

Study: JAGES) の元を実施されている市区町村自体担当者への研究者による技術支援により、行政職員の施策立案能力と多様な組織との連携状況が経年的に向上するかどうかを検証した。

(倫理的配慮) 本研究は東京大学医学部倫理審査委員会の承認を得ている。

## B. 研究方法

対象者は、32 自治体に勤務している JAGES プロジェクト担当の行政職員(保健師や事務員など)である。2014 年度の調査対象者は 105 人であったが、退職等で連絡が取れない、参加の承諾が得られない方が 16 人おり、2015 年度はこのうち 89 人に対して継続して調査を行った。調査票送付時に、調査の主旨や留意事項の説明文書を同封し、調査票の返送をもって研究参加に承諾したものとした。

2015 年 10 月に調査票の送付ならびに回収を行った。

JAGES 研究者との連携状況を、支援の受け入れ状況の代用変数にとらえた。その満足度、部署内・行政内の他部署・行政外の組織・専門職など特定の役割を担う者との主観的な連携状況や仕事上の協力関係について 5 段階で尋ねた。行政内の他の課、行政外の組織、特定の役割を担う者につき、昨年と同じ部署や組織を示し、それぞれについてどのくらいの期間知り合いであり、実際にどのくらいの頻度で仕事内外・また仕事上でやりとりをしているかを尋ねた。その上でやりとりの頻度と知り合ってから期間の平均値をかけて、「組織連携量」と定義した。施策立案能力の測定には「行政保健師の施策化能力評価尺度」(第一因子「コミュニティパートナーシップ」、第二因子「地域診断サイクル」)から構成。全部で

16 問あり各問 0-3 点で自己評価を行う。合計点の最高点は 48 点)を用いた。精神的健康度の測定にはうつ病・不安障害のスクリーニング調査票(K6)の質問項目を用いた。

職種や JAGES 研究者との連携(支援の受け入れ)状況ごとの、施策化能力評価尺度得点や知り合いのいる部署の数、他部署や組織との主観的な連携状況やコミュニケーションの頻度の推移につき、両年の値を集計した後、群間に差があるかについて比較を行った。

## C. 結果

調査票の返送があったのは 82 人(回収率 92.1%)であった。

回答者の性別は男性 29 名(35%)、女性 53 名(65%)であり年齢の平均は 43.1 歳であった。職種は事務職が 35 名(43%)、医療・福祉専門職が 47 名(57%)であり、今年度の全体の回答結果と比して若干専門職の割合が高かった(表 1)。

行政内の他部署、行政外の組織、住民や住民組織のいずれについても、昨年度に比べて主観的な連携の状況は総じて改善傾向にあった。JAGES 研究者との連携状況の良さの程度とは特に関連はみられなかった(表 2)。JAGES プロジェクトとの連携状況ごとにみた場合、連携状況が良くなるほど、総じて行政内の他部署とのやりとりの量は増えていた。地方政治家とのやりとりの量も増加傾向がみられたが、特に JAGES プロジェクトとの連携状況が良くない群において著しく増加していた。

昨年度測定した施策化能力評価尺度得点に比べて、今年度の平均得点は微増した程度(19.8 点から 20.2 点)で大きな変化はみられなかった。職種ごとに検討した場合、事務職ではむしろ平均得点が下がる傾向

(16.6点から14.5点)にあったが、医療・福祉専門職では上昇する傾向(22.2点から24.3点)がみられた。前者では、特にJAGES研究者との連携状況が良くない群で、他の群に比べて平均得点が低かった(今年度の平均得点2.3点)。後者では、事務職同様にJAGES研究者との連携状況が良くない群では得点が低下していたが(24.3点から21.1点)、連携状況が良くなるにつれ得点の上昇の幅も大きくなっていった。また医療・福祉専門職では、今年度初めて調査に参加した者に比べると、昨年から調査に参加している者では平均得点は高い傾向にあった(図2)。

#### D. 考察

他の部署や組織との連携状況や仕事上の協力関係、また実際に知り合いがいる組織の割合ややりとりの量は、JAGES研究者と強く関連があるかどうかに関わらず、昨年度よりも改善・増加傾向にあった。この理由として考えられることは、一つには対象者属性によるものが挙げられる。つまり、両年継続して調査に参加した者は、単年度のみ調査参加者よりそもそも豊富な人的ネットワークを持っており、連携のうまく取れる人材である可能性が考えられる。これは、単年度の調査対象者よりも、両年で調査に回答した人の方がやや職位が高く、医療福祉専門職が多く、異動が少なかったことがその根拠となりうる。しかし、医療福祉専門職の影響が強かったとすると、もともとつながりを多く持っているはずの行政外の医療福祉関連の組織や医療関係の専門職とのやりとりの多さや増加が際立つはずであるが、今回の結果はそうっておらず、これだけでは説明がつきにくい。さらにフォローアップを行いながら、全体の連

携状況の推移の影響を差し引いて分析を行う必要がある。他にも、今年度の調査時点で異動した職員が異動先での業務上のネットワークが拡大しており、その影響が混じている可能性もあるため、その点についても考慮して分析を進める必要がある。

さらに、JAGESプロジェクトと連携状況が良い群とそうでない群とで、特定の役割を担う者とのやりとりにおいて、前者は研究者(JAGES関連に限らないが)との、後者は地方政治家とのやりとりの量が多く、業務を進める中で活用するネットワークやアプローチの仕方が異なっている可能性もある。つまり、前者は部署として研究者や行政内の他部署など、比較的・対等な立場の人的ネットワークを拡大してボトムアップ型に業務を展開していきやすい傾向にあるのに対して、後者は地位の高い者とのネットワークを拡大し、トップダウン形式での、業務を円滑に進めていっている可能性がある。職場のソーシャル・キャピタルの得点の変化の仕方が異なっていることも、この仮説を支持している。

施策化能力については、JAGES研究者と強く関わりのある医療・福祉専門職において昨年度に比べて得点が上昇しており、特に下位尺度のうち「地域診断サイクル」の得点の伸びが大きい。これは、JAGES研究者と協力して調査を行い、その調査結果をみるうちに、自分の勤めている地域の特徴や課題を把握でき、データを用いて住民との対話を行えるようになってきている可能性が示唆される。特に、専門職はその養成課程において、もともと地域診断や健康アウトカムに関する一定の教育を受けているため、プロジェクトの介入期間が短くても、介入に反応して能力が向上しやすい、といったことも考えられる。

今回提示している結果は単純な集計結果のみであるため、職種以外の要因を踏まえ、どのような特性を持った個人がどのように業務上のネットワークを拡大させ、個人のソーシャル・キャピタルを高めているのかについて、さらに詳細に分析を進めていく必要がある。

## E. 結論

研究者からの支援をしっかりと受けている自治体の医療・福祉専門職においては地域診断に関する施策化能力が向上していた。ただし他の部署や組織との連携の広がりには明らかな連携状況による差は観察されず、単独の影響を示すのは現時点では困難である。さらに継続評価を行うことで、どのようなタイプの連携の促進に貢献できているのか（あるいは、貢献できていないのか）について検討していく必要がある。

国際保健における高齢化対策においてはデータ活用や組織連携の進め方についてのアドバイザー機関の機能強化が効果的である可能性が示唆された。

## F. 健康危機情報

特になし

## G. 研究発表

### 1. 研究発表

特になし

### 2. 学会発表

特になし

## H. 知的財産権の出願・登録状況（予定を含む）

特になし

表 1：対象者の基本属性

性別	人数	(%)
男性	29	( 35% )
女性	53	( 65% )
年齢 (歳)		
平均 (SD)	43.1	( 8.8 )
教育歴	人数	(%)
16 年未満	41	( 50% )
16 年以上	41	( 50% )
所属部署の勤続年数		
平均 (SD)	5.43	( 5.05 )
職種	人数	(%)
事務職	35	( 43% )
医療・福祉専門職	47	( 57% )
職位	人数	(%)
管理職 (係長以上)	31	( 39% )
その他	48	( 61% )
〈所属する自治体/部署の特性〉		
部署の規模 (人)		
平均 (SD)	21.2	( 14.6 )
可住地人口密度 (人/km <sup>2</sup> )	自治体数	(人)
1000 未満	15	( 28 )
1000 以上 4000 未満	14	( 43 )
4000 以上	3	( 11 )

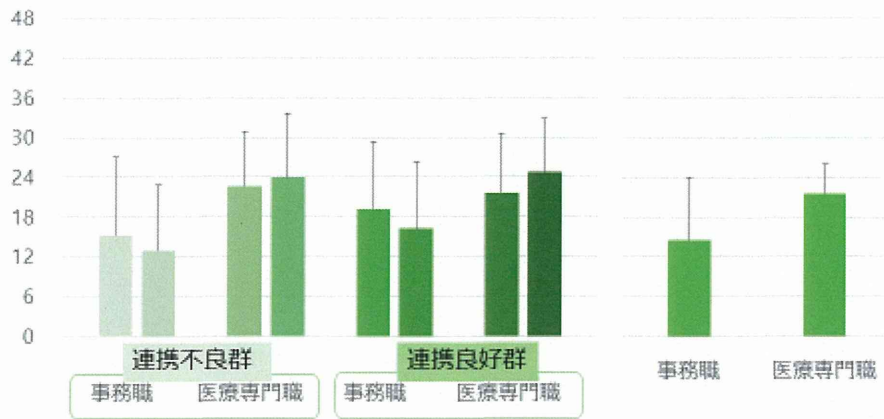
表 2：連携状況別の仕事上の協力関係スコアの変化

	連携不良群				連携良好群			
	2014		2015		2014		2015	
	平均	(SD)	平均	(SD)	平均	(SD)	平均	(SD)
連携が良く取れているか (1=全く取れていない、5=とてもよく取れている)								
行政内の他部署	3.53	(0.85)	3.62	(0.66)	3.31	(0.87)	3.49	(0.91)
行政外の組織	3.30	(0.82)	3.46	(0.73)	3.31	(0.81)	3.42	(0.71)
住民・住民組織	3.20	(0.79)	3.29	(0.85)	3.14	(0.84)	3.09	(0.88)
連携状況に満足しているか (1=全く満足していない、5=とても満足している)								
行政内の他部署	3.15	(0.95)	3.21	(1.02)	2.79	(1.05)	3.21	(1.01)
行政外の組織	3.00	(0.91)	3.19	(0.84)	3.00	(1.01)	3.21	(0.86)
住民・住民組織	2.90	(0.93)	3.10	(0.72)	2.90	(0.93)	2.98	(0.97)
仕事上の協力関係 (1=一緒に活動することはない、5=課題に協働して取り組んでいる)								
所属する課内	3.60	(1.24)	4.22	(0.97)	3.69	(0.95)	3.79	(1.11)
行政内の他部署	2.40	(1.22)	3.31	(1.23)	3.29	(1.33)	2.93	(1.15)
行政外の組織	2.63	(1.17)	3.18	(1.18)	2.93	(1.22)	3.00	(1.32)
住民・住民組織	2.13	(1.20)	2.69	(1.19)	2.59	(1.30)	2.47	(1.32)

図 1：職種・連携状況ごとの施策化能力評価尺度得点

2014(左)/2015(右)年度ともに調査

(参考：2015年度のみ)



III 章  
参考資料

## 参考資料 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



## 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<sup>1</sup>。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<sup>2,3</sup>。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<sup>1</sup>、「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<sup>4</sup>。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<sup>5</sup>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<sup>6</sup>。

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<sup>7</sup>。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

---

<sup>1</sup>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<sup>8-15</sup>。

一方、介護保険分野においては山内 (2004)<sup>16</sup>、湯田 (2005)<sup>17</sup>、Noguchi and Shimizutani (2009)<sup>18</sup>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<sup>19</sup>、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<sup>20</sup>は、サービスの提供が厳格化されていること<sup>21</sup>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<sup>22</sup>、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<sup>5</sup>。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<sup>5</sup>。

### 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<sup>20</sup>と、平成 23 年度の介護サービス施設・事業所調査の個票<sup>23</sup>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<sup>ii</sup>。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、

---

<sup>ii</sup> 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<sup>15</sup>。

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<sup>iii</sup>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<sup>iv</sup>と入浴などのサービス提供による加算<sup>v</sup>）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

---

<sup>iii</sup>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。

<sup>iv</sup>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<sup>11</sup>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。

<sup>v</sup>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<sup>11</sup>。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<sup>11</sup>。

介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<sup>vi</sup>）に分類した<sup>24</sup>。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<sup>17,18,25</sup>。

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

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

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

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

<sup>vi</sup> 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 $\alpha_4$ 、 $\beta_4$ 、 $\gamma_4$ 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<sup>11</sup>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<sup>27</sup>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<sup>15</sup>。これらことから、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