

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

三枝 義清*・森 宏**

<要約>

任意の商品の個人消費に、顕著な年齢および世代効果が作用していると想定される場合、バイアスのより少ない価格・所得弾力性を計測するには、まずA/P/Cコウホートモデルによってそれらの効果を補正することが望ましい。しかし、当該商品の経年変化に、価格と所得のほかに、時間トレンドやたとえば牛肉需要におけるO157やBSE発生のように、影響の大きさや持続性がかめない外的要因が強く作用しているケースでは、“two-step approach”では、妥当な弾力性が決定されない恐れがある。「通常の」A/P/Cモデルに、予め価格と所得の経済変数を組み込み、確定し難いそれらの外部効果は、新たな「時代効果」として析出されるような「拡大」コウホートモデルを適用するほうがより望ましい。本稿では、これまでしばしば扱ってきた青果物や鮮魚などとタイプの異なる牛肉とワインを取り上げ、「拡大」コウホートモデルによって、価格と所得弾力性を計測した。

JEL 区分：D12, D03

キーワード：価格弾力性, 拡大コウホートモデル, 牛肉, ワイン

1. はじめに

米、鮮魚、生鮮果物などの個人消費は、生理的に狭義の年齢と、嗜好・食習慣的に生まれ育った世代によって、顕著に異なることが知られている（『平成6年度農業白書』、石橋、2006、2007年；秋谷、2007年；など）。他方、近年わが国や韓国などでは少子・高齢化の急速な進展で人口の年齢・世代構成が劇的に変化している（Mori and Stewart, 2011；Mori, Saegusa, and Dyck, 2012；etc.）。食料需要の弾力性を計測するに当たって、それらのデモグラフィック変化の側面を明示的に考慮する必要が意識され始めている（農林水産省政策研、2010年；薬師寺、2010年；森・三枝、2011年；など）。

われわれは始め、『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別データから世帯員個人の年齢別消費を導出し、横軸に年齢階級、縦軸に各調査年からなるコウホート表を用意し、通常のA/P/Cコウ

* 元東京都立大学経済学部教授

** 専修大学名誉教授

ホート分析によって、全調査期間をカバーする年次効果を推定した。伝統的な時系列分析に使われる各調査年の1人当たり平均消費量に代えて、年齢効果と世代効果を補正した時代（年次）効果を、各年の価格と所得（あるいは総消費支出）に回帰させて、より合理的と思われる需要弾力性を求めた。最初の試みは森・ゴーマン（2001年，pp.257-261）で、コウホート分析に慣れるに従い、対象範囲を広げ、統計的な吟味もより厳密に行った（森・石橋・田中・稲葉，2005年；Mori, Clason, and Lillywhite, 2006；Mori, Ishibashi, Clason, and Dyck, 2006；Mori, Clason, Ishibashi, Gorman, and Dyck, 2009；etc.）。

米国農務省経済調査局のエコノミスト達は、Mori, Clason, and Lillywhite, op. cit. をうけて、米国の生鮮野菜のコウホート分析を行い、その際通常の年齢・時代・世代効果に、経済変数の価格と所得を加えた“augmented”（拡大）モデルを適用した（Stewart and Blisard, 2008；etc.）。政策研, op. cit. も高齢化が進展するわが国の将来の食料支出を予測するに当たって、価格と総支出をモデルに導入した。われわれもこれらの動きに倣い、生鮮果物と生鮮野菜、及び少数の個々の果物を例に、価格と所得を加えた「拡大」コウホートモデルを開発して、需要弾力性を計測し、これまでのやり方、すなわち始めに時代効果を推定し、次のステップとして得られた年次効果を経済変数に回帰させる、“two-step approach”の結果と比較した（森・三枝，2011年；Mori, Saegusa, and Dyck, op. cit.）。

「拡大」モデルによって、いわば“one-step”で得られた弾力性と、“two-steps”で得られた弾力性の値にこれまでのところ大きな差は認められなかったが、選択された幾つかの品目によって、一致の程度に差が観察され、いずれがより真に近い値を推計しているかを断ずることは容易ではない。選ばれた品目については、通常のA/P/Cモデルで決定された年齢および世代効果と、経済変数を含む「拡大」モデルで決定された年齢および世代効果の間に、大きな差は生じなかった。しかし個人消費の変化に価格や所得などの経済要因が有意に作用していると判断される場合には、より正しい年齢・世代効果を決定するためにも、これまでのA/P/Cモデルでなく、始めから経済変数を組み込んだ「拡大」モデルを適用するほうが好ましいのではないと思われる。ただ「拡大」モデルには、構造的に通常のA/P/Cモデルに存在する「識別問題」に相当するような難点があるかもしれない。本稿では、統計理論的に「拡大」コウホートモデルの成り立ちを解説し、他方これまで扱ってきた青果物や魚とタイプの異なる商品を選び（牛肉とワイン）、通常の年齢・時代・世代のモデルによって導出された年次効果を経済変数に回帰させる“two-step approach”の結果と、2種類の「拡大」モデルを用いた“one-step approach”による結果を、実証的に比較・検討する。

2. 牛肉とワインの世帯消費を個人の年齢・世代・時代効果に分解する

1) コウホート表を用意する

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別、25歳未満、25-29歳、 - - - , 60-64歳、65歳以上の10階級別に、各品目の年間購入量と平均支払い価格を記載するようになった。世帯主年齢階級別のデータから、世帯員個人の年齢別（5歳刻み）平均消費量を導出する仕方は、基本的にはMori and Inaba(1997)を精緻化したTanaka, Mori, and Inaba(2004)モデル(TMI)に依拠する。TMIに関してはこれまで本『論集』および、専修大学『社会科学年報』に記載

された幾つかの関連論文の中で詳しく展開しているため、本稿では省略する。

牛肉は家計以外での消費が多く、またソーセージや缶詰など加工に向けられる部分も少なくない。農水省畜産局の推計では、総供給量のうち家計で消費される割合は、1980年当時約62%だったが、1995年に43%、2010年には35%程度に低下している（農畜産業振興機構国内統計資料）。他方ワインについては、家計消費は同じ期間、ほぼ3分の1強を占めていると推計されている（日本ワイナリー協会）。従って、家計調査のデータから、これら商品の需要の全貌が把握できるわけではない。しかし消費の末端段階における価格および所得弾力性の計測となると、たとえば食堂で提供されるビーフカレーや牛丼には、牛肉以外にサービスやその他もろもろの財が含まれており、牛肉そのものではない。同様なことはワインについても言える。末端需要の弾力性となると、家計データを使う以外にはない。

『家計調査』の世帯主年齢階級別の世帯消費から、TMIモデルを使って導出された世帯員個人の年齢別消費は、表1（牛肉）と表2（ワイン）にそれぞれ示されている。通常3-4人の世帯構成員のうち、2人弱は世帯主とその配偶者で、残りが彼らの子供と生計を共にする親世代である。たとえば、1990年に世帯主が35-39歳の世帯に含まれる世帯員4.12人のうち、30歳代の世帯主夫婦が1.87人で、0-4歳が0.55人、5-9歳が0.85人、10-14歳が0.47人などであったが、世帯主の年齢区分に合わせて子供たちを5歳刻みの年齢階級に区分すると、世帯員構成の主要な部分になりにくい。そうした理由から、TMIモデルで推計される年少の子どもたちの年齢別個人消費は、世帯主を形成する親世代のそれに比べ信頼性/安定性に欠ける。またワインについては、未成年者は消費しないと想定して、個人の年齢別消費を推計した。表1（牛肉）では、10歳未満の階級は記載されていないが、実際に消費がゼロというわけではない。

2) 通常の A/P/C モデルで分解する

年次 t 年における、年齢 i 歳の個人の平均消費量を、 μ_{it} とすると、通常のアディティブ・コホートモデルでは(1)式のように表現される。

$$\mu_{it} = B + A_i + P_t + C_k + e_{it} \quad (1)$$

B : 総平均効果

A_i : 年齢 i 歳に固有とされる効果

P_t : 時代 t 年に固有とされる効果

C_k : 出生コホート k に固有とされる効果

e_{it} : 誤差項

年齢 i 歳、年次 t 年と k 年出生コホートの間に存在する一次従属関係から生じる推計上の難点、コホート分析における「識別問題」(Mason and Fienberg, 1985)の回避については、これまで幾つもの論文で取り上げてきたので、ここでは繰り返さない(田中・三枝・森・川口, 2007; 森・川口・三枝, 2010; など)。後出4節では最近シカゴ大グループで開発された intrinsic estimator (IE) (Yang et al., 2008) も用いるが、本稿では主として中村が開発したベイズ型モデル (BE) に依拠する (Nakamura, 1986)。

表1 牛肉の年齢別個人消費の推計, 1979-2011年

(100g)

年齢階級	10-14	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+
1979	23.02	25.90	25.97	25.67	26.17	30.70	31.12	31.40	32.77	34.17	25.84	24.69	22.09	18.71
1980	21.39	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	21.09	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	23.99	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	22.43	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	25.99	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	24.93	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	25.42	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	25.83	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	28.35	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	28.49	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	27.27	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	28.20	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	31.87	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	30.19	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	32.76	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	32.24	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	32.06	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	31.45	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	30.02	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	27.65	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	29.24	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	25.24	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	22.03	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	21.79	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	16.90	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	15.36	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	17.06	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	14.88	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	14.84	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	14.92	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	16.54	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	14.82	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。

表2 ワインの年齢別個人消費の推計, 1979-2011年

(cc)

年齢階級	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75+
1979	206	202	183	225	260	253	276	328	209	250	271	266
1980	212	190	161	186	221	215	284	265	198	279	321	320
1981	215	199	162	221	256	253	271	278	185	210	225	220
1982	235	223	223	249	270	323	371	423	271	285	295	287
1983	341	335	357	400	287	321	303	254	278	256	244	228
1984	351	338	325	294	265	274	287	242	241	260	269	260
1985	237	270	322	236	225	194	208	272	358	334	318	296
1986	206	224	222	231	217	219	210	250	361	305	274	248
1987	369	402	405	318	305	250	213	313	259	271	275	262
1988	307	343	394	336	321	236	267	334	369	308	274	248
1989	418	476	568	451	426	328	230	288	268	284	287	272
1990	392	406	488	428	368	288	305	232	253	301	319	308
1991	318	345	407	380	363	322	287	302	281	287	289	275
1992	240	284	338	318	333	305	247	300	408	336	300	269
1993	348	389	447	435	366	256	194	200	255	250	240	219
1994	417	455	570	517	448	403	338	337	299	343	361	347
1995	473	526	692	695	613	535	409	395	374	416	432	411
1996	771	785	719	814	720	513	441	405	461	491	493	461
1997	700	769	928	993	941	765	730	808	635	644	643	610
1998	982	1169	1632	1720	1539	1300	859	802	1006	948	900	815
1999	545	722	1334	1623	1445	1237	879	815	1004	953	905	822
2000	876	960	1186	1356	1398	1183	820	719	796	841	844	781
2001	926	954	1101	1226	1283	1182	972	827	734	660	603	542
2002	623	657	951	1127	1133	1079	967	797	627	621	715	718
2003	1094	1108	1114	1107	1059	917	716	597	559	606	693	684
2004	678	716	970	1137	1180	1131	1016	904	791	664	544	467
2005	520	585	937	1170	1232	1164	1011	909	836	723	596	511
2006	399	456	748	981	1089	1032	858	768	752	690	600	525
2007	379	466	807	1185	1481	1343	890	679	700	646	535	440
2008	315	352	676	1020	1293	1291	1066	890	776	691	632	570
2009	525	518	717	958	1179	1210	1067	868	645	527	493	457
2010	521	537	674	928	1258	1314	1155	1078	1046	866	605	459
2011	513	505	789	1074	1303	1421	1419	1289	1053	895	813	747

出所：筆者が「家計調査」各年から、TMIモデルで計算。

コウホート分析を実行する際、横軸の年少何歳のセルから高齢何歳のセルまでをカバーするのが常に問題になる。仮に最年少0-4歳のセルからスタートすれば、当該商品の消費慣習は早くもその年齢で形成・固定化され、高齢歳まで維持されると想定することになる。しかし本稿の例では、牛肉の食習慣の基幹が0-4歳の時点で形成され、その後加齢に伴って変化するものの、生涯変わらないとは考え難い。実際には、Hanayamaがモデル化したように、幼少の時点で形成された慣習は、その後加齢や時々の流行とは別に修正され続けるのであろうが、実際にはデータの扱いは極度に難しい(Hanayama, 2007; 華山, 2008年)。本稿では便宜上、牛肉の食習慣の基幹はティーンエイジで形成され、20-24歳くらいで固まる。ワインについては、20歳代前半で覚え、20歳代後半で固まると想定する。特に栄養学や社会学的な根拠があるわけではない。

表1と表2では、最年長セルは75歳以上であるが、このセルは我々のコウホート分解では外される。調査期間のたとえば最初の年、1979年に70-74歳のセルにいたのは、1905-09年誕生の1個のコウホートだけだが、75歳以上のセルには、1900-04年誕生のコウホートに加え、1895-99年誕生、更にはそれ以前に誕生した複数個のコウホートは含まれ、(1)式のスペックに合致しない。現実が高齢化が進むにつれ、最近年になるほどこの年齢セルに含まれるコウホートが複層化している。本稿でコウホート分析されるのは、年次は1979年から2011年まで33個、牛肉の場合：年齢は20-24歳から70-74歳まで11階級、コウホートは1905-09年誕生から、1990年以降誕生まで18個；ワインの場合：年齢は25-29歳から70-74歳まで10階級、コウホートは1905-09年誕生から1985年以降誕生まで17個である¹⁾。

1) 厳密には、2011年に25-29歳のセルのほぼ3/5は1980-84年誕生、残余の2/5は1985年以降誕生のコウホートで占められる。従って、(1)式で表現すれば、

$$\mu_{25-29, 2011} = B + A_{25-29} + P_{2011} + 0.6 \times C_{80-84} + 0.4 \times C_{85-}$$

となる。Nakamuraは一般コウホート表の分解で、任意のコウホートは、経年しても同じ年齢セルに留まり、何年かごとに次の年齢セルに移動する“stepwise”な仕組みをとっている(Mori, Clason, Dyck, and Gorman, 2001, pp. 323-24)。彼のベイズ的接近の大前提「パラメータの漸進的変化」の仮定からすれば、大きな不都合は認められない。

表3に表1(牛肉)を、同じく表4に表2(ワイン)をそれぞれ年齢・年次・(出生)世代効果に分解した結果が記載されている。4節以降の計算では、コンスタント平均弾力性を扱っているので便宜上log換算が採用されているが、表3・4では表1・2の実数にビジュアルで対応し易い様に、logではなく、実数で表記されている。この種の表に不慣れの読者のために、計数的な説明をしておこう。たとえば、1999年の50-54歳は、1945-49年誕生のコウホートである。牛肉について同年におけるこの年齢階級の平均消費量は、総平均効果(29.28) + 50-54歳の年齢効果(5.73) + 1999年の年次効果(4.05) + 1945-49年誕生コウホート効果(4.39) = 43.45と予測される。表1の実際の値は、44.18で、大きな乖離はない。今少し複雑な例として、1996年の45-49歳の牛肉消費を取り上げよう。彼らは1947-51年に誕生しているが、ほぼ6割の1945-49年誕生のコウホートとほぼ4割の1950-54年誕生のコウホートから構成されている。予測値は、総平均効果(29.28) + 45-49歳の年齢効果(5.93) + 1996年の年次効果(5.15) + 0.6 × 1945-49年誕生のコウホート効果(4.39) + 0.4 × 1950-54年誕生のコウホート効果(4.25) = 44.69となり、表1の実際の推計値、43.99と大きく乖離していない。

表3 個人牛肉消費の年齢・年次・世代効果への分離：

Bayesian Estimator (BE)

総平均効果 = 29.28 (0.20)

(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)
20-24	-3.28	1.70	1979	-1.55	1.19	1905-09	-2.35	2.89
25-29	-6.18	1.39	1980	-2.15	1.13	1910-14	-2.65	2.57
30-34	-4.88	1.07	1981	-1.60	1.08	1915-19	-3.18	2.28
35-39	-1.90	0.76	1982	-0.83	1.02	1920-24	-3.36	1.94
40-44	3.42	0.48	1983	-0.71	0.96	1925-29	-1.82	1.61
45-49	5.93	0.34	1984	0.05	0.91	1930-34	0.01	1.28
50-54	5.73	0.48	1985	-0.42	0.81	1935-39	1.36	0.96
55-59	4.29	0.76	1986	-0.03	0.96	1940-44	3.02	0.67
60-64	1.76	1.07	1987	1.31	0.76	1945-49	4.39	0.48
65-69	-0.97	1.39	1988	2.01	0.71	1950-54	4.25	0.47
70-74	-3.91	6.75	1989	2.36	0.67	1955-59	2.93	0.66
			1990	3.15	0.63	1960-64	0.98	0.93
			1991	4.79	0.60	1965-69	0.13	1.25
			1992	4.92	0.57	1970-74	0.43	1.57
			1993	6.49	0.55	1975-79	0.65	1.91
			1994	7.77	0.53	1980-84	-0.02	2.24
			1995	8.23	0.53	1985-89	-1.84	2.57
			1996	5.15	0.54	1990~	-2.95	2.85
			1997	5.16	0.55			
			1998	4.12	0.57			
			1999	4.05	0.59			
			2000	2.67	0.63			
			2001	-2.44	0.67			
			2002	-3.91	0.71			
			2003	-3.59	0.76			
			2004	-5.41	0.80			
			2005	-5.44	0.86			
			2006	-6.24	0.91			
			2007	-6.03	0.96			
			2008	-5.95	1.02			
			2009	-4.99	1.07			
			2010	-5.25	1.13			
			2011	-5.71	1.20			

出所：中村のバイズ型モデルで、筆者が計算。

3. 時系列データから価格および所得弾力性を計測する

食品の多くは、全くの「私的財」で、その消費に規模の経済は働かない (Deaton and Paxson, 1998, p. 899)。従って世帯消費を世帯員数で割って1人当たりの消費とみなして、価格や所得²⁾などの変数に回帰させて、弾力性を計測することに不都合はない。近年の需要分析は、昔の単品モデルに代

表4 個人ワイン消費の年齢・年次・世代効果への分離：

Bayesian Estimator (BE)

総平均効果=597.1(9.92)

(cc/成人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)
25-29	-204.6	78.5	1979	-281.8	60.7	1905-09	15.5	154.8
30-34	-86.2	62.4	1980	-295.2	57.6	1910-14	-5.3	127.3
35-39	17.5	45.7	1981	-299.0	54.7	1915-19	-38.5	109.3
40-44	90.7	29.6	1982	-245.1	51.6	1920-24	-54.8	91.4
45-49	97.5	16.5	1983	-238.6	48.6	1925-29	-46.9	74.1
50-54	54.6	16.5	1984	-264.1	45.7	1930-34	-97.5	57.2
55-59	46.4	29.6	1985	-276.6	42.8	1935-39	-154.6	41.0
60-64	32.2	45.7	1986	-298.7	40.1	1940-44	-172.1	27.0
65-69	-1.5	62.4	1987	-262.5	37.4	1945-49	-144.0	20.5
70-74	-46.5	314.5	1988	-249.4	34.9	1950-54	-56.8	26.4
			1989	-219.7	32.6	1955-59	95.1	39.5
			1990	-244.1	30.5	1960-64	244.3	55.7
			1991	-263.8	28.7	1965-69	319.8	72.5
			1992	-279.9	27.1	1970-74	277.3	89.7
			1993	-292.4	26.0	1975-79	115.4	107.2
			1994	-202.9	25.3	1980-84	-86.8	125.2
			1995	-109.4	25.0	1985~	-210.4	143.0
			1996	-29.8	25.3			
			1997	170.8	26.0			
			1998	524.1	27.1			
			1999	457.2	28.6			
			2000	375.3	30.5			
			2001	312.9	32.6			
			2002	232.2	34.9			
			2003	212.7	37.4			
			2004	261.4	40.1			
			2005	267.4	42.9			
			2006	169.0	45.7			
			2007	228.6	48.6			
			2008	227.4	51.5			
			2009	192.6	54.6			
			2010	308.7	57.6			
			2011	412.6	60.9			

出所：中村のベイズ型モデルで、筆者が計算.

わって、需要体系モデルが主流である (Deaton and Muellbauer, 1980)。需要体系分析に、年齢・世代効果を導入する試みが始まっているが、たとえば魚と肉類では世代効果一つとってもかなり異種なので、簡単にいくとは思えない (Denton, Mountain, and Spencer, 1999; Gustavsen and Rickertsen, 2009)。

2) 『家計調査』の平均世帯規模は、1979年の3.83人から2011年の3.08人に逡減しているが、世帯の総消費支出

を単純に世帯員数で割ったのでは、世帯の厚生を正しく把握することはできない。何らかの、adult equivalence scale を適用する必要がある。本稿では、所得の代理変数として世帯の実質消費支出を採用するが、OECD の成人換算指数で補正している (OECD, 2009)。

1) 牛肉の場合

始めに、世帯の単純な 1 人当たり消費量を、価格と所得に回帰させる。

$$\begin{aligned} \log(\text{cap}Q_{bt}) &= a + b \log(\text{RPP}_{bt}) + c \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) + E_t & (2) \\ &= -15.12 + 0.50\log(\text{RPP}_{bt}) + 3.06\log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) \\ & \quad (3.94) \quad (2.61) \quad (5.18) \quad \text{adj.R}^2 = 0.452 \end{aligned}$$

ただし

$\text{cap}Q_{bt}$ = t 年における 1 人当たり平均牛肉消費量

RPP_{bt} = t 年における牛肉の平均実質支払価格 (2005年価格/100g)

$\text{REXP}_t/\text{eq}_t$ = t 年における成人換算 1 人当たり年間平均実質消費支出 (2005年価格万円)

E_t = 誤差項

() の数字は t 値 (以下同じ)

平均価格弾力性はプラス0.5, 所得弾力性はプラス3.1と推計された。極端に高い所得弾力性の値はさて置くとして、プラスの価格弾力性は受け入れられない。次に、(2)式の単純平均消費量に代えて、(1)式の年次効果(表3の第2欄)を当てる。

$$\begin{aligned} \log(\text{GM}_b + \text{PE}_{bt}) &= a + b \log(\text{RPP}_{bt}) + c \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) + E_t & (3) \\ &= -13.88 + 0.55\log(\text{RPP}_{bt}) + 2.78\log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) \\ & \quad (3.61) \quad (2.86) \quad (4.68) \quad \text{adj.R}^2 = 0.386 \end{aligned}$$

GM_b = 牛肉の総平均効果

PE_{bt} = 牛肉の t 年の年次効果

モデル(2)の難点は全く解消されない。

わが国の牛肉需要は、1991年度の輸入規制撤廃と、円高によって着実に増大した (Mori and Gorman, 1995)。ところが1996年に O157事件の発生によって伸びが挫かれ、さらに2001年の狂牛病 (BSE) の発生が追い討ちをかけた (図1参照)。O157と BSE が牛肉需要に及ぼしたと思われるインパクトを、それぞれ単純なダミー変数、O157と BSE を、上のモデル(2)と(3)に追加する。

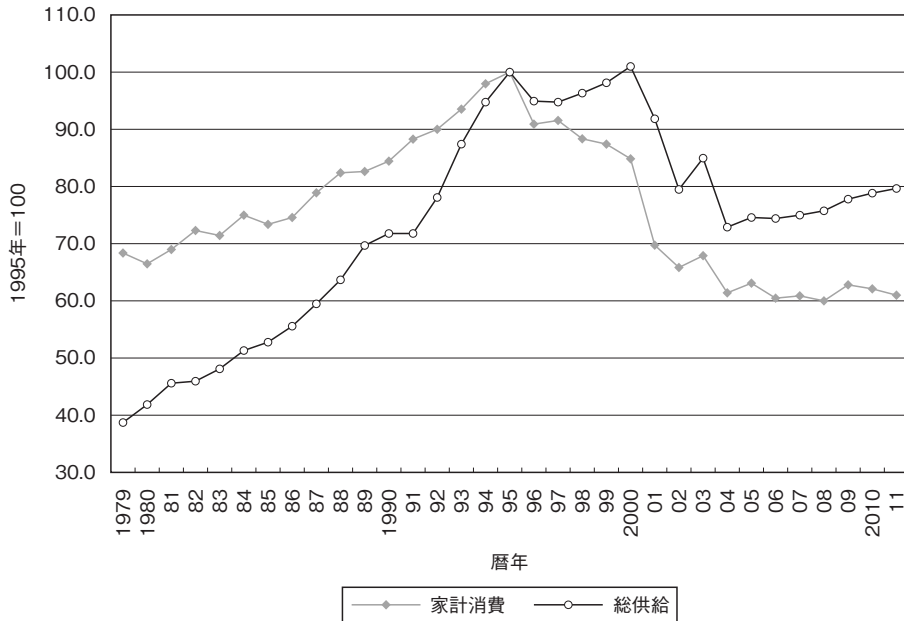
O157 = O157ダミー変数, 1996年以降 1, それより前の年は 0

BSE = BSE ダミー変数, 2001年以降 1, それより前は 0

$$\begin{aligned} \log(\text{cap}Q_{bt}) &= a + b \log(\text{RPP}_{bt}) + c \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) + d \text{O157} + f \text{BSE} + E_t & (4) \\ &= 0.40 - 0.50\log(\text{RPP}_{bt}) + 1.16\log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) - 0.095*\text{O157} - 0.250*\text{BSE} \\ & \quad (0.49) \quad (9.71) \quad (10.26) \quad (6.74) \quad (23.07) \quad \text{adj.R}^2 = 0.986 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log(\text{GM}_b + \text{PE}_{bt}) &= a + b \log(\text{RPP}_{bt}) + c \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) + c \text{O157} + f \text{BSE} + E_t & (5) \\ &= 1.76 - 0.46\log(\text{RPP}_{bt}) + 0.86\log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) - 0.098*\text{O157} - 0.250*\text{BSE} \\ & \quad (2.16) \quad (8.99) \quad (7.64) \quad (6.98) \quad (23.10) \quad \text{adj.R}^2 = 0.984 \end{aligned}$$

図1 牛肉の1人当たり総供給と家計精肉消費の推移, 1979-2011年



モデル(4)もモデル(5)もダミー変数を導入することによって統計学的フィットは著しく向上し、決定された価格弾力性および所得弾力性のいずれも符合的に経済学的常識に反しない。さらに推計された弾力性の大きさも(価格弾力性は-0.5, 所得弾力性は+1.0前後)、筆者らの常識に照らして妥当なものと思われる。O157とBSEが家計における牛肉需要に顕著な負のインパクトを与えたのは明白であるが、(4)および(5)のモデル化では、たとえばO157の影響が1966年に発生した後2011年までそのまま続いたとしているが、その影響はその後年を経るにつれて減衰しているかもしれない(Oniki, 2006, pp.228-30)。同様のことは、BSEの影響についても言える。研究の主目的が、O157なりBSEのインパクトのパタンの検証にあるのであれば、piecewise linear regressionなどの手法によって(土田秀, 2012年)、インパクトの持続パターンを確定するための努力が必要だが、本稿の目的はデモグラフィックな効果を補正した経済弾力性の決定にあるので、ここではそれらが牛肉需要に無視しえぬ影響があったことを確認するだけに留める。

2) ワインの場合

$$\begin{aligned} \log(\text{capQ}_{\text{wt}}) &= a + b \log(\text{RPP}_{\text{wt}}) + c \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) + E_t & (6) \\ &= 18.57 - 3.26 \log(\text{RPP}_{\text{wt}}) + 0.70 \log(\text{REXP}_t/\text{eq}_t) \\ & \quad (2.71) \quad (8.60) \quad (0.60) \quad \text{adj.R}^2 = 0.742 \end{aligned}$$

ただし

capQ_{wt} = t年における成人1人当たり平均ワイン消費量(100cc)

RPP_{wt} = t年におけるワインの平均実質支払価格(2005年価格/100cc)

価格弾力性も所得弾力性も符号的には不都合がなさそうだが、価格弾力性の絶対値が3を超える

のは、いささか大きすぎる感じがするし、所得弾力性はゼロから有意に離れていない。

先の牛肉の例に倣って、単純1人当たり消費量を、年次効果に置き換える。

$$\begin{aligned} \log(GM_w + PE_{wt}) &= a + b \log(RPP_{wt}) + c \log(REXP_t/eq_t) + E_t & (7) \\ &= 23.81 - 2.90 \log(RPP_{wt}) - 0.67 \log(REXP_t/eq_t) \\ & \quad (3.84) \quad (8.46) \quad (0.64) \quad \text{adj.R}^2 = 0.712 \end{aligned}$$

GM_w = ワインの総平均効果

PE_{wt} = ワインの t 年の年次効果

先の牛肉の場合と全く同じで、単純1人当たり消費量を年齢・世代効果を補正した年次効果で置き換えても、モデル(6)の難点は縮小していない。

ワインの家計消費は、1979年から2011年までの調査期間の間、価格や所得などの経済条件とは別に、傾向的に漸増しているようである。タイムトレンドを表す時間ダミー、 T を上のモデル(6)および(7)に導入してみる(1979年から1ずつふえる)。

$$\begin{aligned} \log(\text{cap}Q_{wt}) &= a + b \log(RPP_{wt}) + c \log(REXP_t/eq_t) + dT + E_t & (8) \\ &= 13.03 - 1.52 \log(RPP_{wt}) - 0.06 \log(REXP_t/eq_t) + 0.035T \\ & \quad (2.48) \quad (3.38) \quad (0.07) \quad (4.94) \quad \text{adj.R}^2 = 0.855 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \log(GM_w + PE_{wt}) &= a + b \log(RPP_{wt}) + c \log(REXP_t/eq_t) + dT + E_t & (9) \\ &= 19.17 - 1.44 \log(RPP_{wt}) - 1.30 \log(REXP_t/eq_t) + 0.029T \\ & \quad (3.82) \quad (3.35) \quad (1.54) \quad (4.35) \quad \text{adj.R}^2 = 0.820 \end{aligned}$$

タイムトレンドが有意に効いているらしいことは窺える。しかし T を入れることによって、価格弾力性が入れない場合に比べ、非説明変数に単純成人1人当たり消費量、ないし年次効果を持ってきたいずれのモデルでも、絶対値で半分、1.5前後に低下しているが、統計学的に正当であるかどうかは明らかでない。モデル(6)～(9)を通して、ワインの家計消費の時系列変化において、所得(世帯の総支出)はプラスにもマイナスにも作用していないらしいと推定される。

タイムトレンドについては、これまで扱ってきた生鮮果物のように一本調子でなく、あえて言えば1980年代は微弱にプラス、1990年代に入って強めにプラス、2000年代初めからは微弱にマイナスに作用しているらしい感触を受ける。牛肉のケースのように、O157、BSEのように客観的なハブニングが実存すれば、ダミーを導入することに恣意性は感じられない。しかし、ワインのケースでは、タイムトレンドの事実的背景が判然としない。確かに、時代効果は歴然として存在する(前出表4に見るように、時代効果は年齢効果や世代効果に比べ、幅がずっと広い)。しかしそのどれだけの部分が価格の変化や所得の変化を反映しているのかどうか分らない。より客観的な方法は、1979年から2011年に至る年齢別個人消費の変化を、年齢・年次・世代効果の3効果だけに分解するのではなく、年齢・年次・世代効果に加え、その間の価格と所得の変化を入れて分解することであろう。次節で、そのような「拡大」コウホートモデルを構築し、牛肉とワインに適用して、それぞれの経済弾力性を計測することにする。

4. A/P/C モデルへの経済変数の導入について

1) 一次階差行列について

前稿（森・三枝，2011，pp.44-48）で一次階差行列 R を媒介にして，A/P/C モデルを書き換えたが，この点を，先ず要約しておきたい。(1)式に示すような $(n-1) \times n$ の行列を R とすると

$$R(j, j) = -1, R(j, j+1) = 1, \quad j = 1, \dots, n-1. \quad (10)$$

$D=R'R$ の階数は $\text{rank}(D) = n-1$ で， D の固有値を $\lambda_1 = 0, \lambda_2 > \lambda_1, \dots, \lambda_n > \lambda_{n-1}$ として，正の固有値を要素にもつ対角行列を，以下， Λ とおく。正の固有値に対応する固有ベクトル e をタームにして，行列 $H = [e_2, e_3, \dots, e_n]$ を作ると

$$D = H \Lambda H' \quad (11)$$

で， D の一般逆行列 D^+ は Λ^{-1} の逆行列を Λ^{-1} とすれば， $D^+ = H \Lambda^{-1} H'$ となる。

2) A/P/C モデルの変換

計測例として1979-2011の牛肉とワインのデータを使うが，前者の場合は，年次数が33，年齢階級数が11，コウホートの個数が18，ワインの場合は同じく33，10，17である。

ゼロ和条件を満たす年齢効果のベクトル a は，(11)式の行列 H に対応する 11×10 の行列を E とすれば， $a = E \alpha$ と表せる：同じ要領で年次効果とコウホート効果のベクトル p, c を $p = F \beta, c = G \gamma$ と表現する。従って，A/P/C モデルが(12)式のように，行列形式で表現されておれば

$$y = X \eta, \quad (12)$$

ただし

$$b \text{ は常数項で, } \eta = (b, a, p, c)'$$

(12)式は次のように変換される：

$$\begin{aligned} y &= X U \theta \\ &= X^* \theta \end{aligned} \quad (13)$$

ただし， $\theta = (b, \alpha, \beta, \gamma)$

i は要素が1の列ベクトルで

$$U = \begin{bmatrix} i & & & \\ & E & & \\ & & F & \\ & & & G \end{bmatrix}$$

3) η の intrinsic estimator (IE)

$X^* X^*$ を $n \times n$ の行列とすれば， $\text{rank}(X^* X^*) = n-1$ であるが， $X^* X^*$ の一般逆行列 $(X^* X^*)^+$ で， θ の推定値 $\hat{\theta}$ を求めてから，次式で η の推定値を導く。遠回りになるが，以上のようにして，ゼロ和条件を満たす η の IE が得られる：

$$\hat{\eta} = U \hat{\theta} \quad (14)$$

4) 「漸進的変化の条件」について

θ をベイズ推定するには、事前分布を設定せねばならないが、ここでは θ の各要素に「漸進的変化の条件」を次のように課する：年次効果 p の一次階差行列を R として、 $R p$ が正規分布 $N(0, \sigma_p^2)$ に従う、とする条件である： $D=R'R$ とおくと p の事前分布 $\pi(p)$ は

$$\pi(p) \propto \exp\{-p'Dp/2\sigma_p^2\} \quad (15.1)$$

この条件は、ゼロ和条件のついた年次効果を $p=F\beta$ として、 β に次の事前分布を想定することと同等になっている： F に対応する固有値を λ_i 、($i=2, \dots, n$) とすると

$$\beta \propto N(0, \sigma_p^2 \Lambda^{-1}) \quad (15.2)$$

ただし

Λ^{-1} は $1/\lambda_i$ を要素に持つ対角行列。

(15.2) 式による p の事前分布を $\pi(p)$ とすると

$$\begin{aligned} \pi(p) &\propto \exp\{-p'[F\Lambda^{-1}F']p/2\sigma_p^2\} \\ &\propto \exp\{-p'[F\Lambda^{-1}F']p/2\sigma_p^2\} \\ &\propto \exp\{-p'Dp/2\sigma_p^2\} \end{aligned} \quad (16)$$

(16) 式に見るように、(15.1) 式と同じ分布がえられる。

年齢効果の場合は E に、コウホート効果の場合は G に対応する固有値をタームにして α と γ の事前分布を設定する。 θ のベイズ推定値 $\hat{\theta} = (\hat{b}, \hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ と求めてから

(17) 式で μ の推定値 (BE) を導出する：

$$\hat{\mu} = U\hat{\theta} \quad (17)$$

本節末尾表10に BE と IE による、年次効果の推定値が併記されているが、以下、BE による推定値を BE 推計、IE による推定値を IE 推計と略称する。

5) 経済変数の導入

以上のように一次階差を媒介にして書き換えた A/P/C モデルの年次効果 p を

$$p = F\beta$$

とすると、 β には上記(15.2)式の前分布が想定されている。前稿 (森・三枝, 2011, pp.43-4) では価格系列 (z_1) と価格系列 (z_2) を列ベクトルにもつ行列を $Z = [z_1, z_2]$ として年次効果 p を (18) 式のように表現し、A/P/C モデルを「拡大」して (Stewart and Blisard, 2008, p.48), 弾力性の推定を行った：

$$p = Z d + F \phi \quad (18)$$

ただし

$$\phi \sim N(0, \sigma_p^2 \Lambda^{-1})$$

$d = [d_1, d_2]'$ で、 d_1 は価格弾力性を、 d_2 は所得弾力性を表す。

年次効果の ((18) 式のモデルは、両辺に F' を乗じて、次のように変形できる：

$$p = F\beta \quad (19)$$

ただし

$$Z_0 = F'Z \text{ で、 } \beta \sim N(Z_0 d, \sigma_p^2 \Lambda^{-1})$$

β の期待値は $Z_0 d$ で、誤差項の分散が固有値に依存する仕組みになっている。

前稿 (森・三枝, 2011) の A/P/C モデルは上の (18) 式をベースにして拡大されているが、モデ

ルの拡大については後出9)でとり上げることにして、まず、末尾表10のBE推計に(19)式のモデル(“local level model”)をフィットする問題を取り上げる。

6) Local level model による推定

表5のBE(IE)推計をpの観測系列yoとみなして、yoに(19)式のモデルをフィットする

$$y_o = F\beta + \text{error} \quad (20)$$

ただし、誤差項のerrorは $N(0, \sigma^2 I_n)$ に従い、 $\omega = \sigma/\sigma_p$ で

$\beta \sim N(Z_0 d, \sigma^2 \Sigma)$: Σ は $1/\omega^2 \lambda_i$ を要素に持つ対角行列

パラメータd, β の推定

$$\left\| \begin{pmatrix} y_o \\ 0 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} F & 0 \\ -L & L & Z \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta \\ d \end{pmatrix} \right\|^2 \quad (21)$$

ただし

Lは $\omega \sqrt{\lambda_i}$ を要素にもつ対角行列

$$Z = [Z_1, Z_2]$$

超パラメータの σ と ω が与えられれば、(21)式の二乗和を最小化することにより β とdの推定値が得られるが、最小化された二乗和を g^2 とすると、超パラメータを確定するには、(22)式のABICを最小化すればよい。(計測例では $n=33, c=4$)

$$ABIC = n \log(2\pi) + n \log(\sigma^2) + g^2/\sigma^2 - \sum_i \log(\omega^2 \lambda_i) + \sum_i \log(1 + \omega^2 \lambda_i) + 2c \quad (22)$$

(20)式による推定結果が表5に要約されているが、記号について：

d1が価格弾性値、d2が所得弾性値、 σ は誤差項の標準偏差で、 σ_p は(20)式による年次効果(β)の標準偏差を表している。

本節末尾の表10のワインのBE推計から類推されるように、牛肉に比べて、ワインの σ_p が目だって大きい。

表5 (20)式による弾性値の推定(1)—BE推計—

	牛肉	ワイン
価格のみ-	d1 = -0.598(0.21) AIC = -112.78	d1 = -0.778(0.372) AIC = -45.05
価格と所得	d1 = -0.586(0.201) AIC = -113.64 d2 = 0.941(0.545) $\sigma = 0.004$ $\sigma_p = 0.042$	d1 = -0.79(0.372) AIC = -43.23 d2 = 0.693(1.648) $\sigma = 0.004$ $\sigma_p = 0.126$
価格と所得なし	AIC = -107.54 $\sigma = 0.005$ $\sigma_p = 0.004$	AIC = -42.95 $\sigma = 0.049$ $\sigma_p = 0.135$

1: ()内の数値は推定誤差；

2: 「旧」拡大モデルによる推定は：牛肉では d1 = -0.537 (0.206), d2 = 1.086 (0.584)
ワインでは d1 = -0.804 (0.428), d2 = 0.606 (1.858)

Generalized Least Squares(GLS)

まず、前出(20)式のyoを次のようなn-1次元のベクトルyに変換すると： $F'y_o = y$
yは次のような、分散不均一な回帰モデルに従うことになる：

$$y = Z d + u \quad (23)$$

$$E(u) = 0 \quad \text{Var}(u) = \sigma^2 V$$

Vは対角要素 $v(j, j)$ が $(1 + 1/\omega^2 \lambda_j)$ の行列

$1/v(j, j), j = 1, 2, \dots, n-1$ を要素に持つ対角行列を L とすると, (23) 式の回帰モデルは, 次のような単純な線形回帰モデルに変換できる:

$$Ly = LZd + Lu \tag{24}$$

$$E(Lu) = 0 \quad \text{Var}(Lu) = \sigma^2 I$$

対角行列 L に含まれる超パラメータの ω^2 を, y の周辺尤度が最大になるように選んで, (24) 式の d を回帰推定すると: 牛肉の場合は, $\omega = 0.354$ で, GLS による弾性値の推定は $d1 = -0.549 (0.192)$, $d2 = 1.013 (0.536)$ となる。ワインの場合は, $\omega = 0.088$ で, $d1 = -0.790 (0.378)$, $d2 = 0.683 (1.676)$ となる。

以上の結果は BE 推計が y のデータになっているが, IE 推計をデータにした場合の推定結果が, 表 6 に要約されている。当然のことであるが, BE 推計に比べて, AIC が増加する。

表 6 (20) 式による弾性値の推定 (2)—IE 推計—

	牛肉	ワイン
価格のみ	$d1 = -0.625 (0.221)$ AIC = -109.54	$d1 = -0.753 (0.376)$ AIC = -42.01
価格と所得	$d1 = -0.613 (0.213)$ AIC = -110.07 $d2 = 0.934 (0.576)$ $\sigma = 0.004$ $\sigma_p = 0.04$	$d1 = -0.762 (0.377)$ AIC = -40.12 $d2 = 0.561 (1.565)$ $\sigma = 0.013$ $\sigma_p = 0.127$
価格・所得なし	AIC = -104.37 $\sigma = 0.005$ $\sigma_p = 0.051$	AIC = -40.23 $\sigma = 0.013$ $\sigma_p = 0.134$

1: () 内の数値は推定誤差;

2: 「旧」拡大モデルによる推定は: 牛肉では $d1 = -0.537 (0.206)$, $d2 = 1.086 (0.584)$
ワインでは $d1 = -0.804 (0.428)$, $d2 = 0.606 (1.858)$

表 5 と表 6 を通じて, ワインでは価格のみの場合の AIC が最小で, AIC 基準によれば価格だけが採択される。

7) 年次効果のトレンド成分について

経済変数の導入に伴って生ずる問題は, 年次効果のトレンド成分の扱いであろう。我々が「漸進的变化の条件」で使っている local level model に, 局所的に変動する slope term を追加したモデルとして “local linear trend model” が考えられる。このモデルによれば, t 年次の年次効果 p_t を次のように想定する:

$$y_t = p_t + \varepsilon_t \tag{25}$$

$$p_t = p_{t-1} + q_{t-1} + \zeta_t \tag{26}$$

$$q_t = q_{t-1} + \eta_t \tag{27}$$

$\varepsilon_t, \zeta_t, \eta_t$ はお互いに, 独立に, 正規分布に従う誤差項で (それぞれの分散を, 以下 $\sigma^2, \sigma_\zeta^2, \sigma_\eta^2$ と区別する), q_t が局所的に変動するトレンドの傾きを表している。(25)~(27) のトレンドモデルを Durbin & Koopman (2002) に従って, 末尾表 10 の BE 推計にフィットすると, q_t の系列は表 10 の 6 列目のように推定されている: 1979-1993 年までは g_t は +0.05 前後で, それ以降は g_t はマイナスに転じるが, 2004 年以降は負の値が減少している。

(27) 式の q_t の誤差項をゼロにして, $q_t = q$ とすれば

$$p_t - p_{t-1} = q + \zeta_t \quad t = 1, 2 \dots n \quad (28)$$

と、なって常数項をもつ local level model が得られる。

$p = (p_1, p_2, \dots, p_n)'$ とすると、local linear trend model では、 p が次のように変動することになる：

$$p = f b + p^* \quad (29.1)$$

$$p^* \sim N(0, \Sigma) \quad (29.2)$$

(29.2) 式の p^* の事前分布は、次のように変形できる：共分散行列の Σ は

$$\Sigma = \sigma_1^2 V \quad (30)$$

ただし

$$V = [\omega^2 R^{-1} R^{-1'} + I_n], \omega = \sigma_2 / \sigma_1$$

$$R = \begin{bmatrix} 100 \cdots & 0 \\ -100 & 0 \\ 0 & -11 \cdots 0 \\ \vdots & \\ 00 \cdots & -11 \end{bmatrix}$$

(21) 式の V を $V = G G'$ と分解して、 $R^* = G^{-1} R$ とおくと、次の(31)式が得られる：

$$R^* P^* \sim N(0, \sigma_1^2 I_n) \quad (31)$$

従って、6) の(20)式の代わりに、ここでは、次のトレンド モデルを設定することになる：

$$y = f b + Z d + p^* + \text{error} \quad (32)$$

ただし

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

$$R^* P^* \sim N(0, \sigma_1^2 I_n)$$

I_n は $n \times n$ の恒等行列

(32) 式の推定は 6) の場合と同じ要領で実行できる：(33) 式二乗和を最小化して (b, d, p^*) の推定値がえられる：

$$\left\| \begin{pmatrix} y_0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} f & Z & I_n \\ 0 & 0 & \omega R^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b \\ d \\ p^* \end{pmatrix} \right\|^2 \quad (33)$$

ただし、 $\omega = \sigma / \sigma_1$

表 7 にトレンドの傾き (b) と弾性値の (d_1, d_2) の推定値を掲げてあるが、AIC の () の数値は経済変数を除いた場合の AIC である。

表 7 (32) 式による弾性値の推定

--- BE 推計 ---		--- IE 推計 ---	
牛肉	ワイン	牛肉	ワイン
b : -0.015 (0.005)	0.022 (0.011)	b : 0.013 (0.006)	0.011 (0.011)
d1 : -0.718 (0.206)	-0.746 (0.299)	d1 : -0.569 (0.178)	0.764 (0.307)
d2 : 1.048 (0.568)	1.694 (1.564)	d2 : 1.302 (0.664)	1.74 (1.61)
AIC : -125 (-102)	-56.17 (-30.38)	AIC : -106.87 (-100.93)	-54.42 (-37.28)

8) 単純なトレンドモデル

ここでは別の、アプローチをとる。A/P/Cモデルとの接合を考慮して、(29)式のトレンドモデルを次のように修正して(34)式のモデルを設定する：

(21)式の ω を0とおくと $R^*=R$ となつて、 p は次のように分布する： $p=fb+p^*$, $Rp^* \sim N(0, \sigma_p^2 I)$ 。さきの4)に従つて、 $p^*=F\beta$ とおくと、(34)式のトレンドモデルが得られる：

$$p = fb + F\beta \tag{34}$$

ただし

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

$$\beta \sim N(0, \sigma_p^2 \Lambda)$$

(34)式の右辺に Zd を追加すれば、経済変数 $Z = [z_1, z_2]$ を含んだトレンドモデル： $p = fb + Zd + F\beta$ が得られる。(bがトレンドの傾き、dが弾性値のベクトル)

従つて、ここでは、 y_0 の系列に(35)式のモデルをフィットすることになる：

$$y_0 = fb + Zd + F\beta + \text{error} \tag{35}$$

ただし

$$\text{error} \sim N(0, \sigma^2 I)$$

価格系列の線形成分のスロープは、牛肉が-0.0123、ワインが-0.0125、所得系列の線形成分のスロープは0.0021である。従つて、トレンド f の追加によって弾性値の推定値は変化するであろう。

6)の場合と同じ要領でパラメータの(b, d, β)の推定を実行した結果が、表8に要約されている。

表8 (35)式による弾性値の推定

BE 推計		IE 推計	
牛肉	ワイン	牛肉	ワイン
b : -.015(.007)	.034(.022)	b : -.014(.008)	.023(.023)
d1 : -.718(.20)	-.674(.369)	d1 : -.735 (.214)	-.684(.379)
d2 : 1.079(.518)	.308(1.113)	d2 : 1.062(.554)	.309(1.659)
AIC : -117.6(-115.6)	-43.0(-42.7)	AIC : -113.1(-112.1)	-41.1(-42.1)

1. () 内の数値は推定誤差；2. AICの()の数値は経済変数を除いた場合のAIC。

表5・6に比べて、明らかな点は：(1) いずれのケースも、表7のトレンドモデルのほうが、より小さいAICを持っている。(2) 価格弾性値(d1)が減少して、所得弾性値(d2)が増加する。例えば、牛肉のBE推計の場合、表5 (local level model) の $d1 = -0.586$, $d2 = 0.941$ に対して、表8 (trend model) では、 $d1 = -0.718$, $d2 = 1.079$ となる。

表7との比較で目立つのは、当然のことながらAICの増加である。

これまでの計測結果は表10のBE (IE) 推計をベースにしたものであるが、次の課題は(34)式のモデルをベースにしてA/P/Cモデルを拡大することである。

9) A/P/Cモデルの〔新〕拡大モデルについて

(34)式の年次効果と同じ要領で年齢効果 $a = (a_1, a_2, \dots, a_n)'$ とコウホート効果を分解する：

$$a = e a + E\alpha \quad e(i) = i - (1+n)/2 \tag{36}$$

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

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

ここで、問題になるのは、一般コウホート表における A/P/C モデルのコウホート効果 $c(j, i)$ の構造である。(37)式は前稿(110号, 44-48)で対象にしたモデル式であるが、 $c(ji)$ はベクトル c の凸一次結合で表現する仕組みになっている。(例：牛肉の c は 18×1)

$$y_{ji} = \mu + E(i)\alpha + F(j)\beta + c(j, i) \quad (37)$$

ここでは、Heuer (1997) に従って、 $c(j, i)$ を次のように修正する：

(j, i) グループのコウホート成分の index k を $k = j + 5(m - i)$ とする。従って $1 < k < K : K = n + 5(m - 1)$ となる。(例：牛肉のコウホート効果のベクトルは 83×1 に増大する)。 K 個の要素を持つベクトルを c とすると (j, i) グループのコウホート効果 $c(j, i)$ は

$$c(j, i) = U(j, i)c \quad (38)$$

ただし

$U()$ はダミー変数行列で、(j, i) グループに対応する U の行ベクトルは $j + 5(m - i)$ の列で 1 になる。

コウホート効果を (38) 式の $c(j, i)$ で表すことにし、(36) 式をベースにして構築したモデルが (39) 式の A/P/C モデルである：(j, i) グループのコウホート効果の線形成分の $g(k)$ が $g(k) = f(j) - 5a(i)$ と分解されている点に留意されたい。

$$y_{ji} = \mu + h(i)\bar{a} + f(j)\bar{b} + E(i)\alpha + F(j)\beta + U(j, i)G\gamma \quad (39)$$

ただし

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

(39) 式の右辺の第 4 項に Zd の項を追加すれば、経済変数とトレンド成分を含んだ「新」拡大モデルが得られる。前稿(110号, pp.44-48)の(40)式と同様に“識別性のある”モデルで、前稿の(40)式と同じ手順でベイズ推定を行う。

表 9 に拡大モデルの推定結果が要約されている。Heuer は \bar{b} を“overall slope of the time trend,” \bar{a} を“cross-sectional age slope”と称している。

表 9 「新」拡大モデルによる弾性値の推定

	牛肉		ワイン	
	[新]	[旧]	[新]	[旧]
\bar{a}	.002(.034)		.047(.044)	
\bar{b}	-.016(.007)		.027(.025)	
d 1	-.672(.197)	-.537(.206)	-.724(.436)	-.804(.428)
d 2	1.279(.538)	1.086(.584)	.273(1.87)	.606(1.858)
AIC	-773.3(-757.2)	-768.0	-248.4(-241.6)	-239.2

1. () 内の数値は推定誤差；2. AIC の () 内の数値は経済変数を除いた場合のそれ。

AIC の行にみるように、トレンド成分の追加により、「新」拡大モデルの AIC は「旧」拡大モデルより減少する。表 8 のコメントで述べたように、トレンド成分の追加により $d 1, d 2$ の推定値は変化する。従って、表 9 の弾性値は“two-step approach”による表 8 の推定値のほうに接近する。

表10 牛肉及びワインの年次効果：BE と IE 推計の比較

年次	牛肉		ワイン		牛肉
	BE	IE	BE	IE	local trend slope
1979	-0.032	-0.047	-0.666	-0.491	0.011
1980	-0.060	-0.077	-0.728	-0.561	0.032
81	-0.049	-0.065	-0.743	-0.581	0.049
82	-0.011	-0.023	-0.503	-0.343	0.046
83	-0.024	-0.033	-0.470	-0.317	0.058
84	0.019	0.008	-0.544	-0.410	0.048
85	-0.005	-0.019	-0.577	-0.462	0.064
86	0.006	-0.007	-0.657	-0.558	0.081
87	0.042	0.032	-0.495	-0.399	0.085
88	0.069	0.060	-0.440	-0.354	0.083
89	0.082	0.073	-0.355	-0.278	0.086
1990	0.099	0.092	-0.406	-0.343	0.091
91	0.161	0.156	-0.428	-0.382	0.066
92	0.157	0.151	-0.460	-0.430	0.057
93	0.199	0.196	-0.543	-0.530	0.027
94	0.225	0.227	-0.237	-0.230	-0.017
95	0.247	0.252	-0.027	-0.031	-0.079
96	0.153	0.149	0.096	0.082	-0.084
97	0.173	0.108	0.407	0.383	-0.117
98	0.129	0.132	0.784	0.758	-0.136
99	0.127	0.139	0.703	0.664	-0.177
2000	0.107	0.116	0.636	0.579	-0.233
01	-0.081	-0.083	0.582	0.503	-0.188
02	0.107	0.116	0.636	0.579	-0.233
03	-0.089	-0.082	0.458	0.362	-0.153
04	-0.193	-0.182	0.532	0.426	-0.106
05	-0.179	-0.169	0.546	0.427	-0.085
06	-0.206	-0.201	0.413	0.281	-0.057
07	-0.209	-0.196	0.466	0.326	-0.034
08	-0.214	-0.196	0.472	0.319	-0.010
09	-0.157	-0.134	0.427	0.262	-0.027
2010	-0.177	-0.154	0.581	0.412	-0.033
11	-0.189	-0.164	0.684	0.513	-0.033

5. 結語

任意の商品（これまでは生鮮果物や野菜・鮮魚などが主たる分析対象）の個人消費に、個人の年齢と出生世代が顕著に影響し、さらに年齢・世代構成が急速に変化する社会においては、需要の経済弾力性を計測するに当たって、時系列分析でも、クロスセクション分析でも、年齢および世代効果を明示的に考慮する必要があることは、これまで幾つかの論文で指摘し、考慮しない場合に比べるとより合理的な弾力性が決定されたと思われる（森・石橋・田中・稲葉，2005年；Mori, Clason, and Lillywhite, 2006；Mori, Ishibashi, Clason, and Dyck, 2006；Mori, Saegusa, and Dyck, 2012；など）。

方法論としては、消費調査の個票或は年報の世帯主年齢階級別データから世帯員個人の年齢別消費を導出し、横軸に年齢、縦軸に年次をとったコウホート表を、通常のA/P/Cコウホートモデルによって、年齢・年次・世代の3効果に分解する。経年変化から年齢と世代効果を補正した「純粹の」時代効果を、その時々々の価格や所得に回帰させて、弾力性を計測する。いわば、“two-step approach”である。A/P/Cモデルに、価格や所得変数を導入して、“one-step”で経済弾力性を計測することも方法論的には考えられたが、分析プログラムが複雑化するし、現実には変数間の多重共線性の問題が発生する恐れがあるなどの理由で、ここ数年はもっぱら2段階的接近に頼り、得られた結果にも満足してきた。

しかし、青果物以外に手当たり次第にいくつかの品目を“two-steps”で分析すると、価格弾力値がプラスにでる、あるいは絶対値が極端に大きく、あるいは極端に小さく推定されるケースなどの不都合に遭遇した。試験的な仮モデルで、“one-step”で分析すると、常識的にもより納得のいく結果が得られることが分かった。“one-step”で経済弾力性が計測できる「拡大」コウホートモデルを精緻化し、対象品目も古い世代に傾斜する青果物や鮮魚とはややタイプの異なる牛肉とワインを取り上げて分析した。結果は、前節4で要約したとおりで、ワインについては、“two-step approach”の場合に比べ（3節2）、価格弾力性の値が、広く国際的に引用されている値に近づいた（Wang et al., 1996；Fogarty, 2010）。また牛肉については、O157；BSE発生をめぐって恣意的な年ダミーを導入することなく（3節1）、より合理的と思われる弾力性を推計することができた。

「拡大」モデルによる“one-step approach”の特徴ないしメリットについては、前節4で統計数理論的に述べているが、ここでは数理論抜きで、“two-step approach”のどこに問題があり、“one-step approach”がどう克服しているかを考察する。ある品目の個人消費が、デモグラフィック的にはその個人の年齢と世代、経済的にはその時々々の価格と所得によってほぼ決定され、その他の要因は無視してよいとする。そのようなケースでは、はじめにA/P/Cモデルで、年齢と世代効果を補正した時代効果を推定し、それを価格と所得に回帰させれば、バイアスの少ない価格弾力性と所得弾力性が決定されるだろう。しかし、本稿の例では、牛肉の消費には、1996年に発生したO157と2001年に見つかったBSEが、きわめて顕著なインパクトを与えた。それ以外にも、1991年の輸入自由化に伴う輸出国の積極的な販売活動が作用していたかもしれない。第1段目のA/P/C分析で析出された時代効果には、それらの効果が含まれているにも拘らず、価格と所得だけに回帰させると、その他の要因とその時々々の経済条件、価格・所得の間に存在したであろう関係によって、決定される価格弾力性や所得弾力性に無視し得ないひずみが生じることになる。客観的にそれらの外部因子の大きさを捉えることができれば、あるいはそれらの作用が幾年間持続したかが分かっているならば、ダミー変数の導入などで対処することが可能だが、現実には恣意性を免れることは難しい。

その点、“one-step approach”では、デモグラフィックな年齢・世代効果と経済的な価格と所得の効果のほかに、上に述べた諸々の因子の結果を、新たな「時代効果」として、いわば別枠で、客観的に析出する仕組みになっている。したがって、BSEの効果は、発生後幾年持続したか、減衰の程度はいかなるパターンであったかを、モデルの外から恣意的に想定する必要はない。また、価格や所得などの経済条件以外に、それらの外的因子が個人消費に無視しえぬ影響を及ぼしたかもしれな

いようなケースでは、通常の A/P/C モデルで導出される年齢と世代効果は、不都合なひずみを持つかもしれない。そのことについては、すでに 3 節後半でも触れた。

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(2006)「家計における食料消費構造の解明—年齢階層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，つくば。
- (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。
- 土田秀(2012)ソシオ・エコノメトリクス，個人的指導，東京。
- 日本ワイナリー協会(2012)『日本の Wine』統計，東京。
- 農畜産業振興機構(2012)ホームページ「国内統計資料」，東京。
- 嶺山信胤(2008)「拡張型 A/P/C モデルを用いた分析」森ほか「コウホート分析(再訪)」『専修経済学論集』43(2)，107-112。
- 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・Wm. D. Gorman(2001)「日本人の食料消費—古い世代と若い世代」森編『コウホート分析』op. cit., 229-272。
- 森宏・石橋喜美子・田中正光・稲葉敏夫(2005)「年齢・世代効果を補正した需要弾力性の計測」『社会科学年報』39号，専修大学社会科学研究所，39-59。
- 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。
- 森宏・川口雅正・三枝義清(2010)「コウホート分析—A/P/C モデルにおける等値制約の比較検証」『専修経済学論集』45(1)，79-122。
- 森宏・三枝義清(2011)「経済変数を組み込んだ拡大コウホートモデルによる需要弾力性の計測」『専修経済学論集』46(2)，31-53。
- 農林水産省(1995)『平成6年度農業白書』，官房調査課，東京。
- 農林水産政策研究所(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>)。
- 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)「コウホート分析における‘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。
- 薬師寺哲郎(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。
- Deaton, A. and J. Muellbauer(1980)*Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Deaton, A. and C. Paxson(1998)“Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Foods,” *Journal of Political Economy*, 106(5), 897-930.
- 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.
- Durrbin, J. and S.J.Koopman(2002)“A simple and efficient simulation smoother for state space time series analysis,” *Biometrika*, 89, 3, 603-615.
- Fogarty, James(2010)The Demand for Beer, Wine and Spirits: A Survey of the Literature, *Journal of Economic Survey*, Vol.24, No.3, 428-478.
- Gustavsen, G.W. and K. Rickertsen(2009)“Consumer Cohorts and Demand System,” Paper Presented at the International Association of Agricultural Economics Conference, Beijing, China, August16-22, 1-26.
- Hanayama, Nobutane(2007)“An Extended Age, Period, Cohort Model for Analyzing Age, Period-Tabulated Data,” *Statistics in Medicine*, 26, 3459-3475.

- Heuer, Carsten (1997) "Modeling of Time Trends and Interactions in Vital Rates Using Restricted Regression Splines," *Biometrics*, Vol. 53, No, 1, 161–177.
- Mason, W.M. and S.E. Fienberg, eds. (1985) *Cohort Analysis in Social Research : Beyond the Identification Problem*, New York, Springer-Verlag.
- Mori, H. and Wm. D. Gorman (1995) "The Japanese Beef Market Following Liberalization : What Has and Has not Happened ? " *Journal of Rural Economics*, 67 (1), 20–30.
- Mori, H. and T. Inaba (1997) "Estimating Individual Fresh Fruit Consumption by Age from Household Data, 1979 to 1994," *Journal of Rural Economics*, 69 (3), 175–85.
- 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., K. Ishibashi, D.L. Clason, and J. Dyck (2006) "Age-free Income Elasticities of Demand for Foods : New Evidence from Japan," *Annual Bulletin of Social Science*, No.40, Senshu University, 17–47.
- 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, No, 71, Economic Research Service, 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,
- OECD (2009) *OECD Project on Income Distribution and Poverty*, Paris.
- Oniki, Shunji (2006) "Valuing Food-Borne Risks Using Time-Series Data : The Case of E. coli O157 : H 7 and BSE Crises in Japan," *Agribusiness : an International Journal*, 22 (2), 219–232.
- 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.
- Wang, J., X.M. Gao, W.J. Wailes, and G.L. Cramer (1996) U.S. Consumer Demand for Alcoholic Beverages : Cross-Section of Demographic and Economic Effects, *Review of Agricultural Economics*, Vol.18, No.3, 477–489.
- 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, 1697–736.