

年齢・世代と食料消費—コウホート分析の経緯

森 宏・三枝義清・Dennis Clason

はじめに

2003年米国農務省 (USDA) は、野菜 (フライドポテトとその他イモ類を除く) の消費は2020年までに、国民的な健康意識の高まりのなかで、経済的には所得の増大と、デモグラフィックな要因として、人口の高齢化と高学歴化の進展などにより、1人当たり2000年対比、家庭内で約5%、外食で約10%増大するであろうと予測した (Lin, Variyam, Allshouse, and Cromartie, 2003, p.16)。同時点に発表された家計食料支出の予測でも、年齢構成の変化 (人口の高齢化) が1人当たりの野菜支出に与える効果は、2020年に2000年対比103.6と推定された (Blisard, Variyam, and Cromartie, p.24)。いずれの予測も、人口の年齢要因に特別な焦点が置かれたわけではないが、高齢化が野菜消費に顕著なプラス作用を与えることが推定されていた。

価格や所得以外にデモグラフィック要因を考慮したこれら二つの農務省予測に共通した前提は、人はあるデモグラフィックな状況から別の状況に移った際、彼/彼女は直ちに新しい状況の特性を稼得する：たとえば、若年者が歳を取れば彼らはすぐさまその年齢層の食習慣に転ずるだろう (Lin et al., p.14)；デモグラフィックな状況が変われば、消費者はそれらの状況下ですでに観察されている支出パターンをとるだろう (Blisard et al., p.30)。すなわち新しい状況に

移る前の習慣は引きずらない、たとえば人が南部から東部に移住すれば、直ちに東部の食習慣を身につける、あるいは2000年に20歳代であった若者が2020年に40歳代の中年に加齢したとき、彼/彼女は2000年当時40歳代の中年者に観察されていた食生活に移るだろう；すなわちコウホート効果は無視してよいとの仮定である。

「健康のためには野菜をもっと沢山、品数多く食べましょう」の国を挙げての運動にも拘らず、このところ米国における生鮮野菜の消費は伸び悩んでいる (一日2.5カップの野菜の目標に対して1.8カップにとどまっている, Stewart and Blisard, 2007, p.43)。若い世代は素材から調理するのは苦手になっているようにみえる、だから生鮮野菜をわざわざ購入して家庭で調理・消費しなくなりつつあるのではないか、そんな習慣が後を引けばこれから先人口が高齢化していても、現在の中・高齢者と同じような消費パターンにならないかもしれない。素朴だが、きわめてまっとうと思われるこのような疑問が、まだ小さな声だが、当の農務省のエコノミストのなかから生まれてきた。“Are younger cohorts demanding less fresh vegetables?” *Review of Agricultural Economics*, Vol. 30, No.1, 2007 (Hayden Stewart and Noel Blisard)である。

米国の学界では食料消費を規定する重要な因子の一つとして、古くから年齢が注目され、農務省の将来予測にも幾度か登場している (Price, 1970; Buse and Salathe, 1978; Salathe, 1979; Small-

wood and Blaylock, 1984; Tedford, Capps, and Havlicek, 1986; Southard, 1987; Price, 1988; Lin et al. op. cit.; Blisard et al. op. cit.)。農務省のエコノミスト, Salathe は1979年の米国農業経済学会報告で, 人口の年齢構成の変化が将来の特定食料消費に及ぼすだろう影響を論じた (Salathe, op. cit.)。同報告に対して, R. A. Schrimper は, 「ある特定のクロスセクションにおける年齢と関連する変異のどれだけが, 経済的影響ないし部分的に純粋な年齢効果とは別のコウホート効果の結果であろうか?」「換言すれば, すべての世代がライフサイクルの上で同じ消費変換をたどると想定するのは合理的であろうか?」と疑問を提示した (Schrimper, pp. 1058-60)。米国農業経済学会誌 (AJAE) に, cohort という概念が意識的に使われたのは恐らくその時が初めてで, その後, Schrimper の問題提起に答えようとする論稿は一本も現れていない。

Stewart & Blisard の同上論文は, その意味でも画期的な業績である。彼らの研究には, Mori et al. のこれまでのコウホート関連の作業が少なからず影響していると引用されている (“In the spirit of these studies, we contribute to the literature on vegetable demand by augmenting the cohort model, -” Stewart and Blisard, pp. 46-7)。

筆者達の小グループが, 専修大学社会科学研究所の特別研究助成を受給し, 食料消費を対象にコウホート分析を始めて10年余になる。2001年には同研究所から出版助成を得て, 『食料消費のコウホート分析—年齢・時代・世代』: *Cohort Analysis of Japanese Food Consumption—New and Old Generations*, 専修大学出版局, 2001年8月 (全11章の3分の1は英文のまま) を上梓することができた。森が1999年に定年退職してからは, それぞれが「手弁当」で細々と研究を続け, 内外の雑誌に半分くらいは英文で

成果を発表してきた。わが国の学会誌にも幾度か挑戦したが, その都度難しい注文がつき, それらに応える能力と気力を欠き, 再提出は見送ってきた。

上記のように, 米国農業経済学会誌には, cohort がらみの論文は一本も見られない。経済学プロパーの *AER* 誌にも, 過去30年くらい題名に cohort が付された論文は見当たらない。*J. Business and Economic Statistics*, 1999に, Denton 他による, “age, trend, and cohort effects in Canadian expenditure patterns” がある。書き出しには, 1960年代におけるベビーブームからベビーバスターへの転換と引き続く人口の高齢化の影響などが意識されているが, 論文の目的は食料その他の弾力性の計測からデモグラフィックな影響をダミー変数的な扱いで補正することであり, デモグラフィック効果そのものを計量化することにはない。「年齢・トレンド・コウホート効果の完全な識別が不可能なのは周知の結果」(p.431) と始めから決め付け, パラメータも, age/cohort effects, trend/cohort effects and additional cohort effects のように, 需要体系分析からデモグラフィック要因を除去するための便宜的なものである。年齢の刻みも17歳以下, 18-57, 58歳以上と大まかで, 先に触れた米国農務省の食料消費分析における年齢区分 (---, 15-19, 20-29, 30-44, 45-54, 55-64, ---, Lin, op. cit: Blisard, op. cit) にもマッチしない。内外を問わず, 経済学分野では, 疫学や社会学と異なり, コウホート分析に対する認識が十分高まっているのであろう。

わが国でも若者は「野菜離れ」
しているのか

『家計調査年報』は1960年代後半から, 世帯主年齢階級別に, 25歳未満から65歳以上まで5

表1 世帯主年齢階級別世帯員1人当たり生鮮野菜購入量の推移, 1980-2005

(kg/1人)

	1979-81	1984-86	1989-91	1994-96	1999-01		2004-06
~24歳	48.45	48.17	36.69	39.08	31.39		
25-29	51.31	46.62	42.00	39.38	36.38	~29歳	33.24
30-34	50.73	46.42	41.72	39.55	36.85		
35-39	55.31	50.25	44.18	40.78	38.44	30-39	36.02
40-44	60.67	57.14	50.43	46.66	43.18		
45-49	67.46	64.95	59.76	55.92	50.38	40-49	42.26
50-54	74.63	71.69	65.09	64.14	59.09		
55-59	77.76	78.40	71.39	71.98	69.06	50-59	57.45
60-64	80.70	80.59	76.61	78.34	77.65	60-69	73.87
65歳~	78.29	82.75	76.98	79.45	82.14	70歳~	75.80

才刻みで、米類・生鮮魚介・肉類・野菜・果物に対する1ヶ月平均の支出を記録するようになった。1979年からは、肉類も牛肉・豚肉・鶏肉など、野菜も葉茎菜・根菜、さらにはキャベツ・ほうれん草や里芋・大根など、生鮮果物もりんご・みかんなどの細目に分けて、購入金額・購入量・価格を記載している。

表1は生鮮野菜の世帯主年齢階級別の(世帯員)1人当たりの年間購入量の推移を、過去25年にわたって概観したものである。表を縦方向に年齢軸に沿って眺めると、どの年次も20-30歳代の若年層は60歳以上層に比べ野菜の(1人当たり)消費は顕著に少ない。横方向に経年軸に沿って眺めると、60歳以上層はこの25年間に相対的に高い水準を維持しているが、20-30歳代の1人当たり消費は、当初から低かった水準がさらに低下して、2005年には高齢層の半分以下に落ちている。細かく見ると、50歳代は1980年当時60歳以上層と同じ水準であったが、2005年には60歳以上層の4分の3に落ちている。同じく25年前には30歳代と60歳代の格差は30%程度であったが、2005年には50%に拡大している。若い人だけでなく最近では中年層も「野菜離れ」しているようである。

ところで1980年当時の20歳代は、1990年には30歳代、2000年には40歳代に、それぞれ10歳ずつ加齢している。彼らは1950年代に生まれた世代、「出生コウホート」に属する。このコウホートは2005年には40歳代後半から50歳代前半に達しているが、表1を左上から右下の方向に対角線に沿って眺めると、このコウホートの1人当たり野菜消費は、この25年の期間、50kg前後の水準に留まり、ほとんど変化していない。少し上の世代、1980年に30歳代後半から40歳代前半だったグループは、2005年には60歳代になっているのだが、このコウホートの1人当たり消費はこの間加齢と共に、55-60kgから75kgへ10kg近く増えているように見える。

「以前の中年以上は野菜をよく食べたが、最近の中年を観察すると40歳代はおろか50歳代もあまり食べなくなっている」は一つの見方だが、上記の対角線に沿った見方を加えると、「最近の40-50歳代は若いころから野菜はあまり食べず、歳をとっても1人当たりの消費は増えていない」と読むこともできる。人間の嗜好は「(舌は)3歳で決まる」のかどうか分からないが、ライフサイクルの比較的若い時点で決まり、その後加齢とともに漸進的に変化していくもの

の、スタートのベースに支配され、歳をとったからと言って、急に増えたり減ったりするものではない。厳密な表現ではないが、以上がコウホート効果の意味・内容である。

表1の源は世帯の購入データだが、近年日本の世帯は通常3-4人から構成されているから、世帯主の年齢階級別にそれぞれの世帯員数で割って、1人当たりの購入量に換算してある。

Stewart&Blisardの分析も、その前のBlisard(2001)による食料支出のコウホート分析、松田・中村(1993)による先駆的な米消費分析や、2005年度の『経済財政白書』のスケッチ的な分析を含め、これまでの幾つかのコウホート分析では、用いられたデータは基本的には表1のそれと同じである。世帯員数を分母にする単純割り算データである。通常世帯主が20歳代の世帯は、20歳代の夫婦2人と乳幼児が1人で構成されている。それらの世帯が平均的に年間120kgの野菜を消費したとして、世帯員3人で割って、20歳代の人間は某年1人当たり40kg消費したと見るのは現実的でない。野菜の種類にもよるが、乳幼児の野菜消費は、20歳代の親に比べ著しく小さいであろう。同じく世帯主が40歳代の4人家族で、年間240kg野菜を消費したとして、4人で割って40歳代の人間は1人当たり60kg消費したと見るのも疑問が残る。子供2人は高校・大学生であろうが、かれらは、例えばフレンチフライやカレーのポテト、(好き嫌いは別にして)すき焼きの白菜等は、親より沢山食べる。したがって世帯の購入量を4人で割って、40歳代世帯主夫婦の年齢層の1人当たり消費とみなすのは、過大推計になりかねない。

推計値の「過小」「過大」のおそれ以外にも、世帯主年齢階級別購入量の単純割り算方式は、世帯主にならない未成年者の消費を捕捉することができない。また同居する世帯主夫婦の親、例えば40歳代夫婦の親の70歳代の消費も捕捉で

きない。世帯主の年齢区分のトップが60歳以上の場合、70歳代ないし80歳代も一括されてしまう。特に日本の場合、「少子高齢化」が進む中で食料消費の変化を年齢視点から分析しようとするとき、通常の世界主年齢階級の両端の動きを見落とすことはできない。

『家計調査』の世帯主年齢階級別データにはその様な限界があるにせよ、成人だけに限って、20-30歳代の若年・40-50歳代の中年・60歳以上の高年層の間で、食料消費に如何なる変化が生じているかは、格差の幅と変化のテンポが大きいだけに、見紛うことなく示してくれる。後節で触れることになるが、データの限界を的確に意識しないまま、機械的なモデル分析をするのは危険である。その点、データの制約を十分認識した上で、丹念なフィールド・サーヴェーから得られた知見と「コモン・センス」を駆使しながら、未加工の原データから重要な結論を引き出すことに成功している例もある。秋谷の「わが国には2種類の日本人が棲んでいる」(『日本人は魚を食べているか』2007年)だが、実態を熟知しているので、抵抗なく読める。

先の「単純割り算方式」の弱点をカバーする現実的な方策として、連立方程式の考え方がある。世帯主が20歳代後半(仮に27歳)の3人家族で子供は乳幼児(仮に2歳)が1人の世帯で年間120kg、同じく40歳代後半(仮に47歳)の4人家族で子供は高校・大学生(仮に17歳前後)が2人の世帯で240kg、同じく60歳代後半(仮に67歳)で30歳代前半(仮に32歳)の子供が1人同居している世帯で年間240kg、それぞれ消費したとしよう(表1に準じている)。

$$2X_{27} + 1X_2 = 120 \text{---- (1)}$$

$$2X_{47} + 2X_{17} = 240 \text{---- (2)}$$

$$2X_{67} + 1X_{32} = 240 \text{---- (3)}$$

X_i : 年齢*i*歳の推定消費量

未知数が6個で式が3本しかないから、この

表2 世帯主年齢階級別世帯員構成の1例

(人/世帯)

	25歳未満	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75歳以上
総計	2.74	3.15	3.80	4.33	4.37	4.11	3.71	3.37	3.45	3.02	2.91	2.88
3歳未満	0.51	0.65	0.57	0.25	0.06	0.02	0.03	0.06	0.07	0.06	0.04	0.02
3-5歳	0.08	0.26	0.58	0.46	0.17	0.03	0.02	0.06	0.09	0.08	0.05	0.02
6-11歳	0.02	0.08	0.38	0.99	0.79	0.24	0.05	0.05	0.12	0.16	0.13	0.08
12-14歳	0.00	0.00	0.02	0.23	0.56	0.38	0.09	0.02	0.03	0.05	0.07	0.08
15-17歳	0.04	0.00	0.00	0.06	0.37	0.60	0.26	0.06	0.02	0.03	0.07	0.09
18-29歳	1.85	1.85	0.39	0.08	0.10	0.58	1.01	0.76	0.31	0.12	0.08	0.12
男	0.92	0.99	0.01	0.00	0.04	0.28	0.49	0.37	0.14	0.05	0.03	0.05
女	0.93	0.87	0.38	0.07	0.06	0.30	0.53	0.40	0.17	0.07	0.05	0.07
30-64歳	0.20	0.26	1.77	2.06	2.00	1.95	1.97	2.13	2.33	1.17	0.76	0.65
男	0.03	0.04	1.03	1.02	0.97	0.95	0.96	1.07	1.20	0.26	0.25	0.26
女	0.17	0.22	0.74	1.04	1.04	1.00	1.01	1.06	1.13	0.91	0.51	0.39
65歳以上	0.04	0.05	0.09	0.20	0.32	0.31	0.28	0.23	0.18	1.35	1.71	1.82
男	0.00	0.02	0.04	0.09	0.12	0.09	0.07	0.05	0.03	0.96	0.95	0.93
女	0.03	0.02	0.05	0.11	0.20	0.22	0.21	0.18	0.16	0.39	0.76	0.89

出所：総務庁『全国消費実態調査報告』（平成元年），Vol. 4，102-103.

連立方程式は解けない。しかしあまり非現実的でない推測として、乳幼児は若い両親の20%、20歳代と30歳代前半の若者は平均的に同じくらい消費する、すなわち： $X_2 = 0.2X_{27}$ ---(4)； $X_{17} = X_{27} = X_{32}$ ---(5)と仮定すると：

$$X_{27} = 120 / (2 + 0.2) = 54.5 \quad (\text{単純割り算: } 40.0)$$

$$X_2 = 10.9 \quad (\text{単純割り算: } NA)$$

$$X_{47} = (240 - 2 * 54.5) = 65.5 \quad (\text{単純割り算: } 60.0)$$

$$X_{67} = (240 - 54.5) / 2 = 92.8 \quad (\text{単純割り算: } 80.0)$$

この方式の問題点の一つは、連立方程式を解くための補足的仮定：(4)と(5)の確かさにある。米や肉類など基幹的な大分類食品については、年度は限られるが数区分の未成年と10歳刻みの成人の摂取量が、『国民栄養調査』に記載されているので、大まかな見当はつく。しかし小分類の鮭やまぐろ、豚肉や鶏肉、あるいはみかん・りんご・バナナとなると、年齢間の格差に関し確かさの高い外部情報は存在しない。仮にある時点の消費者調査で年齢別の消費が確定されたとしても、10年前あるいは20

年前にもそうであったかどうかは分らない。そもそも「どの世代もライフサイクルの上で同じ消費変換を辿る（年齢・消費プロファイルが固定している：筆者）と想定することが合理的であるのか」（Schrimper, op. cit.）の疑問が、コホート分析の根底に存在しているのである。対処の進展は節を改めてフォローすることになる。

世帯データから世帯員個人の 年齢別消費を推計する

家計調査ではわが国に限らず世帯主年齢階級別にデータが整備されている。世帯員数で割る「単純割り算方式」に限界があることは前節で詳説した。連立方程式を利用するほうがより現実に接近できそうである。ただし現実の世帯員構成は、先の連立方程式(1)～(3)ほど単純ではない。総務省統計局によって家計調査と平行して5年おきにより大きなサンプルで行われている『全国消費実態調査報告—4巻世帯分

布編』(平成元年)に、表2のデータが記載されている(一部省略)。世帯主が30歳未満の世帯にも、世帯主夫婦の親と思しき高齢者が含まれているし、他方60歳代後半の世帯には18歳未満の子供が少なからず含まれている。また40歳代の世帯に含まれる未成年者の年齢構成は先にあげた(2)式ほど単純ではない。『国勢調査報告』や『国民生活基礎調査報告』(厚生労働省)などで補完しながら、世帯主年齢階級の家族構成を築き上げたのが、表3(1980年対応)に示されている。

右辺の世帯消費量は、牛肉などのように需要の所得弾力性が相当高め(たとえば0.4-0.5, ないし以上:後出)と思われる食品については、実際の購入量(=消費量)を所得補正して充てた。具体的には、世帯主が20-30歳代の世帯の1人当たり所得は40-50歳代前半に比べ通常20%前後低く、50歳代後半と60歳代前半は15%程度高い。仮の所得弾力性値を用いて、世帯所得(1人当たり)が40-50歳代前半と同じであれば、それぞれどれくらい消費したであろうかを推計し、10本の各世帯消費量を標準化するのである。ただし1979年から2007年までの調査全期間にわたって、客観的に信頼すべき所得弾力性の値が得られることは稀なので、最近ではこの所得補正はほとんど行っていない。

この表では推計すべき個人の年齢階級が、1, 4, 8, 15, 22, 27, ---, 62, 70, 75, 85歳の16個、方程式の数は10本である。式の数に合わせてパラメータを整理する、たとえば22と27は20歳代として25歳、同じく32と37は30歳代として35歳にまとめるなどである。それにしても無理をしないと、式の数が不足する場合が生じる。その場合、1歳児は4歳児の半分、同じく8歳児は15歳児の半分、他方高齢者の85歳は75歳の70%等の制約を設けることで、パラメータと式の数の不一致を回避することが考えられる。

森・稲葉は、当初この方式を試み、一応の成果をあげた(森・稲葉, 1996年理論計量経済学会)。この推計は「頑健」でないと批判し、容易に実行可能な代案を提示されたのが川口であった(川口, 1996年)。

川口の命名では「二次計画法」で、世帯主年齢階級の10本の式にそれぞれ誤差項を設け、補足的な条件式にもそれぞれ誤差を仮定して、それら誤差の二乗和を最小にするようにパラメータを推計するのである。すなわち、表3の左辺にそれぞれ誤差を考える、家族員数×各年齢別(推計)消費量は、右辺の世帯消費量に完全に一致するのではなく、そこにスラックがある。他方、上の例では85歳の消費は75歳の完全に70%ではなく、誤差を含む、すなわち、 $1X_{85} + e_k = 0.7X_{75} + \dots$ (6), あるいは、 $2X_8 + e_{k+1} = 1X_{15} + \dots$ (7) などなどで、それらの誤差の二乗和を最小にするように解を求めるのである(Mori and Inaba, 1997; Hendrickson, Mori and Gorman, 2001)。

学会での報告や学会誌への投稿を通して、この連立方程式解法はリジッドな統計学の素養の深い人々には、発表以来一貫して受けがよい。改良の方向を示唆し得る程のレベルにも達していないと評価されているようである。多数派ではないが、好意的に評価してくれる人たちも、補足的な制約式、先の(4)~(5)式、あるいは上の(6)~(7)式の恣意性に疑問を投げられた。例えば(6)式の例で、80歳を超えると、米や肉等の基幹的食品の摂取は健康体でも(平均的に)顕著に低下する。しかしそれが30%減なのか、10%ないし50%なのか、サポートする確かな「外部情報」は存在することが珍しい。だから誤差項、 e_k を置いていると言っても、人によって納得の程度が異なる。われわれはこの不満に対して、あとで繰り返して出てくるベイズ型コウホート・モデルを開発した中村隆

表3 世帯主年齢階級別世帯員構成と個人消費量推定式：1980年の鮮魚のケース

(kg)

世帯主年齢	年齢別世帯員構成	世帯の消費量
～24歳	$.66X_7 + .13X_8 + .09X_{15} + 1.79X_{22} + .22X_{47}$	= 21.71
25-29	$.61X_7 + .42X_8 + .08X_8 + 1.97X_{27} + .29X_{52}$	= 34.25
30-34	$.50X_7 + .78X_8 + .42X_8 + .01X_{15} + 1.94X_{32} + .28X_{57}$	= 41.52
35-39	$.18X_7 + .59X_8 + .94X_8 + .28X_{15} + 1.94X_{37} + .31X_{62}$	= 50.40
40-44	$.04X_7 + .18X_8 + .81X_8 + .91X_{15} + .10X_{22} + 1.90X_{42} + .32X_{70}$	= 53.32
45-49	$.01X_7 + .03X_8 + .26X_8 + .99X_{15} + .54X_{22} + 1.85X_{47} + .36X_{70}$	= 55.69
50-54	$.01X_7 + .02X_8 + .04X_8 + .38X_{15} + 1.04X_{22} + 1.83X_{52} + .31X_{75}$	= 55.60
55-59	$.03X_7 + .06X_8 + .03X_8 + .10X_{15} + 1.08X_{22} + 1.80X_{57} + .27X_{75}$	= 56.39
60-64	$.05X_7 + .09X_8 + .09X_8 + .05X_{15} + .47X_{27} + .45X_{32} + 1.80X_{62} + .21X_{85}$	= 55.68
65歳～	$.03X_7 + .09X_8 + .15X_8 + .12X_{15} + .15X_{27} + .68X_{37} + 1.79X_{70} + .15X_{85}$	= 50.62

X_i は、 i 歳前後の個人の推定消費量；係数は当該年齢の世帯員数（推定）

の、パラメータの「漸進的変化」の想定を導入した。パラメータと方程式の数合わせの為に、特定の階級、上の例では8歳児と15歳児、あるいは75歳と85歳の間に機械的な比例関係を想定するのではなく、すべての年齢階級をカバーし、隣接する年齢間では消費は飛躍しない、すなわち漸進的にしか変化しない： $X_i - X_{i+1} \approx 0$ --- (A) の条件を下から上まで、すべての隣接する年齢階級間にかぶせる。10本の世帯主年齢別世帯購入量方程式にそれぞれ誤差項をもうけ、推定すべき個人の年齢階級から1を引いた数の「漸進的変化」の条件式にも当然それぞれ誤差を考え、それらの誤差の二乗和を最小にするようにパラメータを推計するのである。

直感的に隣接する年齢間では消費は飛躍しないは一般的には正しいとしても、例えばゼロ歳児と5歳児の間、また経験的に60歳を境とする定年退職前後では、家庭での食料消費は「飛躍的に」変化するかもしれない。上の(A)式の残差はゼロに近くない場合があるだろう。われわれは最小二乗解を求めるに当たって、表3の世帯消費に対応する式と補足的な「漸進的変化」の式を通して、算出される誤差が特別大きい式には (Huber, 1981; 箕谷, 1992) に倣って標

準誤差が2.0を超える場合)、ウエイトでペナルティーを与える WLS 方式を採用した (Tanaka, Mori, and Inaba, 2003)。

『家計調査年報』の世帯主年齢階級のデータには、それぞれ世帯員数が示されているが、世帯員の年齢構成は記載されておらず、統計局事務担当者からも、年報に記載されている以上の情報提供は得られない。すでに述べたように『全国消費実態調査報告』には、世帯主年齢階級別に特に18歳未満の未成年部分については微細な数字が与えられているし、別に就学状況に関する詳細なデータもある。成人については18-29, 30-64, 65+歳と大まかだが、男女別に出ているし、例えば世帯主50-54歳の世帯で30-64歳が1.97人（平成元年）と出ていれば、その大半は40歳代後半から50歳代前半で、30歳代と60歳代前半のものはほとんど含まれていないと考えてよいだろう。すでに触れたが、『国勢調査報告』は母集団が多少異なるが、世帯員構成については詳細なバックデータを与えてくれる。

「少子高齢化」を含む急激な社会構造の変化に伴い、世帯員構成は急激に変化している。例えば平成元年だけを精査して、それを基準年と定め、世帯主年齢階級別の世帯員数の変化を指

数化して他の年次の世帯員構成を求めるやり方では、その10年前の1979-80年ころ、および10年後の2000年を過ぎた最近年の年齢構成を正しく捉えることはできない。少なくとも、5年おきに実施される『全国消費実態調査』に合わせて、その前後年の家族構成に接近する必要がある。きわめて骨の折れる作業だが、避けて通るわけにはいかない。

森島は1980年代半ばに、家計調査の個票データを入手し、重回帰分析で世帯員個人の年齢別消費を推計した。家計調査は毎月約8,000戸の世帯について、家計支出の細目を調査しているが、1戸1戸の世帯ごとに世帯員の1歳刻みの年齢別員数も確定している。森島は東京都区部の約400世帯（1973・1976・1980年各10月）のデータを分析した。表3の世帯別消費の式が、世帯主年齢階級にとらわれず約400本あるわけである。世帯員の年齢を仮に1歳刻みで区分しても、推計すべきパラメータの数に対して式が不足することはない。人為的になりがちな補足的制約式は不要である。食料消費が年齢・世代によって顕著に変異することを踏まえ、デモグラフィックな視点を加えて食料消費動向を現実的に捉えようとする先駆的な試みである（森島 a ; b ; c, 1984）。

森島の個票分析は、その後石橋によって全国的サンプルで、年次的にもより長い継続的なデータで引き継がれることになる。石橋の息の長い分析は、博士論文『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—』中央農業総合研究センター、2006年3月にまとめられた。最近では、「食料消費構造の変化から見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、2007年11月ほか（石橋、2007年12月）に、数多くの食品別に、分かりやすいチャートで、年齢別消費構造の変化が類型化されて示されている。コウホー

ト効果については、「コウホート変化」の表題（石橋図6）で、出生を共にする世代が1982年から10年後、20年後にそれぞれいかなる消費変化をとげたかを図示しているが、図としても分りにくいし、そもそも「コウホート変化」が明確に定義されていない。

（石橋）図3で、ハム、レタス、ごぼう、ピーマンなどは、1982年から2001年まで年齢・消費線の山が40-50歳代のところにとどまっております。「中年層で消費が多い品目」と分類されている。他方（石橋）図4で、りんご、みかん、トマトなどは同じ期間に年齢・消費線がより高齢層にシフトしており、「中年型消費から高齢型消費に変化した品目」と分類されている。1982年の中年は2001年には高齢になっているのだから、後者のケースは、コウホート効果が強い品目、前者のケースは年齢効果が中年段階で卓越している品目と見ることもできるだろう。

石橋個人は、家計調査の個票から、計算過程で常識が埋没する恐れのある難しい操作は避け、できるだけ straightforward に、世帯員の年齢・性別の消費量を、多くの年次と多くの品目について推定することに徹してきた。石橋の推定結果はすでに幾人かの研究者と共同で、より厳密なコウホート分析に賦せられているが、結果の利用・解釈は今後に残されている（森他、1999年；田中他、2004年；Mori et al., 2006）。

コウホート分析

すでに繰り返し述べてきたが、社会を構成する個々人の消費は、その時々所得や価格などの経済条件と健康志向や簡便志向などの風潮に加え、個人の年齢と出生コウホートによって変異する。t年における、年齢i歳の個人の消費、 Y_{it} は単純な形では平均的に次式のように表せられる。

$$Y_{it} = B + A_i + P_t + C_k + e_{it} \text{-----} (8)$$

B : 総平均効果

A_i : 年齢 i 歳に帰属する特性

P_t : 時代 t 年に帰属する特性

C_k : k 番目の出生コウホートに帰属する特性

e_{it} : 任意の誤差項

(8) 式の左辺のデータベクトルを Y , 推定すべきパラメータを b とし、(8) 式の回帰式を

$$Y = Xb + e \text{ と表しておく。}$$

最初にあげた表 1 は、25歳未満から65歳まで5歳刻みで年齢が10階級、区分が大まかになった2005年を除けば、年次が1980年から2000年まで5年おきの「標準コウホート表」である。表の右上の2000年に一番若かった階級は、1976-80年に生まれた一番新しいコウホート、かりに C_1 , 同じく左下の1980年に一番高齢の65歳以上が一番「古い」コウホートで、順番から C_{14} となる。年齢区分が5歳刻みで10階級、年次が5年間隔で5個あると、コウホートの数は14個になる。先に述べたように、表の左上から右下に対角線を辿れば、同一の出生コウホートの経年に伴う加齢の変化を追うことになる。推計すべきパラメータの数は、 B を入れて、年齢が10、年次が5、コウホートが14の計30個、観測値は $10 \times 5 = 50$ 個で、OLS で解を求めるのに十分な自由度が保証されている。

ある時点、2000年に50歳の個人は1950年に生まれている。この当たり前の関係が、(8) 式の OLS による通常の推計を不可能にする。3つの説明変数の間に線形の従属関係があり、互いに独立していない。ある年次に任意のコウホート(出生年)を特定すると、年齢(階級)は1つに決まらざるを得ない。上の例では、2000年に1950年生まれのコウホートは50歳に限られ、自由に25歳という年齢を選ぶことは出来ない。3個の変数の2個が決まれば、あとの1個は自

動的に決まり、3個の変数で説明しているつもりでも、任意の2個の変数で説明してしまう(Hall, Mairesse, and Turner, 2005)。OLS 推計のための逆行列が「ランク落ち」して、推計可能な関数の体をなさない。アディティブな線形 A/P/C モデルにおける「識別問題」に遭遇する。

純理論的に、コウホート分析にける「識別問題」は解決することは出来ないとされている(Mason and Fienberg, 1985)。年齢・年次・世代効果のそれぞれにゼロ・サムを想定し、さらに3つの効果のいずれかの部分に、等値の関係を仮定する、たとえば、40歳代後半と50歳代前半の年齢効果は等しい、あるいは世代効果に関し1950年代前半と1950年代後半生まれはまったく等値であると仮定すれば、「ランク落ち」がなくなり、推計可能な関数が生まれる。合理的に「等値」を仮定できれば、「識別問題」は簡単に解消する。しかしその仮定を担保する「外部情報」が存在するのは稀とされる。また現実的に「等値」に近いパラメータは随所に見出すことが可能である。多くの事例で試みたわけではないが、どこに等値を置かによって、パラメータの推計値はデリケートに変化するだろう。「選択の恣意性」は大きな問題として残る。

中村は、恣意的な1箇所に等値を仮定する代わりに、年齢・時代・出生コウホートの3要因のいずれについても、すべての範囲に、エクザクトな等値ではなく、隣接するパラメータの間では飛躍はない、すなわち「漸進的変化」を想定し、それらの残差の二乗和を重みつき*で最小にする副次的制約条件を付して、(8) 式の最小二乗解を求めるベイズ型 A/P/C モデルを提案した(*重み, 超パラメータの最適組み合わせは、ABIC で機械的に決める: 中村, 1982年; Nakamura, 1986)。中村のベイズ型モデルの計算ソフトは市販されておらず、経験豊富な

専門家でなければ、ABICに超パラメータの最適な組み合わせを選択させて、尤度の最も高い推計値を得るプログラムを作成するのは難しい。我々は幸い、NMSU統計センターのDennis Clasonの助力を得、1998年から現在まで10数度にわたる調整を経て、後でふれるシミュレーション・テストでも問題が少なく、使いやすいソフトを手に入れている。

当初は「若者の果物離れ」が社会的に問題になり、森・稲葉が世帯データから個人の年齢別消費を合理的に導出することに成果を挙げつつあった生鮮果物にベイズ型モデルを適用した。プログラムの不備もあり、年齢効果と世代効果の両端、特に最も新しいコウホートの世代効果の推定値は不安定で「頑健」とは言えなかった（漸進的変化の条件の適用上「両端のカテゴリーはbridgingが片半分になっている。このbridging effectのために、A, P, Cいずれの効果にしても両端のパラメータが大きく振れ動きやすくなる」朝野, pp.359-60）。

またABIC min! を求めるグリッド・サーチにも長い時間を要し、途中でトラブルが発生することがあり、マニュアルで比較的尤度の高そうな解を求めることも少なくなかった。

1979年から約20カ年にわたる個人の年齢別消費の変化を、不完全ながらも（狭義の）年齢、年次および世代の各効果に分離してみると、年齢効果については若年層がマイナス*、高齢になるほどプラス*（*いずれの効果もそれぞれゼロ・サム条件がついている）、世代効果については戦前生まれの古いコウホートがプラスで、戦後生まれはマイナス、高度成長期（1960年）以降出生の新しいコウホートはマイナスの傾斜が加速化している。コウホート表を「対角線に沿って」眺めれば視覚的にも明瞭なのだが、あらためて計算してみると、「若者の果物離れ」は年齢的に若いから食べないのではなく、新し

いコウホートが顕著に消費離れしていることがはっきりした。

過去30数年間人口の高齢化が進んでいるが、果物をあまり食べない新しいコウホートが（果物を）よく食べる古いコウホートを交代するマイナスの作用は、消費者の高齢化そのものが持つプラスの作用をはるかに凌駕し、相殺しあったネットの時代効果はいくらか逡増的であるらしいと推計されることもあった。果物・鮮魚・米などに共通して、年齢効果は高齢層がプラス（70歳を過ぎると下方に折れる場合がある）、他方世代効果は出生コウホートが新しくなるほどマイナスだが、モデルと制約条件いかんによって、傾きの相対関係がかなり異なって推計されるケースが少なくない。年齢効果の傾きが急角度に推計されると、世代効果の傾きが緩やかになり（vice versa）、ネットの時代効果は少なからず影響される。コウホート分析のもっともデリケートな部分だが、本論の最後にベイズ型と一般逆行列を利用するIEモデルのシミュレーションによる比較・考量を通して、検討することになる。

コウホート分析に基づく将来予測

『家計調査』の世帯主年齢別データを使って「若者の果物離れ」にわれわれの注意を引いたのは、『平成6年度農業白書』であった。その関係もあり、2001年秋、森編『食料消費のコウホート分析』の出版PRを兼ね、農水省の『白書』担当課員を中心に、コウホート分析の仕方と結果を講義した。一番熱心に質問を繰り返され、「コウホート分析の結果は予測には使えないのか」を提起されたのは、食料政策課長（当時）の岡島敦子氏であった。

思いがけない問いかけに、「コウホート分析は長期の構造的変化を対象としており、動向・

観測など短期の予測に無力であることははっきりしているが」と、口を濁した。

これまでの需要分析モデルは説明変数が所得と価格であり、1960年代から80年代にかけて日本経済が右肩上がりに成長を続け、諸価格関係にも変化が見られていた環境では、たとえば今後成長が年率5%で続き、自由化などにより価格にも何ほどこかの低下が見込まれるとき、需要はどれほど増加し、競合する国産品に如何なる影響が及ぶであろうかを予測する上で力を発揮した。しかし1990年代初めから経済が低迷し、価格関係も安定している状況下では、時系列的な弾力性計測は容易ではなく、また将来の経済成長が見通せない状況では、伝統的な需要分析は予測手段としてかつての有効性を失っている。しかし果物や米などをはじめ、多くの農産品の消費は顕著に変化しているのが事実である。コウホート分析の結果は、それが人口の高齢化と新・旧世代交代の影響によるところが少ないことを示している。経済環境の変化と時代の風潮(例えば「メタボ」や簡便化志向)に比べ、10-20年先のデモグラフィック変化は、より高い確実さで見通すことができる。コウホート分析の結果を中期的将来予測に役立てることはできるはずだが、岡島の問題提起であったのであろう。

2015年・2025年における人口の年齢構成は、政府による正式な見通しが発表されている。少子化の進展の速さを十分予想しえなかったなどの批判はあるが、経済予測に比べると機械的な確からしさがある。2005年に20歳代前半だった集団は、2010年には20歳代後半、2015年には30歳代前半に加齢する。コウホート分析の結果は、それぞれの年齢階級ごとに年齢効果の推計値を与える(前掲(8)式の A_i)。仮に2005年の20歳代前半だった集団が、 k 番目のコウホートとすると、われわれはそのコウホートの世代効果、

C_k の推計値を持っている。2010年および2015年における20歳代後半(27歳)と30歳代前半(32歳)の平均(以下略)1人当たり消費量は、(8)式の $(B+P_i)$ にそれぞれ $(A_{27}+C_k)$ と $(A_{32}+C_k)$ を加えた値になる。ここで不明なのは、2010年および2015年の時代効果、 P_{2010} 、 P_{2015} である。2005年までの時代効果が推計されているとすれば、便宜的に、2003年、2004年および2005年の3ヵ年平均を取る、あるいは調査期間の初めから最近年まで動かし難いトレンドを観察されるのであれば、外挿法により2010年および2015年の時代効果を求めるのも一考であろう。

加えて問題なのは、コウホート分析の対象が20歳代前半から75歳以上として、調査最終年の2005年に20歳代前半だった(1981-1985年出生)コウホートの世代効果、 C_k は与えられているが、2010年と2015年にそれぞれ20歳代前半になる、1986-90年および1991-95年出生のコウホートの世代効果、 C_{k+1} と C_{k+2} は推計されていない。やはり便宜的に、これから20歳代にはいるニュー・カマーの世代効果は、現段階の最年少グループと変らないとして、与えられている C_k で代替することであるが、果物や鮮魚のように世代効果が新しくなるほど「加速度的に」低下しているようなケースでは、2010年および2015年の最年少の消費を過大に見積もることになりかねない。すでに触れたが(前掲朝野)、推計のための観測値が極端に少ない最近年の若い年齢階級の世代効果の推計値の信頼度は高くない。

以上のような限定つきで、「若者の消費離れ」が問題視されている生鮮果物の10年および20先の消費予測を試みたのは、田中・森(2003年)である。彼等は計測された各年齢効果に、経年に伴うコウホートのシフトを考慮して、上に述べた手順で2010年および2020年における年齢階級別1人当たり消費量を予測し、公式に発

表されている当該年の年齢別人口数を掛けて、総消費量に積み上げた。(ネットの)時代効果は傾向的な低下はせず最近数年間の水準にとどまる、さらに現在ゼロ歳ないし10歳以下で、10年ないし20年先に成人するニュー・カマーは、現在の若者よりさらに「果物離れ」することはないと、楽観的な仮定を置いても、生鮮果物の2020年における総消費は2000年対比30%以上減少するだろうと予測された。しかし、20年先には消費される生鮮果物の半分以上が60歳以上の高齢者によって担われるだろうとの推測は、関係者の一部からあまりに現実離れしているとの反発も受けた(森, 果樹研究所での報告, 2003年5月9日)。しかし、その後数年間にわたる『家計調査』の世帯主年齢階級別データを見る限り、若い層の果物離れは一層進んでいるように見える。森他の小グループは、その後多少とも推計の精度を高める努力を払いながら、果物以外にも将来予測の範囲を拡大した(Mori and Clason a, 2004; Mori and Clason b, 2004; 森・田中・稲葉, 2004; 森・Clason, 2006など)。

データの難しかったのは清酒とビールのコウホート分析であった。アルコールの個人消費を世帯データから推計するのは、世帯員のうち未成年者を排除し得るので、一面では簡単であるが、他面男女差の難しさがある。『国民栄養調査』の結果を見ると、米や肉類、果物消費については男女差が画然としているが、例えば各世帯に夫婦が2人、すなわち同じ年齢階級の男女が2人いる場合、男が120%と女が80%(あるいは逆)のほぼ決まった割合で、一定量を消費し、夫婦の年齢・世代によって消費に顕著な格差が観察される。ところがアルコール消費に関しては、男女差が古い時代と古いコウホートによっては、極端には1:0と開き、その格差は時代とともにいくらか縮小し、またコウホートによっても明らかに縮まっているかに見える。

しかし『家計調査年報』の世帯主データには、男女差を確定し得る目途がない。きわめて簡単な例で、世帯主が20歳代のビールの家計消費が1980年から2000年にかけて10リットルから15リットルになったとした場合、20歳代の夫(=男性)の消費が1.5倍になったのか、それとも男子の消費は元のままで、妻(=女性)が男子の半分飲むようになったのか知りようがない。

われわれは石橋の個票データのきめ細かい解析によって、時代別に年齢別の男女差に近づくことが可能になり、それらの情報を利用しながら、『年報』の世帯主年齢階級別データから、男女別に個人の年齢階級別消費量を推計し、また男女別を意識しながら、コウホート分析を実行した。それらの結果を踏まえ、10年および20年先の清酒とビールの男女の年齢階級別消費と全体消費を予測した(田中・森・稲葉・石橋, 2004)。

年齢・世代効果を補正した 弾力性計測の試み

生鮮果物の1人当たり家計消費は、1979年の45.2kgから2001年の31.8kgまでほぼ一貫して減少した。同じ期間にみかんは16.4kgから6.4kgへと3分の1に落ちた。すでに本稿で幾度か触れたように、この減少には人口の高齢化のプラスの作用をはるかに凌駕する新・旧世代交代のマイナス効果が少なからず作用した。従って、単純な1人当たり消費の変化を、この期間の経済要因、価格と所得で説明しようとする、所得弾力性が著しくマイナスに算定され、自己価格弾力性が正の符号を持つ、あるいは負のサインでも推定値が有意でないなどの不都合が生ずる(Mori and Gorman, 2001, pp. 257-61など)。

時系列的に経済弾力性と(真の)トレンドを正しく把握するためには、期間内に生じた人口

構造の変化をモデルに取りこむ必要がある。立花・上路は食料需要モデルに、人口の老齢化の進行を指標化した変数（インターセプト・シフターとスロープ・シフター）を取り入れ、感覚的にも納得しうる結果を得た（立花・上路，2004）。しかし難を言えば、人口の老齢化は、狭義の加齢に加え、世代交代を含み、一方の定常的指数化では間に合わない。その点、前掲 Denton 他 の論文（1999）では、年齢とコウホートは別々に意識されており、既存の分析と比べ良好な結果を得ているが、すでに述べたように、「年齢／コウホート効果」、「トレンド／コウホート効果」、「追加的コウホート効果」のように、理論的に説明のつかない便宜的なダミー変数で処理されている。

森他は、はじめ『年報』の世帯主の年齢区分ごとに、1人あたりに換算した世帯消費量をそれぞれの平均1人あたり所得と支払い価格に回帰させたが、良好な結果は得られなかった。同じ年齢階層でも、20年間にはコウホートがそれぞれ新しく交代して世代効果に顕著な格差がない場合を除き、デモグラフィック要因の補正は十分に行かない。Denton 他に倣って経時的なコウホートの変化を表す変数を入れることも考えられよう。しかし本稿の初めに読者の注意を喚起したとおり、世帯主年齢で区分された世帯データには、世帯主以外の、通常25-40歳くらい離れた新しいコウホートが含まれているのである。巧みなダミー変数でコウホート変化を取り入れたつもりでも、理論的な疑念は残らざるをえない。

世帯主（年齢階級）データから、構成する世帯員個人の年齢別消費を導出し、一定期間のコウホート表を、年齢・時代・世代効果に分離する。このようにして得られた時代効果は、理論的にも当該期間の年齢と世代効果を統計理論的に除去した、純粋の時代効果とみなしうると思

われる。もちろん上記（8）式の加算的 A/P/C モデルが近似的にせよ、コウホート表にマッチし（Yang et al., 2007, p. 38）、「識別問題」を避けて推計した3つの効果が、正しく推計されている限りにおいてだが。ただしこの前提がどの程度の妥当性を持つかは、本稿の最後に触れるシミュレーションによって検定されることになるだろう。

森他は、「若者の果物離れ」を指摘した『平成6年度農業白書』でも取り上げられたみかんとりんごについて、コウホート分析で「純粋の」時代効果を析出し、それを被説明変数とし、実質化された世帯の平均総支出（所得の代理変数として）と支払い価格を説明変数として、通常の OLS による回帰分析を実行して、デモグラフィック要因を補正した所得および自己弾力性を推計した。対象期間と使用したベイズ型モデルの具体的運用*によって、推定された弾力性の値は変異するが、補正をしない場合に比べ感覚的にもはるかに合理的な結果になっている（*log を取るか；カバーする最少年齢階級をどこにおくか；「漸進的変化」の条件式にかかる超パラメータの組み合わせをどれだけ細分するかなど）（森・石橋・田中・稲葉，2005；Mori, Ishibashi, Clason, and Dyck, 2006；Mori, Clason, and Lilywhite, 2006）。

『家計調査年報』には伝統的に、世帯の年間収入階級に分けて支出品目に関するデータが掲載されており、巻末付録に参考資料として総消費支出に対する品目別の支出弾力性の推計値が添付されている。たとえば、2000年の米支出の総消費支出弾力性はきわめて有意に+0.31（t値=8.34）、鮮魚、生鮮野菜、生鮮果物はそれぞれ、+0.54(10.52)、+0.50(15.20)、+0.41(4.60)などで、食品支出のそれは0.63(30.44)とされている。果物や鮮魚は勿論、米も世帯の所得が上がればより高級の品（＝高単価）を購

入する傾向は観察されるが（石橋，2004），経済成長に伴い1960年代半からは1人当たりの米消費量は着実に減少している。幾度もふれたが，生鮮果物の消費は1970年代半から一貫して激しく減少している。これらの食品の総支出弾力性が，上記のようにプラスの値であることは感覚的にには納得しがたい。

わが国の労働市場は「年功序列」が現在に至るも支配的で，20歳～30歳代に比べ40～50歳代の労働者のほうが所得水準は著しく高い（Mori et al., 2006, pp. 18-19）。仮に標準的4人の核家族を考えたとき，前者の子ども2人は乳幼児から小学生であるが，後者の子ども2人は中・高校生から大学生である。米や肉・魚などの基幹の食品の消費は，生理的に後者のほうがはるかに大きい。加えて，鮮魚や生鮮野菜・生鮮果物の場合，成人でも中高年齢層に比べ若年齢層の消費が目立って少ない（たとえば，前掲表1）。定年退職後の世帯を除き，中高年齢層の世帯のほうが若年齢層に比べ一般に所得水準が高いとすると，年齢・世代の視点を考慮せず世帯所得と世帯消費を横断面分析すれば，少なくとも基幹的な食品については有意のプラスの値が引き出されるのは十分起こりうる。

石橋はその問題を回避するため，世帯主が30歳代で10歳未満の子ども2人；世帯主が50歳代で20歳代の子どもが1人；世帯主が60歳代で夫婦2人のみなどのように世帯類型ごとの横断面分析を実行し，米についてはマイナスの支出弾力性；生鮮果物についてはプラスの弾力性をえている（Mori et al., 2006）。同じプロジェクトで，Mori et al.は，米・生鮮豚肉・生鮮牛肉・生鮮果物の4品目について，横軸は20-24歳から75歳以上まで5歳刻みで12階級，縦軸は1979年から2001年まで23年間のコウホート表を作り，中村のベイズ型モデルで，年齢・年次・世代効果に分離し，時代効果を被説明変数とし，当該

期間の実質1人当たり消費支出とそれぞれの品目の実質支払い単価を説明変数とする回帰分析を試みた（両辺ともlogをとった）。単純な1人当たり消費量を被説明変数とした回帰分析に比べ，米の総消費支出弾力性の負の値が， -1.39 （ $SE=0.08$ ）から -1.13 （ 0.07 ）に，豚肉は -0.72 （ 0.14 ）から -0.98 （ 0.21 ），牛肉は $+1.08$ （ 0.10 ）から $+0.99$ （ 0.09 ）に僅かに変化したが，最大の違いは生鮮果物の場合にみられた。単純な回帰では，総消費支出弾力性は -1.10 （ 0.12 ）であったが，デモグラフィック要因を補正した回帰では， $+0.28$ （ 0.10 ）で，果物が著しい下級財ではないらしいことが判明した（Mori et al., 2006）。これは上に挙げた石橋の世帯類型別の横断面分析でサポートされている。

朝野は，「私が検討する難問の一つ一つを，できるだけ多くの，しかも問題をよりよく解明するために必要なだけの小部分に分割すること」というデカルトの言を引用し，“困難は分割せよ”の思想を支持している（朝野，2001, p.358; p.365）。森他は別にデカルトに倣ったわけではないが，家計消費の変化を，世帯主年齢階級別に区分した家計調査のデータから，世帯員個人の年齢別消費を導出し，それを個人の年齢・世代・時代効果に分離し，デモグラフィック要因を除去した「純粹の時代効果」を，所得・価格の経済要因に回帰させようと試みたわけである。

「識別問題」を克服する試み：

ベイズ型とIE

任意の食品の消費は，競合財を含む価格関係，個人の所得，および以前であれば「洋風化」，近年は「健康志向」「簡便化志向」などの社会風潮によって影響される。これらは「時代効果」として一括しうるだろう。多くの食品の消

費は、生理的ニーズからも個人の年齢によって大きく変異する。社会の人口構成がほぼ一定であれば、社会の総消費を見通すのに、年齢による格差を陽表的に考慮する必要は小さい。しかし仮に年齢構成は不変でも、わが国のように戦後急激な経済・社会変貌を遂げたところでは、出生コウホートによって食料消費は質・量ともに顕著に相違することが珍しくない。社会の食料消費の変化を正しく分析し、将来予測にも資するためには、「時代効果」に加え、個人の「年齢による効果」と、構成員個々が属するコウホート特有の「世代効果」を考慮する必要がある。本稿でもしばしば登場した生鮮果物・生鮮野菜・米などは、そのような複合的デモグラフィック要因が特に強いように見える。

相当期間にわたって、社会の構成員個人の年齢別消費を確定し、コウホート表を構築する（かりに横軸に年齢階級、縦軸に年次；逆でもかまわない）。各セルの値は、ある常数項に、当該年齢特有の値、その年次特有の値とその個人が帰属するコウホート特有の値の合計で説明されると考えるのが、通常の線形 A/P/C コウホート・モデルである（前出 8 式）。すでに繰り返されたが、ある年次 2000 年に 70 歳の個人は、1930 年に生まれている。この自明の関係、 $T = A + C$ (T : 調査年次； A : 個人の年齢(歳)； C : 出生年) が、コウホート表を年齢・年次・世代各効果に分解することを不可能にする。行列がランク落ちしているため、最小二乗解が存在しない。これに対する策として、年齢、年次、あるいは世代効果のいずれかの、いずれかの箇所に「等値」の制約条件を付加すると、推計は成立する。たとえば年齢を 5 歳刻みとして、50 歳代前半と 50 歳代後半の年齢効果は全く同じ：イコール、あるいは世代効果に関し、1970 年代後半生まれと 1980 年代前半生まれのコウホートは、全く「等値」の世代効果を持つと想定する

のである。当該食品の消費の実態に詳しく、また分析すべきコウホート表を（縦・横・対角線上に）じっくりながめていけば、上のような条件は「当たらずといえども遠からず」と自信を持って想定できる場合がある（前掲、秋谷）。しかし上の例で、年齢効果に関する等値条件と、世代効果に関するそのいずれのほうがより尤もらしいかと問われると、答えられない。あるいは 50 歳代前半と 50 歳代後半の差より、50 歳代後半と 60 歳代前半のほうが近そうだと意見もあるだろう。それなら、尤もらしそうな箇所全部に「等値」を想定してみたかどうか云々ということになりかねない。多くのケースで試したわけではないが、「等値」をいずれの効果のどこに置くかによって、推計されるパラメータの値は、微妙に、時に大きく変わることがあるだろう。

「選択の恣意性」を嫌った中村は、年齢・年次・世代の 3 効果のそれぞれ全域に、たとえば最年少階級の 10 歳代後半から 75 歳以上まで、全くの「等値」ではなく、隣接するパラメータは漸進的に変化するというより柔軟で、感覚的にも抵抗の少ない制約条件を課して、A/P/C モデルを解くことを提案した（中村、1982；Nakamura, 1986）。森他のグループは、この中村のベイズ型モデルを使ってコウホート分析を行ってきた。「漸進的変化」の条件を、特定の効果の、特定の箇所に限定せず、限なく被せるといいう意味では「恣意性」から自由だが、それぞれの効果にかかる漸進的変化の条件は重み（超パラメータ）付きで最小化する形になっている。具体的に、年齢効果（の隣接するパラメータの残差の二乗和の式）に対する重みを軽くし、逆に世代効果のそれを重くすれば、年齢効果の幅/傾きは相対的に大きく、世代効果の幅/傾きは小さく推計される。中村のモデルでは、超パラメータのそれぞれの大きさ・組み合わせ

は、客観的な ABIC にゆだねられているのだが、われわれが擬似ケースでシミュレーションした限りでは、ABIC が常に正しい選択を指示するとは限らない。これは次にふれる IE との比較でも基本的に重要な問題だが、現段階ではわれわれとして納得しうる対応策を持つまでに至っていない。

朝野は実際のケースに適用したわけではないが、数学的に「識別問題」の「ランク落ち」に対処する方法を提案した。ムーア-ペンロウズの一般逆行列を用いた特異値分解によるパラメータの推定法である（朝野，op cit.）。Yang 他は、中村同様、伝統的な「等値」を想定するアプローチを嫌い、純粋に数学的に特異値分解による推定法を提唱し、“intrinsic estimator” (IE) と名づけた。彼らは、1960-64年から1995-99年に至る米国人女性の死亡率のデータに適用し、「等値」の置き方で推計値が大きく揺れる伝統的なアプローチに比べ、“intrinsic” (真正な) 推計値が得られたと主張した (Yang, Fu, and Land, 2004)。統計技術的には、 $XB_0 = 0$ となる非負のベクトル B_0 が 1 個存在するから、 B_0 と直交する条件のもとでの b の回帰推定値が IE であるが、その現実的・経済的な根拠は明らかでない (川口, 2007, p. 44)。

中村のベイズ型と IE の厳密な解説はすでに統計数理の専門家によって展開されているので (田中他, 2007; 森・三枝・川口, 2008), 本稿では両モデルを現実のデータに適用した場合に生じた問題点とその克服の方向を模索するのにとどめたい。

Clason が中村の指導を得ながら、年齢刻みと調査年次が一致する「標準コウホート表」を超えて、「一般コウホート表」(具体的には年齢は 5 歳刻み、調査年次は暦年) に適用しうる線形ベイズ型の A/P/C コウホート分析プログラムを作成したのは 1999 年であった。その後些細

なバグの除去を含み 10 数回の調整を経て、今日に至っている。1986 年の中村モデルと違うのは、中村がコウホートの年次間の移動は “stepwise” であるのに比し、われわれは “convex combination” である。たとえば、2000 年に年齢階級 30-34 歳は 1966-70 年出生のコウホートだが、2001 年には大凡 20% が次の年齢階級、35-39 歳に移り、他方 1971-75 年出生のコウホートの一部 (正確には 1971 年生まれ) が参入し、30-34 歳の階級は 80% が元のコウホート、約 20% が新しいコウホートで占められる。2002 年にはその比率が 60% と 40% になる。中村は便宜的に、2001 年にも 2002 年にも同一年齢階級には 2000 年と同じコウホートが 100% そのまま留まり、彼らは 2005 年になってそっくり次の年齢階級に移り、その年齢階級には次の新しいコウホートが参入するという扱いである。ただし、コウホート効果についても「パラメータの漸進的变化」を想定している以上、convex combination の 20%・40%・60%・80%・100% の扱いと、stepwise の 0%・0%・0%・0%・100% の間に現実に重大な差が生ずることは少ないだろう。

年齢を 5 歳ないし 10 歳刻みで区分した場合、実際に 1970 年頃は 30-39 歳、40-49 歳の年齢層が厚く、60 歳以上層は相対的に薄かった。2000 年には 20-29 歳、30-39 歳層が薄くなり、70 歳以上を含む 60 歳以上層が顕著に厚くなっている (社会保障・人口問題研究所)。中村のみならず通常のコウホート分析では、コウホート表の各年齢マスはそれぞれ 1 個の観測値として扱われる。われわれは、各年次・各年齢セルに任意の重みをつけるプログラムも用意している。「重み」をいかなる根拠で、いかように配分するかはまだ十分に検討されていないが、たとえば、ある年次ないし年代 (たとえば 1980 年代前半) に、ある年齢階級、たとえば 75 歳以上層の個人

消費の推計値が、何らかの理由で「頑健」でないと判断されたとき、その年齢セルを軽く見ると、ないしペナルティーを与えるのは合理的であろう。

2007年初め、三枝は Yang, Fu and Land, op. cit. に倣って、一般コウホート表にも適用可能な IE モデルをプログラム化した。1979年から2006年に至る米および鮮魚の個人消費（15-19歳から75歳以上まで13階級）のコウホート表を、ベイズ型と IE の両モデルを使って、それぞれ通常値および log 値で、年齢・年次・世代の3効果に分離した（田中他, 2007）。

結果は米と鮮魚ともに、通常値・log 値を問わず、ベイズ型と IE は酷似する推計値を与えた。いずれの品目も、年齢効果に関しては若年層がマイナス、中高年層がプラス；世代効果に関しては旧いコウホートがプラス、新しいコウホートがマイナス；時代効果に関しては、米は著しく通減的（最近年ほどマイナス）、鮮魚は僅かな小波程度の変動でほぼ定常的と推計された。年齢効果の「線形部分」（傾き）と「非線形部分」は両モデルとも全く同じ、また世代効果についても同様の結果であった。

その後これら両モデルを同じ期間の生鮮果物に適用したところ、推計結果はかなり離れたものであった。年齢効果は、中高年層がかなりのプラス、若年層がかなりのマイナス；世代効果は旧いコウホートがかなりのプラス、新しいコウホートがかなりのマイナスであるのは傾向としては一致するのだが、ベイズ型のほうが IE 推計と比較して、世代効果の傾きをよりきつく、他方年齢効果の傾きをより緩やかに推計した。結果的に、IE は時代効果を通減的であるかに（最近年になるほどマイナス）推計したが、ベイズ型は時代効果を、先の鮮魚の場合に似て、定常的であるかの如く推計した。他にも幾つかのケースに試みたが、ベイズ型と IE の推計結

果が先の米と鮮魚の場合のように酷似するのはむしろ稀で、生鮮果物の場合よりさらに離れた結果が生じることもあった。

問題はいずれのモデルのほうが正しいか、より現実接近的であるかを判断する客観的基準を持たないことである。プログラムの書きようにもよるが、基本的には最小二乗回帰であるから、通常決定係数や推計値の標準誤差は算出される。IE 解は1個だが、ベイズ型の場合は超パラメータの組み合わせによって、パラメータの推計値は大幅に変わる。しかし多くの事例で、決定係数は常に限りなく1.0に近く、推計値の t 値もおおむね良好である。通常の需要分析では、自己価格弾力性は少なくとも非正、商品のタイプによって、絶対値が1.0より多少大きいか、かなり小さいかの見当はつく。しかしコウホート分析では、研究者がまだ不慣れであることも手伝って、常識的な尺度が見つからない。ベイズ型内部では、超パラメータの決定は客観的な ABIC にゆだねられているが、ベイズ型と IE のいずれに軍配を上げるべきか、あるいはいずれも十分満足すべきでないかを判断することが難しい。

シミュレーションによる検定

森他は、予め常数項と年齢・年次・世代3効果のパラメータの値を定め（表4に一例）、それらの値を合成し、正規乱数による誤差を加えてコウホート表を人工的に作り上げ（表5）、ベイズ型と IE の両モデルで分解した。結果は表6（ベイズ型）と表7（IE）にそれぞれ与えられている。このケースでは IE に比べベイズ型の再現はきわめて良好であるが（表4と対比）、一般化できるかどうか定かでない。パラメータの設定の仕方、仮想商品のタイプによっては IE のほうが設定値をよりよく再現すかも

表4 人為的に設定したコウホート・パラメータ
総平均効果=15.0, e =正規乱数(SD=0.1)

年齢効果		時代効果		世代効果	
年齢		年次		C #	
22	-1.50	1979	0.00	1	2.50
27	-1.50	1980	0.20	2	4.00
32	-1.00	1981	0.00	3	4.50
37	-1.00	1982	-0.20	4	4.00
42	0.00	1983	0.00	5	2.50
47	0.00	1984	0.30	6	1.50
52	1.00	1985	0.00	7	0.00
57	1.00	1996	-0.30	8	-0.50
62	1.50	1997	0.00	9	-1.00
67	1.50	1988	-0.20	10	-1.50
		1989	0.20	11	-2.50
		1990	0.00	12	-3.50
		1991	0.20	13	-4.50
		1992	0.00	14	-5.50
		1993	-0.20		
		1994	0.00		
		1995	-0.10		
		1996	0.00		
		1997	0.10		
		1998	0.00		

しれないし、いずれもあまり再現のパフォーマンスは高くないかもしれない。森他はさまざまなケースを想定し、シミュレーション検定を実行した(森・三枝・川口, 2008)。

あくまでも暫定的な結論として、表8に示されるように、中村のベイズ型のほうがIEに比べ、設定値を再現するパフォーマンスはかなりの程度高い、より正確にはIEの設定パラメータの再現能力はあまり高くないように見える。ただし、ベイズ型もパラメータの人為的設定(世代効果と世代効果の相対的傾きと時代効果の傾きの関係など)のタイプによっては、設定値を既知として超パラメータを人為的に動かさない限り、ほとんど再現しないケースもある。ABICが常に現実を再現する超パラメータの最

適組み合わせを導くとは言えないようである。この含意は、中村のベイズ型モデルの実行に当たって、機械的に“ABIC min!”に頼るのではなく、年齢効果、時代効果、ないし世代効果のいずれかについて、線形成分の傾きを「外部情報」を含む何らかの手段で見当付けておき、それに接近するように超パラメータの組み合わせをカリプレートする必要を示唆する。中村を含む厳格な理論家には到底受容できそうもない接近だが、ベイズ型の能力を高めるために、より客観性を持たせる方向で検討されて然るべきと思われる。IEについても、モデルが万能でないことは十分認識されており(Yang et al., 2008, p. 1733), それを補正する試みは内部的にも、外部的にもいろいろ提案されている(Fu, 2008; 三枝, 2008, pp. 79-81; 川口, 2008, pp. 87-88)。

Yang et al.の研究を含めコウホート分析の対象は、年齢階級の刻みと調査年次の間隔が一致する「標準コウホート表」の場合が多い。任意のコウホートは対角線に沿って次の調査年次には1階級上の年齢セルに移動する。農産物の場合、穀類や果物でも年々の豊凶や投機などの関係で、供給と価格そして消費は年毎に変動する。最近われわれが手がけた日本市場におけるオレンジの場合など(Mori et al., ERS, 2008), 総輸入量はたとえば1997年から2001年までの5年間に、171, 150, 90, 136, および126 ktと激しく変動し、5年おきないし5ヵ年平均といった扱いになじまない。生鮮野菜や豚肉・鶏卵などは供給に季節性とサイクルがからむので、通常的需求分析には4半期別のデータが用いられる。米、個別の生鮮果物・野菜などの農産物消費のコウホート分析を行うときも、戦後の40~50年といった長いスパンで構造変化を眺めることを目的とする以外は、通常は年単位の変化が対象となる。われわれのこれまで10年来の分析も、年齢の刻みは5歳、時に10歳で、時代に関して

表5 擬似コウホート表, 1979-1998 (99) 年

年次	22歳	27	32	37	42	47	52	57	62	67歳	平均
1979	12.17	12.47	13.32	14.02	16.61	17.74	19.99	20.61	20.58	18.96	16.65
1980	12.11	12.65	13.69	14.18	16.51	17.63	19.95	20.82	20.86	19.47	16.79
1981	11.66	12.40	13.47	13.83	16.01	17.04	19.39	20.27	20.67	19.45	16.42
1982	11.02	12.11	13.06	13.38	15.35	16.70	18.92	20.11	20.45	19.47	16.06
1983	11.06	12.24	12.95	13.56	15.19	16.70	18.82	20.06	21.00	20.24	16.18
1984	11.29	12.56	13.31	13.77	15.31	16.72	18.91	20.25	21.38	21.00	16.45
1985	10.79	11.68	12.79	13.42	14.78	16.32	18.46	19.60	20.79	20.82	15.95
1986	10.30	11.18	12.59	13.04	14.70	15.51	17.82	19.08	20.42	20.40	15.50
1987	10.40	11.28	12.72	13.24	14.53	15.59	17.94	19.20	20.65	20.69	15.62
1988	9.94	11.02	12.46	12.77	14.43	15.06	17.66	18.69	20.53	20.67	15.32
1989	10.23	11.10	12.64	13.34	14.52	15.12	17.48	18.65	20.79	21.35	15.52
1990	9.62	10.95	12.32	12.89	14.38	15.02	17.14	18.17	20.24	20.92	15.16
1991	9.73	10.79	12.16	13.02	14.55	14.91	17.37	18.26	20.13	21.06	15.20
1992	9.41	10.29	11.96	12.81	14.25	14.74	16.55	17.69	19.53	20.75	14.80
1993	9.12	10.07	11.54	12.55	13.77	14.43	16.11	17.41	19.11	20.19	14.43
1994	8.87	9.80	11.45	12.58	13.95	14.38	15.87	17.62	19.06	20.53	14.41
1995	8.63	9.82	11.10	12.29	13.75	14.17	15.88	17.25	18.75	20.19	14.18
1996	8.52	9.55	11.15	12.08	13.78	14.38	15.90	16.83	18.56	19.83	14.06
1997	8.45	9.59	10.94	12.14	13.68	14.22	15.91	16.55	18.43	19.75	13.97
1998	8.17	9.34	10.70	11.65	13.53	13.93	15.66	16.42	18.04	19.19	13.66
(1999)	8.10	9.06	10.46	11.51	13.62	14.02	15.60	16.13	18.15	18.78	13.54

注：表4のパラメータ値から合成（SD=0.1の正規乱数誤差を含む）

は、隔年のデータが用いられた。「標準コウホート表」が出てくるのは、コウホート分析の概念を説明するときに限られる。これからも農産物消費にコウホート分析を適用するときは、これまで同様おそらく隔年データを用いることになる。しかし年齢を5歳ないし10歳で刻み、もっぱら標準コウホート表を分析対象としているIEと比較・考量するためには、中村のベイズ型を「標準コウホート表」に適用してみる必要があるかもしれない。

まだ論文として纏め上げたわけではないが、擬似的データでシミュレーションを繰り返した限り、中村のベイズ型はIEと比較して、「標準コウホート表」の分解には良好なパフォーマンスを示さないことが多い。用いたのは先の

「一般コウホート表」(表5)を5年間隔に圧縮し、年齢が20-24歳から65-69歳まで5歳刻みで10階級、調査年次が1979,1984,1989,1994,1999(1999年を新しく追加)の5年、コウホートは1979年に最年長65-69歳だったC1から、1999年に最年少20-24歳だったC14まで、14個のそれである。すでに繰り返し述べたように、「識別問題」を回避するために中村が設けた制約条件は、パラメータの「漸進的変化」である。年齢、時代、コウホートのそれぞれに、隣り合うパラメータの階差の二乗和を、重みつきで最小化させる制約条件である。上の例では、年齢効果については階差の式は9個、世代効果については13個だが、時代効果については4個に過ぎない。隔年データを使う一般コウホート表の

表6 表5の cohorts 表を年齢・年次・世代効果に分解する：ベイズ型
総平均効果=14.996

年齢効果		時代効果		世代効果	
年齢		年次		C #	
22	-1.52	1979	0.05	1	2.36
27	-1.48	1980	0.28	2	4.05
32	-1.00	1982	0.02	3	4.55
37	-0.96	1982	-0.23	4	4.00
42	-0.01	1983	-0.02	5	2.54
47	-0.00	1984	0.33	6	1.49
52	1.03	1985	-0.01	7	0.01
57	0.99	1996	-0.29	8	-0.53
62	1.47	1997	-0.04	9	-1.02
67	1.49	1988	-0.16	10	-1.44
		1989	0.16	11	-2.54
		1990	0.00	12	-3.51
		1991	0.20	13	-4.47
		1992	-0.01	14	-5.50
		1993	-0.19		
		1994	-0.04		
		1995	-0.07		
		1996	-0.01		
		1997	0.08		
		1998	-0.02		

($\sigma_A^2 = \sigma_P^2 = \sigma_C^2 = 32; 4 : 32$)
AIC=-690.96 ;
平均残差(絶対値)比率=0.534(%)

表7 表5の cohorts 表を年齢・年次・世代効果に分解する：Intrinsic Estimator(IE)
総平均効果=15.055 (0.013)

年齢効果		時代効果		世代効果	
年齢		年次		C #	
22	-3.26(.03)	1979	0.82(.04)	1	-0.71(.10)
27	-2.84(.03)	1980	0.96(.04)	2	1.60(.07)
32	-1.97(.03)	1982	0.60(.04)	3	2.69(.05)
37	-1.56(.03)	1982	0.24(.04)	4	2.77(.04)
42	-0.21(.03)	1983	0.37(.04)	5	1.75(.04)
47	0.19(.03)	1984	0.71(.04)	6	1.04(.04)
52	1.62(.03)	1985	0.27(.04)	7	-0.04(.04)
57	1.97(.03)	1996	-0.11(.04)	8	-0.35(.04)
62	2.83(.03)	1997	0.08(.04)	9	-0.45(.04)
67	3.24(.09)	1988	-0.16(.04)	10	-0.43(.04)
		1989	0.14(.04)	11	-1.05(.04)
		1990	-0.12(.04)	12	-1.67(.04)
		1991	0.01(.03)	13	-2.22(.05)
		1992	-0.29(.03)	14	-2.93(.18)
		1993	-0.56(.04)		
		1994	-0.46(.04)		
		1995	-0.58(.04)		
		1996	-0.59(.04)		
		1997	-0.57(.04)		
		1998	-0.76(.16)		

AIC=-249.54
注：カッコ内の数字は SE.

場合には、年齢・cohorts 表はそのままだが、時代効果の階差の式は20個である。

現実問題として、われわれが最初にcohorts 表分析を始めたときは、対象年次は1979年から1996年だった。隔年データを取れば時代効果の「漸進的変化」を表す隣り合うパラメータの階差の式は17個だが、5年間隔だと3個になる。最近分析したオレンジの場合は、データが取れるのは1987年からだから (Mori et al., 2008), 仮に1999年を最終年とすると、時代効果の「漸進的変化」の式は、2個に過ぎなくなる。オレンジ分析の場合、年齢は15-19歳から75歳以上

まで13階級、それに伴いcohorts の数も16に増えるが、年齢効果と世代効果に比べ、時代効果の「漸進的変化」の条件式が、バランスを欠いて少ない感じがする。統計理論的にはまだ検討していないが、分析対象期間が短い場合、年齢階級とcohorts に比べ、時代効果のパラメータのバランスを欠いた少なさを、ABICがうまく処理できるようになっていないように感じられる。

シミュレーションの第二の課題は、特に一般cohorts 表を分析する場合、時代効果の線形成分(傾き)の推定であるが、ベイズ型での推定は(設定された品目)タイプによっては大き

表8 年齢・世代・時代3効果の組み合わせタイプ別に見たベイズ型とIEモデルの予め設定したパラメータの復元パフォーマンス

	年齢：世代：時代3効果の組み合わせの型			復元の成績 ¹	
タイプ	年齢効果：	世代効果：	時代効果	ベイズ型2：IE	
1	若年層>中・高年層：	新>旧：	急増化型	A+	B+
2	若年層>中・高年層：	新<旧：	急増化型	D	D
3	若年層>中・高年層：	新<旧：	やや増化型	C-	C-
4	若年層>中・高年層：	新<旧：	逡減傾向	A	C-
5	若年層>中・高年層：	新<旧：	着実減少型	B+	C
6	若年層>中・高年層：	新<中・旧：	着実増加型	C-	D
7	若年層>中・高年層：	新<旧：	変化少ない	D	D-
8	若年層>中・高年層：	新<旧：	変化少ない	<u>A-</u>	
	時代効果に恣意的に大きなペナルティー				
9	若年層<中・高年層：	新<旧：	着実減少型	A	B+
10	若年層<中・高年層：	新>旧：	急増化型	A+	B-
11	若年層<中・高年層：	新>旧：	急増化型	B	B-
12	若年層<中・高年層：	新<旧：	急減少型	A+	A+
13	若年層<中・高年層：	新<<旧：	トレンドなし	A	C-
14	若年層<中・高年層：	新<中・旧：	トレンドなし	A	B
15	若年層<中年層>高年層：	新<中間>旧：	中間高	A	B+

出所：森・三枝・川口「識別問題」『社会科学年報』42号，p.74.

註：1. 成績はシミュレーション結果を目で見て主観的にAからDまで。A+，Aはきわめて良好；A-，B+はおおむね良好；B-，C+は各パラメータの方向性は再現しているが，量的フィットは良くない；C-，Dは全く失敗。それぞれのパラメータをどれほど良く再現しているかは，表1数値付録，Ibid. に客観的の数値で示されている。2. 年齢・世代・年次効果に与えた超パラメータは，ABICを最小化するように選ばれた。ただしタイプ8では，タイプ7と同じコウホート表の分解において，時代効果に予め極めて大きなペナルティーを与えて計算した（何らかの「外部情報」により，時代効果はほとんど無いことを事前に承知した上での処置）。

な偏りが生ずる点と関連する。“傾きの推定”の観点からみて，さらにベターなAPCモデルを探索するのが今後の研究テーマであろう。

＜参考文献＞

- 秋谷重男（2007）『増補 日本人は魚を食べているか』東京，北斗書房。
- 朝野熙彦（2001）「コウホート分析の比較方法的考察」森宏編『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，347-366。
- 石橋喜美子（1997）「年齢階層別にみた生鮮野菜の消費動向と需要予測」『農業経営研究』35巻1号，32-41。
- 石橋喜美子（2004）「年間収入別・世帯類型別に

みた米の購入数量・単価の経年変化について」『フードシステム研究』11巻1号，No. 23，2-15。

- 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」森宏編同上『食料消費』，187-217。
- 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—』中央農業総合研究センター，3月。
- 石橋喜美子（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，11月，1-61。
- 川口雅正（1996）九州大学農業計算学講座教授，個人的面接。
- 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口』。

- 厚生省保険医療局『国民栄養の現状』各年版。
厚生労働省統計情報部『国民生活基礎調査』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.
- 箕谷千風彦 (1992) 『計量経済学における頑健推定』東京, 多賀出版。
- 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・稲葉敏夫 (1996) 「家計データから個人の年齢別果物消費を推計する」日本理論・計量経済学会西部地区大会, 長崎大学, 5月22-23日。
- 森宏・稲葉敏夫・石橋喜美子・川口雅正・中村隆 (1999) 「日本人の各種畜産物の家計消費の年齢・時代・世代効果の分析」『平成10年度畜産物需要開発調査研究事業報告書』農畜産業振興事業団, 45-75.
- 森宏・田中正光・稲葉敏夫 (2004) 「高齢化の進展の下で米・鮮魚の消費はどうなるか」『社会科学年報』38号, 専修大学社会科学研究所, 41-62.
- 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・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.
- 森島賢 (1984) a 「食料需要の動向」『農業経済研究』56巻2号, 63-69.
- 森島賢 (1984) b 「世代別畜産物需要の動向」『畜産物需要動向分析1』農政調査委員会, 9-38.
- 森島賢 (1984) c 「世代別の米需要分析」崎浦誠治編『米の経済分析』農林統計協会, 129-138.
- 内閣府 (2005) 『平成17年版経済財政白書』。
- 中村隆 (1982) 「ベイズ型コウホート・モデル—標準コウホート表への適用—」『統計数理研究所彙報』29巻2号, 77-97.
- 農林水産省 (1995) 『平成6年度農業白書』。
- 岡本政人 (2003) 「交互作用を考慮したベイズ型コウホートモデルの拡張」『応用統計学』32(3), 145-162.
- 総務庁統計局『家計調査年報』各年版。
- 総務庁統計局『家計調査』個票, 各月。
- 総務庁統計局『全国消費実態調査報告』第4巻(世帯分布編), 各年版。
- 総務庁統計局『国勢調査報告』各年版。
- 立花広記・上路利雄 (2004) 「家計調査データからみた食料需要における構造変化」『農業経済研究』別冊2004年度学会論文集, 208-215.
- 田中正光・森宏 (2003) 「人口高齢化のもとで生鮮果物消費はどうなるか? [1][2]」『農業および園芸』78巻8号, 845-50; 78巻9号, 947-51.
- 田中正光・森宏・稲葉敏夫・石橋喜美子 (2004) 「清酒およびビールの家計消費の将来予測」『季刊家計経済研究』2004 Winter, No. 61, 50-61.
- 田中正光・三枝義晴・森宏・川口雅正「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.
- Blaylock, J.R. and D.M. Smallwood (1986) *U.S. Demand for Food: Household Expenditures, Demographics, and Projections*, USDA/ERS, TB-1713.
- Blisard, Noel (2001) *Income and Food Expenditures Decomposed by Cohort, Age, and Time Effects*, Technical Bulletin No.1896, ERS/USDA.
- Blisard, N., J.N. Variyam, and J. Cromartie (2003) *Food Expenditures by U.S. Households: Looking Ahead to 2020*. USDA/ERS, Agricultural Economic Report No.821.
- Buse, R.C. and L.E. Salathe (1978) "Adult Equivalent Scales: An Alternative Approach," *American Journal of Agricultural Economics*, 60, 460-468.
- 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 & Economic Statistics*, 17(4), 430-443.
- Fu, Wenjiang J. (2008) "A Smoothing Cohort Model in Age-Period-Cohort Analysis with Applications to Homicide Arrest Rates and Lung Cancer Mortality Rates," *Sociological Methods & Research* 36, 327-361.
- Hall, B.H., J. Mairesse, and L. Turner (2005) *Identifying Age, Cohort and Period Effects in Scientific Research Productivity: Discussion and Illustration Using Simulated and Actual Data on*

- French Physicists*, NBER Working Paper 11739, Cambridge, MA.
- Hendrickson, M. Lewis, H. Mori, and Wm. D. Gorman (2001) "Estimating Japanese At-Home Food Consumption by Age Groups while Controlling for Income Effects," Mori eds. *Cohort Analysis of Japanese Food Consumption—New and Old Generations*, Tokyo, Senshu University Press.
- Huber, P.J. (1981) *Robust Statistics*, New York, John Wiley & Sons.
- Lin, B-W, J.N. Variyam, J. Allshouse, and J. Cromartie (2003) *Food and Agricultural Commodity Consumption in the United States: Looking Ahead to 2020*, USDA/ERS, Agricultural Economic Report No.820.
- Mason, W.M. and S.E. Fienberg, eds. (1985) *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*, New York, Springer-Verlag.
- Mori, Hiroshi, eds. (2001) *Cohort Analysis of Japanese Food Consumption—New and Old Generations*, Tokyo, Senshu University Press.
- 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), 175-185.
- Mori, Hiroshi and Wm. D. Gorman (2001) "A Cohort Analysis of Japanese Food Consumption," Mori eds. *Cohort Analysis*, op. cit., 229-272.
- Mori, H., D.L. Clason, J. Dyck, and Wm. D. Gorman (2001) "Age in Food Demand Analysis—A Case Study of Japanese Household Data by Cohort Approach," *Cohort Analysis* op. cit., 311-345.
- Mori, H. and D.L. Clason (2004) "A Cohort Approach for Predicting Future Eating Habits: the Case of At-home Consumption of Fresh Fish and Meat in an Aging Japanese Society," *International Food and Agribusiness Management Review*, 7 (1), 22-41
- 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), 1-17.
- 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.L. Clason, K. Ishibashi, Wm. D. Gorman, and J. Dyck (2008) *Declining Orange Consumption in Japan: generational changes or Something Else?* ERS/USDA, Washington D.C. in Press.
- Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353-370.
- Price, David W. (1970) "Unit Equivalent Scales for Specific Food Commodities," *American Journal of Agricultural Economics*, 52, 224-233.
- Price, David W. (1988) *Estimating Food Use by Age, Sex and Household Size*, RB XB 1002, Pullman, WA: College of Agriculture and Home Economics Research Center, Washington State University, pp.46.
- Salathe, Larry (1979) "The Effects of Changes in Population Characteristics on U.S. Consumption of Selected Foods," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1036-45.
- Schrimper, R.A. (1979) "Demographic Changes and the Demand for Food: Discussion," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1058-60.
- Smallwood, D.M. and J.R. Blaylock (1984) *Household Expenditures for Fruits, Vegetables, and Potatoes*, USDA/ERS, TB-1690.
- Smith, L. Herbert (2004) "Response: Cohort Analysis Redux," *Sociological Methodology*, 2004, Vol.34, The American Sociological Association, 111-119.
- Stewart, Hayden and Noel Blisard (2007) "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.
- Tedford, J.R., O. Capps, Jr., and J. Havlicek (1986) "Adult Equivalent Scales Once More—A Developmental Approach," *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 322-33.
- 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 Methodol-*

ogy, Vol.34, The American Sociological Association, 75-119.

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.