

老人福祉関係費における政府間相互参照行動に関する考察(1)

—特別養護老人ホームに焦点をあわせて—

青 木 一 郎

要 旨

老人福祉費を決定する主要な要因である、特別養護老人ホーム定員数の決定に、都市間の相互参照行動が影響を与えている可能性を示唆する。相互参照行動に注目する理由は、参照行動の結果、決定された特別養護老人ホームの供給水準が、介護対象者の人数や状況などの特別養護老人ホームの必要性和乖離した水準となる可能性があり、最適な水準を追究する上での留意点となり得るからである。分析の結果、その供給は都市間で補完的な関係にあり、相互参照行動が行われている可能性が示唆されている。

[キーワード] 特別養護老人ホーム 地方公共団体 相互参照行動 一般財源 歳入総額

1 はじめに —研究目的と本稿の意図—

本研究の目的は、特別養護老人ホーム（以下、特養ホーム）の供給における、地方公共団体間での相互参照行動の状況を明らかにすることである。

介護対象者の数や状況とは異なる要因が、地方公共団体による特養ホーム供給に影響を与える事象として、地方公共団体間での相互参照行動による供給水準の決定がある。この参照行動には、主に次の二つの方向性が考えられる。一つは他地域の支出水準を参照した結果、他地域の水準と横並びとなるように自地域の水準を決定する状況（地方公共団体間で補完的關係となる状況）であり、もう一つは、他地域の支出水準と比べて自地域の支出水準を低い水準に決定する状況（地方公共団体間で代替的關係となる

状況）である。前者は例えば他地域に対する自地域の羨望によって生じる傾向であり、後者は他地域の供給する財・サービスによる便益のスピルオーバーを享受しようとすることにより生じる傾向である。

齊藤・中井（1990）、中澤（2006）による老人福祉費を考察対象とする研究をはじめ、近年、行われている多くの相互参照行動に関する先行研究に共通する分析は、他の地方政府支出に対する当該地方政府支出の反応関数を推定しているという点である。すなわち、当該政府の政策は反応関数 $y_i = F(y_j, X)$ によって特徴付けられ、これに攪乱項 u_i を付した次の回帰式を推定している。

$$y_i = F(y_j, X) + u_i \quad (1) \text{式}$$

y_i : 当該政府の政策

y_j : 他の政府の当該政策

X : 当該政策の決定に影響を与えら
れる他変数

ui : 攪乱項

この時、被説明変数 (y_i) に対し、説明変数 y_j の係数が統計上有意に正と計測される場合、地方政府間に補完的關係があり、負と計測される場合には代替的關係がある、ということになる。先行研究における老人福祉費をはじめとした福祉関係費は、そのほとんどにおいて補完的關係がある状況である。また地域間で代替的關係が見られる場合では、多くの先行研究において、その要因は便益のスピルオーバーであると判断できる中、他方の（老人福祉費においてみられるような）補完的關係が確認された場合には、補完的な状況をもたらす要因を特定することが容易ではない状況にある。

そして老人福祉費に関する先行研究においては、老人福祉費全般に対して、または特定の一部の細目に対してのみ、相互参照行動（特に都道府県内において）が行われている可能性が指摘されている状況であり、老人福祉費のうちの、どの部分にいかなる要因による相互参照行動が生じているかに関する分析は十分に行われていない。そこで本稿は、老人福祉費の中でも基幹的な領域である、特養ホームの供給について、相互参照行動が生じていたか否かを追究し、その要因を明らかにすることを目的としている。

特養ホームの供給においては、以下で述べるように、そのサービスの性格ゆえに、地方公共団体間で補完的關係となる状況が生じている可能性が高いと考えられる。特養ホームの建設は、耐用年数に見合った将来の特養ホームの必要性に対応して進める状況となる¹⁾。耐用年数は、建築物の構造や材料によって異なるが、木

造であっても20年以上を要し、鉄骨鉄筋コンクリート造りでは45年以上に及ぶケースもある。このように長期的な使用が想定される状況では、その設置運営主体は、強い不確実性に直面する。施設の供給（建設、運営）は、需要が無いからといって急に取り壊したり、急に建設を進めるといった対応が困難な性格である。すなわち、供給した後の数十年先の介護対象者数を確実に予測できない（不確実性のある状態にある）ゆえに、その必要性に完全に対応した最適な供給は行えない可能性が強い性格である。つまり、将来の必要性が不確実であるにもかかわらず、数十年間機能する財の供給水準を決定する、という状況に、地方公共団体は直面することになる。このような特養ホーム供給の性格、状況ゆえに、市町村は、供給水準の決定において、他地方公共団体の動向を参照し模倣するインセンティブを有していた可能性がある。例えば次のような状況が生じる可能性がある。まず将来の需要が不確実であるゆえに供給を決定できない状況では、地方公共団体の政府は他地域に対する自地域の住民の羨望に、より強く反応するかもしれない。住民が、身近に多くの特養ホームがある他地域の水準に対する羨望から自地域の水準を高めることを望む場合、自地域の政府が住民の需要圧力を回避し、参照先の他地域の供給水準に合わせようと行動する可能性は、明確に将来の需要予測ができ、その予測に即した供給が求められる場合に比べて高まると考えられる。その結果、地方公共団体が他の地方公共団体の供給行動を参照し、他の地方公共団体における供給水準に対する、自身の供給水準が補完的關係となるように供給を行う可能性がある。しかし、その一方で、次章で述べるように可能性は高いとは言えないが、特養ホームの建設に際し、他地域を参照した結果、他地域の支出水準と比べて自地域の支出水準を低い

水準に決定するという、代替的な関係となる状況も起こり得る。

いずれにせよ、上記のような、不確実性の下での相互参照行動の結果として決定された支出は、特養ホームで供給される介護サービスの直接的な必要性とは異なる要因が影響を与え得ることから、最適とは言えない支出水準となる可能性も持っている。今後さらに人口高齢化が進む中、高齢者への支出が地域社会に与える影響も強まる可能性が考えられる。そのような中、本稿では、上記の観点から、相互参照行動の結果行われる政策の決定が特養ホームの供給において行われているか否かを追究し、その状況説明を行うことによって、最適な供給水準を達成するための留意点を示すことを目的としている。

本稿では、上記の観点の下、相互参照行動を示すモデルを指針に実証分析を行う。相互参照行動の結果、地域間の供給水準が補完的な関係となる状況を説明する理論モデルを指針とし、都市における特養ホームの供給について実証分析を行う。主に、平成の大合併となる以前の1991年度から2003年度までの期間における4年分の分析対象各年度（1991、1995、1999、2003）についてのパネルデータを用いた分析を行う。分析の結果、1991年から2003年までの間において、各都市が同じ都道府県内の都市と補完的な関係となる状況があることが明らかとなる。人口高齢化が進むこの期間において、特養ホーム数が倍増する中で、その供給水準に補完的な関係が示されている。しかも、その供給は各県内の町村の特養ホーム供給に対応して行われる傾向にはなく、町村の供給不足に対応したことが、都市間での補完的な関係の要因であるとは言えない状況が示されている。

さらに、本稿では2003年度、2004年度および2015年度を分析対象としてクロスセクション分

析を行っている。2004年度以降、日本の市町村は平成の大合併を経ることになり、1991年度から2003年度までの分析結果と、その後の年度の分析結果とを直接的に対応させることは困難であるが、2004年度さらには2015年度におけるクロスセクション分析においても、1991年度から2003年度までの分析と同方向の結果が得られている。

しかしながら、相互参照行動が行われた結果、補完的な関係が生じる要因は複数考えられる。本稿では、上記の実証分析に続き、この補完的な行動がとられる要因について、特養ホームという財およびそこで提供されるサービスの性格から、その特定を進める上で参考となる考察も示している。

注

- 1) 東京都主税局「機械及び装置以外の有形減価償却資産の耐用年数表」(http://www.tax.metro.tokyo.jp/shisan/info/taiyo_nensu.htm)。

2 分析の指針

特養ホームが提供するサービスは、施設において介護サービスを提供するものであり、長期的な施設の運営が前提となる。施設の長期的な使用が想定される状況において、その設置運営主体は、将来の運営に関して不確実な状況に直面する。施設の供給（建設・運営）は、需要が無いからと言って、急に取り壊したり、急に建設を進めるといった対応をすることが困難な性格である。その状況で、長期的に、施設における介護サービス需要を予測し、それに見合った供給を行うことは容易ではない。このように、将来の特養ホームの必要性が明確とはならない中で、地方公共団体は、他地域の供給水準に即した供給水準を達成し、住民の、他地域への羨望も含む要望圧力に対応していた可能性があ

る。近隣エリアで当該の財・サービスの供給が成功している場合には、その傾向はさらに強まると考えられる。すなわち、長期にわたり特養ホームの必要性（介護対象者の数や状況）を確実に把握することが困難なことから、その必要性とは必ずしも直結しない近隣地方公共団体に対する模倣が行われ、補完的、横並びの供給水準となる可能性があると考えられる。なお、1990年の老人福祉法改正以降、さらに、そのインセンティブが高められた可能性がある。1990年以降は、市町村が特養ホームの設置に関して老人福祉計画を策定し、地域のニーズ把握とその対応を義務付けられ、サービス供給の主体として自主的な判断をより一層求められる状況となっているからである。

他方、他地域を参照した結果、他地域の支出水準と比べて自地域の支出水準を低い水準に決定するという、代替的な関係となる状況も起こり得る。すなわち、地方公共団体が、他地域の供給する財・サービスによる便益を享受しようとした結果、地方公共団体間で上記の代替的關係が生じるケースである。特養ホームの入居は、地方公共団体間の境界を越えて行われ得る。例えば、ある都市の住民が他の都市にある特養ホームに入居することも可能である。すなわち、ある都市の住民は、他の都市が供給する特養ホームによって供給されるサービスを得ることが可能であり、都市間での便益の波及が生じ、都市間の供給が代替的な関係となる可能性もある。しかし、このような代替的な関係が明確に生じる可能性が高いとは考え難い。なぜなら、他地域にサービスを提供する側の特養ホーム供給の決定が非常に困難となるからである。上記の代替的な関係が明確となり、その関係が続く場合には、特養ホームを提供する地方公共団体は、多くの入所対象者を想定し、自らの特養ホームが受け入れる介護対象者を、長期的に

予測することが必要となる。すなわち、将来に入所を想定する介護対象者は、自地域だけでなく、他地域からの入居者も含めた多大な人数となる。この時、人々がどの地域の特養ホームをいつごろ選び入居するかを予測することは容易ではない。つまりこの地方公共団体の特養ホーム供給においては、自地域だけでなく他地域からの入居者も含めた多数の対象者について、介護対象者数を長期的に予測し、供給（建設、運営）を進めることが必要となる。このような困難な予測を行い、長期的に運営が続く特養ホームを多大に供給し、多くの入所者を他地域から自主的に引き受けることは容易ではない。それゆえに、国や県が相当に強い指導を行うようにでもない限り、地域間で明確な代替的關係が生じる可能性は低いと考えられる。

以上のような観点の下、本稿における地方公共団体（主に都市）の相互参照行動を分析する際の起点として、中澤（2007）におけるモデルを分析の指針として用いることにする。このモデルは、相互参照行動を行っている地方公共団体間で、相互参照行動の結果、支出水準が補完的な関係（横並び）となる状況を示すモデルである。このモデルを指針に、特養ホームの供給における、地方公共団体間での相互参照行動を分析していくことにする。

地方公共団体 i に居住する住民は X_i^1 、 X_i^2 という 2 種類の公共サービスから効用を得ると仮定する。このうち、 X_i^1 に関しては、参照先地方公共団体の同種の公共サービス \bar{X}_j^1 から影響を受けるとする。この時、効用関数は次のようである。

$$u = u(X_i^1, \bar{X}_j^1, X_i^2) \quad (1)$$

そして、地方公共団体 i の歳入 R は、 X_i^1 、 X_i^2 を供給するために支出されるものとし、次の式で示す。

$$R_i = P^1 X_i^1 + P^2 X_i^2 \quad (2)$$

ここで、 P^1 は、 X_i^1 の単位費用であり、 P^2 は X_i^2 の単位費用である。

さらに効用関数を具体的にコブ・ダグラス型に特定化し、相互参照行動が生じる状況下での効用関数として、次の式を想定できる。

$$u = \alpha \log (X_i^1 - \gamma \bar{X}_j^1) + \beta \log X_i^2 \quad (3)$$

$$\alpha + \beta = 1$$

(3) 式における、 $\gamma \bar{X}_j^1$ の符号はマイナスである。 γ は羨望の程度を示しており、これと参照先地方公共団体の供給水準に応じて自身の効用が低下する。すなわち γ の大きさに応じて自らが享受する公共サービス X_i^1 が相対的に過小であると評価することになるのである。中澤 (2007) では、 \bar{X}_j^1 により、情報のスピルオーバーが発生し、これによって、地方公共団体の公共財に対する評価が影響を受ける状況を想定している。この状況下、当該地方公共団体は、 \bar{X}_j^1 の便益を直接享受するのではなく、当該地方公共団体において、 \bar{X}_j^1 は、評価の対象である。そしてその評価は住民が居住する地方公共団体における同種のサービス (X_i^1) に対する不満の度合いでもあり、パラメーターの γ には、参照先地方公共団体の同種のサービスに対する羨望の強さが表されることになる。(ここでは、住民の選好と管轄する政府の選好が一致している状況を想定している)。

(3) 式を (2) 式の予算制約の下で最大化すると次のようになる。ラグランジアンは (4) 式で示される。

$$L = \alpha \log (X_i^1 - \gamma \bar{X}_j^1) + \beta \log X_i^2 + \lambda (R_i - P^1 X_i^1 - P^2 X_i^2) \quad (4)$$

この時、最大化のための一階の条件は以下のようである。

$$\frac{\partial L}{\partial X_i^1} = \frac{\alpha}{X_i^1 - \gamma \bar{X}_j^1} - \lambda P^1 = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial X_i^2} = \frac{\beta}{X_i^2} - \lambda P^2 = 0$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = R_i - P^1 X_i^1 - P^2 X_i^2 = 0$$

上記の連立方程式を解き、地方公共団体 i の X_i^1 についての支出関数を導出すると (5) 式が導かれる。

$$X_i^1 = \frac{\alpha R_i}{P^1(\alpha + \beta)} + \frac{\beta \gamma \bar{X}_j^1}{\alpha + \beta} \quad (5)$$

$\alpha + \beta = 1$ とすると、(6) 式が導かれる。

$$X_i^1 = \frac{\alpha R_i}{P^1} + \beta \gamma \bar{X}_j^1 \quad (6)$$

ここで、留意すべき点として次の点がある。中澤 (2007) における上記の γ は、デモンストレーション効果やヤードスティック競争をもたらす他の地域への羨望の度合いを示している。しかし、この羨望度合以外の、他地域と供給水準が横並びとなる要因も表現し得る点に留意すべきである。先行研究において、市町村の老人福祉関係費に見られた他の相互参照行動要因についても、 γ によって表現することが可能である。すなわち、羨望とともに、塚原 (1992) における、他地域の成功体験に際し、他地域の政策を模倣し、他地域の供給水準に応じて自地域の供給水準を増加する程度と考えることもできる。さらに伊藤 (2003) が示す次の要因についても対応が可能である。すなわち、将来における不確実性がある状況下、他地域と横並びとなり、自地域のみが非難の対象となることを避けるといった行動についても同様のモデルの体系を用いることができる¹⁾。

なお、中澤 (2007) のモデルの特徴として、(2) 式の子算制約式が示すように、地方公共団体の歳入を、予算制約を示す変数として採用している点がある。すなわち、地方公共団体の歳

入額内で、分析対象とする財・サービスとそれ以外の財・サービスとの最適な配分を達成する体系となっている。先行研究によっては、公共サービスの水準と租税負担が連動する状況を想定し、公共サービスの増加による限界効用の増加と租税負担の増加による私的消費財の減少による限界効用の減少が等しくなる最適水準を想定し分析が行われる場合がある²⁾。この場合には予算制約は所得あるいは租税によることになる。しかし、わが国の地方財政制度においては住民の租税負担と公共サービス水準は、地方交付税、国庫支出金等の補助金の存在ゆえに、必ずしもリンクしていない。このことから地方公共団体の歳入を、予算制約を示す指標として想定するモデルを分析指針とする方が適切であると考えられる。特に老人福祉関係支出については、多数の国庫支出金が充当されることが制度上決まっており、さらに地方交付税の交付基準である基準財政需要にも高齢者の福祉関係支出が計上されている。それゆえに、中澤 (2007) のモデルに従い、当該地方公共団体の支出を決定する説明変数として補助金を含む歳入を採用し、そしてその制約の下での公共サービス間の最適配分を達成するモデルを分析指針とする。

なお、可能性は低いが、相互参照行動が行われた結果、特養ホーム供給が地域間で代替的な状況となるケースについても示すことにする³⁾。

代替的な状況となるケースでは、上記 (3) 式における $\gamma \bar{X}_j^1$ の符号はプラスとなる。そして、 γ は、羨望の程度ではなく、参照先の地域から便益を得る程度となる。

地方公共団体 i に居住する住民は X_i^1 、 X_i^2 という 2 種類の公共サービスから効用を得ると仮定する。このうち、 X_i^1 に関しては、参照先地方公共団体の同種の公共サービス \bar{X}_j^1 から影響を受けるとする。この時、効用関数は次のよう

である。

$$u = u (X_i^1, \bar{X}_j^1, X_i^2) \tag{7}$$

そして、地方公共団体 i の歳入 R は、 X_i^1 、 X_i^2 を供給するために支出されるものとし、次の式で示す。

$$R_i = P^1 X_i^1 + P^2 X_i^2 \tag{8}$$

ここで、 P^1 は、 X_i^1 の単位費用であり、 P^2 は X_i^2 の単位費用である。

さらに効用関数をコブ・ダグラス型に特定化し、相互参照行動が生じる状況下での効用関数として、次の式を想定する。

$$u = \alpha \log (X_i^1 + \omega \bar{X}_j^1) + \beta \log X_i^2 \\ \alpha + \beta = 1 \tag{9}$$

当該地方公共団体は、自身が供給する X_i^1 から得る効用に加え、参照先地方公共団体が供給する同じ財 (\bar{X}_j^1) から便益のスピルオーバーを受けているので、その分、効用が増加する。 ω は、当該地方公共団体が参照先の地方公共団体が供給する \bar{X}_j^1 から得る便益の程度を示している。

(9) 式を (8) 式の下で最大化し、地方公共団体 i の X_i^1 についての支出関数を導出すると以下のようになり、 X_i^1 の供給に際して、当該地方公共団体と参照先の地方公共団体との間に代替的な関係が生じることがわかる。 X_i^1 を供給する地方公共団体は、参照先の地方公共団体が供給する \bar{X}_j^1 から便益のスピルオーバーを受け、 X_i^1 の供給を減少させることになる。

$$X_i^1 = \frac{\alpha R_i}{P^1} - \beta \omega \bar{X}_j^1 \tag{10}$$

(注)

1) 伊藤 (2002) については、「6.2補完的關係を示す要因の追究」において再度説明する。なお、伊藤 (2002)

による相互参照行動は、住民ではなく、政府の判断によって生じる性格である。

- 2) 例えば、Brueckner J. K. (2003)、Case et. al (1993)、Nobuo AKAI and Miki SUHARA (2013) を参照。
- 3) ここで示すモデルは、塚原 (1994) において、公園整備に関する便益のスピルオーバーを説明する際に示されたモデルと同様の体系である。

3 パネルデータによる分析

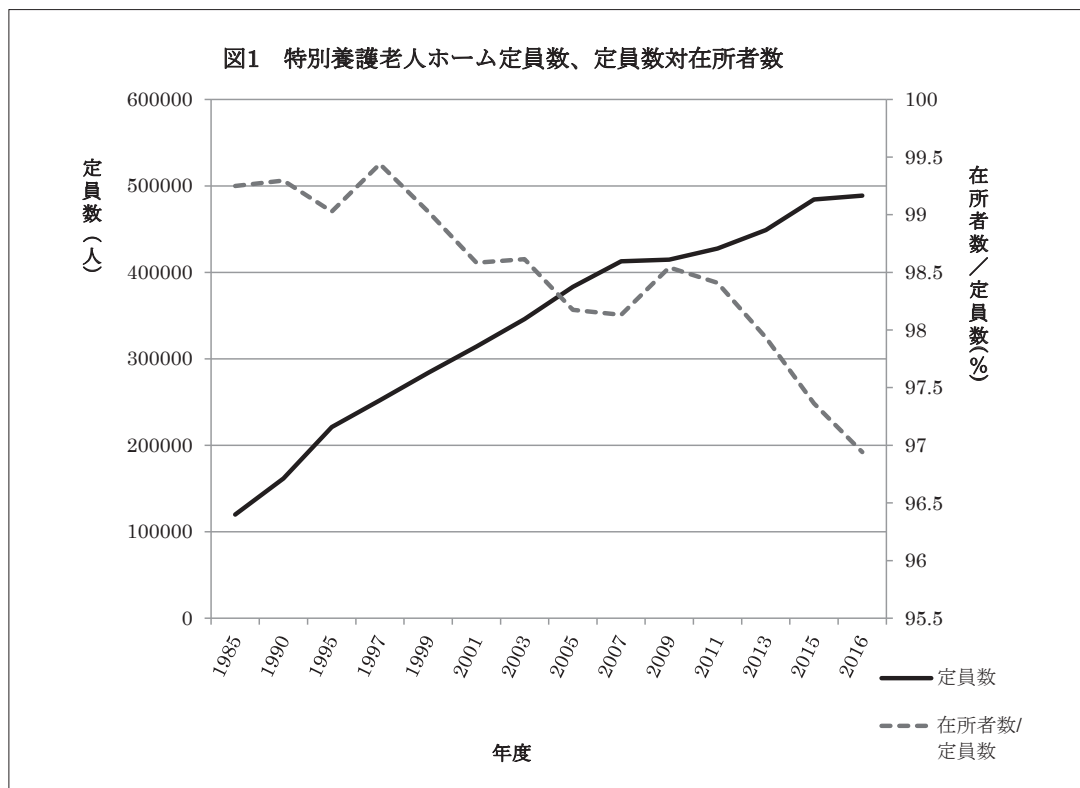
本章では、特養ホーム供給において、前章のモデルが示す地域間での補完的な供給状況が生じていたか否かを検証し、相互参照行動の分析

を行うことにする。

3.1 分析対象期間

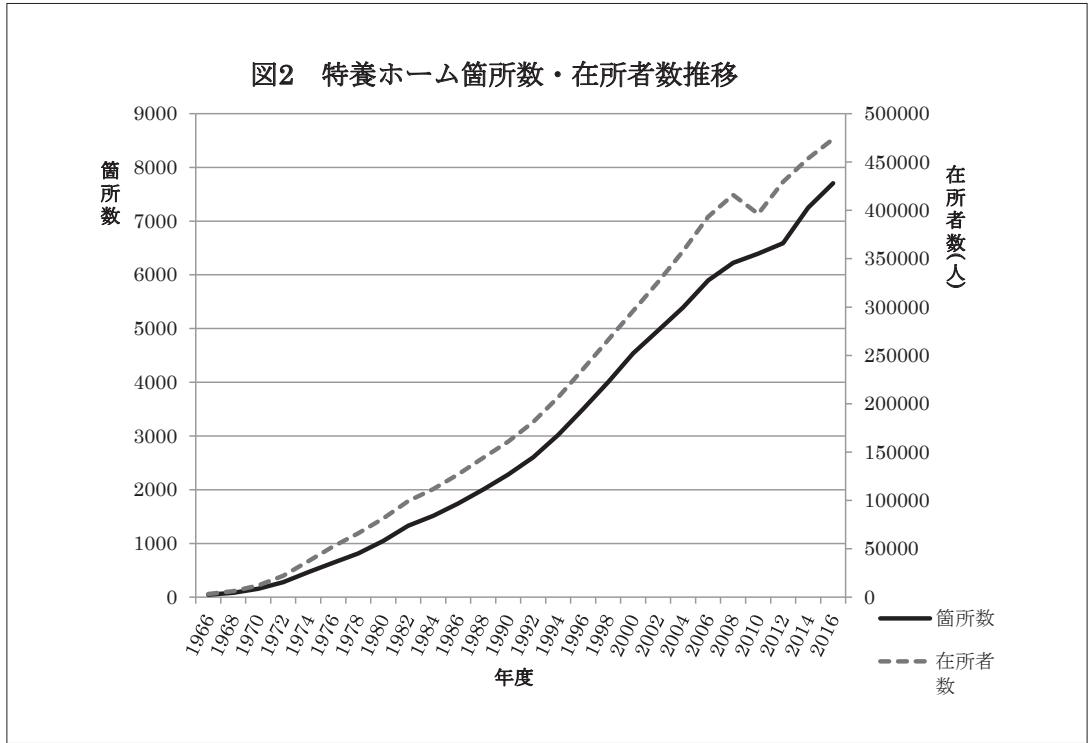
主な分析対象期間は1991年度から2003年度までである。この期間における、1991年度、1995年度、1999年度、2003年度を分析対象とする。さらに2004年度、2015年度についても状況を把握する。

図1に見られるように、特養ホームの入居率は、減少傾向にはあるものの95%以上を保ち、定員数は1990年(10月1日)の161612人から2003年(10月1日)の346069人へと倍以上増加



出所) 1985年から2006年は、定員数、在所者数ともに、厚生労働省『社会福祉施設等調査』による。1985年から1998年までは、「社会福祉施設等調査の概況 結果の概要」(<http://www.mhlw.go.jp>)による。1999年は「施設票」(e-stat)の第10表による。2000年から2006年は、2005年および2006年の「総括表」の「施設の種別別定員の年次推移」および「施設の種別別在所者数の年次推移」による。

2007年から2016年は、『社会福祉施設等調査』に提示がないため、定員数、在所者数ともに、厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』による。2011年までは「閲覧表」による。2012年からは、「詳細票」の値を用いている。



出所) 1966年から1999年までは、箇所数、在所要者数ともに厚生労働省『平成23年度 福祉行政報告例』による。さらに箇所数については2000年から2011年までは同資料に提示があることから、同資料により、2012年から2016年までは、『介護サービス施設・事業所調査』の「基本票」内の「閲覧表」の値を用いた。在所要者数については、『社会福祉行政業務報告』では2000年以降、介護保険導入の影響を受け、介護保険法規定による在所要者を計上していないため、2000年から2006年までは、社会福祉施設等調査により、図1と同様の資料を用い、2007年から2016年までにおいても図1と同様に『介護サービス施設・事業所調査』の「閲覧表」「詳細票」の値を用いた。上記の出所をもとに筆者作成。

している。また図2に見られるように、特養ホームの在所要者数、箇所数ともに1966年以降増加傾向にある。箇所数、在所要者数ともに、1966年から分析対象期間である1990年に至るまで、および分析期間において、増加傾向にある。この増加傾向の下、特養ホームの供給における相互参照行動状況を追究する。

なお、2008年から2010年にかけて全国で約19000人の在所要者が減少(2011年に再び増加)している点について、明確な要因は不明である。この時期、有料の老人ホームが急速に増加している状況ではあるが、この点のみが影響を与えていたか否かは不明である。ちなみに資料

の出所である『介護サービス施設・事業所調査』による「閲覧表」と「詳細票」(2007年から2011年までは「閲覧表」、2012年からは「詳細票」による)は、2009年以降、各年度の資料の注に「調査方法の変更等による回収率変動の影響を受けているため、数量を示す定員、在所要者数の実数は前年以前と単純に年次比較できない」とある。このことから、調査に関する回収率変動の影響を受けている可能性がある。

1991年度からを分析対象とした理由は、1989年度以前は、各都市の特養ホーム定員数を全国的に網羅するデータに制約があるためである。説明変数において、前年度の特養ホーム定員数

の値を用いているので、分析対象年度は1991年度からとなる。

2003年度までを分析対象とした理由は、翌年度以降は平成の大合併のため、市町村の変化が激しく、年度間での、各都市特養ホーム定員数の必要性等の状況変化を正確に把握することが困難だと考えたからである。しかしながら、対象となる地方公共団体が大きく異なることから、直接的な比較はできないが、最近の状況として2015年度について分析を行った。分析の結果、2015年度においても、1991年度から2003年度の状況と同様の傾向が確認されている。

3.2 分析対象地方公共団体

600余ある都市を分析対象とする。分析期間において、町村は都市とは異なり、老人保護に関して府県から手厚く補助金を得る傾向があり財源状況が異なる。東京特別区についても、特別区財政調整交付金が交付される状況下、他の都市とは制度、財源状況および行政事務配分が異なることから分析対象とはしていない。

また、次の状況にも配慮し都市を分析対象とした。都市と町村の特養ホーム事業に関する習熟度の違いである。町村部は1990年の老人福祉法改正によって、はじめて高齢者福祉施設の措置権を持つに至り、これによってはじめて自ら老人保護費負担金を得て措置業務を実施することとなった。それまで、特養ホームをはじめ老人ホームの措置関連業務のほとんどは県に委ねていた。それゆえ、市部に比べて十分な政策策定能力を有していなかった町村が多いと考えられる¹⁾。

加えて特別区については次の点にも留意した。特別区は特別区区長会が組織され、特別区内で連携がとられている。この状況下、特別区内において決定される政策が、たとえ部分的にでも代替的に行われた場合、それは通常の都市

間での相互参照行動とは異なる連携である可能性がある。このような特有の要因に配慮し都市のみを分析対象とした。

さらに、分析期間内に合併、新設した都市は分析対象から外している²⁾。これらの都市は、各都市の特養ホームの供給に関する政策とは無関係に、域内の人口が急激に変動し、特養ホーム定員数と高齢者数との関係（被説明変数）が変化することになるからである。さらに合併、新設の時期が様々である中、合併したほとんどの都市が、合併、新設以前において、町村であったエリアを有している中で、そのエリアの意思決定が町村による性格の（都道府県の影響を受けやすい）ものであったか否か、あるいは市による性格のものであったか否かが不明である。この点からも合併、新設した都市とそれ以外の都市を区別して分析した。

注

1) この点については、広本（1997）を参照。1990年に、町村が高齢者福祉施設の措置権を持つに至った際に、都道府県の指導の下で都道府県との関係を密にしながら福祉に関する事務を実施していた状況が指摘されている。

2) 以下の都市を分析対象から外している。（合併前の都市名称も含む）

北広島市、石狩市、盛岡市、北上市、大船渡市、新潟市、佐渡市、新発田市、両津市、かほく市、あわら市、水戸市、勝田市、那珂湊市、つくば市、ひたちなか市、鹿嶋市、潮来市、守谷市、浦和市、大宮市、与野市、さいたま市、鶴ヶ島市、日高市、吉川市、野田市、袖ヶ浦市、八街市、印西市、白井市、富里市、田無市、保谷市、西東京市、羽村市、あきる野市、秋川市、南アルプス市、更埴市、飯田市、千曲市、瑞穂市、飛騨市、本巣市、郡上市、下呂市、山県市、清水市、静岡市、浜松市、田原市、日進市、いなべ市、栗東市、京田辺市、阪南市、篠山市、香芝市、呉市、安芸高田市、廿日市市、福山市、徳山市、新南陽市、周南市、さぬき市、東かがわ市、新居浜市、宗像市、前原市、古賀市、対馬市、壱岐市、熊本市、上天草市、豊見城市。

都市の合併、新設に関する変化は、2015年度の分析を除き、全て以下の文献から情報を得ている。

- ・総務省編『地方財政白書（平成21年版）』「資料編」pp.142-149。
- ・分析対象年度当年度と前年度における以下の文献。
地方財政調査研究会編『市町村別決算状況調』地方財務協会。

$$\text{被説明変数} = \frac{\text{分析当年度各都市の特養ホーム定員数}}{\text{分析当年度各都市の65歳以上人口数}}$$

そして、説明変数として、次の3つを用いる。

3.3 推定方法と留意点

地方公共団体は、特養ホームの設置に関して、同じ都道府県内の団体と横並びに行動する可能性がある。その点を都市について検証する。都市の高齢者一人当り特養ホーム定員数を被説明変数として推定を行う。

なお、被説明変数と説明変数の同時決定による内生性の問題を回避するために、説明変数において被説明変数の前年度の値を用い、外生変数として扱っている。各地方公共団体の予算は前年度末に決定されている。ゆえに当該年度の供給量は前年度の水準を参照した結果として決定される傾向となる。この対応は、実態状況に即すものである。

また、相互参照行動を、説明変数を特定し推定するに際し、誤差項において推定モデルで捉えきれない部分の変動に関して空間的相互依存関係が存在する可能性がある。この場合、OLSによる推定結果は必ずしも一致性をもたない。わが国の市町村を対象とした推定の場合、空間的依存関係以外でも分散不均一性をもたらす要因が多数存在している。そこで、本稿では、このような問題に対して、Whiteの一致性をもつ標準誤差を用いて有意性を検定する。

(被説明変数)

分析に際し、被説明変数を各都市の特養ホーム定員数対65歳以上人口数比率とする。これは前章のモデルにおける(6)式の X_i^1 を示す指標であり、次の式で求められる。

(説明変数1)

まず、説明変数1（近隣平均値）は、「(分析対象年度の前年度の) その都市の所属する都道府県エリア内の被説明変数平均値 (Y_j)」で、前章の(6)式における \bar{X}_j^1 を示す指標であり、(11)式によって i (各都市) ごとに求められる。

X : (前年度の) その都市 (当該都市) が所属する府県の都市特養ホーム定員総数

N : (前年度の) その都市 (当該都市) が所属する府県の都市65歳以上人口数

x_i : (前年度の) 当該都市の特養ホーム定員数

n_i : (前年度の) 当該都市の65歳以上人口数

$$Y_j = \frac{X - x_i}{N - n_i} \quad (11)$$

この説明変数の係数符号は、横並び行動がとられている場合、プラスとなることが想定される。

参照先となる都市として、同じ都道府県内の都市を選んだ理由は、第一に、住民が参照する可能性が高く情報のスピルオーバーが生じやすいと考えられる近隣であるゆえである。加えて、分析対象である特養ホームの供給(その設置)に際し、各市町村が、老人福祉計画等の策定を通して、都道府県と連絡・調整することが、分析期間を通して老人福祉法に明記されているからである。また藤村(1999)が行った市町村アンケート結果においても、地方公共団体の政策担当者が主として同一県内の地方公共団体の動向を参照することが明らかにされている。

る。これらの理由から、同じ都道府県間の都市について、相互参照行動が行われている可能性が高いと判断し、同じ都道府県内の都市を参照先として検証することとした。

なお、分析期間内において、合併、新設された都市は参照先とはしていない。これらの都市では、特養ホームの供給とは無関係に急激に人口状況と特養ホーム定員数との関係が変動する。その中で合併、新設が行われる以前に、将来の変動を見越した参照行動が行われる可能性もある。他地域の参照は中長期的に行われ、その結果が支出水準の決定要因となっている可能性もある中で、上記の不確定な状況を除き、都市間での相互参照行動を検証する。

(データの出所)

〔被説明変数・説明変数 1〕

各都市の65歳以上人口数については、1990 (H2) 年度から2002 (H14) 年度までの期間について、総務省『公共施設状況調』各年版の値で、「行政機関の保有する情報の公開に関する法律 (平成12年法律第42号)」の規定に基づいた資料公開によって得たものを用いた。2003 (H15) 年度については、『住民基本台帳に基づく人口動態及び世帯数調査』の人口数を用いた。いずれも該当年度末における住民基本台帳の人口である。

特養ホーム定員数は、1990 (H2) から1995 (H7) までの期間については、厚生労働省『社会福祉施設等調査』「閲覧表」(厚生労働省閲覧資料) による。1998 (H10) 年度以降1999 (H11) の期間についての特養ホーム定員数は、厚生労働省『社会福祉施設等調査』「閲覧表」(e-stat) により、2002 (H14) 年度、2003 (H15) 年度は、厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』「閲覧表」(e-stat) による。

(説明変数 2)

説明変数 2 は、各都市の財源状況を示す指標である。次の二つの変数を用いた。

住民一人当り一般財源

$$= \frac{\text{分析対象前年度各都市の一般財源}}{\text{分析対象前年度各都市の人口}}$$

住民一人当り歳入総額

$$= \frac{\text{分析対象前年度各都市の歳入総額}}{\text{分析対象前年度各都市の人口}}$$

一般財源は、主には地方税と地方交付税であり、都市が、用途の特定が無い状況で自身の判断によって用途を決定できる財源である。もう一方の歳入総額は、一般財源に加え、国庫支出金および地方債なども含む歳入の総額である。すなわち、一般財源以外に、用途があらかじめ特定されている特定財源も含んでいる。特定財源を得ることによって生じる所得効果が、分析対象とする財・サービスへの支出を増加させる可能性もあることから、一般財源、歳入総額の双方を分析対象としている。予想される係数の符号は、両変数ともに、前章の (6) 式に従いプラスである。

(データの出所)

各都市の一般財源、歳出総額については、地方財政調査研究会『市町村別決算状況調』(地方財務協会) 各年度版を参照した。

一般財源は、地方税、普通交付税、特別交付税、地方譲与税、地方特例交付金、利子割交付金、地方消費税交付金、ゴルフ場利用税交付金、特別地方消費税交付金、自動車取得税交付金及び軽油引取税交付金である。但し、地方特例交付金は、1990 (H2) 年度、1994 (H6) 年度、1998 (H10) 年度において計上されていない。

地方消費税交付金は、1990（H2）年度、1994（H6）年度、特別地方消費税交付金は1990（H2）年度において、計上されていない。

なお、2014（H26）年度においては、配当割交付金、株式等譲渡所得割交付金に加わっている。

（説明変数3）

都市の特養ホーム供給と町村の特養ホーム供給との関係を見る変数として以下を用いる。

〔（各都道府県町村の）65歳以上人口対町村特養ホーム定員数比〕（町村平均）

$$= \frac{\text{分析対象前年度の各都道府県の町村特養ホーム定員数}}{\text{分析対象前年度の各都道府県の町村65歳以上人口数}}$$

本分析は都市に対する分析であるが、県内の都市における横並び行動が、町村への対応を意図した県の指導によって生じている可能性もある。例えば、県内における町村の特養ホームが少ない場合には、これに対応して同県内の都市が横並びで特養ホームの供給を多くする状況が考えられる。この可能性を検証する変数である。

この変数の係数の符号がマイナスである場合には、特養ホームが少ない町村のエリアほど、都市の特養ホームが多い傾向になり、町村に対し都市が代替的に機能している可能性が示される。

なお、年度の途中で合併した町村、都市については、年度内における合併の時期が様々である中で、特養ホーム定員数の把握時期である10月1日時点での都市と町村の区分と65歳以上人口の把握時点である年度末時点でのその区分が異なることになる。これについては、年度末に把握された65歳以上人口に合わせて、定員数を調整した。すなわち、10月2日以降に市となった町村の定員数を都市の定員数として、各都道

府県町村の65歳以上人口当たりの定員数を把握した¹⁾。

（データの出所）

〔被説明変数・説明変数1〕と同じ出所資料である（都市と町村は同じエクセルシートにその値が提示されている）。

（説明変数4）

2000年度より介護保険制度が施行され、特養ホームに関する給付が、介護保険の財源によって賄われることになった。その結果、各都市の、給付に関する負担が減少している。このことが特養ホーム建設に影響を与えた可能性を検証するために、2003年度については、年度ダミー変数を用いた。介護保険の導入によって、特養ホームに関する都市の負担が減少したことが、特養ホーム建設を促進させたならば、2003年度の年度ダミー変数の符号はプラスとなることが予想される。

なお、前章で示したモデル、(6)式および(10)式における、分析対象とする財の単位費用 P^1 については、地域の社会経済状況と関連する自治体固有の変数で、統計データ上では入手不可能な変数であることから分析対象とはしていない。しかし、単位費用が短期的に変動する可能性は低いと考えられる。それゆえに、これは地域固有の固定効果に含まれる可能性がある。

注

- 1) 町村の新設、合併の状況は以下資料による。
 - ・総務省編『地方財政白書（平成21年版）』〔資料編〕pp.142-149.
 - ・公益財団法人 国土地理協会「市町村変更情報：今後の市町村変更情報」(<http://www.Kokudo.or.jp/marge/result.php>)。
 - ・分析対象年度当年度と前年度における以下の文献、地方財政調査研究会編『市町村別決算状況調』地方財務協会。

4 パネルデータによる分析 推定結果

における、1991年度、1995年度、1999年度、2003年度を分析対象年度とした回帰分析を行う。

本章では、1991年から2003年度までの期間に

表1 変数の説明

(被説明変数)

高齢者1人当り定員数 各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数

(説明変数)

近隣平均値 各都市の「近隣都市（当該都市以外の同都道府県内都市）」の被説明変数平均値

1人当り一般財源 各都市における人口一人当り一般財源額

1人当り歳入総額 各都市における人口一人当り歳入総額

町村平均 各都道府県内の全町村における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数

出所：筆者作成。

表2 記述統計量 1

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当り定員数	2500	0.0123	0.0088	0.0000	0.2032
(説明変数)					
近隣平均値	2500	0.0111	0.0032	0.0032	0.0268
1人当り一般財源	2500	215243	47497	126013	607833
1人当り歳入総額	2500	367349	104473	196199	1377236
町村平均	2500 (47通り)	0.01953	0.0161	0.0048	0.1055

注1：被説明変数は1991年度、1995年度、1999年度、2003年度 パネルデータである。

注2：説明変数は1990年度、1994年度、1998年度、2002年度 パネルデータである。

注3：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

表3 記述統計量 2 対数値

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当り定員数 (対数)	2500	-4.7150	1.3169	-12.8600	-1.5936
(説明変数)					
近隣平均値 (対数)	2500	-4.5391	0.2700	-5.7399	-3.6201
1人当り一般財源 (対数)	2500	12.2588	0.1970	11.7441	13.3177
1人当り歳入総額 (対数)	2500	12.7810	0.2483	12.1869	14.1356
町村平均 (対数)	2500 (47通り)	-4.1042	0.5201	-5.3424	-2.2495

注1：被説明変数は1991年度、1995年度、1999年度、2003年度 パネルデータである。

注2：説明変数は1990年度、1994年度、1998年度、2002年度 パネルデータである。

注3：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

表4 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因
(1991-2003年度) プールドOLS

	推計 1	推計 2	推計 3	推計 4
近隣平均値	0.367*** (4.216)	0.339*** (3.945)	0.361*** (4.286)	0.399*** (4.076)
1人当り一般財源	1.60E-08*** (5.232)		1.58E-08*** (5.072)	
1人当り歳入総額		9.13E-09*** (6.796)		9.13E-09*** (6.746)
町村平均	0.086** (2.518)	0.087** (2.575)	0.086** (2.536)	0.087** (2.577)
2003ダミー	-0.00016 (-0.499)	-4.82E-06 (-0.015)		
定数項	0.003*** (3.725)	0.004*** (4.576)	0.003*** (3.821)	0.004*** (4.776)
Adj. R-squared	0.084	0.089	0.085	0.089
観測数	2500	2500	2500	2500

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

表4は、1991年度、1995年度、1999年度、2003年度を分析対象としてプールしたデータを回帰分析したもので、個体特性を考慮しない分析、いわゆるプールドOLSである。推計1は、財源を示す説明変数が、一人当り一般財源であり、推計2はそれが、一人当り歳入総額である場合の分析結果である。推計3は、推計1の説明変数において2003年度のダミー変数のない分析であり、推計4は、推計2の説明変数において2003年度のダミー変数のない分析である。

決定係数は、推計1が0.084、推定2が0.089と、双方ともに低いが、2003年度のダミー変数以外の変数については、全変数について係数は5%水準以下で有意な水準である。

推計1、推計2ともに、説明変数、近隣平均値の係数については、符号はプラスで、同都道

府県内の都市間で、補完的、横並びの傾向が見られる点が示されている。また、財源状況を示す説明変数（推計1は一般財源、推計2は歳入総額）も、ともに係数の符号はプラスで、予測した結果に即している。町村平均については、符号がプラスであり、各県の都市が町村に対応し、町村と代替的な関係となることを意図していた可能性が低い点が示されている。すなわち町村における特養ホームの供給が大きいエリアほど都市の特養ホームの供給も大きい状況であり、代替的な関係ではなかった。

推計3と推計4は、推計1と推計2で有意ではなかった2003年度ダミー変数を、説明変数から除き分析を行った結果である。推定結果は、各係数の有意性、符号ともに、2003年度ダミー変数がある推計1と推計2とほぼ同様である。

表5 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因

推定1 各年度のクロスセクション分析

	1991	1995	1999	2003
近隣平均値	0.393*** (2.859)	0.354* (1.650)	0.201 (1.001)	0.445** (2.463)
1人当たり一般財源	1.75E-08* (1.755)	1.90E-08* (1.687)	1.52E-08*** (3.096)	1.60E-08*** (3.699)
町村平均	0.116 (1.543)	0.076* (1.807)	0.112 (1.510)	0.061 (0.950)
定数項	0.002 (1.072)	0.003 (1.198)	0.004** (2.389)	0.003 (1.600)
Adj. R-squared	0.116	0.031	0.128	0.124
観測数	625	625	625	625

注 カイ2乗検定によってそれが支持されなかった1995年度以外はWhiteの一致性のある標準誤差を用いている。
上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

***: $p < 0.01$ 、**: $p < 0.05$ 、*: $p < 0.1$ を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当たり特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

表6 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因

推定2 各年度のクロスセクション分析

	1991	1995	1999	2003
近隣平均値	0.352*** (2.596)	0.327 (1.519)	0.170 (0.861)	0.425** (2.375)
1人当たり歳入総額	1.49E-08*** (3.273)	9.43E-09* (1.911)	7.51E-09*** (3.673)	8.32E-09*** (4.334)
町村平均	0.114 (1.526)	0.077* (1.833)	0.116 (1.569)	0.062 (0.974)
定数項	0.001 (0.785)	0.004* (1.696)	0.005*** (3.264)	0.003** (2.229)
Adj. R-squared	0.128	0.033	0.132	0.129
観測数	625	625	625	625

注 カイ2乗検定によってそれが支持されなかった1995年度以外はWhiteの一致性のある標準誤差を用いている。
上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

***: $p < 0.01$ 、**: $p < 0.05$ 、*: $p < 0.1$ を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当たり特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

表5と6には、表4で分析したパネルデータの各年度におけるクロスセクション分析が示されている。表5には推計1についての各年度の分析が示され、表6には、推計2についての各年度の分析が示されている。どの年度の分析においても、説明変数は、被説明変数（分析対象年度の値）の前年度の値である。推計1（表5）、推計2（表6）ともに、各年度において説明変数の中の財源（推定1は一般財源一人当り、推定2は歳入総額一人当り）の有意性が高く、係数の符号が正である点、および町村平均については有意性は低いが、係数の符号がプラスである点は共通している。

最も注目すべき説明変数である近隣平均値については、推計1（表5）、推計2（表6）ともに、係数の符号は正である点は全年度において一貫している。また、有意性についても、1991年度と2003年度について有意性が高い点が共通している。図2に示されているように、特養ホームの建設は1966年以降1990年に至るまで、継続的に行われ増加してきている。その中で1991年度の状況において近隣の都市間で補完的な供給状況となる傾向が示されている状況である。

なお、表4と同様にパネルデータでの観測数（2500）の下、同様の被説明変数と説明変数に対し、分析を行った結果、推計1、推計2ともに、ハウスマン検定によって固定効果モデルが支持されない状況にある。加えて、推計1、推計2ともに、固定効果モデルによる分析では、計算の過程で行列が失われる状況となりWhiteの一致性のある標準誤差を用いた検定ができない状況である。この結果を受けて、表7では、同様の観測数、同様の被説明変数と説明変数に対し、変量効果モデルによる分析を行った。しかしここでも同様にWhiteの一致性のある標準誤差による検定はできない状況である。

表7 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (1991-2003年度) 変量効果

	推計1	推計2
近隣平均値	0.484*** (5.506)	0.477*** (5.451)
1人当り一般財源	1.12E-08** (2.436)	
1人当り歳入総額		6.40E-09*** (3.267)
町村平均	0.074*** (3.682)	0.073*** (3.660)
2003ダミー	-0.0002 (-0.714)	-0.0001 (-0.395)
定数項	0.003*** (2.751)	0.003*** (3.336)
Adj. R-squared	0.054	0.056
観測数	2500	2500

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いていない。
 上段は係数、下段 () 内はt値を表す。
 ***: p < 0.01, **: p < 0.05, *: p < 0.1を表す。
 被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。
 出所：推計結果をもとに筆者作成。

分析の結果、推計1、推計2ともに、近隣平均値（説明変数1）の係数については、符号がプラスで、統計的に有意な値となり、同都道府県内の都市間で、補完的、横並びの傾向が見られる点が示されている。また、財源状況を示す説明変数（推計1は一般財源一人当り、推計2は歳入総額一人当り）も、ともに符号がプラスで、統計的に有意な状況であり、2章の(6)式で想定した状況に即している。町村平均についても、符号がプラスで統計的に有意な状況であり、各県の都市が町村に対応し、代替的な関係となることを意図していた可能性が低い点が示されている。すなわち町村における特養ホー

ムの供給が大きいエリアほど都市の特養ホームの供給も大きい状況であり、代替的な関係ではなかった。決定係数は、推計1が0.053で、推計2が0.055である。2003年度のダミー変数については、有意な水準とはならなかった。

表8では、表7の分析の結果、有意性が示されなかった2003年度ダミー変数を、説明変数から外し分析を行っている。分析の結果、表7の結果に対し、決定係数にほとんど変化がない状況で、各変数の有意性についてもおおむね同様の分析結果を得ている。なお、表8においても、計算の過程で行列が失われる状況となりWhiteの一致性のある標準誤差を用いることができない状況である。

表8 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (1991-2003年度) 変量効果

	推計1	推計2
近隣平均値	0.466*** (5.535)	0.4663*** (5.625)
1人当り一般財源	1.04E-08** (2.331)	
1人当り歳入総額		6.33E-09*** (3.244)
町村平均	0.074*** (3.7298)	0.073*** (3.689)
定数項	0.003*** (3.2585)	0.003*** (3.601)
Adj. R-squared	0.054	0.056
観測数	2500	2500

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いていない。
上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。
*** : $p < 0.01$ 、** : $p < 0.05$ 、* : $p < 0.1$ を表す。
被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。
出所：推計結果をもとに筆者作成。

表9においては、2003年度ダミー変数と各県等町村平均値を、説明変数から除き、分析をした結果が示されている。この分析においては、Whiteの一致性のある標準誤差を用いて、各説明変数の有意性を検定することができる。分析の結果、推計1、推計2ともに、近隣平均値の係数の符号はプラスで、有意な水準となっており、住民一人当り一般財源、住民一人当り歳入総額についても係数の符号はプラスで、有意な水準となっている。

表9 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (1991-2003年度) 変量効果

	推計1	推計2
近隣平均値	0.6595*** (10.261)	0.657*** (11.592)
1人当り一般財源	1.05E-08*** (4.435)	
1人当り歳入総額		6.47E-09*** (3.404)
定数項	0.0027** (2.518)	0.003*** (2.735)
Adj. R-squared	0.049	0.051
観測数	2500	2500

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。
上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。
*** : $p < 0.01$ 、** : $p < 0.05$ 、* : $p < 0.1$ を表す。
被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。
出所：推計結果をもとに筆者作成。

表10においては、各変数について、対数をとって固定効果モデルを用いた分析を行っている。なお、特養ホームが管轄エリア内でない都市においては、特養ホームの定員数がゼロとなる。ゼロに対して対数をとることはできないことから、ここでは、定員数ゼロの都市につい

表10 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因（1991—2003年度）対数値 固定効果

	推計 1	推計 2	推計 3	推計 4	推計 5
近隣平均値 対数値	0.97989*** (4.418)	1.032*** (4.699)	0.960*** (4.480)	1.051*** (14.169)	1.4005*** (8.530)
1人当り一般財源 対数値	1.012*** (3.051)		0.995*** (3.033)		1.698*** (7.344)
1人当り歳入総額 対数値		0.776*** (3.642)		0.773*** (5.975)	
町村平均 対数値	0.704*** (4.246)	0.704*** (4.397)	0.696*** (4.241)	0.716*** (10.049)	
2003ダミー	-0.021 (-0.352)	0.017 (0.304)			
定数項	-9.778** (-2.124)	-7.067** (-2.236)	-9.699** (-2.110)	-6.879*** (-4.063)	-19.170*** (-8.312)
F (固定 vs プールド)	3.089***	3.067***	3.112***	3.097***	3.067***
Hausman test	37.350***	0.000	43.175***	46.120***	32.952***
Adj. R-squared	0.390	0.391	0.390	0.391	0.384
観測数	2500	2500	2500	2500	2500

注 推計4、5のみWhiteの一致性のある標準誤差を用いている。

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。

上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。

定員数が0のケースは0.1として対数をとっている。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

て、定員数を0.1として変数を算定し、対数をとっている。また、推計1から推計5までの各分析について、F検定の結果、プールドOLSよりも固定効果モデルによる分析が支持されている。

表10の分析において、推計1は、ハウスマン検定によって固定効果モデルが支持されている。分析の結果、2003年度ダミー変数を除き、各説明変数について5%以下の水準で有意な結果が得られている。符号についても、2003年度ダミー変数、定数項を除き、表4の分析と同様に、どの説明変数についてもプラスとなっている。但し、計算の過程で行列が失われる状況となりWhiteの一致性のある標準誤差を用いた検

定ができない状況である。推計2については、ハウスマン検定の結果、固定効果モデルが支持されなかったことから、表11において変量効果モデルによる分析を行っている。

表11での分析の結果、定数項を除き、各説明変数について係数の符号はプラスとなっている。なお、ここでも計算の過程で行列が失われる状況となりWhiteの一致性のある標準誤差を用いた検定ができない状況である。

さらに、表10では、推計3、推計4および推計5として、以下の分析を行っている。まず、推計3、推計4においては、表10の推計1、推計2の分析において、有意ではなかった2003年度ダミー変数を説明変数から除き、固定効果モ

デルによる分析を行っている。その結果、推計3においては、Whiteの一致性のある標準誤差による検定は行えなかったが、推計4においてはWhiteの一致性のある標準誤差による検定が可能となった。そして、推計3について、さらに町村平均を説明変数から省き、推計5として分析を行った。その結果、Whiteの一致性のある標準誤差による検定が可能となった。

また、推計3、推計4ともに、ハウスマン検定によって固定効果モデルが支持されるとともに、2003年度ダミー変数がある場合（推計1、推計2）に対し、係数の符号、有意性に大きな変化はなかった。推計3の説明変数から町村平均を省いた推計5においても、ハウスマン検定によって固定効果モデルが支持されるとともに、推計1同様に、説明変数、近隣平均値（対数値）および一人当たり一般財源（対数値）ともに、係数の符号はプラスで、統計的な有意性についても1%水準で有意な状況である。

表11 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因（表10の推計2）

（1991—2003年度）対数値 変量効果

変数	偏回帰係数	(t 値)
近隣平均値 対数値	0.880***	(6.035)
1人当り歳入総額 対数値	0.723***	(5.601)
町村平均 対数値	0.204**	(2.554)
2003ダミー	0.165***	(3.205)
定数項	-9.169***	(-4.885)
Adj. R-squared	0.086	
観測数	2500	

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いていない。
 ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。
 被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当たり特養ホーム定員数である。
 出所：推計結果をもとに筆者作成。

なお、表10の推計2において固定効果モデルが支持されなかったことから、変量効果モデルによる分析を行った表11は、各変数の係数について有意性はあるものの、Whiteの一致性のある標準誤差による検定ができない点に加え、決定係数は0.086と低い。これに対し、表10の推計4の分析結果における決定係数は0.391である。このことから、表11よりも表10の推計4における固定効果モデルによる推定結果を重視する。

以上示してきた、分析において、一貫して得られた結論は、いずれの推定においても、説明変数の近隣平均値については、係数が有意水準で、符号がプラスであるという点である。また、特に、Whiteの一致性のある標準誤差による検定が行われ、ハウスマン検定の結果支持された固定効果モデルにより相対的に高い決定係数を得ていることから、その分析結果を重視すべきと考え得る、表10の推計4、推計5において、同様の結論が得られている。このことから各都市の特養ホーム供給が、同じ都道府県内の都市と横並びとなる傾向にあった可能性はあると言える。

また、説明変数の町村平均は、各分析において、符号はプラスであったことから、都市の特養ホーム供給が町村のそれに対し代替関係にはない点も明らかである。特に表10の推計4においては、Whiteの一致性のある標準誤差による検定の結果、係数の符号がプラスで、かつ係数の統計的な有意性が示されており、都市と町村は補完的な関係にある傾向が示唆されている。

2003年度のダミー変数については、分析によって符号や有意性が変化することから、2003年度における明確な変化を確認することはできなかった。

5 クロスセクションによる分析

本節では、前節で分析を加えた説明変数とともに、さらに新たな説明変数を加えて、2003年度と2004年度に対しクロスセクション分析を行う。パネルデータによる分析において用いた説明変数に付け加える変数として、「世帯総数に占める高齢単身世帯の比率（高齢単身世帯比）」がある。

(追加した説明変数)

「(各都市の) 高齢単身世帯比」

$$= \frac{\text{2003年度各都市の65歳以上単身者世帯数}}{\text{2003年度各都市の普通世帯総数}}$$

単身で生活する高齢者ほど介護の必要性は高まると考えられることから、この説明変数について予想される符号はプラスである。確かに、単身で暮らす高齢者が全て介護を受けることにはならないが、共に暮らす介護者となり得る家族のいない単身ゆえに、中長期的に介護を必要とする可能性は高いと考えられる。それゆえ

に、特養ホームの供給に際し、この説明変数（高齢単身世帯比）が、中長期的に機能する特養ホームを建設する上で、どの程度建設を行うかを決定する際の指針となっている可能性はある。

(データの出所)

新たな説明変数「高齢者単身世帯比」は、5年ごとに調査される『住宅・土地統計調査』の2003年度の値である。「住宅・土地統計調査(e-stat)」 「都道府県編」の値である。

以下では、表4から10において行った1991年度から2003年度までのパネルデータ分析における2003年度の被説明変数および説明変数を用いて、クロスセクション分析を行っている。分析結果は表12以下にある。

表13の分析の結果、次のことが明らかとなった。説明変数、近隣平均値および財源（一人当たり一般財源および一人当たり歳入総額）の符号はプラスであり、統計的に有意な状況を示し、2章で示したモデル、(6)式に即した分析結果が

表12 2003年度分析 記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当たり定員数	625	0.0132	0.0061	0.0000	0.1077
(説明変数)					
近隣平均値	625	0.012313	0.002596	0.008675	0.022663
1人当たり一般財源	625	231041	48355	158061	607833
1人当たり歳入総額	625	385184	106056	232694	1274558
町村平均	625 (47通り)	0.022221	0.016897	0.011740	0.105453
高齢単身世帯比	625	0.074199	0.030438	0.022940	0.202260

注1：被説明変数は2003年度の値であり、説明変数は2002年度の値である。但し、説明変数のうち、高齢単身世帯比は2003年度の値である。

注2：各県町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

表13 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (2003年度)

変数	推計 1	推計 2
近隣平均値	0.460*** (2.615)	0.445** (2.535)
1人当り一般財源	1.85E-08*** (3.773)	
1人当り歳入総額		1.02E-08*** (4.698)
町村平均	0.059 (0.939)	0.060 (0.954)
高齢単身世帯比	-0.007 (-0.955)	-0.011 (-1.524)
定数項	0.002 (1.509)	0.003** (2.189)
Adj. R-squared	0.124	0.129
観測数	625	625

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。
 ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。
 上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。
 被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。
 出所：推計結果をもとに筆者作成。

得られている。説明変数、町村平均については、統計的に有意な結果は得られなかったが、符号はプラスであり、都市が同県内にある町村に代替的となる状況は示されていない。

追加した説明変数である、高齢単身世帯比については、統計的に有意な関係は示されず、2003年度時点において、被説明変数（特養ホーム定員数の状況）と各都市の高齢単身世帯比との明確な関係は示されない状況である。また符号もマイナスであり、高齢単身世帯比を指針に特養ホームの供給が進んだ状況ではない点が表示されている。

表15では、表13の分析における全変数について、対数をとって分析を行った結果が表示されている。ここでも特養ホームが管轄エリア内になく、定員数がゼロとなる都市においては、対数をとることができないことから、定員数ゼロの都市について、定員数を0.1として変数を算定し、対数をとっている。しかし、2003年度においては、その対応が必要であった都市は、蕪崎市のみである。

分析の結果、推計1、推計2ともに決定係数は、表13の分析に比べ、大きく低下している。

表14 2003年度分析 記述統計量 対数値

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当り定員数 (対数)	625	-4.410	0.452	-11.081	-2.229
(説明変数)					
近隣平均値 (対数)	625	-4.416	0.187	-4.747	-3.787
1人当り一般財源 (対数)	625	12.332	0.185	11.971	13.318
1人当り歳入総額 (対数)	625	12.831	0.236	12.357	14.058
町村平均 (対数)	625 (47通り)	-3.926	0.405	-4.445	-2.249
高齢単身世帯比 (対数)	625	-2.677	0.388	-3.775	-1.598

注1：被説明変数は2003年度の値であり、説明変数は2002年度の値である。但し、説明変数のうち、高齢単身世帯比(対数)は2003年度の値である。

注2：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

そして各変数の係数符号については、定数項を除き表13と同様の結果を得ている。各説明変数の有意性についても、推定1、推定2ともに、町村平均、高齢単身世帯比が有意とはならない点をはじめ、概ね同様である。

表15 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因（2003年度）対数値

変数	推計 1	推計 2
近隣平均値 対数値	0.587*** (4.830)	0.574*** (4.737)
1人当り一般財源 対数値	0.290*** (2.624)	
1人当り歳入総額 対数値		0.299*** (3.315)
町村平均 対数値	0.041 (0.737)	0.037 (0.667)
高齢単身世帯比 対数値	-0.042 (-0.784)	-0.072 (-1.300)
定数項	-5.353*** (-3.574)	-5.755*** (-4.334)
Adj. R-squared	0.079	0.085
観測数	625	625

注 カイ2乗検定の結果、Whiteの一致性のある標準誤差を用いることは支持されなかった。

*** : $p < 0.01$, ** : $p < 0.05$, * : $p < 0.1$ を表す。

定員数が0のケースは0.1として対数をとっている。

上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

以上の分析から、以下のことがわかる。対数をとらない場合、とる場合の双方の分析において、説明変数、近隣平均値の係数符号がプラスで有意な水準であり、各都市の特養ホーム供給が、同じ都道府県内の都市と横並びとなる傾向にあった可能性はある。また、双方の分析とも

に、住民一人当り一般財源、住民一人当り歳入総額の係数についても、符号がプラスで有意な水準であることから、2章(6)式で想定した状況に即す傾向にある。町村平均についても、双方の分析において係数が有意な状況は示さなかったが、符号はプラスであったことから、都市と町村間における、特養ホームの供給が代替的な関係にはなかった点が示されている。

さらに、高齢単身世帯比については、対数をとらない場合、とる場合の分析ともに、符号はマイナスであり、かつその係数の有意性は明確とは言えない状況である。2003年度時点において、被説明変数と各都市の高齢単身世帯比との間に明確な関係は示されていない。また、符号がマイナスであることから、高齢単身世帯比の状況を指針に、特養ホームの供給が進められてきた可能性が低い状況が示されている。

さらに、この分析において留意すべき点として、説明変数である高齢単身世帯比が被説明変数とともに、2003年度の調査結果に基づく値である、という点がある。高齢単身世帯比が、年々大きく変動する可能性が高いとは考え難いが、被説明変数および高齢単身世帯比ともに2003年度の値であることから、被説明変数と説明変数の同時決定による内生性の問題に対応できていない。それゆえに、被説明変数を2004年度（説明変数は全て2003年度）として同様の分析を試みた。その分析結果が、表17である。

なお、2004年度の分析に際し、次の点に留意する必要がある。2003年度から2004年度末にかけて、193の都市が合併の影響を受ける。これらの都市は分析期間内の変動ゆえに、「3.2分析対象地方公共団体」で示した理由により分析対象から外している¹⁾。したがって、表13、表15の結果と表17の結果は、同じサンプルに対するものではない。しかし、これらの都市を除いた場合でも、なお、2004年度の分析において562

表16 2004年度分析 記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当り定員数	562	0.0137	0.0069	0.0000	0.1036
(説明変数)					
近隣平均値	562	0.0127	0.0030	0.0085	0.0248
1人当り一般財源	562	221278	49072	139562	584524
1人当り歳入総額	562	373596	103658	237254	1232253
町村平均	562 (47通り)	0.0235	0.0183	0.0116	0.1040
高齢単身世帯比	562	0.0717	0.0309	0.0228	0.2023

注1：被説明変数は2004年度の値であり、説明変数は2003年度の値である。

注2：2004年度のデータの出所は各変数ともに2003年度データの出所と同じである。

注3：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

表17 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (2004年度)

変数	推定1	推定2
近隣平均値	0.398*** (2.749)	0.427*** (2.920)
1人当り一般財源	1.74E-08*** (3.058)	
1人当り歳入総額		1.09E-08*** (4.674)
町村平均	0.087 (1.374)	0.083 (1.308)
高齢単身世帯比	-0.009 (-1.111)	-0.016* (-1.905)
定数項	0.003** (2.204)	0.003** (2.520)
Adj. R-squared	0.139	0.146
観測数	562	562

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。

***：p < 0.01、**：p < 0.05、*：p < 0.1 を表す。

上段は係数、下段 () 内はt値を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

のサンプルを得ることができる。

各説明変数の算出は、「3.3推定方法と留意点」における説明変数の算定と同様に行っている²⁾。また、2004年度の各説明変数の出所は、2003年度の説明変数と同じ出所資料における2004年度の値である。

分析の結果、2004年度についても、概ね2003年度の分析と同様の分析結果が得られた。説明変数、近隣平均値および財源（一般財源および歳入総額の一人当り額）の係数の符号はプラスであり、双方ともに統計的に有意な状況を示している。説明変数3（町村平均）については、統計的に有意な結果は得られなかったが、符号はプラスであり、都市が道府県内にある町村に代替的となる状況は示されていない。高齢単身世帯比については、統計的に有意な状況は明確には示されず、符号もマイナスである。高齢単身世帯比を指針に特養ホームの供給が進んだ状況は示されていない。表17における2004年度の分析において、表13における2003年度の分析結果と、各変数の符号については同様の結果を得ている。また各説明変数の有意性についても、

表18 2015年度分析 記述統計量

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当り定員数	790	0.0162	0.00596	0.0029	0.0684
(説明変数)					
近隣平均値	790	0.0149	0.0022	0.011162	0.020524
1人当り一般財源	790	265249	83721	159674	773511
1人当り歳入総額	790	490602	279516	260012	5341410
町村平均	790 (47通り)	0.023041	0.012468	0.012782	0.086661

注1：被説明変数は2015年度の値であり、説明変数は2014年度の値である。

注2：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

推定2の高齢単身世帯比等を除き、おおむね同方向の結論を得ることができた。このことから、2003年度による、説明変数、高齢単身世帯比の内生性問題が、分析結果に大きく影響する可能性は低いと考えられる。

最後に、2015年度におけるクロスセクション分析を示すことにする。被説明変数、説明変数の定義は、以上で行ってきた分析と同じである。そして、被説明変数は2015年度の値であり、説明変数は全て2014年度の値である。なお、2014年度から2015年度にかけては、統計数値の調整を必要とする年度途中の合併が行われていないことから³⁾、各出所資料に示されている都市と町村の区分をそのまま使い、2015年度における全都市を分析対象としている。データの出所は、2003年度における各変数と同様の資料における当該年度のものである⁴⁾。

図1に示されているように、2003年10月時点で346069人であった全国の特養ホーム定員数は、2015年10月には、484353へと増加している。

表19には、全変数について、対数をとらずに行った分析の結果が示されている。推計1、推計2ともに、近隣平均値は、係数の符号がプラスであり、かつ有意な水準である。住民一人当

表19 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (2015年度)

変数	推計1	推計2
近隣平均値	0.522*** (5.501)	0.615*** (6.167)
1人当り一般財源	2.67E-08*** (10.368)	
1人当り歳入総額		2.93E-09* (1.729)
町村平均	0.045 (1.080)	0.030 (0.709)
定数項	0.0003 (0.236)	0.005*** (3.451)
Adj. R-squared	0.204	0.083
観測数	790	790

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。

***：p<0.01、**：p<0.05、*：p<0.1 を表す。

上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当り特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

り一般財源、住民一人当り歳入総額についても、係数の符号はプラスである。但し、係数の有意性については、歳入総額の有意性が低い状

表20 2015年度分析 記述統計量 対数値

変数	観測数	平均	標準偏差	最小	最大
(被説明変数)					
高齢者1人当たり定員数(対数)	790	-4.1815	0.3513	-5.8392	-2.6818
(説明変数)					
近隣平均値(対数)	790	-4.2141	0.1451	-4.4952	-3.8861
1人当たり一般財源(対数)	790	12.4469	0.2782	11.9809	13.5587
1人当たり歳入総額(対数)	790	13.0340	0.3285	12.4685	15.4910
町村平均(対数)	790(47通り)	-3.8422	0.3263	-4.3597	-2.4458

注1：被説明変数は2015年度の値であり、説明変数は2014年度の値である。

注2：町村平均は各都道府県47通りのデータである。

出所：筆者作成。

況である。町村平均については、推計1、推計2ともに、係数の符号はプラスであるが、有意な状況ではない。

表21においては、全変数に対数を取り、同様の分析を行っている。なお、ここでは特養ホームの定員数が0の都市がないことから、定員数が0の都市を、定員数が0.1であるとして対数をとることは行っていない。分析の結果、町村平均以外の説明変数の係数については、有意な結果を得ている。決定係数も、推計1が0.224、推計2が0.149となり、表19を上回る状況である。

これらの状況から、被説明変数と近隣平均値、および住民一人当たり一般財源および歳入総額との間には、非線形の関係がある可能性が高まる。

いずれの分析においても、説明変数の、近隣平均値の係数は有意な水準である。また、説明変数、住民一人当たりの一般財源および歳入総額についても、特に対数をとった場合の分析において、係数が有意な水準であり、被説明変数との関係が明確となった。上記の変数の係数符号は、いずれもプラスである。これらの状況からは、2015年度においても、第2章で示したモデ

表21 特養ホーム定員数の対65歳以上人口比の決定要因 (2015年度) 対数値

変数	推計1	推計2
近隣平均値 対数値	0.565*** (6.654)	0.620*** (7.030)
1人当たり一般財源 対数値	0.487*** (11.654)	
1人当たり歳入総額 対数値		0.289*** (5.238)
町村平均 対数値	0.034 (0.607)	0.012 (0.210)
定数項	-7.733*** (-11.557)	-5.290*** (-6.077)
Adj. R-squared	0.224136	0.149033
観測数 :	790	790

注 Whiteの一致性のある標準誤差を用いている。

***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。

上段は係数、下段 () 内は t 値を表す。

被説明変数は、各都市における65歳以上人口一人当たり特養ホーム定員数である。

出所：推計結果をもとに筆者作成。

ル、(6) 式に即した分析結果が得られている。また、説明変数の、町村平均については、統計的に有意な結果は得られなかったが、いずれの

分析においても符号はプラスであり、都市が道府県内にある町村に代替的となる状況は示されていない。すなわち、被説明変数と全ての説明変数について、2003年度までに見られた傾向が継続している可能性がある。

確かに、2015年度の分析結果と2004年度以前の分析結果は、分析対象とするサンプルが大きく異なる。平成の大合併を経て、多くの町村が都市となり2015年度には都市数が790となっている。しかしながら、2003年度以前において、都市と町村は、特養ホームの供給に際し、代替的な関係ではなく、補完的となる傾向があったことから、2015年において多くの町村が都市となった状況において、都市間で補完的な傾向が示される点は矛盾しない状況である。少なくとも、2004年度以前の横並び傾向が大きく転換した状況にはないと考えられる。

注

1) 合併に関わる都市は以下の193都市である（合併前の名称も含む）。

函館市、十和田市、つがる市、むつ市、五所川原市、八戸市、秋田市、由利本荘市、本荘市、潟上市、大仙市、大曲市、北秋田市、湯沢市、男鹿市、合津若松市、田村市、常陸大宮市、日立市、常陸太田市、那珂市、水戸市、坂東市、岩井市、稲敷市、筑西市、下館市、かすみがうら市、取手市、那須塩原市、黒磯市、佐野市、さくら市、前橋市、伊勢崎市、沼田市、太田市、飯能市、野田市、鴨川市、柏市、新発田市、佐渡市、両津市、阿賀野市、魚沼市、南魚沼市、新津市、上越市、糸魚川市、新潟市、白根市、豊栄市、かほく市、七尾市、白山市、松任市、能美市、砺波市、南砺市、あわら市、甲斐市、北杜市、笛吹市、上野原市、山梨市、千曲市、更埴市、東御市、長野市、飛騨市、本巣市、瑞穂市、郡上市、下呂市、恵那市、各務原市、高山市、関市、中津川市、海津市、伊豆市、御前崎市、菊川市、田原市、いなべ市、志摩市、伊賀市、上野市、桑名市、松阪市、亀山市、四日市市、甲賀市、野州市、湖南市、高島市、東近江市、八日市市、米原市、京丹後市、堺市、養父市、丹波市、南あわじ市、葛城市、鳥取市、倉吉市、米子市、安来市、江津市、益田市、雲南市、出雲市、平田市、松江市、高梁市、瀬戸内市、井原市、赤磐市、岡山市、総社

市、備前市、新見市、真庭市、美作市、津山市、安芸高田市、呉市、三次市、府中市、江田島市、福山市、東広島市、三原市、尾道市、庄原市、周南市、徳山市、新南陽市、光市、宇部市、下関市、柳井市、萩市、長門市、山陽小野田市、小野田市、吉野川市、美馬市、丸亀市、四国中央市、川之江市、伊予三島市、西予市、東温市、西条市、東予市、松山市、北条市、大洲市、今治市、八幡浜市、高知市、福津市、久留米市、うきは市、柳川市、宗像市、唐津市、小城市、対馬市、壱岐市、五島市、福江市、長崎市、諫早市、上天草市、宇城市、山鹿市、阿蘇市、菊池市、大分市、白杵市、中津市、佐伯市、日田市、豊後高田市、宇佐市、豊後大野市、薩摩川内市、川内市、鹿児島市。

2) その算定に際しての、町村の新設、合併の状況は以下の資料による。

- ・総務省編『地方財政白書（平成21年版）』「資料編」pp.142-149.
- ・公益財団法人 国土地理協会「市町村変更情報：今後の市町村変更情報」（<http://www.Kokudo.or.jp/marge/result.php>）。

3) 公益財団法人 国土地理協会「市町村変更情報：今後の市町村変更情報」（<http://www.Kokudo.or.jp/marge/result.php>）を参照。

4) 但し、特養ホームの定員数については「介護サービス施設・事業所調査」における「基本票」の「閲覧表」を用いている。この表は2011年度以前は示されていなかった表であり、この表の値を用いることによって年度間の比較が容易になると考えられる。

6 推定結果の考察

6.1 推定結果と補完的關係を示す要因

以上の分析によって、1991年度から2003年度に至る期間およびそれ以降において分析対象とした各都道府県の都市が、特養ホームの供給において横並びの關係にある傾向を示した。同県内の都市間において補完的な傾向で特養ホームが供給されてきている。予算制約を示す説明変数である、財源の影響においても、一般財源、歳入総額ともに、係数の符号がプラスで有意性が認められた。2章で指針として示した中澤（2007）におけるモデルに即した状況が確認されている。

また、説明変数、町村平均の係数の符号はプ

ラスであり、横並びの関係を示す都市の特養ホーム供給が、町村の特養ホーム供給に対し代替的となる状況にない点が明らかになった。さらには、2003年度と2004年度のクロスセクション分析によって、説明変数、高齢単身世帯比が、分析対象都市の特養ホーム供給と明確な関係にはない点も明らかとなった。係数の符号もマイナスであり、高齢単身世帯比を指針に、各都市が特養ホームの建設を進めている状況ではない点が明らかとなった。

これらの分析結果において、まずは、分析対象となった都市間での特養ホーム供給水準が、補完的（横並びとなる）関係が明らかとなったことに注目する必要がある。この横並びの供給状況は、主に、以下の被説明変数と説明変数、近隣平均値との関係において示されている。

$$\text{被説明変数} = \frac{\text{分析当年度各都市の特養ホーム定員数}}{\text{分析当年度各都市の65歳以上人口数}}$$

$$\text{説明変数1 (近隣平均値)} = \frac{X - x_i}{N - n_i}$$

X：(前年度の) その都市（当該都市）が所属する府県の都市特養ホーム定員総数

N：(前年度の) その都市（当該都市）が所属する府県の都市65歳以上人口数

x_i ：(前年度の) 当該都市の特養ホーム定員数

n_i ：(前年度の) 当該都市の65歳以上人口数

両変数ともに、高齢者数を分母としている。この時、両変数間に示される相関関係は、高齢者数では説明できない関係である。この高齢者数とは比例しない特養ホーム定員数供給部分が、分析対象都市間で横並びとなる傾向が明らかとなった。

図1にあるように全国の特養ホーム全体の入居率は、1996年以降、96%以上で推移している。しかしこの高い入居率が特養ホームの入所適格者に、その定員数が十分に一致した結果と考え

ることは困難である。厚生労働省の特養ホームへの入所申込者状況の調査によると、2009年度の第1回目の調査では、約42万人、2013年度に行われた第2回目の調査では約52万人の「入所申込者（入所者とはなっていない状態の人）」が確認されている¹⁾。このうち、2009年度では42.4%、2013年度では41.8%が要介護度4から5の高齢者である²⁾。

そもそも、高齢者がいつどのような状況で、介護を必要とするかを、正確に予測することは不可能である。その中で、特養ホームの供給においては次のような供給決定に関する困難性がある。

第1点目は、1章で示した通り、特養ホームは公共施設であり、一度建設し供給したならば、容易にはその供給を中止できない点である。その費用等施設の取り壊しに関する問題だけでなく、雇用された人々の再雇用の問題もある。また、入所者のいない特養ホームを放置することは、税金および国庫財源の無駄遣いであり、市民からも国民からも容認されないと考えられる。

第2点目は、特養ホームの供給後の運営が長期にわたるという点である。ひとたび建設された特養ホームは、少なくとも法令で定められた耐用年数の期間においては運営がなされる傾向となる。すなわち、税金、および国庫財源の無駄遣いとこの誹りを受けないように、確実に入居者を確保し運営を続ける期間が長期に及ぶのである。

第3点目として、長期的な特養ホームへの入所者数（入所を必要とする介護対象者）を予測することが困難な点がある。この点はすでに指摘してきた、特養ホームにおけるもっとも重要な性格である。確かに高齢者数に応じて介護対象者が生じると考えられるゆえに、例えば、団塊の世代が75歳以上になった際には介護対象者

が増える、といった傾向を掴むレベルの予測は可能である。しかしさらに詳細な予測は容易とは言えない。高齢者がいつ介護を受けることになるかを予測することは困難であるし、介護が必要となった場合でも、自宅で介護を受けることになるか、施設で介護を受けることになるかは各人のおかれている状況ごとに異なる。また、たとえ施設による介護が必要な場合でも、その高齢者がどのエリアの施設に入所するかは明らかではない。さらには入所する施設が特養ホームではなく病院や他の施設である場合も考えられることから、予測は困難である。これら3つの性格から、特養ホームは、国民の必要性に対応するという点および存続が可能であるか否かという点について、強い不確実性を有していることがわかる。

これらのことから、都市間で見られた特養ホーム供給の横並び行動は、特養ホームの供給決定における不確実性の下で生じていたと考えられる。もともと、将来に生じる需要、必要性が明確であればそれに即して供給が行われることになる。しかし、これが難しいがゆえに、相互参照行動の影響が生じると考えられる。そしてこのような将来の需要予測に関する不確実性の下で生じた相互参照行動の結果としての供給の横並び傾向は、実需（介護対象者の数や状況）に応じて供給が決定された結果ではない可能性がある。換言すれば、実需から説明できない特養ホームの地域間での設置状況が、そのエリアの高齢者数と無関係に横並びで供給されている状況を生んだ可能性を示している。

注

- 1) ・2009年度は以下の資料による。
厚生労働省（平成21年12月22日）「報道発表資料・特養ホーム入所申込者の状況（平成21年12月集計）」（<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000003byd.html>）。

・2013年度は以下の資料による。

厚生労働省（平成26年3月25日）「報道発表資料・特養ホーム入所申込者の状況（平成26年3月集計）」（<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000003byd.html>）。

- 2) 但し、要介護レベルが4または5のケースでも、高齢者のおかれている状況によっては、必ずしも特養ホームへの入所の必要性が高いとは言えないケースもある。詳細についてはさらなる調査が必要である。

6.2 補完的關係を示す要因の追究

前節において、都市が、将来に向けて強い不確実性がある状況の下、相互参照行動の結果として、他の近隣都市と横並びの供給行動をとった可能性が示唆されたが、都市間の特養ホーム供給が横並びで補完的な傾向となる要因の特定には至っていない。すなわち第2章のモデルにおける(6)式の γ がいかなる状況を示すものかを特定するには至っていない。

先行研究においても上記補完的となる要因として、複数の考え方が示されている。中澤(2007)が示すように、近隣地域への羨望がその要因である可能性もあるし、塚原(1992)が示す、近隣地域の成功体験を模倣しようとする行動がその要因である可能性もある。

そこで以下では、既述の補完的な關係を示す要因について、いかなる要因が特養ホームの供給に示された横並び行動の要因となり得るかを、特養ホームの性格と各要因との關係から考察していくことにする。

まず、2章で示した、中澤(2007)のモデルにおける羨望によって補完的な關係となる状況を考えよう。中澤(2007)のモデルにおける(3)式の $-\gamma \bar{X}_j^1$ は、羨望という動機がもたらすもので、財・サービスの本来の必要性とは直接的に關係のない状況で生じるものである。それゆえ、(3)式の羨望によって生じる $-\gamma \bar{X}_j^1$ によって変動した需要は、本来の、その財・サービスの必要性に応じた需要とは、 $\gamma \bar{X}_j^1$ だ

け乖離した需要を示す可能性をもつ。特養ホームについて示すならば、特養ホームの必要性は、介護対象者の数や状況によって決まると考えられる中、他地域への羨望に影響を受け変化した需要は、介護対象者の状況に応じた需要とは異なる水準となり得る。

特養ホームの供給に際し、上述のような羨望による地方公共団体間での補完的な関係がたとえ生じるとしても、それによって横並び状態での大幅な供給増加が生じる可能性は、特養ホームの性格から考えると、低いと言える。すなわち、都市が互いに参照先地域に羨望を有し、毎期ごとに2章の(3)式、効用関数において $-\gamma \bar{X}_1^1$ だけ効用を減少させ、それに応じて、2章、(6)式が示すように供給水準を増加させていく状況が継続的に続き、それによって供給が、介護の必要な高齢者の実情とは乖離して大幅に増加していく可能性は低いと考えられる。老人ホームは地方公共団体によって設立を認可され、かつ設立後も地方公共団体が費用を負担する公共サービスである。この時、実際の入所者と定員数が大きく乖離する状況は、税金が投入される中、容認され得ない状況である。他地域への羨望により自地域で得られる財の評価が下がり、同財の他地域での供給水準と羨望の程度に応じて自地域での供給水準が大幅に上昇する可能性、すなわち特養ホームが建設される状況で、供給が実需と乖離する傾向が大幅に生じる可能性は極めて低い。特養ホームは建築物であり、建設した後に、無用だからと言って容易に取り壊すことはできない。介護を必要とする高齢者数に応じない状況で羨望など介護の必要性とは異なる状況のみに応じて大幅に需要が拡大することは無いと言える。もしも、羨望によって地方公共団体間でヤードステック競争が生じ、特養ホームの建設が実需と乖離したかたちで大幅に進められるならば、特養ホームを建

設したデメリットゆえに、政策担当者は政策を担当し続けることが困難になり得る。

この点は、上記の羨望による供給の増加が、塚原(1992)が指摘している他地域の成功体験に対する模倣による増加であった場合でも同様に言える。供給が実需と大幅に乖離する傾向を、他地域に対する模倣が生み出すとは考え難い。

さらに、以下で示す伊藤(2003)が指摘する不確実性への対応が地域間での補完的な供給をもたらすケースを考えることにする。地方公共団体の政策決定者は、新政策の導入や政策変更を行う場合、政策を実行した際の不確実性リスクにさらされることになる。特養ホームについて示すならば、そのリスクとは、特養ホームを建設した結果、入所者が生じない状況となること、および建設しなかった結果、入所適格者を受け入れることができない状況となることである。このリスクがある中で、既述のように、特養ホーム入所者数の予測は容易ではない。その結果、不確実性の高い環境下で政策採用の帰結が十分に見通せない地方公共団体は次の二つの可能性を考えることになる。すなわち、その建設が成功する場合、建設を自らだけが実施しないことで批判を受ける可能性と、その建設が失敗する場合、建設を自らのみが実施することで、自らだけが異質的となり批判を受ける状況となる可能性である。この状況では、建設が成功する場合でも、建設が失敗する場合でも、建設に際し他の地方公共団体と横並びとなることが自らが批判を受けるリスクを低下させることになる。このように、必ずしも政策が望ましい結果を生み出すことに確信が持てない状況の下では、他の地方公共団体を参照し、参照先の団体に従うような決定をする可能性がある。その結果、地域間で補完的な供給状況が生じ得る。

上記の伊藤(2003)が示す状況が横並び傾向

の補完的な供給状況の要因であった場合でも、その結果として、供給が実需と大幅に乖離する傾向は、既述と同様の理由によって生じないと考えられる。そもそも自らへの批判を回避するために他の地域や都市と同レベルの供給水準を達成する意味は、現実の供給と実需との乖離について批判を受けないためであるからである。

上記のどの要因によって相互参照行動が行われ、地域間で横並びとなる傾向の補完的關係が生じていたとしても、その水準が実需と大きく乖離して長期的に推移することは無いと考えられる。しかし、その一方で6.1で示した通り、特養ホームの供給水準の決定は強い不確実性の中で行われ、相互参照行動の結果を反映する可能性が高い点も明らかである。

以下では伊藤（2003）が指摘する不確実性への対応が地域間での補完的な供給をもたらす方向性を、中澤（2007）モデルのフレームワークを用いて、示すことにする。そしてそこから、相互参照行動の要因に関して考え得る可能性を示すことにする。

地方公共団体 i に居住する住民は X_i^1 、 X_i^2 という2種類の公共サービスから効用を得ると仮定する。このうち、 X_i^1 に関しては、参照先地方公共団体の同種の公共サービス \bar{X}_j^1 から影響を受けるとする。この時、効用関数は次のようである。

$$u = u(X_i^1, \bar{X}_j^1, X_i^2) \tag{12}$$

そして、地方公共団体 i の歳入 R は、 X_i^1 、 X_i^2 を供給するために支出されるものとし、次の式で示す。

$$R_i = P^1 X_i^1 + P^2 X_i^2 \tag{13}$$

ここで、 P^1 は、 X_i^1 の単位費用であり、 P^2 は X_i^2 の単位費用である。

さらに効用関数を具体的にコブ・ダグラス型

に特定化し、相互参照行動が生じる状況下での効用関数を示すことにする。

ここでは、 $X_i^1 < \bar{X}_j^1$ のケースと $X_i^1 > \bar{X}_j^1$ のケースという二つのケースを考える。

まずは、 $X_i^1 < \bar{X}_j^1$ のケースについて示すことにする。

効用関数は (14) 式ようになる。

$$u = \alpha \log \{X_i^1 - \delta(\bar{X}_j^1 - X_i^1)\} + \beta \log X_i^2$$

$$\alpha + \beta = 1 \tag{14}$$

δ ($0 \leq \delta \leq 1$) は、不確実性の下、他地域との差を解消したいと考える程度を示している。参照先の地方公共団体との差に対する反応と参照先の地方公共団体との供給水準の違いに応じて効用が減少することになる。伊藤（2003）は、この δ ($0 \leq \delta \leq 1$) が高まることを示している。

(13) 式の制約下、(14) 式を最大化すると、(15) 式が求められる。

$$X_i^1 = \frac{\alpha R_i}{P^1} + \beta \delta (\bar{X}_j^1 - X_i^1)$$

$$0 \leq \delta \leq 1 \tag{15}$$

続いて $X_i^1 > \bar{X}_j^1$ のケースについて示すことにする。

効用関数は (16) 式ようになる。

$$u = \alpha \log \{X_i^1 - \delta(\bar{X}_j^1 - X_i^1)\} + \beta \log X_i^2$$

$$\alpha + \beta = 1 \tag{16}$$

(13) 式の制約下、(16) 式を最大化すると (17) 式が求められる。

$$X_i^1 = \frac{\alpha R_i}{P^1} - \beta \delta (|\bar{X}_j^1 - X_i^1|)$$

$$0 \leq \delta \leq 1 \tag{17}$$

$(\bar{X}_j^1 - X_i^1)$ はマイナスとなるので、計算の結果 $\beta \delta (|\bar{X}_j^1 - X_i^1|)$ の符号はマイナスとなる点に留意が必要である。

しかし、既述の伊藤（2003）が示すように他地域との差を望まない状況で、地域間で互いに補完的な供給がもたらされた場合でも、既述したようにその供給の結果が、現実が生じている実需と大きく乖離して推移するとは考え難い。

そこで、相互参照行動の結果、地域間で横並びの供給傾向が生じた要因について、次のような可能性を示したい。すなわち、再三にわたり指摘しているように、長期的な実需の予測が極めて困難な中、各地方公共団体ともに、徐々に供給を進める状況の下で、伊藤（2003）が示すように、他地域と自地域との供給水準が大きく異なる状況を最適と考え、近隣地域と横並びの傾向で供給を進めた、との可能性である。

この可能性の下では、上記の、 $X_i^1 > \bar{X}_j^1$ のケースにおける（17）式の状況で δ が大きい値となるケースは、頻繁には生じない可能性が考えられる。なぜならば、参照先都市の特養ホーム供給水準を、自地域の特養ホーム供給水準が上回っている時、不確実性ゆえに参照先地域の特養ホーム供給水準に合わせて、自地域の特養ホームを減らしたいと考えたとしても、特養ホーム設備を破棄したり、閉鎖することは、その時点で、そのための費用増となり得るとともに、そのこと自体が内外からの批判を受ける要因となる可能性があるからである。また、分析対象期間である1991年度から2003年度は、高齢化社会が深化する過程であることから、各団体においては、（15）式あるいは（17）式における αR_i の上昇により、全体の供給水準が上がってくる中で、全体的な傾向として、中期的に近隣の水準とは大きく乖離することなく推移した可能性があると考えられる。そしてその状況の下、前節で明らかとなった特養ホーム供給における都市間での補完的關係は、（17）式の状況となった都市は δ が大きい状況とはならず、 δ に推移し、（15）式の状況となった都市は、 δ

がある程度の水準を保つ状況で推移した結果生じた可能性がある。

もちろんこのような横並び傾向が示される過程において、部分的には、中澤（2007）が示す羨望や塚原（1992）が示す成功体験の模倣による横並び傾向が生じていた可能性もある。上記のような不確実性への対応がなされる過程で、地方公共団体が、隣の地方公共団体で提供しているサービスをなぜ自分たちは受けられないのか、という要求を住民から受ける可能性もあるからである。供給を行った地方公共団体の数が増えるほど、行っていない地方公共団体に対する供給実施の圧力は、羨望によるものも含めさらに強くなる。この状況で、供給水準が他地域と横並びとなる傾向が生まれた可能性はある。さらにこれと同時に、近隣の成功状況が生じているケースでは、その結果として、近隣に対する模倣が進むと考えられる。この場合も同様に横並びとなる傾向は生まれ得る。

以上で示してきたことを念頭に置くならば、4章の表5、表6における、1991年のクロスセクション分析で、都市間に、特養ホームに関して補完的な供給関係が見られる点は興味深い。図2にあるように1966年以降、1990年に至るまで特養ホームの供給が行われてきている。この期間は団塊の世代が働き盛りとなる期間であり、将来の人口構造や高齢者の状況を予測することが容易であったわけではない。やはり不確実性の下での相互参照行動による補完的な供給が生じた可能性はありと考えられる。

7 まとめ

本稿において、都市間に補完的で横並びとなる特養ホームの供給関係が、（代替的な関係となる可能性も考えられる中）1991年度から2003年度、2004年度に至る期間において生じていた

点が明らかになった。

また、ここで確認された都市の横並び行動は、高齢者数の変動、町村への対応、高齢単身世帯の状況によっては説明できない性格である点も示唆された。さらに同期間において確認された横並びの供給傾向は、その後、2015年度においても生じていた。

そして本稿では、このような横並び行動をもたらし要因を、特養ホームの性格を念頭に置いて追究した。その結果、他の地域に対する羨望、他地域の成功体験の模倣などを要因とする相互参照行動によって、実需としての特養ホーム入所対象者数と大幅にかけ離れる状況で需要が増加し、横並びの供給水準が長期的に達成される可能性が低い点が指摘される一方で、本稿で明らかとなった特養ホーム供給における都市間での横並びの供給傾向が、実需への対応ではない相互参照行動の結果である可能性も示された。すなわち、先行研究によって指摘されている、供給に関して横並び行動をもたらし主要因（参照先地域への羨望、参照先地域の成功体験模倣、参照先地域との差が自身の批判へ結びつく可能性の解消）は、いずれも、特養ホームの実需を長期的に予測することが極めて難しい、という特養ホームに関するサービスの性格ゆえに、特養ホームの供給において、その供給決定要因となりやすいと考えられる。ゆえに、これらの要因が特養ホームの横並び供給の決定要因であった可能性はある。さらに、実証分析で明らかとなった町村への対応状況や、高齢単身世帯の状況が、供給水準の決定に影響を与えていない点も、その根拠となる。もちろん、事実として、近年においても多くの入所待機者が生じている点（実需に完全に対応していない点）も無視できない。

これらのことから、たとえ大幅な乖離の可能性は低いとしても、常に実需に対する特養ホー

ム定員数の対応状況をチェックし、実需への対応と異なる判断が、実需との乖離を強めないように留意することは有用である。

また、（明確な証明には至っていないが）特養ホームの供給において、各都道府県内で横並び行動が生じる状況が、地方公共団体間の相互参照行動の結果として生じた可能性はあることから、各都道府県内で、既述の乖離が広がる可能性にも留意すべきである。

8 残された課題

さらに解明すべき同都道府県内での供給水準に見られる横並び傾向の要因の一つとして、都道府県による指導の影響とそれ以外の都道府県内における共通要因がある。

同都道府県内での供給水準に見られる横並び傾向が、都道府県による緩やかな行政指導に影響を受けていた可能性はある。现阶段では、この影響の程度と他の要因による影響の程度を完全に識別することはできない。また、都道府県による指導とは別の要因によって生じている都道府県内に共通した政策に関する方向性があり、それが都道府県内での横並びの供給水準を生み出している可能性も皆無とは言えない。例えば、都市間で連携し、同レベルの供給水準を達成する方針や¹⁾、あるいは国庫補助がある事業を積極的に進める慣例や機運などに共通性がある場合、さらには都市間での連携に関する歴史的な経緯の影響がある可能性も皆無ではなかった。

しかしながら、これらの点に関しては次のことに留意したい。まず、都道府県による指導の影響については、現行制度において、老人福祉の実施主体が市町村にあるという点に留意する必要がある。1990年の老人福祉法改正によって、

市町村が老人福祉サービス供給の主体となり、老人福祉計画を策定することによる地域の福祉ニーズの把握と対応が義務付けられている。特養ホームの設置に関しても、老人福祉法に従い、都道府県と市町村の双方が老人福祉計画を策定し、その策定を通じて、都道府県と市町村の間で調整が行われる。この時、都道府県が一方向的に市町村の政策を変更できる仕組みとはなっていない点には留意すべきである。

その他の都道府県内における共通要因、すなわち、都市間で連携し特定の共通水準を達成しようとする場合等いずれのケースについても、将来の不確実性に対応することを念頭に水準が横並びとなった可能性はあると考えられる。すなわち、特養ホームの長期的な需要を把握することが困難であることにかわりはない中で、実需以外の要因によって同都道府県内供給水準の横並び傾向が生じた可能性はある。

確かに、横並びの供給水準となった要因を詳細に特定することにも意味がある。例えば、羨望により行動する傾向が強い地域があるならば、それらの地域は互いに競わせる政策をとることによって、供給を増加させることが可能となり、それが有用なケースもあり得るからである。そしてこれらのことを完全に明らかにするためには実地調査などさらなる調査が必要となると考えられる²⁾。しかし、横並びの供給水準となった要因が完全に明らかにならない場合でも、実需との乖離の可能性を有する横並びの供給傾向を指摘し、横並びとなる傾向が実需と乖離している実態を明らかにすることにも意義がある。そのためには、さらに説明変数を増やすことが重要である。例えば、産業ごとに、老後の介護等への対応は異なる可能性がある。地域によって産業構造は様々であるから、この産業構造と特養ホームの供給状況を見ることによって、毎年度の供給水準と実需との関係が明らか

になる可能性がある。さらに、各地域の高齢化率に応じて、地方政府の政策的な決定が異なる可能性があることから、高齢化率と供給水準との関係にも留意する必要がある。

さらに近年のデータが蓄積される状況に際し、分析を進めることも重要である。今後も継続的に横並びとなる供給状況が生じる場合には、その状況下での、入所待機老人の状況、定員数に対する在所者の比率といった状況の変化を確認すること等によって、横並びの供給状況が実需に対応するものであるか否かが明らかとなり、その要因と実需との関係が明らかとなる可能性がある。

加えて、以下の分析も重要な今後の課題である。すでに横並びの供給傾向があることが明らかとなっている特養ホーム以外の他の老人福祉分野、あるいはそれ以外の福祉分野、公的な支出分野の供給状況の追究である。供給される財・サービスにはそれぞれの性格、特徴がある。このそれぞれの性格と特徴を踏まえた上で、供給状況を分析することによって相互参照行動についても新たな知見を得ることができる可能性がある。このような考察を多数積み上げていくことが重要であると考えられる。

また、相互参照行動の性格解明として、次の考察も必要である。参照先のさらなる追究である。先行研究および本稿の分析結果から、老人福祉費に関しては、同県内の地方公共団体間で相互参照行動が行われている可能性が示唆されるが、地域によっては、県境とは無関係に、例えば経済状況が類似した市町村間で参照行動が行われている可能性もある。この視点からも、さらに状況解明を進めることが有効である。

注

1) 杉浦(2002) p.12において、特養ホームの整備において、その財源を、隣接市町村が共同で負担するケースがある点が指摘されている。

2) 相互参照行動に関する実地調査を行った先行研究として西川 (2010) 西川 (2011) がある。

参考文献

- ・ 足立泰美・齊藤仁 (2017) 「妊婦健診公費負担額における相互参照行動」『神戸国際大学紀要』第90号 pp.13-26.
- ・ 伊藤修一郎 (2002) 『自治体政策過程の動態 政策イノベーションと波及』慶應義塾大学出版.
- ・ 厚生労働省大臣官房統計情報部編 (2013) 『平成23年度 福祉行政報告例』厚生労働統計協会
- ・ 金田真加 (2013) 「わが国の政策競争における相互作用の識別—普通建設事業単独事業費を用いた実証分析—」『大都市制度・災害復旧と地方財政〔日本地方財政学会研究叢書第20号〕』勁草書房 pp.103-124.
- ・ 齊藤慎・中井英雄 (1991) 「福祉支出の地域間格差—市町村歳出決算の老人福祉費を中心として—」『季刊・社会保障研究』Vol.27 No.3 pp.265-273.
- ・ 菅原宏太・國崎稔 (2006) 「財政競争の実証分析—日本の都道府県のケース—」『愛知大学経済論集』171号 pp.1-29.
- ・ 杉浦真一郎 (2002) 「介護保険制度施行時における特別養護老人ホームの立地格差—1990年代の整備に着目して—」『人文地理』第54号第1号 pp.1-23.
- ・ 田中宏樹 (2009) 「育児支援施策をめぐる自治体間財政競争—都道府県別クロスセクションデータを用いた実証分析—」『公共選択の研究』第52号 pp.25-36.
- ・ 塚原康博 (1992) 「社会福祉施策の導入と伝播—先行要件仮説と伝播仮説の統合と検証—」『季刊・社会保障研究』Vol.28 No.2 pp.173-181.
- ・ 塚原康博 (1994) 「公園サービスの決定と地域間スピルオーバー (第1部の補論)」『地方政府の財政行動』勁草書房, pp.47-53.
- ・ 土居丈朗 (2000) 「都市財政におけるフライオーバー効果とスピルオーバー効果 (第4章)」『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社, pp.95-133.
- ・ 中澤克佳 (2006) 「財源制約と地方自治体の供給行動—老人福祉費の決定構造の検証—」『公共選択の研究』第47号 pp.43-54.
- ・ 中澤克佳 (2007) 「市町村高齢者福祉政策における相互参照行動の検証: ホームヘルプサービス供給水準の事例研究」『日本経済研究』57, pp.53-70.
- ・ 西川雅史 (2010) 「乳児医療費助成制度の一考察 (上)」『青山経済論集』第62巻第3号, pp.95-214.
- ・ 西川雅史 (2011) 「乳児医療費助成制度の一考察 (下)」『青山経済論集』第62巻第4号, pp.87-107.
- ・ 広本政幸 (1997) 「老人保健福祉計画の一様性と多様性」『季刊行政管理研究』12, No.80, pp.70-99.
- ・ 藤村正之 (1999) 『福祉国家の再編成』東京大学出版会
- ・ 別所俊一郎・宮本由紀 (2012) 「妊婦健診をめぐる自治体間財政競争」日本財政学会編『財政研究 (第8巻)』有斐閣 pp.251-267.
- ・ 山内康弘 (2009) 「介護保険施設の供給における地方自治体間の空間自己相関の検証」『大阪大学経済学』第59巻第3号 pp.206-222.
- ・ Brueckner J. K. (2003) "Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies" *International Regional Science Review*, 26 pp.175-188.
- ・ Case, A. C., J. R. Hines, Jr. and H. S. Rosen (1993) Budget "Spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states", *Journal of Public Economics*, 52(3), pp.285-307.
- ・ Kelejian, H. and Prucha, I., (1998) A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17(1), pp.99-121.
- ・ Nobuo AKAI and Miki SUHARA (2013) "Strategic interaction among local governments in japan: An application to cultural expenditure" *The Japanese Economic Review*, 64(2) pp.232-247.
- ・ Revelli, F (2006) Performance rating and yardstick competition in social service provision, *Journal of Public Economics* vol.90, pp.459-475.
- 地方財政調査研究会 (1991) 『市町村別決算状況調 (平成元年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1992) 『市町村別決算状況調 (平成2年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1993) 『市町村別決算状況調 (平成3年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1995) 『市町村別決算状況調 (平成5年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1996) 『市町村別決算状況調 (平成6年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1997) 『市町村別決算状況調 (平成7年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (1999) 『市町村別決算状況調 (平成9年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (2000) 『市町村別決算状況調 (平成10年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (2001) 『市町村別決算状況調 (平成11年度)』地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (2003) 『市町村別決算状況調 (平成13年度)』地方財務協会.

- 地方財政調査研究会 (2004) 『市町村別決算状況調 (平成14年度)』 地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (2005) 『市町村別決算状況調 (平成15年度)』 地方財務協会.
- 地方財政調査研究会 (2006) 『市町村別決算状況調 (平成16年度)』 地方財務協会.
- 総務省編 (2009) 『地方財政白書 (平成21年版)』 日経印刷.
- 内閣府 『平成28年版高齢社会白書 (全体版)』 「高齢者の家族と世帯」 (http://www.8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2016/html/zenbun/s1_2_1.html)
- 東京都主税局 「機械及び装置以外の有形減価償却資産の耐用年数表」 (http://www.tax.metro.tokyo.jp/shisan/info/taiyo_nensu.htm)
- 厚生労働省 「社会福祉施設等調査 閲覧表」 (厚生労働省閲覧資料)
- 厚生労働省 「社会福祉施設等調査 (e-stat)」
- 厚生労働省 「介護サービス施設・事業所調査 (e-stat)」
- 総務省 「住民基本台帳に基づく人口動態及び世帯数調査 (e-stat)」
- 総務省 「住宅・土地統計調査 (e-stat)」