

生鮮野菜 3 種目の家計消費のコウホート分析 —需要体系モデルへの接合

三枝 義清*・森 宏**

<要約>

個人の食料消費の変化は、伝統的には競合財を含む諸価格と所得によって説明されてきた。近年は、牛肉、大根、りんごなど単品モデルに代わって、牛肉・豚肉・鮮魚、生鮮果物・野菜類などの競合補完しあう複数財グループを対象とする需要体系モデルが主流になっている。他方食料消費は、人のライフサイクルに従って年齢段階によって変異する。わが国のように過去半世紀の間に大きな経済・社会的変革を経験した国では、戦中・戦直後に育った古い世代と高度成長期以降に生まれたもの、さらにはグローバルな情報化社会に育った若者の間には、顕著な差異が観察される。年齢/世代効果である。われわれは、年齢/時代/世代効果を決定するコウホート分析に、価格や所得の経済変数を導入する「拡大コウホートモデル」を開発し、りんごなど数種の生鮮果物、牛肉や牛乳などの個別単品に適用し、デモグラフィックな要因を考慮しない分析に比べ、より納得しうる経済弾力性を推定した。本稿では、北欧の非アルコール飲料の需要体系にコウホート変数を導入した Gustavsen・Rickertsen (2009; 2013) に触発され、3種の生鮮野菜群にベイズ型のコウホートモデルを適用して、経済的整合性を持つ、経済弾力性を計測する試みに挑戦した。

JEL 区分：D12, C13

キーワード：需要体系、拡大コウホートモデル、生鮮野菜グループ、ギブス・サンプラー

はしがき

Deaton and Muellbauer, “An Almost Ideal Demand System,” *AER*, 1980b; *Economics and Consumer Behavior*, 1980a 以降、食料消費の経済分析は、たとえば白菜・大根・トマトや牛肉・豚肉・まぐろなどの単品/単種目モデルではなく、複数の生鮮野菜群や複数の食肉・鮮魚グループの需要体系モデルが主流となっている(日本だけに限ってほんの2~3例を挙げれば、澤田学・澤田裕「家計生鮮肉に関する需要体系分析」, 1994; 松田敏信『食料需要システムのモデル分析』, 2001; K. Sasaki eds. *Food Consumption—empirical studies of Japanese dietary*, 2012など)。

1980年代と1990年代前半における日本の食肉と鮮魚の家計消費の需要体系分析を実行した Eales and Wessells (1999) は、1981-90年に限ると食肉は鮮魚から“separable”とみなせるが、全期間を通して眺めると結果は逆になる。日本の家計の食肉と鮮魚に対する嗜好に、「構造変化」があったことが示唆されると述べている (p. 124)。1990年以降に限らず、日本の人口/家計は、近年着実に

* 元東京都立大学経済学部教授

** 専修大学名誉教授

(少子)高齡化している。『家計調査』全国平均で、世帯主の平均年齢(世帯員数)は、1980年に45.1歳(3.82人)、1990年に49.4歳(3.56人)、2000年に52.8歳(3.31人)、2010年に56.3歳(3.09人)になっている。日常的な観察からも、わが国の年配者の嗜好は若い人に比べ、肉より魚に傾斜している、さらに出生世代的にも、戦前・戦中生まれ古い世代は高度成長期以降生まれの新しい世代に比べ、牛・豚肉より魚になじみが強い感じがする(石橋, 2006; 秋谷, 2007)。消費人口の高齡化と新旧世代交代は、わが国家計の、たとえば食肉と鮮魚に対する嗜好を、「構造変化」させることに疑いない(鮮魚・食肉消費の年齢・世代別の計量分析は、森編, 2001; 森・田中・稲葉, 2004; Mori and Clason, 2004; Mori and Saegusa, 2010などで展開されている)。

「構造変化」に対する従来の需要分析では、たとえば *chow test* など用いて、「変化」があったとする仮説が統計学的に棄却されるか否か、またその時期はいつごろとみなされるか(Moschini and Meilke, 1989; Inaba, Mori, and Chadee, 1992; 澤田学・澤田祐, 1994)が多かった。Denton *et al.* (1999)は、1960年代における「ベビー・ブーマー」から「ベビー・バスター」への転換、その後の少子・高齡化などのデモグラフィック変化の影響を意識して、「年齢/コウホート効果」、「トレンド/コウホート効果」(p.431)と地域などのデモグラフィックのダミー変数を加えて、カナダにおける支出体系の計量分析を試みた。結論として「消費支出の変化を説明するのに、価格と所得変数に加えて、トレンド変数とデモグラフィック効果を意識的に考慮することは十分必要である」と述べているが(p.439)、われわれが本稿で試みようとしている年齢/時代/世代¹⁾の3効果の識別問題に配慮した厳密なコウホート分析ではない(たとえば田中他, 2007を参照)。

その点本稿が触発された Gustavsen and Rickertsen (2009; 2013)による「需要体系への年齢・時代・世代変数の導入」の試みは本格的コウホート分析だが、モデルの基本構造は Deaton and Paxson (1994; 2000); Deaton (1997)に従っているの、われわれが用いる中村のバイズ型モデル(1982:1986)とは、特に「識別問題」の処置に関し、若干異なっている。Deaton 他のコウホート分析の問題点については、すでに幾度か指摘したが(森・Clason, 2007, pp.20-21; 森, 2011, pp.120-01, p.122)、本稿で特に取り上げるべき問題ではない。本稿と並行して作業している別稿(川口・森, 『社研年報』2014)では、コウホート分析における時代効果に関心があるので、ここでは具体的データのエンピリカルな分析を基に、論ずることにしている。

1) 期間は1961-92年の32暦年、年齢区分は、18-57歳の前後3区分、すなわち未成年・成人・退職後と大まかで、出生世代との関連は必ずしも明確でない。

本論：階差系列による需要体系と拡大コウホートモデル接合の試み

(三枝稿)

1. はじめに

Gustavsen, G. W. and K. Rickertsen の論文 “Consumer Cohorts and Demand System,” 2009と、“Consumer cohorts and purchases of nonalcoholic beverages,” 2013に触発されて、アプローチの仕

方は異なるが、生鮮野菜（葉茎菜，根菜，他の野菜）の3種目グループに Almost ideal demand—AI-demand system をフィットさせる。

方法論解説のため，2節，3節と迂回するが最後の4節で，2節で推定された弾性値を媒介にして各種目の一人当たり消費量（二重分類された）に拡大モデルを，2節で述べるギブス・サンプラーで推定する。A/P/C 効果を種目間で比較するには，このアプローチが適切ではなからうか。

一次階差の系列について

記号： 年次 $j(j=1, \dots, n)$ と年齢階級 $i(i=1, \dots, m)$ で二重分類された (j, i) グループのデータを X_{ji} とおく。 X_{ji} を $(X_{11}, X_{12}, \dots, X_{21}, X_{22}, \dots, X_{nm})$ と並べた系列を $\{X_{ji}\}$ と記す。以下年次効果のベクトルを p ，コウホート効果のベクトルを c とおき，行列 D, F を次のように定義する：

$$D(i, i) = -1, D(i, i+1) = 1, i=1, \dots, n-1$$

コウホート効果の個数を k として

$$F(i, i) = -1, F(i, i+1) = 1, i=1, \dots, k-1$$

$\Delta X_{ji} = X_{j+1,i} - X_{j,i}$ として， ΔX_{ji} を， X_{ji} のように並べた階差系列を $\{\Delta X_{ji}\}$ と記す。

$\{\Delta X_{ji}\}$ をつみあげたベクトルを $\Delta X (nm-1 \times 1)$ とすると，階差系列の回帰式は次の(1)式で表現できる（誤差項は除いて）。

$$\Delta X = V_1 \Delta P + V_2 \Delta C \tag{1}$$

ただし

V_1, V_2 は，それぞれダミー変数行列

$$\Delta P = Dp$$

$$\Delta C = 0.2Fc$$

例えば， $n=4, m=3$ とすると，(1)式の V_1, V_2 は次の通り：

$$\begin{array}{cc} V_1 & V_2 \\ \left(\begin{array}{ccc} 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \end{array} \right) & \left(\begin{array}{ccc} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{array} \right) \end{array}$$

以上，述べたように， $\{X_{ji}\}$ を $\{\Delta X_{ji}\}$ に変換すると，年齢効果のように消えることはないが，ここでは，コウホート成分を無視，年次効果だけを残して階差系列をモデル化する。

2. 2次元の階差系列について……Gibbs sampler を利用して

前稿（森・三枝「飲用牛乳」, 『論集』47(3)）では「拡大モデル」による飲用牛乳の将来予測が論じられているが、ここでは年齢・世代効果は考慮にいれず、1人当たり飲用牛乳と coffee drink 消費系列（1979-2012）の間の相互関連に注目する：

X_{j1} ：飲用牛乳(milk)の1人当たり消費量の階差

X_{j2} ：coffee drink の1人当たり消費量の階差

ここでは、年次効果の local slope を P_{j1} , P_{j2} として、つぎのようなモデルを設定する：

$$X_{j1} = \mu_1 + P_{j1} + \varepsilon_{j1} \quad (3.1)$$

$$X_{j2} = \mu_2 + P_{j2} + \varepsilon_{j2} \quad (3.2)$$

誤差項の組 $(\varepsilon_{j1}, \varepsilon_{j2})$ については、それぞれが $N(0, V)$ に従うものとする。

年次効果の local slope P_{j1} と P_{j2} の組： $P_j = (P_{j1}, P_{j2})$ ，について、次のような2次元の“漸進的変化の条件”（中村，1982；Nakamura，1986）を課す：

$$\begin{aligned} P_j - P_{j-1} &= \eta_j, & j=1, \dots, n & \quad (4.1) \\ \eta_j &\sim N(0, W) \\ &\text{ただし } P_0 = 0 \end{aligned}$$

(4.1)式の W は次のように表現できる：

一次階差の行列を E ，飲用牛乳と coffee drink の年次効果の列ベクトルを P_{01} , P_{02} とすると，

$$E = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \cdots & 0 \\ & & \ddots & \ddots & \\ & & & \ddots & \ddots \\ 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad P_{01} = \begin{bmatrix} P_{11} \\ P_{21} \\ \vdots \\ P_{n1} \end{bmatrix} \quad P_{02} = \begin{bmatrix} P_{12} \\ P_{22} \\ \vdots \\ P_{n2} \end{bmatrix}$$

EP_{01} と EP_{02} の共変動が W になる。(3.1)と(3.2)の年次効果の推定値を上記の共変動に代入すると、次のような W の推定値が得られる。

$$W = \begin{bmatrix} 0.0356 & 0.0026 \\ 0.26 & 0.0295 \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

(4)式の“漸進的変化の条件”の別表現： P_j をつみあげた行列 $(2n \times 2)$ を P とすると，

(4)式はつぎのように表現できる：

$$QP \sim N(0, I * \Psi) \quad (4.3)$$

ただし $Q = E * I$ ： I は 2×2 の単位行列

$$\Psi = W^{-1}$$

上記の(3)式を， $X_j = (X_{j1}, X_{j2})'$ とおいて，通常の回帰式で表現すると，次の通り：

$$X_j = Z_j \beta + \varepsilon_j \quad (5.1)$$

ただし

$$\beta = (\mu_1, \mu_2, p_1, \dots, p_n)$$

$Z_j: 2 \times 2(1+n)$ のダミー変数行列

(5.1) 式の β は、次のような、事前分布に従うことになる：

$$R\beta \sim N(0, I * \Psi) \quad (5.2)$$

ただし

$$R = (0, Q)$$

(3) 節に登場する回帰モデルでは、 μ_1, μ_2 の代わりに、経済変数が登場するが、この点を除けば、(4) 節のモデルは上記の (5) 式と同じである。

(5) 式の回帰モデルのパラメータの (μ_1, μ_2) と (P_1, \dots, P_n) 及び超パラメータの Ω と Ψ を推定するのに、ここでは、ベイズ推定で活用されている MCMC 法のギブス サンプラー (Gibbs sampler) (和合編著, 2005) を利用している。

ギブス サンプラーによる推定

CASE 1

β の事前分布の Ψ を (4.2) 式の W に固定する。超パラメータの V については、 $\Phi = V^{-1}$ とおいて、 Φ の事前分布 $p(\Phi) \sim |\Phi|^{-1}$ として、 β と Φ の条件付分布を次のように設定する：

$$\beta | \Phi, X \sim N(\hat{\beta}, B) \quad (6.1)$$

ただし

$$\hat{\beta} = B(\sum_j Z_j' \Phi X_j)$$

$$B = (\sum_j Z_j' \Phi Z_j + R' (I * \Psi) R)^{-1}$$

$$\Phi | \beta, X \sim W(n, S1) \quad (6.2)$$

ただし

$$S1 = (\sum_j (X_j - Z_j \hat{\beta})(X_j - Z_j \hat{\beta})')$$

$W(n, S)$ は自由度が n 、Scale Matrix が S の Wishart 分布

ステップ 1 : Φ に初期値を与える。

ステップ 2 : (6.1) の正規分布 Φ から β を生成する。

ステップ 3 : 生成された β を (6.2) の分布に代入して Φ を生成して、ステップ 2 に戻る。

以上の操作を N 回反復して (β, Φ) の N 組の標本を生成する。その平均値で (β, Φ) を推定する。

推定結果が次頁の表(1-3)に要約されている。最後の行に W の逆行列 Ψ が明記されている。

CASE 2

(6.1) 式の B に含まれる Ψ をゼロにして (β, Φ) を推定。

(3) 式のモデルで、年次効果の (P_{j1}, P_{j2}) を除外した場合の誤差項の $\Phi = V^{-1}$ の推定値が得られる。推定結果が表(1-1)に要約されている。

CASE 3

CASE 2 を次のように修正する： $\Psi = W^{-1}$ の事前分布を $p(\Psi) \sim |\Psi|^{-1}$ として

Ψ の条件つき分布を設定する：

$$\Psi | \beta, X \sim W(n, S2) \quad (6.3)$$

Scale Matrix の $S2$ は次のように求める： $R\beta$ を $(A_1, \dots, A_j \dots A_n)'$ と分解 (ただし A_j はいずれも $2 \times$

1のベクトル) すると, S2は次式でえられる。

$$S2 = \sum_j A_j A_j'$$

CASE 1 のステップ 3 の次に, ステップ 4 を追加する:

ステップ 4: 生成された β を (6.3) の分布に代入して Ψ を生成して, ステップ 2 に戻る。

ステップ 2-ステップ 4 を反復して (β , Φ , Ψ) の推定値を求める。CASE 3 の推定結果が表 (1-2) に要約されている。(4.1) 式の W によると, $W = \Psi^{-1}$ は EP_{01} と EP_{02} の共変動行列であるが,

$$W = \begin{bmatrix} .0239 & .0216 \\ .0216 & .0269 \end{bmatrix}$$

となり, EP_{01} と EP_{02} の相関係数は 0.85 となる。

表 1 の $|V|$ は (3.1) 式の誤差項の共分散の determinant であるが, CASE 2 に比べて, CASE 3 の $|V|$ は半分以下に減少している。

表 1 ギブス サンプラーによる推定結果

(1-1)		
	milk	cof-drink
η	.043	.554
Φ	$\begin{bmatrix} 1.272 & -.353 \\ -.353 & 1.849 \end{bmatrix}$	
	$ V = .4491$	
(1-2)		
	milk	cof-drink
η	.207	.736.
Φ	$\begin{bmatrix} 1.871 & .628 \\ .628 & 3.475. \end{bmatrix}$	
	$ V = .1638.$	
Ψ	$\begin{bmatrix} 151.77 & -121.52 \\ -121.52 & 134.42 \end{bmatrix}$	
(1-3)		
	milk	cof-drink
η	.263	.788
Φ	$\begin{bmatrix} 1.916 & .546 \\ .546 & 3.308 \end{bmatrix}$	
	$ V = .1655$	
Ψ	$\begin{bmatrix} 78.89 & -69.59 \\ -69.59 & 95.27 \end{bmatrix}$	

3. 年次効果を含んだ需要関数の推定

葉茎菜, 根菜, 他の野菜の3種目のグループに限定して, 各種目の支出比率の系列に, AI-demand system を fit させる:

STEP1: 各品目の支出比率 $W(j, i)$ の作成

各グループの年齢階級別一人当たり消費量を(付録表1-3), $X_1(j, i)$, $X_2(j, i)$, $X_3(j, i)$, 価格を $P_1(j)$, $P_2(j)$, $P_3(j)$ として, 総支出 $S(j, i)$ を作る。

$$S(j, i) = \sum X_\ell(j, i) P_\ell(j)$$

各品目の支出比率は

$$W_\ell(j, i) = X_\ell(j, i) / S(j, i) \quad \ell = 1, 2, 3$$

STEP2

AI-demand system によれば,

$$W_\ell(j, i) = \mu_\ell + \sum_{k=1}^3 \gamma_{\ell k} \text{Ln} P_k(j) + \beta_\ell \text{Ln}(S(j, i) / P_j^*) + \text{error}$$

同時性の条件を追加して, $\gamma_{\ell 3}$ を消去すると

$$W_\ell(j, i) = \mu_\ell + \sum_{k=1}^2 \gamma_{\ell k} \text{Ln}(P_k(j) / P_3(j)) + \beta_\ell \text{Ln}(S(j, i) / P_j^*) + \text{error} \quad (7)$$

ただし, P_j^* は Stone 型 price index

右辺の μ_ℓ を $\mu_0 + A_i + P_j + c(j, i)$ と書き換えれば, APC 変数を含んだ demand system が得られる。

STEP3 階差系列への変換

(7) 式を葉茎菜と根菜の $W_\ell(j, i)$ に fit するとして, まず, 支出比率の階差を作る:

$$\Delta W_\ell(j, i) = W_\ell(j+1, i) - W_\ell(j, i)$$

例えば, 葉茎菜の階差を $(\Delta W_\ell(1, 1) \cdots \Delta W_\ell(1, m) \cdots, \Delta W_\ell(j, 1) \cdots \Delta W_\ell(j, m) \cdots)$ と並べて葉茎菜の階差系列 ΔW_ℓ が得られる。

以上のように(7)式の左辺の $W(j, i)$ を変換して, 年次効果の local slope のだけを残せば, 葉茎菜と根菜の支出比率の階差系列は次のように表現できる:

$$RP1(j) = \Delta \text{Ln}(P_1(j) / P_3(j)), \quad RP2(j) = \Delta \text{Ln}(P_2(j) / P_3(j)), \quad REX(j, i) = \Delta \text{Ln}(j, i) / P_j^* \quad '$$

そして

$$U_j = (1, RP1(j), RP2(j), REX(j, i))$$

とおくと,

$$\Delta W_1(j, i) = U_j \delta_1 + \Delta Y_1(j) + \varepsilon_1(j, i)$$

$$\Delta W_2(j, i) = U_j \delta_2 + \Delta Y_2(j) + \varepsilon_2(j, i) \quad (8)$$

ただし

$$\delta_1 = (\mu_1, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \beta_1)'$$

$$\delta_2 = (\mu_2, \gamma_{21}, \gamma_{22}, \beta_2)'$$

ここで, 対称性の条件: $\gamma_{12} = \gamma_{21}$ を追加すると, (8)式は次のように変換される:

$$U_{1j} = (1, 0, RP1(j), RP2(j), 0, REX(j, i), 0)$$

$$U_{2j} = (0, 1, 0, RP1(j), RP2(j), 0, REX(j, i))$$

とすると,

$$\begin{aligned} \Delta W_1(j, i) &= U_{1j} \delta + \Delta Y_1(j) + \varepsilon_1(j, i) \\ \Delta W_2(j, i) &= U_{2j} \delta + \Delta Y_2(j) + \varepsilon_2(j, i) \end{aligned} \quad (9)$$

ただし

$$\delta = (\mu_1, \mu_2, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{22}, \beta_1, \beta_2)'$$

従って推定すべき経済変数のパラメータ個数が1個減少する。

STEP4

(j, i)グループの、葉茎菜と根菜の支出比率を($\Delta W_1(j, i)$, $\Delta W_2(j, i)$)と組にして、(3)式と同じように($\Delta W_1(j, i)$, $\Delta W_2(j, i)$)の系列をモデル化する：

誤差項の組は、それぞれ 正規分布 $N(0, V)$ に従い、
 $(\Delta Y_1(j), \Delta Y_2(j))$, $j=1, \dots, n-I$ は二次元の“漸進的変化の条件”(4)式に従うものとする。

以上のようにモデル化すれば、2節で述べたように、(9)式は(5)式と同等な回帰モデルになるので、同じギブス サンプラーでパラメータの δ と Ω , Ψ を推定できる。

(Stone の price index P^* や弾力性の計算手順については Gustavsen and Rickertsen, 2009を参考にした。135頁の補記参照)

表2 AI-demand system による推定結果

(2-1)			(2-2)						
	a	b	c		a	b	c		
価格弾性	a:	-.3815 (.0170)	-.2107 (.00080)	-.3338 (.0100)	価格弾性	a:	-.8666 (.0369)	-.0037 (.0138)	-.0983 (.0257)
	b:	-.3871 (.0110)	-.4134 (.0141)	.1716 (.0063)		b:	.0876 (.0241)	-.9694 (.0155)	.0659 (.0179)
	c:	-.6289 (.0017)	.0834 (.0077)	-1.4559 (.0130)		c:	.1152 (.0319)	-.0077 (.0452)	-1.1357 (.0341)
支出弾性	1.3975 (.0164)	.7075 (.0122)	.8967 (.0122)	支出弾性	.6638 (.0812)	.9808 (.0219)	1.2678 (.0219)		
Φ :			$\begin{bmatrix} 75263 & 55183 \\ 55183 & 158295 \end{bmatrix}$	Φ :			$\begin{bmatrix} 29156 & 24182 \\ 24182 & 48706 \end{bmatrix}$		
注 a: 葉茎菜 ; b: 根菜 ; c: 他の野菜			Ψ :			$\begin{bmatrix} 667026 & 611492 \\ 611492 & 1461150 \end{bmatrix}$			
			W :			$\begin{bmatrix} 2.432 & -1.018 \\ -1.018 & 1.110 \end{bmatrix}$			

推定結果

表2が(葉茎菜, 根菜, 他の野菜)のグループの結果表で, 表(2-1)は年次効果を無視した場合の結果表で, 弾性値(括弧内の数値は推定誤差), 超パラメータの Φ を並べてある。表(2-2)には弾性値, Φ に加えて, Ψ の推定値と $W = \Psi^{-1}$ を並べてある。表(2-2)の W によると, 年次効果のlocal slopeの一次階差でみると, 葉茎菜と根菜の相関係数は -0.62 となる。

4. 個別品目の拡大モデルの推定—“2 step-approach”による

森・三枝「拡大コウホートモデル」『論集』46(2), 2011で紹介した, 経済変数を含んだ拡大モデル(30)式, p.45) (以下, 拡大モデル(イ)と略称)を次のように拡張する。まず葉茎菜の消費量(Y_{it} , 年齢階級別1人当たり)を次のように表す:

$$Y_{it} = \mu + Z(t)\delta + E(i)\alpha + F(t)\theta + V(t, i)\gamma + \text{error} \quad (10)$$

ただし,

$Z(t) = [P_1(t), P_2(t), P_3(t), S(t)]$, P_{it} は3節に登場した価格系列, $S(t)$ は $S(t, i) / P_i^*$ の加重和。

$\delta(1) = e(1, 1)$ $\delta(2) = e(1, 2)$ $\delta(3) = e(1, 3)$ $\delta(4) = eo(1)$ で,

$e(1, 1)$ は自己弾性値, $e(1, 2)$, $e(1, 3)$ はそれぞれ交差弾性値で, $eo(1)$ は支出弾性値

つぎに, 交差弾性値をゼロとして, (10)式の (α, θ, γ) に“漸進的変化の条件”を課したモデル(以下, 拡大モデル(ロ)と略称)を導く^{註1}。135-6頁の注1の付表にモデル(ロ)による各種目の推定値, $\delta(1)$, $\delta(4)$ および年齢・年次・コウホート効果の標準偏差, σ_a , σ_p , σ_c が要約されている。葉茎菜については次のとおりである:

$$ABIC = -1458 \text{ (拡大モデル(イ)では, } ABIC = -1447)$$

$$\delta(1) = -0.1772$$

$$\delta(4) = 0.5834$$

$$\sigma_a = 0.06737 \quad (10.1)$$

$$\sigma_p = 0.01451$$

$$\sigma_c = 0.04058$$

問題は交差弾性値をゼロとしない場合のアプローチである, ここでは拡大モデル(ロ)をベースにして, 次のような拡大モデル(ハ)をつくる:

step1

(10)式の δ に表2-1の弾性値を代入した δ を, 以下 δ^* と記す。

$Y_{it}^* = Y - Z(t)\delta^*$ とおいて, (10)式を書き換える:

$$Y_{it}^* = \mu + E(i)\alpha + F(t)\theta + V(t, i)\gamma + \text{error} \quad (11)$$

step2

(11)式の右辺に $Z(t)$ を追加して, 次のような拡大モデル(ハ)が得られる:

$$Y_{it}^* = \mu + Z(t)\Delta\delta + E(i)\alpha + F(t)\theta + V(t, i)\gamma + \text{error} \quad (12)$$

ただしパラメータの $\Delta\delta$ には、次の事前分布を与える：

$$\Delta\delta \sim N(0, V_\delta) \quad (12.1)$$

ただし、 V_δ は 4 by 4 の対角行列で、表(2-1)の括弧内の推定誤差に従って、次のように定める。

$$V_\delta(1, 1) = 0.0369^2$$

$$V_\delta(2, 2) = 0.0241^2$$

$$V_\delta(3, 3) = 0.0319^2$$

$$V_\delta(4, 4) = 0.0812^2$$

(α, θ, γ) の事前分布の標準偏差には、先の(10.1)の数値を与える。

以上のような事前分布の下で、(12)式のパラメータ ($\mu, \Delta\delta, \alpha, \theta, \gamma$) をギブス サンプラー (2節の case 2 の step 2 を若干修正して) で推定する。

以上のような 2-step approach で求めた推定結果が表 3 に要約されている表(3-1)によれば葉茎菜の自己価格弾性は： $\Delta\delta_{11} + \delta_{11}^* = -.5994$ 、支出弾性は $\Delta\delta_{01} + \delta_{01}^* = 0.5272$ となる。同じ要領で推定した根菜と他の野菜の弾性値が、それぞれ表(3-1)に並べられている。最後の表(3-2)には、STEP 2 で推定された各種目のコウホート効果が並べられているが、いずれの種目も 1940-44 年以降出生コウホートは減少に転じている。1995~ 出生コウホートとの差を見ると、次頁の表の通りである：

表 3 拡大モデル(ハ)の推定 (2-step approach)

(3-1) 弾性値について

	葉茎菜	根菜	他の野菜
a :	-.5994 (.0288)	.0576 (.0136)	.0048 (.0221)
b :	.1362 (.0218)	-.8926 (.0158)	.0921 (.0169)
c :	.2064 (.0290)	.0374 (.0149)	-.9706 (.0320)
d :	0.5272 (.0668)	.9443 (.0221)	1.2421 (.0219)

注：

a : $\Delta\delta_{11} + \delta_{11}^*$, $\Delta\delta_{12} + \delta_{12}^*$, $\Delta\delta_{13} + \delta_{13}^*$

b : $\Delta\delta_{21} + \delta_{21}^*$, $\Delta\delta_{22} + \delta_{22}^*$, $\Delta\delta_{23} + \delta_{23}^*$

c : $\Delta\delta_{31} + \delta_{31}^*$, $\Delta\delta_{32} + \delta_{32}^*$, $\Delta\delta_{33} + \delta_{33}^*$

d : $\Delta\delta_{01} + \delta_{01}^*$, $\Delta\delta_{02} + \delta_{02}^*$, $\Delta\delta_{03} + \delta_{03}^*$

(3-2) 種目別生鮮野菜消費のコウホート効果

出生年	葉茎菜	根菜	他の野菜
1905-09	-.1004	-.0972	-.2887
1910-04	-.0562	-.0356	-.2352
1915-19	-.0217	.0193	-.1515
1920-24	.0077	.0674	-.0677
1925-29	.0572	.1084	.0045
1930-34	.0956	.1313	.0766
1935-39	.1222	.1283	.1209
1940-44	.1519	.1405	.1646
1945-49	.1377	.1290	.1622
1950-54	.0791	.0862	.1231
1955-59	.0086	-.0075	.0760
1960-64	-.0033	-.0351	.0773
1965-69	.0053	-.0373	.0741
1970-74	.0059	-.0486	.0525
1975-79	-.0277	-.0586	.0246
1980-84	-.0733	-.0982	-.0181
1985-89	-.1166	-.1348	-.0602
1990-94	-.1367	-.1347	-.0723
1995-	-.1355	-.1230	-.0625

出所：“2-step approach”によって導出。本文参照。

出生年	葉茎菜		根菜		他の野菜	
	モデル(ハ)	モデル(ロ)	モデル(ハ)	モデル(ロ)	モデル(ハ)	モデル(ロ)
1940-44	.1519	.1558	.1405	.1994	.1646	.2257
1945~	-.1355	-.1512	-.1230	-.3572	-.0625	-.3279

モデル(ロ)に比べて、1995~出生コウホートとの差は小さくなるが、この差は事前分布(12.1)によるものであろう。

補記：

P_j^* について：Tornquist 型の価格指数で、下記のように作成されている。

$$\ln P_j^* = 1/2 \sum (W_{ij} + W_{i0}) \ln (P_{i(j)}/P_{i0})$$

ただし、 W_{ij} = 品目(i)の支出比率

$$W_{i0} = \sum W_{ij} / n \quad i = 1, 2, 3$$

$$P_{i0} = \sum P_{i(j)} / n \quad i = 1, 2, 3$$

弾性値の導出

(9)式のパラメータ($\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{22}, \beta_1, \beta_2$)の推定値は次の通り：

$$\gamma_{11} = .00929, \gamma_{12} = -.00278, \gamma_{21} = \gamma_{12}, \gamma_{22} = -.0072$$

$$\beta_1 = -.10318, \beta_2 = -.00552$$

表(2-1)の弾性値は次式に従って導出された：

価格弾性値 $e_{ii} = -1 + \gamma_{ii}/W_i - \beta_i$

$$e_{ij} = \gamma_{ij}/W_i - \beta_i W_j/W_i$$

支出弾性値 $E_i = 1 + \beta_i/W_i$

ただし、各品目の支出比率の系列を W_{ij} とすると、 $W_i = 1/n \sum W_{ij}$ で、

$$W_1 = .3069, W_2 = .2871, W_3 = .4060$$

となる。

注1：モデル(ロ)では、 $S(t, i)/P_i^*$ の加重和が支出変数になっているが、モデル(イ)では、表4-6にみるように実質家計収入が支出変数に使われている。この結果、パラメータの推定値が、次の

付表1 モデルによるパラメータ推定値

	拡大モデル(イ)						拡大モデル(ロ)					
	$\delta(1)$	$\delta(4)$	σ_a	σ_p	σ_c	ABIC	$\delta(1)$	$\delta(4)$	σ_a	σ_p	σ_c	ABIC
葉茎菜	-.313	.006	.059	.018	.044	-1447	-.177	.583	.076	.015	.041	-1458
根菜	-.254	.089	.036	.013	.069	-1394	-.109	.507	.052	.009	.052	-1403
他の野菜	-.580	.236	.043	.014	.080	-1245	-.312	.576	.080	.012	.053	-1252

付表1に示されるように、モデルによって異なってくる。

付表1にみるように、ABICの値はどの種目もモデル(ロ)の方が小さい。目立つのは、コウホート効果の σ_c はモデル(ロ)の方が小さくて、他方年齢効果の σ_a はモデル(イ)の方が小さくなる点である。

コメント—あとがきに代えて

続く表4-6は、生鮮野菜3種目、葉茎菜・根菜・他の野菜について、15-19歳から70-74歳まで12階級の、1979-2012年の年次別消費(付録表1-3)を、三枝が開発した経済変数を含む「拡大コウホートモデル」(森・三枝, 2011)を使って、3種目別々に、経済変数の弾力性:自己価格弾力性と成人1人当たり世帯収入に対する弾力性に加えて、それぞれの年齢・時代・コウホート効果を計測した結果を示している。

前節で到達した3種目からなる生鮮野菜需要体系の分析結果、表2(AI-demand systemによる経済弾力性)と表3に示した“2-step approach”から導出された、弾力性およびコウホート効果の推計値と比べてみよう。単種目モデルでは、種目間の競合交差弾力性は計測していない。一般論として交差関係に関してはモデルの経済理論的整合性からして、需要体系モデルに分があると見てよいだろう。他方、所得弾力性に関しては、表2の支出弾力性は、生鮮野菜の総購入金額に対するそれで、家計収入の代理変数としての総消費支出のそれではないから、理論的に比較の仕様が無い(Thomson, 2004参照)。生鮮野菜全体の購入額の総消費支出に対する弾力性は、1979-2012年の時系列分析では、0.47(t値=6.3)、1990年と1995年における家計調査全世帯(2人以上世帯のみ)の横断面分析では、0.44(t値=6.9)と0.32(t値=3.4)で、野菜総体の消費支出は所得(総消費支出)にプラス感応するが、1.0よりはかなり低い。また高齢者世帯ほど野菜の購入金額は大きいから、時系列分析の結果は、対象期間における調査全世帯の高齢化の影響を含んでいる。

本稿で展開したAI-demand systemによると、葉茎菜、根菜、および他の野菜の自己価格弾力性は、それぞれ-0.4-0.9, -0.4-1.0, -1.1-1.5前後と推計されているが(表2)、単品モデルによると、それぞれ-0.31, -0.25, -0.58(表4-6)と推計される。いずれのモデルも、葉茎菜と根菜については似通った弾力性をだす。他の野菜の場合は前2種目と比べ相対的に顕著に弾力性が高い点では共通するが、demand systemによる自己価格弾力性は絶対値で1.0に近い(表3-1)。どちらが真の値に近いのか、現在の時点では断じがたい。

以上見たように経済弾力性の推定については、これまでの単品モデルと需要体系モデルの間には、

表4 葉茎菜類消費の年齢・年次・世代効果への分離：
実質価格と実質家計収入¹⁾を加えた「拡大」モデル

総平均効果 = 2.980 (0.003)²⁾

{自然対数値}

価格弾力性 = -0.313 (0.044) ; 所得弾力性 = 0.006 (0.164)

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
15-19	-.261	.025	1979	.026	.038	1905-09	.012	.048
20-24	-.212	.026	1980	.055	.037	1910-14	.054	.049
25-29	-.193	.027	1981	.054	.037	1915-19	.075	.050
30-34	-.182	.028	1982	.050	.035	1920-24	.089	.049
35-39	-.118	.031	1983	.046	.033	1925-29	.126	.048
40-44	.019	.034	1984	.053	.032	1930-34	.150	.045
45-49	.111	.054	1985	.040	.031	1935-39	.163	.042
50-54	.155	.031	1986	.048	.029	1940-44	.180	.039
55-59	.177	.028	1987	.018	.028	1945-49	.152	.038
60-64	.184	.027	1988	.005	.027	1950-54	.079	.037
65-69	.164	.026	1989	-.004	.025	1955-59	-.005	.038
70-74	.156	.025	1990	.007	.024	1960-64	-.030	.040
			1991	.004	.021	1965-69	-.035	.045
			1992	.016	.020	1970-74	-.048	.045
			1993	.028	.020	1975-79	-.095	.048
			1994	.007	.018	1980-84	-.155	.050
			1995	-.006	.017	1985-89	-.211	.050
			1996	.014	.017	1990-94	-.245	.049
			1997	-.002	.017	1995~	-.255	.049
			1998	-.017	.016			
			1999	-.030	.016			
			2000	-.043	.016			
			2001	-.053	.016			
			2002	-.041	.016			
			2003	-.057	.017			
			2004	-.058	.018			
			2005	-.059	.019			
			2006	-.050	.018			
			2007	-.041	.019			
			2008	-.012	.020			
			2009	.012	.021			
			2010	.001	.021			
			2011	-.006	.022			
			2012	-.004	.021			

注：1) 成人 (OECD 換算) 1人当たり年間収入；2) 標準誤差。

表5 根菜類消費の年齢・年次・世代効果への分離：
実質価格と実質家計収入¹⁾を加えた「拡大」モデル

総平均効果 = 3.171 (0.004)²⁾

{自然対数値}

価格弾力性 = -0.254 (0.053) ; 所得弾力性 = 0.089 (0.125)

年齢(歳)	年齢効果		暦年	年次効果		出生年	世代効果	
		(SD)			(SD)			(SD)
15-19	-.106	.023	1979	.016	.029	1905-09	.311	.045
20-24	-.081	.024	1980	.025	.029	1910-14	.374	.046
25-29	-.074	.025	1981	.018	.028	1915-19	.384	.046
30-34	-.096	.026	1982	.015	.027	1920-24	.372	.046
35-39	-.092	.028	1983	.023	.026	1925-29	.362	.046
40-44	-.016	.031	1984	.003	.025	1930-34	.337	.044
45-49	.040	.031	1985	.003	.024	1935-39	.282	.040
50-54	.066	.028	1986	.026	.023	1940-44	.244	.036
55-59	.097	.026	1987	.021	.022	1945-49	.182	.035
60-64	.108	.025	1988	.017	.021	1950-54	.089	.035
65-69	.086	.024	1989	.004	.020	1955-59	-.058	.035
70-74	.068	.023	1990	.004	.019	1960-64	-.135	.037
			1991	.015	.018	1965-69	-.188	.045
			1992	.019	.017	1970-74	-.249	.042
			1993	.006	.017	1975-79	-.312	.046
			1994	-.007	.016	1980-84	-.399	.046
			1995	-.004	.015	1985-89	-.487	.047
			1996	.011	.016	1990-94	-.540	.046
			1997	.003	.015	1995~	-.568	.045
			1998	.001	.015			
			1999	-.014	.015			
			2000	-.020	.015			
			2001	-.026	.015			
			2002	-.025	.016			
			2003	-.032	.016			
			2004	-.032	.017			
			2005	-.033	.017			
			2006	-.032	.017			
			2007	-.025	.018			
			2008	.001	.018			
			2009	.007	.019			
			2010	-.006	.019			
			2011	-.011	.019			
			2012	-.024	.019			

注：1) 成人 (OECD 換算) 1人当たり年間収入；2) 標準誤差。

表6 他の野菜類消費の年齢・年次・世代効果への分離：
実質価格と実質家計収入¹⁾を加えた「拡大」モデル

総平均効果 = 2.788 (0.004)²⁾

{自然対数値}

平均価格弾力性 = -0.580 (0.080) ; 所得弾力性 = 0.236 (0.144)

年齢効果			年次効果			世代効果		
年齢(歳)		(SD)	暦年		(SD)	出生年		(SD)
15-19	-.182	.027	1979	.205	.033	1905-09	.331	.052
20-24	-.153	.028	1980	.018	.032	1910-14	.367	.053
25-29	-.136	.029	1981	.005	.032	1915-19	.378	.054
30-34	-.121	.030	1982	.003	.031	1920-24	.383	.054
35-39	-.102	.033	1983	-.011	.029	1925-29	.379	.053
40-44	-.036	.036	1984	-.016	.028	1930-34	.380	.052
45-49	.033	.036	1985	-.010	.027	1935-39	.347	.047
50-54	.090	.033	1986	-.013	.026	1940-44	.318	.043
55-59	.143	.030	1987	-.009	.025	1945-49	.240	.041
60-64	.165	.029	1988	-.001	.024	1950-54	.126	.041
65-69	.153	.028	1989	.003	.023	1955-59	.002	.041
70-74	.147	.027	1990	.003	.021	1960-64	-.070	.044
			1991	.005	.020	1965-69	-.149	.053
			1992	.015	.020	1970-74	-.244	.050
			1993	.001	.019	1975-79	-.349	.075
			1994	-.006	.019	1980-84	-.465	.054
			1995	-.023	.019	1985-89	-.582	.054
			1996	-.012	.019	1990-94	-.669	.053
			1997	-.011	.018	1995~	-.723	.053
			1998	.001	.017			
			1999	-.003	.017			
			2000	-.006	.018			
			2001	-.017	.018			
			2002	-.021	.018			
			2003	-.028	.018			
			2004	-.025	.019			
			2005	-.028	.019			
			2006	-.027	.020			
			2007	-.009	.021			
			2008	.009	.021			
			2009	.031	.022			
			2010	.049	.022			
			2011	.056	.022			
			2012	.056	.023			

注：1) 成人 (OECD 換算) 1人当たり年間収入；2) 標準誤差。

種目によってある程度の差が生じたが、基本的な問題とは思えない。しかし、AI-demand systemの直接的結果から“2-step approach”で間接的に導出されたコウホート効果（表3-2）については、質的な差とまでは言えないが、かなりの違いが見られる。すなわち単種目モデルでは、いずれの種目も古い出生コウホートはかなりのプラスで、1950年代後半以降に出生した新しいコウホートはマイナスで、新しくなるほど負の値が逡増しているように見える。自然対数値を実数に換算すると、旧世代・新世代の差は、葉茎菜の場合：約6.0kg（総平均=19.69）、根菜の場合：約20.6kg（総平均=23.83）、他の野菜の場合：約15.2kg（総平均=16.25）（総平均19.69）で、著しく大きい。

これに反し、需要体系分析から導出されたコウホート効果の場合は、1940-44年以降出生世代のコウホート効果はいずれの種目でも逡減傾向を示しているが、旧世代・新世代の差は、上に挙げた単種目モデルの結果に比べ、かなり小さい（表3-2）。付録に掲載した年齢階級別個人消費の推移を眺めると、感覚的にはどの種目も、年齢効果に関しては年配層のほうがプラス、他方コウホート効果に関しては、新しい出生世代は負の傾向を持っているかに見える。モデルの否定的な再検討に入る前に、入力データのチェック²⁾と制約条件のつけ方の調整など、地道な作業が残されており、すでに一部取り組んでいる。

2) 初校校正に際して、ある程度実行して、表2と表3は全面的に書き換えた。

引用文献

- 秋谷重男（2007）『増補：日本人は魚を食べているか』北斗書房，東京。
- 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—」『総合農業研究叢書』57号，中央農業総合研究センター，つくば。
- 川口雅正・森宏（2014）「科学方法論としてのコウホート分析（仮題）」『社会科学年報』48号，専修大学社会科学研究所，ページ未定。
- 松田敏信（2001）『食料需要システムのモデル分析』農林統計協会，東京。
- 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（2011）「食料消費の年齢・世代効果—文献解題」『専修経済学論集』45(3)，113-132。
- 森宏・田中正光・稲葉敏夫（2004）「高齢化進展の下で米・鮮魚の消費はどうなるか—コウホート分析」『社会科学年報』38号，専修大学社会科学研究所，41-62。
- 森宏・D. Clason（2007）「社会科学研究のためのコウホート分析—考え方と手法」『社会科学年報』41号，専修大学社会科学研究所，17-38。
- 森宏・三枝義清（2011）「経済変数を組み込んだ拡大コウホートモデルによる需要弾力性の計測」『専修経済学論集』46(2)，31-53。
- （2013）「飲料牛乳消費のコウホート分析—少子・高齢化進展のもと2020年を予測する—」『専修経済学論集』47(3)，61-76。
- 中村隆（1982）「ベイズ型コウホート・モデル—標準コウホート表への適用—」『統計数理研究所彙報』29巻2号，77-97。
- 澤田学・澤田裕（1994）「家計生鮮肉需要の構造変化に関する需要体系分析」森島賢編著『農業構造の計量分析』富民協会，大阪，309-324。
- 総務省統計局『家計調査年報』各年版。
- 総務省統計局『消費者物価指数』各年版。
- 田中正光・三枝義清・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。
- 和合肇編著（2005）『ベイズ計量経済分析（マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用）』東洋経済新報社。

- Deaton, Angus (1997) *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, The Johns Hopkins University Press, Baltimore.
- Deaton, A. and C. Paxson (1994) "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," *Studies in the Economics of Aging*, edited by D.A. Wise, The University of Chicago Press, Chicago.
- (2000) "Growth and Saving among Individuals and Households," *The Review of Economics and Statistics*, 82(2), 212–225.
- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980a) *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, Cambridge.
- (1980b) "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70, 312–326.
- Denton, F.T., D.C. Mountain, and B.G. Spencer (1999) "Age, Trend, and Cohort Effects in a Macro Model of Canadian Expenditure Patterns," *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(4), 430–443.
- Eales, James and Cathy R. Wessells (1999) "Testing Separability of Japanese Demand for Meat and Fish Within Differential Demand Systems," *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 24(1), 114–126.
- Gustavesen, G.W. and K. Rickertsen (2009) "Consumer Cohorts and Demand System," a Paper Presented at the International Association of Agricultural Economics Conference, Beijing, China, August 16–22, 1–26.
- (2013) "Consumer cohorts and purchases of nonalcoholic beverages," *Empirical Economics*, Published online: 09 March.
- Mori, H., and D. Clason (2004) "A Cohort Approach for Predicting Future Eating Habits: the Case of At-home Consumption of Fresh Fish and Meat in an Aging Society," *International Food and Agribusiness Management Review*, Vol.7(1), 22–41.
- Mori, H. and Y. Saegusa (2010) "Cohort Effects in Food Consumption: What They Are and How They Are Formed," *Evolutionary and Institutional Economics Review*, 7(1), 43–63.
- Moschini, G.C. and K.D. Meilke (1989) "Modeling the Pattern of Structural Change in U.S. Meat Demand," *American Journal of Agricultural Economics*, 71(2), 253–61.
- Nakamura, Takashi (1986) "Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 38, 353–370.
- OECD (2009) *OECD Project on Income Distribution and Poverty*, Paris.
- Sasaki, Kozo, eds. (2012) *FOOD CONSUMPTION—Empirical Studies of Japanese Dietary*, Tsukuba-shobo, Tokyo.
- Tanaka, M., H. Mori, and T. Inaba (2004) "Re-estimating per capita Individual Consumption by Age from Household Data," *Japanese Journal of Agricultural Economics*, Vol.6, 20–30.
- Thompson, Wyatt (2004) "Using Elasticities From An Almost Ideal Demand System? Watch Out for Group Expenditure!" *American Journal of Agricultural Economics*, 86(4), 1108–1116.

付録表 1 : 葉茎菜類の年齢階級別家計消費の変化, 1979-2012年

(kg/1人)

	15-19歳	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74
1979年	18.07	18.78	18.86	19.40	22.04	24.28	27.11	28.13	27.53	26.95	25.64	25.15
1980	16.96	17.30	17.23	18.59	22.89	25.22	27.64	28.29	27.44	27.14	25.27	24.55
1981	16.66	17.05	17.15	18.45	22.33	27.46	28.76	29.48	28.82	27.77	26.75	26.39
1982	18.16	18.07	17.86	19.20	22.10	26.62	28.38	28.74	28.76	27.78	27.55	27.63
1983	15.71	16.44	16.59	18.00	20.56	26.90	28.09	29.82	28.46	26.98	26.36	26.22
1984	15.88	16.53	16.95	18.16	21.42	26.67	28.59	29.39	29.70	29.13	27.69	27.12
1985	15.01	15.47	15.67	16.64	19.00	25.87	29.29	29.66	29.15	28.72	28.24	28.10
1986	16.63	17.22	17.45	18.13	20.64	24.91	28.23	28.56	29.38	28.97	27.97	27.69
1987	15.80	16.83	17.12	17.28	19.73	23.57	26.10	27.56	27.83	27.26	26.73	26.66
1988	14.15	14.81	15.39	16.01	17.97	24.78	26.26	26.44	27.36	26.37	24.23	23.30
1989	14.23	14.83	15.24	16.13	17.83	22.53	27.02	27.00	27.30	26.84	25.33	24.74
1990	13.44	14.39	14.89	15.54	17.52	22.95	25.74	26.59	26.65	26.77	24.64	23.77
1991	12.38	13.25	13.77	14.57	16.36	21.20	25.20	26.01	26.32	25.38	24.41	24.06
1992	13.70	15.41	16.05	15.44	16.84	23.40	26.23	27.81	27.45	26.98	25.88	25.50
1993	13.45	14.95	15.63	15.82	17.58	21.34	24.80	26.50	27.34	27.11	26.24	26.06
1994	12.21	13.79	14.75	15.46	15.99	19.96	25.01	26.67	26.87	26.72	25.38	24.88
1995	12.77	14.12	14.98	15.16	16.19	18.90	25.69	26.60	27.40	27.21	25.39	24.67
1996	13.89	15.37	16.17	16.03	17.99	21.12	24.06	26.22	27.79	27.90	26.55	26.05
1997	12.51	14.55	15.77	15.87	17.15	19.49	22.77	25.46	27.18	27.30	27.16	27.25
1998	10.95	12.42	13.63	14.36	15.88	19.03	22.02	24.52	26.93	26.74	25.30	24.71
1999	11.21	12.66	14.02	15.44	16.31	18.85	21.92	24.70	26.57	27.78	27.19	26.97
2000	11.58	12.99	14.20	15.16	16.75	19.16	21.87	24.80	26.79	28.15	28.33	25.28
2001	11.40	12.79	13.89	14.75	16.32	18.81	21.37	23.84	25.55	26.39	25.93	24.80
2002	11.86	13.41	14.57	15.39	16.83	19.15	21.79	24.49	26.14	26.78	26.25	25.15
2003	11.22	12.81	14.16	14.82	15.85	17.61	19.86	22.77	24.85	26.18	25.71	24.25
2004	10.36	11.68	13.00	14.63	16.20	17.95	20.13	22.63	24.80	26.30	25.96	24.58
2005	11.02	12.30	13.43	14.61	16.06	17.99	20.24	22.66	24.61	25.77	25.73	24.94
2006	11.40	12.68	13.89	14.91	16.11	17.77	19.80	22.46	24.57	26.07	25.99	24.88
2007	11.52	12.81	14.08	14.96	16.04	17.60	19.54	21.99	24.48	26.38	26.72	26.00
2008	12.13	13.77	15.09	15.74	16.66	18.23	20.57	23.40	25.52	26.64	26.84	26.45
2009	12.81	14.06	15.28	15.96	17.26	19.47	21.61	23.73	26.11	28.23	28.34	27.12
2010	11.37	12.22	13.21	14.73	16.58	19.09	21.02	22.79	24.81	26.68	27.01	26.29
2011	11.49	12.39	13.50	14.71	16.39	18.65	20.53	22.24	24.85	27.83	28.20	27.10
2012	12.11	12.81	13.59	14.05	15.35	19.16	20.58	21.66	23.33	26.45	27.42	27.59

出所：森が『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別消費量から、Tnaka・Mori・Inaba モデルを用いて推計した。

付録表 2：根菜類の年齢階級別家計消費の変化，1979-2012年

(kg/1人)

	15-19歳	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74
1979年	20.32	22.09	23.18	23.77	26.08	28.94	32.82	35.83	37.12	37.29	34.70	33.60
1980	19.73	20.71	21.59	23.53	27.33	29.53	34.22	36.08	37.28	39.24	37.48	36.73
1981	18.19	19.26	20.24	21.99	24.16	28.77	32.14	35.07	36.40	36.78	36.14	35.91
1982	18.26	19.24	20.14	22.57	25.03	30.35	33.95	36.72	37.73	37.53	36.99	36.81
1983	19.23	20.60	21.23	22.04	24.53	29.50	32.27	37.03	36.64	36.83	37.18	37.46
1984	17.58	18.95	20.20	22.21	25.06	28.11	32.58	34.93	37.42	36.32	37.42	38.05
1985	16.91	18.31	19.83	21.86	24.35	30.34	33.71	36.04	39.49	41.10	42.56	43.31
1986	18.06	19.83	21.14	21.12	23.52	27.96	33.64	36.03	38.00	38.98	38.96	39.02
1987	17.34	19.11	20.64	21.10	23.53	28.61	31.71	34.24	37.30	39.47	39.60	39.71
1988	17.10	18.21	19.65	21.05	23.28	29.88	32.24	33.61	37.49	38.89	37.12	36.31
1989	15.86	17.01	18.32	20.39	21.85	28.38	31.95	33.46	36.55	37.02	37.20	37.36
1990	15.70	16.33	17.37	19.20	21.27	26.30	32.08	32.54	34.55	36.90	36.97	37.04
1991	15.44	16.62	17.81	18.47	20.64	27.12	30.89	31.88	34.93	36.87	37.24	37.46
1992	15.95	18.18	19.50	18.72	20.23	28.53	31.40	33.71	34.85	36.88	38.02	38.61
1993	15.25	16.55	17.83	18.59	20.16	25.44	30.48	31.94	34.73	36.68	37.98	38.62
1994	13.90	15.72	17.44	19.12	19.69	23.61	28.23	31.37	33.46	35.52	36.32	36.74
1995	14.99	16.23	17.47	17.94	18.16	22.02	29.88	30.67	35.38	36.30	36.26	36.27
1996	14.48	16.36	17.96	18.35	19.76	26.57	28.96	31.96	35.42	36.67	37.01	37.24
1997	14.80	16.40	17.77	18.13	19.68	22.20	27.33	29.47	34.86	36.68	37.95	38.62
1998	13.16	14.65	16.19	17.68	19.87	23.16	27.96	30.48	34.13	36.51	37.07	37.39
1999	13.36	15.09	16.78	17.84	18.80	21.35	24.86	28.90	32.61	35.19	36.07	36.54
2000	13.29	15.09	16.68	17.53	18.94	21.18	24.89	30.58	33.24	35.12	35.97	36.13
2001	12.66	14.20	15.72	17.04	19.06	22.09	25.31	28.56	31.91	34.36	35.16	34.88
2002	13.50	15.33	16.94	17.23	18.34	20.57	23.37	27.32	31.45	34.30	35.58	35.95
2003	12.79	14.73	16.44	16.39	17.06	18.88	21.27	24.73	29.84	33.37	34.43	34.40
2004	12.05	13.58	15.15	16.56	17.81	19.21	21.55	27.39	30.52	32.45	32.89	32.42
2005	12.31	13.83	15.23	16.03	17.28	19.22	21.92	26.31	29.14	31.20	32.36	32.86
2006	11.74	13.00	14.44	16.23	17.89	19.55	21.68	24.85	28.62	31.23	32.31	32.42
2007	12.88	14.18	15.48	16.09	16.92	18.17	20.00	23.23	27.07	30.58	32.29	33.49
2008	13.02	14.46	15.91	16.47	17.26	18.65	20.57	24.29	29.75	32.80	33.55	33.27
2009	12.40	13.66	15.09	16.46	17.80	19.33	21.27	24.03	28.70	32.95	33.45	32.71
2010	11.93	12.83	13.86	14.93	16.43	18.44	20.30	22.13	25.52	30.03	30.92	30.98
2011	12.83	13.76	14.69	14.79	15.51	17.04	18.55	20.10	24.30	31.08	31.92	32.09
2012	11.18	11.57	12.38	14.54	16.64	18.41	19.92	21.34	23.50	28.47	30.23	31.48

出所：森が『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別消費量から、Tnaka・Mori・Inaba モデルを用いて推計した。

付録表3：他の野菜類の年齢階級別家計消費の変化，1979-2012年

(kg/1人)

	15-19歳	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74
1979年	15.05	15.65	16.02	16.71	18.22	21.08	26.89	27.59	27.56	28.18	27.50	27.23
1980	13.26	13.92	14.39	15.70	17.91	21.85	25.83	26.94	26.97	27.54	26.66	26.31
1981	12.53	13.84	14.75	15.31	17.64	21.59	23.23	26.27	27.50	27.16	26.75	26.62
1982	12.51	13.72	14.88	16.56	18.89	22.77	24.98	27.21	29.36	28.98	28.15	27.83
1983	11.73	12.61	13.30	14.68	15.83	21.46	23.38	26.01	26.21	26.27	26.39	26.52
1984	11.90	13.17	14.20	14.93	17.14	20.27	23.04	25.16	26.83	27.75	28.08	28.29
1985	10.44	11.58	12.67	14.18	15.88	20.14	22.91	25.32	26.78	28.37	29.19	29.62
1986	10.87	12.30	13.54	14.26	15.52	20.61	24.20	25.96	27.64	28.28	27.99	27.89
1987	10.94	12.34	13.49	14.66	16.55	19.80	23.03	25.17	27.18	26.97	27.55	27.93
1988	10.62	11.86	12.97	14.13	15.53	20.63	22.92	24.65	26.10	26.83	25.94	25.56
1989	10.50	11.75	12.88	13.95	15.08	18.27	23.02	24.48	26.51	26.54	27.01	27.28
1990	9.23	10.15	11.14	13.01	15.36	17.49	22.31	24.10	25.45	27.04	26.78	26.70
1991	8.71	9.60	10.65	12.27	14.30	17.58	21.38	22.76	25.04	26.07	25.87	25.82
1992	9.85	11.71	13.20	13.33	14.13	18.82	20.99	23.72	25.84	27.83	28.89	29.41
1993	9.06	10.32	11.54	12.54	14.02	17.11	19.59	21.68	24.06	25.95	26.95	27.45
1994	8.64	10.02	11.55	13.96	15.16	16.94	22.02	24.62	26.55	28.57	29.02	29.24
1995	8.86	10.09	11.27	12.38	13.65	15.00	20.79	22.92	24.52	25.76	25.43	25.28
1996	8.65	10.03	11.34	12.61	14.58	17.31	20.09	23.28	26.66	27.24	26.75	26.59
1997	8.18	9.30	10.56	12.13	13.91	15.73	18.81	22.24	25.69	27.12	27.63	27.90
1998	7.55	8.67	9.95	11.80	14.30	15.88	19.73	23.38	27.19	27.58	27.60	27.64
1999	8.13	9.12	10.40	12.30	13.78	16.77	18.53	21.89	26.75	28.26	28.81	29.09
2000	7.82	9.23	10.74	12.34	14.13	16.31	18.88	22.68	26.99	29.41	29.64	28.68
2001	7.64	8.75	10.02	11.77	13.66	15.77	18.12	21.41	24.93	26.98	27.67	27.46
2002	7.23	8.30	9.60	11.62	13.36	14.92	17.07	21.09	24.82	26.66	27.47	27.56
2003	6.75	8.08	9.52	11.04	12.34	13.59	15.72	20.07	22.90	24.91	26.05	26.54
2004	6.98	8.27	9.64	10.75	11.95	13.42	15.39	18.73	23.19	25.75	26.89	27.32
2005	7.01	8.27	9.64	11.12	12.47	13.89	15.89	19.19	22.25	24.53	25.54	25.80
2006	6.33	7.43	8.75	10.46	11.91	13.19	14.98	17.53	21.07	23.48	24.52	24.66
2007	7.32	8.49	9.78	10.62	11.28	11.97	13.41	16.61	20.80	25.03	26.37	27.14
2008	7.11	8.34	9.64	10.49	11.39	12.52	14.25	17.40	21.11	24.44	25.95	26.89
2009	6.53	7.52	8.81	10.78	12.42	13.73	15.49	17.86	21.31	25.45	26.67	27.08
2010	6.53	7.57	8.72	10.11	11.70	13.53	15.53	17.70	20.48	23.26	24.77	25.67
2011	7.18	8.19	9.32	10.20	11.10	12.16	13.64	16.39	20.54	24.75	25.69	25.97
2012	6.93	7.61	8.50	9.92	11.30	12.56	14.01	15.68	18.15	23.70	25.45	26.97

出所：森が『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別消費量から，Tnaka・Mori・Inaba モデルを用いて推計した。