

介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響

湯 田 道 生

I はじめに

2000年4月に公的介護保険制度が導入され、現在では、認定者数・受給者数はともに増加している一方で、介護費用も増加傾向にある。今後、より一層の高齢化が進むと予測されているわが国においては、医療費の高騰化の問題と同様に、介護費用の高騰化も決して無視できない問題となっており、介護保険制度の効率化や介護給付の適正化についての議論が行われている。こうした背景の下で、介護サービスの提供が必ずしも利用者の自立支援につながっていないという事例や、介護事業者による過度の利用者の掘り起こしや不正請求など、制度の趣旨からみて不適正、もしくは不正な事例が生じているという報告もされている(厚生労働省(2003))。

このような事例が生じた原因の一つには、介護サービスが提供される際に、本来、意図していたようにケアマネージャーが機能しなかったことが考えられる。介護保険法(第79条第2項)にある通り、ケアマネージャーは要介護者が適切なサービスを受けられるようにその責務を果たすことになっている。しかし、実際にはその身分が事業者に属しているケアマネージャーが多いため²⁾、事業者の意向や都合に合わせたケアプランが作成され、要介護者に最適なサービスが提供されていないというケースがあることや(坂田(2002))、「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には疑問が残る」という指摘(鈴木(2002))もあることから、その事

業者の経営状況が思わしくない場合には、ケアマネージャーが意図的にケアプランを歪めて過剰なサービスを提供することで、事業者の収入を一定水準に保ったり、収支を改善させようとするインセンティブを持つ可能性がある。

このような議論は、医療経済学の分野で「供給者誘発需要仮説(Supplier Induced Demand Hypothesis)」と呼ばれるものである。この仮説は、市場の競争激化によって供給者の所得が減少した場合、もし供給者が需要者に比べて過大な情報を有しているならば、供給者はその情報格差を利用して、需要者に対して必要以上にサービス供給を行うことで、その所得損失を補填するというものである。ただし、介護サービスに焦点を当てた場合、特に在宅サービスの内容は利用者や家族にとって身近なものであるため、その情報の非対称性の程度は医療サービスに比べれば小さいかもしれない。仮にサービス内容に関する情報の非対称性が存在しなければ、ケアマネージャーが勘案した介護サービス供給量と利用者が希望する介護サービス需要量は一致するため、適正なサービス提供が行われるであろう。しかしながら、実際には同類のサービス内容でもその種類は多数存在しており、利用者がそれらに関する十分な知識や情報を有しているわけではないため、ケアマネージャーが立てたケアプランを受動的に追認しやすいという傾向がある(伊藤(2000)、丸木・八島(2002))。また、診療報酬と同様に、介護報酬も出来高払い制で支払われているという制度的な背景や、制度開始直後の見込み需要の外れから、市場から撤退する事業者や経営的に苦しい事業者が

存在している（厚生労働省（2002））という現状を踏まえれば、介護事業者が需要を誘発して所得補填を行うインセンティブを持つ可能性は否定できず、介護サービス市場において供給者誘発需要が生じている可能性がある。

このような背景を受けて、山内（2003）では、国民健康保険中央会の介護費用と受給者数の都道府県別データと WAMNET の事業者数データを用いて、訪問介護サービスを対象とした供給者誘発需要仮説の検証を行っている。分析の結果、事業者密度の上昇が介護費用の上昇に正に有意な影響を与えることを確認しており、訪問介護市場では供給者誘発需要が存在するとしている。

このような供給者密度と費用の関係に着目した誘発需要仮説の研究は、医療サービスを対象として、Fuchs（1978）をはじめ、Cromwell and Mitchell（1986）など、国内外で数多くの研究蓄積がある³⁾。しかし、これらの分析方法には様々な批判も行われている。例えば、外来医療では、医師誘発需要がなくとも、ある地域内の人口当たり医師数が増加すれば、病院までの交通費や待ち時間などのアクセスコストが減少するために医療需要が増加し、結果として医療費が増加する可能性が考えられる⁴⁾。そこで、Rossiter and Wilensky（1984）や Escarce（1992）などは、こうしたアクセスコスト低下による影響と誘発需要を識別するために、医療需要を医師の裁量に左右されない患者主導的需要（patient initiated demand）と、医師の裁量で決定される医師裁量的需要（physician initiated demand）に分ける医療需要の2段階モデル（two-phase model）を用いて分析を行った。特に Escarce（1992）では、医師密度の上昇は患者主導的需要を示す受診率に対しては影響を及ぼすが、医師裁量的需要を示す診療密度に対しては影響を与えないという結果を得ている⁵⁾。

山内（2003）では、このような誘発需要の識別性に関する問題を考慮していないため、事業者密度と介護費用の正の関係が、供給者による誘発需要によるものか、それとも需要者による自発的需要によるものかという点は識別されていない。

そこで本稿では、介護サービス需要を要介護者

の自発的需要と事業者による誘発需要を捉える部分に分けて分析を行う two-phase model を用いて、介護サービス市場における供給者誘発需要仮説の検討を行う。仮に介護サービス市場で供給者の誘発需要が確認されれば、必要以上に介護サービスが提供されていることになるので、結果として介護費用は過大に支出されていることになる。したがって、誘発需要を抑制するような制度設計や介護報酬の改定を行うことで、介護費用を適正な水準まで抑制することが可能であろう。

本稿の構成は以下の通りである。II では本稿における分析のフレームワークを解説し、実証分析に用いる推定モデルやデータについて解説する。III では、実証分析の結果とその解釈を行う。IV は結語である。

II 分析のフレームワーク

1 実証モデルと使用データ

I で紹介した two-phase model を用いて分析することによって、認定者当たりの介護費用⁶⁾の決定要因を、要介護認定者が介護サービスを選択することに依存する部分と、サービス供給者による誘発需要の影響を捉える部分に分けて分析を行うことができる。まずは、要介護認定者当たりの介護費用（これを y とする）を、以下の（1）式のように分解する。

$$\begin{aligned} & \frac{(\text{介護費用額})}{(\text{要介護認定者数})} \\ &= \frac{(\text{介護サービス件数})}{(\text{要介護認定者数})} \\ & \quad \times \frac{(\text{介護費用額})}{(\text{介護サービス件数})} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、介護サービス件数とは、介護サービスが提供されることによって発生する介護給付費明細書⁷⁾の件数である。つまり、第1項はある介護サービスの受給率 (y_1) を示し、これは要介護認定者が介護サービスを受けるか否かという選択に依存するものであると考えられる。したがって、介護サービスに対する需要志向が高いほど、または

介護サービス事業者へのアクセスが容易であるほど、これは高まるものと考えられる。ただし、介護サービス市場の特性を考えた場合、この項に別種の影響が現れる可能性も一考する必要があるだろう。その可能性とは、冒頭で述べた「過度の利用者の掘り起こし」である。これは、例えば病院等の医療機関が介護事業者となっている場合があり、病院側が患者に適正水準以上の介護サービスを勧めた結果、介護サービスの受給率が上昇する可能性があるということである。

一方、第2項の介護サービス1件当たりの介護費用(y_2)は、実際に介護サービスを受給した要介護者1人当たりの費用を示している。したがって、介護サービス市場の競争激化に伴って介護サービス事業者が需要を誘発し、その結果介護費用が増加するというメカニズムは、1件当たり費用と事業者密度の正に有意な関係として示される。

ここで、(1)式について、両辺の対数を取ると、

$$\ln y = \ln y_1 + \ln y_2 \quad (2)$$

と展開できる。実証分析を行うにあたっては、認定者当たりの介護費用と受給率、1件当たりの介護費用を対数化したものを被説明変数として、これらを適当な説明変数群に回帰する。

以下ではそれぞれを、(i)介護費用関数、(ii)受給率関数、(iii)1件当たり費用関数と定義して、本稿における実証モデルを以下のように定める。

$$\begin{aligned} \text{(i)} \quad \ln y_{i,t,s} = & \alpha_1 \ln Dens_{i,t,s} \\ & + \alpha_2 \ln Income_{i,t,s} \\ & + \sum_j \alpha_{3j} \ln x_{j,i,t,s} \\ & + \sum_k \alpha_{4k} \ln z_{i,t,k} \\ & + \sum_l \alpha_{5l} D_{l,i,t,s} + \varepsilon_{i,t,s} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(ii)} \quad \ln y_{1i,t,s} = & \beta_1 \ln Dens_{i,t,s} \\ & + \beta_2 \ln Income_{i,t,s} \\ & + \sum_j \beta_{3j} \ln x_{j,i,t,s} \\ & + \sum_k \beta_{4k} \ln z_{i,t,k} \\ & + \sum_l \beta_{5l} D_{l,i,t,s} + \varepsilon_{i,t,s} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(iii)} \quad \ln y_{2i,t,s} = & \gamma_1 \ln Dens_{i,t,s} \\ & + \gamma_2 \ln Income_{i,t,s} \\ & + \sum_j \gamma_{3j} \ln x_{j,i,t,s} \\ & + \sum_k \gamma_{4k} \ln z_{i,t,k} \\ & + \sum_l \gamma_{5l} D_{l,i,t,s} + \varepsilon_{i,t,s} \end{aligned}$$

ただし、 $Dens$ は介護事業者密度であり、WAMNETに登録されている各月末時点の介護サービス事業者数⁸⁾を要介護認定者数で除したものである。受給率関数でこの係数が正の値をとれば、競争激化に伴って、各介護事業者はより多くの要介護者を獲得するために、サービス内容を充実させたり、サービスの質を改善するといった行動をとるため、この需要は増加すると考えられる。また、事業者密度の増加に伴って、その介護サービスの供給不足が解消されるために、受給率が上昇することも考えられる。それに加えて、特に通所系や入所系、及び施設系のサービスについては、要介護者のアクセスコストが低下するため、この需要は増加すると考えられる⁹⁾。一方、1件当たり費用関数でこの係数が正の値をとれば、事業者密度の増加によって介護事業者の利潤が減少するため、各介護事業者はそれを補填するために介護サービスを誘発させていると判断する。 $Income$ は所得の代理変数として、裁定原簿1件当たりの年金受給額を用いる。これは、厚生年金の受給総額と基礎年金の受給総額の和をその裁定原簿数で除したものに、国民年金の受給総額をその裁定原簿数で除したものを加えた金額である。ただし、元データが年額ベースなので、これをさらに12で除して、月額ベースに修正したものをを用いている。 x は要支援から要介護度5までのサービス受給者数割合(添字 j は要認定を含む各要介護度を示す)であり、各要介護度の居宅及び施設サービス受給者数を受給者総数で除したものをを用いる。これらの変数によって、各要介護度の要介護者数の構成がそれぞれの被説明変数に与える影響を捉えることができる。 z はサービス s 以外の介護事業者密度である(添字 k は各サービスを識別するものである)。これらの変数を入れることによって、他の介護サービスとの関連性を考慮することができ

る。 D は、1月を基準とした各月の月次ダミー変数である(添字 l は2月以降の各月を示す)。 ε は誤差項である。ただし、 $\varepsilon = u + v$ であり、 u は都道府県特有の効果(individual effect)、 v は通常のOLS推定を行う際の標準的な仮定を全て満たす攪乱項である。また、添字 i は各都道府県を識別するものであり、 t はサービス提供が行われた年月を示す。 s は介護サービスを識別するものである。

推定にあたっては、同一の説明変数を用いることで、各変数が介護費用に与える影響を、受給率に与える影響と1件当たり費用に与える影響に分けて分析することが可能であり、また各関数の係数和を算出することによって、介護費用へ与える全体的な影響も容易に測ることができる。さらに対数線形モデルを用いるため、推定結果の各係数

はそれぞれの被説明変数に対する弾力性を示す。よって、各変数が受給率と1件当たり介護費用へ与える限界的な影響も容易に測ることができる。

本稿の分析対象は、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、通所介護、通所リハビリテーション(以下、通所リハビリと記す)、福祉用具貸与、短期入所生活介護、短期入所療養介護、痴呆対応型共同生活介護(以下、痴呆介護と記す)、居宅支援介護、介護老人福祉施設(以下、福祉施設と記す)、介護老人保健施設(以下、保健施設と記す)、介護療養型医療施設(以下、療養型施設と記す)の各介護サービスである¹⁰⁾。その中でも、制度開始以降からその給付対象や給付サービスに関する問題¹¹⁾や、その適正化について議論があり(坂田(2002)、月刊介護保険編集部(2003))、山内(2003)でも誘発需要の存在が確認されている訪

表1 記述統計量(訪問介護サービス)

変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
認定者当たり費用額(訪問介護)	0.011118	0.003589	0.006276	0.027975
受給率(訪問介護)	0.232483	0.049813	0.150822	0.409796
1件当たり費用額(訪問介護)	0.047122	0.005579	0.036675	0.069862
受給者当たり費用額(訪問介護)	0.034658	0.058940	0.000970	0.687341
受給率(訪問介護)	0.680799	0.948972	0.022118	9.976843
年金受給額	160235.2	11382.36	138061.7	191966.3
要支援者割合(居宅サービス)	0.159426	0.051842	0.093404	0.275467
要介護度1割合(居宅サービス)	0.352766	0.036866	0.285306	0.429145
要介護度2割合(居宅サービス)	0.202859	0.022404	0.149151	0.263631
要介護度3割合(居宅サービス)	0.117302	0.021714	0.072958	0.157355
要介護度4割合(居宅サービス)	0.088972	0.021334	0.046668	0.128528
要介護度5割合(居宅サービス)	0.078677	0.022795	0.034591	0.128018
訪問介護事業者密度	0.004871	0.000814	0.033315	0.007184
訪問入浴介護事業者密度	0.001113	0.000382	0.000343	0.002027
訪問看護事業者密度	0.019190	0.010984	0.001574	0.057366
通所介護事業者密度	0.003563	0.000628	0.002311	0.005297
通所リハビリテーション事業者密度	0.002057	0.000644	0.000733	0.003975
福祉用具貸与事業者密度	0.000627	0.000333	0.000114	0.002323
短期入所生活介護事業者密度	0.001945	0.000499	0.000987	0.003309
短期入所療養介護事業者密度	0.001775	0.000336	0.001025	0.002995
痴呆対応型共同生活介護事業者密度	0.002514	0.001003	0.000753	0.005475
居宅介護支援事業者密度	0.007899	0.001045	0.005573	0.011348
介護老人福祉施設密度	0.001674	0.000266	0.000996	0.002633
介護老人保健施設密度	0.001047	0.000233	0.000391	0.001742
介護療養型医療施設事業者密度	0.001481	0.000881	0.000281	0.003747

注) 1) サンプル数は752。

2) (受給率) = (介護サービス件数) / (認定者数) である。

3) (1件当たり費用額) = (介護費用額) / (介護サービス件数) である。

表2 データの所在

使用データ名	出典
介護費用 介護サービス件数	国民健康保険中央会発表の「介護給付費の状況」, 毎月発表
認定者数 介護サービス受給者数 居宅サービス受給者数 施設サービス受給者数 各要介護度人数	国民健康保険中央会発表の「認定者・受給者の状況」, 毎月発表
裁定原簿数 厚生年金受給額 基礎年金受給額 国民年金受給額	社会保険庁の「事業月報」, 毎月版
各介護サービス事業者数	社会医療福祉機構 WAMNET の「介護事業者情報」, 毎月発表

注) いずれも、都道府県別のデータを用いている。

表3 Hausman の内生性の検定

変数名	(i)	(ii)	(iii)
	介護費用関数	受給率関数	1件当たり費用関数
残差	-4.959 (3.213) 0.1233	-0.605 (2.848) 0.8318	-3.518* (1.853) 0.0576

- 注) 1) 分析対象は訪問介護サービスである。
 2) 上段は推定値, 中段の括弧内は標準誤差, 下段はP値である。
 3) *は10%基準で有意であることを示す。
 4) 「残差」は、訪問介護事業者密度を全外生変数と犯罪件数、労働者の給与、消費者物価指数に回帰させた時に求めた残差である。
 5) スペースの都合上、残差以外の変数の結果は省略している。

問介護に主な焦点を当てる。なお、山内(2003)との比較のために、受給者当たり費用を被説明変数とした分析も行った。分析期間は、2001年7月から2002年10月の16ヵ月間で、各変数を都道府県別にまとめたパネルデータを作成する(総サンプル数は752である)。これらの変数の記述統計量¹²⁾は表1、データの出所は表2に示す通りである。

2 介護事業者の内生性の問題

先行研究でも指摘されているように、医師誘発需要の実証分析には医師密度の内生性の問題がある。この問題は、民間事業者の参入を認めている

介護保険制度において、その供給主体である介護事業者にも当てはまると考えられる。つまり、介護事業者は(外生的に)決められた地域に開業するのではなく、需要が多そうな地域を(内生的に)選択して事業を展開するため、事業者密度の変数が内生変数である可能性がある。よって、実際に(i)~(iii)式を推定する前に、事業者密度の内生性の有無を確認する必要がある。そこで、Hausmanの内生性の検定¹³⁾を行った結果、全ての関数において、残差の項は5%有意水準で有意ではなかった(表3)。したがって、いずれの推定式においても、分析を行う上では訪問介護事業者密度は外生変数として取り扱っても問題はないといえる¹⁴⁾。

III 各関数の推定結果と考察

IIの結果より、訪問介護事業者密度の変数には内生性が確認されなかったため、各関数を通常のパネル推定で実証分析を行う。受給率関数と1件当たり費用関数の方程式間の攪乱項には相関がある可能性もあるが、岸田(2001)と同様に説明変数が共通であるので、通常最小二乗法が効率的な推定方法となる。各関数の推定結果は表4に示す通りであった。モデルの定式化の検定であるF検定とHausman検定の結果から、全ての関数においてFixed Effect Modelが採択されており、

表4 Two-Phase Modelの推定結果(訪問介護サービス)

変数名	認定者ベース			受給者ベース	
	(i) 介護費用関数	(ii) 受給率関数	(iii) 1件当たり費用関数	(i) 介護費用関数	(ii) 受給率関数
訪問介護事業者密度	0.103 (0.065)	0.131** (0.056)	-0.028 (0.039)	0.121** (0.053)	0.149*** (0.045)
1件当たり年金額	-0.978 (1.058)	-0.681 (0.854)	-0.297 (0.607)	0.743 (0.856)	1.039 (0.670)
要支援者割合	-0.279*** (0.071)	-0.126* (0.067)	-0.153*** (0.045)	-0.230*** (0.059)	-0.077 (0.057)
要介護度1割合	0.212 (0.151)	0.240* (0.142)	-0.328 (0.091)	0.178* (0.125)	0.207* (0.117)
要介護度2割合	0.091 (0.121)	0.003 (0.109)	0.088 (0.075)	0.100 (0.096)	0.013 (0.088)
要介護度3割合	0.035 (0.091)	0.094 (0.079)	-0.059 (0.058)	0.064 (0.072)	0.124** (0.060)
要介護度4割合	-0.272*** (0.070)	-0.226*** (0.064)	-0.046 (0.043)	-0.161*** (0.058)	-0.115** (0.053)
要介護度5割合	-0.223*** (0.068)	-0.306*** (0.062)	0.083** (0.040)	-0.076 (0.056)	-0.159*** (0.050)
訪問入浴介護事業者密度	-0.061 (0.038)	-0.074** (0.029)	0.014 (0.023)	-0.016 (0.031)	-0.030 (0.025)
訪問看護事業者密度	-0.023 (0.024)	0.010 (0.020)	-0.032** (0.016)	-0.052** (0.020)	-0.020 (0.016)
通所介護事業者密度	0.031 (0.065)	-0.031 (0.057)	0.061* (0.034)	-0.033 (0.053)	-0.095** (0.047)
通所リハビリ事業者密度	-0.195*** (0.072)	-0.128** (0.063)	-0.067 (0.043)	-0.236*** (0.059)	-0.169*** (0.051)
福祉用具貸与事業者密度	0.000 (0.036)	0.074*** (0.036)	-0.074*** (0.019)	-0.026 (0.029)	0.048* (0.028)
短期入所生活介護事業者密度	-0.060 (0.088)	-0.326*** (0.076)	0.266*** (0.045)	-0.047 (0.060)	-0.313*** (0.055)
短期入所療養介護事業者密度	-0.265*** (0.074)	-0.238*** (0.066)	-0.027 (0.041)	-0.194*** (0.059)	-0.167*** (0.053)
痴呆介護事業者密度	0.004 (0.013)	0.030*** (0.011)	-0.027*** (0.007)	-0.018* (0.010)	0.009 (0.008)
居宅介護支援事業者密度	0.310** (0.124)	0.225** (0.097)	0.085 (0.069)	0.121 (0.100)	0.036 (0.078)
福祉施設密度	-0.133 (0.118)	0.107 (0.098)	-0.240*** (0.065)	-0.123 (0.091)	0.118 (0.076)
保健施設密度	0.059 (0.088)	0.062 (0.090)	-0.003 (0.050)	0.119* (0.072)	0.122 (0.079)
療養型施設密度	-0.027*** (0.007)	-0.017*** (0.006)	-0.009** (0.004)	-0.019*** (0.005)	-0.010** (0.005)

表4 Two-Phase Model の推定結果 (訪問介護サービス) (つづき)

変数名	認定者ベース			受給者ベース	
	(i) 介護費用関数	(ii) 受給率関数	(iii) 1件当たり費用関数	(i) 介護費用関数	(ii) 受給率関数
定数項	3.704 (11.398)	4.077 (10.174)	-0.373 (6.471)	-16.061* (9.396)	-15.688* (8.377)
Observations	752	752	752	752	752
Number of prefecture	47	47	47	47	47
R-squared (overall)	0.2536	0.2007	0.0916	0.4486	0.5776
σ_u	0.1059	0.0805	0.0566	0.0873	0.0549
σ_v	0.0110	0.0098	0.0063	0.0091	0.0081
F test that all $u_i=0$	F (46,674)=225.74***	F (46,674)=174.46***	F (46,674)=406.22***	F (46,674)=346.77***	F (46,674)=295.78***
Hausman Test	chi 2 (31)=144.96***	chi 2 (31)=386.55***	chi 2 (31)=48.14**	chi 2 (31)=113.50***	chi 2 (31)=52.09**

- 注) 1) 上段は推定値, 下段の括弧内は White (1980) の分散修正を行って求めた標準誤差である。
 2) *** は 1% 基準で有意, ** は 5% 基準で有意, * は 10% 基準で有意であることを示す。
 3) F 検定と Hausman 検定の結果, Fixed Effect Model を用いて推定した結果を用いている。
 4) 2月~12月の各月次ダミーの結果は省略している。
 5) σ_u は, 固定効果 (fixed effect) の標準誤差推定値, σ_v は残差の標準誤差推定値である。

地域固有の固定効果を考慮した推定が必要であることが示されている。また, Breusch-Pagan test の結果, 分析対象とする全サービスの全ての関数において, 均一分散の仮定が棄却された。よって, 分散の算出には, 不均一分散に頑健な White (1980) の分散修正値を用いている。

1 事業者密度の影響

表4の認定者ベースの(i)介護費用関数の推定結果から, 訪問介護事業者密度は正ではあるが有意ではなく, 訪問介護事業者の増加によって, 介護費用が上昇するという事は確認されなかった。よって, この結果から判断すると, 訪問介護事業者による誘発需要の影響は限定的であるように見受けられる。しかし, これは Fuchs 流のアプローチによって得られた結果であるため, この結果からのみでは訪問介護事業者が本当に需要を誘発しているかどうかは判断できない。そこで, (ii)受給率関数と(iii)1件当たり費用関数の推定結果を見てみると, 訪問介護事業者密度の係数は, (ii)では正に有意であったが, (iii)では有意ではなく正でもなかった。つまり, 訪問介護サービス市場においては, 1件当たり費用関数の部分に現れる誘発需要の影響は確認されず, 競争激化に伴って, 各介護事業者がより多くの要介護者

を獲得するために, サービス内容を充実させたり, サービスの質を改善するといった行動を取っていること, もしくはこれらの介護サービスの供給不足が解消されつつあるために, 訪問介護の受給率が増加したということが見受けられる。

ただし, 係数値の大きさやその説明力の強さを考えれば, 前述した「過度の利用者の掘り起こし」の影響が併せて生じている可能性がある。仮に, そのようにして適正水準以上の介護サービスを受けている人々が存在するのであれば, これも介護事業者が介護需要に与える(誘発需要とは別種の)影響として考えなければならない事項であろう¹⁵⁾。

2 他サービスの事業者密度の影響

(i)の介護費用関数の推定結果で, 負に有意であった通所リハビリ, 短期入所療養介護, 療養型施設の各事業者密度は, (ii)の受給率に対しても負に有意な影響を与えているので, 訪問介護からこれらのサービスへの需要シフトが窺える。また, 訪問入浴介護と短期入所生活介護の事業者密度も訪問介護の受給率に対して負に有意な影響を与えているため, これらのサービスへの需要シフトも窺える結果を得た。

一方, (i)と(ii)において, 居宅介護支援の

事業者密度の係数が正に有意であり、福祉用具貸与と痴呆介護の各事業者密度は、(ii)において正に有意であった。福祉用具貸与と痴呆介護については、訪問介護サービスとの補完的な関係が反映されたものであると考えられる。また、居宅支援介護¹⁶⁾については、同様のフレームワークで分析を行った他サービスの推定結果も参考にすると¹⁷⁾、訪問介護と同様に居宅介護支援事業者密度が各サービスの介護費用とその受給率に影響を与えていると確認されたサービスは、訪問入浴介護、訪問看護、通所介護の各居宅サービスであった。これらの推定結果からも、居宅支援介護事業者が増加することによって、居宅介護サービスに対するアクセスがより容易になるため、結果として各居宅サービスの介護需要やサービス受給率が増加するということが反映された結果であると考えられる。

また、(iii)の推定結果から、訪問看護、福祉用具貸与、痴呆介護事業者の事業所密度の係数は負で有意であった。つまり、これらのサービス事業者が増えることによって、訪問介護サービス受給者1人当たりの介護費用が減少するので、訪問介護とこれらのサービスには代替関係があると判断できる。また、施設サービスについては、保健施設密度の係数が有意ではないが符号はマイナスであり、福祉施設密度と療養型施設密度の係数は共に負に有意であった。この結果は田近・菊池(2003)で示されている居宅サービスと施設サービスの代替性の存在を裏付けているものであるといえる。

3 他の変数の影響

所得要因をあらわす年金受給額は、いずれの推定結果でも有意ではなかったため、所得が訪問介護費用や受給率などに影響を与えないということが確認された。また、要支援と要介護度4、5の各割合が(i)と(ii)で負に有意であることから、要介護度が低いグループについては、在宅介護や他サービスの受給を選択していると判断できる。一方で、より手厚い介護が必要な要介護度4、5の要介護者については、在宅介護よりも施設介護

に対するニーズが存在しているということが窺える。

4 受給者ベースの推定結果

表4の受給者ベースの推定結果は、山内(2003)との比較を行うために、受給者当たりの介護費用を被説明変数として推定したものである。推定結果の(i)では、山内(2003)と同様に、訪問介護事業者密度と介護費用の間には正に有意な関係が確認されている。しかし、受給者ベースのtwo-phase部分、つまり(ii)の推定結果を見てみると、訪問介護事業者の係数は正に有意であり、認定者ベースの推定結果と同じ結果が得られた¹⁸⁾。

5 訪問介護サービス以外のサービスの推定結果

表6は、訪問介護サービス以外の各介護サービスについて(i)～(iii)式を推定した結果のうち、各被説明変数とそのサービスの事業者密度の推定結果のみを抜き出してまとめたものである¹⁹⁾。このなかで介護費用と事業者密度に正で有意な関係のあるサービスは、通所系サービス、福祉用具貸与、短期入所生活介護、居宅支援介護、及び、施設系サービスの計8つであった。しかし、(iii)の推定結果から分かる通り、1件当たり費用と事業者密度の間に正の関係が確認されたサービスは通所介護、福祉用具貸与、老人福祉施設の3サービスにすぎなかった。具体的には、福祉用具貸与では、福祉用具について情報の非対称性があると考えられるため、要介護者に不必要な福祉用具が貸し出されていたり、もしくは似た機能を持つ福祉用具の中でもより介護報酬が高い福祉用具が貸し出されているということが考えられる。また、通所介護については、ケアプラン作成の段階で、通常のリハビリサービスが過剰に組み込まれる可能性や、本来であれば不要であるにもかかわらず、それらに食事や入浴サービスの介護サービスもまとめて提供されている可能性が考えられる。老人福祉施設については、常時介護を必要とする人々に対してサービス提供が行われており、そのサービス内容は多岐にわたる。よって、サービス提供の際に同サービスでも人員配置を変える²⁰⁾など

表5 記述統計量(訪問介護以外の介護サービス)

(サービス区分)	変数名	平均	標準偏差	最小値	最大値
(訪問入浴介護)	認定者当たり費用額	0.001207	0.000708	0.000155	0.003174
	受給率	0.024527	0.014737	0.002824	0.066104
	1件当たり費用額	0.050191	0.005119	0.038002	0.067902
(訪問看護)	認定者当たり費用額	0.002987	0.000817	0.001287	0.004904
	受給率	0.070568	0.018044	0.033601	0.123565
	1件当たり費用額	0.042307	0.004663	0.032100	0.055944
(通所介護)	認定者当たり費用額	0.012718	0.002862	0.006568	0.021805
	受給率	0.243545	0.042632	0.146622	0.342925
	1件当たり費用額	0.052215	0.007118	0.034236	0.068500
(通所リハビリ)	認定者当たり費用額	0.008742	0.002972	0.002853	0.017205
	受給率	0.128592	0.040518	0.046235	0.260786
	1件当たり費用額	0.067583	0.006561	0.051932	0.091512
(福祉用具貸与)	認定者当たり費用額	0.002263	0.000636	0.001082	0.003842
	受給率	0.150062	0.043113	0.073252	0.269103
	1件当たり費用額	0.014121	0.000902	0.010867	0.015889
(短期入所生活介護)	認定者当たり費用額	0.004151	0.001634	0.001031	0.009701
	受給率	0.045065	0.017108	0.012658	0.105462
	1件当たり費用額	0.092511	0.013495	0.065364	0.127888
(短期入所療養介護)	認定者当たり費用額	0.001221	0.000536	0.000413	0.003057
	受給率	0.014554	0.005849	0.005615	0.033361
	1件当たり費用額	0.083113	0.007521	0.062494	0.101639
(痴呆介護)	認定者当たり費用額	0.001566	0.000880	0.000397	0.005467
	受給率	0.006544	0.003703	0.001586	0.022785
	1件当たり費用額	0.239908	0.008105	0.213984	0.262443
(居宅支援介護)	認定者当たり費用額	0.004100	0.000274	0.003273	0.004754
	受給率	0.545095	0.033581	0.433661	0.627672
	1件当たり費用額	0.007519	0.000119	0.007222	0.007751
(福祉施設)	認定者当たり費用額	0.036223	0.004367	0.027583	0.050941
	受給率	0.109695	0.012915	0.083860	0.152243
	1件当たり費用額	0.330247	0.009282	0.296876	0.350198
(保健施設)	認定者当たり費用額	0.030656	0.006244	0.015374	0.046667
	受給率	0.089713	0.017292	0.047145	0.131049
	1件当たり費用額	0.341108	0.010514	0.303719	0.360820
(療養施設)	認定者当たり費用額	0.017633	0.009991	0.003020	0.058340
	受給率	0.039798	0.021498	0.008058	0.125191
	1件当たり費用額	0.437730	0.020546	0.369375	0.481117
	要支援者割合(施設サービス)	0.002545	0.001522	0.000110	0.010583
	要介護度1割合(施設サービス)	0.100841	0.017101	0.069937	0.142511
	要介護度2割合(施設サービス)	0.160471	0.012329	0.129218	0.205559
	要介護度3割合(施設サービス)	0.187920	0.013261	0.157461	0.225918
	要介護度4割合(施設サービス)	0.273437	0.014817	0.235648	0.313481
	要介護度5割合(施設サービス)	0.274786	0.027266	0.211148	0.345106

注) 1) サンプル数は、各サービスとも752。

2) (受給率)=(介護サービス件数)/(認定者数)である。

3) (1件当たり費用額)=(介護費用額)/(介護サービス件数)である。

4) 訪問介護と同一な説明変数については省略する。

表6 訪問介護サービス以外の各事業者密度の推定結果

サービス区分	介護費用関数	受給率関数	1件当たり費用関数
訪問入浴介護	-0.136** (0.068)	-0.126*** (0.046)	-0.010 (0.035)
訪問看護	-0.075*** (0.028)	-0.029 (0.017)	-0.046** (0.021)
通所介護	0.514*** (0.055)	0.359*** (0.044)	0.156*** (0.033)
通所リハビリテーション	0.370*** (0.065)	0.403*** (0.051)	-0.033 (0.039)
福祉用具貸与	0.124*** (0.020)	0.115*** (0.018)	0.009** (0.004)
短期入所生活介護	0.127* (0.072)	0.084* (0.051)	0.042 (1.014)
短期入所療養介護	0.200 (0.180)	0.214 (0.172)	-0.001 (0.099)
痴呆対応型共同生活介護	0.008 (0.178)	-0.043 (0.177)	0.051 (0.052)
居宅支援介護	0.125** (0.055)	0.138** (0.055)	-0.013*** (0.004)
介護老人福祉施設	0.759*** (0.051)	0.691*** (0.051)	0.067*** (0.019)
介護老人保健施設	0.645*** (0.042)	0.740*** (0.032)	-0.030 (0.028)
介護療養型医療施設	0.063*** (0.017)	0.074*** (0.016)	-0.011* (0.006)

- 注) 1) 上段は推定値, 下段の括弧内は White (1980) の分散修正を行って求めた標準誤差である。
 2) *** は 1% 基準で有意, ** は 5% 基準で有意, * は 10% 基準で有意であることを示す。
 3) F 検定と Hausman 検定の結果から, Fixed Effect Model と Random Effect Model の適切なモデルを用いて推定している。
 4) 推定結果は, 各サービスの認定者当たりの費用, 受給率, および 1 件当たり費用とその事業者密度の推定結果だけをまとめたものである。

して, より介護報酬の高いサービスが提供されている可能性が考えられる²¹⁾。つまり, 介護サービスの種類によって, 需要を誘発しやすいものとそうでないものがあるといえよう。また, (ii) の推定結果から, 各事業者密度の増加はその介護サービスの受給率に大きな影響を与えていることが確認された。

また, 1 件当たり費用に対する事業者密度の弾力性は, 通所介護で 0.196, 福祉用具貸与で 0.009, 福祉施設で 0.067 であるが, 医師誘発需

要の分析でその存在を確認している山田 (2002) では, 治療費に対する医師人口比率の弾力性が, 0.02 (人口 2 万人以上の市町村) と 0.12 (人口 2 万人以下の市町村) であり, 都道府県単位と 2 次医療圏単位の老人を対象とした分析において, その存在を確認している岸田 (2002) では, それぞれ 0.30 と 0.02 である。ただし, 岸田 (2002) では, 0.02 という値について, 「係数の値が非常に小さいため, 仮説を支持する意味のある結果とはいえない」としている。したがって, 介護サービ

ス市場において誘発需要が生じていると判断されるのは通所介護のみで、福祉用具貸与と福祉施設については、誘発需要の影響は限定的であると判断される。

IV 結 語

介護事業者による利用者の掘り起こしや不正請求など、制度の趣旨からみて不適正、もしくは不正な事例が生じているという背景や、制度的な背景等を受けて、本稿では、介護サービス市場における供給者誘発需要仮説の実証分析を行った。分析にあたっては、医師誘発需要の一連の先行研究にならって、two-phase modelを用いることで、要介護認定者当たりの介護費用を、要介護者が介護サービス受給を選択することに依存する受給率で示される部分と、介護事業者の誘発需要の影響を捉えることができる1件当たり介護費用で示される部分とに分けて分析を行った。

その結果、通所系サービス、福祉用具貸与、短期入所生活介護、居宅支援、及び、施設系サービスにおいて、各介護サービスの事業者密度がそれぞれの介護費用に正に有意な影響を与えていることが認められた。しかし、その中で1件当たり費用と正の関係が確認された介護サービスは通所介護、福祉用具貸与、老人福祉施設の3サービスにすぎず、各事業者密度の増加はそれぞれの介護サービスの受給率に大きな影響を与えていることが確認された。

また、各事業者密度の1件当たり介護費用に対する弾力性は、医師誘発需要の分析結果を参考にすると、通所介護ではそれを上回るが、福祉用具貸与と福祉施設では仮説を支持するほど大きくはなかった。つまり、介護サービス市場において誘発需要が生じていると判断されるサービスは通所介護のみで、福祉用具貸与と福祉施設に関しては、その影響は限定的であると判断できる。したがって、医師誘発需要のフレームワークに従えば、通所介護以外のサービスにおいては、介護事業者密度の増加に伴って、需要者のアクセスコストが低下したために需要が増加したと結論付けられる。

実際に、介護事業者の市場への参入や退出は、医療機関に比べて容易であるため、競争激化によって経営的に苦しい状況に直面した介護事業者は、需要を誘発することで所得損失の補填や経営改善を図ろうとするのではなく、市場から撤退することでその損失を最小限に抑えようとする行動をとる可能性がある。ゆえに、本稿の分析結果では、ほとんどのサービスで事業者密度が1件当たり費用に与える正の影響が確認されなかったり、確認されてもその影響は非常に限定的であるという結果を得たと思われる。

ただし、介護サービス市場の特性を考えた際に、注意しなければならないことは、事業者密度の増加が各介護サービスの受給率に大きな影響を与えているサービスについて、それらの介護事業者が必ずしも必要ではない介護サービスの受給を要介護者に勧めるといった「過度の利用者の掘り起こし」という形で、受給率の部分にも介護事業者の影響が生じている可能性も考えられるという点である。本稿の実証分析では、アクセスコストの低下による需要増と介護事業者の利用者の掘り起こしによる需要増の影響が識別されていないため、将来の課題としては、これらの影響を識別できるような分析方法を構築することが望まれる。また、データの制約上、要介護者の性別や年齢・職業・要介護度などの個人属性に関する情報や、子との同居率・世帯の所得金額・貯蓄残高などの世帯情報、及び開設主体や職員数などの介護事業者の属性などに関するマイクロレベルの情報や、介護サービスと代替的な関係があると思われる医療サービスの需要状況に関する情報などを組み込むことができなかつたため、これらの変数を用いて、より精緻な実証分析を行うことも将来の課題である。

平成16年4月投稿受理

平成16年9月採用決定

謝 辞

本稿は2004年度日本経済学会春季大会(於:明治学院大学)における報告論文に加筆・修正を行ったものである。本稿の作成段階において、岩本康志教授(一橋大学)からは、常時手厚いご指導と有益なコメントを頂いた。また、故・鶴田忠彦教授、田近栄治

付表1 厚労省統計とWAMNET統計の事業所数の相関係数

サービス種類	相関係数	サービス種類	相関係数
訪問介護	0.9897	痴呆対応型共同生活介護	0.9947
訪問入浴介護	0.9747	福祉用具貸与	0.9936
訪問看護	0.6257	居宅介護支援事業者	0.9964
通所介護	0.9979	老人福祉施設	0.9999
通所リハビリテーション	0.9990	老人保健施設	0.9997
短期入所生活介護	0.9986	療養型医療施設	0.9791
短期入所療養介護	0.9791		

注) 厚労省統計は「平成13年度 介護サービス施設・事業所調査」(平成13年10月1日現在)のものであり、WAMNETの統計は「都道府県別事業所登録数」(平成13年9月30日現在)のものである。

教授、井伊雅子教授、佐藤主光助教授(以上、一橋大学)、岸田研作助教授(岡山大学)、筆者が大学院で参加していた鶴田ゼミナールの先輩方、及び本誌レフェリーからも多くの非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。また、文中における一切の誤りは、全て筆者に帰するものである。

注

- 1) 本稿では、特に断りがない限り、「介護費用」とは、介護保険から給付される介護保険給付費に、利用者が支払う自己負担額を加えたサービスにかかる費用総額を示す。
- 2) 独立行政法人福祉医療機構のホームページ「WAMNET」(以下、WAMNETと記す)の都道府県別サービス登録数の東京都の例を挙げると、居宅介護支援サービスを提供している事業者は2,625ほど存在するが、その35.2%に相当する924事業者が他のサービスも提供している。また、介護施設については、ケアマネージャーを含むことが指定基準として設けられている。
- 3) 医師誘発需要に関する先行研究の詳細な展望はMcGuire (2000)にまとめられている。なお、日本で最初に医師誘発需要の分析を行った西村(1986)は、医師人口比率が1件当たりの医療費に正の影響を与えていることを確認しており、医師誘発需要の存在を支持する結果を得ている。
- 4) この他には、推定方法に関する問題が指摘されている。例えば、Dranove and Wehner (1994)では、出生数と医師密度について、Fuchs (1978)と同様のアプローチに沿って分析を行った結果、医師が産産を誘発するという不合理な結果を得た。
- 5) 日本において、これらを明確に区別した実証分析には、鈴木(1998)、岸田(2001)、山田(2002)があり、鈴木(1998)と岸田(2001)では、医師誘発需要の影響は極めて限定的だという結果を得ているが、山田(2002)では、それを支持する結果を得ている。なお、two-phase model

についての解説はIIで行う。

- 6) 山内(2003)では、受給者当たりの介護費用について分析を行っているが、国民健康保険中央会発表の「認定者数・受給者数の推移(各月版)」から、サービス受給者数を要介護認定者数で除してサービス利用率を算出すると、2001年6月以降は78%前後で推移している。つまり、約22%の要介護者は、要介護認定は受けているが、実際にサービス利用をしていない。よって、受給者ベースでの分析では、サービスを受けないことが最適行動であるという個人の影響を捉えていないことになるため、本稿では認定者当たりの介護費用を用いて分析を行う。
- 7) 介護給付明細書とは、介護事業者が、提供した介護サービスに対して介護報酬を得るために、国民健康保険中央会に送付する請求書類である。これは、医療サービスが提供された際に発生する診療報酬明細書(レセプト)に相当するものである。
- 8) WAMNETで公開されている介護保険事業所情報は、これらの指定事業所を所管する各都道府県から提供された事業所の情報をもとに集計されたものである。これは、活動を停止している事業者も含めて、都道府県が随時送信してくる情報を月末時点で集計しているものである。一方、厚生労働省が「介護サービス施設・事業所調査」で発表している介護事業者数は、調査時点を固定して、その時点で活動している事業者のその日の状況を調査したものである。したがって、これらの事業者数は異なる値をとっていることに注意されたい。なお、厚生労働省の統計(平成13年10月1日現在)とWAMNET発表の統計(平成13年9月30日現在)の各介護サービス事業者数の相関係数は、付表1に示す通りである。
- 9) 本稿で用いるデータは、各都道府県において指定を受けた介護事業者の集計数であり、事業者の属性を考慮できないため、これらの影響を詳細に識別することはできない。また、実際に

- は都道府県内の地域間でも、事業者密度には相当な偏りがあると考えられるので、この点に関しては留意が必要である。
- 10) データの制約上、訪問リハビリテーション、居宅療養管理指導、特定施設入所者生活介護については、分析を行っていない。
 - 11) 例えば、坂田(2002)では、実際に家事援助が必要な要介護者に、より介護報酬が高額な身体介護サービスが提供されているという事例が紹介されている。
 - 12) 訪問介護サービスのみを示している。他サービスの記述統計量については表5に示す。また、それぞれの記述統計量は対数化する前の値である。
 - 13) まず、第1段階として、内生変数の疑いがある事業者密度を被説明変数とし、(i)～(iii)式で用いる外生変数に「犯罪認知件数」、「労働者給与」、「消費者物価指数」を加えて推定して、その残差を求めた。第2段階では、(i)～(iii)式に第1段階で求めた残差を加えてそれぞれ推定した。詳しくは、Wooldridge(2002)などを参照されたい。
 - 14) この結果にはサンプルセレクションの影響が考えられる。冒頭でも述べたように、介護保険制度導入前後には、事業者の参入や撤退が著しく、その背景を考えれば、明らかに事業者密度は内生変数であるといえる。しかしながら、本稿における分析期間は2001年7月から2002年10月であり、この期間はそれらの動きがある程度おさまった時期である。したがって、ここでは統計学的に事業者密度の内生性が確認されなかったと解釈されることに注意されたい。
 - 15) ただし、本稿の分析のフレームワークでは、この影響までは識別できないため、受給率の部分に現れる可能性のある事業者密度の影響については取り扱わない。
 - 16) 通常の場合、居宅サービス利用者のほとんど全員が居宅支援介護を利用するため、説明変数間に多重共線性(multicollinearity)が生じる可能性がある。しかし、それらの相関係数を調べた結果、その絶対値の最大値が0.4785であった。また、確認のために居宅支援介護事業者密度の変数を除いた推定も試みたが、表4で示されている推定結果とほとんど変わらなかったため、この問題は特に懸念する必要はないと思われる。
 - 17) これらの結果の一部は表6に示しているが、それ以外の結果についてはスペースの都合上、割愛している。
 - 18) この結果も、認定者ベースでの推定結果と同様に、1件当たり費用の部分に現れる誘発需要の影響は確認されないということで、受給率の部分に現れる事業者密度の影響は存在している可能性がある。また、(1)式からも分かる通り、1

件当たり費用は同じ値となるので、受給者ベースの(iii)式の推定結果は、認定者ベースの結果と全く同じである。

- 19) 例えば、訪問入浴介護の行は、訪問入浴介護に関する各関数の推定結果のうち、訪問介護事業者密度の推定結果のみを抜粋したものである。詳細な推定結果は、スペースの都合上、割愛している。
- 20) 介護報酬基準額と人員配置については、小山(2000)を参照のこと。
- 21) ただし、施設サービスについては、要介護度や人員基準といった要件から施設サービス費が決定されるため、無制限に需要を誘発するというわけではなく、その限度額まで需要を誘発させていると解釈すべきであろう。

参考文献

- 井伊雅子・大日康史(2001)『医療サービス需要の経済分析』, 日本経済新聞社。
- 泉田信行・中西悟志・漆 博雄(1998)「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—」『季刊社会保障研究』 Vol. 33, No. 4, pp. 374-381。
- 伊藤周平(2000)『検証 介護保険』, 青木書店。
- 岩本康志(編)(2001)『社会福祉と家族の経済学』, 東洋経済新報社。
- 漆 博雄(編)(1998)『医療経済学』, 東京大学出版会。
- 小山秀夫(2000)「介護報酬」『季刊社会保障研究』 Vol. 36, No. 2, pp. 224-234。
- 岸田研作(2001)「医師誘発需要仮説とアクセスコスト仮説—2次医療圏, 市単位のパネルデータによる分析—」『季刊社会保障研究』 Vol. 37, No. 3, pp. 246-258。
- 月刊介護保険編集部(2003)『介護保険ハンドブック』, 法研。
- 厚生労働省(2001)『平成13年介護労働実態調査』。
- (2002)『平成14年介護事業経営実態調査』。
- (監修)(2003)『平成15年厚生労働白書』。
- 坂田期雄(2002)『介護保険—自治体最前線の対応』, ぎょうせい。
- 下野恵子・大日康史・大津廣子(2003)『介護サービスの経済分析』, 東洋経済新報社。
- 鈴木玲子(1998)「医療資源密度と受診・診療行動との関係」『老人医療費の研究』, pp. 50-60。
- 鈴木 亘(2002)「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。
- 田近栄治・菊池 潤(2003)「介護保険財政の展開—居宅給付費増大の要因—」『季刊社会保障研究』 Vol. 39, No. 2, pp. 174-188。
- 西村周三(1987)「医師誘発需要理論をめぐって」

- 『医療の経済学』, pp. 25-45, 東洋経済新報社。
丸木和子・八島妙子(編)(2002)『介護保障の課題と展望』, 中央法規出版。
- 山内康弘(2003)「訪問介護給付は適正か?—供給者誘発需要仮説アプローチによる検証—」, OSIPP Discussion Paper, DP-2003-J-008。
- 山田 武(2002)「国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要の検討」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 2, pp. 39-51。
- Cromwell, J. and Mitchell, B. (1986) "Physician-Induced Demand for Surgery", *Journal of Health Economics*, Vol. 5, pp. 293-298.
- Dranove, D. and Wehner, P. (1994) "Physician-induced for childbirth", *Journal of Health Economics*, Vol. 13, pp. 61-73.
- Escarce, J. J. (1992) "Explaining the association between surgeon supply and utilization", *Inquiry*, Vol. 29, pp. 403-415.
- Evans, R. G. (1974) "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications", *The Economics of Health and Medical Care*: ed. by M. Perlman (Macmillan London), pp. 162-173.
- Fuchs, V. R. (1978) "The Supply of Surgeons and The Demand for Operations", *The Journal of Human Resources (Supplement)*, pp. 35-56.
- McGuire, T. G. (2000) "Physician Agency", *Handbook of Health Economics*, Vol. 1 A, pp. 461-536.
- Rossiter, L. F. and Wilensky, G. R. (1984) "Identification of Physician-Induced Demand", *Journal of Human Resources*, Vol. 19, pp. 611-627.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.
(ゆだ・みちお 一橋大学大学院博士後期課程)