

消費者行動の数量的分析

尾 藤 信* 寺 本 和 幸**

A Numerical Analysis of Consumer Behavior

Makoto BITOH, Kazuyuki TERAMOTO

現在多くの製品分野で成熟期、飽和期的現象が起り始め、適確なマーケティングの手がかりをつかむことが困難になってきており、製品の差別化戦略が重要視されている。製品差別化のポイントは、従来的一般セグメンテーションの基準からベネフィット・セグメンテーションによる基準によって、消費者のベネフィットをつかむことである。本研究は、ベネフィット・セグメンテーションの基準を使って消費者が広告から受けるイメージの差を求めた。イメージは7段階の評定尺度におきかえ SD 法から因子分析法にかけ分析した。これによって製品間の差異を具体的にとらえることができた。

I まえがき

現代のマーケティング活動は、一般消費者を対象として行なわれるべきものではなく具体的にとらえた特定の消費者集団を対象として展開されるべきものである。つまり消費者を包括的概念としてとらえないで、その異質性に依拠していくつかの特定の集団に分割すること、すなわち市場をなんらかの基準に従って細分化し特定の標的として、消費者の要求、期待に合致するような、開発活動、商品計画を展開することである。ただ従来的人口統計学的細分化政策（年齢、性別、収入、職業、人種）では、市場の潜在需要量を把握するには有効であるが、特定ブランドの嗜好度を予測するにはあまり有効ではない。Daniel Yankelovich〔1〕も「人口統計的細分化は、購入理由やブランド選択や使用回数やあるいは影響のされやすさにおける差異は、年齢、性別、収入、地理的位置における差異の反映であるという前提に立っている。しかしこれは必ずしも事実ではない。市場は、購買者の態度、動機、価値観、慣習パターン、美的選択、感受性などにおける重要な差異によって綿密に調査されねばならない。」と指摘している。そこでより消費者の質、態度、意識、要求を中心とする把握が必要になってくる。その点で Russel I. Haley〔2〕は「地域、人口学的要因及び量など従来のセグメンテーション基準は単に消費者の特性を描写する要因でしかない。これに対して、ベネフィット・セグメンテーションは、購買行動の

理由、動機による消費者分類であり、将来の購買行動を的確に予測できるものである。」と述べている。このように市場細分化、製品差別化政策を進めていくためには消費者ベネフィットを正しく把握していなければならない。一般セグメンテーションとベネフィット・セグメンテーションによる購買行動の分析は筆者の小論〔3〕にも比較研究の報告があり、ベネフィット・セグメンテーションが市場細分化基準として有効であることが立証されている。

以上の考え方から、本研究では消費者ベネフィットによって製品と広告から受けるイメージの差をとらえ、イメージの差を数量的尺度におきかえ、因子分析により各製品が持つイメージの構造因子をとらえた。

II 研究方法

1. 調査材料

男性化粧品の一つである整髪料の歴史をふりかえってみると、13年くらい前ではポマード、チック、ヘアクリームがほとんどであった。昭和37年に液状整髪料バイタリスが発売されてからは「テカテカ、ベトベトしない新整髪料」として一躍市場の拡大を計り、その後数年で各化粧品メーカーからは同種新製品が発売され、今日ではヘアスタイルによるおしゃれから男性化粧品として心理的なイメージの強い商品として競争の激しい時代に突入した。図1は整髪料のシェアを年代別にグラフ化したものである。〔4〕

本研究は調査の対象となる製品に、ヘアリキッドを選んだ。その理由は第一に、男性整髪料（ヘアリキッド）

* 経営工学科教授

** 経営工学科助手

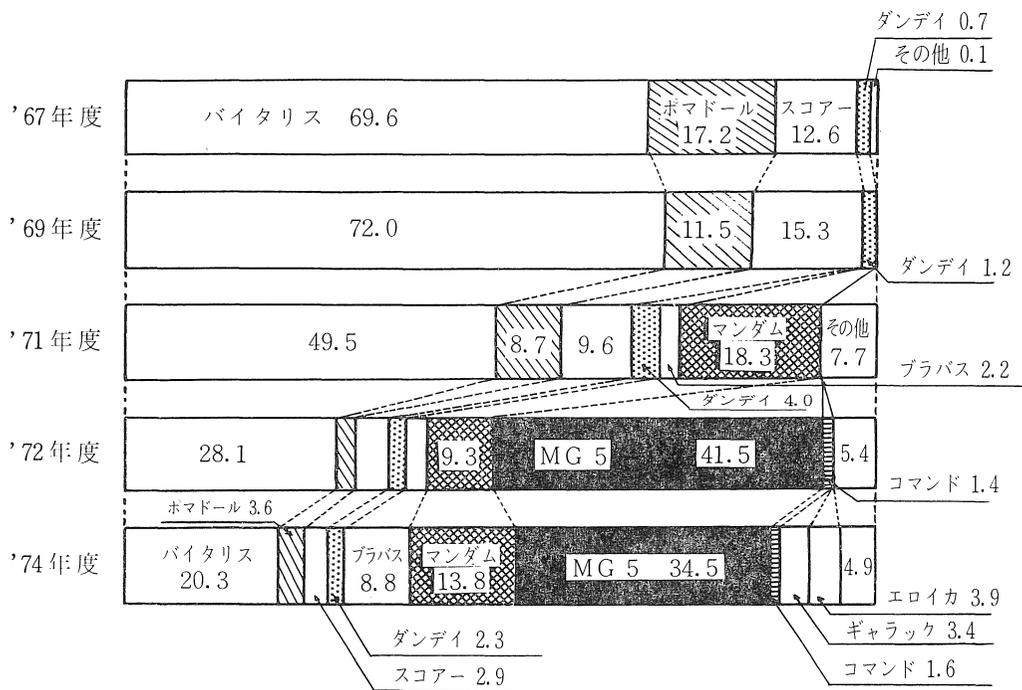


図1 整髪料のシェア (名古屋)

が、製品ライフサイクルからみて成熟期・飽和期にあること。第二に、ヘアリキッドは、男性の化粧品として心理的価値を重点に置いたイメージ商品であること。第三に、ヘアリキッドは、トイレタリー用品であり、男性にとってほぼ生活必需品になっていることからである。以上の内容から本学の学生を被験者として実験を進めた。

2. 調査方法

予備調査

予備調査は本調査を行なうにあたっての手がかりや基礎情報を得るためのものである。そこで消費者ベネフィットを明らかにするために役立つ多数の項目をディスカッションによって選んだ。その内容は、現行ブランドに対する評価、意識、各ブランドの特徴、特性、各ブランド間の判別意識、判別基準、購入時の重視ポイント、使用実態、購入実態である。

以上の内容を90項目のアンケートに作成し被験者を本学の学生18才~22才、60名を対象に調査を実施した。その結果として、訴求点として香りの種類の増加、香りの持続性、整髪のしやすさ、容器の機能(溶液が見えること)、店頭における品種の増加、価格の低減に分類される内容が求まった。

以上のことを検討し、要求の構造をイメージでとらえるために、本調査の質問紙設計を行なった。

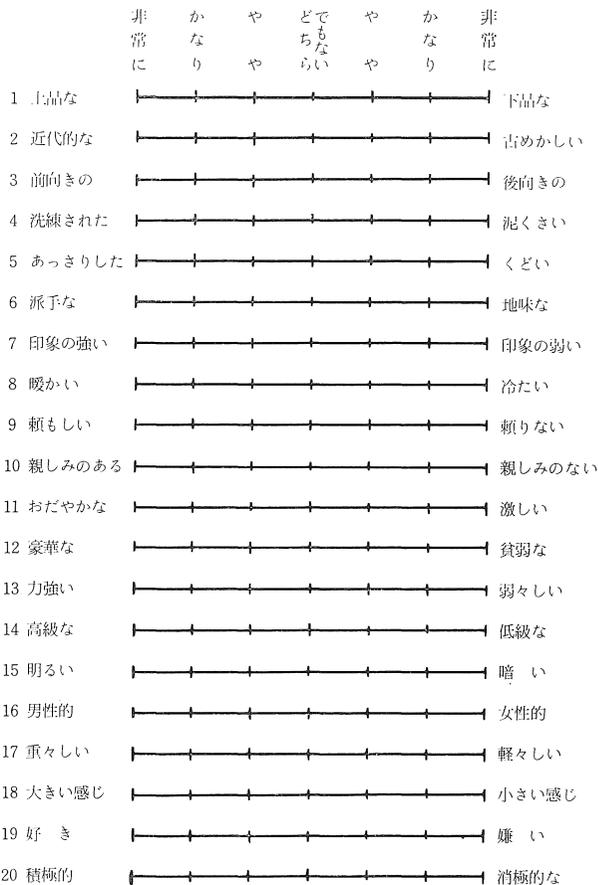


図2 イメージ調査表

本 調 査

イメージ測定には小嶋外弘氏〔5〕が作成した方法により、本学の男子学生50名を対象に実験を行なった。実験は、あらかじめ各ブランド別に雑誌からスライド、ラジ

オから録音テープを作成しておき、一室に被験者を集めて実験の趣旨を説明した。イメージ測定用紙(図2)は1品目ごとに記入させた。調査ブランドは EROICA, BRAVAS, MANDOM, VINTAGEである。

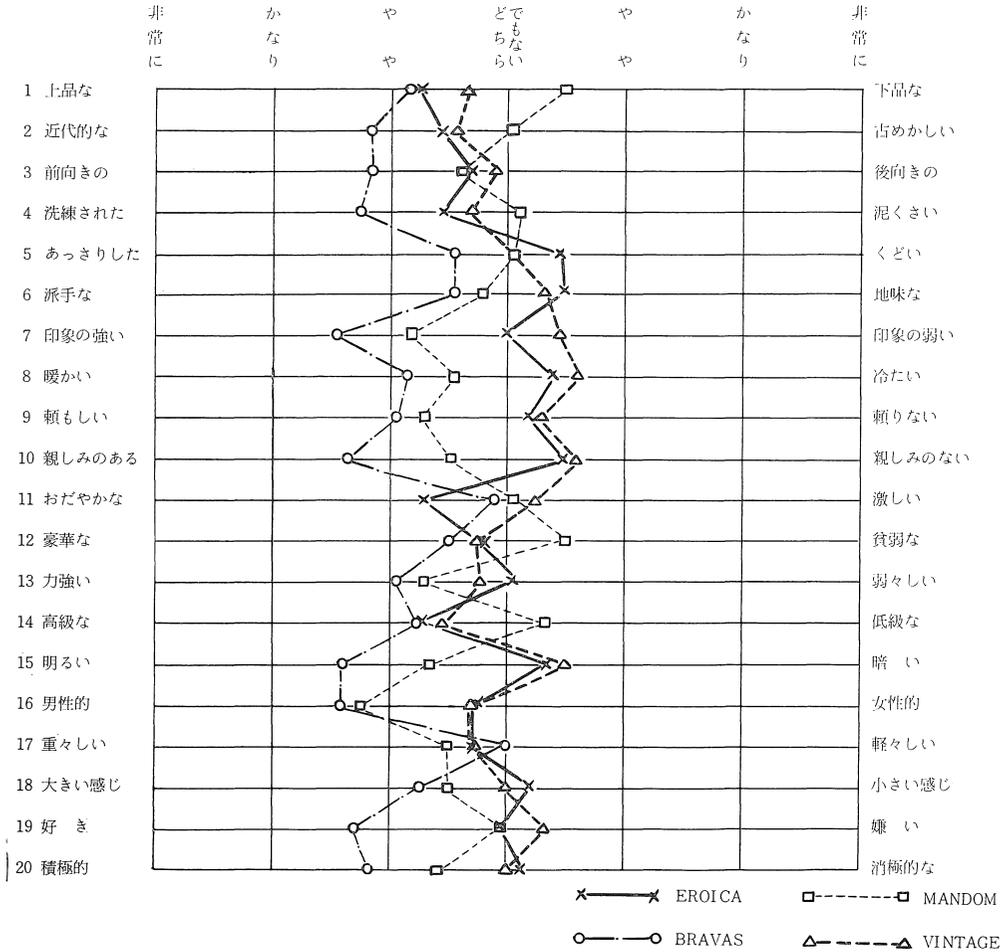


図3 プロフィール図 (SD法による測定)

3. 分析方法

被験者がイメージ測定表にチェックした段階の尺度に左から「非常に」、「かなり」、「やや」、「どちらともいえない」、「やや」、「かなり」、「非常に」の順に1~7点の得点を与え、各ブランドごとに平均値と標準偏差を求める。平均値はSD法を用いて図3のようにプロフィール図を描き、イメージを求めた。これによって、製品の持つ「イメージ」や意味の総合的な状況をつかむことができる。次に、消費者が持つ製品イメージを因子分析し、バリマックス法により回転後の20項目の因子行列を製品別に10因子まで抽出した。

手 順

因子分析では、多数の変量によって示される変動傾向を同時に扱う。この時の変動の相互関係は、相関の概念によって説明される。変量間の関係は相関関係として扱う。そこでイメージ調査で得られたデータ(20行、40例)をもとに、20の質問項目すべての組合せについての相関係数を成分とする相関行列を求める。次に、イメージ因子分析では、全変量の共通因子空間でイメージを考える。一般に因子分析モデルでは、ある変量*j*によって示される変動の分散は、他の*n - 1*個の変量のいずれかの変動と共通する共通成分と変量*j*に固有の独自性成分

とに分けられるが、イメージ因子分析では共通成分だけの変動をあらわすデータ行列を用いるという考えに基づいて、イメージ共分散行列を求めた。さらに、イメージ因子分析で抽出された因子を数量的に順序づけられた変量として解釈できるように直接バリマックス法によって求める。直接バリマックス法の特徴は、(1) 因子の構造が単純構造になる。(2) 一つの変量が二つ以上の因子において高い負荷を示すことがない。(3) 主因子法に比べ因子寄与が均等化する。そこで直接バリマックス法により10因子まで抽出した。ただ、因子寄与の和がイメージ共分散行列の対角成分の和を超えた時点の因子から1を引いた数を、抽出する因子数とした。

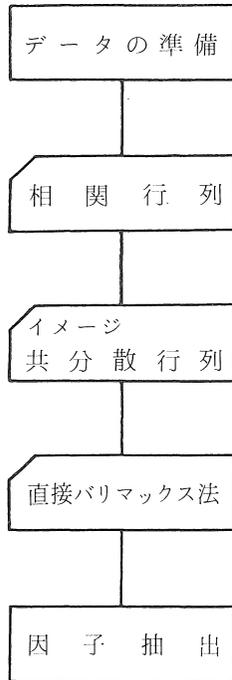


図4 分析手順

でたか、イメージ項目1~20の因子負荷量をもとに考察してみる。

EROICA

第1因子	(17) 重々しい (9) 頼もしい (13) 力強い (18) 大きい	(0.868) (0.854) (0.833) (0.514)
第2因子	(12) 豪華な (14) 高級な (19) 好き	(-0.916) (-0.739) (-0.623)
第3因子	(4) 洗練された	(0.995)
第4因子	(11) おだやかな	(0.855)

表1 平均値と標準偏差 (EROICA)

項目	平均値	標準偏差
1	4.775	0.851
2	4.525	0.922
3	4.300	0.843
4	4.550	1.071
5	3.575	1.116
6	3.525	1.118
7	4.025	1.275
8	3.625	0.857
9	3.800	0.748
10	3.450	1.094
11	4.700	1.208
12	4.325	0.959
13	3.925	1.034
14	4.775	0.908
15	3.675	0.959
16	4.400	1.261
17	4.300	0.980
18	3.900	0.768
19	4.025	1.060
20	3.925	0.959

III 結果と考察

バリマックス法による回転後の20項目の因子行列を表2~5表に示す。各因子がこれによって製品別にどう差が

表2 EROICA 因子負荷

項目	I	II	III	IV	V	VI
17	0.868	0.022	-0.095	0.090	-0.007	-0.063
9	0.854	-0.148	0.137	0.000	0.071	0.025
13	0.833	-0.268	0.258	-0.098	-0.060	0.077
18	0.514	-0.313	-0.067	0.073	-0.004	0.007
12	0.055	-0.916	0.252	0.025	-0.077	0.058
14	0.057	-0.739	0.274	-0.006	0.135	-0.030
19	-0.070	-0.623	0.492	-0.029	0.123	-0.128
1	-0.007	-0.550	0.480	0.084	0.109	0.125
4	0.028	0.018	0.995	-0.030	0.021	0.011
11	0.262	-0.109	0.119	0.855	-0.072	0.083
7	0.181	-0.251	0.178	-0.750	0.070	0.071
5	-0.028	-0.155	0.402	0.688	0.109	0.007
6	-0.154	-0.003	0.358	-0.574	-0.130	0.192
2	0.025	-0.272	0.213	-0.191	0.878	0.145
3	0.117	-0.102	0.247	-0.175	0.566	0.024
8	0.084	-0.043	0.128	-0.045	0.006	0.974
10	0.041	0.029	0.473	0.081	0.002	0.322
15	-0.069	-0.137	0.258	0.101	0.354	0.067
16	0.469	0.050	-0.021	0.028	0.093	0.004
20	-0.087	-0.494	0.350	-0.257	0.173	-0.124
因子寄与	2.833	2.719	2.572	2.284	1.354	1.191

表 3 BRAVAS 因子 負 荷

項 目	I	II	III	IV	V
5	0.902	0.102	0.080	0.066	0.138
19	0.758	0.172	0.154	0.228	-0.162
18	0.602	0.261	0.330	0.085	-0.351
4	0.511	0.053	0.145	0.131	0.125
13	-0.036	0.960	0.104	-0.096	-0.035
16	0.151	0.818	0.347	0.153	0.056
11	0.023	0.510	0.039	0.746	0.032
2	0.051	0.015	0.951	-0.003	0.031
3	0.040	0.045	0.790	0.139	-0.146
12	0.067	0.141	0.218	0.852	-0.113
14	-0.005	0.204	0.175	0.844	-0.007
10	0.308	-0.084	0.133	0.175	-0.914
1	0.360	0.090	0.304	0.475	0.144
6	-0.002	0.311	0.389	-0.063	-0.005
7	0.441	0.133	0.139	0.124	-0.434
8	0.270	-0.140	0.077	0.180	-0.362
9	0.088	0.399	0.334	0.197	-0.404
15	0.161	0.086	0.181	0.156	-0.446
17	-0.064	0.374	0.217	0.013	-0.012
20	-0.096	0.142	0.351	-0.029	-0.445
因子寄与	2.586	2.501	2.501	2.500	1.960

表 4 MANDOM 因子 負 荷

項 目	I	II	III	IV	V	VI
16	0.900	-0.018	0.092	0.024	-0.013	-0.053
18	0.865	0.167	-0.108	0.008	0.054	-0.060
9	0.863	0.098	0.025	-0.255	-0.108	-0.080
13	0.851	0.242	0.019	0.037	0.137	-0.074
17	0.871	0.012	-0.157	0.049	0.022	0.123
7	0.574	0.384	0.063	-0.287	0.219	0.075
8	0.504	0.284	-0.431	-0.252	-0.098	0.065
2	0.163	0.902	-0.106	0.105	0.091	-0.064
4	0.064	0.875	-0.108	0.011	-0.029	-0.003
3	0.249	0.784	-0.077	-0.220	0.057	0.082
19	0.332	0.679	-0.210	-0.116	0.111	-0.060
5	0.053	0.649	-0.221	-0.284	-0.080	-0.178
1	0.102	0.575	-0.240	-0.019	-0.003	-0.007
11	-0.075	0.031	-0.995	0.011	0.016	-0.007
10	0.397	0.429	-0.229	-0.751	-0.130	-0.137
6	0.093	0.265	0.364	0.009	0.887	0.027
14	0.325	0.416	-0.147	0.001	-0.094	-0.809
12	0.386	0.315	0.058	-0.065	0.371	-0.439
15	0.155	0.290	-0.400	-0.322	0.042	-0.159
20	0.384	0.370	-0.059	-0.361	0.125	-0.004
因子寄与	5.093	4.482	1.779	1.172	1.091	0.981

	(7) 印象の強い	(-0.750)		(4) 洗練された	(0.511)
	(5) あっさりした	(0.688)	第2因子	(13) 力強い	(0.960)
	(6) 派手な	(-0.574)		(16) 男性的	(0.818)
第5因子	(2) 近代的な	(0.878)		(11) おだやかな	(0.510)
	(3) 前向きの	(0.566)	第3因子	(2) 近代的な	(0.951)
第6因子	(8) 暖かい	(0.974)		(3) 前向きの	(0.790)
BRAVAS			第4因子	(12) 豪華な	(0.852)
第1因子	(5) あっさりした	(0.902)		(14) 高級な	(0.844)
	(19) 好き	(0.758)	第5因子	(10) 親しみのある	(-0.914)
	(18) 大きい感じ	(0.602)			

表 5 VINTAGE 因子負荷

項目	I	II	III	IV	V	VI
14	-0.937	0.176	-0.059	-0.049	-0.027	0.057
12	-0.792	0.221	-0.099	0.085	0.002	-0.010
5	-0.729	-0.035	0.179	-0.213	0.104	0.107
4	-0.701	0.409	-0.207	-0.080	-0.024	-0.024
1	-0.685	0.228	0.147	0.123	0.153	-0.110
19	-0.579	0.240	-0.211	-0.120	0.112	0.016
7	0.036	0.941	-0.012	0.049	0.062	0.004
2	-0.188	0.772	-0.140	-0.164	0.026	0.051
3	-0.410	0.664	-0.072	-0.059	-0.055	-0.009
6	-0.002	0.581	-0.098	0.003	0.003	-0.290
16	0.013	0.155	-0.949	-7.014	0.027	-0.041
13	-0.029	0.431	-0.787	-0.038	-0.056	-0.041
17	-0.246	0.185	-0.654	0.105	0.006	-0.073
18	-0.043	0.225	-0.604	-0.128	0.052	0.298
15	-0.368	0.172	-0.097	-0.876	-0.007	-0.069
8	-0.152	0.271	-0.067	-0.285	0.896	0.028
11	-0.327	-0.371	0.247	0.001	0.001	0.833
9	-0.348	0.398	-0.373	-0.146	0.285	-0.042
10	-0.230	0.332	-0.049	-0.142	0.148	0.172
20	-0.260	0.467	-0.353	-0.343	0.040	0.079
因子寄与	4.107	3.640	2.842	1.160	0.971	0.948

MANDOM

第1因子	(16) 男性的	(0.900)
	(18) 大きい感じ	(0.865)
	(9) 頼もしい	(0.863)
	(13) 力強い	(0.851)
	(17) 重々しい	(0.871)
	(7) 印象強い	(0.574)
	(8) 暖かい	(0.504)
第2因子	(2) 近代的な	(0.902)
	(4) 洗練された	(0.875)
	(3) 前向きの	(0.784)
	(19) 好き	(0.679)
	(5) あっさりした	(0.649)
	(1) 上品な	(0.575)
第3因子	(11) おだやかな	(-0.995)
第4因子	(10) 親しみのある	(-0.751)
第5因子	(6) 派手な	(0.887)
第6因子	(14) 高級な	(-0.809)

VINTAGE

第1因子	(14) 高級な	(-0.937)
	(12) 豪華な	(-0.792)
	(5) あっさりした	(-0.729)
	(4) 洗練された	(-0.701)
	(7) 上品な	(-0.685)
	(19) 好き	(-0.579)
第2因子	(7) 印象強い	(0.941)
	(2) 近代的な	(0.772)
	(3) 前向きの	(0.664)

(6) 派手な	(0.581)	
第3因子	(16) 男性的	(-0.949)
	(13) 力強い	(-0.787)
	(17) 重々しい	(-0.654)
	(18) 大きい感じ	(-0.604)
第4因子	(15) 明るい	(-0.876)
第5因子	(8) 暖かい	(0.896)
第6因子	(11) おだやかな	(0.833)

以上のように、各ブランド・イメージを構成する形容詞対が抽出できた。そこでこれら抽出できた形容詞対で同じようなものをまとめて、各因子群に名前を付ける。

力量因子…〔力強い、重々しい、男性的、大きい感じ、頼もしい〕

志向因子…〔近代的な、前向きの〕

評価因子…〔高級な、豪華な〕

熟成因子…〔あっさりした、洗練された〕

また、「好き」、「印象の強い」、「おだやかな」、「上品な」、「派手な」、「暖かい」、「明るい」、「親しみのある」という形容詞については、それぞれ単独で表われることが多く、因子負荷量についても近似性がなかったり、因子負荷量が近似でも、形容詞として意味するところが違うなど、まとめることができない因子である。

次に、今名付けた因子群を各ブランド別にまとめると表6のようになる。すなわち、EROICAは「力量因子」「評価因子」「熟成因子」の3つのイメージが近似して強く訴えて、「志向因子」のイメージは弱い。

BRAVASは「熟成因子」、「力量因子」、「志向因

表6 ブランド別因子表

ブランド 因子	EROICA	BRAVAS	MANDOM	VINTAGE
I	A	D.P	A,q,U	C.D.P.S
II	C.P.S	A	B.D.P.S	B.q.T
III	D	B.Q	R	A
IV	R,q.T	C.R	W	V
V	B	W	T	U
VI	U		C	R

A：力量因子 P：好き T：派手な
 B：志向因子 Q：印象の強い U暖かい
 C：評価因子 R：おだやかな V：明るい
 D：熟成因子 S：上品な W：親しみのある

子」, 「評価因子」の4因子とも同じ程度に近似して訴えていることから, 広告イメージの内容がまとまっている。MANDOM は「力量因子」が非常に高く現われており, 広告イメージは「力量因子」を強く訴えている。VINTAGE は最も新しいブランドであり注目されるが, 「評価因子」, 「熟成因子」がほとんど同じレベルで訴えており, MANDOM とは逆のイメージを強く訴えている。

以上のように, 各ブランド別にイメージの構造を把握することができる。

IV あとがき

このように, ブランド・イメージを構成する因子の構造を, 因子分析によって知ることができた。

その結果, つぎのようにまとめられる。

子量因子型………EROICA, MANDOM
 志向因子型………MANDOM, VINTAGE
 評価因子型………VINTAGE
 熟成因子型………BRAVAS

このように, ブランド別のイメージ因子が明らかになったことは, 新製品を生み出し, 製品差別化政策を展開していくうえで有力な手がかりになる。なお, 因子分析の計算は本学計算機センターにおいて行なった。

参 考 文 献

1. Daniel Yanklovich “New Criteria for Market Segmentation”, Harvard Business Review Vol. 42, No. 2, (March-April, 1964), pp.83—90
2. Rusell I. Haley “Benefit Segmentation : A Decision—Oriented Research Tool”, Journal of Marketing, Vol. 32, (July, 1968), pp.30—35
3. 尾藤信, 寺本和幸, 「マーケティング戦略としての市場細分化の研究」愛知工業大学研究報告 No. 10, 1975, pp. 135—143
4. 中日新聞社広告局, 「東京・名古屋消費者動向調査」1974
5. 小嶋外弘, 「イメージ調査」, オペレーションズ・リサーチ, 6月, 1974, pp. 15—20
6. 尾藤信, 寺本和幸, 「購買行動と消費者分析」, 日本O・R学会中部支部研究報告集第4号, pp.23—25 1976
7. 小嶋外弘他, 「商品開発のための消費者研究」, 日科技連, 1973
8. 芝祐順, 「因子分析法」, 東京大学出版会, 1975

(昭和51年1月10日受付)