

介護保険による要介護状態の維持・改善効果 ——個票データを用いた分析——

田 近 栄 治
菊 池 潤

I はじめに

介護保険は制度創設以来、要介護認定者、サービス利用者、介護費用いずれの面からみても増加の一途をたどっている。要介護認定者は要支援、要介護1といった比較的軽度の要介護度で伸びが著しいが、支給限度額が低く設定されていることもあり、軽度の要介護認定者の伸びが費用に与える効果はいまだ限定的なものにとどまっている。しかしながら、これら軽度の要介護高齢者が今後重度化するにつれて、費用の増加には一層拍車がかかり、介護保険財政を急速に悪化させることが危惧される。

介護保険制度で給付対象となるのは、要支援から要介護5までの要介護認定者である。このうち要介護4、5の認定者の大半は、「寝たきり」の状態にあり、その状態を改善することは一般的には難しく、本人や介護者にかかる過度な身体的・経済的負担を軽減することが制度の大きな目的となる。一方、要介護2以下の高齢者に関しては、身体的側面からみても、認知症の側面からみても、半数以上がほぼ自立の状態にあり、要介護状態の維持・改善可能性が高いものと考えられる。わが国の介護保険が、このように重度者のみならず軽度の要介護高齢者までを給付の対象とした一つの目的は、改善可能性の高い軽度の段階における給付によって要介護状態の進行を抑え、重度の要介護高齢者の発生を抑制することにある。実際、介護保険法においても予防目的は明記されており、同法第2条第1項では「介護保険は、被保険者の

要介護状態又は要介護状態となるおそれがある状態に関し、必要な保険給付を行うものとする」と規定している。

この点、ドイツの介護保険では、6ヵ月以上の継続的な援助を必要とし、かつ一日90分以上の介護時間を必要とすることを要介護認定の要件としており、わが国の介護保険制度と大きく異なっている。この基準をわが国の介護保険に適用すれば、少なくとも要介護3を超えていることが必要となり、日独の間には、介護保険の果たす役割に関して大きな考え方の相違があることが、うかがえる。すなわち、介護保険の役割を要介護者の生活の質の改善に限定させるドイツに対して、わが国ではリハビリを含む医療と介護の組み合わせによって、軽度要介護者の状態改善をも介護保険の目的としている²⁾。

したがって、軽度の要介護高齢者に対するサービス給付が要介護状態の維持や改善に寄与しているのかどうかを明らかにすることは、わが国の今後の介護保険制度の役割、ひいては制度のガバナンスを問う上で、きわめて重要となる。本稿の目的は、後述の個票データを用いて、要介護高齢者の状態を適切に制御しつつ、要支援から要介護2の軽度の要介護高齢者の維持・改善効果を要介護度ごとに明らかにすることである。

要介護状態の変化に着目した調査に、日本医師会総合政策研究機構・島根県健康福祉部高齢者福祉課(2003)(以下、日医総研(2003))の報告書がある。これは、島根県の3保険者を対象に、2000年から2002年の各年10月時点の要介護認定者の追跡調査を行ったものである。そこでは、要支援

の悪化率、とくに認知症高齢者の悪化率が高いことが指摘されている。また、高齢者の機能は、下肢機能の低下に始まり、更衣、移乗、清潔行為・排泄、食事摂取・嚥下等の流れで低下していくことが指摘されている。しかしながら、これらの状態の変化とサービス利用との関係については、今後の課題とされている。

島内ほか(2004)は、ケアマネージャーの協力のもと、世帯構成、疾病情報、日常生活動作(以下、ADL)などの利用者の状況、自立に対する本人の意欲、家族の協力度、サービス利用の状況について調査を行い、それをもとに状態改善の要因をさぐったものである。そこでは、要介護高齢者の状態改善には、視力、聴力の維持、本人の意欲、家族の協力、対人関係の保持・拡大などが重要であることを指摘している。また、サービス利用と状態改善の関係については、2つの方法で分析を行っている。第1は、要支援・要介護1を対象とした地域間の比較にもとづくものであり、これらの要介護度では、訪問看護、訪問リハビリテーションの利用が状態改善に有効であることを指摘している。第2は、改善群と非改善群の比較に基づくものであり、要介護2、要介護3では、通所リハビリテーションの利用が「整容」「上半身の更衣」「入浴・身体の清潔」の3つの機能の改善に対して有効であることが指摘されている³⁾。

これらに対して、本稿では2000年4月から2003年10月の東京都杉並区の第1号被保険者の個票データを用いて、介護サービスの利用による要介護状態の維持・改善効果について統計的に検証する。しかし、この検証を含め、医療や介護の治療やケアが、それらの受給者の状態に与える効果(トリートメント効果)を統計データから明らかにするには、様々な困難がある。とくに、利用可能なデータが観察データである場合には、セレクション・バイアスが発生する可能性がある。すなわち、観察データでは、個体属性を制御した被験者に対して実験的に処置を行ったわけではないため、処置を受けたものと受けなかったもの間で個体属性が異なり、そのことが推計結果を偏らせる可能性がある⁴⁾。

そこでこのようなセレクション・バイアスの影響をどのようにして取り除くかが問題となる。この点に関してはこれまで多くの研究が行われてきたが、Jones(2000)はセレクション・バイアスへの対処法を大きく3つに分類している⁵⁾。

第1の方法は、プロペンシティ・スコア法(propensity score method)に代表される、制御関数(control function)を用いた方法である⁶⁾。これらの方法では、トリートメント群と非トリートメント群の(観察可能な)個体属性を、制御関数を用いることによって、セレクション・バイアスを調整する。しかしながら、観察不可能な個人属性の影響を排除することができないという点で、単純な回帰分析と類似した結果となる可能性が高いことが指摘されている。

第2の方法は、操作変数を用いた分析である⁷⁾。操作変数法では、トリートメントの実施に対しては影響を持つが、状態の変化に対しては直接的な影響を持たない変数を操作変数として、観察不可能な個人属性の影響を取り除く。操作変数法の適用に関しては、操作変数の条件を満たす適当な変数が存在するかどうかが最大の問題となる。

第3の方法は、パネルデータを用いた分析である。パネルデータが利用可能である場合には、それぞれの個人に対して繰り返し情報を得ることが可能となるため、時間を通じて一定である観察不可能な変数に関しては、その影響を除去することが可能となる。

このように、観察データを用いてトリートメント効果を明らかにするうえでは、処置を受ける個々人の属性を適切に制御することが重要となる。本稿では、性別、年齢、「障害老人の日常生活自立度」(以下、寝たきり度)、「認知症老人の日常生活自立度」(以下、認知症老人自立度)の4変数を用いて個体属性を制御したうえで、プロビット分析を行った⁸⁾。同時に、観察不可能な個人属性の影響を考慮して、パネルデータを用いた分析を行った。結果は以下のとおりである。

制御変数はすべて、要介護状態の維持・改善に有意な効果を持ち、年齢、寝たきり度、認知症老人自立度は、要介護状態の悪化確率を押し上げ、

性別に関しては、女性の悪化確率が男性より低いことが明らかとなった。以上の変数を制御したうえで、サービス利用の有無が悪化確率に有意な影響を与えているかどうかを分析した。結果は、分析期間によって不安定であり、また、ほとんどすべてのサービスについて、サービス利用が要介護状態の悪化確率を下げる効果は見出せなかった。

以上のプロビット分析に加えて、3期間プールしたデータセットに対して、変量効果プロビット・モデル (random effect probit model) を用いた推計を行った。推計の結果、変量効果を加えることの有効性は認められなかったため、プールしたデータを用いて、プロビット分析を行った。これにより、制度導入時に比べて、要介護高齢者の悪化確率は有意に下がっていることは見出せたが、サービス利用の状態改善 (悪化確率の引下げ) 効果を見出すことはできなかった。

本稿の以下の構成は次のとおりである。まずIIでは、本稿で用いたデータについて説明するとともに、杉並区介護保険の動向について述べる。IIIでは、要介護高齢者の状態と状態変化に着目し、軽度と重度の区別を明らかにする。IVでは、要介護状態の維持・改善効果に関する推計結果を要約し、推計方法の課題および、サービス供給のあり方などについて検討する。Vでは、本稿の分析結果をまとめるとともに、結果から得られる政策的含意について述べる。

II 利用データと杉並区介護保険の動向

1 利用データ⁹⁾

杉並区の個票データは、第1号被保険者データ、要介護認定者データ、介護給付費明細書データの3つのデータセットからなる。以下、各データセットについて述べたうえで、分析用の基本データセットの作成方法について述べる。

第1号被保険者データは、制度発足時の2000年4月1日から2003年10月31日までに、東京都杉並区の第1号被保険者資格を取得したすべての個人を対象としており、対象被保険者数は107,531人である。主な変数としては、個人ID

番号、生年月、性別、資格取得年月日、資格喪失年月日、資格喪失理由が含まれる。

要介護認定者データは、2000年から2003年までのそれぞれ4月、10月末現在のすべての要介護認定者を対象としており、対象要介護認定者数は延べ92,721人である。主な変数は、個人ID、対象年月、要介護度¹⁰⁾、寝たきり度¹¹⁾、および、認知症老人自立度¹²⁾である。分析では、寝たきり度、認知症老人自立度が欠損値となる661サンプルを除く92,060サンプルを利用した。

介護給付費明細書は、医療保険の診療報酬明細書 (レセプト) に相当し、本稿では2000年から2003年の各年4月、10月サービス利用分を対象としている。主な変数としては、個人ID、サービス利用年月、サービス種類コード¹³⁾、事業者コード、給付単位数、単位数単価が含まれ、サンプル数は、個人ID×対象年月×提供事業者×サービス種類単位で916,455レコードとなっている。

以上の3つのデータセットを用いて、次のように基本データセットを作成した。はじめに、第1号被保険者データを2000年から2003年の各年4月、10月の8時点からなる時点別のデータセットに変換し、生年月、資格取得年月日、資格喪失年月日を用いて、各対象年月末における年齢、資格取得ダミー、資格喪失ダミーを作成した。次に、個人IDと対象年月を用いて、加工した第1号被保険者データと要介護認定者データを接続した。このとき、要介護認定情報が存在しない第1号被保険者に関しては「自立」と判断した。最後に、個人ID×対象年月単位に加工した介護給付費明細データを、先のデータセットに接続することによって基本データセットを作成した。

2 杉並区介護保険の動向

ここでは、基本データセットから作成された集計値を用いて、被保険者、要介護認定者、受給者、費用の順に杉並区介護保険の動向を概観するとともに、全国集計値との比較から杉並区の特徴を明らかにする。

2000年4月から2003年10月の分析対象期間において、65歳以上の第1号被保険者は85,200

人から91,700人まで増加している。とくに、75歳以上の後期高齢者の伸びが高く、第1号被保険者に占める後期高齢者の割合は、2003年10月末現在で46%であり、全国平均に比べても3ポイントほど高い水準となっている¹⁴⁾。

この間、要介護認定者は8,700人から14,700人まで増加しており、第1号被保険者に対する要介護認定者の割合(以下、認定率)は2003年10月末現在で16.1%にまで上昇した。これは全国平均に比べて1ポイントほど高い水準である¹⁵⁾。年齢別にみると、後期高齢者の認定率は29.4%であり、前期高齢者の認定率4.6%に比べて圧倒的に高い(2003年10月現在)。このことから、杉並区の認定率が高いのは後期高齢者が多いことが一因であると考えられる。つぎに、認定者の推移を要介護度別にみると、要支援が1.90倍、要介護1が1.88倍、要介護5が1.76倍と高い伸びをみせている。全国平均との比較では、杉並区はもともと軽度の要介護認定者が多かったが、重度の認定者の伸びが高くなっている。その結果、2003年10月末現在では、要支援に加えて、要介護4、要介護5の認定率が全国平均に比べて高くなっている。

受給者数は2000年4月の6,200人から2003年10月の11,400人まで増加しており、要介護認定者に対する受給者の比率(以下、受給率)は77.4%まで上昇した。認定率とは異なり、受給率は全国平均(80.1%)を下回っている(2003年10月末現在)¹⁶⁾。前期後期別の受給率は、前期高齢者の71.7%に対して後期高齢者では78.4%であり、やはり後期高齢者の受給率が高くなっている(2003年10月末現在)。受給率は要支援を除くすべての要介護度で上昇しており、受給者ベースでは要介護1が2.03倍、要介護2、要介護5が1.95倍と高い伸びを示している。一方で、要支援の受給率は低下しており、認定者の伸びが必ずしも受給者の伸びにつながっていない。逆にいえば、要支援の認定者の伸びは必ずしも必要に迫られてのものではなく、いわばオプションとして要介護認定を受ける高齢者が増えた結果と考えられる。要介護度別の受給率をみると、要介護1、要

介護2では全国平均と一致しているが、要支援と要介護3以上の重度の要介護度では、受給率が全国平均を下回っている(2003年10月末現在)。

受給者数の推移を居宅・施設別にみると、居宅受給者数の伸びが施設受給者数の伸びを上回っている(居宅2.02倍、施設1.32倍)。また、総受給者に占める居宅受給者の割合は80.3%であり、全国平均の74.4%を大幅に上回っている(2003年10月現在)¹⁷⁾。先に杉並区では重度の受給率が低いことを指摘したが、施設が少ないことが一因と思われる。居宅サービスのなかでは、訪問介護、福祉用具貸与、通所介護、居宅療養管理指導などのサービスが多く利用されており、特定施設の利用も近年進んでいる。全国平均との比較では、訪問介護、福祉用具貸与、居宅療養管理指導、特定施設の受給率が高くなっている(2003年10月現在)¹⁸⁾。とくに、訪問介護の受給率は全国平均の28.1%に対して、杉並区では42.4%であり、受給率の高さが際立っている。逆に通所介護、通所リハ、短期入所、認知症対応型共同生活介護、介護老人保健施設では受給率が全国平均を下回っている。通所系サービスの利用が少ない理由は、老人保健施設が少ないためと考えられる。また、施設サービスが少ないために、所得階層の高い杉並区では特定施設の利用が進んでいるものと考えられる。

この間、介護費用は2000年4月の9億6400万円から2003年10月の17億9300万円まで増加している(いずれも実額)。要介護度別にみると、要介護5、要介護2の伸びが高く、要支援では微増にとどまっている。受給者一人当たり費用で見ると、要介護5、要介護4が伸びているのに対して、要支援、要介護1では低下している。要介護5に関しては、認定率、受給率、受給者一人当たり費用のいずれの側面からみても上昇しており、その費用は総費用の24.1%にまで上昇している(2003年10月現在)。また、総費用に占める居宅費用の割合は54.0%であり、全国平均の44.1%を大幅に上回っている(2003年10月現在)¹⁹⁾。

このように、杉並区では制度発足以来、認定率が上昇しており、要支援と要介護3以上の重度の

要介護度では、すでに認定率が全国平均を上回っている。一方で、サービス利用に関しては、居宅サービスが中心であり、なかでも訪問介護が多く利用されてきた。このため、第1号被保険者の標準保険料は、2000年から2002年の第1期事業計画期間において月額2940円、2003年から2005年の第2期事業計画期間において月額3000円と、全国的にみても低い保険料水準となっている。しかしながら、区民の高齢化は今後も進行していくことが予想されており、認定率が一層上昇していくことが予想される。さらに、特定施設などの利用がますます進むことによって、介護保険財政が圧迫される可能性もある。以上の点を考慮すると、

要介護度の悪化をいかに食い止めることができるかが、今後重要な課題となると思われる。

Ⅲ 軽度と重度要介護高齢者の区分

Ⅲでは、介護サービスの状態改善効果の推計に先立ち、軽度と重度の要介護高齢者の相違について検討する。まず、要介護高齢者の状態像に関して、寝たきり度と認知症老人自立度の2つの自立度から検討し、軽度と重度を定義する。つぎに、要介護状態の変化の状況から、重度から軽度への改善がいかに困難であるかを示す。

表1は2002年10月末現在の、要介護度別にみ

表1 要介護度別にみた寝たきり度と認知症老人自立度のクロス集計表(2002年10月) (単位:%)

要介護度	寝たきり度	認知症老人自立度		
		ランクⅡ以下	ランクⅢ以上	合計
要支援 (N=1876)	ランクA以下	99.63	0.05	99.68
	ランクB以上	0.32	0.00	0.32
	合計	99.95	0.05	100.00
要介護1 (N=3945)	ランクA以下	93.74	2.18	95.92
	ランクB以上	4.01	0.08	4.08
	合計	97.74	2.26	100.00
要介護2 (N=2329)	ランクA以下	62.82	14.38	77.20
	ランクB以上	20.87	1.93	22.80
	合計	83.68	16.32	100.00
要介護3 (N=1532)	ランクA以下	22.32	23.11	45.43
	ランクB以上	40.54	14.03	54.57
	合計	62.86	37.14	100.00
要介護4 (N=1730)	ランクA以下	2.54	10.52	13.06
	ランクB以上	40.29	46.65	86.94
	合計	42.83	57.17	100.00
要介護5 (N=1397)	ランクA以下	0.21	2.00	2.22
	ランクB以上	24.34	73.44	97.78
	合計	24.55	75.45	100.00

出所) 筆者計算。

- 注) 1) 寝たきり度は「寝たきり」状態か否かで区分。表中では、ランクB以上が「寝たきり」状態に該当する。
2) 認知症老人自立度は「介護が必要な状態」か否かで区分。表中では、ランクⅢ以上が「介護が必要な状態」に該当する。

た、寝たきり度と認知症老人自立度のクロス集計表である。表中では、「寝たきり状態」にあるか否かで寝たきり度を区分し、「介護が必要な状態」にあるか否かで認知症老人自立度を区分している。寝たきり度に着目すると、要支援、要介護1では90%以上の人々がランクA以下であるのに対し、要介護2以上ではこの比率は急激に低下し、要介護3以上では半分以上の人が寝たきり状態となっている。認知症老人自立度に関しても同様の傾向が見られ、要支援、要介護1では90%以上がランクII以下であるのに対し、要介護2以上になるとこの比率が急激に低下する。

次に、2つの自立度の組み合わせに注目する。寝たきり度がランクA以下で、認知症老人自立度がランクII以下の高齢者の比率に着目すると、要介護2が63%であるのに対し、要介護3では22%と約40ポイント下落する。逆に、寝たきり度がランクB以上で、認知症老人自立度がランクIII以上の高齢者の比率は要介護2が2%であるのに対して、要介護3では14%まで上昇する。

次に要介護状態がどのように変化したかについて検討する。表2は、2002年10月から2003年10月にかけての1年間の要介護状態の変化をまとめたものである²⁰⁾。表2の左の列には基点となる年月とその時点での要介護度を、上の行には変化後の年月とその時点での要介護度を示してある。

各セルの中には、初期時点の要介護度別に、1年後の要介護状態の割合が示してある。表2より、2つのことが分かる。第1点は、自立高齢者の維持率が極めて高いということである。逆に一度要介護状態に陥ると、1年後に自立状態になる確率は極端に落ちることになる。第2に、1年後に要介護2以下となる確率は、要介護2以下と要介護3以上とで大きく異なるという点である。要介護3以上では、1年後の要介護状態は80%以上が要介護3以上であり、要介護2以下まで回復することが非常に難しいことが分かる。

以上、要介護高齢者の状態像と要介護状態の変化の2つの側面から検討してきたが、要介護2以下では機能低下がみられるものの、2つの側面で同時に機能低下がみられる高齢者は少ないこと、また、一度、要介護3以上に陥ると、要介護2以下の状態に回復することは極めて難しいことが示された。以上のことより、要介護認定者の要介護状態の重度化を抑制するためには、要介護2以下の高齢者の要介護状態の維持・改善が重要であると考えられる。IVでは、これらの要支援以上、要介護2以下の高齢者を「軽度」の要介護高齢者とし、介護保険によるその状態の維持・改善効果について検討する。

表2 要介護度別・遷移確率

		2003年10月									集計表			
		自立	要支援	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5	死亡	合計	自立	要介護2以下	要介護3以上	合計
2002年 10月	自立 (N=76134)	93.4%	1.5%	1.7%	0.5%	0.4%	0.3%	0.3%	1.8%	100.0%	93.4%	3.8%	2.8%	100.0%
	要支援 (N=1832)	6.7%	52.7%	30.7%	2.7%	1.7%	1.2%	0.4%	4.0%	100.0%	6.7%	86.1%	7.3%	100.0%
	要介護1 (N=3884)	2.2%	10.2%	55.4%	15.1%	5.0%	3.1%	1.4%	7.7%	100.0%	2.2%	80.7%	17.1%	100.0%
	要介護2 (N=2288)	1.1%	0.5%	14.2%	40.6%	20.1%	8.4%	3.5%	11.7%	100.0%	1.1%	55.2%	43.7%	100.0%
	要介護3 (N=1512)	0.4%	0.2%	2.8%	10.8%	36.7%	25.0%	7.6%	16.5%	100.0%	0.4%	13.8%	85.8%	100.0%
	要介護4 (N=1703)	0.6%	0.0%	0.6%	2.0%	6.8%	45.8%	23.4%	20.9%	100.0%	0.6%	2.6%	96.8%	100.0%
	要介護5 (N=1384)	0.7%	0.0%	0.1%	0.4%	0.9%	5.3%	60.8%	31.6%	100.0%	0.7%	0.6%	98.8%	100.0%

出所) 筆者計算。

注) 1) 集計表の「要介護2以下」は要支援、要介護1、要介護2への遷移確率を、「要介護3以上」は要介護3、要介護4、要介護5、死亡への遷移確率を集計した値を表す。

2) 2002年10月から2003年10月の間に資格を喪失した個人が存在するため、表1のサンプル数とは一致しない。

IV 介護サービスによる要介護状態の維持・改善効果

IVでは、IIで説明した基本データセットを用いて、要支援から要介護2の軽度の要介護高齢者を対象に、介護サービスの利用が1年間の要介護状態の維持・改善確率にどの程度貢献してきたかを統計的に検証する²¹⁾。推計はまず、要介護度別・期間別に、プロビット・モデルを用いて行い、続いて、観察不可能な変数の影響を考慮して、変量効果プロビット・モデルによる推計を行う。

1 分析方法

要介護状態が悪化した場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数(状態悪化ダミー)を被説明変数とし、プロビット・モデルを用いて推計を行う。分析対象は要支援から要介護2の軽度の在宅の要介護高齢者であり、分析期間は2000年10月から2001年10月、2001年10月から2002年10月、2002年10月から2003年10月の3期間とした。また、分析は要介護度別・分析期間別に行った。推計モデルは以下のとおりである。

$$y_i^* = \alpha + \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_i \boldsymbol{\gamma} + e_i \quad (1)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 y_i は個人*i*の要介護度の変化を表すダミー変数であり、第(2)式によって決定されるものとする。 y_i^* は個人*i*の状態変化を表す潜在変数(latent variable)であり、第(1)式の指示関数(index function)に従って確率的に決定されるものとする。ここで、 α は定数項、 \mathbf{x}_i は個人属性ベクトル、 \mathbf{w}_i は介護サービスに関する利用者ダミーベクトル、 e_i は誤差項である。個人属性ベクトル \mathbf{x}_i には個人*i*の性別(女性ダミー)、年齢、寝たきり度、認知症老人自立度が、利用者ダミーベクトル \mathbf{w}_i には個人*i*のサービス種類別の利用者ダミーがそれぞれ含まれる。サービス種類別利用者ダミーは、2000年、2001年、2002年の各年10月中の利用者を1とするダミー変数である。また、誤差項 e_i は互いに独立であ

り、平均0、分散1の正規分布に従うものとする。

Iで述べたように、観察データを用いてトリートメント効果を推計する際には、セレクション・バイアスが発生する可能性がある。本稿で用いたデータの中では、個人の状態を制御する変数は年齢、性別、寝たきり度、認知症老人自立度の4変数である。これらの変数以外にも、疾病状況、世帯構成などがサービス利用の意思決定に影響を与えている可能性がある。以上の問題に対応するために、3期間のデータをプールしたパネルデータを用いて、変量効果プロビット・モデルによる推計を行った。変量効果プロビット・モデルのもとでは、推計モデルは以下のように修正される。

$$y_{it}^* = \alpha + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_{it} \boldsymbol{\gamma} + e_{it} \\ = \alpha + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \mathbf{w}_{it} \boldsymbol{\gamma} + u_i + v_{it} \quad (3)$$

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

第(1)式と異なり、指示関数の誤差項は2つの項に分解されるものとする。このうち u_i は個人*i*に特定の効果であり、時間を通じて一定であるものとする。また、 u_i は確率変数とし(変量効果)、互いに独立で、平均0、分散 σ_u^2 の正規分布に従うものとする。 v_{it} は互いに独立で、平均0、分散1の正規分布に従うものとし、 u_i と v_{it} 、 v_{it} と v_{is} は互いに独立とする。このとき誤差項 e_{it} の分散は、

$$\text{Var}[e_{it}] = 1 + \sigma_u^2$$

となり、 e_{it} と e_{is} の相関係数は、

$$\text{Corr}[e_{it}, e_{is}] = \frac{\sigma_u^2}{1 + \sigma_u^2} = \rho$$

となる。 $\sigma_u^2 = 0$ であれば $\rho = 0$ となり、以上のモデルは通常のプロビット・モデルとなる。

第(1)式に含まれる変数のほかに、2001年データを1とするダミー変数(2001年ダミー)と2002年データを1とするダミー変数(2002年ダミー)を加えたうえで、要介護度別に推計を行った。 $\rho = 0$ とする帰無仮説に対して、尤度比検定を行ったところ、いずれの要介護度においても帰無仮説は棄却されなかった。したがって、3期間プールしたデータセットに対して、(時点ダミーを加えた)通常のプロビット分析を行った²²⁾。

2 推計結果

はじめに、要介護度別・期間別に行ったプロビット・モデルの推計結果について述べる。

要支援を分析対象としたときの結果は、表3にまとめてある。モデル全体の適合度についてみると、擬似決定係数は0.095から0.034となっており、分析期間が新しくなるほどモデルの説明力が低下していることが分かる²³⁾。制御変数は、2001年10月から2002年10月の女性ダミーを除いて、いずれも有意となっている(5%水準、以下同)。このうち、年齢、寝たきり度、認知症老人自立度の符号はプラスであり、要支援の中でも年齢が高い、あるいは、状態が悪いほど、要介護状態が悪化しやすいことを示している。女性ダミーの符号はマイナスであり、男性に比べて女性の悪化確率

が低いことを示している。女性ダミーがマイナスとなる原因の一つとしては、男性と女性の平均余命の違いが考えられる。説明変数が悪化確率に及ぼす「限界効果」についてみてみると、女性ダミー、寝たきり度、認知症老人自立度の限界効果は分析期間によるパラツキが大きく、悪化確率に与える効果は年々小さくなっている²⁴⁾。

サービス利用者ダミーに関しては、分析期間によって不安定な結果となった。比較的安定した結果を示しているのは福祉用具貸与であり、2001年10月から2002年10月では有意水準が低いものの、全期間においてプラスとなっている。他のサービスに関しては、訪問介護(2000年)、訪問看護(2001年)、通所介護(2000年、2002年)、通所リハ(2000年、2001年)、居宅療養管理指導

表3 推計結果：要支援（期間別）

初期時点要介護度 分析対象期間	要支援 ^(#2)			要支援			要支援 ^(#3)		
	2000年10月-2001年10月			2001年10月-2002年10月			2002年10月-2003年10月		
	サンプル数：1240 対数尤度：-773.62915 擬似決定係数：0.0948			サンプル数：1438 対数尤度：-924.34773 擬似決定係数：0.0415			サンプル数：1774 対数尤度：-1150.2166 擬似決定係数：0.0341		
	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果
定数項	-2.7502	0.000		-2.2416	0.000		-2.0827	0.000	
個人属性									
年齢	0.0178	0.002	0.0070	0.0118	0.026	0.0045	0.0156	0.001	0.0060
女性ダミー	-0.3452	0.000	-0.1370	-0.0022	0.979	-0.0009	-0.2101	0.003	-0.0817
寝たきり度	0.2597	0.000	0.1029	0.2083	0.000	0.0800	0.1279	0.000	0.0491
認知症老人自立度	0.3312	0.000	0.1313	0.2669	0.000	0.1025	0.1519	0.002	0.0584
利用者ダミー									
訪問介護	0.1715	0.028	0.0678	-0.0303	0.664	-0.0116	0.0814	0.194	0.0313
訪問入浴									
訪問看護	0.3472	0.180	0.1376	0.5950	0.034	0.2339	0.2122	0.389	0.0833
訪問リハ				0.5958	0.422	0.2342	0.1743	0.819	0.0683
通所介護	0.6845	0.000	0.2652	0.0849	0.488	0.0329	0.3523	0.001	0.1387
通所リハ	0.9905	0.027	0.3560	1.1365	0.015	0.4148	0.3254	0.452	0.1285
福祉用具貸与	0.4535	0.005	0.1787	0.2084	0.089	0.0815	0.3362	0.001	0.1322
短期入所	-0.2839	0.722	-0.1093	-0.2724	0.643	-0.0996			
短期入所(老健)									
短期入所(病院等)									
居宅療養管理指導	0.2519	0.283	0.1002	0.2923	0.216	0.1151	0.4878	0.026	0.1926

注) 1) 限界効果は説明変数が悪化確率に及ぼす限界的な効果(ダミー変数の場合にはその差)を示す。いずれも標本平均で評価。

2) 2000年10月-2001年10月の推計では、訪問入浴利用者サンプル(N=1)を推計から除外。

3) 2002年10月-2003年10月の推計では、訪問入浴利用者サンプル(N=1)、短期入所利用者サンプル(N=2)を推計から除外。

(2002年)で有意となったものの、いずれのサービスに関しても符合はプラスであり、悪化確率を下げる効果は見出せなかった。

要介護1を対象とした分析結果は表4にまとめられている。個人属性の符号は要支援と一致しており、すべての期間で有意となっている。限界効果でも、要支援でみられたような分析期間によるバラツキは見られず、比較的安定した結果となっている。

サービス利用者ダミーに関しては、要支援と同様に、福祉用具貸与が全期間プラスで比較的安定しているものの、全体としては不安定な結果となった。その他のサービスに関しては、訪問看護(2002年)、短期入所(2001年)、短期入所(老健)(2002年)、居宅療養管理指導(2001年、2002年)がプラスで有意となっている。

要介護2を対象とした分析結果は表5にまとめられている。個人属性に関しては、2000年10月から2001年10月の年齢の有意水準が低い、符号は要支援、要介護1と一致している。限界効果についてみてみると、年齢、寝たきり度、認知症老人自立度は比較的安定しているものの、女性ダミーの限界効果にバラツキが見られ、その効果は年々小さいものになっている。

サービス利用者ダミーに関しては、短期入所を除いて、不安定な結果となった。短期入所はいずれの期間においてもプラスで有意であり、限界効果は14.3%から15.6%と高いものになっている。その他のサービスに関しては、訪問入浴(2000年、2001年)、訪問看護(2000年)、福祉用具貸与(2001年)がプラスで有意になっている。

以上、期間別、要介護度別の推計結果をみてき

表4 推計結果：要介護1(期間別)

初期時点要介護度 分析対象期間	要介護1 ^(#2) 2000年10月-2001年10月			要介護1 ^(#3) 2001年10月-2002年10月			要介護1 2002年10月-2003年10月		
	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果
	サンプル数：1945 対数尤度：-1139.7 擬似決定係数：0.0621			サンプル数：2715 対数尤度：-1519.3954 擬似決定係数：0.0668			サンプル数：3443 対数尤度：-1914.7052 擬似決定係数：0.0755		
定数項	-2.8978	0.000		-2.6804	0.000		-2.7047	0.000	
個人属性									
年齢	0.0210	0.000	0.0074	0.0153	0.000	0.0051	0.0154	0.000	0.0051
女性ダミー	-0.3665	0.000	-0.1336	-0.3349	0.000	-0.1165	-0.3873	0.000	-0.1355
寝たきり度	0.1283	0.000	0.0450	0.1847	0.000	0.0616	0.1622	0.000	0.0541
認知症老人自立度	0.2145	0.000	0.0753	0.1957	0.000	0.0652	0.2360	0.000	0.0788
利用者ダミー									
訪問介護	0.0343	0.589	0.0120	-0.0999	0.065	-0.0333	-0.0081	0.867	-0.0027
訪問入浴	0.1716	0.483	0.0625	0.3074	0.208	0.1105	0.5271	0.100	0.1967
訪問看護	-0.0715	0.614	-0.0247	0.0742	0.525	0.0252	0.2621	0.017	0.0931
訪問リハ	-0.7372	0.240	-0.1998	-0.5985	0.292	-0.1592	0.2719	0.570	0.0973
通所介護	0.0619	0.414	0.0219	0.0238	0.714	0.0079	0.0970	0.101	0.0329
通所リハ	0.2316	0.188	0.0852	0.1748	0.285	0.0610	0.2200	0.171	0.0776
福祉用具貸与	0.1824	0.051	0.0661	0.2006	0.002	0.0691	0.1200	0.029	0.0407
短期入所	-0.0686	0.801	-0.0236	0.4816	0.021	0.1782	0.3007	0.109	0.1080
短期入所(老健)				0.3033	0.426	0.1090	1.0896	0.022	0.4135
短期入所(病院等)									
居宅療養管理指導	0.1904	0.141	0.0693	0.1947	0.056	0.0679	0.1309	0.175	0.0451

注) 1) 限界効果は説明変数が悪化確率に及ぼす限界的な効果(ダミー変数の場合にはその差)を示す。いずれも標本平均で評価。

2) 2000年10月-2001年10月の推計では、短期入所(老健)利用者サンプル(N=3)を推計から除外。

3) 2001年10月-2002年10月の推計では、短期入所(病院等)利用者サンプル(N=1)を推計から除外。

表5 推計結果：要介護2（期間別）

初期時点要介護度 分析対象期間	要介護2 2000年10月-2001年10月			要介護2 2001年10月-2002年10月			要介護2 2002年10月-2003年10月		
	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果
	サンプル数：1433 対数尤度：-897.37649 擬似決定係数：0.0780			サンプル数：1475 対数尤度：-893.2594 擬似決定係数：0.0601			サンプル数：1693 対数尤度：-1085.7836 擬似決定係数：0.0431		
定数項	-1.7166	0.000		-2.5106	0.000		-2.2415	0.000	
個人属性									
年齢	0.0077	0.090	0.0030	0.0159	0.001	0.0058	0.0137	0.001	0.0053
女性ダミー	-0.4528	0.000	-0.1768	-0.2914	0.000	-0.1075	-0.1642	0.014	-0.0633
寝たきり度	0.1247	0.000	0.0485	0.0990	0.003	0.0361	0.0990	0.001	0.0380
認知症老人自立度	0.1805	0.000	0.0702	0.1795	0.000	0.0655	0.1623	0.000	0.0622
利用者ダミー									
訪問介護	0.0777	0.280	0.0302	-0.0257	0.720	-0.0094	0.0640	0.329	0.0245
訪問入浴	0.5597	0.000	0.2204	0.3569	0.032	0.1370	0.2326	0.154	0.0912
訪問看護	0.2625	0.036	0.1037	0.2244	0.074	0.0846	0.1353	0.192	0.0526
訪問リハ	-0.7010	0.272	-0.2343	0.3144	0.594	0.1206	0.0105	0.977	0.0040
通所介護	-0.1384	0.096	-0.0534	-0.1576	0.063	-0.0566	-0.1202	0.104	-0.0457
通所リハ	-0.1226	0.398	-0.0470	0.0355	0.806	0.0130	-0.2421	0.086	-0.0894
福祉用具貸与	0.1317	0.126	0.0516	0.1595	0.045	0.0590	0.1064	0.117	0.0409
短期入所	0.3600	0.022	0.1425	0.4051	0.017	0.1561	0.3658	0.017	0.1441
短期入所(老健)	0.5238	0.189	0.2065	-0.3424	0.386	-0.1143	0.4428	0.204	0.1749
短期入所(病院等)				0.4450	0.623	0.1726	0.2168	0.803	0.0850
居宅療養管理指導	0.0776	0.512	0.0304	0.0951	0.421	0.0352	-0.0355	0.724	-0.0135

注) 限界効果は説明変数が悪化確率に及ぼす限界的な効果(ダミー変数の場合にはその差)を示す。いずれも標本平均で評価。

たが、いずれの要介護度においても、制御変数がほぼ有意で符号も安定的であるのに対し、サービス利用者ダミーは不安定な結果となった。比較的安定した結果となったサービスは、要支援、要介護1の福祉用具貸与、要介護2の短期入所である。しかしながらいずれも符号はプラスであり、要介護状態の維持・改善につながる結果とはなっていない。とくに、福祉用具の利用に関しては、車椅子や特殊寝台など利用によって、介護を必要としている高齢者自身の動く機会が減少し、状態の悪化につながったとも考えられる。この点は、第1節で言及した、日医総研(2003)の調査によって、軽度の要介護高齢者の機能低下が下肢機能の低下に始まることと一致している。

次に、3期間プールしたデータに対して、プロビット推計を行った結果が表6である。個人属性に関してはいずれの要介護度でも有意であり、符

号もこれまでの結果と一致している。新たに加えた2つの時点ダミーについてみると、要介護2の2002年ダミーを除いて、いずれもマイナスで有意となっている。要支援、要介護1の限界効果をみてみると、1年間の悪化確率は、最初の1年間(2000年10月から2001年10月)に比べて、要支援で約5ポイント、要介護1で約3ポイント低下したことになる。このことの一つの理由として、要支援、要介護1と認定される高齢者の性質が、制度の普及にともなって変化してきたのではないかと思われる。IIで述べたように、要支援、要介護1は制度発足以来、最も認定者が伸びている要介護度であるが、制度発足時に要介護認定を受けたのはサービスをすでに利用している高齢者が中心であったと思われる。杉並区はもともと福祉サービスが充実していたこともあり、この傾向は一層強かったものと思われる。その後、必ずし

表6 推計結果(要介護度別)

初期時点要介護度 分析対象期間	要支援 ^(注2) (2000年10月-2003年10月)			要介護1 ^(注3) (2000年10月-2003年10月)			要介護2 (2000年10月-2003年10月)		
	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果	推定値	p値	限界効果
	サンプル数: 4454 対数尤度: -2868.5633 擬似決定係数: 0.0494			サンプル数: 8106 対数尤度: -4586.0554 擬似決定係数: 0.0676			サンプル数: 4601 対数尤度: -2888.3634 擬似決定係数: 0.0581		
定数項	-2.2210	0.000		-2.6768	0.000		-2.0751	0.000	
個人属性									
年齢	0.0151	0.000	0.0059	0.0168	0.000	0.0057	0.0124	0.000	0.0047
女性ダミー	-0.1742	0.000	-0.0682	-0.3638	0.000	-0.1284	-0.2921	0.000	-0.1120
寝たきり度	0.1867	0.000	0.0725	0.1616	0.000	0.0546	0.1077	0.000	0.0410
認知症老人自立度	0.2397	0.000	0.0931	0.2172	0.000	0.0734	0.1739	0.000	0.0662
時点ダミー									
2001年ダミー	-0.1319	0.009	-0.0509	-0.0925	0.022	-0.0310	-0.1845	0.000	-0.0693
2002年ダミー	-0.1362	0.005	-0.0527	-0.1042	0.007	-0.0350	-0.0710	0.133	-0.0269
利用者ダミー									
訪問介護	0.0651	0.102	0.0253	-0.0275	0.379	-0.0093	0.0418	0.295	0.0159
訪問入浴				0.3233	0.033	0.1178	0.3984	0.000	0.1566
訪問看護	0.3535	0.018	0.1400	0.1102	0.112	0.0383	0.1974	0.003	0.0766
訪問リハ	0.2899	0.581	0.1148	-0.2771	0.360	-0.0856	-0.0917	0.734	-0.0344
通所介護	0.3790	0.000	0.1498	0.0622	0.099	0.0212	-0.1356	0.003	-0.0511
通所リハ	0.8211	0.001	0.3141	0.2082	0.029	0.0740	-0.1146	0.164	-0.0428
福祉用具貸与	0.3130	0.000	0.1237	0.1611	0.000	0.0559	0.1310	0.003	0.0502
短期入所	-0.3979	0.341	-0.1440	0.2788	0.024	0.1007	0.3781	0.000	0.1485
短期入所(老健)				0.4622	0.084	0.1723	0.2253	0.285	0.0880
短期入所(病院等)							0.3813	0.546	0.1502
居宅療養管理指導	0.3392	0.010	0.1343	0.1571	0.010	0.0551	0.0342	0.592	0.0131

注) 1) 限界効果は説明変数が悪化確率に及ぼす限界的な効果(ダミー変数の場合にはその差)を示す。いずれも標本平均で評価。

2) 要支援の推計では、訪問入浴利用者サンプル(N=2)を推計から除外。

3) 要介護1の推計では、短期入所(病院等)利用者サンプル(N=1)を推計から除外。

もサービスを必要としていない高齢者も、オプションとして要介護認定を受けるようになったために、結果としてより軽度の要介護認定者が増えたと考えられる²⁵⁾。

サービス利用者ダミーが有意にマイナスとなったサービスは、要介護2の通所介護のみである。1年間をとった期間別の推計では、いずれの期間においても通所介護の効果は、マイナスであるが、有意ではなかった。したがって、結果の解釈にはさらなる分析を必要とするが、居ながらにして受ける訪問介護ではなく、外出を必要とする通所介護に、有意な維持・改善効果のあったことは興味深い。これはまた一部、日医総研(2003)や島内

ほか(2004)らの結果とも一致している。

3 推計結果の解釈

以上、期間別データと3期間プールしたデータを用いて、要介護度別にプロビット分析を行ったが、3期間をプールした時の要介護2の通所介護を除いて、サービス利用が要介護状態の維持・改善につながっていることを示すことはできなかった。以上の結果に基づく限り、わが国の介護保険が当初目的とした、軽度の段階でのサービス提供によって、重度の要介護高齢者の発生を抑制するという効果が発揮されたとは言えない²⁶⁾。

しかし、本稿の分析には課題も存在する。Iで

述べたように、島内ほか(2004)では、要支援・要介護1に対しては訪問看護、訪問リハビリテーションの利用が、要介護2に対しては通所リハビリテーションの利用が状態の改善につながる事が指摘されている。以下では、本稿の分析で島内ほか(2004)と異なる結果が得られた理由について考察する。まずは、島内ほか(2004)の分析の背景について述べる。

この分析の目的は、島内らが開発した「自立支援プログラム」に基づくケアによって、被験者である要介護高齢者の状態がどのように変化するかを把握することにある。したがって、そこで分析対象としている要介護高齢者は、自立支援プログラムに基づくサービス提供を受けた要介護高齢者である。

ここで、「自立支援プログラムとは、自立能力開発のための具体的な計画書」であり、「自立支援の具体的な内容表と自立支援項目実施の手順書とで構成されている」(かっこ内、島内ほか、2005、より引用)。自立支援の具体的な内容表は、要支援・要介護1の居宅サービス計画書(ケアプラン)からリストアップされた、要支援・要介護1の高齢者が必要としている介助・介護の具体的な内容(ケアニーズ)に基づいている。リストアップされたケアニーズは34項目の支援項目として分類され、各支援項目が必要となる原因別に7カテゴリーに分類される²⁷⁾。自立支援の具体的な内容表は、これらの支援項目ごとに段階的な目標を設定したものである。

自立支援プログラムのもとでは、ケアマネジャーは要介護高齢者の状態を支援項目ごとに判断し、各支援項目の状態改善を目的としてサービスメニューを作成することになる。一つ例を挙げる。IADL(日常生活関連動作)の問題に起因する支援項目には、「食事の支度をする」という項目が含まれる。この支援項目に対して、自立支援の具体的な内容表では、最も低い目標である「献立を指示できる」にはじまり、「材料の用意だけならできる」、「簡単な調理ならできる」、「食事の支度ができる」と段階的に目標が設定されている。すなわち、献立の指示ができない状態であれば献立の

指示ができるように、献立の指示ができるようになれば材料の用意ができるようにと個々人の目標が設定されることになる。

ここで注目されることは、食事の支度ができないならヘルパーが代わりに食事を作るというのではなく、段階的に本人に参加してもらうという発想が含まれていることである。このように、自立支援プログラムは生活援助とリハビリを結び付けることを意図して作られている点に大きな特徴がある。

以上のように、島内ほか(2004)では要介護高齢者の状態を詳細に把握しているだけでなく、サービス内容も個々人の状態に対応したものになっている。したがって、同じ訪問介護に分類されるものでも、さらには同じ生活援助に分類されるものでも内容は異なってくる。本稿の分析で島内ほか(2004)と同様の結論が得られなかった一つの可能性は、この点にあると思われる。認定情報、疾病情報、世帯情報などを用いて要介護高齢者の個人属性をより詳細に制御すると同時に、より詳細なサービス区分を用いることによって、本稿の結果は修正されるかもしれない。この点に関しては、今後の課題としたい。

V おわりに

わが国の介護保険制度の一つの特徴は、比較的軽度の要介護高齢者を保険の適用対象としている点にある。その背景には、改善可能性の高い軽度の段階でのサービス給付によって、重度の要介護高齢者の発生を抑制するという考え方がある。実際、2000年4月の介護保険制度導入以降、要支援、要介護1を中心に、要介護認定者は急速に拡大してきた。したがって、軽度要介護高齢者の要介護状態の維持・改善という当初の目的が果たされているかどうか、今後の介護保険財政の展開に大きな影響を与えることになる。仮に、状態改善効果があらわれていないとすると、介護保険財政が急速に悪化していく危険性がある。

以上の問題認識のもとに、本稿では、2000年から2003年の東京都杉並区の第1号被保険者の

個票データを用いて、軽度の要介護高齢者を対象に、介護サービスの利用による要介護状態の維持・改善効果について統計的に検証した。

分析に先立って、制度導入以降の杉並区介護保険の動向を概観するとともに、その特徴を明らかにした。その後、要介護度別の寝たきり度、認知症老人自立度に着目し、要介護状態の軽度と重度を定義したうえで、重度から軽度への改善が困難であり、軽度の段階での状態の維持・改善が重要であることを指摘した。

以上の議論を踏まえたうえで、要支援から要介護2の軽度要介護高齢者を分析対象として、要介護状態の維持・改善効果についてプロビット分析を行った。分析では、個人属性を制御する変数として、年齢、性別、寝たきり度、認知症老人自立度の4変数を用いたが、ほとんどすべてのサービスで要介護状態の維持・改善効果を見出すことはできなかった。

本稿の分析結果は、東京都杉並区を対象とした分析結果であること、また、モデルで用いた4つの個人属性以外にも考慮すべき重要な変数があることから、さらなる検討が必要とされる。しかし、これまでの介護保険制度では、軽度の要介護高齢者を介護保険の適用対象とし、要介護状態の悪化を抑制するという当初の目的が果たされてきたとは言い難い。このような状況下では、介護給付費は今後一層拡大していくことが予想され、最終的には国民負担の増加となって現れる。介護保険制度の役割、ひいては、介護政策のガバナンスの在りかたを見直すことが必要であると思われる。

今後、導入が予定されている新予防給付に代表されるような予防重視の介護へのシフトを目指すことも一つの選択肢である。とくに、リハビリテーションの提供に関しては、これまでどおり介護保険の枠組みのなかで給付を行うのか、それとも、状態改善をより明確な目的として、医療保険制度で対応していくのかについて、再度検討する必要がある。いずれにせよ、軽度要介護高齢者の状態改善に真に役立つサービスとその提供のあり方の検討は、わが国の介護保険改革のもっとも重要な

課題の一つである。

平成17年9月投稿受理

平成17年11月採用決定

謝 辞

本研究にあたっては、東京都杉並区保健福祉部や同区で実際に介護保険の実務に当たっている方々から多くの協力と有益なコメントを得た。東京医科歯科大学の島内節教授の研究グループからも多くの示唆を得た。また、一橋大学COEプログラム「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」からは研究支援を得た。記して、謝意を表したい。言うまでもなく、本稿の責任はすべて筆者達に帰すべきものである。

注

- 1) さらに、続く同法第2条第2項においては、「前項の保険給付は、要介護状態の軽減若しくは悪化の防止又は要介護状態となることの予防に資するように行われるとともに、医療との連携に十分配慮して行われなければならない」としている。また、わが国の医療保険制度の歴史をつづった和田・吉原(1999)は、介護保険制度創設の意義の一つとして、「介護が必要な段階にはまだなっていない虚弱な高齢者等について、寝たきり状態へ移行することをできるかぎり遅らせるよう、「要支援者」として必要な給付を行うこととしたこと」を指摘している(かっこ内、和田・吉原, 1999, より引用)。
- 2) ドイツの介護保険制度については、松本(1998)、土田(1999)などによった。
- 3) 以上の研究のほかに、井伊・大日(2001)では、介護保険導入による予防効果への影響という視点から、要介護状態の変化を分析している。
- 4) 一方で、実験データを用いるには、コストが莫大となること、あるいは倫理的な観点から実験そのものが不可能であることなどが問題となる。また、実験データはある特定の小規模サンプルを対象とすることが多く、このような場合には推計結果が一般性を持つかどうかということも問題となる(McClellan and Newhouse, 1997)。
- 5) 医療経済学の分野でのトリートメント効果に関する研究に関してはJones(2000)を参照されたい。また、トリートメント効果の推計方法に関しては、Wooldridge(2000)が詳しい。
- 6) プロペンシティ・スコア法を用いた研究としては、Rosenbaum and Rubin(1983)などがある。
- 7) 操作変数を用いた研究としては、Angrist

- (1990), McClellan and Newhouse (1997), 野口・清水谷・茅野 (2004) などがある。
- 8) 個人属性の制御という意味では、以上4変数以外にも、主治医意見書から得られる疾病情報、認定調査票から得られる身体的・精神的状況に関するより詳細なADL情報、さらには、住民基本台帳から得られる世帯情報などが重要であると考えられる。とくに、近藤(2005)は、教育や所得などの社会経済変数が高齢者の健康に大きな影響を与えることを指摘している。トリートメント効果をより正確に把握するためにはこれらの情報を用いることが望ましいが、本稿ではこれらのデータを利用することができなかった。この点に関しては今後の課題としたい。
- 9) 東京都杉並区からのデータ提供にあたっては、個人情報保護の観点から、東京都杉並区と一橋大学との間で「介護サービス質改善のための調査・研究に関する協定書」を締結し、同協定に基づいて、必要となる措置を講じた。とくに、個人ID番号の取り扱いに関しては、東京都杉並区が被保険者番号から個人ID番号へ無作為に変換したうえでデータを提供することによって、個人ID番号から個人を特定化できないような措置を講じた。また、情報が第三者に流出することが無いよう、データの管理・使用に関しては細心の注意を払った。
- 10) 要介護度は二次判定結果であり、「要支援」から「要介護5」までの6段階の順序変数である。
- 11) 寝たきり度は、障害等を有する高齢者の日常生活における自立の度合いを表したものであり、「正常」から「ランクC2」までの9段階からなる順序変数である。このうち、「ランクB1」以上がいわゆる「寝たきり」の状態に該当する(厚生労働省「認定調査票記入の手引」きより)。
- 12) 認知症老人自立度は、認知症と診断された高齢者の日常生活における自立の度合いを表したものであり、「正常」から「ランクM」までの8段階からなる順序変数である。このうち、「ランクIII」以上が介護を必要な状態とされている(厚生労働省「認定調査票記入の手引き」より)。
- 13) サービス種類は、介護給付費明細書に記載される全6桁のサービスコードのうち上2桁に対応するものである。具体的には、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション、通所介護、通所リハビリテーション、福祉用具貸与、短期入所生活介護、短期入所療養介護(老健)、短期入所療養介護(病院等)、居宅療養管理指導、認知症対応型共同生活介護、特定施設入所者生活介護、介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設に分類される。
- 14) 2003年10月1日現在における、全国の65歳以上人口に対する後期高齢者の割合は43%である(総務省「推計人口」(平成15年)より筆者計算)。
- 15) 2003年10月末現在における、認定率の全国平均は15.3%である(厚生労働省「介護保険事業状況報告(暫定)」(平成15年10月分)より筆者計算)。
- 16) 受給率の全国平均値は厚生労働省「介護給付費実態調査報告」(平成15年11月)より筆者計算。
- 17) 全国平均値は厚生労働省「介護保険事業状況報告(暫定)」(平成15年12月分)より筆者計算。
- 18) 全国平均値は厚生労働省「介護給付費実態調査報告」(平成15年11月審査分)より筆者計算。
- 19) 全国平均値は国民健康保険中央会「給付状況」より筆者計算。
- 20) ここでは2002年10月から2003年10月の結果のみを示しているが、他の期間についても同様の傾向が見られる。
- 21) 推計を行う際には、「転居」等の死亡以外の理由で、分析期間中に第1号被保険者資格を喪失した個人を分析対象から外した。また、認知症対応型共同生活介護、特定施設入所者生活介護、および介護保険施設サービスは、包括的なサービスであるため、分析の対象外とした。したがって、推計は、分析期間中にこれらのサービスを利用した個人を除外した上で、行った。
- 22) 推計はSTATA/SE (version 8.2)で行った。
- 23) 擬似決定係数(pseudo R^2)は $1 - (\ln L / \ln L_0)$ 。ここで、 $\ln L$ は対数尤度であり、 $\ln L_0$ は定数項 α のみを用いて推計を行ったときの対数尤度である。
- 24) 限界効果は説明変数の標本平均で評価。
- 25) とくに、要支援では2000年10月末現在で受給率は69%であったが、2001年10月以降は62%から63%の間で推移している。このことから要支援の性質が変化してきたことがうかがえる。その他の理由としては、要介護認定の実質的な有効期間の変化、あるいは2003年4月に行われた一次判定ソフト改定の影響などが考えられる。要介護認定の有効期間は原則6ヵ月で最長12ヵ月まで延長可能となっているが、12ヵ月での更新が増えており、実質的な有効期間は長期化している(厚生労働省「全国介護保険担当課長会議資料(平成15年9月8日)」より)。
- 26) 以上の分析は、状態の維持・改善と悪化を対象とした二項的な分析であるが、状態変化の程度を考慮した順序プロビット・モデルによる推計でも同様の結論が得られた。
- 27) 7つのカテゴリーは、①ADLの障害、②IADLの問題、③情緒不安定・意欲低下・社会参加機能の低下、④医療的な管理を要する健康問題、⑤緊急時の対応、⑥福祉用具・居住環境の不備、⑦口腔ケアからなっている。

参考文献

- 井伊雅子・大日康史(2001)「高齢者介護における予防行動」『医療サービス需要の経済分析』第10章所収, 日本経済新聞社, pp. 195-210。
- 近藤克則(2005)『健康格差社会 何が心と健康を蝕むのか』, 医学書院。
- 島内 節・田中 博・田近栄治・油井雄二・森田久美子・Lena Sahlqvist・Jaauko Konttuai・佐々木明子・北園明江・奥富幸至・織原美佐子(2004)「在宅ケア軽度要支援高齢者の日常生活行動の自立度向上に有効なケアプランの国際比較」平成15年度文部科学研究補助金(基盤研究B1海外)成果報告書。
- 島内 節・友安直子・田中 博・森田久美子・中谷芳美・村上満子・渡辺由利子・奥富幸至・山岸暁美(2005)「杉並区 自立支援プログラムに基づくケアが要支援・要介護1利用者に及ぼした効果(平成14・15年度研修実施と事例変化の結果 平成16年度研修未実施における事例変化の結果)」未定稿。
- 土田武史(1999)「介護保険の創設とその後の展開」, 古瀬徹・塩野谷祐一編『先進諸国の社会保障④ ドイツ』第16章所収, 東京大学出版会, pp. 337-362。
- 日本医師会総合政策研究機構・島根県健康福祉部高齢者福祉課(2003)「介護サービスの有効性評価に関する調査研究—第1報: ケアマネジメントの現状と今後のあり方」。
- 野口晴子・清水谷諭・茅野真男(2004)「経皮的冠動脈形成術(PTCA)実施後の急性心筋梗塞疾患患者に対する治療選択と治療成績の定量的検証—「ESRI・急性心筋梗塞患者データ2003」による実証分析結果」『日本経済研究』第49巻, pp. 86-116。
- 松本勝明(1998)『社会保障構造改革—ドイツにおける取組みと政策の方向—』, 信山社。
- 和田 勝・吉原健二(1999)『日本医療保険制度史』, 東洋経済新報社。
- Angrist, J. D. (1990) “Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records,” *American Economic Review*, vol. 80, pp. 313-336.
- Jones, A. M. (2000) “Health Econometrics,” in: A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, vol. 1 A, pp. 265-344 (Elsevier, Amsterdam).
- McClellan, M. and J. P. Newhouse (1997) “The marginal cost-effectiveness of medical technology: A panel instrumental variables approach,” *Journal of Econometrics*, vol. 77, pp. 39-64.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1983) “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, vol. 70, pp. 41-55.
- Wooldridge, J. M. (2000) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (MIT press, Cambridge).
- (たぢか・えいじ 一橋大学大学院経済学研究科, 国際・公共政策大学院教授)
(きくち・じゅん 国立社会保障・人口問題研究所客員研究員)