

ノート

# 時系列データによる食品安全リスク評価

— O157・狂牛病事件への適用 —

鬼木 俊次

- |                    |             |
|--------------------|-------------|
| 1. はじめに            | 4. 消費モデルと推定 |
| 2. O157・狂牛病事件と牛肉消費 | 5. 推定結果     |
| 3. 食品安全性の評価研究      | 6. おわりに     |

## 1. はじめに

近年、O157のように甚大な被害をもたらす新型の病原体が出現しており、消費者の食品安全性に対する信頼が揺らぐ事件が頻発するようになった。また、消費者の所得の上昇に伴い、食品安全性に対する意識が高まってきた。このように食料消費における安全性のリスクが大きな社会問題となってきたため、食品安全性を揺るがす事件が発生すれば、消費者の福利を害し、ひいては経済社会の各方面に重大な影響を及ぼしかねない。経済活動における安全性の役割が高まる中で、それを無視して消費経済の動向を分析することはできない。しかし、食品安全性の価値は市場のデータや統計資料により直接観測することはできないため、定量的な動態分析はこれまで十分には行われてこなかった。そのため、何か事件が起こった場合に、消費がどのような反応をするか、安全性不安がどのように消費動向に影響するかということについて、計測するための枠組みを示す必要がある。

本研究の目的は、第1に、時系列データを用いて消費者の食品安全性の評価価値を推定する手法を開発することである。第2に、この手法を1996年に連続して発生した狂牛病およびO157事件の事例に適用し、家計消費における安

全性の牛肉需要への影響を明らかにする。

食品危害の影響は当該財の需要の変化から推測することはできるが、需要は価格や所得などの経済変数の影響を受けるため、それらの影響を除いて推定を行う必要がある。食品安全性に関する消費行動の動態的变化を推定した先行研究では、安全性に関する情報を表す変数を含めて需要関数を推定する手法を用いている。しかし、これらの研究では、情報が需要に与える効果を分析することが目的であり、安全性の評価価値の推計を行うという本稿の目的とは異なる。本稿は食品安全性を表す代理変数を用いることなく、消費者の安全性の評価価値を推定することを試みる。ここで提案する手法は、食品属性の中で安全性が観測期間中に唯一変動する観測不能変数であると仮定し、需要関数の変動からその安全性水準の変化を推定する方法である。牛肉の逆需要関数の差を食品安全性の低下を受け入れるための最小受入補償額（WTA）と考え、価格および所得を所与とする場合の需要量の変動と需要の価格弾力性を用いてWTAを計算する<sup>(1)</sup>。基本となる需要モデルはLA/AIDSモデルであり、SUR法での推計、ならびにカルマンフィルター法による状態空間モデルの推定を行う。

本稿の実証分析で対象とする事例は、1996年の狂牛病およびO157騒動後における全国の牛肉家計消費である。O157・狂牛病事件は、全国規模で深刻な食中毒被害や消費者不安をもたらした代表的な食品安全性リスク事件である。牛肉は、狂牛病騒動の影響に加えて、O157事件で主要な感染源として特定されたため、その消費は特に大きな影響を受けた。このような理由で、O157・狂牛病事件に関する牛肉消費の動向を本研究の実証研究の対象とする。加えて、一連の事件後の需要動向分析については家計消費の統計資料が利用可能であり、時系列データによる推定を行うことができる。

本稿は、2.でO157・狂牛病事件と牛肉消費について説明した後、3.で安全性評価の先行研究を概観する。4.で安全性を推定するのに用いる需要モデルと推定方法を示し、その推定結果について5.で説明する。6.で全体をまとめ、推定結果から導かれる事柄について論じる。

注(1) 食品安全性の貨幣価値は、支払い意思額 (WTP) または受入補償額 (WTA) として測ることができる。WTA は、安全性の水準が低下する場合に、その状況を受け入れたとして、いくら補償額を受け取るべきかということの評価する。一方、WTP は、その状況が起こらないようにするにはいくら支払うかということの評価する。本研究では、安全性水準が低下するときの消費行動を、事後的に分析するので、WTA として評価するのが適当である。

## 2. O157・狂牛病事件と牛肉消費

狂牛病 (牛海綿状脳症: Bovine Spongiform Encephalopathy (BSE)) は、1996年3月の狂牛病感染牛とヤコブ病との関連性についての発表をきっかけとして広く知られるようになり、世界中で食品安全性に対する不安を招いた<sup>(1)</sup>。日本では同年3月27日、イギリス産の牛肉加工製品の輸入が禁止され、4月30日に小売りでの原産国表示が義務づけられた。国内へはイギリスからの牛肉や生牛の輸入はなかったが、安全性に対する消費者の不安を一時的に招いた。

狂牛病騒動からまもなくして、O157 (腸管出血性大腸菌, *Escherichia coli* O157:H7) による食中毒事件が起こり、生鮮食品を中心に食品安全性に対する不安が高まった。この事件は、1996年5月岡山県<sup>お</sup>久<sup>く</sup>町で発生した集団食中毒 (有症者468名。死亡2名) が発端になった。6月には全国各地で患者100名以上の規模の集団食中毒が頻発した。同年7月、大阪府堺市で大規模な食中毒が発生し、当初6,000名以上が被害にあったと発表された<sup>(2)</sup>。1996年の患者数は5月、488名; 6月、1,535名; 7月、6,589名; 8月、284名; 9月、273名; 10月、197名と発表された。翌97年の有症患者数は前年よりも大きく減少し、被害は収束に向かった (第1表)。

O157による集団食中毒で汚染源が特定された食材は、「おなかサラダ」(1996年6月、岐阜市の給食)、牛レバー肉 (96年6月、神奈川県三浦市; 98年8月、名古屋市)、イクラしょうゆ漬 (98年6月、北海道別海町の業者製造) などがあった<sup>(3)</sup>。

以上のように、O157による集団食中毒は多くの食品について発生した。

第1表 O157感染者数

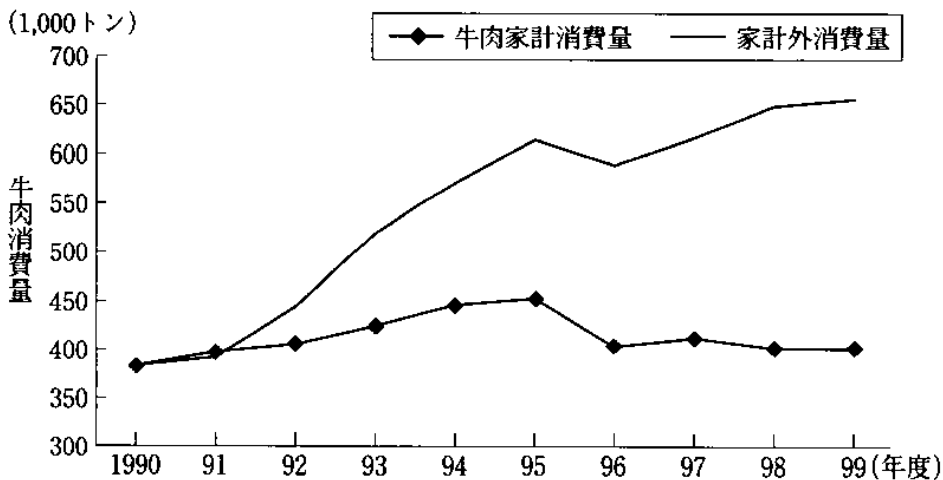
(単位：人)

	有症者数	無症者数	入院者数	死者数
1996年	9,451	669	1,809	12
1997年	1,576	685	782	3
1998年	1,409	657	677	4

資料：厚生省生活衛生局食品保健課。

O157の発生源として特定された食品の消費は大きく減少し、牛肉についても影響は大きかった。これは、O157が牛肉や牛の内臓から多く検出されているからである<sup>(4)</sup>。

ここでわが国における牛肉消費量を年次ベースでみておきたい。第1図は、家計内および家計外における牛肉消費量の年度ごとの推移を示している。家計外消費は、国内生産量と輸入量から在庫量と家計消費量を差し引いて推計される。家計消費、家計外消費ともに1996年以前は需要が上昇していたが、1996年以降に下方へシフトしている。特に家計消費への影響は大きく、1996年に



第1図 牛肉の家計内および家計外消費量

資料：農水省「食肉流通統計」，大蔵省「貿易統計」，農畜産業振興事業団資料。  
注。データは年度合計値(4月～3月)。1999年度は2000年2月までのデータによる推定値。

減少したまま回復していない。

- 注(1) 狂牛病は、牛の脳がスポンジ状に侵される病気である。1996年3月20日、英国政府の諮問機関は、狂牛病感染牛との接触と、人間の痴呆を引き起こすクロイツフェルト・ヤコブ病の発症と関連性を否定できないという発表を行った。
- (2) 翌年患者数を9,523名と確定した(堺市対策本部最終報告書)。死亡者数は3名である。
- (3) 1996年7月の堺市の集団食中毒については、カイワレ大根が汚染源であるかどうか議論になった。
- (4) 例えば、1996年に牛肉や牛内臓からO157が検出された地域は、牛枝肉が宮城県、高知県、山梨県、三重県。牛レバー肉が神奈川県、福岡県、東京都、岡山県。その他の牛内臓肉が福岡県、兵庫県、神奈川県、東京都。牛腸内容物が神奈川県、長野県、広島県、福島県におよぶ(厚生省発表)。

### 3. 食品安全性の評価研究

本稿の目的は、狂牛病およびO157事件の事例を用いて、消費者の食品安全性評価の動態的变化を推定することにある。食品安全性の定量的推定を目的とする既存の手法には、仮想評価法(Contingent Valuation Method)、病気費用法(Cost-of-Illness Method)、価格プレミアムを推定する手法、および食品安全性に関する情報が食品需要に及ぼす効果を推定する手法がある。仮想評価法、病気費用法、および価格プレミアムを推定する方法は安全性価値の動態的变化を推定する方法ではないので、本研究の分析に用いることはできない<sup>(1)</sup>。

食品の安全性に関する情報の食品需要に与える効果を推定したものには、van Ravenswaay and Hoehn [8]の研究がある。彼らは、りんごの需要における農薬(Alar)の有害報道情報の影響について時系列データを用いて実証した。澤田 [1] [2] は、この分析手法を発展させ、日本のO157・狂牛病事件に応用した。この方法は実際の市場データを用いるため、データ収集に起因する推定バイアスが少ないという長所がある。安全性の推定に用いることのできる時系列の統計資料は一般に入手しがたく、報道件数はその目的で利用できる

数少ないデータである。

これらの研究における直接的な目標は、報道と需要の変動の関連性について調べることであり、情報が需要変動に与える効果について興味深い示唆を与える。ただし、報道件数を食品安全性の代理変数として需要関数の推定に用いる場合には、それが誤差項と相関がないかということに注意を払う必要がある。また、メディア報道以外の要素が需要に影響を与えれば、推定結果にバイアスが生じる。1回の報道がその内容にかかわらず消費に同程度のショックを与えるという仮定についてもさらなる検証が必要である。本稿では、食品安全性リスクに関する情報の効果を分析することに目的を置くのではなく、食品安全性リスクが需要に及ぼす効果を探ることが目的であるので、報道件数など特定の変数に制約を受けずに需要の変動を推定することが可能な方法を用いる必要がある。以下のセクションでは、食品安全性が変化する場合の効果を他の変数で代理することなく、観測できない変数として推定する。そうすることによって、安全性に対して先験的な制約を置くことなしに、自由度の高い実証分析を行うことができる。

注(1) 仮想評価法とは、アンケート調査で仮想的な消費状況を設定し、回答者に支払い意思額または受入補償額を尋ねる方法である。病気費用法は、医療費用、病気・死亡による生産のロスなど現実の費用を測定する。価格プレミアムから食品安全性の価値を推定する方法では、有機食品のように通常の食品とは安全性が異なるとみられる食品のプレミアム価格を評価する。

#### 4. 消費モデルと推定

まず、ある財の需要量は、当該財および代替財の実質価格、消費者の実質所得、および財の属性によって決定される需要関数について考える。ここで、食品安全性が財の唯一の属性であると仮定する。この需要関数は次のように表すことができる。

$$x_i(t) = D(\mathbf{p}(t), Y(t), A(t)) \quad (1)$$

ただし、 $x_i(t)$  は  $i$  財の消費量、 $\mathbf{p}(t)$  は価格ベクトル、 $Y(t)$  は所得、 $A(t)$  は食品安全性の変数であり、 $t$  は時間を表す指標である。本研究の推定においては当該財の供給は完全に弾力的であると仮定する。

食品安全性の動態的变化を分析するには、消費における学習効果および習慣形成効果を見捨てることはできない。学習効果とは、財の特性や消費に関する知識の変化が需要に与える影響である。食品危害を受ける可能性が高まれば、消費者は食品安全に関する様々な情報を入手し、危害を避けるよう行動する。新たに獲得した消費に関する知識は、家計消費関数における「消費資本」として蓄積され、これはその後の消費行動にも影響を与えうる (Becker [3])。消費資本による学習効果の分析においては、しばしば知識上昇を導く変数として消費経験すなわち過去の消費量を用いてモデル化する。しかし、食品安全性の知識については、過去の消費量というよりはむしろ、安全性に関する情報の影響を受けるであろう。澤田 [1] は、新聞記事数の累計を変数として用いる推定も行っている。O157 事件について食品安全性に関する知識が蓄積されうるという考えは妥当であるといえよう。しかしながら、知識の更新は記事の内容によって左右されるため、累計記事数で知識水準の代用をすると仮定するのは多少無理がある。

Gorman [5], Pollak [7] により消費理論に導入された習慣形成の概念は、過去の消費行動が現在の消費に影響を与えうるという考えである。日常的な消費行動は習慣性があり、外食や調理などの生活行動や食文化と関連しているため、たとえ経済環境が変化しても即座に消費形態を大きく変えることは難しい。食品安全性をおびやかす事件が起こった後、食品危害を受けるおそれがなくなった場合でも、習慣形成が起これば、需要の回復が遅くなる。場合によっては、恒久的に回復しない可能性もある。学習効果ならびに習慣形成効果は需要関数の長期的なシフト要因となる。

本研究の実証分析で用いる計量モデルは、LA/AIDS (Linear Approximate Almost Ideal Demand System) モデルである。LA/AIDS モデルは、比較的少ない数の説明変数で、十分に柔軟性の高い推定を行うことが可能であ

り、多くの需要分析でその有効性が実証されている。(1)式をLA/AIDSモデルで近似すれば、支出シェア式は次のように表される(静学モデルについては時間( $t$ )は略す)。

$$s_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m/P) + \varepsilon_i \quad (2)$$

ただし、 $s_i$ は総支出額に占める*i*財のシェア( $s_i = p_i x_i / (\sum_i p_i x_i)$ ) ( $i=1, 2, \dots, n$ ),  $p_i$ は*i*財の価格、 $m$ は総家計支出額、 $P$ は全消費財の集計価格指数、 $\varepsilon_i$ は*i.i.d.*誤差項である。(2)式より次のように消費量を求める。

$$x_i = (m/p_i) [\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(m/P)] + u_i \quad (3)$$

なお、パラメーターには次の制約条件が課される。

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_{ij} = 0, \sum_j \beta_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0 \quad (4)$$

$\sum_j \beta_{ij} = 0$ の条件を用いて、(2)式を次のように書き直すことができる。

$$s_i = \alpha_i + \sum_j^{n-1} \beta_{ij} \ln(p_j/p_n) + \beta_i \ln(m/P) + \varepsilon_i \quad (5)$$

さらに(4)の制約条件ため  $n$  番目の式を除き、 $s_1$  から  $s_{n-1}$  までの式でパラメーターの推定を行う。WTAは、予測値  $\hat{x}_i$  と観測値  $x_i$  の差の観測値に対する比率と価格弾力性値  $e_{ii}$  および価格データを用いて求める<sup>(1)</sup>。すなわち

$$WTA_i = p_i (\hat{x}_i - x_i) / x_i / e_{ii} \quad (6)$$

ただし、 $e_{ii}$ は自己価格弾力性の推定値であり、これは観測期間を通じて一定であると仮定する。 $e_{ii}$ は(3)式のパラメーターより次のように求められる(Chalfant [4])。

$$e_{ii} = -1 + \beta_{ii}/s_i - \beta_i \quad (7)$$

また、価格の交差弾力性および価格に対する支出弾力性は、それぞれ

$$e_{ij} = \beta_{ij}/s_i - \beta_i (s_i/s_j) \quad (8)$$

$$e_{ij} = \beta_i/s_i + 1 \quad (9)$$

である。

推定には、総務庁『家計調査』全国・全世帯のデータおよび消費者物価指数(総合)を用いる。所得の代理変数として家計の総消費支出を使用する。1990年1月から96年3月までの系列を用いて季節調整指数を作成し、これで原データを除した後、12周期の幾何移動平均法を適用して季節調整を行う。観測



期間は1990年1月から2000年2月までで、月次データを用いる。価格と消費支出の実質化には消費者物価指数を用いる。本研究では、牛肉の代替財は豚肉と鶏肉であると仮定し、一つの集計的な代替財の変数を用いる。豚肉および鶏肉の価格は連動しており、計量モデルの推定における多重共線性の問題を回避するため、単一の代替肉類として集計する。代替財価格は豚肉と鶏肉の価格および消費量を用いてラスパイレス法で集計する。消費支出、消費量、価格データの年集計値は第2表に概観される。

推定にあたっては、まず1996年3月までのデータを用いて、需要式の体系をZellner〔9〕の提案するSUR (Seemingly Unrelated Regression) 推定法で推定する。SUR法は、方程式間の制約をもつ非線形方程式体系で漸近的に有効な推定を可能とする。牛肉家計消費にトレンドがある可能性も否定できないので、トレンド変数を入れた推定も試みる。この推定モデルに2000年2月までの価格および支出のデータを外挿して理論値を求める。これとパラメータ

第2表 家計消費支出、肉類消費、肉類価格の  
1995年基準変化率および牛肉家計消費割合

(単位：%)

	家計消費	牛肉	牛肉	豚肉	豚肉	鶏肉	鶏肉	牛肉家計消費割合
	支出	消費量	価格	消費量	価格	消費量	価格	
1995年基準変化率 (1995=0)								
1990	-5.4	-12.3	25.3	8.1	6.7	6.6	4.0	48
1991	-0.6	-8.0	25.0	5.3	8.2	5.7	7.6	48
1992	1.4	-7.3	20.2	3.6	9.7	5.3	7.6	47
1993	1.9	-4.6	10.4	3.0	5.1	3.9	3.1	46
1994	1.5	-0.7	2.4	0.3	0.9	1.4	0.4	44
1995	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	43
1996	-0.1	-11.3	2.5	-0.6	4.4	-0.1	2.9	41
1997	1.3	-10.7	5.9	-0.9	9.0	-0.6	6.4	41
1998	-0.3	-14.5	4.4	-0.7	7.4	-4.4	5.8	39
1999	-1.8	-15.7	0.9	1.3	4.2	-4.2	4.5	38

資料：総務庁「家計調査」。

注。支出および価格は実質値。牛肉家計消費割合は牛肉の出回り量に占める家計消費の割合。

一推定値を用いて計算した弾力性値を用いて(6)式のようにWTAを推定する。

SUR法でのLA/AIDSモデルの推定では、需要体系モデルを同時推定することが可能であり、安定した推定を行うことができる。一方で需要モデルの推定に用いるデータが事件以前に限られ、観測期間のデータを効率的に用いることができないという問題もある。

次にカルマンフィルター法でLA/AIDSモデルの推定を行う。カルマンフィルターは観測方程式および遷移方程式からなる状態空間モデルを逐次的に推計する方法である。ここでは、体系としての需要モデルを同時推定するわけではなく、各財の式ごとに推定する。ただし、一期ごとに修正を行いながら、全期間のデータを用いるので、データ情報をより効率的に利用できる。観測方程式の状態ベクトルは、回帰分析における変動パラメーターとみなすことができ、この特性を利用して観測不能な変数の動態を推定する。

$t$ 期における $i$ 財の安全性を示すパラメーターを $\gamma_i(t)$ とすれば、通常の状態において $\gamma_i(t)$ は平均ゼロのランダム・ウォーク過程で変動すると仮定する。すなわち、定数項は $\alpha_i(t) = \alpha_i + \gamma_i(t)$ 、ただし $\gamma_i(t) = \gamma_i(t-1) + \eta_i(t)$ である。状態空間モデルは観測方程式および遷移方程式からなる<sup>(2)</sup>。本研究の場合、観測方程式は次のようになる。

$$s_i(t) = \alpha_i(t) + \sum_j \beta_j \ln p_j(t) + \beta_i \ln \{m(t)/P(t)\} + \varepsilon_i(t)$$

ここで $y_i(t) = s_i(t) - [\sum_j \beta_j \ln p_j(t) + \beta_i \ln \{m(t)/P(t)\}]$ とおけば、

$$y_i(t) = \alpha_i(t) + \varepsilon_i(t) \quad \varepsilon_i(t) \sim N(0, \sigma_i^2 \mathbf{H}_i) \quad (10)$$

となる。一方、遷移方程式は

$$\alpha_i(t) = \lambda_i \alpha_i(t-1) + \eta_i(t) \quad \eta_i(t) \sim N(0, \sigma_i^2 \mathbf{Q}_i) \quad (11)$$

ただし、 $\mathbf{H}_i$ 、 $\mathbf{Q}_i$ はそれぞれ観測方程式ならびに遷移方程式の分散要素を表す対角行列とし、それぞれの $t$ 番目の対角要素を $H_i(t)$ 、 $Q_i$ とする。定数項の係数 $\alpha_i(t)$ を唯一の変動パラメーターとし、他のパラメーターは初期値に固定する。定数項の変動として安全性評価の変移を推定する。

$\alpha_i(t)$ を $\alpha_i(t)$ の $t$ 期における最小平均二乗誤差推定量、その推定量の分散を $\sigma_i^2 R_i(t)$ と表し、 $t-1$ 期における $t$ 期の予測値およびその分散を $\alpha_i(t/t-1)$ 、

$\sigma_i^2 R_i(t/t-1)$ とする。本研究では  $\lambda_i=1$  とするので、(11)式より状態変数の予測方程式は

$$a_i(t/t-1) = a_i(t-1) \tag{12}$$

と表すことができる。(11)式と(12)式より、予測誤差の分散は、

$$\begin{aligned} \sigma_i^2 R_i(t/t-1) &= E\{[a_i(t/t-1) - a_i(t)]^2\} \\ &= E\{[a_i(t-1) - a_i(t-1) - \eta_i(t)]^2\} \\ &= \sigma_i^2 R_i(t-1) + \sigma_i^2 Q_i \\ &= \sigma_i^2 [R_i(t-1) + Q_i] \end{aligned} \tag{13}$$

である。ここで、状態変数の更新方程式は次のように与えられる。

$$a_i(t) = a_i(t/t-1) + K_{ii}[t - a_i(t/t-1)] \tag{14}$$

$$R_i(t) = R_i(t/t-1)[1 - K_i] \tag{15}$$

ただし、 $K_i = [R_i(t/t-1) / \{R_i(t/t-1) + H_i(t)\}]$ であり、この項は Kalman gain とよばれる。(14)式は、予測誤差  $[y_i(t) - a_i(t/t-1)]$  を Kalman gain で補正して  $a_i(t/t-1)$  を更新する過程を示す。同様に、(15)式は予測誤差の分散を Kalman gain で補正する過程を表す。すなわち、 $t$  期における安全性評価の変動は、 $t-1$  期までの情報で予測するときの誤りを  $t$  期に新たに得た情報で修正すると解釈することができる。また、カルマンフィルターでは初期値から最終値まで逐次的に計算を行うが、その後、逆方向に逐次計算をする平滑化の手法を用いる。平滑化で初期値へ戻るときには、すでに観測期間のすべての情報を入手した後の計算であるので、変数の動態をより正確にとらえることが可能となる。

カルマンフィルター法では観測データから初期値を得る。本分析においては、 $a_i(t)$  の初期値、ならびに  $\beta_{ij}$  および  $\beta_i$  の推定値は 1990 年 1 月から 96 年 3 月までのデータより与えられる。WTA を推定するには、価格および消費支出を制御して推定した需要量の理論値を用いて、(6)式と同様に求める。すなわち、次のように受入補償額を推計する。

$$WTA_i = \bar{p}_i(t) [\bar{m}_i / \bar{p}_i] [a_i(t) - \bar{a}_i] / \bar{a}_i / e_{ii} \tag{16}$$

ただし、文字上のバーは初期値を示す。これは、価格および所得が一定とす

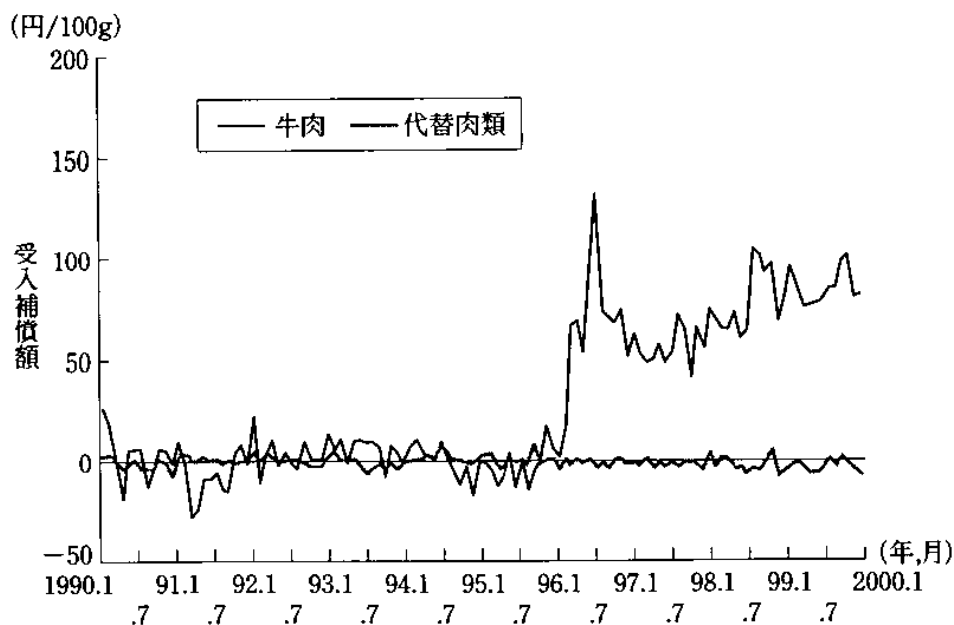
る場合の量的変化率を価格弾力性により逆需要関数の変化率に変換するという方法による。

注(1) WTA (Willingness-To-Accept compensation: 受入補償額)とは、この場合には、食品安全性水準の低下で需要が減少するとき、需要減少後に減少前と同じ水準の効用を得るために必要な補償額(価格の低下分)である。すなわち需要減少における補償余剰測度である。

(2) 状態空間モデルおよびカルマンフィルターの詳細については Harvey [6] を参照されたい。

## 5. 推定結果

まず、SUR法による LA/AIDS モデルの推定から算出した WTA 推定値の動向を、第2図に示す。牛肉の WTA は、1996年7～8月に大きく上昇し、約1年後にはピーク時の半分程度まで減少した。しかし、1996年3月以前の水準までは戻らず、一定の値以上で推移している。一方、代替肉類に対する



第2図 SUR法によるWTA推定値

WTA は、牛肉と比較して変化が少ない。ただし、この推定値はその財の自己安全性評価と他財と比較しての相対的評価の合計であることに留意すべきである。豚肉や鶏肉のそれら自身の安全性評価が低下した部分と、牛肉と比較して安全評価が高まった部分がある。本研究では安全性を示す変数をただ一つ用いるので、いわば集計的な安全性評価として推定されている。

SUR 法によるパラメーターならびに弾力性の推定値は第3表のとおりである。ここで、B, S, M はそれぞれ牛肉、代替肉類、家計支出を表す。 $\delta_{ii}(i=$

第3表 SUR 法による LA/AIDS モデルのパラメーターおよび弾力性推定値

	推定期間					
	1993.1 ~96.3	1993.1 ~96.3	1998.1 ~2000.2	1998.1 ~2000.2	1993.1 ~2000.2 <sup>(1)</sup>	1993.1 ~2000.2 <sup>(1)</sup>
	トレンドなし	トレンドあり	トレンドなし	トレンドあり	ダミーなし	ダミーあり
	パラメーター推定値					
$\beta_{Bo}$	0.0725***	0.0659***	0.0554**	0.0745***	0.0400***	0.0626***
$\beta_{BB}$	0.0039***	0.0046***	0.0079***	-0.0002	-0.0004	0.0029***
$\beta_{Bs}$	0.0028***	0.0014*	0.0015	-0.0001	0.0029***	0.0026***
$\beta_{BM}$	-0.0054***	-0.0049***	-0.0044***	-0.0051***	-0.0024***	-0.0045***
$\beta_{So}$	0.0724***	0.0711***	0.0602***	0.0629***	0.0771***	0.0676***
$\beta_{Ss}$	0.0020**	0.0030***	-0.0000	-0.0007	0.0023**	0.0015*
$\beta_{SM}$	-0.0055***	-0.0053***	-0.0044***	-0.0044***	-0.0059***	-0.0051***
$\delta_{iB}$	n/a	0.0000	n/a	-0.0000***	0.0000***	0.0000**
$\delta_{iS}$	n/a	0.0000**	n/a	-0.0000	0.0000	0.0000
D <sup>(2)</sup>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	-0.0009***
D <sup>(2)</sup>	n/a	n/a	n/a	n/a	n/a	0.0003***
	弾力性値					
$\epsilon_{BB}$	-0.552	-0.473	-0.094	-1.012	-1.044	-0.661
$\epsilon_{BS}$	0.330	0.165	0.180	-0.109	0.332	0.300
$\epsilon_{BM}$	0.995	0.995	0.996	0.995	0.998	0.995
$\epsilon_{Ss}$	-0.761	-0.647	0.996	-0.992	-0.728	-0.824
$\epsilon_{SB}$	0.330	0.145	0.180	-0.109	0.332	0.300
$\epsilon_{SM}$	0.994	0.995	0.996	0.996	0.994	0.995

注(1) 1993.1~2000.2:1996.4~1997.12を除く期間。

(2) D:ダミー変数(1997.1~2000.2=0)。

(3) \*\*\* 1%で有意, \*\* 5%で有意, \*10%で有意。

B,S) は当該式にトレンド変数を挿入した場合の推定値である。弾性値の符号はいずれも期待どおりである。支出弾力性 ( $e_{BM}$ ,  $e_{SM}$ ) の推定値は O157 事件以前も以後も安定しており、1%水準で有意である。すなわち景気変動による消費者心理の変化が需要に与える効果は、消費支出の変数で十分有意に推定されている。牛肉の推定式のトレンドについては、O157 発生前には確認できないが、発生後には減少トレンドがみられる。ただし、トレンド変数は他の推定結果を不安定にしており、多重共線性の問題が存在する可能性もある。

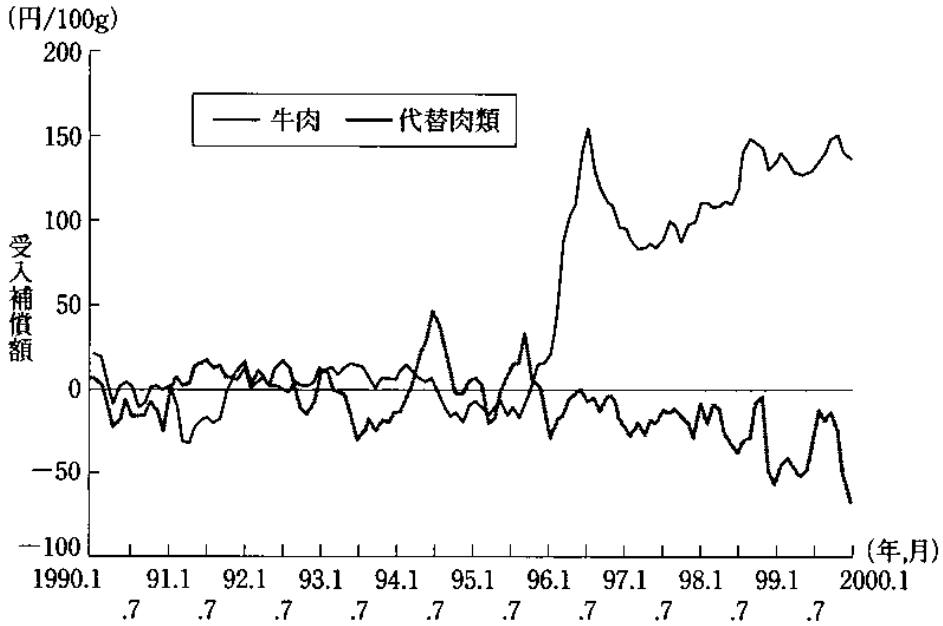
次に、カルマンフィルターによる平滑化状態ベクトルの最終推定値および弾力性値の計算結果を第4表に示す。カルマンフィルターの推定結果は、全体的に SUR 法による推定値とほぼ同様の動態的变化を示す (第3図)。SUR 法の動向と比較して代替肉類の変動がやや大きい、ほぼ同様の動きをしている。1997 年以降に牛肉 WTA の上昇トレンドと代替肉類の WTA の下降トレンドがみられる。景気後退により、牛肉から豚肉や鶏肉への代替が以前より大きく現れた可能性がある。代替肉類への代替分を差し引き、景気後退効果に関する推定ミスの可能性を考慮しても、牛肉の WTA が O157 以前の水準まで戻ったとは考えにくい。

SUR 法による 1996 年以前のデータ推定結果およびカルマンフィルターによる逐次推定の結果をみれば、牛肉の価格弾力性は  $-0.45 \sim -0.55$ 、代替肉類の

第4表 カルマンフィルター推定値

状態ベクトル		弾力性値	
$\beta_{B0}$	0.0665***	$e_{BB}$	-0.505
$\beta_{BB}$	0.0043***	$e_{BS}$	0.219
$\beta_{BS}$	0.0019***	$e_{BM}$	0.995
$\beta_{BM}$	-0.0050***	$e_{SS}$	-0.665
$\beta_{S0}$	0.0715***	$e_{SB}$	0.212
$\beta_{SB}$	0.0030***	$e_{SM}$	0.995
$\beta_{SS}$	0.0018***		
$\beta_{SM}$	-0.0055***		

注. \*\*\* 1%で有意, \*\* 5%で有意, \*10%で有意。



第3図 カルマンフィルター法によるWTA推定値

価格弾力性は $-0.65 \sim -0.75$ ，交差価格弾力性は $+0.15 \sim +0.35$ ，支出弾力性は $+0.95 \sim +1.00$ の範囲にある。いずれの符号，値とも妥当であり，ほとんどのパラメーターの推定値は統計的に有意である。それにもかかわらず，第2図および第3図で示される牛肉のWTA推定値がO157以前の値に収束していないのは予想を超えたものである。

それは，O157事件以来，牛肉の消費量が回復していないことによるが，この消費の減少は家計支出や肉類価格の変化で説明できるものではない。1996年3月以前の推定値と1998年以降の推定値は第3表の左4列で比較されている。例えば，1990年1月から1996年3月までの観測期間におけるトレンド変数を含まないモデルの推定値はすべて5%水準で有意であり，その推定値を用いて計算した自己価格弾力性は $-0.552$ ，代替価格弾力性は $+0.330$ ，支出弾力性は $+0.995$ である。一方，1999年の牛肉消費量は1995年と比較して約16%減少している(前掲第2表)。その期間，牛肉価格は約1%の上昇にとどまり，これは牛肉消費を約0.5%下落させる効果でしかない。また，代替肉類の価格

は牛肉消費を約1%上昇させる方向で推移している。消費支出は1995年から約2%減少し、これは牛肉消費を約2%減少させる効果がある。実際には、O157発生前年の1995年以降、牛肉消費量は16%減少しているのので、約14%が牛肉価格、代替肉価格、および所得の変化によってでは説明されない効果である。

ここで注意すべきことは、消費が低下したのは家計向けだけであり、外食や加工向け消費量は、第1図に見たように一旦落ち込んだが、その後回復している点である。家計消費は1996年度から元の水準には戻っていないが、家計外消費の伸びがそれを補い、合計量では1998年度には1995年度水準にほぼ戻っている。家計外消費も1996年以降に落ち込んだ影響が残り、1995年までのトレンドの延長上には戻っていないようである。

第2表の最終列に示すように、牛肉の総出回り量に占める家計消費量の割合は減少傾向にある。しかし、これは家計消費の減少というよりも、家計外消費の増加の影響である。もっともO157発生後に家計消費は減少したが、その減少分がすべて家計外消費へ移行したとはいえない。近年の牛肉家計消費の低迷をO157事件のショックの影響とは無関係に考え、家計外消費へのシフトであるとするのは適当ではない。

## 6. おわりに

本研究では、食品安全性に対する消費者の評価価値の動態的変化を推定する方法を提案し、O157・狂牛病事件の事例を用いて食品危害に対するWTAの推定を行った。一般に、食品安全性を推定するための適当な代理変数は見出したいが、本研究で提案した推定手法では、それを用いる必要がない。この推定手法は、基本的には推定の残差として安全性変化の効果を計算している。したがって、安全性以外の特性が変化する場合に、どれが安全性による要因か特定することができず、推定の誤りがWTA推定値に直接現れるという問題もある。



基本となる需要モデルは、LA/AIDS モデルである。需要体系モデルを O157・狂牛病事件前までのデータを用いて SUR 法により推定し、当事件発生以降の価格および家計支出のデータを外挿して予測を行った。次に理論値と実現値の差を食品安全リスクの効果であるとみなし、推定値を用いて牛肉とその代替財に関する WTA を計算した。この方法では、需要体系モデルを同時推定することが可能であり、安定した推定を行うことができる。一方で需要モデルの推定に用いるデータが事件以前に限られ、観測期間のデータを効率的に用いることができない。

カルマンフィルター法による推定では、LA/AIDS モデルの各式について全期間のデータを用いる。本研究では、定数項に当たる項を安全性のパラメーターとし、このパラメーターが確率的トレンド過程で発展する状態空間モデルを提示した。これを逐次的に推定することにより、本来は観測不能であるデータを推定することが可能である。両モデルによる推定結果はほぼ同様であり、推定の安定性が確認された。

本研究の推定結果によれば、牛肉消費に関しては、O157・狂牛病事件発生後、即座に安全性に対する不安が高まり、まもなくある程度は収束することが明らかになった。ただし、その後も食品リスクの不安は長い間、残存している。牛肉の代替肉類については、牛肉の消費とは対照的に、WTA の推定値はほとんど変動していない。安全性に対する不安が牛肉とその代替肉類では大きく異なることは明らかである。

消費理論の観点からみれば、長期にわたって消費ショックの影響が残存するのは、消費の学習効果、ならびに消費の習慣形成効果として説明することができる。O157 事件後、食品安全に関する消費者の知識ストックは増加し、消費行動が変化した。学習効果モデルによれば、消費者は生食における食中毒の重大性について「学習」し、食品安全・衛生に関する「消費資本」が増加することによって消費構造が長期的に変化する<sup>(1)</sup>。また、事件後に消費者の食品衛生意識が向上した事実も見受けられる<sup>(2)</sup>。さらに米国産牛肉の成長ホルモン問題に敏感に反応するようになった可能性も否定できない<sup>(3)</sup>。

一方、習慣形成効果は、消費者が意識せずとも消費構造が変化することを示唆する。現在では既に安全性に対する不安意識は相当少なくなっていると考えられるが、長期にわたり消費が戻らないのは、消費形態がある程度、固定した結果である。O157・狂牛病事件をきっかけに外食や加工食品を購入する生活が身についたか、家庭での牛肉の調理を好まない習慣が形成され、消費構造が変化したと考えることができる。景気回復の影響を受けて今後、消費は回復するが、O157事件をきっかけに起こった消費減退の影響が残っていれば、同一の価格と所得下における消費量は事件前よりも少なくなるであろう。

既に述べたように、1996年以降の牛肉の消費シフトの大部分は、一時的なものではなく、長期的な変化である。その原因には、よく言われるように、共働きや単身世帯の増加による簡便化志向、食の外部化志向の影響も無視することはできない。しかし、WTAが変化した時期ならびに牛肉と代替肉類とWTAの違いからみて、家計消費の構造変化は、O157・狂牛病事件を期に起こったことは明らかである。もし、この消費シフトが長期的な食生活パターンの変化のみで説明できるのであれば、事件後に豚肉や鶏肉の消費も牛肉と同様に変化するはずだが、牛肉のように影響を受けていない。本研究では、牛肉に焦点を当てた分析を行うため、牛肉、豚肉および鶏肉以外の食品は品目ごとに分類していない。そのため、本稿では計量推定に用いる変数の個数を最小限にし、安定した推定をすることが可能となった。しかし、包括的な食料消費の変動を把握するためには、食品をより細かく分類し、品目による動態的变化を比較することが必要であり、これは今後の研究課題である。

本研究の分析結果により、食品安全性に対する不安がある程度の期間にわたり継続した場合には、その危害のおそれが少なくなった後でも、消費が下方シフトしたまま元の水準までは戻らないことが分かった。食品安全性に対する直接的な不安は、次第に減退していくと考えられるが、事件がきっかけとなり長期的な消費構造変化が生じる可能性がある。急速な食料消費構造の変化は需給構造を不安定にし、関連する各方面に少なからぬ影響を与えうる。したがって食品危害の発生を予防し、それが発生した後は初期のうちに被害を拡大させな

いように対応することが重要である。

- 注(1) 例えば、1998年7月に実施された「食品の購入基準意識に関する意向調査」（農林漁業金融公庫）において、O157と狂牛病問題はそれぞれ消費に関する不安要因の1位と3位に挙げられた。また、その調査時点で事件からすでに2年経過しているが、回答者の半数以上がそれらの問題に関心を持っていると答えている。
- (2) 例えば、O157事件をきっかけにして抗菌・除菌商品の販売が増加したが、事件収束後も売上高はほとんど減少していない。当事件が問題になる間に、食品危害や食中毒に関する情報が出回り、消費者は多くを学習したため、食品衛生上の知識や当時の消費習慣が一部定着したと考えられる。また事件以降、HACCPの導入が普及するなど、生産者側も食品安全性を意識せざるを得なくなっている。
- (3) EUは、1988年に域内での成長促進ホルモンの使用を原則禁止し、その翌年、米国などの成長ホルモンを使用している国からの牛肉輸入を禁止した。1996年、米国はEUをWTOへ提訴し、日本でもホルモン使用牛肉の安全性が話題となった。1998年2月、WTOは、EUの輸入禁止は科学的根拠がないとの米国の主張を認め、1999年5月までに輸入禁止政策を見直すようEUへ勧告した。その後もEUが輸入禁止を解除しないため、1999年7月米国は制裁関税のリストを発表し、牛肉をめぐる貿易戦争が再び激化した。

### 【参 考 文 献】

- [1] 澤田学「食品安全性情報と家計食料需要——狂牛病事件・O157事件の事例分析——」（『農業経済研究別冊：1998年度日本農業経済学会論文集』1998年）。
- [2] 澤田学「狂牛病およびO157食中毒事件と牛肉小売需要——POS週次データによる再検討——」（『農業経済研究別冊：1999年度日本農業経済学会論文集』1999年）。
- [3] Becker, G. S. "A Theory of the Allocation of Time." *Economic Journal*, Vol. 75, 1965, pp.493-517.
- [4] Chalfant, J. "A Global Flexible, Almost Ideal Demand System." *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol. 5, 1987, pp.233-242.
- [5] Gorman, W. M. "Tastes, Habits and Choices." *International Economic Review*, Vol. 8 1967, pp.218-222.
- [6] Harvey, A. C. *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman*

*Filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.

- [7] Pollak, R. A. "Habit Formation and Dynamic Demand Functions." *Journal of Political Economy*, Vol. 78, 1970, pp.745-763.
- [8] van Ravenswaay, E. O. and Hoehn, J. P. "The Impact of Health Risk Information on Food Demand: A Case Study of Alar and Apples." In J. A. Caswell ed. *Economics of Food Safety*. New York: Elsevier Science Publishing, 1991, pp.155-174.
- [9] Zellner, A. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias." *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 58, 1962, pp.500-509.

〔付 記〕

本稿は、平成10～12年度特別研究「WTO体制下における安定的食料供給システムの構築に関する研究」の研究成果の一部を取りまとめたものである。

## 〔要旨〕

時系列データによる食品安全リスク評価  
—O157・狂牛病事件への適用—

鬼木 俊次

本研究では、食品安全性に対する消費者の評価価値の動態的变化を推定する方法を提案し、O157・狂牛病事件の事例を用いて食品危害に対する最小受入補償額(WTA)を推定する。本研究で提案した推定手法は食品安全性を示す代理変数を用いるのではなく、観測できない需要シフト・パラメーターとして食品安全性の変化を推定する。

基本となる需要モデルは、LA/AIDSモデルである。需要体系モデルをO157・狂牛病事件前までのデータを用いてSUR法により推定し、事件発生以降のデータを外挿して予測を行う。次に理論値と実現値の差を食品安全リスクの効果であるとみなし、推定値を用いて牛肉とその代替財に関するWTAを計算する。この方法では、需要体系モデルを同時推定することが可能であり、安定した推定を行うことができる。

カルマンフィルター法による推定では、LA/AIDSモデルの各式について全期間のデータを用いる。定数項に当たる項を安全性のパラメーターとし、このパラメーターが確率的トレンド過程で発展する状態空間モデルを提示する。このモデルを逐次的に推定することにより、本来は観測不能である安全性の効果の推定することを可能にする。両モデルを用いて行った推定結果はほぼ同様であり、推定の安定性を示している。

本研究の推定結果によれば、牛肉消費に関しては、O157・狂牛病事件発生後、即座にWTAが高まり、その後ある程度収束することが明らかになった。ただし、それもピーク時の半分程度であり、その後も食品リスクの不安は残存し、むしろ長期的に高まるようなトレンドもみられる。牛肉の代替肉類については、これとは対照的に、WTAの推定値はほとんど変動していない。事件の家計消費に与えた影響は牛肉と代替肉類では大きく異なる。

本研究の分析結果によれば、食品安全性に対する不安がある程度の期間にわたり継続した場合には、その危害のおそれが多くなった後でも長期的な消費の低迷が起こりうる。このことは消費における学習効果、ならびに消費の習慣形成効果の理論によって説明される。すなわち、食中毒が頻発する間に消費者が生食に関する新たな知識を取得し、さらに事件がきっかけとなって家計消費における牛肉離れが定着した可能性がある。長期的に消費が回復しなければ、消費に与える累計的效果は極めて大きくなるため、食品危害の発生を予防し、それが発生した後は初期のうちに被害を拡大させないよう対応することが重要である。