

日本人自殺者数とその増減による空間集積性の評価

トミタ マコト イシオカ フミオ クボ タカフミ フジ タ トシハル
 富田 誠*1 石岡 文生*2 久保田 貴文*3 藤田 利治*4

目的 日本における自殺者数は、長年にわたって高い水準で推移しており、この問題の解決のためには統計的な把握が重要であることは明白である。日本人の大規模かつ大量データを用いて、地理的な空間集積性を把握し、さらに時間的な増減の変化も考慮し、各地域における詳細な傾向・推移を考察する。

方法 「自殺死亡についての地域統計」を2008年の隣接情報に従って空間・時空間的な集積性構造を明らかにし、Echelon scan法によって得られた最大尤度比となる領域をmost likely clusterとして同定した。

結果 時空間解析を用いた結果と異なり、期間ごとの増減率を用いた結果では、男性は特に急増した第3～5期に大都市圏に近い領域が集積地域として検出され、また、女性は第4～6期に大都市圏に近い領域が検出された。

結論 男性・女性ともに、首都圏または近畿圏などの大都市圏を中心とした領域が集積地域として検出され、先行研究とそれぞれ異なる推移・傾向を示した。年間の自殺者数が3万人を超えた第5期以降（1998年以降）の超高水準期に移る前の大都市圏での変化が、現在の自殺者数増加という状況に影響を与えた何らかの兆候を示しているのではないかと考えられた。

キーワード 自殺データ、空間集積性、空間スキャン統計量、時空間解析

I 緒 言

日本における自殺者数は、1997年までは年間2万5千人前後で推移していたが、1998年に突然3万人を超え、2011年までその水準で推移している¹⁾。厚生労働省の人口動態統計による日本における日本人の自殺者数について、今回取り扱うデータの最後の2007年の30,827人は、2003年に次ぎ過去2番目の多さであり、大きな社会問題となっている¹⁾。世界保健機関(WHO)によれば、年間10万人当たりの自殺死亡率は、日本(2006年)の23.7は世界でも8番目の高さで、世界的に見ても非常に高い水準であり、主要7カ国においても日本が最も高いと報告され

ている²⁾。自殺対策の総合的な推進が国家的課題となり、2006年10月には「自殺対策基本法」が施行された²⁾³⁾。内閣府では、自殺対策基本法および政府が推進すべき自殺対策の指針である自殺総合対策大綱²⁾に基づき、都道府県知事等に通知を发出し、各地域で自殺対策に取り組んでいる²⁾。厚生労働省では「健康日本21」(21世紀における国民健康づくり運動)を策定し初めて自殺予防対策を取り上げ、2010年までに自殺者数を2万2千人以下²⁾とする目標が掲げられた。ところが、2011年においても自殺者数は3万人を超えており、現状では目標が十分に達成されているとはとても言えない。国立精神・神経医療研究センター精神保健研究所に設置さ

* 1 東京医科歯科大学特任准教授 * 2 岡山大学大学院法務研究科助教 * 3 統計数理研究所特任助教 * 4 同教授

れている「自殺予防総合対策センター」の地域における自殺予防対策の企画・立案を促進するため、地域ごとの自殺死亡の実態把握についての日本における日本人の「自殺死亡についての地域統計」が改訂された³⁾。その中には、男女別、5年間ごとの6期間（最初の期間は10年間）について二次医療圏での年齢調整死亡率をコロプレス・マップで示しているが、それは単純に自殺率の値の高低を示しているだけに過ぎず、空間的・時空間的な集積性は把握しづらい。

日本以外の自殺データに関する疫学・空間統計学の分野に目を向けると、オーストラリアのQueenslandについて1999～2003年での自殺死亡数の地域集積性⁴⁾についてcircular scan⁵⁾を用いて集積地域を検出している。イタリアのトスカナにおける1988～2002年での4,764例の自殺死亡数について空間分析を行い、SMR（Standard Mortality Ratio）を利用して解析した結果によると、男性には農村地域に自殺の大きなリスクが確認されている⁶⁾。また、いくつかの南米の状況についての報告では、ブラジルにおける自殺や殺人・交通事故の状況と地域、年齢・性別、人種・皮膚の色などの相関について議論されている⁷⁾。

一方、空間集積性の検出手法として、これまでに様々な手法が提案されてきた。空間自己相関の観点から空間集積性を検出する手法⁸⁾や、全領域の中を一定の規則に基づいた小領域で走査（スキャン）し、空間集積性を調べる手法⁹⁾¹⁰⁾などが提唱されている。また、空間疫学における疾病の地域集積性を検討するための手法として、Tangoの集積性の検定¹¹⁾や空間スキャン統計量¹²⁾などが紹介されている¹³⁾。

筆者は先行研究¹⁴⁾において日本人の大規模かつ大量データを用いて、地理的な空間集積性を把握し、さらに時間的な変化も考慮した時空間解析を適用することによって各地域における詳細な傾向・推移を考察した。その結果、以前の結果³⁾では認識できなかった時空間集積性を評価でき、近年の傾向として、男性では東北地方・九州地方を中心に大きく増加しており、女性では北関東・北陸地域・飛騨周辺を中心に領

域が増減している様子が把握できた。しかし、この先行研究¹⁴⁾では非常に長い時間を1つの時空間として捉えているため、自殺の様々な傾向や影響の兆候を見落としてしまっている可能性も考えられる。そこで、本研究では期間ごとの増減率を利用して最近の4期間（1988～1992年、1993～1997年、1998～2002年、2003～2007年）の傾向を把握し、先行研究、特にこれまでの結果¹⁴⁾との違いを考察する。

Ⅱ 方 法

自殺死亡についての地域統計³⁾は厚生労働省の人口動態調査死亡票を使用して改訂され、2008年3月末現在での二次医療圏および市区町村ごとに1973年まで遡れるかたちで自殺死亡の実態を整理している。また、二次医療圏では年齢階級・性別での自殺死亡数・死亡率・対全国比をまとめている（年齢は10歳以上である。また、ここでいう自殺死亡数とは「日本における日本人の自殺死亡数」のことである）。本研究においては、相対的な割合よりも絶対的な自殺者を対象とするが、人口規模による影響は取り除きたいという理由から死亡率を対象とした。先行研究¹⁴⁾にならい、二次医療圏での上記のデータに注目し、期間を第1期間から第6期間まで、1973～1982年、1983～1987年、1988～1992年、1993～1997年、1998～2002年、2003～2007年と区切り、集計を行い³⁾、その6期間の中でも自殺者数が3万人を超えた1998年を中心とした第3～6期に絞って解析を行った。観察集団の人口規模が小さい場合、自殺死亡数のわずかな増減で死亡率が大きく変動する。つまり、偶然変動の影響によって数値が不安定になるため、人口規模の小さな集団について自殺死亡数を算出して比較に用いることは適当ではない場合が多い³⁾。そのため利用可能な事前情報（全国での自殺死亡状況）を用いることにより、観察集団において観測された標本情報によって推定し、人口規模による偶然変動の影響を抑えることにした¹⁵⁾¹⁶⁾。次の式で年齢調整死亡率を求めている。

年齢調整死亡率（ベイズ推定値）

$$= \sum_i \left(\frac{\text{観察集団の年齢階級別死亡率} + \hat{\beta}_i}{\text{観察集団の年齢階級別人口} + \hat{a}_i} \times \frac{\text{基準集団の年齢階級別人口}}{\text{基準集団の人口}} \right)$$

ここで、 i は各年齢階級であり、 $\hat{a}_i$ と $\hat{\beta}_i$ は全国での自殺死亡状況を事前分布として選択した Γ 分布のパラメータであり、二次医療圏ごとの人口を重みとしてモーメント推定より求めている。すなわち、 $\hat{a}_i$ と $\hat{\beta}_i$ については、事前分布（ Γ 分布）を全国の二次医療圏における自殺死亡数を対象とし、 MK を全国における二次医療圏の性別自殺死亡率の期待値、 VK をその分散としたとき、 $\hat{a}_i = MK/VK$ 、 $\hat{\beta}_i = MK^2/VK$ と求められる¹⁶⁾。先行研究¹⁶⁾においては、市区町村の標準化死亡比（SMR）を対象としているため、ある市区町村のSMRの事前分布の期待値および分散とその地域を含むより大きな地域（二次医療圏）の市区町村のSMRの期待値および分散を等しいとしているが、本研究においてはより大きな領域における自殺率を対象としているため、二次医療圏における自殺率の期待値および分散が全国の自殺率の期待値および分散と等しいとし、上述の推定値を用いることとした。また、二次医療圏および市区町村の年齢階級別の日本人人口が入手できないことから、便宜的に総人口を用いた。

次に二次医療圏で区切られた領域ごとに得られた自殺者数のデータに対して、どこに自殺者数の集積地域（有意に高い値を示す地域）が存在しているか否かを検討した。集積性検出のための優れたツールの1つに、空間スキャン統計量¹²⁾がある。空間スキャン統計量は、ある領域で起きた現象が偶然によるものか否かを検定し、有意に高い地域群を検出するための尤度比検定統計量である。今、対象とする二次医療圏すべての348領域の中で1つもしくは複数の二次医療圏の領域が連結してできる領域を Z とする。各地域の人口に対する自殺者の割合が、互いに独立にポアソン分布に従うとして、ポアソン分布に基づく空間スキャン統計量のモデルを利用する⁵⁾¹²⁾。ある領域 Z において、年齢調整した

期待死亡数を $e(Z)$ 、実際の自殺者数を $c(Z)$ としたとき、尤度比に基づく統計量は、

$$\lambda(Z) = \begin{cases} \left(\frac{c(Z)}{e(Z)} \right)^{c(Z)} \left(\frac{e(Z)}{c(Z)} \right)^{e(Z)} & , \text{ if } c(Z) > e(Z) \\ 1 & , \text{ otherwise} \end{cases}$$

として与えられる。このとき、 $\lambda(Z)$ を最大にするような領域 Z を集積地域とする。尤度の高い集積地域を検出するためには、 $\lambda(Z)$ が大きな値をとるような領域 Z の決め方（スキャン法）が重要になる。しかし、Kulldorffの提案した手法⁵⁾は、データが得られた領域の中心を円の中心とし、円状に領域をスキャンしていく手法であるため、円形状の集積地域しか検出することができない。他にもFlexible scan¹⁷⁾などが挙げられるが、著者らは¹⁸⁾で紹介されるような、①円形状などの、ある特定の形状に捕らわれない集積地域が検出できる、②数百から数千領域に及ぶような大容量の空間データに対して適用できる、などの点から、スキャンの方式として、先行研究¹⁴⁾と同じくEchelon解析¹⁹⁾²⁰⁾を利用した（Echelon scan法）。詳しくは¹⁸⁾²¹⁾²²⁾を参照されたいが、Echelon解析により空間データの位相的な構造を求め、得られた空間データの階層構造の分類に基づき領域をスキャンすることにより、今回のような大規模な空間データに対する集積地域の検出が可能となる。

今回扱う二次医療圏は市町村要覧編集委員会²³⁾を参考にし、隣接情報はその情報から作成した。その際、海を隔てた領域は、海底トンネルや連絡大橋、それ以外はもっとも主要な航路を隣接情報に充てた。なお、今回の解析では、全国354の二次医療圏のうち、鹿児島県の1領域（奄美大島以南）と沖縄県の5領域を除いた348領域を用いることとした。これは、日本の全都道府県を分析した際に、沖縄が非常に離れているため、除外している先行研究²²⁾に従った。また、Echelon解析を行う上で、各期間での二次医療圏をすべて前述の2008年でfixしている。

期間ごとの変化に着目した傾向を検討するために、それぞれの二次医療圏348領域での第 i 期の年齢調整死亡率から第 $i+1$ 期（ $i=3, 4, 5$ ）の年齢調整死亡率への増加した率、（単

純にそれぞれ第 $i + 1$ 期 ($i = 3, 4, 5$) の年齢調整死亡率を第 i 期の年齢調整死亡率で割った数値, これを期間ごとの増減率, または単に増減率) 増減率を用いることで期間ごとに, どのように集積性が変化するかについて検討した。Echelon scan法によって得られた最大尤度比となる領域 Z をmost likely clusterと同定し, 2番目に尤度比が高くなる別の領域 Z をsecondary clusterと同定することとした。ここで, 集積領域として同定する領域数の最大値を, 総領域数のおよそ1/10の35領域とした。これは, 空間スキャン統計量が尤度比を最大にするというモデル化のため, あまりに大きな領域をclusterとして同定してしまう傾向が強いため²⁴⁾, それ

を防止するために設定した。

先行研究との比較のため, 6期間を時間の順に並べ, Echelonの時空間解析を行った。具体的には男女別に6期間を1つとみて, $348 \times 6 = 2,088$ 領域を対象とし, 同様にEchelon構造より, 集積領域の同定を行う。各集積領域の最大領域数は全領域2,088の約1/10である200とし, most likely clusterおよびsecondary clusterの検出を行った。

Ⅲ 結 果

男性での第3期から第4期の増減率を用いた空間解析でのmost likely clusterおよびsecondary clusterとして同定されたクラスターはそれぞれ図1の灰色および斜線の領域に対応している。第 i 期から第 $i + 1$ 期 ($i = 4, 5$) について, most likely clusterおよびsecondary clusterは図2, 図3のように得られた。第3期から第4期の増減率, 第4期から第5期の増減率ではmost likely clusterとして首都圏または近畿圏が検出され, secondary clusterでは九州の一部または北東北・道南が検出された。しかし, 第5期から第6期の増減率では首都圏または近畿圏などの大都市圏が集積地域として検出されることはなかった。女性の増減率を用いた空間解析での第 i 期から第 $i + 1$ 期 ($i = 3, 4, 5$) のmost likely clusterおよびsecondary

図1 most likely clusterとsecondary cluster
(男性の第3期から第4期)



図2 most likely clusterとsecondary cluster
(男性の第4期から第5期)

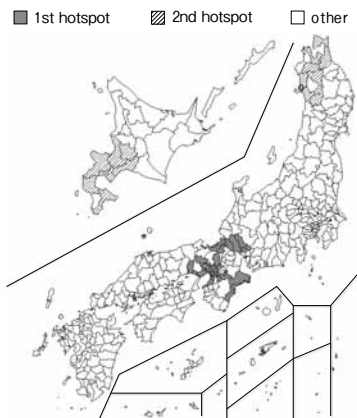


図3 most likely clusterとsecondary cluster
(男性の第5期から第6期)

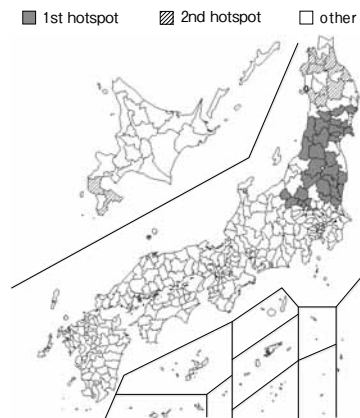


図4 most likely cluster (女性の第3期から第4期)

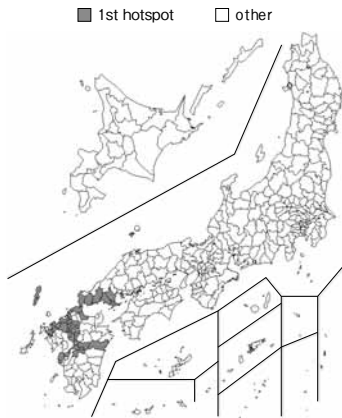


図5 most likely clusterとsecondary cluster (女性の第4期から第5期)

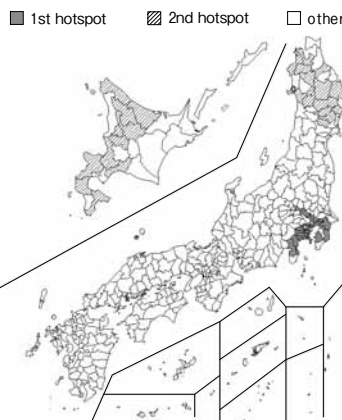
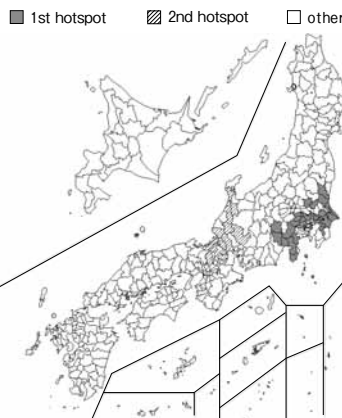


図6 most likely clusterとsecondary cluster (女性の第5期から第6期)



clusterは図4, 図5, 図6のように得られた。第3期から第4期の増減率, 第4期から第5期の増減率ではmost likely clusterとして近畿圏の一部を含む周辺または首都圏が検出され, secondary clusterは後者のみ道南・道央の一部と北東北が検出された。第5期から第6期の増減率では首都圏と北陸・近畿の一部が検出された。

表1 抽出された各集積地域

	most likely cluster
男性の期間ごとの増減率での空間解析	
第3期から第4期	南関東が中心 (取手・竜ヶ崎, 土浦, …, 横浜南部)
第4期から第5期	近畿が中心 (泉州, 山城, 琵琶湖東, …, 志摩)
第5期から第6期	南東北が中心 (庄内, 仙台, …, 会津)
女性の期間ごとの増減率での空間解析	
第3期から第4期	九州北部と山口県の一部 (北九州, 宇部・小野田, …, 熊本)
第4期から第5期	南関東が中心 (熱海伊東, 川崎南部, …, 横須賀・三浦)
第5期から第6期	南関東が中心 (伊豆, 千葉, …, 水戸)
男性の時空間解析	
第3期	北東北が中心 (北秋田, 宮古, …, 岩手中部)
第4期	北東北が中心 (横手, 北秋田, …, 岩手中部)
第5, 6期	東北地方のほぼ全二次医療圏および函館周辺, 北関東の西部, 甲信越地方の一部
女性の時空間解析	
第3期	福島県西部・北関東・北陸・信越エリア (南会津, 東濃, …, 秩父)
第4期	北関東・北陸・信越エリア (藤岡, 東濃, …, 飛騨)
第5期	北関東・北陸・信越エリア (富岡, 北信, …, 藤岡)
第6期	福島県西部と上越, 飛騨の一部 (南会津, 飛騨, …, 上越)
	secondary cluster
男性の期間ごとの増減率での空間解析	
第3期から第4期	九州のほぼ全二次医療圏
第4期から第5期	道南・道央, 青森県と秋田県のそれぞれ一部
第5期から第6期	道南・道央, 青森県と秋田県, 岩手県のそれぞれ一部
女性の期間ごとの増減率での空間解析	
第3期から第4期	有意なエリアは検出されなかった
第4期から第5期	道北・道南と北東北 (宗谷, 札幌, …, 盛岡)
第5期から第6期	近畿・北陸の一部 (能登, 京都・乙訓, …, 甲賀)
男性の時空間解析	
第3期	南九州と中国地方の一部
第4期	南九州と中国地方の北西部
第5, 6期	九州地方のほぼ全二次医療圏および中国地方の西部・北部を中心とした大きなエリア
女性の時空間解析	
第3期	東北地方 (大館・鹿角, …, 八戸地域), 下越
第4期	東北地方 (北秋田, …, 庄内), 下越
第5期	東北地方 (宮城県と福島県などを除いた大部分)
第6期	東北地方 (大仙・仙北, 久慈, …, 庄内)

時空間解析と期間ごとの増減率を利用した空間解析について、検出された集積地域を表1にまとめた。男性の6期間を時間ごとに並べたEchelonの時空間解析を行うと、most likely clusterは200領域が得られ、secondary clusterは197領域が得られた。第5期および第6期において、most likely clusterは東北地方を中心に、secondary clusterは九州地方を中心に、広がっていた。また、女性の6期間を時間ごとに並べたEchelonの時空間解析を行ったところ、most likely clusterは129領域が得られ、secondary clusterは112領域が得られた。most likely clusterは北関東・北陸地域・飛騨周辺を中心に領域は増減し、secondary clusterは東北地方を中心に領域は増減するが、男性のような近年（第5期および第6期）での顕著な増加傾向は認められなかった。期間ごとの増減率を利用した空間集積性での結果と異なり、いずれの期間においても、首都圏または近畿圏などの大都市圏が集積地域として検出されることはなかった。

Ⅳ 考 察

今回、自殺データについて、性別ごとに6期間の中でも、いわゆる自殺者数が急増した頃の第*i*期（ $i = 3, \dots, 6$ ）の4期間（20年間）に注目し、期間ごとの増減率を利用した解析の結果を示した。

第*i*期（ $i = 3, \dots, 6$ ）の4期間（20年間）での年齢調整死亡率を用いた結果はコロプレス・マップで表されている³⁾。これによると、男性については第5、6期において急激に増加している様子が見てとれるが、隣り合わない小さな領域で高い値を示している二次医療圏も見られ、さらに第6期においてはほとんどの地方において高い値を示している。しかし、単純に第3、4期と第5、6期は大きく違うということは理解しやすい。女性においては第4期が他に比べて低い値を取っている様子はわかるが、他に顕著な様子は把握できない。

時空間解析での結果¹⁴⁾は、男性の自殺データでは、時間を経ていくにつれて大きく広がって

おり、特に第5および6期では他の期間と比べて、東北地方・九州地方を中心に大きく増加していることがわかり、自殺者数急増の深刻さが見て取れた。女性の自殺データでは、most likely clusterは北関東・北陸地域・飛騨周辺を中心に領域が増減し、secondary clusterは東北地方となり、正に時間的な流れで把握することができた。なお、第*i*期（ $i = 3, \dots, 6$ ）のmost likely clusterおよびsecondary clusterを見ると集積地域の中で隣接していない領域が見られる理由は、時間的に隣接しているためである。

しかし今回実施した、期間ごとの増減率を利用した空間解析での結果は、男性は特に急増した第3～5期に大都市圏に近い領域が集積地域として検出され、また、女性は第4～6期に大都市圏に近い領域が検出された。以上のように男性・女性ともに、首都圏または近畿圏などの大都市圏を中心とした領域が集積地域として検出され、それぞれ異なる推移・傾向を示した。しかし、時空間解析を用いた先行研究¹⁴⁾では、集積地域として大都市圏は全く検出されていない。特に自殺者数が多い男性に注目すると、自殺者数が大きく増加した後と思われる第5～6期においては、期間ごとの増減率を利用した空間解析での結果でも、大都市圏は集積地域としては同定されていない。これに対し、著者らは年間の自殺者数が3万人を超えた第5期以降（1998年以降）の超高水準期に移る前の大都市圏での変化が、現在の自殺者数増加という状況に影響を与えていないか、という点に着目した。自殺死亡率の純粋な時空間データから求められた集積エリアにおいて、その他の高いエリアによってマスクされて検出されなかった大都市圏を、増減率を用いることによって検出できたと考えられる。

首都圏のみについてクローズアップした先行研究では、特に自殺者数が深刻である男性に対して関東地方に限定して、Echelon解析を用いた時空間集積性の検討が行われている²⁵⁾。その結果、関東地方の中でも、都心などの中心部を外れた北西部に集積地域が検出されている（ただし、増減率は用いていない）。

また、本研究においては、単純に自殺者数の時空間集積性だけに注目している点が解析の限界であり、種々の地域特性（社会・経済、労働、文化、健康・医療、福祉・社会保障など）の中から自殺に関連するリスク要因を探索することを今後の研究課題としたい。先行研究として、自殺の手段、配偶者との婚姻等の関係、職業との関係などの情報がまとめてられており²⁶⁾、社会要因の中でも、完全失業率や死別率を空間相関モデルに組み込んだ解析が行われている²⁷⁾。

社会的または環境的な要因を含んだ統合的な解析を綿密に行い、注意深く検証することにより、少しでも深刻な自殺の現状を打破する糸口へとつながることを期待したい。

謝辞

査読委員の先生には、懇切丁寧な御査読下さり、また貴重な御意見・御指導を賜り深く感謝の意を表す。本研究は、独立行政法人 国立精神・神経医療センター精神保健研究所からの受託研究「自殺予防対策にかかわる調査データの統計解析に関する研究」によるものであり、科研費・若手研究（B）（21700305）、科研費・若手研究（B）（21700317）および科研費・基盤研究（C）（24500337）の助成の一部を受けたものである。

文 献

- 1) 藤田利治, 谷畑健生, 三浦宣彦. 1998年以降の自殺死亡急増の地理的特徴. 厚生」の指標 2003 ; 50 (10), 27-34.
- 2) 内閣府. 自殺対策白書 (平成20年版). 内閣府, 2008.
- 3) 藤田利治. 自殺死亡についての地域統計. 国立精神・神経センター精神保健研究所 自殺予防総合対策センター, 2009.
- 4) Qi X, Tong S & Hu W. Spatial distribution of suicide in Queensland, Australia. BMC Psychiatry 2010 ; 10 : 106-15.
- 5) Kulldorff M & Nagarwalla N. Spatial disease clusters: Detection and inference, Statistics in Medicine, 1995 ; 14 : 799-810.
- 6) Martiello MA, Cipriani F, Voller F, et al. The descriptive epidemiology of suicide in Tuscany, 1988-2002. Epidemiol Psichiatr Soc., 2006 ; 15 : 202-10.
- 7) Bastos MJ, Pereira JA, Smarzarzo DC, et al. Ecological analysis of accidents and lethal violence in Vitoria, Southeastern Brazil. Revista de Saude Publica 2009 ; 43 : 123-32.
- 8) Anselin L. Local indicators of spatial association-LISA. Geographic Analysis, 1995 ; 27 : 93-115.
- 9) Openshaw S, Charlton M, Wymer C, et al. A mark 1 geographical analysis machine for the automated analysis of point data sets. International Journal of Geographical Information Systems, 1987 ; 1 : 335-58.
- 10) Besag J & Newell J. The detection of clusters in rate diseases. Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 1991 ; 154 : 143-55.
- 11) Tango T. A class of tests for detecting 'general' and 'focuses' clustering of rate diseases. Statistics in Medicine, 1995 ; 14 : 2323-34.
- 12) Kulldorff M. A spatial scan statistics. Communications in Statistics, Theory and Methods, 1997 ; 26 : 1481-96.
- 13) Tango T. Statistical Methods for Disease Clustering. Springer, 2010.
- 14) 富田誠, 石岡文生, 藤田利治. 日本の自殺データにおける時空間解析, 計算機統計学, 2010 ; 23 (1) : 25-43.
- 15) 丹後俊郎. 死亡指標の経験的バイズ推定値について: 疫学への適用. 応用統計学, 1998 ; 17 : 81-96.
- 16) 平子哲夫, 佐伯則英, 中田正. 人口動態市区町村別統計へのバイズ統計の応用について: (1) 標準化死亡比への応用. 厚生」の指標, 1999 ; 46(10) : 3-11.
- 17) Tango T & Takahashi K. A flexible spatial scan statistic for detecting clusters, International Journal of Health Geographics, 2005 ; 4 : 11.
- 18) 石岡文生, 栗原考次. Echelon解析に基づくスキャン法によるホットスポット検出について. 統計数理, 2012 ; 60(1) : 93-108.
- 19) Myers WL, Patil GP & Joly K. Echelon approach

- to areas of concern in synoptic regional monitoring. *Environmental and Ecological Statistics*, 1997 ; 4 : 131-52.
- 20) Kurihara K. Classification of geospatial lattice data and their graphical Representation. *Classification, Clustering, and Data Mining Applications*, Springer, 2004 ; 251-8.
- 21) 栗原考次. 階層的空間構造を利用したホットスポット検出. *計算機統計学*, 2003 ; 15(2) : 171-183.
- 22) 栗原考次, 石岡文生. 空間データの階層構造による分類とその応用. *日本統計学会誌*, 2007 ; 37 : 113-32.
- 23) 市町村要覧編集委員会 (2008). 全国市町村要覧 (平成20年版). 第一法規, 2008.
- 24) 丹後俊郎, 横山徹爾, 高橋邦彦. 空間疫学への招待. 朝倉書店, 2007.
- 25) Ishioka F, Tomita M & Fujita T. Detection of Spatial Cluster for Suicide Data using Echelon Analysis. *COMPSTAT2010 Proceedings in Computational Statistics*, 2010 ; 1159-66.
- 26) 藤田利治. 自殺対策のための自殺死亡の地域統計 (2) - 自殺の手段, 配偶関係, 職業 -. 国立精神・神経センター精神保健研究所 自殺予防総合対策センター, 2010.
- 27) 久保田貴文, 石岡文生, 富田誠, 他. 自殺死亡データの空間相関モデルへの応用. *日本計算機統計学会 第25回大会 論文集*, 2011 ; 127-30.