

論 文

女子青年における食育経験の基本的構造 (Ⅱ)

—過去の親子接触経験と痩身願望との関係を中心に—

諸井克英 小切間美保 荒木友恵
 生活科学部・人間生活学科 生活科学部・食物栄養科学科 人間生活学科 2009年度卒業

Abstract

The present study examined the factor structure of dietary education experiences in female adolescents. The Dietary Education Experiences Scale was developed by Moroi and Kogirima (2009). Female adolescents ($N=265$) completed this scale. Also, The Past relationship Experiences with Parents Scale and the Drive for Thinness Scale (Baba and Sugawara, 2000) were administered to participants. In addition, they estimated their height and weight. The factor analysis (principal factor method with promax rotations) of the scale yielded five factors, labeled as follows; "experiences of traditional dishes," "participation to production of food," "cooking experiences," "eating habits without fastidiousness," "regular eating habits." Results of the regression analyses suggested that emotional bond with parents influenced dietary education experiences in elementary school age. Drive for thinness in adolescent period was not significantly correlated with neither past experiences with parents or dietary education experiences in elementary school age. The significance of research in dietary education experiences was discussed.

I. 問題

わが国では「豊かな人間形成 (知育・徳育・体育の基礎)」と「心身の健康の増進」を骨格とする「食育基本法」が'05年に制定され、食に関する知識の普及や食育の実践が国や地方自治体によって積極的に推進されている。「食育基本法」の前文では、食行動が人間の心理的発達を支えることが仮説化されている(「子どもたちが豊かな人間性をはぐくみ、生きる力を身に付けていくためには、何よりも「食」が重要である」<内閣府, 2008>)。

2000年前後に、青少年に「キレル」という特異な現象が現れ、この現象の説明として、「脳

の生物学的不全」(大沢, 1998)や「現代型栄養失調」(鈴木, 1998)などが指摘された。このことには、家族の食卓の変化(「ひとりぼっちの食卓」<足立・NHK「おはよう広場」, 2000>)が連動している。つまり、「常に食をわかちあう仲間」(石毛, 1982)である家族の変容が基底要因として想定された。

青年(18-24歳)を対象とした最近の国際比較調査(内閣府, 2009)では、次の特徴が認められた。わが国の青年の半数近くは食事を親密な他者とのコミュニケーション・ツールと考え(「家族や友人と一緒に食事を楽しみコミュニケーションを図る」に43.8%同意)、適切な食生活を営んでいる(「栄養バランスのとれた食事をする」39.9%;「朝、昼、夕、欠かさず、ほぼ決まった時間に食事をする」31.7%)。しかし、わが国の若者で自ら料理をつくる者は少な

い（「自分で料理をつくる」16.3%; 米国 28.5%, 英国 29.8%）。

諸井・小切間（2009）は、「小学生の頃」の食育経験に関する尺度を作成し、女子大学生に実施した。因子分析によって食育経験の6因子構造（「Ⅰ. 食料生産への関与」、「Ⅱ. 伝統的料理への接触」、「Ⅲ. 料理経験」、「Ⅳ. 選り好みのない食生活」、「Ⅴ. 献立への関心」、「Ⅵ. 中食・外食への依存」）を同定した。本研究では、食育経験の育みを支える要因として家族関係を取りあげる。先行研究（諸井, 2004, 2006）によれば、親との接触経験は、「情動的絆」と「統制」の2側面から構成される。親との接触経験と恋愛観との関連を検討した諸井（2004）は、小野寺（1993）が開発した尺度を利用して、父親と母親それぞれとの現在の接触経験を測定した。因子分析によって、小野寺（1993）の結果がほぼ再現され、「情動的絆」と「統制」の2因子が抽出された。また、父親の魅力を検討した研究では（諸井, 2006）、小野寺が先行研究（1984）で用いた尺度項目も参照し、22項目の接触経験尺度が作成された。過去<中学3年生の頃>と現在<この6カ月間>の時間教示を用い、父親との過去と現在の接触の様子が測定された。因子分析によって、いずれの場合も「情動的絆」と「統制」の2因子が認められた。

ところで、小・中学生を対象とした全国調査（内閣府政策統括官, 2007）を見ると、父親と母親で子どもに対する接触の仕方が異なっていた。母親は、「情動的絆」と「統制」に対応する接触を父親に比べて積極的に図っている（「自分の気持ちをわかってくれる」父親 67.1%, 母親 82.2% / 「口うるさい」34.7%, 49.9%）。

本研究では、「小学5・6年生の頃」を基準として、父親および母親との接触経験の2側面それぞれが食育経験とどのような関わりをもつかを検討する。このために、女子大学生を対象とした回顧調査を実施した。

長田（1987）によると、わが国の家族関係は、「夫=会社」と「妻=子ども」という関係の強化に基づく「夫婦疎遠」と「母子密着」によっ

て特徴づけることができる。長田の指摘に従うと、父親よりも母親のほうが食育経験の影響源であると考えられる。本研究では、親との接触経験と食育経験との間に次のような仮説を設定した。

仮説 1: 食育経験は、父親よりも母親との接触経験とより関連している。

先行研究で得られた2側面（「情動的絆」、「統制」）が「小学5・6年生の頃」の接触についても適用されるとすると、「情動的絆」と「統制」それぞれ食育経験に対して、次のような仕方で弁別的影響をおよぼすと考えられる。

仮説 2-a: 「情動的絆」接触は、料理や食料生産への積極的関与を促進する。

仮説 2-b: 「統制」接触は、適切な食生活の実践を促進する。

ところで、「国民健康・栄養調査」に基づいて肥満指数（Body Mass Index; 以下 BMI と略す）の変化を見ると（健康・栄養情報研究会 2009）、次の特徴が認められる。①男性のほうが女性よりも肥満傾向にある（2006年度で、それぞれ 23.39, 22.47）、②若者（20-29歳）では、「肥満者（BMI ≥ 25）」が男性ではかなり増加しているのに対して（男性：'80年 10.6% → '06年 19.6%）、「低体重者（BMI < 18.5）」については、男性では変化していないが（9.3% → 9.5%）、女性ではかなり増加している（12.4% → 21.7%）。このような若年女性体型の痩身化傾向は以前から指摘されてきた（切池・永田・白田, 1996）。

前研究（諸井・小切間, 2009）では、食育経験は、肥満指数（BMI）とは有意な関係を見せなかったが、BMIと理想BMIとの差（以下、差異BMIと略す）との間に、「伝統的料理への接触」で有意な負の相関、「中食・外食への依存」で有意な正の相関があった。つまり、青年期の痩身願望が小学校時代の「伝統的料理への接触」により抑制され、「中食・外食への依存」によって促進されることになるかと解釈される。前研究では、痩身願望指標は、現在の身長・体重と現在の身長で望む体重から構成されている。つまり、BMIは純粋な体格指標であるが、理想

BMI や差異 BMI は体格指標と心理的指標の混合といえる。そこで、本研究では、これらに加えて、純粋な心理指標で瘦身願望を測定し、食育経験との関連を検討する。たとえば、馬場・菅原 (2000) は、瘦身願望を「自己の体重を減少させたり、体型をスリム化しようとする欲求」と定義し、瘦身願望尺度を作成した。本研究では、この測定指標も用いて小学校時代の食育経験と青年期における瘦身願望の高さとの関連を吟味する。

仮説 3: 適切な食生活の実践は、瘦身願望を抑制する。

以上に述べたように、小学生時代の父親や母親との接触経験と食育経験との関連を検討し、さらに現在の瘦身願望との関係も調べるために、女子大学生を対象として質問紙を実施した。

II. 方法

調査対象および調査の実施

同志社女子大学での社会心理学関係の講義を利用して、『食生活行動』調査の名目で質問紙調査を実施した (2008 年 11 月 3 日・6 日)。回答にあたっては匿名性を保証し、質問紙実施後に研究目的と意義を簡潔に説明した。

青年期の範囲を逸脱している者 (25 歳以上) を除き、すべての設問に回答した女子学生 265 名を分析対象とした。回答者の平均年齢は 19.49 歳 ($SD=1.17$, 18 ~ 23 歳) であった。

質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性の設問に加え、①食育経験尺度、②対父親・対母親接触経験尺度、③身体属性に関する設問、④瘦身願望尺度から構成されている。

1. 食育経験尺度

先述したように、諸井・小切間 (2009) は、回答者の小学校時代における食生活の様子や食生活に関する意識や行動を測定するために、77 項目から成る食育経験尺度を独自に開発した。本研究では、この食育経験尺度を利用した (全項目については、諸井・小切間 (2009) 参照)。

回答者に「小学 5・6 年生の頃」の食生活の様子や食生活に関する意識を想起させ、77 項目 (諸井・小切間, 2009 参照) それぞれについて該当する程度を 4 点尺度で回答させた (「4. かなりあてはまる」 ~ 「1. ほとんどあてはまらない」)。

なお、回答順の効果を相殺するために、77 項目を 8 群に分け、回答者ごとに回答順が異なるようにした。

2. 対父親・対母親接触経験尺度

回答者が小学生時代に父親と母親それぞれどのように接触したと認知しているかを測定した。このために、諸井 (2006) が小野寺 (1984, 1993) に基づき作成した「対父親接触経験尺度」(22 項目) を利用した。この尺度では、もともと回答者の「中学 3 年生の頃」の対父親関係認知を測定した。本研究では、想起時期を「小学 5・6 年生の頃」に変え、対父親用に作成された項目に加え、対母親用に変更した母親版も作成した (Table 1-b-(1), 1-b-(2) 参照)。

対父親接触経験尺度では、回答者に「小学 5・6 年生の頃」の父親との関係の様子を思い出させ、22 項目それぞれがあてはまる程度を 4 点尺度で回答させた (「4. かなりあてはまる」 ~ 「1. ほとんどあてはまらない」; それぞれ 4 点から 1 点で数値化)。母親についても、同様な仕方で評定させた。

回答者の半数は対父親接触経験尺度を先に ($N=129$)、残りの者は対母親接触経験尺度を先に回答した ($N=136$)。また、各尺度水準でも回答順の効果を相殺するために、22 項目を 2 群に分け、回答者ごとに回答順が異なるようにした。

3. 身体属性に関する設問

回答者の身長と体重に関する以下の点について、該当する数字を記入させた。①現在の身長と体重、②現在の身長で回答者が望む体重。身長は「cm」、体重は「kg」の単位で回答させた。

4. 瘦身願望尺度

回答者が抱いている瘦身願望の程度を測定するために、馬場・菅原 (2000) が作成した瘦身

願望尺度 (11 項目) を利用した。諸井・小切間 (2008) は、女子大学生を対象に実施し、尺度の単一次元性を確認した。

「この6ヵ月間」の回答者の状態を思い浮かべさせ、自分の体や「痩せる」ことについてどのように考えがちであったかを思い出させた。11 項目 (Table 1-c) それぞれに対して回答者自身の考えや態度にあてはまる程度を4点尺度で回答させた (「4. かなりあてはまる」～「1. ほとんどあてはまらない」; それぞれ4点から1点で数値化)。

回答順の効果を相殺するために、11 項目を2群に分け、回答者ごとに回答順が異なるようにした。

Ⅲ. 結果

体型指数

本研究の回答者の身長、体重、および理想体重の平均値と標準偏差値は、以下の通りであった (すべて $N=265$)。身長 158.88cm ($SD=5.00$)、体重 50.77kg ($SD=6.21$)、理想体重 47.49kg ($SD=4.49$)。BMI (体重_(kg)/身長_(m)²)、理想BMI (理想体重_(kg)/身長_(m)²) の平均値は、それぞれ 20.09 ($SD=2.06$)、 18.79 ($SD=1.27$) であった。さらに、BMI と理想BMI の差異 (BMI-理想BMI) の平均値は、 1.30 ($SD=1.64$) であった。

BMI 分布を見ると、普通体重に該当する者が大半であったが (211 名 <79.3%>)、25 以上の「肥満」カテゴリーの者が6名 (2.3%)、18.5 未満の「低体重」カテゴリーの者が48名 (18.0%) いた。ところが、理想BMI 分布のほうでは、「普通体重」が147名 (55.5%)、「低体重」が118名 (44.5%) であった。両指標の平均値を比較すると (対応のある t 検定)、理想BMI のほうが有意に低かった ($t_{(264)}=12.90$, $p=.001$)。これらは、瘦身願望の存在を明確に示している。

尺度の検討

まず、すべての尺度項目について、項目平均値の偏り ($1.5 < m < 3.5$) と標準偏差値 ($SD > .60$) のチェックを行い、不適切な項目を除去した。

その上で、食育経験尺度と対父親・対母親接触経験尺度の3尺度については以下のように検討した。因子構造を同定するために、因子分析 (主因子法、プロマックス回転 < $k=3$ >) を行った。その際、初期共通性が .250 を下回る項目も予め除去した。因子固有値 ≥ 1.000 を満たす解をすべて求め、プロマックス回転後の負荷量 $|.400|$ を基準に妥当な因子解を同定した。① 特定因子の負荷量が十分に大きく ($\geq |.400|$)、② 他因子への負荷が小さい ($< |.400|$) という基準に一致しない項目を除き再度分析を行い、明確な負荷量パターンが得られるまで、このことを繰り返した。各因子への負荷量が大きい ($\geq |.400|$) 項目から下位尺度を構成し、信頼性分析を行った。なお、下位尺度の概念方向に得点を調整し、下位尺度項目の合計得点を項目数で割った値をそれぞれの下位尺度得点とした。

瘦身願望尺度については、主成分分析での未回転主成分負荷量を検討した上で ($\geq |.400|$ 基準)、信頼性分析を実施した。当該項目得点と当該項目を除く合計得点のピアソン相関が高いことを確認し、 α 係数を算出した。合計得点を項目数で割った値を瘦身願望得点とした。

1. 食育経験尺度

この尺度項目の予備検討の結果、19 項目が不適切であった (項目平均値 < 1.5 : exp_a_6, exp_b_5, exp_b_9, exp_c_4, exp_d_7, exp_f_4, exp_h_4 / 平均値 ≈ 1.5 : exp_d_4, exp_e_4, exp_f_5, exp_h_6 / 平均値 ≈ 3.5 : exp_b_1, exp_e_9, exp_f_3, exp_g_6, exp_h_1, exp_h_5 / 平均値 > 3.5 : exp_b_10, exp_e_1 / $SD < .600$: exp_a_6, exp_b_9, exp_c_4, exp_d_7 / 項目番号は諸井・小切間 (2009) 参照)。残りの58項目を対象として因子分析を行ったところ、2～17 因子解が可能であった。抽出因子が最も解釈可能であった5因子解を採用した。最終的な解を Table 1-a に示す。

第I因子から第IV因子までは前研究 (諸井・小切間, 2009) とほぼ同様の項目から構成されたので、それぞれ「伝統的料理への接触」、「食料生産への関与」、「料理経験」、および「選り

Table 1-a 食育経験尺度に関する因子分析 (主因子法, プロマックス回転<k=3>)の結果—回転後の因子負荷量—

| | I | II | III | IV | V |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|
| [伝統的料理への接触] | | | | | |
| exp_b_8 昔から地域に伝わる料理や地域特有の料理を家族等がよく作っていた。 | .861 | -.010 | -.032 | -.065 | -.049 |
| exp_b_4 昔から地域に伝わる料理や地域特有の料理をよく食べていた。 | .837 | .029 | -.036 | -.013 | -.099 |
| exp_a_10 昔から地域に伝わる料理や地域特有の料理について、家族等からよく教えてもらった。 | .777 | -.075 | .037 | .054 | -.045 |
| exp_c_6 地域の名産の食材が食卓に時々出ている。 | .645 | .044 | .008 | .043 | .064 |
| exp_b_3 地域の産物の食材をよく知っていた。 | .596 | .034 | .053 | -.092 | .057 |
| exp_c_6 地域の人と行事食や昔から地域に伝わる料理や地域特有の料理などを一緒に食べる機会があった。 | .486 | .144 | -.006 | -.007 | -.033 |
| exp_c_5 自然の食物(つくし、よもぎなど)を食べることがあった。 | .444 | .274 | -.105 | -.056 | .053 |
| exp_a_7 旬の食材について、家族等からよく教えてもらった。 | .443 | -.014 | .219 | .027 | .295 |
| [食料生産への関与] | | | | | |
| exp_e_7 家族等が家庭菜園に熱心に取り組んでいた。 | .082 | .816 | -.161 | .006 | .005 |
| exp_f_1 家庭菜園で作った食材を食べることがあった。 | .111 | .723 | -.047 | .044 | -.023 |
| exp_e_8 家の近くの田んぼや畑でよく遊んでいた。 | -.022 | .681 | .011 | -.078 | .092 |
| exp_e_5 農業体験(米作りや野菜作りなど)によく参加していた。 | .002 | .654 | .191 | .032 | -.026 |
| exp_a_9 家庭菜園で家族等の手伝いをよくした。 | .113 | .647 | .126 | .037 | -.035 |
| exp_g_10 農業(家庭菜園を含む)や漁業の体験があった。 | -.063 | .586 | .071 | .018 | .038 |
| [料理経験] | | | | | |
| exp_g_3 料理の本をよく見ていた。 | -.010 | .018 | .758 | -.018 | .043 |
| exp_g_7 自分で何か料理やお菓子を作ることが好きだった。 | -.110 | .064 | .714 | .011 | -.035 |
| exp_g_1 テレビの料理番組をよく見ていた。 | .041 | -.010 | .609 | .070 | .005 |
| exp_f_6 家庭科の調理実習で作った料理は、家庭でも自分で作るようにしていた。 | .180 | .004 | .488 | -.083 | -.074 |
| [選り好みのない食生活] | | | | | |
| exp_b_3 食事の好き嫌いが多かった。 | .116 | .063 | .013 | -.781 | -.104 |
| exp_h_3 初めての食べ物も食べるようにしていた。 | .116 | .028 | -.053 | .748 | -.135 |
| exp_c_7 いろいろな食べ物を食べるように心がけていた。 | .081 | -.065 | .071 | .626 | .103 |
| exp_f_7 学校給食は好きだった。 | -.101 | .183 | .002 | .448 | -.093 |
| [規則正しい食生活] | | | | | |
| exp_e_6 中食(買ってきた惣菜などを家で食べる)をすることが多かった。 | -.044 | .046 | .046 | .025 | -.623 |
| exp_e_3 外食をすることが多かった。 | .103 | -.077 | .249 | .020 | -.599 |
| exp_a_2 食事時間の長さは、大体決まっていた。 | .025 | .023 | .090 | -.065 | .484 |
| exp_a_3 旬の食材を使った料理が食卓に出ている。 | .257 | .009 | .040 | .070 | .459 |
| exp_b_2 夕食の時間は、大体決まっていた。 | -.080 | .041 | .090 | .013 | .447 |
| [因子間相関] | | | | | |
| I | | .505 | .406 | .281 | .320 |
| II | | | .260 | .156 | .157 |
| III | | | | .258 | .202 |
| IV | | | | | .307 |

N=265

初期固有値 ≥ 1.645; 初期説明率 56.01%

Table 1-b-(1) 対父親接触＜過去＞尺度に関する因子分析（主因子法，プロマックス回転＜k=3＞）の結果
— 回転後の因子負荷量 —

| | I | II |
|---|-------|-------|
| 〔情動的絆〕 | | |
| fa_a_4 父親は、よく私の相手をしてくれた。 | .817 | -.099 |
| fa_b_7 父親は、一緒にテレビを見ながら番組について私に話をしてくれた。 | .710 | -.027 |
| fa_b_1 父親は、世の中で起こっていることについて私に話をしてくれた。 | .632 | .046 |
| fa_b_5 父親と私は、2人で外出することがあった。 | .599 | -.002 |
| fa_a_1 父親は、自分の仕事や職場の出来事について私に話をしてくれた。 | .590 | -.057 |
| fa_a_7 父親は、家族旅行などでいろいろな所に私を連れて行ってくれた。 | .555 | .002 |
| fa_a_6 父親は、自分の子どもの頃や学生時代の思い出について私に話をしてくれた。 | .552 | -.021 |
| fa_b_2 父親は、私の頭を撫でたり、私の肩をたたいたりしてくれた。 | .552 | .099 |
| fa_a_8 父親は、私がどこで何をしているかをいつも気にかけていた。 | .541 | .299 |
| fa_b_11 父親は、私の誕生日には必ずプレゼントやカードをくれた。 | .522 | .038 |
| fa_a_2 父親は、運動会や発表会などの特別な行事には来てくれた。 | .520 | -.135 |
| fa_b_9 父親は、私の将来について気にかけていた。 | .481 | .326 |
| 〔統制〕 | | |
| fa_b_4 父親は、私のしつけに厳しく厳格な教育方針をもっていた。 | .025 | .799 |
| fa_b_6 父親は、叱ったり批判することが私のためになると思っていた。 | -.069 | .762 |
| fa_b_10 父親は、私が悪いことをした時、かっとして怒った。 | -.096 | .722 |
| fa_a_5 父親は、私に口答えを許さなかった。 | -.225 | .714 |
| fa_a_9 父親は、私の帰宅時刻にうるさかった。 | .217 | .554 |
| fa_b_3 父親は、私の身なりについていろいろ注文をつけてきた。 | .079 | .492 |
| fa_a_11 私のことについては、父親が最後には決めていた。 | .155 | .479 |
| ----- | | |
| 〔因子間相関〕 | I | .313 |
| 〔残余項目〕 | | |
| fa_a_3 私の異性の友だち関係について父親の方から尋ねてきた。(b) | | |
| fa_a_10 父親は、自分の好みの異性タイプについて私に話をしてくれた。(a) | | |
| fa_b_8 父親は、セックスに関する記事が載っている雑誌を私の目の前で読むことがあった。(a)(x) | | |

N=265

初期固有値 ≥ 2.947 ; 初期説明率 46.79%

(a): 平均値 < 1.5; (b): 平均値 = 1.5; (x): 初期共通性 < .250

好みのない食生活」とした。前研究では見られなかった第V因子については、負荷の高い項目の内容から、「規則正しい生活」と名づけた。

2. 対父親・対母親接触経験尺度

(1) 対父親接触経験尺度

項目水準の検討では3項目が不適切であった。残りの19項目を対象として、2～3因子解を求めた。明確に解釈できる2因子解を採用した。最終的な結果をTable 1-b-(1)に示す。先行研究(諸井, 2004, 2006)と同様の因子が抽出され、第I因子は「情動的絆」、第II因子は「統制」と命名した。

(2) 対母親接触経験尺度

予備分析で不適切と判断された6項目を除く16項目を対象として分析を行った。2～4因子

解が可能であったが、対父親の場合と同様に2因子解が明確であった。最終解をTable 1-b-(2)に示す。第I因子は「統制」、第II因子は「情動的絆」であった。

3. 瘦身願望尺度

1項目のみが予備分析で除去された。残りの10項目の単一次元性を主成分分析で確認したところ、Table 1-cに示すように、いずれの項目も.600以上の負荷を見せた。先行研究(諸井・小切間, 2008)と同様に尺度の単一次元性が得られた。

4. 尺度の信頼性の検討

各尺度の信頼性を① α 係数と②全体-項目相関値によって検討した。結果をTable 1-dに示す。食育経験の下位尺度である「規則正しい生

Table 1-b-(2) 対母親接触<過去>尺度に関する因子分析(主因子法, プロマックス回転 <k=3>)の結果
—回転後の因子負荷量—

| | I | II |
|---|-------|-------|
| 〔統制〕 | | |
| mo_b_4 母親は、私のしつけに厳しく厳格な教育方針をもってた。 | .719 | .088 |
| mo_b_6 母親は、叱ったり批判することが私のためになると思っていた。 | .655 | -.079 |
| mo_a_5 母親は、私に口答えを許さなかった。 | .654 | -.103 |
| mo_b_10 母親は、私が悪いことをした時、かっとして怒った。 | .582 | -.001 |
| mo_a_11 私のことについては、母親が最後には決めてた。 | .554 | -.148 |
| mo_b_3 母親は、私の身なりについていろいろ注文をつけてきた。 | .548 | .163 |
| mo_a_9 母親は、私の帰宅時刻にうさかった。 | .543 | .100 |
| mo_a_8 母親は、私がどこで何をしているかをいつも気にかけてた。 | .406 | .268 |
| 〔情動的絆〕 | | |
| mo_a_6 母親は、自分の子どもの頃や学生時代の思い出について私に話をしてくれた。 | -.067 | .732 |
| mo_b_7 母親は、一緒にテレビを見ながら番組について私に話をしてくれた。 | -.088 | .679 |
| mo_a_10 母親は、自分の好みの異性タイプについて私に話をしてくれた。 | -.024 | .611 |
| mo_b_1 母親は、世の中で起きていることについて私に話をしてくれた。 | .025 | .592 |
| mo_a_3 私の異性の友だち関係について母親の方から尋ねてきた。 | .118 | .511 |
| mo_b_2 母親は、私の頭を撫でたり、私の肩をたたいたりしてくれた。 | -.038 | .500 |
| mo_a_7 母親は、家族旅行などでいろいろな所に私を連れて行ってた。 | .147 | .402 |
| 〔因子間相関〕 | I | .263 |
| 〔残余項目〕 | | |
| mo_a_1 母親は、自分の仕事や職場の出来事について私に話をしてくれた。(x) | | |
| mo_a_2 母親は、運動会や発表会などの特別な行事には来てくれた。(d) | | |
| mo_a_4 母親は、よく私の相手をしてくれた。(c) | | |
| mo_b_5 母親と私は、2人で外出することがあった。(c) | | |
| mo_b_8 母親は、セックスに関する記事が載っている雑誌を私の目の前で読むことがあった。(a)(x) | | |
| mo_b_9 母親は、私の将来について気にかけてた。 | | |
| mo_b_11 母親は、私の誕生日には必ずプレゼントやカードをくれた。(x) | | |

N=265

初期固有値 ≥ 2.504 ; 初期説明率 44.44%

(a): 平均値 <1.5; (c) 平均値 = 3.5; (d): 平均値 >3.5; (x): 初期共通性 <.250

Table 1-c 瘦身願望尺度に関する主成分分析の結果—未回転第 I 主成分負荷量—

| | 未回転第 I 主成分負荷量 |
|-------------------------------|---------------|
| th_a_1 体重が増えるのが怖い。 | .666 |
| th_a_2 もっと痩せたいという思いで頭がいっぱいだ。 | .853 |
| th_a_3 体重にとらわれている。 | .783 |
| th_a_4 何が何でも体重を減らしたい。 | .832 |
| th_a_5 もっと痩せていたらと悔やむことが多い。 | .801 |
| th_a_6 体力が落ちてもとにかく痩せたい。 | .630 |
| th_b_1 少しでも早く痩せたい。 | .816 |
| th_b_2 痩せられると聞けば何でもする。 | .694 |
| th_b_3 自分が痩せることを考えるとわくわくする。 | .729 |
| th_b_5 今、痩せることに一番興味がある。 | .779 |
| 〔残余項目〕 | |
| th_b_4 体重を量ったときに減っていると嬉しい。(d) | |

N=265

初期固有値 ≥ 5.801 ; 初期説明率 58.01%

(d): 平均値 >3.5

Table 1-d 尺度の検討

| | α 係数 | 項目 - 全体相関値 (a) | 平均値 | 標準偏差 | 正規性の検定 (b) | |
|-----------------|-------------|----------------|------|------|------------|------------|
| 〔対父親・対母親接触経験尺度〕 | | | | | | |
| 父親_情動的絆 | .871 | .443 ~ .727 | 2.61 | 0.66 | $z=1.434$ | $p=.033$ |
| 父親_統制 | .834 | .465 ~ .724 | 2.15 | 0.71 | $z=1.256$ | $p=.085$ |
| 母親_統制 | .811 | .438 ~ .664 | 2.76 | 0.61 | $z=1.273$ | $p=.078$ |
| 母親_情動的絆 | .774 | .390 ~ .622 | 2.67 | 0.63 | $z=1.291$ | $p=.071$ |
| 〔食育経験尺度〕 | | | | | | |
| 伝統的料理への接触 | .871 | .508 ~ .736 | 2.23 | 0.70 | $z=1.194$ | <i>ns.</i> |
| 食料生産への関与 | .860 | .550 ~ .732 | 2.16 | 0.85 | $z=1.804$ | $p=.003$ |
| 料理経験 | .749 | .457 ~ .612 | 2.37 | 0.76 | $z=1.431$ | $p=.033$ |
| 選り好みのない食生活 | .736 | .377 ~ .614 | 2.92 | 0.75 | $z=2.113$ | $p=.001$ |
| 規則正しい食生活 | .651 | .357 ~ .478 | 3.22 | 0.51 | $z=2.173$ | $p=.001$ |
| 痩身願望尺度 | .919 | .557 ~ .804 | 2.57 | 0.77 | $z=1.247$ | $p=.089$ |

N=265

(a): 当該項目と当該項目を除く合計得点とのピアソン相関値

(b): Kolmogorov-Smirnov 検定

活」で α 係数が.600台とまずまずの値であったが、いずれの尺度も①と②の点で適切といえる。尺度得点分布を見ると、正規性から有意な逸脱を見せた尺度もあるが、極端な逸脱ではないと判断した。

対父親と対母親での接触経験の高さを比較すると(対応のある t 検定)、「情動的絆」については父母差はないが、「統制」では母親($m=2.76$)のほうが父親($m=2.15$)よりも有意に高かった($t_{(264)}=12.00, p=.001$)。

食育経験の5下位尺度得点相互の比較を行ったところ(対応のある t 検定; 有意性水準1%に設定)、『食料生産への関与』≧『伝統的料理への接触』<『料理経験』<『選り好みのない食生活』<『規則正しい生活』($p<.01$)の傾向が見られた。

また、痩身願望得点は尺度中性点(2.5)と有意に異ならなかった。

対父親・対母親接触経験と食育経験との関連

1. 相関分析

対父親・対母親接触経験と食育経験との間のピアソン相関値を求めた。Table 2-a から分かるように、「情動的絆」経験の影響が顕在的であり、「父親_情動的絆」では食育経験5得点すべてと、「母親_情動的絆」では3得点と有意な正の相関が得られた。「統制」経験については、父親、母親ともに「料理経験」と有意な

正の相関があり、他に「父親_統制」と「伝統的料理への接触」で有意な正の相関があった。

2. 重回帰分析

親との接触経験が食育経験におよぼす影響を明確にするために、一連の重回帰分析を行った。各分析では、説明変数を親との接触経験4得点とし、食育経験5得点のそれぞれを目的変数とした。なお、変数増減法を利用して、主要な規定因を抽出した。結果をTable 2-bに示す。

分析全体を見ると、「情動的絆」経験が食育経験にとって重要であった。「父親_情動的絆」は、「食料生産への関与」、「料理経験」、「規則正しい食生活」で、他方「母親_情動的絆」は、「伝統的料理への接触」、「料理経験」、「選り好みのない生活」で、有意な規定因であった。また、「統制」経験については、「父親_統制」の「伝統的料理への接触」への有意な影響のみが認められた。

3. 正準相関分析

親との接触経験と食育経験との関係を全体的に把握するために、対父親・対母親接触経験4得点と食育経験5得点を対象として、正準相関分析を試みた。第I軸のみが有意であった。結果をTable 2-cに示す。この第I軸の結びつきは、負荷量の方向から「父親_情動的絆」や「母親_情動的絆」が「伝統的料理への接触」や「料理経験」を高めることを示している。

Table 2-a 親との接触経験, 食育経験, および痩身願望との関係—ピアソン相関値—

| | [親との接触経験] | | | [食育経験] | | | | 痩身願望 | | | | |
|-----------|-----------------|-----------------|-------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-------|
| | 父親_情動的絆 | 父親_統制 | 母親_統制 | 母親_情動的絆 | 伝統的料理への接触 | 食料生産への関与 | 料理経験 | 選り好まない食生活 | 規則正しい食生活 | BMI | 理想BMI | 差異BMI |
| 父親_情動的絆 | ***** .334 | .080 | .479 | .241 | .134 | .272 | .133 | .127 | .048 | -.053 | -.045 | -.031 |
| 父親_統制 | p=.001 ***** | .225 | .075 | .144 | .063 | .123 | .085 | .039 | .038 | -.046 | -.078 | .004 |
| 母親_統制 | p=.001 ***** | ***** | .265 | .007 | -.011 | .136 | .035 | -.073 | .105 | .001 | -.097 | .076 |
| 母親_情動的絆 | p=.001 ***** | p=.001 ***** | ***** | .291 | .063 | .242 | .133 | .086 | .080 | -.084 | -.063 | -.057 |
| 伝統的料理への接触 | | | | p=.001 ***** | .538 | .378 | .242 | .313 | .075 | -.022 | -.049 | .011 |
| 食料生産への関与 | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | .057 | .023 | -.001 | .029 |
| 料理経験 | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | .080 | -.070 | -.037 | -.060 |
| 選り好まない食生活 | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | .059 | .063 | -.007 | .084 |
| 規則正しい食生活 | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | -.013 | -.154 | -.071 | -.138 |
| 痩身願望 | | | | | | | | | ***** .345 | p=.012 | -.046 | .471 |
| BMI | | | | | | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | .608 | .787 |
| 理想BMI | | | | | | | | | p=.001 ***** | p=.001 ***** | p=.001 ***** | -.012 |

N=265

Table 2-b 食育経験におよぼす対父親・対母親接触経験の影響—重回帰分析(変数増減法<投入規準 $p < .05$; 除去規準 $p > .10$)—

| 〔目的変数〕 | 〔説明変数〕 | 標準偏回帰係数 | |
|------------|---------|----------------|------------|
| 伝統的料理への接触 | 母親_情動的絆 | $\beta = .282$ | $p = .001$ |
| | 父親_統制 | $\beta = .123$ | $p = .038$ |
| | | $R^2 = .100$ | $p = .001$ |
| 食料生産への関与 | 父親_情動的絆 | $\beta = .134$ | $p = .029$ |
| | | $R^2 = .018$ | $p = .029$ |
| 料理経験 | 父親_情動的絆 | $\beta = .202$ | $p = .003$ |
| | 母親_情動的絆 | $\beta = .145$ | $p = .032$ |
| | | $R^2 = .090$ | $p = .001$ |
| 選り好みのない食生活 | 母親_情動的絆 | $\beta = .133$ | $p = .030$ |
| | | $R^2 = .018$ | $p = .030$ |
| 規則正しい食生活 | 父親_情動的絆 | $\beta = .127$ | $p = .039$ |
| | | $R^2 = .016$ | $p = .039$ |

N=265

痩身願望や体型指数の関連変数

痩身願望得点と体型指数(BMI, 理想BMI, 差異BMI)との間のピアソン相関値を算出すると(Table 2-a), BMIと差異BMIが痩身願望と有意な正の相関を見せた。これは、肥満体型であるほど痩身願望が高いことを示している。

次に、痩身願望や体型指数3変数が対父親・対母親接触経験や食育経験とどのように関連しているかを調べた(Table 2-a)。「規則正しい食生活」のみがBMIと差異BMIと有意な負の相関を示した。小学生の頃の規則正しい食生活経験が肥満体型を抑制するが、現体型よりも痩身方向の体型を望まないと解釈できる。痩身願望得点については、有意水準に達した関係は認められなかったが、「母親_統制」との間で正の相関傾向性があった。

IV. 考察

本研究の第1の目的は、前研究(諸井・小切間, 2009)で見いだされた食育経験の基本構造を確認することであった。因子分析によって5因子が抽出された(「I. 伝統的料理への接触」, 「II. 食料生産への関与」, 「III. 料理経験」, 「IV. 選り好みのない食生活」, 「V. 規則正しい生活」)。前研究で得られた6因子と比較すると、第I因子

Table 2-c 父親・母親との接触経験と食育経験との関係—正準相関分析—

| <正準負荷量> | |
|---------------|-----------------|
| I | |
| 〔父親・母親との接触経験〕 | |
| 父親_情動的絆 | -.772 |
| 父親_統制 | -.425 |
| 母親_統制 | -.199 |
| 母親_情動的絆 | -.883 |
| 〔食育経験〕 | |
| 伝統的料理への接触 | -.839 |
| 食料生産への関与 | -.278 |
| 料理経験 | -.734 |
| 選り好みのない食生活 | -.410 |
| 規則正しい食生活 | -.321 |
| 〔正準相関〕 | .395 $p = .001$ |

N=265

II軸: .179, $p = .392$

子から第IV因子までは対応していたが、前研究での「献立への関心」と「中食・外食への依存」は再現されなかった。その代わりに、「V. 規則正しい生活」が認められた。つまり、前研究と本研究の結果を併せると、食育経験のうち料理の実践や食料生産への関心に関する側面や(「I. 伝統的料理への接触」, 「II. 食料生産への関与」, 「III. 料理経験」), 適正な食生活の実践(「IV. 選り好みのない食生活」)は、サンプルを超えて安定した因子として出現する。

本研究では、親との接触経験と食育経験との間の関係についての仮説が検討された(仮説1, 仮説2-a, 2-b)。重回帰分析や正準相関分析の結果を見ると、仮説1(「食育経験は、父親よりも母親との接触経験とより関連している。」)は、ほとんど支持されなかった。母親に対する情動的接触の肯定的影響が「伝統的料理への接触」, 「料理経験」や、「選り好みのない食生活」で見られた。他方、父親の場合には、情動的接触経験が「食料生産への関与」, 「料理経験」や、「規則正しい食生活」を促進し、統制的接触経験が「伝統的料理への接触」につながる。つまり、仮説1と異なり、父親との接触経験の影響も顕著であった。

仮説1は、「夫婦疎遠」と「母子密着」というわが国の家族関係に関する長田(1987)によ

る指摘から導かれている。しかしながら、男女平等方向への意識変化の中で（諸井, 2003 参照）、長田が特徴づけた日本的家族関係も溶解し始めている。つまり、本研究の回答者の子ども時代（2000 年前後）には、子どもの食行動に対する父親の介入が確実に存在しているといえる。回顧調査とはいえ、本研究の回答者は父親との情動的交流経験と食育経験（おそらくそれに伴う快経験）を結びつけているのである。本研究での接触経験の父母比較によると、「情動的絆」に有意差はなく、「統制」は母親のほうが高かった。Kohut (1985) によれば、全能感を育む「誇大自己」と、野心の基盤となる「理想的イメージ」が適度に満たされることによって、「機能的な自己」へと統合される。Kohut は、それぞれの供給源が母親と父親であると考えた。Kohut に基づくと、「情動的絆」は母親、「統制」は父親が高くなると予想されるが、本研究の傾向はこれと異なる。つまり、子どもとの関係でも性役割の変化が生じていると思われる。

また、親との接触経験の食育経験に対する弁別的影響に関する仮説はまったく支持されなかった（「仮説 2-a: 「情動的絆」接触は、料理や食料生産への積極的関与を促進する。」 / 仮説 2-b: 「統制」接触は、適切な食生活の実践を促進する。）。一般的に親との情動的絆経験が食育経験を高め、「統制」については「伝統的料理への接触」でのみ父親との「統制」の有意な影響が見いだされた。伝統的料理の嗜みの確率は都会よりも地方のほうが大きい。子ども時代に地方暮らしをしていたり、都会生活を送っていても盆の帰省時などに伝統的料理を経験する機会があることを考えると、伝統的な意味での父親の導きによって、この側面の経験が高まることは理解できる。

いずれにしても、親との接触経験と食育経験との間の関係は、家庭全体への男女平等的態度の浸透度や、育った地域の特性などによって異なると思われる。

本研究では、小学校時代の食育経験と青年期の瘦身願望との関連も検討した（「仮説 3: 適

切な食生活の実践は、瘦身願望を抑制する。）。
関連分析の結果によると、小学時代の規則正しい食生活経験（「規則正しい食生活」）が肥満体型を抑制するが、現体型よりも瘦身方向の体型を望まない傾向が認められた。しかしながら、瘦身願望と食育体験との間には有意な関係はなかった。親との接触経験の関係も調べたが、体型指数や瘦身願望との間に有意な関係は得られなかった。つまり、小学生時代に培われた規則正しい食習慣は青年になっても適正な体型維持につながるが、他の側面の食育経験ではそのような影響がない。これは次のように解釈できる。青年期での体型管理や瘦身願望が、過去の食育経験によって単純に規定されるのではなく、瘦身性を称揚するメディアとの接触（諸井・小切間, 2008 など）や同輩との社会的比較の影響（Jones, 2002 など）もあるからである。

ところで、本研究の回答者が位置する青年期では、それまでの親との関係から友だちとの関係へと対人関係の中心が移行する。青年期の親子関係は、「一方向的な権威の型」から「相互性の型」に向けた親子間の新たな相互作用が展開されるのである（諸井, 2002 参照）。したがって、小学校時代に営まれた親子関係（接触の様子や食育経験）が青年期での身体管理に対する志向性に影響を与えることはないといえよう。

小学生時代の親の接触経験と食育経験との関連を検討した本研究は、女子大学生に「小学 5・6 年生の頃」を回顧させることによって行われた。一定の知見が認められたが、実際に小学生を対象として、仮説 1 や仮説 2-a, b を検討することは重要である。しかしながら、先述したように家族のあり方や家族内への男女平等性の浸透の程度などにも配慮する必要がある。

たとえば、青年を対象に父親や母親のイメージを尋ねた全国調査（内閣府政策統括官, 2004）を見ると、父親と母親に対して異なるイメージが抱かれている（対父親: 「尊敬できる <39.2%>」, 「やさしい <32.3%>」, 「厳しい <28.8%>」 / 対母親: 「やさしい <42.7%>」, 「自分のことをよく理解してくれる <39.5%>」, 「尊

敬できる<28.0%>』)。つまり、対父親では「尊敬」、対母親では「やさしさ」に象徴される関係が存在している。この全国調査が浮き彫りにした父親と母親のイメージは、先述した Kohut (1985) の考えと対応している。子どもに対して父親と母親が弁別的機能をもつという伝統的=普遍的枠組みとその変容を前提に、本研究の主題に今後も取り組むべきといえよう。

< 付記 >

- (1) 本研究の実施と分析作業は、同志社女子大学 2008 年度研究助成<共同研究> (諸井克英・小切間美保『女子青年の瘦身願望におよぼす食育経験と家族経験の影響—栄養学と社会心理学のインターフェイス—』)に基づいて行われた。
- (2) 本研究は、第1著者と第2著者で立案・実施した。第3著者の荒木友恵 (同志社女子大学・生活科学部人間生活学科 2009 年度卒業生) が第1著者の下で卒業研究として処理・解析作業に取り組んだ。
- (3) データの統計的解析にあたって、SPSS *Statistics 17.01* を利用した。
- (4) E-Mail: kmoroi@dwc.doshisha.ac.jp

V. 引用文献

- 足立己幸・NHK「おはよう広場」2000『知っていますか 子どもたちの食卓—食生活からからだと心がみえる—』日本放送出版協会
- 馬場安希・菅原健介 2000 女子青年における瘦身願望についての研究 *教育心理学研究*, 48(3), 267-274.
- 石毛直道 1982『食事の文明論』中公新書
- Jones, D.C. 2002 *Social comparison and body image: Attractiveness comparisons to models and peers among adolescent girls boys.* *Sex Roles*, 45, 645-664.
- 健康・栄養情報研究会 2009『国民健康・栄養の現状—平成 18 年厚生労働省国民健康・栄養調査報告より—』第一出版社
- 切池信夫・永田利彦・白田久美子 1996 近年における若い女性の Body Mass Index 低下について—Eating disorders との関連から— *臨床精神医学*, 25(5), 611-617.
- Kohut, H. 1985 *Self psychology and the humanities:*

Reflections on a new psychoanalytic approach. W.W.Norton & Company. 林直樹訳『自己心理学とヒューマニティ—新しい精神分析的アプローチに関する考察—』1996 金剛出版

- 諸井克英 2002 彷徨する親子関係—巣立ちする私—和田実・諸井克英著『青年心理学への誘い—漂流する若者たち—』ナカニシヤ出版 45-66 頁
- 諸井克英 2003『夫婦関係学への誘い—揺れ動く夫婦関係—』ナカニシヤ出版
- 諸井克英 2004 若者の対人環境管理に関する社会心理学的研究 (6) —親との関係経験が恋愛観におよぼす影響— *同志社女子大学学術研究年報*, 55, 129-143.
- 諸井克英 2006 女子青年における父親の魅力—父親との接触経験の影響— *同志社女子大学総合文化研究所紀要*, 23, 71-80.
- 諸井克英・小切間美保 2008 女子青年におけるダイエット行動におよぼす瘦身モデルの影響 *同志社女子大学総合文化研究所紀要*, 25, 58-67.
- 諸井克英・小切間美保 2009 女子青年における食育経験の基本的構造 *同志社女子大学総合文化研究所紀要*, 26, 66-75.
- 内閣府 2008『食育白書』佐伯印刷
- 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) 2007「低年齢少年の生活と意識に関する調査」<http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/teinenrei2/zenbun/2-1-2.html#2-1-2-2>
- 内閣府 2009「第8回世界青年意識調査」<http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/worldyouth8/pdf/gaiyou.pdf#search=> 第8回世界青年意識調査'
- 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) 編 2004『世界の青年との比較からみた日本の青年—第7回世界青年意識調査報告書—』国立印刷局
- 小野寺敦子 1984 娘からみた父親の魅力 *心理学研究*, 55, 289-295.
- 小野寺敦子 1993 日米青年の親子関係と独立意識に関する比較研究 *心理学研究*, 64, 147152.
- 大沢 博 1998『子供も大人もなぜキレル—現代型栄養失調を治すすべ—』ブレーン出版
- 長田雅喜 1987 日本の社会構造と家族関係 長田雅喜 編『家族関係の社会心理学』福村出版 200-212 頁
- 鈴木雅子 1998『その食事ではキレル子になる—心と脳はこんなに食べ物に影響される—』河出書房新社