

ESRI Discussion Paper Series No.60

介護サービス市場の実証研究 4
要介護認定率の上昇と在宅介護サービスの将来需要予測
- 要介護者世帯への介護サービス利用調査による検証 -

by

清水谷 諭・野口 晴子

September 2003



Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

ESRIディスカッション・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によって行われた研究成果をとりまとめたものです。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

要介護認定率の上昇と在宅介護サービスの将来需要予測
- 要介護者世帯への介護サービス利用調査による検証 -¹

清水谷 諭²

(内閣府経済社会総合研究所)

野口 晴子³

(東洋英和女学院大学)

2003年9月

¹ 本稿は内閣府国民生活局物価政策課「介護サービス価格に関する研究会」での作業等をベースとしている。本稿を作成するに当たり、研究会メンバーであった西村周三氏、川淵孝一氏、小塩隆士氏及び大阪大学の鈴木亘氏、さらに内閣府経済社会総合研究所でのセミナーの参加者に感謝申し上げたい。本稿で示される意見は、内閣府あるいは日本政府のものではない。残る誤りは著者の責任である。

² 連絡先：〒100 - 8970 東京都千代田区霞ヶ関3 - 1 - 1 内閣府経済社会総合研究所、03-3581-9768, E-mail:satoshi.shimizutani@mfs.cao.go.jp

³ 連絡先：〒226 - 0015 神奈川県横浜市緑区三保町32 東洋英和女学院大学国際社会学部、045-922-5511, E-mail:hnoguchi@newage3.stanford.edu

要 約

本稿の目的は、要介護者を抱える世帯に対して実施した独自のアンケート調査を用いて、ミクロベースでの検証結果をもとに将来の介護需要予測を行うことにある。

介護保険が導入されて3年以上が経過し、当初伸び悩んでいた介護サービス需要も2001年以後順調に増加している。こうした背景には、介護保険を通じたサービスを利用する資格である要介護認定を受けた比率(要介護認定率)の上昇が大きく寄与している。要介護認定率は介護保険導入後上昇の一途をたどっており、2002年末時点では約60%に達している。今後介護保険が定着するにつれて、要介護認定率がさらに上昇し、それが実際にサービスを受ける受給者率や一人当たりの介護費用にも波及すると見込まれる。

そこで本稿では、まず認定率の決定要因及び認定を受けてからの期間が受給者率や一人当たりの介護費用に与える影響について実証分析を行った。その分析の結果、認定を受けるまでの平均年数は約3年間であり、今後5年間で要介護認定者は全体の9割に達すること、制度に関する学習効果により、認定を受けてから時間が経過するほど、受給者率や1人当たりの介護サービス費用が増加する傾向にあることがわかった。

さらに、こうした実証結果に基づいて、在宅サービス(訪問サービス・通所サービス・短期入所)の将来需要の推計を行うと、2010年には3.4兆円となり、現在の約1.3兆円に比べて約2.6倍になることが見込まれる。したがって、今後は、限られた財源の中で、質の高いサービスを効率的に提供するための制度的なあり方を模索していかなければならない。

1. はじめに

2000年4月の公的介護保険の施行は、需要・供給の両面で従来の介護サービス市場を根本から変革させた大きな「実験」であったといえる。まず、介護サービスの利用が、従来の行政による「措置」から「契約」に大きく転換し、需要者は自由に業者を選択できるようになった。同時に、訪問介護市場に限り初めて営利企業に市場への参入が認められ、非営利主体独占であった市場に大きな構造改革を迫ることになった。

介護サービスの需要を施設介護と在宅介護にわけて考えると、介護保険導入後の動きは、もっぱら「契約」的側面が色濃くなった在宅介護サービスへの需要量の増加によって説明することができる。介護サービス需要のマクロ動向を示す国保中央会「介護給付費の状況」によると（図1）、介護保険導入直後の2000年後半にかけて介護サービス需要は頭打ちとなったものの、2001年度に入って増加した。施設介護と在宅介護に分けると、2001年度からの増加はもっぱら在宅介護の増加によってもたらされている。さらに2002年度以後の増加基調も在宅介護の伸びによるところが大きい。実際、2001年から2002年にかけて、施設介護への需要が月平均で前年同月比約1%の増加率であったのに対し、在宅介護に対する需要は、前年比約3%のペースで順調に増加したのである。従って、今後の介護サービス需要を占う上で、より正確な在宅サービス需要の将来予測は大きなカギをにぎっており、今後の価格設定のあり方や2005年に予定されている制度見直しにも重要なインプリケーションをもつことは明らかであろう。

そうした在宅介護サービスに対する需要の変化は、（1）要介護者数の変化、（2）要介護者のうち、要介護認定を受けた割合（以下「認定率」と呼ぶ）の変化、（3）要介護認定を受けた要介護者のうち、実際に何らかのサービスを受給した者の割合（以下「受給者率」と呼ぶ）の変化、そして、（4）一人当たり介護サービス費用の変化に分けて考えることができる。そのため、介護サービス需要の将来を占う上で、これらの4つの要因がどの程度変化するかを見極めることが必要である。このうち、要介護者数の変化は、高齢者の人口増加によってある程度比例的に上昇していくため、政策的に影響を与えることは難しい。そのため、政策的に介護サービス需要をコントロールしていくためには、「認定率」「受給者率」「一人当たりの介護サービス費用」の3つの動向を検証すること

が不可欠となる。

中でも、認定率の動きは介護サービス需要の動向を検証する上での出発点となる。介護保険を通じたサービスを利用するためには、まず要介護認定を受けなければならない。認定率の上昇はそれだけ介護保険を通じたサービスの受給資格者が増加することを意味し、実際にサービスを受ける受給者率や一人当たり介護サービス費用の上昇にも波及する可能性がある。実際、認定率は介護保険導入後上昇の一途をたどっており、2002年末時点では約60%に達している。今後介護保険の定着が進むにつれて、要介護認定率がさらに上昇すると見込まれることから、認定率の推移は将来の介護サービス需要を占う上でも最も重要なファクターの1つとなる。

本稿では、第1に、「認定率」の変化とその要因について、独自マイクロデータに基づく検証を行う。第2に、「認定を受けてからの期間」と他の要素である「受給者率」「一人当たり介護サービス費用」との関係を定量的に検証する。第3に、ミクロレベルの分析を踏まえた在宅介護サービス需要の将来予測を行う。

このような検証を行っていくためには、マクロデータではなく、要介護者のミクロレベルの情報が不可欠である。そのため、本稿では内閣府が2001年及び2002年に独自に収集した「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」を利用する。この調査は、介護保険導入前後における要介護世帯の詳細な実態調査としては、量的にも質的にも日本における最良のデータセットの1つであり、介護サービスの利用状況、要介護者の健康状態、家族属性を初めとする極めて詳細なデータを含んでいる。

本稿と同様の方法で、マイクロデータを用いて介護サービス需要の将来推計を行った研究は、我々の知る限り鈴木(2002)だけである。彼は多くのシンクタンクの予測が非現実的な仮定に基づいた過大推計であること、その原因がそれまでほぼ無料だった利用価格が1割の自己負担によって上昇し、需要が減少するという側面を見逃したことにあることを指摘した上で、「要介護者世帯調査」のうち、2001年調査分を使って、介護サービス需要の将来推計を行っている。その結果、在宅サービス(訪問サービス、通所サービス及び短期入所の合計)に対する需要は2010年で約3兆円程度に達すると見込まれる

としている⁴。

本稿では、鈴木（2002）の推計方法を改善するとともに、さらに2002年分のデータも含めて解析することにより、最新の情報を踏まえた介護サービス需要の動向を検証し、将来予測を行う。介護サービス市場はまだ未成熟であるため、常に新しいデータで検証を繰り返していく必要があるからである。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では本稿で用いる「要介護者世帯調査」を説明する。第3節では「認定率」の推移を示した上で、認定率を左右する要因を定量的に分析する推計方法と推計結果を示す。第4節では「認定からの期間」が「受給者率」及び「一人当たり介護費用」に及ぼす影響を検証する。第5節では、前節までの検証を踏まえて、在宅介護サービス需要の将来推計を行う。最終節では結論と政策的インプリケーションをまとめる。

2. 「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」の調査概要

本論文で用いるデータは、内閣府が独自に行った「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」（以下、「要介護者世帯調査」と呼ぶ）の個票である。この調査は2001年と2002年の2回にわたって実施された。

第1回の調査は内閣府国民生活局物価政策課に設置された「介護サービス価格に関する研究会」（座長：西村周三京都大学教授）により、2001年11月20日から12月末日にかけて郵送法により行われた。対象としたサンプルは、社会調査会社⁵の全国モニター対象13万6349世帯である。まずそれぞれの世帯に要介護者の有無を尋ねるスクリーニング調査を行い、そのうち、要介護者が1人の世帯に絞り、ランダム抽出した⁶。この場合の「要介護者」とは、日常生活において家族などの介護を必要としている者でさし、要介護状態にありながら、要介護認定を受けていない者も含まれる。また、対象世帯は要介護者と同居している世帯なので、要介護者が施設に入所し、別居している場合は対象

⁴ 鈴木（2002）は在宅介護サービスだけでなく、介護サービス市場全体の需要推計も行っている。

⁵ 株式会社インテージ（旧社会調査研究所）

⁶ 要介護者を抱える世帯のうち、要介護者が1人の世帯は71.1%、2人の世帯は26.9%、3人の世帯は1.3%、4人の世帯は0.1%であった。

サンプルから除かれている。回答世帯数は 1005 サンプル（有効回答率 77.1%）である。

第 2 回の調査は内閣府経済社会総合研究所により、2002 年 10 月 1 日から 11 月にかけて同じく郵送法により行われた。第 1 回調査の 1005 世帯について、追跡調査を行い、822 世帯の回答を得た（有効回答率 81.8%）。このうち、施設に入所あるいは病院に入院している場合、死亡した場合など、すでに家族と同居していないサンプルが 205 世帯あったために、引き続き要介護者と同居している世帯は 617 世帯となった⁷。その他に新たに要介護者と同居している世帯 457 世帯を加え、第 2 回調査としては、全体のサンプル数は 1074 世帯となっている。

回答者は家族の中で主に介護を行っている者である。質問項目は、各時点における介護サービスの利用状況や意識、要介護者の ADL・属性、家族属性、世帯属性など多岐にわたっており、合計質問数が 45 項目に及ぶ詳細な調査である⁸。

このデータセットはいくつかの大きな利点がある。第 1 に、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ため、国勢調査に極めて近いサンプル構成となっていることである。第 2 に、このデータセットのように、要介護世帯への詳細な実態調査は極めて稀少で、現在までのところ、量的にも質的にもわが国における最良のデータセットの 1 つである。また、介護保険導入前後の状況についても質問しており、社会的実験である介護保険が介護サービス需要に及ぼした影響について詳細な分析が可能となる。

以下では、この独自の調査を利用して、まず要介護認定率の動向とその要因を明らかにする。

3. 認定率の動向とその要因に関する定量的検証

「要介護者世帯調査」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質問

⁷ 残りの 205 世帯のうち、施設への入所が 75 世帯（9.1%）、死亡が 68 世帯（8.3%）、入院が 29 世帯（3.5%）となっている。施設入所のうち、27 世帯が老人保健施設、22 世帯が特別養護老人ホーム、15 世帯が病院の療養型病床群（主に介護のための入院）への入所である。追跡対象世帯のうち、2001 年時点で入所希望があると答えた世帯は 83 世帯、そのうち実際にこの 1 年間で入所した世帯は 39 世帯であり、半分弱の世帯が入所することができたということになる。

⁸ 具体的な質問項目は、13 年度については内閣府(2002)を参照されたい。

している。t期における「認定率」とは、t期より以前に要介護状態に陥った人のうち、要介護認定を既に受けている人の割合として定義される。

まず、各月別に認定率の動きを見ると（図2）、認定率は要介護認定をはじめた1999年10月から、介護保険が施行された2000年4月にかけて急速に増加した。それ以降は、ほぼ一定のペースで上昇している。2001年調査の終了時点である2001年10月時点で認定率はほぼ50%、また2002年調査の終了時点である2002年11月にはほぼ60%達している⁹。最新の調査時点が介護保険導入後2年半程度であり、認定率が在宅介護サービスへの需要を決定する大きな要因であることを考慮すると、今後の認定率の変動を予測することは重要な政策的意義をもつ。

ここでは、介護保険制度導入時点の2000年4月から2002年11月時点までの認定率に基づいて、それぞれの調査サンプルごとに、認定率の予測を行う。その際 Weibull 分布を仮定した Parametric Loglinear Survival 推定法による認定率の予測を行う。推定する生存関数とハザード関数は下記に示す通りである（Kalbfleisch and Prentice (1980), Kiefer (1988)）。

$$(1) \quad S(t) = \exp(-(It)^p)$$

$$(2) \quad I(t) = Ip(It)^{p-1} \quad \text{where } p = 1/s$$

（ここで s は $I(t)$ の推計誤差）

また、外生的な説明変数である第 i 番目の要介護者属性や世帯属性の生存関数及びハザード関数に対する影響は、次のような関数によって推定される。

$$(3) \quad I_i = \exp(-b'Z_i)$$

被説明変数 (S) は、要介護状態になってから認定を受けるまでの期間を（月数）で

⁹ 図2は、2001年調査で対象となったサンプル1005世帯と、2002年調査で追跡調査対象世帯及び新規サンプルの合計1074世帯についてそれぞれ計算した数値を示している。2001年調査終了時点において要介護状態にありながら認定されていなかった291世帯、認定申請中であった21世帯、認定されたかどうか不明であった54世帯については、打ちきりデータとして扱った。

ある。ただし、2002年調査の最終時点である2002年11月時点において要介護認定を受けていない者はRight Censored Sampleとして扱った。また、介護保険制度が施行された2000年4月以前に要介護状態になった場合は、Left Censored Sampleとして本来統計学的なバイアスの原因となる可能性が高い。しかし、「要介護者世帯調査」は、要介護状態に陥った時点も質問しており、初期条件が既知である。さらに、たとえ、長期にわたる要介護状態にあったとしても、要介護認定という制度がない以上認定者となることはありえない。従って、それ以前から要介護状態にあったものについても、2000年4月を観察の初期時点と想定するのが妥当である。

説明変数（Z）は、要介護者の身体的属性（性別、年齢、脳血管疾患、心臓病、癌などの介護が必要となった疾患名）、医療サービスの利用状況と介護に要する時間（1ヶ月当たりの通院回数、医療費（自己負担分）、要介護状態になった当初の1日の介護時間）、世帯の経済的属性（要介護者の保険加入状況、世帯所得、世帯資産、高齢者資産比率、世帯構成人数、住宅事情）そして、県別の地域ダミー変数である¹⁰。説明変数には、地方自治体により介護サービス・システムが異なることから、認定に大きく影響を及ぼす地域ダミー変数や要介護者の詳細な健康状態など、鈴木(2000)には含まれていない変数を含んでいる¹¹。

したがって、Log-likelihood関数は、

$$(4) \quad \ln L = \sum_{i=1}^N [d_i(\mathbf{w}_i - \ln s) - \exp(\mathbf{w}_i)]$$

（ここで $\mathbf{w}_i = (\ln t_i - \mathbf{b}'Z_i)/s$ 、 d_i は right censored サンプルを示すダミー変数）

¹⁰ こうした観察期間の初期時点での要介護者の属性のいくつかは、時間の経過とともに変化する変数であり、本来ならば Petersen (1986a, 1986b) 型のモデルを採用することが望ましい。しかし、ここでは、モデルを単純化している。時間依存型の Hazard モデルの推定は、清水谷諭・野口晴子 (2003b) に譲る。

¹¹ 時間経過による要介護度の変化は、非認定率の推計に影響を与える可能性がある。しかし、本研究では、要介護状態になった時点を「始点」、また、Right Censored のデータを除き要介護度が確定される要介護認定を受ける時点「終点」とし、その期間を従属変数として推定を行った。したがって、ここでは非認定率及び認定までの期間を推定するための説明変数として、「始点」における要介護者の状態が用いられるべきであり、要介護度など認定時（すなわち「終点」）における状態は説明変数からは除外した。

表 1 は、認定率を予測する際に用いた変数の基本統計量を示している。基本統計量をみると、認定を受けるまでに要した平均月数は 7.7 ヶ月(2001 年調査)及び 13.1 ヶ月(2002 年調査)である。また、「要介護者世帯調査」の終了時点までに認定を受けた比率はそれぞれ 52.7% 及び 63% であった。いずれのサンプルにおいても、要介護者の 70% 以上が女性で、平均年齢は 83 歳と非常に高齢である。また、介護が必要になった原因は、高齢による衰弱が最も多く、これに、骨折・転倒、脳血管疾患、痴呆と高齢者に特有の疾患が続いている。

世帯の経済状況をみると、要介護者が個人で民間の介護保険に加入している比率は約 2% と非常に低い。また、世帯所得と世帯資産の平均額は、それぞれ約 720 - 740 万円程度、約 4,300 - 4,400 万円程度であり、高齢者資産比率(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比率)の平均値は約 50% であった。高齢者資産比率によって、家族介護の対価として遺産相続を行う契約関係が存在するとする戦略的遺産動機の存在を検証することができる¹²。遺産相続が介護の対価である場合は、家族による介護が中心となり、認定を受ける確率が低下するからである。また、住宅事情に関しては、一戸建ての持家世帯が全体の約 9 割と非常に高い比率を占めている。

表 2 は Weibull 分布による Survival 関数の推定結果を示している。要介護者の身体的属性をみると、年齢、脳血管疾患、骨折・転倒や痴呆は認定率を高める。2002 年調査サンプルの約 6 割が 2001 年調査サンプルの追跡調査分であることを踏まえると、高齢化や高齢者特有の疾病は時間の経過とともに認定を加速化させる要因となることがわかる。また、要介護状態に陥った当初の介護時間が長いほど認定を受ける確率が高くなる。さらに、統計学的にあまり有意な結果は得られなかったものの、世帯の経済的属性では、高齢者資産比率が高いほど認定率が下がる傾向にある。

¹² 戦略的遺産動機が、要介護者と介護者が親子関係にある場合に強い傾向としてあらわれるかどうかを検証するため、サンプルを要介護者が親である場合に限定したサンプルによる回帰分析を行った。しかし、2001・2002 年度両調査において、要介護者が親である比率はそれぞれ 84.3% と 81.3% を占め、結果にほとんど影響がなかった。また、要介護者が親である場合のダミー変数と高齢者資産比率との交差項を回帰分析に投入したが、統計学的に有意な結果を得ることはできなかった。したがって、本研究では、要介護者と介護者を親と子に限定したとしても、明確な戦略的遺産動機を検証することはできなかった。戦略的遺産動機と家族による長時間介護の関係の検証については、清水谷・野口(2003a)を参照。

図 3 は、X 軸に認定を受けるまでの期間、Y 軸に非認定率をとり、Weibull 分布による Survival 関数の推定値を 10 年先の予測値までプロットしたものである。これによると、明らかに 2001 年のサンプルよりも 2002 年のサンプルの方が認定率の高まり方が早い。

表 3 は、図 3 をもとに介護期間別認定率について 10 年先までの予測値を示している。認定までの介護期間の平均値は、2001 年サンプルで約 3 年、2002 年サンプルで約 2 年、その時点での認定率はそれぞれ 63.6%と 60.5%である。2001 年サンプルによる推計結果によると、介護保険制度開始から 5 年後となる 2005 年には、認定率は 83.5%と現在よりも約 20%も高まる。また、7 年後には 92%、そして 10 年後には約 97%とほぼ要介護者の全員が認定されることが予想される。一方、2002 年サンプルによると、2001 年サンプルよりも 5 年早く 2005 年には認定率がほぼ 100%に達することになる。このように、2001 年サンプルに比べると 2002 年サンプルの方が認定率の上昇がかなり早い。こうした傾向は時間の経過とともに、身体的条件や家族環境の変化、あるいは、制度に対する学習効果等により、認定率の上昇が加速される傾向があることを示している。

次にこうした認定率の高まりが、サービスの受給者率や一人当たりの介護サービス費用に与える影響を検証する。

4 . 認定期間が受給者率と一人当たり介護費用に与える影響

この節では、今後、認定率の上昇に加え、受給者率及び一人当たりのサービス費用が時間の経過とともに増加することによって、介護サービス市場の需要量が大幅に増大する可能性が示す。

まず受給者率の検証を行う。受給者率とは、要介護者認定を受けた者のうち、実際に在宅介護サービスのいずれかを利用する者の比率と定義する。介護保険導入当初は、要介護認定を受けたにも関わらず、制度についての知識や情報の不足から介護サービスを利用しなかった世帯も多かった。しかし、今後、介護保険が制度として定着し、人々の間に情報が行き渡るようになると、認定率だけでなく、認定からの時間の経過に従って、認定された要介護者が実際にサービスを受給する割合が上昇することが予想される。

ここでは、在宅介護サービスとして、訪問介護の家事援助中心、訪問介護の身体介護

中心、訪問介護の複合型、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリ、デイサービス、デイケアを対象とする¹³。認定期間がサービスの受給率に与える影響を検証するために、いずれかの在宅介護サービスを利用した場合を「1」、利用しなかった場合を「0」とする二値変数を被説明変数 (Y_i^*) として、プロビットモデルによる推定を行う。分析対象となるサンプルは 2001 年と 2002 年の調査時点いずれかにおいて要介護認定を受けたそれぞれ 449 と 549 サンプルである。

$$(5) \quad Y_i^* = j_0 + j_1 X_i + j_2 T_i + e_i$$

推定式(5)の説明変数 (X_i) は、前節で行った認定率と同じ説明変数に加え、最初の調査時点での要介護度別ダミー変数と、介護保険導入時点 (2000 年 4 月) から要介護度に変化があったことを示すダミー変数も含まれている。また、 T_i は認定を受けてから調査時点までの期間を示している。

推定結果は、表 4 に示す通りである。認定を受けてからの期間が受給率に及ぼす影響は、いずれのサンプルにおいても、5% 水準で統計学的に有意であり、認定を受けてからの期間が長いほど受給率は高まる傾向にあることがわかる。すなわち、介護保険制度の定着によって認定率が高まるだけでなく、認定率の上昇がやがて受給率の上昇に結びつくことを示している。限界効果から 1 年間の要介護者による受給率の増加幅を計算すると、2001 年と 2002 年でそれぞれ約 38% ポイント及び 20% ポイントとなる。認定からの期間が受給率に与える影響はむしろ 2002 年の方が小さくなっていることに留意すべきである。

次に、認定を受けてからの期間が、一人当たりの介護サービス費用に対して与える影響を検証する。ここでは、被説明変数が Truncated な連続変数である場合に一般的に用いられる Tobit モデルによる推定を行った。説明変数及び対象となるサンプルは、(5) の Probit モデルと同様である。

¹³ 住宅改修の利用については、一回の投入コストが他の在宅サービスと比較して大きく月別計算ができないこと、あるいは繰り返し利用するということが考え難いことなどから、他の在宅サービスとは性格が異なると判断し、分析の対象から除いた。

推計結果は表 5 で示されている。認定以降の期間の係数に注目すると、5%の水準で統計学的に有意であり、認定後の期間が長いほど、一人当たりのサービス費用は増加する傾向にあるということがわかる。限界効果を計算すると、1年間で、1人当たりの介護サービス費用は、2001年と2002年でそれぞれ約 6,500円と約4,000円増加することになる。受給者率と同様に、認定からの期間が与える影響はむしろ 2002年の方が小さくなっている。

5 . 在宅介護サービス需要の将来需要予測

この節では、これまでの推計結果を踏まえて、簡便な方法を用いて、在宅介護サービス需要の将来需要予測を行う。基本的な方法は、在宅介護需要を3つの要素に要因分解し、それぞれの将来予測値をかけあわせることによって、将来時点の在宅介護需要を予測する。

$$t \text{ 期における在宅介護需要} = X_{jms,t} * R_{jms,t} * P_{jms,t}$$

ここで $X_{jms,t}$ は要介護者数（ j ：性別、 m ：年齢階級、 s ：要介護度）、 $R_{jms,t}$ は受給者率、 $P_{jms,t}$ は一人あたり介護費用である。このうち、 $R_{jms,t}$ 及び $P_{jms,t}$ について、これまでのマイクロデータを用いた実証結果を用いて、将来時点の予測を行い、 t 期（ここでは 2010 年、2015 年、2025 年）における在宅介護需要の予測値を求める。

具体的には、鈴木（2002）と同様に以下のような方法を採用した。

- (1) 将来の年齢構成から要介護度別の将来人数を推計する。「介護給付費実態調査月報」の「性・年齢階級別×要介護度別受給者人数」を利用し、2002年の年齢階級別総人口で割って性別・年齢階級別・要介護度別の受給者率」を計算する¹⁴。
- (2) 受給者率を、表 3 の認定率の推計値を用いて調整する。
- (3) (2) で調整された受給者率に、「日本の将来推計人口（2003 年 1 月推計）」の中位推計をかけることで、2010 年、2015 年、2025 年時点の要介護度別・サービス別利

¹⁴ 2001 年サンプルによる推計の際には、2001 年の年齢階級別総人口を用いる。

用人数を計算する¹⁵。

(4)「介護給付費実態調査月報」の「要介護度別一人当たり介護費用」に表5で推計された一人当たり介護費用の増加分を調整する。

(5)(4)で求められた「要介護度別一人当たり介護費用」に(3)で計算した「要介護度別利用人数」を2010年、2015年、2025年の3つの時点でそれぞれ掛け合わせるにより、それぞれの時点で集計したものを、将来の在宅介護サービスの需要予測額とする。

つまり、(2)及び(4)のステップで、これまでの実証の結果を用いて、受給者率や一人当たり介護費用の増加分を調整し、将来予測を行う。鈴木(2002)との主な相違点は、(1)2002年のサンプルを追加したこと、(2)鈴木(2002)が説明変数に取り入れていない要介護者の詳細な健康状態や地域特性を示すための地域ダミーなどの重要な説明変数を加えたこと、(3)最新時点までの「介護給付費実態調査月報」や「日本の将来推計人口」のデータをもとにしたことである。

まず、推計の前提として、介護保険が定着するのに仮に5年(60ヶ月)を要するとする。認定率については、認定までの平均月数が23.7ヶ月(2001年サンプルは36.4ヶ月)と推定されている(表3を参照)。従って、認定後の期間は、60ヶ月からそれぞれを差し引いた36.3ヶ月(2001年サンプルは23.6ヶ月)となる。認定を受けてからの期間のサンプル平均値は19ヶ月(2002年)(2001年サンプルは12.3ヶ月)である(表1)から、認定後の期間の推定値との差17.4か月分(2001年サンプルでは11.4ヶ月)の分のサービス費用が、介護保険の定着後に増加すると考えられる。

一方、一ヶ月当たりの介護サービス費用の増加幅は表5によって、約332円(2001年サンプルは約542円)と推定されている。これに上で求めた認定後の期間の推定値との差(17.4ヶ月分、2001年サンプルでは11.4か月分)を掛け合わせた5,777円(2001年サンプルでは6,179円)が介護保険定着後に増加することとなる。この推計値は、一人当たりの介護費用の平均値(表1)の約6.7%(2001年サンプルもほぼ同じ)に当たる。

これらの結果をもとに、介護サービスの将来需要予測(訪問介護サービス、通所サービス、短期入所)を行ったのが表6である。これによると、在宅介護サービス費用は2010

¹⁵ 2001年サンプルによる推計の際には、「日本の将来推計人口(2002年1月推計)」を用いる。

年には現在の約 1.3 兆円の 2.6 倍にあたる 3.4 兆円、2015 年には 4.7 兆円、2025 年には 5.3 兆円と推計される。

鈴木（2002）と同じく 2001 年サンプルを用いた推計結果が表 6 の下段である¹⁶。これによると、鈴木推計はむしろ過大であるといえる。最大の原因は一人当たりの介護費用の推計に当たって、本稿では要介護者の健康状態や地域性をきめ細かく調整した結果約 6.7%としているのに対し、鈴木(2002)は一人当たりの介護費用の平均が 13.6%増加するとしている点にある。

しかし、2002 年サンプルを用いた場合の将来推計は、本稿の推計の方が鈴木推計よりもさらに大きい。その最大の原因は認定率の急速な高まりである。本稿の推計でも認定後の期間が受給者率や一人当たり介護費用に与える影響は 2001 年サンプルよりもむしろ 2002 年サンプルの方が小さくなっている。にもかかわらず、認定率の急速な上昇が全介護サービス需要を押し上げることになる。今後認定率が 2002 年サンプルから得られた結果のように早いスピードで上昇していけば、介護サービス需要はかなり増加していくことが予想される。

6 . 結論と政策的インプリケーション

本稿は、「要介護者世帯調査」を用いて、ミクロベースでの検証結果をもとに将来の介護需要予測を行った。その際、特に介護サービス需要の動きを決定付ける認定率の動きに着目した。

分析の結果、要介護状態に陥ってから認定を受けるまでの平均年数は約 3 年間であり、今後 5 年間で要介護認定者は全体の 9 割に達すると見込まれる。更に制度に関する学習効果により、認定を受けてから時間が経過するほど、要介護認定者の中でのサービスを受給する比率や 1 人当たりの介護サービス費用が増加する傾向にあることがわかった。こうした情報を用いて在宅サービス（訪問サービス・通所サービス・短期入所）の将来

¹⁶ 鈴木（2002）は在宅サービスを受けているサンプルをもとに推計した認定率、受給者率、一人当たり介護費用を介護サービス全体にあてはめて将来推計を行っている。サンプルの対象がそもそも在宅サービスを受けている世帯に限定されているため、ここでは、在宅サービスに限って将来予測を行った。

需要の推計を行うと、2010年には3.4兆円となり、現在の約1.3兆円に比べて約2.6倍になることが見込まれる。したがって、今後は、限られた財源の中で、質の高いサービスを効率的に提供するための制度的なあり方を模索していかなければならない。

今後の課題としては以下の2つがあげられる。まず、受給者率あるいは一人当たり介護費用の動きについて、さらに精査していくことである。本稿では認定率をキーにして検証した。しかし同時に、制度の定着に従って、認定率の上昇とともに、利用者の中にモラル・ハザードが生じ、不必要なサービスまでも需要されることで、介護サービス費用の増加が加速される可能性もある。この点も含めて将来予測を行っていく必要がある。さらに、本稿では、介護サービスのうち、増加率が高い在宅介護サービスに焦点を当て、在宅サービス利用者のサンプルを用いて分析を行った。今後、施設サービスの供給が整備されていくにつれて、施設介護と在宅介護の代替関係についても、検証していく必要がある。

参考文献

清水谷諭・野口晴子（2003a）「長時間介護はなぜ解消しないのか？ - 要介護者世帯への介護サービス利用調査による検証 - 」内閣府経済社会総合研究所ディスカッションペーパーシリーズ forthcoming.

清水谷諭・野口晴子（2003b）「介護保険制度導入によるモラル・ハザードの検証：ミクロデータによる実証分析」内閣府経済社会総合研究所 mimeo.

鈴木亘（2002）「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」 日本労働研究雑誌 No.502.

内閣府(2002)「介護サービス市場の一層の効率化のために - 「介護サービス価格に関する研究会」報告」.

Kalbfleisch, J., and Prentice, R., 1980, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley and Sons, New York.

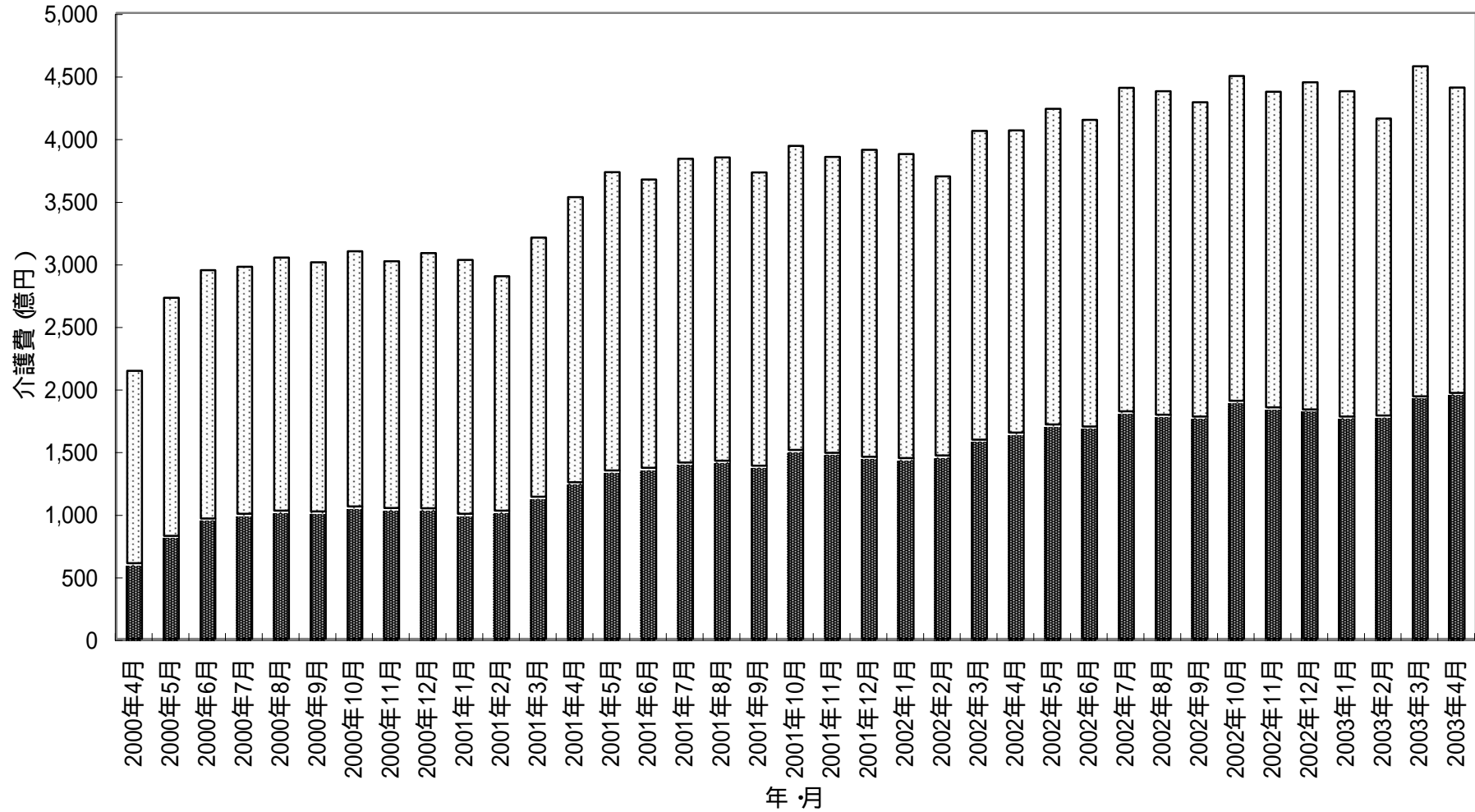
Kiefer, N., 1988, "Econometric Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Econometric Literature*, 26, pp. 646-679.

Petersen, T. 1986a, "Fitting Parametric Survival Models with Time-Dependent Covariate," *Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics)*, 35, 3, pp.281-288.

Petersen, T. 1986b, "Estimating Fully Parametric Hazard Rate Models with Time-Dependent Covariates," *Sociological Methods and Research*, 14, pp. 219-246.

図1: 介護費の月別推移

□ 施設介護サービス計
■ 在宅介護サービス計



出所：国民健康保険中央会『介護給付費の状況』（各月版）

図2 年度別認定率の推移

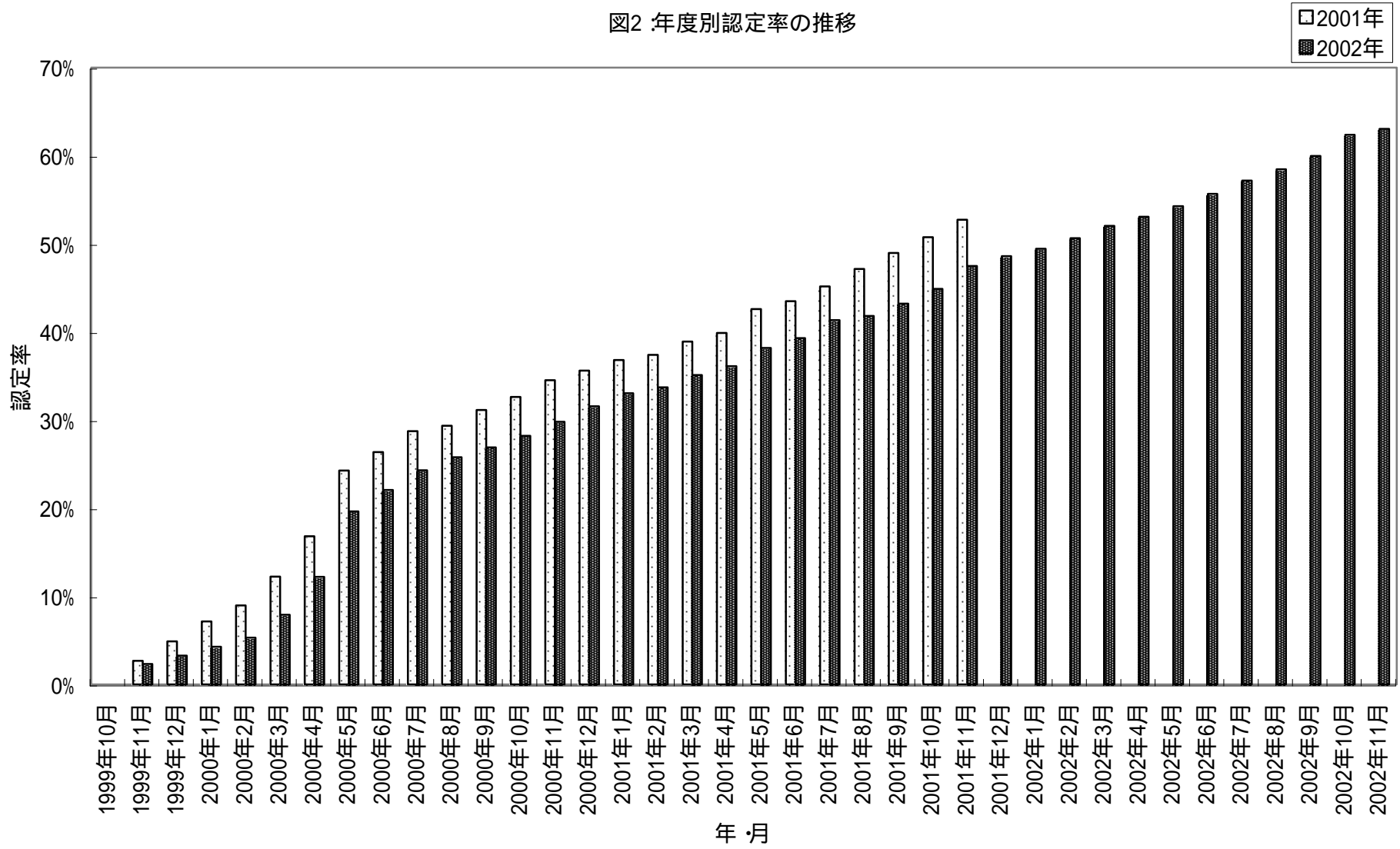


図3：推定されたWeibull分布による推定値のプロット

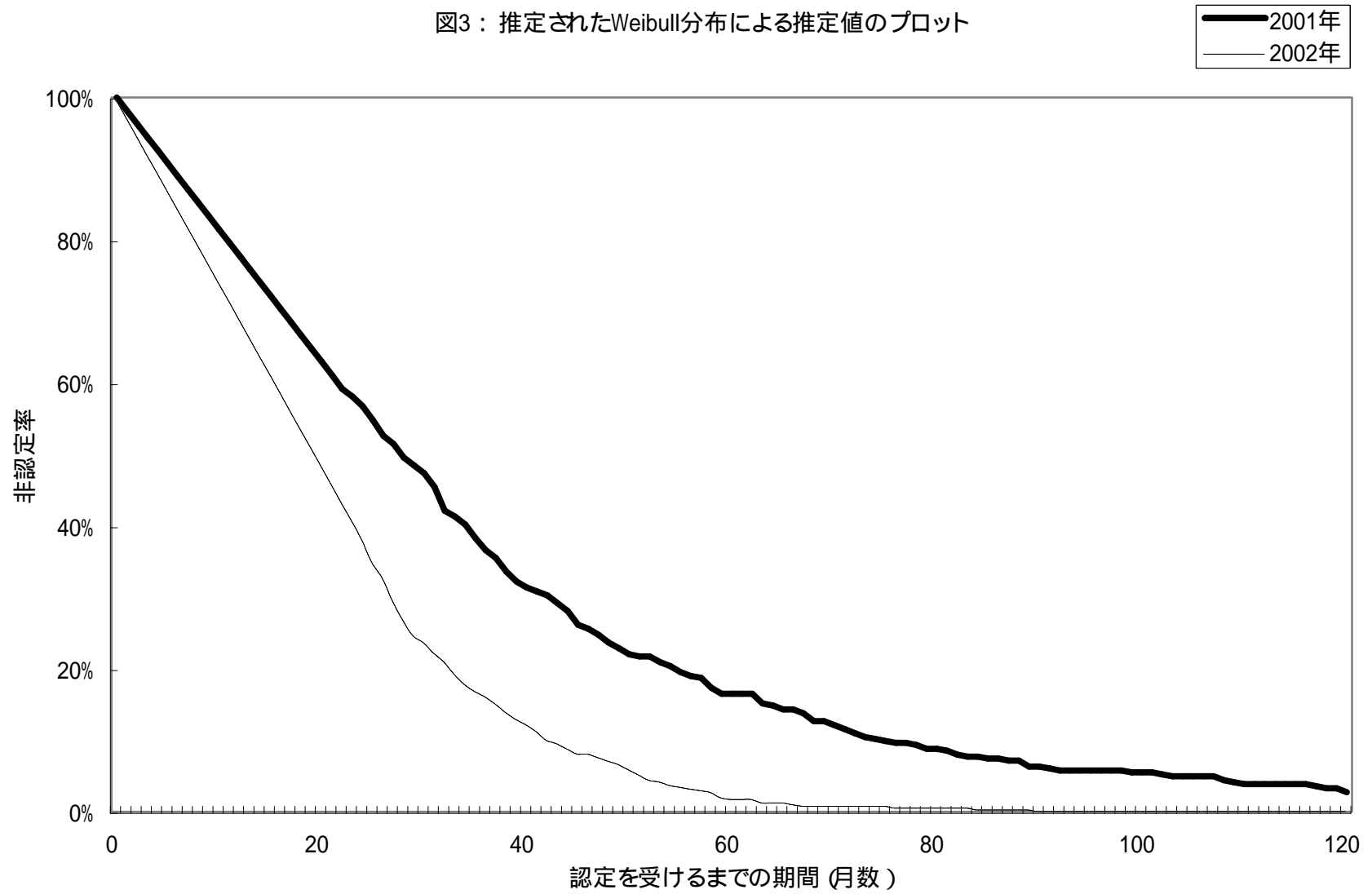


表1 基本統計量

変数名	定義	2001年 (N=1,005)		2002年 (N=1,074)	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
1. 認定を受けるまでの期間 認定率及び介護サービス受給率・費用					
dur1	認定を受けるまでの期間(月数)	7.738	(8.115)	13.071	(12.705)
sensor	各年度調査時点(2001年10月・2002年10月)までの認定率	0.527	(0.499)	0.630	(0.483)
rq7	訪問介護サービス受給率	0.602	(0.490)	0.595	(0.491)
rq9_1	1ヶ月当たり介護費用	91,885	(76,157)	85,448	(76,189)
dur2	認定受けてからの期間(月数)	12.262	(8.115)	18.929	(12.705)
2. 要介護者の身体的属性					
female	女性	0.748	(0.434)	0.723	(0.448)
age	年齢	83.104	(6.982)	83.207	(6.958)
rq2_1	介護が必要となった理由: 脳血管疾患	0.220	(0.414)	0.200	(0.400)
rq2_2	介護が必要となった理由: 心臓病	0.092	(0.289)	0.086	(0.280)
rq2_3	介護が必要となった理由: 癌	0.035	(0.183)	0.047	(0.213)
rq2_4	介護が必要となった理由: 呼吸器疾患	0.050	(0.218)	0.045	(0.207)
rq2_5	介護が必要となった理由: 関節疾患	0.086	(0.280)	0.095	(0.293)
rq2_6	介護が必要となった理由: 痴呆	0.227	(0.419)	0.187	(0.390)
rq2_7	介護が必要となった理由: 糖尿病	0.084	(0.277)	0.066	(0.249)
rq2_8	介護が必要となった理由: 資格・聴覚障害	0.083	(0.275)	0.098	(0.297)
rq2_9	介護が必要となった理由: 骨折・転倒	0.217	(0.412)	0.215	(0.411)
rq2_10	介護が必要となった理由: 脊髄損傷	0.021	(0.143)	0.020	(0.139)
rq2_11	介護が必要となった理由: 高齢に衰弱	0.228	(0.420)	0.250	(0.433)
rq2_12	介護が必要となった理由: その他	0.192	(0.394)	0.209	(0.407)
h12_n1	要介護度1	0.231	(0.422)	0.221	(0.413)
h12_n2	要介護度2	0.204	(0.403)	0.176	(0.381)
h12_n3	要介護度3	0.139	(0.346)	0.099	(0.298)
h12_n4	要介護度4	0.092	(0.289)	0.066	(0.249)
h12_n5	要介護度5	0.072	(0.259)	0.056	(0.229)
nh_01	要支援 = > 要介護度1	0.008	(0.091)	0.007	(0.081)
nh_02	要支援 = > 要介護度2	0.021	(0.144)	0.013	(0.113)
nh_12	要介護度1 = > 要介護度2	0.038	(0.191)	0.020	(0.142)
3. 要介護者が利用している医療サービスと介護時間・費用					
rq28	1ヶ月当たり通院回数	4.080	(5.018)	3.686	(4.556)
rq29	1ヶ月当たり医療費(自己負担分)	4,508	(9,362)	4,705	(12,948)
rq3_1_3	要介護状態になった当初の介護時間	6.447	(5.199)	5.836	(5.163)
4. 世帯の経済的属性					
rq35_1_1	要介護者の保険加入状況: 民間の生命保険	0.267	(0.442)	0.301	(0.459)
rq35_1_2	要介護者の保険加入状況: 民間の医療保険	0.099	(0.298)	0.110	(0.313)
rq35_1_3	要介護者の保険加入状況: 民間の癌保険	0.046	(0.209)	0.086	(0.280)
rq35_1_4	要介護者の保険加入状況: 民間の個人年金	0.048	(0.213)	0.049	(0.217)
rq35_1_5	要介護者の保険加入状況: 民間の介護保険	0.015	(0.121)	0.015	(0.121)
rq35_1_6	要介護者の保険加入状況: 全く加入していない	0.615	(0.487)	0.564	(0.496)
income	世帯所得	7,379,894	(4,263,826)	7,185,955	(4,202,138)
asset	世帯資産	43,302,676	(39,250,705)	44,018,229	(39,293,313)
rasset	高齢者資産比率	0.483	(0.416)	0.484	(0.337)
rq46	世帯人数(要介護者除く)	3.092	(1.423)	3.123	(1.422)
rq47	一戸建ての持家	0.898	(0.302)	0.899	(0.302)

表2 :認定までの期間に対する要介護者・世帯属性の影響 (Weibull分布Survivalモデルによる)

変数名	定義	2001年度		2002年度			
		推定値	標準誤差	推定値	標準誤差		
1. 要介護者の身体的属性							
female	女性	0.777	(0.202)	1.101	(0.212)		
age	年齢	0.996	(0.016)	1.022	(0.013)	b	
rq2_1	介護が必要となった理由：脳血管疾患	1.586	(0.413)	b	1.556	(0.317)	a
rq2_2	介護が必要となった理由：心臓病	1.313	(0.453)	1.018	(0.272)		
rq2_3	介護が必要となった理由：癌	0.608	(0.318)	0.791	(0.229)		
rq2_4	介護が必要となった理由：呼吸器疾患	0.853	(0.376)	1.108	(0.260)		
rq2_5	介護が必要となった理由：関節疾患	0.592	(0.252)	0.606	(0.189)	c	
rq2_6	介護が必要となった理由：痴呆	1.231	(0.368)	1.602	(0.316)	a	
rq2_7	介護が必要となった理由：糖尿病	1.705	(0.665)	1.131	(0.297)		
rq2_8	介護が必要となった理由：視覚・聴覚障害	0.994	(0.431)	0.838	(0.239)		
rq2_9	介護が必要となった理由：骨折・転倒	2.558	(0.693)	a	1.095	(0.190)	
rq2_10	介護が必要となった理由：脊髄損傷	0.642	(0.571)	0.547	(0.350)		
rq2_11	介護が必要となった理由：高齢に衰弱	1.180	(0.371)	0.898	(0.160)		
2. 要介護者が利用している医療サービスと介護時間							
rq28	1ヶ月当たり通院回数	0.988	(0.018)	1.002	(0.014)		
rq29	1ヶ月当たり医療費（自己負担分）	1.004	(0.041)	0.997	(0.029)		
rq3_1_3	要介護状態になった当初の介護時間	1.075	(0.020)	a	1.055	(0.018)	a
3. 世帯の経済的属性							
rq35_1_1	要介護者の保険加入状況：民間の生命保険	0.863	(0.282)	1.414	(0.263)		
rq35_1_2	要介護者の保険加入状況：民間の医療保険	1.213	(0.581)	0.794	(0.207)		
rq35_1_3	要介護者の保険加入状況：民間の癌保険	0.827	(0.463)	1.187	(0.357)		
rq35_1_4	要介護者の保険加入状況：民間の個人年金	1.194	(0.650)	0.789	(0.255)		
rq35_1_5	要介護者の保険加入状況：民間の介護保険	0.207	(0.250)	1.589	(1.120)		
income	世帯所得	0.865	(0.202)	1.123	(0.164)		
asset	世帯資産	1.104	(0.156)	1.081	(0.096)		
rasset	高齢者資産比率	0.577	(0.214)	c	0.813	(0.161)	
rq46	世帯人数（要介護者除く）	1.002	(0.087)	0.958	(0.052)		
rq47	一戸建ての持家	1.100	(0.444)	1.514	(0.444)		
Log Likelihood		-369.000		-517.553			

注：全ての回帰分析は地域ダミーによる調整済み。a、b、cはそれぞれ、有意水準5%、10%、15%を示す。

表3： Weibull分布を仮定したSurvival分析で推定された介護期間別認定率

介護期間	2001年度		2002年度	
	非認定率	認定率	非認定率	認定率
1年	0.813	0.187	0.820	0.180
2年	0.567	0.433	0.383	0.617
3年	0.366	0.634	0.163	0.837
4年	0.237	0.763	0.073	0.927
5年	0.165	0.835	0.020	0.980
7年	0.077	0.923	0.005	0.995
10年	0.028	0.972	0.002	0.998
サンプル平均月数	36.377		23.709	
平均値における値	0.364	0.636	0.395	0.605

表4 :介護サービス受給に対する要介護者・世帯属性の影響（プロビット・モデル）

変数名	定義	2001年度			2002年度				
		推定値	標準誤差	限界効果	推定値	標準誤差	限界効果		
dur2	認定後の期間による影響 1年間の受給者の増加幅（限界効果X12ヶ月）	0.085	(0.011)	0.032 a	0.050	(0.008)	0.016 a		
				38.3%			19.8%		
2. 要介護者の身体的属性									
female	女性	0.018	(0.210)	0.007	-0.347	(0.223)	-0.107	b	
age	年齢	0.029	(0.014)	0.011 a	0.015	(0.015)	0.005		
h12_n1	要介護度1	1.326	(0.233)	0.396 a	0.865	(0.213)	0.243 a		
h12_n2	要介護度2	1.441	(0.222)	0.415 a	1.791	(0.297)	0.389 a		
h12_n3	要介護度3	1.221	(0.315)	0.344 a	1.027	(0.311)	0.244 a		
h12_n4	要介護度4	0.899	(0.339)	0.269 a	1.159	(0.356)	0.252 a		
h12_n5	要介護度5	1.260	(0.400)	0.329 a	-0.081	(0.373)	-0.027		
nh_01	要支援 = > 要介護度1	1.130	(0.900)	0.294	-0.281	(0.970)	-0.099		
nh_02	要支援 = > 要介護度2	1.874	(0.625)	0.364 a	0.718	(0.718)	0.179		
nh_12	要介護度1 = > 要介護度2	0.384	(0.442)	0.132	0.272	(0.671)	0.082		
rq2_1	介護が必要となった理由：脳血管疾患	-0.041	(0.214)	-0.015	-0.539	(0.227)	-0.190	a	
rq2_2	介護が必要となった理由：心臓病	-0.353	(0.291)	-0.137	-0.016	(0.303)	-0.005		
rq2_3	介護が必要となった理由：癌	-0.654	(0.422)	-0.256 c	-1.033	(0.431)	-0.390	a	
rq2_4	介護が必要となった理由：呼吸器疾患	-0.815	(0.376)	-0.316 a	-0.344	(0.383)	-0.123		
rq2_5	介護が必要となった理由：関節疾患	0.021	(0.290)	0.008	0.164	(0.291)	0.052		
rq2_6	介護が必要となった理由：痴呆	0.231	(0.218)	0.084	0.280	(0.232)	0.087		
rq2_7	介護が必要となった理由：糖尿病	-0.185	(0.286)	-0.071	-0.458	(0.365)	-0.166		
rq2_8	介護が必要となった理由：視覚・聴覚障害	-0.098	(0.328)	-0.037	-0.379	(0.302)	-0.135		
rq2_9	介護が必要となった理由：骨折・転倒	-0.247	(0.211)	-0.095	-0.109	(0.199)	-0.037		
rq2_10	介護が必要となった理由：脊髄損傷	0.077	(0.530)	0.028	-1.275	(0.766)	-0.476	b	
rq2_11	介護が必要となった理由：高齢に衰弱	-0.110	(0.217)	-0.042	-0.544	(0.205)	-0.192	a	
2. 要介護者が必要な医療・介護									
rq28	1ヶ月当たり通院回数	0.029	(0.016)	0.011 b	-0.001	(0.018)	-0.0002		
rq29	1ヶ月当たり医療費（自己負担分）	-0.076	(0.035)	-0.028 a	0.036	(0.030)	0.012		
rq3_1_3	要介護状態になった当初の介護時間	0.053	(0.018)	0.020 a	0.058	(0.022)	0.019 a		
3. 世帯の経済的属性									
rq35_1_1	要介護者の保険加入状況：民間の生命保険	0.383	(0.211)	0.137 b	0.329	(0.207)	0.103 c		
rq35_1_2	要介護者の保険加入状況：民間の医療保険	0.052	(0.290)	0.019	-0.143	(0.304)	-0.048		
rq35_1_3	要介護者の保険加入状況：民間の癌保険	-0.351	(0.422)	-0.137	-0.237	(0.305)	-0.082		
rq35_1_4	要介護者の保険加入状況：民間の個人年金	-0.150	(0.381)	-0.057	-0.642	(0.372)	-0.238	b	
rq35_1_5	要介護者の保険加入状況：民間の介護保険	1.599	(1.280)	0.340	0.604	(0.907)	0.158		
income	世帯所得	-0.008	(0.166)	-0.003	0.119	(0.161)	0.039		
asset	世帯資産	0.029	(0.096)	0.011	-0.034	(0.090)	-0.011		
rasset	高齢者資産比率	0.166	(0.262)	0.062	-0.336	(0.266)	-0.110		
rq46	世帯人数（要介護者除く）	0.031	(0.063)	0.011	-0.021	(0.062)	-0.007		
rq50_1	住宅事情：一戸建て持家	-0.388	(0.290)	-0.135	-0.218	(0.270)	-0.068		
_cons	定数項	-3.817	(2.693)	-	-2.916	(2.799)			
	Log Likelihood		-186.358			-180.958			

注：全ての回帰分析は地域ダミーにより調整済み。a、b、cはそれぞれ、有意水準5%、10%、15%を示す。

表5 :介護サービス費用に対する要介護者・世帯属性の影響 (トビット・モデル)

変数名	定義	2001年度			2002年度					
		推定値	標準誤差	限界効果	推定値	標準誤差	限界効果			
dur2	認定後の期間による影響 1年間の1人当たりサービス費用の増加幅 (限界効果X12ヶ月)	1,211	(195)	542	a	581	(99)	332	a	
				6,509				3,980		
2. 要介護者の身体的属性										
female	女性	640	(3,527)	285		-3,794	(2,700)	-2,243		
age	年齢	610	(240)	273	a	171	(180)	98		
h12_n1	要介護度1	12,969	(3,942)	6,502	a	7,865	(2,703)	4,790	a	
h12_n2	要介護度2	18,613	(3,481)	9,819	a	15,764	(2,716)	10,340	a	
h12_n3	要介護度3	16,982	(4,767)	9,227	a	11,399	(3,207)	7,514	a	
h12_n4	要介護度4	10,480	(5,066)	5,408	a	21,232	(3,674)	15,584	a	
h12_n5	要介護度5	15,539	(5,570)	8,571	a	6,000	(4,484)	3,754		
nh_01	要支援 = > 要介護度1	6,296	(15,276)	3,121		-6,610	(10,852)	-3,317		
nh_02	要支援 = > 要介護度2	12,476	(8,248)	6,723	c	9,050	(7,665)	5,966		
nh_12	要介護度1 = > 要介護度2	5,040	(6,761)	2,436		-5,737	(5,230)	-2,952		
rq2_1	介護が必要となった理由: 脳血管疾患	3,369	(3,635)	1,557		-5,340	(2,683)	-2,885	a	
rq2_2	介護が必要となった理由: 心臓病	1,050	(4,908)	477		-7,051	(3,724)	-3,591	b	
rq2_3	介護が必要となった理由: 癌	-8,577	(7,977)	-3,339		-11,426	(5,626)	-5,274	a	
rq2_4	介護が必要となった理由: 呼吸器疾患	-21,795	(7,235)	-6,793	a	-6,286	(5,303)	-3,209		
rq2_5	介護が必要となった理由: 関節疾患	1,596	(4,988)	731		-4,529	(3,748)	-2,409		
rq2_6	介護が必要となった理由: 痴呆	10,489	(3,527)	5,176	a	10,875	(2,621)	6,945	a	
rq2_7	介護が必要となった理由: 糖尿病	-1,034	(4,798)	-457		-5,808	(4,471)	-3,000		
rq2_8	介護が必要となった理由: 視覚・聴覚障害	-6,541	(5,576)	-2,655		-4,654	(3,966)	-2,461		
rq2_9	介護が必要となった理由: 骨折・転倒	-946	(3,555)	-420		-1,463	(2,469)	-823		
rq2_10	介護が必要となった理由: 脊髄損傷	5,524	(8,591)	2,697		-14,919	(9,043)	-6,257	b	
rq2_11	介護が必要となった理由: 高齢に衰弱	-2,424	(3,688)	-1,062		-1,686	(2,594)	-947		
2. 要介護者が必要な医療・介護										
rq28	1ヶ月当たり通院回数	207	(279)	93		-382	(231)	-218	b	
rq29	1ヶ月当たり医療費 (自己負担分)	-494	(517)	-222		487	(365)	278		
rq3_1_3	要介護状態になった当初の介護時間	1,289	(273)	577	a	1,060	(226)	605	a	
3. 世帯の経済的属性										
rq35_1_1	要介護者の保険加入状況: 民間の生命保険	3,167	(3,624)	1,457		1,516	(2,681)	876		
rq35_1_2	要介護者の保険加入状況: 民間の医療保険	3,297	(5,124)	1,545		-2,482	(3,798)	-1,366		
rq35_1_3	要介護者の保険加入状況: 民間の癌保険	-7,949	(7,607)	-3,128		5,850	(3,651)	3,623	c	
rq35_1_4	要介護者の保険加入状況: 民間の個人年金	-8,741	(7,279)	-3,394		-3,680	(4,624)	-1,975		
rq35_1_5	要介護者の保険加入状況: 民間の介護保険	36,974	(13,556)	25,907	a	968	(8,755)	562		
income	世帯所得	7,401	(2,840)	3,316	a	2,709	(2,033)	1,547		
asset	世帯資産	-730	(1,669)	-327		567	(1,110)	324		
rasset	高齢者資産比率	381	(4,304)	171		1,340	(3,287)	765		
rq46	世帯人数 (要介護者除く)	-1,265	(1,066)	-567		287	(763)	164		
rq50_1	住宅事情: 一戸建て持家	-2,509	(4,789)	-1,163		-5,210	(3,116)	-3,187	b	
_cons	定数項	-173,978	(45,394)	-77,951	a	-79,041	(34,893)	-45,136	a	
Log Likelihood		#####			#####					

注: 全ての回帰分析は地域ダミーにより調整済み。a, b, cはそれぞれ、有意水準5%, 10%, 15%を示す。

表6：訪問・通所介護及び短期入所に関する介護費用の将来推計

単位：兆円 2001年度価格	2002年現在	2010年	2015年	2025年
訪問・通所サービス	1.2	3.1	4.3	4.8
短期入所	0.1	0.3	0.4	0.5
総計	1.3	3.4	4.7	5.3

(参考) 2001年サンプルに基づいた推計(本稿の推計と鈴木(2002)推計))

単位：兆円 2001年度価格	2010年		2015年		2025年	
	本稿推計	鈴木推計	本稿推計	鈴木推計	本稿推計	鈴木推計
訪問・通所サービス	2.0	2.8	2.8	3.8	3.1	4.3
短期入所	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4
総計	2.2	3.0	3.0	4.2	3.4	4.7

付表1 :在宅サービス需要の変化要因

	2001年～2002年						2002年～2003年					
	伸び率	寄与率		全体に占める		伸び率	寄与率		全体に占める			
	要介護者数	認定率	受給者数	一人当たり	割合	要介護者数	認定率	受給者数	一人当たり	割合		
				費用					費用			
全体	22.7%	36.9%	42.9%	17.6%	2.6%	1.00	27.5%	79.0%	11.0%	-3.4%	13.5%	1.00
訪問介護うち家事援助中心	63.8%	54.4%	44.3%	-6.4%	7.7%	0.62	117.0%	16.0%	86.9%	5.9%	-8.8%	0.37
訪問介護うち身体介護中心	11.6%	87.2%	12.8%	-0.4%	0.4%	0.11	45.3%	87.0%	7.7%	-6.5%	11.9%	0.14
訪問介護の複合型	-43.7%	28.6%	71.1%	1.4%	-1.1%	-0.42	50.6%	90.5%	15.4%	-35.2%	29.3%	0.16
訪問入浴	17.0%	80.1%	22.3%	-3.6%	1.2%	0.17	-5.5%	101.3%	13.5%	-12.7%	-2.1%	-0.02
訪問看護	-3.8%	90.0%	12.7%	-2.5%	-0.2%	-0.04	18.7%	100.4%	8.1%	-14.2%	5.7%	0.06
訪問リハビリ	38.1%	93.7%	6.7%	-2.6%	2.2%	0.37	53.3%	91.4%	7.8%	-3.6%	4.4%	0.17
デイサービス	16.7%	75.0%	27.0%	-3.2%	1.3%	0.16	31.8%	93.5%	5.9%	-7.2%	7.8%	0.10
デイケア	-9.5%	84.7%	18.4%	-2.5%	-0.6%	-0.09	-16.1%	152.1%	-7.7%	-33.2%	-11.2%	-0.05
ショートステイ	-8.4%	74.0%	28.4%	-1.9%	-0.5%	-0.08	9.9%	107.4%	2.3%	-13.2%	3.5%	0.03
福祉用具貸与	21.4%	73.6%	24.3%	1.7%	0.4%	0.21	8.2%	89.6%	11.8%	-3.5%	2.1%	0.03

ESRI Discussion Paper Series

- No.59 「金融政策の波及チャネルとしての為替レート」
2003年9月（寺井晃、飯田泰之、浜田宏一）
- No.58 「急性心筋梗塞疾患患者へのPTCA施行を用いた医療評価の方法とプロセスの研究
（「ESRI・急性心筋梗塞患者データ2003」利用マニュアル）」
2003年9月（野口晴子、茅野真男、清水谷諭、川淵孝一）
- No.57 「Quality Adjusted Cost Function in Japan's Child Care Market
: Evidence from Micro-level Data」
2003年8月（清水谷諭、野口晴子）
- No.56 「デフレ期待と実質資本コスト
- ミクロデータによる90年代の設備投資関数の推計 - 」
2003年8月（清水谷諭、寺井晃）
- No.55 「Asset Holding and Consumption: Evidence from Japanese Panel Data in the 1990s」
2003年8月（堀雅博、清水谷諭）
- No.54 「Quality of Child Care in Japan: Evidence from Micro-level Data」
2003年8月（清水谷諭、野口晴子）
- No.53 「構造的失業の再検討 - 失業率上昇の背景 - 」 2003年8月（玄田有史、近藤絢子）
- No.52 「マクロ計量モデルにおける乗数推定値の精度 - 確率的シミュレーションによる評価 - 」
2003年8月（堀雅博、山根誠、田邊智之）
- No.51 「社会資本整備と経済成長 - 道路投資を対象とした実証分析 - 」
2003年7月（中里透）
- No.50 「特別信用保証と中小企業経営の再構築
- 中小企業のミクロ・データによる概観と考察 - 」
2003年7月（松浦克己、堀雅博）
- No.49 「ILO基準社会保障費との比較で見たSNA社会保障統計」 2003年7月（浜田浩児）
- No.48 「社会資本と地方公共サービス - 資本化仮説による地域別社会資本水準の評価 - 」
2003年7月（林正義）
- No.47 「日本企業の研究開発の効率性はなぜ低下したのか」
2003年6月（榊原清則、辻本将晴）
- No.46 「なぜアルゼンチンは停滞し、チリは再生したのか」
2003年6月（原田泰、黒田岳士）