

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
 鈴 木 亘
 両 角 良 子
 岩 本 康 志

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の個票パネルデータを用いて、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、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っていることが確認された。また、計量経済分析の結果からは、他の条件を一定としたときに、訪問介護、通所介護および通所リハビリテーションの介護予防サービスを利用している個人の要介護度は、そうでない個人に比べて、要支援にとどまる確率が有意に高く、また、要支援2・要介護1・要介護2に悪化する確率がそれぞれ有意に低いことが確認された。

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、傾向スコアマッチング

JEL Classification Number: I18

I 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の増加は著しく、2005年度の介護保険制度改革が行われる前までには、その増加率は対前年比10%以上増加していた。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いう指摘もあったことから、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。これらでは、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。このような介護予防サービスを保険給付の対象とすることによって、発病そのものの予防や、傷病の早期発見や早期治療、および重症化の防止を通して、高齢者の生活の質（Quality of Life, QOL）を高め、健康寿命を延伸させることが期待されている。

しかしながら、介護予防給付が導入されてからすでに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、一部の特定の介護予防サービスや介護予防プログラムの効果についての検証を行うにとどまっている。本稿では、介護予防給付の導入が要支援者の要介護度に与えている影響を包括的にとらえた上で、どのような介護予防サービス群の利用が要支援者の要介護度の維持・改善に効果的であるのかを検証する。2011年末の「提言型政策仕分け」において、軽度の要介護者に対する自己負担の引き上げなどが今後の検討課題として挙げられたことから、本研究は、今後の介護保険制度の在り方やその改革に対して重要な政策的含意を持つものであると考えられる。また、本研究では、多くの先行研究が抱えている介護予防給付の効果が過大推計されているという分析上の問題点も克服している。介護予防給付の利用は、要支援者にランダムに割り当てられるわけではなく、2006年4月以降の要介護認定で要支援1・2と判定された者だけに提供される。このような事実は、分析結果にサンプルセレクションバイアスをもたらすため、介護予防給付の効果を精確に推定するためには、このセレクションバイアスに対する適切な対応が必要不可欠である。この問題に対して、本稿では、伊藤・大淵・辻(2011)と同様に、傾向スコアマッチング法を用いてセレクションバイアスの除去を試みている。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿に関連する先行研究をまとめる。Ⅲ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。Ⅳ節では分析方法について説明する。Ⅴ節では推定結果を報告する。Ⅵ節は本稿のまとめである。

Ⅱ 先行研究

介護予防給付の効果を定量的に検証した先行研究には、介護予防継続的評価分析等検討会(2008a, 2008b, 2008c, 2009; 以下「検討会」と示す)、辻他(2009)、徐・近藤(2010)および伊藤・大淵・

辻(2011)がある。

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報告している。検討会(2008b, 2008c)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および利用回数ごとの要介護度の変化を集計している。この分析では、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が明らかにされている。しかし、検討会(2008b, 2008c)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がある。実際に、徐・近藤(2010)では、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, 2008c)と同様の分析が試みられている。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倍以上に増えたことを確認しており、逆の因果関係の存在を示唆する結果を得ている。

辻他(2009)は、検討会(2008a, 2008b, 2008c, 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に関して、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、認知症とうつの予防および支援の効果などを分析している。Multinomial logistic regressionモデルなどの結果から、これらの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、傾向スコアマッチングを用いた計量経済分析を行っている。その結果、プログラム参加者のリスク発現時間が遅いこと、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こと、また、プログラムに継続参加した高齢者の基本チェックリストの点数が、非参加者よりも高い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。

また、類似の研究には、井伊・大日（2002）、田近・菊池（2005）、吉田他（2007）がある。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、高齢者の予防行動の変容について分析している。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・改善に与える影響を検証している。その結果、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。吉田他（2007）は、新潟県与板町で実施された高齢者総合調査の個票データを用いて、同町で導入された在宅高齢者を対象とした介護予防事業（交流サロン、転倒予防教室、認知症予防教室）の費用対効果を推計している。これらの事業に参加した高齢者と参加しなかった高齢者の年間（平成12-15年度）の医療費と介護費を比較したところ、参加者の平均医療費は減少し、非参加者の医療費は増加したことを確認している。また、平均介護費はともに増加していることが確認されているが、参加者の伸びは僅かである一方、非参加者の介護費は

3倍程度増加したことを報告している。

しかしながら、これらの研究は以下のような分析上の問題を抱えている。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年ダミーの効果）を介護保険制度の効果として分析を行っているが、1年間の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。しかし、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、その間に利用した介護サービスが要介護度に影響を与えるプロセスが十分に把握されていない可能性がある。また、吉田他（2007）の分析対象としている与板町の予防事業は高齢者個人の判断で参加が認められている事業であるため、多くの先行研究と同様に、セレクションバイアスによって予防事業の効果が過大に推計されている可能性がある。

Ⅲ データ

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¹⁾。このデータには、介護保険の要介護認定者71,369人の個人番号²⁾、保険者番号（市町村合併前時点）、性別、資格取得年月、資格喪失年月の他に、2003年4月から2009年10月の中で介護サービスを利用した各月時点の年齢、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³⁾。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⁴⁾（以下、「要支援者」と示す）の要介護状態の経時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、可能な限り精確な分析を行うために、下記の個人を分析サンプルから除外した。(1) データ始期以前に介護サービスを利用している可能性があるため、2003年3月以前にすでに要介護認定を受けていた個人、(2) 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、(3) 市町村合併によって市町村名が変更された地域に住んでいた個人。(3) については、本データでは市町村合併時に市町村名が変わった自治体の居住者は新規資格取得として扱われており、本来の意味での新規取得との識別が不可能となっている。このため、該当年月の資格取得者をサンプルから除外した。

こうした処置を施した結果、分析に用いる観測値数は6297(476人)になった。なお、このデータには、各個人の詳細な心身の健康状態や生活習慣、世帯属性、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。これらの諸要因は介護需要に大きな影響を与えうるので、本稿の分析結果の解釈には一定の留意が必要である。

2 要支援者の要介護度の推移と累計介護費の比較

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と介護費用を比較する。図1は、「介護給付グループ」と「予防給付グループ」の要支援にとどまっている割合（要支援者割合）の推移を比較したものである。「介護給付グループ」には、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183人（最長36か月間⁵⁾）が

含まれており、「予防給付グループ」には、2006年4月から2009年3月の間に初めて受けた要介護認定で、要支援1の判定を受けた293人（最長36か月間）が含まれている。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、予防給付グループの要支援者割合は、介護給付グループのそれに比べて高くなる⁶⁾。

図1を見ると、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っている様子が確認できる。このことは、介護予防給付の利用は、要支援者の状態の悪化を抑制する効果を持つ可能性があることを示唆している。また、どちらのグループにおいても、要支援者割合は、経過月数が増えるにしたがって低下していく様子が見られる。具体的には、要介護認定が6か月間隔でおこなわれるため、6か月周期で要支援者割合が大きく低下する形となっている。また、それぞれの要支援者割合を詳しく見てみると、予防給付グループは利用開始から7か月目までは平均95%程度で推移をしているが、8か月目に要支援者割合が急激に下落して、その後19か月目までは、平均62%程度で推移している。また、20か月目には再び急激な下落があり、その後は平均47%程度で推移している様子が確認できる。一方で、介護給付グループは、6か月目に要支援者割合が90%を割ると、8か月目に急激な下落があり、その後は19か月目まで緩やかに割合は下落していく。また、予防給付グループと同様に、20か月目において再び急激な下落があり、その後は平均32%程度で推移していく様子が見られる。

図2は、介護保険制度改革前後の19か月間の累積費用をまとめたものであるが、利用開始直後から明らかに予防給付受給者の累積費用の方が低く、介護予防給付の導入が介護保険財政の改善に貢献している様子が伺える。図1で示唆されたように、介護予防給付の利用が要介護度の維持・改善効果を有しているならば、一定の費用対効果は存在するものと考えられる。

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

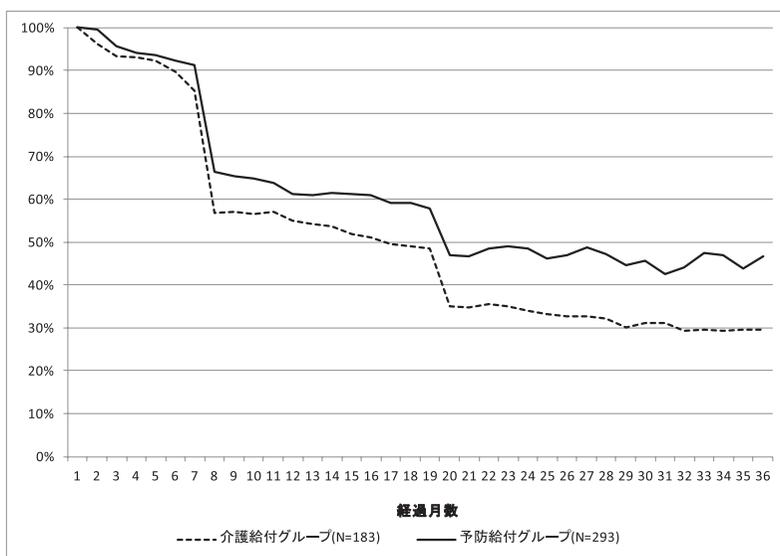


図1 要支援者割合の推移

注 (1) 筆者作成。

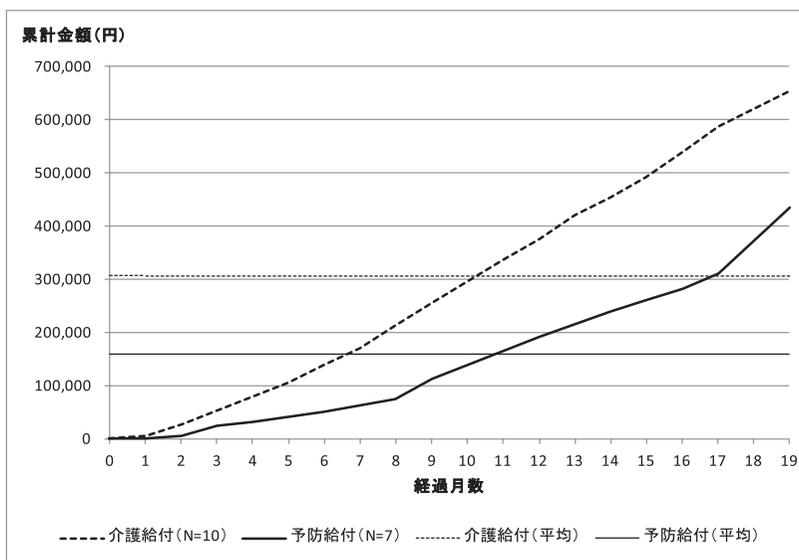


図2 累計費用の比較

注 (1) 筆者作成。

護予防給付以外に他の別な要因による可能性もあるし、同時期に変更された要介護認定基準の変更の結果が影響しているかもしれない。本小節の単

純な集計では、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を行うことによって、予防給付の利用が要介護度の変化に与える因果的

影響を推定する。

IV 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因果的影響を検証するための最もシンプルな分析方法は、下記の(1)式を推定することである。

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

ただし、 y_{it}^* は個人*i*の*t*時点における要介護度を示す潜在変数(latent variable)である。 prevention_{it-1} は*t-1*時点において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。 \mathbf{x}_{it} は個人属性(男性ダミー、年齢とその2乗項)に、要介護認定の経過月数(0-6か月を基準として、7-12か月・13-18か月・19-24か月、25か月以上の4種類)、*t-1*時点までの介護サービスの利用実績(具体的には、介護費⁷⁾累計額とその2乗項と、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)およびタイムトレンドを含む説明変数群である。また u_{it} は誤差項である。また、介護予防給付の受給が要介護度の維持・改善に有意に影響しているのであれば、それを受給している期間によって、要介護度の変化に与える影響が異なることが予想される。そこで、本分析では、説明変数に予防給付ダミーと要介護認定の経過月数の交差項を加えた定式化での推定も試みる。

一般的に、女性の平均余命は男性よりも長いことから、男性ダミーは負に推定されることが予想される。また、加齢に伴って要介護度は高くなる傾向があると考えられるため、要介護度は年齢の増加関数になっていることが予想される。加えて、図1から明らかなように、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。

介護サービスの利用実績については、介護給付

グループの場合は、要支援として受けたサービスの介護費の前月までの累計額とその累計日数であり、予防給付グループの場合は、要支援1として受けたサービスの介護費の前月までの累計額とその累計日数である。これらの変数は、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られることができる。すなわち、Grossman(1972)に代表される健康資本理論にしたがえば、この係数の推定値は、投入された介護・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とみなせる。

しかしながら、2005年度の介護保険制度改革では、介護予防給付の導入と同時に要介護認定の基準変更も行われているため、(1)式の定式化では、介護予防給付の導入が要介護度に与える影響を正確に検証することができない。すなわち、制度施行後に要介護度に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識別することができない。本分析では、それらの効果を識別するために、以下の(2)式を推定する。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot \text{prevention}_{it-1} + \alpha_2 \cdot \text{reform}_t + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (2)$$

(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 $\alpha_1 + \alpha_2$ 、それ以外の要支援者の場合は α_2 で示される。したがって、それらの差である α_1 は介護予防給付が要介護度の変化に与える純粋な効果を表している。

また、上述の定式化では、介護予防サービスの利用といった選択行動(prevention_{it-1})が外生であると仮定していることになる。もし介護予防サービスの利用が完全に要介護者の判断によって決定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。しかしながら、各個人が利用する介護保険サービスは、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、介護予防給付は要支援者にランダムに割り当てられるわけではなく、2006年4月以降の要介護認定で要支援1または要支援2と判定された者が利用できる。このような事実は、上記の推定式のパラメーターにサンプルセレクションバイアスを発生させるため、推定されるパラメーターは一致性を持たない(例えば、Angrist and Pischke, 2009)。実際に、使用変数の記述統計量と、それらの平均値の差の検定結果をまとめた表1によれば、一部の説明変数において、グループの違いによって平均値に有意な差があることが確認できる。したがって、介護予防給付の導入が、要支援者の要介護状態に与える精確な因果的影響を推定するためには、こうしたセレクションバイアスを除去する必要がある。

この問題に対して、本稿では、傾向スコアに基づくマッチング法(propensity score matching method)を用いて対応する。すなわち、サンプルから予防給付受給者のcounterfactualを1対1でマッチングさせたいうで、上述の分析を試みる。具体的には、まず、以下の(3)式をprobitモデルで推定し、その確率予測値(傾向スコア)を求める。

$$prevention_{it-1}^* = \gamma_0 + \mathbf{z}_{it}'\boldsymbol{\gamma} + v_{it} \quad (3)$$

ただし $prevention_{it-1}^*$ は $prevention_{it-1}$ の潜在変数、 \mathbf{z}_{it} は性別、年齢とその2乗項、要介護認定の経過月数ダミー変数群、およびタイムトレンドを含む説明変数群であり、 v_{it} は標準正規分布にしたがった、 $E[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 0$ 、 $\text{var}[v_{it} | \mathbf{z}_{it}] = 1$ を満たす誤差項である。次に、その傾向スコアを用いて、サンプルのマッチングを試みる。しかしながら、マッチングの精度やそれに伴う推定結果は、その都度異なることが指摘されている(例えば、Guo et al., 2010)。本分析では、マッチング方法の中でも代表的な nearest available mahalanobis metric matching within calipers defined by the propensity score (Rosenbaum and Rubin, 1985) と propensity score matching with nonparametric regression

(local linear regression) (Heckman, Ichimura, and Todd, 1997) を用いる⁸⁾。

マッチングサンプルを用いた分析については、パラメーターを識別するために、(3)式で用いた変数の一部を除外する必要がある。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は極めて限定的であるため⁹⁾、ここではタイムトレンドを除外変数として、以下の(4)式を推定する¹⁰⁾。

$$y_{it}^* = \alpha_1 \cdot prevention_{it-1} + \alpha_2 \cdot reform_t + \mathbf{x}_{2it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (4)$$

ただし、 \mathbf{x}_{2it} は \mathbf{x}_{1it} からタイムトレンドを除いた説明変数群である。なお、マッチングサンプルを用いた推定では、セレクションバイアスの影響は除去されると考えられるが、元の(2)式に含まれる説明変数とは異なるため、これらの結果を単純に比較することができない点には注意が必要である。

なお、潜在変数 y_{it}^* については、二値変数(binary variable) $y_{1,it}$ と順序変数(ordinal variable) $y_{2,it}$ を採用し、前者を被説明変数とするモデルをprobitモデル、後者のモデルをordered probitモデルで推定する。すなわち、

$$y_{1,it} = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{1,it}^* \leq 0 \\ 1 & \text{if } y_{1,it}^* > 0 \end{cases}$$

$$y_{2,it} = \begin{cases} 0 & \text{if } y_{2,it}^* \leq \mu_0 \\ j & \text{if } \mu_{j-1} < y_{2,it}^* \leq \mu_j \quad \text{for } j=1 \text{ to } 3 \\ 4 & \text{if } y_{2,it}^* > \mu_3 \end{cases}$$

である。ただし、 $y_{1,it}$ 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であれば0、要支援2および要介護1-5であれば1をとる二値変数である。また $y_{2,it}$ 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3-5であれば4をとる順序変数である¹¹⁾。したがって、もし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、その係数 α_j はそれぞれ負で有意

に推定されるはずである。なお、誤差項はそれぞれ標準正規分布にしたがい、説明変数で条件づけた期待値は0、分散は1であると仮定する。

また、介護給付と同様に予防給付にもさまざまなサービスが存在する。本稿では、介護予防サービスの中で、特にどのサービス群の利用が要介護状態の維持・改善に効果的であるのかを検証するために、下記の(5)・(6)式の推定も試みる。

$$y_{it}^* = \delta_1 \cdot p_{1,it-1} + \delta_2 \cdot p_{2,it-1} + \delta_3 \cdot p_{3,it-1} + \delta_4 \cdot p_{4,it-1} + \delta_5 \cdot p_{5,it-1} + \alpha_2 \cdot reform_t + \mathbf{x}_{iit}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (5)$$

$$y_{it}^* = \delta_1 \cdot p_{1,it-1} + \delta_2 \cdot p_{2,it-1} + \delta_3 \cdot p_{3,it-1} + \delta_4 \cdot p_{4,it-1} + \delta_5 \cdot p_{5,it-1} + \alpha_2 \cdot reform_t + \mathbf{x}_{2it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (6)$$

ただし、 $p_{j,it-1}$ ($j = 1, 2, 3, 4, 5$) は、 $t-1$ 時点において

1円以上の各介護予防給付費（順に、訪問系介護予防サービス、介護予防通所介護、介護予防通所リハビリテーション、短期入所系介護予防サービス、その他の介護予防サービス¹²⁾）が発生している個人に1をとるダミー変数である。もし介護予防サービス j の利用が、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、それに対応する係数 δ_j は負で有意に推定されるはずである¹³⁾。

なお、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、固定効果モデルではなく、pooledモデルで推定を行う。ただし、個人効果を考慮するために、標準誤差は同一個人の誤差項の相関を許すclustering robust standard errorを推定する。

実証分析に使用する主な変数の記述統計量と、

表1 記述統計量と平均値の差の検定結果

サンプル	全サンプル			介護給付グループ			予防給付グループ			Welch's test	
	平均	%	標準偏差	平均	%	標準偏差	平均	%	標準偏差	平均の差	標準誤差
要介護度	0.628		1.086	0.765		1.171	0.521		1.002	-0.244***	0.028
自立・旧要支援・要支援1		70.5			67.7			72.8			
要支援2		7.2						12.8			
要介護1		14.4			24.2			6.7			
要介護2		4.9			4.4			5.3			
要介護3		2.1			2.6			1.7			
要介護4		0.6			1.1			0.3			
要介護5		0.3			0.0			0.5			
介護保険制度改革ダミー	0.559		0.496	0.000		0.000	1.000		0.000		
予防給付ダミー	0.199		0.399	0.000		0.000	0.356		0.479		
訪問系サービス	0.233		0.423	0.289		0.454	0.155		0.362	-0.101***	0.011
通所介護	0.199		0.399	0.204		0.403	0.161		0.368	-0.008	0.010
通所リハビリテーション	0.049		0.216	0.050		0.218	0.040		0.195	-0.002	0.005
短期入所系サービス	0.105		0.122	0.021		0.142	0.004		0.065	-0.010***	0.003
その他	0.510		0.500	0.571		0.495	0.351		0.477	-0.108***	0.013
性別(男性=1)	0.338		0.473	0.349		0.477	0.330		0.470	-0.019	0.012
年齢	75.072		8.917	76.848		8.738	73.674		8.808	-3.173***	0.223
要介護認定経過月数											
0-6か月	0.351		0.477	0.358		0.479	0.347		0.476	-0.011	0.012
7-12か月	0.267		0.442	0.273		0.446	0.262		0.440	-0.011	0.011
13-18か月	0.160		0.367	0.161		0.367	0.160		0.366	-0.001	0.009
19-24か月	0.138		0.345	0.130		0.337	0.144		0.352	0.014*	0.009
25か月以上	0.083		0.276	0.078		0.269	0.087		0.282	0.009	0.007
介護費累計額(円)	348,460		645,903	398,170		770,304	309,318		524,518	-88,852***	17,088
介護サービス利用累計日数	49.086		105.395	75.727		134.216	28.109		68.373	-47.618***	2.797
観測値数		6297			2774				3523		
個人数		476			183				293		

注) 1) ***は1%有意水準、**は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

2) サービス区分は以下の通りである。ただし、介護予防給付に含まれるサービスは、下線を付けて示している。

訪問系サービス：訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、訪問リハビリテーション、介護予防訪問介護、介護予防訪問入浴介護、介護予防訪問介護、介護予防訪問リハビリテーション。
 夜間対応型訪問介護。
 通所介護：通所介護、介護予防通所介護、認知症対応型通所介護、介護予防認知症対応型通所介護。
 通所リハビリテーション：通所リハビリテーション、介護予防通所リハビリテーション。
 短期入所系サービス：短期入所生活介護、短期入所療養介護（介護老人保健施設）、短期入所療養介護（介護療養型医療施設等）、介護予防短期入所生活介護。
介護予防短期入所療養介護（介護老人保健施設）、介護予防短期入所療養介護（介護療養型医療施設等）。
 その他：福祉用具貸与、居宅療養管理指導、認知症対応型共同生活介護、特定施設入居者生活介護、介護予防居宅療養管理指導、介護予防特定施設入居者生活介護、地域密着型特定施設入居者生活介護、介護予防認知症対応型共同生活介護（短期利用型）、認知症対応型共同生活介護（短期利用型）、特定福祉用具販売、住宅改修、居宅介護支援、特定介護予防福祉用具販売、介護予防住宅改修、介護予防支援、介護老人福祉施設サービス、介護老人保健施設サービス、介護療養型医療施設サービス、地域密着型介護老人福祉施設、特定入所者介護サービス等(2005年9月以前)、特定入所者介護サービス等(食費)、特定入所者介護サービス等(居住費)、介護予防福祉用具貸与、小規模多機能型居宅介護、介護予防小規模多機能型居宅介護

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、予防給付グループの方が、要介護度が有意に低くなっている。また、予防給付グループで介護予防給付を受けているサンプルは35.6%存在している。全サンプルの平均年齢は75.1歳で、男性が33.8%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か月が最も多く、それ以降は次第に減少している。また、利用実績については、介護給付グループの累積介護費の平均が398,170円であるのに対して、予防給付グループの累計介護費の平均は309,318円と減少している。また、利用累計日数については、介護給付グループの平均が75.7日であるのに対して、予防給付グループの平均は28.1日と減少している。

V 推定結果

表2には、各サンプルの平均措置効果 (ATT, average treatment effect for the treated) がまとめられている。いずれの変数においても、全サンプルではtreatment (予防給付) グループの要介護度の平均値は、control (介護給付) グループの要介護度の平均値を有意に下回っている。しかしながら、MMCマッチングサンプルにおいては、いずれにおいても有意な差は見受けられない。すなわち、予防給付の効果は限定的であるといえる。

表3Aにはprobit モデルの推定結果、表3Bにはordered probit モデルの推定結果がまとめられている。いずれも左側が全サンプルを用いた推定結

果、右側がMMCマッチングサンプルを用いた推定結果である。

予防給付ダミーの係数は、全サンプルを用いた分析ではprobit モデルとordered probitモデルの双方において、いずれも負に有意に推定されているが、マッチングサンプルではordered probit modelのモデル1でのみ10%有意水準で負に有意であった。このことは全サンプルを用いた推定ではサンプルセレクションバイアスの影響を受けた結論が導かれているおそれがあることを示唆している¹⁴⁾。しかし、予防給付をサービス別に見た場合には、マッチングサンプルでも有意な影響が観察されることがある。介護予防サービスダミーの係数は、全サンプルでは訪問系サービス、通所介護、その他のサービスが負で有意に推定されている。一方で、マッチングサンプルでは、訪問系サービス、通所介護、通所リハビリテーションの係数が負で有意に推定されている。その他の個人属性については、ほとんどのサンプル・モデルにおいて、年齢や性別は有意ではなかったが、経過月数ダミーが概ね正で有意に推定されている。また、予防給付ダミーと経過月数ダミーの交差項の一部と介護費累計額が、全サンプルでは有意に推定されているが、マッチングサンプルではprobitモデルでの予防給付ダミーと経過月数ダミー (7-12か月) の交差項を除き有意ではなかった。

表4A, 4B, 4Cは、介護予防給付に関連した説明変数の限界効果をまとめたものである。ここでは、マッチングサンプルの推定結果を中心にまとめていきたい。表4Aには、probitモデルによる推

表2 介護予防給付の効果

要介護度	マッチング方法	予防給付	介護給付	平均の差 (ATT)	標準誤差	t値
二値変数	全サンプル	0.263	0.303	-0.039***	0.014	-2.74
	MMCマッチングサンプル	0.300	0.208	0.092	0.058	1.57
	LLRマッチングサンプル	0.263	0.264	-0.001	0.015	-0.07
順序変数	全サンプル	0.306	0.708	-0.403***	0.034	-11.87
	MMCマッチングサンプル	0.327	0.443	-0.116	0.105	-1.11
	LLRマッチングサンプル	0.306	0.621	-0.316***	0.029	-10.99

注) 1) マッチングサンプルの標準誤差はbootstrap法 (50回) によって推計した。

2) ***は、1%有意水準で有意であることを示す。

表3 介護予防給付が要介護度に与える影響

A : Probit modelの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差
予防給付ダミー	-0.763*** (0.198)	-0.648*** (0.191)			-0.388 (0.361)	-0.678 (0.509)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.440 (0.290)	-0.483* (0.275)			-1.279*** (0.470)	-1.687*** (0.580)
予防給付ダミー：通所介護			-0.849*** (0.321)	-0.948*** (0.314)			-1.696*** (0.473)	-2.252*** (0.560)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.390 (0.549)	-0.340 (0.502)			-1.550** (0.638)	-2.154*** (0.735)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.983* (0.558)	0.840 (0.603)			1.080 (0.959)	0.956 (0.952)
予防給付ダミー：その他			-0.202 (0.295)	-0.167 (0.286)			0.833* (0.467)	0.699 (0.482)
介護保険制度改革ダミー	0.304 (0.351)	0.287 (0.353)	0.284 (0.352)	0.255 (0.355)				
男性ダミー	0.054 (0.157)	0.049 (0.157)	0.064 (0.157)	0.063 (0.158)	0.203 (0.304)	0.247 (0.306)	0.261 (0.314)	0.357 (0.328)
年齢	0.034 (0.148)	0.034 (0.148)	0.039 (0.150)	0.040 (0.150)	-0.676 (0.906)	-0.660 (0.936)	-1.088 (0.696)	-1.192* (0.687)
年齢2乗/100	0.002 (0.094)	0.002 (0.095)	-0.001 (0.095)	-0.002 (0.096)	0.481 (0.605)	0.470 (0.626)	0.765* (0.460)	0.835* (0.455)
経過月数ダミー：7-12か月	1.101*** (0.115)	1.037*** (0.117)	1.115*** (0.112)	1.023*** (0.121)	1.125*** (0.247)	0.822*** (0.242)	1.404*** (0.263)	0.986*** (0.282)
経過月数ダミー：13-18か月	1.104*** (0.158)	1.047*** (0.160)	1.094*** (0.157)	1.023*** (0.165)	0.962*** (0.347)	0.775** (0.387)	1.079*** (0.364)	0.920** (0.415)
経過月数ダミー：19-24か月	1.150*** (0.195)	1.205*** (0.194)	1.140*** (0.196)	1.174*** (0.199)	1.354*** (0.365)	1.695*** (0.398)	1.501*** (0.404)	1.953*** (0.418)
経過月数ダミー：25-30か月	1.168*** (0.278)	1.295*** (0.279)	1.135*** (0.280)	1.261*** (0.284)	1.450** (0.690)	0.843 (0.637)	1.433** (0.690)	1.062 (0.756)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		0.097 (0.228)		0.302 (0.260)		0.551 (0.542)		1.124* (0.650)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.026 (0.294)		0.106 (0.315)		0.205 (0.731)		0.418 (0.752)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.601* (0.354)		-0.458 (0.363)		-1.027 (0.704)		-1.047 (0.804)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-1.259* (0.692)		-1.253* (0.697)		0.818 (1.078)		0.521 (1.075)
介護費累計額（前月時点）	0.151*** (0.031)	0.170*** (0.035)	0.163*** (0.032)	0.183*** (0.037)	0.074 (0.085)	0.088 (0.091)	0.101 (0.091)	0.113 (0.096)
介護費累計額（前月時点、2乗）	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	0.001 (0.002)	0.004 (0.006)
介護サービス利用累計日数（前月時点）	0.132 (0.205)	0.081 (0.204)	0.104 (0.209)	0.050 (0.211)	0.505 (0.645)	0.698 (0.707)	0.790 (0.782)	0.926 (0.865)
介護サービス利用累計日数（前月時点、2乗）	-0.030 (0.030)	-0.028 (0.030)	-0.029 (0.031)	-0.026 (0.031)	-0.109 (0.108)	-0.133 (0.125)	-0.179 (0.121)	-0.196 (0.143)
トレンド	-0.024 (0.101)	-0.021 (0.101)	-0.015 (0.102)	-0.009 (0.102)				
定数項	-4.619 (5.789)	-4.616 (5.811)	-4.878 (5.862)	-4.912 (5.886)	20.936 (33.468)	20.392 (34.531)	35.383 (25.876)	39.096 (25.507)
観測値数	6257	6257	6257	6257	733	733	733	733
個人数	404	404	404	404	109	109	109	109
対数尤度	-2521.993	-2493.803	-2493.009	-2459.689	-301.151	-290.260	-276.201	-260.110
擬似決定係数	0.337	0.345	0.345	0.354	0.310	0.335	0.367	0.404
Wald 統計量 (H ₀ : 全係数=0)	307.57***	312.15***	325.91***	335.34***	136.88***	141.44***	212.01***	346.14***
Wald 統計量 (H ₀ : 地域効果=0)	58.71***	53.44***	55.34***	50.60***	11.66	12.76*	15.66**	17.52**
Wald 統計量 (H ₀ : 季節効果=0)	14.53	12.52	13.71	11.62	9.52	14.62	12.14	20.27**

注) 1) 上段は係数推定値、下段の括弧内は個人間の誤差項の相関を許す頑健な標準誤差を示す。
 2) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。
 3) この他に、季節ダミー変数群、保険者ダミー変数群（全サンプルのみ）が含まれている。

定結果の限界効果がまとめられている。上述のように、予防給付ダミーは有意ではないが、訪問系介護予防サービスと介護予防通所介護がマイナスで有意である。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系介護予防サービスを利用して

る個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が25.3～30.6%ポイント有意に低く、介護予防通所介護を利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が28.5～33.8%ポイント有意に低い。同様に、

B : Ordered probit modelモデルの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差	係数/標準誤差
予防給付ダミー	-0.929*** (0.149)	-0.615*** (0.209)			-0.492* (0.298)	-0.546 (0.569)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.162 (0.217)	-0.149 (0.199)			-0.846** (0.407)	-1.015** (0.472)
予防給付ダミー：通所介護			-0.473** (0.235)	-0.507** (0.221)			-1.080*** (0.367)	-1.305*** (0.395)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.368 (0.304)	-0.244 (0.282)			-1.339*** (0.371)	-1.461*** (0.440)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.738 (0.649)	0.633 (0.666)			0.803 (0.853)	0.734 (0.873)
予防給付ダミー：その他			-0.655** (0.239)	-0.439* (0.255)			0.265 (0.409)	0.165 (0.490)
介護保険制度改革ダミー	0.132 (0.294)	0.115 (0.295)	0.107 (0.295)	0.087 (0.297)				
男性ダミー	0.076 (0.131)	0.072 (0.130)	0.078 (0.132)	0.077 (0.131)	0.326 (0.296)	0.353 (0.288)	0.346 (0.295)	0.392 (0.289)
年齢	0.055 (0.123)	0.051 (0.122)	0.050 (0.123)	0.045 (0.122)	-0.798 (0.840)	-0.778 (0.913)	-1.105 (0.704)	-1.170 (0.766)
年齢2乗/100	-0.011 (0.078)	-0.009 (0.078)	-0.008 (0.078)	-0.005 (0.078)	0.567 (0.560)	0.554 (0.610)	0.773* (0.465)	0.818 (0.508)
経過月数ダミー：7-12か月	1.060*** (0.116)	1.032*** (0.113)	1.069*** (0.112)	1.024*** (0.116)	0.956*** (0.264)	0.741*** (0.259)	1.072*** (0.251)	0.722*** (0.280)
経過月数ダミー：13-18か月	1.039*** (0.153)	1.036*** (0.153)	1.036*** (0.150)	1.024*** (0.156)	0.887*** (0.333)	0.753* (0.413)	0.879*** (0.339)	0.744* (0.405)
経過月数ダミー：19-24か月	1.063*** (0.190)	1.141*** (0.188)	1.063*** (0.188)	1.127*** (0.191)	1.354*** (0.358)	1.696*** (0.407)	1.399*** (0.357)	1.712*** (0.401)
経過月数ダミー：25-30か月	1.074*** (0.259)	1.141*** (0.260)	1.069*** (0.257)	1.124*** (0.263)	1.529*** (0.554)	1.304** (0.545)	1.563*** (0.540)	1.286** (0.572)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		-0.107 (0.220)		0.027 (0.215)		0.318 (0.561)		0.703 (0.504)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.275 (0.246)		-0.197 (0.239)		0.049 (0.721)		0.125 (0.621)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.739*** (0.260)		-0.646** (0.262)		-1.014 (0.688)		-0.854 (0.620)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-1.017** (0.474)		-0.940** (0.473)		0.011 (0.778)		0.171 (0.704)
介護費累計額（前月時点）	0.095*** (0.018)	0.104*** (0.018)	0.099*** (0.018)	0.107*** (0.019)	0.012 (0.070)	0.029 (0.072)	0.014 (0.072)	0.026 (0.082)
介護費累計額（前月時点、2乗）	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
介護サービス利用累計日数（前月時点）	0.123 (0.133)	0.089 (0.132)	0.110 (0.139)	0.081 (0.138)	0.479 (0.486)	0.646 (0.526)	0.865* (0.525)	1.112* (0.617)
介護サービス利用累計日数（前月時点、2乗）	-0.015 (0.017)	-0.012 (0.017)	-0.014 (0.018)	-0.012 (0.018)	-0.066 (0.090)	-0.092 (0.106)	-0.133 (0.091)	-0.171 (0.118)
トレンド	0.032 (0.086)	0.035 (0.086)	0.040 (0.087)	0.045 (0.087)				
定数項	5.322 (4.765)	5.157 (4.749)	5.145 (4.769)	4.951 (4.758)	-25.678 (31.109)	-24.834 (33.705)	-36.750 (26.263)	-39.108 (28.485)
観測値数	6297	6297	6297	6297	741	741	741	741
個人数	406	406	406	406	115	115	115	115
対数尤度	-4772.984	-4750.569	-4755.546	-4733.239	-541.526	-531.254	-521.683	-508.312
擬似決定係数	0.217	0.221	0.220	0.224	0.194	0.209	0.224	0.244
Wald 統計量 (H ₀ : 全係数=0)	968.86***	936.88***	1028.76***	984.41***	662.60***	552.91***	1020.83***	1372.36***
Wald 統計量 (H ₀ : 地域効果=0)	559.90***	514.24***	561.60***	512.85***	64.34***	53.81**	49.68***	50.66**
Wald 統計量 (H ₀ : 季節効果=0)	14.82	12.35	14.51	11.98	8.63	13.68	9.62	17.57*

注) 1) 表3Aを参照。

介護予防通所リハビリテーションを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援2以上に悪化する確率が21.1～23.4%ポイント有意に低くなっている。表4Bには、予防給付ダミーを含めた推定式をordered probitモデルで推定したモデルの限界効果をまとめたものである。ordered

probitモデルのモデル1でのみ、他の条件を一定とした際に、介護予防給付を受けている個人はそうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が13.9%ポイント高いことが示されている。表4Cでは、各サービスダミーを用いた推定式の限界効果をまとめている。いずれの定式化においても、介

表4 介護予防給付の限界効果

A : Probit modelの推定結果

サンプル モデル	全サンプル				MMCマッチングサンプル			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[1]	[2]	[3]	[4]
予防給付ダミー	-0.188*** (0.041)	-0.167*** (0.042)			-0.113 (0.103)	-0.196 (0.144)		
予防給付ダミー：訪問系サービス			-0.113 (0.063)	-0.124* (0.059)			-0.253*** (0.066)	-0.306*** (0.078)
予防給付ダミー：通所介護			-0.186*** (0.048)	-0.202*** (0.044)			-0.285*** (0.059)	-0.338*** (0.071)
予防給付ダミー：通所リハビリ			-0.100 (0.117)	-0.090 (0.114)			-0.211** (0.044)	-0.234*** (0.051)
予防給付ダミー：短期入所系サービス			0.365* (0.217)	0.310 (0.239)			0.390 (0.373)	0.343 (0.376)
予防給付ダミー：その他			-0.058 (0.081)	-0.049 (0.080)			0.230* (0.130)	0.195 (0.139)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：7-12か月		0.030 (0.074)		0.100 (0.092)		0.181 (0.195)		0.384* (0.240)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：13-18か月		-0.008 (0.088)		0.033 (0.102)		0.063 (0.240)		0.132 (0.263)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：19-24か月		-0.143* (0.064)		-0.116 (0.075)		-0.196 (0.082)		-0.186 (0.091)
経過月数ダミー×予防給付ダミー：25-30か月		-0.212* (0.048)		-0.210* (0.048)		0.293 (0.426)		0.172 (0.399)

注) 1) 上段は限界効果, 下段の括弧内は個人間の誤差項の相関を許す頑健な標準誤差を示す。
 2) 予防給付ダミーに関連する説明変数以外の変数の限界効果は省略している。
 3) その他の表記については表3Aを参照。

B : Ordered probit modelの推定結果 (1)

限界効果		Prob (要支援1)	Prob (要支援2)	Prob (要介護1)	Prob (要介護2)	Prob (要介護3以上)
model [1]						
予防給付	全サンプル	0.276*** (0.047)	-0.073*** (0.016)	-0.156*** (0.031)	-0.036*** (0.011)	-0.011** (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.139* (0.084)	-0.086 (0.053)	-0.031 (0.024)	-0.020 (0.015)	-0.003 (0.002)
model [2]						
予防給付	全サンプル	0.184*** (0.063)	-0.049** (0.019)	-0.105*** (0.036)	-0.024** (0.010)	-0.007** (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.154 (0.160)	-0.098 (0.105)	-0.033 (0.036)	-0.020 (0.024)	-0.003 (0.003)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー：7-12か月	全サンプル	0.032 (0.066)	-0.008 (0.017)	-0.018 (0.038)	-0.004 (0.009)	-0.001 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.090 (0.158)	0.057 (0.103)	0.019 (0.033)	0.012 (0.022)	0.002 (0.003)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー：13-18か月	全サンプル	0.082 (0.074)	-0.022 (0.019)	-0.047 (0.043)	-0.011 (0.010)	-0.003 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.014 (0.203)	0.009 (0.129)	0.003 (0.044)	0.002 (0.027)	0.000 (0.004)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー：19-24か月	全サンプル	0.222*** (0.081)	-0.058*** (0.022)	-0.126*** (0.048)	-0.029** (0.013)	-0.008* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.286 (0.199)	-0.181 (0.126)	-0.062 (0.052)	-0.037 (0.031)	-0.005 (0.006)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー：25-30か月	全サンプル	0.305** (0.145)	-0.080** (0.039)	-0.173** (0.085)	-0.040* (0.021)	-0.012* (0.007)
	MMCマッチング サンプル	-0.003 (0.219)	0.002 (0.139)	0.001 (0.048)	0.000 (0.029)	0.000 (0.004)

注) 1) 表4Aを参照。

介護予防通所介護と介護予防通所リハビリテーションで有意に推定されているものが見られる。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系サービスを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が22.9～26.8%ポイント高く、要支援2・要介護1に悪化する確率が、

それぞれ15.0～18.4%ポイント、5.3%ポイント有意に低い。同様に介護予防通所介護については、要支援1にとどまる確率が29.3～34.5%ポイント高く、要支援2・要介護1・要介護2になる確率が、それぞれ19.2～23.7%ポイント、6.1～6.9%ポイント有意に低く、介護予防通所リハビリテーション

C : Ordered probit modelの推定結果 (2)

推定方法		Prob (要支援1)	Prob (要支援2)	Prob (要介護1)	Prob (要介護2)	Prob (要介護3以上)
Model [3]						
訪問系サービス	全サンプル	0.048 (0.064)	-0.013 (0.017)	-0.027 (0.036)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	0.229** (0.105)	-0.150** (0.070)	-0.048 (0.030)	-0.028 (0.019)	-0.003 (0.003)
通所介護	全サンプル	0.140** (0.069)	-0.037* (0.019)	-0.079** (0.040)	-0.018* (0.010)	-0.005 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.293*** (0.102)	-0.192*** (0.071)	-0.061** (0.030)	-0.036 (0.023)	-0.004 (0.003)
通所リハビリ	全サンプル	0.109 (0.090)	-0.029 (0.024)	-0.061 (0.051)	-0.014 (0.012)	-0.004 (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.363*** (0.103)	-0.238*** (0.068)	-0.075** (0.037)	-0.045 (0.028)	-0.005 (0.004)
短期入所系サービス	全サンプル	-0.218 (0.193)	0.058 (0.051)	0.123 (0.110)	0.029 (0.026)	0.008 (0.008)
	MMCマッチング サンプル	-0.218 (0.232)	0.143 (0.147)	0.045 (0.054)	0.027 (0.034)	0.003 (0.004)
その他	全サンプル	0.194*** (0.072)	-0.052** (0.020)	-0.109*** (0.042)	-0.025** (0.012)	-0.007* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	-0.072 (0.110)	0.047 (0.073)	0.015 (0.023)	0.009 (0.015)	0.001 (0.002)
Model [4]						
訪問系サービス	全サンプル	0.045 (0.059)	-0.012 (0.016)	-0.025 (0.034)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	0.268** (0.117)	-0.184** (0.082)	-0.053* (0.032)	-0.028 (0.020)	-0.003 (0.002)
通所介護	全サンプル	0.151** (0.066)	-0.040** (0.018)	-0.086** (0.038)	-0.020** (0.009)	-0.006* (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.345*** (0.105)	-0.237*** (0.078)	-0.069** (0.033)	-0.036 (0.023)	-0.003 (0.003)
通所リハビリ	全サンプル	0.073 (0.084)	-0.019 (0.022)	-0.041 (0.048)	-0.009 (0.011)	-0.003 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	0.386*** (0.115)	-0.265*** (0.079)	-0.077** (0.038)	-0.041 (0.028)	-0.004 (0.003)
短期入所系サービス	全サンプル	-0.189 (0.199)	0.050 (0.052)	0.107 (0.114)	0.024 (0.027)	0.007 (0.008)
	MMCマッチング サンプル	-0.194 (0.231)	0.133 (0.154)	0.039 (0.051)	0.020 (0.029)	0.002 (0.003)
その他	全サンプル	0.131* (0.077)	-0.035 (0.021)	-0.074* (0.044)	-0.017 (0.011)	-0.005 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.044 (0.129)	0.030 (0.088)	0.009 (0.026)	0.005 (0.014)	0.000 (0.001)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー : 7-12か月	全サンプル	-0.008 (0.064)	0.002 (0.017)	0.005 (0.036)	0.001 (0.008)	0.000 (0.002)
	MMCマッチング サンプル	-0.186 (0.132)	0.128 (0.095)	0.037 (0.028)	0.020 (0.017)	0.002 (0.002)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー : 13-18か月	全サンプル	0.059 (0.072)	-0.016 (0.019)	-0.033 (0.041)	-0.008 (0.009)	-0.002 (0.003)
	MMCマッチング サンプル	-0.033 (0.164)	0.023 (0.113)	0.007 (0.032)	0.003 (0.018)	0.000 (0.002)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー : 19-24か月	全サンプル	0.193** (0.080)	-0.051** (0.022)	-0.109** (0.047)	-0.025** (0.012)	-0.007* (0.004)
	MMCマッチング サンプル	0.226 (0.171)	-0.155 (0.117)	-0.045 (0.039)	-0.024 (0.023)	-0.002 (0.002)
経過月数ダミー × 予防給付ダミー : 25-30か月	全サンプル	0.281* (0.143)	-0.075* (0.040)	-0.159* (0.083)	-0.036* (0.020)	-0.010* (0.006)
	MMCマッチング サンプル	-0.045 (0.185)	0.031 (0.127)	0.009 (0.037)	0.005 (0.020)	0.000 (0.002)

注) 1) 表4Aを参照。

ンについては、要支援1にとどまる確率が36.3～38.6%ポイント高く、要支援2・要介護1になる確率が、それぞれ23.8～26.5%、6.1～7.7%ポイント有意に低い。

VI 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

の個票パネルデータを用いて、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、予防給付グループの要支援者割合は、常に介護給付グループのそれを上回っている様子が確認された。加えて、サンプルセレクションバイアスに対処するためのマッチング推定や、マッチングサンプルを用いた計量経済分析を行った結果、他の条件を一定としたときに、訪問介護、通所介護および通所リハビリテーションの介護予防サービスを利用している個人の要介護度は、そうでない個人に比べて、要支援にとどまる確率が有意に高く、また、要支援2・要介護1・要介護2に悪化する確率がそれぞれ有意に低いことが確認された。具体的には、他の条件を一定としたときに、訪問系サービスを利用している個人は、そうでない個人に比べて要支援1にとどまる確率が22.9～26.8%ポイント高く、要支援2・要介護1に悪化する確率が、それぞれ15.0～18.4%ポイント、5.3%ポイント有意に低い。同様に、介護予防通所介護については、要支援1にとどまる確率が29.3～34.5%ポイント高く、要支援2・要介護1・要介護2になる確率が、それぞれ19.2～23.7%ポイント、6.1～6.9%ポイント有意に低く、介護予防通所リハビリテーションについては、要支援1にとどまる確率が36.3～38.6%ポイント高く、要支援2・要介護1になる確率が、それぞれ23.8～26.5%、6.1～7.7%ポイント有意に低い。ただし、こうした結果の違いは、対象となっている個人数が少ないことによる可能性も考えられるため、この結果には一定の留意が必要である。

冒頭でも述べたように、現在、予防給付を含む軽度の要介護者に対するサービスや自己負担の引き上げなどが今後の検討課題として挙げられている。本稿では、介護予防給付の効果の面に焦点を当てたものであるが、こうした議論を検討するためには、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。本分析の結果から明らか

かになったように、介護予防サービスの一部には要介護度の維持・改善効果を有するものもあるため、一定の費用対効果は存在するものであると考えられる¹⁵⁾。また、自己負担増などによって、認定者が介護予防サービスの利用を控えた場合、認定者の要介護状態が悪化し、それによって将来的により多額の介護費が発生する可能性がある。近い将来に検討されるであろう介護予防給付の今後のあり方については、そのような費用対効果や認定者の価格の変化に対する反応度を考慮に入れた厳密な検証に基づく評価が必要があると思われる。

最後に、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ているが、データの制約上、要介護認定者の詳細な心身の健康状態や生活習慣、世帯属性、所得の状況、および個人・地域レベルの環境変化が要介護度に与える影響を検証することができない。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。

脚注

† 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る。本稿の旧稿に対して、匿名の本誌レフェリー2名、井深陽子、菊池潤、岸田研作、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2011年度日本経済学会秋季大会参加者ならびに国立社会保障・人口問題研究所における研究会参加者から、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）、科学研究費補助金（基盤研究B）「持続可能な医療・介護保険財政と効率的なサービス提供体制の設計」（#24330098）から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倫理審査を受け、承認を得ている。

注

- 1) 文末の付表1に、福井県と全国における介護保険に関する主要変数の比較をまとめている。
- 2) 個人情報保護のため、福井県国民健康保険団体

- 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。
- 3) ただし、対象者が少ない等の理由により、個人が特定される可能性があるとして行政側が判断した一部項目は利用できない。
 - 4) 2006年度から実施された介護予防給付は、要支援2の個人も受給可能だが、彼らの身体的な機能は要介護1と同等であるため、要支援2の個人は分析の対象から除外している。
 - 5) 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。
 - 6) 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。
 - 7) 本分析で用いる介護費は、保険請求額と利用者負担額の合計金額である。
 - 8) 推定にはLeuven and Sianesi (2003)を用いている。なお、以下ではRosenbaum and Rubin (1985)によって提唱されたものをMMCマッチング、Heckman, Ichimura, and Todd (1997)によって提唱されたものをLLRマッチングと記す。なお、紙幅の都合上、(3)式の推定結果とマッチング前後の平均値の差の検定結果の詳細はここでは示していないが、MMCマッチングサンプルでは、表1で示した個人属性の差が概ね有意でなくなっていることが確認できる。これらの結果は、付録として、著者のホームページで公開する予定である。
 - 9) 本分析のように、使用データにおいて利用可能な情報に制限がある場合、マッチングの精度やその後の推定結果に大きな影響を与える可能性があるため、本稿の分析結果には、一定の留意が必要である。
 - 10) この対応に対する問題の一つは、どの変数を除外変数として選択するかによって、その後の推定結果が大きく変わる可能性があることである。レセプトデータから利用できる情報は極めて制約的であるが、その中で個人レベルでのマッチングを試みているので、本分析での除外変数の候補となる変数が少ない。そうした中で、本分析では、保険者ダミー群、季節ダミー群、およびタイムトレンドを除外変数として同様の分析を試みた。それぞれの推定結果に大きな違いはなかったが、ここでは、モデルの当てはまり具合を示す擬似決定係数と対数尤度をもっとも大きな値をとったタイムトレンドを除外変数とする推定結果を報告している。
 - 11) 表1の記述統計量で確認できるが、要介護度3以上のサンプルが全体に占める割合が小さいため、これらをひとまとめにしている。

- 12) 具体的なサービス区分は、表1の注(2)に示している。
- 13) (2)・(4)式の推定と同様に、説明変数に各介護予防サービスダミーと要介護認定の経過月数の交差項を加えた定式化も推定する。
- 14) この他には、全サンプルに比べてマッチングサンプルの観測値数が小さいことも、こうした違いの一因である可能性も考えられる。
- 15) こうした評価には、QOLの改善度も金銭評価するなどの厳密な評価が必要不可欠であるが、そのような分析は今後の重要な研究課題である。

参考文献

- Angrist, J. D. and J-S Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Grossman, M. (1972) "On the Concept of Health Capital and Demand for Health", *Journal of Political Economy*, Vol.80, No.2, pp.223-255.
- Guo, S. and M. W. Fraser (2010) *Propensity Score Analysis Statistical Methods and Applications*, SAGE Publications, Inc.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. E. Todd (1997) "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, Vol.64, No.4, pp.605-654.
- Leuven, E. and B. Sianesi (2003) "PSMATCH2: Stata Module to Perform Full Mahalanobis and Propensity Score Matching, Common Support Graphing, and Covariate Imbalance Testing", <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>, version 4.0.5 (revision : April 18, 2012) (2013年5月24日最終確認) .
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin (1985) "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score", *American Statistician*, Vol.39, No.1, pp.33-38.
- 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, pp.195-210, 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, pp.265-281.
- 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) (案)」, 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 (2013年5月24日 最終確認)。
 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> (2013年5月24日最終確認)。
 介護予防継続的評価分析等検討会 (2008c) 「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, 参考資料1, <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/05/dl/s0528-5c.pdf> (2013年5月24日 最終確認)。
 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> (2013年5月24日最終確認)。
 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, pp.264-273。
 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, pp.248-262。
 辻一郎・大瀧修一・杉山みち子・植田耕一郎・大原里子・安村誠司・本間昭・大野裕・鈴木隆雄・大久保一郎・丹後俊郎 (2009) 『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 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> (2013年5月24日最終確認)。
 吉田裕人・藤原佳典・天野秀紀・熊谷修・渡辺直紀・李相侖・森節子・新開省二 (2007) 「介護予防事業の経済的側面からの評価 - 介護予防事業参加群と非参加群の医療・介護費用の推移分析」, 『日本公衆衛生雑誌』, 第54巻, 第3号, pp.156-167。
 (ゆだ・みちお 中京大学准教授)
 (すずき・わたる 学習院大学教授)
 (もろずみ・りょうこ 富山大学准教授)
 (いわもと・やすし 東京大学大学院教授)

付表1 福井県の特性

	単位	福井県	全国	年度
平均余命 (男性)	歳	79.47	78.56	2005
平均余命 (女性)	歳	86.25	85.52	2005
高齢化率 (65歳以上人口割合)	%	24.9	22.8	2010
65歳以上の親族がいる世帯割合	%	46.77	37.3	2010
要介護認定者数	千人	33.91	5062.23	2010
要支援1	%	7.83	13.11	2010
要支援2	%	12.59	13.20	2010
要介護1	%	18.34	17.92	2010
要介護2	%	19.42	17.71	2010
要介護3	%	14.81	13.79	2010
要介護4	%	14.42	12.60	2010
要介護5	%	12.59	11.68	2010
介護保険給付額 (受給者一人当たり)				
居宅介護	千円	1296.97	1291.50	2010
地域密着型	千円	2384.81	2624.12	2010
施設介護	千円	3431.20	3517.89	2010
介護施設数 (65歳以上人口1000人当たり延べ数)				
介護事業所数	施設	22.651	21.519	2010
介護保険施設数	施設	3.244	2.139	2010

注) 1) 『福井県勢要覧』, 『平成22年介護サービス施設・事業所調査 (厚生労働省)』より, 筆者作成。