

## 介護保険の市場分析

大 日 康 史

### I はじめに

介護保険が導入されてから間がないにもかかわらず、お手伝いのようなサービスを求める利用者が見られる一方、利用者の選択を事実上せばめてしまう供給者の行動とそれに対する苦情が問題として取り上げられるようになった。このように、どの程度の自己負担でどの程度のサービスを受けるかについての不安は、介護保険の導入からまだ十分な期間が経っていないだけに依然大きい。本稿では、介護保険導入後の状況についての統計調査には時間がかかるので、介護保険導入直前の時期の情報に基づきながら、Conjoint Analysisを用いてその需要予測を行う。需要予測は需要曲線の導出もさることながら、供給側の情報と合わせて最適な価格設定、また、設定された介護報酬における厚生評価、あるいは超過需要の評価に不可欠な基本的な情報である。

しかし、まだそれほど顕在化してない市場における需要動向の調査は、必然的に仮想的な意識調査にならざるを得ない。これらは、主にマーケティングの分野での手法が用いられる。介護需要に関してもいくつかの調査が行われている(阿部1996, pp. 60-79)が、このような手法は単に仮想的な価格における需要を調査しているに過ぎず、それがいかなる要因によって決定されるかについての考察は一切なされていない。その意味で調査結果を日本あるいは地域経済全体に拡大して考えることは非常に危険である。他方、経済学的な視点からの福祉サービス需要に関する研究は多くは

ないが、(大日 1997, pp. 71-88)(大日 1999 a)が例外的な研究である。(大日 1997, pp. 71-88)は国民生活基礎調査基本調査('86, '89, '92)の個票に基づいて在宅における要介護者の介護者を親族が行うか、ホームヘルパーが行うかという分析を通じて、そのホームヘルパーの利用は通常の財・サービスと同じ意味での需要要因に基づいており、行政による福祉サービスの割り当てとしてのホームヘルパーではないことを明らかにした。また、マージナル効果でその影響を測ると、所得水準が1%上がると0.03~1.4%ホームヘルパーの利用率は高まる。また、公的介護保険がこうしたホームヘルパーもカバーすると仮定し、その内容が自己負担1割のケースではホームヘルパー需要が2.8~1.2倍に、自己負担5割のケースでも1.95~1.14倍ホームヘルパーの需要が増加することを明らかにしている。

他方、(大日 1999 a)は財団法人日本中小企業福祉事業財団(通称:日本フルハップ)が1997年2月に加盟企業経営者に対して実施した介護需要に関する調査と、厚生省大臣官房政策課調査室主宰の社会保障の経済分析研究会(代表:跡田直澄大阪大学教授)によって1996年9月に実施された「高齢者福祉サービスに関する実態調査」によって明らかにされた公的老人福祉サービスの実態とを併せるような形で、民間福祉サービス需要の構造並びに公的サービスとの代替性を分析している。その結果、民間福祉サービス需要は所得あるいは資産に強い影響を受け、特に所得弾力性は15%を上回る場合もあることを確認している。また、公的福祉サービスの代替性は見いだせていな

い。(大日 1999 a)では、仮想的な設問に対する Willingness to Pay を用いて需要曲線を導出している。その意味で本稿の目的意識と非常に近い。他方で、(大日 1999 a)は中小企業経営者の世帯に限定されていること、また必ずしも65歳以上の同居者あるいは親族がいるわけではないこと、Willingness to Pay は必ずしも適切な質問方法ではないといった問題を含んでいる。

本稿では、こうした調査、研究の流れをふまえて、アンケートを実施し、分析を行う。まず、アンケートは特定地域の65歳以上全世帯に調査を行う。また、仮想的な質問法としては Willingness to Pay より適切な手法である Conjoint Analysis を用いる。その上で、介護需要がいかなる要因によって決まっているのかを経済学的に考察する。

本稿は以下のように構成されている。IIでは用いるアンケートのデータについてまとめられている。IIIでは推定モデルが Conjoint Analysis を中心に示されている。推定結果はIVでまとめられ、供給側の情報も用いた市場均衡分析がVで行われる。最後に今後の研究について触れられる。

## II データ

本稿で用いるデータは1999年7月に実施した「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」で、特定地域の65才以上全世帯に対して郵送法でおこなった調査である。アンケート用紙は2833枚郵送され、そのうち481枚の有効回答を得ている。有効回答率は約17%である。

同調査では、家族構成、同居世帯員の就業状況、所得、資産、公的・民間の高齢者福祉サービスの利用状況、ADL、公的介護保険の認知の程度に加えて仮想的な状況(単位あたり価格、時間)における高齢者福祉サービス利用希望の有無を尋ねている。

要支援あるいは要介護度は、ADLが次のような状況が満たされた場合に分類している<sup>1)</sup>。

### 要支援者

- ・立ち上がる動作が、何かにつかまればできる
- ・歩行が、何かの支えがあればできる

### 要介護度1

- ・排泄行為(排便・排尿)について、一部介助を要する
- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について、一部介助を要する

### 要介護度2

- ・要介護度1の基準を満たしている
- ・立ち上がる動作ができない
- ・歩行ができない

に加えて、

- ・排泄行為(排便・排尿)について一部介助を要する、もしくは介助を要する

または、

- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について一部介助を要する、もしくは介助を要する

### 要介護度3

- ・要介護度2の基準を満たしている
- ・排泄行為(排便・排尿)について、介助を要する
- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について、介助を要する

### 要介護度4

- ・要介護度3の基準を満たしており、次のような状況が少なくとも一つが成り立っている
- ・直前の行為を思い出せない
- ・まわりのことに関心がない
- ・毎日の日課をきちんと理解できない
- ・生年月日、年齢や自分の名前を答えることができない
- ・火の始末や火元の管理ができない
- ・大声を出すことがある
- ・一人で外へ出たり目が離せないことがある

### 要介護度5

- ・要介護度4の基準を満たしている
- ・他者への意思の伝達や介護者への指示がまったくできない
- ・食事の摂取について一部介助を要する、もしくは介助を要する

表1 記述統計量

全標本	平均	標準偏差	最小値	最大値
要支援者	.1117479	.3152819	0	1
要介護度 1	.0386819	.1929741	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.025788	.1586159	0	1
要介護度 4	.012894	.1128981	0	1
要介護度 5	.0143266	.1189187	0	1
所得	700.3223	597.4891	0	4400
資産	3985.591	4017.523	0	12500
要介護者数	.1862464	.4281822	0	3
無業者ダミー	.3137536	.4643503	0	1
高齢者年齢	85.08889	8.357964	65	98
公的ホームヘルパー	.0075529	.0866439	0	1
公的給食サービス	.0089955	.0944879	0	1
公的看護訪問	.023988	.1531265	0	1
民間介護サービス	.0088106	.0935189	0	1
民間家事サービス	.0014837	.0385186	0	1
民間給食サービス	.0118694	.1083789	0	1

要支援者以上標本	平均	標準偏差	最小値	最大値
要支援者	.5492957	.2475699	1	1
要介護度 1	.1901408	.3938012	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.1267606	.3338823	0	1
要介護度 4	.0633803	.2445082	0	1
要介護度 5	.0704225	.2567635	0	1
所得	666.7254	665.0049	0	4400
資産	3766.604	4118.516	0	12500
要介護者数	.5070423	.5017201	0	1
無業者ダミー	.6338028	.5770907	0	2
高齢者年齢	85.90909	7.526468	71	98
公的ホームヘルパー	.0155039	.1240272	0	1
公的給食サービス	.0294118	.1695823	0	1
公的看護訪問	.0882353	.2846854	0	1
民間介護サービス	.0359712	.1868919	0	1
民間家事サービス	0	0	0	0
民間給食サービス	.0583942	.2353478	0	1

注) 要介護状態の分布は標本における記述統計量, その他の変数は要介護状態の分布が母集団での分布に等しくなるように抽出率を調整した補正後の記述統計量である。

表1には以下の分析に用いる記述統計量がまとめられている。上段には健康な高齢者を含めた全標本における記述統計量を, また, 下段には上の基準で要支援者あるいは要介護者と分類された標本のみにおける記述統計量がまとめられている。

以下の分析でも, この2種類の標本を用いる。

以下の分析で重要となる Conjoint Analysis に関する情報は, 次のような想定での利用希望を尋ねている。

#### 介護サービス

- ・週1回2時間ずつ週あたり料金600円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金2000円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金3000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金1200円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金4000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金1800円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金9000円の場合

#### 家事サービス

- ・週1回2時間ずつ週あたり料金300円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金2000円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金3000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金600円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金4000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金900円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金9000円の場合

#### 在宅給食サービス

- ・週1回週あたり料金400円の場合
- ・週1回週あたり料金600円の場合
- ・週1回週あたり料金800円の場合
- ・週3回週あたり料金1200円の場合
- ・週3回週あたり料金1800円の場合
- ・週3回週あたり料金2400円の場合
- ・毎日週あたり料金2800円の場合
- ・毎日週あたり料金4200円の場合
- ・毎日週あたり料金5600円の場合

#### 訪問看護

- ・週1回週あたり料金500円の場合
- ・週1回週あたり料金1000円の場合
- ・週1回週あたり料金2000円の場合
- ・週2回週あたり料金1000円の場合
- ・週2回週あたり料金2000円の場合
- ・週2回週あたり料金4000円の場合

- ・週3回週あたり料金 1500 円の場合
- ・週3回週あたり料金 3000 円の場合
- ・週3回週あたり料金 6000 円の場合

### III 推定モデル

本稿では、Conjoint Analysis と呼ばれる手法を用いる。これは、アンケート調査を用いて財やサービスに対する個人の効用を表明させる技法の一つである。具体的には、

- ・いくつかの想定的なシナリオとそれともなう選択肢からなる質問を作り、最も好む選択を回答させる。
- ・想定シナリオや個人属性を説明変数、選択行動を被説明変数にして統計モデルを推定し
- ・効用の変化や代替性を測定する

という手順からなる。従来、医療経済学の分野では、新薬や新技術の便益を評価する際に、患者に対するアンケートから、Willingness to Pay (Tolley et al. 1994) と呼ばれる方法を用いて便益金額を計算したり、Standard gamble や Time trade-off あるいは Rating Scale 等の方法により患者の効用水準を測定することが行われてきた。しかしながら、これらの手法は理論的にも技術的にもさまざまな問題を抱えている。例えば、Willingness to Pay により得られる金額はもちろん効用水準とは異なる概念であるし、Standard gamble, Time trade-off, Rating Scale もそれぞれ正確に効用水準を測定しているとは言いがたい。また、そもそも序数的な効用概念に従えば、効用水準は個人間で比較したり集計したりすることが可能かという理論的問題もある。これに対して、Conjoint Analysis では、直接に効用水準をみるのではなく、効用の差によって選ばれる選択行動をみているので理論的な問題点を回避している。また、Willingness to Pay に比較して、選択することを前提としておらず、さらに経済学的にもまた多くの実際の意思決定の場面とも整合的に価格を所与としているなどの利点もある。さらに、統計モデルを用いて推定するために、説明変数の変化に対する政策シミュレーションを直接的に行う

ことができる<sup>2)</sup>。

従来、Conjoint Analysis は、環境経済学や交通の経済学の分野で主に用いられてきたが、最近、医療経済学の分野でもいくつかの研究例がみられるようになってきた [Ryan (1999a), (1999b), Bryan (1999), Telser and Zweifel (1999), Ratcliffe (1999), San Miguel and Ryan (1999), Johnson et al. (1999), Ryan and Farrar (1994), Ryan and Hughes (1997), Van der Pol and Cairns (1997), (1999), Bryan et al. (1998)]。その多くは、新規医療技術の導入の是非を問う分析である。例えば、Ryan (1999a) は試験管受精、Ryan and Farrar (1994) は歯科矯正技術、Ryan and Hughes (1997) は中絶技術、Van der Pol and Cairns (1997) では輸血技術、Bryan et al. (1998) では膝の損傷に対する MRI の使用について Conjoint Analysis を用いた分析を行っている。わが国においては、残念ながら Conjoint Analysis を用いた研究例はほとんどない<sup>3)</sup>。

Conjoint Analysis の分析は通常、random effect を含む probit 推定法が用いられる。これは、Conjoint Analysis の構造そのものから由来している。つまり、被説明変数が選択行動であるので、基本的には二値変数である。これにおける適切な推定方法が probit 推定法である。また、同じ個人が想定 (価格やその他の諸条件) を微妙に変えた質問に回答しているために、同一個人の回答が複数存在する。当然のことながら同一個人であるということは、調査された分析で用いることのできる情報 (多くの場合説明変数を構成する) 以上の情報を持っていると考えられるが、それは観察不可能である。こうした観察不可能な個人に由来する効果は individual effect として知られているが、それを除去するには固定効果モデルと random effect モデルがある。しかし、ここでは固定効果モデルを用いることはできない。なぜならば、Conjoint Analysis では微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) 以外の個人の情報は不変であるために、選択行動への影響が考えられる説明変数と固定効果の間には完全な多重共線性が生じる。そのために固定効果モデルでは

そうした説明変数の影響を評価できない。他方、random effect モデルでは individual effect を確率変数としているので固定効果モデルのような多重共線性は生じない。また、通常の random effect モデルでは説明変数と確率変数である individual effect との無相関が一致性のために仮定される。しかし、Conjoint Analysis 以外での random effect モデルではしばしば、この仮定に対する Hausman 検定 (Hausman 1978, pp. 1251-1271) が棄却され、random effect モデルの妥当性が失われる。ところが Conjoint Analysis では、微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) 以外の個人の情報は不変なので固定効果モデルでは識別できず、また微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) は設定上すべての個人で同じように変化するので確率変数との相関はそもそも 0 である。そのために Conjoint Analysis では random effect モデルは棄却されない<sup>4)</sup>。

本稿でも伝統に従って random effect を含む probit 推定法をも用いることはもちろん可能である。しかし、本稿での分析目的は需要予測であり、そのためには利用を希望するだけでなくその希望回数も重要な要因であること、また、たとえば週 2 回であれば利用を希望したくないが、週 3 回であれば利用を希望したいという選択行動は必ずしも矛盾していないことから、利用希望のみではなく、その頻度も被説明変数に組み込む。具体的には、単価 (1 時間あるいは 1 回あたり料金) が同じグループで、そのうち利用希望の中で最も頻度が高い回数を希望回数とする。従って、利用希望回数は週 0 回から 3 回までに分布する。

このようなデータの構造から伝統的な probit 推定法ではなく、ここで用いる利用希望回数のようなカウント・データに適切なポアソン推定法に random effect を加えた推定法を用いる。

カウント・データの場合、誤差項の分布に正規分布を仮定して最小自乗法を用いて推論することはできない (King 1998)。真のモデルの被説明変数がポアソン分布に従う場合に、最小自乗推定量は不偏推定量ではない。これはデータの非線形性から由来する。

ポアソン推定法は、

$$Prob[T=k] = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \quad k=0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

なるポアソン分布において、 $\lambda = e^{X\beta}$  なる関数形を想定し、 $\beta$  を最尤法を用いて推定する。ポアソン分布における期待値は  $\lambda$  なので、推定された  $e^{X\beta}$  がその個人の利用希望回数の期待値になる。また、ポアソン分布の特性から分散も期待値と同じになる。

また、ここではポアソン推定に random effect を想定しているので、期待値が  $e^{X\beta+v}$  と改められる。ここで、 $v$  は同一主体間では一定であるが、事前には二つのパラメーターがともに  $1/a$  である対数ガンマ分布  $\log\Gamma(1/a, 1/a)$  に従っているとす。この時、 $\exp(v)$  の期待値は 1、分散は  $1/a$  となる。この時、対数尤度関数は、

$$\sum_i^n \left\{ \lambda_{i,j}^{y_{i,j}} - \log(y_{i,j}!) - \exp(a) \sum_{j=1}^{m_i} \lambda_{i,j} + a \sum_{j=1}^{m_i} y_{i,j} \right\} \quad (2)$$

で与えられる。この時に、ポアソン分布の特性から分散も期待値と同じになるという特性は維持されず、random effect の分散だけ分散が期待値を上回り、over diversification が表現される (Liang and Zeger 1986, pp.13-22)<sup>5)</sup>。なお、zero inflated model あるいはもとの分布自身を負の二項分布とし、それにベータ分布に従う random effect を加えたモデルは、有意ではなく、本稿でのモデルが選択されている。

なお、表 1 にもあるように本標本での分布は必ずしも母集団と等しいとは限らない。特にそれは要介護状態において深刻な問題となりうる。標本が抽出されたこの特定地域における要介護状態の分布は不明であるが、仮にそれが全国における分布と等しいと仮定して、抽出率の補正をしながら以下の推定を行う。全国における分布は 2000 年 3 月末時点で要支援者が 0.9572%、要介護度 1 が 11.5153%、要介護度 2 が 21.0113%、要介護度 3 が 30.6896%、要介護度 4 が 40.6117%、要介護度 5 が 50.5634% である。

説明変数は具体的には、 $T_{i,j}$  を価格  $p_j$  におけ

第  $i$  世帯の希望利用回数とする。また説明変数には、 $I_i$  を世帯所得、 $A_i$  を世帯の資産、 $G_i$  をその世帯に無業者 (20 歳以上 65 歳未満で職業に従事していないもの) がいる場合には 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数、 $N_i$  を要介護者の人数、 $H_i^k (k=0, 1, 2, \dots)$  をその世帯における要介護度が最も高い要介護者における要介護度が要支援の場合には  $k=0$  で 1、要介護度 1 の場合には  $k=1$  で 1、要介護度 2 の場合には  $k=2$  で 1、そうでない場合にはいずれも 0 となるダミー変数、 $S_i^{pub}$  を同種の公的サービスを利用した経験がある場合に 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数、 $S_i^{priv}$  を同種の民間サービスを利用した経験がある場合に 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数を用いる。

仮説は次のようになる。介護サービス需要も通常の財と同じであれば、価格に関して減少関数となる。所得と資産はその世帯の経済的状態を示すものであり、所得効果や資産効果を評価できる。もし介護需要が正常財であれば、所得は需要を拡大させるであろう。無業者の存在、要介護者の人数、要介護度の程度はいずれも家庭の外から供給される介護サービスに対する密接な代替財としての家庭内生産の能力を意味している。とくに、無業者の存在は高い家庭内生産能力を意味するので、無業者が存在している世帯では介護サービス需要は減少するであろう。他方、要介護者の人数や要介護度の程度が高いと、家庭内生産能力との代替関係が薄れ、介護サービス需要は増加するであろう。同種の公的・民間サービスの利用経験は、一種の習慣を形成することが考えられ、特に介護サービスの利用に応じて家庭内生産能力の減退が生じると予想される。従って、他の条件を一定として介護サービス需要を増加させると予想される。

#### IV 推定結果

表 2~5 は、健康な高齢者も含んだ全標本における介護サービス、家事サービス、給食サービス、訪問看護サービスがまとめられており、表 6~9 は、要支援者以上の標本を用いた推定結果がまと

められている。なお表中の推定値は  $\beta$  であるので、利用回数の影響の程度の解釈にあたっては指数変換を行わなければならない。

全ての表について共通しているのが、価格が有意であるという点である。全標本を用いた推定結果では、介護サービスと家事サービス及び給食サービスについて二次の係数まで有意であり、訪問看護サービスでは二次の係数が有意でないのを含められていないものの、一次の係数は有意に負である。介護サービス、家事サービス、給食サービスと価格についても、一次の係数は正で有意、二次の係数は負で有意であるので凹型の関係にある。要支援者以上標本においてもほぼ同様で、違いは給食サービスに関して二次項が有意でない点だけである。図 1~4 に表 2~5 に基づく需要関数が、図 5~8 に表 6~9 に基づく需要関数が図示されている。図には実線を中心に点線と波線の 3 本のほぼ右下がりの線が示されているが、それらはそれぞれ推定値、90%信頼区間下限値を示している。図から分かるように、価格に関しては凹型の関係になっている場合でも大域的には右下がりであることが確認できる。

所得、資産については、多くの場合でいずれかが正で有意である (要支援者以上の標本における介護サービスのみが例外である)。これは所得効果、あるいは富効果の存在を意味する。しかしその影響は全標本を用いた推定結果で、10%の所得 (資産) 格差に対して、1.0044~1.0073 倍利用希望回数が増える程度である。要支援者以上の標本においては弾力性は増すが、それでも 10%の所得 (資産) 格差に対して、1.024~1.051 倍利用希望回数が増える程度である。これは、大日 (1999 a) で見いだされた Willingness to Pay の所得弾力性が 12~17%にも達し、資産の場合でも弾力性が 5~8%であるという結果と大きく異なる。大日 (1999 a) と本研究では、用いているデータ、調査客体、仮想的質問の方法、分析手法の全てが異なり単純な比較は禁物であり、一層の精査が必要である。もし仮に今回の結果に基づくのであれば、介護保険によって一定の価格が定められるとある所得水準以下の世帯は需要しなくなるという

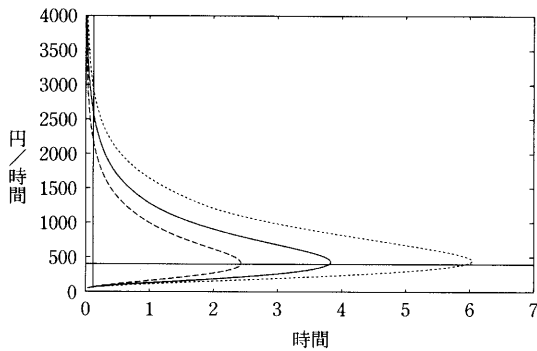


図1 介護サービスに関する推定結果に基づく需要関数

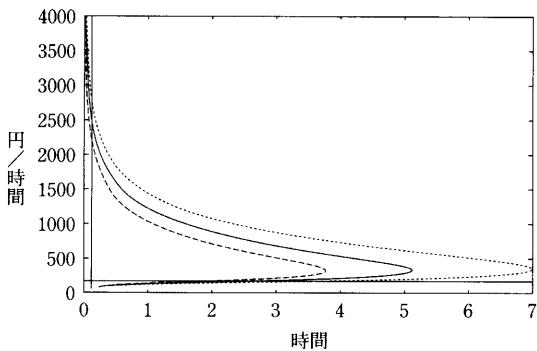


図2 家事サービスに関する推定結果に基づく需要関数

ことは生じにくいと言えよう。

さらに無業者の存在は全標本の場合での介護サービス、家事サービス、給食サービスの需要を有意に減少させる。その程度も大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.70~0.80倍になる。これは在宅介護支援サービスが家計内生産によって代替されていることを示している。

要支援者以上の標本の場合では全てのサービスで需要を有意に減少させる。その程度もさらに大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.43~0.56倍になる。これは介護の必要度が高いほど、在宅介護支援サービスと家計内生産の代替の程度が高くなっていることを示しており、仮説とは逆である。この一見矛盾する結果

表2 介護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	14.50578	3.155	0.002
価格 (対数) <sup>2</sup>	-1.076307	-3.311	0.001
所得 (対数)	.0440032	0.943	0.346
資産 (対数)	.0701775	2.721	0.007
無業者	-.3148701	-2.524	0.012
要介護者数	-.2766061	-1.445	0.148
要支援	-.0349961	-0.212	0.832
要介護度 1	.4474875	1.309	0.191
要介護度 3	-.345217	-0.857	0.391
要介護度 4	.3774546	0.825	0.409
要介護度 5	.6527702	1.667	0.095
公的サービス	.2091438	0.552	0.581
民間サービス	.6683192	1.468	0.142
定数項	-48.90683	-3.037	0.002

注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は633、世帯数は281である。対数尤度は-823.2707、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は139.34で、その確率値は1%以下である。

2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.7322559で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は29.63で、その確率値は1%以下である。

表3 家事サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	11.69551	3.588	0.000
価格 (対数) <sup>2</sup>	-.908801	-3.742	0.000
所得 (対数)	.0411779	0.789	0.430
資産 (対数)	.0453842	1.829	0.067
無業者	-.2932475	-2.205	0.027
要介護者数	-.1797901	-0.802	0.423
要支援	-.1241839	-0.675	0.500
要介護度 1	.6443051	1.627	0.104
要介護度 3	-.3604188	-0.894	0.372
要介護度 4	-.1984415	-0.189	0.850
要介護度 5	.4537309	1.157	0.247
公的サービス	.4434354	1.306	0.191
民間サービス	-.8526015	-1.728	0.084
定数項	-37.1615	-3.478	0.001

注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は628、世帯数は279である。対数尤度は-775.9748、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は116.35で、その確率値は1%以下である。

2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.9181331で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は28.71で、その確率値は1%以下である。

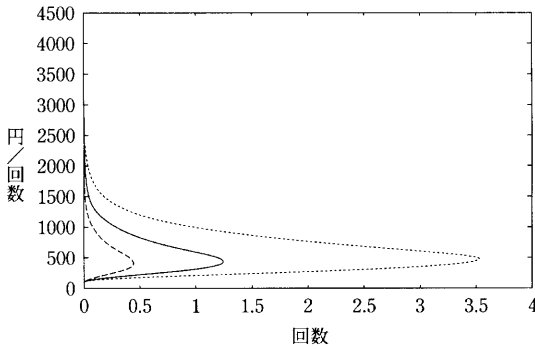


図3 給食サービスに関する推定結果に基づく需要関数

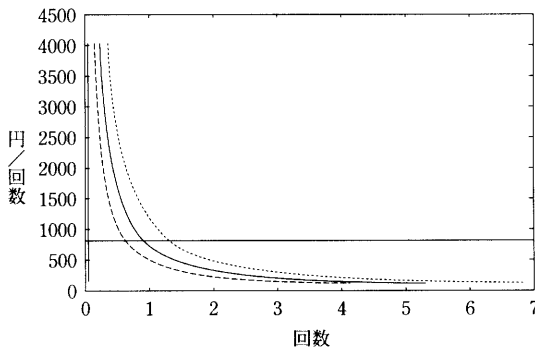


図4 訪問看護サービスに関する推定結果に基づく需要関数

は次のように理解できよう。つまり、ここでの分析は介護の必要性が高いにもかかわらず、なお在宅で介護している世帯が対象となっているので、そもそも家庭内生産能力が高いと予想される。もし、介護の必要性が高いにもかかわらず、家庭内生産能力が低い場合には、現行上の制度下では施設介護になる可能性が高い。実際に『国民生活基礎調査』を用いての大日(1999b)での分析ではそのことを明確に示している。逆に、介護の必要性が薄い場合には、もちろん施設入所が難しいので、たとえ家庭内生産能力が低くても在宅介護を選択せざるを得ない。もしそれがここでも成り立っているとすると、高い家庭内生産能力を持つ世帯における在宅介護支援サービスとの代替性は、介護の必要性が薄い場合よりもより高まっている

表4 給食サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	24.59639	2.121	0.034
価格(対数) <sup>2</sup>	-2.032768	-2.202	0.028
所得(対数)	.0370124	0.726	0.468
資産(対数)	.0719818	2.426	0.015
無業者	-.3515451	-2.442	0.015
要介護者数	-.4033972	-1.553	0.120
要支援	-.120059	-0.548	0.583
要介護度1	.1124631	0.215	0.830
要介護度3	-.4189869	-1.152	0.249
要介護度4	-1.506936	-1.510	0.131
要介護度5	.5901478	1.060	0.289
公的サービス	.1393902	0.340	0.734
民間サービス	.5793079	1.367	0.172
定数項	-74.77047	-2.055	0.040

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は638、世帯数は285である。対数尤度は-836.0894、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は57.11で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は1.130314で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は86.71で、その確率値は1%以下である。

表5 訪問看護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	-.8527095	-7.772	0.000
所得(対数)	.0762093	1.829	0.067
資産(対数)	.0354689	1.223	0.221
無業者	-.2269737	-1.694	0.090
要介護者数	-.4144492	-1.918	0.055
要支援	.0639386	0.354	0.724
要介護度1	.4705989	1.114	0.265
要介護度3	-.4382933	-1.472	0.141
要介護度4	.5091018	0.936	0.350
要介護度5	.6827649	1.334	0.182
公的サービス	.0937776	0.199	0.842
定数項	4.972156	6.325	0.000

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は640、世帯数は286である。対数尤度は-794.0242、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は88.78で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.9562654で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は59.74で、その確率値は1%以下である。



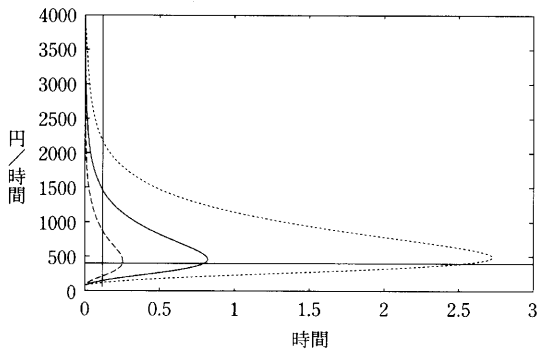


図5 介護サービスに関する推定結果(要支援者以上標本)に基づく需要関数

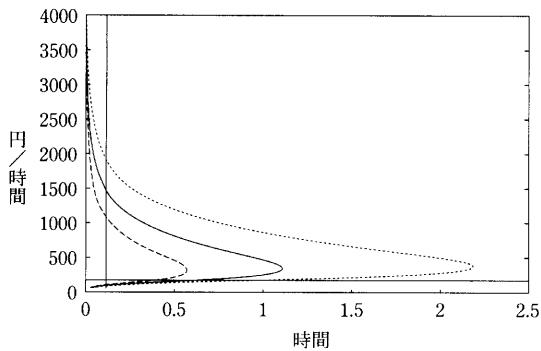


図6 家事サービスに関する推定結果(要支援者以上標本)に基づく需要関数

ようにみえるであろう。このことは、要支援者以上の標本では訪問看護サービスも有意で、家庭内生産によって代替されていることの理解にもつながろう。

要介護者数は全標本での訪問看護サービスで負で有意である一方、要支援者以上標本における給食サービスでは正で有意である。全標本での結果は仮説と整合的ではないが、健康な高齢者も含まれているので割引いて評価すべきかもしれない。高齢者のADLに関しては、全標本においては介護サービスでの要介護度5の場合、有意に健康な高齢者よりも需要が高まっている。逆に要支援者以上の標本では、要介護度4の高齢者の給食サービスに対する需要は要支援者よりも有意に低い。全標本では仮説と整合的であり、要支援者以上の

表6 介護サービスに関する推定結果  
(要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	20.03962	1.692	0.091
価格(対数) <sup>2</sup>	-1.468518	-1.760	0.078
所得(対数)	.2030956	1.546	0.122
資産(対数)	.0875575	1.580	0.114
無業者	-.5901529	-2.366	0.018
要介護者数	.2097508	0.895	0.371
要介護度1	.0959463	0.245	0.806
要介護度3	-.2746549	-0.649	0.516
要介護度4	.0533559	0.135	0.892
要介護度5	.1471859	0.472	0.637
公的サービス	.6197054	1.979	0.048
民間サービス	.5938418	1.294	0.196
定数項	-69.44205	-1.669	0.095

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は119、世帯数は55である。対数尤度は-141.4147、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は78.96で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.4214276で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は24.95で、その確率値は1%以下である。

表7 家事サービスに関する推定結果  
(要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	13.15748	1.860	0.063
価格(対数) <sup>2</sup>	-1.017361	-1.941	0.052
所得(対数)	.2536227	1.851	0.064
資産(対数)	.0467948	0.796	0.426
無業者	-.6978986	-2.588	0.010
要介護者数	.2889919	1.232	0.218
要介護度1	.3728278	0.968	0.333
要介護度3	-.1048615	-0.240	0.810
要介護度4	-.557903	-0.629	0.529
要介護度5	.0688908	0.218	0.828
公的サービス	.6995135	2.038	0.042
定数項	-43.39119	-1.862	0.063

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は119、世帯数は55である。対数尤度は-136.0260、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は57.35で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.8757326で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は19.38で、その確率値は1%以下である。

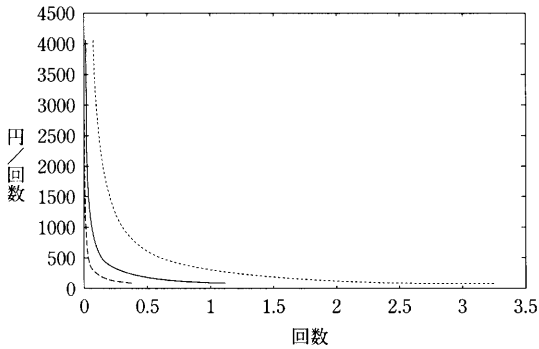


図7 給食サービスに関する推定結果(要支援以上標本)に基づく需要関数

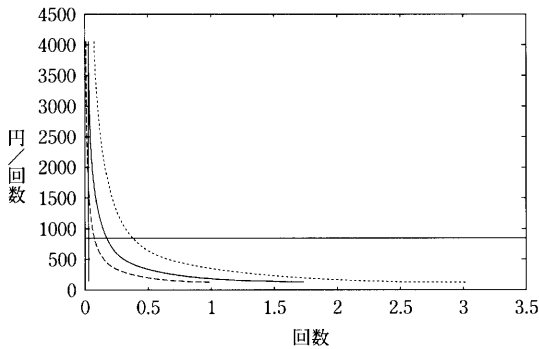


図8 訪問看護サービスに関する推定結果(要支援以上標本)に基づく需要関数

標本では仮説と矛盾する結果であるが、特定の要介護度のみしか有意でないので、要介護度と需要との関係はそれほど明確には示されていない。最後に公的サービスあるいは民間サービスの利用経験は、全標本における家事サービス(民間)、要支援者以上標本における介護サービス(公的)、家事サービス(公的)において需要に有意な影響を及ぼす。特に、要支援者以上の標本においては符号は正であるので、これまでの利用による習慣効果は一定程度確認される。

### V 市場均衡分析

次に供給側の情報も用いて、市場均衡分析を行う。具体的には均衡価格の算定、公定される介護

表8 給食サービスに関する推定結果(要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	-1.271908	-2.722	0.006
所得(対数)	.5220436	3.777	0.000
資産(対数)	-.020636	-0.428	0.669
無業者	-.8472025	-2.672	0.008
要介護者数	.4845009	1.708	0.088
要介護度1	-.5414921	-1.191	0.234
要介護度3	-.2116671	-0.567	0.571
要介護度4	-1.898677	-1.978	0.048
要介護度5	-.2874209	-0.636	0.525
公的サービス	.4643094	0.914	0.361
民間サービス	.6583469	1.563	0.118
定数項	4.705493	1.603	0.109

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は126、世帯数は59である。対数尤度は-128.6312、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は38.50で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.4506898で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は24.91で、その確率値は1%以下である。

表9 訪問看護サービスに関する推定結果(要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	-1.112242	-4.591	0.000
所得(対数)	.4681688	3.859	0.000
資産(対数)	.0151176	0.241	0.809
無業者	-.5752766	-2.211	0.027
要介護者数	.0314915	0.111	0.912
要介護度1	-.0666267	-0.188	0.851
要介護度3	-.4583284	-1.509	0.131
要介護度4	.0661424	0.151	0.880
要介護度5	.0348619	0.073	0.942
公的サービス	-.0582334	-0.236	0.813
定数項	4.50876	2.646	0.008

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は128、世帯数は60である。対数尤度は-139.9141、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は56.04で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.243862で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は21.96で、その確率値は1%以下である。

表 10 供給側の状況

	1999年7月現在	2000年4月見込み	備考
ホームヘルパー	139	249	社協および代表的業者計、常勤換算
訪問看護	19	19	日本医師会訪問看護ステーション計
デイサービス	114	116	代表的業者計、常勤換算
在宅入浴	16	16	社協把握

報酬価格における超過需要の評価およびその厚生上の損失を評価する。

当該地域における供給側の状況は表10のように要約される。表10における1999年7月の供給状況と回収率で補正した実際の利用状況との関係から、2000年4月段階での供給量を求める。ちなみに、Conjoint Analysis以外の標本を含めた全標本における公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.0642361時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645回となっている。ここで調査への協力に関する意思決定が確率的に行われていると考えられるのであれば<sup>6)</sup>、これが当該地域での平均的な公的福祉サービスの利用状況となる。これに1999年7月から2000年4月にかけての供給体制の充実の程度を乗じたもの、つまり公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.1151時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645回が、2000年4月時点での供給体制ということになる。この供給量で供給が固定される、つまり、供給曲線は垂直であるとして以下の分析を行う<sup>7)</sup>。

図では右下がりの需要関数の他に、垂直線と平行線があるが、垂直線は供給曲線を、平行線は介護報酬価格の位置を示している。図の見方あるいは以下の厚生分析には以下の仮定がおかれている。

介護報酬単価は、介護サービスが1時間で4020円、家事サービスが1530円、訪問看護が訪問看護ステーションからとして8300円となっている。これの1割が自己負担であるので、それが需要者の直面している価格である<sup>8)</sup>。

ホームヘルパーの場合には、供給側を介護と家事に分けることは不可能である。実際には、ホームヘルパーの供給能力の内一部が介護、一部が家事に振り分けられるわけだが、ここでの精度がそうした細かい設定に耐えられるものではないので、

いずれの場合にも.1151時間とした。

図5~8においては、要支援者以上標本に基づいているので、推定された予想利用回数に、全標本での世帯数と要支援者以上標本の比率(例えば介護サービスの場合には55/281)を乗じる。

現在予定されている利用制限あるいは要介護度に応じた総額の制限は、分析を複雑にするだけなので明示的には組み込まない。

### 1 均衡価格の算定

まず、均衡価格を求める。図では見やすさのために需要曲線と供給曲線が交差していない場合も多いが、厳密に計算可能であり、求められた均衡価格は表11の第1列に示してある。これによると全標本では介護・家事サービスに対しても2500円前後の価格がついている。また、訪問看護サービスでは4万円以上の価格となっている。

また、より現実的な要支援者以上標本においても介護サービス、訪問看護サービスで仮単価の3.5倍、家事サービスに至っては9倍の格差がある。また、この結果は家事サービスは確かに高度の専門性は要求されないかもしれないが、その日常性ゆえに需要が非常に旺盛で、介護サービスと単価的には遜色のない価格を出している。介護報酬点数では、介護サービスを非常に高く評価した価格付けがされているが、そうした差別化は市場には支持されていない。

### 2 超過需要の評価

公定される介護報酬価格における超過需要の評価が表11の第2列に示してある。評価は、図の需要・供給が平均で示されているために、平均的な超過需要にこの地域における65歳以上人口を乗じている。全標本では約8800~10000時間のホ

表 11 市場均衡分析

	均衡価格	超過需要	消費者余剰	消費者余剰の損失
全標本				
介護サービス	2564 [2173, 3007]	10465 [6534, 16649]	0.1196 [0.1114, 0.1287]	3.8382 [2.2325, 6.5706]
家事サービス	2403 [2126, 2711]	8826 [6688, 11617]	0.1954 [0.1795, 0.2131]	5.2887 [3.6818, 7.5906]
訪問看護サービス	41374 [27160, 85930]	2404 [1635, 3516]	0.2673 [0.2315, 0.3104]	7.2245 [4.2555, 12.2691]
要支援者以上標本				
介護サービス	1458 [875, 2168]	1928 [376, 6905]	0.1098 [0.0939, 0.1300]	0.6494 [0.1084, 2.7534]
家事サービス	1429 [1045, 1894]	1461 [674, 2843]	0.2063 [0.1731, 0.2481]	0.9242 [0.3599, 2.1719]
訪問看護サービス	3724 [1660, 10172]	383 [120, 977]	0.1423 [0.1108, 0.1880]	0.6133 [0.1498, 2.0649]

注) 1. 超過需要は、平均超過需要に人口を乗じたものである。消費者余剰及びその損失は、平均的消費者余剰(の損失)に人口を乗じ、また年間で表したもので、単位は億円である。  
 2. [ ] は推定値の90%信頼区間を示している。

ームヘルパーが不足している。また、訪問看護サービスでは約 2400 回の超過需要が発生している。

要支援者以上標本においても週あたり約 1460~1900 時間のホームヘルパーが、また 380 回の訪問看護の供給が不足している。これらはホームヘルパーで現状の供給能力の 4.5~6 倍、訪問看護の 4.5 倍以上であるので、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の 1/5 も満たせない。

### 3 厚生上の損失

超過需要の発生に伴う厚生上の損失を議論する前に、それを評価する基準となる消費者余剰を求めておく。これは、一般的には図における供給曲線(垂直線)と水平線(仮単価)で区切られた左上の領域における需要関数(右下がりの曲線)で囲まれた領域の面積で表される。意味的には、低い価格が設定されていることによって需要者が得た効用の総和である。数式的には、需要関数の価格以外の係数を  $\alpha_0$ 、価格の一次の係数を  $\alpha_1$ 、二次の係数をそれぞれ  $\alpha_2$ 、介護報酬単価の一割を  $\underline{p}$ 、上で導出された均衡価格を  $p^*$ 、供給量を  $S$  とすると、消費者余剰とその損失はそれぞれ、

$$\int_{p^*}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp + S(p^* - \underline{p})$$

$$\int_{\underline{p}}^{p^*} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp + S(p^* - \underline{p}) \quad (3)$$

で与えられる。

しかしながらこのような通常の財と同様に、Willingness to Pay が高い需要者から順に財が割り当てられるという前提で消費者余剰やその損失を求めているが、この仮定が在宅介護支援サービスに関しても成り立っているかどうか疑わしい。つまり、もし割り当てが Willingness to Pay と関係なく行われているのであれば、この計算方法は誤りである。正しくは、供給量は単価の水準で水平であり、その意味で供給は完全に価格弾力的であるとした上<sup>9)</sup>で、消費者余剰とその損失の合計を利用できる需要者とできない需要者の比率で鞍分することになる(Kaserman and Barnett 1991, pp. 57-63)。従って、本稿では、消費者余剰とその損失を次のようにして評価する。つまり、

$$\int_{\underline{p}}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp \times \frac{S}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p^* + \alpha_2 (\log p^*)^2}} + \int_{\underline{p}}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp \times \left(1 - \frac{S}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p^* + \alpha_2 (\log p^*)^2}}\right) \quad (4)$$

で与える。これらは一般的には明示的に解けないので数値積分で求める。

消費者余剰(の損失)も図では高齢者1人週あたりなので、それにこの地域の人口を乗じて求め、それを年間で示した数値が表11の第3,4列に示してある。

まず消費者余剰では、全標本においては、介護サービスで1196万円、家事サービスで1954万円である。また、訪問看護サービスでは2673万円である。他方、消費者余剰の損失は、得られた消費者余剰の30倍前後に達しており、それぞれ3.8, 5.2, 7.2億円の消費者余剰の損失が生じていることになる。

仮にこの地域が平均的であるとみなして、日本全体の施設介護者を除く高齢者人口を1900万人として、それを乗じると日本全体での消費者余剰及びその損失が求められる。それによると消費者余剰はそれぞれ、0.08, 0.13, 0.18兆円で、逆に損失は2.5, 3.5, 4.8兆円に達する。

要支援者以上標本においては消費者余剰は、それぞれ1100万円, 2100万円, 1423万円程度になる。逆に消費者余剰の損失は減って、0.6, 0.9, 0.6億円となり全標本よりもかなり小さくなる。

これを日本全体での消費者余剰及びその損失に戻すと、消費者余剰はそれぞれ、0.07, 0.13, 0.1兆円で、逆に損失は0.4, 0.6, 0.4兆円程度になる。

## VI おわりに

本稿では特定地域の65歳以上の高齢者に行ったアンケートのデータを用いて、介護需要を分析した。しかし、まだ現時点では介護サービス市場に関する既知の公表データはまだ存在していないので、そうした仮想的な市場分析に有効なConjoint Analysisを用いた。また、推定はrandom effectを含むポアソン推定法を用いた。

推定の結果、いずれの場合でも需要曲線は大域的に右下がりであり、また、家庭内生産能力との強い代替性が確認された。また、この推定結果を用いて、市場均衡分析を行った。標本を実際に介

護保険が利用可能となるであろう標本に限定した場合には、均衡価格は仮単価の3.5~9倍、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の1/5も満たせないことが明らかになった。さらに、消費者余剰の損失は日本全体で年間、介護や家事サービス、訪問看護サービスでそれぞれ5兆円前後生じるであろうことが明らかにされた。

今後の研究課題としては、同種の分析を他地域にも広げ、あるいは標本数を増やして、本稿で得られた結果の信頼性を高める必要があろう。また、逆にこの地域で継続的に調査することによって、介護保険導入前後の推定値の変化を通じて本稿の結果の信頼性を高めることができよう。さらに、本稿では供給量は一定であると仮定したが、長期的にはこの仮定はきつく、非現実的である。むしろ供給側の行動も定式化した上での社会的厚生議論につなげていくのが建設的な方向であろう。

## 付記

本稿の初期の論文は名古屋市立大学経済研究所主催の「医療と介護に関するプロジェクト」研究会、社会保障政策研究会、2000年度日本経済学会春期大会(於 横浜市立大学)、琵琶湖コンファレンスで報告された。京都大学の西村教授、岩本助教授、名古屋市立大学の下野教授、広島国際大学の安川助教授をはじめ学会・研究会の出席者による有意義な議論に感謝する。また、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感謝する。なお、本稿は1999年度文部省科学研究費補助金(奨励研究)の助成を受けている。

## 注

1) 実際の要介護度の認定基準は、各行為毎の介護に必要な基準時間を求め、それを基準に判断するので、ここでの基準は大まかなもので実際に行われる要介護度の認定基準とは異なる。この基準はほぼ医療保険福祉審議会老人保険福祉部会厚生省提出資料「各要介護状態区分の状態像の例(平成10年度)」(1998年7月27日)に準拠している。

2) このようにConjoint Analysisは従来の手法に対して優れていると考えられているが、アンケート調査を用いて想定的な行動を質問してい

る以上、想定質問を用いることによる誤謬が存在すると考えられる。その誤謬は、実際の選択行動ではなく「選択行動を想像することに伴う誤謬」と「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」の二つに分けることができると考えられる。(大日 2000, pp.125-144)では、両者を明示的に区別し、それぞれの誤謬に対しても分析を行っている。その結果、両者の誤謬は無視し難く大きく、特に「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」は非常に重要であり、想定的質問を用いることによる問題点を定量的に評価している。

- 3) 例外的研究として(大日 2000, pp.125-144)以外には、公刊はされていないが1999年度病院管理学会で(福田・木下・武村・八巻 1999)が報告されている。
- 4) すべての設問にすべての被験者が回答していればこれは厳密に成り立ち、検定の必要はない。しかし、実際にはかならずしもすべての設問にすべての被験者が回答しているわけではないので、そのことから微妙に変えられた想定(価格やその他の諸条件)と random effect との相関が生じる可能性がある。
- 5)  $\mu$  が全ての標本毎に異なれば、つまり、random effect ではなく不均一分散として機能すれば、分布は負の二項分布になることが知られている。この負の二項分布は医療経済学の分野でも特に受診回数の分析で広く用いられている(Deb and Trivedi 1997, pp. 313-336), (Street, Jones and Furuta 1999, pp. 429-441)。
- 6) この仮定が成立していなければ、調査への協力と他の変数とが高い相関をもつことになり、本稿での分析に系統的なバイアスをもたらすことになる。その妥当性、あるいは成立していない場合における修正のためには、ここで用いたデータではなく、当該地域の全数を調査したデータが必要である。この問題は非常に重要であるけれども現時点では、その妥当性の確認あるいはバイアスの程度の確認を行うことはできないので、将来の課題としたい。
- 7) この地域は公的介護保険の単位である市区町村によって定義されるものではない。また、たとえ市区町村であっても、他地域にある供給主体からのサービスの提供は排除されない。逆にこの地域の供給主体から他地域にいる利用者にサービスが提供されることも当然のことながらありうる。従ってこの地域にある供給主体の情報だけでは、この地域において提供される供給能力の実際であるとはみなすことはできない。そこで、ここではホームヘルパーの人数や訪問看護婦の人数そのものの情報は重視せず、あくまでもその成長率をもって供給体制の整備状況と考える。この仮定は、すべての地域で同じ成

長率で整備が進められれば、現状を正しく反映しており非常に妥当なものとなる。その水準は、本文でも説明されているように、1999年7月時点での利用状況の情報を用いる。

- 8) 介護・家事サービスに関して値引きも認められているので、公示価格は上限価格とすべきである。しかし、実際にどれほどの値引きが生じるかは全く分からないので、本稿では公示価格に基づいて評価する。
- 9) 公的保険の建て前からも完全な公平性が担保されなければならないので、供給曲線は完全に価格弾力的であると考えらるべきである。

## 参考文献

- Bryan, S., M. Buxton, R. Sheldon, A. Grant (1998) "The Use of Magnetic Resonance Imaging for The Investigation of Knee Injuries: A Discrete Choice Conjoint Analysis Exercise," *Health Economics* 7, pp. 595-604.
- Bryan, S. (1999) "Structural Reliability of Conjoint Analysis Applied to Health Care: An Empirical Investigation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Deb, P. and P. Trivedi (1997) "Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach," *Journal of applied Econometrics* vol. 12.
- Hausman, J. (1978) "Specification Test in Econometrics," *Econometrica* 46.
- Johnson, F., W. Desvousges, and M. Ruby (1999) "Willingness to Pay to Avoid Cardiovascular and Respiratory Conditions: Consensus Estimates of Task-Specific Stated Preferences," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Kaserman, D. L. and A. H. Barnett (1991) "An Economic Analysis of Transplant Organs: A Comment and Extension," *Atlantic Economic Journal* vol. XIX.
- King, G. (1998) *Unifying Political Methodology: The Likelihood Theory of Statistical Inference*, Cambridge University Press.
- Liang, K. and S. Zeger (1986) "Longitudinal Data Analysis using Generalized Linear Model," *Bionometrika* 73.
- Ryan, M. (1999a) "Using Conjoint Analysis to Take Account of Patient Preferences and Go Beyond Health Outcomes. An Application to In-Vitro Fertilization," *Social Science and Medicine* 48, pp. 535-546.
- (1999 b) "Measuring Benefits in Health Care: The Role of Discrete conjoint analysis," presented in IHEA 2nd World Conference
- Ryan, M. and S. Farrar (1994) "A Pilot Study

- Using Conjoint Analysis to Establish the Views of Users in the Provision of Orthodontic Services in Grampian," Health Economics Reserch Unit Discussion Paper No. 07/94, Aberdeen, University of Aberdeen.
- Ryan, M and J. Hughes (1997) "Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preference for Miscarriage Management," *Health Economics* 6, pp. 261-274
- Ratcliffe, J (1999) "Patients Preferences Regarding the Process and Outcomes of Life Saving Technology: An Application of Conjoint Analysis to Liver Transplantation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- San Miguel, A. and M. Ryan (1999) "Testing the Assumptions of Completeness and Stability of Preferences in Health Care Using Discrete Choice Models," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Street, A., A. Jones, and A. Furuta (1999) "Cost-Sharing and Pharmaceutical Utilization and Expenditure in Russia," *Journal of Health Economics* vol. 18.
- Telser, H. and P. Zweifel (1999) "Conjoint Analysis as a Method for Measuring Willingness to Pay for Risk Reductions," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Tolley, G., D. Kenkel, and R. Fabian (1994) *Valuing Health Policy: An Economic Approach*, University of Chicago Press.
- Van der Pol, M. and J. Cairns (1997) "Establishing Patient's Preferences for Blood Transfusion Support: An Application of Conjoint Analysis," *Journal of Health Services Research and Policy* 3, pp. 70-76.
- (1999) "Using Conjoint Analysis to Estimate Time Preference for Other's Health," presented in IHEA 2nd World Conference.
- 阿部信子 (1996) 「介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題」『医療と社会』 vol. 6, no. 1。
- 大日康史 (1997) 「在宅介護者の選択に関する意思決定——ホームヘルパーに対する需要分析——」『医療経済研究』第4巻。
- (1999a) 「介護需要関数の推定」『1998年度中小企業の経営者の実態に関する調査研究会研究報告書』。
- (1999b) 「介護場所の選択と介護者の就業選択」『医療と社会』 vol. 9, no. 1。
- (2000) 「Conjoint Analysisを用いた医療需要行動の分析」『医療と社会』 vol. 10, no. 1。
- 福田敬・木下弘貴・武村真治・八巻心太郎 (1999) 「患者の医療機関選好に関するコンジョイント分析を用いた調査研究」『1999年度病院管理学会報告論文』。
- (おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所 助教授)

## 訂 正

季刊社会保障研究第36巻第3号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」について、大日康史氏から、その内容の一部について訂正の依頼がありました。

大日康史氏からの訂正依頼を受けて調査の結果、季刊社会保障研究第36巻第3号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」を、以下のように訂正いたします。

- ① 338頁の著者名「大日康史」を「大日康史・鈴木 亘」に改める。
- ② 351頁左上から6行目及び13行目中「大日 2000」を「鈴木・大日 2000」に改める。
- ③ 352頁右上から21行目中「——— (2000)」を「鈴木 亘・大日康史 (2000)」に改める。
- ④ 352頁右上から27行目「(おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所助教授)」の次に「すずき・わたる 大阪大学社会経済研究所助手」を加える。