【原著論文】

Moran's I 統計量による犯罪分布パターンの分析

島田貴仁・鈴木 護・原田 豊

Analysis of spatial crime patterns using moran's I statistics

Takahito SHIMADA, Mamoru SUZUKI and Yutaka HARADA

Abstract: This paper examined the spatial patterns of crime in a part of Tokyo. 68400 cases reported to the police were classified by 15 crime types, and then Moran's I, one of the indicators of the spatial autocorrelation was calculated using "CrimeStat" software. Moran's I for almost crime types including burglary, theft, snatching indicates significantly positive autocorrelation. To examine the effects of aggregation unit's size on Moran's I, data aggregated by both residential blocks and "chome" districts are used for calculation. The results from two types of spatial weight matrix are also discussed.

Keywords: 空間的自己相関 (spatial autocorrelation), 犯罪の空間的パターン (spatial pattern of crime), 罪種 (crime type)

1. はじめに

1. 1. 犯罪の空間的パターン

犯罪の地理的研究において犯罪発生地点の分布がランダムではなく、一定のパターンがあることは広く知られている。欧米において犯罪の空間的パターンの研究は、逸脱の都心への集中を指摘したシカゴ学派の社会生態学研究の中で発展し、現在は環境犯罪学 (Environmental Criminology) と相まって多くの実証的な研究が提出されている (Eck・Weisburd, 1995)。

一方、日本においては、東京での非行少年の居住地分布を見た東京家庭裁判所 (1956)、市区町村単位で犯罪率を比較した松本 (1964)、大阪市の犯罪発生パターンを検討した田中 (1984)、犯罪分布と鉄道駅等の便利設備との関係を検討した玉川・島崎

(1993) 等の研究があるが、データの入手の困難性もあり欧米に比べて実証的な研究が不足してきたように思われる。

犯罪の空間的パターンの中でも、犯罪多発地域はホットスポットと呼ばれ、研究・実務の両面から興味の対象となっている。近年 GIS と空間統計学的手法の導入によりホットスポットを検出する方法が精緻化しており、日本でもカーネル密度推定法により空巢やひったくりの多発地域の検出が試みられている (原田・島田, 2000; 原田ほか, 2001; 原田, 2001)。

ところで、一口に犯罪と言っても罪種により関係する要因が異なるため、空間的パターンが異なってくる。島田・原田 (1999a, 1999b) では街区・町丁目単位の集計データを用いて、乗物盗、車上狙い、侵入窃盗といった罪種で特に集中度が高いことを示している。

空間的パターンの強さを定量的に扱い、罪種間の比較を可能にする方法に、空間的自己相関 (Spatial Autocorrelation) に基づく分析がある。本研究では

島田：〒 277-0882 千葉県柏市柏の葉 6-3-1

科学警察研究所防犯少年部犯罪予防研究室

Crime Prevention Section, National Research Institute of Police Science

6-3-1, Kashiwanoha, Kashiwa, Chiba, 277-0882, JAPAN

E-mail: takajin@nrips.go.jp

空間的自己相関を用いて犯罪発生空間のパターンを検討することにする。

1. 2. Moran's I

代表的な空間的自己相関の測度には、Moran's I や Geary's C がある。

Moran's I は下記の式により算出される (Cliff・Ord, 1973)。

$$I = \frac{N \sum_i \sum_j W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{(\sum_i \sum_j W_{ij}) \sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

N は対象地域のポイント数である。W は空間重み行列 (spatial weight matrix) と呼ばれ、点 i と点 j 間の空間的な関連性の重みづけを示す行列である。行列 W の要素 W_{ij} の定義には、ある距離を閾値としてそれ以内で 1、以上で 0 を当てはめる方法、区域 i と区域 j が接している場合に 1、そうでない時に 0 を割り当てる 2 進的重み係数 (張, 2001) や、点 i, j 間の距離の逆数を用いる方法、領域 i, j 間の境界線の距離を用いる方法などがある。

I は 1 と -1 の間の値を取り、1 に近ければ空間パターンにクラスターが存在し (clustered)、-1 に近ければ散乱している (dispersed) と判断することができる (Levine, 1999)。I の期待値は $E(I) = -1/(N-1)$ となる。

また、統計量 $Z(I) = (I - E(I))/S(I)$ ($S(I)$ は I の標準偏差) により、I の有意性検定が可能である。

欧米では犯罪研究に GIS が広く利用されており、Spatial Crime Analysis System (SCAS) や RCAGIS 等、犯罪分析のための GIS ソフトウェアが公開されている。

中でも Levine (1999) によって開発された CrimeStat は、空間統計分析機能を分かりやすい GUI で提供するソフトウェアであり、Moran's I、Geary's C 等の空間的自己相関の測度の算出、最近隣法やカーネル密度推定法によるパターン分析、Journey to Crime (連続事件における犯罪者の空間行動の分析) といった機能を持っている。CrimeStat はインターネットでフリーソフトとして公開されている。

1. 3. 空間的自己相関の犯罪研究での適用

米国では空間的自己相関を犯罪研究に適用した例が散見される。

Levine (1999) は、バルチモア市で発生した 14853 件の自動車盗を約 13000 の街区単位で集計し、Moran's I とその z 統計量を算出した。その結果、統計的に有意な結果が得られた。すなわち、都心部で発生が多く郊外では少ないという空間のパターンの存在が見出された。

また、Kamber et al. (2000) はニューヨーク市ブルックリン地区で発生した犯罪の空間的自己相関の分析を行い、強盗、侵入窃盗、自動車盗の順で空間的自己相関が強いという結果を得ている。同時に、彼らは、地区毎に集計した犯罪発生数と人口あたり発生率の両方に分析を行った結果、発生数では有意な空間的自己相関が見られても発生率で算出した Moran's I では有意性が失われるという興味深い結果を得ている。

また、Mencken・Barnett (1999) は米国中南部を対象に、郡単位で集計した殺人率や社会経済指標の空間的自己相関を算出したが、Moran's I は有意ではなかった。

Messner・Anselin (1999) はセントルイス近郊を対象に、郡レベルで集計した殺人率の空間的自己相関を算出し、年によって自己相関の強さが変化することを見出している。

2. 目的

Moran's I は空間的自己相関の有力な測度であるが、日本においては、犯罪の地理的分布の分析事例自体が絶対的に不足しており、基礎的な知見の集積が求められている。

そこで本研究では入手可能な犯罪の発生地点に関するデータを用いて空間的自己相関分析を試みるものである。以下、日本の犯罪データが持つ空間データとしての特性を論じつつ 3 つの着目点を述べる。

2. 1. 罪種による差異

犯罪は罪種により態様や対象が異なるので、空間的模式を論じる際にも罪種による分類が必要で

ある。

罪種を細分することで、罪種に応じて犯罪対象（例えば住宅侵入窃盗ならば世帯数，自動車盗ならば自動車登録台数）をより適切に把握できることも可能になる。犯罪学では犯罪発生状況を人口を母数にした発生率で論じることが多いが，罪種毎に異なる母数を適用すべきという主張も見られる（Sparks, 1980）。なお，Boggs (1965) は，各地区での犯罪発生数は地区の人口規模よりも犯罪機会との関連が強いことを示している。

本研究では罪種による空間的パターンの違いを検討する。罪種により犯罪機会の空間的分布が異なるため，犯罪発生の空間パターンも異なってくると考えられる。

2. 2. ジオコーディングの精度と集計単位

本来，犯罪発生地点はポイントデータとして定義されるべきものである。しかし，犯罪発生地点に関するデータは空間参照を住所情報に頼っているため，空間データ化するためにはアドレスジオコーディングが必須である。日本でも近年，街区レベルの高精度のアドレスジオコーディングが実現している（島田・原田，1997；原田・島田，1998；相良・有川，2000）。しかし，供給されるデータの空間参照の精度が町丁目レベルに留まったり，街区レベルの記述があっても背景地図との不整合で町丁目レベルでの集計を余儀なくされることが少なくない。

集計データを用いる場合，集計単位により分析結果が影響を受ける可能性が考えられる。この問題は MAUP (Modifiable Areal Unit Problem) や生態学的誤謬と呼ばれ長年知見が集積されている。例えば，Gehlke・Biehl (1934) では集計単位のきめの細かさにより，犯罪発生と月収の間の相関係数が異なることを示している。また，Openshaw (1984) は，この問題を集計単位の数による規模の問題と，分割方法による集計の問題に整理している。

日本では犯罪に関係するデータの空間分析事例が少なく，MAUP を検討する前段階にあるのが実情だと思われる。しかし，今後分析が本格化すると，様々な集計単位のデータが混在しているために，

MAUP を検討する必要があると考えられる。

本研究では，日本の犯罪データとアドレスジオコーディングの現状を鑑み，同じデータを町丁目レベル，街区レベル両方で集計を行い，分析結果の比較を試みる。

2. 3. CrimeStat ソフトウェアの空間重み行列オプション

Griffith (1995) は，空間統計モデリングにおける空間重み行列の選択は不明確で各利用者により便宜的に行われていることが多いと指摘している。

町丁目や街区のように面積が小さく形状が異なる集計単位の場合，隣接する集計単位だけではなく，隣接してはいないが近接する集計単位の影響を受けることが考えられる。また，無秩序性や不安定性といった犯罪に影響する社会的要因はより大きなレンジで広がりを持つことが考えられる。そのため，犯罪データで空間的自己相関を検討する際には，2 進的重み係数よりは集計単位間の距離を W に反映させた方が望ましいと思われる。

実際，CrimeStat では W の要素として 2 点 i, j 間の距離 d の逆数 $1/d$ を取る方法がデフォルトで採用されている。この方法は，単純な閾値で空間的な関連の有無を区切るのではなく，距離に応じて空間的な関連が連続的に変化する設定のため，より現実に近いと考えられる。しかし，Levine (1999) は，この方法では d が極小になると $1/d$ が無限大になることを指摘し，解決策として $1/d$ を $1/(1+d)$ で代替することを提案し CrimeStat で「Adjust of small distance」オプションとして実装している。このオプションを用いた場合， d が極小になった場合， $1/(1+d)$ は 1 に収束する。

そこで本研究では，Levine (1999) の提案する補正が結果に影響するか検討することとする。

3. 方法

分析対象は，東京 23 区の中の 2 区で 1997 年から 2000 年にかけて警察が認知した事件のデータである。分析対象地域は，1) 対象地域全域で街区レベルでのアドレスジオコーディングが可能なこと，2)

川などで分断されていないことといった点を考慮し選定した。

罪種に関しては凶悪犯（殺人・強盗・放火）、粗暴犯（暴行・傷害・恐喝）、空巢狙い、事務所荒らし、出店狙い、ひったくり、自販機荒らし、車上狙い、乗物盗、万引、すり、知能犯、性犯（強姦・強制わいせつ）、住居侵入、占有離脱物横領の15種類のデータを抽出し分類した。それ以外のデータは分析から除外した。その結果、最終的に分析対象となったのは68400件であった。

集計単位は町丁目と街区とした。町丁目の個数は350、街区の個数は8676であった。町丁目単位・街区単位で各罪種の事件発生数を集計し、町丁目中心点、街区中心点のポイントデータの属性として付与した。これらのポイントデータは数値地図2500（空間データ基盤）から取得した。

Moran's Iの算出には、Levine (1999) が開発しインターネットで公開されているCrimeStatを用いた。

Moran's Iを算出する際、空間重み行列Wの要素 W_{ij} には点i,j間の距離dの逆数 $1/d$ （補正前）とLevine (1999) の提案する $1/(1+d)$ （「Adjust of small distance」補正後）の両方を用いた。

Iの有意性検定の際にはランダム性の仮定に基づき分散を求めz統計量を算出した。

4. 結果

4.1. 町丁目単位集計での分析結果

町丁目集計データを用いて罪種毎に算出したMoran's Iとz統計量を表1に示す。町丁目数は350であり、 $E(I) = -1/(350-1) = -0.002865$ である。

算出されたMoran's Iは一見小さな値であるが、 $E(I)$ に比べると相対的に大きく、多くの罪種についてz統計量は統計的に有意であった。

罪種間で比較したところ特にz統計量が大きかったのは車上狙い、性犯、空巢狙いであった、逆にすり、万引、凶悪犯、知能犯といった罪種は低かった。

図1は、正の空間的自己相関が顕著であった車上狙いについて町丁目別の集計を地図上に表現したものである。発生数が相対的に多い地区が南部に、少ない地区が北部に集まった結果、顕著な正の空間的自己相関が見られたと思われる。同じ傾向は性犯でも見られた。

図2は自販機荒らしの空間的パターンを示している。北西部から南部にかけて発生数が多い地区が見られる。

図3は空間的自己相関が有意でなかったすりの空間的パターンを示している。駅や公園などの人が集まる地区での発生が多いため、全体から見ると多発地区が孤立して存在する形になっている。

補正前に比べて、補正後では全体的にMoran's Iは小さくなった。その影響で補正前は有意であった

表1 町丁目集計データでの分析結果

罪種	補正前		補正後	
	Moran's I	z	Moran's I	z
凶悪犯	0.018	4.09 **	0.003	0.96
粗暴犯	0.030	6.27 **	0.007	3.03 **
空巢狙い	0.055	11.21 **	0.023	7.58 **
事務所荒らし	0.028	5.93 **	0.012	4.34 **
出店狙い	0.025	5.32 **	0.001	1.22
ひったくり	0.031	6.48 **	0.006	2.45 *
自販機荒らし	0.030	6.38 **	0.012	4.28 **
車上狙い	0.081	16.08 **	0.044	13.75 **
乗物盗	0.047	9.65 **	0.018	6.14 *
万引	0.003	1.08	-0.003	0.07
すり	-0.001	0.33	-0.004	-0.19
知能犯	0.023	4.99 **	0.003	1.79
性犯	0.080	16.00 **	0.045	14.04 **
住居侵入	0.029	6.05 **	0.007	2.88 **
占有離脱物横領	0.051	10.35 **	0.018	6.12 **

** : p<.01 * : p<.05

図1 車上狙いの空間的パターン

図2 自販機荒らしの空間的パターン

図3 すりの空間的パターン

凶悪犯および出店狙いの空間的自己相関が有意でなくなった。

4.2. 街区単位集計での分析結果

街区集計データにより算出した Moran's I を表 2 に示す。街区数は 8676 であるので、 $E(I) = -1/(8676-1) = -0.000115$ である。町丁目よりも集計単位が細かいため、 $E(I)$ はかなり小さい値となり、その結果、Moran's I が小さくても統計的には有意になっている。

z 統計量を罪種毎に見ると、補正前は全罪種について、補正後では万引・すり以外の罪種で有意な値

表 2 街区集計データでの分析結果

罪種	補正前		補正後	
	Moran's I	z	Moran's I	z
凶悪犯	0.003	12.42 **	0.001	7.36 **
粗暴犯	0.017	59.37 **	0.004	27.84 **
空巣狙い	0.005	17.02 **	0.001	7.55 **
事務所荒らし	0.007	24.23 **	0.003	20.54 **
出店狙い	0.016	57.18 **	0.002	16.09 **
ひったくり	0.008	29.79 **	0.002	15.47 **
自販機荒らし	0.008	27.83 **	0.004	29.27 **
車上狙い	0.015	53.06 **	0.008	60.12 **
乗物盗	0.019	65.05 **	0.007	49.61 **
万引	0.002	8.89 **	0.000	0.94
すり	0.002	6.10 **	0.000	0.54
知能犯	0.008	26.97 **	0.001	9.68 **
性犯	0.008	27.89 **	0.004	32.13 **
住居侵入	0.003	11.04 **	0.001	7.71 **
占有離脱物横領	0.020	70.54 **	0.007	49.14 **

**: $p<.01$ *: $p<.05$

であった。特に z 統計量が大きかったのは車上狙い、粗暴犯、乗物盗、占有離脱物横領であった。乗物盗や占有離脱物横領の被害の大部分は自転車が占めており、駅前の繁華街の近接街区に被害が集中した結果、正の空間的自己相関につながったと考えられる。

4.3. 町丁目集計と街区集計との関連

町丁目集計データと街区集計データによる分析結果を比較するため、各罪種について双方のデータから得られた Moran's I の散布図を図 4 と図 5 に示す。各図において、横軸は町丁目集計データから得られた Moran's I、縦軸は街区データから得られた Moran's I を示す。図中の線は回帰直線と 95% 平均値予測範囲を示している。両者の間の相関係数は補正前で .743 ($p<0.01$)、補正後で .807 ($p<0.01$) であった。この両者の間にはある程度の相関関係が成立していると言ってよいが、いくつかの罪種に関して興味深い結果が得られた。

罪種間で比較すると、自販機荒らしや粗暴犯、乗物盗に関しては町丁目集計よりも街区集計で空間的自己相関が顕著に見られた。

自販機荒らしや車上狙いでは犯罪の対象が自販機や自動車に限定される。したがって、これらの罪種では、一町丁目内で自販機や駐車場が存在する近接街区で発生が集中していると考えられる。このため、

図4 町丁目集計データと街区集計データから算出した Moran's I の比較 (補正前)

街区集計データの方で空間的自己相関が顕著に現れたと考えられる。

逆に、空巣狙いや性犯、住居侵入に関しては街区集計よりも町丁目集計で相対的に強い正の空間的自己相関が見られた。これらの罪種に関しては、欧米の犯罪研究で犯罪との関連が論じられている、地域の不安定性や無秩序性等のよりマクロな要因が注目される。

図5 町丁目集計データと街区集計データから算出した Moran's I の比較 (補正後)

4. 4. オプションの設定方法による差異

空間重み行列の要素 W_{ij} に関して距離 d の逆数 $1/d$ (補正前) と $1/(1+d)$ (補正後) とで算出した I の散布図を図6と図7に示す。補正前後の間の相関係数は、町丁目集計データで .968 ($p < 0.01$)、街区集計データで .807 ($p < 0.01$) であった。

町丁目集計では補正前後で罪種間の Moran's I の順位は保存されており、罪種の比較に関しては、ど

図6 町丁目集計データから算出した Moran's I の補正前後の比較

図7 街区集計データから算出した Moran's I の補正前後の比較

ちらの方法でも問題はないと思われる。ただ、Moran's I の値は補正前よりも小さくなり、これに従って z 統計量も小さくなっていた。補正により、距離の大小による重みづけが減殺された結果、I が小さくなったものと考えられる。

一方、街区集計に関しては、粗暴犯、出店狙いのように補正により空間的自己相関が顕著になる罪種と、車上狙い、性犯のように補正により空間的自己相関が弱めに評価される罪種が見られた。

5. 結論

本研究では、空間的自己相関の測度である Moran's I と統計量 z を用いて、罪種毎の犯罪発生地点の空間的パターンの比較を試みた。

多くの罪種に関して、算出された Moran's I は期待値よりも大きく、犯罪は各地域で均等に発生しているのではなく、一定のパターンが見られることが明らかになった。

特に粗暴犯、ひったくり、乗物盗での集中度が高いことは既存の研究結果と一致している。また、今回の分析では車上狙い、性犯でも同様の結果が得られた。

本研究では、同じデータを町丁目レベルと街区レベルの両方で集計し、結果を比較した。その結果、町丁目集計データと街区集計データから算出された Moran's I の間には一定の相関が見られた。このため、街区集計データが得られない場合や、国勢調査の人口集計など町丁目集計に基づくデータで犯罪率を算出した場合には、町丁目集計で分析を行っても差し支えはないように思われる。

しかし、車上狙いや自販機荒らしなど一部の罪種では、町丁目単位集計で分析を行うと、街区単位集計で検出されるパターンを見落とす危険性も示された。

このように、集計のきめの細かさにより分析結果に差異が見られることに留意する必要がある。Swartz (2000) は、犯罪と社会的環境、物理的環境との関係を分析する際には、ミクロとマクロ両方のレベルがあると述べている。今後はマクロな地区単位で社会経済状況との関連を見るなら町丁目集計、

「環境設計による犯罪予防」の一環でミクロな環境要因を検討するなら街区集計といった目的に応じた適切な集計単位の選択が必要であろう。

空間重み行列 W に関しては、本研究では Crime-Stat に実装されている 2 つのオプションを比較した。町丁目集計では両方で傾向は変化しなかったが、街区集計では罪種により傾向の違いが見られた。ただ、Levine (1999) の方法はより厳密に空間的パターンの有無を評価するようであった。

本研究により空間的自己相関を用いて犯罪発生の空間的なパターンの強さを評価できることが実証されたと言える。

とはいえ、今回分析に用いたのは集計した発生数で、犯罪機会要因は考慮していないため、今回の結果だけでは空間的パターンが生じる原因—犯罪統制機能の差異なのか、単に標的の分布が不均一だからなのか—までは断ずることはできない。

Levine (1999) は人口、住宅、事務所、店舗等の標的となる要因についても Moran's I を算出し、犯罪発生地点に基づく Moran's I と比較している。標的より犯罪での空間的自己相関が十分に強ければ、標的の密集度以外に、犯罪集中を説明する要因を見出す必要が出てくる。

ところで、本研究で用いたグローバルな Moran's I に関しては、対象地域全体のパターンの度合を示すだけで局所的なクラスターは検出できないという批判も見られる (Getis・Ord, 1992)。これに対して Anselin (1995) はローカルな空間的自己相関指標 (Local Indicator of Spatial Autocorrelation, LISA) である Local Moran (LMoran) を提案している。グローバルな Moran's I は、対象地域全体のパターンの強さを測るために用いられ、対象地域全体でただ 1 つ算出される。これに対し、LMoran は各観測地点で得られた値を周辺の観測地点と比較した特異性を示す指標であり、対象地域の中の観測地点毎に算出される。Messner・Anselin (1999) は、犯罪の拡散 (diffusion) の分析を LMoran を用いて行っている。

LMoran はカーネル密度推定法同様ホットスポットを検出する手段として利用できる。一方で、従来の Moran's I も対象地域全体のパターンを判断する

方法として重要であり、目的に応じて分けて使用すべきであろう。

カーネル密度推定法によるホットスポット分析と異なり、グローバルな空間的自己相関は視覚化が難しく、その概念の理解には困難が伴う。しかし、犯罪発生との空間的な関連を計量的に評価する有力な手段である。

GISの発展によって犯罪データのマッピングが容易に行われるようになった。単なる視覚化に留まらず、空間データに適した分析手法を用いることで犯罪現象の理解をより深めることが求められる。

謝辞

本研究は、科学技術振興調整費・知的基盤「空間情報科学の確立のための空間情報のデータベース化に関する研究開発」の一環で行われた。

参考文献

- 相良 毅・有川正俊 (2000) 日本の住所体系に適した分散アドレスマッチングサービス。「地理情報システム学会講演論文集」, 9, 183-186.
- 島田貴仁・原田 豊 (1997) 地域安全情報システムのための住所照合ソフトウェアの設計。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 38 (2), 1-12.
- 島田貴仁・原田 豊 (1999a) 大都市における犯罪と社会経済要因の関連—方法の問題点とGISによる解決—。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 39 (2), 20-34.
- 島田貴仁・原田 豊 (1999b) 都市の空間構成と犯罪発生との関連—GISによる定量的分析—。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 40 (1), 1-22.
- 田中和子 (1984) 大阪市の犯罪発生パターン—都市構造と関連づけて—。「人文地理」, 36 (2), 1-14.
- 玉川英典・島崎時敬 (1993) 新潟市DID内における犯罪分布と地区の利便性との関連に関する研究。「日本都市計画学会学術研究論文集」, 28, 187-192.
- 張 長平 (2001) 『地理情報システムを用いた空間データ分析』, 古今書院, 105.
- 東京家庭裁判所 (1956) 東京都 (23区) における非行少年の生態学的研究。「家庭裁判月報」, 8 (3), 103-161.
- 原田 豊・島田貴仁 (1998) 数値地図2500のための住所照合ユーティリティの開発。「GISA第1回バーチャルカンファレンス」, <<http://www.asahi-net.or.jp/~RW4Y-HRD/vcgis98/>>.
- 原田 豊・島田貴仁 (2000) カーネル密度推定による犯罪集中地区の検出の試み。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 40 (2), 125-136.
- 原田 豊・鈴木 護・島田貴仁 (2001) 東京23区におけるひたつくりの密度分布の推移: カーネル密度推定による分析。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 41, 39-52.
- 原田 豊 (2001) 日本の大都市における犯罪発生の地理的分布。「犯罪社会学研究」, 26, 71-90.
- 松本良夫 (1964) 県下の都市部および農村部における犯罪発生の実態—統計資料による分析—。「科学警察研究所報告 (防犯少年編)」, 7 (2), 115-125.
- Anselin, L. (1995) Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical Analysis*, 27 (2), 93-115.
- Boggs, S.L. (1965) Urban Crime Patterns. *American Sociological Review*, 30, 899-908.
- Cliff, A.D. and Ord, J.K. (1973) *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Eck, J.E. and Weisburd, D. eds (1995) *Crime and Place*. New York: Criminal Justice Press.
- Gehlke, C.E. and Biehl, K. (1934) Certain effects of grouping upon the size of correlation coefficient in census tract material. *Journal of the American Statistical Association*, 29, 169-170.
- Getis, A. and Ord, J.K. (1992) The analysis of spatial association by use of distance statistics. *Geographic Analysis*, 24, 189-206.
- Griffith, D.A. (1995) Some guidelines for specifying the geographic weights matrix contained in spatial statistical models. In Arlinghaus, S.L. and Griffith, D.A. eds. *Practical Handbook of Spatial Statistics*. New York: CRC Press.
- Kamber, T., Mollenkopf, J.H. and Ross, T.A. (2000) Crime, space, and place: an analysis of crime patterns in Brooklyn. In Goldsmith, V., McGuire, P.G., Mollenkopf, J.H. and Ross, T.A. eds. *Analyzing Crime Patterns—Frontiers of Practice—*. New York: Sage Publications, 107-120.
- Levine, N. (1999) CrimeStat. <<http://www.icpsr.umich.edu/NACJD/crimestat.html>>.
- Mencken, F.C. and Barnett, C. (1999) Murder, nonnegligent manslaughter and spatial autocorrelation in mid-south counties. *Journal of Quantitative Criminology*, 15 (4), 407-422.
- Messner, S.F. and Anselin, F. (1999) The Spatial patterning of county homicide rates: an application of exploratory spatial data analysis. *Journal of Quantitative Criminology*, 15 (4), 423-450.
- Openshaw, S. (1984) The Modifiable Areal Unit Problem.

Concepts and Techniques in Modern Geography, 38.
Norwich: Geobooks.

Sparks, R.F. (1980) Criminal opportunities and crime rates. In Fienberg, S.E. and Reiss, A.J. eds. *Indicators of Crime and Criminal Justice: Quantitative Studies*. Washington, DC: U.S. Department of Justice.

Swartz, C. (2000) The spatial analysis of crime: What social scientists have learned. In Goldsmith, V., McGuire, P.G., Mollenkopf, J.H. and Ross, T.A. eds. *Analyzing Crime Patterns – Frontiers of Practice –*. New York: Sage Publications, 33-46.