

《原著論文》

瘦身願望と社会的比較（Ⅱ）

——親密な他者との比較の影響——

Drive for Thinness and Social Comparison（Ⅱ）：
Influences of comparisons with intimate others

守安可奈 諸井克英*
(Kana MORIYASU) (Katsuhide MOROI)

Abstract : The present study examined the relationships among drive for thinness, comparisons of body size with others, and thin-ideal internalization. Various scales were administered to female adolescents ($N = 222$). To examine the relationships pattern among various scale scores, the structural equation model analyses (Amos 18.0) were executed. The good solution was found. Drive for thinness among female adolescents was influenced by comparisons with same-sex peers more than the closest same-sex friend, their mother, or the elder sister. The relationship between comparison with same-sex peers and drive for thinness was mediated by thin-ideal internalization. The significance of this research was discussed from the point of view of social comparison theory (Festinger, 1954).

Key words : thinness, thin-ideal internalization, social comparison, intimacy, female adolescents

I. 問題

前研究（守安・諸井・前原・松谷・小切間，2011）では，社会的比較の観点（Festinger, 1954）から瘦身圧力のメカニズム（Thompson, Heinberg, Altabe, & Tantleff-Dunn, 1999）を解明することを試みた。女子大学生を対象とした質問紙調査により，次の知見が得られた。雑誌やテレビなどで目にする女性モデルとの外見比較は，先行研究（諸井・小切間，2008）と同様に瘦身願望を促進した。しかしながら，回答者が通学している大学の女子学生との外見比較も同等に促進願望に影響を与えた。ところで，前研究では，魅力に関する社会的基準として瘦身性の心理的取り込みを意味する瘦身モデルの内在化（Thompson & Stice, 2001）の仲介効果も検討した。女性

モデルや同輩学生との外見比較がともに積極的な瘦身理想内在化につながっていたが，女性モデル比較よりも同性同輩比較のほうが大きな影響を示した。

つまり，前研究（守安ら，2011）では，「2種類の外見比較→瘦身理想内在化→瘦身願望」という因果的経路が認められ，瘦身願望におよぼす瘦身理想内在化の仲介的役割は同性同輩との外見比較のほうが相対的に大きかった。これは，Festinger（1954）が前提とした比較対象との類似性の効果によると解釈された。本研究では，前研究の枠組みに新たに比較対象の観点を導入する。

ところで，高田（1999）は，小学生から一般成人を対象として，日常生活で経験する社会的比較の様態を調べ，年齢段階比較を行った。本研究の目的と関連した傾向として次の2点をあげることができる。①「容姿・服装」という外見比較は高校生・大学生段階で最も頻繁に行われる，②比較対象では，小学生～大学生段階で「友

同志社女子大学大学院生活科学研究科
生活デザイン専攻

*同志社女子大学生生活科学部

人」が一貫して多いが、高校生・大学生段階では「同性の他者」の選択が活発となる。①や②の傾向は、前研究(守安ら, 2011)で認められた同性同輩比較の有意な役割と一致している。つまり、同性同輩は、メディアの中で接触する女性モデルよりも身近な存在であるために、瘦身理想像の形成や瘦身願望の喚起に影響しやすいと思われる。比較対象が日常生活の中で身近な存在であるかどうか重要であるとすれば、日常生活の中で最も親しく接している友だち、つまり同性親友との外見比較はより強い影響をもつと推測できる。前研究では、同性同輩として回答者が通学している大学の女子学生を設定した。この場合には、個別的な比較対象の蓄積的総和というよりも大学生活の様々な場面で接する同輩全体のイメージ的側面が顕在化する。このように考えると、同性親友との外見比較は、前研究での同性同輩との比較よりも瘦身願望に対して大きな影響をもつと推測される。

仮説 I : 同性親友との外見比較は、女性モデル比較や同性同輩比較よりも瘦身願望に強い影響をおよぼす。

同性親友比較が瘦身モデルの内化化(Thompson & Stice, 2001)にもつ影響については、本研究では仮説化しなかった。なぜなら、瘦身理想像は、当該の文化の中で個人個人に醸成されるステレオタイプの類いであり(Stice, Ziemba, Margolis, & Flick, 1996)、単一の対象との関係経験よりもっと一般的な経験蓄積によって形成・維持される。したがって、雑誌やテレビなどに登場する女性モデルや、大学生活の中で目にする同輩も瘦身理想像内化に十分に影響をもつと考えられる。

ところで、大学生の居場所感覚を検討した岸・諸井(2011)によれば、大学と家庭という2つの生活空間における居場所感覚は独立的な側面と重複的側面が存在する。瘦身性に関して前研究(守安ら, 2011)で主として問題にしたのは、大学という生活空間での対人的影響である。しかしながら、大学生にとって家庭という生活空間も重要であり(岸・諸井, 2011)、家族成員間での外見比較の影響も推測される。たとえば、同性のきょうだいは、Festinger (1954)が前提とした類似対象であり、先述した身近な存在でもある。また、同じ女性である母親も身近な比較対象となり得る。女子大学生が認知した自分自身と両親の体型(BMI)と瘦身願望との関連を検討した研究によれば(諸井・小切間・前原・松谷・守安, 2011)、母親の肥満度が低いと認知するほど、本人の瘦身願望が高まる傾向が見られた。これらのことを勘案して、女子大学生を調査対象とする本研究では、女性

きょうだいや母親との外見比較の影響も検討することにした。

仮説 II : 女性きょうだいや母親との家族間の外見比較も、瘦身願望に独自の影響をおよぼす。

以上に述べた2つの仮説を中心として、前研究(守安ら, 2011)に引き続き、社会的比較の観点から瘦身願望の形成・維持のメカニズムを解明するために、質問紙調査を行った。

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、質問紙調査を実施した(2011年6月2・6日)。回答時には匿名性を保証し、質問紙実施後に調査目的と研究上の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、後述する尺度それぞれで完全回答した女子学生222名(2回生138名, 3回生73名, 4回生11名)を分析対象とした。回答者の平均年齢は19.77歳($SD = .90$: 19~23歳)であった。

質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、①社会的比較志向性尺度、②瘦身理想像内化尺度、③対同性同輩比較尺度、④対女性モデル比較尺度、⑤瘦身願望尺度、⑥回答者の体格に関する設問、⑦対母親比較尺度、⑧対女性きょうだい比較尺度、⑨対同性親友比較尺度、⑩親密な他者の体格に関する設問から構成されている。

(1) 前研究(守安ら, 2011)で用いた尺度

①社会的比較志向性尺度、②瘦身理想像内化尺度、③対同性同輩比較尺度、④対女性モデル比較尺度、⑤瘦身願望尺度については、前研究(守安ら, 2011)の尺度をそのまま利用した。

(2) 特定化された親密な他者との外見比較のための尺度

本研究では、親密な他者として「母親」、「年長女性きょうだい」、「同性親友」を取り上げ、外見比較を尋ねた。このために、比較対象に応じて自然な比較設定になるように対同性同輩比較尺度5項目の項目内容を修正した(Appendix 1)。

年長女性きょうだいとの比較については、次のようにした。まず回答者のきょうだい構成を尋ね、女性きょうだいがいる場合には最年長の女性きょうだいを同定させた。その上で、対女性きょうだい比較尺度に評定させた。同性親友比較の場合には、まず同性の友だちのうちで「最も親しい人」を同定させ、イニシャルを記入させ

た。その上で、対同性親友比較尺度に記入させた。

なお、各比較尺度では、回答者に6ヵ月間の生活を振り返らせ、項目それぞれが回答者自身の気持ちにあてはまるかを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」)。当該人物がいない場合には、それぞれの設問を飛ばすように指示した。

(3) 外見に関する設問

回答者自身および親密な他者(「母親」, 「年長女性きょうだい」, 「同性親友」)の現在の体型(身長〈cm〉, 体重〈kg〉)について尋ねた。回答者については、現在の身長で回答者が望む体重も回答させた。

III. 結果

体型指数

回答者が記入した身長および体重の値に基づいて、回答者の現在のBMI, 回答者の理想BMI, 父親, 母親, 女性きょうだい, および同性親友のBMIを算出した(Table 1)。反復測定分散分析を用いて女性きょうだいを除く平均値の比較を行うと($F_{(2,92/473,10)} = 134.54, p = .001; N = 163$), 「父親($m = 23.15$) > 母親(21.29) > 回答者(20.17) > 同性親友(19.62) > 回答者_理想(18.47)」(Bonferroniの方法, $p < .05; N = 163$)の傾向が認められた。「父親 > 母親 > 回答者」の傾向は諸井ら(2011)の結果と一致している。

各尺度の検討

すべての尺度について、以下の手続きで単次元性の検討を行った上で、尺度得点を算出した。まず、尺度項目に関し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。ただし、瘦身理想像内在化得点では多くの項目の平均値が高かったため、この基準は設けなかった(ただし、全項目 $SD > .40$)。また、対母親比較尺度では、平均値が1.5を超えていない2項目を除くと信頼性の大

幅な低下が見られたので、5項目全体を分析対象とした(ただし、 $SD > .60$)。

その上で、次の2通りの仕方で各尺度の単次元性を検討した。①主成分分析における第I主成分の未回転主成分負荷量($> |.40|$)と説明率, ②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値とCronbachの α 係数。尺度項目の平均値をそれぞれの尺度得点とした。

(1) 前研究(守安ら, 2011)で用いた尺度

社会的比較志向性尺度では、項目水準の検討で1項目が不適であった($sc_b_1, m \approx 3.5$; 項目番号は守安ら(2011)参照)。10項目で単次元性の検討を行うと、 sc_a_2 が不適で(負荷量 $< .40$)、残りの9項目での分析で良好な結果が得られた(Table 2)。瘦身願望尺度では1項目の平均値が高かったため($th_b_4, m \approx 3.5$)、10項目で分析を行い適切な結果が認められた(Table 2)。残りの瘦身理想像内在化尺度, 対同性同輩比較尺度, および対女性モデル比較尺度では、それぞれ項目全体を対象とした分析で十分な結果が見られた(Table 2)。

(2) 親密な他者との外見比較のための尺度

対女性きょうだい比較尺度と対同性親友比較尺度では、項目水準の検討で全項目が適切であり、単次元性についても良好な結果が得られた(Table 2)。対母親比較尺度では項目水準の検討で2項目が適切でなかったが($m \approx 1.5$; $mo_sc_a_2, mo_sc_a_3$)、残りの3項目では信頼性が若干低かった($\alpha = .68$)。そのため、他の2尺度と同様に5項目で単次元性の検討をすると十分な結果が得られたため(Table 2)、5項目の平均値を対母親比較得点とした。

(3) 外見比較得点の比較

反復測定分散分析を用いて、外見比較得点の平均値比較を行った。対女性きょうだい比較を除く4種類の比較の程度を比べた。その際、女性きょうだいの有無を被験者間要因とした(いる者 $N = 112$; いない者 $N = 100$)。

Table 1 回答者におけるBMIと理想BMIならびに家族と親友におけるBMI

	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値	-BMIに基づく回答者の分類-		
						低体重	普通体重	肥満
BMI_回答者	N = 210	20.11	2.00	15.82	28.40	42	163	5
理想 BMI_回答者	N = 213	18.44	1.15	16.11	21.93	127	86	0
BMI_父親	N = 182	23.21	2.60	17.30	31.46	5	137	40
BMI_母親	N = 203	21.06	2.75	14.66	29.74	35	150	18
BMI_女性きょうだい	N = 110	19.79	2.23	14.69	29.38	33	76	1
BMI_親友	N = 191	19.53	1.82	15.24	26.04	54	135	2

Table 2 各尺度得点における平均値と標準偏差

	項目数	N	信頼性分析 (a)	主成分分析 (b)	平均値 (c)	正規性の検定 (a)
社会的比較志向性	9	222	$\alpha = .81$	説明率 40.62%	2.89 a	$z = 0.95$ $p = .329$
瘦身願望	10	222	$\alpha = .92$	説明率 59.56%	2.59 ns.	$z = 1.03$ $p = .240$
瘦身理想内化	10	222	$\alpha = .84$	説明率 43.15%	3.38 a	$z = 1.76$ $p = .004$
対同性同輩比較	5	222	$\alpha = .81$	説明率 57.86%	2.89 a	$z = 1.48$ $p = .025$
対女性モデル比較	5	222	$\alpha = .86$	説明率 63.80%	2.20 a	$z = 1.24$ $p = .094$
対同性親友比較	5	212	$\alpha = .86$	説明率 65.17%	2.36 b	$z = 1.20$ $p = .114$
対女性きょうだい比較	5	118	$\alpha = .89$	説明率 70.41%	2.25 a	$z = 0.94$ $p = .346$
対母親比較	5	222	$\alpha = .83$	説明率 62.04%	1.64 a	$z = 2.51$ $p = .001$

- (a) 当該項目得点と当該項目を除く合計得点とのピアソン相関 (有意な正の相関値) をチェックしたうえで、Cronbach の α 係数算出
 (b) 主成分分析における未回転第 I 主成分負荷量 $>.400$ を確認したうえで、第 I 主成分の説明率算出
 (c) 尺度中性点 (2.5) との比較 (対応のある t 検定) a: $p < .001$ b: $p < .01$
 (d) Kolmogorov-Smirnov 検定により得点分布の正規性を検討

2つの主効果 (比較の種類: $F_{(3/630)} = 57.93, p = .001$; 女性きょうだいの有無: $F_{(1/210)} = 4.67, p = .032$) が有意であったが、交互作用効果 ($F_{(3/630)} = 0.03, ns.$) は有意でなかった。比較の種類については、多重比較 (Bonferroni の方法) によって、「対同性同輩比較 ($m = 2.90$) > 対同性親友比較 (2.36) > 対女性モデル比較 (2.20) > 対母親比較 (1.62)」の有意な傾向が認められた。また、女性きょうだいがいる者のほうが ($m = 2.34$)、そうでない者 (2.20) よりも活発な外見比較を行っているといえた。

また、女性きょうだいがいる者に限定して対母親比較を含めた分析を行うと、「対同性同輩比較 ($m = 2.96$) > 対同性親友比較 (2.44) \approx 対女性きょうだい比較 (2.22) \approx 対女性モデル比較 (2.26) > 対母親比較 (1.71)」の有意な傾向が認められた ($F_{(3,70/410,55)} = 73.03, p = .001$; $N = 112$; 多重比較は Bonferroni の方法)。さらに、対母親比較について、女性きょうだいの有無を独立変数とする t 検定を行ったが有意差はなかった。

瘦身願望の規定因

(1) 瘦身理想内化および瘦身願望と諸比較との関係ーピアソン相関分析ー

瘦身理想および瘦身願望と社会的比較志向性および特定他者との比較との間の関係を検討するためにピアソン相関値を求めた (Table 3)。瘦身理想内化では、対母親比較と対女性きょうだい比較を除く測度で有意な正の相関値が得られた。対同性同輩比較での値が最も高かった。瘦身願望については、すべての測度で有意な正の相関が現れたが、対同性同輩比較、対同性親友比較、対女性モデル比較で高い値が得られた。

Table 3 瘦身理想内化および瘦身願望と諸比較との関係ーピアソン相関値ー

		瘦身理想内化	瘦身願望
社会的比較志向性	$N = 222$.26 a	.20 b
対同性同輩比較	$N = 222$.36 a	.44 a
対女性モデル比較	$N = 222$.25 a	.37 a
対同性親友比較	$N = 212$.19 a	.40 a
対母親比較	$N = 222$.02	.28 a
対女性きょうだい比較	$N = 118$.05	.26 b

a: $p < .001$ b: $p < .01$

(2) 瘦身願望におよぼす瘦身理想内化および社会的比較の影響ー重回帰分析ー

①対同性親友比較および対母親比較の影響

前研究 (守安ら, 2011) と同様に、「社会的比較→瘦身理想内化→瘦身願望」という影響経路を仮定し、次の3通りの重回帰分析 (ステップワイズ法<投入基準 $p < .05$; 除去基準 $p > .10$ >) を実施した (Table 4-a)。
 ①瘦身理想内化, 社会的比較志向性, 対同性同輩比較, 対女性モデル比較, 対同性親友比較, 対母親比較の各得点を説明変数とし、瘦身願望得点を従属変数とする分析 (分析 1-1), ②社会的比較志向性, 対同性同輩比較, 対女性モデル比較, 対同性親友比較, 対母親比較の各得点を説明変数とし、瘦身理想内化得点を従属変数とする分析 (分析 1-2), ③社会的比較志向性を説明変数とし、他の比較得点それぞれを従属変数とする分析 (分析 1-3)。対同性同輩比較の瘦身願望や瘦身理想に対する影響は前研究 (守安ら, 2011) と一致していたが、対同性親友比較は瘦身願望にのみ直接的影響を見せ

瘦身願望と社会的比較 (II)

た。対母親比較の影響は見られなかった。

②対女性きょうだい比較の影響

①の分析 1-1 に対女性きょうだい比較を投入したと

Table 4-a 瘦身願望におよぼす瘦身理想像内在化および社会的比較の影響—重回帰分析 (ステップワイズ法)—

[分析 1-1]		従属変数: 瘦身願望
説明変数: 瘦身理想像内在化 社会的比較志向性 対同性同輩比較 対女性モデル比較 対同性親友比較 対母親比較		
対同性同輩比較	$\beta = .27$ a	
対同性親友比較	$\beta = .23$ a	
瘦身理想像内在化	$\beta = .20$ b	
	$R^2 = .28$ a	
[分析 1-2]		従属変数: 瘦身理想像内在化
説明変数: 社会的比較志向性 対同性同輩比較 対女性モデル比較 対同性親友比較 対母親比較		
対同性同輩比較	$\beta = .29$ a	
対女性モデル比較	$\beta = .15$ c	
	$R^2 = .14$ a	
[分析 1-3]		説明変数: 社会的比較志向性
従属変数: 対同性同輩比較		
社会的比較志向性	$\beta = .52$ a	$R^2 = .27$ a
従属変数: 対女性モデル比較		
社会的比較志向性	$\beta = .31$ a	$R^2 = .09$ a
従属変数: 対同性親友比較		
社会的比較志向性	$\beta = .36$ a	$R^2 = .13$ a
従属変数: 対母親比較		
社会的比較志向性	$\beta = .22$ a	$R^2 = .05$ a

N = 212

ステップワイズ法: 投入基準 $p < .05$; 除去基準 $p > .10$

a: $p < .001$ b: $p < .01$ c: $p < .05$

ころ (Table 4-b), 女性きょうだいが存在している場合には ($N = 112$), 瘦身願望の有意な規定因として対同性同輩比較と瘦身理想像内在化に加え, 対母親比較が示された (分析 2-1)。女性きょうだいがいない者 ($N = 100$) に限定して①の分析 1-1 を実施すると, 対女性モデル比較と対同性同輩比較のみが瘦身願望に有意な影響をおよぼし, 対母親比較は有意な規定因ではなかった (分析 2-2)。

(3) 共分散構造分析

①対同性親友比較および対母親比較の影響

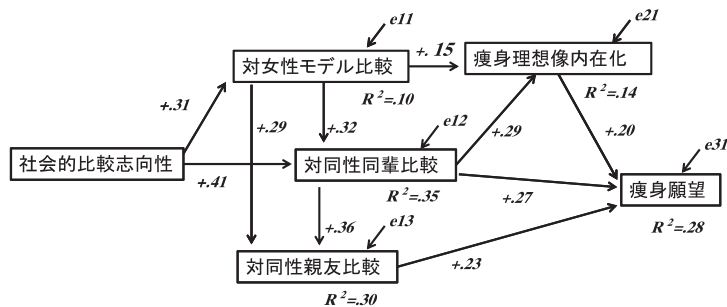
サンプル全体を対象として「社会的比較→瘦身理想像内在化→瘦身願望」という影響経路に関する検討を Amos 18.0 によって行った。重回帰分析の結果に基づきモデルを作成し, 観測変数の構造方程式 (最尤推定法:

Table 4-b 瘦身願望におよぼす瘦身理想像内在化および社会的比較の影響: 女性きょうだいの有無別—重回帰分析 (ステップワイズ法)—

[分析 2-1] 女性きょうだいがいる場合 (N=112)	
説明変数: 瘦身理想像内在化 社会的比較志向性 対同性同輩比較 対女性モデル比較 対同性親友比較 対母親比較 対女性きょうだい比較	
対同性同輩比較	$\beta = .33$ a
瘦身理想像内在化	$\beta = .25$ b
対母親比較	$\beta = .22$ c
	$R^2 = .32$ a
[分析 2-2] 女性きょうだいがいない場合 (N=100)	
対女性モデル比較	$\beta = .29$ b
対同性同輩比較	$\beta = .27$ c
	$R^2 = .24$ a

a: $p < .001$ b: $p < .01$ c: $p < .05$

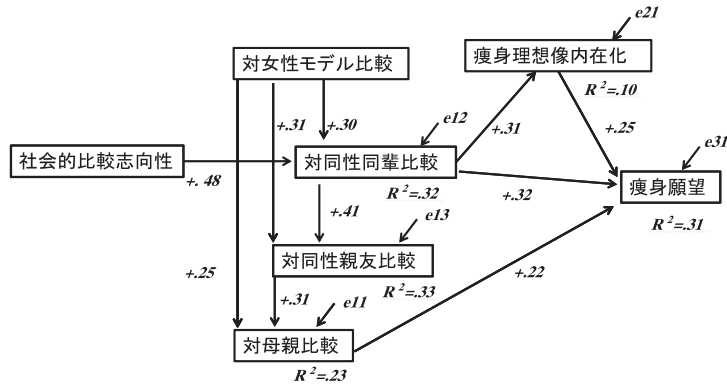
ステップワイズ法: 投入基準 $p < .05$; 除去基準 $p > .10$



e: 誤差項 矢印: 標準化パス係数 ($p < .05$)

[モデル適合度] $\chi^2_{(5)} = 10.42, p = .064; GFI = .98; AGFI = .93; RMSEA = .07$

Fig. 1 瘦身願望, 瘦身理想像内在化, 特定比較, および社会的比較志向性の関連: 全体 ($N = 212$)—観測変数の構造方程式 (Amos 18.0, 最尤法) による因果分析—



e: 誤差項 矢印: 標準化パス係数($p < .05$)
 [モデル適合度] $\chi^2_{(11)} = 15.94, p = .144; GFI = .96; AGFI = .90; RMSEA = .06$

Fig. 2 瘦身願望, 瘦身理想像内在化, 特定比較, および社会的比較志向性の関連: 女性きょうだいがいる場合 ($N = 112$) - 観測変数の構造方程式 (Amos 18.0, 最尤法) による因果分析 -

豊田, 1998) の分析を試みた。修正指数を参照しながらパスの設定を変え、モデル適合度を改善し、最終モデルを得た (Fig. 1)。なお、特定比較 3 得点間の関係も検討した。対同性同輩比較, 瘦身理想像内在化, および瘦身願望の間に有意な影響経路が確認され、前研究 (2011) の知見が再現された。対同性親友比較は、対同性同輩比較と対女性モデル比較から有意に影響され、瘦身願望に対する影響は有意であった。なお、重回帰分析の結果から対母親比較は本分析に含まれていない。

②女性きょうだいがいる場合の対母親比較の影響

女性きょうだいがいる 112 名を対象とした対母親比較を含めて影響経路の検討を試みた。最終モデル (Fig. 2) に示すように、対同性同輩比較, 瘦身理想像内在化, および瘦身願望の間の関係は再現された。対母親比較が瘦身願望に直接影響をもつ代わりに、対同性親友の直接効果は有意に至らなかった。なお、女性きょうだいがいない場合の分析も行ったが、重回帰分析と同様に瘦身願望に対する対母親比較や対女性きょうだい比較の効果はなかった。

IV. 考 察

前研究 (守安ら, 2011) に引き続き、社会的比較の観点から瘦身願望の形成・維持のメカニズムを検討した本研究では、回答者の身近な比較モデルとして同性親友、母親、および女性きょうだいと外見比較をどの程度行っているかを測定した。Festinger (1954) の社会的比較理論に基づくと、比較対象の類似性が重要であり、身近さ

という観点から同性の親友や家族内の同性 (母親や女性きょうだい) との外見比較は瘦身モデルの内在化の程度である瘦身理想像内在化 (Thompson & Stice, 2001) や瘦身願望に強い影響をもたらすはずである (仮説 I, II)。

単純相関分析 (Table 3) によると、前研究 (守安ら, 2011) で対象とした比較 (対同性同輩比較, 対女性モデル比較) と同等に最も親しい友だちとの外見比較も瘦身願望と関連していた。しかし、家族内での比較 (対母親比較, 対女性きょうだい比較) では有意な正の相関が見られたが、相関値は低かった。したがって、仮説 I と II は支持されなかった。とりわけ家族内比較と理想像内在化とは無関連であった。

重回帰分析や共分散構造分析の結果に基づくと、前研究と同様に「対同性同輩→瘦身理想像内在化→瘦身願望」の仲介経路が再現された。しかし、最も親しい同性の友だちとの外見比較は、瘦身願望に対する直接的影響を示したが、瘦身理想像内在化の仲介的影響はなかった。本研究の結果に関しては、次の 2 つの解釈が可能である。同性親友はより身近な存在であり、通常は双方向的な好意によって成立している。この場合には、互いの外見上の差異は競争的な意味をもたず、許容されがちであるはずである。そのため、回答者の瘦身理想像内在化の形成・維持にも寄与しない。2 つめの解釈は以下の通りである。ここでの同性親友は回答者が同定した 1 人の人物である。他方、メディア・女性モデルや大学同輩は回答者が日常的接触する個别人物から自分にとって顕在的である複数の人物から構成 (= イメージ) されるはず

である。このために、ここでのメディア・女性モデルや同性同輩比較はいわば複合比較であり、瘦身願望に全体的に影響をもつし、瘦身理想像の内在化にとっても有益な情報となる。

興味深いことに、母親との比較は家族内に回答者に女性きょうだいが存在するときには瘦身願望を高めるが、女性きょうだいがいない場合には瘦身願望に対する影響が消失する。本研究では身近さという観点から家族内比較を導入したが、今回の結果は瘦身願望に対する家族内比較の影響は基本的には低いことを示唆する。これは、本研究の回答者が青年期に位置することを考慮すると、対人関係の中心が親から同輩関係に移行することと関連するかもしれない(諸井, 2002)。しかしながら、母親と女性きょうだいの併存によって母親の比較が相対的に強まることは対比効果と未来比較によって解釈できる。年齢の点からは女性きょうだいのほうが類似性が高いので対比効果のみであれば対母親比較の顕在化は生じない。母親との外見比較はいわば未来の自分自身との比較を含意する。母親と女性きょうだいの併存が対比効果を引き起こし、未来比較を強めるのかもしれない。

今後は、本研究でも認められた「対同性同輩→瘦身理想像内化→瘦身願望」の仲介経路を精緻に検討するとともに、日常生活で接触するどのような人物が瘦身性に関する比較として重要かを明らかにしていくべきであろう。前者については、前研究や本研究での外見比較は身体の個別部位を曖昧にしており、比較が全体的に行われることを前提にしている。身体部位ごとの比較の測定を試みることも重要である。また、後者についても、家族内比較に関する対比効果と未来比較の解釈の妥当性を引き続き検討すべきである。

〈付記〉

(1) 本研究は、守安可奈(生活科学研究科・生活デザイン専攻2年)が第2著者の下で修士論文研究のために収集したデータに基づいている。

(2) 本研究の実施にあたって、科学研究費助成金(基盤研究(c)、代表者:諸井克英「瘦身モデルが瘦身願望におよぼす社会心理学的影響—社会的比較理論の導入—」(研究課題番号:23530834), 2011~2013年度)を利用した。

(3) データの統計的解析にあたって、IBM SPSS Statistics version 20.0.0 for Windows および Amos 18.0 を用いた。

V. 引用文献

- Festinger, L. 1954 A theory of social comparison process. *Human Relations*, 7, 117-140.
- 岸可奈子・諸井克英 2011 女子大学生における居場所感覚—大学と家庭という心理的空間— 同志社女子大学生生活科学, 45, 20-28.
- 守安可奈・諸井克英・前原 澄・松谷歩美・小切間美保 2011 瘦身願望と社会的比較 (I)—瘦身理想像内在化の仲介効果— 同志社女子大学生生活科学, 45, 29-36.
- 諸井克英 2002 彷徨する親子関係 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・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 総合文化研究所紀要(同志社女子大学), 25, 58-67.
- 諸井克英・小切間美保・前原 澄・松谷歩美・守安可奈 2011 親子間における体型指数の関係—女子大学生の場合— 総合文化研究所紀要(同志社女子大学), 28, 130-134.
- 高田利武 1999 日常事態における社会的比較と文化的自己観—横断資料による発達の検討— 実験社会心理学研究, 39(1), 1-15.
- Stice, E., Ziemba, C., Margolis, J., and Flick, P. 1996 The dual pathway model difference bulimics, subclinical bulimics, and controls: Testing the continuity hypothesis. *Behavior Therapy*, 27, 531-549.
- Thompson, J. K., Heinberg, L. J., Altabe, M., & Tantleff-Dunn, S. 1999 *Exacting beauty: Theory, assessment, and treatment of body image disturbance*. American Psychological Association.
- Thompson, J. K., and Stice, E. 2001 Thin-ideal internalization: Mounting evidence for a new risk factor for body-image disturbance and eating pathology, *Current Directions in Psychological Science*, 10, 181-183.

(2012年11月9日受理)

Appendix 1 母親, 女性きょうだい, および同性親友との比較尺度項目

【対母親】

mo_sc_a_1 何か集まりや催しに「母親」と一緒に行くと、私は、自分の容姿と「母親」の容姿を比べたくなる。

mo_sc_a_2 自分が太り過ぎか痩せ過ぎかを知る最良の方法は、自分の体つきと「母親」の体つきを比べることである。

mo_sc_a_3 「母親」と一緒に買い物をしていると、自分の装いと「母親」の装いを比べたくなる。

mo_sc_a_4 自分の外見と「母親」の外見を比べても、私自身が魅力的かどうかを決めるためには役立たない。 *

mo_sc_a_5 家の中で「母親」と一緒に過ごしていると、自分の体型と「母親」の体型を比べたくなる。

【対女性きょうだい】

sis_sc_a_1 何か集まりや催しにその「年長」の方と一緒にいくと、私は、自分の容姿とその「年長」の方の容姿を比べたくなる。

sis_sc_a_2 自分が太り過ぎか痩せ過ぎかを知る最良の方法は、自分の体つきとその「年長」の方の体つきを比べることである。

sis_sc_a_3 その「年長」の方と一緒に買い物をしていると、自分の装いとその「年長」の方の装いを比べたくなる。

sis_sc_a_4 自分の外見とその「年長」の方の外見を比べても、私自身が魅力的かどうかを決めるためには役立たない。 *

sis_sc_a_5 家の中でその「年長」の方と一緒に過ごしていると、自分の体型とその「年長」の方の体型を比べたくなる。

【対同性親友】

fr_sc_a_1 何か集まりや催しにその「最も親しい同性の友だち」と一緒に行くと、私は、自分の容姿と「最も親しい同性の友だち」の容姿を比べたくなる。

fr_sc_a_2 自分が太り過ぎか痩せ過ぎかを知る最良の方法は、自分の体つきとその「最も親しい同性の友だち」の体つきを比べることである。

fr_sc_a_3 その「最も親しい同性の友だち」と一緒に買い物をしていると、自分の装いと「最も親しい同性の友だち」の装いを比べたくなる。

fr_sc_a_4 自分の外見とその「最も親しい同性の友だち」の外見を比べても、私自身が魅力的かどうかを決めるためには役立たない。 *

fr_sc_a_5 部屋の中でその「最も親しい同性の友だち」と一緒に過ごしていると、自分の体型と「最も親しい同性の友だち」の体型を比べたくなる。

* 逆転項目