

年齢・世代効果を補正した需要弾力性の計測

森 宏・石橋喜美子・田中正光・稲葉敏夫

はじめに

「昔に比べめっきり食が細くなり、アルコールも弱くなった」と言われてもう10年以上経つ。全体的に食が細くなったばかりではなく、脂濃いものが駄目になり、牛・豚肉より魚のほうが良くなった。アルコールもビヤホールで大ジョッキでがぶ飲みをすることはなくなり、晩酌もハードリッカーからワイン・清酒に移った。これは筆者（の1人、森）だけの特異な変化ではなく、同年輩の多くの友人たちに共通した現象である。

人間の貯蓄行動が一生の間に“Hump”「こぶ」状に変化する、すなわち一般に収入が少なく育児や住居などに支出の多い若いうちは少ない、あるいはマイナスで、やがて収入も増え、他方子女の教育などの費用もかからなくなれば増加する。定年退職し年金だけで生活がまかなえなくなれば、それまでの貯蓄を切り崩す、すなわち年々のネットの貯蓄はマイナスになる。Modiglianiのライフサイクル仮説である（Modigliani, 1986）。

年をとるにつれ「肉から魚」、ビールやウイスキーから清酒・ワインという推移は、日本人の筆者（森）にはいかにも自然に思われるが、米国に来て同年輩のアメリカ人を見ている限り、淡白な寿司と清酒の組み合わせより、300グラム前後のステーキとジョッキのビールのほうが

選択されるようである。

退職後それまでの貯蓄の切り崩しは自然の成り行きのように思われるが、どうも現在の日本のお年寄りたちのなかには、乏しい年金からさえ貯蓄している人たちがいるようである¹⁾。米国でも Modigliani の仮説はどの時代にも妥当するものではないらしく、世代によっては「理論どおりの」貯蓄行動はとっていないとの実証分析もある²⁾。

人の（経済）行動が年齢によって変異するとしても、社会全体の年齢構成がほぼ安定しているときは、構成員個々の行動は変わっても、全体としては相殺し合うだろうから、社会を一個の統一体として、たとえば安定的な同一効用関数を前提して分析することが許されよう。しかし若い層が薄くなり、高齢層が厚くなれば、たとえば社会全体の食嗜好が肉から魚に傾斜するかもしれないし、マクロの経済現象としてネットの貯蓄が低下することも考えられる。

経済学の学習において、効用関数から需要の弾力性：自己価格・交差価格、所得弾力性などが導出され、また実際の観察データから、それらの弾力性を計測し、将来の需給予測などに役立てられてきた。

総務省統計局『家計調査年報』は1979年から、世帯主の年齢階級別に個別の財・サービスの購入量や価格などを発表するようになった。表1および2は、りんごおよびみかんについて、世帯主年齢階級別の1人当たり世帯購入量の過去

表1 世帯主年齢階級別にみた1人当たり平均消費量：りんご、1979-81年、1989-91年、および1999-2001年

(kg/年)

世帯主年齢	～29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60歳～	総平均
1979-81	3.7	4.3	4.7	5.3	6.1	4.8
1989-91	2.3	3.4	4.7	6.0	7.8	5.2
1999-01	1.1	1.8	2.9	4.7	7.7	4.4

出所：『家計調査年報』各号。

表2 世帯主年齢階級別にみた1人当たり平均消費量：みかん、1979-81年、1989-91年、および1999-2001年

(kg/年)

世帯主年齢	～29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60歳～	総平均
1979-81	10.4	12.4	14.8	16.9	17.8	14.5
1989-91	3.0	4.9	7.1	9.1	11.4	7.7
1999-01	1.6	2.6	4.3	6.6	10.2	6.1

出所：同上。

20年間における推移をみたものである。いずれの果物についても、世帯員1人当たりの購入量（＝消費量）は、（世帯主の）若年世帯に比べ高齢世帯のほうが大きく、その差は最近年になるほど顕著に拡大しているように見える。

表3は、同じ期間における『家計調査』対象世帯の世帯主年齢階級分布を眺めたものである。『家計調査』は2001年までは単身者世帯は調査対象にしていないが、この20数年の間にわが国の世帯は急激に高齢化している。すなわち、1980年には世帯主が30歳代以下の世帯が調査対象の38%、50歳代以上が同じく34%であったが、2000年には前者が21%に低下し、後者の中・高齢世帯が58%に増えている。

相対的に生鮮果物を余計に食べる高齢者世帯の比重が厚くなれば、社会総体の果物消費は増加すると考えられる。近年若い世帯の果物消費が著しく少ないのは確かだが、最近年の中年層は20年前の中年層と同じではない。現在のたとえば、45歳は20年前には25歳だったのであり、彼らは年をとっても若い頃あまり果物を食べなかった習性を引きずっているのかもしれない。コウホート効果と呼ばれるものである。

たとえば筆者の一人（森）は現在（2004年夏）米国で生活しているが、米国人の人、さらに厳密には同じ年配の米国人に比べ、肉の消費は少なく魚と米の消費が多い。日本で生まれ育った習性を引きずっているのである。人はデモグ

表3 『家計調査』の世帯主年齢階級別集計数、1979-81年、1989-91年および1999-2001年

世帯主年齢	～29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60歳～	総平均
1979-81	575	2443	2244	1557	1162	7982
1989-91	346	1714	2218	1820	1878	7976
1999-01	327	1338	1645	1819	2679	7808

出所：同上。

ラフィックな環境（年齢・地理など）が変わっても、直ちにそこで平均的に観察されている行動様式をとるようになるとは限らない³⁾。

前掲表1および2から窺えるように、果物の家計消費は単純に年齢によって大きく変わるだけでなく、生まれ育った世代環境によっても大きく影響されているようである。過去20数年間に人口の年齢構成が大きく変わり、同時に、日本の場合には特に悲惨な戦争と戦後の高度成長をはさみ、生まれ育った環境を大きく異にする世代の交代があった。それらの変化が社会の食料消費に影響しないわけがない。本稿は日本人の食料消費を、2つの主要生鮮果物、りんごとみかんに例をとり、以上定性的に触れてきた年齢要因を除去して、経済分析しようとするものである。

ただし方法論的に少なくとも2つの難題を抱えている。われわれが利用できるのは『家計調査』の世帯主年齢階級別データであるが、平均的に3-4人の世帯員全員が世帯主と同年齢階級に属するケースは稀である。たとえば、1980年に世帯主が30歳の4人家族がある食品を40kg消費し、2000年に世帯主が50歳の4人家族が60kg消費したとしよう。それぞれ4で割って、このコウホートは（『家計調査』はまったく同じ世帯をトレースしているわけではないが）1980年に30歳のとき10kgだったのが、2000年に50歳に加齢して消費が15kgに増えたと考えるわけにはいかない。30歳のときの配偶者以外の2人の世帯員は多分乳幼児で、当該食品はほとんど食べなかったが、それらの子供は20年後の2000年には20歳代前半になり、中年の親より、かりに20%余計に食べたとすればどうだろう。このコウホートは1980年の30歳から2000年の50歳に加齢するに伴い、 $40/2=20\text{kg}$ から、 $60/(2+2.4)=13.6\text{kg}$ に消費を減少させたというのが事実に近いのかもしれない。世帯データから世帯

員個人の年齢別消費を推計するには、単純な割り算方式に替わる工夫が必要である。

曲がりなりにも個人の年齢階級別消費がある期間にわたって推計されたとしても、専門的な表現で「コウホート表」が得られたとしても、それらを年齢・時代（年次）・出生コウホートの3効果に分離することは容易ではない。理論的には「識別問題」のため、人為的な制約条件を課さなければ、分離は不可能とされている（後述）。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かりて（Nakamura, 1986）、その難題に挑戦する。

こうしてある期間にわたる世帯主年齢階級別世帯消費の変化から、（個人の）年齢要因（狭義の年齢と世代）を除去して、純粹の時代効果を析出することが出来れば、それをその期間の経済要因の変化に回帰させて、需要の価格・所得弾力性を計測することが可能になるだろう。

このような試みは、わが国のみならず米国などにおいても、松田・中村（1993）⁴⁾を除いてなされたことがない。年齢が個人の消費を決定する重要な要因であり、社会の年齢構成（含む出生世代）が大きな変化を遂げているとき、全人口の総平均値を用いて需要分析をすれば、いかに精緻なモデルを使っても推計されるパラメーターには無視し得ぬバイアスが生じるのは避けられない。同じような品目を分析しても対象期間によってパラメーターの推計結果が大きく異なり、消費者の嗜好に「構造変化」が生じたに違いないなどの（澤田学・澤田裕，1994；Inaba et al., 1992, pp.45-56⁵⁾；Eales and Wessells, 1999, p.124）、捉えどころのない発言がまかり通っている。

Deaton & Muellbauer (1980) 以降モデルの精緻化を重ねてきた需要体系分析と比べ（土田，1999；松田，2001）、本稿で試みる需要分析は如何にも単純・素朴である。また年齢階級

別データをベースにした関係上、需要弾力性の推計に当たって、implicitly に各年齢セルをほぼ等ウェイトで扱っている（後述）。したがって算出された弾力性が年齢要因によるバイアスを免れているとしても、その数値をそのまま実際の人口集団の消費予測に用いるわけにはいかないだろう。

別途、石橋（2004）は『家計調査』個票を使用した分析において、世帯を世帯主と世帯員の年齢と人数で類型化することで、年齢要因と世帯構成をコントロールして所得弾力性の計測を行い、1980-90年代においてクロスセクションでみた米の所得弾力性がマイナスであるという結論を導いた。最近の計測値の一部は、章末付録表2に紹介してある。

- 1) 森宏「岩田規久男『ゼロ金利の経済学』を読んで—従来のマクロ理論への不満—」『専修大学社会科学研究所月報』No.448, 2000年10月参照。
- 2) 森宏「米国における貯蓄率低下（＝消費の「過熱」）をめぐって—Literature Review：BPEAを中心に—」『専修大学社会科学研究所月報』No.455, 2001年5月参照。
- 3) 米国農務省は以前から（たとえば Salathe, 1979；Blaylock, and Smallwood, 1986）需要分析に年齢要因を考慮し、将来予測にも生かしてきた。しかしごく最近に至るまで、デモグラフィックな条件が変われば人は新しい条件に直ちに適応するとの前提をとっている（“there is an implicit assumption that as any individual moves from one demographic group to another, his/her preferences immediately take on the characteristics of the new group. For example, younger age groups will assume the eating habits of older age groups as they age”（Lin, et al., 2003, pp.13-4）。しかし戦後のわが国に比べ食生活の変化が緩やかな米国においても、この前提が正しいとは思われない。上記 Salathe の学会報告に対し、Schrimper は、「所与のクロスセクションに見られる年齢に関連する相違のどれだけが経済的影響の結果

で、あるいは一部狭義の年齢効果とは別のコウホート効果の結果なのであろうか？すべての世代がライフサイクルの上で同じような食生活の変異をたどると考えるのは合理的であろうか？」（森訳）との疑問を投げた（Schrimper, 1979, p.1059）。

- 4) 松田・中村は、世帯主の年齢階級別世帯消費量を世帯員数で割って当該年齢の個人消費とみなしてコウホート分析をした。その問題点についてはすでに本文中で触れた。
- 5) Inaba 他は、通常のチャウ・テスト以外にも Inaba 自身の開発したモデルを使い、牛肉の家計消費に、1980年代のどの時点で「構造変化」が検出されるか否かを、数理統計的に厳密に議論している。しかし如何なる要因で「構造変化」が生じたのであろうかには、考察は向けられていない。彼らが年齢要因に思い至るのは、それから5年近く経ってからである（Mori & Inaba, 1997）。

世帯主の年齢階級別に弾力性を計測する

まず出発点として、これまで普通に行われてきた（年齢階級を意識しない）全世帯平均値を用い、りんごとみかんについて、もっとも単純な時系列回帰を試みよう。全世帯1人当たりの年間消費量を、実質所得（『家計調査』の「消費支出」で代理）とそれぞれの実質価格に回帰する。モデルは、解釈の便宜上両辺対数とする。りんごもみかんも秋に収穫され正月を挟んで消費される。各（クロップ）年の価格は出来秋の状況に大きく支配されるから、年データも年の後半とその翌年の前半をカバーするものが望ましい。ただし世帯主の年齢階級別データは暦年でしか得られないから、本稿の分析は便宜上暦年のそれである。

分析結果は表4に示されている。価格の実質化にCPIの総合でなく食料とか生鮮食品のそれを使うとか、それ自身の価格に加え競合・補

表4 全世帯1人当たり平均値を用いた回帰分析（両辺対数）の結果：りんごおよびみかん、1979-2001年

	定数	価格	所得	修正済みR ²
りんご	4.39 (5.00)	-0.25 (-1.21)	-0.09 (-0.43)	-0.023
みかん	14.29 (13.81)	-0.26 (-1.54)	-3.28 (-8.03)	0.939

註：カッコ内の数値はt-値を示す

完財の価格を導入する、さらにはラグ付変数を入れたり、適当にダミーを使うなどすれば、推計の見かけ上の精度は高まるかもしれないが、ここでは単純さを通す⁶⁾。みかんの結果は、推定パラメーターの符号条件に問題はなく、決定係数も極めてよい。りんごも符号条件に問題はないが、推定パラメーターのt-値が小さく、決定係数は限りなくゼロに近い。

みかんでは問題が少ないのにりんごではどうして悪いのかと問題を立てるより、りんごではまったく無効なモデルで推定されたみかんの結果にも、問題があるだろうと考えるほうがわれわれの趣味に合う。前節で見たように、りんごにせよみかんにせよ世帯主の年齢が消費を顕著

に左右し、対象期間中に世帯の年齢構成が激変した現実を踏まえると、明確に意識してそのあたりの補正措置を施さない分析はまともな結果をもたらすはずがないと考えるべきだろう。年齢と消費の関係に関しては、みかんのほうがりんごの場合よりさらに劇的（たとえば若い世帯の減少傾向）であることを考えると（表1-2）、みかんの結果が一見統計的に満足すべきであることに安住するわけには行かない。

世帯主の年齢階級別にデータが得られる以上、手軽に年齢要因をコントロールする方法は、世帯主の年齢階級別に時系列回帰を行うことであろう。『家計調査年報』では階級区分は25歳未満、25-29歳、—、65歳以上と5歳刻みで10区分であるが、最近年になるほど若年階級の集計数が小さいので、本稿では前節の仕分けに従い、29歳以下、30-39歳、—、60歳以上の5区分とする。

表5に世帯主の年齢階級別に行われた時系列分析の結果が示されている。被説明変数は階級別の世帯員1人当たり平均消費量、価格は全世帯平均価格（実質）、所得は各階級毎の世帯員1人当たり平均消費支出（実質）である。実際

表5 世帯主年齢階級別に行った回帰分析（両辺対数）の結果：りんごおよびみかん、1979-2001年

		世帯主年齢	~29歳	30-39歳	40-49歳	50-59歳	60歳~
りんご	定数		15.87 (3.16)	14.41 (4.51)	7.09 (2.54)	0.90 (0.52)	1.35 (2.14)
	価格		1.19 (1.36)	0.48 (0.83)	0.36 (0.73)	-0.04 (-0.15)	-0.35 (-2.08)
	所得		-3.61 (-3.29)	-2.95 (-4.32)	-1.01 (-1.67)	0.71 (1.87)	0.76 (6.79)
	修正済みR ²		0.41	0.52	0.11	0.09	0.78
みかん	定数		23.13 (4.24)	20.66 (5.49)	14.56 (4.76)	13.15 (3.94)	8.72 (13.43)
	価格		-1.86 (-3.46)	-1.55 (-3.91)	-1.39 (-4.11)	-1.01 (-3.76)	-0.39 (-2.92)
	所得		-4.21 (-2.80)	-3.71 (-3.52)	-2.15 (-2.31)	-1.87 (-2.13)	-1.00 (-5.10)
	修正済みR ²		0.77	0.83	0.76	0.74	0.89

註：カッコ内の数値はt-値を示す

に支払われた（平均）価格は階級毎に5-20%程度違うことがあり、その関係も品目により年次により一定していない。違いの一つは品質を反映したものであり、さらには購入時期や場所の違いによるものであろう。クロスセクションのPanelデータの場合には、何らかの品質補正を施して真に近い価格を導出することも可能かもしれないが（Cox and Wohlgemant, 1986）、本稿では、すべての家計は同一年次には同一の価格帯に直面していたと仮定する⁷⁾。

みかんの分析結果は、符号条件（特に価格弾力性）についてどの年齢階級も問題なく、パラメーターのt-値も決定係数も良好である。他方りんごの結果は、価格弾力性の符合は50歳以上を除いて不都合で、t-値も押しなべてきわめて不十分である。また集計数が多く年々の観測値も安定的に推移している40歳代および50歳代についても、決定係数は著しく良くない。ここでもみかんではまあまあ合理的な結果が得られたのに、りんごではどうして不都合なのかと問題を立てるより、はじめのケース同様、りんごでまったく駄目な結果をもたらしたモデルを使って得られたみかんの結果も、信用すべきでないと考えたい。

本研究において初期段階の結果を報告した非公式の研究会で、各年齢階級別に回帰を取るより、全部のデータを一緒に使い年齢階級はダミー変数で処理するほうが良好な結果が期待できるのではないかとの意見が出された（Torell, 2004年）。表6は表5と同じデータを使い、ダミーで処理した結果である。みかんについては50歳代と60歳以上の間には有意な差が発見されなかったため、両階級を合わせてベースとした。

先の表4と表5に比べ、推計結果はりんごに関しても著しく改善されている。t-値も決定係数もほぼ満足いく値を示している。ただし、

りんごの価格弾力性は相変わらずプラスで、t-値も良くない。理論的 and/or 統計的に不都合な推計結果は棄却し、問題のない結果だけを採用するという立場がある。しかしある事象を X_1 と X_2 の2個の変数で説明するモデルを立て、理論的にも常識的にも X_1 は負に作用するはずなのに係数はプラスに出たから、これは見ないことにし、 X_2 の係数だけを取るという「便宜的態度」には問題がある。2個の変数の係数を推計する過程で、 X_1 の係数がプラスに出ていることは X_2 の影響力をそれだけ減殺して見ていることになるから（その期間 X_1 は傾向的に増大しているとして）、 X_2 の係数は真の値より低く推定される恐れがある。片方が駄目ならもう一方も駄目なのである。

統計技術的な側面はそれまでとし、前掲表1-2の数字を見る限り、りんごおよびみかんの家計消費には、世帯主の狭義の年齢だけではなく、彼らの出生コウホートが大きく関係しているらしい。横断面で眺める年齢と消費の関係は、1980年、1990年および2000年の3時期で目だって変化している。1980年の20-30歳が1990年の30-40歳、2000年の40-50歳になっているのだが、かれらは加齢していく過程で、どうも以前のパターンを引きずっているように見える。これらの表は、1980年、1990年、2000年と時代の経過に伴い、年齢階級に沿って垂直に眺めるだけでなく、対角線上にも眺める必要がありそうである。

表6の試みはかなり成功しているかに見えるが、デモグラフィック要因の中でコウホート効果を無視して年齢だけで説明しようとしても、そもそも無理なのであろう。われわれは次に、狭義の年齢、肉体的年齢とは別に、大雑把には戦前世代、戦後世代、さらには高度成長の前と後のように出生コウホートの視点を分析に取り入れようと思う。しかし、戦前・戦中に生まれ

表6 年齢ダミーを用いた回帰分析（両辺対数）の結果：りんごおよびみかん（60歳以上層をベース）、1979-2001年

りんご	定数	5.35(3.46)
	価格	0.43(1.37)
	所得	-0.53(-1.68)
	D20's	-0.55(-14.71)
	D30's	-0.42(-9.17)
	D40's	-0.26(-7.57)
	D50's	-0.09(-2.57)
	修正済みR ²	0.735
みかん ⁽¹⁾	定数	12.39(8.95)
	価格	-1.50(-8.21)
	所得	-1.51(-3.99)
	D20's	-0.61(-13.85)
	D30's	-0.52(-9.05)
	D40's	-0.27(-6.86)
	修正済みR ²	0.815

註：（1）50歳代は60歳代と有意の差が無いためベースに加えて計算；（2）カッコ内の数値はt-値を示す。

育った世代，たとえば1990年に（世帯主が）50歳だった世帯にも1970年に生まれた20歳の子供がいるし，他方同じく30歳（1960年生まれ）だった世帯にも，1930年に生まれた60歳の戦前世代が含まれている場合があるだろう。それらの年齢・世代混合が，世帯単位で（しか捉えられない）消費行動を行っている。われわれの次の課題は，世帯消費を何とかして個々の世帯員の年齢階級別に分離することである。

6) りんごおよびみかんの回帰式に，季節を同じくする競合財，すなわちそれぞれみかんと

表6（参考） 年齢ダミーを用いたりんごの回帰分析（両辺対数）の結果：それ自身の価格以外にみかんの価格を算入したケース、1979-2001年（60歳以上層をベース）

りんご	定数	1.93	(1.10)
	価格 りんご	0.46	(1.55)
	みかん	-0.63	(-3.60)
	所得	0.53	(1.25)
	D20's	-0.49	(-12.32)
	D30's	-0.31	(-5.88)
	D40's	-0.22	(-6.40)
	D50's	-0.15	(-3.95)
	修正済みR ²	0.761	

りんごの価格を入れて推計を試みた結果を，表4（参考）および表6（参考）に示してある。みかんの係数はプラスだが，t-値は0.4，決定係数も0.05と小さい（表4（参考））；りんごの自己価格弾性はプラス（表6（参考））など，競合財の導入が推計結果に顕著な改善をもたらしたとは言えない。

7) 現実の支出を量で割った価格は，消費選択の指標としては適切でない場合がある。たとえば，Aがある生鮮食品を単価100円で5だけ購入し，Bは高いので見合わせ，その日の夕方なり翌日値引きされた50円で3だけ購入したというケースは現実でありうるだろう。また現実には，供給不足で牛肉の市場価格が高騰したとき，これまで和牛肉を買っていた消費者が乳牛や輸入牛肉にシフトすれば，購入価格で見ると価格はそれほど上昇していないことも観察される。そのような場合は，何らかの品質補正がなされる必要がある。しかし米国農務省の研究で，1987-88年の全国食料消費調査のデータから価格を含む需要弾

表4（参考） 全世界帯1人当たり平均値を用いた回帰分析（両辺対数）の結果：りんごおよびみかん、相互の価格を算入、1979-2001年

	定数	価格		所得	修正済みR ²
		りんご	みかん		
りんご	4.89 (3.58)	-0.32 (-1.36)	0.07 (0.39)	-0.26 (-0.59)	0.053
みかん	12.56 (10.62)	0.37 (1.84)	-0.33 (-2.13)	-2.89 (-7.55)	0.959

註：カッコ内の数値はt-値を示す

力性の計測を試みた Huang & Lin (2000) は、「(この) 方法で算出された品質補正価格は、ランダムで、世帯毎に異なり、また世帯は短い調査期間にはかなり似通った価格に直面しているという事実と整合しない」と述べている (p. 2)。『家計調査』の個票データを分析している石橋によると、どの世帯類型 (世帯主の年齢や世帯人員) でも、世帯収入が高くなるほど購入単価が高くなる傾向がある (米の場合) (石橋, 2004年)。

世帯主の年齢階級別世帯データから 構成員個々の年齢別消費を推計する

世帯主が20歳代前半 (世帯員 3人), 同じく40歳代前半 (同じく 4人), 50歳代後半 (同じく 4人), および60歳代後半 (同じく 3人) と, 4つの世帯主年齢階級別にそれぞれの (平均) 世帯消費量が与えられているとしよう。それぞれの世帯員数で割って, 20歳代前半 (仮に22歳), 40歳代前半 (42歳), 50歳代後半 (57歳), および60歳代後半 (67歳) の1人当たり (平均) 消費量とみなすことに問題があるのはすでに述べた。またこの方法では世帯の重要構成員である非成人が無視されることになる。わが国の世帯類型を日常的に観察していれば, 第一の世帯の3人の1人は乳幼児 (ゼロ歳), 第二の世帯の2人はティーンエージャー (15歳前後), 第三の世帯は2人はともに20歳代の成人, 最後の世帯のそれも恐らく20歳代の成人とみて大きく外れることはないだろう。 X_i を i 歳の1人当たり平均消費量, Q_j を世帯主が j 歳の世帯消費量とすると, 次のような簡単な連立方程式が成立する。

$$1X_0 + 2X_{22} = Q_{22} \quad (1)$$

$$2X_{15} + 2X_{42} = Q_{42} \quad (2)$$

$$2X_{22} + 2X_{57} = Q_{57} \quad (3)$$

$$1X_{22} + 2X_{67} = Q_{67} \quad (4)$$

ここでも求めたい個人の年齢階級別消費は, ゼロ歳, ティーンエージャー, 20歳代の若年成人, 40歳代の中年, 50歳代後半の青年と60歳代後半の老年の6階級である。しかし式は4本しかないので, 連立方程式は解けない。しかし, 乳幼児はこの食品をほとんど食べない, すなわち: $X_0 = 0$ と考えれば, 未知数の数は1個減る。さらに, 人は50歳代後半から60歳代にかけては消費はほとんど変わらない, すなわち: $X_{57} = X_{67}$ とおくことが出来れば, 求める未知数の数は4個に減って, 上の方程式は解けることになる。ゼロ歳はまったく食べないとか, 50歳代後半と60歳代後半はまったく同じと堅く考えなくとも, 『国民栄養調査』などのサイドエビデンスに基づいて, 乳幼児はティーンエージャーの4分の1, すなわち: $4X_0 = 1X_{15}$ (5) とおく, さらに60歳代後半になると50歳代後半に比べ20%程度消費は落ちる, すなわち: $0.8X_{57} = 1X_{67}$ (6) のように式を立てても, 解を求めることは容易である。

『国民栄養調査』に個人の年齢別のデータがあるのなら, 別にこのような回りくどい推計をする必要がないのではないかとの疑問があるだろう。しかし同調査は『家計調査』同様世帯単位で集計され, 個人の年齢階級別に摂取量が出るようになったのは1996年以降の調査からでしかない。さらに品目の区分は, 米類, 小麦類, 果実類, 魚介類などのように大まかで, たとえばパンとうどんとラーメンとか, 本稿のようにりんごとみかんなどのように品目を細分した分析は出来ない。しかも調査の実施時期が, 毎年11月の日・祭日を除く1日きりなので, 生鮮果物でも桃とかスイカなどの季節性の品目は分析できない。

『家計調査』の個票データを使って世帯員個人の年齢別消費を推計したのは日本では森島 (1984) が最初で, その後石橋に踏襲されて,

品目・年次・分析視点などの点で拡大・発展させられてきた(Ishibashi,1997;石橋,1998,2001,2004など)。しかし同調査の個票の入手には面倒な手続きが必要で、政府関係の研究機関でも希望する過去の全期間にわたってデータを入手することは容易ではない。その点われわれの用いる『年報』は数十分間のコピーの手間を惜しまなければ、誰にでも利用可能である。既述のように、細かい品目別に世帯主年齢階級別データが発表されたのは、1979年の『年報』からだが、米、魚介、果物のような中分類(ただし量でなく支出額)では、昭和40年代始めにさかのぼってみることが出来る。

上の連立方程式解法で問題になるのは、一つはすでに述べたように求めるべき未知数が、年齢階級の区分の仕方によるが、方程式の数より多いこと、二つには実際の家族員構成は上の例示よりはるかに複雑で、しかも世帯主の年齢階級を『年報』に示される5歳刻みにすると、容易に決めがたい点である。われわれは初め、

『全国消費実態調査報告』(平成元年)の世帯属性に関する表をベースに、『国勢調査』、厚生省『国民生活基礎調査』、および『家計調査年報』の巻末の付表(ただし世帯員の年齢区分は単発的で、連続性にかける)の情報を加味して、少数のベース年について世帯主年齢階級別の家族員構成を独自に推計した(森・稲葉「果実消費の停滞と年齢要因」,1996年など参照)。やがてかなり多くの年次について、個票データの解析に基づく完全な世帯員構成が得られる様になった。最初の問題、未知数の数が多すぎる問題に対する処置は、このあと多少技術的に検討する。

年齢階級*i*の個人の平均1人当たり消費量を X_i 、世帯主年齢階級*j*の世帯消費量を Q_j 、同じく世帯員構成を C_{ij} (年齢*i*階級の個人が世帯主年齢階級*j*の世帯に平均的にそれぞれ幾人ず

つ存在するかの世帯員分布)とすると、次の関係が成立する:

$$\sum_{i=1}^{15} C_{ij} X_i = Q_j \quad (j = 1 \text{ to } 10) \quad (7)$$

ここでは個人の年齢は、ゼロ歳から9歳、10-14歳、15-19歳、—、70-74歳、75歳以上の15区分とする。世帯区分は『年報』記載のとおり、世帯主の年齢25歳未満、25-29歳、—、60-64歳、65歳以上の10階級である。ここでもこの方程式体系を解くには、未知数に対して方程式の数が不足している。10-14歳は15-19歳に比べ、たとえば10%少ない、あるいは50歳代前半と50歳代後半では1人当たりの消費に差はないだろうのように想定して、未知数の数を整理する、ないし式の数を増やして(たとえば、 $1.1X_{12}-1.0X_{17}=0$ ⁸⁾)解を求めることは可能である。

しかし実際にそのようにして解いてみると、ある年齢階級の推定値が周辺の階級に比べ「異常に」高いないし低い、時にマイナスの値になるなど、推定値が安定しないことが珍しくない。このような「固い」解き方は、そもそも“RO-BUST”でないとの批判を受けて(川口,1996)、上の(7)式にも誤差項、 E_j を設ける。さらにたとえば上の例で、50歳代前半(52歳前後)と50歳代後半(57歳前後)では差が全くないとはせず:

$$1.0X_{52}-1.0X_{57}=E_{52} \quad (8)$$

のようにSlackを認め、誤差項の二乗和を最小にするように解を求めるのが良いのではないかが、川口の示唆であった。

それから8年経ち、各方面からの批判や積極的なコメントを生かし、われわれは次のようにして個人の年齢階級別消費、 X_i を求めることになった。

$$\sum_{j=1}^{10} w_j (C_{ij}X_i - Q_j)^2 + \sum_{k=1}^{14} w_k (1.0X_k - 1.0X_{k+1})^2 (i = 1 \text{ to } 15) \quad (9)$$

(9)式の第2項は、1人当たり個人消費は隣接する年齢間ではほぼ似通っているであろうという「パラメーターの漸進的変化」の条件を現している。品目によりまた年次により、年齢間の関係について、たとえば上記の(5)、(6)式などを支持するようなサイドエビデンスが得られるとは限らない。そのような時は、特定の年齢だけでなく全年齢階級について常識的に無理のない「漸進的変化」を仮定し、10本の世帯消費に対応する式と合わせ、ウエイト付で誤差項の二乗和を最小化するようにパラメーターを推計しようとするものである。

現実に世帯主の年齢が若い層、特に25歳未満と25-29歳の世帯は『家計調査』の集計数が少ないこともあって、平均の観測値が安定していない、従って誤差項が年次によって大きく変動することがある。そのような時、「標準残差」が2.0を超えないようにペナルティーを課する、すなわち(9)式の w_j の値を1.0より小さくする。また個人の年齢別平均消費量は隣り合う階級間ではあまり変わらないであろうという仮定は一般には妥当とするとしても、品目・年次によっては特定年齢階級の間で飛躍がある、すなわちその仮定の一部が大きく崩れることもある。初めからそのことが分っていれば、(9)式の第2項からその部分を抜いておくことも出来るが、それをあらかじめ予見することは難しいし、個人の先入観を研究に導入することが望ましいことであるとは思えない。 w_k は始めにそれぞれ1.0のウエイトで計算し、残差が大きい式に対して「標準残差」が2.0を超えないようにウエイトを操作する。計算の技術的詳細は別のところで専門的に述べているので、参照されたい(Tanaka, Mori, and Inaba, “Re-estimating,” 2004)。そのよ

うにして推計されたりんごおよびみかんの個人の年齢階級別1人当たり消費量が、表7-8に示されている。

りんごおよびみかんのいずれについても、20歳代・30歳代の成人を含み若年層消費が高・老年層に比べかなり少なく、さらに若い層と高・老年層の差が最近とみに拡大している。この20数年間にみかんはどの年齢層でも押しなべて減少しているが、減少の率では若い層で著しく、20年前の5分の1の水準にまで激減している。それに引き替え、りんごは若い層はみかん同様激減しているが、50歳代後半以上の高・老年層ではやや増えているようである。

1980年の20歳代と40歳代は2000年にはそれぞれ40歳代と60歳代になっているのだが、りんごとみかんのいずれについても、同じ年齢層を垂直に眺めるだけでなく、対角線に沿って出生コウホートの動きを辿る必要があるようである。直感力に優れた人は、これらの数字から定性的にはかなりのことは掴めるであろうが、本稿が目的としている、20数年間の実際の変化から年齢の効果（高齢層が厚くなったのだから全体的には恐らく上向きの効果）、と世代交代の効果（古い世代が戦後の高度成長期以降に生まれた「果物離れした」⁹⁾世代に交代されたから恐らく下向きの効果）を、定量的に排除できるとは思えない。われわれは次節でその課題に取り組みたい。

8) このような人為的な仮定に、「科学的でない」と否定的に反応する人が少なくない。しかし『国民栄養調査』などでは、個人の年齢区分は20歳代、30歳代のように初めから10歳刻みである。また民間の市場調査などでも、被調査主体の年齢区分は10歳区分が普通である。ということは、たとえば40歳前半と40歳代後半では行動に大きな違いはないと想定されているからであろう。われわれはそれで

も、 $1.0X_{i2}-1.0X_{i7}=E_{i2}$ のように、誤差項を設けることにした。

- 9) 「若者の果物離れ」を政府の公式文書でうたったのは、『農業白書 平成6年度』, III-1 (1995)である。われわれの年齢視点からの定量分析はその頃から始まった。(森・稲葉「果物消費の停滞と年齢要因—“果実フォーラム”の記録—」『専修大学社会科学研究所月報』, No.399, 1996年9月)。

個人の年齢別消費を年齢・世代・時代効果に分離する

従来の需要分析では、いわば社会の代表的個人 (“the single consumer,” Prais and Houthakker, 1995, pp.9-11) の効用関数を前提し、ある時点で所得と諸財の価格が与えられたとき、彼ないし彼女はその所得から効用を最大化すべく如何に諸財への配分を決めるか、それぞれの財を如何ほど購入するかを中心的に扱ってきた。社会の構成員は嗜好において均一ではないが、構成が時代を通してほぼ一定に保たれているときは、時系列分析において社会をあたかも同一個人ないし集団であるかのようにみなして分析することが許される。

しかし本稿ですで見えてきたように社会の構成員は、年齢階級とさらには生まれ育った時代背景を異にする集団によって、嗜好や行動様式において顕著に相違するらしいことが窺がわれる。他方わが国の消費人口は戦後の数十年の間に、年齢構成に関して激変し、また生まれ育った経済・社会環境が著しく異なったため、去り行く旧世代と参入してくる新しい世代の間の格差はきわめて大きい。

年齢別のデータが得られないときは、必ずしも明確な定式化を意識することなしに、たとえばトレンド項を設ける、ダミー変数を挿入するなどして時系列分析の精度を高めようとしてき

た。それでもうまくいかないときは、どうも重大な「構造変化」が生じたらしいと逃げるのがおちであった。あるいは最近の需要体系分析では、「構造変化」の存在を意識するか否かは別として、比較的短い期間の月次データを使う傾向がある(松田, 2001など)。しかし季節性の高い生鮮果物の分析には月データは不向きだし、説明変数として所得を導入することは不可能に近い¹⁰⁾。

前節で得られた個人の年齢階級別データがある期間にわたって与えられたとき(表7-8)、それらの数字を、年齢に帰属すべき効果(年齢効果)、世代に帰属すべき効果(コウホート効果)およびそれら2つの効果を除去した時代(ここでは年次)そのものに帰属すべき効果(年次効果)に分離するのがコウホート分析である。もっとも単純な線形のA/P/Cモデルは、以下のように定式化される。

$$X_{it} = B + A_i + P_t + C_k + E_{it} \quad (10)$$

X_{it} = i 年齢階級の個人の t 年における平均消費量

B = 総平均効果

A_i = i 年齢階級に帰属すると考えられる年齢特有の効果

P_t = t 年特有の時代効果 (その年次に存在した経済状況や気候・供給関係などを反映)

C_k = k なる世代特有のコウホート効果

E_{it} = i 年齢階級の t 年の誤差項

(10)式を表7ないし8のデータに当てはめて、総平均効果を含めそれぞれの効果を推計しようとするのだが、われわれはここで重大な問題に遭遇する。たとえば、2000年に50歳の個人は例外なく1950年に出生している。かように3つの変数のうち2つが決まれば、あとの1つは自動的に決定される。 $t=i+k$ (ここで i は i 年齢階級の実際の歳とし、 k も同じく k 番目の世代

表7 年齢階級別世帯員1人当たり家計消費量の推計値：りんご、1979-2001年

(kg/年)

	- 9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60- 4	65-69	70-74	75-
1979	3.96	3.90	3.93	3.90	4.00	4.16	3.88	3.91	5.38	5.40	5.38	5.63	7.93	7.58	6.95
1980	3.68	3.82	4.00	4.03	4.05	5.58	5.72	5.91	6.27	6.24	7.41	7.21	7.00	6.59	6.04
1981	4.16	4.20	4.37	4.51	4.58	4.62	5.00	4.98	5.39	5.69	5.51	7.33	7.47	7.20	6.64
1982	4.07	4.41	4.61	4.54	4.52	4.47	4.89	5.28	5.64	5.42	7.52	7.23	6.61	6.04	5.48
1983	4.27	4.41	4.27	4.24	4.22	4.61	5.22	5.64	5.58	6.06	8.54	8.60	8.30	7.79	7.13
1984	3.74	4.11	4.42	4.35	4.48	4.88	4.99	5.83	6.46	6.28	7.03	7.73	8.36	8.24	7.63
1985	3.20	3.25	3.18	3.26	3.48	4.11	4.73	5.26	5.46	6.11	6.71	7.45	8.08	7.97	7.41
1986	3.52	3.55	3.42	3.35	3.28	3.55	3.90	5.59	5.50	5.67	8.88	8.52	8.24	7.73	7.06
1987	3.19	3.27	3.17	3.24	3.38	3.91	5.44	6.02	5.91	6.53	8.69	8.98	9.06	8.67	7.98
1988	3.48	3.46	3.37	3.37	3.38	3.60	3.98	7.31	7.35	7.62	9.37	9.65	9.60	9.11	8.35
1989	2.42	3.01	3.46	3.37	3.46	4.05	4.85	6.04	7.12	6.94	7.63	8.43	9.45	9.47	8.86
1990	2.81	2.92	2.89	2.71	2.59	2.95	3.64	6.34	6.67	6.59	9.87	9.71	9.91	9.54	8.80
1991	1.38	1.39	1.70	2.18	2.66	3.17	6.14	6.43	7.26	8.10	8.98	9.53	10.41	10.29	9.59
1992	1.85	2.04	2.12	2.27	2.44	3.05	4.10	6.31	6.78	7.79	8.02	9.12	9.01	8.53	7.82
1993	2.52	2.55	2.53	2.46	2.50	2.92	3.75	6.53	7.03	7.28	9.89	10.73	11.26	10.94	10.11
1994	0.91	1.39	1.99	2.56	2.97	3.72	4.44	5.55	6.71	7.91	8.51	11.89	11.54	10.89	10.01
1995	2.14	2.44	2.44	2.25	2.12	2.31	3.12	3.89	6.75	6.85	9.95	10.34	10.59	10.21	9.41
1996	1.50	1.62	1.78	2.06	2.32	2.75	3.46	4.08	6.48	7.37	8.63	9.12	10.20	10.20	9.55
1997	1.25	1.41	1.53	1.56	1.64	1.97	3.96	4.51	4.87	7.70	9.03	9.49	10.20	10.05	9.32
1998	0.85	1.07	1.30	1.39	1.58	1.97	3.98	4.55	5.18	8.14	8.68	9.39	9.95	9.75	9.03
1999	1.20	1.44	1.53	1.51	1.53	1.83	2.43	3.19	3.57	6.18	7.61	8.19	9.60	9.35	8.65
2000	1.21	1.47	1.55	1.52	1.52	1.73	2.47	3.28	3.67	6.34	6.74	9.72	10.75	10.57	9.81
2001	1.63	1.73	1.63	1.38	1.19	1.31	1.81	2.21	4.70	4.50	8.66	8.87	9.34	9.12	8.44

表8 年齢階級別世帯員1人当たり家計消費量の推計値：みかん、1979-2001年

(kg/年)

	- 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	12.86	12.92	13.38	13.84	13.98	14.81	17.40	20.56	21.64	22.69	22.67	22.39	22.55	21.58	19.88
1980	10.58	10.22	10.38	10.66	10.94	11.74	18.57	18.28	19.15	19.80	20.12	20.47	20.80	19.95	18.36
1981	9.53	9.70	9.90	9.85	9.75	10.58	12.12	16.33	17.33	17.75	17.37	18.08	17.78	16.84	15.44
1982	8.05	8.47	8.95	8.99	9.20	9.96	13.66	14.43	15.83	15.75	17.06	16.83	15.89	17.74	13.44
1983	9.12	9.11	9.24	9.63	9.96	10.67	12.40	16.12	16.71	17.84	18.40	18.26	17.95	16.98	15.58
1984	6.67	7.10	7.18	7.51	8.04	9.02	10.27	13.14	13.61	14.90	16.61	17.08	16.77	15.84	14.52
1985	6.13	6.09	6.10	6.16	6.48	7.35	8.19	12.71	13.53	13.96	15.08	15.97	16.14	15.44	14.19
1986	6.07	6.11	6.13	6.18	6.26	6.80	7.61	11.97	12.50	13.00	15.61	16.08	15.75	14.85	13.59
1987	4.78	5.52	5.79	5.67	5.65	5.95	11.38	12.91	12.96	12.81	16.77	16.01	15.80	15.01	13.79
1988	3.81	4.38	4.87	4.89	5.00	5.67	10.22	11.53	12.40	12.50	16.11	16.90	16.86	16.07	14.76
1989	3.39	3.59	3.97	4.14	4.55	5.28	8.52	10.99	12.06	12.30	13.24	14.39	14.66	14.08	12.97
1990	2.47	2.96	3.63	3.92	4.24	5.00	8.80	9.81	11.15	11.53	14.16	14.68	14.17	13.32	12.18
1991	2.47	2.66	2.81	2.95	3.27	4.05	5.39	10.04	11.02	11.59	12.76	13.66	13.04	12.16	11.07
1992	1.33	1.79	2.33	2.91	3.45	4.32	7.96	9.38	10.34	11.52	12.52	13.49	13.47	12.84	11.82
1993	1.86	2.21	2.62	2.92	3.14	3.67	7.58	8.45	9.12	9.70	12.74	13.18	13.42	12.90	11.91
1994	2.43	2.44	2.43	2.43	2.58	3.13	3.81	7.43	7.93	11.71	12.46	12.84	13.89	13.68	12.71
1995	1.99	1.91	1.98	2.26	2.48	2.89	3.15	8.01	8.25	9.05	11.69	12.16	12.80	12.46	11.54
1996	1.46	1.52	1.69	2.03	2.28	2.70	3.57	7.11	7.65	8.66	11.34	12.03	12.09	11.53	10.61
1997	1.51	2.07	2.47	2.58	2.56	3.02	4.39	5.77	6.89	10.17	10.36	10.94	12.46	12.61	11.85
1998	2.21	2.23	2.16	2.06	2.00	2.19	2.84	6.49	6.71	10.78	10.97	12.81	13.02	12.49	11.49
1999	0.98	1.51	1.99	2.33	2.58	3.15	4.62	5.87	7.17	8.26	8.99	12.25	12.35	11.86	11.98
2000	1.61	1.67	1.70	1.78	1.91	2.29	3.14	5.81	6.27	8.53	9.16	11.96	12.81	12.61	11.71
2001	1.82	2.13	2.19	2.12	2.14	2.46	3.44	4.44	7.02	8.98	11.09	12.42	12.83	12.42	11.46

の実際に出生した年次とする)の1次の線形関係が存在する。これがコウホート分析における「識別問題」で、何らかの人為的制約条件を課さないと解は得られないとされている。われわれはこしばらく、中村が提案した「パラメターの漸進的变化」という比較的自然的な制約条件を追加して解を求めている(森・ゴーマン, 1999; 森・田中・稲葉, 2004; Mori and Clason, 2004など)。本稿でもモデルはこれまでと同じである。

理論的には、「仮に関数(ここでは(10)式)に対する制約が技術的に可能であるとしても、理論的に正しい制約を課する機会是不可能なほど小さいという意味において、それらは現実には認めがたい」(森訳)(Mason and Fienberg, 1985, p. 4)。われわれが用いるベイズ型コウホートモデルは、この問題を理論的に解決するものではなく、あくまでもOperationalなAlternativesの1つでしかないことを認めておく必要がある。

なお中村モデルにおいて、制約条件である「パラメターの漸進的变化」に課するウエイト、ハイパーパラメターを決定する際、ABIC(『赤池のベイズ型情報量基準』)が唯一の役割を果たしているが、われわれは現実の計算を通してその立場にいささか疑念を持っている(Mori et al., 2001; 朝野, 2001, 358-9頁など)。本稿のコウホート分析においても、最終的な決定には主観的判断を加えている。その点に対しては中村を支持する立場からは批判があろう。しかし「識別問題」だけがコウホート分析の主要な問題ではない。

上に挙げた線形のAPCモデルにおいて、われわれはたとえば50歳代後半の年齢効果、 A_{57} は調査の全期間にわたって同じと想定しているわけだが、一般の企業の定年は20-30年前までは55歳であったが、現在では60歳に延長されている。当時も定年後しばらくはパートなどで働

いていたかもしれないが、「第一の人生」で定年退職するかどうかは、消費行動全体(裏腹として貯蓄行動)に重大なインパクトを与えるであろう。20-30年前までは、女性は25歳以前で結婚し、20歳代後半で1子ないし2子をもうけるのが普通であったとされるが、現在では婚期は大幅に晩くなっているし、結婚した後の家族計画も以前とは違っている(USA TODAY, June 3, 2004, 17A)¹¹⁾。またわれわれはこれまで、社会の高齢化の影響を主たる関心としてきたが、20-30年前の70歳代と現在の同年齢層では消費行動における「元気」の程度が違っているように見える。そのどれだけが肉体的な意味の年齢効果に差が生じたためで、どれだけが世代効果の違いなのかは、統計技術上の「識別問題」だけで処理さるべき問題ではないだろう。とすると、対象期間中にそれぞれの年齢効果が一定であったとする大前提は崩れることになる。

特に本稿の主たる関心事である時代効果について、われわれはある年次においては、どの年齢セルにも絶対値で同じ年次効果、 P_t がかかると想定している。その年はみかんの豊作で値段は安く、味も優れていたというような効果は、老若おしなべて一様に作用したであろうと想定してあまり抵抗がない¹²⁾。しかし最近の「健康ブーム」で、たとえば「1日1個のりんごが高血圧に良い」がかなり消費拡大に作用したとして、その効果が若い年齢層にも等しく作用したとは思えない。そのことと関連するのだが、われわれは食生活における世代効果は10歳代後半から20歳代にかけて形成され、それが一生持続されると想定しているのだが、たとえば50歳代前半で高血圧との関連でりんごを食べる習慣ができれば、それがその後の残りの人生に持ち越されることになるだろう。

繰り返しになるが、コウホート分析における「識別問題」に対処するためには、われわれは

中村の提案した制約条件：「パラメターの漸進的変化の条件」を妥当と考え、ABICを眺めながらハイパーパラメターの組み合わせを選んで最適化を図る仕方を原則的に踏襲する。しかしすでに述べたが、ABICを唯一の基準として到達したイテレーションの結果を最善の推定値とは考えない。それらの値を使って近未来の予測を行ったとき、ある年齢階級の消費がほとんどゼロに近いしマイナスの値を示したりすることがあった。「近い将来日本の若い人が米はまったく食べなくなることがあるとは考えられない」という投稿した某ジャーナルの査読者のコメントは、教育的であった。その時は現在の若い人たち、すなわち新しい世代のコウホート効果を負に過大に推計していた、すなわちコウホート効果の漸進的変化の条件に与えるハイパーパラメターの値が相対的に大きすぎた（分母）、すなわちペナルティーが小さすぎたようである。

過去の動きを、年齢効果／世代効果で「過大」に説明しすぎると、時代効果の推計値が低く出る。あるいは逆に、時代効果を過小に見積もると、年齢効果／世代効果のいずれか、ないし両者が過大に推計される。推計の問題からであろう、時代効果からトレンドを外してコウホート分析を行った Deaton & Paxson（台湾の貯蓄率，1994）および彼らの方法を踏襲した Blisard（米国の食料消費，2001）の分析結果は、いずれも世代／年齢効果を過大に推計しているように見える¹³⁾。

前節でえられた個人の年齢階級別消費の推計値，1979-2001年を，中村のベイズ型モデルに準拠しながら，時に若干常識的判断を加えて，年齢・年次および世代の3効果に分離したのが表9-10に示されている。今回の推計がこれまでのそれと若干違うのは，年次別に各年齢階級セルを同じウエイトで回帰するのではなく，便

宜的に5年毎の実際の人口比率の逆数でウエイト付けして計算した点である。最小化の計算： $(\sum_i \sum_t X_{it} - (B + A_i + P_t + C_k))^2$ で，コウホート表の中で人口比の小さい年齢セルはそれだけ軽く扱われている。具体的には調査期間の初めの頃の高齢者層の個人消費は，相対的に軽く，また調査期間の後期では若い層が以前より軽く扱われることになった。推計された年次効果の解釈を厳密にしようとすれば，多少の注意が必要だが，従来のように人口比のウエイトなしで行った推計値と，実際の人口比でウエイト付けをした推計値に顕著な差異は見られなかった。

10) 多くの農作物は年に一回収穫される。その年の天候や生産者行動（典型的には「クモの巣」反応）などによって作柄が支配され，量・価格・品質が決定される。収穫後は流通業者の投機によって変動することもあるが，同一生産期間内には大きな変化は見られないのが通常である。例えば毎年秋に収穫されるみかんやりんごの場合，10月の価格も11月のそれも似たようなものである。しかし例えば，天候に恵まれた昨年と度重なる台風にたたられた今年（2004年）では，市場供給量・価格に大きな差が生ずるのが自然である。他方，毎年12月はボーナス月でもあり，正月に備えた買い物が集中する為，牛肉や一部果物などの購入単価は跳ね上がり（たとえば牛肉の場合和牛が増えるなど），購入量も増加する（付録表1参照）。また本文でも述べたが，家計の所得は多くの組織では年度で決まり，年央および年末の賞与はその月だけで消費さるべきものではない。従って，価格と所得で農産物の需要を説明しようとするとき，月別のデータは，月別ダミーなどの工夫を施して，そもそも適切ではないと考えられる。

また，月別ないし季節別のデータを用いて一見良好な推定結果を生んでいる需要体系分析で，「所得」として扱われる変数は，肉類（Mori & Lin, 1990；土田，1999）なり野菜（松田，2001）や果物など当該システムに向けられた支出であり，世帯の所得がどれくらい増加すれば消費はどれくらい増えるか／減

るかのベースになる所得弾力性の分母とは異なる点も注意しなければならない。

- 11) 母の年齢階級別に見た出生数は、この20数年の間に20歳代から30歳代にシフトしている。たとえば1975年に20歳代前半および後半の出生数は、それぞれ47.9万と101.5万であったが、2001年には15.7万と45.0万に激減した。同じ期間に30歳代前半と後半のそれは、32.0万と6.3万から、それぞれ40.0万と12.7万に増加している（『日本の統計2003』25頁）。
- 12) われわれのモデル(10)式は線形のアディティブの形で、時代効果はどのセルにも等しい絶対値でかかる。果物のように個人消費が年齢階級によって10対2-3のように大きく異なっているときは(表7-8)、比率に関し均一な時代効果のほうが望ましいかもしれない。
- 13) Deaton たちの推計では、対象期間(1976-1990年)の経済成長による個人所得の増大(貯蓄率の向上;消費性向の低下)は、ほとんどすべてコウホート効果と一部年齢効果に帰属させられている。彼らの報告に対してコメントした J.Skinner は、「上げ潮はすべての舟、少なくともすべての年齢の舟を押し上げる」のではないかと疑念を提示した(Skinner, 1994, p. 360)。

「年次効果」を使って需要弾力性を推計する

1979年から2001年までの23年間における個人の年齢階級別の推定消費量から、単純なA/P/Cコウホートモデルを用いて、年齢効果と世代効果を抜き取り、純粋の時代(年次)効果を抽出した(表9-10の第2欄)。すでに散発的に述べたが、このようにして推計された時代効果には、その時代・時代(ここでは各年次)に存在した当該品目の価格、競合・補完品目の市場状況(価格だけでなく、商品の参入・退出などを含む)、および平均的消費者の購買力や消費意欲(しばしば挙げられる“consumer confidence”など)の経済・社会的諸条件と、果物

であればその年は生り年で味が良かったとか、夏期のスイカであれば雨が多くて甘みがなくしかも冷夏であったなどなどの条件が加わる。

われわれは本稿の対象、りんごとみかんについては、時代(年次)効果を左右する要因として、単純化のために当該品目の平均価格と、全世帯の1人当たり平均消費支出の2変数のみを考える。この20数年間にたとえばみかんの場合、早生みかん、特に夏季の温室みかんが増えており、消費期間も平均価格も変化している¹⁴⁾。他方、かつてのように一家でコタツを囲み、テレビを観ながらみかんを食べるといった情景はあまり見られなくなった。またりんごについて

表9 りんごの年齢階級別個人消費を年齢・年次・世代効果に分離する、1979-2001年
総平均効果=5.3897; R²=0.9608 (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		出生年	
		1979	-1.689	-1904	0.603
20-24	0.538	1980	-0.791	1905-09	0.709
25-29	-0.403	1981	-1.016	1910-14	1.260
30-34	-1.198	1982	-0.917	1915-19	1.593
35-39	-1.590	1983	-0.443	1920-24	1.991
40-44	-1.465	1984	-0.311	1925-29	2.469
45-49	-1.415	1985	-0.807	1930-34	2.796
50-54	-1.123	1986	-0.646	1935-39	2.376
55-59	0.308	1987	-0.061	1940-44	2.390
60-64	1.135	1988	0.369	1945-49	2.103
65-69	1.789	1989	0.266	1950-54	0.482
70-74	1.846	1990	0.237	1955-59	-0.546
75-	1.578	1991	0.734	1960-64	-1.711
		1992	0.234	1965-69	-3.194
		1993	0.962	1970-74	-4.147
		1994	1.202	1975-79	-4.731
		1995	0.619	1980-84	-4.444
		1996	0.632		
		1997	0.536		
		1998	0.615		
		1999	-0.048		
		2000	0.349		
		2001	-0.026		

註: 推計において年齢・年次・世代効果に与えられたハイパーパラメータの値は、それぞれ16:32:8である。

は、「甘くなりすぎて昔のりんごの味がしない」などなどの声も聞かれる。しかしそれは最近の日本人の舌にマッチしているのかもしれない。これらのトレンド要因は恐らくかなりの程度、それぞれの「時代効果」に影響しているであろうが、それらはわれわれが当面選んだ2変数、価格か所得のいずれかに帰属させられることになる。

前節で試みた年齢・世代・時代（年次）効果への分離において、われわれは通常のゼロサムの条件を課している： $\sum A_i = \sum C_k = \sum P_t = 0$ 。したがって、年次効果もある年はプラス、別の年はマイナスの係数を示す¹⁵⁾。両辺対数をと

表10 みかんの年齢階級別個人消費を年齢・年次・世代効果に分離する、1979-2001年
総平均効果=10.345； $R^2=0.9822$ (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	出生年			
	1979	6.780	-1904	3.665	
20-24	-0.407	1980	4.767	1905-09	4.095
25-29	-0.996	1981	2.645	1910-14	4.297
30-34	-1.400	1982	1.960	1915-19	4.348
35-39	-0.286	1983	3.066	1920-24	4.230
40-44	0.939	1984	1.180	1925-29	4.193
45-49	0.452	1985	0.225	1930-34	3.475
50-54	0.442	1986	0.002	1935-39	2.371
55-59	0.873	1987	0.550	1940-44	1.432
60-64	1.017	1988	0.327	1945-49	-0.356
65-69	0.690	1989	-0.598	1950-54	-1.536
70-74	-0.126	1990	-0.776	1955-59	-3.201
75-	-1.200	1991	-1.545	1960-64	-4.068
		1992	-1.174	1965-69	-4.891
		1993	-1.487	1970-74	-5.396
		1994	-1.766	1975-79	-5.756
		1995	-2.139	1980-84	-6.902
		1996	-2.364		
		1997	-2.073		
		1998	-1.909		
		1999	-2.000		
		2000	-2.061		
		2001	-1.608		

註：推計において年齢・年次・世代効果に与えられたハイパーパラメータの値は、それぞれ16：16：32である。

って計算した表4-6の仕方に倣い、本節でも対数化して回帰を行う都合で、被説明変数には「総平均効果+年次効果」を持ってくることにする¹⁶⁾。説明変数は、表4を計算した年齢をまったく無視した総平均値の回帰同様、価格は年の平均価格（実質）、所得は全世界平均1人当たり消費支出（実質）をあてる。

計算結果は表11に示されている。狭義の年齢要因のみを（ただし不完全に¹⁷⁾）計算に組み入れた表5-6の場合と顕著に違う点は、りんごの価格弾力性の符号である。あまり高いt-値ではないが、価格弾力性は正当に負のサインを持ち、値も0.4前後で、不自然ではない。また式の決定係数も、表4および表5の大部分の年齢階級と比べ、改善は歴然としている。所得弾力性もここでは高いt-値を持ってプラス1.3-4と推計されている。みかんについては、統計指標上歴然たる改善は見られないが、それぞれの係数のt-値も、決定係数もほぼ満足すべきレベルで、マイナス0.3弱の価格弾力性の値も、たとえば表6の、マイナス1.5に比べると、われわれの常識にマッチする。全体としてマイナスの作用を持つであろう世代交代の効果を勘案しないと、対象期間の消費の激減（60%に近い）を、価格の上昇（30%前後）で強引に説明することになる。また所得弾性については、-1.9とかなり負の値が大きい。例えば表4の-3.3に比べると格段に小さい。世代効果の作用を勘案しないと、実際の消費減を上記の価格騰貴と並んで、所得の増大（所得効果はここではマイナス）に不当に帰属させることになるのであろう。

14) 例年6月から9月に供給されるみかんは、1980-81年は全体の1.2%、1990-91年は同じく4.0%だったが、2000-2001年は6.0%になっている。また夏季のみかんは、かなり割安になった最近でも年平均価格の5倍前後して

表11 従属変数に（総平均効果＋年次効果）を用いて行った回帰分析（両辺対数）の結果：りんごおよびみかん

	定数	価格	所得	修正済み R ²
りんご	-2.78 (-3.87)	-0.38 (-2.12)	1.36 (7.66)	0.81
みかん	7.23 (9.34)	-0.28 (-2.08)	-1.92 (-6.19)	0.92

註：カッコ内の数値は t-値を示す

いる。長期間にわたる年データの取り扱いには、注意が必要だが、本稿の主要関心事から離れている。

- 15) Attanasio (1998) や Blisard (2001) のように、対象期間にトレンドを認めず、年々の変動がゼロサムになるという仮定： $\Sigma (P_t - P_{t+1}) = 0$ とは違う。
- 16) 上記のように、個人消費量の理論値、予測される消費量は、どの年齢階級もすべての年次について、ゼロ以下にならないようにハイパーパラメーターの値を操作した。
- 17) 繰り返すまでもないが、世帯主年齢階級の世帯データをそのまま使っているので、本来の個人の年齢階級別の分析にはなっていない。

結論と今後の課題

食品に限らず消費が個人の年齢で変異することは良く知られている。わが国のように戦後急激な経済・社会変革を経験したところでは、生まれ育った環境を異にする世代によって、消費のパターンは目だって異なる場合が少なくない。社会の年齢構成が急速に高齢化し、さらに戦前生まれと戦後生まれ、さらには高度成長以降生まれの世代の参入・交代が顕著に進んでいるところでは、社会の総平均消費を従来のようにあたかも同一の経済主体、均一の効用関数を暗黙に前提して、所得と価格などの経済変数のみで説明しようとするには無理がある。

われわれは本稿において、年齢と世代による変異が最近特に顕著であることが知られる生鮮果物 (Mori & Inaba, 1997) から主要 2 品目、りんごとみかんを選び、まず『家計調査年報』記載の世帯主年齢階級別世帯データから、田中・森・稲葉モデル (2004) を用いて、世帯員個人の年齢階級別消費を推計した。1979年から2001年にいたるそれらの年齢階級別個人の消費を、中村のベイズ型コウホートモデルを用いて、年齢・出生世代・時代 (年次) の 3 効果に分離した。

次に同期間における年齢効果 (社会の高齢化の影響) と世代効果 (戦後世代の参入と戦前世代の退出の影響) を除去した純粋の時代効果を、各年次の価格と構成員 1 人当たりの所得に回帰させ、「広義の年齢」要因から自由な需要弾力性を計測しようと試みた。

1979年から2001年の期間について、年齢要因の補正を不完全にしか行わない場合に比べ、りんごの価格弾力性はプラスからマイナスの符号を示すようになり、また所得の係数を含め t-値と式の決定係数などにも顕著な改善が見られた。みかんについては、りんごのケースのように経済常識的および統計的な基準からして顕著な改善が見られたとは言えないが、新たに推計された価格弾力性はマイナス 0.3 弱で、りんごのそれとも近似し、われわれの生活実感により合致する。

問題は、りんごの所得弾性はプラス 1.4 で、みかんのそれはマイナス 1.9 と推定されている点に関してである。石橋が個票データを世帯類型 (世帯主年齢と世帯員年齢別人数) で区分し、年齢要因をコントロールして行ったクロスセクション分析の結果 (付録表 3 に一部収録) では、消費量に対する所得の係数は、りんごとみかんのいずれもプラスと推計されている。いずれも「優等財」なのである。プラスの値はりんごの

ほうがやや大きい、みかんのそれもゼロを有意に超えている。この結果は我々の常識に一致する。みかんを先に触れた米のように、「劣等財」とみなすことには、我々の日常の生活感覚からして抵抗がある。まして、マイナスの値がゼロに近いのならいざ知らず、2.0に近いのはいかにも常識的ではない。先に書いた「家族でコタツを囲んでテレビを観ながら知らないうちにみかんの皮がたまっている」という情景はだんだん見られなくなった。年齢・世代を問わず、みかんは日本人の嗜好品消費から遠ざかりつつあるのかもしれない。この負のトレンドが、我々の回帰式（前節）においては、所得要因に帰属させられているように思われる。

われわれが中村の指導・協力により日本人の食料消費のコウホート分析に取り組み始めて10年近く経過した。その間世帯データから個人の年齢別消費を推計する仕方はかなり満足すべき進歩を遂げたと感じている。またコウホート分析のプログラムも Clason の努力により、相当程度の改良が加えられた（森編『コウホート分析』2001年；田中他「清酒とビールの将来予測」2004年など）。

これまでわれわれのコウホート分析における主たる狙いは、日本人の食料消費における「純粹の年齢効果」（Schrimper, 1979, p.1059）と世代効果の分離であり、時代効果は Deaton や Attanasio たちのように初めから落とすことはないが、年次効果そのものの計測に第一次の関心があったわけではない。したがってこの1年くらいは、特に若年層の年齢・世代効果についてより安定した推計値が得られよう、『家計調査』の世帯主データは、試験的に3ヵ年移動平均を用いるなどしている。

しかし本稿のように年次効果の計測に主たる関心が移ってくる（すなわち年齢効果と世代効果は純粹な時代効果を析出するために除去され

る側の位置づけに落ちる）と、すでに前前節でも触れたが、現在のモデルで計算される時代効果の係数には、概念的にも計算の技術的観点からも不満な点が多い。難しく言えば、年齢／世代効果と時代効果の「交互作用」であろうが、それを現実問題として克服するには、概念的にも計算ソフトの面でも多大のリソースを必要としており、われわれ小グループの能力を超えている。

あらためて断るまでもないが、本稿で需要弾力性を計測するために用いたモデルは、最も単純な1次線形の回帰式である。1次の階差項をモデルに組み込んだり、年齢階級別のスロープシフターの導入も考えられるかもしれない（Torell, 2004）。説明変数も1人当たりの消費支出とそれ自身の価格だけであり、競合・補完の関係は考慮されていない。ここしばらく需要分析は、システムの大小は別として需要システムのそれであり、モデル的にも華麗なまでに精緻さを加えている（たとえば、土田, 1999；松田, 2001；Matsuda, 2004）。さいわい年齢・世代効果をより現実的に除去しえた「純粹の年次効果」の推計が、関連しあう相当数の品目について得られたならば、本稿の幼稚な定式化を超える計測が可能になるだろう。しかし1品目についてでも、納得しうる年齢・世代効果を除去した年次（時代）効果を推計することが先決である。ただ留意すべき理論的問題として、世帯を核として眺める従来の分析と違い、子供や養育される同居老人を含む世帯員個々の消費行動において、それぞれの効用を極大化すべく配分する所得をどのように考え・捕捉するのか、別途難しい課題に直面することになるだろう。

〈引用文献〉

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』, 347-366, 専修大学出版局.
- 石橋喜美子 (1998). 「輸入自由化前後における牛肉の家計消費構造変化-世帯類型および年齢要因に着目して-」『農業総合研究』第52巻第4号, 1-35.
- 石橋喜美子 (2001). 「年齢階級別消費の推計-『家計調査』個票データを使用して-」森宏編『食料消費の Kouhō ト分析-年齢・世代・時代』, 187-217, 専修大学出版局
- 石橋喜美子 (2004). 「年間収入別・世帯類型別にみた米の購入数量・単価の経年変化について」『フードシステム研究』第11巻1号, 2-15.
- 川口雅正 (1996). 森・稲葉「世帯データから年齢別個人の果物消費を導出する」日本理論計量経済学会西部支部大会報告, 5月22-23日, 長崎大学に対するコメント。
- 厚生省保健医療局. 『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』.
- 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『農業構造の計量分析』, 309-324, 富民協会.
- 総務省統計局. 『家計調査年報』各年版.
- 総務省統計局 (1990). 『全国消費実態調査報告』(平成元年) Vol. 4 .
- 総務省統計局 (2003). 『日本の統計 2003年版』.
- 田中正光・森宏・稲葉敏夫・石橋喜美子 (2004). 「清酒とビールの家計消費の将来予測-コウホート分析」『家計経済研究』2004 Winter, No. 61, 50-61.
- 土田秀 (1999). 「新しい需要関数と推計結果: 有限小理論へのささやかな接近」『総合研究』No. 18, 日本リサーチ総合研究所.
- 農林水産省官房 (1995). 『平成6年度農業白書』.
- 松田友義・中村隆 (1993). 「世帯主年齢階級別米消費量変化の分析」『農業経済研究』第64巻第4号, 213-220.
- 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.
- 森宏 (2000). 「岩田規久男『ゼロ金利の経済学』を読んで-従来へのマクロ理論への不満-」『専修大学社会科学研究所月報』No.448, 1-16.
- 森宏 (2001). 「米国における貯蓄率低下 (=消費の「過熱」) をめぐって: Literature Review : BPEA を中心に」『専修大学社会科学研究所月報』No.455, 1-26.
- 森宏・Wm.D. Gorman (1999). 「日本人の食料消費-古い世代と‘若い’世代」『専修経済学論集』第34巻第2号, 専修大学, 71-111.
- 森宏・稲葉敏夫 (1996). 「果実消費の停滞と年齢要因-果実フォーラムの記録-」『専修大学社会科学研究所月報』No.399, 1-32.
- 森宏・田中正光・稲葉敏夫 (2004). 「高齢化の進展の下で米・鮮魚の消費はどうか-コウホート分析-」『社会科学年報』第38号, 専修大学社会科学研究所, 41-62.
- 森島賢 (1984). 「食料需要の動向」『農業経済研究』第56巻第2号, 63-69.
- 森島賢 (1984). 「年齢階層別食料消費の分析」土屋圭造編『農産物の過剰と需給調整』農林統計協会.
- Attanasio, O.P. 1998. "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households," *The Journal of Human Resources*, XXXIII, 3, 357-609.
- Blaylock, J.R. and D.M. Smallwood. 1986. *Demand for Food : Household Expenditures, Demographics, and Projections*, USDA/ERS, TB-1713.
- Blisard, N. 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. Cromartie. 2003. *Food Expenditures by U.S. Households : Looking Ahead to 2020*, Agricultural Economic Report No. 821, ERS/USDA.
- Cox, T.L., and M.K. Wohlgenant. 1986. "Prices and Quality Effects in Cross-Sectional Demand Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 908-919.
- Deaton, A. and J. Muellbauer. 1980. "An Almost Ideal Demand System," *American Economic Review*, 70, 312-326.
- Deaton, A. and C. Paxson. 1994. "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, D.A. Wise eds. Chicago University Press, 331-357.
- Eales, J. and C.R. Wessells. 1999. "Testing Separability of Japanese Demand for Meat and Fish Within Differential Demand Systems," *Journal of Agricultural and Resources Economics*, Vol.24,

- No.1, 114-126.
- Huang, S.K. and B-H Lin. 2000. *Estimation of Food Demand and Nutrient Elasticities from Household Survey Data*, Technical Bulletin No. 1887, ERS/USDA.
- Inaba, T., H. Mori and D. Chadee. 1992. "An Analysis of Japanese Household Demand for Beef in the 1980s," *Senshu University Economic Bulletin*, Vol.26, No. 2, 35-65.
- Ishibashi, Kimiko. 1997. "Changes in Japanese Dietary Patterns by Age : Is 'The Japanese Style' Disappearing?" *National Agricultural Economic Research*, Vol.36, 17-31.
- Lin,B-W., L.N. Variyam, J. Allshouse, and J. Cromartie. 2003. *Food and Agricultural Commodity Consumption in the United States ; Looking Ahead to 2020*, Agricultural Economic Report, No. 820, ERS/USDA.
- Mason, Wm. M. and S.E. Fienberg. 1985. *Cohort Analysis in Social Research: Beyond the Identification Problem*, Springer-Verlag, New York.
- Matsuda, T. 2004. "A Generalized Quadratic Logarithmic Inverse Demand System," Paper Presented at 2004 TEA Spring Meeting, March 29, Nihon University, Fujisawa.
- Modigliani, F. 1986. "Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations," *American Economic Review*, 76, June, 267-313.
- Mori, H. and B-W Lin. 1990. "Japan's Demand for Beef by Three Classes : Results of AIDS Analysis," *Journal of Rural Economics*, Vol. 62, No. 2, 195-203.
- Mori, H. and T. Inaba. 1997. "Estimating Individual Fresh Fruits Consumption by Age," *Journal of Rural Economics*, Vol. 69, No. 3, 175-185
- Mori, H., D.L. Clason, J. Dyck, and Wm.D. Gorman. 2001. "Age in Food Demand Analysis-A Case Study of Japanese Household Data by Cohort Approach," H. Mori eds. *Cohort Analysis of Japanese Food Consumption-New and Old Generations*, 311-345, Senshu University Press.
- Mori, H. and D.L. Clason. 2004. "A Cohort Approach for Predicting Future Eating Habits : The Case of At-Home Consumption of Fresh Fish and

付録表1 『家計調査』にみるみかん、りんごおよび牛肉の月別平均購入量と平均購入単価、2000年、2001年および2002年

	みかん		りんご		牛肉		
	量 (g)	単価 (円/100g)	量 (g)	単価 (円/100g)	量 (g)	単価 (円/100g)	
2000年	1月	2586	23.45	1196	33.38	783	268.32
	2月	2082	23.45	1479	32.40	814	257.28
	3月	953	25.56	1353	33.70	839	253.42
	10月	2284	32.90	1636	35.42	850	247.22
	11月	3531	28.18	2308	37.31	827	245.75
	12月	6439	32.26	2683	43.51	1041	305.27
2001年	1月	2519	35.60	969	37.98	793	262.94
	2月	1478	35.37	1055	39.42	735	250.21
	3月	554	36.14	1023	39.41	784	251.27
	10月	2678	32.30	1729	39.15	352	242.77
	11月	4420	23.73	2438	36.14	421	249.38
	12月	7528	22.26	2950	37.48	582	300.51
2002年	1月	2929	24.86	1137	31.79	510	273.39
	2月	2058	23.49	1558	26.34	506	249.51
	3月	858	24.63	1308	30.75	618	244.01
	10月	2664	29.64	1758	34.59	618	265.57
	11月	3675	25.94	2442	36.09	667	253.48
	12月	6040	26.54	2943	35.26	852	320.16

出所：『家計調査年報』第17表、各号。

- Meat in an Aging Japanese Society,” *International Food and Agribusiness Management Review*, Vol.7, Issue 1, 22-41.
- Nakamura, T. 1986. “Bayesian Cohort Models for General Cohort Tables,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 38, Part B, 353-370.
- Prais, S.J. and H.S. Houthakker. 1955. *The Analysis of Family Budgets with an application to two British Surveys conducted in 1937-9 and their detailed results*, Cambridge at the University Press.
- Salathe, L. 1979. “The Effects of Changes in Population Characteristics on U.S. Consumption of Selected Foods,” *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1036-45.
- Schrimper, R.A. 1979. “Demographic Change and the Demand for Food : Discussion,” *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 1058-60.
- Skinner, J. 1994. “Comment” on Deaton and Paxson’s presentation, “Saving in Taiwan,” op. cit. *Aging*, 358-361.
- Tanaka, M., H. Mori, and T. Inaba. 2004. “Re-estimating per Capita Individual Consumption by Age from Household Data,” *The Japanese Journal of Rural Economics*, Vol. 6, 20-30.
- Torell, A. 2004. Professor of Econometrics, New Mexico State University, A Comment on Informal Presentation, “Eliminating the Age Factors from the Time-series Analysis of Demand,” by H. Mori, June 2.
- U.S.A.Today* (Daily Newspaper). 2004. June 3.

付録表 2 1984年および1994年『家計調査』個票データから、世帯類型別に計測した米の所得弾力性

世帯類型	30歳代夫婦と 10歳未満子供 2人		40歳代夫婦と 10歳代子供 2人		50歳代夫婦と 20歳代子供 1人		60歳代夫婦のみ	
	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²
1984	-0.21 (-3.89)	0.44	-0.08 (-1.94)	0.11	-0.13 (-1.72)	0.10	-0.10 (-1.96)	0.14
1994	-0.17 (-1.55)	0.06	-0.18 (-2.17)	0.13	-0.26 (-2.66)	0.21	-0.11 (-1.79)	0.09

註：（1）計測式は両辺対数のため、弾性値は一定；（2）決定係数は自由度修正済み；（3）カッコ内は t-値

付録表 3 1984年および1991年『家計調査』個票データから、世帯類型別に計測したりんごとみかんの所得弾力性

世帯類型	30歳代夫婦と 10歳未満子供 2人		40歳代夫婦と 10歳代子供 2人		50歳代夫婦と 20歳代子供 1人		60歳代夫婦のみ	
	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²	所得弾力性	R ²
りんご	0.51 (3.63)	0.40	0.34 (3.82)	0.42	0.55 (2.49)	0.22	0.48 (3.59)	0.44
	0.71 (4.94)	0.54	0.45 (2.74)	0.22	0.57 (3.02)	0.26	0.42 (3.67)	0.42
みかん	0.37 (6.30)	0.71	0.17 (1.69)	0.09	0.06 (0.38)	0.05	0.20 (2.40)	0.25
	0.40 (2.63)	0.23	0.27 (2.52)	0.21	0.05 (0.34)	-0.04	0.10 (1.37)	0.04

註（1）りんごは出荷期 1-3月と 9-12月；みかんは同じく 1-2月と 10-12月のみ（2）計測式は両辺対数のため、弾性値は一定；（3）決定係数は自由度修正済み；（4）カッコ内は t-値