

「国民生活基礎調査」データに基づく居宅介護サービス利用に関する多変量プロビット分析

山村 麻理子^{1,2}・柳原 宏和³

(受付 2006 年 8 月 4 日; 改訂 2007 年 1 月 26 日)

要 旨

多変量プロビットモデルは、複数の 2 値データについて、互いに相関を考慮し同時に解析を行う事ができるモデルである。本研究の目的は、厚生労働省が全国を対象に実施するアンケート調査の国民生活基礎調査において、平成 13 年に新たに加わった介護票より、居宅介護サービス利用に関する分析への本モデルの適用可能性を検討することである。分析結果から各居宅介護サービスの利用要因については、訪問系の居宅介護サービスは健康状態が重く家族介護力の低い要介護者に多く利用されていることが分かった。同様に通所系居宅介護サービスでは、健康状態は中間層で軽いもしくは重くはなく、家族介護力は高い要介護者が多くみられた。ショートステイについては、最も健康状態の軽い要介護者を基準とすると、基準より重い健康状態で、家族介護力は高い要介護者の利用が多かった。同時に利用が行われているサービスの組合せについて、訪問系と通所系のサービスのいずれか一方が利用されている傾向がややあり、両サービスをそれぞれ利用している高齢者の健康状態や世帯像、および居宅介護サービスに対するニーズが異なることが予想された。得られた解析結果は、常識的に予想されるものであり、多変量プロビットモデルを用いた解析法は、十分に実解析に適用可能であると考えられた。

キーワード：介護保険制度、居宅介護サービス利用、国民生活基礎調査、多変量二値変数データ、多変量プロビットモデル。

1. はじめに

平成 12 年に介護保険制度が導入されて以来、我が国では着実に居宅介護サービスの提供及び利用が広がっている。居宅介護サービスの内容は医師や看護師、理学及び作業療法士等による専門的な知識を要するサービスと、家庭において家族が提供できるサービスとに分けられる。例えば前者は、医師の指示にもとづき、理学療法や作業療法などのリハビリテーションの提供を行う訪問リハビリテーション(以下、訪問リハ)や通所リハビリテーション(以下、通所リハ)のサービスが、後者は、食事、掃除、洗濯などのホームヘルプサービスを提供する訪問介護があげられる。以上の居宅介護サービスの内容の違いは、利用者のニーズを異ならせる。前者の利用を希望する要介護者は医療同様に身体に対する専門的なケアを希望し、後者では家事や掃除など日々の生活補助を希望しているであろう。これらの異なるニーズから各居宅介護サー

¹ 筑波大学大学院 システム情報工学研究科：〒305-8573 茨城県つくば市天王台 1-1-1

² (財)医療経済研究・社会保健福祉協会 医療経済研究機構：〒105-0003 東京都港区西新橋 1-5-11

³ 広島大学大学院 理学研究科：〒739-8626 広島県東広島市鏡山 1-3-1

ビスの利用を決定する要因は、前者のサービス内容を希望する要介護者の健康状態と、後者の内容を希望する家庭内での介護の有無(以下、家族介護力と表すこととする)に分けられると考えられる。

居宅介護サービスの利用状況に関して、要介護者の健康状態や家族介護力を同時に踏まえて把握することは今後の介護保険制度の維持に必要不可欠である。居宅介護サービスは、寝たきり等、高齢者の長期化する病院や介護施設への入院や入所に代わり、在宅で生活続ける自立支援機能をもつサービスとして注目されている。しかしながら、医療とさらに連携したサービス提供が実際には必要であることが課題である。よって、それぞれの居宅介護サービスを利用している要介護者の医療ニーズとして、要介護者の健康状態や医療サービスの利用状況、及び患っている疾患の特徴等を把握しておくことが、今後の介護と医療サービスの連携に重要であろう。要介護者の家族介護力については、減少する世帯が急速に増えていく。それは、少子高齢化社会や就労などによる若者の都市部への移住により、子供と同居しない高齢者世帯が増加するからである。そこで家族介護力の低い高齢者が必要とする居宅介護サービスを明らかにすることで、高齢化社会でさらに必要度の増す居宅介護サービスを予測しておくことが必要であると思われる。

健康状態もしくは家族介護力が介護利用に与える影響について調べた研究について、例えば Coughlin et al. (1992) では、健康状態が深刻であり、年齢が高いほど居宅介護サービスを利用することが述べられている。家族介護力については、施設介護サービスにおいて配偶者がいる要介護者よりもいない要介護者の利用が多く (Murtaugh et al., 1997)、入所期間も短いことが報告されている (Garber and MaCurdy, 1990; Morris et al., 1994)。これらの研究成果は Norton (2000) が詳しい。

我国では、介護保険制度以前において、大日 (2000) がアンケート調査による高齢者福祉サービス利用希望の結果を用いて需要分析を行ったところ、介護サービスの利用は家庭内に無業者がいると減少し、家族介護力と強い代替性が確認された。そして仮想的にあてはめた要介護度とは、明確な関係は示されなかった。また、遠藤・吉田 (2001) では、同居世帯比率の高い地域では訪問介護の利用が減少することを明らかにしている。介護保険制度導入後の研究では、大日 (2002a) により、要介護者の自己負担額を被説明変数として介護需要の推定が行われており、世帯所得が高いほど介護サービスは利用され、また、家族介護が居宅介護サービスに対し代替的であることを否定し、むしろ補完的であることが示されている。続いて大日 (2002b) では、別居世帯高齢者の介護サービス需要の価格弾力性を推定しており、ある水準以下の要介護度である老夫婦世帯は独居高齢者よりも介護費用が高く、これは介護サービスが要介護者本人だけでなく、その他の世帯員にも便益を及ぼすためと説明している。

先の大日 (2002a) 等で高齢者の健康状態と家族介護力とのいずれか、もしくは両方の変数を用い分析を行った研究がみられるものの、データが介護保険制度導入以前のものであることや、健康状態についてはデータが乏しく、医療の利用状況や疾病が把握されていなかった。また、利用を行う要因がそれぞれ異なると思われる各居宅介護サービスの需要分析を、居宅介護サービスの利用の有無という1つの変数にまとめて行っていたことが問題として残っている。

そして、各居宅介護サービスは複数同時に利用が行われることが多く、各居宅介護サービスの利用を個別に解析する方法では、サービス間の利用の相関を調べることができず、また各サービスの利用状況を比較することができない。そのため、重複回答を許した相関を持つ2値変数データを解析するモデルが必要となる。多変量プロビットモデル (Multivariate Probit Model; Ashford and Sowden, 1970, 等) はそのようなデータを解析できるモデルとして古くから知られているモデルであるが、推定には多変量正規分布の密度関数の多重積分が必要となり、実解析には敬遠されがちであった。しかしながら近年の計算機の発達や重積分の計算のアルゴリズムの

開発により、解析のためのソフトウェアも開発され、実際の解析に複雑なプログラムを組むことなく、誰でも気軽に推定を行うことができるようになってきている。

本研究の目的は、厚生労働省が全国を対象に実施するアンケート調査の国民生活基礎調査において、平成13年に新たに加わった介護票より、居宅介護サービス利用に関する分析への多変量プロビットモデルの適用可能性を検討することである。解析には、既存の統計解析ソフトウェア Stata にあるプログラム mvprobit (Cappellari and Jenkins, 2003) を用いた。多変量プロビットモデルを用いることで、各居宅介護サービスの利用が個別に行われているのではなく総括的に行われている状況を推定結果に反映させることができる。推定結果から、各居宅介護サービスを利用する高齢者の健康状態や家族介護力の特徴が明らかになり、さらに、各居宅介護サービスの同時利用の状況が把握される。

以下、第2章で平成13年国民生活基礎調査より本研究に使用するデータについて述べ、第3章で多変量プロビットモデルの説明を行い、第4章で多変量プロビットモデルをあてはめた推定結果を示し、最後に第5章で研究結果を取りまとめた。

2. データ

本研究に使用するデータは平成13年国民生活基礎調査の世帯票・健康票・介護票を同一個人ごとに突合せすることで作成した(厚生労働省大臣官房統計情報部, 2003; 医療経済研究機構, 2006a, 2006b)。高齢者の居宅介護サービス利用について明らかにすることが本研究の目的であることから、分析対象者は介護保険の第1号被保険者(65歳以上の要介護者および要支援者)で、居宅介護サービスのみを利用しており、施設介護サービスは利用していない。データの欠損値を除いた後、本分析に使用する標本数は1,964である。居宅介護サービスの利用状況は、平成13年5月の訪問介護、訪問入浴、訪問看護、訪問リハ、通所介護、通所リハ、短期入所生活介護、短期入所療養介護、認知症対応型共同生活介護(グループホーム)についてである。要介護者は、2つ以上の居宅介護サービスを併せて利用している場合があり、それぞれの居宅介護サービスの利用者は重複している。

居宅介護サービスのうち認知症対応型共同生活介護(グループホーム)は、利用者数が3で分析を行うのに十分な個体数が確保されていないことから、分析の対象から省いた。短期入所療養介護については、利用者数が45と小さく、短期入所生活介護と合わせてショートステイとしてまとめて扱った。以上から、被説明変数を【訪問介護】、【訪問入浴】、【訪問看護】、【訪問リハ】、【通所介護】、【通所リハ】、【ショートステイ】の7つとし、それぞれの利用者数は表1のとおりである。

要介護者の健康状態を表す説明変数として、『要介護度』、『疾病(介護が必要となった原因)』、『現在の心身の状況:歩行』、『日常生活の自立状況』、『通院期間』、『就床日数』を、家族介護力を表す説明変数として『世帯状況』を、その他に家計の経済状況として『世帯年間所得金額』を用いた。それぞれの変数の内訳項目については、以下のとおりである。

健康状態

・『要介護度』:表2(参照:社会保険研究所, 2003, p. 57)のとおり「要支援」から「要介護度5」までの6段階に分かれ、要介護者の身体状況を表現する。

表1. 居宅介護サービス別利用者数.

居宅介護	訪問介護	訪問入浴	訪問看護	訪問リハ	通所介護	通所リハ	ショートステイ
利用者数	509	301	244	73	843	303	251

表 2. 要介護度別の概ねの状態.

要介護度別の概ねの状態像	
要支援状態	日常生活上の基本的動作についてはほぼ自分で行うことが可能だが、日常生活動作の介助や現在の状態の防止により要介護状態となることの予防に資するように、手段的日常生活動作について何らかの支援を要する状態
要介護状態	日常生活上の基本的動作についても自分で行うことが困難であり、何らかの介護を要する状態
要介護 1	要支援状態から、手段的日常生活動作を行う能力がさらに低下し、部分的な介護が必要となる状態
要介護 2	要介護 1 の状態に加え、日常生活動作についても部分的な介護が必要となる状態
要介護 3	要介護 2 の状態と比較して、日常生活動作および手段的日常生活動作の両方の観点からも著しく低下し、ほぼ全面的な介護が必要となる状態
要介護 4	要介護 3 の状態に加え、さらに動作能力が低下し、介護なしには日常生活を営むことが困難となる状態
要介護 5	要介護 4 の状態よりさらに動作能力が低下しており、介護なしには日常生活を営むことがほぼ不可能な状態

・『疾病（介護が必要となった原因）』：「脳血管疾患（脳卒中など）」、「心臓病」、「がん」、「呼吸器疾患」、「関節疾患」、「認知症」、「糖尿病」、「視覚・聴覚障害」、「骨折・転倒」、「脊髄損傷」、「高齢による衰弱」、「パーキンソン」、「その他」、および「不明」の14項目のうち1つを選択している。

・『現在の心身の状況：歩行』：「自分でできる」、「何かにつかまればできる」、「できない」の3段階に分かれる。

・『日常生活の自立状況』：「何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる」、「屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない」、「屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位を保つ」、「1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替において介助を要する」の4段階に分かれる。

・『通院期間』：最も長く医療機関に通っている傷病について、通い始めてからの期間を回答している。期間は、「通院なし」、「1週未満」、「1週～1月未満」、「1月～3月未満」、「3月～6月未満」、「6月～1年未満」、「1年～5年未満」、「5年～10年未満」、「10年～20年未満」、から「20年以上まで」の10段階に分かれている。尚、「通院なし」については、長く患っている疾病がなく、医療機関にかかっていないことを意味し、データ整理を行い後から追加した項目である。

・『就床日数』：調査の1ヶ月間（平成13年5月）で健康上の問題で1日中床についた日数で、「ない」、「1～3日」、「4～6日」、「7～14日」、「15日以上」の5段階に分かれている。

家族介護力

・『世帯状況』：要介護者が属する世帯を「高齢者単独世帯（要介護者の1人暮らし）」、「高齢者夫婦世帯（要介護者とその配偶者との2人暮らし）」、「高齢者夫婦世帯以外の2人暮らし（要介護者とその配偶者以外の者との2人暮らし）」、「世帯員数3～7人」、「世帯員数8～9人」に分類。

その他

・『世帯年間所得金額』：「50万円未満～300万円未満」、「300万円以上～1000万円未満」、「1000万円以上」の3段階に分類。

要介護者の健康状態については、大日（2000, 2002a, 2002b）でみられるように『要介護度』で一般的に表現される。しかしながら、本研究ではさらなる介護と医療との連携が必要である

現在において、どのような医療治療を必要としている要介護者がどの居宅介護サービスを利用しているのか探求するため、健康状態の変数を『要介護度』だけではなく、『疾病(介護が必要となった原因)』、『通院期間』についても使用する。これらの2種類の変数の推定結果から、居宅介護サービス別にどの疾病に対する医療行為が必要であるのか、また要介護者の医療機関への通院程度はどれくらいなのか明らかになる。また、居宅介護サービスは、高齢者の社会的入院や長期の介護施設入所に代わるサービスとして発展することが望まれており、『現在の心身の状況：歩行』、『日常生活の自立状況』、『就床日数』の推定結果をみることで、寝たきりの状態別に利用されている居宅介護サービスを明らかにし、社会的入院や介護施設入所に代わる居宅介護サービスを探求する手がかりとなる。

家族介護力については、少子高齢化社会の影響を受け、高齢者のみの世帯が増加することが予想されることから、これらの世帯がどのような居宅介護サービスを必要としているのか明らかにするため、「高齢者単独世帯」や「高齢者夫婦世帯」を項目に含む『世帯状況』を用いた。また、大日(2000, 2002a, 2002b)でも同様に家族介護力に子供と別居しているか、高齢者単独世帯か高齢者夫婦世帯かといった変数を用いている。

『世帯年間所得金額』については、大日(2002a)で、所得の上昇と共に介護サービスの利用が増加することが報告されており、本研究においても、所得ごとに利用している居宅介護サービスが異なるのか分析を行う。

図1は以上の8つの変数別に、居宅介護サービス別の利用率をグラフ化している。利用率とは、それぞれの変数について、内訳別に総数を100%とした場合の居宅介護サービスごとの利用者数の割合である。例えば『要介護度』では、要支援と要介護度1から5のそれぞれに属する個体数をそれぞれ100%としたときの、各居宅介護サービスでの利用者数の割合である。以下、各変数に着目する。

- ・『要介護度』：【訪問介護】、【訪問看護】、【訪問入浴】は、要介護度が重くなるに従い利用者が増加している。【通所介護】、【通所リハ】は、「要介護度2」もしくは「要介護度3」までは要介護度が重くなるに従い利用が増加し、その後減少する。

- ・『疾病(介護が必要となった原因)』：他の居宅介護サービスと比較して【通所リハ】と【ショートステイ】では「認知症」が、【訪問介護】と【訪問看護】では「がん」の利用者が多い。

- ・『現在の心身の状況：歩行』：通所系サービスである【通所介護】と【通所リハ】では、歩行が不自由であるほど利用が減少している。一方、訪問系の【訪問介護】、【訪問看護】、【訪問入浴】、【訪問リハ】では逆に増加している。【ショートステイ】では、訪問系と同様に、歩行が不自由なほど利用率が高くなっている。

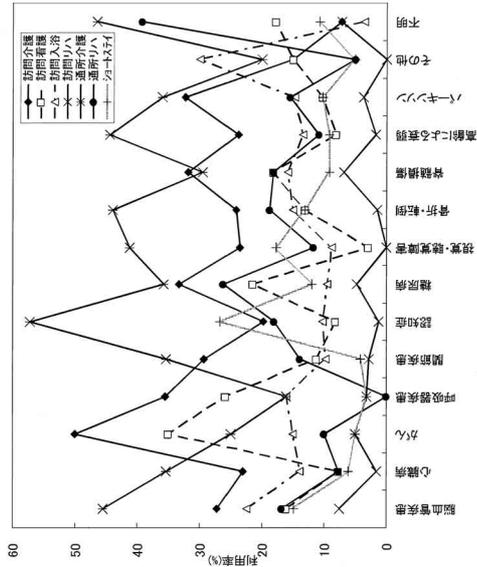
- ・『日常生活の自立状況』：『現在の心身の状況：歩行』の結果と類似しており、通所系サービスでは要介護者の自立が難しくなると利用が減少し、逆に訪問系サービスでは増加している。

- ・『通院期間』：【訪問看護】と【通所介護】では、「1週未満」の利用率が高い。一方、【訪問入浴】と【通所リハ】では「1週未満」の利用率が低い。いずれの居宅介護サービスでも「1年～5年未満」、もしくは「5年～10年未満」を超えると、利用率は通院期間別に大きく変わらない。

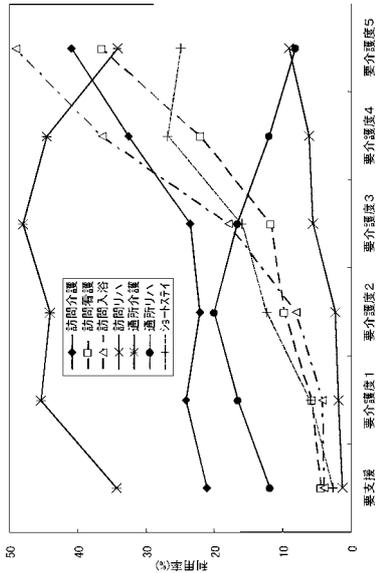
- ・『就床日数』：通所系では「4～6日」以降であると利用が減少している。訪問系では就床日数が長くなるほど利用が増加しており、【訪問看護】、【訪問入浴】、【ショートステイ】では「15日以上」になると急激に増加が見られる。

- ・『世帯状況』：【訪問介護】では「高齢者単独世帯」の利用率が最も高く、「世帯員数3～7人」が最も低い。【通所介護】では「世帯員数3～7人」と「世帯員数8～9人」で世帯員数が多い方が、世帯員数の少ない「高齢者単独世帯」、「高齢者夫婦世帯」、「高齢者夫婦以外の2人暮

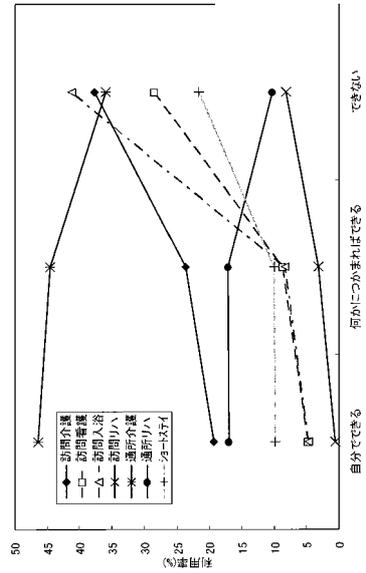
疾病（介護が必要となった要因）



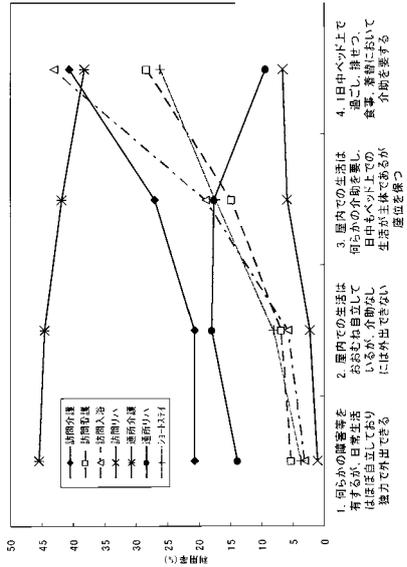
要介護度



現在の心身の状況：歩行



日常生活の自立状況



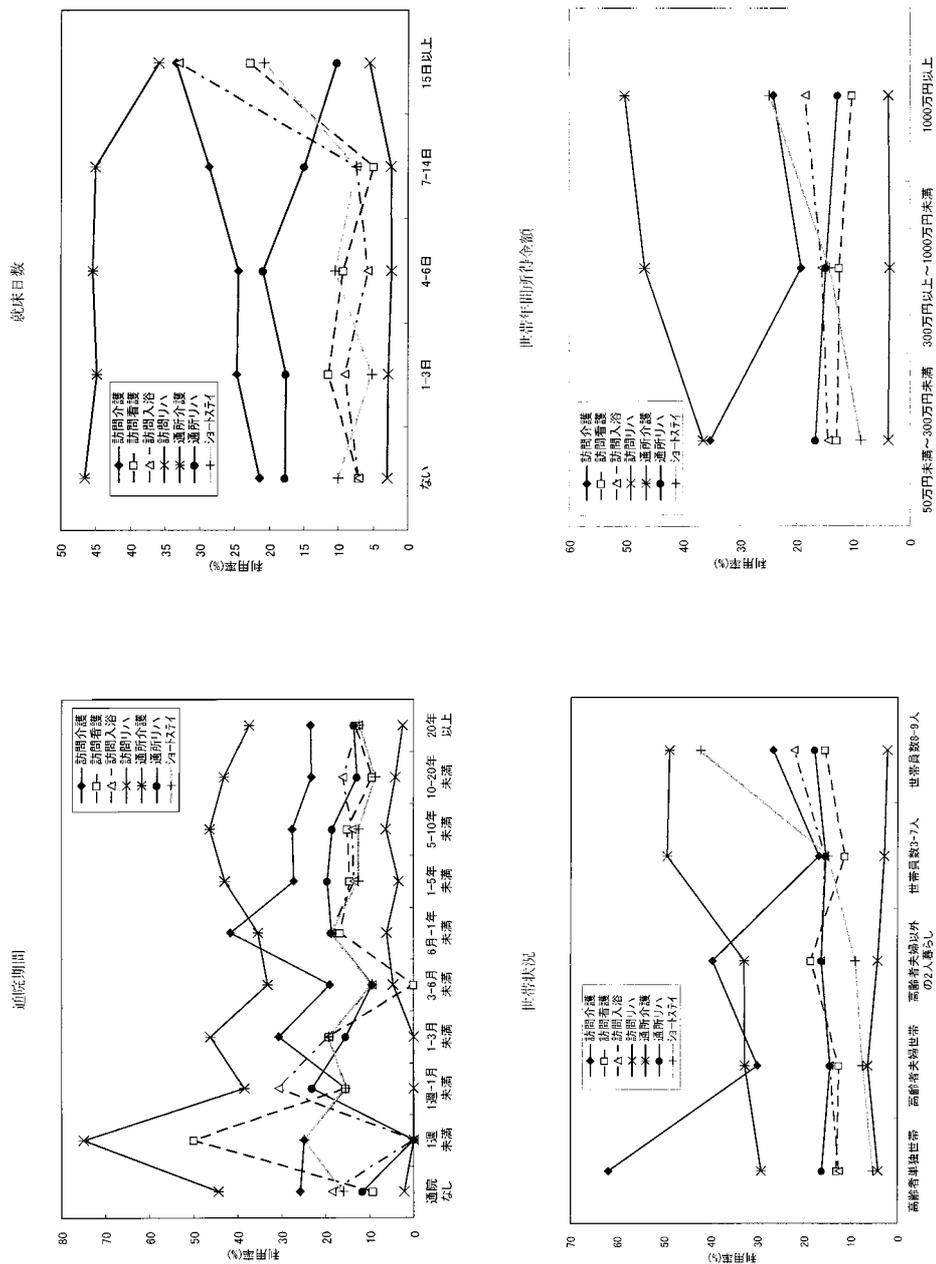


図 1. 居宅介護サービス別変数別利用率(%)

し」よりも利用率が高い。

・『世帯年間所得金額』について、【通所介護】と【ショートステイ】で、年間所得金額が上昇するほど利用率が増加している。【訪問介護】は「50万円未満～300万円未満」での利用率が最も高い。

3. 解析モデル

ロジスティックモデルやプロビットモデルは2値変数に関するモデルであり、様々な分野の解析において広く適用されている。しかしながら、これらの2値変数モデルを本論文の解析で用いるには、それぞれの居宅介護サービス利用は独立に決定されるという前提が必要であり、居宅介護サービス同士の利用の相関関係を考慮に入れることができない。本研究では、各居宅介護サービスの利用が従属的に決定されているとし、どの居宅介護サービスが同時に利用されているのか明らかにすることを試みるため、複数回答を許しそれぞれ相関を持つような2値変数を同時に解析することができる多変量プロビットモデルを用いる。

多変量プロビットモデルの特徴は、居宅介護サービス別の同じ説明変数、もしくは必ず1か0の値をとるダミー変数について、推定結果を居宅介護サービス別に横断的に比較することが可能である点である。さらに、居宅介護サービスごとの利用の相関がわかり、どの居宅介護サービス同士が同時に利用されているのか分析結果より明らかとなる。

使用した多変量プロビットモデルは以下である。今、 n を標本数とし、 i 番目の個体に対して、2値観測値 y_{ij} が p 個得られたとし、そのベクトル表示を $\mathbf{y}_i = (y_{i1}, \dots, y_{ip})'$ で表す ($i=1, \dots, n$)。ここで、 $\phi_p(\mathbf{z}|\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ を平均 $\boldsymbol{\mu}$ 、分散共分散行列 $\boldsymbol{\Sigma}$ を持つ p 次元正規分布の密度関数とする。つまり、

$$\phi_p(\mathbf{z}|\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma}) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)^{p/2} |\boldsymbol{\Sigma}|^{-1/2} \exp\left\{-\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})\right\},$$

である。このとき、 $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, \dots, x_{ik})'$ を説明変数とする多変量プロビットモデルを \mathbf{y}_i にあてはめたとき、その確率密度関数は以下ようになる。

$$(3.1) \quad f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\Omega}) = \int_{R_{ip}} \cdots \int_{R_{i1}} \phi_p(\mathbf{z} | \mathbf{0}, \boldsymbol{\Omega}) d\mathbf{z},$$

ただし、 $\boldsymbol{\beta}$ は β_j を $k_j \times 1$ 未知パラメータベクトル ($j=1, \dots, p$) としたとき、 β_1, \dots, β_p を並べたベクトル $\boldsymbol{\beta} = (\beta'_1, \dots, \beta'_p)'$ であり、 $\boldsymbol{\Omega}$ は対角成分が1である $p \times p$ 相関行列である。さらに R_{i1}, \dots, R_{ip} は以下のような区間として定義される。

$$R_{ij} = \begin{cases} (-\infty, \mathbf{x}'_i \mathbf{D}_j \boldsymbol{\beta}_j) & (y_{ij} = 1) \\ [\mathbf{x}'_i \mathbf{D}_j \boldsymbol{\beta}_j, \infty) & (y_{ij} = 0) \end{cases}, \quad (i=1, \dots, n; j=1, \dots, p).$$

ここで、 \mathbf{D}_j は j 番目の変数に対する説明変数の組合せを表す $k \times k_j$ 行列である。例えば $\mathbf{x}_i = (x_{i1}, x_{i2}, x_{i3}, x_{i4}, x_{i5})'$ で、 j 番目の変数は説明変数として x_{i1}, x_{i3}, x_{i4} をとるとするならば、

$$\mathbf{D}_j = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

となる。

未知パラメータ β と Ω の推定には、最尤法を用いる。つまり、 β と Ω の推定量は、

$$\hat{\beta} = \arg \max_{\beta} \sum_{i=1}^n \log f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \beta, \hat{\Omega}), \quad \hat{\Omega} = \arg \max_{\Omega} \sum_{i=1}^n \log f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\beta}, \Omega),$$

で定義される。このような最大化を行うためには、多変量正規分布の密度関数の多重積分を求めなければならないが、本論文では、シミュレーションに基づく Geweke-Hajivassiliou-Keane (GHK) シミュレーター (Geweke, 1991; Keane, 1990, 1994; Hajivassiliou and McFadden, 1998; Hajivassiliou et al., 1996) により積分値を求め、最大化を行う。多変量プロビットモデルでの GHK シミュレーターに関しては Cappellari and Jenkins (2003) を参照していただきたい。

複数の候補のモデルにより最適なモデルを決定する方法として、情報量規準の最小化による最適化を用いる。本論文の標本数が 1964 と大きいことから、Schwarz (1978) により提案されたベイジアン情報量規準 (Bayesian Information Criterion; BIC) を用いることにする。(3.1) 式における BIC は、

$$(3.2) \quad \text{BIC} = -2 \sum_{i=1}^n \log f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\beta}, \hat{\Omega}) + \left\{ \sum_{j=1}^p k_j + \frac{1}{2} p(p-1) \right\} \log n,$$

である。実際、 n が大きくなれば、データが持つノイズやパラメータの個体変動の影響が大きくなる。そのとき、(3.1) 式で与えられるモデルのようにすべての観測値に対して同一のパラメータにより記述されたモデルではあてはまりが悪くなり、 $-2 \sum_{i=1}^n \log f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\beta}, \hat{\Omega})$ を小さくするために必要以上の説明変数が必要となる。そのため、バイアス補正項が n に対して一定である赤池情報量規準 (Akaike's Information Criterion; AIC, Akaike, 1973) やそのバイアス補正規準量では、より多くの説明変数を持つモデルが最適なモデルであるとみなされやすくなる。一方、BIC のバイアス補正項は n が大きくなれば大きくなるので、AIC が持つ大標本下での欠点は回避されやすい傾向にある (柳原, 2007, 等参照)。

もし、それぞれの変数が相関を持たず、つまり $\Omega = \mathbf{I}_p$ であれば、多変量プロビットモデルを用いなくても、それぞれの変数に対して個別にプロビットモデルを当てはめて解析することができる。もちろん、実解析において、より簡単なモデル、より簡単な手法で妥当な結果を得ることができれば、それにこしたことはない。そのため、

$$(3.3) \quad H_0 : \Omega = \mathbf{I}_p \quad \text{vs} \quad H_1 : \Omega \neq \mathbf{I}_p,$$

となる仮説検定 (Kiefer, 1982) も重要となる。今、 $\Omega = \mathbf{I}_p$ としたときの β の推定量を $\hat{\beta}_0$ とする。つまり、

$$\hat{\beta}_0 = \arg \max_{\beta} \sum_{i=1}^n \log f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \beta, \mathbf{I}_p),$$

である。このとき、帰無仮説 H_0 の下で尤度比検定統計量、

$$(3.4) \quad T = -2 \sum_{i=1}^n \log \left\{ \frac{f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\beta}_0, \mathbf{I}_p)}{f(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\beta}, \hat{\Omega})} \right\},$$

は漸近的に自由度 $p(p-1)/2$ の χ^2 分布に従うことが知られており、この χ^2 分布を用いて仮説検定を行うことになる。

4. 解析結果

被説明変数は、それぞれの居宅介護サービス【訪問介護】、【訪問看護】、【訪問入浴】、【訪問リハ】、【通所介護】、【通所リハ】、【ショートステイ】で、利用した場合を 1、利用していない

表 3. 変数一覧表.

変数名および内容	備考
【被説明変数】	
訪問介護，訪問入浴，訪問看護，訪問リハビリテーション，通所介護 通所リハビリテーション，ショートステイ(短期入所生活介護&短期入所量要介護)	利用あり=1 利用なし=0
【説明変数】	
要介護度：1，2，3，4，5	対象者=1 その他=0
疾病(介護が必要となった原因)： 脳血管疾患(脳卒中など)，心臓病，がん(悪性新生物) 呼吸器疾患(肺炎等)，関節疾患(リウマチ等)，認知症，糖尿病 視覚・聴覚障害，骨折・転倒，脊髄損傷，高齢による衰弱，パーキンソン	対象者=1 その他=0
現在の心身の状況 歩行：自分でできる，何かにつかまればできる，できない	対象者=1 その他=0
日常生活の自立の状況： 何らかの障害等を有するが，日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる(1) 屋内での生活は概ね自立しているが，介助なしには外出できない(2) 屋内での生活は何らかの介助を要し，日中もベッド上での生活が主体であるが座位も保つ(3) 1日中ベッド上で過ごし，排せつ，食事，着替えにおいて介助を要する(4)	対象者=1 その他=0
世帯年間所得金額：300万未満，300万以上～1000万未満，1000万以上	対象者=1 その他=0
通院期間(単位 年)： 1週未満 1週～1月未満 1～3月未満 3～6月未満 6月～1年未満 1～5年未満 5～10年未満 10～20年未満 20年以上	0.02 0.06 0.17 0.42 0.75 3 7 15 20
就床日数A(単位 日)： なし 1～3日 4～6日 7～14日 15日以上	0 2 5 11 15
就床日数B：15日未満，15日以上	対象者=1 その他=0
世帯状況： 高齢者単独世帯，高齢者夫婦世帯，高齢者夫婦世帯以外の2人暮らし 世帯数3～7人，世帯数8～9人	対象者=1 その他=0

場合を0とした。説明変数については、表3のとおりで、『通院期間』と『就床日数A』以外は、すべて1か0の値をとる。国民生活基礎調査はアンケート調査であり、実数値で回答している質問項目が少ない。『通院期間』と『就床日数A』についても、実数値ではなく、あてはまる階級値を選択することで回答が行われている。よって双方の変数は、分析に際しそれぞれの階級の中位点となる値をあてはめて作成されている。

分析には、統計ソフトウェア Stata のプログラム mvprobit (Cappellari and Jenkins, 2003) による多変量プロビットモデルを用いた。解析は表4のとおり、4種類のモデルの分析を行った。モデルⅠとモデルⅡは被説明変数すべてに同じ説明変数を用いており、モデルⅡとⅣは各被説明変数に応じて、それぞれモデルⅠとⅢから使用する説明変数を選択している。

モデルⅠとⅢでは、すべての『要介護度』、『疾病(介護が必要となった原因)』、『日常生活の自立状況』、『世帯年間所得金額』、『世帯状況』の項目について、各居宅介護サービス利用の有

を使用した。同様に、【訪問入浴】、【訪問看護】、【訪問リハ】、【ショートステイ】についても、利用の増加が急激にみられる要介護度以降を使用した。【通所介護】と【通所リハ】は、「要支援」と「要介護度4」もしくは「要介護度5」以降で利用が減少していることから、中間の「要介護度1」から「要介護度3」もしくは「要介護度4」までを使用した。

・『疾病（介護が必要となった原因）』：図1とモデルⅠとⅢの分析結果から使用する項目を選択した。また「認知症」については、患っている要介護者に対しては、認知症行為の見守りやあずかりといった対応が介護に必要であり、同じ空間で「認知症」でない要介護者と同時にサービス提供が困難であるなど介護に対するニーズが異なる。よって、「認知症」の有無により利用が行われやすい居宅介護サービスとそうでないものがあることが予想され、モデルⅢでは【通所リハ】以外に「認知症」を加えることとした。尚、【通所リハ】に「認知症」を加えなかった理由は、本稿を作成する上で試行錯誤に多変量プロビットモデルを分析した結果、【通所リハ】に「認知症」を用いても有意な結果に至る事がなかったためである（詳細は、医療経済研究機構、2006b,を参照）。

・『現在の心身の状況：歩行』：図1より「できない」での利用率が「自分でできる」、「何かにつかまればできる」と比較し、急激に高くもしくは低くなる居宅介護サービスがみられることから、モデルⅡではすべての被説明変数について「できない」を説明変数として加えた。

・『日常生活の自立状況』：モデルⅠとⅢおよび図1の結果より、使用する項目を選択した。『現在の心身の状況：歩行』と同様に、状況が悪化すると利用率が急激に高くなる訪問系サービスについては、「屋内での生活は何らかの介助を要し、日中もベッド上での生活が主体であるが座位を保つ」や「1日中ベッド上で過ごし、排せつ、食事、着替えにおいて介護を要する」を説明変数に加えた。一方、通所系サービスについては、図1より状況別の利用率の変化が大ききはなかったことから、モデルⅣでは使用していない。

・モデルⅡとⅣの『世帯年間所得金額』とモデルⅡでの『通院期間』：モデルⅠとⅢで有意であった変数を加えた。

・モデルⅣの『就床日数B』：図1より「15日以上」で利用率が大きく変化した居宅介護サービスについて「15日以上」を説明変数として加えている。

・『世帯状況』：今後、増加が予想される「高齢者単独世帯」と「高齢者夫婦世帯」を中心にモデルⅠとⅢで有意であった項目を説明変数として使用した。

モデルⅠからⅣのBICの値を表5に示す。モデルⅠとⅢではモデルⅢが、同様にモデルⅡとⅣではモデルⅣの方がBIC値がよかったことから、分析において説明変数に『現在の心身の状況：歩行』と『日常生活の自立状況』との両者を使用する必要はなく、一方の『日常生活の自立状況』でよいことがいえる。さらに『通院期間』については、モデルⅠの【訪問介護】でのみマイナスで有意であったことから、慢性的な医療機関の利用の有無は居宅介護サービス利用に大きな影響は与えていないことがいえる。以下では最もBIC値のよかったモデルⅣの分析結果について表6で触れる。

・訪問系サービスの分析結果：【要介護度】や【日常生活の自立状況】が重篤であると利用が多く、「要支援」、「要介護度1」や「何らかの障害等を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる」、「屋内での生活はおおむね自立しているが、介助なしには外出できない」

表5. モデル別 BIC.

モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ	モデルⅣ
11,829.12	11,054.37	11,708.53	11,027.41

では利用が少ない。中でも【訪問入浴】、【訪問看護】については、『就床日数』が「15日以上」であると利用が増加している。『疾病（介護が必要となった原因）』の推定結果から、「認知症」の要介護者は他の疾病の要介護者と比較して【訪問介護】の利用が多く、【訪問入浴】、【訪問看護】、【訪問リハ】の利用は少ない。「がん」を患う要介護者は、【訪問介護】と【訪問看護】を多く利用している。『世帯状況』では、「高齢者単独世帯」がすべての訪問系サービスの利用で世帯員数3人以上の世帯と比較して多く、「高齢者夫婦世帯」は、【訪問介護】、【訪問リハ】での利用が多かった。『世帯年間所得金額』について、【訪問介護】の利用が「300万以上～1000万未満」で少なかった。

・通所系サービスの分析結果：「要支援」と「要介護度5」の要介護者による利用が少なく、中間の「要介護度1」から「要介護度3」もしくは「要介護度4」までの利用が多い。『就床日

表 6. モデルⅣでの多変量プロビット分析結果.

	係数	標準誤差	P値		係数	標準誤差	P値
【訪問介護】				【通所介護】			
要介護度4	0.174	0.115	0.130	要介護度1	0.302	0.084	0.000
要介護度5	0.252	0.125	0.044	要介護度2	0.231	0.088	0.009
脳血管疾患	0.695	0.272	0.011	要介護度3	0.305	0.097	0.002
心臓病	0.565	0.321	0.079	要介護度4	0.278	0.109	0.011
がん	1.322	0.394	0.001	脳血管疾患	0.193	0.068	0.005
呼吸器疾患	0.792	0.356	0.026	呼吸器疾患	-0.587	0.273	0.032
関節疾患	0.798	0.282	0.005	認知症	0.379	0.091	0.000
認知症	0.516	0.282	0.068	就床日数B:			
糖尿病	0.779	0.347	0.025	15日以上	-0.287	0.067	0.000
視覚・聴覚障害	0.582	0.364	0.110	高齢者単独世帯	-0.518	0.104	0.000
骨折・転倒	0.611	0.284	0.031	高齢者夫婦世帯	-0.452	0.081	0.000
脊髄損傷	0.966	0.336	0.004	高齢者夫婦世帯	-0.376	0.101	0.000
高齢による衰弱	0.625	0.277	0.024	以外の2人暮らし			
パーキンソン	0.797	0.290	0.006	定数	-0.243	0.075	0.001
自立状況:(3)	0.309	0.085	0.000	【通所リハ】			
自立状況:(4)	0.710	0.109	0.000	要介護度1	0.196	0.095	0.039
所得:				要介護度2	0.374	0.097	0.000
300-1000万未満	-0.148	0.078	0.057	要介護度3	0.234	0.109	0.032
1000万以上	0.163	0.133	0.219	心臓病	-0.490	0.237	0.038
高齢者単独世帯	1.423	0.118	0.000	関節疾患	-0.188	0.115	0.102
高齢者夫婦世帯	0.449	0.095	0.000	高齢による衰弱	-0.313	0.100	0.002
高齢者夫婦世帯	0.713	0.109	0.000	所得:			
以外の2人暮らし				300-1000万未満	-0.105	0.074	0.157
定数	-1.872	0.274	0.000	1000万以上	-0.191	0.142	0.177
【訪問看護】				【通所リハ】			
要介護度2	0.281	0.119	0.019	就床日数B:			
要介護度3	0.336	0.137	0.014	15日以上	-0.290	0.082	0.000
要介護度4	0.683	0.152	0.000	高齢者夫婦世帯	-0.163	0.098	0.096
要介護度5	1.017	0.160	0.000	定数	-0.946	0.092	0.000
がん	0.832	0.299	0.005	【ショートステイ】			
認知症	-0.330	0.133	0.013	要介護度1	0.299	0.200	0.135
視覚・聴覚障害	-0.739	0.497	0.137	要介護度2	0.486	0.203	0.017
高齢による衰弱	-0.219	0.117	0.060	要介護度3	0.519	0.213	0.015
自立状況:(3)	0.203	0.112	0.070	要介護度4	0.735	0.223	0.001
自立状況:(4)	0.267	0.149	0.073	要介護度5	0.627	0.232	0.007
就床日数B:				認知症	0.611	0.102	0.000
15日以上	0.220	0.103	0.032	視覚・聴覚障害	0.581	0.270	0.031
高齢者単独世帯	0.486	0.137	0.000	自立状況:(2)	0.300	0.147	0.041
高齢者夫婦世帯	0.138	0.108	0.199	自立状況:(3)	0.664	0.160	0.000
高齢者夫婦世帯	0.413	0.123	0.001	自立状況:(4)	0.819	0.176	0.000
以外の2人暮らし				所得:			
定数	-1.798	0.097	0.000	300-1000万未満	0.187	0.089	0.035
				1000万以上	0.469	0.139	0.001
				高齢者夫婦世帯	-0.218	0.121	0.071
				世帯員数8-9人	0.696	0.203	0.001
				定数	-2.352	0.209	0.000

表6. つづき

	係数	標準誤差	P値	相関関係	係数	標準誤差	P値
【訪問入浴】				訪問介護-訪問入浴	0.201	0.047	0.000
要介護度3	0.503	0.115	0.000	訪問介護-訪問看護	0.108	0.048	0.025
要介護度4	0.856	0.127	0.000	訪問介護-訪問リハ	0.016	0.068	0.814
要介護度5	1.020	0.138	0.000	訪問介護-通所介護	-0.022	0.038	0.574
認知症	-0.390	0.131	0.003	訪問介護-通所リハ	-0.172	0.046	0.000
自立状況:(3)	0.372	0.111	0.001	訪問介護-ショートステイ	-0.001	0.052	0.989
自立状況:(4)	0.613	0.141	0.000	訪問入浴-訪問看護	0.222	0.050	0.000
就床日数B:				訪問入浴-訪問リハ	0.196	0.066	0.003
15日以上	0.345	0.100	0.001	訪問入浴-通所介護	-0.186	0.042	0.000
高齢者単独世帯	0.394	0.134	0.003	訪問入浴-通所リハ	-0.133	0.053	0.013
定数	-1.835	0.076	0.000	訪問入浴-ショートステイ	-0.050	0.054	0.353
【訪問リハ】				訪問看護-訪問リハ	0.217	0.075	0.004
要介護度3	0.462	0.155	0.003	訪問看護-通所介護	-0.214	0.043	0.000
要介護度4	0.596	0.168	0.000	訪問介護-通所リハ	0.031	0.052	0.555
要介護度5	0.853	0.156	0.000	訪問介護-ショートステイ	-0.061	0.057	0.283
認知症	-0.611	0.250	0.015	訪問リハ-通所介護	-0.115	0.052	0.027
骨折・転倒	-0.463	0.243	0.057	訪問リハ-通所リハ	0.077	0.062	0.217
自立状況:(3)	0.244	0.126	0.054	訪問リハ-ショートステイ	-0.036	0.069	0.601
高齢者単独世帯	0.359	0.189	0.057	通所介護-通所リハ	-0.215	0.040	0.000
高齢者夫婦世帯	0.384	0.133	0.004	通所介護-ショートステイ	0.209	0.045	0.000
定数	-2.201	0.107	0.000	通所リハ-ショートステイ	0.022	0.053	0.674

数]は「15日以上」の要介護者での利用が15日未満と比較して少なく、寝たきりに近い高齢者の通所系サービス利用は少ない。『疾病(介護が必要となった原因)』では、【通所介護】で「脳血管疾患」と「認知症」の要介護者の利用が他の疾病と比較して多く、【通所リハ】では「心臓病」、「関節疾患」、「高齢による衰弱」が少なかった。『世帯状況』について、【通所介護】は「高齢者単独世帯」、「高齢者夫婦世帯」、「高齢者夫婦世帯以外の2人暮らし」に属する要介護者の利用が世帯員数3人以上の世帯と比較して少なく、【通所リハ】では、「高齢者夫婦世帯」が少なかった。『世帯状況』の結果より、家族介護力の高い世帯に属する要介護者の通所系サービスの利用が多くみられた。『世帯年間所得金額』では有意な結果はみられなかった。

・【ショートステイ】の分析結果:「要支援」と「何らかの障害を有するが、日常生活はほぼ自立しており独力で外出できる」の要介護者と比較して、両者以外のすべての『要介護度』と『日常生活の自立状況』に属する要介護者で利用が多い。『疾病(介護が必要となった原因)』では、「認知症」と「視覚・聴覚障害」を患っている要介護者の利用が他の疾病と比較して多い。『世帯状況』では、「高齢者夫婦世帯」での利用は少なく、「世帯員数8~9人」の利用が他の世帯状況と比較して多い。『世帯年間所得金額』は、「300万未満」と比較して、「300万以上~1000万未満」、「1000万以上」の両方に属する要介護者での利用が多かった。

表6の分析結果より、各居宅介護サービスの利用の相関関係を表7にまとめた。表7の「+」と「-」の印がついている居宅介護サービスは、互いの相関係数がそれぞれ正と負で、5%有意な結果である。訪問系サービスをみると、各サービスの相関が正の5%有意であり、訪問系サービス内で同時にサービス利用が行われている様子が見られる。通所系サービスでは、【通所介護】と【通所リハ】が負の有意であり、【通所介護】と【通所リハ】が同時に利用されていることは多くなかった。訪問系サービスと通所系サービスの関係をみると、【訪問入浴】、【訪問看護】、【訪問リハ】は【通所介護】と、【訪問介護】、【訪問入浴】は【通所リハ】と、それぞれの相関係数が負で有意であることから、訪問系サービスと通所系サービスのいずれか一方が利用されている傾向がややみられる。これは、例えば通所系サービスの提供先で入浴が行われているなど、訪問系サービスが一部、通所系サービスにて提供されていることと、先の分析結果より、要介護者自らの力で移動することが困難な身体状況では、通所系サービスが利用しに

表 7. 居宅介護サービス利用の相関結果.

居宅介護	訪問介護	訪問入浴	訪問看護	訪問リハ	通所介護	通所リハ	ショートステイ
訪問介護		+	+			-	
訪問入浴	+		+	+	-	-	
訪問看護	+	+		+	-	-	
訪問リハ		+	+		-		
通所介護		-	-	-		-	+
通所リハ	-	-			-		
ショートステイ					+		

くく、双方のサービスに対するニーズが異なるためと予想される。【ショートステイ】は、【通所介護】とのみ相関係数が正の有意であり、これは短期入所中にその他の居宅介護サービスを受けることがないためと、【通所介護】を利用する施設で【ショートステイ】が同時に提供されていることが考えられる。以上の結論が相関係数が有意であることから見られるものの、表 6 の相関係数の大きさから、相関があると断定できる利用の組合せはなかった。

今、 $p=7$ であるので、式 (3.4) での仮説検定統計量は、帰無仮説 $H_0: \Omega = I_p$ の下で自由度 21 の χ^2 分布に漸近的に従う。実際にモデル IV で検定統計量を計算したところ、その値は 165.1 となり、仮説は優位水準 1% で棄却される。そのため、このデータでは変数を個別にプロビットモデルをあてはめるのではなく、それぞれ相関を入れて同時に多変量プロビットモデルをあてはめた方が良いことがわかる。

5. おわりに

本研究では平成 13 年国民生活基礎調査の個票データを用い、多変量プロビットモデルによる居宅介護サービスの利用状況について、要介護者の健康状態と家族介護力の双方の点から分析を行った。

分析結果から、健康状態が悪くベッドでの生活が長いと、訪問系サービスが通所系サービスよりも利用されている。特に【訪問入浴】と【訪問看護】は、1ヶ月に「15日以上」の寝たきりの高齢者が利用しており、【訪問看護】については「がん」を患っている要介護者が多く見られた。このことから、【訪問看護】における「がん」の要介護者に対する両サービス提供の整備を重点的に進めてゆくことが、医療と介護サービスの連携を早急に広げることになると窺える。「認知症」要介護者については、【訪問介護】、【通所介護】、【ショートステイ】に多かったことから、これらの居宅介護サービスは「認知症」の要介護者とそうではない要介護者に特化した2種類の居宅介護サービスの提供を思案に入れるべきかもしれない。家族介護力では、「高齢者単独世帯」の利用が多かったのは訪問系居宅介護サービスすべてで、「高齢者夫婦世帯」では【訪問介護】、【訪問看護】、【訪問リハ】であった。逆に家族介護力の高い世帯員数が3人を越えると通所系サービスの利用が多く、同様に【ショートステイ】でも「世帯員数8~9人」での利用が多かった。大日(2002a, 2002b)では、家族介護が介護サービスにとってそれぞれ補完的、代替的であるという相反した結果が述べられており、本研究で各居宅介護サービスごとに家族介護力との関係を見ると、訪問系は代替的で、通所系は補完的であった。訪問系は今後の「高齢者単独世帯」や「高齢者夫婦世帯」の増加と共に、利用者が増加する可能性が示唆される。一方、通所系は要介護者を抱えた世帯を支えるサービスとしての機能と、要介護度の重い利用者が少ないことから、要介護状態が軽くしかりながら自力での生活は難しい高齢者のあざかりと介護予防に関するサービス提供の拠点となりえるかもしれない。

最後に、本研究で得られた解析結果は常識的に予想されるものであった。そのため、多変量プロビットモデルを用いた解析法は、十分に実解析に適用可能であると考えられる。

謝 辞

本論文の内容に対して適切なコメントを頂いた、広島大学原爆放射線医科学研究所 大瀧慈先生、筑波大学大学院システム情報工学研究科 吉田あつし先生、ならびに査読者の先生に厚く御礼申し上げます。また本研究は、平成16年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業の援助を受け、医療経済研究機構で実施された「国民生活基礎調査を利用した高齢者の医療費・介護費の関係及び自己負担合算額等に関する研究」の研究成果によるものであり、研究プロジェクトにご尽力くださった先生方、ならびに医療経済研究機構の職員の皆様にご心より御礼申し上げます。

参 考 文 献

- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, *2nd International Symposium on Information Theory* (eds. B. N. Petrov and F. Csáki), 267–281, Akadémiai Kiado, Budapest.
- Ashford, J. R. and Sowden, R. R. (1970). Multi-variate probit analysis, *Biometrics*, **26**, 535–546.
- Cappellari, L. and Jenkins, S. P. (2003). Multivariate probit regression using simulated maximum likelihood, *Stata Journal*, **3**, 278–294.
- Coughlin, T. A., McBride, T. D., Perozek, M. and Liu, K. (1992). Home care for the disabled elderly: Predictors and expected costs, *Health Services Research*, **27**, 2453–2479.
- 遠藤秀紀, 吉田あつし (2001). 家族の同居・別居選択と訪問介護サービス需要, 季刊・社会保障研究, **37**, 281–296.
- Garber, A. M. and MaCurdy, I. E. (1990). Predicting nursing home utilization among the high-risk elderly, *Issues in the Economics of Aging* (ed. D. A. Wise), 173–200, University of Chicago Press, Chicago.
- Geweke, J. F. (1991). Efficient simulation from the multivariate normal and Student-t distributions subject to linear constraints, *Computing Science and Statistics: Proceedings of the Twenty-Third Symposium on the Interface*, 571–578, American Statistical Association, Alexandria, Virginia.
- Hajivassiliou, V. A. and McFadden, D. L. (1998). The method of simulated scores for the estimation of LDV models, *Econometrica*, **66**, 863–896.
- Hajivassiliou, V. A., McFadden, D. L. and Ruud, P. (1996). Simulation of multivariate normal rectangle probabilities and their derivatives theoretical and computational results, *Journal of Econometrics*, **72**, 85–134.
- 医療経済研究機構 (2006a). 国民生活基礎調査を利用した高齢者の医療費・介護費の関係及び自己負担合算額等に関する研究 総括報告書, 医療経済研究機構, 東京.
- 医療経済研究機構 (2006b). 国民生活基礎調査を利用した高齢者の医療費・介護費の関係及び自己負担合算額等に関する研究 別冊報告書, 医療経済研究機構, 東京.
- Keane, M. P. (1990). Four essays in empirical macro and labor economics, Ph. D. Dissertation, Brown University, Providence, Rhode Island.
- Keane, M. P. (1994). A computationally practical simulation estimator for panel data, *Econometrica*, **62**, 95–116.
- Kiefer, N. M. (1982). Testing for dependence in multivariate probit models, *Biometrika*, **69**, 161–166.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2003). 平成13年国民生活基礎調査, 第1巻–第4巻, 財団法人厚生統計協会, 東京.
- Morris, C. N., Nortom, E. C. and Zhou, X. H. (1994). Parametric duration analysis nursing home

- usage, *Case Studies in Biometry* (eds. N. Lange, L. Ryan, L. Billard, D. Brillinger, L. Conquest and J. Greenhouse), 231–248, John Wiley and Sons, New York.
- Murtaugh, C., Kemper, P., Spillman, B. and Carlson, B. (1997). The amount distribution and timing of lifetime nursing home use, *Medical Care*, **35**, 204–218.
- Norton, E. C. (2000). Long-term care, *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B (eds. A. J. Culyer and J. P. Newhouse), 956–994, Elsevier, Amsterdam.
- 大日康史(2000). 介護保険の市場分析, 季刊・社会保障, **36**, 338–352.
- 大日康史(2002a). 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, **38**, 67–73.
- 大日康史(2002b). 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, **38**, 239–244.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model, *Annals of Statistics*, **6**, 461–464.
- 社会保険研究所(2003). 『介護保険制度の解説(解説編), 平成15年度版』, 社会保険研究所, 東京.
- 柳原宏和(2007). その他の規準量での変数選択, 『統計・データ科学活用事典』(杉山高一, 藤越康祝, 杉浦成昭, 国友直人 編), 朝倉書店, 東京(印刷中).

Multivariate Probit Analysis Based on Comprehensive Survey of Living Condition of the People on Health and Welfare: Home Long-term Care Utilization under National Long-term Care Insurance System

Mariko Yamamura^{1,2} and Hirokazu Yanagihara³

¹Department of Social Systems & Management, Graduate School of Systems & Information Engineering, University of Tsukuba

²Institute for Health Economics and Policy

³Department of Mathematics, Graduate School of Science, Hiroshima University

A multivariate probit model is used to analyze multiple sets of binary data correlating each other. The purpose of this research is to study the applicability of the multivariate probit model to utilization of home long-term care services, based on questionnaire data on long-term care in *the comprehensive survey of living condition of the people on health and welfare*. This is a national survey in Japan carried out by the health, labor and welfare ministry, and respondents (sample) are selected nationwide. The analysis results showed that home-visit care services were often used by the elderly who were in a poor state of health and were in small-household family unit. In-facility care services were preferred by the elderly with middle-state (between poor and good) health and were in a large-household family units, and short-stay service users were preferred for every health state except good for large-household units. For jointly used combinational services, home-visit care services and in-facility care services were not often used together, because the needs for these two kinds of long-term care services are different. Since these analysis results made sense, we confirm that the multivariate probit model was well applicable to analysis long-term care utilization in the national survey data.

Key words: Comprehensive survey of living condition of the people on health and welfare, home long-term care utilization, long-term care insurance system, multivariate binary data, multivariate probit model.