

狂牛病およびO157食中毒事件の家計生鮮肉需要に及ぼした効果 — 需要体系アプローチ —

澤田 学*

(受理：1998年5月29日)

The Effects of *BSE* scare and *E. coli* O157 : H7 outbreak on
household demand for fresh meat
— A demand system approach —

Manabu SAWADA

摘 要

ロツテルダム型需要体系モデルの特定化・計測を通じて、1996年に発生した狂牛病事件および病原性大腸菌O157集団食中毒事件がわが国家計の生鮮肉類需要に与えたインパクトを検討した。生鮮肉需要は、価格、所得、ならびに肉類に関して家計が知覚している安全性の関数としてモデル化した。肉類の知覚された安全性は家計に利用可能な安全性/健康リスク情報の関数であると仮定し、1985年5月から1997年10月に渡る当該情報の変化を、わが国の代表的全国紙である朝日新聞による狂牛病騒動とO157食中毒事件の報道量によって代用・測定した。主要な分析結果は次の3点であった。第1に、狂牛病の報道は1か月の時差をもって牛肉購入に顕著なインパクトを与えた一方、O157報道は牛肉、合いびき肉、「他の生鮮肉」(レバーを含む)の購入を手控えさせた。しかし、豚肉と鶏肉の需要はこれらの事件報道の影響を受けなかった。第2に、当該事件の報道増加が牛肉、合いびき肉、「他の生鮮肉」の需要に及ぼした負の効果は、報道減少に伴う需要回復効果を上回らなかった。この結果は、報道の増加局面と減少局面でリスク情報効果に非対称性が存在しなかったこと、したがって、生鮮肉の需要構造は事件前後で変化しなかったことを意味する。最後に、1996年4月から9月にかけて各月の牛肉購入量減少率の60%~80%は、狂牛病およびO157事件の報道増加にともなうリスク情報効果によるものであり、価格効果や所得効果を大きく凌駕していたことが認められた。

キーワード：狂牛病、O157、食品安全性、牛肉需要、需要体系

* 帯広畜産大学畜産管理学科 〒080-8555 北海道帯広市稲田町

Department of Agricultural Economics, Obihiro University of Agriculture and Veterinary Medicine, Hokkaido, 080-8555, Japan

緒 言

消費者は、一般に食品の安全性について自ら検査することが困難であるため、外部情報から形成した主観的な健康リスク認識に基づいて食品の購入決定を行う。筆者は、先に1996年の狂牛病事件と病原性大腸菌O157集団食中毒事件にともなう牛肉の買い控え現象を取り上げ、これらの事件に関する新聞報道が牛肉の安全性に対する消費者の信頼感を変化させることを通じて、家計の牛肉需要にどの程度の影響を及ぼしたのか、単一需要方程式アプローチによって考察した¹⁾。

しかし、牛肉という特定品目の需要関数だけを計測する単一需要方程式アプローチでは、牛肉の安全性に対する消費者不安の高まりは、牛肉から鶏肉や豚肉など他の生鮮肉への消費代替を生じさせたのかどうか、また、狂牛病事件や病原性大腸菌O157集団食中毒事件の新聞報道は、牛肉以外の消費財の需要にどのような影響を与えたのか、について明らかにすることができなかった。

さらに、関連する新聞報道記事数を価格、所得変数とともに対象食品の需要量に回帰させる手法で、食品安全性に不安を生じさせる社会的事件が食品需要に及ぼすインパクトを検討した既往研究では^{1,2,3,4,5,6)}、事件発生にともなう報道記事数の増大が必要に与える効果は、報道量の増減が同じであるならば、その後の報道記事数の減少による需要の回復効果によって完全に相殺されるという、情報効果の対称性をアプリアリに仮定してきた。しかし、新聞報道の増加する局面で増した消費者の食品安全性に対する不安は、報道が減ったからといって容易に解消しないかもしれず、その場合には新聞報道量の増加局面と減少局面で新聞報道からもたらされた需要への情報効果は非対称的であろう。したがって、これまでの分析で前提されてきた情報効果の対称性は、実証的に検証する必要がある。

そこで、小稿は、家計の各消費財の購入行動を同時・整合的に分析する需要体系アプローチ⁷⁾、生鮮肉類に焦点を当てて、狂牛病事件やO157集団食中毒事件の新聞報道が各品目の需要に与えた影響、ならびに新聞報道によって捉えた関連外部情報の需要効果の対称性を計量経済学的に検証することを目

的とした。

方 法

モデル

「家計調査」の品目分類にしたがって、生鮮肉を、牛肉 ($i=1$)、豚肉 ($i=2$)、鶏肉 ($i=3$)、合いびき肉 ($i=4$)、他の生鮮肉 ($i=5$) に分類し、生鮮肉以外の購入財を「他の財」($i=6$) に一括した。そして、各財に対する家計の1人当たり月別需要量 q_i を、所得 (消費支出) y 、これら6種類の財の価格 p_1, \dots, p_6 と単位数量当たり安全性水準 z_1, \dots, z_6 の関数

$$(1) \quad q_i = h_i(p_1, \dots, p_6, y, z_1, \dots, z_6, M_1, \dots, M_{12}) \\ \text{for } i=1, \dots, 6$$

に定式化した⁸⁾。ただし、 M_m は需要の季節性など第 m 月に固有の需要シフトを表す月次ダミー変数である。ここで、 z_1, \dots, z_6 を、既往の分析に基づいて、家計が入手した、狂牛病に関する (当該月次から測って) 1か月前と2か月前の情報 $I_1(-1), I_1(-2)$ 、ならびに、O157食中毒事件に関する当該月と1か月前の情報 $I_2(0), I_2(-1)$ の関数に定式化し⁹⁾、(1)式に代入すると

$$(2) \quad q_i = f_i(p_1, \dots, p_6, y, I_1(-1), I_1(-2), I_2(0), \\ I_2(-1), M_1, \dots, M_{12}) \text{ for } i=1, \dots, 6$$

を得る。小稿では(2)式を計測するために、モデルの一般性⁸⁾と、情報効果の非対称性の検証を考慮して、(2)式の関数型を次式のロツテルダム需要体系モデル⁹⁾に特定化した。

$$\bar{w}_i d \ln q_i = a_{0i} + \sum_m a_{mi} dM_m + b_i d \ln Q + \sum_j c_{ij} d \ln p_j \\ + \phi_{11R1} dIR_1(-1) + \phi_{11F1} dIF_1(-1) \\ + \phi_{12R1} dIR_1(-2) + \phi_{12F1} dIF_1(-2) \\ + \phi_{20R2} dIR_2(0) + \phi_{20F2} dIF_2(0) \\ + \phi_{21R2} dIR_2(-1) + \phi_{21F2} dIF_2(-1) \\ \text{for } i, j=1, \dots, 6; m=1, \dots, 5, 7, \dots, 12$$

ここで、 $\bar{w}_i = (w_i + w_i(-1))/2$ 、 $w_i = p_i q_i / y$ 、任意の変数 x について、 $d \ln x = \ln x - \ln x(-1)$ 、 $dx = x - x(-1)$ 、 $d \ln Q = \sum_j \bar{w}_j d \ln q_j$ であり、 $x(-L)$ は変数 x の L か月前の値を表す。ロツテルダム需要体系モデルは変数の1階階差で表現されるので、月次ダミー変数も1階階差をとったが、これらの月次ダミー変

数は1次従属関係にあるため、6月の月次ダミー変数を取り除いた。したがって、残りの月次ダミー変数の各係数は、6月と比べた各月の季節的な需要差を測る。また、次式で定義される $dIR_1(-1)$, $dIF_1(-1)$, $dIR_1(-2)$, $dIF_1(-2)$, $dIR_2(0)$, $dIF_2(0)$, $dIR_2(-1)$, $dIF_2(-1)$ は、狂牛病やO157食中毒事件の情報が増加する局面と減少する局面を示すように作成された変数である。

$$(4) \quad dIR_k(-L) \begin{cases} = I_k(-L) - I_k(-(L-1)) & \text{if } I_k(-L) > \\ I_k(-(L-1)) & \\ = 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$(5) \quad dIF_k(-L) \begin{cases} = I_k(-L) - I_k(-(L-1)) & \text{if } I_k(-L) < \\ I_k(-(L-1)) & \\ = 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

(3)式は、家計の効用極大化行動を反映するために

(6) 取支均等条件

$$\sum_i a_{oi} = \sum_i a_{mi} = \sum_i c_{ij} = 0 \quad \text{for } \forall m, j$$

$$\sum_i \phi_{11Ri} = \sum_i \phi_{11Fi} = \sum_i \phi_{12Ri} = \sum_i \phi_{12Fi} = 0,$$

$$\sum_i \phi_{23Ri} = \sum_i \phi_{23Fi} = \sum_i \phi_{31Ri} = \sum_i \phi_{31Fi} = 0$$

(7) 同次性条件 $\sum_i c_{ij} = 0 \quad \text{for } i=1, \dots, 6,$

(8) 対称性条件 $c_{ij} = c_{ji} \quad \text{for } i, j=1, \dots, 6$

を満たさなければならない⁷⁾。取支均等条件と同次性条件は、消費対象財の購入数量ベクトルが予算制約を満たすことを保証し、また、対称性条件は需要体系を基礎づける well-behaved な選好関数が存在するための必要条件である。

資料

計測に供した資料は、1985年5月から1997年10月に渡る次の月別データである。 q_1, q_2, q_3, q_4, q_5 にはそれぞれ、「家計調査」(全国・全世帯・品目分類)の、牛肉、豚肉、鶏肉、合いびき肉、他の生鮮肉の世帯員1人当たり月間購入量(g)、 p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 にはそれぞれ、同調査(全国・全世帯)の対応品目の購入単価(100g当たり円)、 p_6 には「消費者物価指数」(全国)の帰属家賃を除く消費者総合物価指数(1995年平均=1)を採り、 y には「家計調査」(全国・全世帯)の世帯員1人当たり月間消費支出(円)

を用いた。なお、「家計調査」の分類説明によれば、合いびき肉とは、牛肉、豚肉などを合わせてひいたものであるのに対し、他の生鮮肉は、もつ、タン、羊肉、馬肉、鴨肉、スッポンなど内容が多彩であるが、「消費者物価指数」ではレバーを代表品目としているので、もつ類がその主たる内容と思われる。

狂牛病、O157食中毒事件に関する情報変数 I_1, I_2 には、それぞれ「狂牛病」、「O157」をキー・ワードとして、1985年5月以降1997年10月までの期間について朝日新聞記事データベース(著作権者:朝日新聞)を検索して得られた見出しデータを、CD-HIASK(紀伊国屋書店・日外アソシエーツ)とNifty-Serve新聞記事検索による記事内容チェックを行ったうえで、月別の関連記事本数に集計して使用した。

計測結果

(3)式の計測のために、同式右辺に誤差項を付加した。各月次の6次元誤差項ベクトルは、(3)式右辺の説明変数と無相関で、平均ゼロ、非対角な同期分散共分散行列を有し、互いに独立な同一の多変量正規分布に従うと仮定した。誤差項ベクトルは、取支均等条件(6)によって1次従属であるので、「他の財」の需要方程式を除いて残りの5本の需要方程式を、パラメータに同次性条件(7)を課して、最尤法により同時推定した。この場合の計測されたモデル U の対数尤度 L_U は6143.53であった。

次に、パラメータに対称性条件(8)の制約をさらに課したモデル A を計測したところ、対数尤度 L_A は6136.80となった。また、モデル U に、情報変化への対称的反応を表すパラメータ制約

$$(9) \quad \begin{aligned} \phi_{11Ri} &= \phi_{11Fi}, \phi_{12Ri} = \phi_{12Fi} \\ \phi_{23Ri} &= \phi_{23Fi}, \phi_{21Ri} = \phi_{21Fi} \quad \text{for } \forall i \end{aligned}$$

をさらに付加したモデル B を計測すると、対数尤度 L_B は6126.71であった。最後に、モデル U に(8)と(9)式のパラメータ制約を付加したモデル C を計測した結果、その対数尤度 L_C は6120.02となった。

モデル U, A, B, C の対数尤度をもとに、パラメータ制約(8),(9)の妥当性について尤度比検定を行った。モデル U を所与として帰無仮説(8)を検定する尤度比検定統計値は $2(L_U - L_A) = 13.46 < \chi^2_{0.01}(df=10) = 23.209$ であったので、当該仮説は1

%有意水準で棄却されなかった。次にモデル A を所与として帰無仮説 (9) を検定する尤度比検定統計値は $2(L_A - L_C) = 33.56 < \chi^2_{0.01}(df=20) = 37.566$ となり、当該仮説は 1%有意水準で棄却されなかった。一方、モデル U を所与として帰無仮説 (9) を検定する尤度比検定統計値は $2(L_U - L_B) = 33.56 < \chi^2_{0.01}(df=20) = 37.566$ であったので、当該仮説は 1%有意水準で棄却されなかった。次にモデル B を所与として帰無仮説 (8) を検定する尤度比検定統計値は $2(L_B - L_C) = 13.38 < \chi^2_{0.01}(df=10) = 23.209$ となり、当該仮説は 1%有意水準で棄却されなかった。最後に、モデル U を所与として帰無仮説 (8) および (9) を検定する尤度比検定統計値は $2(L_U - L_C) = 47.02 < \chi^2_{0.01}(df=30) = 50.892$ であり、この場合も帰無仮説は棄却されなかった。有意水準を 10% とした場合も、小標本サイズ修正後の尤度比検定統計量を用いて尤度比検定を行うと¹⁰⁾、同様の結果が得られた。

以上の結果から、最終的に、対称性制約 (8) と情報効果の対称性制約 (9) を付けたロツテルダム需要体系モデル

$$\begin{aligned} \bar{w}_i d \ln q_i = & a_{0i} + \sum_m a_{mi} dM_m + b_i d \ln Q + \sum_j c_{ij} d \ln(p_j/p_5) \\ & + \phi_{11i} dI_1(-1) + \phi_{12i} dI_1(-2) \\ & + \phi_{20i} dI_2(0) + \phi_{21i} dI_2(-1) \\ & \text{for } i, j = 1, \dots, 5; m = 1, \dots, 5, 7, \dots, 12 \\ & \text{subject to } c_{ij} = c_{ji} \end{aligned} \quad (10)$$

の計測結果 (表 1) に基づいて考察を行った。

考 察

尤度比検定の結果、財の購入数量ベクトルが予算制約を満たすことを所与として、需要体系パラメータへの対称性制約条件 (8) が受容されたことは、先述したように需要体系モデルを基礎づける well-behaved な選好関数が存在するための必要条件が成立していることを意味する。他方、well behaved な選好関数が存在するための十分条件は、代替効果係数行列が半負定符号行列となること (負性条件) であるが⁷⁾、この条件はロツテルダム需要体系モデルの場合、行列 $\Psi = [c_{ij}]$ が半負定符号行列であることに他ならない⁹⁾。表 1 の推定値に基づいて Ψ を構成し、その固有値を求めたところ、 $-0.00431, -0.00161, -0.00050, 0, 0.00005, 0.00025$ となった。正の固有値が存在するので、この結果は、計測された需要体系モデルでは負性条件が成り立たないことを示唆する。つまり、小稿で計測した需要体系モデルは、需要の趨勢変動および季節変動と情報効果を除去した場合、家計の効用極大化行動を表していると解釈するには無理があるが、決定係数とダービン・ワトソン比から判断して、対象期間における家計の生鮮肉購入行動を比較的良好に捉えている統計的モデルといえよう。

次に、(9) 式のパラメータ制約が統計学的に受容されたことは、狂牛病および O157 食中毒事件を報じた新聞記事数の増加が生鮮肉の需要に与えた影響は、関連記事数の同数の減少によって完全に相殺されたことを意味する。したがって、関連新聞報道が終息

表 1. 制約条件つきロツテルダム需要体系モデルの計測結果

費目(i)	c_{i1}	c_{i2}	c_{i3}	c_{i4}	c_{i5}	b_i	ϕ_{11i}	ϕ_{12i}	ϕ_{20i}	ϕ_{21i}	R-squared	D.W.
牛肉 (1)	-38.670 (-3.650)	1.033 (-1.308)	-3.300 (-0.727)	-2.327 (-1.752)	11.504 (4.883)	64.803 (8.064)	-0.203 (-3.015)	0.026 (0.391)	-0.057 (-4.010)	0.013 (-0.907)	0.979	2.66
豚肉 (2)		0.542 (1.058)	0.639 (1.646)	-0.145 (-1.672)	0.151 (0.915)	46.917 (9.005)	-0.003 (-0.057)	-0.031 (-0.711)	0.007 (0.778)	-0.005 (-0.531)	0.900	2.51
鶏肉 (3)			-12.922 (-1.696)	4.722 (2.321)	-3.990 (-1.626)	27.713 (7.055)	-0.014 (-0.431)	-0.036 (-1.118)	0.009 (1.284)	-0.004 (-0.518)	0.961	2.84
合いびき肉 (4)				-0.195 (-0.112)	2.036 (2.508)	0.663 (-0.755)	-0.002 (-0.237)	-0.012 (-1.649)	-0.003 (-2.224)	0.005 (-3.249)	0.702	2.89
他の生鮮肉 (5)					-10.016 (-6.132)	-0.712 (0.425)	-0.007 (-0.480)	0.005 (0.357)	-0.008 (-2.656)	-0.007 (-2.417)	0.773	2.80

注 1) 定数項と月次ダミー変数の係数推定値は掲載を省略した。なお、係数推定値は 10000 倍している。カッコ内の数値は t 値である。
2) R-squared は決定係数、D.W. はダービンワトソン比である。

した段階で判断する限り、狂牛病事件やO157食中毒事件の発生前後で生鮮肉需要構造は変化しなかったといえる。

表1の情報係数推定値をみると、牛肉では、1か月前の狂牛病報道新聞記事数、当月のO157食中毒関連記事数の係数値がそれぞれ、5%、1%水準で統計学的にゼロと有意差があった。また、合いびき肉では、当月と1か月前のO157食中毒関連記事数の係数値がそれぞれ、5%、1%水準で、他の生鮮肉では、当月と1か月前のO157食中毒関連記事数の係数値がそれぞれ、1%、5%水準で統計学的にゼロと有意差が認められた。対照的に、豚肉と鶏肉では統計学的に有意な情報係数はなかった。これらの結果から、狂牛病事件の新聞報道は1か月の遅れをもって牛肉の需要を減少させたが、他の生鮮各肉の需要へは影響を及ぼさなかった、しかし、O157食中毒事件の新聞報道は当月の牛肉、合いびき肉、他の生鮮肉の各需要を減少させただけでなく、合いびき肉、他の生鮮肉については翌月の需要をも減少させる効果を有した、他方、豚肉と鶏肉の需要は狂牛病やO157食中毒事件関連の新聞記事数の変化に影響を受けなかった、ことが明らかとなった。

新聞報道記事数の影響が、狂牛病とO157食中毒事件で異なる効果が認められた理由として次の点が指摘できよう。狂牛病は英国産牛肉に関して発生したものであり、同牛肉を食用として輸入していないわが国では、狂牛報道は輸入牛肉を中心に牛肉の安全性に対する消費者の不安感を醸成したものの、家計の牛肉購入に直ちに影響せず、1か月の遅れをもって牛肉の購入を減少させたと考えられる。一方、O157食中毒は全国規模での多発的集団発生と感染源の特定に困難を極めたことで、消費者の不安が増幅され、当月の新聞報道がその月の牛肉や合いびき肉、レバーなど牛内臓を中心に他の生鮮肉の購入にダイレクトに影響を与えたのであろう。特に、O157大腸菌が牛の腸管内で増殖するとの報道、また、米国における生焼けのハンバーガーによるO157集団食中毒の発生事例の報道が早くから行われていたこと、および、O157大腸菌が検出された食材の多くは牛内臓物であったことから、O157食中毒発生が下火になっても、合いびき肉と他の生鮮肉の安全性に対する不安感が容易に解消されず¹¹⁾、これらの生鮮肉ではO157

食中毒事件報道の需要減少効果がタイムラグをもって続いたと推察される。

表1の情報係数推定値に統計学的に有意な正値がひとつも認められなかった点は、狂牛病とO157食中毒事件にともなって各生鮮肉間で購入代替がなかったことを意味する。つまり、狂牛病やO157食中毒事件の新聞報道を受けて牛肉や合いびき肉、他の生鮮肉の購入を手控えた家計は、その分、豚肉や鶏肉の購入を増やすような行動をとらなかった。収支均等条件を利用して、「他の財」の情報変数係数値を表1の計測結果から推定したところ、 $\phi_{116} = 0.023 \times 10^{-4}$ (1.888)、 $\phi_{126} = 0.005 \times 10^{-4}$ (0.410)、 $\phi_{206} = 0.005 \times 10^{-4}$ (2.036)、 $\phi_{216} = 0.003 \times 10^{-4}$ (1.321) となった。ただし、カッコ内の数値はt値である。 ϕ_{116} 、 ϕ_{206} はそれぞれ、10%、1%水準でゼロと統計学的に有意差が認められるので、家計の消費支出額を所与として、狂牛病事件の新聞報道は1か月の時差をもって牛肉購入に配分していた予算の一部を生鮮肉以外の消費財購入に再配分したこと、そして、O157食中毒事件の新聞報道は当月の牛肉、合いびき肉、他の生鮮肉に振り向けていた予算の一部を生鮮肉以外の消費財購入に再配分したことが確認できる。

最後に、狂牛病とO157食中毒事件の発生した1996年度について、牛肉購入量の月別変動が、相対価格変動、所得変動、狂牛病およびO157食中毒事件の新聞報道記事数で測った安全性関連情報の変動のそれぞれによってどの程度説明されるか検討した。牛肉購入量の変動を、世帯員1人当たり購入量の対前年同月からの変化率 $G(q_t)$ で捉え、各財の価格変動と所得変動も同様に対前年同月からの変化率 $G(p_t)$ 、 $G(y)$ 、情報量の変動を対前年同月から関連記事数の変化 $\Delta I_1(-1)$ 、 $\Delta I_1(-2)$ 、 $\Delta I_2(0)$ 、 $\Delta I_2(-1)$ によって捉えると、 $G(q_t)$ は (10) 式を用いて

$$\begin{aligned}
 G(q_t) = & \sum_j \frac{a_{1j}}{\bar{w}_1} G(p_j) + \frac{b_1}{\bar{w}_1} G(y) \\
 (11) \quad & + \frac{\phi_{111}}{\bar{w}_1} \Delta I_1(-1) + \frac{\phi_{121}}{\bar{w}_1} \Delta I_1(-2) \\
 & + \frac{\phi_{201}}{\bar{w}_1} \Delta I_2(0) + \frac{\phi_{211}}{\bar{w}_1} \Delta I_2(-1) + residual
 \end{aligned}$$

ただし、

$$\begin{aligned}
 G(x) = & \frac{x - x(-12)}{x(-12)}, \Delta I_b(-L) = I_b(-L) - I_b(-(L-12)), \\
 & \bar{w}_1 = (w_1 + w_1(-12)) / 2
 \end{aligned}$$

表2. 牛肉1人当たり購入量の対前年同月増減率の要因分解
(1996年4月～1997年3月)

年/月	増減率実績	価格効果	所得効果	情報効果	残 差
96/04	-12.3%(100)	-1.5%(12)	2.0% (-16)	-7.8%(64)	-4.9% (40)
96/05	-11.2%(100)	-1.0%(9)	1.6% (-14)	-7.4%(66)	-4.4% (39)
96/06	-6.9%(100)	-1.9%(27)	4.8% (-69)	-5.5%(80)	-4.4% (63)
96/07	-16.9%(100)	-1.2%(7)	-0.9% (5)	-13.7%(81)	-1.2% (7)
96/08	-18.8%(100)	-2.3%(13)	2.9% (-15)	-14.7%(78)	-4.6% (25)
96/09	-13.2%(100)	-1.9%(14)	-1.5% (11)	-7.5%(57)	-2.3% (18)
96/10	-11.5%(100)	-1.1%(10)	0.5% (-4)	-2.8%(24)	-8.1% (70)
96/11	-11.1%(100)	-1.7%(16)	3.0% (-27)	-2.4%(22)	-10.0% (90)
96/12	-9.2%(100)	-1.4%(16)	1.0% (-11)	-1.1%(12)	-7.6% (83)
97/01	-7.8%(100)	-2.1%(27)	1.4% (-18)	-0.3%(4)	-6.7% (86)
97/02	-12.3%(100)	-1.5%(12)	0.3% (3)	-0.7%(5)	-10.5% (85)
97/03	-4.7%(100)	-1.3%(27)	6.1% (-128)	-1.1%(23)	-8.5% (179)

注) カッコ内の数値は寄与率(%)である。なお、要因分解の方法については本文を参照。

のように、価格効果(右辺第1項)、所得効果(同第2項)、情報効果(同第3項～第6項の和)に加法的に分解できる。表2は、(11)式に関係する変数の増減率と表1の係数値を代入して算出した牛肉購入量変動の要因分解結果である。

(11)式では12か月前の変数値に対して階差をとって変動率を定義しているため、対前月1階階差形式のロツテルダム需要体系モデルのパラメータ推定値を用いた結果、要因分解結果をみると、各月とも説明されない残差がかなり大きい。狂牛病とO157食中毒事件の新聞報道量の急増が当該期間において牛肉需要を大幅に減少させたことが見て取れる。すなわち、狂牛病とO157食中毒事件の新聞報道は、それぞれ96年3月から7月、96年6月から11月に集中し(記事数のピークは、それぞれ96年4月と8月)、対前年同月比でみて牛肉購入量を、96年4、5、9月では7～8%、7、8月では13～14%、6月では5～6%、10、11月では2～3%減少させた。この情報効果は、当該月次の対前年同月牛肉購入量減少率実績値の、それぞれ60%、80%、80%、20%程度を説明する大きさであり、特に96年4月から9月にかけて各月の牛肉購入量減少率の大部分が、狂牛病とO157食中毒事件の新聞報道増加にともなう、家計の牛肉の安全性に対する不安の増大による牛肉の買い控えによるものであった。同期間では7、9月を別とすれば、所得は前年を上回る伸びを示し、所得効果が価

格効果を凌駕していたので、牛肉需要は潜在的に増加基調にあったのだが、狂牛病とO157食中毒事件の発生が、牛肉の潜在需要を顕在化させず、逆に牛肉の安全性への危惧から購入減少を招いたのである。

引用文献

- 1) 澤田 学(1998)「食品安全性情報と家計食料需要－狂牛病騒動・O157事件の事例分析－」『1998年度農業経済論集』(掲載予定)。
- 2) R. N. Shulstand and H. H. Stoevener (1978), "The Effects of Mercury Contamination in Pheasants on the Value of Pheasant Hunting in Oregon", *Land Economics*, 54: 39-49.
- 3) D. G. Swartz and I. E. Strand, Jr. (1981), "Avoidance Costs Associated with Imperfect Information: The Case of Kepone", *Land Economics*, 57: 139-150.
- 4) F. R. Johnson (1988), "Economic Costs of Misinforming About Risk: The EDB Scare and the Media", *Risk Analysis*, 8: 261-269.
- 5) M. E. Smith, E. O. van Ravenswaay, and S. R. Thompson (1988), "Sales Loss Determination in Food Contamination Incidents: An Application to Milk Bans in Hawaii", *American Journal of Agricultural Economics*, 70: 513-520.
- 6) E. O. van Ravenswaay and J. P. Hoehn (1991),

- “The Impact of Health Information on Food Demand: A Case Study of Alar and Apples” in *Economics of Food Safety* (J. A. Caswell ed.), Elsevier, pp: 155-174.
- 7) L. Philips (1983), *Applied Consumption Analysis*, Revised and enlarged edition, North-Holland.
- 8) D. Mountain (1988), “The Rotterdam Model: An Approximation in Variable Space,” *Econometrica* 56: 477-484.
- 9) H. Theil(1975), *Theory and Measurement of Consumer Demand*, Vol. 1, North-Holland.
- 10) A. Italianer (1985), “A Small-sample Correction for the Likelihood Ratio Test,” *Economics Letters* 19: 315-317.
- 11) 難波敦子, 尾立純子ほか(1997)「家庭でのO157対策について—第1報: 意識と実態, 第2報: 食事への配慮」第44回日本栄養改善学会報告資料。

Summary

This study presents a Rotterdam type demand system approach to examine the impacts of *Bovine Spongiform Encephalopathy* (BSE) scare and *Escherichia coli* (*E. coli*) O157: H7 outbreak on household demand for fresh meat. The meat demand is modeled as a function of prices, income, and the perceived safety of meat. The perceived safety of meat is assumed to be a function of safety/risk information available to households. Availability of safety/risk information on fresh meat is proxied by measuring the news coverage of BSE scare and *E. coli* O157: H7 outbreak by Asahi Shimbun, one of the major newspapers in Japan, during the period of May 1985 to October 1997.

There are three main results. First, the news coverage of BSE scare has a significant impact on purchase of beef at one month time lag, and that of *E. coli* O157: H7 outbreak causes declines in purchases of beef, ground meat and “other fresh meat” (mainly, liver). The demand for pork and chicken is, however, not found to be

affected by these news coverages.

Second, the negative effects of the increasing news coverage on demand for beef, ground meat and “other fresh meat” is not exceed the recovering effect of the decreasing news coverage on these meat purchases. This result suggest that there is no asymmetry in risk information effect between periods of increasing and decreasing news coverage, and that the structure of fresh meat demand is not changed before and after these events.

Finally, sixty to eighty percent of the observed change rate of beef consumption is due to BSE scare and *E. coli* O157: H7 information effects during the April 1996 to September 1996 period. These information effects are found to overwhelmingly exceed price and income effects on household demand for beef during the period.

Key words: BSE, *E. coli* O157: H7, food safety, beef demand, demand system