

空間自己回帰モデルによる市町村合併パターンの評価*

Method of Evaluating Combinations of Municipalities' Consolidations in Japan using Spatial Autoregressive Models*

横井 渉央**

By Takahisa YOKOI**

平成の市町村合併で全国市町村数は約半数になったが、合併の組み合わせで市町村間の結びつき (空間的相互依存性) は十分考慮されていないようである。そこで本論文では理論モデルとして代表的個人モデル、計量モデルとして空間自己回帰モデルを用いる合併パターン評価手法を提案する。対象の隣接市町村ペアとそれ以外の空間自己相関項係数の制約条件の検定で判断する。適用例としての実証研究では宮城県の合併以前の市町村財政支出データ・ベイズ推定を用いる。

1 はじめに

平成の市町村合併で全国市町村数は約半数になったが、合併の組み合わせで市町村間の財政的な結びつき (空間的相互依存性) は十分考慮されていないようである。そこで本論文では理論モデルとして代表的個人モデル、計量モデルとして空間自己回帰モデルを用いる合併パターン評価手法を提案する。対象の隣接市町村ペアとそれ以外の空間自己相関項係数の制約条件の検定で判断する。適用例としての実証研究では宮城県の合併以前の市町村財政支出データ・ベイズ推定を用いる。

2 研究の背景

地方財政の改革が叫ばれてすでに久しい。そのうち市町村合併については、1998 年度末に全国で 3232 あった市町村数が、2005 年度初で 2521 に、2006 年度初には 1821 となった。この 7 年間で市町村数が約半分になろうかという劇的な変動期において、合併についての経済学的な指標はややもすると新自治体の人口や歳出・歳入などの合算を中心に議論されているようである。規模だけではなく、市町村間の結びつきの強弱が合併すべきか否かにおいて重要であることは論を待たず、合併の判断基準として空間的影響があまり考慮されていない現状には疑問が残ると言える。特に将来的には自治体の合併問題の議論において空間的影響の考慮が不可欠となると思われる。さらなる市町村合併や今後ますます議論されるであろう道州制でも、周辺の自治体 (都道府

県) との相互依存関係の具体的分析は重要であり、そのための手法の開発が期待されている。

市町村合併における市町村の組み合わせ (パターン) 案は一般的には次のような基準で策定されているようである。(宮城県, 2006)

1. 生活圏の一体度・市町村の相互依存度
2. 目指すべき市町村の規模
3. 地域の意向

ここで、市町村合併は複数の市町村財政を統合するものであるという観点に立つと、先の基準の内、最初の 2 つは次のように解釈できる。

1. 同一生活圏への統一的行政・市町村財政間の外部性の内部化
2. 行政における規模の経済の享受

市町村財政の外部性について考えると、「各種行政圏域、事務の共同処理」等の指標がそれを十分に評価しているかは疑問が残る。¹

市町村間の財政的な相互依存関係の具体例や既存の実証研究については、横井・佐々木 (2006)・Yokoi and Sasaki (2007) を参照してほしい。ここでは宮城県の市町村財政データを用い、空間自己相関モデルによって空間的影響を考慮したフライペーパー効果 (FP 効果) の

¹ 学術的には規模の経済の研究は多く行われている。また、財政の効率性をフロンティア分析によって評価することも行われ、特に市町村合併の評価の研究として塚井・奥村 (2006) がある。

分析を行ったものである。そこでは宮城県の1979年度～1998年度の各市町村の総支出について、近隣市町村との財政の相互依存関係をモデル化し、分析を行っている。空間的影響を無視する事でFP効果は最大1/3も過大に推定されるという結果が得られている。

3 空間自己回帰モデルによる市町村合併パターンの評価

(1) モデル

本節では最初に、一般的に用いられている空間自己相関モデルとその尤度関数を示す。次に、パネルデータにその空間自己相関モデルを適用した際の尤度関数を示す。次に、今回提案する市町村財政の間の結びつきを評価するための空間自己相関モデルと評価の方法を示す。

ここである期 t についての次の(クロスセクション的な)空間自己相関モデルを考える。(太字の小文字はベクトル、太字の大文字は行列を示す。 $\mathbf{y}' = \{y_i\}$ 等)

$$\mathbf{y}_t = \rho \mathbf{W}_h \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (1)$$

$$\boldsymbol{\epsilon} \sim \text{IIN}(0, \sigma^2)$$

\mathbf{W}_h は後述する空間近接行列である。 ρ は空間的な影響の強さのパラメータであり、一般型としては各期で異なる値を取りうる。しかしながら、ここでは全ての期で ρ は変化しないと仮定する。

このモデルの集中尤度関数は下のようになる。(ここで $|\mathbf{J}|$ は行列 \mathbf{J} の行列式の絶対値である。)

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{L}}_t(\rho, \boldsymbol{\beta}, h) &= \ln |\mathbf{A}(\rho, h)| - \frac{N}{2} \ln B_t(\rho, \boldsymbol{\beta}, h) \\ &\quad - \frac{N}{2} \left(\ln \frac{2\pi}{N} + 1 \right) \end{aligned} \quad (2)$$

次にある t 期についてのモデルである式 (1) を、期 $t = 1, \dots, T$ についてのパネルデータに適用する。各期の対数尤度関数の和がこのモデルの対数尤度関数である。

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{L}}(\rho, \boldsymbol{\beta}, h) &= \sum_{t=1}^T \bar{\mathcal{L}}_t(\rho, \boldsymbol{\beta}, h) \\ &= T \ln |\mathbf{A}(\rho, h)| - \frac{N}{2} \sum_{t=1}^T \ln B_t(\rho, \boldsymbol{\beta}, h) \\ &\quad - \frac{TN}{2} \left(\ln \frac{2\pi}{N} + 1 \right) \end{aligned} \quad (3)$$

\mathbf{W} は各行が各地域の他地域との隣接状況を示す、行和を1に基準化した行列である。本研究では相手地域の人口が自地域人口を基準にして h 倍以上の場合のみ隣

接しているとする。自地域と比較して小さな地域からは大きな影響は受けないとの想定である。今回の対象である宮城県の市町村については、地域数は $N = 71$ 、近接行列 \mathbf{W} は $N \times N$ の行列であり、 $h = 1/2$ の場合は正の要素数は258となる。1991年度年度の人口を基準として隣接市町村間の人口比較に用いる。

ここで次のモデルを考える。

$$\mathbf{y}_t = (\rho_u \mathbf{U}_{h_u} + \rho_v \mathbf{V}_{h_v}) \mathbf{y}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\epsilon} \quad (4)$$

$$\boldsymbol{\epsilon} \sim \text{IIN}(0, \sigma^2)$$

\mathbf{U}_{h_u} は評価対象ではない隣接市町村についての空間近接行列であり、 \mathbf{V}_{h_v} は評価対象の隣接市町村についての空間近接行列である。この2つの行列について次式が成立する。

$$\mathbf{U}_{\bar{h}} + \mathbf{V}_{\bar{h}} = \mathbf{W}_{\bar{h}} \quad (5)$$

次にある t 期についてのモデルである式 (4) を、期 $t = 1, \dots, T$ についてのパネルデータに適用する。各期の対数尤度関数の和がこのモデルの対数尤度関数である。式 (3) と同様に導出する。

$$\begin{aligned} \bar{\mathcal{L}}(\rho_u, \rho_v, \boldsymbol{\beta}, h_u, h_v) &= \sum_{t=1}^T \bar{\mathcal{L}}_t(\rho_u, \rho_v, \boldsymbol{\beta}, h_u, h_v) \\ &= T \ln |\mathbf{A}(\rho_u, \rho_v, h_u, h_v)| \\ &\quad - \frac{N}{2} \sum_{t=1}^T \ln B_t(\rho_u, \rho_v, \boldsymbol{\beta}, h_u, h_v) \\ &\quad - \frac{TN}{2} \left(\ln \frac{2\pi}{N} + 1 \right) \end{aligned} \quad (6)$$

(2) 合併パターンの評価

モデル式 (4) における帰無仮説 (H_0) と対立仮説 (H_1) は次の通りとなる。

$$H_0 : \rho_u = \rho_v, h_u = h_v \quad (7)$$

$$H_1 : \rho_u \neq \rho_v, h_u \neq h_v \quad (8)$$

それぞれの仮説の下での対数尤度を $\mathcal{L}_{H_0}, \mathcal{L}_{H_1}$ とする。次の尤度比検定を行う。

$$2(\mathcal{L}_{H_1} - \mathcal{L}_{H_0}) \sim \chi^2(2) \quad (9)$$

この尤度比検定は、評価対象の市町村合併パターンに含まれる隣接市町村間の財政相互依存性がそれ以外の隣接市町村間の財政相互依存性と統計的に有意な差がない、という帰無仮説についてのものである。

対立仮説 (H_1) が採用される時、財政相互依存性の基準から市町村合併パターンが評価される。推定値 $\hat{\rho}_u, \hat{\rho}_v$ について、仮に有意水準を無視すると、次の場合分けができる。

- 市町村合併対象の市町村間の財政相互依存性はより強い。

$$0 < \hat{\rho}_u < \hat{\rho}_v \text{ or } \hat{\rho}_v < \hat{\rho}_u < 0 \quad (10a)$$

- 市町村合併対象の市町村間の財政相互依存性は対象外の市町村間のそれと性質が異なる。

$$\hat{\rho}_u < 0 < \hat{\rho}_v \text{ or } \hat{\rho}_v < 0 < \hat{\rho}_u \quad (10b)$$

- 市町村合併対象の市町村間の財政相互依存性はより弱い。

$$0 < \hat{\rho}_v < \hat{\rho}_u \text{ or } \hat{\rho}_u < \hat{\rho}_v < 0 \quad (10c)$$

対立仮説が採用され、なおかつ上の場合分けの式(10a)もしくは式(10b)の場合に「評価対象の市町村合併パターンは財政相互依存性の点で合併することに問題がない」と言えるのではないか。

(3) ベイズ推定

モデル式(4)は同時方程式体系であり、最尤法による推定が望ましい。前述のように尤度関数は代数的に導出されている。しかしながら、最尤推定量を求めるためには、尤度関数が各パラメータで2階微分可能である必要がある。ここでの尤度関数式(6)において、行列式の絶対値の項($\ln |\mathbf{A}(\rho_u, \rho_v, h_u, h_v)|$)が特に問題となる。

本研究では推定にベイズ推定を用いることとする。特に、MCMC(Markov-Chain Monte-Carlo)法の1種である、メトロポリス・ヘイスティング(Metropolis-Hasting)法を用いる。事前分布に無情報事前分布を用いる。このため、得られる推定量は最尤推定量に一致することが期待される。

ところで、モンテカルロシミュレーションにおいて、行列式の計算にもっとも時間を要する。 ρ_i と h_i はベイズ推定の推定の対象となるパラメータではあるが、この計算時間を削減するため、 ρ_i については $-2 \leq \rho_i \leq 2$ と上限下限を設けるとともに精度を小数点以下2桁とし、 h_i については $h_i = 0, 0.25, \dots, 19.75, 20$ 以外の値を取らないとする。

4 データ

本研究は宮城県の市町村を対象とする。統計データは宮城県(2004)より入手した。期間は1987年度から1997年度の11ヶ年、市町村数は71となる。サンプル数は781となる。この期間には市町村合併はなかった。

表 1: 基本統計量 説明変数

	平均	変動係数	Q1	Q2	Q3
歳出合計(千円/人)	380.	0.419	279.	343.	423.
市町村内純生産(千円/人)	1810.	0.38	1380.	1640.	2110.
地方交付税(千円/人)	166.	0.616	95.	152.	211.
国県支出金(千円/人)	57.8	0.56	36.1	49.	70.3
総面積(m^2 /人)	9.31	1.8	3.26	4.5	8.85
65歳以上人口率(%)	0.171	0.265	0.142	0.169	0.2

表 2: 歳出推定結果

	H ₀	H ₁
$\tilde{\beta}_1$	0.562 (36.2)	-6.12 (40.2)
$\tilde{\beta}_2$	0.0367 (0.0102) ***	0.0379 (0.0121) ***
$\tilde{\beta}_3$	0.795 (0.15) ***	0.881 (0.143) ***
$\tilde{\beta}_4$	1.81 (0.312) ***	1.74 (0.307) ***
$\tilde{\beta}_5$	0.901 (0.667)	0.652 (0.657)
$\tilde{\beta}_6$	342. (252.)	301. (249.)
$\tilde{\beta}_7$	24.7 (23.8)	24.6 (24.)
$\tilde{\rho}_u$	0.15 (0.0635) **	0.19 (0.0734) ***
$\tilde{\rho}_v$		0.05 (0.911)
\tilde{h}_u	8.5 (4.35) *	7. (3.89) *
\tilde{h}_v		17.8 (4.91) ***
\mathcal{L}	38.28	39.08

注: ()内は標準誤差。有意水準は*, **, ***がそれぞれ10%, 5%, 1%を示す。

変数は y が被説明変数としての市町村の政府純歳出と性質別の各支出項目である。説明変数として、 x_1 が定数項、 $x_2 \cdot x_3 \cdot x_4$ が市町村の代表的個人の収入源としての総生産・地方交付税交付金(一括補助金)・国庫支出金と県支出金の合計(定率補助金)であり、 $x_5 \cdot x_6$ は地域の特性としての面積と高齢化比率である。ある都道府県内の市町村は文化的・歴史的に似通ったいくつかの地域に分かれ、その地域間では地方政府の行動も近いものになるかと思われる。地域特性はこれらの類似性を表現するためにモデルに含まれている。さらに説明変数としてダミー変数を考える。 x_7 は市についてのダミー変数である。市と町村で財政的な構造が異なることが考えられるのでこれらの変数を用いる。

5 推定結果と分析

ここでは総歳出と普通建設事業費のそれぞれを被説明変数 y とした推定について検討する。表2は総歳出についての推定結果である。各列は二つの仮説である。

表 3: 普通建設事業費推定結果

	H ₀	H ₁
$\tilde{\beta}_1$	3.99 (31.7)	3.02 (27.5)
$\tilde{\beta}_2$	0.00927 (0.00885)	0.0105 (0.00866)
$\tilde{\beta}_3$	0.288 (0.133) **	0.305 (0.121) **
$\tilde{\beta}_4$	1.35 (0.244) ***	1.34 (0.232) ***
$\tilde{\beta}_5$	-0.00534 (0.554)	-0.0234 (0.554)
$\tilde{\beta}_6$	-75.3 (221.)	-108. (181.)
$\tilde{\beta}_7$	1.6 (19.4)	-1.09 (18.5)
$\tilde{\rho}_u$	0.19 (0.139)	0.21 (0.143)
$\tilde{\rho}_v$		-0.14 (0.846)
\tilde{h}_u	10.5 (5.43) *	10.5 (5.37) *
\tilde{h}_v		15.5 (4.82) ***
\mathcal{L}	52.36	52.96

注：() 内は標準誤差。有意水準は *, **, *** がそれぞれ 10%, 5%, 1% を示す。

各行は係数の推定値である。最終行のみモデルの対数尤度が記述されている。

全ての隣接市町村間の依存関係が等しいという仮定の下でのモデル (H_0) の結果を見ると、各市町村の収入の変数 ($\beta_2, \beta_3, \beta_4$) の符号条件は満たされ、なおかつ有意に非 0 である。 ρ の係数は有意に非 0 であり、クロスセクション分析を行った Yokoi and Sasaki (2007) と矛盾しない結果である。係数の推定値も同様にその先行研究と矛盾していない。

次に、実際に合併した市町村間とそれ以外の隣接市町村間の依存関係が異なるという仮定の下でのモデル (H_1) の結果を見ると、収入の変数の係数は H_0 と同様である。二つの仮説の間の尤度比検定は、5% の有意水準で帰無仮説 H_0 が棄却できない、という結果となる。つまり、合併パターンとそれ以外の隣接市町村間のそれぞれの財政の相互依存度には差がないと言える。つまり、宮城県内の実際の市町村合併パターンは総支出についての財政相互依存度の観点からは支持できないという結論となる。

宮城県内の市町村間の関係を考えると、仙台市が周辺自治体に及ぼす影響はかなり大きいと思われる。今回のモデル化では合併パターン以外の隣接市町村の近接行列 U の方に仙台市と周辺自治体の関係が含まれており、そのために上のような結果となった可能性は否定できない。モデルを拡張し、 U から仙台市と周辺自治体の関係を分離して、3つの近接行列を持つモデルによって、この可能性を検討することができる。今後の研究を待ちたい。

次に支出細目についての分析の例として、性質別項目の中で総支出の 3 割を占めている普通建設事業費についての推定結果を表 3 示す。この推定結果から次の数点が読み取れる。1. 普通建設事業費支出額は 2 つの補助金額によってのみ決定されること 2. 空間的相互依存関係は存在しないこと 3. 2 より、市町村合併パターンの評価にこの支出細目を用いることは難しいこと

6 おわりに

本稿では理論モデルとして代表的個人モデル、計量モデルとして空間自己回帰モデルを用いる合併パターン評価手法を提案した。その手法においては、対象の隣接市町村ペアとそれ以外の空間自己相関項係数の制約条件の検定で判断する。適用例としての実証研究では宮城県の合併以前の市町村財政支出データ・ベイズ推定を用いた。特に総支出を被説明変数とする推定から、現在の宮城県内の市町村合併パターンは、財政の相互依存関係の点からは評価が難しいという結果が得られた。

謝辞

本論文の作成において 2007 年 12 月の応用地域学会第 21 回研究発表大会で発表した際に討論者の広島大学塚井先生から頂いたコメントが有意義でした。これらのお力添えに記して感謝致します。また本研究は、文部科学省より科学研究費補助金 (若手 (B)19730163) を得ております。当然ながら残る誤りはすべて筆者の責任であることを明記して結びといたします。

参考文献

- 宮城県 (2004) 「宮城県総合統計情報提供システム」. 宮城県 Web サイト.
- (2006) 「宮城県市町村合併推進構想」. <http://www.pref.miyagi.jp/sichouson/gappei/memo20.html>.
- 塚井誠人・奥村誠 (2006) 「行政コスト不効率性に基づく市町村合併の評価」, 『都市計画論文集』, 第 41 巻, 第 3 号, 785-790 頁.
- 横井渉央・佐々木公明 (2006) 「空間的影響を考慮した市町村財政のフライオーバー効果の分析」, 『日本都市学会年報』, 第 39 巻, 113-122 頁.
- Yokoi, Takahisa and Komei Sasaki (2007) “Spatial Interdependencies and the Flypaper Effect in Japanese Municipalities”. A paper was presented at the “2007 Taipei Conference on Regional and Urban Economics” (December 3-5, 2007).