

牛肉家計消費における O-157 および BSE のインパクトの計測 —「拡大コウホート」モデルを用いて—

森 宏・三枝 義清

要 約

わが国の牛肉消費は、1970年代から1990年代にかけて着実に増加したが、1990年代後半に頓挫・停滞し、さらに2000年代初めに目だって低下し、2010年代はじめにも90年代半ばの水準を回復していない。90年代半ばの頓挫は、O-157事件、2000年代初めの急落はBSEの発見によるところが大きい。長期的には、1990年代半ばにかけて進んだ牛肉の輸入自由化、1980年代における活発な経済拡大と1990年代初めのバブル崩壊に始まる「失われた20年」などが経済的要因として挙げられる。他方わが国の消費人口はこの間急速に「少子・高齢化」し、「若者は肉・年寄り魚」といわれるデモグラフィック要因も無視できないだろう。本稿では、最近開発した経済変数を含む「拡大A/P/Cモデル」を用いて、人口の高齢化および世代交代に加えて価格ならびに所得の変化を考慮に入れながら、牛肉の家計消費に対するO-157およびBSEのインパクトを計量する。これらの負の影響はそれぞれ発生後1-2年の短期間で終息したと考える向きもあるが、我々の分析によると、「構造変化」に匹敵するほどかなり長期に亘っているかに見受けられる。

JEL 区分：D12、C13

キーワード：拡大コウホートモデル、牛肉消費、BSE、時代効果、local linear trend

目 次

1. はじめに
2. 個人の年齢別家計消費の推計
3. コウホート表を分解する
 - a) 通常のA/P/Cモデル
 - b) 年次効果を経済要因に回帰させる
4. 年齢・世代効果と価格・所得効果を補正した時代効果の計測
 - a) 「拡大コウホート」モデル
 - b) O-157とBSEが牛肉の家計消費に与えたインパクト

引用文献

TECHNICAL SUPPLEMENT

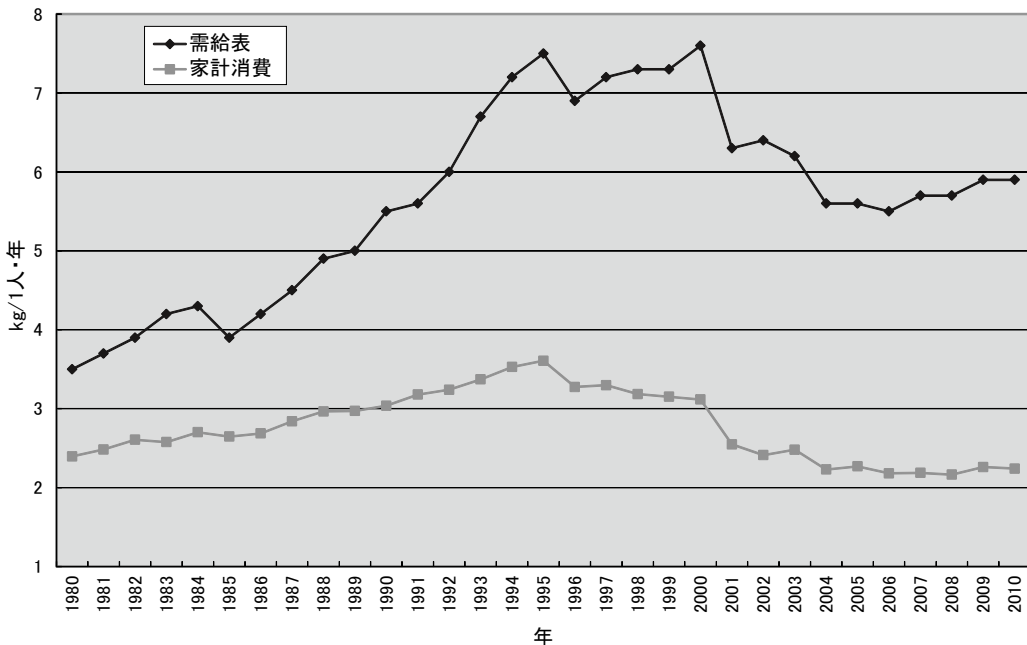
—改定「拡大A/P/Cモデル」

1. はじめに

我が国の牛肉消費は1980年から1990年代半ばにかけて、着実に増加した。『食料需給表』による1人当たり純供給は、この間3.5kgから7.5kgに2.2倍に、『家計調査』による1人当たり家計消費は、2.4kgから3.6kgに1.5倍になった（図1）。1980年代における日本経済の急速な拡大と、1991年の輸入枠撤廃に至る自由化措置によるところが大きい。1990年代半ばから、消費の伸びは止まり、2000年代に入って顕著な低下傾向をみせ、今日に至っている。1996年に大腸菌O157事件が発生し、一部野菜や牛肉消費にも大きく影響したといわれる（Oniki, 2006；M. Sawada, 2012；など）。更に2001年秋には国内牛にBSEが確認され、牛肉市場は大混乱に陥った。ちなみに、東京卸売市場における乳去勢牛（B-3）の枝肉価格は、事件発生前のkg当り1000円前後から200-300円に暴落し、影響が少なかったといわれる和牛肉についても市場価格は20-30%下落し、相場の回復は1年以上待たねばならなかった（Hanawa Peterson, 2005；渡部, 2004；農畜産業振興機構（alic）「統計資料：牛肉関係」など）。さらに2003年12月には北米においても飼育牛にBSEが発見され、北米からの牛肉輸入は2004年初めからほぼ完全停止された。これらの動きがわが国牛肉需要に大きな打撃を与えたことは疑いようがない。

個々の食料消費が個人の年齢と生まれ育った世代（出生コウホート）によって相違することは広く知られている（『平成6年度農業白書』1995；森編, 2001；秋谷, 2007；PRIMAFF, 2010；など）。牛肉も例外ではなく、『家計調査』の個票データの克明な解析に基づく石橋の研究や最近の三枝・森の分析によると、年齢的には中・前期高年層に山が、コウホートの的には大戦直後から高度成長期までに出生した世代にふくらみが見られるようである（石橋, 2001, 2006, 2007；三枝・森,

図1 牛肉消費の推移、1980-2010年



2012)。本稿が対象とする調査期間、1980-2010年は顕著な「少子高齢化」が進んだことで知られている（同上 PRIMAFF；薬師寺、2010；など）。『家計調査』（2人以上世帯）対象人口の中で60歳以上層の占める割合は1980年には11%だったが、2010年には30%に、他方40歳未満層の占める割合は同じ期間に65%から44%にそれぞれ変化している（石橋の個票データなど）。

総人口で割った単純1人当たり牛肉消費量の変化には、人口の年齢構成の変化と新旧世代交代の影響が色濃く含まれているであろうことは想像に難くない。1980年代初頭から90年代半ばまでの着実な急増とその後の停滞には、80年代の高度成長、90年代初めの輸入自由化に伴う牛肉価格の下落、他方91年のバブル崩壊に始まる長期間の経済低迷などの経済要因に加え、人口の構造変化が作用したと思われる。そのような問題意識を背景に、我が国で1990年代後半に起こったO-157と2000年代初頭に発見されたBSEが、日本の牛肉需要に及ぼしたであろうインパクトの大きさを計量する。三枝が最近開発した（経済変数を組み込んだ）「拡大コウホート」モデルは、まさしくそのような目的に適合すると期待される（三枝・森、2012）。

1980年代の初め頃は、家計における生鮮牛肉消費が牛肉消費の60%以上を占めていたが、その後「業務用・外食向け」の割合が25%から着実に増大し、1990年代末には総消費の半ばに達し、2010年には60%になっている。他方「家計消費」の割合は最近では35%を切るまでに低下している（表1）。筆者達の日常的観察からしても、日本人はこの間家庭で牛肉をより多く消費するようになったが、それ以上に家庭外で、昼食には「牛丼」・「ハンバーガー」、外での夕食には「（韓国風）焼肉」などを食べるようになった。どういう年齢階層・いかなる世代が増大する家庭外の牛肉消費を支え、またBSE発生に伴う米国からの輸入停止でいかなる階層が「牛丼」や「焼肉」から離れていったかは関心のあるところだが、客観的データは存在しない。本稿での分析は、家計における生鮮肉での購入・消費に限られる。

表1 食肉消費の構成割合（推計）、1975-2010年

（%）

年次		1975	1980	1985	1990	1995	1996	2000	2001	2002	2003	2008	2010
牛肉	家計消費	70	62	56	48	43	41	37	33	34	34	34	34
	加工仕向	13	14	14	9	8	9	9	10	7(8)	9	6	5
	その他（業務用、外食等）	17	24	30	43	49	50	54	57	59(58)	57	60	61
豚肉	家計消費	59	52	46	40	40	40	41	42	42	40	45	46
	加工仕向	19	25	27	30	31	31	28	26	24(30)	29	25	25
	その他（業務用、外食等）	22	23	27	30	29	29	31	32	34(28)	31	30	29
鶏肉	家計消費	52	46	40	32	30	30	31	31	33	32	37	38
	加工仕向	3	4	7	8	11	11	9	9	11(12)	10	8	7
	その他（業務用、外食等）	45	50	53	60	59	59	60	60	56(55)	58	55	55
(参考) 鶏卵の家計消費割合		-	-	-	57	53	53	52	53	52	52	51	51

資料：農水省生産局畜産部食肉鶏卵課。

注1：2002年に溯及して加工仕向の集計方法を変更、2002年（ ）内は変更後の数値。

注2：鶏卵については年度単位である。

2. 個人の年齢別家計消費の推計

総務省統計局『家計調査年報』は、1979年版から世帯主の年齢階級、25歳未満、25-29歳、……、60-64歳、65歳以上の10階級に分けて、各品目の購入金額、購入量と購入単価を記載するようになった。本節の分析が依拠する主たるデータ源である⁽¹⁾。たとえば、某年に世帯主が25-29歳の（平均、以下略）3人世帯で、ある食品を年間12kg、同じく45-49歳の4人世帯で24kg、同じく55-59歳の3人世帯で16kg、それぞれ購入（=消費）したとする（1990年『年報』の豚肉のケースに近い）。

$$HQ_{27}(3) = 12.0 \quad (1)$$

$$HQ_{47}(4) = 24.0 \quad (2)$$

$$HQ_{57}(3) = 16.0 \quad (3)$$

HQ = 世帯購入量；下付きのサフィックスは世帯主の平均年齢；括弧内の数値は平均世帯員数を示す。

一番手軽で、通常行われている手法は次の通りである（松田・中村、1993；『平成6年度農業白書』；PRIMAFF, 2010；など）。

$$X_{27} = 12.0/3 = 4.0 \quad (4)$$

$$X_{47} = 24.0/4 = 6.0 \quad (5)$$

$$X_{57} = 16.0/3 = 5.3 \quad (6)$$

X = 個人推定消費量；下付きのサフィックスは個人の平均年齢を示す。

経験的に、世帯主が20歳代後半の3人世帯の1人は乳幼児で、親に比べるとこの食品の消費はきわめて少ないであろうから、世帯消費を3で割って20歳代後半の1人当たり平均消費量とみなすのは、過小推計になる恐れがある。他方、世帯主が50歳代後半の3人世帯の1人は20歳代の成人で、おそらく親よりいくらか多く食べているだろうから、世帯消費を3で割って50歳代後半の1人当たり消費量とみなすのは、若干過大推計になるかもしれない。常識的にこの問題に対処するには、次の連立方程式を解く仕方が考えられる。

$$2X_{27} + 1X_0 = 12.0 \quad (7)$$

$$2X_{47} + 2X_{17} = 24.0 \quad (8)$$

$$2X_{57} + 1X_{22} = 16.0 \quad (9)$$

未知数が6個に対し、方程式は3本しかないから、このままでは解は得られない。しかし、継続的には存在しないが『国民栄養調査』の結果や、日常的な観察に基づき、 $X_0 = 0$ (10)、 $X_{22} = X_{27}$ (11)、 $X_{17} = 1.2 * X_{22}$ (12) の制約条件を付加すれば、年齢別個人消費は(7)-(9)式により下記のように導出される。

$$X_0 = 0 \quad (\text{参考：NA})$$

$$X_{27} = (12.0 - 0)/2 = 6.0 \quad (\text{参考：4.0} \quad (4) \text{式より})$$

$$X_{22} = X_{27} = 6.0 \quad (\text{参考：NA})$$

$$X_{17} = 1.2 * X_{22} = 7.2$$

$$X_{47} = (24.0 - 2 * 7.2) / 2 = 4.8 \quad (\text{参考: } 6.0 \quad (5) \text{ 式より})$$

$$X_{57} = (16.0 - 6.0) / 2 = 5.0 \quad (\text{参考: } 5.3 \quad (6) \text{ 式より})$$

(4)-(6) 式の単純割り算方式が内包する弱点は、相当程度改善されているのは確かであろう。しかし上述の「連立方程式」解法には、いくつかの問題がある。一つは、(10)-(12) 式の制約条件を支える客観情報が常に存在するとは限らない。仮にそれに近い情報があっても、たとえば制約条件(11) 式に関して、 X_{22} が X_{27} と全く一致しているかどうかまで分からない。川口は、基本方程式：(7)-(9) を含め、(10)-(12) の制約式も、すべて誤差を含むと考え、誤差の二乗和を最小化するように解を求めるほうがより “robust” であるとコメントされた (川口、1996年)。二つ目は、連立方程式を解くための付加的な制約式選択の恣意性である。上の例で、 $X_{22} = X_{27}$ とおく代わりに、 $X_{47} = X_{57}$ とおいても、常識的に不都合はない。しかし制約式の選択やおき方によって、最終解には何ほどかの差が生まれ、そのいずれがより真に近いかを判断する基準が得がたい。Tanaka, Mori, and Inaba (2004) は、中村隆に倣い、「パラメータの漸進的変化」の条件を、推計すべきすべての年齢階級に適用した。上記の例では： $X_{22} = X_{27}$ ではなく、 $X_{22} \approx X_{27}$ 、すなわち、 $X_{22} - X_{27} = e_{22}$ 、さらには $X_{27} - X_{32} = e_{27}$ 、…… のように、推計すべき年齢階級の全域にわたって、“gradual changes between successive parameters” (Nakamura, 1986) を想定し⁽²⁾、基本方程式 (上の例では (7)-(9)) を含み、誤差の二乗和を最小にすべく解を求めた。1980年から2011年にいたる『家計調査年報』に記載された、牛肉の世帯主年齢階級別データから導出された世帯員個人の5歳刻み年齢階級別消費の一覧が、表2に示されている。実際には、0-4、5-9、10-14歳の個人消費も推計されたが、以下のコウホート分析に用いられないので (理由は次節)、省かれている。

- (1) 『家計調査年報』 品目分類：1世帯当たり年間購入数量 (全世帯) における世帯主年齢階級の区分は、2000年版から29歳未満、30-39歳、……、60-69歳、70歳以上のように10歳刻みになった。また、2000年調査から農林漁家世帯が加わり、『年報』記載の世帯主年齢階級別データは、2005年版から農林漁家世帯を含むそれになった。ただし農林漁家世帯の集計数は全体の1.5%前後と必ずしも多くない。たとえば2000年の場合、1世帯当たり消費支出は農林漁家世帯を含む7921戸の平均、380.8万円に対し、含まない7803戸のそれは380.6万円、同じく牛肉の世帯購入量は、10.13kgに対し、10.10kgで、両者の乖離に神経質になる必要はないように思われる。
- (2) 個人の年齢を5歳刻みに、0-4、5-9、……、70-74、75+のように分けたとき、0-4歳と5-9歳、さらには10-14歳の1人当たり消費が「漸進的に変化する」とは常識的に考え難い。『国民栄養調査』の年齢別食品摂取 (同調査では、個々の食肉ではなく「肉類」のように中分類になっており、年齢区分も調査年次によって一貫していない) などの情報に基づき、たとえば肉類の場合： $1.5X_2 \approx 1.0X_7$ 、あるいは $1.3X_7 \approx 1.0X_{12}$ のような人為的比率を設定する場合がある。他方牛乳や生鮮果物のケースでは、幼児も児童並みに消費するようである。

3. コウホート表を分解する

a) 通常のA/P/Cモデル

経済学の分野では一般に広く用いられていないが、コウホート分析は疫学や社会学の分野では相

表2 牛肉の個人年齢別消費の推移、1980-2011 年

(100g)

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75+
1980	23.66	23.75	22.79	27.01	29.72	31.37	30.03	35.47	29.05	26.04	24.55	21.91	18.63
1981	24.58	22.48	20.50	28.81	31.99	32.57	37.88	37.23	33.16	22.15	22.44	20.83	17.95
1982	27.14	26.47	25.17	28.67	31.94	33.65	34.24	36.75	33.00	26.33	23.67	20.64	17.41
1983	26.65	25.09	23.63	27.19	33.19	31.59	38.09	35.77	35.91	27.05	23.07	19.53	16.25
1984	27.42	24.13	22.31	28.23	30.19	38.73	35.18	37.07	33.94	30.96	27.63	23.99	20.09
1985	29.61	25.65	22.23	26.69	29.54	34.05	39.40	35.75	31.22	30.22	26.52	22.88	19.09
1986	29.17	25.49	22.76	26.56	31.38	34.31	38.38	34.89	33.38	32.21	26.92	22.47	18.42
1987	30.21	26.64	23.98	28.51	32.59	38.69	43.04	39.66	40.10	28.94	24.26	20.57	17.16
1988	30.94	26.59	23.12	28.91	32.29	43.37	40.38	40.62	36.43	30.81	27.89	24.52	20.69
1989	33.17	28.85	24.96	27.65	32.84	38.75	42.42	38.95	34.46	34.47	29.58	25.22	20.82
1990	32.81	29.63	26.62	31.69	34.60	38.29	43.93	41.52	35.07	35.43	27.68	22.34	17.98
1991	33.23	30.68	28.22	32.12	35.58	40.80	44.49	43.34	39.92	35.00	31.70	27.81	23.38
1992	37.18	35.88	33.89	30.25	34.33	39.56	40.75	39.17	41.73	34.54	30.43	26.27	21.91
1993	36.81	33.80	29.30	31.60	36.69	41.86	50.26	47.09	38.15	37.18	33.11	28.86	24.20
1994	37.82	33.50	28.97	34.79	37.74	48.60	50.75	49.76	40.20	39.66	32.56	27.10	22.26
1995	38.16	35.26	31.81	34.74	39.63	46.09	51.65	50.12	44.04	41.89	32.67	26.36	21.36
1996	37.55	34.75	32.18	30.41	31.59	41.02	43.99	40.34	43.18	35.34	30.54	26.27	21.90
1997	35.84	32.53	29.29	28.47	34.61	42.55	44.99	42.82	43.18	38.27	32.77	27.87	23.07
1998	34.45	32.53	29.82	29.18	30.63	42.87	41.01	43.72	39.87	36.86	30.70	25.60	21.04
1999	30.98	27.84	25.27	29.60	31.52	42.99	42.69	44.18	41.38	37.78	33.75	29.24	24.40
2000	33.52	30.34	26.77	26.49	31.36	39.91	43.27	42.22	39.76	35.27	31.74	28.57	24.28
2001	29.46	27.37	24.55	21.67	24.37	31.85	34.62	33.59	32.33	29.52	25.73	21.45	17.48
2002	26.22	25.21	23.18	21.66	23.93	29.45	32.67	33.51	31.74	27.34	23.88	21.06	17.82
2003	24.78	23.16	21.99	22.13	25.10	30.23	31.77	30.89	32.01	32.44	29.51	24.50	19.82
2004	20.07	19.17	17.84	18.38	21.68	27.11	30.50	31.93	31.48	28.71	26.14	23.54	20.08
2005	17.87	16.15	14.27	17.56	22.83	28.98	32.99	34.69	33.16	28.79	26.23	24.53	21.35
2006	20.11	19.19	17.96	18.24	21.21	26.28	29.19	30.16	30.02	27.92	25.38	22.45	18.95
2007	17.32	16.22	15.28	17.41	21.46	26.82	30.02	31.40	32.07	30.59	27.25	22.87	18.77
2008	17.58	16.73	15.91	16.38	19.89	25.95	29.17	30.25	31.75	31.58	28.46	23.60	19.18
2009	18.03	18.02	17.79	18.88	21.84	26.49	29.92	32.21	33.49	32.21	28.52	23.57	19.21
2010	19.06	17.39	16.10	16.65	20.78	27.73	30.55	30.47	32.09	32.67	29.34	23.74	18.96
2011	17.27	16.79	16.65	18.36	21.42	25.46	27.85	29.07	30.78	31.00	28.58	24.46	20.22

出所：筆者が『家計調査年報』各年から TMI モデルで計算。0-14 歳も推計されたが、本表では省略 (本文参照)。

当以前から、重宝されてきた (Holford, 1991; Shahpar and Li, 1999; Hardin and Jencks, 2003; etc.)。たとえばある種の癌による年齢別死亡率を横 (ないし縦) 軸に、かりに 1960 年から 2010 年に至る年次別の推移を縦 (横) 軸に表示した表を、コウホート表とよぶ。年齢区分を 10 歳刻みにとると、1960 年における 20 歳代は、1931-40 年に出生した世代で、1970 年には 30 歳代、1990 年には 50 歳代になっている。年齢区分と時代的年次区分が一致したそれを「標準コウホート表」とよび、セル内の数値を対角線上に眺めると、ある世代=出生コウホートが加齢と歴史的な年次経過に伴い、(上

の例では) 癌による死亡率がどのように変化したかを追うことができる。ある年齢階級の死亡率を縦軸にフォローして、最近年になるほど低下しているとしても、時代的变化(たとえば早期発見技術と手術・薬剤の進歩など)によるものなのか、出生世代によって成長期の体験などが異なるためなのかは、にわかに結論できないことが多い。

あるセルの値は、当該年齢階級とその時代(年次)特有の効果だけでなく、そのセルを代表する集団が属する世代特有のものにも影響されているだろう。すなわち、

$$\mu_{it} = B + A_i + J_t + C_k + e_{it} \quad (13)$$

ただし μ_{it} : 年齢 i 歳の個人に t 年に観察された事象

B : 総平均効果

A_i : 年齢 i 歳に特有の年齢効果

J_t : 年次 t 年に特有の時代効果

C_k : k 年出生世代に特有のコウホート効果

e_{it} : 誤差項

A 、 J 、 C のパラメータをそれぞれ平均偏差化するために、(14)式のようにゼロサム制約をつけることが多い。本分析でもその方式に従っている。

$$\sum A_i = \sum J_t = \sum C_k = 0 \quad (14)$$

なお、(13)式は、通常最小二乗回帰のマトリックス形式に書きなおすことができる。

$$Y = Xb + \varepsilon \quad (15)$$

表2に示される個人の年齢階級別牛肉消費の変化を、上のモデル(13)に照らして概観すると、年齢的には40歳代と50歳代にふくらみが見られ、常識的に予想される通り60歳代以上は通減し、他方や意外にも若年層、特に20歳代と10歳代後半が中年層に比べ顕著に低い。時間軸に沿って眺めると、1995年から1996年にかけて突然の低落が見られるが、70歳代と20歳代以下の若年層では殆ど変化はない。さらに2000年から2001年にかけて再び大きな崩落が、すべての年齢階層に生じたが、60歳以上の高齢層では、その後徐々に戻している。表2を、中村のベイズ型モデル(Nakamura, 1986)を使って年齢・時代・コウホート効果に分解した結果が、表3に示されている⁽³⁾。すでに述べたが、15歳未満の年齢層の個人消費も推計してあるが、牛肉の消費嗜好が世代特有の性向として固まるのは10歳代の後半くらいであろうとの想定から、それより若い階級はコウホート分析の対象から外した。栄養学や社会学に基づく客観的な根拠があるわけではない。また表2には75歳以上層の個人消費が記載されているが、たとえば1980年に75歳以上のセルには、1900-05年出生のコウホート1個だけでなく、それ以前、1896-1900年、さらには1891-95年に出生したコウホートが複数個含まれているので、モデル(13)のスペックに合致しない。最近年になって人口高齢化が進むほど、75+のセルはコウホートに関しては複層化しているため、この年齢階級もわれわれのコウホート分解から外されている。

表3の第2欄、年次効果は1980年から2011年にいたる牛肉の家計消費の変化から、年齢構造の変

表3 個人牛肉消費の年齢・年次・世代効果への分離：

Bayesian Estimator

総平均効果 = 28.98 (0.22)

(100g/1人)

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
15-19	-1.06	1.14	1980	-2.08	0.80	1906-10	-3.31	2.11
20-24	-3.95	1.15	1981	-1.43	0.78	1911-15	-3.52	2.12
25-29	-6.80	1.20	1982	-0.57	0.78	1916-20	-3.90	2.14
30-34	-5.19	1.24	1983	-0.51	0.78	1921-25	-4.10	2.14
35-39	-2.05	1.35	1984	0.24	0.77	1926-30	-2.44	2.08
40-44	3.52	1.49	1985	-0.09	0.76	1931-35	-0.24	1.97
45-49	6.15	1.49	1986	0.23	0.76	1936-40	1.30	1.87
50-54	5.95	1.35	1987	1.51	0.78	1941-45	3.02	1.74
55-59	4.53	1.24	1988	2.19	0.80	1946-50	4.49	1.68
60-64	2.31	1.20	1989	2.62	0.83	1951-55	4.52	1.67
65-69	-0.31	1.15	1990	3.31	0.86	1956-60	3.31	1.71
70-74	-3.11	1.14	1991	4.85	0.88	1961-65	1.52	1.89
			1992	5.19	0.88	1966-70	0.46	2.08
			1993	6.62	0.89	1971-75	1.20	2.00
			1994	7.84	0.90	1976-80	1.75	2.07
			1995	8.28	0.91	1981-85	1.67	2.15
			1996	5.32	0.91	1986-90	0.35	2.14
			1997	5.22	0.90	1991-95	-2.42	2.14
			1998	4.11	0.89	1996~	-3.64	2.16
			1999	3.81	0.89			
			2000	2.66	0.89			
			2001	-2.38	0.86			
			2002	-3.98	0.83			
			2003	-3.80	0.80			
			2004	-5.83	0.78			
			2005	-6.01	0.76			
			2006	-6.64	0.76			
			2007	-6.59	0.77			
			2008	-6.51	0.78			
			2009	-5.58	0.78			
			2010	-5.75	0.78			
			2011	-6.28	0.80			

出所：中村のベイズ型モデルで、筆者が計算.

注： $\sum A_i = \sum J_i = \sum C_k = 0$ ；() 内 SD.

化と新・旧世代交代の影響を補正した、いわば「純粹」の時代効果⁽⁴⁾を表している。経済要因としてはその間における価格(牛肉と関連食品)と家計所得の変化に影響されているであろう。またその他の要因としては、すでに触れたがこの期間牛丼、ハンバーガー、焼肉などの店が急速に発達し、家庭外で牛肉を食べる機会が多くなったことも影響している。さらに調査期間の後半に無視できないのは、突発的であったが1996年のO-157事件と2001年に発見されたBSEで、表3の該当年と次年(以降^{註)})の年次効果の数字に明確に現れている。

注) 牛肉消費に対するそれぞれのインパクトがその年だけでなく、翌年からどれくらいの期間、減衰しながら／ほとんど減衰せずに、残ったかも本稿の検討事項である。

表4 個人牛肉消費の年齢・年次・世代効果への分離：

Bayesian Estimator

総平均効果 = 3.319 (0.008)

(自然対数値)

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
15-19	-0.170	0.071	1980	-0.047	0.043	1906-10	-0.156	0.118
20-24	-0.136	0.059	1981	-0.035	0.041	1911-15	-0.164	0.104
25-29	-0.257	0.047	1982	-0.001	0.039	1916-20	-0.161	0.093
30-34	-0.195	0.035	1983	-0.002	0.037	1921-25	-0.140	0.080
35-39	-0.077	0.023	1984	0.024	0.034	1926-30	-0.064	0.068
40-44	0.101	0.014	1985	0.014	0.032	1931-35	0.002	0.055
45-49	0.180	0.014	1986	0.023	0.030	1936-40	0.054	0.043
50-54	0.188	0.023	1987	0.054	0.028	1941-45	0.108	0.031
55-59	0.162	0.035	1988	0.078	0.026	1946-50	0.159	0.022
60-64	0.103	0.047	1989	0.096	0.025	1951-55	0.175	0.017
65-69	0.026	0.059	1990	0.115	0.023	1956-60	0.149	0.021
70-74	-0.077	0.284	1991	0.160	0.021	1961-65	0.104	0.030
			1992	0.174	0.020	1966-70	0.070	0.041
			1993	0.207	0.019	1971-75	0.085	0.053
			1994	0.234	0.018	1976-80	0.079	0.066
			1995	0.243	0.018	1981-85	0.047	0.079
			1996	0.174	0.018	1986-90	-0.018	0.092
			1997	0.168	0.018	1991-95	-0.138	0.104
			1998	0.138	0.019	1996~	-0.190	0.115
			1999	0.126	0.020			
			2000	0.090	0.021			
			2001	-0.062	0.023			
			2002	-0.118	0.025			
			2003	-0.116	0.026			
			2004	-0.198	0.028			
			2005	-0.220	0.030			
			2006	-0.230	0.032			
			2007	-0.239	0.034			
			2008	-0.235	0.037			
			2009	-0.195	0.039			
			2010	-0.202	0.041			
			2011	-0.218	0.043			

出所と注：表3と同じ。

表2のコウホート表を年齢・時代・世代効果に分解したときは、直感的な把握に便利のように、はじめに100g単位の実数で実行したが(表3)、析出される年次効果を価格および消費支出に回帰させるに当たっては、モデルの形としては両辺logのほうが、推計されるパラメータは一意的平均弾力性として得ることができ、便利である。さらに食品の1人当たり消費量などの年次変化を扱う場合、t年からt+1年にかけてどの年齢セルも絶対量でたとえば同じ200gだけ増減するという形より、たとえば4.5%ずつ同じ率で変化したと想定するほうが、実態にマッチしているように思われる⁽⁵⁾。その意味で対数換算して3効果に分解した結果を表4に示している。両表間で各効果の正負や相対的な大小関係に決定的な差は認められないが、これまでの経験から対数変換のほうがより現実的であると感じている(森・Clason, 2007, pp.31-33; Mori, et al., 2009, pp.10-13)。

- (3) コウホート分析には、説明3因子間の一次従属関係： $i=t-k$ （たとえば調査年と出生年を指定すると、調査対象年齢は一義的に決定される）のために、推定可能関数が「ランク落ち」で求まらない。コウホート分析に固有の「識別問題」である。伝統的には任意に選ばれたパラメータに等値条件を課す仕方が採用されているが、中村はそれぞれ3因子のすべての領域に「漸進的変化」を想定し、回帰式（上記15式）を解く際の制約条件として付加する。ごく最近、シカゴ大学のYang et al.を中心に、「一般逆行列」を利用して「ランク落ち」の問題を回避する接近、Intrinsic Estimator (IE) が提案されている (Yang et al., 2004; 2008)。統計学的解説と検証は、田中他、2007; 森・三枝・川口、2008; 森・三枝・Clason, 2009; などに詳しい。本稿では中村のベイズ型接近 (BE) を用いてコウホート分解を実行している。参考までに、IEを用いて表2を年齢・年次・世代の3効果（自然対数値）に分解した結果を、付録表1に掲載している。表4の結果と基本的に大きな差は見られない。
- (4) 年齢効果、世代効果と時代効果は、通常のコウホート分析ではそれぞれ独立に決定される。したがって年次効果は、はじめに年齢と世代効果を推計した「残差」ではない。
- (5) 中高年層と若年層で個人消費に4-5倍もの格差が恒常的に存在する場合（例えば生鮮果物のケースでは、1990年代に50-60歳代が1人当たり40kgに対し10-20歳代は同じく10kg前後に過ぎない：Mori and Stewart, 2011, pp.157-162）、どの年齢階層もかりに一律1.0kgずつ増減するという仮定より、一定率、5.5%ずつ増減するという想定のほうが、家計消費の現実に近いと思われる。

b) 年次効果を経済要因に回帰させる

上のパラグラフで説明したように、表3（実数）並びに表4（自然対数値）の年次効果は経済的には調査期間における価格と所得の動向に影響されている。すなわち輸入自由化などによって価格が下がれば上向きに、さらに1980年代のように顕著な経済成長の折は引き上げに、他方2000年代のように経済低迷が続く家計所得が伸び悩んだ折は、横ばいに作用したに違いない。われわれは、表4の時代効果（自然対数値）を、牛肉価格と世帯所得に回帰させることから始めよう。まず通常実行されている初歩的モデルに倣って、

$$\begin{aligned} (GM+J_t) &= a + b \log (RBFP_t) + c \log (REX_t) + e_t & (16) \\ &= -12.16 + 0.64 \log (RPP_t) + 2.35 \log (REX_t) \\ & \quad (2.43) \quad (2.40) \quad (3.16) \quad \text{Adj.}R_2 = 0.205 \end{aligned}$$

GM：総平均効果（3.319、表4より）

J_t ：t年の年次効果（表4より）

$RBFP_t$ ：t年の牛肉実質支払い単価/100g（2005年基準）

REX_t ：t年の成人換算* 1人当たり実質年間消費支出（2005年価格：万円）

e_t ：誤差項

* Oxford equivalence scale (“old OECD scale”) を採用（OECD, 2009）

() 内の数値はt値

決定係数も低いですが、一番の問題は価格の係数（自己価格弾力性）がプラスの点で、(16) 式の回帰係数は採用できない。次に牛肉と競合すると考えられる生鮮豚肉と生鮮鶏肉の価格を加えてみよう。(17) 式である。

$$(GM+J_t) = a + b \log (RBF P_t) + c \log (R E X_t) + d \log (R P C P_t) + e_t \quad (17)$$

$$= -27.79 - 0.45 \log (RBF P_t) + 4.37 \log (R E X_t) + 2.39 \log (R P C P_t)$$

$$(6.55) \quad (1.77) \quad (7.27) \quad (6.03) \quad \text{Adj.}R^2 = 0.642$$

RPCP_t: t年の豚肉と鶏肉実質平均支払い単価⁽⁶⁾ /100g (2005年基準)

(6) 豚肉と鶏肉の各支払い単価を2:1の固定比率で加重平均した。

豚・鶏肉の平均価格を加えることでモデルの統計的パフォーマンスは著しく向上し、牛肉の自己価格弾力性の符号は正しくマイナスになり、係数の値も納得できる値になった(三枝・森、2012; など)。他方、牛肉と競合すると考えられる豚・鶏肉の係数は符号的にも、t値も合理的だが、係数の大きさに問題がありそうである。さらに、消費支出弾力性が+4.37は直感的に高すぎ、我々のこれまでの計測結果と、今回試みたクロスセクション分析の結果(後出注(7))からして、あまりに高すぎる感じがする(Obara, McConnel, and Dyck, 2010, pp.13-4; 三枝・森、2012)。

ところですでに述べたが、調査期間の後半に牛肉需要に重大なインパクトを与えたといわれるO-157とBSE事件が発生した(渡部、2004; Oniki, 2006; Hanawa Peterson, 2005; など)。時系列分析では、これらの影響を考慮する必要がある。初歩的な操作として、単純なダミー変数を(17)式に追加する。まず牛肉需要に圧倒的な打撃を与えたといわれているBSEからスタートしよう。

$$(GM + J_t) = a + b \log (RBF P_t) + c \log (R E X_t) + d \log (R P C P_t) + f I_1 BSE + e_t \quad (18)$$

$$-4.08 - 0.29 \log (RBF P_t) + 1.42 \log (R E X_t) + 0.40 \log (R P C P_t) - 0.287 * I_1 BSE$$

$$(1.67) \quad (2.95) \quad (4.41) \quad (1.88) \quad (12.93) \quad \text{Adj.}R^2 = 0.948$$

I₁: BSEダミーのインディケータ変数 = 1, if t > 2000

BSEダミーを入れることで、統計的パフォーマンスは著しく向上し、価格の係数も牛肉の自己弾力性と豚・鶏肉の代替弾力性も問題ない。また消費支出弾力性の大きさにも大きな違和感はない。次に1996年に発生し、BSEに比べるとインパクトはそれほど大きくないといわれているO-157をダミー変数として加えればどうか。

$$(GM + J_t) = a + b \log (RBF P_t) + c \log (R E X_t) + d \log (R P C P_t) + f I_1 BSE + g I_2 O-157 + e_t \quad (19)$$

$$= -1.92 - 0.56 \log (RBF P_t) + 1.27 \log (R E X_t) + 0.45 \log (R P C P_t) - 0.341 * I_1 BSE$$

$$(6.89) \quad (8.51) \quad (6.89) \quad (3.66) \quad (23.49)$$

$$-0.112 * I_2 O-157$$

$$(7.57) \quad \text{Adj.}R^2 = 0.983$$

I₁: BSEダミーのインディケータ変数 = 1, if t > 2000

I₂: O-157ダミーのインディケータ変数 = 1, if t > 1995, < 2001

O-157をモデルに加えることで、統計的にも係数の大きさも大きな変化はないが、価格および支出弾力性の大きさはさらに我々の直感によりマッチするように展開した。ところでダミー変数の実際の操作に触れよう。例えばBSEが家計消費に与えたインパクトは、2001年の秋に発見された数か月間はまさに「壊滅的」であったが、関係諸機関の対処よろしきを得て、発見後1年少々で回復したと言われている(渡部、op. cit.; Hanawa Peterson, op. cit.)。1980年から2000年までの各年は、

ゼロ、2001年と2002年は、それぞれ1、2003年は0.5、それ以降はそれぞれゼロを入れると、統計的パフォーマンスはかなり改善されたが、2003年に1、2004年にも1、それ以降はゼロのように、BSEダミーの及ぶ範囲を逐次的に広げていくと、統計諸指標に照らして、BSEの負の影響は2011年まで持続したと想定するのが、統計量的に最も合理的となった。(19)式の数値がその様な操作の結果である。ダミー変数を機械的に1に固定せず、たとえば“piece-wise linear regression”によって決める仕方もあり(Pindyck and Rubinfeld, 1981)、今後の研究課題である。

BSEとO-157のインパクトに関し、(19)の推計結果を如何に読むかについて、簡単な解説を試みよう。まずO-157の影響について： $GM = 3.319$ ；1995年に年次効果(J_{1995}) $= 0.243$ (表4)だから、 $(GM + J_{1995}) = 3.562$ 、実数変換して35.23、1996年にO-157事件により、自然対数値で0.112だけ消費が下がれば(上のモデル(19)；価格・所得などその他の条件は不変)、1996年の予測値は、対数値で $3.562 - 0.112 = 3.45$ 、実数変換して31.50、1995年の理論値35.23から3.73(100g)、年間1人当たり373g減少したと推定される。同様の計算を2001年に生じたBSEのケースについて試みると、次の通りになる。 $J_{2000} = 0.090$ (表4)、 $(GM + J_{2000}) = 3.409$ 、実数変換して30.23、2001年にBSE事件により、自然対数値で0.341だけ消費が下がれば(上のモデル(19))、2001年の予測値は、対数値で $3.409 - 0.341 = 3.068$ 、実数変換して21.50へ、2000年の理論値30.23から8.73(100g)、即ち年間1人当たり870g減少したと算出される。

以上の推計は、モデル(19)計測の前提、BSEとO-157の牛肉の家計消費に対するインパクトは、発生の単年ないし続く1年間の短い期間にとどまらず、相当長く持続した；また家計における牛肉需要の価格弾力性と消費支出弾力性はそれぞれ、 -0.56 と 1.27 前後であるらしい(モデル(19))との想定に基づいている。説明変数に豚・鶏肉価格を加えた結果でもあるが、我々のこれまでの経験から、価格弾力性の大きさには違和感はないが、所得弾力性が 1.3 前後の高さであることには若干の抵抗がある(三枝・森、2012；後出注(7))。

さらにモデル選択に関し、統計理論上次の問題がある。同じ調査期間でも、生鮮果物や野菜類消費のように、世帯消費の長期的変化が高齢化の進展と世代交代のデモグラフィック要因に圧倒的に強く影響され、短期的には年々の価格変動によって微変動しているケースでは、A/P/Cモデルで導出された年次効果を経済変数に回帰させることで、分布が比較的安定した残差を伴い、常識的に合理的と思われる弾力性が計測された(Mori, Clason, and Lillywhite, 2006；森・三枝、2011；Mori, Saegusa, and Dyck, 2012；など)。しかし最近手がけた牛肉やワインのケースでは、通常のA/P/C(3要因)モデルでは年齢・世代効果の推計にどうやら重大なひずみが生じ、「真に近い」時代効果も決定されないらしいことが分かっている(三枝・森、2012)。牛肉需要におけるO-177/BSE、ワイン需要に関しては“fads and fashion”(Rod and Beal, 2012)のように、効果の大きさと経時的持続範囲が客観的におさえ難い要因に強く影響されているケースでは、個人の年齢別消費をはじめに年齢・世代・時代の3効果に分解し、そこで決定された時代効果を価格や所得に回帰させる“two-step approach”に比べ、最初から年齢・世代に価格と所得を加えた、「拡大コウホート」モデルを用いて、“one-step approach”で各効果を決定するほうが、統計理論的にも実証的にも望ましいことが明らかにされている(三枝・森、2012)。

4. 年齢・世代効果と価格・所得効果を補正した時代効果の計測

a) 「拡大コウホート」モデル

疫学や社会学などの分野で伝統的に重宝されてきたのは、個人の年齢別データを、年齢・時代・世代の3効果に分解する A/P/C モデル、上記 (13) 式である。われわれはこれに、価格と所得の項を追加する。下の (20) 式である。米国における生鮮野菜消費のコウホート分析を試みた Stewart and Blisard (2008) は、「われわれは野菜消費に関する研究に、コウホートモデルを世帯所得と価格で “augment” することで寄与する」 (“fresh vegetables,” pp.47-8) と謳っている。またその研究に倣った農林水産政策研究所 (PRIMAFF) による少子高齢化のもとにおける食料支出の将来試算でも、年齢・世代効果に価格と所得が加えられている (薬師寺、2010)。

経済変数が追加されても、コウホート分析の本来的に抱える「識別問題」が解消されるわけではない。われわれはこれまで通り、年齢・時代・世代の3因子について「パラメータの漸進的変化」を仮定し、AICに基づいて制約条件に対するハイパーパラメーター大きさを選んで、最小二乗解を求める (三枝・森、2012、4節)。

$$\mu_{it} = B + A_i + J_t + C_k + c \text{RBEEFP}_t + d \text{RLEX}_t + e_{it} \quad (20)$$

ただし RBEEFP_t: 牛肉の実質家計支払単価 (2010年基準円/100g: 自然対数値)

RLEX_t: 実質世帯消費支出 (2010年基準: 万円/成人換算1人: 自然対数値)

c: 平均価格弾力性

d: 平均消費支出弾力性

表2のコウホート表を、「拡大モデル」によって、年齢・時代・世代の3効果 (自然対数値) に加え、価格と所得の代理変数としての消費支出の効果にそれぞれ分解した結果が、表5に示されている。決定された価格弾力性は -0.56、支出弾力性は 0.84 で⁽⁷⁾、第1欄に年齢効果、第3欄に世代効果がそれぞれ5歳区分で、真ん中の第2欄に時代効果が暦年で示されている。これらの5個の効果は、同時に決定されているのだが、第2欄の数値は1980年から2011年に至る個人の年齢別消費の変化を、その期間における年齢構造の変化と世代交代の影響に加え、価格と所得の経済効果を補正した時代効果、すなわちそれら4因子以外に帰因すべき変化を内包している。

(表5第2欄に基づき) 年齢・世代・自己価格・所得の4効果をカウント・アウトしたネットの時代効果は、1980年の0.177から1995年の0.110までほぼ直線的に漸減し、1996年の0.048、翌年の1997年の0.048にすくとんと急落している。実数に換算すると、1980年は $\exp(3.321 + 0.177) = 33.05$ (100g) から1995年の $\exp(3.321 + 0.110) = 30.91$ へ緩やかに逡減し、1996-97年に $\exp(3.321 + 0.048) = 29.05$ に不連続に、1.86 (100g) だけ落下する。それ以降2000年まで緩やかに下降を続け、 $\exp(3.321 - 0.041) = 26.58$ になるが、その翌年と翌々年にそれぞれ $\exp(3.321 - 0.173) = 23.29$ と $\exp(3.321 - 0.218) = 22.26$ に、4ポイント前後 (400g) 急落する。2001年に起こったBSEの影響によるものと思われる。亜節を改めて、特に1996年のO-157と2001年のBSEのインパクトの大きさと、持続性を検証してみよう。

(7) 『家計調査年報』は1979年版まで、全世界帯を15-18の所得階級に分けて、各品目の年間支出・購入数

量を記載していたが、1980年版からは年間収入5分位階級別データしか載せていない。しかし統計局付属図書館に出向けば、CD-ROMから従来どおりの所得階級別に、各品目の購入量などが入手できる。1985年と1995年について、年間収入別のデータからクロスセクション分析を実行した。結果は下記の通りである。

$$\log(\text{cap}Q_i) = a + b \log(\text{EX}_i) + e \quad (21)$$

$$1985 \text{年} : = -0.548 + 0.79 \log(\text{EX}_i) \quad \text{Adj}R^2 = 0.963$$

(2.08) (14.42)

$$1995 \text{年} : = 0.080 + 0.69 \log(\text{EX}_i) \quad \text{Adj}R^2 = 0.925$$

(0.26) (11.15)

ただし $\text{cap}Q_i$: 年間収入階級 i 番目世帯の世帯員 1 人当たり牛肉購入量 (100g)

EX_i : 年間収入階級 i 番目世帯の成人換算 1 人当たり消費支出 (万円)

表 5 個人牛肉消費の年齢・年次・世代効果への分離 :

価格と消費支出を加えた「拡大」Bayesian Estimator

総平均効果 = 3.321 (0.008)

(自然対数値)

平均価格弾力性 = -0.559 (0.213) ; 平均支出弾力性 = 0.839 (0.592)

年齢効果		年次効果			世代効果			
年齢(歳)	(SD)	暦年	(SD)	出生年	(SD)			
15-19	0.020	0.041	1980	0.177	0.075	1906-10	-0.102	0.076
20-24	-0.106	0.042	1981	0.170	0.076	1911-15	-0.110	0.077
25-29	-0.233	0.043	1982	0.175	0.070	1916-20	-0.112	0.078
30-34	-0.178	0.045	1983	0.157	0.064	1921-25	-0.099	0.078
35-39	-0.066	0.049	1984	0.160	0.060	1926-30	-0.029	0.075
40-44	0.104	0.054	1985	0.145	0.055	1931-35	0.029	0.072
45-49	0.177	0.054	1986	0.145	0.050	1936-40	0.074	0.068
50-54	0.177	0.049	1987	0.154	0.049	1941-45	0.122	0.063
55-59	0.145	0.045	1988	0.148	0.053	1946-50	0.166	0.061
60-64	0.079	0.043	1989	0.151	0.055	1951-55	0.175	0.060
65-69	-0.004	0.042	1990	0.150	0.054	1956-60	0.143	0.062
70-74	-0.115	0.041	1991	0.159	0.050	1961-65	0.090	0.068
			1992	0.139	0.049	1966-70	0.050	0.076
			1993	0.125	0.047	1971-75	0.058	0.073
			1994	0.115	0.042	1976-80	0.045	0.075
			1995	0.110	0.041	1981-85	0.006	0.078
			1996	0.048	0.040	1986-90	-0.065	0.078
			1997	0.048	0.039	1991-95	-0.191	0.077
			1998	0.022	0.038	1996~	-0.249	0.078
			1999	0.003	0.036			
			2000	-0.041	0.034			
			2001	-0.173	0.034			
			2002	-0.218	0.032			
			2003	-0.192	0.031			
			2004	-0.230	0.031			
			2005	-0.240	0.030			
			2006	-0.233	0.034			
			2007	-0.240	0.033			
			2008	-0.229	0.039			
			2009	-0.216	0.045			
			2010	-0.241	0.043			
			2011	-0.245	0.043			

出所と注 : 表 3 と同じ。

b) O-157 と BSE が牛肉の家計消費に与えたインパクト

表5の分析結果に基づけば、年齢・世代効果ならびに価格・所得の効果をコントロールすれば、1980年の個人1人当たり牛肉消費の“理論値”は、実数換算 $\exp(3.321 + 0.177) = 33.05$ (100g)、2011年のそれは、 $\exp(3.321 - 0.245) = 21.67$ (100g) と算出される。人口の構造変化と実際に生じた実質価格の低下と実質所得の対象期間前期における上昇と後半からの低迷の影響を補正すれば、我が国の牛肉家計消費は、1人当たり3.31kgから2.17kgに逡減したとみなされる⁽⁸⁾。すでに述べた家庭外での消費の増大と、1990年代半に起きたO-157と、2000年代初めに発見されたBSEのインパクト、さらに正負は不明だがその他諸々の影響（すぐ後で言及する豚・鶏肉との競合など）を包含していると思われる。先のパラグラフでも触れたが、本稿の調査期間のちょうど真中、1995年の理論値は、 $\exp(3.321 + 0.110) = 30.91$ (100g) だから、わが国の家計における牛肉消費（の理論値）は調査期間の前半に、 $33.05 - 30.91 = 2.14$ (100g) = 0.21kgだけ微減したことになる。この低下は、表1に見た牛肉の外出比率の大幅な増大傾向と無縁ではないと思われる。

(8) 重ねて言うまでもないが、実際には牛肉価格は大幅に低下し、調査期間の前半はGDPも着増したが、それらの効果をコントロールした「理論値」である。

O-157事件は1996年初夏に発生し、その後1年少々で落ち着いたと言われている (Oniki, op. cit.)。1997年の時代効果は、1996年と同じ0.048だが、1998年に0.022、1999年に0.003、2000年にはさらに低下して-0.041に逡減した (表5)。実数換算で1995年の30.91から26.58 (100g) へ433gの低下である。流通市場における「騒ぎ」は1-2年で一応落ち着いたが、家計消費者のマインドでは牛肉から遠ざかる傾向がじわじわと浸透していったと見るべきなのか、1995年まで続いた外出の増大傾向の影響などがO-157の後も持続したと考えるほうが実情に近いのかどうか確言できない。流通の現場で消費者に接してきた専門家はどのような所見を抱いているのであろうか。5年後の2001年秋に国内牛にBSEが発見され、市場は大混乱に陥った (上記)。「拡大コウホート」モデルによるわれわれの試算でも、時代効果は2000年の-0.041から2001年の-0.173、2002年の-0.218へ急落した。実数に換算すると、2000年の $\exp(3.321 - 0.041) = 26.58$ から、 $\exp(3.321 - 0.173) = 23.29$ 、 $\exp(3.321 - 0.218) = 22.26$ (100g) に急落している。ほぼ0.4kgの低落である。2003年の時代効果は前年よりやや持ち直し、-0.192 (実数では、 $\exp(3.321 - 0.192) = 22.85$) に微増したが、その後は緩やかな低下傾向をたどり、2011年には上記のように-0.245 (実数では $21.67 \times 100g$ 、既述) になっている。家計における牛肉消費の割合は2001年以降34%にとどまっているから (表1)、それまでのように家庭外で食べる比率が拡大した結果とみるより、BSEの負の影響が拡大しながら持続したとみることも可能かもしれない。他方マイクロ経済学的に、その間におけるその他肉類、豚肉と鶏肉の家計消費との関係を見ておく必要があるだろう。

表6に2000年から2011年に至る期間における主要食肉の世帯購入量と購入単価の推移を示している。牛肉の世帯購入量は2000年の10.1kgから2001-3年には8.0kgに急落し、2003年から2004年にかけてさらに0.8kg強下落し、その後2011年にかけて0.3kg漸減している。2004年の下落は、2003年12月に北米でBSEが発見され、2004年初頭に米国からの穀物肥育牛肉の輸入が完全に停止したことと無縁ではない。そのためあって家計の購入単価は15%前後上昇している。他方豚肉と鶏肉の世帯購入量は、2000年から2001-2003年にかけては牛肉の大幅の購入減に見合うほど増え

表6 牛肉・豚肉・鶏肉の家計消費量と購入単価の推移、2000-2011年

	牛肉			豚肉			鶏肉		
	購入量	購入単価		購入量	購入単価		購入量	購入単価	
	kg/年	円/100g	左指数	kg/年	円/100g	左指数	kg/年	円/100g	左指数
2000	10.099	258.84	100.0	16.04	134.33	100.0	11.591	91.49	100.0
2001	8.205	257.49	99.5	16.341	135.45	100.8	11.644	92.8	101.4
2002	7.694	260.94	100.8	17.01	136.8	101.8	12.061	94.56	103.4
2003	7.963	270.07	104.3	16.365	133.55	99.4	11.618	92.27	100.9
2004	7.113	296.66	114.6	17.335	135.16	100.6	10.944	93.03	101.7
2005	7.195	296.38	114.5	17.407	133.23	99.2	11.647	92.29	100.9
2006	6.891	300.45	116.1	17.305	134.35	100.0	11.985	90.7	99.1
2007	6.869	303.82	117.4	17.723	134.98	100.5	12.379	91.24	99.7
2008	6.776	308.24	119.1	18.31	139.57	103.9	12.661	101.33	110.8
2009	7.032	286.8	110.8	18.639	133	99.0	13.647	92.44	101.0
2010	6.922	273.98	105.8	18.498	129.51	96.4	13.753	90.06	98.4
2011	6.782	274.15	105.9	18.987	130.3	97.0	13.702	93.43	102.1

出所：『家計調査年報』各年版。

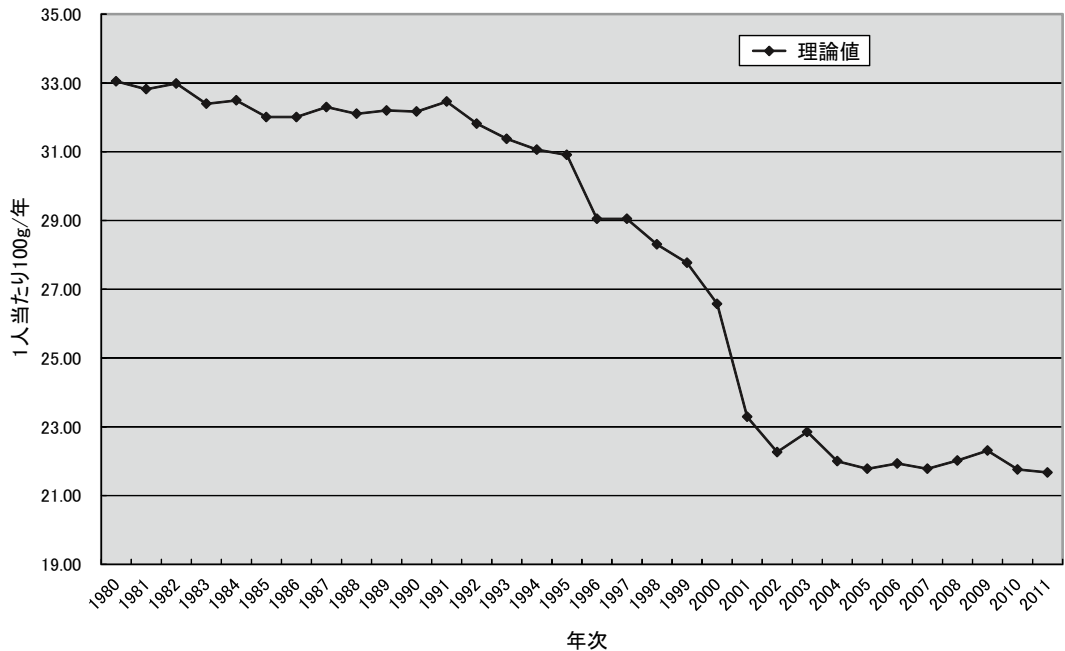
注：2005年以降の『年報』は農漁家世帯を含んで集計。但し含むか含まないかは、量・価格とも微細な差に過ぎない。本文脚注(1)を参照。

ていないが、2004年以降それぞれ着実に増大し、豚肉は2003年の16.4から2011年の19.0kg、鶏肉は同じく11.6から13.7kgへ、合わせるとその間の牛肉の減少分をはるかに上回って伸びている。豚肉と鶏肉の購入単価は2003年以降、いずれもほとんど変わっていないが、牛肉価格は15%前後上昇している。ミクロ経済学的に価格線の傾斜が牛肉に不利に動いたため、牛肉が減って豚・鶏肉が増えたという側面を否定できない。

顧みて我が国における牛肉価格は、1990年代初めの輸入自由化と国内における肉牛生産の経営合理化などにより、「国際的に5倍とか7倍」とか言われていたところに比べると(Hayami, 1979; Longworth, 1983; etc.)、ずいぶん安くなっている。しかし2000年代の後半でも、豚肉に比べると2倍強、鶏肉の3倍の高さである。「景気低迷が続く中、我が国の消費者は割高な牛肉から格段に割安の豚肉や鶏肉にシフトしている」(農畜産業振興機構調査情報部、2012年7月聞き取り)は常識的に全うな見方であろう。このシフトに、2001年に国内で生じたBSE感染と米国でも発見されたBSEによる輸入停止、さらには輸入制限が緩和された後もしばしば報じられた規制逃れ事件などが、全く無関係とは言えない。

対数を使ったこれまでの議論になれない読者のために、1980年から2011年の全期間、牛肉の家計消費から人口のデモグラフィックな変化の影響と、経済的に価格と所得の効果を補正した1人当たり牛肉消費の「理論値」の動きを、グラフに表示してみよう。1995年から2002年にかけての非連続な消費水準の急落を、O-157とBSEだけに起因させることができるかどうか、統計分析だけでは確言できないが、恣意的な想定は一切抜きで、デモグラフィックな変化および、価格⁹⁾と所得変化の影響をカウント・アウトした推計結果が、図2に表示されている。我が国における牛肉家計消費の“理論ベースは”、1980年代初めから1990年代半にかけて1人当たり3.3kgから3.1kgに僅か

図2 牛肉の家庭内消費：年齢・世代効果と価格・所得効果を補正した理論値の推移、1980-2011年



に低下したが、この期間における外食比率の急激な増加によるものであろうと思われる。この「ベース」は、90年代半から2000年代初めにかけて2.3kg水準に急落し、その後は調査期間の最終年、2011年まではほぼ横ばい状態を続けている。経済の低迷を理由に挙げるのは容易だが、われわれのコウホート分析の「拡大モデル」(20)には、家計所得は要因の一つとして繰り込まれている。望むらくは牛肉単品でなく、豚・鶏肉のみならず、肉を含んだ冷凍・レトルト食品などとの競争・補完関係を考慮する必要があるだろう。しかしそれぞれ独自の年齢・世代効果を持つ複数品目をコウホートモデルに体系化する作業は、ごく限られた既存の研究を見ても、そう簡単であるとは思えない (Denton, Mountain, and Spencer, 1999; Gustavsen and Rickertsen, 2009)。

(9) 需要体系分析における競合・補完財の価格は考慮されていない。今後のテーマである。

引用文献

秋谷重男 (2007) 『増補：日本人は魚を食べているか』 北斗書房、東京。

石橋喜美子 (2001) 「年齢階級別消費量の推計—『家計調査』 個票データを使用して」 森宏編 『食料消費のクオホート分析—年齢・世代・時代』 専修大学出版局、187-217。

—— (2006) 「家計における食料消費構造の解明—年齢階級別および世帯類型別アプローチによる—」 『総合農業研究叢書』 57号、中央農業総合研究センター。

—— (2007) 「食料消費構造の変化からみた食料需要動向と需要予測」 『長期金融』 99、農林漁業金融公庫、東京。

独立行政法人 農畜産業振興機構、alic (2012) 調査情報部。

川口雅正 (1996) 九州大学農業計算学講座教授、個人面談、福岡市。

厚生労働省 『国民栄養の現状』 各年版。

- 松田友義・中村隆（1993）「世帯主年齢階層別米消費量変化の分析」『農業経済研究』64巻4号、213-220.
 森宏編（2001）『食料消費のコウホート分析—年齢・世代・時代』専修大学出版局.
 森宏・三枝義清・川口雅正（2008）「コウホート分析における識別問題への対処—シミュレーションによる検定—」『社会科学年報』42号、専修大学社会科学研究所、69-99.
 森宏・三枝義清・D. Clason（2009）「年齢・世代と食料消費—コウホート分析の経緯」『社会科学年報』43号、専修大学社会科学研究所、87-110.
 農林水産政策研究所（PRIMAFF）（2010）『少子・高齢化の進展の下におけるわが国の食料支出額の将来試算』9月、東京<<http://www.maff.go.jp/j/press/kanbo/kihyo01/100927.html>>.
 農林水産省（1995）『平成6年度農業白書』.
 三枝義清・森宏（2012）「拡大コウホートモデルによる需要弾力性の計測—牛肉とワイン」『専修経済学

付録表 1 個人牛肉消費の年齢・年次・世代効果への分離：

Intrinsic Estimator

総平均効果 = 3.340 (0.021)

(自然対数値)

年齢効果		年次効果		世代効果				
年齢(歳)	(SD)	暦年	(SD)	出生年	(SD)			
15-19	0.028	0.029	1980	-0.076	0.023	1906-10	0.316	0.386
20-24	-0.105	0.025	1981	-0.057	0.027	1911-15	-0.156	0.097
25-29	-0.237	0.021	1982	-0.011	0.026	1916-20	-0.127	0.060
30-34	-0.180	0.018	1983	-0.023	0.025	1921-25	-0.127	0.058
35-39	-0.068	0.015	1984	-0.016	0.024	1926-30	-0.045	0.051
40-44	0.105	0.014	1985	-0.004	0.024	1931-35	0.012	0.046
45-49	0.177	0.014	1986	0.005	0.023	1936-40	0.056	0.041
50-54	0.176	0.015	1987	0.043	0.023	1941-45	0.103	0.037
55-59	0.144	0.018	1988	0.069	0.023	1946-50	0.150	0.033
60-64	0.080	0.022	1989	0.086	0.022	1951-55	0.159	0.029
65-69	-0.004	0.025	1990	0.102	0.022	1956-60	0.126	0.026
70-74	-0.116	0.029	1991	0.161	0.022	1961-65	0.073	0.023
			1992	0.165	0.022	1966-70	0.027	0.020
			1993	0.205	0.022	1971-75	0.041	0.020
			1994	0.235	0.022	1976-80	0.027	0.021
			1995	0.258	0.022	1981-85	-0.013	0.024
			1996	0.161	0.022	1986-90	-0.074	0.029
			1997	0.174	0.022	1991-95	-0.234	0.037
			1998	0.137	0.022	1996 ~	-0.313	0.053
			1999	0.134	0.022			
			2000	0.118	0.022			
			2001	-0.076	0.022			
			2002	-0.122	0.023			
			2003	-0.090	0.023			
			2004	-0.199	0.023			
			2005	-0.209	0.023			
			2006	-0.216	0.024			
			2007	-0.225	0.024			
			2008	-0.223	0.025			
			2009	-0.164	0.025			
			2010	-0.178	0.026			
			2011	-0.196	0.026			

出所：Yang 他の IE モデルで、筆者が計算.

注： $\sum A_i = \sum J_i = \sum C_k = 0$ ；() 内 SD.

- 論集』47 (1)、1-22.
- 総務省統計局『家計調査年報』各年版.
- 総務省統計局『消費者物価指数』、各年版.
- 田中正光・三枝義清・森宏・川口雅正 (2007)「コウホート分析『識別問題』の克服—中村・IEモデルの比較検討—」『専修経済学論集』42 (1)、1-44.
- 渡部紀之 (2004)「家計調査に見る最近の食肉消費動向について」独立行政法人農畜産業振興機構.
- 葉師寺哲郎 (2010)「少子・高齢化の進展とわが国の食料消費構造の展望」『農林水産政策研究』No.18、農林水産政策研究所、1-40.
- Denton, F.T., D.C. Mountain, and B.G. Spencer (1999) "Age, Trend, and Cohort Effects in a Macro Model of Canadian Expenditure Patterns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 17 (4), 430-443.
- Gustavesen, G.W. and K. Rickertsen (2009) "Consumer Cohorts and Demand System," A Paper Presented at the International Association of Agricultural Economics Conference, Beijing, China, August 16-22, 1-26.
- Hanawa Peterson, H. and Chen Y-J (2005) "The Impact of BSE on Japanese Retail Meat Demand," *Agribusiness: an International Journal*, 21 (3), 313-327.
- Hardin, D.J. and C. Jencks (2003) "Changing Attitudes Toward Pre-Marital Sex: Cohort, Period, and Aging Effects," *Public Opinion Quarterly* 67, 211-26.
- Hayami, Yujiro (1979) "Trade Benefits to All: A Design of the Beef Import Liberalization in Japan," *American Journal of Agricultural Economics*, 61 (2), 342-347.
- Holford, Theodore R. (1991) "Understanding the Effects of Age, Period, and Cohort on Incidence and Mortality Rates," *Annual Reviews in Public Health*, 12, 425-457.
- Longworth, John (1983) *Beef in Japan: Politics, Production, Marketing and Trade*, University of Queensland Press, St. Lucia, Queensland.
- Mori, H. and D.L. Clason, and J. Lillywhite (2006) "Estimating Price and Income Elasticities for Foods in the Presence of Age-Cohort Effects," *Agribusiness: an International Journal*, 22 (2), 201-17.
- Mori, H., D. Clason, K. Ishibashi, Wm.D. Gorman, and J. Dyck (2009) *Declining Orange Consumption in Japan: Generational Changes or Something Else?* Economic Research Report #71, ERS, USDA.
- Mori, H. and H. Stewart (2011) "Cohort Analysis: Ability to Predict Future Consumption—The Cases of Fresh Fruit in Japan and Rice in Korea," *Annual Bulletin of Social Science*, No.45, Senshu University, 153-173.
- Mori, H., Y. Saegusa and J. Dyck (2012) "Estimating Demand Elasticities in a Rapidly Aging Society — The Cases of Selected Fresh Fruits in Japan," *Annual Bulletin of Social Science*, No.46, Senshu University, 123-144.
- Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353-370.
- Obara, K., M. McConnel, and J. Dyck (2010) *Japan's Beef Market*, LDP-M-194-01, Economic Research Service, USDA.
- OECD (2009) *OECD Project on Income Distribution and Poverty*, Paris.
- Oniki, Shunji (2006) "Valuing Food-Born Risks Using Time-Series Data: The Case of E. coli O-157 and BSE Crises in Japan," *Agribusiness: an International Journal*, 22 (2), 219-32.
- Pindyck, R.S. and D.L. Rubinfeld (1981) *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-Hill Book Company, New York.
- Rod, M. and T. Beal (2012) "The Experience of New Zealand in the Evolving Wine Markets of Japan and Singapore," Working Paper, No.100, Business, *JWE*, American Association of Wine Economics, 1-18.
- Sawada, Manabu (2012) "Structural change in Japanese household demand for fresh meat in the 1990s," edited by Koza Sasaki. *FOOD CONSUMPTION—Empirical Studies of Japanese Dietary*, Tsukuba-shobo, Tokyo.
- Shahpar, C. and G. Li (1999) "Homicide Mortality in the United States, 1935-1994: Age, Period, and Cohort Effects," *American Journal of Epidemiology*, 150 (11), 1213-1222.
- Stewart, Hayden and Noel Blisard (2008) "Are Younger Cohorts Demanding Less Fresh Vegetables?" *Review of*

Agricultural Economics, Vol.30, No.1, 43-60.

Tanaka, M., H. Mori and T. Inaba (2004) "Re-estimating per Capita Individual Consumption by Age from Household Data," *Japanese Journal of Rural Economics*, Vol.6, 20-30.

Yang, Y., W.J. Fu, and K.C. Land (2004) "A Methodological Comparison of Age-Period-Cohort Models: The Intrinsic Estimator and Conventional Generalized Linear Models," *Sociological Methodology*, Vol.34, The American Sociological Association, 75-110.

Yang, Y., S. Schulhofer-Wohl, W.J. Fu, and K.C. Land (2008) "The Intrinsic Estimator for Age-Period-Cohort Analysis: What It Is and How to Use It," *American Journal of Sociology*, Vol.113, No.6, 1697-1736.

Technical Supplement—改定「拡大A/P/Cモデル」

三枝 義清

1. はじめに

前稿の [新] 拡大モデル (森・三枝、2012、『論集』112号、pp. 17-18) を次の3点について改定する：

- (1) 二次の階差行列を媒介にして、A/P/Cモデルを書き換える。
- (2) 年次効果を local linear trend model に従って、モデル化する。
- (3) コウホート効果の修正。

ここでは、牛肉の1980-2011年のデータにA/P/Cモデルをフィットさせるが、前稿の [新] 拡大モデルではコウホート効果のベクトルは、87個の要素を持つが、(3) の修正によって19個に減少する。牛肉の1996年以降の年次効果の急激な減少に対応するための措置が (2) の改正点である。(生鮮) 牛肉以外に豚肉と鶏肉が計測例になっている。

2. 二次の階差行列によるA/P/Cモデルの変換

年齢効果を a ($i = 1, \dots, 12$)、年次効果を p ($j = 1, \dots, 32$) として、年齢と年次による二重分類表の (j, i) グループの1人当たり消費量を対数変換したデータを y_{ji} とすると、我々のA/P/Cモデルでは、 y_{ji} が次のような表現される：

$$y_{ji} = \mu + a_i + p_j + c(j, i) + \text{error} \quad (1)$$

右辺の第4項は (j, i) グループのコウホート成分であるが、この項は $c(j, i) = u(j, i) c$ で、ベクトル c の凸一次結合で各グループのコウホート成分を表す仕組みになっている。 $u(j, i)$ を積み上げた行列を以下 XC と記すが、 XC がダミー変数行列でない点に留意されたい。(1) 式の誤差項 (error) は、いずれも正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うものとする。各効果には、次のような“ゼロ和条

件” が付いている：

$$\sum_{i=1}^{12} a_i = \sum_{j=1}^{32} p_j = \sum_{k=1}^{19} c_k = 0$$

年齢効果と年次効果のベクトルを、それぞれ $a = (a_1, \dots, a_{12})'$, $p = (p_1, \dots, p_{32})'$,
 コウホート効果のベクトルを $c = (c_1, \dots, c_{19})'$
 として、次のような二次階差の行列 R を媒介に、 a, p, c のベクトルを分解する。

$$R(j, j) = 1, R(j, j+1) = -2, R(j, j+2) = 1, j = 1, \dots, n-2$$

例えば、年齢効果の R は 10×12 の行列で、 $D=R'R$ とすると $\text{rank}(D) = 10$ で、D の固有値 λ_i ($i = 1, \dots, 12$) は、 $\lambda_1 = \lambda_2 = 0, \lambda_3 > 0, \lambda_4 > \lambda_3, \dots, \lambda_{12} > \lambda_{11}$ となる。

正の固有値に対応する固有ベクトル d_i をタームにして行列 $E = [d_1, \dots, d_{12}]$ を作ると、ゼロ和条件を満たす年齢効果のベクトル a は次のように表現できる：

$$a = e a + E \alpha, e(i) = i - (1+12)/2 \quad (2.1)$$

右辺の第一項が年齢効果の線形成分で a がトレンドの傾きで、第二項が線形成分に直交する非線形成分になっている。同じ要領で、年次効果とコウホート効果の p と c が、次のように分解される：

$$p = f b + F \beta \quad f(j) = j - (1+32)/2 \quad (2.2)$$

$$c = g c + G \gamma \quad g(k) = k - (1+19)/2 \quad (2.3)$$

E, F, G は、いずれも二次階差の行列 D から誘導された行列である点に留意されたい。各効果の D 行列の固有値を以下、次のように記す： $\lambda_i^{(a)}$ で年齢効果の、 $\lambda_j^{(p)}$ で年次効果の、 $\lambda_k^{(c)}$ でコウホート効果のそれぞれ固有値を表す。

ここで問題になるのは、(1) 式の $c(j, i)$ の構造であるが、ここでは Heuer (1997) に従って $c(j, i)$ を次のように修正する： $m = 12, n = 32$ として、 (j, i) グループのコウホート成分の index k を $k = j + 5(m-1)$ とする。従って $1 < k < n + 5(m-1)$ となる。

この方式によると、牛肉のコウホート効果のベクトル c は 87×1 に増大するが、 (j, i) グループのコウホート効果 $c(j, i)$ は、

$$c(j, i) = U(j, i) c \quad (3)$$

となり、 $U(j, i)$ を積み上げた行列 U はガミー変数行列になる。更に注目すべきは、(2.3) 式の線形成分の $g(k)$ が、 $g(k) = f(j) - 5e(i)$ と分解される点である。

(2) 式と (3) 式を使って (1) 式を書き換えると、

$$y_{it} = \mu + e(i) \bar{a} + f(j) \bar{b} + E(i) a + F(j) \beta + U(j, i) G \gamma + \text{error} \quad (4)$$

ただし

$$\bar{a} = a - c, \bar{b} = b + c$$

$E(i)$ は行列 E の i 番目の行ベクトル、 $F(j)$ は F の j 番目の行ベクトル

Heuer は \bar{a} を “cross-sectional age effect,” \bar{b} を “overall slope of the time trend” と呼んでいるが、ここでは a を age slope, b を time slope と略称する。

価格系列 $z_1(j)$ と所得系列 $z_2(j)$ を $z(j) = [z_1(j), z_2(j)]$ として、 $z(j)d$ を (4) 式の右辺に追加すれば、経済変数とトレンド成分を含んだ拡大モデルの (5) 式が得られる：

$$y_{ji} = \mu + e(i)\bar{a} + f(j)\bar{b} + z(j)d + E(i)a + F(j)\beta + U(j,i)G\gamma + \text{error} \quad (5)$$

y_{ji} の観測式は前稿の [新] 拡大モデルと同じフォームであるが、非線形成分のパラメータ (a, β, γ) には、次のような事前分布が想定されている：

$$a \sim N(0, \Lambda^{(a)}) \quad (6.1)$$

$$\beta \sim N(0, \Lambda^{(p)}) \quad (6.2)$$

$$\gamma \sim N(0, \Lambda^{(c)}) \quad (6.3)$$

ただし

$$\Lambda^{(a)} = \omega_a^2 \begin{pmatrix} 1/\lambda_3^{(a)} & & \\ & & \\ & & 1/\lambda_{12}^{(a)} \end{pmatrix} \quad \Lambda^{(p)} = \omega_p^2 \begin{pmatrix} 1/\lambda_3^{(p)} & & \\ & & \\ & & 1/\lambda_{32}^{(p)} \end{pmatrix} \quad \Lambda^{(c)} = \omega_c^2 \begin{pmatrix} 1/\lambda_3^{(c)} & & \\ & & \\ & & 1/\lambda_{19}^{(c)} \end{pmatrix}$$

(6) 式の前分布を持つモデルを以下では 拡大モデル (a) と略称するが、ベイズ推定の手順は [新] 拡大モデルと同じである。1980-2011 年までの牛肉のデータに 拡大モデル (a) をフィットした場合の計測結果が表 I 第 2 欄に要約されているが、難点はコウホート効果の非線形成分のパラメータが 87×1 のベクトルに増大して、超パラメータの確定に時間がかかる点であろう。そこで次に (5) 式の近似解を考案する。

(1) 式で行列 XC を紹介したが、(5) 式のコウホート効果の非線形成分の系列を $XC\psi$ で近似する：詳細は省略するが、まず、 (j, i) グループのトレンド成分 (コウホート効果の) の $f(j) - 5e(i)$ を積み上げた列ベクトル cs を作る。 XC の列ベクトルが cs に直交するように XC を修正する。 ψ には $\phi(1) = 0, \psi(19) = 0$ の端点条件をつけ、残りの $\psi(k)$ には後述の (7) 式の行列 L を使って、 $L(\psi) \sim N(0, \sigma^2 I_{17})$ の事前分布を与える。

以上のように、(5) 式の第 6 項を上記の $Xc\phi$ に対応するように修正したモデルを、以下では 拡大モデル (b) として、その計測結果を表 I 第 3 欄に要約してある。

3. Local Linear Trend Model

t 年次の年次効果を x_t とすると、Durbin and Koopman (2001) の local linear trend model によれば、 x_t の変動は次のように定式化される：

$$\delta x_t = \delta x_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2) \quad (7)$$

$$X_t = X_{t-1} + \delta x_t + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$$

$$t = 1, \dots, T$$

δx_t はトレンドの局所的な傾きを示す項で、trend level X_t と傾き δx_t の双方に、お互いに独立に変動するノイズ ζ_t と η_t がついている。

$\zeta_t = \eta_t = 0$ であれば確定的な linear trend model になるが、 $\sigma_\zeta > 0$, $\sigma_\eta > 0$ であれば、local level と slope の双方が年次毎に変動することになる。特に、 $\sigma_\zeta^2 = 0$ で、 $\sigma_\eta^2 > 0$ とおけば、二次の階差 $\Delta^2 x_t = x_t - 2x_{t-1} + x_{t-2}$ が次のように変動する：

$$\Delta^2 x_t = \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$$

ただし、 $\xi_t = \zeta_t - \eta_t$

従って、 $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_T)'$ とおけば、 \mathbf{x} は次のように分布する：

$$L\mathbf{x} \sim N(\mathbf{H}\mathbf{f}, \sigma_\xi^2 I_T) \quad (8)$$

ただし、

$$L = \begin{pmatrix} 1 & -2 & 1 & & & \\ -2 & 1 & & & & \\ 1 & -2 & 1 & & & \\ & \ddots & & \ddots & & \\ & & & & 1 & & \\ & & & & & & 1 \end{pmatrix} \quad \mathbf{H} = \begin{pmatrix} 2 & -1 \\ -1 & 0 \\ 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 0 \end{pmatrix} \quad \mathbf{f} = \begin{pmatrix} x_0 \\ x_{-1} \end{pmatrix}$$

$\sigma_\zeta^2 = 0$, $\sigma_\eta^2 > 0$ の場合

local level のベクトルを $\mathbf{x}_{(1)} = (x_1, \dots, x_T)$, local slope のベクトルを

$\mathbf{x}_{(2)} = (\delta x_1, \dots, \delta x_T)$ とすると、 $\mathbf{x}' = (\mathbf{x}_{(1)}, \mathbf{x}_{(2)})$ の結合分布は次のように表現できる：

$$\mathbf{x} = \mathbf{e}_1 x_0 + \mathbf{e}_2 \delta x_0 + \mathbf{U} \mathbf{x}^* \quad (9)$$

ただし、

$$\mathbf{e}_1 = (1, \dots, 1)', \quad \mathbf{e}_2 = (1, \dots, T)', \quad \mathbf{U} = [\mathbf{I}T, \mathbf{0}]$$

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} R & -1 \\ 0 & R \end{pmatrix} \quad \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_\zeta^2 \mathbf{I} & \\ & \sigma_\eta^2 \mathbf{I} \end{pmatrix} \text{ とすると}$$

(9) 式の \mathbf{x}^* は次のように分布する：

$$D\mathbf{x}^* \sim N(0, \Sigma)$$

年次効果 p は linear local model に従うものとするが、ここでは (9) 式を次のように書き換えておく：
local level のベクトルを、 $(\beta_1, \dots, \beta_T)$ 、local slope のベクトルを、 $(\beta_{T+1}, \dots, \beta_{2T})$ として

$$p = \mathbf{e}_1 b_1 + \mathbf{e}_2 b_2 + \mathbf{U} \beta \quad (10)$$

ただし

$$b_1 = x_0, \quad b_2 = \delta x_0, \quad \beta = \mathbf{x}^* \text{ で}$$

$$D\beta \sim N(0, \Sigma) \text{ とする。}$$

(10) 式の最初の2項が p の線形成分で、第3項が (2.2) 式の $F\beta$ に対応する非線形成分になっている。

(10) 式の右辺に、経済変数 $Z' = (Z(1), Z(2))$ を追加すれば、(10) 式は次のように拡大される：

$$p = e_1 b_1 + e_2 b_2 + Z d + U \beta \quad (10.1)$$

拡大モデル (b) を次節のように改定することにより、local slope を組み込んだ拡大モデルを作ることが出来る。

4. 拡大モデル (c)

4.1 理論的枠組み

拡大モデル (b) の年次効果 (非線形成分) のベクトル $F\beta$ を、前節で紹介した $U\beta$ で置き換える。従って β には $D\beta \sim N(0, \Sigma)$ の事前分布がついている。以上の変更を拡大モデル (b) に加えたのが、拡大モデル (c) である。次の (11) 式がモデル (c) の観測式であるが、拡大モデル (a) の (5) 式と異なる点は、右辺の第6項と7項である。

$$y_{ji} = \mu + e(i) \bar{a} + f(j) \bar{b} + z(j) d + E(i) a + U(j) \beta + v(j, i) \phi + \text{error} \quad (11)$$

ただし

$v(j, i)$ は修正された行列 $X C$ から誘導されるベクトルである。

変量の β には (10) 式の $D\beta \sim N(0, \Sigma)$ の分布、コウホート効果の ϕ には (8) 式の $L\phi \sim N(0, \sigma_\gamma^2 I_{17})$ の分布が付いている。

以上のように、変量には、それぞれ異なったタイプの事前分布を持ち、かつ超パラメータが1個増加しているが、モデル (c) は“識別性”のあるモデルなので、モデル (a)、(b) の場合と同じ手順で、ベイズ推定が出来る。モデル (c) の推定結果が、表Iと表IIに要約されている

4.2 推定結果について

表Iに、[新] 拡大モデルを含めて、4種類のモデルの推定結果が要約されている。

\bar{a} (age slope)、 \bar{b} (time slope) と、 d_1 (価格弾性値)、 d_2 (所得弾性値) の推定値を並べてあるが、モデル (c) と [新] 拡大モデルの d_2 (所得弾性値) がやや大きめである点を除けば、モデル間での目立った差はみられない。ABICの順位はモデル (a) が最小で、次はモデル (c) である。

表IIの第2欄の (*1) の系列は、価格と所得の変化を考慮しない場合の牛肉の slope で、(*2) は価格と所得要因を追加した場合の slope を並べてある：

Local slope の sigma (σ_η) を比較すると

	*1	*2
σ_η	0.015	0.009

で、(*1) の sigma は倍増している。“local slope”の変動が経済変数に依存するのは明らかであるが、

表 I 拡大モデルの弾性値等の比較

	モデル (a)	モデル (b)	モデル (c)	[新]
age slope (a)	0.017 (.001)	0.015 (.001)	0.015 (.001)	-.006 (.034)
time slope (b)	-.016 (.004)	-.016 (.004)	-.011 (.018)	-.018 (.007)
価格弾力性 (d)	-.573 (.204)	-.570 (.204)	-.684 (.206)	-.704 (.197)
所得弾力性 (d)	0.312 (.653)	0.317 (.657)	1.007 (.664)	1.194 (.543)
ABIC	-811.5	-803.5	-806.1	-792.8

注：() 内の数値は推定誤差。

表 II 拡大モデル (c) による Local Slope の推定

年次	牛 肉			豚 肉	鶏 肉
	(*1)	(*2)	(*3)	(*2)	(*2)
1980	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
1981	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000
1982	0.000	0.000	0.162	0.000	0.000
1983	-.003	0.000	-0.168	-.001	-.001
1984	-.003	0.000	-0.045	-.001	-.002
1985	-.005	0.001	-0.274	-.002	-.003
1986	-.002	0.001	-.007	-.004	-.004
1987	0.001	0.001	0.684	-.005	-.006
1988	0.003	0.001	0.581	-.007	-.007
1989	0.003	0.000	0.735	-.007	-.006
1990	0.004	-.002	0.965	-.006	-.006
1991	0.005	-.004	1.340	-.004	-.004
1992	0.001	-.008	0.780	-.003	-.002
1993	-.002	-.011	0.474	-.001	-.001
1994	-.010	-.013	0.412	0.000	0.001
1995	-.021	-.015	0.422	0.001	0.003
1996	-.035	-.018	-1.855	0.003	0.005
1997	-.039	-.019	-1.662	0.004	0.006
1998	-.046	-.022	-2.481	0.005	0.006
1999	-.053	-.024	-2.943	0.007	0.008
2000	-.063	-.028	-4.321	0.009	0.010
2001	-.075	-.029	-8.342	0.010	0.012
2002	-.068	-.023	-9.393	0.011	0.013
2003	-.059	-.016	-8.213	0.011	0.013
2004	-.056	-.013	-8.373	0.013	0.015
2005	-.046	-.009	-8.016	0.019	0.021
2006	-.038	-.005	-7.805	0.022	0.025
2007	-.028	-.003	-7.532	0.025	0.028
2008	-.021	-.002	-7.073	0.027	0.029
2009	-.016	-.002	-6.971	0.028	0.030
2010	-.019	-.003	-7.635	0.027	0.029
2011	-.021	-.003	-7.663	0.026	0.028

注：価格と所得を含まない場合は*1、追加した場合は*2。

(11) 式のように価格と所得を追加することにより、local slope の変動は減少する。

第2欄 (*2) の“local slope”の系列をみると、slope は1980年代は殆ど不変であるが、1990年は-0.002、それ以降、local slope は年毎に減少して、1996年は-0.018、2001年には-0.029で最低になっている。しかし、2002年以降は slope が増加に転じている。

5. まとめ

牛肉の例に見るように、拡大モデル (c) の local slope を通して、価格や所得の経済変数以外の要因による年次効果の変動を追跡することができる。追加的な適用例として、牛肉に関連のある豚肉と鶏肉の消費量の local slope を表IIの第3欄と第4欄に掲げてある。

Age slopeなどのパラメータの推定値は次の通りである：

	\bar{a}	\bar{b}	d_1	d_2
豚肉	-.027 (0.001)	-.001 (0.016)	0.046 (0.227)	0.156 (0.514)
鶏肉	-.027 (0.001)	-.003 (0.016)	-.069 (0.182)	0.147 (0.518)

O-157やBSEのインパクトに対して local slope は如何に反応したのか？

豚肉の slope は1996年以降プラスに転じ、年毎に slope は上昇して、2011年には0.026まで増加している。鶏肉の slope も豚肉と同様なパターンで変動している。

牛肉の local level の推定

これまでは、 y_{ji} に対数変換されたデータを使ってきたが、 y_{ji} に実際値 (100g単位) を使う拡大モデル (c) を実行してみる。このモデルの利点は：

- (1) AICが1739に減少する (変換した場合のAICは1790)。
- (2) (11) 式に見るように y_{ji} に直接関与するのは local level の β であるが、対数変換でなく実際値の場合には、local level の増減が消費量の増減に直結する。

表II第2欄 (*3) の列に、実際値による local level (100g単位) の推定値を掲げてあるが、この系列を参照すれば、O-157とBSE等のインパクトを直接観測できる。例えば、1990年と1995年の local level を比べると、年次効果の減少による消費量の減少は、5年間で、 $(0.965 - 0.422) \times 100 \text{ g} = 54.3 \text{ g}$ と僅かである。しかし2002年の local level は最低 (-9.393) で、1995年 (0.422) と比べると、年次効果による消費量の減少は $9.8 \times 100 \text{ g} = 0.98 \text{ kg}$ で、2001年から2002年の間の減少量は $1.05 \times 100 \text{ g} = 0.11 \text{ kg}$ になっている。2003年以降は、僅かであるが年毎に local level は上昇している。

追加引用文献

- Durbin, J. and S. J. Koopman (2001) *Time Series Analysis by State Space Method*, Oxford: Oxford University Press.
 Heuer, Carsten (1997) "Modeling of Time Trends and Interactions in Vital Rates Using Restricted Regression Splines," *Biometrics*, Vol.53, No.1, 161-177.