[原 著]

食物消費構造における多食性因子の除外

中 島 順 一* 吉 川 周 子*

Exclusion of Polyvorousness Factor from the Food Consumption Structure

Junichi NAKAJIMA* and Shuko YOSHIKAWA*

In order to make clear the food consumption structure of a population, it is necessary to examine food consumption after excluding effect of polyvorousness in terms of structural analysis. For this purpose, the authors try to divide food consumption into components for total amount of food intake and its residuals using principal component analysis for external criteria. Used variables are the amount of 16 food groups (g/day·capita) 123 housewives aged 30–59 surveyed at a mountain village in Gifu Prefecture.

The results are as follows.

1) It is found that the component of external criteria mean polyvorousness (to eat a large amount of food), which is caused by the food pattern consuming much other foods than rice for the staple food in Japan and is attached importance in terms of the food ecology. Therefore the methodology analyzing problem of polyvorousness is better with the way than with standardization of food consumption by total energy.

2) The first component signifying different dietary habit between rice and bread is extracted from the residuals excluding effect of external criteria. The food pattern consuming much rice is performed by women of households engaged in agriculture, forestry and wage labor. On the other hand, the food pattern consuming much bread is performed by women of households engaged in trade and salaried labor.

3) It is recognized that the second component is the food pattern handed down from old times at the mountain village. That mean increase in consumption of rice, fish and especially potato, and is performed by housewives of farmer and aged household.

I はじめに

豊川ら (1977, 1981a) は食物摂取における食品群間の相関行列には補完的關係が多く競合的關係が少ない結果を指摘し、その理由は食物摂取量総量の個人差が補正されていないため、すなわち多食因子が残存しているためと説明している (豊川

ら1981a, 1981c)。そしてそれを除去した食物消費の構造を検討する分析方法の改善が必要であると論及し (豊川ら1981a)、食品群別摂取量を摂取熱量、総摂取量で標準化する分析方法を提案している (豊川ら1981c)。

本研究は、この課題に対し、別の方向からの接近を試みるものである。それは、変量 (摂取量) そ

* 岐阜女子短期大学

* *Gifu Women's Junior College, Gifu*

のものを標準化処理することによって除去するのではなく多変量解析の過程で、つまり食物消費の構造を基盤として多食因子を分離するものである。そしてそのような手続きで除外された食事パターンが多食性を意味するものかどうかについて先ず検討し、次にその影響が取り除かれた食物消費の状況を構造的に明らかにしようとするものである。

Ⅱ 対 象

昭和55年7月岐阜県揖斐郡春日村で主婦(30~59歳:123名)を対象に、個人秤量による連続した3日間の食物摂取状況調査を実施した。本研究ではそれを16食品群に分類し、1日当たりの食品群別摂取量と総摂取量を求め分析資料として用いる。なお食品群の内訳は米、パン、めん、いも類、砂糖、菓子類、油脂、豆類(みそを除く)、みそ、果実類、緑黄色野菜、その他の野菜、魚介類、獣鳥肉類、卵類、乳・乳製品類の計16食品群である。

ちなみに、本研究の対象地区となった春日村の概況は次のようである。同村は岐阜県最西端に位置し、伊吹山系の急峻な山々に囲まれ、総面積の97%を山林が占める人口約3000の山村である。村内には長谷川と美東川が南北より流れ、それらが村中央で合流して粕川となるが、集落はそれらの流域に散在している。山腹を利用した茶栽培、林業、苦灰石の生産が主要産業であり、近年、地方道の整備にともない製菓工場などが誘致されている。

Ⅲ 研究の方法

本研究で用いる統計手法は、竹内・柳井(1972)の「外的基準がある場合の主成分分析法」であり、各個人の総摂取量を外的基準として16食品群別摂取データを分析する。このねらいは総摂取量に関係する主成分を抽出し、これを多食因子ととらえ、その影響が取り除かれた残差の構造を分析することによって多食因子が除去された食物消費構造を検討しようとするものである。また、これらの結果と比較するために、外的基準を設けない通常の構造分析すなわち個人別・食品群別摂取量を変量

として直接的に主成分分析を行なう。

Ⅳ 結 果

1. 直接的な主成分分析の結果

図1は各食品群の因子負荷状況を示したものであり、寄与率は第Ⅰ主成分16.96%、第Ⅱ主成分11.78%である。第Ⅰ主成分ではほとんどの食品群が正領域にあって、とりわけ乳・乳製品類、油脂、果実類、獣鳥肉類などの食品群が大きな値をとっている。負の負荷量となっているのは米、みそ、めんだけであり、これらは主食に相当するものである。また第Ⅱ主成分では豆類、その他の野菜、みそ、砂糖、めんなどの伝統的といわれる食品群が正值となっている。逆に大きな負荷をとる食品群はパンで、これに続くものとして魚介類、乳・乳製品類などがある。魚介類を除くとこれらは近代型といわれる食品群である。さらに第Ⅰ、第Ⅱ主成分上での各食品群の配置は、従来の報告例(豊川ら1975, 豊川ら1981a, 豊川ら1981b, 赤羽ら1977, 中島ら1982)での食物消費の2次元空間図とほぼ類似するものである。これらのことから第Ⅰ主成分は副食品多食因子、第Ⅱ主成分は伝統型対近代型食事の因子と読み取ることができる。

2. 外的基準がある場合の主成分分析の結果

各食品群の因子負荷量を表1に示す。外的基準に関する主成分、いいかえれば総摂取量に説明される主成分で大きな因子負荷量を示す食品群はその他の野菜、乳・乳製品類、果実類などであり、すべての食品群が正值を示している。次に残差行列から抽出された第1主成分ではパン、油脂、乳・乳製品類などの食品群が大きな正值となっており、逆に大きな負値をとるのは米、みそ、めんなどである。第2主成分ではいも類、米、魚介類などが正值となり、豆類、油脂、卵類、緑黄色野菜などが負値をとっている。これら2主成分による食物消費の2次元空間図は図2で示すとおりであり、各食品群が各象限に均等に配置している。なお寄与率は外的基準に関する主成分13.39%、残差行列から得られた第1主成分12.78%、第2主成分9.8%である。

3. 2つの分析結果の関係

直接的な主成分分析で得られた2主成分と外的基準がある場合の方法によった3主成分の相互関係を調べた結果が表2に示すものである。すでに主成分の概念を読み取ることができた副食品多食因子(第Ⅰ主成分)は、総摂取量(外的基準)に説明される主成分と0.766の大きな順相関にあり、続いて残差行列から抽出された第1主成分と0.565の順相関を示している。また伝統型対近代型食事の因子(第Ⅱ主成分)は第1主成分と-0.758の逆相関をとり、第2主成分とも-0.524の逆相関をとっている。ここで一方のある主成分と他方のいくつかの主成分の総合的な関連の強さを測る指標として重相関係数の2乗を利用することになると、主成分分析では抽出された主成分は互いに直交するので重相関係数の2乗は相関係数の2乗和に等しくなる。これを副食品多食因子と外的基準がある場合の方法で抽出された3主成分の間で計算すると0.972をとる。同様に伝統型対近代型食事の因子と3主成分では0.968を示す。したがって副食品多食因子、伝統型近代型食事の因子はそれら3主成分でほとんど説明されることになる。

表1 外的基準がある場合の主成分分析の結果
(食品群の因子負荷量)

食品群名	外的基準	第1主成分	第2主成分
米	0.197	-0.643	0.360
パン	0.248	0.567	0.105
めん	0.138	-0.427	0.013
いも類	0.353	0.026	0.432
砂糖	0.376	0.003	-0.317
菓子類	0.350	0.125	0.271
油脂	0.272	0.395	-0.422
豆類	0.279	-0.285	-0.658
みそ	0.086	-0.554	-0.192
果実類	0.523	0.255	0.100
緑黄色野菜	0.333	0.326	-0.320
その他の野菜	0.614	-0.294	-0.215
魚介類	0.264	0.280	0.344
獣鳥肉類	0.458	0.274	-0.121
卵類	0.320	0.058	-0.353
乳・乳製品類	0.577	0.390	-0.054

4. 食事パターンと社会属性要因の関連

各個人の主成分得点を求め、居住地域別、主婦年齢別、主婦従業別、世帯主職業別、家族構成類型別に平均得点を算出し図3、図4、図5に示す。また各要因別カテゴリーを表3に示す。なお自営業や農林業を営む世帯の主婦がそれらの家族従業者であるように上述の社会属性要因間には相互関係があるにちがいない、厳密にはこれらを構造的にとらえる必要があるであろう。しかし食事パターンと社会属性要因の関連についての概略は要因別の平均得点からでも十分知り得るものと思われる。

図3では郡中心部近接地区、自営業(主婦)、常用勤労、自営業(世帯主)などの項目が第Ⅰ主成分の正領域にあり、逆に日雇労務、農林業(世帯主)、

表2 2つの分析結果の関係

		直接的な主成分分析	
		第Ⅰ主成分	第Ⅱ主成分
外的基準がある場合の主成分分析	外的基準	0.766	0.345
	第1主成分	0.565	-0.758
	第2主成分	-0.257	-0.524

表3 社会属性要因と対象者数

社会属性要因	略号	対象者数
A 居住地域		
郡中心部近接地区	A ₁	40
郡中心部離隔地区	A ₂	83
B 主婦年齢		
40才未満	B ₁	54
40才以上	B ₂	69
C 主婦従業		
家事専業	C ₁	12
農林業	C ₂	47
自営業	C ₃	17
恒常的勤務	C ₄	47
D 世帯主職業		
農林業	D ₁	52
自営業	D ₂	16
常用勤労	D ₃	33
日雇労務	D ₄	22
E 家族構成類型		
夫婦家族	E ₁	67
直系家族	E ₂	56

図1 食物消費の2次元空間図
(直接的な主成分分析による)

図2 食物消費の2次元空間図
(外的基準がある場合の主成分分析:多食因子分離後)

図3 社会属性要因別の主成分得点の配置
(直接的な主成分分析による)
※図中の記号は表3参照

図4 社会属性要因別の主成分得点の配置
(外的基準がある場合の主成分分析:多食因子分離後)
※図中の記号は表3参照

郡中心部離隔地区などが負領域にある。したがって消費地区に近い所に住む主婦、自営業世帯の主婦、常用勤労者世帯の主婦などが副食品多食型の食事パターンを営んでいることになる。反対に主食中心型のものは日雇労務者世帯の主婦、農林業世帯の主婦、消費地区からかけ離れた地域に住む主婦に営まれていることになる。次に第Ⅱ主成分では正值を示す項目は家事専業、日雇労務などであり、負値をとるのは恒常的勤務、常用勤労などである。このことから近代型の食事パターンは勤めをもつ主婦や常用勤労者世帯の主婦に営まれていることになる。この結果は常用勤労者世帯で近代型食事が営まれているという中島ら(1982)の報告とほぼ符合するものである。

図4では第Ⅰ主成分の正領域に自営業(主婦)、常用勤労、郡中心部近接地区、自営業(世帯主)などの項目が位置する。逆に負領域には日雇労務、家事専業、農林業(主婦)、農林業(世帯主)、郡中心部離隔地区などがある。また第Ⅱ主成分では農林業(世帯主)、直系家族、農林業(主婦)、郡中心部離隔地区などが正值をとり、負値をとるのは自営業(主婦)、自営業(世帯主)、日雇労務、家事専業、郡中心部近接地区などである。なお吉原ら(1972)

図5 社会属性要因別の主成分得点の配置
(外的基準がある場合の主成分分析：多食因子)
※図中の記号は表3参照

や吉川ら(1973)の報告から昭和46, 47年当時の春日村の平均的位置を算出すると、図4に示すように第Ⅱ象限の左上方部に位置づけられる。次に外的基準に関する主成分では常用勤労、郡中心部近接地区などが大きな正值を示し、反対に負値を示す項目は日雇労務、恒常的勤務などである。(図5)

V 考 察

1. 多食因子について

総摂取量を外的基準とすることによって食物摂取状況から分離された主成分は、すべての食品群で正值の因子負荷量を示した。これはある食品群を多く摂取する者は他の食品群も多く摂る傾向があることを示すものである。したがってこの主成分が多食性をあらわしていると読み取ることができ、これを多食因子と呼ぶことは妥当であると考えられる。しかし詳細に調べるとさらに次のことがわかる。各食品群の因子負荷状況ではその他の野菜、乳・乳製品類、果実類、獣鳥肉類などの副食品に相当するものが大きな値をとり、逆にみそ、めん、米などの主食に関する食品群は正值でも小さい。また直接的な主成分分析での第Ⅰ主成分すなわち副食品多食因子とは強い相関関係を示した。さらにこのような因子負荷状況は従来の報告例(豊川ら1975, 豊川ら1981a, 豊川ら1981b, 赤羽ら1977, 中島ら1982)での最大因子のそれとほぼ近似するものである。これらのことからこの主成分に含まれる意味は、ある食品群を多量に摂取する者は他の食品群も多く摂る傾向があるという「大きさの因子」(奥野ら1969)的な意味だけでないことが明らかであると考えられる。限られた対象にもとづく分析結果なので慎重でなければならないが、資料が生ずる制約を考慮しても、副食品を多く摂るかそれとも主食に重点を置くかという食事パターンがあることは確かであり、そうした食事パターンが多食性を規定しているものと考えることができよう。したがって従来は副食品多食因子に多食因子が残存しているように説明されたが、そう考えるより副食品を多量に摂る食事パターンが多食となっていると考えるほうが妥当であると思われる。

さらに副食品の多食が経済因子と関連が強いという豊川ら(豊川ら1981b, 豊川1976)の指摘を考慮すれば, 多食因子は根源的には経済因子に規制されているのではないということも十分推測される。ゆえに多食因子が食物消費構造を歪めていないことは確かであり, 逆に食生態学的に無視することのできない因子であることが期待され, それは従来の報告例で常に最大因子にあらわれていたことに実証されていたととらえることもできる。したがって食物消費の構造的把握のためには, 多食因子を標準化处理によって除去するよりも食事パターンとして分離・検討することが必要であると考える。

2. 多食因子分離後の食物消費構造について

図2に示したように第1主成分の正領域にはパン, 乳・乳製品類, 油脂などの食品群が位置して大きな値をとり, これに続くものは魚介類, 獣鳥肉類, 果実類などであった。一方, 負領域には米, みそ, めん, その他の野菜などが位置づけられた。前者はパン食を中心とした食事パターンをあらわす食物消費特性値であり, これまで近代型といわれたものに相当する。これとは反対に後者は米食中心の伝統型といわれた食事パターンに相当するものである。また直接的な主成分分析での第Ⅱ主成分すなわち伝統型対近代型食事の因子とは強い相関関係を示し類似することがわかった。これらのことからこの主成分は伝統型, 近代型の対立的な食事パターンをあらわすものと読み取ることができる。しかし伝統型対近代型食事の因子は米食中心型対パン食中心型と農村型対都市型などの因子の複合型である可能性が指摘される(中島ら1982)ところでもあるので, ここではパン食中心型対米食中心型食事の因子と表現することにする。次の第2主成分ではいも類, 米, 魚介類, 菓子類などの食品群が正值の因子負荷量を示し, 逆に負値をとるものは豆類, 油脂, 卵類, 緑黄色野菜, 砂糖などであった。吉原ら(1972)や吉川ら(1973)は昭和46年7月, 47年7月に本対象地区において食物摂取状況調査を実施し, 本村ではいも類が著しく多く摂取されており, 逆に獣鳥肉類, 乳・乳製品

類, 大豆その他の豆類, 緑黄色野菜, 卵類などの摂取が少ない結果を報告している。さらにいも類はそのほとんどがじゃがいもで, それは本村で生産される数少ない自給作物であることを報告している。著者らの手元に保管されている調査原票によると, あるときの食事がじゃがいもの煮物だけという常識では考えられない世帯も散見する。ちなみに本研究対象でのいも類の摂取もじゃがいもが大半を占めている。当時の食事パターンを図4の食物消費の2次元空間図上に再現すると第2象限の左上方部に位置づけられる。これらのことからこの主成分は本対象地区に昔から伝わる食事パターンが反映したものと考えられ, これを因襲型食事の因子と読み取ることが妥当であると考ええる。このような食事パターンは従来の報告では類例がないが, それは本対象地区がつい最近まで炭焼きの村として知られていたように交通不便な山間僻地にあつて閉鎖的な地域社会を形成していたことによるものと思われ, きわめて地域性の濃い因子であると考えられる。

次に上述の2主成分による食物消費の2次元空間図に各個人の主成分得点を社会属性要因別にまとめて配置したのが図4であるが, これから次のようなことが読み取れる。第1主成分の正領域には自営業(主婦), 常用勤労, 郡中心部近接地区, 自営業(世帯主)などの項目が位置し, 逆に負領域にあるのは日雇労務, 家事専業, 農林業(主婦), 農林業(世帯主), 郡中心部離隔地区などであった。このことから自営業世帯や常用勤労者世帯の主婦, 消費地区の近くに住む主婦がパン食を中心とした食事パターンを営み, 反対に米食中心のものは日雇労務者世帯や農林業世帯の主婦, 消費地区からかけ離れた地域に住む主婦に営まれていることになる。この結果は, 中島ら(1982)や三宅ら(1980)による世帯調査資料にもとづく報告とよく符合するものである。次に第2主成分では農林業(世帯主), 直系家族, 農林業(主婦), 郡中心部離隔地区などが正值をとり, 負値をとるのは日雇労務, 郡中心部近接地区, 夫婦家族であった。したがって因襲型の食事パターンは, 農林業世帯の主婦, 老

人のいる世帯の主婦、消費地区からかけ離れた地域に住む主婦に営まれているといえる。常識的にも農家や高齢層などが保守性が高いといわれるが、そのような社会環境にある主婦が昔から伝わる食事パターンを保持していることが定量的に示されていると思われる。

3. 直接的な主成分分析結果との比較について
直接的な主成分分析による2主成分と外的基準がある場合の方法での3主成分の相互関係は表2に示したとおりである。主成分間の総合的な関連の強さを測る指標として用いた重相関係数の2乗値は副食品多食因子と多食因子、パン食中心型対米食中心型食事の因子、因襲型食事の因子の間では0.972となり、同様に伝統型対近代型食事の因子と3因子では0.968を示した。したがって副食品多食因子、伝統型対近代型食事の因子はそれら3因子でほとんど説明されることになる。さらに相関係数の大きさから副食品多食因子に大きく関与するものは多食因子、パン食中心型対米食中心型食事の因子である。同様に伝統型対近代型食事の因子にはパン食中心型対米食中心型食事の因子、因襲型食事の因子が大きく関与している。これらのことから16食品群別摂取量を変量として直接的に分析した結果すなわち通常の構造分析結果である副食品多食因子、伝統型対近代型食事の因子は、下部構造とでもいうべき個別因子が複合型となってあらわされたものと考えられる。この結果は豊川ら(1981a)がいくつかの食物消費の2次元空間図を比較して指摘した「大筋においては一致しているが詳細に検討すると微妙な相違が見いだされる」という理由を実証的に説明する端緒になるものと思われる。すなわち、食事因子には比較的共通性が高いものとその地域での独自性が高いもの、いいかえると標準語のようなものと方言のようなものがあって、それらは相互に作用し合うが共通なものの方が強いので、主要因子ではほぼ似かよった食事パターンが見いだされることになるものと考えられる。

VI 要 約

食物消費構造における多食因子の問題は、従来、食品群別摂取量を摂取熱量などで標準化することすなわち多食因子を消し去る方法で処理されてきた。本研究では総摂取量を外的基準として食品群別摂取量データを主成分分析する方法で、多食因子およびそれを分離した後の食物消費構造について検討し、次のような結果を得た。なお用いた資料は岐阜県揖斐郡春日村に在住する主婦(30～59歳：123名)の16食品群別摂取量、総摂取量である。

1. 多食因子は単に大きなものではないことが明らかとなり、それは副食品を多量に摂る食事パターンに規定されていることがわかった。また多食因子は標準化によって除去されるべきではなく、これを分離して検討する必要を指摘した。

2. 多食因子分離後の食物消費の構造からパン食中心型対米食中心型食事の因子、因襲型食事の因子を読み取ることができた。パン食を中心とした食事パターンは自営業世帯、常用勤労者世帯の主婦に営まれており、逆に米食中心型のは日雇労働者世帯、農林業世帯の主婦に営まれていた。

3. 通常の構造分析で得られる食事因子は、下部構造とでもいうべき個別因子の複合型であることが示唆された。

稿を終わるに臨み、終始御懇切な御指導と御校閲をいただきました東京大学医学部助教授豊川裕之先生に厚くお礼を申し上げます。

文 献

- 赤羽正之, 他(1977): 食生態に関する研究, 食品摂取状況の検討(第1報), 栄養学雑誌, 35(1), 45-53
三宅由子, 他(1980): わが国の食物摂取における地域差と世帯特性差に関する研究, 民族衛生, 46(2), 94-104
中島順一, 他(1982): 食物消費におよぼす地域特性と世帯主職業の影響, 栄養と食糧(投稿中)
奥野忠一, 他(1969): 多変量解析法, 200-201, 日科技連(東京)

竹内 啓, 柳井晴夫(1972): 多変量解析の基礎, 144—155, 東洋経済新報社(東京)

豊川裕之, 他(1975): わが国の食物摂取に関する研究, (第1報) 全国規模の分析, 日本公衛誌, 22(10), 571—578

豊川裕之(1969): 計量的食生態学, 栄養学における物性論的展開, 化学と生物, 14(6), 409—413

豊川裕之(1977): 食物消費構造の理論と応用, 公衆衛生, 41(5), 358—365

豊川裕之, 他(1981a): 東京近郊農村婦人(30—69歳)の食物消費パターン, 栄養と食糧, 34(6), 531—543

豊川裕之, 他(1981b): 食物消費パターンの変遷と経済成長, 民族衛生, 47(3), 138—147

豊川裕之, 他(1981c): 摂取熱量で食品群別摂取量を標準化した食物消費構造, 第35回日本栄養食糧学会総会(徳島)講演要旨集, 165

吉原壮三郎, 他(1972): 岐阜県における僻地住民の栄養学的ならびに衛生学的研究, 春日村について(第2報), 抽出世帯の栄養摂取状況について, 岐阜女子短期大学研究紀要, 22, 89—106

吉川周子, 他(1973): 岐阜県における僻地住民の栄養学的ならびに衛生学的研究, 春日村について(第2報), 抽出世帯の栄養摂取状況について(その2), 岐阜女子短期大学研究紀要, 23, 73—94

(受稿 1982.12.15)