両親の自尊感情が
子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識に与える影響
―養育行動の媒介効果に着目して―

西村　由貴子・清水　陽香[1]・中島　健一郎

The effects of parents' self-esteem on children's depression, autonomy, and career consciousness.
―Focusing on the mediating effect of parenting behavior―

Yukiko Nishimura, Haruka Shimizu and Ken’ichiro Nakashima

Owing to its clinical significance, a large body of research has been conducted on family relationships. However, most studies have focused on mother-child relationships, and few have explored father-child relationships. As the nature of family is changing in today’s society, it is important to investigate the different aspects of clinical support and intervention. In this study, we examined the relationship between parents' self-esteem and children's depression, autonomy, and career consciousness to determine the mediating effect of parenting behaviors. To this end, a sample of 136 middle school students and their parents was used to build empirical evidence on parent-child relationships, which included fathers. The results of structural equation modeling suggest that parents' "respect for intension" and "positive responsiveness" mediated the relationship between parents' self-esteem and children's depression, autonomy, and career consciousness. In other words, when parents’ behavior was respectful of children's intentions and autonomy, and responded positively and empathetically to children's actions and requests, children's depression would be reduced and their autonomy and career consciousness would increase. These results are meaningful in that they may support the effectiveness of clinical interventions such as training parents to improve their behavioral patterns.

Keyword: parents' self-esteem, parenting behavior, depression, autonomy, career consciousness

[1] 西九州大学短期大学部　幼児保育学科

問　題

臨床場面での実践や介入は，実証的な研究によって裏付けられた科学的根拠に基づいて行われることが求められる (丹野・石垣・毛利・佐々木・杉山, 2015)。この主張からも分かるように，臨床場面において実証的な研究知見が持つ有用性は高い。なかでも，家族にまつわる研究知見は，セラピストに多くの情報をもたらし，クライエントを多角的に理解する下支えになるという点で，特に臨床的有用性が高い (丹野他, 2015)。それを反映するように，家族にまつわる研究知見は多く，親子の関係性や相互作用に着目した研究が，国内外で盛んに行われている (cf. 数井・無籐・園田, 1996 ; Miller, Ryan, Keitner, Bishop, & Epstein, 2000 ; 矢嶋・長谷川, 2020)。しかし，そうした研究の多くは子どものみ，または子どもと母親のみを対象に行われており (cf. 小高, 1994 ; 戸ヶ崎・坂野, 1997 ; 小野・中村・福岡, 2019 ; 渡邉・平石・谷, 2020)，母親・父親・子どもの三者関係を扱っている研究は少ない。近年，女性の意識やライフスタイルの変化によって，父親の育児参加が注目されつつあるという指摘 (五十嵐・荻原, 2004) を考慮すれば，家族という枠組みの中で子どもを理解するためには，父親も含めた両親が子どもに与える影響を検討する必要がある。

そこで本研究では，母親・父親・子どもの三者データを用いて，両親の心理的特性や子どもへの関わり方が，子どもの心理的特性に与える影響について検討することを目的とする。具体的には，両親の自尊感情と，中学生の子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識のそれぞれとの関連について，養育行動の媒介効果の観点から検討する。青年期の抑うつは，学業成績，社会的不適応，自殺企図などと関連し (Kessler & Walters, 1998 ; Bhatia & Bhatia, 2007)，若い世代でのうつ病の有病率上昇も指摘されている (Abera & Hankin, 2008)。さらに，自律性は，「家族や友人などの外からの支配を受けず，自分の意思に従って行動する能力」と定義され，青年期における発達課題の一つであるアイデンティティ確立の基礎となる重要な概念である (服部・島田, 2004)。最後に，キャリア意識は，「自分のキャリアを主体的・積極的に計画する態度」 (藤田, 1990) と定義され，自律性と同様，青年期の重要な発達課題の一つであるとともに，充実した人生の基盤になりうるとされている (吉村, 2020)。本研究で，これらの概念を用いて養育行動の媒介効果の観点から検討を行うことは，子どもの心理的適応や発達に養育者が及ぼす影響を多角的に理解する一助となるという点で，臨床的意義があると考えられる。以下では，まず両親の自尊感情と養育行動の関連に関する研究結果を紹介し，次いで抑うつ・自律性・キャリア意識に対する養育行動の媒介効果に関する本研究の予測を提示する。

養育行動は，親から子どもへの関わり方を表す最も代表的な概念のひとつであり，子どもの心理的特性に影響することが多くの研究で明らかになっている (Gersgerhoff, 2002 ; 平石, 2020 ; 宮代, 2021)。それらの中には，両親の心理的特性が子どもに影響を与える過程において，両親の養育行動に対する子どもの認知が媒介している可能性を指摘する研究もある (浅野他, 2016; Grolnick, Ryan, & Deci, 1991; 浦, 2003)。たとえば，浦 (2003) は母親と子どもの自尊感情の関連について，母親の自尊感情とケアな養育行動 (愛情や温かさを感じるようなかかわり方) に正の関連があること，母親のケアな養育行動と子どもの養育行動の認知に正の関連があること，そしてその認知と子どもの自尊感情に正の関連があることを示している。

さらに，Nishimura, Shimizu, & Nakashima (2021) は，浦 (2003) の知見の拡張を目指し，両親の自尊感情が中学生の男女の自尊感情に与える影響を，養育行動の媒介効果の観点から検討した。Nishimura et al. (2021) では，養育行動を測定する尺度として肯定的・否定的養育行動尺度 (伊藤他, 2014) が用いられた。この尺度は，肯定的養育行動である「関与・見守り」(子供との会話，遊びや活動への積極的・能動的関与),「肯定的応答性」 (子どもの行動や要求への肯定的・共感的な応答),「意思の尊重」(子どもの意思と自律性の尊重) と，否定的養育行動である「過干渉」(親自身の不安や高い要求水準に基づく子どもへの過度な干渉), 「非一貫性」(子どもへの対応の非一貫性), 「厳しい叱責・体罰」(激しい叱責や体罰) の 6 つの下位尺度から構成されている。Nishimura et al. (2021) では，親子 399 名を対象とする構造方程式モデリングによる分析を行い，両親の自尊感情と養育行動の関連について次の 4 点を明らかにした。まず，母親の自尊感情と意思の尊重，関与・見守り，肯定的応答性との正の関連である。次に，父親の自尊感情と関与・見守り，意思の尊重，肯定的応答性との正の関連である。さらに，母親の自尊感情と非一貫性，過干渉，厳しい叱責・体罰に負の関連が，そして父親の自尊感情と非一貫性に負の関連があることも示している。しかしながら，浦 (2003) とは異なり，両親の養育行動と子どもの自尊感情との関連，また子どもの養育行動の認知と自尊感情との関連は認められなかった。

伊藤他 (2014) の尺度は，養育行動の各構成要素を包括的に評価することを目的として開発されたものであり，浦 (2003) で使用された Parental Bonding Instrument (PBI ; Parker, 1979）のケア因子と，意思の尊重，関与・見守り，肯定的応答性，そして PBI の過保護因子と過干渉は対応関係にあるとされる。この点を踏まえれば，親の自尊感情と養育行動の関連について浦 (2003) と Nishimura et al. (2021) は整合的だと解釈できる。使用尺度が異なるとはいえ，概念的に対応した要素内で共通した関連が認められていることから，両親の自尊感情と養育行動の関連に関して，次のような想定が可能である。まず，母親の自尊感情と意思の尊重，関与・見守り，肯定的応答性の間には正の関連が想定される。次いで，過干渉，非一貫性，厳しい叱責・体罰との間には負の関連が想定される。さらに，父親の自尊感情と関与・見守り，意思の尊重，肯定的応答性には正の関連が，非一貫性には負の関連があることが想定される。

では，これらの養育行動は子どもの抑うつや自律性，キャリア意識とどのような関連を持つのであろうか。以下では，伊藤他 (2014) の養育行動尺度の各構成要素を念頭に置き，抑うつについて 3 つ，自律性とキャリア意識についてそれぞれ 1 つ研究を紹介したうえで，本研究の目的に基づく予測について述べる。

第一に，両親の養育行動と子どもの抑うつとの関連について，菅原他 (2002) は，父親・母親それぞれの養育態度が子どもの抑うつに及ぼす影響を検討し，母親のケアな養育態度と子どもの抑うつに負の関連があることを示している。また，Richman & Flaherty（1987）では，両親の過干渉の高さと父親のケアな養育態度の低さが 7 か月後の子どもの抑うつを予測することが示されている。両研究で使用されたのは PBI (Parker，1979）とそれを基に開発された子ども版および親版の養育態度測定尺度 (菅原他, 2002）である。前述した伊藤他 (2014) の尺度との対応関係を考慮すると，両親の意思の尊重，関与・見守り，肯定的応答性と抑うつには負の関連が，両親の過干渉と抑

うつには正の関連があることが示唆される。さらに，Gersgerhoff (2002) は，メタ分析によって，親のしつけとしての体罰が，児童の抑うつ症状のリスク上昇と関連することを明らかにしており，伊藤他 (2014) における厳しい叱責・体罰の定義を踏まえると，両親の厳しい叱責・体罰と子どもの抑うつにも正の関連があることが想定される。

第二に，両親の養育行動と子どもの自律性との関連について，Grolnick et al. (1991) は，小学生を対象にした研究で，子どもに認知された両親の自律的な支援と関与が，子どもの自律性に正の影響を与えることを示している。Grolnick et al. (1991) では，独自の養育態度尺度が作成・使用されているが，自律的な支援の項目例として「何をすべきか子どもに自分で決めさせている」，関与の項目例として「子どもの問題について子どもと話す時間が十分にある」などがある。これらの項目例と前述した伊藤他 (2014) の定義を踏まえると，子どもの自律性と両親の意思の尊重，関与・見守りには正の関連があることが予測される。

第三に，両親の養育行動と子どものキャリア意識との関連について，Kracke (2011) は，両親の受容的で温かい養育行動に対する子どもの認知 (「何か問題があれば親を頼って助けてもらうことができる」「親は私の友達を知っている」など) が，中学生のキャリア意識に正の影響を与えることを示している。伊藤他 (2014) の関与・見守りの定義 (子どもとの会話，遊びや活動への積極的・能動的関与) を踏まえると，Kracke (2011) における受容的で温かい養育行動と伊藤他 (2014) の関与・見守りは概念的に対応していると考えられる。この点から，子どものキャリア意識と両親の関与・見守りには正の関連があることが予測される。

ここまでの論考を踏まえ，親の養育行動と子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識との関連において (e.g.,菅原他, 2002; Grolnick et al., 1991; Kracke, 2011)，先行研究間で整合的な関連を示している関与・見守りに着目した場合，以下の関連が予測される。はじめに，両親の自尊感情との間に正の関連が，そして子どもの認知した関与・見守りとの間に正の関連が予測される。さらに，子どもの認知した関与・見守りと，子どもの自律性・キャリア意識の間には正の関連が，抑うつとの間には負の関連が予測される。これらの関連パターンを整理したパスモデルを Figure 1. に示す。

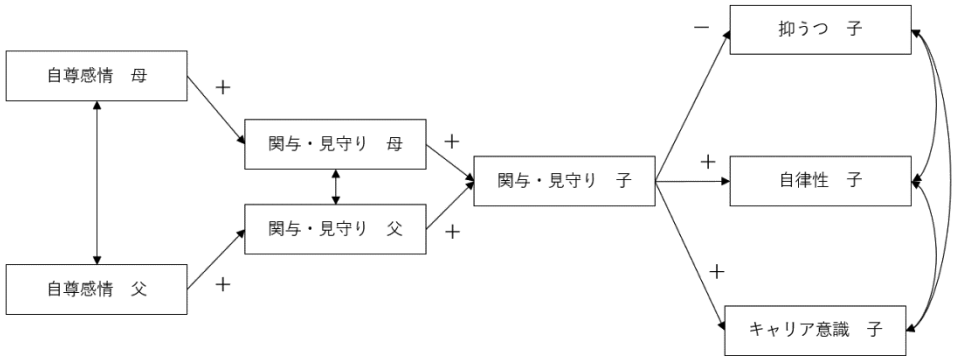

Figure 1. 関与・見守りに関する予測モデル。

本研究では，このパスモデルについて構造方程式モデリング (SEM) を用いた検討を行う。関与・見守り以外の養育行動の各側面についても，Figure 1. の関与・見守りの部分を他の養育行動に代えたモデルを想定しているが，いずれのモデルにも予測を立てることが難しいパスが含まれている。その点で探索的検討点を含まないモデルは関与・見守りのみに限られる[2]。

最後に本研究の意義を簡潔に述べる。問題部分の二段落目で述べたように，本研究は父・母・中学生の子どもの三者データを用いて，子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識に対し，両親の自尊感情や養育行動の各構成要素が与える影響について，養育行動の媒介効果の観点から検討することを目的とする。この検討によって，両親の自尊感情や養育行動，養育行動の子どもの認知が，子どもの抑うつ･自律性･キャリア意識に与える影響についてより多角的に評価することが可能になる。これは子どもの心理的適応や発達に対して両親の養育行動と子どもの認知が及ぼす影響を理解する一助となり，その点で臨床的意義があると考えられる。

方　法

調査対象者と手続き

Nishimura et al. (2021) のデータを利用した。分析対象は，中学生とその両親 133 組 (計 399 名) とした。対象者の平均年齢は，中学生 13.4 歳 ($SD = 0.97$)，父親 47.7 歳 ($SD = 7.38$)，母親 45.4 歳 ($SD = 6.25$) であった。また，子どもの学年は，中学 1 年生 42 名，2 年生 43 名，3 年生 48 名であり，男子が 66 名，女子が 67 名であった。

Web 調査会社 (クロス・マーケティング社) を通じて，中学生の子どもを持つ母親モニターに，子どもと父親と 3 人一組での参加が可能であることを条件として調査への参加を依頼した。はじめに Web 調査会社によるスクリーニング調査を実施し，両親の年齢，子どもの年齢，性別，学年の回答を求めた。続いて Web 調査ツール PsyToolkit (Stoet, 2010, 2017) を用い，母親，父親，子どものそれぞれに肯定的・否定的養育行動尺度，母親，父親のみに自尊感情尺度，子どものみに抑うつ尺度 (CES-D) ，中学生版自律性尺度，中学生版キャリア意識尺度への回答を求めた。回答順序は母親，父親，子どもの順であった。各尺度の詳細は後述する。調査の実施にあたり，第一著者の所属大学内に設置されている倫理審査委員会による審査を受けており，その内容について承認を得ている。

使用した尺度

自尊感情尺度　山本・松井・山成 (1982) の尺度を使用した。「私は，他の大半の人と同じくらいに物事がこなせる。」などの 10 項目で構成されている。「次の 1 から 10 までの文章に述べられていることがらを，日頃あなたはどれくらい感じていますか。最もよく当てはまる数字を選んでください。」という教示文のもと，「1.強くそう思わない」「2.そう思わない」「3.そう思う」「4.強くそう思う」の 4 件法で母親，父親に回答を求めた。

肯定的・否定的養育行動尺度　伊藤他 (2014) が作成した尺度を使用した。「子どもが出かけると

[2] 他の養育行動に関して事前に想定したパスモデルや実際の分析結果については OSF (https://osf.io/eaxwt の Nishimura et al. (2022)_method and findings.pdf) に記載している。2022 年 3 月 31 日公開予定。

きは，行き先や帰る時間を聞く」などの項目を含む「関与・見守り」因子，「子どもが何かうまくできたときには，ほめてあげる」などの項目を含む「肯定的応答性」因子，そして「子どもが問題に直面していても，できるだけ本人に解決させる」などの項目を含む「意思の尊重」因子が肯定的養育行動に位置づけられる。「どの友達と遊ぶべき（遊ぶべきでない）かを，子どもに言い聞かせている」などの項目を含む「過干渉」因子，「子どもを叱ったりほめたりする基準が，その時の気分で左右される」などの項目を含む「非一貫性」因子，そして「子どもが悪いことをしたときには，大声で怒鳴る」などの項目を含む「厳しい叱責・体罰」因子が否定的養育行動に位置づけられる。

これら 6 因子 34 項目について，父親・母親のそれぞれに「ご家庭でのお子さんとの接し方についてお尋ねします。それぞれの項目について，この調査に回答してくれるお子さんに対して，あなた自身がどのくらいの頻度でその行動をとるか，最も近い選択肢を選んでください。子どもとの接し方には各家庭で様々なスタイルがあり，絶対的に正しいとか間違っているという基準はありませんので，ありのままをお答えください。」という教示文のもと，「1. ない・ほとんどない」「2.たまにある」「3.よくある」「4. 非常によくある」の 4 件法で回答を求めた。

また，子どもに対して回答を求める際は，教示文を「ご両親のあなたへの接し方についておたずねします。それぞれの項目について，あなたのご両親が，あなたに対してどのくらいのよくその行動をとるか，最も近い選択肢を選んでください。お父さんとお母さんで違う場合は，多いほうを選んでください。親子の接し方にはそれぞれの家庭で色々なスタイルがあり，絶対的に正しいとか間違っているということはありませんので，ありのままを答えてください。」に変更した。質問項目についても，「あなたが出かけるときは，行き先や帰る時間を聞く」のように，「子ども」を「あなた」に変更して使用した。

抑うつ尺度（CES-D） Radloff(1997) が作成し，島・鹿野・北村 (1985) によって翻訳された日本語版の尺度を使用した。「過去のことについてくよくよ考える」「憂鬱だ」などの 20 項目で構成されている。「この 1 週間のあなたのからだや心の状態についてお聞きいたします。次の文章を読み，もっともよくあてはまる数字を各項目の右の欄から選んでください。」という教示文のもと，「1.全くないか，あったとしても 1 日も続かない」「2.週のうち 1~2 日」「3.週のうち 3~4 日」「4.週のうち 5 日以上」の 4 件法で子どもに回答を求めた。

中学生版自律性尺度 服部・島田 (2004) が作成した尺度を使用した。「何か問題があったときには自分で解決するよりもまず親に助けを求める」などの項目を含む「親への過剰依存」因子，「話し合いの時に自分の意見を言うことができる」などの項目を含む「自律的意思決定」因子，「私にはいろいろと良いところがある」などの項目を含む「自尊感情・自己肯定感」因子の 3 因子 15 項目から構成されている。これら 3 因子 15 項目について，「あなたの普段の考え方について質問します。次の 1 から 15 の文章をよく読み，もっともよくあてはまる数字を各項目の右の欄から選んでください」という教示文のもと，「1.全然当てはまらない」「2.あまり当てはまらない」「3.少し当てはまる」「4.よく当てはまる」の 4 件法で子どもに回答を求めた。

中学生版キャリア意識尺度 新見 (2008) が作成した尺度を使用した。「高校では，どんな勉強をするか知りたいと思う」などの項目を含む「情報活用」因子，「子どもは，将来のためにしっかり勉

強するべきだと思う」などの項目を含む「将来設計」因子，「すぐにできなくても，できるまで頑張ろうと思う」などの項目を含む「意思決定」因子の 3 因子 19 項目で構成されている。これら 3 因子 19 項目について，「1 から 18 までの文章に述べられているそれぞれのことがらを，日頃あなたはどれくらい考えていますか。最もよく当てはまる数字を各項目の右の欄から選んでください。」という教示文のもと，「1.とてもそう思わない」「2.あまりそう思わない」「3.どちらかというとそう思わない」「4.どちらかというとそう思う」「5.わりとそう思う」「6.とてもそう思う」の 6 件法で子どもに回答を求めた。

分析計画

本研究では，以下に示す使用した尺度の妥当性と信頼性の検討について HAD (清水, 2016) の version 17.105 を用いる。また，構造方程式モデリングによる検討については，M plus の version 8.7 を用い，伊藤 (2018) の手続き及び留意点を参考に分析を行う。なお，以降全ての分析において有意水準は 5%に設定する。

使用した尺度の妥当性と信頼性の検討　本研究で使用した自尊感情尺度は，国内外で因子構造の検討や妥当性，信頼性の検討がなされており，外的な側面や構造的側面などの複数の妥当性に関する証拠 (cf. 平井, 2006) が報告されている。この点を踏まえ，本研究では項目分析のみを実施する。この際，山本他 (1982) の手続きに沿って逆転項目を変換し，α 係数を算出する。α 係数の最低基準を.50 以上とし，母親，父親それぞれにおいてこの基準以上であった場合に尺度得点を算出する。

次に肯定的・否定的養育行動尺度について因子数は 6 であり，構造的側面や外的側面，内容的側面など，妥当性についての多面的な証拠が得られている (伊藤他, 2014)。そこで本研究では，自尊感情尺度と同様に項目分析のみを行う。伊藤他 (2014) で提案されている項目群ごとに α 係数を算出し，最低基準以上であった場合に尺度得点を算出する。

また，抑うつ尺度について，本研究で使用した CES-D は，精神科患者群と健康群との比較による臨床的妥当性，併存的妥当性ならびに信頼性が確認されており (島・服部, 1985) ，外的な側面や構造的側面などの複数の妥当性に関する証拠が報告されている。そこで，本研究では，自尊感情尺度や養育行動尺度と同様に，項目分析のみを行う。その結果，α 係数が最低基準以上であった場合に尺度得点を算出する。

中学生版自律性尺度については，先行研究 (服部・島田, 2004) から因子数の候補が 3 と決まっているものの，その研究では構造的側面の証拠は得られていない。そのため，3 因子構造を第一案とした上で探索的因子分析 (最小二乗法) を実施する。因子数は，前述した通り第一候補を 3 とし，因子負荷量の大きさ（.40 以上）や多重負荷の観点から項目の選定を行いつつ，最終的には項目群から解釈可能な因子構造が決定できるかどうか，言い換えれば因子が概念的に命名できるかを優先して判断する。もし 3 因子構造で解釈可能な因子が決定できなかった場合は，平行分析や対角 SMC 並行分析，MAP (Minimum Average Partial) などの基準を基に，因子数の候補を決定する。そして，上述した形で因子構造を判断する。その後，因子ごとの項目群について項目分析を行い，最低基準以上であった場合に，尺度得点を算出する。なお，探索的因子分析によって解釈可能な因子が決定できなかった場合は，先行研究（服部・島田,2004）で提案されている項目群ごとに α 係数を算出し，

最低基準以上である場合に尺度得点を作成することにする。

最後に，中学生版キャリア意識尺度についても，先行研究から因子数の候補が 3 と決まっているものの (新見, 2007) ，その研究では構造的側面の証拠は得られていない。そのため，中学生版自律性尺度と同様に，3 因子構造を第一案とした上で探索的因子分析 (最小二乗法) を実施する。因子構造の決定方法や解釈可能な因子構造が決定できなかった場合についても，自律性尺度と同様の手続きをとる。

各尺度の尺度得点を算出した後，それぞれの得点パターンの特徴を確認するために，平均値や標準偏差，歪度や尖度などの記述統計量を算出する。その際，歪度が West, Finch & Curran (1995) による基準 (絶対値で 2 以上) に達していた場合，分布の非正規性を考慮し，最尤法ではなくロバスト推定法を用いて以降の分析を行う。加えて，構造方程式モデリングの結果を考察するための参照情報として単相関分析も実施する。

構造方程式モデリングによる検討　母親・父親の自尊感情の程度が，両親の養育行動の認知と子どもの養育行動の認知を媒介して，子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識に与える影響を検討するため，構造方程式モデリングを実施する。今回の検討では，問題部分で述べたような，各変数間に想定される特定の関連パターンを予測モデルとして設定する。モデルの適合度については，経験的な基準として CFI が.90 以上，RMSEA，SRMR が.10 以下を目安とするとともに，χ^2 検定を用いる。これらの目安を満たさなかった場合もしくは，χ^2 値が有意な場合は，修正指標 (Modification Indices) に基づいてパスを追加すべき箇所を決定する。追加するパスについては，M-plus のデフォルト設定に従い，修正指標が 10 以上のパラメータについて，理論的にパスが追加できるか，また，モデルが逐次的であるかなどを考慮し，決定することとする。その後，適合度と χ^2 値を再度算出し，修正モデルが先の目安に沿って採択できた場合，Benjamini-Hochberg 法に基づく調整を行った上で，パス係数が有意かどうかを判断する。

ただし，モデル修正に伴いパラメータ数が増えることが想定されること，この分析を行う時点で予測モデルが支持されていないことを踏まえ，修正モデルはあくまで探索的検討による結果と位置づける。つまり，修正モデルは今後の研究や実践の方向性に関する示唆を得るために用い，確定的な判断は行わない。また，適合度や χ^2 値の観点から採用できるモデルが決定できなかった場合，各変数間の単相関分析や理論的な背景を考慮して考察すべき結果を選定する。

結　果

項目分析

自尊感情尺度　母親・父親いずれにおいても α 係数の基準を満たすことが確認されたため，尺度得点として個人ごとに項目群の平均値を算出した。

肯定的・否定的養育行動尺度　伊藤他 (2014) の項目群ごとに母親・父親・子どもそれぞれについて項目分析を行い，α 係数を算出したところ，全ての項目群において α 係数の最低基準を満たしていた。そのため，個人ごとに各下位尺度の平均得点を算出した。

因子分析

抑うつ　項目分析の結果，α 係数の基準を満たすことが確認されたため，尺度得点として個人ごとに項目群の平均値を算出した。

中学生版自律性尺度　まず探索的因子分析を行い，因子構造を確認した。HAD のスクリープロットにおいて，MAP では因子数「1」が，平行分析では因子数「3」が，そして対角 SMC 平行分析では因子数「4」が提案されていたため，先行研究で想定されていた 3 因子を想定した探索的因子分析 (最小二乗法) を行った。因子負荷量に着目し，事前に設定していた因子負荷量の基準 (.40 以下は削除する) に基づき，「11. 勉強で分からないことがあっても先生に質問することができない (.296) 」「13. 悩みがあるときは親だけに相談して友達には相談しない (.337) 」「7. どんなに困っても親には頼らない (.387)」を順に削除したところ，すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた (.459- .948)。しかし， 各因子の質問項目の内容を踏まえると，得られた因子構造の解釈が困難であったため，スクリープロット上の「MAP」で適切であると示されていた因子数「1」を想定した探索的因子分析を行った。同様に，事前に設定していた因子負荷量の基準 (.40 以下は削除する) に基づき,「10. できるなら親といつも一緒にいたい (.029)」「7. どんなに困っても親には頼らない (.028)」「4. 何か問題があったときに自分で解決するよりもまず親に助けを求める (.097) 」「13. 悩みがあるときは親だけに相談して友達には相談しない (.107)」「1. 自分ではどうしようもなくなったときは親に助けを求める (.370)」「11. 勉強で分からないことがあっても先生に質問することができない (.375)」の 6 項目を削除したところ，全ての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた (.593 - .784)。また，α 係数の値も基準を満たしていた (α = .888)。そのため，今回の研究では，質問項目の 2，3，5，6，8，9，12，14，15 の 9 項目を使用して自律性の尺度得点を作成することにする。この手続きにより，先行研究で想定されていた「親への過剰依存」に含まれる質問項目がすべて削除されるという結果になったが，最終的に残った項目群は全体として服部・島田（2004）の自律性の概念的定義に対応しているため，大きな問題はないと判断した。

中学生版キャリア意識尺度　はじめに探索的分析 (最小二乗法) を行い，因子構造を確認した。HAD のスクリープロットにおいて，MAP と平行分析の結果は因子数「1」を，対角 SMC 平行分析の結果は因子数「3」を示していたため，先行研究で想定されていた 3 因子を想定した探索的因子分析 (最小二乗法) を行った。事前に設定していた因子負荷量の基準 (.40 以下は削除) に基づき，「2. 掃除や係の仕事は自分がしなくても他の人がしてくれると思う(.215)」「10. 計画や時間を決めて勉強したいと思う (.322)」「9. 子どもは，将来のためにしっかり勉強するべきだと思う (.331)」「7. やる気になったら，家の手伝いや掃除ができると思う(.358)「5. みんなと意見が違っても，自分の意見を言うことができると思う (.363)」「8. 調べたことを人にわかりやすく発表することができると思う (.374)」を削除したところ，すべての質問項目で因子負荷量が基準を満たしていた(.404-.944)。しかし，自律性尺度と同様に，各因子の質問項目の内容を踏まえると，得られた因子構造の解釈が困難であったため, 先行研究で想定されていた因子構造とは異なるが, スクリープロット上の「MAP」「平行分析」で適切であると示されていた因子数「1」を想定した探索的因子分析 (最小二乗法) を行った。さらに，因子負荷量の基準 (.40 以下は削除) に基づき，「2. 掃除や係の仕事は自分がしなくても他の人がしてくれると思う (.241)」「7. やる気になったら，家の手伝いや掃除ができると思

う (.327)」を順に削除したところ，全ての質問項目が因子負荷量の基準を満たしていた(.551 - .851)。また，α 係数の基準も満たしていたため (α＝.956)，本研究では質問項目 2，7 を除いた全 17 項目で尺度得点を作成することにした。また，質問項目 2，7 はいずれも先行研究で想定されていた下位尺度の「将来設計」に含まれる項目であったが，今回の研究では「キャリア意識」1 因子を分析に使用する計画であるため，因子の解釈可能性において特に問題はないと判断した。

これらの因子構造の検討を終えた後，記述統計量の算出と単相関分析を行った。結果を Table 1 と Table 2 に示す。

Table 2

本研究で用いた尺度の記述統計量

	平均値 (*SD*)			α 係数		
	母	父	子	母	父	子
自尊感情	2.62 (0.53)	2.85 (0.48)	―	.932	.921	―
関与・見守り	2.88 (0.52)	2.16 (0.64)	2.94 (0.59)	.804	.865	.856
肯定的応答性	3.04 (0.65)	2.64 (0.74)	2.98 (0.74)	.821	.838	.866
意思の尊重	2.76 (0.53)	2.90 (0.63)	2.83 (0.63)	.768	.812	.851
過干渉	1.69 (0.48)	1.54 (0.56)	1.88 (0.59)	.611	.754	.661
非一貫性	1.99 (0.54)	1.83 (0.62)	2.01 (0.71)	.677	.701	.827
厳しい叱責・体罰	1.82 (0.56)	1.64 (0.66)	1.90 (0.68)	.819	.879	.885
抑うつ	―	―	1.55(0.42)	―	―	.878
自律性	―	―	2.63(0.40)	―	―	.888
キャリア意識	―	―	4.40(0.80)	―	―	.956

予測モデルの検討

Figure 1. のモデルを軸に養育行動尺度の各側面を用いたモデルについて分析を行った。その結果，すべてのモデルで χ^2 値が有意であった。分析計画に基づき，修正指標に基づいてすべてのモデルを修正したが， χ^2 値が非有意となるモデルは得られなかった。一方，意思の尊重，肯定的応答性については，χ^2 値は有意であるものの，適合度の基準を満たすモデルが得られた。そのため，これら 2 つのモデル，すなわち意思の尊重と肯定的応答性の修正モデルは，本研究のモデル採用基準に最も近いモデルという点で，採用候補モデルと位置づけることにした。これらのモデルと適合度を Figure 2. と Figure 3. に示す。モデル内のパス係数はいずれも β (標準化パス係数) であり，Benjamini-Hochberg 法による調整のもとで有意だったパス係数にアスタリスク(*)を付している。

採択候補モデル内の変数間の関連に着目した場合，父母間で一部違いが認められるものの，意思の尊重と肯定的応答性の両方について媒介プロセスが想定しうる。このプロセスは単相関分析のパターンや，関連する先行研究の知見や主張とも整合的である。これらの点を踏まえ，意思の尊重と肯定的応答性に関する間接効果の検定を行い，媒介プロセスが成立するかどうか判断することにした。分析の結果を Table 3 に示す。これらの結果を踏まえ，両親の自尊感情と抑うつ，自律性，キャリア意識との間を，意思の尊重が媒介すると判断した。また，父親の自尊感情と抑うつ，キャリア意識との間を，肯定的応答性が媒介すると判断した。

Table 2

本研究で用いた尺度得点間の相関行列

	自母	自父	関母	肯母	意母	過母	非母	厳母	関父	肯父	意父	過父	非父	厳父	関子	肯子	意子	過子	非子	厳子	抑子	自子	キ子
自尊感情　母	1.000																						
自尊感情　父	**.349** **	1.000																					
関与・見守り　母	**.248** **	**.214** *	1.000																				
肯定的応答性　母	.146 +	**.245** **	**.701** **	1.000																			
意思の尊重　母	**.210** *	.026	**.458** **	**.517** **	1.000																		
過干渉　母	**-.288** **	-.147 +	-.068	-.142 +	**-.243** **	1.000																	
非一貫性　母	**-.289** **	**-.219** *	**-.289** **	**-.328** **	**-.281** **	**.543** **	1.000																
厳しい叱責・体罰　母	**-.177** *	-.167 +	**-.268** **	**-.305** **	**-.270** **	**.550** **	**.781** **	1.000															
関与・見守り　父	**.308** **	**.218** *	**.284** **	**.245** **	**.193** *	.034	-.101	-.057	1.000														
肯定的応答性　父	**.274** **	**.280** **	**.355** **	**.318** **	.153 +	.008	-.130	-.091	**.669** **	1.000													
意思の尊重　父	.065	**.252** **	**.320** **	**.315** **	**.401** **	-.127	-.013	-.090	**.325** **	**.534** **	1.000												
過干渉　父	-.001	-.043	-.044	-.058	.048	**.329** **	.130	.132	**.436** **	**.238** **	-.097	1.000											
非一貫性　父	**-.178** *	**-.240** **	-.157 +	-.143 +	-.006	**.247** **	**.245** **	**.263** **	-.143 +	**-.209** *	**-.260** **	**.478** **	1.000										
厳しい叱責・体罰　父	-.015	-.088	-.121	-.092	-.055	**.196** *	.152 +	**.244** **	.065	-.053	**-.316** **	**.554** **	**.753** **	1.000									
関与・見守り　子	.137	**.233** **	**.781** **	**.635** **	**.410** **	-.084	**-.264** **	**-.320** **	**.377** **	**.475** **	**.398** **	.000	-.138	-.141	1.000								
肯定的応答性　子	.100	**.235** **	**.644** **	**.721** **	**.339** **	-.093	**-.237** **	**-.317** **	**.342** **	**.495** **	**.370** **	-.007	-.138	-.151 +	**.836** **	1.000							
意思の尊重　子	.123	.139	**.536** **	**.546** **	**.637** **	**-.210** *	**-.365** **	**-.439** **	**.226** **	**.319** **	**.493** **	-.045	**-.185** *	**-.259** **	**.650** **	**.623** **	1.000						
過干渉　子	-.083	-.087	.065	.052	.058	**.550** **	**.335** **	**.328** **	**.327** **	**.230** **	.128	**.563** **	**.352** **	**.314** **	.139	.161 +	.073	1.000					
非一貫性　子	-.158 +	-.103	-.136	-.152 +	-.101	**.270** **	**.613** **	**.484** **	-.101	-.040	.076	**.172** *	**.390** **	**.274** **	-.050	.007	-.144 +	**.525** **	1.000				
厳しい叱責・体罰　子	-.154 +	-.044	-.175 *	-.176 *	-.167 +	**.367** **	**.488** **	**.608** **	-.031	.000	.036	**.248** **	**.410** **	**.395** **	-.107	-.115	**-.218** *	**.611** **	**.702** **	1.000			
抑うつ　子	**-.347** **	-.159 +	**-.270** **	**-.268** **	**-.225** **	**.242** **	**.348** **	**.225** **	-.051	**-.255** **	-.066	.166 +	**.253** **	**.184** *	**-.290** **	**-.281** **	**-.347** **	**.214** *	**.344** **	**.305** **	1.000		
自律性　子	**.467** **	**.280** **	**.301** **	**.282** **	**.235** **	**-.390** **	**-.361** **	**-.235** **	**.222** **	**.254** **	.113	-.102	-.142 +	-.038	**.311** **	**.272** **	**.263** **	**-.208** *	**-.220** **	**-.181** *	**-.499** **	1.000	
キャリア意識　子	**.253** **	**.289** **	**.525** **	**.504** **	**.310** **	**-.237** **	**-.317** **	**-.269** **	**.271** **	**.345** **	**.301** **	-.031	-.146 +	-.131	**.569** **	**.515** **	**.489** **	-.113	**-.187** *	**-.174** *	**-.417** **	**.547** **	1.000

注) 有意な関連を太字で示す。** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$

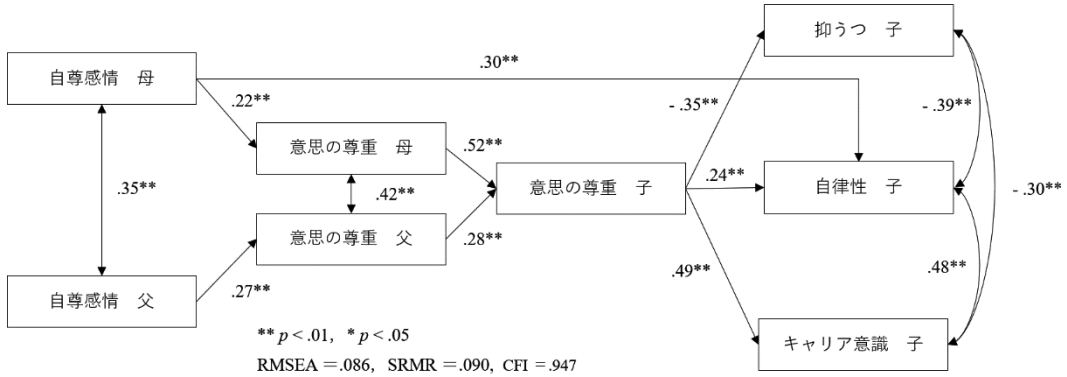

Figure 2. 意思の尊重に関するモデル。

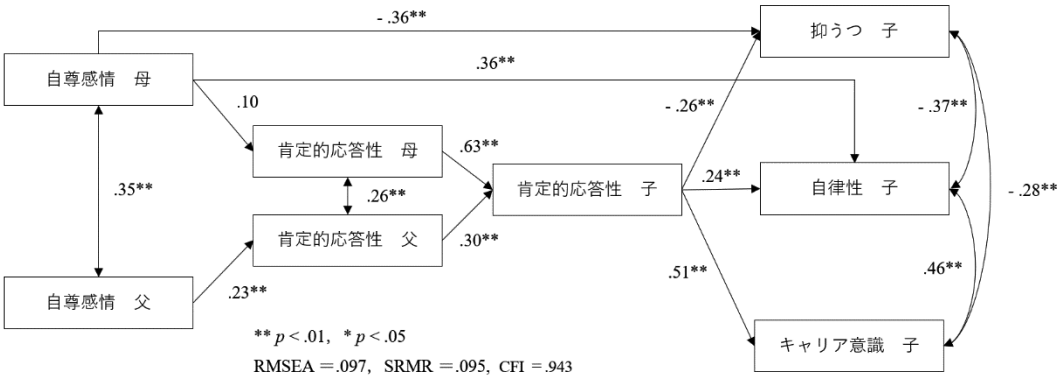

Figure 3. 肯定的応答性に関するモデル。

Table 3

意思の尊重と肯定的応答性に関する間接効果の検定

			Estimate (β)	*SE*	*p* 値
意思の尊重					
自尊感情 母	→	抑うつ 子	**-.040**	.017	**.002**
	→	自律性 子	**.028**	.013	**.039**
	→	キャリア意識 子	**.057**	.022	**.010**
自尊感情 父	→	抑うつ 子	**-.027**	.011	**.019**
	→	自律性 子	**.018**	.009	**.040**
	→	キャリア意識 子	**.038**	.015	**.010**
肯定的応答性					
自尊感情 母	→	抑うつ 子	-.015	.015	.287
	→	自律性 子	.015	.014	.288
	→	キャリア意識 子	.031	.028	.269
自尊感情 父	→	抑うつ 子	**-.017**	.009	**.048**
	→	自律性 子	.016	.008	.050
	→	キャリア意識 子	**.035**	.049	**.020**

考　察

本研究の目的は，母親・父親の自尊感情の程度が，両親の養育態度の認知と子どもの養育態度の認知を媒介して，子どもの抑うつ・自律性・キャリア意識の程度に与える影響を検討することであった。予測モデルを基にした構造方程式モデリングによる検討では，適合度を満たすモデルが得られなかったものの，分析計画に基づいたモデルの修正と選定を行うことによって構築された採択候補モデルや間接効果の検定結果から，いくつか示唆的な結果が得られた。

第一に，両親の自尊感情が子どもの抑うつ，自律性，キャリア意識に影響を与えるプロセスを，両親と子どもの意思の尊重の認知が媒介していることが示唆された点である。この結果は，菅原他 (2002) や Grolnick, Ryan, & Deci (1991) らの知見とも整合的であり，子どもの意思や自律性を尊重するような親の態度が，子どもの抑うつを低減させ，自律性やキャリア意識を高める可能性があることが示唆された。両親の養育態度と子どもの抑うつとの関連について検討している菅原他 (2002) では，父親の養育態度と子どもの抑うつとの関連は認められなかった。これを踏まえると，本研究において父親も含めた両親の養育態度の媒介効果が認められたことは，近年，育児における父親の役割と子どもに与える父親の影響力が増大していることを示唆しているという点で，注目すべき結果であると言える。

関連して，石川 (2010) は，子どもに自己決定させる場を多く与えることで，自己決定力が育まれ，それが自立心として育っていくと主張しており，子どもが安定した職業志向を持つためには，親の自立促進的な養育態度が重要であることを指摘している。子どもの意思や自律性を尊重するような養育態度は，子どもが試行錯誤する機会の増加につながり，それが子どもの自信や自立心，キャリア意識の発達に寄与していると推察される。

第二に，父親の自尊感情が子どもの抑うつ，キャリア意識に影響を与えるプロセスを，父親と子どもの肯定的応答性の認知が媒介していることが示唆された点である。母親の自尊感情と母親の肯定的応答性には有意な関連が見られなかったものの，この結果は，子どもの行動や要求に対して肯定的・共感的な応答をすることが，子どもの抑うつを低減させ，自律性やキャリア意識を高める可能性を示唆するものである。

一方，意思の尊重，肯定的応答性のどちらのモデルにおいても，母親の自尊感情と子どもの自律性との間に，有意な正の関連があることが示唆された。養育態度以外の変数が媒介効果を果たしている可能性もあるが，今回の研究では，自律性尺度の尺度得点作成の際に行った確認的因子分析の際に，「親への過剰依存因子」の項目がすべて削除され，「自律的意思決定」因子 4 項目と「自尊感情・自己肯定感」因子 5 項目の 2 因子 9 項目からなる質問項目で尺度得点が作成されていた。言い換えると，自律性尺度 9 項目のうち，5 項目が「自尊感情・自己肯定感」因子に含まれる質問項目であった。加えて，Nishimura et al. (2021) が，両親の自尊感情と子どもの自尊感情に有意な正の関連があると主張していることを踏まえると，本研究における両親の自尊感情と子どもの自律性との関連は親子間の自尊感情の関連の要素を含んでおり，その要素が母親の自尊感情と子どもの自律性との関連として表れたのかもしれない。

先に述べたように，本研究では予測モデルは支持されなかったものの，両親の自尊感情と子どもの心理的特性の関連を，両親の養育行動と子どもの認知が媒介する可能性が示唆された。両親の養育行動と抑うつ，自律性，キャリア意識との関連について検討している研究はあるが，自尊感情と子どもの認知まで含めて包括的に検討している研究は他にない。本研究で，意思の尊重などの一部のモデルで養育行動の媒介効果が見られたことは，養育行動に着目したペアレント・トレーニング (以下，PT とする) などの臨床的介入の効果を実証する下支えになりうるという点で，臨床的意義があると言える。実際，全米最大の児童福祉施設である Girls and Boys Town (GBT) で開発された Common Sense Parenting Curriculum (CSP) には「効果的なほめ方」を学ぶ回が組み込まれている。本研究においても「子どもが何かうまくできたときには，ほめてあげる」などの質問項目を含む肯定的応答性の媒介効果が，父親においてのみ認められた。PT にまつわる研究では，父親を対象としたプログラムや，両親を対象としたプログラムが少ないという現状を踏まえると (水内・阿倍・小暮, 2007; 免田, 2011)，父親への介入の効果を示唆する今回の結果は，父親を対象とした新たなプログラムの必要性を提唱するための第一歩となる知見であると言えよう。

このように，今回の研究では一定の臨床的意義があるものの，検討すべき点がいくつか残されている。たとえば，時系列データによる検討や，他の指標を組み込んだうえで分析を行うこと，質的データの収集なども有用であると考えられるが，まずは採用候補モデルとみなした 2 つのモデルの

外的妥当性を検討することが求められる。これまでに述べた示唆を支える根拠を補うためにも，まずは本研究の直接的追試が必要と考えられる。

引用文献

Abera J. R., Hankin B. L. (2008). Handbook of Depression in Children and Adolescents. *New York: Guilford Press.*

浅野 良輔・吉澤 寛之・吉田 琢哉・原田 知佳・玉井 颯一・吉田 俊和. (2016). 養育者の養育態度が青年の養育認知を介して社会化に与える影響　心理学研究，*87*，284-294.

Bhatia, S. K., & Bhatia, S. C. (2007). Childhood and adolescent depression. *American family physician*, *75*, 73-80.

藤田 誠　(1990). キャリア意識と帰属意識に関する実証分析　早稲田商学 (*338-339)*，273-299.

Gersgerhoff E. T. (2002). Corporal punishment by parents and associated child behaviors and experiences: a meta-analytic and theoretical review, *Psychol Bull*, *128*, 539–579.

Grolnick, W. S., Ryan, R. M. & Deci, E. L. (1991).　Inner resources for school achievement: Motivational mediators of children's perceptions of their parents. *Journal of Educational Psychology, 83*, 508-517.

服部 隆志・島田 修 (2004). 中学生版自律性尺度の作成(1)　日本教育心理学会総会発表論文集，*46*，492.

平井 洋子 (2006). 測定の妥当性からみた尺度構成――得点の解釈を保証できますか――
吉田 寿夫 (編), 心理学研究法の新しいかたち，(pp.21-49)，誠信書房.

平石 賢二 (2020). 中学生の情緒的自律と母親の養育態度との関連　日本教育心理学会第 62 回総会発表論文集，*43*，69.

五十嵐 哲也・萩原 久子 (2004). 中学生の不登校傾向と幼少期の父親および母親への愛着との関連　教育心理学研究，*52*，264-276.

石川 愛美 (2010). 子どもの社会的自立についての一考察　道北福祉，*1*，1-12.

石川 周子 (2003). 父親の養育行動と思春期の子供の精神的健康　家族社会学研究，*15(2)*，65-76.

伊藤 大幸 (2018). 心理学・社会科学研究のための構造方程式モデリング：Mplus による実践
基礎編　谷 伊織・平島 太郎 (編) 第 3 章 回帰分析とパス解析 (pp.43-85)　ナカニシヤ出版.

伊藤 大幸・中島 俊思・望月 直人・高柳 伸哉・田中 善大・松本 かおり・辻井 正次 (2014).
肯定的・否定的養育態度尺度の開発 ――因子構造及び構成概念妥当性の検証――　発達心理学研究，*25*，221-231.

数井 みゆき・無籐 隆・園田 菜摘 (1996).　子どもの発達と母子関係・夫婦関係 ――幼児を持つ家族について―― 発達心理学研究，*7 (1)*，31-40.

Kessler R. C., Walters E. E. (1998). Epidemiology of DSM-III-R major depression and minor depression among adolescents and young adults in the National Comorbidity Survey. *Depress Anxiety. 7(1)*, 3-14.

小高 恵（1994）．親子間の認知構造の因子分析的研究　心理学研究，*65*，95-102.

Kracke, B. (2004). Parental Behaviors and Adolescents' Career Exploration.

https://doi.org/10.1002/j.2161-0045.1997.tb00538.x.

免田 賢 (2011). 親訓練研究の歴史と展望――効果的プログラムの開発に向けて―― (その 1) 佛教大学教育学部学会，*10*，63-76.

Miller, I. W., Ryan, C. E., Keitner, G. I., Bishop, D. S., & Epstein, N. B. (2000). The McMaster Approach to Families: Theory, assessment, treatment and research. *Journal of Family Therapy, 22*, 168–189.

宮代 こずゑ・石岡 紗希 (2021). 大学生の自尊感情と親の養育態度との関連　宇都宮大学共同教育学部研究紀要，*71*，13-19.

水内 豊和・阿倍 美穂子・小暮 陽介 (2007). 障害児の保護者に対するペアレント・トレーニングの動向　とやま特別支援学年報，*1*，49-66.

新見 直子. (2008). 中学生版キャリア意識尺度の開発　広島大学大学院教育学研究科紀要，*3(57)*，225-233.

Nishimura, Y., Shimizu, H., & Nakashima, K. (2021). Parents-child relationship of self-esteem: focusing on parents' parenting style, *International Conference on Psychology 2021* (Bali, Indonesia).

小野 夏月・中村 有里・福岡 欣治 (2019). 母親のソーシャルスキルと大学生による母親の養育態度の評価との関連　川崎医療福祉学会誌，29，153-160.

Parker, G. (1979). Parental characteristics in relation to depressive disorders. *British Journal of Psychiatry, 134*, 138-147.

Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. Applied Psychological Measurement, *1*, 385- 401.

Richman. J. A., & Flaherty, J. A. (1986). Adult psychosocial assets and depressive mood over time: Effects of internalized childhood attachments. *Journal of Nervous and Mental Disease, 175(12)*, 703–712.

島 悟・鹿野 達男・北村 俊則 (1985). 新しい抑うつ自己評価尺度について 精神医学，*27*，717-723.

清水 裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD : 機能の紹介と統計学習・教育，教育実践における利用方法の提案　メディア・情報・コミュニケーション研究，*1*，59-73.

Stoet, G. (2010). PsyToolkit - A software package for programming psychological experiments using Linux. *Behavior Research Methods*, *42,* 1096-1104.

Stoet, G. (2017). PsyToolkit: A novel web-based method for running online questionnaires and reaction-time experiments. *Teaching of Psychology*, 44, 24-31.

菅原 ますみ・八木下 暁子・詫摩 紀子・小泉 智恵・瀬地 山葉矢・菅原 健介・北村 俊則 (2002). 夫婦関係と児童期の子どもの抑うつ傾向との関連 ――家族機能および両親の養育態度を媒介として――　教育心理学研究，*50*，129-140.

丹野 義彦・石垣 琢麿・毛利 伊吹・佐々木 淳・杉山 明子 (2015). New Liberal Arts Selection 臨床心理学　有斐閣.

戸ヶ崎 泰子・坂野 雄二 (1997). 母親の養育態度が小学生の社会的スキルと学校適応におよぼす影響　――積極的拒否型の養育態度の観点から――　教育心理学研究，*45*，173-182.

浦 光博 (2003) 自己認識のポジティビティの状況的基盤　日本グループ・ダイナミックス学会・日本学術会議 共催シンポジウム「自己認識のポジティビティと適応の個人差・文化差」報告書　実験社会心理学研究，*43*，99-105.

渡邉 賢二・平石 賢二・谷 伊織 (2020). 児童期後期から青年期前期の子どもと母親が認知する養育スキルと母子相互信頼感，子どもの心理的適応との関連 ――母子ペアデータによる検討――　発達心理学研究，*31*，1-11.

West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R.H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications,* 56-75, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

山本 真理子・松井 豊・山成 由起子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造　教育心理学研究，*30*，64-69.

矢嶋 美保・長谷川 晃 (2020). 家族機能が中学生の社交不安に及ぼす影響 ――日本の親子データを用いた検討――　感情心理学研究，*27*，83-94.

吉村 英 (2020). 女子大学生の友人関係，キャリア意識および大学生活自己効力感が幸福感および人生満足感に与える影響　京都女子大学大学院発達教育学研究科博士後期課程研究紀要　発達教育学研究，*14*，1-14.