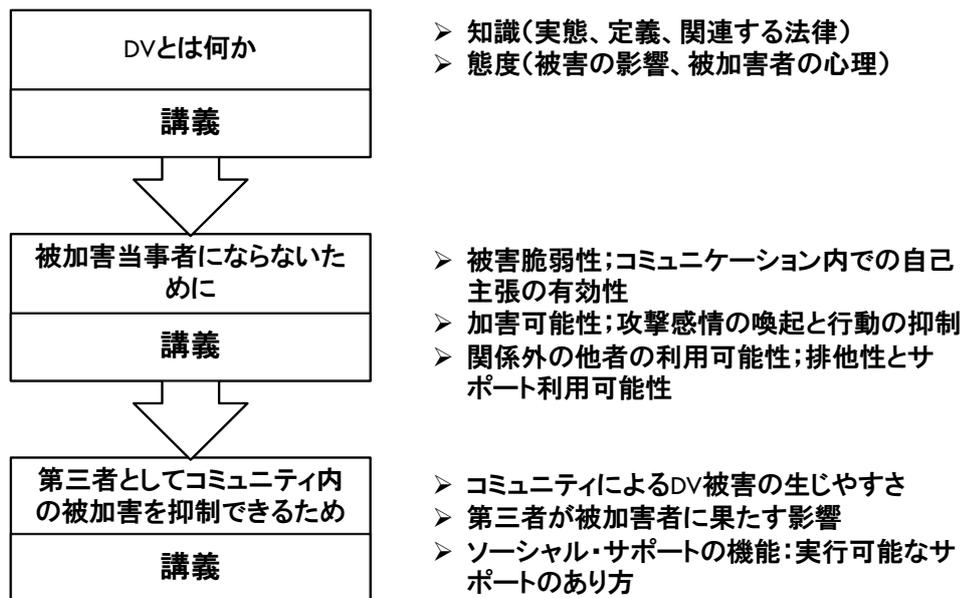


図3a-2 講義群におけるプログラム構成の概要

108名、また講義群77名、演習群130名が応じた。このうち、事前2回(事前1(平均7.8日前に回答)と事前2(平均2.5日前に回答))、事後1回(平均3.3日後に回答)の調査のいずれか二つ以上に継続的に回答し、有効な回答の得られた240名(講義群72名(うち男性31名、平均19.18歳(SD=1.72))、

効果性の調査に回答してもらい対照群を設定した。プログラム 被害の当事者にならないために必要な知識や規範を醸成し、行動を促進することを狙いとするブロックと、第三者としてコミュニティ内の被害の発生および拡大の抑制に必要な態度や行動を醸成することを狙いとするブロックから構成された。演習では、講義に加えてグループワークを取り入れ、その中でより実行可能な行動について具体的に考えることを求めた(図3a-1)。実行意図を形成させるべく、心的対比(Oettingen, Marquardt, & Gollwitzer, 2012, 古村, 2015)の手続きを援用した。例えば、主張行動の実行意図を形成するためには、まず主張行動の必要性を理解(目標形成)し、その上で、目標遂行や達成を妨害する要因の想起(対比)を行い、それに打ちかつための行動を考えるようにした(実行意図の形成)。講義では、グループワークを除き演習と同様の内容に基づいて進められた(図3a-2)。分析対象者 プログラム開始前(対象群も同時期)に、主に授業担当教員から効果測定のため(対照群の場合は「考え方の変化を知るため」)のネット調査への参加が呼びかけられ、259名(うち男性

演習群116名(うち男性52名、平均19.45歳(SD=1.47))、対照群52名(うち男性19名、平均19.24歳(SD=1.12))を分析対象とした。測定尺度 1) DVに関する知識;プログラムの内容に関連する「交際相手から『暴力を振るわれても別れなかった』という人も少なくない(正)」「女性から男性への暴力はDVではない(誤)」など22項目を設定し、正しいと思うかどうか回答を求め、回答者ごとに正答数の合計を算出した。2) DV規範; Herzberger & Rueckert(1997)を訳出した20項目5件法を用い測定した。3) 主張的行動の行使可能性; 交際相手から理不尽な振る舞いを受けた10場面(Lawrence, 2006)を参考に「相手から侮辱されるとき」などを設定)において回答者が主張的な行動をとろうとするかどうか3件法で回答を求めた( $\alpha > .91$ ,  $r_s > .43$ )。4) 加害抑制の実行可能性; 4)と同様の場面において回答者が相手に攻撃的に行動する可能性があるかどうかを3件法で回答を求めた( $\alpha > .92$ ,  $r_s > .51$ )。5) 第三者との関係維持行動; 「交際相手との関係を大事にしたいが、親友との付き合いも大事にしている」

「交際相手が嫉妬しても、交際相手以外の人との付き合いが疎遠にならないようにしている」など6項目を独自に作成し5件法で回答を求めた ( $\alpha s > .74$ ,  $r_s > .12$ )。6) 異性交際不安;谷口・金政(2014)から「異性との交際がなんとなく怖い」「異性が自分と関わっても楽しくないと思う」など項目を引用した ( $\alpha s > .73$ ,  $r = .83$ )。1)と6)は事前2と事後のみで測定され、それ以外の指標は全時点で測定された。3)から5)については、交際相手がいる場合は現状もしくは将来の行動として、いない場合はいると想定した上で回答するよう求めた。

### 結果

DV 規範について探索的因子分析の結果、「身体的に暴力を振るわれる関係に留まるなら、暴力を振るわれても仕方ない」、「ののしられても我慢している人はののしられても仕方ない」、「怒鳴ったり叫んだりすることも親密な関係の単なる一面であるということを世間の人にはもっと理解すべきだ」、「私が飲酒している時に相手に乱暴したとしても、私は正常な判断ができなかったのだから許されるべきである」、「恋人同士が身体的なけんかをしても、それは誰の問題でもなく本人たちの問題だ」など10項目からなるDV寛容 ( $\alpha s > .69$ ,  $r_s > .39$ ) と、「相手が私をひっぱたいたら、私は別れることを考えるだろう」、「男性が交際相手に性行為を強制したなら、その女性は警察を呼ぶべきである」、「性的にふしだらな相手はひっぱたかれても仕方ない」など5項目からなるDV非寛容 ( $\alpha s > .55$ ,  $r_s > .14$ ) の2因子を抽出した。

プログラムの効果を検証するため、それぞれを従属変数として、プログラムの違い(講義・演習・対照群;被験者間)と測定時期(事前1(知識については測定なし)・事前2・事後;被験者内)を独立変数とする分散分析を行った。

その結果、知識については、有意な交互作用効果が示された ( $F(4, 237) = 4.48$ , 偏  $\eta^2 = .04$ ,  $p = .01$ )。下位検定の結果は、演習群と講義群において正確な知識が増していることが示された(図3a-3)。対照群では、このような時期による有意な差は認められなかった。

また、第三者との関係維持行動について、有意な交互作用傾向が示された ( $F(4, 276) = 2.33$ , 偏  $\eta^2 = .03$ ,  $p = .08$ )。下位検定の結果、演習群においてのみ、事前1( $d = .81$ ,  $t = 5.13$ ,  $p = .01$ ) および事前2 ( $d = .22$ ,  $t = 2.37$ ,  $p = .01$ ) から事後にかけて維持行動得点が高まっていた(図3a-4)。

一方、DV寛容、DV非寛容、主張的行動の行使可能性、加害抑制の実行可能性に関しても同様の分散分析を行ったところ、いずれも有意な交互作用効果は認められなかった。また、異性交際不安を従属変数とする分散分析の結果、プログラム受講により異性交際不安の得点に有意な違いはみられなかった ( $F(2, 136) = 1.06$ ,  $p = .35$ )。

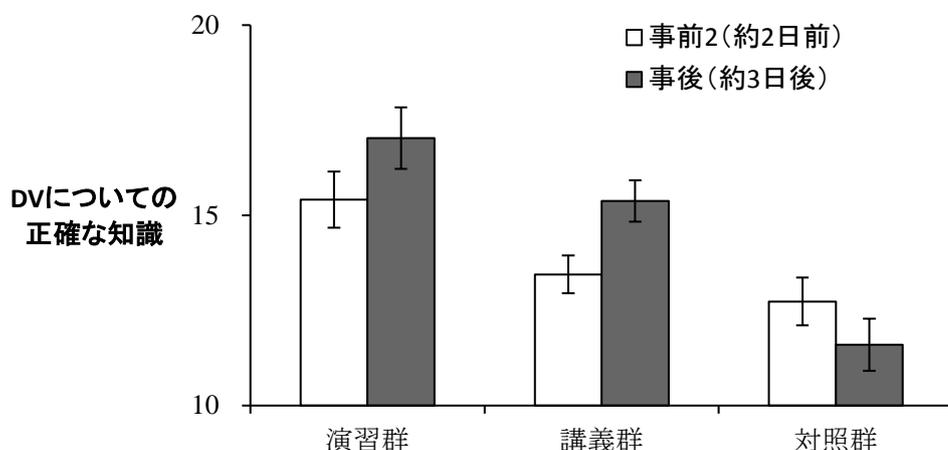


図3a-3 プログラムの受講がDVについての正確な知識に及ぼす影響

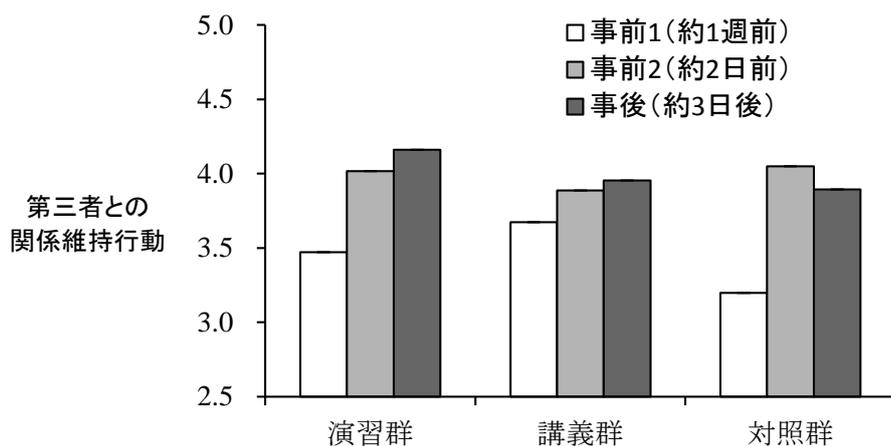


図3a-4 プログラムの受講が第三者との関係維持行動に及ぼす影響

#### 考察

結果から、予防プログラムの受講によるDVに関する正確な知識の獲得と、第三者との関係維持行動の実行可能性の向上が見られた。また受講によって交際不安が高まるという副作用は示されなかった。これらはプログラムの効果性を示す知見である。

一方、狙いの一つであったDV予防のための行動の行使・実行可能性に関しては受講による有意な効果が見られなかった。この理由としては、次の二つの可能性を考えることができる。一つは、方法論上の問題である。受講者にとってリアルな目標や実行意図をプログラム中に十分に提案できなかったため、効果が示されなかった可能性である。今回のようなグループワークでは、場面のリアリティに大きな個人差が生じやすいだろう。進行上、個人ごとの設定は難しいとはいえ、よりリアルな場面の想定が必要である。加えて、方法論上の問題としては、行動変容の効果をどう測定するのかという点も考えなくてはならないだろう。

プログラムによってDV被害の当事者とならないための行動の行使・実行可能性に変化がみられなかったもう一つの理由は、そもそも予防プログラムでは被害の当事者にならないための行動形成が困難だということである。これについては、次の研究3bの分析結果を踏まえて、改めて論じる。

#### B 予防プログラムが第三者としての対人資源力に及ぼす影響

若年者への予防教育を行う上では、彼らが単に将来的に被害者にならないことだけを目的としては不十分である。DVの生じやすさはコミュニティの特徴によって左右されることがわ

かっている(Capaldi, Knoble, Shortt, & Kim, 2012; Richards & Branch, 2012))。したがって、プログラムの受講者がコミュニティの形成者として、コミュニティ内での被害を抑制する役割を有する点、すなわち潜在的な第三者として当事者にとっての対人資源となる能力を強化する必要がある。

そこで、本研究では若年者のDV被害の脆弱性や加害可能性を低減させると同時に、第三者としての対人資源性を高めることを狙いとするDV予防プログラムを実施した。プログラムの効果のうち、当事者に関する結果については研究3-aで報告しており、ここでは、第三者としての対人資源性に絞り効果検証の結果を報告する。

#### 方法

手続き 研究3-aと同様である。

測定尺度 1) 第三者としての対人資源性；Ward(2001)のメンター効力感尺度を、項目に含まれる暴力被害者の性別がなるべく偏らないようにした上で訳出し用いた。「異性に理不尽な振る舞いをする人に対して、『理不尽だ』といえる自信がある」など8項目についてあてはまる程度を5件法で回答するよう求めた。2) グループワークへの参加の積極性(演習群のみ)；「グループでの話し合いにはどれくらい積極的に参加しましたか」「グループにはまとまりがありましたか」など4項目につい

それぞれ5件法で回答するよう求めた ( $\alpha = .73$ )。

### 結果

対人資源性の尺度について、探索的因子分析(最尤法、斜交回転)を行ったところ、「友人が交際相手をのしるのをやめるようにいえると思う」、

「私は恋人から暴力をふるわれている人をサポートするスキルがあると思う」など5項目からなる効力感( $\alpha s > .71, rs > .39$ )と、「誰かが交際相手に対して暴力を振るっている場面をみても、私がその人に立ち向かっていくのは難しいと思う」「交際相手を殴っている人を止めようとするのを想像すると怖いと感じる」など3項目からなる困難性( $\alpha s > .61, rs > .51$ )の二つの因子が抽出された。

そこで、それぞれを従属変数として、プログラムの違い(講義・演習・対照群;被験者間)と測定時期(事前1・事前2・事後;被験者内)を独立変数とする分散分析を行った。その結果、効力感について、有意な交互作用効果が示された( $F(4,276) = 3.34, \text{偏}\eta^2 = .05, p = .01$ )。下位検定の結果、図3b-1に示すように、演習群において事前1( $d = .45, t = 3.31, p = .01$ )および事前2( $d = .35, t = 2.78, p = .01$ )から事後にかけて効力感が高まっていた。講義群においても、事前1( $d = .51, t = 2.84, p = .02$ )から事後にかけては効力感が高まっていた。対照群では有意な変化は認められなかった( $F = 1.37, p = .25$ )。一方、困難性(無力感)に関して、プロ

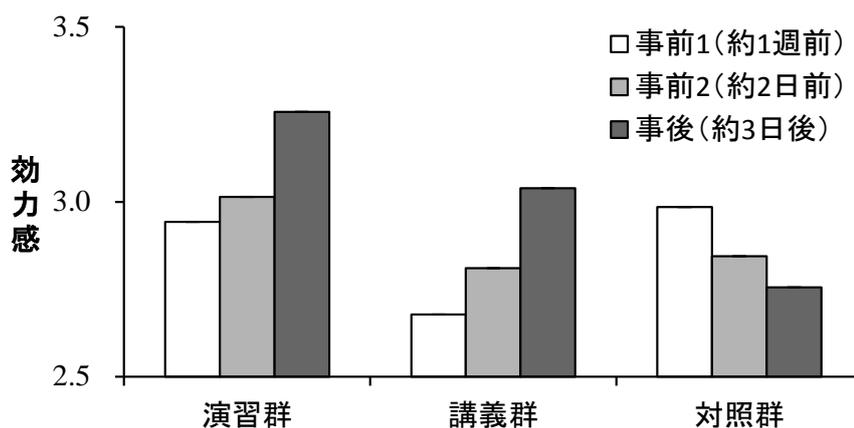


図3b-1 プログラムの受講が第三者としての対人資源性に及ぼす影響

プログラムの違いと測定時期による有意な交互作用効果は認められなかった ( $F = 1.50, p = .20$ )。

後に詳しく考察するように、予防プログラムの受講は、第三者としての対人資源性の向上により効果的であった。このことは、受講生が対人資源になり得るという発想そのものが、参加者にとって目新しいものであったためかもしれない。とすれば、より目新しく感じたであろう積極的な参加者ほど、上記の効果が大きい可能性がある。そこで補足的に、演習群のみを対象に、事前の効力感得点を統制した上で、グループワークへの参加の積極性によって事後の効力感が予測されるかどうかを重回帰分析によって検証した。その結果、積極性が効力感の向上を予測していた ( $\beta = .22, p = .05$ )。

### 考察

予防プログラムによって、第三者としての効力

表3b-1 事後の効力感を高める要因

	$\beta$		95%下限	95%上限	VIF
事前1 効力感	.003		-0.241	0.248	1.341
事前2 効力感	.413	**	0.173	0.653	1.294
参加積極性	.216	*	0.001	0.432	1.042
$R^2$	.227	**			

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

感が高まっていた。一方、第三者としての困難性についてはプログラムの効果はみられなかった。つまり、予防プログラムを受けることで、第三者としてDV当事者に関わることの難しさや怖さが低下するわけではないものの、DVを抑制するように働きかけられそうだと考えるようになることが確認された。このことは、特に演習の受講者において顕著であった。また、演習群においてワーク参加への積極性が効力感の向上を予測していた結果から、より具体的に行動パターンを考えることが第三者としての効力感の向上には有効であるといえる。実際、第三者として当事者にできる行動を考えたグループワークでは、表3b-2に示すように、実に多様なアイデアが提案され、議論していた。

ここで改めて予防プログラムの効果全般について、当事者とならないための行動や態度にプログラムがもたらす影響と、第三者としての対人資源性にもたらす影響の違いについて考察する。研究3aで示したように、被害者にならないため、普段のコミュニケーションにおける主張行動の発揮、そして加害者にならないためにコミュニケーション中の攻撃行動の抑制については、プログラム受講による改善効果がみられなかった。一方、3bで示したように、第三者として、被加害の当事者もしくは潜在的当事者に対する対人資源となることの効力感はずいぶん予防プログラムによって有意に向上していた。これらの効果の違いは、端的に、親密な二者の関係性に関わる行動を変えることの難しさを反映しているのかもしれない。Fellmeth, Heffernan, Nurse, Habibula, & Sethi (2013)は、過去に行われたスキルベースのDV予防プログラムの効果研究について、システムティック・レビュー

を行い、従属変数ごとの効果量についてメタ分析を試みている。その結果、知識や態度は、プログラムによって変容するが、行動やスキルの変容効果は実質的にわずかであることを明らかにした。つまり、当事者にならないための行動やスキルをプログラムにより向上させることには限界があることを示した。その中で、本研究では、心的対比(Oettingen, 2012, 古村, 2015)のテクニックを援用して、これらの行動の実行意図の形成を試みたが、やはり変容効果は示されなかった。このことから、そもそも恋人間にとる行動や態度は受講前の段階で強固なことが多く、それゆえプログラムでは容易に変化しない可能性を指摘できる。見方を変えれば、第三者として当事者に関与することの効力感が向上したのは、そのような可能性、つまり自身が第三者としての影響力をもつこと自体についてあまり考えたことがなく、強固な態度を有していなかったためなのかもしれない。確かに、グル

表 3b-2 第三者としてできる行動としてあげられたものの一例

(潜在的)加害者に対して

- ・ 飲みに行き本性をあばく
- ・ なぜ相手に怒るのか原因を聞く
- ・ さり気なくDVではないかと尋ねる
- ・ 第三者のことを例にしてDVについて語る
- ・ さり気なく暴力批判をする

(潜在的)被害者に対して

- ・ DV相談センターに行くことを促す
- ・ 味方だと言って安心させる
- ・ 加害者側と距離を置くよう伝える
- ・ セラピーを紹介
- ・ 自分が恋人の愚痴を言う(言いにくいから)

両者に対して

- ・ 予防プログラムを受けてもらう
- ・ 客観的に二人の状況をみせる
- ・ それぞれの愚痴を聞く
- ・ 一緒に遊んでストレスを発散させる
- ・ 友人として、他の人にも手伝ってもらって対応する

ープワークにおいて提案された、第三者としてできる行動は（表 3b-2 参照）、当事者にならないための行動として考えられるものよりも多様であった。このことは、自身が第三者としての対人資源性をもつことへのこれまでの無関心を反映していたともいえる。

このように考えるならば、今後の DV の一次予防の対象は、当事者にならないことよりも、第三者としてコミュニティにおける DV 被害の発生を予防する役割の向上に重点をおくべきなのかもしれない。このことは、自殺予防対策として、ゲートキーパーの育成が推進されていることとも整合的に理解できる。

## 5. 総合考察

一連の 3 つの研究を通じ、DV 予防に必要な心理プロセス、ならびに一次予防プログラムがどのように社会における DV の抑制に影響しうるのかが示唆された。

DV が生じていない段階において、暴力のエスカレートを予防するためには、当事者が相手からの理不尽な振る舞いに対して主張したり反論したりすることの有効性が研究 2 によって示された。特に暴力やそれに類する振る舞いが生じていない段階において、被害者となりうる側からの適切な主張行動が相手の暴力生起を抑制する効果をもつことが確認された。また、これら主張行動をとることによって、長期的に関係の親密さや満足が低下するという副作用は認められなかった。したがって、DV 被害の当事者にならないために、親密な関係の当事者は、非協調的な志向性、すなわち主張的な行動パターンを備えもつ必要があるといえる。

ただし、当事者にとって、それは必ずしも容易ではないことも、研究 1 の知見から示唆された。親密な相手とのコミュニケーションの中で、主張的行動をとるためには、相手の行為から自身が受

ける影響を即座に正確に把握する必要がある。特に、相手の行為が自身にネガティブな影響をもちうる場合、その正確なインパクト評価を起点に、対処としての主張行動をとることができる。しかし、研究 1 で示されたように、自分たちの関係のありようは固定化されたものであると考える運命信念論者は、抽象的に解釈しやすいほど、相手から一方的に意見をおしつけられたり、責め立てられたりしたとしても、それらの行為が必ずしも自身にネガティブなインパクトを与えるものと評価しないことが示された。このようなインパクト評価は、相手も含めて「人の性格は変わらないものだ」という信念をもつ回答者の示す評価プロセスとは対照的であった。抽象的な解釈は、目標志向的な判断を促しやすいことが示されている(Trope & Liberman, 2010)。このことから、上記の運命信念論者によるインパクト評価の歪みは、その信念に基づく目標志向的な心理プロセスを反映していることが示唆される。この傍証として、抽象的な解釈のしやすさと運命信念が、相手のネガティブ評価の歪みをより強く生じさせたのは、関係コミットメントの強い場合であった。関係継続に強く動機づけられている場合に、運命信念が目標志向的に機能し、相手のネガティブな行為から受けるインパクトをより肯定的なものへと評価させたのだと考えることができる。

「ベターハーフ」という言葉にみられるように、自分たちの関係は運命づけられたものだという信念をもつことは、親密な関係でしばしば観察される。とすると、DV 被害の一次予防にとって当事者の主張的な行動が有効だとしても、運命信念による目標志向的な解釈によって、そもそも主張行動が生じにくいということもまたしばしば観察されやすいといえよう。ならば、主張行動の行使可能性をこそ、予防プログラムによって向上させることができないのかと考え、本研究では、心的対

比(Oettingen, 2012, 古村, 2015) のテクニックを援用、その向上にアプローチした。しかし、残念ながら有意な向上効果は示されなかった。このことは、DV 予防プログラムのあり方についての一つの方向性を示しているのかもしれない。この点について、以降で詳述する。

研究3の予防プログラムの効果検証の結果、受講者の親密な二者間での行動の生じやすさには、プログラクが変化をもたらすといえなかった。効果が示されたのは、当事者として関係の相手以外の第三者との関わりを維持しようとする行動、ならびに潜在的・顕在的な被害者へのサポート提供といった第三者としての関与行動であった。いうまでもなく、今回行った効果検証の結果のみから、得られた知見をあらゆる同様のプログラムの効果へと般化することに慎重でなければならない。しかし、Fellmeth et al., (2013)のメタ分析の結果も踏まえるならば、少なくとも行動変化を基本目的とするDV 予防プログラムについては、当事者としての行動（主張行動や攻撃抑制行動）の変化を受講者にもたらすことには限界があるのかもしれない。

DV により生じる悪影響は、被害者の当事者だけでなく、子どもや親族、仲裁者と広範である。この意味で DV とはまさに公衆衛生問題であり (Devries et al., 2013; Abramsky et al., 2016)、社会全体でどのようにDV を減らすことができるのかを考えなければならない。この中で、本研究で示された一連の知見は、若年者を対象とする予防プログラムの実施により、社会全体でのDV 減少が可能となるのかもしれないことを示すものであった。ただし、そのプロセスは、当事者にならないことよりも第三者としてコミュニティ内の他者のDV 被害を抑制するゲートキーパーをプログラムによってうみだすことの有効性を示唆していた。今後、実際に受講者の属するコミュニティ内での

DV が本当に抑制されているのかを検証する必要があるだろう。

予防プログラムによる当事者への働きかけの限界、ならびに第三者としての対人資源性の向上への効果性を示した点に、本研究の意義を見出すことができる。

## 6. 引用文献

- Abramsky, T., Devries, K. M., Michau, L., Nakuti, J., Musuya, T., Kiss, L., ... Watts, C. (2016). Ecological pathways to prevention: How does the SASA! community mobilisation model work to prevent physical intimate partner violence against women? *BMC Public Health*, *16*, 1–21.
- Antle, B. F., Sullivan, D. J., Dryden, A., Karam, E. A., & Barbee, A. P. (2011). Healthy relationship education for dating violence prevention among high-risk youth. *Children and Youth Services Review*, *33*(1), 173–179.
- Baker, C. R., & Stith, S. M. (2008). Factors Predicting Dating Violence Perpetration Among Male and Female College Students. *Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma*, *17*(2), 227–244.
- Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W., & Kim, H. K. (2012). A systematic review of risk factors for intimate partner violence. *Partner Abuse*, *3*(2), 231–280.
- Chen, Z., DeWall, C. N., Poon, K.-T., & Chen, E.-W. (2012). When destiny hurts: Implicit theories of relationships moderate aggressive responses to ostracism. *Journal of Experimental Social Psychology*, *48*(5), 1029–1036.
- Devries, K. M., Mak, J. Y. T., García-Moreno, C., Petzold, M., Child, J. C., Falder, G., ... Watts, C. H. (2013). The Global Prevalence of Intimate Partner Violence Against Women. *Science*,

- 340(Ci), 27–28.
- Fellmeth, G. L. T., Heffernan, C., Nurse, J., Habibula, S., & Sethi, D. (2013). Educational and skills-based interventions for preventing relationship and dating violence in adolescents and young adults. *The Cochrane Database of Systematic Reviews*, 6, CD004534.
- Finkel, E. J., DeWall, C. N., Slotter, E. B., McNulty, J. K., Pond, R. S., & Atkins, D. C. (2012). Using I<sup>3</sup> theory to clarify when dispositional aggressiveness predicts intimate partner violence perpetration. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(3), 533–49.
- Fiske, S. T., & Taylor, S. E. (2012). *Social cognition: From brains to culture, 2nd edn.* Los Angeles, CA: Sage.
- Furman, W. & Rose, A. J. (2015). Friendships, romantic relationships, and peer relationships. In *Handbook of Child Psychology and Developmental Science* (pp. 932–974). Wiley-Blackwell Publishing Ltd.
- Herzberger, S., & Rueckert, Q. (1997). Attitudes as Explanations for Aggression Against Family Members. In *Out of the Darkness: Contemporary Perspectives on Family Violence* (pp. 151–160). Thousand Oaks California 91320 United States: SAGE Publications, Inc.
- Lawrence, C. (2006). Measuring individual responses to aggression-triggering events: development of the situational triggers of aggressive responses (STAR) scale. *Aggressive Behavior*, 32(3), 241–252.
- Oettingen, G., Marquardt, M. K., & Gollwitzer, P. M. (2012). Mental contrasting turns positive feedback on creative potential into successful performance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48(5), 990–996.
- Richards, T. N., & Branch, K. A. (2012). The relationship between social support and adolescent dating violence: a comparison across genders. *Journal of Interpersonal Violence*, 27(8), 1540–61.
- Righetti, F., Luchies, L. B., van Gils, S., Slotter, E. B., Witcher, B., & Kumashiro, M. (2015). The prosocial versus proself power holder: how power influences sacrifice in romantic relationships. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 41(6), 779–90.
- Schumann, K., & Dweck, C. S. (2014). Who accepts responsibility for their transgressions? *Personality & Social Psychology Bulletin*, 40(12), 1598–610.
- Shojima, K. (2007). Latent rank theory: Estimation of item reference profile by marginal maximum likelihood method with EM algorithm. *DNC Research Note*, (October), 7–12.
- Ward, K. J. (2001). Mentors in Violence Prevention Program evaluation 1999–2000. In *Unpublished report*. Northeastern University. Boston, MA.
- 金政祐司・大坊郁夫 (2003). 愛情の三角理論における3つの要素と親密な異性関係. *感情心理学研究*, 10(1), 11–24.
- 古村健太郎 (2015). マインドセット理論に基づく行動パターンの学習はDVの予防に効果的か?. *日工組社会安全研究財団2014年度研究助成実績報告書*, 1–14.
- 相馬敏彦・浦 光博 (2009). 親密な関係における特別観が当事者たちの協調的・非協調的志向性に及ぼす影響. *実験社会心理学研究*, 49(1), 1–16.
- 相馬敏彦・浦 光博 (2010). 「かけがえのなさ」に

潜む陥穽：協調的志向性と非協調的志向性  
を通じた二つの影響プロセス. *社会心理学  
研究*, 26(2), 131-140.

谷口淳一・金政祐司（2014）．恋愛に対するネガ

ティブな態度尺度の作成. *日本グループ・ダイ  
ナミクス学会第61回大会発表論文集*,  
144-145.