

対人的動機および非主張的な自己表現と精神的健康の関連について

水 島 侑 子* ・ 吉 岡 和 子**

要旨

本研究では対人的動機に着目し、非主張的な自己表現による主な悪影響としての精神的健康の低下が生じにくくなる可能性を検討した。調査対象は対人関係における自己表現に悩みを抱えがちである青年期にあたる高校生と大学生159名であった。

分析の結果、精神的健康を損ねる点で非主張的表現や間接的表現は共通しており、その場に応じた行動を取る熟慮的表現は精神的健康を損なわない可能性が示唆された。また、精神的健康を高める点で接近的動機の同一化的理由や内発的理由が機能する可能性、また必ずしも回避的動機があることで精神的健康を損なわない可能性も示唆された。さらに、自己表現の仕方に関わらず接近的動機が高い者の方が低い者よりも精神的に健康であることが示された。加えて、非主張的な自己表現の「熟慮的表現」を行う人にとって、接近的な動機を持つことが精神的健康を高める手段になっている可能性が推察された。

キーワード：対人的動機、非主張的な自己表現、精神的健康

問題と目的

非主張的な自己表現とは、“自分は大切にしないが相手を大切に自己表現”（沢崎, 2006）と定義され、自分の気持ちや考えを言わないことだけでなく、あいまいな言い方や消極的な態度も含まれる（平木, 2009）。非主張的な自己表現は攻撃的な自己表現（自分は大切にしているが、相手を大切にしない自己表現）とともにアサーティブでない自己表現とされており、精神的健康を損ねるものと考えられている（平木, 2009；畑中, 2003）。一方、日本において欧米同様のアサーションが必ずしも望ましいといえないことも指摘されており（伊藤, 2001；李, 2018）、部分的に非主張的な自己表現を行うことは日本文化に適合的な「熟慮的」自己表現だという指摘もある（柴橋, 1998；李, 2018）。日本人大学生が「場」の認知をもって（主張の抑制を含む）行動を規定することに対し、自分で肯定的な評価をすることや（玉瀬・馬場, 2003）、過剰適応研究において

は価値基準の認識によって自己抑制が拒絶感の無さを高めること（菅原・北島, 2020）が明らかになっているなど、集団への適応以外における肯定的な結果を示唆する研究も散見される。以上の先行研究から、特に日本において非主張的な自己表現が個人に悪影響を及ぼさない場合もあると考えられる。

また、非主張的な自己表現と類似したものであると考えられる自己犠牲（相手や関係のために目先の私欲を捨てること：Van Lange, Rusbult, Drigotas, Arriaga, Witcher, & Cox, 1997）の研究において、自己犠牲の動機によってもたらされる結果が異なることが示唆されている。例えばImpett, Gable, & Peplau（2005）は縦断的な調査により、ネガティブな結果を避けるという回避的な動機（例：対立関係を避けるため、罪悪感を避けるため）による自己犠牲は、関係への満足度の低下やネガティブ感情の生起といったネガティブな結果をもたらすが、ポジティブな結果を得るという接近的な

*福岡県立大学大学院人間社会学研究科 心理臨床専攻 修士生

**福岡県立大学大学院人間社会学研究科 心理臨床専攻 専任教員

動機（例：相手との関係を深めるため、自分が良い気分になるため）による自己犠牲は、関係への満足度の上昇やポジティブ感情の生起といったポジティブな結果をもたらすことを示した。このことから、同じく自身より他者を優先する非主張的な自己表現も、動機によってもたらされる結果が異なる可能性が考えられる。

動機づけ理論の1つである自己決定理論（Self-Determination Theory; Ryan & Deci, 2000）では、自己決定性の程度から大別し4つの理由（動機づけ）が想定されている（岡田, 2005）。岡田（2005）によると、1つ目は外的理由で、外的な報酬や罰、他者からの働きかけによって行動が開始され、行動の理由が完全に個人の外側にあるものである。2つ目は取り入れの理由で、明らかな外的働きかけはないが、他者から統制されている感覚を内面にもっており、不安や義務の感覚から、あるいは自己価値を維持したいために行動するものである。この2つの動機を本研究では回避的動機として取り上げる。一方、3つ目の同一化の理由は、行動がもつ価値を認め、個人的に重要であるからなどの理由で自発的に行動がなされるもので、4つ目の内発的理由は、興味や楽しさなどのポジティブな感情によって動機づけられ、行動の理由が完全に個人の内側にあるものである。この2つの動機づけを、本研究では接近的動機として取り上げる。また、黒田・桜井（2001）は、友人関係場面を含む対人関係における目標志向性から抑うつを予測した研究が少ないことを指摘し、これらの関係について検討した。その結果、経験・成長目標（「対人経験を通して自己の成長を目指す」目標）は抑うつと負の関係を示し、評価・回避目標（「性格について悪い評価を避けることを目指す」目標）は抑うつと正の関係を示すが、評価・接近目標（「性格について良い評価を得ることを目指す」目標）は抑うつと負の関係にあることが見出された。本研究では、3つの目標志向性のうち評価・回避目標を回避的動機、評価・接近目標を接近的動機として取り上げる。

以上を踏まえ、本研究では対人的動機に着目し、非主張的な自己表現による主な悪影響としての精神的健康の低下が生じにくくなる可能性を検討する。具体的には、1. 対人的動機が回避的である場合、非主張的な自己表現を行っているほど精神的健康が損なわれる、2. 対人的動機が接近的である場合、非主張的な自己表現を行っていても精神的健康が損なわれない、という仮説について検討を行う。なお、本研究では、自分の主張を抑え込む「非主張的表現」、自分の主張を間接的に他者に伝えようとする「間接的表現」（内山, 2020）、

状況に応じて行動する「熟慮的表現」という3つの非主張的な自己表現スタイルを取り上げ、それぞれの違いも検討する。なお、調査対象は対人関係における自己表現に悩みを抱えがちである青年期にあたる高校生と大学生とする。

方法

1. 対象者

高校生81名、大学生78名（男性72名、女性84名、他3名）。平均年齢は17.98歳（ $SD=1.83$ ；15–21歳）であった。

2. 調査時期

2021年11月～12月に調査を実施した。

3. 調査手続き

大学生を対象とした調査は、講義担当者の許可を得た上で、講義時間中に調査者が受講者へ依頼し、その場で回答させる集合調査形式で行われた。高校生を対象とした調査は、高校の教員に依頼し、授業時間中にGoogleフォームによるWebアンケートにその場で回答させる集合調査形式で行われた。いずれも回答は無記名で行われ、実施時間は15分程度であった。

4. 調査内容

質問紙は、3つの尺度とフェイス項目で構成した。

1) 表紙

依頼文と問い合わせ先を記載した。依頼文には、研究の目的、回収したデータの取り扱い、結果の公表に関する説明、回答をもって調査への同意とする説明が含まれた。

2) 非主張的な自己表現（Table 1）

以下の3尺度で構成される。

(1) 間接的表現尺度：自己表現尺度（内山, 2020）の「間接的表現」因子6項目、(2) 非主張的表現尺度：自己表現尺度（内山, 2020）の「非主張的表現」因子（6項目）、(3) 熟慮的表現尺度：アサーション行動尺度（金子他, 2010）の「客観的自己統制」因子（3項目）

友人と思える人全般を思い浮かべるよう教示し、友人と接する時の態度について「1. 全くあてはまらない」～「5. とてもあてはまる」の5件法で回答するように求めた。

対人的動機および非主張的な自己表現と精神的健康の関連について

Table 1. 自己表現を測定する尺度
(番号は質問紙のもの)

項目	
間接的表現	
2	言いたいことはあいまいな表現で伝える
10	あいまいな表現をよく使う
4	遠回しな表現をよく使う
9	友達からの頼みごとにはあいまいな表現で断る
7	自分の考えをストレートに表現しない
11	自分の意見はストレートに表現しない
非主張的表現	
1	無理なお願ひでも断れない
3	自分が忙しいときに用事を頼まれても断れない
6	友達からの頼みごとは断りにくい
12	自分が忙しくても友達の要求には応える
5	自分より友達の考えを優先する
8	「イヤだ」と言うのが難しいときがある
熟慮的表現	
13	ある場面で求められていることがわかれば、それに合わせて自分の行動を調整していくことはたやすい
14	ある場面で他のことが求められていることに気がつけば、それに応じて自分の行動を調整していくことができる
15	自分が置かれたどんな場面でも、そこに求められていることに合うように行動することができる

3) 対人的動機 (Table 2)

(1) 回避的動機: 友人関係への動機づけ尺度 (岡田, 2005) の「外的」因子 (4 項目) と「取り入れ」因子 (4 項目)、目標志向性尺度 (黒田・桜井, 2001) の「評価ー回避」因子 (8 項目)。

(2) 接近的動機: 友人関係への動機づけ尺度 (岡田, 2005) の「同一化」因子 (4 項目) と「内発」因子 (4 項目)、目標志向性尺度 (黒田・桜井, 2001) の「評価ー接近」因子 (7 項目)。

いずれも友人と思える人全般を思い浮かべるよう指示し、「1. 全くあてはまらない」～「5. とてもあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

4) 精神的健康 (Table 3)

GHQ 精神健康調査票 12 項目版 (中川・大坊, 1985) を用いた。現在の状態について回答するよう指示し、4 件法で回答を求めた。なお、尺度得点は健康上の問題がないと考えられる 2 つの選択肢を 0 点、健康上の問題があると考えられる残りの 2 つの選択肢を 1 点と

Table 2. 対人的動機を測定する尺度 (番号は質問紙のもの)

回避的動機	
外的	8. 一緒にいないと、友人が怒るから
	10. 親しくしていないと友人ががっかりするから
	15. 友人関係を作っておくように、周りから言われるから
	7. 友人の方から話しかけてくるから
取り入れ	2. 友人がいないと、後で困るから
	4. 友人がいないと不安だから
	13. 友人がいないのは、恥ずかしいことだから
	5. 友人とは親しくしておくべきだから
評価ー回避目標	14. 自分の性格の悪い所を友人に見られないようにしている
	10. いつも自分の性格について悪くいわれるのを避けようとしている
	4. 友人に悪い印象を与えることだけは避けたいと思う
	1. 自分の性格のいやな所を隠そうと努力している
	12. 自分の性格のいやなところが出てしまうような状況は、絶対に避けたい
	2. 自分の性格を悪く言われないうちに、自分を嫌っている友人は避けたい
	7. 自分の性格について少しでも悪く言う友人には近づかないようにしている
接近的動機	
同一化	9. 友人と一緒に時間を過ごすのは、重要なことだから
	14. 友人関係は、自分にとって意味のあるものだから
	11. 友人といることで、幸せになれるから
	12. 友人のことを知るのには、価値のあることだから
内発	16. 友人と話すのは、おもしろいから
	1. 友人と一緒にいると、楽しい時間が多いから
	6. 友人と一緒にいるのは楽しいから
	3. 友人と親しくなるのは、うれしいことだから
評価ー接近目標	8. 「他の友人より好感の持てる人である」と言われたい
	5. 友人に自分が好人物であるという印象を与えたい
	13. 他の友人より好ましい人でありたいと思う
	11. みんなから「よい人だ」と言われたい
	9. たくさんの友人から好かれる性格を持ちたい
	15. 他のどの友人よりも良い性格を持ちたいと思う
	3. 自分が好感を持てる人であることを友人にアピールすることがある

Table 3. GHQ精神健康調査票12項目版（番号は質問紙のもの）

項目				
1	何かをする時いつもより集中して			
	① できた	② いつもと 変わらなかった	③ いつもより できなかった	④ 全くできなかった
2	心配事があってよく眠れないようなことは			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
3	いつもより自分のしていることに生きがいを感じる事が			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
4	いつもより容易に物事を決めることが			
	① できた	② いつもと 変わらなかった	③ いつもより できなかった	④ 全くできなかった
5	いつもよりストレスを感じたことが			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
6	問題を解決できなくて困ったことが			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
7	いつもより問題があったときに積極的に解決しようとする事が			
	① できた	② いつもと 変わらなかった	③ いつもより できなかった	④ 全くできなかった
8	いつもより気が重くて、憂うつになることは			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
9	自信を失ったことが			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
10	自分は役に立たない人間だと考えたことは			
	① 全くなかった	② あまりなかった	③ あった	④ たびたびあった
11	一般的にみて幸せといつもより感じることは			
	① たびたびあった	② あった	③ なかった	④ 全くなかった
12	いつもより日常生活を楽しく送ることが			
	① できた	② いつもと 変わらなかった	③ いつもより できなかった	④ 全くできなかった

して全項目の合計得点（以下、GHQ得点）を算出した。
GHQ得点が低い方ほど精神的に健康であることを意味する。

5) フェイス項目

年齢、性別の回答を自由記述で求めた。

結果

1. 基礎的分析

1) 信頼性

非主張的な自己表現を測定する尺度について α 係数を算出したところ、「間接的表現」は.86、「非主張的表現」は.90、「熟慮的表現」は.88であった。対人的動機を測定する尺度について α 係数を算出したところ、回避的動機の「外的」は.50「取り入れ」は.76、「評価－回避」は.87であった。接近的動機の「同一化」は.80、「内発」は.85、「評価－接近」は.89であった。以上よ

り、回避的動機の「外的」以外は、十分な内的整合性をもつことが確認された。本研究では、回避的動機の「外的」を除いた変数を用いて分析する。

2) 尺度間の相関

尺度間の相関係数を算出したところ（Table 4）、非主張的な自己表現の下位尺度間では「間接的表現」と「非主張的表現」（ $r=.71, p<.01$ ）と「非主張的表現」と「熟慮的表現」（ $r=.28, p<.01$ ）との相関係数が有意であった。また、対人的動機の尺度間において「取り入れ」は「同一化」（ $r=.37, p<.01$ ）、「内発」（ $r=.17, p<.05$ ）、「評価－回避」（ $r=.35, p<.01$ ）、「評価－接近」（ $r=.36, p<.01$ ）との相関係数が有意であった。また「同一化」は「内発」（ $r=.70, p<.01$ ）、「評価－接近」（ $r=.25, p<.01$ ）との相関係数が有意であった。「内発」と「評価－接近」（ $r=.20, p<.05$ ）、「評価－回避」と「評価－接近」（ $r=.62, p<.01$ ）の相関係数が有意

Table 4. 各尺度間の単相間係数

	自己表現			対人的動機					GHQ
	間接的表現	非主張的表現	熟慮	取り入れ	同一化	内発	評価－回避	評価－接近	
間接的表現	—	0.71**	0.13	0.22**	-0.01	-0.06	0.46**	0.23**	0.18*
非主張的表現		—	0.28**	0.14	-0.03	-0.03	0.33**	0.17*	0.28**
熟慮的表現			—	0.17*	0.32**	0.28**	0.29**	0.36**	-0.12
取り入れ				—	0.37**	0.17*	0.35**	0.36**	-0.11
同一化					—	0.70**	0.13	0.25**	-0.20*
内発						—	0.06	0.20*	-0.25**
評価－回避							—	0.62**	0.13
評価－接近								—	0.03

** $p < .01$ * $p < .05$

であった。

非主張的な自己表現と対人的動機の関連について、「間接的表現」は「取り入れ」($r = .22, p < .01$)、「評価－回避」($r = .46, p < .01$)、「評価－接近」($r = .23, p < .01$)との相関係数が有意であった。「非主張的表現」は「評価－回避」($r = .33, p < .01$)と「評価－接近」($r = .17, p < .05$)との相関係数が有意であった。「熟慮的表現」は「取り入れ」($r = .17, p < .05$)、「同一化」($r = .32, p < .01$)、「内発」($r = .28, p < .01$)、「評価－回避」($r = .29, p < .01$)、「評価－接近」($r = .36, p < .01$)との相関係数が有意であった。

精神的健康と非主張的な自己表現、対人的動機については、「間接的表現」($r = .18, p < .05$)、「非主張的表現」($r = .28, p < .01$)、「同一化」($r = -.20, p < .05$)「内発」($r = -.25, p < .01$)との相関係数が有意であった。

Table 5. 各尺度における大学生と高校生の平均値とt検定の結果

	M	SD	t値 (r)
自己表現	間接的表現	17.56 16.17	5.99 5.94 (.12)
	非主張的表現	18.82 17.38	4.72 6.04 (.13)
	熟慮的表現	11.06 10.65	2.18 3.01 (.08)
	取り入れ	13.28 13.53	3.59 3.46 (.04)
対人的動機	同一化	16.65 17.10	3.00 2.89 (.08)
	内発	18.42 18.51	2.01 2.20 (.02)
	評価－回避	26.51 24.47	7.29 6.37 (.15)
	評価－接近	23.96 24.24	6.80 6.66 (.02)
	精神的健康 (GHQ得点)	3.76 3.15	2.69 2.51 (.12)
	上段：大学生 (n=78)、下段：高校生 (n=81)		

3) 学校段階の差の検討

大学生と高校生の回答者に差があるかどうか確認するため、「大学生」と「高校生」で回答者を2群に分け、対応のないt検定 (Welch's t-Test) を行った結果、有意な差はみられなかった (Table 5)。

4) 性差の検討

次に自認する性により回答に差があるかどうか確認するため、男性もしくは女性を自認する回答者を「男性」と「女性」の2群に分け、対応のないt検定 (Welch's t-Test) を行った (Table 6)。その結果、「間接的表現」($t = -2.59, p < .05, r = .20$)、「非主張的表現」($t = -2.69, p < .01, r = .21$)、「評価－回避」($t = 3.69, p < .01, r = .28$)、「精神的健康」($t = 2.66, p < .01, r = .21$)において有

Table 6. 各尺度における男女別の平均値とt検定の結果

	M	SD	t値 (r)
自己表現	間接的表現	15.47 17.94	6.05 5.81 (.20)
	非主張的表現	16.83 19.15	5.53 5.20 (.21)
	熟慮的表現	10.44 11.23	3.04 2.23 (.14)
	取り入れ	13.31 13.54	3.50 3.56 (.03)
対人的動機	同一化	16.76 16.87	3.06 2.84 (.02)
	内発	18.32 18.55	2.25 2.00 (.05)
	評価－回避	23.46 27.38	6.26 6.92 (.28)
	評価－接近	23.53 24.67	6.60 6.78 (.08)
	精神的健康 (GHQ得点)	2.82 3.87	2.19 2.71 (.21)
	上段：男性 (n=72)、下段：女性 (n=84)		

** $p < .01$ * $p < .05$

意差がみられた。いずれも女性の方が男性より得点が高かった。

2. 対人的動機及び非主張性と精神的健康の関連の検討

精神的健康に性差がみられたため、独立変数を性別、対人的動機、非主張的な自己表現の各尺度とし、従属変数をGHQ得点とする3要因の分散分析を行った。

なお、対人的動機と非主張的な自己表現については、各尺度の平均値以上をH群、平均値以下をL群とした。

1) 回避的動機

(1) 取り入れ (Table 7 Figure 1~3)

間接的表現では、性別×取り入れの交互作用が1%

水準で有意で ($F(1, 148)=8.66, p<.01, \eta^2=.06$)、性別と間接的表現の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148)=4.66, p<.05, \eta^2=.03$; $F(1, 148)=4.08, p<.05, \eta^2=.03$)。単純主効果検定の結果、取り入れが高い群では男性が女性よりGHQ得点が低く、男性においては、取り入れが高い群が低い群より、GHQ得点が低かった (いずれも $p<.01$)。また、男性が女性より、間接的表現が低い群の方が高い群よりGHQ得点が低かった。

非主張的表現では、性別×取り入れの交互作用が1%水準で有意で ($F(1, 148)=8.44, p<.01, \eta^2=.05$)、非主張的表現の主効果が1%水準で有意であった ($F(1, 148)=7.72, p<.01, \eta^2=.05$)。単純主効果検定の結果、取り入れが高い群では男性が女性よりGHQ得

Table 7-1 回避的動機 (取り入れ) 及び非主張的な自己表現 (間接的表現) と精神的健康の関連 (3 要因分散分析)

A：性別	男性				女性			
B：回避の動機	取り入れH群		取り入れL群		取り入れH群		取り入れL群	
C：間接的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.26	1.83	4.08	3.30	4.54	3.65	3.95	2.80
	1.48	1.82	2.76	2.07	2.99	2.55	2.46	2.26
	n=19	n=17	n=13	n=23	n=28	n=20	n=21	n=15
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：4.66*（.03），1.33（.01），4.08*（.03）							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：8.66**（.06），0.15（.00），0.27（.00）							
	二次交互作用（A×B×C）：0.00（.00）							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

Table 7-2 回避的動機 (取り入れ) 及び非主張的な自己表現 (非主張的表現) と精神的健康の関連 (3 要因分散分析)

A：性別	男性				女性			
B：回避の動機	取り入れH群		取り入れL群		取り入れH群		取り入れL群	
C：非主張の表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.47	1.77	4.54	3.04	4.62	3.47	3.95	2.88
	1.59	1.66	2.53	2.10	3.24	1.93	2.48	2.26
	n=15	n=21	n=13	n=23	n=29	n=19	n=20	n=16
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：3.81(.03)，1.71(.01)，7.72**(.05)							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：8.44**(.05)，0.21(.00)，0.00(.00)							
	二次交互作用（A×B×C）：0.30(.00)							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

Table 7-3 回避的動機 (取り入れ) 及び非主張的な自己表現 (熟慮的表現) と精神的健康の関連 (3 要因分散分析)

A：性別	男性				女性			
B：回避の動機	取り入れH群		取り入れL群		取り入れH群		取り入れL群	
C：熟慮の表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	1.72	2.40	3.44	3.72	4.18	4.13	3.58	3.20
	1.44	1.80	1.71	2.88	3.12	2.16	2.42	2.48
	n=18	n=18	n=18	n=18	n=33	n=15	n=26	n=10
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：5.19*（.03），0.81（.01），0.10（.00）							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：7.53**（.05），0.19（.00），0.68（.01）							
	二次交互作用（A×B×C）：0.00（.00）							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

点が低く、男性においては、取り入れが高い群が低い群より、GHQ得点が低かった（いずれも $p<.01$ ）。また、男性が女性より、非主張的表現が低い群の方が高い群よりGHQ得点が低かった。

熟慮的表現では、性別×取り入れの交互作用が1%水準で有意で（ $F(1, 148)=7.53, p<.01, \eta^2=.05$ ）、性別の主効果が5%水準で有意であった（ $F(1, 148)=5.19, p<.05, \eta^2=.03$ ）。単純主効果検定の結果、取り入れが高い群では男性が女性よりGHQ得点が低く（ $p<.01$ ）、男性においては、取り入れが高い群が低い

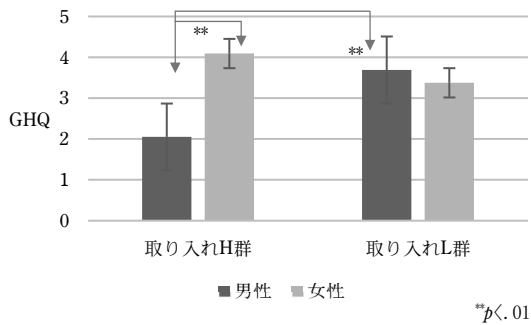


Figure 1 Table 7-1 間接的表現の一次交互作用（性別×取り入れ）

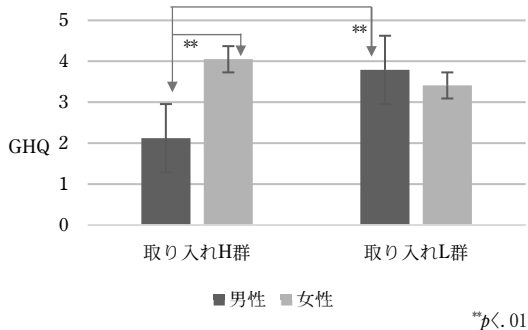


Figure 2 Table 7-2 非主張的表現の一次交互作用（性別×取り入れ）

群より、GHQ得点が低かった（ $p<.05$ ）。また男性が女性より、GHQ得点が低かった。

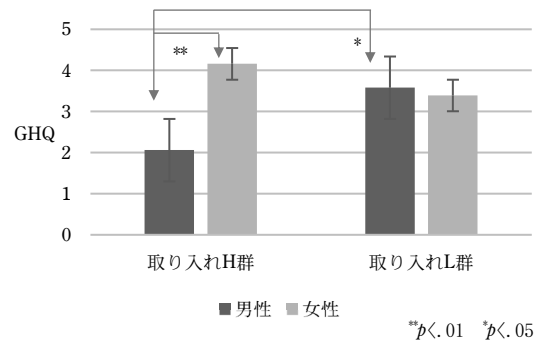


Figure 3 Table 7-3 熟慮的表現の一次交互作用（性別×取り入れ）

(2) 評価－回避 (Table 8 Figure 4)

間接的表現では、評価－回避×間接的表現の交互作用が5%水準で有意で（ $F(1, 148)=4.19, p<.05, \eta^2=.03$ ）、評価－回避の主効果が5%水準で有意であった（ $F(1, 148)=4.23, p<.05, \eta^2=.03$ ）。単純主効果検定の結果、間接的表現が低い群において、評価－回避が低い群が高い群よりGHQ得点が低かった（ $p<.05$ ）。

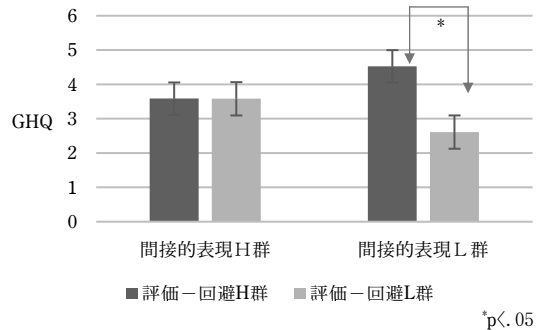


Figure 4 Table 8-1 間接的表現の一次交互作用（評価－回避×間接的表現）

Table 8-1 回避的動機（評価－回避）及び非主張的な表現（間接的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A: 性別	男性				女性			
B: 対人的動機	評価－回避H群		評価－回避L群		評価－回避H群		評価－回避L群	
C: 間接的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.79	5.20	3.17	2.32	4.39	3.86	4.00	2.90
	1.70	2.79	2.63	1.70	2.97	1.81	2.22	2.76
	n=14	n=5	n=18	n=35	n=36	n=14	n=13	n=21
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 0.81(.01), 4.23*(.03), 0.00(.00) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.39(.00), 4.19*(.03), 2.93(.02) 二次交互作用 (A×B×C) : 2.09(.01)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）

** $p<.01$ * $p<.05$

Table 8-2 回避の動機（評価－回避）及び非主張的な表現（非主張的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：回避の動機	評価－回避H群		評価－回避L群		評価－回避H群		評価－回避L群	
C：非主張的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	3.30 1.73 n=10	3.56 2.79 n=9	3.50 2.59 n=18	2.15 1.62 n=35	4.47 2.95 n=36	3.64 1.80 n=14	4.00 3.01 n=13	2.90 2.24 n=21
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 2.02(.01), 1.86(.01), 2.91(.02) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.00(.00), 1.12(.01), 0.22(.00) 二次交互作用 (A×B×C) : 0.57(.00)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p<.01$ * $p<.05$

Table 8-3 回避の動機（評価－回避）及び非主張的な表現（熟慮的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：回避の動機	評価－回避H群		評価－回避L群		評価－回避H群		評価－回避L群	
C：熟慮的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.56 1.83 n=9	4.20 2.40 n=10	2.59 1.79 n=27	2.62 2.39 n=26	4.31 2.85 n=42	3.88 1.69 n=8	2.94 2.60 n=17	3.71 2.58 n=17
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 2.40(.02), 2.77(.02), 1.18(.01) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.00(.00), 0.05(.00), 0.53(.00) 二次交互作用 (A×B×C) : 2.32(.02)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p<.01$ * $p<.05$

また、評価－回避の低い群が高い群よりGHQ得点が低かった。

非主張的表現、熟慮的表現では、有意な交互作用、主効果はみられなかった。

2) 接近的動機

(1) 同一化 (Table 9)

間接的表現では、性別の主効果が5%水準、同一化の主効果が1%水準で有意であった ($F(1, 148)=6.18, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 148)=10.42, p<.01, \eta^2=.07$)。男性が女性より、同一化が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

非主張的表現では、性別の主効果が5%水準、同一

化の主効果が1%水準、非主張的表現の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148)=5.50, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 148)=9.93, p<.01, \eta^2=.06$; $F(1, 148)=5.78, p<.05, \eta^2=.04$)。男性が女性より、同一化が高い群が低い群より、非主張的表現が低い群が高い群よりGHQ得点が低かった。

熟慮的表現では、性別の主効果が5%水準、同一化の主効果が1%水準で有意であった ($F(1, 148)=5.50, p<.05, \eta^2=.04$; $F(1, 148)=11.38, p<.01, \eta^2=.07$)。男性が女性より、同一化が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

Table 9-1 接近的動機（同一化）及び非主張的な自己表現（間接的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：接近的動機	同一化H群		同一化L群		同一化H群		同一化L群	
C：間接的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.00 1.51 n=15	2.37 2.02 n=25	3.88 2.47 n=17	3.20 2.14 n=15	3.54 2.42 n=26	2.95 2.21 n=21	5.13 2.94 n=23	3.79 2.73 n=14
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 6.18*(.04), 10.42**(.07), 1.99(.01) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.03(.00), 1.29(.01), 1.03(.01) 二次交互作用 (A×B×C) : 0.03(.00)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p<.01$ * $p<.05$

対人的動機および非主張的な自己表現と精神的健康の関連について

Table 9-2 接近的動機（同一化）及び非主張的な自己表現（非主張的表現と精神的健康の関連（3 要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：接近の動機	同一化H群		同一化L群		同一化H群		同一化L群	
C：非主張の表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.45	2.14	4.06	3.00	3.57	2.84	5.38	3.63
	2.02	1.78	2.29	2.28	2.47	2.08	3.26	2.06
	n=11	n=29	n=17	n=15	n=28	n=19	n=21	n=16
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：5.50* (.04)，9.93** (.06)，5.78* (.04)							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：0.01 (.00)，1.23 (.01)，0.48 (.00)							
	二次交互作用（A×B×C）：0.03 (.00)							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

Table 9-3 接近的動機（同一化）及び非主張的な自己表現（熟慮的表現）と精神的健康の関連（3 要因分散分析）

A：性別		男性				女性			
B：接近の動機		同一化H群		同一化L群		同一化H群		同一化L群	
C：熟慮の表現		H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)		2.17	2.32	3.42	3.65	3.46	2.75	4.58	4.69
		1.77	1.96	1.55	2.71	2.42	2.05	3.26	2.20
		n=24	n=16	n=12	n=20	n=35	n=12	n=24	n=13
F値（ η^2 ）		主効果（A，B，C）：5.50*（.04），11.38**（.07），0.02（.00） 一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：0.09（.00），0.28（.00），0.35（.00） 二次交互作用（A×B×C）：0.20（.00）							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）									
** $p<.01$ * $p<.05$									

(2) 内発 (Table 10)

間接的表現では、性別の主効果が5%水準、内発の主効果が1%水準で有意であった ($F(1, 148)=6.64$,

$p<.05$, $\eta^2=.04$; $F(1, 148)=8.04$, $p<.01$, $\eta^2=.05$ 。

男性が女性より、内発が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

Table 10-1 接近的動機（内発）及び非主張的な自己表現（間接的表現）と精神的健康の関連（3 要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：接近の動機	内発H群		内発L群		内発H群		内発L群	
C：間接的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.29	2.37	3.80	3.20	3.87	2.92	4.95	4.20
	1.49	2.02	2.71	2.14	2.92	1.94	2.44	3.28
	n=17	n=25	n=15	n=15	n=30	n=25	n=19	n=10
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：6.64*（.04），8.04**（.05），1.80（.01）							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：0.00（.00），0.08（.00），0.50（.00）							
	二次交互作用（A×B×C）：0.28（.00）							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

Table 10-2 接近的動機（内発）及び非主張的な自己表現（非主張的表現）と精神的健康の関連（3 要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：接近の動機	内発H群		内発L群		内発H群		内発L群	
C：非主張の表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.85	2.11	3.93	3.07	3.94	2.68	5.19	4.08
	1.83	1.77	2.57	2.26	2.88	1.74	2.98	2.37
	n=13	n=29	n=15	n=15	n=33	n=22	n=16	n=13
F値（ η^2 ）	主効果（A，B，C）：5.74*（.04），8.16**（.05），5.86*（.04）							
	一次交互作用（A×B，B×C，A×C）：0.13（.00），0.00（.00），0.22（.00）							
	二次交互作用（A×B×C）：0.03（.00）							
数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）								
** $p<.01$ * $p<.05$								

Table 10-3 接近的動機（内発）及び非主張的な自己表現（熟慮的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A: 性別	男性				女性			
B: 接近的動機	内発H群		内発L群		内発H群		内発L群	
C: 熟慮的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.22 1.74 n=23	2.48 1.90 n=19	3.23 1.72 n=13	3.71 2.89 n=17	3.69 2.66 n=42	2.62 2.02 n=17	4.47 3.20 n=17	5.00 2.00 n=12
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 6.00*(.04), 10.21*(.07), 0.01(.00) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.30(.00), 1.15(.01), 0.58(.00) 二次交互作用 (A×B×C) : 0.68(.01)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p < .01$ * $p < .05$

非主張的表現では、性別の主効果が5%水準、内発の主効果が1%水準、非主張的表現の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148) = 5.74, p < .05, \eta^2 = .04$; $F(1, 148) = 8.16, p < .01, \eta^2 = .05$; $F(1, 148) = 5.86, p < .05, \eta^2 = .04$)。男性が女性より、内発が高い群が低い群よりGHQ得点が低く、非主張的表現が低い群が高い群よりGHQ得点が低かった。

熟慮的表現では、性別の主効果が5%水準、内発の主効果が1%水準で有意であった ($F(1, 148) = 6.00, p < .05, \eta^2 = .04$; $F(1, 148) = 10.21, \eta^2 = .07, p < .01$)。男性が女性より、内発が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

(3) 評価一接近 (Table 11)

間接的表現では、性別の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148) = 4.77, p < .05, \eta^2 = .03$)

非主張的表現では、性別の主効果、非主張的表現の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148) = 3.98, p < .05, \eta^2 = .03$; $F(1, 148) = 6.09, p < .01, \eta^2 = .04$)。男性が女性より、非主張的表現が低い群が高い群よりGHQ得点が低かった。

熟慮的表現では、性別の主効果、評価一接近の主効果が5%水準で有意であった ($F(1, 148) = 5.56, p < .05, \eta^2 = .04$; $F(1, 148) = 5.21, p < .01, \eta^2 = .03$)。男性が女性より、評価一接近が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

Table 11-1 接近的動機（評価一接近）及び非主張的な自己表現（間接的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A: 性別	男性				女性			
B: 接近的動機	評価一接近H群		評価一接近L群		評価一接近H群		評価一接近L群	
C: 間接的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.95 1.82 n=19	3.33 2.77 n=15	3.08 2.81 n=13	2.29 1.43 n=25	4.56 3.08 n=27	3.87 2.45 n=15	3.95 2.34 n=22	2.85 2.39 n=20
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 4.77*(.03), 2.39(.02), 1.80(.01) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.18(.00), 0.94(.01), 0.72(.01) 二次交互作用 (A×B×C) : 0.22(.00)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p < .01$ * $p < .05$

Table 11-2 接近的動機（評価一接近）及び非主張的な自己表現（非主張的表現）と精神的健康の関連（3要因分散分析）

A: 性別	男性				女性			
B: 接近的動機	評価一接近H群		評価一接近L群		評価一接近H群		評価一接近L群	
C: 非主張的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	3.47 2.03 n=15	2.84 2.46 n=19	3.38 2.62 n=13	2.13 1.51 n=25	4.78 3.29 n=27	3.47 1.67 n=15	3.82 2.42 n=22	3.00 2.37 n=20
F値 (η^2)	主効果 (A, B, C) : 3.98*(.03), 1.87(.01), 6.09*(.04) 一次交互作用 (A×B, B×C, A×C) : 0.15(.00), 0.01(.00), 0.02(.00) 二次交互作用 (A×B×C) : 0.48(.00)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）
** $p < .01$ * $p < .05$

Table 11-3 接近的動機（評価－接近）及び非主張的な自己表現（熟慮的表現）と精神的健康の関連（３要因分散分析）

A：性別	男性				女性			
B：接近的動機	評価－接近H群		評価－接近L群		評価－接近H群		評価－接近L群	
C：熟慮的表現	H群	L群	H群	L群	H群	L群	H群	L群
精神的健康 (GHQ得点)	2.75 2.03 n=24	4.00 2.65 n=10	2.25 1.16 n=12	2.70 2.33 n=26	4.17 3.06 n=35	5.00 1.69 n=7	3.54 2.47 n=24	3.28 2.38 n=18
F値（ η^2 ）	主効果（A, B, C）：5.56* (.04), 5.21* (.03), 1.55 (.01) 一次交互作用（A×B, B×C, A×C）：0.09 (.00), 1.08 (.01), 0.39 (.00) 二次交互作用（A×B×C）0.03 (.00)							

数値は平均値（上段）、標準偏差（下段）

** $p < .01$ * $p < .05$

考察

1. 非主張的な自己表現と精神的健康の関連について

相関分析の結果、非主張的な自己表現の「間接的表現」と「非主張的表現」との間に、弱い正の相関が有意にみられた。非主張的表現をする人ほど精神的健康が低いというのは、先行研究と共通する結果であった。また、非主張性の一部と考えられている間接的表現（平木，2009；内山，2020）をする人ほど精神的健康が低いことが示された。一方、熟慮的表現では、有意な相関はみられなかった。また、分散分析の結果でも、間接的表現、非主張的表現が低い群の方が高い群よりGHQ得点が低かった。これらの結果から、精神的健康を損ねる点で非主張的表現や間接的表現は共通しており、その場にに応じた行動を取る熟慮的表現は精神的健康を損なわない可能性が示唆された。

2. 対人的動機と精神的健康の関連について

相関分析の結果、接近的動機の「同一化」と「内発」との間に、弱い負の相関が有意にみられた。「友人と一緒に時間を過ごすのは、重要なことだから」や「友人関係は、自分にとって意味のあるものだから」などの行動がもつ価値を認め、個人的に重要であるからなどの理由で自発的に行動がなされる場合（同一化の理由）は精神的健康を高める対人的動機であると思われる。また「友人と話すのは、おもしろいから」や「友人と一緒にいると、楽しい時間が多いから」などの興味や楽しさなどのポジティブな感情によって動機づけられ、行動の理由が完全に個人の内側にある場合（内発の理由）も精神的健康を高める対人的動機であると考えられる。分散分析の結果からも、共通して接近的動機の「同一化」と「内発」の得点が高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。

これらの結果から、精神的健康を高める点で接近的動機の同一化の理由や内発の理由が機能する可能性、

また必ずしも回避的動機があることで精神的健康を損なわない可能性も示唆された。

3. 対人的動機及び非主張的な自己表現と精神的健康の関連について

回避的動機の「評価－回避」において、間接的表現との交互作用が有意にみられたが、間接的表現が低い群において、評価－回避が低い群が高い群よりGHQ得点が低いという結果であり、回避的動機（「評価－回避」）が高い群における間接的表現の影響はみられなかった。一方、接近的動機（「同一化」「内発」「評価－接近」と非主張的な表現（間接的表現、非主張的表現、熟慮的表現）の交互作用はみられず主効果のみみられ、「同一化」と「内発」では非主張的な表現のすべて、「評価－接近」では熟慮的表現において接近的動機が高い群が低い群よりGHQ得点が低いことから、自己表現の仕方に関わらず接近的動機が高い者の方が低い者よりも精神的に健康であることが示された。

以上より、本研究における仮説「対人的動機が回避的である場合、非主張的な自己表現を行っているほど精神的健康が損なわれる」は支持されず、「対人的動機が接近的である場合、非主張的な自己表現を行っていても精神的健康が損なわれない」については支持されたと考えられる。特に「熟慮的表現」は接近的動機の「同一化」と「内発」と弱い正の相関がみられ、接近的動機の「同一化」と「内発」は精神的健康と弱い負の相関が有意にみられた。そのため、非主張的な自己表現の「熟慮的表現」を行う人にとって、接近的な動機を持つことが精神的健康を高める手段になっている可能性が推察される。

4. 性差について

まずt検定の結果から、非主張的な自己表現について、自分の主張を間接的に他者に伝えようとする「間

接的表現」や自分の主張を抑え込む「非主張的表現」は男性より女性がよく行っているという結果が得られた。この結果は、伝統的なジェンダー観の根深さなどの理由により女性のアサーティブ行動が制限されているという先行研究における指摘と一致する（安藤，2009）。しかし、状況に応じて行動する「熟慮的表現」は男性も女性も同等に行っていることが明らかになった。また、回避的動機の「評価－回避」は女性の方が男性より高いが回避的動機の「取り入れ」と接近的動機の「同一化」「内的」「評価－接近」は男女で同等であった。そして、男性の方が女性より精神的に健康であることが示された。

分散分析の結果から、非主張的な自己表現のすべてで、性別と回避的動機の「取り入れ」の交互作用がみられ、「取り入れ」が高い群では男性が女性よりGHQ得点が低く、男性においては、取り入れが高い群が低い群よりGHQ得点が低かった。「取り入れ」の理由は、「友人がいないと、後で困るから」「友人がいないと不安だから」「友人がいないのは、恥ずかしいことだから」「友人とは親しくしておくべきだから」という不安や義務の感覚や自己価値を維持したいために行動するものとされる。自認する性によって友人関係に対する考え方が違うことを示唆する結果であると考えられる。

5. 今後の展望

熟慮的表現について、本研究では場に応じた行動を測定する尺度を用いたが、先行研究においては、場に応じて主張的な振る舞いや非主張的な振る舞いを使い分けることを指している（柴橋，1995；李，2018）。よって、今後は場に応じた行動というだけでなく、主張的な振る舞いと非主張的な振る舞いを使い分けているか否かを測定する尺度を作成することで、より熟慮的表現について適切に検討することができると考えられる。

また、本研究では「対人的動機が回避的である場合、非主張的な自己表現を行っているほど精神的健康が損なわれる」という仮説は支持されなかった。回避的動機の尺度の見直し、回避的動機と精神的健康を介する要因や回避的動機の背後にある要因（パーソナリティなど）などの観点から更に検討することも今後の課題である。

文献

安藤有美（2009）. 性差の観点からみたアサーション研究の概観 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀

要 心理発達科学, 56, 95-104.

- 畑中美穂（2003）. 会話場面における発言の抑制が精神的健康に及ぼす影響 心理学研究, 74(2), 95-103.
- 平木典子（2009）. 改訂版アサーション・トレーニング－さわやかな〈自己表現〉のために－ 金子書房.
- Impett, E. A., Gable, S. L., & Peplau, L. A. (2005). Giving up and giving in: The costs and benefits of daily sacrifice in intimate relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 327-344.
- 伊藤弥生（2001）. 日本におけるアサーション像の探索的研究——アサーション・トレーニング参加者の個別面接を土台に 心理臨床学研究, 19(4), 410-420.
- 金子和弘・今井有里紗・加藤孝央・常本智史・城佳子（2010）. アサーション行動尺度における信頼性・妥当性の検討 生活科学研究, 32, 57-66.
- 黒田祐二・桜井茂男（2001）. 中学生の友人関係場面における目標志向性と抑うつとの関係 教育心理学研究, 49, 129-136.
- 李 盛熟（2018）. 日本人のアサーションにおける熟慮的自己表現 金城学院大学大学院人間生活学研究科論集, 18, 25-34.
- 中川泰彬・大坊郁夫（1985）. 日本版GHQ精神健康調査票手引 日本文化科学社.
- 岡田 涼（2005）. 友人関係への動機づけ尺度の作成および妥当性・信頼性の検討—自己決定理論の枠組みから パーソナリティ研究, 14(1), 101-112.
- 沢崎達夫（2006）. 青年期女子におけるアサーションと攻撃性および自己受容との関係 目白大学心理学研究, 2, 1-12.
- 柴橋祐子（1998）. 資料 青年期の友人関係におけるアサーション能力育成の意義と主張性尺度研究の課題について カウンセリング研究, 31(1), 19-26.
- 菅原麻衣・北島正人（2020）. 志向性から見た自己抑制型行動特性と内的適応との関連 秋田大学臨床心理相談研究, 19, 24-34.
- 玉瀬耕治・馬場弘美（2003）. アサーションに及ぼす場の認知の影響に関する研究 教育実践総合センター研究紀要, 12, 43-50.
- 内山有美（2020）. 自己表現尺度の作成および信頼性と妥当性の検討 パーソナリティ研究, 28(3), 247-249.
- Van Lange, P. A. M., Rusbult, C. E., Drigotas, S. M. Arriaga, X. M., Witcher, B. S., & Cox, C. L. (1997). Willingness to sacrifice in close relationships. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 1373-1395.

付記

本稿は、第1著者が2021年度に提出した修士論文を第2著者が再分析し、加筆修正したものである。

貴重な講義のお時間を頂き調査実施にご協力いただいた福岡県立大学の岩橋宗哉先生、村山浩一郎先生、香椎高校の高木浩信副校長先生、川上克之先生、北九

州工業高等専門学校の渡辺眞一先生、快くご回答くださった大学生、高校生の皆様に厚くお礼申し上げます。

また、貴重なご助言を頂きました先生方、共に学び励ましていただいた大学院の同級生の皆様をはじめとした多くの方々に、心より感謝の意を表します。