

Spatial Sample-Selection Model を用いた物流施設の立地先・立地量の同時決定行動の分析

篠原丈実¹・福田大輔²・兵藤哲朗³

¹学生会員 東京工業大学 環境・社会理工学院 土木・環境工学系 修士課程 (〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11)

E-mail: t.shinohara@plan.cv.titech.ac.jp

²正会員 東京工業大学准教授 環境・社会理工学院 土木・環境工学系 (〒 152-8552 目黒区大岡山 2-12-1-M1-11)

E-mail: fukuda@plan.cv.titech.ac.jp

³正会員 東京海洋大学教授 海洋工学部 流通情報工学科 (〒 153-8533 江東区越中島 2-1-6)

E-mail: hyodo@kaiyodai.ac.jp

現代社会において物流は人々の生活に不可欠な要素の一つである。首都圏において三環状道路をはじめとした交通インフラの整備が昨今進んでおり、物流施設の立地状況にも変化が見られる。本研究では神奈川県を対象に、東京都市圏物資流動調査の結果を用いて物流施設の立地先・立地量の決定行動のモデル化を行った。立地選択モデルに関する研究は従来にも行われているが、本研究では各3次メッシュ(約1km四方)を対象にして立地先と立地量(施設の敷地面積)の選択行動を記述する離散-連続モデルを構築し、空間相関を考慮するなど、より妥当なモデルの構築を指向した。モデルの推定結果より周辺道路の利便性や用途地域指定が立地行動に有意な影響を与えていることが明らかになった。

Key Words: logistics facilities, spatial correlation, discrete-continuous choice model, site area

1. はじめに

(1) 背景

現在の日本において、物流はヒトの流れと同様に生活に関わる重要な要素となっている。物流施設の立地は、周辺交通インフラの整備からの影響を大きく受ける。東京都市圏においても、最近では、首都圏三環状道路、特に圏央道区間における道路の部分開通や新たなインターチェンジの開業が相次ぎ、これに伴って物流施設の立地も進みつつある。たとえば、圏央道の海老名 IC-相模原愛川 IC が 2013 年 3 月に部分開通しているが、これを追うようにして、ヤマト運輸の大型物流施設である厚木ゲートウェイが 8 月に開業している。このように、インフラの開発と物流施設の立地の間には大きな関連性が存在する。

また物流施設の立地は近年にかけて都心から離れていく傾向にある。Sakai et al.¹⁾ は、1980 年と比較して 2003 年では、東京駅を首都圏の中心すなわち都心と設定した場合に、特に大型の物流施設の立地先と都心の平均距離が大きくなっていることを明らかにした。大消費地から離れた地域に物流施設が立地することによって輸送距離が増大し、環境問題をはじめ社会や各物流関連企業に与える負の影響は小さくない。物流施設の立地選択のメカニズムも 1980 年ごろから変化していると推察される。特に、後述するように物流施設の大型

化は近年徐々に顕著になっている。すなわち、物流施設の立地選択行動において、立地場所と立地量という 2 つの意思決定は相互に関連していると想定される。

(2) 目的

そこで本研究では、東京都市圏物資流動調査の最新データ(2014年)を用いて立地選択モデルの構築を行う。このデータを用いた立地選択モデルの先行研究として兵藤ら²⁾によって空間相関性を考慮したモデルが検討されているが、立地量に関しては触れられていない。そこで本研究では、空間相関性を考慮した上で、神奈川県における物流施設の立地先・立地量(敷地面積)の同時決定モデルの構築を行う。

2. 基礎分析

(1) データの概要

物資流動調査は東京都市圏交通計画協議会によって昭和 47 年に第 1 回目実施され、およそ 10 年に 1 度の頻度で行われており、都市計画を行う大きな指標となっている。今回使用するデータは 2014 年に実施された最新の第 5 回物資流動調査の結果であり、東京近郊エリアを調査対象とする。物流関連施設の所在地は緯度・経度および 3 次メッシュ単位で与えられており、本分析はすべてこのメッシュ単位で行う。

また、説明変数等で用いる各メッシュの属性変数に関しては、協議会内での分析検討の際に構築されたデータベースより適宜抽出する。

(2) 基礎分析

a) 東京都市圏全体における物流施設の立地状況

本研究で言う東京都市圏とは東京都・神奈川県・千葉県・埼玉県・茨城県南部を指す。また物流施設とは、物流過程に関する施設のうち、工場や販売店、事務所等といった物資を捌くことを主目的としない施設を除外した残りの施設である。図-1 で示した立地場所の分布図は、調査の対象範囲に 100 社が物流施設を開設する際、うち何社の企業が各 3 次メッシュ (1km × 1km) 立地するのかの比率を表している (施設立地戸数の空間分布傾向)。また、図-2 に示した立地面積の分布図は、各 3 次メッシュにどれくらいの面積で物流施設が立地しているかを表している (施設面積の空間分布傾向)。

図-1 と図-2 の比較により、例えば立地戸数が相対的に多い横浜・川崎の沿岸部において物流施設の敷地面積も大きい傾向にあることが分かる。すなわち、企業が物流施設の立地選択を行う際には立地場所とその面積を同時に考慮していることが示唆される。

また、物流施設の立地に関する郊外化も確認されている。物流施設の立地先を開設年によって比較したものが図-3、図-4 である。1971-1980 年に開設した物流施設と比較すると、2004-2013 年に開設した物流施設は圏央道周辺をはじめとして郊外により多く立地するようになっている。この変化は土地不足に起因するだけでなく、都心から距離がある地域に対する見方の変化から生じていると考えられる。すなわち都心へのアクセスに便利な道路が開通することによって運輸の利便性が向上し、なおかつ地価が相対的に安いため荷捌きに便利な広大な敷地面積を得るなどといった行動をとったためと推察される。

物流施設の立地分布だけでなく、立地内容についても年々の変化が見られる。図-5 より、物流施設辺りの敷地面積、すなわち施設規模は年々大型化が進んでいることが分かる。またこの大型化は、より大きな敷地を得やすい地域でより促進していることも推察される。

b) 神奈川県における物流施設の立地および土地属性

本研究では対象地域を神奈川県に限定して分析を進める。神奈川県は 3,496 個の 3 次メッシュで構成されており、物流施設の立地個数及び敷地面積の分布が図-6、図-7 のようになっている。県北西部の山林地域にはほとんど立地が進んでいない一方、東京湾に面している地域では非常に多くの物流施設が立地および広大な面積を有していることが分かる。加えて、県の中央部に位置する圏央道、及び県の南部に位置する東名高速道

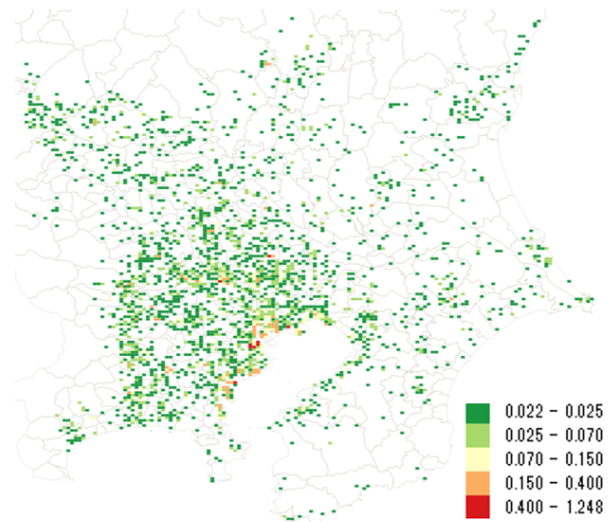


図-1 東京都市圏における物流施設の分布 (戸数 [%])

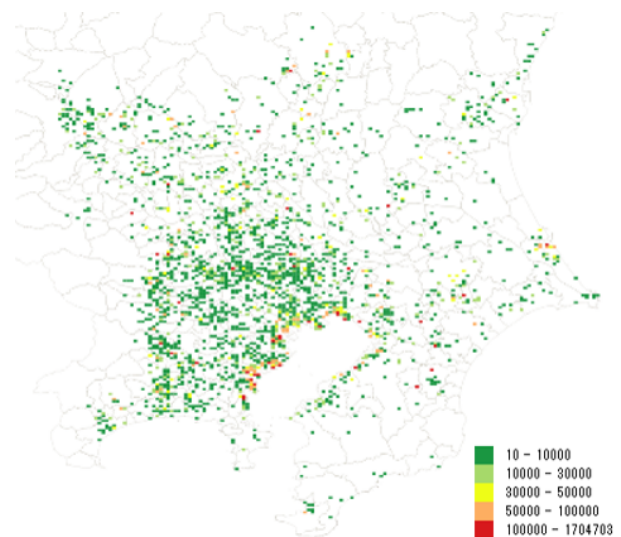


図-2 東京都市圏における物流施設の分布 (敷地面積 [m²])

路の近辺には、比較的多くの物流施設が立地していることも確認される。但し、その他の地域においても物流施設は点在していることも特徴的である。

さらに、土地属性が物流施設の立地に与える影響について分析を行う。図-8 に各 3 次メッシュにおける物流施設の立地数とメッシュの中心点から最寄りの IC までの距離との相関プロットを示す。また、表-1 にそのクロス集計結果を示す。なおここでの距離とは、アクセス距離を道路交通センサスによる交通量配分計算用のネットワークを利用して計算された最短経路として算出したものである。これらより、物流施設は最寄り IC への距離が近いメッシュに立地する傾向にあることが確認される。

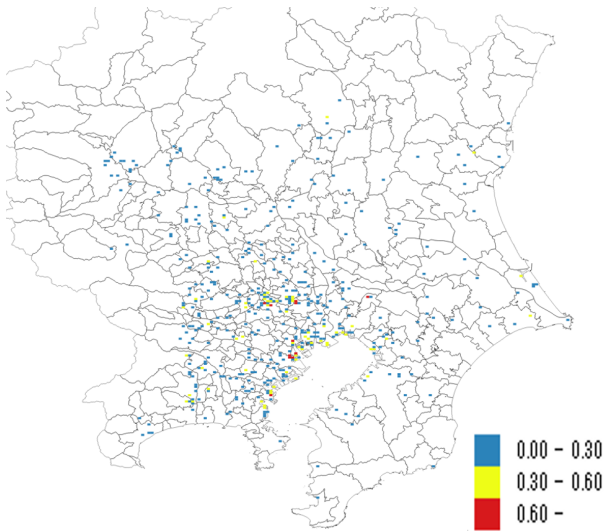


図-3 1971-1980 年に開設した物流施設の分布割合 [%]

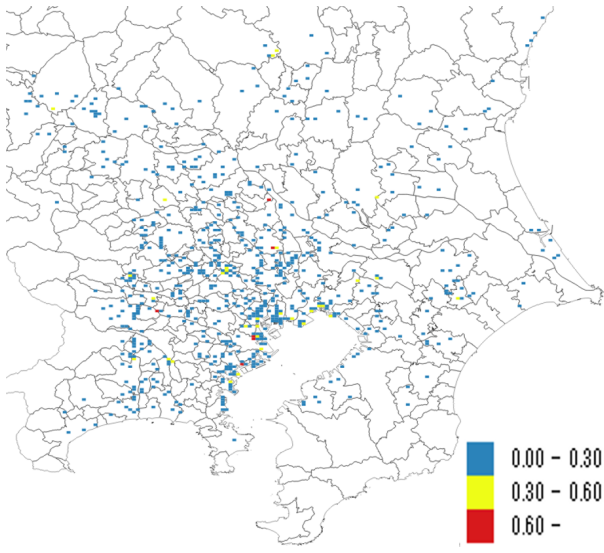


図-4 2004-2013 年に開設した物流施設の分布割合 [%]

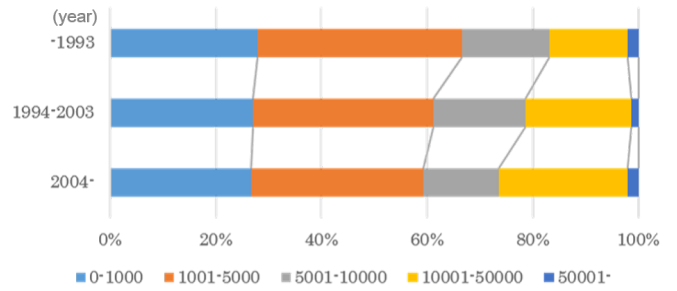


図-5 物流施設の敷地面積別の開設年別分布割合 (m²)

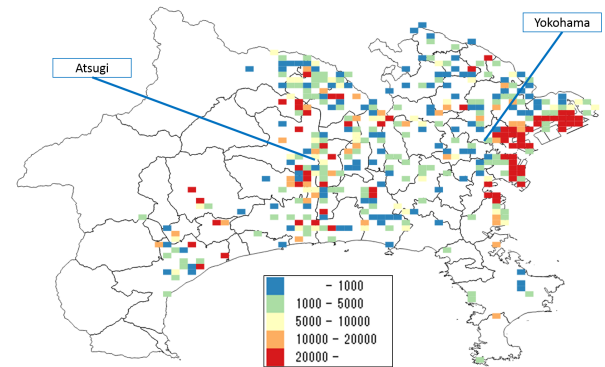


図-6 神奈川県における物流施設の分布 (戸数 [%])

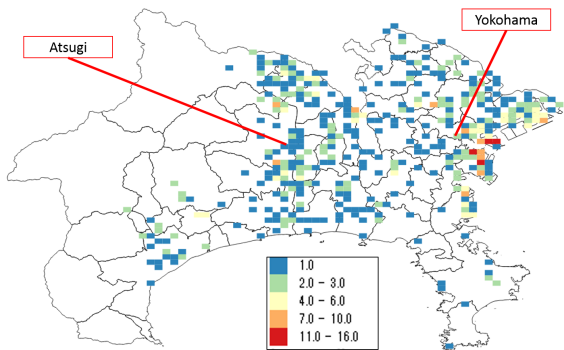


図-7 神奈川県における物流施設の分布 (敷地面積 [m²])

表-1 最寄り IC へのアクセス距離と物流施設の立地の相関性

施設立地	最寄り IC へのアクセス距離 (m)			合計
	-5,000	5,001-10,000	10,000-	
なし	809 (51%)	566 (36%)	203 (13%)	1,578 (100%)
あり	231 (59%)	140 (36%)	19 (5%)	390 (100%)
合計	1,040 (53%)	706 (36%)	222 (11%)	1,968(100%)

3. 物流施設の立地選択行動のモデリング

本章では、前章における基礎集計の結果を踏まえて立地選択行動を記述する統計モデルを構築する。本研究では、3次メッシュ単位で立地の有無を考える。すなわち、メッシュ i における物流施設の立地有無・立地面積を予測するモデルを検討する。

モデル構築のイメージを図-9に示す。まず、空間相関³⁾⁻⁶⁾を考慮した立地先選択モデル、ならびに、立地面積決定モデルをそれぞれ独立する。それぞれのモデルでは、空間相関の導入の影響についても検証する。次に立地先選択と敷地面積決定を同時に考慮可能な離散-連続モデル⁷⁾を構築する。

本研究では、山間部を除く神奈川県全 1,968 メッシュ

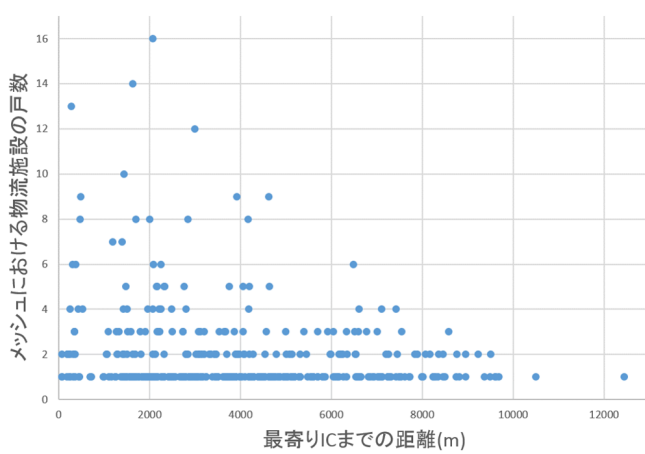


図-8 物流施設の敷地面積別の分布割合 (m)

(1km × 1km) を用いて、各メッシュにおける物流関連企業による立地選択行動モデルを推定する。モデルの構築にあたり、複数の説明変数の選択を行う必要があるが、各々の説明変数はスケールが多様であり、実際の推定にはダミー変数を除いた説明変数を標準化(平均0, 分散1)した値を用いて推定を行った。なお、被説明変数に関しては観測値をそのまま適用する。

(1) 空間相関を考慮した立地先選択モデル

a) 概要

本項では、立地先選択モデルを空間相関性を考慮して構築する。これは、兵藤ら²⁾によって構築されたメッシュ単位での Spatial Probit Model である。空間相関の考慮には空間ラグモデル構造を用いる。ここで空間重み行列が直接効用に関わるモデルのことを空間ラグモデル (SLM) と呼ぶ。一方、空間重み行列が誤差項に関わるモデルは空間誤差モデル (SEM) と呼ばれている。パラメータ推定には最尤推定法を適用する。

b) 定式化

本モデルは、メッシュ i における被説明変数 y_i が離散的な値 (0,1) をとる構造となっており、メッシュ i に

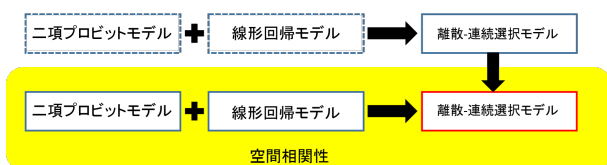


図-9 モデル構築イメージ図

立地が確認された場合を $y_i = 1$ 、確認されなかった場合を $y_i = 0$ とする。このとき、空間相関性を導入したモデルは式 (1) のようになる。また、全メッシュ ($i \in I$) における空間相関性をひとまとめに表した潜在効用ベクトル $\mathbf{y}^* = (y_1^*, \dots, y_I^*)$ は式 (2) のようになる。

$$y_i = \begin{cases} 1 & (\text{if } y_i^* > 0) \\ 0 & (\text{if } y_i^* \leq 0) \end{cases} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{y}^* &= \lambda_y \mathbf{W} \mathbf{y}^* + \mathbf{x}' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_y \\ \mathbf{u}_y &\sim N(0, \mathbf{I}) \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、

- \mathbf{y}^* : 潜在立地効用ベクトル
- $\boldsymbol{\beta}_y$: 未知パラメータベクトル
- \mathbf{x} : 説明変数マトリクス
- \mathbf{u}_y : 誤差項ベクトル
- λ_y : 空間相関係数
- \mathbf{W} : 空間重み行列
- y_i : メッシュ i における観測結果

近隣メッシュ間での相関性を与える $n \times n$ の空間重み行列 \mathbf{W} にはルーク型隣接関係 (Rook Type Neighborhood) を行基準化した上で採用する。

(2) 空間相関を考慮した立地量決定モデル

a) 概要

立地面積選択モデルには線形回帰モデルを採用し、空間相関の考慮には空間ラグモデルを使用する。また、パラメータ推定には最尤推定法を適用する。

b) 定式化

メッシュ ($i \in I$) における物流施設の占める立地面積ベクトルを $\mathbf{z} = (z_1, \dots, z_I)$ 、空間重み行列を \mathbf{W} 、空間相関係数を λ_z 、誤差項ベクトルを $\mathbf{u}_z = (u_1, \dots, u_I)$ とする。また、メッシュ $i \in I$ における土地属性を示す説明変数は式 (3) の $I \times J$ 行列で表される。

$$\mathbf{X} = \begin{pmatrix} X_{11} & \cdots & X_{1J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{I1} & \cdots & X_{IJ} \end{pmatrix} \quad (3)$$

このとき、神奈川県全メッシュにおける物流施設の立地面積 \mathbf{z} は式 (4) に示された線形回帰モデルとして定式化される。なお、空間重み行列には二項プロビットモデルと同様のものを使用する。

$$\mathbf{z} = \lambda_z \mathbf{W} \mathbf{z} + \mathbf{X}' \boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_z \quad (4)$$

ここで、

- z : 敷地面積ベクトル
- β_z : 未知パラメータベクトル
- X : 説明変数マトリクス
- u_z : 誤差項ベクトル
- λ_z : 空間相関係数
- W : 空間重み行列

このときの誤差項は、分散 σ を用いて以下のような正規分布を仮定する。

$$u_z \sim i.i.d. N(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}) \quad (5)$$

(3) 立地先-立地量同時決定モデルの構築

a) 概要

本研究では新たに、物流施設の立地選択行動を、立地先・立地量同時決定行動と考える。そこで、松田ら⁸⁾・牧⁹⁾を参考にその同時決定行動を記述する離散-連続モデルを採用して分析を行う。ここで、メッシュにおける敷地面積は立地している場合にしか観測できないため、離散-連続モデルの一つであるサンプルセレクションモデル Heckman¹⁰⁾を用いる。なお、Van Hasselt¹¹⁾はベイズ推定を用いたサンプルセレクションモデルの推定方法を提案している。パラメータ推定には最尤推定法を使用する。

b) 定式化

メッシュ i における立地と立地量を同時に決定するため、サンプルセレクションモデルにより以下のように定式化を行う。本研究では重要な属性変数である地価データが含まれている 1968 メッシュのみを分析対象とし、メッシュ i の立地の有無を y_i で表す。この場合の立地の有無を規定する潜在効用を y_i^* とする。また、データの切断を考慮しない潜在的な立地量を z_i^* 、および、実際に観測される立地量を z_i と、以下のように定式化することができる。

$$y_i^* = X_{1i}'\beta_1 + \epsilon_{yi} \quad (6)$$

$$y_i = \begin{cases} 1 & (\text{if } y_i^* > 0) \\ 0 & (\text{if } y_i^* \leq 0) \end{cases} \quad (7)$$

$$z_i^* = X_{2i}'\beta_2 + \epsilon_{zi} \quad (8)$$

$$z_i = \begin{cases} z_i^* & (\text{if } y_i = 1) \\ \text{missing} & (\text{if } y_i = 0) \end{cases} \quad (9)$$

ここで、

- y^* : 潜在立地効用ベクトル
- β_1 : 式 (6) における未知パラメータベクトル
- X_1 : 式 (6) における説明変数マトリクス
- ϵ_y : 式 (6) における誤差項ベクトル
- y_i : メッシュ i における観測結果
- z_i : メッシュ i において観測された敷地面積
- z^* : 潜在立地面積効用ベクトル
- β_2 : 式 (8) における未知パラメータベクトル
- X_2 : 式 (8) における説明変数マトリクス
- ϵ_z : 式 (8) における誤差項ベクトル

X_{1i} , X_{2i} は以下のように要素表示することもできる。

$$X_1 = \begin{pmatrix} X_{111} & \cdots & X_{11J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1i1} & \cdots & X_{1iJ} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$$X_2 = \begin{pmatrix} X_{211} & \cdots & X_{21J} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{2i1} & \cdots & X_{2iJ} \end{pmatrix} \quad (11)$$

ϵ_{yi} , ϵ_{zi} は誤差項を表し、このときの誤差項は以下の二変量正規分布にしたがう。

$$\epsilon_i \sim i.i.d. MVN(\mathbf{0}, \Sigma) \quad (12)$$

ここで、 Σ は誤差項ベクトルの分散共分散行列であり、要素表示すると次のように表示される。

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (13)$$

ここで ρ は共分散である。また、 σ は ϵ_y によって与えられる ϵ_z の条件付き分散である。

4. 推定結果

(1) 空間相関を考慮した二項プロビットモデル

神奈川県における空間相関を考慮した物流施設の立地先選択モデルのパラメータは表-2のように推定された。空間相関係数に関しては有意な正の値となり、空間相関性を考慮したモデルが作成可能であることが明らかになった。

はじめに、可住地面積に関しては、これがない地域にはそもそも物流施設の立地が不可能であるため、パラメータも比較的大きくなっている。神奈川県においては人口は物流施設の立地に負の影響があり、人口の少ない港付近や都市部から離れた地域に立地する傾向があることが判明した。

次に、地価、住宅地域面積、市街化地域面積割合に関しても負の影響が存在するという予想通り結果も得られた。市街化地域とは都市計画法の影響で開発が抑制

される地域であり、物流施設の立地に関しても障害が大きい地域である。

一方で、工業地域面積割合、幅員の大きな道路延長などの物流施設の立地に便利な説明変数に関しては正の影響を及ぼしているため、想定内の結果となった。

特に着目すべき点としては、横浜港までの距離と臨海部ダミーが一般的な想定と反転している点が挙げられる。基礎分析において、神奈川県は東京湾付近の物流施設の立地が多いことが示されていた。しかしながら、このモデルにおいては各メッシュにおける立地の有無を分析しているため、立地量は考慮されていない。したがって、立地の有無に関しては港湾周辺以外のメッシュにおける立地の存在に関する影響が大きくなっていると考察される。

(2) 空間相関を考慮した線形回帰モデル

神奈川県における空間相関を考慮した物流施設の立地面積選択モデルのパラメータは表-3のように推定された。このモデルは、敷地面積が0のメッシュも含んだ上でパラメータ推定を行っているため今後構築するモデルとは異なる結果を示す可能性が大きいことに注意が必要である。

空間相関係数に関しては二項プロビットモデルと比較すると有意ながらも小さな正の値になっており、空間相関性の影響は比較的小さいモデルであることが伺える。人口・地価・市街化調整区域面積割合に関しては負の影響が、幅員の大きな道路・工業地域面積割合に関しては正の影響が対象メッシュの物流施設の立地量に存在するという想定可能な結果を得ることができた。一方で、臨海部ダミーに関しては物流施設の立地量に関して正の影響を及ぼすという、立地の有無に関する結果(表-2)とは反対の結果が示された。この事実は、基礎分析でも図-4に示されたように、港湾付近の物流施設は立地面積が大きくなる傾向があり、この影響を示した結果であることが考えられる。これに加え、物流施設の立地量は商業地域面積割合に関するパラメータも有意性が大きくなっている。商業地域とは、都市計画法によって、ほとんどの商業施設が規制なく立地可能な地域を指し物流施設の立地にもこの緩和された規制によって立地の容易さから有利に作用する地域であると推察される。

(3) 離散-連続モデル

このモデルは、はじめに神奈川県における全メッシュのうち物流施設の立地の有無を判定した後、立地のあるメッシュのみを対象にして立地量を回帰分析を行ったサンプルセレクションモデルである。これにより、物流施設の立地先と立地面積を同時に決定するモデルの

構築を試みた。推定されたパラメータは表-4のようになった。

はじめに、立地先を決定する二項プロビットモデル部分についての考察を行う。可住地面積に関してはこれまでに推定したモデルと等しく、物流施設の立地に正の影響を及ぼす。また、人口に関しては負の影響を及ぼすことから都市部には立地しにくいという結果を、最寄りICと横浜港までの距離もそれぞれ負の影響を及ぼすことからこれらの施設への距離は近いほど利便性は向上し物流施設の立地可能性が大きくなるという合理的な結果を得ることができた。また、先述の工業地域面積割合・郊外部ダミーについてもそれぞれ正の影響を及ぼすことから、工業地域・郊外部における立地可能性の高さを読み取ることが可能である。

次に、表-4における立地量を決定する回帰分析部分についての考察を行う。サンプルセレクションモデルであるため、通常回帰分析と異なり敷地面積が0であるメッシュは除去されてからパラメータ推定が行われている。最初の注目点としては可住地面積に関するパラメータが負である点である。考えられる根拠としては、可住地面積の小さいメッシュは沿岸部にあたる地域、未開発の山林が存在する地域などといった条件があり、広い物流施設の敷地面積を確保する際には有利にはたらく可能性がある。反対に可住地面積が大きい地域は住宅や商業などが優先的に立地するという背景が推察される。また、郊外部ダミーと工業地域面積割合に関しては、表-4より二項プロビットモデル部分とは符号が反転しているという点も特徴的となっている。郊外部ダミーに関しては、物流施設の敷地面積という観点では川崎市や横浜市の沿岸部に広大な立地量が確認されることにより説明が可能であるが、工業地域面積割合に関しては解釈が困難である。想定される原因としては、東京湾周辺における地域による広大な物流施設の立地量を持つメッシュが大きく影響していることなどが考えられる。一方で、郊外部ダミーと工業地域面積割合の交互作用項は正のパラメータとなっている。このことは、郊外における工業地域面積割合の多いメッシュに関しては物流施設の立地量が大きくなる傾向があるという興味深い結果となっている。続いて、道路に関する説明変数に注目すると、幅員の大きな道路は正の影響を、全道路は負の影響を及ぼしている。この事実は、容易に説明が可能である。幅員の大きな道路は物流に関する貨物トラックなどの走行には不可欠な道路であり、物流施設の周辺には必要な道路である。一方で、道路というものは生活道路なども含むためこのような小さな道路が多く存在する地域には物流施設の立地・開発には不便である可能性が高い。したがって道路に関する説明変数は幅員によって正負が反

表-2 空間相関を考慮した立地先決定モデル

	推定値	z 値
(定数項)	0.5866	-20.57
人口 (人)	-0.0763	-1.520
地価 (円/m ²)	-0.0714	-1.802
横浜港への距離 (m)	0.0891	-2.623
可住地面積 (km ²)	0.5488	5.700
幅員 13m 以上道路延長 (m)	0.1950	6.026
住宅地域面積割合	-0.1712	-2.112
市街化調整区域	-0.1264	-1.956
工業地域面積割合	0.1822	3.785
臨海部ダミー	-0.1281	-1.797
空間相関係数 ρ	0.5717	8.981
観測数	1968	
最大対数尤度	-728.6	

表-3 空間相関を考慮した立地量決定モデル

	推定値	z 値
(定数項)	2275.4	2.589
人口 (人)	-10421.3	-6.617
地価 (円/m ²)	-2010.4	-2.081
可住地面積 (km ²)	5937.7	3.862
幅員 13m 以上道路延長 (m)	2356.0	2.467
市街化調整区域面積割合	-3258.9	-2.723
工業地域面積割合	2558.6	2.605
商業地域面積割合	6041.6	6.023
臨海部ダミー	9994.4	3.969
空間相関係数 ρ	0.0685	2.323
観測数	1968	
最大対数尤度	-23393.5	

表-4 立地先・立地量同時決定モデル

立地先選択行動	t 値	
(定数項)	-1.34077	-14.100
可住地面積 (km ²)	0.51208	7.552
人口 (人)	-0.12853	-2.666
最寄り IC までの距離 (m)	-0.11827	-2.212
横浜港までの距離 (m)	-0.29018	-4.118
幅員 13m 以上道路延長 (m)	0.22519	5.810
工業地域面積割合	0.34094	10.111
郊外部ダミー	0.27337	2.388
立地量選択行動	推定値	t 値
(定数項)	129512	7.255
可住地面積 (km ²)	-25096	-2.197
全道路延長 (m)	-27434	-3.307
幅員 13m 以上道路延長 (m)	11344	2.559
工業地域面積割合	-22409	-4.079
郊外部ダミー	-29991	-2.828
幅員 13m 以上道路×全道路延長	-11345	-3.001
工業地域×郊外部ダミー	16000	2.522
共分散 ρ	-0.5337	-6.983
条件付分散 σ	8.927×10^4	15.319
総メッシュ数 (立地観測メッシュ数)	1968 (390)	
最大対数尤度	-5686.5	

5. おわりに

(1) 本研究の成果

本研究では神奈川県を対象に、東京都市圏物資流動調査の結果を用いて物流施設の立地先・立地量の決定行動のモデル化を行った。立地選択モデルに関する研究は従来にも行われているが、本研究では各 3 次メッシュ (約 1km 四方) を対象にして立地先と立地量 (施設の敷地面積) の選択行動を記述する離散-連続モデルを構築し、空間相関を考慮するなど、より妥当なモデルの構築を指向した。まず、立地の有無に関しては臨海部および大規模な道路の存在が重要な説明変数となっていることが明らかになり、神奈川県内において高速道路網も発達している東京湾沿いの地域は非常に立地効用が高くなっていることが示唆された。また、立地面積に関しては、特に人口が負に影響していることが特徴的であり、都市部においては施設を開設しても小規模なものに留まり、大規模なものは人口の少ない地域に立地しがちであることが推測される。また、双方のモデル共に都市計画法の影響を大きく受けていることが明確になった。以上の説明変数に関する考察に加えて本モデルでは空間相関性を考慮したモデルに関する有効性も示された。

(2) 今後の課題

- 空間相関性に関しては空間重み行列の設定の仕方に改善の余地があると考えられる。本研究ではメッ

転するという事実は自然である。また、これらの道路の交互作用項に関しては、負の影響が得られた。したがって、広大な物流施設を立地するためには立地の妨げになる道路が少ないことが優先度としては上であり、その上で幅員の大きい道路の存在が重要な説明変数となることが想定される。

最後に分散に関するパラメータについて考察する。神奈川県内の物流施設の立地先・立地量選択の特徴としては共分散が負の値であることが挙げられる。このことは、対象となるメッシュに関する立地潜在効用が大きくなるほど立地量は小さくなるという特徴を示しており、本来は物流施設の立地の際に有利なメッシュには施設の立地は存在するものの、多くの施設は立地しないという解釈になる。つまり、神奈川県内において物流施設の立地量が多いメッシュは立地効用が比較的低く、港湾付近などのある少数の特殊な事情がはたらいた影響により多くの立地量が存在すると推測することができる。

シユの隣接のみに着目して行ったが、その他にも多くの候補が存在する。特に距離行列に関するものはメッシュ単位ではなく包括的な空間的分析が可能になることが想定され、よりスケールの大きな研究にはこちらでも考慮したいところである。

- 本研究では物流施設の立地パターンの分析として離散-連続モデルを採用したものの、立地先の選択と立地量の選択に関して共分散が負になるという想定に反する結果が生じた。立地効用の高い地域は立地量も大きくなる傾向にあるのが直感に沿うものであり、今後もモデルの特定化等を検討する余地があると考えられる。
- 本研究は神奈川県を対象を絞って行ってきたが神奈川県は臨海部に大量の物流施設が立地するという特徴があり、その他の都道府県に関しては異なる特徴が存在することが考えられる。東京都市圏物資流動調査は1都5県を分析対象としているため、よりマクロな視点から物流施設の立地パターンを再現する必要性はきわめて高いと考えられる。また、物流施設の立地パターンの再現により物流ODに関する分析可能性も大きくなる。今後期待される研究は幅広く、よりの確なモデルの構築および発展した研究の基盤が完成したといえる。
- 最後に、本研究においては空間相関性を考慮したサンプルセレクションモデルの構築の完遂までには到らなかった。モデルの完成によって、さらなる再現性の高い物流施設の立地選択行動が記述可能になるため、今後の課題としたい

- 8) 松田芳郎, 伴金美, 美添泰人: 講座ミクロ統計分析 2 ミクロ統計の集計解析と技法, 日本評論社, 2000.
- 9) 牧厚志: 応用計量経済学入門, 日本評論社, 2001.
- 10) Heckman, J. J.: Sample selection bias as a specification error, *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161, 1979.
- 11) Van Hasselt, M.: Bayesian inference in a sample selection model, *Journal of Econometrics*, Vol. 165, No. 2, pp. 221-232, 2011.

(2016. 4. 22 受付)

謝辞

データを提供いただいた東京都市圏交通計画協議会に感謝の意を表したい。

参考文献

- 1) Sakai, T., Kawamura, K. and Hyodo, T.: Locational dynamics of logistics facilities: Evidence from Tokyo, *Journal of Transport Geography*, Vol. 46, pp. 10 - 19, 2015.
- 2) 兵藤哲朗, 坂井孝典, 河村和哉: 東京都市圏物資流動調査による空間相関を考慮した物流施設立地選択モデルの検討, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol. 71, No. 4, pp. 156-167, 2015.
- 3) 瀬谷創, 堤盛人: 空間統計学, 朝倉書店, 2014.
- 4) G.Arbia: *A Primer for Spatial Econometrics With Applications in R*, Palgrave Macmillan UK 2014.
- 5) Wilhelm, S. and de Matos, M. G.: Estimating spatial probit models in R, *R Journal*, Vol. 5, No. 1, pp. 130-143, 2013.
- 6) Smith, T. E. and LeSage, J. P.: *A Bayesian probit model with spatial dependencies*, Vol. 18 - Spatial and Spatiotemporal Econometrics, Chap. 6, pp. 127-160, EmeraldInsight, New York, 2004.
- 7) 福田大輔, 力石真: 離散-連続モデルの研究動向に関するレビュー, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol. 69, No. 5, pp. I.497-I.510, 2013.