

## 非営利訪問介護業者は有利か？

鈴木 亘

### I はじめに

2000年度から公的介護保険制度が開始され、わが国の介護福祉サービスは、これまでの低所得者等に限定された「措置制度」から、全ての要介護者に利用と選択の権利を認める「契約制度」へと、市場原理を採り入れる形で大きく変貌した。中でも訪問介護分野は、これまで医療・福祉分野では認められてこなかった営利業者の参入が原則自由化される等、最もドラスティックな改革がなされ、多種多様な民間業者が参入することとなった。しかしながら、当初の大きな期待に反して、早くも事業を縮小・撤退する事業者も一部にみられるなど、その将来性を危ぶむ見方もある。

もっとも、やや細かく個別事業者の収益状況やサービス利用状況を見ると、業績不振には、法人種別にやや温度差があるようである。例えば、佐竹・鈴木(2001)、鈴木・佐竹(2000)、永田・佐竹・鈴木(2000)によれば、新規に参入した営利業者のうち、赤字化している業者は6割強(大規模・営利業者66.7%、地域密着型・営利業者65.3%)にも上る一方、地域密着型・非営利業者における赤字業者割合は55.7%にとどまっている。また、サービス利用時間も、営利業者が事前の予想の6~7割程度しか利用されていないのに対して(大規模・営利業者63.9%、地域密着型・営利業者69.6%)、社協、地域密着・非営利業者は事前予想の9割近い利用時間を確保している(社協89.2%、地域密着・非営利業者85.4%)。こうした状況は、各種報道においても、「大手営利業者の業績低迷」や、「社協の一人勝ち」、「中堅非営利業者の業績堅調」等として伝えられてい

る通りであり、最近やや営利業者の業績持ち直しが伝えられるものの、基本的な構造は現在も変わっていない。

このような、訪問介護市場における営利業者と非営利業者のパフォーマンスの差は、どのような理由から生まれているのであろうか。本稿では、こうした現象を説明する有力な仮説としてHansmann(1980)による「契約の失敗(Contract Failure)」仮説を採り上げ、分析・検証を行う。契約の失敗仮説とは、「介護や医療などの情報の非対称性がある市場では、営利業者はそれを利用してサービスの質を下げるなどの機会主義的行動に出るが、非営利業者にはそのような動機が存在しないのでサービスの質は下がらない。それを見越した消費者は、非営利性を品質のシグナルとして、非営利業者を選択することから、非営利業者がこれらの市場で支配的な占有率を持つ」というものである。日本の訪問介護市場において、果たしてこのような現象が起きているかどうかを、独自に行った事業者アンケートを用いて検証する。

医療や福祉分野における営利・非営利性に着目した研究は、わが国においても、理論的な論文を中心に数多くの業績がある(遠藤(1995)、遠藤(1996)、青木(1999)、中泉(1999)、浜田(2000))。しかしながら、わが国の医療・福祉分野では、これまで実際に、営利業者と非営利業者が競合する市場は存在せず、両者のパフォーマンス差を現実のデータで検証することは不可能であった。今回、公的介護保険の開始に伴って、初めて同一市場での両者のパフォーマンス差を検証することが可能になったのであり、その意味で、本稿はこの分野におけるわが国で最初の実証研究である<sup>1)</sup>。

さて、これまで、医療・福祉分野に営利業者の参入が認められてこなかった理由の1つは、「営利業者は情報の非対称性を利用して機会主義的な行動をとる」という見方にあった<sup>2)</sup>。こうした医療・福祉分野における「非営利性原則」の妥当性を問う上でも、本稿の結果は参考になると思われる。

以下、本稿の構成は次の通りである。IIでは、非営利業者の特徴である「非分配制約」の存在が、サービスの水準にどのような影響を与えるかについて、簡単な理論モデルを用いて分析を行う。IIIでは、本稿の分析に用いるデータについて解説し、変数の加工方法を説明する。IVは、データを用いて仮説を検証する。Vは結語である。

## II モデル分析

本節では、営利業者と非営利業者のサービスの質を、簡単なモデルを用いて比較する。営利業者は通常の利潤極大化モデルを用いる一方、非営利業者のモデルは、マネージャーの効用最大化問題として定義された Newhouse (1970) によるものを考える。これは、非営利の医療機関・福祉機関の行動として最も一般的に用いられているモデルである。

これまで、Hansmann (1980) による契約の失敗仮説のモデル化を試みた先行研究として、Chillemi and Gui (1991), Easley and O'Hara (1983, 1988), Hirth (1999), 青木 (1999) 等が挙げられる。その多くのモデルでは、Hansmann (1980) が主張した「利潤を分配できない制約 (非分配制約) が、非営利業者の機会主義的動機を緩和してサービスの質を高める」という点をそのまま前提として受け入れ、消費者と業者間の交渉ゲームや最適契約問題を定式化し、非営利性が品質のシグナルとして機能して非営利業者の市場シェアが増す点や、厚生経済学的にみてそれが望ましいかどうかといった点を議論している。しかしながら、遠藤 (1995) が主張したように、消費者が非営利性を品質のシグナルとして捉えることと、非営利業者が実際に良質のサービスを供給するこ

ととは、厳密に言えば別個の問題であるから、「非営利業者が非分配制約のためにサービスの質が高くなる」という前提がそもそも正しいかどうかについて、別途検証を行う必要がある。この点を検証した数少ない先行研究が、青木 (1999) である。青木 (1999) は、非分配制約を「病院経営者が受けとる利潤の上限を決める規制」と解釈した上で、機会主義的動機を防ぐための条件を探っているが、非営利業者の機会主義動機が無くなるのは、「利潤の上限規制を高品質のサービスを供給した際に得られる利潤と等しい水準に設定した時のみ」であり、非分配条件が機会主義行動を回避できるかという点について懐疑的な見方をしている<sup>3)</sup>。

本節では、青木 (1999) は異なるが、より簡単かつ一般的と考えられるモデルを用いて、この Hansmann (1980) による契約の失敗仮説の前提条件が正しいかどうかを検証する。

### 1 情報の非対称性が存在する場合

まず、サービスの質に対する情報が、生産者と消費者間で非対称的であり、消費者がサービス水準を全く知ることができない、もしくは全く判断できないという状況を考えよう。この場合、需要はサービスの質に反応しないから、業者の選択できる変数は、サービスの質 ( $q$ ) と利用者数 ( $x$ ) の2つとなる。営利業者の利潤関数 ( $\pi$ ) は次式で表される。

$$\pi = \bar{p}x - c(x, q) \quad (2-1)$$

ここで、価格 ( $\bar{p}$ ) は日本の現状 (介護報酬単価) に合わせて一定としている。費用関数 ( $c$ ) は、通常のモデル同様に凸関数と仮定する ( $c_x \geq 0$ ,  $c_{xx} \geq 0$ ,  $c_q \geq 0$ ,  $c_{qq} \geq 0$ )。また、 $x$  は通常のように非負 ( $x \geq 0$ ) とするが、サービスの質には特に制約をつけない。単純化のために、 $x$  については内点解を仮定しておく (以下の全ての式でも仮定)、一階の条件は、

$$c_x = \bar{p} \quad (2-2)$$

$$c_q = 0 \quad (2-3)$$

である。(2-2) 式は通常の  $MC=P$  という条件である。また、(2-3) 式より、サービスの質は、コ

ストを最小化する最低水準に決まる。

次に、非営利業者のモデルを考える。今、マネージャーは、利用者数とサービスの質の両者から正の限界効用を得ると考え、効用関数  $u(x, q)$  を  $u_x > 0$ ,  $u_q > 0$  と仮定する。非営利業者の特徴は利潤・余剰を分配できないということであるから、非営利業者は、「 $\bar{p}x - c(x, q) = 0$ 」という非分配制約条件 (Non-Distribution Constraint) の下で効用を最大化する。つまり、ラグランジアンは次の様に設定される。

$$L = u(x, q) + \lambda \{ \bar{p}x - c(x, q) \}$$

一階の条件は、次の通りである。

$$u_x = \lambda(c_x - \bar{p}) \quad (2-4)$$

$$u_q = \lambda c_q \quad (2-5)$$

$$\lambda(\bar{p}x - c) = 0, \bar{p}x - c \geq 0, \lambda \geq 0 \quad (2-6)$$

ここで、 $\lambda = 0$  の時には (2-4) (2-5) 式より、 $u_x = 0$ ,  $u_q = 0$  であるが、これは仮定に反するので、 $\lambda > 0$  のケースのみを考える。このとき、 $\bar{p} = c/x$ , つまり  $P = AC$  の点で利用者数を決定する。この条件は、 $P = MC$  で決まる営利業者の生産点よりも、資源分配上非効率で、過大な点で生産を行うということを意味しており、これが Newhouse (1970) のエッセンスとも言うべき結論である。それでは、サービスの質はどうなるのだろうか。Newhouse (1970) やこのモデルをそれ以降の分析においても、サービスの質が比較されることは無かった。(2-4) (2-5) 式を整理すると、

$$c_q = \frac{u_q}{u_x}(c_x - \bar{p}) > 0 \quad (2-7)$$

ここで、 $u_x > 0$ ,  $u_q > 0$  であり、 $c_x - \bar{p}$  は、 $P = AC$  の点で生産しているのならば厳密に正であるから<sup>4)</sup>、 $c_q > 0$  が成り立つ。一方、営利業者は  $c_q = 0$  であるから、もし費用関数が営利業者と同一であると仮定するならば、費用関数の凸性により、非営利業者のサービスの質は、営利業者を厳密に上回る。

## 2 情報の非対称性が存在しない場合

次に、消費者が生産者のサービスの質を知り、それに応じて需要を変化させる場合を考えよう。消費者にとって、各業者のサービスの質を完全に

把握することは困難であるが、口コミやパンフレット等により、ある程度の情報を獲得し、それに応じて業者を選択していると考えすることは、全く情報が得られないとするよりも遙かに現実的であろう。需要関数 ( $x$ ) は、サービスの質 ( $q$ ) の増加関数となるので、 $x(q)$  と書き表せる ( $x_q > 0$ )。この時、営利業者は直接利用者数を選択するのではなく、サービス水準を通じてしか選択できないので、営利業者の操作する変数はサービス水準のみである。営利業者の利潤関数 ( $\pi$ ) は次式のように書き換えられる。

$$\pi = \bar{p}x(q) - c[x(q), q] = \bar{p}x(q) - C(q) \quad (2-8)$$

費用関数 ( $C$ ) は 1 と同様に、 $C_x \geq 0$ ,  $C_{xx} \geq 0$ ,  $C_q \geq 0$ ,  $C_{qq} \geq 0$  であり、その他の条件も同様である。一階の条件は、次の通りである。

$$C_q = \bar{p}x_q \quad (2-9)$$

一方、マネージャーの効用関数を  $U(q)$  ( $U_q > 0$ ) として、非営利業者のラグランジアンは次の様に設定される。

$$L = u(x(q), q) + \lambda \{ \bar{p}x - c[x(q), q] \} \\ = U(q) + \lambda \{ \bar{p}x - C(q) \}$$

一階の条件は、

$$U_q = \lambda(C_q - \bar{p}x_q) \quad (2-10)$$

$$\lambda(\bar{p}x - C) = 0, \bar{p}x - C \geq 0, \lambda \geq 0 \quad (2-11)$$

ここで、II.1 と同様の考察により、 $\lambda > 0$  であるから、(2-11) 式は  $\bar{p} = C/x$  である。また、(2-10) 式を整理すると、 $U_q > 0$ ,  $\lambda > 0$  であるから、

$$C_q = \frac{U_q}{\lambda} + \bar{p}x_q > \bar{p}x_q \quad (2-12)$$

である。よって、費用曲線の凸性により、非営利業者のサービスの質は、営利業者の質を厳密に上回る。

さて、以上の簡単なモデルによる考察から、非営利業者のサービスの質は、営利業者を常に上回っており、その結論は「消費者の情報の獲得程度に依存しない」ことが分かった<sup>5)</sup>。また、ここで留意すべきことは、「非営利業者の方がサービスの質が高い」という結果は、「マネージャーのサービスの質に対する限界効用が正である ( $u_q > 0$ ,  $U_q > 0$ )」という条件に決定的に依存していると

いうことである。マネージャーが、サービスの質に無関心である場合には ( $u_q=0$ ,  $U_q=0$ ), サービスの質は営利業者と変わらないし、効用関数次第ではサービス水準が営利業者を下回ることもあり得る。つまり、一般に信じられているように、「非営利業者は、利益・余剰を分配しないから(非分配制約条件があるから)、自動的にサービスの質が高くなる」のではなく、あくまでマネージャーの選好次第なのである。

ところで、費用関数の形状が、営利業者と非営利業者で同一であるという仮定も、現実には強すぎる仮定である。一般的に、非営利業者の方が非効率な経営を行っているとするれば、マネージャーのサービスの質への選好が正であったとしても、費用関数の形状次第で非営利業者のサービス水準が低くなることもあり得る。したがって、この仮説の現実的妥当性は実証研究に委ねなければならない<sup>9)</sup>。

### III データ

本稿で用いるデータは、日銀と筆者が共同で実施した「訪問介護業者を取り巻く環境と現状把握の為のアンケート調査」である。このアンケートは、2000年8月28日に発送し、9月30日に回収を終えた<sup>7)</sup>。アンケートは、指定訪問介護事業者の事業所に対して行っており、対象数は1,200サンプルである。対象地域は、関東1都6県であり、各市町村の人口ウェイトを用いた層化抽出法を用いている(各県別の内訳は、茨城：80, 群馬：61, 栃木：62, 千葉：174, 埼玉：201, 東京：372, 神奈川：250)。また、有効回答数は、445事業所(有効回答率：37.1%)である。訪問介護業者は、

訪問入浴や施設介護を兼業している場合もあるが、人員や損益などは、指定業者となるための申請書に記載する訪問介護事業者のベースで回答を得ている。

回収されたアンケートの業態別の構成比は、表1の通りである。全国の構成比と比較して、社協や医療法人がやや少なく、営利法人やその他非営利(生協, 農協, NPO)が若干多いという特徴があるものの、概ね構成割合は実状に近いと言える。

本稿の以下の分析で用いる「非営利業者」とは、社会福祉法人と医療法人, 民法法人, その他非営利(生協, 農協, NPO)を合計したものである。一方、営利法人は、「営利法人」と「個人業者」を合計したものである。

さて、アンケートでは、業態や規模のほか、有形固定資産などのバランスシート項目、従業員の構成人数、兼業状況、当該事業所の開設年(事業所を開設し、訪問介護サービスを開始した年)等の詳細な項目を尋ねているが、本稿で用いるのもっとも重要な変数として、「サービスごとの利用総時間」、「総利用時間」がある。サービスごとの利用総時間は、身体介護, 家事援助, 複合型援助の3サービスに対して、月当たり利用者数×月平均利用回数×1回当たり平均利用時間で計算される。また、「総利用時間」は、これら3つのサービスの利用総時間を、介護報酬額をウェイトとして合計したものであり、一種の売上高指標といえる。さらに、これらの利用時間は、現在の実際の利用状況以外に、公的介護保険開始前に予想・計画していた「予想利用時間」も尋ねている。また、次節で述べるように、サービスの質を表す指標についても詳細な質問を行っている。これらの変数の記述統計量は、表2に示す通りである。

表1 アンケート業者の法人種別構成割合

	社会福祉法人 (社協以外)	社会福祉 協議会(社協)	医療法人	民法法人 (社団・財団)	営利法人	その他非 営利	自治体	個人	合計
業者数	96	46	20	16	204	49	2	4	437
構成割合(%)	22	10.5	4.6	3.7	46.7	11.2	0.5	0.9	100
<参考> 全国割合 (%)	20.1	18.2	10	1.9	40.4	7	2.3	?	100

注) 全国割合は、平成12年7月1日現在の訪問介護業者指定件数の法人種別構成比。

表2 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
総利用時間	238.21	373.27	0.00	4419.00
身体介護利用時間	192.77	304.40	0.00	3603.60
家事援助利用時間	307.13	613.51	0.00	8400.00
複合型利用時間	273.94	576.04	0.00	6583.00
予想総利用時間	364.31	672.58	0.00	8837.99
身体介護予想利用時間	366.87	752.63	0.00	9450.00
家事援助予想利用時間	367.56	806.67	0.00	10800.00
複合型予想利用時間	369.86	917.96	0.00	13166.00
総合サービス指標1(総得点)	8.69	2.13	1.00	14.00
総合サービス指標2(主成分)	0.00	1.00	-3.96	1.55
ヘルパー総労働時間	400.12	641.87	0.00	5740.00
専門職員総労働時間	82.65	121.72	0.00	1500.00
事務職員総労働時間	24.45	92.12	0.00	1240.00
有形固定資産	751.52	2863.76	0.00	20000.00
営利業者	0.47	0.50	0.00	1.00
非営利業者	0.51	0.50	0.00	1.00
新規事業所	0.56	0.50	0.00	1.00
操業年数	7.11	14.76	0.50	94.50
特別区	0.37	0.48	0.00	1.00
甲乙地	0.16	0.37	0.00	1.00
複数事業所	0.31	0.46	0.00	1.00

注) 総利用時間, 予想利用時間は, 月あたり利用時間(月平均利用者数×1人あたり月平均利用回数×1回あたり平均利用時間)。総労働時間は, 週あたり総労働時間(人数×週平均労働日数×1日の平均労働時間)。有形固定資産の単位は万円。新規業者の定義は, 訪問介護サービスの操業年数が2.5年未満(1998年以降のサービス供給開始)の事業所である。特別区, 甲乙地ダミーは, 地域加算が行われる特別区と甲乙地をそれぞれ1, それ以外を0としたダミー変数。複数事業所ダミーは, 単一事業所ではなく, 支店・支所等複数事業所を持つ業者を1, その他を0としたダミー変数。

#### IV 分析

Hansmann(1980)が提示した「契約の失敗仮説」とは, 次の2つの仮説からなる結合仮説であると考えられる。すなわち,

**仮説1** 非営利業者のサービスの質は, 機会主義的な行動をとる営利業者よりも高い。

**仮説2** 消費者は, 非営利性を高品質のシグナルとして捉えている。つまり, 情報の非対称性故に, 非営利業者には, サービス水準から想定されるよりも多くの利用者を獲得できるという「非営利プ

レミアム」が存在している。

というものである。以下, 仮説1, 仮説2に対する検証を行う。

##### 1 仮説1の検証

###### (1) 単純比較

本節では, まず, 本当に非営利業者のサービスの質が営利業者を上回っているのかどうかについて検証を行う。

訪問介護業者のサービスの質を厳密に評価することは極めて困難な作業であるが, 我々は, 神戸市(第三者機関による介護サービスの評価), 北海道(介護保険サービスに関する北海道基準),

市民互助団体全国協議会チェックリスト、厚生省（高齢者在宅福祉サービス評価事業、福祉サービスの第三者評価に関する中間とりまとめ）等を参考に、①客観的な評価が可能であり、②訪問員を派遣しなくてもアンケート調査で実施可能なものという基準で14のサービス指標を選択した。それらの指標は、表3にまとめられている通りであ

る。まず、大項目として、(i)サービスの質の管理、(ii)サービスの利便性、(iii)情報公開、(iv)ヘルパーの能力という4項目を設定し、その細目の評価指標を次の様に設定した。

(i) サービスの質の管理

1. シルバーマーク、ISO等の認定マーク取得の有無、
2. ヘルパーサービスのマニュアル

表3 サービス指標の営利・非営利業者比較

項目	サービス項目	(a) 非営利	(b) 営利	(c) 単純比較	(d) 関数型1	(e) 関数型2
管理 サービスの質の	1 シルバーマーク、ISO等の認定マーク取得率	0.00 (0.07)	0.30 (0.46)	×**	×**	×**
	2 ヘルパーサービスのマニュアル存在率	0.59 (0.49)	0.73 (0.45)	×**	×*	×*
	3 ヘルパー情報交流会や事例検討会・ケアカンファレンスの実施率	0.85 (0.36)	0.73 (0.45)	○**	○**	○**
	4 定期的なヘルパー研修の実施率	0.62 (0.49)	0.61 (0.49)	—	—	—
利便性 サービスの	5 サービス最低利用時間等の制限の非設定率	0.76 (0.43)	0.69 (0.46)	—	—	—
	6 利用不可能日(休日)の非存在率	0.46 (0.50)	0.67 (0.47)	×**	×**	×**
	7 早朝、夜間、深夜サービスの存在率	0.71 (0.46)	0.89 (0.31)	×**	×*	×*
	8 緊急利用の可否の比率	0.73 (0.44)	0.82 (0.39)	×*	×*	—
情報公開	9 苦情処理窓口・苦情処理係の存在率	0.96 (0.18)	0.98 (0.15)	—	—	—
	10パンフレットやホームページ、利用者向け会報など情報提供媒体の存在	0.64 (0.48)	0.75 (0.43)	×*	—	—
ヘルパーの能力	11 社会福祉士・介護福祉士、PT、OT等の専門資格者が全雇用者に占める割合	0.18 (0.21)	0.12 (0.15)	○**	—	—
	12 ヘルパー2級以上の有資格者が全ヘルパーに占める割合	0.83 (0.23)	0.88 (0.21)	×*	×**	×*
	13 ヘルパー経験者(1年以上)が全ヘルパーに占める割合	0.63 (0.34)	0.51 (0.32)	○**	—	—
	14 ベテラン・ヘルパー(5年以上)が全ヘルパーに占める割合	0.32 (0.28)	0.30 (0.28)	—	—	—
総合サービス指標1(総得点)		8.41 (2.12)	9.07 (1.98)	×**	×*	—
総合サービス指標2(第1主成分得点)		-0.21 (0.97)	0.26 (0.91)	×**	×*	—

- 注) 1. (a), (b) 各欄の数字は、平均値。( )内は標準偏差を指す。
2. (c)「単純比較」の項目は、非営利業者の方が有意に優れている場合には「○」、営利業者の方が有意に優れている場合には「×」が付されている。また、右肩の「\*\*」は1%基準で有意、「\*」は5%基準で有意であることを示す。
3. (d), (e)の関数1, 2は、各個別指標を被説明変数として、サービス決定関数を推定したもの。推定方法は、指標1~10までがロジットモデル、指標11~14がOLS(被説明変数をロジット変換)である。非営利ダミーの係数が有意にプラスの場合には「○」、有意にマイナスの場合には「×」が付されている。また、右肩の「\*\*」は1%基準で有意、「\*」は5%基準で有意であることを示す。
4. 「総合サービス指標1」は、1~14のサービス指標を、各サービスが該当する場合に1点、そうでない場合に0点として、単純に合計したものである。ただし、11~14の指標は割合であるため、平均値以上を1点、平均値以下を0点として点数化した。これに対して、「総合サービス指標2」は、各サービス指標の点数をそのまま合計するのではなく、主成分分析によりウェイトをつけて合計している。

ルの有無, 3. ヘルパー情報交流会や事例検討会・ケアカンファレンス実施の有無, 4. 定期的なヘルパー研修実施の有無

(ii) サービスの利便性

5. サービス最低利用時間等の制限を設けているか, 6. 利用不可能日(休日)の有無, 7. 早朝, 夜間, 深夜サービス提供の有無, 8. 緊急利用の可否

(iii) 情報公開

9. 苦情処理窓口・苦情処理係の有無, 10. パンフレットやホームページ, 利用者向け会報など情報提供媒体の有無

(iv) ヘルパーの能力

11. 社会福祉士・介護福祉士, PT, OT等の専門資格者が全雇用者に占める割合, 12. ヘルパー2級以上の有資格者が全ヘルパーに占める割合, 13. 未熟練ヘルパー(経験年数1年以内)の割合, 14. ベテラン・ヘルパー(5年以上)の割合

各指標は, 質の水準が高いほど, 大きな値をとるように再定義しており, (a) 欄には非営利業者の平均値(括弧内は標準偏差), (b) 欄には営利業者の平均値(標準偏差)が並んでいる。(c) 欄にはこれらの各指標の平均値について, 非営利業者の方が営利業者を統計的に有意に上回っている場合に「○」, 逆に統計的に有意に下回っている場合に「×」が表示しており, 右肩の星印は, 「\*\*」が1%基準で有意, 「\*」が5%基準で有意を示している。「-」は差が有意ではなく, ほぼ同等であることを示している。

さて, (c)の単純比較の結果をみると, まず「(i) サービスの質の管理」については, 4つの指標中2つが「×」, 1つが「○」ということであり, どちらの質が高いかは判別しがたいが, 仮に多数決で判断するならば営利業者ということになる。一方, 「(ii) サービスの利便性」については4つの指標中3つまでが「×」で残りが「-」, 「(iii) 情報公開」についても1つが「×」, 残りが「-」であり, これらの項目は営利業者の方が優れている可能性が高いと言えよう。そうした中で, 非営利業者が優れている可能性があるの

は, 「(iv) ヘルパーの能力」だけであり, 4つの指標中2つが「○」, 1つが「×」である。表の最下欄には, これらの指標を総合的に評価するために, 「総合サービス指標1」, 「総合サービス指標2」という2つの指標を作成した。「総合サービス指標1」は, 表3の1~14のサービス指標を, 各サービスが該当する場合に1点, そうでない場合に0点として, 単純合計したものである。ただし, 11~14の指標は割合であるため, 平均値以上を1点, 平均値以下を0点として点数化した。これに対して, 「総合サービス指標2」は, 各サービス指標の点数に適切なウエイト付けを行うために, 主成分分析を用いて, 第1主成分をサービス指標と定義した<sup>8)</sup>。表3をみるとどちらの総合指標も有意に「×」であり, やはり営利業者の方が非営利業者よりもサービスの質が高い可能性が示唆される。また, 両総合指標の標準偏差はほぼ同水準であり, サービスの質のバラツキは営利・非営利業者で差がないと判断できよう<sup>9)</sup>。もっとも, こうした総合点数評価は, いくらウエイトを適切に選んだとしても, 選定する指標のセットに恣意性が入るため, 結果の解釈にあたっては一定の留意が必要なことは言うまでもない<sup>10)</sup>。

(2) 様々な属性をコントロールしたサービスの質の比較

しかしながら, このような単純比較では, 規模や操業年数等の様々な属性がコントロールされていないため, サービス水準の非営利・営利業者差が, 純粋な法人格による差ではなく, それ以外の要因による見せかけのものである可能性が高い。例えば, 営利業者には新規事業所が多いが, 新規事業所ほどサービスの水準が低いという場合には, たとえ営利業者自体のサービス水準が低くはなかったとしても, 新規業者比率を反映して低くなってしまふ。同様に, 業者規模が高いほどサービスの質が高い場合には, 業者規模の高さを反映して営利業者が有利になってしまう。このような様々な要因を含んだ「単純比較」も, 政策的には十分に意味があると思われるが, 「契約の失敗仮説」のより厳密な検証のためには, こうした様々な要因をコントロールした上での営利・非営利比較を

行わなければならない。

そこで、次に回帰分析を用いて、様々な要因を説明変数としてコントロールしたサービスの質の比較を行う。コントロールする説明変数としては、規模の代理変数として①ヘルパー数(対数)と②複数事業所ダミー(事業所が複数ある場合に1, それ以外に0), 新規性の指標として③新規事業所ダミー(1998年以降に当該事業所を開設して訪問介護サービスを開始した事業所は1, それ以外の既存業者は0)と④操業年数(当該事業所を開設して訪問介護サービスを開始した年から現在までの年数), 採算性の代理変数として⑤特別区ダミー(介護報酬単価が異なる特別区に所在する場合に1, それ以外に0)と⑥甲乙地ダミー(介護報酬単価が異なる特別区に所在する場合に1, それ

以外に0)を考えた。新規性の指標は、公的介護保険開始に伴って新規参入した業者は、既存の業者とは質的に異なる可能性があるため、操業年数に加えて新規事業所ダミーを入れることにした。これらの説明変数の他に⑦非営利ダミー(非営利業者の場合に1, それ以外は0)を加え、その係数によって、営利・非営利業者のサービスの差異を判断することにする。

関数型としては、上の7つの説明変数を線形に入れたもの(関数型1)の他に、⑧専門資格者数(対数), ⑨事務職員数<sup>11)</sup>(対数), ⑩有形固定資本(対数)を加えたもの(関数型2)<sup>12)</sup>。

表4は、「総合サービス指標1」(対数), 「総合サービス指標2」(対数<sup>13)</sup>)に対してOLSで推定した結果である。まず関数型1を用いた推定式

表4 サービス水準関数の推定

	推定式(1)	推定式(2)	推定式(3)	推定式(4)
被説明変数	ln(総合サービス指標1)	ln(総合サービス指標2)	ln(総合サービス指標1)	ln(総合サービス指標2)
ln(ヘルパー数)	0.0425509** (5.96)	0.0561654** (6.38)	0.0355993** (4.58)	0.0461787** (4.83)
ln(専門資格者数)	—	—	0.0074229 (1.52)	0.0104039 (1.73)
ln(事務職員数)	—	—	0.0007818 (0.14)	0.0005641 (0.08)
ln(有形固定資本)	—	—	0.0055598 (1.34)	0.0086481 (1.69)
特別区ダミー	0.0228204 (0.71)	0.0303063 (0.76)	0.0213089 (0.66)	0.0283315 (0.71)
甲乙地ダミー	0.0283701 (0.7)	0.0365884 (0.73)	0.0293563 (0.72)	0.0377682 (0.75)
複数事業所ダミー	0.080792* (2.56)	0.1201479** (3.09)	0.0865498** (2.72)	0.1287259** (3.29)
新規事業所ダミー	-0.018648 (-0.56)	0.0262453 (0.64)	-0.0160997 (-0.48)	0.0290444 (0.7)
操業年数	0.0001657 (0.15)	0.0003749 (0.28)	0.0001014 (0.09)	0.0002603 (0.19)
非営利ダミー	-0.0625063* (-2.06)	-0.0802857* (-2.14)	-0.0478803 (-1.54)	-0.0589931 (-1.54)
定数項	1.878477** (33.93)	1.028473** (15.08)	1.868339** (33.17)	1.012077** (14.62)
サンプル数	433	433	433	433
Adj. R <sup>2</sup>	0.1106	0.1293	0.115	0.1378

注) ( )内はt値を表す。推定方法はOLS。\*\*は1%基準, \*は5%基準で有意であることを示す。



(1), (2)をみると、両者とも非営利ダミーの係数は負で有意であり、非営利業者の方が有意にサービス水準が低いと判断される。一方、関数型2で推定した推定式(3), (4)では非営利ダミーの係数は負であるものの有意ではなく、両者のサービス水準の差異は確認できなかった。

次に、14の個別サービス指標に対して両関数型の推定を行った。推定方法は、指標1~10までがロジットモデル、指標11~14までがロジット変換後にOLSで推定している。

表3の「(d)関数型1」, 「(e)関数型2」の欄には、推定結果のうち、非営利ダミーの係数の符号を示している。(c)欄との比較のため、係数の符号がプラスで有意な場合には「○」、符号がマイナスで有意な場合には「×」、有意な差が無い場合には「-」を付している。右肩の星印は、「\*\*」が1%基準で有意、「\*」が5%基準で有意である。推定結果をみると、大きく変化したのは「(iv)ヘルパーの能力」であり、2つの「○」が有意ではなくなり「-」となった。また、「(iii)情報公開」についても2つの指標とも「-」となり、営利・非営利差が不明確となった。

したがって以上の結果をまとめると、「営利業者のサービスの質は非営利業者に比べて遜色が無い、もしくは若干上回る可能性がある」ということになるだろう。少なくとも、Hansmann(1980)の設定や我が国で一般に信じられているように「非営利業者が提供するサービスの水準の方が高い」という事実は見いだすことができなかった。

## 2 仮説2の検証

仮説2(消費者は、非営利性を高品質のシグナルとして捉えている)を厳密に検証するためには、本来、Holtman and Ullmann(1993)が行ったような消費者側の調査を行うべきであるが、本稿のアンケートでは生産者側の情報しか入手できないため、次のような検証方法を考案した。

このアンケートでは、公的介護保険開始前に各業者が予想していた「予想総利用時間」を尋ねている。これは各業者が介護保険前に準備していた

一種の「供給能力」と解釈できるから、「総利用時間/予想総利用時間比率」を「供給能力に対する実際の需要」と考えることが可能である。そして、サービスの質や利用状況を決める様々な要因をコントロールした上で、もし非営利業者の「総利用時間/予想総利用時間比率」が営利業者に比べて高いのであれば、それをもって「非営利プレミアム」と解釈することにする。

具体的には、各業者の「総利用時間/予想総利用時間比率」を、①サービス水準、②複数事業所ダミー、③新規事業所ダミー、④操業年数、⑤特別区ダミー、⑥甲乙地ダミー、⑦非営利ダミー、⑧デイケア・デイサービス併設ダミー(デイケア・デイサービスを提供している事業所は1、それ以外は0)、⑨ショートステイの併設ダミー(ショートステイを提供している事業所は1、それ以外は0)、⑩特養併設ダミー(特養を併設している事業所は1、それ以外は0)、⑪ケアハウス併設ダミー(ケアハウスを併設している事業所は1、それ以外は0)、⑫訪問看護提供ダミー(訪問介護サービスを提供している場合は1、それ以外は0)、⑬医療法人ダミー(医療法人の場合は1、それ以外は0)に回帰し、非営利ダミーの係数がプラスに有意であるかどうかをもって、「非営利プレミアム」の存在を検証する。ただし、この関数型は理論的な背景が曖昧なため、サービス水準の決定関数を模して、(a)⑭ヘルパー数(対数)を加えたもの、(b)⑭ヘルパー数(対数)、⑮専門資格者数(対数)、⑯事務職員数(対数)、⑰有形固定資本(対数)を加えたものの3つの関数型を推定して、恣意性にある程度の対処を行うことにする。

ここで、⑧から⑬の変数をコントロールしたのは、次の様な理由からである。利用者が非営利業者を選択する理由としては、ここで計られているサービスの質指標の他に、併設福祉施設や看護・医療サービスが併設・提供されていることによる「いざという時の安心感」が存在すると思われる。したがって、併設施設等の情報をコントロールしないと「非営利プレミアム」仮説が指示されやすくなってしまうのである<sup>14)</sup>。

また、④操業年数に加えて③新規事業所ダミー

表5 総利用時間/予想総利用時間比率の推定

	推定式 (5)	推定式 (6)	推定式 (7)	推定式 (8)	推定式 (9)	推定式 (10)	推定式 (11)
被説明変数	ln (予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (総利用時間/予想総利用時間)	ln (身体介護利用時間/身体介護予想利用時間)	ln (家事援助利用時間/家事援助予想利用時間)	ln (複合型利用時間/複合型予想利用時間)
ln (総合サービス指標 1)	1.030955** (2.88)	0.3269991** (3.23)	0.2699158** (2.63)	0.2765761** (2.67)	0.4626977** (3.46)	0.2409798 (1.69)	0.3366324* (2.33)
ln (ヘルパー数)	—	—	0.0458262** (2.73)	0.0490055** (2.78)	0.0451921* (1.94)	0.0914977** (3.6)	0.0312209 (1.26)
ln (専門資格者数)	—	—	—	-0.0079408 (-0.83)	-0.012393 (-0.99)	-0.002031 (-0.15)	-0.000713 (-0.05)
ln (事務職員数)	—	—	—	0.007188 (0.65)	0.0096893 (0.68)	0.0083951 (0.54)	0.0042577 (0.28)
ln (有形固定資本)	—	—	—	-0.002801 (-0.34)	-0.0025388 (-0.23)	0.0136111 (1.16)	0.0060569 (0.51)
特別区ダミー	0.2797937 (1.22)	0.1316249* (2.07)	0.0956018 (1.49)	0.0972326 (1.5)	-0.0202365 (-0.24)	0.0300342 (0.33)	0.1672628 (1.84)
甲乙地ダミー	0.3528613 (1.2)	0.0733597 (0.93)	0.0600145 (0.76)	0.0590306 (0.75)	-0.0136514 (-0.13)	-0.0571069 (-0.52)	0.0376166 (0.34)
複数事業所ダミー	0.1508753 (0.66)	-0.0595132 (-0.96)	-0.0529947 (-0.86)	-0.0638309 (-1.02)	-0.0663634 (-0.82)	0.0257346 (0.29)	-0.0232251 (-0.26)
新規事業所ダミー	-0.4381424 (-1.83)	-0.2185332** (-3.3)	-0.1926316** (-2.91)	-0.1878095** (-2.78)	-0.2193919* (-2.53)	-0.0760488 (-0.81)	-0.2464121** (-2.61)
操業年数	-0.0039418 (-0.51)	-0.000418 (-0.2)	-0.0004352 (-0.2)	-0.0003624 (-0.17)	-0.0020956 (-0.76)	-0.0015445 (-0.52)	-0.0011715 (-0.4)
非営利ダミー	-0.1681206 (-0.76)	0.2711258** (4.28)	0.2698263** (4.3)	0.2672064** (4.1)	0.335105** (3.99)	0.281342** (3.12)	0.274084** (3.03)
デイケア・デイサービス併設ダミー	—	0.0371939 (0.41)	0.0425295 (0.47)	0.0314 (0.34)	0.0300371 (0.25)	0.0923012 (0.72)	-0.22256 (-1.74)
ショートステイ併設ダミー	—	0.0531643 (0.39)	0.0640728 (0.47)	0.0633886 (0.46)	0.0250534 (0.14)	0.0773751 (0.41)	0.1636394 (0.85)
特養併設ダミー	—	-0.1018489 (-0.48)	-0.1324862 (-0.63)	-0.1192291 (-0.57)	0.1429932 (0.53)	-0.2651089 (-0.92)	-0.4342715 (-1.52)
ケアハウス併設ダミー	—	-0.2331435 (-0.44)	-0.2000759 (-0.38)	-0.187737 (-0.35)	-0.1930134 (-0.29)	0.784092 (1.08)	0.4409263 (0.61)
訪問看護提供ダミー	—	-0.534877 (-1.72)	-0.5323803 (-1.73)	-0.5335244 (-1.72)	-0.5247686 (-1.33)	-0.3187142 (-0.75)	-0.1854387 (-0.44)
医療法人ダミー	—	-0.1735162 (-1.3)	-0.1879257 (-1.42)	-0.2061827 (-1.51)	-0.068441 (-0.39)	-0.2645692 (-1.42)	-0.315886 (-1.65)
定数項	2.874003** (3.51)	-1.054443** (-4.52)	-1.17512** (-4.99)	-1.166601** (-4.89)	-1.638343** (-5.29)	-1.263114** (-3.82)	-1.17293** (-3.54)
サンプル数	416	393	393	393	383	379	373
Adj. R <sup>2</sup>	0.0324	0.1228	0.1376	0.1331	0.1093	0.0696	0.0692

注) ( ) 内はt値を表す。推定方法はOLS。\*\*は1%基準, \*は5%基準で有意であることを示す。

をコントロールする理由は、「営利業者は介護保険の開始に伴って参入した新規業者が多いので<sup>15)</sup>、需要の見誤りの度合いが大きく、『総利用時間／予想総利用時間比率』が低くなる（逆に非営利業者は高くなる）」という批判を回避するためである<sup>16)</sup>。もっともこれは、同じ新規事業所であっても、営利業者と非営利業者の間で、そもそも需要予測が異なる場合には意味をなさなくなる。そこで、仮説2の検証に先立ち、まず、営利業者と非営利業者で「需要予測」が異なっているかどうかをチェックする。具体的には、各業者の「予想総利用時間」を、①サービス水準、②複数事業所ダミー、③新規事業所ダミー、④操業年数、⑤特別区ダミー、⑥甲乙地ダミー、⑦非営利ダミーに回帰させ、非営利ダミーの係数が有意に0と異なるかどうかを検証した。推定結果は、表5の推定式(5)に示した通りであるが、非営利ダミーの係数は有意ではなく、したがって、事前の需要予測には営利・非営利差が存在しないことがわかった<sup>17)</sup>。

さて、表5の推定式(6)～(8)は、それぞれ3つの関数型の推定結果に対応しているが、全ての関数型で非営利ダミーの係数は正に有意であり、「非営利プレミアム」の存在が示唆される結果となった。サービス水準の指標は、推定式(6)～(8)で用いた総合サービス指標1(対数)の他、総合サービス指標2(対数)、さらに個別のサービス指標をそれぞれ入れたものも試したが、非営利ダミーの係数が正で有意である点は変わらなかった。

ところで、この結果に対して、「非営利業者は、採算のとれない家事援助を増やしていることから(営利業者はこれを何らかの形で制限している)、総利用時間が増え、『総利用時間/予想総利用時間比率』が高くなっているのではないか。つまり、家事援助に対する行動の差が『非営利プレミアム』として反映されたのではないか」という批判も考え得る。実際、本稿と同じアンケートを分析した鈴木・佐竹(2000)、佐竹・鈴木(2001)においても、家事援助利用時間が全体のサービスの利用時間に占める割合は、営利業者が23.0%であるのに対して、非営利業者は28.7%であり<sup>18)</sup>、非営利業者の方が不採算の家事援助サービス供給

を増やしているようである。そこで、この効果を排除するために、身体介護、家事援助、複合型介護ごとの各サービスについて、「総利用時間／予想総利用時間比率」を作り、推定式(8)と同様の推定を行った<sup>19)</sup>。この場合、非営利業者における家事援助利用時間が幾ら多くても、身体介護や複合型の比率には影響しないはずであるから、身体介護や複合型において非営利業者の「総利用時間／予想総利用時間比率」が高い場合には、仮説と整合的な結果であると判断される。推定結果は、身体介護が表5の推定式(9)、家事援助が推定式(10)、複合型が推定式(11)の通りであり、全ての推定式で非営利ダミーが正で有意となっている。もちろん、サービス指標や関数型選択に恣意性が免れないことから、結果の解釈は十分な幅を持ってみるべきことは言うまでもないが、「非営利プレミアム」が存在する可能性は、かなり頑健性が高いと判断できよう<sup>20)</sup>。

一方、家事援助を除き、表5の全ての推定において、サービス指標の係数が正で有意であることも注目に値する。つまり、利用者は、ある程度はサービスの質を認識して需要行動をしているのであり、訪問介護保険市場における「情報の非対称性」は、さほど深刻ではない可能性がある<sup>21)</sup>。

## V 結 語

2000年4月の公的介護保険制度の施行に伴い、訪問介護市場には営利業者を含む多種多様な民間業者が参入した。その後の経過をみると、最近やや持ち直しているとはいえ、営利業者の業況が低迷している一方、社協や地域密着型・非営利業者は比較的堅調に推移している。本稿は、このような訪問介護市場における営利業者と非営利業者のパフォーマンス差を説明する有力な仮説として、Hansmann(1980)による「契約の失敗(Contract Failure)」仮説を採り上げ、筆者等が独自に行った事業者アンケートを用いて検証した。

その結果、様々な留保条件があるものの、①営利業者のサービスの質は、非営利業者と比較して遜色がないか、むしろ高い可能性があり、仮説の

ように「非営利業者の方が高い」という事実は見いだせない、②それにもかかわらず、非営利業者はそのサービス水準から想定されるよりも多くの利用者を獲得しており、「非営利プレミアム」とでも言うべき競争上の優位性が存在している、③したがって、利用者は業者の選択に関して間違っただ行動をしている可能性があることがわかった。

こうした分析結果は、訪問介護市場において、十分に営利業者と非営利業者のイコールフットリングが達成されていないことを物語っていると思われる。そもそも出発点において、既存の非営利業者は、利用者や行政の認知等の情報面で圧倒的な優位性を持っていると思われる。後発の新規営利業者は、広告・宣伝を行ったり、質の高さが認知されるのを待つ必要があるが、こうした費用を後発の業者のみが負うことは、公平な市場競争という観点からみて如何なるものであろうか<sup>22)</sup>。「情報の非対称性」が存在する場合には行政の介入は正当化されるが、営利・非営利業者間の情報の偏在に対しても、行政当局の積極的な介入が支持され得るものと思われる。その方法としては、現在いくつかの市町村・都道府県で導入されている第三者評価機関を全ての自治体や全国規模で進める他<sup>23)</sup>、評価情報を積極的に公表し、利用者への認知を推進すべきである。

また、情報の提供先としては、利用者や行政の他、特にケアマネージャーに対する周知徹底化が必要であると思われる。現在、介護保険市場の需給調整はケアマネージャーを通じて行われているが、現状では、ケアマネージャーですら十分な情報を持っているとは言い難い。それに加え、居宅支援業者と訪問介護業者を兼任している事業所が多いことから、制度的にも、利用者に対して公平な情報提供を行うインセンティブがあるかどうか疑問が残る。実際、このアンケートでは、「同一事業所のケアマネから紹介される利用者の割合」についても質問しているが、この割合は営利業者が37%であるのに対して、非営利業者は53%にも達しており、事業所所属のケアマネージャーの存在が、非営利業者に有利に働いている可能性を否定できない。岡本(2000)が指摘しているよう

に、居宅支援事業自体に十分な採算性を確保させ、兼務規制やファイアーウォールの設置などでケアマネージャーの独立性・公平性を高める必要があるのではないだろうか。

もっとも、本稿の分析は、介護保険開始後半年で実施されたアンケートを分析しているため、最終的な評価を下すには早すぎる点は否めず、今後の利用状況・業者の推移を注意深く見守る必要がある。そうした中で、「非営利プレミアム」の解消がなかなか進まないのであれば、訪問介護保険市場の健全な育成のため行政による積極的な介入を検討すべきである。

### 謝 辞

2001年度春季日本経済学会(於：広島修道大学)で発表した旧稿に対して、コメンテーターの遠藤久夫教授(学習院大学)から多数の貴重なご示唆を頂いた。また、岩本康志助教授(京都大学)、チャールズ・ホリオカ・ユウジ教授(大阪大学)、コリン・ロス・マッケンジー教授(大阪大学)、武藤博道研究委員(日本経済研究センター)、鈴木玲子主任研究員(同)、上村淳三主席研究員(同)、上智大学経済学部水曜セミナーの参加者からも有益なコメントを頂いた。ここに改めて感謝の意を申し上げたい。

本稿の分析は、筆者と日本銀行調査統計局が共同で行った事業者アンケートを用いているものの、本稿で述べられるいかなる主張も、日本銀行の見解とは無関係である。

(平成13年12月投稿受理)

(平成13年12月採用決定)

### 注

- 1) もっとも、海外では、介護福祉分野における営利・非営利業者間のサービスの質差をテーマとした研究は数多い(Weisbrod(1988), Cohen and Spector(1996), Gertler(1992 a, 1992 b), Holtmann and Idson(1993), Phillipson(2000))。しかしながら、これらにおいても、営利・非営利業者のどちらの質が優れているかについて、評価が定まっていない。
- 2) 営利業者の参入規制の根拠やその問題については、八代(2000 a), 八代(2000 b)や青木

(1999) 等が詳しい。

- 3) 青木 (1999) はさらに分析を進め、①業者が前段階で営利・非営利を選択できることと、②消費者の繰り返し購入を行うことを前提とすると、非分配制約は制約がない場合と高々同程度の効果しかないことを示している。また、Easley and O'Hara (1983) においても、簡単ではあるが、非分配制約が高品質に結びつかないケースがあることを触れている。
- 4) その他、操業停止点を上回る水準で生産が行われていること ( $MC > AC$ ) も仮定する。
- 5) 勿論、情報の獲得程度によって、提供されるサービスの水準自体は変化する。
- 6) また、本来はこのようなモデル分析は、両者間の競争を取り入れたモデリングをする必要がある。この点については今後の課題としたい。
- 7) 本稿のアンケートを行った時点は、介護保険が始まって半年にも満たない時期であり、制度がまだ定着しきっていないという意味で、結果の解釈には一定の留意が必要であることは言うまでもない。
- 8) 但し、11, 13, 14 の指標については因子負荷量がマイナスとなったので、これらを除いて主成分分析を行っている。因子負荷量は次の通り。  
サービス 1 (0.34002) : サービス 2 (0.53457) : サービス 3 (0.53189) : サービス 4 (0.071795) : サービス 5 (0.50763) : サービス 6 (0.48509) : サービス 7 (0.59489) : サービス 8 (0.57318) : サービス 9 (0.37675) : サービス 10 (0.45636) : サービス 12 (0.2791)。
- 9) 14 の個別指標についても、標準偏差は営利・非営利間で概ね似通った値であり、サービスのバラツキが営利業者において特に高いということはない。
- 10) 指標①の中にある「シルバーマーク」の取得基準には、①「ヘルパーに対し、採用時に 137 時間以上の研修を行うこと」、②「サービス従事者は、毎年 6 時間以上の研修を行うこと」、③「均質な内容のサービスを確保するため、サービスのマニュアルを作り、これにしたがってサービスを実施すること」という項目があり、従って指標②や④とは厳密には独立ではない。また、そもそもシルバーマークや ISO を取得するのは、劣勢にある営利業者や新規業者だけであり、以前から営業をしていた非営利業者はそれらを取得するまでもない(取得する能力はあるが、それらを示す必要がないので取得していない) という見方もある。そこで指標①を除いた総合サービス指標も作成し、表 3 以下の全ての分析を再現したが、主要な結果には全く影響が無かった。
- 11) 雇用者数のデータは全て週当たり労働時間をベースにしている。
- 12) これは、サービス水準に対して次のようなコ

ブ・ダグラス型の供給関数を想定しているともみられることもできる。

$$S = cL^{\alpha}K^{\beta}e^{\gamma Z + u} \quad (S \text{ はサービス, } L \text{ は労働, } K \text{ は資本, } Z \text{ はその他の属性})$$

- 13) 主成分得点はそのままでマイナスの値があっても対数がとれないため、最低得点を正の値にするために 4 を全ての値に合計している。また、説明変数の各値が 0 の場合も対数がとれないので、0 を 0.1 に直して対数をとっている。
- 14) 以上の変数を加えるに当たっては本誌レフェリーによるコメントが有益であった。
- 15) ちなみに、新規業者ダミーと営利ダミーの相関係数は 0.1843 (新規事業ダミーと非営利ダミーの相関係数は -0.1931) であり、多重共線性を懸念するほど相関が高いわけではない。
- 16) 既に述べたように、新規事業所ダミーの定義は、「当該事業所を設立して訪問介護サービスを開始した年が 98 年以降である」というものである。したがって、当該新規事業所が支店・支所の場合には、ここでコントロールできるのは、当該商圏に新規に参入したことによる需要の見誤り要因である。しかしながら、本店の設立年が古い場合には、全く新規に参入する業者よりは、ノウハウの蓄積があつて需要の見誤りが少なくなる可能性がある。本アンケートでは、残念ながら本店の設立年を尋ねていないので、この点にバイアスがあることは否定できない。ただし、複数事業所ダミーを入れていることで、ある程度このバイアスを回避できている可能性もある。
- 17) 予想利用時間を回帰する分析を加えるに当たっては本誌レフェリーによるコメントが有益であった。関数型は、(a) 推定式(5)の他、(b) ヘルパー数(対数)を加えたもの、(c) ヘルパー数(対数)の他に専門資格者数(対数)、事務職員数(対数)、有形固定資本(対数)を加えたもの、(a) (b) (c) に⑧~⑬の併設ダミーを加えた形でも試したが、全ての推定で非営利ダミーの係数は有意とはならなかった。
- 18) また、家事援助のみの申し込みを拒否したり、家事援助を申し込む際に最低サービス時間等の制限を設けている業者の割合は、非営利業者で 24.2%であるのに対して、営利業者では 32.1%にも上っている。
- 19) このほか、推定式(6)及び推定式(7)と同様の関数型でも推定を行い、また、サービス水準の変数も「総合サービス指標 2」に変えた推定も行ったが、以下の結論は全く変わらない。
- 20) 特に、サービス指標の選択については完全ではありえず、この点に留意して分析結果をみるべきである。すなわち、既に述べたようにアンケートで回答できる指標に限定していることから、「サービスを提供するプロセス」等の重要な

- 情報も取捨されている点で、本稿の分析には一定の限界がある。
- 21) もっとも、ここで採り上げたサービス指標の多くは実際に利用者が観察できるものであることから、ある程度は当然の結果であるとも言える。もちろん、本稿の分析では、これらの変数を観察できないサービス指標をも代理する変数として解釈している訳であるが、観察できる指標が多いにもかかわらず「非営利プレミアム」が検証されていることはそれ自体として興味深い。
- 22) このほか、例えば社会福祉協議会等には自治体職員がヘルパーとして派遣されている市町村があり、情報という面以外でもイコールフットイングがなされていない場合がある。また、利用者減免や課税についても営利・非営利間で不公平がある。
- 23) こうした中、既に2000年11月には旧厚生省において「介護保険サービス選択の為の評価の在り方に関する検討会」が発足し、第三者評価機関の導入に向けた具体化作業が進んでいる。

#### 参考文献

- 青木 研 (1999) 「参入規制としての非分配制約規制とその効果について」『医療と社会』Vol. 9 (1), pp. 3-21.
- 漆 博雄編 (1998) 『医療経済学』, 東京大学出版会。
- 遠藤久夫 (1995) 「医療・福祉における営利性と非営利性——民間非営利組織とサービスの質——」『医療と社会』Vol. 5 (1), pp. 27-41.
- (1996) 「営利法人の病院経営のパフォーマンスに関する一考察——米国の先行研究のサーベイを中心に」『医療経済研究』Vol. 3, pp. 57-73.
- 岡本悦司 (2000) 「専業ケアマネージャーをはぐくむ介護報酬を」『介護保険情報』11月号, 社会保険研究所。
- 佐竹秀典・鈴木 亘 (2001) 「日本の介護サービス市場の実態——事業者アンケートに基づく考察——」『エコノミックス』6号～緊急特集 構造改革～, pp. 180-195.
- 鈴木 亘・大日康史 (1999), 「Conjoint Analysisを用いた介護需要関数の推定」, *ISER Discussion Paper*, No. 486, 大阪大学社会経済研究所。
- 鈴木 亘・佐竹秀典 (2000) 「介護サービス産業への市場原理導入を徹底せよ——事業者アンケートに基づく現状評価と課題——」*ISER Discussion Paper*, No. 523, 大阪大学社会経済研究所。
- 中泉真樹 (1999) 「医療機関の競争と規制」『医療と社会』Vol. 9 (1), pp. 23-45.
- 永田俊一・佐竹秀典・鈴木 亘 (2000) 「介護保険制度と介護市場の分析」, 日本銀行調査統計局 Working Paper, 00-17.
- 浜田浩児 (2000) 「非営利団体、自治体による社会福祉サービスの経済厚生上の意義」『生活経済学研究』第15巻, pp. 103-118.
- 八代尚宏 (2000 a) 「福祉の規制改革——高齢者介護と保育サービスの充実のために——」, 八代尚宏編『シリーズ現代経済研究18: 社会的規制の経済分析』, 日本経済新聞社。
- (2000 b) 「介護サービス産業の将来性」『介護保険情報』9月号, 社会保険研究所。
- 山内直人 (1997) 『ノンプロフィットエコノミー——NPOとフィランソロピーの経済学——』, 日本評論社。
- Chillemi, Ottorino and Benedetto Gui (1991) “Uninformed Consumers and Nonprofit Organization: Modeling ‘Contract Failure’ Theory,” *Economics Letters*, 35 (1), pp. 5-8.
- Cohen, Joel and William Spector (1996) “The effect of Medicaid Reimbursement on Quality of Care in Nursing Homes,” *Journal of Health Economics* 15, pp. 23-48.
- Easley, David and Maureen O’Hara (1983) “The Economic Role of the Nonprofit Firm,” *The Bell Journal of Economics* 14 (2), pp. 531-538.
- (1988) “Contracts and Asymmetric Information in the Theory of the Firm,” *Journal of Economic Behavior and Organization* 9, pp. 229-246.
- Gertler, Paul (1992) “Medicaid and the Cost of Improving Access to Nursing Home Care,” *Review of Economics and Statistics* 74, pp. 338-345.
- (1992) “Subsidies, Quality, and The Regulation of Nursing Homes,” *Journal of Public Economics* 38, pp. 33-52.
- Hansmann, Henry (1980) “The Role of Nonprofit Enterprise,” *Yale Law Journal* 89 (5), 835-901.
- Hirth, Richard (1999) “Consumer Information and Competition between Nonprofit and For-profit nursing homes,” *Journal of Health Economics* 18, pp. 219-240.
- Holtmann, A. G. and Todd Idson (1993) “Wage Determination of Registered Nurse in Proprietary and Nonprofit Nursing Homes,” *Journal of Human Resources* 28, pp. 155-179.
- Holtmann, A. G. and Ullmann, S. G. (1993) “Transaction Costs, Uncertainty, and Not-for-Profit Organizations: The Case of Nursing Homes,” *The Nonprofit Sector in the Mixed Economy*, edited by Ben-Ner, A and Gui B, The University of Michigan Press.
- James, Estell and Susan Rose-Ackerman (1986) *The Nonprofit Enterprise in Market Economics*,

- U. K., Harwood Academic Publishers. (田中敬文訳 (1993) 『非営利団体の経済分析：学校・病院・美術館・フィランソロピー』, 多賀出版)
- Newhouse, Joseph (1970) "Towards a Theory of Non Profit institutions: An Economic Model of a Hospital," *American Economic Review* 63, pp. 87-100.
- Phillipson Tomas (2000) , "Asymmetric Information and the Not-for-Profit Sector: Does Its Output Sell at a Premium," David Cutler ed., *The Changing Hospital Industry Comparing Not-for-Profit and For-Profit Institution*, The University of Chicago Press.
- Schiff, J. and B. Weisbrod (1993) "Competition Between For-profit and nonprofit Organizations in Commercial Market," *The Nonprofit Sector in the Mixed Economy*, edited by Ben-Ner, A and Gui B, The University of Michigan Press.
- Weisbrod, B. (1988) *The Nonprofit Economy*, Cambridge, Harvard University Press.
- (すずき・わたる (社) 日本経済研究センター 研究員)