

表5 リビングウィル作成意志の決定要因1 (Ordered Probit Model)

	係数	標準誤差	限界効果(Pr[y=1])	限界効果(Pr[y=2])
終末期医療費予想額	0.000405 **	0.000165	-0.0000165	0.0001328
自己負担分予想額	-0.000965	0.000629	0.0000395	-0.0003170
性別	-0.280640 **	0.116884	0.0055366	-0.0891849
年齢	-0.003304	0.007206	0.0001352	-0.0010851
学歴	0.197973 ***	0.075104	-0.0078849	0.0648605
持病1(高血圧)	0.078452	0.076184	-0.0030672	0.0256923
持病2(心臓)	0.129896	0.096548	-0.0076580	0.0437213
持病3(糖尿)	0.098152	0.109309	-0.0055563	0.0329366
持病4(脳関連)	0.140249	0.139802	-0.0093478	0.0476892
持病5(消化器)	0.025982	0.107929	-0.0011710	0.0085821
持病6(呼吸器)	0.012293	0.137339	-0.0005309	0.0040500
持病7(腰痛・リウマチ)	0.138577 *	0.07933	-0.0070153	0.0461138
持病8(眼関係)	0.161627 **	0.077203	-0.0083583	0.0538576
持病9(じん臓)	0.428012 **	0.207344	-0.0525450	0.1551160
持病10(肛門)	0.258793	0.195034	-0.0237430	0.0907422
高齢者所得	0.000240	0.000186	-0.0000098	0.0000789
同居若年世帯所得	0.000192 **	9.68E-05	-0.0000079	0.0000631
喫煙者・前喫煙者	0.247690 **	0.104596	-0.0140019	0.0830246
飲酒習慣有り	-0.071568	0.092457	0.0026304	-0.0233595
運動習慣有り	0.105334	0.077012	-0.0050995	0.0349497
生保加入者	-0.108713	7.86E-02	0.0041153	-0.0355352
ガン保険加入者	0.212674	0.139965	-0.0168246	0.0734487
民間医療保険加入者	0.161605 *	0.09317	-0.0097494	0.0544848
民間介護保険加入者	0.310731 *	0.174266	-0.0310984	0.1099753
$\mu 1$	-0.496033	0.58773		
$\mu 2$	0.937466	0.58806		

・推定方法は、Ordered Probit

・***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

・サンプル数は 989

・Log likelihood = -990.81775

・Pseudo R2 = 0.0271

・限界効果のPr[y=1]は、「(リビングウィルを)興味はあるが書くかどうかは判断に迷う」を選択する確率であり、Pr[y=2]は、「書く」とする確率である。

表6 リビングウィル作成意志の決定要因2(Ordered Probit Model)

	係数	標準誤差	限界効果(Pr[y=1])	限界効果(Pr[y=2])
自己負担分予想額	-0.000161	0.000534	0.0000065	-0.0000529
性別	-0.2730088 **	0.116728	0.0054318	-0.0868473
年齢	-0.004234	0.007184	0.0001712	-0.0013903
学歴	0.2059676 ***	0.07491	-0.0080981	0.0674697
持病1(高血圧)	0.0810659	0.076023	-0.0031300	0.0265468
持病2(心臓)	0.1333893	0.096242	-0.0078599	0.0449222
持病3(糖尿)	0.1039787	0.109177	-0.0059343	0.0349347
持病4(脳関連)	0.1445764	0.139693	-0.0096819	0.0492096
持病5(消化器)	0.0359419	0.107748	-0.0016604	0.0118984
持病6(呼吸器)	0.0118943	0.136984	-0.0005072	0.0039180
持病7(腰痛・リウマチ)	0.1368909 *	0.079214	-0.0068554	0.0455475
持病8(眼関係)	0.1626175 **	0.07696	-0.0083404	0.0541897
持病9(じん臓)	0.3888578 *	0.204011	-0.0448502	0.1399553
持病10(肛門)	0.253752	0.194791	-0.0229212	0.0888771
高齢者所得	0.0002461	0.000185	-0.0000100	0.0000808
同居若年世帯所得	0.0002151 **	9.59E-05	-0.0000087	0.0000706
喫煙者・前喫煙者	0.2558447 **	0.104453	-0.0144615	0.0858038
飲酒習慣有り	-0.0819613	0.092317	0.0029255	-0.0267273
運動習慣有り	0.09987	0.076803	-0.0047483	0.0331184
生保加入者	-0.1081431	0.07845	0.0040461	-0.0353494
ガン保険加入者	0.2178688	0.139711	-0.0173318	0.0753253
民間医療保険加入者	0.1655184 *	0.092951	-0.0099772	0.0558335
民間介護保険加入者	0.2733002	0.171973	-0.0253441	0.0959824
$\mu 1$	-0.4960332	0.58773		
$\mu 2$	0.937	0.58806		

・推定方法は、Ordered Probit

・***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

・サンプル数は 991

・Log likelihood = -995.2525

・Pseudo R2 = 0.0240

・限界効果のPr[y=1]は、「(リビングウィルを)興味はあるが書くかどうかは判断に迷う」を選択する確率であり、Pr[y=2]は、「書く」とする確率である。

表7 仮想状況下のリビングウィル作成意志の決定要因(Conjoint Analysis)

	係数	標準誤差	限界効果
自己負担の減少額	0.0023759 ***	0.0006879	0.0003867
宣言書の実行	0.3993044 ***	0.045963	0.0596912
緩和ケア・ホスピスの確保	0.7136411 ***	0.0428288	0.1120801
終末期認定の厳密化	0.1937685 ***	0.0412162	0.0320281
告知と病状説明	0.5314789 ***	0.0423899	0.090683
性別	-0.4146542 ***	0.1423942	-0.0617379
年齢	0.0239933 *	0.0124823	0.0039047
学歴	0.3334724 ***	0.0981592	0.0542162
持病1(高血圧)	0.0538943	0.1019969	0.0087386
持病2(心臓)	0.0052087	0.1282518	0.0008496
持病3(糖尿)	0.0296281	0.1284153	0.0048928
持病4(脳関連)	-0.0520026	0.1543281	-0.0082157
持病5(消化器)	-0.1843425	0.135732	-0.0273771
持病6(呼吸器)	0.026483	0.1603489	0.0043749
持病7(腰痛・リウマチ)	0.1575947	0.1053767	0.0265576
持病8(眼関係)	-0.0387786	0.0998031	-0.0062606
持病9(じん臓)	0.2482307	0.4098628	0.0469279
持病10(肛門)	0.3499909	0.2254536	0.0700094
高齢者所得	0.0000431	0.0001301	7.02E-06
同居若年世帯所得	0.0001509	0.0002003	0.0000246
喫煙者・前喫煙者	0.459387 ***	1.35E-01	0.0821075
飲酒習慣有り	-0.0657734	0.1075725	-0.0105827
運動習慣有り	0.0704781	0.1022514	0.011651
生保加入者	-0.1253942	0.1033149	-0.0201984
ガン保険加入者	0.5029763 ***	0.1454629	0.1066071
民間医療保険加入者	-0.0475672	0.1252449	-0.0076034
民間介護保険加入者	0.4649602 ***	0.1614049	0.0983247
定数項	-4.683879 ***	0.9846438	

- ・推定方法は、Random effectを持つProbit推定
- ・***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。
- ・サンプル数は9063(個人数は1007)
- ・Log likelihood = -3490.1174
- ・Wald chi2(27) = 446.09 (Prob > chi2 = 0.0000)

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証研究」

介護サービス需要増加の要因分析
—介護サービス需要と介護マンパワーの長期推計に向けて—

研究者 鈴木亘 大阪大学大学院 国際公共政策研究科 助教授

研究要旨 平成 12 年から介護保険が実施され、これまで社会的入院として医療保険から支出されていた介護需要が、介護保険から支出されることとなった。われわれの研究グループの研究テーマは、「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証研究」であるが、介護保険から支出されている給付費も、いわば広い意味の医療費であり、介護保険給付費に関しても分析することが不可欠であると考えられる。本稿は、介護供給の整備計画に不可欠であるが、実際には困難な「介護サービス需要やマンパワーの長期推計」の予測法について議論する。まず準備作業として、筆者等が独自に行った全国要介護世帯調査を用いて、介護保険開始当初から現在までの需要増の要因を詳細に分析した。その結果、在宅介護サービス費の増加要因は、①認定率の増加と、②要介護者数自体の増加でほぼ説明し得ることがわかった。このため、認定率の決定要因を探り、介護保険が定着した際の認定率の水準を予想した。また、受給率、一人当たり費用額の将来予測も行った。最後に、シンプルな長期推計を行った結果、介護保険の介護費は 2010 年で 8.7 兆円程度に達することが見込まれた。

A. 研究目的

平成 12 年から介護保険が実施され、これまで社会的入院として医療保険から支出されていた介護需要が、介護保険から支出されることとなった。われわれの研究グループの研究テーマは、あくまで「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証研究」であるが、介護保険から支出されている給付費に関しても分析することが不可欠であると考えられる。その最初の取り組みとして、増大する介護保険給付費の要因の分析と、その将来

推定を行った。

B. 研究方法

筆者等が独自に行った全国要介護世帯調査を用いて、介護保険開始当初から現在までの需要増の要因を詳細に分析した。分析にあたっては、認定率が介護給付日の増大に大きく寄与していることに着目し、生存時間分析を応用した認定率の予測手法を開発し、それを元に将来推定を行った。

C. 研究結果

その結果、在宅介護サービス費の増加要因は、①認定率の増加と、②要介護者数自体の増加でほぼ説明し得ることがわかった。このため、認定率の決定要因を探り、介護保険が定着した際の認定率の水準を予想した。また、受給率、一人当たり費用額の将来予測も行った。最後に、シンプルな長期推計を行った結果、介護保険の介護費は2010年で8.7兆円程度に達することが見込まれた。

D. 考察

介護保険開始以降、12年度は当初に期待されていたものよりも需要は少なかったが、13年以降急速に介護保険給付費が伸びている。この主な要因は認定率が上昇していることにあり、いずれその効果は一巡すると思われる。

E. 結論

在宅介護サービス費の増加要因は、①認定率の増加と、②要介護者数自体の増加でほぼ説明し得ることがわかった。このため、認定率の決定要因を探り、介護保険が定着した際の認定率の水準を予想した。長期推計を行った結果、介護保険の介護費は2010年で8.7兆円程度に達することが見込まれた。

F. 健康危険情報

なし。

G. 研究発表

『日本労働研究雑誌』（日本労働研究機

構）No.502 ,pp.6-17

H. 知的財産権の出願・登録状況

なし。

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証研究」

介護サービス需要増加の要因分析
－介護サービス需要と介護マンパワーの長期推計に向けて－

研究者 鈴木亘 大阪大学大学院 国際公共政策研究科 助教授

I はじめに

公的介護保険制度施行前、民間シンクタンクなどによって、介護サービス市場の規模は 6.5 兆円から 11.6 兆円と試算され、巨大なビジネスチャンスの到来に、介護福祉関係者達は大いに沸いた¹。当時心配されていたことは、しばしば「保険あって介護無し」と言われたように、需要の急増に介護サービスの供給体制が追いつかないことであり、政府は「新ゴールドプラン」、「ゴールドプラン 21」によってヘルパー数や施設数の数値目標を策定し、供給面の整備を急ぐこととなった。

しかしながら、実際に介護保険が開始されてみると、需要量は予想外に低調であり、初年度の市場規模は、利用率を 32.7%と堅めに見込んだ平成 12 年度の予算規模をすら下回る結果となった。そのため、介護サービス業者の中には、早くも業務縮小・撤退を行う動きもあり、介護保険市場の将来像を危ぶむ見方もある。

この原因はまず、二木(2000)が指摘したように、特に民間シンクタンクの需要見通しが、非現実的な前提から計算された過大推計であったことにある²。しかしながら、さらに重要な原因は、岩本(2001)、佐竹・鈴木(2001)が指摘したように、民間・行政とも「1 割の自己負担率によって需要が減少するという面(需要曲線)」を無視したことにある。例えば、各市町村が策定した「介護保険事業計画」は、次のような方法でサービス需要量を予測している³。

- ① 市町村ごとに「高齢者実態調査」を実施して「要介護度別の人数分布」、「要介護度別の標準的なサービス利用量」、「今後の利用意向」を調査する
- ② 要介護度別の人数分布に現在と将来の人口構成を乗じ、要介護度者数を推定する
- ③ 標準サービス利用量に今後の利用意向を勘案して平均利用希望回数を算定する
- ④ 要介護者数に平均利用希望回数を乗じてサービス必要量を算出する。

ここで「標準サービス利用量」及び「利用意向」は、旧措置下で行われたアンケートであり、「ほぼ無料の利用者価格」を前提としたものであることに注意が必要である。つまり介護保険開始後、1 割の自己負担化によって、利用者の直面価格が上昇することが全く織り込まれていなか

¹ 6.5 兆円の試算値(家族介護サービスを除く市場規模)は高山他(1996)による。このほか、(株)ニッセイ基礎研究所(郷(1998)、岸田(1997))による試算は 8.1 兆円、(株)日本総研による試算は 11.6 兆円にも上った。

² 例えば、岸田(1997)は、家族介護が全て社会的介護に変わるという非現実的な前提に立っていたことが、二木(2000)の調査により明らかとなった。

³ ここでの記述は、厚生省(1999)に基づく。

ったのである。需要予測を過大に誤ったとしても何ら不思議はない。

さて、本稿の目的は、平成 15 年に予定されている「第 2 期介護保険事業計画」や「ゴールドプラン 21」後の供給整備計画の策定に向けて、将来の介護サービス需要や介護マンパワーを、現在の需要動向を元に推計し直すことにある。

現在、介護保険サービスの介護費は、月額 3,850 億円(平成 13 年 11 月)に達しており、13 年度入り後も持続的に増加している(図 1)。この動きをやや仔細にみると、施設介護費はほぼ横ばいの動きを保っており、介護費全体の増加は、ほぼ在宅介護費の増加によってもたらされていることがわかる(図 1)。したがって、今後の需要動向を正確に予測する為には、①現時点の在宅介護費増加の要因を見極め、②その要因の将来変化をどのように織り込むかという点が鍵となる。

このため、本稿では筆者等が独自に行ったアンケート調査を元に、在宅サービス需要の増加要因を仔細に検討し、その結果から将来像を類推する。もっとも、現時点においてはまだ介護保険開始後 2 年を経過したに過ぎず、現状の変化はまだまだ流動的である。したがって、本稿の分析結果・長期推計は、あくまで暫定的なものであり、本稿の力点はむしろ「長期推計の方法論」を提供することにある。本稿は、来るべき本格的な長期計画策定に向けた「基礎作業」と位置づけられるべきものである。

以下、本稿の構成は次の通りである。第 II 節においては、本稿で用いるアンケートデータについて説明する。第 III 節は、そのデータを元に、在宅介護サービス需要の増加要因を分析し、今後の増加要因の動きを予想する。第 IV 節は、その基礎作業を元にした暫定的な長期推計である。第 V 節は結語である。

II データ

本稿で用いるデータは、内閣府国民生活局物価政策課内に設置された「介護サービス価格に関する研究会」(研究代表：西村周三 京都大学大学院経済学研究科教授)が行った「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」の個票である。この調査は、平成 13 年 11 月 20 日から 12 月末日にかけて、全国の要介護世帯に対して郵送法で行われた。回答世帯数は 1005 サンプル(有効回答率 77.1%)である。対象サンプルは、社会調査会社⁴の全国モニター対象 136,349 サンプルに対して要介護者の有無の尋ねるスクリーニングを行い、回答の複雑さを避ける為には要介護者が 1 人の世帯の中から、ランダムに抽出した⁵。社会調査会社のモニター自体は、住民基本台帳からランダムに対象を抽出してモニター契約を依頼している為、国勢調査に極めて近いサンプル構成となっているが、モニター契約を受諾する段階でバイアスが入ることは否定できない。しかしながら、こうした公的介護保険後の要介護世帯の実態調査は極めて希少であることから、現在のところ Best Available Data として十分に価値を持つと思われる。要介護者の定義は、日常生活において家族や他人の介護を必要とする人というものであり、要介護状態に有りながら、要介護認定を受けていない人も含まれる。

このアンケートでは、平成 13 年 10 月の各サービス別利用状況の他に、平成 11 年中や平成 12 年 4~6 月の平均的な一ヶ月の利用状況についても尋ねている。また、介護者、要介護者、世帯の

⁴ 株式会社インテージ(旧社会調査研究所、MIC)

⁵ 要介護世帯のうち、要介護者が 1 人の世帯は 71.1%であり、以下 2 人 71.1%、3 人 26.9%、3 人 1.3%、4 人 0.1%となっている。

諸属性についても極めて詳細な情報が収集されている。そのうち、本稿の分析に用いる主要変数の記述統計量は、表1に示す通りである。

III 需要増加の要因分析

1. 在宅サービス需要量の変化の要因分析

表2の最左欄は、アンケートにおける在宅介護サービスの費用(月額)について、平成12年度のサービス開始当初と平成13年10月の金額を集計し、その変化率を計算したものである。各サービスの費用は、各サービスの利用状況(月当たりの利用回数、利用総時間)に、介護報酬単価を乗じて計算した。表中最上段の全体の伸び率をみると121.0%であるから、1年半程度の間介護サービスの需要量は2倍以上に伸びたことがわかる。ちなみに、図1の国保中央会「介護給付費の状況」の同時期の変化率を計算すると127.3%であるから、両者の値は極めて近いと言える。

表2の次の4列は、費用の変化を、①要介護者数の変化(サンプル内の要介護者数の変化)、②認定率の変化(要介護者のうち認定を受けた者の割合変化)、③受給者率の変化(認定者のうち実際に何らかのサービスを受給した者の割合変化)、④一人当たり費用の変化(受給者一人当たりの介護サービス費用の変化)に寄与率分解したものである。まず、最上段の全体の寄与率をみると、認定率の変化が45.7%と最も大きく、続いて要介護者数の変化が37.1%となっており、受給者率、一人当たり費用の寄与率はそれぞれ7.7%、9.5%と低い。個別の動きをみても、訪問介護(家事援助、複合型)、訪問入浴、訪問看護、デイケア・デイサービス、ショートステイの各サービスにおいて、認定率及び要介護者数の寄与度が突出して高くなっている。もっとも、訪問リハビリや福祉用具貸与、住宅改修などのサービスでは、認定率・要介護者数の寄与率は低くなっているが、これらの項目が全体の費用額に占める割合はそれぞれ1%程度であり(表2最右欄)、全体への影響は小さい。したがって、総じてみると、この2年足らずの在宅サービス介護費増加の殆どを、認定率の変化と要介護者数の変化の2要因が説明していると言えよう。このうち、要介護者数の変化自体は、高齢化の進展と共に自然に増加してゆく類のものであるから、今後の介護費の動向を予測するには、もっぱら認定率の動きに着目すればよいことになる。

2. 認定率はどこまで上がるのか

そこで、アンケートデータから各月別の認定率の動きをみることにする(図2)。アンケートデータでは、要介護状態になった時期と、認定を受けた時期の両者を尋ねている。時点 t の認定率とは、 t 時点までに要介護状態に陥った人のうち、既に要介護認定を受けている人の割合として定義される。図2をみると、認定率は要介護認定を始めた平成11年10月から平成12年6月くらいまでにかけて急速に上昇したが、それ以降はほぼ一定率で漸増しており、アンケート終了時点では約60%に達している。問題は、この60%の認定率がどこまで上昇するのかという事である。

それを探る一つの方法は、要介護状態になってから認定を受けるまでの「持続時間(Duration)」を分析し、近い将来、介護保険制度が定着した状態での認定率を予想することである。例えば、要介護世帯が認定を受けるまでの期間が平均5年であるならば、現在はまだ介護保険開始から2年足らずなので、数年の間は認定率が上昇し続けることが予想される。そこでまず、持続時間の分析手法を用いて、「介護期間(要介護状態になってから経過した期間)」と「認定率」の対応付けを行うことにする。介護保険が定着した後には、「平均介護期間」に対応する「認定率」水準に

落ち着くと考えられる。

図3は、Kaplan-Meier Product Limit Estimator⁶により、要介護状態になってから要介護認定をまだ受けていない人の割合（非認定率）を、時間軸（認定を受けるまでの期間）と伴に表したものである。ここで、横軸の「認定を受けるまでの期間（月数）」は、平成12年4月以降に要介護者になった人については、「認定を受けた時点－要介護状態になった時点」の月数で計算される。ただし、アンケート回答時点の平成13年11月においても、まだ要介護認定を受けていない人については、「平成13年11月－要介護状態になった時点」の月数となる。この場合には、打ち切り(censored)されたサンプルとして扱われることになる。

一方、平成12年4月以前に要介護状態にあった人については、「認定を受けた時点⁷－平成12年4月」とした⁸。これは、何年も前から要介護状態にあったとしても、認定制度が無かった以上認定者になることはできないから、「要介護認定を受けられる状態になってから認定を受けるまでの月数」が、「要介護状態になってから認定を受けるまでの月数」と同じと想定するのである。もちろん、これは単なる行動仮説に過ぎないので、Log Rank 検定によって、平成12年4月以前の要介護者と平成12年4月以降の要介護者の生存率曲線に違いがあるかどうかを検定する。検定統計量は0.20(確率値は0.681)であり、両者に差がないという仮説は棄却されない。したがって、認定までの期間の取り扱いは適切であると判断される。さて、推定された分布をみると、5ヶ月くらいまでは急速に認定者が増えるが、その後漸増傾向に落ち着き、増加テンポがだんだんと緩やかになっていくことがわかる。観測可能な最大の期間(22ヶ月)では、約60%の認定率に達している。

ところで、我々が知りたいのは、22ヶ月以上の期間における認定率のスケジュールであるが、Kaplan-Meier 推定はノンパラメトリックな推定方法なので、これ以上の期間の認定率を予測することはできない。したがって、何らかの分布を仮定したパラメトリックな推定を行い、22ヶ月以降を予測することにする。図3の観察結果からは、明らかに指数的な分布族が対応すると考えられるので、その中で最も恣意性の少ないWeibull分布を用いることにする。Weibull分布を仮定したモデルはしばしば「加速度故障時間モデル(Accelerated Failure Time Model)」と呼ばれる。ハザード関数と生存関数はそれぞれ、

$$\lambda(t) = \lambda p(\lambda t)^{p-1} \quad S(t) = e^{-(\lambda t)^p} \quad \text{ただし、} p \text{ は分布のパラメータ}$$

であり、 λ を次のよう関数として推定する。

$$\lambda_i = e^{-\beta x_i} \quad (1)$$

説明変数 (x_i) は、年齢、性別、世帯員数(除く本人)などの人口属性の他、通院回数、一日の介

⁶ Kalbfleisch and Prentice(1980)の方法によって、打ち切りデータを考慮した推定を行っている。

⁷ 要介護認定は前年の平成11年10月から受けられることになっていたが、平成12年4月に介護保険制度がスタートするまではまだ認知度が低かったため、平成12年4月以降と同列に扱うことは適切であるとは言えない。したがって、平成11年10月から平成12年4月までの認定者は、平成12年4月までに受けたものとして一括して扱うこととした。

⁸ 平成13年11月時点で要介護認定を受けていない人については、先と同様、打ち切り(Censored)データとして扱う。

護時間⁹、世帯所得、世帯資産、高齢者資産比率などを用いた。ここで、高齢者資産比率は、要介護者及びその配偶者名義の資産が世帯全体の資産に占める割合であり、戦略的遺産動機(家族内介護の対価として遺産相続を行う契約ができていないこと)を想定した変数である。つまり、この比率が高いほど、戦略的な遺産動機から家族介護が最後まで行われることから、認定を受けない確率が高まると考えられる。

最大化する対数尤度関数は、

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [\delta_i (\omega_i - \ln \sigma) - e^{\omega_i}] \quad \text{ただし } \sigma = 1/p \quad \omega_i = \frac{1}{\sigma} (\ln t_i - \beta x_i) \quad \delta_i \text{ は打切ダミー}^{10}$$

であり、推定された結果は表3に示されている。

推定結果をみると、10%基準で統計的に有意な変数は、通院回数、一日の介護時間、高齢者資産比率であり、それぞれ「- (通院回数が多いほど、生涯認定を受けない確率が高くなる)」、「+ (一日の介護時間が多いほど、生涯認定を受けない確率が低くなる)」、「- (高齢者資産比率が高いほど、生涯認定を受けない確率が高くなる)」という効果を持つことがわかる。特に、最後の高齢者資産比率は、戦略的遺産動機仮説と整合的であり、興味深い結果であるが、ここでは本題から離れる為これ以上分析はしない。

さて、推定されたワイブル分布は図4、分布の具体的な数値は表4に示されている通りであり、具体的な平均介護期間に対応する認定率を求める事ができる。平均介護期間については、正式な官庁統計は存在せず、様々な業界団体や自治体ベースのアンケート調査に基づく結果が諸説あるが、およそ3~7年が平均的な値である¹¹。例えば、このアンケートのサンプル平均の4.7年を用いるとすると、認定率の水準は83.4%であり、制度定着の際には、現在よりもおよそ20%程度認定率が高くてもおかしくはないという結果となった¹²。

3. 時間の経過と伴に受給率、一人当たり費用は上昇するか

次に、認定を受けた要介護者が実際にサービス受給者となる確率(受給者率)やサービス受給額(一人当たり費用)が、認定を受けてからの時間経過と伴に上昇するかどうかを確かめる。表2の要因分解の結果では、「受給者率」や「一人当たり費用」の寄与率は低かったが、これらが「介護保険への慣れや学習(Learning)」などによって、時間と伴にももし上昇を続けるものであるならば、長期推計を行うに当たって無視することはできない。ただし、長期推計をする際には、要介護状態の変化や年齢の変化は別途織り込むので、ここでは、要介護状態の変化を十分コントロールした上でも、時間経過(認定以降の時間)が効果を持つのかどうかに興味がある。

⁹ これは期間内に変化し得る変数であるが、各時点の動きを調査していないため、要介護状態になった当初の介護時間(ただし、平成12年4月以前に要介護状態になった人については平成12年4月の介護時間)をとった。

¹⁰ スペルが完了すれば1、打ち切りされれば0をとるダミー変数。

¹¹ 「国民生活基礎調査(1995)」には、寝たきり状態である期間が示されているが、要介護状態になってからの期間はわからない。厚生労働省の研究班の調査では、平均余命から平均的な自立期間を除いた値が、男性で1.55年、女性で2.65年となっているが、これらは要介護状態にならない人も含めた平均期間なので、ここで用いるのは適切ではない。その他、「高齢社会を良くする女性の会の調査」の調査では7.3年という平均介護期間が報告されている。

¹² もちろんこの結果は、高齢化による平均余命の変化や技術革新(要介護状態を進行させない技術)等によって変わり得る数字であり、さらに上昇する可能性がある。

さて、まず「受給率」に対して「認定以降の期間」が影響するかどうかを確かめるために、次のような推定式を考えた。

$$P_i^* = \alpha_0 + \alpha_X X_i + \alpha_D D_i + \alpha_{dD} dD_i + \alpha_T T_{i,k} + u_i \quad (2)$$

$$P_i = \begin{cases} 1 & \text{if } P_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで、被説明変数は、何らかのサービスの受給を受けている場合に1、受けていない場合に0となる変数であり、プロビットモデルにより推定する。説明変数のうち、 X は先と同様の属性変数の行列（年齢、性別、世帯員数(除く本人)、通院回数、一日の介護時間¹³、一日の介護時間の12年4月からの増加幅、世帯所得、世帯資産、高齢者資産比率）である。一方、 D は平成13年10月時点の要介護度ダミー（基準は要支援者）の行列であり、 dD として平成12年度当初から要介護度の変化があった場合のダミー変数行列もコントロールされている。最後に、 T は認定以降の期間(月数)であり、その係数に着目する。推定サンプルは、要介護認定を既に受けているサンプルに限られる。

推定結果は、表5に示す通りである。最も着目すべき「認定以降の期間」は正に有意であり、やはり、認定からの期間が長いほど受給者になる確率が高いことがわかる。限界効果を計算すると、受給率の増加は、1年(12ヶ月)で約8.3%ポイント程度である。その他、年齢が有意な変数となっている。

次に、「一人当たり介護サービス費用」に対して、認定を受けてからの期間が効果を持つかどうかを確かめる。推定式は次の通りである。

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_X X_i + \beta_D D_i + \beta_{dD} dD_i + \beta_T T_i + v_i \quad (3)$$

$$S_i = \begin{cases} S_i^* & \text{if } S_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

被説明変数は、受給を受けていない人は0となるので、トービットモデルにより推定する。説明変数は(2)式と同様であり、サンプルも上と同様、認定を受けた人に限っている。推定結果は、表6に示した通りであるが、やはり「認定以降の期間」が正で有意となっている。限界効果を計算すると、1年(12ヶ月)の経過に対して20,305円金額が増加することになる。その他、要介護度や要介護度の変化でいくつか有意な変数がある。

表5、表6の結果から、要介護状態やその変化を考慮しても、認定以降の期間が介護費に影響

¹³ 全て平成13年10月時点の介護時間である。

することがわかった。そこで、長期予測に用いる「認定者一人当たりの介護費」を調整するために、介護保険が定着した際にどの程度介護費が増加しているのかを計算する。Ⅱ節2で議論したように、平均介護期間を4.7年とすると、図4から逆算して、「認定以降の期間」は27.54ヶ月となる。現時点のサンプル平均の「認定以降の期間」は13.96ヶ月であるから、介護保険が定着した際には、その差の13.58ヶ月分の金額(13.58ヶ月×1,692円=22,979円)が増加すると考えられる。これは、現在のサンプル平均の介護費(月額122,683円)から計算して、およそ13.6%の増加が予想し得ることを意味する。

Ⅳ 介護需要量・介護マンパワーの長期推計

本節では、前節の基礎作業を元に、今後の介護需要量・介護マンパワーの長期推計を行う。

まず全国ベースの現在の介護保険費については、国保中央会「介護給付費の状況(各月)」や厚生労働省の「介護給付費実態調査月報(概況)」により、サービス別の詳細を把握できる。一方、介護サービスの従事者数については、介護施設の従事者が把握されている以外は、ごく最近までその実態が掴めていなかった。しかしながら、介護指定業者の全数調査である「平成12年介護サービス施設・事業所調査の概況」が公表されたことにより、一部の在宅介護サービスについても、従事者数が把握されることとなった。以下では、基本的に「介護給付費実態調査月報(概況)(平成13年8月審査分)」¹⁴、「平成12年介護サービス施設・事業所調査の概況」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成14年1月推計)」といった誰でも入手が可能な集計データを元に、恐らく誰もが行うような極めてスタンダードで単純な手法に基づいて、長期推定作業を行うことにする。

1. 介護需要量の長期推計

介護需要量の長期推計の方法は、基本的に、まず将来の年齢構成から要介護度別の将来人数を算出し、それに要介護度別のサービス需要量を乗じるというものである。ただし、前節の基礎作業の結果から、認定率の上昇や一人当たり費用の増加を調整する。具体的には、次のような作業を行った。

- ①介護給付費実態調査月報に「性・年齢階級別×要介護度別受給者人数」のテーブルがあるので、平成13年の年齢階級別総人口で除して、「性・年齢階級別×要介護度別・受給者発生確率」を計算する。
- ②受給者発生確率に、前節表4の推定結果を用いて、認定率の上昇(60%→83%)を調整する。これを「修正済み受給者発生確率」とする。
- ③「修正済み受給者発生確率」を、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成14年1月推計)」中位推計に乗じることにより、2010年、2015年、2025年時点の「要介護度別×サービス別人数」を計算する¹⁵。
- ④やはり介護給付費実態調査月報に「要介護度別×サービス別一人当たり費用」のテーブルがあ

¹⁴ 論文執筆時に入手可能な最新統計である。

¹⁵ 2010年までには、介護保険開始当初の過渡期は過ぎ、安定的な定着状態になっていると想定する。

るので、前節表 6 の結果から 13.6%の増加を在宅介護サービスの分だけに調整し、「調整済み要介護度別×サービス別一人当たり費用」とする。

- ⑤「調整済み要介護度別×サービス別一人当たり費用」を③で計算した 2010 年、2015 年、2025 年時点の「要介護度別×サービス別人数」に乗じる。それを各サービス別に集計したものが、各将来時点の各サービス別介護費用予測額である。

結果は、表 7 に示されている通りである。極めて単純な予測であるので、十分に幅を持ってみるべき事は言うまでもないが、全体の介護費は、2010 年に 8.7 兆、2015 年に 10.3 兆、2025 年に 13.2 兆程度まで上昇するという結果となった。

2. 介護マンパワーの長期推計

一方、介護従事者数については、各サービスの介護費用（需要）に応じて決まるものと想定し、次のような手順で推計した。

- ① 先に触れた「平成 12 年介護サービス施設・事業所調査」から、各サービス別の従事者数及び介護職員数(常勤換算値¹⁶)を用い、これらを各サービス別介護費用額で除したものを、アウトプット単位当たりの雇用量(L/Y)とする。
- ② この値が将来も変わらないものとして、先に予測した 2010 年、2015 年、2025 年時点の各サービス別の介護費用額を乗じて、将来の介護従事者数・介護職員数を算出する。
- ③ ただし、「平成 12 年介護サービス施設・事業所調査の概況」は全数調査であるものの、訪問介護、訪問入浴、居宅支援、福祉用具貸与業者に限っては、回答業者数が指定業者数をかなり下回っているため、両者の割合を使って介護従事者数を調整する。

表 7 の右欄をみると、2010 年において訪問介護業者の介護職員数(ヘルパー)は 21 万 5 千人、特養の介護職員数は 20 万 5 千人程度であり、例えばゴールドプラン 21 の目標量と比較すると、かなりの乖離がある。もっとも、この予測値は常勤換算をしているので、直接比較しうる数字ではない。

V 結語

本稿は、「介護保険事業計画」や次期の“ゴールドプラン”等、介護供給面の整備計画策定に不可欠な「介護サービス需要量・介護マンパワーの長期推計方法」について議論した。介護保険開始前に策定された整備計画や、民間シンクタンクが行った市場予測は、非現実的な前提や需給メカニズムに対する無理解から、現実よりも過大な推計であった。

本稿ではまず、筆者等が独自に行った全国要介護世帯調査を用いて、介護需要増加の要因を詳細に分析し、長期推計を行う際に必要と思われる基礎作業を行った。その結果、介護保険開始当初から現在までの在宅介護サービス費用の増加は、①認定率の増加と、②要介護者数自体の増加でほぼ説明し得ることがわかった。このため、持続時間の分析手法を用いて、認定を受けるまで

¹⁶ 常勤換算値＝非常勤者の週当たり勤務時間／常勤者の週当たり勤務時間×非常勤者数＋常勤者数

の決定要因を探り、介護保険が定着した際の認定率の水準を予想した。また、在宅サービスの受給者になる確率、介護サービスの一人当たり費用額についても、どの程度の上昇が見込まれるのかを算出した。最後に、誰もが一般に入手可能な集計データを用いて、もっともスタンダードな手法で長期推計を行った結果、介護保険の介護費は2010年で8.7兆円程度に達することがわかった。

参考文献

- 岩本康志(2001)「第1章社会福祉と家族の経済学」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社
- 岸田宏司(1997)「都道府県別要介護老人数の推計と介護実態」『ニッセイ基礎研究所調査月報』1997年2月号
- 厚生省(1999)「介護保険事業計画・基盤整備について」平成11年4月20日・全国介護保険担当者会議資料
- 厚生労働省(2001)「平成15年度からの第2期介護保険事業計画等について」平成13年5月28日・全国介護保険担当課長会議資料
- 佐竹秀典・鈴木亘(2001)「日本の介護サービス市場の実態～事業者アンケートに基づく考察～」『エコノミックス』6号, pp. 180-195
- 郷一尚(1998)「2010年には11兆5000億円、急成長する介護・福祉市場」『ばんぶう』1998年2月号
- 鈴木亘・大日康史(1999)、「Conjoint Analysis を用いた介護需要関数の推定」ISER Discussion Paper No.486、大阪大学社会経済研究所
- 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』近刊
- 高山憲之他(1996)「高齢者介護市場の将来指針と保険料負担」『文研論集』第116号
- 永田俊一・佐竹秀典・鈴木亘(2000)「介護保険制度と介護市場の分析」日本銀行調査統計局 Working Paper 00-17
- 二木立(2000)「介護保険施行半年間の現実と改革課題」『社会保険旬報』No.2078, pp.16-22
- Kalbfleisch, R., and R. Prentice(1980). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley and Sons

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値	データ数
年齢	83.10448	6.981766	61	99	1005
性別	0.251741	0.43423	0	1	1005
世帯員数	4.091826	1.422987	1	10	991
通院回数(月)	3.593035	4.891507	0	31	1005
一日の介護時間	6.661538	5.424931	1	24	910
世帯所得(万円)	747.9894	421.2901	150	2000	945
世帯資産(万円)	4330.268	3925.07	300	15000	897
高齢者資産比率	0.493617	0.442499	0.013333	8.181818	859
認定までの期間(月)	10.12239	8.864403	1	22	1005
介護期間(年)	4.469814	4.30759	0.08	36.5	968
要支援	0.041791	0.200211	0	1	1005
要介護1	0.155224	0.362298	0	1	1005
要介護2	0.150249	0.357493	0	1	1005
要介護3	0.104478	0.306031	0	1	1005
要介護4	0.100498	0.300812	0	1	1005
要介護5	0.082587	0.275394	0	1	1005
要介護状態者(H12.4)	0.745274	0.435924	0	1	1005
要介護認定者(現在)	0.642786	0.479417	0	1	1005
要介護認定者(H12.4)	0.333333	0.471639	0	1	1005
在宅サービス受給者(現在)	0.60796	0.488449	0	1	1005
在宅サービス受給者(H12.4)	0.296517	0.456949	0	1	1005
在宅サービス金額(現在、円)	81850.37	137407.8	0	888560	1005
在宅サービス金額(H12.4、円)	37034.97	98790.8	0	864066	1005

注)「認定までの期間」は、平成12年4月以降に要介護状態になった人については、要介護状態になってから認定を受けるまでの月数、それ以前に要介護状態であった人については、平成12年4月から認定を受けるまでの月数。

「高齢者資産比率」は、要介護者とその配偶者名義の資産が世帯資産に占める割合

「在宅サービス受給者」は、何らかのサービスを受給している人。

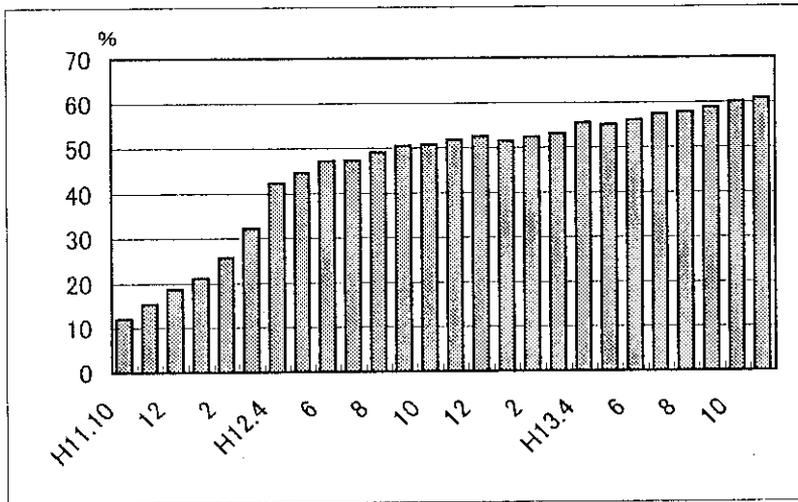
「在宅サービス金額」は、全ての在宅サービスの使用金額(介護報酬単価×使用量)の月額。

表2 在宅サービス需要量の変化とその要因の寄与率

	伸び率	寄与率				全体に占める割合
		要介護者数	認定率	受給者率	一人当たり費用	
全体	121.0%	37.1%	45.7%	7.7%	9.5%	1.00
訪問介護うち家事援助	68.0%	56.7%	69.9%	-48.4%	21.9%	0.01
うち身体介護	233.2%	24.4%	30.1%	21.6%	23.9%	0.05
うち複合型	90.1%	45.8%	56.4%	40.4%	-42.6%	0.03
訪問入浴	92.4%	44.9%	55.4%	-20.1%	19.8%	0.06
訪問看護	88.1%	46.5%	57.4%	7.8%	-11.8%	0.04
訪問リハビリ	222.2%	25.1%	31.0%	-8.3%	52.2%	0.01
デイケア・デイサービス	126.0%	36.1%	44.5%	4.7%	14.8%	0.46
ショートステイ	108.8%	39.9%	49.3%	24.9%	-14.1%	0.32
福祉用具貸与	278.1%	22.1%	27.3%	41.5%	9.2%	0.01
住宅改修	2449.9%	9.1%	11.2%	35.0%	44.7%	0.01

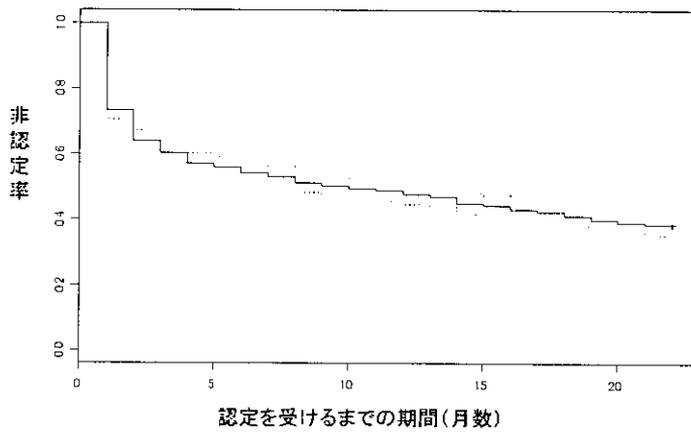
注) アンケートデータより計算。

図2 認定率の推移



注) アンケートデータより計算。認定率は、要介護者数に占める認定者の割合。

図3 認定を受けるまでの期間の分布(Kaplan-Meier推定量)



注1) Kaplan-Meier product limit estimatorは、Kalbfleisch and Prentice(1980)の手法により、打ち切りされた観測値の修正を行っている。
 注2) 両側の点線は95%信頼区間。
 注3) 平成12年4月以前からの要介護者(「認定を受けるまでの期間」は4月から認定を受けるまでの月数)とそれ以降からの要介護者(「認定を受けるまでの期間」は要介護状態になってから認定を受けるまでの月数)の間のLog Rank検定の統計量は、0.2(確率値は0.681)であり、両者の間に差がないという仮説は棄却されない。

図4 推定されたWeibull分布

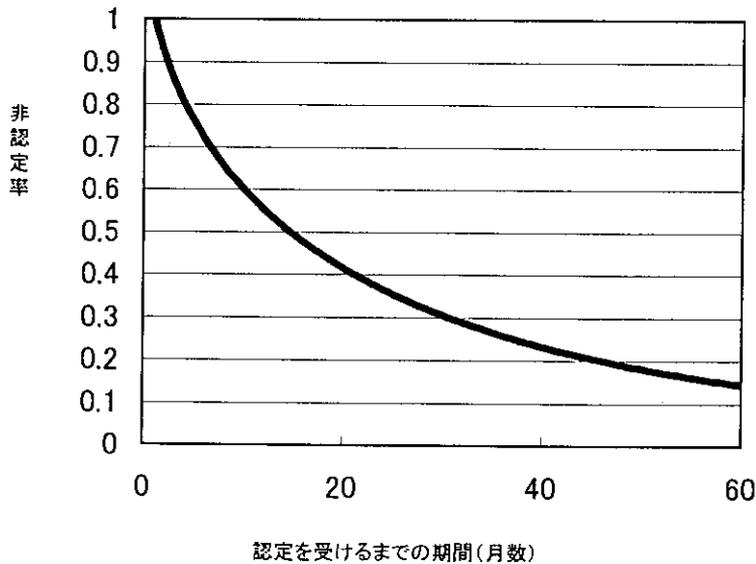


表3 認定までの期間に与える各要因(Accelerated Failure Time Model)

	推定値	t値	p値
年齢	1.007249	1.05	0.294
性別	1.05772	0.48	0.63
世帯員数	1.006822	0.19	0.846
通院回数	0.981359	-1.77	0.077
一日の介護時間	1.06819	7.93	0
世帯所得	0.999923	-0.55	0.584
世帯資産	0.999998	-0.14	0.891
高齢者資産比率	0.672726	-2.57	0.01

注)サンプル数は、767。対数尤度は、-1213.9112。尤度比は、75.62であり、全ての係数が0であるとの仮説は1%の有意基準で棄却される。一日の介護時間は要介護状態になった当初(要介護状態になった時点が12年4月以前の場合には12年4月時点)のものである。

表4 Weibull分布で推定された介護期間別認定率

介護期間	非認定者率	認定率
1年	55.5%	44.5%
2年	36.6%	63.4%
3年	25.9%	74.1%
4年	19.0%	81.0%
4.7年(サンプル平均)	16.6%	83.4%
5年	14.4%	85.6%
7年	8.7%	91.3%
10年	4.4%	95.6%

注)介護期間は、平成12年4月以前からの要介護者については、平成12年4月から計算。それ以降からの要介護者については、要介護状態になってから認定を受けるまでの期間。