

# 清酒およびビールの家計消費の将来予測

## ——コウホート分析

田中 正光

(社団法人 日本リサーチ総合研究所 特別研究員)

森 宏

(専修大学名誉教授)

稲葉 敏夫

(早稲田大学教育学部教授)

石橋 喜美子

(農業・生物系特定産業技術研究機構 中央農業総合研究センター マーケティング研究室長)

### 1. はじめに

総務省『家計調査年報』は、1979年版から従来の月別・所得階級別に加え、世帯主の年齢階級別のデータも公表するようになった。年齢区分は、25歳未満から65歳以上まで5歳刻みで10階級だが、図表-1には1980年と1995年について10歳刻みで、清酒とビールの世帯当たり年間購入量を示している。清酒は1989年まで特級、1級および2級、1990年から1992年まで1級および2級に仕分けられていたが、1993年以降清酒一本になった。本稿では等級を問わず合計した値を用いている。

日常の観察からもイメージされることだが、清酒は年配者が、ビールは若い人が多い。1980年のデータはそのような傾向を示している。しかし1995年には、清酒は年配者が多い傾向はいっそう顕著になっているが、ビールのピークは1980年の30歳代から50歳代に移り、(世帯主が)60歳以上層を含み40歳代以上世帯の消費の増加が著しい。

日本人の生活・行動様式からして、一般に若いうちはビール、年をとるにつれ清酒に移るらしいことは感覚的に予想されるが、年齢と消費

のプロフィールは時代とともに変わってきているようにも見える。1980年代初めの20～30歳代は、2000年には40～50歳代になっているわけだが、図表-1の数字から、彼らの多くは若いころビールを飲み清酒はあまりたしなまなかった習性を、中年過ぎにも持ち越していると読むことが許されるかもしれない。戦後生まれ世代の「コウホート効果」が、アルコール飲料消費にも働いているらしいとする見方である。*Webster's New World Dictionary*によると、コウホート(cohort)とは、「古代ローマの軍団legionの10分の1程度を構成する、統計調査において共通要素をシェアする亜集団」となっている。「誕生コウホート」や生まれ育った国や地域(都市と農村など)を意味する「出身地コウホート」などの使われ方がある。なお、“cohort”の日本語訳は、多くの文献(たとえば『新社会学辞典』(森岡他編 1993))が「コーホート」を採用しているところ、著者は従前より「コウホート」を使用し、かつ、この訳語も少数ながら散見されるので、本論文では「コウホート」を採用した。

70歳以上の高齢者が総人口に占める割合は、米国では1980年に7.4%、2000年に9.1%(中位推計)、2020年に10.7%(同)である。同じく日本

図表-1 清酒とビールの世帯主年齢階級別年間購入量、1980および1995年

世帯主の年齢階級	1980年		1995年	
	清酒	ビール	清酒	ビール
～29歳	11.13	48.29	4.69	42.69
30～39	14.82	54.88	6.81	57.84
40～49	19.83	43.80	11.27	62.48
50～59	22.24	44.40	17.04	69.36
60～	21.14	37.34	16.98	48.93

出所:総務庁『家計調査年報』品目分類、各号

のそれは、それぞれ5.7%、10.9%、および18.7%で、人口の高齢化がより急速であることが窺われる（国際連合経済社会情報・政策分析局人口部編 1996: 814-5, 470-1）。現時点で最も新しい国立社会保障・人口問題研究所の推計によると、「中位推計」で、70歳以上の占める割合は、2000年に11.8%、同じく2020年に21.4%と予測されている（国立社会保障・人口問題研究所 2002:85, 87）。このように人口の高齢化が先進諸外国に比べひときわ急速なわが国において、伝統的・非伝統的を問わず食品の、本稿ではアルコール飲料消費の将来を占う場合、年齢視点からの接近が新しく求められているように思われる。

多少古典的な事例だが、米国においてコーヒー消費は中・高年層に多く、コーラの消費は若年層で高い。総人口の高齢化に伴いコーヒー消費は増えるであろうとする、業界筋の観測は楽観的に過ぎると警告したのは、RentzとReynoldsたちであった（Rentz et al. 1983; Rentz and Reynolds 1991）。われわれの推計によると、1980～90年代に中・高年層で高かった清酒消費は、今後総人口の高齢化にかかわらず、着実に減少するとみられる。今後中・高年齢に達する世代は、若年時の習慣を引きずると推定されるからである。その結果、2020年における清酒の総家計消費は、2000年に比べ20%以上も少ないと予測される。他方ビールの家計消費は、若・中年層人口の減少にかかわらず、現状を維持するであろうと予測される。1980～90年代に若・中年であった世代が高齢化しても、若い頃に形

成された習慣はかなりの程度維持されるであろうと推定されるからである。

## 2. モデルの設定

われわれは任意の品目の個人消費を考える場合、従来の価格・所得の経済変数と世の中一般の移り変わり（例えば古くは「西欧化」、近年では「安全志向」、「簡便化」など）を含む「時代効果」に加え、個人の（クロノジカルな）年齢特有の効果と、（彼らが生まれ育った諸環境に由来する）それぞれの世代に特有の効果、コウホート効果を無視し得ないのではあるまいかと考え始めている（森編 2001）。特にわが国のように第二次大戦後社会経済の大きな変革を経験し、また近年人口の高齢化が急速に進展しているところでは、コウホート効果をも陽表的に考慮した年齢視点からの分析が不可欠であるように思われる。特に2～3年先の近未来ではなく、10～30年先の中・長期の予測をする場合には、予想される人口構成の変化に合わせ、そのような「コウホートの接近」をモデルに組み入れる必要性が高いと考えている。「世代効果」が人生のどの時期・どの段階で形成されるかは、人の行動類型（例えば国政選挙における投票、貯蓄、食料消費など）により一概に言えないが、われわれは食料全般については思春期前半ではあるまいかと考えている。この点に関しては、今後理論・実証研究によりつめていく必要がある（Meredith and Schewe 1994:24; Mori et al. 2001: 317-8; Holbrook and Schindler 1994）。

本研究では、予測に至るまで三段階の作業手順を踏んでいる。第一段階では『家計調査』の世帯主年齢階級別のデータから個人年齢階級別のデータを導出すること。第二段階は第一段階で推計した個人年齢階級別のデータを使ってコウホート分析にかけることである。なお、第二段階で想定するコウホート分析のモデルはもっとも単純なA・P・C（Age / Period / Cohort）モデル（朝野 2001: 348）である。そして、第三段階ではコウホート分析で分離した年齢・時

代・コウホートの3効果を組み合わせて予測を行う。今回はデータが得られる過去21年間の動きを将来に投影する形で、2010～2020年の清酒およびビールの家計消費を予測する。本稿での予測の重点はあくまでも年齢要因にあり、現時点で予測し得ない所得や価格要因と時代の流れは考慮の外に置いている。

第一段階の世帯主の年齢階級別世帯データから、構成員個人の年齢階級別消費を推計するためには、森・稲葉の改良連立方程式体系を使用する (Mori and Inaba 1997; Mori et al. 2001: 318-9, 339-42)。米・乳卵・果物などの通常食品の場合と異なり、あらかじめ世帯構成員のうち未成年はアルコールを消費しないと想定した。さらに世帯主が25歳未満の世帯はサンプル数が極端に少なく、調査年次により世帯購入量が不安定なことから、25歳未満と25～29歳の2階級を加重平均して用いた。

(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  $\mu_i$  とし、これらを乗じた和が、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、 $h=1, \dots, 9; i=1, \dots, 12$  である (20～29歳は一括区分)。

$$\begin{bmatrix} X_{1,1} & \dots & \dots & X_{1,12} \\ \vdots & & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \vdots & & & \vdots \\ X_{9,1} & \dots & \dots & X_{9,12} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_{12} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} H_1 \\ H_2 \\ \vdots \\ H_9 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (1)$$

このままでは、未知数  $\mu_i$  が12個で、式の数が9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3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・稲葉2001: 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・Gorman 2001: 237-9)、さら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  $\mu_i$  を求めている。ただし非負条件  $\mu_i \geq 0$  を課している。

$$Z = \sum_{h=1}^9 (\sum_{i=1}^{12} \mu_i X_{hi} - H_h)^2 + \sum_{i=1}^{11} (\mu_i - \mu_{i+1})^2 \dots\dots\dots (2)$$

また今回は高齢化の進展を意識し、高齢者を従来の70歳以上一本から、70～74、75～79、80歳以上に細区分した。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た。高齢化するに従い生理的にもアルコールの家計内消費は逡減するが、高齢層になるほど女性の比率が高くなり、当該年齢階級の男女平均一人当たり消費を低くする。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 (国際連合経済社会情報・政策分析局人口部編 1996: 470-1)。『国民栄養調査』には「飲酒習慣の状況」(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。本研究では、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に、サイドエビデンスを頼った。

(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、図表-2のような年齢階層別のデータが、例えば1980年から2000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ものとするものである。

図表-2 清酒の個人年齢階級別消費

(リットル/年)

年齢 年次	27	32	37	42	47	52	57	62	67	72	77	82~
1980	4.59	5.93	7.50	9.06	9.40	8.71	8.08	7.77	8.20	7.69	6.22	4.44
1981	3.99	6.09	8.26	7.95	8.54	8.24	9.57	8.53	7.90	6.93	5.49	3.92
1982	3.49	6.02	6.96	7.24	8.37	9.52	10.06	7.96	7.23	6.32	5.04	3.64
1983	2.92	5.23	6.43	7.06	8.34	8.65	7.24	8.35	7.49	6.52	5.17	3.70
1984	2.48	5.00	5.38	7.05	7.35	8.26	8.66	8.34	7.93	7.07	5.65	4.06
1985	2.77	3.56	6.15	6.22	6.74	8.38	9.54	9.25	7.71	6.39	5.00	3.60
1986	3.25	3.81	5.22	7.27	7.57	9.23	9.09	8.48	7.15	6.02	4.73	3.40
1987	2.58	4.03	5.63	6.04	6.92	7.30	9.99	9.12	7.62	6.33	4.90	3.52
1988	2.38	3.20	4.59	6.37	7.12	7.83	9.00	9.52	9.09	8.12	6.47	4.64
1989	2.34	3.05	4.31	5.75	6.61	6.93	8.24	7.95	8.36	7.80	6.32	4.55
1990	1.87	3.56	4.02	4.81	7.13	7.00	7.41	10.33	7.30	5.51	4.04	2.83
1991	1.61	2.92	4.20	4.87	6.43	6.67	8.21	8.73	7.64	6.55	5.13	3.67
1992	1.80	2.20	4.69	4.80	7.13	7.69	8.00	6.75	7.95	7.78	6.43	4.67
1993	1.67	2.49	3.87	5.95	5.95	7.44	7.24	7.33	8.68	8.45	6.96	5.02
1994	1.97	2.47	3.58	4.81	5.81	6.38	7.17	7.41	8.81	8.58	7.05	5.08
1995	2.30	2.41	3.54	4.91	4.83	7.93	6.90	7.50	8.28	7.84	6.42	4.64
1996	1.48	2.12	2.78	4.72	4.88	7.47	7.97	8.11	8.84	8.34	6.80	4.92
1997	1.44	1.64	2.81	4.16	4.75	7.28	7.12	8.90	8.37	7.36	5.86	4.19
1998	1.59	2.37	2.63	3.86	5.07	5.42	7.10	7.87	7.27	6.39	5.05	3.62
1999	1.08	1.70	2.14	3.82	4.21	5.72	6.22	7.06	7.97	7.63	6.23	4.49
2000	1.33	1.13	2.13	2.77	3.55	4.88	6.65	6.81	8.32	8.21	6.77	4.91

(注) 27は、20~29歳、82~は80歳以上、その他はそれぞれの5歳刻み年齢階級の中心。

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。

$$\mu_t = \beta_0 + \beta_i^t + \beta_i^c + \beta_k^c + e_t \dots\dots\dots (3)$$

ただし  $\mu_t = t$  期における年齢階級  $i$  の消費量

$\beta_0$  = 総平均効果；  $\beta_i^t$  = 年齢階級  $i$  (固有) の年齢効果

$\beta_i^c$  =  $t$  期 (固有) の時代効果

$\beta_k^c$  = 出生コウホート  $k$  (固有) の世代効果

$e_t$  = 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。

$$\sum \beta_i^t = \sum \beta_i^c = \sum \beta_k^c = 0 \dots\dots\dots (4)$$

コウホート分析のもとの性格から、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ずるとして、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)。

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

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変化という感覚的に無理のない仮定を入れたことである ( $\sigma_i^2, \sigma_p^2, \sigma_c^2$  は適当な重みを表す超パラメータ)。

$$\frac{1}{\sigma_A^2} \sum_i (\beta_i^A - \beta_{i+1}^A)^2 + \frac{1}{\sigma_p^2} \sum_t (\beta_t^p - \beta_{t+1}^p)^2 + \frac{1}{\sigma_c^2} \sum_k (\beta_k^c - \beta_{k+1}^c)^2 \dots\dots \rightarrow \text{最小化} \dots\dots (6)$$

これにより、経済学の分野で散見されるいくつかのコウホート分析のように、3 効果のいずれかが存在しない (Attanasio 1998: 578, 581)、

図表-3 ビールの個人年齢階級別消費 (リットル/年)

年齢 年次	27	32	37	42	47	52	57	62	67	72	77	82~
1979	22.88	24.96	27.80	22.85	15.56	12.59	14.71	9.90	9.57	7.93	5.83	3.97
1980	22.56	26.66	26.42	20.23	16.55	12.79	10.58	10.75	10.17	8.37	6.15	4.15
1981	19.96	26.69	26.83	21.18	16.52	13.40	12.46	12.23	8.91	6.26	4.29	2.84
1982	23.40	24.74	27.96	21.75	14.81	13.01	14.15	14.08	9.25	5.94	3.87	2.55
1983	22.43	25.43	26.09	23.47	18.41	13.28	13.32	12.28	9.07	6.49	4.47	2.96
1984	16.57	24.49	22.49	22.68	18.04	17.32	13.99	13.66	11.01	8.42	6.10	4.17
1985	16.75	21.32	22.72	20.92	16.55	13.96	14.54	16.19	11.92	8.52	5.93	3.98
1986	18.67	22.44	23.19	23.01	21.21	16.23	13.19	15.37	11.04	7.81	5.34	3.55
1987	18.33	24.78	23.91	22.65	21.30	16.46	16.89	15.26	12.95	10.22	7.46	5.09
1988	22.21	25.89	25.89	25.70	23.12	14.96	12.78	15.56	12.65	9.70	6.89	4.61
1989	21.73	25.30	26.40	26.22	19.48	17.54	15.95	15.36	12.87	10.03	7.26	4.92
1990	21.65	29.26	30.74	29.54	26.26	18.12	20.50	17.75	12.73	9.09	6.23	4.17
1991	22.29	26.92	32.64	27.60	26.69	18.54	21.84	17.66	15.69	12.69	9.34	6.42
1992	20.07	25.10	27.07	27.82	25.63	20.21	19.28	18.68	16.58	13.41	9.88	6.71
1993	20.41	25.11	31.02	28.12	26.18	20.87	21.72	16.96	14.80	11.89	8.74	5.96
1994	20.13	26.99	34.69	31.64	28.13	26.63	25.88	21.53	18.62	14.84	10.93	7.49
1995	22.24	28.16	29.57	27.50	30.29	26.58	21.48	22.97	16.31	11.58	8.07	5.38
1996	19.71	24.75	29.45	30.52	27.61	30.04	27.97	24.55	19.34	14.52	10.48	7.19
1997	20.68	27.05	25.96	28.94	26.68	25.25	24.97	28.31	19.49	13.28	8.99	5.94
1998	18.40	23.96	25.57	26.83	24.98	23.20	26.69	22.56	19.72	15.82	11.68	8.09
1999	16.45	17.49	20.43	25.37	23.05	22.55	23.81	23.06	20.27	16.29	12.03	8.30

(注) 27は、20~29歳、82~は80歳以上、その他はそれぞれの5歳刻み年齢階級の中心。

あるいは時代効果にトレンドがない (Deaton and Paxson 1994; 2000; Blisard 2001: 2-3)、3 効果の一つについて大きくりにする (田中 2002:1645) とか年齢効果が直線的に変化するなどの先験的条件をパラメータに付与するといった強い恣意性が排除される (中村 1982: 86)。

ここで  $\beta$  を 1 次階差行列に関係する  $\beta_b$  とその他  $\beta_a$  に分けて考える。そして (6) 式を正規分布の密度関数で表すと、以下ようになる。

$$\pi(\beta_b|\sigma_a^2, \sigma_b^2, \sigma_c^2, \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{p_b}{2}} |D'K^{-1}D|^{\frac{1}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \beta_b' D' K^{-1} D \beta_b\right\} \dots\dots\dots (7)$$

ただし、 $D$ : 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は (8) 式ようになる。

$$\log f(\mu|\beta, \sigma^2) \pi(\beta_b|\sigma_a^2, \sigma_b^2, \sigma_c^2, \sigma^2) \rightarrow \text{最大化} \dots\dots (8)$$

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  $\beta$  を求める。具体的には  $\mu$ 、 $X$ 、 $W$  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。

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

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

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)。

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

ABIC は近似的には以下の式で計算する。

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

図表-4 清酒の家計消費の年齢・年次・コホート効果の推計、1980～2000年

Grand Mean Effects = 5.46; Est. Variance=0.287 (1/person)

Age Group(yrs.)l.	Age Effects : Ai		Time Effects : Pt		Cohort Effects:Ck	
	Calendar	Yearl.	Years	Born l.		
20-24	-0.808	1980	0.987	~1900	-0.670	
25-29	-0.808	1981	0.828	1901-05	-0.276	
30-34	-0.313	1982	0.553	1906-10	0.200	
35-39	0.072	1983	0.180	1911-15	0.785	
40-44	0.239	1984	0.212	1916-20	1.373	
45-49	0.223	1985	0.074	1921-25	2.185	
50-54	0.443	1986	0.107	1926-30	2.639	
55-59	0.594	1987	0.045	1931-35	2.258	
60-64	0.645	1988	0.446	1936-40	1.446	
65-69	0.634	1989	-0.022	1941-45	1.354	
70-74	0.328	1990	-0.514	1946-50	-0.079	
75-79	-0.497	1991	-0.396	1951-55	-0.991	
80~	-1.559	1992	-0.074	1956-60	-1.987	
		1993	0.073	1961-65	-2.712	
		1994	-0.037	1966-70	-2.821	
		1995	-0.122	1971-75	-2.703	
		1996	0.013	1976-80	-2.703	
		1997	-0.308			
		1998	-0.719			
		1999	-0.659			
		2000	-0.668			
$\sigma_A^2 = 8$		$\sigma_P^2 = 64$		$\sigma_C^2 = 8$		

図表-5 ビールの家計消費の年齢・年次・コホート効果の推計、1979～1999年

Grand Mean Effects = 16.967; Est. Variance=2.484 (1/person)

Age Group(yrs.)l.	Age Effects : Ai		Time Effects : Pt		Cohort Effects:Ck	
	Calendar	Yearl.	Years	Born l.		
20-24	1.385	1979	-1.754	~1900	-3.586	
25-29	1.385	1980	-2.161	1901-05	-3.545	
30-34	4.266	1981	-2.619	1906-10	-4.110	
35-39	4.733	1982	-2.439	1911-15	-4.831	
40-44	3.010	1983	-2.400	1916-20	-4.462	
45-49	0.776	1984	-2.443	1921-25	-2.961	
50-54	-1.026	1985	-2.997	1926-30	-1.922	
55-59	0.749	1986	-2.446	1931-35	0.367	
60-64	1.731	1987	-1.358	1936-40	2.645	
65-69	-0.155	1988	-1.058	1941-45	6.025	
70-74	-2.564	1989	-0.882	1946-50	6.468	
75-79	-5.222	1990	0.965	1951-55	5.884	
80~	-7.683	1991	1.929	1956-60	5.068	
		1992	1.231	1961-65	1.977	
		1993	1.298	1966-70	-0.831	
		1994	4.183	1971-75	-2.188	
		1995	2.728	1976-80	-2.188	
		1996	3.992			
		1997	3.078			
		1998	2.359			
		1999	0.794			
$\sigma_A^2 = 64$		$\sigma_P^2 = 16$		$\sigma_C^2 = 4$		

ここで、 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} [(\mu - X\hat{\beta})' W^{-1} (\mu - X\hat{\beta}) + \hat{\beta}'_b D' K^{-1} D \hat{\beta}_b]$  である。

### 3. パラメータの推定

第一段階で、上記の改良された森・稲葉モデルから、清酒については1980～2000年（図表-2）、ビールについては1979～1999年（図表-3）の各21年間にわたる個人の年齢階級別消費推計値（ $\mu_{it}$ ）が得られた。なお、ビールに関連しては、この2～3年発泡酒が若年層を中心に急増しているが、1999年までは「他の酒」として一括され捉えようがない。また調査期間を21年にしたのは、用いたコホート分析のプログラムの制約に基づく（技術的詳細は、Mori et al, 2001: 323-4を参照）。

第二段階で、図表-2、3の個人年齢階級別消費量を、中村のベイズ型コホートモデルによ

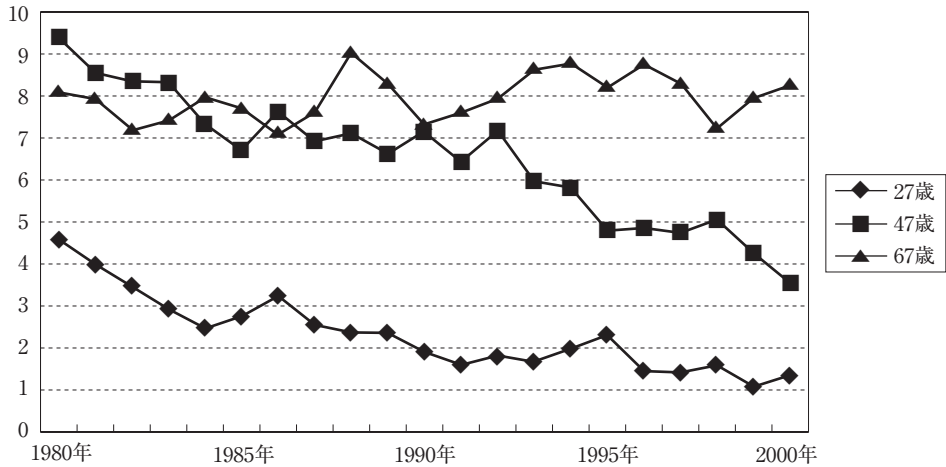
り（Nakamura 1986: 353-70）、総平均効果（B）に加え、年齢（Ai）・時代（Pt）・世代（Ck）の3効果にdecomposeする（Blisard 2001: 2-4）（図表-4および5）。

### 4. 推定結果の解釈

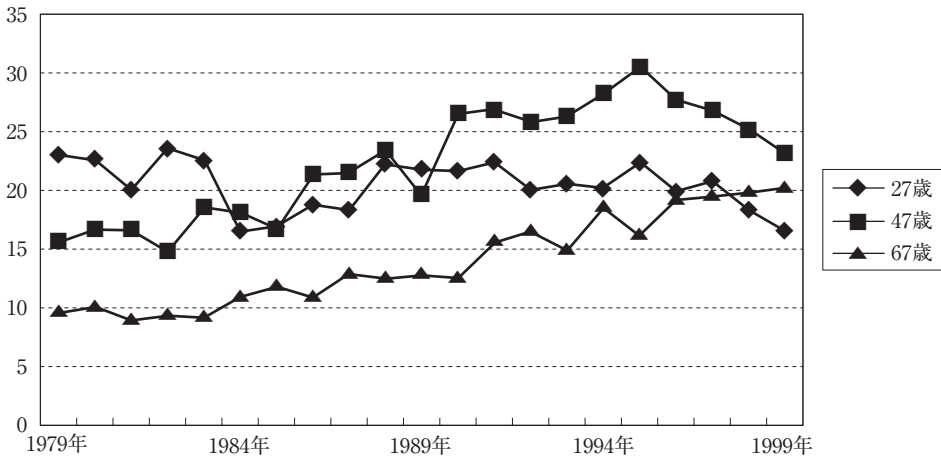
第一段階では、改良型森・稲葉モデルを使って、『家計調査』の世帯主年齢階級別のデータから世帯員個人年齢別の清酒とビールの消費を推計した。図表-2と図表-3から全年齢階級を図表化すると錯綜するので、個人年齢階級27歳前後、47歳前後、67歳前後の3階級を選び出し、グラフ化したものが図表-6と図表-7である。以下の分析はこの3つの年齢階級に限定する。

最初に清酒について、時系列的にみると27歳前後と47歳前後の年齢階層で消費量が傾向的に低下しているが、67歳前後の高齢層での消費量

図表-6 清酒の個人年齢階級別消費(円/年)



図表-7 ビールの個人年齢階級別消費(円/年)



は変動はあるものの横這い傾向である。結果として、初期の頃は47歳前後と67歳前後の中高齢層の消費量がほぼ同等だったものが、最近時点では大きく乖離し、67歳前後の高齢層の消費が最も高くなっている。27歳前後の若年層の消費量は全期間を通して常に低く、しかも傾向的に低下している。

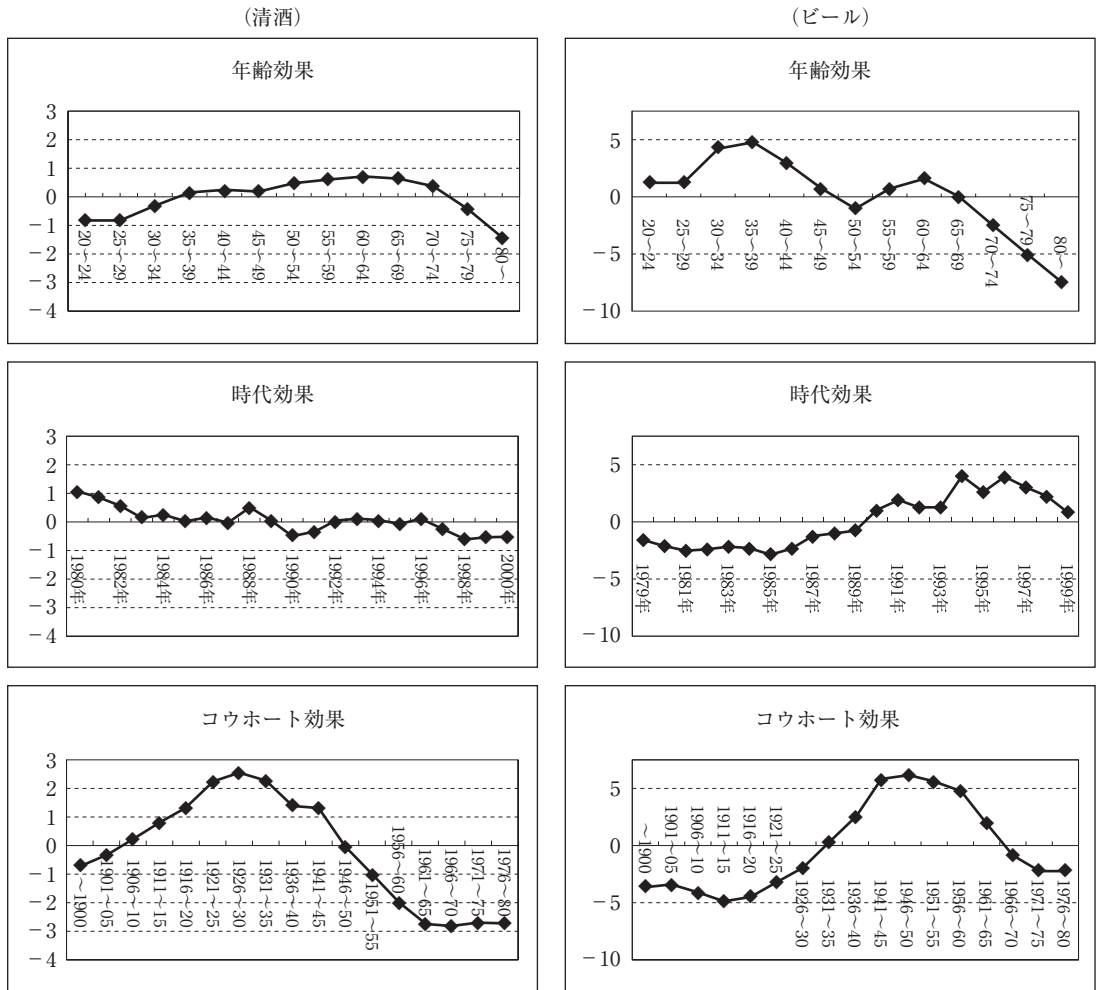
これに対してビールは、1979年から1999年まで時系列的にみると、27歳前後の若い層では傾向的に消費量が低下気味で、47歳前後の中年層では1995年まで消費量が上向きそれ以降は急激に低下している。また67歳前後の年齢階級では

傾向的に消費量が上向いている。

ビールについて若・中・高3年齢階級の消費量を横断的に比較すると、1979年から1983年の初期の頃は27歳前後の若年階級の消費量が一番高く、ついで47歳前後の年齢階級、67歳前後の年齢階級となっていたが、1999年の最終段階では、47歳前後の階級の消費量が一番高くなり、初期の頃最も高かった27歳前後の消費量が3階級の中で最も低くなっている。

第二段階は、20歳代から80歳代まで12の個人年齢階級のデータをコウホート分析にかけ、年齢・時代・コウホートの3効果に分離したが

図表-8 清酒およびビールのコホート分析の結果



(図表-4、5)、ここではこの結果をグラフ化したものを中心に考えてみる(図表-8)。

清酒については、3効果の中でコホート効果の影響度が最も強くなっている。年齢効果は単調な山形で、65～69歳まで単調に増加し、以降年齢が高くなるにつれ低下している。時代効果はほぼ単調にゆるい低下傾向を示している。コホート効果は、1926～30年生まれの層(2000年に70歳代前半)まで消費への貢献度が急激に増加し、以降1961～65年生まれの層(同じく30歳代後半)まで急激に低下している。なお、1966～70年生まれ以降の若い世代では消費への

貢献度は低いままで横這い傾向を示している。

ビールは、3効果の中で年齢効果とコホート効果の影響が大きいが、時代効果もかなりの影響があることを示している。まず、年齢効果に一つの谷があり、40歳代後半から50歳代後半のところできぼんでいる。これは恐らく、この年齢階層は家庭外でのビールの消費が多くなり、結果として家庭内での消費が低くなることの影響していると思われる。また、70～74歳階級以降での貢献度は急激に低下している。時代効果は1989年頃までマイナスの貢献度であったが、1990年からプラスの貢献度となっている。しか



図表-9 清酒の個人の年齢階級別家計消費の予測 — 個人単位、2000～2020年

(単位:リットル)

	年齢階級	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80歳～
2000年	総平均効果	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46	5.46
	年齢効果	-0.81	-0.81	-0.31	0.07	0.24	0.22	0.44	0.59	0.65	0.63	0.33	-0.50	-1.56
	時代効果	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68
	コウホート効果	-2.70	-2.70	-2.82	-2.71	-1.99	-0.99	-0.08	1.35	1.45	2.26	2.64	2.19	1.37
	総計	1.27	1.27	1.64	2.14	3.03	4.01	5.14	6.73	6.87	7.67	7.74	6.47	4.59
2005年	年齢効果	-0.81	-0.81	-0.31	0.07	0.24	0.22	0.44	0.59	0.65	0.63	0.33	-0.50	-1.56
	時代効果	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68
	コウホート効果	-2.70	-2.70	-2.70	-2.82	-2.71	-1.99	-0.99	-0.08	1.35	1.45	2.26	2.64	1.81
	総計	1.27	1.27	1.76	2.03	2.31	3.01	4.23	5.29	6.78	6.86	7.36	6.92	5.03
	2010年	年齢効果	-0.81	-0.81	-0.31	0.07	0.24	0.22	0.44	0.59	0.65	0.63	0.33	-0.50
時代効果		-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68
コウホート効果		-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.82	-2.71	-1.99	-0.99	-0.08	1.35	1.45	2.26	2.25
総計		1.27	1.27	1.76	2.15	2.20	2.29	3.23	4.38	5.34	6.77	6.55	6.54	5.47
2015年		年齢効果	-0.81	-0.81	-0.31	0.07	0.24	0.22	0.44	0.59	0.65	0.63	0.33	-0.50
	時代効果	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68
	コウホート効果	-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.82	-2.71	-1.99	-0.99	-0.08	1.35	1.45	2.26
	総計	1.27	1.27	1.76	2.15	2.31	2.18	2.51	3.38	4.43	5.33	6.46	5.73	5.47
	2020年	年齢効果	-0.81	-0.81	-0.31	0.07	0.24	0.22	0.44	0.59	0.65	0.63	0.33	-0.50
時代効果		-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68	-0.68
コウホート効果		-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.70	-2.82	-2.71	-1.99	-0.99	-0.08	1.35	1.88
総計		1.27	1.27	1.76	2.15	2.31	2.30	2.40	2.66	3.44	4.42	5.03	5.63	5.10

(注)時代効果は1998年～2000年の3カ年の平均値を2000年の値とし、以降変化しないものと仮定。

図表-10 清酒の個人の年齢階級別家計消費の予測 — 総計、2000～2020年

(単位:千キロリットル)

	総計	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80歳～
2000年	426.62	11.22	13.05	9.94	17.32	21.64	31.71	51.05	58.19	52.78	59.22	48.52	28.14	23.84
2010年	390.93	8.83	10.18	10.38	21.02	17.55	16.26	23.41	37.24	52.56	59.34	47.62	40.06	46.47
2020年	328.60	8.00	8.35	8.28	16.51	18.06	19.75	19.47	20.37	24.72	38.35	47.40	39.95	59.39

し最近時点では貢献度が低下傾向を示している。コウホート効果は、1926～30年生まれの層まではマイナスの貢献度であったが、1931～35年生まれの層からプラスに転じ、1956～60年生まれの層まで大きな貢献度を示し、それ以降生まれの新しい世代は急激に逡減している。最近の若い世代で顕著な「ビール離れ」が始まっているようである。

## 5. 将来予測

ここでは、コウホート分析で分離した総平均・年齢・時代・コウホート効果の値を合成して予測する(第三段階)。例えば2020年にお

ける年齢階級*i*の一人当たり予想消費は、 $B + Ai + P_{2020} + C_{k+i}$ である(年齢階級が5歳刻みで2000年から2020年まで20年間に4世代若返るため、 $C_{k+i}$ とした)。 $B$ 、 $Ai$ と $C_{k+i}$ はすでに推計されているが、2020年の時代効果、 $P_{2020}$ は未知である。われわれは将来時点の時代効果には、最近3カ年の時代効果の単純平均値を当てることにする。なお2020年における若年階級、20～39歳層は、1990年代後半には未成年ないし未出生なので、1990年代後半時点で最も新しい2世代の平均コウホート効果で代用する。

本稿で採用した単純なA・P・Cモデルでは、人のライフサイクルにおいて消費の初期段階で(アルコール飲料については20歳代と仮定した)

図表-11 ビールの個人の年齢階級別家計消費の予測 — 個人単位、2000～2020年

(単位:リットル)

	年齢階級	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80歳～
2000年	総平均効果	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97	16.97
	年齢効果	1.39	1.39	4.27	4.73	3.01	0.78	-1.03	0.75	1.73	-0.15	-2.56	-5.22	-7.68
	時代効果	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08
	コウホート効果	-2.19	-2.19	-0.83	1.98	5.07	5.88	6.47	6.02	2.65	0.37	-1.92	-2.96	-4.46
	総計	18.24	18.24	22.48	25.75	27.12	25.70	24.49	25.82	23.42	19.26	14.56	10.86	6.90
2005年	年齢効果	1.39	1.39	4.27	4.73	3.01	0.78	-1.03	0.75	1.73	-0.15	-2.56	-5.22	-7.68
	時代効果	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08
	コウホート効果	-2.19	-2.19	-2.19	-0.83	1.98	5.07	5.88	6.47	6.02	2.65	0.37	-1.92	-3.65
	総計	18.24	18.24	21.12	22.95	24.03	24.89	23.90	26.26	26.80	21.53	16.85	11.90	7.71
	2010年	年齢効果	1.39	1.39	4.27	4.73	3.01	0.78	-1.03	0.75	1.73	-0.15	-2.56	-5.22
時代効果		2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08
コウホート効果		-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-0.83	1.98	5.07	5.88	6.47	6.02	2.65	0.37	-2.73
総計		18.24	18.24	21.12	21.59	21.22	21.80	23.09	25.68	27.24	24.91	19.12	14.19	8.63
2015年		年齢効果	1.39	1.39	4.27	4.73	3.01	0.78	-1.03	0.75	1.73	-0.15	-2.56	-5.22
	時代効果	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08
	コウホート効果	-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-0.83	1.98	5.07	5.88	6.47	6.02	2.65	-1.18
	総計	18.24	18.24	21.12	21.59	19.87	18.99	19.99	24.86	26.66	25.36	22.50	16.47	10.18
	2020年	年齢効果	1.39	1.39	4.27	4.73	3.01	0.78	-1.03	0.75	1.73	-0.15	-2.56	-5.22
時代効果		2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08	2.08
コウホート効果		-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-2.19	-0.83	1.98	5.07	5.88	6.47	6.02	0.60
総計		18.24	18.24	21.12	21.59	19.87	17.63	17.19	21.77	25.84	24.77	22.95	19.85	11.96

(注)時代効果は1997年～1999年の3カ年の平均値を2000年の値とし、以降変化しないものと仮定。

図表-12 ビールの個人の年齢階級別家計消費の予測 — 総計、2000～2020年

(単位:千キロリットル)

	総計	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	60～64歳	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80歳～
2000年	1,978.01	138.81	161.36	153.81	166.10	198.24	205.88	235.90	208.34	178.72	144.28	96.27	50.01	40.30
2010年	2,039.81	109.25	125.97	140.86	168.28	173.49	156.84	162.20	203.59	266.10	212.04	146.74	91.97	82.48
2020年	1,977.02	98.97	103.34	112.36	132.15	158.56	153.51	135.33	155.51	184.65	208.52	228.44	148.86	156.84

形成されたコウホート効果は、その後の人生において変わらず引き継がれると想定されている(加齢効果と新しい時代効果は加わるが)。そのことの妥当性は、今後実査を含む学際的な研究で傍証されることを願っている。

前節で述べた仮定と計算過程から導かれた予測結果は、清酒については図表-9 および 10、ビールについては図表-11 および 12 に、それぞれ年齢階級別に示されている。清酒の家計総消費は基準年2000年の426.6千キロリットル(実績値ではなく理論値)から2010年には390.9千キロリットル、さらに2020年には328.6千キロリットルに減少する。ビールについては、同じ期間に1,978.0千キロリットルから2010年には2,039.8へわずかに

増加するが、2020年には1,977.0千キロリットルに逆戻りする(とそれぞれ予測される。以下略)。

清酒の場合、年齢階級別総家計消費の落ち込みは、2000年時点で若・中年層に比べ厚い層をなしていた50～60歳代層で激しく、他方75歳以上層で顕著な増大を示す。ビールについては、全体としてはほとんど変化がないが、20歳代から50歳代までのどの層でも消費は着実に減少するが、他方60歳代ではかなり、70歳代以上層では顕著な増加を示し、高齢者人口が増えることもあるが、中未来では、高年齢層が2000年時点における若・中年層に比肩する消費の担い手になるであろうことが予想される。

これらの全体消費予測の下敷きになった、個

人の年齢階級別消費量予測の詳細（総平均効果+最近3調査年の平均年次効果+各年齢効果+該当コウホート効果）は、それぞれ図表-9および11を参照されたい。すでに述べたが、1990年代にまだアルコールに親しんでいなかった、ないし誕生していなかった新しい世代のコウホート効果は、その時期に20歳代であった世代と同じコウホート効果を持つであろうと仮定して計算している。

清酒については、1990年代に30~40歳代であった世代もかなりマイナスのコウホート効果を示しているが、さらに世代が新しくなるほど加速度的にマイナスの値が増大しているわけではない（図表-8参照）。年齢・時代・コウホートそれぞれの効果は、サムアップしてゼロになる制約式に従っている。ある世代のコウホート効果がマイナスとしても、総平均効果はかなりのプラスの値を持ち、また組み合わせるべき年齢効果や時代効果を考えると、消費がマイナスになることはない。仮に将来のある時点で、ある年齢階級の消費がマイナスないし非常識に小さくする時は、推計のプロセス全体を再検討したことを付言しておく。

ビールの場合、1990年代に40歳代であった世代に比べ、当時30歳代から20歳代と新しくなるほどコウホート効果は加速度的に逓減している（図表-5および8参照）。技術的になるが、ビールのコウホート分析の計算過程で、もっとも新しい3世代（1965~69年-1975~79年出生）のコウホート効果のシャープな逓減傾向を緩和すべくペナルティを利かしても（中村の「漸進的変化の条件」にかかるハイパーパラメータを小さくしても：技術的詳細は朝野（2001: 350-59）など参照）、結果は変わらなかった。

もしこの傾向が続くとすれば、今後成人していく若い年齢層、より具体的には2010年および2020年に20歳代から40歳代央になっている世代のコウホート効果を、多少甘く（大きめに）見積もっていることになるかもしれない。すなわちそれらの若い階級の個人消費を過大評価しているおそれがある。最近の傾向が続けば中未来

の日本の若い人たちは、図表-11-12に示されている以上にビールから離れることも予想される。

#### 文献

- 朝野熙彦, 2001, 「コウホート分析の比較方法論的考察」森編（2001: 347-366）。
- 厚生労働省健康局, 『国民栄養の現状——国民栄養調査成績』各年版。
- 国際連合経済社会情報・政策分析局人口部編, 1996, 『世界人口予測 1950~2050』原書房。
- 国立社会保障・人口問題研究所, 2002, 『日本の将来推計人口（平成14年1月推計）』国立社会保障・人口問題研究所。
- 森宏編, 2001, 『食料消費のコウホート分析——年齢・世代・時代』専修大学出版局。
- 森宏・稲葉敏夫, 2001, 「果実消費の停滞と年齢要因」森編（2001: 51-92）。
- 森宏・William D. Gorman, 2001, 「日本人の食料消費」森編（2001: 229-272）。
- 森岡清美・塩原勉・本間康平編, 1993, 『新社会学辞典』有斐閣。
- 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」『統計数理研究所集報』29(2): 77-96。
- 総務省統計局, 『家計調査年報』各年版。
- 田中正光, 2002, 「家計調査データを用いたコウホート分析」『総合研究』日本リサーチ総研, 21: 161-173。
- Attanasio, Orazio P., 1998, "Cohort Analysis of Saving Behavior by U. S. Households," *Journal of Human Resources*, 33(3): 575-609.
- Blisard, Noel, 2001, "Income and Food Expenditures Decomposed by Cohort, Age, and Time Effects," ERS Technical Bulletin, No. 1896.
- Deaton, A. and C. Paxson, 1994, "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," David A. Wise ed., *Studies in the Economics of Aging*, Chicago: Chicago University Press.
- , 2000, "Growth and Saving among Individuals and Households," *The Review of Economics and Statistics*, 82(2): 212-225.
- Holbrook, M. B. and R. M. Schindler, 1994, "Age, Sex, and Attitude Toward the Past as Predictors of Consumers' Aesthetic Tastes for Cultural Products," *Journal of Marketing Research*, 31(August): 412-422.
- Meredith, G. and C. Schewe, 1994, "The Power of Cohorts," *The American Demographics*, December, 22-31.
- Mori, H. and T. Inaba, 1997, "Estimating Individual Fresh Fruits Consumption by Age," *Journal of Rural Economics*, 69(3): 175-185.
- Mori, H., D. Clason, J. Dyck and W. D. Gorman, 2001,

- “Age in Food Demand Analysis: A Case Study of Japanese Household Data by Cohort Approach,” 森編 (2001: 311-346).
- Nakamura, Takashi, 1986, “Bayesian Cohort Models for General Cohort Table Analyses,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38(Part B): 353-370.
- Neufeldt, Victoria, ed., 1988, *Webster’s New World Dictionary*, Third College Edition, New York: Webster’s New World.
- Rentz, J. O., F. D. Reynolds, and R. G. Stout, 1983, “Analyzing Changing Consumption Patterns with Cohort Analysis,” *Journal of Marketing Research*, 20:12-20.
- Rentz, J. O. and F. D. Reynolds, 1991, “Forecasting the Effects of an Aging Population on Product Consumption: An Age-Period-Cohort Framework,” *Journal of Marketing Research*, 28: 355-60.

たなか・まさみつ 社団法人 日本リサーチ総合研究所特別研究員。主な論文に「年齢要因を考慮した家計におけるみかんとジュースの消費」(森宏編『食料消費のコウホート分析』専修大学出版局, 2001)。経済統計専攻。(tanakams@js3.so-net.ne.jp)

もり・ひろし 専修大学名誉教授。主な著書に *Japanese Beef Market* (Senshu University Press, 1994, 共著)。食料需要・土地利用のミクロ分析専攻。(hymori48@nifty.com)

いなば・としお 早稲田大学教育学部教授。主な論文に“Chaotic Dynamics in a Flexible Exchange Rate System”(*Discrete Dynamics in Nature and Society*, 4, 2000, 共著)。計量経済学・非線形分析専攻。(inaba@waseda.jp)

いしばし・きみこ 農業・生物系特定産業技術研究機構 中央農業総合研究センター マーケティング研究室長。主な論文に「輸入自由化前後における牛肉の家計消費構造変化」(『農業総合研究』52(4), 1998)。食料消費分析専攻。(isibasi@affrc.go.jp)