

論 文

女子大学生における化粧後の感情におよぼす
劣等感および化粧リスク懸念の影響¹諸井 克英 ²安見 萌¹同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・特任教授
²同志社女子大学・生活科学部・人間生活学科・2018年度卒業Effects of Inferiority Feelings and Apprehensions about
Makeup Risk on Mood States Immediately
After Makeup Application in Female Undergraduates¹MOROI Katsuhide ²YASUMI Moe¹Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science,
Doshisha Women's College of Liberal Arts, Special appointment professor²Department of Human Life Studies, Faculty of Human Life and Science,
Doshisha Women's College of Liberal Arts, Graduate of 2018**Abstract**

The present study explored the relationships among inferiority feelings, apprehensions about makeup risk, and mood states immediately after makeup application in female undergraduates. The Inferiority-Feelings Scale (Kosaka, 2008b; revised by the authors), the Apprehensions-About-Makeup-Risk Scale (Itagaki & Moroi, 2011), and the Mood-States-Immediately-After-Makeup Scale (Ogawa et al., 2000; revised by the authors) were administered to female undergraduates ($N=200$). Through the factor analyses (maximum likelihood method, promax rotations), eight factors for the Inferiority-Feelings Scale, five factors for the Apprehensions-About-Makeup-Risk Scale, and two factors for the Mood-States-Immediately-After-Makeup Scale were extracted, severally. Assuming latent variables induced on those results, a covariance structure analysis (*Amos 25.0.0*) was executed. Interestingly, apprehensions about makeup risk intensified positive mood states immediately after makeup application.

Keywords: inferiority feelings, apprehensions about makeup risk, mood states immediately after makeup application, covariance structure analysis.

I. 問題

先行研究(板垣・諸井, 2011; 2012; 諸井・板垣, 2013)では, 化粧リスク懸念に関する心理学的機軸の解明に取り組んだ。本研究の主目的は, 化粧リスク懸念の喚起におよぼす個人的傾性としての劣等感の影響を明らかにし, 劣等感や化粧リスク懸念が化粧後の感情におよぼす影響も解明することである。つまり, 化粧リスク懸念に加え, 劣等感および化粧後の感情も測定し, これらの関係の影響構図を実証的に検討した。

消費行動を対象にした Robertson (1970)によれば, 購買時の知覚されたリスクは, a) 製品の性能に関係した機能的リスクと, b) 製品が幸福感や自己概念を高めるかに関係した心理社会的リスクに大別され, これが様々な仕方で消費行動の差異をもたらす。神山・高木(1987a, b)は, Robertsonの考えを被服行動に適用し, ファッション・リスクの知覚に関する測定を考案した。さらに, 板垣・諸井(2011)はこの考えを化粧行動に適用した。板垣・諸井は, 化粧リスク懸念を「化粧行動を思い浮かべた時に予想される化粧効果性に伴う懸念」と定義し, 神山・高木が作成したファッション・リスク評定尺度項目を修正し, 女子大学生を対象に化粧リスク懸念の測定を試みた。主成分分析によって4側面が抽出された(「自己顕示懸念」, 「品質・性能懸念」, 「化粧規範からの逸脱懸念」, 「流行性懸念」)。その際, 諸井・花高・尾鳥(2010)が作成した女性ファッション誌接触傾向尺度を改変し実施したが, 主成分分析を用いて4側面が得られた(「カジュアル中心志向」, 「お姉系・カジュアル」, 「ギャル系」, 「コンサバ・エレガンス系・ストリート・カジュアル」)。重回帰分析は, 次の有意な影響関係を示した。「自己顕示懸念→カジュアル中心志向」, 「品質・性能懸念→お姉系・カジュアル」, 「化粧規範からの逸脱懸念→お姉系・カジュアルおよびギャル系」。つまり, 化粧リスク懸念の抱き方によって女性

ファッション誌への接触が異なっているのだ。

板垣・諸井(2012)の研究では, a) 独自性欲求(Snyder & Fromkin, 1977; 「独自な存在でありたい」という基本的欲求), b) セルフ・モニタリング傾向(諸井, 1997; 「自己呈示変容能力」と「他者の表出行動に対する敏感さ」), および c) 対異性不安(諸井, 2002; 異性との相互作用場面を含む回答者の対人不安の対処能力)を導入し, 化粧リスク懸念を支える心理学的機軸を検討した。「(独自性欲求, セルフ・モニタリング傾向)⇒対異性不安⇒化粧リスク懸念」の影響経路を仮定した観測変数の構造方程式に基づく分析により, 「(他者の表出行動に対する敏感さ, 独自性欲求)→自然な状況における対異性不安⇒自己提示懸念」の有意な影響パスなどが得られた。

本研究で新たに導入する劣等感は, 「自己の劣性を意識し, 自己を低く評価する感情」であり, 「あくまでも本人の主観的体験により生じてくるものである」(水間, 2000)と定義される。元々, この劣等感という概念は, 精神科医であった Adler (1870年生~1937年没)によって単純な不適応概念としてよりも人間の成長にとって重要なものとして体系化された。Adlerは, 「人間性に優越と成功とを求めてやまない力のあること」(Adler, 1930)を前提として, 劣等感と優越感の相互補償的な観点から人格的成長や劣等感の克服を捉えた。

高坂(2006)は, 劣等感を「自分が人と比べて劣っていると感じる」と定義し, 中学生・高校生・大学生を対象に自由記述調査を行った。この調査に基づき87項目を作成し, 中学生・高校生・大学生に実施した。因子分析(最尤法, プロマックス回転)によって8因子が抽出された(「性格の悪さ」, 「家庭水準の低さ」, 「統率力の低さ」, 「身体的魅力のなさ」, 「異性とのつきあいの苦手さ」, 「運動能力の低さ」, 「友だち作りの下手さ」, 「学業成績の悪さ」)。

高坂は, この劣等感尺度を用いて一連の研究を行い次のような知見を得た。a) 完全主義志向との関連では「失敗を過度に気にする傾向が

とりわけ高い者は8側面の劣等感いずれも高い（高坂, 2008a), b) 自己の重要領域により強く感じられる劣等感が異なる（高坂, 2008b), c) 競争心との関連では「自己アピール」がとりわけ強い者は全体的に劣等感が高い（高坂・佐藤, 2008), d) 親和動機との関連では「拒否不安」が強い者は劣等感を強く感じ、「親和傾向」が強い者は劣等感をあまり抱かない（高坂・佐藤, 2009), e) 内省傾向との関連では内省を回避する者は劣等感を強く感じている（高坂, 2009）。

本研究では、「化粧行動を思い浮かべた時に予想される化粧効果性に伴う懸念」である化粧リスク懸念の基底に自分自身の何らかの劣性の知覚が存在すると考えた。その上で、「劣等感⇒化粧リスク懸念⇒化粧後の感情」という影響図式を設け、実証的検討を試みた。

本研究の仮説は、以下の通りである。まず、回答者が日常的に抱く劣等感は、「化粧行動を思い浮かべた時に予想される化粧効果性に伴う懸念」（板垣・諸井, 2011）を促進するだろう。劣等感とは化粧時の目標である自分自身の思い描く化粧の結果への到達可能性を妨げるからである。

仮説1: 劣等感とは化粧リスク懸念を高めるだろう。

化粧リスク懸念の高まりは、意図通りの化粧効果が得られない可能性を意味するので、当然ながら化粧後の感情について否定的な予想を抱くことにつながる。したがって、以下の仮説が導かれる。

仮説2: 化粧リスク懸念は化粧後に否定的な感情が生起すると予想されるだろう。

日常生活の中で抱く劣等感とは、本来は肯定的感情の喚起を意図した化粧行動の結果に伴う感情に対しても否定的感情を負荷すると推測される。リスク懸念の高まりは、意図通りの化粧効果が得られない可能性を想像させるからである。

仮説3: 劣等感とは化粧後に化粧後の否定的な感情の生起を予想させるだろう。

これらの仮説を図1に示す。本研究では、これらの仮説を実証的に検討するために、先行研究（板垣・諸井, 2011; 2012; 諸井・板垣,



図1 化粧後の感情に劣等感および化粧リスク懸念がおよぼす影響に関する仮説

2013) に引き続き女子大学生を対象として質問紙調査を実施した。

II. 方法

1. 質問紙調査の実施と対象

京都府内に位置する女子大学での社会心理学の講義を利用して、質問紙調査を実施した（2018年5月21・24日, 209名）。回答にあたっては匿名性を保証し、実施後に調査目的と研究上の意義を簡潔に説明した。さらに、回答前には、回答の有無や内容が成績とは無関連であることも強調した。青年期の範囲を逸脱している者（25歳以上）を除き、以下の尺度に完全回答した女子学生200名を分析対象とした（2回生61名, 3回生129名, 4回生10名）。回答者の平均年齢は20.00歳（ $SD=0.74$, 19~22歳）であった。

2. 質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、a) 劣等感尺度、b) 日常的化粧度に関する設問、c) 化粧リスク懸念尺度、d) 化粧後の感情尺度から構成されている。

(1) 劣等感尺度

日常生活で回答者が抱く劣等感の程度を測定するために、高坂（2008b）が作成した劣等感尺度を利用した。因子分析により負荷量が高かった50項目の表現を若干修正した上で回答者に提示した（表2-a, Appendix 1-a 参照）。

本研究では、回答者に6ヵ月間の自分自身の気持ちにあてはまるかを尋ねた。50項目それぞれについて感じる程度を4件法で回答させた（「4. かなり感じる」、「3. どちらかといえば感じる」、

「2. どちらかといえば感じない」, 「1. ほとんど感じない」。

(2) 日常的化粧に関する設問

前研究(板垣・諸井, 2012)と同様に, 日常生活における回答者自身の「化粧」の様子を測定した。a)「大学」に行く時とb)休みの日に「遊び」に行く時のそれぞれの状況で「化粧」をして出かけるかどうかを全体的に回答させた(4件法:「4. 必ず化粧をする」, 「3. どちらかといえば化粧をする」, 「2. どちらかといえば化粧をしない」, 「1. ほとんど化粧をしない」)。

(3) 化粧リスク懸念尺度

回答者が化粧時に抱く化粧リスク懸念を測定するために, 板垣・諸井(2011)が開発した化粧リスク懸念尺度を用いた。神山・高木(1987a; 1987b)が被服購入時のリスク知覚に関する測定項目として設定したものを化粧時のリスク知覚を表すように改変し, 化粧リスク懸念尺度(38項目)が作成された。女子大学生にこの尺度を実施し, 主成分分析(プロマックス回転)によって4主成分解を得た。後続研究では(板垣・諸井, 2012), 5主成分解が現れ, 若干異なっていた(「自己顕示懸念」, 「化粧規範からの逸脱懸念」, 「化粧くずれ懸念」, 「見ばえ懸念」, 「流行性懸念」)。2研究(板垣・諸井, 2011; 2012)での主成分分析の結果を突き合わせたところ, 6項目がいずれの研究でも高い主成分負荷量($\geq .40$)を見せなかった。そこで, 本研究ではこれの項目を除く32項目を化粧リスク懸念尺度項目(表2-b, Appendix 2-b 参照)とした。

この6ヵ月の生活を振り返らせ, 各項目に対して, 回答者自身が化粧をしたときの様子にあてはまる程度を4件法で評定させた(「4. かなり心配になる」, 「3. どちらかといえば心配になる」, 「2. どちらかといえば心配にならない」, 「1. ほとんど心配にならない」)。

(4) 化粧後の感情尺度

回答者が実際に化粧をしたときに抱く感情を測定するために, 小川・門地・菊谷・小川(2000)が開発した一般感情尺度を利用した。小川らは全体的な感情測定を試みている先行研

究を基に124項目尺度を作成し, 男女大学生に「現在(講義時)感じている状態」を回答させた。因子分析(主因子法, プロマックス回転)により8因子解を得, 「肯定的感情」, 「否定的感情」, 「安静状態」を表す3因子に注目し, 24項目の一般感情尺度を作成した。この尺度を男女大学生に実施したところ, 因子分析(主因子法, 直交回転)により3因子解が再現された。

本研究では, 小川ら(2000)の24項目を利用し(表2-c, Appendix 1-c), 化粧後の感情を測定した。まず, 回答者が実際に化粧をした時の様子を想起させ, 24項目それぞれが化粧をした時の気分にあてはまるかを4件法で回答させた(「4. かなりあてはまる」, 「3. どちらかといえばあてはまる」, 「2. どちらかといえばあてはまらない」, 「1. ほとんどあてはまらない」)。

なお, 劣等感尺度(5頁), 化粧リスク懸念尺度(4頁), および化粧後の感情尺度(3頁)では, 評定順の効果を相殺するために, 評定用紙をそれぞれ頁単位でランダムに並び替えた。

Ⅲ. 結果

1. 日常の化粧度

「大学に行くとき」と「休みの日に遊びに行くとき」の化粧度評定の平均はそれぞれ3.53 ($SD=.78$, $N=200$), 3.77 ($SD=.59$, $N=200$)であり, 尺度中性得点(2.5)よりも有意に高かった(ともに $p<.001$)。また, 2測度間のピアソン相関は高く($r=.68$, $p=.001$), 「大学」よりも「遊び」に行くほうで化粧を行っていた(対応のある t 検定: $t_{(199)}=-6.16$, $p=.001$)。2測度ともに, 「1. ほとんど化粧をしない」を選択した者が4名いたが(表1), 化粧リスク懸念尺度や化粧後の感情尺度には回答していない。

2. 各尺度の検討

(1) 分析の手続き

3尺度それぞれで項目水準での検討を行い, 項目平均値の偏り($1.5 < m < 3.5$)と標準偏差値($SD \geq .60$)のチェックをし, 不適切な項目を除去した。次に, 残りの項目を対象に因子分

表1 場面による化粧度の関連

	【化粧_遊び】				合計	
	1. ほとんど 化粧をしない	2. どちらかといえば 化粧をしない	3. どちらかといえば 化粧をする	4. 必ず 化粧をする		
【化粧_大学】 1. ほとんど化粧をしない	4		3	2	1	10
2. どちらかといえば化粧をしない	0		1	1	4	6
3. どちらかといえば化粧をする	0		1	16	36	53
4. 必ず化粧をする	0		0	4	127	131
合計	4		5	23	168	200

網掛け部分の回答者は、化粧に関する分析では除かれた。

析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））を行った。まず，初期解での初期共通性を算出し，値が低い項目（ $<.25$ ）を除いた。残りの項目を分析対象として，初期因子固有値 ≥ 1.00 を充たす解をすべて求め，適切な解を探索した。その際，a) 特定因子への負荷量が十分に大きく（絶対値 $\geq .40$ ），b) 他因子への負荷が小さい（絶対値 $<.40$ ）という基準を設定した。各項目が単一の因子にのみ $.40$ 以上の負荷量を示すように項目を削除しながら，a) と b) の基準を充たすまで分析を反復した。明確な因子パターンが現れた解を採用した。

因子分析の結果に基づいて，各因子への負荷量を基準に（絶対値 $\geq .40$ ）に項目を選別し，因子概念に一致した方向に得点が高くなるように得点調整をしたうえで下位尺度項目を構成した。下位尺度ごとに，1次元性の確認を行い（項目-全体相関分析， α 係数），構成項目の平均値を下位尺度得点とした。

(2) 劣等感尺度

項目水準の検討によって，1項目（comp_a_4）のみが不適であった（ $m \doteq 1.5$ ）。この項目を除く49項目を対象に因子分析を行ったところ，良好な初期共通性の値が得られた（ $\geq .35$ ）。算出可能な2~9因子解（初期因子固有値 ≥ 1.00 ）を検討した。因子パターンが最も明確であり，高坂（2008b）と同じ因子が現れた8因子解を採用した（表2-a）。それぞれ，「I. 運動能力不全」，「II. 異性関係形成不全」，「III. 学業能

力不全」，「IV. 友だち関係形成不全」，「V. 統率力不全」，「VI. 身体的魅力不全」，「VII. 性格不全」，「VIII. 家庭環境不全」と命名した（高坂による名称を変更）。

(3) 化粧リスク懸念尺度

項目水準の検討では全項目が良好であったので，32項目を対象に因子分析を行った。初期共通性の値も適切であった（ $\geq .37$ ）。算出可能な2~7因子解（初期因子固有値 ≥ 1.00 ）を検討したところ，5因子解の因子パターンが最も明確であった（表2-b）。第III因子と第IV因子は負荷の高い項目が板垣・諸井（2011; 2012）と同様であったので，「III. 化粧くずれ懸念」と「IV. 自己顕示懸念」とした。他の3つの因子については，負荷の高い項目の内容を勘案して，「I. 化粧規範からの逸脱懸念」，「II. 釣り合い懸念」，「V. 効果持続性懸念」と命名した。

(4) 化粧後の感情尺度

項目水準の検討では6項目が不適切であった（ $m \doteq 1.5$: affec_a_2, affec_a_6, affec_b_1, affec_b_3 / $m < 1.5$: affec_b_5, affec_b_7）。これら6項目は，小川ら（2000）の「否定的感情」に該当しており，本研究の文脈から化粧後にこの側面が喚起されるとは推測しにくいので当然といえる。残りの18項目を対象に因子分析を実施した。初期共通性は良好であった（ $\geq .41$ ）。2~3因子が算出可能であったが（初期因子固有値 ≥ 1.00 ），2因子解で明確で解釈可能な因子パターンが現れた（表2-c）。これら2因子は小川

表2-a 劣等感尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（ $k=3$ ））の結果—一回転後の負荷量—

当該因子負荷量			当該因子負荷量								
〔I. 運動能力不全〕			〔V. 統率力不全〕								
comp_c_1	スポーツが苦手な自分	運 .95	comp_b_7	人に指示が出せない自分	統 .86						
comp_a_1	運動神経が鈍い自分	運 .94	comp_a_7	リーダーシップがない自分	統 .84						
comp_b_1	運動オンチな自分	運 .93	comp_c_7	グループをまとめられない自分	統 .80						
comp_e_1	走るのが遅い自分	運 .75	comp_e_7	消極的な自分	統 .56						
comp_d_1	運動がなかなかうまくならない自分	運 .71	comp_d_7	自分の意見がはっきり言えない自分	統 .50						
〔II. 異性関係形成不全〕			〔VI. 身体的魅力不全〕								
comp_c_3	異性と仲良くなれない自分	異 .93	comp_a_8	スタイルがよくない自分	身 .76						
comp_b_3	異性にうまく声をかけられない自分	異 .89	comp_b_8	太っている（やせている）自分	身 .75						
comp_a_3	異性とのつきあいが苦手な自分	異 .89	comp_c_8	顔が丸い（細い）自分	身 .53						
comp_d_3	異性と話すのが苦手な自分	異 .82	〔VII. 性格不全〕								
comp_e_3	異性と親密な関係をつくれぬ自分	異 .76	comp_c_5	いじわるな自分	性 .93						
〔III. 学業能力不全〕			comp_a_5	悪口を言ってしまう自分	性 .54						
comp_e_2	勉強ができない自分	学 .89	comp_d_5	人を思いやることができない自分	性 .44						
comp_c_2	学力が低い自分	学 .83	〔VIII. 家庭環境不全〕								
comp_a_2	成績が悪い自分	学 .81	comp_b_4	親の学歴がよくない自分	家 .62						
comp_b_2	頭がよくない自分	学 .79	comp_d_4	家の仕事を自慢できない自分	家 .61						
comp_d_2	試験の結果がよくない自分	学 .74	comp_c_4	家があまり裕福でない自分	家 .59						
〔IV. 友だち関係形成不全〕			comp_e_4	家庭環境がよくない自分	家 .50						
comp_d_6	友だちづきあいが下手な自分	友 .83									
comp_a_6	仲のよい友人がつかれない自分	友 .81									
comp_e_6	うまく人間関係がつかれない自分	友 .75									
comp_c_6	うまく友だちと話せない自分	友 .71									
comp_b_6	友だちグループにうまく入れない自分	友 .65									
			〔因子相関〕								
			I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	
			I	**	.22	.41	.15	.23	.30	.03	.14
			II		**	.25	.44	.39	.29	.13	.14
			III			**	.29	.41	.36	.21	.23
			IV				**	.53	.19	.33	.28
			V					**	.34	.16	.21
			VI						**	.12	.19
			VII							**	.20

N=200

適合度検定: $\chi^2_{(34)}=531.26, p=.001$

初期因子固有値 >1.23; 初期説明率72.05%

*高坂 (2008b): 異性とのつきあいの苦しさ, 学業能力の低さ, 運動能力の低さ, 家庭水準の低さ, 性格の悪さ, 友達づくりの下手さ, 統率力の欠如, 身体的魅力のなさ

ら (2000) が得た2因子と一致しており, それぞれ「I. 肯定的感情」, 「II. 安静状態」と名づけた。

(5) 下位尺度の検討

劣等感尺度で8下位尺度, 化粧リスク懸念尺度で5下位尺度, 化粧後の感情尺度で2下位尺度

それぞれについて下位尺度の検討を行った (表3-a)。すべての下位尺度で, a) Cronbachの α 係数値および b) 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値が適切な数値を示したので, 構成項目の平均値を下位尺度得点とした。

表2-b 化粧リスク懸念尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（k=3））の結果一回転後の負荷量一

当該因子負荷量			当該因子負荷量					
〔Ⅰ. 化粧規範からの逸脱懸念〕			〔Ⅳ. 自己顕示懸念〕					
cos_ris_b_5	大胆すぎるのではないか。	残 .89	cos_ris_a_4	人から変な目でみられるのではないか。	自 .89			
cos_ris_b_4	すぐ流行選れになってしまうのではないか。	自 .77	cos_ris_a_2	自分を引き立てることができないのではないか。	自 .63			
cos_ris_a_7	個性を発揮することができないのではないか。	残 .52	cos_ris_a_8	趣味やセンスが悪いと思われるのではないか。	自 .58			
cos_ris_b_8	化粧をしていく場所にふさわしくないのではないか。	規 .52	cos_ris_a_1	愚かに思われるのではないか。	残 .57			
cos_ris_b_3	手持ちの服と組み合わせにくいのではないか。	流 .48	cos_ris_a_3	流行に鈍感だと思われるのではないか。	自 .49			
cos_ris_d_1	分不相応なのではないか。	規 .45	〔Ⅴ. 効果持続性懸念〕					
〔Ⅱ. 釣り合い懸念〕			cos_ris_d_2	それだけのお金をかける値打ちがないのではないか。	規 .63			
cos_ris_c_4	全体のフィーリングが悪くなるのではないか。	残 .88	cos_ris_b_7	化粧した後で後悔するのではないか。	規 .61			
cos_ris_c_5	野暮ったく見えるのではないか。	見 .68	cos_ris_c_7	肌触りが悪くなるのではないか。	見 .50			
cos_ris_c_2	自分の地位や立場にふさわしくないのではないか。	規 .67	cos_ris_d_7	顔つきに、合わなくなるのではないか。	見 .46			
cos_ris_c_1	顔立ちが悪く見えるのではないか。	規 .63	cos_ris_d_5	すぐ、あきがくるのではないか。	流 .41			
cos_ris_c_3	実用性に欠けるのではないか。	残 .61						
〔Ⅲ. 化粧くずれ懸念〕								
cos_ris_a_5	化粧くずれが、しやすいのではないか。	く .93	I II III IV V					
cos_ris_b_6	化粧くずれが、目立ちやすいのではないか。	く .90	〔因子相関〕					
cos_ris_b_2	汗で化粧くずれしやすいのではないか。	く .80	I	**	.54	.43	.59	.52
cos_ris_c_8	すぐに化粧直しをしないといけないのではないか。	く .50	II		**	.30	.52	.55
			III			**	.37	.48
			IV				**	.47

N=196

適合度検定: $\chi^2_{(185)}=338.87, p=.001$

初期因子固有値 >1.15; 初期説明率67.40%

*板垣・諸井 (2012): 自己顕示懸念, 化粧規範からの逸脱懸念, 化粧くずれ懸念, 見ばえ懸念, 流行性懸念, 残余項目

表2-c 化粧後の感情尺度に関する因子分析（最尤法，プロマックス回転（k=3））の結果一回転後の負荷量一

当該因子負荷量			当該因子負荷量		
〔Ⅰ. 肯定的感情〕			〔Ⅱ. 安静状態〕		
affec_a_9	充実した	肯 .89	affec_c_6	静かな	安 .80
affec_a_5	楽しい	肯 .82	affec_b_6	のどかな	安 .73
affec_a_8	やる気に満ちた	肯 .82	affec_a_3	ゆっくりした	安 .72
affec_c_3	元気な	肯 .72	affec_a_7	ゆったりした	安 .70
affec_a_4	快調な	肯 .69	affec_c_5	くつろいだ	安 .70
affec_b_4	陽気な	肯 .65	affec_c_1	のんきな	安 .63
affec_a_1	活気のある	肯 .65	affec_c_2	平静な	安 .60
affec_b_8	愉快な	肯 .46	affec_b_2	平穏な	安 .59
			II		
			〔因子相関〕		
			I .44		

N=196

適合度検定: $\chi^2_{(85)}=193.65, p=.001$

初期因子固有値 >2.56; 初期説明率58.40%

*小川・門地・菊谷・鈴木 (2000): 肯定的感情, 否定的感情, 安静状態

表3 各尺度における下位尺度得点の検討

	平均値	標準偏差	(a)	(b)	(c)
〔劣等感 (N=200)〕					
I. 運動能力不全	2.43	bcde	0.93	$\alpha = .94$.77~.90 0.96, $p = .001$
II. 異性関係形成不全	2.46	cd	0.83	$\alpha = .93$.75~.89 0.11, $p = .001$
III. 学業能力不全	2.63	bc	0.74	$\alpha = .92$.75~.81 0.10, $p = .001$
IV. 友だち関係形成不全	2.33	dg	0.74	$\alpha = .89$.66~.79 0.12, $p = .001$
V. 統率力不全	2.66	b	0.76	$\alpha = .88$.63~.75 0.08, $p = .004$
VI. 身体的魅力不全	<u>3.03</u>	a	0.75	$\alpha = .73$.46~.61 0.12, $p = .001$
VII. 性格不全	2.38	df	0.65	$\alpha = .70$.46~.64 0.12, $p = .001$
VIII. 家庭環境不全	1.77	h	0.58	$\alpha = .68$.44~.50 0.11, $p = .001$
	[反復測定分散分析]		$F_{(3, 12, 608, 15)} = 89.27^*$, $p = .001$		
〔化粧リスク懸念 (N=196)〕					
I. 化粧規範からの逸脱懸念	1.85	c	0.65	$\alpha = .88$.63~.79 0.10, $p = .001$
II. 釣り合い懸念	1.96	bc	0.72	$\alpha = .89$.70~.83 0.13, $p = .001$
III. 化粧くずれ懸念	<u>2.66</u>	a	0.81	$\alpha = .87$.59~.83 0.12, $p = .001$
IV. 自己顕示懸念	1.99	b	0.74	$\alpha = .86$.56~.81 0.11, $p = .001$
V. 効果持続性懸念	1.95	bc	0.63	$\alpha = .78$.47~.64 0.12, $p = .001$
	[反復測定分散分析]		$F_{(2, 32, 575, 59)} = 81.88^*$, $p = .001$		
〔化粧後の感情 (N=196)〕					
I. 肯定的感情	<u>2.76</u>		0.71	$\alpha = .90$.54~.76 0.12, $p = .001$
II. 安静状態	<u>1.96</u>		0.64	$\alpha = .88$.57~.72 0.11, $p = .001$
	[対応のある t 検定]		$t_{(195)} = 16.20$, $p = .001$		

*: *Greenhouse-Geisser* の検定**: 異なる英文字は有意に異なることを表す ($p < .05$, *Bonferroni* の方法)(a): *Cronbach* の α 係数値

(b): 当該項目得点と当該項目を除く合計得点との間のピアソン相関値

(c): 分布の正規性検定: *Kolmogorov-Smirnov* の検定に対する *Lilliefors* の修正値

平均値を比較すると、「VI. 身体的魅力不全」や「III. 化粧くずれ懸念」が高く本研究の対象が女子大学生であることの反映と思われる。また、「I. 肯定的感情」の平均値が高いが、化粧後の感情を尋ねていることから当然といえよう。

(6) 高次因子構造の探索

劣等感尺度と化粧リスク懸念尺度の高次因子構造を探索するために、それぞれで下位尺度得点を対象に因子分析(最尤法, プロマックス回転 ($k=3$))を試みた。なお、初期因子固有値

≥ 1.00 の基準で解を求めた。

劣等感尺度では2因子解が得られ(表4)、第I因子は、他者との関係を表す下位尺度の負荷が高く、对人的劣等感を表しているといえる。第II因子は、回答者個人の属性に関する下位尺度で高い負荷が見られ、個人的劣等感を示している。「VIII. 家庭環境不全」はいずれの因子にもあまり関わりがなかった。

化粧リスク懸念5下位得点を対象とした高次因子分析も試みたが、初期固有値が1.00を上回らず、高次の因子構造はないと判断した。

表4 劣等感尺度に関する高次因子分析 (最尤法, プロマックス回転 (k=3)) の結果 — 回転後の負荷量 —

	I	II
IV_ 友だち関係形成不全	1.03	-.13
V_ 統率力不全	.50	.34
II_ 異性関係形成不全	.37	.26
VII_ 性格不全	.36	.13
VIII_ 家庭環境不全	.19	.14
III_ 学業能力不全	.15	.64
I_ 運動能力不全	.03	.54
VI_ 身体的魅力不全	.06	.49
[因子相関]	I	*** .36

N=200

適合度検定: $\chi^2_{(13)}=19.17, p=.118$

初期因子固有値 ≥ 1.10 ; 初期説明率50.19%

3. 劣等感, 化粧リスク懸念, および化粧後の感情の関係

(1) ピアソン相関分析

劣等感8得点, 化粧リスク懸念5得点, および化粧後の感情2得点間のピアソン相関値を求めた(表5)。劣等感と化粧リスク懸念との間には予測通り全体的に正の相関値が現れた。また, 劣等感と化粧後の感情を見ると, 「I. 肯定的感情」では予測と一致して負の相関値, 「II. 安静状態」では予測に反して正の相関値が得られた。化粧リスク懸念と化粧後の感情では, 両感情ともに正の相関値がそれぞれ得られ, 予測を支持しなかった。

(2) 共分散構造分析

「劣等感 \Rightarrow 化粧リスク懸念 \Rightarrow 化粧後の感情」という影響図式を設け, Amos25.0.0 を利用し

表5 劣等感, 化粧リスク懸念, および化粧時の感情の関係—ピアソン相関値—

	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	y1	y2	y3	y4	y5	z1	z2	
I. 運動能力不全	x1	*** .20 b	.45 a	.17 c	.26 a	.28 a	.11	.15 c	.25 a	.12	.23 a	.24 a	.24 a	-.08	.10	
II. 異性関係形成不全	x2		*** .27 a	.42 a	.43 a	.29 a	.19 b	.14 c	.28 a	.23 a	.16 c	.27 a	.30 a	-.13	.15 c	
III. 学業能力不全	x3			*** .31 a	.43 a	.32 a	.29 a	.16 c	.24 a	.22 b	.19 b	.29 a	.33 a	-.20 b	-.02	
IV. 友だち関係形成不全	x4				*** .56 a	.18 b	.41 a	.23 a	.11	.14 c	.02	.15 c	.16 c	-.18 c	.01	
V. 統率力不全	x5					*** .33 a	.24 a	.14	.24 a	.28 a	.16 c	.36 a	.28 a	-.14 c	.15 c	
VI. 身体的魅力不全	x6						*** .16 c	.13	.18 c	.17 c	.27 a	.21 b	.32 a	.05	.17 c	
VII. 性格不全	x7							*** .21 b	.13	.14 c	.07	.13	.19 b	-.15 c	-.02	
VIII. 家庭環境不全	x8								*** .18 c	.05	.04	.15 c	.16 b	-.05	.05	
I. 化粧規範からの逸脱懸念	y1									*** .66 a	.47 a	.72 a	.61 a	.22 b	.37 a	
II. 釣り合い懸念	y2										*** .34 a	.59 a	.62 a	.12	.29 a	
III. 化粧くずれ懸念	y3											*** .39 a	.52 a	.20 b	.22 b	
IV. 自己顕示懸念	y4												*** .54 a	.20 b	.39 a	
V. 効果持続性懸念	y5														.19 b	
I. 肯定的感情	z1														*** .47 a	
II. 安静状態	z2															***

N=196

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

て因果分析を行った(最尤推定法)。劣等感に関する潜在変数として[对人的劣等感]と[個人的劣等感]を設定し, 前者では「II. 異性関

係形成不全」, 「V. 統率力不全」, 「IV. 友だち関係形成不全」, 「VII. 性格不全」, 後者では「I. 運動能力不全」, 「III. 学業能力不全」, 「VI. 身

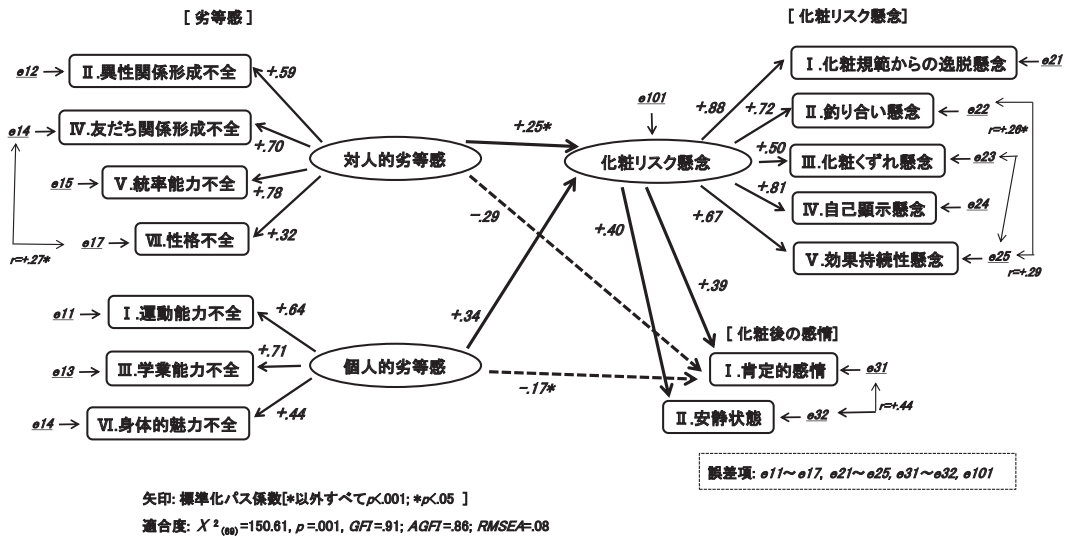


図2 化粧後の感情に劣等感および化粧リスク懸念がおよぼす影響
— 共分散構造分析 (Amos25.0.0, 最尤推定法) による因果分析 (N=196) —

体的魅力不全」を観測変数として用いた(「Ⅷ. 家庭環境不全」は本分析では除いた)。また、化粧リスク懸念の5下位尺度得点を観測変数とする〔化粧リスク懸念〕を潜在変数として設けた。さらに、化粧後の感情については、「Ⅰ. 肯定的感情」と「Ⅱ. 安静状態」の2下位尺度得点を観測変数として用いた。

「劣等感⇒化粧リスク懸念⇒化粧後の感情」の影響図式に基づき、パスを設定した。先のピアソン相関値の結果を考慮して、「劣等感⇒化粧後の感情」の直接的影響も含めた。修正指数を参照しながらパスを追加・削除し適合度の上昇を図った(図2)。最終的な結果によると、劣等感2側面と化粧リスク懸念との関係については予測通り正のパスが得られた。また、化粧リスク懸念と化粧後の感情2側面では先のピアソン相関値の結果と同様に予測に反して正のパスが現れた。劣等感2側面と化粧リスク懸念のそれぞれが化粧後の感情2側面におよぼす直接的影響では、劣等感2側面ともに肯定的感情のみで負のパスが見られた。

Ⅳ. 考察

本研究では、化粧後の感情におよぼす劣等感および化粧リスク行動の影響に関する実証的検討を女子大学生を対象に試みた。その際、3つの仮説を設けた。劣等感と化粧リスク懸念との間に正の関係を予測した仮説1は支持されたが、化粧リスク懸念と化粧後の感情に関する仮説2や、劣等感と化粧後の感情との関係に関する仮説3は保留された。

ピアソン相関分析および共分散構造分析ともに、化粧リスク懸念が化粧後の感情2側面を高めることを示す結果が見られ、仮説2は棄却された。つまり、仮説2と逆に、意図通りに化粧を施すことができないという不安を抱える者ほど、化粧後に肯定的感情や安静状態を得られることが示された。

ところで、不安研究領域では、特性不安(trait-anxiety)と状態不安(state-anxiety)が区別されている。前者は「不安状態の経験に対する個人の反応傾向を反映するもので、比較

的安定した個人の傾向を示すものである」と定義される。他方、後者は「個人がその時おかれた生活条件により変化する、一時的な情緒状態である」とされる(曾我, 1983)。同様の観点から、諸井(1995)も「ここ2週間の状態」および「この1年間の状態」という2基準で孤独感を測定し、それぞれ短期的孤独感、後者を長期的孤独感とした。

ここで、不安や孤独感に関する研究におけるこの区別を本研究で扱った化粧リスク懸念に適用すると、「化粧行動を思い浮かべた時に予想される化粧効果性に伴う懸念」(板垣・諸井, 2011)と定義されるので、一過的に生じる状態概念として想定されることになる。しかしながら、多くの女性にとっては化粧行動が一過的な事態ではなく継続的に直面し得る事態ともいえる。このように考えると、この化粧リスク懸念は、直面した事態に対応した一過的な状態成分と慢性的に抱かれている特性成分が混合していると推測される。

一過的な状態成分としての化粧リスク懸念の高まりは、この懸念を解消するために精緻で念入りの化粧行動を動機づける。これは自分の意図通りの化粧に到達できる可能性を増し、化粧後の肯定的感情や安静状態をもたらすと予想すると思われる。本研究で設けた仮説2は、慢性的に抱かれた特性成分としての化粧リスクを仮定した。当然この成分の高まりは意図通りの化粧に到達できない可能性を増し、化粧後の感情に負の効果を生じると考えた。したがって、不安研究や孤独感研究に倣って化粧リスク懸念の2成分の弁別的測定を試みるべきであろう。

諸井・板垣(2013)は、具体的な化粧の種類・用途をインターネットで探索し、39項目から成る化粧行動尺度を構成した(顔全体のスキンケア、顔全体の化粧、眉毛、目元、鼻、口、頬)。「ここ1ヵ月間」の「大学」へ行く時の様子を思い浮かべさせ、39項目の化粧を行う程度をそれぞれ4件法で評定させた。クラスター分析(Ward法、平均ユークリッド距離)や多次元尺度解析(ALSCAL、平方ユークリッド法)によって、

化粧行動に関する次の3クラスターを見出した。a) 外見的な変化を印象づける「アイメイク」を中心とした化粧が特徴であり、外見的魅力や美意識の向上が期待されるような化粧行動のまとめり、b) 自分の顔の欠点をカバーしたいという化粧、c) 肌の健康状態などを保つためのケアのまとめり。「大学」における日常的化粧度を従属変数とした重回帰分析によって、外見的な変化を印象づける「アイメイク」を中心とした化粧の有無というa)の側面の影響が最も顕著で、b)やc)の2側面とはあまり関わりがないことが認められた。

以上に述べたように、化粧リスク懸念の2成分を弁別的に測定した上で化粧行動と関連づけると、一過的な状態成分のほうが諸井・板垣(2013)で認められたa)の側面での化粧行動(「アイメイク」を中心とした)を促進することが明らかになれば、本研究の結果を整合的に解釈できることになる。

次に劣等感と化粧後の感情との関係に関する仮説3の結果について考察しよう。ピアソン相関分析では、肯定的感情では仮説3が支持されたが、安静状態については仮説3と逆の結果が得られた。しかし、共分散構造分析によると、仮説3と一致して劣等感が肯定的感情への正の直接的影響を示したが、劣等感と安静状態の間には有意な直接的経路はなかった。

本研究では劣等感の測定には、劣等感8側面を測定する高坂(2008b)による尺度を利用した。高坂は一連の研究で8側面をそのまま用いている。しかし、本研究では高次因子分析により対人的劣等感と個人的劣等感の高次因子が得られたので(表4)、共分散構造分析では対人的劣等感と個人的劣等感の2つの潜在変数を用いた。男女大学生を対象とした安部(2016)も、本研究と同様に探索的な高次因子分析を試み、明確な高次2因子構造を得た。それぞれ[社会的劣等感]および[能力・魅力劣等感]と命名された(それぞれ本研究の[対人的劣等感]と[個人的劣等感]にあたるが、安部のほうが因子負荷量の明確さが見られた)。

本研究での共分散構造分析によると(図2), 劣等感の対人的側面であれ個人的側面であれ, 化粧後の肯定的感情喚起の予想を妨げるが, 化粧後の安静状態とは無関係であった。つまり, 仮説3は限定されたことになる。このことは, 化粧後の2種類の感情が化粧文脈でどのように異なるかを今後明らかにする必要があることを示唆している。

以上に述べたように, 本研究で設けた3つの仮説のうち仮説2と仮説3では支持が保留された。とりわけ, 化粧リスク懸念が化粧後の感情状態を肯定的に促進するという本研究の結果は, 予測と逆であった。この点を中心に, 化粧リスク懸念の働きを今後も引き続き検討すべきであろう。

〈付記〉

- (1) 本報告は, 第2著者である安見 萌が第1著者の下で卒業研究(人間生活学科2018年度卒業論文)のために立案・実施した研究に基づいている。ここでは収集したデータを再分析した。
- (2) データの統計的解析にあたって, *IBM SPSS Statistics version25 for Windows* と *Amos25.0.0 for Windows* を利用した。

V. 引用文献

- Adler, A. 1930 *The Education of Children*. Greenberg: Publisher. 高橋堆治(訳)『子どもの劣等感—問題児の分析と教育—』1980 誠信書房
- 安部芽以 2016 青年期の劣等感と内省への取り組み方および未来展望との関連性 九州大学心理学研究, **17**, 69-76.
- 板垣美徳・諸井克英 2011 化粧リスク懸念尺度の作成と妥当性の検討 生活科学(同志社女子大学), **45**, 12-19.
- 板垣美徳・諸井克英 2012 女子大学生における化粧リスク懸念と個人的傾性との関係—対異性不安, セルフ・モニタリング, および独自性欲求との関連を中心として— 生活科学(同志社女子大学), **46**, 11-20.
- 高坂康雅 2006 青年期における劣等感の発達の変化 日本青年心理学会大会発表論文集, **14**, 30-31.
- 高坂康雅 2008a 青年期における劣等感と自己志向の完全主義との関係 パーソナリティ研究, **17(1)**, 101-103.
- 高坂康雅 2008b 自己の重要領域からみた青年期における劣等感の発達の変化 教育心理学研究, **56**, 218-219.
- 高坂康雅 2009 青年期における内省への取り組み方の発達の変化と劣等感との関連 青年心理学研究, **21**, 83-94.
- 高坂康雅・佐藤有耕 2008 青年期における劣等感と競争心との関係 筑波大学心理学研究, **35**, 41-48.
- 高坂康雅・佐藤有耕 2009 青年期における劣等感の規定因モデルの構築 筑波大学心理学研究, **37**, 77-86.
- 神山 進・高木 修 1987a ファッション・リスクに関する研究(第1報)—‘知覚されたファッション・リスク’の構造— 日本衣服学会誌 **31(1)**, 32-39.
- 神山 進・高木 修 1987b ファッション・リスクに関する研究(第2報)—ファッション・リスクの知覚に影響する個人的要因— 日本衣服学会誌 **31(1)**, 40-46.
- 神山 進・高木 修 1988 流行志向性とファッション・リスクの知覚 日本衣服学会誌 **32(1)**, 22-30.
- 諸井克英 1995 『孤独感に関する社会心理学的研究—原因帰属および対処方略との関係を中心として—』 風間書房
- 諸井克英 1997 セルフ・モニタリングと対人不安との関係におよぼす認知欲求の効果—女子青年の場合— 人文論集(静岡大学人文学部社会学科・言語文化学科研究報告), **48(1)**, 31-71.
- 諸井克英 2002 若者の対人環境管理に関する社会心理学的研究(3)—恋愛観におよぼす対異性-有能性と対異性-不安の影響— 総合文化研究所紀要(同志社女子大学), **19**, 77-92.
- 諸井克英・花高亜紀・尾鳥智美 2010 女子大学生におけるサブカルチャーに関する社会心理学的研究(I)—恋愛観, 被服志向性, 女性ファッション誌

- 接触傾向の関連— 学術研究年報(同志社女子大学), 61, 91-102.
- 諸井克英・板垣美德 2013 化粧行動の基本的構造の探索 総合文化研究所紀要(同志社女子大学), 30, 22-29.
- 水間玲子 2000 劣等感 久世敏雄・齋藤耕二(監修) 『青年心理学事典』福村出版 213頁
- Robertson, T.S. 1970 *Consumer behavior*. Scott, Foresman and Company. 河村豊次(訳)
- 『消費者行動の科学』1973 ミネルヴァ書房
- Snyder, M. 1979 Self-monitoring processes. *Advanced in Experimental Social Psychology*, 12, 85-128.
- 曾我祥子 1983 日本版 STAIC 標準化の研究 心理学研究, 54(4), 215-221.
- 小川時洋・門地里絵・菊谷麻美・鈴木直人 2000 一般感情尺度の作成 心理学研究, 71(3), 241-246.

Appendix 1-a 劣等感尺度における残余項目

comp_a_4	親が立派でない自分
comp_b_5	人のせいにしてしまう自分
comp_d_8	かっこよくない(かわいくない)自分
comp_e_5	うそをついてしまう自分
comp_e_8	体つきが男(女)らしくない自分

Appendix 1-b 化粧リスク懸念尺度における残余項目

cos_ris_a_8	趣味やセンスが悪いと思われるのではないか。
cos_ris_c_6	派手すぎるのではないか。
cos_ris_d_3	自分の年齢には合わないのではないか。
cos_ris_d_4	化粧品の質が, 悪いのではないか。
cos_ris_d_6	化粧のノリが, 悪いのではないか。
cos_ris_d_8	ワンパターンの化粧になるのではないか。

Appendix 1-c 化粧後の感情尺度における残余項目

affec_a_1	活気のある	affec_b_2	平穏な
affec_a_3	ゆっくりした	affec_b_4	陽気な
affec_a_4	快調な	affec_b_6	のどかな
affec_a_5	楽しい	affec_b_8	愉快的な
affec_a_7	ゆったりした	affec_c_1	のんきな
affec_a_8	やる気に満ちた	affec_c_2	平静な
affec_a_9	充実した	affec_c_3	元気な
		affec_c_5	くつろいだ
		affec_c_6	静かな