

特別養護老人ホームの入所の緊急性に影響する要因の分析

キシダ ケンサク タニザキ シズコ
岸田 研作* 谷垣 静子^{2*}

目的 介護保険導入後における特別養護老人ホームの入所の緊急性に影響する要因を明らかにすること。

方法 対象は、中国地方の2つの市に在住する在宅介護を継続する同居世帯である。特別養護老人ホームの入所の緊急性の指標は、世帯が入所申請をしていない場合に0、入所申請をしている場合は、世帯を担当するケアマネジャーが「将来、必要になったときに入所したらよい」と判断した場合は1、「しばらくは待つことができる」と判断した場合は2、「できるだけ早く入所した方がよい」と判断した場合は3をとる。推定は、緊急性の指標を従属変数、在宅介護の継続に影響すると考えられる個人・世帯属性を独立変数とする順序ロジットモデルである。推定では、従属変数のカテゴリーによって係数が異なる可能性を考慮した。

成績 必要な変数に欠損値がなく分析対象になったのは、146の入所申請世帯と494の非入所申請世帯であった（計640世帯）。入所申請者間でもケアマネジャーが判断する適切な入所時期には差があり、「できるだけ早く入所したほうがよい」(29%),「しばらくは待つことができる」(32%),「将来、必要になったときに入所すればよい」(39%)であった。多変量解析の結果、入所の緊急性が高いことと有意に関連していたのは、要介護度が高いこと、主介護者の自覚症状数、家族が介護に消極的であること、A市在住、持ち家以外であること、事業者都合によるショートステイの利用制限、であった。

考察 入所の緊急性については、入所申請の有無のみならず、入所申請者間の緊急性の差も考慮すべきである。入所の緊急性が高いことと有意に関連していたのは、要介護度が高いこと、主介護者の自覚症状数、家族が介護に消極的であること、A市在住、持ち家以外であること、事業者都合によるショートステイの利用制限、であった。

Key words : 特別養護老人ホーム, 入所, ケアマネジャー, 介護保険, 要介護老人

I はじめに

現在都市部を中心に、特別養護老人ホーム（以下、特養）には多数の待機者が存在する。2005年2月22日の日本経済新聞に掲載された厚生労働省の調査結果によると、2004年11月時点の全国の待機者数は338,000人であり、待機期間は1年以上に及ぶことがある¹⁾。しかし、施設の増加は介護保険料を上昇させるという問題がある。同じ要介護度のサービス受給者でも、施設サービス利用者の1人当たり受給額は、在宅サービス利用者の2倍以上である²⁾。それ故、特養への入所要因を明らかにすることは非常に重要である。しかし、介護保険導入後を対象とした研究はほとんどない³⁾。介護保険導入後、特養

の待機者数は急増し、緊急性が高い者から優先して入所させるべきとの通知が出された⁴⁾。本稿の目的は、介護保険導入後を対象に、特養の入所の緊急性に影響する要因を明らかにすることである。先行研究では、在宅で特養への入所を申請中の者（以下、入所申請者）と入所申請をしていない者（以下、非入所申請者）を比較したものがある^{3,5)}。本稿は、入所申請者間にも入所の緊急性に差がある可能性を考慮した推定を行う。

II 研究方法

1. データ

対象は、中国地方のA市（人口約48万）とB市（人口約15万）に在住する要介護者である。調査は、筆者らがA市とB市の協力を得て2004年8月から11月にかけて行った。調査は、横断面である。調査母体は、2004年4月時点に介護保険の在宅サービスを利用していた者であり、在宅の入所申請者

* 岡山大学大学院社会文化科学研究科

^{2*} 岡山大学大学院保健学研究科

〒700-8530 岡山市津島中3-1-1

岡山大学大学院社会文化科学研究科 岸田研作

(1,709人) から無作為抽出された423人と非入所申請者 (10,734人) から抽出された1,089人からなる (計1,512)。調査票は、要介護者票とケアマネジャー票からなる。要介護者票については、要介護者を担当するケアマネジャーが訪問対面調査を行い、単身世帯の回答者は要介護者本人、同居世帯の回答者は主介護者である。ケアマネジャー票は、要介護者の介護状況に対するケアマネジャーの判断や要介護者の重症度をケアマネジャー自身が記入する。調査母体の抽出およびケアマネジャーが所属するサービス事業者に依頼する調査票の割り振りは、両市の介護保険課が行った。回収された調査票は1,012通 (66.9%) であった。本稿で用いるのは、そのうちの要支援、単身者、分析に必要な変数の欠損値がある者を除く640の同居世帯者分である。要支援を除いた理由は、要支援と判定された者は、施設サービスが使えないからである。単身者を除外した理由は、本稿のデータが、世帯の介護状況に関する情報を含むので、それらと入居の緊急性の関係を調べるためである。146人が特養に入所申し込みをして待機していた。回収された調査票1件につき、ケアマネジャーが所属する事業所に対して2,100円の謝金を支払った。

2. 倫理的配慮

本調査は、鳥取大学医学部倫理審査会の承認を受けている。調査の実施に当たっては、両市の介護保険課に調査の趣旨を口頭で説明し、協力を得た。調査票の割り振りは両市の介護保険課が行った。対象者の被保険者番号や氏名等の個人を特定できる情報が消去されるように調査設計を行い、個人情報の保護に努めた。調査対象となった事業者および要介護者には、調査の趣旨、調査への参加は任意であること、匿名性を保持すること等を記した調査協力書を調査票に添付した。また、調査票の返送をもって調査への同意とみなした。

3. 推定

従属変数は、ケアマネジャーが判断した要介護者の適切な特養への入所時期である。上述のように、特養には多数の待機者が存在するので、入所順位は緊急性に応じて決定される。緊急性の判断基準は自治体によって若干異なるが、A市とB市では待機先の特養職員が行っている。他の自治体では、大阪府や愛知県^{6,7)}がホームページ上で公表しているように、要介護度や世帯属性に応じてつけられた点数を用いている場合があるが、最終的な判断は待機先の特養職員が行う。しかし、調査設計上、待機先の特養職員に適切な入所時期を尋ねることは困難であった。そこで、次善の策として、要介護者を担当す

るケアマネジャーの判断を用いた。ケアマネジャーに入所申請者の適切な入所時期について尋ね、「1. 将来、必要になったときに入所したらよい」、「2. しばらくは待つことができる」、「3. できるだけ早く入所した方がよい」、「4. すぐにでも入所した方がよい」の中から1つ選択してもらった。

推定方法は、順序ロジットモデルである。順序ロジットモデルは、ロジットモデルを、従属変数のカテゴリーが3つ以上あり、それらの間に順位付けができる場合に拡張したものである。従属変数のカテゴリーが M 個の場合の順序ロジットモデルは、以下のように表現される⁸⁾。

$$P(Y > j) = g(X_j \beta_j) = \frac{\exp(\alpha_j + X_j \beta_j)}{1 + \{\exp(\alpha_j + X_j \beta_j)\}^j}, \quad j = 1, 2, \dots, M-1$$

$$P(Y = 1) = 1 - g(X_1 \beta_1)$$

$$P(Y = j) = g(X_j \beta_{j-1}) - g(X_j \beta_j),$$

$$j = 2, \dots, M-1$$

$$P(Y = M) = g(X_M \beta_{M-1})$$

j は従属変数のカテゴリーである。Y はダミー変数であり、要介護者が入所申請をしていない場合に1、入所申請をしている場合は、ケアマネジャーが「将来、必要になったときに入所したらよい」と答えた場合2、「しばらくは待つことができる」と答えた場合3、「できるだけ早く入所した方がよい」または「すぐにでも入所した方がよい」と答えた場合4をとる。以下、「すぐにでも入所した方がよい」は、「できるだけ早く入所した方がよい」に含め、同一カテゴリーとして扱う。「できるだけ早く入所した方がよい」を「すぐにでも入所した方がよい」に含めた理由は、両者の区別が曖昧であることに加え、「すぐにでも入所した方がよい」と判断された者が13人しかいなかったからである。調査票では、非入所申請者については入所の緊急性を尋ねていない。そのため、ケアマネジャーは、入所申請者の入所緊急性を非入所申請者よりも高く判断すると仮定する。しかし、実際には、非入所申請者であっても、ケアマネジャーが、入所申請が必要であると判断する可能性がある。そこで、感度分析として、「将来、必要になったときに入所したらよい」と「入所申請をしていない」を同一カテゴリーとした推定も行う。X は独立変数で表1に定義を示している。 α_j, β_j は推定によって得られるパラメータ、 ε はロジスティック分布をする誤差項である。

通常、順序ロジットモデルでは、

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{M-1}$$

が仮定されている。これは、従属変数のカテゴリーの分割に関係なく、オッズ比がすべて等しくなるこ

表1 独立変数の候補の定義^a

要介護者・男性 ^b	要介護者が男性
要介護者・年齢 ^b	要介護者の年齢の実数値
要介護度 ^b	要介護度ごとに定義されたダミー変数
主介護者・男性	主介護者が男性
主介護者・年齢	主介護者の年齢の実数値
主介護者・続き柄	主介護者の要介護者に対する続き柄。妻、夫、娘、息子、息子の配偶者、その他。
主介護者・自覚症状数	自覚症状の種類は、体がだるい、眠れない、いらいらする、頭痛、動悸、食欲不振、肩こり、腰痛、手足の関節痛、その他の10種類。
主介護者・家事負担	日常的な家庭の家事のほとんどを主介護者が行っている
主介護者・就業	主介護者が働いている
主介護者・複数介護	複数の人を、介護している
家族の介護の積極性 ^b	「あなたから見て家族が積極的に介護に参加していると思いますか。」という質問に対して選択したケアマネジャーの回答。「積極的」、どちらかといえば積極的、「どちらともいえない」、「消極的」（「どちらかといえば消極的」または「消極的」。「わからない」という選択肢が選ばれた標本は除外した。
主介護者・介護期間	「2年未満」、「3～5年前」、「6～10年前」、「11年以上前」。
副介護者数	副介護者数の実数値
介護保険料段階	介護保険料段階ごとのダミー変数で、世帯所得の代理変数として採用。第1段階は数が少ないので、第2段階と同じカテゴリーとした。
A市在住	要介護者がA市に在住
持ち家以外	要介護者が持ち家以外に在住
要介護者の意向で利用手控えているサービスがある	「ご本人が望まないため、利用回数を控えたり、利用していないサービスはありますか。」という質問を行い、1. 訪問介護、2. 訪問入浴介護、3. 訪問看護、4. 訪問リハビリ、5. 通所介護、6. 通所リハビリ、7. ショートステイ をあげ、該当するものすべてを選択してもらった。変数は各サービスについて定義され、該当する場合に1、該当しない場合に0を取るダミー変数。変数名は、要介護者意向・サービス名。
事業者の都合で利用手控えているサービスがある	「事業者側の都合で、利用回数を控えたり、利用していないサービスはありますか。」という質問を行い、1. 訪問介護、2. 訪問入浴介護、3. 訪問看護、4. 訪問リハビリ、5. 通所介護、6. 通所リハビリ、7. ショートステイ をあげ、該当するものすべてを選択してもらった。変数はショートステイとそれ以外のサービスについて定義され、該当する場合に1、該当しない場合に0を取るダミー変数。サービス提供側の都合の例として、訪問介護（休日・早朝・夜間の派遣ができない）、通所介護（重度の方の受け入れ困難）、ショートステイ（必要なときに必要なだけ使えない）をあげた。変数名は、事業者都合・サービス名。

^a 特に説明がない限り、変数は定義に該当する場合に1、それ以外の場合に0をとるダミー変数である。

^b ケアマネジャー票の調査項目。

とを意味する（以下、この仮定を比例オッズ比の仮定と呼ぶ）。具体例をあげると、これは、入所申請を行っているか否かを従属変数とするロジットモデルのオッズ比と、「できるだけ早く入所した方がよい」と判断されるか否かを従属変数とするロジットモデルのオッズ比がすべての独立変数について等しくなることを意味する。入所申請を行うか否かは要介護者世帯の判断によるものであり、「できるだけ早く入所した方がよい」か否かはケアマネジャーの判断であるため、これは明らかに強い仮定である。そこで、本稿では β_j が従属変数のカテゴリー j の分割のされ方によって異なるモデルを推定する。分析

は、Stata Ver.9.0を用いて行う。

まず、単変量解析を行う。そして、

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{M-1} = 0$$

という帰無仮説が10%水準でWald検定⁹⁾により棄却された変数のみを多変量解析の独立変数とする。多変量解析で独立変数として用いる変数を絞り込む理由は、モデルの適合度を高めるためである。要介護度、家族の介護の積極性、続き柄、介護期間、介護保険料段階については、ダミー変数群を一括して投入し、すべての β が0であるという帰無仮説を検定する。要介護度の場合、要介護度2, 3, 4, 5に対応したダミー変数を一括して投入することを意味

する。

III 結 果

1. 記述統計

図1は、ケアマネジャーが判断した入所時期の分布である。入所申請者間で適切な入所時期は差があり、「できるだけ早く入所したほうがよい」(28.8%)、「しばらくは待つことができる」(32.2%)、「将来、必要になったときに入所すればよい」(39.0%)であった。

表2は、独立変数の記述統計である。要介護者の32.4%が男性で、平均年齢は82.1歳であった。主介護者の19.6%が男性で、平均年齢は62.9歳であった。主介護者の要介護者に対する続柄は、妻(21.2%)、夫(10.7%)、娘(20.9%)、息子(8.8%)、息子の妻(32.9%)であった。要介護度の分布は、1(23.4%)、2(23.2%)、3(18.7%)、4(16.5%)、5(18.3%)であった。表には示していないが、調査時点におけるA市とB市の実働ケアマネジャー数は、それぞれ335人、142人であった。

2. 単変量解析

単変量解析の結果は、表3.1、表3.2に示している。オッズ比がすべて1であるという帰無仮説が10%水準で棄却された変数を多変量解析の独立変数として用いる。オッズ比が1よりも大きいことは、早期の入所が必要であると判断されることを示す。従属変数との関連が有意であったのは、要介護度、自覚症状数、家族の介護の積極性、主介護者の介護期間、A市在住、持ち家以外、要介護者意向・通所リハビリ制限、事業者都合・ショートステイ制限であった。感度分析では、介護期間、要介護者意向・通所リハビリ制限が有意でなく、要介護者意向・シ

ョートステイ制限が有意であった。

3. 多変量解析

多変量解析の結果は、表4.1、表4.2に示している。早期の入所判断と関連していたのは、要介護度が高い、主介護者の自覚症状数が多い、家族が介護に消極的、A市在住、持ち家以外、事業者都合・ショートステイ制限、であった。要介護者意向・通所リハビリ制限は、入所の緊急性が低いという判断と関連していた。感度分析でも概ね同様の結果が得られたが、要介護者意向・通所リハビリ制限は独立変数として採用されず、要介護者意向・ショートステイ制限が、入所の緊急性が低いという判断と関連していた。大半の変数は比例オッズ比の仮定を満たしていた。

IV 考 察

欧米では、老人ホームの入所要因を分析した研究がすでに多数蓄積されている¹⁰⁻¹⁷⁾。その多くは追跡データを用いており、調査開始時点から入所までの期間を従属変数とする比例ハザードモデルによる分析である¹⁰⁻¹⁷⁾。ハザードモデルを用いた唯一の国内の研究は、渡辺ら¹⁸⁾によるものである。従属変数は、対象者が特養の入所申請を行うか死亡するまでの期間である。その他の国内の研究は、在宅の入所申請者と非入所申請者を比較^{3,5)}するか、在宅介護継続群と入所群を比較^{19,20)}している。入所申請(入所)に至るまでの期間は、単なる入所申請(入所)の有無よりも情報量が多い。そのため前者の方が後者よりも従属変数として優れている。しかし、渡辺ら¹⁸⁾は観察期間が5年に及ぶにも関わらず、独立変数は観察開始時点のものを用いている。これは長期間にわたって独立変数が変化しないことを暗黙

図1 ケアマネジャーが判断した適切な入所時期 $n=146$

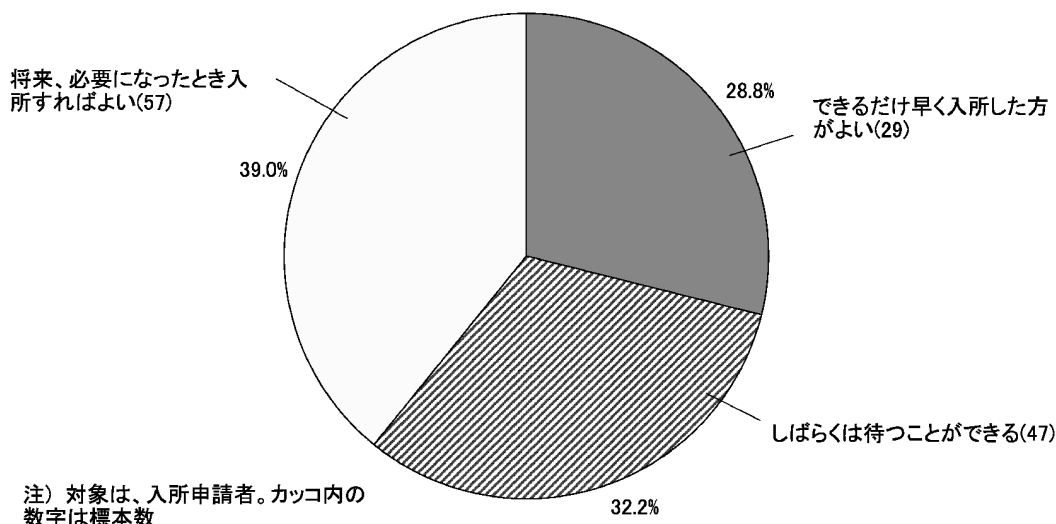


表2 記述統計 n=640

従属変数のカテゴリ ^a	合計	(1) 早く入所した方がよい	(2) しばらくは待てる	(3) 必要になれば、入所	(4) 入所申請無し
人数	640	42	47	57	494
要介護者・男性 (%)	32.4	40.5	38.3	19.3	32.4
要介護者・年齢 (平均)	82.1	83.7	81.5	82.3	82.0
要介護度 (%)					
1	23.4	7.1	19.1	19.3	25.1
2	23.2	19.0	10.6	29.8	23.9
3	18.7	16.7	23.4	24.6	18.2
4	16.5	21.4	19.1	17.5	15.8
5	18.3	35.7	27.7	8.8	17.0
主介護者・男性 (%)	19.6	28.6	23.4	19.3	18.8
主介護者・年齢 (平均)	62.9	64.1	62.2	62.1	63.0
主介護者・続柄 (%)					
妻	21.2	16.7	21.3	10.5	23.3
夫	10.7	9.5	6.4	8.8	11.3
娘	20.9	19.0	29.8	19.3	20.9
息子	8.8	14.3	14.9	8.8	7.5
息子の妻	32.9	31.0	25.5	42.1	32.4
その他	5.5	9.5	2.1	10.5	4.7
主介護者・自覚症状数 (平均)	2.4	3.3	2.4	2.9	2.3
主介護者・家事負担 (%)	75.4	73.8	80.9	71.9	75.7
主介護者・就業 (%)	40.1	38.1	40.4	33.3	40.7
家族の介護の積極性 (%)					
積極的	45.5	35.7	36.2	22.8	49.4
どちらかといえば積極的	32.6	23.8	29.8	35.1	33.6
どちらともいえない	13.5	14.3	12.8	22.8	12.6
消極的	8.5	26.2	21.3	19.3	4.5
主介護者・介護期間 (%)					
2年未満	29.6	16.7	34.0	22.8	31.4
3~5年前	40.1	42.9	36.2	40.4	39.9
6~10年前	21.9	33.3	27.7	31.6	19.4
11年以上前	8.3	7.1	2.1	5.3	9.3
介護保険料の段階 (%)					
1-2	37.6	47.6	40.4	35.1	36.6
3	46.6	40.5	40.4	52.6	46.8
4-5	15.9	11.9	19.1	12.3	16.6
A市在住 (%)	36.8	50.0	61.7	64.9	30.0
持ち家以外 (%)		16.7	12.8	8.8	5.9
要介護者意向・訪問介護制限	7.9	9.5	8.5	14.0	6.7
要介護者意向・訪問入浴制限	6.0	0.0	8.5	8.8	5.9
要介護者意向・訪問リハビリ制限	6.4	0.0	6.4	8.8	6.5
要介護者意向・通所介護制限	9.9	9.5	8.5	10.5	9.7
要介護者意向・通所リハビリ制限	10.1	2.4	12.8	3.5	11.1
要介護者意向・ショートステイ制限	20.6	7.1	19.1	17.5	22.3
事業者都合・ショートステイ以外制限	8.2	19.0	14.9	7.0	6.9
事業者都合・ショートステイ制限	4.9	14.3	10.6	5.3	3.4

^a (1):「できるだけ早く入所したほうがよい」, (2):「しばらくは待つことができる」, (3):「将来、必要になったときに入所すればよい」, (4):入所申請をしていない

表3-1 単変量解析（順序ロジットモデル）の結果 n=640

比例オッズ比の仮定	無			検定 ^c
	(1), (2), (3) v.s. (4)	(1), (2) v.s. (3), (4)	(1) v.s. (2), (3), (4)	
変数名	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	
従属変数のカテゴリーの分割 ^a				
要介護者・男性	0.96(0.65-1.42)	1.44(0.91-2.29)	1.47(0.78-2.79)	†
要介護者・年齢	1.00(0.98-1.01)	1.00(0.98-1.02)	1.01(0.98-1.04)	n.s.
要介護度				**
1	1.00	1.00	1.00	
2	1.37(0.75-2.49)	1.08(0.48-2.46)	2.74(0.71-10.55)	
3	1.92(1.05-3.49)	1.95(0.90-4.22)	2.92(0.74-11.55)	
4	1.94(1.04-3.60)	2.30(1.06-5.01)	4.45(1.18-16.87)	
5	2.12(1.16-3.86)	3.54(1.71-7.32)	7.06(1.99-25.02)	
主介護者・男性	1.00(0.98-1.01)	1.00(0.98-1.02)	1.01(0.98-1.04)	n.s.
主介護者・年齢	1.00(0.98-1.03)	1.01(0.98-1.03)	1.02(0.98-1.06)	n.s.
主介護者・続き柄				n.s.
妻	1.00	1.00	1.00	
夫	1.07(0.50-2.31)	0.82(0.32-2.08)	1.17(0.33-4.14)	
娘	1.60(0.88-2.90)	1.37(0.69-2.72)	1.17(0.41-3.32)	
息子	2.43(1.18-4.99)	2.20(0.99-4.92)	2.29(0.73-7.16)	
息子の妻	1.53(0.88-2.65)	0.97(0.50-1.87)	1.24(0.48-3.19)	
その他	2.39(1.03-5.58)	1.23(0.42-3.60)	2.50(0.69-9.07)	
主介護者・自覚症状数	1.17(1.06-1.29)	1.13(1.01-1.26)	1.23(1.07-1.41)	**
主介護者・家事負担	0.98(0.64-1.51)	1.13(0.66-1.93)	0.90(0.44-1.84)	n.s.
主介護者・就業	0.856(0.58-1.25)	0.98(0.62-1.54)	0.92(0.49-1.76)	n.s.
家族の介護の積極性				**
積極的	0.46(0.26-0.80)	0.78(0.38-1.59)	0.74(0.28-1.97)	
どちらかといえば積極的	0.66(0.37-1.16)	0.81(0.38-1.70)	0.68(0.24-1.92)	
どちらともいえない	1.00	1.00	1.00	
消極的	3.61(1.77-7.37)	3.98(1.75-9.02)	3.45(1.20-9.98)	
主介護者・介護期間				†
2年未満	1.00	1.00	1.00	
3~5年前	1.27(0.80-2.02)	1.16(0.66-2.04)	2.00(0.82-4.88)	
6~10年前	2.01(1.22-3.35)	1.73(0.94-3.17)	2.90(1.14-7.38)	
11年以上前	0.66(0.27-1.57)	0.60(0.20-1.80)	1.58(0.39-6.32)	
介護保険料の段階				n.s.
1-2	1.14(0.76-1.70)	1.41(0.86-2.29)	1.50(0.77-2.93)	
3	1.00	1.00	1.00	
4-5	0.90(0.52-1.56)	1.14(0.59-2.21)	0.84(0.30-2.34)	
持ち家以外	2.25(1.21-4.19)	2.60(1.31-5.15)	2.79(1.17-6.68)	**
要介護者意向・訪問介護制限	1.72(0.92-3.22)	1.23(0.56-2.72)	1.29(0.44-3.79)	n.s.
要介護者意向・訪問入浴制限	1.05(0.49-2.28)	0.72(0.25-2.07)	0.00(0.00-0.00)	n.s.
要介護者意向・訪問リハビリ制限	0.84(0.38-1.86)	0.48(0.15-1.61)	0.00(0.00-0.00)	n.s.
要介護者意向・通所介護制限	0.99(0.53-1.84)	0.91(0.42-1.98)	0.98(0.34-2.84)	n.s.
要介護者意向・通所リハビリ制限	0.52(0.25-1.09)	0.74(0.33-1.68)	0.21(0.03-1.53)	*
要介護者意向・ショートステイ制限	0.62(0.38-1.02)	0.56(0.29-1.06)	0.28(0.09-0.92)	†
事業者都合・ショートステイ以外制限	1.31(0.57-3.01)	1.31(0.49-3.52)	1.06(0.24-4.61)	n.s.
事業者都合・ショートステイ制限	2.98(1.43-6.19)	3.74(1.73-8.11)	3.82(1.47-9.90)	*
A市在住	3.45(2.35-5.05)	2.54(1.61-4.00)	1.79(0.96-3.36)	**

^a (1):「できるだけ早く入所したほうがよい」, (2):「しばらくは待つことができる」, (3):「将来, 必要になったときに入所すればよい」, (4):入所申請をしていない

^b オッズ比が1より大きいことは, 早期の入所が必要と判断されることを示す。

^c 各変数について, オッズ比がすべて1であるという帰無仮説に対して Wald 検定を行った結果。**: 1%水準で有意, *: 5%水準で有意, †: 10%水準で有意。

表3-2 感度分析：単変量解析（順序ロジットモデル）の結果 n=640
 「将来、必要になったとき入所すればよい」と「入所申請をしていない」を一括した場合

比例オッズ比の仮定	無		検定 ^c
	(1), (2) v.s. (3), (4)	(1) v.s. (2), (3), (4)	
従属変数のカテゴリーの分割 ^a	オッズ比 (95%CI) ^b		
変数名	オッズ比 (95%CI) ^b		
要介護者・男性	1.44(0.91-2.29)	1.47(0.78-2.79)	n.s.
要介護者・年齢	1.00(0.98-1.02)	1.01(0.98-1.04)	n.s.
要介護度			**
1	1.00	1.00	
2	1.08(0.48-2.46)	2.74(0.71-10.55)	
3	1.95(0.90-4.22)	2.92(0.74-11.55)	
4	2.30(1.06-5.01)	4.45(1.18-16.87)	
5	3.54(1.71-7.32)	7.06(1.99-25.02)	
主介護者・男性	0.67(0.40-1.12)	0.60(0.30-1.20)	n.s.
主介護者・年齢	1.01(0.98-1.03)	1.02(0.98-1.06)	n.s.
主介護者・続き柄			n.s.
妻	1.00	1.00	**
夫	0.82(0.32-2.08)	1.17(0.33-4.14)	
娘	1.37(0.69-2.72)	1.17(0.41-3.32)	
息子	2.20(0.99-4.92)	2.29(0.73-7.16)	
息子の妻	0.97(0.50-1.87)	1.24(0.48-3.19)	
その他	1.23(0.42-3.60)	2.50(0.69-9.07)	
主介護者・自覚症状数	1.13(1.00-1.26)	1.23(1.07-1.41)	
主介護者・家事負担	1.13(0.66-1.93)	0.90(0.44-1.84)	n.s.
主介護者・就業	0.98(0.62-1.54)	0.92(0.49-1.76)	n.s.
家族の介護の積極性			**
積極的	0.78(0.38-1.59)	0.74(0.28-1.97)	
どちらかといえば積極的	0.81(0.38-1.70)	0.68(0.24-1.92)	
どちらともいえない	1.00	1.00	
消極的	3.98(1.75-9.02)	3.45(1.20-9.98)	
主介護者・介護期間			n.s.
2年未満	1.00	1.00	
3~5年前	1.16(0.66-2.04)	2.00(0.82-4.88)	
6~10年前	1.73(0.94-3.17)	2.90(1.14-7.38)	
11年以上前	0.60(0.20-1.81)	1.58(0.39-6.32)	
介護保険料の段階			n.s.
1-2	1.41(0.86-2.29)	1.50(0.77-2.93)	
3	1.00	1.00	
4-5	1.14(0.59-2.21)	0.84(0.30-2.34)	
持ち家以外	2.60(1.31-5.15)	2.79(1.17-6.68)	*
要介護者意向・訪問介護制限	1.23(0.56-2.72)	1.29(0.44-3.79)	n.s.
要介護者意向・訪問入浴制限	0.72(0.25-2.07)	0.00(0.00-0.00)	n.s.
要介護者意向・訪問リハビリ制限	0.48(0.15-1.61)	0.00(0.00-0.00)	n.s.
要介護者意向・通所介護制限	0.91(0.42-1.98)	0.98(0.34-2.84)	n.s.
要介護者意向・通所リハビリ制限	0.74(0.33-1.68)	0.21(0.03-1.53)	n.s.
要介護者意向・ショートステイ制限	0.56(0.29-1.06)	0.28(0.09-0.92)	†
事業者都合・ショートステイ以外制限	1.31(0.49-3.52)	1.06(0.24-4.61)	n.s.
事業者都合・ショートステイ制限	3.74(1.73-8.11)	3.82(1.47-9.90)	**
A市在住	2.54(1.61-4.00)	1.79(0.96-3.36)	**

^a (1):「できるだけ早く入所したほうがよい」, (2):「しばらくは待つことができる」, (3):「将来、必要になったときに入所すればよい」, (4):入所申請をしていない

^b オッズ比が1より大きいことは、早期の入所が必要と判断されることを示す。

^c 各変数について、オッズ比がすべて1であるという帰無仮説に対してWald検定を行った結果。**:1%水準で有意,*:5%水準で有意,†:10%水準で有意。

表4-1 多変量解析（順序ロジットモデル）の結果 n=640

比例オッズ比の仮定	無			有	
	(1), (2), (3) v.s. (4)	(1), (2) v.s. (3), (4)	(1) v.s. (2), (3), (4)	オッズ比 (95%CI) ^b	検定 ^c
従属変数のカテゴリーの分割 ^a					
変数名	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	
要介護者・男性	0.99(0.61-1.59)	1.99(1.10-3.57)	1.02(0.39-2.69)	1.14(0.73-1.79)	**
要介護度					
1	1.00	1.00	1.00	1.00	
2	1.63(0.83-3.19)	1.12(0.46-2.73)	6.27(1.20-37.73)	1.52(0.79-2.92)	*
3	2.47(1.24-4.90)	2.36(0.95-5.88)	3.57(0.74-17.19)	2.22(1.15-4.26)	n.s.
4	3.67(1.76-7.64)	2.59(0.95-7.08)	4.63(0.91-23.46)	3.12(1.55-6.28)	n.s.
5	3.12(1.51-6.44)	6.55(2.62-16.38)	9.33(2.19-39.78)	3.77(1.92-7.39)	n.s.
主介護者・自覚症状数	1.09(0.98-1.23)	1.02(0.88-1.18)	1.29(1.06-1.55)	1.10(0.99-1.22)	*
家族の介護の積極性					
積極的	0.45(0.24-0.86)	0.75(0.33-1.72)	0.45(0.13-1.60)	0.47(0.26-0.87)	n.s.
どちらかといえば積極的	0.58(0.31-1.11)	0.64(0.28-1.48)	0.21(0.05-0.82)	0.57(0.31-1.04)	n.s.
どちらともいえない	1.00	1.00	1.00	1.00	
消極的	3.20(1.42-7.17)	4.35(1.71-11.07)	1.61(0.42-6.22)	3.04(1.51-6.13)	n.s.
主介護者・介護期間					
2年未満	1.00	1.00	1.00	1.00	
3~5年前	1.05(0.61-1.78)	1.10(0.55-2.20)	1.07(0.39-2.69)	1.02(0.62-1.69)	n.s.
6~10年前	1.70(0.94-3.07)	1.96(0.89-4.33)	2.87(0.85-9.65)	1.73(1.00-3.02)	n.s.
11年以上前	0.47(0.17-1.29)	0.31(0.08-1.17)	3.50(0.57-21.55)	0.49(0.19-1.26)	*
持ち家以外	2.45(1.13-5.33)	3.79(1.54-9.35)	4.01(1.20-13.44)	2.93(1.48-5.78)	n.s.
要介護者意向・通所リハビリ制限	0.39(0.16-0.91)	0.62(0.14-2.75)	0.13(0.01-1.33)	0.40(0.18-0.88)	n.s.
事業者都合・ショートステイ制限	4.49(1.62-12.46)	4.00(1.16-13.82)	3.99(0.99-16.05)	4.40(1.98-9.79)	n.s.
A市在住	4.42(2.83-6.91)	2.67(1.47-4.84)	1.11(0.45-2.70)	3.46(2.29-5.25)	**

^a (1):「できるだけ早く入所したほうがよい」, (2):「しばらくは待つことができる」, (3):「将来、必要になったときに入所すればよい」, (4):入所申請をしていない

^b オッズ比が1より大きいことは、早期の入所が必要と判断されることを示す。

^c 比例オッズ比の仮定が成り立つという帰無仮説の妥当性をWald検定で調べた結果。**:1%水準で有意, *:5%水準で有意, †:10%水準で有意。

的に仮定していることを意味する。しかし、このような仮定の妥当性を疑問視する指摘がある^{14,19)}。彼女らが長期の観察期間を選択した理由は、標本数が比較的少数(96人)であったため、対象となる事象の発生件数の蓄積に期間を要したからである¹⁸⁾。情報量に富んだ大量の追跡データを得るのは容易ではない。本稿では横断面データを用いるが、入所申請者間にも入所の緊急性に差がある可能性を考慮することで、入所申請の有無を用いた先行研究^{3,5)}よりも情報量の多い従属変数を考案した。

特養の入所順位は緊急性に応じて決定される⁴⁾。緊急性の判断は、特養職員が行っている。しかし、調査設計上、待機先の特養職員を調査対象とすることは困難であった。そこで、次善の策として、要介護者を担当するケアマネジャーに入所の緊急性を尋ねた。ケアマネジャーは要介護者の状況を把握する

立場にあり、介護福祉士や看護師など特養職員と共通の資格を持つ者が多い。したがって、要介護者に関わる保健医療福祉専門職の中では、ケアマネジャーの判断は特養職員の判断に最も近いと考えられる。

ケアマネジャーが判断した入所の緊急性は、待機者間で差があった。早期の入所が適当(「できるだけ早く入所したほうがよい」)であると判断された者もいれば、早期の入所は必要ない(「将来、必要になったときに入所したらよい」)と判断された者もいた。したがって、入所申請者と非入所申請者の比較だけでなく、入所申請者間の緊急性の差を考慮した推定を行うことが望ましいと考えられる。

要介護度が高いことが、早期の入所判断と関連していた。国内の先行研究は、在宅介護継続群よりも入所群²⁰⁾のほうが、非入所申請者よりも入所申

表4-2 感度分析：多変量解析（順序ロジット・モデル）の結果 n=640
「将来，必要になったとき入所すればよい」と「入所申請をしていない」を一括した場合

比例オッズ比の仮定	無		有	
	(1), (2) v.s. (3), (4)	(1) v.s. (2), (3), (4)	オッズ比 (95%CI) ^b	検定 ^c
従属変数のカテゴリーの分割 ^a				
変数名	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	オッズ比 (95%CI) ^b	検定 ^c
要介護度				
1	1.00	1.00	1.00	
2	1.26(0.53-3.02)	10.6(1.90-59.20)	1.43(0.60-3.40)	**
3	2.27(0.98-5.25)	4.05(0.87-18.89)	2.21(0.97-5.08)	n.s.
4	3.92(1.64-9.33)	15.69(3.11-78.98)	4.35(1.84-10.25)	†
5	5.37(2.38-12.11)	11.99(2.72-52.95)	5.32(2.40-11.75)	n.s.
主介護者・自覚症状数	1.06(0.93-1.20)	1.39(1.15-1.69)	1.10(0.97-1.25)	**
家族の介護の積極性				
積極的	0.75(0.34-1.64)	0.64(0.22-1.84)	0.73(0.34-1.57)	n.s.
どちらかといえば積極的	0.68(0.30-1.52)	0.63(0.20-1.97)	0.68(0.31-1.48)	n.s.
どちらともいえない	1.00	1.00	1.00	
消極的	4.16(1.69-10.23)	1.80(0.55-5.96)	3.52(1.49-8.35)	†
持ち家以外	2.61(1.16-5.91)	9.80(2.53-37.95)	3.15(1.47-6.72)	†
本人意向・ショートステイ制限	0.45(0.22-0.92)	0.10(0.02-0.42)	0.40(0.20-0.81)	*
事業者都合・ショートステイ制限	4.86(1.98-11.92)	6.81(2.08-22.26)	4.63(1.99-10.77)	n.s.
A市在住	3.06(1.83-5.11)	2.87(1.36-6.05)	2.94(1.77-4.87)	n.s.

^a (1)：「できるだけ早く入所したほうがよい」，(2)：「しばらくは待つことができる」，(3)：「将来，必要になったときに入所すればよい」，(4)：入所申請をしていない
^b オッズ比が1より大きいことは，早期の入所が必要と判断されることを示す。
^c 比例オッズ比の仮定が成り立つという帰無仮説の妥当性をWald検定で調べた結果。**：1%水準で有意，*：5%水準で有意，†：10%水準で有意。

者^{5,18)}のほうが，重症度が高いことを示している。国外の先行研究は，重症度が高いことが早期の入所につながるという結果が多い¹⁰⁻¹⁷⁾。重症度は，本稿を含めた国内外の研究で最も整合的な結果が得られている変数である。したがって，本稿の結果は，本稿の従属変数が入所の緊急性をあらわす変数として妥当であることを間接的に支持していると考えられる。本稿は同居世帯を対象とするため，結果は，要介護度が高くなるほど家族の介護負担が増え，在宅介護が困難になることを示していると考えられる。

主介護者の自覚症状数が多いことが，早期の入所判断と関連していた。このことは，主介護者の健康状態が悪くなるほど，在宅介護の継続が困難になることを示していると考えられる。

家族が介護に消極的であるとの評価が，早期の入所判断と関連していた。その理由として，家族が介護に消極的であると判断された要介護者は，適切な介護を受けていないとケアマネジャーが判断している可能性が考えられる。

持ち家以外であることが，早期の入所判断と関連していた。持ち家以外であることが，入所と関連す

ることを示す国内の先行研究がある²¹⁾。持ち家以外であることは，持ち家と比較して，部屋数や部屋の広さなどの点で，在宅介護が困難であることを示していると考えられる。

本人意向による通所リハビリやショートステイの利用制限は，入所の緊急性が低いという判断と関連していた。サービスの利用制限は介護者の負担感を増やすと予想されるので，結果は意外であった。このような結果が得られた理由として，外部サービスの利用を嫌う要介護者の嗜好をケアマネジャーが考慮し，在宅生活を少しでも継続した方が良いと判断した可能性が考えられる。

事業者都合によるショートステイの利用制限は，早期の入所判断と関連していた。ショートステイは，蓄積した家族の介護負担を解消する効果があると考えられる²²⁾。結果は，ショートステイが充分使えない場合は，介護負担の蓄積がすすみ，在宅介護が困難になる可能性を示していると考えられる。世田谷区は，2002年11月にショートステイの利用をスムーズにするために今後望まれる方策をケアマネジャーに尋ねる調査を行った²³⁾。回答は複数回答で，

「緊急時に利用できるベッドを確保」(84.0%)の他に、「ショートステイ専用ベッドを拡充」(78.5%)や「空き情報をリアルタイムに検索」(69.3%)があげられている。今後、これらの方策を実現することが、在宅介護の継続を促進する可能性が考えられる。

A市在住者であることは、早期の入所判断と関連していた。正確な理由は不明であるが、両市におけるケアマネジャーの判断、介護施設の整備状況、家族の介護義務に対する考え方の地域差などが影響している可能性が考えられる。

本稿の限界点として、以下の2点があげられる。第1点は、ケアマネジャーの判断や要介護者の入所申請の有無が、入所の緊急性の指標として妥当であるか検証できていないことである。第2点は、調査母集団の要介護度や世帯形態の情報が得られないため、有効回答が得られた標本の母集団に対する代表性が検証できていないことである。有効回答が得られた標本に偏りがある場合、推定結果には偏りがある可能性がある。

本稿の作成にあたって、中国地方の2つの市の介護保険課、事業者、市民の方々より多大な協力を得た。また、ファイザー・ヘルスリサーチ振興財団、ユニバーサル財団から助成金を受けた。さらに、本誌の2名の匿名の査読者、田中茂(慶応大学)、後藤励(甲南大学)から有益なコメントを頂いた。以上の方に、ここで改めて感謝申し上げる。

(受付 2006.11.30)
(採用 2008. 2.21)

文 献

- 1) 日本経済新聞. 特養の入所待機33万人—厚労省初の調査, 東京・神奈川など多く. 2005年2月22日.
- 2) 厚生労働省大臣官房統計情報部. 平成15年度介護給付費実態調査報告, 2005年.
- 3) 杉原陽子. 介護の社会化や在宅重視の理念はどの程度達成されたか. 杉澤秀博, 中谷陽明, 杉原陽子, 編. 介護保険制度の評価—高齢者・家族の視点から—. 東京: 三和書籍, 2005; 73-99.
- 4) 厚生労働省老健局計画課通知 老計発第0807004号. 指定介護老人福祉施設の入所に関する指針について. 2002年8月7日.
- 5) 藤田利治, 石原伸哉, 増田典子, 他. 要介護老人の在宅介護継続の阻害要因についてのケース・コントロール研究. 日本公衛誌 1992; 39: 687-695.
- 6) 大阪府. 大阪府指定介護老人福祉施設入所選考指針. <http://www.pref.osaka.jp/korei/sisetu/info/toku-index.htm> (2006年7月21日)
- 7) 愛媛県. 指定介護老人福祉施設の入所指針について. <http://www.pref.ehime.jp/040hokenhukushi/080kaigo-hoken/fukushi/kaigo/sisin/index.htm> (2006年7月21日)
- 8) Maddala GS. Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press, 1983.
- 9) Green W. Econometric Analysis 5th edition. London: Prentice-Hall, 2003; 95-98.
- 10) Liu K, McBride T, Coughlin T. Risk of entering nursing homes for long versus short stays. *Medic Care* 1994; 32: 315-327.
- 11) Jette AM, Tennstedt S, Crawford S. How does formal and informal community care affect nursing home use? *J Gerontol: Psychol Sci Soc Sci* 1995; 50B: S4-S12.
- 12) Freedman VA. Family structure and the risk of nursing home admission. *J Gerontol: Psychol Sci Soc Sci* 1996; 51B: 61-69.
- 13) Gaugler JE, Edwards AB, Femia EE, et al. Predictors of institutionalization of cognitively impaired elders: Family help and the timing of placement. *J Gerontol: Psychol Sci Soc Sci* 2000; 55B: 247-255.
- 14) Friedman SM, Steinwachs DM, Rathouz PJ, et al. Characteristics predicting nursing home admission in the program of all-inclusive care for elderly people. *The Gerontologist* 2005; 45: 157-166.
- 15) Harris Y, Cooper JK. Depressive symptoms in older people predict nursing home admission. *J Am Geriatr Soc* 2006; 54: 593-597.
- 16) Valiyeva E, Russell LB, Miller JE, et al. Lifestyle-related risk factors and risk of future nursing home admission. *Arch Intern Med* 2006; 166: 985-990.
- 17) Rosenberg PB, Mielke MM, Samus QM, et al. Transition to nursing home from assisted living is not associated with dementia or dementia-related problem behaviors. *J Am Med Dir Assoc* 2006; 7: 73-78.
- 18) 渡辺美鈴, 河野公一, 河村圭子. 行政の在宅保健・福祉サービスを受けている高齢者の特別養護老人ホームの入所に関連する要因について. 日本公衛誌 1998; 45: 45-55.
- 19) 丹後俊郎, 山岡和枝, 高木晴良. ロジスティック回帰分析. 東京: 朝倉書店, 1996; 153-176.
- 20) 武田俊平, 齋藤 茂, 渡辺紀久子, 他. 都市部の要介護老人における在宅群と入院・入所群の判別分析. 日本公衛誌 1994; 41: 3-11.
- 21) 黒田研二, 趙 林, 岡本悦司, 他. 在宅要介護老人, 病院長期入院老人, 特別養護老人ホーム入所者の特性に関する比較研究. 日本公衛誌 1992; 39: 215-222.
- 22) 厚生省. 第2編第1部 制度の概要及び基礎統計Ⅳ社会福祉. 昭和62年版厚生白書. 東京: 厚生統計協会, 1988; 293.
- 23) 世田谷区. ショートステイ(短期入所生活介護)アンケート. 2002.

Determinants of urgency of nursing home placement

Kensaku KISHIDA* and Shizuko TANIZAKI^{2*}

Key words : nursing home, care manager, long-term care insurance, impaired elderly

Objects The aim of this paper was to identify factors affecting the urgency of nursing home placement after introduction of public long-term care insurance.

Methods The subjects were families including at least one disabled elderly person and one another family member in two cities in Chugoku Prefecture. The measure of the urgency of placement was 0 if the family did not submit any application for placement, 1 if the care managers judged that the elderly person should enter in the future when she/he really needs placement, 2 if the care managers judged that she/he might be able to wait for a short while, and 3 if the care managers judged that she/he should enter as early as possible. Our estimation method was by ordered logit model. The dependent variable was the measure of the urgency and the independent variables were several attributes of the families. In the estimation, we considered the possibility that the coefficients depend on categories of dependent variable.

Results We obtained data for 146 waiting families and 494 others (total 640). There were differences in the urgency of placement among waiting elderly as follows “she/he should enter as early as possible” (28.8%); “she/he can wait for a while” (32.2%), “she/he should enter in the future when she/he really needs placement” (39.0%). The results of multivariate analyses showed that the urgency of placement correlated significantly with the severity of the elderly persons disabilities, the number of primary caregivers’ self-symptoms, the family members’ negative attitude toward caregiving, residing in city A, not having one’s own house and limited use of short-stay facilities due to the circumstances of the providers.

Conclusion When judging the urgency of placement, we should consider not only whether the applicant has submitted a request for a nursing home or not, but also differences among the waiting families. The urgency of placement correlates significantly with severity of disability of the elderly person, the number of primary caregivers’ self-symptoms, the family members’ negative attitude for caregiving, residing in city A, not having one’s own house, and limited use of short-stay facilities due to the circumstances of the providers.

* Graduate School of Humanities and Social Sciences, Okayama University

^{2*} Graduate School of Health Sciences, Okayama University