

高齢化の進展の下で米・鮮魚の消費はどうか

——コウホート分析——

森宏・田中正光・稲葉敏夫

1. はじめに

夏休みに2週間ほど母親とロンドンに旅していた7歳の孫娘が、帰国前父親から電話で「帰ったら一番に何が食べたい」と訊ねられ、「日本の白いご飯」と答えたとのことである。帰国当日の夕飯時、「ロンドンでもママのお友達のところでご飯炊いてもらったでしょうに」の私の問いに、「だって種類が違うもの」が返ってきた(森記)。「南魚沼」とまで言わなくとも国産の米とカリホルニア米を識別できるかどうかの面白いテーマだが、差し当たり本稿の主たる関心事ではない¹⁾。老若を問わず日本人の食生活の中で、米のご飯が特殊の地位を占めていることに異論は少ないと思われる。

1970年代の初め、小学生だった子供たちの食事の様子を見て、ご飯の食べ方がわれわれ(戦前生まれ)とはどこことなく違うのを感じていた。当時勤めていた日本リサーチセンターのU氏に話したところ、夕食のテーブルで「パパはそんなにお金持ちでないのだから、ご飯も食べてくれ」と怒鳴ることがしばしばであるとの事であった。すると子供たちは、ご飯だけをかき込むのである。おかずを一口、ご飯を二口、次におつゆを一口という食べ方ではない。それから30年経過して、次の代になると、ご飯の食べ方は更に違ってきたように感じられる。海外で欧米人を自宅の食事に招いてすき焼きなどをご馳走

することがあるが、彼らはすき焼きはすき焼きで食べ、米のご飯は後からわざわざ醤油をぶっかけてかきこむパターンが普通である。孫たちのご飯の食べ方を観察していると、どうも「親日」「知日」派の欧米人の様式に近い。すでにあるところで書いたが、「移り箸」が無作法とされた時代は、はるかかなたに去ってしまったように思われる²⁾。

日本人の食事は、すでに大正中期頃から、米、野菜と魚*(*多くの地域では塩乾物)を中心に組み立てられていた(秋谷・吉田, 1988, 第4章に詳しい)。「もはや戦後でない」といわれた1955年でも、年間一人当たりの肉類の消費は3.2kgで、現在の10分の1に過ぎなかった。乳・乳製品のそれも12kgで、現在の8分の1程度であった(いずれも供給ベース)。日本人の食生活の変化を扱ったものには、中山誠記『食生活はどうか』(1960)、唯是康彦『食料経済分析』(1971)、秋谷重男・吉田忠『食生活変貌のベクトル』(1988)など数々の名著がある。これらの分析は、秋谷が引用する足立の「食卓の文法」(秋谷, p.249: 足立, 1987)を、もっぱら所得・価格や「洋風化」・「情報化」、流通の変化など経済・社会の変化という文脈で捉えてきた。「成熟段階」に達した(時子山, 1995)といわれる日本人の食料消費を占う上で、それらの視点がなお有効性を有することを疑うものではない。

ただ本稿では、わが国の人口の急速な高齢化

を踏まえ、筆者らのグループが専修大学社会科学研究所などからの助成を受け、この数年来進めてきたコウホート分析の視点から、米と魚を選び、日本人の食料消費の変貌を計量的に明らかにし、中未来のそれを予測してみたい。今後「食卓の文法」に、「広義の」年齢（肉体的な年齢と出生世代）なる一項目を付け加えていただけになることを願っている。

- 1) K.Chinen は米国西部に駐在する日本人を対象に、カリホルニア米（短粒種）と日本産米のブライントテストを実施し、統計的に両者の区別はつかなかったと報じている（*Capital University News*, Feb.6, 2003; Kasler, February 7, 2003）。筆者（森）は過去20年余、一年の3分の1くらいを海外で生活し、現地産の米で満足しているが、帰国直後、コンビニで求めるお弁当のご飯の美味しさには、毎回感激している。数年前一年間金沢大学で教えたワシントン州立大学の Jussaume 教授の一家が帰国して、3人の子供たちが一様にあげた声が、「ご飯がまずい」だったそうである。筆者の結論は、比率は確言できないが、日本人の中でも年齢に関係なく、ご飯にうるさい人と気にならない人がいる。長く外地で生活していると、お米の風味には寛大になるかもしれない。「米国およびオセアニア在留邦人家庭の肉類消費実態」（森宏・栗原幸一・R.A. Jussaume, Jr.D.Chadee）『専修大学社会科学研究所月報』No.373, 1994.7.20, 特に11-13ページ（品質に対するこだわり）を参照されたい。
- 2) 一口おかずを食べればご飯に戻るのが「正しい作法」で、おかずから（別の）おかずに移るのは「無作法」とされていた。「戦後における食料消費の激変と世代効果」森宏報告, 3ページ, 『専修大学社会科学研究所月報』No. 439, 2000.1.20.

2. 戦後における食料消費 の変化—概観

敗戦後10年たって日本人の食料消費は、1人当たりのカロリー供給量に関し、戦前水準（19

34-36年平均）に回復した（吉田・秋谷, 76頁）。表1に見るように、1人1日当たりの穀物摂取量は480g, うち米類350g, 野菜250g, 「動物性食品」は115gで、うち魚介類が77g, 肉類12g, 卵類12g, 乳・乳製品がそれぞれ14gであった（『栄養調査』）。米が2.3合（茶碗に軽く7杯）、漬物を中心に相当量の野菜と、ほぼ現在程度の魚介類で日常の食事の基本が形成されていた。中程度の豚カツが100-120gとすると、肉は2週間に1枚というより、炒め野菜の中に見え隠れする程度の小さく薄い肉切れが数片といった副食であった。それから5-10年たった1960年代はじめころから、動物性食品、特に肉類と乳・乳製品の消費が増えはじめ、他方、1965年を境に米の消費は顕著に減り始めた。1990年代に入って、「バブル」の崩壊もあつてか、動物性食品の消費は伸び悩みを見せているが、米消費の低下傾向はなお止まる様子を見せていない。他方、日本人の伝統的食生活を支えてきた魚介類の消費は、1970年代半にピークをつけその後ほぼ同水準を維持している（以上表1）。

上に見た『国民栄養調査』は、栄養士などによって、被調査対象が実際に食べた食品や料理を原料換算した栄養摂取に関する調査だが、例年11月の3日間だけの、しかも世帯をベースにした聞き取りである。1995年度調査からは個人単位に切り替えられ、年齢別の摂取量も報告されるようになったが、調査日がそれまでの3日間から1日に短縮された。価格などの経済変数も得られない。

総務省統計局は全国約8000戸の世帯について（毎月6分の1ずつローテートされ同一世帯は6ヶ月で終わる）、年間を通じて収入・支出の明細を調べている（『家計調査』）。通年の調査で、都市規模・収入階級別などに、食品も、例えば魚の場合、マグロ・さんま、えびなどのように細かく分類され、購入量だけでなく価格も

表1 1人1日当たり食品群別摂取量の推移, 1955年~2001年 (g)

食品群	1955	1965	1975	1985	1995	2001
穀類総量	479.6	418.5	340.0	308.9	264.0	256.8
うち米類	346.6	349.8	248.3	216.1	167.9	160.4
小麦類	68.3	60.4	90.2	91.3	93.7	94.3
野菜類	246.2	219.4	246.7	261.7	310.4	311.0
果実類	44.3	58.8	193.5	140.6	133.0	117.4
動物性食品総量	114.9	198.3	303.3	318.7	366.8	338.7
うち魚介類	77.2	76.3	94.0	90.0	96.9	92.0
肉類	12.0	29.5	64.2	71.7	82.3	78.2
卵類	11.5	35.2	41.5	40.3	42.1	39.7
乳・乳製品	14.2	57.4	103.6	116.7	144.5	127.6

出所：「国民栄養の現状平成13年国民栄養調査結果」健康・栄養情報研究会編，第一出版

表2 米・鮮魚などの1年1人当たり家計消費の推移, 1965年~2001年

	世帯人員	消費支出	米	鮮魚	塩干魚介	生鮮肉 ²⁾	生鮮野菜
	人	1000円 ¹⁾	kg	kg	kg	kg	kg
1965	4.26	543.2	79.7	14.5	2.3	6.1	62.8
1975	3.89	894.2	51.1	14.1	3.1	10.2	66.2
1985	3.71	1026.0	41.6	12.6	3.9	12.5	62.3
1995	3.42	1172.2	31.1	12.4	3.7	12.9	58.0
2001	3.22	1150.4	30.4	11.7	3.4	12.2	57.4

注1)：2000年消費者物価指数で補正

2)：鯨肉などを含む

出所：「家計調査年報」各年版

記載されており，わが国における家計消費の経済分析に貴重な基礎データを提供してきた。1967年報告から，世帯主の年齢階級別に米類，生鮮魚介，塩干魚介，肉類などのような中分類の消費支出が記載されているが，1979年報告からは小分類について，購入量も発表されるようになった。本稿が主として依拠するのは，1979年以降の世帯主年齢階級別データである。

表2に1965年以降2001年に至る期間について，米・鮮魚・塩干魚介・生鮮肉・生鮮野菜の年間一人当たりの家計消費の推移を示している。この期間に一人当たり実質消費支出は倍増し，米の一人当たり消費は80kgから30kgに激減，生鮮

魚と塩干魚介は16kgから15kgへ微減，生鮮肉は6kgから12kgへ倍増した。但し肉類の消費は1985年以降はほぼ横ばいである。

「失われた10年」と言われ始めてから，すでに幾年か経過した。経済の先行きは見えない。上に見た日本人の食料消費の傾向は，今後どうなっていくのであろうか。具体的には，米は今後とも減り続け，魚・肉・野菜は現状水準を維持すると考えてよいだろうか。あるいは，米の減少傾向には歯止めがかかり，魚，肉，および野菜もそれぞれの中分類の中では品目や形態に変化があるにせよ，総体としてはほぼ横ばいと見るべきであろうか。あるいは，戦後育ちの新

しい世代が人口の過半を占めるようになるにつれ、肉の消費は着実に増え、米の消費はさらに減少するというシナリオが現実的であろうか。その中で魚の消費はどうなると見るべきであろうか。よく「日本人は若いうちは肉、年をとるに従い魚になる」と言われており、人口の高齢化が進む中で、総体として魚消費は増えるであろうとする見方もある。しかし欧米の年寄りを見れば、「年をとれば魚」と言う図式は当たらないかもしれない。肉で育った世代は、年をとっても魚に移るとは限らない。その点を計量的に確定することこそが、“コウホート分析”の主たるねらいである。

『家計調査』では外食は、一般外食と学校給食に分けられ、前者はさらに日本そば、中華そば、すしなどに細分類されているが、金額表示だけで、それらの内容は不明である。近年レトルト食品や（半）加工食品の比重が高まっているが、それらの内容換算は容易ではない。家計の食料費に占める「一般外食」費（学校給食費は除く）の比重は1965年の6.3%から1985年の13.3、更に2000年には16.6%にまで高まっている。その中には、家族員が自らの小遣いから支出した外食やコンビニ・自動販売機で求めた食品や飲料なども含まれない。また『家計調査』は単身者世帯を対象としていない（『国民栄養調査』は1人世帯をも含む）。われわれもそれらの限界は十分心得ており、別途『国民栄養調査』やマクロの『食料需給表』などのデータで補完されねばならないと思っている。

表1に示されている『栄養調査』による家計の内外と加工・非加工を問わない総摂取量と、表2の家計の購入時点で捉えた消費量を比べると、いずれの食品群についても、家計消費の比重は傾向的に低下しているように見える。例えば米の消費（1人当たり、以下略）は、1965年から2001年にかけて、『栄養調査』では54%の

低下だが、『家計調査』では62%低下したことになる。同じく魚介類は前者では21%増えているのに、後者では19%の減少を示している（但し後者は鮮魚のみ。塩干類は50%増えている）。肉類については同じ期間に前者では2.6倍なのに、後者では2.0倍にとどまっているなどである。それらの乖離は、統計上の誤差を除けば、主として、上述したように、外食が増えたことと、家庭内でも加工食品の形での消費が増えたことによるものであろう³⁾。

3) 肉類については、農水省食肉鶏卵課が、牛・豚・鶏肉の家計・加工・家計外消費の比率を、1975年以来毎年推計している。水産物や野菜についても、各種元データにアクセスを持つ機関が、同種の推計を実施することが望まれる。

3. 個人の年齢階級別消費の推計

表3に一例として、1995年⁴⁾における世帯主年齢階級別、米および鮮魚の世帯購入量を示してある。各年齢階級の世帯購入量を2列目の世帯人員の数で割って、それぞれの年齢階級の1人当たり消費とみなす簡便法があるが、世帯主とほぼ同年齢なのは配偶者だけで、それ以外は子供か同居の親兄弟であるのが普通である。例えば25歳未満の世帯人員2.88人の（おおまかに）0.88人は幼児で、米や魚はあまり食べないであろうから、20歳台前半の米消費は1人当たり： $50.42 / 2.88 = 17.51$ (kg) とするのは過小推計になりかねない。他方40歳台後半の3.95人の（おおまかに）1.95人は食べ盛りの10歳台後半であるかもしれないから、 $121.36 / 3.95 = 30.72$ (kg) を40歳台後半の1人当たり消費とみなすのは、逆に過大推計になるかもしれない。生鮮果物などのように若い成人の消費が近年日立って低下しているのは、この簡便方でも、と言うより、別に世帯員数で割らなくとも、世帯

表3 世帯主年齢階級別データ：米と鮮魚の年間購入数量，1995年の例

世帯主の年齢階級	集計世帯数	世帯人員人	消費支出1000円	うるち米kg	鮮魚kg
全世帯平均	7,923	3.42	3,949	104.5	42.24
～24	50	2.88	2,639	50.42	19.02
25-29	279	2.97	3,137	50.37	17.22
30-34	614	3.45	3,408	56.74	21.76
35-39	826	3.99	3,758	78.45	29.62
40-44	1,000	4.19	4,179	104.68	38.04
45-49	1,098	3.95	4,714	121.36	48.51
50-54	984	3.56	4,645	125.61	53.25
55-59	869	3.14	4,160	122.33	51.95
60-64	822	2.85	3,689	112.06	48.11
65～	1,383	2.61	3,179	105.79	43.24

主の年齢階級別世帯購入量の推移を眺めればおおよその傾向は掴める（但し未成年者のそれは分からない）。より深刻な問題は10年とか20年間の経年のデータから、世代別に加齢の効果を捉えるときに生ずる。例えば、1980年に世帯主が30歳の「標準的な」4人家族がある食品を年間40kg購入し、1995年に同じく45歳の4人家族が80kg購入したとする。1980年に30歳の成人は $40/4=10$ (kg)，1995年に45歳は $80/4=20$ (kg)消費した、すなわちこの出生コウホート*（*1950年に誕生）は30歳から45歳に加齢するに伴い、当該食品の消費を10から20kgに増やしたとみておおむね正しいであろうか。世帯主が30歳のときの夫婦以外の世帯員は幼児で、食品にもよるが、1人当たりの消費はゼロに近かった、逆に世帯主が45歳のときの2人の子供は10歳台後半で、親と同じくらい、ないしそれ以上消費していたかもしれない。とすると、真実に近い数値は、1980年に30歳の成人は $40/2=20$ (kg)，また1995年に45歳の成人は $80/4=20$ (kg) ないしそれより少なく、この期間当該コウホートの消費は加齢にかかわらずあまり変わっていないのかもしれない。牛乳のように幼児や年少者の消費が多い食品については、別

の問題が生じうるだろう。

筆者らはこの問題を現実的に解消すべく、世帯主の年齢階級別に世帯員の年齢構成を推定し、連立方程式を解く形で、未成年者と世帯主と同居する高齢者を含む全世帯員の年齢階級別消費を推計する努力を続けてきた (Mori and Inaba, 1997; Lewis, Mori and Gorman, 1997; 森宏, 1998; Mori et al., 2001)。モデルを単純化して示せば、次の通りである。X (5), X (15), X (25), X (35), X (45), X (55) をそれぞれ5歳前後の幼児、15歳前後の未成年者、20歳台、30歳台、40歳台、50歳台の成人1人当たり推定平均消費量とする。他方、H (25), H (35), H (45), H (55) は、世帯主が20歳台、30歳台、40歳台、50歳台の世帯購入量である（世帯員はそれぞれ、3.0, 4.0, 4.0, 3.0人とする）。図式的に次のような連立方程式が成立する。

$$1.0X(5) + 2.0X(25) = H(25) \dots\dots(1)$$

$$1.0X(5) + 1.0X(15) + 2.0X(35) = H(35) \dots\dots(2)$$

$$2.0X(15) + 2.0X(45) = H(45) \dots\dots(3)$$

$$1.0X(25) + 2.0X(55) = H(55) \dots\dots(4)$$

この場合、未知数は6個で、式は4本しかないから解は求められない。しかし、仮に10歳台

の後半と20歳台の消費はほぼ同じくらい、さらに40歳台と50歳台の消費も同じくらいと想定できれば、未知数の数は4個に整理され、解は求められる。あるいは、何らかのサイドエヴィデンスに基づき、例えば、 $1.5X(5)=1.0X(15)$ 、すなわち15歳前後の子供は5歳前後の幼児に比べ、この食品の個人消費は平均的にほぼ50%多いなどの情報が得られれば、同じように未知数の整理は可能である。

単純割り算方式に比べメリットが多いことに疑問の余地はないが、世帯主の年齢階級別の家族員構成は、『家計調査年報』に記載されていない。当初は『国勢調査』や『国民生活基礎調査』などから、近似的な推計を充てていたが、やがて『家計調査』の各年の個票の解析に基づく完全な家族員構成の基礎データが提供された。推計上のさらに基本的な変化（改良？）として、上の連立方程式を「固く」解くのではなく、すべての式に誤差項を認め、それら誤差の二乗和を最小にするようにパラメータを求めるという方式に変えていった。未知数の数のほうが方程式の数を上回る問題は、個人の年齢階級を5歳刻みで仕分けし、隣接する年齢間では差異は「漸進的」とする想定をすべての年齢階級にかぶせることで、上記のように40歳台と50歳台の消費は同じとか、どの年齢階級はどの階級よりxx%多い／少ないなどとする恣意的な想定を排除することになった。それらの展開については、森ほかによる関連文献を参照されたい（特にMori, Clason, Dyck and Gorman, 2001, Appendix）。簡単な数学的なサマリーは、巻末の付録1に記載してある。

以上のような連立方程式体系を解いて、世帯主の年齢階級別世帯購入量データが得られる1979年から2001年⁵⁾に至る23ヵ年の各年について、米および鮮魚の家計消費を世帯員個人の年齢階級別に分けて推計した（表4および5）。

元データの不規則な変動（特に世帯主が若年の世帯は集計数が少ないこともあり、不自然な振幅が見られる⁶⁾と、隣接する年齢間の変異は「漸進的」とする想定が満たされないケースがあり、異常に大きな残差を示す式が現れることがまれでない。そのような場合は、Huber（1981）や藁谷（1992）に従ってウェイトを小さくし、「頑健推定」を心がけた。世帯データから世帯員個人の年齢別消費を推計する仕方は、Mori and Inaba が1996年に始めてから7年経過しており、それなりの改良は加えられているが、まだ社会的認知を得るまでには至っていない。さらなる改良を待ちたい。

- 4) 『国民栄養調査』は1995年調査から、幼児から70歳以上層までの個人の年齢階級別食品群摂取を発表するようになった。
- 5) 『家計調査年報』は、2000年から世帯主の年齢階級が従来の5歳から10歳刻みに変えられた。但し2001年分までは、別途（CD-ROM）5歳刻みの情報を得ることが出来る。
- 6) 例えば森宏「食品・酒類の年齢別消費構造の変化」表2・3『専修経済学論集』33（1）など参照。米について、付録表3に最近数年間の実例をあげておいた。

4. 年齢・世代・年次効果への分離

——コホート分析——

まず表4の米について：過去20数年個人の年齢別消費を概観すると、まず40歳台後半以上の中高年者のほうが10歳台の成年者を含む若年者に比べ全期間を通してかなり多い（既述のように『家計調査』は外食はカバーしていない。中高年層に比べ若年層の外食、主に昼食、の比率は顕著に高い。『国民栄養調査』第2部、各年版。以下繰り返さない）。高年者階級でも70歳を過ぎるとやや低下する。1979年から2001年にかけて、どの年齢階級でも1人当たり消費は顕著に低下傾向を示している。1980年代初めに20

表4 米の年齢階級別1人当たり家計消費の推計, 1979~2001年

(kg/年)

年齢 年次	0-9	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-
1979	29.4	37.1	37.5	35.1	32.2	36.2	47.9	66.2	69.3	67.3	61.9	63.8	66.6	61.8	54.1
1980	29.7	37.6	37.0	33.7	31.6	35.6	46.1	69.3	71.8	62.4	61.7	63.7	59.7	52.6	45.3
1981	29.4	38.4	38.8	32.8	29.7	36.4	44.0	63.2	71.0	66.0	57.8	60.9	58.5	52.5	45.6
1982	27.1	35.2	36.0	32.7	29.8	33.5	43.6	61.7	67.2	62.2	61.2	57.1	61.2	57.5	50.5
1983	25.5	32.2	31.7	29.0	26.3	33.2	40.9	65.1	67.4	66.7	60.3	62.5	61.1	55.1	47.9
1984	23.9	36.2	37.0	33.3	29.9	32.8	40.3	61.2	67.0	60.9	60.1	56.9	56.9	51.9	45.2
1985	22.7	31.5	31.7	28.8	26.6	29.7	41.1	61.3	69.0	62.3	61.2	58.8	58.1	52.6	45.8
1986	24.3	31.0	30.4	28.5	26.7	28.4	35.0	54.0	74.4	60.4	59.6	61.0	58.9	52.7	45.5
1987	23.0	30.4	29.7	26.2	24.5	25.2	31.7	54.4	64.1	58.5	61.0	58.7	54.2	47.5	40.7
1988	17.7	23.1	24.3	23.4	23.4	22.7	35.6	56.1	59.8	57.0	57.9	57.9	48.2	43.4	37.6
1989	16.1	20.6	21.6	21.8	20.4	22.6	36.1	54.8	57.3	58.0	57.2	55.1	48.8	43.8	38.0
1990	16.6	20.9	21.1	21.0	20.2	21.6	30.1	48.6	55.2	55.1	55.7	55.2	50.5	45.4	39.3
1991	17.1	23.4	23.1	20.6	20.5	21.0	27.4	44.2	57.7	51.2	57.4	52.2	49.8	44.5	38.4
1992	13.6	18.6	21.4	23.5	23.1	21.7	34.4	45.0	48.9	51.7	49.2	47.6	52.9	49.6	43.8
1993	15.5	19.9	20.7	21.3	21.6	20.6	28.1	45.7	52.1	52.4	55.0	51.0	52.4	48.3	42.3
1994	13.3	16.8	17.3	17.5	17.0	18.6	22.2	41.2	45.8	51.9	50.3	49.4	46.9	41.8	36.1
1995	12.7	16.5	17.4	19.0	19.6	18.7	24.4	35.5	44.8	47.8	50.1	45.7	47.5	44.0	38.6
1996	14.1	17.8	17.8	17.6	17.4	17.7	23.3	35.7	44.0	43.7	49.7	49.7	49.1	44.5	38.6
1997	13.5	18.2	18.3	17.3	16.7	17.3	24.1	27.8	45.1	44.3	46.4	56.1	47.1	42.3	36.5
1998	13.5	17.1	17.6	17.5	18.1	18.8	16.7	34.9	45.2	39.7	51.0	50.8	49.5	44.6	38.6
1999	10.2	12.9	13.5	14.8	15.3	19.1	24.2	36.0	39.2	44.2	50.5	53.9	51.5	45.8	39.6
2000	12.2	15.9	16.7	17.3	18.3	18.6	25.5	33.4	35.5	44.2	50.6	52.9	50.6	45.0	38.8
2001	12.7	16.6	16.9	17.0	16.8	17.7	23.6	29.3	39.6	40.8	48.5	45.3	49.2	46.6	41.3

歳台だった出生コウホートは、2000年代初めには40歳台、同じく30歳台は50歳台になっているわけだが、若い頃（当時の中高年者に比べ）米消費が少なかったコウホートは、加齢にかかわらず1980年代初頭にみられた年齢・消費パターン（40歳台後半から60歳台前半にピーク）を再現していないように見える。

次に表5の鮮魚について：米の場合同様、全期間を通して中高年層のほうが若年層に比べかなり多い。70歳を超えると消費が低下するのは米と同様である。米と違って、若年層、特に30歳台後半以下層で、1980年代初めにも相対的に少なかった個人消費が近年押しなべて激減（半減）しているが、50歳台以上層では全く変わっ

ておらず、以前の高水準を維持している。1980年代初めに20-30歳台で当時の中高年層に比べあまり鮮魚を食べなかったコウホートが、その後加齢して中高年に達するに従い、かつての「年齢・消費パターン」を再現するようになったとみることが出来るかもしれない。それにしても1980年代中以降に生じた30歳台以下層の「魚離れ」⁷⁾は劇的である。これをどう読むか。今後の魚の消費を占う上で軽視するわけにはいかないだろう。

ところで表4・5のように、ある期間にわたって個人の年齢別消費が与えられているとき、これをコウホート表と呼ぶことがある。年齢の刻みと調査年次のそれが一致すると、同一出生

表5 鮮魚の年齢階級別1人当たり家計消費の推計, 1979~2001年

(kg/年)

年齢 年次	0-9	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-
1979	8.9	11.3	11.6	11.8	12.4	13.0	13.8	13.3	14.7	19.8	19.6	20.8	19.5	17.2	14.8
1980	7.9	10.1	10.4	10.9	12.0	13.2	15.4	15.4	17.7	19.3	20.4	20.3	18.5	16.1	13.8
1981	7.9	10.4	10.7	10.8	11.2	12.1	13.8	14.3	15.7	19.3	19.8	20.6	18.1	16.0	13.8
1982	7.5	9.9	9.6	9.2	9.4	11.3	13.0	14.3	15.2	19.5	20.8	19.0	18.9	17.2	15.1
1983	7.5	10.2	10.2	10.0	10.1	11.2	13.3	14.9	15.4	20.2	21.0	20.2	19.0	16.8	14.5
1984	6.5	8.8	9.1	8.7	9.2	12.3	13.9	15.8	18.3	18.9	21.2	21.9	19.9	17.3	14.8
1985	6.5	8.3	8.3	8.6	9.3	10.9	12.5	16.6	17.7	19.2	20.6	20.3	20.0	18.0	15.7
1986	5.7	7.7	8.0	8.6	9.3	11.2	13.3	16.5	18.2	20.5	21.7	18.6	18.6	17.0	14.9
1987	5.7	7.7	7.7	7.3	7.5	10.3	12.2	15.9	18.9	18.9	19.9	20.3	18.5	16.1	13.8
1988	4.9	6.5	6.6	6.6	6.6	10.9	12.6	16.9	19.2	19.4	20.5	20.3	19.0	16.7	14.4
1989	6.0	7.9	7.7	7.5	7.5	8.6	10.6	14.0	18.7	19.4	19.4	20.4	19.1	16.9	14.5
1990	5.2	6.8	6.8	6.6	6.7	8.5	11.0	14.6	18.3	19.1	19.0	20.2	18.5	16.2	13.9
1991	4.4	5.9	6.0	6.4	6.6	9.3	11.9	14.6	18.7	20.0	19.9	19.2	19.3	17.7	15.4
1992	4.8	6.3	6.6	7.2	7.6	7.9	11.6	14.8	19.1	20.5	21.1	21.2	20.6	18.4	16.0
1993	4.8	6.2	6.1	6.4	6.7	8.0	10.9	14.7	19.8	21.2	21.5	20.8	21.3	19.6	17.2
1994	5.3	6.9	6.9	6.8	6.8	8.2	8.8	13.3	18.3	21.6	20.7	20.2	19.8	17.8	15.5
1995	5.2	7.0	6.9	6.8	6.4	7.0	8.4	11.5	18.8	21.6	22.0	20.1	19.7	17.8	15.5
1996	4.1	5.5	5.5	5.7	6.0	6.7	8.2	12.7	17.0	20.8	22.5	20.8	19.9	17.7	15.3
1997	4.2	5.7	5.8	5.8	5.9	6.4	8.1	12.6	16.1	21.3	22.1	22.2	20.1	17.4	14.9
1998	4.1	5.5	5.5	5.6	6.0	6.8	8.0	12.0	16.3	20.5	22.0	20.9	19.8	17.6	15.2
1999	4.1	5.3	5.2	5.2	5.7	6.7	7.7	11.0	15.6	18.9	21.4	21.0	20.4	18.4	15.9
2000	3.6	4.9	5.0	5.1	5.4	5.8	7.3	12.3	13.5	22.0	23.0	20.8	20.5	18.6	16.2
2001	4.0	5.5	5.6	5.6	5.7	5.5	6.6	10.7	13.0	18.7	21.3	20.4	19.9	18.0	15.6

コウホートは対角線上をたどって移動する。例えば1980年の20歳台は1990年に30歳台、2000年に40歳台に駒を進める。このような表を、「標準コウホート表」と呼ぶ。表4・5は年齢は5歳刻みで、調査年は毎年だから、同じ年齢階級(セル)に5分の1ずつ新しいコウホートが入り込み、5年で次のコウホートにとって代わられる。

先に表4および5の読み方に簡単な解説を加えたが、ある年齢階級、 i の、ある年次、 t における平均消費量、 X_{it} は、 i 年齢階級に特有の値、「年齢効果」、 A_i と、 t 年特有の値(例えば米は1994年は前年の大凶作で品質は悪く、価格は暴騰した)、「時代効果」、 P_t に影響され

る。食嗜好・許容(acceptance)が人生のどの時期かに形成され、しかもその後のライフサイクルを通じて、相当強く維持されるとすると、その効果、「コウホート効果」をも考え合わせなければならない。本稿では分析の対象に加えないが、何処で育ったかも個人の一生の食習慣を大きく左右する。例えば関西育ちは肉といえは牛肉を意味し、関東や東北育ちは豚肉であるのはよく知られている(前掲、秋谷・吉田、12章など)。学校給食でもハンバーグが珍しくない時代に育った世代と、肉は野菜炒めの中でのしか食べたことがない世代とでは、食肉に対する嗜好・許容度は当然違うだろう。

終戦直後の窮乏期あるいは逆に高度成長後の

「飽食時代」に、食嗜好が形成される時期とともに経験した集団は、他の時期に育った集団とは区別されるある特定のコウホート効果、 C_k に特徴付けられると考えられる。これらの集団の当該食品（本稿では米と鮮魚）の消費は、平均的に、そのようなこの集団特有の効果、 C_k に、その時々々の年次効果、 P_t と、加齢に伴う年齢効果、 A_i が加わったところに決まるだろう。数式で示すと：

$$X_{it} = B + A_i + P_t + C_k + E_{it} \dots (5)$$

但し B：定数項

E_{it} ：誤差項

で表される。年次が決まると、どの年齢階級、どのコウホートにも一定の年次効果、 P_t が一樣にかかるという想定は、その年どしの所得や価格など経済変数の効果や先に触れた不作による供給不足や品質低下などの要因については納得できる。しかし、「健康志向」、「簡便化志向」の高まりとか、「情報化の進展」などが横並びのどのセルにも一樣にかかるとするモデルは、必ずしも自然ではない。例えば、近年日本でも高まったコレステロールに対する関心が、若い年齢層と中年以上層の食生活に同じ様に作用するとは考えにくい。

またコウホート効果について、食様式全般（例えば、3食ともご飯でないと気がすまない、逆に朝はパンでないと胃がもたれるなど）、あるいは特定食品に対する嗜好が、人生のある時期に形成されると、それ以降の人生に強い影響をもつことは日常的に観察される。しかしかと言って、その性向が死ぬまでそのまま維持される、中途での変更は認めない*（*加齢効果と時代効果は加わるが）というモデル化も固すぎる。しかし、本稿の対象期間は1979年から2001年までの20年間強である。1980年代初めに20歳台だった集団は2000年代初めには40歳台、同じく40歳台は60歳台になっているのだが、それぞれの

食嗜好は平均的に、その後の加齢と時代の変化の影響を受けつつも、少なくともその20年間くらいでは基本的に変わっていないであろうと想定することに重大な抵抗は感じられない。

年齢要因は、日常の会話段階ではしばしば登場するが、これまでわが国における食品消費の計量分析では陽表的に考慮されることがなかった。1980年初頭から食料消費の将来予測に陽表的に年齢要因をモデル化している米国においても、広義の年齢を構成する出生コウホートの側面は考慮されていない⁸⁾。現実に合わせてモデルを複雑化しようとするれば、限られたデータの制約のもとで解を求めるには、また別種の不自然な仮定を設けなければならない。われわれの解析力が十分高くない現段階では、さし当たり、上の(5)式、コウホート分析における標準的なA/P/Cモデル⁹⁾に従って、作業を進めていくことにしたい。

人の舌は3歳で決まるなどと言われる。食嗜好が人生のどの段階で形成され、その後のライフサイクルに持ち越されるかは、食品によっても、時代によっても一概に言えない。本稿の対象品目、米と魚について、コウホート効果の形成時期がいつ頃なのか、客観的な調査はない。常識的に、小学生の低学年か小学生の高学年ないし中学生と考えることに関して、少なくとも筆者たちには抵抗がない。本稿では、10歳前半と想定した。世帯データから、世帯員個人の年齢階級別消費を推定するに当たって、10歳より若い階級の消費の推計に十分自信が持てないこともこの想定背後にある。

米については表4、鮮魚については表5にそれぞれ示される個人の年齢階級別消費から、上記(5)式の、年齢効果、 A_i 、時代（年次）効果、 P_t 、および世代効果、 C_k を推計するのが次の技術的作業である。推計すべきパラメーターは、年齢階級が10-14歳から75歳以上層まで14、年次が

1979年から2001年まで23, 世代が1979年に75歳以上であった最も古いものから1999年に10歳に達した最も新しいコウホート¹⁰⁾まで18, 計55個である。他方データは, 23行×14列=322存在し, 情報量としては十分であるかに見える。しかし, i 年齢階級の実際の年齢を i' , k コウホートの出生年次を k' とすると,

$$k' = t - i' \dots (6)$$

の一次従属の関係がある。例えば2000年に20歳の集団は1980年に出生している, 1950年に出生した集団が40歳になったのは1990年である。このように推計すべき年齢, 調査年次とコウホートの出生年次が相互に独立していない。コウホート分析における「識別問題」¹¹⁾で, 理論的には解けないとされている。

この問題を避けるには, 3つの変数のうち一つを無視する, 例えば時代効果はなかったとして, 年齢効果とコウホート効果だけを求める, あるいはコウホート効果はないものとして年齢効果と時代効果だけを分析の対象とするなどである。台湾における世帯の貯蓄率のライフサイクルを分析した Deaton (1994), 米国の家計の貯蓄行動を分析した Attanasio (1998), Deaton に倣って米国の食料消費を分析した Blisard (2001) が前者の例であり, 8) に述べている最近の米国農務省経済調査局による食料消費の将来予測 (2003) が後者の例である。

わが国の食料消費は, 戦後急激な変化を遂げたが, 1960-80年代の高度成長期を経てすでに「成熟段階」に達しているといわれている (時子山, 1995)。20-30年前にすでにその段階を経験していると思われる米国の食料消費を分析する場合, 新・旧世代の差を便宜上捨象することは許されるかもしれない。その意味では, Blisard の分析結果も, 農務省の最近の予測も, 現実的意味をも持っていると考えてよいだろう。しかし, 年率実質で平均7%の経済成長を遂げ

た1970年代半から90年に至る台湾の貯蓄率 (消費率) の分析において時代効果を捨象した Deaton には, Skinner が「上潮はすべての船を, 少なくともすべての年齢層の船を底上げした」のではないかと問題点を正しく指摘した (1994)。

われわれは, 中村隆が開発したベイズ型コウホートモデルを使い, 米と鮮魚の年齢別個人消費の変化を, 年齢・時代・世代のいずれの効果も恣意的に捨象することなしに, 上記(5)式に沿った形でコウホート分析する。「識別問題」を克服するための中村の基本は, パラメーターの「漸進的変化の条件」である (中村, 1983; Nakamura, 1986)。すなわち, それぞれ隣接する年齢の間, 時代の間および世代の間では, パラメーターの変異はあまり大きくないであろうとの「自然な」想定 (Nakamura, 1986, 355-56) である。例えばある食品の個人消費において, 20歳台前半と50歳台後半の間では年齢効果の差は大きくとも, 20歳台前半と後半, あるいは50歳台後半と60歳台前半の間ではあまり違わないであろう云々である。

表4 (米) および5 (鮮魚) から, (5)式の年齢・年次・世代効果をWLSで推計するに当たって, 年齢効果・年次効果・世代効果のそれぞれについて「漸進的変化の条件」を副次的制約として加え, 赤池のベイズ型情報量基準 (A B I C) に従ってパラメーターを客観的に推計するのである。数学的解説は, 付録2に記述する。

1979年から2001年に至る世帯員個人の年齢階級別消費の変化を, 年齢・年次・世代効果に分離 (decompose)¹²⁾した推計結果が, 表6 (米), および7 (鮮魚) に示されている。分析結果の意味合いを検討する前に, 各欄の数字の読み方を説明しておこう。表7の鮮魚について, 例えば1989年における35-39歳の理論値を求めるには: (総平均効果) 13.02 + (35-39歳の年齢効

表6 米の年齢別個人消費の1979-2001年の変化を年齢・年次・および世代効果に分離 (kg/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			
10-14	-6.53	1979	10.18	-1904	3.73
15-19	-7.43	1980	8.28	1905-09	4.18
20-24	-9.42	1981	7.50	1910-14	4.82
25-29	-11.22	1982	7.21	1915-19	6.34
30-34	-10.56	1983	6.63	1920-24	6.51
35-39	-4.91	1984	6.06	1925-29	8.88
40-44	8.36	1985	5.45	1930-34	9.43
45-49	12.16	1986	4.76	1935-39	10.82
50-54	7.65	1987	2.11	1940-44	7.60
55-59	7.47	1988	-0.32	1945-49	1.35
60-64	7.32	1989	-1.17	1950-54	-3.32
65-69	6.74	1990	-2.10	1955-59	-6.45
70-74	2.83	1991	-2.52	1960-64	-5.00
75-	-2.46	1992	-2.30	1965-69	-4.35
		1993	-2.11	1970-74	-5.72
		1994	-6.07	1975-79	-8.21
		1995	-6.06	1980-84	-9.53
		1996	-6.04	1985-89	-11.00
		1997	-6.42	1990-	-10.08
		1998	-6.00		
		1999	-5.73		
		2000	-5.29		
		2001	-6.07		

総平均効果=39.25; $R^2=0.9782$

果)-4.47+(1989年の年次効果)-0.30+(この集団, 1950-54年出生コウホートの世代効果)2.91=11.16 (kg) となる。推計の元になった表5のこの集団の値は, 10.77 (kg) で, 偏差は $(10.77-11.16)/10.77=-3.6\%$ である。表6および7に示される数値から計算される各年・各年齢階級別の理論値と, 基になった表4(米) および5(鮮魚)の「実績値」の差を実績値で割った偏差比を, 付録表1(米) および2(鮮魚)に示してある。年次により, 年齢階級によりかなり偏差が大きいケースが散見されるが, 付録表3に実例を挙げて示したように, 「家計調査」の元データが年齢階級, 特に若年

表7 鮮魚の年齢別個人消費の1979-2001年の変化を年齢・年次・世代効果に分離 (kg/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			
10-14	-3.12	1979	1.19	-1904	-2.32
15-19	-3.71	1980	1.16	1905-09	-1.72
20-24	-4.50	1981	0.68	1910-14	-0.97
25-29	-5.26	1982	0.37	1915-19	0.02
30-34	-5.05	1983	0.69	1920-24	0.67
35-39	-4.47	1984	1.01	1925-29	1.68
40-44	-2.25	1985	0.62	1930-34	1.81
45-49	0.67	1986	0.48	1935-39	2.84
50-54	3.70	1987	-0.13	1940-44	4.81
55-59	5.40	1988	-0.03	1945-49	4.51
60-64	5.85	1989	-0.30	1950-54	2.91
65-69	5.67	1990	-0.72	1955-59	1.40
70-74	4.29	1991	-0.35	1960-64	-0.09
75-	2.77	1992	0.25	1965-69	-0.91
		1993	0.40	1970-74	-1.74
		1994	-0.20	1975-79	-2.59
		1995	-0.30	1980-84	-3.21
		1996	-0.62	1985-89	-3.57
		1997	-0.56	1990-	-3.55
		1998	-0.71		
		1999	-0.88		
		2000	-0.84		
		2001	-1.21		

総平均効果=13.02; $R^2=0.9857$

階級で, 年により不規則な振れを示すので, 対象全期間, すべての階級について偏差を小さくするためには, 不自然なスムージングを必要とする。そもそも世帯データから世帯員個人の消費を導出するときと, 本説のベイズ型コウホート分析の2度にわたって, パラメターの「漸進的变化」なる条件を付して推計を行っているの, さらなるスムージングはあえて行わなかった。

すでに前節の終わりで感覚的に述べたことだが, 米・鮮魚のいずれも, 年齢的には若年層が少なく(負), 中・高年層が多い(正)¹³⁾。時代効果としては, 対象期間内に米は, 総平均値

39.26に対しプラス10からマイナス6前後へと、急激な減少傾向を示しているが、他方、若年層では激減、中・高齢層では高位安定を示した鮮魚の場合、(年齢と世代効果を補整した)「純粋の」時代効果は、総平均値13.02に対しプラス1からマイナス1へ、微減程度である。新・旧の世代効果については、米・鮮魚のいずれも戦前生まれの古いコウホートがプラス、戦後、特に高度成長が始まった1960年代以降生まれが加速度的にマイナスの値を示している。次節で詳細に計算するが、米も鮮魚も、人口が中・高齢化するにつれ、平均的に1人当たり個人消費を押し上げる力が働く一方で、負の効果を持つ新しいコウホートが正の世代効果を持つ古い集団に交代するのは、全体的には消費を押し下げる力として働く。

7) 「若者の果物離れ」を公式文書で明らかにしたのは、『平成6年度農業白書』III1が最初である。

8) ERS/USDAA, *Food and Agricultural Commodity Consumption in the United States: Looking Ahead to 2020*, 2003; ERS/USDAB, *Food Expenditures by U.S. Households: Looking Ahead to 2020*, 2003はいずれも、食料消費における年齢・地域などのデモグラフィック要因を重視しているが、コウホート効果は捨象している。すなわち加齢なり移住すれば、直ちに新しい集団の特性を受け継ぐと想定されている(a, 13; b, 30など)。

9) 朝野, 348など。

10) 世代を形容するのに、「若い世代」とか「中年世代」などが、一般的である(森『コウホート分析』「はしがき」, 2001)。現在若い集団も、やがて中年になり、3-40年先には老年になる。しかし加齢にかかわらず、ライフサイクルのどの時期かに形成されたその集団共有の性向は、維持されるであろう。それは「若い」「年寄りの」ではなく、高度成長期以降生まれと戦前生まれとかの、新・旧で区別さるべきと考える。

11) 最も古典的な文献は, Mason & Fienberg (eds.) *Cohort Analysis in Social Research:*

Beyond the Identification Problem, 1985である。朝野, 2001, 1-3節, Appendix 1などを参照。

12) Blisard は, “Decomposing Age, Cohort, and Time Effects” という言い回しをしている(Blisard, 2001, 2)。

13) 年齢・年次・世代の各効果について, 下記のゼロサム条件を付して推計している。

$$\sum A_i = \sum P_t = \sum C_k = 0 \dots \dots (6)$$

4. 推計された年齢・時代・世代効果を合成して中・長期の消費を予測する

一つの具体例として, 2009年に40歳台後半(45-49歳)になる個人集団は, 1960年代前半(1960-64年)に出生している¹⁴⁾。これらの集団は2019年には50歳台後半(55-59歳)に加齢する。彼らは平均的に, 2009年に家計内で(以下略)米なり鮮魚をどれだけ消費するようになるであろうか。まず米について, 先にあげた(5)式に従って:

$$\begin{aligned} & \text{総平均効果} 39.25 + \text{年齢効果} 12.16 \\ & + \text{世代効果} -5.00 + \text{2009年の年次効果} (?) \\ & = ? \dots \dots (7) \end{aligned}$$

2009年の年次効果が与えられれば, これらの平均的消費量は決定する。次に2019年にはどうなるか。(7)式の第1項と第3項は変わらず, 第2項の年齢効果が12.16から7.47に変わり, 第4項の年次効果も2009年から2019年にかけて変化するであろうが, 与えられていない。

従来の需要予測は多くの場合, 人口構成や地域移動などの demographic な要因は捨象し¹⁵⁾, 主として所得・価格弾力性と, ときにトレンドを推計し, 中・長期的に経済成長で所得が年率何%増加し, 他方自由化や生産合理化などにより価格が何%下がれば, 需要量はどれだけ変化するであろうかを問うものであった。われわれはそれらの視点には差し当たり¹⁶⁾目をつぶり, 伝統的な需要分析が陽表的にモデルに取り入れ

表8 米の1人当たり年齢階級別家計消費の予測、2000年、2010年および2020年

(kg/年)

年齢階級	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 ⁴⁾
総平均効果	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25	39.25
年齢効果	-6.53	-7.43	-9.42	-11.22	-10.56	-4.91	8.36	12.16	7.65	7.47	7.32	6.74	2.83	-2.46
時代効果 ¹⁾	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94	-5.94
小計	26.78	25.88	23.89	25.09	22.75	28.40	41.67	45.47	40.96	40.78	40.63	40.05	36.14	30.85
2000年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-10.82	-9.82	-8.47	-6.22	-4.62	-4.87	-6.16	-3.95	0.42	6.35	10.18	9.71	8.99	6.27
計	15.96	16.06	15.42	15.87	18.13	23.53	35.51	41.52	41.38	47.13	50.81	49.76	45.13	37.12
2000年(実績値) ³⁾	15.13	15.70	16.37	16.80	18.47	24.43	32.90	38.10	43.07	49.87	50.70	50.43	45.80	39.90
2010年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-10.08	-10.08	-10.82	-9.82	-8.47	-6.22	-4.62	-4.87	-6.16	-3.95	0.42	6.35	10.18	8.57
計	16.70	15.80	13.07	12.27	14.28	22.18	37.05	40.60	34.80	36.83	41.05	46.40	46.32	39.42
2020年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-10.08	-10.08	-10.08	-10.08	-10.82	-9.82	-8.47	-6.22	-4.62	-4.87	-6.16	-3.95	0.42	8.18
計	16.70	15.80	13.81	12.01	11.93	18.58	33.20	39.25	36.34	35.91	34.47	36.10	36.56	39.03

注：1) 1995-2001年7ヵ年平均値；2) 本文中に詳述したように、例えば2000年の35-39歳階級は、表6の世代区分に合わせて、1960-64年出生のコウホートが4/5と1965-69年出生のコウホートが1/5で構成されるとして計算；3) 1999-2001年の平均；4) この年齢階級は75-79歳と80歳以上の半々からなると想定した。

なかった demographic な要因のうち、消費人口の年齢構成変化のインパクトを定量しようとするものである。日本経済は過去10数年停滞を続け、今後も成長が読めないで、時代効果を予測することはわれわれの関心と能力の範囲を超えている。

1979年から2001年に至る23年間に時代効果は、米については劇的な減少傾向を示している（プラス10からマイナス6へ。表6第2欄）。この傾向を将来に外挿し、10年なり20年先の時代効果とすることも現実的な alternatives の一つであろう。他方、鮮魚については、同じ期間に減少傾向を示しているが、そのテンポはかなり緩やかである（プラス1からマイナス1前後へ遞減。表7第2欄）。ただ両者に共通しているのは、1990年代央から低下傾向が止まり、米はマイナス6.0前後、鮮魚はマイナス0.6-8水準にそれぞれ留まっている。

若し今後の日本経済がさらなる停滞を続けるとすれば、主として経済要因を反映する時代効

果は、1990年代央からの水準に留まるのではあるまいかと観ることも出来るだろう。本稿では特に積極的な理由はないが、この見方に従うことにする。すなわち米、鮮魚のいずれについても、今後20年間くらいは1990年代央からの時代効果の水準を引き継ぎ、さらなる低下はしないと仮定する。

とすれば、先の(7)式に戻り、第4項の時代効果にマイナス5.94（1995-2001年平均）を代入すれば、2009年における40歳台後半の1人当たり消費は、40.47kgと予想される。同じく2019年における50歳台後半のそれは、年齢効果が12.16から7.47に下がる結果（表6第2欄）、35.78kgとなる。このようにして、米および鮮魚の各年齢階級別1人当たり消費を、2000年、2010年、および2020年について（合成）予測した値が、表8（米）および9（鮮魚）に示されている。2000年については、コウホート分析の基になった表3（米）および4（鮮魚）の1999-2001年の各3ヵ年平均値を、「実績値」として添

表9 鮮魚の1人当たり年齢階級別家計消費の予測, 2000, 2010, および2020年

(kg/年)

年齢階級	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 ⁴⁾
総平均効果	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02	13.02
年齢効果	-3.12	-3.71	-4.50	-5.26	-5.05	-4.47	-2.25	0.67	3.70	5.40	5.85	5.67	4.29	2.77
時代効果 ¹⁾	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73	-0.73
小計	9.17	8.58	7.79	7.03	7.24	7.82	10.04	12.96	15.99	17.69	18.14	17.96	16.58	15.06
2000年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-3.57	-3.28	-2.71	-1.91	-1.08	-0.25	1.10	2.61	4.19	4.75	3.23	2.02	1.70	0.18
計	5.60	5.30	5.08	5.12	6.16	7.57	11.14	15.57	20.18	22.44	21.37	19.98	18.28	15.24
2000年(実績値) ³⁾	5.23	5.27	5.30	5.60	6.00	7.20	11.33	14.03	19.87	21.90	20.73	20.27	18.33	15.90
2010年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-3.55	-3.55	-3.57	-3.28	-2.71	-1.91	-1.08	-0.25	1.10	2.61	4.19	4.75	3.23	1.43
計	5.62	5.03	4.22	3.75	4.53	5.91	8.96	12.71	17.09	20.30	22.33	22.71	19.81	16.49
2020年(予測値)														
世代効果 ²⁾	-3.55	-3.55	-3.55	-3.55	-3.57	-3.28	-2.71	-1.91	-1.08	-0.25	1.10	2.61	4.19	3.22
計	5.62	5.03	4.24	3.48	3.67	4.54	7.33	11.05	14.91	17.44	19.24	20.57	20.77	18.28

注: 1) 1995-2001年7ヵ年平均値; 2) 本文中に詳述したように, 例えば2000年の35-39歳階級は, 表7の世代区分に合わせて, 1960-64年出生のコホートが4/5と1965-69年出生のコホートが1/5で構成されるとして計算; 3) 1999-2001年の平均; 4) この年齢階級は75-79歳と80歳以上の半々からなると仮定した。

付してある。

2020年の最若年層, 10-14歳は, われわれの調査期間の一番後期にも出生していない。また2010年の10-14歳は1990年代後期には出生はしているが, 今回のコホート分析でカバーした最若年階級, 10-14歳に達していなかった。したがってそれらの新しい集団の世代効果は推計されていない。すでに触れたが, 戦後生まれのコホートは負の世代効果を持ち, 新しくなるほど絶対値に関して「増」している。(表6-7の第3欄)。第3欄の数値を外挿することで今後参入してくる新しいコホートの世代効果を推定することは有力な alternatives の1つである。しかしその場合, 期間をどれくらい遡るかによって推定値が大きく変わることが避けられない。さらに計算技術上, 表6および7のコホート分析のパラメータ推計に当たって, 新しいコホートほど推計作業に登場する頻度が少なく¹⁷⁾, 1個1個を外挿の独立単位として使用することに多少のためらいがある。特別

強い理由はないが, 本稿では調査対象期間の最終時期, 1990年代後半に最も新しくなった3つのコホート, すなわち1980年以降出生のコホートの世代効果の単純平均値をもって, これから参入してくる未知のコホートの世代効果とする。

表8および9の個人の年齢階級別消費予測は, 年齢区分が5歳刻みで, さらに計算過程を含んでいるので, 直感的な把握には適さないかもしれない。刻みを10歳区分にし, 1980年, 1990年と2000年(いずれも実績, 前後3ヵ年の単純平均)と, 2010年と2020年(予測値)における年齢階級別1人当たり消費の推移を示したのが, 図1(米)および2(鮮魚)である。

1979年から2001年に至る期間の米(表4)および鮮魚(表5)の1人あたり年齢階級別消費の推移を平面的に観察した折に触れたが, いずれの食品についても若年層(の消費)が少なく中・高年が相対的に多い特徴を示していた。米についてはこの期間中に老若を問わずすべての

図1 米の年齢階級別1人当たり家計消費の推計, 1980~2020年

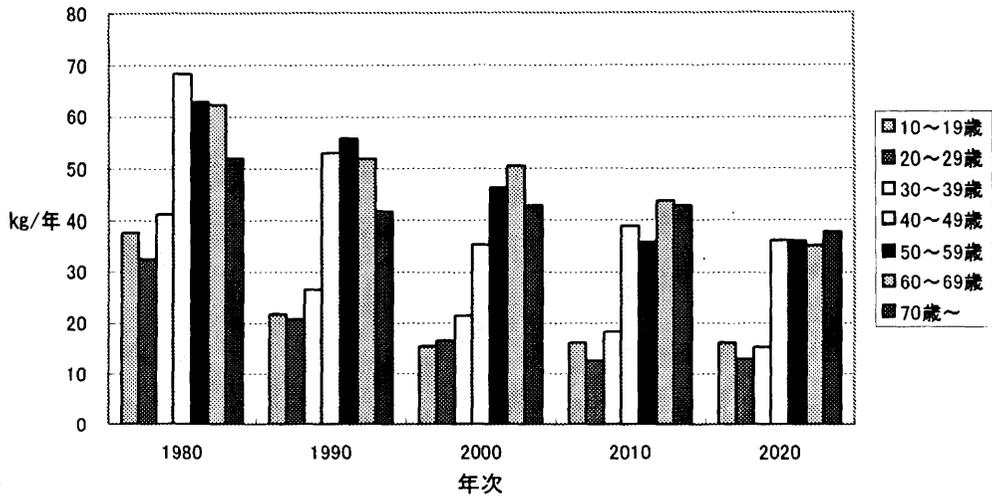
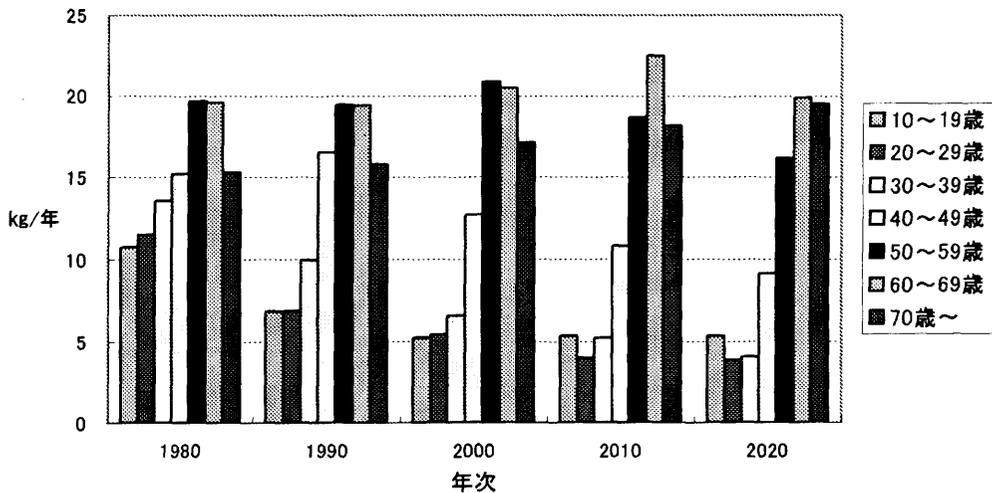


図2 鮮魚の年齢階級別1人当たり家計消費の推計, 1980~2020年



年齢階級で消費は激減したが、鮮魚については40歳台半ばより若い層においては（1人当たり）消費は激減したが、中・高年層ではほとんど変わらず以前の高水準を維持していた。世紀明けの今後20年はどうか。

われわれの計算によると、米の1人当たり家計消費は20歳-30歳台の若年成人層*ではさらに減り続けるが、中・高年層では下げ止まりとまでは言えないが、かなりの高水準を維持すると予想される（*将来時点の10歳台未成年層と

20歳台の成人層に対しては、恣意的な世代効果を貼り付けているので、客観的な予測とは言えない）。鮮魚については、過去20年間余はピーク水準を維持していた50歳台の消費が顕著に低下し、1人当たり消費のピークは60歳台後半から70歳台前半に移る。2020年には60歳台は顕著に低下し、他方70歳台がやや伸びて60・70歳台が肩を並べるようになると予想される。新しいコウホートについて多少甘めの世代効果*を付与したにもかかわらず、30歳台を含む若年層の

表10 米の年齢階級別総家計消費の予測, 2000, 2010, および2020年

(1000トン)

年齢階級	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-	総計
2000年	105	120	130	156	159	191	277	371	433	412	394	354	267	335	3,704
2010年	99	96	87	94	122	218	324	326	265	317	407	375	318	544	3,591
2020年	90	92	83	75	82	143	283	381	311	278	250	289	325	690	3,372

表11 鮮魚の年齢階級別総家計消費の予測, 2000, 2010, および2020年

(1000トン)

年齢階級	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75-	総計
2000年	37	40	43	50	54	62	87	139	211	196	166	142	108	137	1,472
2010年	33	30	28	29	39	58	78	102	130	175	222	184	136	227	1,471
2020年	30	29	26	22	25	35	63	107	128	135	140	164	185	323	1,411

「魚離れ」は一層進むように思われる(*高度成長期以降出生の新しいコウホートの逡減的な世代効果を外挿せずに、最も新しい3つのコウホートの単純平均値を充てた)。

以上のように推定された1人当たり年齢階級別消費に、年齢階級別人口予測を掛けて集計すれば、将来時点の総消費量を予測することが可能になる。表10に米、表11に鮮魚の年齢階級別総家計消費量の予測を示す。世代効果の形成・固定が10歳台と仮定した関係で、10歳未満は本稿の計算から外されている。また繰り返しになるが、2010-20年の10歳台から30歳台前半は、調査期間には10歳台に達していないので、予測は恣意的な振り付けから自由でない。さらにモデルの基本的な限定として、時代効果は1990年代半ばから不変としたことも繰り返しておかねばならないだろう。

米の総家計消費は、2000年から2010年にかけて3.0%、2020年には同じく2000年対比9.0%ずつ減少する。鮮魚のそれは同じ期間にそれぞれ0.0%、4.1%だけ減少すると予想される。いずれの商品も、減少の程度はそれほど大きくない。しかし、総消費をどの年齢階層で担うであろうかを観ると、変化の「中身」はかなり劇的であるように見える。すなわち米の場合、60歳以上

の高齢者層の総消費に占める比率は、2000年に36.45%であったのが2010年には45.78%、2020年には46.09%に高まる。同じく鮮魚の場合は、37.57%がそれぞれ52.28%、57.55%にまで上昇する(単純な人口比はそれぞれ、25.91%、33.23%、および36.55%と推計されている)。外食や弁当を含む加工食品を除く家計消費に関する限り、20年先には60歳以上の高齢者が米は50%近く、鮮魚は60%近くを消費することになる。過去20年間のデータで30年先を読むのは本意ではないが、特に鮮魚の場合2020年に75歳以上であった高齢者が世を去るにつれ総消費は急に減少し始め、60歳以上層の消費に占める比重はさらに高まるのではないかと予想される。

14) 調査期間が1979年から始まっているため、出生コウホートの区分が、1960-64年、1965-69年生まれのようにになっているため、2009年ではなく2010年を選ぶと、同年における45-49歳は、1960-64年出生コウホートが4/5、1965-69年出生コウホートが1/5ということで説明が複雑になる。実は表4および5の「一般コウホート表」から表6および7のパラメータを推計するに当たっては、各年齢セルは、例えば1980年の10-14歳階級の場合、4/5(1965-69年出生コウホート)+1/5(1970-74年出生コウホート)、次年の1981年にはそれぞれのウエイトが3/5と2/5になるようにプログラムを組んだ。表8および9の2000, 2010, お

- よび2020年の予測もそのように隣り合うコウホートを組み合わせさせた。
- 15) 前掲USDA/ERSの最近の報告書, *Food and Agricultural Commodity Consumption: Looking Ahead to 2020; Food Expenditures: Looking Ahead to 2020*はいずれも, 所得の成長以外に年齢と人種構成の変化および地域移動の効果などをモデル化している。但し年齢および地域移動のインパクトに関しては, コウホート効果を考慮に入れていない。
- 16) 現実の消費量の変化から, 年齢および世代効果の効果をうまく除去できれば, 所得弾力性や価格弾力性の計測においてバイアスが少なくなることが期待される。森・Gormanの試みはきわめてプリミティブなものだが, そうした方向への一歩である(「日本人の食料消費」6節, 1999)。
- 17) 「k個のコウホートの中央から両端に向かうほど次第に推定精度が劣化する」(朝野, 2001, 365)。

〈引用文献〉

- 秋谷重男・吉田忠 (1988). 『食生活変貌のベクトル—連続と断続の一世紀』農山漁村文化協会。
- 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。
- 足立巳幸編著 (1987). 『食生活論』医歯薬出版。
- 厚生省保健医療局栄養課. 『国民栄養の現状—国民栄養調査結果』各年版。
- 厚生省官房統計情報部. 『国民生活基礎調査』。
- 総務省統計局. 『家計調査年報』各年版。
- _____. 『国勢調査報告』。
- 時子山ひろみ (1995). 「食料消費構造における傾向的变化と所得弾力性—食料消費の「成熟」に関する計量的考察」『農業経済研究』67巻, 1号。
- 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。
- 中山誠記 (1960). 『食生活はどうか』岩波新書。
- 農林水産省大臣官房 (1995). 『平成6年度農業白書』。
- 森宏・栗原幸一・R.A.Jussaume, Jr., Doren Chadee (1994). 「米国およびオセアニア在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』No.373。
- 森宏 (1998). 「食品・酒類の年齢別消費構造の变化, 1979~1996年」『専修大学経済学論集』33巻1号。
- 森宏・Wm.D.Gorman (1999). 「日本人の食料消費—古い世代と「若い」世代」『専修大学経済学論集』34巻2号。
- 森宏 (2000). 「日本人の食料消費」『専修大学社会科学研究所月報』No.439。
- 唯是康彦 (1971). 『食料経済分析』同文書院。
- Attanasio, O.P. (1998). “Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households,” *The Journal of Human Resources*, vol.33, No.3.
- 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.Chromatie (2003). *Food Expenditures by U.S. Households: Looking Ahead to 2020*, Agricultural Economic Report No.821, ERS/USDA.
- Chinen, Ken (2003). “Study puts Japanese perceptions of California rice to the test,” *Capital University News*, California State University, Sacramento, February 06.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994). “Saving, Growth, and Aging in Taiwan,” in D.A. Wise ed. *Studies in the Economics of Aging*, Chicago University Press.
- Kasler, Dale (2003). “Valley rice as tasty as Japan’s? Seems so,” *The Sacramento Bee*, February, 7.
- Lin, BH, N.Variyam, J Allshouse, and J. Chromatie (2003). *Food and Agricultural Commodity Consumption in the United States: Looking Ahead to 2020*, Agricultural Economic Report No. 820, ERS/USDA.
- Lewis, M., H. Mori, and Wm. D.Gorman (1997). “Estimating Japanese At-Home Food Consumption by Age Groups While Controlling for Income Effects,” *Senshu U. Economics Bulletin*, Vol.32, No.2.
- Mason, W.M. and S.E. Fienberg eds. (1985). *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*, Springer-Verlag, New York.
- Mori, H. and T.Inaba (1994). “Estimating Individual Fresh Fruits Consumption by Age, 1979 to 1994,” *Journal of Rural Economics*, Vol.69,

No.3.

Mori, H., D.Clason, J.Dyck, and Wm.D. Gorman (2001). "Age in Food Demand Analysis—A Case Study of Japanese Household Data by Cohort Approach, in Mori eds. *Cohort Analysis*, op. cit.

Nakamura, Takashi(1986). "Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analyses," *Annals of Institute of Statistical Mathematics*, 38 (Part B).

Skinner, Jonathan (1994). "Comment" on Deaton and Paxson's Presentation, "Saving in Taiwan," op. cit. p.360.

付録1 森・稲葉モデル

世帯主が h 年齢階級の世帯における i 年齢階級の人員を X_{hi} 人とし、推計されるべき i 年齢階級の1人当たりの平均消費量を μ_i とし、これら乗じた和が、世帯主が h 年齢階級の世帯消費量 H_h となる形で方程式を立てる (式-1)。ここで、 $h=1, \dots, 10; i=1, \dots, 14$ である。

$$\begin{bmatrix} X_{1,1} & \dots & \dots & \dots & X_{1,14} \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ X_{10,1} & \dots & \dots & \dots & X_{10,14} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_{14} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \\ \vdots \\ H_{10} \end{bmatrix} \dots\dots(1)$$

このままでは、未知数 μ_i が14個で、式の数が10本で解が求められない。この問題を解決するために、森・稲葉はサイドエビデンスを用いて条件式を追加し方程式を解ける形にしている。当初は、式を4本追加し厳密に連立方程式体系として解いていたが、その後九州大学の川口が作った「二次計画法」を用いて、より緩やかな形式で方程式を解いている [森編, 2001: 森・稲葉, 61-2]。また、三枝等の意見を取り入れ、漸進的変化の条件を加えて解の安定化を図り [森編, 2001: 森・ゴーマン, 237-9], 更に若年の世帯主年齢では「家計調査」のサンプル数が少なく、解が不安定になりがちなので、方程式を解くときのウエイトを小さくするなどの

改良を加えて現在の改良型森・稲葉モデルとなっている。改良型においては、以下の Z の値を最小化する μ_i を求めている。ただし非負条件 $\mu_i \geq 0$ を課している。

$$Z = \sum_{h=1}^{10} \left(\sum_{i=1}^{14} \mu_i X_{hi} - H_h \right)^2 + \sum_{i=1}^{13} (\mu_i - \mu_{i+1})^2 \dots\dots(2)$$

また最近では高齢化の進展を意識し、高齢者を従来の70歳以上1本から、70-74、75-79、80歳以上に細区分する場合もある。それに伴い隣接する年齢階級間の「漸進的変化の条件」、すなわち： $1.0\mu_i - 1.0\mu_{i+1} \approx 0$ には、70歳以上の階級についてのみ、 $1.0:1.0$ の等関係ではなく、高齢化に伴い消費が逡減するような恣意的な傾斜をつけることも試みている。また、消費において男性の方が多く摂取すると考えられる品目、例えば酒類については、高齢層になるほど女性の比率が高くなるので (例えば1990年時点で男女比は、それぞれ70-74歳層では1.0:1.44, 75-79歳層で1.0:1.51, 80歳以上層で1.0:1.85であった [国連『世界人口予測』, 1996, 470-1]), 当該年齢階級の男女平均一人当たり消費をより低くすることなども試みている。『国民栄養調査』には性・年齢階級別の数字があるが、年齢の最上層は70歳以上で、十分な情報を提供してくれない。したがって、消費量逡減の程度を推し量るには、年次的にとびとびだが石橋の持つ『家計調査』の個票データの解析や、その他サイドエビデンスとなる資料を十分に利用して推計を試みている。

付録2 中村のベイズ型コウホートモデル

コウホート分析とは、表4、5のような年齢階層別のデータが、例えば1980年から2001年のように時系列的に表される場合 (必ずしも毎年である必要はない)、データを世代の視点を考慮し斜めの方向にも見ることによって、データ

表を(狭義の)年齢, 世代, および年次の3効果に分離する方法である。これにより, データの解釈を深化させることができるとするものである。

すなわち, ある消費量のデータを考えた場合, これを以下のような簡単な線形関係で表す。

$$\mu_{it} = \beta_0 + \beta_i^A + \beta_t^P + \beta_k^C + e_{it} \dots (3)$$

但し μ_{it} = t 期における年齢階級 i の消費量

β_0 = 総平均効果

β_i^A = 年齢階級 i (固有) の年齢効果

β_t^P = t 期 (固有) の時代効果

β_k^C = 出生コウホート k (固有) の世代効果

e = 誤差項

また, 3効果を平均偏差化して見やすくするために, ゼロ和制約を導入する。

$$\sum \beta_i^A = \sum \beta_t^P = \sum \beta_k^C = 0 \dots (4)$$

コウホート分析の元々の性格から, 3効果の間に $k = t - i + I$ (I は年齢階級の数) のような関係があり, デザイン行列 X の列ベクトルが一次従属の状態にある。すなわち別の表現では, デザイン行列の積 $X'X$ がランク落ちで解が一意的に定まらない。これがいわゆるコウホート分析における識別問題である。

(3)式の誤差が正規分布ををするとして, 正規分布の密度関数で表すと, (5)式ようになる (W はウエイト)。

$$f(\mu | \beta, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} |W|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - X\beta)' W^{-1}(\mu - X\beta)\right\} \dots (5)$$

中村のベイズ型コウホート・モデルの特徴は, 識別問題を解決するために, パラメータの一次階差が0の近くに分布するといった漸進的变化という感覚的に無理のない仮定を入れたことである。そして, これを具体的には(6)式のように

表わす ($\sigma_A^2 \sigma_P^2 \sigma_C^2$ は適当な重みを表す超パラメータ)。

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum_i (\beta_i^A - \beta_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_P^2} \sum_t (\beta_t^P - \beta_{t+1}^P)^2 + \frac{1}{\sigma_C^2} \sum_k (\beta_k^C - \beta_{k+1}^C)^2 \rightarrow \text{最小化} \dots (6)$$

ここで β を1次階差行列に関係する β_b とその他 β_a に分けて考える。そして(6)式を正規分布の密度関数であらわすと, 以下のように表せる。

$$\pi(\beta_b | \sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{p_b}{2}} |DK^{-1}D|^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \beta_b' DK^{-1}D \beta_b\right\} \dots (7)$$

但し, D : 1次階差行列

K : 超パラメータを配した対角行列

この事前分布の密度関数と(5)式をかけて事後密度を求め, その対数をとった事後対数尤度(8)式の最大化を目指す。

$$\log f(\mu | \beta, \sigma^2) \pi(\beta_b | \sigma_A^2, \sigma_P^2, \sigma_C^2, \sigma^2) \rightarrow \text{最大化} \dots (8)$$

超パラメータ行列 K が与えられれば, 事後対数尤度の最大化によってパラメータ β を求める。具体的には, μ, X, W をそれぞれ以下のように置き, 重み付き最小二乗法を計算し, パラメータ推定値 $\hat{\beta}$ を求める。

$$\mu = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \end{pmatrix}, X = \begin{pmatrix} X_a & X_b \\ 0 & D \end{pmatrix}, W = \begin{pmatrix} W & 0 \\ 0 & K \end{pmatrix} \dots (9)$$

$$\hat{\beta} = \left[X'W^{-1}X + \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & DK^{-1}D \end{pmatrix} \right]^{-1} X'W^{-1}\mu \dots (10)$$

そして, 超パラメータ行列 K の決定は, 赤池のベイズ型情報量基準 (ABIC) の最小化による (j は超パラメータの数, p_a は1次階差行列に関係しないパラメータの数)。

$$ABIC = -2\log f \cdot \pi d \beta_b + 2(j + p_a + 1) \dots (11)$$

ABICは近似的には以下の式で計算する。

$$\begin{aligned} ABIC &\approx n \log \hat{\sigma}^2 - \log |D'K^{-1}D| \\ &+ \log |X_b'W^{-1}X_b + D'K^{-1}D| \\ &+ 2(j+p_a+1) \cdots \cdots (12) \end{aligned}$$

ここで,

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}^2 &= \frac{1}{n} \left[(\mu - X\hat{\beta})' W^{-1} (\mu - X\hat{\beta}) \right. \\ &\quad \left. + \hat{\beta}_b' D'K^{-1}D \hat{\beta}_b \right] \text{である。} \end{aligned}$$

付録表1 米の年齢階級別個人消費のコーホート分析の再現度：実績値と理論値の偏差

(%)

年齢 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-
1979	-3.9	1.2	4.4	-8.3	-11.2	-8.8	-3.6	-2.5	1.9	-2.5	1.0	8.3	8.6	6.2
1980	3.3	4.8	5.3	-2.6	-5.0	-6.3	4.7	3.4	-2.9	-0.5	3.9	0.4	-3.9	-8.0
1981	8.0	10.8	4.0	-4.3	1.8	-6.7	-2.3	2.9	3.8	-6.8	0.7	-0.8	-2.9	-5.8
1982	1.1	4.3	3.8	-0.8	-2.8	-4.3	-3.2	-2.5	-1.8	-1.2	-5.5	3.7	6.3	5.0
1983	-5.4	-7.3	7.4	-9.6	0.8	-6.5	4.0	-1.8	5.8	-2.4	4.5	4.0	3.1	0.7
1984	8.7	9.5	7.1	7.4	4.2	-3.5	-0.2	-2.0	-2.5	-2.6	-3.9	-2.7	-2.1	-4.1
1985	-1.6	-3.2	-5.6	-2.6	-1.6	2.2	3.1	2.8	0.4	0.1	-0.3	0.4	-0.1	-1.8
1986	0.6	-4.4	-4.7	-1.0	-1.8	-10.3	-6.5	11.7	-2.1	-1.7	3.7	3.0	0.8	-1.1
1987	9.0	3.2	-4.4	-0.1	-1.6	-10.5	1.5	2.6	-1.3	4.8	3.6	-0.7	-5.0	-6.8
1988	-6.8	-7.5	-6.9	3.9	0.8	11.0	11.0	0.8	-0.3	3.7	5.5	-8.2	-10.1	-9.4
1989	-13.5	-15.8	-11.7	-7.4	6.6	17.2	12.8	-0.9	2.5	3.8	1.5	-5.1	-7.9	-6.6
1990	-6.0	-11.3	-10.0	-4.2	5.3	5.9	5.6	-0.8	0.3	2.5	3.2	-0.8	-2.2	-1.3
1991	8.1	2.0	-8.8	-1.3	3.4	0.4	-0.9	6.5	-5.4	5.5	-1.8	-2.4	-3.3	-3.3
1992	-14.9	4.1	4.7	8.7	4.0	22.0	2.5	-8.4	-3.4	-11.1	-12.4	2.4	6.8	8.2
1993	-7.0	-6.6	-4.7	0.7	-3.4	5.8	5.7	0.4	-1.3	-0.3	-5.4	0.3	3.9	3.7
1994	-1.7	-1.2	-3.1	-3.5	4.9	1.6	7.2	-1.9	6.7	-2.4	-1.0	-4.0	-1.8	-2.6
1995	-1.8	0.7	7.7	11.4	4.9	9.5	-5.9	-2.2	1.2	-1.5	-9.9	-3.1	2.2	4.0
1996	6.9	4.0	2.8	1.9	-1.4	3.6	-3.8	-2.1	-5.1	-1.0	-1.7	0.2	2.2	3.7
1997	12.8	10.2	6.5	1.5	-2.2	7.2	-29.5	3.5	0.0	-6.0	10.2	-3.6	-3.1	-0.8
1998	6.5	5.9	7.9	8.6	3.1	-38.2	-2.5	4.7	-9.7	3.9	-0.5	0.5	0.2	3.4
1999	-23.7	-22.8	-7.7	-8.3	2.3	2.3	1.5	-8.2	3.9	3.8	4.2	3.5	1.2	5.1
2000	-4.8	-0.3	7.1	9.7	-0.6	5.2	-8.3	-18.8	4.8	5.5	2.8	0.3	-1.8	0.8
2001	3.2	7.3	11.7	8.9	0.0	0.1	-21.8	-3.1	1.1	5.6	-10.5	-1.4	3.2	7.5

注1) (実績値-理論値)/実績値×100

付録表2 鮮魚の年齢階級別個人消費のコーホート分析の再現度：実績値と理論値の偏差

(%)

年齢 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-
1979	10.2	10.5	6.0	4.4	-5.2	-5.3	-10.9	-13.9	0.9	-3.3	3.3	2.8	2.3	1.0
1980	0.9	1.3	1.2	3.6	-1.1	6.0	1.4	4.8	-1.5	-0.2	0.5	-3.4	-5.1	-6.6
1981	10.5	10.6	7.7	3.9	-3.2	-1.0	-5.8	-5.7	0.7	-1.8	3.9	-4.0	-3.5	-4.1
1982	10.6	5.5	-2.2	-8.2	-5.3	-4.5	-6.0	-8.5	3.1	3.6	-3.4	1.4	4.8	5.7
1983	11.7	9.5	5.9	-0.3	0.8	-6.5	4.0	-1.8	5.8	-2.4	4.5	4.0	3.1	0.7
1984	-15.6	-9.9	-10.5	-12.6	10.5	5.6	0.5	6.9	-2.3	0.8	5.8	0.3	-0.9	-2.1
1985	-3.3	-6.7	-2.7	-2.0	-3.0	-7.1	2.6	1.2	-0.9	-0.9	-0.4	2.5	4.9	5.5
1986	-7.8	-6.9	-0.2	2.2	3.5	3.1	3.5	2.1	5.2	4.7	-9.8	-4.6	-1.2	0.4
1987	2.7	-0.4	-6.6	-8.2	4.5	1.6	3.9	6.9	-0.4	-0.7	1.3	-2.6	-4.4	-4.5
1988	-12.1	-15.2	-18.6	-15.4	11.6	6.8	8.9	5.7	0.3	1.5	-0.3	-1.3	-2.2	-1.7
1989	9.2	5.2	2.1	2.8	-3.6	-3.6	-6.1	2.9	0.6	-3.0	0.7	0.2	-0.9	-0.1
1990	5.1	2.0	-2.0	-1.0	1.4	5.0	2.4	2.9	-0.9	-3.6	1.5	-1.9	-3.5	-3.2
1991	-14.6	-14.4	-8.7	-6.2	9.6	11.4	1.9	3.5	-0.1	-2.0	-5.3	-0.4	2.4	3.7
1992	-14.5	-11.6	-2.0	2.1	-10.2	6.6	1.6	2.9	-2.4	-0.0	1.7	1.7	2.5	1.9
1993	-17.1	-19.4	-14.8	-10.5	-7.1	2.5	2.3	5.9	-1.8	0.4	-1.1	3.6	7.0	6.9
1994	5.2	5.0	4.0	1.7	6.8	-10.6	-1.4	1.5	1.1	-1.8	-1.6	-2.1	0.4	-0.5
1995	9.8	8.5	7.0	0.3	-6.2	-10.7	-13.8	6.6	1.8	3.0	-2.5	-2.1	-0.4	-0.9
1996	-7.3	-5.8	-1.5	1.1	-3.3	-6.0	1.6	0.3	-0.2	4.7	1.7	0.2	-0.6	-1.1
1997	-3.2	0.6	1.3	1.6	-6.8	-4.5	2.7	-3.5	2.5	0.8	6.7	1.1	-3.5	-5.2
1998	-3.8	-0.5	3.5	8.9	3.6	-0.3	1.8	0.5	-0.2	-0.8	0.5	0.2	-2.8	-2.9
1999	-2.3	-0.1	3.1	9.1	7.7	1.9	-2.5	-0.8	-7.4	-4.7	0.7	4.0	1.4	2.2
2000	-11.6	-3.1	2.3	6.7	-4.1	-1.7	10.6	-14.8	-0.5	2.8	-2.4	2.9	2.0	2.1
2001	6.2	14.7	20.8	21.6	-0.4	-4.3	3.2	-14.1	-3.6	-2.8	-4.1	1.1	0.7	-0.4

注1) (実績値-理論値)/実績値×100

付録表3 世帯主年齢階級別購入量 (kg/年) の年々の変動—米の場合, 1995—2000年

年次 世帯主の 年齢階級	1995		1996		1997		1998		1999		2000	
	集計数	購入量										
全世帯平均	7923	104.5	7927	103.1	7935	101.1	7941	101.6	7901	99.7	7803	100.4
～24歳	50	50.4	45	81.0	62	52.7	52	41.0	46	46.2	44	43.7
25—29	279	50.4	286	46.4	296	45.0	295	47.6	288	37.2	285	47.6
30—34	614	56.7	627	57.6	625	55.8	559	58.2	621	53.4	568	55.0
35—39	826	78.5	800	78.1	773	79.0	779	67.6	776	72.0	758	75.7
40—44	1000	104.7	902	104.4	863	94.5	835	100.7	789	96.4	793	96.6
45—49	1098	121.4	1096	122.2	1075	120.9	1026	121.3	927	108.3	864	106.8
50—54	984	125.6	918	118.6	885	117.3	925	112.9	934	114.2	956	114.9
55—59	869	122.3	894	116.6	916	113.3	911	119.0	923	117.8	856	118.6
60—64	822	112.1	902	114.7	848	122.3	897	115.8	868	120.3	886	120.3
65～	1383	105.8	1457	106.0	1594	102.8	1661	106.1	1729	108.5	1792	105.2

出所：「家計調査年報」各年版。