

食料消費分析における食料関連情報および消費者異質性： 研究動向と分析試案

氏 家 清 和・首 藤 久 人

Information and Consumer Heterogeneity on Food Consumption: Issues and an Analysis

By

Kiyokazu UJIE and Hisato SHUTO

目 次

1. はじめに	2
2. 食料のもつ財の特性と近年の食料消費分析	3
3. 食料消費要因としての情報変数	5
3.1 外生的消費要因としての食料に関わる情報	5
3.1.1 問題の定式化	5
3.1.2 実証分析における情報変数の扱い	6
3.2 食料に関わる情報を扱った既存研究	9
3.2.1 健康情報と食料消費	9
3.2.2 食品の安全性問題と食料消費	10
3.2.3 食料消費への広告・宣伝の効果	11
3.2.4 食料に関わる情報の内生性	12
4. 消費者の異質性	13
4.1 多様な消費者の分析を可能にする非集計データ	13
4.1.1 非集計データの整備と意義	13
4.1.2 非集計データと Zero-expenditure problem	14
4.2 選好パラメータの分布を用いた消費者の異質性の記述	15
4.2.1 Random parameter model	16
4.2.2 Latent class model	17
4.3 消費者の異質性の分析および既往文献	18
4.3.1 定数項パラメータのみの異質性を考慮したもの	18
4.3.2 全てのパラメータの異質性を考慮したもの	19
4.4 消費者の異質性を扱ったわが国の既往文献	20
5. 選好異質性を加味した食品安全性問題の分析試案	21

5.1 データについて	22
5.2 Latent class model による分析	24
5.2.1 モデル	25
5.2.2 推計結果	25
5.3 各クラスの月別購入行動	28
6. まとめ	30
参考文献	34

1. はじめに

食料消費の実証分析では、伝統的なミクロ経済学の消費者理論をもとに研究蓄積が行われてきた。これには、家計調査などの需要関数の推計に耐えうるデータが利用可能であったことが一因とされる。実証分析としては、最低限代表的価格受容者の意思決定に影響を及ぼす価格や所得といった情報ならびに、実際の消費もしくは購入数量が十分に利用可能であれば需要関数の推計が可能である。

もちろん現実には、食料消費は価格や所得といった経済変数のみに依存している訳ではない。家族構成、文化的・歴史的・地域的要素が積極的に消費に影響を及ぼすことを我々は理解している。事実、この分野は、利用可能になったこうした諸要因の指標を積極的に取り込んで発展してきた。さらに、近年では食料の安全性に関わる問題が世界各国で発現していることもあり、食料と健康との関連性への関心がさらに高まっている。

本稿ではこれらを背景に、食料消費分析の近年の動向を、(1)食料消費要因としての健康情報や安全情報などの食料関連情報を説明変数として組み込んだ分析、(2)食料消費市場における多様な消費者の存在を推計される消費行動のパラメータの分布に基づいて描き出そうとする分析、この2つの面から整理し、日本の食料市場を対象にした実証分析を中心に既存研究を紹介する。さらに、食中毒事件が生じた日本の飲用乳市場に消費者の異質性を考慮した分析試案を示すことで、(1)と(2)を組み合わせた分析の有効性と意義を探索する。

本稿の構成は次のとおりである。第2節で、財としての食料の性質について改めて議論を行う。この整理が、現在の食料消費分析の論点の理解に結びつくためである。第3節で、近年の食料消費分析の動向として、食料に関する情報と食料消費の関係に着目した分析を整理する。健康に関する情報、食品の安全性に関わる情報、ならびに広告・宣伝が食料消費に及ぼす影響に近年関心が高まっている。こうした要因の数量分析上の定式化について議論を整理したあと、日本の食料市場を対象にした分析を中心に既存研究を紹介する。

第4節では、市場における多様な消費者の存在を明示的に扱った消費分析の最近の流れを紹介する。これまで消費者の異質性については、伝統的な需要関数・需要体系に家族構成・規模など人口学的要因の変数を導入することによって分析が行われてきた。近年では、利用可能な消費者・世帯属性を用いて消費者間の違いを記述するのみならず、推定される需要の価格や所得への感応性といった消費上の行動パラメータの確率分布から消費者間の違いを記述する分析が増えている。この節では、こうした一連の研究を紹介し、特にそうした消費者の異質性を考慮した推定方法である、Random parameter model および Latent Class/Segment Model (潜在クラスモデル) について

論じる。

第5節では、実際にこのlatent class modelを食中毒事件が生じた日本の飲用乳市場の例に適用した分析例を示すことにしたい。ここでは、第2節・第3節で議論した様々な情報が食料消費に及ぼす影響を考慮するためにも、食中毒事件の及ぼした消費市場へのショックに焦点を当てて分析を行う。市場では食中毒事件による構造変化としてとらえられるこの出来事は、その背景に消費者間でそのショックに対する反応の違いが存在するものと想像される。こうした状況をLatent Class Modelを用いて考察することは、第3節・第4節の議論を統合させうる可能性を示すものである。

最後の第6節では、本稿の食料消費分析における位置づけを再度確認するとともに、今後のこの研究分野の展望について簡単にまとめている。

2. 食料のもつ財の特性と近年の食料消費分析

食料・食品が他の財と異なる顕著な特徴として、(1)生命の維持にとって欠かすことができないこと、(2)その消費は体内への直接的な摂取の形で行われること、さらに(3)その摂取は健康を増進させることもあれば、生命の危機をもたらすこともあること、そして(4)摂取・消費した食料の人体への影響は個人間でかなりの多様性を示すこと、などを上げることができる。

これまでの食料消費分析においても、これら食料のもつ特質は十分に意識されてきた。たとえば、Gorman・Lancasterによる製品差別化アプローチは、財の持つ属性を考察する重要性を強調している。食料が様々な栄養素・成分から構成されることを消費者が理解し、健康とこれら栄養素・成分の関係に関心を持つならば、このアプローチに沿って分析することは有益である。実際、消費者の購買する食料価格がその属性に対する消費者の評価が顕示されたものと考えるヘドニック・アプローチなど、こうした興味に基づく分析手法が確立されている。また、伝統的な消費理論に基づく分析でも、たとえば大半が脂質で構成されているような油類を対象とした分析の場合、その成分と健康との因果関係に対する消費者の関心が、課題の背景にあると考えて良いであろう。

もちろん、我々は食物のもつ栄養素・成分のみに関心を払い摂取・消費を行っている訳ではない。成分ではなく総体としての食品および食品の組み合わせ・加工を経た料理の消費・摂取に対する評価も、我々の消費行動を規定する重要な要因である。我々は、食料・食品自体に対しても、味覚的なもののみならず、健康への影響などを含めた様々な観点から評価を行っている。

こうした食料の特質に関わる問題を消費分析の中で扱うには、どのようなアプローチが必要であろうか。その一つとして、消費者が入手する食料に関する情報に着目するものがある。私たちは、食料の成分が健康に及ぼす影響に興味をもつ場合でも、その関係を十分に理解している訳ではない。このため、そうした情報を入手することにより、食料あるいは成分に対する評価を変更することがある。その成分・食料を消費・摂取することから得る効用・厚生に変化が生じれば、需要もそれに伴い増加あるいは減少することが起こりえる。たとえばある食品の健康増進効果を紹介する番組がテレビで放映された翌日には、多くの消費者が当該商品を買求め、スーパーの陳列棚からその商品が一時的に売り切れてしまうなどの例に我々は接している。この意味で、食料に関連する情報が及ぼす消費への影響の規模やその時間的变化を数量的に分析することは、実態を理解する上でも重要になってくる。

加えて、食料に関連する情報が需要に及ぼす影響の規模・性質を分析することは、食料の取引の性質を考えれば、この市場全体を考察する上でも極めて重要な意味を持つ。この点を理解するために、改めて、価格受容者を想定するミクロ経済学の完全競争の世界と実際の食料市場の差異を消費の観点から整理しておこう。消費市場に関する完全競争市場の想定は、おおよそ以下のものである。

- 1) 多数の消費者が存在する。
- 2) 財は同質のものとして一括して扱える。もしくは、ありとあらゆる品質・属性の異なる財を想定できる。
- 3) 消費者は、財の品質に関して完全な情報・知識を有している。

すでに我々が議論した食料のもつ一般的な特性を鑑みれば、上記のような想定が相当に非現実的であることは十分に理解される。そして、この点が近年食料市場で議論されている多くの論点に関連していることも容易に想像できる。

たとえば食品表示の偽装は、消費者が財に関して完全な情報を有していれば生じ得ない問題である。つまり、情報の非対称性のもとでは、不適切な安全管理⁽¹⁾や偽装表示といった供給者の機会主義的な行動を招く可能性が潜在的に存在する。場合によっては生命に関わるなど重大な健康リスクを招くことから、安全性に関わる機会主義的行動が表面化した場合の食料消費市場への影響は甚大なものとなることが予想される。しかしこうした直感的理解に終わるのではなく、実際にこの影響の性質を数量的に理解することは次のような点で重要である。情報が不完全な市場では、供給者にとっては、ある財もしくはその財の供給者に対する消費者の信頼を得るために、安全な商品を提供しつづけることが重要になる。これには、供給者にとって機会主義的な行動から来る短期的な利益がそのような消費者の信頼を得ることによる長期的な利益を上回らないことが必要になってくるが、食料関連情報の需要分析は、こうした分析への糸口を与えてくれる⁽²⁾。さらにある企業・ある商品に関わる情報が、他の同種の商品に及ぼす影響を理解することも可能であり、業界としての安全管理、宣伝広告などの協調行動を分析する上でも有益な示唆を与えてくれよう。

食料が様々な成分・属性の組み合わせであると理解され、さらに情報の不完全性の程度が高い財であり、健康リスクに対する影響を消費者が相当に考慮する財だとすると、企業や生産者は自身の供給する財を他の同種の財から差別化を図ろうとする。味や栄養成分、健康増進効果や効能、原材料の生産地、生産・加工過程の安全管理など、デザイン以外の面で差別化を図るために企業が行う宣伝活動をよく見かける。このことは、商品の差別化を図るには、差別化された食料・商品を市場に単に供給するだけでなく、消費者にその商品の存在を認知させる必要があることを意味する。宣伝・広告はこのような商品の情報を消費者に伝える一つの方策であり、企業活動の重要な要素である⁽³⁾。さらに、近年では、同一の食料を扱う生産者の集合体や業界団体・組合などが当該食料の市場拡大を目指して協調的な販売促進活動、宣伝活動が行うこともみられる。これらの協調的な販売促進活動・宣伝活動は、事前には個別商品・特定企業のシェア拡大を意図するものではないことから Generic Advertising と呼ばれている。この Generic Advertising では、その食料のもつ健康増進効果を強調するものや、さらに生産方法などが十分に安全性を確保していることをアピールすることで他の生産地域との差別化を図ろうとするものなどがある。こうした供給

者の個別的・協調的広告・宣伝活動のもつ消費への影響を分析することにより、さらに食料のもつ特質や市場の性格を理解することが可能になる。

以上のように、食料の持つ特性も消費の要因となっていることを考慮した場合、食料に関わるさまざまな情報が食料消費に及ぼす影響を考察することは非常に大きな関心事項になる。さらに、これらを対象にした数量的な分析は、現在、食料市場の機能を考える際のキーワードとなっている信頼・安心の構築プロセスに対して重要な視点を提供するものと考えられる。

3. 食料消費要因としての情報変数

前節の議論は、我々が普段接している食料市場における最近の動向に関連している。さらにそれらは、伝統的ミクロ経済学が想定する教科書的な市場の主役達、すなわち価格・所得・数量といった変数だけを取り上げた食料消費分析に限界があることを示している。前節での議論を踏まえて、ここでは、消費者が入手する食料に関わる情報を消費分析に取り込む方法について議論を行い、そして実際にそれらを用いた既存分析を紹介する。

3.1 外生的消費要因としての食料に関わる情報

以下本稿では消費者が入手する食料に関する様々な情報として、(1)食品と健康に関わる情報、(2)食品の安全に関わる情報、(3)情報伝達手段としての広告・宣伝がもたらす影響、この3点に絞って議論を展開していきたい。まず、食料消費分析においてこれらの情報変数の扱う方法について議論する必要がある。この分野に関わる伝統的な消費理論ならびに実証研究の多くは、こうした情報変数を外生的に扱っている。つまり明示的にせよ暗黙的にせよ、上記の各種情報変数を外生的な変数として効用関数に取り込むことを想定している。まず、この点について整理しておこう。

3.1.1 問題の定式化

消費者が入手した情報変数がどのように食料消費に影響を及ぼすのか。まずは、問題を定式化することがその理解を助ける。その際、効用理論に基づいた消費理論体系における定式化と、実証分析に用いる関数型の定式化のそれぞれについて議論が必要になる⁽⁴⁾。当然の事ながら、これらの議論は関連している。まず、問題を理論的に記述することから始めよう。

もっとも簡潔な問題の定式化として、消費者がある情報 $I = (I_1, \dots, I_k)$ を入手することによって、特定の消費財の組み合わせ $x = (x_1, \dots, x_n)$ から得る効用が変化することを記述する。これは、極めて抽象的だが、以下の効用最大化問題を想定するものである。

$$\text{Max } U(x_1, \dots, x_n; I_1, \dots, I_k) \quad (1)$$

$$\text{subject to } \sum_i p_i x_i = y$$

ここで x_i は第 i 財の消費量、 p_i は第 i 財の市場価格、 y は所得である。この最大化問題の解として間接効用関数 $V(p_1, \dots, p_n, y; I_1, \dots, I_k)$ 、需要関数 $\bar{x}_i = \bar{x}_i(p_1, \dots, p_n, y; I_1, \dots, I_k)$ が、さらにこの双対問題の解として、 \bar{U} を効用水準とする支出関数 $c(p_1, \dots, p_n, \bar{U}; I_1, \dots, I_k)$ が、それぞれ外生シフターとして情報ベクトル $I = (I_1, \dots, I_k)$ を含む形で導出される。

また、食料に関する情報の性質を考慮した問題設定を行うことも可能である。ある消費者が、ある食品に関する情報を得た場合には、それを実際に用いることで食料消費の効用に影響を及ぼすものと想像できる。たとえば、家計での調理はその例である。料理番組から得た情報は、実際に家庭での調理として生かされることがある。また、食中毒などに関する情報は、家庭内での調理上・保管上の安全・衛生管理に用いられる。こうした家計内での様々な情報利用を想定した場合、household production model による定式化が有効であろう。広告・宣伝の効果を扱った Stigler and Becker (1977) に倣い、以下のように定式化しておく。

$$\begin{aligned} \text{Max } U &= U(Z_1, \dots, Z_m) \\ \text{where } Z_i &= f_i(x_{1i}, \dots, x_{ni}, t_{1i}, \dots, t_{hi}, I_1, \dots, I_k), \quad i = 1, \dots, m \end{aligned}$$

ここで、 Z_i は、家計で実際に消費され効用への寄与が得られる第 i 財であり、それを家計内で生産する技術を表す生産関数が $f_i(\cdot)$ である。この Z_i の生産に用いられる投入要素として、ここでは第 j 市場財 x_{ji} 、家計内メンバー h が投入する時間 t_{hi} 、情報ベクトルがある。この household production model は効用関数の最大化問題として解を導くのではなく、家計内生産にかかる支出を最小にする以下の問題として解を得ることが可能である⁽⁶⁾。

$$\begin{aligned} \text{Min } \sum_{i=1}^n p_i x_i + \sum_{j=1}^l w_j t_j \\ \text{Subject to } \bar{U} &= U(Z_1, \dots, Z_m) \\ \text{and } Z_i &= f_i(x_{1i}, \dots, x_{ni}, t_{1i}, \dots, t_{hi}, I_1, \dots, I_k), \quad i = 1, \dots, m \end{aligned} \quad (2)$$

ただし、 w_j は家計内メンバー j にとっての時間の機会費用である。この問題の解として、支出関数 $c(p_1, \dots, p_n, w_1, \dots, w_l, \bar{U}; I_1, \dots, I_k)$ を導き、Shephard's lemma を用いて導出した補償需要関数から需要関数 $q(p_1, \dots, p_n, w_1, \dots, w_l, y; I_1, \dots, I_k)$ を得る。

以上のように、入手した情報が消費から得る効用に影響を及ぼすとする問題は、その影響が暗黙のうちに生じると考える問題の定式化(1)と、その利用を明示的に想定する household production model による定式化(2)を想定することができる。いずれからも食料に関する情報を外生変数とした間接効用関数、支出関数、需要関数を導くことができるため、以下では、これら2つの定式化を区別せず、実証に用いる関数上の情報変数の定式化について議論を行うことにする。

3.1.2 実証分析における情報変数の扱い

これまでも、世帯属性などの人口学的要因を消費理論に組み込む手法について相当の議論が行われてきた。Pollak and Wales (1991) などのサーベイも多く存在する。人口学的要因に関する議論を踏まえて、広告・宣伝と食料消費の観点から、Brown and Lee (1992) は、広告・宣伝効果を外生変数として扱う方法について解説している。本節では、こうした既存の整理と重複するけれども、外生変数としての食料関連情報を消費理論に組み込む方法について整理をしておきたい。既存の文献との重複を取って行う理由は、実証研究において食料関連情報を外生変数として外生シフターや交差項などに設定することの理論的根拠を確認しておく必要があるためである。特に、食料関連情報を扱った日本における食料需要・消費分析が今後さらに増加していく可能性を考えると、実証分析での外生変数の扱いの理論的解釈について理解しておくことは重要であろう。

人口学的要因その他の外生変数を需要関数・需要体系に織り込む際の理論的整合性は Lewbel (1985) によって議論されている。Lewbel は外生変数を組み込んだ消費理論体系の支出関

数・需要関数など各関数と、外生変数を織り込まないで定式化した場合のそれら関数との対応関係を、消費理論との整合性に基づいて導出している。この一般的方法を踏まえた上で、Lewbelは外生変数の取扱いについて大きく2種類の方法があるとした。第一は、scaling と translating と呼ばれる方法である⁽⁶⁾。これらを先にみた効用最大化問題(1)を用いて表現しよう。ただし、以下では外生変数を I で表すものとする。まず scaling は(1)を以下のように表現する。

$$\begin{aligned} \text{Max } & U(x_1^*, \dots, x_n^*) \\ \text{subject to } & \sum_i p_i^* x_i^* = y \end{aligned} \quad (1S)$$

ここで、 $x_i^* = \frac{x_i}{m_i}$, $p_i^* = m_i p_i$ ($i=1, \dots, n$) であり、 m_i は scaling parameter と呼ばれ、そもそも世帯構成の違いによって及ぼされる財の間の消費量の違いを調整するために導入されるものであり、外生変数の関数 $m_i = m_i(I)$ として定義することが可能である。たとえば、子供・成人あるいは、性別の違いによって財の消費の仕方に違いがあると考えられる場合、こうしたパラメータによって消費を調整する訳である。このことを食料関連情報に沿って考えてみよう。ある食品が健康に良いとの情報 I を手に入れた場合、その消費から得る効用は、その情報を得る以前の効用と異なることが考えられる。そのとき、ある情報 I による調整項 $m_i(I)$ によって消費量を調整することにより、1単位の消費から得る効用を変化させる状況をこの手法は表している。

この場合の需要関数は、

$$x_i(p_1, \dots, p_n, y) = m_i \cdot \bar{x}_i(p_1^*, \dots, p_n^*, y) = m_i \cdot \bar{x}_i(m_1 p_1, \dots, m_n p_n, y) \quad (3)$$

となる。人口学的要因に関する scaling アプローチは、成人と子供など家族構成員間の差異を調整する equivalent scale の考え方に関連している。

一方、translating は効用最大化問題(1)を外生変数の存在によって以下のように表現する。

$$\begin{aligned} \text{Max } & U(x_1'', \dots, x_n'') \\ \text{subject to } & \sum_i p_i x_i'' = y \end{aligned} \quad (1T)$$

ここで、 $x_i'' = x_i - d_i$ ($i=1, \dots, n$) であり、translation parameter d_i は消費量のうち効用変化に評価を与えないものを考慮する必要から導入され、外生変数の関数 $d_i = d_i(I)$ として定義することが可能である。ここでも、食料消費要因としての食料関連情報に関連して、この手法を理解しておく必要があるだろう。たとえば、ある食品が健康によいとの情報から、その食品の効用はある消費水準を超えて摂取しない限りは現れないと評価する場合、この定式化が有効となろう。あるいは、仮に、ある食品 i の安全性を損ねるような事態が発生し、それに関する情報を入手したとする。その際、この食品の消費から得る効用はかなり差し引かれることが考えられる。この場合、 $d_i(I)$ は相当地に大きな値を取っていることになるであろう。

この問題を解くことによって得られる需要関数は、

$$x_i(p_1, \dots, p_n, y) = d_i(I) + \bar{x}_i(p_1, \dots, p_n, y - \sum_{i=1}^n p_i d_i(I)) \quad (4)$$

となる。この translating は、外生変数による必要最低限の消費 subsistence/necessity の存在をもたらすものと解釈される。

Lewbel(1985)が指摘した外生変数を消費体系に組み込む第二の方法は、需要関数、支出関数、効用関数、間接効用関数などの各種関数におけるパラメータを外生変数の関数として扱う方法である。これによって、諸関数を特定化することで、推定する需要関数・需要体系に外生変数が織

り込まれることになる。ただし、この方法による関数の特定化がすべて許容される訳ではない。

実証分析では、推計に用いる需要関数を特定化する必要がある。現在用いられている関数形の多くは、需要関数を特定化したもの、間接効用関数を特定化し Roy's Identity によって需要関数を導くもの、支出関数を特定化して Shephard's lemma から補償需要関数を求めて需要関数を導くものなどがある⁽⁷⁾。scaling や translating による形で、あるいはパラメータが外生変数に依存する形で、需要関数、間接効用関数、支出関数のどれかを特定化してやれば、推計に用いる需要関数・需要体系を得ることが可能である。

一方、上記のような理論上の外生変数の扱いを意識しているかどうかは別として、現実に推計に用いられる需要関数、需要体系では、外生変数は多様な形で織り込まれている。もっともよくみられるのは、需要関数・支出シェア関数などの切片のシフターとして用いられるものである。たとえば、flexible functional form の一つで実証分析において多く用いられる Almost Ideal Demand System の支出シェア関数における外生変数の扱いは通常以下のものである⁽⁸⁾。

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{Y}{P} \right) + \delta_i I \quad (5)$$

ここで w_i は第 i 財の支出シェア、 p_j は第 j 財の価格、 Y は支出（所得）である。 I は外生変数である。さらに P は、以下のように定義される価格指数である。

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (6)$$

(5)式のように Almost Ideal Demand System での外生変数 I は、時には対数変換されるなどして切片のシフターとして支出シェア関数に組み込まれることが多く、この際収支均等条件 adding-up condition から

$$\sum_{i=1}^n \delta_i = 0$$

の制約が課される。

さらにこのシフターのパラメータを多項式ラグや Almon ラグを持つ構造で設定することで当該外生変数の時間的影響を考察できる。この点は、特に消費市場に大きな影響を及ぼすと考えられるようなショックが生じた場合に興味深い考察をもたらしてくれる。この点は、後に見る食品の安全性情報に関する既存研究の紹介の際に詳説する。

さて、外生変数 I を推計する需要関数あるいは支出シェア関数などにおける切片のシフターとして織り込むこの方法について、先の理論的定式化に沿った解釈を行っておく必要がある。一つの解釈は、このシフターを translating による外生変数の導入と見なすものである。これは、translating による外生変数を組み入れた効用最大化問題 (IT) から得られる需要関数 (4) 式に、外生変数の関数としての定数項が現れることによる。しかしながら、先にも述べたように、translating アプローチでは、 $d_i(I)$ を最低限必要とされる消費水準と理解しており、(4) 式は、外生変数の関数としての定数項 $d_i(I)$ に加えて、この $d_i(I)$ への支出を除いて行われる通常の需要 $\bar{x}(p_1, \dots, p_n, Y - \sum_{i=1}^n p_i d_i(I))$ で構成される。したがって、単にシフターのみを導入することは、translating アプローチとして解釈することはできない⁽⁹⁾。

今一つの需要関数・需要体系の切片シフターとしての外生変数の取扱いは、Lewbel (1985) のもう一つのアプローチ、すなわちパラメータを外生変数の関数と見なす手法と解釈することも可能であろう。すなわち Almost Ideal Demand System においては、その導出のもととなる PIGLOG 選

好を表す支出関数

$$\ln C(u, p) = (1-u) \log a(p) + u \log b(p) \quad (7)$$

において,

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k(I) \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (8)$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (9)$$

とすることで, 支出シェア関数の切片のシフターに外生変数を織り込むことができる. たとえば,

$$\alpha_k(Z_h) = \alpha_k^* + \delta_k I \quad (10)$$

と特定化すれば, 支出シェア関数を

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{Y}{P} \right) + \delta_i I \quad (11)$$

と導くことになる.

以上, 世帯属性に関する既存の議論を基礎として, 外生的な食料消費の要因としての情報変数の理論的・実証的な扱いについて整理を行った. 次の節では, 健康に関する情報, 食の安全性に関わる情報, さらに広告・宣伝によってもたらされる情報, この3点について日本の市場を例とした研究成果を中心に, 具体的な分析を簡潔にまとめておきたい.

3.2 食料に関わる情報を扱った既存研究

3.2.1 健康情報と食料消費

健康情報が食料消費に及ぼす影響とは, 食料に含まれる成分が健康に及ぼす影響・悪影響に関する様々な情報を食料消費の要因としてとらえるものである. この健康情報として, たとえばある栄養素が健康に及ぼす影響についての学術論文数や新聞記事数, これらを合成した指標などが用いられる. 既存の研究から例を紹介しよう.

長谷部・チャー・伊藤(1997)は食料消費と健康情報との関連を日本の例で考察した分析の一つである. ここでの健康情報とは, コレステロールと心臓疾患の関係についての新聞記事数およびアメリカでの医学雑誌論文記事数を用いて健康情報に関する指数を作成している. 彼らは, 日本の実証研究では, 牛乳, バター, マーガリン, チーズについて Almost Ideal Demand System による体系推計を行っているが, 支出シェア関数の独立変数としてこの健康情報指数を用いている.

竹下(1999)は, コレステロール・脂肪酸と心臓疾患・脳梗塞・動脈硬化の関連について述べた複数の全国紙の新聞記事に基づいて記事の性質(コレステロールと疾患の関係を支持するものと, 疑うものの二種類に大別)を考慮し, 記事件数, 記事文字数により複数の指標を作成している. その上で, サラダ油を対象に不飽和脂肪酸などを含むプレミアムサラダオイルとそれ以外の調合サラダオイルの選択の問題を, Hannemann の離散・連続型選択モデルによって考察している. 消費者の効用を財の消費と商品価値評価に依存する形で定義し, この商品価値評価が健康情報によって影響を受けるとした設定のもと, 二財の間の需要量の差が, 二財の価格差ならびに健康情報指数の線形の関係式で記述できることをもとに分析を行っている. ここでも推計上は健康情報指数を独立変数として用いている.

健康情報の指標作成について, 異なるアプローチをとるものもある. Chern, Loehman and Yen(1995)は, コレステロールと動脈疾患に関する健康情報とバター, コーン油, 綿実油, ピー

ナツ油、ラード、大豆油の消費の関係について Lewbel's flexible demand system に基づいて推計を行った。この際、彼らの用いた健康情報は、Brown and Schrader (1990) で用いられた医学専門学術誌に掲載されたコレステロールと動脈疾患に関する論文記事数に基づいたコレステロール情報指数(CHOL.)に加え、コレステロールと健康との関連についての消費者間の知識分布の特性値である。彼らは、コレステロールと疾患の関係について消費者知識のサーベイをおこなった3時点(1982, 1986, 1988年)でアメリカのthe Food and Drug Association(FDA)によるHealth and Diet Surveyを元に、こうした健康に関する知識が先の論文記事数によって改訂されていくと考え、このコレステロールと健康との関連についての消費者間の知識の分布に関する特性値(平均と分散)を割り出し、需要関数推計の独立変数として用いた。

3.2.2 食品の安全性問題と食料消費

消費分析のみならず食料市場における重要な論点として現在多く議論が行われているのは、食品の安全性の問題である。BSEをはじめとする家畜疾患、O-157やサルモネラ菌などによる食中毒などの発生を巡っては、トレーサビリティシステムの構築に関わる生産者側・流通側などの分析を始め、様々な観点から議論が行われている⁽¹⁰⁾。

数量的消費分析においては、実際の食品の安全性に関わる出来事の発現が消費に与える影響を考察するものが多い。より具体的には、こうした食品の安全性を損ねるような出来事が生じた場合、この出来事に関する情報指標を作成し、推計する需要関数・需要体系にこの指標を用いる。ここでは、食品の安全性を損ねる出来事をいかにして情報変数にするかが問題となる。多くの場合、報道から消費者が食品安全性を損ねた事象や関連した知識を得ることを想定して、たとえば新聞記事数などをもとに情報指標を作成し、推計に用いる関数の独立変数とする。この情報変数の扱いは、先に見た健康情報が消費に及ぼす影響を考察されたものと同じであるが、この食品の安全性に関わる実証手法が先の健康情報の影響に関するそれと大きく異なる点は、食品の安全性に関わる事象の発現に関する知識の入手は、消費行動に及ぼすショックとして扱われると同時に、このショックがある時間の経過後も影響を及ぼすと想定されることである。一方、健康情報については知識の蓄積の効果を明示的に仮定することが多い。より具体的に述べると、健康情報の場合には、過去の記事数・文字数などを累積的に積み重ねた指標を作成し、これが消費者の知識の蓄積に関連するものとしてとらえることが多い⁽¹¹⁾。推計する需要関数の変数としては、消費期と同じ期の健康情報指標を用いるか、せいぜい1期のラグを設けた健康情報指標を用いる。一方、食品の安全性が消費に及ぼす影響を考察する場合、ある食品安全性事象に関わる新聞記事数から指標を作成する場合でも、それまでの累積の記事数を用いるよりも、ラグを設けた変数を設定してある期の記事数の時間的な効果を考察することがある。後者の点を具体的な分析を元に説明しよう。

氏家(2002)は、スキャナーパネルデータにより、2000年に日本の加工乳で生じた食中毒事件が飲用乳消費市場に及ぼす影響を、2000年第2週から2001年第12週までの計64週の計測期間について、Almost Ideal Demand Systemを用いた需要体系推計により考察したが、その際設定された飲用乳支出関数および支出シェア関数は以下のようなものであった。

$$x_M = \alpha_M + \sum_i \beta_{Mi} \log p_i + \sum_l \gamma_{M,l-1} I_{l-1} + \varepsilon_M \quad (12)$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \log p_j + \delta_i \log \left(\frac{x_M}{P_{index}} \right) + \sum_l \gamma_{i,t-l} I_{t-l} + \varepsilon_i \quad (13)$$

ここで、 x_M は世帯あたり平均総飲用乳購入金額、 w_i は標本家計の製品群 i の購入金額が x_M に占める割合、 p_j は製品群 j の平均価格、 P_{index} は Stone の総合価格指数、 I_k は第 k 期の食中毒情報変数である⁽¹²⁾。 $\varepsilon_M, \varepsilon_i$ はそれぞれ誤差項である。

さて、氏家(2002)では、安全性に関する情報の入手が時間的に消費に及ぼす影響を考察するために、情報変数のパラメータを以下のような構造を持つものとして定式化した。

$$\gamma_{i,t-l} = r_{i0} + r_{i1}(l-1) + r_{i2}(l-1)^2 \quad (14)$$

つまり、情報変数パラメータが二次の Almon ラグ構造をもつものと設定することによって、安全情報が消費に及ぼす影響の時間的な効果を考察した訳である。これにより、推計パラメータの数を大きく増やすことなく、事件以降 9 ヶ月間にわたる安全情報がもたらす牛乳消費への影響を週単位で明らかにすることが可能となった。

他の日本の食料消費分析と安全性情報について考察したものとして、澤田(1998)、澤田(1999)を挙げることができる。澤田(1998)は、BSE および O-157 の発生に関する新聞報道が牛肉およびレタスそれぞれの一人当たり購入量に及ぼす影響を、1ヶ月前、2ヶ月前、3ヶ月前の関連新聞記事数を独立変数として設定することにより、安全情報がもたらす牛肉、レタス消費への影響を考察している⁽¹³⁾。一方、澤田(1999)では、POS 週次データをもとに、BSE と O-157 に関する複数紙からの新聞記事を、その内容ごとに分類し、各紙の発行部数をウェイトにした数指標を作成している。その上で、LA/AIDS モデルの誤差修正型の需要関数のもとで推計を行っている。この誤差修正型需要関数は、使用したデータが週次データで消費者の主体均衡の調整にある程度の時間がかかることを想定し採用されたものであるが、食品の安全性を損ねるような情報の入手が消費需要に及ぼす短期的な影響と長期的な影響を識別できる点でも興味深いモデルとなっている。

3.2.3 食料消費への広告・宣伝の効果

既述の通り、食料や食品においても製品の差別化は重要である。こうした差別化を伝える企業の宣伝活動が食料消費に与える影響について我々は興味を持つことになるが、近年では、ある特定の企業・ブランドのみの宣伝効果に注目するのではなく、ある食料品市場全体の規模を拡大するために行われる Generic Advertising にも関心が寄せられている。この Generic Advertising では、その食料品や食材がもたらす健康的な機能について宣伝し、消費者の健康情報の蓄積に寄与すると想像できる。

たとえば、日本においては、(社)全国牛乳普及協会⁽¹⁴⁾が行っていた牛乳消費拡大のためのキャンペーン⁽¹⁵⁾などがそれに当たる。もちろん、Generic Advertising 活動もブランドロイヤルティの確立に大きく影響していると考えられる。特に近年の安全性問題との関連では、産地や安全管理・生産過程の手法などを示して Generic Advertising を行うこともある。Meat and Livestock Australia (MLA: 豪州食肉家畜生産者事業団)のオーストラリア産牛肉(オーギービーフ)の販促活動も、この一例であろう。

こうした広告宣伝が食料消費に及ぼす影響に関する分析の論点は、その効果の測定にある。企業が行う Brand Advertising についてはその広告・宣伝のもたらす効果が問題とされることは想像に難くないが、Generic Advertising の場合でも、生産者・関係業者が費用を出し合い、あるいは業界団体の費用で行われることが多いので、その効果を探ることは非常に重要になる。こうした各

宣伝活動の費用対効果を測定するために、需要関数を推計することは有効な分析アプローチである。この場合、Generic Advertisingのみならず Brand Advertising の効果や他の影響を識別することも重要になってくる。このため、これまでの研究では、Brand Advertising と Generic Advertising の指標を、推計する需要関数・需要体系の独立変数として同時に設定する分析が行われている⁽¹⁶⁾。さらには、健康情報などとともに広告・宣伝の食料消費に及ぼす影響を考察するものもある⁽¹⁷⁾。

日本での Generic Advertising に関する分析は現在のところ鈴木・小林・Forker(1992)、細野(1999)などにみられる程度である。細野(1999)は 1981 年から 1997 年の月次データをもとに、飲用乳需要量(供給量を使用)を飲用乳価、食料消費支出、牛乳普及事業量および各種ダミーで説明する線形の需要関数の想定のもと、日本の牛乳普及事業の効果測定している。ここでの牛乳普及事業量は、各指定団体からの拠出金徴収額と政府補助金によって定義される牛乳普及事業費を消費者物価指数総合によって実質化したものを用いている。また普及事業量は二次の Almon ラグの形で時間的な効果を推計できるよう設定している。結論として牛乳普及事業の効果が低下していることを指摘している。

3.2.4 食料に関わる情報の内生性

以上では、食料に関わる情報が消費に及ぼす影響の分析を対象に、その理論的・実証上の定式化ならびに既存の研究について簡単に整理を行った。ただし、そこでは、食料に関わる情報を外生的に扱うことが仮定されていた。最近では家計あるいは消費者が、食料に関わる情報を自ら入手することを明示的に扱う分析も増えている。この節では、こうした分析についてごく簡単に紹介するが、大きく二つに分けて整理しておく。

第一は、先の議論のように各種情報を外生的に家計に与えられるものとしてとらえずに、家計の行動の中にこれらの情報を入手する活動を組み入れるものである。すなわち、先に扱った情報変数を外生変数ではなく内生変数として扱うものである。たとえば、教育水準と健康に関する知識、強いては健康水準との間の相関を指摘する研究があるが(Kenkel(1991))、こうした指摘を踏まえて Variyam, Blaylock and Smallwood(1999)は、健康に関する意識や知識を家計行動の内生変数もしくは家計の属性に依存する変数としてとらえた。実証はこれまで使われてきた需要関数・需要体系のもとで行われるが、健康情報を内生変数として扱うために、最小二乗法ではパラメータにバイアスを持つ可能性があることから、推計方法が異なってくる点が大きな違いといえる。Variyam, Blaylock and Smallwood(1999)では、USDA の Continuing Survey of Food Intakes of Individuals および the companion Diet and Health Knowledge Survey から、各消費者の脂質摂取に関する考え方、脂質と健康との関連に関する知識の有無をそれぞれ健康情報指標とした。これらの指標は二項値を取っている。彼らは、この健康情報指標を外生的に独立変数として各種脂質の摂取量を説明するのではなく、健康情報指標を家計属性などで説明する二段階の回帰式を設定し、具体的には Heckman's の二段階アプローチや minimum distance estimation により、健康情報指標の内生性を検証している。

第二のアプローチはこれまでの議論とかなり異なった情報入手のプロセスを考慮している。すなわち、家計あるいは消費者は、食料に関する知識を必ずしも外部からの情報のみに頼っている訳ではなく、自身が商品を実際に購入・消費することによって商品の属性・消費に関する情報を蓄積することを明示的に定式化している。この場合、消費者がその商品を選択するかどうかは過去の消費によって蓄積された情報に影響されることになり、実際にそうした情報をどのように蓄

積していくのが一つの大きな関心事項となる。すなわち消費者は消費から得る情報を状態変数とする動学最適化問題に直面していると想定して議論が行われる。この動学的な問題では、消費者はある商品を購入するか否かの選択に直面すると考えるため、動学的離散選択の手法が用いられる。既存の研究としては、こうした購買行動・知識蓄積過程を踏まえて宣伝効果を探るAckerberg(2001), (2003)などがある。この分析は、日本の食料市場を対象にした分析は今のところみられていないが、スキャナーパネルデータなどが日本でも整備されつつあるので、今後成果の公表が期待される手法である。

4. 消費者の異質性

近年、食生活の多様化を指摘する文献が多い。我々の日常をみても消費行動は千差万別であり、その背景にある嗜好も人によって様々であると考えることが自然である。さらに第2節で述べたように、食料消費の影響はそれぞれによってかなり多様になることが想像される。このため、同じもの、同じ量の消費を行っても、それによって生じる評価も個人間で異なることになる。こうした認識に立てば、消費者間の違いを明示的に扱った食料消費分析に関心が寄せられることは想像に難くない。この際に重要なことは、そのような関心事項を実証するに耐えうるデータが存在するか否かである。確かに、以前から多くの国で家計調査など消費分析に用いることのできるデータは存在するけれども、個別の経済主体の消費データを直接に利用することは困難ことが多い。しかしながら近年では、個別の消費者、家計の購買履歴の蓄積が行われるようになっており、そのようなデータをもとにした消費分析が行われつつある。この節は、こうした非集計データを用いた食料消費分析の現在の動向を整理することを目的としている。伝統的な需要体系分析における家計属性などの扱いについては、すでに第3節で述べているため、以下では、こうした非集計データの特性を十分に生かした形での離散選択の分析を中心に議論を展開する。また近年では、なんらかのデータを用いて消費者をアプリアリに区分して消費行動を分析するのではなく、消費者の異質性を消費行動の推計の中で導き出す手法を用いた分析が増えつつある。こうした分析手法の手順についての簡単な紹介と、食料消費分析での消費者の異質性に関する既存の分析を整理することが本節の内容である。

4.1 多様な消費者の分析を可能にする非集計データ

4.1.1 非集計データの整備と意義

食料消費分析は、多くの場合消費行動を記述したデータの存在に依存している。これまで需要関数の推計は、政府や国際機関などが公表した家計調査をもとに行われることが多かった。家計調査データは様々な角度から良く整理され、連続的な長期間にわたってデータが蓄積されていることなど、食料消費分析の主流である需要体系分析に対してのメリットが多くある。しかし、こうした家計調査の利用に際して、分析者はいくつかの制約に直面することがある。その一つは、集計の問題である。これには財の集計の問題と家計の集計の問題がある。後者については、我が国の『家計調査年報』を例にみればわかるように、一般の分析者が家計調査の個票を扱うことはそれほど容易ではない。言い換えれば、一般の分析者が扱うことのできる家計調査は個別家計間

の集計データである。こうしたことから考えれば、従来の食料消費分析が集計的需要関数の推定を主なツールとしていたことは、官公庁によって公表されている家計調査が集計的なデータであった事実と無関係ではないことが容易に理解できる⁽¹⁸⁾。

しかしながら、製品差別化の進展や、食品安全性問題の頻発などを背景として、近年、わが国の食料消費の動向は複雑化し、消費行動を規定している要因を理解することが困難になってきている。澤田(1996)も指摘しているように従来の方法論では、食料消費の多様な側面を十分には理解できなくなっていることも事実である。

こうした問題意識に基づく消費分析においては、当然のことながら分析者自らがデータを収集することも必要になってこよう。事実、選択実験の方法が一般化してきたことに伴い、多数の消費者にアンケート調査による詳細な表明選好データを基にした選択型コンジョイント分析も精力的におこなわれている。こうした表明選好データの利点は、データがアンケート調査から得られるので、分析者の問題意識に則ったデータ設計が可能となる。これらの分析では、製品属性や消費者の知識・態度などが消費者の選択行動に及ぼす影響について多くの研究成果が蓄積されつつある⁽¹⁹⁾。しかし、一方で表明選好データは実際に顕示された行動との差が存在する可能性がある。

一方、近年では、個人あるいは個別家計の消費履歴を詳細に捕捉したデータ、すなわち非集計顕示選好データが整備されるようになってきている。こうしたデータには、製品別の販売動向を知ることができる POS データや消費者単位での購入履歴を知ることができるスキャナーパネルデータなどがある。特に、スキャナーパネルデータには、調査対象家計の購買履歴を、ある複数期間にわたって記録されているため、パネル分析の方法も十分に利用可能なものとなっている。

こうした商品間・家計間の非集計データは、欧米では 1980 年代以降、我が国でも近年急速に整備され、供給者のマーケティング行動などに利用されている。指摘すべきは、こうした非集計データが必ずしも公的機関によって整備されているものではなく、民間主体によって整備されていることである⁽²⁰⁾。この消費者の多様性の分析を可能にするデータ整備に民間部門がいち早く対応している事実は、今後の消費・生産・流通における研究分析および政策分析においても、多様な消費者の存在を認識せざるを得なくなっていることを示している。事実、すでにこうしたデータを用いた分析も徐々に増えつつある⁽²¹⁾。さらに今後は、多様な消費者の存在を明示的に取り入れた民間企業の企業行動に資する研究成果を生み出すことが、食料消費分析に期待される重要な社会的機能となってこよう。同様に、スキャナーデータの詳細性は、政策的インプリケーションを得る際にも有効なはずである。事実、アメリカでは USDA など政府機関が資金を提供して、政策分析のためのスキャナーデータ利用についてのワークショップがしばしば開催されるなど⁽²²⁾、この点での関心も高まっている。

4.1.2 非集計データと Zero-expenditure problem

上記のように、非集計データは急速に整備が進み利用されるようになってきている。こうした非集計顕示選好データの、既存の家計調査などの公式消費統計との顕著な差は、個別経済主体間の集計・非集計の違いばかりでなく、商品ごとの集計・非集計の違いにもある。つまり、マーケティングにも幅広く用いられていることから解るように、その消費対象財としての捕捉は市場に流通する商品ごとに行われる。さらにこうしたデータは、これまでの資料以上に、購買が生じたタイミングを捕捉することが可能になっている。つまり、日時単位での購買履歴が利用可能である。当然の事ながら、こうした非集計データに基づいて消費行動を統計的・計量経済学的に推計する

場合、伝統的に用いられてきた家計調査を扱う場合とは異なる問題に直面することになる。すなわち、商品の分類を細かくする、あるいは消費・購買のタイミングを短い期間でとらえようとすると、ある財について全く消費が観察されない事象が生じる。これは zero-expenditure problem と呼ばれる問題で、最小二乗法など通常の方法でモデルを推定すると推計結果にバイアスが生じることが指摘されている (Maddala(1983))。このようなデータを分析するための方法の一つとして、censored regression approach がある。この推計には様々な方法が提示されており、最尤推定法でパラメータを求めることも可能であるが、Heckman's two-step procedure を同時方程式体系の推計に一般化した Generalized Heckman's procedure (Lee(1978)) が簡便なので広く用いられている。以下、Heien and Wessells(1990)にしたがって、その手順を紹介しておこう⁽²³⁾。

1st-step)

まず、消費者 i が第 k 財を購入するかどうかの決定過程が以下の binomial probit model で表される。

$$z_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{for } h(D_{ik}; A) + u_{ik} < 0 \\ 0 & \text{for } h(D_{ik}; A) + u_{ik} \geq 0 \end{cases} \quad (15)$$

ただし、 z_{ik} は消費者が支出するときに 1、それ以外で 0 を取るとする。 D_{ik} は消費者 i や第 k 財の属性を示す変数、 A はパラメータである。パラメータ推定値 \hat{A} から、全ての消費者、全ての財について次の逆ミルズ比 $\hat{\lambda}_{ik}$ を計算することができる。

$$\hat{\lambda}_{ik} = \begin{cases} \frac{\phi(D_{ik}, \hat{A})}{\Phi(D_{ik}, \hat{A})} & \text{for } z_{ik} = 1 \\ \frac{\phi(D_{ik}, \hat{A})}{1 - \Phi(D_{ik}, \hat{A})} & \text{for } z_{ik} = 0 \end{cases} \quad (16)$$

ただし、 $\Phi(\cdot)$ は正規分布の分布関数、 $\phi(\cdot)$ は密度関数である。

2nd-step)

続いて、第 k 財を購入する数量 $d_{ik} = f(P, x_k, d_i; B_k)$ が決定される。このモデルを推計する際には逆ミルズ比 $\hat{\lambda}_{ik}$ をシフターとして式の中に組み込む。実際の推計式は以下のような形式となる。

$$d_{ik} = f(P, x_k, d_i; B_k) + \gamma_k \hat{\lambda}_{ik} \quad (17)$$

Lee(1978)によれば、最小二乗法など通常の方法で(17)式を推計して得られる推定量 \hat{B}_k は一致推定量である。

4.2 選好パラメータの分布を用いた消費者の異質性の記述

非集計データの特徴を考えれば、最適な複数の財の数量的な組み合わせに注目する伝統的消費理論の分析概念とは異なる消費分析のアプローチが可能になる。データはどの程度の数量を購入したかという情報ではなく、何を選択したかという情報から主に構成されている。したがって、需要関数を推定するアプローチよりも、logit model や probit model など、ランダム効用理論に基づく離散選択モデル⁽²⁴⁾が広く適用されている。スキャナーデータを用いて消費者の異質性を検討した文献でも、ほとんどが離散選択モデルを用いている⁽²⁵⁾。このタイプの分析は特にマーケティング

グサイエンス分野において研究蓄積がある。

離散選択モデルで消費者の異質性を扱う際には、選好パラメータが同時確率分布に従って出現すると仮定することが多い。パラメータの分布を連続分布とするか、離散分布とするかにより、①random parameter model, ②latent class model に大別される⁽²⁶⁾。第5節でもこのタイプのモデルで分析を行っているので、logit model を例に若干詳しく述べる⁽²⁷⁾。

4.2.1 Random parameter model

random parameter model (mixed model) では、選好パラメータ Θ が連続同時確率密度関数 $f(\Theta|\Omega)$ にしたがって出現すると仮定する。ただし、 Ω は密度関数パラメータである。このとき、 $\Theta_1 \leq \Theta \leq \Theta_2$ までの選好パラメータを持つ消費者の割合 $W_{\Theta_1 \leq \Theta \leq \Theta_2}$ は、以下のように考えられる。

$$W_{\Theta_1 \leq \Theta \leq \Theta_2} = \int_{\Theta_1}^{\Theta_2} f(\Theta|\Omega) d\Theta \quad (18)$$

選好パラメータが Θ のときの世帯 i が時点 t に選択肢 j を選択する条件付き確率 $P_{it}(j|\Theta)$ とすると、通常の conditional logit model での選択確率は以下のように表される。

$$P_{it}(j|\Theta) = \frac{\exp(V(X_{itj}|\Theta))}{\sum_k \exp(V(X_{itk}|\Theta))} \quad (19)$$

したがって、世帯 i の全時点での選択履歴 J_i が出現する条件付き確率は以下ようになる。

$$P_i(J_i|\Theta) = \prod_t P_{it}(j|\Theta) \quad (20)$$

Θ が密度関数にしたがって出現するので、条件付きではない選択確率は、(20)式より以下のよう表すことができる。

$$P_i(J) = \int_{\Theta} P_i(J|\Theta) f(\Theta|\Omega) d\Theta = \int_{\Theta_1} \cdots \int_{\Theta_k} P_i(J|\Theta) f(\Theta|\Omega) d\Theta_1 \cdots d\Theta_k \quad (21)$$

このように random parameter model での選択確率は、パラメータの密度関数にしたがった期待値の形式となっている⁽²⁸⁾。

(21)式が与えられたとき、対数尤度関数は、以下のように表される。

$$LL = \sum_{i=1}^N \ln P_i(J) \quad (22)$$

しかし、(22)式には、 $P_i(J|\Theta)$ の多重積分が含まれており、解析的に解くことが極めて困難であるので、多くの文献では simulated log-likelihood function (*SLL*) を用いて最尤推定量を求める。Train (2002) に従うと *SLL* は次のように計算される。

- ① 所与の $f(\Theta|\hat{\Omega})$ に従って、パラメータの実現値 $\hat{\Theta}^1$ を発生させる。
- ② $\hat{\Theta}^1$ を用いて、 $P_i(J|\hat{\Theta}^1)$ を計算する。
- ③ ①と②のプロセスを R 回繰り返す。

これにより、実際に計算された値 $P_i(J|\hat{\Theta}^r)$ が R 個得られる。 $P_i(J)$ は $P_i(J|\Theta)$ の期待値であるので、以下の式により、 $P_i(J)$ のシミュレート値 $\hat{P}_i(J)$ が求まる。

$$\hat{P}_i(J) = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R P_i(J|\hat{\Theta}^r) \quad (23)$$

この値を (22) 式に代入すれば、次のように SLL を得る.

$$SLL = \sum_{i=1}^N \ln \hat{P}_i(J) \quad (24)$$

したがって、最尤推定法ではアプリアリにパラメータ Θ を導く分布関数 $f(\Theta|\Omega)$ を定義し、様々な Ω での SLL を比較して、 SLL を最大にする Ω を求めることになる.

4.2.2 Latent class model

latent class model は random parameter model の一形態であるが、選好パラメータの分布が離散同時確率分布と仮定されている. 選好パラメータの同時分布について、アプリアリに仮定する必要がない. 加えて尤度関数に多重積分が含まれず比較的簡単な形式になるので、推計も容易となる. 一方で、モデルが複雑になり選好パラメータの数が多くなると、消費者の異質性を十分には表せなくなる可能性もある⁽²⁹⁾. なお、第5節の分析は、latent class model が用いられている.

Θ は C 個の support points を持つ離散同時確率分布に従って出現するとし、 $\Theta = \Theta_c$ である確率は $\pi(\Theta_c)$ で表されると仮定する. つまり、 C 種類の選好クラスがあるといえる. random parameter model と同様に考えると、特定の選好パラメータ Θ_c を持つ消費者の割合は、 $\pi(\Theta_c)$ であると考えられる.

このとき、世帯 i の選択履歴 J が出現する (周辺) 確率は以下のように表される.

$$P_i(J) = \sum_c^C P_i(J|\Theta_c)\pi(\Theta_c) \quad (25)$$

尤度関数を定義するためには、 C の数は分析前に設定しなければならない⁽³⁰⁾. また、(21) 式と比較すると、(25) 式には多重積分が存在しない.

$\pi(\Theta_c)$ は確率を表すので、次の条件,

$$\sum_{c=1}^C \pi(\Theta_c) = 1 \quad \text{かつ} \quad 0 \leq \pi(\Theta_c) \leq 1 \quad (26)$$

を満たさなければならない. 多くの文献では次のように仮定している.

$$\pi(\Theta_c) = \frac{e^{\lambda_c}}{\sum_{c=1}^C e^{\lambda_c}} \quad (27)$$

ただし、 λ_c はパラメータである. また、Chintaguta et al.(1991), Greene and Hensher(2003)などに示されているように $\lambda_c = \lambda_c(z_i)$ として、世帯の人口学的要因変数を推計式のなかに組み込むことも可能である.

尤度関数は以下のように定義される.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \ln P_i(J_i) = \sum_{i=1}^N \ln \left[\sum_c^C P_i(J_i|\Theta_c)\pi(\Theta_c) \right] \quad (28)$$

推計に際しては、(28) 式を最大にするような $[\Theta_c, \lambda_c; c = 1, \dots, C]$ を求める.

ここで、latent class model の持つ特徴を次にいくつか述べる. latent class model では、パラメータ推定値と消費者の購入履歴から、Bayes の定理を利用して、その消費者の属しているクラスを推定することができる. 消費者 i がクラス \hat{c} に属している事後確率は以下のように表される.

$$\pi_i(\hat{c}|J_i) = \frac{\pi_{\hat{c}} P_i(J_i|\hat{\Theta}_{\hat{c}})}{\sum_{c=1}^C \pi_c P_i(J_i|\hat{\Theta}_c)} \quad (29)$$

事後確率が最も大きいクラスに消費者は所属していると考えれば、全ての消費者がそれぞれ一つのクラスに分類される。

また、latent class logit model では、通常の conditional multinomial logit model の持つ IIA 特性が消失する。IIA 特性とは、ランダム効用の誤差項が選択肢間で独立であることに起因して起こるものであり、Ben-Akiva and Lerman(1985)の定義に従えば、ある個人について、任意の異なる2つの選択肢の選択確率の比の値が、その他の選択肢の効用確定項の値に依存しないことである。形式的には、定義より

$$\frac{P_{it}(j)}{P_{it}(k)} = \frac{\exp(V(X_{itj})) / \sum_l \exp(V(X_{itl}))}{\exp(V(X_{itk})) / \sum_l \exp(V(X_{itl}))} = \frac{\exp(V(X_{itj}))}{\exp(V(X_{itk}))} = \exp(V(X_{itj}) - V(X_{itk})) \quad (30)$$

が成り立つ。つまり、それぞれの選択確率の分母がキャンセルアウトされ、選択確率の比には選択肢 j , k 以外の効用確定項が含まれていない。このことは、しばしば conditional multinomial logit model が持つ問題として捉えられる⁽³¹⁾。

一方、latent class logit model において、それぞれの選択確率は

$$P_{it}(s) = \sum_c \frac{\exp(V(X_{its} | \Theta_c))}{\sum_c \exp(V(X_{itl} | \Theta_c))} \pi(\Theta_c) \quad \text{for } s = j, k \quad (31)$$

となり、比を取っても選択肢 j , k 以外の効用確定項は消えない。ゆえに、latent class logit model では IIA 特性は消失する。同様のことは、random parameter logit model でも成り立つ。

4.3 消費者の異質性の分析および既往文献

Jain et al.(1994)は、random parameter model における消費者の異質性を(intrinsic) preference heterogeneity (PH) と、response heterogeneity (RH) の2つのタイプに分類している。PHはそれぞれの選択肢について、説明変数で説明されることのない本質的な嗜好の違いを意味しており、推計式では定数項パラメータの異質性として表れる。RHはそれぞれの説明変数に対する反応の違いを意味しており、推計式では説明変数パラメータの異質性として現れる。本節では、この視点を参考に、異質性を扱った文献を、①定数項パラメータのみの異質性を考慮したもの、②全てのパラメータの異質性を考慮したもの、の2つに大別し、既往文献のいくつかを簡潔にまとめておきたい。

4.3.1 定数項パラメータのみの異質性を考慮したもの

(1) シフターを導入するもの

この方法では、消費者の異質性を説明することができる変数をアプリアリに設定し、シフターとして定数項に組み込むことによって、消費者の異質性を分析に反映させるもので、用いられる変数としては、世帯年収や世帯員数など人口学的変数や、特定製品の支出シェアなど過去の消費行動を集約した変数などが多い。集計データを用いた分析では、このタイプの分析に該当することが多い。

適用例は多いが、非集計データを用いた分析に限ると、たとえば、Lazaridis(2003)は、1987年から1988年および1993年から1994年のギリシャのFamily Budget Surveysのクロスセクションデータを用いて、肉類4品目について様々な人口学的変数および社会経済的変数(食料支出、世帯員数、世帯主年齢、世帯主性別、外食比率、年齢別世帯員人数、教育水準、居住地区分)を組み込んだLA/AIDSモデルをGeneralized Heckman Procedureを用いて推定し、2期間の結果を比較した。

その結果、両期間において居住地区分、教育水準、年齢、外食比率の変数が有意に影響を与えていることが確認された。また、比較的古い文献ではあるが、離散選択モデルによるスキャナーパネルデータ分析において良く引用されている文献として Guadagni and Little (1983) がある。これは、レギュラーコーヒー製品を題材に 100 世帯分のスキャナーパネルデータを multinomial logit model により分析しているが、各世帯の過去の購入記録からシフターが作成され、それぞれの製品の購入回数を購入時点の近さで加重平均した製品ロイヤルティ変数と、選択した製品のサイズについて同様の作成方法で得られたサイズロイヤルティ変数を組み込んでいる。これらの変数についてのパラメータは有意に推定され、製品選択にロイヤルティ変数が影響を与えていることが明らかになった。

(2) 定数項パラメータのみ、分布を持つと仮定するもの

シフターを導入したモデルでは、分析者の関心がある変数に基づく選好の異質性を推定パラメータから知ることができる反面、異質性の規定要因としてごく少数のシフターを先験的に決めてしまうという点で、本来の異質性を十分に記述できないことも考えられる。この場合、定数項パラメータが正規分布など何らかの分布を持つと仮定してモデルを構築する方法がある。このモデルは前節で示したランダムパラメータモデルや latent class model において、定数項パラメータのみ分布を有すると仮定したものに相当する。分布するパラメータが定数項パラメータ一つのみなので比較的容易に推計が可能である。パネルデータの分析で用いられる変量効果モデル (random effect model) もこの範疇に属すると考えられる。

たとえば、前述の Akerberg (2001) は、アメリカにおけるヨーグルト製品のスキャナーパネルデータについて、binomial logit model を用いて、広告の情動的効果 (informative effect) と信望的效果 (prestige effect) を識別して分析しているが、効用確定項の定数項が分布を持つと仮定して消費者の異質性を扱っている。また、Chintagunta et al. (1991) は、アメリカにおける塩ふりクラッカー製品のスキャナーパネルデータについて、効用確定項の定数項が分布を持つと仮定した multinomial logit model を用いて製品選択行動を分析している。その結果、Nabisco 製品については、消費者の評価の平均は高く、かつ分散も小さいことがあきらかになった。

4.3.2 全てのパラメータの異質性を考慮したもの

前節で紹介した文献のように定数項のみ異質であると仮定した場合、定数項以外の価格や所得などのパラメータの差異は検討できない。しかしながら、消費者間でこれらのパラメータが異なっているということは十分に考えられる。この場合は、モデルに含まれる全てのパラメータが異質であると考えて分析する必要がある。

(1) サンプルをグループ分けして分析するもの

このタイプの分析としては、まず、サンプルを分割して推計する方法がある。クロスセクションデータ、あるいはパネルデータなどを用いて先験的に人口学的変数などの基準で消費者をグループに分け、グループごとに需要関数を推計し、パラメータの相違を検討する。グループ分けの基準を適切に設定しないと、差が明確に現れない可能性もある。この分析方法は、低所得者層に対する食料援助についての政策分析に適用されることが多く、その際、所得水準をグループ分割の基準として採用している。

Park et al.(1996)は、1987年から1988年のアメリカのNationwide Food Consumption Surveyを用いて、世帯規模と税引き前年間所得から3869世帯をpoverty status group(782世帯)とnonpoverty status group(3087世帯)の2グループに分割し、それぞれのグループで食品12品目の消費についての線形支出体系linear expenditure systemをGeneralized Heckman Procedureを用いて推定し、グループ間でパラメータを比較した。その結果、自己価格弾力性にグループ間で相違は見られなかったものの、所得弾力性はpoverty status groupの方が大きいことを明らかにした。また、Helen and Manrique(1998)は、1981年、1984年、1987年のインドネシアのNational Social and Economic Surveysを用いて、所得を基準として3705世帯を4つのグループに分割し、非食料を含む8つの品目の消費についてLA/AIDSモデルを適用した。低所得グループにおいては、肉類や乳製品においてzero-expenditureがしばしば存在するのでtwo-step switching regressionを、それ以外のグループでは通常のSUR法を用いて推定している。その結果、低所得グループでは、人口学的変数が食料消費にほとんど影響を与えていないことが明らかにしている。最近の分析ではAnguro et al.(2002)は、スペインのSpanish Quarterly Household National Surveyを用いて、居住地規模で世帯をグループに分けてLA/AIDSモデルを推計し、食料消費の差異を分析している。

(2) 全てのパラメータが分布を持つと仮定するもの

(1)のタイプの分析ではサンプルを分割する指標の設定が重要である。したがって、異質性を規定する要因が分析前に明らかである必要があるが、必ずしも明確ではないことも多い。また、あまり細かくサンプルを分割してしまうと、推定結果が有意にならないこともある。一方、何らかの指標で先験的にサンプルを分割せず、全ての推計パラメータが分布をもつと仮定するタイプの分析がある。このような文献として、たとえば、Jain et al.(1994)は、アメリカにおける塩つきクラッカー製品、ケチャップ製品およびヨーグルト製品の100世帯分のスキャナーパネルデータについて、latent class modelを用いて、消費者の異質性を踏まえた製品プロモーションの効果を分析している。その結果、異質性の存在を仮定しない場合、特に価格パラメータが過小に推定される可能性を指摘している。矢部・コントレオン(2003)は、イギリスにおける遺伝子組み換え(GM)食品についての一般消費者に対するアンケートデータを用いてlatent class modelによる選択型コンジョイント分析を行い、価格重視の「GM楽観派」、環境、倫理問題全般に関心が高い「食と環境派」、GM食品の危険性を重視する「GM不信派」を特徴付けている。また、Allenby and Rossi(1999)は、アメリカにおけるケチャップ製品の1401世帯分のスキャナーパネルデータについて、random parameter probit modelについて階層的ベイズ推定(hierarchical Bayesian approach)を用いてパラメータを推定し、選好パラメータの異質性を詳細に検討している。

4.4 消費者の異質性を扱ったわが国の既往文献

わが国の既存の食料需要分析において、消費者の異質性を扱う場合には「代表的消費者」の行動に世帯属性などの変数がどのように影響をするかという観点からの分析が主流であり、研究蓄積も多いが⁽³²⁾、個別消費者の異質性を対象とした分析はきわめて少ない。その中で、需要関数や選択確率などを推計するスタイルではないが、家計調査の個票を用いて世帯類型や年齢階層などによる消費構造の相違を検討した石橋の一連の研究(石橋(1997)など)は、わが国では貴重なパネルデータ分析である。また、アンケート調査によって得られた表明選好データに関して消費者の異質性を検討している文献もある。たとえば、児玉(2001)は、lank logit modelが持つIIA特性の

緩和を目的として、地場産牛肉についての選択実験データに、random parameter lank logit model を適用している。細野(2003)は、牛乳消費についてアンケートデータに latent class model による選択型コンジョイント分析を適用し、牛乳製品の製品属性に対する選好構造の異質性を明らかにし、それぞれのクラスの特徴を整理している。スキャンデータを用いた分析としては、守口(2003)は、インスタントコーヒーの消費について latent class model で分析し、消費者を製品ロイヤルティの強さに応じて分割して分析している。

5. 選好異質性を加味した食品安全性問題の分析試案

以上、食料消費分析における情報要因と消費者の異質性の扱いについて今までの議論を俯瞰してきた。すでに強調したように、食料消費を規定する要因は、価格や所得といった経済変数のみではない。諸要因を除いて需要関数・需要体系を推計した場合には、誤差項にこうした要因が含まれることによる自己相関のために、各パラメータの推定量はバイアスを持つ可能性がある。このために、食料関連情報を含めた推計はそのようなデータが利用可能であれば食料消費分析を試みる価値は十分にある。特に、日本の食料市場において、こうした食料関連情報と食料消費分析は、緒に就いたばかりであるので一層の研究蓄積が望まれる。

第2節で指摘したように、食料・食品の消費は、体内への直接的な摂取の形で行われるために健康への影響が特に関心を払われる財であり、その影響も個人差が生じやすい財である。このことから、食料消費関連情報と食料消費の関連をみる場合、消費者間の違いを考慮に入れる必要が生じる。

この論点は、データの利用可能性の観点から強調するに値する議論である。これまでの伝統的な消費理論に基づく日本の食料消費分析では、その多くが総務省の『家計調査年報』に依拠したものであった。つまり、食料消費分析は地域別あるいは所得階層別の家計間の集計データに依拠せざるを得なかった訳である。集計された需要関数を推計する場合にも、世帯属性などを考慮して多様な消費者の存在を描き出そうとする試みが無かった訳ではないが、こと食料関連情報を考慮する場合には、安全性の個人間の評価や健康情報に対する関心の持ち方は個々人の健康状態などに依存するために、世帯属性などの利用可能な情報だけで消費者の多様性を十分に描き出せるものではない。さらに、食料消費において、商品の安全性やその商品・供給者に対する信頼や安心などが消費行動を大きく規定していると考えられるが、そうした信頼や安心の持ち方や形成のプロセスは個々人で大きく異なるため、逆に食品安全性を損ねられた場合、信頼・安心の崩壊のプロセスも消費者間で大きく異なることが想像される。このことは、消費行動の違いに現れるため、それを実際に検証することは信頼や安心の形成プロセスを考慮する上でも資することになる。たとえば、先に紹介した氏家(2002)は2000年の大手乳業メーカーA社による食中毒事件の影響を分析し、伝統的な消費理論に基づく需要体系を、食料安全情報を織り込んだ形で推計した。その上で、同社製品に対して高いロイヤルティを保持していた消費者に、同社製品の購入を控える傾向がより強く見出されることを指摘している。つまり、食品情報に対する消費者の反応は一律であるとは考えにくく、消費者の異質性を十分踏まえて食品情報の影響を検討する必要性を示唆した分析である。ただし、この研究では、同社製品のロイヤルティを保持していた消費者を、過去の購買履歴をもとに選び出し、消費者のグループ化を先験的に行っている。しかし、ある製品

に対するロイヤルティーの形成過程や信頼・安心の崩壊過程も消費者間で多様であると考えられるならば、このように先験的にグループを分けて需要関数の差を検証するだけでは消費者の多様性を記述するには限界がある。というのも、ロイヤルティーをもつ階層は、原則同じ消費行動をもつことを期待しているためである。

この点で、第4節で紹介した latent class model を初めとする消費者異質性を扱う手法は、こうした課題に興味深い視点を与えてくれる。たとえば、食料安全情報を織り込んだ形で latent class model を推計することは、ある商品にロイヤルティーを持つ階層の中でも、そうした情報への反応に違いをもつ消費者を描き出すことができる。この点は重要である。我々が、ある商品を好んで消費する理由は、自身の味覚との適合性、広告・宣伝から得る印象、メーカー・商品への安心感など様々である。食料関連情報や様々な消費規定要因を織り込んだ形で消費者異質性を扱う消費分析は、こうした多様な要因の多様な受け止め方・多様な評価が、多様な消費行動を生み出していることを理解する上で、意義深い分析視点を提供してくれることが期待できる。

さらに計量経済学的な意義もある。パネルデータを分析する際には、一般に消費者選好の異質性を考慮せずデータをプールしてモデルを推定するとパラメータ推定値にバイアスが生じることが知られている。(Maddala(1986), Hsiao(2002))。ゆえに、消費者間の選好異質性の視点はパネルデータを用いた食料消費分析にとっての必要条件ともいえる。したがって、情報が食料消費にどのような影響を与えるかを分析する場合も、異質性の存在も併せて分析しなければ正確な結果を得ることはできない。

しかし、海外の既往文献においても、食料関連情報の消費に及ぼす影響を latent class model や random parameter model を用いて分析した例はまだまだ少ない。そこで、本節では、2000年6月末に起こった大手乳業メーカーA社による食中毒事件を事例として、latent class model を用いた安全性問題による選択行動への影響を分析し、情報要因と消費者異質性の議論を統合し、より詳細な食料消費の理解への可能性を探る。我々が試みる消費者異質性の記述は、食中毒事件が起きたショックに対しての消費者間の反応の違いに注目して行われる。つまり、食中毒事件以降の期間にダミー変数を設定し、この変数を含めた推定パラメータの差で消費者を分けることが可能かどうかを検証するものである。以下では、氏家(2002)とは異なり、食品安全性情報変数を用いた訳ではない。しかし、時にはこうした出来事の発生は市場における構造変化として片づけられることがある。ここでの試案の意義は、単なる構造変化の発生として捉えるのではなく、消費行動の変化と消費者間にあるその変化の違いが構造変化の背景にあることを示すことにある。

具体的には、次の課題を明らかにする。第一に、A社製品に対する世帯間の選好パラメータの異質性を検討することである。特に、世帯による食中毒事件情報のインパクトの違いに我々は注目する。第二に、その帰結として、A社の製品としての価値はどのように変化したかということである。事件の後、A社は市乳部門を分離して生き残りを図った。その理由としては、牛乳製品が利益を生み出さなくなってしまうことが考えられる。本稿では、異なる選好を持つ世帯の購入行動の違いを明らかにすることで、A社製品の利益構造の変化を明らかにする。

5.1 データについて

本稿で用いるデータは(株)東急エージェンシー提供のスキヤナーパネルデータ(QPR データ)である⁽³³⁾。対象世帯は東京駅から30km圏内の1都3県に在住する世帯員が2人以上の一般世帯である。このうち、乳等省令による「牛乳」に該当し、かつ容量が1Lの製品について、1,444世

帯 42,493 回分の購入記録を分析には用いる。これらの世帯の所得階層分布は図 1 に示すとおりである。全国平均の所得階層分布と比較して若干高所得階層が多いものの、それほど大きな分布の偏りはないといえるだろう。

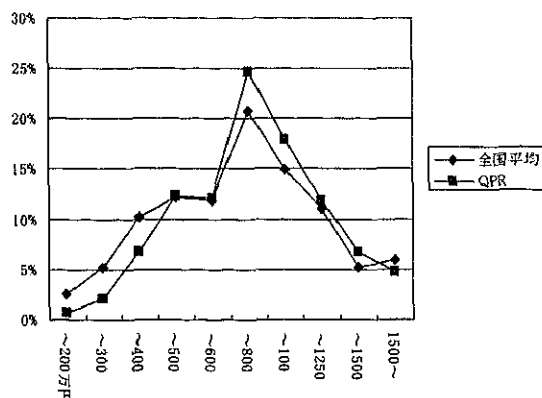


図1 分析データに含まれる世帯の所得分布

注) 全国平均値については、総務省『平成11年度全国消費実態調査』2人以上一般世帯分、QPR値については、本報告で分析するデータ(1401世帯分)から報告者が計算。なお、特に断りのない限り、本稿の図表はQPRデータとそれを用いた筆者の推計による。

このデータはロウ(生)データに近い形式であるので、分析に入る前のデータのクレンジングが重要となる。本稿では、誤った購入価格が入力されているデータを除くため、個々の製品の平均価格を算出し、その平均価格から 50 円の範囲外にある購入記録は分析から除いた。

ここで、A社の主力製品(ここでは「A牛乳」とする。)について、価格、数量シェアの推移を見てみよう。図 2 には、A牛乳および牛乳製品全体の月別平均価格が示されている。これによれば、食中毒事件以前はA牛乳の価格は平均的な水準より 20 円程度高いものの、事件以降の価格は低下を続け、2000 年 12 月からは、ほとんど平均的な価格水準と変わらない。事件以前に存在していたA牛乳の価格プレミアムはほぼ消失したと言える。図 3 には、A牛乳の価格の月別標準偏差が示されているが、事件以降、標準偏差の値が大きくなっており、価格変動が激しくなっている。このことは、A牛乳の値引き販売の機会が増加していることを示唆している。

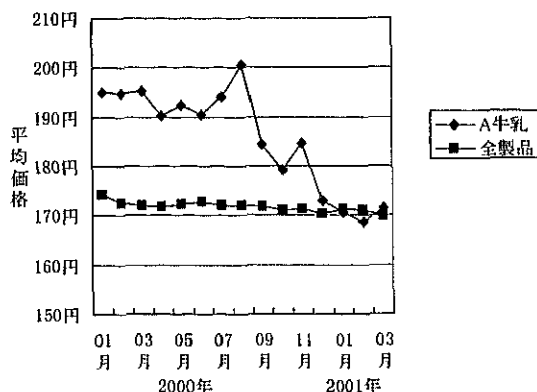


図2 A牛乳および全製品の平均価格

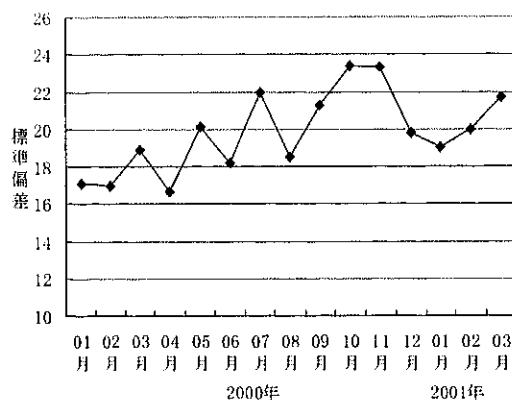


図3 A牛乳価格の標準偏差

図4には、A牛乳の全牛乳製品に占める数量シェアが示されている。これによれば、事件直後にシェアが激減するものの、2001年になると数量シェア自体はほぼ事件前と同様の水準に回復している。

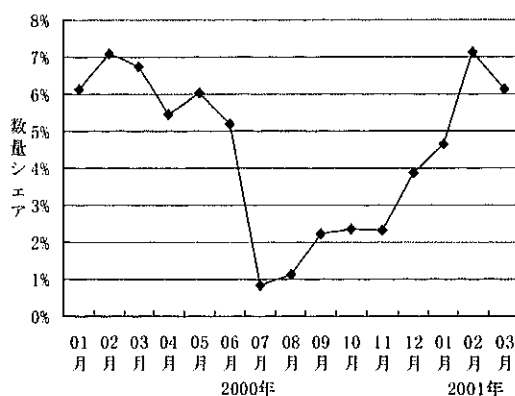


図4 A牛乳の数量シェア

5.2 Latent class modelによる分析

次に、A社による食中毒事件による消費行動への影響について、第4節で紹介した latent class model により分析する。なお、ここでは食中毒情報を事件発生時点で世帯にもたらされるショックとして捉え、後述するようにダミー変数で表すものとする。世帯の選択肢としては、A牛乳と、他の製品(以下他牛乳)の2つを想定し、binomial logit modelを用いる。推計期間は、2000年1月1日から2001年3月31日までである。また、より有意な推計結果を得るため、期間中、購入記録が5回以上記録され、かつA牛乳の購入が1回以上記録されている世帯を対象とした。また、事件後、A社製品の出荷停止および販売店の製品撤去などで、市場にA社製品がほとんど出回っていない期間がある。このような時期には、選択肢の中にA牛乳が含まれていない世帯が存在する可能性がある。ゆえに本稿では、事件直後の2000年6月23日から、全てのA社の工場に対して厚生省(当時)による安全宣言を受けて大手量販チェーンなどが販売を再開し始めた2000年8月6日までのデータは推計から除いた。

5.2.1 モデル

ランダム効用関数の確定項は、以下のように表されるとする。

$$V_{it1} = \beta_{i10} + \beta_{i11} YPRICE_{it} + \beta_{i12} LINCOME_i + \beta_{i13} DPOISON \quad (32)$$

$$V_{it0} = \beta_{i00} + \beta_{i01} OPRICE_{it} + \beta_{i02} LINCOME_i \quad (33)$$

ただし、 $YPRICE_{it}$ 、 $OPRICE_{it}$ は、それぞれ世帯 i が t 時点で直面している A 牛乳、他牛乳の価格⁽³⁴⁾、 $LINCOME_i$ は、世帯 i の所得階層 (1 から 13) の対数、 $DPOISON$ は食中毒事件以降の期間 (2000 年 7 月 1 日以降) で 1 を取るダミー変数である。このダミー変数を、食中毒事件が生じたことによる消費者の情報の入手に関わる変数と解釈できる。

このとき、それぞれのランダム効用関数の確率項が i. i. d. のガンベル分布に従うと仮定すると世帯 i が t 時点で A 牛乳を購入する確率は以下のように表される。

$$P_{it}(1|X_{it}, \Theta_i) = \frac{\exp(V_{it1})}{1 + \exp(V_{it1})} \quad (34)$$

ただし $V_{it} = V_{it1} - V_{it0}$ 、 X_{it} は世帯 i の t 時点での説明変数ベクトル、 Θ_i は世帯 i のパラメータベクトルである。

5.2.2 推計結果

推計に用いた尤度関数は第 4 節のとおりに定義した。なお、本稿では 4 つのクラスを仮定した。このモデルの最尤推定法による推計結果は表 1 に示されている。また、参考として、クラスの存在を仮定せず、データをプールして推計した結果も併せて示している。

表 1 パラメータ推計結果

	クラス I	クラス II	クラス III	クラス IV	クラス無
定数項	45.669 ** (0.000)	-30.673 ** (0.000)	7.985 ** (0.000)	-11.271 ** (0.000)	2.255 ** (0.000)
A 牛乳価格	-0.269 ** (0.000)	0.140 ** (0.000)	0.016 ** (0.001)	0.023 ** (0.010)	-0.032 ** (0.000)
他牛乳価格	0.010 ** (0.000)	0.005 ** (0.001)	-0.078 ** (0.000)	0.026 ** (0.000)	0.010 ** (0.000)
所得(対数)	0.384 ** (0.000)	0.105 (0.226)	0.746 ** (0.000)	1.679 ** (0.000)	0.064 (0.260)
事件ダミー	-5.285 ** (0.000)	-0.383 ** (0.001)	-1.147 ** (0.000)	-0.757 ** (0.000)	-1.011 ** (0.000)
$\pi^{\text{注2}}$	0.633 ** (0.000)	0.220 ** (0.000)	0.109 ** (0.000)	0.038 ** (0.000)	—
PBC ^{注3}	0.023	0.075	0.242	0.705	0.121
PAC ^{注3}	0.009	0.005	0.100	0.422	0.075
観測値数	19191		AIC クラス有		7718.4
世帯数	465		AIC クラス無		11989.6
			マクファーデンの ρ		0.377
			マクファーデンの ρ		0.030

注1) 有意水準10%で有意な推定値には*, 5%で有意な推定値には**を付けている。

注2) π はそれぞれのクラスについての出現確率であり、パラメータより求められる。

注3) PBC, PACはそれぞれ事件以前、以降について、当該期間の説明変数の平均値で評価したA牛乳の選択確率である。A牛乳価格、他製品価格、所得の事件以前の期間の平均値はそれぞれ193.1, 174.4, 1.87, 事件以後の期間の平均値はそれぞれ, 176.7, 170.3, 1.91である。

ほとんどのパラメータが有意に推定されている。クラスが存在を仮定したモデルのMcFadden's ρ は 0.377, AICは 7718.4 であり、データをプールして推計した結果よりも大幅に改善されている。したがって、消費者の異質性を考慮した分析が有効であるといえる。また、クラス I 以外のクラスでは、A牛乳価格のパラメータが正値を取っていることも注目する点である。また、食中毒事件による選好変化の観点から考えると、事件ダミーのパラメータ推定値はすべてのクラスで負値をとるが、その絶対値はクラスによってかなり異なっている。したがって、食中毒事件による選好の変化にも異質性が存在していると考えられるべきだろう。

さらに、第4節で示したようにベイズの定理を用いて、購入履歴をもとに、世帯をそれぞれのクラスに分類することができる。表2では、それぞれのクラスに分類された世帯の人口学的変数および事件以前の牛乳消費行動データから、それぞれのクラスの特徴をまとめた。全体的な特徴としては、世帯人数や年齢構成など人口学的要因が、それぞれのクラスでほとんど違いがなかったという点が挙げられるだろう。

表2 各クラスの特徴

	クラスI	クラスII	クラスIII	クラスIV
世帯数, 選択回数など				
所属世帯数(A)	296	102	49	18
世帯割合(A/ΣA)	0.637	0.219	0.105	0.039
A牛乳購入回数(B)	738	335	376	456
牛乳購入回数(C)	13278	5053	1675	820
A牛乳購入割合(B/C)	0.056	0.066	0.224	0.556
内訳割合(B/ΣB)	0.387	0.176	0.197	0.239
人口学的変数 ^{注1)}				
世帯人数(人)	3.956	3.863	3.796	3.778
主婦年代区分	3.774	3.912	3.980	3.833
17歳以下人数(人)	1.226	1.239	1.023	1.097
60歳以上人数(人)	0.274	0.382	0.347	0.444
所得区分	7.061	7.157	7.143	5.833 **
事件以前牛乳消費変数 ^{注1)}				
最頻購入製品購入比率	0.506	0.510	0.530	0.668 **
ナショナルブランド製品購入比率 ^{注2)}	0.408	0.452	0.575 **	0.838 **
平均購入単価(円)	170.54	180.75 **	187.07 **	188.43 **
A社製品平均購入単価(円)	177.89	202.96 **	194.10 **	193.82 **
期間中平均購入数量(本)	29.411	29.980	19.020 **	28.722

注1) 人口学的変数および事件前牛乳消費変数の、クラスII, III, IVの値については、クラスIを基準とした平均値の差の検定を行っている。差が有意水準5%で有意なものには**をつけている。

注2) ナショナルブランドはA社も含む大手乳業メーカー8社のブランドとした。

以下、表1、表2を分析し、それぞれのクラスの購入行動の特性を明らかにする。

クラスI)

表1のA牛乳価格、および他牛乳価格のパラメータ推定値はそれぞれ負値、正値を取る。したがって、A牛乳の価格低下、または他牛乳の価格増加によってA牛乳の購入確率は増加する。その意味で、世帯の過半が属するクラスIは消費理論と整合的な行動を取っているといえる。所得パラメータの推定値は正値であり、所得が高い世帯ほどA牛乳の購入確率は増加すると考えられる。事件ダミー変数のパラメータは負値であり、他のクラスと比較して絶対値が大きく、食中毒事件の影響を大きく受けたと考えられる。A牛乳の購入確率はあまり高くない。

表2からクラスIに所属する世帯の特性を見ると、出現確率 π の推定値と同様に60%を超える世帯がクラスIに属している。他のクラスより平均購入単価が低く、A牛乳平均購入価格も低い。

また、ナショナルブランド(A社を含む大手乳業メーカー8社のブランド、以下同様)製品の購入比率も最も低い。したがって、ブランドにはあまりとらわれず、低価格を好むクラスであると考えられる。

クラスⅡ)

表1のA牛乳価格のパラメータは正值であり値も大きい。したがってクラスⅡはA牛乳の価格水準が高い時に購入確率が高くなる。一方、他牛乳価格のパラメータ推定値は有意に正值を取るものの小さいので、他牛乳価格は高いほうがA牛乳の購入確率は高くなるが、大きく影響はしないと考えられる。所得のパラメータ推定値は有意ではなく、このクラスでは、所得の多寡はA牛乳の購入には影響を与えていない。事件ダミーのパラメータ推定値は有意に負であるが、絶対値が小さいので、他のクラスに比べて影響は小さいと考えられる。

表2によれば、世帯の約20%がクラスⅡに属していることが確認できる。出現確率 π もほぼ同様の値を示している。平均購入単価がクラスⅠよりも10円以上高く、また、A牛乳平均購入価格は最も高い。しかし、ナショナルブランド製品購入比率および、A牛乳の購入比率もクラスⅠとほぼ同水準である。このことから、クラスⅡはナショナルブランドにはとらわれないが、高価格の牛乳を購入する傾向があるクラスであると考えられる。

クラスⅢ)

表1のA牛乳価格のパラメータは有意に正值であり、他製品価格のパラメータは有意に負値を取る。したがって、クラスⅢではA牛乳および他牛乳とも、価格が高いほうが購入確率が上昇することとなり、クラスⅢは高価格を愛好していることを示唆している。所得のパラメータ推定値は有意に正值を取り、所得の多いとA牛乳の購入確率は増加する。事件ダミーは有意に負の値であり、比較的絶対値も大きい。したがって、食中毒事件の影響を大きく受けている。

表2によれば、世帯の約10%がクラスⅢに属しており、表1の出現確率 π の推定値と整合的である。平均購入単価およびA牛乳平均購入価格はクラスⅠよりも高い。また、ナショナルブランド製品購入比率およびA牛乳購入割合もクラスⅠ、クラスⅡより高い。したがって、ナショナルブランド製品を愛好し、A牛乳も比較的頻繁に購入するクラスであるといえる。また、期間中平均購入数量は他のクラスより低いことも特徴である。

クラスⅣ)

表1より、A牛乳価格のパラメータは有意に正值であり、A牛乳が高価格であるとき購入確率がより増加する。一方、他牛乳価格のパラメータは有意に正值を取り、他牛乳価格の増加がA牛乳の購入確率を増加させている。所得のパラメータ推定値は有意に正值を取ることで、所得の多い世帯のA牛乳購入確率は増加する。事件ダミーは有意に負の値であり、値は小さい。したがって、他のクラスよりも、食中毒事件の影響は比較的小さいと考えられる。

表2によれば、クラスⅣの平均購入単価およびA購入価格は高い。また、ナショナルブランド製品購入比率も高く、最頻製品購入割合も高い。A牛乳購入割合はクラスの中で最も高い。世帯割合を見ると、世帯の約4%がクラスⅣに属していることになる。しかし、このクラスによるA牛乳の購入は、全クラスによるA牛乳総購入回数の約24%を占めていることになる。したがって、少数ではあるが、A牛乳にとって非常に大きなプレゼンスを持つクラスであるといえる。一つ気

になる点として、所得区分が他のクラスよりかなり低いという点がある。A牛乳は事件前には高価格帯に位置する製品であるだけに、この解釈について今後さらに分析が必要とされよう。

5.3 各クラスの月別購入行動

次に、各クラスの世帯によるA牛乳の購入行動の推移を見てみよう。図5には、それぞれのクラスの牛乳製品の総購入回数に占めるA牛乳の購入シェアの推移が示されている。事件前はクラスⅣが60%から70%程度と突出して高い値を示しており、次いでクラスⅢが30%から40%と高い値を示している。この2つのクラスは事件前には比較的頻繁にA牛乳を購入していたといえるだろう。

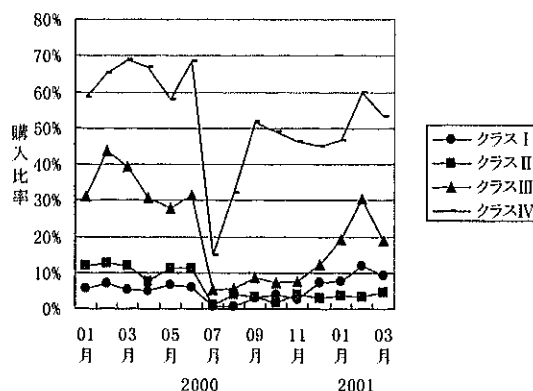


図5 購入シェアの推移

事件後、クラスⅢ、Ⅳとも購入シェアは減少しているが、その様子は異なっている。クラスⅢでは、事件以降特に2000年末までは、購入シェアが10%前後となっている。事件前の30%程度の購入シェアと比較するとその変化率はかなり大きい。対照的に、クラスⅣでは事件後でも50%程度の購入シェアを保っており、事件後の購入シェアの変化はクラスⅢと比較して小さかったと考えられる。表1の食中毒事件ダミー変数のパラメータ推定値を比較しても、クラスⅣでの値はクラスⅢの値よりも小さい。したがって、クラスⅣは事件後も引き続いてA牛乳に対するロイヤルな態度をある程度維持したが、クラスⅢは事件をきっかけに、A牛乳から距離を置いたと指摘できるだろう。もっとも、2001年に入ると、クラスⅢは20%程度の購入シェアとなっており、A牛乳との距離感は縮まりつつあるともいえる。

もう一つ、図5から指摘しておくべき点として、クラスⅠの挙動が挙げられる。クラスⅠの事件前の購入シェアは6%程度であるが、事件を経て、2001年1月以降は10%前後の購入シェアとなっている。クラスⅠのA社製品価格パラメータ推定値は大きく負値を取っているため、A牛乳の低価格化がクラスⅠの購入シェアが増加した要因であると考えられる。図6には、クラス別の月平均A牛乳価格が示されているが、クラスⅠのA牛乳の平均購入価格は他のクラスと比較して突出して低く、このことを裏付けている。

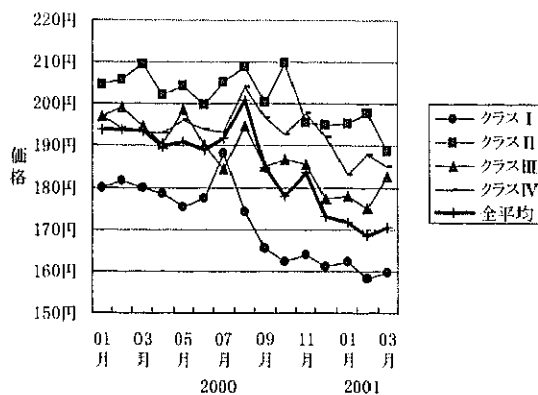


図6 クラス別の購入価格平均値の推移

図7には、各クラスの入回数数が示されている。クラスⅡ、クラスⅢでは、事件以降概ね1/3、クラスⅣも概ね1/2程度まで減少している。クラスⅢにおいて、2001年の期間に若干の回復が見られるものの、それ以外のクラスでは、ほぼ横ばいである。その一方、クラスⅠの入回数は事件以降、急速に増加し、2000年12月以降は、事件前の水準を超えている。また、図8には、

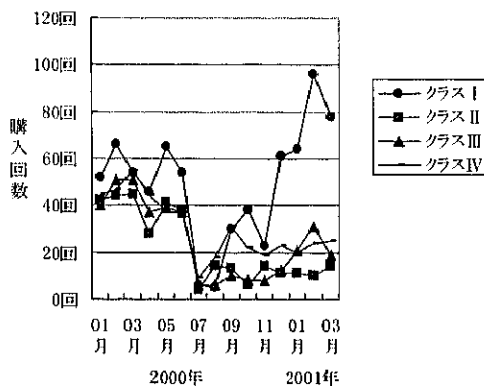


図7 各クラス購入回数

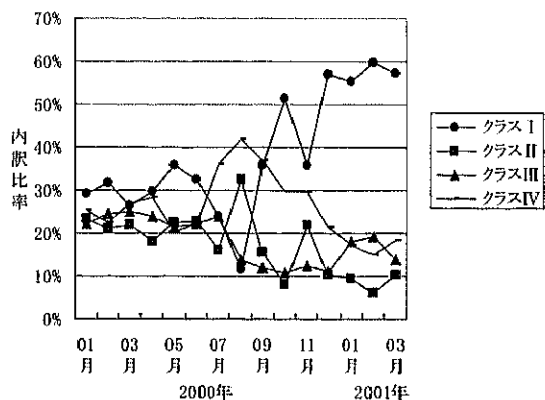


図8 各クラス内訳割合

全世帯によるA牛乳総購入回数に占める各クラスの購入回数の割合を示している。事件前は、それぞれのクラスが概ね20%から30%程度の割合でほぼ拮抗しているが、事件後徐々にクラスⅠの割合が増加し始め、2000年12月以降は60%前後の割合となり、他のクラスと比較して突出している。

これらのことは、A牛乳の高価格を受容する性質を持っていると考えられるクラスⅡ、Ⅲ、Ⅳが、食中毒事件をきっかけにA牛乳の購入を減少させ、その一方で、価格低下を背景としてクラスⅠの消費が代わりに増加してきたことを示している。事件以前はA牛乳には平均的な牛乳価格と比較して20円程度の価格プレミアムが存在したが、その背景には、高価格受容層であるクラスⅡ、Ⅲ、Ⅳの存在があった。食中毒事件によって、これらの世帯がA牛乳の消費を減らすなかで、A牛乳は、価格プレミアムの維持を放棄し、低価格を好むクラスⅠに訴求せざるを得なくなったということが、図7、図8から浮き彫りとなった。図4にあるように、数量シェアは事件以前の水準を回復しつつあるが、収益力の観点からすると、A牛乳は事件後半年を経過した時点でも、問題を抱え続けていると指摘できるだろう。

さらに、クラスⅢやクラスⅣで、購入シェアの落ち込み以上に購入回数が減少していることは、これらのクラスでは、牛乳自体の購入が減少していることを示している。本分析では、牛乳の製品選択の側面のみ分析に留まるが、氏家(2002)ですでに指摘したように、食中毒事件が牛乳製品全体の購入行動にも影響を与えている点も、併せて考えるべきであろう。

6. ま と め

澤田(1996)は、食生活と食料需要分析の観点から、我が国の食料消費分析の動向について整理を行ったが、そこでは将来の研究課題として、①今後の「日本型食生活」の趨勢に関する定量的な分析、②健康面の指標を取り入れた食料需要分析、③食料品の安全性の経済学的考察、④パネルデータに基づく分析の充実、⑤世帯属性別にみた食料需要行動の分析の蓄積、⑥ライフスタイルの変化が食料需要に及ぼす影響の家計内生産の視点からの再検討、の6点を挙げている。本稿では、この指摘のうち、②、③、④、⑤について、最近の研究動向の整理を行った⁽³⁵⁾。特に、④、⑤については計量経済学的手法の展開を背景に消費者の異質性を明示的に扱う形で新たな分析方法が適用されつつあることもみた。さらに、それらの系譜を踏まえつつ、2000年夏に起こった加工乳食中毒事件を題材に、詳細なスキャナーパネルデータを用いて、食料消費における安全情報の影響と消費者の異質性の視点を組み合わせた分析を試み、食料消費について既存の文献では言及されてこなかった新しい知見を得ることができた。

本稿で見たように、食中毒事件や、BSE、鳥インフルエンザなどの疾病情報など、価格や所得以外の諸要因が食料消費に大きな影響を与えることは多くの実証分析が主張している。また、一部の消費者は、製品の高価格を肯定的に評価している可能性があり、かつ、このような消費者は割合的には小さくても、製品の売り上げと収益性は無視できないプレゼンスを発揮している点は、第5節で指摘したとおりである。また、第5節の分析において、選好が異なる消費者間で、人口学的属性に顕著な違いが見られなかった点も注意すべきである。従来からの食料消費分析では、消費者の多様性を表す方法としてこれらの属性を需要シフターとして多く用いてきた。しかし、第5節での、latent class modelによる分析結果を考えると、少なくとも製品選択段階においては、

人口学的属性の違いはあまり重要ではなかった。この点を理解することは重要である。先験的に世帯属性などの人口学的要因によって標本をグループ化して消費者の多様性を描き出す方法では、消費者の多様性を描き出すには十分ではないかもしれない。もちろん、どの方法が多様な消費者の存在を描き出すに十分であるかは、先験的に言えるものではない。これらのことを検討するためには、従来の需要分析の手法ばかりでなく必要に応じた分析枠組みの拡充が求められ、日本の食料市場に関するより多くの消費分析の研究蓄積が求められる。

特に現在は、食料市場の見せる様相は大きく変化している。たとえば、多様化する消費者ニーズにあわせて、食料市場には絶えず頻繁に新しい製品が投入されているし、加工乳食中毒事件の例にあるように、消費者の行動によって安定的と思われてきた市場構造が劇的に変化することも観察されている。企業行動も含めた食料市場全体を、食料消費の側から見る視点が今後ますます重要となる。

一口に食料消費といっても、それが持つ意味合いは様々である。食料は人が生きていくために欠かせないが、同時に、人にとっての高級なホビーの対象となる消費財でもある。時と場所によって必需財ともなるし奢侈財ともなる財が食料である。そして、食料消費には、つめに火をともしながら日々の食料の確保に苦悶する人の姿と、あふれる食料を前にしてどれを選択するべきかに迷う人の姿とが内包されている。それが良い事なのか悪い事なのかは、到底ここで論じられる事柄ではないけれども、少なくとも、我々が食料消費を分析するときには、その様相の多面性を十分に認識する必要があるとだけはいえるだろう。

食料消費の多様な側面を深く理解するためには、それぞれの側面に対して適切なデータと適切な手法を組み合わせ、食欲に分析を蓄積させる必要がある。そして、蓄積した結果の帰納的な整理と統合を通して、消費者行動についての体系的な理論を構築し、企業行動あるいは政策立案にとって有意義な知見を産み出していくことが、今後の食料消費分析に課せられた社会的な要請である。

注

- (1) 不適切な管理が故意であるか否かは機会主義的行動か否かの判断につながるが、消費者にとって、さらに場合によって供給者内部でも不適切な管理が故意か否かが識別できない可能性を指摘しておく。
- (2) もちろん、こうした経済的観点からのみで機会主義的行動を説明できる訳ではない。企業倫理からの分析も重要である。
- (3) 安全管理を徹底していることなどを強調する広告・宣伝活動は、ある種のコミットメントの役割を果たす可能性がある。
- (4) 第3.1節での議論は、個別主体・個別家計の需要関数を想定している。
- (5) 問題によって、時間制約などの資源利用の制約を課すことが可能である。
- (6) Pollak and Wales(1981)では、この scaling と translating に加えて、この scaling と translating を組み合わせたものでその合成の順序が異なる Gorman specification, reverse Gorman specification, さらに modified Prais-Houthakker procedure 加えた5種類を挙げている。最後の modified Prais-Houthakker procedure は、彼らが示しているように需要関数から定義したこの関数形に整合的な効用関数は additive なものに限られる。このため、ここでは scaling と translating の2つのみを取り上げた。

- (7) すでに、こうした効用理論と実証上の需要関数・需要体系の関数型との関連については多くの文献で論じられている。邦語文献として澤田(1981)や松田(2001)などを挙げるに留める。
- (8) この点は、Almost Ideal Demand Systemの原点論文 Deaton and Muellbauer(1980a)において、以下のように表現されている。“In principle, one can easily include such conditioning variables in the AIDS cost function, for example by allowing the α s to vary linearly with them, and this is likely to be an important topic for future research.”これに関連して、Alston, Chalfant and Piggott(2001)は Almost Ideal Demand Systemにおける外生変数をシフターとして切片に導入した場合、データ指標の単位の取り方で推定される価格・所得パラメータが変わってしまう、すなわち‘Closed Under Unit Scaling (CUUS)’の性質が損なわれることを指摘している (Alston, Chalfant and Piggott(2001), Piggott and Marsh(2004)注17)。ただし、現在のところ、この点を考慮した需要体系の推計は Piggott and Marsh(2004)にみられる程度である。
- (9) Lewbel(1985)は関数型を特定化せずに translating アプローチによる需要関数および支出シェア関数を示しているが、その一方で “demographic translating, which is basically demographically varying constant term in the demand equations (Lewbel(1985) pp.9)”とも表現している。translating アプローチによる Almost Ideal Demand System の定式化には以下のものがある。Perali and Chavas(2000), Piggott and Marsh(2004)。
- (10) 中嶋(2004a), (2004b) 参照。
- (11) 推計上の問題として、ある期の健康情報のみを用いて変数を作成した場合、この指標の数値がゼロとなってしまう期がかなり存在してしまうことも、累積的な指標とする一つの理由として挙げることができよう。
- (12) ここでは示していないが、飲用乳製品支出関数には、年末年始と盆にそれぞれダミーが設定され、支出シェア関数には食中毒発生加工乳製造企業の出荷停止期間のダミーが設定されている。
- (13) 同時に澤田(1998)では、記事数のラグ変数を含む推定式とは別に、累積記事数を独立変数とする推定も試みている。
- (14) 現在は、酪農乳関連団体が統合して(社)日本酪農乳業協会となっている。
- (15) 「やっぱ牛乳でしょ。」のフレーズで広く知られている。
- (16) 広告・宣伝の食料消費に及ぼす影響については、Kinnucan, Stanley, and Chang eds. (1992) が包括的な文献である。
- (17) バターなどの油脂類について Chang and Kinnucan(1991), 牛肉について Kinnucan, Xiao, Hsia, and Jackson(1997)などがある。
- (18) 個人間の集計データを元にした消費分析において、これまで多く議論が行われてきたのは、個別の効用最大化問題から派生する消費行動に整合的な集計需要関数の存在とその推計である。需要分析のサーベイでもある Deaton(1983)は、個人間の集計に関する需要関数の問題についてコンパクトにまとめているが、そこでは個人の消費データに容易にアクセスできる状況では、こうした集計条件の重要性は薄れると指摘している。
- (19) たとえば、合崎 他(2004), 児玉(2001), 細野(2003)など。
- (20) こうした非集計顕示選好データは、含んでいる情報が多量かつ詳細で、分析の可能性が劇

的に広がる半面、費用が高価であることが利用の障壁となっている。ちなみに、情報が若干古い、箸本(1993)は日本におけるスキャナーデータの提供状況をまとめている。

- (21) 高橋(2000), 庄野(2000), 氏家(2002), 田口(2003), 氏家(2004)などが挙げられる。
- (22) たとえば, 2003年に“A Workshop on Use of Scanner Data in Policy Analysis”がUSDAなどの主催で開催された。
- (23) このほかに, zero-expenditure problem に対応したモデルとして, たとえば Wales and Woodland(1983)は, 予算制約と非負支出制約のもとでの効用最大化問題の Kuhn-Tucker 条件から zero-expenditure が存在する場合のモデルを考察している。また, Hanemann(1984)や Chintaguta(1991)らによる, 製品選択行動と数量決定行動を単一の効用最大化問題から導出した discrete/continuous モデルがある。
- (24) 離散選択モデルについては Ben-Akiva and Lerman(1985)が標準的な文献である。
- (25) マーケティングサイエンスの視点から, 消費者の異質性のモデル化およびパラメータ推定方法について, Allenby and Rossi(1999), 阿部(2003)が方法論の展開過程に従って詳しくまとめている。
- (26) 選好パラメータを分布として捉えず, 個々の消費者ごとに特定化する固定効果モデルも消費者の異質性の記述方法として考えられる。しかしながら, パネルデータには多数の消費者が含まれていることが多く, それぞれの消費者に対応した定数項を導入すると, 推計の自由度が確保できず推計が困難であることが多い。
- (27) random parameter (Mixed) model は離散選択モデルのみならず, 線形, 非線形を問わず, 幅広いモデルに適用が可能である。一般非線形モデルへの適用について体系的に解説した文献として, Greene(2001)を挙げておく。
- (28) したがって, 分布の定義しだいで, 様々な logit model を導出することが可能となる。
たとえば,

$$f(\Theta) = \begin{cases} 1 & \text{for } \Theta = B \\ 0 & \text{for } \Theta \neq B \end{cases}$$
とすれば, パラメータベクトルが で表される, 通常の conditional logit model を得る。
- (29) Greene and Hensher(2003)は, random parameter model と latent class model を比較して, 双方ともに分析上の利点があるので, 目的に応じて使い分けるべきであると述べている。
- (30) たとえば, Chintaguta et al.(1991), Jain et al.(1994), 細野(2003)は, 複数のクラス数でモデルの推計を試み, AIC, BIC などの情報基準で最も良好な値を示すクラス数を求めている。また, Greene and Hensher(2003)は, 尤度比検定を用いたクラス数の設定方法を提示している。
- (31) 交通手段の選択問題を例に IIA 特性の問題を簡略に説明する。選択肢 j を「車」に, 選択肢 k を「赤バス」とする。新たな選択肢 l として選択肢 k と極めて近い性質を持つ「青バス」が新たに登場した場合, 「車」の選択確率より「赤バス」の選択確率がより大きく減少するだろう。ゆえに選択肢 j, k 間の選択確率比は変化するはずである。しかし, multinomial logit モデルでは, (30)式にあるように確率比が変化しない。このことは「赤バス・青バス・パラドックス」で知られている。詳細については Ben-Akiva and Lerman(1985)を参照されたい。
- (32) 集計データを用いて消費者の異質性を分析する際には注意を要する。先に挙げた澤田(1986)

- 以外の文献については会田(1982)が幅広くまとめているので参照されたい。
- (33) 本節で用いたデータについての詳細は、氏家(2002)を参照してほしい。
- (34) データの中には、世帯が購入しなかったときの製品価格は観察されていない。本稿では、そのときの価格として、A牛乳の場合は当該時点が含まれている週の平均価格、他牛乳の場合は、A牛乳以外で当該世帯が期間中最も購入していた製品の、当該時点が含まれている週の平均価格を採用した。
- (35) 家計内生産の枠組みで、家事の外部化を扱った日本の研究として、澤田(1981)、茂野(2004)を挙げる。

参考文献

- [1] 合崎英男 佐藤和夫 岩本博幸(2004), 「受精卵クローン牛由来生産物の社会的受容に対する消費者の知識と態度の影響」, 『農業情報研究』, 第13巻, 第2号, pp.139-153.
- [2] 阿部 誠(2003), 「消費者行動のモデル化: 消費者の異質性」, 『オペレーションズリサーチ』, 第48巻, 第2号, pp.121-129.
- [3] Akerberg, D. A. (2001), "Empirically Distinguishing Informative and Prestige Effects of Advertising", *RAND Journal of Economics*, Vol.33, pp.100-118.
- [4] Akerberg, D. A.(2003), "Advertising, Learning, and Consumer Choice in Experience Good Markets: An Empirical Examination", *International Economic Review*, Vol.44, No.3, pp.1007-1040.
- [5] 会田陽久(1982), 「食料需要分析の概観」, 『農業総合研究』第36巻, 第1号, pp.83-102.
- [6] Allenby, G. M. and P. E. Rossi(1999), "Marketing models of Consumer Heterogeneity", *Journal of Econometrics*, Vol.89, pp.57-78.
- [7] Alston, J. M., J. A. Chalfant, and Nicholas E. Piggott(2001), "Incorporating Demand Shifters in the Almost Ideal Demand System", *Economic Letters*, Vol.70, pp.73-78.
- [8] Ben-Akiva, M. and S. R. Lerman(1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press.
- [9] Brown, D. J. and Lee F. S(1990), "Cholesterol Information and Shell Egg Consumption", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.72, No.3, pp.548-555.
- [10] Brown, M. G. and J-Y. Lee(1992), "Theoretical Overview of Demand Systems Incorporating Advertising Effects", in Kinnucan, Henry, Stanley R. Thompson, and Hui-Shung Chang eds. *Commodity advertising and promotion*, Iowa State University Press.
- [11] Chang, H-S. and H. W. Kinnucan(1991), "Advertising, Information, and Product Quality: The Case of Butter", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.73, pp.1195-1203.
- [12] Chern W. S., E. T. Loleman, and S. T. Yen(1995), "Information, Health Risk Beliefs, and the Demand for Fats and Oils", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.55, pp.45-57.
- [13] Chintagunta, P. K.(1991), "Investigating Purchase Incidence, Brand Choice and Purchase Quantity Decisions of Households", *Marketing Science*, Vol.12, pp.184-298.
- [14] Chintaguta, P. K., D. C. Jain and N. J. Vilcassim(1991), "Investigating Heterogeneity in Brand Preferences in logit models for Panel Data", *Journal of Marketing Research*, Vol.28, pp.417-428.
- [15] Chung, C-F(2001), "Modelling Demand Systems with Demographic Effects Based on the

- Modifying Function Approach”, *Economic Letters*, Vol.73, pp.269-274.
- [16] Deaton, A. (1986), “Demand Analysis”, *Handbook of Econometrics Vol.3*, eds. Z. Griliches and M. D. Intriligator, Elsevier Science Publishers.
- [17] Deaton, A. and J. Muellbauer(1980a), “An Almost Ideal Demand System”, *American Economic Review*, Vol.70, No.3, pp.312-326.
- [18] Deaton, A. and J. Muellbauer(1980b), *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press.
- [19] Greene, W. H. and D. A. Hensher,(2003) “A latent class model for Discrete Choice Analysis: Contrasts with Mixed logit”, *Transportation Research PartB*, Vol.37.
- [20] Greene, W. H.(2001), “Fixed and Random Effects in Nonlinear models”, New York University, Leonard N. Stern School Finance Department Working Paper Series.
- [21] Guadagni, P. M. and J. D. C. Little(1983), “A logit model of Brand Choice Calibrated on Scanner Data”, *Marketing Science*, Vol.2, No.3, pp.203-238.
- [22] Gupta S. and P. K. Chintagunta(1994), “On Using Demographic Variables to Determine Segment Membership in logit Mixture models”, *Journal of Marketing Research*, Vol.31, pp. 128-136.
- [23] Hanemann, W.H.(1984), “Discrete/Continuous Models of Consumer Demand”, *Econometrica*, Vol.52, pp.541-561.
- [24] 長谷部正・W.S.チャーソン・伊藤房雄(1997), 「コレステロール情報指数と牛乳乳製品需要」, 『農業経済研究報告』, 東北大学農学部農林経済教室, 第29号, pp.45-57.
- [25] Heien D., and C. R. Wessells(1990), “Demand Systems Estimation with Microdata: A Censored Regression Approach”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.8, No.3, pp.365-371.
- [26] Hsiao, C.(2002), *Analysis of Panel Data 2nd edition*, Cambridge University Press.
- [27] 石橋喜美子(1997), 「階層層別に見た生産野菜の消費動向と需要予測」, 『農業経営研究』, 第35巻, 第1号, pp.32-41.
- [28] 細野ひろみ(2003), 『牛乳の栄養と安全性をめぐる消費者行動 ―購買行動の意思決定プロセスとその態度形成を推定する最適な計量モデルについての調査研究―』, 農協共済総合研究所.
- [29] 細野ひろみ(1999), 「牛乳普及事業の効果計測」, 『農業経済研究別冊 1999 年度日本農業経済学会論文集』, pp. 263-265.
- [30] Jain D. C., N. J. Vilcassim and P. K. Chintagunta(1994), “A Random Coefficients logit Brand Choice model Applied to Panel Data”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.12, No.3, pp.317-329.
- [31] Jensen, H. H. and J. Manrique(1998), “Demand for Food Commodities by Income Groups in Indonesia”, *Applied Economics*, Vol.30, pp.491-501.
- [32] Kinnucan, H. W., H. Xiao, C-J. Hsia, and J. D. Jackson(1997), “Effects of Health Information and Generic Advertising on U.S. Meat Demand”, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.79, pp.13-23.
- [33] Kinnucan, H., S. R. Thompson, and H-S. Chang eds(1992). *Commodity advertising and promotion*, Iowa State University Press.
- [34] 児玉剛史(2001), 「地場農産物に対する消費者ニーズのアンケート分析 ―ランダムパラメ

- ータ・ランク・ロジットモデルの適用一」,『農業経済研究別冊 2001 度 日本農業経済学会論文集』, pp.149-151.
- [35] Lazaridis, P.(2003). "Household Meat Demand in Greece: A Demand System Approach Using Microdata", *Agribusiness*, Vol.19, No.1, pp.43-59.
- [36] Lee, L.F.(1978)., "Simultaneous Equation model with Discrete and Censored Dependent Variables", *Structural Analysis of discrete Data with Econometric Application* eds. P Manski and D. McFadden, MIT Press, pp.346-364.
- [37] Lewbel, A.(1985), "A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems", *The Review of Economic Studies*, Vo.52, pp.1-18.
- [38] Maddala, G. S.(1986), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- [39] 松田敏信(2001),『食料需要システムのモデル分析』, 農林統計協会.
- [40] 守口剛(2003),「潜在クラス・ロジット・モデルを利用したロイヤルティ・セグメンテーション」,『オペレーションズリサーチ』,第 48 巻, 第 10 号, pp.747-752.
- [41] 中嶋康博(2004a),『食品安全問題の経済分析』, 日本経済評論社.
- [42] 中嶋康博(2004b),『食の安全と安心の経済学』, コープ出版.
- [43] Park, J. L., R. B. Holcomb, K. C. Raper, O. Capps Jr.(1996), A demand systems analysis of food commodities by U.S. households segmented by income. *American Journal of Agricultural Economics*, pp.290-300.
- [44] Piggott, N. E. and T. L. Marsh(2004), "Does Food Safety Information Impact U.S. Meat Demand?", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol.86 No.1, pp.154-174.
- [45] Pollak R. A. and T. J. Wales(1991), "Demographic Variables in Demand Analysis", *Econometrica*, Vol.49, No.6, pp.1533-1551.
- [46] Pollak R. A. and T. J. Wales(1992), *Demand System Specification & Estimation*, Oxford University Press.
- [47] 澤田学(1981),「Almost Ideal Demand System と食料需要分析」,『北海道大学農経論叢』, 第 37 巻, pp.151-182.
- [48] 澤田学(1986),「食料需要と価格・所得, 世帯属性」『農業経済研究』第 56 巻, 第 3 号, pp.228-239.
- [49] 澤田学(1998),「食品安全性情報と家計食料需要ー狂牛病騒動・O157 事件の事例分析ー」,『1998 度日本農業経済学会論文集』, pp.72-74.
- [50] 澤田学(1999),「狂牛病および O157 食中毒事件と牛肉小売需要ーPOS 週次データによる再検討ー」,『1999 度日本農業経済学会論文集』, pp.278-283.
- [51] 澤田裕(1996),「食生活と食料需要」, 荏開津典生・中安定子編『農業経済研究の動向と展望』, 富民協会.
- [52] 庄野千鶴・鈴木伸広・川村保・渡辺靖仁(2000),「日別 POS データによる牛乳需要分析」,『フードシステム研究』, 第 7 巻, 第 2 号.
- [53] 茂野隆一(2004),「食料消費における家事の外部化ー需要体系による接近」,『生活経済学研究』, 第 19 号, pp.147-158.
- [54] Stigler, G. J. and G. S. Becker(1997), "De Gustibus Non Est Disputandum", *American Economic*

Review, Vol.67, No.2, pp.76-90.

- [55] 鈴木 宣弘・小林 康平・Olan D. Forker(1992), 「牛乳普及事業の効果と生乳市場の競争性」, 『農業経済研究』第 64 巻, 第 3 号, pp.127-137.
- [56] 高橋克也(1992), 「食品アイテム間の競合分析」, 『農総研季報』, 第 15 巻.
- [57] 田口光弘(2003), 「製品属性と市場シェア ―納豆を事例として―」, 『農業経済研究』, 第 74 巻, 第 4 号.
- [58] 竹下広宣(1999), 「健康情報の食料消費に及ぼす効果の計量分析―サラダ油消費を事例にして」, 『農業経済研究』, 第 71 巻, 第 2 号, pp.61-70.
- [59] Train, K.(2002), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press.
- [60] 氏家清和(2004), 「消費経験が牛乳新製品需要に与える影響について ―世帯間の選好異質性を踏まえた実証分析―」, 『農業経済研究別冊 2004 度 日本農業経済学会論文集』(印刷中).
- [61] 氏家清和(2002), 「安全情報と食料消費ースキャナーデータによる飲用乳食中毒事件の分析―」, 『農業経済研究』, 第 74 巻, 第 3 号, pp.109-122.
- [62] Wales, T. J. and A. D. Woodland(1983), "Estimation of Consumer Demand System with Binding Non-Negativity Constraints", *Journal of Econometrics*, Vol.21 pp.263-285.
- [63] Wooldridge, J. M.(2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- [64] 矢部光保・アンドリアス・コントレオン(2003), 「遺伝子組換え農産物に対する英国消費者の選好と環境意識―潜在クラスモデルによる選択実験―」, 『海外諸国の組換え農産物に関する政策と生産・流通の動向』, pp.64-84.

**Information and Consumer Heterogeneity on Food Consumption :
Issues and an Analysis**

By

Kiyokazu UJIE and Hisato SHUTO

Summary

This paper reviewed some literatures investigate the effect of quality information on food consumption and heterogeneity in consumer preferences. And an instance of analysis about it in milk consumption in Japan was shown.

Recently the situation around food consumption in Japan becomes more complicated and there are many factors affect it. Therefore investigations about the factors are necessary to understand food consumption appropriately. Especially this paper focused on quality information and consumer heterogeneity. Quality information is critical for consumer's decision making under asymmetry of information and anxious about food safety. And it is natural to suppose the existence of consumer heterogeneity in the mature situation of food consumption in Japan.

In this paper, some literatures that dealt with both factors were reviewed and organized from the viewpoint of methodology and application. After the review, we tried to analyze practically the effect of the food poisoning accident in 2000 to milk consumption using scanner panel data and confirmed the effectiveness above perspectives.