

空間的相互作用モデルにおける距離パラメーター をめぐる A. S. Fotheringham の見解

石川 義孝*

On A. S. Fotheringham's paper about relationship between distance-parameter-estimates and spatial structure in spatial interaction model

Yoshitaka ISHIKAWA

I

空間的相互作用モデルにおける距離パラメーターの推定値が、対象地域の「地図パターン」ないしは空間構造の影響を受けて不偏推定値とならない、すなわちモデルの誤った定式化に導かれる、という問題は、70年代以降大きな注目を集めてきた。この動向には既にふれたことがある¹⁾が、本稿は、前稿で言及し得なかった関係論文を紹介し、さらにそれに基づいて若干のコメントを試みることを目的としている。

近年、この問題に最も精力的に取りくんでいるのは、A. S. Fotheringham である。彼は、1981年の論文²⁾で、既往の諸説を詳しく検討し、今後の課題を整理しているので、本節ではまず彼の所説を忠実に紹介してみたい。彼も、距離パラメーターの推定値と空間構造³⁾との間に関連が存在する、との立場をとっているが、その証拠として次の5点をあげている。

まず、第一に、先験的な行動論的推論によっては説明されない経験的知見が存在することである。すなわち、出発地のアクセシビリティが高まるにつれ、マイナスの値を持つパラメーターの推定値がゼロに近づき、逆にアクセシビリティの低下につれ、同値がマイナスの大きな値を持つ傾向がある、という報告がある。彼自身は、これを次のような方法によって確認している。まず、

$$I_{ij} = \alpha_i m_j r_i d_{ij} \beta_i \quad (1)$$

(ただし、 I_{ij} は出発地 i と到着地 j の間の相互作用、 m_j は j の吸引度、 d_{ij} は $i \cdot j$ 間の距離、 α_i, r_i, β_i は各出発地に関するパラメーター) という出発地を固定したモデルを利用し、アクセシビリティ A_i を

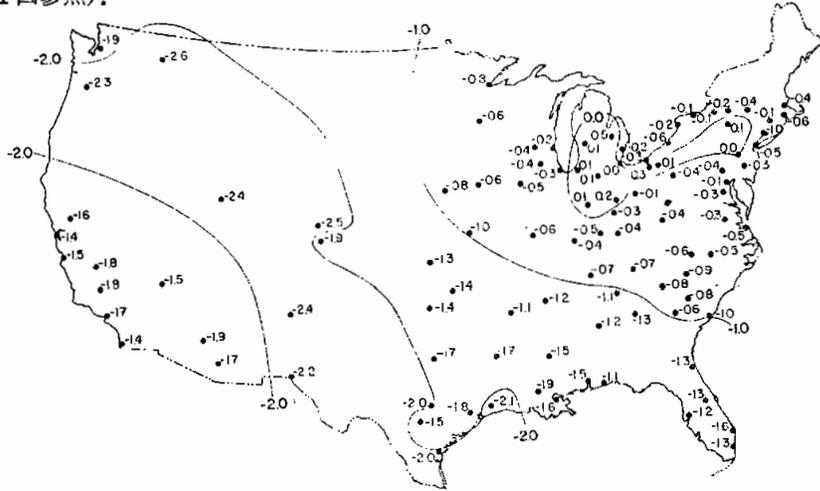
$$A_i = \sum_{j=1}^n m_j / d_{ij} \quad (2)$$

と定義する。そして、1970年における米国上位 100 SMSA 間の航空旅客データにモデルを適用した結果、 β_i の推定値と A_i は 0.85 の相関係数を示すことになった。

第二に、比較的同質的な社会における相互作用行動は、かなり一定でなくてはならない

* 地理学研究室 (昭和57年9月30日受理)

のに、同論文中で言及している研究の結果によると、パラメーター β_i の推定値のレンジがかなり大きいことである。式(1)に基づいた彼自身の結果によると、 β_i の推定値はミシガン州フリントの +0.5 からワシントン州スポーケンの -2.6 まで大きな変異を示している(第1図参照)。



第1図 式(1)から得た β_i の推定値の空間的変異 (A. S. Fotheringham, 1981 による)

空間構造とパラメーターの推定値を関連づける第三の証拠は、正の推定値が時折報告されることである。Fotheringham の式(1)による分析結果では、100 個の β_i の推定値のうち、11個が正の符号を有している。

第四に、パラメーターの推定値が相互作用行動のみの関数であるなら、同値と出発地からの平均移動距離は、正の相関関係を示さねばならない。しかし、この論文中における米国の航空旅客データを用いた分析の結果は、 β_i と平均移動距離の間の相関は -0.49 と逆に負の関数を有するなど、経験的な支持が得られていない。

そして、最後にあげているのは、自らの研究結果に基づく観察である。すなわち、前記式(1)から得られた β_i の 100 SMSA の平均は -0.9 であった。今、これよりゼロに近い値を持つ SMSA を長距離移動が目立つという意味で active と考え、一方これとは逆のマイナスの大きい値を持つ SMSA を passive と考えると、前者には、オールバニ、シラキューズ、ユチカ(いずれもニューヨーク州)などが、後者にはロサンジェルス、サンフランシスコ、ラスベガスなどが含まれる(第1図参照)。しかし、これは、旅客移動距離の長短についての直観的理解に反する、というのである。

以上の諸点より、出発地の位置がパラメーターの推定値の強力な決定因であるとみなす。そして、このことは、無制約型・制約型という相互作用モデルの種類とは無関係に、すなわちいずれのモデルにもあてはまるのが経験的に明らかにされているように思える、と述べる。しかし、この問題点への着目はここ10年来のものであり、それを理論的に説明するものとして、従来のこのテーマをめぐる諸論文を詳細に検討する。さらに、空間構造効果に影響されないパラメーターの推定値を得る着実な理論的方法は、両者の間の関係の徹底的な理解にかかっている、と述べ、これまで知られている次の五つ方法を紹介し論評している。

まず、第一は、Fotheringham and Webber⁴⁾ による方法である。彼らは、相互作用はマスと距離に依存しているが、マス自身相互作用の影響を受けると考え、

$$I_{ij}^* = \alpha^* + \omega m_i^* + \gamma m_j^* + \beta d_{ij}^* + \epsilon_{ij}^* \quad (3)$$

$$m_i^* = \rho^* + \phi \sum_{j=1}^n I_{ij}^* + \mu_i^* \quad (4)$$

(ただし、 $\alpha, \omega, \gamma, \beta, \rho, \phi$ はパラメーター、 ϵ_{ij}, μ_i は誤差項、* は自然対数変換) という同時方程式系を仮定する。これから、間接最小自乗法あるいは二段階最小自乗法によって、 β の不偏推定値を得ることができる、という。しかし、この方法は、上記の同時方程式系や式(4)が妥当しないならば適用が困難になつてくること、さらに無制約型モデルにのみ適用可能であること、などの難点のために、全面的に満足すべきものでないことを認めている。

第二の方法は、Curry, Griffith and Sheppard⁵⁾ や Griffith and Jones⁶⁾ の研究の中で述べられている。これは、空間構造はマス(無制約型モデルの場合には人口規模)の空間的自己相関によつてとらえられるのであり、距離パラメーターの推定値を空間的自己相関の関数と考えるものである。同値が全く行動の測度を示すのは、マスの中に空間的自己相関が存在しない時である。しかし、Fotheringham は、通常最小自乗法に基づく距離パラメーターの推定値の変動は、無制約型モデルではあくまでも多重共線性という統計的問題としてあらわれるのであり、その意味からは同値と空間的自己相関の関係は議論される必要がない、とみなしている。

第三は、Ewing や Cesario の方法⁷⁾ である。彼らは、式(3)のような相互作用モデルでは代替目的地の存在が考慮されていないので、

$$I_{ij} = \alpha m_i^* m_j^* d_{ij}^\beta / \sum_{j=1}^n m_j^* d_{ij}^\beta \quad (5)$$

のように、全目的地に対する吸引力の合計を分母に新しく追加すれば β の不偏推定値が得られる、という。しかし、Fotheringham によれば、式(5)の分母は出発地に対する目的地の相対的なアクセシビリティを示し、その追加は式(5)が発生制約型の相互作用モデルになったことを意味するにすぎず、空間構造効果は依然除去されていない、と述べる。なぜなら、彼は、距離パラメーターの推定値が空間構造に影響されるという問題が、制約条件の有無に無関係に存在するらしい、という見解をもっているからである。

第四は、Gordon⁸⁾ の方法である。彼は、 β_i の不偏推定値を得るために、アクセシビリティの測度が無制約型モデルに追加されるべきであると仮定する。二重制約型モデルの出発地・到着地に関する制約条件が、相互作用モデルにおけるアクセシビリティと考えられているため、1962年の英国の物資流動データに基づく無制約・二重制約の両モデルの比較が行なわれた。その結果、後者のモデルより推定された β_i の方が、前者のそれより変動が半減していることが判明した。しかし、 β_i の推定値と i のアクセシビリティの測度との間にはなお強い相関関係があり、そのことが、この方法によっても空間構造効果がなお説明されないで残っていることを暗示しているという。

第五は Wilson⁹⁾ による方法で、 $\beta_i \cdot A_i$ (出発地 i のアクセシビリティ) $\cdot C_i$ (i からの総移動コスト) を反復法により関連的に求めるものである。まず β_i の値が推定されると、それに基づいて A_i 、さらに C_i が計算される。ついで、 C_i のこの推定値を用いて新しい β_i の推定値を入手し、それをもとに A_i が再計算される。 β_i の推定値が収斂するまでこの手続きが繰返される。しかし、この推定法では β_i の推定値が空間構造の測度と考えられる A_i を含むことになり、空間構造の除去という目的を果たさないことになる。

以上の五説の検討の結果、Fotheringham は距離パラメーター β_i の推定値と空間構造の関係の説明し、また克服する方法は、現在まだ存在しないと結論づけている。しかし、上記の諸見解から今後のこの問題に対する研究方向を、次の三点に要約できる、とする。す

なわち、

①まず、第一・二の見解に関連して、無制約型の相互作用モデルでは、マスと距離間の多重共線性と β_i の推定値の関係を明らかにすること。

②第三・四の見解に関連して、制約型のモデルでは、均衡因子と β_i の推定値の関係を明らかにすること。

③さらに、これまでの議論を通じて示唆されてきたことであるが、双方の相互作用モデルにおいて距離パラメータの推定法が異なっているが、その差異に無関係に空間構造効果が存在するの、もしそうなら β_i の推定値の空間的変異を決定するのにそれがどれほどの重要性を持っているのか、を明らかにすること。

II

Fotheringham のおおよその所論は、上のように要約できよう。今日このテーマをめぐって発表された論文のほとんどが、空間構造（別の呼び方する場合もあるが）が距離パラメータの推定値に偏り bias をもたらすという問題を肯定する立場をとっているが、個々の意見のちがいは、むしろ両者の関係の有意性をいかに説明するかという点にあったと思われる。それについての統一的な見解の得られていない現段階にあっては、既往の成果を整理し今後の課題を提示した彼のこの展望論文は、一応の評価に値するとみなしていいであろう。彼が結論部分で述べた三つの課題も、将来答えられねばならない内容を含んでいるように思う。しかし、筆者は彼の見解に全面的に賛成なのではなく、若干の疑問を感じることも確かである。それを今実証的な形で展開することはできないのであるが、彼のとらえ方が正しいかどうかの最終的な判断は保留にしたまま、以下では Fotheringham の論文に基づいてこの問題をめぐる断想とでもいうべきものを述べてみたい。

彼のこの問題への着目の根底にあるのは、重回帰分析における独立変数の独立性の前提を乱す多重共線性という存在である¹⁰⁾。それは統計的な意味ではもちろん正論であるが、そこに執着することは問題の本質を見誤る可能性がないであろうか。

経緯はやや異なるが、回帰分析における残差独立性の前提が容易に満たされないところから、隣接地区の残差の類似度を計測する測度が整備され、さらにはこの統計的な歪みの成分がモデルに組み込まれるに至ったことは、空間的自己相関の研究史¹¹⁾に明らかである。変数・残差の独立性の前提が守られていないといっても、これは結局地理学で扱う観測体の独立性が保持されていないことに端を発している。地理的データが本来持っているこのような性格を考えると、空間的自己相関をめぐる研究の進路は適切であった。

しかし、従来の空間的自己相関の検定統計量は、行・列に特性・場所を配置する、いわゆる地理行列における一変数、ないしはそれに適用された回帰モデルの残差を対象とするものだった。一方、空間的相互作用モデルにおける距離パラメータの推定値の偏りの問題は、観測体の空間的連続性すなわち非独立性に起因しており、地理行列よりは状況が複雑な、行・列に出発地・到着地を配置する相互作用行列における空間的自己相関から発した問題とみなせる。この問題をめぐる初期の議論に空間的自己相関研究の推進者であった Cliff と Ord が加わっていたことは、この点で示唆的である。

以上のように考えると、多重共線性という統計的 noise としての側面を強調するよりは、むしろ相互作用が生じているところの空間構造をいかに適切に把握するかを問うことが重要であると思われる。そのさい、これをいかに記載・抽出するか、具体的には既往のいずれの手法を用いるべきか、あるいは新しく開発されるべきか、が焦点になってこよう。し

かし、Griffith and Jones および筆者の研究¹²⁾を除けば、このことはほとんど不問にされている。Fotheringham は、先の節で紹介した論文の、先行の諸説を検討した部分に、奇しくも「空間構造効果の除去」という章題を与えている。これは、彼の関心が、空間構造の内容の具体的吟味よりは、むしろそれを所与のものとして、距離パラメータの不偏推定値を入手できるモデルの構築といった方面に向いていることを暗示していよう。以上を要するに、筆者は、彼が批判している Curry ほかの立場に、親近感を覚えるのである。

筆者は、先の試論において二重制約型の相互作用モデルを用い、「地図パターン」(Fotheringham の空間構造に対応)が、①マスの位置関係、② O (出発地から出発する相互作用の総数)あるいは D (到着地に到着する相互作用の総数)、③同一地点における $O \cdot D$ の共変動関係、から構成されているとみなした¹³⁾。そして、①・②をそれぞれ、多次元尺度法によって復元された2次元空間における最近隣測度、および空間的自己相関統計量を、さらに③をピアソンの相関係数を用いて示した。つまり、これら3要素の共変動関係を明らかにすることによって、対象地域の「地図パターン」を把握できると考えたのである。

しかし、3要素間の共変動関係というとき、その扱いが煩雑であることは否めない。もっとも、これとは異なるすぐれた方法が存在するかもしれないが、筆者のアプローチによる限り、三つの手法を組み合わせねばならないのであり、これはとりもなおさず、空間構造を記述する現存の測度の改良を要請しているように思われる¹⁴⁾。換言するなら、相互作用モデルの距離パラメーターの推定値をめぐる今日の問題は、観測値の相互従属性を前提とした空間的方法の充実を迫っているのではなかろうか。

この点で、この問題に関する *Regional Studies* 誌上での論争が、編集者により休止を宣せられたさいの、その直前の Cliff, Martin and Ord の、「この議論への寄稿者の全てによってくり返し強調されてきた一つの事は、我々を導くこの分野における地理学理論の顕著な弱さと、今後着手されねばならない研究の多さである」¹⁵⁾ という言明は、現段階でも妥当していよう。

註

1. 拙稿 (1981) : 空間的相互作用モデルにおける「地図パターン」問題について、地理学評論, 54, pp. 621~636.
2. Fotheringham, A. S. (1981): Spatial structure and distance-decay parameters, *Annals, A. A. G.*, 71, pp. 425-436.
3. 1972年から1976年にかけての *Regional Studies* 誌を中心とする議論では、「地図パターン」という呼称が慣用的であったが、Fotheringham の「空間構造」はそれに対応すると考えられる。
4. Fotheringham, A. S. and Webber, M. J. (1980): Spatial structure and the parameters of spatial interaction models, *Geographical Analysis*, 12, pp. 33-46.
5. Curry, L., Griffith, D. A. and Sheppard, E. S. (1975): Those gravity parameters again, *Regional Studies*, 9, pp. 289-296. ほか、詳しくは、原論文 (前掲2) の脚注を参照のこと。
6. Griffith, D. A. and Jones, K. G. (1980): Explorations into the relationship between spatial structure and spatial interaction, *Environment and Planning A*, 12, pp. 187-201.
7. Ewing, G. O. (1974): Gravity and linear regression models of spatial interaction: a cautionary note, *Economic Geography*, 50, pp. 83-88, Cesario, F. J. (1975): Linear and non-linear regression models of spatial interaction, *Economic Geography*, 51, pp. 69-77.
8. Gordon, I. R. (1976): Gravity demand functions, accessibility and regional trade, *Regional*

Studies, 10, pp. 25-37.

9. Wilson, A. G. (1973): Further developments of entropy maximising transport models, *Transportation Planning and Technology*, 1, pp. 183-193. ただし, 筆者未見.
10. Fotheringham, A. S. (1982): Multicollinearity and parameter estimates in a linear model, *Geographical Analysis*, 14, pp. 64-71.
11. 田中和子(1982): 空間的自己相関研究の展望とパターン検定の改良, 地理学評論, 55, pp. 313~333, の第II章を参照のこと.
12. 前掲6, および1.
13. これに対して Fotheringham は, 空間構造(効果)というとき, 各出発地から他の全目的地に対するアクセシビリティを考えているようである。制約モデルにおいて, β_i とアクセシビリティを示すといわれている均衡因子の關係に注目しているのは, そのためであろう。
14. 空間的相互作用モデルにおけるパラメーター値がゾーニングのしかたに影響されるという指摘
Openshaw, S. (1977): Optimal zoning systems for spatial interaction models, *Environment and Planning A*, 9, pp. 169-184. も, この文脈の中に位置づけられよう。
15. Cliff, A. D., Martin, R. L. and Ord, J. K. (1976): A reply to the final comment, *Regional Studies*, 10, pp. 342.

Summary

This paper aims at introducing A. S. Fotheringham's review article in 1981 about relationship between distance parameter estimates and spatial structure in spatial interaction models, and expressing my impressions of it. No doubt I consider that his paper deserves attention, since it investigates into many papers written so far on this problem in detail and suggests a few directions for future research.

But, there is a slight difference of opinion between Fotheringham and me. Although it is undoubtedly multicollinearity that statistically prevents us from obtaining unbiased estimates in linear unconstrained model, the biases of estimates are originally due to spatial dependency of observations or unit areas. I think we first need to describe concrete contents of spatial structure in question, taking into account that dependency. Previous studies except Griffith et al. (1980) and Ishikawa (1981) have hardly attempted to inquire it. Spatial autocorrelation concept can provide convenient clue for the task. In this respect, I have a favorable opinion about the view of Curry and others. Furthermore, I mentioned that present spatial methods should greatly be improved so that we can resolve the problem about bias of estimated distance parameter, and can develop further researches on spatial interaction.