

# 時空間統計モデルを用いた人口分布変動に基づく 災害復興過程の分析

梶谷義雄<sup>1</sup>・多々納裕一<sup>2</sup>・岡田憲夫<sup>3</sup>・松田曜子<sup>4</sup>

<sup>1</sup>正会員 工修 電力中央研究所 地震工学領域 (〒 270-1194 千葉県我孫子市我孫子 1646)

<sup>2</sup>正会員 工博 京都大学教授 防災研究所 (〒 660-0011 京都府宇治市五ヶ庄)

<sup>3</sup>正会員 工博 京都大学教授 防災研究所 (〒 660-0011 京都府宇治市五ヶ庄)

<sup>4</sup>学生会員 京都大学大学院工学研究科 (〒 606-8501 京都市左京区吉田本町)

災害後の復興過程は様々な空間スケールにおける複雑な事象の影響を受けており、このことが復興政策を決定する上で困難な点となっている。そこで、本研究では様々な空間スケールにおける影響因子を分析するため、空間回帰モデルと時系列モデルを融合した時空間統計モデルによるアプローチに着目した。この際、社会・経済データが同一の時空間スケールで整備されていないことに配慮し、時空間統計モデル適用のための方法を整理した。ケーススタディとして阪神大震災後の神戸市長田区における人口復興過程を取り上げ、地域の環境要因などの局所変数とより広域的な経済状況などの広域変数の影響について分析を行った。その結果、広域・局所の空間スケール双方における復興政策の重要性が定量的に明らかとなった。

**Key Words :** *natural disaster, population recovery process, spatial hierarchy, spatial-temporal statistical model*

## 1. はじめに

阪神大震災後の被災地における社会的・経済的活動の復興は、地域によって大きく異なる過程をたどっており、その背景には、物理的被害の甚大さ、地域環境などの局所的な事象、経済活動などのより広域での事象が複雑に絡んでいると考えられる。例えば、中小企業を多く抱える神戸市長田区において経済復興が順調に進んでいない要因として、震災による被害だけでなく、震災以後の関西地域における経済不況の影響が存在するものと推察される。実データを用いて震災復興過程を定量的に分析する際、単一の経済指標を用いたデータの一次的分析のみによっては、地域の復興過程に寄与する広域的な要因もしくは局所的な要因の一方を見過ごす可能性がある。本研究では、ある事象が局所的な空間スケールとより広域的な空間スケールの双方で発生する事象で構成されている場合、これを「空間階層性」を有する事象と定義する。

空間階層性の問題は、広域的な政策と局所的な政策のどちらに復興資源を配分するかを決定する上で重要な問題となる。例えば、広域的な経済復興への支援政策と同時に区画整理事業や家屋のセットバックなどの局所的な政策を考える場合、それら政策の効果を定量的に評価し、その上で復興資源を配分することが望ましいと考えられる。そこで、本研究では、空間階層性を考慮した時空間統計モデルの構築を行う。次いで、震災

後の神戸市長田区における人口復興過程を対象に、復興に影響を及ぼす広域・局所要因を定量的に分析することを目的とする。

しかし、従来の社会・経済に関する統計データは、空間スケールの大きなデータは時間スケールが小さく、空間スケールの小さなデータは時間スケールが大きいという特徴をもち、時間・空間スケールともに小さなデータの入手は困難である。このような場合、空間階層性を有する時空間統計モデルの各パラメーターの値を推定することが困難となる場合が多い。そこで、本研究では、データの蓄積状況を考慮した時空間統計アプローチを考慮し、時間トレンドに着目した広域モデル、空間トレンドに着目した局所モデルを個別に作成し、それぞれのモデルを比較評価するアプローチが有効であることを示す。

## 2. 時空間統計モデル

### (1) 時空間統計モデルに関する既往の研究のレビュー

時系列分野で用いられている ARMA モデルを時空間データに適用する試みは 1980 年代の初頭に行われている<sup>1)~5)</sup>。当時は ARMA モデルを単純拡張したものが主流であり、時間方向のみでなく空間方向のラグを考えているため STARMA (Spatial-Temporal ARMA) モデルと呼ばれる。STARMA モデルの例として、空間方向、時間方向に AR 項、MA 項それぞれラグの付いた

モデルを以下のように表現する。

$$(I - D\Psi_i)z_{i,t} = \sum_{j \in N(i)} D\Psi_j z_{j,t} + (I - D\Gamma_i)\nu_{i,t} + \sum_{j \in N(i)} D\Gamma_j \nu_{j,t} \quad (1)$$

ここで  $D$  はラグオペレーターと呼ばれ、 $D_n Z_t = Z_{t-1} + \dots + Z_{t-n}$  となる。 $\Psi, \Gamma$  はそれぞれのラグ付き変数に対応したパラメーターであり、 $\nu_{j,t}$  は AR 項で説明できない残差に相当する。STARMA モデルに外生変数を加えたモデルは STARMAX (Spatial Temporal Autoregressive and Moving Average Model with Exogenous Variable) モデルと呼ばれ、式 (1) に外生変数項を付加したものである。STARMA や STARMAX モデルを応用した研究としては、Stoffer<sup>5)</sup>、Pfeifer and Bodily<sup>6)</sup> が存在する。

さて、STARMAX モデルのような時空間統計モデルのより一般的な表現として、Aamodt<sup>7)</sup> による以下の式が挙げられる。

$$z_{i,t} = m(i) + k(t) + g(i, t) + h(X_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

ここで、 $m(i)$ : 空間的トレンド、 $k(t)$ : 時間的トレンド、 $g(i, t)$ : 時間・空間の相互作用項、 $h(X_{i,t})$ : 外生変数の影響項、 $\epsilon_{i,t}$ : 残差項、をそれぞれ示す。

一方、Wikle et al.<sup>8)</sup> は、月別平均最高気温の時空間分布の分析のために、空間階層性を考慮した時空間統計モデルを用い、その際に問題となるパラメーターの推定方法について検討を行っている。Wikle et al.<sup>8)</sup> による広域空間、局所空間を考慮したモデルは一変数のみを対象としており、以下の式で与えられる。

$$z_{i,t} = \mu_0 + M(t; \beta) + L(i, t; \theta) + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

ここで、 $\beta, \theta$  は推計を行うパラメーター集合である。Wikle et al.<sup>8)</sup> は、広域モデル  $M(t; \beta)$  として季節性を考慮した三角関数、局所モデル  $L(i, t; \theta)$  として STARMA モデルが用いている。さらに、このような推定すべきパラメーター数の多い問題に対し、ベイズ理論に基づいたギブスサンプリング<sup>9)</sup> の手法を用いることを提案している。

以上のように、時空間統計学に関する研究蓄積が各分野において進みつつある。しかし、このような時空間統計モデルについての整理や社会現象へ適用した例は筆者らの知りうる限り少ない。理論的發展、分析事例を通しての考察の双方が必要とされている。一般に、社会経済データは同一の時間・空間スケールのデータを得ることが困難であり、そのため上記モデルをそのまま適用することが困難なケースが多いと考えられる。本研究では、阪神大震災後の人口復興過程を対象に空間階層性を考慮した要因分析を行うことを目的とするが、その際、データ制約下における時空間モデルの適用方法についても基礎的な検討を行うこととする。

### 3. 空間階層性を考慮した時空間統計モデルの適用手法

#### (1) 一般形の定式化

まず、これまで提案されてきた時空間統計モデルに基づき、空間階層性を考慮した時空間統計モデルの一般形を整理する。外生変数を考慮した式 (2) と空間階層性を考慮した式 (3) より、外生変数と空間階層性の双方を考慮した時空間統計モデルは以下の式で与えられる。

$$z_{i,t} = \mu_0 + M(t, Y_i; \beta) + L(i, t, X_{i,t}; \theta) + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$M(t, Y_i; \beta) = K(t; \beta_1) + H(Y_i; \beta_2) \quad (5)$$

$$L(i, t, X_{i,t}; \theta) = m(i; \theta_1) + k(t; \theta_2) + g(i, t; \theta_3) + h(X_{i,t}; \theta_4) \quad (6)$$

ここで、 $Y_i$  は広域空間、 $X_{i,t}$  は局所空間における外生変数となる。また、 $\beta = \{\beta_1, \beta_2\}$ 、 $\theta = \{\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4\}$  であり、各項で必要とする変数に応じて、パラメーターを配分している。 $M(t, Y_i; \beta)$ 、 $L(i, t, X_{i,t}; \theta)$  に関するより具体的な構造は、対象とする問題やデータの制約条件によって決定することが必要である。

#### (2) モデルの適用方法

式 (4) において、 $z_{i,t}$ 、 $X_{i,t}$ 、 $Y_i$  の時間スケールが一致している場合は、ギブスサンプリングなどの手法により、パラメーター値の推計が可能である。しかし、社会経済データを取得する場合の一般的な問題として、時空間スケールの不一致が挙げられる。すなわち、空間スケールを大きくすると、比較的小さな時間スケールのデータが取得できるが、空間スケールを小さくすると、時間スケールの大きなデータしか取得できない場合が多い。例えば、国勢調査や事業所統計は、町丁目以下を対象とした比較的小さな空間スケールのデータではあるが、時間スケールは5年とかなり大きい。逆に工業統計のように時間スケールは1年毎となり、国勢調査の時間スケールよりも小さいが、空間スケールは大きくなる。そこで、本研究では広域モデルを構築するために時系列モデルを用い、局所モデルを構築するために空間回帰モデルを用いることで、それぞれの異なる空間スケールに存在する影響因子の特定とその定量化を行うこととする。特に、本研究では、局所モデルとして空間自己回帰モデル、広域モデルとして ARMAX モデルを用い、以下のように空間階層性を考慮した時空間回帰モデルを構築する。

まず、局所空間モデルを構築するために、以下の空間自己回帰モデルに着目する。

$$z_i - \mu_i = \rho \sum_{j \in N(i)} w_{ij} (z_j - \mu_j) + \epsilon_i \quad (7)$$

ここで、 $\{z_i : i = 1, \dots, n\}$  は、 $n$  個に分割された2次元空

間上に広がるデータの観測値,  $N(i)$  は  $i$  を除くその他の地域を示し,  $w_{ij}$  は地域間の重み付けを行うパラメータを示す. また,  $\epsilon_i$  は誤差項であり,  $\epsilon_i \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$  となる. 想定する分散共分散行列の構造に従って  $\rho, \sigma^2$  が推定される<sup>10)</sup>.  $\mu_i$  は地域  $i$  における平均で, 一定か互いに相関を持つ線形モデル, すなわち説明変数からなる行列  $X_i$  を用いて  $\mu_i = X_i\phi$  となる.  $\rho, \sigma^2, \phi$  が推定するパラメータであるため,  $\theta = \{\rho, \sigma^2, \phi\}$  となる.  $z_i$  に時空間過程を想定し, データ値  $z_{i,t}$  は時間軸上にもトレンドを持っているとすると, 平均関数は時間的トレンド, 空間的トレンド, 説明変数の3項より構成される. 従ってある地域  $i$  に着目すると, 時間的トレンドは,

$$\mu_{i,t} = M(t, Y_i; \beta) + X_{i,t}\phi_t \quad (8)$$

で記述される.

ここで空間階層性に関する仮定を設ける. すなわち, 式(8)における広域空間モデル  $M(t, Y_i; \beta)$  は, 全地域を対象とする変数  $Z_t = \sum_i z_{i,t}$  のトレンドに依存すると仮定する.  $Z_t$  は比較的長時間スケールの小さなデータの取得が可能であるため,  $M(t, Y_i; \beta)$  を時系列モデルとして推計することが可能となる.  $M(t, Y_i; \beta)$  の時系列モデルとしては, 式(1)を拡張した ARMAX モデルに着目する. 以上より, 最終的に  $z_{i,t}$  は以下のように表現される.

$$z_{i,t} - (\tau_i Z_t + X_{i,t}\phi_t) = \rho \sum_{j \in N(i)} w_{ij}(z_{j,t} - (\tau_j Z_t + X_{j,t}\phi_t)) + \epsilon_{i,t} \quad (9)$$

$$(I - D\Psi)Z_t = Y_t\beta + \gamma + (I - D\Gamma)\nu_t \quad (10)$$

ただし,  $\tau_i$  はスケールパラメーター,  $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ ,  $\nu_t$  は AR 項, 定数項, 外生変数項で説明できない誤差項に相当とする.

パラメーター値の推定法に関しては, 広域・局所モデルで用いる被説明変数の時間, 空間スケールがそれぞれ異なるため, 広域・局所モデルのパラメーター値を別々に推定することが必要となる. この場合, パラメーター値の推定法として, 構築した空間回帰モデル, 時系列モデルそれぞれに最尤推定法を適用することが考えられ, これはある同一の時間, 空間スケールのデータを被説明変数として用いた場合における空間階層モデルの適用法と異なる点である.

#### 4. 時空間回帰モデルを用いた人口変動要因分析

##### (1) はじめに

本節では, 阪神大震災後の神戸市長田区を対象に, 人口回復過程に及ぼす広域・局所的な要因を分析する. 前

節で提案した時空間統計モデルを用いるためには, 対象とする最小の空間スケール  $i$  と,  $i$  を含む上層の広域空間  $I: i \in I$  を定める必要がある. 本研究では,  $i$  として小地域統計と呼ばれる町丁目を, 広域空間には神戸市と阪神地域を想定した. 次に, データセットは以下のように定める. 被説明変数  $z_{i,t}$  は, 町丁目ごとの人口推移(1995, 2000年の国勢調査)とし, 地域の人口許容量(1990年, 1995年の町丁目別人口の最大値)に対する割合を用いることで基準化を行った. 被災後の人口動態に関する統計データとしては, 国勢調査以外に住民基本台帳によるデータが利用可能である. 国勢調査による人口データが現地調査によって得られたデータであるのに対し, 住民基本台帳は住民票の移転状況などをもとに推定された人口データを示す. 従って, 国勢調査による人口データは5年に1度しか得ることができないが, 住民基本台帳による人口データは非常に短い期間で更新することが可能となる. しかし, 住民票を移転せずに一時的に避難を行った住民も多く, 住民基本台帳による人口統計と国勢調査による人口統計はかけ離れていることが指摘されている<sup>11)</sup>. そこで, 本研究ではより実情を反映していると考えられる国勢調査による人口統計データを局所的な空間モデルの推計に用いることとする. 一方, 広域モデルの推計については住民基本台帳や1997年に行われた被災地人口推計を用いざるを得ないが, この場合においても国勢調査が行われた1995年10月以降の年次データを用いることとし, 被災直後の混乱期のデータはできるだけ利用しないようにした.

ローカルな地域の環境変数には多種多様な変数が考え得る. 本研究では, 町丁目単位での地域の特徴として, とくに住民の属性と地域の環境を代理していると思われる変数を選んだ. また, 町丁目単位での取得が困難なデータについては国土地理院の3次メッシュデータから収集し, 各メッシュに含まれる町丁目とそのデー

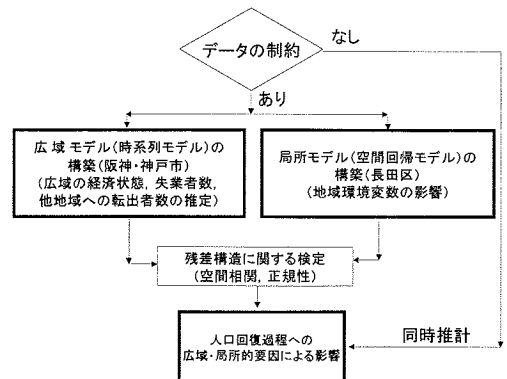


図-1 分析のフロー図

表-1 パラメーター値の推定に用いるデータ<sup>12)-15)</sup>

	変数	内容
被説明変数	町丁字人口 (人)	長田区の町丁字別人口 (1995年, 2000年)
	区別人口 (人)	長田区の人口 (1995年 - 2000年, 年次データ)
広域変数	阪神地域人口 (人)	(1990年 - 2000年 年次データ)
	阪神地域 GRP (百万円)	(1990年 - 2000年 年次データ)
		(ただし, 神戸地域人口を除く)
	神戸市人口 (人)	神戸市の人口 (1990年 2000年 年次データ)
	神戸市 GRP (百万円)	(1990年 - 2000年 年次データ)
	神戸市雇用者所得 (百万円)	(1990年 2000年 年次データ)
	神戸市労働力人口 (人)	(1990年 - 2000年 国勢調査)
	神戸市失業率 (%/100)	(1990年 - 2000年 国勢調査)
局所変数	兵庫県賃金指数 (2000年 = 100)	兵庫県の賃金指数 (1990年 - 2000年 年次データ)
	最寄駅までの距離 (m)	長田区内の最寄駅までのマンハッタン距離
	全壊率 (%)	阪神淡路大震災による家屋の全壊率
	土地区画整理事業	神戸市による土地区画整理事業の有無を示すダミー
	(0=無, 1=有)	変数
	ニッチ指数 <sup>16)</sup>	高齢者と生産年齢者の時間別重なり合い
	(長屋+木造賃貸) 率	長屋住宅・木造賃貸集合住宅の延べ床面積/全住
	(%)	宅延床面積
	高齢化率 (%)	65歳以上人口の総人口に対する割合
	平均年齢 (才)	年齢層別人口データより作成した平均年齢
	容積率 (%)	建物総床面積の敷地に対する割合
	地域許容人数 (人)	1990年から1995年の間の最大人口
	復興可能割合	地域許容人数から1995年10月の国勢調査の人数
		を差し引き, 地域許容人数で割ったもの
	平均標高 (m)	3次メッシュ内平均標高
最大傾斜 (°)	3次メッシュ内最大傾斜角度	
道路総延長 (m)	3次メッシュ内道路総延長	
2.5m 以下道路網率 (%)	3次メッシュに占める2.5m以下の道路網の	
	道路総延長に占める割合	

データを割り当てた。推定に用いたデータの内容と分析のフローを表-1と図-1にそれぞれまとめる。

(2) ギブスサンプリングによる時空間統計モデルの推計

まず、階層性を有する時空間統計モデルの推計手法としてのギブスサンプリングを取り上げ、人口復興過程への適用可能性を検討する。しかし、被説明変数  $z_{i,t}$  と広域空間の外生変数  $Y_t$  の時間スケールが異なるため、階層性を考慮した時空間統計モデル式(4)を直接推計することは困難である。そこで、広域空間の説明変数は時間的要因のみと仮定し、ギブスサンプリングによる時空間統計モデル(式(4))のパラメーター推計を行うこととした。ギブスサンプリングは、それぞれのパラメーター値に事前確率分布を与え、ベイズ理論に基づいた条件付き事後確率分布の推計を通して、各パラメーターの値を収束するまで逐次推計していく方法である<sup>9)</sup>。本研究では、式(4)の各項において以下のような代表的な事前確率分布を仮定した。

$$z_{i,t} \sim N(z_{i,t-1} + M(t) + L(i,t, X_{i,t}; \theta), \sigma_t^2) \quad (11)$$

$$M(t) \sim N(\mu_t, \sigma_M^2) \quad (12)$$

$$L(i,t, X_{i,t}; \theta) \sim N(\theta_t X_t, \sigma_L^2) \quad (13)$$

$$\theta \sim N(\lambda, \sigma_\lambda) \quad (14)$$

$$\sigma_t \sim \Gamma(\zeta_1, s) \quad (15)$$

ただし、 $\theta_t X_t = \sum_i \theta_{i,t} X_{i,t}$  である。Γはガンマ分布を意味し、 $\sigma_t$  が常に正の値を取るように設定している。以上の設定を用い、20000回のサンプリングを行った推計結果が表-2となる。

ここで、事前分布のパラメーターの値は、何度かテスト試行を行って得られた値を任意に選定した。また、 $\hat{R}^2$  は収束の程度を表す指標であり<sup>8)</sup>、1に近づくほど収束状況が良いことを示す。広域モデルの値は0.281となっており、局所的要因が存在しない場合、2000年10月の長田区の人口は1995年に比べて平均1.281倍増加することを意味する。また、局所的要因に関しては、狭小な道路の割合(2.5m以下道路網率)が大きな地域ほど復興が遅くなるなどの概ね妥当な結果が得られている。ただし、高齢化率に関しては、高齢化率の高い地域ほど復興が速いという予想に反した結果となっており、これは平均年齢との系列相関が影響しているものと考えられる。

以上のように、ある被説明変数を広域的要因と局所

表-2 ギブスサンプリングによる推計結果

変数	事前分布の平均(分散)	事後分布の平均(分散)	収束モニター ( $\hat{R}^2$ )
広域のトレンド $M(t)$	0.280(1.000)	0.281(0.784)	1.000
最寄駅までの距離	0.000(0.000)	0.000(0.001)	0.999
全壊率	0.093(0.370)	0.096(0.362)	1.001
土地区画整理事業 (長屋+木造賃貸)率	-0.290(0.230)	-0.294(0.232)	1.000
容積率	0.039(0.100)	0.040(0.094)	1.001
復興可能割合	0.770(0.360)	0.774(0.351)	1.000
ニッチ指数	-0.140(1.000)	-0.139(0.784)	1.000
1995年高齢化率	0.080(1.200)	0.130(0.783)	1.000
1995年平均年齢	-0.003(0.020)	-0.004(0.016)	1.000
平均標高	0.000(0.000)	0.000(0.000)	1.000
最大傾斜	0.000(0.000)	0.000(0.001)	1.000
道路総延長	0.000(0.000)	0.000(0.000)	1.000
2.5m以下道路網率	-0.020(0.760)	-0.017(0.646)	1.000
$\sigma_t$	1.400(0.120)	1.433(0.119)	0.999

的要因に統計的に分離する手法としてギブスサンプリングが利用可能である。しかし、本研究のように局所空間スケールで用いられる被説明変数の時間スケールが大きくサンプル数が少ない場合、その広域的要因の分析は困難となる。

### (3) 時系列モデル, 空間回帰モデルによるアプローチ a) 局所変数の影響

まず、長田区における1995年から2000年にかけての人口変動を空間回帰モデルを用い検討する。空間回帰モデルにおける空間重み行列の定義については様々な方法が提案されているが、本研究では単純に、 $W$ の要素  $w_{ij}$  は、ある2つの町丁目  $i$  と  $j$  が共通の境界を持って接している場合に要素  $w_{ij} = 1$  とし、その行和を隣接する町丁目数で除して規準化することにより作成した。

全てのデータを用いた推計の結果、残差の標準偏差は大きく、数多くの異常値を含んでいたため、異常値を示す地点(誤差が95%の信頼区間に入らないもの)を除く作業を、決定係数が0.70を超える程度まで続けた。その結果を表-3に示す。この結果は表-2とほぼ同様の結果となっていることが分かる。

さらに、有意でない変数、相関関係が強い変数を順番に取り除いた最終結果を表-4に示す。有意とみなされた変数は、最寄駅までの距離、土地区画整理事業の有無、長屋と木造賃貸家屋の全建物に占める割合、容積率、復興可能割合、1995年時点の地域の平均年齢となっている。増加可能率は全壊家屋率などと強い相関

があり、復興状況は被害の大きさに影響を受けていることが分かる。その他、駅からの距離が離れるほど人口増加が小さくなる、土地区画整理事業地域では(住居の整備に時間がかかり)人口増加が小さくなる、容積率の高い地域(町の中心部)では人口が増えやすい、平均年齢の高い地域では人口増加が少ない、などパラメーターの値の符号に関して概ね妥当性を帯びた結果が得られた。3次メッシュから作成したデータ関係で推定結果が有意となったデータは存在しないが、駅からの距離と標高の間に強い相関関係があったことなどがその要因として考えられる。

次いで、残差に関してモーランの空間的自己相関性の検定とコルモゴロフスミルノフの正規性の検定を行った。モーランの検定における帰無仮説  $H_0$ : 空間的自己相関が存在しないであり、対立仮説は  $H_A$ : 空間的自己相関が存在するとなる。また、コルモゴロフスミルノフの検定における帰無仮説は  $H_0$ : 正規分布に従うであり、対立仮説は  $H_A$ : 正規分布以外となる。表-5はそれぞれの検定結果であるが、その結果誤差に空間的自己相関は存在しなかったものの、正規分布の仮定は残念ながら満たされなかった。

### b) 広域変数の影響

広域モデル(10)を構築するため、1995年から2000年までの阪神地域の総人口と総生産に関する時系列式に関する検討をまず行った。両時系列とも定常時系列ではないため、階差によってトレンドを除去し、その増減関係の相関性を調べるアプローチを取った。すなわち、被説明変数の1次のラグまでを考慮した以下の

表-3 局所変数の影響 (総人口：1995年-2000年)

変数	値	標準偏差	t 値 (P 値)
定数項	0.27	0.64	0.43(0.67)
最寄駅までの距離	$-4.0 \times 10^{-4}$	$1.0 \times 10^{-4}$	-2.81(0.01)
全壊率	$7.3 \times 10^{-4}$	$5.3 \times 10^{-4}$	1.34(0.17)
土地区画整理事業	-0.30	0.033	-9.07(0.00)
(長屋+木造賃貸)率	$-7.6 \times 10^{-4}$	$4.3 \times 10^{-4}$	-1.79(0.07)
容積率	$1.2 \times 10^{-4}$	$1.0 \times 10^{-4}$	1.22(0.22)
復興可能割合	0.72	0.049	14(0.00)
ニッチ指数	0.037	0.64	0.06(0.95)
1995年高齢率	0.39	0.23	1.67(0.10)
1995年平均年齢	-0.0091	0.004	-2.25(0.03)
標高	$1.0 \times 10^{-4}$	$1.0 \times 10^{-4}$	1.59(0.11)
最大傾斜	$-2.0 \times 10^{-4}$	$2.0 \times 10^{-4}$	-0.90(0.37)
道路総延長	0.00	0.00	-2.23(0.03)
2.5m以下道路網率	-0.051	0.12	-0.42(0.67)
$\rho$		0.093	
$\sigma$		0.113	
$R^2$ (決定係数)		0.73	
自由度		259	

表-4 局所変数の影響に関する最終計算結果 (総人口：1995年-2000年)

変数	値	標準偏差	t 値	P 値
最寄駅までの距離	$-2.0 \times 10^{-4}$	$1.0 \times 10^{-4}$	-1.80	0.07
土地区画整理事業	-0.28	0.031	-8.95	0.00
(長屋+木造賃貸)率	$-9.8 \times 10^{-4}$	$4.2 \times 10^{-4}$	-2.34	0.02
容積率	0.0098	0.0091	1.08	0.28
復興可能割合	0.76	0.040	19	0.00
1995年平均年齢	-0.0035	0.0009	-3.79	0.00
$\rho$		0.12		
$\sigma$		0.11		
$R^2$ (決定係数)		0.74		
自由度		257		

表-5 誤差の検定結果 (総人口)

自己相関係数	-0.005
分散	0.0011
モーラン統計量	-0.039
P 値	0.97
コルモゴロフスミルノフ統計量	0.046
P 値	0.5

式により両時系列の関係を分析した<sup>1</sup>

$$\Delta \ln Z_t = C + \kappa \Delta \ln GRP_t + \epsilon_t \quad (16)$$

$$\Delta \ln Z_t = \ln Z_t - \ln Z_{t-1} \quad (17)$$

推定を行った結果、総生産と人口の関係に有為性はみられなかった。式(16)では、例えば生産の減少が雇用の悪化、失業率の増加を招くため、より求人率の高い地域を求めて人口が減少するという構造を想定している。

<sup>1</sup>  $\epsilon_t$  は 2 次のラグまで検討を行った。

表-6 時系列モデルによる広域変数の影響評価 (総人口)

広域空間モデル				
変数	値	標準偏差	t 値	P 値
定数項	1.97	1.56	1.26	0.30
$\Delta \ln GRP_t$	-0.12	0.096	-1.26	0.30
$\sigma$		0.0070		
$R^2$ (決定係数)		0.35		
自由度		3		
F 値		1.58(P 値=0.30)		

しかし、人口動態は自然人口動態と社会的人口動態から構成されており、社会人口動態に影響を及ぼすと考えられる総生産だけで全ての人口動態を説明することは難しい。また、雇用の悪化に伴う人口の流出を内生的に決定するためには貯蓄率や年齢、資産保有状態などの他の要因を考慮した経済モデルが必要となる。

データの制限もあるが、ここでは神戸市の労働力人口、完全失業率と兵庫県賃金指数のデータをもとに震災に伴う人口変化のうち、総生産の変化による社会的人口の変化がどの程度発生したのかについて考察する。この関係式に基づき、被災後の神戸市の総生産の回復に伴う人口変動予測の広域モデルを構築する。まず、各データについて簡単な説明を行う。図-2は神戸市各区における事業所の従業者数の推移を示したものである。被害の少なかった北区や西区を除き、震災後の各区の従業者数は減少傾向にある。長田区の減少傾向は顕著であるが、同様に顕著な減少傾向を示す灘区とは人口回復率は全く異なる。職住近接地帯を多く抱える長田区ではその地域の雇用の悪化がそのまま地域住民へ影響を及ぼしたと考えられる。図-3は、神戸市と完全失業率を示したものである。震災後の神戸市の失業率は全国よりも大きくなっており、これが震災による影響であることは明らかである。また、失業率の増加として現れていない他地域へ流出する労働人口も存在する。経済環境の悪化がもたらす影響を分析するためには、失業者数の増加とともに流出した労働人口についても考察することが必要である。

以上のことを考慮し、本研究では広域的な人口変動を生じるモデルとして、総生産と雇用者所得の変化によって生じる神戸市の就業者数の変化、就業者数の変化によって生じる社会的な人口変動を以下の式で推定する。

$$\Delta Z_t' = \Delta l_t^G \times c_t \times h_t \quad (18)$$

$$c_t = \frac{\Delta l_t - \Delta u_t}{\Delta l_t} \quad (19)$$

$$l_t = l_t^G + l_t^O \quad (20)$$

$$l_t^G = \omega \times GRP \times \frac{r_t}{w_t} \quad (21)$$

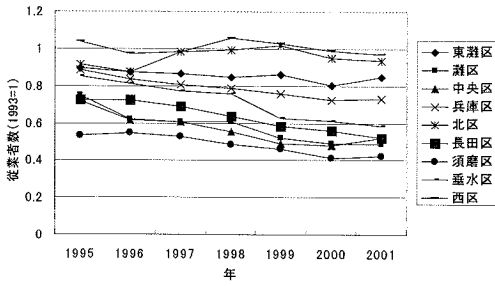


図-2 神戸市各区における事業所の従業員数の推移 (1993年=1)<sup>12)</sup>

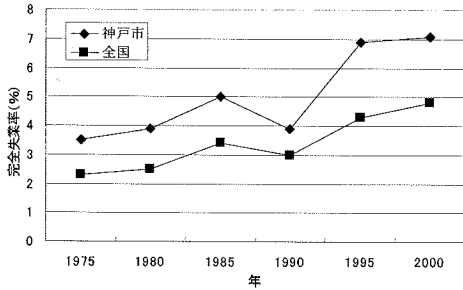


図-3 神戸市と全国における完全失業率の推移<sup>12)</sup>

ここで、 $\Delta Z_t^i$ : 神戸市の (GRP の変化に伴う) 社会的人口変動,  $\Delta I_t^G$ : GRP の変化に伴う労働人口の変動,  $c_t$ : 転出入率,  $h_t$ : 1 世帯当たり人口,  $\Delta l_t$ : 労働人口の変動,  $\Delta u_t$ : 完全失業者数の変動,  $l_t^0$ : その他の要因により説明される労働人口,  $r_t$ : 雇用者所得率,  $w_t$ : 賃金指数, をそれぞれ意味する。また, 神戸市の社会的人口変動のうち長田区でどの程度発生するかを推定するモデルとして, 以下の式を用いる。

$$\Delta z_t^i = \Delta Z_t^i \times P_t \quad (22)$$

ここで,  $\Delta z_t^i$ : 長田区の (神戸市全体の GRP の変化に伴う) 社会的人口変動,  $\Delta Z_t^i$ : 神戸市の社会的人口変動,  $P_t$ : 神戸市に占める長田区の人口の割合, をそれぞれ意味する。

以上の式 (18) から (22) において  $Z_t^i$  は観測値として得られないため, 統計学的にパラメーター推定を行うのは式 (21) の  $\omega$  のみである。図-4 は  $\omega$  の推定のために行った, 式 (21) の回帰分析の結果である。サンプル数は 3 時点と少ないが, 雇用者所得が増加する, あるいは賃金指数が低くなれば就業者が増加する傾向が分かる。表-7 は震災の影響がないと考えられる 1993 年時点と震災発生後の 1995 年時点の各変数の結果をまとめたものである。1995 年時点では GRP が 100 万円減少すると, 雇用者が 0.236 人減少し, そのうち 45% が神戸市

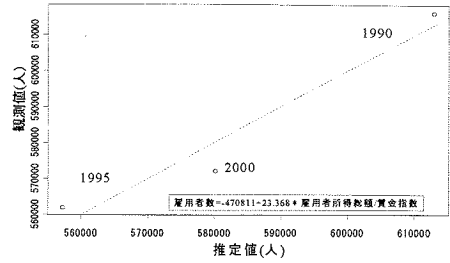


図-4 神戸市全体の雇用者所得 (賃金指数で調整) と就業者数の関係 (式 (21) の分析結果)

外へ流出, 55% が神戸市内で失業者となることを示している。広域的要因によって発生する人口減少率は各地区において一定と仮定し, このような雇用の減少や流出が長田区で発生する割合は, 震災前の 1994 年 12 月における神戸市地域の人口に占める長田区の人口の割合である 0.086 と想定する。この場合, 1995 年の転出者のうち神戸市全体の雇用状況の悪化により長田区で生じた転出者数は約 1816 人と推定される。また, その他の要因による転出者数は約 3177 人と推定される<sup>2)</sup>。従って, GRP による要因以外にマクロな要因が存在しないと仮定した場合, 長田区の局所的な要因によって発生する他地域への流出は 3177 人と推定される。これは, マクロな経済条件などによって発生する流出人口 1816 人より多い。長田区だけの問題を考えると, 投入する費用によっては密集家屋地帯の環境向上などのローカルな環境要因の改善が効果を発揮することも考えられる。しかし, 局所変数の検討結果に示されるように, 土地区画整理事業や再開発事業によるローカルな環境改善は現在のところ人口の増加に繋がっておらず, マクロな復興政策とローカルな復興政策のどちらをどの程度優先すれば地域の人口が最も回復するかについては現時点で判断が難しい。また, 広域的政策は長田区以外の影響や他地域への波及効果なども考えられるため, 単純に長田区内の人口回復状況で議論することは難しい。広域的政策の効果の計測と同時に局所的な政策を行った地域の人口回復状況のモニタリングが重要であり, 本研究のように局所・広域両変数による分析を継続して行うことが重要と考えられる。

## 5. まとめ

本研究では, 震災復興の空間的階層性という特徴を定量的に評価するために時空間統計モデルによる分析

<sup>2)</sup> 震災前の 1990 年から 1994 年までの転出者数はそれぞれ 3148, 3273, 3179, 3048, 3109 人と安定しており, 震災発生時を含む 1995 年の転出者数 8102 人から前年度実績の 3109 人を引くことで 4993 人を震災による転出者数と推定した。

表-7 モデル構造とパラメーター値を想定した場合における広域変数の長田区人口への影響<sup>12)</sup>

	1993年	1995年	補足(データ補間方法など)
総人口 ( $Z_t$ )	1509395	1423792	
総人口に占める労働人口の割合	0.476	0.493	1993年は1990年の値を使用
労働力人口 ( $l_t$ )	719159	702563	
GRP	6,682,757	6,589,955	
雇用者所得率 ( $r_t$ )	0.669	0.660	
賃金指数	100.1	98.9	
神戸市 GRP より推定される就業者数	573120	557276 (562003)	( ) 内は観測値
その他要因による推定就業者数	117992	92260	
就業者合計	691112	654263	
失業率	3.90%	6.90%	1993年は1990年の値を使用
失業者数 ( $u_t$ )	28047	48,300	
転出者数(神戸市)	56768	97,787	
転入者数(神戸市)	63498	53551	
震災の影響による社会的人口の変化		-50,966	1993年の人口増減 - 1993年の人口増減により推定
1世帯あたり人口		2.96人	
	結	果	
GRP100万円分増加に伴う雇用の増加数	0.233	0.236	
転出入率 $c_t$		0.450	
GRPの減少に伴う推定転出人口		21122	
震災関連のその他の要因による流出人口		23114	
GRPの減少に伴う長田区の転出人口		1816	$Z'_t$ に阪神地域に占める長田区の人口の割合を乗ずることで算定
その他の要因による長田区の転出人口		3177	震災に伴う神戸市外への推定転出人口を算出後、上記推定転出人口を除くことで推定

を行った。その際、既往の時空間統計モデル、パラメーターの推計法について整理するとともに、時空間データの取得に制約がある場合における時空間統計モデルの適用方法について考察を行った。特に、時間・空間ともに小さなスケールのデータを取得することが困難であるというデータ制限の問題に着目した。このような問題に対して、データの時間・空間スケールに不一致が生じないとの想定のもとで用いられてきた時空間統計モデルをそのまま適用することは困難である。そこで、本研究では、空間階層性を考慮した時空間統計モデルを定式化し、広域モデルに時系列モデルを、局所モデルに空間回帰モデルを用いることで、広域・局所空間における要因分析を行うための時空間統計アプローチを提案した。

次いで、地域の回復の質や速度に影響を及ぼす要因を統計的に検証するために、広域空間として阪神地域と局所空間として神戸市長田区を取り上げ、それら地域の人口復興過程を対象に開発したモデルの適用を行った。まず、ギブスサンプリングの手法を用いることで

パラメーターの推定を行った。符号に関して概ね妥当な結果が得られたが、データ制約のために広域的要因の特定は困難であった。そこで、広域・局所モデルを別々に構築するアプローチを用い、要因分析を行った。局所的要因を検討するために空間回帰モデルを構築した結果、最寄駅までの距離や区画整理事業、木造家屋密集地帯の代理変数などの人口変動に影響を及ぼす地域の局所的な変数がいくつか定量的に明らかになった。特に、駅からの距離が遠い地域や木造家屋の密集地域において人口が減少していることが明らかとなった。

さらに広域的要因を分析するため、年次データを用いた時系列モデルの構築を試みた。しかし、神戸市全体を対象とした広域的な人口変動については、説明力の高い時系列モデルの構築ができなかったため、GRPと社会的人口動態を説明するための規範的なモデルを構築した。このモデルは統計学的にその数値を決定することが困難なパラメーターを多数含んでいたが、時系列データと対象とする年度に最も近い年に行われた調査値を組み合わせることでその数値を推定した。GRPの減少に伴う所得配分の減少が約2万人の失業者数の



増加を招き、そのうちの45%程度が地域外に転出し、残りが神戸市内で失業者として存在しているという推定結果が得られた。そのうちの約7.8%程度が長田区で発生していると推定され、被災後の地域雇用の創出や経済の回復が長田区の人口減少抑止にどの程度効果があるのかを分析する上で開発したモデルが有効活用できる。

以上のように、本研究では、時空間統計アプローチを整理し、地震災害後の人口回復過程を対象とした広域・局所的要因の検討を行った。区画整理事業や家屋のセットバックを行うことで地域環境を良くする、あるいは経済振興政策を優先する、このような空間スケールの異なる二種類の政策が存在する場合、復興資金をどちらにどの程度配分するかが復興政策の良し悪しを決定する重要な要素となる。震災復興は様々な要因が影響を及ぼすため、本研究で提案したモデルがこのような課題を直接的に克服するとは考えられないが、少なくとも影響因子の特定や震災復興関連データの一次分析を行う上で役立つものと考えられる。しかし、提案した広域モデルは仮定的なパラメータの値が多く改善の余地があり、局所モデルについても個人属性などの影響が十分に組み込まれていないなどの課題が多く存在する。データの蓄積と実証研究の積み重ねが必要である。

#### 参考文献

- 1) Pfeifer, P. E. and Deutsch, S. J. : Identification and interpretation of first order space-time ARMA models, *Technometrics*, vol.22, pp.397-408, 1980.
- 2) Aroian, L.A. : Time series in M dimensions: past, present, and future, *Time Series Analysis: Theory and Practice 6 (Anderson Eds)*, Elsevier, pp.241-261, 1985.
- 3) Aroian, L.A. : Autoregressive models in M dimensions, M=1, theory and example, *Time Series Analysis: Theory and Practice 6*, Elsevier, pp.263-271, 1985.
- 4) Griffith, D.A., Haining, R.P. and Bennett, R.J.: Es-

- timating missing values in space-time data series, pp.273-282, 1985.
- 5) Stoffer, D.S.: Maximum likelihood fitting of STAR-MAX models to incomplete space-time series data, *Time Series Analysis: Theory and Practice 6*, Elsevier, pp.283-296, 1985.
- 6) Pfeifer, P.E. and Bodily, S.E.: A test of space-time ARMA modeling and forecasting of hotel data. *Journal of Forecasting*, Vol.9 , pp.255-272, 1990.
- 7) Aamodt, G.: A statistical model to analyse spatio-temporal data, in Fotheringham, A.S. and Wegener, M. (eds.) *Spatial models and GIS - New potential and new models*, pp.235-pp.244, Taylor & Francis, 2000.
- 8) Wikle, C.K., Berliner L.M. and Cressie, N.A.C.: Hierarchical Bayesian space-time models, *Environmental and Ecological Statistics*, Vol.5, pp.117-154, 1998.
- 9) Geman, S. and Geman, D. : Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence 6*, pp.721-741, 1984.
- 10) Haining, R: *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*, Cambridge, 1990.
- 11) 小谷通泰, 日野博幸, 檜濱真奈美, 堀切真美: 阪神・淡路大震災後における被災地域の復興過程に関する分析, 土木学会論文集, No.583/IV-38, pp.95-101, 1998.
- 12) 神戸市ホームページ: <http://www.city.kobe.jp>, 2002年1月.
- 13) 兵庫県ホームページ: <http://web.pref.hyogo.jp/toukei/>, 2002年1月.
- 14) 建設省建築研究所: 平成7年兵庫県南部地震被害調査最終報告 - 第I編 中間報告書以降の調査分析結果, 1996.
- 15) 神戸市役所: 広報こうべ臨時号 (中央・兵庫・長田区版), 2001.
- 16) 梶谷義雄, 岡田憲夫, 多々納裕一: 災害復興過程における人間活動分布の時空間分析に関する研究, 土木計画学研究・論文集, Vol.19 no.2, pp.305-312, 2002.
- 17) 河野 俊樹, 岡田 憲夫, 多々納 裕一: 時間管理型 GIS を用いた震災復興過程に関する類型分析 - 神戸市長田区を対象として -, 土木計画学会講演論文集, Vol.23(1), pp.195-198, 2000.

(2003.9.16 受付)

## ANALYSIS OF POPULATION RECOVERY PROCESS AFTER A DISASTER BY SPATIAL-TEMPORAL STATISTICAL MODEL

Yoshio KAJITANI, Hirokazu TATANO, Norio OKADA and Yoko MATSUDA

Population recovery process after a disaster is influenced by many factors in different spatial scales. In this paper, to analyze affectors in various spatial scales in recovery process, we focused on a spatial-temporal statistical model, which combines a spatial regression model and a time series model, considering that socio-economic data sets are not available on the same spatial and temporal scales. We applied the model to the Nagata Ward, Kobe City after the Hanshin-Awaji Earthquake, of which population recovery is relatively delayed compared to those in other damaged areas. As a result, the influence of variables in both local and large spatial scales are quantitatively identified, and it is shown that recovery policies both in large and local spatial scales are required.