

世帯構成員の長期療養に起因する経済厚生上の損失について：

要介護者と寝たきりの経済的コスト*

岩本康志，京都大学経済研究所

小原美紀，政策研究大学院大学

斉藤 誠**，大阪大学大学院経済学研究科

要 旨

本稿は、『国民生活基礎調査』の個票データを用い、世帯構成員が要介護者や寝たきりなどの長期療養を必要とする状態になった場合に、どの程度の経済厚生上の損失が世帯に生じるのかを推定する。とくに、世帯構成員の長期療養が世帯の稼得能力（所得）を引き下げる効果と、長期療養に必要な出費のために世帯の消費水準や資産形成が阻害される効果を数量的に分解する。推定結果によると、世帯構成員のいずれかが長期療養を必要とする状態になると、前者の所得低下を通じて消費支出が低下する間接効果と、後者の直接効果のいずれもが統計的に有意である。両者を合計して、長期療養負担によって世帯の消費水準（厚生水準）は、約4分の1低下する。ここでの推定結果は、公的介護保険の導入によって長期療養負担がカバーされ、家計の経済厚生が改善する可能性のあることを示唆している。

JEL classification: I1, I11, I12, J14.

*本稿は、『季刊社会保障研究』誌に掲載予定である。本稿での『国民生活基礎調査』の個票使用は、財団法人医療経済研究機構の「医療・介護・年金の各システムが経済活動に与える影響に関する調査研究」委員会における目的外使用（1999年4月7日、総務庁告示第72号）によるものである。同委員会メンバーの方々からは、多くの建設的なコメントを頂いた。また、旧稿に対して、大日康史、小椋正立、大竹文雄、橋木俊詔、西村周三、八田達夫、牧厚志の各氏から有益なコメントを頂いた。また、2名のレフェリーからは、本稿改善のために多くの貴重なご示唆を頂いた。ここに謝辞を申し上げたい。

**連絡先：〒560-0043 豊中市待兼山町1-7, 大阪大学大学院経済学研究科, 電話：06-6850-5264, ファックス：06-6850-5274, 電子メール：makoto@econ.osaka-u.ac.jp

世帯構成員の長期療養に起因する経済厚生上の損失について： 要介護者と寝たきりの経済的コスト

はじめに

本稿は、『国民生活基礎調査』の個票データを用い、世帯構成員が要介護状態や寝たきりになった場合に、どれだけの経済厚生上の損失が世帯に発生するのかについて計量分析を行っている。

世帯員が要介護状態になった場合、以下のように二重の意味で世帯は経済厚生上の損失を負う。第1の意味では、介護に要する支出に対してあらかじめ保険契約をかけて備えておくことが非常に難しい。主に以下の2つの理由により、要介護や寝たきりのように療養が長期にわたるような障害に対しては民間保険市場が成立しにくいからである¹。第1の理由として、保険会社が長期にわたる療養費用を適切に予測することがきわめて困難なことが挙げられる。とくに、療養が長期にわたる場合には、療養技術に関する技術革新についても的確な予想を行わなければならない。第2の理由として、被保険者の側から見ても、長期療養が必要となる状態になる確率を的確に評価することが難しい。潜在的な被保険者が長期療養が必要となる確率を過小評価していると、そうした状態に保険をかける動機は弱まる。保険に対する需要が全般的に低くなってしまえば、長期療養にかかわるリスクをあらかじめ広い範囲の契約者の間で分散することができなくなる。民間保険市場の欠如の幾分かは、社会保障制度のなかで相殺されるが、公的介護保険の導入以前ではその役割は限定されているとともに、さまざまな資源配分上の歪みにつながっていた。すなわち、自治体による介護サービスの提供は措置制度で運営されてきたが、財源が十分に確保されていないことから、サービスの待機者が発生し、待機者と受益者との間で不公平が生じている。また、公的医療保険が介護目的に流用され、必要な介護サービスを受けられずに、より高価な医療サービスで代替される「社会的入院」の現象も起きている。さらに社会保障制度でカバーされない場合は、要介護状態になってから自らの貯蓄を取り崩すか、他の消費支出を切りつめるかという自己保険 (self insurance) の形で、事後的に必要な支出をまかなっていかねばならなくなる。

¹ たとえば、Pauly (1990), Cutler (1993), Cochrane (1995) を参照。

第2の意味では、自らの貯蓄取り崩しや他の消費支出の切りつめによっては、長期療養に必要な支出に対して十分に対処できない場合、通常は世帯内で扶助が求められる。世帯内扶助では、狭い意味での経済的な援助ばかりではなく、療養者を精神的に励ますというようなモラル・サポートの役割も含まれている。とくに、要介護や寝たきりになった場合には、世帯員による経済的、精神的なサポートはいっそう必要となってこよう。要介護者をサポートする世帯員の側からみると、こうした世帯内扶助はしばしば稼得機会の犠牲を迫られることになる²。たとえば、寝たきりの親を持った場合には、転勤を伴うような職業をあきらめざるをえなくなるかもしれない。また、配偶者が要介護状態になれば、勤務時間の短縮という選択をせざるをえなくなるかもしれない。いずれの場合にも、稼得機会の犠牲が長期間に及べば、世帯の恒常所得は著しく低下してしまう。

以上のように不完全な保険市場と介護が必要な世帯員に対する扶助があいまって、次のようにふたつの経路から要介護者の発生が世帯に経済厚生上の損失をもたらそう。第1に、要介護者を扶助するために稼得機会を犠牲にすることから世帯の恒常所得が低下する。第2に、同じ恒常所得水準であっても、あらかじめ保険されていない介護費用負担のために家計の経済厚生水準が低下する。

家計の経済厚生指標としては、療養支出を控除した消費支出が最も望ましいであろう。療養が長期にわたることにより世帯の恒常所得が低下することは消費支出に反映するであろうし、療養に必要な支出が保険でカバーされないために、通常の消費活動（療養支出以外の消費支出）がどれだけ犠牲にされるのかを把握することができる。

の効果に関連する理論的な研究によれば³、保険されていないショックの性質によって貯蓄と消費に表われる影響が大きく異なってくる。ショックによるダメージが一時的なものであれば消費者は消費水準の変更を小幅にとどめ、金融資産の取り崩しに

² このことは多くの文献で指摘されている。世帯員の長期療養状態を知ることのできる『国民生活基礎調査』の個票を用いて、この事実を確認したものとしては、平成8年版『厚生白書』（厚生省）と八代他(1997)がある。

³ 保険されないショックと消費・貯蓄の関係に関する理論研究の展望は、Saito (1999)を参照されたい。

よって消費水準を維持する。一方でダメージが持続的，もしくは永続的なものであれば消費者は消費水準そのものを引き下げよう。長期療養者を世帯員に持つことは後者のケースに相当すると考えられるので，貯蓄への影響よりも消費に影響する度合いが高いことが予測される。後者のケースでは消費水準の引き下げが伴うので，家計の経済厚生への低下はいっそう深刻である。

本稿は，厚生省が実施している『国民生活基礎調査』の個票データを用いながら，上述のふたつのルートを通して家計の経済厚生がどの程度低下するのかを計量的に分析していく。このように長期療養に関する適切な保険が形成されていないことによる厚生損失を計測する作業は，2000年4月より施行された公的介護保険にどれだけの厚生改善効果があるのかを評価する有用な情報となる。

分析手法の点で本稿と関連する実証研究としては，いずれも外国のデータであるが，健康に対するショックの消費への影響を考察した Cochrane (1991), Gertler and Gruber (1997), Townsend (1994)がある。Cochrane (1991)は，米国の PSID (Panel Study of Income Dynamics) を用いて，1980年から83年への食費⁴の変化に対して，健康上の問題による労働日数の損失の影響を推計し，100日以上の欠勤のある場合(このような健康の悪化が生じる確率は7.2%)には，消費支出が11~14%減少することが示されている。Townsend (1994)は，1975年から85年までのインドの村落世帯を対象にしたパネルデータを用いて，健康状態(病気であった期間の比率)は消費に有意な影響をもたないという結果を得ている。Gertler and Gruber (1997)は，インドネシアの村落世帯のパネルデータにより，1991年から93年の間に生じた ADL (activities of daily living) への支障(基本的 ADL については2%，中級 ADL については24%の確率で生じる)が，消費を14%(中級 ADL)，59%(基本的 ADL)減少させていることを報告している。以上の文献では健康の影響の有無について結果がわかれており，また健康状態の変化の特定化が違っているので，影響の数値を研究間で直接比較することは適切でない。また，われわれの知る限り，わが国のデータにより，健康上のショックに対する消費保険を検証した実証研究はない⁵。

⁴ PSID では，消費支出に相当する項目としては，食費しか調査されていない。

⁵ 日本の個票パネルデータを用いて，消費保険の検定をした実証研究としては，Kohara (2000)がある。

健康状態の悪化が所得に与える影響は、発展途上国で関心が高く、多数の研究が存在しており、Strauss and Thomas (1998)により展望されている。また、米国を中心としているが、先進国における研究の展望としては、Currie and Madrian (1999)があり、わが国における研究の展望は岩本 (2000a)によって与えられている。

本稿の構成は、以下の通りである。 節では、本稿で使用するデータを説明する。

節では、推定式を特定し、推定結果を報告する。 節では、介護保険制度の政策効果について、推定結果に基づいた政策的インプリケーションを考察していく。 節では結論を述べる。

データ

1 データの特色

本稿で用いる『国民生活基礎調査』は、厚生省が毎年実施している世帯調査であるが、3年ごとに大規模なサンプル(所得票調査世帯でおよそ 35,000)を対象とした調査を行っている。本稿で用いたサンプルは、1995 年に実施された大規模調査である。

本調査は、次の理由から本稿の研究主旨に適している。第1に、大規模なサンプルについて世帯の属性、就業状態、所得・貯蓄状況、金融・実物資産の形成、健康の状態を詳細に調査している。他のいくつかの調査が要介護者のいる世帯のみを調査しているのに対して⁶、『国民生活基礎調査』は要介護者のいない世帯も調査対象にしている。その結果、世帯員に要介護者が発生すると、どのような経済的な帰結を世帯にもたらすのかということを厳密に分析できる。

第2に、分析上きわめて重宝なことに、非常に大規模なサンプルを対象としていることから、個々の世帯としてみれば必ずしも発生頻度が高くない要介護さらには寝たきり状態についても、ある程度のサンプル数を確保することができる。

なお、今回の『国民生活基礎調査』個票データの目的外使用に際しては、世帯が所在する市町村に関する情報(市町村コード)を得ることができなかった。そのために、
節で報告している推定作業においては、市町村ごとに介護療養に対する助成措置が

⁶ たとえば、長寿開発センターは 1993 年に、在宅介護を行っている世帯を対象として『在宅介護費用調査』を行っている。岩田・平野・馬場(1996)は、この調査を用いた分析を行っている。

異なる要因をコントロールすることができなかった。この点に関しては、将来の研究課題としたい⁷。

2 対象とする変数とその計測時点

1995年調査データについてみると、各変数の計測時点は次のようになっている。

所得：1994年の年間所得

健康：1995年6月1日時点の状態

消費：1995年5月1ヶ月の消費支出

資産：1995年6月末の貯蓄残高，6月1日時点の家の所有状態（持ち家が否か）

所得については、調査年の前年について世帯員のそれぞれに種類別の所得水準を尋ねている。

本稿の対象とする健康の指標は、要介護状態と寝たきり状態である。世帯員のいずれかが要介護、さらには寝たきりの状態になっている場合について本調査は質問事項を設けている。要介護状態については、洗面・歯磨き、着替え、食事、排せつ、入浴、歩行の6種類の活動について介護の要否が質問されている。本稿では、このうち4種類以上の活動について介護が必要である場合を、要介護者と特定した。

また、寝たきり状態については、介護が必要な者について、「全く寝たきり」、「ほとんど寝たきり」、「寝たり起きたり」、「その他」という4段階で記述されている。本稿では、「全く寝たきり」と「ほとんど寝たきり」という寝たきり状態が深刻なケースについて、寝たきり状態と特定している⁸。寝たきりの者のほとんどは4種以上の

⁷ 当該データによって世帯がいずれの都道府県・政令指定都市に居住するのかは特定できるので、大日(1999)のように、都道府県での介護助成措置に関する平均値を代理変数としてコントロールすることが考えられている。ただし、本稿の推定作業では、都道府県ダミーを説明変数に加えているので、助成措置に関する都道府県間格差の影響は都道府県ダミー変数によって考慮され、本稿が関心をもつ他の変数の推定にはバイアスをもたらすことがないと考えられる。

⁸ 厚生省による集計報告書での定義と同一である。なお、重度の要介護（寝たきり）状態に限定しない場合でも、分析結果は本質的に変わらない。

要介護者であり，寝たきり状態が要介護状態に含まれるとともに，より深刻な指標になっていると考えて差し支えない。

世帯主，配偶者または世帯主・配偶者の親のいずれかが要介護状態，寝たきり状態になれば1の値をとるダミー変数によって，世帯員の長期療養状態を表すことにする。ただし，若年者の介護は分析の目的から外れるので，15歳未満の者と年齢不詳の者は要介護者や寝たきりの者の定義からは外すことにした。

節で述べたように，重度の要介護状態をもたらすようなショックは，家計の消費や資産形成に大きな影響をもたらす可能性がある。本稿では，まず，世帯の経済厚生状態を測定する指標としては世帯の消費支出に注目していく。とくに，不完全保険の理論モデルからは，保険されていないショックが恒常的，持続的な場合に消費に与える影響の大きいことが予測される。

なお，ここでは，介護費用を控除した消費支出を用いることによって，介護費用が保険されていないために一般的な消費支出がどの程度犠牲にされているのかを計測している。本調査では，世帯員の介護にかかった費用を，排泄介助，寝具・衣類，介護機器・生活用具，福祉等サービス，医療，その他の別に調査している。そこで，こうした介護にかかった費用の総計を世帯の総支出額から控除した消費支出額を用いる⁹。

経済厚生 の尺度として世帯消費水準を用いるに際しては，以下のことに十分な注意を払うべきである。まず，分析に用いる世帯消費は市場活動に限定され，家事労働等 の家計内で生産・消費される財・サービスは含まれていない。介護とその他の家事労働に範囲の経済が存在すれば，同居世帯員が介護者になることにより，家計内サービス生産量が増加し，それまで市場部門から調達していた財・サービスが家計部門での生産に移行することが考えられる（たとえば，自宅での食事が増え，外食が減る）。したがって，かりに要介護者の発生にともない市場部門での消費支出額が減少したとしても，市場と家計の代替を考慮すると，世帯の実質的な消費支出は別の反応をしている可能性がある。この点で，消費支出を市場活動に限定することは，厚生損失を過大推定する可能性があるかもしれない。残念ながら，『国民生活基礎調査』では家計

⁹ 本稿では，介護費用の決定要因の分析には立ち入らない。牧・駒村（2000）は，同様に『国民生活基礎調査』を用いて要介護状態が介護時間・介護費用に与える影響を分析しており，本稿と補完的關係にある。

支出額しか調査されておらず、家計内生産を細かく把握することは困難であり、本稿の推定結果を解釈する際には、上記の問題が生じている可能性に注意する必要がある。

また、次のふたつの要因によっても、世帯消費支出を用いることで厚生損失を過大に推定してしまう可能性がある。第1に、借入制約の存在によって、介護の見返りとして将来期待できる遺産相続があっても、それを現在の消費に反映できないことが考えられる。第2に、介護の必要により世帯員の余暇時間が減少することに、現在の余暇と補完的である消費が減少し、将来財と代替されることも考えられる。

本稿では、消費以外の経済厚生指標として、金融・実物資産も分析対象としていく。世帯員の長期療養によって恒常所得が低下する効果や、追加的な療養支出を強いられる効果は、資産形成の阻害といった形で現れる可能性がある。とくに、先述したように、不完全保険の理論モデルからは、保険されていないショックが過渡的な場合については、消費の側ではなく、資産の側で調整することが予測されている。なお、本調査は、消費・健康の状態と同時点で家の所有状態(持ち家が否か)を、その直後の1995年6月末時点で金融資産残高、負債残高について尋ねている。

本調査では資産・負債残高については階層別にしか調査されていないが(たとえば100万円以下200万円未満)、金融資産残高を算出するために、それぞれの階層の中間値を残高水準に読み替えている。原理的には、そうして中間値で読み替えた資産残高と負債残高からネットの貯蓄残高を計算できる。しかしながら、中間値を用いたことで誤差をすでに含んでいる資産残高と負債残高の差額にはいっそうの誤差が含まれる可能性があるので、ネットの貯蓄残高については分析の対象とはしていない。

3 基本統計量

本稿では、サンプルを常雇者世帯(最多所得者が常用雇用者である世帯)に限定した¹⁰。このようにサンプルを限定することにより、常用雇用者が生計を支え、他に介護者と要介護者が同居する世帯の比重が多くなり、世帯員が2人以下の世帯や、要介護者が以前に生計を支えていた世帯が多く排除されることになり、サンプルがかならずしも要介護者を代表するものではなくなる可能性がある。しかし、本稿の関心は要

¹⁰ 『国民生活基礎調査』では、世帯主の識別は世帯の申告にしたがっているが、これとは別に、世帯票調査時点(1995年6月1日)での最多所得者をたずねている。

介護者を支援する家族の負担を計測することにある。したがって、身寄りのない単身の要介護者は考察の対象外とするのが適当であろう。また、別居家族から援助を受けている世帯では、援助している家族の経済状態が不明なために厚生損失の計測が困難であることから、本稿の考察の対象外とするべきであろう。本稿では、世帯外からの支援の実情をデータより把握することが困難であることを鑑みて、世帯内で要介護者支援が完結していると思われる世帯を特定することを重視している¹¹。

また、世帯の大黒柱が要介護状態になる事態は、介護の多数例となる老人介護とは異なった性格をもつと考えられるので、本稿では、最多所得者が要介護状態である世帯はサンプルから除外した。上述のようなサンプルの限定の結果、推定に使用する変数について欠損値がある世帯を除外すると、最終的なサンプル世帯数は 15,325 となった。

表 1 と表 2 は、サンプルの基本統計量を報告している。表 1 が示すように、全サンプル 15,325 世帯のうち 124 世帯に要介護者がいる。その内訳をみると、世帯主の親が要介護者である世帯が 86 世帯で大きなシェアを占めている。一方、寝たきりの者がいる世帯は、15,325 世帯のうち 58 世帯である。要介護者のケースと同様に、世帯主の親が寝たきりとなっている世帯の割合が高い(38 世帯)。

表 2 は、要介護者がいるか否か、寝たきりの者がいるか否かで、世帯の主要属性の平均値を対比させている。表 2 でみるかぎり、長期療養が必要な世帯員をかかえることが世帯の経済状態を著しく低めるという傾向は認められない。たとえば、世帯所得や持ち家比率は、要介護者または寝たきりの者がいる世帯の方がかえって高い。当然ながら、そのことは要介護者または寝たきりの者の存在が世帯の経済厚生に中立的であるということの意味しない。要介護者がいる世帯といっても、世帯属性には大きくばらつきがあるからである。とくに世帯人員数に 1 人前後の開きがあり、世帯規模と同居世帯員による介護との間に密接な関係があるかもしれない。節では、世帯のさまざまな属性の違いを制御した上で、要介護者が世帯員に加わることが世帯の経済厚生をどのように変化させるのかを検討していこう。

¹¹ しかしながら、サンプルを常雇者世帯に限定することは、そのための完全な手段とはいえない。たとえば、世帯外からの援助がなく、生計を支えるのに十分でない世帯が除外されてしまうと、経済厚生損失は過小評価されてしまう可能性もある。

推定式の特定化と推定結果

1 推定式の特定化

本稿では、短縮形モデルを推定し、その推定結果を既存の理論モデルにそって解釈していく。こうした推定手法を採用する理由は、前節で述べてきたように、本分析が一時点のクロスセクション・データを対象としていることから、介護状態に対する保険の不完全性を考慮した動学モデルから導出される構造形モデルを検定することができないからである¹²。

ここでは、世帯所得プロセスの動学的な側面にある程度配慮するために、世帯所得の格差のうち、いくつかの主要な世帯属性に起因する格差を恒常的所得部分とみなしていく。こうした手法は、恒常的所得部分のすべてをカバーすることはできないが、クロスセクション分析で恒常的部分を一次近似する際にしばしば用いられている。とくに、要介護状態という持続的なショックが恒常的部分にもたらす影響に着目していく。その上で、消費や資産形成がそうして特定化された恒常的部分の所得変化に反応するのかを計測していく。したがって、推定式は、要介護者の発生が所得に与える影響を考察する式と、要介護者の発生と所得が家計の厚生水準に与える影響を考察する式の2本から成り立っている。

まず前者の、要介護者の有無を考慮して、世帯の所得を推定するための式を特定化していこう。ここで留意すべきことは、健康の状態については1995年6月の状態を尋ねているのに対して、所得については前年(1994年)の年間所得しか記録されていないことである。残念ながら本調査では、要介護者がいつから要介護状態になったのが調査されていない。本調査から判明するのは、1995年6月時点で要介護状態になっているか否かだけである。ここでは、非常に単純化する仮定ではあるが、要介護状態になってすでに半年以上経過していると想定する。したがって、1994年の年間所得に世帯員に要介護者が生じた効果が現れていると考える。一方、寝たきりの者

¹² たとえば、動学モデルから導出されるオイラー方程式は、2時点以上の消費データを必要とするし、家計所得を恒常的部分と過渡的部分に厳密に分解するためには時系列分析を必要とする。そうした動学的分析のためには、少なくとも複数時点のクロスセクション・データを、理想的にはパネルデータを用いなければならない。

については寝たきりの期間が調査されているので、いつから寝たきりになったかを知ることができる。寝たきりの者については、寝たきりになって半年以上経過しているケースについてのみ、世帯員が寝たきりであると考えていく。

具体的には、次のような推定式によって世帯の所得の対数値を推定していく。

$$\ln(\text{家計}i\text{の所得}) = \sum_{j=1}^J a_j (\text{家計属性})_j + b(\text{家族構成員の健康状態}) \quad (1)$$

左辺の所得には、世帯員のすべての所得を合算したものをを用いる。世帯属性については、世帯人員数（自然対数値）、世帯主年齢とその自乗、世帯主性別、既・未婚、子供数 / 世帯人員数、同居親数 / 世帯人員数、あらゆる源泉の所得を加味した所得人数、最多所得者が勤めている企業規模ダミー、都道府県ダミーを含めている。また健康の状態を示す変数は、家族構成員のいずれかのメンバー（最多所得者を除く）が前節で述べた方法で特定化される要介護状態または寝たきり状態にある場合に 1 をとるダミー変数である。

第 2 段階で世帯の経済厚生を推定する時には、(1)式によって推定された所得を、ある特定の世帯属性と健康の状態が与えられたもとで平均的に達成される所得とみなしていく。(1)式の右辺に現れるパラメーター b が、世帯員が要介護状態または寝たきり状態になることで世帯の所得がどれだけ低下するかを示している。

一方、家計の経済厚生は次の式で推定する。

$$\ln(\text{家計}i\text{の経済厚生}) = g \ln(\text{家計}i\text{の推定所得}) + \sum_{j=1}^J l_j (\text{家計属性})_j + m(\text{家族構成員の健康状態}) \quad (2)$$

節で述べたように、消費および資産形成に与える影響を計量するために、被説明変数には、介護費用を控除した消費支出、持ち家ダミー変数、貯蓄残高階層を用いる。所得関数の場合と異なり、経済厚生関数については健康の状態の調査時点（1995年6月1日）と、経済厚生の指標の調査時点（消費支出は1995年5月1ヶ月の支出、貯蓄残高については1995年6月末）には、タイミングの大きなずれはない。右辺の推定所得は、(1)式で求めた推定値を代入しており、ここでは世帯の恒常所得を近似す

る変数として解釈することができる。世帯属性と健康の状態については(1)式の説明変数と同じものに加え、支出・貯蓄傾向の差を考慮して「学生の有無」を含める¹³。また、貯蓄残高や家の所有状態を指標に用いる場合には、在宅介護か施設介護かの選択と相関している可能性があるため、世帯員に病院等に長期入院している者、老人福祉施設や社会福祉施設に入所している者（以下「施設等入居者」と呼ぶ）がいる場合には1となるダミー変数を加えることで制御する¹⁴。

ここで留意すべき点は、世帯消費を被説明変数とした(2)式の定式化においては消費の動学的な調整メカニズムが考慮されていないことである。もし、消費水準の変更に關して調整費用や慣習効果がある場合には、世帯所得の変動や要介護状態の変化に対して消費が即座に反応しない。そのようなケースでは、(2)式に基づいた推定が要介護状態の消費水準に与える影響を過小評価してしまう可能性もある。

推定方法については、消費支出を厚生指標に用いるときには通常の回帰分析を行う。持ち家のダミー変数についてはプロビット・モデルを利用している。厚生指標が貯蓄残高階層であるケースについては、上限と下限を設定したトービット・モデルを用いていく。3000万円以上の階層の世帯については3,000万円の自然対数値を上限とする一方、貯蓄残高がゼロの世帯についてはデータ値を1に置き換え、その対数値(0)を下限と設定している。

2 推定結果

表3は、所得関数の推定結果を報告している。世帯員が要介護状態または寝たきり状態になると、世帯年間所得は1%水準で統計的に有意に低下する。より具体的には、要介護状態で約11%、寝たきり状態で約15%、世帯の年間可処分所得が低下する。説明変数の「所得人数」は、勤労所得に限らない全ての源泉について所得を得ている人数を示し、世帯における有業者数（仕事に就いている者）を完全には制御していない。したがって、要介護者の発生により世帯所得が減少するのは、最多所得者が労働

¹³ 学費は、世帯員が学生であるときに支出されなければならない、異時点間の代替が行われにくい消費項目であり、支出されるときには世帯消費のなかで大きなウェイトを占める。

¹⁴ 在宅介護か施設介護かの選択を分析した大日(1999)によれば、金融資産は在宅介護の選択に有意な正の影響を与えるが、実物資産（持ち家量数）は有意な影響をもたない。

時間を減少させる，他の世帯員が労働時間を減少させる，もしくは非労働力化する，要介護者自身が非労働力化するなどが考えられる。ただし，推定では誰の所得であるかを識別しておらず，要介護者の発生により誰が労働供給を減少させているかが分からない。記述統計を見ると，世帯主の所得は，要介護者（寝たきりの者）がいる世帯で，いない世帯よりも約 38 万円（45 万円）低く，配偶者の所得は，寝たきりの者がある世帯で約 13 万円低い（要介護者の有無別ではほぼ同じ）。また，配偶者の就業率は要介護者（寝たきりの者）がいる世帯で約 5 %（8.5 %）低い。とくに寝たきりの者を介護することで世帯主の配偶者が非労働力化し所得を減少させる影響が大きい。

表 4 (A) は，消費支出について世帯の経済厚生関数を推定したものである。介護費用を控除した総消費支出について，世帯員が要介護状態または寝たきり状態であることは消費支出に 1%水準で有意な負の影響を与えている。より具体的には，要介護状態で約 24%，寝たきり状態で約 34%，世帯の消費水準が低下する。寝たきりの者がある世帯にとって，所得・消費への影響がより深刻であり，変数の定義から妥当な結果であると考えられる。世帯の推定所得に関する係数（0.23）が 1 を下回っているのは，消費の調整費用や慣習性を反映していると推測される。

表 4 (B) は，持ち家の資産形成についてのプロビット・モデルの推定結果を報告している。要介護状態，寝たきり状態のいずれについても，符号は負であり持ち家形成を鈍化させる傾向が認められるものの，統計的には有意ではない。

表 4 (C) は，貯蓄残高階層についての推定結果を報告している。寝たきり状態については統計的に有意な変化は認められなかったが，要介護状態については 10%水準で有意であり，貯蓄残高を 5 %ポイント引き下げる効果があることが確認できる。推定所得に関する係数は 1.02 であり，推定所得の上昇率と家計貯蓄の上昇率はほぼ 1 対 1 に対応している¹⁵。

3 推定結果の解釈

以上をまとめると，世帯員が要介護状態または寝たきり状態になると，世帯所得は

¹⁵ 家計の計画期間がある程度長い場合には，標準的な恒常所得仮説モデルでは資産・恒常所得比率が安定的である。ここでの推定結果は，そうした理論的インプリケーションと整合的である。

低下し、かつ（介護費用を控除した）消費支出を直接的に引き下げる¹⁶。いいかえると、介護費用負担からの直接効果と、所得低下を通じた間接効果があいまって、消費支出を減少させている。

一方、持ち家形成に対する直接効果については、長期療養負担のマイナスの影響は認められるものの、統計的には有意ではない。したがって、長期療養負担で所得が低下することによる間接的效果だけが持ち家形成に影響を与えていることになる。金融資産形成については、要介護状態で金融資産が5%程度取り崩されている。

消費支出に対する効果と持ち家形成や金融資産蓄積に対する効果が非対称である理由についてはどのように解釈したらいいのであろうか。ひとつの可能な解釈は、持ち家選択や金融資産形成の決定に対しては、要介護者を自宅で療養させることが必ずしも外生的な要因とはいえないことである。逆の因果関係として、持ち家があったり、金融資産が豊かであるために自宅療養を行うことができる可能性がある。このような因果関係の存在は、実物・金融資産決定式において長期療養のダミー変数に関する負の係数をゼロの方向に打ち消すように働くことになるだろう。本稿では、実物・金融資産決定式において所得の推定値、および施設等入居者の有無を説明変数として加えることによって、この推定バイアスの問題に対処している¹⁷。

もう一つの解釈の可能性は、不完全保険の理論モデルからの予測に基づくものである。不完全保険の理論モデルから導かれた重要な結論のひとつとして、保険されていないショックが永続的であるか、過渡的であるかによって、消費・貯蓄決定に与える影響が対照的であるということが広く知られている¹⁸。長期療養に起因するダメージ

¹⁶ 一方、施設入所者がいるダミー変数は消費、貯蓄に有意な影響をもっており、持ち家には正で有意な影響をもっている。このことは、在宅介護には大きな厚生損失が存在する反面、施設介護にはそれが見られないことを示唆している。措置制度のもとで、施設サービスの数量割当があり、サービスが得られなかった（あるいは待機待ち）の世帯の負担が大きくなっているのかもしれない。

¹⁷ もうひとつの重要な同時性の問題としては、介護の必要性が同居に与える影響が考えられる。高齢者の同居選択を分析した高山・有田(1996)、八代他(1997)、舟岡・鮎沢(2000)、岩本・福井(2000)では、介護の必要性が同居確率を高めることが報告されている。ただし、舟岡・鮎沢(2000)、岩本・福井(2000)は、要介護者が有配偶である場合には有意な影響はないとしている。

¹⁸ Saito (1999)には、その理論的メカニズムが詳述されているとともに、関連文献の展望がなさ

が持続的であると世帯が判断している場合には、実物・金融資産の取り崩しよりも、療養にかかる出費以外の消費支出を切りつめることが理論的に予測される。ここでの推定結果は、長期の負担が予想されるショックに対しては、ある程度は貯蓄の取り崩しでしのいでいるものの、基本的には消費水準の引き下げによって対応することを示しているため、こうした理論的な予測と整合的である。この解釈にしたがうと、稼得機会の喪失による恒常所得の低下と消費水準の切りつめというふたつの要因があいまって、世帯の経済厚生究極的な源泉である消費水準は顕著に低下し、長期療養によって世帯が被る厚生上の損失はきわめて大きいと判断される¹⁹。

政策的なインプリケーション

長期療養に起因する厚生上の損失を、世帯の消費水準への影響をもとに算出してみよう。まず、要介護者の発生による所得の低下を通じた間接効果を見てみる。要介護者を世帯員に持つことで世帯の所得は11%低下する²⁰。さらに考慮にいれる必要があるのは、世帯員が介護者になるために就業を断念したことによる所得低下の部分である。この部分は、表3の推定式において所得人数を説明変数にいれることにより、コントロールされているため、別途計上する必要がある。『国民生活基礎調査』を用いた岩本(2000b, 注16)の推定によれば、要介護者の発生により世帯の有業者が0.226人低下するという。本稿の表3での「所得人数」の係数0.27を用いると、有業者数

れている。とくに、保険されていないショックの持続性、過渡性の違いが消費・貯蓄にもたらす影響の対象については、当該論文 節に詳しい。

¹⁹ 節で議論されたデータ上の問題（常雇者世帯にサンプルを限定したこと、市場での消費額を厚生指標にしたこと）はいずれも厚生損失を過大評価する一方、節で議論したように消費の調整費用や慣習性を考慮すると厚生損失を過小評価する可能性がある。ふたつの相反する要因がある程度相殺されるとすると、ここでの厚生損失に関する実証結果は頑強であると推測される。

²⁰ 対数所得と対数消費が被説明変数となっているので、係数推定値から対数の変化を求め、それを実数の変化に変換する手続きをとった。ここでは、表3の推定値-0.1149を用い、 $\exp(-0.1149)-1$ として、11%が求められている。変化が小さい場合には、 $\ln(1+x) \approx x$ の関係をを用い、係数推定値をそのまま実数の変化とする近似計算が用いられるが、節では、変数の変化分が大きいいため、近似計算ではなく、正確に実数の変化を求めることにした。

の減少による世帯所得の低下は6%と推定され、合計した所得低下は16%となる²¹。この世帯所得の低下は、世帯の（介護費用を控除した）消費水準を4%低下させる²²。一方、要介護者の療養に起因する直接効果は、消費水準を22%引き下げる。したがって、間接効果と直接効果を合わせた両要因は消費支出を4分の1(25%)低下させる。

同様の計算を寝たきりの世帯員を持つケースで行ってみると、間接効果は5%、直接効果は29%である。両効果を合計すると、消費水準が32%ほど低下することを示している。いずれの算出例からみても、長期療養負担によって世帯の消費水準（厚生水準）は大きく（4分の1ないし3分の1）低下するといえる。

つぎに、要介護者が発生するショックに対して世帯が事前にどのように保険によってカバーしていたのかを検討しよう。要介護者（寝たきりの者）が発生する前には世帯の恒常所得と恒常消費支出が等しい、

$$\text{消費支出} = \text{所得} \quad (3)$$

という関係にあるとしよう。要介護者が発生すると、介護費用が発生するので、前後での収入と支出額の変化を Δ をつけて表すと、

$$\text{介護費用} + \Delta \text{消費支出} = \Delta \text{所得} + \Delta \text{保険からの給付} \quad (4)$$

という関係が成立する。(4)式右辺第2項の「保険からの給付」とは、長期療養に備えたフォーマルあるいはインフォーマルな保険のシステムから得られる所得を表している。もし、この保険システムから所得の損失と介護費用を完全に埋め合わせる給付が得られるならば、世帯は消費水準を低下させる必要はない。逆に、消費水準が低下すれば保険が完全でないことを意味している。

²¹ 要介護者の発生の効果と有業人員の減少の効果は、対数所得に対して線形関係にあるので、実数の変化に対しては非線形の関係にある。したがって、両者の合計の効果である16%は、 $\exp(-0.1149 - 0.2701 \cdot 0.226) - 1$ として求められる。

²² この消費水準の低下は、表4の推定値0.2311をさらに用いて、 $\exp((-0.1149 - 0.2701 \cdot 0.226) \cdot 0.2311) - 1$ として求められる。

節の推定結果と(4)式を用いて、保険からの給付がどの程度の大きさであるのかを推測することができる。(4)式を(3)式の恒常消費の値(= 恒常所得の値)で除すると、(4)式の各項目は恒常消費に対する介護費用の比率、消費の変化率、所得の変化率、恒常所得に対する保険給付の比率になる。まず、要介護者の場合を例にとると、左辺第2項の消費支出の低下率は25%、右辺第1項の所得の低下率は16%とされた。一方、左辺第1項の介護費用の比率については、表2の基本統計量をもとに以下のように推定される。要介護者が発生しない状態で介護費用はゼロであるとする、要介護者のいる世帯の介護費用3.93万円が介護費用の増加額になる。比率の分母となるのは要介護者の発生前の消費であるので、要介護者のいる世帯の介護費用をのぞく消費支出が26.84万円であることと要介護者の発生にともない消費支出が25%低下するという結果を用いると、これを35.79万円と計算できる。したがって、介護費用の増加は、要介護者発生前の消費支出の11%となる。

以上のことから、要介護者の場合には、16%の所得の低下と11%の介護費用の発生は、25%の消費支出の低下と2%の保険給付によってまかなわれたことになる。一方、寝たきりの者について同様の計算をおこなうと、19%の所得の低下と11%の介護費用の発生は、32%の消費支出の低下と2%の保険給付によってまかなわれたことになる。ここで保険給付が負となるのは整合的ではないが、各変数の推定誤差に左右された結果ではないかと考えられる。ある程度の保険給付の推定誤差はあるものの、小さな消費支出の低下と大きな保険給付という結果が得られなかったことから判断すると、公的介護保険の存在しない状況のもとでは、要介護者の発生に対する保険の機能はほとんど働いておらず、介護による負担が消費支出を大きく圧迫しているといえるだろう。

公的介護保険が導入されると、介護費用のかなりの部分に対して、社会的な保険のメカニズムが提供されるものと予想される。その意味で、介護保険の導入は、リスク負担の体制を自己保険から社会保険へ転換させることによって、経済厚生を大きく改善することが期待できる²³。かりに介護費用の半分が介護保険によってカバーされる

²³ もちろん、介護費用を完全にカバーする保険が提供されたとしても、世帯所得の低下の影響は介護費用の発生のそれを上回っているので、厚生損失が完全に消失することになるわけではないことにも注意する必要がある。しかし、公的介護保険の導入により、市場から各種介護サービスを得ら

とすれば²⁴，消費支出低下の約4分の1を相殺することが可能となる²⁵。

おわりに

本稿は、『国民生活基礎調査』の個票データを用い，世帯員が要介護者や寝たきりなどの長期療養が必要な状態になった場合にどの程度の経済厚生上の損失が世帯に生じるのかを推計した。その結果，いずれかの世帯員が長期療養を必要とする状態になると，世帯所得が引き下がり消費支出が低下する間接効果と，長期療養支出負担で消費支出が直接的に引き下がる直接効果のいずれもが統計的に有意であることが示された。両者を合計した影響は，世帯の消費水準（厚生水準）を4分の1あまりも引き下げる。そして，この長期療養発生のショックは，現状ではほとんど保険でカバーされていない。このことは，公的介護保険の導入により介護費用負担に対する適切な保険機能が提供されれば，現状の保険の空白を埋め，経済厚生を改善することが期待できる。

最後に，主としてデータの制約に起因する残された課題を指摘して，本稿を閉じることにしたい。第1に，要介護者の発生と諸変数とのタイミングについて，やや不十分な取り扱いをしなければならないところがあった。これは，本稿で使用した『国民生活基礎調査』が，横断面調査であることに起因するもので，より満足のいく取り扱いをするためには，要介護者発生の前後の状況を把握できるようなパネルデータの整備が望まれる。第2に，世帯消費を厚生水準の指標としたが，稼働機会の喪失による余暇の増加と市場から家計への経済活動の移動は，市場部門での消費減少による厚生損失を相殺する働きをもっている。これらを考慮にいれないことにより，本稿での厚生損失の推定が過大となっている可能性がある。もし世帯員の時間配分に関する情報が得られるならば，より精度の高い厚生損失の推定をおこなうことが可能になるであ

れやすくなれば，就業機会の喪失圧力を相殺することも期待できる。

²⁴ 介護保険の給付範囲は世帯の負担する介護費用をすべてカバーするものではないとともに，介護サービスの利用には自己負担が求められる。

²⁵ 最終的な判断は，消費支出ではなく厚生水準で行うことが望ましい。しかし，厚生水準の厳密な評価には動学的モデルに基づいた構造形モデルの推計を必要とすることから，ここでは厚生水準の評価を行っていない。

るう。

参考文献

- Cochrane, J. H., 1991, "A Simple Test of Consumption Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 5.
- , 1995, "Time-Consistent Health Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3.
- Cutler, D., 1993, "Why Doesn't the Market Fully Insure Long-
NBER Working Paper No. 4301.
- Currie, J., and B. C. Madrian, 1999, "Health, Health Insurance and the Labor Market", in O. C. Ashenfelter and D. Card eds., *Handbook of Labor Economics*, Volume 3C, Elsevier.
- 舟岡史雄・鮎沢光明, 2000, 「高齢者の同居の決定要因の分析」国立社会保障・人口問題研究所研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会
- Gertler, P., and J. Gruber, 1997, "Insuring Consumption Against Illness,"
NBER Working Paper No. 6035.
- 岩本康志, 2000a, 「健康と所得」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』東京大学出版会
- , 2000b, 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」『季刊社会保障研究』Vol. 36, No. 3
- ・福井唯嗣, 2000, 「同居選択における所得の影響」京都大学経済研究所ディスカッション・ペーパー, No.0004
- 岩田正美・平野隆之・馬場康彦, 1996, 『在宅介護の費用問題』中央法規
- Kohara, M., 2000, "Consumption Insurance Between Japanese Households,"
Applied Economics, forthcoming.
- 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・人口問題研究所研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会
- 大日康史, 1999, 「介護場所の選択と介護者の就業選択」『医療と社会』Vol. 9, No. 1
- Pauly, M. V., 1990, "The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care

Journal of Economic Literature, Vol. 36, No. 2.

高山憲之・有田富美子，1996，『貯蓄と資産形成：家計資産のマイクロデータ分析』
岩波書店

Townsend, R. M., 1994, "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*,
Vol. 62, No. 3.

八代尚宏他，1997，「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151

表1 誰が介護されているか？ 誰が寝たきりか？

| 全サンプル = 15,325 世帯 | | | | |
|-------------------|-------------|----------------|------------|----------------|
| | 要介護者有無 | | 寝たきりの者有無 | |
| | 要介護者有り | 要介護者無し | 寝たきりの者有り | 寝たきりの者無し |
| 世帯数 (%) | 124 (0.81%) | 15201 (99.19%) | 58 (0.38%) | 15267 (99.62%) |
| | 内訳 (世帯数) | | 内訳 (世帯数) | |
| 要介護 (寝たきりの者) が世帯主 | 20 | | 8 | |
| 配偶者 | 6 | | 3 | |
| 世帯主の親が1人 | 85 | | 38 | |
| 世帯主の親が2人 | 1 | | 0 | |
| 配偶者の親が1人 | 12 | | 9 | |

- ・推定で使用する変数が全て存在するものにサンプルを限定している。
- ・ここでの要介護者とは、4種以上の要介護者（4, 5種介護者, もしくは全部介護者）を指す。
- ・ここでの寝たきりの者とは、ほとんど寝たきり, もしくは全く寝たきりの者を指す。

表2 要介護者（寝たきりの者）のいる世帯といない世帯の平均（標準偏差）

| | A. 要介護者有無 | | | | B. 寝たきりの者有無 | | | |
|-----------------------|------------------|----------|------------------|----------|------------------|----------|------------------|----------|
| | 有り: 124 家計 | | 無し: 15201 家計 | | 有り: 58 家計 | | 無し: 15267 家計 | |
| 世帯可処分所得 (年間,万円) | 663.38 | (342.98) | 590.04 | (344.30) | 625.96 | (330.47) | 590.50 | (344.39) |
| 世帯介護総費用 (月間,万円) | 3.93 | (6.30) | 0.00 | (0.00) | 4.04 | (6.10) | 0.00 | (0.00) |
| 世帯消費支出 (月間,万円) | 30.77 | (21.03) | 29.06 | (34.53) | 28.45 | (15.80) | 29.08 | (34.50) |
| 世帯消費支出 - 介護費用 (月間,万円) | 26.84 | (20.50) | 29.06 | (34.53) | 24.41 | (15.11) | 29.08 | (34.50) |
| 世帯貯蓄額 (万円) * | 708.67 | (879.91) | 572.31 | (719.22) | 625 | (749.59) | 573.22 | (720.64) |
| 世帯主年齢 | 57.42 | (11.90) | 47.24 | (13.05) | 57.03 | (12.80) | 47.29 | (13.06) |
| 世帯人員数 | 4.19 | (1.19) | 3.20 | (1.39) | 4.31 | (1.22) | 3.20 | (1.39) |
| 世帯子供数 | 1.10 | (0.88) | 1.156 | (0.99) | 1.10 | (0.85) | 1.16 | (0.99) |
| 有業人員数 | 2.56 | (1.01) | 1.72 | (0.90) | 2.52 | (0.96) | 1.72 | (0.90) |
| 持ち家比率 (%) | 92.74 | | 62.58 | | 94.83 | | 62.70 | |
| 世帯主性別=男 (%) | 91.13 | | 87.85 | | 89.66 | | 87.87 | |
| 世帯主既婚率 (%) | 83.07 | | 78.86 | | 84.48 | | 78.87 | |
| 1人以上の親との同居世帯 (%) | 79.03 | | 12.38 | | 81.03 | | 12.66 | |
| 学生がいる世帯 (%) | 19.36 | | 18.55 | | 18.97 | | 18.56 | |
| 施設等入居者がいる世帯 (%) ** | 1.61 | | 0.46 | | 3.45 | | 0.46 | |
| 最多所得者企業規模 (小,中,大%) | 52.4, 26.6, 21.0 | | 46.1, 31.5, 22.4 | | 48.3, 31.0, 20.7 | | 46.2, 31.4, 22.4 | |

- ・表1の注を参照のこと。
- ・値は平均値，括弧内は標準偏差である。
- ・*世帯貯蓄は階層データであり，各世帯が当てはまる階層の中間値を世帯の貯蓄額として計算した。
- ・**施設等入居者とは，長期病院入院者，老人福祉施設等入居者，社会福祉施設等入居者を指す。
- ・本表を含めた以下に報告する表は，すべてウェイトを付けずに求めた値である。

表3 所得関数の推定

被説明変数：世帯(年間)可処分所得(自然対数値)

| | A: 要介護の指標を用いた場合 | B: 寝たきりの指標を用いた場合 |
|------------------|----------------------|----------------------|
| 世帯人員数(自然対数値) | 0.1937 (0.0187) *** | 0.1940 (0.0187) *** |
| 世帯主年齢 | 0.0442 (0.0019) *** | 0.0443 (0.0019) *** |
| 世帯主年齢 2 乗 | -0.0004 (0.0000) *** | -0.0004 (0.0000) *** |
| 世帯主性別 | 0.2672 (0.0155) *** | 0.2670 (0.0155) *** |
| 既婚か未婚か | 0.1207 (0.0161) *** | 0.1208 (0.0161) *** |
| 子供数 / 世帯人員数 | -0.0949 (0.0339) *** | -0.0961 (0.0339) *** |
| 同居親数 / 世帯人員数 | -0.4260 (0.0480) *** | -0.4326 (0.0478) *** |
| 所得人数 | 0.2701 (0.0053) *** | 0.2700 (0.0053) *** |
| 最多所得者企業中規模 | 0.2126 (0.0099) *** | 0.2125 (0.0099) *** |
| 最多所得者企業大規模 | 0.4058 (0.0093) *** | 0.4056 (0.0093) *** |
| 要介護者(寝たきり)がいるか否か | -0.1149 (0.0424) *** | -0.1534 (0.0613) ** |
| 定数項 | 3.8045 (0.0655) *** | 3.7694 (0.0668) *** |
| 調整済み決定係数 | 0.4723 | 0.4703 |
| サンプル数 | 15325 | 15325 |

・括弧内の値は標準誤差を示す。

・***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10%の水準で有意であることを示す。

・世帯主の性別, 既婚か未婚か, 最多所得者企業中(大)規模は, それぞれ, 男性ならば1, 既婚ならば1, 中(大)規模ならば1となるダミー変数である。

・要介護者がいるか否かは, 世帯主, 配偶者, 世帯主・配偶者の親のいずれかが4種以上の介護状態ならば1となるダミー変数である。また, 寝たきりの者がいるか否かは, 世帯主, 配偶者, 世帯主・配偶者の親のいずれかがほとんど寝たきりか, 全く寝たきりであるならば1となるダミー変数である。15歳未満の者, 年齢不詳の者は, 要介護者や寝たきりの者の定義から外れる。

・実際の推計には, 県ダミーも説明変数に入れている。

・世帯人員数は対数として, 子供数, 親数は世帯人員数への割合として入っている。

表 4 厚生関数の推定

(A) 被説明変数：(総消費額 - 介護コストの総額)の自然対数値

| | A: 要介護の指標を用いた場合 | B: 寝たきりの指標を用いた場合 |
|------------------|----------------------|----------------------|
| 世帯人員数(自然対数値) | 0.2320 (0.0200) *** | 0.2332 (0.0200) *** |
| 世帯主年齢 | 0.0038 (0.0004) *** | 0.0039 (0.0004) *** |
| 世帯主性別 | -0.0355 (0.0175) ** | -0.0349 (0.0175) ** |
| 既婚か未婚か | 0.1358 (0.0171) *** | 0.1354 (0.0171) *** |
| 子供数 / 世帯人員数 | -0.0750 (0.0348) ** | -0.0777 (0.0348) ** |
| 学生の有無 | 0.1549 (0.0113) *** | 0.1545 (0.0113) *** |
| 同居親数 / 世帯人員数 | -0.0197 (0.0490) | -0.0204 (0.0488) |
| 施設等入居者の有無 | -0.0121 (0.0592) | -0.0206 (0.0592) |
| 最多所得者企業中規模 | 0.0387 (0.0115) *** | 0.0385 (0.0115) *** |
| 最多所得者企業大規模 | 0.0574 (0.0125) *** | 0.0579 (0.0125) *** |
| 要介護者(寝たきり)がいるか否か | -0.2429 (0.0460) *** | -0.3380 (0.0665) *** |
| 世帯推定所得 | 0.2311 (0.0178) *** | 0.2299 (0.0178) *** |
| 定数項 | 1.1933 (0.0883) *** | 1.1996 (0.0883) *** |
| 調整済み決定係数 | 0.2260 | 0.2256 |
| サンプル数 | 15325 | 15325 |

・表3の注を参照のこと。

・学生の有無は世帯に1人でも生徒・学生がいれば1となるダミー変数である。

・世帯推定所得は、表3の推定から得た世帯可処分所得(自然体数値)の予測値である。

・施設等入居者の定義は表2の注を参照のこと。

表4 続き

(B) 被説明変数：持ち家ならば1，それ以外は0となる変数

| | A: 要介護の指標を用いた場合 | B: 寝たきりの指標を用いた場合 |
|------------------|----------------------|----------------------|
| 世帯人員数(自然対数値) | 0.3711 (0.0280) *** | 0.3706 (0.0280) *** |
| 世帯主年齢 | 0.0172 (0.0005) *** | 0.0172 (0.0005) *** |
| 世帯主性別 | -0.0541 (0.0187) *** | -0.0540 (0.0187) *** |
| 既婚か未婚か | -0.0335 (0.0209) | -0.0335 (0.0209) |
| 子供数 / 世帯人員数 | -0.3372 (0.0467) *** | -0.3367 (0.0467) *** |
| 学生の有無 | 0.0587 (0.0119) *** | 0.0588 (0.0118) *** |
| 同居親数 / 世帯人員数 | 0.8618 (0.0691) *** | 0.8542 (0.0688) *** |
| 施設等入居者の有無 | 0.2560 (0.0398) *** | 0.2561 (0.0397) *** |
| 最多所得者企業中規模 | 0.0117 (0.0124) | 0.0118 (0.0124) |
| 最多所得者企業大規模 | -0.0318 (0.0140) ** | -0.0317 (0.0140) ** |
| 要介護者(寝たきり)がいるか否か | -0.0709 (0.0739) | -0.0003 (0.1145) |
| 世帯推定所得 | 0.2553 (0.0210) *** | 0.2551 (0.0210) *** |
| 対数尤度 | -6992.049 | -6993.002 |
| 尤度比 | 6241.17 | 6239.26 |
| 調整済み決定係数 | 0.3086 | 0.3085 |
| サンプル数 | 15325 | 15325 |

- ・表4 (I) の注を参照のこと。
- ・推定はプロビット・モデルによる。
- ・掲載している値は(平均で評価した)限界効果である。

表4 続き

(C) 被説明変数：貯蓄額（自然対数値）

| | A: 要介護の指標を用いた場合 | | B: 寝たきりの指標を用いた場合 | |
|--------------------------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | | 限界効果 | | 限界効果 |
| 世帯人員数(自然対数値) | -0.1675 (0.0875) * | -0.0250 | -0.1675 (0.0875) * | -0.0250 |
| 世帯主年齢 | 0.0289 (0.0017) *** | 0.0043 | 0.0289 (0.0017) *** | 0.0043 |
| 世帯主性別 | -0.3942 (0.0769) *** | -0.0589 | -0.3948 (0.0769) *** | -0.0590 |
| 既婚か未婚か | 0.6795 (0.0751) *** | 0.1015 | 0.6797 (0.0751) *** | 0.1015 |
| 子供数 / 世帯人員数 | -0.2438 (0.1524) | -0.0364 | -0.2448 (0.1525) | -0.0366 |
| 学生の有無 | 0.0000 (0.0494) | 0.0000 | 0.0003 (0.0494) | 0.0000 |
| 同居親数 / 世帯人員数 | 0.8701 (0.2147) *** | 0.1299 | 0.8539 (0.2137) *** | 0.1276 |
| 施設等入居者の有無 | -0.0562 (0.2603) | -0.0084 | -0.0467 (0.2604) | -0.0070 |
| 最多所得者企業中規模 | 0.4249 (0.0504) *** | 0.0635 | 0.4250 (0.0504) *** | 0.0635 |
| 最多所得者企業大規模 | 0.7991 (0.0547) *** | 0.1194 | 0.7994 (0.0547) *** | 0.1194 |
| 要介護者(寝たきり)がいるか否か | -0.3447 (0.2020) * | -0.0515 | -0.4729 (0.2908) | -0.0706 |
| 世帯推定所得 | 1.0169 (0.0779) *** | 0.1519 | 1.0169 (0.0779) *** | 0.1520 |
| 定数項 | -2.8122 (0.3867) *** | -0.4201 | -2.8093 (0.3868) *** | -0.4197 |
| 対数尤度 | -32029.59 | | -32029.87 | |
| 尤度比 | 2129.28 | | 2128.72 | |
| 推定の標準誤差 | 2.17 | | 2.17 | |
| 調整済み決定係数 | 0.03 | | 0.03 | |
| サンプル数 | 15325 | | 15325 | |
| 下側(貯蓄額=0万)で切断されるサンプル数 | 1404 | | 1404 | |
| 上側(貯蓄額=3000万)で切断されるサンプル数 | 501 | | 501 | |

・表4 (I) の注を参照のこと。

・貯蓄額は階層データであり、各階層の中間値を貯蓄額とした。上側と下側の両方で切断されるため、両側の切断を考慮したトービット分析を行った。

・限界効果は平均値で評価している。