

介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析 ——保険者データを用いた分析——

安藤道人

要旨

介護保険では、「第二の国保」化することを避けるために、介護保険料を通じた高齢者における「受益者負担の原則」が比較的明確な財政負担構造になっている。従って介護給付水準や介護保険料は、介護保険の財政運営の観点からも、介護サービス水準や高齢者の経済的負担という観点からも、非常に重要な指標である。しかし、全国規模の保険者レベルのデータを用いて介護給付水準や介護保険料の地域差の要因を分析した研究はほとんど存在しない。そこで本稿では、介護給付水準がどのような要因に影響されているのかを全国規模の保険者データを用いた回帰分析によって検証する。その上で介護給付水準の地域差の要因と介護保険料額との関係を検証し、今後の介護保険財政運営へのインプリケーションを述べる。

本稿ではまず、高齢者一人当たりの介護サービス給付水準を、認定率、居宅サービスの利用率、居宅サービスの一人当たり給付水準、施設利用率、施設サービスの一人当たり給付水準に分解し、これら給付水準の諸指標の決定要因を保険者データを用いた回帰分析によって検証した。その上で、推定結果より影響力が高いと考えられる要因を抽出し、その要因と介護保険料額の関係について考察した。その結果、第一に、保険者地域の諸要因が介護給付水準の指標に多様な影響を与えていることが示唆された。第二に、給付水準の各指標や高齢者一人当たりの給付水準に対して、

特に後期高齢者割合と県の施設定員率の影響力が高く、所得段階1の高齢者割合も安定的に影響を与えていることが判明した。第三に、介護保険料額が全国レベルで上位と下位の保険者について、これら3要因と介護保険料額の間を見れば、保険料額が高い(低い)保険者においては、所得段階1割合や県の施設定員率が全国平均よりも高い(低い)傾向があることが明らかになった。

本稿の分析によって介護給付水準や介護保険料額に一定の影響を与えることが判明した地域の所得水準や県レベルの施設定員率は、保険者の裁量的な調整や抑制の対象とはなりにくい。従って現状においては、介護保険料額の高騰を必ずしも保険者機能の弱さに起因させることはできない。保険者による給付適正化に様々な限界や問題点があることも考慮すると、中長期的な観点からは、マクロの財政負担とミクロのケアプランの適切性の相方を考慮した介護保障制度を再構築することが必要である。

I はじめに

介護保険の施行から6年以上経過し、介護給付水準や高齢者(第1号被保険者¹⁾)の第1号保険料(以下、介護保険料)額が高まっている。原則的に3年ごとに改定される介護保険料は、第1期には全国平均で月額2,911円であったのに対し、第3期には月額4,090円にまで上昇した。厚生労働省は、介護給付費や介護保険料の高額化を抑制するために、介護給付費適正化運動や介護予防プ

プログラムなど、様々な施策を打ち出している。

このように介護保険料が高くなるのは、介護保険制度では高齢者内での「受益者負担の原則」が比較的明確な財政負担構造になっているからである。すなわち、保険者から支払われた介護給付費の一定割合を²⁾、65歳以上の高齢者（第1号被保険者）が介護保険料として負担することによって、部分的に高齢者層における「受益者負担の原則」が実現している。この仕組みには、財政規律の弛緩による介護保険の「第二の国保」化を防ぐという狙いがあった³⁾。介護保険料の高まりという目に見える負担増を受けて給付適正化に向けた様々な取り組みが多くの自治体で行われていることは、この「受益者負担の原則」がある程度機能していることの証左といえよう。しかし一方で、介護費用の上昇が保険料の高騰に直結して高齢者の経済的負担が重くなることや、保険者が介護保険料の高騰を防ぐために要介護認定や介護給付を過度に厳しくチェックするなどの弊害を指摘する声もある。

このように介護給付水準や介護保険料は、介護保険の財政運営の観点からも、介護サービス水準や高齢者の経済的負担という観点からも、非常に重要な指標である。しかし、全国規模の保険者レベルのデータを用いて介護給付水準や介護保険料の地域差の要因を分析した研究はほとんど存在しない。そこで本稿では、介護給付水準がどのような要因に影響されているのかを全国規模の保険者データを用いた回帰分析によって検証する。その上で介護給付水準の地域差の要因と介護保険料額との関係を検証し、今後の介護保険財政運営へのインプリケーションを述べる。

II 介護給付水準の地域差の分析

1 先行研究の検討

まずは介護保険給付水準の地域差の要因を実証的に分析している先行研究を検討しよう。第一に都道府県データを用いた先行研究としては、まず田近・菊池〔2003〕が、都道府県データを用いて居宅サービスの給付費の実証分析を行っており、

施設サービスが供給制約に直面しており、「満たされない施設需要」が存在する地域では居宅給付費が押し上げられていると指摘している。また Mitchell, et al〔2004〕も都道府県パネルデータを用いて認定率や居宅・施設サービスの利用率（高齢者数に対するサービス利用者の割合）を被説明変数とした回帰分析を行っており、人口密度、保険医療セクターの賃金、平均賃金、後期高齢者割合、施設定員率が被説明変数と相関を持つことを指摘している。また、山内〔2004〕、湯田〔2006〕は、都道府県パネルデータを用いて供給者誘発需要の検証を行い、介護事業者密度が高くなると要介護認定者もしくは居宅サービス利用者当たりの介護サービス水準が増加する可能性を示唆している。田近・油井〔2004〕もまた、都道府県データを用いた分析で、介護サービスの供給水準が介護サービス利用水準を高めていることを指摘している⁴⁾。

第二に保険者データを用いた先行研究として、油井〔2006〕が青森県の保険者データを用いて、青森県内の保険者間の地域差、介護施設水準が居宅サービス（民間施設や通所介護）需要に与える影響、高齢者医療費と介護費用との関係などを検証し、介護施設数は通所介護、通所リハビリの給付額と正の相関があることなどを指摘している。また、清水谷・稲倉〔2006〕は全国レベルの保険者データを用いて、保険者の財政状況が認定率、利用率、利用者数、一人当たり支給額に与える影響を検証しており、財政状況の悪化している保険者の認定率や利用率の伸びは抑制されていると指摘している。

これらの先行研究はいずれも重要な分析であるが、都道府県レベルのデータや単一県の保険者データを用いた分析がほとんどであり、実証モデルの特定化の根拠が必ずしも明確でないものも多い。しかし介護保険制度は市町村単位で運営されていることや介護サービスの給付水準は様々な要因によって複雑に決定されることを考慮すると、全国の保険者データを用いて、慎重に実証モデルの特定化を行うことが望ましい。従って次節からは、本稿の分析における被説明変数と説明変数の

特定化について論じる。

2 被説明変数

本稿では介護給付水準の目安となる代表的な指標を「高齢者一人当たりの介護給付単位数」（以下、「高齢者一人当たり単位数」）と定める。ここで「高齢者一人当たり単位数」は、以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} \frac{\text{単位数}}{\text{高齢者数}} &= \left(\frac{\text{認定者数}}{\text{高齢者数}} - \frac{\text{施設利用者数}}{\text{高齢者数}} \right) \\ &\times \frac{\text{居宅利用者数}}{\text{認定者数} - \text{施設利用者数}} \\ &\times \frac{\text{居宅サービス単位数}}{\text{居宅利用者数}} \\ &+ \frac{\text{施設利用者数}}{\text{高齢者数}} \times \frac{\text{施設サービス単位数}}{\text{施設利用者数}} \end{aligned}$$

ここで、左辺を「高齢者一人当たり単位数」 U 、右辺を第一項から順に「認定率」 a 、「施設利用率」 r_f 、「居宅利用率」 r_H 、「居宅一人当たり単位数」 U_H 、「施設利用率」 r_I （再掲）、「施設一人当たり単位数」 U_I と定義すると、この式は以下のように書き換えられる。

$$U = (a - r_f) \times r_H \times U_H + r_f \times U_I \quad (1)$$

つまり、「高齢者一人当たり単位数」は、「認定率」、「居宅利用率」、「居宅一人当たり単位数」、「施設利用率」、「施設一人当たり単位数」の5つの給付水準の指標に分解することができる。本章の分析では、これら(1)式の6つの変数のうち、「施設一人当たり単位数」を除く5つの指標について地域差の要因分析を行う⁵⁾。

また、「認定率」の地域差は要介護度によっても異なるため、要介護度別の「認定率」を被説明変数とした分析も行う。さらに「居宅一人当たり単位数」においては、主要な居宅サービスの種類（訪問介護、訪問看護、通所介護、通所リハビリテーション、福祉用具貸与、短期通所）別の分析も行い、「施設利用率」については施設種類別の分析も行う。

3 説明変数

それぞれの変数の決定要因について個別に検討する前に、介護給付水準の決定要因について一般的に考察しておこう。介護サービス市場が存在する以上、介護サービスの給付水準は通常の市場と同じく、需要と供給によって決定される。介護サービスの需要要因としては、所得水準、要介護者本人の介護ニーズ、家族の介護力、介護サービスへのアクセスの容易さなどが考えられ、供給要因としては介護サービスの供給制約や供給者誘発需要が考えられる。つまり、線形を仮定すると下記の実証モデルを想定することができる。

$$\begin{aligned} y_i &= \alpha + \text{Income}_i \beta_1 + \text{Needs}_i \beta_2 \\ &+ \text{Family}_i \beta_3 + \text{Access}_i \beta_4 \\ &+ \text{District}_i \beta_5 + \text{Supply}_i \beta_6 + u_i \end{aligned}$$

ここで y は介護給付水準を表す被説明変数である。一方、 Income は所得水準、 Needs は介護ニーズ、 Family は家族の介護力、 Access は介護サービスへのアクセスしやすさ（介護サービスの利用しやすさ）、 District はその他の地域特性、 Supply は供給要因を表す変数の行ベクトルであり、 $\beta_1 \sim \beta_6$ は各変数に対応する係数の列ベクトルである。 u_i は攪乱項である。この一般的な実証モデルに基づいて、個別の変数についてさらに検討する。

(1) 「認定率」の決定要因の仮説

「認定率」が被説明変数のとき、 Income については、高齢者世帯の所得水準が低ければ、地域の介護サービス需要は低くなり、「認定率」は低くなることが想定される。しかし、介護保険には所得階層ごとの自己負担上限や自己負担軽減措置が存在することや、生活保護世帯などの低所得階層のほうが公的サービスへの行政的・情動的アクセスが容易なケースもあることを考えると、所得水準が「認定率」に与える影響の方向をア priori に想定することは困難である⁶⁾。ここでは地域の高齢者の所得水準として第一号被保険者世帯の各所得段階割合を説明変数として用いる⁷⁾。 Needs に関しては、地域の高齢者に占める後期高齢者の

割合（後期高齢者割合）が高い場合、「認定率」は高くなると考えられる。

Family については、高齢者世帯における高齢単身世帯や高齢夫婦世帯の占める割合が高い場合、その地域の家族介護力は弱く介護サービス需要は高くなり、「認定率」は高くなることが考えられる。一方で、要介護状態になったために家族と同居する高齢者も少なくないことを考慮すると、要介護者の増加が高齢単身世帯割合や高齢夫婦世帯を減少させることも考えられ、この場合には同時性バイアスが発生する。従って本稿では *Family* の指標として、4年のラグをとった高齢単身世帯割合と高齢夫婦世帯割合の変数を用いる⁸⁾。

Access については、身近に介護サービスやサービス提供主体が多く存在する場合、アクセスコストが低下して、「認定率」は高まる可能性がある。アクセスコストの指標としては、居宅介護サービス事業所密度（介護サービス事業所数を要介護認定者数や居宅サービス受給者数で除したもの）や施設定員率（施設定員数を高齢者数で除したもの）などが考えられる⁹⁾。しかし、居宅介護サービス事業所密度に関しては、保険者レベルのデータは入手できない。従って本稿では居宅介護サービスへのアクセス指標として人口密度を用いる。人口が密集している地域ほど、身近に利用可能な介護サービス事業所が多くある可能性が高いと考えたためである¹⁰⁾。一方、施設定員率に関しては、介護施設は都道府県の管轄であり、広域的な観点から保険者区域内に限定せずに供給されていることから、保険者レベルではなくも都道府県レベルの施設定員率のほうがアクセスの指標としてより適切であると考えられる¹¹⁾。*District* については、農村部や山間部などでは、家族介護の規範が強いという文化的要因から「認定率」が低い可能性がある。逆に都市部では、家族介護規範が弱く、「認定率」が高い可能性がある。これらの地域特性をコントロールするために、各産業の就業者比率を説明変数に含める¹²⁾。また、要介護認定では主治医の意見書が必要となるため、医師へのアクセスの容易さも「認定率」に影響を与えるかもしれない。ここでは医師へのアクセスの指標

として医師密度（人口千人当たりの医師数）を用いる。

Supply について、いくつかの先行研究は、介護事業者による介護サービスの「掘り起こし」によって介護需要が誘発されていると論じている¹³⁾。逆に、事業所が少ないところでは居宅介護サービスの供給制約（需要超過）が生じている可能性もある。供給者誘発需要の研究においては、アクセスコストの低下からくる自発的な需要増加と供給者による誘発需要を区別する必要がある。また供給制約による給付水準の低下を確認するためには、サービス待機者などの需要超過の発生を検証しなければならない。しかし本章の目的は「認定率」に影響を与える変数を特定化することであって、掘り起こし（供給要因）、アクセスコスト（需要要因）、供給制約（供給要因）を厳密に識別する必要はない。従って、需要要因として取り上げた人口密度や施設定員率を、供給要因を表す指標として併用する。最後に、広域連合特有の影響を考慮するために広域連合ダミー変数を用いた。

(2) 「居宅利用率」、「居宅一人当たり単位数」の決定要因の仮説

「居宅利用率」や「居宅一人当たり単位数」が被説明変数のときは、*Income*, *Needs*, *Family*, *Access*, *District* といった需要要因については、「認定率」とほぼ同様の仮説があてはまる。ただし *Needs* に関しては、後期高齢者割合に加えて、各要介護度の要介護者の割合によっても「居宅利用率」や「居宅一人当たり単位数」は変わると考えられるため、各要介護度割合を説明変数に含める¹⁴⁾。

一方、「認定率」と異なり、居宅サービスへの *Access* の要素として施設定員率を含める必要はないと考えられる。しかし *Supply* としての施設定員率を考えると、田近・菊池〔2003〕が指摘するように、施設サービスの供給水準が低い地域では、「満たされない施設需要」によって居宅サービス水準が高くなる可能性や、逆に油井〔2006〕が示すように通所系サービス水準が低くなる可能性がある。従って「認定率」と同様に県レベルの

施設定員率を説明変数に加える。さらに居宅サービスには訪問看護、通所リハビリ、短期入所療養介護など、医療と密接に関わるサービスも多いため、地域の医療供給状況もサービス利用に影響を与える可能性がある。従って医師密度を説明変数に加える。最後に、広域連合特有の影響を考慮するために広域連合ダミー変数を用いた。

(3) 「施設利用率」の決定要因の仮説

次に「施設利用率」の決定要因について検討する。保険者レベルでの施設利用率の地域差の要因を実証的に分析した研究はほとんど存在しない。しかし、都道府県レベルでは田近・菊池〔2003〕が、介護保険施設の供給制約によって介護保険施設の給付費が施設定員率にほぼ完全に規定されることを指摘している。同様に、保険者レベルの「施設利用率」も供給制約によって施設定員率に規定されている側面は大きいと考えられる。ただし前述したように、介護保険施設は都道府県の管轄下で広域的な観点から保険者地域に限定せずに供給されていることから、保険者レベルの「施設利用率」を規定する要因としては、保険者レベルの施設定員率ではなく、より広域な範囲での施設定員率のほうが適切であろう。

この場合、ある広域圏において施設入所を望む要介護者は、同一保険者内のみならず隣接保険者に属する要介護者とも、限られた施設入所枠を巡って優先順位を競わなくてはならない。このような状況下では、ある保険者の「施設利用率」は、広域圏の施設定員率に加えて、保険者内の要介護者の需要要因にも左右される可能性が高い。例えば介護老人福祉施設については、2002年に出された省令¹⁵⁾以降、家族の介護が期待できない人や生活困窮度の高い人など、施設ニーズが高い要介護者ほど優先的に入所できるようになった。従って、低所得者、後期高齢者、重度要介護者、高齢単身・夫婦世帯が多い地域の介護福祉施設の「施設利用率」は高くなることが予想される。介護保健施設や介護療養施設についても、同様の配慮がなされている可能性がある。

また介護施設は、地価や人件費の問題もあり、

中心部よりも郊外、都市部よりも農村部・山間部のほうが供給水準が高いと言われている。さらに人口密度が低い地域では、居宅サービスの展開が困難なため、居宅サービス水準が低く、施設サービス利用が多いこともありうる¹⁶⁾。同一圏内でのこれらの違いもコントロールする必要がある。さらに各施設の供給水準に加えて、医療供給水準が高い地域では、介護福祉施設よりも医療色の強い介護保健・療養施設への入所が増加する可能性もある。

以上の考察より、広域圏（県レベル）の施設定員率に加えて、各所得段階割合、後期高齢者割合、各要介護者割合、高齢単身・夫婦世帯割合、人口密度、第一次就業者比率、第三次就業者比率、医師密度を説明変数とする。ただし、同時性の問題を避けるために高齢単身世帯割合と高齢夫婦割合はラグ変数を用いる。また他の実証モデルと同様に広域連合ダミー変数を用いる。

(4) 「高齢者一人当たり単位数」の決定要因の仮説

最後に、「高齢者一人当たり単位数」 U の決定要因について考える。基本的には、上述した「認定率」、「居宅利用率」、「居宅一人当たり単位数」、「施設利用率」の説明変数が、 U の説明変数となるはずである。しかし第一に、(1)式の右辺の各変数の実証モデルが線形である場合、それらを統合した U の実証モデルは本来ならば線形ではあり得ない。また第二に、「認定率」以外の実証モデルで説明変数として用いた各要介護度割合は、 U の構成要素である「認定率」との間に同時性を持つ可能性がある¹⁷⁾。本稿では、線形モデルを仮定した上で、各要介護度割合は他の説明変数によって内生的に決定されると仮定して説明変数から除いて分析を行う。従ってこの実証モデルの推定結果には一定の留保が必要である。

4 分析に用いるデータ

上述した実証モデルを検証するに当たって、保険者のクロスセクションデータを用いて分析を試みた。給付水準の6指標や各所得段階割合と各要

表1 記述統計量

変数名	標本規模	平均値	標準偏差	最小値	最大値
高齢者一人当たり単位数(月額1単位)	2225	1819.7220	335.9463	505.1492	3865.2780
認定率(合計)(%)	2225	15.7352	2.8295	8.9498	30.2368
認定率(要支援)(%)	2225	2.4362	1.3956	0.1297	12.2040
認定率(要介護度1)(%)	2225	4.9813	1.2530	1.8009	11.6147
認定率(要介護度2)(%)	2225	2.3433	0.5077	0.6098	5.0562
認定率(要介護度3)(%)	2225	2.0554	0.4088	0.5545	4.1009
認定率(要介護度4)(%)	2225	1.9866	0.4010	0.1608	4.1846
認定率(要介護度5)(%)	2225	1.9324	0.4990	0.6920	6.3889
居宅利用率(%)	2225	72.4792	8.2251	22.4505	127.3498
居宅一人当たり単位数(合計)(月額1単位)	2225	9697.1340	1522.5430	3871.2120	31734.4300
居宅一人当たり単位数(訪問介護)	2225	1748.0940	763.1507	127.5272	6038.2170
居宅一人当たり単位数(訪問看護)	2210	374.8333	234.2056	1.1223	2283.0540
居宅一人当たり単位数(通所介護)	2224	2741.7960	1072.6290	12.6812	7863.6360
居宅一人当たり単位数(通所リハビリ)	2196	1119.5570	857.5697	0.9191	7853.7730
居宅一人当たり単位数(用具)	2223	546.6322	166.6010	14.7059	1338.2080
居宅一人当たり単位数(短期入所)	2224	1249.5610	621.2209	3.9604	5584.9060
施設利用率(合計)(高齢者100人当たり)	2225	3.3794	0.9384	0.9319	9.2361
施設利用率(介護老人福祉施設)	2225	1.7769	0.8012	0.1951	7.1528
施設利用率(介護老人保健施設)	2218	1.1186	0.5258	0.0357	4.5401
施設利用率(介護老人療養施設)	2169	0.5000	0.4044	0.0017	3.9282
所得段階1割合(%)	2225	1.4385	1.2550	0.0384	13.1847
所得段階2割合(%)	2225	36.3568	11.5689	7.5269	82.8125
所得段階3割合(%)	2225	42.7887	11.5794	8.5938	76.4186
所得段階4割合(%)	2225	11.0790	3.5658	1.9807	23.0375
所得段階5割合(%)	2225	8.3370	4.4448	0.1280	41.2791
後期高齢者割合(%)	2225	48.3014	5.1959	27.4117	64.9153
要支援割合(%)	2225	14.9363	6.6580	0.9901	44.4444
要介護度1割合(%)	2225	31.5011	4.4809	15.8730	53.3333
要介護度2割合(%)	2225	15.0267	2.7515	4.9383	37.1429
要介護度3割合(%)	2225	13.2651	2.6185	3.4483	30.1587
要介護度4割合(%)	2225	12.8419	2.6593	1.0638	25.6000
要介護度5割合(%)	2225	12.4289	3.0236	3.7629	29.8701
高齢単身世帯割合(%)	2225	28.3122	5.7544	10.0000	48.0752
高齢夫婦世帯割合(%)	2225	38.8879	5.1772	21.8045	56.2791
高齢核家族世帯割合(%)	2225	71.6878	5.7544	51.9248	90.0000
人口密度(人/km ²)	2225	869.5772	2039.2670	2.8904	19854.1400
施設定員率(県合計)(人口100人当たり)	2225	3.3074	0.5360	2.3367	4.9055
施設定員率(県介護老人福祉施設)	2225	1.5136	0.2011	1.1368	2.0419
施設定員率(県介護老人保健施設)	2225	1.2158	0.2476	0.5262	2.0863
施設定員率(県介護老人療養施設)	2225	0.5780	0.3129	0.1441	1.5766
第一次産業比率(%)	2225	13.6738	10.9191	0.0149	77.2447
第二次産業比率(%)	2225	31.9662	8.8286	1.7102	60.7145
第三次産業比率(%)	2225	54.3600	10.9908	21.0451	88.8463
医師密度(人口1000人当たり)	2225	1.3653	2.0154	0.0000	39.2396
広域連合ダミー	2225	0.0229	0.1497	0	1
(レファレンス変数をベースにした場合)	標本規模	平均値	標準偏差	最小値	最大値
所得段階1割合(%)	2225	4.2742	5.4861	0.0517	78.4354
所得段階2割合(%)	2225	100.0507	68.3621	15.9981	963.6364
所得段階3割合(%)	2225	28.3701	12.9264	5.0448	108.8235
所得段階4割合(%)	2225	21.6090	15.1980	0.3206	206.3957
要支援割合(%)	2225	107.9340	65.1483	4.3478	580.0000
要介護度1割合(%)	2225	217.9747	59.5668	46.1539	1025.0000
要介護度3割合(%)	2225	90.4339	22.6859	20.0000	375.0000
要介護度4割合(%)	2225	87.8630	24.2091	8.3333	400.0000
要介護度5割合(%)	2225	85.4231	27.2870	29.1990	350.0000
高齢単身世帯割合(%)	2225	40.4361	11.8240	11.1111	92.5861
高齢夫婦世帯割合(%)	2225	54.6751	8.8856	25.7397	84.9462
第一次産業比率(%)	2225	29.2542	28.7063	0.0168	367.0429
第二次産業比率(%)	2225	62.4159	24.7543	8.1264	181.9672

注) 1) カッコ内は単位あるいは表示形式を示している。

2) 短期入所は、短期入所生活介護と短期入所療養介護の合計である。

介護度割合のデータは厚生労働省〔2004a〕から作成した。県の施設定員率は厚生労働省〔2004c〕と厚生労働省〔2004b〕から作成した。それ以外の高齢単身・夫婦世帯割合、人口密度、就業者比率、医師密度の保険者データは、総務省統計局〔2006〕（医師数は2002年度医師・歯科医師・薬剤師調査、それ以外は2000年度国勢調査のデータ）より作成した¹⁸⁾。保険者は2004年度末時点のものであり、標本規模は2225である¹⁹⁾。

回帰モデルにおいて Breusch-Pagan 検定による均一分散の帰無仮説が棄却された場合には、分散の算出には white〔1980〕の分散修正値を用い

ている。また、多重共線性の有無を調べるために分散拡大要因（VIF）を求めたところ、全ての実証モデルの説明変数において、VIFは5以下であった。記述統計量は表1に記している。

5 推定結果（実証モデル別）

表2～6に、「認定率」、「居宅利用率」・「居宅一人当たり単位数」、「施設利用率」、「高齢者一人当たり単位数」を被説明変数とした実証モデルの推定結果を記載している。

表2は「認定率」の実証モデルの推定結果である。推定結果によれば、ほとんどの説明変数の係

表2 「認定率」：回帰分析の結果

変数名	認定率						
	(全体)	(要支援)	(要介護1)	(要介護2)	(要介護3)	(要介護4)	(要介護5)
所得段階1割合	0.1019 *** (0.0155)	0.0139 (0.0110)	0.0498 *** (0.0080)	0.0097 *** (0.0029)	0.0071 ** (0.0036)	0.0079 *** (0.0025)	0.0134 *** (0.0038)
所得段階2割合	-0.0007 (0.0016)	0.0019 ** (0.0009)	-0.0017 ** (0.0008)	-0.0008 *** (0.0003)	0.0000 (0.0003)	0.0000 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)
所得段階4割合	-0.0183 ** (0.0084)	-0.0024 (0.0043)	-0.0019 (0.0042)	-0.0020 (0.0018)	-0.0010 (0.0016)	-0.0040 *** (0.0014)	-0.0070 *** (0.0019)
所得段階5割合	0.0063 (0.0062)	-0.0001 (0.0032)	0.0010 (0.0030)	0.0010 (0.0015)	0.0025 ** (0.0011)	0.0001 (0.0010)	0.0017 (0.0013)
後期高齢者割合	0.1036 *** (0.0147)	0.0036 (0.0074)	0.0278 *** (0.0073)	0.0115 *** (0.0032)	0.0206 *** (0.0027)	0.0216 *** (0.0026)	0.0186 *** (0.0031)
高齢単身世帯割合	0.0298 *** (0.0078)	0.0276 *** (0.0043)	0.0030 (0.0039)	0.0016 (0.0016)	0.0005 (0.0014)	-0.0007 (0.0014)	-0.0021 (0.0016)
高齢夫婦世帯割合	0.0328 *** (0.0091)	0.0157 *** (0.0046)	0.0284 *** (0.0045)	0.0024 (0.0018)	-0.0078 *** (0.0017)	-0.0059 *** (0.0016)	0.0000 (0.0018)
人口密度 (100人/km ²)	0.0133 *** (0.0031)	0.0045 *** (0.0017)	0.0042 *** (0.0016)	0.0016 ** (0.0008)	0.0000 (0.0006)	0.0019 *** (0.0005)	0.0011 * (0.0006)
施設定員率 (県)	1.7331 *** (0.1129)	0.6768 *** (0.0633)	0.5371 *** (0.0566)	0.1449 *** (0.0252)	0.1014 *** (0.0198)	0.0899 *** (0.0201)	0.1830 *** (0.0228)
第一次産業比率	-0.0060 *** (0.0022)	0.0010 (0.0011)	-0.0038 *** (0.0011)	-0.0015 *** (0.0005)	-0.0014 *** (0.0004)	-0.0012 *** (0.0004)	0.0008 (0.0005)
第二次産業比率	-0.0050 ** (0.0026)	-0.0015 (0.0012)	-0.0022 * (0.0013)	-0.0003 (0.0005)	-0.0009 * (0.0005)	-0.0007 (0.0005)	0.0006 (0.0006)
医師密度	0.0595 ** (0.0239)	0.0204 ** (0.0086)	0.0198 ** (0.0086)	0.0100 * (0.0057)	-0.0001 (0.0044)	0.0018 (0.0037)	0.0077 * (0.0044)
広域ダミー	0.7585 ** (0.3490)	0.3009 * (0.1698)	0.1348 (0.1595)	0.1057 (0.0707)	0.0954 *** (0.0359)	0.0651 * (0.0375)	0.0565 (0.0564)
定数項	2.2970 *** (0.8074)	-2.1356 *** (0.4090)	0.3621 (0.4005)	1.2186 *** (0.1756)	1.1693 *** (0.1379)	1.1339 *** (0.1399)	0.5486 *** (0.1641)
標本規模	2225	2225	2225	2225	2225	2225	2225
F値	F (13, 2211) = 97.13 ***	F (13, 2211) = 74.26 ***	F (13, 2211) = 46.46 ***	F (11, 2213) = 9.49 ***	F (13, 2211) = 15.77 ***	F (13, 2211) = 22.69 ***	F (13, 2211) = 35.56 ***
調整済みR二乗値	0.3546	0.3402	0.2031	0.0473	0.0709	0.1000	0.1464
Breusch-Pagan 検定	chi2 (1) = 140.46 ***	chi2 (1) = 482.40 ***	chi2 (1) = 98.58 ***	chi2 (1) = 1.11	chi2 (1) = 26.26 ***	chi2 (1) = 50.03 ***	chi2 (1) = 162.41 ***

注) 1) 上段は推定値、下段は標準誤差である。

2) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

3) Breusch-Pagan 検定が有意である場合には、White(1980)の分散修正を用いて標準誤差を求めている。

数は、全体の「認定率」のみならず、複数の要介護度別の「認定率」のモデルにおいて有意である。また、実証モデルのあてはまり（修正済み決定係数）は要支援や要介護度1の「認定率」で比較的高い。従って全体の「認定率」の地域差は、各要因の地域差によって生じた軽度要介護者の「認定率」の地域差による部分が大きいと考えられる。

個別の説明変数を見ると、所得段階1割合は正に有意であり、生活保護世帯などの低所得階層に要介護状態の高齢者が多く存在している可能性や、この階層が要介護認定にアクセスしやすいか、あるいは認定審査を通りやすい可能性を示唆している。他の変数については、概ね仮説通りの結果である。ただし、高齢夫婦世帯割合については、要介護度3、4の「認定率」に対して負に有意である。これは、（高齢核家族世帯に占める）高齢夫婦世帯割合が高い地域では中重度の要介護認定者が発生しにくい可能性やラグ変数では同時性バイアスを回避できていない可能性を示唆しており、今後のさらなる検証が必要である。広域ダミーの係数値は、広域連合では「認定率」が高くなる傾向があることを示している。

各要因の影響力を厳密に比較することは困難であるが、参考までにサンプル平均で評価した「認定率」の各変数に対する弾力性 ε を求めると、施設定員率（ $\varepsilon=0.3643$ ）と後期高齢者割合（ $\varepsilon=0.3180$ ）に対する弾力性が比較的高い。

表3には「居宅利用率」と「居宅一人当たり単位数」の実証モデルの推定結果を記載している。「居宅利用率」の推定では、後期高齢者割合、高齢夫婦世帯割合、施設定員率などの係数が有意であるが、修正済み決定係数は低い。一方、「居宅一人当たり単位数」の推定は、多くの説明変数の係数が有意であり、修正済み決定係数も比較的高い。個別の説明変数を見ると、高所得者（低所得者）や重度（軽度）の要介護者の係数は正に（負に）有意である。所得水準の影響については、「認定率」の場合とは逆に、低所得は利用者当たりの給付水準の抑制に繋がることが示唆される。また第一次就業者数の係数は負に有意であり、医

師密度は正に有意である。また仮説とは異なり、高齢単身・夫婦世帯割合の係数は負に有意であり、県の施設定員率は正に有意である。前者については、介護サービス利用が（高齢でない）家族の介護サービス需要によって実現している側面が強い可能性や、高齢単身・夫婦世帯には重度の要介護者が少ないことを反映している可能性が考えられる。後者については、「満たされない施設需要」によって居宅サービスの給付量が増加するという田近・菊池〔2003〕の主張とは逆に、地域に施設が多く存在する場合には居宅サービスも増加することを示している。これらについては居宅サービス種類別の分析で詳しく取り上げる。

個別の居宅サービス種類別で見ると、所得水準が各サービスの給付水準に与える影響はサービスの種類によって異なる。所得段階ごとの自己負担上限額やサービスの価格や代替性を考慮した、より精緻な分析が必要である。また、高齢単身世帯割合の係数は、訪問介護では正に有意であるが、訪問看護や通所・入所系サービスでは負に有意である。このうち通所系サービスについては、これらのサービス利用が家族の介護サービス需要によって実現していることを示唆している。訪問看護や短期入所についても同様の可能性がある一方、これらのサービス利用は重度の要介護者に偏っているため、高齢単身世帯に重度要介護者が少ないことの反映である可能性も否定できない。一方、高齢夫婦世帯割合の係数は高齢単身世帯割合とは逆の符号で有意であることが多い。これは家族がいるかないかということと、家族が高齢の配偶者か子どもかということは、介護サービス利用に異なる影響を与えることを示唆しており、さらなる検証が必要である。最後に、供給状況や地域状況の影響についてみると、人口密度は訪問介護や福祉用具貸与などの在宅系では正に有意に、通所・入所系では負に有意である。逆に施設定員率の係数は、在宅系では負に有意であり、通所系では正に有意である。つまり、田近・菊池〔2003〕の「満たされない施設需要による居宅サービスの増加」という仮説は、在宅系サービスでは正しいが、通所系サービスにはあてはまらない

表3 「居宅利用率」と「居宅一人当たり単位数」：回帰分析の結果

変数名	居宅利用率	居宅一人当たり単位数(総計)	居宅一人当たり単位数(訪問介護)	居宅一人当たり単位数(訪問看護)	居宅一人当たり単位数(通所介護)	居宅一人当たり単位数(通所リハビリ)	居宅一人当たり単位数(短期入所)	居宅一人当たり単位数(短期入所)
所得段階1割合	-0.0355 (0.0670)	-22.2126 *** (8.0314)	10.9634 *** (3.4028)	3.5354 ** (1.6034)	-6.4010 (4.5923)	-12.7833 ** (6.0827)	-3.0643 *** (1.1788)	-9.2857 *** (3.3360)
所得段階2割合	-0.0013 (0.0103)	-1.8821 * (1.0063)	0.4002 (0.3475)	-0.5276 *** (0.2003)	-2.0470 *** (0.3614)	1.1845 ** (0.5873)	-0.0505 (0.3471)	0.2201 (0.3471)
所得段階4割合	-0.0026 (0.0335)	10.9469 ** (4.8677)	8.1701 *** (2.1287)	2.0893 ** (0.9332)	-6.5199 * (3.5129)	7.4986 *** (2.8619)	1.8847 *** (0.5063)	-4.0216 ** (2.0404)
所得段階5割合	0.0274 (0.0252)	12.1029 *** (3.6639)	6.0841 *** (1.8127)	1.0489 * (0.5848)	7.9723 *** (2.7050)	-6.9032 *** (2.3283)	1.7888 *** (0.4395)	2.8965 * (1.6018)
後期高齢者割合	0.1846 *** (0.0565)	-6.8635 (7.8360)	-1.1539 (3.7792)	3.8656 ** (1.5319)	18.5048 *** (6.1931)	-27.1570 *** (5.0730)	4.1634 *** (0.9306)	23.1625 *** (3.5771)
要支援割合	0.0095 ** (0.0038)	-5.4623 *** (0.5010)	-1.2337 *** (0.2434)	-0.3911 *** (0.0940)	-2.7739 *** (0.3858)	1.3772 *** (0.3584)	-0.2983 *** (0.0635)	-1.9365 *** (0.2391)
要介護1割合	-0.0105 ** (0.0043)	-6.4194 *** (0.5571)	-0.3134 (0.2676)	-0.3389 *** (0.1042)	-1.1166 ** (0.4663)	-1.1898 *** (0.3675)	-0.3117 (0.0678)	-2.0660 *** (0.2842)
要介護3割合	0.0006 (0.0119)	10.1576 *** (1.7528)	1.1736 * (0.6868)	0.2907 (0.3521)	3.5341 ** (1.4077)	1.2818 (0.7993)	0.2962 (0.2125)	2.1346 *** (0.7852)
要介護4割合	0.0180 * (0.0109)	7.4683 *** (1.6651)	1.3655 ** (0.6971)	0.4773 (0.3058)	1.2047 (1.3725)	2.3371 ** (0.9795)	0.3628 * (0.1931)	2.3466 *** (0.7455)
要介護5割合	-0.0080 (0.0098)	1.8525 (1.4000)	1.1049 * (0.5493)	0.8721 *** (0.2993)	1.5598 (1.0662)	-5.3046 *** (0.1557)	0.6021 *** (0.6584)	3.1551 *** (0.6584)
高齢単身世帯割合	-0.0141 (0.0334)	-7.3495 * (4.4447)	9.5493 *** (1.8746)	-2.7141 *** (0.7566)	-11.9263 *** (3.3755)	-2.8897 (2.5972)	-1.8103 *** (0.5566)	-6.9615 *** (2.0314)
高齢夫婦世帯割合	-0.1311 *** (0.0369)	-26.4966 *** (5.4996)	-8.8533 *** (2.2013)	2.3943 ** (0.9596)	-3.1589 (4.2311)	-19.1852 *** (3.0583)	-3.0318 *** (0.6516)	7.3716 *** (2.5006)
人口密度 (100人/km ²)	0.0203 * (0.0109)	1.5813 (1.5525)	8.3063 *** (0.9702)	0.2255 (0.2563)	-3.1382 *** (1.1619)	-2.2231 ** (1.0068)	0.5966 *** (0.1950)	-3.6125 *** (0.8300)
施設定員率(限)	1.7723 *** (0.4090)	292.2498 *** (59.2441)	-267.9588 *** (30.3489)	-12.2519 (11.3948)	150.0676 *** (51.9843)	543.2019 *** (42.0630)	-48.9525 *** (6.6532)	-163.7475 *** (28.7696)
第一次産業比率	-0.0052 (0.0101)	-8.7818 *** (1.6825)	-1.5320 *** (0.5601)	-0.9134 *** (0.3080)	0.8641 (1.2102)	-4.1804 *** (0.8545)	-0.8812 *** (0.1595)	-2.1001 ** (0.9862)
第二次産業比率	0.0294 *** (0.0098)	1.5844 (1.8838)	-1.9726 *** (0.6440)	-0.3844 (0.2570)	3.9705 *** (1.2040)	-1.5283 * (0.8292)	0.5756 *** (0.1620)	1.7528 *** (0.6658)
医師密度	0.1563 * (0.0819)	30.3356 *** (9.9918)	14.9326 ** (6.7002)	4.2427 (2.8356)	-22.6547 (14.3124)	34.7013 *** (10.1146)	0.4330 (1.4015)	-8.8364 * (4.7635)
広域々々	0.4853 (0.8804)	-28.8081 (133.8876)	-48.2944 (83.2936)	-51.7369 *** (19.9056)	125.9800 *** (95.2385)	-61.9500 (84.5081)	-10.1177 (13.4998)	42.0481 (51.2231)
定数項	63.4342 *** (3.2313)	10873.4200 *** (443.6165)	2295.2400 *** (217.0369)	180.3364 ** (88.2876)	2017.6190 (348.5042)	2102.7290 *** (280.6125)	646.7130 *** (57.2613)	605.0845 *** (192.2463)
標本規模	2225	2225	2225	2210	2224	2196	2223	2224
F値	F(18,2206)=6.23 ***	F(18,2206)=91.39 ***	F(18,2206)=88.46 ***	F(18,2206)=20.69 ***	F(18,2206)=36.59 ***	F(18,2177)=31.91 ***	F(18,2204)=82.95 ***	F(18,2205)=66.11 ***
調整済みR ² 乗値	0.0426	0.3738	0.4145	0.1034	0.2122	0.1718	0.3716	0.3075
Breusch-Pagan検定	chi2(1) = 8.77 ***	chi2(1) = 18.95 ***	chi2(1) = 1.19	chi2(1) = 10.45 ***	chi2(1) = 11.03 ***	chi2(1) = 45.52 ***	chi2(1) = 26.36 ***	chi2(1) = 117.93 ***

(注) 1) 上段は漸近値、下段は標準誤差である。
 2) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。
 3) Breusch-Pagan検定が有意である場合には、White(1980)の分散修正を用いて標準誤差を求めている。

表4 「施設利用率」：回帰分析の結果

変数名	施設利用率			
	(合計)	(介護福祉施設)	(介護保健施設)	(介護療養施設)
施設定員率 (県)	0.7467 *** (0.0363)	0.6145 *** (0.0727)	0.8168 *** (0.0548)	0.7339 *** (0.0362)
所得段階1割合	0.0184 *** (0.0057)	0.0164 ** (0.0067)	0.0061 * (0.0034)	-0.0028 (0.0021)
所得段階2割合	0.0017 *** (0.0006)	0.0025 *** (0.0007)	-0.0007 ** (0.0003)	-0.0001 (0.0003)
所得段階4割合	-0.0084 *** (0.0027)	-0.0182 *** (0.0027)	0.0051 *** (0.0018)	0.0041 *** (0.0014)
所得段階5割合	0.0012 (0.0017)	0.0074 *** (0.0017)	-0.0036 *** (0.0011)	-0.0020 ** (0.0008)
後期高齢者割合	0.0329 *** (0.0045)	0.0155 *** (0.0046)	0.0120 *** (0.0032)	0.0066 *** (0.0021)
要支援割合	-0.0007 ** (0.0003)	-0.0010 *** (0.0003)	0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0001)
要介護1割合	-0.0013 *** (0.0004)	-0.0009 ** (0.0004)	-0.0001 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)
要介護3割合	-0.0016 (0.0011)	-0.0013 (0.0010)	0.0003 (0.0006)	-0.0006 (0.0005)
要介護4割合	-0.0002 (0.0009)	0.0011 (0.0009)	-0.0014 ** (0.0007)	-0.0001 (0.0005)
要介護5割合	0.0038 *** (0.0009)	0.0040 *** (0.0009)	-0.0008 (0.0006)	0.0010 ** (0.0004)
高齢単身世帯割合	-0.0015 (0.0026)	-0.0040 (0.0026)	0.0024 (0.0018)	-0.0001 (0.0011)
高齢夫婦世帯割合	0.0137 *** (0.0031)	0.0233 *** (0.0032)	-0.0048 ** (0.0020)	-0.0032 ** (0.0014)
人口密度 (100人/km ²)	-0.0002 (0.0008)	-0.0011 (0.0008)	0.0002 (0.0005)	0.0006 * (0.0004)
第一次産業比率	0.0008 (0.0008)	0.0027 *** (0.0008)	-0.0007 (0.0007)	-0.0011 *** (0.0004)
第二次産業比率	-0.0031 *** (0.0008)	-0.0005 (0.0008)	-0.0015 *** (0.0005)	-0.0012 *** (0.0004)
医師密度	-0.0076 (0.0056)	-0.0230 *** (0.0077)	0.0112 ** (0.0047)	0.0031 (0.0036)
広域ダミー	0.1978 *** (0.0685)	0.1171 ** (0.0512)	0.1244 ** (0.0513)	-0.0445 (0.0367)
定数項	-1.0368 *** (0.2682)	-1.0156 *** (0.2509)	-0.0457 (0.1906)	-0.0215 (0.1173)
標本規模	2225	2225	2218	2169
F値	F(18, 2206)=139.95 ***	F(18, 2206)=67.19 ***	F(18, 2199)=35.64 ***	F(18, 2150)=41.94 ***
調整済みR二乗値	0.4821	0.3468	0.1801	0.3259
Breusch-Pagan検定	chi2(1)=213.98 ***	chi2(1)=696.15 ***	chi2(1)=45.32 ***	chi2(1)=379.73 ***

注) 1) 上段は推定値, 下段は標準誤差である。

2) ***は1%有意水準, **は5%有意水準, *は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

3) Breusch-Pagan検定が有意である場合には, White(1980)の分散修正を用いて標準誤差を求めている。

表5 「高齢者一人当たり単位数」：回帰分析の結果

変数名	係数	標準偏差	t	P>t
所得段階1割合	6.7942 ***	1.9917	3.41	0.001
所得段階2割合	0.1144	0.2362	0.48	0.628
所得段階4割合	-1.3933	1.0869	-1.28	0.200
所得段階5割合	1.8112 ***	0.6773	2.67	0.008
後期高齢者割合	16.2394 ***	1.7539	9.26	0.000
高齢単身世帯割合	0.3577	0.9290	0.39	0.700
高齢夫婦世帯割合	-1.6161	1.1451	-1.41	0.158
人口密度(100人/km ²)	1.3086 ***	0.2939	4.45	0.000
施設定員率(県)	336.5229 ***	13.4837	24.96	0.000
第一次産業比率	-1.0560 ***	0.3172	-3.33	0.001
第二次産業比率	-0.6571 **	0.2975	-2.21	0.027
医師密度	8.7940 ***	2.8635	3.07	0.002
広域ダミー	98.7403 ***	35.1234	2.81	0.005
定数項	2.3724	95.4281	0.02	0.980
標本規模	2225			
F値	F(13, 2211)=125.52 ***			
調整済みR二乗値	0.3994			
Breusch-Pagan検定	chi2(1)=59.72 ***			

注) 1) ***は1%有意水準, **は5%有意水準, *は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

2) Breusch-Pagan検定が有意であるので、White(1980)の分散修正を用いて標準誤差を求めている。

い。これは油井〔2006〕の青森県の保険者データを用いた分析結果とは整合的である。

ここでも参考としてサンプル平均で評価した「居宅一人当たり単位数」の各変数に対する弾力性 ε を求めると、要介護度1割合($\varepsilon=-0.1443$)、高齢夫婦世帯割合($\varepsilon=-0.1494$)、施設定員率($\varepsilon=0.0997$)、に対する弾力性が比較的高い。

表4は「施設利用率」の実証モデルの推定結果である。まず、全てのモデルで施設定員率の係数値は約0.6~0.8と大きく、保険者レベルの「施設利用率」は県レベルの施設定員率に多くの部分を規定されている。一方で、所得段階割合、後期高齢者割合、要介護度割合、高齢夫婦世帯割合、就業者比率、医師密度の係数なども複数のモデルで有意であり、低所得者、後期高齢者、重度要介護者、高齢夫婦世帯の増加は施設利用率(合計)の増加に繋がっている。一方、人口密度は施設利用率(合計)とは有意な相関が見られなかった。

また係数値は小さいものの、第一次就業者比率の係数からは、農村部・山間部では介護福祉施設の利用率が高くなり、介護療養施設の利用率が低くなることを示唆される。同様に医師密度の係数

からは、医師・医療へのアクセスが容易な地域では介護福祉施設の利用率が若干低く、介護保健施設の利用率が若干高くなることを示唆される²⁰⁾。参考としてサンプル平均で評価した「施設利用率」の各変数に対する弾力性 ε を求めると、施設定員率($\varepsilon=0.7308$)と高齢夫婦世帯割合($\varepsilon=0.4701$)に対する弾力性が高い。

表5は「高齢者一人当たり単位数」の推定結果である。所得段階1・5割合、後期高齢者割合、人口密度、県の施設定員率、第一次・第二次就業者比率、医師密度、広域ダミーの係数が有意である。所得段階1割合は正に有意であり、所得段階1割合の増加による「認定率」と「施設利用率」上昇の効果は、「居宅一人当たり単位数」減少の効果よりも大きいことが推察される。また、後期高齢者割合と県の施設定員率はt値も係数値も弾力性²¹⁾も比較的大きく、介護サービスの給付水準に与える影響が大きい。また、広域ダミー変数の係数値は、他の要因が一定ならば、広域連合の保険者では高齢者一人当たりの給付水準が月額で約1,000円高くなることを示している。

6 推定結果（要因別）

次に、介護サービスの主要な給付水準（(1) 式の6指標）に対する各要因の横断的な影響について、本稿の仮説と推定結果から示唆される点を整理する。*Income*については、上述したように所得段階1割合が高くなると「認定率」と「施設利用率」は増加し、「居宅一人当たり単位数」は減少するが、「高齢者一人当たり単位数」は増加する。*Needs*については、後期高齢者割合が上昇すると全ての給付水準の指標が増加する。一方、要

介護度割合については要介護認定者の重度化は「居宅一人当たり単位数」と「施設利用率」を高くする。*Family*については、高齢単身世帯割合の増加は、「認定率」を上昇させるが、「居宅一人当たり単位数」を減少させ²⁾、「高齢者一人当たり単位数」には有意な影響を与えない。また高齢夫婦世帯割合の増加も、「認定率」と「施設利用率」を上昇させるが、「居宅利用率」と「居宅一人当たり単位数」を減少させ、「高齢者一人当たり単位数」には有意な影響を与えない。*Access*や

表6 介護保険料と所得段階1割合・後期高齢者割合・施設定員率・施設利用率

保険料額 順位	市区町村	都道府県	保険料額 (月額 円)	所得段階1 割合指数 (平均=1)	後期高齢者 割合指数 (平均=1)	施設定員率(県) 指数 (平均=1)	施設利用率 指数 (平均=1)
1	鶴居村	北海道	5942	2.29	1.02	1.15	2.51
2	糸満市	沖縄県	5680	3.21	0.94	1.47	1.78
3	与那国町	沖縄県	5652	5.25	0.96	1.47	2.59
4	名瀬市	鹿児島県	5500	9.54	1.06	1.14	1.40
5	那覇市	沖縄県	5226	4.47	0.87	1.47	1.29
6	沖縄市	沖縄県	5178	5.21	0.81	1.47	1.29
7	宜野湾市	沖縄県	5158	2.34	0.78	1.47	1.25
8	名護市	沖縄県	5008	2.02	1.01	1.47	1.67
9	石川市	沖縄県	5000	1.81	0.93	1.47	1.59
10	百石町	青森県	4996	1.47	0.96	1.06	1.09
11	十和田湖町	青森県	4988	1.74	0.97	1.06	1.25
12	西原町	沖縄県	4950	1.44	0.93	1.47	1.49
12	下田町	青森県	4950	1.18	0.83	1.06	1.01
14	藍住町	徳島県	4930	0.95	0.92	1.53	1.46
2698	川北町	石川県	2000	0.00	1.07	1.18	0.93
2698	伯方町	愛媛県	2000	0.32	1.02	1.11	0.81
2698	山添村	奈良県	2000	0.23	1.10	0.86	0.74
2698	猿島町	茨城県	2000	0.93	1.03	0.81	0.62
2698	月ヶ瀬村	奈良県	2000	0.24	1.12	0.86	0.50
2698	志波姫町	宮城県	2000	0.46	1.03	0.76	0.46
2698	桂村	茨城県	2000	0.66	1.10	0.81	0.42
2698	花園村	和歌山県	2000	0.95	1.02	0.98	0.32
2698	川内村	福島県	2000	0.67	1.04	0.73	0.31
2707	栄村	長野県	1950	0.20	1.16	0.88	0.71
2708	矢祭町	福島県	1940	0.49	1.05	0.73	0.77
2709	常北町	茨城県	1900	0.45	1.02	0.81	0.52
2709	岩井市	茨城県	1900	0.60	0.97	0.81	0.51
2711	八開村	愛知県	1800	1.16	1.06	0.75	0.66
2711	上北山村	奈良県	1800	0.75	1.06	0.86	0.42
2713	下総町	千葉県	1785	0.66	1.01	0.76	0.37
2714	秋山村	山梨県	1783	0.37	1.04	0.85	0.46

注) 1) 介護保険料額は2003年度、所得段階1割合は2003年度（2002年度はデータが入手不可能のため）、後期高齢者割合、施設定員率（県）、施設利用率は2002年度の値。

2) 2003年度に域内で複数の介護保険料を設定した保険者や2003年度の途中で合併した保険者（合計15保険者）はサンプルから除かれている。

Supplyについては、人口密度の増加は「認定率」を増加させ、給付水準全体も増加させる。県の施設定員率は、全ての給付水準の指標を増加させる。また医師密度の増加も「施設利用率」以外の指標の増加に繋がる。Districtについては、第一次就業者比率が高いと、「認定率」、「居宅一人当たり単位数」が低くなり、「高齢者一人当たり単位数」も低くなる。第二次就業者比率が高いと「認定率」、「施設利用率」が低くなる一方、「居宅利用率」が高くなり、「高齢者一人当たり単位数」は低くなる。また広域連合の保険者においては、「認定率」と「施設利用率」が有意に高くなり、「高齢者一人当たり単位数」も高くなる。

7 検証：介護保険料との関係を中心に

本章では、介護給付水準の地域差の要因を詳細に分析してきた。最後に、このような介護給付水準の地域差が介護保険料の地域差に直結するという「受益者負担」のあり方について検証する。本稿の分析結果によると、特に後期高齢者割合と施設定員率（県）の増加は、介護給付水準の増加に繋がる。また、所得段階1割合の係数も「認定率」、「施設利用率」、「高齢者一人当たり単位数」のモデルにおいて有意であるだけでなく、係数値も比較的大きい。従って、第1期の給付水準が第2期の介護保険料額に直結していることを踏まえると、第1期においてこれら3要因の水準が高い（低い）保険者は第2期の保険料が高く（低く）なる可能性が高い。ただし後期高齢者割合は、補正係数の効果によって保険料額の上昇の効果が相殺される可能性もある²³⁾。そこで、第2期の介護保険料額が全国レベルで上位と下位の保険者を抽出し、各保険者の所得段階1割合、後期高齢者割合、施設定員率（県）の水準を検証した。また参考のために施設利用率も併載した²⁴⁾。

その結果が表5である。上位14保険者においては、所得段階1割合、施設定員率（県）、施設利用率の指数（個別保険者の値÷全保険者平均の値）がほぼ全て1以上であり指数値も大きいのに対して、下位17保険者の指数はほぼ全て1未満である。一方、後期高齢者割合については上位の

保険者のほうが低い傾向があり、後期高齢者補正の効果であると考えられる。つまり、少なくとも上位と下位の保険者に関しては、後期高齢者の増加は保険料額の増加に繋がっていないが、低所得者や県レベルの介護施設供給の増加は保険料額の増加に直結していると考えられる。

III 結語

介護保険制度における「受益者負担の原則」の部分的な明確化は、保険者に財政規律へのインセンティブを与えようという狙いがあった。しかし、本稿の分析によって介護給付水準や介護保険料額に一定の影響を与えることが判明した地域の所得水準や県レベルの施設定員率は、保険者の裁量的な抑制や調整の対象とはなりにくい。従って現状においては、介護保険料額の高騰は必ずしも保険者機能の弱さに起因させることはできない。

厚生労働省や保険者は、介護保険料額の高騰を受けて、所得水準ごとの介護保険料負担額の見直しやケアプランチェックによる介護給付の適正化をさらに積極的に進めようとしている。確かにこれらの政策には一定の効果があることが期待される。しかし、これまでの介護費用の高騰の要因のほとんどは一人当たりの居宅サービス給付水準の増加ではなく高齢者数や認定率の増加であること²⁵⁾や、居宅サービス需要の抑制は施設・グループホーム需要の増加に転嫁することなどを考慮すると、居宅介護サービスの抑制・適正化は、効果的な介護費用や保険料額の抑制に繋がらない可能性もある。

また、介護保険制度の財政的な持続可能性を高めるための努力が、本来高い個別性が求められるケアプランを保険者が一律に書類や統計によってチェックするという作業に集中することにも問題がある。現在の介護保険制度下のケアプランがどの程度要介護者のニーズを満たしているか否かのミクロレベルでの十分な検証が進んでいないまま、現行の財政規模・負担のあり方を前提に給付抑制が先行するのは望ましいとは言えない。

中長期的な観点からみれば、最適な保険者の規

模や権限、「受益者負担の原則」を含む財政運営や財源調達・財政調整のあり方、介護ニーズを満たすケアプランの水準、施設給付と在宅給付のバランスなどを実証的に検証した上で、マクロの財政負担とミクロのケアプランの適切性の相方を考慮した介護保障制度を再構築することが必要である。

(平成 19 年 5 月投稿受理)

(平成 19 年 12 月採用決定)

謝 辞

本稿の作成段階において、井伊雅子教授、清水谷諭助教授、別所俊一郎専任講師、渡辺雅男教授(以上、一橋大学(2007年3月時点)。五十音順)、沼尾波子教授(日本大学)、本誌レフェリーから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。なお、文中における一切の誤りはすべて筆者に帰するものである。

注

- 1) なお、本稿では「第1号被保険者」と「高齢者」はともに65歳以上の男女を意味する。
- 2) 第2期(2003~2005年度)では18%、第3期(2006~08年度)では19%であった。
- 3) 菊池・田近・油井[2005]。
- 4) ただし、個表データを用いたNoguchi and Shimizutani[2006]では供給者誘発需要は観察されていない。
- 5) 「施設一人当たり単位数」については、介護サービス市場の需給状況や地域特性ではなく施設の種類や介護報酬によって制度的に決定される部分が大きいと考えられるため、分析対象から除く。
- 6) 所得水準と介護サービス利用量の関係を分析した研究は調査報告も含めると多く存在するが、一致した見解は得られていない。
- 7) 回帰においては所得第3段階の世帯数をレファレンス変数として用いるため、各所得段階割合の係数は、第3段階世帯数に対する割合が変化した場合の被説明変数の変化を示す。中間に当たる第3段階をベースとすることによって、低所得化と高所得化の影響を比較的正確に捉えることができる。
- 8) 回帰においては高齢者を含む核家族世帯数をレファレンス変数として用いるため、高齢単身・夫婦世帯割合の係数は高齢核家族世帯数に対する割合が変化した場合の被説明変数の変化を示す。データ上の制約から、高齢者を含む3世代家族世帯数をレファレンス変数に反映させることはできなかった。
- 9) 田近・油井[2004]、山内[2004]、湯田[2005]ではこれらの変数を後述する供給者誘発需要の変数として扱っているが、湯田[2005]が指摘するようにこれらの変数はアクセスの容易さを表す指標でもある。
- 10) 人口密度をアクセスの指標として用いる場合には以下の2点の留保が必要である。第一に、指定都市・中核市の平成17年度における人口密度と訪問介護事業所密度の単相関係数を調べると0.55である(指定都市・中核市51市の介護保険事業所数は厚生労働省[2005]にて入手可能)。ただし、居宅サービスへのアクセスは、市区町村に存在する事業所数より、(近隣市区町村を含む)生活圏において利用可能な介護サービス事業所数に影響を受けると考えられるため、市区町村単位での事業所密度それ自体が介護サービスへのアクセスの指標として必ずしも最適とはいえない点にも注意が必要である。第二に、Mitchell, et al[2004]や清水谷・稲倉[2006]は人口密度を「都市化」の説明変数として用いている。本稿においては「都市化」は後述する産業別就業者比率でコントロールしているが、このように人口密度にはアクセス以外の要素も反映されうる点には留意が必要である。
- 11) 施設へのアクセスの指標としては、二次医療圏などの広域圏の施設定員率を用いるのがより適切であると考えられる。また保険者圏の施設定員率を用いた分析を試みることも有益であろう。しかし今回は両者のデータを得られなかった。また保険者レベルの施設利用率も施設へのアクセス指標と捉えうるが、他の給付水準の指標との間に同時性が疑われるため、本稿では用いない。
- 12) 回帰においては第三次産業の就業者数をレファレンス変数として用いるため、第一次就業者比率と第二次就業者比率の係数は、第三次就業者数に対する比率が変化した際の被説明変数の変化を示している。
- 13) 介護サービスにおける供給者誘発需要の研究についてはII-1, 注4, 注9を参照。
- 14) 回帰においては要介護度2の要介護者数をレファレンス変数として用いるため、各要介護度割合の係数は、要介護度2の要介護者数に対する割合が変化した場合の被説明変数の変化を示す。中度の要介護度2をベースとすることによって、要介護度の軽度化と重度化の影響を比較的正確に捉えることができる。
- 15) 平成14年8月7日厚生労働省令第104号「指定介護老人福祉施設の人員、設備及び運営に関する基準の一部を改正する省令」

- 16) 山本〔2002〕。反論としては池田〔2002〕。
- 17) 後述する本稿の分析結果からも明らかなように、「認定率」の高まりは主に軽度の認定者の増加により生じる。従って、「認定率」は単相関において軽度の要介護度割合とは正の相関があり、重度の要介護度割合と負の相関がある。しかしこれは各要介護度割合が「認定率」に影響を与えているわけではなく、両者が共通の要因によって同時に決定されることを意味する。
- 18) 上述したように、高齢単身・世帯割合が2000年度のものであることは、同時性を避けるラグ変数としての意味合いがある。
- 19) 2004年度末の2248保険者から、ある所得段階割合や要介護度割合がゼロとなる22保険者と、2000年度国勢調査において人口や世帯数がゼロである東京都三宅村をサンプルから除いた。
- 20) ただし、県レベルの施設定員率ではコントロールできない二次医療圏・保険者圏の施設供給水準が医師密度と施設利用率に同時に影響を与える場合、医師密度の係数には同時性バイアスが生じている可能性がある点には留意が必要である。
- 21) サンプル平均で評価すると、県の施設定員率に対する弾力性は0.6116、後期高齢者割合に対する弾力性は0.4310であった。
- 22) ただし10%有意水準でのみ有意である。
- 23) 厚生労働省〔2002d〕に記載されている算定方法を単純化すると、第2期第1号保険料基準額は、
 介護保険料額＝高齢者一人当たり費用推計×
 $0.9 \times 0.18 \times \theta \times \omega \div \gamma$
 の式によって表すことができる。ここで高齢者一人当たり費用の推計値は、第1期の高齢者一人当たり費用に当期の居宅サービス利用希望の伸び率等を反映させた数値である。また、 θ は「後期高齢者加入割合補正係数」、 ω は「所得段階別加入割合補正係数」、 γ は保険者圏の高齢者世帯の所得水準に関わらず所定の第一号保険料負担分総額を確保するための、所得段階割合による高齢者数補正である。 ω は当該保険者と全国平均の高齢者世帯の所得段階の分布によって、 γ は当該保険者の高齢者世帯の所得段階の分布によって決定される。 ω と γ は原則的に相殺し合い、当該保険者における所得分布状況と全国における平均的な所得分布状況の乖離による保険料基準額の格差を調整するように設定されている。
- 24) 介護保険料額は厚生労働省が公表している第2期の第1号介護保険料基準額の保険者データ(2003年度4月1日現在)、所得段階1割合

は厚生労働省〔2003b〕(2002年度データは入手不可のため)、後期高齢者割合と施設利用率は厚生労働省〔2002a〕、施設定員率(県)は厚生労働省〔2002c〕と厚生労働省〔2002b〕より算出。過渡的措置として2003年度中は同一保険者内に複数の介護保険料を設定した保険者や03年度の途中に合併した保険者(合計15保険者)はサンプルから除いている。

- 25) 鈴木〔2002〕、厚生労働省〔2003b〕、牧野〔2005〕。

参考文献

- 池田省三(2002)「北海道と青森県の違いから見た地域差の要因」『月刊介護保険』2002.12 No. 82。
- 菊池潤・田近栄治・油井雄二(2005)「介護保険の現状と持続可能性」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』, pp. 147-166。
- 厚生労働省(2002a)『平成14年度介護保険事業状況報告(年報)』。
- (2002b)『介護保険事業状況報告(暫定)(平成14年9月分)』。
- (2002c)『平成14年介護サービス施設・事業所調査』(平成14年9月末)。
- (2002d)『全国介護保険担当課長会議資料』(2002年2月12日)。
- (2003a)『平成15年度介護保険事業状況報告(年報)』。
- (2003b)「介護給付費増大の要因について」社会保障審議会介護保険部会第4回資料。
- (2004a)『平成16年度介護保険事業状況報告(年報)』。
- (2004b)『介護保険事業状況報告(暫定)(平成16年9月分)』。
- (2004c)『平成16年介護サービス施設・事業所調査』(平成16年9月末)。
- (2005)『平成17年介護サービス施設・事業所調査』(平成17年9月末)。
- 清水谷論・稲倉典子〔2006〕「公的介護保険制度の運用と保険者財政：市町村レベルデータによる検証」『会計検査研究』34, pp. 83-95。
- 清水谷論・野口晴子(2004)『介護・保育サービス市場の経済分析 ミクロデータによる実態解明と政策提言』東洋経済新報社。
- 鈴木 亘(2002)「介護サービス需要増加の要因分析」『日本労働研究雑誌』502, pp. 6-27。
- 総務省統計局(2006)『統計でみる市区町村のすがた2006』。
- 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』39(2), pp. 174-187。
- 田近栄治・油井雄二(2004)「介護保険：4年間の

- 経験で何がわかったか」『フィナンシャルレビュー』72, pp. 78-104。
- 牧野雅光「介護保険サービスの給付費用増加の要因分析—次期介護保険事業計画策定における利用者ニーズの反映」『厚生指標』52 (4), pp. 17-22。
- 山内康弘 (2004) 「訪問介護費と事業所密度」『医療と社会』14 (2), pp. 103-117。
- 山本健兒 (2002) 「介護保険制度をめぐる地域格差」神野直彦・金子勝編『住民による介護・医療のセーフティーネット』東洋経済新報社, pp. 204-246。
- 湯田道生 (2005) 「介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響」『季刊・社会保障研究』40 (4), pp. 373-386。
- Mitchell, O.S. and Piggott, J. and Shimizutani, S. (2004) "Aged-Care Support In Japan: Perspectives and Challenges," *NBER Working Paper*, 10882.
- Noguchi, H and Shimizutani, S (2005) "Supplier-Induced Demand in Japan's At-home Care Industry: Evidence from Micro-level Survey on Care receivers," *ESRI Discussion Paper Series* No. 148.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48, pp. 817-838.
- (あんどう・みちひと 株式会社三菱総合研究所 研究員)