

<原著>

中学生の文化的自己観の発達と対人葛藤方略への影響 —状況と文化の相違の分析—

小川晴陽 信州大学大学院教育学研究科
水口 崇 信州大学学術研究院教育学系

概要

本研究では、中学生の葛藤場面の方略と文化的自己感について検討した。中学1年生199名、2年生193名、3年生184名を対象に、2種類の葛藤場面とその葛藤方略、対人葛藤方略スタイル尺度、中学生版相互独立性—相互協調性尺度を使用した質問紙調査を実施した。結果から、文化的自己観は対人葛藤方略スタイルの選択に影響があること、さらに文化的自己観の影響や方略スタイルの選択は葛藤場面の責任の所在が関係していることが明らかになった。一方、現代では従来考えられていた対人葛藤方略スタイルの特徴が変化してきている可能性も示唆された。

キーワード：中学生、文化的自己感、対人葛藤方略、自己重視傾向

問題と目的

人が社会生活を営む上で、他者との関係づくりは必要不可欠である。他者との関わりの中で時には摩擦が生じることもある。大淵(1996)はこのような人と人との間、あるいは集団と集団の間で起こる対立のことを「社会的葛藤」とし、そのうち夫婦や友人など個人間で起こる対立のことを「対人葛藤」と分類した。またそのような対人葛藤が起きた際、我々は何らかの方法を用い葛藤を解消させようとする。

加藤(2003)は対人葛藤状況において、葛藤解決を目的とし、方略行使者が葛藤相手に対して何らかの影響力を行使しようとした行動を「対人葛藤方略」と定義した。対人葛藤方略についての研究は主に葛藤方略の分類研究と方略選択に影響する要因研究に分かれている。葛藤方略の分類について Rahim and Bohnama(1979)は葛藤が起きた際に自己の関心事を満たそうとする程度(自己志向性)と他者の関心事を満たそうとする程度(他者志向性)の二次元から、統合スタイル、服従スタイル、妥協スタイル、支配スタイル、回避スタイルの5つに分類した。自己志向性と他者志向性が共に高い方略群は統合スタイル、共に低い方略群は回避スタイル、共に中程度の方略群は妥協スタイルに属する。また自己志向性が高く他者志向性の低い方略群は支配スタイル、他者志向性が高く自己志向性の低い方略群

は服従スタイルに属する。この2次元5スタイルモデルは日本人においても適用される(加藤, 2003)。さらに加藤(2003)は5スタイルを統合スタイル, 相互妥協スタイル, 強制スタイル, 自己譲歩スタイル, 回避スタイルと命名した。統合スタイルは互いに満足して受け入れられるような結論を見つけ出そうとする方略であり, 相互妥協スタイルは互いに妥協をすることで問題を解決しようとする方略である。強制スタイルは相手の利益を犠牲にしても, 自らの要求や意見を通そうとする方略であり, 対して自己譲歩スタイルとは自らの欲求を抑制し, 相手の要求や意見に服従する方略である。回避スタイルは直接的な葛藤を避けようとする方略である。ただしわが国ではこの種の研究は大学生を対象としたものに限られている。

一方, 方略決定へ影響する要因については様々な研究がある。例えばパーソナリティとの関連があげられている。加藤(2003)はBig Fiveの各特性因子と各対人葛藤方略スタイルとの関連を調べ, パーソナリティが解決方略の選択に影響することを明らかにした。また本田(2000)は対人葛藤方略スタイル選択に影響する要因として, 友人関係における動機づけをあげている。具体的には自己決定性の高い動機づけは双方にとって満足度の高い方略が取られる。一方, 自己決定性の低い動機づけについて, 外的動機付けでは自分の意見を優先させる方略が見られ, 取入れでは相手の意見を優先させる方略が見られることが述べられている。これらに挙げられているのは全て方略行使側の要因である。対して外的な要因による影響も研究されている。平井(2000)は葛藤場面において葛藤の深刻度や相手との関係性によっても方略決定が異なることを示した。また他者との関係には文化も影響する。大淵・福島(1997)は欧米との比較検討にて日本人が回避という方略スタイルを主に使用していることを示し, 日本文化との関係において検討がされるべき重要な課題と述べている。しかしながら葛藤解決方略スタイルに及ぼす要因についての研究は主に個人内部の特性の違いから論じられてきた。このため個人が使用する方略の是非の議論に終始していた。

次に欧米と日本文化についての研究について述べる。文化において歴史的に共有されている自己観のことを文化的自己観という(北山, 1994)。文化的自己観は相互独立的自己観と相互協調的自己観に分けられる。前者は自己を他者から分離した独自の実体と捉えるもので, 西欧とりわけ北米中産階級の典型例である。後者は他者と互いに結びついた人間関係の一部として自己を捉える考えで, 日本を含むアジア文化において一般的である(Markus & Kitayama, 1991)。自己観はその文化に所属する全員が画一的なものではない。しかしこの文化的自己観が何らかの形で認知的表象に反映され, 個人の自己スキーマや様々な自己に関する概念に影響する。一方でSingelis(1994)はこれら2つの自己観が個人内に両立しようと主張している。また日本人においても同様に相互独立性・相互協調性が個人内に存在しうることが論じられている(木内, 1995)。さらに高田(1999)は個人がもつ相互独立性と相互協調性の強さは年齢に従い変化していくことを明らかにした。

青年期は人間関係においても葛藤を抱えやすい時期である。特に中学生はストレスの要因に友人関係をあげており、抑うつ・不安に影響を及ぼすと言われている(岡安・嶋田・丹波・森・矢富, 1992)。また加藤(2003)は対人葛藤方略スタイルの選択が精神的健康に影響することも明らかにしている。以上を考え合わせると、中学生の時期は最も人間関係で葛藤を抱えやすく、それらの葛藤解決は学校生活の満足度や精神的健康に大きい影響があると考えられる。これまでは個人の葛藤方略の良し悪しが対象になっていたが、認知や行動は文化の影響もある。中学生の対人関係の構築については文化の影響も一緒に考えることが必要であると考えられる。また藤森(1991)は責任の所在の違いにより方略に変化があることを示している。対人葛藤場面には自分に責任のある場面、相手に責任のある場面、どちらも責任はないが意見が分かれる場面という3つがあり、責任の所在によって方略に変化があることが示唆されている(本田, 2000)が実証はされていない。

以上のことから本研究では責任の所在が異なる対人葛藤場面を取り上げ、中学生における各葛藤場面への方略選択への差異及び文化的自己観の関係を明らかにする。また年齢差による文化的自己観と方略選択の相違についても明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者

甲信越地方の国立中学校 604 名を調査対象者とした。1 年生 199 名(男性 102 名, 女性 97 名), 中学 2 年生 193 名(男性 94 名, 女性 99 名), 中学 3 年生 184 名(男性 89 名, 女性 95 名)から回答を回収し, その中から欠損値があるものを除いた中学 1 年生 178 名(男性 90 名, 女性 88 名), 中学 2 年生 174 名(男性 82 名, 女性 92 名), 中学 3 年生 169 名(男性 81 名, 女性 88 名)を分析対象とした。回収率は 95.4%だった。有効回答率は 90.4%であった。

調査手続き

2020 年 12 月に質問紙調査を行った。中学校の教師に質問紙の配布・回収を依頼し, クラスごとに回答を求めた。

倫理的配慮

質問紙の表紙に回答は自由であり途中でやめても構わないこと, 質問紙は無記名形式であり, データは統計的に処理され個人の特定をされないことがないこと, 回答に正誤がないことを記述した。

質問紙の構成

本研究では本田(2012)より友人場面において葛藤を抱えやすいと考えられる 2 場面を使用し, 方略に関する質問項目への回答を求めた。最後に文化的自己観に関する質問項目への回答を求めた。

(1) 対人葛藤場面シナリオ 本田(2012)を参考にどちらにも責任はないが意見が分かれる場面(無責任場面), 相手に責任がある場面(相手責任場面)の 2 種類を作成した。前者は,

平井(2000)のシナリオを参考に中学生が体験しそうな場面を独自に作成し、後者は本田(2012)の約束の反故場面を採用した。シナリオを Table 1 に示す。

Table 1 対人葛藤場面シナリオ

| | |
|---------|--|
| 無責任場面。 | <p>あなたと友人は特典付きのマンガの限定版を欲しがっています。発売日にあなたと友人と一緒に本屋さんへ、そのマンガを買いに行きました。しかしそこには特典付きのマンガが1冊しか残っていませんでした。あなたも友人もその1冊を買いたいと考えています。</p> |
| 相手責任場面。 | <p>あなたは友人と遊びに行く約束をしていました。しかし当日に友人から「他の子と遊びに行く約束が入ってしまったから遊べなくなった」とメールが来ました。あなたは友人と遊びたいと思っています。</p> |

Table 2 HIC 質問項目

| | |
|----|---------------------------|
| 1 | 対立しないようにする |
| 2 | お互いの目的を認める |
| 3 | 友人の望み通りにする |
| 4 | お互いの意見の歩み寄ったところで取り決めようとする |
| 5 | できる限り言い合いにならないようにする |
| 6 | お互いにとって良くなるような決定をしようとする |
| 7 | お互いの意見が違っていることをあいまいにする |
| 8 | 自分の意見を通そうとする |
| 9 | 自分の意見を押し通すために、いろんなことをする |
| 10 | 友人の要求に従う |
| 11 | 自分が得するような結果にしようとする |
| 12 | お互いが満足するような結論を見つけ出そうとする |
| 13 | 相手とトラブルにならないようにする |
| 14 | お互いの妥協点を探そうとする |
| 15 | お互いの意見の間を取ろうとする |
| 16 | 自分の意見を押し通そうとする |
| 17 | 友人の考えを理解する |
| 18 | 最良の結果が得られるように、お互いの考えを理解する |
| 19 | 友人の目的に添うようにする |

(2) 対人葛藤方略スタイル 加藤(2003)の対人葛藤方略スタイル尺度 (Handling Interpersonal Conflict Inventory ; 以下HICI)を用いた。統合スタイル因子, 回避スタイル因子, 強制スタイル因子, 自己譲歩スタイル因子, 相互妥協スタイル因子の5因子からなる。全20項目からなり, 「よくあてはまる」「あてはまる」「すこしあてはまる」「あてはまらない」で回答をもとめる。本研究では, 中学校教員との協議により中学生の理解が困難と考えられる表現については平易なものに変更した。また理解が困難であり本来と異なる解釈がされる可能性があるかと判断した1項目を削除し, 全19項目を使用した(Table 2)。さらに「よくあてはまる」から「全然あてはまらない」の5件法で回答をもとめた。得点が高い程各下位領域の傾向の高さを示す。

Table 3 中学生版相互独立性－相互協調性尺度質問項目

| | |
|----|---------------------------------------|
| 1 | 意見がわかれたときは友達に合わせる |
| 2 | いつも自分の意見を持つようにしている |
| 3 | 何かを決定するとき, 自分で決めるよりも他の人たちに決めてもらいたいと思う |
| 4 | みんなと違って, 自分が考えたとおりにやる |
| 5 | 誰と一緒にかで, 考えやり方が変わる |
| 6 | いつも自信を持って発表している |
| 7 | 自分の意見をはっきり言う |
| 8 | 自分の考えを友達がどう思っても気にしない |
| 9 | したいことがあると, 周りから外れても, したいことをする |
| 10 | 周りの目が気になる |
| 11 | グループから離れると, 周りからどう思われるか気になる |
| 12 | みんなと意見がわかるのはいやだ |
| 13 | 考えやり方が友だちと違っていても気にならない |

(3) 文化的自己観 奥野・小林(2005)の中学生版相互独立性－相互協調性尺度4因子版尺度を用いた(Table 3)。相互独立性を示す「言語的主張」「自己重視傾向」、相互協調性を示す「他者重視傾向」「評価懸念」の4因子からなる。全13項目であり, 「よくあてはまる」から「全然あてはまらない」の5件法で回答を求めた。得点が高い程各下位領域の傾向の高さを示す。

(4) 対象者に対する質問項目 学年, 性別について尋ねた。

結果

HICI の因子構造

各項目の基本統計量を場面ごとに Table 4, 5 に示す。各項目についての評定値の平均±SD を目安に天井効果またはフロア効果を判定したところ、項目 x1, x5, x6, x12, x13, x18 に天井効果が見られたが、回答者の特徴が表れている項目と判断したため全項目を使用した。項目 x1 等は、質問項目を示した Table の数字と対応している。以下も同様である。

Table 4 HICI 項目(無責任場面)の記述統計

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>SD</i> | 尖度 | 歪度 | 最小値 | 最大値 |
|----|----------|-------------|-----------|-------|-------|-----|-----|
| 1 | 521 | 4.44 | 0.90 | 3.16 | -1.81 | 1 | 5 |
| 2 | 521 | 4.35 | 0.92 | 2.75 | -1.65 | 1 | 5 |
| 3 | 521 | 3.20 | 1.08 | -0.55 | -0.15 | 1 | 5 |
| 4 | 521 | 3.97 | 1.06 | 0.66 | -1.04 | 1 | 5 |
| 5 | 521 | 4.51 | 0.88 | 4.01 | -2.05 | 1 | 5 |
| 6 | 521 | 4.45 | 0.92 | 3.42 | -1.91 | 1 | 5 |
| 7 | 521 | 2.40 | 1.10 | -0.42 | 0.47 | 1 | 5 |
| 8 | 521 | 2.39 | 1.13 | -0.59 | 0.47 | 1 | 5 |
| 9 | 521 | 1.93 | 1.07 | 0.57 | 1.09 | 1 | 5 |
| 10 | 521 | 2.91 | 1.16 | -0.64 | 0.11 | 1 | 5 |
| 11 | 521 | 2.65 | 1.20 | -0.75 | 0.29 | 1 | 5 |
| 12 | 521 | 4.31 | 0.98 | 2.67 | -1.70 | 1 | 5 |
| 13 | 521 | 4.55 | 0.84 | 5.24 | -2.25 | 1 | 5 |
| 14 | 521 | 3.64 | 1.10 | -0.28 | -0.50 | 1 | 5 |
| 15 | 521 | 3.56 | 1.15 | -0.45 | -0.50 | 1 | 5 |
| 16 | 521 | 1.96 | 1.03 | 0.58 | 1.03 | 1 | 5 |
| 17 | 521 | 4.35 | 0.79 | 3.20 | -1.50 | 1 | 5 |
| 18 | 521 | 4.37 | 0.89 | 3.08 | -1.70 | 1 | 5 |
| 19 | 521 | 3.45 | 1.04 | -0.37 | -0.27 | 1 | 5 |

主成分分析によるスクリープロットと平行分析の結果から 5 因子解を適当とし反復主因子法、プロマクス回転により因子抽出を行った結果、項目 7 はどの因子でも因子負荷量が低かったため、項目を削除し再び因子抽出を行った。その結果、Table 6 に示した因子負荷量を得た。 α 係数もそれぞれ十分な値が得られたことから信頼性も確かめられたと言える。

Table 5 HICI 項目(相手責任場面)の記述統計

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>SD</i> | 尖度 | 歪度 | 最小値 | 最大値 |
|----|----------|-------------|-----------|-------|-------|-----|-----|
| 1 | 521 | 4.03 | 1.20 | 0.13 | -1.08 | 1 | 5 |
| 2 | 521 | 3.84 | 1.21 | -0.36 | -0.81 | 1 | 5 |
| 3 | 521 | 3.50 | 1.32 | -1.00 | -0.38 | 1 | 5 |
| 4 | 521 | 3.52 | 1.22 | -0.60 | -0.51 | 1 | 5 |
| 5 | 521 | 4.21 | 1.11 | 0.90 | -1.35 | 1 | 5 |
| 6 | 521 | 4.13 | 1.16 | 0.76 | -1.30 | 1 | 5 |
| 7 | 521 | 2.38 | 1.17 | -0.42 | 0.53 | 1 | 5 |
| 8 | 521 | 2.38 | 1.22 | -0.81 | 0.46 | 1 | 5 |
| 9 | 521 | 1.99 | 1.15 | 0.18 | 1.00 | 1 | 5 |
| 10 | 521 | 3.17 | 1.37 | -1.17 | -0.11 | 1 | 5 |
| 11 | 521 | 2.52 | 1.18 | -0.66 | 0.38 | 1 | 5 |
| 12 | 521 | 3.92 | 1.23 | 0.16 | -1.06 | 1 | 5 |
| 13 | 521 | 4.28 | 1.11 | 1.57 | -1.57 | 1 | 5 |
| 14 | 521 | 3.46 | 1.13 | -0.39 | -0.37 | 1 | 5 |
| 15 | 521 | 3.15 | 1.27 | -0.87 | -0.20 | 1 | 5 |
| 16 | 521 | 2.11 | 1.11 | -0.15 | 0.78 | 1 | 5 |
| 17 | 521 | 4.04 | 1.11 | 0.72 | -1.18 | 1 | 5 |
| 18 | 521 | 4.08 | 1.13 | 0.81 | -1.24 | 1 | 5 |
| 19 | 521 | 3.37 | 1.24 | -0.85 | -0.23 | 1 | 5 |

因子間相関について Table 7 に示す。回避スタイルと自己譲歩($r = .55$)、回避スタイルと平等解決スタイル($r = .41$)、承認スタイルと平等解決スタイル($r = .53$)、承認スタイルと回避スタイル($r = .60$)において高い正の相関を示した。

因子負荷量の絶対値 0.4 以上の項目内容に基づき、先行研究(加藤, 2003)と因子間相関の加味から、因子を解釈・命名することにした。因子 1 について、項目 x9・x16・x8・x11 にプラスの負荷量を示していることから、相手より自分の利益を優先させる方略スタイルと解釈し、「強制スタイル」と命名した。因子 2 については、項目 x10・x3・x19 にプラスの負荷量を示していることから、自分より相手の利益を優先させる方略スタイルと解釈し、「自己譲歩スタイル」と命名した。因子 3 については、項目 x14・x15・x12・x6・x4 にプラスの負荷量を示していることから、両者が平等な結果を得られる解決法を考える方略と解釈し「平等解決スタイル」と命名した。因子 4 については、項目 x5・x13・x1 にプラスの負荷量を示していることから、相手との衝突を避けようとする方略と解釈し、

「回避スタイル」と命名した。因子5については、項目 x17・x18・x2 にプラスの負荷量を示していることから、お互いの目的や考えを認める方略と解釈し、「承認スタイル」と命名した。

Table 6 HICI の因子構造

| 項目 | 因子 | | | | | 共通性 |
|-------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-----|
| | F1 ($\alpha=.875$) | F2 ($\alpha=.879$) | F3 ($\alpha=.822$) | F4 ($\alpha=.870$) | F5 ($\alpha=.786$) | |
| 9 | .94 | -.07 | -.07 | .03 | .07 | .77 |
| 16 | .87 | .05 | -.02 | -.02 | -.03 | .76 |
| 8 | .85 | -.08 | .04 | .06 | -.03 | .76 |
| 11 | .59 | -.01 | .10 | -.03 | .01 | .38 |
| 10 | .05 | .95 | -.04 | -.06 | -.05 | .80 |
| 3 | -.03 | .81 | -.02 | .06 | -.00 | .72 |
| 19 | .01 | .80 | .02 | -.06 | .11 | .64 |
| 14 | -.01 | .09 | .78 | -.07 | .17 | .46 |
| 15 | -.01 | .09 | .78 | -.03 | -.18 | .47 |
| 12 | -.05 | -.15 | .59 | -.06 | .38 | .68 |
| 6 | -.02 | -.10 | .56 | .10 | .24 | .58 |
| 4 | .06 | .02 | .55 | .04 | .19 | .48 |
| 5 | .06 | -.02 | -.08 | .96 | -.02 | .77 |
| 13 | .03 | -.08 | .03 | .90 | -.01 | .73 |
| 1 | -.13 | .17 | .10 | .61 | -.04 | .65 |
| 17 | .00 | .17 | -.06 | .01 | .77 | .66 |
| 18 | .03 | -.12 | .03 | -.07 | .74 | .74 |
| 2 | -.05 | .13 | .19 | .11 | .42 | .49 |
| 説明分散 | 2.75 | 2.35 | 2.34 | 2.16 | 1.63 | - |
| 寄与率 | 15.3% | 13.0% | 13.0% | 12.0% | 9.1% | - |
| 累積寄与率 | 15.3% | 28.3% | 41.3% | 53.3% | 62.3% | - |

注) F1=強制, F2=自己譲歩, F3=平等解決, F4=回避, F5=承認

Table 7 HICI の因子間相関

| | F1 | F2 | F3 | F4 |
|----|-------|------|------|------|
| F2 | -0.40 | - | - | - |
| F3 | 0.06 | 0.01 | - | - |
| F4 | -0.48 | 0.55 | 0.41 | - |
| F5 | -0.30 | 0.30 | 0.53 | 0.60 |

注)F1=強制, F2=自己譲歩, F3=平等解決, F4=回避, F5=承認

Table 8 中学生用相互独立性・相互協調性尺度の記述統計

| | <i>N</i> | <i>Mean</i> | <i>SD</i> | 尖度 | 歪度 | 最小値 | 最大値 |
|----|----------|-------------|-----------|-------|-------|-----|-----|
| 1 | 521 | 3.27 | 1.10 | -0.51 | -0.30 | 1 | 5 |
| 2 | 521 | 4.14 | 0.93 | 0.54 | -1.00 | 1 | 5 |
| 3 | 521 | 3.20 | 1.18 | -0.93 | -0.15 | 1 | 5 |
| 4 | 521 | 3.09 | 1.11 | -0.75 | 0.01 | 1 | 5 |
| 5 | 521 | 3.17 | 1.27 | -0.88 | -0.31 | 1 | 5 |
| 6 | 521 | 2.97 | 1.28 | -1.07 | 0.15 | 1 | 5 |
| 7 | 521 | 3.31 | 1.26 | -1.01 | -0.22 | 1 | 5 |
| 8 | 521 | 2.89 | 1.32 | -1.09 | 0.12 | 1 | 5 |
| 9 | 521 | 2.84 | 1.24 | -0.92 | 0.21 | 1 | 5 |
| 10 | 521 | 3.63 | 1.24 | -0.52 | -0.70 | 1 | 5 |
| 11 | 521 | 3.19 | 1.35 | -1.15 | -0.20 | 1 | 5 |
| 12 | 521 | 2.87 | 1.27 | -1.01 | 0.06 | 1 | 5 |
| 13 | 521 | 3.22 | 1.27 | -1.08 | -0.09 | 1 | 5 |

中学生版相互独立性-相互協調性尺度の因子構造

各項目の基本統計量を Table 8 に示す。各項目の平均±SD を目安に天井効果またはフロア効果を判定したところ、項目 2 について天井効果が認められたため、項目 2 を除き因子分析を行った。

因子分析前に行った主成分分析によるスクリープロットと平行分析は 4 因子解を示した。これらの結果及び先行研究の知見(奥野・小林, 2007)から 4 因子解を適当と判断し、一般化最小 2 乗法、プロマクス回転により因子抽出を行った。その結果、Table 9 のような因子負荷量を得た。 α 係数もそれぞれ十分な値が得られたことから信頼性も確かめられたと言える。

因子間相関について Table 10 に示す。他者重視傾向と評価懸念($r = .56$)、自己重視傾

向と言語的主張($r = .51$)で高い正の相関があった。

Table 9 中学生用相互独立性・相互協調性尺度の因子構造

| 項目 | 因子 | | | | 共通性 |
|-------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|-----|
| | F1 ($\alpha = .684$) | F2 ($\alpha = .851$) | F3 ($\alpha = .727$) | F4 ($\alpha = .773$) | |
| 1 | .78 | .10 | .00 | -.11 | .45 |
| 3 | .67 | -.10 | .07 | -.07 | .43 |
| 12 | .50 | .04 | -.02 | .34 | .54 |
| 5 | .43 | .09 | .08 | .16 | .21 |
| 6 | .08 | 1.02 | -.02 | -.02 | .96 |
| 7 | -.16 | .69 | .02 | .05 | .62 |
| 9 | .11 | -.10 | .80 | -.01 | .49 |
| 8 | .00 | .09 | .63 | -.10 | .53 |
| 4 | -.09 | -.01 | .61 | .13 | .39 |
| 13 | -.29 | .02 | .34 | -.01 | .38 |
| 11 | .02 | .05 | .03 | .86 | .72 |
| 10 | -.10 | -.10 | -.07 | .75 | .57 |
| 説明分散 | 1.63 | 1.58 | 1.55 | 1.49 | |
| 寄与率 | 13.6% | 13.1% | 12.9% | 12.4% | |
| 累積寄与率 | 13.6% | 26.7% | 39.6% | 52.0% | |

注)F1=他者重視傾向, F2=言語的主張, F3=自己重視傾向, F4=評価懸念

Table 10 相互独立性・相互協調性尺度の因子間相関

| | F1 | F2 | F3 |
|----|------|------|------|
| F1 | - | | |
| F2 | -.56 | - | |
| F3 | -.63 | .51 | - |
| F4 | .56 | -.26 | -.40 |

注)F1=他者重視傾向, F2=言語的主張, F3=自己重視傾向, F4=評価懸念

全ての因子構造が先行研究(奥野・小林, 2007)と一致したため, 因子名をそのまま採用した。したがって, 因子1について項目 x1, x3, x12, x5 にプラスの負荷量を示している

ことから、「他者重視傾向」と命名した。因子2について項目6, 7にプラスの負荷量を示していることから、「言語的主張」と命名した。因子3について項目x9, x8, x4, x13にプラスの負荷量を示していることから、「自己重視傾向」と命名した。因子4について項目x11, x10にプラスの負荷量を示していることから、「評価懸念」と命名した。

場面ごとの対人葛藤解決方略の差異

葛藤場面で解決方略に差異があるかを確認するため、解決方略スタイルごとに参加者内で t 検定 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行なった。 t 検定の結果、回避スタイル ($t = 7.673$, $df = 520$, $p < .001$, $d = 0.368$), 承認スタイル ($t = 9.101$, $df = 520$, $p < .001$, $d = 0.444$), 平等解決スタイル ($t = 9.938$, $df = 520$, $p < .001$, $d = 0.425$) で相手責任場面より無責任場面における平均の方が有意に大きかった。自己譲歩スタイル ($t = 1.579$, $df = 520$, $p = .115$, $d = 0.073$) と強制スタイル ($t = 0.423$, $df = 520$, $p = .672$, $d = 0.019$) の平均は葛藤場面による有意な差は出なかった。

学年における対人葛藤方略スタイルの差異

学年によって対人葛藤方略スタイルに変化が出るかを調べるため、場面別に学年を要因とした1要因参加者間分散分析を実施した。

(1) 無責任場面 分散分析の結果、自己譲歩スタイル ($F(2, 518) = 1.704$, $p = .183$, $\eta^2 = .007$), 回避スタイル ($F(2, 518) = 0.767$, $p = .465$, $\eta^2 = .003$), 承認スタイル ($F(2, 518) = 0.133$, $p = .876$, $\eta^2 = .001$) は有意でなかった。一方、強制スタイルは有意であった ($F(2, 518) = 3.749$, $p = .024$, $\eta^2 = .014$)。Holm法による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果、3年生の平均は1年生の平均よりも有意に大きく ($p = .018$), 3年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きかった ($p = .018$)。また、1年生と2年生の平均の差は有意でなかった ($p = .994$)。さらに平等解決スタイルでも有意だった ($F(2, 518) = 5.799$, $p = .003$, $\eta^2 = .022$)。そこで、Holm法による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果、1年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きく ($p = .010$), 3年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きかった ($p = .001$)。1年生と3年生の差は有意でなかった ($p = .503$)。

(2) 相手責任場面 分散分析の結果、強制スタイル ($F(2, 518) = 1.018$, $p = .362$, $\eta^2 = .004$), 自己譲歩スタイル ($F(2, 518) = 0.178$, $p = .837$, $\eta^2 = .001$), 承認スタイル ($F(2, 518) = 1.767$, $p = .172$, $\eta^2 = .007$) は有意でなかった。平等解決スタイルは有意だった ($F(2, 518) = 6.944$, $p = .001$, $\eta^2 = .026$)。そこで、Holm法による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果、1年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きく ($p < .001$), 3年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きかった ($p = .027$)。また、1年生と3年生の平均の差は有意でなかった ($p = .150$)。さらに回避スタイルは有意傾向であった ($F(2, 518) = 2.523$, $p = .081$, $\eta^2 = .010$)。Holm法による多重比較 ($\alpha = 0.05$, 両側検定) を行った結果、1年生の平均は2年生の平均よりも有意傾向で大きく (p

= .094), 1年生の平均は3年生の平均よりも有意に大きかった($p = .034$)。また, 2年生と3年生の平均の差は有意でなかった($p = .650$)。

学年における文化的自己観の差異

学年による文化的自己観の変化を調べるため, 学年に一要因分散分析を行った結果, 他者重視傾向($F(2, 518) = 0.016, p = .984, \eta^2 = .000$), 言語的主張($F(2, 518) = 2.185, p = .113, \eta^2 = .008$), 評価懸念($F(2, 518) = 0.696, p = .499, \eta^2 = .003$)で有意ではなかったが, 自己重視傾向が有意であった($F(2, 518) = 7.232, p = .001, \eta^2 = .027$)。

そこで, Holm法による多重比較($\alpha = 0.05$, 両側検定)を行った結果, 3年生の平均は1年生の平均よりも有意に大きく($p < .001$), 3年生の平均は2年生の平均よりも有意に大きかった($p = .019$)。また, 1年生と2年生の平均の差は有意でなかった($p = .155$)。

文化的自己観と対人葛藤方略スタイルの関連

文化的自己観が及ぼす対人葛藤方略スタイルへの影響を検討するため, 因子分析で求めた対人葛藤方略の5スタイルを目的変数とし, 文化的自己観を構成する4因子を説明変数とする回帰分析を実行した。初期モデルを加法モデルとし, ステップワイズ増減法により情報量基準BICを用いたモデル選択を行った。葛藤場面別の結果を述べる。因子1 = 言語的主張, 因子2 = 自己重視傾向, 因子3 = 評価懸念, 因子4 = 他者重視傾向である。

(1)無責任場面 強制スタイル = 自己重視傾向 + 評価懸念を選出した。モデル選択ステップの要約をTable 11に示す。

Table 11 強制スタイルのモデル選択ステップの要約

| 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | - | - | 516 | 407.65 | 1384.0 |
| 2 | -因子1 | 0.4438 | 517 | 408.09 | 1378.3 |
| 4 | -因子4 | 3.3468 | 518 | 411.44 | 1376.3 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果はTable12のとおりである。モデル R^2 は0.070で有意だった($F(2, 518) = 19.34, p < .001, effect\ size\ f^2 = 0.075, adjusted\ R^2 = 0.066$)。

Table 12 強制スタイルの偏回帰係数の検定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | <i>t</i> 値 | <i>p</i> 値 | <i>stb</i> |
|------|-------|-------|------------|------------|------------|
| (切片) | 0.962 | 0.213 | 4.520 | $p < .000$ | - |
| 因子2 | 0.263 | 0.045 | 5.821 | $p < .000$ | 0.261 |
| 因子3 | 0.140 | 0.035 | 3.975 | $p < .000$ | 0.178 |

自己譲歩スタイル = 言語的主張 + 他者重視傾向を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 13 に示す。

Table 13 自己譲歩スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|---|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | | - | - | 516 | 417.62 | 1396.6 |
| 2 | -因子2 | 1 | 0.5206 | 517 | 418.14 | 1391.0 |
| 3 | -因子3 | 1 | 1.4478 | 518 | 419.58 | 1386.5 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 14 のとおりである。モデル R^2 は 0.078 で有意だった ($F(2, 518) = 21.99, p < .001, effect\ size\ f^2 = 0.085, adjusted\ R^2 = 0.075$)。

Table 14 自己譲歩スタイルの偏回帰係数の検定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | <i>t</i> 値 | <i>p</i> 値 | <i>stb</i> |
|------|-------|-------|------------|------------|------------|
| (切片) | 1.917 | 0.233 | 8.225 | $p < .000$ | - |
| 因子1 | 0.099 | 0.037 | 2.707 | $p < .007$ | 0.125 |
| 因子4 | 0.333 | 0.050 | 6.631 | $p < .000$ | 0.307 |

平等解決スタイル = 言語的主張を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 15 に示す。

Table 15 平等解決スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|---|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | | - | - | 516 | 290.75 | 1207.9 |
| 2 | -因子3 | 1 | 0.0453 | 517 | 290.79 | 1201.7 |
| 3 | -因子2 | 1 | 0.0997 | 518 | 290.89 | 1195.7 |
| 4 | -因子4 | 1 | 1.2957 | 519 | 292.19 | 1191.7 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 16 のとおりである。モデル R^2 は 0.027 で有意だった ($F(1, 519) = 14.26, p = .002, effect\ size\ f^2 = 0.028, adjusted\ R^2 = 0.025$)。

Table 16 平等解決スタイルの偏回帰係数の決定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | t 値 | p 値 | stb |
|------|-------|-------|--------|----------|-------|
| (切片) | 3.660 | 0.093 | 39.268 | p < .000 | - |
| 因子1 | 0.105 | 0.028 | 3.776 | p < .000 | 0.164 |

回避スタイル = 言語的主張 + 自己重視傾向 + 他者重視傾向を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 17 に示す。

Table 17 回避スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | df | 残差増分 | df | 残差逸脱度 | BIC |
|---|------|----|--------|-----|--------|--------|
| 1 | - | - | - | 516 | 254.37 | 1138.3 |
| 2 | -因子3 | 1 | 0.1766 | 517 | 254.54 | 1132.4 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 18 のとおりである。モデル R^2 は 0.079 で有意だった ($F(3, 517) = 14.70, p < .001, effect\ size\ f^2 = 0.085, adjusted\ R^2 = 0.073$)。

Table 18 回避スタイルの偏回帰係数の決定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | t 値 | p 値 | stb |
|------|--------|-------|--------|----------|--------|
| (切片) | 4.080 | 0.229 | 17.822 | p < .000 | - |
| 因子1 | 0.085 | 0.030 | 2.844 | .005 | 0.139 |
| 因子2 | -0.132 | 0.040 | -3.284 | .001 | -0.166 |
| 因子4 | 0.176 | 0.042 | 4.187 | p < .000 | 0.208 |

承認スタイル = 言語的主張を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 19 に示す。

Table 19 承認スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | df | 残差増分 | df | 残差逸脱度 | BIC |
|---|------|----|--------|-----|--------|--------|
| 1 | - | - | - | 516 | 243.40 | 1115.3 |
| 2 | -因子2 | 1 | 0.1990 | 517 | 243.60 | 1109.5 |
| 3 | -因子4 | 1 | 1.3043 | 518 | 244.91 | 1106.0 |
| 4 | -因子3 | 1 | 0.6429 | 519 | 245.55 | 1101.1 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 20 のとおりで

ある。モデル R^2 は 0.016 で有意だった ($F(1, 519) = 8.35, p = .004, effect\ size\ f^2 = 0.016, adjusted\ R^2 = 0.014$)。

Table 20 承認スタイルの偏回帰係数の決定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | t 値 | p 値 | stb |
|------|-------|-------|--------|------------|-------|
| (切片) | 4.125 | 0.085 | 48.286 | $p < .000$ | - |
| 因子1 | 0.074 | 0.026 | 2.890 | .004 | 0.126 |

(2) 相手責任場面 強制スタイル = 自己重視傾向 + 評価懸念を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 21 に示す。

Table 21 強制スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | df | 残差増分 | df | 残差逸脱度 | BIC |
|---|------|----|--------|-----|--------|--------|
| 1 | | - | - | 516 | 482.49 | 1471.8 |
| 2 | -因子1 | 1 | 3.3518 | 517 | 485.84 | 1469.2 |
| 3 | -因子4 | 1 | 2.9766 | 518 | 488.81 | 1466.1 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 22 のとおりである。モデル R^2 は 0.032 で有意だった ($F(2, 518) = 8.58, p < .001, effect\ size\ f^2 = 0.033, adjusted\ R^2 = 0.028$)。

Table 22 強制スタイルの偏回帰係数の決定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | t 値 | p 値 | stb |
|------|-------|-------|-------|------------|-------|
| (切片) | 1.308 | 0.232 | 5.637 | $p < .000$ | - |
| 因子2 | 0.166 | 0.049 | 3.376 | .001 | 0.154 |
| 因子3 | 0.130 | 0.038 | 3.371 | .001 | 0.154 |

自己譲歩スタイル = 他者重視傾向を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 23 に示す。

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 24 のとおりである。モデル R^2 は 0.040 で有意だった ($F(1, 519) = 21.33, p < .001, effect\ size\ f^2 = 0.041, adjusted\ R^2 = 0.038$)。

Table 23 自己譲歩スタイルのモデル選択ステップの要約

| 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | - | - | 516 | 669.34 | 1642.3 |
| 2 | -因子2 | 0.0030 | 517 | 669.34 | 1636.1 |
| 3 | -因子1 | 0.3329 | 518 | 669.68 | 1630.1 |
| 4 | -因子3 | 2.3908 | 519 | 672.07 | 1625.7 |

Table 24 自己譲歩スタイルの偏回帰係数の検定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | <i>t</i> 値 | <i>p</i> 値 | <i>stb</i> |
|------|-------|-------|------------|-----------------|------------|
| (切片) | 2.512 | 0.187 | 13.403 | <i>p</i> < .000 | - |
| 因子4 | 0.267 | 0.058 | 4.619 | <i>p</i> < .000 | 0.199 |

平等解決スタイルはモデルが選出されなかった。モデル選択ステップの要約を Table 25 に示す。

Table 25 平等解決スタイルのモデル選択ステップの要約

| 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | - | - | 516 | 417.99 | 1397.0 |
| 2 | -因子2 | 0.2835 | 517 | 418.28 | 1391.1 |
| 3 | -因子3 | 1.7505 | 518 | 420.03 | 1387.1 |
| 4 | -因子4 | 2.6409 | 519 | 422.67 | 1384.1 |
| 5 | -因子1 | 2.7367 | 520 | 425.41 | 1381.2 |

回避スタイル = 他者重視傾向を選出した。モデル選択ステップの要約を Table 26 に示す。

Table 26 回避スタイルのモデル選択ステップの要約

| 項の増減 | <i>df</i> | 残差増分 | <i>df</i> | 残差逸脱度 | <i>BIC</i> |
|------|-----------|--------|-----------|--------|------------|
| 1 | - | - | 516 | 516.60 | 1507.4 |
| 2 | -因子3 | 0.4109 | 517 | 517.01 | 1501.5 |
| 3 | -因子1 | 0.6667 | 518 | 517.67 | 1496.0 |
| 4 | -因子2 | 3.1982 | 519 | 520.87 | 1492.9 |

選出されたモデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果は Table 27 のとおりである。モデル R^2 は 0.021 で有意だった ($F(1, 519) = 11.31, p = .001, effect\ size\ f^2 =$

0.022, *adjusted R*² = 0.019)。

Table 27 回避スタイルの偏回帰係数の検定

| | 偏回帰係数 | 標準誤差 | t 値 | p 値 | stb |
|------|-------|-------|--------|----------|-------|
| (切片) | 3.639 | 0.165 | 22.058 | p < .000 | - |
| 因子 4 | 0.171 | 0.051 | 3.363 | .001 | 0.146 |

承認スタイルはモデルが選出されなかった。モデル選択ステップの要約を Table 28 に示す。

Table 28 承認スタイルのモデル選択ステップの要約

| | 項の増減 | df | 残差増分 | df | 残差逸脱度 | BIC |
|---|-------|----|--------|-----|--------|--------|
| 1 | | - | - | 516 | 465.92 | 1453.6 |
| 2 | -因子 4 | 1 | 0.2164 | 517 | 466.14 | 1447.6 |
| 3 | -因子 3 | 1 | 0.9894 | 518 | 467.13 | 1442.4 |
| 4 | -因子 2 | 1 | 0.8032 | 519 | 467.93 | 1437.1 |
| 5 | -因子 1 | 1 | 0.6492 | 520 | 468.58 | 1431.5 |

考察

文化的自己観が及ぼす対人葛藤方略スタイルへの影響

本研究では文化的自己観が対人葛藤方略に影響を及ぼすことが確認された。また場面により文化的自己観の影響が異なることも示された。それぞれの対人葛藤方略スタイルごとに違いを述べていく。

まず平等解決スタイルと承認スタイルは無責任場面においてのみ言語的主張から影響が見られ、相手責任場面では影響が見られなかった。中島・五十嵐(2012)は言語的主張が高い人は友人への信頼が高く、「友人といると自分のやりたいことができない」という葛藤が低いと述べている。そのため誰にも責任がない場面では、自分や相手を認め合い、平等に利益が得られるような方略スタイルを選択しやすいと考える。

自己譲歩スタイルは、無責任場面において他者重視傾向と言語的主張が、相手責任場面では他者重視傾向が影響を及ぼしていた。どちらの場面でも他者を気遣う文化観が影響していることが示された。これは自然に推測される結果である。しかしながら、無責任場面では相互独立性を構成する言語的主張が併存している形となった。自分の目的について主張はしながらも他者を気遣い、最終的には相手に譲る選択が取られることが推測される。

回避スタイルは、無責任場面において他者重視傾向、自己重視傾向、言語的主張が影響

を及ぼしていた。まず言語的主張と他者重視傾向が正の影響を及ぼしたことについて、自己譲歩スタイル同様、自己の主張と他者への気遣いが両立し逡巡した結果、思考そのものを避けるために回避スタイルを選択することが考えられる。加えて、自己重視傾向が負の関連を示したことについて、自己重視傾向が高い人は独立性が高いことから(中島・五十嵐, 2012)、元々自己か他者かという葛藤を抱えないために回避することがないと推測される。一方、相手責任場面では他者重視傾向のみが影響を及ぼしていた。中島・五十嵐(2012)は他者重視傾向が高い人について自分のやりたいことができないという葛藤が高く、友人への不安懸念が高いと述べている。「相手のせいだ」という不満を持ちながらも友人が自分の主張を受け止める確信が低いため主張をせず他者を気遣った結果、回避スタイルを選択すると考える。

強制スタイルのみ、場面による差が見られなかった。強制スタイルは自己重視傾向と評価懸念から影響があった。強制スタイルは相手よりも自分の目標達成を優先させるものであり、自己重視傾向も自分の考えるよう行動することを重視する文化観であることから影響があったことは自然な結果だと考える。しかしながら、周囲からの自己に対する評価を気にする評価懸念からも影響があることが示された。中島・五十嵐(2012)は評価懸念が高い人は「友人といると自分のやりたいことができない」という葛藤が多いと述べている。そのため、自分の考えるよう行動する自己重視傾向が併存すると、自分の目的を達成させるための方略スタイルを選択すると推測される。

このように本研究では方略スタイルの選択へ相互独立性・相互協調性の両方の因子が同時に影響していたことが大きな特徴である。これはSingelis(1994)の文化的自己観が独立しているという主張を支持するものであると考えられる。あるいは同じ葛藤方略を選択したとしても、内面で影響している文化的自己観が異なることも考えられる。

文化的自己観の発達について中学生では自己重視傾向のみ差が見られた。高田(1999)は、相互独立性は小学生から中学生にかけて低下し、大学生までは低い水準に留まった後、若年成人以降は上昇に転じると述べた。本研究では中学3年生は中学1, 2年生よりも自己重視傾向が高くなることが示された。高田(1999)の研究に加え、より詳細な発達の検討を行なったが、結果は部分的なものに留まった。また対人葛藤方略スタイルも発達に伴った変化はほぼ見られなかった。しかしながら、小学生に近い中学1年生と高校生に近づく中学3年生は何らかの変化があると推測される。したがって異なる観点から検討を進めることが必要とされる。

場面による対人葛藤方略スタイルの違い

場面により対人葛藤方略スタイルの選択に違いがあった。成人を対象とした本田(2000)は場面による対人葛藤方略スタイルの選択に差はないと判断した。一方で同じく成人を対象とした平井(2000)はそれぞれの文化の元で人々は状況を考えながら自己または他者を重視していると示唆しており、本研究の結果はこれを支持するものとなった。無責任場面で

は相手責任場面よりも回避スタイル、承認スタイル、平等解決スタイルが見られることが示された。平井(2000)は葛藤解決の過程では自己と他者の両者が考慮されると述べている。相手責任場面では相手からの断りを自分が受け入れるか否かという判断であり、行使する方略も限られると考える。一方無責任場面では相手が目の前にいる状況であり、解決方法をその場で考えることが必要とされる。そのため葛藤解決のためのプロセスが想起されやすく、両者を考慮した葛藤方略スタイルが多く選択されたのだと考えられる。このように、中学生の時から場面によって方略を変え柔軟に葛藤を解消させることが可能であることが推測される。

対人葛藤方略スタイルの分類

中学生において対人葛藤方略の5つのスタイルが存在することが示されたが、先行研究とは異なる分類結果となった。本研究で得た平等解決スタイルと承認スタイルは、加藤(2003)が示した「統合スタイル」と「相互妥協スタイル」の項目が混合した形であった。項目内容から、平等解決スタイルは「お互いの意見の歩み寄ったところで取り決めようとする」や「お互いにとって良くなるような決定をしようとする」というような具体的な解決策を求める際の行動を尋ねるものであり、承認スタイルは「お互いの目的を認める」や「友人の考えを理解する」など解決策を考える際の態度を尋ねる内容であった。また今回は元の尺度から中学生の理解が困難であると思われる単語を変更した。そのため語彙が似通ったものになり、本来の解釈と異なる受け取り方がされた可能性もある。一方で加藤(2003)は当時の大学生を対象に質問紙を作成した。本研究では現代の中学生に回答を求めている。そのためこの間の時代背景や価値観の変化が影響している可能性も十分に考えられる。

以上、本研究では中学生における文化的自己観が及ぼす対人葛藤方略スタイルへの影響を調べた。具体的には対人葛藤場面別、文化的自己観の発達観点から研究した。その結果文化的自己観は対人葛藤方略スタイルの選択に影響があること、さらに文化的自己観の影響や方略スタイルの選択は葛藤場面の責任の所在が関係していることが明らかになった。加えて現代では従来考えられていた対人葛藤方略スタイルの特徴が変化してきている可能性も示唆された。従来までの対人葛藤方略スタイルと友人満足度や適応感の研究は文化や場面が考慮されておらず、議論が個人の葛藤方略選択の良し悪しに終始していた。本研究では対人葛藤方略選択に文化や場面が影響していることを明らかにしたと同時に、この領域の研究における意義を明示した点で意義があると考えられる。また各年代によって対人葛藤の内容や方略の特徴が異なっていることも示唆された。各年代による対人葛藤の内容や方略の特徴などがより明確になれば、年代間で起こりやすい価値観の相違によるトラブルなどの予防とその対策につなげることができるのではないかと考える。また対人葛藤についての相談や指導の際は相手の年代の価値観や所属している文化を十分に考慮しな

がらする必要がある。

今後の課題

質問への回答には社会的望ましさが働いた可能性がある。その一例として、天井効果が出たことがあげられる。天井効果が見られた項目は友好的に両者が利益を得られるような解決法を考えようとするものであった。これは中学生を対象とし、学校で回答を求めたことから一般的に理想とされるアサーティブな解決法を正解として選んで回答したことが考えられる。そのため実際に使用されている対人葛藤方略にズレが生じている可能性がある。そのため今後は教師からではなく研究者の手から質問紙を配布することで学校成績や正誤と無関係であることを強調することや、家庭で質問紙へ回答をしてもらうなど回答方法を工夫する必要がある。

もう1つは対人葛藤方略に関する尺度の選択である。本研究では現在ある尺度の中で比較的妥当性の高い尺度を使用した。しかしながら開発者自身も独自性が低い項目があることを論じていた(加藤, 2003)。それが項目間相関の高さに影響したと推測される。さらに現代の対人葛藤方略が変化していることや中学生独自の対人葛藤方略スタイルの分類があることが示唆された。一方で単に調査対象者の特徴が現れている可能性もある。したがって次回は中学生用の尺度開発から行い、対象地域を広く回答を依頼し、中学生及び現代の対人葛藤方略スタイルを調査する必要がある。

文献

- 藤森立男 (1991). 高校生活における対人葛藤の解決過程に関する基礎的研究 北海道教育大学紀要, 41, 185-193.
- 平井美佳 (2000). 問題解決場面における自己と他者の調整 教育心理学研究, 48, 462-472.
- 本田周二 (2012). 対人関係における動機づけが対人葛藤時の対処方略に及ぼす影響 パーソナリティ研究, 21, 152-163.
- 加藤 司 (2003). 大学生の対人葛藤方略スタイルとパーソナリティ, 精神的健康との関連性について 社会心理学研究, 18, 78-88.
- 木内亜紀(1995). 独立・相互依存的自己理解尺度の作成および信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 66, 100-106.
- 北山 忍(1994). 文化的自己観と心理的プロセス 社会心理学研究, 10, 153-167.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: implications for cognition, emotion, and motivation *Psychological Review*, 98, 224-253
- 中島美紀・五十嵐哲也(2012). 中学生の相互独立性・相互協調性と友人関係との関連 愛知教育大学紀要, 61, 67-74.
- 大淵憲一 (1996). 攻撃性と対人葛藤—人はなぜ争い, どう和解するのか— サイエンス社
- 大淵憲一・福島 治(1997). 葛藤解決における多目標—その規定因と方略選択に対する効

- 果一 心理学研究, 68, 155-162.
- 岡安孝弘・嶋田洋徳・丹波洋子・森 俊夫・矢富直美 (1992). 中学生の学校ストレスの評価とストレス反応との関係 心理学研究, 63, 310-318.
- 奥野誠一・小林正幸(2007). 中学生の心理的ストレスと相互独立性・相互協調性との関連 教育心理学研究, 55, 550-559.
- Rahim, M. A., & Bomnama, T. V. (1979). Managing organizational conflict: a model for diagnosis and intervention *Psychological Reports*, 55, 439-445.
- Singelis, T. M. (1994). The measurement of independent and interdependent self-construals *Personality and social Psychology Bulletin*, 20, 580-591.
- 高田利武 (1999). 日本文化における相互独立性・相互協調性の発達過程—比較文化的・横断的資料による実証的検討— 教育心理学研究, 47, 480-489.