

社会科学研究のためのコウホート分析

——考え方と手法——

森 宏・D. Clason

1 はじめに

筆者の一人（森）が学生のころ、年齢は20歳代前半、時代は終戦間もない1950年前後のこと、「20歳でマルクスにかぶれないのは頭が悪い証拠だ。しかし40歳過ぎても抜けきれないのはもっとおかしい」と聞かされたものである。彼は高校が理科で、文科の連中がやれ「カント」だ、「ヘーゲル」だと喧々諤々やっている間中、数学の宿題に追われていたから、『資本論』に手を伸ばす余裕など無かった（たしかに「頭が悪かった」のだろう）。寮の仲間で大学に入ってからいろいろ活動していた連中が、銀行や大企業に就職し、はじめは組合運動などに関係しても、やがて課長や支店長への道を歩み、役員になった人も多い。同窓会などで会っても、かつての「マルクス・ボーイ」の面影は何処かへ失せている。

人の思想は、加齢と共に変わる。彼らが社会に出て30歳から40歳になったころは、日本経済は「高度成長」の真只中で、「資本主義万々歳」であった。社会は以前ほどマルクスを必要としなくなっていた。「マルクス・ボーイ」を卒業したのは、そうした時代の影響もあったのであろう。しかしある大新聞社の社主もそうだと聞いているが、われわれ戦中・戦直後に成人した人間は、愚かしい戦争に対する肉体的拒否から自由になれない。齢70を超えても、戦中・

戦直後の思い出はどこかに残っていて、消え去ることはない。「戦争を知らない世代」の人たちとは、平和や食料自給の問題などについて、同じではない¹⁾。

世代間の差に関して、政治的システムに対する信頼は、1970年代から2000年にかけて傾向的に顕著に低下しているが、どの時点でも戦前派（1912-26年生まれ）のほうが戦中派（1927-44年生まれ）より10%ポイント近く、また戦中派は「団塊の世代」（1945-55年生まれ）より5%ポイント近く高いと、「世代間格差」が指摘されている（田中愛治，2002）。しかし同一時点における出生世代間の比較は年齢格差を含んでいるので、厳密な「世代間格差」とは言えない。

2 経済行動と年齢

自分自身のことを振り返ってみても、学校をでて社会人になった当座は、小旅行や結婚などのため貯金することはあっても一時的なもので、長期に残るものではない。やがて「マイホーム」を求めするためには、年収の数倍にあたる巨額の借金を抱えることになる。「社会勘定」でどのように扱われるか知らないが、個人的には貯蓄は大きなマイナスである。子供たちの教育のためには、さらに借金しなければならないこともある。やがて子供たちが成人し、「ホームローン」の返済が終わりに近づいて、月々の天引きに加えボーナス時のまとまった引き落とし

が少なくなると、給与も増えているので、生活にかなりの余裕が生じてくる。定年退職を10年なり15年先に控え、本腰で貯蓄に励むようになる。日本の場合退職時に月収の数十倍の一時金が入るので、その大半は貯蓄に回される。その後第二の職場を見付けられれば別だが、年金だけの生活はきついで、貯蓄を切り崩していくことになる。昨今のように預金金利がゼロに近いと、年金の不足分を利子収入に頼ることは難しい。

国や経済環境によって多少の違いがあるにせよ、個人の貯蓄は若いときはゼロかマイナス、次第に増えていき退職前の10-20年間にピークに達し、老後は年金収入を補うべく貯金の切り崩しが始まる、すなわち年齢・貯蓄曲線はX軸の下になる。これが人間一生の貯蓄行動を律するLCH (life-cycle-hypothesis) である (Modigliani, 1980)。

国民経済の平均貯蓄性向は所得の関数で、所得が大きくなるに従い高くなる (平均消費性向は低下する結果)。ケインズの命題である。他方個人の貯蓄様式が個人の年齢によって動くとなれば、社会の構成員の年齢構成が顕著に変わるときは、社会全体の貯蓄率が影響を受けるのは自明であろう。たとえば年齢的に貯蓄率の低い若い層が膨らむときは、国民所得が増大しても、貯蓄率はかえって低下すかもしれないし、年齢的に貯蓄率が高くなる40-50歳代の層が膨らむときは、社会全体の貯蓄率は上昇傾向を示すかもしれない。昨今の日本のように人口の高齢化が急速に進み、退職後の年金生活者の層が厚くなると、社会の貯蓄率は低下していかざるを得ない。戦後の米国における貯蓄率の動きを理解するうえで、単に国民所得の変化だけでなく、社会の年齢構成の変化や、さらに世代のビヘヴィヤーの変化などを考慮に入れることが必須と考えられたのは当然であろう (Summers

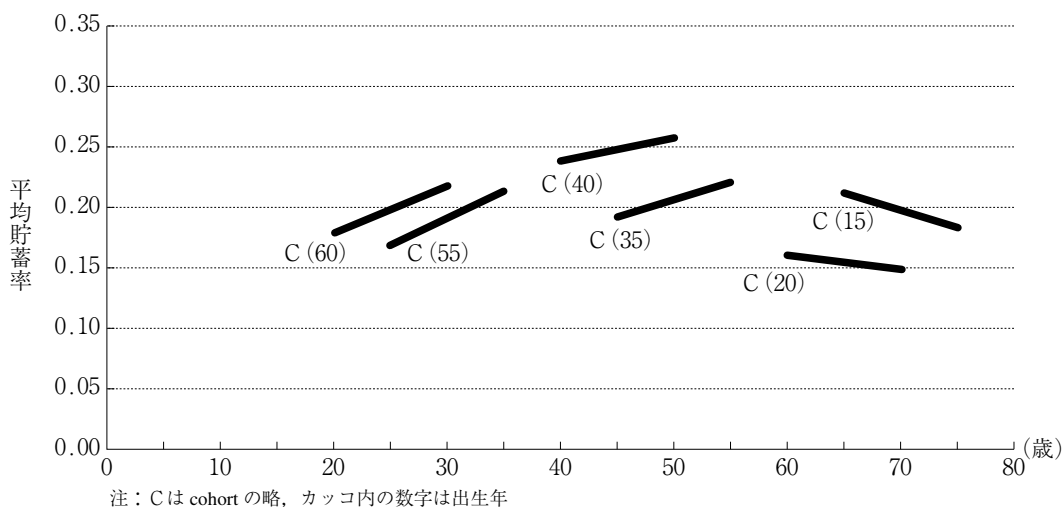
& Carroll, 1987; Bosworth, Burtless & Sabelhaus, 1991; Gokhale, Kotlikoff & Sabelhaus, 1996など)。

日本に比べ米国の貯蓄率が低いのは以前から良く知られている。それにしても米国の貯蓄率は近年低下の一途をたどってきた。この現象をLCHを踏まえ、社会の年齢構成の変化の面から捉えようとする分析は、必ずしも成功していない。何故か？

米国で、“depression cohorts” という言葉を耳にすることがある。「コウホート」とは、古代のローマの軍団 (legion の10分の1規模) から来た言葉で、生育の過程で同じような体験を共有しあった集団を意味する。“depression cohorts” は、成長期、おそらく学校を出て就職する前後の時期に「大不況」を経験した人々、具体的には1980年時点で、60から75歳くらいの階層 (30年代のディプレッションを15-25歳くらいのとき経験した人たち) を指している。彼らの多くは経済の先行きについて控えめで、「この景気がいつまで続くか分からない」と、「明日は明日で何とかなるさ」という行動パターンからは遠い。その点戦後に成人したグループは (“baby-boomer cohorts”), 就職についても収入に関しても、いつも予想以上に展開してきたので、先の見通しが明るく、「宵越しの金は持たない」傾向が強い。

Modigliani のライフサイクル仮説が理論的に一般性を持つとしても、生涯にわたる消費・貯蓄行動パターンは、戦前育ちと戦後育ち、さらにベイビーブームが終わった後に出生したコウホートとでは、同じでないかもしれない。Attanasio (1993; 1998) は米国の家計データ (CEX 調査) をもとに、家計の貯蓄行動はLCHの示唆する “hump” (背中のかぶ) 状のパターンをたどるが、年齢・貯蓄曲線はコウホートによって上下にシフトすることを明らかにした。上述

図1 出生コホート別の年齢・貯蓄率パターン



のように、1910年代・1920年代初めに生まれ、30年代の大不況を体験したコウホートは、その前およびその後に生まれ育ったコウホートに比べ、年齢・貯蓄曲線は上方に位置するのである。「この先何が起こるか分からないから、宵越しの金を持つ」傾向が強い。

Attanasio の分析は統計処理に関し精緻なものだが、簡略すると図1*に示されているとおりである（*後出 Deaton & Paxson による台湾のケースにも当てはまるように意識的に作図した）。縦軸に世帯の貯蓄率（貯蓄／所得）をとり、横軸に世帯主年齢を刻む。分析の対象期間

は1980年から1991年にいたる12年間である。1940年生まれは、1980年に40歳、1985年に45歳、1991年に51歳になっている。同じく、1935年生まれは、1980年に45歳、1985年に50歳、1991年56歳になっている。図の上に、次々にそれぞれの年齢に対応する貯蓄率をドットし、それらの曲線に順を追って出生年を表す（40）、（35）などを付ける（コウホートのサブスクリプトは原文と同じでない：表1参照）。戦前の1920年生まれは対象期間の初めの1980年には60歳で、1991年には71歳になっている。同様に1915年生まれは、それぞれ65歳と76歳で、これらの

表1 隣接するコウホート間の貯蓄率の比較

出生コウホート (出生年) (出生年)		重なり合う年齢(歳)	平均貯蓄率の平均値	中位貯蓄率の平均値
1955-59	1950-54	28-34	0.19-0.18	0.12-0.11
1950-54	1945-49	33-39	0.20-0.19	0.12-0.11
1945-49	1940-44	38-44	0.21-0.18	0.13-0.12
1940-44	1035-39	43-49	0.25-0.19	0.14-0.12
1935-39	1930-34	48-54	0.27-0.26	0.17-0.13
1930-34	1925-29	53-59	0.31-0.28	0.18-0.15
1925-29	1920-24	58-64	0.22-0.25	0.11-0.12
1920-24	1915-19	63-69	0.16-0.20	0.05-0.08
1915-19	1910-14	68-74	0.13-0.20	0.04-0.05

出所：Attanasio, 1998, p.589；p.591

コウホートについては20歳代から50歳代にかけての年齢・貯蓄曲線は描けない。他方、最初に挙げた1935年や1940年生まれのコウホートについては、60歳代以降の曲線は描けない。かようにどのコウホートについても欠損データが生じ全領域をカバーしえないが、出生コウホートごとに部分的にせよ年齢・貯蓄率曲線を引くことができる。これらの曲線を重ね合わせると、年齢と貯蓄率の関係が浮かび上がってくる。LCHから演繹されるこぶ状の曲線になる(図1)。

さてそれぞれ出生コウホートを表す曲線(40)と曲線(35)は、右上がりの*似たような形をしているが(*1910-20年代生まれの高齢コウホートは右下がり)、縦方向に落差が観察される。X軸に沿ってどの年齢をとっても、曲線(40)のほうが曲線(35)より上のほうに位置している。すなわち同一年齢で、出生コウホート(40)のほうが出生コウホート(35)に比べ収入のより高い割合を貯蓄に回している。曲線によって年々のブレがあるが、これは統計的なスムージングで滑らかにしてある。その上で、重なり合う2本の曲線の落差は、それぞれが代表するコウホートの貯蓄ビヘヴィアの差を表しているとみなし、出生コウホート*によって表1に示されるような貯蓄率の違いがあると結論する(*原著では出生年を5年ごとにくくっている)。

ちょうど同じ時期に、Deaton & Paxson (1994)は、台湾における人口の高齢化のもとにおける貯蓄率の変化を分析した。対象期間は1976年から1990年で、世帯の貯蓄と消費支出を、出生コウホート別に年次を追って、すなわち加齢に従ってドットする。それらの年齢・消費/貯蓄曲線を同一年齢階級の縦線で切って有意の差が見いだされれば、それはコウホートによる世代効果の差であるとみなすのは、上述 Attana-

sio と類似している。Deaton & Paxson はその後、世帯で貯蓄行動をするのは世帯主だけでなく同居する親あるいは(所得を稼得している)子供たちも含まれることから、世帯データを世帯員個人に分割して、貯蓄行動と年齢・世代の関係をより現実的に分析した(2000)。

個人の貯蓄を、Modigliani の(狭義の)年齢に加え、世代の視点からも計量的に捉えようとした Attanasio と Deaton & Paxson の貢献は大きい。ただ注意深い読者はすでに気付かれているかもしれないが、彼らの接近には“時間”が欠落している。たとえば図1の説明で、年齢45歳において曲線コウホート(40)は曲線コウホート(35)より上に位置している。すなわち1940年出生コウホートのほうが1935年出生コウホートより(年齢要因をコントロールした)貯蓄率は何ほどか高い。しかし40年コウホートが45歳になったのは1985年で、他方35年コウホートが45歳だったのは1980年で、同一時点ではない。1980年から1985年にかけて経済は順調に成長し、個人の所得水準は40歳代の人を含め上がっていた。40年出生コウホートが35年出生コウホートに比べより高率の貯蓄をしたのには、経済成長の要因も作用していたに違いない。Attanasio のようにモデルを構築する段階で、先験的に「トレンド効果」は無かったと仮定するのは(1998, p.581)必ずしも現実的でないと思われる。この問題は、対象期間中米国に比べはるかに高い経済成長を遂げた台湾のケースではより深刻であろう。Deaton & Paxson がシカゴ大学の『高齢化をめぐるシンポジウム』で報告した際、コメントに立った J.Skinner は、L.Summers の有名な言葉「上げ潮はすべての小船、少なくともすべての年齢の小船を押し上げる」を引用した。

Attanasio にしろ、Deaton & Paxson にしろ、不注意で“時間”を見落としたわけではない。

従来の経済分析はすでに述べたように、個人の経済行動をもっぱら時間の観点、すなわち時々の所得（株や土地の値上がりによるキャピタル・ゲインを含む²⁾や価格の関数として捉えてきた。Modigliani は年齢視点を、さらに Attanasio や Deaton & Paxson は世代の観点を加えた。しかし時間が抜けた。ある時点、たとえば2000年に70歳であった筆者の1人は、1930年に生まれている。年次と年齢と出生コウホートの間には、線形の従属関係が存在し（Attanasio, 1998, p.10）、任意の2変数を選べば、3番目の変数は自動的に決まっている。2005年に、1980年出生コウホートを指定すれば、年齢に関して25歳以外は選ばれようが無い。3つの変数がそれぞれに独立ではないのである。年齢・世代（出生コウホート）・時代の3要素で説明しているつもりでも、実は2つの変数で説明しているのとは本質的には変わらないとされている（Hall, Mairesse & Turner, 2005, pp.4-6）。コウホート分析における「識別問題」で、節を改めて解説し、現実的な対処の仕方を模索したい。

3 コウホート分析の考え方

——架空の具体例を使って

表2はある食品の消費がマクロの1人当り総平均ではなく、個人の年齢階級別に、1980年から2005年の期間にどう変化したかを示している

（架空例）。誰の目にも明白なのは、この期間どの年次をとっても、この食品は中高年になるほど多く食べているが、その傾向は最近年になるほど顕著である。表の数字を縦方向に読むと、年次によりまた一部の年齢階級によって例外はあるが、1980年から2005年にかけて傾向的には個人消費は顕著に減少している。20歳代から30歳代前半はほぼ半減しているが、50歳代は1割弱の減少にとどまっている。「若い人はこの食品（現実には鮮魚や生の果物類に近い）を近年あまり食べなくなったが、年寄りには以前同様食べている」は、正当な記述であろう。

しかし2005年の中・高年は、以前から中・高年だったわけではない。2005年の45-49歳は1980年には20-24歳、2005年の初老50-54歳は25年前には当然のことながら25-29歳の「若者」だったのである。45-49歳階級を縦に眺めると、消費は1980年の17.5から2005年の13.9にかなり減っているが、2005年のこのグループは1980年には20歳代前半で当時の消費は10をおそらく下回っていたと推測される（1980年の行を左方に延ばす；同時に1985年の25-29歳を斜め左上に延ばす）。彼らは2005年になって急に食べなくなったのではなく、25年前からこの食品をあまり食べておらず、その後40歳代へ加齢したにも拘らず、1980年当時の40歳代の人水準までには消費を増やさなかった。消費を減らしたと読むのではなく、スタートラインが低かったから、

表2 ある食品（架空）の個人年齢階級別消費量、1980-2005年

年次／年齢	(kg／人・年)						
	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59(歳)
1980	10.9	12.6	14.8	15.8	17.5	19.6	20.3
1985	8.8	11.5	14.2	17.2	18.7	19.7	20.7
1990	7.3	10.1	12.7	15.8	18.4	19.3	19.4
1995	7.2	8.8	10.9	14.4	19.3	20.9	21.1
2000	6.3	7.6	9.6	13.1	15.3	19.2	21.0
2005	5.9	7.1	8.7	10.6	13.9	17.6	19.4

加齢のプラスの効果にも拘らず以前の中年水準にまでは達しなかったと見るのである。

どうせ架空例だからと想像をたくましくすれば、2005年の30歳代は突然7-8kgに落ちたのではなく、1980年時点で5-14歳の児童だったころからこの食品にはなじんでいなかったのかもしれない。「人の舌は3歳で決まる」などといわれるが、3歳は早すぎるとしても、小学校の高学年ころに形成された嗜好・習慣は、その後の加齢によって形を変えたとしても、食消費を司るベースとして中・高年まで持ち越されることは十分ありうるだろう。表2に即して言えば、この食品の消費を分析する場合、横の年齢軸と縦の経年軸だけでなく、対角線上に眺めることも必要であると思われる。

たとえば、1995年に年齢階級（以下略）45-49歳は1人当たり平均（以下略）19.3kg（以下略）消費した。この階級は1946-1950年に出生している。彼らが10歳前後、1950年代後半の時点でこの食品に対する嗜好・態度がほぼ固まるとして、とりあえずその性向を量的に C (1946-1950) と表すことが出来るとする。表2から明らかのように、この食品の消費には個人の年齢が大きくかかわっている。ここでは45-49歳特有の値である。これを A (45-49) とおく。さらにこの食品の消費は経年的に変化し、たとえば2000年から2005年にかけてはどの年齢階級も減少している。年次による変化も無視できない。（出生年と年齢とは別個の）1995年特有の値を、 T (1995) とおく。とすると上の45-49歳の1人当たり消費は： $19.3 = B + C$ (1946-1950) + A (45-49) + T (1995) + E ……（1）（ただし B は定数項； E は誤差項）となる。統計的な課題としては、表2のデータから、これらの出生コウホート・年齢・年次にかかる特有の効果を計算することである。年齢効果は、25-29から55-59歳まで7個、年次効果は1980

から2005年まで6個、出生コウホートが一番古いのは1980年に55-59歳だった1921-1925年生まれから、2005年に25-29歳だった1976-1980年生まれまで12個になるが、コウホートについては最も古い2個と最も新しい2個は現れる頻度が少ないから、まともな推計の対象にはならないと観念すべきだろう。ここでは便宜的にそれぞれ隣接のコウホートの値と同じ程度と仮定しよう。とすると計測すべきコウホート効果は8個に減り、未知数は計21個になる（データは $6 \times 7 = 42$ 個）。

データが42個で、推計すべきパラメータの数が21個だから、自由度は十分確保され推計可能であるように思われる。しかしすでに述べたように、表2に含まれる個人年齢階級別消費を説明する3つの変数、年齢 (A)・年次 (T)・出生コウホート (C) の間には線形の従属関係がある ($C + A = T$)。繰り返しになるが、コウホートをあらわす出生年次に特定年齢を足すと、対象年次は一義的に決まる。ある年次を選び、出生年次を指定すると、個人の年齢は特定の1階級に限定される。3個の変数はそれぞれ独立していないのである。

これは古くから計量経済学の研究者を悩ませてきた「多重共線性」の問題そのものであると見る人もいる (Ramirez, 2004)。佐和によると、「結局、多重共線の問題は、〈共線関係にある変数の一部を除去する〉ことにより処理されている、というのが実情とってさしつかえなからう」(1995, p.164)。表2の処理では、年次効果は無視して、年齢と出生コウホート効果の2変数で説明するのが現実的で、いかにも簡単な方法であるように思われる。事実、Attanasio や Deaton & Paxson はこの問題を十分意識して、貯蓄率のコウホート分析において、時代効果を除去したのであろう。

「混交」している (中村, 1982, p.77) 3つ

の因子を未調整のままでは、解は求められないが、厳密には識別できない解しか生まれてこないだろう。しかし、明らかに影響のある因子を除去して計測すれば、省かれた効果の少なくとも一部が残された2因子のいずれか1つ、ないし2つにかぶさるから、それらの効果が過大ないし過小に推計されることになる。上にあげた Deaton & Paxson による台湾の貯蓄率のケースでは、高度成長の「上げ潮」が出生コウホート効果の格差を過大に、部分的には過小に評価することになっているはずである。確かな外部情報に基づき、3因子のうち特定因子の作用はほとんど無いと判断し得ない限り、計測の便宜上3因子のいずれかを任意に除去することは望ましくない (Hall, Mairesse, & Turner, 2005)。

表2程度の簡単な数値例では、はじめに年齢・年次・出生コウホートの3効果の存在を確認し、上記(1)式を一般化して、すなわち：

$$X_{it} = B + C_k + A_i + P_t + E_{it} \dots \dots (2)$$

X_{it} = 年齢階級 i の年次 t 年における平均消費量

B = 総平均効果

C_k = 出生コウホート k に帰属する特有の効果

A_i = 年齢階級 i に帰属する特有の効果

P_t = 年次 t 年に帰属する特有の効果

E_{it} = 誤差項

できる限り(2)式を満足させるように、 C_k , A_i , P_t , B を「目の子算」式に求めることは難しいことではないし、不注意に出生コウホート効果、ないし年次効果、あるいは両者を無視して個人の年齢別消費を決定するよりはるかに望ましい。計量経済学をやらないが、優れた食生活・食流通の歴史的な分析家である秋谷(秋谷・吉田, 1988)は、『家計調査』の世帯主年齢階

級別データを元に、1979年以降の魚を材料に、注意深く「世代効果」の存在を明らかにしている(秋谷, 2006)。

4 本格的なコウホート分析

——中村のベイズ型モデルを中心に

a. 基本モデル

人間の政治的信条や経済行動は、置かれているその時々時代の環境、たとえば好景気である、バブルがはじめて株価や不動産価格が急落した云々；個々の事象では価格が高騰した、食肉のO-157が発生したなどの時代要因に左右される。従来の経済分析はもっぱらこの面で理論的完成度を高め、計量経済学的に応用面でも力を発揮してきた。心情や行動が人の年齢によって変移するのは今に始まったわけではないが、社会の年齢構成が安定しているときは、そのことを陽表的にモデル化する必要は少なかった。しかし先進国の多くでは、「少子・高齢化」が急速に進んでいる。他方日本や台湾・韓国のように戦後間もない時期から急速な経済・社会発展を遂げた国においては、個人の思想・心情のみならず、労働就業や消費・貯蓄の仕方に、明白な世代間の段差が意識されるようになっていく。仮に人口動態が比較的安定しているところでも、新・旧の世代交代は社会総体の動きに大きな変化をもたらすことになるだろう。

このような構成員の年齢と世代要因を社会分析に取り入れるために、従来の所得や価格を説明変数とする時系列分析に、そのときどきの高齢者のウエイトや特定世代の存在を指標化してモデルに組み込む研究が現れ、ある程度の成功を収めている (Pollak & Wales, 1981; Fair & Dominguez, 1991; Denton, Mountain & Spencer, 1999; 立花・上路, 2004)。しかしこれらの分析は、社会構成員に占める年齢や世代を表す代

理変数を加えると計測結果に顕著な改善が見られるというもの、幾つか考えられる代表的な世代（たとえば「1960年代における“baby boom”から“baby bust”への移行」、Denton et al., 1999, p.430）がそれぞれどれほどの落差をもたらしているのかを明示的に定量することには成功していない。また理論的に当然予想されることだが、時系列分析における年齢、出生世代と年次間の多重共線関係がいかように処理されたかも明らかでない³⁾。

もし時系列的に、構成員個人の行動、消費、貯蓄や選挙などに関する年齢別データが得られるならば、先に考え方の大筋を紹介したコウホート分析を適用して、社会の経済・政治環境を表す時間の因子に加え、構成員個々の年齢効果と世代効果がそれぞれ何ほどのインパクトを及ぼしてきたかを決定することが可能になると期待される。

コウホート分析の基本モデルは、古典的なGlen (1977) や Rodgers (1982) から最近の Yang, Fu & Land (2004) や Hall, Mairesse & Turner (2005) に至るまで、前節で示した加法的なA/P/Cモデル、(2)式が採用されている。共通する推計上の問題として意識され、何らかの“工夫”（理論的な解決策は無いとされている、Mason & Fienberg, 1985）が施されてきたのは、3つの因子：出生世代・年齢・時代の間の1次の従属関係から生ずる「識別問題」である。Rodgersは、何らかの外部情報をもとに、たとえば隣接しあう幾つかのコウホートの効果は同じと置く、年齢効果の最後の階級はゼロとするなどの仮定を設けるなどの対応策を提案する（後述）。

われわれのこれまでの実測経験からも、たとえば魚消費における世代効果には、若い人たちと高齢者、厳密には高度成長期以降育ちの新しいコウホートと、戦前・戦中生まれで肉の少な

い時代に育った古いコウホートの間には歴然たる段差が見られるが、1935-39年生まれと1940-44年生まれの間に、あるいは1965-69年生まれと1970-74年生まれの間に意味のある格差があるように見えないし、あるべきとも考えられない⁴⁾。とすると年齢階級を5歳刻みに取ったとき、1930-34年、1935-39年、あるいは／および1940-44年生まれは一緒、さらに1965-69年、1970-74年、ないし1975-79年生まれは同じと括れば、年齢・出生コウホート・年次間にある線形の完全な従属関係を断ち切ることができる。あるいは／さらに、若い人と中年および高齢者の間に肉や米の消費に関し歴然とした格差が観察されるとしても、20歳代前半と20歳代後半の間に、あるいは40歳代後半、50歳代前半と50歳代後半の間に意味のある差はないと考えることも許されるだろう。たとえば『国民栄養調査』の年齢階級別食品群摂取量に関するデータは、未成年は1-6歳、7-14歳、15-19歳だが、成人は20-29歳、30-39歳、……のように10歳刻みである。また『家計調査年報』の世帯主年齢階級別データも、2000年版から、29歳未満、30-39歳、40-49歳のように10歳刻みになっている。調査設計段階において、既存の個票データなどの精査を踏まえ、それぞれ10歳以内の差は無視しうると判断した結果であろう。常識的にも抵抗は少ない。

自ら実際に計算して確かめたわけではないが、上のような制約条件は、3つの因子のうち、年齢、年次あるいは出生コウホートのいずれを、またはいかなる組み合わせを選ぶかにより、またどの部分（たとえば年齢の最高層か中年部分か）に等値関係をおくかによって、計測される3効果の評価は違ってくるだろう（Yang, Fu & Land, 2004, p.81）。どれほど強い「外部情報」が得られるにせよ、「先験的条件の恣意性」（中村, 1982, p.81）は免かれない。

中村はそのような恣意性を避けるべく、3因子のそれぞれすべての領域に「パラメータの漸進的变化」、すなわち年齢効果、時代効果とコウホート効果の隣り合う変化が小さいという条件を、重み（ハイパーパラメータ）つきで導入し、ハイパーパラメータの決定も恣意的ではなく ABIC の大きさにゆだねる（中村, 1982; Nakamura, 1986）。「選択の恣意性」を避けようとした Yang, Fu & Land, “Intrinsic Estimator” (2004) と考え方の点で類似しているが、「ランク落ち」⁵⁾を避けるため、3効果すべてについて「パラメーターの漸進的变化」という感覚的に無理のない「先験的条件」を、(ABIC の最小化に決定をゆだねる) 重み付きで導入し、より柔軟になっている点は評価されるべきであろう。

中村の推計法を数式で示すと以下の通りである。計算の便宜上、通常のゼロサムの制約、(5) 式を設けている。

$$\sum [X_{it} - (B + A_i + P_t + C_k)]^2 \rightarrow \min! \dots \dots (3)$$

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum (A_i - A_{i+1})^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum (P_t - P_{t+1})^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum (C_k - C_{k+1})^2 \rightarrow \min! \dots \dots (4)$$

$$\sum i A_i = \sum t P_t = \sum k C_k = 0 \dots \dots (5)$$

中村のコウホート分析モデルは、統計数理研究所が20歳以上80歳未満の有権者について、1953年以降5年おきに実施してきた『日本人の国民性調査』の結果の解析に用いられてきた(統数研, 2004)。データは年齢5歳刻みで、5年おきに得られる代表的な「標準コウホート表」で、コウホート分析には最適である。しかし中村が松田(1993)と家計の米消費のコウホート分析に用いたデータは、『家計調査年報』に記載されている世帯主年齢階級別データそのままである。岡本(2003)が中村モデルを用いて家計のワイン消費のコウホート分析に用

いたデータも、同じく世帯主の年齢階級別データである。それぞれ1人当たりで換算しているが、コウホート分析に用いるのには問題がある。世帯員全員が世帯主と同年齢階級に属するわけではない。たとえば1980年に世帯主30歳代の4人家族がワインを8本消費し、2000年に50歳代の4人家族が12本消費したとしよう。それぞれ世帯員数4で割って、このコウホートは1980年から2000年にかけてワインの消費を2.0本から3.0本に増やしたと見るのには問題がある。1980年には世帯員4人のうち2人は幼児であったが、2000年における世帯主夫婦以外の2人は20歳代の若者で、彼らがこの世帯で消費した12本の半分を飲んでいるのかもしれない。とすると、このコウホートは実際には $8/2 = 4$ から、 $12/4 = 3$ に消費を減らしたと見るべきだろう。米の場合でも、世帯主夫婦以外の同居する子供が幼児から、ティーンエイジャー、「パラサイト・シングル」に成長するにつれ、個人消費は大きく変化するから、世帯員数による単なる割り算で得られたデータは、コウホート分析にはなじまない。

われわれはこれまで、『国民性調査』のような直接的な調査結果ではないが、『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別データから、世帯員構成を陽表的に考慮に入れた Mori & Inaba model (1997); Tanaka, Mori & Inaba model (2004) を用いて、幼児から同居する高齢者を含む世帯員個人の年齢階級別データを間接的に算出し、このデータを用いてコウホート分析を行ってきた。世帯データから個人データを導出する手法と得られた分析結果については、すでに学会誌や本『年報』などに発表してきたので、ここでは割愛する(Mori & Inaba, 1997; Tanaka, Mori, and Inaba, 2004; 田中・森・稲葉・石橋, 2004; 森・田中・稲葉, 2004など)。

本稿では世帯主年齢階級別消費が数量的に得

られる1979年から2005年の期間について、鮮魚の家計内消費を例にコウホート分析を実行し、社会科学分析におけるコウホート分析の意義と、分析をより有用にするための方策などを検討する。魚は食肉との対比で年齢による違い（一般に歳を取ると魚が好くなる）と、新・旧世代による違い（新しい世代はハンバーガー；古い世代はさしみ）が判然としており、その理由も中年以上の日本人には想像しやすいので、結果の吟味に多くの読者が参画することができるだろう。

b. 計測結果

表3は、改良 Tanaka, Mori & Inaba モデルを使って推計した個人の年齢階級別の鮮魚の家計内消費の動きを示している。鮮魚についてはこれまで幾度か推計を試みてきたが、今回は『家計調査』において集計世帯数が極端に少ないため年々のブレが大きい⁶⁾ 25歳未満層を25-29歳階級と合わせて29歳未満層として扱った。20-24歳の推計値が安定しただけでなく、先験的な「漸進的変化」（隣り合う年齢間の差は小さい）の条件に大きく左右されて決まる15-19歳、10-14歳、……の推計値が安定し、さらに

表3 個人の年齢階級別鮮魚消費，1979-2005年

	(kg/人・年)															
	0-4	5-9	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-(歳)
1979	7.17	8.68	9.78	10.23	10.78	11.27	12.82	14.15	14.85	16.16	19.80	20.21	20.64	19.85	17.75	15.40
1980	6.34	7.89	9.15	9.76	10.36	10.93	12.99	15.39	16.31	18.15	19.55	20.43	20.23	19.02	16.84	14.58
1981	5.95	7.48	8.78	9.37	9.96	10.51	12.26	14.45	15.64	17.09	19.35	20.11	20.23	18.95	16.75	14.49
1982	4.79	6.25	7.52	8.04	8.65	9.27	12.10	14.65	16.09	17.21	19.52	20.31	19.44	19.19	17.40	15.18
1983	5.10	6.63	8.04	8.60	9.19	9.77	11.74	14.65	16.29	17.47	20.17	20.82	20.26	19.44	17.40	15.13
1984	4.23	5.83	7.41	8.11	8.39	9.04	12.88	15.00	16.92	18.67	19.63	21.01	21.40	20.41	18.20	15.78
1985	4.36	5.60	6.87	7.48	8.00	8.65	11.39	13.98	17.50	18.50	19.48	20.45	20.71	20.45	18.51	16.11
1986	3.90	5.48	7.05	8.00	8.70	9.19	11.26	13.85	16.73	18.46	20.16	20.71	19.43	18.95	17.13	14.96
1987	3.25	4.74	6.32	7.23	7.47	7.90	10.98	13.59	16.99	18.69	19.17	19.71	19.80	18.85	16.81	14.56
1988	2.83	4.29	5.80	6.65	7.00	7.51	11.28	13.43	17.17	18.55	19.25	19.79	19.45	18.77	16.86	14.64
1989	3.32	4.58	6.01	6.96	7.37	7.78	9.80	12.33	15.72	18.83	19.42	19.56	19.84	19.31	17.41	15.12
1990	2.38	3.71	5.24	6.30	6.70	7.14	9.87	12.69	16.03	18.15	18.94	19.15	19.43	18.74	16.85	14.63
1991	2.07	3.36	4.80	5.88	6.46	7.00	10.34	13.06	15.62	18.61	19.69	19.74	19.40	19.41	17.74	15.52
1992	2.73	3.83	5.19	6.30	7.20	7.89	9.00	12.59	15.81	19.22	20.40	20.98	21.00	20.72	18.79	16.37
1993	2.35	3.43	4.73	5.77	6.53	7.15	9.02	12.47	16.14	19.98	20.96	21.23	21.01	21.28	19.52	17.10
1994	2.21	3.31	4.63	5.81	6.75	7.34	9.48	11.19	15.25	19.32	20.86	20.64	20.13	19.82	18.00	15.74
1995	1.81	2.91	4.36	5.72	6.83	7.47	8.76	10.93	14.03	19.65	21.12	21.26	20.25	19.79	17.93	15.67
1996	0.96	1.95	3.32	4.68	5.93	6.86	8.41	10.75	14.48	18.26	20.41	21.37	20.77	20.05	18.03	15.72
1997	0.79	1.80	3.18	4.52	5.80	6.82	8.38	10.90	14.53	17.66	20.42	21.54	21.60	20.42	18.15	15.74
1998	1.04	1.99	3.22	4.42	5.57	6.58	8.38	10.54	13.81	17.60	19.96	21.19	20.84	20.07	18.01	15.68
1999	1.15	1.99	3.11	4.21	5.32	6.37	8.09	10.00	13.07	16.56	18.95	20.54	20.67	20.40	18.51	16.18
2000	0.78	1.70	2.85	3.85	5.03	6.11	7.41	9.61	13.64	15.23	20.00	21.62	20.97	20.58	18.59	16.23
2001	1.08	1.88	3.06	4.20	5.42	6.44	7.19	9.00	12.68	14.46	18.92	20.38	20.24	19.93	18.04	15.75
2002	1.40	2.21	3.34	4.43	5.50	6.51	8.02	9.84	12.17	15.22	18.54	20.05	21.03	21.45	19.55	17.09
2003	0.88	1.51	2.59	3.80	5.07	6.20	7.40	8.99	11.24	14.47	18.34	19.92	20.93	21.24	19.19	16.71
2004	1.24	1.86	2.75	3.74	4.82	5.86	7.26	8.81	10.58	13.80	18.13	19.44	20.28	20.73	19.02	16.67
2005	0.77	1.40	2.44	3.58	4.75	5.85	7.12	8.74	10.84	13.89	17.26	18.94	20.12	20.46	18.44	16.03

出所：森が Tanaka, Mori & Inaba model を使い、『家計調査年報』の世帯主年齢階級別データから推計

それらの未成年を多くかかえる世帯の親，特に30歳代および40歳代の推計値も安定した。また制約条件として加えた「漸進的変化の条件式」（隣接する年齢階級間の差は小さい）のうち標準残差が2.0より大きい場合*はもっぱらウエイトの調整で処理していたが，今回は1.0対1.0の等値の関係を，たとえば1.05対1.0のように動かして対処した（*Tanaka et al.を参照のこと）。

表3を見て直ちに気付くのは，鮮魚の消費はどの年次も，50歳-60歳にかけて多くなる（70歳を過ぎると通減する）。縦方向に1979年から2005年にかけて，30歳未満層の鮮魚消費は半分以下に激減した。20歳未満の未成年層の減少は特に著しい。30歳から50歳代前半にかけて20-30%近く減少しているが，55歳以上層は以前の高い水準を維持したままである。1例だけ挙げると，2000年代に入って40歳代後半は1980年代初めの17.0から14.0に減っているが，この階級は1980年代初めに20歳代前半で，当時の消費量は10.0前後に過ぎなかった。このコウホートは，加齢と時代の推移により，10.0から14.0に増えたと読むことができる。繰り返し述べてきたが，コウホート表は横（年齢）・縦（年次）だけでなく，対角線（出生コウホート）に沿って読む必要がある。その作業をコンピュータの中で反復的に行うのが中村のベイズ型モデルである。

表3は0-4歳，5-9歳，……，75歳以上まで全年齢階級を5歳刻みでカバーしている。魚の消費について，果たして幾歳のころ，生涯とは言わないまでもその後相当期間持ち越される食嗜好・習慣が形成されるのであろうか。親と一緒に生活している間は親に合わせて魚を食べるが，独立するとほとんど肉ばかりになるというケースもあるだろうし，親と一緒に生活する間に魚を食べる習慣が付いてしまうという場合も考えられる。親と一緒に生活していても，食事は別々，あるいは副食は別々というケース

はよく耳にする。「食」の専門家でない筆者らにはよく分らないが，推計データの信頼性⁷⁾もあって，本稿では世代効果は10歳代の後半ころに形成されると想定し，コウホート分析でカバーされる領域を15-19歳から75歳以上の13階級とする⁸⁾。制約条件「パラメータの漸進的変化」に課するハイパーパラメータの値は（前出（4）式）， 2^{-5} から 2^5 の範囲で与え，逐次計算でABICが最小になるようにして（3）式の最小二乗解を求める。本稿でもすでに述べたし，すでに他の論稿で述べてきたように（森，2001，302ページ；朝野，2001，358-59ページなど），逐次計算でABICが最小になるハイパーパラメータの組み合わせが唯一無二の「最適解」を与えるとは限らない。算出された年齢・世代効果を使ってシミュレーションすると，遠くない将来において日本人の若い年齢層は米の消費がゼロないしマイナスになるなど明らかに不都合な結果になることが生じた。その場合には，ハイパーパラメータの値を，微調整しなければならない。

本稿においても，ABIC最小化で選ばれたハイパーパラメータの組み合わせを，多少「微調整」して（ここでは世代効果にかかるハイパーパラメータを16から12にした，すなわち世代効果に対するペナルティーをやや重くした），得られた結果が表4に示されている。さらに意図的に世代効果に対して年齢効果の効きを良くするため，年齢効果に対するハイパーパラメータをやや大ききした（32から64へ）。その結果が表5に示される。元になったデータ（表3）を見ただけで，加齢効果はプラス，新・旧世代交代の効果はマイナスに働くことが想像されたが，表4も表5もその予想を裏付けている。相対的に年齢効果の効きを強めに見ると，高齢化が進む今後の日本では，消費の予測はやや楽観的に（消費減は小さく），逆に世代効果の効きを強

表4 1980-2004年の鮮魚の家庭内消費を年齢・年次・世代効果に分離する（世代効果を年齢効果に比べ相対的にやや重く見た場合）

総平均効果=13.73kg

(kg/人・年)

年齢効果： A_i		年次効果： P_t		世代効果： C_k	
年齢階級（歳）		暦年		出生期間	
15-19	-3.21	1980	0.10	~1905	1.31
20-24	-3.48	1981	-0.25	1906-1910	1.77
25-29	-3.93	1982	-0.35	1911-1915	2.06
30-34	-3.16	1983	0.01	1916-1920	2.40
35-39	-2.14	1984	0.42	1921-1925	2.69
40-44	-0.43	1985	0.16	1926-1930	3.00
45-49	1.33	1986	-0.04	1931-1935	3.00
50-54	2.87	1987	-0.40	1936-1940	3.31
55-59	3.57	1988	-0.42	1941-1945	3.78
60-64	3.65	1989	-0.41	1946-1950	2.96
65-69	3.45	1990	-0.69	1951-1955	1.03
70-74	1.75	1991	-0.29	1956-1960	-0.58
75-	-0.26	1992	0.42	1961-1965	-1.98
		1993	0.68	1966-1970	-2.88
		1994	0.18	1971-1975	-3.69
		1995	0.22	1976-1980	-5.06
		1996	0.07	1981-1985	-6.27
		1997	0.26	1986-1990	-6.88
		1998	0.10		
		1999	-0.05		
		2000	0.08		
		2001	-0.25		
		2002	0.41		
		2003	0.11		
		2004	-0.08		
		1979・2005	省略		
$\sigma_A^2=32$		$\sigma_P^2=8$		$\sigma_C^2=12$	

めに見ると、消費予測は悲観的に（消費減は大きく）なる。統計学的にはその中間のどこかに唯一の真理があると結論されるのかもしれないが、われわれは「甘く見れば（高齢化のプラス効果により大きく期待すれば）こう；辛く見れば（世代交代のマイナス効果をより強く仮定すると）こう」といった幅のある結論を出すほうが、世俗的にはより有用ではなかろうかと愚考する。

5 コウホート分析の結果を使って将来時点の消費をシミュレートする

前節で1980年から2004年の期間*にわたる個人の年齢別鮮魚消費を、(狭義の)年齢・出生世代・年次の3効果に分離した(*1979年は第2次オイルショックによる「異常年」のため、また2005年は計算プログラムの関係でそれぞれ計算から除去)。推定された定数項の総平均効果と各年齢効果、年次効果と世代効果を合成すると、ある年次における特定年齢階級（出生コウホートは自動的に決まる）の消費がブレディ

クトされる。たとえば1990年における40歳代前半の予測値は表4から：総平均効果13.73+40-44歳の年齢効果-0.43+1990年の時代効果-0.69+1946-1950年出生コホートの世代効果2.96=15.57で、コホート計算の元になった表2の元数値、16.03との差は、2.87%である。全期間のすべての年齢階級についての予測誤差は、表6に同じく%表示で示しておいた。すべての効果は加法方式で決定されているため、元の絶対値が小さな最近年の若年齢階級の誤差(%)は大きくなっている。この点に関しては、付録のlog変換で論ずることとする。

将来時点、たとえば2015年における上と同じ

40歳代前半の個人の消費を予測するには、まず同年におけるこの年齢階級は1971-1975年に出生しており、その世代効果は-3.69である。総平均効果13.73+40-44歳の年齢効果-0.43+世代効果-3.69=9.61になる。2015年の年次効果は不明だが、ここ数年(年齢要因を補正した)ネットの時代効果はかなり安定しているから、2001-2004年の平均が維持されると大胆に仮定して、0.048とおくと、9.61+0.048=9.66となる。この要領で他の年齢階級の枘を埋めていくことになる。ただ問題になるのは、2015年の15-19歳は1996年-2000年出生で、表4および表5の分析期間の最終年2004年には計測の対象年齢

表5 1980-2005年の鮮魚の家庭内消費を年齢・年次・世代効果に分離する(世代効果より年齢効果を相対的にやや重く見た場合)

総平均効果=13.75kg

(kg/人・年)

年齢効果： A_i		年次効果： P_t		世代効果： C_k	
年齢階級(歳)		暦年		出生期間	
15-19	-4.22	1980	0.50	~1905	-0.11
20-24	-4.32	1981	0.12	1906-1910	0.51
25-29	-4.60	1982	-0.02	1911-1915	0.97
30-34	-3.67	1983	0.31	1916-1920	1.48
35-39	-2.47	1984	0.69	1921-1925	1.94
40-44	-0.60	1985	0.40	1926-1930	2.41
45-49	1.33	1986	0.16	1931-1935	2.58
50-54	3.03	1987	-0.23	1936-1940	3.06
55-59	3.90	1988	-0.29	1941-1945	3.70
60-64	4.15	1989	-0.31	1946-1950	3.05
65-69	4.13	1990	-0.63	1951-1955	1.28
70-74	2.59	1991	-0.25	1956-1960	-0.16
75-	0.75	1992	0.42	1961-1965	-1.39
		1993	0.64	1966-1970	-2.13
		1994	0.12	1971-1975	-2.77
		1995	0.12	1976-1980	-3.97
		1996	-0.06	1981-1985	-5.01
		1997	0.10	1986-1990	-5.45
		1998	-0.10		
		1999	-0.29		
		2000	-0.19		
		2001	-0.55		
		2002	0.08		
		2003	-0.26		
		2004	-0.48		
		1979・2005	省略		
	$\sigma_A^2=64$		$\sigma_P^2=8$		$\sigma_C^2=12$

表6 表4の(鮮魚消費)分析結果の再現度 [(理論値-観測値)/観測値] (%)

	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 ⁻ (歳)
1980	11.52	5.67	0.05	-4.92	-0.56	-2.43	-0.05	-0.72	1.67	1.73	-1.69	-3.03	-2.06
1981	13.48	8.20	2.43	-5.17	-3.55	-5.19	-4.58	0.03	1.54	3.16	-0.59	-1.85	-0.92
1982	2.62	-1.33	-6.10	-2.56	-0.36	2.23	-3.64	1.40	2.70	-0.57	0.82	2.18	3.71
1983	6.84	3.74	-1.09	-5.49	-1.71	-3.78	-4.53	2.77	3.05	1.43	-0.13	-0.23	0.39
1984	-1.63	-6.99	-10.20	3.66	-0.98	-2.90	-0.34	-2.00	1.68	4.49	2.28	1.60	1.31
1985	-4.31	-5.44	-8.49	-3.27	-5.32	1.46	-0.19	-1.46	-0.03	2.28	3.41	4.34	4.38
1986	6.99	7.40	3.11	0.16	-2.07	-0.90	0.16	2.64	2.18	-3.44	-3.49	-2.60	-2.03
1987	4.31	-0.61	-4.60	3.82	1.47	3.72	2.81	-0.83	-0.97	0.00	-2.44	-2.83	-2.75
1988	-1.24	-4.46	-5.98	9.44	3.36	5.83	1.70	-0.61	-0.44	-1.98	-3.06	-2.79	-2.42
1989	5.39	3.04	1.13	-1.10	-2.25	-1.91	2.59	-0.12	-1.71	-0.36	-0.55	-0.02	0.35
1990	2.60	0.30	0.21	5.77	5.96	2.87	-0.01	-1.47	-2.40	-1.31	-2.39	-2.05	-1.42
1991	-6.60	-7.17	-5.00	8.85	7.98	0.21	1.17	-0.14	-1.70	-3.56	-1.26	0.45	1.34
1992	-6.41	-3.74	0.14	-9.47	1.47	-0.63	1.47	-0.59	0.64	0.95	1.43	1.94	1.71
1993	-15.90	-15.80	-11.20	-8.94	1.06	2.25	4.77	0.43	0.32	-0.22	2.55	4.00	4.02
1994	-1.90	-2.34	0.79	4.49	-3.00	2.30	4.91	1.86	-0.45	-2.17	-2.46	-1.70	-1.59
1995	0.61	0.67	4.42	-0.58	-2.86	-3.71	7.15	2.44	2.01	-1.76	-3.11	-2.63	-2.73
1996	-13.10	-7.27	0.47	-0.85	-0.57	2.77	3.02	0.58	2.77	1.21	-1.03	-1.56	-1.82
1997	-16.00	-8.28	-0.56	-1.12	1.62	3.99	0.82	0.49	2.21	3.83	-0.15	-2.29	-3.28
1998	-9.48	-4.94	0.70	2.73	2.46	2.48	3.60	-0.17	0.91	0.80	-1.10	-2.51	-3.01
1999	-5.47	-1.78	2.44	3.41	1.58	0.62	0.83	-3.81	-1.92	0.45	1.30	0.78	0.78
2000	-12.50	-4.85	-1.23	-4.82	-0.87	6.16	-6.16	1.80	2.13	0.94	1.51	0.17	-0.09
2001	7.63	13.24	13.32	-1.19	-2.05	3.87	-7.31	-0.02	-1.41	-1.47	-0.35	-1.06	-1.43
2002	0.18	6.83	8.24	3.03	1.74	-3.31	-4.20	-3.57	-5.57	-1.26	3.37	3.34	2.29
2003	-5.13	9.72	12.98	1.22	-2.15	-6.64	-5.28	-0.92	-3.90	-0.74	3.56	3.11	1.53
2004	1.46	13.97	15.81	4.14	-0.06	-8.86	-6.70	1.08	-4.66	-3.50	1.80	3.23	2.06

に達していない。20-24歳も同様である。表4および表5の数値を見る限り、世代効果は新しくなるほど遞減傾向にある。しかしその傾向は理由を問わず停止すると仮定しよう。すなわち、これからの新しいコウホートの世代効果は、1986-1990年出生と同じ-6.88にとどまるとする(以上は表4のケース)。以上の仮定は2005年の予測にも採用する。

表7にこのようにして得られた2005年、2015年および2025年における個人年齢階級別の鮮魚消費(1人・1年当たり)の予測値が示されている。戦後、特に1960年代以降に生まれたコウホートは新しくなるほど負の値が加速度的に大きくなっているが、その傾向を無視してこれか

ら成人するコウホートは、1986-1990年出生の世代効果を受け継ぐと仮定しているから、2015年の15-19歳と20-24歳はやや「甘目に」(過大に)に予測されているきらいがある。2025年の30-34歳までの若年階級も同様であろう。表7のその(2)は、先に述べたように、加齢効果のプラス傾向をやや大きめに仮定して(年齢効果に対するペナルティをやや軽くして)コウホート分析を実行した結果を受けており、2025年予測において50歳代以上層がやや高めに予測されている(表5のケース)。としても、20年先の中・高齢者は戦後の高度成長期以降に生まれたコウホートで、負の大きな世代効果を抱えているから、2025年の60歳代まで、鮮魚の個人

表7 年齢階級別鮮魚消費予測, 2005, 2015, 2025年

(kg/人・年)

		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-(歳)
その(1)	2005	3.70	4.04	4.80	6.94	8.77	11.38	14.54	17.69	20.32	21.22	20.55	18.54	16.53
	2015	3.70	3.43	2.98	4.36	6.59	9.67	12.24	14.68	16.78	18.47	20.12	19.32	16.84
	2025	3.70	3.43	2.98	3.75	4.77	7.09	10.06	12.97	14.48	15.46	16.66	16.57	16.49
その(2)	2005	3.68	4.02	4.78	6.91	8.75	11.36	14.52	17.66	20.30	21.20	20.54	18.52	16.51
	2015	3.68	3.58	3.30	4.67	6.91	9.98	12.55	14.99	17.09	18.78	20.34	19.64	17.16
	2025	3.68	3.58	3.30	4.23	5.43	7.74	10.71	13.61	15.12	16.11	17.32	17.22	17.15

表8 年齢階級別鮮魚総消費予測, 2005, 2015, 2025年

(mt/年)

		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-(歳)	総計
その(1)	2005	24,324	30,486	40,915	68,297	76,983	92,076	112,612	155,548	207,772	179,797	151,638	122,179	188,839	1,451,465
	2015	21,930	21,064	20,181	33,642	56,443	94,621	106,121	116,089	125,279	154,169	191,060	145,692	264,977	1,351,268
	2025	20,039	20,244	18,366	23,816	32,636	54,522	85,188	124,214	121,342	116,522	116,037	124,292	334,104	1,191,322
その(2)	2005	24,192	30,335	40,745	68,001	76,808	91,914	112,457	155,284	207,568	179,628	151,565	122,047	188,610	1,449,153
	2015	21,811	21,985	22,348	36,034	59,184	97,654	108,809	118,541	127,594	156,757	193,149	148,105	270,013	1,381,982
	2025	19,931	21,129	20,338	26,865	37,152	59,521	90,692	130,343	126,706	121,421	120,634	129,167	347,476	1,251,374
人口 (千人)	2005	6,574	7,546	8,524	9,841	8,778	8,091	7,745	8,793	10,225	8,473	7,379	6,590	11,424	
	2015	5,927	6,141	6,772	7,716	8,565	9,785	8,670	7,908	7,466	8,347	9,496	7,541	15,735	
	2025	5,416	5,902	6,163	6,351	6,842	7,690	8,468	9,577	8,380	7,537	6,965	7,501	20,261	

消費は表7に見るように相当程度低下すること
 になろう。「日本人は中年を過ぎれば魚を食べ
 るようになる」(加齢効果がプラスに働く)の
 は確かだとしても、そもそもスタートする土台
 (世代効果)が低いので、20年先の高齢者は現
 時点以前の年寄りほどには魚を食べないだろう
 と予測される。

表7の年齢別個人消費にそれぞれの人口をか
 けると、2015年および2025年における年齢階級
 別総消費の予測値が算出される(表8)。鮮魚
 の総消費は恣意的に加齢効果に期待をかけても
 (その(2)), 今後20年間に14%弱減少するこ
 とが予想される。鮮魚消費そのものが本稿の目
 的ではないのでこれ以上深入りしないが、これ
 までの勢いが続けば、20年先には60歳代以上の
 高齢者が家計内鮮魚消費の過半を占めること
 になりそうである。マーケティング当事者として
 はその事態に備えるべきだし、総消費の維持な
 いし増加を願う関係者は、新しいコウホートの
 「魚離れ」をブロックするために有効な方策を

真剣に模索する必要があるだろう。

Appendix 通常の加法モデルに 替わる log 変換モデルの検討

付録表1は、ある期間(1980-1999年)にお
 ける個人年齢階級別消費の架空データ(本文表
 2に準ずる)である。初めの5年間は20歳代
 5.0, 30歳代10.0, 40歳代12.0, 50歳代15.0,
 60歳代20.0, 70歳代15.0で、次の5年間はそれ
 ぞれの年齢階級は一律に20%ずつ増大、さらに
 次の5年間はさらに一律に50%増、1995年から
 の最後の5年間は一律にそれぞれ20%ずつ減少
 したように作成されている。加齢の効果は20歳
 代から30歳代, 40歳代, 50歳代, 60歳代, 70歳
 代にかけて0.5:1.0:1.2:1.5:2.0:1.5のよ
 うに比例的に増減する。経時的にはそれぞれの
 階級が同じ割合で変化するから、どの時点を取
 っても大きさの比例関係は変わらない(一つ一
 つのマス目の数値は、正規乱数(平均=0, 分

散=1)の $\text{gaus}(0, 1)$ を生成して、横方向(加齢)にも縦方向(経時)にもランダム・エラーを含むように細工してある)。対角線上のコウホート効果は単純化のために陽表的には考えていない。

この仮設データに本文で採用した「加法的」*なコウホートモデルを適用すると、年齢・年次・世代効果は付録表2のように推定される。付録表1のように横にも(加齢)、縦にも(経年)、意図的に比例関係で作られたデータを、絶対値で定まったパラメータでフィットさせるのは容易ではない。たとえば年齢効果で言えば、1980年代の初め20歳代前半と後半はそれぞれ5.0で同じ、30歳代前半と後半はそれぞれ10.0で、20歳代と30歳代の間の差は絶対値で5.0だが、1990年代初めには9.0と18.0のように9.0の差に広がる。加法モデルではそれらを絶対値で定まった差として捉えようとするのだから、

何らかの平均化作用が働かざるを得ない。推定された値は20歳代前半-9.08、後半-9.90、30歳代前半-3.97、後半-4.66で、20歳代後半と30歳代前半の差は5.93となり、良好なフィットとは言えない。加法モデルによる全領域のフィットの程度は、付録表3に%単位〔(元の値-理論値)/元の値〕で示しておいた。予想されたことだが、相対的に値の小さな20歳代の再現は%で測ると、特に良くない。

付録表1のように比例関係で分布するデータには、本文(2)式を下記(6)式のように、 \log に変換したほうがはまりは良いと予想される。

$$\log X_{it} = B + A_i + P_t + C_k + E_{it} \dots \dots (6)^9$$

付録表1のデータを(6)式のモデルを適用して年齢・年次・世代効果に分離すると、付録表4のような結果になる。データを \log 変換しているため、推定されたパラメータは視覚的に

付録表1 年齢別比例的な架空数値の比例的变化, 1980-99年

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-(歳)
1980	5.21	4.93	10.29	10.28	12.19	12.29	15.08	15.30	20.35	20.40	15.21	15.09
1981	5.27	5.07	10.03	9.99	12.10	12.37	15.33	15.26	20.29	20.39	15.33	15.14
1982	4.88	4.79	9.90	9.98	11.79	11.97	14.91	14.72	19.80	19.77	14.92	14.81
1983	4.94	5.17	10.12	9.67	11.94	11.91	14.84	15.01	19.78	19.80	14.74	14.86
1984	5.08	4.94	9.89	10.06	11.87	11.75	14.84	14.76	19.85	19.84	14.83	14.86
1985	5.88	5.81	11.80	11.83	14.27	14.21	17.56	17.66	23.42	23.70	17.84	17.59
1986	5.71	5.88	11.82	11.87	14.14	14.24	17.79	17.81	23.64	23.64	17.89	17.57
1987	6.16	6.08	12.04	12.13	14.75	14.69	18.33	18.31	24.44	24.33	18.32	18.00
1988	5.94	6.19	11.93	11.97	14.30	14.55	17.97	17.98	24.04	24.00	18.07	17.85
1989	6.13	6.26	12.26	12.16	14.79	14.61	18.55	18.68	24.59	24.44	18.48	18.12
1990	9.33	9.19	18.46	18.57	22.22	22.18	27.71	27.63	37.04	37.21	27.79	27.71
1991	9.07	8.97	18.05	18.16	21.77	21.80	27.29	27.38	36.37	36.30	27.18	27.27
1992	8.77	9.05	17.91	18.20	21.61	21.58	26.97	27.04	35.97	36.00	26.94	27.03
1993	9.01	8.99	18.20	18.07	22.03	21.76	27.30	27.34	36.42	36.53	27.47	27.33
1994	8.81	9.06	18.05	17.78	21.50	21.48	26.80	26.87	35.70	35.65	26.81	26.95
1995	7.24	7.43	14.60	14.49	17.55	17.52	21.81	21.72	28.78	28.98	21.78	21.72
1996	7.22	7.48	14.62	14.60	17.59	17.65	22.02	21.87	29.43	29.20	21.94	22.22
1997	7.16	7.09	14.41	14.52	17.58	17.16	21.67	21.48	28.81	28.97	21.45	21.55
1998	7.23	6.94	14.21	14.06	16.84	17.09	21.14	21.41	28.08	28.20	21.12	21.20
1999	7.42	7.21	14.53	14.46	17.41	17.42	21.80	21.81	28.92	28.93	21.75	21.72

付録表2 表1の架空の数値例（1980-1999年）を本文の「加法モデル」を使って年齢・年次・世代効果に分離する（世代効果は恣意的にほぼ無視した）

総平均効果=16.94

年齢効果： A_i		年次効果： P_t		世代効果： C_k	
年齢階級（歳）		暦年		出生期間	
20-24	-9.08	1980	-4.39	~1905	-1.87
25-29	-9.90	1981	-4.42	1906-1910	-1.66
30-34	-3.97	1982	-4.81	1911-1915	-1.31
35-39	-4.66	1983	-4.79	1916-1920	-0.94
40-44	-2.26	1984	-4.84	1921-1925	0.16
45-49	-2.41	1985	-2.45	1926-1930	1.37
50-54	1.69	1986	-2.41	1931-1935	1.84
55-59	2.02	1987	-1.95	1936-1940	2.03
60-64	9.44	1988	-2.18	1941-1945	2.01
65-69	10.23	1989	-1.82	1946-1950	1.79
70-74	4.18	1990	6.18	1951-1955	1.49
75-	4.73	1991	5.74	1956-1960	1.04
		1992	5.54	1961-1965	-0.20
		1993	5.84	1966-1970	-1.74
		1994	5.43	1971-1975	-2.10
		1995	1.13	1976-1980	-1.90
		1996	1.33		
		1997	1.01		
		1998	0.67		
		1999	1.17		
$\sigma_A^2=32$		$\sigma_P^2=32$		$\sigma_C^2=0.03$	

判断するのは難しい。しかし得られたパラメータを合成し、通常値に変換した理論値を算出すると、付録表5に示される通りで、元のデータを、20歳代を含めきわめてよく再現することに成功している。

(6)式のモデルを、本文の表2のデータに適用すると、付録表6の結果が得られる。ここでも推定された年齢・年次・世代の各効果を視覚的に判断するのは難しいが、通常値の理論値を合成して元数値と比較すると、付録表7のようになり、絶対値でコンスタントなモデル(2)に比べ(表6)、特に最近年における若年齢層の再現はかなり改善されているように見える。

1) 韓国における世論調査で、「北はどんな対

象と思うか」に対し、朝鮮戦争を体験した60歳代以上は「警戒」「敵対」が最も高く計42%を占めた。これに対し、30歳代では「協力」「支援」が合わせて72%、現在の大統領府や政界の主流である40歳代は「敵対」が最も低い6%だった。(『朝日』2006・8・3)

2) 前掲 Summers & Carroll ; Bosworth et al. ; Attanasio, 1993はそれぞれ別の根拠に基づき、1980年代における貯蓄率の低下に対する「キャピタル・ゲイン仮説」を否定している。詳しくは森『社研月報』No.455, 2001を参照されたい。

3) 「トレンドおよびコウホート効果の完全個別の識別は可能でなく、それは周知の結果である。われわれは $\alpha_1, \dots, \alpha_5$ を「年齢/コウホート効果」、 α_6, α_7 を「トレンド/コウホート効果」、 α_8 を「付加的コウホート効果」を表すとする。」 Denton et al. p.431.

4) 秋谷の分析によると、魚消費に関して日本人は1979年時点で20歳代であったかどうかを

付録表3 付録表2の分析結果の再現度 [(理論値－観測値)/観測値] (%)

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-(歳)
1980	13.29	15.92	-0.85	3.68	-1.07	2.51	-3.53	3.63	-3.46	-5.30	0.88	-2.10
1981	19.59	20.68	-2.56	1.65	-1.53	3.09	-2.24	2.01	-4.69	-5.56	1.41	-1.83
1982	26.21	26.05	0.61	5.88	-0.87	2.78	-3.15	-0.59	-6.44	-7.28	0.83	-1.77
1983	31.79	32.92	3.19	3.15	0.29	1.83	-4.39	-0.36	-7.74	-7.57	-0.98	-1.83
1984	39.43	32.55	1.98	7.78	0.11	0.56	-4.72	-3.39	-8.25	-7.50	-0.54	-1.82
1985	11.29	3.12	-1.89	1.77	0.21	0.70	-2.63	-1.29	-2.88	-0.38	2.64	0.17
1986	13.37	7.85	-1.26	2.28	-0.66	0.68	-1.73	-1.18	-3.10	-1.73	2.29	-0.57
1987	17.12	7.30	-2.53	1.01	0.64	0.57	-1.48	-1.48	-2.62	-1.66	1.63	-1.15
1988	23.11	16.68	-0.77	2.11	-0.56	1.23	-2.44	-2.58	-4.37	-3.01	1.14	-1.10
1989	24.63	15.83	-0.26	1.16	0.63	-0.80	-1.38	-1.17	-4.48	-3.54	0.99	-1.98
1990	-31.90	-41.60	-9.39	-7.45	-1.92	-2.42	3.15	2.33	8.41	9.92	5.13	4.21
1991	-30.10	-36.80	-8.09	-6.97	-1.75	-2.00	3.27	2.90	7.66	8.20	3.79	4.00
1992	-31.40	-30.00	-6.44	-5.15	-1.31	-1.92	2.87	2.27	6.93	7.32	2.85	3.61
1993	-30.30	-30.70	-5.00	-7.03	-0.45	-2.23	2.98	2.13	7.01	7.20	2.85	3.32
1994	-28.00	-21.90	-2.26	-5.99	-0.78	-1.47	2.69	1.78	6.00	5.37	1.15	3.18
1995	4.75	13.45	4.76	0.27	1.40	0.41	0.18	-1.87	-1.97	-2.39	-2.93	-0.66
1996	1.17	12.33	5.62	1.36	1.01	0.34	0.43	-2.07	-0.53	-2.63	-4.19	-0.29
1997	4.20	12.99	8.58	4.70	3.27	-0.32	0.49	-2.43	-1.73	-2.68	-6.22	-2.96
1998	9.34	17.12	11.82	5.80	1.60	1.63	-0.17	-1.14	-3.28	-4.59	-7.39	-4.07
1999	4.33	14.24	12.46	6.64	2.45	0.94	0.75	-1.57	-2.15	-4.02	-7.70	-4.92

境に、2種類に分かれる(2006)。

- 5) (2)式の添え字 i, t, k のいずれかの2つが定まれば、残りの一つの添え字は自動的に確定する (X の列ベクトル間に上記の一次従属関係があるため、 $X'X$ の逆行列が存在しない) 場合、数学的に“rank deficiency”があると呼んでいる。朝野は、Moore-Penroseの一般逆行列 G を用いて、パラメータの「最小二乗最小ノルム解」が求められることを、簡単な数値例で示している(朝野, p.349; pp.362-364)。考え方としては、Yang 他と同じである(三枝義清, 2007年1月)。
- 6) これまではTanaka, Mori & Inaba modelを運用する際、プレの大きい世帯主階級にウエイトを小さくして計算した。
- 7) 世帯主データを使う限り、世帯員の中核的なコンポネントでない未成年層の推定値は、成人層に比べ安定性が低い。
- 8) 前出Yang, Fu & Landは1960年から1999年にいたる米国人女性の死亡率に関するコウホート分析において、カヴァーする年齢階級を0-4, 5-9, 10-14, …… , 100-104, 105-109, 110+としている。生涯の死亡率に影響

する(健康・寿命上の)コウホート効果が、0-4歳の時点で決定され、110歳まで持ち越されることを想定しているように思われる。現実の分析では、カヴァーする年齢を如何に選ぶかは、たんに自由度の観点からだけでなく対象事例に関する外部情報に基づいて、十分慎重に行われる必要がある。

- 9) (6)式は、 $X_{it} = \alpha 10^{at} 10^{bt} 10^{ct} 10^{dt} \dots \dots (7)$ のようなコップ・ダグラス型に書き換えることができ、より「柔軟」とすると評価される(川口, 2006)。

＜参考文献＞

秋谷重男(2006)『日本人は魚を食べているか』漁協経営センター。
 秋谷重男・吉田忠(1988)『食生活変貌のベクトル連続と断絶の一世紀』農山漁村文化協会。
 朝日新聞(2006)「盧政権太陽政策に北風」8月3日朝刊, p.2。
 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

付録表 4 表1の架空数値例（1980-1999年）を log model を使って年齢・年次・世代効果に分離する
総平均効果=1.1964

年齢効果： A_i		年次効果： P_t		世代効果： C_k	
年齢階級（歳）		暦年		出生期間	
20-24	-0.3714	1980	-0.1175	~1905	0.0005
25-29	-0.3721	1981	-0.1173	1906-1910	0.0007
30-34	-0.0713	1982	-0.1309	1911-1915	0.0016
35-39	-0.0719	1983	-0.1275	1916-1920	0.0019
40-44	0.0083	1984	-0.1284	1921-1925	0.0009
45-49	0.0084	1985	-0.0536	1926-1930	0.0004
50-54	0.1043	1986	-0.0532	1931-1935	0.0006
55-59	0.1045	1987	-0.0391	1936-1940	-0.0004
60-64	0.2281	1988	-0.0452	1941-1945	-0.0003
65-69	0.2282	1989	-0.0353	1946-1950	-0.0001
70-74	0.1033	1990	0.1426	1951-1955	-0.0008
75-	0.1037	1991	0.1340	1956-1960	-0.0000
		1992	0.1301	1961-1965	-0.0004
		1993	0.1352	1966-1970	-0.0012
		1994	0.1282	1971-1975	-0.0030
		1995	0.0384	1976-1980	-0.0004
		1996	0.0420		
		1997	0.0338		
		1998	0.0260		
		1999	0.0378		
$\sigma_A^2=32$		$\sigma_P^2=32$		$\sigma_C^2=0.03$	

析一年齢・世代・時代』専修大学出版局，347-366.

川口雅正（2006）個人面談，九州産業大学，福岡，7月25日.

厚生省保険医療局『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（2001）「米国における貯蓄率の低下をめぐって—Literature Review：BPEAを中心に—」『専修大学社会科学研究所月報』No.445, 1-26.

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.

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.

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.

佐和隆光（1995）『回帰分析』朝倉書店.

総務庁統計局『家計調査年報』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.

田中愛治（2002）「政治的信頼と世代間ギャップ—政治的システム・サポートの変化—」『経済研究』Vol.53, No. 3, July, 213-225.

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.

統計数理研究所国民性調査委員会（2004）「国民性の研究 第11次全国調査」『統計数理研究所研究リポート』No.92, 4月.

Attanasio, Orazio P.（1993）*A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households*, Working Paper No. 4454, National Bureau of Economic Research, Cambridge, Ma.

Attanasio, Orazio P.（1998）“Cohort Analysis of

付録表5 付録表4の分析結果の再現度 [(理論値－観測値)/観測値] (%)

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-(歳)
1980	2.12	-3.07	1.13	1.23	-0.18	0.37	-1.21	0.10	-0.08	0.23	-0.18	-0.54
1981	3.21	-0.32	-1.45	-1.70	-0.98	1.01	0.38	-0.19	-0.38	0.11	0.51	-0.27
1982	-1.29	-2.96	0.41	1.31	-0.46	0.89	0.71	-0.66	0.34	0.13	0.88	0.63
1983	-0.82	3.82	1.84	-2.66	0.03	-0.35	-0.54	0.54	-0.49	-0.52	-1.16	0.18
1984	2.18	-0.49	-0.21	1.52	-0.36	-1.46	-0.35	-0.92	0.11	-0.13	-0.38	0.37
1985	-0.36	-1.53	0.28	0.52	0.84	0.39	-0.73	-0.17	-0.51	0.43	0.85	0.02
1986	-3.41	-0.40	0.30	0.78	-0.18	0.50	0.51	0.57	0.35	0.12	1.01	-0.24
1987	1.00	-0.29	-1.16	-0.27	0.77	0.35	0.29	0.08	0.44	-0.21	0.12	-1.12
1988	-1.18	2.90	-0.69	-0.15	-0.91	0.81	-0.23	-0.33	0.23	-0.11	0.15	-0.57
1989	-0.27	1.79	-0.28	-0.83	0.17	-1.06	0.71	1.19	0.23	-0.53	0.09	-1.40
1990	0.81	-0.73	-0.35	0.59	-0.09	-0.27	-0.07	-0.62	0.26	0.60	-0.08	0.09
1991	0.04	-1.15	-0.60	0.29	-0.13	-0.03	0.37	0.49	0.40	0.12	-0.28	0.45
1992	-2.37	0.67	-0.47	1.36	0.06	-0.16	0.09	0.18	0.18	0.20	-0.22	0.44
1993	-0.73	-1.12	0.00	-0.56	0.85	-0.50	0.14	0.16	0.26	0.52	0.61	0.36
1994	-1.29	1.30	0.81	-0.60	0.06	-0.19	-0.10	0.09	-0.14	-0.28	-0.16	0.56
1995	-0.17	2.15	0.28	-0.44	0.45	0.08	-0.04	-0.49	-1.03	-0.32	-0.23	-0.37
1996	-1.40	2.08	-0.37	-0.49	-0.19	0.03	0.08	-0.63	0.42	-0.39	-0.30	1.12
1997	-0.46	-1.30	0.10	0.86	1.59	-0.88	0.35	-0.55	0.22	0.69	-0.66	0.00
1998	2.17	-1.56	0.54	-0.53	-0.94	0.55	-0.33	0.93	-0.50	-0.21	-0.39	0.21
1999	1.93	-0.37	0.09	-0.41	-0.37	-0.22	0.02	0.07	-0.22	-0.37	-0.14	-0.03

- Saving Behavior by U.S. Households,” *The Journal of Human Resources*, XXXIII, 3, 575-609.
- Bosworth, B., G.Burtless, and J. Sabelhaus (1991) “The Decline in Saving : Some Microeconomic Evidence,” *Brookings Working Papers on Economic Activity* 1, Brookings Institution, Washington, D.C.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994) “Saving, Growth, and Aging in Taiwan,” *Studies of Aging*, eds. by D.A. Wise, Chicago, the University of Chicago Press, 331-357.
- Deaton, A. and C. Paxson (2000) “Growth and Saving among Individuals and Households,” *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 212-225.
- 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.
- Fair, R.C. and K.M. Dominguez (1991) “Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations,” *American Economic Review*, 81(5), 1276-1294.
- Glen, Norval D. (1977) *Cohort Analysis*, Beverly Hills, CA, Sage Publications.
- Gokhale, J., L.J.Kotlikoff, and J.Sabelhaus (1996) “Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1, Brookings Institution, Washington, D.C.
- 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.
- Lewbel, Arthur (1985) “A Unified Approach to Incorporating Demographic or Other Effects into Demand Systems,” *Review of Economic Studies*, LII, 1-18.
- Mason, W.M. and S.E. Fienberg, eds. (1985) *Cohort Analysis in Social Research : Beyond*

付録表6 本文表2の鮮魚消費(1980-2004年)をlog modelを使って年齢・年次・世代効果に分離する
 総平均効果=1.0801

年齢効果： A_i		年次効果： P_t		世代効果： C_k	
年齢階級（歳）		暦年		出生期間	
15-19	-0.1535	1980	0.0289	~1905	0.0083
20-24	-0.1568	1981	0.0171	1906-1910	0.0348
25-29	-0.1684	1982	0.0079	1911-1915	0.0533
30-34	-0.1167	1983	0.0185	1916-1920	0.0714
35-39	-0.0647	1984	0.0251	1921-1925	0.0866
40-44	-0.0029	1985	0.0138	1926-1930	0.1011
45-49	0.0487	1986	0.0125	1931-1935	0.1090
50-54	0.0918	1987	-0.0038	1936-1940	0.1229
55-59	0.1146	1988	-0.0080	1941-1945	0.1435
60-64	0.1248	1989	-0.0078	1946-1950	0.1336
65-69	0.1289	1990	-0.0198	1951-1955	0.0908
70-74	0.0985	1991	-0.0108	1956-1960	0.0388
75-	0.0557	1992	0.0101	1961-1965	-0.0188
		1993	0.0109	1966-1970	-0.0600
		1994	0.0014	1971-1975	-0.1024
		1995	0.0011	1976-1980	-0.1817
		1996	-0.0104	1981-1985	-0.2871
		1997	-0.0051	1986-1990	-0.3443
		1998	-0.0093		
		1999	-0.0154		
		2000	-0.0172		
		2001	-0.0189		
		2002	0.0052		
		2003	-0.0101		
		2004	-0.0159		
		1979・2005 省略			
$\bar{\sigma}_A^2=32$		$\bar{\sigma}_P^2=8$		$\bar{\sigma}_C^2=12$	

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), 175-85.

Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353-370.

Pollak, R.A. and T.J. Wales (1981) "Demographic Variables in Demand Analysis," *Econometrica*, 49(6), 1533-1551.

Ramirez, Octavio (2004) Head and Professor, Dept. of Ag. Economics and Ag. Business, New Mexico State University, comment on "cohort approach in food consumption analysis" by H.Mori and D.Clason, Departmental Seminar, July 22, Las Cruces, NM.

Rodgers, W.L. (1982) "Estimable Functions of Age, Period, and Cohort Effects," *American Sociological Review*, 47(6), 774-787.

Skinner, Jonathan (1994) "Comment" (Deaton and Paxson's "Saving in Taiwan"), *The Economics of Aging*, op cit., 358-361.

Summers, L. and Chris Carroll (1987) "Why Is U.S. Saving So Low?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2, Brookings Institution, Washington, D.C.

付録表7 付録表6の(log modelによる鮮魚消費)分析結果の再現度[(理論値-観測値)/観測値](%)

	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 ⁻ (歳)
1980	5.33	2.40	0.70	-1.11	-0.05	-1.36	-0.62	-0.83	0.01	0.06	-0.94	-1.30	-0.79
1981	5.66	3.06	1.22	-1.57	-1.22	-2.27	-2.03	-0.39	0.16	0.73	-0.43	-0.84	-0.47
1982	0.66	-1.07	-2.33	-0.46	0.25	-0.80	-1.26	0.50	0.97	-0.12	0.43	0.95	1.58
1983	3.52	1.79	0.01	1.88	-0.48	-1.57	-1.80	0.65	0.76	0.21	-0.23	-0.10	0.11
1984	1.00	-1.88	-3.11	1.99	0.00	-1.08	-0.23	-0.89	0.34	1.27	0.61	0.54	0.64
1985	-0.75	-1.69	-2.91	-1.09	-1.51	0.68	0.13	-0.40	0.09	0.83	1.25	1.71	1.88
1986	3.59	3.27	1.23	-0.45	-1.01	-0.64	-0.17	0.64	0.48	-1.43	-1.44	-1.16	-1.02
1987	1.55	-1.25	-2.90	1.06	0.46	1.40	1.22	0.00	-0.03	0.25	-0.58	-0.80	-0.95
1988	-1.27	-3.16	-3.69	3.54	1.13	2.26	0.96	0.25	0.30	-0.26	-0.64	-0.65	-0.71
1989	2.09	0.43	-0.63	-1.37	-1.47	-0.72	1.13	0.31	-0.23	0.17	0.07	0.17	0.16
1990	-0.64	-2.11	-2.27	1.20	1.55	1.15	0.50	0.19	-0.13	0.18	-0.24	-0.30	-0.35
1991	-3.67	-4.17	-3.40	3.41	2.78	0.18	0.80	0.47	-0.02	-0.70	0.02	0.53	0.75
1992	-0.41	0.10	1.18	-3.67	0.42	-0.41	0.41	-0.27	0.19	0.23	0.37	0.61	0.63
1993	-3.47	-4.16	-2.90	-2.45	0.91	0.98	1.79	0.25	0.31	0.06	0.96	1.58	1.79
1994	0.26	-0.18	0.51	1.97	-1.64	0.45	1.57	0.50	-0.11	-0.76	-0.89	-0.66	-0.67
1995	1.50	1.49	2.36	-0.34	-1.60	-1.92	2.30	0.62	0.68	-0.65	-1.14	-1.02	-1.11
1996	-6.45	-2.80	0.42	-0.13	-0.09	1.16	1.42	0.51	1.39	0.84	0.06	-0.14	-0.29
1997	-0.50	-2.71	0.50	0.13	1.09	1.73	0.54	0.28	0.94	1.51	0.14	-0.56	-0.94
1998	-4.17	-2.43	0.16	1.37	1.23	1.11	1.45	0.00	0.42	0.46	-0.23	-0.72	-0.98
1999	-3.35	-2.23	0.22	1.29	0.73	0.47	0.51	-1.14	-0.46	0.44	0.65	0.47	0.41
2000	-6.29	-3.25	-0.76	-1.88	0.34	3.17	-1.67	0.98	1.04	0.84	0.96	0.54	0.42
2001	2.25	4.41	4.25	-2.25	-1.60	1.58	-2.60	-0.09	-0.62	-0.52	-0.19	-0.49	-0.76
2002	3.80	4.82	3.79	1.39	0.77	-1.19	-1.83	-2.01	-2.87	-1.39	0.20	0.24	-0.05
2003	-2.65	5.21	5.15	0.15	-0.84	-1.96	-1.54	-0.50	-1.76	-0.70	0.82	0.68	0.16
2004	-0.87	6.10	4.95	0.85	-0.29	-2.89	-1.95	0.24	-1.99	-1.63	0.26	0.71	0.31

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, 75-119.

を与えてくださった諸機関に対するとともに、厚くお礼申し上げます。

謝辞：作図などで日本大学生物資源科学部研究生、立花広記氏にお世話になった。都立大学名誉教授、三枝義清先生に今回もいろいろご指導いただいた。専修大学図書館の飯島恵子氏には、入手の難しい資料の検索で特にお世話になった。その他、研究の便宜