

Discussion Paper Series, DP-2011-01

タイトル 訪問介護事業所の存続期間と地理的集中

著者名 遠藤 秀紀

発行年月 2011年4月

# 訪問介護事業所の存続期間と地理的集中

遠藤 秀紀

日本福祉大学経済学部 (〒470-3295 愛知県知多郡美浜町奥田会下前 35-6)

本稿では、訪問介護事業所の地理的集中が存続期間に影響するか、実証した。その結果、同一町内に同業他社が存在すると、後発参入の営利事業所の存続期間が短期化することが示された。一因として、先発-後発事業所間のスイッチングコストの存在を確認したところ、先発事業所のスイッチングコストは後発より高く、後発事業所が不利な競争状態にある可能性が示唆された。また、その状況に直面している事業所は営利業者に多いことも窺われた。

本稿の結果からは、営利事業所の運営安定のためには、すでに同業他社がいる町内への参入は控えるか、運営経験の差が少ない事業所付近での運営が望ましいと考えられる。

**Key Words:** home-visit care, survival analysis, establishment in the same area, switching cost

## 1. はじめに

### (1) 研究の背景

2000 年度から施行された介護保険制度により、公的に供給されてきた訪問介護サービスが市場化され、多くの営利・非営利業者が市場に参入した。

しかし、市場から退出する訪問介護事業所(以下、事業所)も増加傾向にある。WAM NET((独)福祉医療機構が運営するウェブサイト)の「介護事業者情報」によれば、2002 年 10 月末までに全国で登録された事業所 17,319 件のうち、休止は 2.1%(371 件)だったのが、2004 年 10 月には、登録 24,647 件に対して 2.5%(608 件)に増加している。また、廃止は 1.2%(211 件)から 2.1%(511 件)になっている。

事業所の休廃止割合は多くないものの、赤字で運営が厳しい営利事業所は少ない(内閣府国民生活局物価政策課(2002)など)。

訪問介護サービスの市場化の背景には、公的業者だけでは不十分とされる供給量や質を営利・非営利業者の参入により確保し、安定的な供給を図る目的があるため、新規参入業者が短期間で市場から退出する状態が続くと、目的の達成が困難になる。これに関して、特に件数の多い営利業者の退出は問題と考えられる。

では、事業所の長期的運営(存続期間)に影響する要因は何か?また、営利事業所の存続が不安定とすれば、どのような理由が考えられるか?福祉関連施設の倒産や休廃止の要因に関する国内の研究としては、山本(2004)による医療機関の倒産要因分析などがあるものの、介護関連施設を対象とした経済学的研究は見当たらない。そこで、本稿では訪問介護事業所の存続期間に影響を与える要因を分析する。

次節では、訪問介護サービスに関する先行研究を踏まえて、事業所の存続期間に影響する可能性のある要因を提示する。2 節では、愛知県の事業所の存続・休廃止と地理的分布の状況を概観し、3 節で実証分析を行う。主要な結果として、同一町内に同業他社が存在する場合、参入時期の遅い営利事業所ほど存続期間が短くなることが示される。4 節では、このような結果が生じる理由について、同業他社の存

在とスイッチングコストの関係から検討する。5 節は結論である。

## (2) 先行研究

何が訪問介護事業所の存続期間に影響するのか？市場メカニズムが機能していれば、効率の低い運営を行う事業所ほど収益は悪化し、短期間で市場から退出するため、事業所の効率性に影響する要因が存続期間に寄与し得ると考えられる。ただし、訪問介護サービス市場は、利益分配を必要とする営利業者だけでなく、利益分配が生じない(非分配制約に直面する)非営利業者が参入しているという特徴がある。また、訪問介護サービスはホームヘルパーが利用者宅を訪問して身体介助などを行うサービスのため、各事業所のサービス供給は地理的に限定される。この場合、地理的集中は競争環境に影響を与えるかもしれない。分析においては、これらの影響を考慮する必要がある。

まず、事業所の効率性に関する要因は清水谷・野口(2004)、Shimizutani and Suzuki (2007)などで実証されており、営利-非営利間の費用効率性には有意差がないことと、制度開始後に参入した事業所のほうが効率的であると示されている。

次に、非分配制約に直面する主体(非営利業者)とそうでない主体(営利業者)が市場に存在する場合、利益分配を要する営利業者はサービスの質を低下させて利益を確保するという懸念が利用者に生じ、結果的に利用者は非営利業者のサービスの質が高いと判断して利用する可能性がある(Hansmann(1980))。しかし、運営業者の違いが質に与える影響を実証した鈴木(2002)、清水谷・野口(2004)などでは、有意な差異が確認されていない。ただし、鈴木(2002)は、非営利業者のほうが供給能力に対して高稼働率であることが示されており、非営利業者に何らかの優位性(非営利プレミアム)があると指摘している。

一方、事業所の地理的集中に着目した経済学的研究は見当たらず、地理的集中の影響を示唆する結果が清水谷・野口(2004)で確認できる程度である。同研究は、事業所付近の利用者を多く確保している既存事業所ほど、運営費用が低いと示している。この結果をもとに、事業所付近に同業他社がいる場合を想定すると、近隣利用者の一部は同業他社を利用すると考えられる。すると、当該事業所は移動費用の高い遠方利用者へのサービスを増加せざるを得ない。よって、近隣の同業他社の存在は運営にマイナスと推測される。

なお、介護サービス市場に関する分析ではないが、地理的集中が企業の存続期間や参入・退出に与える影響を分析した研究としては、たとえば Devereux, Griffith and Simpson(2004)がある。この研究は、1980年代後半のイギリスで、製造業の地理的集中が市場への参入・退出数を減少させ、企業の存続期間を長期化させたことを示している。

上述の知見をまとめると、以下ようになる。

1. 運営業者の違いによる効率性やサービスの質の差異は確認できない
2. 制度施行後に参入した事業所のほうが効率的
3. 非営利業者のほうが高い稼働率
4. 近隣に同業他社がいると、運営費用が増加

表-1 訪問介護事業所の存続・休廃止数

業者種別	法人種別	存続	休止・廃止	総計
<b>営利業者</b>				
	営利法人	472 (82.4%)	101 (17.6%)	573
<b>公的業者</b>				
	市町村 ・社会福祉協議会	80 (77.7%)	23 (22.3%)	103
<b>非営利業者</b>				
	社会福祉法人 (社協除く)	64 (92.8%)	5 (7.2%)	69
	医療法人	41 (95.3%)	2 (4.7%)	43
	NPO	46 (90.2%)	5 (9.8%)	51
	協同組合	40 (88.9%)	5 (11.1%)	45
	民法法人	4 (100.0%)	0 (0.0%)	4
総計		747 (84.1%)	141 (15.9%)	888

注：カッコ内は法人種別ごとの割合。

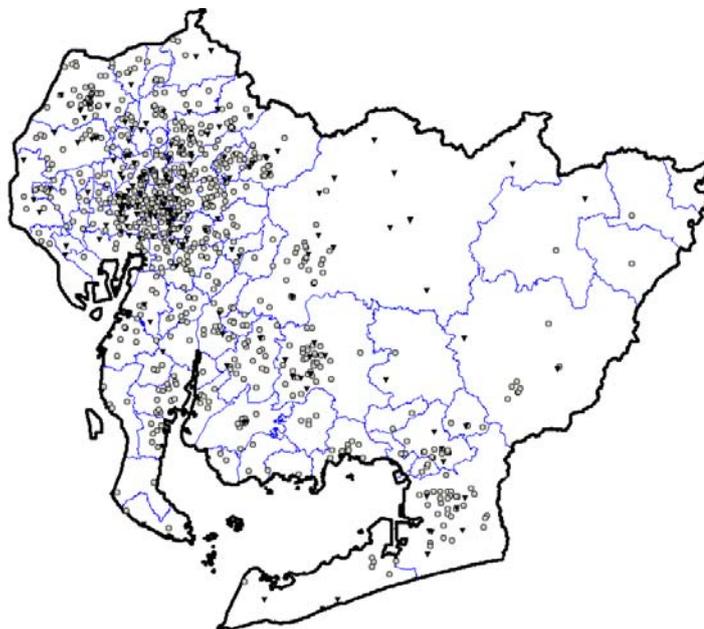


図-1:訪問介護事業所の分布(2004年10月7日~2007年6月2日)

注：○ 存続事業所、▼ 休廃止事業所。

では、これらは事業所の存続に影響するのか？また、どのような事業所が利用者確保し、存続期間を延ばすのか？次節以降で検討する。

## 2. 愛知県の訪問介護事業所の状況

### (1) 事業所の存続・休廃止状況

事業所データは、WAM NET の「介護事業者情報」に掲載されている訪問介護事業所の情報を使用する。ベースラインは 2004 年 10 月 7 日、観測終了日が 2007 年 6 月 2 日で、観測期間は 968 日間となる。エンドポイントは、観測期間内における事業所の休止および廃止とする。

最初に、愛知県における事業所の存続と休廃止の状況を確認する。表－1 は、ベースラインで存続していた事業所が、観測終了時点でどの程度存続・休廃止したかを法人ごとに示したものである。ベースラインで存在した事業所は 888 件あり、うち 141 件 (15.9%) が観測期間内に休廃止している。法人種別では、公的主体である市町村・社会福祉協議会 (社協) の事業所がもっとも休廃止率が高い (22.3%)。市町村や社協の事業所は各市区町村に 1 件の設置を基本とするが、観測期間内には大規模な市町村合併が行われており、愛知県では 37 市町村が 13 市町村に集約されている。それに伴う市町村・社協の事業所の統合などが、休廃止事業所の増加につながったと考えられる。

休廃止件数・比率ともに高いのが営利法人で、588 件中 101 件 (17.6%) の休廃止である。なお、ベースラインで営利法人は全事業所の 64.5% を占める。同期の全国の営利法人比率は 56.8% なので、愛知県はやや営利法人比率が高い地域である。

その他の法人は、民法法人を除く休廃止率が 4.5～11.1% であり、営利法人や市町村・社協と比べて休廃止率が低い。

以下、営利法人の運営する事業所を営利業者、市町村及び社協を公的業者、営利業者と公的業者のどちらにも該当しない法人 (社協を除く社会福祉法人、医療法人、NPO、協同組合、民法法人) を非営利業者とよぶことにする。

### (2) 事業所の地理的分布と存続・休廃止

存続・休廃止事業所は地理的にどのように分布しているか。図－1 は、事業所の位置を存続・休廃止別に示した地図である。まず、事業所は北西 (地図左上) から南東 (地図右下) に向けて分布している。北西でもっとも事業所の集中している地域が、中心都市の名古屋市付近である。図示していないが、県内の高齢者分布もほぼ同様の傾向なので、高齢人口が集中している地域に事業所も集中していると考えられる。一方、北東 (地図右上) や半島部は事業所が比較的少ない。

事業所の休廃止は、県北西部 (名古屋市付近) や中部、南東部など、事業所が地理的に集中している地域に多く見られる。県北部 (地図真中上) にも休廃止事業所が多く確認できるが、これらの中には市町村合併により休廃止した公的業者も含まれており、的確な判断は難しい。また、本稿の関心事である事業所の存続期間を地図上で確認することはできない。そこで、次に事業所の地理的集中を指標化し、存続期間との関連を統計的に確認する。なお、事業所存続期間には事業所の存続日数を用いる。

表－2 地理的集中指標の記述統計(N = 888)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1km 以内同業他社数	3.183	3.266	0	17
市区町村事業所密度	0.0065	0.0065	0.0005	0.0238
町内事業所密度	0.0631	0.0991	0.0003	1.3349
町内同業他社ダミー	0.315	0.465	0	1

注：事業所密度は、面積 1ha (0.01 km<sup>2</sup>) あたり事業所数。

地理的集中の指標としては、表－2のように事業所間の物理的距離と行政区域をそれぞれ基準とする指標を4種類作成する。

まず、物理的距離を用いる「半径 1km 以内の同業他社数」(1km 以内同業他社数)、行政区域の面積を基準とする「1ha (0.01 km<sup>2</sup>) あたり事業所数」(事業所密度)を作成する。行政区域の面積は、市区町村面積と、より細分化された町・大字面積の2種類を使用する。町・大字面積は、(財)統計情報研究開発センターの「平成 12 年国勢調査小地域集計(町丁・字等別地図(境界)データ)」の面積を使用する。以下では、市区町村の「町」との混同を避けるため、町・大字区域を「町内」とする。

最後に、同一町内に同業他社がいる状況も指標化する。具体的には、同一町内に同業他社がいる場合に 1 をとるダミー変数(町内同業他社ダミー)とする。1 節で「近隣に同業他社がいると、運営費用が高くなる可能性がある」ことを確認しているが、これを町内同業他社ダミーとして表す。

1km 以内同業他社数は、平均 3.183 件である。事業所密度は、市区町村面積を基準にすると平均 0.0065 となり、町内面積では 0.0631 となる。市区町村事業所密度が町内事業所密度に比べて小さいのは、市区町村面積には事業所の存在しない地域が含まれるのに対し、町内面積は事業所が立地する町内の面積のみが含まれるためである。町内同業他社ダミーは平均 0.315 で、事業所の 31.5%が同業他社がいる町内にある。

存続日数と上記 4 つの地理的集中の各指標との 2 変数間の関係を確認すると、町内同業他社ダミー以外では明確な関係が見出せない。そこで、存続日数と同業他社ダミーとの関係のみを図－2に示すことにする。なお、市町村合併の影響を考慮して、公的業者はデータから除くことにする。

図－2は、同一町内の同業他社の有無別にみた事業所存続率のグラフである。この存続率は、ある日まで存続した事業所が、次の日に存続する確率のことである。両軸は、ベースラインからの経過日数(存続日数)と事業所の存続率を示す。図－2では「同業他社あり」のグラフ(点線)が下方にある。これは、日数の経過に対して、町内に同業他社がいる事業所の存続率がより低下する傾向にあることを表している。同業他社の有無による存続率の差が有意か、ログランク検定で確認すると $\chi^2(1) = 3.24$  ( $P = 0.072$ )で有意となる。

本節から、事業所の休廃止は営利業者に多く、事業所が地理的に集中している地域に多い傾向にあること、事業所の存続期間と地理的集中との関連は、同一町内の同業他社の有無を指標として用いたときに比較的鮮明になり、同一町内に同業他社が存在すると、事業所の存続期間が短期化する様子が確認できる。

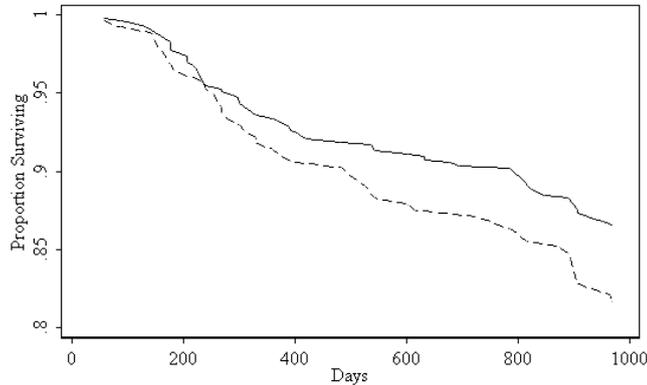


図-2: 同業他社の有無と存続率の生命表グラフ

注1: 実線 同業他社なし、点線 同業他社あり。

注2: 市町村合併の影響を考慮し、公的業者はデータから除外。

次節では、運營業者の違いや参入時期などの事業所関連要因や高齢者分布を考慮した上で、地理的集中の指標が事業所の存続期間に影響するか、回帰分析により確認する。

### 3. 回帰分析

この節では、事業所の存続期間  $T$  に地理的集中指標などがどのように影響するか、Cox(1972)の比例ハザードモデルを用いて分析する。

#### (1) 分析方法

観測開始時点から  $t$  期後に事業所が存続する確率を存続期間関数  $S(t)$  で表す。存続期間  $T$  は確率分布関数  $F(t)$  をもつ確率変数とすると、 $S(t)$  と確率密度関数  $f(t)$  は次のようになる。

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t)$$

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{dS(t)}{dt}$$

事業所が  $t$  期に達した瞬間の休廃止確率(ハザード関数)は、下記で記される。

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{d \log S(t)}{dt}$$

次に、回帰分析のためにハザード関数を  $\lambda(t|\mathbf{X}) = \lambda_0(t) \exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})$  と表す。

$\lambda_0(t)$  は各主体共通のベースラインハザードであり、 $t$  の関数である。時間に依存せず、主体ごとに異なる属性  $\mathbf{X}$  がハザード関数に与える影響は、Cox(1972)の比例ハザードモデルに従って対数線形モデルを用いることにする。

ここで、標本は  $N$  件の事業所の観測値があり、うち  $d$  件の事業所が観察期間中に休廃止している。休廃止した事業所のうち、第  $i$  事業所の休廃止時期を  $t_i (i = 1, 2, \dots, d)$  とする。一方、第  $t_i$  期初に存続していた事業者集合を  $R_i$ 、第  $i$  事業所のハザードを  $\lambda(t_i|\mathbf{X}_i)$  とし、その総和を  $\sum_{j \in R_i} \lambda(t_i|\mathbf{X}_j)$  とすると、 $R_i$  のもとである事業所  $i \in R_i$  が第  $t_i$  期に

表-3 使用データの記述統計

変数	観測値数	平均	標準偏差	変数	観測値数	平均	標準偏差
<b>事業所関連</b>				<b>地域関連</b>			
営利業者ダミー	888	0.645	0.479	(市区町村)			
公的業者ダミー	888	0.116	0.320	要介護者数	888	3,324.1	2,047.2
非営利業者ダミー	888	0.239	0.427	軽度要介護者割合(%)	888	45.7	4.273
職員数	883	18.777	34.385	中度要介護者割合(%)	888	29.7	2.707
サービス提供市区町村数	888	7.854	8.815	重度要介護者割合(%)	888	24.6	2.761
土日営業ダミー	888	0.698	0.459	(町内)			
営業時間(時間・平日)	885	11.556	4.316	高齢者世帯数	887	446.8	638.3
交通費請求ダミー	888	0.848	0.359	高齢者平均年齢	887	73.8	1.483
制度施行前ダミー	888	0.390	0.488	高齢女性-男性比	887	1.379	0.297
居宅サービス併設数	888	1.491	1.697	名古屋市ダミー	888	0.365	0.482
施設サービス併設ダミー	888	0.119	0.324	市ダミー	888	0.489	0.500
居宅介護支援併設ダミー	888	0.725	0.447	町村ダミー	888	0.146	0.354

休廃止する条件つき確率は $\lambda(t_i|\mathbf{X}_i)/\sum_{j \in R_i} \lambda(t_i|\mathbf{X}_j)$ となる。これに $\lambda(t|\mathbf{X}) = \lambda_0(t) \exp(\mathbf{X}'\boldsymbol{\beta})$ を代入すると $\exp(\mathbf{X}'_i\boldsymbol{\beta})/\sum_{j \in R_i} \exp(\mathbf{X}'_j\boldsymbol{\beta})$ となる。Cox のモデルでは、推定を部分尤度法により行うことが提案されているので、それに従って導かれる対数部分尤度は次のようになる。

$$l(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^d \{ \mathbf{X}'_i\boldsymbol{\beta} - \log[\sum_{j \in R_i} \exp(\mathbf{X}'_j\boldsymbol{\beta})] \} \quad (1)$$

(1)式をもとに、最尤法により $\boldsymbol{\beta}$ を推定する。

## (2)記述統計

表-3に、使用する変数の記述統計を示す。

事業所関連の変数には、規模や運営状態に関する変数が含まれる。これらの変数は、WAMNETの「介護事業者情報」にある。事業所の運営業者の種別は表1にも掲載したが、営利業者が64.5%、公的業者11.6%、非営利業者23.9%である。先行研究で指摘される非営利プレミアムの影響が深刻ならば、営利業者ダミーは各時点の休廃止確率を高めると予想される。

その他、職員数、サービス提供を表明している市区町村数(サービス提供市区町村数)、土日営業ダミー(土曜もしくは日曜営業=1)、交通費請求ダミー(交通費は利用者負担=1)、居宅サービス併設数、施設サービス・居宅介護支援併設ダミー(併設=1)を用いる。

なお、制度施行前に設置申請を行った事業所を1とする制度施行前ダミーも変数に含める。先行研究では、制度施行後に参入した事業所のほうが効率的と示されている。加えて、制度施行前の介護サービスは行政的措置であったために、事業所・サービス内容ともに選択の余地が乏しかった。そのことが利用者にとっての不便さなどにつながっていたとすれば、施行後に参入した効率的な事業所に利用者を奪われ、運営を逼迫させるかもしれない。この場合、制度施行前ダミーは事業所の存続期間を短縮すると考えられる。一方、制度施行前に設置申請した事業所は、施行後に参入した事業所よりも事業所の運営経験が豊富であり、既存利用者も十分確保していると考えられる。この影響が大きければ、同変数は存続期間の延長に寄与する。

次に、要介護者割合、地域ダミーを地域関連変数とする。市区町村別の要介護者数は、厚生労働省『介護保険事業状況報告』の「保険者別要介護(要支援)認

定者数」(2003 年度末現在)を使用する。人数は要介護度別に得られるので、要介護度別の割合を算出できる。なお、厚生労働省『平成 15 年版厚生労働白書』によると、訪問介護の利用者割合は要支援・要介護 1 で高く、要介護 2・3 で低くなり、要介護 4・5 でやや高くなる傾向にある。そこで、要介護者割合を軽度(要支援+要介護 1)・中度(要介護 2+3)・重度(要介護 4+5)に集計する。

町内(町・大字)別の要介護者数は得られなかったため、高齢者世帯数と高齢者平均年齢で代用する。これらは、『国勢調査報告』の「町丁・字等別集計」(2000 年)から得られる。

その他、コントロール変数として町内の性別比(高齢女性-男性比)、名古屋市ダミー、市ダミー(名古屋市以外)、町村ダミーを用いる。

### (3) 比例ハザードモデルによる推定結果

比例ハザードモデルを用いて、事業所の存続期間を事業所関連・地域関連の変数及び地理的集中の指標に回帰した結果を表 4 に記す。比例ハザードモデルは、各説明変数が時間に依存しないこと(比例ハザード性)が前提であり、満たされない場合には変数選択の再検討が必要となる。Grambsch and Therneau(1994)により、各説明変数が比例ハザード性を満たすことを帰無仮説とする $\chi^2$ 検定を行うと、統計量は棄却されず、各モデルは比例ハザード性を満たすと考えられる。

#### a) 愛知県全体の状況

モデル 1 により、愛知県全体の状況を確認する。まず、事業所関連の変数では営利業者ダミーが有意でない。先行研究では、非営利業者は市場で優位な状況にあることが実証されているが、存続期間に対する影響は確認できない。

公的業者ダミーは有意である。ハザード比( $\exp(\beta)$ )が 1 以上なので、公的業者は存続期間が短期化する傾向にある(各時点での休廃止確率が高い)ということになる。これは、市町村合併による公的事业所の統廃合の影響と考えられる。

次に、制度施行前ダミーは有意であり、制度施行前の参入が存続期間の延長に寄与している。先行研究では、制度施行後に参入した事業所のほうが効率的と示されているが、本稿の結果では、制度施行後に参入した事業所の存続期間のほうが短い。このことから、事業所の存続には運営経験や利用者の確保状況が影響すると推察される。

地域に関する変数は、要介護者数と地域ダミーを除いて有意である。軽度・重度の要介護度割合の増加は、存続期間の延長に寄与する。訪問介護の利用は、軽度あるいは重度の要介護者に多いという状況を反映したものであろう。

地理的集中の指標は、町内同業他社ダミーのみ有意である。町内に同業他社が存在する事業所は、そうでない事業所に比べて 1.8 倍ハザード比が高くなること示されている。つまり、同一町内に同業他社がいる場合、当該事業所は存続期間が短期化することになる。このことは、近隣に同業他社が存在すると、利用者の一部を遠方に求めなくてはならないため、事業所の効率的運営にマイナスとなるという 1 節の推測と関連すると考えられる。

表-4 比例ハザードモデルによる訪問介護事業所存続期間の要因分析の結果

	(A)愛知県下の全市区町村		(B)名古屋市とその他の市町村に分割			
	モデル1	モデル2	名古屋市 モデル3	名古屋市 モデル4	他市町村 モデル5	他市町村 モデル6
<b>事業所関連</b>						
営利業者ダミー	1.494 (0.481)	1.487 (0.482)	4.953* (4.640)	4.968* (4.676)	1.359 (0.513)	1.315 (0.503)
公的業者ダミー	3.758*** (1.858)	3.639*** (1.795)			3.458** (1.833)	3.144** (1.664)
職員数	0.987** (0.005)	0.988** (0.005)	1.001 (0.004)	1.002 (0.004)	0.972** (0.012)	0.973** (0.012)
サービス提供市区町村数(対数)	1.054 (0.123)	1.055 (0.124)	1.236 (0.201)	1.240 (0.201)	0.928 (0.157)	0.926 (0.159)
土日営業ダミー	1.155 (0.237)	1.163 (0.238)	1.443 (0.498)	1.449 (0.502)	1.085 (0.298)	1.108 (0.299)
営業時間(時間)	0.944** (0.025)	0.944** (0.025)	0.959 (0.035)	0.959 (0.035)	0.930* (0.039)	0.930* (0.038)
交通費請求ダミー	0.869 (0.203)	0.865 (0.201)	0.625 (0.222)	0.624 (0.221)	1.131 (0.359)	1.103 (0.349)
制度施行前ダミー	0.574** (0.148)	0.638* (0.174)	0.353** (0.167)	0.361** (0.176)	0.762 (0.250)	0.915 (0.314)
居宅サービス併設数	0.898 (0.067)	0.901 (0.067)	0.816* (0.095)	0.819* (0.094)	0.974 (0.094)	0.967 (0.094)
施設サービス併設ダミー	0.704 (0.348)	0.707 (0.351)			0.841 (0.424)	0.835 (0.424)
居宅介護支援併設ダミー	0.971 (0.221)	0.975 (0.221)	1.607 (0.633)	1.599 (0.629)	0.665 (0.199)	0.678 (0.204)
<b>地域関連</b>						
(市区町村)						
要介護者数(対数)	1.006 (0.198)	1.002 (0.197)	1.147 (0.586)	1.138 (0.581)	1.097 (0.163)	1.093 (0.160)
軽度要介護者割合(%)	0.908*** (0.031)	0.907*** (0.031)	0.858 (0.105)	0.858 (0.105)	0.909*** (0.033)	0.908*** (0.033)
重度要介護者割合(%)	0.869*** (0.045)	0.869*** (0.045)	0.969 (0.179)	0.970 (0.180)	0.873** (0.047)	0.873** (0.048)
(町内)						
高齢者世帯数(対数)	0.764** (0.081)	0.770** (0.083)	0.650* (0.147)	0.651* (0.147)	0.828 (0.105)	0.837 (0.106)
高齢者平均年齢	1.161* (0.102)	1.161* (0.102)	1.324* (0.206)	1.328* (0.208)	1.055 (0.119)	1.043 (0.119)
高齢女性-男性比	0.338** (0.147)	0.328** (0.145)	0.429 (0.295)	0.423 (0.295)	0.337* (0.212)	0.333* (0.212)
名古屋市ダミー	1.506 (0.740)	1.491 (0.728)				
市ダミー	0.880 (0.395)	0.883 (0.395)				
<b>地理的集中の指標</b>						
1km以内同業他社数	1.009 (0.039)	1.013 (0.040)	0.979 (0.055)	0.979 (0.055)	0.935 (0.076)	0.943 (0.078)
市区町村事業所密度(対数)	0.864 (0.128)	0.864 (0.128)	2.294* (1.149)	2.299* (1.154)	0.749* (0.129)	0.748* (0.128)
町内事業所密度(対数)	0.887 (0.093)	0.894 (0.093)	0.901 (0.236)	0.903 (0.237)	0.914 (0.114)	0.919 (0.113)
町内同業他社ダミー	1.835*** (0.380)		2.222** (0.806)		1.722* (0.479)	
先発ダミー		1.485 (0.405)		2.139* (0.904)		1.186 (0.459)
後発ダミー		2.202*** (0.530)		2.287** (0.919)		2.441*** (0.822)
観測値数	875	875	321	321	554	554
自由度	23	24	19	20	21	22
Wald $\chi^2$ 検定	79.13***	82.12***	58.52***	61.07***	53.49***	58.41***
対数尤度	-876.511	-875.675	-287.264	-287.252	-482.320	-481.059
比例ハザード性検定( $P > \chi^2$ )	0.468	0.579	0.743	0.786	0.268	0.420

注1: 上段はハザード比 ( $\exp(\beta)$ )、下段のカッコ内はその標準誤差 ( $se(\beta)\exp(\beta)$ )。

注2: 有意水準 10% \* 5% \*\* 1% \*\*\*

しかし、町内同業他社ダミーが有意でも、同一町内の全事業所が等しく市場から退出しやすくなるのか、あるいはコントロールされていない属性によって違いが生じるのか、という点は明確でない。この点に関して、清水谷・野口(2004)では、市場における先発者は、事業所付近に居住する採算性の高い利用者確保しやすいなど、競争上の優位性が存在し得ることを指摘している。もし、先発者に優位性が存在すれば、事業所の存続にも影響を与えるかもしれない。

そこで、町内同業他社ダミーを先発事業所と後発事業所に区分して、先発ダミーと後発ダミーを作成する。先発ダミーは、同一町内の他事業所より1日でも早く設置された事業所を1とし、後発ダミーは同一町内で1日以上遅く設置された事業所を1とする変数である。3件以上の事業所が存在する場合は、最後に参入した事業所のみを後発事業所とする。また、町内同業他社が存在しないときや、設置年月日が同じときは、すべて先発とする。先発ダミーおよび後発ダミーの平均(標準偏差)はそれぞれ19.7%(0.398)、11.8%(0.323)である。

これらの変数を投入して推定した結果がモデル2である。後発事業所の推定値は有意で、町内に同業他社のいない事業所より2.2倍ハザード比が高い。一方、先発ダミーは有意ではない。

#### b) 名古屋市とその他の市町村に区分した場合

名古屋市の人口は210万人超で、人口規模は県内2番目の市の約6倍である。このような都市規模の違いによって市場構造が異なるかもしれないので、名古屋市(モデル3・4)とその他の市町村(モデル5・6)を対象を分割して推定を行う。名古屋市は公的業者の退出がなかったため、モデル3・4は公的業者ダミーを除外する。

その結果、町内同業他社ダミーは都市規模で区分しても有意であり、推定値の方向もモデル1のとときと変わらない(モデル3・5)。さらに、先発事業所と後発事業所に区分しても、後発ダミーは名古屋市と他市町村でともに有意であり、存続期間にマイナスとなる(モデル4・6)。また、名古屋市では先発ダミーも有意で、ハザード比は2を超えるので、同業他社が存在すると、後発事業所だけでなく先発事業所も退出する傾向にある。

その他の地理的集中指標は、市区町村事業所密度が10%水準で有意となっており、密度の増加は名古屋市で存続期間を短縮、他市町村で延長させると示されている。都市規模や地域の違いが地理的集中のもたらす影響に関与しているのかもしれないが、1km以内同業他社数、町内事業所密度の推定値はどれも1未満と同様の傾向がなく、本稿では十分な結論を見出し難い。

#### (4) 町内同業他社の存在と業者種別、参入時期

表-4では、町内同業他社ダミーを先発事業所と後発事業所に区分して分析し、後発事業所の存続期間が有意に短いことを示している。この影響は、営利・非営利で変わらないのだろうか。そこで、業者種別のダミーと町内同業他社ダミーの交差項を変数に入れて再度推定する。

表-5の推定結果によると、営利業者と町内同業他社ダミーの交差項は有意であり、

表-5 訪問介護事業所存続期間と業者種別、参入時期

	(A)愛知県下の全市区町村		(B)名古屋市とその他の市町村に分割			
	モデル7	モデル8	名古屋市 モデル9	名古屋市 モデル10	他市町村 モデル11	他市町村 モデル12
<b>地理的集中の指標</b>						
営利×町内同業他社ダミー	2.098*** (0.484)		2.161** (0.793)		1.927* (0.652)	
営利×先発ダミー		1.694 (0.542)		2.101* (0.906)		1.175 (0.647)
営利×後発ダミー		2.428*** (0.615)		2.390** (0.954)		2.512** (0.936)
非営利×町内同業他社ダミー	1.132 (0.662)				1.431 (0.911)	
非営利×町内同業他社ダミー ×事業所運営日数		1.000 (0.000)		1.001 (0.001)		1.000 (0.000)
観測値数	875	875	321	321	554	554
自由度	24	25	19	21	22	23
Wald $\chi^2$ 検定	82.00***	85.05***	58.38***	57.33***	51.52***	57.84***
対数尤度	-875.562	-874.560	-287.432	-286.701	-482.185	-480.966
比例ハザード性検定 ( $P > \chi^2$ )	0.466	0.548	0.752	0.782	0.226	0.277

注1：表-4と同じ変数をコントロールした結果のうち、主要部分のみを掲載。

注2：上段はハザード比 ( $e^{\beta}$ )、下段のカッコ内はその標準誤差 ( $se(\beta)e^{\beta}$ )。

注3：有意水準 10% \* 5% \*\* 1% \*\*\*

ハザード比も1以上となる。名古屋市と他市町村に分割しても、結果は変わらない。つまり、営利業者は同一町内に同業他社がいる場合、各時点での休廃止確率が高まると考えられる。一方、非営利業者と町内同業他社ダミーとの交差項は有意でない。

次に、営利業者ダミーと先発・後発ダミーの交差項について確認してみると、後発の営利業者は有意に存続期間が短期化する傾向にある。先発の営利業者は、名古屋市で10%有意だが、他市町村では有意でない。これらのことから、同業他社が存在する場合、営利業者の存続期間が短期化するかどうかは、その事業所の参入のタイミング(先発・後発)に依存する可能性が高いと推測される。

非営利業者も営利業者と同様の交差項を作成できるが、後発の非営利業者数が16件と少数で、休廃止業者数もわずかになり、変数として用いづらい。そこで、非営利業者と町内同業他社ダミーとの交差項に事業所運営日数を掛け合わせた変数を用いたが、結果は有意でない。

データの制約から、非営利業者についての明確な言及は難しいが、営利業者については、ライバルがいる町内への後発参入は退出に追い込まれやすいと考えられる。

### (5) 推定結果の検討

本節の結果は以下のようになる。

1. 営利業者、非営利業者の別による存続期間の違いは確認できない。
2. 介護保険制度施行後に参入した事業所は各時点での休廃止確率が高い。しかし、名古屋市以外の市町村では有意とならない。
3. 同一町内では、同業他社の存在が事業所の存続期間に影響する。特に、後発参入の(営利)事業所の存続期間が短期化する。

結果1及び2は、先行研究から考えられる要因の影響を確認したものである。制度

施行後に参入した事業所のほうが効率性は高いと考えられるため、休廃止確率も低くなると予想したが、結果は逆となる。事業所の運営経験などが存続期間の延長に対して寄与するのかもしれない。

では、結果 3 についてはどのような説明が可能か、次節で検討する。

#### 4. 同業他社の存在とスイッチングコスト

本節では、同一町内に同業他社が存在する事業所の直面する状態を、「同一町内で、町内の利用者確保のために少数の事業所が競争する状態」と捉える。一方、利用者は事業所変更に伴う心理的・金銭的費用の存在を無視できず、後発事業所にとって参入後の利用者確保の障壁となる。その結果、先発事業所に比べて後発事業所の各時点での休廃止確率が高まると考えて検討する。

労働集約型である訪問介護サービスは、ホームヘルパーの能力・経験などによりサービスの質が差別化すると考えられる。加えて、訪問介護サービスの利用者は、ケアマネージャーなどが利用者別に作成した介護サービス計画（ケアプラン）に基づいて事業所を選択するため、事業所の切り替えに伴い、ケアプランの変更などに手間や心理的負担が生じる。よって、利用者が事業所を変更する場合には、スイッチングコストが発生する可能性がある<sup>1</sup>。

スイッチングコストとは、あるサービスを使用している状態から別のサービスに切り替えるとき、利用者が負担する（心理的、金銭的）費用のことである（von Weizsäcker(1984)や Klemperer(1987)などに詳述）。訪問介護サービスにスイッチングコストが発生する場合、他社より先に利用者確保した事業所は、他の事業所が参入しても利用者の流出は少なく、事業所の存廃にはあまり影響しない。一方、後発事業所は、町内から十分な利用者確保できない場合、供給上の制約がより大きい町外に利用者を求める。町外での利用客確保は、町内に比べて低い水準にとどまると考えられる。

また、先発事業所と後発事業所のサービスから利用者が受ける便益に差があれば、事業所の切り替えに伴う損益の差分は利用者が受けることになる。このような損益の差分も、スイッチングコストの一部として利用者の事業所選択に影響を与えると考えられる。したがって、スイッチングコストは後発事業所の利用者確保に影響を与え、存続期間の変動に寄与すると推測される。

では、先発事業所と後発事業所との間にはスイッチングコストがどの程度発生し得るか？以下にスイッチングコストの計測式を示し、試算する。

##### (1) スwitchングコストの計測方法

Shy(2002)は、差別化された財を供給する少数の企業が存在する市場で、利用者がより高い効用を得られるサービスを選択する場合に、(1) 同業他社より価格を引き下げても利潤が増加しない状態、(2) 事業所が価格を増加させると同業他社に必ず

---

<sup>1</sup> 菅原・中村(2007)<sup>10)</sup>では、介護特定施設におけるスイッチングコストの存在について言及している。

価格切り下げ行動をとられる状態の 2 条件を満たす均衡解を導いている (Undercut-proof 均衡)。そして、その解をもとに、事業所の利用者数と価格データを用いたスイッチングコストの簡便な計測式を提示している。本節では、Shy の方法を応用してスイッチングコスト計測式を求め、試算する。

ある町内で、訪問介護サービスを供給する事業所が A と B の 2 件のみ存在する状態を考える。事業所  $i$  ( $i = A, B$ ) は、価格  $p_i$  で利用者  $n_i$  人に 1 単位のサービスを供給する<sup>2</sup>。両事業所のサービスは代替可能とする。

利用者は町内全体で  $n_A + n_B$  人存在し、町内の事業所を利用する。各利用者は、事業所 A、B のいずれかから毎期 1 単位のサービスを受け、 $b_i$  の便益を享受する。また、事業所  $i$  のサービス (サービス  $i$ ) 利用者が次の時点でサービス  $j$  に変更する場合は、スイッチングコスト  $s$  ( $s > 0$ ) がかかる。 $s$  は、ケアプランの変更費用など、サービスの変更パターンとは独立にかかる費用である。この  $s$  を「共通スイッチングコスト」とする。

次に、 $\Delta r = r_A - r_B$  とする。 $\Delta r > 0$  のとき、 $\Delta r$  はサービス B 利用者にとって「サービス B から A への切り替えに伴い増加する便益」となり、サービス A 利用者には「切り替えに伴う損失 (便益の減少分)」となる。 $\Delta r < 0$  の場合は逆になる。よって、 $\Delta r$  を事業所変更により利用者が受ける「サービス損益差分」と捉える。

前述の均衡条件を定式化すると、事業所  $i$  は事業所  $j$  の均衡価格と利用者数  $p_j$ 、 $n_j$  を所与として、次の制約のもとで価格を設定することになる (単純化のため、限界費用をゼロとする)。

$$p_j n_j \geq [p_i - s - (r_i - r_j)](n_A + n_B)$$

この式は「事業所  $j$  が、町内の全利用者に  $s$  と  $\Delta r$  を補償する (低) 価格でサービスを提供しても、利潤を最大にできない」ように、事業所  $i$  が価格設定することを表す。この式から、事業所 A、B のスイッチングコスト  $s_A$  と  $s_B$  が導かれる。

$$s_A \equiv s + \Delta r = p_A - \frac{n_B}{n_A + n_B} p_B \quad (2)$$

$$s_B \equiv s - \Delta r = p_B - \frac{n_A}{n_A + n_B} p_A \quad (3)$$

Shy の方法では、 $s_A$  と  $s_B$  を導いているが、本稿ではこれらを  $s$  と  $\Delta r$  に分割することもできる。(2) 式と (3) 式から、 $s$  と  $\Delta r$  は次の各式となる。

$$s = \frac{s_A + s_B}{2} \quad \Delta r = \frac{s_A - s_B}{2} \quad (4)$$

以下では、(2) ~ (4) 式を用いて先発・後発事業所のスイッチングコストを試算し、考察を行う。

<sup>2</sup> 訪問介護の各サービスの基準単価は事業所間で等しい。だが、提供時間帯やホームヘルパーの等級などで単価は変動するため、利用者が直面する価格は事業所により異なる可能性もある。

表-6 訪問介護事業所のスイッチングコスト試算結果

	スイッチングコスト			損益差分
	先発	後発	共通部分	
	$s_A$	$s_B$	$s$	$\Delta r$
平均(円)	27,392	17,831	22,272	5,121
標準偏差	6,521	6,559	1,132	6,170
最大	38,485	31,654	24,986	13,499
最小	13,147	10,362	19,825	-9,253
観測値数	34	24	34	34
平均利用価格	43,330	44,619	43,989	43,989
対平均利用価格	63.2%	40.0%	50.6%	11.6%

注1: 町内同業他社が存在する名古屋市内事業所のみ試算。

注2:  $s$  と  $\Delta r$  の平均利用価格は、全事業所の平均値。

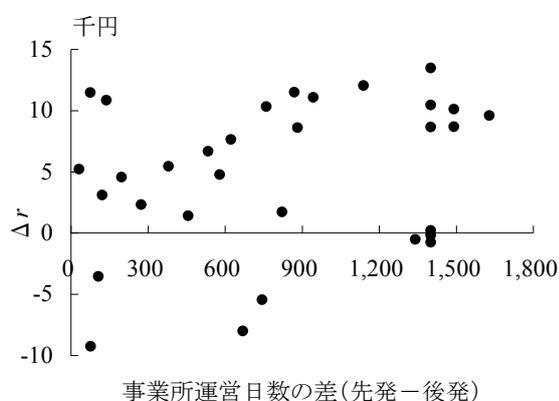


図-3 事業所運営日数の差とサービス損益差分( $\Delta r$ )

## (2) スイッチングコスト試算に使用するデータ

3 節のデータでは、各事業所の利用者数、価格が得られない。そこで、利用者数は名古屋市健康福祉局「名古屋市介護サービス事業者自己評価・ユーザー評価事業」(2004 年度版)に報告されている各事業所の利用者数を用いる。

また、厚生労働省「介護事業経営実態調査」(2002 年)には、全国平均の実利用者規模別の損益計算が報告されており、そこから利用者 1 人あたり介護料収益(収入)を求めることができる。そこで、平均利用価格の代わりに利用者 1 人あたり介護料収益を使用する。平均利用価格は実利用者規模別に得られるので、各事業所の利用者数に応じて平均利用価格を割り当てられる。

これらを用いてスイッチングコストを試算する。ただし、この利用者データは評価事業に参加していない事業所や、休廃止した事業所の情報は得られない。したがって、対象は同一町内に同業他社が存在する名古屋市内の存続事業所 58 件となる。内訳は、営利業者 44 件、非営利団体(非営利業者+公的業者)14 件である。

## (3) 試算結果

試算したスイッチングコストを表-6に示す。ここでは、先発・後発事業所のスイッチングコストをそれぞれ  $s_A$ 、 $s_B$  とする。また、サービス損益差分  $\Delta r$  は、先発-後発間のサ

表-7 スイッチングコストと業者種別、参入のタイミング

	営利業者		非営利団体	
	先発	後発	先発	後発
平均(円)	27,119	17,851	28,281	17,771
標準偏差	6,235	6,751	7,776	6,551
最大	38,485	31,654	34,446	26,634
最小	14,177	10,682	13,147	10,362
観測値数	26	18	8	6

注:非営利団体は、営利業者以外の全法人。

一ビス切り替えに伴う損益の差分であり、正值ならば先発、負値ならば後発のサービス便益が高いことを意味する。

確認すると、 $s_A$ は27,392円、 $s_B$ は17,831円で $s_B$ のほうが低く、後発事業所が不利な状況にあると示唆される。なお、 $s$ は22,272円、 $\Delta r$ は5,121円である。 $s$ は事業所の変更パターンに依存しない部分で高額だが、標準偏差は $\Delta r$ に比べて小さい。一方、 $\Delta r$ は $s$ に比べて小額だが、標準偏差が大きい。最小値の-9,253円は、先発事業所よりも後発事業所のサービスから得られる便益のほうが高いことを意味する。 $\Delta r$ の正值が大きいほど先発から後発へのサービス変更がしづらくなるので、後発事業所にとっては $\Delta r < 0$ となることが望ましい。

では、 $\Delta r$ はどのような要因と関連するのか？事業所の運営日数が長いほど利用者に合ったサービスが提供されやすくなるとすれば、先発-後発間の事業所運営日数の差が大きいほど $\Delta r$ も大きくなると予想される。そこで、先発-後発間の運営日数の差と $\Delta r$ の関係を図-3の散布図で確認してみよう。データが34と少なく、散らばりもやや大きいのが、運営日数の差が大きいと $\Delta r$ も拡大している。運営日数の差が短ければ $\Delta r < 0$ となり、後発事業所のサービス便益のほうが高くなるケースも確認できる。反対に、後発事業所の参入が遅れるほど $\Delta r$ が拡大するため、後発事業所は利用者獲得において不利な状況に直面しやすくなると推測される。

最後に、スイッチングコストと業者の種別、同一町内への参入のタイミングについて確認する。表-5の推定では、後発参入の営利業者の存続期間が有意に短縮するという結果を得ているが、それがスイッチングコストの影響によるものならば、後発の営利業者のスイッチングコストは先発事業所に比べて低くなることが要求される。

表-7のように営利業者・非営利団体に区分すると、後発の営利業者の平均スイッチングコストは17,851円となり、先発の営利業者や非営利団体よりもかなり低額となる。よって、後発参入の営利業者の存続には、町内に同業他社が近接することで生じるスイッチングコストが障壁となると推察される。

また、先発・後発の差は業者種別による差よりも大きい。表-5では、町内同業他社の有無が非営利業者の存続に与える影響は確認されなかったが、後発参入の場合は、非営利業者も利用者確保の障壁に直面するかもしれない。

## 5. 結論

本稿では、訪問介護事業所の存続期間に影響する要因は何か、2004年10月～

2007年6月の愛知県のデータにより実証分析を行った。その結果、同一町内に同業他社が存在する場合には、後発参入の営利事業所の存続期間が短期化するという結果が得られた。

なぜ、後発事業所の存続期間が短くなるのか？それについて、本稿では「事業所の変更時に利用者が負担するスイッチングコストの存在が、後発参入の事業所にとって利用者確保の障壁となる結果、後発事業所が利用者不足に陥りやすいため」と捉え、Shy(2002)の方法を応用してスイッチングコストを試算した。名古屋市のデータで試算した結果、先発事業所のスイッチングコストは高額となり、後発から先発へのサービス変更に伴うコストはそれよりも安価となった。ただし、先発－後発間の運営日数の差が短いときは、後発事業所のサービス便益のほうが高いケースも確認された。

つまり、同じ町内に後発で参入する事業所は、可能な限り早期に参入すれば、先発からの利用変更者や今後の利用予定者を確保し、運営を安定できる可能性がある。しかし、運営日数の差が開くにつれて先発事業所のサービス便益が大きくなるため、後発事業所は参入が遅くなるほど不利な状況になると示唆される。

よって、営利業者が長期間安定した事業所運営を行うには、すでに同業他社がいる町内への参入は控えるか、運営経験の差が少ない事業所の付近での運営が望ましいと考えられる。

なお、本稿ではスイッチングコストの試算において集計データを用いている。Shyのモデルから得られる試算式は事業所単位で計測されるべきであるが、各事業所の利用者数、価格に関する情報が得られなかったため、集計データで代用した。ただし、集計データが各事業所の状況を代表し得るかどうかは検証できない。したがって、スイッチングコストの計測にはより適切なデータを用いる必要がある。この点を含む分析上の問題については、今後の課題としたい。

**謝辞：**本稿は、平成18年度日本福祉大学課題研究費(奨励研究)の助成を受けている。作成にあたり、応用地域学会(第21回)において斉藤立滋先生(大阪産業大学)、中村良平先生(岡山大学)より貴重なコメントを頂いた。また、根本二郎先生(名古屋大学)、舘健太郎先生(駒澤大学)、下野恵子先生、澤野孝一郎先生(名古屋市立大学)より有益な助言を頂いた。ここに記して感謝したい。

#### 参考文献

- 1) 清水谷論・野口晴子:介護・保育サービス市場の経済分析、東洋経済新報社、2004.
- 2) 菅原琢磨・中村卓弘:介護特定施設経営における事業性評価の一考察、医療と社会、Vol. 17, No. 2, pp. 223-242, 2007.
- 3) 鈴木亘:非営利訪問介護業者は有利か?、季刊社会保障研究、Vol. 38, No. 1, pp. 74-88, 2002.
- 4) 内閣府国民生活局物価政策課:介護サービス市場の一層の効率化のために、「介護サービス価格に関する研究会」報告書、2002.

- 5) 山本克也: 個票データを用いた病院倒産分析に関する予備的考察、医療と社会、Vol. 14, No. 3, pp. 81-95, 2004.
- 6) Cox, D. R.: Regression models and life tables, *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, Vol.34, pp.187-220, 1972.
- 7) Devereux, M. P., R. Griffith, and H. Simpson: The geographic distribution of production activity in the UK, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.34, pp.533-564, 2004.
- 8) Grambsch, P. M. and T. M. Therneau: Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals, *Biometrika*, Vol. 81, pp. 515-526, 1994.
- 9) Hansmann, H.: The role of the non-profit enterprise, *Yale Law Journal*, Vol. 89, pp. 835-901, 1980.
- 10) Klemperer, P.: Entry difference in markets with consumer switching costs, *Economic Journal*, Vol. 97, pp. 99-117, 1987.
- 11) Shimizutani, S. and W. Suzuki: Quality and efficiency of home help elderly care in Japan: Evidence from micro-level data, *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 21, pp. 287-301, 2007.
- 12) Shy, O.: A Quick-and-easy method for estimating switching costs, *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, pp. 71-87, 2002.
- 13) von Weizsäcker, C.: The cost of substitution, *Econometrica*, Vol. 52, pp. 1085-1116, 1984.