

医療サービス需要と健康状態， 介護サービス需要の関係について

On the Relationships Between Demand for Medical Care Services, Health Status of the Elderly and Demand for Long-Term Care Services

遠藤 秀紀
Hideki ENDO*

目次

1. はじめに
2. 介護保険制度導入による国民医療費の変化
3. モデルのフレームワーク
 - 3.1 高齢者の健康生産モデル
 - 3.2 要介護状態の考慮
4. 実証モデルとデータ
 - 4.1 実証モデル
 - 4.2 データの記述統計
5. 実証分析
 - 5.1 健康水準の内生性を考慮した推定結果
 - 5.2 外生変数のみに回帰した推定結果
6. Discussion

キーワード：健康状態，1日あたり入院診療費，居宅介護サービス，Grossman モデル

* Lecturer, Faculty of Economics, Nihon Fukushi University

** 本稿は平成 14～16 年度日本学術振興会科学研究費若手研究(B) (課題番号：10340283) による研究助成を受けて行った研究成果の一部である。また、本稿で用いた国勢調査のデータは、東京大学空間情報科学研究センター (CSIS) の平成 16 年度共同研究プロジェクトによる使用許可を頂いた。ここに記して感謝したい。

1. はじめに

介護保険制度の制定において重視された点の一つとして「高齢者が、介護目的による入院（社会的入院）状態から市場で供給される介護事業所サービスを利用する仕組みを整備する」ことがあげられる。準備段階でこの点が着実に遂行されていたとすれば、次の項目が政策的効果として期待される。

- (1) 介護目的の入院が減少し、高齢者医療費が削減される
- (2) 高齢者は、より適切な介護サービスを受けることが可能になる

上記のうち、(1)は医療保険財政、とりわけ高齢被保険者の多い国民健康保険財政の観点からは重要な問題であり、90年代を中心として関連研究がいくつか行われた。例えば、二木（1995）は社会的入院による医療費を9,554億円（1993年時点）と推計しており、斉藤（2003）は二木（1995）の推計方法をもとに1999年で1兆558億円が社会的入院による医療費であると論じている。一方、畑農（2004）は介護保険制度導入前（1999年）には1兆8,188億円、導入後（2002年）は1兆5,689億円と推計しており、約2,500億円が介護サービス市場への費用シフト分であると結論づけている。

一方、効率的な資源配分を目的とする経済学の観点からは、社会的入院の費用の正確な推計に加えて、(2)の「介護サービスを必要とする高齢者が、介護サービス市場からサービスを購入できているか」が重要な問題となる。高齢者が医学的処方が必要とせず、介護目的で医療サービスを利用しているとすれば、医療サービスの資源配分が非効率的になり、社会的損失を生じさせる可能性があるからである。

また、安川（1998）などでも指摘されるように、医療サービスを利用する高齢者は、健康状態により介護サービスと医療サービスがともに必要となる。そのため、一定期間継続して入院した患者を対象者として考察する社会的入院の医療費推計では、適切に配分された医療サービスの費用も社会的入院の費用に含まれるというバイアスが予想される。適切に消費された医療サービスの費用は健康状態の改善に寄与すると考えられるため、その分も社会的入院の費用に計上されているとすれば望ましい推計ではない。反対に、短期間でも介護目的の入院であれば資源配分の問題が発生する。したがって、社会的入院の分析については「医療サービスが治療目的で消費されたのか、介護目的で消費されたのか」という点にも着目する必要があると考えられる。

しかし現実には、高齢者が消費した医療サービスの費用を介護目的と治療目的に区別することは容易でない。そこで本稿では、医療サービスの目的が治療（健康状態の改善）にあることに着目し、

- ・過去の医療サービスの受診（治療）により、健康状態が改善して後年の介護サービス需要の抑制につながった部分（治療目的で消費された医療サービス部分）
- ・介護目的の受診のため治療には寄与せず、後年の介護サービス需要の増加につながった部分

(介護目的で消費された医療サービス部分)

を別々に推定できるようなモデルの提示と実証分析を試みることにする。

高齢者の健康状態と医療サービス、介護サービスとの関係について経済学の面から扱った研究は増加しつつある。例えば、Costa (2000) は 20 世紀の間に高齢期の身体障害の発生が減少したことについて、24～41%は医療技術の進歩によるものであることを実証している。また Van Houtven and Norton (2004) では、利他的な子供による親の介護が医療サービス需要を減少させることを実証的に示している。介護サービスと関連するサービスを扱った国内の例では、先述した社会的入院の費用推計に関する研究の他、中馬・山田・安川 (1993) が在宅、病院、福祉施設を対象とした介護場所選択についての推定を行っている。塚原 (2003) では、介護サービス市場の拡大が社会的入院に与える影響を理論的に分析している。清水谷・野口 (2004) の研究は医療サービスを対象とした分析ではないが、事業所による介護サービスと家族介護との代替性に関する実証分析を行い、両者に代替的關係が見られないことを示している。しかし、医療サービス需要が健康状態の改善を通じて介護サービス需要を減少させるのではないかと、という観点から医療・介護両サービスの関係を分析した研究は見当たらない。

本稿では、第 2 節において介護保険制度の施行時期に老人医療費がどの程度変化したか、マクロデータにより鳥瞰する。第 3 節では Grossman (1972) を参考に、過去の治療水準が現在の健康状態への効果を通して介護サービス需要に影響するモデルを考察する。そして、第 4、5 節で実証分析を行い、治療目的・介護目的の医療サービス需要がそれぞれ介護サービス需要に与えたと考えられる影響を考察する。

2. 介護保険制度導入による国民医療費の変化

介護保険制度が実施された 2000 年度の国民医療費は、1999 年度の 30.9 兆円から 0.5 兆円減少し、30.4 兆円となった。中でも老人医療費は 11.8 兆円から 11.2 兆円へと減少したことが厚生労働省『厚生労働白書 (平成 13 年版)』などで報告されている。このように医療費が減少した理由の一つとして挙げられるのが、老人 (国民) 医療費の負担分が介護保険による費用負担へと移行した点である。厚生労働省『平成 12 年度 国民医療費』によれば、2000 年度の国民医療費の前年度比変化要因は (表 1) のように示され、その他の影響部分 (- 4.0%) が介護保険制度などの影響と考えられている。たとえば、老人保健施設療養費は 1999 年度まで医療保険により負担される診療項目だったが、2000 年度以降は要介護認定の適用が老人保健施設の入所要件となり、介護保険による費用負担に移行したことが示されている (厚生労働省 (2001))。

介護保険制度の導入による医療保険給付負担への影響は、診療項目の特性 (介護的要素の強弱) に依拠する部分が大きいと考えられる。したがって、1999 年と 2000 年との間に大幅な高齢化率の変化や健康リスクの変動、医療技術の差異などが生じていないとすれば、医療保険から介護保険の適用に変更した診療項目分は、医療保険を適用する診療件数や診療実日数、診療費の総計を

(表1) 国民医療費の変化要因

年 度	国民医療費 (億円)	対前年度 変化率	変 化 率 の 内 訳			
			人口増加	人口高齢化	診療報酬改定 及び薬価基準改正 による影響	その他
1999	309,337	0.036	0.02	0.016	-	0.019
2000	303,583	- 0.019	0.02	0.017	0.002	- 0.04

(資料) 厚生労働省『平成12年度 国民医療費』。

(表2) 国民健康保険の医療諸費用の状況 (老人保健医療給付対象者)

	1999年			2000年		
	件数(千件)	日数(千日)	診療費(億円)	件数(千件)	日数(千日)	診療費(億円)
入 院						
合 計	9,421.9	190,965.9	37,256.3	9,152.1	177,234.8	37,234.0
市町村	9,159.0	185,709.4	36,183.9	8,910.4	172,640.9	36,210.8
組 合	262.9	5,256.5	1,072.4	241.7	4,594.0	1,023.2
入院外						
合 計	164,414.2	455,275.4	31,262.1	177,503.1	475,133.8	32,368.1
市町村	159,919.1	443,185.4	30,378.9	172,872.6	463,133.0	31,496.8
組 合	4,495.1	12,090.0	883.2	4,630.5	12,000.8	871.3
医科・歯科						
合 計	188,684.0	688,499.9	71,568.6	202,926.0	698,048.1	72,928.1
市町村	183,498.9	669,978.7	69,530.4	197,606.0	680,242.1	70,947.8
組 合	5,185.0	18,521.2	2,038.2	5,320.0	17,805.9	1,980.3

(資料) 国民健康保険中央会『国民健康保険の実態』平成12年度版、平成13年度版より作成。

削減させると予測される。そこで、1999年から2000年にかけてこれらの数値はどの程度変化が生じたのか、確かめてみることにしたい。なお、介護保険の第1号被保険者は基本的に65歳以上の者(以下、高齢者)であるので、ここでは高齢被保険者の多い国民健康保険(以下、国保)を対象にする。

(表2)は、国保医療費のうち、入院と入院外、及び歯科を加えた医科・歯科診療の諸費用を示したものである。通常、医療費は医科・歯科診療と薬剤支給、食事療養費、訪問看護費、施設療養費の集計額として扱われるが、訪問看護費や施設療養費は対象となる保険の変更によって大幅に費用が削減されることが明らかであることや、薬剤は基本的に診療内容に応じて供給されると考えられることなどから、ここでは医科・歯科診療分を示すことにする(全診療種類の諸費用内訳は国民健康保険中央会「国保医療費の動向」を参照)。

入院に関しては、1999年から2000年にかけて診療件数、実日数、診療費の合計値がすべて減少しているが、入院外の各項目はすべて増加している。入院・入院外に歯科を合わせた医科・歯科診療の各項目も2000年の方が高い数値となっており、入院以外の種類の諸費用は減少していなかったことがわかる。

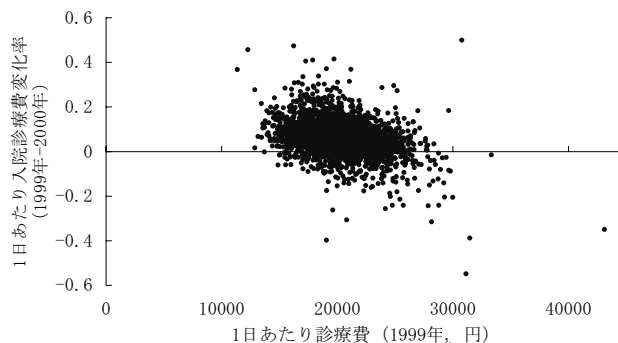
さらに、入院の各項目について確認すると、市町村のみで集計した場合、診療件数や実日数は2000年の方が低い数値であるのに対し、2000年の診療費は3兆6,210億円となり、1999年を26億円上回る結果となっている。一方、組合のみで集計した診療実日数と診療費は入院・入院外とも減少しており、診療件数は入院で減少、入院外で増加という状況となっている。

医療費の総額を分析した場合は、2000年の老人医療費は介護保険の影響などから対前年度減という結果となったが、医科診療に焦点を当て、保険者の違いを考慮すると、市町村の入院診療費は対前年度増となることが示された。なお、入院について1日あたり診療費を計算すると、市町村・組合とも2000年の金額の方が高くなる。

医療費を測る尺度のうち、1日あたり医療費は「医療供給側の診療行為などの要因に依存しやすい」（法研『医療費ハンドブック』平成15年版 178ページより引用）といわれており、入院診療費が1999年から2000年にかけて増加した要因は医療技術の変化による部分もあると考えられる。しかし、保険者（ここでは市町村のみ）単位で1999年の1日あたり診療費と1999年から2000年にかけての1日あたり入院診療費変化率の散布図を描くと、両者に負の相関を読み取ることができる（図1）。医療技術の変化が1日あたり入院診療費の増加に寄与し、かつそのような医療技術が1日あたり診療費の低い市町村に優先的に導入されていたとすれば、（図1）のような散布図が描かれる可能性がある。ただし、新たな技術の導入は大規模な医療機関を有する地域から実施されると考えられるが、1999年の1日あたり診療費が低い保険者のほとんどは四国・九州の町村部であり、医療技術の変化のみの影響とは考えがたい。

本稿では、この点について「介護目的の入院患者が多く存在していた市町村では、治療の必要の少ない患者に医療サービスが提供される結果、1日あたり医療費が高くなるのではないか」という観点から考察することにする。このような観点から捉えた場合、介護保険制度導入に伴い、介護目的の入院患者が介護サービス市場で供給されるサービスを利用するようになった結果、1日あたり入院診療費が減少したと考えられる。

反対に、介護目的の患者が少ない市町村では、医療サービス提供対象のほとんどは治療の必要



（資料）国民健康保険中央会『国民健康保険の実態』平成12年度版、平成13年度版より作成。

（図1）1日当り入院診療費（1999年）と1日あたり入院診療費変化率

な患者となるため、1日あたり入院診療費は相対的に低い水準になると考えられる。このような状況では、介護サービスが市場で供給されるようになって1日あたり診療費との関連は弱く、医療技術の変化や高齢化の影響を受けて診療費の変化率は正になると考えられる。

そこで、次節では治療目的で消費された医療サービス部分と介護目的で消費された医療サービス部分の影響を分析できる消費者行動モデルを考察することにする。

3. モデルのフレームワーク

3.1 高齢者の健康生産モデル

ここでは Grossman (1972) を参考に、高齢者は健康であることを重要視し、健康な身体は健康関連サービスの投入によって生産（あるいは維持）されるものとする。この場合、高齢者の効用関数は $U(H, Z)$ と示される。 H は健康水準であり、過去の病気に対する治療水準 \tilde{H} と現在の健康関連サービス量 h を投入することにより生産される。 Z は合成財であり、ニュメレールとする。健康関連サービス価格を p_h 、所得を Y とすると、健康関連サービス量 h の普通需要関数は $h(p_h, Y)$ と表すことができる。したがって、生産される健康水準の関数は、

$$H(\tilde{H}, h) = H(\tilde{H}, p_h, Y) \quad (1)$$

と示される。

3.2 要介護状態の考慮

一方、介護サービス l の消費は、健康水準 H がある水準 (\tilde{H}) を下回る状態（要介護状態）で発生すると考える。介護サービスの投入により生産される健康水準は l の関数 $H_L(l)$ と示すことにする。ここで、高齢者の総合的な健康水準を HH と表記すると、

$$HH = \begin{cases} H, & \text{if } H \geq \tilde{H} \\ H + H_L, & \text{if } 0 < H < \tilde{H}, 0 < H_L \leq \tilde{H} - H \end{cases}$$

となる。上段は要介護でない状態（自立状態）、下段は要介護状態を表している。

なお、下段は $0 < H + H_L \leq \tilde{H}$ という条件の付加と異ならない。この条件は、要介護状態では総合的な健康水準がある水準 \tilde{H} を超えないことを意味している。もともと、医療サービスが病気の治療、健康回復を目的とするのに対し、介護サービスは健康状態の完全な回復ではなく、個人の状態に応じて可能な限り自立した生活を営むことができるように支援をすることが目的といわれる⁽¹⁾。したがって、要介護状態での健康水準は自立した状態 ($H \geq \tilde{H}$) と比較して低い水準にとどまると考えられる。

(1) 油谷 (2002) は療養型病床群を対象とした調査の結果として、介護保険適用患者のほうが退院見込みの低いことを示している。また Greenberg (1998) は、要介護状態では健康状態の維持は難しく、低下傾向となることが分析されている。

上記のことを踏まえると、介護サービスの普通需要関数は

$$l(p_l, Y, H) = l(p_l, Y, h, \tilde{H}) = l(p_l, p_h, Y, \tilde{H}) \quad (2)$$

と表される (p_l は介護サービス価格)。ただし、介護サービス需要は $0 < H + H_L \leq \tilde{H}$ の時に発生する。

次節では、上記 (1) (2) の関数をもとに実証モデルを組み立てることとする。

4. 実証モデルとデータ

4.1 実証モデル

前節で導かれた (1) (2) を参考にし、推定式を以下のように記すことにする⁽²⁾。

$$\begin{aligned} H &= \alpha_1 + \theta \tilde{H} + \eta S + \varepsilon_1 \\ l &= \alpha_2 + \beta H + \gamma \tilde{H} + kX + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (3)$$

第1式は、過去の病気の治療水準 \tilde{H} と現在の健康関連サービス投入量により生産される健康水準 H の推定式となる。 S は健康関連サービスに関する変数とその他の説明変数で構成される。第2式は介護サービス需要の推定式である。(2) に従い、現在の健康水準 H を説明変数に加え、それ以外の説明変数ベクトルを X で表している。なお、前節のモデルでは示されていないが、過去の治療水準が介護サービス需要に直接影響を与える可能性を考慮するため、介護サービス需要の推定式に変数 \tilde{H} を含めることにした。

ここで、推定式 (3) は同時方程式 (構造型) の形状をしているが、第1式 (健康水準の推定式) の説明変数はすべて外生変数であるため、第2式 (介護サービス需要の推定式) の世帯あたり自立者数だけがモデル上誤差項と相関のある変数となる。この場合、誘導型の推定式は以下のようなになる。

$$\begin{aligned} H &= \alpha_1 + \theta \tilde{H} + \eta S + \varepsilon_1 \\ l &= \alpha_3 + \phi \tilde{H} + kX + \tau S + \varepsilon_3 \end{aligned} \quad (4)$$

4.2 データの記述統計

本稿で用いるデータは介護保険者レベルの集計データであり、2001年度を対象としたクロスセクションである。2001年度の段階で2,872保険者が存在し、うち2,812保険者は国民健康保険と同様市区町村が保険者として運営している。残り60保険者は広域連合もしくは事務組合である。広域連合や事務組合に属する市町村は429存在し、連携数が最大規模となるのは福岡県介護保険広域連合の71市町村である。

(表3) は、実際に使用する被説明変数と説明変数のデータの記述統計である。

(2) 健康状態を内生変数とし、同時方程式を用いて実証分析を行った研究としては、例えば岩本 (2000) がある。

(表3) 変数の記述統計

	平均	メディアン	標準偏差	最小	最大	観測値数
世帯あたり自立者数 (人)	1.247	1.249	0.066	0.881	2.028	2,868
被保険者あたり居宅給付件数 (件)	2.086	2.033	0.593	0.064	5.145	2,868
1日あたり入院診療費 (千円, 99年)	20.127	20.062	2.812	11.339	43.101	2,865
1日あたり通院診療費 (千円, 99年)	7.673	7.554	1.201	3.856	13.308	2,865
健診受診率	0.481	0.468	0.182	0.057	1.000	2,866
所得水準 (百万円)	3.538	3.553	0.950	1.047	8.634	2,868
65歳以上就業率						
65歳未満人数 (人)	2.933	2.963	0.484	1.338	4.370	2,867
平均年齢 (男) (歳)	73.607	73.617	0.600	70.974	76.314	2,867
平均年齢 (女) (歳)	75.318	75.276	0.640	71.919	80.839	2,867

厚生労働省『介護保険事業状況報告』には、介護保険被保険者数や要介護状態、給付状況等についてのデータが都道府県以上のレベルで掲載されているが、2001年度以降に関しては一部のデータが保険者レベルで利用可能となっている（厚生労働省ホームページを参照）。本稿では高齢者を対象としているため、被説明変数には2001年度の第1号被保険者に関するデータを用いた。以下、特に断らない限り介護保険の第1号被保険者を「被保険者」と記述することにする。

高齢者の健康水準としては「世帯あたり自立者数」を使用する。世帯あたり自立者数は、自立者数を要介護者のいる世帯数で割ったものである。ここでいう「自立者」は、要介護認定を受けていない被保険者として定義しており、被保険者数から要介護者数（要支援者を含む）を除いた数となっている。世帯あたり平均1.247人が自立した高齢者である。なお、(表3)には掲載していないが、同じデータを要介護者について確認すると平均0.179人となり、被保険者の87.5%が自立者ということになる。

「被保険者あたり居宅給付件数」は被保険者1人あたりの居宅介護（支援）サービス給付件数（年度累計）であり、介護サービス需要の変数として用いることにする⁽³⁾。平均2.086件であり、最大でも5.145件にとどまる。このように数値が小さくなるのは、変数の分母を被保険者（要介護者+自立者）としていることが大きな理由である。分母を要介護者とすれば、実際に居宅介護サービスを利用した高齢者のサービス利用頻度（需要）を捕捉できると考えられる。しかし、本稿のモデルでは健康水準が改善することで要介護者が介護サービス需要を減少させる状況だけでなく、介護サービスを利用しない自立者が増加する状況も考えているため、要介護者あたり居宅介護サービス給付件数を用いると後者の影響を含めた分析が困難となる。そこで、分母を被保険者とすることにした。

過去の病気の治療水準 \tilde{H} は、国民健康保険中央会『平成12年度版 国民健康保険の実態』所

(3) 施設サービスについての分析も重要だが、介護保険制度のねらいとして在宅でのケアが重視されたため、ここでは居宅介護サービスを対象として扱うことにした。

収の1日あたり入院診療費と通院診療費を用いる⁽⁴⁾。データは1999年の数値である。1999年のデータは、介護保険制度導入（2000年度）以前の医療費の状況を反映していると考えられる。詳細は次節で考察する。

基本健康診査の受診率（以下、健診受診率）は厚生労働省『平成13年度 地域保健・老人保健事業報告』より作成し、健康関連サービス h の代理変数として用いる。モデルにおいて、 h は所得 Y と価格 p_h の関数として表されるが、高齢者に対する基本健康診査は無料のため、 Y や p_h は健康診査の外生変数ではなく、高齢者の意思により受診（消費）され、直接健康水準に影響を与える要素と考えられる⁽⁵⁾。そこで、推定には健診受診率のほかに所得水準（全世帯数あたりの課税対象所得額）を用いることにした。ただし、所得水準は高齢者のみを対象とした所得水準というよりは、当該保険者のある地域の平均的な世帯所得水準を反映したものとなる。また、65歳以上就業者数を第1次被保険者数で割ったものを65歳以上就業率とし、高齢者の賃金所得受取率とする。なお、課税対象所得は総務省自治税務局（市町村税課）によるものであり、全世帯数のデータは住民基本台帳に基づくものである⁽⁶⁾。65歳以上就業者数は総務省『国勢調査報告』（平成12年）による。

高齢者のいる世帯あたり65歳未満人員（以下、65歳未満人数）、65歳以上平均年齢（以下、平均年齢）の各データは総務省『国勢調査報告』（平成12年）を用いた。平均年齢は65歳以上人口を男女・5歳階級別に抽出し、各階級の間接値を当該階級に含まれる人口の年齢として算出した。65歳未満人数は、高齢者により異なる家族介護のポテンシャルをコントロールするためのものであり、介護サービス需要の説明変数に含めることにする。平均年齢は、加齢に伴う身体機能の低下に対するコントロール変数である。また、性差を考慮するために平均年齢は男女別のものを用いる。

組合・広域連合ダミーは介護保険の事務組合、広域連合のダミーである。前述の通り、広域連合などは多くの市区町村で構成されるため、エリア内の高齢者の健康状態の変動が大きいかもしれない。そこで、健康水準の説明変数に加えることにする。

5. 実証分析

5.1 健康水準の内生性を考慮した推定結果

最初に、(3)の推定式（構造型）の推定結果を（表4）に記す。(3)の第1式（健康水準の推定式）は、第2式（介護サービス需要の推定式）と誤差項の相関を考慮しなくてはならないもの

(4) 国保の保険者は市区町村以外に職業組合も存在するが、介護保険の保険者レベルでの集計が困難なため、除外した。

(5) 健診受診率と所得水準の相関係数は0.060となる。

(6) 課税対象所得額、世帯数のデータは日経メディアマーケティング㈱「NEEDS-ADB 日経地域総合ファイル」を使用した。

(表4) 健康水準の内生性を考慮した推定結果 (一般化モーメント法)

	世帯あたり自立者数		被保険者あたり居宅給付件数	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	0.849	5.234	- 10.075	- 3.540
世帯あたり自立者数			- 2.820	- 1.932
1日あたり入院診療費 (99年)	0.0023	4.995	0.0287	5.272
1日あたり通院診療費 (99年)	0.0090	9.790	- 0.0392	- 2.763
健診受診率	0.057	10.055		
所得水準	0.022	13.512	- 0.056	- 3.266
65歳以上就業率	0.155	9.426	0.511	2.226
65歳未満人数 (人)			0.123	1.283
平均年齢 (男)	0.029	10.884	0.115	2.452
平均年齢 (女)	- 0.027	- 9.747	0.088	1.635
組合・広域連合ダミー	- 0.010	- 1.399		
χ^2 統計量	2.355			
修正 R^2	0.302		0.284	
観測値数	2864			

の、第2式の外生変数は操作変数として適用されない。そのため、(3)を構造型の同時方程式として推定する場合には方程式ごとに異なる操作変数を用なくてはならないと考えられる。そこで、推定方法としては一般化モーメント法を適用することにした。第1式は65歳未満人数以外のモデル内外生変数を操作変数とし、第2式はすべてのモデル内外生変数を操作変数として用いている。 χ^2 統計量は2.355で、過剰識別制約に関する χ^2 検定(自由度1)はクリアーしている。

健康水準の推定式((3)第1式)から確認する。1日あたり入院診療費・通院診療費の推定値はともに有意に正となっている。1日あたり診療費(99年)が高い場合、患者は過去に高水準あるいは多量の治療を受けたと考えられる。そのことが、後年(ここでは2001年)の世帯あたり自立者数(健康水準の代理変数)に対して正の影響を与えたことが示唆される。このことは、理論モデルのインプリケーションとも一致する。

前述の通り、基本健康診査の受診は無料のため、所得には影響を受けないと考えられる。そのため、推定には健診受診率と所得の代理変数(所得水準、65歳以上就業率)を含めている。結果は、健診受診率、所得水準、65歳以上就業率の各推定値はいずれも有意に正であった。したがって、基本健康診査の受診や地域の所得水準、賃金所得の有無はいずれも高齢者の自立に寄与し得ると考えられる。つまり、所得が高いほど健康関連サービスの購入量を増加させることができ、さらに健康審査の受診により基本的な健康チェックを受けるという行動が健康増進につながるのではないかと、ということである。

コントロール変数である平均年齢の推定値は男性で正、女性で負となった。これらの変数については、一方を除外して推定を行っても推定結果は変わらなかった。組合・広域連合ダミーは有意でなかった。

次に、介護サービス需要の推定式を確認しよう。外生変数の最終的な影響は次節で検討するた

め、ここでは健康水準が介護サービス需要に与える影響について確かめることにしたい。

内生変数である世帯あたり自立者数の推定値は負で有意となった。健康水準が高いほど介護サービス需要は少なくなると考えられるが、実証分析の結果はそれと整合的な結果となった。健康水準の推定式も考慮すると、全体としては過去の病気の治療水準や基本健康診査の受診などが健康水準の改善を通して介護サービス需要を引き下げたことになる。

5.2 外生変数のみに回帰した推定結果

この節では、外生変数のみに回帰した推定結果を記す。誤差項間の相関が考えられるため、ここでは Seemingly Unrelated Regression (SUR) による推定を行った。

(3) の形状から、健康水準の推定式はもともと外生変数のみに回帰した形状であるため、5.1 節で得られた推定結果と基本的に等しくなる。実際の推定値はわずかに異なるものの、主要な結果に差異は生じていないと考えられるので、本節では(表5)に従って介護サービス需要の推定結果を確認することにしよう。

過去の病気治療水準である1日あたり診療費(99年)は、入院診療費が正で有意、通院診療費は負で有意となった。モデルだけで論じることが困難だが、介護保険制度導入前に介護目的の入院患者が多く存在した医療保険者では、1日あたり入院診療費がその分上乘せされると考えられる。そのため、1日あたり入院診療費は介護目的の入院患者の影響によって変動する部分があると予想される。したがって、介護目的の入院患者が同制度導入に伴い介護サービスの利用に変更したとすれば、介護目的で費やされた過去の診療費(に相当する医療サービス需要の)部分は、介護サービス市場での需要に転化されることになる。同制度導入前に家族から介護を受けていた要介護者の介護サービス利用状況に保険者間の格差がないとすれば、2001年の介護サービス需要(ここでは被保険者あたり居宅給付件数)は制度導入前(99年)の1日あたり診療費の影響

(表5) 外生変数のみに回帰した推定結果 (SUR)

	世帯あたり自立者数		被保険者あたり居宅給付件数	
	推定値	t 値	推定値	t 値
定数項	0.854	5.265	- 11.293	- 5.339
1日あたり入院診療費(99年)	0.0023	4.384	0.0214	3.876
1日あたり通院診療費(99年)	0.0089	8.647	- 0.0687	- 6.363
健診受診率	0.057	9.107	- 0.164	- 2.630
所得水準	0.022	13.232	- 0.147	- 8.481
65歳以上就業率	0.155	9.466	0.235	9.085
65歳未満人数(人)			- 0.035	- 0.189
平均年齢(男)	0.029	8.575	0.017	0.494
平均年齢(女)	- 0.027	- 9.495	0.161	4.765
組合・広域連合ダミー	- 0.013	- 1.677	0.091	1.670
修正 R^2	0.302		0.053	
観測値数	2864			

を受ける部分があると考えられる。そのように考えた場合、1日あたり入院診療費の推定値が正になったということは、介護目的の入院患者の一部が介護保険制度によるサービスの利用に変更した可能性を示唆していると考えられるだろう。

一方、1日あたり通院診療費の推定値は負である。医療機関への通院と介護サービス需要との経済学的関係は明確でなく、今後の検討が必要である。

健診受診率の推定値は有意に負となっている。先にも述べたが、基本健康診査の受診は健康状態を保ち、介護予防につながると思われる。

所得の代理変数として用いた変数のうち、所得水準は有意に負、65歳以上就業率は有意に正という結果となった。65歳以上就業率を賃金所得の有無の代理変数として扱うことが可能であれば、65歳以上就業率の上昇は高齢者の購買力増大のシグナルになる。したがって、高齢者の所得の有無は市場化された介護サービスの利用に関与していることが示唆される。また、理論モデルのインプリケーションおよび所得の有無が健康状態の改善に寄与するという前節の結果を踏まえると、所得が介護サービス需要に与える影響は以下のようにまとめられる。

- (1) ある程度健康状態にある高齢者は、所得に応じた健康関連サービスの購入（消費）による健康増進を通じて介護サービスの必要性を下げる
- (2) 健康状態を害った高齢者は、健康関連サービスの利用により健康状態の回復を図る一方で、所得に応じて介護サービスの利用を増減させる

つまり、所得が介護サービス需要に与える直接的な効果は正だが、健康状態の改善を通じた間接的な効果は負であり、(表5)で得られた結果は両者を踏まえた最終的な効果ということになる。高齢者の個人所得（年金を含む）の有無が介護サービス需要に正の影響を与えるという結果は、個票を用いたほとんどの先行研究で確認されるシンプルな結果である。この点について、本稿の結果は、介護サービスなど健康状態に関連する財の需要に対する所得の影響については、健康状態の内生性を考慮して捉える必要があると提案することが可能である。

家族介護の可能性に関する指標として用いた65歳未満人数は有意でない。また、女性の平均年齢は有意に正だが、男性は有意でなかった。組合・広域連合ダミーの推定値は正であり、10%水準で有意となった。

ここでの実証分析の結果を用いると、介護保険制度施行に伴い、高齢者が社会的入院の状態から介護サービス利用にシフトすることで軽減した医療費はどの程度だと考えられるだろうか？推定モデルからは、過去の治療水準 \hat{H} の係数に関して次の関係が得られる。

$$\phi = \beta\theta + \gamma$$

左辺は1日あたり入院診療費が被保険者あたり居宅給付件数に与える最終的な効果であり、それが「1日あたり入院診療費が健康水準の改善を通じて被保険者あたり居宅給付件数に与える効果」(右辺第1項)と「過去に介護目的で費やされた1日あたり入院診療費が居宅サービス需要(居宅給付件数)に転化した効果」(右辺第2項)に分解された式と考えられる。本稿のように、実際の推定において過剰識別となる同時方程式の場合、誘導型の推定値から理論的に導かれる構

造型の推定値は一意でない。そのため、誘導型の推定値を構造型の推定値を用いて分解することはあまり適切ではないかもしれないが、ここでの目的は誘導型の推定値により構造型の推定値を求めるのではなく、すでに一般化モーメント法により導出した構造型の推定値を用いて右辺第2項の効果を抽出することにあるので、前述のような同時方程式の過剰識別性に伴う問題は重要でないと考えている。

本稿の推定結果を用いると、1999年において1日あたり入院診療費を1,000円余分に費やした保険者では、2001年度の被保険者あたり居宅給付件数を0.028件増加させることになる。ただし、診療費の投入により健康が回復し、居宅サービスの需要が0.00661件抑えられるため（右辺第1項）、最終的な効果は0.0214件の増加となる。言い換えれば、23.6%が健康回復を通じて居宅サービス需要を減少させた部分となる。

6. Discussion

介護目的の入院（社会的入院）による費用推計は、主に6ヶ月以上の入院患者を社会的入院患者と定義するなどの方法により推計される。一方、効率的な資源配分を目的とする経済学の観点からは、そこからもう一歩立ち入った「介護サービスを必要とする高齢者が、介護サービス市場からサービスを購入できているか」も重要な問題となる。

後者の点について、本稿では医療サービスの目的が健康状態の回復にあることに着目し、高齢者の健康回復に寄与したサービス部分の医療費を「効率的に配分された医療資源の費用」とし、それを考慮した上で介護サービス需要と有意な関係があると考えられるサービス部分を「介護目的の入院などにより、非効率的に配分された医療資源にかかる費用」と捉え、それぞれの影響がどの程度になるか、という形で検討して実証分析を行った。

その結果、過去の治療水準を1日あたり診療費で代理し、健康水準を介護保険被保険者あたり自立者数、介護サービス需要を被保険者あたり居宅介護サービス給付件数（被保険者あたり居宅給付件数）とすると、1日あたり入院診療費の増加は健康状態の回復を通じて居宅介護サービス需要を減少させる効果と、過去に介護目的で入院した患者の診療費が居宅介護サービス需要に転化する効果が共に有意であることが実証的に示唆された。具体的には、1999年の1日あたり入院診療費を1,000円余分に費やした保険者では、2001年度の被保険者あたり居宅給付件数を0.028件増加させるが、そのうち23.6%は健康回復の影響で需要が抑制され、最終的に0.0214件の増加となることがわかった。

また、高齢者の所得が介護サービス需要に与える影響は基本的に正であるものの、所得が健康増進のために使われることを考慮した場合には、診療費と同じように健康回復を通じて間接的に介護サービス需要を抑制することも示唆された。

ただし、本稿の分析はいくつかの問題点も残されている。本稿では、所得が健康状態に影響を与えるものとしてモデルを組み立てたが、Smith（1999）などで示されているように所得と健康

状態との因果関係はそれほど明確でなく、同時決定の可能性がある。変数の内生性に関するこのような問題は、健康診断などの予防行動についても当てはまる(澤野・大竹(2004)を参照)。今回は、高齢者は基本健康診査を無料で受診できるという状況を考慮して外生的に扱ったが、これは理論的にみて「所得や価格が基本健康診査受診の決定要因とならない」という点のみを考慮したにすぎないことに注意が必要である。

次に、過去の病気の治療水準として1日あたり診療費を用いたが、本稿のように「介護サービスの利便性が高まることにより、介護目的の入院患者がどの程度介護サービスを利用するようになったか」という観点から分析を行う場合には、受診率など患者の受診行動に影響を受けやすい変数による追加的考察が必要と考えられる。

また、要介護者は6段階(要支援を含む)の要介護認定を受け、認定のレベルにより介護サービス利用の保険適用上限が決められている。要介護認定レベルの保険者間分布が大きく異なる場合、それらの影響も考慮しなくてはならないが、これらの点も含めた分析は今後の課題としたい。

参考文献

- [1] 油谷由美子(2002)「療養型病床群における患者の実態等に関する調査」、『医療経済研究』第12号、65-85ページ。
- [2] 中馬宏之・山田武・安川文朗(1993)「要介護老人の介護場所選択に関する経済分析」、『労働市場における配分効率と組織効率』、133-154ページ。
- [3] 畑農鋭矢(2004)「社会的入院の定量的把握と費用推計」、『医療経済研究』第15号、23-35ページ。
- [4] 岩本康志(2000)「健康と所得」, 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』第6章, 東京大学出版会, 95-117ページ。
- [5] 二木立(1995)『日本の医療費 国際比較の視点から』, 医学書院。
- [6] 斉藤立滋(2003)「社会的入院による医療費の推計」, 『大阪産業大学経済論集』第4巻第2号, 75-84ページ。
- [7] 澤野孝一郎・大竹文雄(2004)「医療サービスと予防行動に関する研究サーベイ —— 予防政策評価のための一試論 ——」, 『医療経済研究』第15号, 37-49ページ。
- [8] 清水谷諭・野口晴子(2004)『介護・保育サービス市場の経済分析』, 東洋経済新報社。
- [9] 塚原康博(2003)「社会的入院と高齢者医療・福祉政策」, 『明治大学社会科学研究所紀要』第41巻第2号, 285-298ページ。
- [10] 安川史朗(1998)「高齢者医療の経済分析」, 漆博雄編『医療経済学』第11章, 213-233ページ。
- [11] Costa, D. L. (2000) "Long-Term Declines in Disability among Older Men: Medical Care, Public Health, and Occupational Change," NBER working paper No. 7605.
- [12] Greenberg, W. (1998) *The Health Care Market Place*, Springer.
- [13] Grossman, M. (1972) "On the Concept of Human Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, Vol. 80, pp. 223-255.
- [14] Smith, J. P. (1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, pp. 145-166.

- [15] Van Houtven, C. H. and E. C. Norton (2004) "Informal Care and Health Care Use of Older Adults," *Journal of Health Economics*, Vol. 23, pp. 1159-1180.