

食料消費のコウホート分析 — 伝統的ミクロ経済学との関連において

森 宏・三枝 義清

嗜好 (tastes) はやたらに (“capriciously”) 変化することも、人々の間で有意に異なることも無い。この解釈を巡っては、だれもロッキー山脈について論じないのと同じ理由から人は嗜好を論じない—どちらもそこにあり、来年もなおそこにあるだろうし、またすべての人間に対して同じである (Stigler and Becker, “De Gustibus Non Est Disputandum,” (*AER*, 67(2), 1977, p.76, 森訳)。

1. はじめに

多くの途上国では、交差弾力性はおろか自己価格弾力性の計測に十分な期間にわたっては、消費統計が整備されていない。ただし国際機関などからの援助と指導で、期間は限られるが、かなり充実した家計調査が実施されている国がある。世帯の所得／消費支出と、精粗はあるが品目ごとの支出額と、購入数量が得られる。支出を量で割ると単位価格になる。世帯によって購入する財の品質が統一されていないから、単位価格から品質要素を排除するための工夫が必要だが、不可能ではない。地理的に広大な国内で、短い期間にせよクロスセクションの価格データが得られた場合、地域間に観察された (単位) 価格差は、情報と運輸手段などインフラの未整備のために容易には埋められない。すなわち選ばれた主要地域の価格はそれぞれ独立していると想定することが、途上国では許される場合もあるかもしれない。あるいはそのような想定が現実であると認められる地域を選んで、クラスター分けすればよい。

A. Deaton は、コート・ディヴォアールで

1979年に行われた家計調査データを使い、肉・穀類・魚などの所得 (消費支出) 弾力性や価格弾力性の計測例を紹介した (“Estimation of Own- and Cross-Price Elasticities from Household Data,” *J. Econometrics*, 36, 1987; “Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price,” *AER*, 78 (3), 1988)。Deaton はその後対象国を広げ、基本的には同じ考え方に沿って、長期間の時系列データに頼らずとも、一時期のクロスセクションデータから、需要体系分析を実行することが可能なことを提示した (Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys: Microeconomic Analysis for Development Policy*, Johns Hopkins University Press, 1997; Deaton and Zaidi, *Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis*, LSMS Working Paper, 135, The World Bank, 2002)。この手法はその後短期間に多くの信奉者を生んだ (Dong *et al.*, 1998; Perali and Chavas, 2000; Yen *et al.*, 2003; Chern *et al.*, 2003; Seal *et al.*, 2003; Dong *et al.*, 2004)。

先進諸国に比べインフラが未整備であるにせよ、同一時点における価格差が主として供給条件の差を表していると見てよいかどうか、疑問

が残る。A地域では生産・入荷（供給）が多く価格が低いが、同じ時点でB地域では供給が少なく価格が高いという事例は、生鮮食品の場合は、狭い東京都区内の卸売市場間でも日常的に観察される。しかしそのような地域間に見られる1時点の価格変異は、2-3日とか1-2週間の間に収束し、平均化されるのが普通である。地域間に実存する単位価格の差は、もっと別の要因によるのかもしれない。十分ありうることとして、たとえばその地域は当該食品を一般によく食べるので、販売・購入単位も大きく、単価は安いことがあるだろう（安いから多く消費したのではなく、大きなユニットで購入すれば単価は通常安くなる—因果の方向が異なる）、あるいは日本の国内でも牛肉を相対的に多く消費する地域と豚を多く消費する地域では、前者のほうが肉類の購入単価は一般に高くでる。ヴァラエティーの多い鮮魚の場合など、購入単価の平均値の差をもって地域間の価格水準の差と見るのは危険である。ある期間内には、途上国でも同一財の価格は平準化する傾向があると考えるのが現実的であろう。

Dong *et al.* は Deaton の手法を踏襲し、1998年8-11月における2,972世帯のweekly家計調査の結果を基に、メキシコの食品需要の体系分析を試みている（“Food Demand in Mexico: An Application of the Amemiya-Tobin Approach to the Estimation of a Censored Food System,” *AJAE*, 86(4), 2004）。（単位）価格（差）の問題やゼロ消費（ある世帯はその週は当該食品の購入が無かった）の扱いに関し納得できない点は置くとして、クロスセクションデータを用いて弾力性を計測する Deaton 達の考え方・手法の背景にある前提は、価格の構造的変異を許すほど広い国内の諸地域に居住する人々の需要体系が、おおむね似通っているとの見方である*1。“tastes are the same to all men” (Stigler and Becker, *op. cit.*)

という想定である。米国農務省経済調査局 (ERS, USDA) は、ほぼ同じ時点のクロスセクションデータを用い、グローバルなスケールで食料の価格・所得弾力性の計測を試み、一見妥当な結果を得ている (Seal *et al. International Evidence on Food Consumption Patterns*, USDA, October 2003)。しかし具体的にある食品について、ある時点に、たとえばシンガポール、香港、台湾、韓国と日本の間で価格と人口1人当たり消費がそれぞれ異なっている場合、供給条件は確かに異なっているが、他方需要条件も異なっているから、これら5国をカバーするクロスセクションデータでは、正当な価格・所得弾力性の計測はできないと観念するのが現実的な経済学的立場であろう。Friedman は、（空間的データから需要曲線を構築するためには）「供給条件は相当程度変異し、需要条件はきわめて少ししか変わらないことが必須である」と述べている (M. Friedman, *Price Theory*, 1976, p. 33)。同じ国内でも、まして地理的にも歴史的にも異なる国々の間では、住民の嗜好は同じでない*2、平面的な地域ダミーではカバーしきれないと見るのが安全であろう。

*1 Dong, Gould, and Kaiser, “Food Demand in Mexico” *op. cit.*; Perali and Chavas, “Demand Equations from Large Cross-Section Data.” *op. cit.*

*2 Frank は、「嗜好 (tastes) は変異しうるのみならず、異なるに違いない」と述べ、始に引用した Stigler and Becker の言に触れ、「Gary Becker はもっと最近では嗜好 (preferences) の許容範囲についてずっと豊かな見解を抱くようになっている」と述べている (R. Frank, 1994, p.272)。

2. 人口の高齢化と総消費・貯蓄の変化傾向

ステイグリッツは近刊『ミクロ経済学 第3

版』(藪下他訳、2006年)の中で、日本の貯蓄率(国民経済計算)が1970年代には20%を超えていたのに、1994年には14%、2003年には7.4%に大幅に低下している理由として、人口の急速な高齢化をあげる。ミクロ経済学的には、貯蓄は消費の先延ばしであり、利子率を媒介して異時点間の効用を極大化するべく所得の配分を行う。しかし近年における貯蓄率の顕著な低下傾向は、利子率では説明しにくい。金利はここ10数年にわたってほぼゼロ水準に張り付いているのだから。

人は若い時分は、所得は少なく他方家族を養育するために費用がかかるので、乏しい収入から貯蓄するどころか、住宅や子弟の教育のために借金することが多い。中年になって所得も増え、他方家族の養育費や住宅ローンの支払い負担も少なくなってくると、貯蓄をする余裕ができてくる。定年が近づくとつれ、退職後の生活不安がより現実的になることもあるだろう。人口の中でそういう中年層が膨らんでくると、社会全体の貯蓄率は高くなる。しかし10年15年経って、その層が60-65歳以上の高齢層にシフトしてくると、プラスの貯蓄ではなくこれまで貯めたものを取り崩す、*dissaving*が始まる。Modiglianiの有名なLCH(ライフ・サイクル・仮説)である。ちなみに65歳以上人口の総人口に占める割合は、1975年には7.9%だったが、この比率は1995年には14.1%、2003年には19%になっている。「たとえ若い世代の家計の貯蓄行動が変わらなくても、そうした老年人口が増加すれば、貯蓄率は低下することになる」とステイグリッツは説明する。

しかしLCHの機械的な適用だけでは、日本より大分前に始まった米国の家計貯蓄率の著しい低下は説明できない。社会保障給付が手厚くなって退職後のために貯蓄する必要が低下したこと、医療保険や失業保険が良くなって不

測の事態に備える必要が少なくなったことなどをステイグリッツはあげる。Gokhale *et al.*は、1960-61年、1972-73年、1984-86年、1987-90年の消費者支出調査(CEX)を基に、1960年から1990年にいたる期間の、20歳代から80歳代にいたる米国の若・中・高齢世代の収入/支出を精査し、年金やメディケヤーなどの充実により、若い世代に対して高齢世代の経済状況が著しく向上し、同時に高齢世代の消費性向が高まったことが、経済全体の貯蓄率を傾向的に低下させたと結論する。さらにベイビー・ブーマー世代が完全にリタイアする2020年以降は、貯蓄率は一層低下するだろうと予測する(Gokhale, Kotlikoff, and Sabelhaus, "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis," *BPEA* I, 1996.)。高齢世代(65歳以上)の消費性向が1987-90年に仮に1960-61年当時の低さに留まっていたならば、貯蓄率は現実の3.38%でなく5.74%であったであろう云々(p. 353)などの記述が随所に展開されているが、1960-61年の65-75歳層は1885-96年生まれだが1987-90年の同年齢層は1912-25年生まれで、世代的には20-30年も離れている。1960-61年と1987-90年における同じ高齢層の消費性向の差が、出生世代の差によるものか、あるいは1960年初めと1980年代末の時代的差によるものなのか、識別されていない。

Attanasioによると、戦前の大不況を若い頃体験した世代(1910-20年生まれ)は、経済の先行きに対して一般に警戒心が強く、生活態度も控え目である。古い世代もそれ以前に出生した世代は、警戒心がやや甘く、さらに戦後の好況の最中に成人したベイビー・ブーマー世代は、一般に先行きに対して一層楽観的で、「安全志向」は弱い(Attanasio, 1998)。古い世代に代わって新しい世代が中年を占め、さらにかれらが老

年人口に入ってくれば、社会総体の貯蓄率は、LCHが示唆する以上に低下することになるだろう。

人は若いうちは貯蓄が少なく、中年以上になるに従い高くなり、リタイア後はそれまでためた貯蓄の切り崩しをするから、貯蓄率はマイナスになる。横軸に年齢をとり縦軸に貯蓄額ないし収入に対する率をとると、40-50歳代で山をなす「瘤」状の線が描かれる。しかしこの線は、国によっても、時代によっても、さらに世代によっても、「瘤」の形も、高さも変異する。しかし、たとえばある時点2000年に、1940年代生まれの世代と1950年代生まれの世代の平均貯蓄率に仮に5%ポイントの有意の差が観察されたとして、それが両世代の構造的な差と見るわけには行かない。前者は年齢的に50歳代であったのに対し、後者は40歳代であり、5%ポイントのどれだけが年齢による差でどれだけが世代による差であるかは決められない。また、同じ年齢、たとえば50歳代の貯蓄率を、1930年代生まれの世代と1940年代生まれの世代で比べて、仮に前者が3%ポイント高いと推計されたとしても、それをもって両世代の差と見るわけには行かない。なぜならば、1930年代生まれの世代が50歳だったのは1980年代であるのに対し、1940年代生まれの世代が50歳だったのは1990年代で、3%ポイントの差には世代の差だけでなく時代環境の差が含まれているのである。人の貯蓄行動（率）には時代（その時々々の所得と社会保障の状況など）は関係しないと仮定すれば、世代間格差の推定は可能だが、経済の好不況・年金制度や時々々の利子率が人の消費・貯蓄行動に影響するのは広く知られた事実である。

人の貯蓄行動に年齢と世代に加え、その時々々の経済・社会状況が影響することに疑問が無いとして、ある時代、たとえば1990年に50歳代

の人は1930年代に生まれている、また1950年代に生まれた世代は2000年には年齢的には40歳代以外にはなりえない。すなわち、年齢と出生世代と時代で説明しようとしても、3要素の間には：時代＝年齢＋出生年のような線形の従属関係があり、3要素の影響をそれぞれ独立に識別することは、理論的に不可能とされている。コウホート分析における「識別問題」である。この問題をいかに克服ないし回避するかについて、さまざまな工夫が提案され、我々もそれなりに取り組んできた（朝野、2001；田中他、2007；森他、2009など）。

3. コウホート効果

筆者の1人（森）が米国のある財団からにフェローシップを得て、始めて米国に移り住んだのは1964年である。当時のわが国の食生活は戦後の飢餓状態からは完全に抜け出していたが、副食や食後のデザートなどの面では貧しいものであった。肉類の1人当たり消費は年間9.2kgで、現在の3分の1以下、牛乳・乳製品は37.4kgで同じく3分の1、果物も25kg前後で、現在の3分の2に満たなかった。当時米国の食料消費はすでに飽食水準に近く、肉類は約100kg、牛乳・乳製品は150kgを超えていた。

当時は1ドル＝360円の人為的な固定相場だったから、彼我の所得水準と食品諸価格の厳密な比較は難しいが、筆者の家族に関する限り、収入は財団からの奨学金で実質的に3倍くらいに高まり、食品の価格は日本にいたときの2分の1、肉類などは3分の1くらいが生活実感であった。移り住んだ最初の頃は、スーパーで珍しさもあって大きく分厚なステーキ肉を買い込み、現地の食事をいろいろ試してみたが、やがて短粒種の米や醤油などもシカゴまで2時間ドライブすれば手に入ることが分かり、その後2

年間続いた米国での食生活の形が出来上がった。肉類の消費は飛躍的に増加した。特に鶏肉が安く、脂濃くなく日本食にも合うので、よく食べた。恐らく日本にいた時の4-5倍くらいだったかもしれない。牛肉はスーパーで薄い切り身が手に入らず、うちで切るのはなかなか大変だし、日本の肉に比べると結構硬く、風味もイマイチだったり、ひき肉で食べることが多く、量的には2-3倍程度であった。豚肉はベーコンを朝食に食べるようになったが、豚カツを毎晩食べるというわけではなかった。ハムやソーセージの種類が豊富で、手軽で美味しいので、昼食のサンドイッチ弁当に重宝した。

我が家は日本にいるときから朝はパン、昼は主に麺類、夕食だけがご飯だったが、この基本的スタイルは米国でもほとんど変わらなかった。ただ当時は醤油すら近くのスーパーでは手に入らず、味噌、豆腐、こんにゃく、納豆などは貴重品であった。野菜も、大根、ねぎ、白菜など和食向きのものは売っていなかった。細いスパゲッティーをうどんの代わりにするなどいろいろ間に合わせでしのいだ、夕食はご飯を中心にした日本食であった。スーパーに置いてある現地の食材は一般に価格は安く、他方収入も日本にいたときに比べずいぶんと多く、周りの米国人と同じような食生活を送ることは容易であった。しかし、短粒種の米と醤油を入手するために、時にシカゴまで買出しに行くのを厭わないのが現実で、筆者と境遇の似通った数組の日本人家族も、似たり寄ったりであった。みな同じくらいの年恰好で、30歳前後であった。青年期まで日本で、米を中心にした食生活を送ってきた人間にとって、米を主食とし、醤油で味付けした食体系から抜け出すのは難しい。肉類がうんと安く、しかも所得が結構高くなっても、肉がお皿の中心を占め、ジャガイモや時に生煮えの米が付け合せという食事はなじめない。青

年期までに日本で培われた食習慣の基礎構造である。

筆者らは1990年代初め、オセアニアと米国西海岸に居住する日本人駐在員家族（シドニー周辺約440世帯；ロスアンゼルス周辺約1350世帯—有効回答数）の肉類を中心とする食生活を調査する機会を持ったが、大部分の家族が米の消費量は日本にいたときと変わらず、肉類の消費は魚が減った分増えているものの、現地人家庭の水準には遠く及ばない。「牛肉の本場」において、肉料理のメインに挙げられたのは、(分厚い)ステーキではなく、焼肉・すき焼き・カレーライスと「肉じゃが」であった（森宏他、「在留邦人家庭の肉類消費実態」、1994）。

食習慣の原基は、青年期までに育った生活・社会環境によって培われ、その後加齢とともに、また折々の経済・社会状況によって変化する。その第一をコウホート効果^{*3}、第二を年齢効果、第三を時代効果と呼ぶ。最初のコウホート効果は、出生世代効果である場合も、上で縷々述べたのは出身地効果とでも言うものであるが、成人するまでに社会・家族から受けた影響を指す。

*3 コウホート (cohort) とは、古くローマの軍団の300 - 600人からなる単位で、通常同じ集落出身で、年齢的にも似通った集団。同じような社会経験を共有し、行動様式が似通った集団を指す。

森の留学経験では、同じような境遇にいた数組の日本人研究者の家族の中でも、朝から味噌汁と海苔、昼食は自宅に戻ってご飯、無論夕食も様々な工夫を凝らして典型的な和食を維持していたうちはあった。シカゴのAsian-shopに買出しに行っても思うような品は手に入らなかったから、味噌・海苔・漬物、恐らくときに重いお米も、日本の実家から航空便で送ってもらっていた。他方、あまり米飯にこだわらず、夕食

もファーストフードのピザやハンバーガーで済ますうちもあった。森の家族も日本からの小包を首を長くして待っていたほうだが、海苔とか柿の種の類が多く、さすがに重い味噌とかお米は入っていなかった。同じコウホートに属していても、全員が全く同じような行動様式を取るのではなく、かなりのバラツキはあるのが普通である。しかし、別のコウホート、たとえば同じ頃中近東のイラクやエジプトから来ていた留学生家族とは、歴然たる差が存在していた。

若しかして実際に起こりえたかも知れない仮定として、あのまま米国にとどまっていたら、どういう食生活をなっていたであろうか。その後の戸籍上の加齢は全く同じで、仮に肉体的にはそうでも、同僚や学生との付き合いなど「社会的」加齢はかなり異なっていただろう。日本なら飲み屋で行うコンパも、米国では自宅の庭でバーベキューになることが普通である。ステーキ肉の購入はずいぶん増えたであろうし、その過程で我が家の食事にも影響を受けることになる。また幼い子供達はスクールランチなどで現地の食事に慣れていくだろうから、その影響も受ける。その後の時代の変化は、劇的な円高もあってわが国の相対的給与水準は急速に向上し、また自由化・流通の近代化などにより、食品の価格も品数もかなり国際化した。他方米国の側でも、普通のスーパーに幾種類ものカリフォルニア米が並び、醤油・豆腐はもとより、大根、白菜、細ねぎなどが自由に手に入るようになっている。ただ地域にもよるが、刺身に適した新鮮な魚類は少ない。結論から言うと、あのまま向こうに残っても、食生活の基本形は日本にいる現在とあまり変わらないと思われる。ただ良い魚が少ないだけ、良質の牛肉と鶏肉の消費が少しだけ多いかもしれない程度であろう。それは同世代の日本人研究者でもう30-40年現地で過ごしている家族や、日本で駐留米人と結婚

して現地に移り住んでいる日本人女性の食生活を見ても、ほぼ確からしい。

食料消費における「コウホート効果」とは、その程度「ロバスト」(頑健)なものであると見てよいと感じている。

4. 年齢階級別データから 世代別データを瞥見する

食料消費に影響する要因としては、職業(たとえば農業vs. サービス業)、地域、特に農村と都会、経済状況、特に収入などがあげられる。厚生労働省の『国民栄養調査』は、東北・関東など主要地域別、12大都市+特別区、……、人口5万未満、町村など人口規模別、農業・林業・事務・生産工程労務などの職業別にそれぞれ、食品群の摂取量や一日の食事の構成などを報告している。古くは農村と都市部、世帯の収入階層別に分けて、細かく栄養摂取状況が報告されていたが、1986年からは「1人世帯」の年齢階級別統計が加わり、都市部対農村や収入階級別データはやがて姿を消していった。さらに1995年からは、1-6歳、7-14歳、15-19歳、20-29歳、……、70歳以上のように、未成年を含む個人の年齢階級別データが報告されるようになった。経済が急速に成長し、食料消費が基礎的熱源の吸収を超えて、高度化・洗練化するにつれ、変化の様相が年齢と、陰伏的には世代によって変異することが認識されてきたのであろう。

ところで、主要食品群の消費が20歳代、30歳代、……、60歳代、70歳以上のように10歳刻みで計測され、1995年から2006年までデータが揃っている。各年齢セル別の値は年次によって相当ぶれるから、たとえば1995・96・97年を平均化して1996年の値、同じく2005・06をあわせて2006年の値とする^{*)}。表1に現実に

表1 ある食品の男子年齢階級別消費の変化、1996 - 2006年

	20-29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60-69歳	70-79歳	総平均
1996年	90	94	115	135	139	112	114.2
2006年	85	92	100	110	130	120	106.2

近い架空の一例が示されている。

*4 執筆時点で2007年のデータは未発表。

表1を一見して言えることは、年齢軸に沿って若年から中・高齢になるに従い消費は着増し、60歳代でピークを付け、その後70歳代になるとかなり減るが、20-30歳代よりは相当高い。縦方向に経年軸に沿っては1996年から2006年にかけて、70歳代を除くどの年齢階級でも消費は5-10%程度減少し、(単純)総平均も7%減っている。1996年の20歳代は1967-76年出生の世代(コウホート)で、2006年には30歳代のセルに移動している。このコウホートは1996年から2006年にかけて、90から92にわずかながら消費を増やしている。1996年に30歳代だった1957-66年出生のコウホートも、同じ期間に40歳代に加齢し平均して94から100に消費を増やしている。プラスの加齢効果が、(恐らくは遞減的な?)経年効果を上まわった結果と見なすことができるようである。他方1996年に50歳代だった1937-46年出生のコウホートは、同じ期間に135から130にわずかに消費を減らしている。ここではプラスの加齢効果よりマイナスの経年効果のほうが大きかったのかもしれない。

升目を左上から右下へ対角線に沿って眺める出生コウホートの視点を加えると、1996年から2006年にかけて縦軸、すなわち大半の年齢階級に見られた消費の減退は、必ずしもマイナスの経年効果を意味しないようでもある。すなわち、新しいコウホートほど消費のベースは小さく、10年経ってそれぞれが次の年齢セル移動した時、1世代古いコウホートがその年齢セ

ルにいたときの消費より少くなるという側面を無視することはできない。ただしそういう議論をするためには、表1はいかにもデータが不足しており、対角線に沿った観察がそれぞれ1行限りしか行えない。少なくとももう1行、1986年、できればさらに1行、1976年のデータが加われば、その種の分析を深めることができるだろう。ただし『国民栄養調査』では、得られるデータの期間が既述のように最近12-3年分しか得られない。短い期間のデータをいかに活用するかは重要な研究課題だが、本稿では立ち入らない*5。

*5 藤本は、『国民栄養調査』「1人世帯」の、1986から2000年に至る14ヵ年のデータを使って、独自のコウホート分析を行っている(藤本、2009)。

総務省統計局が戦後間もなく始めた『家計調査』は、1979年版から世帯主の年齢を25歳未満、25-29歳、……、60-64歳、65歳以上のように、5歳刻みで10階級に分けて、細かい品目の世帯購入量、購入単価を記載するようになった。表2は、世帯主の年齢を20歳代、30歳代のように

表2 世帯主年齢階級別鮮魚の購入量(世帯員1人当たり)の変遷、1979-2008年

世帯主年齢	1979-81	1989-91	1999-01	2008
-29歳	8.89	5.70	4.80	4.33
30-39歳	11.07	8.07	5.81	5.05
40-49歳	12.81	11.34	9.04	6.57
50-59歳	15.89	14.54	14.30	10.96
60歳+	16.74	15.98	16.96	15.87
総平均 ¹	13.02	11.87	11.72	11.08

注1: 全年齢階級の加重平均。期間内に世帯の高齢化が進んだ。

10歳刻みに再仕分けして、世帯の鮮魚購入量の動きを1979-81年、1989-91年、1999-01年と2008年の約30年間にわたって眺めたものである。この期間は世帯の平均規模が全般にかなり小さくなり、また世帯主の年齢階級によっても世帯員数が異なるので、世帯購入量は世帯員数で割って、1人あたりに換算してある。

縦軸に沿って眺めると、どの時代も世帯主の年齢階級が高くなるほど1人あたりの購入量(=消費量)は大きい。横軸に沿って眺めると、40歳代以下層は消費が劇的に減少し、2008年には30年前の半分の水準に落ちている。50歳代は減少テンポが緩慢だが、99年以降かなり急落している。60歳以上層は、ほとんど変化が無く、2008年にも30年前の高い水準を保っている。以前は50歳代と60歳代の間に大きな差は見られなかったが、最近年になると、50歳代も高齢層に比べ魚の消費は顕著に少ない。ごく最近は中年層も「魚離れ」*6しているようである。

*6 「若者の果物離れ」は、1994年度の『農業白書』で使われた。

1980年の20歳代は1950年代出生のコウホートだが、彼らは1990年には30歳代、2000年には40歳代、2008年には50歳代の年齢セルに移っている。2008年に50歳代の中年は、30年前の同年齢に比べ平均5kgも消費を落としているが、そもそもこのコウホートは若いとき、30年前には1人当たり平均(以下略)8.89kgで、その後加齢と時代の進展によって、10.96kgに消費を増やしているのである。同じ期間に、1980年に30歳代だった1940年代生まれのコウホートは、11.07から15.87kgに4.5kg以上も消費を伸ばしている。加齢の効果は歴然とプラス、時代の経年効果も必ずしもマイナスではないのかもしれない。これまで繰り返し述べてきたが、人は成人するまでに出来上がった消費の

ベース/基本型を、その後時代が移り・加齢してもかなり頑固に維持していくらしいことが、表2のデータからも傍証される。

『家計調査年報』が、世帯主の年齢階級別の購入量を公表するようになったのは1979年版からであるが、それ以前にも1971年版に限って全く同じ分類のデータが記載されている。上に示した表2に合致する20歳代から60歳代以上の世帯員1人あたりの鮮魚購入量は、総平均が13.52kgに対し、若い世帯からそれぞれ12.92、12.15、13.19、15.33、15.91各kgである。1971年の20歳代は1980年には30歳代、同じく30歳代は40歳代になっているわけだが、彼らはこの期間加齢にかかわらずそれほど消費を変えていない。どうも若い世代、特に20歳代の「魚離れ」は1970年頃から始まっているように見えるが、データが限られているので、確定的なことは言えない。

『家計調査』から得られるデータの問題点の一つは、家計以外の消費、主として外食が捉えられないこと。経済が成長するにつれ家庭の外で消費する機会が増え、世帯主の年齢によって「外食」比率がかなり相違する。『家計調査』も外食を、「すし」「中華食と和食」「学校給食」などに分けて記載しているが、素材までは分からないし、家計外における小遣いや企業の支出による消費は分からない。農水省の調査によると、たとえば牛肉と豚肉消費のそれぞれ35.0%と43.0%が家計消費で、それぞれ55.0%と38.0%は「業務用・外食用」(平成18年)と推計されている(ALIC月報)。鮮魚の家計比率はもっと高いと推測されるが、『家計調査』を使う時は、データの制約を良くわきまえておくことが必要である。

『家計調査』の世帯主年齢階級別データを利用する時に肝要なのは、データが世帯購入単位であることで、それを世帯員数で割って当該世帯

主の年齢（前後）の平均消費量とみなすことには、通常重大な問題がある。現今わが国の一般世帯は、若い世帯と高齢世帯は平均3人（ほぼ同年齢の世帯主夫婦と子供1人）と、中年世帯は4人（世帯主夫婦と子供／親2人）のことが多い。仮に世帯主と妻が20歳代後半、子供が0歳の3人家族で、ある食品を30kg購入したとして、これを3人で割って20歳代後半の消費は1人当たり、 $30/3 = 10\text{kg}$ とするのは現実的でない。食品にもよるが、ゼロ歳の幼児はほとんど食べないと見て、 $30/2 = 15\text{kg}$ とするほうが実際に近いかもしれない。下記は我々が提案する現実的簡便法である。

$$H_{27}(3) = 30 \dots\dots (1)$$

$$H_{47}(4) = 80 \dots\dots (2)$$

$$H_{62}(3) = 70 \dots\dots (3)$$

ただし： H_j = 世帯主 j 歳の世帯購入量；カッコ内は世帯員数。

常識を働かせて、(1)-(3) 式は次のように書き換えられるだろう。

$$2X_{27} + 1X_0 = 30 \dots\dots (4)$$

$$2X_{47} + 2X_{17} = 80 \dots\dots (5)$$

$$2X_{62} + 1X_{32} = 70 \dots\dots (6)$$

ただし： X_i = 年齢 i 歳個人の平均推計消費量。未知数は6個、式は3本しかないから、解けない。しかし、ゼロ歳児はこの食品は食べない： $X_0 = 0 \dots\dots (7)$ ；20歳代後半と30歳代前半の消費量は変わらない： $X_{27} = X_{32} \dots\dots (8)$ と仮定すれば、

$$X_{27} = (30 - 0) / 2 = 15 \dots\dots (9)$$

$$X_{62} = (70 - 15) / 2 = 27.5 \dots\dots (10)$$

さらに、10歳代後半は、20歳代より10%低い（『国民栄養調査』の魚介類の場合）： $X_{17} = 0.9X_{27} = 13.5 \dots\dots (11)$ と想定できれば、

$$X_{47} = (80 - 2 \times 13.5) / 2 = 26.5 \dots\dots (11)$$

上のような近似値が得られる。

現実的な簡便法と単純割り算方式を比べる

と：

	現実簡便法	単純割り算方式
X_0	0	NA
X_{17}	13.5	NA
X_{27}	15.0	$30/3 = 10$
X_{32}	15.0	NA
X_{47}	26.5	$80/4 = 20$
X_{62}	27.5	$70/3 = 23.3$

となる。

『家計調査』の世帯主年齢階級区分は5歳刻みの10区分で、世帯員構成は上にあげた(4)-(6)式ほど単純ではない。統計局で5年おきに実施されている『全国消費実態調査』（世帯分布編）や『家計調査』の巻末付録統計などに、世帯主年齢階級別の詳細な世帯員構成に関する情報がある。世帯主の年齢区分にあわせて、世帯員個人の年齢を仮に、0-4、5-9、10-14、15-19、20-24、……、70-74、75歳以上に分けると、推計すべき未知数は16階級になる。他方、方程式は25歳未満から65歳以上階級まで10本しか存在しない。解を得るためには、上の(7)、(8)、(11)式のような追加的制約式を少なくとも6本仮定する必要がある（Mori and Inaba, 1997）。

我々はここ10年近く試行錯誤を繰り返し、幼少の0-4、5-9、10-14歳と70-74、75歳以上の5階級をのぞき、隣接する年齢階級間の差は大きくない、すなわち「漸進的にしか変化しない」と想定し、階級間の残差の二乗和を最小にするような方式で各年齢個人の消費を推計している（Tanaka, Mori and Inaba, 2003など）。

5. 年齢・時代コウホート表の分解

人の肉体的状況、たとえば肺がん・胃がんの発生と死亡、政治的・社会的行動、たとえば保守・革新に対する支持や生涯にわたる貯蓄行動

などには、人が生涯を生きていくなかで出会う時代状況、たとえば禁煙が広がる／抗がん剤が発達する／高度成長で所得水準が大幅に増加する／金利水準が上下するなどが影響する。また成人し中年から老年期に加齢するに伴い、様々な変化が生じる。予防医学・臨床医学や経済学の主たる分析対象である。自らは喫煙しなくとも、幼少から成人期にかけて家族や周囲に喫煙者が多く、長期間「間接喫煙」を体験していると、中年になって肺がんを発生するリスクが高いと言われる。山間の農村部で育ち、塩分の多い食事に慣れ親しんでいる集団は、後年胃がんや血管障害に悩まされるケースが多いと聞く。それぞれが成人するまでに生まれ育った周囲の環境と、出来上がった食習慣が、時代的環境が「ニコチン・フリー」「低塩分」の方向に進んでいき、医学が進んでも、長い期間を経た後で負の影響を現すことがある。3節で述べた「コウホート効果」である。

別の論稿でも繰り返し述べてきたが、統計学的に厳密なコウホート分析は疫学や社会学の分野で発達した。社会学グループのYang *et al.* は、「識別問題」に対処する新しい手法、“intrinsic estimator” (IE) を提案した *Sociological Methodology*, 2004 の論文のなかで、1960年から1990年代末にいたる米国女性の年齢別死亡率データを用いている。その後の関連論文も、疫学関係のデータが多い。長期間にわたる客観的データが容易に手に入るからであろう。Yang *et al.* は同上論稿のなかで、年齢については0-4歳から90-94歳まで19階級、世代については1870年出生から1995年出生まで25個のコウホートの各効果を計測している。高齢層はもう少し若い線で切ってもよかったかもしれない。これは分析の目的にもよるが、常識の問題である。コウホート分析の視点から問題にしたいのは、若年層を何処から分析の対象に加えるべきか

ある。0-4歳からスタートさせると、どの年次もその年齢セルから右下に対角線に沿って同一のコウホート効果が引き継がれていくスベックになる。生涯の死亡率を左右する「健康度」の基本が、早くも0-4歳段階で決まり、加齢と時代効果を別にすれば、その後は変わらないという想定である。Smithは、その論稿に対するレスポンスのなかで、近年における死亡率の低下が小さく推計されているのは、女性の喫煙の増大と関係がありそうで、「喫煙の習慣は本来的にコウホート現象で、始まるのは思春期から若成人期の限られた年齢範囲である」と、間接的な疑問を投げている (Smith, 2004, p. 117)。

Hanayamaは、“extended cohort model” (*Statistics in Medicine*, 2007) において、コウホート効果はある特定年齢で決定され、その後は生涯不変であるという硬い想定から、その後の年齢においても環境の影響を受けて、コウホート効果に変化が加わるというより現実的なモデルを提案している。このモデルが実用化するまでは*7、たとえば上の例に関して言えば、環境の影響は0-4歳でも、5-9歳でも受け、恐らく20-24歳とか25-29歳の段階で、生涯に残る「健康度」として固まると想定するほうが自然な感じがする*8。分析の目的によって、その道の専門家の見解・助言が不可欠であろう。

*7 幾つかの食品の年齢／時代別消費データに適用を試みたが、中村のベイズ型やIEに比べ、実用的であるためには、一層の試行・琢磨が必要である (森・石橋・華山, 2009)。

*8 事実、Yang *et al.* は、IEの有効性を謳うその後の論文の中で、全く同じ女性の死亡率データのコウホート分析においては、年齢層を20-24歳からスタートさせている (Yang, Fu, Schulhore-Wohl, and Land, 2008)。

表3は、『家計調査年報』の世帯主年齢階級別購入量データから、前節で述べた世帯員構成を組み込んだ連立方程式体系を利用して、世帯

表3 個人の年齢階級別鮮魚の家計内消費の変遷、1979-2008年

(kg / 1人・年)

	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	9.79	10.28	11.34	12.23	13.8	14.79	15.06	16.5	18.97	19.89	20.38	19.39	18.05	16.37
1984	9.19	9.28	9.28	9.89	12.77	14.39	15.73	17.54	18.91	20.67	21.19	20.05	18.63	16.85
1989	7.51	8.39	8.49	8.53	10.37	12.25	14.61	17.28	18.59	19.13	19.56	18.91	17.84	16.23
1994	5.72	7.02	7.71	7.87	9.79	11.54	14.51	17.86	20.15	20.26	19.85	19.4	18.46	16.94
1999	3.84	5.15	5.96	6.62	8.26	10.1	12.65	15.62	18.33	20.25	20.43	19.95	18.91	17.31
2004	2.74	4.07	5.28	6.31	7.73	9.25	11.11	13.85	17.07	19.08	20.05	20.23	19.03	17.34
2008	2.24	3.28	4.52	5.82	7.07	8.11	9.24	11.21	13.83	16.36	18.45	19.11	17.95	16.28

出所：『家計調査』世帯主年齢階級別データから、Tanaka *et al.* modelを使って、森が推計。

表4 A/P/Cモデルの考え方

年次	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歳以上
1979	C_{k+2}		$C_k + A_{22} + P_{79}$	C_{k-1}										
1984		C_{k+2}		C_k										
1989			C_{k+2}		C_k									
1994				C_{k+2}		C_k								
1999					C_{k+2}		C_k							
2004						C_{k+2}		C_k					C_{k-1}	
2008													$0.8C_k + 0.2C_{k-1}$	

主でなく世帯員個人の年齢階級別消費を、鮮魚に関して推計したものである。年齢区分は0-4、5-9、……、70-74、75歳以上まで、5歳刻み16階級である。ただしコウホート分析の対象にするには、0-4、5-9歳は若すぎると主観的に判断し、10-14歳以上を表示してある。表3は年齢階級が5歳刻み、調査年次は1979年から2004年まで5年間隔、2004年から2008年のみ4年間隔の「標準コウホート表」である。任意の年齢階級セルから対角線に沿って右下方向に下れば、同一のコウホートの5年おきの加齢による変化を辿ることになる。

表4は表3の一部を拡大したものである。1979年に20-24歳は、1955-59年生まれの世代である。これをコウホート (k)、 C_k と名づけよう。これより5年早く生まれた世代を、コウホート (k-1)、 C_{k-1} の順に呼ぶことにする。1979年に10-14歳は、1965-69年生まれで、 C_{k+2} で

ある。通常使われる線形の年齢・年次・コウホート (A/P/C) モデルでは、たとえば1979年の20-24歳の平均個人消費 (表3では11.34kg) は、定数項Bに：

(狭義の*) 年齢20-24歳 (略して22) に特有と考えられる年齢効果、 A_{22} と、この年次1979年に特有の時代効果、 P_{79} と、55-59年出生のコウホート (k) に特有と考えられるコウホート効果、 C_k が加わったものと近似される。あくまでも経験的な近似式であり、そこにミクロ経済学における効用極大化のような演繹的な理論背景があるわけではない。どのようなデータセットには、どのようなモデルがより良くフィットするかは選択自由だが、推計のための統計手法は経済分析の分野に比べ著しく未発達で、コウホート分析に特有の「識別問題」もあり、現実には容易でない。

*9 世代から独立した「純粋の」年齢。

ある年次、 t 年における、年齢 i 歳、出生コウホート (k) の平均消費量、 X_{it} は、一般に次式 (12) で表現される。

$$X_{it} = B + A_i + P_t + C_k + e \dots\dots (12)$$

B は定数項 (総平均効果と呼ばれる) ; e は誤差項。

技術的細部に入るが、2008 年にはどのコウホートも完全には次の年齢セルに移動し終わっていない。たとえば 2008 年の 50-54 歳は、コウホート、 C_k が 80%、1 個古いコウホート、 C_{k-1} が残りの 20% を占めている。しかし隣接するコウホートは特性が飛躍的に相違することはまれなので、 $0.8C_k + 0.2C_{k-1} \doteq C_k$ と考えることにする。

表 5 個人の年齢別鮮魚消費のコウホート・パラメータ、1979-2008 年：ベイズ型モデルによる推計

総平均効果 = 12.96 (0.087) (kg/1人)

効果	SE	効果	SE	
年齢階級：		コウホート (出生期間)；		
10-14 … -3.30	0.74	-1904 … 1.18	1.10	
15-19 … -3.19	0.65	1905-09 … 1.46	0.98	
20-24 … -3.31	0.55	1910-14 … 1.85	0.88	
25-29 … -3.46	0.45	1915-19 … 2.31	0.77	
30-34 … -2.76	0.36	1920-24 … 2.69	0.66	
35-39 … -2.08	0.28	1925-29 … 2.91	0.56	
40-44 … -1.00	0.24	1930-34 … 2.90	0.56	
45-49 … 0.73	0.24	1935-39 … 3.27	0.37	
50-54 … 2.41	0.28	1940-44 … 3.51	0.30	
55-59 … 3.49	0.36	1945-49 … 2.93	0.26	
60-64 … 4.00	0.45	1950-54 … 1.79	0.26	
65-69 … 3.76	0.55	1955-59 … 0.37	0.30	
70-74 … 2.93	0.65	1960-64 … -0.70	0.37	
75+ … 1.78	2.92	1965-69 … -1.34	0.45	
時代：		1970-74 … -1.90		0.56
1979 … 0.74	0.36	1975-79 … -2.73	0.66	
1984 … 0.72	0.27	1980-84 … -3.80	0.77	
1989 … -0.03	0.19	1985-89 … -4.91	0.88	
1994 … 0.20	0.16	1990-94 … -5.73	0.98	
1999 … -0.20	0.19	1995-99 … -6.05	1.10	
2004 … -0.38	0.27			
2008 … -1.05	0.36			

表 3 の年齢 / 年次データを、(12) 式に従って、年齢・年次・コウホート効果に分解した推計結果が、表 5 および表 6 に示されている。使用したソフトは、表 5 が中村のベイズ型モデル (中村、1982 ; Nakamura, 1986)、表 6 は Yang *et al.* が開発した IE である。(12) 式そのものが、経験的な「近似モデル^{*10}」である上に、「識別問題」を回避するための統計数理手法が理論的に完成されているわけではない。推計された年齢効果、時代効果、コウホート効果のいずれについても、SE (標準誤差) は、表 6 のほうが幾分小さく出ている。しかしこれまで「一般コウホート表」および「標準コウホート表」の両方で、擬似データを作成してシミュレーション・

表 6 個人の年齢別鮮魚消費のコウホート・パラメータ、1979-2008 年：IE モデルによる推計

総平均効果 = 12.91 (0.080) (kg/1人)

効果	SE	効果	SE	
年齢階級：		コウホート (出生期間)；		
10-14 … -4.26	0.23	-1904 … -0.52	0.56	
15-19 … -4.00	0.23	1905-09 … 0.05	0.40	
20-24 … -4.03	0.23	1910-14 … 0.64	0.33	
25-29 … -4.19	0.23	1915-19 … 1.27	0.29	
30-34 … -3.22	0.23	1920-24 … 1.83	0.27	
35-39 … -2.43	0.23	1925-29 … 2.21	0.25	
40-44 … -1.21	0.23	1930-34 … 2.28	0.23	
45-49 … 0.78	0.23	1935-39 … 2.90	0.24	
50-54 … 2.72	0.23	1940-44 … 3.42	0.25	
55-59 … 3.95	0.23	1945-49 … 2.99	0.25	
60-64 … 4.66	0.23	1950-54 … 2.01	0.25	
65-69 … 4.59	0.23	1955-59 … 0.67	0.25	
70-74 … 3.90	0.23	1960-64 … -0.25	0.24	
75+ … 2.74	0.23	1965-69 … -0.69	0.23	
時代：		1970-74 … -1.06		0.25
1979 … 1.24	0.15	1975-79 … -1.73	0.27	
1984 … 1.10	0.15	1980-84 … -2.70	0.29	
1989 … 0.03	0.15	1985-89 … -3.80	0.33	
1994 … 0.23	0.15	1990-94 … -4.66	0.40	
1999 … -0.39	0.15	1995-99 … -4.85	0.56	
2004 … -0.65	0.15			
2008 … -1.55	0.15			

テストを繰り返した経験では、 R^2 、SEなどの通常の統計尺度は、設定値をよりよく再現しているかどうかの基準にはなり難いことが多い。

これまで米、果物、野菜、牛肉、オレンジなど実際の品目の消費データと、擬似的に作成したシミュレーションデータを分析してきた経験では、鮮魚のような品目タイプ（年齢効果は高齢層が高い／コホート効果は古いほうが大きい／時代効果はやや逡減的）の場合は、ベイズ型もIEも結果は酷似し、シミュレーション・テストにおいても設定値の再現パフォーマンスが高いことが分かっている（田中他、2007；森・三枝・川口、2008；森・川口・三枝、2009）。品目によっては、よりよい推定方式があるが、どの品目にも使える方式を望むのは無理のようである。

*10 Yang 他.は「社会的変化がいかに生じるかの“a poor approximation”かもしれないと断っているが（Yang *et al.*, 2008, p.1733）、従来の経済分析は一部に年齢要因を取り入れるようになってきているものの、世代（出生コホート）の視点はほぼ無視してきた（Prais・Houthakker, 1971; Salathe, 1979とSchrimperによるコメント, 1979; Blisard *et al.*, 2003; 森・三枝・Clason, 2008, pp.87-88）。

5. 消費の経年変化と経済分析

『家計調査』の世帯購入量（＝消費量）を世帯員数で単純に割った1人当り鮮魚消費量は、1979年の13.06kg（年）から、年によって0.2-0.3kg程度の振れはあるが、1994年の12.18kgを経て、2008年には10.52kgへと趨勢的に減少した。統計局の消費者物価指数の鮮魚の価格指数（2005年基準）を、総合物価指数（同じく2005年基準）でデフレートした鮮魚の実質価格指数は、1979年の125.0から1994年の104.0まで20%ポイント低下し、その後はほぼ横ばいで2008年には104.0である。鮮魚の消費減を、単純に鮮魚価格の動きで説明することはできない。魚と競合する肉類の価格は、同じく消費者物価の実質価格指数において、1979年の114.0から1994年の88.6に低下し、その後は2008年の104.1に趨勢的に上昇している。1979年から1994年にいたる鮮魚の消費減を、肉類価格の大幅低下で部分的に説明できるかもしれないが、その後も続いた消費減には肉類価格は逆の方向に作用したことになる（表7）。

家計における生鮮肉の消費は1人あたり1979年の12.03kgから1990年代後半の12.7-8kgに漸増し、その後はほぼ横ばいである。肉類の価

表7 鮮魚の1人当たり消費量および1人当たり消費支出（≡所得）と鮮魚および食肉の消費者価格指数、1979-2008年

	消費量 鮮魚 (kg/1人)	消費支出 2005年価格 (千円/1人)	同指数	物価指数 ：鮮魚	同実質 指数*1	物価指数 ：肉類	同実質 指数*1	参考 生鮮肉 の消費
1979	13.06	943.3	100.0	89.1	125.0	81.3	114.0	12.03
1984	12.90	995.5	105.5	104.0	120.5	88.7	102.8	12.27
1989	12.00	1,089.8	115.5	101.5	111.2	85.2	93.3	12.56
1994	12.18	1,145.3	121.4	104.8	104.0	89.3	88.6	12.79
1999	11.73	1,140.3	120.9	110.1	106.9	94.6	91.8	12.68
2004	11.55	1,134.5	120.5	101.8	101.5	98.3	98.0	12.10
2008	10.52	1,119.3	118.7	105.8	104.0	105.9	104.1	13.26

*1 2005年の総合物価指数基準

格が20%ポイント前後大幅に低下したから肉類消費は6-7%、0.8kg前後増大し、鮮魚消費を一部代替したらしいと考えることはできる。しかし肉類の20%の価格低下で、6-7%の消費増は、0.3より小さいごくマイルドな自己価格弾力性と、1990年代後半までの20%に達する所得増のプラスの影響を含んだもので、鮮魚を代替したことまで考慮に入れる必然性は少ないだろう。

過去30年間に於いて鮮魚自身の価格が20%も下がり、1人当り消費が20%も減少したのを、回帰式に所得を入れて、鮮魚に対する家計需要の所得弾力性は負の方向に著しく大きいと議論することは、形式的には可能であろう。しかし鮮魚が著しく上級財であるとは言えないにしても、所得弾力性はせいぜいゼロの近傍であり、著しく下級財であるらしいとの仮説に筆者達は与しない^{*11}。

*11 表8は『家計調査年報』の年間収入五分位階級のデータを、世帯員1人あたりに換算したものである。階級Iから階級Vに収入が上るにつれ、消費は増える傾向が見られる。

表8 年間収入五分位階級別1人当たり鮮魚消費量、1995年

年間収入階級	世帯主平均年齢	年間消費支出 千円1/1人	年間鮮魚消費量 kg/1人
I	42.8歳	877.0	9.4
II	42.9歳	1004.1	9.9
III	45.2歳	1135.2	11.1
IV	47.3歳	1258.9	12.2
V	49.8歳	1524.4	12.8

出所：『家計調査年報』1995年版。

全世帯の場合は、階級Iは世帯主の平均年齢が著しく高く、有業人員も少ないので、階級間の年齢差が小さい勤労者世帯のデータを取った。世帯主の年齢が上がるほど、世帯主夫婦の鮮魚消費が上がり、子供の年齢も小・中・高・大学生と上がるので、家計の食料消費は一般に増大することに留意する必要がある (Mori et al. 2006)。

表7 (前掲) の消費量は世帯消費量を世帯員数で割った単純平均値である。1979年から

2008年までわが国人口は急速に高齢化した (2節)。すでに表2からも予想され、表5-6で統計的に確定されているように、年齢の高齢化は社会の鮮魚消費にプラスに作用するはずである。他方、同時に進んだ新・旧世代の交代は、たとえば2000年以降の50歳代はすでに「戦後世代」で、戦前生まれ世代に比べるとコウホート効果は顕著に小さいことを考えると、鮮魚消費にマイナスに作用したであろうと思われる。表7の数字は、そのようなデモグラフィックな要因を含んだ変化である。

先に提示した表3のコウホート表を、(狭義の)年齢と世代および時代の3効果に分解した結果は、表5 (ベイズ型) と表6 (IE) に示されている。第1列下段の「時代効果」は、基になった『家計調査』の1979年から2008年にいたる全世帯の鮮魚消費から、人口の高齢化の影響と世代の新旧交代の影響を除去した「ネットの」経年変化の大きさを示している (3効果ともそれぞれゼロサム制約付き)。単純な1人当り平均値は、1979年から2008年まで、 $13.06 - 10.52 = 2.54\text{kg}$ だけ趨勢的に減少しているが、「ネットの」時代変化は、ベイズ型推計では、 $0.74 - (-1.05) = 1.79$; IEモデルでは、 $1.24 - (-1.55) = 2.79$ で、方向的にも、変化の大きさに関しても、ほぼ一致している。1979年から2008年の期間は、鮮魚消費の関しては、人口高齢化のプラスの作用と新旧世代交代のマイナスの作用が、ほぼ相殺しあったと見ることができそうである。期間を1979年から1994年の前期と2008年までの後期に分けて眺めても、ほぼ同じようなことが言える (表9)。

表7に示される経済的要因では、単純な1人当り鮮魚消費の減少は説明できそうもないと上に述べたが、デモグラフィックの影響を除去した「純粋」の時代変化についても、同じ結論になりそうである。恐らく過去30年における家

表9 鮮魚の家計消費における「ネットの時代効果」、1979-2008年

	単純1人当り 消費量 (kg)	ネットの消費量の変化： ベイズ型推計 (kg)	ネットの消費量の変化： IEモデル推計 (kg)
1979	13.06	$12.96 + 0.74 = 13.70$	$12.91 + 1.24 = 14.15$
1984	12.90	$12.96 + 0.72 = 13.68$	$12.91 + 1.10 = 14.01$
1989	12.00	$12.96 - 0.03 = 12.93$	$12.91 + 0.03 = 12.94$
1994	12.18	$12.96 + 0.20 = 13.16$	$12.91 + 0.23 = 13.14$
1999	11.73	$12.96 - 0.20 = 12.76$	$12.91 - 0.39 = 12.52$
2004	11.55	$12.96 - 0.38 = 12.58$	$12.91 - 0.65 = 12.26$
2008	10.52	$12.96 - 1.05 = 11.91$	$12.91 - 1.55 = 11.36$

計の鮮魚消費の趨勢的減少は、それ自身の価格、競合する肉類の価格、および世帯の所得の変化では説明できそうもない。

6. 将来の人口変化と鮮魚消費の予測— コウホート分析に何ができるか？

過去30年における鮮魚の家計消費の変化は、競合品目の肉類を含む価格と所得を変数とする通常の経済分析では説明し難い。わが国の人口はその間大きく構造変化し、高齢者の比重が著しく高まり、同時に新旧の世代交代が進んだ。鮮魚消費の場合、前者は社会の消費を押し上げる方向に作用し、「魚離れ」していると言われる戦後世代の参入と古い「魚世代」の後退は、負の方向に作用したに違いない。コウホート分析を使って、社会の鮮魚消費の変化からデモグラフィック要因を除去したネットの経時変化を析出したが、最初の単純1人当り消費の変化と大差なかった。この30年は高齢化による上向きの力と、新旧世代交代の下向きの力が相殺しあったようである。これまで生鮮果物に同種の試みを適用したとき、単純平均消費量を被説明変数にした場合は、所得弾力性が負の大きな値(-1.1)になったのに対し、ネットの時代効果を同じ回帰式に入れると、所得弾力性はほどほどの正の値(+0.28)になり、自己価格弾

力性も、前者の(-0.15)から(-0.35)と算定された。牛肉の場合は、単純平均値の場合に比べ、所得弾力性はやや低めに算定されたが、これも感覚的に了承できる(統計分析上、D-Wやt値などもクリヤー：Mori *et al.*, 2006; Mori, Clason, and Lillywhite, 2006)。

表5および6の右欄、コウホート効果を眺めると、戦後生まれも1950年代出生世代まではコウホート効果はプラスであり、1960年代前半生まれ(小・中・高校期を高度成長時代に過ごした)からマイナスに転じ、それより新しい世代になるほど、加速度的に負の値が大きくなる。ベイズ型もIE推計もほぼ同様の傾向を示している。2020年の50歳代は1960年代生まれであり、2030年の50歳代は1970年代生まれで、中高年層特有のプラスの年齢効果は、マイナスのコウホート効果で帳消しされ、人口の更なる高齢化が社会の鮮魚消費を押し上げる効果は以前ほど大きくない。

2020年の55-59歳は、1961-65年生まれで*12、この集団のコウホート効果は-0.70(表5、以下同じ)、当該年齢効果：3.49、総平均効果：12.96に、時代効果はさし当り2008年水準：-1.05に留まると仮定して、先のA/P/Cコウホートモデルの(12)式に代入すれば： $12.96 + 3.49 - 1.05 - 0.70 = 14.70$ と推定される。1980-90年代の同年齢階級の1人当たり消費量、20.0

(表3) に比べると格段に低い。2030年の40-44歳は、1986-90年生まれで、そのコウホート効果は-4.91である。上と同じ計算を施すと、2030年におけるこの年齢の1人当たり平均消費量は、6.0と推定される。1980年代前半のそれは15.0を超えていた。当時の40歳代は戦中・戦直後生まれで、肉類の1人当たり供給が年間1.0kgに満たない時代に幼少期を送った世代である。それに対し、2030年の40-44歳は、1980年代後半生まれで、肉類の供給量が1人当たり30kgを超えていた時代に育った世代である。先の3節に述べた個人的体験に照らして言えば、1960年代半ばに初めて米国に留学した筆者と、当時の米国人の差に等しいかもしれない。所得が2-3倍に増加し、さらに肉類の価格が3分の

1に低下したから、需要弾力性に従って、いかに反応したかでは十分説明しきれない。そもそも、ベース(“tastes”)が、異なっているのである。そしてこの「ベース」(コウホート効果)は、繰り返し述べてきたようになかなかロバスト(頑健)である。

*12 厳密には、表5および6に示されるコウホートより、それぞれ1年だけ後れている。

表10および11にそのようにして算出された、それぞれ2020年および2030年における、10-14歳から上方に5歳刻みの年齢階級別平均1人当たり鮮魚消費量の予測値が列記されている。表10はベイズ型、表11はIEによって推計されたパラメータの合成値である。先にも触れたが、鮮魚消費のコウホート分析に関してはベイズ型

表10 鮮魚の年齢別個人家計消費の予測、2020年および2030年：ベイズ型モデルのパラメータ推計に基づく

	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
1人当たり	kg/1人													kg/person
2008	2.24	3.28	4.52	5.82	7.07	8.11	9.24	11.21	13.83	16.36	18.45	19.11	17.95	16.28
2020	2.56	2.67	2.55	2.72	4.24	6.03	8.18	10.74	12.98	14.70	16.28	17.46	17.77	17.20
2030	2.56	2.67	2.55	2.40	3.10	4.10	6.00	8.84	11.59	13.50	14.57	14.97	15.21	15.48
階級計	kilo ton													kilo tons
2008	13.3	19.9	30.3	43.3	58.7	79.1	80.6	90.1	105.7	141.4	184.4	157.1	125.1	168.0
2020	12.6	15.0	15.6	17.1	28.7	44.6	67.3	103.3	111.9	114.5	118.7	141.2	161.2	211.8
2030	10.1	11.6	13.1	14.0	19.3	25.7	40.2	64.6	93.5	126.1	119.2	109.8	101.6	219.4
総計	計:kt	50歳+計	%:50歳+											
2008	1297.0	881.7	68.0											
2020	1163.5	859.3	73.9											
2030	968.2	769.6	79.5											

表11 鮮魚の年齢別個人家計消費の予測、2019年および2029年：IEモデルのパラメータ推計に基づく

	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
1人当たり	kg/1人													kg/person
2008	2.24	3.28	4.52	5.82	7.07	8.11	9.24	11.21	13.83	16.36	18.45	19.11	17.95	16.28
2019	2.25	2.51	2.48	2.51	4.34	6.23	8.42	11.08	13.39	15.06	16.69	17.96	18.25	17.52
2029	2.25	2.51	2.48	2.32	3.29	4.20	6.35	9.44	12.35	14.25	15.33	15.70	15.93	16.11
階級計	kilo ton													kilo ton
2008	13.3	19.9	30.3	43.3	58.7	79.1	80.6	90.1	105.7	141.4	184.4	157.1	125.1	168.0
2020	11.1	14.1	15.2	15.7	29.4	46.1	69.2	106.6	114.4	117.3	121.7	145.3	165.6	215.7
2030	8.9	10.9	12.7	13.6	20.5	26.3	42.6	69.0	99.6	133.1	125.5	115.1	106.4	228.3
総計	計:kt	50歳+計	%:50歳+											
2008	1297.0	881.7	68.0											
2020	1187.4	880.0	74.1											
2030	1012.5	808.0	79.8											

とIEはきわめて似通った結果だが、バイズ型のほうが年齢効果の線形成分の傾きがやや緩やか、他方コウホート効果のそれはやや急傾斜に出ている；IEはちょうど逆。そのため、年齢効果の高・若齢間の格差をやや大きめに、すなわち人口高齢化のプラス効果を大きく見るIEのほうが、将来における中年以上層の1人当り消費をやや大きめに算定することになる。

年齢階級別1人当り消費に当該人口数の予測値をかければ（社会保障・人口問題研究所、「将来推計人口」平成18年12月）、階級別総消費量が算出される（表10および11の中段）。過去30年間、家計における鮮魚消費は、所得と価格の経済要因でも、デモグラフィックな要因でも説明しきれない何らか他の要因でも説明しきれない何らか他の要因で、15%前後減少した。この見えない影響は引き継がれないとしても、今後間違えなく生じるであろう人口の構造変化によって、総消費は2008年の1,300キロトンから、2020年には1,160-90キロトン、さらに2030年には970-1,010キロトンに、大幅に減少すると予想される。所得や価格などの経済的変化を想定しなければ、ミクロ経済学的には、消費の増減は予想しようがない。ステイグラ・ベッカーの言う「分析上の生産性」(Stigler and Becker, *op. cit.* p.76) に関して、コウホート分析はミクロ経済学には期待し得ない貢献を、客観的な根拠に基づいて提供することができると言えそうである。

〈参考文献〉

朝野熙彦 (2001) 「コウホート分析の比較方法論的考察」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。
 藤本高志 (2009) 「食品摂取に世代効果は存在するのか?—因子間相関最小化型コウホート分析モデルによる検証」日本農業経済学会報告、筑波大学、3月28日。

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。
 厚生省保険医療局『国民栄養の現状』各年版。
 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・栗原幸一・R. A. Jussaume, Jr.,・Doren Chadee (1994) 「米国およびオセアニア在留邦人家庭の肉類消費実態」『専修大学社会科学研究所月報』373号、1-68。
 森宏・三枝義清・川口雅正 (2008) 「コウホート分析における識別問題への対処—シミュレーションによる検定—」『社会科学年報』42号、専修大学社会科学研究所、69-99。
 森宏・石橋喜美子・華山宣胤 (2008) 「コウホート分析：食料消費（再訪）」『専修経済学論集』43 (2)、85-112。
 森宏・川口雅正・三枝義清 (2009) 「コウホート分析におけるバイズ型とIEモデルのシミュレーション比較（標準コウホート表）—改善のための提案—」『専修経済学論集』44 (1)、105-134。
 中村隆 (1982) 「バイズ型コウホート・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。
 農畜産業振興機構 (alic) (2009) 『畜産2008年国内編』。
 ステイグリッツ、ジョセフ・E & カール・E・ウォルシュ (2006) 『ミクロ経済学 (第3版)』(藪下史郎他訳) 東洋経済新報社。
 総務庁統計局、『家計調査年報』各年版。
 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。
 田中正光・三枝義晴・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。

Attanasio, Orazio P. (1998) "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households," *The Journal of Human Resources*, XXXIII, 3, 575-609.
 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.
 Chern, W.S., K. Ishibashi, K. Taniguchi, and Y. Tokoyama (2003) *Analysis of the food consumption*

- of Japanese households, FAO Economic and Social Development Paper 152, Food and Agriculture Organization of the United Nations, Rome.
- Deaton, A. and S. Zaidi (2002) *Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis*, Living Standards Measurement Study (LSMS) Working Paper No. 135, Washington, D.C., The World Bank.
- Deaton, Angus (1987) "Estimation of Own- and Cross-Price Elasticities from Household Survey Data," *Journal of Econometrics*, 36, 7-30.
- Deaton, Angus (1997) *The Analysis of Household Surveys: Macroeconomic Analysis for Development Policy*, Johns Hopkins University Press.
- Deaton, Angus (1998) "Quality, Quantity, and Spatial Variation of Price," *American Economic Review*, 78 (3), 418-430.
- Dong, D., B.W. Gould, and H.M. Kaiser (2004) "Food Demand in Mexico: An Application of the Amemiya-Tobin Approach to the Estimation of a Censored Food System," *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4), 1094-1107.
- Frank, Robert H. (1994) *Microeconomics and Behavior*, Second Edition, New York, McGraw-Hill, Inc.
- Friedman, Milton, 1976, *Price Theory*, Chicago, Aldine Publishing Company.
- Gokhale, j., L. Kotlikoff, and J. Sabelhaus (1996) "Understanding the Postwar Decline in U.S. Saving: A Cohort Analysis," *Brookings Paper on Economic Activity* 1, Brookings Institution, Washington D.C.
- Hanayama, Nobutane (2007) "An Extended Age Period Cohort Model for Analyzing (Age, Period)-Tabulated Data," *Statistics in Medicine*, Vol.26, Issue 18, 3459-3475.
- Modigliani, Franco (1987) "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations," Dornbush *et al.* eds. *Macroeconomics and Finance*, MIT Press.
- 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. 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, 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 (2009) *Declining Orange Consumption in Japan—Generational Changes or Something Else?* Economic Research Report Number 71, ERS/USDA, February, pp.23.
- Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353-370,
- Perali, F. and J-P Chavas (2000) "Estimation of Censored Demand Equations from Large Cross-Section Data," *American Journal of Agricultural Economics*, 82 (4) , 1022-1037.
- Prais, S.J. and H.S. Houthakker (1971) *The Analysis of Family Budgets*, Cambridge at The University Press.
- Salathe, Larry (1979) "The Effects of Changes in Population Characteristics on U.S. Consumption of Selected Foods," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1036-1045.
- Schrimper, R.A. (1979) "Demographic Changes and the Demand for Food: Discussion," *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1058-1060.
- Seal, J., A. Regmi, and J. Berstein (2003) *International Evidence on Food Consumption Patterns*, USDA/ERS, Technical Bulletin No. 1904.
- 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.
- Stigler George, and Gary Becker (1977) "De Gustibus Non Est Disputandum," *American Economic Review*, Vol. 67, No. 2, 76-90.
- 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.

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

Yen, S.T., B-H Lin, and D.M. Smallwood (2003) “Quasi- and Simulated—Likelihood Approaches to Censored Demand Systems: Food Consumption by Food Stamp Recipients in the United States,” *American Journal of Agricultural Economics*, 85 (2), 458-478.