

図3 入院者の入院期間別入院費(左打ち切りデータを除く)

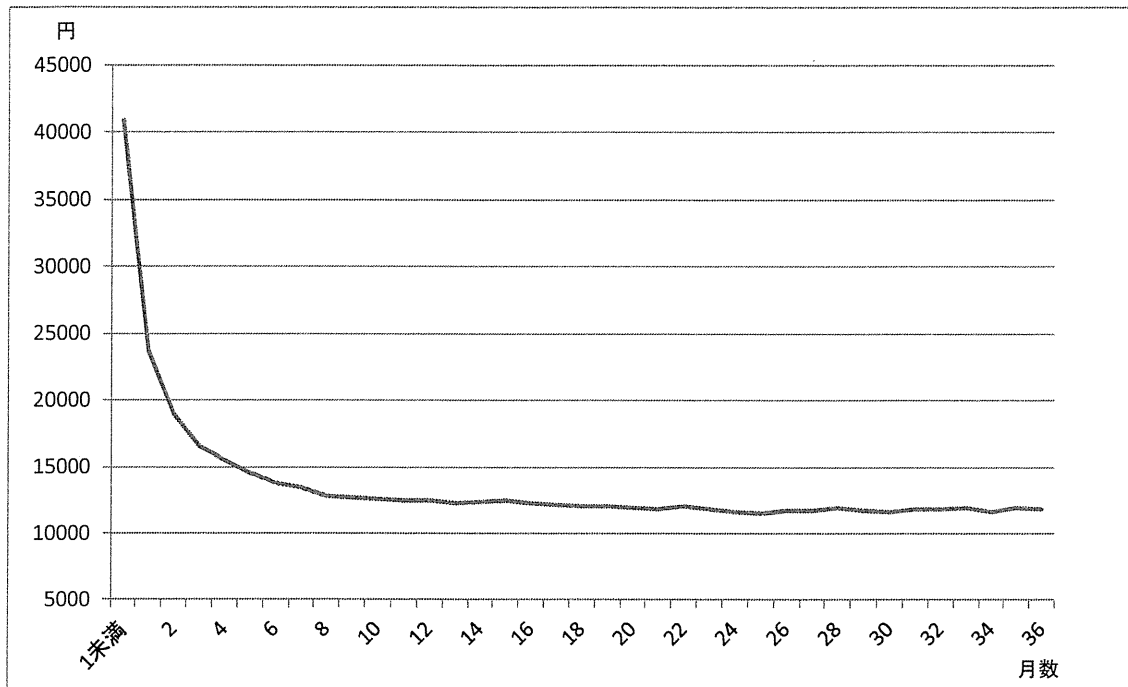


図4 6か月以上長期入院者の入院期間別入院費(左打ち切りデータを除く)

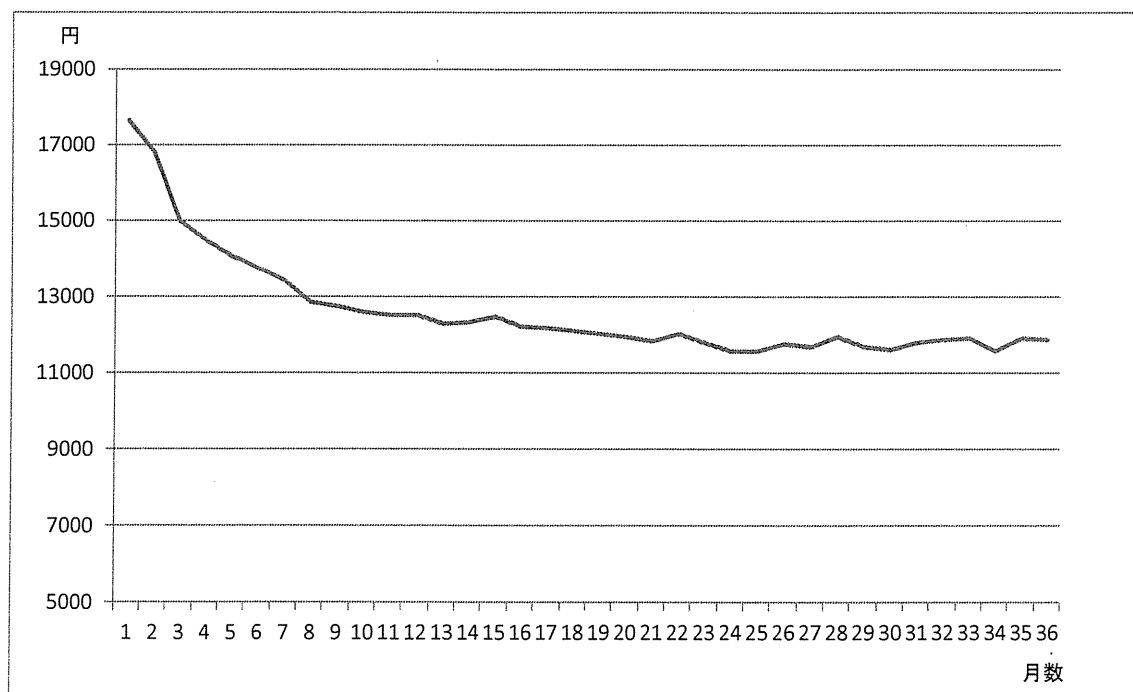


表 1 入院期間別・入院者の 1 日当たり入院費 1(2007 年度)

単位:円

	全入院者	6か月以上入院者	6か月以上入院者(除 く6か月未満医療費)
福井県	39,300	14,299	13,561
70-74	45,949	14,757	13,402
75-79	42,782	15,352	14,549
80-84	37,067	14,558	13,881
85+	28,085	13,087	12,698
福井・坂井	38,852	15,283	14,444
奥越	34,505	12,884	12,078
丹南	43,743	13,386	12,849
嶺南	37,793	13,694	12,969

表 2 社会的入院の規模 1(2007 年度)

	(a)6か月以上の連続入院				(b)6か月未満の医療費を除く		(c)比率(b/a)
	入院者計に 占める割合	資格者に占 める割合	入院医療費 に占める割合	医療費計に 占める割合	入院医療費に 占める割合	医療費計に占 める割合	医療費
福井県	7.5%	1.9%	24.0%	11.2%	17.7%	8.2%	73.8%
70-74	5.0%	0.9%	17.5%	6.8%	12.8%	5.0%	73.0%
75-79	6.6%	1.6%	22.8%	10.1%	16.6%	7.4%	72.8%
80-84	7.3%	2.1%	23.7%	11.5%	17.2%	8.3%	72.6%
85+	12.2%	4.2%	33.4%	20.3%	25.4%	15.5%	76.0%
福井・坂井	7.5%	1.9%	24.8%	11.6%	17.8%	8.3%	71.9%
奥越	4.7%	1.3%	17.0%	7.3%	13.3%	5.8%	78.5%
丹南	7.8%	1.9%	24.4%	11.8%	18.7%	9.0%	76.4%
嶺南	8.6%	2.0%	25.3%	11.5%	18.7%	8.5%	73.7%

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)）

「医療・介護・検診情報を接合した総合的パネルデータ構築と地域医療に

おける『根拠に基づく健康政策(EBHP)』の立案と評価に関する研究」

分担研究報告書

「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響」

研究分担者 湯田道生 中京大学経済学部 准教授

研究要旨

介護保険制度の普及に伴って、要介護認定者はこの10年間で倍増しているが、その中でも要介護度1以下の軽度の要介護認定者数の増加は特に著しい。その一方で、軽度の要介護者に対するサービスが、必ずしも彼らの要介護状態の改善につながっていないとも言われている。こうした指摘に対して、2005年の介護保険改革では、それまでの「介護」を重視するシステムから、要介護状態が重度化しないような「予防」を重視するシステムへと転換が行われ、翌年度より特定高齢者を対象とした地域支援事業と要支援者を対象とした介護予防サービスの給付が始まった。

本研究では、2003年4月から2009年3月における福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータを用いて、2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。

介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に（旧）要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ、要介護認定15か月後に、導入後グループの要支援者割合は導入前グループの同割合を上回り、その傾向はその後概ね維持される様子が観察された。また、性別や年齢階層によっては、こうした傾向が異なる様子も観察された。

加えて、Ordered Probitモデルによる計量経済分析を行った結果、介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。具体的には、介護予防給付を受けている者は、そうでないものに比べて、要支援1にとどまる確率が22.5-31.4%ポイント有意に高く、要支援2以上に悪化する確率が3.1-14.4%ポイント有意に低いことが分かった。

A. 研究目的

本研究では、2003年4月から2009年3月 における福井県下全17市町の介護保険給付

費レセプトデータを用いて、2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。

B. 研究方法

本研究は、平成22年度報告書に掲載した研究「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与えた影響」を改善・発展させたものである。

本研究では、まず、介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に（旧）要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較する。また、同様の比較を性別（男女）・年齢階層別（65-74歳、75-84歳、85歳以上）にも行う。

加えて、Ordered Probit モデルによる計量経済分析を行い、介護予防給付を利用している人々が、そうでない人々に比べて、要支援に留まる確率や要介護度が悪化する確率がどのように異なるのかを推計する。

（倫理面への配慮）

個人情報保護のため、福井県国民健康保険連合会で個人番号に代わるランダムな番号を割り当ててもらい、研究者側は、個人を特定化することができないような措置をとっている。また、市町の個人情報保護審査会の承認と東京大学倫理審査委員会の承認を得ている。

C. 研究結果

介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に（旧）要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ、要介護認定15か月後に、導入後グループの要支援者割合は導入前グループの同割合を上回り、その傾向はその後概ね維持される様子が観察された。また、性別や年齢階層によっては、こうした傾向が異なる様子も観察された。

加えて、Ordered Probit モデルによる計量経済分析を行った結果、介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。具体的には、介護予防給付を受けている者は、そうでないものに比べて、要支援1にとどまる確率が22.5-31.4%ポイント有意に高く、要支援2以上に悪化する確率が3.1-14.4%ポイント有意に低いことが分かった。

D. 考察

本分析では、介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。しかしながら、データの制約上、介護サービス利用に大きく影響を与えると思われる要介護認定者の世帯属性や所得の状況、および医療との関連性については考慮をしていないため、結果の解釈には留意が必要である。

E. 結論

本分析では、介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。しかしながら、「D. 考察」の部分で示したような課題に加えて、要支援の持続期間に関する分析や費用対効果に関する考察なども、今後の重要な研究課題であるといえる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

- ・「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響」、社会保障の

給付と財政の在り方に関する研究会（国立社会保障・人口問題研究所）（平成 24 年 2 月 24 日）

2. 学会発表

- ・「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響」、日本経済学会（平成 23 年 10 月 29 日-30 日）

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響†

湯田道生(中京大学経済学部, 東京大学高齢社会総合研究機構)

鈴木 亘(学習院大学経済学部, 東京大学高齢社会総合研究機構)

両角良子(富山大学経済学部, 東京大学高齢社会総合研究機構)

岩本康志(東京大学大学院経済学研究科)

概要

本稿では, 2003年4月から2009年3月における福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータを用いて, 2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が, 要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。介護予防給付の導入前後において, 初回の要介護認定時に(旧)要支援・要支援1の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ, 要介護認定15か月後に, 導入後グループの要支援者割合は導入前グループの同割合を上回り, その傾向はその後概ね維持される様子が観察された。また, 性別や年齢階層によっては, こうした傾向が異なる様子も観察された。加えて, Ordered Probit モデルによる計量経済分析を行った結果, 介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。具体的には, 介護予防給付を受けている者は, そうでないものに比べて, 要支援1にとどまる確率が22.5-31.4%ポイント有意に高く, 要支援2以上に悪化する確率が3.1-14.4%ポイント有意に低いことが分かった。

キーワード 介護予防給付, 介護保険給付費レセプトデータ, Ordered Probit モデル,
Propensity Score Matching

JEL Classification Number: I18

† 本研究は, 東京大学高齢社会総合研究機構と福井県の共同研究の成果であり, 平成22年度報告書に掲載した研究「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与えた影響」を改善・発展させたものである。本稿は, 2012年2月24日に国立社会保障・人口問題研究所で開催された「2011年度 第7回社会保障の給付と財政の在り方に関する研究会」における報告論文である。本稿の旧稿に対して, 梅澤慶子, 岸田研作, 野口晴子の各氏からは, 大変有益なコメントを頂戴した。また, 本稿にはまだ反映されていないが, 上記研究会において, 井深陽子, 菊池潤, 小西(趙)萌, 菅原琢磨, 西村周三, 野口晴子, 藤井麻由の各氏, および研究会参加者から, 大変貴重なコメントを頂戴した。加えて, 本研究は, 厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「医療・介護・検診情報を接合した総合的パネルデータ構築と地域医療における根拠に基づく健康政策(EBHP)の立案と評価に関する研究」(H21-政策-一般-008)の研究助成を受けた。記して感謝の意を表したい。なお, 本研究で用いているデータの個人情報保護方法については, 東京大学倫理委員会での倫理審査を受け, 承認を得ている。

1. 序論

介護保険制度が2000年4月に導入されて以来、要介護認定者はこの10年間で約2.2倍増加した。特に、制度開始直後の要介護1以下の軽度の要介護認定者は著しく、2005年度の介護保険改革が行われる前までには、その増加率は対前年比10%以上の伸びを見せていた。その一方で、そうした軽度の要介護者に対するサービスが、必ずしも彼らの要介護状態の改善につながっていないという指摘もあり、2005年度の介護保険制度改革では、これまでの日常生活の支援という側面が強かった「介護」を重視するシステムから、要介護状態の重度化を防ぐ「予防」を重視するシステムへの転換が行われた。具体的には、特定高齢者を対象とした地域支援事業と、要支援者を対象とした介護予防給付が新設された。それらでは、生活機能を維持向上させるための既存サービスの内容・提供方法・提供期間の見直しや、効果が明確な運動器の機能向上や栄養改善などをプログラムの一環として取り入れることなどが組み込まれた。

しかし、こうした予防重視のシステムが導入されて、すでに5年以上が経過しているにもかかわらず、その効果に関する定量的な分析は、介護予防継続的評価分析等検討会(2008a, 2008b, 2009)(以下、「検討会」と記す)、辻他(2009)、徐・近藤(2010)および伊藤・大淵・辻(2011)が行っているのみにとどまっている。

検討会(2008a, 2009)は、2004年と2007年における継続的評価分析支援事業に参加した83市町村の介護保険給付費レセプトデータ等を用いて、介護予防サービスの費用対効果分析を行っている。その結果、介護予防給付の導入によって、要介護度が悪化する者は1000人中155人ほど減少しており、それにともなって介護費用も一人当たり年間で10万7000円ほど減少することを確認している。検討会(2008b)は、検討会(2008a)で使用したデータを用いて、介護予防サービスの導入前後で、通所介護・通所リハビリテーション・訪問介護の3サービス利用者の利用回数の変化と、利用回数ごとの要介護度の変化を集計している。その結果、要介護度の変化と利用回数の変化の間に有意な相関関係が存在することを明らかにしている。しかしながら、これらの分析では、介護費用と経時的な要介護度の変化しか分析の対象としていないため、同時点に行われた他の政策の効果との識別行われていないという問題や、他の個人・地域レベルの環境変化による影響も考慮されていないという問題を抱えている。加えて、検討会(2008b)の分析結果については、徐・近藤(2010)が指摘しているように、「利用回数を減らしたため改善した」ではなく、「改善したために利用回数を減らした」という逆の因果関係が考慮されていないという問題もある。徐・近藤(2010)は、2005年4月から2007年3月におけるある県の7保険者の介護レセプトを用いて、検討会(2008b)と同様の分析を試みている。上述の逆の因果関係をコントロールするために、丁寧にサンプルを分割して集計したところ、通所介護の利用回数減少群において、要介護度の発症や悪化が4倍以上に増えたという結果を得ている。

辻他(2009)は、検討会(2008a, 2008b, 2009)の調査対象であった83市町村において、介護予防のケアプランの作成対象となった9105人の特定高齢者と要支援者を対象として、個人特性と機能的予後の関連、運動器の機能向上の効果、栄養改善の効果、口腔機能の向上、通所型サービス利用と閉じこもりの関係、認知症・うつ予防・支援の効果などを分析している。多重ロジスティ

ック回帰分析などの結果から、介護予防給付サービスは特定高齢者や要支援者の機能改善に貢献していることが確認されている。伊藤・大淵・辻(2011)は、辻他(2009)で使用されたデータを用いて、介護予防を目的とした運動器の機能向上プログラムへの参加の効果を検証している。その際に、辻他(2009)では考慮されていなかったセレクションバイアスを調整するために、Propensity Score Matching を用いた計量経済分析を行っている。その結果、非参加者に比べて、参加者はリスクが発現する時間が遅い、もの忘れテストの結果や既往症の有無が介護予防の効果に影響を与えている、プログラムへの継続参加した高齢者は、そうでない高齢者よりも、基本チェックリストの点数が高いということを確認しており、このプログラムの有効性を支持している。

加えて、類似の研究としては、井伊・大日(2002)と田近・菊池(2005)が、(介護予防給付導入以前の)介護保険サービスが被保険者の要介護状態の変化に与える影響について分析を行っている。井伊・大日(2002)は、1999年と2000年に独自に実施した「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」を用いて、介護保険制度の導入前後において、高齢者の予防行動がどのように変わったのかを分析している。分析に用いたサンプルによって結果は異なるものの、介護保険制度の導入が高齢者の要介護度の変化に与える効果は限定的であったという結果が得られている。田近・菊池(2005)は、2000年4月から2003年10月の東京都杉並区における第1号被保険者の個票データを用いて、介護サービスの利用が要介護状態の維持・改善につながっているかどうかを検証している。分析の結果、ほとんど全てのサービスにおいて、介護サービスの利用が要介護状態の維持・改善に効果的ではなかったということを明らかにしている。しかしながら、これらの研究も以下に挙げるような分析上の問題点を抱えている。まず、井伊・大日(2002)では、介護保険制度が導入された2000年における効果(2000年ダミー)を介護保険制度の効果として分析を行っているが、短期間のデータを用いた分析結果を一般的な結果として解釈するには無理があると思われる。なぜならば、予防接種などの一次的な予防行動でその後の健康への影響がほとんどブロックできるものとは異なって、介護予防は継続的に行うことで、徐々にその効果が表れてくる性質を持つものであると考えられるためである。また、介護保険制度導入の効果と他の観察されない年効果との識別が十分に行われていないため、井伊・大日(2002)の分析では、介護保険制度以外の何らかの要素が要介護者の介護状態を悪化させている可能性を否定することができない。一方で、田近・菊池(2005)は、長期間にわたる行政の個票データを用いているという点で、上記の課題を克服しているといえる。しかしながら、田近・菊池(2005)では、期間内における6か月おきの情報しか用いていないため、その間にどのようなサービス提供が行われて、それが結果として次期の要介護度に影響を与えたのかという重要なプロセスが考慮されていない。

以上のような背景を踏まえて、本稿では、2005年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証する。特に本稿では、長期間にわたる個人レベルの月次パネルデータを用いた計量経済分析を行うことによって、介護予防給付が軽度要介護者の要介護度に与える影響をより詳細に検証している。本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿で用いるデータの概要と要支援者の要介護度の推移を示す。3節では分析方法について説明する。4節では推定結果を報告する。5節は本稿のまとめである。

2. データ

2.1 データの概要

本分析で用いるデータは、福井県下全17市町の介護保険給付費レセプトデータである。このデータには、介護保険の要介護認定者 71,369 人²⁴の個人番号²⁵、保険者番号(市町村合併前時点)、性別、資格取得年月、資格喪失年月、および2003年4月から2009年10月の各月における年齢、要介護度、サービスコード、利用実日数、保険請求額、利用者負担額などが含まれている。本分析では、この個人レベルの月次パネルデータを用いて、介護予防給付の導入が、初回の要介護認定において旧要支援または要支援1のいずれかの判定を受けた認定者²⁶の要介護状態の経過的な変化にどのような影響を与えたのかを検証する。ただし、2003年3月以前にすでに要介護認定を受けているものは、すでに介護サービスを利用している可能性があり、正確な比較が行えない可能性があるため、2003年3月以前に要介護認定を受けた個人をサンプルから除外した。また、初回の要介護認定が、介護予防給付の対象とならない要介護1以上であった個人と、2003年4月以降に要介護認定を受けた個人で、初回要介護認定時に64歳以下であった個人もサンプルから除外した。すなわち、分析に用いるサンプルは、2003年4月以降に初めて要介護認定を受け、かつ初回の要介護認定「要支援」または「要支援1」と判定された1993人(観測値数:27931)である。なお、介護予防給付は、要支援2と判定された者でも利用することができるため、初回の要介護認定で、要支援2以下の判定を受けた3010人(観測値数45331)を対象とするサンプルでも同様の分析を行った²⁷。

なお、このデータには、各個人の世帯属性や所得水準、保険料段階、および提供されている詳細な介護サービスの項目、サービス提供事業者に関する諸属性が含まれていない。また、一部の個人については医療費の使用状況も把握できるが、全員の医療費の使用状況は把握することができない。こうした諸変数は介護需要に大きな影響を与えうるので、本稿の分析結果解釈には一定の留意が必要である。

2.2 要支援者の要介護度の推移

本節では、詳細な分析に先立って、介護予防給付の導入前後における要支援者の要介護度の経時的な推移を比較する。具体的には、まず、サンプルを、2003年4月から2006年3月の間に初めて受けた要介護認定で、要支援の判定を受けた人々で構成される「予防給付導入前グループ」(以後「導入前グループ」と記す)と、2006年4月から2009年3月の間に初めて受けた要介護

²⁴ ただし、福井市のみ生活保護者世帯が除かれている。

²⁵ 個人情報保護のため、福井県国民健康保険連合会で個人番号に代わるランダムな番号を割り当ててもらい、研究者側は、個人を特定化することができないような措置をとっている。

²⁶ 以下、これらの人々をまとめて「要支援(者)」と表記する。

²⁷ 以下では、これらのサンプルによる分析を「ケースB」と記す。

認定で、要支援 1(もしくは要支援 2)の判定を受けた人々で構成される「予防給付導入後グループ」(以後「導入後グループ」と記す)に分ける。そして、導入前グループは初回認定時から 2006 年 3 月までの最長 36 カ月間²⁸、導入後グループは初回認定時から 2009 年 3 月までの最長 36 カ月間において、各グループの要支援者の割合がどのように変化していくのかを比較する²⁹。もし介護予防給付に要支援者の要介護状態の悪化を抑制する効果があるならば、導入後グループで要支援にとどまっている人の割合は、導入前グループのそれに比べて明らかに高くなるであろう。

図 1 は、初回の要介護認定で要支援・要支援 1 と判定された者のその後の要介護度がどのように変化していくのかを詳細に示したものである。導入前グループは 7 か月目と 15 か月目に大きな減少があり、その後は緩やかに減少していくが(図 1A)、導入後グループは 7 か月目に大きく減少した後は、19 か月目のやや大きな下落を除いて、全体的に緩やかに減少していくという違いがある(図 1B)。図 2 は、図 1 のなかで、各経過月時点の要支援者の割合に注目して比較したものである。特定の時点におけるそれぞれの要支援者割合をみてみると、初回認定の 12 か月後では、導入前グループが 77.6%、導入後グループが 59.8%(要支援 2 までとすると 77.5%)となっており、介護予防給付受給者の要介護度の悪化が顕著に表れている。しかしながら、15 か月後にはこれらの大小関係は入れ替わり、18 か月後には導入前グループが 49.4%で、導入後グループが 55.5%(要支援 2 までとすると 74.0%)、24 か月後には導入前グループが 38.3%で、導入後グループが 43.2%(要支援 2 までとすると 64.2%)となっている。その後は、導入前グループでは 40%前後、導入後グループでは 45%前後を安定的に推移している様子が確認できる。すなわち、このグラフを見る限りでは、介護予防給付の導入は、要支援者の状態悪化を幾分か抑制する効果があるように思われる。

<図 1A・B>

<図 2>

図 3A-E は、同様の比較を性別・年齢階級別³⁰に行ったものである。性別に関しては、女性は全サンプルのケースと概ね同様の傾向がみられる。すなわち、15 か月目に割合が逆転した後は、導入前グループでは 19 か月目以降に 30%台、導入後グループでは 40%程度で安定的に推移している。その一方で、男性ではそのような傾向は見られず、むしろ導入前グループの割合が高い時期の方が多い。また、年齢階級別にこの割合を見ると、65-74 歳ではあまり差は見られないが、75-84 歳、85 歳以上では、15 か月目以降において、概ね導入後グループの割合が導入前グループの割合を上回っている。また、年齢階級が上昇するほど、要支援者割合が逆転するのが遅くなる

²⁸ 導入前グループの経過期間を 2006 年 3 月で区切った理由は、導入後グループに含まれる個人の中には、途中で介護予防給付に切り替わるものも存在し、正確な比較ができなくなるためである。

²⁹ 個人によって要介護認定を受けた年月が異なるため、月の経過にしたがって個人数は次第に減少していく。

³⁰ 初回の要介護認定時の年齢に従って分類している。

傾向がある。こうした性別や年齢階級による要支援者割合の推移の違いは、性別や加齢によっても介護予防給付の効果や要介護度の悪化にかかる期間が異なる可能性があることを示唆している。

もちろん、これらの単純な比較は、グループ以外の属性を考慮していないという問題がある。例えば、ここで示された介護予防給付の効果は、介護予防給付以外に何らかの要因によるものであるかもしれないし、同時期に変更された要介護認定基準の変更の結果が反映されているだけなのかもしれない。こうした記述統計的な集計では、これらを識別するのが困難であるため、次節では計量経済分析による検証を行う。

<図 3A-E>

3. 計量経済モデル

介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態に与える影響を検証するために、本稿では以下の(1)式を考える。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot \text{prevention}_{it} + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (1)$$

ただし、

$$y_{it} = 0 \quad \text{if } y_{it}^* \leq 0$$

$$y_{it} = j \quad \text{if } \mu_{j-1} < y_{it}^* < \mu_j \quad \text{for } j=1 \text{ to } 3$$

$$y_{it} = 4 \quad \text{if } \mu_3 \leq y_{it}^*$$

である。 y は、個人 i の t 時点における要介護度が、「自立」・「旧要支援」・「要支援 1」のいずれかであれば 0、「要支援 2」であれば 1、「要介護 1」であれば 2、「要介護 2」であれば 3、「要介護 3 以上」の場合は 4 をとる順序変数 (ordinal variable) である³¹。 prevention は介護予防給付受給者、すなわち各月において 1 円以上の介護予防給付費が発生している個人に 1 をとるダミー変数である。介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態の改善や維持に効果があるのであれば、

³¹ ケース 2 の場合には、「自立」・「旧要支援」・「要支援 1」・「要支援 2」のいずれかであれば 0、「要介護 1」であれば 1、「要介護 2」であれば 2、「要介護 3 以上」の場合は 3 をとる順序変数としている。

その係数 α_1 は負で有意に推定されるはずである。 \mathbf{x} は年齢、性別といった個人属性に加えて、要介護認定の経過月数(0-6カ月を基準として、7-12カ月・13-18カ月・19-24カ月、25カ月以上の4種類)、 t 時点までの介護費累計額とその2乗項、介護サービス利用累計日数とその2乗項、そして地域効果(保険者ダミー変数群)、季節効果(月次ダミー変数群)、年度効果(年度ダミー群)を含む説明変数群である。図3によれば、高齢要介護者または女性要介護者ほど、要介護度は高くなる傾向があるため、それぞれの係数はプラスとマイナスに推定されることが予想される。また、認定後の経過月数が進むにつれて、要介護度は上昇していく傾向が見受けられるため、これらの係数は正に推定されることが予想される。介護費累計額は、導入前グループの場合は、要支援であった場合に発生した介護給付費の前月までの累計額、導入後グループの場合は、前月までの介護予防サービス費用の累計額である。また、介護サービス利用累計日数は、導入前グループの場合は、前月までに、要支援として利用した介護サービスの前月までの累計日数、導入後グループの場合は、前月までの介護予防サービスの累計日数である。これらの2つの変数は、これまでに自身に投入された介護サービスの総量の代理変数であると考えることができる。すなわち、Grossman(1972)に代表される健康資本理論に従えば、この係数推定値は、投入された介護・予防サービスが要支援者の要介護度の改善に与えた効果を示すものであるとみなせる。また、 μ_m ($m=1, 2, 3$)は β とともに推定される未知のパラメーターであり、 u は誤差項である。

しかしながら、(1)式のような定式化では、介護予防給付の導入が要介護度に与える影響を正確に分析することができない。なぜならば、介護予防給付が導入 2005 年度改革では、要介護認定の基準変更も行われており、制度施行後に要介護度が変更されたとしても、それが介護予防給付の効果によるものか、それとも単に基準が変わったことによるものであるかを正確に識別することができない。そこで、それらの効果を識別するために、(1)式を拡張した以下の(2)式を考える。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot \text{prevention}_{it} + \alpha_2 \cdot \text{reform}_t + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + v_{it} \quad (2)$$

(1)と異なる点は、導入後グループの個人に 1 をとる介護保険制度改革ダミー(*reform*)が追加されている点である。(2)式において、要介護認定の基準変更による要介護度の変化は、介護予防給付受給者(*prevention*=1)の場合は $\alpha_1 + \alpha_2$ 、それ以外の認定者の場合は α_2 で示される。したがって、それらの差である α_1 が介護予防給付が要介護度の変化に与える純粋な効果であるとみなせる。

(2)式の被説明変数は、順序変数であるため、推定方法には Ordered Probit モデルを採用する。したがって、誤差項 v は標準正規分布に従い、 $E[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 0$ 、 $\text{var}[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 1$ を満たすと仮定する。ただし、 \mathbf{z} は全ての説明変数を含むベクトルである。また、本稿では、月次のパネルデータを用いているが、説明変数の多くが時間を通じてほとんど変動がない変数であるため、固定効果モデルによる推定を行うことができない。そこで本分析では Pooled Ordered Probit モデルで推定を行うが、個人効果を考慮するために、標準誤差の推定には、同一個人の誤差項の相関を許す

Clustering Robust Standard Error を推定する。また、Ordered Probit モデルの係数推定値 $\hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\beta}$ は、介護予防給付の導入や他の説明変数がそれぞれの要介護度になる確率を直接示すものではないため、それらの具体的な効果を把握するためには、それぞれの確率に対する限界効果を推計する必要がある。すなわち、

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=0|\mathbf{z})}{\partial x_i} = -\phi(\mathbf{z}'\boldsymbol{\alpha})\beta_i \quad (3)$$

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=j|\mathbf{z})}{\partial x_i} = [\phi(-\mathbf{z}'\boldsymbol{\alpha}) - \phi(\mu_j - \mathbf{z}'\boldsymbol{\alpha})]\beta_i \quad \text{for } j=1 \text{ to } 3 \quad (4)$$

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=4|\mathbf{z})}{\partial x_i} = -\phi(\mu_4 - \mathbf{z}'\boldsymbol{\alpha})\beta_i \quad (5)$$

を推計する。ただし、 ϕ は標準正規分布の密度関数、 $\boldsymbol{\alpha}$ は全てのパラメーター含むベクトル、 β_i はある説明変数 x_i の係数推定値である。(3)式は、要支援に留まる確率を示したものであるため、要介護度の維持・改善に貢献する変数の限界効果は正で有意に推定される。一方で、(4)・(5)式は、要介護度が悪化する確率を示しているため、負で有意に推定された変数が、要介護度が悪化する確率を下げる要因と判断することができる。

なお、本分析では、介護予防給付の受給といった選択行動を外生と仮定して分析を行っている。もちろん、介護予防給付の受給が完全に要介護者の判断に任されているのであれば、内生性の問題により推定値にバイアスが生じることになる。しかしながら、介護予防給付の受給も含めて、各個人が利用する介護サービスは、ケアマネージャーによって事前に策定されたケアプランに基づいて提供されるため、介護予防給付ダミーを外生変数として取り扱うという仮定は概ね妥当であると考えられる。しかしながら、もし、介護予防給付の受給者と非受給者との属性に有意な違いがあれば、Selection Bias による別な内生性の問題が発生する可能性がある。実際に、介護予防給付の受給者と非受給者の個人属性を比較してみると、そのほとんどで有意な違いがあることが確認できる(附表 1)。本分析では、こうした Selection Bias を調整するために、Propensity Score 法によって、介護予防給付の受給者を 1 対 1 でマッチングさせたいうえで、同様の分析を試みる³²。すなわち、まずは、

$$prevention_{it}^* = \gamma_0 + \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\gamma} + e_{it} \quad (6)$$

を Probit モデルで推定する。ただし e は標準正規分布に従い、 $E[e_{it} | \mathbf{x}_{it}] = 0$ 、 $\text{var}[e_{it} | \mathbf{x}_{it}] = 1$ を満たす誤差項である。次に、その確率予測値(Propensity Score)を求め、それに基づいて、介護予防給付の受給者と非受給者を Mahalanobis-metric matching と呼ばれる手法でマッチングさ

³² Propensity score 法については、Guo et al. (2010)などが詳しい。

せる。

(6)式の推定に当たっては、上述の分析にならって4つの定式化を試みる(附表2)。そして、マッチされたサンプルにおいて、本当に個人属性の差が解消されているかどうかを確認するために、バランステストを行った(附表3)。その結果、年齢・性別・経過月数ダミー群については、いずれも有意な差は確認されなかった。しかしながら、介護給付累計額と介護サービス利用累計日数の双方については、依然として有意差が存在することが確認できる。したがって、マッチされたサンプルを用いた分析に当たっては、1番目の定式化に基づくサンプルを用いて分析を進める。まずは、以下の式をOrdered Probitモデルで推定し、それぞれの要介護度に対する限界効果を推計する。

$$y_{it}^* = \delta_1 \cdot prevention_{it} + \mathbf{x}_{1,it}' \boldsymbol{\delta} + u_{it} \quad (7)$$

ただし、 \mathbf{x}_1 は \mathbf{x} から地域効果(保険者ダミー変数群)と介護予防給付ダミーと経過月数ダミー群の交差項を除いたものである。また、推定結果よりそれぞれの平均措置効果(Average Treatment Effect)を推計し、その差(ATT, Average Treatment Effect for the Treated)の有意性についても確認する。なお、Propensity Score法による分析では、何らかの除外変数を必要とするが、2節でも示したように、本分析で用いているレセプトデータから利用できる情報には一定の制約がある。そこで、ここでは便宜的に保険者ダミー変数群を除外変数として採用している。したがって、(7)式に基づく限界効果やATTの推計においては、地域効果は考慮せずに分析を行うことになるため、(2)式に基づく分析結果と単純に比較をすることはできない点には注意が必要である³³。

また、図3より、年齢階層によって介護予防給付が要介護度に与える影響が明らかに異なるように思われるため、分析にあたっては、全サンプルによる分析のほかに、性別(男女)・年齢階層別(65-74歳、75-84歳、85歳以上)のサンプルについても、同様の分析を試みる。

なお、計量分析に使用する変数の記述統計量と、グループ別の平均値の差の検定結果(Welch's test)は、表1にまとめた通りである。要介護度を見ると、介護予防給付導入後の方が、要介護度が有意に高くなっている。また、サンプル内で、介護予防給付を受けている個人は全体の23.2%(導入後グループの36.4%)ほど存在している。また、サンプルの平均年齢は80.3歳で、男性が30.7%を占めている。要介護認定を受けてからの経過月数の内訳は、0-6カ月が最も多く、その後は徐々に割合が低下していく。また、これまでに使用してきた介護・予防給付の累計額の平均は283,925円であるが、使用者に限定した場合(全体の66%)には、460,128円と大幅に上昇する。利用累計日数の平均は37.1日であるが、利用者に限定した場合には、65.6日とこちらも大幅に上昇する。また、双方とも介護予防給付導入後の方が大幅に増加している。

<表1>

³³ 後の推定結果で示すように、ほとんど全ての定式化において、全ての保険者ダミーの係数がゼロという帰無仮説は棄却されている。

4. 推定結果

表 2 には(2)式の推定結果がまとめられている。それぞれの方程式の対数尤度、擬似決定係数、AIC、BICを比較すると、7番目の定式化が最も説明力が高い。そこで、表 3 には7番目の定式化に基づいて推計した限界効果の値をまとめている³⁴。

どのモデルにおいても、介護予防給付ダミーの係数は負で有意に推定されている。この結果は、介護予防給付が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆するものである。サンプルの平均値で評価した介護予防給付ダミーの限界効果を見てみると、介護予防給付を受けている者は、そうでないものに比べて、要支援 1 にとどまる確率が 31.4%ポイント有意に高く、要支援 2 (9.0%ポイント)、要介護 1 (14.4%ポイント)、要介護 2 (4.7%ポイント)、要介護 3 以上 (3.4%ポイント)に悪化する確率がそれぞれ有意に低い。また、介護予防給付ダミーと経過月数の交差項の限界効果を見ると、経過月数が長くなるにつれて、介護予防給付の改善効果が高まっていく様子が確認できる。年齢も、全ての定式化において全て正で有意であったが、限界効果は全ての要介護度において1%にも満たない。経過月数は、全ての定式化において全て正で有意であり、月数が増えるほど要介護度が悪化する確率が高まっていく様子が確認できる。介護費累計額と介護サービス利用日数は、いずれも一次項が正、二次項が負で有意に推定されている。また、それらの限界効果は要支援 1 にとどまる確率はマイナス、要支援 2 以上に悪化する確率は全てプラスに有意に推定されている。なお、介護保険改革ダミーと男性ダミーはいずれのモデルにおいても有意ではなかった。

<表 2A・B>

<表 3A・B>

表 4 には、性別(女性、男性)および年齢階級別(65・74 歳、75・84 歳、85 歳以上)に同様の分析を行った推定結果のうち、対数尤度、擬似決定係数、AIC、BICを比較して、最も説明力が高い

³⁴ これらの限界効果は全てサンプルの平均値で評価したものである。なお、介護費累計額と介護サービス利用累計日数の限界効果は、

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=0|\mathbf{z})}{\partial x_i} = -\phi(\mathbf{z}'\boldsymbol{\gamma})(\beta_{1,i} + 2\beta_{2,i}\bar{x}_i)$$

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=j|\mathbf{z})}{\partial x_i} = [\phi(-\mathbf{z}'\boldsymbol{\gamma}) - \phi(\mu_j - \mathbf{z}'\boldsymbol{\gamma})](\beta_{1,i} + 2\beta_{2,i}\bar{x}_i) \quad \text{for } j=1 \text{ to } 3$$

$$\frac{\partial \text{Prob}(y=4|\mathbf{z})}{\partial x_i} = -\phi(\mu_4 - \mathbf{z}'\boldsymbol{\gamma})(\beta_{1,i} + 2\beta_{2,i}\bar{x}_i)$$

を推計したものである。ただし、 \bar{LTCE} は介護費累計額または介護サービス利用累計日数のサンプル平均、 β_{1i} 、 β_{2i} はそれぞれの一次項・二次項の係数推定値である。

と判断される定式化の結果をまとめたものである³⁵。全サンプルの推定結果と同様に、介護予防給付ダミーは全て負で有意、年齢・経過月数ダミーは全て正に有意に推定されている。しかしながら、介護予防給付ダミーと経過月数ダミーの交差項と介護費累計額の一部が有意に推定されておらず、介護サービス利用累計日数はいずれも有意ではなかった。表 5 は、表 4 の結果に基づく介護予防給付ダミーの限界効果をまとめたものである。男女別に比較をしてみると、要介護 1 になる確率を除き、わずかながらに男性の方が効果が大きいことが確認できる。また、年齢階層別では、要支援 2 になる確率を除いて、年齢階層が上昇するほど限界効果の絶対値が大きくなっていくことが確認できる。

<表 4A・B>

<表 5>

表 6 は、propensity score に基づいて Mahalanobis-metric matching を実施したサンプルを用いて同様の分析を行った結果をまとめたものである。全てのサンプルにおいて、介護予防給付ダミーの係数はマイナスで有意に推定されている。また、ほとんど全ての限界効果の絶対値は、表 3・表 4 で推計された値に比べて、小さくなっていることが確認できる。具体的には、全サンプルにおいては、介護予防給付を受けている者は、そうでないものに比べて、要支援 1 にとどまる確率が 22.5%ポイント有意に高く、要支援 2(7.6%ポイント)、要介護 1(8.0%ポイント)、要介護 2(3.7%ポイント)、要介護 3 以上(3.1%ポイント)に悪化する確率がそれぞれ有意に低い。性別に関しては、先の結果とは異なって、女性の効果が大きく推定されている。年齢階層別では、年齢階層があがるほど、介護予防給付の効果が高い様子が確認できる。また表 7 は、マッチされたサンプルを用いて推計した ATT をまとめたものである。マッチする前のサンプルに比べて、介護予防給付受給者とそうでない人々との要介護度の差は縮小しているが、依然として有意な差があることが確認できる。

<表 6A・B>

<表 7A・B>

5. 結論

本稿では、2003 年 4 月から 2009 年 3 月における福井県下全 17 市町の介護保険給付費レセプトデータを用いて、2005 年度の介護保険制度改革で導入された介護予防給付が、要支援者のその後の要介護状態にどのような影響を与えたのかを検証した。介護予防給付の導入前後において、初回の要介護認定時に(旧)要支援・要支援 1 の認定を受けた人々の経時的な要介護度の推移を比較したところ、要介護認定 15 か月後に、導入後グループの要支援者割合は導入前グループ

³⁵ いずれも 7 番目の定式化が選択された。

プの同割合を上回り、その傾向はその後概ね維持される様子が観察された。また、性別や年齢階層によっては、こうした傾向が異なる様子も観察された。加えて、Ordered Probit モデルによる計量経済分析を行った結果、介護予防給付の導入が軽度要介護者の要介護状態の悪化を抑制する効果があることを示唆する結果が得られた。具体的には、介護予防給付を受けている者は、そうでないものに比べて、要支援 1 にとどまる確率が 22.5・31.4%ポイント有意に高く、要支援 2 以上に悪化する確率が 3.1・14.4%ポイント有意に低いことが分かった。

最後に、本稿の分析における課題をまとめておきたい。識別を本稿では、長期間にわたる個人レベルの月次パネルデータを用いているが、データの制約上、要介護認定者の世帯属性や所得の状況、および医療との関連性に関して詳細な分析を行うことができない。これらの要素も介護需要とは密接な関係にあると考えられるので、こうした変数を用いて詳細な分析を行うことは今後の重要な研究課題である。また、介護予防給付の効果を推定する際には、どのくらいの期間ならば要介護状態の維持・改善に効果があるのかという観点からの分析も非常に重要であると思われるので、例えば survival analysis (duration analysis) などを用いた検証なども、今後の重要な研究課題であるといえよう。さらに、本稿では、介護予防給付の導入に伴って、実際に費用がどの程度変化したのかを分析の対象としていないが、介護予防給付のあり方を検討するうえでは、それに関する費用対効果についてもあわせて検証すべきであろう。

参考文献

- Grossman, Michael (1972) "On the concept of health capital and demand for health", *Journal of Political Economy*, Vol.80, No.2, pp.223-255.
- Guo, Shenyang and Mark W. Fraser (2010) *Propensity Score Analysis -Statistical Methods and Applications-*, SAGE Publications, Inc.
- 井伊雅子・大日康史 (2002) 「高齢者介護における予防行動」, 『医療サービス需要の経済分析』, 第 10 章, 195-210 頁, 日本経済新聞社。
- 伊藤和彦・大淵修一・辻一郎 (2011) 「介護予防の効果に関する実証分析 -「介護予防事業等の効果に関する総合的評価・分析に関する研究」における傾向スコア調整法を導入した運動器の機能向上プログラムの効果に関する分析-」, 『医療と社会』, Vol.21, No.3, 265-281 頁。
- 介護予防継続的評価分析等検討会 (2008a) 「介護予防サービスの定量的な効果分析について (第 2 次分析結果)」, 第 4 回 介護予防継続的評価分析等検討会, 資料 1, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5a.pdf> (2012/02/22 現在, アクセス可能)。
- 介護予防継続的評価分析等検討会 (2008b) 「介護予防サービスの利用回数の変化ごとの介護度の変化について」, 第 4 回 介護予防継続的評価分析等検討会, 資料 2, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5b.pdf> (2012/02/22 現在, アクセス可能)。

<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5c.pdf> (2012/02/22 現在, アクセス可能)。

介護予防継続的評価分析等検討会(2009)「介護予防サービスの費用対効果分析について」, 第6回 介護予防継続的評価分析等検討会, 参考資料 1,

<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/03/dl/s0326-12e.pdf> (2012/02/22 現在, アクセス可能)。

徐東敏・近藤克則(2010)「新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム — 検討会報告書と異なる分析手法による異なる所見 —」, 『季刊 社会保障研究』, Vol.46, No.3, 264-273 頁。

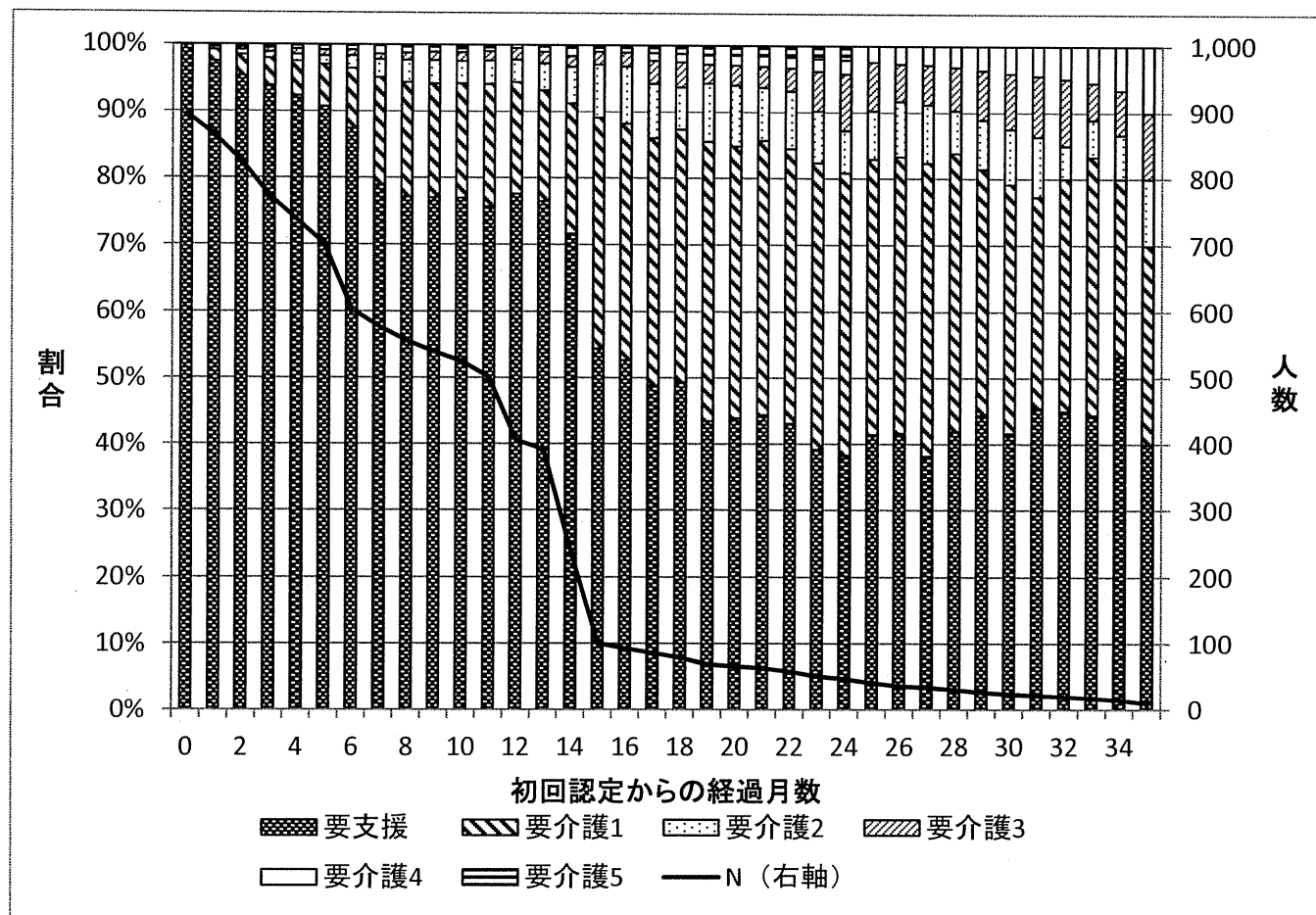
田近栄治・菊池潤(2005)「介護保険による要介護状態の維持・改善効果 — 個票データを用いた分析 —」, 『季刊社会保障研究』, 第41巻, 第3号, 248-262 頁。

辻一郎・大淵修一・杉山みち子・植田耕一郎・大原里子・安村誠司・本間昭・大野裕・鈴木孝雄・大久保一郎・丹後俊郎(2009)『介護予防事業などの効果に関する総合的評価・分析に関する研究 報告書』, 財団法人 日本公衆衛生協会,

<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2009/03/dl/s0326-12f.pdf> (2012/02/22 現在, アクセス可能)。

図1 要支援者の推移

A：予防給付導入前グループ



B：予防給付導入後グループ

