

【論文】

家計調査データからみた食料需要の近年の動向とその特徴

—需要の所得弾力性・価格弾力性の計測を中心として—

立花 広記*、上路 利雄**

1. はじめに

高度経済成長期、わが国食品産業では大量生産・大量流通が著しく進展し、食料消費の量的拡大・平準化・画一化が進んだが、食料消費がある程度充足されてくると、食料消費の伸びは次第に鈍化し、食料消費は量的質的に大きな変化を遂げた。たとえば、高度経済成長期以降に限定しても、わが国食料消費には、コメ消費量の長期的減少傾向や、インスタント食品・調理食品の消費拡大にみられる簡便化志向の高まり、外食機会の増大、高級化・本物志向・健康志向・安全性志向・手造り商品が求められる一方で低価格志向の高まりといった変化がみられた¹⁾。このような食料消費の変化を供給面で支えたのは、わが国農業と輸入農産物の拡大、それに、あるいはそれ以上にわが国食品産業の成長・発展が指摘できる。今後、食料消費の変化に対して、わが国農業や食品産業がいかに対応すべきかの問題を考える場合、まず、家計段階における食料消費の変化を的確に把握しておくことが必要となる。

本稿では、まず『家計調査』データを用いて、家計における最近（1965～2001年）の食料消費の推移とその特徴を把握し、エンゲル係数の低下や加工食品費比率の上昇、食の外部化の進展といった実態を明らかにした後、横断面データと時系列データの両者を使用し、需要関数の計測を試みる。特に、横断面データによる需要関数の計測では、5年間の横断面データをプールし使用するモデルを仮定し、前期（1980～1984年）と近年（1997～2001年）では、食料需要に及ぼす要因がいかに変化してきたかを中心に分析する。同様に、時系列データによる需要関数の計測では、パラメータがある年次を境に突如変化するのではなく、年々漸進的に変化すると仮定するモデルで、需要の所得弾力性・価格弾力性の変化やトレンドを計測し、近年における食料消費の傾向とその特徴などを考察する。

2. 食料消費の動向

表1には、総務省統計局『家計調査』でみた1人当たり実質食料費支出額の年次推移と、

* 本学大学院博士後期課程 ** 当学科教授

表1 項目別にみた各食料費の年次推移とその対前年伸び率

(単位: %, 円)

		1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2001年の 支出金額
支出 額の 推移 (%)	消費支出	100.0	134.7	160.7	173.2	184.4	204.9	210.9	211.3	208.5	1,158,513
	食料	100.0	122.2	137.8	135.8	134.7	141.3	136.8	135.0	132.7	295,019
	穀類	100.0	87.3	81.8	79.1	77.7	69.8	64.0	57.6	55.8	27,351
	魚介類	100.0	131.1	159.3	158.1	152.2	153.4	140.2	127.1	124.1	33,183
	肉類	100.0	139.9	180.8	172.2	162.6	157.5	140.8	134.0	125.8	23,416
	乳卵類	100.0	111.2	106.8	87.7	78.7	78.8	77.0	79.3	76.1	13,318
	野菜・海草	100.0	127.7	137.2	136.1	130.3	139.7	133.8	126.3	125.2	34,503
	果物	100.0	137.4	142.9	119.1	122.4	121.5	110.4	102.9	102.9	13,765
	油脂・調味料	100.0	100.7	116.3	96.6	94.0	89.1	90.1	94.6	92.7	12,203
	菓子類	100.0	120.6	144.8	138.0	138.3	156.9	150.7	149.6	150.5	24,264
	調理食品	100.0	141.2	195.0	251.4	280.1	363.1	404.0	457.7	470.1	31,466
	飲料	100.0	183.8	200.3	187.1	174.3	193.1	204.1	230.0	230.8	14,259
	酒類	100.0	126.6	136.9	131.2	132.9	144.9	139.8	135.0	132.0	14,952
	外食	100.0	167.4	216.4	260.0	281.2	320.2	325.6	335.3	326.0	52,339
対 前 年 比 伸 び 率 (%)	消費支出		6.95	3.86	1.55	1.30	2.22	0.58	0.05	-1.37	1,158,513
	食料		4.43	2.55	-0.29	-0.15	0.98	-0.64	-0.26	-1.70	295,019
	穀類		-2.55	-1.26	-0.65	-0.35	-2.04	-1.67	-2.00	-3.01	27,351
	魚介類		6.21	4.31	-0.15	-0.75	0.16	-1.71	-1.87	-2.39	33,183
	肉類		7.98	5.85	-0.95	-1.11	-0.63	-2.12	-0.97	-6.07	23,416
	乳卵類		2.24	-0.79	-3.58	-2.06	0.04	-0.46	0.60	-4.02	13,318
	野菜・海草		5.53	1.50	-0.16	-0.85	1.44	-0.84	-1.13	-0.81	34,503
	果物		7.48	0.80	-3.34	0.55	-0.15	-1.82	-1.35	-0.06	13,765
	油脂・調味料		0.14	3.09	-3.39	-0.52	-1.06	0.22	1.01	-2.00	12,203
	菓子類		4.12	4.02	-0.94	0.05	2.69	-0.80	-0.14	0.61	24,264
	調理食品		8.23	7.63	5.78	2.29	5.93	2.25	2.66	2.69	31,466
	飲料		16.75	1.80	-1.32	-1.37	2.15	1.14	2.54	0.34	14,259
	酒類		5.32	1.63	-0.83	0.26	1.80	-0.70	-0.68	-2.29	14,952
	外食		13.48	5.85	4.03	1.63	2.77	0.34	0.60	-2.80	52,339

資料: 総務省統計局『家計調査年報』より作成。

注: 1) 各項ごとにデータは1人当たり年間の支出金額を求め、それを2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

2) 対前年伸び率は、複利ではなく単純平均で計算している。

その対前年平均伸び率を示している。『家計調査』の場合、1963年に支出品目の構成内容等に大きな変更があり、同じ支出品目名であっても含まれる品目が異なることがある。本稿では、分析期間を通して支出品目データには整合性が得られるように、基本的には、分析期間を大幅改正が終わった1965年から最新年次の2001年までとする。

この表で、まず年間1人当たり実質消費支出の年次的推移を、1965年を100とした指数でみると、1965年以降、年々着実に増加し、2000年には211.3となったが、2001年にはそれより若干低い値の208.5（実質消費支出額は1,158,513円）となった。これに対して、1人当たり実質食料費は1965年の100から1975年には137.8へと大きく増加したが、それ以降、低迷もしくは若干の減少傾向にあり、2001年には132.7（実質食料費は295,019円）にとどまっている。これは、消費支出額の伸び率よりもかなり低い値である。そのため、消費支出に占める食料費の割合（エンゲル係数）は、1965年の40.0%から、2001年には25.5%へ

と大きく低下してきた。

これを品目別にみると、1965年に比べて2001年の実質支出額が増加したのは12品目のうち9品目である。そのうち、1965年に比べて2001年の実質支出額が大きく増加したのは調理食品（1965年を100とした指数での2001年の値は470.1）と外食（同326.0）、飲料（同230.8）の3品目であり、これらの品目では消費支出額の伸び率（同208.5）以上に支出額が大きく増加したといえる。これらの品目には及ばないが、実質支出額がかなり増加したものとして菓子類（同150.5）、酒類（同132.0）があり、肉類（同125.8）、野菜・海草（同125.2）、魚介類（同124.1）、果物（同102.9）と続く。これらとは逆に、1965年に比べて支出金額が減少した品目は、穀類（同55.8）、乳卵類（同76.1）、油脂・調味料（同92.7）の3つである。

なお表1の下段には、各品目の実質支出の年次推移を対前年平均伸び率で示している。これをみると、実質消費支出の対前年平均伸び率は1970年が6.95%であり、それ以降、これよりは低いが、2001年を除き、各年次ともプラスの値であり、消費支出はほぼ一貫して増加してきたといえる。これに対して食料費の対前年平均伸び率は1970年と1975年はプラスの値であるが、それ以降はマイナスの値の年次が多く、実質食料費は1980年以降低迷もしくは、ほとんど増加していないといえる。

これを品目別にみると、1970年の対前年平均伸び率は、穀類（-2.55%）を除き、いずれの品目ともプラスの高い値であり、1965～1970年の間は各品目の実質支出額は大きく増加したといえる。しかし、各品目とも対前年平均伸び率は1970年以降低下しており、マイナスである品目も結構多い。特に、穀類では1965年以降いずれの年次ともマイナスの値であり、1965年以降、実質支出額は常に低下傾向にあった。同様に、対前年平均伸び率がマイナスに転じた年次からみて、魚介類は1980年以降（ただし1990年は若干の増加であるが）、肉類は1980年以降、果物は1990年以降、酒類は1995年以降、実質消費支出額が低下傾向にあるといえる。これに対して、調理食品と外食では対前年平均伸び率は（外食の2001年を除き）常にプラスの値であり、調理食品と外食の実質支出額は1965年以降、着実に増加傾向にあったといえる。

このような各品目の実質支出額の年次推移に伴って、食料費に占める各品目のシェアがいかに変化してきたかを示したのが表2である。これをみると、1965年には穀類のシェアは22.0%と最も高く、つぎに野菜・海草（12.4%）、魚介類（12.0%）、肉類（8.4%）、乳卵類（7.9%）、菓子類（7.3%）、外食（7.2%）、果物（6.0%）、油脂・調味料（5.9%）、酒類（5.1%）、調理食品（3.0%）、飲料（2.8%）という順であった。この年次以降、穀類ではシェアが年々大きく低下しており、同様に、乳卵類と油脂・調味料のシェアも低下傾向に

表2 食料費に占める各項目のシェアの変化

		(単位: %, 円)									
		1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2001年の 支出金額
食料費に占める比率(%)	食料	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	295,019
	穀類	22.0	15.7	13.1	12.8	12.7	10.9	10.3	9.4	9.3	27,351
	魚介類	12.0	12.9	13.9	14.0	13.6	13.1	12.3	11.3	11.2	33,183
	肉類	8.4	9.6	11.0	10.6	10.1	9.3	8.6	8.3	7.9	23,416
	乳卵類	7.9	7.2	6.1	5.1	4.6	4.4	4.4	4.6	4.5	13,318
	野菜・海草	12.4	13.0	12.3	12.4	12.0	12.3	12.1	11.6	11.7	34,503
	果物	6.0	6.8	6.2	5.3	5.5	5.2	4.9	4.6	4.7	13,765
	油脂・調味料	5.9	4.9	5.0	4.2	4.1	3.7	3.9	4.1	4.1	12,203
	菓子類	7.3	7.2	7.6	7.4	7.4	8.1	8.0	8.0	8.2	24,264
	調理食品	3.0	3.5	4.3	5.6	6.3	7.7	8.9	10.2	10.7	31,466
	飲料	2.8	4.2	4.0	3.8	3.6	3.8	4.1	4.7	4.8	14,259
	酒類	5.1	5.3	5.1	4.9	5.0	5.2	5.2	5.1	5.1	14,952
	外食	7.2	9.9	11.3	13.8	15.1	16.4	17.2	17.9	17.7	52,339

注：データの出所など、表1と同じ。

ある。これに対して、野菜・海草と菓子類、酒類では、年次により若干の変動はあるものの、毎年ほぼ一定のシェアを維持しており、魚介類と肉類、果物でもシェアはそれぞれ1980年、1975年、1970年まで上昇したが、それ以降前年並み、もしくは若干の低下傾向にある。これらとは逆に、外食と調理食品、飲料のシェアは常に上昇傾向にあったといえる。

上述のように、1965年以降、わが国食料消費は量的に拡大だけでなく、各品目の年次推移をみると、質的にも大きく変化してきたといえるが、これらの中で特に穀類の大幅なシェアの低下と、魚介類、肉類、野菜・海草、果物などの生鮮食品でのシェアの低迷、そしてそれに代わるものとして、外食と調理食品での著しいシェアの上昇が注目される。これらは、食の外部化の進展や加工食品費比率の上昇と呼ばれている傾向である。

そこで図1では、これらの傾向をより鮮明に把握するため、調理食品比率と外食比率、食の外部化比率、加工食品費比率の年次推移を示している。この図で、食の外部化比率とは外食と調理食品の支出額の合計を、加工食品費比率とは各品目における加工食品の合計支出額を、それぞれ食料費で除した比率として求めている²⁾。

この図をみると、食の外部化比率は、1965年には10.2%であったのが、年々上昇を続け、2001年には28.4%へと上昇した。この食の外部化比率のうち、外食費が1965年には70.6%を占め、1969年にはさらに74.1%と最高に達した後、1979年までは若干の変動があるもののほぼ同じような水準を維持していたが、1980年には71.3%、1990年には67.9%、2000年には63.7%へと低下している。このことは、食の外部化比率の進展には、1969年までは外食費の増加が大きく寄与していたが、1970年以降は外食費の増加以上に、調理食品の支出増加が大きく寄与しているといえる。

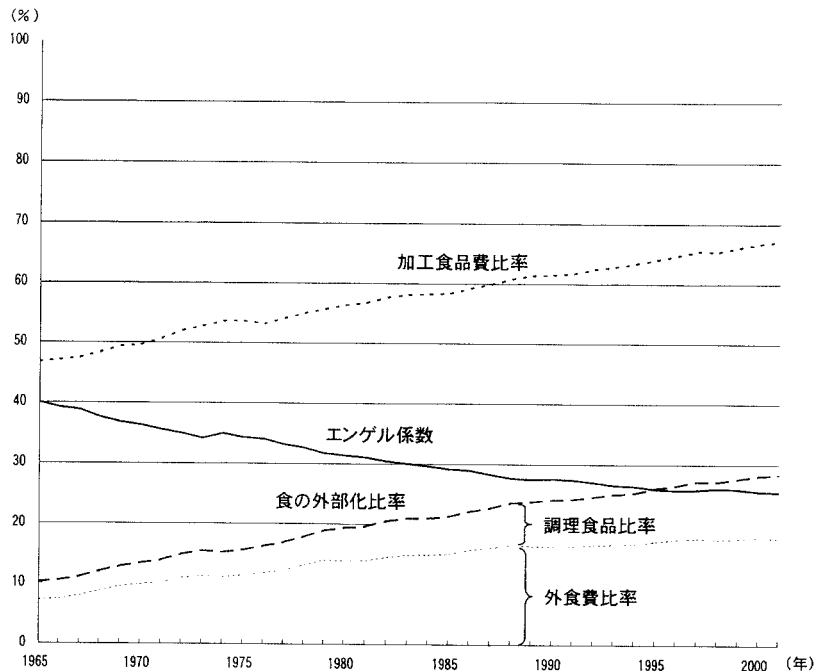


図1 食の外部化比率とエンゲル係数の推移

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 食の外部化比率と加工食品費比率は、以下式で推計した。

食の外部化比率 = (外食費 + 調理食品支出額) / 食料費 × 100

加工食品費比率 = 加工食品支出額 / 食料費 × 100

2) ここで加工食品支出額とは、穀類ではパンとめん類、魚介類では塩干魚介と魚肉練製品、他の魚介加工品、肉類では加工肉、乳卵類では乳製品、野菜・海草では大豆加工品と他の野菜・海草加工品、果物では果物加工品と、油脂・調味料、菓子類、調理食品、飲料、酒類、外食の、各支出額を合計した値としている。

この食の外部化比率の上昇は、当然、加工食品費比率の上昇をもたらす。図1をみると、1965年では食料費に占める加工食品の比率は46.7%であり、加工食品よりも生鮮食品の方が食料費に占める比率は高かったが、それ以降、加工食品費比率は年々上昇し、1971年には50.6%、1988年には60.8%とそれぞれ50%、60%を超え、2001年には67.2%にまで高まってきた。

3. 品目別需要関数の計測

(1) 食料需要関数に関する既往の研究

食料需要あるいは食料需要関数に関する問題は、これまで多くの人々によって、各種のモデルが開発され、計測・分析されてきた³⁾。たとえば、その先駆的な研究として、Schultz, H.や、Wold, H. and L. Juréen、Stone, R. and Others 等がある。これらでは、伝

統的需要理論に基づき「(1)まず所得、諸価格という伝統的説明要因による単一方程式接近である。(2)静学的、すなわち、需要決定要因の変化に対する需要調整が常に瞬間的に行われうるという前提に立つ、フロー分析である」⁴⁾が、これらは単一品目モデルであり、品目間の相互依存関係や、消費習慣の変化、耐久財への適用等には問題のあることが指摘されてきた。それ以降、これらの問題への対応として、需要分析は大きくは以下のような二つの側面で大きな展開がみられた。

第1は、動学化の方向である。需要関数の計測で、時系列データと横断面データのいずれのデータを使用するかによって得られる弾力性が異なるという問題がある。これには、消費習慣の形成や嗜好の変化が影響している。この弾力性の不一致の生じる要因を明らかにし、所得や価格以外の要因のモデルへの導入や、消費習慣の形成・嗜好による影響を考慮し、価格および所得弾力性をいかに的確に把握するかの試みが、溝口〔26〕や唯是〔48〕、永木〔28〕、川口〔15〕などによって行われてきた。たとえば、溝口〔26〕は消費習慣の時間的变化と消費主体の属する所得階層上の相対的地位を、唯是〔48〕は階層別需要関数モデルの、永木〔28〕は世帯主の異質性と消費の非可逆性等を、川口〔15〕は家族人数における規模の経済の問題を、それぞれ取り扱えるモデルを展開し⁵⁾、よりの確な弾力性の計測を試みている。

さらに門間〔27〕は牛肉消費の習慣形成効果と地域性をHouthakker・Taylorの動学的需要モデルで、草苅〔17〕は牛乳の需要関数にBox and Coxの拡張であるZarembkaのデータ変換システムを、松田・中村〔19〕は米消費量の減少をベイズ型コーホート・モデルで、多田〔42〕は緑茶と紅茶・コーヒーの代替関係を、それぞれ分析している。

本稿で援用する堤・笠原〔45〕のモデルも、このような需要関数における動学化の試みの1つである。これは、需要の所得および価格弾力性が分析期間に亘って一定とは仮定せず、さらに構造変化がある年次を境に突如生じる⁶⁾のではなく、年々漸進的に変化すると仮定しており、それなりに現実妥当性が高い⁷⁾と考えられる。

需要分析における第2の展開方向は、単一品目のモデルではなく、「食糧需要を家計消費行動の一環とみて、全体を斉合的に把握しようという努力」⁸⁾であり、連立方程式体系のモデルである。その先駆的研究としてStone, R. 等によるモデルがあり、これは一般に線型支出体系と呼ばれている。需要体系によるわが国食料需要分析の先駆けとして、辻村〔43〕が提示した需要体系モデルを荏開津〔4〕は食料5費目を含む9費目に、上路〔46〕は10費目に拡張し分析している。また、佐々木〔30〕はフリッシュ・モデルを用いて畜産物、野菜、果物の需要関数を、三枝・佐々木〔29〕はレサー体系とパウエル体系を折衷したパウエル近似体系での需要関数を、澤田〔34〕はExtended Linear Expenditure System

(ELES) モデルを拡張・展開し、家計食料需要を計測している。

さらに、精緻化されたモデルとして微分需要体系モデル⁹⁾がある。これは、たとえば、佐々木〔31〕はRotterdam Demand System (ロッテルダム・モデル) を用いて食料11費目と非食料1費目の品目間の支出割合の変化を、澤田〔37〕はロッテルダム・モデルによって牛肉、豚肉、鶏肉、魚肉の4品目の代替関係を、澤田・澤田〔36〕はAlmost Ideal Demand System (AIDS) のモデルによって生鮮肉類の構造変化の有無を、松田〔23〕は食料5費目にロッテルダム・モデルを使用して、消費者の選好構造の仮説検定を、松田〔24〕はInverse Rotterdam Demand Systemを適用し、通常の需要体系に比べた逆需要体系モデルの有効性を、澤田〔33〕は2段階支出配分モデルを提示し、食料15費目と非食料1費目の階層別需要構造の推計を、それぞれ試みている。

さらに近年、伸縮的需要体系と呼ばれるモデルが展開され、多くの成果を上げている。たとえば、澤田〔32〕は食料7費目と非食料1費目にAIDSモデルを、Mori and Lin〔2〕は肉類の消費に条件付きAIDSモデルを、松田〔20〕は生鮮野菜13品目にAIDSの線形近似モデルを、松田〔22〕は食料を5費目に伸縮的需要体系(Translog demand System、AIDS、Exactly aggregable translog demand system、Almost ideal and translog demand system)を適用し、各モデルの有効性の検証をそれぞれ試みている。

さらに、草薙〔18〕はArmingtonモデルを拡張し、まずグループ全体の弾力性を計測し、この弾力性の制約条件化のもとで個々の品目の弾力性を推計するという2段階推計モデルを開発しており、草薙〔18〕はこのモデルで米の品種間の代替関係を、古家・草薙〔7〕はArmingtonモデルと草薙モデルを適用し、牛肉の品質間代替関係を、金山〔12〕は夏野菜における産地間品質格差を、梶川〔10〕はりんごの価格弾力性を、それぞれ計測し分析している。

この他にも、澤田〔35〕はノンパラメトリック需要モデルで、そして、児玉〔16〕は共和分分析を用いて栄養面から、高橋〔40〕はPOSデータを用いて食料消費構造を、金山〔13〕、竹下〔41〕、氏家〔47〕は安全性・健康などの情報が食料消費に及ぼす影響を、それぞれ計測・分析している。

(2) 横断面データによる需要関数の計測

本稿では、分析対象期間を1965～2001年という長期に設定しており、この間、家計における食料消費にはかなり顕著な変化がいくつかみられた。本節では、このような食料需要の変化を需要関数の計測を通じて把握する。

家計における食料需要関数は、一般に『家計調査年報』を用いて計測される。その場合、

時系列データと横断面データの両者が使用可能であるが、いずれのデータを使用するかによって得られる弾力性は一般に異なるという問題が生じる¹⁰⁾。これは、時系列データには所得や価格の変化だけでなく、消費習慣・消費構造の変化といった要因が含まれているのに対して、横断面データでは、一般に消費習慣や価格要因を考慮することは困難であり、所得変数中心の分析に限定されるという問題に起因する。

本稿では、このような時系列データと横断面データの問題点や限界を認識しつつ、この両者のデータを使用し、需要関数の計測を試みる。本節では、まず、年間収入階級別消費支出データという横断面データによる需要関数の計測を行う。

本稿の分析対象期間は1965～2001年であり、各年次の横断面データを使用し、年次ごとの需要関数を計測することもできる。しかし、このような方法では、年次ごとの特殊な要因が推計値に影響し、歪みを生じるという危険性がある。そこで本稿では、食料消費構造の変化の把握という主たる分析目的を考慮して、分析期間を、1980～1984年の前半5年間と、1997～2001年の後半5年間に分け、それぞれ5年間の横断面データをプールし使用し、横断面データと時系列データの併用という形で計測する。これによって全体的に安定したパラメータが得られると考えられる。

なお本節で、分析対象期間の最初を1965～1969年ではなく、1980～1984年としている。これは1979年以前とそれ以降では、『家計調査』の一部品目で品目構成に変更があり、全体的整合性を保つため、このような対応を行った。この場合の計測モデルとして、まず次のようなモデルを仮定する。

$$\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 DM1 + a_3 DM2 + a_4 DM3 + a_5 DM4 \dots (1)$$

ただし、下付き添字*i*は収入階級を、*t*は年次を区別する添字であり、 Q_{it} は*t*年における*i*収入階級の1人当たり当該品目の消費量（＝当該品目の支出額／当該品目の消費者物価指数）、 Y_{it} は同1人当たり実質消費支出、 $DM1 \sim DM4$ は各年次を区別するためのダミー変数、 $a_0 \sim a_5$ はそれぞれ計測されるべきパラメータであり、そのうち a_1 は所得弾力性である。

このモデルでは、各収入階級における*t*年次の食料需要は各収入階級の所得水準によって決定されるが、各年次の所得弾力性は分析期間全体について一定であり、定数項は年次によってシフトする（異なる）と仮定している。

(1)式による計測結果は、1980～1984年については表3に、1997～2001年については表4にそれぞれ示している。

まず、表3で1980～1984年の計測結果をみると、決定係数は穀類と飲料で0.4以下の、酒類と油脂・調味料もそれぞれ0.505、0.536と多少低い値であるが、これらを除くと、いず

表3 横断面データによる需要関数の計測結果(1980~1984年)

	所得弾力性	ダミー変数				調整済み
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	決定係数
穀類	0.0981 (5.43)	0.0427 (3.43)	0.0379 (3.05)	0.0228 (1.83)	0.0080 (0.64)	0.355
魚介類	0.4472 (18.78)	0.0476 (2.90)	0.0488 (2.98)	0.0243 (1.48)	0.0067 (0.41)	0.823
肉類	0.7179 (51.90)	0.0316 (3.32)	0.0257 (2.70)	0.0227 (2.38)	-0.0143 (-1.50)	0.972
乳卵類	0.3115 (20.02)	-0.0283 (-2.64)	-0.0190 (-1.78)	-0.0112 (-1.05)	0.0010 (0.10)	0.836
野菜・海草	0.3068 (13.36)	0.0531 (3.35)	0.0217 (1.37)	0.0548 (3.46)	0.0317 (2.01)	0.710
果物	0.5184 (18.68)	0.0733 (3.83)	0.0155 (0.81)	0.0369 (1.93)	0.0655 (3.42)	0.824
油脂・調味料	0.1291 (9.66)	-0.0143 (-1.56)	-0.0122 (-1.32)	-0.0024 (-0.26)	-0.0083 (-0.90)	0.536
菓子類	0.3433 (14.15)	0.0327 (1.95)	0.0181 (1.08)	0.0101 (0.60)	0.0273 (1.63)	0.719
調理食品	0.2591 (10.94)	-0.0629 (-3.85)	-0.0549 (-3.36)	-0.0127 (-0.78)	-0.0059 (-0.36)	0.635
飲料	0.1218 (6.20)	0.0449 (3.31)	0.0119 (0.88)	-0.0041 (-0.30)	0.0075 (0.55)	0.395
酒類	0.3174 (8.86)	0.0312 (1.26)	0.0339 (1.38)	0.0433 (1.76)	-0.0029 (-0.12)	0.505
外食	1.0362 (19.84)	-0.0044 (-0.12)	-0.0064 (-0.18)	0.0100 (0.28)	0.0334 (0.93)	0.832

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 計測モデルは、 $\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 DM1 + a_3 DM2 + a_4 DM3 + a_5 DM4$

ただし、下付き添字 i は所得階級を、 t は年次を区別するもので、 Q_{it} は t 年における i 収入階級の1人当たり当該品目の消費量(=当該品目の支出額/当該品目の消費者物価指数)、 Y_{it} は同1人当たり実質消費支出、 $DM1 \sim DM4$ は各年次を区別するためのダミー変数であり、 $a_0 \sim a_5$ は推計すべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの t -値である。

2) データは、消費支出は1985年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

れの品目とも0.635~0.972の高い値である。また、いずれの品目とも所得弾力性の符号条件はすべて満たされており、かつパラメータの t -値は2以上と、ゼロとは有意差がある値といえる結果が得られている。これらより、表3の計測結果はかなり良好といえる。

しかし、このモデルを1997~2001年に適用した表4の計測結果をみると、決定係数は肉類と外食、菓子類では0.729~0.926と比較的高いが、穀類と魚介類、野菜・海草、果物、油脂・調味料、飲料、酒類の7品目ではいずれも0.5以下の低い値である。また、所得弾力性のパラメータも符号条件はすべて満たされているが、 t -値が2以下の品目もいくつかある。これらから、(1)式のモデルを1997~2001年データに適用することは問題があり、モデルの改善が必要といえる。

ところで、『家計調査』における収入階級別データで、食料需要に影響すると考えられ

表4 横断面データによる需要関数の計測結果(1997~2001年)

	所得弾力性	ダミー変数				調整済み 決定係数
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	
穀類	0.0271 (0.73)	0.0532 (3.09)	0.0554 (3.21)	0.0274 (1.59)	0.0139 (0.81)	0.125
魚介類	0.1848 (2.82)	0.0959 (3.17)	0.0721 (2.38)	0.0373 (1.23)	0.0273 (0.90)	0.162
肉類	0.5863 (29.50)	0.0961 (10.47)	0.0763 (8.32)	0.0653 (7.12)	0.0559 (6.09)	0.926
乳卵類	0.2667 (10.56)	0.0321 (2.76)	0.0549 (4.71)	0.0454 (3.89)	0.0248 (2.13)	0.623
野菜・海草	0.1499 (2.56)	0.0362 (1.34)	0.0031 (0.11)	0.0178 (0.66)	0.0336 (1.24)	0.058
果物	0.0493 (0.52)	-0.0474 (-1.08)	-0.0427 (-0.97)	-0.0559 (-1.27)	-0.0081 (-0.18)	-0.027
油脂・調味料	0.1143 (3.66)	-0.0254 (-1.76)	-0.0084 (-0.58)	-0.0049 (-0.34)	0.0156 (1.08)	0.178
菓子類	0.3568 (14.20)	0.0284 (2.44)	0.0224 (1.93)	0.0109 (0.94)	-0.0159 (-1.37)	0.729
調理食品	0.1913 (7.23)	-0.0813 (-6.66)	-0.0646 (-5.29)	-0.0528 (-4.32)	-0.0347 (-2.84)	0.560
飲料	0.0862 (3.15)	-0.0747 (-5.92)	-0.0630 (-4.99)	-0.0166 (-1.32)	-0.0206 (-1.63)	0.419
酒類	0.1938 (3.85)	0.0389 (1.67)	0.0618 (2.66)	0.0471 (2.03)	0.0449 (1.93)	0.182
外食	1.4748 (16.61)	0.0249 (0.61)	0.0233 (0.57)	0.0272 (0.66)	0.0085 (0.21)	0.775

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 計測モデルは、 $\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 DM1 + a_3 DM2 + a_4 DM3 + a_5 DM4$

ただし、下付き添字 i は所得階級を、 t は年次を区別するもので、 Q_{it} は t 年における i 収入階級の1人当たり当該品目の消費量 (= 当該品目の支出額 / 当該品目の消費者物価指数)、 Y_{it} は同1人当たり実質消費支出、 $DM1 \sim DM4$ は各年次を区別するためのダミー変数であり、 $a_0 \sim a_5$ は推計するべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの t -値である。

2) データは、消費支出は2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

る要因として、消費支出以外には、世帯人員や世帯主の平均年齢などがある。そこで本稿では、所得水準と同時に、世帯主の年齢がいくつかの品目の食料消費にどのような程度影響しているかを図示してみた。それが、図2~5である。これらの図の下段には、各所得階級の階級幅と同時に、世帯主の平均年齢を示している。

これらの図で所得階級と世帯主の平均年齢をみると、1980~1984年では(図2と図3)所得階級の最も低いのは200~249万円層であり、その場合の世帯主の平均年齢は56.2歳である。これよりも所得階級が上昇すると世帯主の年齢も次第に低下し、所得階級が400~449万円層と450~499万円層ではそれぞれ42.7歳、42.5歳と最若齢になった後、さらに所得階級が上昇すると、今度は世帯主の平均年齢も上昇し、所得階級が1,250万円~層では51.3歳に達するというパターンになっている。

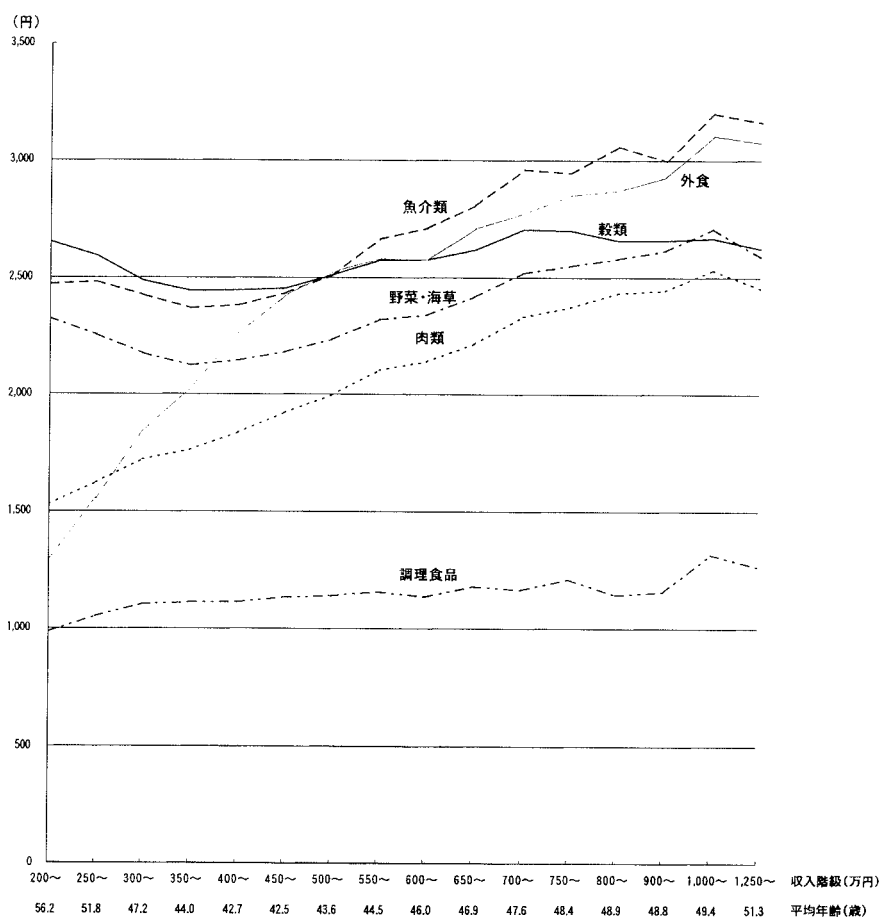


図2 収入階級別にみた各項目の1人当たり食料消費支出（1980～1984年平均）

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1）データは、年間収入階級別消費支出を使用。

2）各項目の支出額は1人当りに換算し、それを1985年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化し、1980～1984年の平均値で表示している。

3）X軸のラベルで、上段は収入階級を、下段はその収入階級の世帯主の1980～1984年の平均年齢を示す。

このような所得階級の上昇に伴って、各品目の支出額がいかに推移しているかをみると、多くの品目では所得階級の上昇に伴って、1人当たり支出額も増加する傾向がみられるが、穀物、魚介類、野菜・海草、果物、油脂・調味料では、1人当たり支出額は、所得階級の上昇よりも、むしろ世帯主の平均年齢の上昇とともに上昇する傾向にあるといえる。

同様に、図4と図5で1997～2001年の推移をみると、世帯主の平均年齢は、所得階級が最も低い200～249万円層と250～299万円層でそれぞれ59.2歳、60.4歳と最も高く、これよりも所得階級が上昇すると、世帯主の平均年齢は逆に次第に低下していく傾向にある。そ

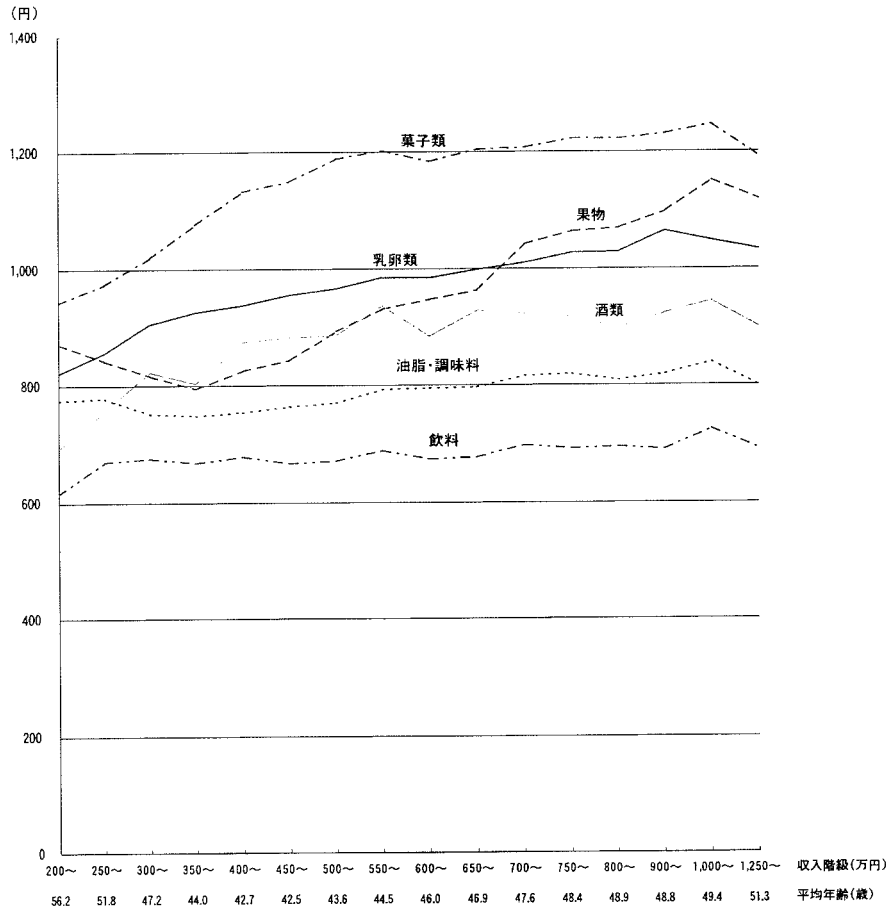


図3 収入階級別にみた各項目の1人当たり食料消費支出（1980～1984年平均）

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1）データは、年間収入階級別消費支出を使用。

2）各項目の支出額は1人当りに換算し、それを1985年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化し、1980～1984年の平均値で表示している。

3）X軸のラベルで、上段は収入階級を、下段はその収入階級の世帯主の1980～1984年の平均年齢を示す。

して、所得階級が700～749万円層に上昇する世帯主の平均年齢は48.7歳と最低となった後、さらに所得階級が上昇すると、世帯主の平均年齢も再び上昇し、所得階級が1,250万円～層では52.8歳に達している。

このように1997～2001年における各所得階級の世帯主の平均年齢は、1980～1984年の場合に比べて、全体的に上昇しており、最若齢も1980～1984年の450～499万円層から1997～2001年では48.7歳へと、所得階級の高い層へ移動している。しかし、所得階級の上昇とともに、世帯主の平均年齢は、最初、所得階級の低い層で上昇しピークに達した後、次第に

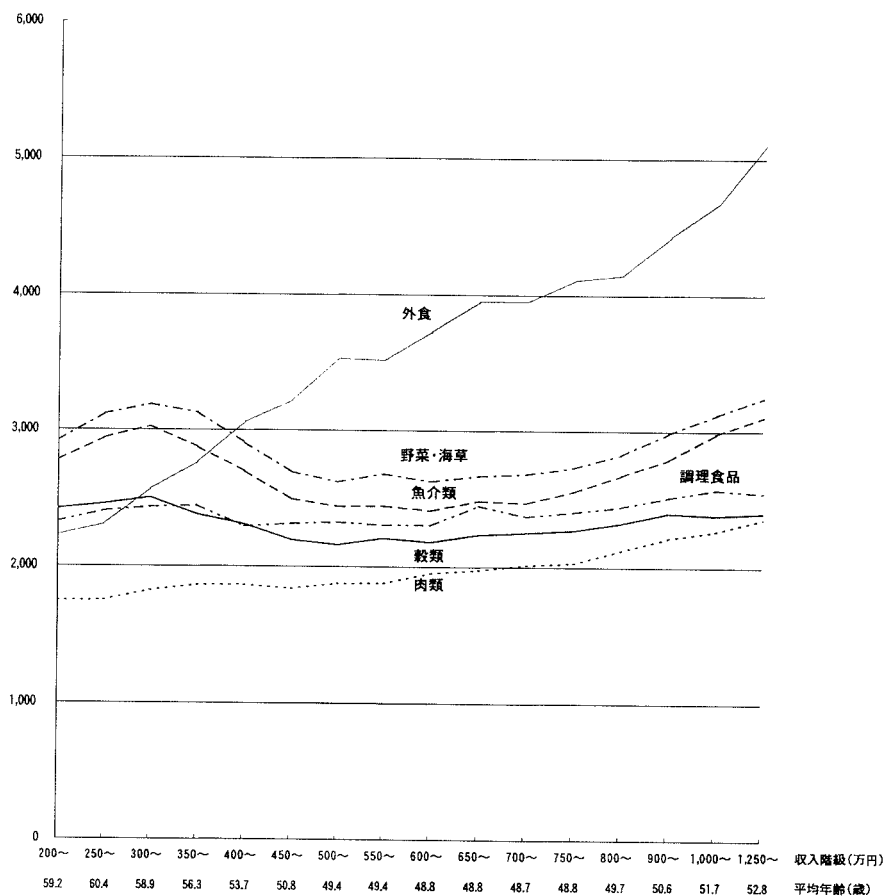


図4 収入階級別にみた各項目の1人当たり食料消費支出（1997～2001年平均）

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1）データは、年間収入階級別消費支出を使用。

2）各項目の支出額は1人当りに換算し、それを2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化し、1997～2001年の平均値で表示している。

3）X軸のラベルで、上段は収入階級を、下段はその収入階級の世帯主の1997～2001年の平均年齢を示す。

低下傾向を辿り、最低値となった後、再び上昇するという波動を描いているが、これは1980～1984年の場合とおおむね類似したパターンとなっている（所得階級と世帯主の平均年齢の関係は、図6を参照）。

1997～2001年で、この所得階級の上昇に伴って各品目の支出額がいかに関移しているかをみると、肉類と菓子類、外食では所得階級の上昇とともに1人当たり支出額も増加する傾向にあるが、酒類を除き、穀物、魚介類、野菜・海草、乳卵類、果物、油脂・調味料、

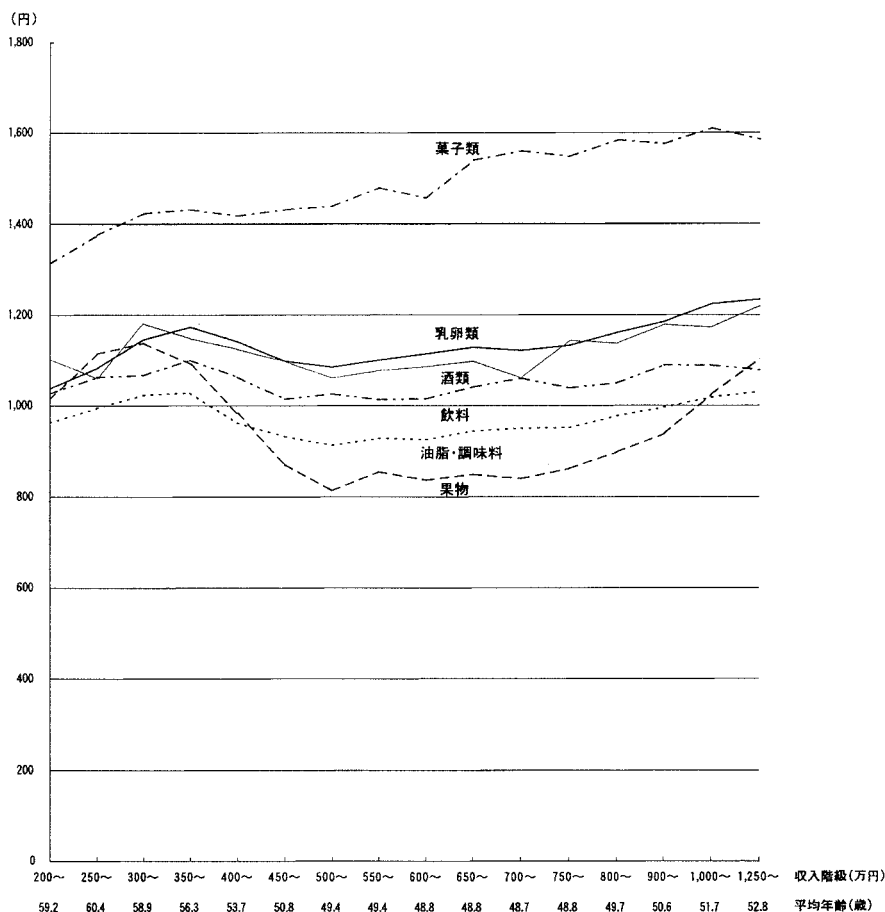


図5 収入階級別にみた各項目の1人当たり食料消費支出（1997～2001年平均）

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1）データは、年間収入階級別消費支出を使用。

2）各項目の支出額は1人当りに換算し、それを2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化し、1997～2001年の平均値で表示している。

3）X軸のラベルで、上段は収入階級を、下段はその収入階級の世帯主の1997～2001年の平均年齢を示す。

調理食品、飲料の8品目では、所得階級の上昇よりも、むしろ世帯主の平均年齢の上昇とともに1人当たり支出額も上昇するという傾向がみられるといえる。

一般に、世帯主の年齢が30～45歳の家計では家族構成は世帯主夫婦と（比較的）年少の子供であり、世帯主の年齢がこれよりも高い50～60歳の家計では、たとえ同じような家族構成であっても子供は食べ盛りの学生・青年であることが多い。このような家族構成員（世帯主の年齢）の変化が食料需要に影響していることは十分に予測され、近年、その傾

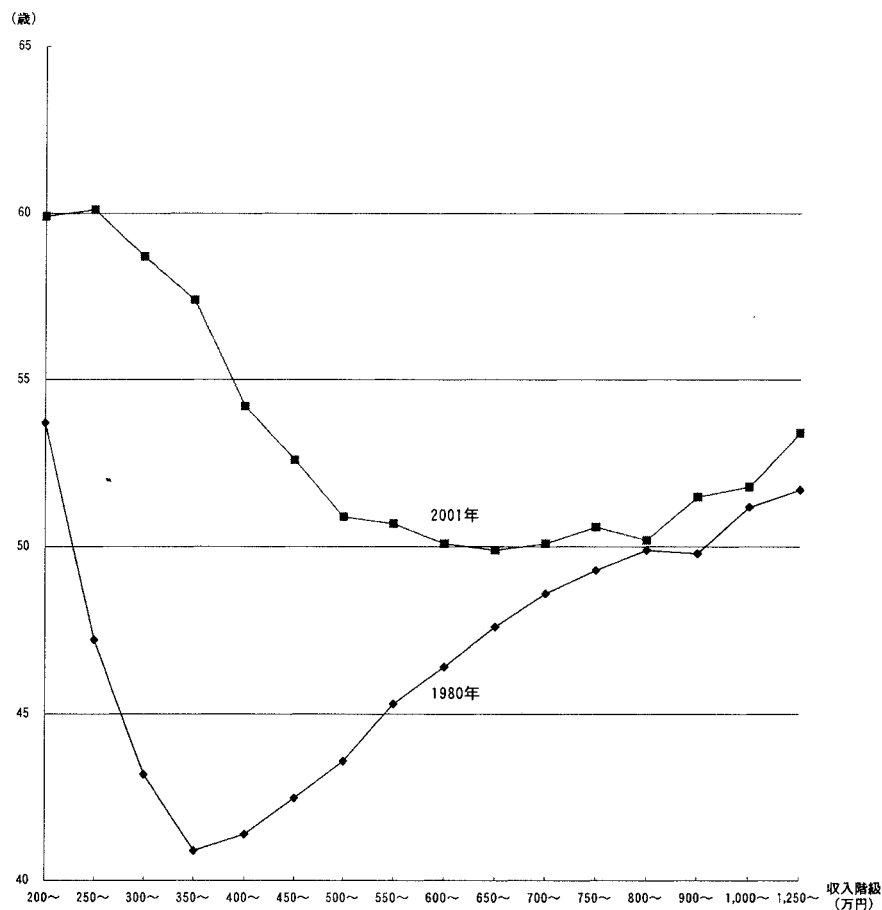


図6 収入階級別にみた世帯主の年齢の変化

資料：データの出所は表1に同じ。

向が強まってきていると考えられる。そこで計測モデルとして、食料需要は所得水準だけでなく、所得水準と世帯主の年齢によって決まると仮定する次の(2)式のモデルを用いて、需要関数を計測する。

$$\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 OLD_{it} + a_3 DM1 + a_4 DM2 + a_5 DM3 + a_6 DM4 \cdots (2)$$

(2)式のモデルおよび各変数の意味は、(1)式と基本的に同じであるが、(2)式には t 年における i 収入階級の世帯主の平均年齢を表す変数 OLD_{it} を追加している。これにより、(2)式では、各年次の所得弾力性と家族構成（世帯主の年齢）のパラメータは分析期間全体について一定であるが、各収入階層における t 年次の食料需要は各収入階層の所得水準と家族構成（世帯主の平均年齢）によって決定され、定数項は年次によってシフトすると仮定している。

表5 横断面データによる需要関数の計測結果(1980~1984年)

	所得弾力性	年齢	ダミー変数				調整済み 決定係数
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	
穀類	0.0874 (7.00)	0.0067 (9.12)	0.0483 (5.61)	0.0424 (4.93)	0.0237 (2.77)	0.0111 (1.30)	0.695
魚介類	0.4311 (32.45)	0.0101 (12.92)	0.0560 (6.12)	0.0555 (6.08)	0.0257 (2.82)	0.0114 (1.25)	0.945
肉類	0.7220 (55.44)	-0.0026 (-3.35)	0.0295 (3.29)	0.0240 (2.68)	0.0224 (2.50)	-0.0155 (-1.73)	0.975
乳卵類	0.3195 (26.17)	-0.0050 (-6.94)	-0.0324 (-3.86)	-0.0223 (-2.66)	-0.0119 (-1.42)	-0.0013 (-0.16)	0.900
野菜・海草	0.2909 (24.09)	0.0100 (14.04)	0.0614 (7.39)	0.0283 (3.42)	0.0562 (6.79)	0.0364 (4.39)	0.921
果物	0.5002 (30.21)	0.0114 (11.70)	0.0828 (7.27)	0.0231 (2.03)	0.0384 (3.38)	0.0708 (6.23)	0.938
油脂・調味料	0.1234 (10.69)	0.0035 (5.20)	-0.0114 (-1.44)	-0.0098 (-1.24)	-0.0019 (-0.24)	-0.0066 (-0.83)	0.657
菓子類	0.3588 (23.82)	-0.0097 (-10.98)	0.0246 (2.37)	0.0116 (1.12)	0.0087 (0.84)	0.0227 (2.20)	0.893
調理食品	0.2651 (11.67)	-0.0038 (-2.85)	-0.0661 (-4.22)	-0.0574 (-3.68)	-0.0133 (-0.85)	-0.0077 (-0.49)	0.667
飲料	0.1245 (6.36)	-0.0017 (-1.46)	0.0435 (3.23)	0.0108 (0.80)	-0.0044 (-0.32)	0.0067 (0.50)	0.405
酒類	0.3350 (11.64)	-0.0110 (-6.53)	0.0220 (1.11)	0.0266 (1.35)	0.0418 (2.12)	-0.0081 (-0.41)	0.683
外食	1.0755 (54.36)	-0.0246 (-21.15)	-0.0249 (-1.83)	-0.0227 (-1.67)	0.0066 (0.49)	0.0219 (1.61)	0.976

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 計測モデルは、 $\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 OLD_{it} + a_3 DM1 + a_4 DM2 + a_5 DM3 + a_6 DM4$

ただし、下付き添字 i は所得階級を、 t は年次を区別するもので、 Q_{it} は t 年における i 収入階級の1人当たり当該品目の消費量 (= 当該品目の支出額 / 当該品目の消費者物価指数)、 Y_{it} は同1人当たり実質消費支出、 OLD_{it} は世帯主の(1980~1984年)年齢、 $DM1 \sim DM4$ は各年次を区別するためのダミー変数であり、 $a_0 \sim a_6$ は推計すべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの t -値である。

2) データは、消費支出は1985年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

このモデルによる計測結果は、1980~1984年については表5に、1997~2001年については表6にそれぞれ示している。

まず、表5で1980~1984年の計測結果をみると、所得水準のみを考慮した(1)式の計測結果(表3)に比べて、すべての品目で自由度調整済み決定係数が上昇しており、特に穀類では0.3以上も高くなった。その結果、自由度調整済み決定係数は、飲料ではなお0.405と若干低い値ではあるが、それを除くと、いずれの品目とも0.657~0.976と高い値となっている。また、各品目とも所得弾力性の符号条件はすべて満たされており、かつパラメータの t -値は2以上と、ゼロとは有意差がある値といえる結果が得られている。

同様に、1997~2001年のデータに(2)式のモデルを適用した表6の計測結果をみると、同期間の(1)式による計測結果である表4に比べて、この場合も、すべての品目で自由度調整

表6 横断面データによる需要関数の計測結果(1997~2001年)

	所得弾力性	年齢	ダミー変数				調整済み 決定係数
	a_1	a_2	a_3	a_4	a_5	a_6	
穀類	0.1640 (8.62)	0.0115 (16.65)	0.0703 (8.80)	0.0684 (8.60)	0.0413 (5.19)	0.0189 (2.38)	0.815
魚介類	0.4436 (21.30)	0.0218 (28.77)	0.1283 (14.68)	0.0968 (11.11)	0.0637 (7.30)	0.0367 (4.23)	0.931
肉類	0.5638 (26.43)	-0.0019 (-2.44)	0.0932 (10.41)	0.0742 (8.31)	0.0630 (7.06)	0.0550 (6.19)	0.931
乳卵類	0.2993 (11.19)	0.0028 (2.82)	0.0362 (3.23)	0.0580 (5.18)	0.0487 (4.35)	0.0260 (2.33)	0.655
野菜・海草	0.3775 (17.22)	0.0192 (24.03)	0.0647 (7.03)	0.0248 (2.71)	0.0410 (4.46)	0.0418 (4.57)	0.893
果物	0.4200 (12.25)	0.0313 (25.03)	-0.0009 (-0.07)	-0.0073 (-0.51)	-0.0182 (-1.27)	0.0053 (0.37)	0.891
油脂・調味料	0.2236 (12.10)	0.0092 (13.69)	-0.0117 (-1.50)	0.0020 (0.27)	0.0062 (0.81)	0.0196 (2.54)	0.767
菓子類	0.2989 (12.86)	-0.0049 (-5.78)	0.0211 (2.16)	0.0168 (1.73)	0.0050 (0.51)	-0.0180 (-1.86)	0.812
調理食品	0.2426 (9.32)	0.0043 (4.57)	-0.0749 (-6.85)	-0.0596 (-5.48)	-0.0475 (-4.36)	-0.0329 (-3.03)	0.653
飲料	0.1347 (4.89)	0.0041 (4.07)	-0.0686 (-5.93)	-0.0584 (-5.06)	-0.0117 (-1.01)	-0.0188 (-1.64)	0.520
酒類	0.2539 (4.72)	0.0051 (2.59)	0.0465 (2.06)	0.0676 (3.00)	0.0533 (2.36)	0.0470 (2.10)	0.240
外食	1.1267 (36.90)	-0.0294 (-26.38)	-0.0187 (-1.46)	-0.0100 (-0.78)	-0.0082 (-0.64)	-0.0040 (-0.32)	0.978

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 計測モデルは、 $\log Q_{it} = a_0 + a_1 \log Y_{it} + a_2 OLD_{it} + a_3 DM1 + a_4 DM2 + a_5 DM3 + a_6 DM4$

ただし、下付き添字*i*は所得階級を、*t*は年次を区別するもので、 Q_{it} は*t*年における*i*収入階級の1人当たり当該品目の消費量(=当該品目の支出額/当該品目の消費者物価指数)、 Y_{it} は同1人当たり実質消費支出、 OLD_{it} は世帯主の(1980~1984年)年齢、 $DM1 \sim DM4$ は各年次を区別するためのダミー変数であり、 $a_0 \sim a_6$ は推計するべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの*t*-値である。

2) データは、消費支出は2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

済み決定係数が上昇しており、特に穀類と魚介類、野菜・海草、果物、油脂・調味料の5品目ではいずれも0.5以上、外食でも0.2以上の大幅な上昇となった。その結果、自由度調整済み決定係数は、酒類ではなお0.240と低い値であるが、他の品目ではいずれも0.520~0.978の高い値であり、また、各品目とも所得弾力性の符号条件はすべて満たされており、かつパラメータの*t*-値も2以上の良好な結果が得られている。

これらから、横断面データによる食料需要の計測では、いずれの年次とも、特に最近の1997~2001年では、食料需要の決定要因として、所得水準のみでなく、それに世帯構成(世帯主の平均年齢)を導入することによって、モデルの適合度が高まるといえる。これから以下では、(2)式のモデルによる計測結果をみていく。

まず、1980～1984年の計測結果を表5でみると、所得弾力性が最も高いのは外食の1.0755であり、1980～1984年では、外食は所得弾力的な財であって、所得が10%増加すると外食需要は10.755%増加するといえる。これの次に所得弾力性が高いのは、肉類(0.7220)、果物(0.5002)であり、これらより魚介類(0.4311)、菓子類(0.3588)、酒類(0.3350)、乳卵類(0.3195)、野菜・海草(0.2909)、調理食品(0.2651)では多少低い値となっている。逆に、所得弾力性が最も低いのは穀類の0.0874であり、次に油脂・調味料(0.1234)と飲料(0.1245)である。これらの品目では、所得が10%増加しても需要は0.87～1.25%しか増加しないといえる。

つぎに1997～2001年の計測結果を表6でみると、所得弾力性が最も高いのは、外食(1.1267)であり、近年でも、外食は所得が上昇すると需要はそれ以上の比率で増加する所得弾力的な財といえる。つぎに所得弾力性が高いのは肉類(0.5638)、魚介類(0.4436)、果物(0.4200)であり、これらよりも野菜・海草(0.3775)、乳卵類(0.2993)、菓子類(0.2989)、酒類(0.2539)、調理食品(0.2426)、油脂・調味料(0.2236)では多少低い値となっている。逆に、所得弾力性が最も低いのは穀類(0.1640)と飲料(0.1347)である。

この1997～2001年の所得弾力性を、1980～1984年のそれと比べてみると、弾力性が上昇しているのは、油脂・調味料(+0.10)と野菜・海草(+0.09)、穀類(+0.08)、外食(+0.05)、魚介類(+0.01)、飲料(+0.01)の6品目であり、逆に、所得弾力性が低下しているのも肉類(-0.16)、酒類(-0.08)、果物(-0.08)、菓子類(-0.06)、調理食品(-0.02)、乳卵類(-0.02)の6品目である。このように、近年、食料の所得弾力性は上昇しているものもあれば、低下しているものもあるが、弾力性の変化は比較的小さいといえる。

なお、世帯主の平均年齢のパラメータを(そのt値が2以上の値の品目に限定し)みると、1980～1984年と1997～2001年のいずれの年次とも、世帯主の年齢が高くなると需要量が増加するといえるのは穀類、魚介類、野菜・海草、果物、油脂・調味料であり、逆に、世帯主の年齢が若いほど需要量が増加するといえるのは肉類、菓子類、外食である。これらとは異なり、乳卵類と調理食品、酒類では、世帯主の年齢が高くなると、1980～1984年では需要が低下するが、1997～2001年では上昇に転じている。これらの結果は、世帯主の平均年齢の変化に伴う各食料の需要の特徴をかなりの確に示しているといえよう。

(3) 時系列データによる需要関数の計測

前項では、横断面データによる需要関数の計測を行ったが、ここでは時系列データによる需要関数の計測を試みる。時系列データによる食料需要関数の計測の場合、需要量に影響すると思われる説明変数として、一般には1人当たり所得水準と価格水準、それに消費

習慣など諸々の要因の代理変数を意味する時間変数が採用されることが多い。ここでも、まず次のようなモデルで各財の需要関数を計測する。

$$\log Q_t = a_0 + a_1 \log Y_t + a_2 \log P_t + a_3 T \cdots (3)$$

ただし、下付き添字 t は年次を区別する添字であり、 Q_t は t 年における 1 人当たり当該品目の消費量 (= 当該品目の支出額 / 当該品目の消費者物価指数)、 Y_t は同 1 人当たり実質消費支出、 P_t は当該品目の物価指数、 $a_0 \sim a_3$ はそれぞれ計測されるべきパラメータであって、 a_1 は所得弾力性、 a_2 は価格弾力性である。計測期間は 1965～2001 年で、1 人当たり年間消費支出と当該品目の価格指数は 2000 年を 100 とした消費者物価指数総合ですべて実質化している。

(3) 式では、各品目の需要量はその年の所得水準（消費支出）と価格水準および時間変数によって決定されると仮定している。このモデルの計測結果は表 7 に示している。

表 7 の計測結果をみると、所得弾力性では穀類で符号条件を満たさず、乳卵類でパラメータの t -値が 2 以下の低い値であり問題である。同様に、価格弾力性では穀類と乳卵類、油脂・調味料、飲料の 4 品目で符号条件を満たしていない。しかし、この価格弾力性の符号条件を満たさない品目のうち、飲料を除く 3 品目では、そのパラメータの t -値が 2 以下の低い値であり、統計学的にはパラメータをゼロと見なせる値となっており、このことと、モデルの適合度を表す決定係数（自由度調整済み決定係数）がいずれも 0.810～0.988 と非常に高い値であることから、表 7 は比較的良好な計測といえる。

そこで、パラメータの t -値が 2 以上であり、統計学的にゼロと有意差がある値といえるものについてみていくと、所得弾力性の最も高いのは飲料の 2.6396 であり、1965～2001 年の期間、飲料は所得が 1 % 増加すると需要は 2.6396 % 増加するといえる。これについて所得弾力性が高いのは、肉類 (1.7332)、外食 (1.7250)、果物 (1.1467) であり、これらより、調理食品 (0.9883)、魚介類 (0.9750)、酒類 (0.8011)、菓子類 (0.7212)、野菜・海草 (0.6561)、油脂・調味料 (0.3617) では多少低い値となっている。逆に、所得弾力性が最も低いのは乳卵類 (0.0730) であり、所得が増加しても需要の増加はほとんど期待できないといえる。なお、穀類では -0.1662 というマイナスの所得弾力性が計測されている。このことは、穀類は消費支出が増加すると穀類の消費量は減少するという劣等財的性格を持っているといえる。

同様に、価格弾力性で符号条件を満たし、かつ t -値が 2 以上の高い値のものをみると、価格弾力性が最も高いのは調理食品の 0.9699 であり、調理食品では価格が 1 % 低下すると需要はそれとほぼ同じ比率の 0.9699 % 増加するといえる。これについて価格弾力性が高いのは、外食 (0.7982)、酒類 (0.7397)、果物 (0.6835)、肉類 (0.5640)、魚介類 (0.5411)、

表7 時系列データによる需要関数の計測結果

	所得弾力性 a_1	価格弾力性 a_2	時間変数 a_3	調整済み 決定係数
穀類	-0.1662 (-4.58)	0.1267 (1.69)	-0.0089 (-11.92)	0.985
魚介類	0.9750 (13.39)	-0.5411 (-10.32)	-0.0189 (-18.62)	0.947
肉類	1.7332 (21.47)	-0.5640 (-4.76)	-0.0258 (-10.84)	0.965
乳卵類	0.0730 (0.78)	0.1587 (1.16)	0.0098 (3.54)	0.810
野菜・海草	0.6561 (12.80)	-0.3827 (-5.20)	-0.0126 (-13.58)	0.883
果物	1.1467 (9.17)	-0.6835 (-4.95)	-0.0262 (-11.47)	0.867
油脂・調味料	0.3617 (5.18)	0.0614 (0.48)	0.0037 (2.13)	0.927
菓子類	0.7212 (12.43)	-0.5329 (-4.71)	-0.0025 (-2.06)	0.966
調理食品	0.9883 (8.76)	-0.9699 (-12.11)	0.0232 (14.36)	0.995
飲料	2.6396 (15.74)	1.7556 (7.40)	-0.0066 (-3.05)	0.968
酒類	0.8011 (10.11)	-0.7397 (-9.02)	-0.0076 (-7.08)	0.984
外食	1.7250 (12.01)	-0.7982 (-2.82)	-0.0043 (-3.16)	0.988

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1) 計測モデルは、 $\log Q_t = a_0 + a_1 \log Y_t + a_2 \log P_t + a_3 T$

ただし、下付き添字 t は年次を区別するもので、 Q_t は t 年における1人当たり当該品目の消費量(=当該品目の支出額/当該品目の消費者物価指数)、 Y_t は同1人当たり実質消費支出、 P_t は当該品目の実質価格、 T は時間変数、 $a_0 \sim a_3$ は推計すべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの t -値である。

2) データは、価格と消費支出は2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

菓子類(0.5329)である。これらよりは野菜・海草(0.3827)では価格弾力性は多少低い値であり、野菜・海草では価格低下が生じて、それほど大きな需要の増加は期待できないといえる。

また、消費習慣・消費構造の変化等の代理変数である時間変数のパラメータをみると、いずれの品目とも t -値は2以上の値であり、これらのパラメータの符号条件から、調理食品、乳卵類、油脂・調味料の3品目では、需要量がそれぞれ年平均2.32%、0.98%、0.37%で増加してきたといえるのに対して、穀類(年平均伸び率は-0.89%)、魚介類(同-1.89%)、肉類(同-2.58%)、野菜・海草(同-1.26%)、菓子類(同-0.25%)、飲料

(同-0.66%)、酒類(同-0.76%)、外食(同-0.43%)の8品目では需要量は年々低下してきたことを意味している。

もちろん、本稿の分析期間は1965~2001年という長期であり、この間、消費習慣・消費構造の変化があったことは十分に予想される。そのため、所得弾力性や価格弾力性が一定と仮定し推計したことには問題があり、それらが表7で所得弾力性・価格弾力性を過大もしくは過小に推計したとも考えられる。

需要構造の変化に関して、大きくは需要構造がある年次を境に突発的に生じる(discrete jump)とする考え方と、年々漸進的に変化する(gradual switching)とする考え方がある¹¹⁾。いずれもそれなりの合理性を有しているが、ここでは食料需要や食生活・食習慣は、突発的ではなく、年々徐々に変化すると考える後者の立場の方がより現実妥当性が高いと考える。そこでここでは、所得弾力性や価格弾力性は、分析期間にわたって必ずしも一定ではなく、年々漸進的に変化すると仮定する堤・笠原[45]のモデルを援用し、需要関数の計測を試みる。このモデルは、以下のように示される。

$$\log Q_t = a_0 + (a_1 + b_1 t) \log Y_t + (a_2 + b_2 t) \log P_t \cdots (4)$$

各変数の意味は基本的には(3)式と同じであるが、(4)式では所得弾力性と価格弾力性は年次 t とともに変化するという $a_1 + b_1 t$ 、 $a_2 + b_2 t$ で計測される。ただし、この場合、年次 t として堤・笠原[45]では「多重共線性を避けるため平方根に変換」¹²⁾した値を採用しており、ここでもこの方法で対処した。このモデルによる計測結果は表8に示している¹³⁾。

表8の計測結果をみると、所得弾力性および価格弾力性が(b_1 、 b_2 の t -値が絶対値で2以上であり)低下もしくは上昇しているといえるものは、所得弾力性で9品目、価格弾力性で8品目ある。そこでパラメータ $b_1 t$ 、 $b_2 t$ の t -値が2以上のこれらの品目を対象に $a_1 + b_1 t$ 、 $a_2 + b_2 t$ によって、所得弾力性および価格弾力性の分析期間の初年度と最終年度の値を求めたところ、弾力性は一定と仮定した表7の推計値は、価格弾力性に関しては8品目のすべてで、所得弾力性に関しては9品目のうち穀類と油脂・調味料、外食の3品目で、この初年度の値と最終年度の値の範囲内には属していた。

このように、価格弾力性に関して、9品目のうち6品目で表7の推計値が、この初年度と最終年度の値の範囲を越えた値であることは問題である。しかし、その要因として、時間変数を表7には導入しているが、表8には導入していないというモデルの相違が指摘できる。この点を考慮すると、表8における計測結果は弾力性の漸進的変化を示すものとしてそれなりに評価ができよう。

そこで、 b_1 の t -値が絶対値で2以上であり、所得弾力性が年々変化しているといえる品

表8 時系列データによる需要関数の計測結果（1965～2001年）

	所得弾力性		価格弾力性		調整済み 決定係数
	a_1	b_1	a_2	b_2	
穀類	0.0417 (0.48)	-0.0390 (-2.45)	-0.0678 (-0.41)	0.0595 (1.71)	0.984
魚介類	1.3480 (4.23)	-0.0432 (-0.87)	-0.3989 (-0.99)	0.0433 (0.44)	0.829
肉類	1.5836 (15.72)	-0.1734 (-17.40)	-1.8003 (-16.07)	0.3139 (14.57)	0.991
乳卵類	0.1736 (0.72)	0.0454 (2.97)	0.4756 (2.27)	-0.0768 (-2.27)	0.815
野菜・海草	1.1617 (9.87)	-0.0232 (-0.77)	-0.5100 (-1.94)	0.0125 (0.20)	0.872
果物	1.2814 (6.29)	-0.1791 (-6.57)	-1.9397 (-8.46)	0.3205 (5.33)	0.923
油脂・調味料	1.0901 (3.77)	-0.2648 (-4.88)	-1.3321 (-4.40)	0.3927 (5.17)	0.960
菓子類	1.0167 (10.51)	0.0458 (2.82)	-0.1607 (-1.00)	-0.1099 (-3.12)	0.975
調理食品	0.2590 (0.71)	0.0274 (0.39)	-1.0444 (-2.25)	0.0056 (0.04)	0.992
飲料	2.2338 (8.20)	-0.0717 (-3.58)	1.0529 (3.44)	0.1452 (3.19)	0.974
酒類	0.7734 (5.83)	-0.0448 (-4.04)	-0.9990 (-9.66)	0.0802 (3.19)	0.986
外食	2.3998 (11.48)	-0.2666 (-4.74)	-2.6587 (-5.50)	0.5407 (4.67)	0.991

資料：データの出所は表1に同じ。

注：1）計測モデルは、 $\log Q_t = a_0 + (a_1 + b_1 t) \log Y_t + (a_2 + b_2 t) \log P_t$

ただし、下付き添字 t は年次を区別するもので、 Q_t は t 年における1人当たり当該品目の消費量（＝当該品目の支出額／当該品目の消費者物価指数）、 Y_t は同1人当たり実質消費支出、 P_t は同当該品目の実質価格、 $a_0 \sim a_2$ 、 $b_1 \sim b_2$ は推計すべきパラメータである。また、カッコ内の数字は各パラメータの t -値である。

2）実際には、表7式との整合性を保つため、上式に時間変数 T を追加した次のモデルでも計測している。しかし、時間変数を追加しても、自由度調整済み決定係数が油脂・調味料では0.025上昇したが、それ以外の各品目ではほとんど（最大の品目で0.008しか）上昇しなかった。そこで表8では、油脂・調味料は以下の式で、それ以外の品目は上記の式による計測結果を示している。

$$\log Q_t = a_0 + (a_1 + b_1 t) \log Y_t + (a_2 + b_2 t) \log P_t + a_3 T$$

3）データは、消費支出は2000年を100.0とする消費者物価指数総合で実質化している。

目について、所得弾力性の年次推移を図示したのが図7～8である。これらの図と表8から、所得弾力性が年々上昇しているといえるのは乳卵類と菓子類の2品目のみであり、穀類、肉類、果物、油脂・調味料、飲料、酒類、外食といった7品目では弾力性は低下、残りの3品目では変化がみられないといえる。

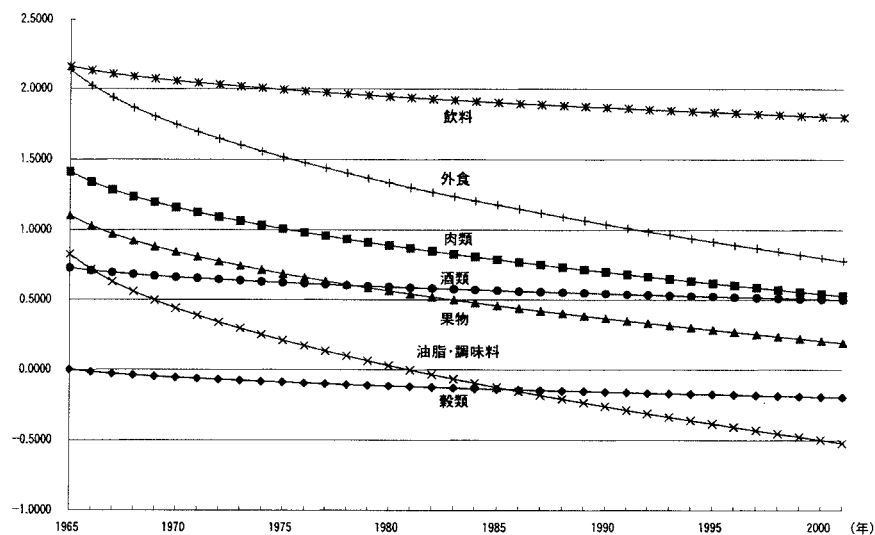


図7 品目別にみた所得弾力性の漸進的年次推移

注：表8の計測結果をもとに、所得弾力性を $a_i + b_i t$ より推計した。

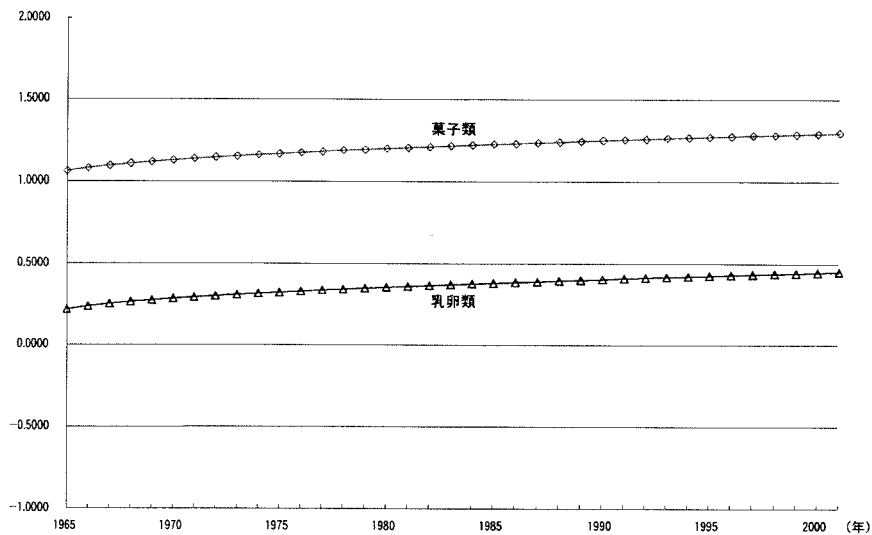


図8 品目別にみた所得弾力性の漸進的年次推移

注：図7に同じ。

これを多少詳細にみていくと、1965～2001年の間に、所得弾力性は、外食で2.1332から0.7780へと最も大きく低下（1965年に比べた弾力性の変化は-1.3552）しており、それに続いて油脂・調味料（同-1.3460）、果物（同-0.9103）、肉類（同-0.8815）、飲料（同-0.3647）で大きな低下となっている。穀類（同-0.1981）と酒類（同-0.2278）も所得弾力性が多少低下しているが、逆に、菓子類と乳卵類の2品目ではそれぞれ0.2329、0.2309上昇している。以上から、多くの品目で所得弾力性は年々低下の傾向にあり、それらの中でも特に、これまで消費の伸びの大きかった品目で所得弾力性の低下が大きいといった特徴が指摘できよう。

また、パラメータ a_1 のt値が2以上品目について、1965～2001年の所得弾力性の変化を図7～8でみると、1965年に所得弾力的な品目は飲料（2.1620）、外食（2.1332）、肉類（1.4101）、果物（1.1023）、菓子類（1.0626）であり、これらに次いで油脂・調味料（0.8253）、酒類（0.7286）で高い値であったが、それが、2001年になると、所得弾力的な品目は飲料（1.7974）と菓子類（1.2954）の2品目のみであり、外食（0.7780）、肉類（0.5286）、酒類（0.5009）、果物（0.1919）、油脂・調味料（-0.5206）ではいずれも所得弾力性が大きく低下し、油脂・調味料（-0.5206）では劣等財に転じている。

次に、価格弾力性に関する計測結果を表8でみると、漸進的変化が存在するといえるのは、合計12品目のうち8品目であり、それらを図示したのが図9～10である。

これをみると、乳卵類と飲料では価格弾力性がプラスの値であり、符号条件を満たさず問題である。しかし、それらを含めて、図9～10から、1965～2001年における価格弾力性の年次変化をみると、価格弾力性が（絶対値でみて）最も大きく低下したのは外食（1965年に比べて-2.7483という低下）であり、次に油脂・調味料（同-1.9961）、果物（同-1.6292）、肉類（同-1.5956）である。酒類（同-0.4076）でも価格弾力性が多少低下しているが、逆に菓子類（同0.5585）と乳卵類（同0.3903）では上昇している。これらから、所得弾力性と同様に、価格弾力性においても多くの（6品目）品目で弾力性は低下しており、一般に支出額の伸びの大きい品目で低下が大きいという傾向がみられる。

表8の需要の価格弾力性で、符号条件が満たされ、かつパラメータ b_1 が統計学的にゼロと有意な値といえる肉類、果物、油脂・調味料、菓子類、酒類、外食の6品目について、価格弾力性（ $a_1 + b_1 p$ ）の漸進的年次変化を図9～10からみると、1965年の価格弾力性は外食（-2.1180）で最も高く、次に果物（-1.6192）、肉類（-1.4864）であり、それらの品目より油脂・調味料（-0.9393）、酒類（-0.9188）では多少低い値となっている。それらが1965～2001年の間にいかに推移したかをみると、菓子類では1965年の-0.2705から2001年には-0.8290へと弾力化したのに対して、酒類では1965年の-0.9188から2001年には-

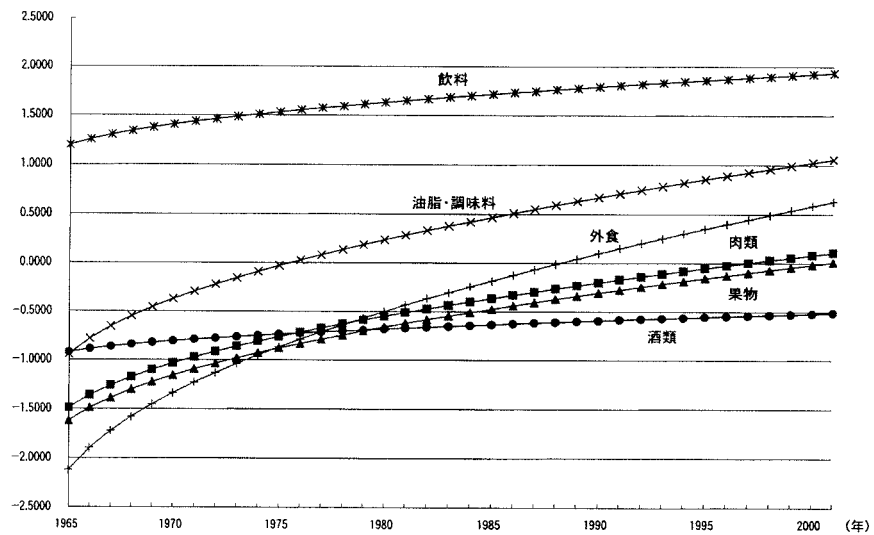


図9 品目別にみた価格弾力性の漸進的年次推移

注：表8の計測結果をもとに、価格弾力性を $a_2 + b_2 t$ より推計した。

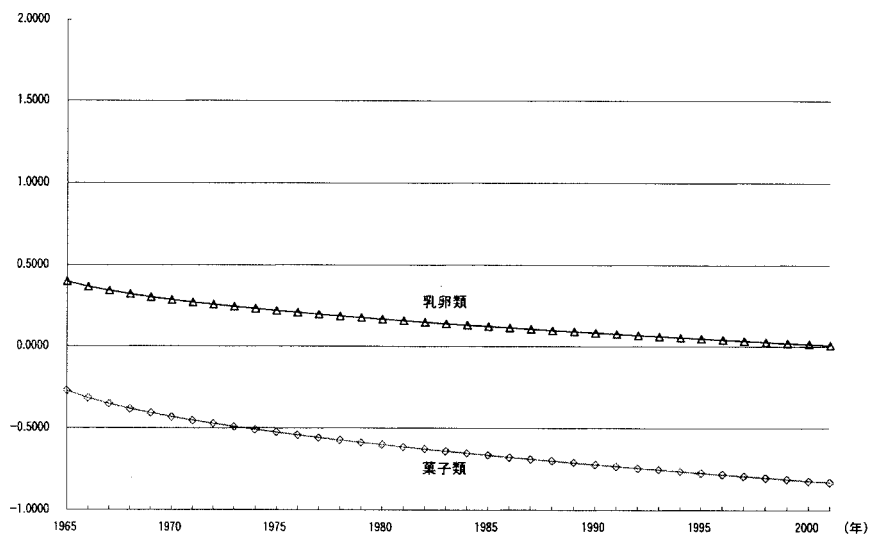


図10 品目別にみた価格弾力性の漸進的年次推移

注：図9に同じ。

0.5112へと非弾力化してきている。一方、油脂・調味料では1976年に、外食では1989年に、肉類では1997年に、果物では2001年に、それぞれ価格弾力性がマイナスからプラスの値に転じており、その時点以降では、符号条件を満たさず問題である。しかし、これらのいずれの品目でも、価格弾力性は（絶対値でみて）低下傾向にあるといえる。

以上のように、時系列データでみた所得弾力性と価格弾力性の漸進的年次推移にはいくつかの特徴や傾向がみられたが、それらを要約したのが図11である。図11では、パラメータのt値が所得弾力性か価格弾力性のいずれかで2以上であり、弾力性が漸進的に変化したといえる品目について、X軸に所得弾力性を、Y軸に価格弾力性を取り、1965年から2001年の弾力性の変化を示している。

図11で、まず各品目の弾力性がいかなる方向に変化しているかをみると、各品目とも右上から左下方か、左下方から右上方に変化していることから、各品目とも、所得（価格）弾力性が非弾力化すると、価格（所得）弾力性も非弾力化する（7品目）、逆に、所得（価格）弾力性が弾力化すると、価格（所得）弾力性も弾力化する（2品目）といえる。

つぎに、各品目の弾力性の値とその変化の方向からみると、これらの品目は次の6つのグループに分類できる。

第1グループは、肉類と果物、外食で構成される。これらの品目は、1965年には所得弾力性および価格弾力性が1以上であり、所得および価格弾力的であったが、2001年にはいずれの弾力性も大きく低下し、非弾力的となっている。これらの品目は、高度経済成長期、食生活の洋風化・近代化、外部化の進展を代表する品目であったが、需要が充足されるのに伴って、近年では非弾力化してきた品目といえる。

第2グループは、酒類と油脂・調味料で構成される。酒類には日本酒、油脂・調味料には醤油や味噌といった消費の伸びの低い、わが国伝統的食品が含まれると同時に、酒類にはビールや洋酒、油脂・調味料にはソースやマヨネーズ・ドレッシングといった食の洋風化の進展とともに、消費が大きく増加した品目も含まれている。そのため、これら品目では、1965年には所得弾力性も（絶対値でみて）価格弾力性も0.5～1.0の間にあったが、2001年にはより非弾力化してきているのが特徴である。

第3グループは穀類であり、これは1965年には所得弾力性と価格弾力性がともに0に近い値であったのが、2001年にはさらに弾力性が低下し、劣等財化している。

第4グループは乳卵類と菓子類であり、第1～3グループの品目とは逆に、これらは1965～2001年の間に所得弾力性および価格弾力性が高まってきているのが特徴である。

第5グループは、第1～4グループに属さないものとしての飲料である。飲料では、表8でプラスの価格弾力性が計測されており、符号条件を満たさず問題である。しかし、所得

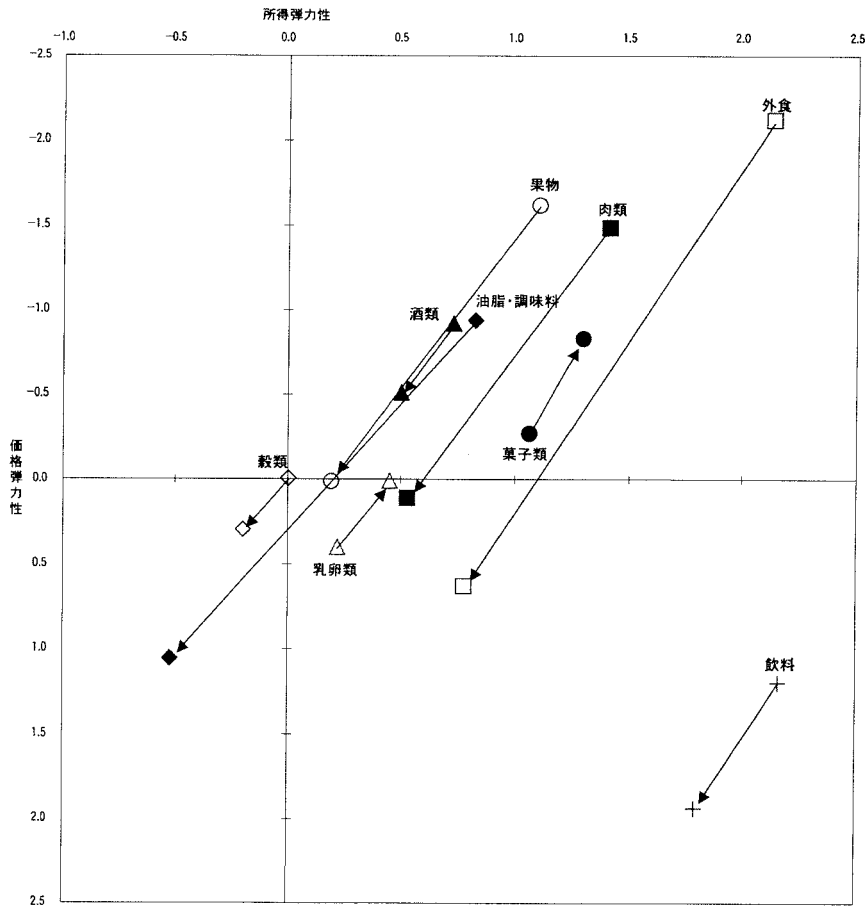


図11 所得弾力性と価格弾力性の1965年から2001年への変化

資料：表8の計測結果をもとに、 b_1 か b_2 いずれかのt値が2以上の品目について、所得弾力性、価格弾力性の1965年から2001年の値をそれぞれ $a_1 + b_1t$ と $a_2 + b_2t$ より推計した。

注：図の中で、たとえば $\rightarrow +$ によって1965年の値 $\rightarrow$ 2001年の値の変化を示している。

弾力性は1以上の非常に所得弾力的な値が計測されており、1965年～2001年の間に所得弾力性が低下している点では、第1グループに近い性格を持っているともいえる。

第6グループでは、図11には示されていない品目の魚介類と野菜・海草、調理食品である。これらは、所得弾力性と価格弾力性のいずれでも年次変化がみられない品目として特徴付けられる。

4. おわりに

本稿では、『家計調査年報』をもとに、1965～2001年の家計における食料消費の推移を

概観した後、食料需要関数を計測し、計測された所得弾力性および価格弾力性をもとに食料需要の変化とその特徴を分析した。これらによって、以下のような知見が得られた。

(1) 1人当たりの実質食料費の推移を、1965年を100とした指数でみると、2001年には132.7に増加したが、消費支出額はそれ以上に増加したため、消費支出額に占める食料費の割合は1965年の40.0%から2001年には25.5%へと大きく低下した。これを品目別にみると、実質支出額の伸びの最も大きいのは、調理食品（1965年を100とした指数での2001年の値は470.1）、外食（同326.0）、飲料（同230.8）であり、逆に、穀類（同55.8）、乳卵類（同76.1）、油脂・調味料（同92.7）では実質支出額は減少している。

(2) その結果、食料費に占める各品目の支出額シェアは、1965～2001年の間に、穀類で大きな低下、乳卵類と油脂・調味料でもかなりの低下、魚介類と肉類、野菜・海草と果物、菓子類、酒類では、年次による多少の変動はあるものの、一定水準もしくは若干の低下傾向にあるのに対して、外食と調理食品、飲料ではシェアが著しく上昇した。これは、食の外部化の進展と加工食品費比率の上昇を意味する。

食の外部化比率は、1965年の10.2%から2001年には28.4%に上昇したが、その要因として、1969年以前は外食費の増加が、1970年以降は調理食品の支出増加が大きく寄与したことが把握できた。また、食料費に占める加工食品費比率は、1965年では46.7%と生鮮食品の比率の方が高かったが、それ以降年々上昇傾向にあり、1971年には50%を超え、2001年には67.2%にまで加工食品の比率が上昇した。

(3) 本稿では、横断面データと時系列データを用いて、いくつかのモデルで需要関数を計測した。まず、1980～1984年と1997～2001年の2期間について、横断面データをプールし使用し、各品目の1人当たり需要量は各所得階級の消費支出と当該品目の価格、時間変数によって決まると仮定するモデルで計測したが、決定係数は、1980～1984年データでは各品目とも高かったが、1997～2001年データでは低い品目もいくつかあり、モデルの改善が必要となった。そこで、各品目について、各所得階級の1人当たり実質支出と世帯主の平均年齢をプロットしてみたところ、穀物、魚介類、野菜・海草、乳卵類、果物、油脂・調味料などで高い相関がみられた。このことから、説明変数として各所得階級の実質消費支出と世帯主の平均年齢を導入したモデルで需要関数を計測したところ、いずれの年次とも、多くの品目で決定係数が大きく向上した。このことは、食料需要には、所得水準だけでなく、世帯主の平均年齢（家族構成員の変化）が大きく影響しており、特に最近その傾向が強まってきていることを意味する。

(4) このモデルによる計測結果をみると、所得弾力性は外食で1.0以上の弾力的な値（1980～1984年と1997～2001年の所得弾力性はそれぞれ1.0755、1.1267）であり、つぎに肉類

(同0.7220、0.5638)、果物(同0.5002、0.4200)、魚介類(同0.4311、0.4436)で高く、逆に、穀類(同0.0874、0.1640)、飲料(同0.1245、0.1347)では非常に低い値であった。所得弾力性の高い品目では、今後、所得の上昇とともに、それだけ大きな需要の伸びが期待できるといえる。

世帯主の平均年齢のパラメータが、ゼロとは有意な値が計測されていることから、いずれの期間とも、穀類、魚介類、野菜・海藻、果物、油脂・調味料では、世帯主の平均年齢が高くなると需要量が増加し、逆に、肉類、菓子類、外食では、世帯主の平均年齢が若いほど需要量が増加する傾向にあること、などが明らかとなった。

(5)1965～2001年という長期時系列データに対して、パラメータが漸進的に変化すると仮定したモデルで需要関数を計測したところ、所得弾力性は、乳卵類と菓子類で上昇傾向にあるが、穀類、肉類、果物、菓子類、油脂・調味料、飲料、酒類、外食の8品目で低下傾向にあり、相対的に、消費支出額の伸びの大きかった品目ほど所得弾力性の低下が大きいという特徴がみられた。また、価格弾力性は、乳卵類と菓子類で年々上昇傾向にあるが、肉類、果物、油脂・調味料、飲料、酒類、外食の6品目で低下傾向にあることが明らかとなった。

(6)所得弾力性および価格弾力性の推計値とその漸進的変化をみると、当該分析期間において、12品目のうち2品目では、所得弾力性と価格弾力性がともに上昇したが、多くの品目(7品目)では所得弾力性も価格弾力が低下しており、これらから、各品目は大きくは6つのグループに分類された。

このうち、所得弾力性と価格弾力性が、1965年には高く、2001年にはそれが低下しているのは、いずれも食生活の洋風化・近代化、外部化の進展を代表する品目(肉類、果物、外食、酒類、油脂・調味料)である。これらの品目では、近年、需要が充足されるのに伴って、弾力性が低下してきたといえる。これに対して穀類は、1965年には所得弾力性・価格弾力性ともに非常に低い値であったのが、2001年にはさらに弾力性が低下し、劣等財化している。逆に、乳卵類と菓子類では、所得弾力性と価格弾力性がともに上昇傾向にある。飲料は、所得弾力的な品目であるが、プラスの価格弾力性が計測されている点で、これらのグループに属さない。また、魚介類と野菜・海藻、調理食品では、所得弾力性と価格弾力性に年次変化がみられない品目として特徴付けられる。

注

- 1) 戦前から戦後、戦後から近年のわが国食料消費の変化とその要因に関しては、たとえば今村〔9〕など、多くの研究事例がみられる。

- 2) 具体的には、穀類ではパンとめん類の、魚介類では塩干魚介と魚肉練製品、他の魚介加工品の、肉類では加工肉の、乳卵類では乳製品の、野菜・海草では大豆加工品と他の野菜・海草加工品の、果物では果物加工品の支出額に、油脂・調味料、菓子類、調理食品、飲料、酒類、外食の支出額を合計した値を、食料費で除した比率である。
- 3) 計量経済学的手法による食料需要に関して、これまで非常に多くの研究成果がみられる。これらの成果は、たとえば荏開津・石田〔5〕は1967～78年について、会田〔3〕は戦後～1980年について、澤田〔38〕は1975～94年について、松田〔25〕は1968～99年の需要体系について、それぞれレビューしている。ここでも、これらを参考にした。
- 4) 渋谷行雄〔39〕p.2より。
- 5) 家計消費の分析では、川口〔15〕は世帯員数規模の経済の存在を、また、松田・中村〔19〕は世帯主年齢階層別データによる分析の必要性を指摘している。
- 6) 食料需要における構造変化の年次とその有無は、一般には回帰式からの残差が最小となる時期、あるいは尤度が最大となる時期で求め、構造変化の有無をG. C. Chow〔1〕のテストなどで検定する方法が多く採用されている。このような方法による分析事例として、たとえば上路〔46〕や堤〔44〕、古塚・山下・松原〔6〕などがある。
- 7) 堤・笠原〔45〕p.91より。
- 8) 荏開津・石田〔5〕p.18より。
- 9) 松田〔25〕p.24より。
- 10) 時系列と横断面のいずれのデータを使用するかによって、一般に得られる弾力性が異なるが、その要因として、溝口〔26〕や永木〔28〕で消費習慣の変化や所得階層上の相対的地位、価格要因などをあげ、詳しく論じている。
- 11) 需要構造の変化をパラメータの漸進的变化によって把握するモデルや試みとして、堤・笠原〔45〕以外にも、たとえば澤田・澤田〔36〕や長谷部〔8〕、松田〔21〕がある。この点については梶川〔11〕pp.36～37を参照。ここでは、取り扱いの容易性などから、堤・笠原〔45〕のモデルを採用した。
- 12) 堤・笠原〔45〕p.91より。
- 13) 実際には、(3)式とのモデル上の整合性を保つため、(4)式に時間変数を追加した次の(5)式でも計測している。しかし、時間変数 T を追加しても、油脂・調味料では自由度調整済み決定係数が0.025上昇したが、それを除き、各品目とも自由度調整済み決定係数はほとんど（最大の品目で0.008しか）上昇しなかった。そこで表8では、油脂・調味料は(5)式、それ以外の品目は(4)式による計測結果を示している。

$$\log Q_t = a_0 + (a_1 + b_1 t) \log Y_t + (a_2 + b_2 t) \log P_t + a_3 T \cdots (5)$$

引用文献

- 〔1〕 Chow, G.C., "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regression", *Econometrica*, Vol.28, No.3, 1960, pp.591～605.
- 〔2〕 Mori, Hiroshi and Biing-Hwan Lin "Japanese Demand for Beef by Class: Results of the almost Ideal Demand System Estimation and Implications for Trade Liberalization"『農業経済研究』第61

巻第4号、1990年、pp.195～203。

- 〔3〕 会田陽久「食料需要分析研究の概観」『農業総合研究』第36巻第1号、1982年、pp.83～102。
- 〔4〕 荏開津典生「家計需要と消費者物価」『農業経済研究』第41巻第1号、1969年、pp.1～7。
- 〔5〕 荏開津典生・石田正昭「農業における数量経済分析の展望—農業経済学50年の歩み(5)—」『農業経済研究』第51巻第1号、1979年、pp.17～26。
- 〔6〕 古塚秀夫・山下直樹・松原茂昌「地域特産白ネギの需要動向と地域間格差」『農林業問題研究』第34巻第4号、1999年、pp.183～192。
- 〔7〕 古家淳・草薙仁「牛肉の品質別需要分析—Armingtonモデルおよび草薙モデルによる接近—」『農業経営研究』第30巻第3号、1992年、pp.23～34。
- 〔8〕 長谷部正「近年の食肉加工品消費構造の変化—ハム・ソーセージの家庭消費を中心に—」黒柳俊雄・出村克彦・廣政幸生編著『農業と農政の経済分析』大明堂、1996年、pp.177～187。
- 〔9〕 今村幸生編著『新食料経済学』ミネルヴァ書房、1994年。
- 〔10〕 梶川千賀子「りんごの需要動向と輸入解禁の影響」『農林業問題研究』第30巻第3号、1994年、pp.121～129。
- 〔11〕 梶川千賀子『リング経済の計量分析』農林統計協会、1999年。
- 〔12〕 金山紀久「野菜の産地間品質格差と需要構造」『農業経済研究』第62巻第4号、1991年、pp.220～230。
- 〔13〕 金山紀久「広告による野菜の需要創出効果に関する計量分析」『農林業問題研究』第28巻第3号、1992年、pp.132～143。
- 〔14〕 金山紀久『野菜価格形成の経済分析』農林統計協会、1994年。
- 〔15〕 川口雅正「需要の支出弾性値計測に於ける世帯員数の重要性について—統計的分析—」『農業経済研究』第40巻第3号、1968年、pp.114～120。
- 〔16〕 児玉剛史「日本型食生活の形成と定着に関する共和分分析」『農業経済研究』第71巻第2号、1999年、pp.71～78。
- 〔17〕 草薙仁「尤度選択モデルと牛乳需要関数への適用」『農業経済研究』第54巻第1号、1982年、pp.35～39。
- 〔18〕 草薙仁「コメの品質別需要と輸入自由化」森島賢監修・米政策研究会編『コメ輸入自由化の影響分析』富民協会、1991年、pp.146～174。
- 〔19〕 松田友義・中村隆「世帯主年齢階層別米消費量変化の分析」『農業経済研究』第64巻第4号、1993年、pp.213～220。
- 〔20〕 松田敏信「家計生鮮野菜需要の代替関係に関する需要体系分析」『農業経営研究』第34巻第3号、1996年、pp.66～69。
- 〔21〕 松田敏信「家計における主要生鮮野菜需要の構造変化の推定と検定—漸進的構造変化仮説の検証を通して—」『1997年度日本農業経済学会論文集』、1997年、pp.279～282。
- 〔22〕 松田敏信「伸縮需要体系における誤差項の自己相関とモデル選択—家計食料需要を対象として—」『1998年度日本農業経済学会論文集』、1998年、pp.63～65。
- 〔23〕 松田敏信「需要体系分析による家計食料消費の統計的検証」『農林業問題研究』第35巻第3号、1999

- 年、pp.120～128。
- [24] 松田敏信「逆需要体系による家計生鮮野菜需要のモデル化」『農林業問題研究』第36巻第2号、2000年、pp.53～62。
- [25] 松田敏信『食料需要システムのモデル分析』農林統計協会、2001年。
- [26] 溝口敏行「共分散分析法による家計消費支出の分析」『経済研究』第12巻第1号、1961年、pp.24～30。
- [27] 門間敏幸「牛肉消費需要の地域性」門間敏幸『牛肉の需給構造と市場対応』明文書房、1984年、pp.44～80。
- [28] 永木正和「横断面一時系列所得弾性値の一致推定について—成長農産物の需要の波及過程を考慮した—」『農林業問題研究』第11巻第2号、1975年、pp.17～27。
- [29] 三枝義清・佐々木康三「食料需要分析と線形支出体系」『農業総合研究』第27巻第1号、1973年、pp.1～42。
- [30] 佐々木康三「フリッシュ・モデルによる食糧需要の弾力性分析」『農業経済研究』第40巻第3号、1968年、pp.107～113。
- [31] 佐々木康三「食料消費の変動パターン」『農業総合研究』第30巻第4号、1976年、pp.1～32。
- [32] 澤田学「総支出分布の変化と家計食料需要」『農業経済研究』第54巻第4号、1983年、pp.185～195。
- [33] 澤田学「階層的需要体系と食料需要分析」『農業経済研究』第56巻第3号、1984年、pp.163～173。
- [34] 澤田学「食料需要と価格・所得、世帯属性—需要体系分析による接近—」『農業経済研究』第57巻第4号、1986年、pp.228～239。
- [35] 澤田学「消費者選好の構造に関するノンパラメトリック需要分析」『農業経済研究』第63巻第1号、1991年、pp.1～10。
- [36] 澤田学・澤田裕「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』富民協会、1994年、pp.309～324。
- [37] 澤田裕「肉類需要における代替関係の計測—ロツテルダム・モデルによる接近—」『農業経済研究』第52巻第3号、1980年、pp.101～109。
- [38] 澤田裕「食生活と食料需要」中安定子・荏開津典生編著『農業経済研究の動向と展望』富民協会、1996年、pp.194～206。
- [39] 渋谷行雄『消費者需要の分析』東洋経済新報社、1971年。
- [40] 高橋克也「食品アイテム間の競合分析—POSデータを用いた実証分析—」『農総研季報』No.15、pp.19～25。
- [41] 竹下広宣「健康情報の食料消費に及ぼす効果の計量分析—サラダ油消費を事例として—」『農業経済研究』第71巻第2号、1999年、pp.61～70。
- [42] 多田稔「嗜好飲料の需要動向と緑茶産地の対応」『農業経営研究』第29巻1号、1991年、pp.45～54。
- [43] 辻村江太郎『消費構造と物価』勁草書房、1968年。
- [44] 堤伸子「都市階級別にみた食肉消費の構造変化について」『農林業問題研究』第29巻第1号、1993年、pp.31～38。
- [45] 堤伸子・笠原浩三「食料消費行動の変化に関する計量分析」『1998年度日本農業経済学会論文集』、

1998年、pp.91～96。

〔46〕 上路利雄『野菜価格の変動と生産者の対応』明文書房、1986年。

〔47〕 氏家清和「安全性情報と食料消費—スキャナーデータによる飲用乳食中毒事件の分析—」『農業経済研究』第74巻第3号、2002年、pp.109～122。

〔48〕 唯是康彦「時系列・横断面両分析の関係—畜産物需要を中心として—」『農業総合研究』第15巻第4号、1961年、pp.31～54。