

妊婦健診をめぐる自治体間財政競争☆

宮本由紀

別所俊一郎[▼]

名城大学都市情報学部

慶應義塾大学経済学部

This version: 2011 年 10 月

【要 旨】

日本では所得再分配政策に地方政府の果たす役割は大きく、そのために所得再分配の程度に地域的な差異がみられる。本稿では、妊産婦定期健康診査（妊婦健診）を取り上げ、日本の市町村データを用いて妊婦 1 人当たり助成額の地域差を指摘する。また、助成額が同一都道府県内の市町村と正の相関をもつことを統計的に示す。他方で、地理的に近くにあっても同一都道府県内にない市町村とはほとんど相関しないことから、正の相関は、市町村が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考えられる。[250 字]

I はじめに

地方政府はさまざまな業務を行っており、所得再分配の執行においても地方政府の果たす役割は大きい (Blomquist and Micheletto 2009)。日本においてはとりわけその役割は大きく、医療・介護給付、その他の社会移転・扶助給付のかなりの部分が地方政府から支出されている (林 2010)。所得再分配政策のかなりの部分は中央政府によって企画・立案されているが、地方政府も「上乘せ」や「横だし」といったかたちで独自の事業を行っている。また、中央政府がガイドラインを作っているものの、地方政府が設定する実際の政策がガイドラインから乖離しているケースもあろう。このようなばあい、地方政府の行う政策に差異が発生する。本稿では妊産婦定期健康診査（妊婦健診）を例にとり、地方政府の政策の規定要因を、とくに近隣地方政府との関係に着目して分析する。

地方政府の政策決定における近隣地方政府との相互依存関係は、租税競争や政策競争の文脈で理論的 (小川 2006, 松本 2006)、実証的に (西川・林 2006) 分析されてきた。日本においても伊藤 (2002) は条例の制定等の波及を、Bessho and Terai (2010) は工業

☆ 本稿の作成にあたっては、隣接行列のデータを Eric Weese・林正義の両先生からいただいた。また近隣行列の作成にあたっては、東京大学空間情報科学研究センターが提供する CSV アドレスマッチングサービスを利用した。通常の留意とともに、記して感謝したい。

▼ Corresponding author: bessho@econ.keio.ac.jp

団地の建設の相互連関を検証している。本稿で扱う社会保障施策についても、中澤（2007）がホームヘルプサービスの供給水準に相互参照行動が見られることを確認しており、田中（2009）は子育て支援策について財政競争の存在を指摘している。

本稿の目的は、妊産婦定期健康診査（妊婦健診）の妊婦1人当たり助成額が、近隣地方政府の決定とどのように関係しているかを、市町村クロスセクションデータを用いて分析することにある。妊婦健診を含む子育て支援策は、すでに田中（2009）が同様の観点から分析しているものの、この分析は都道府県レベルを扱っている。

本稿の貢献は2点ある。第1は、日本の基礎的自治体である市町村のデータを用いて政策の相互依存を分析している点である。市町村データを用いた分析も多いものの、こと政策の相互依存についての統計的解析においては都道府県データを用いた分析がいまだ多くを占める。都道府県内でも市町村ごとに政策の差異はしばしば看取されるから、市町村レベルの分析は意義があると思われる。第2は、近隣市町村を都道府県の内外に分割して検討した点である。たとえば、市町村データを用いた中澤（2007）は相互依存する市町村を同一都道府県内と仮定しており、都道府県外市町村の影響は検討していない。もし政策の相互依存の源泉が便益の地理的スピルオーバーや、移住等の資源の流入であれば、上位政府の行政境界は相互依存のあり方に影響しないはずである。上位政府を区別することは、相互依存の源泉を調べるうえでの手がかりを与えられられる。

本稿の結果は以下のようにまとめられる。第1に、中央政府の設定した「望ましいあり方」があるにもかかわらず、市町村の行う妊産婦定期健康診査の助成額には散らばりがある。望ましい健診に必要な最低額は妊婦1人あたり60,000円強とされているが助成額が5万円よりも少ない市町村が2.9%、6万円よりも少ない市町村も4.4%存在している。他方、22%の市町村は助成額を10万円以上か無制限としている。第2に、助成額の設定には、同一都道府県内の市町村からの正の影響が統計的にも確認されるが、地理的に近くにあっても同一都道府県内にない市町村からはほとんど影響されないことが確認された。近隣市町村の影響が同一都道府県内にあるかどうかで異なることは、市町村が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とっていることを示唆している。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では妊婦健診の制度的背景を説明する。統計的な分析の定式化は第3節で、用いるデータは第4節で述べられる。第5節で分析結果を示し、第6節はまとめに充てられる。

II 制度的背景

現在の母子保健法第13条は「市町村は、必要に応じ、妊産婦又は乳児若しくは幼児に対して、健康診査を行い、又は健康診査を受けることを勧奨しなければならない」と規定しており、同法に基づいて市町村が妊産婦定期健康診査（妊婦健診）に公費助成を

行っている。本節では、妊婦健診への公費助成の推移と現状を概観する¹。

第2次大戦後の母子保健制度は1947年に公布された児童福祉法からはじまるといえる。1948年には母子衛生対策要綱が決定され、この要綱では妊産婦への保健指導として「妊娠初期及び末期の二回医師による完全なる健康診断を行う。初回の診察によって注意を要すると認められたものに対しては以後毎月一回必要あればそれ以上医師の診察を受けさせる。なお妊娠期間中助産婦による毎月一回の保健指導を普及させる」とされた。また、戦中の1942年に導入されていた妊産婦手帳はこの年に母子手帳と改称され、1958年には全国53か所に母子保健センターが設置された。

婚前から妊娠・分娩を経て乳幼児に至る一貫性のある母子保健指導の体系化と内容充実を図るため、1965年に母子保健法が制定され、母子手帳は母子健康手帳となった。1966年の同法の施行により妊婦への検査項目が追加され、妊婦管理が体系化されると、妊産婦の経済的な負担を軽減する目的で1969年に公費助成制度が導入された。対象は低所得世帯の妊婦であり、妊娠前期・後期各1回の健診への助成が行われた。実施提供主体は都道府県であり、都道府県知事らと医師会が契約し、都道府県が委託した医療機関において健診が行われた。財源は国1/3、都道府県2/3とされた。1974年には助成の対象がすべての妊婦に拡大されたが、回数と財源はそのままであった。

1994年に母子保健法が改正され、母子保健の実施提供主体は1997年に都道府県から市町村へ移り、「市町村母子保健計画」の策定が定められた。1996年の母子保健課長名通達「市町村母子保健計画策定指針」の別紙「市町村における母子保健事業にかかる実施回数等の標準値の算定について」では公費助成の回数について「妊婦及び乳児それぞれにつき2回を基準」とされた。他方、望ましい健診回数については、同じく1996年の児童家庭局長通知「母性、乳幼児に対する健康診査及び保健指導の実施について」において13～14回とされている。すなわち同通知の別紙の「I 母性の健康診査及び保健指導要領」では、母性の各期において原則として受けるべき健康診査及び保健指導等の回数として、「ア 妊娠初期より妊娠23週（第6月末）まで：4週間に1回、イ 妊娠24週（第7月）より妊娠35週（第9月末）まで：2週間に1回、ウ 妊娠36週（第10月）以降分娩まで：1週間に1回」と述べられている。

地方分権の流れの中で、1998年には国庫補助が一般財源化され、地方交付税措置されたが、交付税措置される健診回数は2回のままであった。2007年に発出された母子保健課長通知「妊婦健康診査の公費負担の望ましいあり方について」は、「(1)公費負担についても、14回程度行われることが望ましいと考えられる」としたうえで、「財政厳しい折、(1)の公費負担が困難な場合、健康な妊娠、出産を迎える上で最低限必要な妊婦健康診査の時期及び内容については、少なくとも次の5回と考えられることから、経済的理由等により受診をあきらめる者を生じさせないため、これを基本として5回程度

¹ 本節の内容は、本多（1994）、宮原（1995）、竹村ほか（1996）、松田（2008）に依拠している。

の公費負担を実施することが原則であると考えられること」とした。これを受けるかたちで、2007年に子育て政策の一環として、地方財政措置により交付税措置される健診回数が2回から5回へ拡充された。

2008年度第2次補正予算により都道府県に妊婦健康診査支援基金が造成され、公費助成による健診回数は、1996年の児童家庭局長通知で望ましいとされた14回へ増加した²。14回のうち、5回分は市町村が負担、拡充分9回分は国が1/2（妊婦健康診査臨時特例交付金）、市町村が1/2を負担することとされ、市町村の負担額には地方交付税措置が行われた。この制度は2010年度末までの期限付きだったが、2011年度では111億円が積み増され、HTLV-1抗体検査を含む公費助成が継続されている。

このような助成拡充の結果、2010年4月時点で、助成回数は全市町村で14回以上となり、全国平均は14.04回である（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」）³。同様の調査によれば、助成回数の平均値は、2007年8月時点で2.8回、2008年4月時点で5.5回、2009年4月時点で13.96回であったから、市町村の助成拡充に国の制度が大きく寄与しているといえよう。

最低限の望ましい健診の必要額は妊婦1人あたり60,000円強といわれている（可世木・岩永2008）⁴。妊婦健康診査臨時特例交付金でも妊婦1人当たり単価は68,000円とされている（2011年3月9日雇用均等・児童家庭局長通知「平成20年度妊婦健康診査臨時特例交付金の運営について」の一部改正について）⁵。もちろん、健診に必要な額は各妊婦がどのような健診を受けるかに依存する。ところが、実施主体である市町村の公費助成額は、2010年4月時点でも3万円台から12万円以上まで大きな開きが生じている（**図1**）。本稿では、このような市町村間の差異の決定要因を探る。

III 定式化

1 基本モデル

市町村の妊婦1人当たりの公費助成額の差異の決定要因を、周囲の影響を考慮して回帰分析の枠組みで分析する。推定式は、財政競争の実証分析で標準的に用いられる空間

² このような拡充の背景には、奈良県橿原市の妊婦たらいまわし事件（2007年8月）があったかもしれない。この事件では、妊婦が健診を受けていないと報道されている。健診を受けていない妊婦の実態についてはたとえば前田（2008）を参照せよ。

³ 対象は当該市区町村に住居登録もしくは外国人登録している妊婦で、松戸市のばあい、受診票を用いた現物給付となる。「里帰り出産」等により居住している市区町村外での健診のばあい、申請による償還払いが多い。

⁴ 可世木・岩永（2008）は健診5回で61,940円と計算している。このうちには、問診、血圧・体重測定、血液検査、超音波検査、梅毒・B型肝炎抗原・C型肝炎抗体検査等が含まれる。

⁵ 2009年2月26日の局長通知では63,790円、2010年10月6日の同局長通知では66,080円であった。なお、「妊婦健康診査臨時特例交付金の運営について Q&A2009.1.23」で示された積算根拠によれば、1人当たり62,730円である（日産婦医会報、平成22年7月号）。

ラグ (spatial autoregressive) モデルに基づく。すなわち、基本的な推定式は

$$Z_i = \beta w_i Z_{-i} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + \sum_{j=1}^{46} \eta_j + u_i \quad (1)$$

である。ここで、 Z_i は市町村 i の妊婦 1 人あたり公費助成額、 w_i は近隣ウェイトを表すベクトル、 Z_{-i} は市町村 i 以外の公費助成額、 \mathbf{X}_i はその他の説明変数を表すベクトル、 η_i は市町村が属する都道府県の固定効果、 u_i は誤差項を表す。 β と θ は対応する係数 (ベクトル) である。空間ラグ項は $w_i Z_{-i}$ は「近隣の」市町村の公費助成額の加重平均値であり、近隣ウェイト w_i は和が 1 になるように基準化されている。

空間ラグモデルの推定において強調されているとおり、市町村間の相互依存関係を想定しているとき、空間ラグ項 ($w_i Z_{-i}$) は内生変数であり、(1)式をOLS推定しても不偏性・一致性のある推定量は得られない。このような内生性には最尤法を用いた対処法も用いられるが、本稿では誤差項の関数形の仮定が緩い操作変数法を用いる (e.g., Kelejian and Prucha 1998, Anselin 2010, Arraiz et al. 2010)。適切な (valid) 操作変数は空間ラグ項 ($w_i Z_{-i}$) と相関し (relevancy) かつ誤差項 (u_i) と相関しない (exogeneity) もでなければならぬ。ここで、その他の説明変数 (\mathbf{X}_i) は誤差項と相関しないと仮定する。このとき、説明変数の空間ラグ項 ($w_i \mathbf{X}_{-i}$) が適切な操作変数の候補になることが知られている (e.g., Revelli 2006)⁶。本稿では説明変数の空間ラグ項を用いた 2 段階最小 2 乗推定を行う。

推定式(1)において空間ラグ項の係数がゼロでなかったとしても、それは必ずしも市町村間の政策競争の存在を含意しない (Bailey and Rom 2004, Brueckner 2003, Revelli 2005)。なぜなら、技術的外部性、共通のショック、上位政府によるコントロールといった要因によっても空間ラグ項の係数は非ゼロに推定されうるからである。

2 拡張モデル

空間ラグ項の係数を非ゼロにする要因、すなわち財政競争・技術的外部性・共通のショック・上位政府によるコントロールといった要因の識別を目的として、本稿では次のモデルも推定する。

$$Z_i = \beta_1 w_i^1 Z_{-i}^1 + \beta_0 w_i^0 Z_{-i}^0 + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + \sum_{j=1}^{46} \eta_j + u_i \quad (2)$$

このモデルでは空間ラグ項を 2 つに分解している。上添え字 1 のついた $w_i^1 Z_{-i}^1$ は市町村 i が立地する都道府県内に存在している近隣市町村の公費助成額の加重平均値、上添え字 0 のついた $w_i^0 Z_{-i}^0$ は市町村 i が立地する都道府県外に存在している近隣市町村の公費助成額の加重平均値を表す。それゆえ、基準化を行わなければ、 $w_i = w_i^0 + w_i^1$ が成り立つ。(1)とおなじく、近隣ウェイト w_i^1 と w_i^0 は和が 1 になるように基準化されている。

⁶ 公費助成に空間ラグ項以外の経路での相互依存があるとき、誤差項に空間的自己相関が発生している。

もし市町村の助成金額の空間的相互依存関係が技術的外部性や地理的な共通なショック、あるいは妊婦の移動に起因するものなら、これらの要因は行政上の境界である都道府県境とは関係なく市町村に影響するはずであり、2つの空間ラグ項の係数は等しくなるはずである。上位政府のコントロールや、同一都道府県内を基準とした財政競争が原因であれば、都道府県外の空間ラグは影響を持たず、県内のみが影響を示すはずである。

前小節で述べたように、空間ラグ項 ($w^l z^l_i$, $w^o z^o_i$) は内生変数であるから、OLS推定値は不偏性も一致性も持たない。そこで、基本モデルと同じく、説明変数の空間ラグ項を用いた2段階最小2乗推定を行う。説明変数の空間ラグ項として、市町村 i が立地する都道府県の内外によって分類した $w^l \mathbf{X}^l_i$ と $w^o \mathbf{X}^o_i$ を用いる。

このモデルの推定では、他の都道府県内の市町村と近接関係のない、すなわち w^o_i の要素がすべてゼロであるような市町村はサンプルから除外される。

3 近隣ウェイト

近隣ウェイトとしては、空間計量経済学で標準的な隣接ウェイトと距離ウェイトを用いる。隣接ウェイトの計算にあたっては、人口や市町村境の延長等によるウェイト付けは行っていない。隣接ウェイトを用いるとき、地続きで接している市町村がない市町村は除外されている。距離ウェイトは、市町村役場の緯度経度の情報から直線距離を求めて用いている⁷。

IV データ

市町村の公費助成額のデータは、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」(2010年4月)から得た、市町村クロスセクションデータである。すべての市町村のデータが利用可能であり、サンプルサイズは1,750である。ただし、他の市町村と近接関係にないときには回帰分析のサンプルからは外される。多くの市町村では妊婦1人当たりの公費助成額が一意に定まっているが、そうでないところもある。たとえば助成額に定めを置かず全額公費負担としている市町村(北海道剣淵町・美深町、青森県西目屋村、福島県南相馬市・矢祭町、新潟県糸魚川市、大分県姫島村)、回数は無制限だが1回あたりに限度額がある町(北海道和寒町)、妊婦の年齢によって異なる市区町村(国立市等、東京都に多い)、第3子以降には助成額が増える市町村(橋本市等、和歌山県の10市町)である。

助成額・回数に定めのない市町村については、1人当たり助成額は以下の2つの理由

⁷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。ウェイトは50kmを閾値とする三角ウェイトを用いている。すなわち、市町村 i と市町村 j の役場間の直線距離を d_{ij} km であるとき、基準化前のウェイトは $\max(50 - d_{ij}, 0)$ である。

により一律 20 万円とした。第 1 に、助成額が一意に決まっている中での最大値は北海道秩父別町の 16 万円であることである。第 2 に、助成回数が無制限の北海道和寒町の 1 回の公費負担額は 1 万円であり、助成回数が一意に定まっている市町村のうちの最大助成回数は 19 回であることである。妊婦の年齢によって助成額が異なる場合には、妊婦の年齢が 35 歳以上の場合に支給する公費負担額のみしか「妊婦健康診査の公費負担の状況にかかる調査結果」に記載されていなかったため、その値を用いた。子供の数によって助成額が異なる場合は、第 3 子以降に助成額が増加するので、第 1 子・第 2 子に支給される値を公費負担額として用いた。

その他の説明変数 (X_i) としては、妊婦健診の必要性、粗出生率、妊娠が可能な女性の人口比率、地方自治体の財政状況、産婦人科医の影響力の 5 つの要因を想定した。第 1 の変数は妊婦健診の必要性である。妊婦健診の必要性が高い地域では健診の検査項目が多くなったり、健診 1 回あたりの費用が高くなったり、健診の回数が増えることが予想される。したがって、妊婦健診の必要性は公費助成額にプラスの影響を及ぼすと思われる。具体的には、母親の出産平均年齢・35 歳以上の母親の比率・周産期死亡率を用いた。2009 年 2 月 27 日雇用均等・児童家庭局長通知「妊婦健康診査の実施について」に示されているように出産年齢が上昇するほど妊婦時の健康管理がより重要となるため、出産年齢が高齢化している地域ほど妊婦健診の必要性は高いであろう⁸。出産年齢の高齢化を示す指標として、2007 年の「人口動態調査」から求めた母親の出産平均年齢・35 歳以上の母親の比率を用いた。また、松田 (2008) が妊婦健診の充実が周産期死亡を減少させると指摘していることから、おなじく 2007 年の「人口動態調査」から周産期死亡数を出産数で除した周産期死亡率を用いた。第 2 の変数は粗出生率である。可世木・岩永 (2008) は出生率が低い地域では妊婦健診を少子化対策として用いている可能性があるを指摘しており、過去の出生率は公費助成額にマイナスの影響を及ぼすと思われる。粗出生率は 2007 年の出生数を人口で除して求めた。第 3 の変数は妊娠が可能な女性の比率である。妊婦健診の対象となる妊婦となる可能性がある女性の比率が増えれば、より多くの金額の助成を求める声が大きくなり、公費助成額にプラスの影響を及ぼす可能性がある。妊娠が可能な女性の比率は妊娠が可能な女性の人口を女性人口で除して求めた。妊娠が可能な女性の年齢を一意に決めることは容易ではないが、2007 年「人口動態調査」によれば出産時の母の年齢 (5 歳階級) が 45 歳以上の割合は 0.056% である。そこで、本稿では妊娠が可能な女性の年齢を 15 歳以上 44 歳以下とし、2007 年「住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数」から求めた。第 4 の変数は地方自治体の財政状況である。2 節でも説明したように、現在の市町村の公費負担額のうち、拡充分である 9 回は地方交付税交付金による財政措置が行われているが、14 回を超え

⁸松田 (2008) では出産年齢の高齢化が異常分娩・産褥やハイリスク新生児の増加につながっていかないように、これらハイリスク妊婦を的確にピックアップできるようなスクリーニングの役割を妊婦健診は果たしていると指摘している。

る場合は市町村の負担となる。したがって、市町村の財政状況は公費助成額にプラスの影響を及ぼすと思われる。市町村の財政状況を表す変数として、2007年の「市町村別決算状況調」から1人当たり一般財源額（対数値）、1人当たり地方税額（対数値）を用いた。第4の変数は地方政府に対する産婦人科医の影響力を示す変数である。可世木・岩永（2008）にも指摘するように、公費負担額の決定には各地区の医師会の意見も影響を及ぼしている。したがって、産婦人科医や医師会の影響力を計測するのは容易ではないが、ここでは女性1人当たりの産婦人科医師数を用いる。産婦人科医師数は2004年「医師・歯科医師・薬剤師調査」の産婦人科医師数と産科医師数の合計の値を用いた。データの標本統計量は表1に示している。

V 推定結果

1 記述統計

回帰分析を行う前に、基本的な記述統計量を確認しておこう。

図2は妊婦1人当たりの公費助成額の分布を示している。この図は、公費負担額が明示されていない市区町村は除いた都道府県ごとの単純平均を示している。都道府県平均では、9～10万円の県が比較的多い。最低限の健診必要額が6～7万円だから、これらの県の助成は14回の健診をカバーしていると思われる。

公費助成額の分布は前掲図1に示した。5,000円ごとの頻度をみると9～9.5万円が最も多く、ほぼ対称か、やや右に歪んだ分布となっている。地理的分布は図3に示されている。この図は、市区町村役場の位置を公費助成額ごとに色を変えてプロットしたものであり、色が黒っぽいほど助成額が大きいことを示す。赤の点は助成額が7万円以下の市町村に対応している。診療報酬を基準としたときの最低限の健診額（助成額込みで妊婦が支払う金額）は6～7万円だから、これらの市町村では最低限の健診額をカバーできない。このように助成額の少ない市町村は大阪府・神奈川県・愛媛県に集中しており、また北海道にも散在している。またこの図3からは、都道府県ごとに助成額の水準が似通っていることが見てとれる。

そこで、都道府県ごとの助成額の標本平均と標本標準偏差を表2に示した。この表では、助成額・回数に定めのない市町村の助成額は20万円として計算している。この表からは、山形・群馬・富山・石川・福井・山梨・静岡・三重・京都・奈良・岡山・徳島・香川・高知・福岡・佐賀・長崎・鹿児島・沖縄の19県では標準偏差がゼロであり、すべての市町村の助成金額が等しいことがわかる。前述したように、1997年まで母子保健の実施主体は都道府県で、都道府県と医師会が委託契約を結んでいたから、これらの県ではその歴史的な経緯によって県内市町村で同一の制度を採用しているのかもしれない。

2 回帰分析

回帰分析による基本ケースの推定結果は表 3 に示されている。近隣ウェイトの基準として距離を使うばあいは、Sargan 統計量は小さいものの、Cragg-Donald 統計量の値が小さい。隣接行列を使うばあいには逆に、Cragg-Donald 統計量は大きいものの、Sargan 統計量がやや大きく、いずれのばあいにも操作変数の適切さにやや疑問が残る。係数推定値を見ると、近隣の市町村の影響は小さく、統計的にも有意には検出されない。他の変数についても統計的に有意な影響を持っているのは 1 人当たり一般財源額の対数値のみである。

基本ケースでは、都道府県ダミーを用いて入るものの、県内の近隣市町村と県外の近隣市町村の影響を区別していない。先の図 3 が示唆するように、県内と県外の市町村では影響の与え方が異なるのかもしれない。そこで拡張ケースでは、県内と県外の近隣市町村の影響を区別して推定した。県内と県外を区別するため、県外の市町村を近隣市町村に含まないような市町村はサンプルから除外される。また、県内で助成額にばらつきのない県では、上位政府である県からの指導の影響等が強いと推測されるため、そのような県に属する市町村を除外した推定も行った。

拡張ケースの推定結果は表 4 に示されている。いずれのケースでも Cragg-Donald 統計量がやや小さいものの、Sargan 統計量はそれほど大きくなく、操作変数は適切であるとみてよいように思われる。係数推定値をみると、県内の近隣市町村と県外の近隣市町村では係数の大きさが異なる。すなわち、近隣であっても県外の市町村の影響は小さく、統計的にも有意に検出されない一方で、県内の近隣市町村の影響は、県外の影響に比べると大きく、統計的にも有意に正に検出される。またこの結果は、近隣ウェイトの計算に隣接関係を用いても距離を用いても同じように認められる。

先に指摘したように、空間ラグ項の係数がゼロでないとしても、必ずしも市町村間の政策競争の存在を含意せず、技術的外部性や共通のショック、上位政府によるコントロールといった要因による可能性も否定できない。本稿の政策変数は妊婦健診への助成であり、この政策は個人への補助だから、便益のスピルオーバーという技術的な外部性は発生しない。また、welfare magnet の議論に見られるような、助成を受けるための移住の影響を受けている可能性も低い。なぜなら、移住は都道府県の境界を容易に越えうるから、県内市町村と県外市町村の影響が異なるとは考えにくいからである。県内市町村と県外市町村の影響が異なることは、地域的な共通のショックへの対処という可能性も否定しているといえよう。

したがって、県内の近隣市町村の影響が県外の影響に比べると大きく、統計的にも有意に正に検出されるという結果は、県内市町村を近隣（準拠集団）とみなした市町村の横並び行動、あるいはヤードスティック競争を反映していると解釈されよう。市町村が同一都道府県内の市町村の行動を参考に行っていることは、ホームヘルプサービスの供給

を分析した中澤（2007）においても指摘されている。あるいは、説明変数に都道府県ダミーが含まれているものの、上位政府（都道府県）による緩やかな制御や指導、母子保健の実施主体は都道府県であった歴史的経緯の影響を示唆しているのかもしれない。

他の制御変数についてみると、1人当たり一般財源の対数値は頑健に統計的に正の影響を示している。前述したように、妊婦健診9回分については中央政府からの定率補助が行われているものの、限界的には一般財源である税か、定額補助である地方交付税交付金が充てられることになっている。それゆえ、この結果は一般財源による所得効果が働いていることが示唆しているといえよう。

VI おわりに

本稿では、まず市町村の行う妊産婦定期健康診査の助成額の散らばりを指摘した。望ましい健診に必要な最低額は妊婦1人あたり60,000円強といわれており、市町村の助成額は9～9.5万円が最も多いものの、助成額が5万円よりも少ない市町村も存在している。次に回帰分析により、助成額の決定への周囲の市町村からの正の影響、市町村の一般財源の正の影響を確認した。周囲の市町村の影響については、同一都道府県内の市町村からの影響が統計的にも確認されるが、地理的に近くにあっても同一都道府県内がない市町村からはほとんど影響がないことが確認された。近隣市町村の影響が同一都道府県内にあるかどうかで異なることは、市町村が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とっていることを示唆している。このような解釈は、市町村間での助成額の散らばりが少ない県が47都道府県中19も存在していることから支持されよう。もちろん、妊婦健診がかつては都道府県の事業であったことから、上位政府である都道府県の指導が強いという可能性も否定できない。

妊産婦定期健康診査は母子保健政策の一環であるとともに子育て支援策の一つとも位置付けられている。市町村の財政状況が必ずしも芳しくないなかでは、妊婦健診の助成額の設定は他の母子保健施策や子育て支援策と代替関係にあるのかもしれない。また、政策の決定には本稿では考慮していない政治的な要因が強く働いている可能性もある。これらは将来の課題である。

図1. 妊婦1人あたり公費助成額の分布

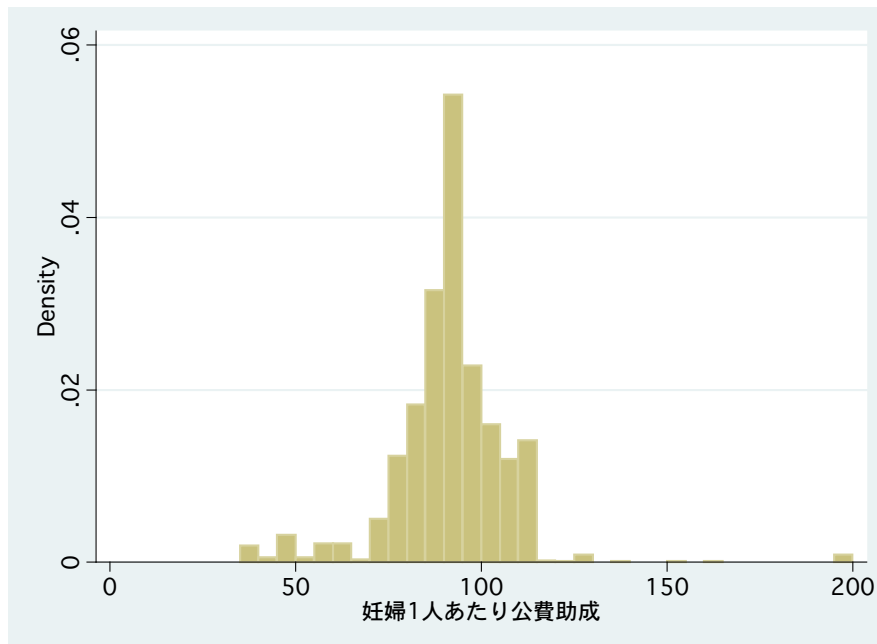
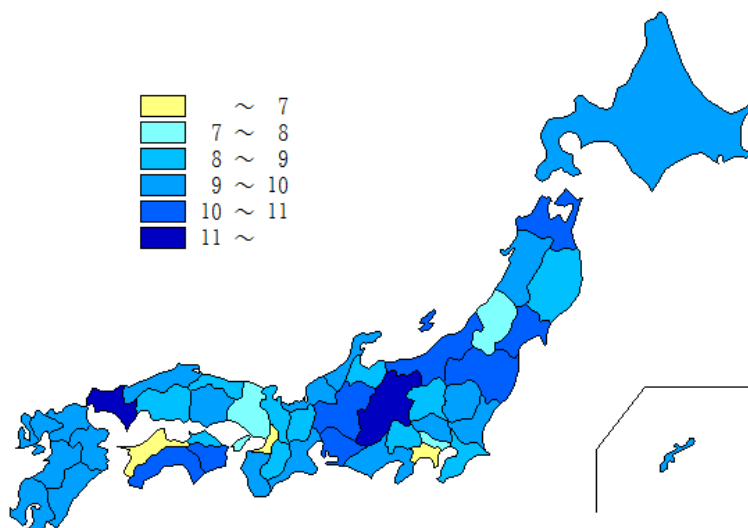


表1. 標本統計量

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
母親年齢	歳	29.72	0.99	22.00	34.50
母親35歳以上比率		0.17	0.06	0.00	0.67
周産期死亡率		0.004	0.007	0.000	0.077
出生率		0.007	0.002	0.000	0.017
女性15～44歳人口比率		0.32	0.06	0.13	0.49
1人当たり一般財源	百万円	0.32	0.21	0.07	2.64
1人当たり地方税	百万円	0.13	0.08	0.04	1.80
女性1人当たり産婦人科医数		0.25	0.39	0.00	4.39

(注) サンプルサイズは1,750.

図2. 助成額の都道府県平均値の分布



(注) 厚生労働省資料より作成.

図3. 助成額の市町村分布

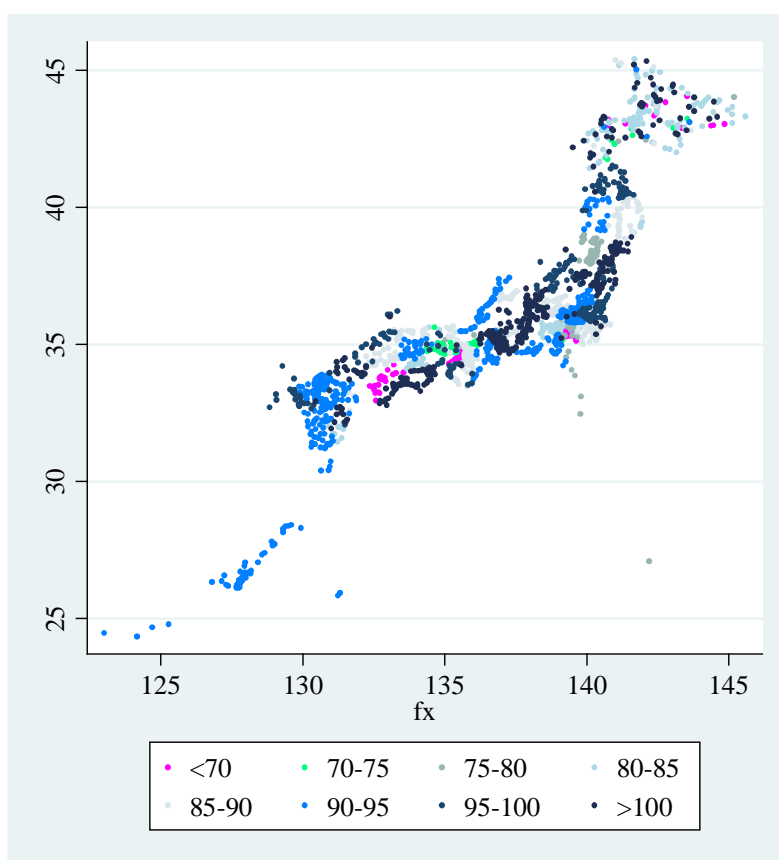


表 2. 助成額の都道府県別分布

	市町村数	平均	中位値	標準偏差	最小値	最大値
北海道	179	90.95	82.83	22.67	45.00	200.00
青森県	40	102.04	99.53	15.89	99.53	200.00
岩手県	34	86.91	87.21	0.97	83.85	87.21
宮城県	35	103.59	104.00	2.45	89.50	104.00
秋田県	25	93.78	93.50	0.99	93.50	97.12
山形県	35	75.00	75.00	0.00	75.00	75.00
福島県	59	104.26	102.40	18.24	92.80	200.00
茨城県	44	95.32	95.00	2.11	95.00	109.00
栃木県	27	91.07	91.00	0.38	91.00	93.00
群馬県	35	85.64	85.64	0.00	85.64	85.64
埼玉県	64	91.64	91.30	2.28	91.30	109.30
千葉県	54	89.59	88.21	5.76	88.21	113.13
東京都	62	79.59	78.65	3.26	78.65	94.55
神奈川県	33	61.84	60.00	14.47	46.00	101.00
新潟県	30	101.40	97.83	18.64	97.83	200.00
富山県	15	86.56	86.56	0.00	86.56	86.56
石川県	19	90.27	90.27	0.00	90.27	90.27
福井県	17	93.20	93.20	0.00	93.20	93.20
山梨県	27	84.00	84.00	0.00	84.00	84.00
長野県	77	112.17	112.45	4.05	100.00	137.45
岐阜県	42	102.76	112.70	12.59	76.56	116.51
静岡県	35	91.20	91.20	0.00	91.20	91.20
愛知県	57	101.59	101.95	2.59	82.44	101.95
三重県	29	90.58	90.58	0.00	90.58	90.58
滋賀県	19	86.04	70.01	20.83	68.48	112.45
京都府	26	86.73	86.73	0.00	86.73	86.73
大阪府	43	46.09	42.00	14.11	35.00	112.45
兵庫県	41	78.58	70.00	12.17	70.00	98.00
奈良県	39	85.00	85.00	0.00	85.00	85.00
和歌山県	30	92.09	96.30	5.19	86.30	100.00
鳥取県	19	89.42	89.42	0.00	89.42	89.42
島根県	21	99.91	99.11	2.66	99.11	110.25
岡山県	27	93.94	93.94	0.00	93.94	93.94
広島県	23	87.59	87.12	2.27	87.12	98.00
山口県	19	111.70	112.45	3.26	98.25	112.45
徳島県	24	108.13	108.13	0.00	108.13	108.13
香川県	17	80.40	80.40	0.00	80.40	80.40
愛媛県	20	60.64	58.71	2.69	58.71	64.21

高知県	34	105.31	105.31	0.00	105.31	105.31
福岡県	60	93.65	93.65	0.00	93.65	93.65
佐賀県	20	92.50	92.50	0.00	92.50	92.50
長崎県	21	98.00	98.00	0.00	98.00	98.00
熊本県	45	93.66	93.65	2.03	91.55	106.40
大分県	18	98.52	93.00	25.45	86.54	200.00
宮崎県	26	94.21	89.78	11.98	81.56	110.96
鹿児島県	43	94.30	94.30	0.00	94.30	94.30
沖縄県	41	94.71	94.71	0.00	94.71	94.71
全国	1750	91.52	92.50	16.06	35.00	200.00

表 3. 基本ケース推定結果

近隣行列	隣接	距離
空間ラグ	0.031 (0.158)	0.067 (0.149)
母親年齢	0.009** (0.005)	-0.002 (0.006)
母親 35 歳以上比率	-0.062 (0.066)	0.121 (0.085)
周産期死亡率	-0.421 (0.369)	-0.28 (0.427)
出生率	-1.959 (2.039)	-1.200 (3.245)
女性 15～44 歳人口比率	0.144 (0.120)	0.036 (0.172)
1 人当たり一般財源対数値	0.067*** (0.011)	0.037** (0.016)
1 人当たり地方税対数値	-0.017* (0.009)	-0.004 (0.013)
女性 1 人当たり産婦人科医数	-0.004 (0.007)	-0.002 (0.014)
Cragg-Donald 統計量	10.733	1.428
Sargan 統計量	17.436	14.543
p 値	0.015	0.410
観測値数	1702	662

(注) カッコ内は標準誤差. ***, **, *はそれぞれ, 有意水準 1%, 5%, 10%で統計的に有意にゼロと異なることを表す. 推定方法は 2 段階最小 2 乗法で説明変数に都道府県ダミーを含む. 除外された操作変数は説明変数の空間ラグ項. Cragg-Donald 統計量は操作変数の弱さについての統計量.

表 4. 拡張ケース推定結果

近隣行列	隣接	距離	隣接	距離
標本選択	なし	なし	あり	あり
空間ラグ (県内)	0.594*	0.549**	0.895**	0.858**
	(0.319)	(0.275)	(0.415)	(0.433)
空間ラグ (県外)	-0.078	0.018	-0.048	-0.006
	(0.082)	(0.136)	(0.047)	(0.069)
母親年齢	-0.002	-0.003	0.001	0.004
	(0.006)	(0.009)	(0.004)	(0.006)
母親 35 歳以上比率	0.121	0.216	0.050	0.038
	(0.085)	(0.138)	(0.062)	(0.098)
周産期死亡率	-0.280	-0.547	-0.603*	-0.988*
	(0.427)	(0.717)	(0.352)	(0.551)
出生率	-1.200	-3.006	-2.148	-4.311
	(3.245)	(5.456)	(1.871)	(2.900)
女性 15~44 歳人口比率	0.036	0.171	0.004	0.063
	(0.172)	(0.273)	(0.107)	(0.156)
1 人当たり一般財源対数値	0.037**	0.058**	0.021**	0.036**
	(0.016)	(0.024)	(0.010)	(0.016)
1 人当たり地方税対数値	-0.004	-0.007	0.002	0.000
	(0.013)	(0.021)	(0.008)	(0.013)
女性 1 人当たり産婦人科医数	-0.002	-0.008	-0.002	-0.004
	(0.014)	(0.024)	(0.006)	(0.009)
Cragg-Donald 統計量	1.428	1.766	5.260	4.817
Sargan 統計量	14.543	16.152	10.021	13.043
p 値	0.410	0.304	0.761	0.523
観測値数	662	424	1418	944

(注) カッコ内は標準誤差。***, **, *はそれぞれ, 有意水準 1%, 5%, 10%で統計的に有意にゼロと異なることを表す。推定方法は 2 段階最小 2 乗法で説明変数に都道府県ダミーを含む。除外された操作変数は説明変数の空間ラグ項である。Cragg-Donald 統計量は操作変数の弱さについての統計量。「標本選択あり」では, 都道府県内の助成金額の分散がゼロの市町村を除いている。

参考文献

- Anselin, Luc. 2010. Thirty years of spatial econometrics. *Papers in Regional Science* 89(1), 3-25.
- Arraiz, Irani, David M. Drukker, Harry H. Kelejian, Ingmar Prucha. 2010. A spatial Cliff-Ord-type model with heteroskedastic innovations: Small and large sample results. *Journal of Regional Science* 50(2), 592-614.
- Bessho, Shun-ichiro and Kimiko Terai. 2011. Competition for private capital and central grants: the case of Japanese industrial parks. *Economics of Governance* 12(2), 135-154.
- Bailey, Michael A., Mark Carl Rom. 2004. A wider race? Interstate competition across health and welfare programs. *Journal of Politics* 66(2), 326-347.
- Blomquist, Sören, Luca Micheletto. 2009. Nonlinear income taxation and matching grants in a federation with decentralized in-kind transfers. *International Economic Review* 50(2), 543-575.
- Brueckner, Jan K. 2000. Welfare reform and the race to the bottom: Theory and evidence. *Southern Economic Journal* 66(3), 505-525.
- Brueckner, Jan K. 2003. Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies. *International Regional Science Review* 26, 175-188.
- Ghosh, Soma. 2010. Strategic interaction among public school districts: Evidence on spatial interdependence in school inputs. *Economics of Education Review* 29, 440-450.
- Kelejian, Harry H., Ingmar Prucha. 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), 99-121.
- Revelli, Federico. 2005. On spatial public finance empirics. *International Tax and Public Finance* 12, 475-492.
- Revelli, Federico. 2006. Performance rating and yardstick competition in social service provision. *Journal of Public Economics* 90, 459-475.
- 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. 慶應義塾大学出版会.
- 小川光. 2006. 地方政府間の政策競争—税・支出の競争と外部効果. *フィナンシャル・レビュー* 82, 10-36.
- 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*58, 41-46.
- 竹村喬・中島有香理・山地建二・小山田浩子. 1996. 保健指導の意義と歴史的推移. *ペリネイタルケア*1996夏期増刊, 14-24.
- 田中宏樹. 2009. 育児支援施策をめぐる自治体間財政競争. *公共選択の研究*52, 25-36.
- 西川雅史・林正義. 2006. 政府間財政関係の実証分析. *フィナンシャル・レビュー*82, 197-222.
- 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, 53-70.
- 林正義. 2010. 日本における財政・社会保障の課題. 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所編『*経済成長と財政健全化の研究：持続可能な長期戦略を求めて*』中央経済社, 221-250.
- 本多洋. 1994. 妊婦の定期健康診査の歴史とその意義. *周産期医学*24(8), 1043-1044.
- 本多洋. 1997. 妊産婦健康診査—その意義, 基準, 内容. *周産期医学*27(8), 1038-1041.
- 前田津紀夫. 2008. 未受診妊婦の実態とその問題点. *母子保健情報*58, 33-40.
- 松田義雄. 2008. 妊産婦健診の目的と意義. *母子保健情報*58, 2-5.
- 松本陸. 2006. 政府間税競争の理論—資本税競争を中心として. *フィナンシャル・レビュー*82, 37-78.
- 宮原忍. 1995. 我が国の母子保健制度発展の軌跡—母子健康手帳の変遷を中心として—. *周産期医学*25(1), 19-22.

矢島陽子. 2008. 母子保健行政と妊婦健康診査. 母子保健情報58, 47-49.