

高齢化の影響を織り込んだ消費モデルの開発

Estimation of an AIDS-type consumption model with age effects

キーワード：高齢社会、家計消費、ライフサイクル、AIDSモデル、固定効果モデル

若林 雅代

経済の長期展望に際して、人口構造の変化をいかに織り込むかは重要な課題の一つである。電中研の長期展望システムで用いている費目別消費支出関数でも、時系列分析で人口要因を取り入れているが、人口構造は時系列トレンドを持って変化しているため、単に消費構造変化のトレンドを追いかけていくに過ぎない可能性が高い。本稿では、年齢階級別消費支出データを用いて、消費体系の推定モデルとして広く応用されているAIDS(Almost Ideal Demand System)に、年齢によるパラメータのシフトを取り入れた消費モデルを開発し、これをマクロ計量モデルにリンクさせる試みを紹介する。

- | | |
|----------------|--|
| 1 はじめに | 4 推定結果のインプリケーション |
| 2 データ | 5 マクロ・人口モデルとの linker 人口要因を消費分析に取り入れる試み |
| 3 分析モデル | 6 むすびに |
| 3.1 クラシック AIDS | 付表 拡張 AIDS モデルの推定結果 |
| 3.2 年齢の固定効果 | |

1 はじめに

人口構造の高齢化は、わが国においては他の先進国に例をみないスピードで進んでおり、2050年には総人口の3人に1人が65歳以上という時代を迎えると予想される。世帯の消費行動が、ライフサイクルに伴う子供の成長や世帯員構成の変化、あるいは嗜好や健康状態の変化などによって影響を受けることは、直感的に理解しうる。実際、家計調査などの消費データをみると、費目別支出割合が年齢に伴って変化していることが確認できる。このような家計の消費行動の変化は、人口構造の急激な変化と相まって、わが国経済を展望する上で重要な要素になっている。

本稿では、上述した家計の消費行動の変化をモデル化する試みとして、ライフサイクルに伴うパラメータ変化を織り込んだ消費モデルの推定結果を紹介する。具体的には、後述するAIDSモデルに基づく消費の選好パラメータに年齢によるシフトを取り入れ、パラメータの年齢に伴うシフトとそ

れが意味する家計の消費行動について考察する。同様の分析事例として若林（2001）がある（以下では前回分析と呼称）。本稿の分析は基本的にはこの分析モデルを踏襲し、これにいくつかの変更を加えている。前回分析からの主な変更点は、①選好パラメータのシフト効果の有意性を個別に問うのではなく、パネルデータの特質から生じる固定効果とみなしてグループ全体としてシフト効果を検定し、その有意性を確認した点、②需要の代替効果を表すパラメータ γ には年齢によるシフトを認めず、 α と β という二つのパラメータについてのみ年齢に伴うシフトを考慮した点などが挙げられる¹。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次章では本稿の分析に用いたデータについて簡潔に述べる。続く3章では、分析の基本になるAIDSモデルと、

¹ 推計可能な AIDS のモデル式とパラメータ α 、 β 、 γ の特定化については本稿第3章を参照されたい。

年齢の固定効果を考慮した拡張型AIDSモデルの構造を説明し、4章で推定結果とそのインプリケーションについて考察する。5章は電中研の経済社会展望に本成果を組み込む方策について述べ、最後に結びとして本研究の今後の方向性について述べることとした。

2 データ

家計の消費支出データは、全国消費実態調査による47都道府県別・世帯主年齢階級別1ヶ月間の支出である。本調査は5年ごとに実施・報告され、本分析では前回分析に新たに1999年の調査結果を加え、1984年から1999年までの4ヶ年のデータを parallelして使用した。同様の調査として毎月実施されている家計調査がおよそ8,000世帯を調査の対象としているのに対し、一般世帯だけで約55,000世帯を調査対象としていることから、地域や世帯属性などの異なるカテゴリーによる集計値を得ることができる。本稿では、世帯の属性として世帯主年齢が24歳以下の世帯から5歳階級ごとに75歳以上の世帯までの12グループと年齢計の13グループを探り上げ、支出項目は食料(FD)、衣服・履物(TX)、住居(HS)、光熱・水道(EG)、家具・家事用品(FN)、医療(MD)、交通(TS)、通信(CM)、娯楽(LS)、教育(ED)、その他消費支出(OT)の合計11支出項目に集計したデータを用いた²。分析に用いたサンプル数は合計2430である。

一方、価格データは、前回分析と同様、消費者物価指数と全国物価統計調査を利用して地域別・費目別の消費者物価指数を作成した。

3 分析モデル

3.1 クラシックAIDS

AIDS (Almost Ideal Demand System)はDeaton and

Muellbauer (1980)以来、フレキシブルな関数型と扱い易さ、実証分析でのあてはまりの良さなどの様々な利点から、消費の実証分析において幅広く応用されてきた消費体系であり、PIGLOG³と呼ばれる支出関数(1)から導出される。

$$\ln c(u, p) = (1-u)\ln a(p) + u \ln b(p) \quad (1)$$

右辺の第一項、第二項はそれぞれ

$$\ln a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_i \gamma_{ki}^* \ln p_k \ln p_i$$

$$\ln b(p) = \ln a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

と定式化される価格指標となる。推定に用いる需要体系は(2)式のように導かれる⁴。

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \cdot \ln \left(\frac{x}{P} \right) \quad (2)$$

ここで w_i は各費目の支出シェアであり、 $\left(\frac{x}{P} \right)$ は総合価格指標 $P = a(P)$ により実質化された消費支出の合計である。また p_i は各費目の価格指標である。総合価格指標 $P = a(P)$ を採用するとモデルが非線形体系になることから、一般的に実証分析では価格指標のストーン近似が用いられる。本稿ではこの価格指標を \hat{P} と標記し、理論モデルが要請する元来の価格指標と区別する。

³ Price Independent Generalized Logarithmic form の略称

⁴ AIDS モデルの被説明変数は支出シェアであり、推計値(予測値)は1より小さい正の値であることが要請される。この問題は AIDS モデルにおける正規性の問題として知られ、特に時系列データを用いた実証研究では、推計結果を将来にのばした場合に予測値が1を超したり、マイナスになったりするケースがある。このような問題を回避する方法として、Cooper and McLaren (1992)は Modified AIDS と呼ばれる AIDS モデルの修正版モデルを考案している。Modified AIDS は関数型自体が regularity を満足するような定式化がなされているモデルである。本稿の推定結果では、少なくとも内挿期間において正規性が問題になることはなかったため、Modified AIDS ではなくオリジナルの AIDS モデルの定式化を採用した。

² 帰属家賃の調整、および外食費の娯楽への組み替えなどは前回分析(若林(2001))を踏襲している。

表 1 年齢グループ別AIDSモデルの誤差構造

	FD	LS	EG	FN	MD	TS	CM	ED	OT	HS	TX
G2	-0.25 (80.5%)	0.20 (84.2%)	-0.18 (85.5%)	0.02 (98.4%)	0.04 (96.7%)	0.39 (70.0%)	0.05 (96.4%)	0.00 (99.7%)	-0.07 (94.2%)	-0.16 (87.5%)	0.22 (82.7%)
G3	-0.05 (96.1%)	0.40 (68.7%)	-0.14 (88.5%)	0.10 (91.7%)	0.27 (78.7%)	0.17 (86.7%)	-0.11 (91.1%)	-0.23 (81.7%)	-0.15 (88.0%)	-0.08 (93.7%)	0.26 (79.1%)
G4	0.22 (82.3%)	0.06 (95.5%)	0.04 (97.0%)	-0.12 (90.5%)	-0.07 (94.6%)	-0.15 (88.1%)	0.04 (96.7%)	0.34 (73.5%)	-0.29 (77.2%)	0.06 (95.3%)	0.02 (98.7%)
G5	-0.11 (91.0%)	-0.13 (90.0%)	-0.04 (97.1%)	0.09 (92.9%)	-0.21 (83.6%)	0.09 (93.2%)	0.13 (89.4%)	-0.16 (87.6%)	0.24 (81.4%)	-0.10 (92.1%)	0.05 (96.0%)
G6	0.22 (82.2%)	0.11 (91.0%)	0.12 (90.3%)	0.08 (93.8%)	0.23 (81.5%)	-0.24 (80.7%)	-0.15 (88.2%)	-0.16 (87.0%)	-0.39 (70.0%)	0.34 (73.8%)	-0.38 (70.7%)
BP	Reject.										

BP(Breusch-Pagan)テスト: 誤差項の分散(σ^2)が世帯主の年齢によらず一定であるという帰無仮説の、対立仮説($\sigma^2 = f(Dage_i)$, $Dage_i$ は世帯年齢ダミー)に対する統計的有意性を検定する。Reject.は統計値が有意に帰無仮説を棄却していることを意味する

α 、 β 、 γ の三つのパラメータはそれぞれ、 α が価格や所得に左右されない基礎的な消費選好の大きさを示すパラメータ、 β は所得弾力性の大きさを左右するパラメータ、 γ は価格の交差弾力性を決めるパラメータとして意味づけられる。特に、 β が正であるならば、実質的な消費支出が増加した場合に当該費目の支出シェアが増加することを意味し、その費目は選択的な支出項目としての性格を持つ。逆に、 β が負であれば、当該費目は必需品としての性格が強いということになる⁵。

これらのパラメータには1) 総和性、2) 同次性、3) 代替行列の対称性などの条件が経済理論によって付加される。具体的には、AIDSモデルにおける条件式は

- 1) $\sum \alpha_i = 1$, $\sum \beta_i = 0$, $\sum_j \gamma_{ij} = 0$
- 2) $\sum_j \gamma_{ij} = 0$
- 3) $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

と表され、本稿の分析では推定結果がこれらの条件式全てを満足するよう、事前にパラメータ制約を課している。

3.2 年齢の固定効果

本稿の分析では、世帯主年齢階級別に各地域の

⁵ 言い換えれば、 β が正の費目は所得弾力性が1より大きく、 β が負の費目は所得弾力性が1より小さい。

データをプールしているため、データはパネルの特性を持つ。これについてもう少し詳細に触ると、前出(2)式は

$$w_i^{kl} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j^{kl} + \beta_i (\ln x^{kl} - \ln \hat{P}^{kl}) + \varepsilon_i^{kl} \quad (3)$$

のように標記され、モデルの誤差項は

$$\varepsilon_i^{kl} = \mu_i^k + \nu_i^l + \zeta_i^{kl} \quad (4)$$

と分解される。ここで、 k および l はそれぞれ年齢グループと地域を表す添字である。なお、世帯の規模が費目構成に及ぼす影響を加味し、世帯員数を選好パラメータのシフト変数として取り入れ、

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + e_i \cdot n^{kl}$$

と定式化した。

(3)式の推定結果に基づく誤差項の構造を、世帯グループ別にみたものが表1である。G2～G6は、世帯主の年齢がそれぞれ20代以下、30代、40代、50代、60代以上の世帯グループを指す。数字は参考世帯である平均世帯との誤差項の平均の差を検定するt検定統計量であり、マイナスの値(影付きの部分)は平均値が参考世帯よりも小さいことを示す。また()内の数字は平均世帯との平均の差の統計的有意性を示し、数字が大きいほど統計的に優位な差がある。さらに、最後の行(BP)は誤差項の分散の不均一性を検定するBreusch-Paganテストの結果であり、どの費目も誤差項の分散が均一であるとする帰無仮説を有意に棄却している。

表 2 個別効果の検定

	Full Model estimate	T ratio	Without α_{ik} estimate	T ratio	Without β_{ik} estimate	T ratio	Without α_{ik}, β_{ik} estimate	T ratio
α								
FD	0.64104	(27.88)	0.55763	(47.84)	0.66571	(44.25)	0.66596	(44.29)
LS	0.10549	(4.91)	0.41040	(35.98)	0.14626	(9.97)	0.14517	(9.91)
EG	0.20743	(33.56)	0.19088	(65.24)	0.22190	(54.53)	0.22255	(54.79)
FN	0.07179	(7.34)	0.06748	(15.4)	0.06606	(10.34)	0.06609	(10.36)
MD	0.09201	(10.79)	0.15800	(39.64)	0.10797	(19.14)	0.10885	(19.32)
TS	0.05305	(1.91)	0.15471	(10.81)	-0.03112	(-1.7)	-0.03289	(-1.8)
CM	0.11851	(20.05)	0.08765	(32.53)	0.11393	(29.36)	0.11390	(29.4)
ED	-0.01205	(-0.61)	-0.17261	(-15.45)	-0.06423	(-4.9)	-0.06519	(-5)
OT	-0.31503	(-7.33)	-0.66345	(-29.68)	-0.41804	(-14.85)	-0.42054	(-14.95)
HS	0.04697	(1.11)	0.18048	(7.99)	0.20642	(7.61)	0.21166	(7.79)
TX	-0.00921		0.02883		-0.01486		-0.01556	
β								
FD	-0.08715	(-21.67)	-0.07295	(-35.54)	-0.09231	(-33.59)	-0.09235	(-33.58)
LS	0.00275	(0.73)	-0.05893	(-29.4)	-0.00618	(-2.31)	-0.00616	(-2.31)
EG	-0.02951	(-27.25)	-0.02522	(-49.06)	-0.03190	(-42.96)	-0.03200	(-43.12)
FN	-0.00711	(-4.15)	-0.00514	(-6.68)	-0.00620	(-5.31)	-0.00620	(-5.32)
MD	-0.00942	(-6.3)	-0.01982	(-28.34)	-0.01214	(-11.8)	-0.01230	(-11.96)
TS	0.00177	(0.36)	-0.01919	(-7.61)	0.01638	(4.89)	0.01656	(4.94)
CM	-0.01513	(-14.58)	-0.01026	(-21.65)	-0.01424	(-20.06)	-0.01425	(-20.08)
ED	0.00301	(0.87)	0.02027	(10.31)	0.01263	(5.26)	0.01279	(5.36)
OT	0.10765	(14.37)	0.17136	(43.67)	0.12683	(24.76)	0.12721	(24.82)
HS	0.02139	(2.95)	0.01713	(4.35)	-0.00530	(-1.1)	-0.00581	(-1.2)
TX	1.01176		1.00276		1.01244		1.01252	
F value			59.929	0.000	56.175	0.000	54.148	0.000

F検定:フルモデルと制約付きモデル(ライフサイクル効果なし、あるいは一部ライフサイクルモデル)の推定結果を統計的に比較する際、一般的な検定手法としては尤度比検定があるが、実際にはF検定が用いられるケースが多い。フルモデルによる誤差二乗和を e_r^2 、制約付きモデルの誤差を e_p^2 とすると、F検定統計量は

$$F = \left[(e_r^2 - e_p^2) / J \right] / \left[e_p^2 / (T - K) \right] = (\lambda^{-2/T} - 1)(T - K) / J$$

で求められる。ここで、Tは総データ数、Jは制約数、Kはパラメータ数を示す。

この結果を受け、本分析のモデルでは誤差項を構成する要素のうち特に年齢別効果について、固定効果を取り入れた。具体的には、(3)式の選好パラメータのうち α_i 、 β_i について

$$\alpha_i = \alpha_{i0} + e_i n^{kl} + \sum_k \alpha_{ik} Dage_k$$

$$\beta_i = \beta_{i0} + \sum_k \beta_{ik} Dage_k$$

と定式化した。ここで $Dage_k$ はそれぞれ世帯主年齢が20代以下から60代以上までの世帯の年代を示すダミー変数である。

世帯年齢の固定効果を加味した拡張版AIDSを用いてパラメータシフトの有意性を検定する。以下では α_i 、 β_i 双方についてパラメータのシフトを考慮したモデルを、ライフサイクル効果を考慮したフルモデルと位置づけ、これに対して α_i 、 β_i の一方にのみパラメータシフトを考慮した部分モデルと、どちらのパラメータにもシフトを考慮しない

モデルのあわせて3つのモデルを比較モデルとする⁶。この3モデルとフルモデルとの間で、それぞれライフサイクル効果の有意性をF検定によって確かめると(表2)、比較モデルのいずれを対象とした場合でも、フルモデルのライフサイクル効果の統計的有意性が認められる。

⁶ フルモデルの推定結果は付表を参照されたい。推定にあたって、支出の自己価格弾力性がマイナスのデータを異常値と認定してサンプルから除外した。全2431サンプルのうち、サンプルから除外されたデータは一つだけであった(佐賀、1994年の29歳以下の世帯)。教育費では価格弾力性がマイナスとなるサンプルがいくつか散見されたが(84年に84、89年に45、94年に28、99年に4つの合計161サンプルが該当)、これらは84年鹿児島の50-59歳を除けば全てが60歳以上の世帯であった。世帯主年齢が60歳を超える家計の多くは、教育費関連にはほとんど支出しない。この点を勘案すると、支出関数の価格弾力性がマイナスという事態も、この年齢層ではあり得るものと判断し、これらはサンプルに含めた。従って、推定に用いたサンプル数は合計で2430である。

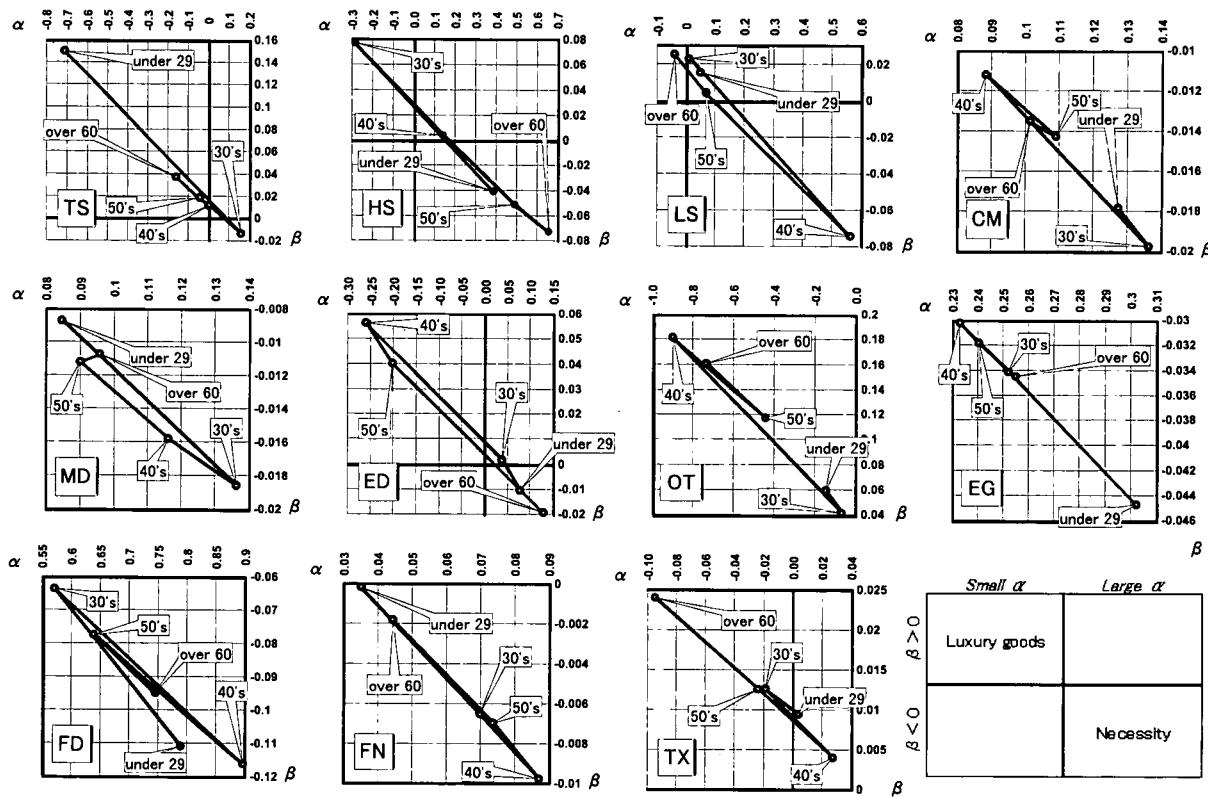


図 1 AIDS選好パラメータのライフサイクルによる変化

4 推定結果のインプリケーション

図1は、家計のライフサイクルに伴う消費選好パラメータの変化を費目ごとに追ったものであり、世帯が加齢するにつれて消費選好が変化していく様子がみてとれる。一般的な特徴として、 α と β の間にはいわゆるトレードオフの関係が成立し、そのために両者の組合せは図の第2・第4象限に現れる傾向がある。

係数の大きさは各費目の支出構成比に左右されるため、グラフ軸のスケールが費目によって異なることには注意を要する。構成比は費目によって大きく異なるため、相対的に小さなパラメータのシフトであっても、構成比の小さな費目には大きなインパクトを持つ。以下では、図1が示す選好パラメータ変化の特徴を費目ごとにみていくことにする。

まず、交通 (TS) は、20代以下の世帯の β が際

だって高く、グラフの左上方に突出している。若年齢層の家計にとって自動車は格好の奢侈品で、所得が高いほど自動車の保有率も高まり、自動車および関連財に多額を費やす傾向にあることから、このような現実を反映しての結果と解釈できよう。30代になると大幅に右下方にシフトし、 β はマイナスになる。この変化は後述する住居 (HS) との兼ね合いを考慮すると理解しやすい。40代以上では β がプラスとなり、当該費目が奢侈品に相当することを示しているが、その水準は20代のときほど高くはない。

住居 (HS) は30代で所得係数 (β) が高く、20代や50代以上の世帯ではマイナスである。一般的に、持家の取得は30代から40代にかけ高まる傾向がある。住居購入時には所得が大きな決定要素となるはずで、それがこの時期の所得弾力性を高める要因になっていると考えられる。

娯楽 (LS) は奢侈品的な消費支出であると考えら

れ、所得弾力性は1より大きいのが一般的である。しかしながら、推定結果によれば、40代の β はマイナスである。後述するように、この年代は教育費やその他消費支出などの項目の所得弾力性が高いので、これはその反動と考えられる。

携帯電話の普及に象徴されるように、若年層ほど、あるいは近年になるほど、通信(CM)の構成比が高まる傾向がある。彼らの消費行動は、所得水準を反映しておらず、20代や30代ではむしろ所得弾力性が低い。逆に、所得によらない固定的な支出傾向を示す α の値は相対的に大きい。このことは、若年世帯の通信に関しては固定費的な要素が大きいことを示唆している。

医療(MD)の所得弾力性は、20代と50代以上で高い。50代から60代への移行課程で、パラメータは右上方へシフトする。これは他の費目・年代にはない特筆すべき変化で、医療に対する基礎的な消費支出と所得に対する弾力性がともに高まることを意味する。高齢者が一般的に健康への不安を抱えていることを鑑みれば、この結果は十分に頷けるものだろう。

教育(ED)の β は40代および50代で高い。これらの年代は子供が学齢期の後半、高等教育にさしかかる時期と対応する。教育に対する支出は世帯による変動が大きく、特に高等教育ほど変動幅が大きい。40代・50代の高い所得弾力性の背景には、私立学校と公立学校では授業料等に大幅な相違があり、一般に親の所得が高いほど子の教育に多くを投資するという現代日本の教育事情がある。

その他消費支出(OT)に含まれる交際費は、一般に世帯年齢が高くなるほど支出額が大きくなることが予想される。また、交際費は所得に依存する傾向が強く、このために40代以上の世帯では β が高くなっていると考えられる。

光熱・水道(EG)は必需財としての性格が強く、 β は全ての年代でマイナスの値が得られた。全体としては年代が上がるにつれて左上方、すなわち基礎的な支出の割合が小さく所得弾力性が高まる

方向へ変化していく傾向があるが、60代にはそれまでと一転して右下方へシフトする。これは、60代以上の世代では光熱に対する基礎的な需要が高まることを示す変化である。

家具・家事用品およびサービス(FN)の所得弾力性は20代と60代以上の世帯で高い。高齢者のいる世帯では、介護サービスへの需要が高い。一方、若い世帯では共働きが多く、そのために家事サービスを外部化する傾向が強いことも考えられる。当該費目は家事サービスに限らず家具や家事用品など一般財の需要を含んでいるため、これらの現象がパラメータの推定に反映されているか定かではないが、興味深い結果である。

5 マクロ・人口モデルとのリンク－人口要因を消費分析に取り入れる試み

これまでみてきた通り、消費モデルの選好パラメータには、世帯の年齢による有意なシフトが認められる。本章では、電中研の長期経済予測システムのフレームを生かしつつ、本分析で得られた結果を家計の消費展望に組み入れる方法について述べる。現在、電中研のマクロモデルは家計消費を15の目的別に推定した方程式を持ち、これによって予測した15費目の消費支出を産業別需要に振り分ける消費コンバータを別途推計して産業連関モデル(I0)の計算に用いている。

家計消費関数は、食料・飲料、被服・履物、家賃・水道、光熱(電気)、光熱(ガス)、家具・家庭用機器、家事サービス、医療、自家輸送、ガソリン消費、公共交通、通信、余暇、情報関連ハードウェア消費、その他消費支出の合計15費目に分かれる。これらの消費支出は、それぞれ家計の実質可処分所得、実質家計金融資産残高、家計消費デフレータに対する相対価格、高齢化比率あるいは従属人口比率⁷を説明変数に持つ。人口要因は費目によってプラス・マイナス両方に作用する可能性があるが、現在の予測モデルに使われている関数型では、医療費のみ人口構造の変化がプラス要因に、他の費目ではマイナスに要因に作用している。

消費コンバータは、SNAの付表13表「家計の目的別最終消費支出の構成」および産業連関表の最終需要項目の家計消費ベクトルをそれぞれ列・行のコントロール・トータルに用いてRAS推計によって求めている。行列の初期値は、経済企画庁経済研究所(現在の内閣府経済社会総合研究所)がSNAの付帯統計として公表したSNA産業連関表における

⁷ 高齢化比率は65歳以上人口の総人口比、従属人口比率は15歳以下および65歳以上人口の総人口比率で、医療費の関数は高齢化比率の変わりに従属人口比率を説明変数に用いている。

表3 年齢5歳階級別世帯主確率

	2000	2010	2020
Total	26.8%	27.7%	27.7%
~29	6.9%	7.0%	6.4%
30~34	28.3%	27.5%	27.7%
35~39	35.1%	33.2%	34.3%
40~44	38.7%	40.0%	38.3%
45~49	41.8%	42.3%	39.2%
50~54	44.5%	42.4%	42.8%
55~59	46.0%	42.6%	42.7%
60~64	45.9%	43.1%	41.3%
65~69	44.3%	43.1%	40.0%
70~74	40.4%	41.1%	39.2%
75+	27.7%	30.9%	31.3%

世帯主確率=世帯主の年齢階級別世帯数/当該階級の総人口
注 分母の世帯数は、単身世帯を除く二人以上の一般世帯数とした。データは国立社会保障・人口問題研究所の平成9年人口予測より引用

1990年の目的別家計消費(目的8分類、産業24分類のマトリックス)の推計値を参考に設定した⁸。

以上で分析に必要なツールは揃う。本研究で新たに開発した消費モデルを組み込むためには、マクロ計量モデルと産業連関モデルをリンクさせるこれらの仕組みに改良が必要である。以下では、家計部門を一部門とする現行の消費関数を改め、世帯の年齢グループ別に家計の最終消費ベクトルを予測するシステムへの移行方法を検討する。

世帯類型別消費支出予測に分配面からのアプローチをとるならば、家計の労働所得および移転所得を世帯グループ別に分配し、各年代の消費関数を計測する必要がある。これにより、年齢階級別に消費支出の合計値が決定できる。このシステムで求められる各世帯グループの消費支出合計値と費目別の価格指標が、AIDS型消費モデルに必要な外生変数となる⁹。

⁸ この統計は1990年についてのみ、当時の経済企画庁経済研究所が推計値を公表しており、1991年のSNA産業連関表の第一部解説VIIに分析事例とともに公表されている。

⁹ AIDSモデルに組み込まれる総合価格指標a(P)をストーン近似する場合、厳密には費目構成比が未知である予測値についてこの指標を計測することは不可能である。予測期間については、費目別価格指標を説明変数とする総合価格指標の推計式が別途必要となる。

このフレームワークで重要な役割を果たすのが人口モデルとのリンクである。現在、電中研では人口予測モデルによるわが国人口構造の独自推計を行っている（参考文献[5]）。人口モデルによる人口予測値を利用してマクロの家計所得、あるいは家計消費を世帯の年齢グループ別に推計することを考慮し、各年齢グループの「世帯主確率」を求める。世帯主確率とは、各年齢グループに属する人口の中で、世帯主になる確率を意味し、具体的には以下の式で求めるものとする。

$$\text{世帯主確率} = \text{世帯主の年齢階級別世帯数} / \text{当該階級の総人口}$$

国立社会保障・人口問題研究所（以下では「社人研」と呼称）による平成9年版の将来人口推計では、将来人口推計の他に世帯数の将来推計も行われ、どちらも5歳階級別に推計値をみることができる。この推計値をもとに上記の世帯主確率を計算した結果は表3にまとめられる¹⁰。

年代別に世帯主確率をみると、20代以下の人人が世帯主になる確率は6～7%であるが、30代になると2～3割、40代と70代以上は4割弱、50・60代は4割強の割合で世帯を形成する。75歳以上を除くと、どの年齢階級でも世帯主確率には低下傾向が認められる。

電中研の人口5歳階級別予測値に上記の世帯主確率を乗じることにより、電中研人口予測に即した世帯主の年齢階級別世帯数の予測が可能となる。この世帯構成比は、マクロの家計所得あるいは家計の最終消費支出を世帯グループ別に分割する際

¹⁰ 世帯総数に単独世帯を含めると、晩婚化の影響によって若年層の世帯主確率が水増しされてしまうこと、また全消をはじめとする消費調査では、二人以上の一般世帯を対象にする場合が多いことなどの理由から、分母には世帯総数から単独世帯を除いた数値を用いた。

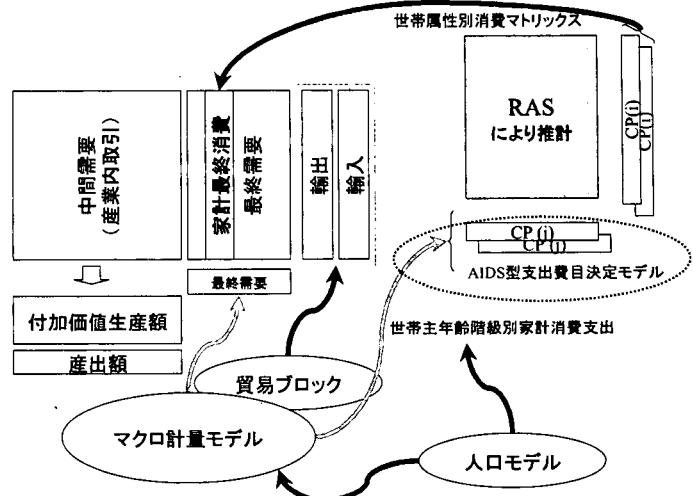


図2 マクロ・I/O・人口モデルの連携イメージ

に有用な情報である。以上に述べたマクロ・人口モデルと産業連関モデルの相互リンクの構想イメージを図2にまとめる。

6 むすびに

家計の消費行動は家計属性によって多様なパターンをもつ。このことが、とりわけマクロ経済の展望という大がかりなシステムではとくに軽視されがちであった。急速な高齢化が進む日本社会にあって、とりわけ世帯の年齢構成の変化に伴って消費需要がどのように影響されるかを分析することは、重要な意味を持つ。

本稿では、年齢による消費選好のシフトをモデルに取り入れる試みを紹介したが、この分析の結果、現実経済に照らしても十分解釈しうる特性をもつパラメータが得られた。今後はこの成果をマクロ・産業構造の将来展望に取り入れ、人口構成の変化が経済活動に及ぼす影響を図る手段としている。

そのためには、5章でも述べたとおり家計の所得を世帯属性ごとに把握し、その世帯の消費支出を予測する必要がある。これは労働の報酬を年齢階級別に分配し、さらには社会保障の受取と支払を世帯年齢ごとに把握することを意味し、マクロ経済モデルのうち、特に分配ブロックの大幅な拡充

が不可欠の課題となる。

世帯属性別に所得分配ブロックを拡充するには相当の困難を伴うが、これが実現すれば、税制改革に伴う世代間の所得移転がマクロの消費構造、ひいては経済・産業に及ぼす影響のシミュレーション分析や、相対価格の変化が家計の消費行動に与える影響を世帯属性ごとに分析できるツールを得る。この分析ツールは、例えば炭素税導入の影響がどの世帯に色濃く現れるかを知り、これによる家計の消費行動への影響をシミュレーション分析する際に幅広く応用が可能である。また、人口構造の変化は若年人口の流出が進む地方経済においてはより重要な問題であり、同様のスキームを地域計量・産業連関モデルにリンクさせる試みにより、より細かな地域の問題を定量的に捉えることも可能となるなど、その必要価値は十分認められるものと考えている。今後はこのモデルをマクロモデルにリンクさせる研究に着手し、長期展望でも活用していきたい。

[謝辞]

本研究は、米国イリノイ州立大学アーバナ・シャンペイン校滞在中に行われ、同大学教授で Regional Economics Applications Laboratory (REAL) のGeoffrey J. D. Hewings所長をはじめ、同時期にREALを訪れたオーストラリア ウエスタンシドニー大学のRussell Cooper教授ほか、多くの方々から数々の有益な助言を頂いた。ここに記して感謝申し上げる。なお、当然のことながら、本稿における誤りは全て著者の責任である。

- [3] Masayo Wakabayashi and Geoffrey J. D. Hewings "Life cycle changes in consumption behavior: Age-Specific and Regional Variations" REAL Discussion Paper (forthcoming)
- [4] 服部恒明、大河原透、加藤久和、人見和美、永田豊、星野優子、若林雅代「2025年までの経済社会・エネルギーの長期展望」電力中央研究所研究報告 Y99018(2000)
- [5] 鳴鹿正浩、星野優子「人口予測モデル (PFM2002) の開発」電力中央研究所研究報告 Y02004(2002)
- [6] 若林雅代「家計消費選好のライフサイクル変化」『電力経済研究』No. 45 (2001)

わかばやしまさよ
電力中央研究所 経済社会研究所

【参考文献】

- [1] Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980) "An Almost Ideal Demand System" The American Economic Review, vol. 70-3, pp.312-326
- [2] Cooper, R. J. and McLaren, K. R. (1992) "An Empirically Oriented Demand System with Improved Regularity Properties" Canadian Journal of Economics vol. 25-3 pp.652-668

付表 拡張AIDSモデルの推定結果

α	FD		LS		EG		FN		MD		TS		CM		ED		OT		HS		TX																																																																																																																									
	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio	estimate	T ratio																																																																																																																								
FD	0.64104	(27.88)	0.01713	(15.8)	LS	0.10549	(4.91)	-0.00152	(-1.51)	EG	0.20743	(33.56)	0.00505	(17.7)	FN	0.07179	(7.34)	0.00043	(0.93)	MD	0.09201	(10.79)	-0.00280	(-7.04)	TS	0.05305	(1.91)	0.00239	(1.8)	CM	0.11851	(20.05)	-0.00178	(-6.43)	ED	-0.01205	(-0.61)	0.01149	(12.24)	OT	-0.31503	(-7.33)	-0.02901	(-14.38)	HS	0.04697	(1.11)	0.00112	(0.61)	TX	-0.00921		-0.00249																																																																																									
Life cycle - Full Model																																																																																																																																														
	DF Model	18.5	DF Error	2412	Adj R-Sq	MSE																																																																																																																																								
FD	18.5	2412	0.6968	0.0289	LS	18.5	2412	0.5552	0.0244	EG	18.5	2412	0.7111	0.0019	FN	18.5	2412	0.2390	0.0050	MD	18.5	2412	0.5507	0.0036	TS	18.5	2412	0.2481	0.0440	CM	18.5	2412	0.5387	0.0018	ED	18.5	2412	0.7171	0.0222	OT	18.5	2412	0.6186	0.1052	HS	18.5	2412	0.4637	0.1098																																																																																													
under 29 estimate T ratio																																																																																																																																														
α		under 29	estimate	T ratio	30's		40's		50's		over 60		under 29		30's		40's		50's		over 60																																																																																																																									
FD	0.09791	(1.27)	-0.14046	(-3.06)	0.18208	(4.48)	-0.06265	(-1.48)	0.05256	(1.43)	LS	-0.05029	(-0.71)	-0.08850	(-2.09)	0.46651	(12.48)	-0.03087	(-0.79)	-0.13888	(-4.11)	EG	0.07987	(4.02)	0.02385	(2.02)	0.00377	(0.36)	0.01530	(1.4)	0.03250	(3.43)	FN	-0.03802	(-1.18)	-0.00367	(-0.19)	0.01350	(0.8)	0.00035	(0.02)	-0.02869	(-1.87)	MD	0.00094	(0.03)	0.05576	(3.43)	0.03615	(2.51)	0.00778	(0.52)	0.01204	(0.92)	TS	-0.77343	(-8.12)	0.09773	(1.72)	-0.06120	(-1.22)	-0.10512	(-2.02)	-0.22079	(-4.89)	CM	0.01421	(0.74)	0.02517	(2.22)	-0.02254	(-2.24)	-0.00329	(-0.32)	-0.01179	(-1.3)	ED	0.05498	(0.81)	0.00300	(0.07)	-0.29820	(-8.39)	-0.23012	(-6.23)	0.10737	(3.35)	OT	0.25698	(1.75)	0.36297	(4.14)	-0.45877	(-5.93)	-0.02549	(-0.32)	-0.33278	(-4.77)	HS	0.33651	(2.24)	-0.33616	(-3.76)	0.09146	(1.16)	0.44025	(5.37)	0.60666	(8.53)	TX	0.02034		0.00033		0.04725		-0.00613		-0.07821																							
β estimate T ratio																																																																																																																																														
β		under 29	estimate	T ratio	under 29		30's		40's		50's		over 60		under 29		30's		40's		50's		over 60																																																																																																																							
FD	-0.08715	(-21.67)	-0.02380	(-1.71)	0.02344	(2.94)	-0.02908	(-4.29)	0.00974	(1.39)	-0.00771	(-1.24)	LS	0.00275	(0.73)	0.01256	(0.98)	0.02032	(2.77)	-0.07709	(-12.35)	0.00172	(0.27)	0.02255	(3.92)	EG	-0.02951	(-27.25)	-0.01524	(-4.25)	-0.00466	(-2.28)	-0.00071	(-0.4)	-0.00233	(-1.29)	-0.00499	(-3.09)	FN	-0.00711	(-4.15)	0.00693	(1.19)	0.00061	(0.18)	-0.00266	(-0.94)	0.00015	(0.05)	0.00529	(2.03)	MD	-0.00942	(-6.3)	0.00068	(0.14)	-0.00917	(-3.25)	-0.00638	(-2.65)	-0.00179	(-0.72)	-0.00129	(-0.58)	TS	0.00177	(0.36)	0.14762	(8.6)	-0.01497	(-1.52)	0.00962	(1.15)	0.01704	(1.97)	0.03543	(4.61)	CM	-0.01513	(-14.58)	-0.00273	(-0.79)	-0.00463	(-2.35)	0.00393	(2.34)	0.00087	(0.5)	0.00162	(1.04)	ED	0.00301	(0.87)	-0.01348	(-1.11)	-0.00150	(-0.22)	0.05332	(8.99)	0.03720	(6.08)	-0.02237	(-4.1)	OT	0.10765	(14.37)	-0.04820	(-1.82)	-0.06622	(-4.36)	0.07415	(5.74)	0.00950	(0.71)	0.05312	(4.47)	HS	0.02139	(2.95)	-0.06207	(-2.29)	0.05593	(3.61)	-0.01733	(-1.32)	-0.07288	(-5.37)	-0.09392	(-7.76)	TX	0.01176		-0.00226		0.00085		-0.00777		0.00079		0.01228	
r_1 estimate T ratio																																																																																																																																														
r_1		estimate	T ratio	r_2		estimate	T ratio	r_3		estimate	T ratio	r_4		estimate	T ratio	r_5		estimate	T ratio	r_6																																																																																																																										
FD	0.00257	(0.31)	-0.04674		0.02461		0.01960		0.00142		0.04150		LS	-0.04674	(-7.72)	0.00734	(0.87)	0.00365		-0.00747		0.00413		-0.01434		EG	0.02461	(12.31)	0.00365	(1.91)	0.02683	(30.17)	-0.01289	(-0.67)	-0.00605		-0.02404		FN	0.01960	(6.44)	-0.00747	(-2.42)	-0.01289	(-12.68)	0.01539	(6.67)	-0.00833	(-4.96)	0.02721	(11.17)	-0.01696		MD	0.00142	(0.47)	0.00413	(1.35)	-0.00605	(-5.79)	-0.00833	(-0.46)	-0.002261	(-3.88)	TS	0.04150	(8.67)	-0.01434	(-3.08)	-0.02404	(-16.91)	0.01813	(7.66)	-0.01696	(-7.9)	CM	0.00898	(4.36)	-0.01573	(-7.56)	-0.00483	(-6.94)	-0.01038	(-8.7)	0.00817	(6.9)	-0.02264	(-15.44)	ED	0.01456	(5.17)	-0.00366	(-1.32)	0.01119	(13.53)	-0.01697	(-13.1)	0.00185	(1.53)	-0.02460	(-8.9)	OT	-0.04205	(-4.99)	0.05521	(6.2)	-0.01312	(-5.34)	0.00054	(0.14)	-0.00250	(-0.62)	0.03596	(5.04)	HS	0.00028	(0.13)	0.03318	(15.27)	-0.00390	(-6.32)	-0.00494	(-5)	-0.00139	(-1.53)	-0.00878	(-3.47)	TX	-0.02472		-0.01558		-0.00145		0.00733		-0.00756		0.03838			
r_7 estimate T ratio																																																																																																																																														
r_7		estimate	T ratio	r_8		estimate	T ratio	r_9		estimate	T ratio	r_{10}		estimate	T ratio	r_A		estimate	T ratio																																																																																																																											
FD	0.00898		0.01456		-0.04205		0.00028		-0.02472		LS	-0.01573		-0.00366		0.03318		-0.01558		EG	-0.00483		0.01119		-0.01312		-0.00390		-0.00145		FN	-0.01038		-0.01697		0.00054		-0.00494		0.00733		MD	0.00817		0.00185		-0.00250		-0.00139		-0.00756		TS	-0.02264		-0.02460		0.03596		-0.00878		0.03838		CM	0.01353	(12.1)	0.00429		0.01059		-0.00311		0.01114		ED	0.00429	(5.17)	0.03666	(15.4)	-0.03533		0.02355		-0.01154		OT	0.01059	(4.26)	-0.03533	(-7.78)	0.09255	(5.5)	-0.09886		-0.00299		HS	-0.00311	(-5.04)	0.02355	(13.15)	-0.09886	(-24.87)	0.05895	(15.17)	0.00501		TX	0.01114		-0.01154		-0.00299		0.00501		0.00198																									