論　文

家計の消費構造変化に関する実証分析
－ライフサイクル効果とコーホート効果－
Analysis of Structural Change on Consumer's Behavior
Life cycle change and intergenerational change

キーワード：消費構造、高齢社会、ライフサイクル、コーホート

若林雅代

本稿では、消費構造の変化要因を家計のライフサイクルを通した消費行動変化（ライフサイクル効果）と世代による選好の違い（コーホート効果）とに分け、これらの効果の計量的把握を試みる。はじめに、家計調査の世帯主年齢別支出データを用いて擬似コーホート・データを作成し、消費選好パラメータに関するライフサイクル効果の存在を検証する。続いて、ライフサイクル効果を取り入れた消費関数を推定し、各費目への支出がライフサイクルを通じてどのように変化するかを分析する。

1. はじめに
2. 分析モデル
3. 擬似コーホート・データ
4. ライフサイクル効果の検定
5. ライフサイクル効果を含む消費関数の推定
6. コーホート効果とその背景
7. おわりに
参考文献
補論　モデルの推定方法とコーホート効果

1. はじめに

高齢化は家計の所得・消費構造にどのような影響を及ぼすであろうか。日本の人口構造は相対的に多くの若年人口が少数の高齢人口を支えるピラミッド型から、若年人口の減少・高齢人口の増加によって20代以上60代未満の人口の層が厚い釣り鐘型へと変化しており、将来的にはこの傾向がさらに進んで少数の若年層が多くの高齢者を支える壺型構造へと変わっていくことが確実視されている。このような人口構造の高齢化は、家計における世帯主年齢の高齢化、高齢世帯の増加につながり、高齢世帯の所得構造や消費構造を把握する重要性を高めている。

年齢や世代による世帯の消費行動変化に注目した最近の研究に大竹・斉藤（1996）、Deaton and Paxson (1992)等があり、コーホート内の所得や消費のばらつきが年齢と共に高まることや、若い世代ほどライフサイクルの初期の段階から不平等がみられることを日本（大竹・斉藤）をはじめアメリカ・イギリス・台湾（Deaton and Paxson）のデータで検証している。また、斉藤（1998）は世代間の消費格差を比較し、日米の現存する高齢者の消費シェアが若年・中年者層に比べて相対的に高まっていること、それが近年の若い世代での生涯所得の低下によることを示した。

これらの先行研究は、恒常所得仮説の下での消費の時点間配分に年齢効果・世代効果の存在を認めている。本論文では、複数の財の間での選好と支出シェアにも同様の効果がみられることを示す。前者を家計のライフサイクルに伴う支出構造の変化という意味でライフサイ

クル効果と呼び、後者をコーホート(世代)の違いによる消費構造の変化という意味でコーホート効果と呼ぼう。以下では、家計の消費構造の変化をライフサイクル効果とコーホート効果とに分解し、両効果を通して人口構造の大幅な変化を伴う高齢化社会の進展が消費構造に与える影響について考察する。

2. 分析モデル

家計は生涯に得られる所得を予測し、その長期的な予算制約の下で各時点の消費支出を決定する。現在の所得の一部を将来の支出に備える貯蓄行動や将来の所得を先取りして現在の消費に充てる資金借入れは、全てこの意志決定に従って行われ、異時点間の支出配分と消費の財構成は各時点での効用を均等にするように決められる。

複数財需要体系の測定はこれまでにも数多くの研究が蓄積されており、その中には財の需要に余暇と労働の選択を加えて拡張された需要方程式体系を用いて家計の労働供給と消費行動を分析した例もある。Asano(1997)はAIDS[1]を用いて費目別消費関数を測定し、労働供給と財需要の決定は分離できないという結論を得た。

学齢期の子供を持つ30代後半から50代前半の主婦の就労は教育費との関連が強いことや、若い世代を中心に主婦の労働参加が増えている現状を考慮すると、労働供給自体にライフサイクル効果やコーホート効果が存在すると考えられ、AIDSなどの拡張された需要体系でこれらの問題を扱うことが望ましい。しかし、以下の分析で用いる年齢階級別のコーホート・データでは、夫の所得や住居保有関係などの世帯属性を十分にコントロールできないため、主婦の労働参加を分析に含めることは困難である。このため、以下では家計がまず各時点の最適消費支出額と貯蓄額とを決定し、次いで各時点における費目別支出シェアを決定するという2段階の消費構造決定方式を仮定し、同一時点の支出シェア決定のみを分析対象にした。

食料費、住居費、光熱費、家具・家事用品費、被服費、医療費、交通通信費、教育費、娯楽費、その他消費の10費目のうち、住居費は他の費目とは独立に支出額が決定されると考える。これは住居費には他の費目との間に代替関係がなく、効用関数が分離可能となっていると仮定することを意味する。住居費支出は住居というストック財の購入・維持に依存する部分が多いので、消費の時点間配分を決定する段階で貯蓄と同様に住居の需要も決まると考えれば、他の財・サービスとは別に扱う妥当性が認められるだろう[2]。

消費モデルはベルヌイ・ラプラス型効用関数から導出される線型支出体系[3]を採用した。

各時点の効用関数

$$U = \prod^{n}(x_i - \alpha_i)^{\beta_i}$$

を予算制約

$$CT = Y - S = \Sigma p_i x_i$$

の下で最大化する。Yは所得、Sは貯蓄、CTは消費支出合計である。Cは各費目の支出額で、添え字iは食料費、光熱費、家具・家事用品費、

[1] Almost Ideal Demand Systemの略称。Deaton and Muellbauer (1980)を参照。

[2] 住居費を分析対象から除外したのは、家計調査のデータ上の問題による影響を避けるためでもある。家計調査の住居費には、SNAとは異なり持ち家の帰属家賃が含まれないというデータ上の問題があり、このために持家の比率が高くなるほど住居費が過小に評価される可能性がある。実際、住居費支出の推定誤差は世帯主年齢が高いほど過小に推定され、世代が若くなるほど上方に大きな誤差が現れている。また、近年になるほど年齢間での残差の分散が大きい。

[3] 一般にLESと称される。Stone (1954)等を参照。

被服費、医療費、交通通信費、教育費、娯楽費、その他消費の各費目を表す。α、βはそれぞれ基礎消費水準、限界消費性向を意味するパラメータである。

ラグランジェ関数

$L = \ln U + \lambda(CT - \Sigma p_i x_i)$

から最適化の一階の条件式を導く。

$$L_x = \beta_i \frac{1}{x_i - \alpha_i} - \lambda p_i = 0$$
$$\lambda = \Sigma\beta_i / (CT - \Sigma p_i \alpha_i)$$

λを上の式に代入して変形すると

$C_i = p_i x_i = \beta_i / \Sigma\beta_i * (CT - \Sigma p_i \alpha_i)$

となって線型の需要関数を得る(ただし、$\Sigma\beta_i = 1$である)。

ここで、モデルにライフサイクル効果とコーホート効果を導入し、両効果によるパラメータのシフトを考える。二つの効果を識別するために、消費選好に対するコーホート固有の効果はそのコーホートのライフサイクルを通じて一定額の支出増加、あるいは減少をもたらすと仮定する。

図1はライフサイクル効果とコーホート効果による効用関数のシフトを2財モデルで図示したもので、図の太い実線は標準世代のある時点での効用を表している。標準世帯よりも若い世代のコーホートDでは、B財の消費によって得られる効用が標準世代より高いとする。コーホートDの効用関数は標準世代よりも左上方、図の細い実線のように描かれる。これがコーホート効果による効用のシフトである。

一方、ライフサイクル効果は同一のコーホートでもライフサイクルの段階に応じて財Aと財Bとの限界代替率が変化することを意味する。限界代替率の変化は効用関数の形状変化によって表現される。ライフサイクルの後半にはA財の効用が高まるとすると、標準世帯の効用関数Uは世帯主の加齢に伴って点線のように変形するだろう。このような効用関数のシフトを考慮することで、たとえ所得や相対価格に変化がなく予算制約線が一定であっても、コーホートやライフサイクルの影響を受けて財の支出構成が変化することが示される。

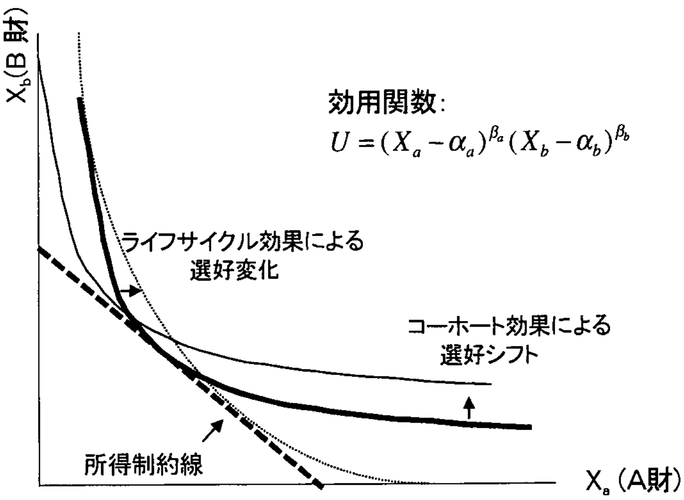


図 1 コーホート効果・ライフサイクル効果と効用関数

3. 擬似コーホート・データ

分析に用いたデータは、家計調査を利用して勤労者世帯の世帯主年齢別消費支出のデータをコーホートに組み替えた世帯主の生年と年齢によるパネルデータである。以下に作成手順の概略を述べる。

まず、世帯主年齢階級と各年の情報から、階級内世帯主の生年を逆算する。年齢は5歳刻みの階級値であるため、世帯主の生年も5年毎のグループになっている。5年後のデータをみると、全く同じ世帯主生年グループが1階級上の世帯主年齢階級として現れる。この特徴を利用して同じ生年グループのデータを繋げ、年齢5歳階級、5年刻みの世帯主生年グループによるコーホート・データとした。

世帯主生年＼年齢	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-
1913-17年						1962	1967	1972	1977	1982
:				:	:	:	:	:	:	:
1927-31年			1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	
1936-44年	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995		
1937-41年	1961	1966	1971	1976	1981	1986	1991	1996		
:	:	:	:	:	:	:	:			
1961-65年	1985	1990	1995							

注）数字はデータの年を表す。

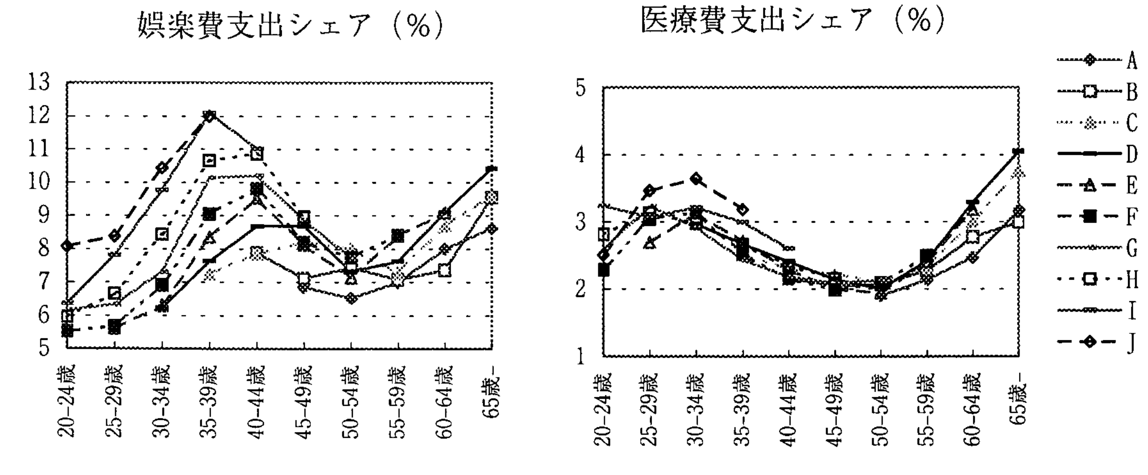
図 2 擬似コーホート・データのイメージ

家計調査は毎年サンプル標本の抽出替えを行っているため、データのコーホート・サンプルは全く同じではない。しかし、調査の段階で適切なサンプリングが行われることを前提とすれば、母集団の代表値として利用して、上記のような擬似的なコーホート・データを作成することが可能である。図 2はこの擬似コーホート・データのイメージを図示したものである。

コーホートは世帯主の生年が1913-17年から1961-65年までの49グループ、年齢は20～24歳から65歳以上までの5歳刻みの年齢階級で、それぞれのコーホートの平均値を代表値として採用した。分析に用いたデータは合計で285サンプルになる。

図 3は、このデータを世帯主の生年別にAからJのコーホート・グループに分け、各費目の世帯員一人あたりの支出が消費支出合計に占めるシェアを娯楽費と医療費について求めて、支出シェアがライフサイクルの各段階で変化する様子をグループ毎に示したものである。曲線の形状はライフサイクルに伴う選好の変化を表し、曲線のシフトはコーホートによる変化を捉えている。

娯楽費のライフサイクル変化の特徴をみると、30代後半から40代前半にかけて一度支出のピークを迎え、40代以降は低下するが、50代後



A:1910年代, B:20年代前半, C:20年代後半, D:30年代前半, E:30年代後半, F:40年代前半, G:40年代後半, H:50年代前半, I:50年代後半, J:60年代生まれのコーホート・グループ

図 3 消費構造のライフサイクル変化

半から60代になると再び上昇している。次にコーホート効果を示す曲線のシフトに注目すると、若い世代ほどシェアが伸びている。特に20代から30代後半にかけて曲線が大きく上方へシフトし、この年代のコーホート効果が大きいことを表している。

一方、医療費のシェアは20代から30代前半には高く、40代、50代に徐々に低下するが、50代後半以降には再び急激な伸びがみられる。世代効果は若い世代ほど支出が伸びる傾向を示している。若年期・高齢期の世代間格差は特に大きく、最近の高齢者ほど医療費支出が増えていることを裏付ける。

このように、消費構造がライフサイクルに伴って変化していること、またコーホート間で財・サービスの支出配分が異なることが観察される。次章以降ではこの擬似コーホート・データを利用して家計の消費構造の実証分析を行う。

4. ライフサイクル効果の検定

分析に入る前に、消費関数におけるライフサイクル効果を統計的に確認しておこう。以下では世帯主年齢が①35歳未満、②35歳以上45歳未満、③45歳以上60歳未満、④60歳以上の4グループに分け、パラメータが全ての年齢グループで同一であるという帰無仮説を立て、これを検定する。

2章で導出した消費関数を再掲する（iは支出費目）。

$$C_i = \alpha_i p_i + \beta_i \left((Y - S) - \sum \alpha_j p_j \right) \qquad (1)$$

$$Y = \sum C_i + S \qquad (2)$$

貯蓄を先決しているので、予算制約は

$$CT = Y - S = \Sigma C_i$$

である。住居費を除く9費目で合計制約を設け、その他消費支出を除いた8式を連立してパラメータを推定する。このため、限界消費性向βは正確には住居費を除く9費目の支出合計額に対する弾性値となる。

世帯人員構成の変化が選好へ及ぼす影響を考慮して、各費目の消費支出には世帯員一人当たりの支出額を採用する。コーホート・データを用いているため、推定の際には各コーホートのサンプル数の違いを調整する必要があり、サンプル数の平方根$\sqrt{n_i}$で加重推定することによって誤差の分散を調整した。方程式間での誤差の相関を調整するため、推定方法には繰り返し計算によるSUR (seemingly unrelated regression)を用いた。

次に、検定手続きについて簡単に述べる。以下での記述を簡素化するために、8費目の消費支出を並べた被説明変数のベクトルをC_y、同様に説明変数行列を X_y、β_yを係数ベクトルとして(1)式を書き直す。

$$C_y = X_y \beta_y \qquad (3)$$

$$C_y = \begin{pmatrix} C_{fd} \\ \vdots \\ C_{ls} \end{pmatrix},\ X_y = \begin{pmatrix} X_{fd} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & X_{ls} \end{pmatrix},\ \beta_y = \begin{pmatrix} \beta_{fd} \\ \vdots \\ \beta_{ls} \end{pmatrix}$$

添え字 $y(1,2,3,4)$は①から④までの年齢グループを表す。さらに、

$$C = \begin{pmatrix} C_1 \\ \vdots \\ C_y \end{pmatrix},\ X = \begin{pmatrix} X_1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & X_y \end{pmatrix},\ \beta = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_y \end{pmatrix}$$

とおき、推定式を次の行列式に書き改める。

$$C = X\beta + U \qquad (4)$$

Uはモデルの誤差であり、帰無仮説は次のように書ける。

$$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_y$$

限界消費性向パラメータの年齢によるシフトを考慮しないで、帰無仮説H_0の下で推定したパラメータを$\hat{\beta}$，対立仮説の下で年齢グループ毎に推定したパラメータをβとする。また、帰無仮説の下での誤差をu、対立仮説の下での誤差をu^*とし、いずれも平均0，分散Σの正

表 1 ライフサイクル効果の検定

検定統計量	各コーホート・グループのサンプル数					自由度	パラメータ数
	合計	①	②	③	④		
448.45*	**285**	**72**	**68**	**102**	**43**	**51**	**17**

＊）自由度51のχ^2分布の右側0.5%点は81である。従って帰無仮説は有意水準1%以下で棄却される

規分布に従うと仮定する。このとき、Wald検定統計量

$$(\hat{\beta}-\beta)'X'\left(I_y \otimes \Sigma^{-1} \otimes I_t\right)X\left(\hat{\beta}-\beta\right) \quad (5)$$

$$= u'\left(I \otimes \Sigma^{-1} \otimes I\right)u - u^{*\prime}\left(I \otimes \Sigma^{-1} \otimes I\right)u^{*}$$

は漸近的にパラメータ制約数を自由度に持つχ^2分布に従う（⊗はクロネッカー積を表す）。

誤差の真の分散Σは未知パラメータなので、一致推定量としてパラメータ制約H_0を課したSUR推定で得られた誤差の分散共分散行列Σ_Rを用いた。この値は全てのデータを利用して(2)式の制約条件の下で(4)式に一般化最小二乗法を適用し、誤差の分散共分散行列が一定値に収束するまで繰り返し計算を行って求める。

表1はこのようにして計算した(5)の検定統計量である。自由度51のχ2分布から、この値は有意に棄却域に入ることが明らかである。その結果、帰無仮説は棄却され、ライフサイクル効果によるパラメータの変化が認められる。

表 2 ライフサイクル効果を織り込んだ線型支出体系の推定結果

	決定係数	平均誤差	基礎的消費水準	t値	限界消費性向	t値	(ライフサイクル効果) age	t値	age**2	t値	age**3	t値
食料	0.9940	12583.7	185.24	49.1	-0.4970	-5.64	4.90E-02	7.68	-1.229E-3	-8.18	9.769E-6	8.52
光熱	0.9647	7762.3	25.94	25.2	-0.1775	-3.57	1.98E-02	5.42	-521.6E-6	-6.00	4.356E-6	6.53
家具	0.9517	5931.8	16.49	14.5	0.0242	0.59	2.36E-03	0.79	-83.15E-6	-1.18	858.1E-9	1.59
被服	0.9136	14105.6	49.48	15.1	0.1612	1.69	-1.19E-02	-1.73	358.2E-6	2.20	-3.315E-6	-2.67
医療	0.8912	5860.2	12.70	12.4	-0.1511	-3.72	1.57E-02	5.33	-438.1E-6	-6.32	3.846E-6	7.27
交通通信	0.9643	14865.5	36.74	11.3	0.3081	2.93	-1.04E-02	-1.38	179.5E-6	1.01	-842.4E-9	-0.63
教育	0.7277	28896.3	43.32	7.31	0.4681	2.60	-4.13E-02	-3.12	1.255E-3	3.97	-11.83E-6	-4.86
娯楽	0.9601	13996.8	80.92	30.1	-0.8336	-8.42	6.77E-02	9.42	-1.640E-3	-9.69	12.71E-6	9.87
その他	-	-	52.51	3.26	-	-	-	-	-	-	-	-

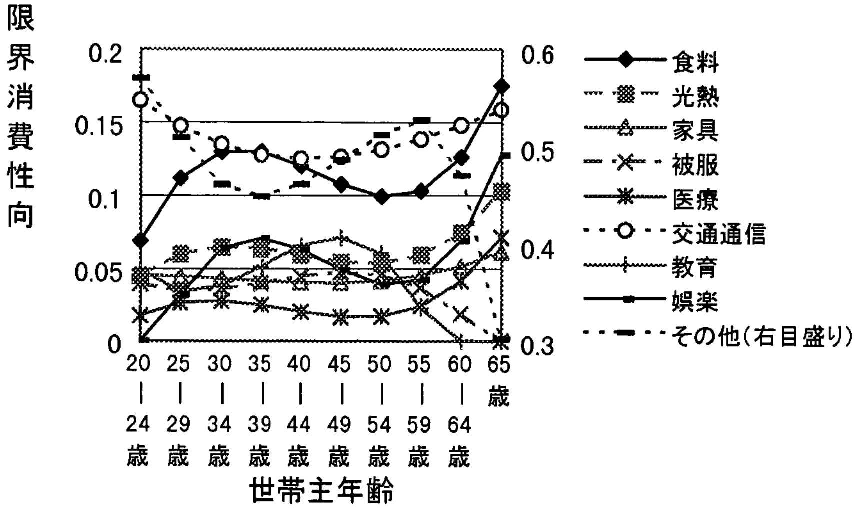


図 4 限界消費性向のライフサイクル変化

表 3 価格弾性値、所得弾性値

世帯主年齢	食料	光熱	家具	被服	医療	交通通信	教育	娯楽
	所得弾性値							
20-24	0.288	1.131	0.776	0.347	0.800	2.700	8.999	0.097
25-29	0.381	1.211	0.794	0.385	0.832	2.183	4.395	0.723
30-34	0.411	1.238	0.817	0.420	0.821	2.101	2.030	0.855
35-39	0.401	1.196	0.848	0.485	0.823	2.078	1.884	0.699
40-44	0.368	1.140	0.885	0.513	0.776	2.108	1.597	0.592
45-49	0.356	1.131	0.928	0.510	0.696	2.081	1.185	0.554
50-54	0.383	1.185	0.920	0.470	0.906	2.171	1.175	0.510
55-59	0.421	1.263	0.971	0.361	1.208	1.856	0.057	0.630
60-64	0.514	1.447	1.144	0.130	1.694	1.951	-12.89	0.978
65-	0.820	2.064	1.539	-0.563	2.837	2.108	-56.95	1.901
年齢計	0.420	1.266	0.943	0.353	1.056	2.115	-2.982	0.718
	自己価格弾性値							
	食料	光熱	家具	被服	医療	交通通信	教育	娯楽
20-24	-0.849	-1.089	-0.677	-0.717	-0.975	-1.252	-8.236	-2.062
25-29	-0.825	-0.973	-0.645	-0.793	-0.773	-1.091	-4.860	-1.805
30-34	-0.845	-0.972	-0.688	-0.828	-0.773	-1.149	-1.954	-1.599
35-39	-0.821	-0.929	-0.685	-0.818	-0.858	-1.130	-1.350	-1.260
40-44	-0.773	-0.893	-0.694	-0.720	-0.936	-1.051	-0.847	-1.179
45-49	-0.782	-1.025	-0.790	-0.670	-0.947	-0.880	-0.561	-1.399
50-54	-0.722	-0.756	-0.522	-0.538	-0.847	-0.793	-0.686	-1.195
55-59	-0.665	-0.580	-0.421	-0.536	-0.597	-0.510	-1.651	-1.027
60-64	-0.611	-0.484	-0.405	-0.648	-0.442	-0.467	-5.555	-0.873
65-	-0.533	-0.409	-0.387	-0.741	-0.341	-0.432	-9.767	-0.666
年齢計	-1.806	-1.253	-0.632	-0.512	-1.056	-0.533	-0.076	-3.754

5. ライフサイクル効果を含む消費関数の推定

前章において帰無仮説は有意に棄却され、ライフサイクルの段階によるパラメータの変化が認められた。本章ではこの結果を受けて、ライフサイクル効果をパラメータのシフト要因として明示的に取り入れ、ライフサイクルを通した消費行動の分析を試みる。以下の分析ではライフサイクル効果を限界代替率の変化要因であると仮定して、限界消費選好パラメータ(β)を世帯主の平均年齢(age)の3次関数

$$\beta_i = \beta_{0i} + \beta_{1i} * age + \beta_{2i} * age^2 + \beta_{3i} * age^3$$

と定式化し、4章(1)式を推定した[4]。

推定結果は表2に示される。図4は推定結果から求めた限界消費性向パラメータのライフサイクル変化を描いたものである。

決定係数をみる限りモデルの説明力は十分に高く、ライフサイクル効果の代理変数である世帯主の平均年齢の係数は全ての費目で有意となっている。特に娯楽、食料、医療、光熱の各費目でライフサイクル効果が有意に効いており、支出への影響力が大きいことを示している。

推定式の定数項は世帯員一人あたりに必要な消費量、基礎的消費水準と意味づけられ、推定結果では食料、被服、交通通信、娯楽の値が大きい。食料や被服は生活必需品の性格が強く、そのために値が大きいと解釈することができる。娯楽費の場合は、支出額が名目値であるため、相対的に高い娯楽関係財・サービス価格の影響が考えられる。

限界消費性向の値は、相対的に大きい順にその他消費、交通通信費、食料費が続く。需要関数のうちの1本は予算制約のために独立ではなく、ここではその他消費支出を除いて推定を行った。その他消費支出の限界消費性向

[4] ライフサイクル効果を世帯主年齢の多項式で近似した主な理由は、年齢ダミーを用いるよりもパラメータ数を節約できるためである。図3に示されるように、費目別消費支出のライフサイクルに伴う変化パターンは非線形で、3次関数が変化パターンを最もよく近似できた。

は1から他の費目の限界消費性向を引いて求めているので、他の費目と比べて値が若干大きい。

パラメータの変化パターンは推定の段階での仮定によって年齢の3次関数に制約されている。その大まかな特徴をみると、高齢期になると娯楽費、食料費、医療費、光熱費、交通通信費の限界消費性向が上昇し、これらの費目に対する選好が強まることを示している。

次に、推定されたパラメータとサンプルの平均値を用いて世帯主年齢階級別に各費目の所得と自己価格に対する支出弾性値を求め、表3に示した。

年齢計では、所得弾性値弾性値が高い順に交通通信費、光熱費、医療費、家具・家事用品費、医療費と続いている。年齢階級による弾性値の推移に注目すると、教育費ではライフサイクルステージに応じて大きな変化がみられるが、家具・家事用品費や光熱費でのライフサイクル変化は比較的小さい。

50代後半から高齢期にかけての時期に限ると、全ての費目で弾性値に大きな変化がみられる。中でも医療費、光熱費、娯楽費および食料費は高齢期に所得弾性値が大きく伸びている。特に医療費や光熱費では65歳以上世帯の所得弾性値が2を上回っており、他の年齢階級に比べ群を抜いて高い水準である。

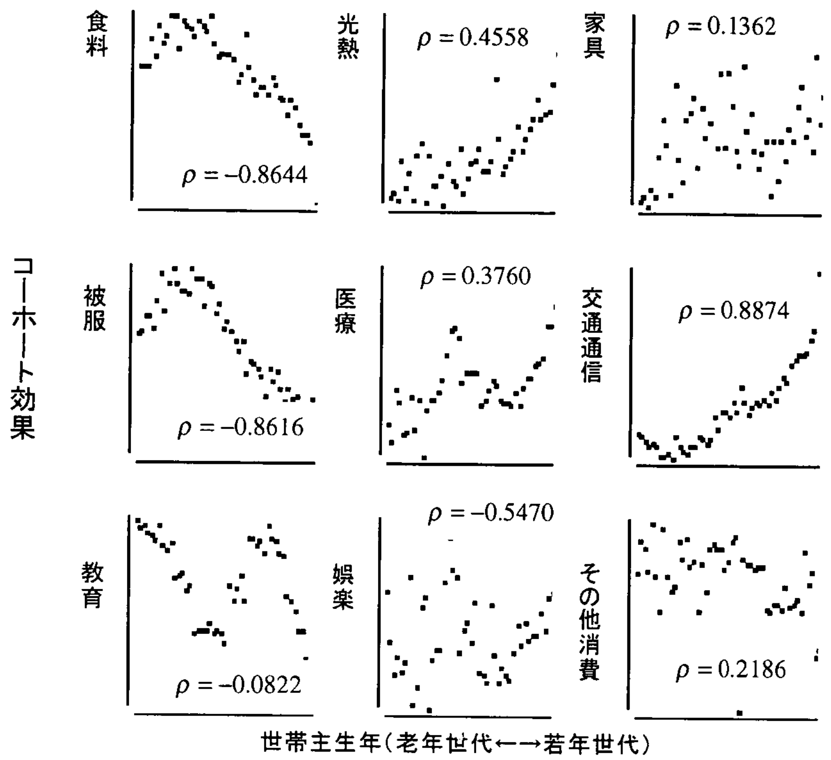
医療費の所得弾性値は20代から30代にかけては0.8程度で推移しており、40代に0.7まで低下するが、50歳を過ぎる頃から再び上昇する。65歳以上になると弾性値は2.8という高い水準に達する。世代による差はあるが、20代から30代の頃は子供がまだ小さく、医者にかかる機会が多いのに比べ、働き盛りの40代には学齢期に達した子供の教育費やその他の支出への需要が高まる一方、医療費の重要性は相対的に低下すると考えられる。これに対して、高齢期には自身の健康に不安があるために医療費支出が増える。さらに、老人保健制度の存在によって高齢者の医療費の自己負担が抑えられており、このことが医療費支出の所得弾性値を高めている可能性も指摘できる。

光熱費は20代から50代までの所得弾性値の変化が小さく、1.1～1.2の近辺で推移しているが、60歳を過ぎると60代前半で1.4、65歳以上では2.1へ上昇する。このように光熱費支出の弾性値が高齢期になると高まる理由として、60歳を境に多くの勤労者が第一の定年期を迎え、再就職後には勤労時間が短く、在宅時間が長くなることや高齢者の冷暖房需要が相対的に強いこと、高齢者世帯は30～50歳代の世帯より世帯人員が減少すること[5]、などが挙げられる。

娯楽費の所得弾性値は20代から30代には比較的高く0.7～0.8程度であるが、40代や50代では0.5～0.6に低下する。その後、50代後半頃から再び弾性値が高くなり、定年期を迎える60代前半には1.0、さらに65歳以上では1.9と高まる。これは定年に伴う余暇時間の増加が影響しているためと考えられる。食料費の弾性値は平均0.4であるが、50代後半から上昇し、65歳以上になると0.8に達する。

被服や教育の所得弾性値は、高齢期に逆に小さくなり、50代後半以降の教育費の弾性値はマイナスである。教育費支出は30代から50代の前半にかけて集中的して支出される支出項目であり、50代後半ともなるとほとんどの世

[5] 説明変数は世帯員一人あたりの支出額をとっているが、食料費・被服費などに比べ光熱費や住居費の支出は規模の経済性がより強く働くことから、費目間の限界代替率は世帯員人員による影響を受けると考えられる（世帯人員による食料費と住居費との限界代替率の変化は辻村（1981）でも明らかにされている）。



相関係数(ρ)

	世帯生年	食料	光熱	家具	被服	医療	交通通信	教育	娯楽
世帯主生年	1								
食料	**−0.8644**	1							
光熱	**0.4558**	−0.3618	1						
家具	**0.1362**	0.1001	0.2763	1					
被服	**−0.8616**	**0.9458**	−0.3997	0.1536	1				
医療	**0.3760**	−0.2523	**0.7277**	0.3847	−0.2249	1			
交通通信	**0.8874**	**−0.9382**	**0.5764**	0.0468	**−0.9254**	0.4465	1		
教育	**−0.0822**	−0.0873	**−0.5849**	**−0.5721**	−0.0991	**−0.8312**	−0.1515	1	
娯楽	**−0.5470**	**0.6019**	0.1640	0.3495	**0.6321**	0.4459	−0.4325	**−0.6381**	1
その他消費	**0.2186**	−0.3208	−0.3939	−0.3215	−0.3228	−0.3363	0.0855	0.2924	**−0.6442**

注1） コーホート効果は、コーホート毎に全コーホート平均からの消費支出関数のシフトとして計算される。

注2） グラフ中の ρ はコーホート効果による消費支出の変化と世帯主の生年との相関係数で、1.0に近いほど右上がり、-1.0に近いほど右下がりの直線的な関係にあることを意味する。

図 5 コーホート効果による消費支出の変化

帯では支出がないためマイナスとして計測されたと考えられる。

一方価格弾性値では、ほとんどの費目で高齢期の弾性値が相対的に小さい。特に、光熱費や医療費などの高齢期に需要が高まる傾向が強い費目の価格弾性値が小さくなっており、これらの費目の高齢期における消費需要が価格に対して非弾力的であることを示している。

このように家計の選好、あるいは各費目の支出弾性値は、家計のライフサイクルの段階に応じて変化している。消費者選好のライフサイクル変化は、人口構成の変化が将来の消費構造に与える影響を論じる上でも重要になるだろう。

以上の分析結果は、今後、高齢社会において高齢者世帯のウェイトが高まっていくと、全体の消費構造も高齢者の消費選好が強い娯楽費、食料費、医療費、光熱費の支出が相対的に伸びていく可能性を示唆している。

6. コーホート効果とその背景

コーホート効果は、各コーホートの消費支出が全コーホートの平均値から乖離する度合いを示し、2章の図1で示したコーホートによる効用関数のシフトに相当する。図5は、前章の推定結果から求めたコーホート効果をプロットしたものであり、世代による支出構造の違いを表している。図から、食料費や被服費では若い世代ほど支出に対してマイナスの効果があり、逆に交通通信費や光熱費、医療費などではプラス効果があることがわかる。

コーホート効果と世帯主の生まれた年との相関をみると、交通通信費、食料費、被服費などの費目で相関係数が0.8を超え、交通通信費はプラス、他の二費目はマイナスの強い相関関係にあることがわかる。これに対し、教育費、家具・家事用品費やその他消費支出などの費目ではコーホート間の支出差が小さい。

また、1940年代後半以降に生まれた若い世代に限ってみると、医療費や光熱費でもコーホート効果と世帯主の生まれた年との間にプラスの相関が観察できる。これらは消費選好の変化要因のうち、モデルの説明変数として扱った価格要因、所得要因、およびライフサイクル要因では説明できないコーホート特有の要因が存在することを表している。

このようなコーホートによる選好の変化は、消費構造の変化要因としても重要な意味を持つ。消費選好がコーホートによって変化するのは、時代に応じて各世代のライフスタイルが変化するからである。

家計のライフスタイルの変化は様々な形で観察できる。主婦の就労意識の変化と共働き世帯の増加、核家族化と少子化、高齢者夫婦世帯や単身高齢者世帯の増加、農業世帯・自営業主の減少、消費者の意識や価値観の変化などの諸要因が各世代の消費行動に影響を及ぼし、世代効果を生む。今の若者世代の医療費や光熱費への選好が以前の世代と異なり、より多くの支出を厭わないのであれば、この世代が高齢期を迎える将来には、ライフサイクル効果と相まって医療費および光熱費支出は急激な拡大をみるだろう。

7. おわりに

本報告は、ライフサイクルを通した家計の消費行動変化をみることにより、高齢化の影響が消費構造にどのように及ぶかを考察したものである。高齢化による影響を分析するには消費関数の中にダイレクトに高齢化要因を入れる方法も考えられ、従来のモデル分析ではこのような手法がよく用いられている。この手法は簡便ではあるが、時系列データの場合、高齢化の代理変数自体がトレンドを持った変数である場合が多いために説明変数との間で相関を持ち、推定結果にバイアスを生むなど、実証分析に困難な問題があった。

報告では家計の擬似コーホート・データを作成し、これを用いて実証分析を試みた。はじめに消費選好パラメータのライフサイクル変化に関する検定を行い、世帯主の年齢グループによってパラメータに有意な違いがあることを確認した。次いで、限界消費性向パラメータのシフト要因としてライフサイクル効果を取り入れた消費関数の推定を行った。

計測結果によれば、ライフサイクルの後半、高齢期には娯楽費、食料費、医療費、光熱費などの費目で選好が高まる。今後、日本は本格的な高齢社会を迎え、高齢者世帯の消費行動が経済全体の消費や経済活動全般に大きな影響を持つようになるだろう。

一方、コーホート間の選好の違いでは、交通

通信費や食料費、被服費などの費目で世帯主の生年との間に強い相関があることが示された。また、今の若い世代を中心に医療費や光熱費の支出が多くなる傾向も認められた。これは将来この世代が高齢期を迎えた時に医療費・光熱費の支出が莫大となる可能性を示唆しており、消費構造の将来展望でも重要なポイントである。

家計の消費意識や選好はどのように変化していくのか。少子化、核家族化など家族形成が大きく変わっていく中で、それは家族の消費選好にどのような影響を与えるか。若者世代の消費行動はこれまでの世代とどう違うのか。世代による変化要因の究明は消費構造の展望の上でも大きな課題となるだろう。コーホート効果は世代間のライフスタイルの変化を意味するが、今回の分析ではライフスタイルを変化させる要因までは明らかにできなかった。コーホート効果は消費構造の変化の方向を示す有効な情報であるので、さらに今後研究を進めたい。

謝辞

本稿の作成にあたり、多くの方々に助言をいただいた。初期の草稿においては日本女子大学時子山教授より貴重な助言をいただいた。また本誌編集委員、匿名の外部査読者からも有益なコメントをいただいた。ここに深く感謝したい。

【参考文献】

[1] 大竹文雄・斉藤誠「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』No.33 (1996)

[2] 加藤久和「人口予測モデルの開発と将来人口予測」電力中央研究所報告Y94006 (1994)

[3] 黒田昌裕『一般均衡の数量分析』岩波書店 (1989)

[4] 経済企画庁編「国民生活白書平成9年版」

[5] 斉藤誠「消費の世代間分配に関する実証研究：日米英比較」『日本経済研究』No.36 (1998)

[6] 辻村江太郎「多費目消費需要関数の測定」『計量経済学』第3章、岩波書店 (1981)

[7] 服部恒明、大河原透、加藤久和、人見和美、永田豊、若林雅代、山野紀彦「経済社会・エネルギーの中期展望'98」電力中央研究所総合報告Y03 (1998)

[8] 堀江康煕『現在日本経済の研究：家計貯蓄・消費行動の実証分析』東洋経済新報社 (1985)

[9] 溝口敏行「日本の消費関数分析の展望」『経済研究』vol.39 (1988)

[10] 若林雅代「家計消費支出の構造変化 －ライフサイクル効果と世代効果－」電力中央研究所報告Y97010 (1998)

[11] Asano, “Joint allocation of leisure and consumption commodities: A Japanese ex-tended consumer demand system 1979-90”, The Japanese Economic Review, vol.48 (1997)

[12] Attanasio and Weber, “Is consumption growth consistent with Inter-temporal optimization? Evidence from the consumer expenditure survey”, Journal of Political Economy, vol.103 (1995)

[13] Baltagi, Badi H. “Econometric Analysis of Panel Data”, John Wiley & Sons (1995)

[14] Deaton, A. ”Understanding Consumption”, Oxford university press (1992)

[15] Deaton and Muellbauer, “An almost ideal demand system”, The American Economic Review, vol.70 (1980)

[16] Deaton and Paxson ”Intertemporal Choice and Inequity”, Journal of Political Economy, vol.102 (1992)

[17] Stone, R. “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis”, Economic Journal, vol.64 (1954)

補論 モデルの推定方法とコーホート効果

本論の推定で用いたコーホート効果を考慮した一致パラメータの推定方法について述べておこう。

推定式の誤差の構造を

$$u = \mu_g + v_{gt}$$

(gはコーホート、tはライフサイクル(年齢)を表す添え字)という形に分解し、コーホート固有の部分(μ_g)とコーホートや年齢に関係しない全くの誤差部分から成り立つと考えよう。このような扱い方はパネル分析の固定効果モデルと同

じである。

それぞれのコーホートグループの平均からの乖離をとると、誤差部分は

$$\bar{u}_{g.} = \mu_g - \bar{v}_{g.}$$

$$u_{gt} - \bar{u}_{g.} = v_{gt} - \bar{v}_{g.}$$

となって、誤差からコーホートによる固定効果部分が取り除かれ、バイアスのない一致パラメータを推定できる。推定結果から各コーホートの固定効果を求めるには、推定モデルに価格と所得制約（消費支出合計額）のコーホート平均値を代入して求めた費目別消費支出（推定値）と平均消費支出（実績値）との乖離を計算すればよい。

すなわち、

$$\hat{\mu}_g = \bar{C}_g - \left[\alpha\bar{p}_g + \beta\left(\overline{CT}_g - \sum \alpha_j \bar{p}_{jg}\right)\right]$$

より、コーホートの固定効果が求められる。本文第6章の図5は、このようにして各コーホートについて計算したコーホート効果をプロットしたものである。

（わかばやし まさよ
電力中央研究所 経済社会研究所）