

被服イメージ判断におよぼす被服志向性の影響

メタデータ	言語: ja 出版者: 静岡大学人文学部 公開日: 2008-01-25 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 諸井, 克英, 鈴木, 弥生, 染谷, 知雅, 平田, 幸恵 メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.14945/00000407

被服イメージ判断におよぼす被服志向性の影響

諸井克英・鈴木弥生*
染谷知雅*・平田幸恵*

I. 問題

人間にとって服を着ることは重要な日常的行為の1つである。つまり、被服は、今やごく自然な「第2の表皮」となっている。しかし、神山(1996)によれば、被服行動には次の3つの心理-社会的機能がある。①「自己の確認・強化・変容」機能(身体像や自己像を確認したり、強めたりもできるし、変化可能でもある)、②「情報伝達」機能(特定の被服行動がその知覚者にとってメッセージ性をもつ)、③「社会的相互作用の促進・抑制」(特定の装いが社会的相互作用に一定の影響を生じる)。我が国において、最近、被服行動の基底にある心理学的メカニズムの解明を試みる研究が心理学の分野においても盛んになっており、相次いで概説書も公刊されている(中島・神山(編), 1996; 高木(監修), 1996; 神山(編), 1999)。

被服行動の基底には、生まれて以来さまざまな仕方で学習された態度が存在すると仮定できる。人は、親によって乳児用の装いをされ、その後もさまざまな仕方で環境から被服を「強制」される。このような過程の中で被服に対する一定の態度が形成される。形成された態度は、一定の状況の中で当該個人の被服行動に影響をもたらす。また、新たな経験によっていったん形成された態度は変容される。ここでは、「被服を対象として形成された態度」を被服志向性と呼ぶ。我が国においても、このような被服志向性の個人差を測定する尺度が開発され、被服志向性の基本的構造が明らかにされている。これらの要約を Table 1 に表す。

これらの研究では、被服志向性の側面と他の心理学的特徴との関連が検討さ

* : すべて人文学部社会学科(社会心理学コース)平成 11 年度卒業生(人文 32 回)

Table 1
被服志向性尺度に関する先行研究のまとめ

研究	尺度項目・対象	分析方法	抽出因子
藤原(1986)	33項目(5点尺度) 短大生 女子(N=251)	因子分析 (方法の記載なし)	I. おしゃれ志向 II. 実用性 III. 同調性 IV. 保守性 V. 慎み深さ VI. 着心地
押山・家本(1993)	24項目(5点尺度) 大学生・語学校(日米欧) 女子(N=433)	主因子法一直交回転	I. 個性おしゃれ型 II. おしゃれエンジョイ型 III. 慎み深さ型 IV. 同調型 V. 品質取扱い関心型 VI. 安価のおしゃれ型 VII. 保守的着心地関心型
神山・高木(1995)	22項目(5点尺度) 大学生 男子(N=158) 女子(N=145)	主因子法一直交回転	I. 流行に関する関心 II. 他者に対する配慮

れている。藤原(1986)は、被服の関心度と自尊感情との関連を正準相関分析によって検討し、次の傾向を見いだした。①社会的場面における不安傾向が高い者は、おしゃれに関心をもたない、②他者評価懸念の高い者は、服装に対して保守的である、③社会的場面における不安傾向が高い者や、自己の価値観が高い者は、慎み深い服装を好む。押山・家本(1993)は、同様に自己概念との関係を調べた。相関分析によると、自己概念の「理知性」や「明朗積極性」が「個性的なおしゃれ」志向と正の関係にあることが認められた。神山・高木(1996)は、被服の流行に対する態度と流行の取り入れとの関連を調べ、以下の知見を得た。①「流行に対する関心」は、革新者・初期採用者で高い、②「他者に対する配慮」は、追随者で高い。

このように、被服志向性尺度の開発が被服行動の基底にある心理的メカニズムの一端を明らかにしているとはいえ、Table 1 から分かるように、研究によって抽出された被服志向性次元構造は同一ではない。そこで、尺度項目を整理した上で、因子構造を再検討する必要がある。

ところで、被服行動とは、先述したように自らの身体をどのような「第2の表皮」で装うかということである。つまり、自分自身への注目が前提となる。Fenigstein, Scheier, & Buss(1975)は、自己の内・外の状態に注意を向ける慢

性的傾向として、①私的自己意識(自己内部の考えや感情への注意傾向)、②公的自己意識(自己を社会的対象として意識する傾向)、③社会的不安(他者の存在によって自己に生じる不快感)の3側面を提起した。杵田・牛田・永野(1992)は、女子大学生を対象として、私的自己意識と公的自己意識が身体意識とどのような関連をもつかを検討した。私的自己意識が高い者は「顔」に対する意識が高かった。公的自己意識が高い者は、「顔」、「上半身」、「下半身」、「上肢」、「下肢」、「全身」のいずれに対する意識も強かった。男子大学生を用いた別の研究(杵田・牛田・柴田, 1993)では、高い公的自己意識をもつ者が「スタイルの良さ」や「下半身の見え」の意識を強くもつ傾向が見いだされたが、私的自己意識の高さは無関連であった。

これらの結果は、Fenigstein *et al.* (1975)が提起した私的自己意識と公的自己意識が被服行動にも関わることを示唆する。先述した藤原(1986)や押山・家本(1993)の研究によれば、被服志向性が自己概念と関連をもつ。したがって、一般的には、被服志向性は、公的自己意識と強い関連をみせると予測される。また、自己の内面への注意である私的自己意識が自己概念や自己価値と関わりをもつことを前提にすると、被服志向性と私的自己意識との間にも何らかの関連があると予想できる。

Bruner & Tagiuri(1954)によれば、人は、さまざまな特性間に関わる結びつきに関する何らかの考えを抱いており、それが他者を認知する際にも適用される。人がもつ特性間の結びつきに関する信念体系は、一般の人々によって抱かれており、暗黙の性格理論(implicit personality theory)と呼ばれる。これは、先述した被服行動の主要な機能の1つである「情報伝達」機能に関連する。人がどのような「第2の表皮」を装っているかは、その人内部の何らかの心理的傾向性を他者に伝えているのである。これは、無意識的に生じる場合もあれば、意図的に行われることもある。

神山らは、一連の研究で、異なる装いの人物に関する内的傾向性の推測を検討した。①肌の露出度が異なる着装刺激(神山・杵田, 1990)、②異なる色の膝丈ワンピース刺激(神山・杵田, 1991)、③「気軽さ」が異なる服装スタイル刺激(神山・苗村・馬重, 1996)。これらの研究は、被服の様相と内的傾向性との関連が暗黙の性格理論(implicit personality theory)システムの一部に組み込まれていることを前提とする。しかし、特定の装いを手がかりにしてその装いをしている人物の何らかの傾向性を推測する程度は、被服志向性によって異なると考えられる。つまり、暗黙の性格理論システムの発動は、被服に対する一定の態

度を必要とする。

以上に述べたことを踏まえて、本研究を行った。第1の研究目的は、被服志向性の基本構造を明らかにすることである。それに付随して、男女被験者を用い、男女の構造差も調べる。被服行動自体はもともとジェンダーと密接な関係にある。したがって、男女の構造がかなり異なるのか、あるいは被服行動のクロス・セックス化(矢島・柏尾・土肥, 1999)を反映して類似した構造をみせるのかは興味深い。最近の男性向けのおしゃれ雑誌をみると、単に服装の特徴というだけでなく、髪なども含め色彩という観点からもクロス・セックス化している(BiDaN, 1999, 参照)。

第2の研究目的として、暗黙の性格理論システムの観点から(Bruner & Tagiuri, 1954), 被服志向性を捉える。つまり、本研究では、人物刺激を呈示し、性格特性を推測させる。その際、服装色を変化させ、被験者による推測がどのように変化するかを測定する。もしも被服志向性が暗黙の性格理論システムに関わっているならば、被服志向性の高低が服装色の変化の影響を増大させるはずである。また、統制条件として、正方形が描かれた刺激を呈示する。同様に色相を変化させ、色彩刺激の印象を尋ねても、被験者の被服志向性の高低は、この印象評定には影響をおよぼさないはずである。

さらに、被験者の自己意識傾向(Fenigstein *et al.*, 1975)との関連も検討した。自己意識傾向のうち、とくに公的自己意識は、被服志向性と関係があると予測される。しかし、自己意識は日常の一般的傾向に関わるのに対して、被服志向性は装いに限定した態度傾向である。したがって、服装色を変化させた人物刺激判断に対しては、公的自己意識よりも被服志向性の影響が大きいと予測される。これらの検討を第3の研究目的とする。

以上の3つの目的のために、青年期にある男女大学生を対象とした一連の調査を行った。

II. 方法

調査A

調査Aの主目的は、被服志向性の基本的な構造を明らかにすることであった。そのため、被服志向性尺度を新たに作成し、自己意識尺度を含めた質問紙が実施された。

1. 調査対象および調査の実施

静岡大学共通教育，人文学部，常葉学園大学教育学部，常葉学園富士短期大学での心理学関係の授業を利用して、『日常生活に関する意識と行動』の名目で質問紙調査を実施した。実施状況を Table 2-a に示す。

本調査では，対象を青年期にある者に限定することにし，明らかに青年期の範囲を逸脱している回答者(年齢>24)を分析対象から除いた。さらに，記入もれのあった者を除き，最終的に合計 430 名(男子 211 名，女子 219 名)を分析対象とした。なお，詳しい被験者の分布については Table 2-b に示す。被験者の年齢をみると，男子($m=19.68$, $SD=1.29$, 18-24 歳)の年齢が女子($m=19.28$, $SD=1.03$, 18-24 歳)よりもわずかに高かった(Mann-Whitney のU検定 $Z=3.10$, $p=.002$)。

Table 2-a
調査の実施状況

			質問紙	色彩印象判断	人物印象判断
1.	常葉学園富士短期大学	心理学 1 限目	1998年 10月12日(月)	12月 7日(月) ←	11月30日(月)
2.		2 限目	10月12日(月)	11月30日(月) →	12月 7日(月)
3.	常葉学園大学教育学部	社会心理学	11月21日(土)		
4.	静岡大学人文学部	認知社会心理学	10月13日(火)	11月24日(火) ←	11月17日(火)
5.	静岡大学共通教育	認知と行動	10月15日(木)	11月12日(木) →	11月19日(木)
6.	静岡大学人文学部	社会学概論	12月 8日(火)		

Table 2-b
被験者数の内訳

		—調査A—			—調査B—		
		男子	女子	全体	男子	女子	全体
常葉学園富士短期大学	心理学 1 限目	4	40	44	2	25	27
	2 限目	22	40	62	14	19	33
常葉学園大学教育学部	社会心理学	6	21	27			
静岡大学人文学部	認知社会心理学	72	46	118	62	39	101
静岡大学共通教育	認知と行動	55	28	83	32	20	52
静岡大学人文学部	社会学概論	52	44	96			
合計		211	219	430	110	103	213

調査A：被服志向性尺度および自己意識尺度での完全回答者数

調査B：人物印象セッションおよび色彩印象セッションでの評定の完全回答者数

2. 質問紙の構成

質問紙は、回答者の基本的属性に加え、①自己意識尺度、②被服志向性尺度から構成されている。

(1) 自己意識尺度

Fenigstein *et al.* (1975) は、①私的自己意識、②公的自己意識、③社会的不安の3側面を測定する23項目から成る自己意識尺度を作成した。高校生や大学生を対象とした諸井(1995)の研究では、この尺度の因子的妥当性が確認されている。本研究では、①と②の側面を測る項目を利用した(それぞれ10項目、7項目; Table 4-a 参照)。

17項目それぞれについて、この6ヵ月間の自分自身の状態にあてはまる程度を4点尺度で評定させた(「かなりあてはまる」〈4〉～「ほとんどあてはまらない」〈1〉)。なお、自己意識が高いほど高得点になるようにした。

(2) 被服志向性尺度

本研究では、「被服を対象として形成された態度」と被服志向性を定義して、回答者の被服志向性を測定した。先行研究(藤原, 1986; 押山・家本, 1993; 神山・高木, 1996)で使用された項目を以下の手順で整理し、新たな尺度を作成した。

まず、先行研究項目を藤原(1986)が得た6因子を中心にして、次の7カテゴリーに分類した。「おしゃれ志向」、「実用性」、「同調性」、「保守性」、「慎み深さ」、「着心地」、「流行志向性」。使用項目をみると、流行意識自体を表現したものが多いため、「流行志向性」カテゴリーを加えた。また「実用性」と「着心地」は内容が似ており、1つのカテゴリーにすることにした。被服志向性概念から逸脱した内容の項目を削除し、類似した内容の項目を1つにまとめた。最終的に、「おしゃれ志向」12項目、「実用性・着心地」6項目、「同調性」5項目、「慎み深さ」5項目、「流行志向性」13項目の46項目が残った。本研究では男子も対象とする。そのため、男子には理解しにくい表現がある項目については、性別に関係なくあてはまるように修正を加えた。

被験者は、46項目それぞれについて(Table 3-a 参照)、衣服や衣服を着ることに対する自分自身の態度や気持ちにあてはまる程度を4点尺度で評定した(「かなりあてはまる」〈4〉～「ほとんどあてはまらない」〈1〉)。最初の分析では、各項目の評定値をそのまま各項目の得点とした。

なお、項目の配列順効果を相殺するために、(1)では2タイプ、(2)では4タイプの配列順の異なる質問紙を使用した。

調査 B

次の 2 種類の刺激図版に対する一連の評定が行われた。①人物図を呈示して服装色を変化させる、②幾何学図形（正方形）の色を変化させる。

1. 調査対象および調査の実施

調査 A に参加した被験者の大半が調査 B にも参加した。調査 B では、1 週間隔で 2 セッションが行われた。調査 A に参加し、調査 B の 2 セッションの実験に参加し、さらに色覚が正常であると自己報告した被験者 213 名（男子 110 名、女子 103 名）が分析対象とされた。この分析対象の場合も、男子 ($m=19.84$, $SD=1.30$, 18-23 歳) の年齢が女子 ($m=19.28$, $SD=.96$, 18-22 歳) よりも少し高かった (*Mann-Whitney* の *U* 検定 $Z=3.12$, $p=.002$)。

2. 手続き

被験者に刺激図版と評定用紙が入った封筒を無作為に配付した。刺激図版は、人物図版か色彩図版のいずれかであり、それぞれ各 8 色である。被験者の約半数では、第 1 セッションで色彩図版に対する印象評定を行わせ、第 2 セッションで人物図版を用いて人物印象を判断させた。また、残りの半数の被験者には、第 1 セッションで人物図版、第 2 セッションで色彩図版が用いられた。実際に用いた図版を Appendix-1, 2 に示す。

なお、被験者の色覚が正常であることを確認するために、第 1 セッションの際に、評定冊子とは別に質問用紙を添付した。この用紙では、健康診断などの「色覚検査」での判定結果を尋ねた。

3. 刺激図版

以下に説明する 2 種類の自作図版を用いた。いずれも、Microsoft 製の「ペイント」(Windows 95 添付) で作成し、Canon 製の BJC-700J プリンターのグラフィックス・モード ($600 \times 600 \text{ dpi}$) で印刷した。本研究では図版の色を変化させている。純粹知覚研究の観点からは、色刺激の物理学的特徴と判断時の環境の特徴を統制する必要がある。たとえば、色刺激は、色相、明度、彩度の 3 属性によって位置づけられ、自然光や蛍光灯などの照明条件によって異なる知覚を生じる (大井・川崎, 1996)。しかし、呈示された刺激の色に応じて被験者が評定をどのように変化させるかに研究上の関心があるので、この点はあまり問題でないと判断した。プリンターで印刷された色が以下に述べる「A」から「H」の色相が明確に区別されていることを事前確認した上で、何も物理的統制の施されていない一般教室の蛍光灯下で 2 セッションを実施した。使用した 3 教室では、窓や蛍光灯の位置などがまったく異なる。

(1) 人物図版

人物図版には、A 5 の大きさの白紙中央に、膝丈ワンピースを着用した直立ポーズの人物が描かれている。これは、神山・柘田 (1992) で使用された図版を参考にして作成した。ワンピース部分は、刺激色として用いた 8 色 (A : 青 ; B : 紫 ; C : 赤 ; D : 白 ; E : 緑 ; F : 黄 ; G : 黒 ; H : 桃) のいずれか 1 色で塗られている。被験者あたり 8 色 1 組で、図版の順序効果をなくすために、図版の順番が無作為にされ、冊子になっている。

(2) 色彩図版

色彩図版は、人物図版と同サイズの白紙中央紙に 5 cm 四方の正方形が描かれている。正方形の内部は、人物図版と同様の 8 色のうちのいずれか 1 色で塗られている。こちらも、8 色で 1 組とし、順序効果を相殺するため、無作為な順の冊子にされた。

4. 評定

被験者は、人物図版では人物印象評定尺度、色彩図版では色彩印象評定尺度上で、印象を評定した。

(1) 人物印象尺度

図版に示された人物の印象を測定するために、諸井 (1995 b) による性格特性尺度を用いた。この尺度は、大橋・三輪・平林・長戸 (1973) が作成した両極尺度を若干修正したものである。諸井の研究では、男女大学生に男女写真人物が呈示され、「親しみやすさ」、「力強さ」、「社会的望ましさ」を表す 3 因子が得られた。

本研究では、被験者は、20 個の両極形容詞対上で (Table 5-a 参照)、呈示された人物の外観から受ける印象を評定した。尺度の右に記してある特徴に「かなりあてはまる」場合を「1」、左に記してある特徴に「かなりあてはまる」場合を「5」、「どちらともいえない」場合を「3」とする 5 点尺度で評定させた。

(2) 色彩印象尺度

着色された正方形の印象を測るために、色の心理的效果を測定するための基本的項目 (大井・川崎, 1996) を利用した。これは、色から受ける一般的印象を評定させる 15 個の形容詞対から成る (Table 6-a 参照)。

被験者は、着色された正方形の印象の特徴を人物評定尺度と同じ形式にされた 5 点尺度上で回答した。

なお、項目の順序効果を除去するために、配列順の異なる尺度を (1) では 4 タイプ、(2) では 3 タイプ用意した。各図版に対して、これらのタイプのいずれかを無作為に対応させた。

III. 結果

各尺度の検討

男女別に以下の手順で4尺度の検討を行った。被服志向性尺度と自己意識尺度では、両尺度全項目に回答した男子211名、女子219名を対象とした。人物印象尺度と色彩印象尺度の場合には、8種類の刺激図版に対する評定をまとめたデータ・セットを対象として分析を行った。したがって、男子では $N=880$ 、女子では $N=824$ となる。

項目平均値の偏りと標準偏差値のチェックを行い、不適切な項目は除去した。次に、残りの項目を対象として、主成分分析(プロマックス回転<本研究では、ヴァリマックス回転によって得た負荷量を正負符号をそのままにして3乗することにし、 $k=3$ を指定した>)を行った。固有値 ≥ 1.000 を満たす解をすべて求め、負荷量 $|.400|$ を基準に主成分の解釈可能性を検討し、妥当な主成分解を決定した。その上で、特定主成分に負荷量が十分に大きく($\geq|.400|$)、他主成分への負荷が小さい($<|.400|$)という基準にあわ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。

なお、自己意識尺度では、最初から2主成分解を求め、Fenigstein *et al.* (1975)による分類にあわない結果を示す項目も除去した。分析を行うにあたって、自己意識が高いほど得点が高くなるように逆転項目の調整をあらかじめ行った。

被服志向性尺度と自己意識尺度の場合には、最終的な主成分分析の結果で各因子に $|.400|$ 以上の負荷をみせた項目を下位尺度項目とし、下位尺度ごとに信頼性の検討を行った。下位尺度構成項目の平均得点を下位尺度得点とした。人物印象尺度と色彩印象尺度については、8色の評定値間の変動値を算出する際に、ここで抽出された次元を利用した。

1. 被服志向性尺度

項目平均値の偏り($1.5 < m < 3.5$)と標準偏差値($SD \geq .70$)のチェックを行ったところ、男子では2項目(項目19, 45)、女子では4項目(12, 15, 16, 19)が不適切であった。残りの項目を対象として、男子で10~2主成分解、女子で12~2主成分解を算出したが、男女ともに4主成分解が相対的に明確であった。不明確な負荷量を示す項目を除き、再度分析を行い、明確な負荷量パターンを得た。この結果をTable 3-a, 3-bに示す。各主成分は男女ともに共通の命名が行われたが、下位尺度構成項目は若干異なっていた。

Table 3-a

被服志向性尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—男子—

	I	II	III	IV	
(I. 流行志向性) $\alpha = .941, r = .371-.776, m = 2.23, SD = .61, Z = .561, p = .911$					
2 衣服の流行に遅れないようにしている。	.772	.291	-.023	-.088	
3 着飾るのが好きなほうである。	.761	-.096	.013	-.027	
5 仲間から褒められたり, うらやましがられる服装をしたい。	.777	.236	.021	-.131	
7 少々値段が高くても, ファッションな服を買う。	.709	-.052	-.061	-.068	
8 衣服を買うときには, 個性的な店で選ぶ。	.609	-.244	-.078	.034	
11 シーズンに先立って, 着る服をあれこれ考えることはない。	-.688	-.064	.039	-.043	
12 重要な人と会う場合, 特に服装に気をつかう。	.497	.097	.227	.074	
15 衣服は, 自分の個性を表すための重要な方法の1つである。	.533	-.033	-.030	.074	
17 服装の形や色を組み合わせて, 変化をつけて着るのを楽しんでいる。	.706	-.069	-.012	.017	
22 テレビ番組や広告に登場する人物が身につけている服装に興味がある。	.739	.196	-.122	.056	
27 新しいスタイルの服を仲間よりも先に着たい。	.813	-.020	.098	-.070	
28 服の色に小物や靴の色を合わせるようにしている。	.677	-.047	-.022	.233	
29 衣服にお金をかけるほうである。	.778	-.069	.028	.098	
32 新しい流行の服を, 周囲の人よりも先に着たいほうである。	.806	.066	.072	-.046	
34 若者が集まるところに出かけて, 新しいファッションを探すことはあまりない。	-.537	.004	.148	-.164	
35 新聞や雑誌のファッションに関する記事を読む。	.812	.107	-.026	.131	
37 仲間の中では, 目立つ衣服を着るのが好きである。	.630	-.382	.062	-.108	
42 私の服装を真似する人がいると, うれしい。	.442	.228	.028	-.037	
44 たえず新しい着こなしを考えている。	.815	-.054	.081	.041	
46 いつも目新しい刺激的な服を探している。	.620	-.181	.011	-.220	
(II. 保守的志向性) $\alpha = .788, r = .416-.632, m = 2.42, SD = .57, Z = 1.341, p = .055$					
1 かなり多くの人を着ないと, 新しいスタイルの服を買うことはない。	.134	.725	-.023	-.121	
6 他の人と同じようなタイプの服を選ぶほうである。	.195	.789	-.078	-.002	
10 斬新なデザインの服を買うことには, ためらいを感じる。	-.140	.620	.098	.051	
16 服を買うとき, 一般的であまり抵抗のなさそうなものを選ぶ。	-.247	.691	.047	.023	
18 周囲の人たちと同じような服装をしていると, 何となく気持ちが落ち着く。	.197	.740	.061	-.064	
21 どちらかという落ち着いた地味な服装が好きである。	-.380	.425	-.047	.334	
(III. 懐み深さ) $\alpha = .744, r = .343-.631, m = 1.95, SD = .68, Z = 1.511, p = .021$					
13 超ミニのスカートは品がないと思う。	-.050	.009	.795	.043	
25 大胆で体をあらわにした服装をする人とあまりつきあいたくない。	-.071	.118	.710	.019	
33 胸元が広くあいている衣服を着ている人を見ると, 自分が決まり悪く感じる。	.258	.016	.563	.087	
43 シースルー(透けて見える素材)のブラウスやシャツは体を見せすぎだと思う。	-.052	-.053	.834	-.022	
(IV. 実用性) $\alpha = .648, r = .315-.595, m = 2.29, SD = .59, Z = 1.587, p = .013$					
9 服を買うとき, 品質・取り扱い表示などをみて慎重に選ぶ。	.220	-.089	.053	.845	
24 色やデザインの気に入った服でも, 肌ざわりの悪い素材の衣服は買わない。	-.099	-.096	.242	.462	
36 衣服を選ぶときには, 流行中のもので着やすさを重視する。	.018	.198	.050	.511	
41 気に入った衣服が見つければ, 取り扱い表示は気にしない。	-.057	.063	.079	-.819	
負荷量平方和	10.199	3.718	2.844	2.523	
[主成分間相関]	II	-.124			
	III	-.126	.231	1.000	
	IV	-.105	.162	.169	1.000
(残余項目)					
4 衣服は, 流行よりも実用性(手入れのしやすさ, 丈夫さ, しわになりにくさなど)を重視する。					
14 外観よりも着心地を重視する。					
19 自分に似合いそうにない服でも多くの仲間が着ているタイプの服であれば, それを着用する。					
20 自分の服装が流行遅れになっていないか気になる。					
23 自分の服装を非難されても, ほとんど気にならない。					
26 自分なりの個性をもって衣服を着ている。					
30 周囲の人が身につけている服装が気になる。					
31 友人が勧めても自分の気に入る服でなければまず買わない。					
38 人の服装をみて「やぼったい」と思うことがある。					
39 人目につくような服はほとんど着ない。					
40 服を選ぶときには, 以前の自分のスタイルにこだわる。					
45 前の年に着ていた服は着ない。					

N=211

初期固有値 ≥ 1.772 , 初期説明率53.27%, プロマックス回転: K=3 α 値: 最終構成項目での α 係数; m値: 構成項目の合計得点を項目数で割った値; SD値: 標準偏差

Z値: 正規性の検定(Kolmogorov-Smirnovの適合度検定)

Table 3-b

被服志向性尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—女子—

	I	II	III	IV	
[I. 流行志向性] $\alpha = .909$, $r = .298-.740$, $m = 2.55$, $SD = .49$, $Z = .862$, $p = .447$					
2 衣服の流行に遅れないようにしている。	.730	.292	-.035	-.032	
3 着飾るのが好きなほうである。	.589	-.240	.159	-.189	
5 仲間から褒められたり, うらやましがられる服装をしたい。	.733	.253	.097	-.109	
7 少々値段が高くても, ファッションナブルな服を買う。	.679	-.114	-.054	.034	
8 衣服を買うときには, 個性的な店で選ぶ。	.435	-.350	-.025	.062	
11 シーズンに先立って, 着る服をあれこれ考えることはない。	-.569	.007	.041	-.066	
17 服装の形や色を組み合わせ, 変化をつけて着るのを楽しんでいる。	.471	-.277	.308	-.073	
22 テレビ番組や広告に登場する人物が身につけている服装に興味がある。	.655	.170	.037	.074	
27 新しいスタイルの服を仲間よりも先に着たい。	.766	-.055	-.196	.160	
28 服の色に小物や靴の色を合わせるようにしている。	.428	-.093	.251	.045	
29 衣服にお金をかけるほうである。	.729	-.177	.044	.031	
30 周囲の人が身につけている服装が気になる。	.644	.330	.005	.000	
32 新しい流行の服を, 周囲の人よりも先に着たいほうである。	.764	.053	-.204	.073	
34 若者が集まるところに出かけて, 新しいファッションを探すことはあまりない。	-.527	.041	-.004	.178	
35 新聞や雑誌のファッションに関する記事を読む。	.621	.093	-.024	-.044	
37 仲間の中では, 目立つ衣服を着るのが好きである。	.454	-.299	.019	-.140	
38 人の服装をみて「やぼったい」と思うことがある。	.460	-.127	.157	-.018	
44 たえず新しい着こなしを考えている。	.640	-.242	-.149	.021	
46 いつも目新しい刺激的な服を探している。	.450	-.314	-.225	.040	
[II. 保守的志向性] $\alpha = .750$, $r = .389-.550$, $m = 2.50$, $SD = .50$, $Z = 1.421$, $p = .035$					
1 かなり多くの人が着ないと, 新しいスタイルの服を買うことはない。	-.027	.680	.143	-.058	
6 他の人と同じようなタイプの服を選ぶほうである。	.352	.769	-.040	-.043	
10 斬新なデザインの服を買うことには, ためらいを感じる。	.001	.569	.322	.184	
18 周囲の人たちと同じような服装をしていると, 何となく気持ちが落ち着く。	.091	.706	-.103	.054	
26 自分なりの個性をもって衣服を着ている。	.211	-.569	.221	.314	
39 人目につくような服はほとんど着ない。	-.183	.562	-.008	.194	
[III. 実用性] $\alpha = .757$, $r = .406-.579$, $m = 2.56$, $SD = .53$, $Z = 1.225$, $p = .099$					
4 衣服は, 流行よりも実用性(手入れのしやすさ, 丈夫さ, しわになりにくさなど)を重視する。	-.203	-.013	.648	-.020	
9 服を買うとき, 品質・取り扱い表示などをみて慎重に選ぶ。	.170	-.005	.811	-.079	
14 外観よりも着心地を重視する。	-.206	.016	.488	.165	
24 色やデザインの気に入った服でも, 肌ざわりの悪い素材の衣服は買わない。	.007	.021	.595	.093	
36 衣服を選ぶときには, 流行中のものでも着やすさを重視する。	.043	-.024	.553	.046	
41 気に入った衣服が見つければ, 取り扱い表示は気にしない。	-.027	-.008	-.714	.083	
[IV. 慎み深さ] $\alpha = .638$, $r = .366-.478$, $m = 2.13$, $SD = .55$, $Z = 1.867$, $p = .002$					
13 超ミニのスカートは品がないと思う。	-.034	-.156	-.019	.699	
25 大胆で体をあらわにした服装をする人とあまりつきあいたくない。	.061	.100	.150	.687	
33 胸元が広くあいている衣服を着ている人を見ると, 自分が決まり悪く感じる。	.098	.041	-.101	.653	
43 シースルー(透けて見える素材)のブラウスやシャツは体を見せすぎと思う。	-.150	.032	.034	.611	
負荷量平方和	8.154	3.853	3.905	2.991	
[主成分間相関]	II	-.182	1.000		
	III	-.296	-.021	1.000	
	IV	-.264	.158	.200	1.000

N=219

初期固有値 ≥ 1.763 , 初期説明率46.59%, プロマックス回転: K=3 α 値, m 値, SD 値, Z 値は, Table 3-a と同じ

下位尺度の構成にあたって、男子では項目 11, 34, 41, 女子では項目 11, 34, 26, 41を当該概念にあてはまるほど得点が高くなるように調整した。各下位尺度の α 係数もまずまずの値を示した。下位尺度得点の比較を行うと(対応のある t 検定), 男子では「保守的志向性>実用志向性 \equiv 流行志向性>慎み深さ」($p < .01$), 女子では「実用志向性 \equiv 流行志向性 \equiv 保守的志向性>慎み深さ」($p < .001$)の傾向が得られた。

2. 自己意識尺度

この尺度では、項目平均値の偏り ($1.5 < m < 3.5$) と標準偏差値 ($SD \geq .60$) のチェックを行ったが、女子の 1 項目のみが不適切であった (SD の基準値を低めたのは、.70 を基準にすると女子の 7 項目が除去されるからである)。

残りの項目を対象として男女別に 2 主成分分解を求めると(男子では 3 主成分分解, 女子では 4 主成分分解まで可能), 私的自己意識と公的自己意識に対応する主成分が現れていた。不適切な負荷量のみせた項目を除き, 再度分析を行い, 明確な負荷量パターンが認められた。これらを Table 4-a, 4-b に表す。下位尺度の構成項目は男女で若干異なるが, 各 α 係数の高さは十分であった。

2 つの下位尺度得点を比較すると(対応のある t 検定), 男子では有意差が認められなかったが, 女子では「公的自己意識>私的自己意識」($p < .001$)の傾向が現れた。

3. 人物印象尺度

項目平均値の偏り ($1.5 < m < 4.5$) や標準偏差値 ($SD \geq .70$) の点で不適切な項目はなかった。20 項目を対象とした主成分分析を行い, 男女ともに 3 ~ 2 主成分分解を求めた。男女ともに, 3 主成分分解で先行研究(諸井, 1995 b)に対応した主成分分解が現れた。負荷量が曖昧な項目を除去し, 男子では 3 回目, 女子では 2 回目の分析で明確な結果が得られた。これらを Table 5-a, 5-b に示す。

4. 色彩印象尺度

項目評定値の事前チェックでは, 人物印象尺度同様に不適切な項目はなかった。15 項目を対象とした主成分分析を行い, 男女ともに 4 ~ 2 主成分分解を検討した。男子では 2 主成分分解, 女子では 3 主成分分解が解釈可能であった。それぞれについて, 曖昧な負荷量の項目を除いて再度分析を行うと, 明確な負荷量パターンが現れた。結果を Table 6-a, 6-b に示す。

Table 4-a

自己意識尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—男子—

〔I. 私的自己意識〕 $\alpha = .810$, $r = .421-.619$, $m = 2.93$, $SD = .50$, $Z = .975$, $p = .297$		
1	私は、いつも、自分のことを理解するようにしている。	.681 -.144
3	私は、ふだん、自分自身のことをあまり意識していない。	.522 .134
4	私は、自分のことについて、いろいろと考える。	.710 .114
6	私は、しばしば、自分自身についてあれこれと空想する。	.538 .133
7	私は、自分自身のことをつきつめて考えることはまったくない。	.613 -.177
9	私は、ふだん、自分自身の気持ちに注意を向けている。	.713 -.020
11	私は、なぜ自分がそのようにふるまったかについて、たえず考えている。	.572 .135
15	私は、自分自身の気持ちの変化に敏感である。	.662 -.008
17	私は、何か問題に取り組んでいるとき、自分の心の動きを意識している。	.657 -.086
〔II. 公的自己意識〕 $\alpha = .860$, $r = .525-.748$, $m = 2.95$, $SD = .66$, $Z = 1.745$, $p = .005$		
8	私は、まわりの人に私がどのように見えるか気にしている。	.005 .842
10	私は、自分により印象をもってもらえるように、いつも気をつけている。	.018 .800
12	私は、外出する前には必ず鏡を見ることにしている。	-.135 .682
14	私は、他の人が私のことをどのように思っているか気になる。	.012 .854
16	私は、いつも、自分の見かけを気にしている。	.090 .832
負荷量平方和		3.742 3.476
〔主成分間相関〕		.168
〔残余項目〕		
2	私は、自分の行動の仕方に気をくばる。	
5	私は、自分の考えや気持ちの伝え方に気をくばる。	
13	私は、ときどき、どこか遠くから自分自身を見つめているような感じになる。	

N=211

初期固有値 ≥ 2.873 , 初期説明率50.07%, プロマックス回転: K=3

α 値, m 値, SD 値, Z 値は, Table 3-a と同じ

Table 4-b

自己意識尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—女子—

〔I. 私的自己意識〕 $\alpha = .793$, $r = .434-.616$, $m = 2.92$, $SD = .46$, $Z = 1.390$, $p = .042$		
1	私は、いつも、自分のことを理解するようにしている。	.773 -.225
3	私は、ふだん、自分自身のことをあまり意識していない。	.577 .089
4	私は、自分のことについて、いろいろと考える。	.686 .105
7	私は、自分自身のことをつきつめて考えることはまったくない。	.610 -.112
9	私は、ふだん、自分自身の気持ちに注意を向けている。	.738 .061
11	私は、なぜ自分がそのようにふるまったかについて、たえず考えている。	.541 .199
15	私は、自分自身の気持ちの変化に敏感である。	.562 .137
17	私は、何か問題に取り組んでいるとき、自分の心の動きを意識している。	.589 -.027
〔II. 公的自己意識〕 $\alpha = .756$, $r = .395-.672$, $m = 3.12$, $SD = .50$, $Z = 2.026$, $p = .001$		
8	私は、まわりの人に私がどのように見えるか気にしている。	-.060 .869
10	私は、自分により印象をもってもらえるように、いつも気をつけている。	.021 .709
14	私は、他の人が私のことをどのように思っているか気になる。	-.035 .850
16	私は、いつも、自分の見かけを気にしている。	.180 .544
負荷量平方和		3.454 2.600
〔主成分間相関〕		.198

N=219

初期固有値 ≥ 2.073 , 初期説明率48.17%, プロマックス回転: K=3

α 値, m 値, SD 値, Z 値は, Table 3-a と同じ

Table 5-a

人物印象尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—男子—

	I	II	III	
〔I. 親しみやすさ〕				
5 親しみにくい—親しみやすい	-.804	-.070	.017	
8 心のせまい—心のひろい	-.601	.235	-.206	
10 近づきがたい—近づきやすい	-.804	-.084	.043	
11 かわいらしい—かわいげがない	.828	.256	.004	
13 感じのよい—感じのわるい	.796	-.129	.011	
14 親切な—不親切な	.743	-.212	-.012	
15 人のよい—人のわるい	.763	-.221	-.014	
〔II. 社会的望ましさの欠如〕				
3 軽薄な—落ち着いた	.005	.816	.088	
6 無分別な—分別のある	-.090	.806	-.072	
16 短気な—気長な	-.383	.472	.208	
17 責任感のある—無責任な	-.036	-.854	.179	
18 慎重な—軽率な	-.051	-.865	-.076	
〔III. 力強さ〕				
1 卑屈な—堂々とした	.048	.296	-.775	
2 意欲的な—無気力な	.160	.056	.773	
4 自信のある—自信のない	-.230	-.085	.802	
7 社交的な—社交的でない	.287	.225	.581	
12 消極的な—積極的な	-.021	-.358	-.650	
負荷量平方和	5.027	4.191	3.033	
〔主成分間相関〕				
	II	-.295	1.000	
	III	.189	.167	1.000
〔残余項目〕				
9 うきうきした—沈んだ				
19 なまいきな—なまいきでない				
20 恥かしがりの—厚かましい				

N=880

初期固有値 ≥ 1.784 , 初期説明率64.31%

プロマックス回転: K=3

Table 5-b

人物印象尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果：
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—女子—

	I	II	III
〔I. 親しみにくさ〕			
5 親しみにくい—親しみやすい	.827	-.101	-.059
8 心のせまい—心のひろい	.740	-.144	.051
10 近づきがたい—近づきやすい	.801	-.033	-.086
11 かわいらしい—かわいげがない	-.801	.011	.393
13 感じのよい—感じのわるい	-.792	.091	-.124
14 親切な—不親切な	-.809	.007	-.113
15 人のよい—人のわるい	-.833	-.016	-.070
16 短気な—気長な	.563	.334	.212
19 なまいきな—なまいきでない	.465	.358	.280
〔II. 力強さ〕			
1 卑屈な—堂々とした	.151	-.713	.132
2 意欲的な—無気力な	-.100	.800	-.075
4 自信のある—自信のない	.101	.785	-.067
7 社交的な—社交的でない	-.246	.648	.118
12 消極的な—積極的な	-.148	-.761	-.002
〔III. 社会的望ましさの欠如〕			
3 軽薄な—落ち着いた	.035	.203	.720
6 無分別な—分別のある	.018	-.113	.747
17 責任感のある—無責任な	.060	.243	-.858
18 慎重な—軽率な	.037	-.072	-.849
負荷量平方和	5.460	3.422	3.575
〔主成分間相関〕			
	II	1.000	
	III	.124	1.000

N=824

初期固有値 ≥ 2.073 , 初期説明率62.24%

プロマックス回転: K=3

Table 6-a

色彩印象尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果:
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—男子—

	I	II
〔I. 調和〕		
2 好き—嫌い	.812	-.104
3 自然—不自然	.787	-.184
5 澄んだ—濁った	.649	.335
6 あっさり—複雑な	.517	.393
7 はっきり—ぼやけた	.421	.239
9 調和—不調和	.728	.101
12 美しい—醜い	.689	.201
13 安定—不安定	.762	-.309
〔II. 軽さ〕		
1 軽い—重い	.207	.729
4 柔らかい—固い	.213	.657
8 陽気—陰気	.062	.853
10 派手—地味	-.217	.853
11 暖かい—冷たい	-.209	.712
負荷量平方和	4.325	3.886
[主成分間相関]		.274
〔残余項目〕		
14 静的—動的		
15 弱い—強い		

N=880

初期固有値 ≥ 2.446 , 初期説明率57.74%

プロマックス回転: K=3

Table 6-b

色彩印象尺度に関する主成分分析(プロマックス回転)の結果:
プロマックス回転後の主成分負荷量マトリックス—女子—

	I	II	III
〔I. 調和〕			
2 好き—嫌い	.691	-.053	.086
3 自然—不自然	.780	-.187	.007
9 調和—不調和	.698	.097	.122
12 美しい—醜い	.551	.164	.241
13 安定—不安定	.843	-.045	-.267
〔II. 明るさ〕			
8 陽気—陰気	.124	.811	.136
10 派手—地味	-.136	.902	-.081
11 暖かい—冷たい	-.076	.840	-.110
〔III. 軽さ〕			
1 軽い—重い	.009	.332	.700
4 柔らかい—固い	.109	.300	.589
6 あっさり—複雑な	.397	-.028	.485
15 弱い—強い	-.154	-.318	.968
負荷量平方和	3.444	2.936	3.139
[主成分間相関]	II	1.000	
	III	.410	1.000

N=824

初期固有値 ≥ 1.215 , 初期説明率64.75%

プロマックス回転: K=3

被服志向性と自己意識傾向との関係

被服志向性と自己意識傾向との関係をみるために、両下位尺度得点間のピアソン相関を求めた。結果を Table 7 に示す。

男子では、私的自己意識との間には、保守的志向性で負の傾向性、実用志向性で正の傾向性が見いだされた。公的自己意識については、流行志向性と保守的志向性で有意な正の相関が得られた。

女子をみると、私的自己意識と実用志向性との間に有意な正の相関がみられた。また、公的自己意識では、流行志向性と保守的志向性で有意な正の相関が認められた。

Table 7

自己意識下位尺度得点および被服志向性尺度得点間の相互相関：ピアソン相関

男子(N=211)	公的自己意識	流行志向性	保守的志向性	慎み深さ	実用志向性
〔自己意識〕					
I. 私的自己意識	.169 $p=.014$.062	-.125 $p=.069$	-.002	.132 $p=.056$
II. 公的自己意識	****	.476 $p=.001$.282 $p=.001$.013	-.006
〔被服志向性〕					
I. 流行志向性		****	-.174 $p=.011$	-.109	-.022
II. 保守的志向性			****	.280 $p=.001$.186 $p=.007$
III. 慎み深さ				****	.249 $p=.001$
IV. 実用志向性					****
女子(N=219)	公的自己意識	流行志向性	保守的志向性	実用志向性	慎み深さ
〔自己意識〕					
I. 私的自己意識	.257 $p=.001$.043	-.017	.258 $p=.001$.019
II. 公的自己意識	****	.204 $p=.002$.263 $p=.001$	-.044	-.027
〔被服志向性〕					
I. 流行志向性		****	-.259 $p=.001$	-.303 $p=.001$	-.290 $p=.001$
II. 保守的志向性			****	.010	.167 $p=.013$
III. 実用志向性				****	.231 $p=.001$
IV. 慎み深さ					****

刺激図版の印象評定と個人的傾性との関係

(1) 印象評定に関する変動係数値の算出

色の変化によって同一両極尺度対での評定を変化させる程度を表すために、変動係数を用いた。算出方法を Table 8-a に示す。8 個の刺激図版に対して、同一の両極尺度対上で評定をさせているので、被験者が刺激図版によって評定を変化させていれば、変動係数が大きくなる。まず、この値を項目ごとに算出し、さらに人物印象尺度および色彩印象尺度それぞれの全項目の平均値も算出した。

これらの値の男女差を t 検定によって検討した。尺度項目全体をみると、人物印象(男子 $m = .11$, $SD = .03$, $N = 110$; 女子 $m = .11$, $SD = .03$, $N = 103$; $t = .03$, $ns.$)、色彩印象(男子 $m = .12$, $SD = .03$; 女子 $m = .12$, $SD = .03$; $t = .13$, $ns.$)ともに男女差が認められなかった。項目水準では、人物印象の項目 17(責任感のある-無責任な; $p = .071$)と 18(慎重な-軽率な; $p = .086$)、色彩印象の項目 2(好き-嫌い; $p = .002$)で、男子の変動係数値が大きい傾向性や有意差がみられた。

(2) 変動係数値と個人的傾性との関係：ピアソン相関

人物印象評定と色彩印象評定に関する主成分分析によって抽出された次元ごとに (Table 5-a, 5-b, 6-a, 6-b 参照)、項目水準で得られた変動計数値の平均値を求め、自己意識傾向や被服志向性との間のピアソン相関を算出した。結果を Table 8-b に表す。

まず、男子の結果をみる。自己意識のうち、私的自己意識が強い者が人物印象評定の際に色の変化によって評定を変化させることを示す有意な正の相関が見いだされた。自己意識は色彩印象評定とは無関連であった。

被服志向性では、保守的志向性が人物印象の 4 変数と有意な負の相関をみせ、仮説を支持した。また、慎み深さでは、親しみやすさと力強さ、実用志向性では力強さで、それぞれ仮説と一致する負の相関傾向性がみられた。ただし、仮説と異なり、色彩印象の調和で慎み深さとの間に負の相関傾向性があった。

次に女子の相関傾向を調べる。私的自己意識と公的自己意識ともに、人物印象 4 変数と正の有意な相関や相関傾向性が認められた。ところが、色彩印象の場合にも、私的自己意識では全項目と軽さで、公的自己意識では全項目、明るさ、軽さで同様な傾向があった。

被服志向性については、保守的志向性が人物印象の親しみにくさと力強さとの間で、仮説と逆の正の相関傾向性を示した。

Table 8-a

人物印象評定および色彩印象評定における変動係数値の算出

〔人物印象〕

人物印象尺度の項目 1 での人物刺激図版 A~H に対する評定値

P1a, P1b, P1c, P1d, P1e, P1f, P1g, P1h

平均値 P1 = (P1a + P1b + P1c + P1d + P1e + P1f + P1g + P1h) / 8

標準偏差値 SD_P1

変動係数値 CV_P1 = (SD_P1) / (P1) ……①

全項目変動係数値：項目 1 ~ 20 について求めた①の値を合計し、
20 で割った値

印象次元ごとの変動係数値：主成分分析での代表項目について、
①の値を合計し、項目数で割った値

〔色彩印象〕

色彩印象尺度についても同様の方法で、変動係数値を算出

Table 8-b

人物印象評定および色彩印象評定における変動係数値と個人的傾性
(自己意識, 被服志向性)との相関値：ピアソン相関

男子 (N=110)	私的自己意識	公的自己意識	流行志向性	保守的志向性	慎み深さ	実用志向性
〔人物印象〕						
I. 親しみやすさ	.122	.019	.127	-.205 p=.032	-.185 p=.053	-.114
II. 社会的望ましさの欠如	.195 p=.041	-.063	-.016	-.214 p=.025	-.096	-.018
III. 力強さ	.236 p=.013	-.021	-.012	-.196 p=.040	-.160 p=.095	-.170 p=.075
全項目	.201 p=.035	-.008	.037	-.206 p=.031	-.158	-.105
〔色彩印象〕						
I. 調和	.045	.003	.049	-.085	-.181 p=.059	-.123
II. 軽さ	-.008	-.045	-.096	.012	-.111	-.148
全項目	.060	-.001	.000	-.057	-.157	-.126
女子 (N=103)	私的自己意識	公的自己意識	流行志向性	保守的志向性	実用志向性	慎み深さ
〔人物印象〕						
I. 親しみにくさ	.265 p=.007	.277 p=.005	.065	.165 p=.097	.085	.034
II. 力強さ	.191 p=.054	.332 p=.001	.120	.184 p=.062	-.006	-.037
III. 社会的望ましさの欠如	.272 p=.005	.239 p=.015	.059	.095	.077	.020
全項目	.273 p=.005	.306 p=.002	.090	.152	.058	.023
〔色彩印象〕						
I. 調和	.133	.153	.060	.067	.012	-.015
II. 明るさ	.135	.202 p=.041	.129	.037	-.032	.041
III. 軽さ	.216 p=.028	.210 p=.033	.107	.083	.011	-.113
全項目	.171 p=.085	.199 p=.044	.108	.066	.012	-.040

(3) 個人的傾性が印象評定の変化におよぼす影響：重回帰分析

刺激図版の色の変化による評定変化に自己意識傾向や被服志向性がどのような影響をおよぼすかを検討するために、一連の重回帰分析を試みた。人物印象と色彩印象の各変動係数値を目的変数として、自己意識下位尺度得点と被服志向性下位尺度得点を説明変数とした。各分析では、ステップワイズ法(投入基準 $p < .05$, 除去基準 $p > .10$)が用いられた。最終的な結果を Table 8-c に示す。

男子では、人物図版の場合にのみ個人的傾性の有意な影響が見いだされた。全項目、親しみやすさ、社会的望ましさの欠如で、保守的志向性が有意な負の規定因であった。また、力強さに関する評定変化は、実用志向性と私的自己意識によって有意に規定された。

Table 8-c

人物印象評定および色彩印象評定における変動係数値の規定因：
重回帰分析(ステップワイズ法；投入基準 $p < .05$, 除去基準 $p > .10$)

目的変数	有意な説明変数
—男子(N=110)—	
〔人物印象〕	
I. 親しみやすさ	保守的志向性 $\beta = -.205$ $p = .032$ $R^2 = .042$ $p = .032$
II. 社会的望ましさの欠如	保守的志向性 $\beta = -.214$ $p = .025$ $R^2 = .046$ $p = .025$
III. 力強さ	私的自己意識 $\beta = .247$ $p = .009$
	実用志向性 $\beta = -.184$ $p = .049$ $R^2 = .090$ $p = .007$
全項目	保守的志向性 $\beta = -.206$ $p = .031$ $R^2 = .043$ $p = .031$
〔色彩印象〕	
「I. 調和」, 「II. 軽さ」, 「全項目」いずれも有意な説明変数なし	
—女子(N=103)—	
〔人物印象〕	
I. 親しみにくさ	公的自己意識 $\beta = .227$ $p = .020$
	私的自己意識 $\beta = .211$ $p = .032$ $R^2 = .119$ $p = .002$
II. 力強さ	公的自己意識 $\beta = .332$ $p = .001$ $R^2 = .110$ $p = .001$
III. 社会的望ましさの欠如	私的自己意識 $\beta = .272$ $p = .005$ $R^2 = .074$ $p = .005$
全項目	公的自己意識 $\beta = .255$ $p = .009$
	私的自己意識 $\beta = .213$ $p = .028$ $R^2 = .136$ $p = .001$
〔色彩印象〕	
II. 明るさ	公的自己意識 $\beta = .202$ $p = .041$ $R^2 = .041$ $p = .041$
全項目	公的自己意識 $\beta = .199$ $p = .044$ $R^2 = .040$ $p = .044$
「I. 調和」, 「III. 軽さ」は、有意な説明変数なし	

説明変数：自己意識下位尺度得点, 被服志向性下位尺度得点

全項目：各評定尺度の変動係数値の平均値

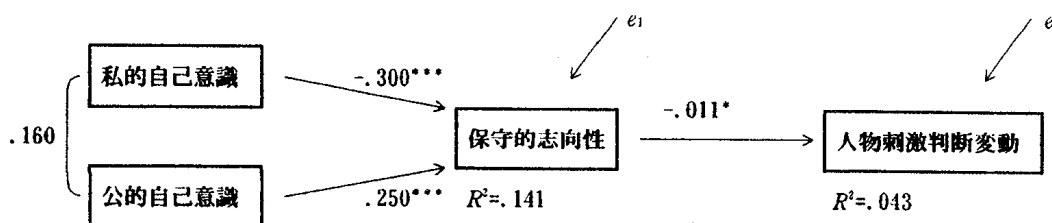
女子の場合には、どの分析でも被服志向性の有意な影響が認められなかった。人物印象では、全項目と親しみにくさで私的および公的自己意識の有意な影響が認められた。また、力強さでは公的自己意識、社会的望ましさの欠如では私的自己意識がそれぞれ有意であった。さらに、色彩印象でも、全項目と明るさで公的自己意識が有意な規定因であった。これらすべては、自己意識が高まると刺激図版による評定変化が大きくなる傾向を意味していた。

(4) 印象評定の変化におよぼす影響モデル：観測変数の構造方程式による分析

(2)と(3)の結果から、顕著な男女差が浮き彫りにされた。つまり、男子では、仮説に一致して被服志向性が人物刺激の評定変動にのみ影響を与えていた。しかし、女子では、刺激図版の評定変動に自己意識傾向が影響をもたらしており、人物刺激、色彩刺激いずれの場合にも影響が認められた。

これらの結果を踏まえて、次のような逐次モデルを考えた。男子では「自己意識傾向→被服志向性→人物印象変動」、女子では「被服志向性→自己意識傾向→人物印象変動/色彩変動印象」という枠組みである。これらのモデルを確認するために、Amos 4.0 (Arbuckle & Wothke, 1999)を利用して観測変数の構造方程式(最尤推定法)の分析を試みた。

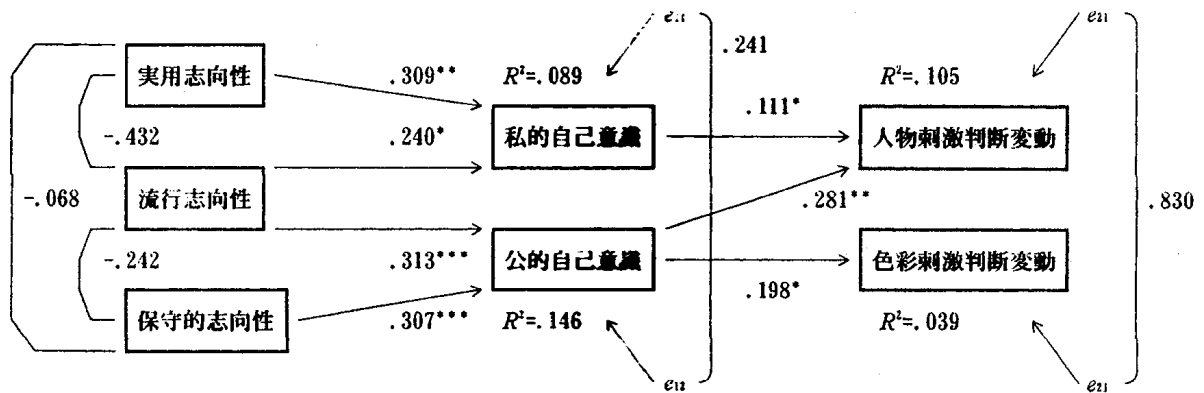
男女それぞれの分析では、各基本モデルに従って、パスを設定した。その上でAmosを実施し、有意水準($p < .05$)を満たさないパスのうち最も小さい標準化係数のものを除外して、再び計算を行った。適合度の改善を確認しながら、この手順を繰り返した。最終的に、男女それぞれで Fig. 1-a, 1-b に表す結果が得られた。



標準化パス係数の有意水準：***： $p < .001$ ；*： $p < .05$

[モデル適合度] $\chi^2_{(2)} = 2.736$, $p = .255$, $GFI = .988$, $AGFI = .939$, $RMR = .001$

Fig. 1-a 印象判断におよぼす被服志向性と自己意識傾向の影響：観測変数の構造方程式による因果分析(AMOS 4.0, 最尤推定法)－男子(N=110)－



標準化パス係数の有意水準: ***: $p < .001$; **: $p < .01$; *: $p < .05$

[モデル適合度] $\chi^2_{(9)} = 7.029$, $p = .634$, $GFI = .981$, $AGFI = .940$, $RMR = .005$

Fig. 1-b 印象判断におよぼす被服志向性と自己意識傾向の影響：観測変数の構造方程式(AMOS 4.0, 最尤推定法)による因果分析—女子(N=103)—

男子では、保守的志向性が直接に人物刺激評定変動をもたらすが、私的自己意識(標準化間接効果 .062)と公的自己意識(-.062)は保守的志向性を經由して間接的に影響をおよぼす。

他方、女子では、私的自己意識と公的自己意識がともに人物刺激判断変動に直接的影響をおよぼし、公的自己意識は色彩刺激判断変動にも影響をおよぼした。流行志向性は、2つの自己意識を經由して人物刺激と色彩刺激のいずれにも間接的効果を示した(それぞれ, .115, .062)。保守的志向性は、公的自己意識を通して2つの刺激判断に間接的影響をみせた(それぞれ, .086, .061)。實用志向性の場合には、私的自己意識を經由した人物刺激判断変動に対する間接的効果が見いだされた(.034)。

IV. 考察

本研究では、被服志向性の基本的構造を男女別に探索した。ジェンダーの観点からみると、被服は「男女差」をつくり出す重要な道具である。さらに、女性のほうが被服への細やかな関心をもつように育てられがちである。これは、女子の被服志向性の構造が男子の場合よりも複雑であることを示唆する。しかし、男女ともに、被服志向性が、「流行志向性」、「保守的志向性」、「慎み深さ」、「実用性」という4下位概念から構成されていることが見いだされた。下位尺度の構成項目もほとんど重複していた(共通項目数はそれぞれ, 17項目, 4項目, 4項目, 4項目)。本研究で抽出された下位概念は、従来の研究(藤原, 1986; 押

山・家本, 1993; 神山・高木, 1996) で得られた次元をほぼ包括している。

ところで、共通項目について男女の平均値比較を試みたところ、「慎み深さ」を除く3側面の共通項目の大半で、女子のほうが当該側面が高かった(「流行志向性」: 2, 3, 5, 7, 11, 17, 22, 27, 28, 29, 32, 34, 35, 37, 44, 46; 「保守的志向性」: 1, 6, 10, 18; 「慎み深さ」: 13; 「実用性」: 9, 24, 36, 41; すべて $p < .05$)。つまり、女子は、流行に敏感であるが、同時に単純には便乗しない保守的態度ももち、実用性も重視するのである。自己意識尺度の場合にも、対応する傾向がみられた。私的自己意識下位尺度で男女に共通な項目は8項目あったが、どの項目も男女差はなかった。ところが、公的自己意識下位尺度では、共通4項目のうち3項目で女子の公的自己意識が高い傾向が認められた(8, 14, 16; すべて $p < .05$)。

したがって、被服志向性の構造自体は男女によって異なるのではなく、むしろそれぞれの側面の強度が異なるといえる。つまり、被服行動がジェンダー・フリー化(矢島・柏尾・土肥, 1999)の方向にあるにせよ、被服への関心は女性のほうが一般的に強いのである。また、下位尺度得点間の比較の結果をみても、興味深い男女差があった。男女ともに、大胆な服装に対する消極的志向は低いですが、男子では、新しい被服パターンの採用にあたって周囲との同調を重視する「保守的志向性」が最も強いのである。男子の場合には、性役割社会化の過程で被服行動が自己表現手段となっていないために、被服に対する意識の保守的側面が顕在化するのであろう。

次に、被服志向性と自己意識との関連をみると、興味深い傾向が得られた。自己意識と身体意識との関連を検討した杵田ら(1992, 1993)の知見に基づくと、被服志向性は公的自己意識ととりわけ関係があると予測される。本研究の結果をみると、男女ともに、公的自己意識は、「流行志向性」や「保守的志向性」と有意な正の関係を示した。他者からみられた自分の意識は、流行の採用と逡巡の両面を促進するのである。私的自己意識については、男女差がみられた。男子では、「保守的志向性」と負の相関傾向性、「実用志向性」と正の相関傾向性、女子では、「実用性」で有意な負の相関が得られた。「実用性」については、被服の品質などへの注目が深い認知処理水準に関わると考えれば、自己の内面への注意傾向と関係があるのは理解可能である。また、男子の「保守的志向性」の結果は、自己の内面への注意が他者の装いを気にかける傾向の抑制と関係していることを示している。

本研究では、人物と正方形のいずれかを描いた図版を被験者に呈示した。各

刺激は、8色のうちのいずれかによって塗られていた。人物刺激図版ではその人物の性格特性を推測させ、正方形刺激図版では印象を評定させた。被服志向性は、もともと色自体への嗜好を測るものではない。したがって、人物刺激図版の色の変化による評定変動には関連するが、正方形刺激の色変化には無関連のはずである。ピアソン相関分析や重回帰分析の結果から、顕著な男女差が浮き彫りにされた。男子の場合には、予測通りに、被服志向性が人物刺激の評定変動に影響していた。しかし、女子では、被服志向性よりも自己意識傾向と関連しており、さらに、予測と異なり、色彩自体の変化による評定変動にも影響していた。

そこで、男子では「自己意識傾向→被服志向性→人物印象変動」、女子では「被服志向性→自己意識傾向→人物印象変動/色彩変動印象」という枠組みを設定し、観測変数の構造方程式の分析(AMOS 4.0; Arbuckle & Wothke, 1999)を行った。この結果は、男子でのみ当初の予測が検証されたことに加え、興味深い構図を示した。被服志向性と自己意識傾向との関係が、色彩を伴う判断を関連させると、男女で「反転」するのである。つまり、男子では、被服志向性の基底に自己意識的傾向があるのに対して、女子では、自己意識傾向が全面に出る。これは、先述した被服志向性とジェンダーの問題に関わると考えられる。男子の場合、一般的な傾性として自己意識傾向が存在し、その具体的側面として被服への態度が形成される。しかし、女子では、先述したように被服行動自体が社会によるジェンダー形成の圧力の重要な側面の1つとなっており、そのために、被服志向性がもともと自己意識傾向の形成の基礎をつくっている。

以上に述べたように、被服志向性は、男女でほぼ同一の構造を示した。しかし、志向性の強さに男女差が認められただけでなく、被服志向性の形成に関わる男女差が示唆された。つまり、今後の大きな課題として、被服に関わる意識や行動についての発達論的視座の構築が必要である。しかし、本研究の限りにおいて次にあげる種々の課題や問題点も指摘できる。

まず、第1の問題点として次のことを指摘できる。被服志向性の基本的構造を得ることができたが、これは、確定的な解であるとはいえない。というのは、各下位尺度項目を観測変数とし、4つの潜在変数を仮定した確認的因子分析(AMOS 4.0; Arbuckle & Wothke)を試みたが、十分な適合度が示されなかった(男子 $\chi^2_{(521)}=1224.20$, $p<.001$; $GFI=.731$; $AGFI=.692$; $RMR=.078$ / 女子 $\chi^2_{(554)}=1342.52$, $p<.001$; $GFI=.728$; $AGFI=.691$; $RMR=.059$)。したがって、新たに項目の修正・追加・削除をした上で、尺度の洗練をはかる

必要があるだろう。

第2の問題点として、本研究では、市販プリンターで印刷した色刺激を用いたことをあげることができる。神山・柘田(1991)は「JIS標準色紙」を用いて人物刺激を作成し、「昼光」下で呈示した。本研究では色自体の影響よりも色相変化に伴う評定変動が焦点であるので、この点では、問題がないと考えた。さらに、本研究のような「簡便な」方法は色彩知覚研究でも用いられている。たとえば、後藤・内山・小針(1998)は「傾斜配置縞パターン」での同化と対比を調べるための刺激(灰色、赤色、緑色)をカラー・プリンターで作成し、一定の知見を得ている。

しかし、刺激と判断環境を統制した条件下で今回のような判断を行わせることも重要であろう。つまり、被服志向性が色相変化よりもたとえば「赤色」の中での明度や彩度の微妙な変化に敏感にさせるかもしれないからである。とりわけ、本研究で被服志向性と人物判断との間に直接関係がみられなかった女子の場合には、この様な可能性がある。色彩印象尺度の主成分分析をみると(Table 6-a, 6-b)、女子のほうがやや複雑な判断軸を用いていることから、色を微妙に変化させることは興味深い課題であろう。

最後の問題点として「判断文脈」がある。本研究では、被服志向性と「人物刺激判断変動」との間に直接的連関が得られることが予測された。男子では予測と一致する結果が得られたが、女子ではそうでなかった。さらに、女子の公的自己意識の高さが「色彩刺激判断変動」にも関連していた。これは、次のような男女差として解釈できるかもしれない。つまり、女子の場合、色自体の変化を求められても、他者からの「見え」を意識しながら判断するのである。もともと「色彩刺激判断」は、被服という文脈外を想定したのであるが、本研究の限りでは女子の場合にはそのような文脈差がやや曖昧になると考えられる。この問題にとっては、教示などで判断の文脈差を明確にする試みが必要であろう。

〈 付記 〉

- (1) 本研究は、鈴木弥生・染谷知雅・平田幸恵(社会学科・社会心理学コース平成11年度卒業)が第1著者の下で取り組んだ卒業研究データに基づいている。
- (2) 本研究の枠組みを形成するための文献収集の段階で、大村知子先生(静岡大学教育学部教授)に御配慮を頂いた。記して感謝致します。

- (3) データの統計的解析にあたって、SPSS10.0J for Windows および Amos 4.0 を利用した。

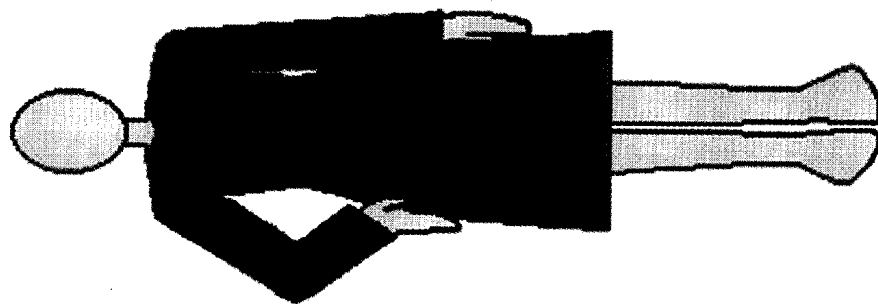
V. 引用文献

- Arbuckle, J.L., & Wothke, W. 1999 *Amos 4.0 user's guide*. Chicago: SmallWaters Corporation.
- BiDaN(編) 1999 『キレイになれる変身美男子 BOOK』 バウハウス
- Bruner, J.S., & Tagiuri, R. 1954 The perception of people. In G. Lindzey (Ed.), *Handbook of social psychology, vol. II*, Reading, Mass.: Addison-Wesley. Pp. 634-654.
- Fenigstein, A., Scheier, M.F., & Buss, A.H. 1975 Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- 藤原康晴 1986 女子大生の被服の関心度と自己概念および自尊感情との関係 家政学雑誌, 37, 493-499.
- 後藤倬男・内山伊知郎・小針弘之 1998 傾斜縞模様図形における同時色同化・対比におよぼす縞の幅と経験の効果 日本色彩学会誌, 22, 72-73.
- 神山 進 1996 被服心理学の動向 高木 修監修『被服と化粧の社会心理学』北大路書房, Pp. 2-24.
- 神山 進(編) 1999 『被服行動の社会心理学—装う人間のこころと行動—』北大路書房
- 神山 進・栢田 庸 1990 容姿の情報伝達内容に関する研究—肌の露出度について— 繊維製品消費科学, 31, 539-548.
- 神山 進・栢田 庸 1992 容姿の情報伝達内容に関する研究—服装色について— 繊維製品消費科学, 33, 104-113.
- 神山 進・苗村久恵・馬杉一重 1996 装いの情報伝達内容に関する研究 —服装スタイルについて— 繊維製品消費科学, 37, 184-194.
- 神山 進・高木 修 1996 ファッション・リスクの知覚と独自性欲求 日本衣服学会誌, 39, 101-112.
- 栢田 庸・牛田聡子・永野光朗 1992 自意識が身体像の評価に及ぼす影響(第1報) 繊維製品消費科学, 33, 566-574.

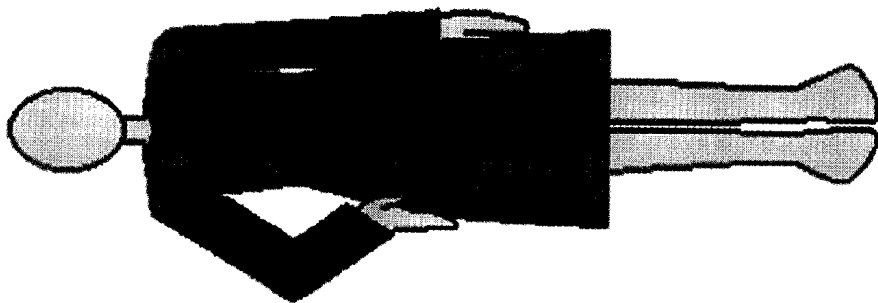
- 栞田 庸・牛田聡子・柴田利男 1993 自意識が身体像の評価に及ぼす影響(第2報)
繊維製品消費科学, 34, 668-677.
- 諸井克英 1995a 『孤独感に関する社会心理学的研究—原因帰属および対処方略と
の関係を中心として—』 風間書房
- 諸井克英 1995b 孤独な顔—暗黙の性格理論によるアプローチ—人文論集(静岡大
学人文学部社会学科・言語文化学科), 46(1), 51-79.
- 中島義明・神山 進(編) 1996 『まとう—被服行動の心理学—』 朝倉書店
- 大橋正夫・三輪弘道・平林 進・長戸啓子 1973 写真による印象形成の研究(2)—印
象評定のための尺度項目の選定— 名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科),
20, 93-102.
- 大井義雄・川崎秀昭 1996 『カラーコーディネーター入門—色彩—』 日本色研事業
株式会社
- 押山八重子・家本 修 1993 衣服のファッション化行動と自己概念の国際比較
—日・米・欧の比較— ファッション環境, 3, 1-10.
- 高木 修(監修) 1996 『被服と化粧の社会心理学』 北大路書房
- 豊田秀樹 1998 『共分散構造分析[入門編]—構造方程式モデリング—』 朝倉書店
- 矢島誠人・柏尾眞津子・土肥伊都子 1999 男性の女装化の心理 神山 進(編)『被
服行動の社会心理学—装う人間のこころと行動—』 北大路書房, Pp. 68-78.

Appendix 1 人物図版

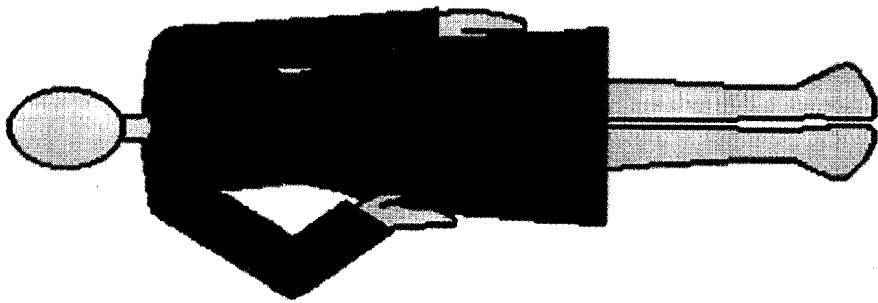
タイプA



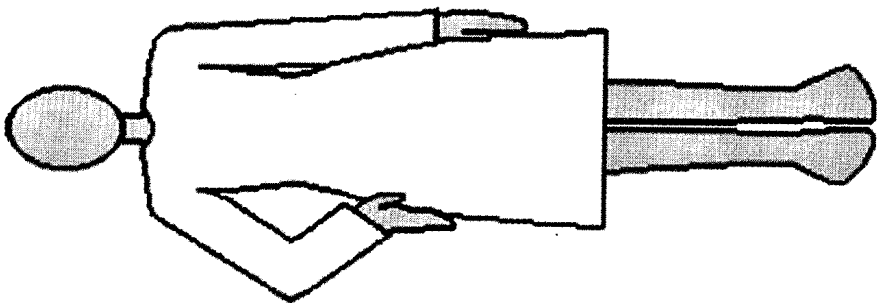
タイプB



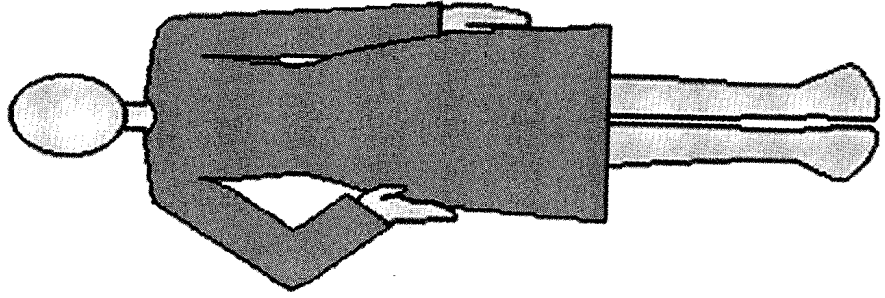
タイプC



タイプD



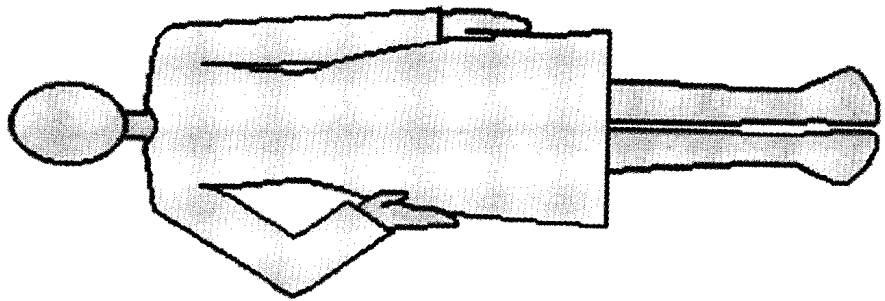
タイプH



タイプG



タイプF

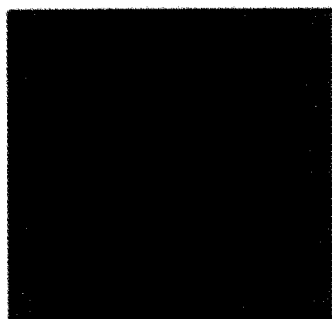


タイプE



Appendix 2 色彩図版

タイプA



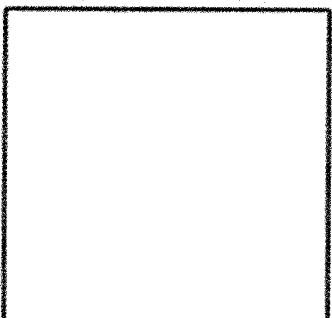
タイプB



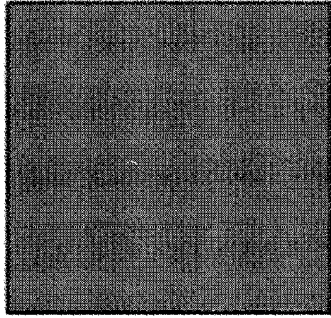
タイプC



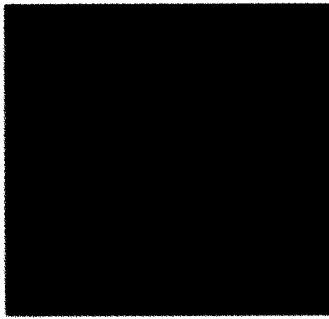
タイプD



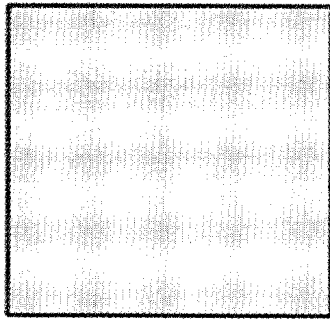
タイプH



タイプG



タイプF



タイプE

