

製品開発のためのマーケティングリサーチへの
構造方程式モデリングの応用

芳賀麻誉美

電気通信大学大学院 情報システム学研究科

博士（学術）の学位申請論文

2016年3月

製品開発のためのマーケティングリサーチへの
構造方程式モデリングの応用

博士論文審査委員会

主査：植野 真臣 教授
委員：田中 健次 教授
委員：南 泰浩 教授
委員：栗原 聡 教授
委員：椿 美智子 教授
委員：川野 秀一 准教授

著作権保有者

芳賀麻誉美

2016 年

Application of Structural Equation Modeling to Market Research for Product Development

Mayomi Haga

Abstract

Structural Equation Modeling or Covariance Structure Analysis, are now known to have many multivariate statistical tools as lower model. Prototype of present analysis of correlation / covariance structure was suggested by Bock & Bargmann(1966), then organized theoretically by Jöreskog(1970), Sörbom,(1974) structuralized not only covariance , but also mean. Application was greatly advanced when flexible model of Reticular Action Model was suggested by McArdle (1980) and McArdle & Mcdnald (1984), it became common method after personal computers and versatile software got popular since mid 1990s.

Structural Equation Modeling became popular comparatively early in Japan, with the release of specialized book and handbook for the general public by Toyoda in 1992, case applicable study was advanced not only in the field of mathematical statistics or psychological statistics, but other surrounded field, and case collection was published in the late 1990s.

Application to marketing field also started simultaneously, Structural Equation Modeling can be a powerful tool for the market research data. Marketing field specific methods, however, have rarely been developed, it can be said that no systematized study was conducted how applying Structural Equation Modeling for the marketing research data collected especially for product development can be useful for corporate marketing activities. This study suggests application method of available Structural Equation Modeling, tries to organize to show its usefulness with real data.

This study consists of six chapters; Chapter 1 shows the purpose of this article based on previous studies and the whole structure and its summary. Chapter 2 discusses structuration and application of sensory evaluation data for present assessment of commercial products and for trial product design, after exploratory structuralizing basic models, then suggests factor analysis model for experiments with repeated measurement. Chapter 3 suggests integrated model of conjoint analysis and latent class model for benefit segmentation by product design factors. Chapter 4 develops Web response latency method for "positioning", uses Structural Equation Modeling with mean structure and suggests positioning analysis method that uses both evaluation values and response time. Chapter 5 shows that by conducting a case study to quantify dynamic changes of customer goals and the effect of style of thinking by Structural Equation Modeling and indicates that Structural Equation Modeling is available in order to support value co-creation. Chapter 6 is a summary. Thus with these six chapters, included the application of Structural Equation Modeling to market research for product development from product design to support value co-creation.

要旨

構造方程式モデリング(Structural Equation Modeling)あるいは、共分散構造分析(Covariance Structure Analysis)と呼ばれる数理統計手法は、現在では、多くの多変量解析手法を下位モデルとすることが知られている。現在の相関・共分散構造の分析の原型は、Bock and Bargmann(1966)によって提案され、その後 Jöreskog(1970)によって、理論整理が行われ、Sörbom,(1974)が、共分散構造だけでなく、平均を構造化した。McArdle(1980)と McArdle and McDonald(1984)による Reticular Action Model)という柔軟なモデルが提案されると一気に応用が進み、1990年代半ばからのパーソナルコンピュータと汎用ソフトウェアの普及によって一般化した。

日本での構造方程式モデリングの普及は比較的早く、豊田による専門書と一般向け解説書が1992年に発刊されたことを皮切りに数理統計学、心理統計学分野だけでなく、周辺分野でも事例応用研究が進み、1990年代後半には事例集が出版された。

マーケティング分野での応用が始まったのもこれとほぼ同時期であり、マーケティングリサーチを通して取得されるデータに対して構造方程式モデリングは、強力なツールとなる可能性がある。しかし、マーケティング分野特有の手法は、ほとんど開発されて来ず、特に製品開発のために収集したマーケティングリサーチデータに対し、どのように構造方程式モデリングを応用すれば企業のマーケティング活動に有用であるか、体系立てて研究されることは無かったといつてよい。本研究では、製品開発(Product Development)の課題として「製品設計」「セグメンテーションとターゲティング」「ポジショニング」「価値共創」を取り上げ、この4つのタイプのマーケティングリサーチデータを取得して、利用可能な構造方程式モデリングの応用法を提案し、その有用性を実データで示しながら整理した。

本研究は全6章からなる。第1章では、まず、先行研究に基づき本論文の目的を述べ、全体構成と概要を示す。第2章では、「製品設計」を課題に取り上げ、市販品の現状把握と試作品設計のための官能評価データの構造化と応用に取り組み、基本モデルの探索的構築を行った後、繰り返し測定を伴う実験のための因子分析モデルを提案した。第3章では、「セグメンテーションとターゲティング」を課題として取り上げ、製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーションのために、コンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合モデルの提案を行った。第4章では「ポジショニング」のために Web レスポンス・レイテンシー法の開発を行い、平均構造のある構造方程式モデリングを利用し、評価値とともに回答時間を併用したポジショニング分析法を提案した。第5章では、「価値共創」を課題に取り上げ、顧客ゴールの動的変容と思考形式の影響を構造方程式モデリングによって定量化した事例研究を行い、価値共創支援のために構造方程式モデリングが利用可能であることを示した。具体的には①エキスパート・インタビューによる仮説構築、②顧客ゴールの構造同定、③国内縦断調査による顧客ゴールの動的変容の把握、④国内横断調査による顧客ゴールの動的変容の把握の4つの研究を通し、顧客ゴール育成シナリオの可能性を

示唆、総合的に、構造方程式モデリングを使った価値共創のための顧客育成の支援法を示した。第 6 章はまとめの章である。以上、全 6 章を通して、製品設計から価値共創支援まで、製品開発のためのマーケティングリサーチへの構造方程式モデリングの応用を包括した。

目次

第1章 緒言	1
1.1 はじめに	1
1.2 因子分析から構造方程式モデリングへの発展の歴史とその特徴	2
1.3 本論文の構成と概要	3
1.4 まとめ.....	5
第2章：「製品設計」のための構造方程式モデリングの応用 ～官能評価データの構造化とその利用、応用手法の提案	6
2.1 官能評価データの構造化とその利用：バニラアイスのおいしさモデルの構築	8
2.1.1 はじめに	8
2.1.2 事例背景と目的.....	8
2.1.3 方法	9
2.1.3.1 官能評価の実施方法	9
2.1.3.2 評価内容	10
2.1.3.3 分析方法	11
2.1.4 結果および考察.....	12
2.1.4.1 予備解析	12
2.1.4.2 おいしさの仮説モデルとその検討.....	13
2.1.4.3 おいしさモデルの探索と検討.....	16
2.1.4.4 食品学的な解釈	21
2.1.5 モデルの頑健性の確認と改良	22
2.1.5.1 検証用データ	22
2.1.5.2 分析方法	24
2.1.5.3 結果および考察.....	25
2.1.5.4 おいしさモデルの総合検討	29
2.1.6 次節の課題.....	29
2.1 節の注	30
(付表).....	31
2.2 繰り返し測定を伴う実験のための因子分析モデル.....	36
2.2.1 はじめに	36
2.2.2 目的	36
2.2.3 モデル.....	36
2.2.3.1 分析対象	36
2.2.3.2 基本モデル.....	37
2.2.3.3 平均・共分散構造	38

2.2.4	適用事例の実験方法	39
2.2.4.1	被験者	39
2.2.4.2	実験要因	39
2.2.4.3	官能評価の尺度	39
2.2.4.4	実験手順	40
2.2.5	適用事例の分析方法	40
2.2.6	適用事例の結果と考察	42
2.2.7	まとめ	45
2.2	節の注	46
第3章	「セグメンテーションとターゲティング」のための構造方程式モデリングの 応用 ~製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーション	47
3.1	製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーション ~コンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合モデルの提案	48
3.1.1	はじめに	48
3.1.2	事例背景と目的	49
3.1.3	調査方法	49
3.1.3.1	被験者	49
3.1.3.2	サンプル	50
3.1.3.3	評価尺度	50
3.1.3.4	実施方法	51
3.1.4	分析方法	51
3.1.4.1	従来法の問題点と提案手法	51
3.1.4.2	モデル	52
3.1.5	結果と考察	54
3.1.5.1	市場構造との対応	54
3.1.5.2	潜在クラス数の検討	54
3.1.5.3	食品学的解釈	56
3.1.5.4	手法の評価	59
3.1.6	今後の展望	60
3.1.7	まとめ	60
3.1	節の注	62
第4章	「ポジショニング」のための構造方程式モデリングの応用 ~Web レスポンス・レイテンシー法の開発とその利用	63
4.1	絶対評価の回答時間を併用したポジショニング分析~回答時間データの収集システム 「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」の開発と利用	65

4.1.1	はじめに	65
4.1.2	データ収集システムの開発	65
4.1.3	収集データの形式	66
4.1.4	モデル	66
4.1.5	回答時間に対する解釈	67
4.1.6	適用事例	67
4.1.6.1	事例背景と目的	67
4.1.6.2	調査方法	67
4.1.6.3	回答時間データの特徴	69
4.1.6.4	事例分析モデル	70
4.1.6.5	分析結果と解釈	71
4.1.7	まとめと今後の展望	77
4.1	節の注	77
第5章：「価値共創支援」のための構造方程式モデリングの応用～顧客ゴールの動的 変容と思考形式の影響：顧客ゴール育成シナリオの可能性		78
5.1	はじめに	78
5.1.1	目的	78
5.1.2	価値共創支援	78
5.1.3	顧客ゴールに関する先行研究	79
5.1.4	文化的特性「分析的－包括的思考形式」に関する先行研究	80
5.1.5	事例研究対象	80
5.1.6	事例研究の目的	81
5.1.7	まとめ	81
5.2	研究1．エキスパート・インタビューによる仮説モデルの構築	82
5.2.1	研究1の目的	82
5.2.2	調査方法	82
5.2.3	結果	83
5.2.4	先行研究を踏まえた仮説モデルの構築	86
5.2.5	まとめ	87
5.3	研究2．顧客ゴールの構造同定	88
5.3.1	はじめに	88
5.3.2	方法	88
5.3.2.1	調査方法	88
5.3.2.2	分析方法	88
5.3.3	結果	88
5.3.4	まとめ	89

5.4	研究3. 国内縦断調査による顧客ゴールの動的変容の把握	90
5.4.1	はじめに	90
5.4.2	方法	90
5.4.2.1	調査方法	90
5.4.2.2	分析方法	90
5.4.3	結果	92
5.4.4	考察	92
5.4.5	まとめ	93
5.5	研究4. 国内横断調査による顧客ゴールの動的変容の把握	95
5.5.1	はじめに	95
5.5.2	方法	95
5.5.2.1	調査方法	95
5.5.2.2	分析方法	95
5.5.3	結果	96
5.5.3.1	予備解析結果	96
5.5.3.2	解析1結果 分析的-包括的思考形式の顧客ゴールへの影響	97
5.5.3.3	解析2結果 継続年数と分析的-包括的思考形式、顧客ゴールの関係	99
5.5.3.4	解析3結果 継続年数および通塾開始年齢と、分析的-包括的思考形式、顧客ゴールの関係	100
5.5.4	研究4まとめ	102
5.6	事例の総合考察	104
5.7	まとめ	106
5章	の注	107
第6章	結言	109
6.1	まとめ	109
6.2	今後の課題と展望	110
	参考文献	111
	謝辞	118
	関連業績の印刷講評の方法及び時期	119

目次

図 2.1	バニラカップアイスの外観 (1995 年調査)	10
図 2.2	独立変数群 (問 1, 4) と従属変数群 (問 2, 3) の単相関の比較	12
図 2.3	食事中に感じるおいしさの要素 (左) とおいしさを左右する要因 (右)	13
図 2.4	バニラカップアイスのおいしさモデル 1 (仮説モデル)	13
図 2.5	バニラカップアイスのおいしさモデル 2	16
図 2.6	バニラカップアイスのおいしさモデル 3	18
図 2.7	バニラカップアイスのおいしさモデル 4	20
図 2.8.	バニラカップアイスの外観 2 (1998 年調査)	23
図 2.9	バニラカップアイスのおいしさモデル 5 (13 変数モデル)	26
図 4.1	日本の調査手法別売上構成比 (2002 年-2013 年)	64
図 4.2	操作画面	68
図 4.3	事例の調査方法概要	69
図 4.4	設問回答順と回答時間 (全設問・全対象者平均)	69
図 4.5	食パンのポジショニングモデル 1	70
図 4.6	食パンのポジショニングモデル 2	71
図 4.7	対象毎の基本構造図	71
図 4.8	モデル 1 の回答値因子と回答時間因子の平均によるポジショニングマップ	73
図 4.9	モデル 2 の回答値因子と回答時間因子の平均によるポジショニングマップ	75
図 5.1	学習者 (子供) の変容 前期モデル例	84
図 5.2	学習者 (子供) の変容 後期モデル例	85
図 5.3	保護者の変容モデル例	85
図 5.4	仮説モデル	87
図 5.5	探索的因子分析のスクリープロット	89
図 5.6	分析のフレームワーク	91
図 5.7	研究 3 仮説モデル (平均構造のある縦断的構造方程式モデル)	91
図 5.8	研究 3 標準化推定値	93
図 5.9	研究 3 非標準化推定値	93
図 5.10	研究 4 仮説モデル 1	96
図 5.11	研究 4 仮説モデル 2 (平均構造のある多母集団検証的因子分析モデル)	96
図 5.12	研究 4 解析 1 標準化推定値	98
図 5.13	研究 4 解析 1 非標準化推定値	98

表目次

表 2.1	評価対象のバニラカップアイス商品と提示記号	10
表 2.2	バニラカップアイスの官能評価の実施概要	10
表 2.3	官能評価の 7 段階評点尺度法の設問	11
表 2.4	平均値と一対比較法平均嗜好度の相関係数	11
表 2.5	甘味の強弱と総合的なおいしさの関係	12
表 2.6	和得点と標準偏差	14
表 2.7	各サンプルの共分散行列（下三角），相関行列（上三角），分散（対角）	15
表 2.8	各バニラカップアイスにおけるモデル 2 の適合度指標	17
表 2.9	各バニラカップアイスにおけるモデル 2 の標準解と決定係数 R^2	17
表 2.10	モデル 2 の基準化残差（大きい順に 7 つ）	17
表 2.11	各バニラカップアイスにおけるモデル 3 の適合度指標	18
表 2.12	各バニラカップアイスにおけるモデル 3 の標準解と決定係数 R^2	19
表 2.13	モデル 3 の基準化残差（大きい順に 7 つ）	19
表 2.14	各バニラカップアイスにおけるモデル 4 の適合度指標	21
表 2.15	各バニラカップアイスにおけるモデル 4 の標準解と決定係数 R^2	21
表 2.16	サンプル一覧（1998 年調査）	23
表 2.17	第二回調査項目一覧	24
表 2.18	各サンプル毎に選択されたモデルの適合度（6 変数モデル）	25
表 2.19	おいしさモデル 4（6 変数モデル）の個別分析の適合度	26
表 2.20	おいしさモデル 5（13 変数モデル）の検討モデル一覧	27
表 2.21	各サンプル毎に選択されたモデルの適合度（13 変数モデル）	27
表 2.22	商品別パッケージ明示群の特徴	28
表 2.23	分析 1 の水準の割付	41
表 2.24	分析 2 の水準の割付	41
表 2.25	分析 1 の適合度	42
表 2.26	分析 2 の適合度	42
表 2.27	分析 1 の尺度の因子パターン	43
表 2.28	分析 2 の尺度の因子パターン	43
表 2.29	分析 1 における実験要因の構成概念に対する効果	45
表 2.30	分析 2 における実験要因の構成概念に対する効果	45
表 3.1	要因と水準	50
表 3.2	L16 直交計画の割り付け表	51
表 3.3	モデル適合度と潜在クラスに共通した母数	54
表 3.4	$C=6$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値	55
表 3.5	$C=5$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値	55
表 3.6	$C=4$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値	56
表 3.7	$C=3$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値	56

表 3.8	C=2 のセグメント人数と比率および各要因の効用値.....	56
表 3.9	C=1 のセグメント人数と比率および各要因の効用値.....	56
表 4.1	日本と主要国の調査アプローチの比較（売上金額構成比）：2014 年発表.....	64
表 4.2	適合度	72
表 4.3	回答値因子の測定方程式の母数推定値（モデル1）	72
表 4.4	回答時間因子の測定方程式の母数推定値（モデル1）	72
表 4.5	因子間相関の推定値（モデル1）	73
表 4.6	回答値因子の測定方程式の母数推定値（モデル2）	74
表 4.7	回答時間因子の測定方程式の母数推定値（モデル2）	74
表 4.8	外生要因「最もよく買うパン」の各因子へのパス推定値	76
表 5.1	質問項目	83
表 5.2	エキスパート・インタビュー実施概要	83
表 5.3	研究1 探索的因子分析の因子負荷量とクロンバックの信頼性係数 α	89
表 5.4	「分析的-包括的思考形式」因子の観測変数	90
表 5.5	研究3 誤差間関係の推定値	94
表 5.6	研究3 測定方程式の推定値	94
表 5.7	研究3 探索的因子分析の因子負荷量とクロンバックの信頼性係数 α	97
表 5.8	研究4 解析1 測定方程式の推定値	98
表 5.9	研究4 解析2 因子平均と因子分散の推定値	99
表 5.10	研究4 解析2 因子間関係の推定値	99
表 5.11	研究4 解析2 測定方程式の推定値	100
表 5.12	研究4 解析3 因子平均と因子分散の推定値	100
表 5.13	研究4 解析3 因子間関係の推定値	101
表 5.14	研究4 解析3 測定方程式の推定値	101
2 章付表 1	31
2 章付表 2	32
2 章付表 3	33
2 章付表 4	34
2 章付表 5	35

第1章 緒言

1.1 はじめに

構造方程式モデリング(Structural Equation Modeling : SEM)あるいは、共分散構造分析 (Covariance Structure Analysis : CSA) と呼ばれる数理統計手法は、現在では、多くの多変量解析手法を下位モデルとすることが知られている。現在の相関・共分散構造の分析の原型は、Back and Bargmann(1964)によって提案され、その後 Jöreskog(1970)によって、理論整理が行われ、Sörbom(1974)が、共分散構造だけでなく、平均を構造化した [1]-[3]。McArdle(1980)と McArdle and Mcdnald(1984)による Reticular Action Model : RAM)[4][5] という柔軟なモデルが提案されると一気に応用が進み[6]、1990年代半ばからのパーソナルコンピューターと汎用ソフトウェアの普及によって一般化した。

日本での構造方程式モデリングの普及は比較的早く、豊田による専門書[7]と一般向け解説書[8]が 1992年に発刊されたことを皮切りに数理統計学、心理統計学分野だけでなく、周辺分野でも事例研究が進み、1990年代後半には事例集[9][10]が出版された。

マーケティング分野での応用が始まったのもこれとほぼ同時期であり、マーケティングリサーチを通して取得されるデータ分析手法として、構造方程式モデリングは、強力なツールとなる可能性がある。

しかし、マーケティング分野特有の手法はほとんど開発されて来ておらず、特に製品開発のために収集したマーケティングリサーチデータに対し、どのように構造方程式モデリングを応用すれば企業のマーケティング活動に有用であるか、体系立てて研究されることは無かったといつてよい。

マーケティング戦略のフレームワークとして最も有名なのが 1960年にアメリカのマーケティング学者、E. Jerome McCarthy が提唱した4Pマーケティングと呼ばれるものである[11]。4Pマーケティングは、①Product 製品政策、②Price 価格政策、③Prace 流通政策、④Promotion 広告販促政策の4つでマネジメントを行うという考え方で、基本的に、製品(Product)をマーケティング戦略構築の最小単位としたフレームである[12]。その後、P.Kotler が⑤Personnel 人(要員) ⑥Process プロセス(業務プロセス) ⑦Physical Evidence 物的証拠などを加えた7Pなどを提案しているが[13]、やはり Product はマーケティング戦略の中での主要な位置を占めている。

製品開発のためのマーケティングリサーチの課題には、「製品設計」「セグメンテーションとターゲティング」「ポジショニング」という切り口があるが、いずれも企業の差別化戦略のため、Product のマネジメント上の重要な視点として取り上げられるものである[13][14]。本研究では、これに加え、「価値共創支援」を課題として取り上げる。

「価値共創(co-creation of value/value co-creation)」とは、近年、マーケティング、戦略論の分野を中心に広く注目されている Prahalad and Ramaswamy(2004)によるコンセプトであり、企業と顧客、コラボレーターなどの関係者の相互交流の中にある「価値共創」こそが、価値創造のプロセスの中心とする考えである[15]。価値は「企業が一方的に顧客に提供するもの」ではなく、「両者の相互作用を通して生み出されるもの」であるならば、企業の持つ「顧客の価値の望ましい変化とその成長過程」に対する暗黙知 (Nonaka and

Takeuchi, 1995) [16]を形式知化する仕組み、そして、それに基づき積極的に顧客育成を行う価値共創支援の視点が製品開発に求められると考えることができる。

本研究では、製品開発 (Product Development) の課題として取り上げる「製品設計」「セグメンテーションとターゲティング」「ポジショニング」「価値共創支援」という4つのタイプのマーケティングリサーチデータを取得し、これを分析する構造方程式モデリングの応用法を提案し、その有用性を実データで示しながら整理する。

1.2 因子分析から構造方程式モデリングへの発展の歴史とその特徴

知能の理論的、数学的研究に取り組んだイギリスの心理学者 Spearman は、知能構造のモデルとして知能2因子説を提案した (Spearman, 1904) [17]。知能2因子説とは、すべてのテストに共通で影響を与える一般知能という共通因子と、個々のテストに独自に影響を与える特殊知能という独自因子の2つから成るとする理論である。Spearman は、9歳から13歳の生徒に実施した古典、外国語 (フランス語)、国語 (英語)、数学、音程、音楽の6科目テストデータの相関行列を分析して、一般知能を共通因子1つで表現する1因子モデルを提案した。この1因子モデルが、後の因子分析の原型となった。

その後、アメリカの心理学者である Thurstone が、知能多因子説を唱え、共通因子を複数持つ多因子モデル (Multiple Factor Model) へと1因子モデルを拡張させた (Thurstone, 1931, 1934) [18]-[19]。その後、1960年代前半になると、Harman(1960)[20] や Lawley and Maxwell(1963)[21]らが、数学的にも整備された因子分析についての成書にまとめたことから、統計分析手法として一般化した。

この時代までの因子分析はデータの因子構造を探索的に求めるモデルに限定されており、現在の一般的市販統計ソフトである SPSS 等に搭載されているのも、この探索的な因子分析である。分析者は、因子数決定の基準を固有値等で指定し、推定方法や回転方法などのみを指定しさえすれば、データから探索的に因子構造を導くことができる。

だが、1960年代後半には、それまでに整備された因子分析はあくまでも探索的モデルに過ぎず仮説構造を確認するために有効ではないという考えが広まり (柳井、繁樹、前川、市川, 1990) [22]、1960年代までに整備された因子分析は、「探索的因子分析 (Exploratory Factor Analysis)」と呼ばれるようになり、現在では古典的な因子分析手法に分類される。

これに対し、分析者が共通因子構造についての仮説を持つ場合に、その仮説構造を検証する方法論として提案されたのが、Jöreskog(1969)[23]による「検証的因子分析

(Confirmatory Factor Analysis)」である。検証的因子分析では、研究者の知見を積極的に使用し仮定構築し、その構造に対し因子分析を行う。そのため、採取したデータを準備しさえすれば、一定の基準のもとで、因子構造を同定できる探索的因子分析とは根本的に異なる。分析者は構造についてのモデルを自ら指定しなければならず、複雑なモデルを構築できる分だけ、分析者側の利用難易度が高いといえる。

本論文で取り上げる「潜在変数を伴う構造方程式モデリング (Structural Equation Model with latent variables)」は、検証的因子分析に、回帰分析やパス解析の考え方を取り入れ発展させたものである。構造方程式モデリングは、因子分析と同じように因子を規定する測定方程式と同時に、回帰分析やパス解析のように変数間関係を規定する構造方程式の両方を扱うことができる他、さらに、データの平均構造についても分析対象とできる。

検証的因子分析よりもさらに記述可能なモデルの範囲が広がったことにより、検証的因子分析では不可能であった複数因子間に因果関係や説明関係を仮定したり、あるいは、階層性を持たせたりすること、あるいは、異なる母集団から収集した複数のデータセットに対して同一の構造を仮定して、平均構造を含む構造的な差異を一度の分析で検証することなどが、構造方程式モデリングの下で記述可能となった。本研究でも、幅広く複雑なモデルを記述可能であるという構造方程式モデリングの特徴をいかしてモデルを高度に発展させ、実務課題を解決する。

1.3. 本論文の構成と概要

本論文は全6章からなる。

第1章である本章では、まず、先行研究に基づき本論文の目的について述べた後、構造方程式モデリングの特徴について歴史的な発展過程をまとめることで整理、全体構成と概要を示す。

第2章では、製品設計時のマーケティング実務で行われる2つのステップである「①市販品の現状把握」と「②試作品の実験要因の効果記述」という2つの課題に取り組む。第2章はこの2つのステップに対応するように2つの研究で構成される。研究1では製品設計のために行われる「市販品の官能評価」により採取した多変量データを用い、基本モデルの探索的構築を行う。研究2では研究1で得たモデルに基づき、「試作品の官能評価」を繰り返し測定実験で採取したデータに対して、実験要因緒効果を定量化する因子分析モデルを提案する。

製品設計のためのマーケティングリサーチで多用される「官能評価」では、少しずつ概念の異なる形容語を用いて商品を多面的、総合的に評価し、製品特性を把握しようとする。そのため採取した多変量データには相関関係が観察される。変数間関係の記述のために重回帰分析やパス解析を用いる場合には、説明変数間の多重共線性を避けるために変数を取捨選択し、数個の変数に絞り込みを行う。他方で、労力をかけて収集した多変量データ全体の情報を活用するためには、情報縮約する必要があるが、その際用いる主成分分析や探索的因子分析でデータから探索的に求めた主成分や因子は、実学知見からの仮説に基づかないために解釈しづらいという難点がある。

研究1では、これら官能評価データのもつ特徴的な分析課題に対処するため、構造方程式モデリングの活用が有効であるかを検証する。具体的には、実学理論と知識に基づく解釈可能な潜在因子を仮定した複数の基本モデルを構造方程式モデリングによって検証し、実務応用の側面から見て構造方程式モデリングの利用が有効であることを、市販バニラカップアイスのおいしさモデルの構築例から示す[24][25]。

研究2では、実験的に試作した製品を繰り返し測定した官能評価データに対し、第1節で同定した潜在因子への効果として記述する方法を提案する[26]。

一般に、製造工程や製品配合などの設計上の要因は、一般に操作可能な独立変数であり、官能評価による製品特性（評価）や嗜好評価の分散分析や直交表解析が行われることが多い。しかし、因子に対して、操作可能な独立変数の構成概念に対する影響を記述するには、従来の探索的因子分析モデルや検証的因子分析モデルだけでは不足がある。そこで、第2節では平均・共分散構造分析（狩野，1997）[27]のモデル表現を利用して、上記の要請に

応える分散分析と因子分析の折衷的なモデルを提案する。ここではアイスクリームの試作実験を伴う官能評価データを用いて、第1節で到底した潜在因子で構成された基本モデルに対して、操作可能な独立変数の効果を同時記述することが出来るか事例で検証し、モデル利用の有効性を示す。

第3章では、消費者のセグメンテーションとターゲティングというマーケティング課題に取り組むが、第2章でも取り上げた製品設計の視点を取り入れることで実務に直結する応用法を示す。ここでは、製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーションのために、コンジョイント分析と潜在クラスモデルを統合したモデルを示し、バニラカップアイスの試作品を用いた調査事例に適用した事例によって、手法応用の実学的な有効性を確認する[28]。

ベネフィット・セグメンテーション[29][30]を実際に行う場合、性別や年齢や、主購買品などによって対象者を層別してターゲットとなる顧客セグメントを選択、決定し、その後、選択セグメントに向けた製品設計を行うという2段階の手順を踏むのが一般的である。しかし、事前の層別で同一の層に属するからと言って、同じ特性を持つ商品を好むとは限らないため、製品の設計は困難であることが多い。もし、同一の層内でも別の特性を支持する複数のグループ（セグメント）が存在するなら、それはいくつあり、どれくらいの比率で混在しているかがわからなければ、ターゲットに対し最適な製品を設計できない。

この研究では、対象者が複数の別の特性を好むセグメントの混在であると考え、混合分布を仮定する。セグメント数と割合、さらにその層を設計条件で説明してセグメントに最適な設計条件を同時に明らかにするため、直交実験計画に沿って採取したデータに対してコンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合的に発展させた構造方程式モデリングによる分析を行った。本手法を用いると、コンジョイント分析で一般に行われる個人ごとの嗜好の部分効用値を算出するための繰り返し計算を行わないため、問題となる統計的な不安定性を回避できる。また、繰り返し計算後の推定結果を事前知識による層別に平均化したり、あるいは事前知識を用いずにセグメントを同定するために推定結果をクラスター分析するといった多段の分析による誤差の蓄積問題へ対処できる[28]。

第4章では、開発品の市場での位置づけ把握のために実施される「ポジショニング」というマーケティング課題に取り組む。本章では、市販品のブランド力や試作品のコンセプトの相対的位置づけ把握をのために、評価値とともに回答時間を採取する仕組みとしてWebレスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法を考案し、平均構造のある構造方程式モデリングを利用して評価値と回答時間を同時分析するポジショニング分析法を提案する[31]-[33]。

近年、情報技術の発達により、多種多様な消費者の行動計測データが蓄積されるようになってきており、Webを介するマーケティングリサーチでも回答時間が容易に取得できる環境が整ってきた。調査回答時間は対象者の潜在的な心理を反映した行動データの1つであることを考えると、回答時間データを積極的に有効活用することが望ましい。しかしポジショニングのために特化した利用法は提案されてこなかったのが現状である。

この第4章では、出来る限り回線速度や入力方式に依存することなく回答時間を測定する「Webレスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」と名づけるシステムを考案し、このシステムで収集できる回答時間（反応時間）と回答値の2種のデータセットを使

って、複数の製品やブランドに対する調査を行った際に取得できる①回答時間の共変動成分による潜在変数、と、②評価設問の回答値を観測変数とする潜在変数、との2次元でその特徴を表現する構造方程式モデリングによるポジショニング法を提案する[31]-[33]。これは、インターネット調査における回答時間を利用した製品、ブランドのポジショニング分析法として、製品戦略の立案に知見を提供する新しい方法である。本章では、この提案手法が実学的に利用可能か検証するために、市販する食パンを対象にブランド力把握を目的に本手法によるポジショニング分析を行った実例を示し、実学的な有効性を確認する。

第5章では、価値共創の概念に基づき、企業の持つ「顧客の望ましい変化とその成長過程」に対する暗黙知[16]から「動的に変容する顧客の目的構造」という仮説を構築し、これを構造方程式モデリングで定量化し、さらに得られた知見に基づいてシナリオを形成し利用するという顧客育成法を示す[34]。顧客の変化把握のためには、継時測定による顧客の変化把握や横断測定による顧客差異の記述が欠かせないが、こういった場合に、平均構造を伴う構造方程式モデリングが威力を発揮する。第5章は「価値共創支援」を行うための構造方程式モデリングの適用事例であり、その有効性を示すことがねらいである。

ここでは、価値共創の先進企業として世界的教育サービス企業である公文教育研究会を事例研究対象として取り上げ、①エキスパート・インタビューによる仮説構築、②顧客ゴールの構造同定、③国内縦断調査による顧客ゴールの動的変容の把握、④国内横断調査による顧客ゴールの動的変容の把握の4つの研究を行う。

研究1では、顧客と企業担当者に対しエキスパート・インタビューを実施し、概念的な顧客ゴールの構造を質的に把握し、仮説構築を行う。研究2では、国内予備調査データを用いて、顧客ゴールの構造をどのように測定するか検討の上で、探索的因子分析と構造方程式モデリングによる検証的因子分析を用いて構造同定を行う。研究3では、研究2で同定した顧客ゴール構造に基づき、国内縦断調査によって5か月間という短期での顧客ゴールの動的変容の把握を試みる。第4節では、国内横断調査によって数年単位での中・長期にわたる顧客ゴールの動的変容の記述を行う。これら4つの研究を通して、顧客ゴール育成シナリオの可能性を示唆するマーケティング分野での貢献を目指しながら、総合的に、構造方程式モデリングを使った顧客育成支援法を示す。

第6章はまとめの章であり、全体を総括する。

以上、全6章を通して、製品設計から価値共創支援まで、製品開発のためのマーケティングリサーチへの構造方程式モデリングの応用を包括する。

1.4 まとめ

本章では、まず、研究対象である構造方程式モデリングの発展過程を述べたのち、製品開発をめぐるマーケティングリサーチ分野の固有の問題を解決するために、構造方程式モデリングを使った応用手法が体系化されていないことを指摘した。次に、本研究の目的について述べた。本研究の目的は、製品開発をめぐるマーケティングリサーチの主な課題である「製品設計」「セグメンテーションとターゲティング」「ポジショニング」「価値共創支援」に対し、それぞれ固有の問題に対処する利用可能な構造方程式モデリングの応用法を提案し、有用性を実データで示しながら整理することである。

本章最後では、4つの課題へ対する本論文の取り組みと章構成、概略を示した。

第2章 「製品設計」のための構造方程式モデリングの応用

～官能評価データの構造化とその利用、応用手法の開発～

官能評価(Sensory Evaluation)は、I型官能評価と呼ばれる分析型官能評価(Analytical Sensory Evaluation)とII型官能評価と呼ばれる嗜好型官能評価(Preferential Sensory Evaluation)の2つに大別される[35]。II型官能評価は、対象となる「モノ」「コト」に対する人間の嗜好について測定する評価方法の総称であり、製品開発のためのマーケティングリサーチにおいて頻繁に使用される方法論である。アイデア段階の商品案から、実際の試作品や市販商品、ブランドイメージまでさまざまなレベルの対象を評価する方法として使われており、製品設計の際の意思決定に関連する重要な情報を提供する。

本章では、製品開発のために採取したII型官能評価データへの構造化とその利用に取り組み、さらに、実験要因を組み込んだ定量化のための応用手法を新しく提案する。

官能評価データの統計的分析適用の歴史は古く、Fisher(1930)[36]の中でも、実験計画法を使用した分散分析の例題としてミルク入り紅茶についての官能評価データの分析事例が紹介されており、今日でも分散分析が多用されている。

一方で、一般的な官能評価では、「買いたさ」や「好み」、食品では「おいしさ」、化粧品では「使い心地」といった総合評価のほかに、見た目や味、香り、肌触りなど、複数の詳細評価を同時に測定することが多く、採取データは多変量データ形式となっている。しかし、官能評価多変量データの分析は、第一世代の多変量解析と呼ばれる手法群の利用に留まることが多いのが現状である。たとえば、変数間の関係性把握には重回帰分析を単体で適用してごく少数の変数間の記述をする事例が多いし、データ構造の縮約には主成分分析や因子分析を単体で適用してポジショニングマップを作成するが、これらの分析は独立に行われる。この理由は、官能評価データは、通常、変数間関係が強く重回帰モデルやパス解析などでは多重共線性が避けられないため、少数の変数を選択してモデル化する方針を選んでしまいがちであること、他方で、情報縮約に主成分分析や探索的因子分析を用いた場合、データから探索的に得た主成分や因子は、実学理論や知識に基づかないため解釈しづらいことが原因と考えられる。構造方程式モデリングを利用すれば、検証的に意味の明瞭な因子を構成して情報縮約しつつ多重共線性を避けた変数間関係記述を同時に行うことができるが、そういった活用事例は多くない。さらに、実験要因の効果把握には、多変量解析の適用とは独立に分散分析だけを適用することが一般的である。パネルに負担をかけて収集した多変量データの特性を十分に生かし切れていなかったといえる。

官能評価で得た多変量データ全体を対象に構造方程式モデリングによる分析を行えば、適切な情報縮約を行いつつ、根幹となる構造についてのより深い知見を得ることが期待できる。加えて、構造方程式モデリングを使い実験要因を取り込みモデル化して同時推定する方法論を提案すれば、一度の分析でより安定的に実験効果を定量化することも可能である。本章ではこれら「製品設計」における収集データ分析上の課題に取り組み、実データ

への適用とその解釈可能性から、有用性を評価する。

本章は大きく2つの研究で構成される。本章の2つの研究は、一般的に製品設計段階で2段階で行われる製品開発のマーケティングリサーチのステップ「①市販現行品の調査」と、「②試作品の調査」に対応している。

研究1では、検証的因子分析（**Confermatly Factor Analysis**）モデル[23][27]を用い、官能評価で得られた高い相関を持つ複数の変数に対して、実学的に説明可能な少数の因子で評価変数間構造を単純化した官能評価モデルを構築する。具体的には、事前に予備分析を実施した後に探索的に構造を同定し、その構造について安定性を確認するため複数商品を対象にモデルを適用する手順で基本構造を検証した。その上で、別年度に収集したデータへの適用によって、この基本構造の頑健性を確認しつつモデルを改良した。

研究2では、製品設計条件を実験要因として試作品を作成し、繰り返し測定という官能評価に典型的な測定方法でデータを対象にした分析方法を提案する[26]。この手法は、**SEM**を使うことで、相互相関が高く、強く共変動している詳細な個別評価を含む多変量の官能評価項目の関係性を因子として整理した上で、従来、分散分析で求めていた実験要因の効果を、その因子に対して記述できる利点がある。ここでは、提案した分析手法によって、研究1で得た評価構造モデルを基本として使いながら、実験的な要因効果を定量化する事例検証を行う。

本章では、製品開発への適用の実学的価値を議論するために、研究1、研究2、ともに化学的刺激を口内で”味わう”ことで評価を行うため、特に変数間の共変動性が高い「食品」の官能評価多変量データを取り上げる。具体的には、嗜好食品としてマーケティングリサーチが頻繁に行われる「バニラアイス」の製品開発への適用を事例として取り上げ、手法の有用性を実学的知見によって考察する。研究1ではバニラアイスの評価モデルを構築し、その評価モデルの利用可能性を市販品のパッケージ明示効果の定量化を行うことで確認する[24][25]。研究2では、試作品を使った実験的調査を繰り返し測定で行ってその要因効果を評価モデルで定量化する手法を提案しつつ、食品学的に解釈可能であるかを検証して手法の有効性を示す[26]。

2.1 研究1 官能評価データの構造化とその利用

～バニラアイスのおいしさモデルの構築[24][25]

2.1.1 はじめに

本節では、製品設計のために用いられるマーケティングリサーチ手法の1種である官能評価データの構造化を構造方程式モデリングによって行って基本モデルを得ることの実学的有用性を示す。

官能評価データでは、通常、買いたさやおいしさのような選好の総合評価の他に多様な形容語を用いた個別評価を収集する。しかし、一般にこれらの変数間関係は強いため、多重共線性を避ける目的でごく少数の変数を選択してモデル化してしまうことが多い。労力をかけて収集した複数項目に渡る情報を活用するためには、変数間関係の背後に潜在変数を仮定した因子分析モデル、あるいは、主成分分析による合成変数の作成という情報集約方法を用いることが有用である。だが、探索的に構成した因子や主成分は因子の意味が不明確になりがちで、実学的に結果を利用しにくい。第二世代の多変量解析手法と呼ばれる構造方程式モデリングを利用すれば、実学的理論に基づく因子を構成する仮説を立てて、検証的に多変量データの情報を縮約しつつ、多重共線性を避けた変数間関係記述を同時に行うことができる。

食品は化学的刺激を口内で”味わう”ことで評価を行うため、特に多変数間の共変動性が高い。嗜好食品である「バニラアイス」は官能評価が頻繁に行われるため、ここでは「製品設計」への適用事例として取り上げ、手法の有用性を実学的知見によって考察する。構造化にあたっては、知覚品質の総合評価要因である「おいしさ」を取り上げてモデルを構築する。本節事例を通し、製品開発のために収集される官能評価データへ対し、構造方程式モデリングを適用する実学的価値を示す。

2.1.2 事例背景と目的

「おいしさ」は、食品の知覚品質の総合評価要因である。この「おいしさ」をめぐる研究は、マーケティング分野に留まらず、生理学、食品学、調理学、心理学といった多くの分野で進められている。しかし、現在のところ「おいしさ」を感じる生理的なメカニズムはその全てが解明されてはいない。人間が感じている「おいしさ」を、対象者に負担をかけることなく自然な状態で、直接的に正確に機器測定する方法もまた、確立されていない。たとえ何らかの物質を人から採取し測定したり、脳内変化を記録測定したとしても、人の嗜好量・感覚量そのものを測定したわけではない。個人差を伴う「おいしさ」を機器測定を行う場合、測定にともなう費用の問題も生じる。機器を装着するような負担無く、「おいしさ」を安価に測定するために、言葉を介して観測する官能評価が広く利用されている。

食品の設計のためには、官能評価で測定された「おいしさ」を説明する統計モデルを構築することが必要となる。

おいしさの説明に「食品の成分」が用いられることもあるが、食品によっては「おいしさ」に関わるとされる成分や調理・加工等の条件が非常に広範で、かつ相当数にのぼる上に、食品に含有される成分には未知のものも多いと考えられる。特に、「バニラアイス」という食品は加工工程が多段に渡り複雑な乳化食品であり、成分値等の機器測定が容易ではない

上に、物理・化学的組成から見ておいしさを説明する関係性を数理的に記述することが難しい食品である。

こういった場合に、何らかの個別の特徴や選好を示す形容語、たとえば、甘さやその好みのような官能評価値を収集し、これを独立変数として、同じ官能評価値である「おいしさ」を説明、予測する手段をとる。だが、個々の官能表現が差異はあるものの似通った意味合いであることが多く、変数間関係が強く生じており、多重共線性の問題を抱えやすい。

構造方程式モデリングは多変数間の関係性を分析する統計手法であり、従来の多変量解析と比較して、多くの飛躍的に優れた性質を持つ手法として評価されている[7][27]。そのため、元来は心理・教育測定分野で開発された手法であるが、現在では、社会・人文・行動科学といった分野で多くの応用研究が発表されてきている[37]。

本節では、バニラカップアイスのおいしさとそれに関わる詳細な評価を官能評価によって採取した多変量データに対して、構造方程式モデリングを適用することにより、その特性を潜在変数として構造化して嗜好構造を示す「おいしさモデル」を構築する。その上で、得られた嗜好構造に食品学的な解釈を加えるという、従来とは違う形での「おいしさ」へのアプローチを試みて、構造方程式モデリング適用の有用性を示す。

2.1.3 方法

2.1.3.1 官能評価の実施方法[35]

官能評価は表 2.1、図 2.1 に示した代表的なバニラカップアイス 6 商品（ラクトアイス表示品を含む。以下アイスと表記）を対象に、評点尺度法（SD 法）により実施した。調査対象者は、アイスの主要消費者層である上、主要な購買層である主婦の予備群であることからアイスのマーケティングリサーチを行う場合に対象者として選定されることの多い女子大生とした。調査概要は表 2.2 に示す。

調査は午前・午後各パネル 1 回ずつ（計 2 回）行い、1 回につき 3 品を個別に絶対評価させた。パネル 120 名に対する各人へのサンプル提示順序は、午前・午後の 1 品目に評価するサンプルを 6 品とも同数になるように、各サンプル 20 名とした上で、残りはランダムマイズした（セミランダムマイズ）。

サンプルは評価時にアイス喫食適温の -14°C となるように -17°C 前後で調温し、1 品 40ml を透明プラスチックカップに盛り移して P～U の英字記号で提示した。

実施前には評価目的の説明と以下の注意を行った。

- a. 各サンプルについて、まず 1/3 程度を食べてから問 1 の「第一印象」を回答する。
- b. 評価の前と次のサンプルを試食する際には口ゆすぎ用の水を飲む。
- c. 香りは直接かぐのではなく、口に入れて鼻に抜ける香りを評価する。
- d. 問 2 の強弱の評価は各項目の強い・弱いを、問 2 の好み評価は好き・嫌いの程度を回答すること。
- e. 問 4 「総合的なおいしさ」評価と、最初問 1 「第一印象」の評価が矛盾していても良い。
- f. 前のサンプルの評価を後から訂正しない。
- g. 評価中の私語、口紅・香水使用の禁止

表 2.1 評価対象のバニラカップアイス商品と提示記号 (注 2.1)

記号	商品名/メーカー
P	エッセルスーパーカップ超バニラ/明治乳業
Q	バニラブルー/雪印乳業
R	AYA (彩) バニラ/明治乳業
S	ハーゲンダッツ(ミニカップ)バニラ/HDジャパン
T	雪印リーベンデール厳選素材バニラ/雪印乳業
U	Lady Borden/ロッテ

表 2.2 バニラカップアイスの官能評価の実施概要

測定方法	絶対評価による7段階評点尺度法 (SD法)
評価者	女子栄養大学栄養学部3年生120名
実施日	1995.8.1 (103名) と, 1995.8.4 (17名)
実施時間	10:10-12:30, 13:40-16:00 午前と午後1回ずつ各人2回実施 (1回20分)
実施場所	女子栄養大学食品学第一研究室内 1.5m×3.0mの大型机に各6~8名が着席
回収率	100%. 実施時間内に無効回答のチェックと再記入・再回収を実施.



図 2.1 バニラカップアイスの外観 (1995 年調査)

2.1.3.2 評価内容

表 2.3 に示した変数一覧が本報の分析対象である。全設問とも 7 段階尺度とし、問 1 は 1/3 程度食べたあとの第一印象の好き・嫌いで「どちらともいえない」を中心に「非常に好き (嫌い)」「かなり好き (嫌い)」「やや好き (嫌い)」と形容した。問 2 は強弱評価、問 3 は嗜好評価で問 2 に対応している。問 4 は「非常においしい」から「非常にまずい」までの総合評価とした。

2.1.3.3 分析方法

本調査で得られたデータの平均値と、サンプル、パネル、実施期間等、すべて本調査と条件を同じとする一対比較法調査[38][39]で得られた平均嗜好度との比較を行った結果、一部の設問を除き相関が|0.7|～|0.9|と非常に高く、このデータの信頼性が高いことが確認された(表2.4)。「問2-4口溶け」と「問2-5舌触り」はいずれも高い負の相関となっているが、これは、本調査が両極尺度であるのに対し、一対比較法は、調査の性格上、単極尺度で、+・-が逆となったためである。

また、モニタリングの結果からも特にデータに異常性は発見されなかったので全データを分析用データとした。

分析にはSASシステムのCALISプロシジャを使用し最尤法で推定し、パス図はAmosを使用して描いた。

表 2.3 官能評価の7段階評点尺度法の設問 表 2.4 平均値と一対比較法平均嗜好度の相関係数

質問番号	評価項目
問1	第一印象の好み(好き・嫌い)
問2-1	色の濃さ [の強弱評価]
-2	香りの強さ [同]
-3	甘味の強さ [同]
-4	口溶けの速さ [同]
-5	舌ざわりのなめらかさ [同]
-6	後味の強さ [同]
-7	濃厚感 [同]
問3-1a	色<強弱> [の好み評価]
-1b	色<質> [同]
-2a	香り<強弱> [同]
-2b	香り<質> [同]
-3a	甘味<強弱> [同]
-3b	甘味<質> [同]
-4a	口溶け<強弱> [同]
-4b	口溶け<質> [同]
-5a	舌ざわり<強弱> [同]
-5b	舌ざわり<質> [同]
-6a	後味<強弱> [同]
-6b	後味<質> [同]
-7a	濃厚感<強弱> [同]
-7b	濃厚感<質> [同]
問4	総合的なおいしさ(おいしい・まずい)

設問	評点尺度法(SD法)平均値						相関係数
	P	Q	R	S	T	U	
問1	4.33	3.93	4.53	4.15	4.28	4.68	0.7924
問2-1	5.02	4.09	3.30	4.73	3.57	5.63	0.9747
-2	4.52	5.13	4.12	5.16	3.98	4.46	0.8337
-3	4.59	4.85	4.33	5.04	4.28	4.58	0.9520
-4	3.79	3.79	4.22	3.88	4.25	4.16	-0.8227
-5	4.59	3.44	3.51	3.31	2.73	3.09	-0.9555
-6	4.60	4.58	4.05	5.23	4.38	4.40	0.7154
-7	4.10	4.53	3.94	4.88	4.53	4.90	0.8234
問3-1a	4.26	4.46	4.33	4.21	4.45	4.18	0.1729
-1b	4.30	4.36	4.36	4.17	4.43	4.31	0.6707
-2a	3.93	3.43	4.07	3.64	4.07	4.36	0.9101
-2b	3.84	3.46	4.04	3.83	4.06	4.46	0.8601
-3a	4.24	3.87	4.29	3.91	4.28	4.33	0.8015
-3b	4.06	3.58	4.18	3.95	4.31	4.37	0.8359
-4a	4.33	4.32	4.33	4.62	4.33	4.43	0.0147
-4b	4.27	4.26	4.25	4.49	4.23	4.41	0.1610
-5a	4.06	4.39	4.45	4.64	4.77	4.73	0.9115
-5b	3.98	4.28	4.33	4.62	4.63	4.70	0.8188
-6a	3.87	3.56	4.18	3.72	3.93	4.18	0.6735
-6b	3.75	3.38	4.16	3.59	3.75	4.19	0.7070
-7a	4.23	3.93	4.14	4.22	4.14	4.33	0.8902
-7b	4.07	3.75	4.15	4.06	4.13	4.29	0.9259
問4	4.28	3.79	4.44	4.24	4.29	4.68	0.8744

2.1.4 結果および考察

2.1.4.1 予備解析

分析の基本的枠組は、問1「第一印象」と問4「総合評価」を従属変数系、問2と問3を独立変数系と考えて嗜好構造を説明することである。これに従って、基本統計量の他、相関係数行列の吟味を行った。

まず、独立変数系の問2、問3と従属変数系である問1、問4との相関を観察すると、強弱評価をしている問2の観測変数群は従属変数群との相関が一様に低かった(図2.2)。

これは問3の嗜好評価に比べて問2の強弱評価は客観的要素が強いためと考えられるが、さらに問2の観測変数群と従属変数群をクロス集計すると、おおむね問2の変数群には最適な強さが存在し、非線型な関係があることが読み取れた。具体例として、6商品をプーリングした問2-3甘味の強弱と問4総合的なおいしさの関係を表2.5に示す(注2.2)。このような、非線型関係は他の調査においても観測されている[40]。

線形変換等の何らかの処理を行い、問2の変数群も解析に用いる方法も考えられるが、今回は問3の変数群のみを解析に用いることとした。

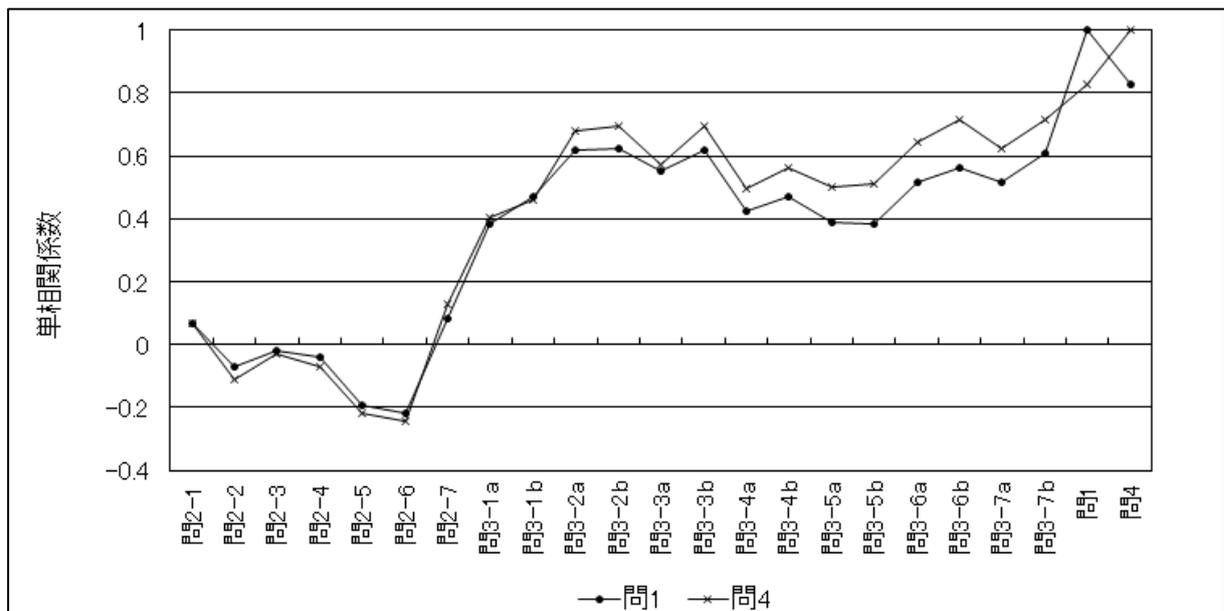


図 2.2 独立変数群 (問 1,4) と従属変数群 (問 2,3) の単相関の比較

表 2.5 甘味の強弱と総合的なおいしさの関係

		問4総合的なおいしさ							総計	
		非常にまずい ← → 非常においしい								
		1	2	3	4	5	6	7		
問3 甘味の強 さの強 弱	非常に弱い	1		1					1	
	↑	2	2	1	8	6	10	2	1	30
	↑	3	2	11	26	31	37	17	3	127
	↓	4		9	24	27	51	23	6	140
	↓	5	3	16	52	60	69	43	9	252
	↑	6	1	13	33	28	31	21	8	135
	非常に強い	7	4	6	7	7	7	3	1	35
総計		12	57	150	159	205	109	28	720	

2.1.4.2 おいしさの仮説モデルとその検討

「おいしさ」を規定する要因はいくつもあるが[41]、ここでは直接食品によって受ける刺激だけを考える。よって、図 2.3 の左に示される理論的な「おいしさ要素」である五感刺激をモデル化の対象とする。

「おいしさ」という概念と同様に、五感刺激に対応する「好み」の存在は共通体験として了解可能な概念なので、潜在変数として仮定する。問 3 群がこの潜在変数の観測変数である。図 2.3 の理論に対応するように考えた、もっとも基本となるバニラカップアイスのおいしさの仮説モデルを図 2.4 に示す。このモデルでは、聴覚を除く 4 つが潜在因子として表現されている。

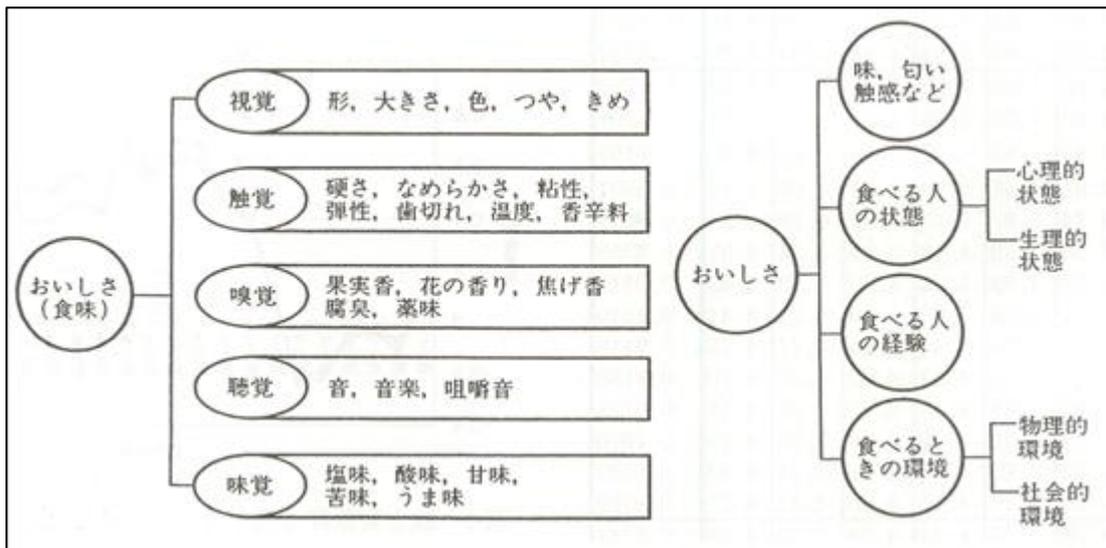


図 2.3 食事中に感じるおいしさの要素（左）とおいしさを左右する要因（右） [41]

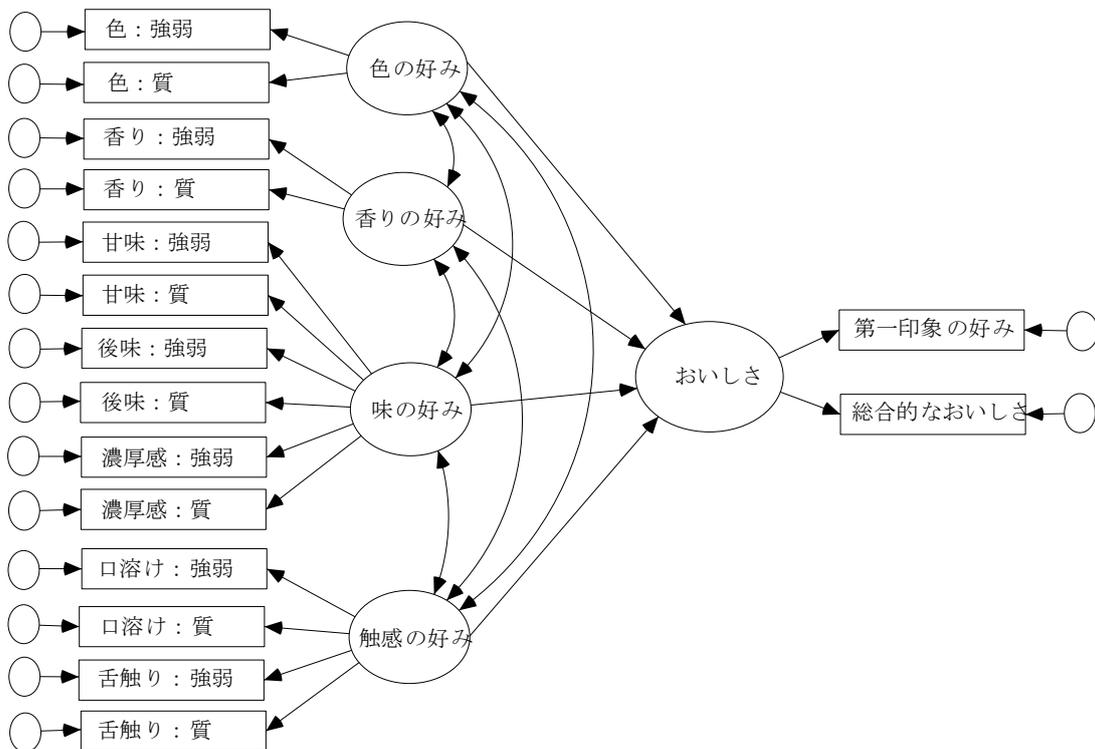


図 2.4 バニラカップアイスのおいしさモデル 1（仮説モデル）

このモデルを検討するに先立って、いくつかの検討を行った。

まず、問3の14変数の相関行列を観察すると、同じ特性の「強弱」と「質」の相関が他のペアと比較して特に高く、ほぼ同じ感覚を測定していると考えられた。そこで問3 x a + 問3 x b = V x として和得点を算出するか、a と b の共通因子を作るかを検討し、和得点 V1~V7 をモデル検討のための観測変数とした(表 2.6)。

表 2.6 和得点と標準偏差

Sample	_TYPE_	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	V8	V9
P	MEAN	8.558	7.767	8.300	8.600	8.042	7.617	8.292	4.333	4.283
	STD	2.496	2.125	2.303	2.190	2.328	2.416	1.993	1.286	1.231
Q	MEAN	8.817	6.892	7.442	8.575	8.675	6.942	7.683	3.925	3.792
	STD	1.888	2.756	2.118	1.986	2.123	2.739	2.200	1.551	1.384
R	MEAN	8.683	8.108	8.467	8.575	8.775	8.333	8.292	4.525	4.442
	STD	2.082	2.233	2.308	2.137	2.092	2.623	2.179	1.277	1.302
S	MEAN	8.375	7.467	7.858	9.108	9.258	7.308	8.275	4.150	4.242
	STD	1.932	2.653	2.363	1.965	2.048	2.473	2.238	1.543	1.414
T	MEAN	8.883	8.125	8.583	8.567	9.392	7.683	8.267	4.283	4.292
	STD	1.988	2.266	2.357	2.472	2.254	2.644	2.354	1.445	1.463
U	MEAN	8.483	8.817	8.700	8.833	9.433	8.375	8.625	4.675	4.675
	STD	2.308	2.004	2.140	2.346	2.340	2.127	2.091	1.231	1.182

次に、表 2.7 で観測変数間の単相関係数を見直すと、V2 と V3、V6 の相関が比較的強いことがわかる。そこで、当初立てた仮説モデルの前提を見直すと、図 2.4 は、人の持つ受容器(目、口等)に着目し4つの因子によっておいしさを説明しようとするものといえる。これを物であるサンプル中心に捉え直し、サンプルから直接受ける刺激の種類別に整理し直すと、化学的刺激と物理的刺激に大きく分けられることが考えられる。つまり、刺激の種類に着目すると、「F2:匂いの好み」と「F3:味の好み」は刺激の種類が同じであることから、2因子を統合した因子を想定することが可能である。

これを確認するため、事前に探索的因子分析を行ったところ、「風味の好み」因子と「触感の好み」因子が同定できた。同時に、観測変数「V1:色の好み」が両因子の指標とはいえないことも確認できたが、この結果は「視覚の好み」因子の存在を示唆するものといえる。ただし、この因子の指標は「V1:色の好み」1個しか用意できず、多重指標モデルを構成する観点からは好ましくない。そこで、この仮説モデルを検討し、パス係数の小さいことと、「視覚の好み」因子を除外したモデルの決定係数が各サンプルとも0.7以上で十分高いことを確認した上で、今回は「色」の影響を誤差として扱うことにした。

以上を考え合わせ、図 2.4 の仮説モデルを修正したモデル2(図 2.5)を検討する。

表 2.7 各サンプルの共分散行列（下三角），相関行列（上三角），分散（対角）

Sample	LABEL	V	V1	V2	V3	V4	V5	V6	V7	Y1	Y2
P	色の好み	V1	6.232	0.468	0.441	0.353	0.330	0.327	0.308	0.591	0.613
	香りの好み	V2	2.484	4.517	0.571	0.426	0.240	0.564	0.413	0.576	0.639
	甘味の好み	V3	2.537	2.793	5.304	0.419	0.263	0.598	0.618	0.602	0.681
	口溶け好み	V4	1.931	1.982	2.113	4.797	0.569	0.439	0.381	0.460	0.563
	舌ざわりの好み	V5	1.918	1.186	1.408	2.899	5.418	0.339	0.298	0.400	0.494
	後味の好み	V6	1.972	2.893	3.326	2.324	1.907	5.835	0.585	0.434	0.664
	濃厚感の好み	V7	1.533	1.749	2.836	1.664	1.383	2.819	3.973	0.490	0.665
	第1印象の好み	V8	1.896	1.574	1.782	1.294	1.196	1.347	1.255	1.653	0.800
	総合的なおいしさ	V9	1.882	1.672	1.931	1.518	1.417	1.975	1.631	1.266	1.516
Q	色の好み	V1	3.563	0.494	0.393	0.423	0.392	0.338	0.376	0.434	0.458
	香りの好み	V2	2.568	7.593	0.636	0.412	0.385	0.705	0.545	0.777	0.825
	甘味の好み	V3	1.569	3.712	4.484	0.413	0.410	0.648	0.613	0.609	0.645
	口溶け好み	V4	1.585	2.256	1.736	3.944	0.750	0.428	0.507	0.418	0.506
	舌ざわりの好み	V5	1.570	2.250	1.842	3.163	4.507	0.413	0.487	0.329	0.509
	後味の好み	V6	1.746	5.321	3.757	2.328	2.401	7.501	0.661	0.581	0.749
	濃厚感の好み	V7	1.563	3.302	2.855	2.217	2.274	3.981	4.840	0.572	0.713
	第1印象の好み	V8	1.272	3.320	2.000	1.287	1.085	2.466	1.951	2.406	0.846
	総合的なおいしさ	V9	1.197	3.145	1.891	1.390	1.495	2.836	2.169	1.816	1.914
R	色の好み	V1	4.336	0.488	0.419	0.330	0.319	0.390	0.480	0.465	0.573
	香りの好み	V2	2.270	4.988	0.672	0.524	0.494	0.649	0.532	0.637	0.735
	甘味の好み	V3	2.015	3.462	5.327	0.400	0.382	0.736	0.650	0.643	0.703
	口溶け好み	V4	1.469	2.500	1.973	4.566	0.721	0.393	0.366	0.440	0.509
	舌ざわりの好み	V5	1.390	2.310	1.845	3.223	4.378	0.392	0.350	0.388	0.549
	後味の好み	V6	2.132	3.804	4.457	2.202	2.151	6.880	0.627	0.645	0.695
	濃厚感の好み	V7	2.177	2.590	3.266	1.705	1.596	3.583	4.746	0.612	0.692
	第1印象の好み	V8	1.235	1.817	1.896	1.200	1.035	2.160	1.703	1.630	0.810
	総合的なおいしさ	V9	1.553	2.137	2.111	1.416	1.495	2.373	1.963	1.346	1.694
S	色の好み	V1	3.732	0.456	0.279	0.248	0.103	0.299	0.310	0.412	0.416
	香りの好み	V2	2.336	7.041	0.582	0.503	0.401	0.617	0.550	0.652	0.742
	甘味の好み	V3	1.272	3.646	5.585	0.506	0.348	0.682	0.670	0.630	0.729
	口溶け好み	V4	0.942	2.621	2.352	3.862	0.732	0.527	0.576	0.524	0.635
	舌ざわりの好み	V5	0.407	2.181	1.684	2.947	4.193	0.465	0.498	0.419	0.538
	後味の好み	V6	1.430	4.048	3.985	2.563	2.357	6.114	0.726	0.587	0.745
	濃厚感の好み	V7	1.341	3.266	3.543	2.533	2.281	4.015	5.008	0.601	0.741
	第1印象の好み	V8	1.229	2.669	2.299	1.589	1.322	2.239	2.076	2.381	0.888
	総合的なおいしさ	V9	1.136	2.785	2.438	1.764	1.559	2.606	2.345	1.938	2.000
T	色の好み	V1	3.953	0.360	0.328	0.367	0.442	0.268	0.375	0.494	0.419
	香りの好み	V2	1.620	5.136	0.535	0.416	0.397	0.611	0.580	0.587	0.655
	甘味の好み	V3	1.539	2.859	5.556	0.410	0.472	0.556	0.653	0.637	0.628
	口溶け好み	V4	1.806	2.332	2.389	6.113	0.616	0.494	0.631	0.573	0.648
	舌ざわりの好み	V5	1.979	2.026	2.509	3.432	5.081	0.443	0.490	0.505	0.620
	後味の好み	V6	1.408	3.662	3.464	3.231	2.638	6.991	0.647	0.607	0.732
	濃厚感の好み	V7	1.754	3.092	3.625	3.671	2.601	4.026	5.542	0.682	0.741
	第1印象の好み	V8	1.420	1.922	2.169	2.048	1.644	2.317	2.319	2.087	0.791
	総合的なおいしさ	V9	1.219	2.173	2.165	2.346	2.044	2.833	2.552	1.673	2.141
U	色の好み	V1	5.327	0.412	0.453	0.417	0.274	0.262	0.395	0.482	0.458
	香りの好み	V2	1.904	4.017	0.688	0.476	0.440	0.562	0.519	0.613	0.712
	甘味の好み	V3	2.239	2.953	4.582	0.522	0.536	0.673	0.549	0.648	0.715
	口溶け好み	V4	2.258	2.238	2.622	5.501	0.678	0.466	0.467	0.496	0.544
	舌ざわりの好み	V5	1.478	2.063	2.686	3.720	5.475	0.535	0.482	0.458	0.534
	後味の好み	V6	1.288	2.397	3.063	2.324	2.660	4.522	0.607	0.455	0.651
	濃厚感の好み	V7	1.905	2.174	2.458	2.290	2.357	2.696	4.371	0.612	0.708
	第1印象の好み	V8	1.368	1.511	1.708	1.433	1.318	1.190	1.575	1.515	0.776
	総合的なおいしさ	V9	1.251	1.688	1.809	1.508	1.478	1.636	1.751	1.129	1.398

2.1.4.3 おいしさモデルの探索と検討

(A) モデル2の評価と検討

潜在変数に関する仮説を、化学的刺激による「F1：風味（化学的要因）の好み」と、物理的刺激による「F2：触感（物理的要因）の好み」が「F3：おいしさの好み」に影響を与え、これは観測変数「V8：第一印象の好み」、「V9：総合的なおいしさ」により測定されるというものに改めたのが図 2.5 のモデル2である。モデル1とは異なり、「V2：香りの好み」も「V3：甘味の好み」も、同じ「F1：風味の好み」の測定項目としてまとめた。

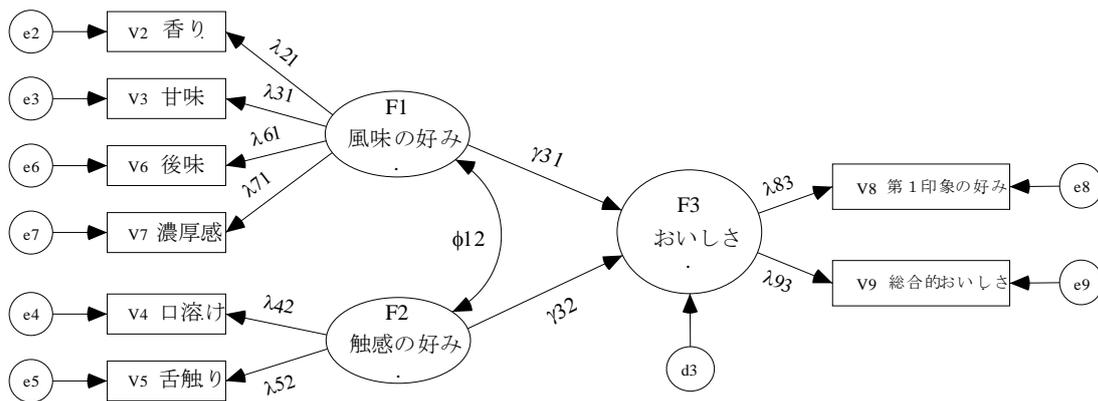


図 2.5 バニラカップアイスのおいしさモデル2

6 サンプルのバニラについて、モデル2（図 2.5）を個別に適用した結果、得られた適合度指標と標準解を、表 2.8 及び表 2.9 にまとめた。

カイ 2 乗適合度検定の結果を見ると、有意水準 5% でサンプル P, Q, U が棄却され、有意水準を 1% に設定してもサンプル Q は棄却される。カイ 2 乗値と自由度 (17df) との比を算出しても、Q だけがとりわけ適合の悪さを示すことが確認された。RMSEA は Q だけが 0.14 で適合が悪く、GFI についても他のサンプルはいずれも 0.95 か 0.94 でよく適合しているが、Q は 0.89 と小さい。

以上の結果を総合すると、サンプル Q は図 2.5 の多重指標モデルを受容できないと判断される。サンプル Q の特徴としては「V8：第 1 印象の好み」「V9：総合的なおいしさ」の平均値が 4 未満と最低である点を指摘できる（表 2.6）。サンプル P と U の統計学的な判断は微妙である。従属変数「F3：おいしさの好み」の決定係数は、サンプル S の 0.78 が最低で、他のサンプルは全て 0.8 以上であり説明力は高い。

表 2.9 に示すように、サンプル P と S では Y2 の独自分散が負の値になるという不適解であるが、ここでは、実学的解釈の上では問題は生じないと考え、以降、6 サンプルの各パス係数の総合的に検討する。

まず、どのサンプルにおいても「F1：風味の好み」から「F3：おいしさの好み」へのパス係数が大きく、「F2：触感の好み」から F3 へのパス係数が小さい点が共通している。触感より風味がおいしさに強く影響することは常識的には理解できるところだが、F2→F3 のパス係数が 0 であるという帰無仮説が、サンプル Q, R, S, U で棄却できない（有意水準 5%）。その上、サンプル U では検定結果が棄却されたばかりでなく、-0.07 とわずかではあるが負に推定された。これは「F2：触感の好み」が低くて嫌われるほど「F3：おい

しさ」が高く、おいしくなるということではない。なぜなら「F2：触覚の好み」の指標である「v4：口溶けの好み」と「v5：舌触りの好み」は「V8：第一印象の好み」「V9：総合的なおいしさ」と正の単相関があるので、全体としては「F2：触覚のおいしさ」も「F3：おいしさ」に貢献しているからである。あくまでも、「F1：味覚の好み」に比較して「F2：触感の好み」の方が「F3：おいしさ」に貢献していることを示しているだけと解釈でき、大きな問題ではないといえる。

表 2.8 各バニラカップアイスにおけるモデル 2 の適合度指標

	χ^2	P-値	GFI	AGFI	RMSEA
P	32.20	0.01	0.94	0.87	0.09
Q	59.46	0.00	0.89	0.77	0.14
R	27.36	0.05	0.95	0.89	0.07
S	23.25	0.14	0.95	0.90	0.06
T	25.69	0.08	0.95	0.90	0.07
U	33.90	0.01	0.94	0.87	0.09

表 2.9 各バニラカップアイスにおけるモデル 2 の標準解と決定係数 R²

	λ_{21}	λ_{31}	λ_{61}	λ_{71}	λ_{42}	λ_{52}	γ_{11}	γ_{12}	λ_{83}	λ_{93}	ϕ_{12}	eY ₂	R ²
P	0.700	0.790	0.769	0.741	0.811	0.702	0.730	0.233	0.798	1.003	0.634	-0.008	0.803
Q	0.858	0.734	0.821	0.754	0.875	0.857	0.928	0.020	0.854	0.991	0.610	0.033	0.885
R	0.800	0.843	0.828	0.755	0.840	0.859	0.824	0.145	0.846	0.958	0.597	0.139	0.843
S	0.754	0.794	0.839	0.822	0.930	0.787	0.827	0.080	0.857	1.037	0.702	-0.149	0.783
T	0.726	0.733	0.793	0.836	0.814	0.757	0.751	0.256	0.841	0.941	0.788	0.245	0.933
U	0.779	0.826	0.754	0.746	0.818	0.828	0.985	-0.067	0.811	0.957	0.767	0.118	0.873

表 2.10 モデル 2 の基準化残差（大きい順に 7 つ）

	1	2	3	4	5	6	7
P	V8, V6 -2.99	V7, V2 -2.88	V8, V2 2.12	V9, V5 2.00	V5, V3 -1.85	V9, V4 -1.82	V8, V3 1.48
Q	V8, V2 4.32	V7, V2 -4.18	V9, V2 3.43	V8, V6 -3.22	V9, V3 -2.88	V8, V5 -2.56	V7, V4 2.29
R	V4, V2 2.86	V9, V5 2.49	V7, V2 -2.44	V9, V3 -2.25	V8, V5 -2.16	V9, V2 2.05	V6, V3 2.05
S	V9, V2 3.30	V7, V2 -2.45	V8, V2 2.39	V5, V3 -2.15	V9, V6 -2.03	V8, V6 -1.84	V7, V6 1.72
T	V7, V4 2.96	V9, V3 -1.65	V8, V3 1.59	V7, V3 1.52	V9, V6 1.43	V4, V3 -1.39	V9, V5 1.36
U	V8, V6 -3.57	V7, V3 -2.49	V9, V7 2.28	V7, V2 -1.95	V6, V3 1.89	V3, V2 1.84	V8, V3 -1.73

表 2.10 に示した基準化残差を分析すると、風味の測定指標である「V2：香りの好み」と「V7：濃厚感の好み」の残差が大きいことがわかる。香りと濃厚感の残差項に相関を仮定すると、適合度の問題が顕在化しなくなることを確認したが、共通因子である「F1：風味の好み」が一定であるとき、「V2：香りの好み」と「V7：濃厚感の好み」が互いに共変動することをうまく解釈できない[42]。

他に、基準化残差からは従属変数の「V8: 第一印象の好み」にも問題が発見された。「V8: 第1印象の好み」はアイスを食べた直後に回答した評価であり、十分においしさを認識する前の回答である可能性が考えられる。逆に「V9: 総合的なおいしさ」は7項目の好みを評価した後に回答しているため、評価内容の連続性により、うまく説明されているとも考えられる。

表 2.7 で V8, V9 と、V2~V7 との単相関係数を比較した結果、V8 と V9 間の相関は高いものの、単相関係数は V8 が V9 よりも一様に低いことが読みとれた。このため「F3: おいしさ」からの影響指標は V8 よりも V9 の方が大きく推定されることになる。特に不適解となったサンプル P と S で観測変数との相関係数の差が大きく、V8 と V9 の相関係数も 0.8 以上と高いという特徴があり、このため不適解が出たと考えられる。そこで、「V8: 第一印象」を削除し「V9: 総合的なおいしさ」のみを説明することを目的としたモデル 3 (図 2.6) を立て、これを検討することにした。

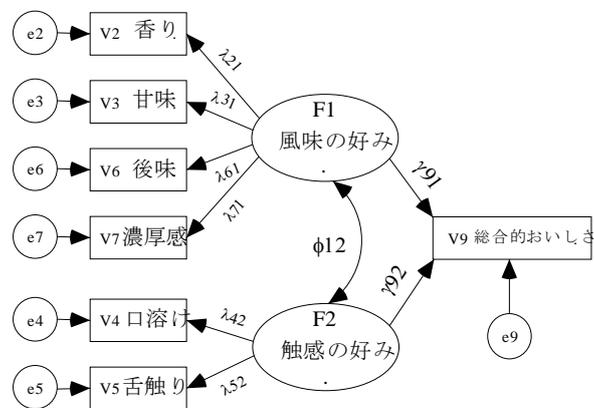


図 2.6 バニラカップアイスのおいしさモデル 3

(B) モデル 3 の評価と検討

6 サンプルのアイスについて図 2.6 に示した多重指標モデルを個別に適用し、表 2.11 にモデル 3 の適合度指標をまとめた。カイ 2 乗検定ではサンプル Q だけが棄却される (5% 水準)。標本数が $n=120$ と小さいので、この検定結果は無視できない。RMSEA についても Q だけは 0.12 と大きい。GFI は 0.94 だが AGFI は 0.84 と低下が著しい。他のサンプルについても、カイ 2 乗検定は 5% 水準でかろうじて受容されるが、GFI と AGFI の差が大きい。RMSEA も 0.10 未満ではあるが、0.05 を超えており、微妙な結果で再検討の余地がある。

表 2.11 各バニラカップアイスにおけるモデル 3 の適合度指標

	χ^2	P-値	GFI	AGFI	RMSEA
P	17.09	0.15	0.96	0.91	0.06
Q	31.58	0.00	0.93	0.84	0.12
R	21.17	0.05	0.95	0.89	0.08
S	19.70	0.07	0.95	0.89	0.07
T	19.77	0.07	0.96	0.90	0.07
U	20.22	0.06	0.95	0.89	0.08

表 2.12 はモデル 3 の標準解と従属変数「V9：総合的なおいしさ」の決定係数である。測定方程式モデルのパス係数を見る限りでは特に問題を発見できない。決定係数も 0.8 前後と良好である。しかし表 12 に示した基準化残差を検討すると、やはり「V2：香りの好み」と「V7：濃厚感の好み」の残差が大きく、両変数には依然問題がありそうである。

「香り」は味評価にも影響を及ぼすことが知られているが[43]、バニラカップアイスに含まれると考えられる香り成分は数千にのぼり、今回のサンプルもそれぞれ特徴的で複雑な香りを持っており、そのため一元的に「香り」として評価することが難しかったことが考えられる。

また、濃厚感とは 5 基本味と香りの複合感覚である上に、色や口溶け、舌触りなどの物理的刺激的影響も受ける可能性があり、複雑な評価構造を持つといえる。その為「V7：濃厚感の好み」は「F1：風味の好み」と「F2：触感の好み」の両方からパスを受けるモデルも考えられる。

最終的には、「V2：香りの好み」が「F1：風味の好み」の重要な測定指標であるので、適切に測定されていないと判断される「V7：濃厚感の好み」の方を除外したモデル 4（図 2.7）を考えた。

表 2.12 各バニラカップアイスにおけるモデル 3 の標準解と決定係数 R²

	λ_{21}	λ_{31}	λ_{61}	λ_{71}	λ_{42}	λ_{52}	γ_{91}	γ_{92}	Φ_{12}	R ²
P	0.700	0.791	0.768	0.741	0.811	0.702	0.730	0.234	0.634	0.807
Q	0.855	0.734	0.824	0.756	0.872	0.860	0.915	0.026	0.611	0.868
R	0.800	0.844	0.827	0.755	0.827	0.871	0.770	0.166	0.594	0.773
S	0.758	0.798	0.833	0.820	0.936	0.783	0.865	0.074	0.700	0.844
T	0.727	0.725	0.801	0.834	0.804	0.762	0.681	0.271	0.787	0.827
U	0.777	0.822	0.764	0.745	0.816	0.831	0.952	-0.077	0.768	0.801

表 2.13 モデル 3 の基準化残差（大きい順に 7 つ）

	1	2	3	4	5	6	7
P	V7, V2 -2.89	V9, V5 2.02	V9, V4 -2.02	V5, V3 -1.86	V4, V2 1.29	V5, V2 -1.27	V9, V2 1.18
Q	V7, V2 -4.13	V9, V2 3.80	V9, V3 -2.76	V7, V4 2.29	V9, V6 -1.98	V5, V2 -1.97	V7, V5 1.95
R	V4, V2 2.97	V7, V2 -2.46	V9, V2 2.2	V9, V3 -2.12	V6, V3 2.08	V5, V2 1.92	V9, V7 1.71
S	V9, V2 3.19	V7, V2 -2.51	V5, V3 -2.14	V7, V6 1.96	V9, V6 -1.79	V7, V5 1.24	V7, V4 1.19
T	V7, V4 3.07	V7, V3 1.83	V9, V6 1.19	V4, V3 -1.17	V9, V3 -1.12	V4, V2 -1.06	V7, V6 -1.02
U	V9, V7 2.36	V7, V3 -2.29	V3, V2 2.00	V9, V6 -1.86	V7, V2 -1.84	V6, V3 1.72	V9, V3 -1.47

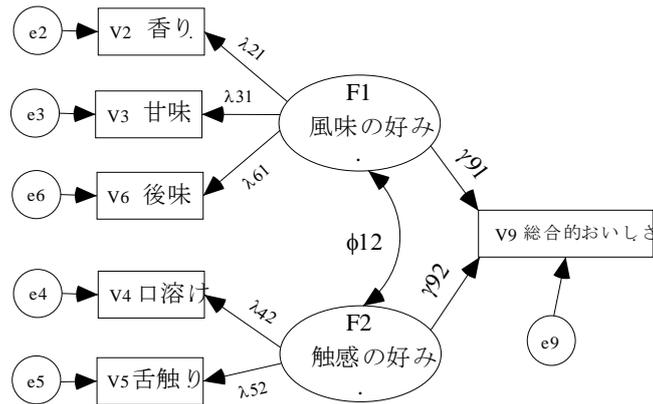


図 2.7 バニラカップアイスのおいしさモデル 4

(C) モデル 4 の評価と検討

「V7: 濃厚感の好み」を除外するとカイ 2 乗値は表 2.14 に示すように大きく減少した。モデル 3 で問題のあったサンプル Q も受容される。一方、サンプル R の改善は不調で RMSEA は 0.08 のまま変化しない。GFI と AGFI の差 (0.97-0.90) も 0.07 で最も大きく、「V2: 香りの好み」の残差が影響していると考えられる。標本サイズ (n=120) が小さいのでサンプル R にモデル 4 を適合させる判定は微妙だが、他のサンプルの適合度は申し分のない結果を示している。

表 2.15 の標準解をみると、各サンプルとも測定方程式モデルに関しては良好だといえる。決定係数も各サンプルともに 0.7 以上の値であり、説明力は高い。指標として、「V1: 色の好み」「V7: 濃厚感の好み」を除いた影響は、誤差に含まれるが、その影響は大きくないことがわかる。

モデル 2、3 同様、構造方程式モデルは「F1: 風味の好み」から「V9: 総合的なおいしさ」へのパス係数 γ_{91} が γ_{92} よりもかなり大きい点が、どのサンプルでも共通している。サンプル Q,S,U は $\gamma_{92} = 0$ の帰無仮説を 5%水準で棄却できないが、観測変数 V4,V5 あるいは F2 と V9 の単相関は中程度で、触感の影響は存在する。

このモデル 4 は、もう一つ別の解釈が出来る。モデル 4 では風味と触感に相関 ϕ_{12} を仮定し、両者が共変動しながら、おいしさに影響を与えたと考えたが、相関ではなく間接効果も想定できる。つまり触感から風味へのパス γ_{12} を設定し、最初に触感に接し、それが風味に影響を与えおいしさを感じるという経路の間接効果と、触感そのものからおいしさへの直接効果とを考えるのである。この場合、 γ_{92} が 0 でも間接効果を考慮して「触感の好み」の影響を解釈するというものである。この場合、適合度も標準解もモデル 4 と同じで、仮説だけが異なる。解釈的な面白さはあるが、食感を経てから風味を感じるという時間的な因果関係、さらに「風味の好みと同じ場合の触感の好み」というような仮定は、生理学的あるいは、食品学的に見て脆弱性を残すため、モデルの修正は行わず、本研究では因子間共変動のモデルをそのまま採用することにした。

表 2.14 各バニラカップアイスにおけるモデル 4 の適合度指標

	χ^2	P-値	GFI	AGFI	RMSEA
P	7.32	0.40	0.98	0.94	0.02
Q	7.94	0.34	0.98	0.93	0.03
R	12.26	0.09	0.97	0.90	0.08
S	8.95	0.26	0.98	0.93	0.05
T	3.69	0.82	0.99	0.97	0.00
U	7.68	0.36	0.98	0.93	0.03

表 2.15 各バニラカップアイスにおけるモデル 4 の標準解と決定係数 R²

	λ_{21}	λ_{31}	λ_{61}	λ_{42}	λ_{52}	γ_{91}	γ_{92}	Φ_{12}	R ²
P	0.734	0.780	0.766	0.814	0.699	0.718	0.239	0.638	0.791
Q	0.885	0.725	0.816	0.867	0.866	0.866	0.097	0.564	0.854
R	0.822	0.839	0.825	0.830	0.869	0.767	0.166	0.606	0.752
S	0.780	0.788	0.811	0.936	0.782	0.876	0.081	0.634	0.870
T	0.742	0.701	0.817	0.802	0.768	0.650	0.329	0.737	0.846
U	0.796	0.855	0.763	0.820	0.827	0.834	0.032	0.747	0.736

2.1.4.4 食品学的な解釈

モデルからは、「触感の好み」よりも「風味の好み」の方が「総合的なおいしさ」に強く影響することが読み取れる。食品学的に見ると、さらに「触感の好み」から「総合的なおいしさ」への影響度を知るためにはOR%という製造上コントロール可能な特性との関係を調査する必要性が示唆されている。これは、バニラカップアイスの製品設計上、有用な知見であるといえる。

一般にアイスの味は 原材料とその配合比、製造条件等により変化するのだが、今回取り上げたサンプルは市販品のためこれらの条件は統制下にはない。サンプル数も 6 品と少ないので、食品学的な解釈は難しい。しかし OR%（オーバーラン比率＝空気の含有率）という特性を導入すると潜在変数である F2 のより具体的な解釈が容易になる。

各サンプルにおける「F2：触感の好み」から「V9：総合的なおいしさ」へのパス係数 γ_{92} を大きい順に並べると、T>P>R>Q>S>U となっており、OR%が低いサンプルほど γ_{92} が大きいという関係がほぼ成り立っていると推察できる。

ただし 評価した 6 品は市販品なので OR%を算出するのに必要な比重を加工前に直接測定することができず、この比重を逆算するための原材料比も不明である。比重を成分値から逆算するためには、正確な成分値測定が必要だがこれも容易ではない。そこで、ここでは関係性の概要のみを把握することを目的に、全品とも比重を 1.1 として概算を求めて検討した。その結果、サンプル U と Q が高 OR%、これと比較して残り 4 サンプルが低 OR%であることが推定された。OR%の範囲は、40%前後のものから 100%を超えるものまでと広範であることがおよそ把握できた。

一般的に OR%の変化がアイスの味に与える影響として以下の経験的知見がある。

- a. OR%が高いほどふわりとした触感となり、同じ温度の低 OR%品に比べ冷たさを感じにくい。

- b. 高 OR%品は氷晶が細かいことが多く、舌触りもなめらかに感じやすい。低 OR%品は逆に氷晶が大きく、ざらついた舌触りになりやすい。
- c. 高 OR%品は脂肪の凝集が進んでおり、こくみが増す分口溶けが遅くなり、後味も残りやすい。一方、低 OR%品は脂肪の凝集が進んでおらず、口溶けが早くさっぱりとした後味となる。

これらの経験的知見に照らして分析結果を解釈すると、低 OR%であれば触感の好みの影響が大きく、逆に高 OR%であれば風味の好みの方が主体となって「おいしさ」を形成し、触感の好みは単独では影響しないという傾向を考えることができる。

ただし、例外的に S は低 OR%にも関わらず γ_{91} が小さく、これは S が非常に特徴的なフレーバーを持つためではないかと考えられた。OR%だけでは単純に触感の影響を説明しきれない可能性も同時に示唆していた。

以上より、構造方程式モデリングを利用して、高度に相関の強い官能評価多変量データに対して、食品学的、生理学的な理論に則った検証的因子を含む官能評価モデルを構築、定量化した結果は、食品学的に解釈可能で、十分に製品設計実務に示唆を与えるものであった。

2.1.5 モデルの頑健性の確認と改良

前項では、バニラカップアイスの官能評価モデルを複数検討し、6 変数モデル（おいしさモデル 4）を最終モデルとした。実学的な解釈から見て基本構造は把握できたといえる。

本項では、前項までで得たモデルが次節で取り組む構造方程式モデリングの応用手法開発と事例研究に耐えうるモデルであるか経年で採取した別データセットへのモデル適用を試み、その頑健性を確認しつつ改良を加える。改良では、今回モデルに含めていない官能評価用語（観測変数）を増やし、より詳細なモデルを構築する。

2.1.5.1 検証用データ

第二回目の官能評価は 1998 年の 7 月 23 日～7 月 30 日に実施した。対象者は女子栄養大学の栄養学部 3 年生を主とする 240 名であり、ブランド明示・非明示でそれぞれ 120 名の 2 群にわけ各群別に調査を計画し、非明示群 3 名の欠席者を除く 237 名（明示 117 名、非明示 120 名）よりデータを採取した。基本的な調査実施方法は、2.1.3.1 節に記載した官能評価の実施方法に準ずる^(注 2.3)。

サンプルは表 2.16、図 2.8 に示した実施年当時市販されていた、代表的なバニラカップアイス 12 商品（ラクトアイス表示品を含む）とした^(注 2.1)。

表 2.16 サンプル一覧 (1998 年調査) (注 2.1)

No.	商品名	メーカー	No.	商品名	メーカー
05	北海道濃縮乳使用・バニラ	森永乳業	48*	リーベンデール・バニラ	雪印乳業
17	たっぷりおいしいバニラ	森永乳業	55	ねるじえら・バニラ	雪印乳業
20	エッセルスーパーカップ超バニラ	明治乳業	64	ハーゲンダッツミニカップバニラ	HD ジャパン
29	AYA(彩)・生クリームバニラ	明治乳業	73	フォション・マダガスカルバニラ	ナポリ
32*	ブルージェ・バニラ	明治乳業	82	ラプリーチョイス・バニラ	グリコ
37	ゼロ・バニラ	ロッテ	91*	ローソンバニラアイスクリーム・プレミアム	ローソン



図 2.8. バニラカップアイスの外観 2 (1998 年調査)

第二回目の調査内容は表 2.17 に示した 38 項目であり、前項の調査と基本構成は同じである。ただしモデルの検討経過を踏まえ、評価項目は補充・変更を加えた。評価方法は 7 段階の評点尺度法である。

モニタリングの結果からも特にデータに異常性は発見されなかったので全データを解析用データとした。ただし、前項までと同様、問 2 の質問群はいずれも「問 1 第一印象の好み」および「問 2 総合的なおいしさ」と非線形性が高く相関が問 3 群に比べ低いのでモデル構築からは除外し、検討対象を問 1、問 3、問 4 の全 20 変数とした。

表 2.17 第二回調査項目一覧

質問番号	評価項目
問1	第一印象の好み(好き・嫌い)
問2-1	色の濃さ [の強弱評価]
-2	見た目のきめ [同]
-3	見た目の溶け方 [同]
-4	さじ通り [同]
-5	冷たさ [同]
-6	口溶けの速さ [同]
-7	舌触りのなめらかさ [同]
-8	バニラ臭の強弱 [同]
-9	薬品臭の程度 [同]
-10	甘味の強弱 [同]
-11	塩味の強弱 [同]
-12	苦味の程度 [同]
-13	さっぱり感の程度 [同]
-14	こくの程度 [同]
-15	後味の強弱 [同]
-16	濃厚感の強弱 [同]
-17	たまごっぽさの程度 [同]
-18	牛乳っぽさの強弱 [同]
問3-1	色 [の好み評価]
-2	見た目のきめ [同]
-3	見た目の溶け方 [同]
-4	さじ通り [同]
-5	冷たさ [同]
-6	口溶け [同]
-7	舌触り [同]
-8	バニラ臭 [同]
-9	薬品臭 [同]
-10	甘味 [同]
-11	塩味 [同]
-12	苦味 [同]
-13	さっぱり感 [同]
-14	こく [同]
-15	後味 [同]
-16	濃厚感 [同]
-17	卵っぽさ [同]
-18	牛乳っぽさ [同]
問4	総合的なおいしさ(おいしい・まずい)

2.1.5.2 分析方法

検討する仮説モデルは、前項で最終モデルとして得た 6 変数モデル (図 2.7) と、新たに追加した評価項目を含む 13 変数モデル (図 2.9) である。分析は構造方程式モデリングを利用し、商品サンプルごとに、平均構造のある多母集団の同時分析を行った[20]。パッケージ非明示群の潜在因子平均を 0 と制約したモデルを置き、それに対しパッケージ明示群の潜在因子平均を自由母数として推定し、パッケージ明示の効果を実証する。検討は、パッケージ明示群と非明示群での因子平均以外の母数推定値が同じという強因子不変制約から、因子分散、誤差分散、構造モデル、測定モデル等の母数推定値を等しいとする制約を 1 つずつ外した下記、5 つのモデルについて行った。各商品毎に、最も適合の良いものを選択するが、適合度指標の基準は $N=237$ なので、 χ^2 値を参考にし、CFI=0.95、RMSEA は 0.05 以下とする。ただし、0.1 までは許容可能と考え、その上で、モデル 1~5 の中で、AIC 基準値のなるべく小さいモデルを選択することとした (100 以下程度目安)。

なお分析は、構造方程式モデリングの専用ソフトである Amos で分析を行った。

- ・モデル1: 因子負荷量・因子間パス・潜在変数・誤差の独自分散の制約→潜在変数の平均値のみ差がある
- ・モデル2: 因子負荷量・因子間パス・潜在変数の制約→潜在変数の平均値と誤差分散に差がある
- ・モデル3: 因子負荷量・因子間パスの制約→潜在変数の平均値と誤差分散、潜在変数の分散に差がある
- ・モデル4: 因子負荷量の制約→潜在変数の平均値と誤差分散、潜在変数の分散、因子間パスに差がある
- ・モデル5: 等置制約無し→構造のみが異なり、その他は全て異なる

2.1.5.3 結果および考察

(A) おいしさモデル4（6変数モデル）の頑健性の確認

前節で最終的に採択したバニラアップアイスの「おいしさモデル4（6変数モデル）」を仮説モデルとし今回収集した237名のデータの2群データ（非明示117名/明示120名）に適用し、平均構造のある多母集団モデルで2群の差異を記述、各商品ごとに上述の5つのモデルについて適合度を算出し、最終的に最も適合のよいモデルをそれぞれ選択した。この結果、すべてのモデルで構造不変が成り立ち、その頑健性が示された。各商品ごとに選択されたモデルとその適合度を表2.18に示す。

なお、12商品別に、パッケージ明示群、非明示群それぞれに個別に6変数モデルで分析した場合の適合度が表2.19であり、いずれの適合も悪くない。これからも構造の頑健性が示されたと言える。

表 2.18 各サンプル毎に選択されたモデルの適合度（6変数モデル）

サンプル	選択されたモデル	乖離度	自由度	確率	パラメータ数									決定係数	
		CMIN	DF	P	NPAR	CMIN/DF	NFI	PNFI	CFI	RMSEA	AIC	非明示R ²	明示R ²		
5 北海道	モデル1	45.562	32	0.06	22	1.424	0.989	0.754	0.997	0.043	89.562	0.854	0.854		
17 たっぷり	モデル1	47.942	32	0.04	22	1.498	0.987	0.752	0.996	0.047	91.942	0.801	0.801		
20 エッセル	モデル1	45.273	32	0.06	22	1.415	0.989	0.754	0.997	0.043	89.273	0.819	0.819		
29 AYA	モデル1	40.587	32	0.14	22	1.268	0.991	0.755	0.998	0.035	84.587	0.847	0.847		
37 ゼロ	モデル1	42.211	32	0.11	22	1.319	0.987	0.752	0.997	0.038	86.211	0.775	0.775		
48 リーベン	モデル1	41.687	32	0.12	22	1.303	0.990	0.754	0.998	0.037	85.687	0.850	0.850		
55 ねるじゅら	モデル1	21.016	32	0.93	22	0.657	0.995	0.758	1.000	0.000	65.016	0.733	0.733		
91 ローゾン	モデル2	32.623	26	0.17	28	1.255	0.992	0.614	0.998	0.033	88.623	0.753	0.802		
32 ブルージェ	モデル3	37.239	24	0.04	30	1.552	0.992	0.567	0.997	0.049	97.239	0.787	0.909		
64 ハーゲン	モデル4	35.017	23	0.05	31	1.522	0.992	0.543	0.997	0.048	97.017	0.834	0.813		
82 ラプリー	モデル5	27.051	18	0.08	36	1.503	0.992	0.425	0.997	0.048	99.051	0.645	0.633		
73 フォション		35.648	18	0.01	36	1.98	0.993	0.425	0.996	0.065	107.65	0.687	0.782		

表 2.19 おいしさモデル 4 (6 変数モデル) の個別分析の適合度

非明示群	適合度指標	05_1	17_1	20_1	29_1	32_1	37_1	48_1	55_1	64_1	73_1	82_1	91_1
CMIN	乖離度	12.463	18.006	13.03	9.932	18.859	10.256	6.334	7.67	11.234	17.615	15.673	7.444
DF	自由度	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7
P	確率	0.086	<i>0.072</i>	0.071	0.192	<i>0.009</i>	0.175	0.501	0.363	0.129	<i>0.074</i>	<i>0.028</i>	0.384
NPAR	パラメータ数	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14
CMINDF	乖離度/自由度	1.78	2.572	1.861	1.419	2.694	1.465	0.905	1.096	1.605	2.516	2.239	1.063
RMR	残差平方平均平方根(RMR)	0.078	0.053	0.062	0.04	0.081	0.059	0.038	0.043	0.056	0.065	0.064	0.035
GFI	GFI	0.967	0.954	0.964	0.971	0.95	0.971	0.982	0.979	0.97	0.955	0.957	0.979
AGFI	修正済みGFI(AGFI)	0.9	<i>0.887</i>	<i>0.897</i>	0.913	<i>0.85</i>	0.913	0.947	0.936	0.911	<i>0.884</i>	<i>0.877</i>	0.936
RMSEA	平均二乗誤差平方根(RMSEA)	0.083	0.12	0.088	0.062	0.122	0.064	0	0.029	0.073	0.116	0.107	0.024
AIC	赤池情報量規準(AIC)	40.463	46.006	41.03	37.932	46.859	38.256	34.334	35.67	39.234	45.615	43.673	35.444
明示群	適合度指標	05_2	17_2	20_2	29_2	32_2	37_2	48_2	55_2	64_2	73_2	82_2	91_2
CMIN	乖離度	13.424	9.358	5.613	5.057	4.53	9.32	5.168	6.473	13.979	7.819	3.428	13.456
DF	自由度	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7
P	確率	0.062	0.228	0.586	0.653	0.717	0.231	0.639	0.486	0.052	0.349	0.843	0.062
NPAR	パラメータ数	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14	14
CMINDF	乖離度/自由度	1.918	1.337	0.802	0.722	0.647	1.331	0.738	0.925	1.997	1.117	0.49	1.922
RMR	残差平方平均平方根(RMR)	0.047	0.052	0.037	0.02	0.029	0.049	0.035	0.038	0.055	0.033	0.03	0.058
GFI	GFI	0.964	0.974	0.986	0.986	0.987	0.977	0.985	0.982	0.962	0.979	0.99	0.963
AGFI	修正済みGFI(AGFI)	0.893	0.922	0.957	0.958	0.961	0.93	0.955	0.945	<i>0.886</i>	0.937	0.97	<i>0.889</i>
RMSEA	平均二乗誤差平方根(RMSEA)	0.089	0.054	0	0	0	0.055	0	0	0.094	0.032	0	0.088
AIC	赤池情報量規準(AIC)	41.424	37.358	33.613	33.057	32.53	37.32	33.168	34.473	41.979	35.819	31.428	41.456

(B) バニラカップアイスのおいしさモデル 5 (13 変数モデル) の検討

モデルの検討経過を踏まえて 6 変数モデルを改良し、より詳細な評価構造モデルとして観測変数を増やした 13 変数モデル (図 2.9) を検証する。分析は 6 変数モデルと同様に、平均構造のある多母集団の同時分析の利用し、モデルの制約をはずしながら、パッケージ非明示群と、明示群の違いを検証するが、ここではより詳細に表 2.20 に示す 8 つのモデルで検証した。ケース数が 237、変数数が 13 と大きいため p 値はいずれも 0 と算出されてしまうため、AIC と RMSEA を中心に CFI を参考にしながらモデル選択を行う。表 2.21 に各商品で選択されたモデルの適合度を示す。

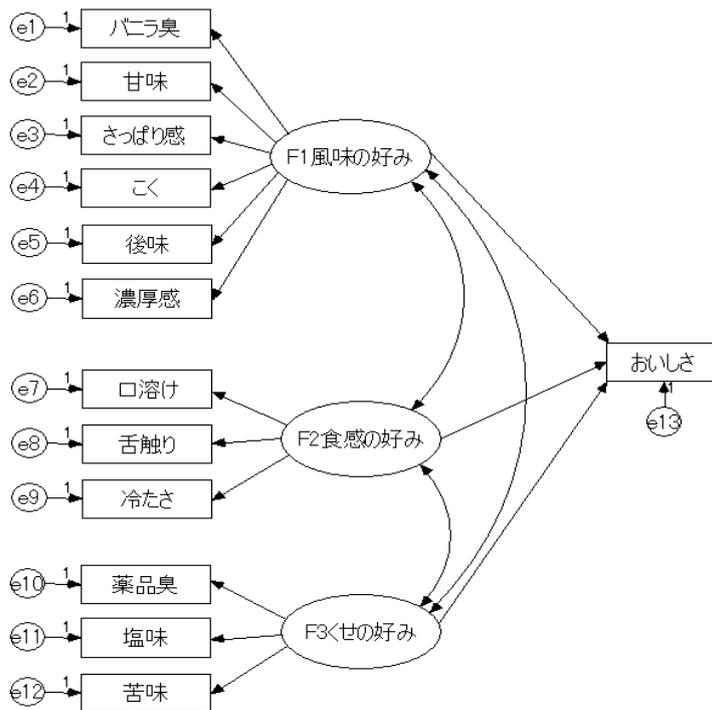


図 2.9 バニラカップアイスのおいしさモデル 5 (13 変数モデル)

表 2.20 おいしさモデル 5（13 変数モデル）の検討モデル一覧

等値制約	因子平均	観測変数の誤差分散	因子分散	因子間相関	おいしさへの因子負荷	因子負荷
model1	○	○	○	○	○	○
model2		○	○	○	○	○
model3			○	○	○	○
model3-2		○		○	○	○
model4				○	○	○
model5					○	○
model6						○
model7						

○印が、制約ありを示す。

表 2.21. 各サンプル毎に選択されたモデルの適合度（13 変数モデル）

サンプル	選択モデル	χ^2	DF	パラメータ数	χ^2/DF	CFI	RMSEA	AIC
S37 ゼロ	model2	361.535	161	47	2.246	0.975	0.073	455.535
S55 ねるじゅら	model2	357.105	161	47	2.218	0.979	0.072	451.105
S73 フォション	model2	386.833	161	47	2.403	0.980	0.077	480.833
S82 ラブリー	model2	388.256	161	47	2.412	0.973	0.078	482.256
S17 たっぶり	model3	384.873	148	60	2.600	0.973	0.083	504.873
S32 ブルージェ	model3	322.962	148	60	2.182	0.983	0.071	442.962
S48 リーベン	model3	395.294	148	60	2.671	0.974	0.084	515.294
S20 エッセル	model3-2	341.748	158	50	2.163	0.981	0.07	441.748
S5 北海道	model3-2	296.504	158	50	1.877	0.986	0.061	396.504
S29 AYA	model5	300.106	142	66	2.113	0.985	0.069	432.106
S91 ローソン	model5	417.486	142	66	2.940	0.971	0.091	549.486
S64 ハーゲン	model6	244.156	139	69	1.757	0.990	0.057	382.156

パッケージの明示・非明示の違いを 13 変数モデルの平均構造のある多母集団モデルで分析した結果、12 品すべてで構造配置および測定不変が成り立った。うち、4 品については、強因子不変（model2）が選択でき、潜在変数の平均値のみが、パッケージ非明示群、明示群での差異という結果となった。

13 変数モデルの母数推定値を解釈し、各商品ごとに選択されたモデルの、パッケージ非明示群に比した明示群の特徴をまとめたのが表 2.22 である。これらのいずれもが、製品の特長と関連づけて解釈可能であった（詳細な母数推定値は、付表 1~付表 5 として節末に記載）。

概要としては、パッケージを提示した群では、低価格の 100 円商品で評価が有意に低く、逆に 250 円の高級タイプ商品では、評価が有意に高い傾向があり、価格の影響が大きいことが推察できた。また、パッケージ明示群は非明示群に比べて商品の特徴が増幅される方向に評価されていることが読み取れた。特に 20：エッセルと 37：ゼロなどで顕著で、エッセルは、OR が他の製品にくらべ低く結晶が大きいこと、風味がさっぱりしている反面、やや舌触りが荒くなるという製品特徴が強化されており因子平均としてその特徴が読み取れた。パッケージ明示効果としては、「食感の好み」因子が、「風味の好み」因子よりも有意差が出やすい傾向があった。37：ゼロ「砂糖不使用」表示・91：ローソン「ニュージーランド産」表示の影響など特徴的な言葉が記載されている商品では、対応する風味因子の平均が有意に大きいことから、言語情報の影響も推察できる。測定不変は成り立つが誤差分散に差異がある model 3、model 5、Model 6 が選択された 6 商品を中心に見ると、全

観測変数の誤差分散はパッケージ明示群の方が小さい傾向があり、パッケージ明示によって、評価が集団として一致していることが読み取れた。また、model 5 および 6 が選択された 3 商品では、因子間相関は小さくなる傾向が見受けられ、風味が良ければ触感もよく、くせも好みである、といった因子の共変動関係が、パッケージを提示した群では、より独立に評価されている様子も読み取れた。

各因子から総合的なおいしさへのパスを見ると、全ての商品において F1 風味の好みからのパスは有意で 0 ではなく、F2 食感の好みおよび F3 くせの好みからのパスよりも推定値が大きい。また、F2 食感の好みおよび F3 くせの好みからのパスは有意ではない商品もあり、すべてのパスが有意であったのは S37 ゼロだけであった。また、パッケージの非明示、明示でパスに統計的な差異があったのは、S64 のハーゲンダッツだけであった。全員が認知し、店頭接触しており、最も販売額の大きいこの商品では、パッケージ明示の効果がきわめて大きく、パッケージを見せることで、F1 風味の好みからのパスだけではなく、F2 食感の好みからのパスも有意となった。

表 2.22 商品別パッケージ明示群の特徴

No.	商品名	メーカー	非明示群に比べた差異(パッケージ明示の効果)
S05	北海道濃縮乳使用・バニラ	森永乳業	3因子ともに平均が高い。食感の好みは5%有意。食感の好み因子分散は有意に小さい。風味の好み因子の分散は大きい傾向。くせの好みは分散が小さい傾向
S17	たっぷりおいしいバニラ	森永乳業	e10の誤差分散が大きい。因子平均は有意差無し(くせの好みはやや高い)
S20	エッセルスーパーカップ超バニラ	明治乳業	食感の好みは有意に低い。風味の好みはやや高いが有意差はなし。因子分散は全て非明示群に比べ小さく、特にくせの好みは有意差あり。
S29	AYA(彩)・生クリームバニラ	明治乳業	3因子ともに平均が高く、風味の好み因子・食感の好み因子が5%有意。因子分散は有意差はないが、風味・食感の因子分散は小さく推定された。観測変数の誤差分散は全般に小さい。特にe9で差有り。因子間相関は全て小さくなるが、特に風味とくせの因子間と食感・くせの因子間は無相関に。(有意差あり)
S32	ブルージェ・バニラ	明治乳業	因子平均は有意差はないが、非明示群に比べ推定値は全般に小さい。誤差分散はe2,e3, e9は小さくなり、e10は大きい傾向。
S37	ゼロ・バニラ	ロッテ	3因子ともに平均が低く、風味の好み因子が5%有意である。
S48	リーベンデール・バニラ	雪印乳業	3因子ともに平均が高く、食感の好み因子が5%有意。誤差分散は全体に小さくなる傾向で、e3は小さく、e10は大きくなる傾向が見受けられる。
S55	ねるじゅら・バニラ	雪印乳業	パッケージ明示群では、3因子ともに平均が低い。風味の好み因子・食感の好み因子が5%有意。
S64	ハーゲンダッツ(ミニカップ)バニラ	HDジャパン	3因子ともに平均が高く、風味の好み因子・食感の好み因子が5%有意。食感の因子分散が有意に小さい。観測変数の誤差分散は全般に小さく、特にe7で差有り。因子間相関は全てパッケージ非明示群に比べ小さい。食感からおいしさへのパスが大きく、風味からおいしさへのパスが小さくなる傾向。
S73	フォション・マダカスカルバニラ	ナポリ	3因子ともに平均が高い。風味の好み因子・食感の好み因子が5%有意差あり。
S82	ラブリーチョイス・バニラ	グリコ	3因子ともに平均が低い。風味の好み因子・食感の好み因子が5%有意差あり。
S91	ローソンバニラアイスクリーム・プレミアム	ローソン	風味の好み因子が5%有意で小さい。因子分散は全て小さくなり、風味・食感の因子分散は有意差有り。観測変数の誤差分散は全般に小さい傾向。特にe5で差有り。ただしe10は大きくなる傾向。因子間相関は全て小さく、特に風味とくせの因子間と食感・くせの因子間は無相関を仮定できる。風味と食感の因子間相関も有意に小さい。

2.1.5.4 おいしさモデルの総合検討

6変数モデル、13変数モデルのいずれにおいても、ほぼ全てのサンプルで適合度指標からみて2群間に構造不変が成立し、モデルが安定的に運用可能であることが示された。

また、2つのモデルのいずれにおいても、ほぼすべての商品で潜在変数の平均値に差があり、潜在変数の分散や観測変数の誤差分散、因果係数等に有意差の検出された商品が多数あることを考え合わせると、パッケージ明示の効果は従来考えられていたよりも大きい事がわかった。さらに、サンプル毎にパッケージ明示の効果を考察する事で、各サンプルの特徴把握が出来、パッケージの文字情報の影響がかなり大きいことも推察できた。パッケージ明示によりパネルの評価の一致性が高まる傾向も把握できるなど、基本モデルを利用する実学的な有用性も示された。

13変数モデルでは潜在因子を増やしたことで、おいしさへのパスはF1風味因子の影響が大きく、F2食感の好みやF3くせの好みからの効果が相対的に小さいことが、全ての商品で確認することができたが、これはパッケージ明示、非明示によらず、商品によってほぼ固定の効果であることが把握できた。

12商品に対して個別に行った、パッケージ明示・非明示の多母集団モデルいずれでも構造不変と測定不変がなりたっていることから、この13変数モデルもまた頑健であることが示された。さらに、構造方程式モデリングを利用することで、パッケージ明示効果についても考察できたことから、製品設計上の幅広い示唆を得ることが出来た。

2.1.6 次節の課題

モデルの解釈は実学的見地からは納得のいくものであったが、OR%などの中身の設計条件やパッケージ設計条件などをコントロールした試作と実験的調査の実施をすれば、要因効果を把握でき、製品設計上有用である。試作品の官能評価データを行って採取した多変量データを使って、評価構造モデルに対して試作品の実験要因効果を同時に記述することが実学的にも望まれる。製品開発のためのマーケティングリサーチに構造方程式モデリングを利用する上では、「製品設計要因の効果を評価構造上で定量化する方法論の開発」が次の課題となる。

そこで次節では、引き続きバニラカップアイスを用いて設計条件を実験要因とした試作品の官能評価データを収集し、本節で構築したバニラカップアイスの官能評価モデルの3因子13変数モデルを修正利用して、要因効果を定量化する方法論を提案する。提案モデルは、本節で商品毎の多母集団モデルとして処理をした、官能評価データに特徴的な繰り返し測定を伴うデータの分析法である。次節では方法論提案と実データ適用による実学的な知見を報告し、モデル使用の利点を示す。

2.1 節の注

(注 2.1)

上記の商品は 2015 年 12 月現在、完全に同一のものは販売されておらず、現在はいずれも販売中止あるいは改良品が販売されている状況である。

(注 2.2)

ここでは、商品をプーリングした結果を示したが、商品ごとにクロス集計表を作成した場合にも、同様の非線形性が確認された。

(注 2.3)

サンプルは評価時にアイス喫食適温の -14°C となるように -17°C 前後で調温し、評価者には 1 品 40ml を透明プラスチックカップに盛り移して、2 桁の乱数で提示した。

実施場所は 10M×13M の学内教室で、1 人用机を 40 席用意し着席させた。他人からの影響を防ぐための私語の禁止や諸注意の他、官能評価の目的、評価方法なども実施場所以て伝えた。実施時間は 1 回 20 分とし、調査は午前・午後各パネル 1 回ずつ行い、1 人 1 回 3 品を個別に評価させた。明示群は 4 回、非明示群は 5 回の調査を行った。各群 120 名のパネルに対するサンプル提示順序は、事前に計画し、午前・午後の 1 品目に評価するサンプルが 12 品同数になるように割り付けた上で、残りはランダムイズ（セミランダムイズ）した。その他詳細な実施方法は官能評価の基本に沿って行った [24][25][35]。

付表1. 13変数モデルの母数推定値1 (model2)

			S37		S55		S73		S82	
			推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
非 標 準 化 係 数	バニラ臭	<-- F1	0.798	0.077	0.873	0.068	0.827	0.068	0.872	0.076
	甘味	<-- F1	0.855	0.078	1.059	0.075	0.89	0.075	0.928	0.079
	さっぱり感	<-- F1	0.741	0.076	0.897	0.073	0.656	0.069	0.848	0.074
	こく	<-- F1	0.87	0.066	0.888	0.063	0.942	0.059	0.891	0.069
	後味	<-- F1	0.87	0.078	1.095	0.075	1.044	0.075	1.057	0.078
	濃厚感	<-- F1	0.762	0.064	0.852	0.067	0.957	0.067	0.816	0.064
	口溶け	<-- F2	0.844	0.072	0.973	0.065	0.865	0.056	1.067	0.072
	冷たさ	<-- F2	0.417	0.071	0.363	0.062	0.494	0.058	0.433	0.071
	舌触り	<-- F2	0.973	0.075	1.086	0.072	0.888	0.059	1.098	0.075
	薬品臭	<-- F3	0.739	0.097	0.905	0.087	0.968	0.066	0.772	0.089
	塩味	<-- F3	0.609	0.064	0.796	0.055	0.851	0.055	0.688	0.058
	苦味	<-- F3	0.879	0.082	0.876	0.067	1.091	0.059	1.02	0.072
	おいしさ	<-- F1	0.875	0.082	1.149	0.097	1.043	0.099	0.958	0.115
おいしさ	<-- F2	0.149	0.071	0.072	0.087	-0.026	0.087	0.156	0.107	
おいしさ	<-- F3	0.189	0.072	0.019	0.063	-0.083	0.059	0.244	0.081	
標 準 化 係 数	バニラ臭	<-- F1	0.63		0.715		0.694		0.673	
	甘味	<-- F1	0.659		0.769		0.684		0.684	
	さっぱり感	<-- F1	0.597		0.693		0.572		0.669	
	こく	<-- F1	0.76		0.77		0.844		0.738	
	後味	<-- F1	0.667		0.785		0.768		0.759	
	濃厚感	<-- F1	0.702		0.71		0.787		0.726	
	口溶け	<-- F2	0.769		0.85		0.863		0.856	
	冷たさ	<-- F2	0.402		0.379		0.535		0.402	
	舌触り	<-- F2	0.857		0.858		0.851		0.853	
	薬品臭	<-- F3	0.539		0.651		0.81		0.566	
	塩味	<-- F3	0.668		0.866		0.843		0.747	
	苦味	<-- F3	0.762		0.79		0.948		0.88	
	おいしさ	<-- F1	0.693		0.834		0.878		0.655	
おいしさ	<-- F2	0.118		0.052		-0.022		0.107		
おいしさ	<-- F3	0.149		0.013		-0.07		0.167		
平 均		F1	-0.458	0.142	-0.77	0.142	0.545	0.139	-0.595	0.143
		F2	-0.17	0.145	-0.542	0.145	0.426	0.143	-0.431	0.144
		F3	-0.236	0.154	-0.234	0.143	0.207	0.136	-0.206	0.143
切 片	バニラ臭		3.341	0.101	4.163	0.102	4.924	0.098	3.619	0.106
	甘味		3.74	0.105	4.337	0.118	4.594	0.106	3.947	0.112
	さっぱり感		4.001	0.098	4.746	0.107	4.524	0.089	3.973	0.104
	こく		3.48	0.097	3.954	0.099	4.959	0.098	3.767	0.102
	後味		3.009	0.106	4.111	0.12	4.539	0.115	3.37	0.119
	濃厚感		3.573	0.09	4.003	0.1	4.892	0.104	3.795	0.094
	口溶け		3.87	0.095	4.786	0.103	5.197	0.09	4.203	0.112
	舌触り		3.586	0.103	4.624	0.114	5.26	0.093	3.944	0.115
	冷たさ		4.669	0.074	4.901	0.07	4.961	0.071	4.659	0.078
	薬品臭		2.729	0.107	3.597	0.112	4.32	0.103	2.972	0.105
塩味		4.009	0.076	4.179	0.083	4.369	0.088	4.025	0.078	
苦味		3.873	0.102	4.154	0.096	4.358	0.106	3.976	0.106	
おいしさ		2.955	0.111	4.314	0.123	5.313	0.104	3.53	0.127	
共 分 散	F1	<--> F2	0.487	0.064	0.688	0.046	0.714	0.043	0.633	0.051
	F1	<--> F3	0.423	0.073	0.414	0.065	0.444	0.059	0.41	0.066
	F2	<--> F3	0.236	0.082	0.362	0.069	0.33	0.066	0.108	0.077
相 関	F1	<--> F2	0.487		0.688		0.714		0.633	
	F1	<--> F3	0.423		0.414		0.444		0.41	
	F2	<--> F3	0.236		0.362		0.33		0.108	
分 散		e1	0.968	0.099	0.73	0.074	0.736	0.074	0.916	0.094
		e2	0.954	0.099	0.775	0.082	0.903	0.09	0.982	0.102
		e3	0.989	0.099	0.869	0.087	0.885	0.085	0.889	0.091
		e4	0.552	0.063	0.54	0.057	0.357	0.043	0.666	0.072
		e5	0.943	0.098	0.748	0.081	0.757	0.081	0.821	0.091
		e6	0.599	0.064	0.712	0.072	0.565	0.061	0.597	0.064
		e7	0.491	0.082	0.363	0.065	0.256	0.047	0.415	0.082
		e8	0.343	0.096	0.423	0.08	0.301	0.051	0.449	0.088
		e9	0.901	0.087	0.785	0.074	0.61	0.06	0.97	0.093
		e10	1.336	0.145	1.115	0.12	0.492	0.056	1.264	0.13
		e11	0.459	0.063	0.212	0.048	0.296	0.037	0.376	0.052
		e12	0.56	0.107	0.46	0.069	0.135	0.043	0.304	0.088
		e13	0.488	0.061	0.44	0.057	0.429	0.053	0.749	0.084
重 相 関 係 数 の 平 方	おいしさ		0.693		0.768		0.696		0.65	
	苦味		0.58		0.625		0.898		0.774	
	塩味		0.447		0.75		0.71		0.558	
	薬品臭		0.29		0.424		0.656		0.32	
	冷たさ		0.161		0.144		0.286		0.162	
	舌触り		0.734		0.736		0.724		0.728	
	口溶け		0.592		0.723		0.745		0.733	
	濃厚感		0.492		0.505		0.619		0.528	
	後味		0.445		0.616		0.59		0.576	
	こく		0.578		0.594		0.713		0.544	
さっぱり感		0.357		0.48		0.327		0.447		
甘味		0.434		0.591		0.467		0.467		
バニラ臭		0.397		0.511		0.481		0.454		

付表2. 13変数モデルの母数推定値2(mode13)

			S17G1 非明示		S17G2 明示		S32G1 非明示		S32G2 明示		S48G1 非明示		S48G2 明示	
			推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
非標準化係数	バニラ臭	<← F1	0.868	0.07	0.868	0.07	0.825	0.068	0.825	0.068	0.977	0.076	0.977	0.076
	甘味	<← F1	1.035	0.078	1.035	0.078	0.833	0.068	0.833	0.068	0.968	0.072	0.968	0.072
	さっぱり感	<← F1	0.945	0.08	0.945	0.08	0.9	0.073	0.9	0.073	0.931	0.074	0.931	0.074
	こく	<← F1	1.113	0.068	1.113	0.068	1.06	0.065	1.06	0.065	1.125	0.069	1.125	0.069
	後味	<← F1	1.112	0.081	1.112	0.081	1.019	0.074	1.019	0.074	1.343	0.084	1.343	0.084
	濃厚感	<← F1	0.994	0.069	0.994	0.069	1.024	0.065	1.024	0.065	1.158	0.072	1.158	0.072
	口溶け	<← F2	0.924	0.071	0.924	0.071	1.064	0.067	1.064	0.067	1.168	0.067	1.168	0.067
	冷たさ	<← F2	0.251	0.067	0.251	0.067	0.382	0.064	0.382	0.064	0.455	0.066	0.455	0.066
	舌触り	<← F2	0.858	0.07	0.858	0.07	0.931	0.06	0.931	0.06	1.035	0.068	1.035	0.068
	薬品臭	<← F3	0.705	0.081	0.705	0.081	0.965	0.076	0.965	0.076	1.107	0.086	1.107	0.086
	塩味	<← F3	0.702	0.06	0.702	0.06	0.859	0.05	0.859	0.05	0.726	0.057	0.726	0.057
	苦味	<← F3	0.917	0.064	0.917	0.064	0.95	0.059	0.95	0.059	1.143	0.069	1.143	0.069
	おいしさ	<← F1	1.048	0.087	1.048	0.087	0.971	0.092	0.971	0.092	1.433	0.126	1.433	0.126
	おいしさ	<← F2	0.143	0.078	0.143	0.078	0.148	0.087	0.148	0.087	-0.013	0.1	-0.013	0.1
	おいしさ	<← F3	0.083	0.067	0.083	0.067	0.005	0.053	0.005	0.053	0.107	0.075	0.107	0.075
標準化係数	バニラ臭	<← F1	0.674		0.751		0.707		0.701		0.745		0.71	
	甘味	<← F1	0.774		0.729		0.651		0.747		0.747		0.764	
	さっぱり感	<← F1	0.707		0.671		0.673		0.742		0.667		0.763	
	こく	<← F1	0.868		0.861		0.855		0.869		0.842		0.872	
	後味	<← F1	0.785		0.763		0.77		0.769		0.833		0.856	
	濃厚感	<← F1	0.819		0.78		0.856		0.836		0.838		0.862	
	口溶け	<← F2	0.829		0.862		0.899		0.861		0.897		0.952	
	冷たさ	<← F2	0.276		0.254		0.352		0.428		0.433		0.451	
	舌触り	<← F2	0.758		0.829		0.869		0.847		0.801		0.87	
	薬品臭	<← F3	0.616		0.504		0.764		0.703		0.75		0.649	
	塩味	<← F3	0.697		0.788		0.945		0.881		0.699		0.795	
	苦味	<← F3	0.938		0.89		0.86		0.904		0.884		0.951	
	おいしさ	<← F1	0.769		0.741		0.756		0.781		0.865		0.856	
	おいしさ	<← F2	0.105		0.101		0.115		0.119		-0.008		-0.008	
	おいしさ	<← F3	0.067		0.059		0.004		0.004		0.065		0.064	
平均		F1	0		0.094	0.136	0		0.236	0.136	0		0.177	0.135
		F2	0		-0.044	0.145	0		0.186	0.141	0		0.34	0.139
		F3	0		0.237	0.141	0		0.032	0.137	0		0.118	0.139
切片		バニラ臭	3.38	0.1	3.38	0.1	4.257	0.095	4.257	0.095	3.99	0.11	3.99	0.11
		甘味	3.297	0.114	3.297	0.114	4.599	0.097	4.599	0.097	4.397	0.107	4.397	0.107
		さっぱり感	3.47	0.11	3.47	0.11	4.462	0.104	4.462	0.104	3.999	0.106	3.999	0.106
		こく	3.452	0.114	3.452	0.114	4.286	0.109	4.286	0.109	4.333	0.115	4.333	0.115
		後味	3.114	0.121	3.114	0.121	4.165	0.111	4.165	0.111	3.786	0.139	3.786	0.139
		濃厚感	3.538	0.106	3.538	0.106	4.27	0.106	4.27	0.106	4.319	0.119	4.319	0.119
		口溶け	3.883	0.1	3.883	0.1	4.632	0.108	4.632	0.108	4.374	0.118	4.374	0.118
		舌触り	3.726	0.096	3.726	0.096	4.777	0.096	4.777	0.096	4.546	0.11	4.546	0.11
		冷たさ	4.627	0.064	4.627	0.064	4.805	0.07	4.805	0.07	4.622	0.075	4.622	0.075
		薬品臭	3.319	0.095	3.319	0.095	4.027	0.108	4.027	0.108	3.339	0.127	3.339	0.127
		塩味	4.012	0.08	4.012	0.08	4.323	0.084	4.323	0.084	4.196	0.082	4.196	0.082
	苦味	3.896	0.09	3.896	0.09	4.328	0.097	4.328	0.097	3.953	0.117	3.953	0.117	
	おいしさ	3.311	0.12	3.311	0.12	4.691	0.111	4.691	0.111	4.155	0.148	4.155	0.148	
共分散	F1	<← F2	0.569	0.056	0.569	0.056	0.74	0.039	0.74	0.039	0.744	0.037	0.744	0.037
	F1	<← F3	0.306	0.068	0.306	0.068	0.324	0.065	0.324	0.065	0.534	0.054	0.534	0.054
	F2	<← F3	0.241	0.074	0.241	0.074	0.353	0.065	0.353	0.065	0.384	0.064	0.384	0.064
相関	F1	<← F2	0.569		0.569		0.74		0.74		0.744		0.744	
	F1	<← F3	0.306		0.306		0.324		0.324		0.534		0.534	
	F2	<← F3	0.241		0.241		0.353		0.353		0.384		0.384	
分散		e1	0.903	0.127	0.584	0.085	0.682	0.097	0.705	0.098	0.763	0.109	0.937	0.129
		e2	0.718	0.106	0.944	0.136	0.945	0.131	0.55	0.078	0.74	0.106	0.666	0.094
		e3	0.893	0.127	1.092	0.152	0.976	0.137	0.66	0.094	1.079	0.149	0.622	0.088
		e4	0.405	0.07	0.433	0.075	0.414	0.069	0.365	0.061	0.519	0.081	0.4	0.063
		e5	0.769	0.115	0.885	0.13	0.713	0.106	0.715	0.103	0.796	0.123	0.656	0.101
		e6	0.485	0.076	0.635	0.095	0.381	0.064	0.453	0.07	0.566	0.088	0.461	0.072
		e7	0.39	0.11	0.296	0.094	0.268	0.075	0.397	0.09	0.33	0.1	0.142	0.069
		e8	0.545	0.112	0.336	0.086	0.28	0.063	0.341	0.072	0.597	0.109	0.344	0.07
		e9	0.762	0.102	0.907	0.119	1.032	0.138	0.65	0.087	0.9	0.122	0.812	0.107
		e10	0.814	0.12	1.458	0.201	0.664	0.1	0.955	0.139	0.954	0.163	1.688	0.237
		e11	0.52	0.085	0.301	0.066	0.088	0.038	0.213	0.051	0.551	0.086	0.307	0.053
		e12	0.114	0.084	0.221	0.092	0.318	0.061	0.203	0.059	0.367	0.111	0.139	0.085
		e13	0.501	0.081	0.642	0.099	0.469	0.074	0.365	0.06	0.546	0.096	0.603	0.099
重相関係数の平方		おいしさ	0.73		0.678		0.716		0.764		0.801		0.785	
		苦味	0.88		0.792		0.739		0.816		0.781		0.904	
		塩味	0.486		0.62		0.894		0.776		0.488		0.632	
		薬品臭	0.379		0.254		0.584		0.494		0.562		0.421	
		冷たさ	0.076		0.065		0.124		0.183		0.187		0.203	
		舌触り	0.575		0.687		0.756		0.718		0.642		0.757	
		口溶け	0.687		0.742		0.809		0.741		0.805		0.906	
		濃厚感	0.671		0.609		0.733		0.698		0.703		0.744	
		後味	0.617		0.583		0.593		0.592		0.694		0.733	
		こく	0.754		0.741		0.731		0.754		0.709		0.76	
		さっぱり感	0.5		0.45		0.454		0.551		0.446		0.582	
	甘味	0.599		0.532		0.423		0.558		0.559		0.584		
	バニラ臭	0.455		0.563		0.499		0.491		0.556		0.504		

付表3. 13変数モデルの母数推定値3(model3-2)

			S20G1 非明示		S20G2 明示		S5G1 非明示		S5G2 明示		
			推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	
非標準化係数	バニラ臭	<--	F1	0.678	0.073	0.678	0.073	1.022	0.083	1.022	0.083
	甘味	<--	F1	0.757	0.073	0.757	0.073	1.099	0.088	1.099	0.088
	さっぱり感	<--	F1	0.768	0.08	0.768	0.08	0.868	0.077	0.868	0.077
	こく	<--	F1	1.054	0.081	1.054	0.081	1.363	0.089	1.363	0.089
	後味	<--	F1	1.063	0.083	1.063	0.083	1.206	0.088	1.206	0.088
	濃厚感	<--	F1	1.056	0.081	1.056	0.081	1.323	0.087	1.323	0.087
	口溶け	<--	F2	1.066	0.088	1.066	0.088	1.032	0.08	1.032	0.08
	冷たさ	<--	F2	0.376	0.069	0.376	0.069	0.486	0.076	0.486	0.076
	舌触り	<--	F2	0.93	0.09	0.93	0.09	1.123	0.078	1.123	0.078
	薬品臭	<--	F3	1.158	0.093	1.158	0.093	0.873	0.079	0.873	0.079
	塩味	<--	F3	0.859	0.078	0.859	0.078	0.883	0.072	0.883	0.072
	苦味	<--	F3	1.06	0.085	1.06	0.085	0.999	0.077	0.999	0.077
	おいしさ	<--	F1	0.898	0.092	0.898	0.092	1.302	0.101	1.302	0.101
おいしさ	<--	F2	0.192	0.077	0.192	0.077	0.17	0.083	0.17	0.083	
おいしさ	<--	F3	0.19	0.063	0.19	0.063	-0.002	0.066	-0.002	0.066	
標準化係数	バニラ臭	<--	F1	0.609		0.586		0.738		0.772	
	甘味	<--	F1	0.668		0.646		0.745		0.778	
	さっぱり感	<--	F1	0.63		0.607		0.683		0.719	
	こく	<--	F1	0.81		0.793		0.899		0.916	
	後味	<--	F1	0.794		0.776		0.81		0.837	
	濃厚感	<--	F1	0.809		0.792		0.89		0.908	
	口溶け	<--	F2	0.855		0.851		0.839		0.799	
	冷たさ	<--	F2	0.38		0.375		0.453		0.401	
	舌触り	<--	F2	0.717		0.711		0.923		0.9	
	薬品臭	<--	F3	0.877		0.807		0.772		0.726	
	塩味	<--	F3	0.785		0.688		0.847		0.811	
	苦味	<--	F3	0.872		0.8		0.892		0.864	
	おいしさ	<--	F1	0.708		0.691		0.842		0.866	
おいしさ	<--	F2	0.151		0.154		0.071		0.057		
おいしさ	<--	F3	0.15		0.116		-0.007		-0.007		
平均			F1	0		0.184	0.134	0		0.206	0.142
			F2	0		-0.318	0.147	0		0.298	0.131
			F3	0		0.012	0.124	0		0.09	0.131
切片	バニラ臭			4.367	0.087	4.367	0.087	4.176	0.114	4.176	0.114
	甘味			4.579	0.091	4.579	0.091	3.725	0.122	3.725	0.122
	さっぱり感			4.537	0.096	4.537	0.096	3.606	0.102	3.606	0.102
	こく			4.374	0.112	4.374	0.112	4.292	0.136	4.292	0.136
	後味			4.264	0.115	4.264	0.115	3.688	0.127	3.688	0.127
	濃厚感			4.387	0.113	4.387	0.113	4.258	0.132	4.258	0.132
	口溶け			4.572	0.113	4.572	0.113	4.688	0.108	4.688	0.108
	舌触り			4.145	0.11	4.145	0.11	4.906	0.112	4.906	0.112
	冷たさ			4.959	0.071	4.959	0.071	4.707	0.078	4.707	0.078
	薬品臭			3.968	0.118	3.968	0.118	4.002	0.096	4.002	0.096
	塩味			4.235	0.093	4.235	0.093	4.217	0.092	4.217	0.092
	苦味			4.209	0.109	4.209	0.109	4.208	0.101	4.208	0.101
	おいしさ			4.798	0.113	4.798	0.113	4.333	0.137	4.333	0.137
共分散	F1	<-->	F2	0.666	0.059	0.666	0.059	0.626	0.053	0.626	0.053
	F1	<-->	F3	0.341	0.06	0.341	0.06	0.356	0.066	0.356	0.066
	F2	<-->	F3	0.201	0.065	0.201	0.065	0.307	0.061	0.307	0.061
相関	F1	<-->	F2	0.666		0.72		0.626		0.655	
	F1	<-->	F3	0.341		0.484		0.356		0.369	
	F2	<-->	F3	0.201		0.273		0.307		0.41	
因子分散			F1	1		0.886	0.117	1		1.23	0.159
			F2	1		0.966	0.157	1		0.741	0.106
			F3	1		0.56	0.107	1		0.756	0.14
分散	e1			0.78	0.076	0.78	0.076	0.87	0.087	0.87	0.087
	e2			0.71	0.071	0.71	0.071	0.97	0.097	0.97	0.097
	e3			0.895	0.088	0.895	0.088	0.863	0.084	0.863	0.084
	e4			0.581	0.065	0.581	0.065	0.438	0.054	0.438	0.054
	e5			0.663	0.073	0.663	0.073	0.763	0.079	0.763	0.079
	e6			0.587	0.066	0.587	0.066	0.459	0.055	0.459	0.055
	e7			0.418	0.095	0.418	0.095	0.447	0.067	0.447	0.067
	e8			0.818	0.102	0.818	0.102	0.22	0.065	0.22	0.065
	e9			0.834	0.08	0.834	0.08	0.915	0.087	0.915	0.087
	e10			0.403	0.066	0.403	0.066	0.517	0.059	0.517	0.059
	e11			0.459	0.053	0.459	0.053	0.307	0.045	0.307	0.045
	e12			0.354	0.056	0.354	0.056	0.256	0.051	0.256	0.051
	e13			0.367	0.045	0.367	0.045	0.508	0.059	0.508	0.059
重相関係数の平方	おいしさ			0.772		0.755		0.788		0.817	
	苦味			0.76		0.64		0.796		0.746	
	塩味			0.616		0.473		0.718		0.658	
	薬品臭			0.769		0.651		0.596		0.527	
	冷たさ			0.145		0.141		0.205		0.16	
	舌触り			0.514		0.506		0.852		0.81	
	口溶け			0.731		0.724		0.704		0.639	
	濃厚感			0.655		0.627		0.792		0.824	
	後味			0.63		0.602		0.656		0.701	
	こく			0.657		0.629		0.809		0.839	
	さっぱり感			0.397		0.369		0.466		0.517	
	甘味			0.447		0.417		0.554		0.605	
	バニラ臭			0.371		0.343		0.545		0.596	

付表4 13変数モデルの母数推定値4(mode5)

			S29G1 非明示		S29G2 明示		S91G1 非明示		S91G1 明示		
			推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	
非標準化係数	バニラ臭	<-- F1	0.877	0.083	0.877	0.083	1.111	0.099	1.111	0.099	
	甘味	<-- F1	0.865	0.077	0.865	0.077	0.984	0.088	0.984	0.088	
	さっぱり感	<-- F1	0.854	0.086	0.854	0.086	0.926	0.089	0.926	0.089	
	こく	<-- F1	1.089	0.084	1.089	0.084	1.226	0.095	1.226	0.095	
	後味	<-- F1	1.114	0.097	1.114	0.097	1.279	0.104	1.279	0.104	
	濃厚感	<-- F1	1.023	0.085	1.023	0.085	1.164	0.095	1.164	0.095	
	口溶け	<-- F2	0.977	0.086	0.977	0.086	1.214	0.101	1.214	0.101	
	冷たさ	<-- F2	0.542	0.07	0.542	0.07	0.542	0.075	0.542	0.075	
	舌触り	<-- F2	0.99	0.084	0.99	0.084	1.226	0.1	1.226	0.1	
	薬品臭	<-- F3	0.952	0.091	0.952	0.091	1.083	0.112	1.083	0.112	
	塩味	<-- F3	0.858	0.073	0.858	0.073	0.865	0.081	0.865	0.081	
	苦味	<-- F3	1.027	0.082	1.027	0.082	1.129	0.096	1.129	0.096	
	おいしさ	<-- F1	1.134	0.112	1.134	0.112	1.301	0.127	1.301	0.127	
	おいしさ	<-- F2	<i>0.058</i>	<i>0.081</i>	<i>0.058</i>	<i>0.081</i>	<i>0.026</i>	<i>0.107</i>	<i>0.026</i>	<i>0.107</i>	
	おいしさ	<-- F3	<i>-0.027</i>	<i>0.05</i>	<i>-0.027</i>	<i>0.05</i>	<i>0.049</i>	<i>0.087</i>	<i>0.049</i>	<i>0.087</i>	
標準化係数	バニラ臭	<-- F1	0.71		0.725		0.756		0.741		
	甘味	<-- F1	0.782		0.727		0.755		0.733		
	さっぱり感	<-- F1	0.654		0.675		0.692		0.699		
	こく	<-- F1	0.884		0.866		0.883		0.861		
	後味	<-- F1	0.775		0.772		0.786		0.885		
	濃厚感	<-- F1	0.826		0.809		0.832		0.825		
	口溶け	<-- F2	0.813		0.842		0.886		0.808		
	冷たさ	<-- F2	0.484		0.58		0.529		0.474		
	舌触り	<-- F2	0.863		0.91		0.898		0.87		
	薬品臭	<-- F3	0.719		0.737		0.751		0.538		
	塩味	<-- F3	0.823		0.849		0.823		0.751		
	苦味	<-- F3	0.895		0.985		0.894		0.799		
	おいしさ	<-- F1	0.85		0.862		0.811		0.825		
	おいしさ	<-- F2	<i>0.044</i>		<i>0.043</i>		<i>0.076</i>		<i>0.074</i>		
	おいしさ	<-- F3	<i>-0.02</i>		<i>-0.023</i>		<i>0.03</i>		<i>0.025</i>		
平		F1	0		0.398	0.132	0		-0.505	0.134	
		F2	0		0.541	0.139	0		0.019	0.124	
均		F3	0		0.219	0.139	0		-0.04	0.125	
切片	バニラ臭		4.517	0.099	4.517	0.099	4.268	0.123	4.268	0.123	
	甘味		4.763	0.094	4.763	0.094	4.453	0.109	4.453	0.109	
	さっぱり感		4.468	0.101	4.468	0.101	4.072	0.107	4.072	0.107	
	こく		4.588	0.11	4.588	0.11	4.58	0.124	4.58	0.124	
	後味		4.403	0.121	4.403	0.121	3.942	0.133	3.942	0.133	
	濃厚感		4.652	0.107	4.652	0.107	4.644	0.121	4.644	0.121	
	口溶け		4.896	0.105	4.896	0.105	4.552	0.123	4.552	0.123	
	舌触り		5.041	0.103	5.041	0.103	4.687	0.124	4.687	0.124	
	冷たさ		4.741	0.077	4.741	0.077	4.898	0.074	4.898	0.074	
	薬品臭		4.064	0.109	4.064	0.109	3.427	0.124	3.427	0.124	
	塩味		4.29	0.09	4.29	0.09	4.296	0.092	4.296	0.092	
	苦味		4.203	0.104	4.203	0.104	4.064	0.115	4.064	0.115	
	おいしさ		5.044	0.118	5.044	0.118	4.522	0.14	4.522	0.14	
	共分散	F1 <--> F2		0.76	0.054	0.534	0.116	0.758	0.05	0.389	0.092
		F1 <--> F3		0.619	0.068	<i>0.148</i>	<i>0.093</i>	0.499	0.08	0.124	0.073
	F2 <--> F3		0.475	0.088	<i>0.059</i>	<i>0.089</i>	0.331	0.095	<i>0.061</i>	<i>0.063</i>	
相関	F1 <--> F2		0.76		0.669		0.758		0.577		
	F1 <--> F3		0.619		<i>0.159</i>		0.499		0.188		
	F2 <--> F3		0.475		<i>0.066</i>		0.331		<i>0.113</i>		
因子分散	F1		1		0.825	0.164	1		0.813	0.161	
	F2		1		0.771	0.167	1		0.558	0.12	
	F3		1		1.049	0.215	1		0.534	0.122	
分散	e1		0.758	0.107	0.572	0.081	0.923	0.133	0.824	0.116	
	e2		0.477	0.07	0.551	0.078	0.733	0.106	0.678	0.095	
	e3		0.976	0.135	0.717	0.099	0.935	0.131	0.73	0.101	
	e4		0.333	0.057	0.327	0.054	0.426	0.073	0.425	0.068	
	e5		0.827	0.121	0.694	0.101	1.014	0.149	0.367	0.063	
	e6		0.486	0.074	0.457	0.069	0.604	0.093	0.517	0.078	
	e7		0.489	0.094	0.301	0.06	0.405	0.098	0.436	0.09	
	e8		0.336	0.082	0.158	0.051	0.363	0.096	0.268	0.078	
	e9		0.958	0.132	0.447	0.062	0.755	0.103	0.566	0.077	
	e10		0.846	0.129	0.799	0.114	0.905	0.145	1.539	0.222	
	e11		0.35	0.065	0.3	0.054	0.357	0.069	0.308	0.063	
	e12		0.263	0.073	0.035	0.054	0.321	0.095	0.386	0.096	
	e13		0.427	0.071	0.303	0.054	0.76	0.118	0.599	0.092	
	重相関係数の平方	おいしさ		0.76		0.788		0.704		0.703	
		苦味		0.8		0.969		0.799		0.638	
塩味			0.678		0.72		0.677		0.565		
薬品臭			0.517		0.543		0.564		0.289		
冷たさ			0.235		0.336		0.28		0.225		
舌触り			0.745		0.827		0.806		0.758		
口溶け			0.661		0.709		0.784		0.653		
濃厚感			0.683		0.654		0.692		0.68		
後味			0.6		0.596		0.617		0.783		
こく			0.781		0.75		0.779		0.742		
さっぱり感			0.428		0.456		0.478		0.488		
甘味			0.611		0.528		0.569		0.537		
バニラ臭			0.504		0.526		0.572		0.549		

付表5. 13変数モデルの母数推定値5(mode6)

			S64G1 非明示		S64G2 明示		
			推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	
非標準化係数	バニラ臭	<--	F1	1.101	0.1	1.101	0.1
	甘味	<--	F1	1.029	0.092	1.029	0.092
	さっぱり感	<--	F1	0.911	0.088	0.911	0.088
	こく	<--	F1	1.227	0.093	1.227	0.093
	後味	<--	F1	1.316	0.11	1.316	0.11
	濃厚感	<--	F1	1.206	0.094	1.206	0.094
	口溶け	<--	F2	0.904	0.089	0.904	0.089
	冷たさ	<--	F2	0.433	0.07	0.433	0.07
	舌触り	<--	F2	0.934	0.085	0.934	0.085
	薬品臭	<--	F3	0.855	0.086	0.855	0.086
	塩味	<--	F3	0.699	0.065	0.699	0.065
	苦味	<--	F3	1.004	0.086	1.004	0.086
	おいしさ	<--	F1	1.483	0.161	1.014	0.115
おいしさ	<--	F2	-0.082	0.126	0.215	0.106	
おいしさ	<--	F3	0.04	0.102	0.089	0.088	
標準化係数	バニラ臭	<--	F1	0.767		0.71	
	甘味	<--	F1	0.77		0.738	
	さっぱり感	<--	F1	0.718		0.671	
	こく	<--	F1	0.892		0.906	
	後味	<--	F1	0.809		0.808	
	濃厚感	<--	F1	0.873		0.88	
	口溶け	<--	F2	0.757		0.87	
	冷たさ	<--	F2	0.446		0.405	
	舌触り	<--	F2	0.856		0.839	
	薬品臭	<--	F3	0.66		0.761	
	塩味	<--	F3	0.761		0.79	
	苦味	<--	F3	0.865		0.982	
	おいしさ	<--	F1	0.923		0.753	
おいしさ	<--	F2	-0.051		0.132		
おいしさ	<--	F3	0.025		0.073		
平均			F1	0		0.342	0.135
			F2	0		0.505	0.137
			F3	0		0.127	0.144
切片	バニラ臭			4.459	0.121	4.459	0.121
	甘味			4.277	0.112	4.277	0.112
	さっぱり感			4.207	0.105	4.207	0.105
	こく			4.784	0.122	4.784	0.122
	後味			4.082	0.138	4.082	0.138
	濃厚感			4.805	0.121	4.805	0.121
	口溶け			5.108	0.1	5.108	0.1
	舌触り			5.221	0.098	5.221	0.098
	冷たさ			5.02	0.071	5.02	0.071
	薬品臭			4.027	0.1	4.027	0.1
	塩味			4.305	0.077	4.305	0.077
	苦味			4.217	0.104	4.217	0.104
	おいしさ			4.976	0.135	4.976	0.135
共分散	F1	<-->	F2	0.681	0.066	0.378	0.099
	F1	<-->	F3	0.543	0.079	0.227	0.106
	F2	<-->	F3	0.388	0.099	0.19	0.092
相関	F1	<-->	F2	0.681		0.487	
	F1	<-->	F3	0.543		0.219	
	F2	<-->	F3	0.388		0.22	
因子分散			F1	1		0.936	0.186
			F2	1		0.643	0.146
			F3	1		1.151	0.245
分散			e1	0.85	0.121	1.119	0.156
			e2	0.729	0.104	0.828	0.116
			e3	0.779	0.109	0.95	0.131
			e4	0.385	0.064	0.309	0.057
			e5	0.912	0.133	0.862	0.127
			e6	0.456	0.072	0.398	0.067
			e7	0.607	0.111	0.168	0.052
			e8	0.318	0.091	0.235	0.059
			e9	0.753	0.104	0.616	0.082
			e10	0.947	0.144	0.61	0.092
			e11	0.356	0.063	0.338	0.054
			e12	0.339	0.094	0.042	0.064
			e13	0.478	0.086	0.483	0.074
重相関係数の平方			おいしさ	0.815		0.715	
			苦味	0.748		0.965	
			塩味	0.578		0.624	
			薬品臭	0.436		0.58	
			冷たさ	0.199		0.164	
			舌触り	0.733		0.705	
			口溶け	0.574		0.758	
			濃厚感	0.761		0.774	
			後味	0.655		0.653	
			こく	0.796		0.82	
			さっぱり感	0.516		0.45	
			甘味	0.593		0.545	
			バニラ臭	0.588		0.504	

2.2 繰り返し測定を伴う実験のための因子分析モデル[25]

2.2.1 はじめに

本節では繰り返し測定を伴う実験のための因子分析モデルを提案する。これは、製品設計のためのマーケティングリサーチとして多用される設計条件を実験要因として試作した製品を、繰り返し測定した多変量官能評価データを対象に分析を行い、製品設計要因の効果を評価構造上で定量化する方法として活用できる。

ここでは、実データへの適用を行ってモデルの有効性を確認するために、前節で構築したバニラカップアイスのおいしさモデル5（3因子13変数モデル）を修正し、基本モデルとして利用する。

2.2.2 目的

行動計量学の研究において、しばしば用いられる統計的手法に因子分析と分散分析がある。因子分析は多くの観測変数の背後に仮想的な少数の構成概念を仮定して、観測変数の情報を縮約的に記述する。個々の観測変数は、比較的測定精度が低いことが多く、明確な独立変数を扱うことはない。一方、分散分析や直交表解析は、単一の観測変数（特性変数）に対する操作可能な独立変数の影響を見積るために利用されることが多い。通常、因子分析と分散分析は異なった目的・場面で利用されてきた。しかし現実には、観測対象の性質に影響を与える操作可能な独立変数の存在は知られているものの、その影響は複数の構成概念に作用し、その構成概念は比較的精度の低い多数の観測変数によってしか測定し得ない分析状況もある。

アイスクリームの風味や食感等の製品特性（評価）や嗜好評価は、空気含有率や脂肪の種類、乳化剤・安定剤・色素の添加の有無など、製造工程及び配合上の要因の影響を受ける[44]。製造工程及び配合上の要因は、一般に操作可能な独立変数であり、官能評価による製品特性（評価）や嗜好評価の分散分析や直交表解析が行われることが多い。ところが官能評価で分析される製品特性（評価）や嗜好評価（従属変数）は、風味や食感等の心理的仮説構成体（構成概念）であることが少なくない。

このような製品特性（評価）や嗜好評価は、単一の観測変数でその尺度値を精度良く測定することは困難であり、測定誤差を考慮した因子分析的扱いを行うことが望ましい。しかし従来の因子分析モデルは、操作可能な独立変数の構成概念に対する影響を記述するには不向きであった。

本研究では、第1章1.3節で紹介した平均・共分散構造分析[27]のモデル表現を利用して、上記の要請に応える分散分析と因子分析の折衷的なモデルを提案する。アイスクリームの試作実験を伴う官能評価データを用いて、アイスクリームの製品特性（評価）や嗜好評価を記述することが出来るか事例で検証し、モデル利用の有効性を示す。

2.2.3 モデル

2.2.3.1 分析対象

N 人の被験者が、 I 個の尺度に関して、操作可能な独立変数の組み合わせによる J 種類の状態（実験計画の用語ではセル、官能評価の用語ではサンプル）で測定されている状況を想定し、 $N \times I \times J$ の形式の3相データを分析する。「被験者」を実現値の相とし（被験者を標本として扱い）、「尺度」×「セル」を確率変数の相としてモデルを構成する（豊田，2000）[45]。

具体的には i 番目の尺度によって j 番目のセルを評定した確率変数 x_{ij} を、まず

$$\mathbf{X} = \{x_{ij}\} \quad (2.1)$$

と $I \times J$ の行列形式に並べ、次に

$$\mathbf{x} = \text{vec}(\mathbf{X}) \quad (2.2)$$

のように並び替えた \mathbf{x} をこのモデルでは確率変数ベクトルとして分析対象とする。 \mathbf{x} は $(I \times J) \times 1$ の縦ベクトルとなる。これは一般的にデータそのものを3次元配列として処理できるソフトウェアが存在しないため、便宜的に行う処理である。

2.2.3.2 基本モデル

まず、測定方程式によって構成概念が「尺度」によって測定される状態を記述し、そして、構造方程式によって操作可能な独立変数である実験要因がこの構成概念に与える影響を表現する。本モデルは3相データを一度に2相に縮約するものではなく、まず尺度の相を下位因子としてまとめ、次にセルの相を上位因子としてまとめるという2次因子分析モデルの特殊形となっている。

①測定方程式

測定方程式を

$$\mathbf{x} = (\mathbf{1}_J \otimes \boldsymbol{\mu}_I) + (\mathbf{I}_J \otimes \mathbf{A}_I)\boldsymbol{\eta} + \mathbf{e} \quad (2.3)$$

と構成する。 \mathbf{x} は、(2.2)式で定義されたデータベクトルであり、 \mathbf{e} はそれに対応した誤差変数ベクトルである。両者のサイズはともに $(I \times J) \times 1$ のとなっている。 $\boldsymbol{\eta}$ は、1次因子を表すベクトルである。測定方程式中で最も重要な部分は \mathbf{A}_I であり、通常の因子分析モデルにおける因子パターン行列の役割を果たす。 \mathbf{I}_J は J 次単位行列であり、 \mathbf{A}_I は、 m 番目の共通因子から i 番目の「尺度」への影響指標 a_{im} を i 行 m 列に配した $I \times M$ の係数行列である。 \mathbf{A}_I と \mathbf{I}_J との直積を取ることによって、セル（サンプル）ごとに同一の尺度を用いて評定を繰り返し行っている3相データの因子パターン行列を表現する。

$\mathbf{1}_J$ は値が1ばかりの J 次のベクトルであり、 $\boldsymbol{\mu}_I$ は、「セル」から影響を受ける前の「尺度」 i の母平均 μ_i を i 番目の要素とする I 次の母数ベクトルである。この2つの直積を取ることによって、セル（サンプル）ごとに同一の尺度によって評定を行っている状態を表現している。

②構造方程式

構造方程式を

$$\boldsymbol{\eta} = \mathbf{K}\boldsymbol{\mu}_L + \mathbf{A}_J\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta} \quad (2.4)$$

と構成する。構造方程式中で最も重要な部分は $\boldsymbol{\mu}_L$ であり、後述するように実験の効果を確認するための母数ベクトルである。また \mathbf{K} は、実験デザインを表現する行列である。以下に構造方程式の各部を詳述する。

$\boldsymbol{\xi}$ は $M \times 1$ の外生的な構成概念（共通因子）ベクトルであり、 M は構成概念数を表す。 \mathbf{A}_j は $(J \times M) \times M$ の係数行列であり、

$$\mathbf{A}_j = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{D1} \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{Dj} \\ \vdots \\ \mathbf{A}_{DJ} \end{bmatrix} \quad (2.5)$$

のように J 個の M 次対角行列 \mathbf{A}_{Dj} を縦に並べたものである。 \mathbf{A}_{D1} の m 番目の対角要素は α_{jm} は、 ξ_m から j 番目の「セル」への影響指標である。

ここで m 番目の共通因子における j 番目の「セル」の母平均 μ_{mj} を、まず

$$\mathbf{M} = \{\mu_{mj}\} \quad (2.6)$$

と $M \times J$ の行列形式に並べ、次に

$$\text{vec}(\mathbf{M}) = \mathbf{K}\boldsymbol{\mu}_L \quad (2.7)$$

のように並べ替えたものを(2.4)式右辺の切片とする。

ここで $\boldsymbol{\mu}_L$ は、 m 番目の構成概念に対する（分散分析モデルにおけるサイズ L の）母数ベクトル $\boldsymbol{\mu}_m$ を縦につなげた

$$\boldsymbol{\mu}_L = (\boldsymbol{\mu}'_1 \dots \boldsymbol{\mu}'_m \dots \boldsymbol{\mu}'_M)' \quad (2.8)$$

サイズ $(L \times M) \times 1$ の母数ベクトルである。 L は、単一の構成概念に関する分散分析モデルにおける実質的な母数の数である。同様に \mathbf{K} は、分散分析モデルにおけるサイズ $((M \times J) \times (L \times M))$ の計画行列であり、固定母数のみから構成される。 \mathbf{K} の母数配置は具体的な分析データに合わせて後述する。 $\boldsymbol{\zeta}$ は $(M \times J) \times 1$ の誤差変数ベクトルである。

2.2.3.3 平均・共分散構造

外生変数の期待値を $E[\boldsymbol{\xi}] = \boldsymbol{\alpha}$, $E[\boldsymbol{\zeta}] = \mathbf{0}$, $E[\mathbf{e}] = \mathbf{0}$ とすると観測変数の平均構造は、(2.4)式を(2.3)式に代入して期待値を計算し

$$\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}) = E[\mathbf{x}] = (\mathbf{1}_J \otimes \boldsymbol{\mu}_L) + (\mathbf{I}_J \otimes \mathbf{A}_I) \mathbf{K} \boldsymbol{\mu}_L \quad (2.9)$$

のように導かれる。ここで $\boldsymbol{\theta}$ は、モデルに登場した母数を拾って縦に並べたベクトルであり、 $\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta})$ は期待値が母数の関数であることを示している。

外生変数内の共分散行列を $E[\boldsymbol{\xi}\boldsymbol{\xi}'] = \boldsymbol{\Phi}$, $E[\boldsymbol{\xi}\boldsymbol{\zeta}'] = \boldsymbol{\Psi}$, $E[\mathbf{e}\mathbf{e}'] = \boldsymbol{\Delta}$ とし、外生変数間は無相関であるとする、観測変数の共分散構造は、

$$\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta}) = (\mathbf{I}_J \otimes \mathbf{A}_I) (\mathbf{A}_J \boldsymbol{\Phi} \mathbf{A}'_J + \boldsymbol{\Psi}) (\mathbf{I}_J \otimes \mathbf{A}_I)' + \boldsymbol{\Delta} \quad (2.10)$$

のように導かれる。 $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ は共分散行列が母数の関数であることを示している。 $\boldsymbol{\Phi}$, $\boldsymbol{\Psi}$, $\boldsymbol{\Delta}$ の

特定は、必須の仮定ではないが、本論文ではそれぞれ単位行列，対角行列，対角行列とする。

(2.9) 式と (2.10) 式により、平均・共分散構造が構造方程式モデリング (SEM, structural equation modeling, Joreskog& Sörbom (1993)) [46]の下位モデルとして表現されたので、SEM のソフトウェアで実行可能である。本論文ではSASのCALISで分析を実行する[47]。推定方法には、最尤推定・一般化最小2乗推定・最小2乗推定、その他、様々な推定法により各ソフトウェアで実行が可能になっている。

たとえば最も頻繁に利用される最尤推定値を得るためには、

$$f_{ML}^* = \text{tr}(\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}\mathbf{S}) - \log|\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}| + (\bar{x} - \boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}))' \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})^{-1}(\bar{x} - \boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta}))$$

を $\boldsymbol{\theta}$ に関して最小化すればよい。ここで \bar{x} と \mathbf{S} は、それぞれ x の標本平均ベクトルと標本分散共分散行列である。後述の分析事例では最尤推定法を用いた。

2.2.4 適用事例の実験方法

2.2.4.1 被験者

アイスクリームの主要な消費者層でかつ主要購買層の主婦の予備群として想定できる女子大学生、女子栄養大学の栄養学部3年生108名、4年生12名、計120名を選択した。平均年齢は20.8歳。回収率は100%である。対象者は官能評価の基礎知識があり、一般的な女子大生と比べて食品に対する興味が深い。味覚・臭覚の識別感度は特別に高くはないものの一般成人に比べては良好なレベルで、^(注2,3)嗜好に過度な偏向性はないことが確認できている。

2.2.4.2 実験要因

「OR% (オーバーラン:空気含有率)」「脂肪」「乳化剤」「安定剤」「色素」の5要因とする。各要因は2水準を設定し、L16直交表(鷲尾, 1988) [48]を利用して16サンプルを試作した。80 ml容量の蓋つき透明プラスチックカップに充填し、2桁の乱数を付したものをサンプルとした。ベース配合は無脂乳固形分(SNF) 8%、換算甘味度を約11%、香料使用という配合で同一とし、製造条件も制御可能な部分は全て同一条件である。5要因の各2水準は以下の通りである。

要因1 : OR% 「高OR% (80%)」「低OR% (30%)」

要因2 : 脂肪「動物性脂肪(バター) 8%」「植物性脂肪(パーム・ヤシ油混合) 8%」

要因3 : 乳化剤(ステアリン酸モノグリセリド)「添加(0.15%)」「無添加(0%)」

要因4 : 安定剤(グアガム・カラギーナン・タマリンド混合安定剤)「添加(0.2%)」「無添加(0%)」

要因5 : 色素:(アナトー系色素)「添加(0.01%)」「無添加(0%)」

2.2.4.3 官能評価の尺度

全設問とも7段階尺度とし、「どちらともいえない」を中心に「非常に好き(嫌い)」「かなり好き(嫌い)」「やや好き(嫌い)」と形容した両極尺度である(SD法)。評価

内容は、専門用語で言うところの①「オフフレーバー」を指す一般語「良風味」に対する好みと、②「テクスチャー」を指す「組織物性（食感）」に対する好み、さらに③「オフフレーバー」を指す「異風味」に対する好み、の3つを構成概念として導入し、それぞれ「風味の好み」「食感の好み」「くせの好み」と命名した。測定指標は、真柳ら(1998)の先行研究に基づき、主に「風味の好み」を表す指標6項目、「食感の好み」を表す指標4項目、「くせの好み」を表す指標3項目の全13項目を準備した[25]。具体的な観測変数名は以下の通りである。

- ・風味の好み: 「x1:バニラ臭の好み」「x2:甘味の好み」「x3:さっぱり感の好み」「x4:こくの好み」「x5:後味の好み」「x6:濃厚感の好み」
- ・食感の好み: 「x7:さじ通りの好み」「x8:冷たさの好み」「x9:口溶けの好み」「x10:舌触りの好み」
- ・くせ(異風味)の好み: 「x11:薬品臭の好み」「x12:塩味の好み」「x13:苦味の好み」

2.2.4.4 実験手順

実験は1999年7月21日から8月2日の期間で行った。集合調査法により学内教室(10M×6M)にて、1回40名が相互作用を受けないよう、席を離れた1人掛けの机で評価させた。調査は1日に午前・午後各被験者1回ずつ(2回)行った。具体的には、1日目午前に2品午後に3品、2日目午前に3品午後に3品、3日目午前に3品午後に2品、個別に絶対評価させた。ただし評価基準を確立させるために前日に全品を試食させた。評価には1回約30分を要した。

各被験者へのサンプル提示順序は、順序効果の平均化のため毎調査の1品目に評価するサンプルを全品ともほぼ同数になるように各サンプル7名もしくは8名とした上で、残りはランダム化した(セミランダム化法)。サンプルは評価時にアイス喫食適温の -14°C となるように -17°C 前後で調温して提示した。外気温が $27^{\circ}\text{C}\sim 32^{\circ}\text{C}$ であったので、室温は $25\pm 1^{\circ}\text{C}$ に設定した。

なお、実施前には評価目的の説明と以下の注意を行った。

- a. 評価の前と次のサンプルを試食する際には口ゆすぎ用の水を飲む。
- b. 香りは直接かぐのではなく、口に入れて鼻に抜ける香りを評価する。
- c. 前のサンプルの評価を後から訂正しない。
- d. 評価中の私語、口紅・香水使用は禁止とする。

2.2.5 適用事例の分析方法

通常分散分析と異なり、本分析モデルは操作可能な独立変数からの構成概念に対する影響を調べる。モデルの有効性を確認することを目的の一つとしている。本分析では、構成概念妥当性の確認を同時に行う。

ここでは、表2.23と表2.24で示されたように、16種類のアイスクリームを2群に分け(それぞれ8種類)、その背後に同一の測定・構造方程式を仮定して分析を行う(それぞれ分析1・分析2と呼ぶ)。

\mathbf{A}_I と $\boldsymbol{\mu}_L$ とを、分析1と分析2とで比較して因子的妥当性と収束的妥当性を考察する。この場合、 \mathbf{A}_I は同一の被験者が複数のサンプルを評定することで生じる相関を表現し、 $\boldsymbol{\mu}_L$ は「尺度」の母平均を表現しているだけなので、共に局外母数であるから本論文では考察しない。

分析1・分析2は、共に、尺度数 $I=13$ 、セル数 $J=8$ 、因子数 $M=3$ 、要因数 $L=5$ である。
 分析1の計画行列のサイズは (24×15) であり、これを表 1のサンプルに対応させ

$$K = \begin{bmatrix} I_3 \otimes (1 & 1 & -1 & 1 & 1) \\ I_3 \otimes (1 & 1 & -1 & -1 & 1) \\ I_3 \otimes (1 & -1 & 1 & 1 & -1) \\ I_3 \otimes (1 & -1 & 1 & -1 & 1) \\ I_3 \otimes (-1 & 1 & 1 & -1 & 1) \\ I_3 \otimes (-1 & 1 & -1 & -1 & 1) \\ I_3 \otimes (-1 & -1 & 1 & 1 & 1) \\ I_3 \otimes (-1 & -1 & -1 & 1 & -1) \end{bmatrix} \cdot \dots \cdot (11)$$

である。

分析2の計画行列のサイズも (24×15) であり、表 2のサンプルに対応させ

$$K = \begin{bmatrix} I_3 \otimes (1 & 1 & 1 & 1 & 1) \\ I_3 \otimes (1 & 1 & 1 & -1 & -1) \\ I_3 \otimes (1 & -1 & -1 & 1 & 1) \\ I_3 \otimes (1 & -1 & -1 & -1 & -1) \\ I_3 \otimes (-1 & 1 & 1 & 1 & -1) \\ I_3 \otimes (-1 & 1 & -1 & 1 & 1) \\ I_3 \otimes (-1 & -1 & 1 & -1 & -1) \\ I_3 \otimes (-1 & -1 & -1 & -1 & 1) \end{bmatrix} (2. 12)$$

となる。

本実験は直交表を用いて行われているが、 K の内容を変更することによって、3元配置等の要因実験や交互作用を表現することも可能である。

表2.23 分析1の水準の割付

サンプル	OR%	脂肪	乳化剤	安定剤	色素
1	高	動	無	添	無
2	高	動	無	無	添
3	高	植	添	添	無
4	高	植	添	無	添
5	低	動	添	無	添
6	低	動	無	無	無
7	低	植	添	添	添
8	低	植	無	添	無

表2.24 分析2の水準の割付

サンプル	OR%	脂肪	乳化剤	安定剤	色素
1	高	動	添	添	添
2	高	動	添	無	無
3	高	植	無	添	添
4	高	植	無	無	無
5	低	動	添	添	無
6	低	動	無	添	添
7	低	植	添	無	無
8	低	植	無	無	添

2.2.6 適用事例の結果と考察

分析1と分析2の適合度を、それぞれ表2.25と表2.26に示す。別々のデータでありながら、互いによく似た結果である。本モデルは分析1・分析2共に、観測変数の数は $n=104 (=13$

×8)、分散・共分散・平均の標本統計量は5564個であり、自由母数の数は195個である。従って本モデルの自由度は5369であり、通常の構造方程式モデルと比較して極めて大きい。

分析1と分析2のGFIは、それぞれ0.428, 0.425であり、AGFIは、それぞれ0.407、0.404と低い。これはモデルの自由度が大きいためであり、モデルが有用でないことを意味しない。GFIはモデルが標本共分散行列を説明する割合である。SEMでは、標本統計量を方程式の数、自由母数を未知数として連立方程式を近似的に解く。このとき自由度は連立方程式の不能の程度を表すから、自由度が小さければ、モデルが標本共分散行列を説明する割合は高くなり、自由度が大きくなれば低くなる。

(2.3)式は、アイスクリーム間で因子パターンが共通であることを仮定している。もし試作アイスクリーム毎に因子パターンが異なるモデルを構成すれば適合度は良くなる。しかし適合度が良くても、そのような制約の緩いモデルは、ただただ複雑なだけで、現場に役に立つ知見をもたらさない。「製造工程上の要因がアイスクリームの味の構成概念にどのような影響を与えているか」という疑問は、それ自体が構成概念の測定不変性をすでに内包した（前提とした）疑問だからである。共分散構造モデルは、同一のデータに対して天文学的な数のモデルを構成できるからこそ、直接知りたいこと以外は大胆に単純化したモデルを1つだけ提供することが重要であり、その方針は現場の製品設計者にとって分かり易い。

本分析が有用であることの傍証として、1自由度あたりの適合の悪さを表現したRMSEAは分析1と分析2でそれぞれ0.097と0.099であり、モデルが受容可能であることを示している。以上の結果は、本モデルに特有の性質ではない。観測変数が多いことによって自由度が大きなモデルに関してはGFIやAGFIではなく、RMSEAを参照すべきであることを示唆している。本分析例は、GFIやAGFIの指標としての欠点に関する豊田(1992, p106) [7]や豊田(1998, p173) [49]の議論を支持している。

表2.25 分析1の適合度

GFI	AGFI	CFI	RMSEA
0.428	0.407	0.864	0.097

表2.26 分析2の適合度

GFI	AGFI	CFI	RMSEA
0.425	0.404	0.86	0.099

分析1と分析2の因子パターン行列 A_i の推定値を、それぞれ表2.27と表2.28に示す。Harshman and Lundy(1984)に示されたように回転の自由度はなく[50]、最初から単純構造を示している。係数は各因子の分散を1に基準化したセミ標準化解である。標準化解ではなくセミ標準化解を示した理由は、分析1と分析2の対応する観測変数の標本分散が標本誤差の影響で異なるためである。

分析1と分析2とも、構成概念「食感の好み」は「口溶け」「舌触り」「さじ通り」「冷たさ」に影響を与え、構成概念「くせの好み」は「苦味」「塩味」「薬品臭」に影響を与えている。この結果は当初の予想通りであり、因子的妥当性と収束的妥当性の高さを示している。構成概念「風味の好み」に関しては、分析1と分析2とも、「濃厚感」「こく」「甘味」「後味」「さっぱり感」「バニラ風味」に影響している点は、当初の予想通りである。

ただし分析1では「口溶け」「舌触り」「さじ通り」に対して、分析2では「口溶け」「舌触り」に対して影響を与えている。「さじ通り」に関しては確かな判断はできないけれども、「口溶け」「舌触り」は、「食感の好み」ばかりでなく「風味の好み」の影響をも受けると考えるべきであろう。

表2.27 分析1の尺度の因子パターン

	風味	食感	くせ
濃厚感	1.129	0.094	0.096
こく	1.130	0.073	0.055
甘味	0.698	0.171	0.199
後味	0.896	0.088	0.121
さっぱり感	0.685	0.092	0.187
バニラ風味	0.649	0.234	0.075
口溶け	0.489	0.726	0.113
舌触り	0.442	0.670	0.109
さじ通り	0.469	0.525	0.036
冷たさ	0.196	0.674	0.093
苦味	0.173	0.049	0.962
塩味	0.114	0.060	0.923
薬品臭	0.239	0.100	0.939

表2.28 分析2の尺度の因子パターン

	風味	食感	くせ
濃厚感	1.212	0.143	0.000
こく	1.207	0.134	0.040
甘味	0.750	0.225	0.165
後味	0.934	0.226	0.166
さっぱり感	0.647	0.233	0.164
バニラ風味	0.687	0.198	0.076
口溶け	0.550	0.645	0.191
舌触り	0.640	0.576	0.129
さじ通り	0.249	0.544	0.002
冷たさ	0.196	0.820	0.119
苦味	0.186	0.056	1.009
塩味	0.113	0.060	0.960
薬品臭	0.258	0.069	0.961

分析1と分析2における実験要因の構成概念 $m(m=1\cdots 3)$ に対する効果 μ_m を、それぞれ表2.25と表2.27に示す(カッコ内は標準誤差)。「風味の好み」に関しては、「低OR%」「動物性脂肪」「乳化剤添加」「色素添加」という水準が風味を増すという結果であるが、「脂肪」と「色素」の効用が顕著に大きい(たとえば「脂肪」の効果の95%の漸近的な信頼区間は $0.261 \pm 1.96 \times 0.046$ であり、 $[0.171, 0.351]$ である。同様に「色素」の効果の95%漸近的な信頼区間は $[0.196, 0.380]$ である)。

まず「脂肪」について考察する。脂肪は、無脂乳固形分と並び、乳等省令による種類別表示の判定基準の一つであり、本試作計画のうち、もっとも「風味」に影響を与える要因といえる。今回のサンプルは、乳等省令上は、動物性脂肪のものがアイスクリーム表示品、

植物性脂肪のものがラクトアイス表示品に分類される。動物性の乳脂肪分を使用した場合には、特に乳に由来する豊かな風味があり、植物性脂肪を使用した場合よりも、ことさらに濃厚感、なめらかさを感じさせる。一方、植物性脂肪を用いた場合には、乳風味がないため、くどさがなく、さっぱりとした風味になる（湯山，1996）[44]。この2種の脂肪風味に対する嗜好性の違いが、被験者間差を生じさせる主原因と考えてよいであろう。動物性脂肪と植物性脂肪には、明確な原価差があるため、現在日本で市販されている対容量で高額単価であるいわゆる「高級品」は、すべてアイスクリーム表示の動物性脂肪使用品である。他方、植物性脂肪使用品は、おもに低価格帯で提供されている。被験者は、こういった日本のアイスクリームをめぐる食環境・背景のもとでの食経験にも、影響を受けていることが予想できる。

次に「色素」について考察する、現在、日本で市販されているバニラアイスクリームは、添加された色素または原材料と加工工程に由来する色素によりほとんどのものが薄い黄色である。試作したサンプルは、牛乳本来のもつ純白に近い「白」および黄色色素添加による「薄い黄色」を呈した2水準いずれかであったが、「白」のサンプルは、赤や青といった他の種類の色素添加と違い、バニラアイスとしての違和感こそ大きくないものの、被験者のほとんど全員が接触したことがないものであったと考えられる。「薄い黄色」を呈した色素添加のサンプルが「白」を呈する色素無添加のサンプルよりも、過去の食経験とのより強い結びつきがあったことは容易に推測できる。視覚情報の嗜好への影響については、比較的多くの研究が行われ、色の影響についてもいくつかの興味深い調査結果が報告されている。Clydesdale（1993）では風味強度および識別判断に対してのバイアスを生じさせることが示されている[51]。

また、嗜好研究においては、特に食経験をつんだ成人の場合には、視覚情報が「おいしさ」という判断を含む食行動の意思決定に対して最も優先される情報と考えるのが常識とあって良い。過去の食経験から、色の濃い食品は風味強度が強いと判断し、これより「おいしい」という先入観を持ったか、または色の濃いアイスは風味強度が強くておいしかった、といった過去の経験などの理由によって、色という視覚情報が錯覚的に働いたと推測できる。

「食感の好み」に関しては、「乳化剤添加」「安定剤無添加」という水準が食感の好みを増すという結果で、「乳化剤」の効用が大きい。乳化剤はアイスマックスの乳化促進作用とフリージング時の解乳化作用を持ち、一般的に使用されている乳化剤の場合は、添加により出来上がったアイスは溶けにくく保形性や保存安定性がよくなり、ドライなボディとなることが知られており[44]、「食感の好み」への影響は妥当なものと考察される。ただし食品学的には「OR%」が低いもののほうが組織が緻密で滑らかさが増し、好ましさも増すと考えられるが、本研究では「食感の好み」にほとんど影響しない点が興味深く、今後の検討課題としたい。

5つの要因のうち「くせの好み」を効果的にコントロールするものは見出されなかった。効果が見出されなかった構成概念に関しては、

1. 構成概念の測定に失敗し、信頼性の低さの故に、平均値の差が希薄化された
2. 構成概念の信頼性は高いが、構成概念をコントロールする要因がなかった

という2つの可能性が考えられ、食品学的に両者の区別は重要である。因子パターン行列

表2.29 分析1における実験要因の構成概念に対する効果

	OR% (高)	脂肪(動物)	乳化剤(添加)	安定剤(添加)	色素(添加)
風味 μ'_1	-0.059(0.032)	0.261(0.046)	0.191(0.047)	-0.035(0.046)	0.288(0.047)
食感 μ'_2	-0.021(0.033)	0.028(0.047)	0.123(0.048)	-0.113(0.048)	-0.032(0.053)
くせ μ'_3	-0.025(0.020)	-0.008(0.028)	-0.067(0.027)	-0.068(0.031)	0.029(0.029)

表2.30 分析2における実験要因の構成概念に対する効果

	OR% (高)	脂肪(動物)	乳化剤(添加)	安定剤(添加)	色素(添加)
風味 μ'_1	-0.046(0.031)	0.224(0.046)	0.045(0.047)	-0.031(0.045)	0.171(0.049)
食感 μ'_2	0.006(0.030)	-0.000(0.041)	0.085(0.044)	-0.034(0.040)	-0.075(0.045)
くせ μ'_3	-0.024(0.016)	0.018(0.023)	0.007(0.029)	-0.021(0.019)	0.005(0.027)

を観察すると「苦味」「塩味」「薬品臭」によって「くせの好み」は安定的に測定されているから、後者の状態と解釈するのが妥当である。このような判断が可能であることは、因子分析と分散分析とを統合的に表現した本モデルの直接的メリットである。

最後に、提案されたモデルについて、適用事例の分析方法として評価する。本モデルでは、まず A_I によって構成概念が観測変数によってどのように測定されているかを因子分析的に考察し、次に μ_i によって構成概念が操作可能な独立変数によってどのように因果的な影響を受けるかを分散分析的に考察する手順をとる。因子分析と分散分析の統合的なアプローチとしては比較的解釈し易いモデルであった。また別々のデータを用いた収束妥当性の確認からも、モデルが複雑である割には結果が安定していた。ただし今後、 K が交互作用などの複雑な計画をどの程度表現できるか、 A_I の単純構造が崩れてきた場合にどれほど頑健であるか等を検討課題とする必要がある。

2.2.7 まとめ

本節では、官能評価で分析される製品特性（評価）や嗜好評価（従属変数）といった心理的仮説構成体（構成概念）で、かつ単一の観測変数で測定が難しく、測定誤差を考慮すべき変数に対し、潜在因子を仮定する因子分析的扱いを行いながらも、同時に製造工程及び配合上の要因といった、製品設計に関わる操作可能な独立変数の影響を記述するため、構造方程式モデリングによる平均・共分散構造分析[27]のモデル表現を利用した、分散分析と因子分析の折衷的なモデルを提案した。

具体的な事例としては、バニラアイスを取り上げ、前節で構築したバニラアイスの13変数モデルを基本として、アイスクリームの設計要因であるOR%、脂肪、乳化剤、安定剤、色素の効果を記述し、製品特性（評価）や嗜好評価の分析に対する有効性を示した。実データに対し、本手法を適用した結果、製品設計等の実験要因の効果をより統計的に安定で、かつ、単純化したわかりやすい形で数値化することができたことから、本モデルの製品開発上の応用可能性が高いことも示されたといえる。

2.2節の注

(注2.3) この被験者群の味臭覚識別感度は以下の通りである。溶媒をSNF8.4%以上、MF3.7%以上、130°C 2秒殺菌の普通牛乳とし、重量%でショ糖（甘味）0.25%、塩化ナトリウム（塩味）0.10%、酒石酸（酸味）0.15%、カフェイン（苦味）0.024%、グルタミン酸ナトリウム（旨味）0.03%の5味添加試料5品と無添加の牛乳3品で行う五味識別試験の成績が3味以上正解者が68%、4個以上正解者が54%であった。各味の正解率は甘味73%、塩味78%、酸味78%、苦味72%、旨味57%である。また、T & Tオルファトメーターによる5臭識別試験の成績が、3臭以上正解者が93%、4臭以上が69%、各臭の正解率はA:72%、B:81%、C:92%、D:90%、E:83%という成績であった。

第3章 「セグメンテーションとターゲティング」のための

構造方程式モデリングの応用

～製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーション～

製品開発を行う際に、「誰のために何を開発し提供するか」の意思決定は、その後の商品売上、企業の命運に関わる重要なマーケティングテーマの1つである。

そのために行われるのが、市場細分化、顧客セグメンテーションであり、製品開発のためのマーケティングリサーチの目的としてもよく取り上げられる。

一般的に市場細分化によるマーケティング戦略では、消費者セグメンテーションは、まず、デモグラフィック要因である性別や年齢や、主購買品などによって対象者を層別してターゲットとなる顧客セグメントを選択、決定し、次に、選択セグメントに向けた製品設計を行うという2段階の手順を踏むのが一般的である。たとえば、性別・年代でターゲットを事前に層別しておき、層別に分散分析や回帰分析を実施し、最も選好の高くなるように製品設計の水準を決定する。

しかし、事前に層別した段階で同一の層に属するからと言って、同じ特性を持つ商品を好むとは限らないため、製品の設計は困難であることが多い。もし、同一の層内でも別の特性を支持する複数の層（セグメント）が存在するなら、それはいくつあり、どれくらいの比率で混在しているかわからなければ、ターゲットに対し最適な製品を設計できない。

この問題点を克服するために、先に個人別の選好を求めておき、その情報を元にして層別を行ってセグメンテーションを行えば、選好に基づいた複数のグループ（セグメント）を知ることができる。たとえば、個人別に回帰分析を行い得られた標準偏回帰係数を使ってクラスター分析を行うといった方法である。しかし、この場合には、個人ごとの繰り返し計算を行い、かつ、解を再度分析する2段階の手順を取るため、誤差の蓄積が起り、結果も統計的に不安定となる。

本章では、これらの問題点を克服するために、直交実験計画に沿って採取したデータに対し、構造方程式モデリングを利用したコンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合的発展手法の適用を提案する[28]。本手法では、対象者が、別の特性を好む複数のセグメントの混在であると考えて混合分布を仮定し、セグメント数と割合を得る。だが、その層が設計条件で説明されるため、各セグメントに最適な設計条件を同時に明らかにすることができる。分析は一度の推定で行われるため安定である。

本章では、嗜好食品でありマーケティングリサーチが頻繁に行われる「バニラアイス」の製品開発への適用を想定して、実験的に試作したバニラアイスに対する官能評価データを用いた分析を行う。結果が解釈可能であるかを検討し、製品開発への適用の実学的価値を議論する。ここでは、食品の官能評価データを取り上げて検討するが、本手法は食品への適用のみに限定されるものではない。実験計画法にそって試作可能な商品群に適用可能で、本分析で提案した手法は、製品コンセプト案などを提示し Web を用いて収集したデータ等にも広く活用できる。

3.1 構造方程式モデリングによるコンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合モデルの提案

3.1.1 はじめに

消費者市場のセグメンテーションの基準には①消費者特性、②顧客態度、③顧客行動の3分割 (Hooley and Saunders,1993) [52] 等、様々な基準が考えられている。

ターゲット・マーケティングにおいては、①セグメント内の同質性・安定性、②セグメントの大きさ、③セグメントへのアクセス可能性の3条件を満たせば、どのようなセグメンテーション基準でもアプローチ可能で何らかの形で役立つ。だが、ターゲット・マーケティングの中でも、その根幹となる「何を」提供するかを決定する実際の製品開発実務の上で有用なセグメンテーション基準と条件は、これとはやや異なる。

これはマーケティング活動を展開する上では問題ないセグメンテーション基準であったとしても、同一セグメントに含まれたからといって必ずしも製品レベルで同一の選好を持つとは限らないためである。実際に、消費者特性や顧客行動によるセグメントに対して魅力的な製品を考えて作りだすことが困難であることから知られている。また、仮に選好が同一でも、受け入れられる製品像はセグメンテーション基準とはまったく別に考える必要がある。その上、その製品像を具現化する設計条件をさらに検討する必要があるのでは、非効率的で、魅力的製品の創造には直接結びつけづらいと考えられる。

ベネフィット・セグメンテーション (Haley, 1968); Halay,1984) [29][30]という考え方は、顧客が製品を消費する上で求めるベネフィットこそが、市場セグメントの基本であるというもので、製品に顧客が魅了される根本的な理由をセグメンテーション基準とする。顧客態度特性である「選好」を基準とするセグメンテーションは、この典型である。

顧客行動特性である製品・ブランドの利用状況と消費者特性であるデモグラフィクス変数・社会経済的変数の組み合わせによるセグメンテーション基準は、2次ソースが獲得しやすいため頻用されている (Hooley and Saunders, 1993) [52]。しかし、消費者の異質性については、記述よりもその説明を追及すべきであり (Hooley and Saunders, 1993, 井上, 1998) [52][53]、ベネフィット・セグメンテーションはこの点でも有望である。さらに、マーケティング・コンセプトの拡張に最も近く (Hooley and Saunders, 1993) [52]、セグメントの選好に製品ないしはサービスを合わせやすい。そのため、市場への提供物と市場の必要としている物の乖離を埋めることによりメーカーが自分の競争上の地位を向上させる (Hansen,1972) [54]といったセグメンテーションの目的を果たしやすい。

コンジョイント分析^(注 3.1)は、このベネフィットによるセグメント識別のために適切であると言われており (Hooley, 1982) [55]、セグメント特性を選好のパートワースで説明する (片平 1987) [56]。事例によっては算出した選好の部分効用値を使って、再度分析を行い、セグメンテーションを行う (町野 風間 1999) [57]。そのため、各セグメントの選好に合わせて製品設計が可能な他、同じ製品をできるだけ多くのセグメントにアピールするよう考えて効率化を図る事も出来、製品の企画設計に対して極めて有益な情報をもたらす。

本研究ではバニラカップアイスの製品開発意思決定のため、ベネフィット・セグメンテーションを行った。具体的には、コンジョイント分析と同様に直交実験計画でデザインした刺激 (試作品) に対する消費者の選好データのみを用いてセグメント (潜在クラス) を

同定し、セグメント特性を制御可能な製品の設計条件により説明、また同時に各セグメントに対する最適な製品設計条件を探っている。解析にはコンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合的発展手法を採用したが、これは、コンジョイント分析の統計的な安定性と個人差の記述を同時に満たせないという弱点を潜在クラスモデルと構造方程式モデリングの統合モデルを採用することで克服したものである。

この研究により、ターゲット・マーケティングの根幹となる各セグメントへのアプローチ力の強い魅力的製品の創造のために、実用的なベネフィット・セグメンテーションを行えることを確認する。また、今回取り上げた製品の設計条件（要因）は、評価の際に直接被験者に明示しておらず、意識しづらい化学的実験要因である。本研究を通して、食品や化粧品等の試作実験からマーケティングを見据えた製品開発等にも応用可能性があることを示す。さらに、市場構造解明への利用可能性についても言及する。

3.1.2 事例背景と目的

バニラカップアイスは、昭和 28 年の本格的な工業生産開始以後、多くの人に愛されている代表的な嗜好食品であるが、バニラカップアイスと一口に言っても、中身の組成、味、形態など非常にバラエティーに富み、様々なタイプの商品が市場をにぎわせ競争も激化している。そういった状況下では、試作実験の場から、市場のセグメンテーションを考え、効率的なマーケティング戦略を構築していく必要がある。

狙うべき1つのセグメントに対し有効なマーケティング・ミックス戦略を考えるか、ニーズは異なるが、顧客セグメント全体に有効なマーケティング・ミックスを考えるかという戦略の大きな分岐 (Hooley and Saunders 1993) [52]では、セグメンテーションの記述・説明が重要な判断材料となる。また、このようなマーケティング・ミックス戦略では「何を」市場に投入したかという事がマーケティング活動全体に大きな影響を与えるため、製品設計上の完成度が問題となる。マーケティングを見据えた製品の開発・設計はその重要性を増しているとも言えるだろう。

本研究では、ベネフィット・セグメンテーションの適用による製品開発上の意思決定支援を目的に、設計上の課題である製品の物理特性に影響を与える設計要因を取り上げた試作品を用いて、バニラアイスの主要消費者層である女子大学生に対して調査を行って、製品属性情報で記述したセグメンテーションを行う。本手法を用いると、対象者層を設計条件によって規定される細かなニーズの異なるセグメントに分割し、各セグメントに応じた製品設計が可能である。また同時に、対象者全体を仮想ターゲットと見なして全体をカバーするような試作品の設計条件を求めることも可能となる。得られた各セグメントについては、他の調査との比較も将来的に可能なように食品学的な解釈と市場動向からの説明を加えることで、手法の有用性を検証することとした。

3.1.3 調査方法

3.1.3.1 被験者

女子栄養大学栄養学部3年生108名、4年生12名の合計120名の女子大学生を被験者とした。平均年齢は20.8歳。被験者は官能評価の基礎知識があり、栄養士免許取得予定者であることから、食品への興味の高い層であると考えられる。

なお、この被験者群の味臭覚識別感度^(注3.2)は、同年代に比べ特別高いわけではないものの、一般成人としては比較的良好であった(古我 1997) [58]。

3.1.3.2 サンプル

バニラカップアイスの製品開発では、主に風味に関与する「甘味料」「脂肪」についての研究は盛んで、市場における受容度に対しても経験的知識が蓄積している。他方、食感や見た目といった物理的特性による「おいしさ」への影響に対しては、研究はあまり行われていない。製品に大きな差異をつけ、差別化をはかる事が技術的に可能な段階にきているにも関わらず、選好と需要度が不明確なのである。そのためここでは、主に製品の物理特性変動に焦点を当てた基本的な実験要因を取り上げた。

試作バニラアイス(以下サンプルと記)は「OR% (オーバーラン)」「脂肪」「乳化剤」「安定剤」「色素」の5要因各2水準(表 3.1)、交互作用は主効果を上回らないと仮定し、L16直交表(鷲尾 1988) [48]を利用して16サンプルを試作した(表 3.2)。

サンプルは、80ml 容量の蓋つき透明プラスチックカップに充填し2桁の乱数を付して提示した。サンプルの基本配合は、無脂乳固形分(SNF) 8%、換算甘味度を約 11%、香料使用という条件で同一とし、その他の製造条件も制御可能な部分は全て同一条件とした。

3.1.3.3 評価尺度

サンプル試作のための要因はすべてバニラアイスの製造要因で、直接中身のバニラアイスの香味に影響する要因のみであり、容量、価格、ネーミング、等は含まない。これより、評価の自然さと容易さから、選好は「おいしさ」という項目で測定した。これは中身だけを提示した場合「おいしさ」と「好み」「買ったさ」は、ほぼ同義で使われることが先行研究で指摘されている点からも適当と考えられる(真柳, 1998) [59]。

測定は絶対評価による7段階尺度で行い、具体的には「どちらともいえない」を中心に「非常においしい(まずい)」「かなりおいしい(まずい)」「ややおいしい(まずい)」と形容した両極尺度とした。

表 3.1 要因と水準

要因	水準 1	水準 2
OR%	高OR% (80%)	低OR% (30%)
脂肪	動物性脂肪 8% (バター)	植物性脂肪 8% (パーム・ヤシ油混合)
乳化剤* ¹⁾	添加 (0.15%)	無添加 (0%)
安定剤* ²⁾	添加 (0.2%)	無添加 (0%)
色素* ³⁾	添加 (0.01%)	無添加 (0%)

*¹⁾ ステアリン酸モノグリセリド

*²⁾ グアガム・カラギーナン・タマリンド混合安定剤

*³⁾ アナトー系色素

表 3.2 L16 直交計画の割り付け表

No.	提示番号	OR%	脂肪	乳化剤	安定剤	色素
1	3	高い	動物性	添加	添加	添加
2	4	高い	動物性	添加	無添加	無添加
3	15	高い	動物性	無添加	添加	無添加
4	18	高い	動物性	無添加	無添加	添加
5	21	高い	植物性	添加	添加	無添加
6	26	高い	植物性	添加	無添加	添加
7	32	高い	植物性	無添加	添加	添加
8	35	高い	植物性	無添加	無添加	無添加
9	44	低い	動物性	添加	添加	無添加
10	54	低い	動物性	添加	無添加	添加
11	69	低い	動物性	無添加	添加	添加
12	76	低い	動物性	無添加	無添加	無添加
13	81	低い	植物性	添加	添加	添加
14	83	低い	植物性	添加	無添加	無添加
15	95	低い	植物性	無添加	添加	無添加
16	97	低い	植物性	無添加	無添加	添加

3.3.4 実施方法

集合調査法とし、学内教室（10M×6M）で、1回40名の被験者に対し、相互作用を受けないよう席を離れた一人掛けの机で評価を行わせた。

調査は1999年の7月21日～8月2日の期間中、約3日を使って実施し、全被験者とも一日に午前・午後各1回（2回）、計6回の調査を実施し、1回につき3品を個別に絶対評価させた（ただし前日に評価基準確立のため相対比較により全品を試食済み）。

各被験者へのサンプル提示順序は、順序効果の平均化のため、毎調査の1品目に評価するサンプルを全品ともほぼ同数になるよう各サンプル7名もしくは8名とした上で、残りはランダムイズした（セミランダムイズ）。サンプルは評価時に喫食適温の-14℃となるよう-17℃前後で調温し提示した。

外気温が27℃～32℃であったので、調査室温は25±1℃に設定した。

また、実施前には評価目的の説明と、①評価の前と次のサンプルを試食する際には口ゆすぎ用の水を飲むこと、②前のサンプルの評価を後から訂正しないこと、③評価中の私語、口紅・香水使用は禁止とすること、という3点の注意を行った（日科技連官能検査委員会1973）[35]。

3.1.4 分析方法

3.1.4.1 従来法の問題点と提案手法

コンジョイント分析は、一般に被験者毎に繰り返し計算を行うため統計的な安定性は保証されず、その推定値を再分析してセグメンテーションを行うため統計的には非常に不安定である。統計的安定性を得るために全体に対して推定を行えば、個人差を記述することができず、セグメンテーションも行えないという弱点を持つ。その点、潜在クラスモデル

(LCM, Latent Class Model) は、全データを使いながらセグメントを推定でき、統計的安定性と個人差の記述を同時に充足する上に、セグメント推定に他の事前情報が必要ないという長所を持つ。ただし、オリジナルな潜在クラスモデルはそのモデル自体では表現力が乏しく、従来はほとんど利用されることがなかったが、近年、潜在クラスモデルは飛躍的進歩を遂げ、潜在変数を伴う構造方程式モデリング (SEM, Structural Equation Modeling) との融合が進んでいる (豊田, 2000) [60]; (Wedel and Kamakura, 2000) [61]。

本研究では、第2世代構造方程式モデリングと呼ばれる離散的潜在変数と連続的潜在変数を統合した下記のモデルを分析方法として採用した。母数の推定には Mplus^(注 3.3) を用いて EM アルゴリズムによって推定した。

なお、Kamakura (1988) [62] では、本法が目的とする「セグメンテーションとベネフィットの両方を同時に評価する」という目的の一部を達成している。相違点は、Kamakura (1988) が最小 2 乗解であるのに対して、本法は、SEM の一般モデルに基づいて最尤解を求めている点である。

3.1.4.2 モデル

バニラアイスの選好評定値を観測変数ベクトル x (16×1) で表現する。ただし被験者は単一の母集団からは構成されておらず、食品に対する選好が異なる C 個の母集団から構成されているものとする。また、その母集団は離散的な潜在クラスであり、どの被験者がどの母集団に属するかは未知で、かつ潜在クラス数 C ($c=1, 2, \dots, C$) も未知とする。潜在クラス c に属する被験者の観測変数ベクトル $x^{(c)}$ (16×1) を、次のようにモデル化する。

$$x^{(c)} = K\mu^{(c)} + 1f + e \quad (3.1)$$

ここで、右辺第 1 項は操作可能な実験要因による変動、第 2 項は操作不可能なバニラアイス間の変動、第 3 項は操作不可能なバニラアイス内の変動を表現している。 K (16×5) は計画行列

$$K = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & 1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 & 1 \\ 1 & -1 & -1 & -1 & -1 \\ -1 & 1 & 1 & 1 & -1 \\ -1 & 1 & 1 & -1 & 1 \\ -1 & 1 & -1 & 1 & 1 \\ -1 & 1 & -1 & -1 & -1 \\ -1 & -1 & 1 & 1 & 1 \\ -1 & -1 & 1 & -1 & -1 \\ -1 & -1 & -1 & 1 & -1 \\ -1 & -1 & -1 & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

である。

$\mu^{(c)}$ (5×1)は潜在クラス c における実験要因の母数ベクトル

$$\mu^{(c)} = (\mu_{\text{空}}^{(c)} \quad \mu_{\text{脂}}^{(c)} \quad \mu_{\text{乳}}^{(c)} \quad \mu_{\text{安}}^{(c)} \quad \mu_{\text{色}}^{(c)})' \quad (3.3)$$

であり、右辺はそれぞれ、「OR% (オーバーラン：空気含有率)」「脂肪」「乳化剤」「安定剤」「色素」という5要因の効果である。

1は値が1ばかりのサイズ16の縦ベクトルであり、 f は潜在クラスにも、バニラアイスにも共通のスカラーの構成概念である。 f はバニラアイスに対する基本的な好みを表現する共通因子である。期待値と分散は

$$E[f] = \mu_f, \quad V[f] = \sigma_f^2$$

であり、 μ_f は尺度の原点を意味し、 σ_f^2 は個人差の散らばりを示す。 e (16×1)は誤差変数である。期待値と分散は

$$E[e] = 0, \quad V[e] = \sigma_e^2 I$$

であり、等分散を仮定する。個々のアイスクリームは統制された条件下で評価されているので、測定モデルとして最も制約の強い平行測定を仮定したことになる(豊田 2000) [45]。

平均構造と共分散構造は、それぞれ

$$\mu^{(c)} = K\mu^{(c)} + 1\mu_f \quad (3.4)$$

$$\sigma^{(c)} = \sigma_f^2 11' + \sigma_e^2 I \quad (3.5)$$

である。

潜在クラス c の構成確率を w_c ($1 = w_1 + \dots + w_c + \dots + w_C$) とすると、観測変数の分布は

$$f(x) = \sum_{c=1}^C w_c N(x | \mu^{(c)}, \sigma^{(c)}) \quad (3.6)$$

と表現される。

ここで、 $N(\cdot)$ は多変量正規分布の密度関数である。したがって x の120人分の実現値 x_j ($j=1, \dots, 120$) の尤度は

$$f(X) = \prod_{j=1}^{120} f(x_j) \quad (3.7)$$

である。

3.1.5 結果と考察

3.1.5.1 市場構造との対応

試作水準を市販品に対して位置付けると、日本市場での高 OR%品の歴史は古く、現在、個食タイプ品では低価格帯に一部見られ、その他ホームタイプのプレミアムタイプ品（乳脂肪 10%以上）等にも、今回の高 OR%水準に近いものがある。低 OR%品は近年、急速に市場に広がっており、個食タイプ品では高価格帯に属するスーパープレミアムタイプの物や、1995年に登場した「明治エッセルスーパーカップ・超バナラ」などの個食低価格帯商品（主にラクトアイス表示品）がこの水準に対応する。

脂肪は、乳等省令上、動物性脂肪水準品がアイスクリーム表示品、植物性脂肪水準品がラクトアイス表示品に分類され、この点では現実市場をカバーした試作品が作成されていると言える。

色素は、市販品では添加が一般的である。色素を添加しないものも適度な淡黄色を呈するよう、褐変反応（メイラード反応）を利用したり、卵黄を使用したりする。安定剤・乳化剤は高級タイプのアイスクリーム表示品では使用しない方向に進んでいる。それ以外の低価格タイプの市販品は、通常、色素が添加されている。

なお、本計画では、特に物性に注目し、甘味料の質・量、脂肪の量、香料の質・量など、製品属性を決定する主要要因の一部を一定にしているため、市販品が市場全体をカバーしてはいない。そのため、得られた結果は、市場全体を見渡したセグメンテーションというよりは、食感・見た目といった物理特性に注目したセグメンテーションとなる。

3.1.5.2 潜在クラス数の検討

潜在クラス数 $c=1, 2, \dots, 6$, とした場合のモデルの適合度と潜在クラスに共通した母数についてまとめたものが表 3.3 で、各モデルの解析結果が表 3.4～表 3.9 である。

標準誤差の観点からは、いずれのクラス数でも有意でない係数が多いが、モデル解釈は、最尤法の漸近理論による母数の標準誤差が唯一の判断材料ではない。また表 3.3 を見ると、AIC は $c=4$ の場合に最も値が小さく、BIC は $c=3$ の場合に最も値が小さく、モデルの適合がよいことを示している。情報量基準では、有意でない係数を含む潜在クラスを採用することを明確に支持している。これより、情報量基準が推測統計学的に必要と判断した潜在クラスに関して解釈を進めることとする。

表 3.3 モデル適合度と潜在クラスに共通した母数

潜在クラス数	C=1	C=2	C=3	C=4	C=5	C=6
自由母数数	8	14	20	26	32	38
A I C	6719.166	6699.122	6680.004	6670.208	6671.265	6679.938
B I C	6741.466	6738.147	6735.754	6742.682	6760.465	6785.863
誤差分散	1.818(0.096)	1.715(0.090)	1.627(0.088)	1.577(0.089)	1.556(0.082)	1.540(0.081)
因子分散	0.162(0.032)	0.169(0.031)	0.174(0.031)	0.177(0.031)	0.179(0.031)	0.180(0.031)
全平均	4.395(0.048)	4.395(0.048)	4.395(0.048)	4.395(0.048)	4.395(0.048)	4.395(0.048)

統計的な判断基準としては、標本数が多くなると BIC のほうが保守的な性質があり望ましい事が知られるが、本研究は標本数 120 と大標本とはいえない。そこで AIC を分析する

こととした。ただし、食品学的に解釈可能で、かつ現実の市場動向から見て不自然でないという実学的な判断がクラス数判断には欠かせないため、潜在クラス数 $c=3$ とした場合と、 $c=4$ とした場合を比較検討した（表 3.6, 表 3.7 参照）。

各要因の効用値から、 $C=3$ のクラス 1 と $C=4$ のクラス 1、 $C=3$ のクラス 2 と $C=4$ のクラス 2、 $C=3$ のクラス 3 と $C=4$ のクラス 3、がほぼ対応していることがわかり、潜在クラス数の設定の差異は、 $C=4$ のクラス 4 を潜在クラスとして識別・定義するか否かであることがわかる。

クラス 4 を解釈すると、「高 OR%」「植物性脂肪」「乳化剤無添加」「安定剤無添加」「色素添加」のサンプルを「おいしい」と評価する被験者群である。ただし、OR%，色素についてはほとんど反応せず、影響を受けない。特徴は他の 3 クラスと対照的に、植物性脂肪の効用が非常に高い点である。

動物性クリームと植物性クリームの選好がほぼ同じという報告（渡辺 他, 1997）[63]からわかるように、近年、日本における植物性脂肪の嗜好性は高まりつつある。これは健康志向に加え、コクの強いものからサッパリしたものへ、濃いものから薄いものへという消費者香味選好の移行現象によるものと考えられる。

バニラアイスにおいても、90 年代後半は特に、植物性脂肪使用のものが脚光を浴び、低価格帯製品はアイスクリーム表示品からラクトアイス表示品に主流がシフトし、製品構成が大きく様変わりした。これは植物性脂肪使用品の香味向上という技術効果もあるが、背後には消費者選好の変化があり、適応のための製品変化と考えられる。こういった市場動向を考えても、植物性脂肪の効用が高いクラス 4 の存在仮定は、極めて自然である。以上より、潜在クラス数 $C=4$ という結果を採択した。

表 3.4 $C=6$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c=1	c=2	c=3	c=4	c=5	c=6
人数・割合	49.379, 0.411	24.056, 0.200	33.852, 0.282	5.937, 0.049	2.071, 0.017	4.706, 0.039
OR%	-0.209 (0.072)	-0.154 (0.077)	0.082 (0.153)	0.117 (0.555)	-0.293 (0.022)	-0.061 (0.139)
脂肪	0.417 (0.112)	0.585 (0.124)	0.231 (0.206)	-0.137 (0.122)	-1.035 (0.132)	0.293 (0.123)
乳化剤	0.166 (0.102)	0.103 (0.093)	0.421 (0.181)	-0.350 (0.359)	0.008 (0.403)	0.069 (0.116)
安定剤	-0.171 (0.119)	-0.602 (0.118)	0.029 (0.081)	-0.163 (0.348)	-0.371 (0.302)	0.281 (0.156)
色素	0.653 (0.170)	-0.033 (0.111)	0.214 (0.158)	0.166 (0.390)	-0.234 (0.364)	-0.238 (0.465)

表 3.5 $C=5$ のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c=1	c=2	c=3	c=4	c=5
人数・割合	49.009, 0.408	23.299, 0.194	39.820, 0.332	5.784, 0.048	2.088, 0.017
OR%	-0.203 (0.059)	-0.161 (0.075)	0.060 (0.086)	0.087 (0.394)	-0.291 (0.033)
脂肪	0.417 (0.090)	0.585 (0.123)	0.246 (0.116)	-0.132 (0.138)	-1.031 (0.153)
乳化剤	0.177 (0.078)	0.094 (0.093)	0.363 (0.091)	-0.372 (0.393)	0.007 (0.404)
安定剤	-0.176 (0.098)	-0.611 (0.117)	0.054 (0.068)	-0.142 (0.283)	-0.371 (0.303)
色素	0.661 (0.132)	-0.030 (0.112)	0.146 (0.150)	0.185 (0.283)	-0.230 (0.380)

表 3.6 C=4 のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c =1	c =2	c =3	c =4
人数・割合	51.619, 0.430	22.826, 0.190	39.688, 0.331	5.867, 0.049
OR%	-0.204 (0.058)	-0.156 (0.076)	0.065 (0.083)	0.007 (0.180)
脂肪	0.403 (0.093)	0.592 (0.124)	0.243 (0.118)	-0.509 (0.844)
乳化剤	0.165 (0.086)	0.093 (0.095)	0.350 (0.123)	-0.234 (0.325)
安定剤	-0.167 (0.097)	-0.613 (0.120)	0.053 (0.068)	-0.302 (0.451)
色素	0.646 (0.127)	-0.030 (0.115)	0.135 (0.148)	-0.009 (0.448)

表 3.7 C=3 のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c =1	c =2	c =3
人数・割合	57.800, 0.482	21.806, 0.182	40.394, 0.336
OR%	-0.180 (0.055)	-0.145 (0.071)	0.052 (0.078)
脂肪	0.424 (0.084)	0.624 (0.145)	0.070 (0.134)
乳化剤	0.201 (0.070)	0.087 (0.100)	0.240 (0.115)
安定剤	-0.138 (0.081)	-0.604 (0.133)	-0.029 (0.094)
色素	0.612 (0.122)	-0.022 (0.122)	0.079 (0.147)

表 3.8 C=2 のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c =1	c =2
人数・割合	81.791, 0.682	38.209, 0.318
OR%	-0.169 (0.060)	0.062 (0.066)
脂肪	0.465 (0.101)	0.076 (0.153)
乳化剤	0.184 (0.069)	0.213 (0.155)
安定剤	-0.205 (0.160)	-0.144 (0.320)
色素	0.472 (0.084)	-0.015 (0.248)

表 3.9 C=1 のセグメント人数と比率および各要因の効用値（カッコ内は標準誤差）

潜在クラス	c =1
人数・割合	120.000, 1.000
OR%	-0.095 (0.029)
脂肪	0.341 (0.038)
乳化剤	0.193 (0.034)
安定剤	-0.186 (0.037)
色素	0.317 (0.041)

なお、本調査の対象者層全体を狙うマス・マーケティングを実行する場合には、C=1 の結果を用いて、効用値を解釈すればよいことになる。

3.1.5.3 食品学的解釈

ここではまず、対象者が、設計条件によって規定される細かなニーズの異なる4つの潜在クラスの混合であると考え、それぞれのクラスの特徴を食品学的に解釈する。

クラス1は「低OR%」「動物性脂肪」「乳化剤添加」「安定剤添加」「色素添加」という水準をおいしいと答えたクラスであり、特に色素添加の効用が顕著に大きい点が、他クラスとの最も明確な違いである。全体の40%強がこのクラスに属し、全体に占める人数比が最も大きい。つまり今回の被験者に最も広く受け入れられる製品とするためには、この設計条件で製品を作れば、約40%の被験者が「最もおいしい」と評価すると言いかえることも可能である。

この色素添加重視派であるクラス1は、実際の香味やテクスチャーより「薄い黄色」という視覚情報により「おいしい」という判断を行う被験者群であると言える。

視覚情報の嗜好への影響は比較的多くの研究が行われ、色の影響については、風味強度および識別判断に対してのバイアスを生じさせるという報告がある(Clydesdale, 1993) [51]。また、嗜好研究においては、特に食経験をつんだ成人の場合には、視覚情報が「おいしさ」という判断を含む食行動の意思決定に対して最も優先される情報と考えるのが常識である。本調査の被験者は平均20.8歳の成人女子なので、過去の食経験に何らかの影響を受け、視覚情報の「色」により「おいしさ」を判断したと考えても食品嗜好学的には納得の行く結果である。

黄色色素の添加効果であるおいしさ向上の理由については、明確に判断はできないが、日本のほぼ全ての市販品と同じ「薄い黄色」を呈する色素添加サンプルの方が、ほぼ純白に近い「白」を呈する色素無添加サンプルよりも、バニラアイスとして違和感なく受け入れられ、過去の食経験—例えば黄色いアイスは風味強度が強くておいしかった、といった経験—とも結びつきやすかったと考えるのは自然である。また、薄い黄色=卵、という連想から本物らしさや高級感、おいしさを感じていると予想されるフリーアンサーも数多く見られ、過去の食経験と食知識による影響を窺い知ることができる。ただしこの原因解明にはさらなる調査検討が必要である。

クラス2は「低OR%」「動物性脂肪」「乳化剤添加」「安定剤無添加」「色素無添加」水準を「おいしい」としており、動物性脂肪、安定剤無添加の効用が特に大きく、乳化剤添加にはわずかしら反応しないことが特徴的である。このクラスは全被験者の約19%の構成比を担っている。

脂肪は、本試作計画のうち、もっとも「風味」に影響を与える要因で、香味設計者に「本物」とされる風味は、動物性脂肪水準品である。

脂肪分はアイスクリームにしっかりとしたボディーとなめらかな組織を与える。動物性の乳脂肪分を使用した場合には、特に乳独特の濃厚な風味となめらかさを感じさせ、植物性脂肪の場合、この乳風味がないため、くどさがなくさっぱりとした風味になる(湯山, 1998) [44]。この2種の脂肪風味への嗜好性の違いが、被験者間差を生じさせる主原因であろう。

動物性脂肪と植物性脂肪の明確な原価差のため、現在日本の市販品で、対容量で高額単価のいわゆる「高級品」は、全てアイスクリーム表示の動物性脂肪使用品である。一方、植物性脂肪使用品は、低価格帯で提供されている。被験者はこういった日本のアイスクリームをめぐる食環境・背景での食経験にも影響を受けていると考えられる。クラス1も動物性脂肪の効用が大きく、この点では相違ないが、前述の色素と安定剤の選好への影響がクラス2とは大きく異なる。

安定剤は主に、ヒートショックと呼ばれるサンプルの受ける温度変動で起こる氷結晶の粗大化防止により組織の安定を保つためと、適度なボディー感のあるなめらかな組織付与によるアイスクリームの組織改良や保形性向上のため使用される添加物である(湯山, 1998) [44]。安定剤の種類にもよるが、一般的に添加を行うと、口解けのなめらかさといったメリットと同時に口解けの悪さ、切れのなさ、なども感じさせるデメリットを生じさせる。また、安定剤自身にも「風味」があるため、「雑味」と呼ばれるわずかな風味を与える。この安定剤の微少な風味を評価・判断が可能かという点には被験者間差異があるが、明確に風味を識別できた場合にも、これを、主に後味に影響する「不味」と感じるか、「複雑なこく味」と感じるかという違いがあるため、おいしさ評価には差異が生じると解釈できる。

このクラス2は安定剤添加により「おいしさ」が損なわれ、無添加のものを「おいしい」と強く感じる被験者群だが、安定剤添加による風味・物性の影響の中で、上記デメリット面に強く反応する群であると推測できる。

クラス3は2番目に大きい構成比で、全被験者の約1/3がこのクラスに含まれる。平均的に「高OR%」「動物性脂肪」「乳化剤添加」「安定剤添加」「色素添加」のサンプルを「おいしい」とする被験者群である。ただし、OR%、安定剤の効用値は小さく、ほとんど反応していない。このクラスの特徴は、他クラスと比較して安定剤の効用が小さく、乳化剤の効用が大きい点で、これらの点で他クラスと弁別されている。

乳化剤は乳たんぱく質と共に起泡性(オーバーラン性)を改良し、かつ脂肪球膜の強度を変化させ、脂肪の不安定化を促進し、脂肪球を凝集させて、アイスクリームの骨格を作る。一般的な乳化剤を使用した場合、出来上がったアイスは溶けにくく保形性や保存安定性がよくなり、ドライなボディーとなることが知られている(湯山, 1998) [44]。乳化剤の影響は、まず、口解けにくさ、歯ごたえ、なめらかさ、などの物性への影響があげられ、次に脂肪凝集の促進による濃厚感の増加や香りの立ちへの影響、また安定剤ほど明確ではないものの、乳化剤自身のもつ風味(雑味)の付与など、風味への影響がある。

クラス3の被験者は他クラスの被験者に比べ、主にこういった乳化剤の効果をおいしさの判断材料としていると考えられる。

クラス4は「高OR%」「植物性脂肪」「乳化剤無添加」「安定剤無添加」「色素無添加」という水準を「おいしい」としており、特に植物性脂肪の効用が大きいこと、OR%に反応しないことが特徴的で、全体に対して約5%の構成比を占める。

このクラスは、乳化剤、安定剤、色素という添加物はすべて無添加水準を、さらに、さっぱりした風味となる植物性脂肪水準を「おいしい」としていることから、非常に淡白で見た目にもクセの無い、プレーンなものを好む被験者群である。他のクラスと比べて選好がかなり異質と言える。近年、食のトレンドは、大きくは香味の薄いものへと移行し、さらに自然回帰的傾向が食に限らず散見される事から、この被験者は構成比こそ小さいが、ある意味トレンド・リーダー的な被験者群とも想定できる。そのため食嗜好を考える上では継続モニタリングが望まれるクラスと言える。

クラス4はわずか5%の構成比しかないため、「ラクトアイス表示品」の市場での伸びから理解されるような植物性脂肪の嗜好の高まりを、このクラスの効用の高さのみから単独で説明することは出来ない。ただし、2番目に大きなサイズを持ち、クラス1、2に比べ

て動物性脂肪の効用が高くないクラス3が植物性脂肪への嗜好を後押ししている可能性も考えられる。また、製品としては、植物性脂肪を使用する際には必ず乳化剤・安定剤が使用されるという現状があるため、「ラクトアイス表示品」の嗜好が高まっているのは、この乳化剤・安定剤の効果との交絡の可能性が大きい。この部分の、調査結果と市場動向との関連は、別途検討の余地が残されている。

OR%とは空気含有率のことで、高くなると同一容量での気泡数が増し(湯山, 1998) [44] ふわりとした触感となるため、同じ温度でも冷たさを感じづらい。

今回は、ダッシャー回転数や温度などの製造条件は、ほぼ同一に設定したが、実際の製造でOR%コントロール(エア注入)によって共変動するダッシャー内滞留時間は統制していない。そのため高OR%のものの方が滞留時間が短く氷晶は小さく冷たさを感じづらいが、氷晶の形状が鋭角で、小さい割になめらかさをあまり感じさせず、逆に、低OR%の物はダッシャー内滞留時間が長いため、氷結晶は大きい球形に近く、冷たさを感じやすく、なめらかである(ただし、なめらかさは、脂肪の凝集の程度や乳化剤・安定剤の添加でも変化する)。つまり、OR%の水準差異は、主に歯ざわりに代表されるようなボディー感と冷たさの感じ方の差異に現れていると言える。

今回の結果では、積極的に高OR%を好むセグメントが見出されず、低OR%を好む(クラス1、クラス2)か、ほとんど反応しない(クラス3、クラス4)か、であった。つまり低OR%という設計条件を選択しておけば、無難であるとも言える。

以上が、対象者を設計条件によりニーズの異なる細かなセグメントに分割する解釈ということになる。

次に、対象者全体を均質な1つのクラスと見なして、最適な設計条件を食品学的に解釈する。

C=1の結果(表3.9)を見ると、「動物性脂肪」「色素添加」の効果が大きく、対象者全体を1つの層と見なした場合の設計条件としてこれら2つが重要であることがわかる。次に、「乳化剤添加」「安定剤無添加」であることが設計条件となる。OR%に関しては、ほとんど関係しない。4クラス別に解釈した結果を合わせて判断すると、低OR%にしておくことが無難である。対象者全体をカバーする製品は「バターの濃厚な風味を持つ薄黄色いバニラ色のアイス」と言える(注3.4)。

3.1.5.4 手法の評価

おいしさ判断の最重視項目1つを選択記入させた結果、16回の評価のうち「色」を1回でもあげた被験者が14.2%で、2回以上上げた被験者はわずか4.2%と低い。このことから、被験者の多くがおいしさの判断基準だと自覚していないことが判明した。だが、無意識下で「おいしさ」判断への貢献のある被験者層(クラス1)が実際には約40%強もおり、セグメントの重要要因だとわかった。

本事例で解析した「おいしさ」のように、瞬時に脳内で判断が下される選好では特に顕著に、被験者自身が選好の判断理由を意識していないことは実際場面では多い。このような場合に被験者に理由を聞くことは無意味で、当然、その回答をいくらセグメンテーションしても役立たない。この場合、選好判断の根拠を明らかにするための実験が不可欠であ

る。実験計画に基づいた選好の回答さえ得ることができれば、これを潜在クラスモデルと構造方程式モデリングを融合したモデルによって解析して潜在クラスを同定することで、統計的に安定に個人差の記述を行え、セグメントの特徴を被験者自身がはっきりと自覚・理解不能な設計条件によって説明できることが示された。また、同時に各セグメント別の最適設計条件も明らかとなり、実用上の価値は高い。さらに、従来マーケティングにおいて、選好データとして敬遠されがちであり用いられなかった化学的実験条件を要因として試作した食品の官能評価データにも適用可能で、実学的に解釈可能であったことは特筆できる。

つまり本研究で行った「実験計画法で刺激の調整→選好評価→構造方程式モデルと潜在クラスモデルの統合的分析」というアプローチにより、広範な領域でベネフィット・セグメンテーションが効果的に行える可能性が本事例により明示されたといえよう。

3.1.6 今後の展望

本手法に期待できる、適応のメリットとその可能性をまとめると、以下の通りである。

- ① 各要因の効用推定（ベネフィット）とセグメンテーションが同時に行える為、市場のセグメント比率を考えながら、最も効果の高い設計を行える。マーケティング戦略上不可欠な市場ニーズを取り入れた製品開発が可能。マーケティングを見据えた製品設計の支援ができる。
- ② 現実の市場をカバーするように刺激（本報では具体的な試作サンプルだが、コンセプト提示、サービス等でも可）を調整すれば、市場構造の解明が期待でき、市場での優位なポジショニングを探索することも可能。
- ③ 被験者の各セグメント所属を確率的に同定できるため、後日、被験者にアクセスを行い、詳細な情報を得ることができる。
- ④ 実験要因への効用でセグメントが説明できるため、再調整した試作品もしくは新製品といった製品やサービスへの反応（選好）でターゲット・マーケティングを行える。

3.1.7 まとめ

本研究の目的は、ターゲット・マーケティングを見据えた製品開発を行うために、おいしさ評価に基づいたバニラカップアイスの消費者セグメンテーションを行い、これを操作可能な製品の製造条件により説明することで、効果的に製品設計を行う事である。本研究は背後にベネフィット・セグメンテーションを仮定した手法の提案とその実証である。

具体的には、女子大学生120名を被験者として、L16直交計画を用いて試作したバニラアイスを、絶対評価による7段階評点尺度法で官能評価し、得られた「おいしさ」を選好データとし、離散的潜在変数と連続的潜在変数を統合したモデルにより分析した。

その結果、AICの値を参考に食品学的に解釈でき、また現実の市場現象から理解可能である潜在クラスとして4クラスを見出した。分析によって、各クラスの被験者にとって最適な製造条件が明らかになり、さらに各クラスの特徴をサンプルの試作要因と水準から食品学的に記述することができた。

各セグメントの人数構成比は、色素添加の効用が大きく、おいしさの判断基準となってい

ると考えられる潜在クラス1が全体の約43%、動物性脂肪(乳脂肪)と安定剤無添加の効用が大きい潜在クラス2が全体の約19%、乳化剤の効用が大きく他のクラスと異なり安定剤の影響が小さいクラス3が全体の33%、唯一、植物性脂肪(食用調合油)の水準をおいしいとし、全ての添加物は無添加を好ましいとしたクラス4が全体の約5%であった。

今回取り上げた製品の設計条件(要因)は、評価の際に被験者が意識しづらい製造上の実験要因で、調査時に言葉による明示も行わなかったが、結果は明快で、食品の試作実験からマーケティングを見据えた製品開発に応用可能性があることが示された。

また、本研究の提案により、個々人毎に繰り返し計算を行うという不安定な分析法を避け、データを一括して解析しつつ個人差を記述することが可能であることが示唆された。

3.1 節の注

(注 3.1)

コンジョイント分析は、単独の分析手法を指す名称ではない。片平(1987) [56]によれば、コンジョイント分析は、心理統計学において発展してきたコンジョイント測定法 (conjoint measurement) を理論体系の基礎にして、それをマーケティングにおける消費者選好の測定に応用しようという試み全体を総称するものと説明されている。

(注 3.2)

被験者の味臭覚識別感度は、溶媒を SNF8.4%以上, MF3.7%以上, 130°C 2秒殺菌の普通牛乳とし、重量%でショ糖 (甘味) 0.25%, 塩化ナトリウム (塩味) 0.10%, 酒石酸 (酸味) 0.15%, カフェイン (苦味) 0.024%, グルタミン酸ナトリウム (旨味) 0.03% の5味添加試料5品と無添加の牛乳3品で行う五味識別試験の成績は、3味以上正解者が68%, 4個以上正解者が54%で、各味の正解率は甘味73%, 塩味78%, 酸味78%, 苦味72%, 旨味57%であり、また、T&T オルファトメーターによる対照3品を含む5臭識別試験の成績が、3臭以上正解者が93%, 4臭以上が69%, 各臭の正解率はA:72%, B:81%, C:92%, D:90%, E:83%であった。

(注 3.3)

Mplus (エムプラス) は Bengt O. Muthen と Linda Muthen によって開発された、構造方程式モデリングをフレームワークとする統計解析ソフトである。

<http://www.statmodel.com/index.html>

(注 3.4)

ここでの結果は、 $C=4$ とした場合に最も構成比率の高いクラス1の結果と一致しているが、全体の混合クラスの比率およびその特性によって必ずしも一致した結果とはならない。

第4章：「ポジショニング」のための構造方程式モデリングの応用

～Web レスポンス・レイテンシー法の開発とその利用～

マーケティングにおける製品戦略では、企業が提供物を効果的に差別化してポジショニングし、提供物のライフスタイルを通じて競争優位を獲得しようと活動する（(P.Kotler, 2001) [13], D.Iacobucci, 2001) [14]。

一般に、企業では、新製品開発あるいは製品改良をスタートさせる前段階として、まずは、市販品のポジショニングを調査し分析を行うし、また、新製品または改良品を市場に投入した後も、同様にそのポジショニングを調査・分析して確認する。

本章では、この他社との差別化のために行われるポジショニングを、より効果的に行うためのマーケティングリサーチ手法として、新しいデータの収集システムと分析法を組み合わせだ。ポジショニング法の確立を目指す。

マーケティングリサーチを実施する際の手段として、1990年代半ばより利用されるようになったインターネットリサーチは、現在、日本では面接調査、郵送調査、電話調査を抑えてもっともよく利用されるアプローチといえる（図 4.1）[64]-[66]。2014年のヨーロッパ世論・市場調査協会（ESOMAR）の報告[67]では、日本でのインターネットリサーチの利用は金額ベースで調査全体の46%にもものぼり、第二位ブルガリア（43%）、第三位スウェーデン（38%）を抑え、世界第一位の利用率と非常に高いものとなっている（表 4.1）。

本章では、近年のこういった調査手段の変化を鑑みて、データ収集のモードとしてインターネット調査を選定し、情報技術を生かした効果的な製品ポジショニングを開発することとした。

本章で注目したのは、回答時間データである。インターネット調査の普及に伴って、対象者の調査回答時間のデータはきわめて容易に、調査対象者に意識されずにログデータとして取得できるようになった。しかし、回答時間のログデータは日々蓄積されているにも関わらず、調査全体の回答時間が極端に短いものを削除するといった品質管理上の利用以外では、ほとんど利用されていないのが現状であり[68][69]、個々の設問の回答時間についての検討やその共変動成分の把握、解釈は行われていない。

調査回答時間は対象者の潜在的な心理を反映した行動データの1つであることを考えると、回答時間データを積極的に有効活用することが望ましいと考えられる。特にマーケティング分野での製品やブランドのポジショニング分析での利用においては、製品、ブランド間の相対的な位置づけ把握に評価判断の過程を加味させるという意味で特に重要である。

本章では、まず出来る限り回線速度や入力方式に依存することなく回答時間を測定する「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」と名づけるシステムを開発し、このシステムで収集できる回答時間(反応時間)と回答値の2種のデータセットを使って、複数の製品やブランドに対する調査を行った際に取得できる①回答時間の共変動成分による潜在変数、と、②評価設問の回答値を観測変数とする潜在変数、との2次元でその特徴を表現する構造方程式モデリングによるポジショニング法を提案する。本法は、インター

ネット調査における回答時間を利用したポジショニング分析法として、製品、ブランド開発の一助となる結果を提供する。

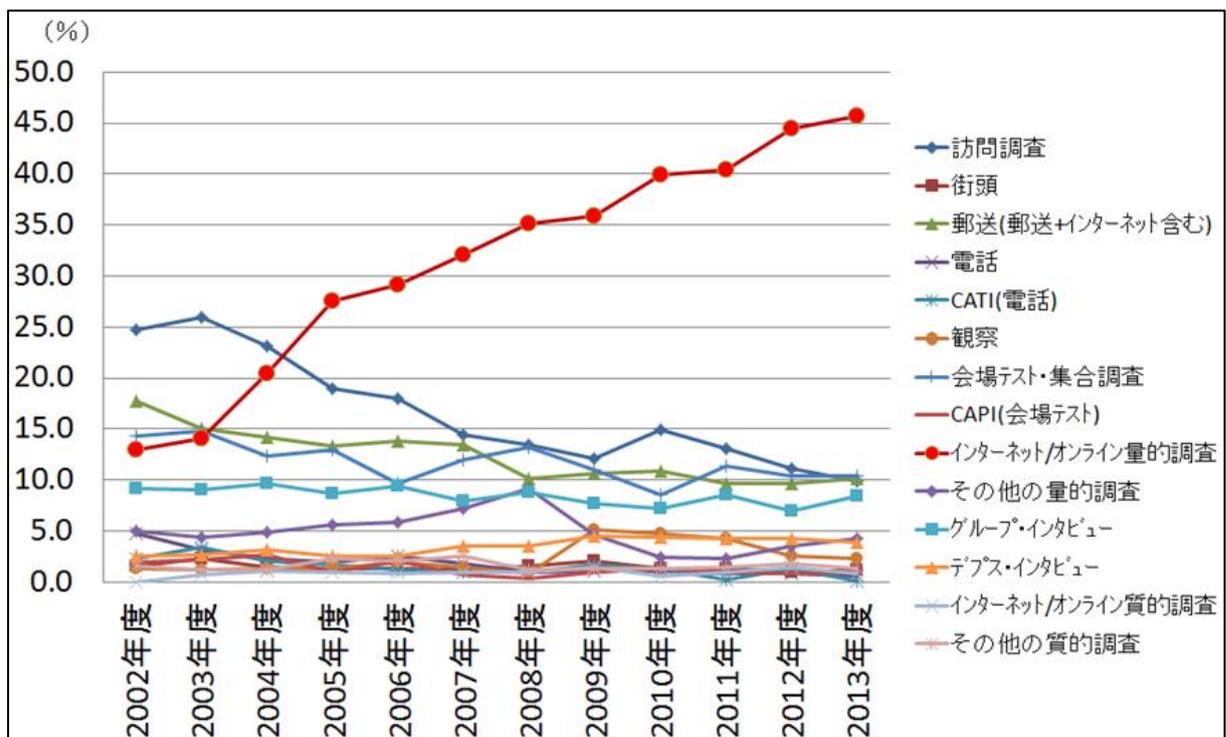


図 4.1 日本の調査手法別売上構成比 (2002年-2013年) [64]-[66]

表 4.1 日本と主要国の調査アプローチの比較 (売上金額構成比) :2014年発表[67]

	全世界 %	日本 %	アメリカ合衆国 %	イギリス %	フランス %	ドイツ %	オーストラリア %
量的調査 全体	74	86	68	67	74	87	69
訪問面接	9	10	0	10	12	19	5
郵送	3	10	1	5	1	5	2
電話	12	1	5	9	11	31	28
オンライン	24	46	21	29	23	26	34
その他	26	19	41	14	27	6	0
質的調査 全体	16	14	19	11	10	12	23
グループインタビュー	11	8	16	6	5	5	14
デプスインタビュー	3	4	2	3	2	3	7
オンラインの質的調査	2	1	1	2	2	4	2
その他の質的調査	0	1	0	0	1	0	0
その他	10	0	13	22	16	1	8

4.1 絶対評価の回答時間を併用したポジショニング分析～回答時間データの収集システム「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」の開発と利用[30]-[32]

4.1.1 はじめに

心理学の分野では古くから反応時間（Reaction time、RT）の研究が行われており、感覚刺激への反応時間といった単純反応時間から、知覚後の意思決定あるいは判断といった精神過程を含む複雑反応時間まで数千の研究がある。心理検査での対象者の心理的負担の測定尺度として、または、社会的望ましさなどが存在する場合の潜在的態度の測定尺度としての利用など、多くの場面で測定そのものは行われている。

製品・ブランド評価へ反応時間の研究例として、D. Maison, A. G. Greenwald and R. H. Bruin (2004)[70]があるが、データは、IAT（Implicit Association Test）（G. Greenwald et al.）[71]によって採取したデータであり、個々の設問の反応時間に注視はしても複数設問の共変動について分析したものではなく、因子分析モデルを基礎とせず、ポジショニングへの興味もない。因子分析モデルを基礎と置く研究としては、K. Schabel, J. B. Asendorpf, and A. G. Greenwald(2008)[71]が、IATによって採取したデータの分析例を示している。ただしこの研究もまた、マーケティング分野での研究ではなく、Self-Conceptが研究対象となっており、前述の先行研究と同様にポジショニングへの興味がない。

これら2つの先行研究で使われているIATは、心理的な抵抗感があった場合や、社会的望ましさが存在する場合等にバイアスが生じ、回答者が実際に自身の支持する意見や評価とは異なる回答を行うという前提に立って、意識と無意識の乖離を測定する方法として開発されたものである[72]。そのため、こういったバイアスがさほど大きな問題とならないマーケティング分野、特に製品評価では、調査自体の煩雑さもあってほとんど使用されていないのが実情である。

しかしながら、ごく一般に行われているような、絶対評価による製品・ブランド評価を行うマーケティングリサーチの実施場面でも、情報技術の発展によって回答時間のログは容易に収集可能である。回答時間データが、対象者の潜在的な心理を反映した行動データの1つであることを考え併せても、積極的に有効活用することが望ましいと考えられる。

本研究では、一般的なインターネット調査で行われる製品・ブランドの評点尺度法による絶対評価データの採取の際に、調査対象者が意識することなく、できるだけ回線速度の影響を受けずに回答時間を測定する「Webレスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」を考案し、因子分析を基本とした多相因子分析モデルを行い、回答値と回答時間という定められた2軸で製品・ブランドをマッピングする固有の方法を提案する。

4.1.2 データ収集システムの開発

一般的にインターネット調査では、アンケート画面は1ページに複数の設問が配置されているいわゆる「巻物式」が多い。各設問はマウスやタッチパッド等を用いてラジオボタンやチェックボックスをクリックして回答する形式である。

各設問の回答時間を測定するためには、1問ずつ回答結果を送信する「ページネーション方式」にする必要があるが、各設問を回答するたびに回答結果を送信するのでは各対象

者のインターネット回線への接続環境の影響が無視できない。

本研究では、アナログ回線や光回線などの回線スピードによる影響を軽微とするために、全設問をあらかじめサーバーからクライアントマシンに読み込ませて各ページが読み込まれた時刻（設問提示時刻）、ページ切り替え時刻（回答後時刻）を `getTime()` で取得して差分から回答時間を算出し、全設問回答後に回答結果データをサーバーに送信する。これにより、回線スピードの差を誤差と見なしてほとんど問題が生じないレベルとすることが期待できる。調査画面として表示するページには、評点尺度のラジオボタン方式による設問とラジオボタンのスケールとほぼ同じ大きさのページ切り替えボタンを1ページに1つつ配置するデザインで作成した。これは、どの選択肢ラジオボタンを選んだ場合にも、「次へ」と記載したページ切り替えボタンまでのマウスの移動直線距離をほぼ等しくし、時間差がほぼ無くなるように工夫した結果である。この回答値と回答時間の収集システムおよびデザインについて「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」と名づけた。

4.1.3 収集データの形式

通常の調査データの場合、質問項目1つにつき、回答値が1つ得られるだけだが、本調査システムでは、回答値と回答時間という2つのデータが得られる。つまり、 N 人の被験者が、 I 個の尺度に関して、 J 種類の対象に評価を行った3相データに対し、 K という回答かまたは時間かのいずれかを取る相が追加されるため、 $N \times J \times I \times K$ の形式となる。ただし、必ず $K=2$ を取る4相データが収集される。

4.1.4 モデル

3相データの探索的分析法は、大きく分けて2つの流れがあり、1つは Harshman and Lundy(1984)が提案した PARAFAC (Parallel Factor Analysis) モデル[73][74]、もう1つは Tucker(1964)らによって進められた3相因子分析 (Three-Mode Factor Analysis) である[75]。

しかしながら、製品・ブランドのイメージ調査として SD (Semantic Differential) 法[76]などによって収集されるデータや、官能評価などで収集される繰り返しを含む絶対評価法で収集される製品・ブランド等の段階評点尺度データを使って行うポジショニング分析では、これら2つの方法論は、尺度と概念を対等に扱うという欠点があるため、応用可能性が低く、ほとんど利用されてこなかった（豊田、斎藤：2005）[77]。

この欠点を克服した手法に、3相データのまま探索的に SD データを分析する豊田(2001)の方法[78]がある。この方法では尺度は対象の測定手段であると考え、因子パタンの解釈によって因子空間を意味づけし、その上で、対象を空間における構造化された平均として位置付ける。被験者は結果を安定させるための実現値の相である。

豊田(2001)の方法[78]は、一度に尺度と対象の2相を縮約するのではなく、まず、対象ごとに尺度の相を M 個の因子にまとめ、次にこの M 種類の因子に対して上位の M 個の因子を仮定した2次因子分析と捉えることが可能である。

本研究では、この豊田(2001)の方法[78]と同様に、対象（ここでは製品・ブランド）

を空間における構造化された平均として位置付ける。ただし、回答値と回答時間を識別してそれぞれ因子を構成する検証的因子分析モデルに持ちこんでいる。対象のポジショニングの方法としては、「回答値で構成する因子の平均」と「回答時間で構成する因子の平均」を座標パラメーター値と定めた 2 軸の対象のプロットを固定で描く。これが豊田(2001)の方法[78]と異なる点である。

4.1.5 回答時間に対する解釈

回答値で構成される因子は、尺度の意味内容の共通因子として命名が可能である。一方、回答時間で構成される共通因子は何を示すかは、検討が必要である。

古典的には Tyebjee (1979) [79]が、反応時間とブランドの好みには関連性が高いことを明らかにしている。上田 (2013) [80]は、企業名を提示した後、企業名と関連する単語として「企業が所有するブランド」「企業活動」等のキーワードを提示し、企業名と単語が当てはまる場合（関連していると判断した場合）には「はい」、当てはまらない場合（関連していないと判断した場合）には「いいえ」と回答させ、その正解率と反応時間の関係性を 2 次元プロットし、その意味について検討している。この結果、正解率が高いものほど反応時間が速い傾向があることを明らかにしている。

こういった先行研究から見て、回答時間因子は対象者の当該ブランドの選好と認知度の両者を反映する特性を持つことが考えられる。そこで、本研究事例ではブランドマップを作成するために、ブランド選好を中心にブランド力測定する項目を選定し、その上で、この回答時間をブランドの選好と認知度の両者の特性を持つ対象者にとっての「確信度」として扱うこととした。

4.1.6 適用事例

4.1.6.1 事例背景と目的

食パン市場は、20 を越える大手ホールセール・メーカーと中小 10000 を超えるベーカリーがひしめく典型的な成熟飽和市場である（乳井・青木，2005）[81]。競争が激しいためブランド戦略が特に重要で、各社ともブランド戦略に頭を悩ませている。

そこで、事前に行った予備調査で選択した主要 5 ブランド（A～E）を対象に「Web レスポンス・レイテンシー法絶対評価評点尺度法」によるパッケージ提示による調査を実施し、回答時間を加味することで、従来とは異なった視点から各ブランドの相対的位置付けを把握し、ブランド戦略上の知見を得ることを目指した。

4.1.6.2 調査方法

「Web レスポンス・レイテンシー法絶対評価評点尺度法」によって「食パンブランド」の調査を絶対評価方式で行った。実際の調査画面例を図 4.2 に示す。

実施時期は、2006 年 4 月 28 日～5 月 31 日で、対象者(株)インタースコープの調査パネル「スコープ Net」会員である(注 4.1)。調査は、以下の①予備調査を行った後、②本調査を行った。図 4.3 に調査概要を示す。

- ① 予備調査：総務省平成 16 年推計値の人口分布に基づき、関東地方 1 都 6 県および関西 2 府 4 県の 20 代～50 代男女 34,880 人を対象者として抽出、アンケートを発信した。内容は食パンの食頻度など関与度を問うものである。回収数は 27,169 (77.9%)、有効回答数 27,093 (77.7%)。
- ② 本調査：予備調査で、朝食を週 5 日以上食べており、かつ食パンをよく食べる女性 3,903 人を抽出し、次節の一对評価法と本調査との 2 つのどちらかに割り付け依頼を発信した。有効回答は 1,610 人より得られた。

食パンに関する調査

Q1-4. 次の食パンを買いたい**と思いますか。(1つだけ)**

	非常にそう思 う	そう思 う	ややそう思 う	どちらとも いえない	あまりそう思 わない	そう思 わない	全くそう思 わない
<div style="text-align: center; margin-bottom: 5px;">食パン画像</div> <div style="text-align: center; margin-bottom: 5px;">名称</div> <div style="text-align: center;">(メーカー)</div>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input checked="" type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>	<input type="radio"/>
----- 次 に 進 む -----							

Copyright (C) 2000-2006 Interscope Inc. All Rights Reserved.

図 4.2 調査画面例

内容は前述 5 商品のパッケージ画像を対象としたブランド評価である。設問は、事前に評価構造を仮定して選定した「買いたい」「高級感がある」「おいしそう (おいしい)」「親しみがわく」「素材が良さそうに見える」「価格が安そうに見える」「店頭でよく見かけるか」の 7 つの設問で、「非常にそう思う」「そう思う」「ややそう思う」「どちらともいえない」「あまりそう思わない」「そう思わない」「全くそう思わない」の 7 段階評点尺度で絶対評価法にてデータを採取した。設問の提示順はランダムとした。

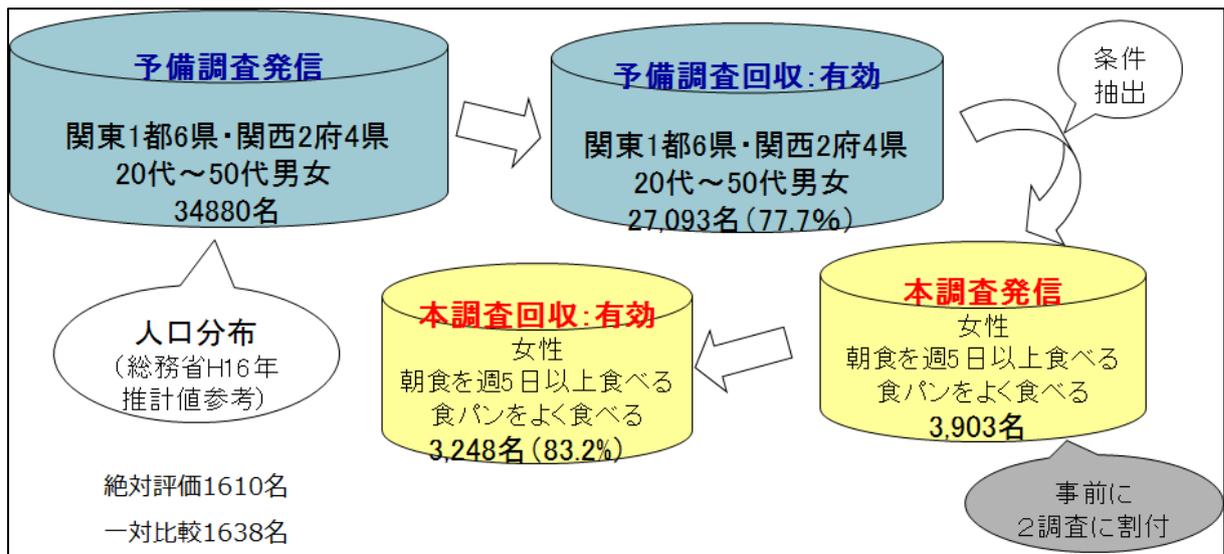


図 4.3 事例の調査方法概要

4.1.6.3 回答時間データの特徴

設問順と回答時間の関係を、設問の効果を除くためにプールして平均化したものが図 4.4 である。最初の 2-3 問までの回答時間は長い傾向があることがわかる。回答時間データの特徴を見るため設問ごとにその分布を確認したところ、一部に非常に長い回答時間のかかるデータがあることが把握できた。そこで、分析のために事前に対数変換処理を行い、 3σ を超える外れ値は、分析より除外することとした。

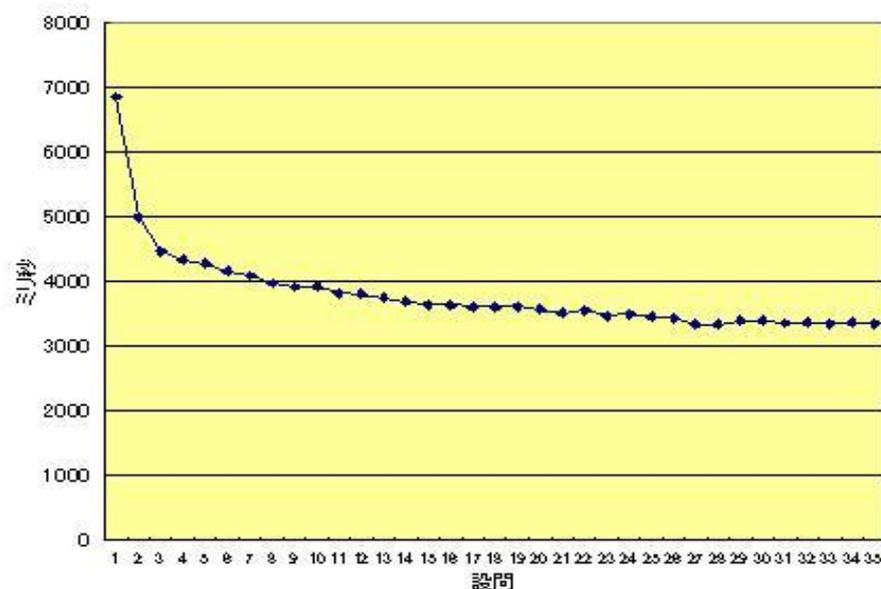


図 4.4 設問回答順と回答時間 (全設問・全対象者平均)

4.1.6.4 事例分析モデル

1つの対象に対して尺度(変数)が7変数と少ないため、本事例では対象ごとに尺度の相の因子数、 $M=1$ とした分析とした。そのため、豊田(2001)[78]で2次因子として表現した対象の相の興味の対象である平均構造は、1次因子の平均として表現できるため、実質上、高次因子を省いた形での記述ができる。この場合、因子分散について制約を課さずに比較推定できるメリットもある。模式図は図4.5のように表すことができる。回答と回答時間は個別に因子構成を行い、平均構造のある構造方程式モデリングで分析を行った形となっている。なお、ここでは、因子平均の平均が0になるように調整を行っている。

本研究ではさらに、このモデルを発展させ、アンケートで各ブランドを「普段最も買う」ものとして選択したか・しないかについて、ダミー変数化して外生変数として導入し、個人の消費特性を回答および回答時間への効果として定量化するモデル分析を行った。因子間相関を省略したモデルの概要図を図4.6に示す。なお、このモデルは1商品ごとに図4.7に示すモデルを立て、商品による繰り返しを併記・記述したモデルとすることもできる。

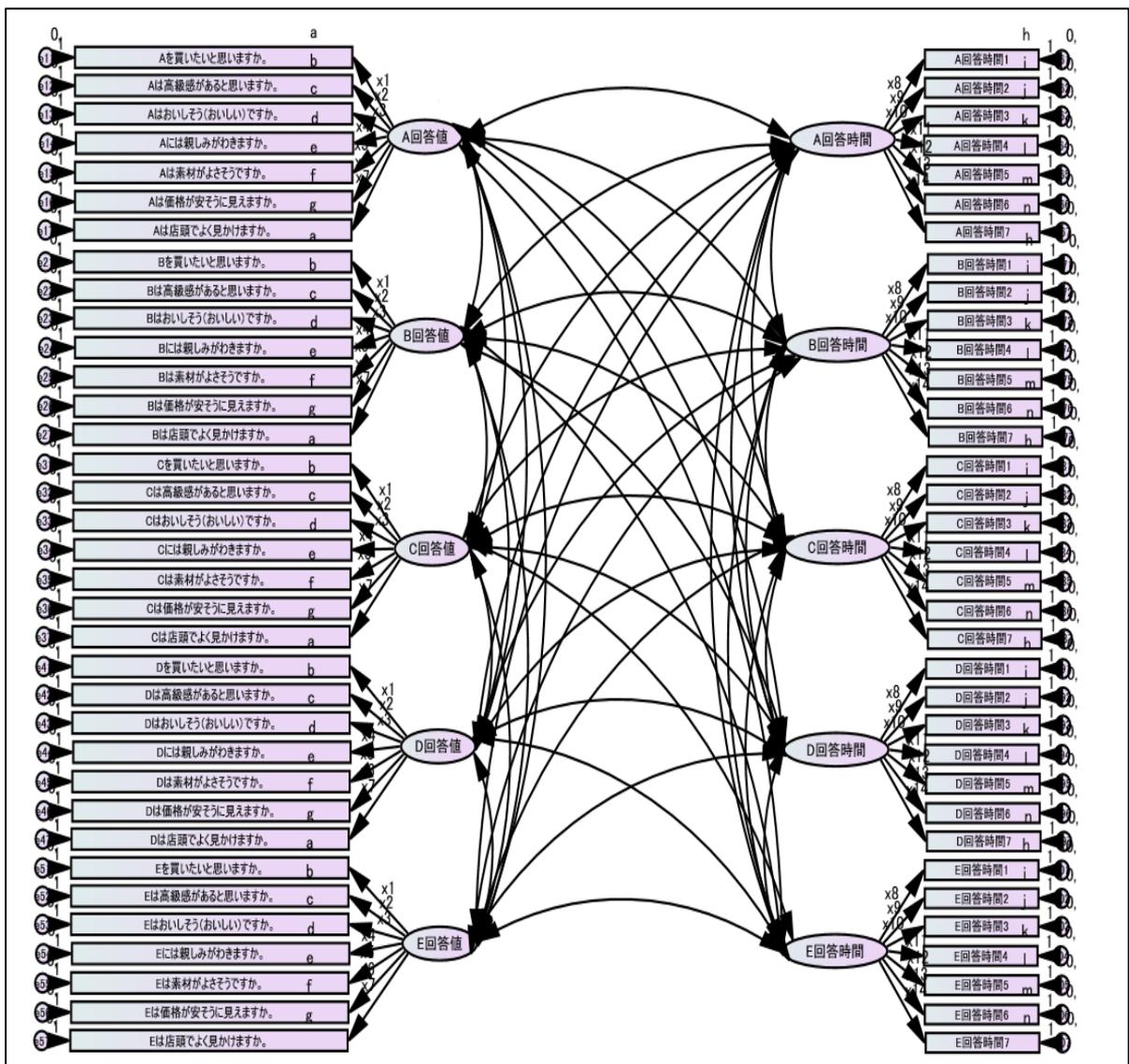


図 4.5 食パンのポジショニングモデル 1

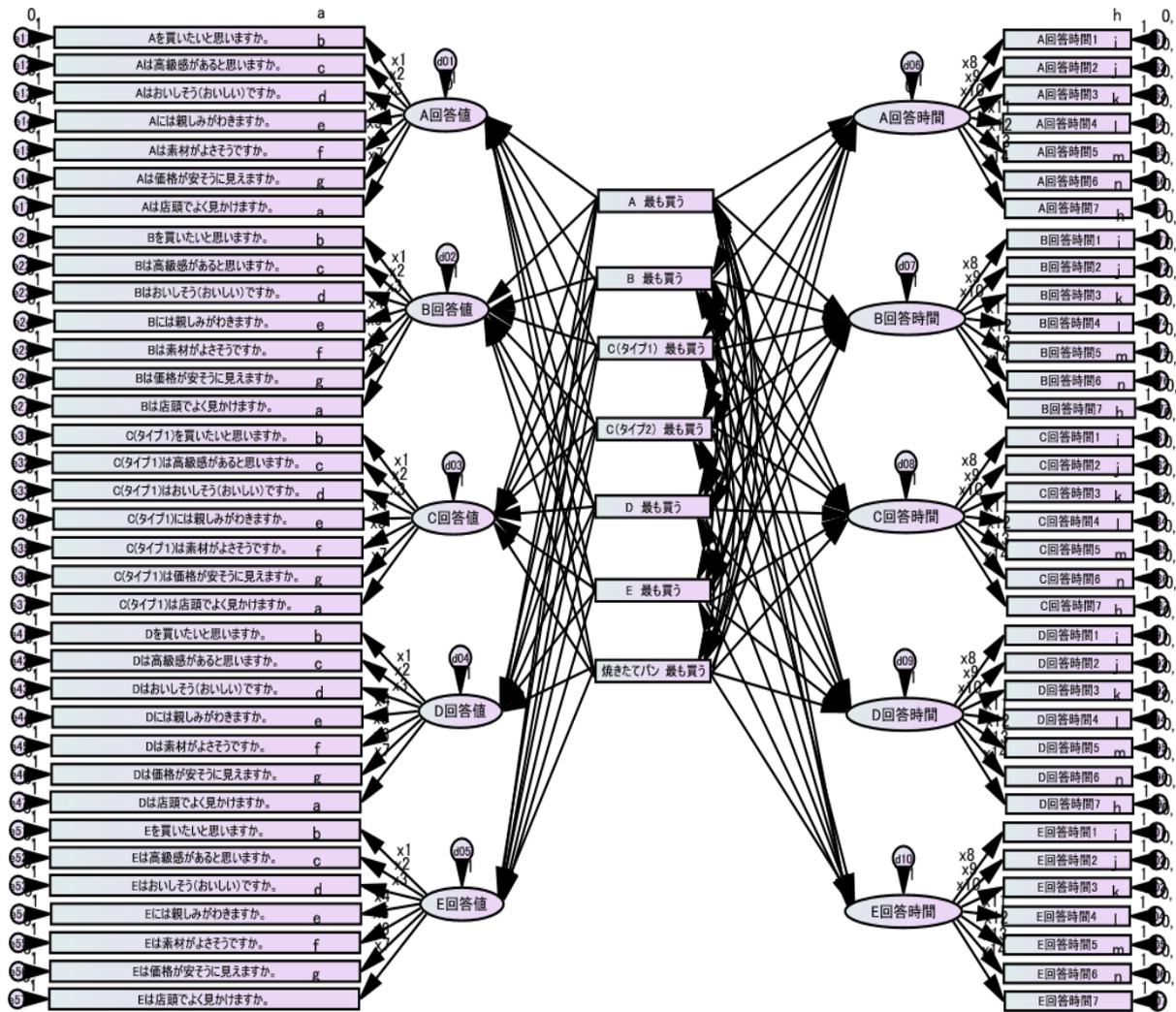


図 4.6 食パンのポジショニングモデル2 (* 因子間相関は省略した図である)

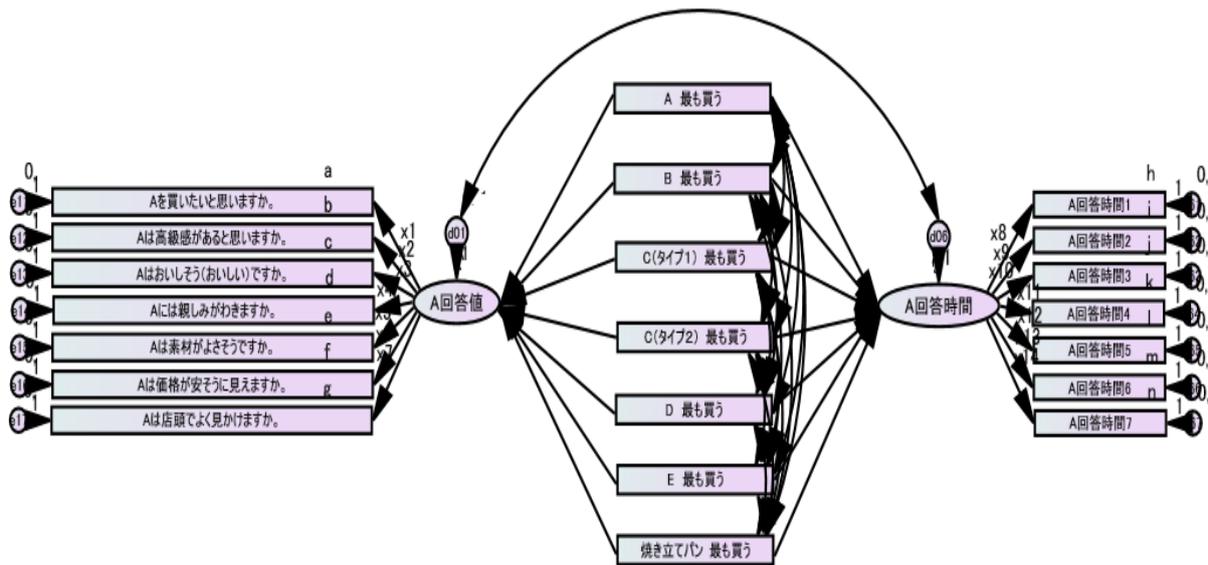


図 4.7 対象毎の基本構造図 (ブランド A の例)

4.1.6.5 分析結果と解釈

まず、モデル1およびモデル2の適合度をそれぞれ確認する（表4.2）。自由度が大きい
ため、ここではRMSEAを適合度評価基準とすると、モデル1は0.049、モデル2も0.052
と十分に小さく、適合が良いことがわかる。

次に、モデル1の回答値の尺度の因子負荷量とその標準誤差、回答時間の尺度の因子負
荷量とその標準誤差を示した表4.3と表4.4を解釈する。因子負荷は「買いたいと思う」
「おいしい（おいしそう）」が高く、いずれも有意である。測定誤差の値は、おおむね因子
負荷量の推定値よりも1桁小さいものになっており、信頼性は高いといえる。同様に、今
回の回答時間の尺度の因子パターンとその標準誤差を見ると、いずれも非常に高い。一方、
誤差は非常に小さく、因子の強い一次元性が読み取れる。

対象である製品のポジショニングを行うため、因子 η の平均である μ_j でポジショニン
グしたものが、図4.8である。これを見ると、「商品A」と「商品D」は評価が高いが、回
答時間に差異があり、「商品A」は迷いなく早く回答されていることがわかる。「商品B」
と「商品C」は、回答値の因子平均推定値だけを見ると、ほぼ同程度の評価を得ているこ
とがわかるが、回答時間因子の平均を合わせ見ると、圧倒的に「商品B」が即答されてお
り、「商品C」の調査回答時間が遅いことがわかる。

表4.2. 適合度

	データ数	パラメーター数	χ^2 値	df	CFI	RMSEA	AIC
モデル1	1610	159	12878.11	2396	0.821	0.052	13196.11
モデル2	1610	264	13564.20	2816	0.826	0.039	14092.20

表4.3 回答値因子の測定方程式の母数推定値（モデル1）

回答値の因子パターン	非標準化推定値		標準化推定値				
	推定値	標準誤差	商品A	商品B	商品C	商品D	商品E
回答値1 買いたいと思いますか。	1.002	0.020	0.851	0.887	0.863	0.827	0.853
回答値2 高級感があると思いますか。	0.792	0.018	0.650	0.736	0.682	0.629	0.681
回答値3 おいしそう（おいしい）ですか。	0.975	0.020	0.883	0.919	0.895	0.880	0.882
回答値4 親しみがわきますか。	0.749	0.017	0.692	0.746	0.718	0.626	0.671
回答値5 素材がよさそうですか。	0.846	0.018	0.790	0.854	0.807	0.803	0.805
回答値6 価格が安そうに見えますか。	-0.177	0.012	-0.152	-0.185	-0.167	-0.154	-0.169
回答値7 店頭でよく見かけますか。	0.391	0.013	0.380	0.470	0.376	0.270	0.316

表4.4 回答時間因子の測定方程式の母数推定値（モデル1）

回答時間の因子パターン	非標準化推定値		標準化推定値				
	推定値	標準誤差	商品A	商品B	商品C	商品D	商品E
回答時間1 買いたいと思いますか。	0.317	0.008	0.601	0.565	0.638	0.665	0.650
回答時間2 高級感があると思いますか。	0.320	0.008	0.643	0.631	0.636	0.635	0.672
回答時間3 おいしそう（おいしい）ですか。	0.324	0.008	0.641	0.627	0.640	0.621	0.616
回答時間4 親しみがわきますか。	0.325	0.008	0.653	0.649	0.657	0.685	0.676
回答時間5 素材がよさそうですか。	0.329	0.008	0.656	0.638	0.608	0.673	0.639
回答時間6 価格が安そうに見えますか。	0.314	0.008	0.578	0.597	0.641	0.620	0.614
回答時間7 店頭でよく見かけますか。	0.302	0.008	0.645	0.650	0.620	0.640	0.654

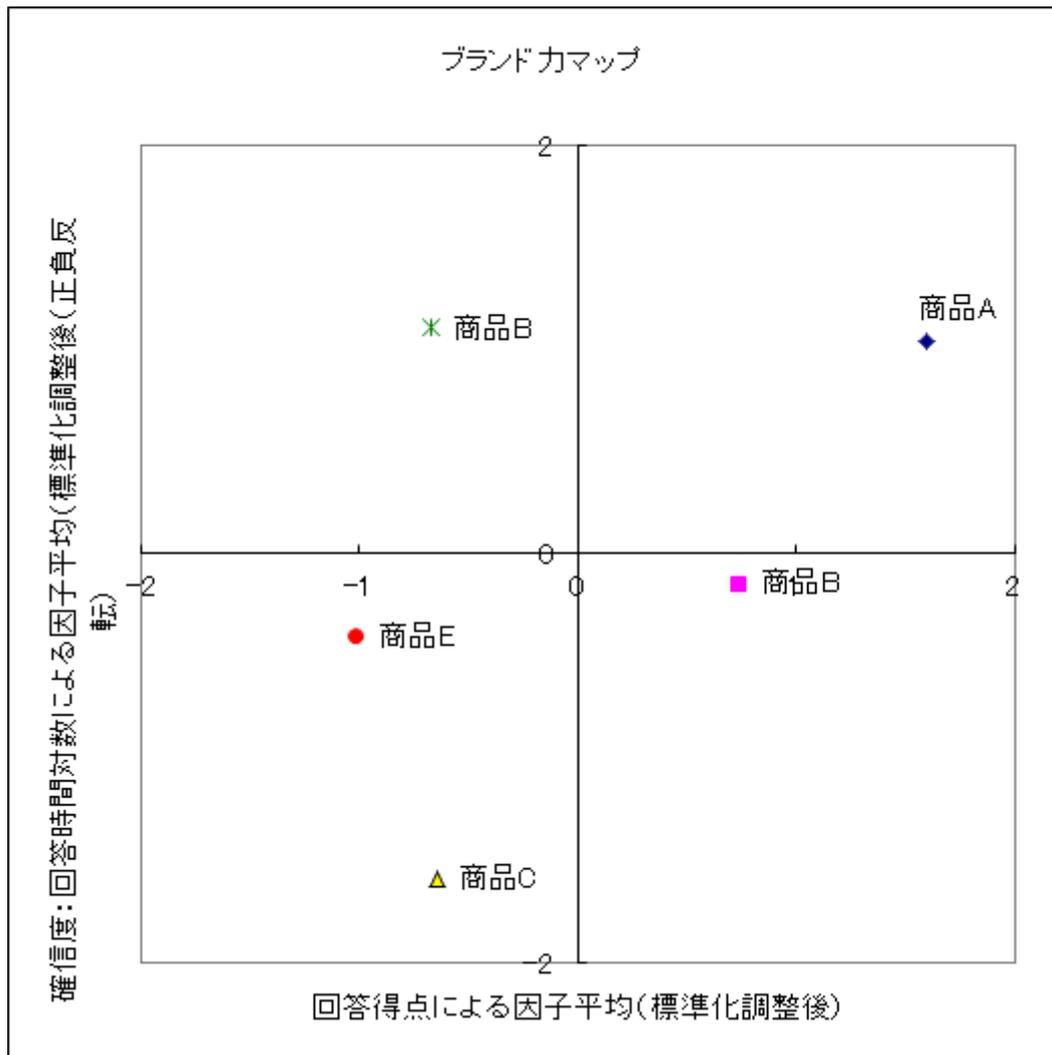


図 4.8 モデル 1 の回答値因子と回答時間因子の平均によるポジショニングマップ

その他、製品ごとの回答値因子間には 0.4 前後の中程度の相関が見受けられ、評価が全体に高い人や低い人がいることが示されていた。回答時間間には強度の相関があり、評価が早い人・遅い人がいることも明示された。また、回答値と回答時間の関係性は、5%有意水準ですべて統計的に有意であった。値がマイナスであることから、ポジティブな回答をする人ほど回答が速いことが示されていた（表 4.5）。

表 4.5. 因子間相関の推定値（モデル 1）

	商品A_回答値	商品B_回答値	商品C_回答値	商品D_回答値	商品E_回答値	商品A_回答時間	商品B_回答時間	商品C_回答時間	商品D_回答時間	商品E_回答時間
商品A_回答値										
商品B_回答値	0.139									
商品C_回答値	0.362	0.366								
商品D_回答値	0.487	0.294	0.557							
商品E_回答値	0.462	0.235	0.444	0.471						
商品A_回答時間	-0.166	-0.097	-0.151	-0.076	-0.159					
商品B_回答時間	-0.022	-0.243	-0.124	-0.027	-0.104	0.950				
商品C_回答時間	-0.059	-0.151	-0.193	-0.056	-0.118	0.979	0.950			
商品D_回答時間	-0.085	-0.144	-0.158	-0.131	-0.139	0.977	0.944	0.984		
商品E_回答時間	-0.058	-0.111	-0.114	-0.023	-0.181	0.970	0.949	0.980	0.962	

表 4.6 と表 4.7 に示すモデル 2 の回答因子と回答時間因子の因子負荷量とその標準誤差を確認すると、ほぼモデル 1 と同じで標準誤差も十分に小さく、信頼性が高い。図 4.9 に示したモデル 2 のポジショニングマップでは、どの製品のユーザーであるか「最もよく買う製品」と答えるかどうかによる差異を差し引いたマップとなっている。この事例では、モデル 1 とモデル 2 の各商品の相対的な布置に大きな違いはなかった。ただし、「商品 B」は即答傾向が因子得点から見て上がっており、「商品 A」は下がっている点は興味深い。つまり、良く買っているかどうかに関わらず、「商品 B」の視認が高くブランド力が強い可能性が示唆され、一方、「商品 A」は、よく買われているからこそその視認の速さであると言えるそうである。

モデル 2 の解釈で重要となるのは、アンケートで「最もよく買う食パン」として選択した食パンの違いによる回答値因子、回答時間因子への影響を読み解くことである。

表 4.8 は外生要因（説明変数）から各因子へのパスである。この結果を見ると、アンケートで「最もよく買うパン」と答えた場合の回答値因子への効果はいずれの商品でも有意である。

非標準化係数で 1 以上の値ということは、制約を置いた「買いたいと思いますか」という観測変数でも同じく 1 ポイント以上、評価が高いことと同値である。

回答時間への効果は、「商品 A」「商品 C（タイプ 1）」「商品 E」「商品 B」を「最もよく買う食パン」と答えた場合、回答時間因子への影響が有意であった。「商品 D」と「商品 C（タイプ 2）」の場合にも有意確率 5%には届かないものの、有意傾向はあることがわかった。最もよく買うと答えている場合、総じて回答時間が早いことが示されたと言える。つまり、よく買う商品であれば、回答値が高いだけでなく、回答時間も短くなることが、このパス係数から読み取れ、評価が素早く行われることがわかる。

また、「焼き立てパン」を購入する対象者においては、すべての製品の回答値因子へのパスがマイナスで、「商品 C」以外へのパスは有意（商品 C へのパスは有意傾向）と、評価が低いことがわかった。

表 4.6 回答値因子の測定方程式の母数推定値（モデル 2）

回答値の因子パターン	非標準化推定値		標準化推定値				
	推定値	標準誤差	商品A	商品B	商品C	商品D	商品E
回答値 1 買いたいと思いますか。	1.002	0.020	0.856	0.889	0.865	0.832	0.857
回答値 2 高級感があると思いますか。	0.792	0.018	0.646	0.733	0.679	0.624	0.677
回答値 3 おいしそう(おいしい)ですか。	0.975	0.020	0.880	0.917	0.892	0.876	0.879
回答値 4 親しみがわきますか。	0.749	0.017	0.697	0.749	0.723	0.633	0.677
回答値 5 素材がよさそうですか。	0.846	0.018	0.787	0.853	0.806	0.800	0.803
回答値 6 価格が安そうに見えますか。	-0.177	0.012	-0.148	-0.179	-0.163	-0.150	-0.165
回答値 7 店頭でよく見かけますか。	0.391	0.013	0.386	0.475	0.382	0.275	0.321

表 4.7 回答時間因子の測定方程式の母数推定値（モデル 2）

回答時間の因子パターン	非標準化推定値		標準化推定値				
	推定値	標準誤差	商品A	商品B	商品C	商品D	商品E
回答時間1 買いたいと思いますか。	0.317	0.008	0.602	0.565	0.638	0.666	0.650
回答時間2 高級感があると思いますか。	0.320	0.008	0.642	0.630	0.636	0.635	0.671
回答時間3 おいしそう(おいしい)ですか。	0.324	0.008	0.642	0.627	0.640	0.621	0.616
回答時間4 親しみがわきますか。	0.325	0.008	0.653	0.650	0.658	0.686	0.676
回答時間5 素材がよさそうですか。	0.329	0.008	0.655	0.637	0.607	0.673	0.638
回答時間6 価格が安そうに見えますか。	0.314	0.008	0.577	0.596	0.640	0.620	0.613
回答時間7 店頭でよく見かけますか。	0.302	0.008	0.646	0.650	0.621	0.641	0.655

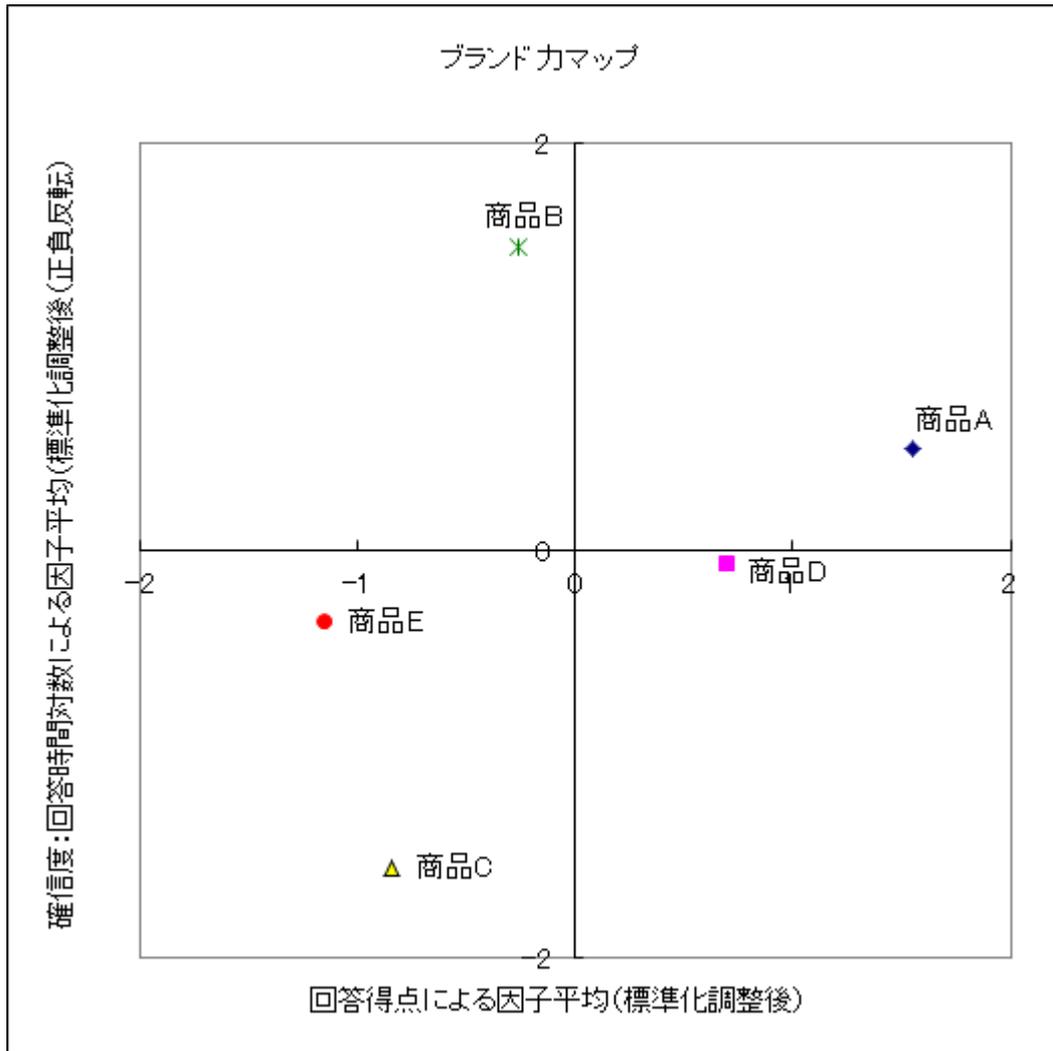


図 4.9 モデル 2 の回答値因子と回答時間因子の平均によるポジショニングマップ

表 4.8 外生要因「最もよく買うパン」の各因子へのパス推定値

説明変数(外生要因)	目的変数	非標準化推定値		標準化推定値
		推定値	標準誤差	
商品A 最も買う	商品A 回答因子	1.017	0.094	0.418
	商品B 回答因子	-0.172	0.130	-0.049
	商品C 回答因子	0.094	0.103	0.035
	商品D 回答因子	0.273	0.099	0.107
	商品E 回答因子	0.297	0.105	0.111
	商品A 回答時間	-0.325	0.096	-0.145
	商品B 回答時間	-0.082	0.089	-0.039
	商品C 回答時間	-0.168	0.098	-0.072
	商品D 回答時間	-0.163	0.096	-0.071
	商品E 回答時間	-0.191	0.099	-0.081
商品D 最も買う	商品A 回答因子	0.218	0.105	0.068
	商品B 回答因子	0.233	0.150	0.050
	商品C 回答因子	0.268	0.118	0.075
	商品D 回答因子	1.150	0.116	0.344
	商品E 回答因子	0.123	0.120	0.035
	商品A 回答時間	-0.154	0.110	-0.052
	商品B 回答時間	-0.068	0.102	-0.025
	商品C 回答時間	-0.140	0.113	-0.046
	商品D 回答時間	-0.203	0.110	-0.067
	商品E 回答時間	-0.059	0.114	-0.019
商品C(角型) 最も買う	商品A 回答因子	0.326	0.104	0.104
	商品B 回答因子	0.556	0.149	0.123
	商品C 回答因子	1.192	0.119	0.341
	商品D 回答因子	0.592	0.113	0.180
	商品E 回答因子	0.451	0.120	0.130
	商品A 回答時間	-0.213	0.109	-0.073
	商品B 回答時間	-0.159	0.102	-0.059
	商品C 回答時間	-0.364	0.112	-0.122
	商品D 回答時間	-0.228	0.109	-0.077
	商品E 回答時間	-0.213	0.113	-0.070
商品C(山型) 最も買う	商品A 回答因子	0.181	0.129	0.041
	商品B 回答因子	0.217	0.184	0.034
	商品C 回答因子	1.031	0.147	0.208
	商品D 回答因子	0.251	0.140	0.054
	商品E 回答因子	0.398	0.148	0.081
	商品A 回答時間	-0.108	0.135	-0.026
	商品B 回答時間	-0.037	0.126	-0.010
	商品C 回答時間	-0.213	0.138	-0.050
	商品D 回答時間	-0.011	0.136	-0.003
	商品E 回答時間	-0.103	0.140	-0.024
商品E 最も買う	商品A 回答因子	0.260	0.123	0.063
	商品B 回答因子	-0.203	0.175	-0.034
	商品C 回答因子	0.060	0.138	0.013
	商品D 回答因子	0.076	0.133	0.017
	商品E 回答因子	1.322	0.143	0.290
	商品A 回答時間	-0.229	0.128	-0.060
	商品B 回答時間	-0.091	0.120	-0.025
	商品C 回答時間	-0.240	0.132	-0.061
	商品D 回答時間	-0.216	0.129	-0.056
	商品E 回答時間	-0.427	0.133	-0.107
商品B 最も買う	商品A 回答因子	0.144	0.114	0.031
	商品B 回答因子	1.797	0.165	0.342
	商品C 回答因子	0.306	0.128	0.076
	商品D 回答因子	0.221	0.123	0.058
	商品E 回答因子	0.224	0.130	0.056
	商品A 回答時間	-0.572	0.119	-0.170
	商品B 回答時間	-0.671	0.111	-0.213
	商品C 回答時間	-0.667	0.122	-0.192
	商品D 回答時間	-0.633	0.120	-0.185
	商品E 回答時間	-0.569	0.123	-0.162
焼き立てパン 最も買う	商品A 回答因子	-0.401	0.120	-0.101
	商品B 回答因子	-0.662	0.171	-0.116
	商品C 回答因子	-0.254	0.134	-0.058
	商品D 回答因子	-0.323	0.129	-0.078
	商品E 回答因子	-0.372	0.137	-0.085
	商品A 回答時間	-0.154	0.125	-0.042
	商品B 回答時間	-0.063	0.116	-0.018
	商品C 回答時間	-0.106	0.128	-0.028
	商品D 回答時間	-0.077	0.125	-0.021
	商品E 回答時間	-0.152	0.129	-0.040

4.1.7 まとめと今後の展望

本節では、一般的なインターネット調査で行われる製品・ブランドの評点尺度法による絶対評価データの採取の際に、調査対象者が意識することなく、できるだけ回線速度の影響を受けずに回答時間を測定する「Web レスポンス・レイテンシー法絶対評価評点尺度法」を開発し、多相因子分析モデルによって分析を行い、回答値と回答時間という 2 軸で製品・ブランドをマッピングする方法を提案した。本節では、対象者 1610 名より収集した実データを使って、食パン 5 ブランドのポジショニングを行うことで、マーケティング上、有効であるか検証した。その結果、ブランドや製品評価に当たっては、回答という顕在的な側面からのみならず回答時間を使うことによって、より深層心理に近い潜在的な側面も考慮したポジショニングマップが得られ、対象品の相対的位置づけが直観的に把握できた。また、マップは実学的に解釈可能なものであった。

本研究で収集するデータは、Greenwaldを中心として研究が進められているIAT[71][72]によって得た回答時間データとは、形式およびその内包する意味が完全に異なるため、本研究で提案したポジショニング法を即時に適用はできない。今後の課題としては、これらIATデータに対して、本研究で利用した多相因子分析、高次因子分析モデルの発展モデルによるポジショニング分析を提案することがあげられる。

4.1 節の注

(注 4.1) 現在は(株)マクロミル である。

第5章「価値共創支援」のための構造方程式モデリングの応用

～顧客ゴールの動的変容と思考形式の影響：顧客ゴール育成シナリオの可能性^[33]

5.1 はじめに

5.1.1 目的

一般的に「製品開発」に取り組む場合には、操作可能なのは製品設計条件のみで顧客は所与とされることがほとんどである。顧客の価値観を含むライフスタイル要因を把握するため調査を実施しても、それら要因を「操作可能な設計要因」と考えることは、ほぼ無い。本章では、「価値共創」という概念に基づいて顧客の変化を定量的に把握、利用する事例を通して、「価値共創」を支援するために構造方程式モデリングが有効であることを示す。

本章は、6つの節で構成される。第1節は導入の節であり、ここで取り上げる価値共創について概説し、本研究で顧客ゴールと文化的特性「分析的-包括的思考形式」を取り上げる理由も先行研究に基づいて述べる。第2節研究1では、構造方程式モデリングを適用するためにエキスパート・インタビューによる仮説モデルの構築を行う。第3節研究2では、国内予備調査データを用いて、顧客ゴールの構造をどのように測定するか検討の上で、探索的因子分析と構造方程式モデリングによる検証的因子分析を用いて構造同定を行う。続く第4節研究3では、第3節研究2で同定した顧客ゴール構造に基づき、国内縦断調査データを平均構造のある多母集団モデルで分析することで5か月間という短期での顧客ゴールの動的変容の把握を試みる。第5節研究4では、継続年数および開始年齢で層別した国内横断調査データを平均構造のある多母集団モデルで分析し、数年単位での中・長期にわたる顧客ゴールの動的変容について検討する。第6節がまとめである。顧客ゴールの理論的仮説構築から、顧客ゴールの基本モデルの同定、そして動的変容の把握と思考形式の影響の定量化までを一貫して行うことで、顧客ゴール育成シナリオの可能性を示唆し、製品開発における価値共創支援という実学的課題に取り組む。

本章を通して、価値共創支援における顧客変化把握およびその利用という場面で、どのように構造方程式モデリングを活用すればよいか事例で示す。

5.1.2 価値共創支援

昨今「価値共創」(co-creation of value/value co-creation) というコンセプトが、マーケティング、戦略論の分野を中心に広く注目されつつある。「価値共創」が重視されるのは、価値創造のプロセスの中心が、企業と顧客、コラボレーターなどの関係者の相互交流の中にあると考えられるからである (Prahalad and Ramaswamy, 2004) [15]。また、サービスこそが顧客への提供価値であり、「モノ」は、サービス提供の媒介・手段に過ぎないとして、Vargo と Lusch らによって提唱された「サービス・ドミナント・ロジック (service-dominant logic)」という考え方も昨今影響力を増している (Vargo and Lusch, 2004; 2006; Lusch and Vargo, 2006) [82]-[83]。これも、サービス価値を「企業が一方的に顧客に提供するもの」ではなく、「両者の相互作用を通して生み出されるもの」として、価値共創の重要性を主張するものである^(註 5.1)。

このように価値共創は現代マーケティングにおける潮流の1つとなっており、マーケティング活動上の大きな課題となる概念である。

「価値共創」という概念に基づくのであれば、顧客は企業との相互作用の中で変わり、企業もその顧客の変化に呼応して変わると考えられる^(注5.1)。この相互作用を通じて企業の中には顧客の変化に関する知見が蓄積されているはずである。

企業の中に「顧客の望ましい変化とその成長過程」に対する暗黙知[16]が蓄積しているとすれば、この抽出・形式化が価値共創の過程における企業側変化の引き金になり得る。企業のもつ形式知の確認を行いつつ暗黙知[16]を形式知化して整理し、定量化して、結果に基づき顧客に対する企業の形式知を再構築する。最終的にアクションプランを導くことができれば、企業変化の促進が期待できる。

ただし、ここで前提とする顧客変化を、実際に測定してデータに基づき検証するためには、縦断測定(継時測定)、あるいは横断測定が必須となる。構造方程式モデリングは縦断データに対する自由なモデル構築、横断データの層別には、多母集団モデルの活用が可能で、威力を発揮すると考えられる[27][45][49]。

本章では、価値共創の基づく顧客の変化に関する仮説の抽出、同定、定量化から戦略立案に至るまでの過程で、実際にどのように構造方程式モデリングを利用可能かを事例で示す。これにより、価値共創支援という課題に取り組む。

5.1.3 顧客ゴールに関する先行研究

価値共創研究の流れと並行して、近年、注目を集めている研究に、消費者行動と消費者の行動目的、ゴールの関係についての研究がある。消費者行動は目的志向(goal-oriented)であることが知られ(Baumgarther and Pieters, 2008) [85]、Kopetz et al. (2011) [86]は、人々が行う多様な消費行動の理由には、それぞれ異なる認知的なゴール・目標があることを理論モデルとして示した。また、消費者の動機付け(motivation)や目標(Goal)、それらを喚起するコンセプト(concept)に関する研究が、顧客の購買行動、意思決定、商品選好やブランドロイヤルティなど、多側面から行われている(Pieters and Wedel, 2007; Buttman, Luce, and Payne, 2008; Tam, Wood, and Ji, 2009) [87]-[89]。こうした研究の背景には、消費者の動機付けや目標・ゴールそのものと、そのメカニズムを知り新規顧客獲得と既存顧客の長期維持・拡大に役立てるという実務的要請がある。

しかし、もし顧客のゴールそのものが安定的でなく、経時的に変容してしまうのであれば、このゴールを利用することは難しい。先行研究の一部では、選択行動における状況依存性とゴールの不安定な性質を指摘するものもあり(Bargh, 1990; Bargh, et al., 2001; Fishbach and Ferguson, 2007; Kruglanski and Kopetz, 2009a, 2009b) [90]-[94]、個々の顧客へのアプローチに、ゴール利用が有効でない可能性がある。

一方、顧客のゴールそのものが完全に一貫して生涯不変であると考えられるのも不自然であり、経験や加齢による緩やかなゴールの変化は自然な仮定である。そして、この顧客のゴールが外的刺激により可変なものなら、むしろその性質を積極的に利用して顧客ゴールそのものを変容させ、既存顧客の長期維持・拡大および価値共創活動の維持・促進に役立てるような「顧客ゴール育成シナリオ」を考えることもできる。

ここでは、先に述べた価値共創支援の1つとして「顧客ゴール育成シナリオ」を考えることにする。

5.1.4 文化的特性「分析的—包括的思考形式」に関する先行研究

本章では、価値共創におけるゴール変容に焦点をあてるが、さらに、個人差の1つである文化的特性差の顧客ゴールへの影響を取り上げる。これは、サービスグローバル化の際の課題となる文化障壁の原因が、個人の文化的特性差によるものではないかと考えたからである。ここでは、文化的特性差の顧客ゴールへの影響を定量化することで、海外へのサービス展開の際に起こり得る事象、主に障壁を説明したい。

具体的な文化的特性差としては、Nisbett et al.(2001) [95]によって検証された「分析的思考」と「包括的思考」という二つの対照的な思考形式を取り上げる。一般に、西洋文化圏に属する個人は分析的な思考形式が支配的で、文脈から対象を分離して中心的な対象の属性に注目する傾向があるのに対し、東アジア文化圏に属する個人は、包括的な思考形式が支配的で、文脈や全体の中での対象の位置づけや関係性に注目する傾向があるとされる(Nisbett et al.,2001 ; Choi et al.,2003, 2007) [95]-[97]。マーケティング分野では、分析的思考形式と包括的思考形式のどちらが支配的かについての個人差が、ブランド拡張の評価(Monga and John, 2007) やブランドの悪い評判から受ける影響(Monga and John, 2008) に差異をもたらすことが明らかにされており[98][99]、それによって顧客ゴールが説明できる可能性が高いと考えられる。

「分析的—包括的思考形式」によって、魅力を感じる提示ゴールに違いがあることが定量的に把握できた場合、企業にとって望ましいゴールを持つターゲットを「分析的—包括的思考形式」の把握によって選定できる。また、消費者の「分析的—包括的思考形式」の把握により、「分析的—包括的思考形式」の程度で顧客を分類し、対象者層に合わせて提示するゴールを選択したり、ゴール変容を促すシナリオを個別に用意することも可能となる。

さらに、世界各国の文化を支配する思考形式によって、各国の消費者の持つ顧客ゴールに差異がある可能性が示唆されることから、グローバル化の際の現地化では、顧客に合わせた適切な提示ゴールの選択・変更も可能となる。

このように、広い意味での価値共創支援に、文化的特性である「分析的—包括的思考形式」が活用できる見込みが高いと言える。

5.1.5 事例研究対象

本研究では、価値共創の先進企業として世界的教育サービス企業である公文教育研究会を研究対象企業とした。

1958年に設立された公文教育研究会は、2013年3月現在、世界48の国・地域に展開し、日本16,600教室、学習者数147万人、海外8,400教室、学習者数286万人を数えるグローバル企業となっている。

公文教育研究会の創始者の公文公は1970年代には、「やまびこ」という指導者向け機関誌内で、学習者と実質的な顧客である保護者(家庭)との密接な関係作りを行うことを推奨している。1976年31号では、親との話し合いを持つことで退会を少なくすることがで

き、入会者も多くなり、また今後の指導にも役立てることが出来るといった点が記されている。保護者（家庭）との密接な関係作りが、顧客の離反を防ぐだけでなく、指導者自身の変化（成長）が期待できることが示唆されている。そして、1977年37号では、具体的な方法として、懇談会（井戸端会議）で親と交際し情報を持てば多数の親子の相談に応じることができ、自分の値打ちが上がるといった記載もある。これらは、創始者自らが顧客（家庭）と企業（指導者）の価値共創を推進した記録といえる。公文教育研究会が50年以上にわたる長い歴史を持って価値共創に取り組んでいることを示している。また、設立当初には「比較的短期間で成績を上げる」といった短期的で具体的なゴールを掲げていたが、1970年代後半には「創造性を高める」、1980年代半ばには、「自信と余裕を育てる」「可能性の追求」、1990年代には、「人格教育」「子供たちの幸せ」など、長期的で抽象的なゴールを効用として掲げている（公文公、1996；2008）[100][101]。これらの記述から、公文教育研究会自体も顧客に提示するゴールを変化させ、適応していったことが読み取れる。

以上は、公文教育研究会が価値共創を先進企業であるという傍証でもある。顧客ゴールを利用した価値共創支援をテーマとする上でも、対象企業として適切であると考えられる。

5.1.6 事例研究の目的

本論文全体を貫くのは製品開発のためのマーケティングリサーチへの構造方程式モデリングの応用というテーマである。本章では、以上のような学術的・事例的背景に基づき、公文教育研究会を対象とした4つの研究を行うことで、マネジメントを含む広い意味での製品開発における「価値共創支援」という課題への貢献を目指す。

5.1.7 まとめ

本節では、まず、本章の研究目的について概要を述べた。次に、近年、注目される概念である「価値共創」について説明した。本章では、価値共創支援のために「顧客ゴール」を把握し、その動的変容を定量化するが、「顧客ゴール」をめぐる先行研究と本研究の位置づけについても整理した。また、本章では、文化的特性「分析的—包括的思考形式」の「顧客ゴールへの効果」も同時に定量化するが、この「分析的—包括的思考形式」に関する先行研究と顧客育成への利用法についても同様に整理した。最後に、事例研究対象の適切性を示すために、対象企業の特徴等についてまとめた。

5.2 研究1. エキスパート・インタビューによる仮説モデルの構築

5.2.1 研究1の目的

構造方程式モデリングは、事前に用意した仮説モデルに対して検証的に変数間の構造を検討できる点が長所であり、実学的な理論や知識に基づくモデルは解釈可能性が高い。しかし、検証の対象とするモデルそのものが適切でない場合、モデルが受容されず、仮にモデルが受容されても有益な情報は得難い。これは本論文の第2章でも示されている。実学的な理論や知識に基づく仮説モデルの構築は構造方程式モデリングによる定量化前の極めて重要な検討事項である。

企業が一方的に価値を顧客に提供するという従来の考え方に立つのであれば、企業が提供したい顧客ゴールを仮説モデルと定め、定量化を行えば済む。しかし、企業が提供しようとする価値が顧客のゴールと一致していない場合、仮説に基づく定量結果が製品開発に役立つ情報を提供できる保証はない。

企業と顧客の相互作用による価値共創プロセスを重視する立場で、企業内に経験的に蓄積した顧客に対する形式知と暗黙知を抽出し、これを反映した仮説モデルの構築を行ってから構造方程式モデリングによる定量化を行えば、仮説モデルの受容可能性と得られた結果の解釈可能性の双方が高まることが期待できる。

本節、研究1の事例目的は、価値共創の概念に基づき、企業の持つ「顧客の望ましい変化とその成長過程」に対する形式知を抽出し、さらに暗黙知[16]を形式化することで、顧客ゴールの構造に関する適切な仮説を作成することである。

具体的には、企業内に顧客の動的なゴール変容に対する形式知が存在するか、それが共有されているのかどうかについて、そして、暗黙知[16]を形式化するのに十分な経験的知識が集積されていると考えられるエキスパートにインタビューを行う。①学習者である子供、②実質的な顧客である保護者、2者の価値構造の動的な変化を、エキスパート・インタビューを通じて定性的に把握し、顧客の多目的ゴールの基本構造についての仮説を構築する。ここで得た実学的知識による仮説に基づいて、後に続く節では顧客を対象としたマーケティングリサーチを実施し、構造方程式モデリングで定量化する。

5.2.2 調査方法

5.1.5節で述べたように、公文教育研究会では顧客へのゴール提示は、「短期間で成績を上げる」といった「短期的・具体的ゴール」と呼べるゴールと、「自信と余裕を育てる」「可能性の追求」「人格教育」といった「長期的・抽象的ゴール」と呼べるゴールが、創始者の公文公の言葉として示されている。そこで本研究では、①学習者、学習者の保護者、がどういったゴールを持っているとエキスパートが考えているか、②エキスパートが、学習者、学習者の保護者、指導者のゴールの動的な変化を実感、理解しているかを調査する。

用意した項目のうち、顧客ゴールに関する仮説構築に使った具体的な4項目を表5.1に示す。(なお、実際の聞き取り項目は、緊張をほぐすための導入項目(氏名や経歴や担当業務といった確認的質問)や、指導者の変化など補足的質問含む7項目である。)

表 5.1 質問項目

項目1	新規受講者（継続1か月以内）と1年以上の継続受講者、3年以上の継続受講者を比較してその「違い」と「共通点」についてお教えてください。 ①受講・参加目的について ②教室での様子（態度と行動。しぐさ、会話など含む）について
項目2	新規受講者（継続1か月以内）の親御さんと1年以上の継続受講者の親御さん、3年以上の継続受講者の親御さんを比較してその「違い」と「共通点」についてお教えてください。 ①受講・参加目的について ②教室での様子（態度と行動。しぐさ、会話など含む）について
項目3	新規受講者が、受講を継続していくに従ってどのように変わるか、または変わらないかを、お教えてください。 ①受講・参加目的について ②教室での様子（態度と行動。しぐさ、会話など含む）について
項目4	新規受講者の親御さんが、受講を継続していくに従ってどのように変わるか、または変わらないかを、お教えてください。 ①受講・参加目的について ②教室での様子（態度と行動。しぐさ、会話など含む）について

インタビュー方法は、Kelly(1955)のパーソナルコンストラクト理論に基づき、共通点と相違点を抽出することで、対象者の認知構造を探る方針を立てた[102][103]。聞き取り内容である顧客ゴールは階層構造が想定できるため、インタビューは、ラダリング法を利用する。具体的には聞き取りした内容が「短期的・具体的ゴール」であると判定した場合、「〇〇という目的を持つと—どんなよいことがあるのか/どんな目標を達成できるのか」を聞き取り、上位の階層のゴールを探る。聞き取りした内容が「長期的・抽象的ゴール」であると判定した場合、「〇〇という目的を持つには何がその前に必要か/目的到達のための具体的な手段は何か」といった質問を繰り返し、下位の階層のゴールを探る。実施はラダリングを強制的に毎行わないソフトラダリングで行い、聞き取り内容に沿って柔軟に実施を判断する。

収集した発話情報は、対象者別に整理し、ラダリングで得た発話順と意味の連なりから階層性と継時変化と捉え、インタビュアー自らが①学習者である子供、②保護者別のネットワーク図を作成する。

対象者、実施日時は表 5.2 に示す。

表 5.2 エキスパート・インタビュー実施概要

対象者		ご経歴	調査実施日時	
公文教育研究所 社長	三宅良寛 様	1979年10月入社	2012年2月16日	14:00-15:10
公文教育研究所 社長室・共同研究室 室長	二木樹洋昭 様	1882年5月入社	2012年2月16日	14:00-15:10
			2012年2月23日	9:00-10:10
雑司ヶ谷教室(のべ247教科) 指導者	土屋育子 先生	1985年12月開設	2012年2月20日	15:30-16:00
西尾久東教室(のべ301教科) 指導者	加藤裕子 先生	2002年10月開設	2012年2月21日	15:30-16:00
東瑞江教室(のべ264教科) 指導者	小関繁子 先生	1993年7月開設	2012年2月23日	15:30-16:00

5.2.3 結果

対面インタビューの結果、企業側のエキスパートは、①学習者である子供の変化について、「勉強ができるようになるまで（学年相当まで）」と「勉強ができるようになってから（学年を越えてから）」という前期・後期の2つの段階で、変化を捉えていることが把握で

きた。図 5.1 および図 5.2 に例を示す。②保護者の変化については、図 3 に示す。

①学習者である子供の変化については、調査対象者らが「理想」と「現実」といった言葉で理解し、最終教材まで継続した場合やいくつかの理想的な学習者のモデルケースを想定していること、また、それを通して、学習者の変化を「自社サービス（公文）とは何か」を理解する手掛かりとしており、これを「学習者レベル（進捗と継続段階）に合わせた提供価値変容」として社内共有し、実現化のための取り組みをしていることもわかった。こういった「学習者レベルに合わせる」という言葉で提供価値を顧客に合わせて変化適応させる努力は、サービスの提供価値の変更への取り組みである。これは、サービス品質の管理に焦点があてられた現場活動といえる。

他方で、顧客の持つゴールの変容については、顧客自身の自然な気づきに任せている部分が多いことも把握できた。顧客へのゴール明示や顧客ゴールを積極的に変容させるための取り組み方法は、今のところ主に各指導者に任されているようであった。インタビューを通じた言語化によって気づきがあったという発言から、具体的な顧客へのゴール明示の方法や顧客ゴール変容の促し方は、暗黙知（Nonaka and Takeuchi, 1995）[16]として指導者個々人に蓄積されており、形式知化される段階に来ていることも把握できた。今後、顧客一人ひとりのレベルに合わせた「顧客ゴール育成シナリオ」として表出化させ、共有可能な形式知として整理していくことが可能な段階であると推察された。

その他、年齢よりも継続期間が長い学習者と短い学習者との目的およびその達成状況の差異が大きいと感じるという発言も収集でき、変化の基準が継続年数という仮説を得た。

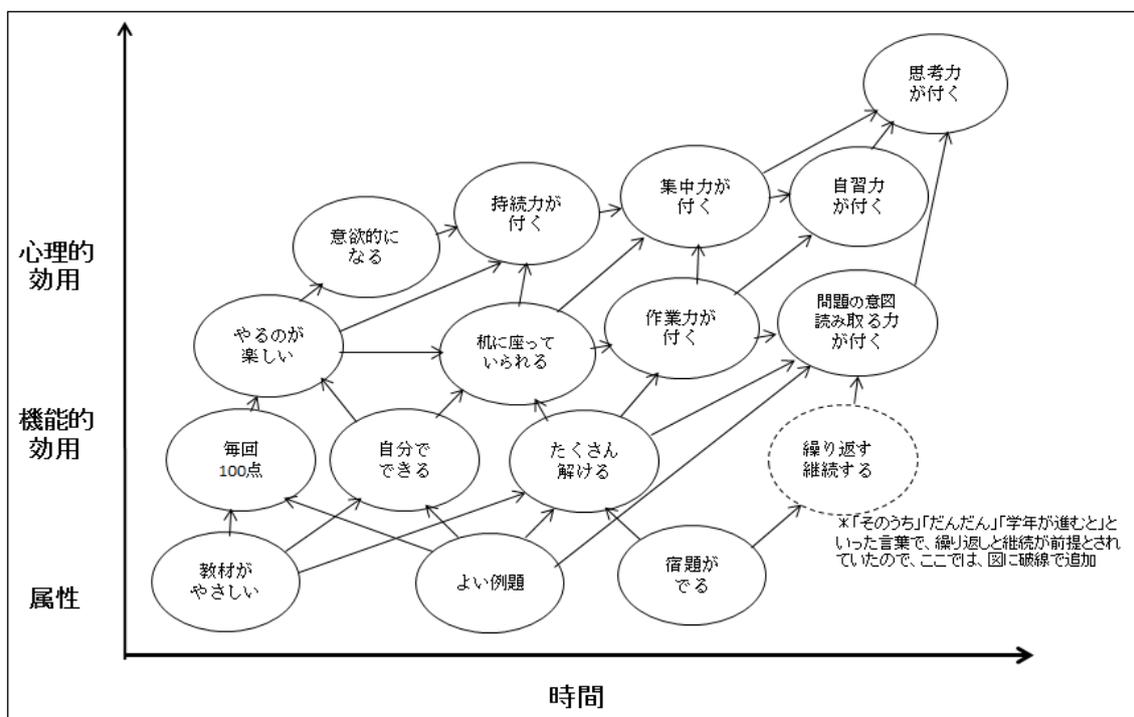


図 5.1 学習者（子供）の変容 前期モデル例

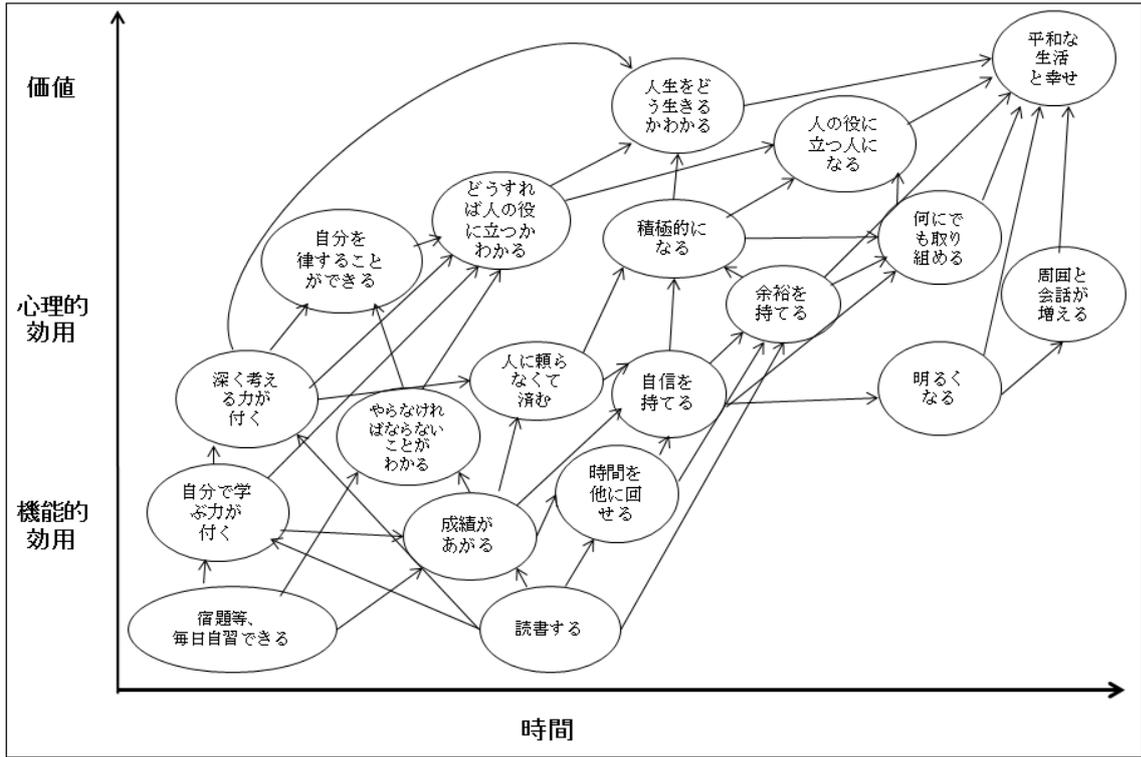


図 5.2 学習者（子供）の変容 後期モデル例

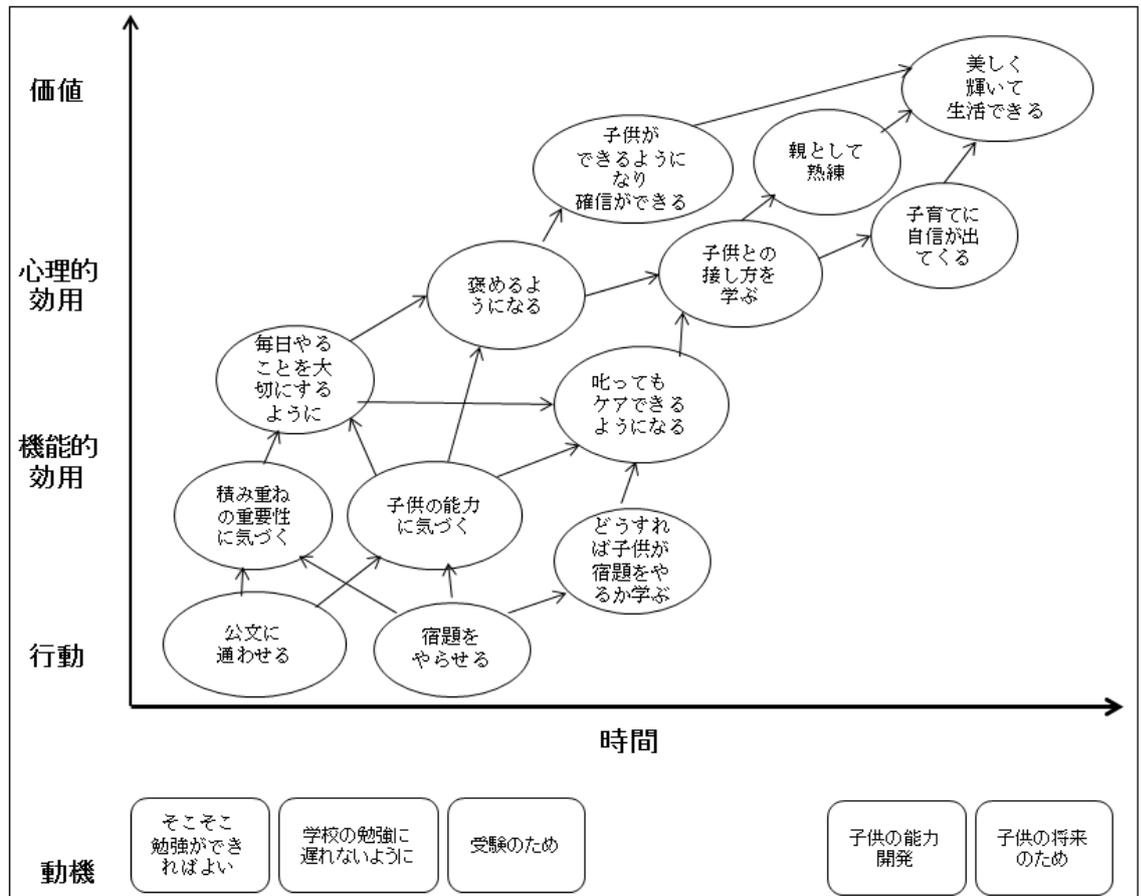


図 5.3 保護者の変容モデル例

5.2.4 先行研究を踏まえた仮説モデルの構築

ここでは、顧客の動機付け (Motivation) とゴール (Goal) の先行研究を概観・整理して、前節までの結果から、先行研究を踏まえた仮説モデルを構築する

ダイナミックに変化する動機付けには「①結果志向の動機付け (outcome-focused motivation)」と「②手段志向の動機付け (process-focused motivation)」の大きく2つがあるとされる。「①結果志向の動機付け」は、望ましい状態としての目標の達成そのものに消費者が動機付けされるものである (Brehm and Self 1989; Locke and Latham 1990) [104] [105]。それに対し、「②手段志向の動機付け」は、望ましい状態としての目標を達成するのに「ふさわしい方法」をとりたいという願望によって動機付けられるものを指す (Higgins, et al., 2003a, 2003b; Toure-Tillery and Fishbach, 2011) [106]-[108]。

顧客のゴールについての研究では、1990年代になって、動機付けを認知的表象として捉える見方が提案された。これらは Kruglanski et al.(2002)[109]により目標系理論 (goal systemic theory) としてまとめられ、発展的研究もある (Fishbach and Ferguson 2007; Kruglanski and Kopetz 2009a,2009b) [92]-[94],[108]。この理論では、ゴール・目標 (Goal) と手段 (Mean) の連なりを仮定する。Kopetz et al.(2011)は、消費者行動における目標の変容に適用することで目標関連的な消費者行動の知見をより包括的に捉え、これにより、ブランド・ロイヤルティや習慣的な購買行動といった現象にみられる消費者の選好や選択の安定性や一貫性と、バラエティ・シーキング、衝動購買、考慮集合の変化といった現象にみられる不安定性を、「目標と手段による相互関連的な動機付けのネットワーク」で説明しようとした[86]。この理論では、1つの手段 (Mean) が複数のゴール・目標 (Goal) と関連づけられる場合を想定しており、多結果性 (multifinality) の特徴を持つ。先にあげた動機付けの研究分野においても、多目的追求 (Multiple goals pursuit) について Toure-Tillery and Fishbach (2011) [108]が言及しており、「多目的性」がキー概念となる。

これらの先行研究の知見に照らし合わせて、今回の研究で得た学習者と保護者のネットワーク図を確認すると、目標 (Goal) と手段 (Mean) の多要因の連なり構造となっていることがわかり、先行研究を踏襲する結果を得た。なお、今回抽出された動機は、インタビュー項目の影響もあって「①結果志向の動機付け」で挙げられる効用や価値が多い傾向であった。

5.2.3 で示したように、エキスパートが学習者の変化を勉強ができるようになるまで、なった後という前期と後期想定していることと、5.1.5 で示したように、創始者が示した要因が、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という2つの大きなゴールに整理できることは、およそ対応しているように考えられる。この、最も大きな枠組みにより求めた仮説モデルが図 5.4 である。結果志向の動機付けに対応する顧客ゴール構造として「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という2つを用意しており、これは多目的性を満たす・次節以降では、図 5.4 に示す測定指標を用いた検討を行うことにした。

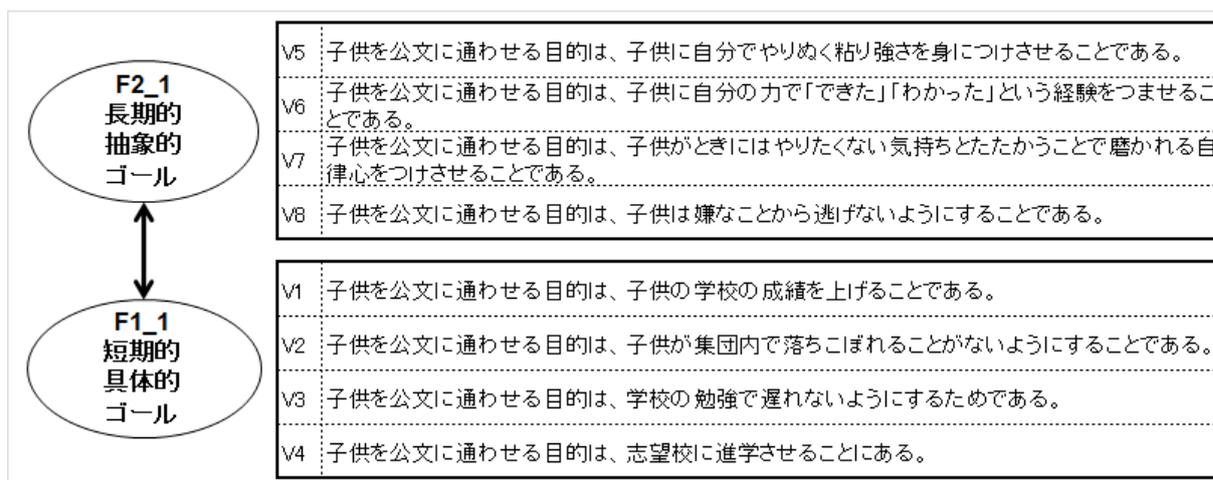


図 5.4 仮説モデル

5.2.5 まとめ

本節では、公文教育研究会の5名のエキスパートにインタビューを実施し、価値共創の概念に基づいて、企業の持つ「顧客の望ましい変化とその成長過程」に対する形式知を抽出し、暗黙知は形式化して、実学的知識に基づく仮説モデルを構築した。

この結果、先行研究を十州する、目標（Goal）と手段（Mean）の多要因の連なり構造が抽出できた。また、エキスパートインタビューの対象者達は、「勉強ができるようになるまで（学年相当まで）」と「勉強ができるようになってから（学年を越えてから）」という前期・後期の2つの段階で、変化を捉えていることがわかった。

前節で示したように、創始者が示した要因は、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という2つの大きなゴールに整理できるが、これは、学習者モデルの前期・後期という2区分とおおよそ対応しているように考えられる。これより、最も大きな結果志向の動議付けに対応する、顧客ゴール構造を「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という多目的性という特徴を持つ仮説モデル構築した。

次節以降では、この実学的知識に基づく仮説モデルを検証する。そのため、モデルの受容可能性と結果の解釈可能性の双方が高いことが期待できる。

5.3 研究2. 顧客ゴールの同定（測定モデルの構築）

5.3.1 はじめに

本節、研究2では、研究1で構築した仮説モデルに基づき、教育サービスにおける実質的な顧客である保護者に調査を実施して、ゴール因子を構成する観測変数の構造とその信頼性について探索的因子分析モデルと信頼性分析により検討し、顧客ゴールの同定を行う。安定的に測定可能な要因で構成される構造を探索するのが目的である。

次節以降で動的変容を構造方程式モデリングにより定量化する場合には、因子は検証的に構築する必要がある。ゴールの構造そのものの測定はうまくできなければ、解は安定的に得られない。これを避けるために実施する。

公文教育研究会の協力により、都内3か所の教室で保護者向け調査を実施し、得られたデータに基づき、教育サービスにおける顧客ゴール要因の測定モデルを作成する。

5.3.2 方法

5.3.2.1 調査方法

調査対象者は、高校生以下の子供を協力教室である都内3か所の公文式教室に通わせる保護者とし、2012年5月7日から18日までの期間に教室に通った全ての学習者に教室指導者を通して質問紙調査票を配布した。回答済み調査票は指導者が確認できないように厳封して提出するように依頼し、教室指導者を通して228の調査票を回収した。^(注5.2)

調査項目は、エキスパート・インタビューから、仮説の測定変数としてふさわしいと考えられるものを選択、改変したものである。いずれも、「非常にそう思う」から「全くそう思わない」と形容した7段階評点尺度で測定した。

5.3.2.2 分析方法

分析には、全無回答票と受講科目等基本情報の欠損票を削除した199票のデータを利用し、最尤法、プロマックス斜交回転($\kappa = 4$)による探索的因子分析を行った。探索的因子分析の因子負荷量と因子別に求めたクロンバックの信頼性係数 α の値を見合わせながら変数選択を行って、最終解を得た。なお、分析にはIBM SPSS Statistics(Ver.19.0)を用いた。

5.3.3 結果

表5.3に示す8設問2因子構造を得た。2因子までの累積寄与率は60.0%。図5.5に探索的因子分析のスクリープロットを示す。

クロンバックの信頼性係数 α もNunnally(1978)[110]の提唱基準0.7以上の値で尺度の安定性を示していた。

得られた2因子には、仮説に伴いそれぞれ「F1 短期的・具体的ゴール」、「F2 長期的・抽象的ゴール」と名付けた。この2因子間の相関は0.207であった。結果より、表5.3のV1~V4を「F1 短期的・具体的ゴール」の測定指標、V5~V8を「F2 長期的・抽象的なゴール」の測定指標とする確証的2因子モデルを、次節(研究3)以降利用することとした。

5.3.4 まとめ

本節では、研究1で構築した仮説に基づき、公文教育研究会の都内3か所の教室に学習者（子供）を通わせる実質的な顧客である保護者に調査を実施し、199票の有効データを得た。このデータを基に、「F1 短期的・具体的ゴール」、「F2 長期的・抽象的ゴール」という2つの潜在因子が8観測変数で構成される探索的因子分析解を得た。2因子までの累積寄与率は60.0%であり、「F1 短期的・具体的ゴール」の α 係数は、0.785、「F2 長期的・抽象的ゴール」の α 係数は、0.726であった。

表 5.3 研究1 探索的因子分析の因子負荷量とクロンバックの信頼性係数 α

変数名		F1	F2	Cronbach's α
V1	子供を公文に通わせる目的は、子供の学校の成績を上げることである。	0.808	-0.098	0.785
V2	子供を公文に通わせる目的は、子供が集団内で落ちこぼれることがないようにすることである。	0.780	-0.029	
V3	子供を公文に通わせる目的は、学校の勉強で遅れないようにするためである。	0.619	0.133	
V4	子供を公文に通わせる目的は、志望校に進学させることにある。	0.583	-0.002	
V5	子供を公文に通わせる目的は、子供に自分でやりぬく粘り強さを身につけさせることである。	-0.104	0.881	0.726
V6	子供を公文に通わせる目的は、子供に自分の力で「できた」「わかった」という経験をつまさせることである。	-0.042	0.624	
V7	子供を公文に通わせる目的は、子供がときにはやりたくない気持ちとたたかうことで磨かれる自律心をつけさせることである。	0.016	0.545	
V8	子供を公文に通わせる目的は、子供は嫌なことから逃げないようにすることである。	0.288	0.511	

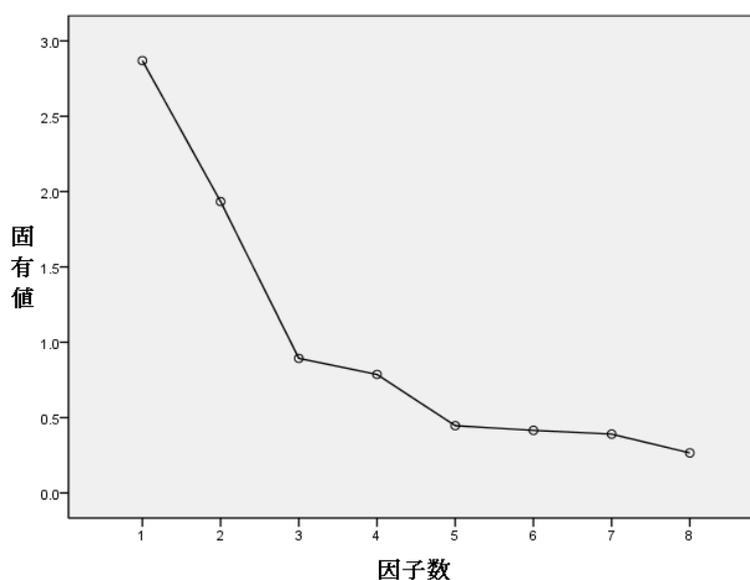


図 5.5 探索的因子分析のスクリープロット

5.4 研究3. 国内縦断調査による顧客ゴールの動的変容の把握

5.4.1 はじめに

本節、研究3の第一の目的は、「F1 短期的・具体的なゴール」と「F2 長期的・抽象的なゴール」という二つの顧客ゴールが継時的に変化するか、または安定的に変化しないのかを検証することである。前節、研究2に示した調査から5か月後に同一内容の第二回調査を再度行うことによって、顧客ゴールの構造の継時的な動的変容を定量化し、これを示す。

研究3の第二の目的は、「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」のレベルに、対象者の個人属性としての文化要因の1つである分析的-包括的思考形式の特性差が関係するかどうか、また、もし関係するならば、どの程度関係するのかを定量化することである。

そして、研究3の第三の目的は、個人の文化的特性差である分析的-包括的思考形式が、前述の2つの顧客ゴールの構造の継時的な動的変容に影響するかどうかを検証することである。

5.4.2 方法

5.4.2.1 調査方法

前節の研究2の調査参加者のうち有効な回答を得ることができた199名に対し、5か月後に再度、同一内容の調査を依頼した。調査期間は、2012年10月8日から19日で、期間中教室に通った対象者に、教室指導者を通して質問紙調査票を配布した(注5.2)。調査票の中身は、指導者が確認できないように厳封して提出するように依頼し、教室指導者を通して回収した。無回答票や2回の調査回答者が一致しないもの等を除き、最終的に131の有効回答を得ることが出来た。

「分析的-包括的思考形式」因子についての測定項目はChoi et al.(2007)[97]が使用した尺度より選定した4変数である。表5.4にクロンバックの信頼性係数 α とともに示す。いずれも、「非常にそう思う」から「全くそう思わない」の7段階評点尺度で測定した。

表 5.4 「分析的-包括的思考形式」因子の観測変数(注5.3)

変数名	Cronbach's α
V9 ある現象を理解するためには、部分よりも全体を考慮すべきだ。	0.769
V10 細部よりも、その全体の文脈に注意を払うことの方が重要である。	
V11 全体像を考慮すること無しに、部分を理解するのは不可能だ。	
V12 部分よりも全体に注意を払う方が重要である。	

5.4.2.2 分析方法

研究2で収集した第一回調査と、新たに収集した第二回調査を連結したデータを分析した。第一回調査データは199ケースで、うち68票を第二回目調査が無回答だった等のた

めに欠損票とした。

分析のフレームワークを図 5.6 に、仮説モデルを図 5.7 に示す (注 5.4)。

前節で検証した「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」の検証的 2 因子に、それぞれ第一回目因子と第二回目因子を想定する。この 2 因子×2 時点の 4 因子で継時的な動的变化を定量化した。さらに、このゴール因子群 4 因子を従属因子とする独立因子「分析的-包括的思考形式」因子からのパスを検討した。なお、分析には IBM SPSS Amos (Ver.19.0) を用い、最尤法で推定を行った。

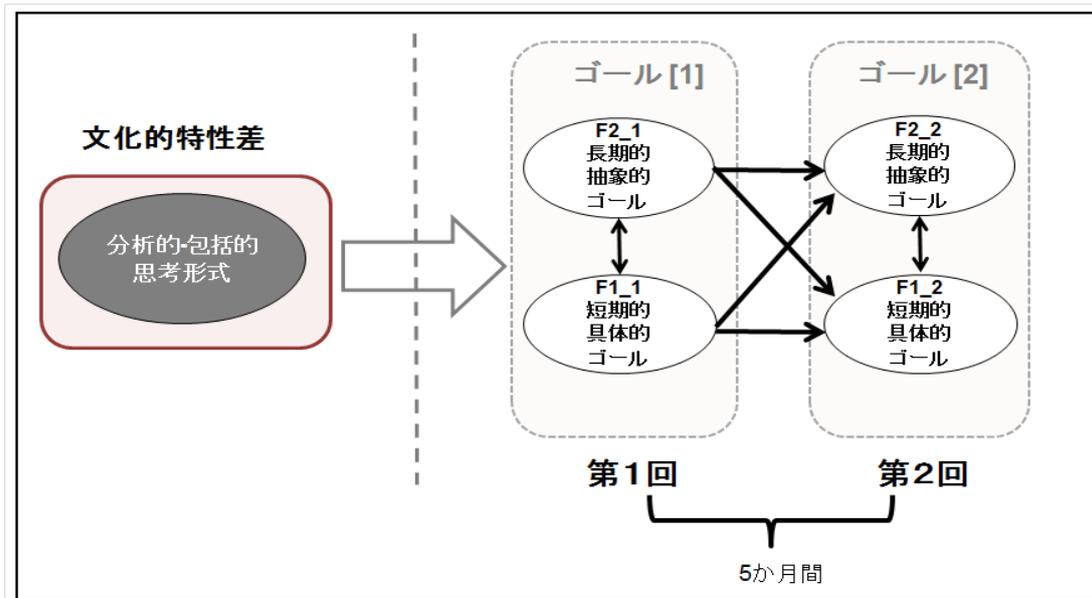


図 5.6 分析のフレームワーク

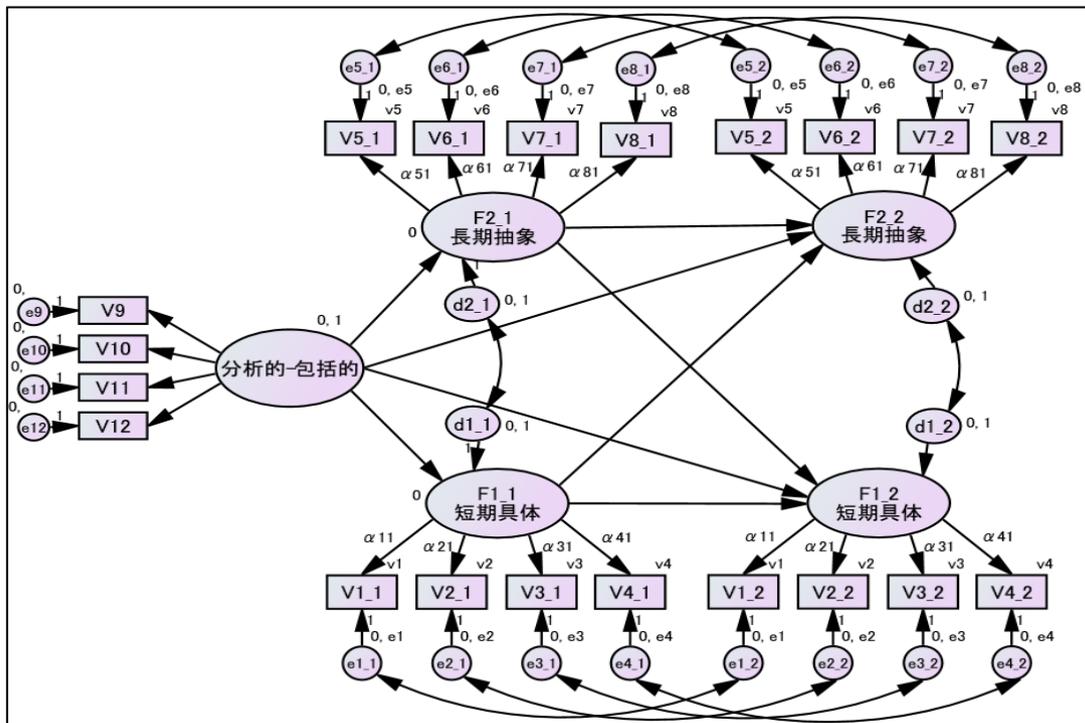


図 5.7 研究 3 仮説モデル (平均構造のある縦断的構造方程式モデル)

5.4.3 結果

平均構造のある構造方程式モデリングによって図 5.7 の仮説モデルを検証的に分析したところ、複数の適合度指標からみて、総合的にモデルは受容可能であった(χ^2 値=339.595, df=172, p 値=0.000, CFI=0.843, RMSEA=0.087, AIC=455.575 (注 5.4), (注 5.5))。

構造方程式部分を図 5.8、図 5.9 に示す。また、誤差間構造を表 5.5 に、測定方程式の推定値を表 5.6 に示す。

図 5.7、図 5.8 が示す通り、「短期的・具体的ゴール」、「長期的・抽象的ゴール」ともに、第一回目因子から第二回目因子へのパスは高度に有意で、パス係数も大きく、対象者のゴールは 5 か月間、頑健に保持されていることがわかる。他方、「短期的・具体的ゴール」から「長期的・抽象的ゴール」、「長期的・抽象的ゴール」から「短期的・具体的ゴール」へのパスはいずれも 5% 有意ではない。しかし、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」の第二回目の誤差間相関が相関 0.545 と高度に有意であった。つまり 2 つのゴール間に共変関係があり、どちらかのゴールが高い、または低い場合、他方も同じように高い、または低い傾向があることを示している。

「分析的-包括的思考形式」は、第一回目の「長期的・抽象的ゴール」へのパスが 5% で有意であることが示されており、包括的な思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持ち、逆に分析的な思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持たないことがわかる。

他方、「分析的-包括的思考形式」は、第一回目の「長期的・抽象的ゴール」「短期的・具体的ゴール」へのパスがいずれも有意ではなく、二つの顧客ゴールの構造の継時的な動的変容には関係していなかった。

表 5.5 の誤差間相関を見ると、複数の誤差間のパスが有意であることから、各観測変数に特有の独自要因も安定的に測定されていることを示しており、今回の二度の調査の安定性が示されたと言える。また表 5.6 の各因子負荷量の値は、標準化係数でいずれも 0.4 を超えており、因子の測定指標として適していることが示されている。

5.4.4 考察

5 か月という短期では、顧客ゴールが大きく変化せず、安定性を持つことから、顧客のターゲティングに顧客ゴールを利用することの有効性が示唆されたともいえる。つまり、長期的・抽象的ゴールを持つ顧客に狙いを絞ってマーケティングを行えば、サービスを長期的に継続利用してもらう可能性を高めることになる。包括的な思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持つという結果から、ターゲティングの対象者選定基準として「分析的-包括的思考形式」を用いる有効性も同時に示唆されている。

本研究では、5 か月以上の数年にわたる継続による縦断的な顧客ゴールの動的変容は把握していない。5 か月以上の中・長期継続を通して、顧客がより長期的な顧客ゴールを志向するようになるのであれば、既存顧客の長期維持・拡大には好都合でもある。価値共創活動の維持・促進のために「顧客ゴール育成シナリオ」がより効果を発すると見込める。

以上から、次の研究では、国内縦断調査を実施して、継続年数の違いによる顧客ゴールの差異を明らかにすることが課題となる。

5.4.5 まとめ

本節、研究3では、研究2に示した調査から5か月後に同一内容の第二回調査を再度行った。2回の継時測定データを分析することで、顧客ゴールの構造の継時的な動的変容の把握を検証すると同時に、個人文化特性の1つである「分析的-包括的思考形式」の顧客ゴールとの関係性、継時的な動的変容への「分析的-包括的思考形式」についても検討した。

仮説モデルを平均構造のある構造方程式モデリングにより定量分析したところ、適合度が受容可能で、推定値が実学的に解釈できる結果が得られた (χ^2 値=339.595, df=172, p 値=0.000, CFI=0.843, RMSEA=0.087, AIC=455.575)。

「F1 短期的・具体的なゴール」と「F2 長期的・抽象的なゴール」という二つの顧客ゴールは5か月という短期では変化せず、安定していた。「分析的-包括的思考形式」の特性差は「長期的・抽象的ゴール」にのみ関係し、包括的な思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持ち、逆に分析的な思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持たないことが把握できた。二つの顧客ゴール構造の継時的な動的変容には、「分析的-包括的思考形式」の個人特性差は、関係していなかった。

結果は、顧客のターゲティングに顧客ゴールを利用することの有効性を示唆していた。

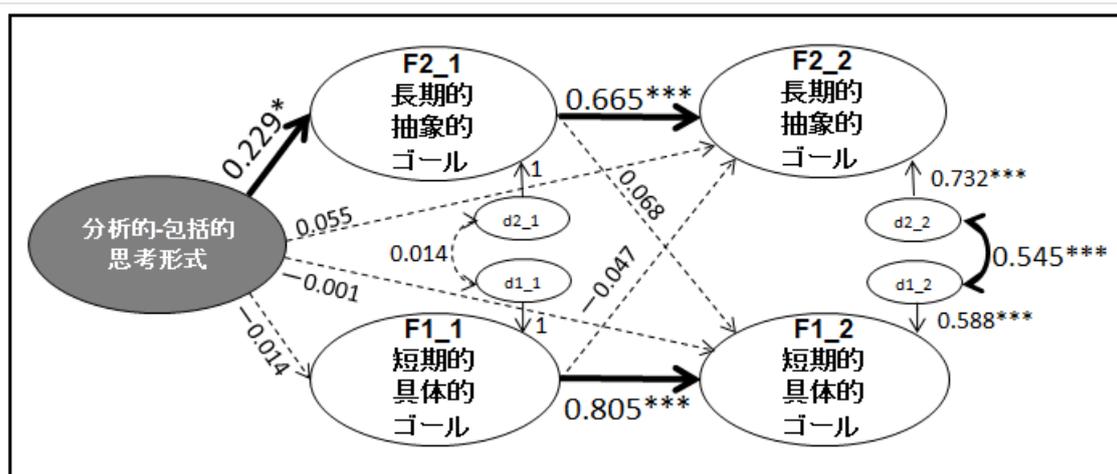


図 5.8 研究3標準化推定値

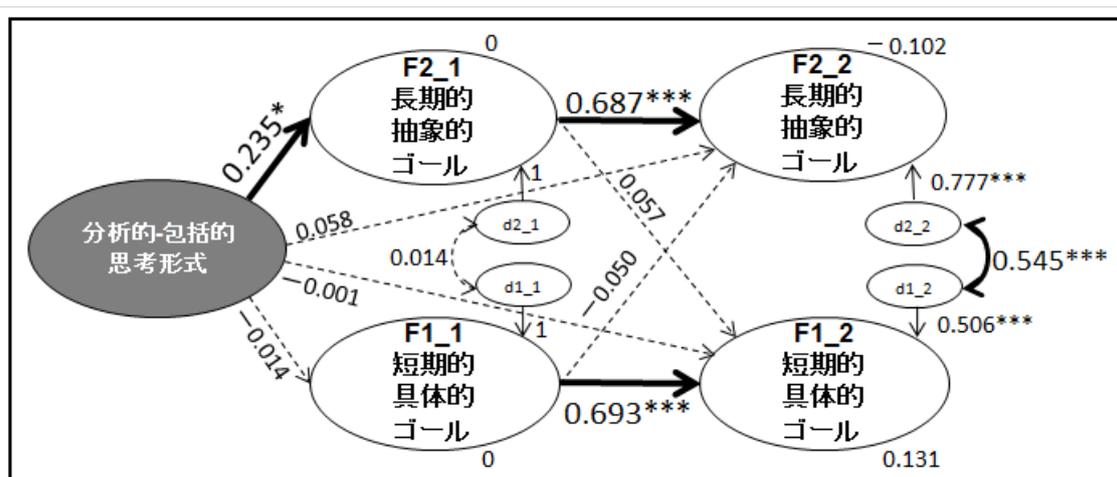


図 5.9 研究3非標準化推定値

表 5.5 研究3 誤差間関係の推定値

誤差間	共分散	標準誤差	相関
e1_1 <--> e1_2	0.086	0.122	0.090
e2_1 <--> e2_2	0.141	0.133	0.217
e3_1 <--> e3_2	0.813 ^{***}	0.181	0.481 ^{***}
e4_1 <--> e4_2	0.971 ^{***}	0.190	0.530 ^{***}
e5_1 <--> e5_2	-0.025	0.060	-0.071
e6_1 <--> e6_2	0.131 ^{**}	0.062	0.225 ^{**}
e7_1 <--> e7_2	0.248 ^{**}	0.104	0.247 ^{**}
e8_1 <--> e8_2	0.642 ^{***}	0.154	0.431 ^{***}

表 5.6 研究3 測定方程式の推定値

因子	観測変数	記号	非標準化推定値	標準誤差	標準化推定値	観測変数の切片
F1_1_ 短期的具体的ゴール 1回目	V1_1	α_{11}	1.343	0.118	0.809	4.174
	V2_1	α_{21}	1.586	0.127	0.892	3.766
	V3_1	α_{31}	1.131	0.130	0.656	2.838
	V4_1	α_{41}	0.844	0.123	0.529	3.188
F2_1_ 長期的抽象的ゴール 1回目	V5_1	α_{51}	0.818	0.077	0.819	5.389
	V6_1	α_{61}	0.615	0.072	0.637	5.795
	V7_1	α_{71}	0.724	0.090	0.595	4.839
	V8_1	α_{81}	0.723	0.105	0.520	4.430
F1_2_ 単期的具体的ゴール 2回目	V1_2	α_{11}	1.343	0.118	0.764	4.174
	V2_2	α_{21}	1.586	0.127	0.861	3.766
	V3_2	α_{31}	1.131	0.130	0.599	2.838
	V4_2	α_{41}	0.844	0.123	0.473	3.188
F2_2_ 長期的抽象的ゴール 2回目	V5_2	α_{51}	0.818	0.077	0.828	5.389
	V6_2	α_{61}	0.615	0.072	0.649	5.795
	V7_2	α_{71}	0.724	0.090	0.608	4.839
	V8_2	α_{81}	0.723	0.105	0.532	4.430
分析的-包括的 思考様式	V9		0.758	0.096	0.690	4.712
	V10		0.708	0.077	0.786	4.582
	V11		0.507	0.075	0.603	4.721
	V12		0.638	0.084	0.670	4.461

5.5. 研究4. 国内横断調査による顧客ゴールの動的変容の把握

5.5.1 はじめに

本節、研究4の第一の目的は、前節で検討した5か月を超えて、数年という中長期で見ただけの場合に、顧客ゴールは動的に変容するかを検証し、定量化することである。

第二の目的は、「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」のレベルに、対象者の個人属性としての文化要因の1つである分析的・包括的思考形式の特性差が関係するかどうか、また、もし関係するならば、どの程度関係するのかを定量化することである。

そして、第三の目的は、個人の文化的特性差である分析的・包括的思考形式が、前述の2つの顧客ゴールの構造の中長期の動的変容に影響するかどうかを検証することである。ここでは、継続期間と年齢による層別を行い、平均構造のある多母集団同時因子分析モデルにより比較検討し、実学的に結果を解釈する。

5.5.2 方法

5.5.2.1 調査方法

調査対象者は、本研究の協力教室である国内22か所(兵庫7、京都8、愛知6、岐阜1)の公文式教室に高校生以下の子供を通わせる保護者とした。2012年9月27日から11月15日の期間に教室に通った全ての学習者に教室指導者を通して質問紙調査票を配布した。回答済み調査票を指導者が閲覧できないように厳封して提出するように依頼し、指導者を通して12月6日までに1340票を回収した(注5.2)。調査項目と尺度は研究3と同様である。

5.5.2.2 分析方法

分析には、全無回答票と受講科目等基本情報の欠損票を削除した1181票のデータを利用し、まず、予備解析として最尤法、プロマックス斜交回転($\kappa = 4$)による探索的因子分析を行った。次に、解析1として、図5.10に示す仮説モデル1に沿って、「分析的・包括的思考形式」の顧客ゴールへの影響を定量化した。

その後、解析2として、継続期間による因子の平均構造の差異を定量化するため、調査日時点で6歳から12歳の学習者の保護者のうち、学習者の継続年数が、「1年(12か月)以下」213名、「3年目(36~47か月)」137名、「5年目(60か月)以上」234名の3グループ、計584名分のデータを抽出し、図5.11に示す仮説モデル2に沿って、平均構造のある多母集団同時因子分析モデルにより比較検討した。(注5.6)

さらに、解析3として、解析2より厳密に年齢による効果を除いた継続期間による差異と、開始年齢の差異を定量化するため、解析2と同様、図5.11に示す仮説モデル2に沿って、調査日時点で9歳の学習者(小学校4年生相当)の保護者のうち、学習者の継続年数が「1年(12か月)以下」31名、「3年目(36~47か月)」34名、「5年目(60か月)以上」35名の3グループと、調査日時点で7歳(小学校2年生相当)で継続年数が「1年(12か月)以下」45名、5歳(就学前児童)で継続年数が「1年(12か月)以下」32名の2グループの、全5グループ、177名分データの因子平均構造を比較した。(注5.6)

なお、分析は IBM SPSS Statistics と Amos(Ver.19.0)を用い、最尤法で推定を行った。

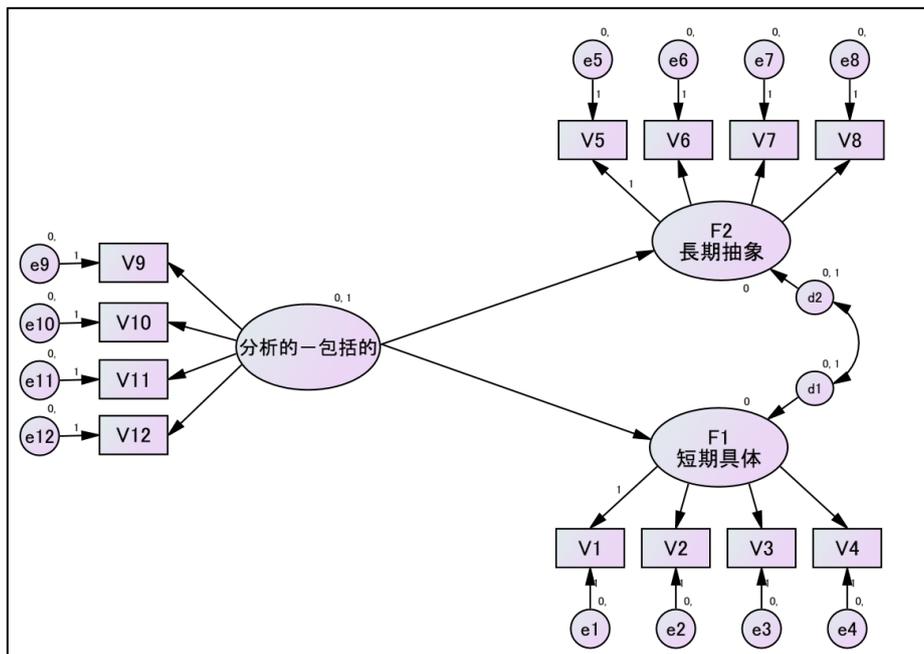


図 5.10 研究 4 仮説モデル 1

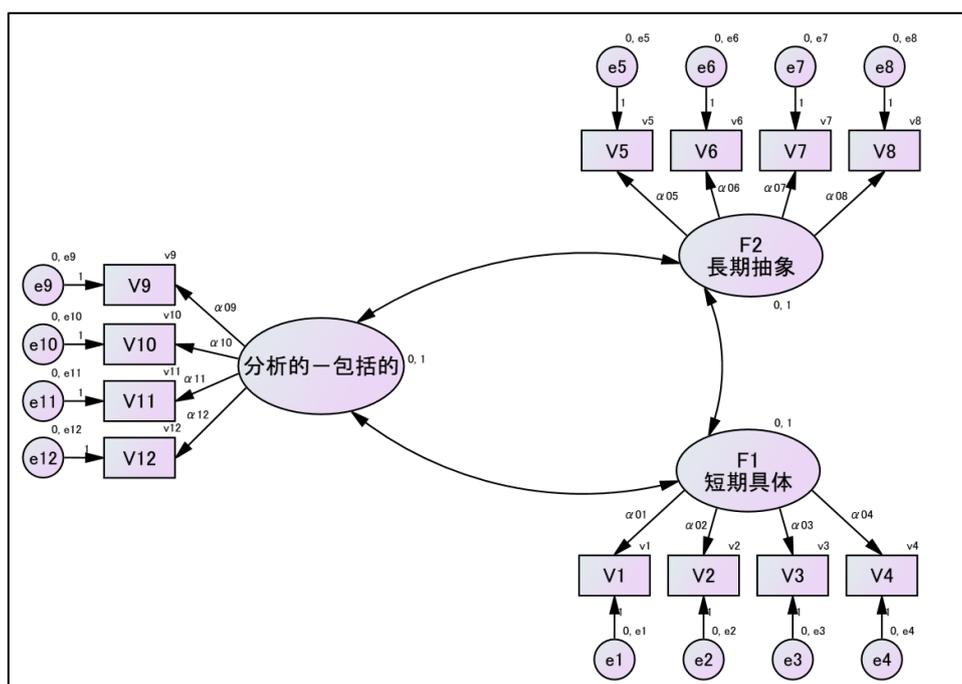


図 5.11 研究 4 仮説モデル 2 (平均構造のある多母集団検証的因子分析モデル)

5.5.3 結果

5.5.3.1 予備解析結果

探索的因子分析の結果、第 3 因子までの初期解の累積寄与率は 63.7%で、表 5.7 にあるように、結果は前節までの分析結果を支持し、安定的に 3 因子構造が測定できることが確認できた。また、各因子の尺度安定性もクロンバックの信頼性係数 α より確認できた。

ゴール 2 因子間の相関は 0.409、「分析的－包括的思考形式」と「F1 短期的・具体的ゴール」の相関は 0.053、「F2 長期的・抽象的ゴール」との相関は 0.139 であった。

表 5.7 研究 3 探索的因子分析の因子負荷量とクロンバックの信頼性係数 α

変数名	因子1	因子2	因子3	Cronbach's α
V1 子供を公文に通わせる目的は、子供の学校の成績をよくすることである。	-0.006	0.673	-0.01	0.776
V2 子供を公文に通わせる目的は、子供が集団内で落ちこぼれることがないようにすることである。	0.003	0.815	0.026	
V3 子供を公文に通わせる目的は、学校の勉強で遅れないようにするためである。	-0.064	0.841	-0.014	
V4 子供を公文に通わせる目的は、志望校に進学させることにある。	0.203	0.348	0.041	
V5 子供を公文に通わせる目的は、子供に自分でやりぬく粘り強さを身につけさせることである。	0.791	-0.070	0.035	0.850
V6 子供を公文に通わせる目的は、子供に自分の力で「できた」「わかった」という経験をつませることである。	0.785	-0.066	-0.014	
V7 子供を公文に通わせる目的は、子供がときにはやりたくない気持ちとたたかうことで磨かれる自律心をつけさせることである。	0.794	0.018	0.023	
V8 子供を公文に通わせる目的は、子供が何でも嫌なことから逃げないようにすることである。	0.700	0.158	-0.016	
V9 ある現象を理解するためには、部分よりも全体を考慮すべきだ。	0.049	0.026	0.451	0.768
V10 細部よりも、その全体の文脈に注意を払うことの方が重要である。	-0.032	-0.008	0.873	
V11 全体像を考慮すること無しに、部分を理解するのは不可能だ。	0.045	0.014	0.384	
V12 部分よりも全体に注意を払う方が重要である。	-0.017	-0.009	0.886	

5.5.3.2 解析 1 結果 分析的－包括的思考形式の顧客ゴールへの影響

図 5.10 の研究 4 仮説モデル 1 を用いて検証的な構造方程式モデリングで分析を行ったところ、複数の適合度指標からみて、総合的にモデルは受容可能であった (χ^2 値 = 339.595, $df=172$, p 値 = 0.000, $CFI=0.843$, $RMSEA=0.087$, $AIC=455.575$)。

構造方程式部分を図 5.12、図 5.13 に示した。また、測定方程式の推定値を表 5.8 に示した。図 5.12、図 5.13 を見ると、「分析的－包括的思考形式」は、「F2 長期的・抽象的ゴール」へのパスが強度に有意であることが示されており、包括的思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持ち、逆に分析的思考形式の傾向が強い人ほど、長期的・抽象的ゴールを持たないことがわかる。これは、研究 3 で得られた結果と等しい。対象者を拡大した研究 4 でも同じ結果が出たことから、「分析的－包括的思考形式」と顧客の持つ「長期的・抽象的ゴール」を志向する程度に関係性があることが安定的に見い出せたと言える。これを先行研究に照らし合わせると、思考形式という文化的特性差によって世界各国の顧客の顧客ゴールにシステムティックな差異がある可能性が指摘できる。

表 5.8 の各因子負荷量の値を見ると、標準化係数でいずれも 0.4 を超えており、各因子の測定指標として適していることが示されており、今回の 3 因子構造が安定であることを示している。

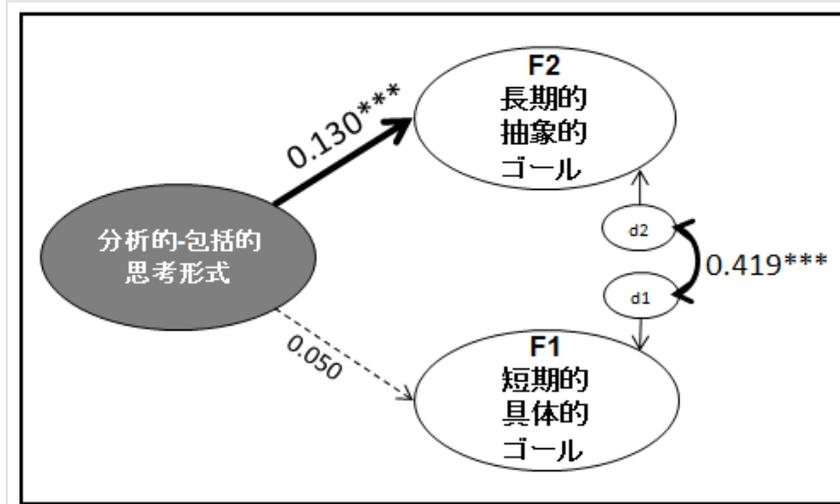


図 5.12 研究 4 解析 1 標準化推定値

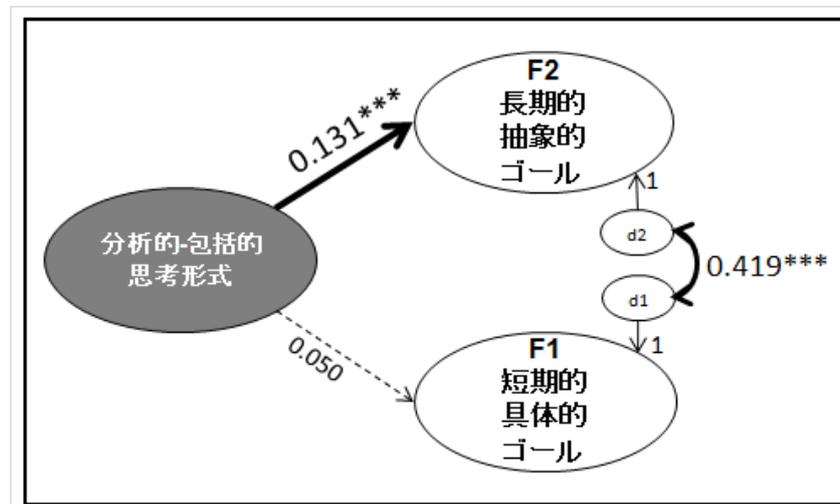


図 5.13 研究 4 解析 1 非標準化推定値

表 5.8 研究 4 解析 1 測定方程式の推定値

因子	観測変数	非標準化推定値	標準誤差	標準化推定値	観測変数の切片
F1 短期的具体的ゴール	V1	1.054	0.043	0.681	4.525
	V2	1.394	0.047	0.806	4.334
	V3	1.236	0.041	0.809	5.033
	V4	0.780	0.052	0.454	3.540
F2 長期的抽象的ゴール	V5	0.948	0.033	0.751	5.574
	V6	0.878	0.031	0.747	5.727
	V7	1.122	0.036	0.810	5.035
	V8	1.234	0.042	0.778	4.815
分析的-包括的 思考様式	V9	0.527	0.033	0.466	4.547
	V10	0.855	0.027	0.863	4.325
	V11	0.486	0.038	0.390	4.506
	V12	0.881	0.027	0.890	4.273

5.5.3.3 解析2結果 継続年数と分析的-包括的思考形式、顧客ゴールの関係

図 5.11 の研究4仮説モデル2を用いて平均構造のある多母集団検証的因子分析を行ったところ、複数の適合度指標からみて、総合的にモデルは受容可能であった (χ^2 値 = 621.520, $df=213$, p 値 = 0.000, CFI = 0.858, RMSEA = 0.057, AIC = 735.520 (注 5.6) (注 5.7))。

表 5.9 に因子平均と因子分散、表 5.10 に因子間関係、表 5.11 に測定方程式の推定値を示した。まず、表 5.9 を見ると、継続年数が3年目(36~47か月)、5年(60か月)以上の2つのグループで、「F2長期的・抽象的ゴール」の平均値が、1年目(12か月)以下のグループより5%有意で高い。「F1短期的・具体的ゴール」の平均値も、5年(60か月)以上のグループで、1年目(12か月)以下のグループに対し10%有意傾向で高い。つまり、継続年数が長いグループの方が短いグループと比べて、2つのゴールともに値が高いことがわかる。他方、「分析的-包括的思考形式」については、継続年数の違う3つのグループの平均に差異が無かった。因子分散については、継続年数が3年目(36~47か月)、5年(60か月)以上のグループになると、どの因子も分散は小さくなる傾向が読み取れた。時間経過に伴うゴール変容の方向性が定まっていることから、継続年数が長くなると対象者の個人差が縮小する傾向にあることがわかる。

表 5.9 研究4解析2 因子平均と因子分散の推定値

平均	1年目(12か月)以下	3年目(36~47か月)		5年(60か月)以上	
	制約値	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
F1短期的具体的ゴール	0	0.089	0.116	0.166 [†]	0.095
F2長期的抽象的ゴール	0	0.235 [*]	0.106	0.226 [*]	0.095
分析的-包括的思考様式	0	0.068	0.105	0.099	0.098
分散	1年目(12か月)以下	3年目(36~47か月)		5年(60か月)以上	
	制約値	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
F1短期的具体的ゴール	1	0.893	0.165	0.624 ^{**}	0.103
F2長期的抽象的ゴール	1	0.651 ^{**}	0.119	0.680 ^{**}	0.106
分析的-包括的思考様式	1	0.688 ^{**}	0.121	0.920	0.137

(1年目以下に比較した際の10%有意傾向[†] 5%有意^{*} 1%有意^{**})

表 5.10 研究4解析2 因子間関係の推定値

	因子間	共分散	標準誤差	相関
1年目	F1短期的具体的ゴール <--> F2長期的抽象的ゴール	0.398 ^{***}	0.068	0.398 ^{***}
	F1短期的具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.068	0.078	0.068
	F2長期的抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.036	0.077	0.036
3年目	F1短期的具体的ゴール <--> F2長期的抽象的ゴール	0.379 ^{***}	0.090	0.497 ^{***}
	F1短期的具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.016	0.079	0.021
	F2長期的抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.100	0.068	0.150
5年以上	F1短期的具体的ゴール <--> F2長期的抽象的ゴール	0.322 ^{***}	0.063	0.494 ^{***}
	F1短期的具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	-0.069	0.060	-0.091
	F2長期的抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	-0.001	0.060	-0.001

表 5.11 研究 4 解析 2 測定方程式の推定値

因子	観測変数	非標準化推定値	標準誤差	1年目標準化推定値	3年目標準化推定値	5年目以上標準化推定値	観測変数の切片
F1 短期的・具体的ゴール	V1	1.092	0.084	0.684	0.663	0.595	4.387
	V2	1.521	0.098	0.841	0.827	0.776	4.216
	V3	1.329	0.087	0.831	0.816	0.763	4.967
	V4	0.763	0.088	0.441	0.421	0.362	3.399
F2 長期的・抽象的ゴール	V5	1.075	0.070	0.793	0.725	0.732	5.410
	V6	0.979	0.064	0.799	0.731	0.738	5.554
	V7	1.242	0.078	0.834	0.773	0.780	4.844
	V8	1.388	0.089	0.810	0.745	0.752	4.606
分析的-包括的 思考様式	V9	0.634	0.056	0.543	0.473	0.527	4.577
	V10	0.896	0.054	0.883	0.842	0.874	4.330
	V11	0.498	0.059	0.403	0.343	0.389	4.538
	V12	0.949	0.055	0.926	0.897	0.920	4.276

表 5.11 の因子間関係を見ると、3つのグループに有意差はなく、「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」の間にも、中程度の相関がある。つまり、いずれかのゴールの値が高い人は、他方のゴールも高く、いずれかが低い場合には、他方のゴールも低いという関係がある。しかし、「分析的-包括的思考形式」と2つのゴール因子の関係はほぼ無相関で、これは3つのグループで共通であった。

5.5.3.4 解析 3 結果 継続年数および通塾開始年齢と、分析的-包括的思考形式、顧客ゴールの関係

図 5.11 の研究 4 仮説モデル 2 を用いて平均構造のある多母集団検証的因子分析を行ったところ、複数の適合度指標からみて、総合的にモデルは受容可能であった (χ^2 値 = 646.477, $df=375$, p 値 = 0.000, $CFI=0.759$, $RMSEA=0.065$, $AIC=796.477$ (^{註 5.8}))。

表 5.12 に因子平均と因子分散、表 5.13 に因子間関係、表 5.14 に測定方程式の推定値を示した。

表 5.12 研究 4 解析 3 因子平均と因子分散の推定値

平均値	9歳	9歳	9歳	7歳	5歳
	1年目(12か月)以下	3年目(36~47か月)	5年(60か月)以上	1年目(12か月)以下	1年目(12か月)以下
	制約値	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差
F1 短期的・具体的ゴール	0	0.196: 0.244	0.404 [†] : 0.227	0.440 [†] : 0.239	0.271: 0.263
F2 長期的・抽象的ゴール	0	0.248: 0.256	0.439 [†] : 0.253	0.273: 0.263	0.421: 0.292
分析的-包括的思考様式	0	0.050: 0.219	-0.045: 0.240	-0.084: 0.240	-0.272: 0.252
分散	9歳	9歳	9歳	7歳	5歳
	1年目(12か月)以下	3年目(36~47か月)	5年(60か月)以上	1年目(12か月)以下	1年目(12か月)以下
	制約値	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差	推定値 標準誤差
F1 短期的・具体的ゴール	1	0.631: 0.254	0.306 ^{**} : 0.131	0.637: 0.240	0.869: 0.348
F2 長期的・抽象的ゴール	1	0.747: 0.307	0.620: 0.257	1.173: 0.441	1.232: 0.499
分析的-包括的思考様式	1	0.314 ^{**} : 0.131	0.657: 0.256	0.863: 0.314	0.735: 0.291

表 5.13 研究 4 解析 3 因子間関係の推定値

		因子間	共分散	標準誤差	相関
9 歳	1 年目	F1 短期的・具体的ゴール <--> F2 長期的・抽象的ゴール	0.297	0.187	0.297
		F1 短期的・具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.256	0.187	0.256
		F2 長期的・抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	-0.054	0.201	-0.054
9 歳	3 年目	F1 短期的・具体的ゴール <--> F2 長期的・抽象的ゴール	0.305 [†]	0.162	0.444 [†]
		F1 短期的・具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	-0.025	0.094	-0.055
		F2 長期的・抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	-0.059	0.104	-0.122
9 歳以上	5 年目以上	F1 短期的・具体的ゴール <--> F2 長期的・抽象的ゴール	0.288 [*]	0.123	0.662 [*]
		F1 短期的・具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.050	0.095	0.111
		F2 長期的・抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.002	0.128	0.004
7 歳	1 年目	F1 短期的・具体的ゴール <--> F2 長期的・抽象的ゴール	0.636 ^{**}	0.222	0.736 ^{**}
		F1 短期的・具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.04	0.126	0.053
		F2 長期的・抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.006	0.168	0.006
5 歳	1 年目	F1 短期的・具体的ゴール <--> F2 長期的・抽象的ゴール	0.768 ^{**}	0.296	0.742 ^{**}
		F1 短期的・具体的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.119	0.163	0.149
		F2 長期的・抽象的ゴール <--> 分析的-包括的思考様式	0.254	0.201	0.267

表 5.14 研究 4 解析 3 測定方程式の推定値

因子	観測変数	非標準化推定値	標準誤差	9 歳	9 歳	9 歳	7 歳	5 歳	観測変数の切片
				1 年目標準化推定値	3 年目標準化推定値	5 年目以上標準化推定値	1 年目標準化推定値	1 年目標準化推定値	
F1 短期的・具体的ゴール	V1	1.449	0.226	0.811	0.740	0.608	0.742	0.791	4.032
	V2	1.695	0.257	0.855	0.795	0.674	0.796	0.838	3.805
	V3	1.609	0.235	0.912	0.871	0.777	0.872	0.901	4.620
	V4	0.950	0.194	0.545	0.459	0.338	0.461	0.518	3.165
F2 長期的・抽象的ゴール	V5	1.068	0.164	0.835	0.795	0.767	0.854	0.860	5.198
	V6	1.079	0.164	0.858	0.822	0.796	0.875	0.880	5.336
	V7	1.094	0.175	0.760	0.711	0.677	0.785	0.792	4.581
	V8	1.144	0.186	0.730	0.678	0.644	0.757	0.765	4.471
分析的-包括的思考様式	V9	0.775	0.145	0.601	0.388	0.521	0.573	0.542	4.683
	V10	1.079	0.158	0.907	0.771	0.868	0.895	0.880	4.477
	V11	0.783	0.151	0.571	0.363	0.491	0.543	0.512	4.591
	V12	1.170	0.168	0.934	0.825	0.904	0.924	0.913	4.469

表 5.12 を見ると、同じ 9 歳の学習者を通わせている保護者でも、継続年数が 5 年（60 か月）以上のグループで、「F1 短期的・具体的ゴール」「F2 長期的・抽象的ゴール」の両方のゴールの因子平均値が、1 年目（12 か月）以下のグループより高く（有意傾向 $p < 0.10$ ）、目的意識が強い。同じ 1 年目（12 か月）以下でも、6 歳～7 歳に開始したグループの保護者は、9 歳のグループに比べ、「F1 短期的・具体的ゴール」の因子平均が高く（有意傾向 $p < 0.10$ ）、より強い目的を持っていることがわかる。他方、「分析的-包括的思考形式」は、全てのグループの平均に有意な差が無かった。因子分散については、同じ 9 歳の学習者を通わせている 1 年目（12 か月）以下の保護者グループに比べ、継続年数が 5 年（60 か月）

以上の保護者グループで、「F1 短期的・具体的ゴール」は1%有意で小さく、継続年数が3年目（36~47か月）の保護者グループの「分析的-包括的思考形式」も、因子分散が1%有意で小さい。これら因子分散を見ると、統計的に有意に分散が大きい因子はない。つまり、継続が長くなると、総じて対象者のばらつきは小さくなる傾向があることが推察された。開始年齢が早期である「7歳1年目（12か月）以下」「5歳1年目（12か月）以下」では、因子分散に差異には無かった。

表 5.13 の因子間関係を見ると、「9歳1年目（12か月）以下」グループのみ、いずれの因子間にも有意差はなく、他のグループは「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」の間に中程度の相関がある。傾向としては、同じ年齢なら継続年数が長く、開始年齢が早期であるほど相関が高い傾向がみられ、いずれかのゴールの値が高い人は、他方のゴールも高く、いずれかが低い場合には、他方のゴールも低いという関係が明確となることがわかる。

「分析的-包括的思考形式」と2つのゴール因子の関係はほぼ無相関である点は、解析2と一致しているが、解析1で関係性のあった「分析的-包括的思考形式」と「F1 短期的・具体的ゴール」の関係が無相関であることは研究2の結果と一致しない。これは、対象者の選定の際に細かなクラス分けを行ったため、グループ内の回答値のバラつき（分散）が小さくなり、層別分析を実施しているのと同等の多母集団同時分析では変数間関係が見いだしにくくなったためと考えられる。

5.5.4 研究4まとめ

研究4をまとめると、以下の5点が見出せたと言える。

- a. 継続年数が長いグループは、「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的ゴール」の因子平均は高くなる傾向があり、特に「F2 長期的・抽象的ゴール」は差異がある。因子分散は継続年数が長くなると小さくなり一致度は高まる可能性が示唆された。
- b. 同じ1年目（12か月）以下でも、6歳~7歳に開始したグループの保護者は、9歳のグループに比べ、「F1 短期的・具体的ゴール」の因子平均が高い傾向が見受けられたが、「5歳1年目（12か月）以下」では、6歳~7歳に開始したグループと因子平均に差異が無く、開始時期別に顧客の受講目的が異なる可能性が示唆された。
- c. 「分析的-包括的思考形式」は、対象者の継続年数の長さに関係せず、因子平均は一定を保ち変化しないが、継続年数が長い群は分散が小さくなり、継続の長いほど対象者の一致度が高まる可能性が示唆された。
- d. 「分析的-包括的思考形式」は「F2 長期的で抽象的なゴール」に関係し、包括的思考形式であるほど、長期的抽象的なゴールを志向する。
- e. 全対象者でみると「F1 短期的・具体的ゴール」と「F2 長期的・抽象的なゴール」の間には中程度の関係性があり、いずれかのゴールの値が高い人は、他方のゴールも高く、いずれかが低い場合には、他方のゴールも低いという関係がある。同じ年齢なら継続年数が長く、開始年齢が早期であるほど相関が高く、目的意識が強い傾向がみられる。

横断研究であるので、長期継続し残った対象者のみが顧客として維持されていることも結果に一部影響している可能性もある。だが、上記の a.と b.からは、継続の長いものほど「長期的・抽象的ゴール」を志向する傾向が高いが、早期開始者がもともと「長期的・抽象的ゴール」を持っていたわけではなく、逆に早期開始者は、「短期的・具体的ゴール」を志向していることが示されている点は興味深い。継続による効果として「長期的・抽象的ゴール」志向に変化した可能性を指摘できる。上記 c.と d.からは、対象者の文化的特性値である「分析的－包括的思考形式」の平均は集団間で安定しており、大きく変化しないことが示された。他方、「分析的－包括的思考形式」によって、魅力を感じる提示ゴールに違いがある可能性が示唆されることから、ターゲットの特徴に合わせたゴールの提示が有効ではないかと考えられる。

5.6 事例の総合考察

5.2 節の研究1では、まずエキスパート・インタビューを実施したところ、先行研究から見て解釈可能な目標（Goal）と手段（Mean）の多要因の連なり構造が抽出できた。エキスパートは学習者の変化を勉強ができるようになるまで、なった後という前期と後期想定していることと、創始者が示した要因が、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という2つの大きなゴールに整理できることは、およそ対応していた。そこで、最も大きな結果志向の動議付けに対応する、顧客ゴール構造を「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という多目的性という特徴を持つ仮説モデルを構築した。

5.3 節の研究2では、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的なゴール」という、近年の先行研究に則った目的構造を同定した。

5.4 節の研究3では。これらが5か月という短期でどの程度安定であるかを国内の縦断調査で定量化し、5.5 節の研究4では、数年という中長期で動的に変容するかを国内の横断調査で定量化した。この結果、5か月程度の短期では大きく顧客ゴールが変化しないことが縦断調査（研究3）で示され、他方、数年単位の中長期の継続により「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」がそれぞれ変化し、より「長期的・抽象的ゴール」を志向する可能性があること、そして、目的志向性は強くなる傾向があることが、横断調査（研究4）でおおよそ示された。

研究1のエキスパート・インタビューでは、企業、指導者側が学習者や保護者の変化を通して、「学習者レベル（継続段階）に合わせた提供価値変容」として社内共有、実現化のための取り組みをしていることも把握できた。また、目標変容を促す取り組みを行っている指導者がいることも確認できた。実際に、顧客である保護者と指導者の価値共創行動、顧客ゴール変容を導く活動によって、研究4で観測されたような長期の顧客ゴール変容が生じている可能性も十分考えられた。

指導者内に蓄積された暗黙知（Nonaka and Takeuchi, 1995）[16]を表出化し、形式知として整理・共有していくことが価値共創の促進と顧客の維持・拡大にとって重要だと思われる。さらに、今後は、ゴールの提示だけに留まらず、より積極的に顧客ゴールを変容させる複数の仕掛けとして「顧客ゴール育成シナリオ」を作成し活用するアクションプランを薦めたい。

本研究では個人差の生じる要因として文化的特性差の一つとして Nisbett et al.(2001) [95]によって検証された「分析的思考」と「包括的思考」という二つの対照的な思考形式を取り上げ、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」への影響も検討した。その結果、日本国内という東アジア文化圏内の調査であるにも関わらず、思考形式による顧客ゴールの差異が確認され、包括的思考形式の傾向が強いほど「長期的・抽象的ゴール」を持ちやすいということが研究3および研究4の解析1で示された。

この結果は、対象者の文化特性に合わせたターゲティングの有効性を示唆するだけではない。一般に、包括的な思考形式が支配的な東アジア文化圏に属する消費者は長期的・抽象的ゴールを志向する程度が高く、分析的な思考形式が支配的な欧米文化圏に属する消費者は短期的・具体的ゴールを志向する程度が高いという仮説が考えられ、文化支配的な思考形式から、世界各国の消費者の顧客ゴールに差異があることが示唆される。このことか

ら、サービスグローバリゼーションの際に課題となる文化障壁の問題は、顧客ゴールの設定、提示のミスマッチが原因とも考えられる。海外へのサービス展開の際には、同一企業が提示可能な複数の顧客ゴールの中から、顧客の文化特性に合わせて柔軟に提示ゴールを変容させていくことを検討するべきであろう。

今後の方向性として、研究3の縦断調査の規模を研究4の規模（数千名レベル）まで拡大し、顧客価値の安定性と変化を、顧客属性別により詳細に検討することが望まれる。規模を拡大して過去二回の調査では対象とならなかった離反顧客の分析も実施し、縦断調査のセレクションバイアスを避けたより精度の高い研究も実施可能である。また、日本国内での比較研究である本論文でも文化的特性差の顧客ゴールへの影響が明示されたが、現段階では結果は限定的であるため、国内外のデータを使って国際比較調査を行うことを今後の課題としたい。これによって、より明確にサービスグローバリゼーションで生じる問題対処への示唆が得られることが期待できる。

ただし、本論文で報告した一連の研究は、価値共創の先進企業として取り上げた公文教育研究会顧客を対象とした調査であるため、その一般化には限界がある。今後、より広く教育サービスの利用者を対象とした調査・研究が必要である。

内容的な側面からは、Kopetz et al.(2011)[86]らの研究に沿って、ゴール構造に手段(Means)を加え、目標系理論の認知的特性の1つである構造的特性に注目した研究や配分的特性に注目した研究を推進して行く。Wang C. and Mukhopadhyay A. (2012)[111]らは、自己調整(Self-Regulation)に注目し、達成度合いによるゴールの補正、変更についての理論モデルを提案している。ゴール変容の仕組みについての研究が今後、盛んになることが見込まれることから、今後は、達成度、結果によるフィードバック補正としてのゴール変容の仕組みを実データでモデル化する試みも行う予定である。(注5.9)

5.7 まとめ

本章では、実企業の顧客を対象にした定性調査に基づいて「顧客ゴールの動的変容」に対する仮説を導出、構築し、構造方程式モデリングで定量化することで「企業での顧客ゴール育成シナリオの作成と活用」を提案した。これは、「価値共創」という新しい考え方を工学的に展開し、顧客と企業が相互交流の中で変容していく概念モデルを設計という視点でとらえ直したものと言える。

本章事例では、研究1~4を通して、価値共創の基づく顧客の変化に関する仮説の抽出、同定、定量化から戦略立案に至るまでの過程で、実際にどのように構造方程式モデリングが利用可能かを示した。

たとえば、動的に変容する顧客の目的構造を把握し、顧客育成シナリオを作成して価値共創支援を行う場合には、本研究と同じように、顧客変化の把握のために縦断測定（継時測定）、あるいは横断測定が必須となる。構造方程式モデリングは縦断データのような複雑なデータに対しても自由なモデル構築が可能な手法である。また、横断データに対しては層別したデータに対して平均構造のある多母集団モデルの活用が行えるなど、威力を発揮する。また、今回取り上げた「分析的-包括的思考形式」のような顧客特性のもつ効果についても、構造方程式モデリングを使えば同時推定できる。推定結果を読み取ることで顧客セグメンテーション基準選定やターゲティングにも、これらが有効に活用できる可能性があることが、研究3および研究4で示されたといえる。

5章の注

- (注 5.1) 価値共創プロセスモデルとして、Frow, Payne, and Storbacka (2010a;2010b;2010c)[112]-[114]や Bolton and Saxena-lyer(2009)[115], Hoyer, Chandy, Dorotic, Kraffit, and Singh(2010)[116]などでは、複数時点での顧客との接点を仮定したプロセスが示されている。
- (注 5.2) 1家族に複数の学習者がいる家庭については、長子についての回答を得ている。
- (注 5.3) 「分析的-包括的思考形式」は、第一回調査時の回答を使用しており 199 票分のデータでクロンバックの信頼性係数 α を算出している（分析には IBM SPSS Statistics(Ver.19.0)を使用）。
- (注 5.4) 研究3の仮説モデルは、1回目と2回目の同一観測変数の因子負荷量は等値制約をおき、また、同一の観測変数の誤差分散も等値制約をおいている。測定不変を課していることで、1回目と2回目の因子の意味を同一と仮定することができる。（誤差の等分散性の仮定を置かない場合には、 χ^2 値 = 309.611, df=164, p 値=0.000, CFI=0.864, RMSEA=0.083, AIC=441.611 である。）また、誤差には各観測変数の独自変動が含まれるため、1回目と2回目の同一観測変数の誤差間には相関を仮定している。
- (注 5.5) 研究3の仮説モデルは、サンプル数 131 ではあるが、自由度(df)が 172 と大きいので、カイ 2 乗検定の結果は p 値=0.000 となり参考にできないが、カイ 2 乗値を自由度で除した値は、 $339.595 \div 172 = 1.974$ と 2 を下回るため、いわゆる親指ルールから見て受容可能と判断した。また、CFI も一般的な適合基準値である 0.9 を下回っているが、これも同じく自由度が大きいためであり、他方、自由度に影響を受けない RMSEA は一般的な適合基準値 0.1 以下であるため、ここでも受容可能と判断した。
- (注 5.6) 研究4の解析2および解析3で利用した平均構造のある多母集団同時分析では、因子の平均構造をわかりやすく定量化するため、研究3の解析1で用いた構造方程式モデル (SEM) ではなく、検証的因子分析モデル (CFA) を利用した。この際、同一観測変数の因子負荷量は等値制約をおき、また、同一の観測変数の誤差分散も等値制約をおいている。この制約で測定不変を課していることで、比較グループの各因子の意味を同一と仮定することができる。
- (注 5.7) 研究4の解析2で用いたデータ数は 584 票と 400 ケースを超えるため、p 値は参考にできない。ここでは、主に、RMSEA の値を参考に受容可能と判断した。なお、誤差の等分散性の仮定を置かない場合には、 χ^2 値 = 590.436, df=189, p 値=0.000, CFI=0.860, RMSEA=0.060, AIC=752.436 と全体の適合は悪くなる。

(注 5.8) 研究 4 の解析 3 で用いたデータはサンプル数 177 ではあるが、自由度(df)が 375 と大きいため、カイ 2 乗検定の結果は p 値=0.000 となり参考にできないが、カイ 2 乗値を自由度で除した値は、 $646.477 \div 375 = 1.724$ と 2 を下回るの、いわゆる親指ルールから見て受容可能と判断した。また、CFI も一般的な適合基準値である 0.9 を下回っているが、これも同じく自由度が大きいためであり、他方、自由度に影響を受けない RMSEA は一般的な適合基準値 0.1 以下であるので、ここでも受容可能と判断した。なお、誤差の等分散性の仮定を置かない場合には、 χ^2 値=556.945, df=327, p 値=0.000, CFI=0.796, RMSEA=0.064, AIC=802.945 と、適合度があがる。

(注 5.9) ただし、社会心理学で有名なホフステード (Hofstede, 1980; 1983; 1997) [117]-[119]の 40 カ国に渡る価値観調査も、IBM 社員が対象となっていることからわかるように、研究の初期段階における各国比較調査実施は高い困難が伴うことも付記しておく。

第6章 結言

6.1 まとめ

「製品：Product」はマーケティング戦略の重要要素である。本研究では、製品開発の主な課題である「製品設計」「セグメンテーションとターゲティング」「ポジショニング」と、新たに導入した「価値共創支援」という4つの課題に対処するために収集されたマーケティングリサーチデータへの構造方程式モデリングの応用法を提案し、その有用性を実データで示しながら体系的に整理した。

第1章では、まず、先行研究に基づいて本論文の目的を述べ、全体構成と概要を示した。

第2章は、製品設計のためのマーケティングリサーチデータへの構造方程式モデリングの応用をまとめた章である。市販品の現状把握と試作品設計のために収集された官能評価多変量データに対して、実学理論に基づく検証的因子で構成したモデルを複数検証し、官能評価データの構造化と応用に取り組んだ。第2章の研究1は、実学的に解釈可能な基本モデルの探索と構築の節である。研究2では、第1節で同定した基本モデルに基づき、実験的に試作した対象を、多変量項目で繰り返し測定したデータに対して適用可能な、平均・共分散構造分析のモデル表現を利用した分散分析と因子分析の折衷的なモデルを提案した。この章では、「製品設計」の場面で収集されるマーケティングリサーチデータに対して、柔軟なモデル構築が可能な構造方程式モデリングで、実学理論に則った仮説に基づく検証的な連続的潜在因子を扱うモデルの有用性を総合的に示した。

第3章では、セグメンテーションとターゲティングのためのマーケティングリサーチデータへの構造方程式モデリングの応用を示した。製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーションのために、コンジョイント分析と潜在クラスモデルの統合モデルの応用を行った。本手法を使うことで、多段の分析を避けることができ、統計的に安定に設計要因の効果記述とセグメンテーションという課題を同時に達成できる。ここでは、提案モデルを使ってバニラカップアイスの試作品設計条件によるベネフィットセグメントの同定とターゲティング事例に取り組み、実学的有用性を示した。

第4章では「ポジショニング」のための Web レスポンス・レイテンシー法絶対評価評点尺度法の開発を行って評価値とともに回答時間を採取し、平均構造のある構造方程式モデリングを利用した新しいポジショニング分析法を提案した。近年の情報技術の発達で容易に採取できる回答時間を有効に活用し、構造方程式モデリングを使った新たなポジショニングマップを作成することで、対象の特性を記述することができることが示された。事例では、市販食パンブランドの相対的位置づけの把握に成功しており、平均構造のある構造方程式モデリング利用の有用性が示されている。

第5章では、「価値共創支援」という課題に対処するマーケティングリサーチへの構造方程式モデリングの応用をまとめた。第5章研究1では価値共創の概念に基づき、企業の持つ「顧客の望ましい変化とその成長過程」に対する暗黙知から「動的に変容する顧客の目的構造」とその変容に関する仮説をエキスパート・インタビューにより導出した。続く研究2では、この仮説に基づいて、「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」という因子構造を同定した。研究3では、研究2で同定したモデルを基盤に、国内縦断調

査データに対して平均構造のある構造方程式モデリングを適用し、5 か月間という短期での目的構造の変容を定量把握した。研究4では、国内横断調査データに対して、平均構造のある多母集団モデルを適用し、数年単位の中長期の継続により「短期的・具体的ゴール」と「長期的・抽象的ゴール」のレベルがそれぞれ変化する可能性があることを把握した。最終的に得られた知見を総合し、シナリオを形成するという提案に結び付けている。第5章の研究3、研究4では個人差の生じる要因である「分析的-包括的思考形式」という文化的特性差の基本ゴール構造への効果を定量化し、対象者の文化特性に合わせたターゲットティングの可能性も示した。このように、第5章では「価値共創支援」の事例を通して、構造方程式モデリング活用の有効性を複数示している。

第6章は本章であり、まとめの章である。

以上、全6章を通して、製品設計から価値共創の支援まで、製品開発のためのマーケティングリサーチへの構造方程式モデリングの応用を包括したのが本論文である。

6.2 今後の課題と展望

今後の課題と展望を以下に示す。

第4章では「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」については、平均構造のある構造方程式モデリングを使った回答値と回答時間で構成される構造を仮定し、因子平均を用いた新しいポジショニングマップの提案までを行った。この「Web レスポンス・レイテンシー法 絶対評価評点尺度法」で、に第2章2節と第3章1節でとりあげたような実験計画法を利用した設計要因を組み込んだデータ採取を行うと、データの含む情報量が増えるため、多くの展開を考えることができる。

たとえば、第2章2節で開発した、分散分析と因子分析モデルの折衷的な方法を応用すれば、回答値と回答時間因子への実験要因効果の記述が可能であり、製品設計に対し、より有用な情報を提供できるだろう。今回の分析事例では、視認の早いブランドがどのブランドであり、評価値が高いが回答があまり速くないブランドであることや、評価値が中程度だが回答が速いブランドなどが把握できたが、これとパッケージデザイン要素との関連を分析することが可能と考えられる。

また、第3章1節で行ったような顧客のベネフィット・セグメンテーションを回答値と回答時間因子を対象として設計要因で行う展開ができれば、評価時の反応速度も加味したより潜在的なセグメントが同定できると考えられる。

また、本論文では、第2章から第4章まで、一貫して絶対評価評点尺度法で収集したデータを扱ったが、回答値と同時に回答時間を得る調査方法の仕組みとして、別途、「Web レスポンス・レイテンシー法 一対比較法」も筆者は考案している[120][121]。一対比較法で収集したデータを用いて、一対比較法へ特化した構造方程式モデリングの応用手法[122][123]を使ったポジショニング分析法の開発も可能であると考えられる。

以上のように、本論文で取り上げた以外の形式の収集データについても、本論文の枠組みを使って、構造方程式モデリングの応用手法が派生的に考えられると期待できる。

参考文献

- [1] Bock, RD, & Bargmann, RE.(1966) : :Analysis of covariance structures. Psychometrika, 31, pp.507-534,
- [2] K.G.Jöreskog(1970) : A general method for analysis of covariance structures, Biometrika,57 (2), pp.239-251.
- [3] D. Sörbom,(1974) : A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups, British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 27, pp.229–239
- [4] J. J. McArdle (1980) : Causal modeling applied to psychonomic systems simulation Behavior Research Methods ,Volume 12,(2), pp.193-209
- [5] J.J.McArdle & R.P.McDonald (1984): Some algebraic properties of the Reticular Action Model for moment structures. British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, Vol 37(2), Nov 1984, pp.234-251.
- [6] 豊田秀樹他(2000) : 共分散構造分析 技術編
- [7] 豊田秀樹(1992) : SASによる共分散構造分析, 東京大学出版会
- [8] 豊田秀樹, 前田忠彦, 柳井晴夫(1992):原因をさぐる統計学, 講談社
- [9] 豊田秀樹編(1998) : 共分散構造分析 事例編—構造方程式モデリング, 北王子書房
- [10] 山本 嘉一郎,小野寺 孝義(1999) : Amosによる共分散構造分析と解析事例, ナカニシヤ出版
- [11] McCarthy, E. Jerome (1960) : Basic Marketing, A Managerial Approach, Richard D. Irwin: Homewood, IL, pp.41-50.
- [12] 日本マーケティング協会編 (2001) : マーケティング・ベーシックス—基礎理論からその応用実践へ向けて—第二版,同文館出版
- [13] P.Kotler (2001) : Marketing Management: Millennium Edition,Tenth Edition, Prentice Hall ,Inc.,
- [14] D.Iacobucci(2001) : Kellogg on Marketing, John Wilkey & Sons,Inc.
- [15] Prahalad, C. K. and V. Ramaswamy (2004) : The Future of Competition”, Harvard Business School Press
- [16] Nonaka, I, and H. Takeuchi (1995) : The Knowledge-Creating Company. New York. Oxford University Press
- [17] Spearman, C. (1904). ”General Intelligence”, objectively determined and measured. American Journal of Psychology, 15, 201-293.
- [18] Thurstone, L.L. (1931) : Multiple factor analysis. Psychological Review, 38(5),pp.406-427
- [19] Thurstone, L.L. (1934) : The vectors of mind. Psychological Review, 41(1), pp.1-32
- [20] Harman, H.H. (1960) : Modern factor analysis. Chicago: The University of Chicago Press.

- [21] Lawley, D.N. & Maxwell, A.E. (1963) : Factor Analysis as a Statistical Method. London: Butterworths.
- [22] 柳井晴夫・繁枿算男・前川真一・市川雅教(1990) : 因子分析—その理論と方法-朝倉書店
- [23] Jöreskog, K.G. (1969) : A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- [24] 真柳麻誉美, 鈴木督久, 古我可一(1998) : バニラカップアイスの官能評価モデル, 共分散構造分析事例集, pp.91-101, 北王子書房
- [25] 真柳麻誉美, 鈴木督久, 古我可一(1998) : バニラカップアイスのおいしさモデル— 共分散構造分析による検討—, 女子栄養大学紀要, vol29, pp.61-71.
- [26] 豊田秀樹, 真柳麻誉美(2001) : 繰り返し測定を伴う実験のための因子分析モデル— アイスクリームに関する官能評価—, 日本行動計量学会誌, 28(1), pp.1-7
- [27] 狩野裕(1997) : AMOS EQS LISREL によるグラフィカル多変量解析—目で見る共分散構造分析—, 現代数学社
- [28] 芳賀麻誉美, 豊田秀樹(2002) : バニラアイスの製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーション, 日本マーケティング・サイエンス学会誌, 10(1)(2), pp.19-34
- [29] Haley, R. I. (1968) : Benefit segmentation : a decision oriented research tool, *Journal of Marketing Research*, 32(3), pp.30-35.
- [30] Haley, R. I. (1984) : Benefit segmentation : 20 years on, *Journal of Consumer Marketing*, pp.5-13.
- [31] 芳賀麻誉美, 山川義介, (2006) : Web レスポンスレイテシー法によるブランド評価法の提, 日本マーケティング・サイエンス学会第 80 回研究大会発表資料
- [32] 芳賀麻誉美, 山川義介, (2007) : 回答時間測定を併用したブランド力の定量化, 日本マーケティング・サイエンス学会第 81 回研究大会発表資料
- [33] Mayomi Haga, Yoshisuke Yamakawa, (2007) : A New Positioning Map for Brands and Products Based on Web Response Latency -An approach to SEM, IMPS: International Meeting of the Psychometric Society and the 72nd Annual Meeting of the Psychometric Society
- [34] 芳賀麻誉美, 阿久津聡(2013) : 「顧客ゴールの動的変容と思考形式の影響～顧客ゴール育成シナリオの可能性～」 マーケティング・ジャーナル, 33(3), pp.46-71
- [35] 日科技連官能検査委員会(1973) : 新版官能検査ハンドブック, 日課技連出版部
- [36] R.A.Fisher,(1930) : *The Design of Experiments*
- [37] 朝野熙彦、鈴木督久、小島隆矢(2005) : 入門共分散構造分析の実際, 東京 講談社
- [38] 真柳麻誉美、鈴木督久(1998) : 「バニラカップアイス・官能評価データの解析」, 第 21 回多変量解析シンポジウム発表要旨, 日科技連, pp.107-120,
- [39] 真柳麻誉美, 鈴木督久, 古我可一(1998) : バニラカップアイスの官能評価モデル, 日本行動計量学会第 26 回大会発表抄録, pp.169-172.
- [40] 野口洋介他(1978) : 第 8 回官能評価シンポジウム報文集, pp.141-149,
- [41] 島田淳子、下村道子編(1993) : 調理とおいしさの科学, 朝倉書店, p95

- [42] 狩野裕(1998) : 私信
- [43] 國枝里美(1993) : フレーバーが味覚強度に及ぼす影響＝甘味に関する一考察, 第 23 回官能評価シンポジウム報文集, pp.185-191,
- [44] 湯山莊平監修 (1996) : アイスクリームの製造, 光琳.
- [45] 豊田秀樹 (2000) : 共分散構造分析 [応用編] — 構造方程式モデリング—, 朝倉書店
- [46] Joreskog, K.G., & Sörbom, D. (1993) : LISREL 8 : Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- [47] Hatcher, L. (1994) : A Step-by-Step Approach to Using the SAS System for Factor Analysis and Structural Equation Modeling, Cary, NC: SAS Institute.
- [48] 鷲尾泰俊 (1988) : 実験の計画と解析, 岩波書店
- [49] 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
- [50] Harshman, R.A., & Lundy, M.E. (1984) : Data preprocessing and the extended PARAFAC model, In Law, H.G., Snyder, C.W., Hattie, J.A., & McDonald, R.P. (Eds.) Research Methods for Multi-mode Data Analysis. New York: Praeger. pp.216-284.
- [51] Clydesdale, F.M. (1993) : Color as factor in food choice, Critical Reviews in Food Science and Nutrition, vol.33(1), pp.83-101.
- [52] Hooley, G. J. and Saunders, J. A. (1993) : Competitive Positioning : the key to market success, Prentice-Hall International.
- [53] 井上哲浩(1998) : 競争市場構造分析研究の類型化と今後の展開, マーケティングサイエンス, 7(1)(2), pp.62-83
- [54] Hansen, F. (1972) : Backwards segmentation using hierarchical clustering and Q-Factor analysis, ESOMAR Seminar, May.
- [55] Hooley, G. J. (1982) : Directing advertising creativity through benefit segmentation, Journal of Advertising, 1, pp.375-385.
- [56] 片平秀貴(1987) : マーケティング・サイエンス, 東京大学出版
- [57] 町野正博, 風間友太(1999) : 尺度の最適変換を伴う回帰分析の適用事例, 第 18 回日本 SAS ユーザー会総会および研究発表会論文集, pp.37-44
- [58] 古我可一(1997) : 牛乳のおいしさをめぐる研究, 女子栄養大学紀要, 28, pp.13-23
- [59] 真柳麻誉美, 古我可一(1998) : 順位法によるバニラカップアイスの官能評価, 第 28 回官能評価シンポジウム発表報文集, pp. 61-68
- [60] 豊田秀樹(2000) : 共分散構造分析 応用編—構造方程式モデリング—, 朝倉書店
- [61] Wedel, M. and Kamakura, W. (2000) : Market Segmentation-Conceptual and Methodological Foundations. (2nd.ed): Kluwer Academic.
- [62] Kamakura, W.A. (1988) : A Least Square Procedure for Benefit Segmentation with Conjoint Experiments, Journal of Marketing Research, 25(May), pp.157-167.
- [63] 渡辺智子, 杉崎幸子, 井上裕光(1997) : 「食習慣」と「食材料の嗜好」との関係—動物性クリームと植物性クリームの比較, 第 27 回官能評価シンポジウム発表報文集, pp.65-72
- [64] 日本マーケティング・リサーチ協会実施「経營業務実態調査」第 31 回 (2005 年度) 報告書, 日本マーケティング・リサーチ協会

- [65] 日本マーケティング・リサーチ協会実施「経營業務実態調査」第 35 回（2009 年度）報告書，日本マーケティング・リサーチ協会
- [66] 日本マーケティング・リサーチ協会実施「経營業務実態調査」第 39 回（2013 年度）報告書，日本マーケティング・リサーチ協会
- [67] ESOMAR(2014) : GLOBAL MARKETING RESEARCH 2014 LANDSCAPE, ESOMAR INDUSTRY REPORT
- [68] 株式会社マクロミル(2011) : インターネット調査における短時間回答データ削除機能に関する特許（特許番号：第 4795496 号 平成 23 年 8 月 5 日登録）
- [69] インターネットリサーチクオリティ研究センター（RQI),(2005) : 短時間回答者の回答傾向， RQI レポート Vol.4
- [70] D. Maison,A. G. Greenwald & R. H. Bruin (2004): Predictive Validity of the Implicit Association Test in Studies of Brands, Consumer Attitudes, and Behavior, JOURNAL OF CONSUMER PSYCHOLOGY, 14(4), pp.405–415
- [71] Greenwald AG, McGhee D, Schwartz JLK (1998) : Measuring individual differences in implicit cognition: the implicit association test. Journal of Personality and Social Psychology, 6, pp.1464-1480
- [72] K. Schabel, J. B. Asendorpf, & A. G. Greenwald (2008) : Understanding and Using the Implicit Association Test:V. Measuring Semantic Aspects of Trait Self-Concepts,European Journal of Personality Eur. J. Pers. 22: pp.695–706
- [73] Harshman, R. A., & Lundy, M. E. (1984a). : The PARAFAC model for three-way factor analysis and multidimensional scaling. In H. G. Law, C. W. Snyder Jr, J. A. Hattie, & R. P. McDonald (Eds.), Research methods for multimode data analysis, New York: Praeger., pp. 122-215.
- [74] Harshman, R. A., & Lundy, M. E. (1984b). : Data preprocessing and the extended PARAFAC model. In H. G. Law, C. W. Snyder Jr, J. A. Hattie, & R. P. McDonald (Eds.), Research methods for multimode data analysis, New York: Praeger., pp. 216-284,
- [75] Tucker, L. (1964) : The extension of factor analysis to three-dimensional matrices. in Frederikson, N. and Gulliksen, H. (Editors) Contributions to mathematical psychology, Holt, Rinehart and Winston, New York, pp.110-182
- [76] Osgood, C. E., Sugi, G. J. & Tannenbaum, P. H. (1957) : The measurement of meaning. University of Illinois Press, Urbana.,
- [77] 豊田秀樹，齋藤朗宏(2005) : セマンティック・デファレンシャル法のための 3 相多群および 4 相データのポジショニング分析法，教育心理学研究, 53(3) pp.414-426
- [78] 豊田秀樹 (2001) : 探索的ポジショニング分析 : セマンティック・デファレンシャルデータのための 3 相多変量解析法、心理學研究 72(3), pp.213-218
- [79] Tyebjee, Tyzoon T.(1979) : Response Latency: A New Measure for Scaling Brand Preference , Journal of Marketing Research, 16, pp.96-101
- [80] 上田 雅夫(2013) : Brand Awareness の測定手法の提案 : Response Latency の活用

- による認知程度の測定, 日本行動計量学会大会発表論文抄録集 41, pp.16-17
- [81] 乳井瑞代・青木幸弘(2005): 脱コモディティ化への挑戦〜パスコ「超熟」にみるカテゴリーNo.1ブランド戦略, マーケティング・ジャーナル, 24 (4) pp.70-88
- [82] Vargo, S. L. and Lusch R. F. (2004): Evolving to a New Dominant Logic for Marketing, *Journal of Marketing*, 68(1), pp. 117.
- [83] Vargo, S. L. and Lusch R. F. (2006): Service-Dominant Logic: What It is, What It is not, What It might be”, IN R. F. Lusch and S. L. Vargo (eds), *The Service-Dominant Logic of Marketing :Dialog, Debate, and Directions*, M. E. Sharpe.
- [84] Lusch, R. F. and Vargo S. L. (eds.) (2006): *The Service Dominant Logic of Marketing , Dialog,Debate, and Directions*, M. E. Sharpe.
- [85] Baumgartner, H., and Pieters, R. (2008): Goal-directed consumer behavior: Motivation, volition, and affect., In C. P. Haugtvedt, P. M. Herr, and F. R.Kardes (Eds.), *Handbook of consumer psychology*, New York: Lawrence Erlbaum Associates. pp. 367–392
- [86] Kopetz , C. E, Kruglanski, A.W, Arens, ZG, Etkin, J and Johnson, (2012): The dynamics of consumer behaviour: A goal systemic perspective, *Journal of Consumer Psychology*, 22, pp. 208-223.
- [87] Pieters, R., and Wedel, M. (2007): Goal control of attention to advertising: The Yarbus implication., *Journal of Consumer Research*, 34(2), pp.224–233.
- [88] Bettman, J. R., Luce, M. F., and Payne, J. W. (2008): Preference construction and preference stability: Putting the pillow to rest. *Journal of Consumer Psychology*, 18(3), pp.170 - 174.
- [89] Tam, L., Wood, W., and Ji, M. F. (2009): Brand loyalty is not habitual. In D. J. MacInnis, C. W. Park, and J. R. Priester (Eds.), *Handbook of brand relationships.*, Armonk, NY US: M E Sharpe. pp. 43–62
- [90] Bargh, J.A. (1990): Auto-motives: Preconscious determinants of social interaction.In E. T. Higgins, and R. M. Sorrentino (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: Foundations of social behavior*, 2, , New York:Guilford Press. ,pp. 93–130
- [91] Bargh, J. A., Gollwitzer, P. M., Lee-Chai, A., Barndollar, K., and Trötschel, R.(2001): The automatedwill: Nonconscious activation and pursuit of behavioral goals., *Journal of Personality and Social Psychology*, 81(6), pp.1014–1027.
- [92] Fishbach, A., and Ferguson, M. J. (2007): The goal construct in social psychology. In A. W. Kruglanski, and E. T. Higgins (Eds.), *Social psychology: Handbook of basic principles* , (2nd ed.). New York, NY US: Guilford Press. pp. 490–515,
- [93] Kruglanski, A. W.,and Kopetz, C.E. (2009a): The role of goal systems in self-regulation. ,In E. Morsella, J. A. Bargh, and P. M. Gollwitzer (Eds.), *Oxford handbook of human action*, New York, NY US: Oxford University Press. ,pp.

350–367,

- [94] Kruglanski, A.W., and Kopetz, C.E. (2009b) : What is so special (and nonspecial) about goals?: A view from the cognitive perspective. In G. B. Moskowitz, and H. Grant (Eds.), *The psychology of goals* New York, NY: Guilford Press. , pp. 27–55.
- [95] Nisbett, R. E., Peng, K., Choi, I., and Norenzayan, A. (2001): Culture and systems of thought: Holistic versus analytic cognition , *Psychological Review*, 108, pp.291–310.
- [96] Choi, I., Dalal, R., Kim-Prieto, C., and Park, H. (2003) : Culture and judgement of causal relevance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84 (1), pp.46–59.
- [97] Choi, I., Koo, M., and Choi, J. (2007) : Individual Differences in Analytic Versus Holistic Thinking, *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33 (5), pp.691–705.
- [98] Monga, A. B., and John, D. R. (2007) : Cultural differences in brand extension evaluation: The influence of analytic versus holistic thinking., *Journal of Consumer Research*, 33, pp.529–536.
- [99] Monga, A. B., and John, D. R. (2008) : When does negative brand publicity hurt? The moderating influence of analytic versus holistic thinking, *Journal of Consumer Psychology* 18, pp.320–332
- [100] 公文公 (1996) : 最新版 公文式の主張, 公文公教育研究所編, くもん出版
- [101] 公文公 (2008) : 公文式の原典, 公文公教育研究所編, くもん出版
- [102] Kelly, G. A.(1955) : *The Psychology of Personal Constructs*, New York:Norton,
- [103] Kelly, G. A.(1991) : *The psychology of personal constructs*, Vol. 1: A theory of personality; Vol. 2: Clinical diagnosis and psychotherapy.
- [104] Breham J. W. and Self E. A.(1989) : The Intensity of Motivation.,*Annual Review of Psychology*, 40, pp.109-131
- [105] Locke, E. A. and Latham, G. P. (1990) : *A theory of goal setting and task performance.*, Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- [106] Higgins, E. T., Idson, L. C., Freitas, A. L., Spiegel, S., and Molden, D. C. (2003). : Transfer of value from fit, *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(6), pp.1140–1153.
- [107] Higgins, E. T., Kruglanski, A. W., and Pierro, A. (2003) : Regulatory mode: Locomotion and assessment as distinct orientations.” In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, 35, San Diego: Academic Press., pp. 293–344
- [108] Toure-Tillery, M., & Fishbach, A. (2011) : The course of motivation. *Journal of Consumer Psychology*, special issue on Applications of Behavioral Decision Theory.
- [109] Kruglanski, A. W., Shah, J. Y., Fishbach, A., Friedman, R., Chun, W. Y., Sleeth-Keppler, D., et al. (2002) : A theory of goal systems.” In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, 34., San Diego, CA: Academic Press., pp. 331–378
- [110] Nunnally, J. C.(1978) : *Psychometric Theory* 2ed. New York, McGraw-Hill

- [111] Wang C. and Mukhopadhyay A. (2012) : The Dynamics of Goal Revision: A Cybernetic Multiperiod Test-Operate-Test-Adjust-Loop (TOTAL) Model of Self-Regulation, *Journal of Consumer*
- [112] Frow P; Payne A; Storbacka K, (2010) : Identifying co-creation and value collaboration opportunities, in *Transformational Marketing. Proceedings of the Academy of Marketing Conference 2010*, Academy of Marketing and Coventry University Business School, UK, presented at Academy of Marketing Conference, Coventry, UK, 6 - 8 July 2010
- [113] Frow P; Payne A; Storbacka K, (2010) : A Conceptual Model for Value Co-Creation: Designing Collaboration Within A Service System, in *39th EMAC Conference. The Six Senses: The Essentials of Marketing*, European Marketing Academy (EMAC), Copenhagen, presented at 39th EMAC Conference, Copenhagen, 1 - 4 June 2010
- [114] Frow P; Payne A; Storbacka K,(2010) : Co-creation: A Framework for Collaborative Engagement, in *18th International Colloquium in Relationship Marketing*, Henley Business School, University of Reading, UK, presented at 18th International Colloquium in Relationship Marketing, Henley, UK, 27 - 30 September 2010
- [115] Bolton, R.N. and Saxena-Iyer, S. (2009) : Interactive Services: A Framework, Synthesis and Research Directions., *Journal of Interactive Marketing* 23, pp.91-104
- [116] Hoyer, W. D., Chandy, R., Dorotic, M., Krafft, M., and Singh, S. S. (2010) : Consumer cocreation in new product development, *Journal of Service Research*, 13(3), pp.283-296.
- [117] Hofstede, G. (1980) : *Culture's Consequences: International differences in work related values*. Beverly Hill, CA, Sage.
- [118] Hofstede, G. (1983) : The Cultural Relativity of Organizational Practices and Theories., *Journal of International Business Studies* , 14, pp.75-89
- [119] Hofstede, G. (1997). : The Archimedes effect. *Working at the interface of cultures, 18 lives in social science*. M. H. Bond. London, Routledge, pp.47-61.
- [120] 芳賀麻誉美,山川義介(2006) : 「Web レスポンスレイテンシー法」の開発と利用～回答時間を加味したブランド評価～, 第 32 回消費者行動研究コンファレンス報告要旨集, pp.23-26
- [121] 芳賀麻誉美,山川義介(2006) : 回答時間測定を伴う Web 調査の可能性～Web レスポンスレイテンシー法, 日本行動計量学会第 34 回大会発表論文抄録集, pp.186-189
- [122] 豊田秀樹, 尾崎幸謙, 室橋弘人, 芳賀麻誉美(2004) : 構造方程式モデリングによる一対比較法の分析－シェッフエの方法とその改良－, *心理学研究*, 75(4), pp. 299-307
- [123] 豊田秀樹, 室橋弘人, 尾崎幸謙, 芳賀麻誉美(2004) : 実験デザインに基づく一対比較データの解析－構造方程式モデリングによる表現－, *心理学研究*, 75(1), pp.33-40,

謝辞

本研究を進めるにあたり、主任指導教員として長期に渡り終始懇切なる御指導と激励を頂きました電気通信大学大学院教授の植野真臣先生に、心より感謝を申し上げます。

本論文の審査過程において、数々の貴重な御助言と御指導を賜りました電気通信大学大学院の田中健次教授、南泰浩教授、栗原聡教授、椿美智子教授、川野秀一准教授に、深く感謝申し上げます。

早稲田大学の豊田秀樹教授には、本研究関連業績の共同研究の過程において、多大なるご指導を賜り、本研究分野の基礎知識を御教示いただきました。心より感謝いたします。

また、本研究の関連業績の共同研究者である一橋大学大学院の阿久津聡教授、株式会社日経リサーチ取締役の鈴木督久氏、株式会社 ALBERT 取締役会長の山川義介氏、元女子栄養大学教授の古我可一氏には、多くの御指導を賜るとともに、本学位論文での使用につきましても御快諾をいただきました。心よりお礼申し上げます。

第2章および第3章で調査に使用したバニラアイスの試作品は、株式会社明治から提供を受けました。深くお礼申し上げます。また、研究結果の解釈にあたって有益なご示唆をいただきました狩野裕氏（大阪大学）、株式会社明治の小野田敏昭、岡本隆雄氏、ゼンショーホールディングズ株式会社の永井元氏、食嗜好研究所の山口静子氏、中央大学の朝野熙彦教授に御礼申し上げます。

第5章に先行する研究におきまして、マーケティング分野での知見をご教示賜りました一橋大学大学院の藤川佳則准教授、青山学院大学の小野譲司教授に、深く感謝いたします。

最後に、筑波大学名誉教授であらせられた(故)吉澤正先生、元東京理科大学教授の芳賀敏郎先生、独立行政法人統計センター理事長の椿広計先生をはじめとする、日本科学技術連盟多変量解析研究会委員でおられた先生方には、議論を通じて統計学の実務応用について、多くのことを学ばせていただきました。御礼を申し上げます。

関連論文の印刷公表の方法及び時期

査読付き論文

1. 豊田秀樹、芳賀麻誉美，繰り返し測定を伴なう実験のための因子分析モデル—アイスクリームに関する官能評価—，日本行動計量学会誌，28(1)，PP. 1-7，(2001)
(第2章 2.2節の内容)
2. 芳賀麻誉美，豊田秀樹，バニラアイスの製品設計要因によるベネフィット・セグメンテーション，日本マーケティング・サイエンス学会誌，10(1)(2)，pp. 19-34，(2002)
(第3章 3.1節の内容)
3. 芳賀麻誉美，阿久津聡，顧客ゴールの動的変容と思考形式の影響～顧客ゴール育成シナリオの可能性～マーケティング・ジャーナル，通算131号(33巻(3))，pp. 46-71(2013)
(第5章 5.2節～5.6節の内容)

紀要論文

1. 真柳麻誉美，鈴木督久，古我可一，バニラカップアイスのおいしさモデル—共分散構造分析による検討—，女子栄養大学紀要，29，pp. 61-71，(1998)
(第2章 2.1節の内容)

著書

1. 第11章バニラカップアイスの官能評価モデル，共分散構造分析[事例編]豊田秀樹編，北大路書房，pp. 91-101，(1998)
(第2章 2.1節の内容)

国際会議

1. Mayomi Haga, Yamakawa Yoshisuke, "A New Positioning Map for Brands and Products Based on Web Response Latency -An approach to SEM", IMPS: International Meeting of the Psychometric Society and the 72nd Annual Meeting of the Psychometric Society(2007)

国内口頭発表

1. 芳賀麻誉美，山川義介，Webレスポンスレイタイシー法によるブランド評価法の提案，日本マーケティング・サイエンス学会第80回研究大会，(2006)
2. 芳賀麻誉美，山川義介，. 回答時間測定を併用したブランド力の定量化，日本マーケティング・サイエンス学会第81回研究大会 (2007)