



環境・品質情報の信頼性と消費者行動：食品表示問題を例に

佐藤，真行

(Citation)

国民経済雑誌, 194(2):1-17

(Issue Date)

2006-08

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/00056089>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/00056089>



環境・品質情報の信頼性と消費者行動： 食品表示問題を例に

佐 藤 真 行

レフェリー付き論文

初稿受付日 2005年4月20日 採択決定日 2006年4月26日

近年ますます環境対応型の製品が求められている中、製品の環境・品質情報の適正な提示が重要な課題となっている。特に、一連の虚偽表示事件により認証情報への信頼が失われた現状において、再び信頼されるような情報認証システムを構築することが緊急に求められている。本稿では、環境負荷を削減した農法による農産物を事例に、消費者の環境・品質情報への信頼を測定し、消費行動パターンと併せて分析することにより、情報への信頼を高めるために効果的な情報提供システムについて論じた。実証分析には消費行動に関する個票データを用い、RPLモデルを応用して情報への信頼を個人別に測定し、負の二項回帰モデルにより信頼と繰り返し取引頻度との関係を分析した。その結果、信頼と消費者の経験との間には強い正の相関関係があり、環境配慮型消費者行動を促すための信頼ある環境情報提供システムには、消費者の主體的な参画が重要であることが示された。

キーワード 環境・品質情報, 信頼, ランダムパラメータロジットモデル, 負の二項回帰モデル

1 は じ め に

近年の環境問題、特に廃棄物問題を受けて、食品廃棄物のリサイクルが推進され始めた。2002年に食品リサイクル法が施行され、この流れは一層強まった。これに関連して、地域内でコンパクトな有機物循環システムを構築し、輸送にかかる金銭的成本や環境コスト（環境負荷）を抑えつつ、健康や環境にとって有用な有機農産物をさらに活用しようとする試みが始まった（佐藤他 2005）。こうした取り組みにおける大きな課題は、有機野菜や地場野菜といった、人間の健康や環境負荷の削減に有効であり、その意味でプレミアムの高い野菜を、いかにしてふつうの野菜と差別化し、消費者の評価を得るかという点にある。というのも、いくら環境や健康に関するプレミアムの高い野菜の生産を促進したところで、消費者に購入されなければ生産の持続は不可能であるが、そうした野菜は購入前に見ただけ、触っただけ

では質を見抜くことができないという、情報の非対称性問題を常に伴うからである。そこで、プレミアムに関して適切に差別化するための環境および品質に関する正確な情報表示がとりわけ重要となる。

しかしながら、近年立て続けに起こっている製品の不正表示事件によって、こうした取り組みが基本的な点で危機的状況に陥っているといえる。なぜなら、生産物の環境・品質情報表示への信頼が失墜したことにより、現状では認証ラベルの評価が低い水準にとどまっており、認証を取得するコストに見合わず生産活動の持続が不可能となるためである（佐藤他2005）。同時に、偽装表示とは、実質的には環境・健康プレミアムのまったくない生産物が偽られながら大量に流通していることを意味し、このことは有機農法等を利用した環境問題への対応としての循環（生産-流通-販売-消費-廃棄物回収）システムを構築する上での深刻な問題である。一般にこうした情報の問題は、農産物だけに限らず、消費からの環境負荷を削減しようとする試みにおいて、常に懸念事項として現れる。逆に言えば、情報の非対称性・信頼性といった問題を解決することが、消費からの環境負荷の削減に効果をもつといえる。

この問題に対し本稿では、信頼できる品質表示システムはいかにして構築されるかという問題を考察する。従来の研究では、食品の環境・品質情報について、信頼され、選択されている情報源（認証機関）はいかなるものかに焦点が当てられていた。これに対し、本稿は、既存の認証機関の評価だけでなく、今後の認証システムをどうデザインしていくかという課題を念頭に置きながら、信頼されるに至る過程に注目するものであり、信頼と購買行動との関係、および購買経験と信頼との関係を主要な考察対象とするものである。つまり、実際の購買行動において情報への信頼はどう影響しているのか、あるいは情報への信頼は消費者によってどのように形成されていくのか、といった点を明らかにした上で、望ましい情報提供システムを論じることを目的とする。以下、2節で、情報の信頼性と消費者行動に関する経済学的・心理学的な先行諸研究を踏まえながら検討すべき論点を整理し、本研究で利用する諸概念を定義する。3節で計量分析に利用するデータについて述べる。4節で計量モデルを定式化した上で、購買行動データを用いた解析を行い、信頼の形成要因を分析する。5節で、結論をまとめる。

2 研究の背景と手法

前節で述べたとおり、虚偽情報表示問題の帰結は、製品の環境・品質情報の信頼性を失墜させ、プレミアム情報の評価値を低下せしめるものであった。これは、わが国の消費者は産地や生産日付などをチェックして買うなど、製品情報に対してこれまで割合と高い信頼を置いていただけに、大きな衝撃を与えたものである。われわれの課題は、認証情報への信頼および評価の水準を再度上昇させる情報提供システムを早急に構築することである。そのため

にも、認証情報が信頼され評価されるに至る要因の考察が必要である。本節では、その考察のために必要な概念と分析手法を検討する。

2.1 先行研究および論点と諸概念

食品に関する情報提供において、「安全」と「安心」はしばしば区別される。安全とは「科学的に確認でき、客観的に評価できる、モノの世界の問題」であり、安心とは「心理的な問題であり、消費者のうちにいかにして安心感を生み出すかという情報の問題」である（松田 2001）。つまり、安全とは客観的・科学的に検証可能なものであるのに対して、安心とは消費者が情報に対して抱く主観的信頼感であり、当然ながら両者は乖離しうる。安全は工学的・技術的に取り組まれることが多く、心理学的・経済学的な関心の対象となるのはむしろ安心であることが多い。

従来の心理学的あるいは行動経済学的研究によって、売り手の信頼性に対して買い手が抱いている信念が、取引の成立に重要な影響を及ぼすことが確認されている（Schurr and Ozanne 1985）。とりわけ、食品に関する安全や環境情報に関しては、その内容と同じくらいその情報源への信頼が重要であると指摘されている（Frewer et al. 1996, Hunt and Frewer 2001）。この指摘を受け、いかなる情報提供主体が消費者に望まれているかという情報への信頼に焦点を当てた研究が行われてきた。Kasperson et al. (1992) を始めとした多くの研究によって情報が信頼されるための条件が提示されているが、それらを Peters et al. (1997) は次の3条件にまとめた。すなわち、情報源が有する知識と専門性、情報源の開放性と誠実性、および関心と注意である。

この点に関する実証研究は、学問分野によって採用する方法が異なっている。心理学的研究では、直接アンケートで信頼度および上述3条件に代表されるような各因子について評点を取り、分散分析や記述統計分析によって影響を測るという方法がとられている（Frewer et al. 1996, Peters et al. 1997 など）。その結果、心理学的理論を立証する形で、情報源によって信頼の強さが異なることが確認されており、多くの研究によって消費者団体等の第三者認証への信頼が最も高く、企業や政府による認証への信頼は比較的低いという結果が示された。これに対して経済学では、消費者選好で信頼の強さを測る方法がとられている。Huffman et al. (2004) は、経済学的手法に基づき、因子ごとに評価するというよりもむしろ総体としての信頼の価値に対して、消費者余剰で評価した。その結果、認証主体への信頼は、先行諸研究と同様に第三者認証がもっとも高いことを示した。日本国内の研究では、佐藤他（2005）でも同様にNPOに代表される第三者認証が最も信頼されている結果を示している。こうしたことから、採用する方法は学問分野間で異なるものの、類似した結果が多く提出されていることがわかる。

ところがこれまでの研究では、調査時点における認証機関への評価値によって、いいかえれば情報提供機関に対する信頼の形成結果によって判断している。しかしながら、わが国の現在の状況においては、新たな認証制度のデザインが求められているのである。つまり、なぜ信頼されるに至るのかという、信頼の形成過程に注目する必要がある生じているのである。この問題に対し、本研究では、消費者の購入経験と、情報への信頼との関係の解明に取り組む。そこで採用する方法には、経済学的手法を採用する。

評価対象である情報の信頼について、山岸(1998)は、「信頼」と「信頼性」という用語を区別している。信頼とは、信頼する側の特性に関わるものであり、信頼性とは、信頼される側の特性に関わるものである。これに従うと、消費者がある情報に直面したとき、その情報の信頼性に関するその消費者の評価が信頼であるということになり、この意味での信頼は当然ながら個人ごとに異なるため、本来個人別に評価が行わなければならない性質のものである。本質的に個人間で多様な信頼を評価するという課題に対し、本研究ではランダムパラメータロジット(Random Parameter Logit, 以下RPL)モデルを応用することにより、これを可能とした。具体的な分析手順は、まず、コンジョイント分析を用いて、食品(有機農産物)に関する情報への信頼の強さを、消費者余剰概念の類型であるオプション価格によって評価する。その際、RPLモデルを用いた個人別推定法により、多様性を踏まえた消費者個人ごとの評価を行う。次に、カウントデータモデルを用いて、購入経験の代理変数としての購入頻度を、RPLで得られた信頼の評価値を始めとする諸変数に回帰するという方法をとる。

2.2 信頼の測定

本小節では、信頼性の消費者評価である信頼について、定量的な測定が可能な形で定義する。不確実性のもとでの評価にはオプション価格という概念がしばしば利用される(Freeman 2003, p. 213)。本稿でもこれに基づいた定義付けを行う。

効用関数を $U(X, L)$ とする。 X は財であり、 L は情報ラベルのプレミアムで、消費者にとってその真値は不確実なもの(例えばある品質ラベルが貼られていても、そのとおりの品質でないかもしれない場合など)であり、確率分布 $f(\mu, \sigma^2)$ に従うものとする。ここで、 $\partial U/\partial X > 0$, $\partial U/\partial L > 0$ と仮定する。さらに、消費者行動原理に所得 Y の制約付き効用最大化仮説を前提すれば、間接効用関数 $V(Y, P, L)$ を得る。ここで P は価格とする。さらに、消費者がリスク回避的ならば、 $\partial V/\partial Y > 0$, $\partial^2 V/\partial Y^2 < 0$, $\partial V/\partial L > 0$, $\partial^2 V/\partial L^2 < 0$ となり、オプション価格(事前的な支払意思) OP は、

$$E[V(Y, P, L)] = V(Y + OP, P, 0), \quad E[\cdot] \text{ は期待値演算子。} \quad (1)$$

で定義される。間接効用関数を L について平均 μ まわりで2次までテーラー近似すると、

$$V(Y, P, L) \approx V(Y, P, \mu) + \frac{\partial V}{\partial L} \Big|_{L=\mu} (L - \mu) + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 V}{\partial L^2} \Big|_{L=\mu} (L - \mu)^2 \quad (2)$$

となり、期待値をとれば、

$$\begin{aligned} E[V(Y, P, L)] &\approx V(Y, P, \mu) + \frac{\partial V}{\partial L} \Big|_{L=\mu} E[L - \mu] + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 V}{\partial L^2} \Big|_{L=\mu} E(L - \mu)^2 \\ &= V(Y, P, \mu) + \frac{1}{2} \cdot \frac{\partial^2 V}{\partial L^2} \Big|_{L=\mu} \cdot \sigma^2 \end{aligned} \quad (3)$$

を得る（寺脇 2004）。(3)式を(1)式左辺に代入して考えれば、 μ が大きいほど（情報ラベルの品質の期待実現値が高いほど）、 OP は大きくなるし、 σ^2 が大きいほど（情報ラベルの品質の実現値の分散が大きいほど、つまり情報の精度が低いほど）、 OP は小さくなる事が分かる（ $\because \partial^2 V / \partial L^2 < 0$ ）。消費者がリスク中立的ならば分散の項は消える。いずれにしろ、 OP は消費者にとっての与えられたプレミアム情報の期待値と精度に関する評価となり、これは消費者の情報への信頼の強さに関する表明であると考えられる。本稿ではこれを利用して、消費者の示したオプション価格を測ることによって信頼の測定を試みる。もしも認証主体は異なるが認証内容が同じである複数のラベルがあった場合、消費者がそれらに対して異なる評価を下したならば、それは各認証主体（認証ラベル）に対する信頼の強さの違いを表していると考えられる。

3 データ

本研究では、ケーススタディとして有機農産物を取り扱う。利用するデータは、2003年に調査された消費者行動データである。²⁾これは、農産物を購入する際にどのような要因に着目しているかについて、選択型実験とよばれるタイプのコンジョイント分析によって明らかにするための質問をはじめとして、有機野菜や地場野菜などの購入頻度に関する質問、あるいは当該スーパーの利用頻度やその他社会属性などに関する質問などを詳細に調査したものである。

コンジョイント分析では、消費者（回答者）に、属性の水準が異なる野菜プロフィール（本研究ではほうれん草一束を想定）を複数提示して、「選択しない」という選択肢も含めた選択肢集合の中から、各属性のトレードオフを考慮しながら最大効用が得られる選択肢（プロフィール）を選択することを要請する。これらプロフィールは、各属性がとりうる水準を表1の通りに定め、直交計画法によって組み合わせて作成されたものである。³⁾この選択質問を、調査票内において、一人当たり8回繰り返した。コンジョイント分析は、この回答結果から、消費者が選択の際に重点をおく属性のウェイトを分析するものである。なお、こうしたプロフィール作成にあたっては、小売店業者、農業の専門家、および野菜の購入主体である消費

者を交えたミーティングを開き、野菜購入の際に重要な属性を検討したうえで、さらに2回のプレテストを通じて、属性設定が妥当であるか、不備はなかったか検討を重ねて決定されたものである。

調査票において、鮮度属性については、水準に関する認識の統一のためにカラー写真を用いた定義をおこなった。認証ラベル属性については、農水省による有機ラベルは、JAS規格を遵守していることを示すものであり、NPOによる認証ラベルは、農薬使用を抑えリサイクル堆肥を用いて健康や環境に配慮していることを認定し普通の野菜と区別するラベルを表し、スーパー独自ラベルは、調査の協力を得た当該スーパーが独自に展開するブランドで、化学肥料を使わないなどの健康・環境に配慮した野菜であることをスーパーが自ら明示するものであることを、調査票内で説明した。ここで、ラベルによって認証主体が異なることに注意されたい。価格および産地属性については、プロフィールとして提示された値（または表示）のみで一義的に理解されると判断し、調査票において特に説明は行わなかったが、選択肢によって各属性の水準が異なることに注意しながら選択を行うよう促した。

表1 選択質問における属性および水準

属 性	水 準 ①	水 準 ②	水 準 ③	水 準 ④
鮮 度	新 鮮	ふ つ う	少ししなびている	—
産 地	国 内 産	地 場 産	中 国 産	—
ラ ベ ル (発行者)	有機ラベル (農水省)	認証ラベル (NPO)	スーパー独自ラベル (当該スーパー)	ラベルなし
価 格	130円	160円	190円	220円

選択型実験データに合わせて、有機ラベルやスーパー独自ラベルのついた野菜、あるいは地場産の野菜を購入する頻度を調査している。当然ながら、仮想的な認証ラベル(NPO)の現実データは存在しないため、この購入頻度は得られていない。なお、頻度については、スーパー独自ラベルについてはカウントデータで、有機ラベルおよび地場産ラベルは順序データで得られており、それぞれ4.2節で定める計量モデルにおいて用いられる。

データ収集は、調査への協力を得た京都市内スーパーにおいて来店客に対して行った。スーパーの店内で来店客が会計を済ませ商品を袋に詰め替えているときに調査協力の依頼を行い、調査の主旨を説明して調査票を配布した。配布部数は2000部であり、回収にあたっては、同店のサービスカウンターにて持参してもらい、その謝礼として200円相当の同店値引券を手渡す方法をとった。調査期間は2003年1月26日～31日で、834部回収した(回収率41.7%)。本研究における以下の分析はすべて、こうして収集されたサンプルのうち、必要な回答が完備しているもののみを用いることとした。4節で示される各推定結果でサンプルサイズが若干異なるのは、このためである。

4 情報への信頼と現実取引頻度

3節の要領で得られたデータから、2節の通り一般的な形で定義されたオプション価格のタームで、全体としての評価値および各個人別の評価値を具体的に算出するのが本節第一の目的である(4.1節)。そして、その情報に対する信頼を含めて、どのような要因(変数)が現実取引頻度を増やしていくかを回帰式の形で分析することが第二の目的である(4.2節)。

4.1 認証情報の個人別評価

古典的な条件付ロジットモデルでは係数パラメータが定数として推定されるが、RPLではパラメータに確率分布を許すことで、個々人の選好の多様性について観察することが可能となる。この点を利用すれば、係数パラメータを個人別に推定することができる。計量モデルは以下のとおりである。まず、個人 n が繰り返し選択の t 回目で選択肢 j を選んだときの効用を次のようなランダム効用モデル(Random Utility Model, 以下 RUM)で表す。

$U_{njt} = \beta'_n x_{njt} + \varepsilon_{njt}$ ただし、 $\beta_n \sim g(\beta|\theta)$, $\varepsilon_{njt} \sim \text{IID Extreme Value Type I}$
 ここで、 $y_n = \{y_{n1}, \dots, y_{nT}\}$ を消費者が選んだ選択列とする。係数パラメータ β の分布は未知なので、RPLの選択確率は、

$$P(y_n|x_n, \theta) = \int P(y_n|x_n, \beta) g(\beta|\theta) d\beta \quad (4)$$

と表される。ここで、 $P(y_n|x_n, \beta) = \prod_{t=1}^T \frac{\exp(\beta' x_{nit})}{\sum_j \exp(\beta' x_{njt})}$ は通常のロジットモデルである。

(4)式から、ベイズ・ルールを使ってパラメータ分布関数を求める。すなわち、

$$\begin{aligned} h(\beta|y_n, x_n, \theta) \cdot P(y_n|x_n, \theta) &= P(y_n|x_n, \beta) \cdot g(\beta|\theta) \\ \Leftrightarrow h(\beta|y_n, x_n, \theta) &= \frac{P(y_n|x_n, \beta) \cdot g(\beta|\theta)}{P(y_n|x_n, \theta)} \end{aligned} \quad (5)$$

右辺はすべてデータから入手できるので、左辺が計算できる。ここから、選択列 y_n を選んだ人の平均係数パラメータ $\bar{\beta}_n$ は、

$$\begin{aligned} \bar{\beta}_n &= \int \beta \cdot h(\beta|y_n, x_n, \theta) d\beta \\ &= \frac{\int \beta \cdot P(y_n|x_n, \beta) \cdot g(\beta|\theta) d\beta}{P(y_n|x_n, \theta)} \\ &= \frac{\int \beta \cdot P(y_n|x_n, \beta) \cdot g(\beta|\theta) d\beta}{\int P(y_n|x_n, \beta) \cdot g(\beta|\theta) d\beta} \end{aligned} \quad (6)$$

となる。(6)式の積分はシミュレーション法を使って解く (Train 2003)。

この計量モデルを用いて、属性ベクトル X をもつ野菜の選び方についての消費者調査データから、個人別の選好パラメータを推定する。第3節表1のとおり、野菜の属性 X には、 $X =$ (鮮度, 産地, 情報ラベル, 価格) を想定している。推定結果は表2のとおりであり、係数の符号および統計的有意性、モデルの当てはまり等について良好な結果が得られている。表2の結果と(5)式から、4.2節でカウントデータモデルに用いる各属性について個人別に評価値を算出するわけであるが、ここでは全体的な結果を見ておく。⁶⁾

表2 RPL 推定結果

属 性		coeff.	s. e.	t-ratio
鮮 度	新 鮮	1.7296 1.6618	0.1106 0.0889	15.6370 18.6950
	少ししなびている	-3.7038 1.2753	0.1784 0.2031	-20.7650 6.2800
産 地	地場産	0.4872 0.8529	0.0904 0.1170	5.3900 7.2870
	中国産	-3.6586 2.0027	0.2652 0.3545	-13.7940 5.6490
情報ラベル	有機ラベル(JAS)	1.1883 0.9327	0.0963 0.1175	12.3440 7.9380
	スーパー独自ブランドラベル	1.0317 0.3596	0.1201 0.2694	8.5890 1.3350
	NPO 認証ラベル	1.5539 0.1433	0.1262 0.2292	12.3100 0.6250
価 格		-0.0541	0.0018	-30.6880
サンプルサイズ		600		
ULL		-2799.156		
RLL		-4442.788		

注1：鮮度属性は「ふつう」、産地属性は「国内産」、情報ラベルは「ラベルなし」を基準に測られている。

注2：係数列の数値について、通常字体はパラメータ分布（正規分布を仮定している）の平均、イタリック字体は分布の標準偏差を表す。

注3： $H_0: \beta = 0$ は1%水準で棄却。

いずれの認証ラベル付きの野菜も正符号をとったことは、ラベルなしの野菜に比べればプレミアム野菜は評価されていることを示す。⁷⁾ここで、その平均的評価値は認証主体によって異なり、第三者認証であるNPO、国家当局(JAS)、続いて第一者認証である小売店(スーパー)の順序で好まれており、消費者は与えられた(入手可能な)ラベルの中では第三者認証のものが望まれている状況が読み取れる。これらは品質保証の仕方に若干の差異があるものの、すべて安全な野菜であることを保証している点で共通している。しかし各認証内容が保証する農法や品質のわずかな違いがそれぞれの評価に影響を与えた可能性も否定できない。そこで、次小節では信頼の評価と購買行動の関係分析について、ラベルの異なる野菜ごとに

それぞれ回帰分析することで、品質の差異の問題を切り離し、信頼と購買行動との関係に見られる共通の要因を探る。

4.2 個人別評価値と購買行動

本研究の焦点は、現実取引としてそうしたプレミアムの高い商品がどれだけ購入されるか、つまり循環型社会の構築という目標に現実の消費者行動が整合するかという点であった。特に購入頻度とオプション価格 OP との関係に興味があるわけであるが、そのほかにも購買行動を引き起こす要因はいくつか考えられ、得られたデータの中から可能な限り分析に導入したい。まず、購買行動に有意な影響を及ぼすと考えられる家族サイズや子供人数のデータを利用する。その理由は、安全な食品を利用する便益は家計全体に及ぶため、家族への配慮が存在すると、家族人数が多いほどその便益を獲得することへの誘引が強く働くと考えられるためである。また、食品購入頻度は、家庭内で食事を作る頻度とともに高くなることが予想されるため、得られた生活状況のデータから料理頻度に関するデータを利用する。また、スーパーの独自ブランドの分析においては、そのブランドに関する評判についての変数を導入する。その理由は、ブランド選択における口コミ情報の影響が先行研究で確認されているためである。さらに、他店の利用状況が増えるほど、当該ブランドの利用頻度は減少すると考えられるため、他店の利用状況に関する変数を導入する。

本節では認証内容の差異の問題を切り離すために、3本の回帰式を設けてそれぞれ分析する。最初に、スーパー独自ラベルについて分析する。回帰式の従属変数は、当該スーパーにおける月当たり取引頻度 y_i ($\in N \cup \{0\}$)⁸⁾、独立変数には、以下6つの変数をおく（カッコ内はその略記号と予想される係数符号）。

- (1) 家計サイズ (FS, +)
- (2) 子供人数 (NC, +)
- (3) 月当たり料理頻度 (CF, +)
- (4) 月当たり他店の利用頻度 (OS, -)
- (5) 当該スーパーの野菜に関する「よい」という口コミを聞いた頻度 (BZ, +)
- (6) RPL モデルから推定した当該スーパーの独自ブランドラベルに対する個人別の信頼 (OP, +)

ここで、OP を二通りの仕方で計算する。1つは、スーパー独自ラベルが付与されることに対する（限界）支払意思額 OP_1 として、もう1つは選択肢にスーパー独自ラベル野菜が加わる⁹⁾ことに対する支払意思額 OP_2 として計算する。前者は係数比 ($OP_1 = \beta_b / \beta_p$) で得られ（栗山・石井 1999）、後者は次式から得られる（Haab and McConnell 2002）。

$$OP_2 = \frac{1}{\beta_p} \left(\ln \left(\sum_{i \in C'} \exp(V_i) \right) - \ln \left(\sum_{i \in C''} \exp(V_i) \right) \right) \quad (7)$$

ただし、 $C' = \{\text{ラベルなしの野菜}\}$ 、 $C'' = \{\text{ラベルなしの野菜, ラベル付きの野菜}\}$

ここで各独立変数間に深刻な相関があれば、多重共線性の問題が発生する。そこで、計量分析を行う前に、各変数の相関を見ておく(表3)。

表3 独立変数の相関行列

	FS	NC	CF	OS	BZ	OP1	OP2
FS	1.000						
NC	0.650	1.000					
CF	0.216	0.201	1.000				
OS	0.163	0.098	0.186	1.000			
BZ	0.193	0.091	0.156	0.155	1.000		
OP1	0.072	0.101	0.027	-0.031	0.063	1.000	
OP2	0.071	0.105	0.031	-0.028	0.068	0.997	1.000

FSとNCとの関係を除き、各変数はそれほど強い相関を示しておらず、多重共線性の心配はあまりないことが分かる。ただしFSとNCについては、これが問題を引き起こす可能性があることを忘れず、後の分析を行わねばならない。

続いて、これらデータを当てはめる回帰モデルにはカウントモデルを用いる。一般に、カウントデータモデルは、 y_i を従属変数である頻度、 z を独立変数ベクトル、 β を係数パラメータベクトルとして

$$\text{prob}(Y_i=y_i)=f(y_i, z_i\beta), y_i=0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

で表されるが、推定のために本稿では負の二項回帰モデルを用いる。¹⁰⁾

$$\text{prob}(y_i)=\frac{\Gamma\left(\frac{1}{\theta}+y_i\right)}{\Gamma(y_i+1)\Gamma\left(\frac{1}{\theta}\right)}\left(\frac{\lambda_i}{\lambda_i+\frac{1}{\theta}}\right)^{y_i}\left(\frac{\frac{1}{\theta}}{\lambda_i+\frac{1}{\theta}}\right)^{\frac{1}{\theta}} \quad (9)$$

ここで $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数 $\Gamma(x)=\int_0^\infty u^{x-1}e^{-u}du, x>0$ であり、期待値は $E(y_i)=\lambda_i=\exp(\beta'z_i)$ 、分散は $V(y_i)=\lambda_i(1+\alpha\lambda_i)$ 、 $\alpha=1/\theta$ である。ここから得られる対数尤度関数は大域的に凹であるため (Haab and McConnell 2002)、最尤法によりパラメータを推定できる。

パラメータが推定されたら、その解釈にはもっとも知見を導きやすい半弾力性 (half-elasticity) ¹¹⁾ を指標に用いる。すなわち、

$$\frac{\partial E}{\partial z_{ij}} \frac{1}{E(y_i|\beta'z_i)} = \beta_j \quad (10)$$

であり、推定パラメータ β が、独立変数の微小変化あたりの従属変数(需要)のパーセント変化を表していることを意味する。

以上の定式化のもと、データを当てはめて解析する。まず、従属変数に当該スーパーの取引回数、独立変数に先ほど定めた6つの要因を設定する。すなわち、

$$\left\{ \begin{array}{l} y_i = \text{第 } i \text{ 個人の取引回数} \\ \beta'z_i = \beta_{FS}Z_{FSi} + \beta_{NC}Z_{NCi} + \beta_{CF}Z_{CFi} + \beta_{OS}Z_{OSi} + \beta_{BZ}Z_{BZi} + \beta_{OP}Z_{OPi} \end{array} \right.$$

とおく。結果は次のように得られた（表 4）。

表 4 推定結果

	モデル 1 (OP1)			モデル 2 (OP1)			モデル 3 (OP2)			モデル 4 (OP2)		
	coeff.	s. e.	t-ratio	coeff.	s. e.	t-ratio	coeff.	s. e.	t-ratio	coeff.	s. e.	t-ratio
Const.	1.466	0.258	5.692	1.502	0.257	5.839	1.194	0.440	2.712	1.238	0.441	2.807
家族サイズ(FS)	0.120	0.025	4.750	0.099	0.020	5.062	0.121	0.025	4.758	0.099	0.020	5.072
子供人数(NC)	-0.056	0.042	-1.337	—	—	—	-0.056	0.042	-1.337	—	—	—
料理頻度(CF)	0.018	0.003	5.716	0.018	0.003	5.664	0.018	0.003	5.713	0.018	0.003	5.662
他店利用(OS)	-0.009	0.005	-1.691	-0.009	0.005	-1.606	-0.009	0.005	-1.706	-0.009	0.005	-1.622
口コミ情報(BZ)	0.025	0.037	0.681	0.029	0.037	0.795	0.025	0.037	0.679	0.029	0.037	0.794
OP	0.022	0.012	1.765	0.021	0.012	1.728	0.028	0.017	1.614	0.027	0.017	1.573
α	0.382	0.030	12.938	0.383	0.030	12.975	0.382	0.030	12.945	0.384	0.030	12.981
サンプルサイズ	542			542			542			542		
対数尤度(制限なし)	-1902.846			-1903.736			-1903.086			-1903.977		
対数尤度(制限つき)	-2827.439			-2836.403			-2828.453			-2837.359		

モデル 1 と 3 が当初想定した変数で計算したものである。推定された係数符号はほぼ直感に合致する結果を示しているが、子供人数については例外である。直感的には、子供や家族の人数が増えるほど、健康への配慮のためにプレミアムの高いブランドラベル付の野菜の取引頻度が高まる（つまり係数は正符号）と考えられるが、それに反する結果となっている（もっとも、統計的に有意な推定値ではなかった）。これは、先ほど懸念していたとおり家族サイズ変数と子供人数変数が多重共線性を引き起こしたことが原因と考えられる。そこで、モデル 2 と 4 は子供人数属性を外して推定したものである。いずれのモデルも、帰無仮説： $\beta=0$ は χ^2 検定により 1%水準で棄却された。

さて、この結果から、家族サイズ・料理頻度が 1%水準で有意に正の影響を及ぼしていた。また、OP₁ モデルと OP₂ モデルではほぼ同じ結果となり、どちらも正の影響を及ぼしている。口コミ情報が有意な影響を与えなかったのは先行研究（濱岡・片平 1997, Sundaram and Webster 1999 など）と異なっている。本稿の回帰分析では、取引頻度と口コミとの関係として定式化した¹²⁾が、口コミは最初の一回目の取引に強い影響を及ぼすが、2 回目以降の取引には前回の自分の購入経験があるため、口コミが有意な影響を及ぼさなくなっていたのかもしれない。なぜ本稿のケースでは口コミが有意な影響を及ぼさなかったかについての推論は今後厳密に解明する必要があるが、本稿では、他人の評価よりも自分自身の評価が現実取引の継続へ与える影響が強いと解釈する。

半弾力性値(10)式から、家族サイズが 1 単位（つまり 1 人）増加すれば、月当たりおよそ 10%の取引頻度の増加が起こることが分かる。また同様に、料理頻度が 1 単位（つまり月あ

たり1回) 増えることによりおよそ2%の取引頻度増加が起こることが分かる。最後に、当該ブランド情報ラベルへの支払意思額、すなわち信頼価値の強さが上昇することが、当該スーパー利用頻度を高めることがわかる。具体的には、支払意思額が1円上昇すれば、利用頻度が約2~3%高まると予測される。このように、当該ブランドの利用頻度と、当該ブランドの信頼評価とは、正の相関関係にあり(相関係数は0.77で強い正の相関を示している)、当該ブランドを信頼すればするほど当該スーパーの利用頻度が高まり、逆に、当該スーパーの利用頻度が高まれば当該ブランドの評価につながると考えられる。¹³⁾このことは取引を重ねることで信頼が得られてゆく傾向を示唆する。家族サイズといった正の影響を与える他の変数は、その性質から操作可能性が低いため、変数の上昇によって取引頻度の増加が期待できるのはこのOP変数である。

さらに、情報への信頼(評価)と取引経験の頻度との間の正相関という事実を補強するデータをあと2つ示す。一つは、有機野菜ラベルに対する信頼とその取引頻度、もう一つは産地ラベル(地場産を表すラベル)に対する信頼とその取引頻度である。ただしこれらの取引頻度データは、先ほどのスーパーの利用のような回数ではなく、順序でしか得られていないため、カウントモデルでなく順序プロビットモデルを用いた。従属変数は順序 $y \in \{0, 1, 2, 3\}$ で表現され、数値が大きくなるほど取引頻度が多くなることを表す。ここでも、先ほどと同様に2種類の方法でOPを計算している。回帰式はそれぞれ次のように推定された。いずれのモデルも、 $H_0: \beta=0$ は χ^2 検定により1%水準で棄却されたため、回帰式に意味がある。

$$\begin{aligned}
 y_{ORGANIC} & \left\{ \begin{aligned} &= 0.694 + 0.068FS + 0.020CF + 0.007OP_1^{ORGANIC} \\ &\quad (4.245) \quad (2.310) \quad (4.302) \quad (1.676) \\ &\quad (\#obs.=591, ULL=-640.433, RLL=-657.016) \\ &= 0.607 + 0.068FS + 0.020CF + 0.009OP_2^{ORGANIC} \\ &\quad (3.060) \quad (2.318) \quad (4.298) \quad (1.630) \\ &\quad (\#obs.=591, ULL=-640.509, RLL=-657.016) \end{aligned} \right. \\
 y_{JBA} & \left\{ \begin{aligned} &= 0.850 + 0.085FS + 0.018CF + 0.012OP_1^{JBA} \\ &\quad (5.795) \quad (2.865) \quad (3.844) \quad (2.314) \\ &\quad (\#obs.=590, ULL=-648.890, RLL=-666.128) \\ &= 0.577 + 0.085FS + 0.018CF + 0.021OP_2^{JBA} \\ &\quad (2.868) \quad (2.857) \quad (3.843) \quad (2.604) \\ &\quad (\#obs.=590, ULL=-648.890, RLL=-666.128) \end{aligned} \right.
 \end{aligned}$$

スーパーのブランドラベルのケースと異なり、スーパーに関する口コミや、他店の利用頻度といった説明変数は、このケースでは意味が無いので省いた。また、子供人数は家族サイズと多重共線性を引き起こすため予め省いた。こうして推定された方程式の主要な解釈はブランドラベルのケースと変わらない。すなわち、情報に対する信頼評価とその取引頻度が正

相関をもっているということである。独立変数の変化が取引頻度（従属変数）を何回増加させるかについてはカウントデータモデルのように具体的にはわからないものの、いずれの情報ラベルに対しても、信頼の強さと現実取引頻度との正の相関関係が観察されたわけである。

以上の分析により、現実購入経験の増加と情報ラベルの評価の高さに関連があることが示された。これの示唆するところは、信頼される表示制度の構築には、消費者が積極参加することで経験を積み増し、信頼を強化させることが効果を持つということであり、認証制度システムを有効に機能させるためには消費者の参画を促しながら構築することが有効だということである。また、認証制度を設計する際には、消費者の経験が反映される可能性が開かれていることも重要であると考えられる。

以上から、第三者のみならず、第三者つまり消費者自らが、自分で利用する情報の信頼性を自分の経験に基づいて確かめうる制度作りが大事であると思われる。つまり、不正表示を防ぐような信頼性ある制度作りに加えて、消費者の参加を確保することによって信頼ある制度作りを行うことが望まれる。あくまで公的部門の役割は、こうした民間領域での取り組みを促進することにあって（新山 2004）、認証には消費者あるいはそれに準ずる機関が主体的に関われるようにすべきであると思われる。

5 まとめと今後の課題

フランスにはラベル・ルージュという高品質を保証する公的情報ラベルがある。これの貼付されている鶏肉は通常の2倍以上の価格であるものの、市場では評価を得て、市場流通の半分以上を占めているという（植村 2002）。ラベル・ルージュの認証は農務省、経済省、および多数の研究の研究機関といった専門家集団に、5つの消費者団体が加わって構成される国家ラベル委員会によってなされている。このように品質がよければ高くても売れ、そのためには信頼される情報ラベルが必要である。信頼される情報認証制度の構築には、フランスの事例のようにさまざまな利害関係者の参加、特に消費者の参加が重要なのである。

本稿では、今後の認証ラベルを作成するに当たり、第三者認証が望まれていることを確認したうえで、第三者、すなわち消費者自らが情報認証に参画することの有効性に関する示唆を得た。認証主体は生産者・販売者中心でなく、また消費者から距離のある政府・科学者中心でもなく、なるべく多くの利害関係者が共同で保証することが大切と思われる。より知識の多い生産者や科学者、政府によって信頼性を確保することも重要であるが、信頼するのは消費者だからである。わが国にはフランスのような認証を担当する国家委員会はない。情報認証への信頼が失墜している現状を克服すべく認証機関を設けるならば、本研究結果やフランスのあり方を参考にすると、多様な利害関係者の参加、特に消費者参加が特に大切であるといえる。

本研究の今後の発展のために、まず、信頼と取引行動との動学的分析を行うことが挙げられる。本研究では、特に取引頻度との関係を分析したものであったが、信頼と取引行動とのより詳しい因果関係を分析するには、逐次的な意思決定過程の分析が必要と思われる。つまり現在の購入経験が次回の購入意思決定にどう反映され影響を及ぼしているのかを解明するモデルが必要となる。これにより、信頼が取引行動にどう結実し、取引行動が信頼をどう高めるかという相互作用をより詳しく見ることができるだろう。

次に、本研究のような消費者行動分析を通じたリスクコミュニケーション手段の可能性を考察することが挙げられる。リスクコミュニケーションは、一方的にリスク情報を消費者に提供するのでなく、情報の受け手（消費者）からの働きかけを含むもの、つまり情報の相互交換過程であり（吉川 2004）、その意義は、消費者のリスクに対する関心や認知を高めることにある。従って、本研究で取り上げた情報認証問題と同様に、消費者参加が極めて大事な分野である。しかるに現状では、食品の安全性を監視・評価し、リスクコミュニケーションを推進するために近年発足した食品安全委員会の組織に、消費者の参加を保障する仕組みが¹⁴⁾欠けている点が残念に思われる。とはいえ、消費者側からのリアクションを汲み取ることはしばしば難しく、バイアスが入りやすい。食品安全委員会に消費者の代表を加入することはもちろん大切と思われるが、それでも参加できるのは少数であるため、数千万人という消費者の意見からは乖離のあるものになってしまうかもしれない。こうした問題に対して本研究のようなアプローチが適用可能かもしれない。本研究では、市場における消費者の行動分析を通じて情報の信頼形成過程を観察しようと試みたわけだが、これは環境や健康についての一種のリスク情報に対する消費者評価と見なしうるだろう。こうした状況で、市場における消費者行動から消費者のリアクションを汲み取ることが出来たならば、それは貴重な消費者からのメッセージと考えられる。本研究のアプローチを応用することで、こうした消費者からの評価・メッセージを汲み取る手段たり得れば、リスク評価者やリスク管理者、リスク情報提供者、そして制度設計者が、環境リスク情報に対する消費者の評価・受け止め方を反映して、システムのさらなる改善に着手できるようになるかもしれない。

また、本稿では、食品の表示問題を例に分析を進めてきたが、ここでの論点はエコラベルなどのその他さまざまな製品情報表示の問題にも当てはまるものである。環境対応商品の普及は今後の重要な社会的課題であるが、そのためには情報の信頼性をいかに確保するか、認証制度をいかに改善するかという問題が浮上することが予想される。この問題は、本研究で取り上げた問題と本質的に同じものであり、考察する意義の大きいものである。

注

本研究にあたり、京都大学教授植田和弘先生、石川県立大学教授高月絃先生をはじめ、有機物循環研究会の皆様には有益な助言を多くいただきました。また二人の匿名査読者の方からも適格なご指摘をいただきました。ここに謝意を表します。

- 1) 寺脇 (2004) では、GM 食品の健康リスクを分析しており、そこで用いられたオープンエンド型 CVM と整合するように $V(Y, P+OP, 0) = E[V(\cdot)]$ と定義することにより消費量 1 単位あたりの OP (補償オプション) として表現する工夫がなされているが、本稿では標準的な定義を採用した。また、本研究ではラベルにプレミアム ($\partial V / \partial L > 0$) を想定しているので、等価オプションで測っている。なお、以下の期待効用に関する議論は寺脇 (2004) に拠っている。
- 2) このデータは科学技術振興事業団「都市と農村の連携を通じた有機物循環システムの再生」プロジェクトの調査による。
- 3) 直交計画法は、属性間の多重共線性を回避し、効率的なデータ収集を実行するための方法である。コンジョイント分析における応用を含めて、詳しくは Louviere et al. (2000) を参照されたい。
- 4) 詳しくは、Train (2003), pp. 262-270 を参照
- 5) 選択型実験では異なる複数の選択状況を設けて、繰り返し選択質問を行う。本稿で利用するデータでは 8 回の繰り返し選択質問の形態をとっているため、 $T=8$ である。
- 6) 各個人別の推定値は、サンプルサイズ 600 人分にのぼるため表記しない。
- 7) しかしこの評価額では認証取得コストを賄うに十分でない (佐藤他 2005)。
- 8) このスーパーには家電や日用品等も販売しており、必ずしもこの取引回数が野菜だけに充てられるわけではないが、「スーパーの独自ブランドへの信頼」と「スーパーの利用頻度」の関係を分析する目的としては大きな支障はないと考えられる。
- 9) 精密な厚生評価をするために、離散選択モデルとカウントデータモデルのリンクモデルにおいて、いかなる「価格インデックス」を用いるかについては多くの議論がある (Parsons et al. 1999 など)。本稿では、厚生測度よりもラベルへの評価と購入行動との関係を知ることが目的であるため、単純に支払意思額を計算した。ただし、頑健性を見るために二通りの指標を採用した。
- 10) 基本的なカウントデータモデルとして Poisson 回帰モデルがあるが、これに利用する分布形には平均と分散が等しいという強い仮定が必要である。この仮定を弱めたものが負の二項分布モデルである。具体的にはモデル中の α がこの仮定を弱めている。ここで $\alpha=0$ なら Poisson 回帰モデルに退化するが、表 3 の通り α は有意に得られたため、Poisson モデルによる再推定は行わない。
- 11) 推定パラメータ解釈には他に、期待需要関数の傾き (本稿では期待取引頻度関数の傾き) である $\frac{\partial E(x_i|\beta'z_i)}{\partial z_{ij}} = \beta_j \exp(\beta'z_i)$ や、弾力性 (full-elasticity) $\frac{z_{ij}}{\partial z_{ij} E(x_i|\beta'z_i)} = z_{ij}\beta_j$ などの利用も考えられるが、いずれも独立変数の関数として得られるものであり、やや使いにくい。
- 12) こうした仮説が正しいとすると新しい認証制度が導入された初期段階でのロコミの影響を調べることは興味深く、現実に与える示唆も多いと思われるため、それもあわせて稿を改めて今後分析したい。
- 13) 消費者が当該スーパーと取引をしてみて、もしも満足がいかなければ (評価できなければ)、そ

の消費者は次回から取引をしなくなると考えられる。本稿では取引を続けることと評価との定量的な関係を分析した。一方、なぜ取引をやめるのか、いつやめるのかといったことについては、ここでは知見を得られなかった。消費者の取引経験における逐次評価とその都度における行動の動学的意思決定過程の分析は今後の課題である。

- 14) 食品安全委員会の構成員は7名（うち非常勤3名）で、それぞれ①毒性学等、②微生物学等、③有機化学（化学物質）等、④公衆衛生学等、⑤食品の生産・流通システム等、⑥消費者意識、消費行動等、⑦情報交流の各専門家である。

参 考 文 献

- Freeman III, A. M. (2003), *The Measurement of Environmental and Resource Value (2nd ed.)*, Resources for the Future.
- Frewer, L. J., C. Howard, D. Hedderley, and R. Shepherd (1996), "What Determines Trust in Information About Food-Related Risks? Underlying Psychological Constructs", *Risk Analysis*, 16, 4, pp. 473-486.
- Haab, T. C. and K. E. McConnell (2002), *Valuing Environmental and Natural Resources*, Edward Elgar.
- Huffman, W. E., M. Rousu, J. F. Shogren, and A. Tegene (2004), "Who Do Consumers Trust for Information: The Case of Genetically Modified Foods?", *American Journal of Agricultural Economics*, 86, 5, pp. 1222-1229.
- Hunt, S. and L. J. Frewer (2001), "Trust in Sources of Information about Genetically Modified Food Risks in the UK", *British Food Journal*, 103, 1, pp. 46-62.
- Kasperson, R. E., D. Golding, and S. Tuler (1992), "Social Distrust as a Factor in Siting Hazardous Facilities and Communicating Risks", *Journal of Social Issues*, 48, 4, pp. 161-187.
- Louviere, J. J., D. A. Hensher, and J. D. Swait (2000), *Stated Choice Methods*, Cambridge University Press.
- Parsons, G. R., P. M. Jakus, and T. Tomasi (1999), "A Comparison of Welfare Estimates from Four Models for Linking Seasonal Recreational Trips to Multinomial Logit Models of Site Choice", *Journal of Environmental Economics and Management*, 38, pp. 143-157.
- Peters, R. G., V. T. Covello, and D. B. McCallum (1997), "The Determinants of Trust and Credibility in Environmental Risk Communication: An Empirical Study", *Risk Analysis*, 17, 1, pp. 43-54.
- Schurr, P. H. and J. L. Ozanne (1985), "Influences on Exchange Processes: Buyers' Preconceptions of a Seller's Trustworthiness and Bargaining Toughness", *Journal of Consumer Research*, 11, 4, pp. 939-953.
- Sundaram, D. S. and C. Webster (1999), "The Role of Brand Familiarity on the Impact of Word-of-Mouth Communication on Brand Evaluations", *Advances in Consumer Research*, 26, pp. 665-670.
- Train, K. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge Univ. Press.
- 植村悌明 (2002) 「評価高い公的品質表示」, ジェトロセンサー, 2002年9月号, pp. 12-13.

- 吉川肇子 (2004) 「リスクコミュニケーションの考え方と課題」, 新山陽子 (編著) 『食品安全システムの実践理論』, 第 6 章, pp. 90-108, 昭和堂.
- 栗山浩一, 石井寛 (1999) 「リサイクル商品の環境価値と市場競争力——コンジョイント分析による評価——」, 『環境科学会誌』, 第12巻, 第 1 号, pp. 17-26.
- 佐藤真行, 坂上雅治, 鈴木靖文, 植田和弘, 高月紘 (2005) 「有機野菜に対する消費者選好分析——地域内有機物循環と認証ラベル」, 『環境科学会誌』, 第18巻, 第 3 号, pp. 243-255.
- 寺脇拓 (2004) 「遺伝子組換え食品における健康リスクの経済評価」, 澤田学 (編著) 『食品安全性の経済評価——表明選好法による接近——』, pp. 146-173, 農林統計協会.
- 新山陽子 (2004) 「食品表示の信頼性の制度的枠組み——規制と認証——」 新山陽子 (編著) 『食品安全システムの実践理論』, 第 8 章, pp. 136-161, 昭和堂.
- 濱岡豊・片平秀貴 (1997) 「ロコミの影響メカニズム～信頼の形成過程の情報システムモデル～」, 『マーケティング・サイエンス』, vol. 15, No. 1・2, pp. 19-38.
- 松田友義 (2001) 「食品安全性の確保と消費者の安心」, 『農林統計調査』, vol. 51, No. 10, pp. 11-15.
- 山岸俊男 (1998) 『信頼の構造』, 東京大学出版会.