

妊婦健診公費負担額における相互参照行動^{*}

足立 泰美[†] 齊藤 仁^{††}

要約

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。そこで本稿では、少子化対策の一つである妊婦健診公費負担額に着目した。まず近年、妊婦健診の公費負担額は年々増加しており、また地方自治体間の公費負担の差は年々縮小傾向にあることを指摘した。さらに妊婦健診公費負担額の政策決定は、地方自治体が他地方自治体の政策水準を参照し戦略的に意思決定を行っているのかの検証を行った。このとき参照先の地方自治体の政策水準として近隣地方自治体、同一都道府県内の他の地方自治体、さらに類似の地方自治体の3つの政策水準を取り上げる。

推定結果より都道府県、近隣及び類似団体の政策水準によって、自地方自治体の公費負担額を上げていることが明らかとなった。よって参照先としては、先行研究で指摘されていたような県内の市町村および近隣の市町村に留まらず、人口規模および財政規模を同じくする、同一都道府県外も含む、他地方自治体の政策決定も考慮していることが明らかとなった。また、参照先の設定が広く行われていることから、このような行動を引き起こす背景となる外部性は情報のスピルオーバーであると推測される。

さらに推定されたパラメータの大きさより、距離の近い市町村からの影響が最も大きく、次いで同一都道府県内の他市町村、最後に同格の他市町村から影響を受けていることが明らかになった。そして若年人口割合や女性の年齢割合別人口割合といった、人口動態も影響している可能性が本稿の結果から示唆される。

JEL Classifications: H75, H77, H72

キーワード：妊婦健診公費負担額、相互参照行動、少子化対策

^{*} 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）、日本学術振興会学術研究助成基金助成金（基盤研究（C）課題番号 15K03530、基盤研究（B）課題番号 15H03361）から研究の助成を受けている。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。

[†] 甲南大学経済学部准教授 E-mail: adachi@center.konan-u.ac.jp

^{††} 神戸国際大学経済学部専任講師 E-mail: hsaitou@kobe-kiu.ac.jp

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。実際に、妊産婦定期健康診査（以降、妊婦健診とする）や乳幼児医療費などの出産や育児に関わる公的支援では、都道府県および市町村の基礎自治体を中心に実施している。

1965年度に母子保健法第13条で「市町村が妊産婦または乳幼児の健康診査を実施することを推奨する」と妊婦健診は規定されている。1969年には妊産婦の経済的負担の軽減を目指し、低所得世帯の妊婦を対象に公費助成が実施され、1974年にはすべての妊婦に公費助成の対象が拡大された。その後、地方分権が急速に進むなかで、公費助成の充実化が図られた。妊婦健診の財源が国庫補助から一般財源に変わり地方交付税措置がなされると共に、公費助成の対象となる健診内容と回数が増加した。

厚生労働省（2014）「妊婦健康診査の交付負担の状況にかかる調査結果」によると、2012年にはすべての市町村で妊婦健診の公費負担回数が14回以上にのぼり、2008年度の全国平均5.5回と比べると大幅に増えている。また公費助成の給付内容も充実し、国が規定する項目以上の健診内容を実施する市町村が41.5%と、高い割合を占めていることが明らかとなった。

公費負担額ガイドラインでは、60,000円の設定であるにもかかわらず、国の設定額に準じている地方自治体はわずか2.3%である。大半の地方自治体が国の基準を上回って設定している。しかも、妊婦の居住地以外の病院等で受診した場合でも、地方自治体が公費で負担するとしている。

実際に全市町村の妊婦1人あたり公費負担額の全国平均額が、2010年度に91,295円、2011年度に95,134円、2012年度に97,081円と上昇している。また地方自治体間の公費負担額の差については、妊婦1人あたり公費負担額の変動係数が、2010年度に0.163、2011年度に0.152、2012年度に0.142と逆に低下している。このことから、公費負担額の全国平均額は上昇しているものの、妊婦1人あたりの公費負担額の地方自治体間の格差は縮小傾向にある。そこで本研究では、このような妊婦1人あたり公費負担額の変動要因について分析を行う。

そもそも地方自治体はどうやって妊婦公費負担額を決めているのだろうか。1つの要因として、ヤードスティック競争が考えられる。別所・宮本（2012）は、2010年4月時点の市町村別のクロスセクションデータを用いて、同一都道府県内の市町村間で妊婦1人あたり助成額のヤードスティック競争が生じていることを示し、妊婦健診公費負担額の地方自治体の政策決定には、他地方自治体の政策決定を考慮し戦略的に決められていると述べている。

しかし、同一都道府県内に属している市町村以外にも、他の市町村を参照している可能性も考えられる。例えば、可世木・岩永（2008）は、妊婦健診回数は同一都道府県内の市町村でも財政状態によって異なっており、人口規模が小さい地方自治体ほど健診回数が多くなる傾向にあると指摘している。

また、西岡他（2007）は、市区町村にアンケート調査を実施し、小規模地方自治体であるほど今後の人口の見通しに対し消極的であると、人口に関する政策の必要性を指摘している。したがって、人口規模および財政状態が近い地方自治体では、政策決定に一定の傾向が認められ、お互いを参照している可能性が高いと考えられる。

さらに、他の要因としては、地方自治体の地域性の違いによって、妊婦健診公費負担額は異なる可能性が考えられる。それは同じ額の妊婦健診公費負担額を設定しているにもかかわらず、地方自治体によって財政負担が異なることがある。

たとえば、出生率が高ければ、妊婦健診公費負担額の総額は大きくなるだろう。また婚姻率が上昇すれば、将来的に発生すると想定される公費負担総額は高まると考えられる。さらに出産する可能性のある女性人口の割合が高いほど、潜在的な公費負担総額が高くなると予測される。そこには、1人あたり妊婦健診公費負担額の設定が同じ額であるにもかかわらず、地方自治体の人口構造が異なることによって、妊婦健診公費負担の総額が違ってくる。

もちろん地方自治体の人口構造だけが要因になるわけではない。地方自治体の財政状況や居住する住民の所得などによっても負担割合が異なってくるであろう。よって、このような地方自治体の地域的な特徴をコントロールした上で、政策決定を評価していくことが重要であると考えられる。

そこで本稿では、地方自治体が独自に実施する地方単独事業の1つである妊婦健診制度をとりあげ、地方自治体の妊婦1人あたり公費負担額の決定要因として、他地方自治体の負担額を参照する相互参照行動¹⁾が影響するのかを分析する。なお、参照先として近隣地方自治体、都道府県内地方自治体、さらに類似地方自治体の3つのレベルを取り上げる。またその際に、パネルデータを用いることで、各地方自治体の異質性のコントロールを行い、それぞれの政策水準が1人あたり公費負担額の変化にどの程度影響を与えているかを検証する。

本稿の構成は以下の通りである。次章では先行研究を紹介し、本稿の位置付けを示す。Ⅲ章では分析のフレームワークについて説明を行い、Ⅳ章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、Ⅴ章では実証分析の推定結果を示す。最後のⅥ章では、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

妊婦健診をテーマとする先行研究に別所・宮本（2012）がある。別所・宮本（2012）は、妊婦健診の政策決定には地方自治体間の政策競争が生じていると指摘している。2010年の厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課「妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果」の市町村別クロスセクションデータデータを用い、1人あたり公費負担額には同一都道府県内の近隣市町村の影響を受けていることを明らかにしている。

このような自治体間の政策競争については、海外で理論および実証の両面から論じられてきた。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検証し、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。

国内でも、齊藤・中井（1991）、塚原（1992）、中澤（2007）、ならびに山内（2009）が福祉政策を取り上げ、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、伝播仮説をかけた、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相互参照行動を実証している。

本稿がテーマとする子ども支援政策の相互参照行動については、田中（2009）、別所（2011）、

1) 相互参照行動は、自治体間の政策競争や財政競争、戦略的依存関係など複数の呼び名が存在するが、本稿ではこれらをまとめて、相互参照行動と呼んでいる。

足立・赤井（2014）、足立・齊藤（2016）がある。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相互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相互参照行動は見られなかった。

別所（2011）は、乳幼児医療費助成制度を取り上げ、九州地方の市町村別クロスセクションデータを使用し、市町村通院対象上限年齢から県の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²⁾。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、周囲の市町村の上限年齢の平均値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³⁾。

足立・齊藤（2016）は、3年分の全市町村のパネルデータを用い、乳幼児医療費助成制度の都道府県の上限対象年齢の引き上げによる市町村の上限対象年齢の引き上げ効果と水平的外部性による引き上げ効果が生じていることを明らかにしている。また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、水平的外部性については、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ことが示された。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な要因は、市町村間のヤードスティック競争である可能性が示唆されている。

また足立・赤井（2014）は児童福祉費の目的別性質別市町村決算状況の3年分のパネルデータで、子ども支援政策の政府間競争について人件費および給付費の面からサービスの質について論じている。本稿も市町村データを採用し、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。

だが、市町村の妊婦健診公費負担額の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・宮本（2012）以外にはない。その中では、空間ラグを県内と県外に分けて同時に推定することで参照先の識別を行っており、さらに都道府県ダミーを併用することで上位政府によるコントロールの可能性をある程度排除している。しかしながら、都道府県内の市町村の相互依存関係の検出⁴⁾はされているものの、都道府県外では有意な結果が得られず、例えば地方自治体の規模などが同じような、いわゆる同格の地方自治体間（類似団体間）における相互参照行動などについては、検証されていない。

そこで本稿の主たる問題意識は、妊婦健診公費負担額を取り上げ、市町村間の相互参照行動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。ここでパネルデータを利用することで、一人あたり妊婦健診公費負担額の上昇に、市町村間の相互参照行動が影響を与えているかど

-
- 2) たとえば鎌田（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。具体的には、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」や「首長の公約」「他の自治体が策定した」要因となっているとしている。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。
 - 3) 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られている。
 - 4) 別所・宮本（2012）では、このような影響は、同一都道府県内の市町村の行動を参照したヤードスティック競争や横並び行動の結果であると結論づけている。

うかを明らかにする。このとき、相互参照行動について、近隣効果、同一都道府県内効果そして類似団体効果から詳細に分析を行う。また、婚姻、出産そして居住する女性の人口動態を年齢階級別にコントロールしている点にも特色がある。

Ⅲ 実証モデルと地域ウェイト

1. 実証モデル

本稿では、Brueckner (2003) を参考に推定式を考える。本稿における推定式（反応関数）を線形であると仮定し、地方自治体を示す添え字を i とし、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。

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

ここで、 $Z_{i,t}$ は当該地方自治体の t 期の妊婦健診政策の水準であり、 $Z_{j,t}$ は自地域を除く他の地方自治体の t 期の妊婦健診政策の水準である。本稿では、妊婦健診政策の水準として、1人あたり妊婦健診公費負担額を用いた。

$w_{i,j,t}$ は自地域を除く他の地方自治体のウェイトである。ここでウェイト $w_{i,j,t}$ は和が1になるように基準化されている。 $x_{i,k,t}$ 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妊婦健診政策の水準の影響を受けていなければ、 $\beta = 0$ となる。また、 $\beta \neq 0$ 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。

しかし、Anselin (1988) で指摘されているように、(1) 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時に、隣接地域は地域特性などが似ている場合、似たような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てい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、

$$u_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j,t} u_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

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

以上2つの計量経済的な問題を解消するために、(1) 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)⁵⁾ を用いて推定を行う。操作変数としては(1)式の他の地方自治体の妊婦健診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 ($x_{i,k,t}$) を用いる。Kelejian and Prucha (1998) では、誤差項の空間的相関が存在する場合、地方自治体の妊婦健診の政策水準と同じウェイトで重み付けしたコントロール変数を操作変数としたとき、一致推定量を導出としている。

5) 詳細な説明は、Kelejian and Prucha (1998) など参照。

そこで本論文ではパネルデータを使用し、変動効果モデルもしくは固定効果モデルのどちらが良いのかを Hausman 検定で確認する。なお、詳細な変数についての説明は次章で行う。

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】【都道府県内ウェイト】【近隣ウェイト】の3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。可世木・岩永（2008）では、同一都道府県内の市町村でも財政状態によって、公費負担回数が大きく異なること、人口規模が小さい地方自治体の方が、妊婦健診回数が多くなる傾向を指摘している。また西岡他（2007）において、市区町村へのアンケート調査において、小規模地方自治体ほど今後の人口見通しについて望ましくないと考えている割合が高く、人口に関する政策の必要性を感じていることが明らかにされている。

実際に2010年度から2012年度における人口規模別に公費負担額の平均額を計算すると、表1のような結果が得られる。

表 1 人口規模別の公費負担額の平均額（単位：円）

	2010	2011	2012
1万人未満	95,960	99,370	101,074
1万以上2万未満	92,272	95,816	97,809
2万以上5万未満	90,739	94,571	96,494
5万以上10万未満	89,083	93,570	95,543
10万以上15万未満	85,828	89,575	92,154
15万以上	84,468	88,871	91,089

（出所）筆者作成

その結果、人口規模が小さいほど、公費負担の平均金額が大きくなることが分かる。よって、可世木・岩永（2008）や西岡他（2007）で明らかにされているように小規模団体であるほど、人口に関する政策を実施する必要がある、実施している可能性がある。このような場合、人口規模や財政状態に近い地方自治体を参照先として設定している可能性が考えられる。そこで本稿では、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、その点を考慮した「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先として定義する。

都道府県内ウェイトは、自地域が属する都道府県の中の他の市町村を参照するケースを考える。別所・宮本（2012）において妊婦健診の参照先として同一都道府県の県境が影響することが指摘されている。そこで、本稿でも自地域が属する同一都道府県内の他市町村を参照先として定義する。

さらに、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。距離ウェイトの作成に関しては、先行研究において主に2つの方法が用いられている。別所・宮本（2012）で用いられている閾値⁶⁾を設定する方法と菅原・國崎（2006）や足立・赤井（2014）で採用する市町村役場間の距離の逆数としてウェイト付けする方法がある。本稿では、参照先の地方自治体の設定をより広範囲にする可能性を考慮し、距離の限界を設けな

6) 別所・宮本（2012）では、50Kmを閾値として設定している。しかしながら、閾値の設定をどのように行うかが推定で重要になる可能性がある。

い後者の方法を用いて距離ウェイトを作成する。以上3つの参照先を次のように設定する。

【類似団体ウェイト】

$$W_{i,j,t}^b = \frac{1}{S_{i,t}}, \quad W_{i,i,t} = 0 \quad (3)$$

$S_{i,t}$ 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市町村の数とする。

【都道府県内ウェイト】

$$W_{i,j,t}^b = \frac{1}{m_{i,t}}, \quad W_{i,i,t} = 0 \quad (4)$$

$m_{i,t}$ は t 期に第 i 市町村と同一都道府県にある市町村の数とする。

【近隣ウェイト】

$$W_{i,j,t}^d = \frac{\frac{1}{d_{i,j,t}}}{\sum_j \frac{1}{d_{i,j,t}}}, \quad i \neq j, \quad W_{i,i,t} = 0 \quad (5)$$

$d_{i,j,t}$ は第 i 市町村と第 j 市町村の市町村役場間の距離⁷⁾とする。

また、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によって、地方自治体の戦略的な行動が生じると考えられる。

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。よって、別所・宮本 (2012) の分析結果を元に考えると、妊婦検診について、同一都道府県内において、情報のスピルオーバーが生じている可能性が考えられる。

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、上位政府によるコントロールも考えられる。都道府県内ウェイトの参照先政策水準のパラメータは同一都道府県内の属する他市町村を参照する効果以外にも、この効果も併せて推定してしまう可能性がある。

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2のようにまとめられると考えられる。

7) 別所・宮本 (2012) と同様の方法を用いて、役場間の距離を求めた。その際には、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。また役場の緯度・経度は国土地理院 HP (<http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOH/center.htm>) より入手した。

表2 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	都道府県内ウェイト	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	＋	＋	＋
上位政府によるコントロール		＋	

(出所) 筆者作成

Ⅳ 変数の説明

本稿では、厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課「妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果」、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2010年度から2012年度である。なお、妊婦健診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⁸⁾。

以上のデータを用い、下記の変数を作成した。なお、「 $\square$ 」は『妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果』などのデータ名、【 $\square$ 】は作成した変数を示している。

被説明変数を【妊婦1人あたり公費負担額】とする。妊婦の1人あたり公費負担額が毎年規定される。助成額に定めのない市町村は、既存研究に従い一律20万円とする⁹⁾。

被説明変数

【1人あたり妊婦健診公費負担額】＝「1人あたり妊婦健診公費負担額（円）」

本稿では、説明変数として以下の5つの要因があると考え、それぞれに対応した変数を用いる。5つの要因は、他地域からの影響、妊婦要因、地域要因、環境要因、財政要因である。また、年度による全体の共通のショックを考慮するために、年度ダミーを採用する。

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。これは前章の2節で示した3つの地域ウェイトに各市町村の1人あたり妊婦健診公費負担額を掛け合わせたものを用いる。

説明変数（参照先政策水準）

【参照先政策水準】＝（地域ウェイト×当該市町村の1人あたり妊婦健診公費負担額）の合計

8) 厚生労働省雇用均等・児童家庭局母子保健課「妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果」では、2010年度の市町村数が1,750、2011年度は1,619、2010年度は1,742であった。なお、2011年度は岩手県、宮城県、福島県内の128市町村については東日本大震災の影響により調査対象外となっている。

9) 別所・宮本（2012）では、助成額が定まっている額の最大値と助成回数が無制限の1回あたり公費負担額をもとに20万円と算出している。

第2に、(妊婦要因)として妊娠可能年齢とリスクの高い妊娠という視点から【女性25歳～29歳割合】【女性30歳～34歳割合】【女性35歳～39歳割合】【女性40歳～44歳割合】を用いる。総務省(2012)「人口動態調査」から妊娠する母親の年齢の多くが25歳～44歳であることを参考に、本稿では同年齢を妊娠可能年齢として定める¹⁰⁾。

雇用均等・児童家庭局(2009)「妊婦健康診査の実施について」では、出産年齢の高齢化によって妊婦の健康管理の重要性が高まるとしている¹¹⁾。本稿でも、年齢が高まるほど妊婦健診の必要性が高まるとし、健診項目による1回あたり妊婦健診費用と健診回数の増加が交付負担額の上昇を招くと考え。また出産する母親の年齢階級をみると30歳～34歳が最も高い割合をしめ、次いで25歳～29歳が続き、女性の年齢階級に応じて妊婦公費負担を使用する可能性が異なる。そこで年齢階級を4つに分けて検証を行う。

説明変数(妊婦要因)

【女性25歳～29歳割合】＝「女性25歳～29歳人数(人)」／「人口(人)」

【女性30歳～34歳割合】＝「女性30歳～34歳人数(人)」／「人口(人)」

【女性35歳～39歳割合】＝「女性35歳～39歳人数(人)」／「人口(人)」

【女性40歳～44歳割合】＝「女性40歳～44歳人数(人)」／「人口(人)」

第3は(地域要因)の説明変数である。本稿では、【婚姻率】【出生率】【若年人口割合】を用いる。婚姻者数、出生者数そして若年者数が増えると、妊婦健診を利用する妊婦が増加すると予想され、妊婦健診が増額するであろう。利用する妊婦が増えたとしても十分財源に余裕がある場合には、サービスが充実もしくは維持すると考えられ、1人あたり公費負担額が大きくなる。だが、財源の確保が困難となると場合には、サービスが低下し、1人あたり公費負担額が減額する可能性がある。

説明変数(地域要因)

【婚姻率】＝「結婚件数(組)」／「人口(人)」

【出生率】＝「出生数(人)」／「人口(人)」

【若年人口割合】＝「0歳～14歳人数(人)」／「人口(人)」

第4は(環境要因)の説明変数である。可世木・岩永(2008)で公費負担額の決定に産婦人科医と医師会の影響力があると指摘し、別所・宮本(2012)で説明変数として採用している。本稿でも、【1人あたり産婦人科医師数】を用いる。

説明変数(環境要因)

【1人あたり産婦人科医師数】＝「(産婦人科医数+婦人科医数+産科医数)(人)」／「女性人口(人)」

10) 別所・宮本(2012)で、妊娠の可能性のある女性年齢を総務省(2007)「人口動態調査」データを参考に15歳～44歳としている。

11) 別所・宮本(2012)では、35歳以上の比率を用いている。

第5は（財政要因）の説明変数である。【財政力指数】による説明変数を使用する。財政力指数は、地方公共団体の財政力を示す指標であり、過去3ヵ年の基準財政収入額を基準財政需要額で除した数値の平均値を指す。財政力が高いほど、普通交付税算定上の留保財源が高いことを示しており、財源に余裕があると考えことから、妊婦健診公費負担額が増額される可能性がある。したがって、財政力指数が期待される係数はプラスである。

さらに、【1人あたり課税対象所得額】も採用する。課税対象所得が低ければ、地方自治体の税額が下がり妊婦健診公費負担額に投じる額も低下すると考えられるから期待される係数はプラスである。

説明変数（財政要因）

【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）」

各変数の記述統計は以下の表3の通りである。

表3 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1人あたり妊婦健診公費負担額	94503	14561	20000	200000
女性25～29歳割合	0.0446	0.0108	0.0000	0.1324
女性30～34歳割合	0.0496	0.0123	0.0059	0.1690
女性35～39歳割合	0.0590	0.0147	0.0000	0.1268
女性40～44歳割合	0.0581	0.0130	0.0166	0.1304
婚姻率	0.0043	0.0019	0.0000	0.0651
出生率	0.0071	0.0022	0.0000	0.0361
若年人口割合	0.1241	0.0239	0.0347	0.2187
1人あたり産婦人科医師数	0.0001	0.0003	0.0000	0.0144
財政力指数	0.5142	0.2986	0.1000	2.6000
1人あたり課税対象所得額	2735.5900	390.7494	1908.2790	5735.6800

V 推定結果

本稿の推定結果を表4に示す。なお、都道府県ウェイト、類似団体ウェイトならびに近隣ウェイト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。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。また、固定効果モデルもしくは変量効果モデルを検定するために Hausman 検定を行い、支持されたモデルのみ結果を示している。

推定結果より第1に、婚姻率がすべてのモデルで有意な影響が認められなかったものの、出生率は全モデルでプラスに有意な結果となった。このことから、出生率が上昇すると、1人あたり妊婦健診公費負担額が高くなることが示された。つまり出生率が上昇し妊婦健診公費負担総額が増加したとしても、それ以上に1人あたり妊婦公費負担額が有意に上昇していると想定される。

第2に、若年人口割合が、類似団体ウェイトと近隣ウェイトの2つのモデルで、マイナスに有

意であることから、若年人口割合が低いところでは1人あたり妊婦健診公費負担額が上昇し、少子化対策を拡充させていることが明らかとなった。これは、可世木・岩永（2008）や西岡他（2007）が示しているように、小規模団体であるほど人口に関する政策への実施の検討、もしくは実際に行っていることが考えられる。

第3に、環境要因および財政要因は統計的に有意な影響を与えないことが検証された。1人あたり産婦人科医師数、財政力指数、1人あたり課税対象所得額で有意な結果が得られなかった。

表4 推定結果

1人あたり妊婦健診公費負担額	類似団体ウェイト (固定効果モデル)	都道府県ウェイト (変量効果モデル)	近隣ウェイト (固定効果モデル)
参照先政策水準	0.921 *** (0.242)	0.932 *** (0.0393)	1.656 *** (0.184)
女性25～29歳割合	35,019 (43,235)	40,380 * (23,980)	21,129 (39,532)
女性30～34歳割合	-58,642 (42,928)	-65,513 *** (24,591)	-34,934 (39,365)
女性35～39歳割合	7,677 (45,129)	-13,249 (23,525)	56,714 (41,710)
女性40～44歳割合	68,819 (43,311)	-50,353 ** (22,020)	18,622 (40,004)
婚姻率	62,493 (124,108)	27,947 (80,362)	71,402 (113,492)
出生率	415,237 *** (106,694)	255,191 *** (85,696)	329,910 *** (97,875)
若年人口割合	-137,151 *** (47,216)	-16,369 (14,678)	-124,269 *** (43,200)
1人あたり産婦人科医師数	-97,397 (2.253e+06)	-305,976 (549,169)	-1.004e+06 (2.059e+06)
財政力指数	-1,370 (3,635)	-300 (948.2)	-1,407 (3,319)
1人あたり課税対象所得額	-2.612 (1.706)	0.490 (0.726)	-0.683 (1.577)
定数項	25,868 (25,553)	10,755 ** (4,803)	-51,397 ** (20,360)
年度効果	YES	YES	YES
Wald検定	1.73E+06 ***	2,585 ***	2.07E+06 ***
Hausman検定	58.550 ***	13.550	18.200 **
Cragg-Donald Wald F statistic検定	215.755	83.350	90.025
Sargan検定	0.464	7.776	3.330
Observations	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。Hausman 検定は固定効果が変量効果かの検定結果を、Wald 検定はすべてのパラメータが0かどうかの検定結果を表している。

第4に、妊婦要因に関する説明変数であるが、都道府県ウェイトのモデルでのみ、女性25歳～29歳割合はプラスに有意に、女性30歳～34歳割合と女性40歳～44歳割合でマイナスに有意であると推定された。女性30歳～34歳割合と女性40歳～44歳割合が、【都道府県政策水準】では、マイナスに有意であることから、女性人口割合が低いところでは1人あたり妊婦健診公費負担額が上昇し、少子化対策が図られていることが示された。

これは女性30歳～34歳が出産をする最も高い割合をしめているので、その年齢層の割合が低い地方自治体は、その年齢層の女性に多くでも子供を出産してほしいので、少子化対策として、より安心して出産に臨みやすいように公費負担額を高めている可能性が高い。

さらに、鎌田（2013）で明らかにされているように、理想の子供数を持たない理由として、それ以前の年齢層と比較して40代女性の方が、高齢で生むことに対して抵抗が高くなっている。しかし、女性40歳～44歳割合が低い地方自治体は、その年齢層の女性にも子供を出産してほしい。そこで、その年齢層（40歳～44歳）の女性が安心して出産に臨みやすいように公費負担額を高めている可能性が考えられる。

最後に本稿の主要な変数である参照先政策水準では、【類似団体政策水準】【都道府県政策水準】¹²⁾【近隣政策水準】の全てでプラスに有意な結果が得られた。このことから、妊婦健診公費負担額の設定をするうえで、市町村間の相互参照行動が生じている可能性が示唆される。

また、【近隣政策水準】、【都道府県政策水準】、【類似団体政策水準】の全て政策水準で、正に有意であることから、Ⅲ－2節で議論したように、Besley and Case（1995）で議論されている情報のスピルオーバーが生じている可能性が1つ考えられる（表2参照）。このことは、市町村の妊婦健診公費負担額の助成制度で、同一都道府県内の市町村の行動を参照したヤードスティック競争や横並び行動を示唆している別所・宮本（2012）と背景となる外部性の要因については同様であると考えられる。

しかし、別所・宮本（2012）では、このような相互参照行動は、同一都道府県内でのみ起こると言われているが、類似団体など他の都道府県に属している他の市町村を参照している可能性も本稿の分析結果は示唆している。

また、各ウェイトの推定されたパラメータより、【近隣政策水準】>【都道府県政策水準】、>【類似団体政策水準】と言う結果であったので、距離の近い市町村からの影響が最も大きく、次いで同一都道府県内の他市町村、最後に同格の他市町村から影響を受けていることが明らかになった。

VI 結語

近年、急速に人口減少が進むなかで、各地方自治体は少子化対策の充実に力を入れてきている。実際に、妊婦健診の公費負担額については平均的に上昇しており、しかも公費負担の金額の差が地方自治体間で縮小している。

本稿では、少子化対策の一つである妊婦健診公費負担額を取り上げ、地方自治体がどのように公費負担額を決定しているかを検証した。まず、若年人口割合が低く、女性人口割合が低い地方自治体ほど、少子化対策への充実化が図られていることが明らかとなった。これは、若年人口割合が低い地方自治体では、将来的に人口減少問題に直面するために、少子化対策の充実化として妊婦健診公費負担額を増やしている可能性が高いと考えられる。また、女性人口割合と妊婦公費負担額の関係でも、同じことが考えられる。最も出産が多い年齢層（30歳～34歳）および、比較的出産をする上で年齢の高い層（40歳～44歳）の人口割合が低い地方自治体では、女性が安心して

12) 都道府県政策水準のみ、変量効果モデルが採択された。この場合であれば、都道府県政策水準の係数が0で無かった場合でも、上位政府（ここでは、都道府県を指す）によるコントロールにより、このような結果が得られた可能性は、排除できない。しかし、本推定に別所・宮本（2012）と同様に、都道府県ダミーを追加した推定においても、参照先政策水準の係数は、正に有意な結果で有り、推定値も大きく変動はしなかった。よって、このケースにおいても、同一都道府県に属する市町村間での相互参照行動である可能性が高いと考えられる。

て子供を出産しやすくするように、妊婦健診公費負担額を増加させている可能性が高い。

さらに、参照先政策水準の有意性から、全てのウェイトにおいて、参照先政策水準の係数が有意であるので、妊婦健診の政策決定には、別所・宮本（2010）と同様に情報のスビルオーバーを背景とする相互参照行動の存在の可能性が明らかになった。

しかし、別所・宮本（2012）で指摘されている同一都道府県内の他市町村を参照先として設定する相互参照行動だけでないことが示された。より広範囲の市町村を対象としている類似団体や距離の近い市町村が参照先として政策決定に有意に影響を与えている可能性が本稿の推定結果から示唆される。また推定されたパラメータの大きさより、距離の近い市町村からの影響が最も大きく、次いで同一都道府県内の他市町村、最後に同格の他市町村から影響を受けていることが明らかになった。

したがって、参照先としては、先行研究で指摘されていたような県内の市町村および近隣に市町村に留まらず、人口規模および財政規模を同じくする、同一都道府県外を含む、他地方自治体の政策決定も考慮していることが明らかとなった。

最後に、本稿に残された課題であるが、別所・宮本（2012）では市町村間の距離を元にした分析では、全国を対象とした分析で閾値を50Kmとした場合、参照先政策水準の係数が有意に検出されなかったが、本稿では全国を対象とした分析で閾値を設定しなかった場合、有意に検出された。このような推定結果の違いが、閾値を設定するか、しないことによる違いなのかの識別を本稿では行っていない。この問題は最終的に、どのように閾値（参照先）を設定することが望ましいのかということに繋がるが、この点を本稿の課題としたい。

参考文献

- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- 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。
- 足立泰美・齊藤仁（2016）「乳幼児医療費助成制度におけるヤードスティック競争」季刊社会保障研究第51巻第3号第4号、pp.369-380.
- 可世木成明・岩永成晃（2008）「公費負担妊婦健康診査—日本産婦人科医会の調査結果から」『母子保健情報』第58号、pp. 41-46.
- 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』第78巻第3号第4号、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』第67巻第4号、pp.39-61.

『神戸国際大学紀要』第90号

鎌田健司（2013）「30代後半を含めた近年の出産・結婚意向」*IPSS Working Paper Series (J)* No.7、pp.1-22.

齊藤愼・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』第27巻第3号、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』第171号、pp.1-29.

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』第52号、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』第28巻第2号、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』第57号、pp. 53-70.

西岡八郎・山内昌和・小池司朗（2007）「地方自治体における人口および世帯数の将来推計の実施状況と社人研推計の利用状況および人口関連施策への対応－市区町村の場合－」『人口問題研究』第63巻第4号、pp.56-73

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）』第18号、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』第8巻、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.

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）