

研究報告

家計の医療サービス需要行動 — 動的需要関数の推定 —

中西悟志*

モラル・ハザードの程度、自己負担率引き上げ等の医療保険政策の影響を評価するに際して、需要の価格弾力性は、鍵になる指標である。本研究では、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みた。医療サービス需要は、自身の価格のみでなく、保健医療関連財や他の一般的な消費財の価格水準と関連するから、代替・補完の可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析する必要がある。そこで本研究では、線形および対数線形の需要関数に加えて、Deaton-Muellbauer型の需要関数を推定している。また、実際に利用できるデータは不均衡にある非定常であるため、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮した動的需要関数を推定した。わが国を対象とした研究では0.3程度の価格弾力性値が測定されているが、本研究では線形需要関数で0.53、対数線形で0.59、動的AIDSで0.68という比較的大きな値が観察された。

キーワード：医療需要、需要関数、Almost Ideal Demand System、AIDS、価格弾力性、所得弾力性、動的推定モデル

1. はじめに

Arrow (1963)の先駆的業績以来、医療保険の役割と望ましい医療保険の形態について数多くの研究が現れた。ことにPauly (1968)により指摘された医療保険の存在による医療サービスの過剰使用(いわゆるモラル・ハザード)については、理論的・実証的研究が集積されてきている。このモラル・ハザードの深刻さの程度を評価する場合、医療サービス需要の価格弾力性の大小は決定的な重要性を持っている。医療保険の存在は自己負担価格を低下させることで需要量を刺激する効果を持つ。そのとき価格弾力性が小さければ需要の増加は大きくないが、弾力性が大きいと需要増加は大幅になる。したがって価格弾力性が大きいほど、保険の存在に起因する医療サービスの過剰使用は

大きくなる。また、自己負担率引き上げのような医療保険政策の変更が、将来の医療サービス需要に与える影響を予測するに際しても、需要の所得弾力性と並び価格弾力性は、鍵になるパラメータである。そこで本研究では、公表されている時系列データを用いて、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みる。

医療サービス需要は、自身の自己負担価格のみでなく、薬剤等の保健医療関連財の価格にも影響されるであろうし、他の一般的な消費財の価格水準とも関連するかもしれない。医療サービス需要に関する実証研究では、医療サービスに補完的であるかもしれない財・サービスの価格水準が、十分考慮されてこなかった。複数の財の間における代替・補完可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析するには、Deaton and Muellbauer (1980)により考案されたAlmost Ideal Demand System (AIDS)が有用である。

*日本福祉大学経済学部助教授

Hunt-McCool et al. (1994)は、線形、対数線形、Deaton-Muellbauer型の需要関数をそれぞれ推定し、医療サービス需要の価格弾力性をもとめ比較検討している。彼らの推定結果によれば、線形需要関数での外来サービス需要の価格弾力性は0.17、対数線形では0.27、Deaton-Muellbauerでは0.40と大きく異なっている。この分析結果から、係数について制約の大きな需要関数と比較して、一般的な関数形をもちいて測定すると、需要の価格弾力性は大きくなる傾向を持つことがわかる。

わが国の家計を対象とした需要システムの代表的な実証研究としては、Slottje (1992)、Sasaki(1996)等がある。理論モデルから得られる需要関数は、調整過程が終了した定常状態を前提としている。しかし、実際に観察されるのは調整過程の途上にある非定常的な状態にある。したがって正確な推定を行うためには、調整過程を考慮した動的モデルによる分析を採用するのが適切である。Sasakiは動的調整を考慮してDeaton-Muellbauerの需要システムを推定しており方法的に優れた研究である。しかし、医療サービス需要に注目した研究でないため、医療サービス、市販医薬品や保健器具がすべて集計されて「医療」という一種類の財にカテゴリー化されており、医療サービス需要の価格弾力性を知ることができない。また、年次データを使用しているため、サンプル・サイズが小さく、推定期間も63年から86年であるため70年代以前の非定常的なマクロ経済変数がデータセットに含まれており、推定結果に不安が残る。実際、「医療」の価格弾力性を1.96という適切と思われぬ大きな値に推定している。そこで本研究では、わが国のマクロ経済変数が定常化した70年代以降について家計の消費行動の四半期データを作成し、線形、対数線形ならびにDeaton-Muellbauer型の動的需要関数を推定している。

本研究で使用される推定モデルは、線形および対数線形需要関数の部分調整モデルと動的Deaton-Muellbauer型需要関数であり、それらは第2節で解説される。第3節で推定結果が報告される。第4節では、主要な分析結果と残された研究課題が要約されている。

2. 推定モデル

所得ならびに価格と医療サービス需要との関連を推定するには、関数型を特定化する必要がある。わが国の先行研究では、線形、対数線形、トランスログ型需要関数のいずれかが使用されてきた。価格弾力性の推定値は保険政策の評価にとって重要な意義を持っていることから、本研究では3種類全ての需要関数を推定する。また、本研究では家計調査の時系列データを利用している。しかし時系列データを用いた実証分析では、被説明変数と説明変数がともにトレンドを持っていることが多いため、経済学的に無意味な推定であっても、有意な係数が求められることが珍しくなく、その場合トレンドを除去する必要がある。また、経済モデルから得られるのは長期的な定常状態における因果関係であるが、実際に利用できるのは不均衡にある非定常データであることが多い。そこで本研究では、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮した動的需要関数を推定する。

(1) 部分調整モデルに基づく線形需要関数

(1) 式は、経済モデルから得られた長期的な定常状態にある需要関数を線形に特定化したものである。

$$M^* = a + \beta \frac{P_M}{P_C} + \gamma \frac{I}{P_C} + \delta T + u \quad (1)$$

ここで M^* は定常状態にある均衡医療サービス需

要量、 P_M は医療サービスの自己負担価格、 P_C はその他の消費財価格、 I は可処分所得、 T はタイムトレンド、 u は説明変数以外の要因によるショックを表すランダム項である。部分調整モデルを仮定すると、現実の医療サービス需要量の増加は1期前の需要量と今期の均衡需要量の乖離によって決定されることになる。

$$M - M_{-1} = \theta (M^* - M_{-1}) + \nu \quad (2)$$

ここで M は今期の実現した医療サービス需要量、 M_{-1} は前期の実現医療サービス需要、 θ は調整パラメータ、 ν はランダム項である。(1)式と(2)式を組み合わせることで、推定式(3)を得る。

$$M = \theta a + \theta \beta \frac{P_M}{P_C} + \theta \gamma \frac{I}{P_C} + \theta \delta T + (1 - \theta) M_{-1} + e \quad (3)$$

ここで e は誤差項であり、 $\theta u + \nu$ である。推定に際しては u と ν は相関していないと仮定する。需要関数を対数線形に特定化すると、(3)式は次のように書き換えられる。

$$\ln M = \theta a + \theta \beta \ln \left(\frac{P_M}{P_C} \right) + \theta \gamma \ln \left(\frac{I}{P_C} \right) + \theta \delta T + (1 - \theta) \ln M_{-1} + e \quad (4)$$

(2) 動的Deaton-Muellbauer需要関数

70年代以降、財・サービス需要の実証研究の多くで、トランスログ需要方程式等のフレキシブルな関数形が多く使用されるようになった。本論文は、DeatonとMuellbauerにより提案されたAIDS (Almost Ideal Demand System: ほとんど理想的な需要システム) を使用して、わが国の医療サービス需要行動の分析を目的としている。DeatonとMuellbauerは、ある一定水準の効用 U を所与の価格ベクトル \mathbf{P} のもとで、最少の金額で実現する支出関数 E を(5)式のように定式化した。

$$\ln E(U, \mathbf{P}) = (1 - U) \ln [\Phi(\mathbf{P})] + U \ln [\Omega(\mathbf{P})] \quad (5)$$

ここで効用水準 U は、最低限の生存水準に対応する0から、至福状態に対応する1までの値をとると想定する。そのため支出関数は最低生存費用 Φ と至福費用水準 Ω の線形1次関数となる。費用関数 Φ と Ω にフレキシブルなトランスログ関数を応用する。

$$\ln \Phi(\mathbf{P}) = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_i \ln P_j \quad (6)$$

$$\ln \Omega(\mathbf{P}) = \ln \Phi(\mathbf{P}) + B_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (7)$$

(5)式から(7)式を用いてAIDS支出関数を求めることができる。

$$\ln E(U, \mathbf{P}) = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_i \ln P_j + UB_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (8)$$

シェファードの補題を用いて支出シェア方程式 S を得ることができる^{#1}。

$$\frac{\partial \ln E(U, \mathbf{P})}{\partial \ln P_i} = S_i = A_i + \sum_j A_{ij} \ln P_j + B_i UB_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (9)$$

効用最大化を目指す消費者の総消費額 Y は支出 E と等しいわけだから、(8)式と(9)式を組み合わせることでAIDSシェア方程式を求めることができる。

$$S_i = A_i + \sum_j A_{ij} \ln P_j + B_i \ln \left(\frac{Y}{\bar{P}} \right) \quad (10)$$

ただし、 \bar{P} は平均物価水準であり、(11)式で定義される。

$$\ln \bar{P} = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_j \quad (11)$$

Deaton-Muellbauerの動的需要システムは、1階の差分をとったシェア方程式体系として表される。

$$\Delta S_{it} = \sum_j A_{ij} \Delta \ln P_{jt} + B_i (\Delta \ln Y_t - \Delta \ln \bar{P}_t) + D_i + e_{it} \quad (12)$$

ここで Δ は今期と前年同期の差分を意味している。また、変数 S_{it} は財 i が消費支出全体に占めるシェア、 Y は家計の名目総消費支出、 \bar{P} は平均物価

水準、 P_j は財 j の価格を、それぞれ表している。ここで推定される A は各財価格の係数、 B は実質消費支出の係数であり、 D はタイムトレンドの係数、 e は誤差項である。対数変換された平均物価水準の階差は、(11)式を直接使用すると多重共線性により推定が困難になるため、ここではストーン型の価格指数で近似する^{注2}。

$$\Delta \ln P_t = \sum_{k=1}^n \frac{S_{kt} + S_{k,t-1}}{2} \Delta \ln P_{kt} \quad (13)$$

経済理論からパラメータに3種類の制約条件が課せられる。まず支出シェアの合計は定義上1であるから、

$$\sum_i D_i = 0 \quad (14)$$

つぎに支出に対する価格の1次同次性から、

$$\sum_i A_{ij} = 0, \quad \sum_i B_i = 0 \quad (15)$$

最後に対称性を保証するため、

$$A_{ij} = A_{ji} \quad (16)$$

これらの制約条件の下でパラメータを推定する。

推定されたパラメータを使用して、各財の需要成長率の継時的変化 $R_i (= (\partial q_i / q_i) / \partial t)$ と所得弾力性 E_i を求めることができる。

$$R_i = \frac{D_i}{S_i} \quad (17)$$

$$E_i = \frac{B_i + S_i}{S_i} \quad (18)$$

需要の自己価格弾力性 η_i と交差弾力性 η_{ij} は次式で求められる。

$$\eta_i = \frac{A_{ii} - B_i S_i - S_i}{S_i} \quad (19)$$

$$\eta_{ij} = \frac{A_{ij} - B_j S_j}{S_i} \quad (20)$$

所得補償を行い効用水準を一定に保ったスルツキーの代替係数 $k_{ij} = (P_i P_j / Y) / (\partial Q_i / \partial P_j)$ を計

算することも可能である。

$$k_{ii} = A_{ii} - S_i + S_i^2 \quad (21)$$

$$k_{ij} = A_{ij} + S_i S_j \quad (22)$$

このスルツキーの代替係数の行列が、負値半定符号であれば効用最大化の2階の条件が満たされる。後にも見るように、本研究により推定された係数行列は2階の条件を満たしている。

ここでは、家計の消費支出を、「医療サービス」(財1)、「医薬品」(財2)、「保健器具」(財3)、「その他消費財」(財4)の4つに分類している。各財のシェアを合計すると定義上1になるため、4本のシェア方程式は独立ではない。そこで「その他消費財」を除いた3本の方程式を3段階最小2乗法により推定し、パラメータの推定値を得ている。また、推定に用いる3本の方程式に現れないパラメータは、制約条件から推定値を導出している。

本推定では、1971年から97年までの四半期時系列データを使用している。家計の消費支出金額については総務庁「家計調査」、各財の購入価格については総務庁「消費者物価指数」を使用した。各変数の記述統計は、表1にまとめられている。図1には、医療支出を医療サービス価格でデフレートした実質医療支出の年次成長率および医療サービスとその他財の相対価格の年次変化率がプロットされている。図1から明らかのように、医療サービスの需要と価格は逆の方向に動いている。すなわち両者の変化には負の相関の存在が見とれる。第3節では、部分調整線形需要関数ならびに動的AIDSの推定結果を報告し、価格弾力性等の諸指標を測定し、比較検討する。

図1 医療サービス需要と価格の変化

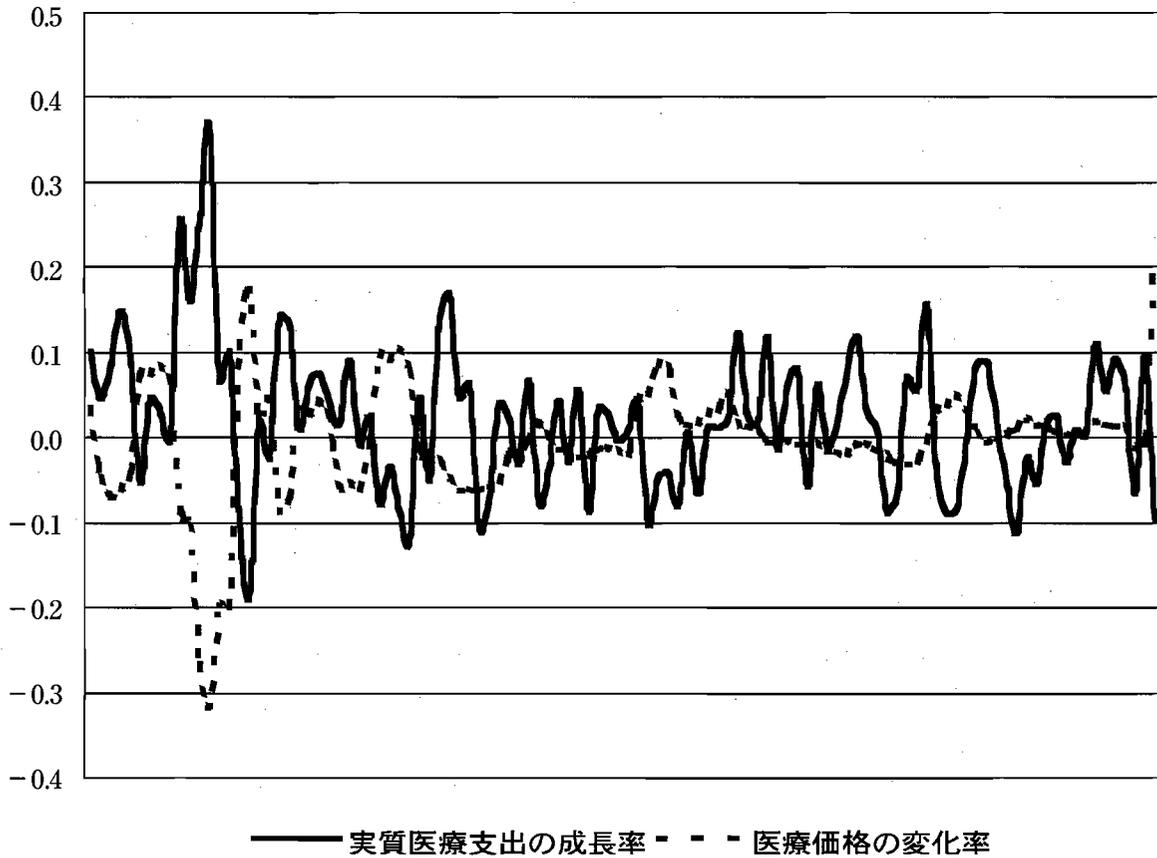


表1 記述統計

(単位：千円)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
総消費支出	247.188	78.840	78.755	360.539
医療サービス支出	3.975	1.235	1.436	6.780
医薬品支出	1.499	0.631	0.508	2.720
保健器具支出	1.274	0.632	0.216	2.441
その他消費財支出	240.440	76.441	76.595	350.307
医療サービス価格指数	0.778	0.190	0.397	1.268
医薬品価格指数	0.806	0.187	0.452	1.023
保健器具価格指数	0.892	0.191	0.418	1.089
その他消費財価格指数	0.784	0.206	0.336	1.031
医療サービス支出シェア	0.016	0.001	0.014	0.020
医薬品支出シェア	0.006	0.001	0.005	0.008
保健器具支出シェア	0.005	0.001	0.003	0.007
その他消費財支出シェア	0.973	0.002	0.966	0.977
1人当たり可処分所得	523.062	241.491	106.150	1032.897

3. 推定結果

線形ならびに対数線形の需要関数の推定結果が表2にまとめられている。トレンドについての係数を除いて有意な係数が得られている。また、医療サービスの相対価格ならびに可処分所得に関する係数は理論的に予想される適切な符号条件を満たしている。決定係数についても0.77あるいは0.79といった値をとっており、大きな説明力を示している。系列相関については、説明変数にサービス需要量のラグ変数を含みダービン・ワトソン比を使用できないため、ダービンのh統計量で検定している。線形および対数線形の両推定モデルにおいて、系列相関の帰無仮説は棄却されず、誤差項の自己相関を考慮する必要はない。以上、総合的にみて良好な推定結果が得られている。

(2)式で表現された線形モデルにおいて、平均値で評価された需要の価格弾力性 ε ならびに所得弾力性 η は、(23)式で求められる。

$$\varepsilon = \beta \frac{\bar{P}_M / \bar{P}_c}{M} \quad \eta = \gamma \frac{\bar{I} / \bar{P}_c}{M} \quad (23)$$

ここでオーバー・スコアは平均値を表している。推定パラメータを用いて各弾力性を求めると、価格弾力性は-0.53、所得弾力性は0.26になる。対

数線形モデルでは、価格ならびに所得弾力性は一定の値をとり、それぞれ β と γ になるため、価格弾力性は-0.59、所得弾力性は0.28と、線形モデルより若干大きく測定される。

つぎに動的AIDSの推定結果をみることにしよう。パラメータの推定結果は表3にまとめられている。実質総消費支出(効用水準)に関連するパラメータBは、理論が予測するとおり正の値をとっているが、統計的には有意でない。一方、価格関連のパラメータAでは、保健器具をのぞいて有意な推定結果を得ている。総合的にみて良好な推定結果が得られているといえよう。

各財需要の継時的変化は表4にまとめられている。ここでの推定結果から、保健器具が消費シェアに対して上昇的トレンドを持っていることがわかる。それに対して、医療サービスならびに薬剤には明確なトレンドが観察されない。また、医療に関連しない一般消費財のシェアは低下傾向にある。

効用水準が上昇するためには、総消費支出は増加しなければならないが、それだけでなく消費の構成も変化する必要がある。表5の推定結果によれば、総消費支出の1%の増加は、医療サービス需要を1.020%、医薬品の需要を1.016%、保健器具需要を1.066%、一般消費財需要を0.999%、それぞれ増加させる。ここでの推定結果は、消費水準が

表2 線形・対数線形需要関数の推定結果

(標本数：108)

	線形			対数線形		
	パラメータ	t 統計量	>p	パラメータ	t 統計量	>p
定数項	4.63632	7.04214	[.000]	-0.13067	0.53824	[.592]
医療の相対価格	-1.93392	-5.39449	[.000]	-0.41106	-4.99851	[.000]
可処分所得	0.00001	5.45035	[.000]	0.19490	5.57667	[.000]
トレンド	-0.00007	-0.03811	[.970]	-0.00006	-0.17416	[.862]
1期前の医療需要	0.27682	3.47756	[.001]	0.30661	3.98327	[.000]
R ² / Durbin's-h	0.766569 / -0.617860		[.537]	0.793388 / -0.506984		[.612]

高まるほど総消費支出に占める医療サービス支出の割合が大きくなることを示しており、所得水準と医療サービス需要の関連について国際比較を試みたNewhouse (1977)等の分析結果と整合的である。

表6は平均値で評価した財需要の価格弾力性が導出されている。各財需要の自己価格弾力性は、それぞれ有意な負の値をとっている。医療サービスの価格弾力性は0.68、医薬品の価格弾力性は0.60という比較的大きな値が測定されている。この理由は、過去の研究の多くがクロスセクショ

ン・データを用いた短期非定常状態の推定であるのに対して、ここで用いた動的需要関数は調整の完了した長期定常状態における変数間の関係を推定しようとしているためであろう^{注3}。

表7には3つの推定モデルで得られた需要の価格弾力性が比較されている。ただし、ここで注意すべきなのは、線形の需要関数とは異なって、AIDSにおいては効用を一定水準に保つべく価格が変化したときに所得保障がなされるとの想定のもとで、つまり所得効果を除いた価格弾力性が推定されていることである。したがって所得効果を

表3 AIDS需要関数の推定結果

(標本数：108)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
A11	0.00514	0.00130	3.946	[.000]
A12	0.00112	0.00050	2.243	[.025]
A13	-0.00010	0.00046	-0.207	[.836]
A22	0.00234	0.00096	2.438	[.015]
A23	-0.00042	0.00063	-0.658	[.510]
A33	0.00040	0.00080	0.497	[.619]
B1	0.00032	0.00095	0.341	[.733]
B2	0.00010	0.00033	0.295	[.768]
B3	0.00032	0.00032	1.005	[.315]
D1	0.00007	0.00010	0.705	[.481]
D2	0.00005	0.00003	1.356	[.175]
D3	0.00015	0.00003	4.352	[.000]

表4 需要成長率の継時的変化(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	0.00425	0.00602	0.705	[.481]
医薬品	0.00801	0.00591	1.356	[.175]
保健器具	0.03041	0.00699	4.352	[.000]
その他消費財	-0.00027	0.00011	-2.351	[.019]

表5 各財需要の総支出弾力性(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	1.01995	0.05851	17.432	[.000]
医薬品	1.01646	0.05574	18.236	[.000]
保健器具	1.06653	0.06619	16.114	[.000]
その他消費財	0.99924	0.00111	902.091	[.000]

表6 価格弾力性(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	-0.68466	0.08009	-8.549	[.000]
医薬品	-0.60401	0.16237	-3.720	[.000]
保健器具	-0.91796	0.16553	-5.546	[.000]
その他消費財	-1.00735	0.00221	-455.067	[.000]
医療サービス×医薬品	0.06899	0.03080	2.240	[.025]
医療サービス×保健器具	-0.00596	0.02832	-0.211	[.833]
医療サービス×その他消費財	-0.39831	0.10252	-3.885	[.000]
医薬品×医療サービス	0.18965	0.08484	2.236	[.025]
医薬品×保健器具	-0.07038	0.10676	-0.659	[.510]
医薬品×その他消費財	-0.53173	0.20400	-2.606	[.009]
保健器具×医療サービス	-0.02093	0.09594	-0.218	[.827]
保健器具×医薬品	-0.08691	0.13138	-0.662	[.508]
保健器具×その他消費財	-0.04073	0.22979	-0.177	[.859]
その他消費財×医療サービス	-0.00632	0.00149	-4.235	[.000]
その他消費財×医薬品	-0.00313	0.00115	-2.717	[.007]
その他消費財×保健器具	0.00012	0.00107	0.115	[.909]

含めた場合、価格弾力性の推定値は表7で報告されているより小さな値をとり、医療サービス需要は価格に対してより弾力的になる。線形モデルにおける価格弾力性(0.53)より対数線形(0.59)の方が、対数線形に比較して動的AIDS(0.68)の方が、より大きな弾力性を示している。この分析結果は係数について制約の大きな需要関数と比較して、一般的な関数形を用いて測定すると、需要の価格弾力性は大きくなる傾向を持つというHunt-McCool et al. (1994)の結論と整合的である。また需要の所得弾力性については、線形モデル(0.26)に比較して対数線形(0.28)の方が若干大きな数値を示している。

表7 医療サービス需要の価格弾力性
所得弾力性のモデル間比較

	価格弾力性	所得弾力性
線形	-0.53	0.26
対数線形	-0.59	0.28
AIDS	-0.68	—

効用水準を一定に保つ条件の下での代替の弾力

性(スルツキーの代替係数)は表8にまとめられている。動的AIDSを用いた推定結果によれば、医療サービスと医薬品の消費量の間には、程度は大きくないものの補完性がある。一方、医療サービスと保健器具の消費量には関連が観察されない。また、保健器具の消費は医薬品の消費とも関連を持っておらず、他の一般消費財と代替性を持つのみである。

効用最大化の2階の条件はスルツキーの代替係数の行列が負値半定符号になることである。動的AIDSで求められた推定値を用いて計算すると、

$$|A_1| = -1.087E-02 < 0, |A_2| = 3.699E-05 \geq 0 \\ |A_3| = -1.608E-07 < 0, |A_4| = 2.729E-09 \geq 0$$

であり、負値定符号であることがわかる。したがって、動的AIDSの推定結果は2階の条件を満たしており、家計の効用最大化の実現を示している。

表8 スルツキーの代替係数(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	-0.01087	0.00130	-8.351	[.000]
医薬品	-0.00354	0.00096	-3.681	[.000]
保健器具	-0.00439	0.00080	-5.514	[.000]
その他消費財	-0.03415	0.00187	-18.297	[.000]
医療サービス×医薬品	0.00122	0.00050	2.435	[.015]
医療サービス×保健器具	-0.00002	0.00046	-0.037	[.970]
医療サービス×その他消費財	0.00967	0.00145	6.661	[.000]
医薬品×保健器具	-0.00039	0.00063	-0.613	[.540]
医薬品×その他消費財	0.00271	0.00112	2.412	[.016]
保健器具×その他消費財	0.00480	0.00104	4.625	[.000]

4. おわりに

モラル・ハザードの程度、また自己負担率引き上げのような医療保険政策の影響を評価するに際して、需要の価格弾力性は、鍵になる指標である。本研究では、公表されている時系列データを用いて、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みた。医療サービス需要は、自身の価格のみでなく、保健医療関連財や他の一般的な消費財の価格水準と関連するから、複数の財の間における代替・補完可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析する必要がある。そのために本研究では、線形および対数線形の需要関数に加えて、Deaton-Muellbauer型の需要関数を推定している。

被説明変数と説明変数がともにトレンドを持っていると、経済学的に無意味な推定であっても、有意な係数が求められることが多い。また、経済モデルから得られるのは長期的な定常状態における因果関係であるが、実際に利用できるのは不均衡にある非定常データであることが多い。そこで本研究では、タイムトレンドを除去し、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮するために、動的需要関数を使用した。

米国における先行研究では、分析対象や推定モデルの相違から、0から3までの価格弾力性が観察されている。また、わが国を対象とした研究では0.3程度の価格弾力性値が測定されている^{註4}。本研究での推定結果によれば、医療サービスの価格弾力性は線形需要関数で0.53、対数線形で0.59、動的AIDSで0.68という比較的大きな値をとっている。これについては2つの理由が考えられる。

- (1) 総体的に弾力性の測定値が大きいのは、過去の研究の多くがクロスセクション・データを用いた短期非定常状態の推定であるのに対して、動的需要関数は調整の完了した長期定常状態における変数間の関係を推定しているため、弾力性値が必然的に大きくなるためである。
- (2) 推定モデル間での推定弾力性の格差については、AIDSのような柔軟な関数型を用いた推定において需要の価格弾力性が（真実に近い）大きな値をとる傾向があるためである。

本研究の最大の問題点は、使用したデータの制約から勤労者家庭が中心で、年齢構成変化等の人口動態要因を十分に分析できていないことである。また医療サービス需要を取り扱っているにもかかわらず、健康状態等の医療成果についても全

く考慮されていない。それらの要因をモデルに取り込んだ実証分析については、他日を期したい。

謝辞

本論文は平成10年度「医療費の自己負担増に伴う医療需要の価格弾力性に関する基礎的研究」委員会報告書論文を大幅に書き換えたものである。南部鶴彦氏（学習院大学）、河合啓希氏（慶応義塾大学）、河村真氏（法政大学）、山田武氏（千葉商科大学）には、委員会において有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。

注

- 1 シェファードの補題のオリジナルな証明は Shephard (1970)で与えられている。また、それはVarian (1992)でわかりやすく解説されている。
- 2 ストーン型物価指数についてはStone (1954)で提案され、実証研究で広く使用されている。
- 3 ここでの推定結果が分析対象とした時期に左右されているか確かめるため、対象期間を変更して推定した。しかし弾力性の変化はみられず、安定した推定結果が得られている。また、所得階層ごとの消費データを10年分プールしたデータセットを用いて推定を試みたところ、良好な推定結果が得られなかった。情報量を増やすことでより良好な推定結果を得る試みは他日を期すことにしたい。
- 4 先行研究での医療サービス需要の価格弾力性については、中西(1995)にまとめられている。

参考文献

- 1) Arrow, K.J. (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care" *American Economic Review*, 53(5): 941-73.
- 2) Deaton, A. and J. Muellbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System" *American Economic Review*, 70(3): 312-26.
- 3) Hunt-McCool, J., B.F. Kiker, and N.Y. Chu (1994), "Estimates of the Demand for Medical Care under Different Functional Forms" *Journal of Applied Econometrics*, 9(2): 201-18.
- 4) Newhouse, J.P. (1977), "Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey" *Journal of Human Resources*, 12(1): 115-25.
- 5) Pauly, M.V. (1968), "The Economics of Moral Hazard: Comment" *American Economic Review*, 58(3): 531-7.
- 6) Sasaki, K. (1996), "Consumer Demand in Japan: An Analysis Using the Deaton-Muellbauer System" *Japan and the World Economy*, 8(3): 335-51.
- 7) Shephard, R.W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- 8) Slottje, D.J. (1992), "Is There a Conspicuous Consumption in Japan" *Japan and the World Economy*, 4(3): 333-42.
- 9) Stone, R. (1954), *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938* vol. 1, Cambridge University Press.
- 10) Varian, H. (1992), *Microeconomic Analysis* 3rd ed., W.W. Norton.
- 11) 中西悟志 (1995), 「健康と医療需要の決定要

因], 鴫田忠彦編『日本の医療経済』, 東洋経済
新報社.

著者連絡先

〒475-3295

愛知県知多郡美浜町奥田1-1

日本福祉大学経済学部 中西悟志

TEL.0569-87-2211 FAX.0569-87-1690

E-mail:satosh-n@pa2.so-net.ne.jp

Consumer Behavior of Medical Care Demand

— Estimation of the Dynamic Demand Function —

Satoshi Nakanishi, M.A.*

It is important to estimate price elasticity of the medical service demand for evaluating the degree of moral hazard that is caused by health insurance. I estimate price and income elasticities from a linear, log-linear, and the almost ideal demand system (AIDS) model in an effort to show that special attention should be paid to the underlying assumptions of consumer behavior when estimating a medical demand function. In this paper, the previous literature on medical care utilization is extended by incorporating the adjustment process of medical care demand that is the transition from disequilibrium to steady state. The estimation of the dynamic models of medical care demand shows the possibility that the static and linear model underestimates price and income elasticities of the medical care demand.

[key words]

Medical care demand, Demand function, Almost Ideal Demand System, AIDS, Price elasticity, Income elasticity, Dynamic estimation model

* Associate Professor, Faculty of Economics, Nihon Fukushi University