

# 居宅介護サービスの公平性

## ——『国民生活基礎調査(平成13年)』介護票に基づく分析——<sup>1)</sup>

山田篤裕

### I はじめに

平成12年4月の公的介護保険制度導入以降、介護サービスの受給者および支給額はともに急速に増加している。なかでも、施設介護サービスよりも居宅介護(支援)サービスの伸びが著しい。

厚生労働省『介護保険事業状況報告』によれば、平成13年度および14年度の前年度比伸び率は、施設介護サービス受給者数では、18%および7%の伸びであったのに対し、居宅介護(支援)サービスの受給者数は34%と21%であり、伸び率には10%ポイント以上もの差がある(表1)。また、支給額に関しても、施設介護サービスの伸びが17%と6%であったのに対して、居宅介護(支援)サービスの支給額の伸びは46%と24%と、伸び率の差は大きい。金額的にも、居宅介護(支援)サービスの比重は増している。平成12年度には、居宅介護サービスの支給額と施設介護サービス支給額との比は1対1.9であったが、平成14年度には1対1.3となっている。さらに、サービス受給者数は、居宅介護(支援)サービスの方が、圧倒的に多く、平成14年度で施設介護サービス受給者の2.6倍になっている。

このように、公的介護保険制度導入後、急速に普及し、かつ相対的に比重を増した居宅介護(支援)サービスの費用は、各所得階層で、どのように自己負担されているのであろうか。はたして介護保険導入以前の、「措置」制度時代の施設サービスと同様、居宅介護サービスの自己負担も低所

得階層に有利な分布状況にあるのだろうか。あるいは、高所得階層ほど、より多くの居宅介護サービスを購入し、自己負担も多くなっているような状況にあるのだろうか。

こうした問いにたいする答えは一見自明であるかのようにみえるが、所得階層によって系統的に異なるかも知れない居宅介護(支援)サービスへのニーズ(必要度)を考慮すると、それほど自明な問いとはいえない。

本稿では、65歳以上の要支援・要介護者について、「居宅介護(支援)サービスのニーズ」を考慮した上で、自己負担の在り方が高所得者と低所得者のどちらにより有利になっているか、その公平性を検討することを課題とする。

なお、後で詳しく述べるように、「居宅介護(支援)サービスのニーズ」とは、本稿では「家族の状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等に応じた居宅介護サービス費用(自己負担総額)の平均値」で測定・把握されるものと仮定している。

### II 先行研究

#### 1 医療サービスの公平性に関する日本における先行研究

公的年金のような現金給付と相違し、現物給付(サービス)の公平性を所得階層との関連で検討するには、現物給付の多寡をどのように把握するのか、そしてそのニーズをどのように勘案するかにより、いくつかの異なる分析アプローチが存在

表1 介護保険における要介護認定者、受給者およびサービス支給額  
(平成12, 13, 14年度)

		平成12年度	平成13年度	平成14年度	平成12-13年度	平成13-14年度
		(2000年4月～ 2001年2月)	(2001年3月～ 2002年2月)	(2002年3月～ 2004年2月)	伸び率	伸び率
要介護(要支援) 認定者数	要支援	321,503	389,869	498,992	21%	28%
	要介護1	701,489	874,720	1,056,269	25%	21%
	要介護2	483,797	562,942	635,834	16%	13%
	要介護3	354,831	388,646	425,712	10%	10%
	要介護4	363,279	389,075	419,292	7%	8%
	要介護5	336,695	377,431	409,087	12%	8%
	区分計	2,561,594	2,982,683	3,445,186	16%	16%
居宅介護(支援) サービス受給者数	要支援	2,320,263	2,750,976	3,425,705	19%	25%
	要介護1	4,292,893	6,225,495	7,940,909	45%	28%
	要介護2	2,662,375	3,757,052	4,531,715	41%	21%
	要介護3	1,709,891	2,252,176	2,606,618	32%	16%
	要介護4	1,396,555	1,729,158	1,925,515	24%	11%
	要介護5	1,215,423	1,526,228	1,648,419	26%	8%
	区分計	13,597,400	18,241,085	22,078,881	34%	21%
居宅介護(支援) サービス支給額 (単位:千円)	要支援	82,802,897	98,036,178	120,305,344	18%	23%
	要介護1	265,361,421	398,473,919	517,516,732	50%	30%
	要介護2	211,994,393	328,047,950	414,136,111	55%	26%
	要介護3	187,889,715	275,179,789	336,868,647	46%	22%
	要介護4	173,441,590	244,447,199	291,824,663	41%	19%
	要介護5	171,123,860	248,461,103	288,179,501	45%	16%
	区分計	1,092,613,876	1,592,646,138	1,968,830,998	46%	24%
施設介護サービス 受給者数	介護老人福祉施設	3,135,112	3,696,438	3,898,291	18%	5%
	介護老人保健施設	2,412,838	2,863,228	2,997,617	19%	5%
	介護療養型医療施設	1,096,482	1,303,050	1,500,541	19%	15%
	区分計	6,644,432	7,862,716	8,396,449	18%	7%
施設介護サービス 支給額 (単位:千円)	要支援	14,426,853	7,208,213	4,188,774	-50%	-42%
	要介護1	237,388,085	229,208,547	227,277,590	-3%	-1%
	要介護2	321,180,668	376,126,880	395,188,978	17%	5%
	要介護3	411,527,820	460,201,299	481,477,502	12%	5%
	要介護4	622,313,807	714,524,537	753,310,901	15%	5%
	要介護5	519,129,559	707,388,566	795,218,070	36%	12%
	区分計	2,128,385,521	2,495,800,960	2,657,246,826	17%	6%

出所) 厚生労働省「介護保険事業状況報告」各年度版より作成。

する。

実際、これまで日本において、医療サービスの公平性あるいは医療アクセスの公平性について、さまざまなアプローチにより研究が行われてきた。介護サービスについても基本的に類似の分析枠組が適用可能であると考えられるので、日本における先行研究のアプローチをまず確認してみよう。

遠藤・駒村(1999)は、2時点の『所得再分配調査(厚生労働省)』の個票を用いて、公的医療

保険の所得再分配効果を、医療保険にたいする拠出(社会保険料)と医療給付額<sup>2)</sup>、および当初所得に基づき、ジニ係数の改善度<sup>3)</sup>から、年齢階層別に検討している。彼らの論文では、医療保険の拠出と給付による所得再分配効果は、公的医療保険による医療アクセスの改善と同義に捉えられ、医療サービスの公平性が議論されている。分析の結果、高齢者ほど公的医療保険による医療アクセスの改善効果が大きく、こうした特徴は1981年

よりも1993年の方が明確になっていること、所得格差を改善する効果は拠出段階でなく給付段階で生じていること等を報告している。彼らの論文では、医療給付額と所得との関係についても分析されており、公的医療保険給付額と世帯所得は15-59歳層では負の相関があるが、60歳以上では関係が有意でない<sup>4)</sup>としている。

また、こうした医療保険にたいする拠出とその給付額に着目したアプローチとは別に、遠藤・篠崎(2003)は、公的医療保険の(患者)自己負担に着目したアプローチを採用している。具体的には、1979年から1999年までの『全国消費実態調査(総務省)』の(課税前)所得を基準に、①医療項目別の支出比率(各医療費関連項目の自己負担を課税前所得で除した値)と、②医療項目別医療費のカクワニ指数<sup>5)</sup>から、医療サービスにおける公平性を判断している。彼らの論文では同じカクワニ指数であれば支出比率が大きい場合、同じ支出比率であればカクワニ指数が小さい場合、低所得者の医療アクセスが不利な状況にあるとされる。こうした判断基準に基づき、彼らは外来・入院医療とも1984年以降に低所得者のアクセスが不利になっていること、高齢者の増加がこうした医療支出における逆進性を高める方向で働いていること<sup>6)</sup>を指摘しつつ、医療サービスの公平性を論じている。

本多・大日(2003)は、3時点の『国民生活基礎調査(厚生労働省)』を用いて、外来受診の有無とその必要度(ニード)と所得階層を分析している。彼らの分析枠組の特徴は、実際の医療サービス利用とそのニードとの差に基づいて、医療サービスの公平性を論じている点である。外来受診のニードは、所得変数を用いず、年齢、性別、健康の自己評価、自覚症状数で推計されている。こうした個人の健康状態を反映すると考えられる変数のみで推計されたニードと、各所得階層における実際の受診との相違により、公平性を論じるのである。本多・大日(2003)が援用した枠組で行われた国際比較研究<sup>7)</sup>として、Kakuwani, *et al.* (1997)やWagstaff & van Doorslaer (2000)などがある。本多・大日(2003)では、1992年と

1995年において高所得階層に有利な外来受診の不公平性(すなわち高所得階層におけるニード以上の受診)が存在したが、1998年には、そうした不公平性が解消された<sup>8)</sup>ことが指摘されている。その理由として、①1997年に行われた被用者保険加入者本人への給付率を9割から8割に引き下げたこと、②老人保健制度にカバーされる70歳以上人口比率の増加、によるものではないか、と考察されている。

以上のように、これまで日本で行われてきた医療サービスの公平性あるいはアクセスの公平性をめぐる研究には、①医療サービスの給付額自体に注目するもの、②医療サービスの自己負担額に注目するもの、③医療サービス利用の必要度と実際の利用との差に注目するもの、等3つのアプローチが存在している。本稿では、後で述べるように②と③を組み合わせた分析アプローチで、居宅介護サービスの公平性について検討する。

## 2 介護サービス需要と所得階層に関する日本での先行研究

介護保険サービスにかんしては、制度発足後それほど年数が経っておらず、データ蓄積はそれほど多くない。そのためか、上述の先行研究のような分析枠組で公的介護保険によるサービスの公平性についての明示的に扱った研究は、筆者は寡聞にして知らない。とはいえ、介護サービス需要あるいは費用と所得階層に関する研究は、すでにいくつも行われている。

近藤(2000)は、65歳以上高齢者を対象として、所得と要介護(支援)出現率の関係について分析している。データは、1998年度の人口4万人都市の全高齢者を対象としており、所得変数として「給与控除後の総所得(=住民税の課税対象額)」を用いて、年齢や性別をコントロールした上でロジット分析を行っている。その結果、年齢が5歳上がると、要介護リスクは1.8倍、そして所得が100万円下がると1.7倍になり、100万円の所得減少が5歳加齢とほぼ等しい効果を持つ、と報告している。すなわち、低所得は要介護者出現の危険因子であり、「低所得者に新たな経済的負担を

強い介護保険制度は…低所得者層からの要介護者発生を助長する可能性」があると主張している(近藤(2000), p. 6)。

牧・駒村(2000)は、厚生労働省「国民生活基礎調査」1995年の個票を用いて、(在宅)介護費用および介護時間の分析を行っている。分析に使用したサンプルは、65歳以上の高齢者がいる世帯かつ要介護者がいる世帯である。当該年の世帯票では、5月中にかかった介護関連費用が、6種類(排せつ・介助関係、寝具・衣類関係、介護機器・日常生活用具、福祉等サービス、医療関係、その他)に分けて把握されている。彼らの分析結果では、①介護費用に世帯所得はごくわずかながらプラスの影響を与えていること、②主たる介護者が女性の場合には介護費用は低下すること、③要介護程度と総介護費用との間には明確な関係は存在しないこと、等が確認されている。

公的介護保険導入後の研究としては、大日(2002 a)、清水谷・野口(2004)などが挙げられる。大日(2002 a)は、岐阜県の2市・3郡における要介護認定を受けた高齢者世帯の約半数(1500世帯)にたいして、介護保険導入後8ヵ月目の2000年11月に行った調査を用い、公的介護保険(居宅介護サービス)を利用した際の自己負担額(対数)にたいする世帯所得の弾力性を求めている。その結果、①自己負担額にたいする世帯所得の弾力性は高く(推計モデルによって1を超える)、したがって②居宅介護サービスは「奢侈財」である可能性があり、③低所得者への一層の配慮を主張している<sup>9)</sup>。

清水谷・野口(2004)は、内閣府「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査(要介護者世帯調査)」2001年および2002年に実施された縦断調査(約1000世帯)を用いて、居宅介護サービスおよび施設介護サービスの利用回数(日数)に関する価格弾力性および所得弾力性を推計<sup>10)</sup>している。その結果、居宅介護サービスの所得弾力性に関しては、統計的に有意な場合でも係数は大きくなく、大日(2002 a)とは異なり、「奢侈財」という結論は得られない、としている<sup>11)</sup>。

以上のように、所得弾性値などこれまでの研究

蓄積から居宅介護サービスの公平性に関してある程度論じることが可能であるが、現段階では居宅介護サービスが奢侈財かどうかについてさえ未だ結論が出ていない状況にある。そこで、本稿では次節で説明するように、医療サービスの公平性の分析に用いられたアプローチを用いて、居宅介護サービスの公平性に関して別の角度から検討する。

### III 分析方法

#### 1 分析枠組およびデータ

本稿では、本多・大日(2003)の医療サービス利用の分析と同様、Wagstaff & van Doorslaer(2000)の枠組に沿うことにする。この枠組に従えば、居宅介護サービスの公平性を分析するためには、①介護サービスにたいするニードと、②実際の介護サービス利用との間の所得階層毎の差異を把握しなければならない。

要介護発生率は低所得階層ほど高いという近藤(2000)による先行研究結果を考慮すると、低所得階層ほど介護(支援)サービスのニードは高く、したがって必要とされる自己負担額も高いと考えられる。つまり、横軸に所得順に並べた人口の相対累積度(%)をとり、縦軸に介護ニードの相対累積度(%)をとれば、低所得者ほどニードが高いので、集中度曲線は45度線(破線)の上方に膨らむと考えられる。さらに、これに実際のサービス利用に基づく自己負担総額の集中度曲線を重ね合わせ、その位置関係により、公平性を判断する。

ここでの公平性の判断基準は、同じニードを持つ人々が所得にかかわらずサービスを受け取っているかどうかである。すなわち水平的公平性の意味において判断する。例えば、 $L_1$ がニードで、 $L_2$ が実際のサービス利用だとすれば、高所得階層に有利な形での不公平が生じていることになる。反対に、 $L_1$ が実際のサービス利用で、 $L_2$ がニードだとすれば、低所得階層に有利な形での不公平が生じていると判断する。なお、本稿では居宅介護サービスのニードや実際のサービス利用の量は、どちらも自己負担総額で把握されるものと仮定している。

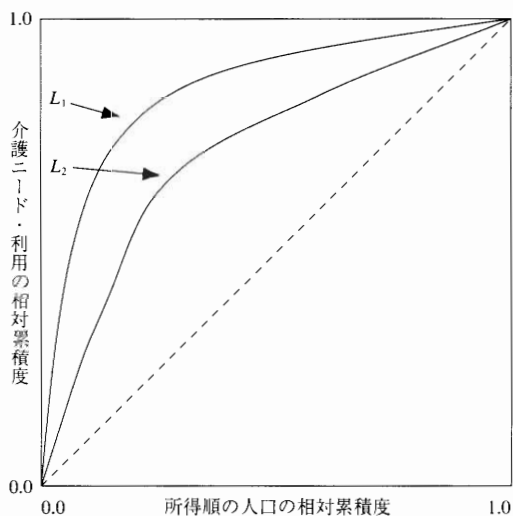


図1 介護ニーズとサービスの集中度曲線

データとしては、『国民生活基礎調査(厚生労働省)』の平成13年(6月調査)の介護票を用いて国立社会保障・人口問題研究所で行われた再集計結果を活用した。調査時点において、公的介護保険導入後1年3ヵ月が経過していることになる。介護票は介護保険法の要介護者及び要支援者を対象としている。

もとの介護票では、介護保険による(5月中一ヵ月間の)居宅介護サービスについて「支払った総額(=自己負担総額)」のほか、「利用者負担(保険対象分)」、「利用者負担(全額負担分<sup>12)</sup>)」、「その他の利用料<sup>13)</sup>」も識別可能である。しかし、目的外申請で使用を許可されたのは「支払った総額(自己負担総額)」のみであったので、本稿ではこの項目のみを使用する。

居宅介護サービスの自己負担総額は、「領収証(書)」あるいは「サービス利用票別表」を基として質問票に記入することとされており、かなりの程度正確に費用を捉えていることが期待される。「支払った総額(自己負担総額)」の分布は図2の通りである。

この居宅介護サービスについて「支払った総額(自己負担総額)」を、世帯内での介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じて平均値を算出し、すべてのサンプルに割り当てる<sup>14)</sup>こ

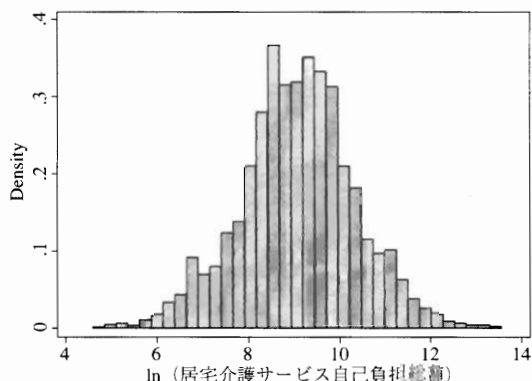


図2 居宅介護サービスの自己負担総額(対数)の分布

とで、これを「居宅介護サービスにたいするニーズ(に基づく自己負担総額)」とした。これまでの、医療の公平性をめぐる同様の研究では、ニーズの計算には自己評価による健康度や年齢などの変数しか考慮されていない。したがって、それらと比較すると、この居宅介護サービスのニーズの計算に用いた変数は多岐にわたっており、適切にニーズを捉えていることが期待される。

この平均値の算出過程において、所得変数は一切使用しない。すなわち、この段階では所得とはかかわりなく、純粋に世帯内での介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「居宅介護サービスのニーズ(に基づく自己負担総額)」を算出していることになる。

その上で、この①「居宅介護サービスのニーズ(に基づく自己負担総額)」と、②「実際の居宅介護サービス利用(に基づく自己負担総額)」に関し、各々、(a)所得階層毎に平均値を求める、あるいは(b)各人の所得階層順に並べて集中度曲線を描くことで、所得の相違によるニーズと実際の利用における自己負担総額の相違が把握され、その相違によって「居宅介護サービスの公平性」が検討される、という分析手順となる。

また、本稿で用いた所得変数については、以下の手順で作成している。『国民生活基礎調査』では、所得票により可処分所得が世帯・個人レベル両方について把握可能であるが、調査対象者の負担に配慮し、介護票の調査対象者は、所得票の調

査対象者と重ならない。ただし、介護票では、世帯の年間所得（課税前・社会保険料拠出前）のみについては、カテゴリー変数として尋ねている。そこで、各カテゴリーの上限・下限の平均値に置き換えて、さらに世帯員数にルートをかけた等価尺度で割ること（OECD方式）で、世帯規模を調整した年間所得を算出した。本稿で「所得階層」と言う場合には、すべて、この所得変数に基づいている。

## 2 サンプルおよび推計方法

サンプルは、居宅介護サービスの自己負担総額の値が不詳になっていない（ただしゼロと記入されているものは含む）、年齢が65歳以上の要介護・要支援者に限定する。なお、介護票でカバーされているのは、在宅で介護を受けている要介護・要支援者だけであり、施設介護を受けている者は調査対象外である。

また、要介護者・要支援者と認定されたにも関わらず、居宅介護サービスをまったく利用していない（つまり全面的に家族介護などに頼っている）者は約3割存在しており、そうしたサンプルの居宅介護サービスの自己負担総額の値は当然ゼロとなっている。

したがって、居宅介護サービス自己負担総額関数の推計方法は、第一段階目で居宅介護サービスを利用するかどうか（居宅介護サービスの自己負担総額がゼロになるかどうか）の選択確率関数を推計し、第二段階目で自己負担総額関数を推計することにする。具体的には、ヘックマンモデルにより、この推計を行う。この推計で求められたパラメータを用いて、世帯内の介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「居宅介護サービス自己負担総額の平均値（ニード）」を各人について求める。

さらに、もう一つ注意しなければならない点は、調査時点では介護保険制度が導入されてから1年3ヵ月しか経っていないこともあり、田近・菊池（2003）が都道府県レベルデータを用いて確認しているように、施設介護サービスについて供給制約がきつい地域があり、こうした地域では、施設

サービスに対する超過需要が、より高い居宅介護サービスの需要に向かっている可能性があることである。つまり、居宅介護サービスの平均値を求める際に、このような地域特性をどのように処理したらよいかという問題がある。

これについては、田近・菊池（2003）に倣い、厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査（2001年）』および総務省『2001年10月1日現在推計人口』より、「65歳以上人口一人当たりの施設（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）定員率」を求め、県単位での施設介護サービスの超過需要の地域特性に関する影響をなるべく除去し、「居宅介護サービス自己負担総額の平均値（＝ニード）」を算出することにした。

なお、各変数の基礎集計は、本稿の最後に附表として掲載してある。

## IV 分析結果と議論

公的介護保険による、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じた「平均的な居宅介護サービス自己負担総額（＝ニード）」を各人について求めるための推計結果が表2である。

尤度比検定は、ヘックマンモデルにより二段階で推計することの妥当性を示している。居宅介護サービス利用確率について有意であるのは、女性であること、および要介護度についての変数である。要介護度の高さに注目すると、最も居宅介護サービスの利用確率を高めるのは、要介護度3であり、約8%、居宅介護サービス利用確率を上昇させている。一方で、最も重度の要介護度5においては、約7%であり、最も低くなっている。これは、最重度の要介護者は、むしろ居宅介護サービス利用よりも、施設サービス利用に向かうことを示す結果であると考えられる。

施設定員率の係数は、負で有意である。すなわち、施設定員率（65歳以上人口に対する施設定員の割合）が高いと、居宅介護サービス利用はむしろ抑制されることを示唆している。逆に低ければ、居宅介護サービス利用は促進されることを意味す

表2 平均的な居宅介護サービスの自己負担総額(=ニード)算出のための推計結果

	居宅介護サービス利用確率			ln(居宅介護サービス自己負担総額)	
	$dF/dx$	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
施設定員率(県毎)	-2.302	-6.795	[3.149]**	1.654	[3.348]
世帯員数	0.005	0.008	[0.012]	0.023	[0.013]*
年齢	0.003	0.010	[0.003]***	-0.006	[0.003]*
性別(女性=1)	0.032	0.086	[0.047]*	-0.136	[0.055]**
要介護1(要支援が基準)	0.077	0.233	[0.067]***	0.300	[0.076]***
要介護2	0.068	0.220	[0.080]***	0.560	[0.089]***
要介護3	0.082	0.263	[0.094]***	0.708	[0.103]***
要介護4	0.070	0.243	[0.107]**	0.728	[0.115]***
要介護5	0.070	0.207	[0.112]*	0.828	[0.121]***
歩行自立	-0.024	-0.077	[0.056]	0.007	[0.060]
移乗自立	0.012	0.018	[0.060]	-0.014	[0.063]
食事摂取自立	-0.010	-0.036	[0.066]	-0.026	[0.066]
嚥下自立	0.027	0.068	[0.062]	-0.023	[0.063]
排便の後始末自立	-0.022	-0.066	[0.071]	-0.115	[0.073]
便意有り	-0.027	-0.057	[0.059]	-0.084	[0.061]
一般家庭用浴槽の出入り自立	-0.025	-0.062	[0.063]	-0.219	[0.068]***
ズボンの着脱自立	-0.005	-0.005	[0.069]	-0.059	[0.074]
洗顔自立	0.029	0.073	[0.073]	-0.009	[0.073]
意思疎通完全	-0.015	-0.031	[0.064]	-0.132	[0.066]**
生年月日回答可	-0.010	-0.043	[0.081]	0.001	[0.081]
徘徊無し	-0.009	-0.020	[0.067]	-0.256	[0.069]***
認知障害の疑いがあるが医師による診断は受けていない	-0.001	-0.010	[0.074]	-0.089	[0.075]
医師による診断を受けたが認知障害とは診断されなかった	-0.007	-0.005	[0.106]	-0.081	[0.109]
認知障害1(ほぼ生活自立)	-0.011	-0.057	[0.127]	0.074	[0.135]
認知障害2(見守りにより自立可)	-0.034	-0.088	[0.121]	0.443	[0.124]***
認知障害3(介護必要)	-0.039	-0.135	[0.115]	0.270	[0.117]**
認知障害4(常時介護必要)	0.015	0.031	[0.116]	0.350	[0.113]***
認知障害5(著しい精神症状・問題行動・重篤な身体疾患)	-0.069	-0.201	[0.212]	0.233	[0.224]
主な介護者は要介護者の配偶者				-0.275	[0.062]***
主な介護者は事業者				0.112	[0.079]
要介護者のための専用室有り				0.090	[0.045]**
定数項		-0.182	[0.290]	9.911	[0.346]***
Log likelihood		-6357.974			
LR test of indep.eqns.(x <sup>2</sup> )		9.980***			
N		3851		2720	

注) 有意水準:  $p^* < 10\%$ ,  $p^{**} < 5\%$ ,  $p^{***} < 1\%$ 。

出典) 注1) 参照。

る。この結果は、田近・菊池(2003)の主張とも整合的である。

居宅介護サービス自己負担総額関数については、利用限度額と密接にかかわっている要介護度ばかりでなく、生活の自立度や認知障害の状況の影響が大きい。たとえば、一般家庭用浴槽の出入りが自立していること、あるいは徘徊が無いことで、居宅介護サービス自己負担総額は2割以上も低く

なる。また、認知障害の状況では、見守りにより自立が可能である(認知障害2)場合には、居宅介護サービス自己負担総額は4割程度高くなり、それ以上に認知障害の程度が悪化した場合には、むしろ相対的に費用はかからなくなる。これも、ある程度以上に、認知障害の程度が悪化すると施設介護サービス利用に切り替わるためだと推測される。

また、主な介護者が配偶者であることは、有意に居宅介護サービス自己負担総額にはマイナスに働き、居宅介護サービス利用と配偶者の介護サービスが代替的であることを示している。また、要介護者のための専用室があることは、係数の値としてはそれほど大きくはないが、有意に居宅介護サービス自己負担総額を増大させている。

興味深いのは、公的介護保険制度導入後のデータを用いた本稿の結果では、要介護度と介護サービス費用との間に強い相関が見出されるのだが、先に述べたように公的介護保険導入以前の牧・駒村(2000)ではそうした相関は見出されなかったことである。これは、公的介護保険制度下では、要介護度順に利用限度額が定められているので、そうした公的介護保険の制度設計がもたらした相違と考えられる。

この推計結果を用いて居宅介護サービスの自己負担総額の平均値(=ニード)を世帯内の介護状況、要介護度、自立状況、認知障害の程度に応じて各人について計算し、年齢階級別・性別にみたのが、表3である。なお、推計には自己負担総額の対数値を用いたが、この表では通常のコストに変換しなおしている。

実際の居宅介護サービス利用(自己負担総額)

は明らかに、所得五分位でみて高い所得階級にあるほど高くなっている。最も高いのが、75歳以上男性の第V所得五分位であり、2万1,607円(5月一月のみ)利用している。最も低いのは、65-74歳層女性の第I所得五分位であり、7,448円の利用となっており、2倍以上の差がある。

一方で、こうした実際の利用と比較すると、全所得階層で居宅介護サービスのニードには、それほど大きな差異はみられない。ただし、最もニードが高いのは、65-74歳層男性では第III(1万6,569円)、75歳以上男性では第V(1万6,592円)、65-74歳層女性では第V(1万4,091円)、75歳以上女性では第III所得五分位(1万5,628円)である。反対に最もニードが低いのは、65-74歳層男性では第I(1万4,845円)、75歳以上男性でも第I(1万4,443円)、65-74歳層女性では第II(1万1,259円)、75歳以上女性では第I所得五分位(1万2,276円)である。

さて、(ア)実際の居宅介護サービス利用(自己負担総額)および(イ)居宅介護サービスのニード(世帯内の介護状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等)に応じた居宅介護サービス自己負担総額の平均値を、所得順にならべ、集中度曲線(相対累積度)を描いたのが図3である。

表3 居宅介護サービス利用とニードおよびその差  
(年齢階級・男女別)

男性		(5月中一ヵ月間・円)				
所得五分位	65歳以上 75歳未満			75歳以上		
	実際の利用	平均ニード	(差)	実際の利用	平均ニード	(差)
I	8568	14845	-6278	11821	14443	-2622
II	13216	16451	-3286	15523	15515	8
III	14083	16569	-2485	11951	15429	-3477
IV	14319	14661	-342	14032	15650	-1619
V	18274	14884	3390	21607	16592	5015
女性		(5月中一ヵ月間・円)				
所得五分位	65歳以上 75歳未満			75歳以上		
	実際の利用	平均ニード	(差)	実際の利用	平均ニード	(差)
I	7448	12209	-4761	11069	12276	-1206
II	6621	11259	-4639	11651	13720	-2069
III	9311	12904	-3593	14152	15628	-1476
IV	11644	11558	86	14532	14593	-61
V	12100	14091	-1991	17656	15601	2055

出典) 注1) 参照。



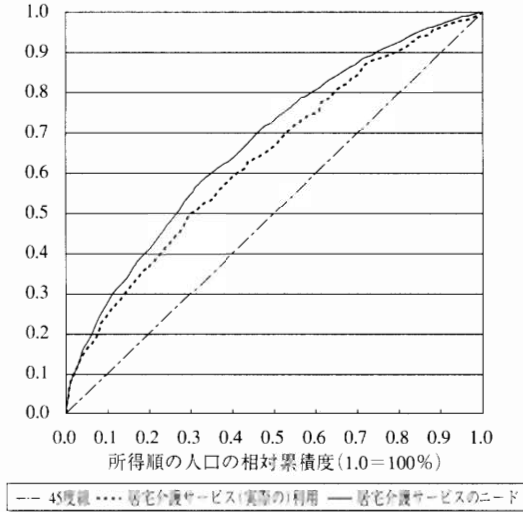


図3 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線

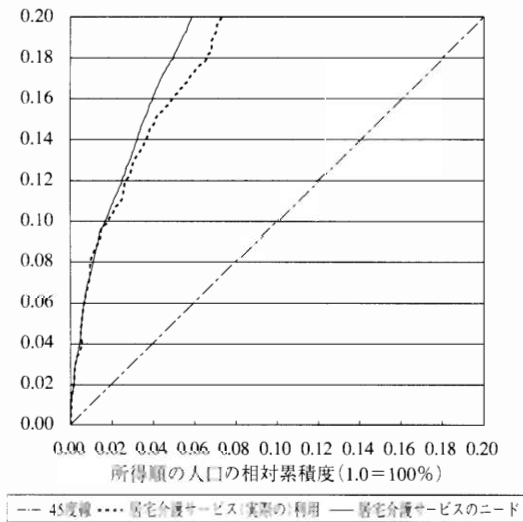


図4 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線

図から明らかなように、居宅介護サービス利用の集中度曲線は、居宅介護サービスのニードの集中度曲線より、45度線に近く、高所得階層に有利な形で、居宅介護サービス利用が行われていることが示されている。すなわち、高所得階層ほど、ニード以上の居宅介護サービスを受けていることになる。ただし、この図では、低所得層の状況が、

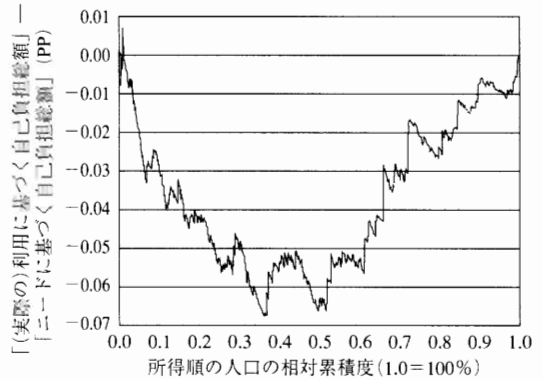


図5 居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差

はっきり識別できないので、第1所得五分位について、図3を部分拡大したのが図4である。

図4から示されるのは、所得が低い方から2%のところまでは、居宅介護サービス利用の集中度曲線と、ニードの集中度曲線が、ほぼ重なり合っているということである。言い換えれば、所得が低い方から2%の水準にある人々は、ニードとほぼ釣り合った居宅介護サービスを実際に利用しているということである。

したがって、全体では低所得層に不利な意味での不公平が、居宅介護サービスにおいて発生しているが、生活保護制度による被保護世帯であるような所得水準が最も低い階層においては、少なくとも公平性が保たれていると考えられる。

さらに、図5のように居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差をとってみると、大きく上下している部分は何ヵ所もあり、単純にサービス利用のほうがニードを上回っている者が、高所得階層に集中しているとはいえない。こうした、上下している部分に該当するサンプル属性に関する、さらに詳細な分析については稿を改めたい。

### V 結びに代えて

本稿では、厚生労働省『国民生活基礎調査(平成13年)』の介護票(個票)の再集計結果を活用し、公的介護保険導入後1年3ヵ月目における、

附表 基礎集計表

	Mean [Std. dev.]
居宅介護サービス自己負担総額 (5月一ヵ月間)	13509.830 [33120]
施設定員率 (県毎)	0.033 [0.007]
世帯員数	3.343 [1.814]
年齢	81.770 [7.580]
性別 (女性=1)	0.680 [0.467]
要介護1 (要支援が基準)	0.286 [0.452]
要介護2	0.204 [0.403]
要介護3	0.135 [0.342]
要介護4	0.108 [0.310]
要介護5	0.109 [0.312]
歩行自立	0.290 [0.454]
移乗自立	0.369 [0.483]
食事摂取自立	0.628 [0.483]
嚙下自立	0.732 [0.443]
排便の後始末自立	0.532 [0.499]
便意有り	0.700 [0.458]
一般家庭用浴槽の出入り自立	0.316 [0.465]
ズボンの着脱自立	0.463 [0.499]
洗顔自立	0.619 [0.486]
意思疎通完全	0.556 [0.497]
生年月日回答可	0.689 [0.463]
徘徊無し	0.840 [0.367]
認知障害の疑いがあるが医師による診断は受けていない	0.112 [0.316]
医師による診断を受けたが認知障害とは診断されなかった	0.047 [0.212]
認知障害1 (ほぼ生活自立)	0.030 [0.171]
認知障害2 (見守りにより自立可)	0.052 [0.223]
認知障害3 (介護必要)	0.060 [0.238]
認知障害4 (常時介護必要)	0.060 [0.237]
認知障害5 (著しい精神症状・問題行動・重篤な身体疾患)	0.011 [0.105]
主な介護者は要介護者の配偶者	0.232 [0.434]
主な介護者は事業者	0.088 [0.283]
要介護者のための専用室有り	0.632 [0.482]
N	3851

出典) 注1) 参照。

居宅介護サービス利用の公平性について分析した。分析対象となったのは、要支援あるいは要介護状態であると現在認定されており、かつ65歳以上の者である。分析枠組としては、世帯内の介護状況・要介護度・生活の自立度・認知障害の状況等に応じた「居宅介護サービスの自己負担総額の平均値 (= ニード)」を各人について算出し、その平均値を所得五分位で比較分析する、あるいは所得順にこの「ニード」と「実際の居宅介護サービス利用 (に基づく自己負担総額)」の集中度曲線 (相対累積度) を二本描き、その上下関係を検討

することで、居宅介護サービス利用の公平性について評価した。公平性の判断基準は、同じニードを持つ人々が所得にかかわらず同じように居宅介護サービスを実際利用しているかどうかである。

その結果、まず、居宅介護サービスの「ニード」は低所得階層に偏っていることが明らかとなった。さらに、最低所得階層 (下位2%) を除き、「ニード」よりも「実際の利用」の集中度曲線の方が上方に位置し、高所得者層はニード以上に居宅介護サービスを利用していることが明らかになった。

もつとも、公平性の判断基準に関し、そもそも高所得階層はより高い介護保険料を支払っている点や、施設介護サービス利用者は本稿の分析の対象外となっている点および全額自己負担となるサービスも自己負担総額に含まれている点等を考慮すると、これを不公平とってよいかについて、当然、別の判断基準もありうる。

さらに、居宅介護サービス利用および居宅介護サービスのニードの集中度曲線の差をとってみると、サービス利用のほうがニードを上回っている者が、高所得階層に集中しているとは単純にいえ、より詳細な分析が必要である。加えて、要介護期間が所得階層でどれほど異なるかについての分析、および既に牧・駒村(2000)で行われているような介護費用と介護時間との代替関係を考慮した分析も、今後の課題である。

#### 注

- 1) 本稿で用いたデータは、平成14-15年度厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「医療負担のあり方が医療需要と健康・福祉の水準に及ぼす影響に関する研究」における再集計結果を引用・活用している。共同研究者である国立社会保障・人口問題研究所の金子能宏氏ならびに小島克久氏からの再集計結果利用のご快諾に、厚く御礼申し上げる。また、本稿改訂にあたり、国保椿原病院長の阿波谷敏英氏、早稲田大学の植村尚史氏、大阪大学の福重元嗣氏、国立社会保障・人口問題研究所の山本克也氏(五十音順)から有益なコメントを頂戴したことを記し、感謝する次第である。なお、本稿で表明される筆者の見解は、共同研究者および関係するいかなる組織の見解とも無関係であり、また有りうるかもしれない論文中の誤りはすべて筆者に帰するものである。
- 2) 所得再分配調査では、公的医療保険による医療サービスの給付額の変数が入手可能である。この給付額の変数は、医療機関の受診回数を基に、各年齢階層における平均医療費を乗じることで作成されている。
- 3) 遠藤・駒村(1999)では、「ジニ係数の改善度 = (再分配所得の *Gini* 係数 - 当初所得の *Gini* 係数) / 当初所得の *Gini* 係数 × 100」を「医療アクセスの改善度」として定義している。なお、「当初所得」とは、一般に「市場所得」と呼ばれている収入であり、「再分配所得」とは「当初所得 - 税・社会保障料 + 社会保障給付(年金・医療サービス・その他)」である。現物給付である「医療サービス」も含まれている点が、「可処分所得」の定義とは異なる。
- 4) 遠藤・駒村(1999)注4)参照。
- 5) 彼らの論文では、所得順に人口を並べ替えた所得データからローレンツ曲線(相対累積所得度数)を描き45度線で囲まれた領域の面積の2倍を求め( $G_a$ )、同じく所得順に並び替えた医療費支出データから集中度曲線(相対累積支出度数)を描き同様に45度線で囲まれた領域の面積の2倍を求め( $G_b$ )、そこからカクワニ指数( $K = G_a - G_b$ )を計算している。
- 6) この結果は、先述の本多・大日(2003)による「1998年には、高所得者層に有利な外来受診の不公平性が解消された」との報告と比較すると対照的であり興味深い。
- 7) 日本は、この国際比較研究には含まれていない。ただし、本多・大日(2003)は彼らの研究を引用する形で、国際比較を試みている。とはいえ、定義の相違や有意水準に留意すると、他国と比較した日本の特徴ははっきりとは示されなかった。
- 8) ほかに独自調査も併用し、①外来受診の有無以外に、②過去の入院経験の有無、③過去1年間における入院経験の有無、④現在の入院の有無、⑤世帯の医療費支出(世帯構成で規模を修正)についても、公平性を検討し、②以外に不公平は存在しない、と報告している。
- 9) さらに、大日(2002b)では、同じデータを用いて、低所得者に対する自己負担の軽減措置に着目して、介護サービス需要の価格弾力性が測定されている。その結果、①要介護度2以上では価格の増分以上に需要が減退すること、②価格弾力性が所得と関連している可能性が高いことなどが指摘されている。また、大日(2003)では、2002年2月実施の居宅介護事業所に対する独自調査(調査票は、事業者、ケアマネジャー、利用者の三者に対して設計された)を利用して仮想的行動と実際の需要行動についての回答から、価格弾力性の推計を行っている。計測された価格弾力性は、調査対象者や仮想的質問か実際の需要行動に関する質問かで異なっている。
- 10) 清水谷・野口(2004)も仮想的行動と実際の需要行動の両方についての回答を被説明変数に使用している。
- 11) その理由として清水谷・野口(2004)は、大日(2002a)の推計式が「説明変数が少ないために、過剰推定されている可能性(p.146, II.12-14)」を指摘している。とはいえ、清水谷・野口(2004)は被説明変数として「在宅介護サービスおよび施設介護サービスの利用回数(日数)」を用いている。一方、大日(2002a)は「公的介護保険(居宅介護サービス)を利用した際の自己負担額」という全く異なる被説明変数を用いてい

- る。したがって、単に説明変数の差により、こうした分析結果の差異が生み出されているのかについては、さらなる検討が必要ではないかと思われる。
- 12) 介護保険の給付に上乗せしたサービスの費用、全額自費で利用しているサービスの費用をいう。
- 13) 通所介護・通所リハビリテーション利用時の食事の食材料費、おむつ代等をいう。
- 14) 実際に居宅介護サービスを利用しているかどうかにかかわらず、自己負担総額がゼロであると回答している人を含め、推計値をすべての人にあてはめている。

#### 参考文献

- 遠藤久夫・駒村康平(1999)「公的医療保険と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』Vol. 35, No. 2, pp. 141-148。
- 遠藤久夫・篠崎武久(2003)「患者自己負担と医療アクセスの公平性—支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態—」『季刊社会保障研究』Vol. 39, No. 2, pp. 144-154。
- 大日康史(2002 a)「公的介護保険による実際の介護需要の分析—世帯構造別の推定」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 1, pp. 67-73。
- (2002 b)「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 3, pp. 239-244。
- (2003)「公的介護保険における介護サービス需要の価格弾力性の推定：意思決定者の相違を考慮した推定」, 下野恵子・大日康史・大津廣子著『介護サービスの経済分析』, pp. 83-101, 東洋経済新報社。
- 近藤克則(2000)「要介護高齢者は低所得層になぜ多いか—介護予防策への示唆」, 社会保険研究所編『社会保険旬報』No. 2073, pp. 6-11。
- (2002)「社会経済的格差による健康の不平等」『経済』No. 82, pp. 27-37。
- 清水谷諭・野口晴子(2004)「介護・保育サービスの価格・所得弾力性」『介護・保育サービス市場の経済分析』, pp. 121-61, 東洋経済新報社。
- 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. 174-84。
- 本多智佳・大日康史(2003)「健康の公平性」『健康経済学』, pp. 267-85, 東洋経済新報社。
- 牧 厚志・駒村康平(2000)「高齢者の要介護状態が家計の介護時間・介護費用に与える影響」, 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』, pp. 263-91, 東京大学出版会。
- Kakuwani, N., A. Wagstaff, and E. van Doorslaer (1997) "Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference," *Journal of Econometrics*, Vol. 77, pp. 87-103.
- Wagstaff, A. & E. van Doorslaer (2000) "Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care," *Journal of Human Resources*, pp. 716-33.
- (やまだ・あつひろ 慶應義塾大学専任講師)