

乳幼児医療費助成制度におけるヤードスティック競争*

足立 泰 美
齊 藤 仁

I はじめに

近年、人口減少問題がクローズアップされ、少子化政策の充実化が重要な課題となり、政策を担う地方自治体が果たす役割は大きい。2015年3月には「結婚、妊娠、子ども・子育てに温かい社会の実現を目指して」を副題とする「少子化社会対策大綱」が掲げられた。そこでは、きめ細やかな少子化対策の推進が提唱されているものの、重点課題として財源確保の両立、待機児童の解消、若年齢の結婚・出産の希望の実現、多子世帯の配慮等が挙げられている。

少子化政策の一つである妊産婦定期健康診査や乳幼児医療費などの出産や育児の公的な支援が、地方自治体を中心に積極的に実施されている。内閣府政策統括官（2005）によると、市町村独自の上乗せおよび単独事業で、最も実施率が高いのが乳幼児医療費助成制度¹⁾であり、その割合は97.5%にのぼる（回答のあった市町村1,690件のうち1,647件）。

乳幼児医療費助成制度は、1961年に岩手県和賀郡沢内村で始まる。子育て世代の経済的負担の軽減を目指し、子どものいる世帯に対し、乳幼児医療費助成制度は医療保険サービスの自己負担部分²⁾を都道府県と市町村で助成する地方単独事業³⁾である。都道府県が乳幼児医療費助成制度を制定し、市町村が実施主体となる。なお、助成内容は対象上限年齢の設定、自己負担の有無、所得制限の有無、給付の方法⁴⁾の4つの基準で定められており、市町村が独自で基準を変更することが可能で

ある。

市町村は都道府県の制定範囲を超える助成を設定した場合、追加の負担が発生する。通常、都道府県の制定範囲内であれば、市町村が支払った給付額に対し都道府県が5割を補助する。しかし、市町村が都道府県の制定範囲を超えて助成を設けた場合、都道府県は制定範囲内の給付額の5割を補助するものの、超過部分については市町村が全額を負担する。

市町村の乳幼児医療費助成の入院および通院の対象上限年齢の経年変化は、図1と図2で示すとおりである。なお、対象上限年齢を就学前、7歳年度末から12歳年度末、13歳年度末から15歳年度末の3区分に分けて推移をみる。入院に関しては、かつては市町村の9割以上が就学前を対象上限年齢に設定していた。しかしながら、少子化政策の推進とともに、乳幼児医療費助成の充実化が図られ、2010年には13歳年度末から15歳年度末が就学前を上回り最も高い割合となっている。2012年には、市町村の約6割が13歳年度末から15歳年度末を対象上限年齢として設けている。

通院に関しても、入院と同様の傾向が認められる。2005年度時点では、対象上限年齢を就学前までとしている市町村が大半を占めていたが、7歳年度末から15歳年度末とする市町村の割合が増え、2011年には13歳年度末から15歳年度末と就学前がほぼ同程度に達している。2012年には、13歳年度末から15歳年度末とする市町村が最も多い割合となっている。このように、入院および通院では1件あたりの医療費には差異があるものの、ともに対象上限年齢が拡大してきており、特に2010

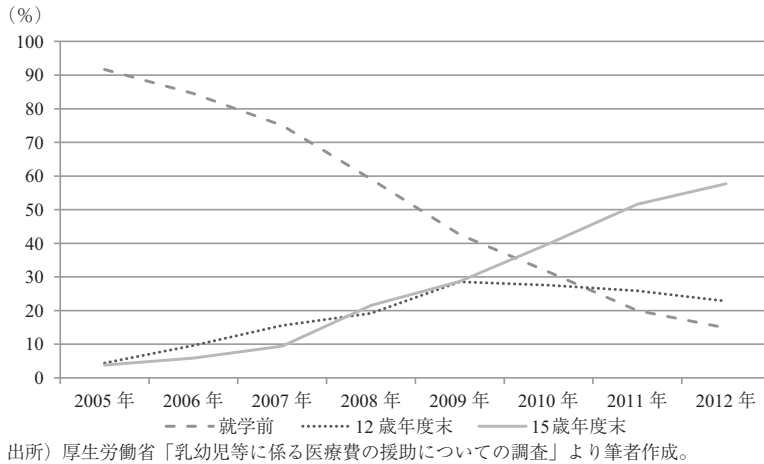


図1 市町村の対象上限年齢（入院）の推移

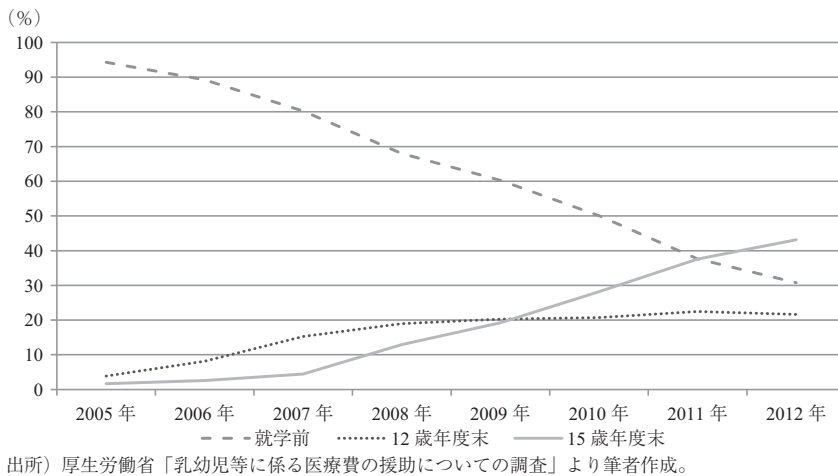


図2 市町村の対象上限年齢（通院）の推移

年から2012年のわずか2年間で急激に充実化が図られている⁵⁾。

さらに乳幼児医療費助成の地域別傾向をみる。総務省統計局の地域区分⁶⁾をもとに、2012年の乳幼児助成制度の対象上限年齢の入院および通院の平均値を算出する。表1から対象上限年齢の入院および通院では、東日本より西日本のほうが低く、地域固有の特性が認められる。さらに、同じような経済規模であると考えられる、南関東と近畿では、近畿の方が低い。このことから、経済規模が同じであっても対象上限年齢の設定は異なっ

ており、社会経済的要因だけでは説明し難い地域の特性があると考えられる。

厚生労働省(2013)「乳幼児等医療費に対する援助の実施状況」によると、すべての都道府県で乳幼児等医療費助成制度を実施しているものの、入院および通院の対象上限年齢を就学前とする都道府県が多い⁷⁾。だが、市区町村が設定する対象上限年齢の大半は13歳年度末から15歳年度末としている⁸⁾。都道府県の対象上限年齢より高い設定で乳幼児医療費助成を進めている市区町村が多いことから、上乘せして乳幼児等医療費助成を実施し

表1 地域区別の対象上限年齢の平均値 (単位: 歳)

2012年	入院	通院
北海道	13.77	10.95
東北	14.13	13.24
南関東	15.08	13.52
北関東・甲信	15.13	14.91
北陸	14.81	14.11
東海	15.15	14.81
近畿	13.35	10.78
中国	12.45	11.58
四国	13.74	11.78
九州	11.76	9.05
全体	13.85	12.28

出所) 厚生労働省「乳幼児等に係る医療費の援助についての調査」より筆者作成。

ている可能性が高い。

乳幼児医療費助成における都道府県と市町村の対象上限年齢の水準を比較する。2010年度から2012年度の1,715市町村データを用い、市町村と都道府県の対象上限年齢の乖離を各年で算出し、表2に示す。まず、市町村が都道府県の対象上限年齢の制定範囲⁹⁾より、高い年齢を設定している場合(引き上げ)と、都道府県と同じ場合(都道府県基準)の2つに区分し、その割合を計算する。引き上げを実施している市町村は、入院と通院ともに増えており、現在5割の市町村が引き上げを実施している¹⁰⁾。

以上の背景には、他の自治体との政策水準の差の縮小化を目指し、自地域の政策の先進性あるいは他の自治体との政策の遅れのなさをアピールするために、乳幼児医療費助成政策が推進されている可能性が考えられる。そこには、首長の再選に向け選挙前および選挙時に、乳幼児医療費対象年齢の緩和が図られ、ヤードスティック競争が生じている可能性がある。

一方で、社会保障財政の観点から検討した場合、医療費を適正化することが重要な課題となっており、財政再建の観点から自治体の財政赤字の縮小および健全化の努力が求められている。そのような財政状況がありつつも、乳幼児医療費助成制度が自治体間で推進されている実態には、政治的な要因、つまりヤードスティック競争が生じ過剰な補助金助成の支出が生じていると考えられ

表2 都道府県と市町村の乖離 (単位: %)

対象上限年齢	2010年	2011年	2012年
都道府県基準(入院)	49.80	40.70	41.75
引き上げ(入院)	50.20	59.30	58.25
都道府県基準(通院)	42.80	36.97	38.95
引き上げ(通院)	57.20	63.03	61.05

出所) 厚生労働省「乳幼児等に係る医療費の援助についての調査」より筆者作成。

る。

実際に、乳幼児医療費助成制度における政治的な要因について、鎌田(2010, 2011)では制度導入時期にあたる1970年代の第1次ピークに着目し、「市民の要望」「補助金」「国の方針」「首長の公約」「他の自治体が策定した」を導入の理由として挙げている。Case et al.(1993)やBesley and Case(1995)は、地方自治体の政策は他地域の行動を考慮して戦略的に決定されると指摘し、西川(2011)では、東京23区と山梨県内の市町村の乳幼児医療費の助成拡大を自治体の行動原理から空間的に検証を行っている¹¹⁾。

そこで本稿では、自治体が独自に実施する地方単独事業の1つである乳幼児医療費助成制度に着目し、自治体が他地域の行動を考慮し戦略的に政策を決定すると仮定し、他地域が自地域の政策決定に影響を与えているかどうか検証する。なお、本稿では他地域として近隣自治体および類似自治体を取り上げる。このような地方自治体の政治行動と乳幼児医療費助成などの個別の社会保障政策との関連を分析する研究は、国内では不十分で本論文は社会保障研究に新たな視点と知見を提供するといえる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では先行研究を紹介し、本稿の位置付けを示す。Ⅲ節では分析のフレームワークについて説明を行い、Ⅳ節では分析に用いるデータの概要と変数、地域ウェイトについて述べる。Ⅴ節では実証分析の推定結果を示す。最後のⅥ節では、本稿で得られた結果をまとめ、むすびとする。

II 先行研究の比較

海外では理論および実証の両面から自治体間の政策競争を論じてきた。財政競争理論を提示したWilson (1986) とWildasin (1988) は、地方自治体の意思決定には政策競争があることを明らかにし、Brueckner (2003) および Fiva and Rattso (2006) は実証的に公共支出競争を展開している。

国内では、齊藤・中井 (1991)、塚原 (1992)、中澤 (2007)、ならびに山内 (2009) が社会保障政策をテーマに、戦略的依存関係を論じている。齊藤・中井 (1991) は、老人福祉費の決定に東京都(23区を除く)の市町村にデモンストレーション効果が発生していることを検証している。塚原 (1992) は、伝播仮説をかかげ、東京23区の福祉政策には模倣や同調による政策決定があるとしている。中澤 (2007) は1995年度から1998年度のパネルデータを用いて、ホームヘルパーの供給水準に近隣効果があることを示している。山内 (2009) は、介護保険施設の供給水準の近隣の都道府県間の参照行動を実証している。

だが、本稿が取り上げている子ども支援政策に特化した研究は少ない。田中 (2009) は、都道府県レベルの2005年のアンケートデータによって、私立幼稚園の補助額、放課後児童健全育成事業費、乳幼児医療費助成額の政府間競争を分析した。その結果、私立幼稚園の補助額、放課後児童健全育成事業費には参照行動が見られたが、都道府県レベルでは、乳幼児医療費助成額には参照行動は認められなかった。

また鎌田 (2010, 2011) は、少子化研究会が2010年に実施した「次世代育成支援対策推進法に基づく前期行動計画の事業実績に関する自治体調査」を使用し、政策の波及パターンと波及効果の検証を行っている。その結果子どもの医療費助成政策は、1970年代に人口規模が比較的大きい市で急速に導入され、1990年代に再び中規模の市を中心に取り入れられたと指摘している。このとき1970年代の導入理由は、「市民の要望」「補助金」「国の方針」「首長の公約」「他の自治体が策定した」であ

るとしている。つまり鎌田 (2010, 2011) は、乳幼児医療費助成制度の導入に、政治的な要因や他地域からの影響があったことを示唆している。

さらに足立・赤井 (2014) は市町村の児童福祉データを用いて子ども支援政策の政府間競争を論じている。本稿も市町村データを用いて、地方自治体の近隣効果を検証している点では同様のアプローチとなる。

次に、本稿と同じく乳幼児医療費助成制度の政策水準を論じている既存研究に別所 (2011) がある。別所 (2011) は、九州地方の市町村を対象に、市町村通院対象上限年齢から県の対象上限年齢を減算した値を市町村独自の引き上げ幅とし、近隣市町村間で引き上げ幅に政策競争が生じているかを分析している。推定結果から、乳幼児医療費助成制度の市町村の通院対象上限年齢は、周囲の市町村の対象上限年齢の平均値¹²⁾の影響は統計的に観察されず、むしろ上位政府である県との垂直的代替関係が生じていることを指摘している。

以上のように地方単独事業として行われている市町村の乳幼児医療費助成制度に関しての戦略的相互依存関係について分析したものは、別所 (2011) 以外にはなく、その中では、市町村間において戦略的相互依存関係が検出はされていない。

そこで本稿の主たる問題意識は、乳幼児医療費助成制度を取り上げ、市町村間の政府間競争が政策水準に与える効果を実証分析によって示すことである。このとき、政府間競争について、本稿では市町村のパネルデータを用いることで、近隣効果そして類似団体効果から詳細に分析を行う。また、子供の数の割合、婚姻、出産の状況などをコントロールしている点にも特色がある。

III 実証モデル

本稿では、Brueckner (2003) を参考に理論的枠組みを考える。まず、水平的外部性(スピルオーバーや要素移動)が発生している経済で、 i 地方自治体は乳幼児医療政策の供給レベルを、住民の効用の最大化をするように決定すると仮定すると、ある地方自治体(ここでは添え字 i で示す)

の代表的住民の効用関数は下記のように記述される。

i 地方自治体の代表的住民の効用関数

$$U_i(Z_i, Z_j; X_i) \quad (1)$$

Z_i は i 地方自治体が決定した乳幼児医療政策の政策水準であり、また水平的外部性などによって i 地方自治体の目的関数に i 地方自治体以外の決定した乳幼児医療政策の政策水準 Z_j , i 地方自治体の地域特性 X_i が効用関数に含まれる。ここで i 地方自治体は代表的住民の効用最大化を行い、乳幼児医療政策の供給レベル Z_i を選択する。 Z_i は Z_j と X_i に依存して決定されるので、 Z_i は以下のような関数形であらわされる。

$$Z_i = R(Z_j; X_i) \quad (2)$$

ここで、 $\frac{\partial Z_i}{\partial Z_j} = R_{z_j}$ と示すことにすると、 $R_{z_j} = 0$ のとき i 地方自治体の行動は、独立であると考えられる。また、 $R_{z_j} \neq 0$ のとき、 i 地方自治体の行動は、他の地方自治体の影響を受けていると考えられる。

以上の枠組みを具体化するために、本稿における推定式（反応関数）を以下のように線形であると仮定し、地方自治体の総数を n とし、時間を示す添え字 t を加えて、以下のように示すことができる。

$$Z_{i,t} = \beta \sum_{j=1}^n w_{i,j,t} Z_{j,t} + \sum_{k=1}^K \lambda_k X_{i,k,t} + u_{i,t} \quad (3)$$

($\sum_{j=1}^n w_{i,j,t} = 1, i \neq j$)

ここで、 $Z_{i,t}$ は当該地方自治体の t 期の乳幼児医療政策の水準であり、 $Z_{j,t}$ は j 地方自治体の t 期の乳幼児医療政策の水準である。本稿では、乳幼児医療政策の水準として、対象上限年齢（通院・入院）を用いた。これは、I 節でみたように近年乳幼児医療費助成制度においては、対象上限年齢を市町村独自で引き上げる市町村が多いので、市

町村の政策水準として対象上限年齢（通院・入院）を用いた。

$w_{i,j,t}$ は自地域を除く他の地方自治体のウェイトである。ウェイト $w_{i,j,t}$ は和が1になるように基準化されている。 $X_{i,t,k}$ は t 期の当該地方自治体の地域特性を示す説明変数であり、地域特性を示す説明変数の数が K 個であり、 $u_{i,t}$ は誤差項である。 β と λ は説明変数に対応する係数である。当該地方自治体の行動が、他の地方自治体による乳幼児医療政策の水準の影響を受けていなければ、 $\beta = 0$ となる。

しかし、Anselin (1988) などで指摘されているように、上記の式をOLSで推定することはできない。なぜなら、説明変数にある $Z_{j,t}$ は内生変数であり、同時性の問題がある。さらに $u_{i,t}$ には空間的自己相関の問題がある。これは、地方自治体の裁量が増えたときに、隣接地域は地域特性などが似ている場合、類似の政策をとる可能性があるので、推定に用いた説明変数では完全に捉えきれない地域特性が誤差項に残る可能性がある。つまり、誤差項は相互に関連し、

$$u_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j,t} u_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

となる。ここで $\varepsilon_{i,t}$ は $\varepsilon_{i,t} \sim IN(0, \sigma^2)$ である。

以上のことから、第1に、説明変数の内生性の問題があげられる。つまり地方政府の目的関数の条件により、乳幼児医療費の上限年齢は周辺地域の乳幼児医療費の上限年齢の反応関数として表され、説明変数と誤差項が相関する。よって、通常の最小二乗法では推定値に一致性を持たなくなる。第2に、誤差項の空間的自己相関の問題がある。Kelejian and Pucha (1998) は誤差項が空間的な相関を持つ場合、係数が統計的に有意であっても見せかけの相関が生じていると指摘している。

以上2つの計量経済的な問題を解消するために、(3) 式にKelejian and Prucha (1998) の方法による、一般化空間的二段階最小二乗法 (GS2SLS)¹⁹⁾ を用いて推定を行う。操作変数としては (3) 式の他の地方自治体の乳幼児医療政策の水準と同様のウェイト ($w_{i,j,t}$) を付けた地域特性 ($X_{i,k,t}$) を用い

表3 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
入院助成上限年齢（市町村）	13.0319	3.4265	6	22
通院助成上限年齢（市町村）	11.4266	4.2423	3	22
入院助成上限年齢（都道府県）	9.2373	3.7447	4	18
通院助成上限年齢（都道府県）	6.8880	3.0498	3	18
選挙ダミー	0.2260	0.4183	0	1
選挙前年ダミー	0.2577	0.4374	0	1
0歳～14歳割合	0.1240	0.0238	0.0347	0.2187
婚姻率	0.0043	0.0019	0	0.0651
出生率	0.0071	0.0022	0	0.0361
女性1人あたり小児科医師数	0.0001	0.0012	0	0.0693
都市部ダミー	0.0573	0.2325	0	1
財政力指数	0.5142	0.2986	0.1000	2.6000
1人あたり課税対象所得	2735.5900	390.7494	1908.2790	5735.6800

る。Kelejian and Prucha (1998) では、誤差項の空間的相関が存在する場合でも、他の地方自治体の乳幼児医療政策の水準を作る際に掛けたものと同じウェイトで重み付けした地域特性を表わすコントロール変数を操作変数として用いる操作変数法は一致推定量を導出することが示されている。

また、本論文では地域固有の特性についても考慮する。I 節でも見たように、それぞれの自治体には地域の特性が存在しており政策水準が異なる可能性がある。この点について、Akai and Suhara (2013) は都道府県の単独事業における文化支出に関するフリーライド行動に、中澤 (2007) はホームヘルパーの供給水準競争に、説明不可能な地方公共財の費用が生じているとし、パネル推定で固定効果モデルを採用している。先行研究と同様の方法で、本論文でもパネルデータを使用し、Hausman 検定を行い、変動効果モデルが棄却され、固定効果モデルが採択されている。なお、詳細な変数についての説明は次節で行い、各変数の記述統計は表3で示す。

IV 変数および地域ウェイト

1. 変数およびデータの概要

本稿では、厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課「乳幼児等に係る医療費の援助についての調査」、総務省「市町村決算状況調」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」「住民基

本台帳人口移動報告」及び「地方公共団体の主要財政指標一覧」を主なデータとして用いる。分析期間はすべてのデータが入手可能であった2010年度から2012年度である。なお、乳幼児医療費は市町村を中心として運営される制度であるから、市町村に区分されたデータを使用する。

ただし、市町村合併の進展、一部事務組合や広域連合の形成により、各年度の保険者の総数は異なる。そこで、分析期間の最終年度である2012年度の保険者の総数に合うように、現実の市町村合併、一部事務組合や広域連合の形成を反映し、2010年度と2011年度の保険者数を調整し作成した。

以上のデータを用い、下記の変数を作成した。なお、「 α 」は『乳幼児等に係る医療費の援助についての調査』などのデータ名、【 β 】は作成した変数を示している。各変数の記述統計は表3の通りである。

被説明変数には、【乳幼児医療費援助対象年齢：入院】および【乳幼児医療費援助対象年齢：通院】を採用する。

【乳幼児医療費援助対象年齢（市町村）：入院】 = 「乳幼児医療費援助対象年齢：入院」

【乳幼児医療費援助対象年齢（市町村）：通院】 = 「乳幼児医療費援助対象年齢：通院」

説明変数には、参照先政策水準、政治的要因、乳幼児医療費助成利用要因、潜在的乳幼児医療費助成利用要因、環境要因そして財政要因の6つの要因を用いる。

第1は、本稿の主たる関心である、他市町村からの影響をとらえるための【参照先政策水準】である。次節で述べる地域ウェイトでは、各市町村の乳幼児医療費援助対象年齢（入院、通院）を掛け合わせた変数である。

【参照先政策水準（入院）】

= (地域ウェイト × 当該市町村の乳幼児医療費援助対象年齢（入院）) の合計

【参照先政策水準（通院）】

= (地域ウェイト × 当該市町村の乳幼児医療費援助対象年齢（通院）) の合計

第2は、(政治的要因)として首長の政治的な要素を考慮するために、【選挙ダミー】【選挙前年ダミー】を用いる。

【選挙ダミー】 = 「選挙ダミー」(0: 首長選挙なし 1: 首長選挙あり)

【選挙前年ダミー】 = 「選挙前年ダミー」(0: 前年度首長選挙なし 1: 前年度首長選挙あり)

第3は、(乳幼児医療費助成利用要因)として【0歳～14歳割合】を用いる。

【0歳～14歳割合】 = 0歳～14歳数(人) / 人口(人)

第4は、(潜在的乳幼児医療費助成利用要因)として【婚姻率】および【出生率】を用いる。

【婚姻率】 = 「結婚件数(組)」 / 「人口(人)」

【出生率】 = 「出生数(人)」 / 「人口(人)」

第5は、(環境要因)として【女性1人あたり小児科医師数】と【都市部ダミー】、【乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):入院】【乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):通院】を用いる。

【女性1人あたり小児科医師数】 = (小児科医数(人)) / 女性人口(人)

【都市部ダミー】 = 「都市部ダミー」(0: 政令指定

都市, 中核市, 特例市に該当なし 1: 政令指定都市, 中核市, 特例市に該当あり)

【乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):入院】 = 「乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):入院」

【乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):通院】 = 「乳幼児医療費援助対象年齢(都道府県):通院」

第6は、(財政要因)として【財政力指数】と【1人あたり課税対象所得額】を採用する。

【財政力指数】 = 「財政力指数」

【1人あたり課税対象所得】 = 「課税対象所得(千円)」 / 「納税者数(人)」

2. 地域ウェイト

本稿では、地域ウェイトとして、【類似団体ウェイト】および【近隣ウェイト】の2つを用いる。

類似団体ウェイトでは、「類似団体別市町村財政指数表」で同じ類型に所属している市町村を参照するケースを考える。鎌田(2010, 2011)で人口規模が同規模の団体を準拠団体と定義し、政策決定する際に準拠団体を参照する可能性を指摘している。しかし本稿では人口規模と財政規模の2つが似ている団体を同規模の団体として定義し、そこを考慮したものである「類似団体別市町村財政指数表」で同じ類型に所属している市町村を準拠団体として定義する¹⁴⁾。

また、近隣ウェイトでは、市町村間の役場間の距離が近い市町村ほど影響力が強いという参照をするケースを考える。実際に別所(2011)において乳幼児医療費助成制度の通院の対象上限年齢(市町村と都道府県との差)に関して他市町村からの影響を検証する際に、市町村間の距離をウェイトとして用いて、空間的な近さにより影響を受ける可能性に関しての検証を行っている。そこで、以上2つの参照先を設定する。具体的なウェイトのつけ方については以下の通り設定する。

① 類似団体ウェイト

$$W_{i,j,t}^b = \frac{1}{S_{i,t}}, W_{i,i,t} = 0$$

$S_{i,t}$ は t 期に第 i 市町村と類似団体別市町村財政指数表で同じ類型に分類されている自地域を除く市町村の数とする。

② 近隣ウェイト

$$W_{i,j,t}^d = \frac{1}{\sum_j \frac{1}{d_{i,j,t}}}, i \neq j, W_{i,i,t} = 0$$

$d_{i,j,t}$ は第 i 市町村と第 j 市町村の市町村役場間の距離¹⁵⁾とする。

地方自治体が戦略的な行動をとる理由としては、Besley and Case (1995) の情報のスピルオーバーおよびBrueckner (2003) の便益のスピルオーバーや要素移動などが考えられる。Besley and Case (1995) では、政策水準に関する情報がメディア等を通じてスピルオーバーしている場合、住民が他地域の政策水準を考慮して自地域の政策を相対的に評価する。したがって地域間でヤードスティック競争のような他地域の政策を考慮した戦略的な行動をとると考えられる。Brueckner (2003) では、便益のスピルオーバーや要素移動などによって、自地域の政策決定の目的関数に他地域の政策水準が入ることで、他地域の政策を考慮した戦略的な行動をとる。このような公共財の便益のスピルオーバーや、住民などの要素移動には空間的な繋がりが影響を与えると想定される。

さらに、上位政府である都道府県の行動による市町村の行動の変化も考えられる。これは、都道府県が（入院ないしは通院における）対象上限年齢を上昇させることにより、当該都道府県内の市町村が対象上限年齢を引き上げる効果を持つ可能性が考えられる。このような行動をコントロールするためにも、説明変数に当該市町村における都

表4 地域ウェイトと背景となる外部性の要因の関係

背景となる外部性の要因	類似団体ウェイト	近隣ウェイト
便益のスピルオーバー		-
要素(住民)移動		+
情報のスピルオーバー	+	+

道府県の対象上限年齢を加えている。

以上をまとめると、他地域からの影響のパラメータの符号と背景となる外部性の要因は表4のようにまとめられる。

V 推定結果

推定結果を表5に示す。なお、類似団体ウェイトならびに近隣ウェイト¹⁶⁾の操作変数の妥当性については、Sargan検定統計量とWeak Identification Test (Cragg-Donald検定統計量)で検証を行っている。入院および通院ともに類似団体ウェイトならびに近隣ウェイトにおけるCragg-Donald検定統計量およびSargan検定統計量より、全てのモデルにおける操作変数は適切であると考えられる。

まず、乳幼児医療費助成利用要因である【0歳～14歳割合】の変数は入院では負に有意な影響を与えるものの、通院では有意な結果が得られなかった。このことから、入院に関しては、乳幼児医療費助成利用要因が多いほど、乳幼児医療費助成制度の拡充には消極的になる可能性が示されている。その要因として、通院と比べ入院の1件あたり診療費が非常に高いので、入院の方の利用要因が多いと財政的な負担が高くなることが考えられる。つまり入院の場合、利用件数1件増えることによる財政負担の増加割合が高いことから、乳幼児医療費助成の上限年齢に対し負に有意な影響を与えている可能性が高い。

潜在的乳幼児医療費助成利用要因の【婚姻率】【出生率】に関しては、有意な影響を与えていないことが示された。

環境要因の説明変数である【女性1人あたり小児科医師数】【都市部ダミー】は入院、通院ともにすべてのケースにおいて有意な影響を与えていないことが示された。しかしながら、【都道府県助成上限年齢】では入院、通院ともに類似団体ウェ

表5 推定結果

	入院		通院	
	類似団体ウェイト	近隣団体ウェイト	類似団体ウェイト	近隣団体ウェイト
	係数 (固定効果モデル)	係数 (固定効果モデル)	係数 (固定効果モデル)	係数 (固定効果モデル)
参照先政策水準	0.846*** (0.0716)	0.830*** (0.0811)	0.865*** (0.0699)	0.859*** (0.0843)
選挙ダミー	0.177** (0.0808)	0.188** (0.0796)	0.310*** (0.0902)	0.303*** (0.0899)
選挙前年ダミー	0.0220 (0.0755)	0.0523 (0.0744)	0.187** (0.0844)	0.187** (0.0841)
都道府県助成上限年齢	0.250*** (0.0217)	0.196*** (0.0232)	0.237*** (0.0249)	0.199*** (0.0260)
0歳～14歳割合	-30.98* (18.43)	-40.20** (18.56)	-28.35 (20.20)	-30.39 (21.25)
婚姻率	-25.10 (49.67)	-39.81 (48.81)	-60.38 (55.55)	-83.52 (55.26)
出生率	-7.026 (43.42)	-8.027 (42.72)	23.72 (48.52)	21.78 (48.35)
女性1人あたり小児科医師数	-57.15 (60.33)	-71.17 (59.37)	-47.66 (67.29)	-14.38 (67.06)
都市部ダミー	3.400 (2.581)	3.733 (2.538)	3.262 (2.884)	3.817 (2.872)
財政力指数	3.201** (1.437)	1.763 (1.405)	1.883 (1.578)	1.351 (1.624)
1人あたり課税対象所得	0.000931 (0.000696)	0.000960 (0.000687)	0.00211*** (0.000776)	0.00185** (0.000772)
定数項	-0.716 (3.691)	1.717 (3.799)	-3.498 (3.822)	-2.008 (4.107)
HaumanTest	chi2(10)=16.07*	chi2(10)=39.10***	chi2(10)=17.41*	chi2(10)=26.38***
Ftest	F(1714,3419)=3.31***	F(1714,3419)=4.39***	F(1714,3419)=4.23***	F(1714,3419)=6.04***
Weak identification test	1263.965	3506.894	1200.485	2478.081
SarganTest	Chi-sq=3.996	Chi-sq=2.029	Chi-sq=3.334	Chi-sq=0.5657
Observations	5,145	5,145	5,145	5,145

(注) 下段は標準誤差を、***は1%、**は5%、*は10%での有意水準を表している。

イトと近隣ウェイトで正に有意な影響を与えていることが示された。

類似団体ウェイトならびに近隣ウェイトの2つのケースの推定結果より、【都道府県助成上限年齢】の係数と(他市町村からの影響である)【参照先政策水準】の係数では、後者の方が大きい(入院・通院ともに前者の係数が0.2であり、後者の係数が約0.8である)。このことから都道府県の行動による効果と水平的外部性による効果では、後者の方が大きいと考えられる。

財政要因である【1人あたり課税対象所得】では、通院に関してはすべてのケースで正に有意な

影響を与えていることが示された。【財政力指数】は類似団体ウェイトの入院のみ、正に有意な影響を与えていることが示された。このことから、財政状況の良い(または税収の多い)市町村は、少子化対策に力を入れることが比較的容易であり、乳幼児医療費助成制度の対象上限年齢が高くなりやすいことが示唆された。

政治的要因の【選挙ダミー】では、入院、通院ともにすべてのケースで正に有意な影響を与えていることが示された。また、【選挙前年ダミー】に関しては、通院のすべてのケースで正に有意な影響を与えていることが示された。これは、首長が

乳幼児医療費助成制度を公約として掲げて選挙を戦い、当選後に公約の実現に向けた対象上限年齢を引き上げる。または再選をするために対象上限年齢を事前に引き上げるといった選挙行動によって、対象上限年齢の引き上げが起きている可能性がある。

最後に、本稿の主要な変数である【参照先政策水準】では、入院と通院ともにすべてのケースにおいて正に有意な影響を与えていることが示された。よって、入院と通院ともに乳幼児医療費助成制度の市町村における対象上限年齢において市町村間で水平的外部性が生じていることが考えられる。

Ⅵ まとめ

少子高齢化が進展している日本において、乳幼児医療助成制度の対象上限年齢が、特に近年、市町村において上昇してきている。かつては、助成の対象範囲を就学前までとする市町村が多かったが、13歳年度末から15歳年度末の中学生も対象とする市町村が大半を占めるようになってきている。また、6割近い市町村が都道府県の水準より高い対象上限年齢を設定しており、先行研究でも制度の導入時に他地域からの影響や政治的な要因があると指摘している。さらに、地域別で見ると、経済規模が類似の南関東と近畿で、入院および通院ともに近畿が低く設定されており、社会経済変数だけでは説明できない地域固有の特性がある可能性が示唆されている。

そこで本稿では地域特性を考慮するためにパネルデータを使用し、先行研究で指摘されている地方自治体の独自の政策決定に他地域の政策を参照するかを、乳幼児医療費助成制度で検証を行った。なお、参照先には「類似団体別市町村財政指数表」で同じ類型に所属している他市町村と市町村の役場間の距離が近い市町村の2つのケースを取りあげている。

本稿の推定結果から乳幼児医療費助成制度の入院と通院の両者で、都道府県の行動による効果と水平的外部性による効果の両方が生じており、市

町村の対象上限年齢を引き上げていることが明らかとなった。このとき、【都道府県助成上限年齢】の係数と（他市町村からの影響である）【参照先政策水準】係数の推定値より、都道府県の行動による効果よりも水平的外部性による効果のほうが上回っていることが示された。

しかも水平的外部性については、入院および通院において、類似団体ウェイトおよび近隣ウェイトの政策水準で正に有意であり、かつ乳幼児医療費助成制度には政治的要因（首長の選挙行動）が影響していることから、Besley and Case (1995)で議論されている情報のスピルオーバーによる、ヤードスティック競争が市町村間で生じている可能性が高い。したがって、近年の乳幼児医療費助成制度の市町村の対象上限年齢の引き上げの主要因は、市町村間のヤードスティック競争であると本稿の推定結果から明らかとなった。

以上の結果より、乳幼児医療費助成制度において、ヤードスティック競争が生じているときには、過剰な補助金助成の支出が生じている可能性があると考えられる。社会保障財政の観点から検討した場合、乳幼児医療費の適正化を考えることは、財政赤字の縮小および健全化の努力が求められている地方自治体の財政再建の視点からも、重要な課題であると考えられる。

また平成27年3月の「少子化社会対策大綱」の重大課題として掲げられた財源確保の両立、待機児童の解消、若い年齢での結婚・出産の希望の実現、多子世帯の一層の配慮などが進められているものの、医療費増加の適正化に繋がる施策は明確には示されていない。近年の乳幼児医療費助成制度において、政策の浸透とヤードスティック競争が生じていることを考えると、政策課題とは異なる地方自治および地方選挙の行動原理があり、政策評価を行う際に、中央の視点のみならず地方の実情にも配慮すべきであろう。

(平成27年4月投稿受理)

(平成27年10月採用決定)

注

* 本研究は公益財団法人かんぽ財団「少子高齢社

会における家計の消費・貯蓄行動と年金・医療・介護政策（かんぽ財第33号）」（代表 足立泰美）と日本学術振興会学術研究助成基金助成金（基盤研究（B）課題番号15H03361）から研究の助成を受けている。また本稿を作成するにあたって、特定の査読者達から有意義にコメントを頂いた。なお、本稿の内容に関する一切の誤りは著者の責に帰するものである。

- 1) 2013年時点で上限対象年齢が最も高いのは、北海道南富良野町の22歳年度末である。よって、乳幼児という表現は適切でない市町村もあるが、本稿では子どもに対する医療費助成を先行研究に倣い、「乳幼児医療費助成制度」と記載する。
- 2) 子どもは公的医療制度保険制度下では、医療給付に対する自己負担割合は義務教育就学前までは20%、就学後は30%としている。
- 3) 地方単独事業とは、国の補助を受けずに地方自治体が独自の財源で、任意に給付を実施する事業である。これは、国庫補助事業と一体で提供されているものは、国基準で高止まりする給付や地域住民のニーズに応じた給付を提供するために、地方自治体が独自の財源と給付で実施している。したがって、きめ細やかな施策を展開するというメリットをもつが、地域住民間の受益と負担の公平を損なう可能性がある。社会保障分野では、地方単独事業に属する給付が多くあるが、一旦給付を開始すると、社会経済情勢の変化にかかわらず継続を求められ、自治体の財政負担を重くする。
- 4) 給付の方法については、主に「現物給付」と「償還払い」の2種類がある。「現物給付」とは、市役所等で発行された認証を窓口提示することにより、窓口の支払いをすることはなく受診できる方法である。また「償還払い」とは、先に患者は医療費の自己負担額を医療機関の窓口において支払い、その後市役所等への申請に基づき助成を受け、自己負担額が償還される方法である。
- 5) 厚生労働省（2013）「医療給付実態調査：入院・入院外・歯科・調剤・食事・生活療養別諸率（協会（一般））によると、1件あたり診療費は通院と比べ入院がはるかに高い。たとえば、本稿が取り上げる対象年齢の1人あたり診療費の入院と通院は、0歳から4歳では400,147円と9,180円、5歳から9歳では407,730円と7,334円、10歳から14歳では496,322円と8,215円である。
- 6) 総務省統計局HP（<http://www.stat.go.jp/data/shugyou/1997/3-1.htm>）の地域区分に従って、10地域に区分した。
- 7) 就学前を上限対象年齢としている都道府県は、通院では25、入院では23であった。
- 8) 15歳年度末を上限対象年齢としている市区町村は、通院では831、入院では1,103であった。

9) 都道府県基準の中には、統計を取るタイミングにより、市町村の対象年齢の方が都道府県より小さい場合がある。本稿では、このような場合は、都道府県基準と同一として取り扱う。

- 10) 所得制限および一部負担については、都道府県の制定範囲より引き上げている市町村の割合は、5割ほどの所得制限に対し、一部負担は下回るものの、近年一部負担の撤廃が急速に進んでいる。
- 11) 西川（2011）の検証結果からは空間的な関係性は検出されなかった。この点については、クロス集計による分析であることから、見せかけの相関が排除できず、自治体の行動原理を検証されていない可能性があるとして西川（2011）が指摘している。
- 12) 別所（2011）は、周囲の平均値として、市町村の重心間の距離をウェイトとして作成した加重平均を用いている。
- 13) 詳細な説明は、Kelejian and Prucha（1998）など参照。
- 14) 鎌田（2010, 2011）で、地方自治体を実施する少子化対策事業にもっとも影響を与える要因は、地方自治体の人口規模と財政力であると指摘している。本稿では、人口規模と財政力をもとに準拠団体を定義する「類似団体別市町村財政指数表」を用いる。
- 15) 別所・宮本（2012）と同様の方法を用いて役場間の距離を算出した。緯度1度あたり111.1km、経度1度あたり90.7kmとして三平方の定理から求めている。役場の緯度・経度は国土地理院HP（<http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/center.htm>）より入手している。
- 16) 参照先政策水準に関しては、second stageの説明変数にウェイトを掛け合わせた変数を用いて分析（フルモデルとする）を行うと、Sargan検定が採択されなかったため、採択された変数のみを操作変数とし分析を実施した。なお、推定結果とフルモデルの係数に大きな差は生じていない。

参考文献

- Akai, N., and Suhara, M. (2013). "Strategic interaction among local governments in Japan: An application to cultural expenditure." *Japanese Economic Review*, 64 (2), pp.232-247.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- Anne C. Case, Harvey S. Rosen and James R. Hines Jr (1993). "Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states." *Journal of Public Economics*, 52, pp. 285-307.
- Besley, T. and Case, A. (1995). "Incumbent behavior. Vote seeking, tax setting and yardstick competition." *American Economic Review*, 85 (1), pp.25-45.

- Brueckner, J. (2003). "Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies." *International Regional Science Review*, 26 (2), pp.175-188.
- Fiva, J. and Rattso, J. (2006). "Welfare competition in Norway: Norms and expenditures." *European Journal of Political Economy*, 22(1), pp. 202-222.
- 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, pp.99-121.
- Wildasin, D. E., (1988). "Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition." *Journal of Public Economics*, 35, pp.229-240.
- Wilson, John D. (1986). "A Theory of Interregional Tax Competition." *Journal of Urban Economics*, 19, pp.296-315.
- 足立泰美・赤井伸郎 (2014) 「少子化社会における子ども支援政策の政府間競争の検証」第71回日本財政学会発表論文。
- 鎌田健司 (2010) 「地方自治体における少子化対策の政策過程－「次世代育成支援対策に関する自治体調査」を用いた政策出力タイミングの計量分析－」『政経論叢』Vol.78, No. 3・4, pp. 213-242。
- 鎌田健司 (2011) 「多様化する次世代育成支援対策」『人口問題研究』Vol.67, No.4, pp.39-61。
- 齊藤嶺・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。
- 田中宏樹 (2009) 「育児支援政策をめぐる自治体間財政競争」『公共選択の研究』Vol.52, pp. 25-36。
- 塚原康博 (1992) 「社会福祉政策の導入と伝播－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。
- 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』Vol.57, pp.53-70。
- 西川雅史 (2010) 「乳幼児医療費助成制度の一考察(上)：都道府県における所得制限と自己負担」『青山経済論集』Vol62, No.3, pp. 195-214。
- 西川雅史 (2011) 「乳幼児医療費助成制度の一考察(下)：市町村の制度選択」『青山経済論集』Vol.62, No.4, pp.87-111。
- 別所俊一郎 (2011) 「再分配政策と地方財政」『地方財政の理論的進展と地方消費税 (日本地方財政学会研究叢書)』Vol.18, pp.10-12。
- 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」『財政研究』Vol.8, 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」『大大学経済学』Vol.59, No.3, pp.206-222。

参考資料

- 内閣府政策統括官 (共生社会政策担当) (2005) 『平成16年度 地方自治体の独自子育て支援施策の実施状況調査報告書』
(<http://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa16/jichitai/chap2.html>) (2015年3月18日アクセス)
- (あだち・よしみ 甲南大学准教授)
(さいとう・ひとし 神戸国際大学専任講師)