Osaka University Knowledge Archive

Title	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
Author(s)	山内, 康弘
Citation	大阪大学経済学. 2009, 59(3), p. 206-222
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/26577
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

Osaka University

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*

山　内　康　弘†

要　　約

本稿は，我が国の介護保険制度における政策決定過程において，介護保険施設の供給水準が，近隣の都道府県間で互いに相関し，空間的な自己相関が存在するか否かについて検証した。Anselinの最尤推定の方法により，Spatial Fixed Effects Modelを含む空間自己相関モデルを推計した結果，介護保険施設の供給による介護保障水準は，近隣都道府県の平均的な供給水準と正で相関しており，現行の介護保険制度における政策決定過程で，空間的な自己相関が存在する可能性が高いことがわかった。また，その空間的な自己相関は，各施設サービス別の供給水準についても存在する可能性を示した。

JEL分類番号：C21；H72；H77；I38
キーワード：介護保険施設，空間自己相関，空間固定効果モデル

1　はじめに

2000年に創設された介護保険制度は比較的順調に推移してきたと言われているが，受給者の急増により各保険者の財政は逼迫する状況にあり，その持続可能性が懸念されている。そのため，「施設から在宅へ」というスローガンにもあるように，政府は，施設介護を可能な限り抑制し在宅介護への転換を図っている。事実，各都道府県は，「介護３施設」と呼ばれる，介護老人福祉施設（特別養護老人ホーム），介護老人保健施設，介護療養型医療施設（介護型療養病床）について，高齢者保健福祉計画及び介護保険事業支援計画に基づき，施設の認可数を調整しており，供給制限を行ってきた[1]。その行動の背景には，介護保険料の設定における地方分権化がある。介護保険料は保険者である市町村がサービス量の見込みや給付費の支給状況，財政の逼迫度に応じて独自に設定することになっており，受益と負担が従前よりも連関するようになっている。財政安定化基金の活用によって，保険料の激変緩和措置がとられることが多いが，その借入金額は増える傾向にあり，保険料の高騰，財政破綻を避けるためにも，広域自治体である都道府県は介護保険施設の供給を調整することになる。よって，各都道府県は限られた予算制約の中で，できる限り住民の要望に応じた介護保障水準（特に施設）の設定を独自に行うこととなる。これは，これまでのわが国の地方公共サービスの提供における中央集権的な意思決定過程から脱却し，介護保険制度が「地方分権の試金石」と呼ばれる所以のひとつとなっている。

さて，このような地方分権的な政策決定過程

* 本稿の作成にあたり，指導教官である大阪大学・齊藤愼先生，小原美紀先生，大槻恒裕先生より貴重なコメントを賜りました。これまでのご厚誼について深く感謝申し上げます。なお，本文中の誤りはすべて筆者の責任に帰するものです。
† 帝塚山大学経済学部講師

[1] 介護療養型医療施設（介護型療養病床）については，平成24年度を目途に「介護療養型老人保健施設」などに再編成される予定である。

においては，一種の「自治体間競争」が起きるのではないかといわれており，ここ数十年間，税率，公共サービスの支出及び水準の設定における地方政府間の戦略的な相互関係についての実証的な研究が世界的になされてきた。

特に，一連の研究はwelfare competitionの論点を分析してきた。福祉サービスを受ける住民がより高い水準のサービスを求めて住居を移すとすれば，分権化されている福祉政策は戦略的に設定されることになる。つまり，地方政府は，welfare magnetとなることを避けるために，自身の福祉サービスの水準を近隣の地方政府の水準よりも互いに低く設定することから，race to the bottom（底辺への競争）へとつながり，社会保障制度が結果的に崩壊する可能性があるというものである。しかし，わが国の介護保険制度では，介護保険施設への入所に関する「住所地特例」という制度があり，他の自治体の住民が仮に転入し施設に入居したとしても，その施設介護に対する支出は元の居住地の自治体が負担することになっている。よって，住民の移動があったとしても，welfare competitionが実際に起こる余地は少ないのではないかと思われる。

もうひとつの自治体間競争の可能性として，公益企業の分析などで多用されるyardstick competition（ヤードスティック競争）がある。投票者である住民は，福祉サービスに必要な本来のコストについて十分な情報を得ることは難しい。また，可能であっても情報を得るためにかかるコストは莫大となる。よって，不完全な情報しか持たない住民は，地方分権の恩恵により，近隣の地方政府と自らの地方政府を比較，評価することによって，投票行動を改善しようとする。これは「情報のスピルオーバー」と呼ばれる。そして，政策決定者は，近隣の福祉サービス水準に気を払い，互いに競争することによって，結局は近隣の地方政府の政策を模倣するようになる［Besley and Case（1995）］。また，地方政府が自地域の住民の意見を完全に集約することは難しいので，住民の批判を避けるために，近隣の地方政府の政策を模倣する傾向があるかもしれない。また，同様の議論として，林（2006）は，地方政府がみずから技術を革新するよりも，他の政府の成果にただ乗りをする誘因をもつ可能性を指摘している。このような戦略的な相互依存関係が現行の介護保険制度においても起こる可能性は十分に考えられ，もし存在すれば，近隣自治体の福祉サービス水準は互いに正の相関をもつこととなる[2]。

本稿のように，わが国の福祉サービス分野の戦略的な相互依存関係について扱った実証分析は意外に希少であるといえる[3]。そのうち，齊藤・中井（1999）は，東京都下自治体の老人福祉費が，財政力の高い豊かな団体のサービス水準に影響を被っているとする「デモンストレーション効果」が存在することを実証している。また，塚原（1992）は，政策がいかなる理由で導入されるのかを説明する仮説として，必要性の高まりを重視する「先行要件仮説」と模倣や同調を重視する「伝播仮説」を紹介し，東京都23区の高齢者福祉施策については，「伝播仮説」の説明力が高いことを実証している。さらに，西川（2006）では，市区町村が国民健康保険の保険税を採用する確率について，近隣の自治体が保険料ではなく保険税を採用する確率から正の影響を受けていることを実証している。このようにいずれの実証分析においても，福祉サービス分野における自治体間の模倣行動や戦略的な相互依存関係を肯定する結果が報告されている。さて，本稿のように介護サービスを取り扱った先駆的な研究として中澤（2007）がある。中澤（2007）は，介護保険制度の施行前に各自治

[2] この他に，自治体間競争のひとつとして「便益のスピルオーバー」が知られている。しかし，介護保険施設の場合，便益を受けるためには住居の移動を伴うため，welfare competitionと同様の議論となる。

[3] 福祉サービス分野に限らなければ，塚原（1994），菅原・國崎（2005），大島・國崎・菅原（2005），Yokoi and Sasaki（2008）などの先駆的な研究成果がある。

体が行っていたホームヘルプサービスの供給水準について，各市町村の相互参照行動を分析し，情報のスピルオーバーによって一種の自治体間競争が起きていることを実証している。その後，2000年４月から介護保険制度が施行され，また，介護財政の大きな割合を占める介護保険施設を対象とした実証分析は希少だと思われるため，本稿は，現行の介護保険制度における政策決定過程において，介護保険施設の供給水準が，近隣の都道府県間で空間的な自己相関を有しているか否かを検証することとしたい。

本稿の特徴として次のことがあげられる。まずは，（１）同時性を考慮した空間自己相関モデルの採用である。わが国の先行研究の多くは，暗示的もしくは明示的に近隣自治体の行動を外生変数（先決変数）と仮定している。先行研究のように，わが国自治体の予算政策過程の特徴を捉えて，ラグ変数を用い，同時性を回避する方法もあるが，本稿はより一般的な空間自己相関を考える。よって，本稿では，Anselin（1988）などが提唱する同時性を考慮した空間自己相関モデルを推定する[4]。続いての特徴は，（２）パネル推定を導入している点である。これまでの我が国の先行研究の多くは，各年のクロスセクション推定によって検証が行われている。しかし，各地域の介護保障水準を決定する要因は，変数として入手可能な要因にとどまらず，福祉サービスに対する利他心や，地方政府職員の忠誠心など，観察されない要因にも及ぶ可能性がある。よって本稿は，空間自己相関を考慮した固定効果モデル（Spatial Fixed Effects Model）を推定する。さらなる特徴は，（３）介護保険施設の検証に留まらず，医療保険が適用される療養病床の検証も行った点である。医療型の療養病床は，介護保険施設である介護療養型医療施設と適用される保険は異なるものの，ほぼ同様の機能を有していると指摘されている。この２つの供給水準の空間的自己相関の有無を比較することによって，療養病床における地方負担のあり方についても考察する。

本稿の構成は以下のとおりである。第２章において本稿が考察する空間ラグを考慮した実証モデルを構築する。第３章でデータと推定結果を示すとともに政策的含意を加える。第４章は結語である。

2　モデルの構築

本稿では，福祉サービスを想定し標準的なセッティングを行っているRevelli（2006）のモデルを援用し，わが国の公的介護制度の特徴に合わせた実証モデルを構築していく。

まず，地方政府の集合Nを考える。各地方政府iには，公的な介護保障の受益者である高齢者g_iと介護保険財政を支える生産年齢の納税者h_iが住んでおり，納税者は人口の過半数を占めているものとする（$h_i > g_i$）。その地方政府の総人口は$P_i = g_i + h_i$である。

各地方政府は介護サービスを提供する責任を負う。高齢者giは介護保障のための支出から便益を受け，その支出は外生の所得qiを稼ぐ納税者hiによって支払われる税金と保険料によってファンドされる[5]。地方政府が提供する介護サービスから直接便益を受けるわけではないが，高

[4] 本稿は，ヤードスティック競走（yardstick competition）を取り上げた先行研究であるBivand and Szymanski（1997, 2000）の流れを汲み，Anselin（1988）型の最尤推計を行っている。同様の推計方法を用いている研究としては，この他に，税率に関してBesley and Case (1995)，Brueckner and Saavedra (2001)，Revelli (2002b) がある。また，公共サービスの支出に関してはCase et.al (1993)，Murdoch et.al (1993)，Saavedra (2000)，Revelli (2002b, 2003, 2006) があり，さらに，基準や規制措置などを扱ったものとして，Murdoch et.al (1997)，Brueckner (1998) がある。

[5] わが国の介護保険制度では65歳以上の第1号被保険者も介護保険料を支払うが，その収入は財政全体の2割にも満たない。残りの8割以上は，国，都道府県，市町村からの交付金と第2号被保険者（40歳以上65歳未満）の介護保険料によって賄われており，現役世代が高齢者を支える構造であるといえる。

齢者への利他心や道徳心，または家族介護からの解放といった間接的な便益から，介護保障への支出を支持しているものとする[6]。

納税者の効用（式（1））は納税者自身の私的な消費（y_i）と介護保障による間接的な便益（s_i）による。なお，c_iは地域の特徴（J個）を表すベクトルである。

$$u_i = u(y_i, s_i; c_i) \qquad (1)$$

人口1人当りの介護保障支出の水準をx_i，人口1人当りの中央政府による補助金（一括補助金）をm_iとすると，財政均衡における納税者の予算制約を次のように表すことができる。

$$y_i = q_i - \tau_i(x_i - m_i) \qquad (2)$$

ここで，$\tau_i = \frac{p_i}{h_i}$は総人口（p_i）を納税者数（h_i）で除したものである。

納税者が介護保障支出から得る間接的な便益の水準（s_i）を，この分野の研究に倣い，受益者当りの介護保障支出の水準であると仮定すると，便益の水準（s_i）は，総ての介護保障支出（$p_i x_i$）を高齢者数（g_i）で除すことによって次のように表される。

$$s_i = \frac{p_i}{g_i} x_i \qquad (3)$$

よって，前述の方程式（2）と（3）から，予算制約は次のように表すことができる。

$$y_i = q_i + \overline{m}_i - r_i s_i \qquad (4)$$

ここで$r_i = \frac{g_i}{h_i}$は，納税者1人当りで何人の高齢者を支えるのかを示したものであり，レシピエンシー率（recipiency ratio）と呼ばれる［Shroder（1995）］。また，ここで$\overline{m}_i = \tau_i m_i$は，納税者1人当りの中央政府補助金（一括補助金）である。

以上の設定により，Revelli（2006）に従い，予算制約のある効用最大化問題を解くことで，次のような一般的な需要関数（支出関数）の対数線形モデルを導出することができる。

$$\ln(s_i) = \sum_{j=1}^{J} \alpha_j \ln(c_{ij}) + \lambda_q \ln(q_i) + \lambda_m \ln(\overline{m}_i) + \lambda_r \ln(r_i) + \varepsilon_i \qquad (5)$$

但し，λ_qは所得弾力性，λ_mは中央政府の一括補助金の弾力性，λ_rはレシピエンシー率の弾力性，ε_iは誤差項である。ここで，λ_q及びλ_mは通常，正の符号（$0<\lambda_q$; $0<\lambda_m$），λ_rは負の符号（$0<\lambda_r$）が期待できる。

さて，日本の介護保険制度に照らし合わせてみると，過疎や高齢化などの地域特性に応じて所得再分配を目的とした財政調整が行われている。つまり，納税者の負担を軽減する中央政府による補助金（国庫支出金）（$\overline{m}_i$）は一括補助金ではなく，各保険者の介護保障水準（s_i）に基づく従量制の補助金であり，さらに後期高齢者（75歳以上）の割合（z_i）と所得水準（q_i）によって調整される。これを$\overline{m}_i = q_i^{\mu_q} z_i^{\mu_z} \alpha_s s_i$とし，次のように対数線形モデルに合わせて特定化する[7]。

$$\ln(\overline{m}_i) = \mu_q \ln(q_i) + \mu_z \ln(z_i) + \ln(\alpha_s) + \ln(s_i) \qquad (6)$$

ここで，μ_qは国庫支出金に対する所得弾力性（$\mu_q<0$），μ_zは後期高齢者割合の弾力性（$\mu_z>0$），α_sは基準となる国庫支出の割合（定数）である。

（6）式を（5）式に代入し，整理することによって，現行の介護保険制度に沿った，次のような誘導型の実証モデルが導出できる。

$$\ln(s_i) = \sum_{j=1}^{J} \beta_j \ln(c_{ij}) + \beta_q \ln(q_i) + \beta_z \ln(z_i) + \beta_r \ln(r_i) + \varepsilon_i \qquad (7)$$

但し，

[6] Shroder（1995），Smith（1991）も同様に，福祉施策の支持理由の一つとして納税者の利他心をあげている。

[7] 実際には，「介護保険の国庫負担金の算定等に関する政令」及び「介護保険の調整交付金の交付額の算定に関する省令」に基づき「後期高齢者加入割合補正係数」や「所得段階別加入割合補正係数」などを算定する複雑な計算式で交付額が決定されるが，ここでは推定モデルに合わせて簡易な構造で特定化している。

$$\beta_j = \frac{\alpha_j}{1-\lambda_m};\beta_q = \frac{\lambda_q + \lambda_m \mu_q}{1-\lambda_m};\beta_z = \frac{\lambda_m \mu_z}{1-\lambda_m};$$

$$\beta_r = \frac{\lambda_r}{1-\lambda_m}$$

さて，前述したとおり，わが国の介護保険制度のように地方自治体への分権化が進み，介護保障の供給水準についての地方自治体の裁量が比較的大きい場合，様々な形での自治体間競争が起きる可能性がある。この際，空間自己相関が存在するか否かを検証するため，近隣の保障水準の指標を$c_{i1} = \prod_n s_n^{w_{in}}$（$w_{in}$；正の非確率ウェイト）と特定化し，自治体iの支出水準に影響するよう（7）式に取り入れる。

$$\ln(s_i) = \sum_{j=2}^{J} \beta_j \ln(c_{ij}) + \beta_q \ln(q_i) + \beta_z \ln(z_i) + \beta_r \ln(r_i) + \beta_1 \left[\sum_{n=1}^{N} w_{in} \ln(s_n) \right] + \varepsilon_i \qquad (8)$$

（8）式において，正の空間自己相関が存在するならば，つまり，近隣の自治体が高い保障水準を選べば自らも高い保障を設定しようとし，逆に近隣の保障水準が低ければ自らも低い保障に抑えるならば，ある自治体の介護保障レベルは近隣の保障レベルと正の符号で相関（$\beta_1 > 0$）することになる。

ここで，推定方法を示すために，（8）式を以下のような行列形式で表現する。

$$\mathbf{s} = \mathbf{C}\boldsymbol{\beta}_{-1} + \beta_q \mathbf{q} + \beta_z \mathbf{z} + \beta_r \mathbf{r} + \beta_1 \mathbf{W}\mathbf{s} + \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (9)$$

但し，$\mathbf{W}$は後に示す空間ウェイトw_{in}で構成される加重行列［N×N］，$\mathbf{C}$は外生変数の行列［N×(J－1)］，$\boldsymbol{\beta}_{-1}$は推定パラメータのベクトル［(J－1)×1］であり，$\mathbf{q}$，$\mathbf{z}$，$\mathbf{r}$はそれぞれ所得，後期高齢者割合，レシピエンシー率の変数ベクトル［N×1］である。しかし，前述したとおり，（8）式や（9）式のような空間自己相関モデルの推定では，自身の保障レベルと近隣の保障レベルが同時に決定されるため，OLS（最小二乗法）推定量はバイアスをもつ。これに対して，次のような関数に変換し，Anselin（1988）の方法に従って最尤法で推定することにより，一致性が得られることが知られている。

$$\mathbf{s} = (\mathbf{I} - \beta_1 \mathbf{W})^{-1} \mathbf{X}\boldsymbol{\delta} + (\mathbf{I} - \beta_1 \mathbf{W})^{-1} \boldsymbol{\varepsilon} \qquad (10)$$

但し，$\mathbf{X} = [\mathbf{C}, \mathbf{q}, \mathbf{z}, \mathbf{r}]$，$\boldsymbol{\delta}' = [\boldsymbol{\beta}'_{-1}, \beta_q, \beta_z, \beta_r]$である。この時，対数尤度関数は次のとおりとなる［Anselin（1999）］[8]。

$$\ln L = -(N/2)\ln(2\pi) - (N/2)\ln\sigma^2 + \ln|\mathbf{I} - \beta_1 \mathbf{W}| - (1/2\sigma^2)(\mathbf{s} - \mathbf{X}\boldsymbol{\delta} - \beta_1 \mathbf{W}\mathbf{s})'(\mathbf{s} - \mathbf{X}\boldsymbol{\delta} - \beta_1 \mathbf{W}\mathbf{s}) \qquad (11)$$

3　データと推定結果

3-1　データ

前章のモデルを踏まえて，本稿はわが国の47都道府県における施設介護の保障レベルについて，介護保険制度が発足した2000年から介護報酬改定があった2003年までの４年間のデータを用いて分析する。施設介護は，在宅介護とは異なり，株式会社等の営利事業者の参入が認められておらず，さらには，都道府県による総定員数等の計画設定と供給制限が行われているため，各自治体の裁量が介護保障レベルの設定に大きく影響するしくみとなっている。

本稿で用いる全ての変数の記述統計と出典を表１に示している。基本となる推定モデルの被説明変数は，介護保障水準を示す介護保険施設の保険給付額と定員数（床数）を第１号被保険者数（65歳以上の被保険者数）で除したもので

[8] Pisati（2001）の方法に従い，Stata 9を用いた。なお，空間計量経済学におけるその他の推計方法として，操作変数法（2SLS, 3SLS）による推計［Kelejian and Prucha（1998）］や一般化モーメント法（GMM）による推計［Kelejian and Robinson（1993）］も考案されているが別稿に譲りたい［Brueckner（2003）参照］。なお，操作変数法を用いた研究には，Ladd (1992)，Heyndels and Vuchelen (1998)，Brett and Pinkse (2000)，Buettner (2001)，Revelli (2002a)，Smith (1991)，Kelejian and Robinson (1993)，Shroder(1995)，Figlio et al. (1999)，Berry et al. (2003)，Fresrikson and Millimet (2002a, 2002b) などがある。GMMによる推計には，Revelli (2001)，Baicker (2005) などがある。

ある。第１号被保険者当りの給付額と定員数（床数）は年々増加傾向にあるが，介護報酬改定により2003年の給付額は若干の減少となっている。一方，説明変数は，１人当り県民所得，レシピエンシー率，後期高齢者割合，人口，そして近隣の介護保障水準の平均値を示す空間ラグである。１人当り県民所得は，直感的には正の符号を期待できるが，前章で示したとおり，国庫からの支出金が所得に応じて減額されるため，その多寡によって負の符号もとりうる。ここでのレシピエンシー率は，生産年齢人口に対する第１号被保険者数の割合であり，負の符号が期待できる。また，後期高齢者割合は75歳以上の被保険者の割合を計算したものであり，後期高齢者の割合が大きければ国庫からの支出金が増額されることなどから，正の符号が期待できる。人口は各都道府県の規模や行政構造などを調整している[9]。

また，サービス別の傾向をみるために，「介護３施設」と呼ばれる介護老人福祉施設（特別養護老人ホーム），介護老人保健施設，介護療養型医療施設（介護型療養病床）に分類し，追加的な推計を行った。さらに，介護保険施設ではないが，介護療養型医療施設と同様の機能をもつ医療型療養病床についても分析を行った。なお，各施設の特徴については表２にまとめている。

空間的な相関を表現する空間ラグの加重行列（**W**）は，地方制度調査会における『道州制のあり方に関する答申』（平成18年２月28日）の区割り案をもとに（１）全国を11地域（北海道・北東北，南東北，北関東，南関東，北陸，東海，近畿，中国，北九州，南九州・沖縄）に分割し，地域内の都道府県が互いに模倣行動を行っているものとして近隣パターンを設定した。海外での先行研究が境界を接する隣接に注目しているのに対して，わが国における国の出先機関や広域連携の現状を考慮したものとなっている[10]。表３に各地域の都道府県名を示している。なお，ここでは報告しないが，（２）全国を７地域に分割した近隣パターン（北海道・東北，北関東，南関東，中部，近畿，中国・四国，九州・沖縄），（３）全国を９地域に分割した近隣パターン（北海道・東北，北関東，南関東，北陸，東海，近畿，中国，四国，九州・沖縄），（４）境界が接している都道府県の近隣パターンについても分析を行ったが，（１）の近隣パターンが最も対数尤度が高く，あてはまりがよかった。また，結果についてもほぼ同様の結果を得られた。なお，空間ラグの加重行列は行の要素の合計が１となるように標準化して計算している[11]。

3-2　介護保険施設の推定結果

表４に介護保険施設全体の推定結果を示している。各推定結果には2000年，2001年，2002年，2003年のクロスセクション推定と４年間のパネル推定（右端）を報告している。パネル推定のモデルは個別効果と時間効果の両方を含む空間固定効果モデル（Spatial Fixed Effects Model）である[12]。表の下方には空間ラグの有意性が頑健であるかを示すために，Anselin et al.（1996）のRobust LM（Lagrange Multiplier）testの結果を示している。

さて，本稿が注目する空間ラグは，いずれの推定モデルにおいても，５％有意水準で正に有意となった。また，Robust LM testの結果から，その有意性は頑健であると言える。このことから，各都道府県の介護保険施設の供給水準は，近隣都道府県の供給水準と正に相関しており，現行の介護保険制度における政策決定過程で，

[9] 推計の過程で，人口密度も説明変数に挿入していたが，有意性は得られなかった。

[10] 西川（2006）も本稿と同じように日本的な地方自治体の模倣行動を指摘している。

[11] 詳細には$\sum w_i = 1$，$0 \le w_i \le 1$，$w_i = 0$ if $i = j$という条件となる。

[12] Elhorst（2003）は，Anselin（1988）の最尤推定をパネル推定の固定効果モデルに拡張した際の推定方法を詳しく示している。

表１　記述統計

変数	観測数	期待値	標準偏差	最小値	最大値	出典
2000年						
介護保険施設給付額［円：１人当り］1)	47	103361	25968	65105	176646	a
介護老人福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	45622	8557	31544	71069	a
介護老人保健施設給付額［円：１人当り］1)	47	36484	9936	16721	64983	a
介護療養型医療施設給付額［円：１人当り］1)	47	21256	14507	3189	72033	a
介護保険施設定員数［千人当り］1)	47	31.6	7.3	20.1	52.1	a,b
介護老人福祉施設定員数［千人当り］1)	47	14.1	2.5	9.9	21.9	a,b
介護老人保健施設定員数［千人当り］1)	47	11.8	3.2	4.4	21.1	a,b
介護療養型医療施設床数［千人当り］1)	47	5.7	3.7	1.0	18.0	a,b
医療型療養病床床数［千人当り］1)	47	6.1	3.7	0.6	16.3	a,b,c
１人当り県民所得［千円］	47	2848	375	2117	4316	d,e
レシピエンシー率2)	47	0.298	0.057	0.181	0.417	a,e
後期高齢者割合3)	47	0.083	0.016	0.048	0.115	a,e
人口［千人］	47	2701	2517	613	12064	e
2001年						
介護保険施設給付額［円：１人当り］1)	47	116851	27849	75826	188602	a
介護老人福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	51209	9282	35619	75676	a
介護老人保健福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	41568	10532	20578	71331	a
介護療養型医療施設給付額［円：１人当り］1)	47	24074	15738	4393	79803	a
介護保険施設定員数［千人当り］1)	47	32.0	7.0	20.7	50.1	a,b
介護老人福祉施設定員数［千人当り］1)	47	14.4	2.5	10.2	21.2	a,b
介護老人保健施設定員数［千人当り］1)	47	11.9	3.0	4.7	20.9	a,b
介護療養型医療施設床数［千人当り］1)	47	5.7	3.5	1.2	17.9	a,b
医療型療養病床床数［千人当り］1)	47	7.0	3.9	1.8	20.4	a,b,c
１人当り県民所得［千円］	47	2739	355	2075	4198	d,e
レシピエンシー率2)	47	0.308	0.057	0.191	0.428	a,e
後期高齢者割合3)	47	0.087	0.017	0.051	0.122	a,e
人口［千人］	47	2708	2533	613	12138	e
2002年						
介護保険施設給付額［円：１人当り］1)	47	120187	27126	77506	179678	a
介護老人福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	51830	8879	35943	72288	a
介護老人保健施設給付額［円：１人当り］1)	47	42060	10370	21431	72286	a
介護療養型医療施設給付額［円：１人当り］1)	47	26297	15663	4799	80339	a
介護保険施設定員数［千人当り］1)	47	32.9	6.9	22.2	50.5	a,b
介護老人福祉施設定員数［千人当り］1)	47	14.7	2.4	10.4	20.4	a,b
介護老人保健施設定員数［千人当り］1)	47	12.0	2.9	4.7	21.1	a,b
介護療養型医療施設床数［千人当り］1)	47	6.2	3.6	1.4	18.0	a,b
医療型療養病床床数［千人当り］1)	47	7.1	3.9	1.6	20.0	a,b,c
１人当り県民所得［千円］	47	2708	368	2053	4148	d,e
レシピエンシー率2)	47	0.318	0.057	0.203	0.437	a,e
後期高齢者割合3)	47	0.092	0.017	0.054	0.127	a,e
人口［千人］	47	2711	2546	612	12219	e
2003年						
介護保険施設給付額［円：１人当り］1)	47	119217	24308	78856	173167	a
介護老人福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	50914	8089	35490	69955	a
介護老人保健福祉施設給付額［円：１人当り］1)	47	41735	9766	21631	69982	a
介護療養型医療施設給付額［円：１人当り］1)	47	26569	14663	5344	75054	a
介護保険施設定員数［千人当り］1)	47	33.5	6.2	23.3	49.5	a,b
介護老人福祉施設定員数［千人当り］1)	47	15.1	2.3	10.7	19.8	a,b
介護老人保健施設定員数［千人当り］1)	47	12.3	2.8	5.2	21.0	a,b
介護療養型医療施設床数［千人当り］1)	47	6.0	3.3	1.5	16.3	a,b
医療型療養病床床数［千人当り］1)	47	8.7	4.3	2.9	23.6	a,b,c
１人当り県民所得［千円］	47	2718	390	2042	4267	d,e
レシピエンシー率2)	47	0.325	0.057	0.213	0.442	a,e
後期高齢者割合3)	47	0.096	0.018	0.057	0.133	a,e
人口［千人］	47	2715	2561	611	12310	e

１）第１号被保険者当りの額または数
２）第１号被保険者数を生産年齢人口で除したもの
３）75歳以上の第１号被保険者数を人口で除したもの
ａ）『介護保険事業状況報告（各年度版）』厚生労働省
ｂ）『介護サービス施設・事業所調査（各年度版）』厚生労働省
ｃ）『医療施設調査（各年度版）』厚生労働省
ｄ）『県民経済計算（各年度版）』内閣府
ｅ）『平成12年国勢調査』『人口推計年報（各年版）』総務省統計局

表２　介護保健施設等の種類

施設名	説明	適用
介護老人福祉施設 （特別養護老人ホーム）	入浴，排泄，食事等の介護，相談及び援助，社会的生活の便宜の供与その他の日常生活上の世話，機能訓練，健康管理及び療養上の世話を行うことにより，入所者がその有する能力に応じ自立した日常生活を営むことができるようにすることを目指した施設	介護保険
介護老人保健施設	入浴，排泄，食事等の介護，相談及び援助，多少のリハビリや医療等を通して機能訓練，健康管理等を行い入所者がその有する能力に応じ自立した日常生活を営むことができるようにすることを目指した施設。リハビリスタッフや看護師，医師等の配置基準が介護老人福祉施設よりも多い。	介護保険
介護療養型医療施設 （介護型療養病床）	一般病院等での集中治療は既に必要ないが，在宅に戻るには医療依存度の高い患者が入院する長期療養施設	介護保険
医療型療養病床	一般病院等での集中治療は既に必要ないが，在宅に戻るには医療依存度の高い患者が入院する長期療養施設。介護療養型医療施設よりも医療依存度が高い患者が入院するとされているが，実際には差異が無いとの指摘がある。	医療保険

注）厚生労働省資料等をもとに筆者作成

表３　加重行列における都道府県の地域分割

地域名	都道府県名
北海道・北東北	北海道，青森県，岩手県，秋田県
南東北	宮城県，山形県，福島県
北関東	茨城県，栃木県，群馬県，埼玉県，長野県
南関東	千葉県，東京都，神奈川県，山梨県
北陸	新潟県，富山県，石川県，福井県
東海	岐阜県，静岡県，愛知県，三重県
近畿	滋賀県，京都府，大阪府，兵庫県，奈良県，和歌山県
中国	鳥取県，島根県，岡山県，広島県，山口県
四国	徳島県，香川県，愛媛県，高知県
北九州	福岡県，佐賀県，長崎県，大分県
南九州・沖縄	熊本県，宮崎県，鹿児島県，沖縄県

注）地方制度調査会「道州制のあり方に関する答申」の道州制区域例「13道州案」をもとに作成

表４　推計結果［介護保険給付額・定員数］

介護保険施設給付額					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.749 **	0.514*	-0.322	-0.122	-0.161
	(-2.40)	(-1.66)	(-1.14)	(-0.53)	(-1.20)
レシピエンシー率（対数）	-1.191 **	-0.748	-0.514	-0.290	-0.332
	(-2.16)	(-1.31)	(-0.86)	(-0.51)	(-1.45)
後期高齢者割合（対数）	1.240 **	0.802	0.613	0.484	0.543
	(2.47)	(1.60)	(1.16)	(0.97)	(0.98)
人口（対数）	-0.010	-0.021	-0.030	-0.030	0.673
	(-0.20)	(-0.44)	(-0.63)	(-0.66)	(0.63)
定数項	13.289 ***	10.359 ***	8.687 ***	7.044 ***	-0.036
	(4.11)	(3.54)	(3.19)	(3.16)	(-0.87)
空間ラグ	0.512 ***	0.566 ***	0.569 ***	0.568 ***	0.377 ***
	(6.61)	(8.12)	(8.49)	(8.84)	(5.17)
Robust LM test	14.73 ***	16.02 ***	14.65 ***	15.20 ***	10.45 ***
観測数	47	47	47	47	188
介護保険施設定員数					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.745 ***	-0.574 **	-0.357	-0.190	-0.258 *
	(-3.04)	(-2.26)	(-1.50)	(-0.96)	(-1.84)
レシピエンシー率（対数）	-1.097 **	-0.766	-0.525	-0.363	-0.537 **
	(-2.38)	(-1.58)	(-0.97)	(-0.72)	(-2.23)
後期高齢者割合（対数）	1.014 **	0.719	0.504	0.422	0.736
	(2.29)	(1.63)	(1.04)	(0.95)	(1.38)
人口（対数）	-0.047	-0.046	-0.059	-0.061	1.237
	(-1.04)	(-0.98)	(-1.32)	(-1.47)	(1.21)
定数項	9.163 ***	7.281 ***	5.401 ***	4.154 **	0.019
	(4.04)	(3.29)	(2.58)	(2.38)	(0.50)
空間ラグ	0.507 ***	0.551 ***	0.560 ***	0.540 ***	0.339 ***
	(6.83)	(7.94)	(8.71)	(8.72)	(4.50)
Robust LM test	14.49 ***	16.31 ***	15.64 ***	16.85 ***	3.85 **
観測数	47	47	47	47	188

１）（　）内はZ統計量である。
２）***は1%，**は5%，*は10%の有意水準で有意であることを示している。
３）全国を11地域に分割した加重行列を用いている。
４）パネル分析の個別効果，時間効果の報告は省略している。

空間的な自己相関が存在する可能性が高いことがわかった。そして，空間ラグの係数から解釈すると，その相関の弾力値は，パネル推定においておよそ0.35，各年のクロスセクション推定においておよそ0.55となり，模倣行動によって決定される介護保障水準の程度はかなり大きなものといえる。その他の説明変数は，介護保険が創設された2000年において，１人当り県民所得，レシピエンシー率，後期高齢者割合が期待された符号の範囲内で有意となったものの，それ以降はZ統計量が次第に小さくなり，説明力を失っていった。その一方，ラグ変数の係数とZ統計量は年々大きくなる傾向にある。これは，介護保険制度が創設されて以降，年を経るにつれて，各都道府県の空間的な自己相関が顕著になったものと解釈できる。

表５と表６に，介護老人福祉施設（特別養護老人ホーム），介護老人保健施設，介護療養型医療施設（介護型療養病床）の３施設について，保険給付額と定員数の分析結果を示している。３施設のうち，介護老人保健施設の空間ラグは，期待どおり正の符号を示したものの，定員数の推定モデル（表６）などにおいて有意とはならず，頑健な結論を見出すことはできなかった。一方，介護老人福祉施設と介護療養型医療施設の空間ラグは，期待どおり，ほぼ全ての推定モデルで正の符号を持ち，有意となった。これは，各都道府県の介護老人福祉施設と介護療養型医療施設の供給水準は，近隣都道府県の平均的な供給水準と正に相関していることを示す。このことから，介護保険施設全体の供給水準の決定とともに，介護老人福祉施設と介護療養型医療施設という，サービス別の供給水準の決定についても空間的な自己相関が存在する可能性が高い[13]。

以上のような分析結果はどのような政策的含意をもたらすのか。まず，ヤードスティック競争の理論的背景が成立するとすれば，政策決定過程について不完全な情報しか持たない住民が，地方分権の恩恵により，近隣の自治体と自らの自治体を比較，評価することによって，投票行動を改善しようとしていることになる。このような行動は，サービス供給における技術的効率性の向上や，汚職等の行政機関内の腐敗の抑止について規律効果があるであろう。しかし，一方においては，近隣に対する空間的自己相関が存在するということは，地元住民が最も望む介護保障水準と，地方政府が決定する介護保障水準が乖離している可能性が高いことを意味する。Oates（1972）は，地方分権定理によって，地域間の選好の違いをそのまま地方政府が実行しない場合，社会厚生の損失が生じることを示している。このような状況を改善するためには，英国のSSPR（Social Services Performance Rating）のように，各自治体の保障水準や費用についての情報が住民に手に入れやすい形で提供される必要があるといえる[14]。

3-3　医療型療養病床の推定結果

医療型療養病床は，一般病院等での集中治療は既に必要ないが，在宅に戻るには医療依存度の高いとされる患者が入院する長期療養施設のことである。介護保険が適用される介護療養型医療施設（介護型療養病床）よりも医療依存度が高い患者が入院しているとされているが，実際には「社会的入院」と言われる医療依存度が低い患者も入院していると言われる[15]。よって，介護型療養病床と医療型療養病床は，適用され

[13] 2002年及び2003年における介護療養型医療施設の推定結果（クロスセクション）をみると，これまで有意な傾向をみせていた説明変数が急に有意性を失っている。これは，2002年4月の医療診療報酬の引き下げや，2002年10月から実施された180日を超える入院基本料の特定療養費化（医療保険給付の対象外とする）が影響しているのかもしれない。

[14] Revelli（2006）は，英国における福祉サービスの評価システムの導入によって，各地方政府の模倣行動が減少することを実証している。

[15] 療養病床の入院患者のうち，約5割は医師の対応をほとんど必要としないと言われる（厚生労働省）。

表５　推計結果［介護保険施設給付額（サービス別）］

介護老人福祉施設給付額					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.551	-0.341	-0.251	-0.149	-0.026
	(-1.42)	(-0.90)	(-0.80)	(-0.58)	(-0.17)
レシピエンシー率（対数）	-0.151	0.314	0.167	0.212	-0.465
	(-0.25)	(0.60)	(0.37)	(0.52)	(-1.63)
後期高齢者割合（対数）	0.363	-0.053	0.117	0.106	0.175
	(0.79)	(-0.14)	(0.33)	(0.32)	(0.35)
人口（対数）	-0.011	-0.025	-0.035	-0.045	-0.160
	(-0.25)	(-0.59)	(-0.83)	(-1.22)	(-0.20)
定数項	12.845 ***	10.251 ***	9.999 ***	9.477 ***	-0.074 **
	(3.25)	(2.94)	(3.45)	(3.83)	(-2.09)
空間ラグ	0.285 **	0.342 ***	0.328 ***	0.311 ***	0.268 ***
	(2.28)	(3.18)	(3.11)	(2.92)	(3.13)
Robust LM test	5.31 **	6.35 **	5.01 **	3.16 *	24.33 ***
観測数	47	47	47	47	188
介護老人保健施設給付額					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.783 ***	-0.608 *	-0.544 *	-0.389	-0.596 ***
	(-2.62)	(-1.93)	(-1.87)	(-1.33)	(-3.37)
レシピエンシー率（対数）	-0.152	0.058	-0.165	-0.024	-0.041
	(-0.18)	(0.07)	(-0.19)	(-0.03)	(-0.09)
後期高齢者割合（対数）	-0.145	-0.309	-0.067	-0.107	0.185
	(-0.17)	(-0.39)	(-0.08)	(-0.13)	(0.23)
人口（対数）	-0.180 ***	-0.174 ***	-0.167 **	-0.163 **	1.759
	(-2.84)	(-2.62)	(-2.50)	(-2.30)	(1.03)
定数項	14.243 ***	12.651 ***	12.546 ***	11.927 ***	-0.061
	(4.35)	(4.20)	(4.42)	(4.15)	(-1.14)
空間ラグ	0.312 ***	0.320 ***	0.309 ***	0.256 **	0.126
	(3.01)	(3.06)	(2.84)	(2.11)	(1.40)
Robust LM test	3.74 *	6.41 **	5.56 **	5.29 **	4.98**
観測数	47	47	47	47	188
介護療養型医療施設給付額					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-1.879 ***	-1.194	-0.551	-0.030	0.175
	(-2.74)	(-1.62)	(-0.75)	(-0.05)	(0.40)
レシピエンシー率（対数）	-5.674 ***	-3.746 *	-2.282	-1.552	-0.845
	(-3.02)	(-1.91)	(-1.08)	(-0.73)	(-0.87)
後期高齢者割合（対数）	5.877 ***	3.982 **	2.607	2.149	2.978
	(3.15)	(2.16)	(1.37)	(1.16)	(1.53)
人口（対数）	0.322 **	0.262 *	0.205	0.232 *	1.972
	(2.29)	(1.88)	(1.53)	(1.82)	(0.60)
定数項	24.481 ***	16.746 **	10.393	5.770	0.055
	(3.47)	(2.32)	(1.45)	(0.92)	(0.44)
空間ラグ	0.567 ***	0.596 ***	0.603 ***	0.602 ***	0.286 ***
	(6.32)	(7.20)	(7.13)	(7.06)	(3.32)
Robust LM test	9.64 ***	7.52 ***	5.65 **	3.77 *	13.05 ***
観測数	47	47	47	47	188

１）（　）内はZ統計量である。
２）***は1%，**は5%，*は10%の有意水準で有意であることを示している。
３）全国を11地域に分割した加重行列を用いている。
４）パネル分析の個別効果，時間効果の報告は省略している。

表６　推計結果［介護保険施設定員数・床数（サービス別）］

介護老人福祉施設定員数					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.602 *	-0.396	-0.256	-0.162	0.054
	(-1.66)	(-1.13)	(-0.92)	(-0.73)	(0.31)
レシピエンシー率（対数）	-0.332	0.118	-0.075	-0.043	-0.598 *
	(-0.6)	(0.24)	(-0.19)	(-0.13)	(-1.89)
後期高齢者割合（対数）	0.461	0.057	0.249	0.230	0.378
	(1.06)	(0.15)	(0.80)	(0.83)	(0.65)
人口（対数）	-0.027	-0.034	-0.051	-0.067 *	0.292
	(-0.6)	(-0.8)	(-1.28)	(-1.96)	(0.31)
定数項	7.770 **	5.493 *	4.719 **	4.173 **	-0.028
	(2.46)	(1.88)	(2.08)	(2.27)	(-0.74)
空間ラグ	0.227 *	0.312 ***	0.328 ***	0.302 ***	0.197 **
	(1.69)	(2.78)	(2.94)	(2.66)	(2.37)
Robust LM test	4.69 **	6.81 ***	5.85 **	4.13 **	6.60 **
観測数	47	47	47	47	188
介護老人保健施設定員数					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-0.887 ***	-0.763 **	-0.688 **	-0.505	-0.710 ***
	(-2.83)	(-2.19)	(-2.02)	(-1.51)	(-3.83)
レシピエンシー率（対数）	-0.175	-0.110	-0.307	-0.264	-0.487
	(-0.19)	(-0.13)	(-0.33)	(-0.29)	(-0.91)
後期高齢者割合（対数）	-0.235	-0.220	-0.024	0.059	0.350
	(-0.26)	(-0.27)	(-0.03)	(0.07)	(0.41)
人口（対数）	-0.195 ***	-0.187 ***	-0.179 **	-0.166 **	2.291
	(-2.90)	(-2.62)	(-2.49)	(-2.24)	(1.23)
定数項	9.536 ***	8.634 ***	8.224 ***	7.101 **	0.007
	(3.08)	(2.76)	(2.70)	(2.42)	(0.13)
空間ラグ	0.255 **	0.242 **	0.248 **	0.188	0.119
	(2.28)	(2.21)	(2.21)	(1.47)	(1.23)
Robust LM test	1.89	3.30 *	2.44 *	2.33	2.78 *
観測数	47	47	47	47	188
介護療養型医療施設床数					
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-2.007 ***	-1.443 **	-0.590	-0.148	0.103
	(-2.85)	(-1.96)	(-0.87)	(-0.25)	(0.23)
レシピエンシー率（対数）	-5.291 ***	-3.553 *	-1.919	-1.280	-0.207
	(-2.9)	(-1.87)	(-0.96)	(-0.58)	(-0.2)
後期高齢者割合（対数）	5.296 ***	3.717 **	2.133	1.752	2.675
	(2.93)	(2.09)	(1.19)	(0.92)	(1.54)
人口（対数）	0.262 *	0.256 *	0.174	0.215 *	3.521
	(1.85)	(1.88)	(1.35)	(1.71)	(0.93)
定数項	21.408 ***	14.976 **	6.888	2.860	0.134
	(3.23)	(2.20)	(1.10)	(0.51)	(1.20)
空間ラグ	0.570 ***	0.598 ***	0.616 ***	0.612 ***	0.188 **
	(6.48)	(7.48)	(7.48)	(7.16)	(2.02)
Robust LM test	10.98 ***	9.22 ***	8.26 ***	6.13 **	25.69 ***
観測数	47	47	47	47	188

１）（　）内はZ統計量である。
２）***は1%，**は5%，*は10%の有意水準で有意であることを示している。
３）全国を11地域に分割した加重行列を用いている。
４）パネル分析の個別効果，時間効果の報告は省略している。

る保険は異なるものの，ほぼ同様の機能を有していると言える。

さて，表７は，医療型療養病床の病床数について，同様の分析を行った結果である[16]。本稿が注目する空間ラグは，医療型療養病床のいずれの推定モデルにおいても有意とはならなかった。つまり，各都道府県の医療型療養病床の供給水準は，近隣都道府県の供給水準と相関していることを確認できなかった。このように，介護型療養病床と医療型療養病床の両者は同様の機能を有するにもかかわらず，供給水準の決定過程において違いが存在する可能性が高い。

それではなぜこのような違いが生じるのであろうか。これはひとつの解釈にすぎないが，その根拠となる可能性として介護型療養病床と医療型療養病床の財源における公費負担の相異があげられる。介護型療養病床を規定する介護保険制度では，保険料による拠出金と国庫負担を除く地方政府（都道府県と市町村）の公費負担は25％と比較的大きい。それに対して，医療型療養病床を規定する医療保険の老人保健制度では地方政府の公費負担は12.6％に過ぎず，介護保険の半分となっている[17]。つまり，地方政府にとっては，同じ療養病床患者を受け入れるにしても，医療型療養病床の方が介護型療養病床よりも安上がりであることになる。このことから，行政当局は介護型療養病床を認可し社会的入院を削減するインセンティブを欠如させている可能性がある。また，この背景として，ヤードスティック競争などの源泉と考えられる住民の監視意欲が，医療保険の場合は介護保険よりも低いことが原因であるかもしれない[18]。「社会的入院」の解消を目指して導入された介護保険制度であるが，このような財源構造の違いが，介護保険への移行を進める地方政府のインセンティブを阻害し，「社会的入院」の温存を許容してきた可能性がある。このことから，高齢者向けの医療・介護保険制度の改革においては，同様の容態の被保険者に対して，両保険上の地方負担を少なくとも無差別にするという視点が重要であるといえる。

4　結語と課題

本稿は，我が国の介護保険制度における政策決定過程において，介護保険施設の供給水準が，近隣の都道府県間で互いに相関し，空間的な自己相関が存在するか否かについて検証した。Anselin（1988）の最尤推定の方法により，Spatial Fixed Effects Modelを含む空間自己相関モデルを推計した結果，介護保険施設の供給による介護保障水準は，近隣都道府県の平均的な供給水準と正で相関しており，現行の介護保険制度における政策決定過程で，相互の模倣行動が存在する可能性が高いことがわかった。また，その空間的な自己相関は，介護老人福祉施設と介護療養型医療施設（介護型療養病床）という，サービス別の供給水準の決定についても存在する可能性を示した。

一方，医療保険の適用を受ける医療型療養病床について同様の分析を行ったところ，近隣都道府県の供給水準との相関を確認することはできなかった。介護型療養病床と医療型療養病床の両者は同様の機能を有するにもかかわらず，供給水準の決定過程において顕著な違いが存在することがわかった。

介護保障水準における空間的な自己相関は，ヤードスティック競争の理論的背景により，サービス供給における技術的効率性の向上や，

[16] データの制約により，給付額については入手が不可能であった。

[17] 老人保健制度には，この他に，市町村が実施する国民健康保険からの拠出金が存在するが，保険料に対する国庫負担等によって50％が補てんされており，地方政府の負担は少ない。

[18] 西川・林（2006）は，地方政治に対する住民の関心の低さが，日本の自治体間に戦略的な相互依存関係を見いだすことが難しい原因の1つであると指摘している。

表７　推計結果［医療型療養病床床数］

	医療型療養病床床数				
観測年	Y2000	Y2001	Y2002	Y2003	Y2000-03
１人当り県民所得（対数）	-2.753 ***	-2.051 *	-1.751 **	-1.398 **	-0.185
	(-3.03)	(-2.57)	(-2.30)	(-2.14)	(-0.22)
レシピエンシー率（対数）	-6.933 *	-4.892 *	-3.983	-2.955	0.787
	(-1.71)	(-1.95)	(-1.40)	(-1.26)	(0.30)
後期高齢者割合（対数）	6.531 *	4.737 *	3.478	2.534	7.633 *
	(1.65)	(1.87)	(1.30)	(1.12)	(1.94)
人口（対数）	0.040	0.117	0.098	0.086	6.783
	(0.18)	(0.63)	(0.59)	(0.51)	(1.18)
定数項	31.070 ***	22.814 ***	18.511 **	14.845 **	-0.359 *
	(2.95)	(2.91)	(2.43)	(2.41)	(1.75)
空間ラグ	-0.024	0.060	0.078	0.101	-0.140 *
	(-0.16)	(0.40)	(0.52)	(0.66)	(-1.69)
Robust LM test	2.39	2.76 *	1.96	2.57	0.00
観測数	47	47	47	47	188

１）（　）内はZ統計量である。
２）***は1%，**は5%，*は10%の有意水準で有意であることを示している。
３）全国を11地域に分割した加重行列を用いている。
４）パネル分析の個別効果，時間効果の報告は省略している。

汚職等の行政機関内の腐敗の抑止について規律効果があるとされる一方，地元住民が最も望む介護保障水準と，地方政府が決定する介護保障水準が乖離している可能性を意味する。このような社会厚生の損失を防ぐためには，各自治体の保障水準や費用についての情報が住民に手に入れやすい形で提供される必要がある。

なお，本稿は空間自己相関モデルを推計し，自治体間の空間的なラグ構造に注目した。自治体間の現実の競争を厳密に捉え，より頑健な結論を導くためには，政策の内生性や，時系列の政策遅滞も考慮したより一般的なモデルを構築する必要があるだろう。また，空間ラグの設定においても本稿で仮定したもの以外に人口統計学や経済的な同質性を考慮した形式が可能かもしれない。さらに，空間ラグの効果についても正負の効果が非対称になっている可能性もある。引き続き研究を進めていく必要がある。

参考文献

Anselin, L.（1988）*Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic.

Anselin, L.（1999）Spatial econometrics, *Center for Spatially Integrated Social Science Working Paper*.

Anselin, L.; Bera A. K.; Florax R. and Yoon M. J.（1996）Simple diagnostic tests for spatial dependence, *Regional Science and Urban Economics* vol.26, pp77-104.

Baicker, K.（2005）The spillover effects of state spending, *Journal of Public Economics* vol.89, pp.529-544.

Berry, W.; Fording, R. and Hanson, R.（2003）Reassessing the “race to the bottom” in state welfare policy, *Journal of Politics* vol.65, pp.327-349.

Besley, T. and Case, A.（1995）Incumbent behavior: vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition, *American Economic Review* vol.85, no. 1 , pp.25-45.

Bivand, R. and Szymanski, S.（1997）Spatial dependence through local yardstick competition: Theory and testing, *Economics Letters* vol.55, pp.257-265.

Bivand, R. and Szymanski, S.（2000）Modelling the spatial impact of the introduction of compulsive competitive tendering, *Regional Science and Urban Economics* vol.30, pp.203-219.

Brett, C. and Pinkse, J.（2000）The determinants of municipal tax rates in British Columbia, *Canadian Journal of Economics* vol.33, pp.695-714.

Brueckner, J.K.（1998）Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls, *Journal of Urban Economics* vol.44 pp.438-467.

Brueckner, J. K.（2003）Strategic interaction among governments: An overview of empirical studies, *International Regional Science Review* vol.26, no. 2 , pp.175-188.

Brueckner, J. K. and Saavedra, L.（2001）Do local governments engage in strategic property tax competition?, *National Tax Journal* vol.54, pp.203-229.

Buettner, T.（2001）Local business taxation and competition for capital: The choice of the tax rate, *Regional Science and Urban Economics* vol.31, pp.215-245.

Case, A.; Hines, J. and Rosen, H.（1993）Budget spillovers and fiscal policy interdependence, *Journal of Public Economics* vol.52, pp.285-307.

Elhorst, J. P.（2003）Specification and estimation of spatial panel data models, *International Regional Science Review* vol.26, no. 3 , pp.244-268.

Figlio, D.; Kolpin, V. and Reid, W.（1999）Do states play welfare games?, *Journal of Urban Economics* vol.46, pp.437-454.

Fredriksson, P. and Millimet, D.（2002a）Is there a 'California effect' in US environmental policymaking?, *Regional Science and Urban Economics* vol.32, pp.737-764.

Fredriksson, P. and Millimet, D.（2002b）Strategic interaction and the determination of environmental policy across US states, *Journal of Urban Economics* vol.51, pp.101-122.

Heyndels, B. and Vuchelen, J.（1998）Tax mimicking among Belgian municipalities, *National Tax Journal* vol.51, pp.89-101.

Kelejian, H. and Prucha, I.（1998）A generalised spatial two stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics* vol.17 pp.99-121.

Kelejian, H. and Robinson, D.（1993）A suggested method of estimation for spatial interdependent models with auto-correlated errors, and an application to a county expenditure model, *Papers in Regional Science* vol.72, pp.297-312

Ladd, H.（1992）Mimicking of local tax burdens among neighboring counties, *Public Finance Quarterly* vol.20, no. 4 , pp.450-467.

Murdoch, J.; Rahmatian, M. and Thayer, M.（1993）A spatially autoregressive median voter model of recreation expenditures, *Public Finance Quarterly* vol.21, pp.334-350.

Murdoch, J.; Sandler, T. and Sargent, K.（1997）A tale of two collectives: Sulphur versus nitrogen oxides emission reduction in Europe, *Economica* vol.64, pp.281-301.

Oates, W. E.（1972）*Fiscal Federalism*, Harcourt Brace Jovanovich, New York.

Pisati, M.（2001）Tools for spatial data analysis, *Stata Technical Bulletin* vol.60, pp.21-37.

Revelli, F.（2001）Spatial patterns in local

taxation: Tax mimicking or error mimicking?, *Applied Economics* vol.33, pp1101-1107.

Revelli, F.（2002a）Local taxes, national politics and spatial interactions in English district election results, *European Journal of Political Economy* vol.18, pp.281-299.

Revelli, F.（2002b）Testing the tax mimicking versus expenditure spill-over hypotheses using English data, *Applied Economics* vol.34, pp.1723-1731.

Revelli, F.（2003）Reaction or interaction? Spatial process identification in multi-tiered government structures, *Journal of Urban Economics* vol.53, pp29-53.

Revelli, F.（2006）Performance rating and yardstick competition in social service provision, *Journal of Public Economics* vol.90, pp.459-475.

Saavedra, L.（2000）A model of welfare competition with evidence from AFDC, *Journal of Urban Economics* vol.47, pp.248-279.

Shroder, M.（1995）Games the states don't play: Welfare benefits and the theory of fiscal federalism, *Review of Economics and Statistics* vol.77, pp.183-191.

Smith, P.（1991）An empirical investigation of interstate AFDC benefit competition, *Public Choice* vol.68, pp.217-233.

Yokoi, Takahisa and Komei Sasaki（2008）Spatial interdependence and the flypaper effect: evidence from Japanese municipalities, *Socio-economic Information Science Discussion Papers* No.29, 東北大学情報科学研究科.

大島孝介・國崎稔・菅原宏太（2005）「固定資産税の土地評価における自治体間連関の実証分析」第62回日本財政学会報告論文.

齊藤愼・中井英雄（1999）「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（2005）「都道府県の歳出決定における相互連関の検証」第62回日本財政学会報告論文.

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.

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」『地方政府の財政行動』頸草書房，pp.47-53.

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』no.57, pp.53-70.

西川雅史（2006）「保険税と保険料―国民健康保険制度における自治体の制度選択」『日本経済研究』no.55, pp.79-98.

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』vol.82, no.３, pp.197-222.

林正義（2006）「再分配政策と地方財政」『フィナンシャル・レビュー』vol.82, pp.138-160.

The spatial autocorrelation verification of long-term care insurance facilities provided by local governments in Japan

Yasuhiro YAMAUCHI

This study examines whether the levels for providing long-term care insurance facilities are mutually interrelated among neighboring prefectures and whether spatial autocorrelation exists in the policy making process of the long-term care insurance system in Japan. By incorporating Anselin's maximum likelihood estimate method and using spatial autocorrelation models that include the spatial fixed effects model, we learn that the level of nursing care security provided by long-term care insurance facilities positively correlates with the average level of the neighboring prefectures' ability to provide care. In addition, we determine that spatial autocorrelation exists for the levels for providing each type of facility service.

JEL Classification: C21; H72; H77; I38
Keyword: long-term care insurance facilities, spatial autocorrelation, spatial fixed effects model