

添付資料 1

介護サービス市場における供給者誘発需要仮説の検証

報告者（分担研究者） 橋本英樹（東京大学大学院 公共健康医学専攻 教授）

研究協力者 岩本哲哉（東京大学大学院 社会医学専攻 博士課程）

抄録

【背景】介護保険制度では、居宅介護支援事業所は中立・独立的なエージェントとして利用者のサービス選択を補佐する機能することが求められている。しかし、その約 90%は居宅サービス事業所（供給者）を併設しており、事業所の収益性を考慮した誘発需要のインセンティブを持つ可能性がある。しかし先行研究では、居宅介護支援事業所と居宅サービス事業所の経営主体上の独立性を考慮に入れた分析は行われていない。

【目的】実質的に通所介護の報酬が切り下げられた平成 24 年年度の介護報酬改定を自然実験とし、居宅介護支援事業所と通所介護事業所の経営主体上の独立性により供給者行動に異なる影響が及んだか否かを検証する。

【方法】平成 23 年 4 月から平成 25 年 3 月までの介護給付費実態調査の個票データと平成 23 年度介護サービス施設・事業所調査の個票を突合し、居宅介護支援事業所を利用している要介護高齢者 366,676 例を本研究の分析対象とした。分析モデルは通所介護利用の有無、1 か月当たりの通所介護利用日数、1 日当たりの通所介護単位数（サービス提供時間に応じた基本サービス部分と入浴などのサービス提供による加算部分）をアウトカムとし、通所介護事業所併設ダミー、介護報酬改定ダミー、それらの交差項を説明変数とした 3 つのパートからなるパネル推定を行った。さらに、1 か月当たりの居宅サービス単位数をアウトカムとした推計を行った。

【結果】パネル推計の結果、通所介護利用（通所介護利用の有無、利用日数、加算部分）

について、介護報酬改定ダミーは有意に正の値を示したが、通所介護事業所併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項は有意に負の値を示した。一方で、1か月当たりの居宅サービス単位数をアウトカムとした場合、介護報酬改定ダミー、通所介護事業所併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項はともに有意に正の値を示した。

【考察】介護報酬改定後に通所介護利用割合や1か月当たりの利用日数は増加したが、通所介護併設型の居宅介護支援事業所を利用している要介護高齢者は、非併設型利用者に比べ、その大きさが小さいことが示され、負の供給者誘発需要が確認された。一方で、介護報酬改定後のすべての居宅サービス単位数の増加は、通所介護併設型利用者で大きいことから、通所介護の介護報酬切り下げによる収入の低下を、他の介護サービスで補った可能性が示唆された。

1. 背景

高齢化や核家族化の進行等により、要介護者を社会全体で支え合う仕組みとして 2000 年に介護保険制度が導入された¹⁾。介護保険制度では、利用者が自らサービスの種類や事業者を選んで利用することが出来る。また、要介護高齢者が適切なサービスを利用できるようにするため、専門的な知識を有する介護支援専門員（ケアマネージャー）が介護サービスの利用計画（以下、ケアプラン）を作成し、要介護高齢者や家族介護者の意思決定を援助している^{2,3)}。そのため、介護支援専門員は中立性・独立性を持つエージェントとしての機能を持つことが求められている。しかし、介護支援専門員が所属している居宅介護支援事業所の多くは居宅サービス事業所を併設しており⁴⁾、「利用者に対して公平な情報提供を行うインセンティブがあるかどうか疑問に残る（鈴木, 2002）」と指摘されている⁴⁾。また、居宅介護支援事業所と居宅サービス事業所の併設の有無で、利用者のサービス利用に大きな差があるとの報告⁵⁾や、介護支援専門員に対する調査において、ケアプラン作成における公平・中立に反する不適切な事例があると指摘されている⁶⁾。

このことから、居宅サービス事業所を併設している居宅介護支援事業所は、経営状況が思わしくない場合、同一法人もしくは併設事業所のサービスを過剰に提供することで、事業所の収支を改善させようとするインセンティブを持つ可能性がある。つまり、地域の介護サービス事業所の増加や介護報酬の引き下げによる所得が低下した場合、介護サービス需要を誘発する可能性が考えられる。

これは供給者誘発需要仮説と呼ばれる議論であり、McGuire (2000)は「Physician-induced demand (PID) exists when the physician influences a patient's demand for care against the physician's interpretation of the best interest of the patient.」と定義している⁷⁾。この誘発需要の存在については医療分野において数多くの実証分析が行われており、医療供給密度と医療

⁴⁾居宅介護支援事業所に対する調査では、約 90%の事業所が何らかの併設サービスを有している（三菱総合研究所, 2015）

費の関係の検証、診療費支払いの低下といった医療制度改革を用いた誘発需要の検証が行われている⁸⁻¹⁵。

一方、介護保険分野においては山内 (2004)¹⁶、湯田 (2005)¹⁷、Noguchi and Shimizutani (2009)¹⁸ が供給者誘発需要の検証を行っている。これら先行研究は介護事業者密度（要介護高齢者当たりの介護事業者数）の変化が誘発需要を引き起こすかどうかを検証しており、山内(2004)は誘発需要とアクセスコストの低下などによる要介護高齢者主体の需要を識別せずに検証を行っている一方、湯田(2005)、Noguchi and Shimizutani (2009)は介護需要を要介護高齢者主体的な需要（要介護高齢者要因）と供給者の裁量に左右される需要（供給者要因）に分けて分析を行う two-part model を応用した検証を行っている。その結果、山内 (2004) は介護事業者数の増加が誘発需要を引き起こす可能性を示し、湯田(2005)、Noguchi and Shimizutani (2009)は介護事業者数の増加が介護費用に与える影響は限定的であるという結果を得ている。しかし、介護保険制度では、居宅介護支援事業所がケアプランを作成するため、介護サービスを利用するかどうかについても供給者の裁量に左右される可能性があると考えられる。このことから、two-part model を用いることで、供給者主導の要因と要介護高齢者主導の要因を識別できるという点に関しては疑問が残る。また、これら先行研究は居宅介護支援事業所と居宅サービス事業所の経営主体上の独立性を考慮に入れた分析は行われていない。

また先行研究では、訪問系サービス、通所系サービスなど、個々のサービスを区別した検証は限られている。平成 24 年度の介護報酬改定で通所介護の介護報酬が実質的に切り下げられており¹⁹、通所介護の供給行動に影響を与えた可能性がある。一方、通所介護に次いで受給者数の多い訪問介護²⁰ は、サービスの提供が厳格化されていること²¹ や、自宅で行われる訪問系サービスは通所系サービスに比べ情報の非対称性が小さいと考えられることから、誘発需要は生じにくいと考えられる。

そこで本研究では、平成 24 年度の介護報酬改定を自然実験とし、居宅介護支援事業所と

通所介護事業所の経営主体上の独立性により供給者行動に異なる影響が及んだか否かを検証することを目的とした。

以下、本稿の構成は以下の通りである。続く第2節では検証の背景として平成24年度の介護報酬改定と、居宅介護支援事業所と通所介護事業所の独立性について、第3節ではデータと対象者・変数について、第4節では供給者主導の要因を明らかにするための分析モデル、第5節では研究結果、第6節に結果の解釈と考察を示す。

2. 検証の背景

1) 平成24年度介護報酬改定

平成24年度の介護報酬改定により、通所介護のサービス提供の時間区分が改定された。例えば、通常規模型通所介護費で要介護1の場合、改定前は677単位/日（所要時間6時間以上8時間未満の場合）であったのが、改定後は602単位/日（所要時間5時間以上7時間未満の場合）・690単位/日（所要時間7時間以上9時間未満の場合）となった。改定前後で時間区分が異なるが、改定前の調査ではサービス提供時間は平均6.2時間であることから²²、改定前後で同じ時間のサービスを提供した場合、改定後には改定前に比べ、介護報酬が約10%の減少、時間を延長した場合でも約3%の増加に留まっており、実質的には介護報酬は切り下げられたといえる。

2) 居宅介護支援事業所の特性（独立型・併設型）

居宅介護支援事業所の多くが居宅サービス事業所を併設しており、2013年の調査では併設サービスを持っていない独立型の事業所は約10%である⁵。また、通所介護事業所を併設している居宅介護支援事業所は50.8%、訪問介護は46.5%、通所リハビリテーションは16.7%となっている⁵。

3. データと対象者・変数

1) データ

使用したデータは平成 23 年 4 月から平成 25 年 3 月までの介護給付費実態調査の個票²⁰と、平成 23 年度の介護サービス施設・事業所調査の個票²³である。

介護給付費実態調査は介護サービスに係る給付費の状況を把握し、介護報酬の改定など、介護保険制度の円滑な運営及び政策の立案に必要な基礎資料を得ることを目的としたもので、各都道府県国民健康保険団体連合会が審査したすべての介護給付費明細書、給付管理票を集計対象としている。介護給付費明細書は居宅サービス事業所が月ごとに作成した性・年齢・要介護(要支援)状態区分・サービス種類別単位数・回数等の情報、給付管理票は居宅介護支援事業所が月ごとに作成した性・年齢・要介護(要支援)状態区分・サービス種類別計画単位数等が調査事項となっている。

介護サービス施設・事業所調査は、全国の介護サービスの提供体制、提供内容を把握することを目的とした介護サービス事業所に対する全数調査であり、介護サービス事業所の法人名や施設名、活動状況などが調査事項となっている。調査時期は各年 10 月となっており、本研究では平成 23 年 10 月 1 日時点の居宅介護支援事業所、居宅サービス事業所の情報を使用したⁱⁱ。政府統計個票データの利用に当たっては統計法に基づき個票利用申請・許可された。

2) 対象

分析対象選択の流れを **Figure 1** のフローチャートにまとめた。分析対象として、平成 23 年 4 月時点で、①要介護認定を受けている介護度 1~3 の 65 歳以上の高齢者で、②施設に入所していないものを選択した (N= 3,799,257)。除外基準としては分析対象期間である平成 23 年 4 月から平成 25 年 3 月までの間に、①介護保険施設に入所したもの、②要支援 1~2、

ⁱⁱ 平成 23 年度介護サービス施設・事業所調査の居宅介護支援事業所に対する調査票の回収率は 85.4% (28,628 事業所/33,517 事業所) であった¹⁵。

もしくは要介護 4~5 に区分変更したもの、③他の市区町村（保険者）への転居や死亡などにより個人の追跡が困難なもの、④ケアプランを作成する居宅介護支援事業所を利用していない、⑤居宅介護支援事業所を変更したものⁱⁱⁱとし、これらの基準に合致した 416,462 例を分析対象とした。さらに、平成 23 年度の介護サービス施設・事業所調査から抽出した居宅介護支援事業所情報と突合可能であった例から欠損値がある例を除外した 366,676 例を本研究の最終的な分析対象とした。

3) 変数

アウトカム変数（通所介護の利用）

①通所介護利用の有無、②1 か月当たりの通所介護利用日数、③1 日当たり通所介護単位数（サービス提供時間に応じた基本サービス費^{iv}と入浴などのサービス提供による加算^v）をアウトカムとした。

また、介護報酬改定が他の居宅サービスの利用に与えた影響を検証するために、1 か月当たりの居宅サービス単位数（全サービスの合計）を副次的アウトカムとした。

説明変数

要介護高齢者変数として、介護給付費実態調査の個票より抽出した、性・年齢・要介護状態区分、ケアプランを作成している居宅介護支援事業所情報を用いた。

居宅介護支援事業所変数は、介護サービス施設・事業所調査の個票から抽出し、固有 ID（事業所番号）を用いて、介護給付費実態調査と突合した。居宅介護支援事業所と通所介

ⁱⁱⁱ居宅介護支援事業所の変更は要介護高齢者要因であると考えられるため、居宅介護支援事業所を変更した要介護高齢者は分析から除外した。

^{iv}基本サービス費は要介護高齢者の介護度やサービス提供時間、通所介護事業所の規模によって異なる¹¹が、介護度で補正すれば基本サービス費の増加はサービス提供時間を反映すると考えられる。

^v通所介護の加算は入浴介助加算や個別機能訓練加算、栄養改善加算などからなる。加算の取得要件として、人員配置やサービスの提供が定められている¹¹。また、平成 24 年度の改定において、介護職員処遇改善のための加算が新たに創設された¹¹。

護事業所の経営主体上の独立性を示す変数として、居宅介護支援事業所を所有している法人が、居宅介護支援事業所が所在する都道府県内に通所介護事業所を所有していれば「通所介護併設型」、同一都道府県内に通所介護事業所を所有していなければ「通所介護非併設型」とした。また、供給者行動に影響すると考えられる経営主体については、3群（public non-for-profit, private non-for-profit, for-profit^{vi}）に分類した²⁴。さらに、通所介護の代替サービスと考えられる通所リハビリテーション事業所、訪問介護事業所の併設を居宅介護支援事業所変数として使用した。

4. 分析モデル

1) 介護報酬改定が通所介護の利用に与える影響

本研究では供給者誘発需要を検証する分析として、3つのパートからなる以下のモデルを構築した^{17,18,25}。

$$Y^1_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{i,t} + \alpha_2 I_{i,t} + \alpha_3 R_{i,t} + \alpha_4 I_{i,t} * R_{i,t} + \alpha_4 M_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1, \text{first-part})$$

$$Y^2_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 I_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} + \beta_4 I_{i,t} * R_{i,t} + \beta_4 M_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2, \text{second-part})$$

$$Y^3_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 X_{i,t} + \gamma_2 I_{i,t} + \gamma_3 R_{i,t} + \gamma_4 I_{i,t} * R_{i,t} + \gamma_4 M_i + u_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3, \text{third-part})$$

アウトカムとして、それぞれ Y^1 は通所介護利用の有無（first-part）、 Y^2 は1か月当たりの通所介護利用日数（second-part）、 Y^3 は1日当たり通所介護単位数（基本サービス部分・加算部分）（third-part）とした。説明変数は $X_{i,t}$ に要介護高齢者特性として性・年齢・要介護状態区分を調整した。さらに、 $I_{i,t}$ はケアプランを作成している居宅介護支援事業所特性として通所介護併設ダミー（0: 通所介護非併設型、1: 通所介護併設型）、 $R_{i,t}$ は介護報酬改定ダミー（0: 平成24年介護報酬改定前、1: 介護報酬改定後）、通所介護併設ダミーと介護報酬

^{vi} public non-for-profit: 地方行政、社会福祉協議会

private non-for-profit: 社会福祉法人、医療法人、社団・財団法人（公益・一般）、農協、生協、NPO

改定ダミーの交差項、また、月別の変動を調整するための月次ダミー M_i を説明変数としたモデルを構築した。

First-part は分析対象者すべて (N=366,676) を対象に、Second-part, Third-part は 24 か月継続して通所介護サービスを利用しているもの (N=177,247) を対象に分析を行った。

本研究は個人別の時系列データであるため、推定はパネル推定とした。また、モデルの選択には Breusch-Pagan 検定、Hausman 検定を用いた。

本研究では識別性の問題に対処した供給者誘発需要について通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項の係数 α_4 、 β_4 、 γ_4 から得られると考えられる。通所介護非併設型の居宅介護支援事業所を利用している場合、介護報酬改定が通所介護の利用に与える影響は要介護高齢者主導の需要の変化と考えられる。これは、通所介護非併設型であれば、通所介護の介護報酬が低下したとしても、それによる収入の低下を補うため、通所介護の利用を変化させるインセンティブは発生しないと考えられるためである。一方、通所介護併設型の場合、介護報酬改定後の変化は自己負担の低下や通所介護時間の延長などによる要介護高齢者主導の需要と供給者側主導の需要が合わさったものと考えられる。そこで、この両者の差の推計、上記モデルでは通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項の係数が供給者主導を示す結果となる。

また、介護報酬改定が介護サービス利用全体に与える影響を検証するために、1 か月当たりの居宅サービス単位数をアウトカムとしたパネル推定を追加解析として行った。

データの解析には STATA 14 (StataCorp, College Station, TX, USA) を用いた。

5. 結果

1) 記述統計

Table 1 に対象者の平成 24 年 4 月時点の記述統計を居宅介護支援事業所の特性別 (通所介

護併設群・非併設群) に示す。全体の 63.6%が通所介護併設型の居宅介護支援事業所を使用していた。通所介護併設型を利用している要介護高齢者(以下、通所介護併設群)は、通所介護を併設していない要介護高齢者(以下、通所介護非併設群)に比べ、年齢が高く、女性割合が低く、介護度が軽度である割合が高かった。通所介護の利用割合、1か月当たりの通所介護利用日数・1日当たり通所介護単位数(基本サービス部分・加算部分)の平均値の経時変化を居宅介護支援事業所の特性別(通所介護併設群・非併設群)に **Figure 2-5** 示す。通所介護併設群では、通所介護非併設群に比べ通所介護の利用割合が約 20%程度高かった。通所介護を利用している高齢者に限定して見ると、通所介護併設群が通所介護非併設群に比べ、1か月当たりの通所介護利用日数、1日当たりの通所介護単位数(加算部分)が多く、1日当たりの単位数(基本サービス部分)は少なかった。

Table 2 に介護サービス施設・事業所調査より抽出した居宅介護支援事業所の特性を示す。事業所全体の 46.0%が通所介護併設型の居宅介護支援事業所であった。通所介護併設型の居宅介護支援事業所は経営主体が for-profit である割合が高く、通所リハビリテーション事業所を併設している割合が低く、訪問介護事業所を併設している割合が高かった。

2) モデル分析(通所介護の利用に与える影響)

Table 3 に通所介護利用の有無をアウトカムとした first-part の推計結果を示す。Breusch and Pagan 検定、Hausman 検定の結果、固定効果モデルが選択された。通所介護利用に対する介護報酬改定ダミーの係数は 0.016 と有意に正の値を示したが、通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項は-0.010 であり有意に負の値を示した。このことから介護報酬改定後に通所介護の利用割合は増加したが、その影響は通所介護併設型で小さかったことが示された。また、プーリングモデル、ランダム効果モデルの通所介護併設ダミーは正の値を示した。

Table 4-6 にアウトカムを1か月当たりの通所介護利用日数とした second-part の推計結果、

1 日当たり通所介護単位数（基本サービス部分・加算部分）とした third-part の推計結果を示す。Breusch and Pagan 検定、Hausman 検定の結果、すべてのモデルで固定効果モデルが選択された。1 か月当たりの通所介護利用日数と 1 日当たり通所介護単位数（加算部分）に対する介護報酬改定ダミーの係数はそれぞれ 0.529、10.325 と有意に正の値を示したが、通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項はそれぞれ-0.039、-0.321 と有意に負の値を示した。一方で、1 日当たり通所介護単位数（基本サービス部分）に対する介護報酬改定ダミーの係数は-0.764、通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項は-0.492 であり、ともに有意に負の値を示した。

Table 7 に介護報酬改定が 1 か月当たりの居宅サービス単位数をアウトカムとした推計結果を示す。Breusch and Pagan 検定、Hausman 検定の結果、固定効果モデルが選択された。1 か月当たりの居宅サービス単位数に対する介護報酬改定ダミーの係数は 691.0 と有意に正の値を示し、通所介護併設ダミーと介護報酬改定ダミーの交差項も 136.5 と有意に正の値を示す結果が得られた。

6. 考察

本研究では、介護サービス市場における供給者誘発需要の検証するため、平成 24 年度の介護報酬改定を自然実験とし、居宅介護支援事業所と通所介護事業所の経営主体上の独立性による供給者行動の違いをパネル推定により明らかにした。

その結果、改定前から通所介護併設型の居宅支援事業所を利用している要介護高齢者では、非併設型利用者に比べ、通所介護を利用している割合は高かった。また介護報酬改定後には通所介護利用割合や 1 か月当たりの通所介護利用日数は増加したが、通所介護併設型利用者では、非併設型利用者に比べ、その大きさが小さいことが示された。これらのことから、通所介護併設型の居宅介護支援事業所は通所介護を利用させる傾向にあるが、介護報酬改定後は通所介護の利用を抑制している可能性が示唆された。また、1 日当たりの通

所介護単位数（基本サービス部分・加算部分）に与える影響を検証した結果からは、改定後に供給者主導のサービス提供時間の延長や、入浴などのサービス提供を増加させるといった行動は確認されず、これらサービスを抑制する方向に働いていた。

湯田(2005)は都道府県単位のパネルデータ分析により、通所介護事業者密度が通所介護の受給率や 1 件当たりの費用と正の関連があることを示しており、通所介護については供給者誘発需要が存在することを否定していない。これは、介護報酬改定前において、通所介護併設型が非併設型に比べ、通所介護の利用割合や 1 か月当たりの利用日数が多い、つまり供給者主導の要因がある可能性を示した本研究の結果と一致している。

また本研究では、実質的な通所介護報酬の切り下げに対し、通所介護併設型は通所介護の利用を抑制する負の供給者誘発需要が確認された。医療の分野では、自然分娩と帝王切開の報酬差が高い帝王切開率につながるとの報告¹¹や薬剤の支払い額の変更に伴い利益率の高い薬剤に変更する²⁷といった報告がある。また、Chou らは台湾における医薬分業政策により、薬剤の費用は低下したが、総医療費は変化がなかったことを示している¹⁵。これらのことから、介護サービスにおいても、通所介護の介護報酬の低下に対し、通所介護の利用割合や利用日数を抑制し、他の居宅サービスの利用を促した可能性がある。1 か月当たりの居宅サービス単位数をアウトカムとした本研究の推計結果では、介護報酬改定後の居宅サービス単位数の増加は非併設型に比べ併設型の方が大きく、正の供給者誘発需要が確認された。このことから、通所介護併設型は通所介護の実質的な引き下げによって減少した収入を他のサービスの提供量を増加させることで補った可能性が考えられる。さらに、1 か月当たりの居宅サービス単位数には負の誘発需要が確認された通所介護の利用も含まれていることから、通所介護併設型は減少した収入を補うだけでなく、それ以上のサービスを提供した可能性も示された。

本研究の強みとしては、わが国の代表する介護給付データを用いている点、介護報酬改定といった外生的な要因を自然実験とし、居宅介護支援事業所と通所介護事業所の経営主

体上の独立性を分析に用いることで、要介護高齢者主導の要因と供給者主導の要因を識別した点である。しかしながら、本研究の限界としていくつかの点が挙げられる。

まず、要介護高齢者の特性や家族状況といった介護サービスの利用に影響を与える要因の補正を十分に行えていないため、通所介護併設が通所介護利用そのものに与える影響については因果の逆転に対応できてない可能性がある。

2点目の限界として、通所介護以外の介護サービスに与える影響について十分に検証できていない点が挙げられる。居宅サービス単位数は介護報酬改定後に増加していることは示したが、介護報酬改定後の個々のサービス利用の変化や、通所介護サービス利用の変化が他の介護サービス（代替サービス・補完サービス）に与える影響は明らかになっていないため、居宅介護支援事業所が併設している他のサービスを考慮にいたした検証を行う必要がある。

最後に要介護高齢者の健康に与える影響を検証していない点である。ただ、本研究は介護報酬改定後1年までしか追跡していない点や、介護給付費実態調査では要介護高齢者の重症度を示す指標が介護度のみであることから、要介護高齢者の健康に与える影響を明らかにするためには、追加的な研究が必要となると考えられる。

政策的意義

本研究は介護報酬の改定が通所介護の利用に与える影響が、居宅介護支援事業所と通所介護事業所の経営主体上の独立性により異なることを明らかにした。このことから、情報の非対称性が小さいと考えられている介護サービスであっても供給者主導の需要があることが示され、併設サービスについてはケアプランが適切に作成されているかを評価する必要があると考えられる。

居宅介護支援の介護報酬では、居宅介護支援を公正中立に機能させるために、特定の事業所に集中して訪問介護や通所介護、福祉用具貸与サービスを利用すると居宅介護支援費

が減算されている¹⁹。しかし、本研究の結果からは、供給者主導の需要は抑制的に働く可能性があること、また、通所介護の介護報酬の切り下げが他の介護サービスの需要を誘発する可能性があることが示され、訪問介護や通所介護を特定の事業所に集中させることを防ぐだけでは居宅介護支援の公正中立を保つことができない可能性が示唆された。

謝辞； 本研究は平成 26 年度ならびに 27 年度厚生労働科学研究費補助金・地球規模保健課題推進研究事業「エビデンスに基づく日本の保健医療制度の実証的分析」（H26-地球規模一般-001：主任研究者・渋谷健司）の一環として実施された「介護給付費実態調査」「介護サービス施設・事業所調査」は統計法に基づき個票利用申請・許可された。国立社会保障・人口問題研究所の泉田信行氏からは、分析にあたり数多くの貴重な御示唆を得たことを感謝申し上げます。また、東京大学大学院医学系研究科の近藤尚己准教授ならびに東京大学大学院医学系研究科の高木大資氏から多くの御教示およびコメントを頂戴した。この場を借りて深く感謝の意を表したい。

【参考文献】

1. Campbell JC, Ikegami N. Long-term care insurance comes to Japan. *Health Aff (Millwood)* 2000;19:26-39.
2. Tamiya N, et al. Population ageing and wellbeing: lessons from Japan's long-term care insurance policy. *Lancet* 2011;378:1183-92.
3. 厚生労働省「介護支援専門員（ケアマネジャー）の資質向上と今後のあり方に関する検討会における議論の中間的な整理」（<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000002s7f7.html>）, 2013
4. 鈴木亘. 営利訪問介護業者は有利か？. 季刊社会保障研究 2002; 38: 74-88.
5. 平成 25 年度厚生労働省老人保健事業推進費等補助金（老人保健健康増進等事業）居宅介護支援事業所における介護支援専門員の業務および人材育成の実態に関する調査研

究 報告書. 三菱総合研究所, 2014.

(http://www.mri.co.jp/project_related/roujinhoken/uploadfiles/h25_08.pdf)

6. 全国介護支援専門員連絡協議会 「平成 15 年度介護支援専門員の実態にかかる全国調査結果（中間報告）－介護支援専門員の質の向上に向けた現状と課題の把握－」
(<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/02/s0223-8i.html#mokuji>), 2004
7. McGuire T. Physician agency. In Culyer AJ and Newhouse JP, eds., Handbook of Health Economics, 1A. Amsterdam, Elsevier. pp.461-536.
8. Rice TH. The impact of changing medicare reimbursement rates on physician-induced demand. Med Care 1983;21(8):803-15.
9. Cromwell J, Mitchell JB. Physician-induced demand for surgery. J Health Econ 1986;5(4):293-313.
10. Dranove D, Wehner P. Physician-induced demand for childbirths. J Health Econ 1994;13(1):61-73.
11. Gruber J, Owings M. Physician financial incentives and cesarean section delivery. Rand J Econ 1996;27(1):99-123.
12. Nguyen NX, Derrick FW. Physician behavioral response to a Medicare price reduction. Health Serv Res 1997;32(3):283-98.
13. Yip WC. Physician response to Medicare fee reductions: changes in the volume of coronary artery bypass graft (CABG) surgeries in the Medicare and private sectors. J Health Econ 1998;17(6):675-99.
14. Grytten J, Sørensen R. Type of contract and supplier-induced demand for primary physicians in Norway. J Health Econ 2001;20(3):379-93.
15. Chou YJ, Yip WC, Lee CH, Huang N, Sun YP, Chang HJ. Impact of separating drug prescribing and dispensing on provider behaviour: Taiwan's experience. Health Policy Plan 2003;18(3):316-2.
16. 山内康弘. 訪問介護費と事業者密度. 医療と社会 2004; 14:104-117.

17. 湯田道生. 介護事業者密度が介護サービス需要に与える影響. 季刊社会保障研究 2005; 40: 373-386.
18. Noguchi H, Shimizutani S. Supplier density and at-home care use in Japan: Evidence from a micro-level survey on long-term care receivers. *Japan and the World Economy* 2009; 21: 365-372.
19. 厚生労働省「平成 24 年度介護報酬改定について」
(<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/housyu/kaitei.html>)
20. 厚生労働省「介護給付費実態調査」(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/45-1.html>)
21. Ishibashi T, Ikegami N. Should the provision of home help services be contained?: validation of the new preventive care policy in Japan. *BMC Health Serv Res* 2010;10:224.
22. 平成 23 年度厚生労働省老人保健事業推進費等補助金（老人保健健康増進等事業） デイサービスにおけるサービス提供実態に関する調査研究事業 報告書. 三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング株式会社, 2012.
(http://www.murc.jp/thinktank/rc/public_report/public_report_detail/20120601)
23. 厚生労働省「平成 23 年介護サービス施設・事業所調査結果の概況」
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/kaigo/service11/index.html>)
24. Tokunaga M, Hashimoto H. Factors affecting the entry of for-profit providers into a price regulated market for formal long-term care services: a case study from Japan. *Soc Sci Med* 2013;76(1):143-9.
25. 鈴木亘. 平成 14 年診療報酬マイナス改定は機能したか?—整形外科レセプトを利用した医師誘発需要の検証. 田近栄治・佐藤主光編『医療・介護の世代間格差—現状と改革』東洋経済新報社. pp.97-116.
26. Gruber J, Kim J, Mayzlin D. Physician fees and procedure intensity: the case of cesarean delivery. *J Health Econ* 1999;18(4):473-90.

27. Jacobson M, Earle CC, Price M, Newhouse JP. How Medicare's payment cuts for cancer chemotherapy drugs changed patterns of treatment. *Health Aff (Millwood)* 2010 Jul;29(7):1391-9.

Figure 1 対象者選択の流れ

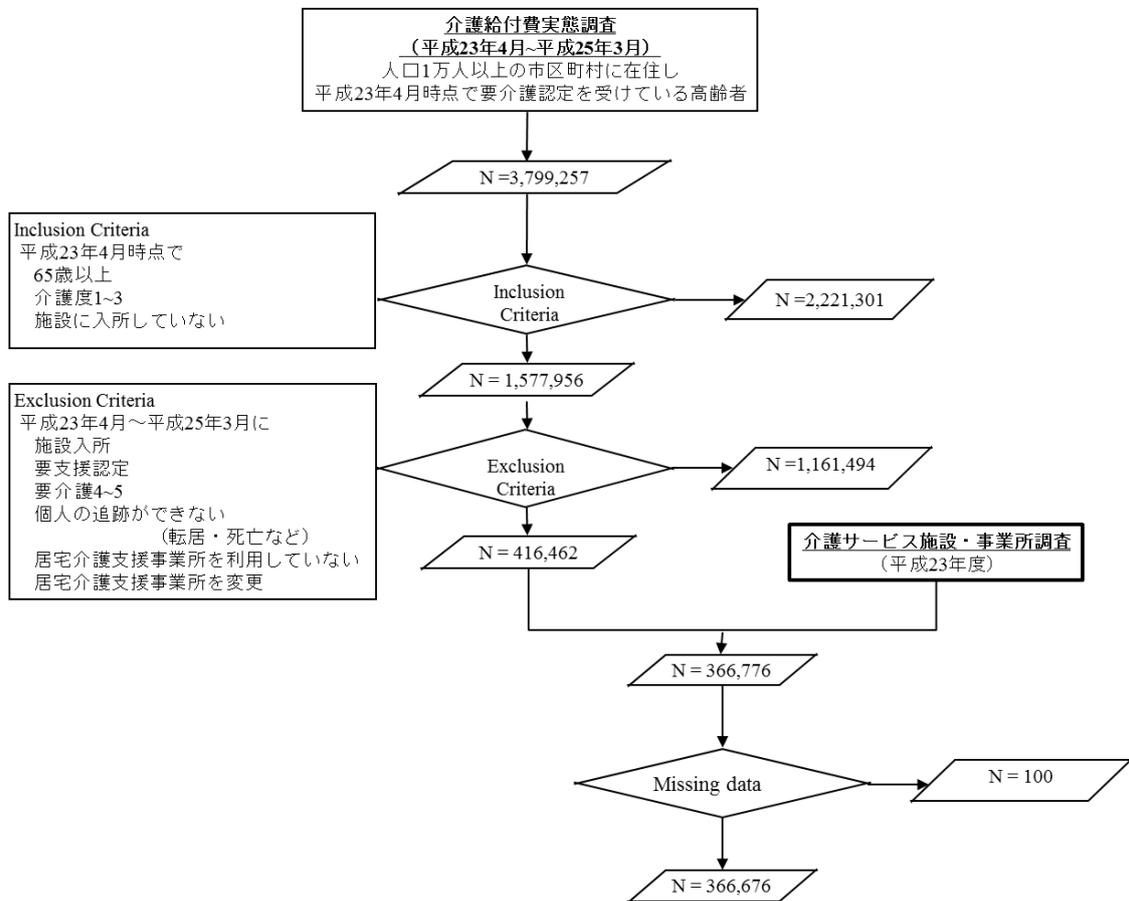


Fig. 2 通所介護利用割合の経時変化

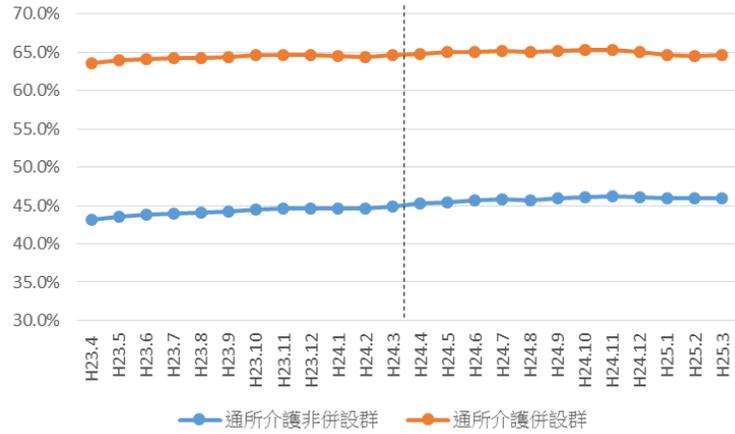


Fig. 4 1日当たり通所介護単位数（基本サービス部分）

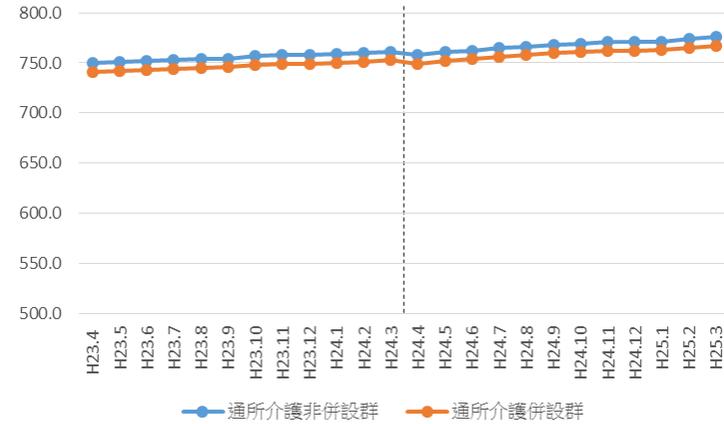


Fig. 3 1か月当たりの通所介護利用日数

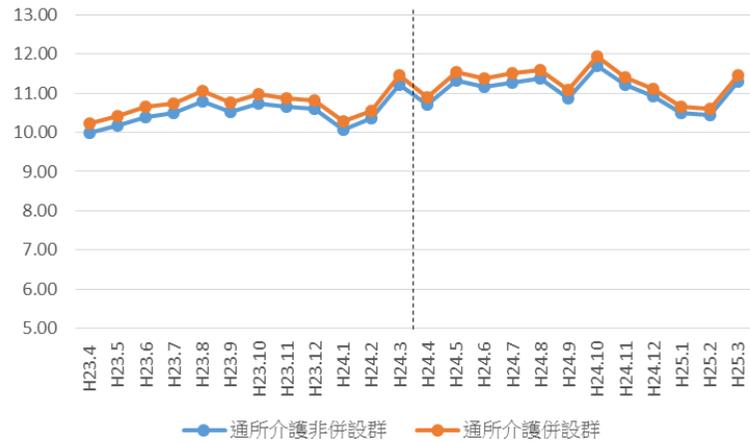


Fig. 5 1日当たり通所介護単位数（加算部分）

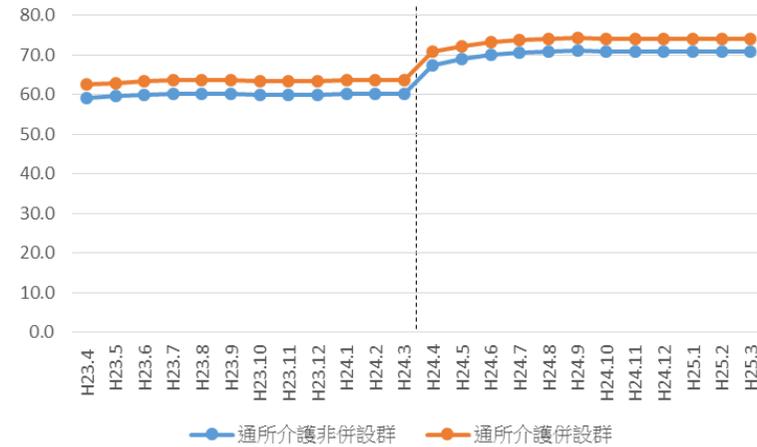


Table 1 対象者の記述統計（平成 23 年 4 月時点）

| | 通所介護非併設群 N=133,395 | 通所介護併設群 N=233,281 | P value |
|--|-----------------------|----------------------|----------|
| 年齢 (mean±SD, years) | 81.7±7.4 | 82.5±7.3 | P < 0.01 |
| 性別, 女性 | 68.9% | 66.4% | P < 0.01 |
| 介護度 | | | |
| 要介護 1 | 41.4% | 44.3% | P < 0.01 |
| 要介護 2 | 40.4% | 39.2% | |
| 要介護 3 | 18.3% | 16.5% | |
| 通所介護利用, あり | 43.1% | 63.6% | P < 0.01 |
| すべての居宅サービス単位数 (mean±SD, units/month) | 7507±5878 | 8066±5830 | P < 0.01 |
| 経営主体 | | | |
| public non-profit provider | 7.7% | 11.4% | P < 0.01 |
| private non-profit provider | 54.8% | 65.9% | |
| for-profit provider | 37.5% | 22.8% | |
| 通所リハビリテーション併設, あり | 37.0% | 18.2% | P < 0.01 |
| 訪問介護併設事業所, あり | 49.3% | 72.6% | P < 0.01 |
| 通所介護利用高齢者 (N=57,473) | | (N=148,248) | |
| 通所介護利用日数 (mean±SD, days/month) | 9.5±5.2 | 9.8±5.3 | P < 0.01 |
| 通所介護単位数・基本サービス部分 (mean±SD, units/day) | 747.9±132.8 | 740.2±121.9 | P < 0.01 |
| 通所介護単位数・加算部分 (mean±SD, units/day) | 58.6±27.1 | 62.2±26.4 | P < 0.01 |

*群間差の検定にはカテゴリー変数の場合は χ^2 検定を、連続変数にはt検定を用いた。

*public non-profit provider: 地方公共団体、社会福祉協議会

private non-profit provider: 社会福祉法人、医療法人、社団・財団法人（公益・一般）、
農協、生協、NPO

Table 2 居宅介護支援事業所の記述統計

| | 通所介護非併設 N=12,748 | 通所介護併設 N=14,957 | P value |
|-----------------------------|---------------------|--------------------|----------|
| 経営主体 | | | |
| public non-profit provider | 5.7% | 9.1% | P < 0.01 |
| private non-profit provider | 44.1% | 57.2% | |
| for-profit provider | 50.3% | 33.8% | |
| 通所リハビリテーション併設あり | 24.5% | 13.5% | P < 0.01 |
| 訪問介護併設あり | 45.9% | 64.4% | P < 0.01 |

* public non-profit provider: 地方公共団体、社会福祉協議会

* private non-profit provider: 社会福祉法人、医療法人、社団・財団法人（公益・一般）、農協、生協、NPO

Table 3 通所介護利用の有無に与える影響; First-part (linear model)

| | pooling model | | random effect model | | fixed effect model | |
|-------------------------|---------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | coef. | P value | coef. | P value | coef. | P value |
| 性別 (1=女性) | 0.048 | P<0.01 | 0.057 | P<0.01 | omitted | |
| 年齢 | 0.007 | P<0.01 | 0.005 | P<0.01 | 0.000 | 0.67 |
| 介護度 | | | | | | |
| 要介護 1 | | | | | | |
| 要介護 2 | -0.032 | P<0.01 | 0.003 | P<0.01 | 0.003 | P<0.01 |
| 要介護 3 | -0.017 | P<0.01 | -0.002 | P<0.01 | -0.002 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー | 0.194 | P<0.01 | 0.196 | P<0.01 | omitted | |
| 介護報酬改定ダミー | 0.010 | P<0.01 | 0.011 | P<0.01 | 0.016 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー *介護報酬改定ダミー | -0.010 | P<0.01 | -0.010 | P<0.01 | -0.010 | P<0.01 |
| 月次ダミー | | | | | | |
| 1月 | | | | | | |
| 2月 | -0.001 | 0.07 | -0.001 | P<0.01 | -0.001 | P<0.01 |
| 3月 | 0.000 | 0.93 | 0.000 | 0.56 | 0.001 | P<0.01 |
| 4月 | -0.002 | P<0.01 | -0.003 | P<0.01 | -0.006 | P<0.01 |
| 5月 | 0.000 | 0.77 | 0.000 | 0.20 | -0.004 | P<0.01 |
| 6月 | 0.001 | 0.06 | 0.001 | P<0.01 | -0.002 | P<0.01 |
| 7月 | 0.002 | P<0.01 | 0.002 | P<0.01 | -0.001 | P<0.01 |
| 8月 | 0.001 | 0.06 | 0.001 | P<0.01 | -0.001 | P<0.01 |
| 9月 | 0.003 | P<0.01 | 0.002 | P<0.01 | 0.001 | 0.03 |
| 10月 | 0.004 | P<0.01 | 0.004 | P<0.01 | 0.003 | P<0.01 |
| 11月 | 0.005 | P<0.01 | 0.004 | P<0.01 | 0.003 | P<0.01 |
| 12月 | 0.003 | P<0.01 | 0.003 | P<0.01 | 0.002 | P<0.01 |
| cons | -0.135 | P<0.01 | -0.135 | P<0.01 | 0.575 | P<0.01 |
| N. of obsrvations | 8800224 | | 8800224 | | 8800224 | |

* Breusch and Pagan 検定: P value<0.01

* Hausman 検定: $\chi^2(16)=1758.91$: P value<0.01

Table 4 1 か月当たりの通所介護利用日数に与える影響; Second-part (linear model)

| | pooling model | | random effect model | | fixed effect model | |
|-------------------------|---------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | coef. | P value | coef. | P value | coef. | P value |
| 性別 (1=女性) | 0.656 | P<0.01 | 0.640 | P<0.01 | omitted | |
| 年齢 | 0.027 | P<0.01 | 0.021 | P<0.01 | -0.006 | 0.07 |
| 介護度 | | | | | | |
| 要介護 1 | | | | | | |
| 要介護 2 | 0.627 | P<0.01 | 0.454 | P<0.01 | 0.441 | P<0.01 |
| 要介護 3 | 1.901 | P<0.01 | 0.936 | P<0.01 | 0.891 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー | 0.245 | P<0.01 | 0.229 | P<0.01 | omitted | |
| 介護報酬改定ダミー | 0.435 | P<0.01 | 0.490 | P<0.01 | 0.519 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー *介護報酬改定ダミー | -0.043 | P<0.01 | -0.040 | P<0.01 | -0.039 | P<0.01 |
| 月次ダミー | | | | | | |
| 1 月 | | | | | | |
| 2 月 | 0.106 | P<0.01 | 0.111 | P<0.01 | 0.115 | P<0.01 |
| 3 月 | 0.967 | P<0.01 | 0.978 | P<0.01 | 0.984 | P<0.01 |
| 4 月 | 0.187 | P<0.01 | 0.147 | P<0.01 | 0.125 | P<0.01 |
| 5 月 | 0.584 | P<0.01 | 0.548 | P<0.01 | 0.528 | P<0.01 |
| 6 月 | 0.610 | P<0.01 | 0.579 | P<0.01 | 0.561 | P<0.01 |
| 7 月 | 0.715 | P<0.01 | 0.687 | P<0.01 | 0.671 | P<0.01 |
| 8 月 | 0.892 | P<0.01 | 0.869 | P<0.01 | 0.855 | P<0.01 |
| 9 月 | 0.483 | P<0.01 | 0.465 | P<0.01 | 0.454 | P<0.01 |
| 10 月 | 1.006 | P<0.01 | 0.992 | P<0.01 | 0.984 | P<0.01 |
| 11 月 | 0.694 | P<0.01 | 0.685 | P<0.01 | 0.678 | P<0.01 |
| 12 月 | 0.511 | P<0.01 | 0.506 | P<0.01 | 0.503 | P<0.01 |
| cons | 6.626 | P<0.01 | 7.387 | P<0.01 | 10.334 | P<0.01 |
| N. of obsrvations | 4253928 | | 4253928 | | 4253928 | |

* Breusch and Pagan 検定: P value<0.01

* Hausman 検定: $\chi^2(16)=1261.46$: P value<0.01

Table 5 1日当たりの通所介護単位数(基本サービス部分)に与える影響;Third-part (linear model)

| | pooling model | | random effect model | | fixed effect model | |
|-------------------------|---------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | coef. | P value | coef. | P value | coef. | P value |
| 性別 (1=女性) | 13.949 | P<0.01 | 14.415 | P<0.01 | omitted | |
| 年齢 | 0.879 | P<0.01 | 0.724 | P<0.01 | -0.080 | 0.22 |
| 介護度 | | | | | | |
| 要介護1 | | | | | | |
| 要介護2 | 112.021 | P<0.01 | 112.096 | P<0.01 | 112.048 | P<0.01 |
| 要介護3 | 237.746 | P<0.01 | 232.764 | P<0.01 | 232.485 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー | -4.226 | P<0.01 | -4.221 | P<0.01 | omitted | |
| 介護報酬改定ダミー | -1.972 | P<0.01 | -1.583 | P<0.01 | -0.764 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー *介護報酬改定ダミー | -0.504 | 0.01 | -0.492 | P<0.01 | -0.492 | P<0.01 |
| 月次ダミー | | | | | | |
| 1月 | | | | | | |
| 2月 | 0.462 | 0.03 | 0.505 | P<0.01 | 0.606 | P<0.01 |
| 3月 | 0.855 | P<0.01 | 0.935 | P<0.01 | 1.092 | P<0.01 |
| 4月 | -0.979 | P<0.01 | -1.260 | P<0.01 | -1.866 | P<0.01 |
| 5月 | 0.074 | 0.73 | -0.181 | 0.05 | -0.736 | P<0.01 |
| 6月 | 0.417 | 0.05 | 0.190 | 0.04 | -0.308 | P<0.01 |
| 7月 | 1.044 | P<0.01 | 0.843 | P<0.01 | 0.405 | P<0.01 |
| 8月 | 1.144 | P<0.01 | 0.975 | P<0.01 | 0.601 | P<0.01 |
| 9月 | 0.885 | P<0.01 | 0.748 | P<0.01 | 0.441 | P<0.01 |
| 10月 | 1.357 | P<0.01 | 1.253 | P<0.01 | 1.013 | P<0.01 |
| 11月 | 1.296 | P<0.01 | 1.221 | P<0.01 | 1.036 | P<0.01 |
| 12月 | 0.403 | 0.06 | 0.367 | P<0.01 | 0.284 | P<0.01 |
| cons | 582.657 | P<0.01 | 596.178 | P<0.01 | 670.904 | P<0.01 |
| N. of obsrvations | 4253928 | | 4253928 | | 4253928 | |

* Breusch and Pagan 検定: P value<0.01

* Hausman 検定: $\chi^2(16)=321.97$: P value<0.01

Table 6 1日当たりの通所介護単位数（加算部分）に与える影響;Third-part (linear model)

| | pooling model | | random effect model | | fixed effect model | |
|-------------------------|---------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | coef. | P value | coef. | P value | coef. | P value |
| 性別 (1=女性) | -2.682 | P<0.01 | -2.843 | P<0.01 | omitted | |
| 年齢 | 0.056 | P<0.01 | 0.053 | P<0.01 | 0.007 | 0.79 |
| 介護度 | | | | | | |
| 要介護1 | | | | | | |
| 要介護2 | 3.641 | P<0.01 | 1.057 | P<0.01 | 0.857 | P<0.01 |
| 要介護3 | 4.815 | P<0.01 | 1.640 | P<0.01 | 1.339 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー | 3.601 | P<0.01 | 3.522 | P<0.01 | omitted | |
| 介護報酬改定ダミー | 10.067 | P<0.01 | 10.261 | P<0.01 | 10.325 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー *介護報酬改定ダミー | -0.340 | P<0.01 | -0.323 | P<0.01 | -0.321 | P<0.01 |
| 月次ダミー | | | | | | |
| 1月 | | | | | | |
| 2月 | 0.070 | 0.36 | 0.087 | 0.02 | 0.095 | 0.02 |
| 3月 | 0.023 | 0.77 | 0.059 | 0.13 | 0.071 | 0.07 |
| 4月 | -1.880 | P<0.01 | -2.033 | P<0.01 | -2.081 | P<0.01 |
| 5月 | -0.998 | P<0.01 | -1.133 | P<0.01 | -1.176 | P<0.01 |
| 6月 | -0.315 | P<0.01 | -0.433 | P<0.01 | -0.471 | P<0.01 |
| 7月 | 0.147 | 0.06 | 0.044 | 0.26 | 0.010 | 0.81 |
| 8月 | 0.284 | P<0.01 | 0.202 | P<0.01 | 0.173 | P<0.01 |
| 9月 | 0.314 | P<0.01 | 0.249 | P<0.01 | 0.226 | P<0.01 |
| 10月 | 0.079 | 0.30 | 0.033 | 0.39 | 0.016 | 0.69 |
| 11月 | -0.039 | 0.62 | -0.068 | 0.08 | -0.081 | 0.04 |
| 12月 | -0.066 | 0.39 | -0.081 | 0.04 | -0.087 | 0.03 |
| cons | 55.098 | P<0.01 | 55.098 | P<0.01 | 61.635 | P<0.01 |
| N. of obsrvations | 4253928 | | 4253928 | | 4253928 | |

* Breusch and Pagan 検定: P value<0.01

* Hausman 検定: $\chi^2(16)= 567.99$: P value<0.01

Table 7 1 か月当たりの居宅サービス単位数に与える影響

| | pooling model | | randam effect model | | fixed effect model | |
|-------------------------|---------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | coef. | P value | coef. | P value | coef. | P value |
| 性別 (1=女性) | 353.5 | P<0.01 | 330.1 | P<0.01 | omitted | |
| 年齢 | 74.6 | P<0.01 | 58.8 | P<0.01 | -2.4 | 0.3 |
| 介護度 | | | | | | |
| 要介護 1 | | | | | | |
| 要介護 2 | 2176.5 | P<0.01 | 1767.1 | P<0.01 | 1744.9 | P<0.01 |
| 要介護 3 | 6210.0 | P<0.01 | 4196.8 | P<0.01 | 4124.3 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー | 688.1 | P<0.01 | 665.5 | P<0.01 | omitted | |
| 介護報酬改定ダミー | 520.9 | P<0.01 | 626.5 | P<0.01 | 691.0 | P<0.01 |
| 通所介護併設ダミー *介護報酬改定ダミー | 124.9 | P<0.01 | 136.0 | P<0.01 | 136.4 | P<0.01 |
| 月次ダミー | | | | | | |
| 1月 | | | | | | |
| 2月 | 76.0 | P<0.01 | 87.4 | P<0.01 | 95.2 | P<0.01 |
| 3月 | 763.0 | P<0.01 | 785.6 | P<0.01 | 798.0 | P<0.01 |
| 4月 | -53.7 | P<0.01 | -132.2 | P<0.01 | -179.9 | P<0.01 |
| 5月 | 255.7 | P<0.01 | 185.8 | P<0.01 | 142.2 | P<0.01 |
| 6月 | 324.0 | P<0.01 | 262.2 | P<0.01 | 223.1 | P<0.01 |
| 7月 | 419.4 | P<0.01 | 364.5 | P<0.01 | 330.1 | P<0.01 |
| 8月 | 602.5 | P<0.01 | 556.7 | P<0.01 | 527.4 | P<0.01 |
| 9月 | 274.9 | P<0.01 | 237.7 | P<0.01 | 213.7 | P<0.01 |
| 10月 | 702.9 | P<0.01 | 675.1 | P<0.01 | 656.3 | P<0.01 |
| 11月 | 489.8 | P<0.01 | 470.6 | P<0.01 | 456.3 | P<0.01 |
| 12月 | 358.2 | P<0.01 | 348.7 | P<0.01 | 342.3 | P<0.01 |
| cons | -825.6 | P<0.01 | 1079.8 | P<0.01 | 6827.2 | P<0.01 |
| N. of obsrvations | 4253928 | | 4253928 | | 4253928 | |

* Breusch and Pagan 検定: P value<0.01

* Hausman 検定: $\chi^2(16)= 9684.77$ P value<0.01