

大都市圏交通整備評価のための 空間的応用一般均衡分析

吉川 光志¹・石倉 智樹²

¹非会員 首都大学東京 都市環境科学研究科 (〒 192-0397 東京都八王子市南大沢 1-1)
E-mail: hiroschi-yoshikawa@ed.tmu.ac.jp

²正会員 首都大学東京准教授 都市環境学部 (〒 192-0397 東京都八王子市南大沢 1-1)
E-mail: iskr@tmu.ac.jp

大都市圏域は、多種多様な企業や家計が限られた空間に集中立地しており、集積による外部性が存在すると考えられている。本研究は、集積の外部性を明示的に扱い、詳細な地域分割単位に適用可能な SCGE モデルを構築し、その大都市圏部における適用可能性について検討する。また、詳細な地域分割単位では、基準均衡データとしての地域間交易データの入手が困難であるため、本研究では、Fixed Effect Gravity モデルにより地域間の所要時間と輸送マージンの関係を推定し、実データが存在しない場合でも市区町村間レベルでの詳細な交易額を推定する手法を示す。さらに、構築したモデルを、関東地域全域を対象範囲として首都圏三環状道路整備プロジェクトに適用し、その効果について試算する。

Key Words: metropolitan spatial CGE, monopolistic competition, fixed effect gravity model, pseudo poisson maximum likelihood

1. はじめに

現代の大都市圏域は、多種多様な産業が限られた空間に集中立地しており、このような現象が生じる要因として、多数の企業が集積することによる便益、いわゆる集積の経済がはたらいっていると考えられている¹⁾²⁾。我が国においても、三大都市圏のような大都市圏への企業集積や人口集中という事実は、その顕著な実例と言える。

大都市圏では密に多都市が形成されており、交通ネットワークを通じて、運輸面のみならず経済的にも結びついている。すなわち、ある地域やある区間での交通整備事業は、広い範囲において経済効果の空間的波及をもたらであろう。こうした交通施設整備などの政策が多地域経済にもたらす効果を、ミクロ経済理論と整合的に分析することができる手法の代表例として、空間的応用一般均衡 (Spatial Computable General Equilibrium: SCGE) モデルが挙げられる。わが国の土木計画学分野においても、SCGE モデルを用いた交通プロジェクト評価に関する研究が数多く蓄積されている⁵⁾。標準的な SCGE モデルは産業連関表を基準均衡データとして用いるため実データとの親和性が高く、交通政策評価というニーズに加えて、理論モデルの適用への道筋が明確であることも、多くの研究や実務的活用を生み出してきた背景であろう。

ところで、大都市圏における交通政策の分析を考え

た場合、先述の集積の外部性を無視することはできない。これに対し、多くの SCGE モデルは完全競争かつ収穫一定技術を前提としており、規模が影響する外部性は捨象されている。また、都市圏内の多地域経済システムを対象とする場合、それに見合う多地域産業連関表が整備されていることは稀であり、産業連関表を基準データとする SCGE モデルの構築は容易ではない。

そこで本研究は、集積の外部性を明示的に扱い、かつ産業連関表の利用可能性に依存しない SCGE モデルを構築し、その大都市圏部における適用可能性について検討することを目的とする。

2. 既存研究

CGE モデルは、財政・貿易・環境政策等の分析において多くの研究が蓄積されており、交通を明示的に扱った宮城・本部³⁾、Bröcker⁴⁾以降、運輸交通政策への SCGE モデルの適用が急速に進展した。近年の土木計画学分野での SCGE モデルの発展については、小池ら⁵⁾を参照されたい。運輸交通分野へ適用された初期の SCGE モデルは、完全競争-収穫一定技術を前提としたものがほとんどであり、集積の外部性は反映されていない。

しかし、近年では、新経済地理学 (NEG) 分野で利用される、生産活動における規模の経済性と多様性選好を考慮した、Dixit-Stiglitz 型独占的競争モデル⁶⁾を基礎とする SCGE モデルの開発が進み^{7) 8) 9) 10)}、集

積の経済を扱うことが可能になってきている。これらを含む、運輸交通分野における SCGE モデル開発について Bröcker and Mercenier¹¹⁾ が詳しくレビューしている。さらに最近では、生産要素移動も含む長期均衡を考慮し、NEG 理論とも整合的なモデル開発¹²⁾ も進んでいる。

しかし、これらの既開発のモデルは、モデルにおける地域分割単位に対応した地域間交易の実データが利用可能であることを前提としているか、地域間交易にかかるパラメタのキャリブレーションを捨象しているかのいずれかであり、大都市圏における詳細な地域分割（例えば市区町村単位）に堪えるものではない。

一方、詳細な地域分割単位に対して適用可能な SCGE モデルとして先駆的なモデルである RAEM-Light¹³⁾ は、財の生産地代替の関係を表現するために logit モデルを活用することで、2 次生活圏ゾーンなど地域間産業連関表の地域分割よりも詳細な地域分割単位へのモデル適用に成功している。その延長に位置づけられる小池ら (2014)¹⁴⁾ は、日本全国を対象に市町村単位の地域分割単位による SCGE モデルを開発している。ただし、小池ら (2014)¹⁴⁾ では、中間投入構造を捨象した簡易なモデル化がなされており、地域間交易におけるサプライチェーンの影響が反映されないという課題がある。さらに、これらは（ミクロ経済理論的背景を持つ）集積外部性が考慮されておらず、集積効果が顕れやすい大都市圏における適用では、その影響が過小評価となる。

上述のように、SCGE モデルの構築に用いられる基準均衡データとしては、地域間産業連関表を用いるのが一般的であり、それが困難な場合には地域間交易のデータが用いられる。しかし、わが国の市区町村単位などの詳細な解像度での地域分割単位においては、これらのデータはいずれも存在しないため、これがモデル構築の障害¹⁴⁾ となっている。基準均衡データを得るためには、地域分割単位と整合的な地域間交易データを推定する必要が生じる。

この課題に対し、奥田・大久保¹⁵⁾ は、全国を 207 に分割し、フレータ法で交易マトリクスを作成している。経済データのみから市区町村単位での交易実績を得ることは困難であるので、代替的なデータとして物流の OD データを活用する方法も検討されている。西村¹⁶⁾ は、産業連関表を利用してグラビティ比を用い、山田・大脇¹⁷⁾ は、重量ベースの OD 表を利用し、フレータ法を用いることによって、小池¹⁸⁾ は、地域間の移出入を表すマトリクスを作成し、物流センサスの貨物重量 OD マトリクスを用いて、フレータ法や二重制約型重力モデルにより市区町村単位での地域間マトリクスを作成している。

このように先行研究においても様々な方法論が提案されているが、いずれも検証と対象となる信頼できる実データが存在しないため、再現性の観点から方法論の優劣を比較することは困難である。そこで、交易マトリクスの推定を、基準均衡データ作成という観点のみから捉えると、手法の応用可能性、データの入手可能性を踏まえたものであることが望ましい。

以上の点を考慮し、本研究では、利用可能なデータが得られやすい都道府県間交易マトリクスから、そのパターンに対して空間経済モデルから導出される理論を適用して、交易と交通抵抗の関係式を推定することを試みる。これを基に、関東地域の市区町村を地域分割単位とした、集積経済効果を考慮した独占的競争型 SCGE モデルの基本形を構築し、首都圏三環状道路プロジェクトを対象事例として適用する。

3. モデル

(1) モデルの概要と前提条件

本研究では、Puga and Venables¹⁹⁾、Puga²⁰⁾、Fujita et al.²¹⁾、高山ら¹²⁾ と同様の、産業連関構造を明示的に考慮した Dixit-Stiglitz 型独占的競争に基づくモデルを構築する。

モデルが対象とする多地域経済システムについて、財の生産地域をの集合を R （需要地の場合は S と表記、 R と同一集合）、その要素を r （需要地の場合は s ）により表す。同様に、財の部門のラベルを $i \in I$ 、（産業部門として表す場合には $j \in J$ 、 J と I は同一集合）とする。

それぞれの地域では、交易可能な一般的な財・サービス（財）が生産される。財の生産は、独占的競争市場かつ規模の経済性を持つ、いわゆる Dixit-Stiglitz 型の市場構造の下で行われる。したがって、交易財生産企業は、水平的に差別化されたバラエティを同一生産技術の下で生産する。

家計は、部門別の財について Cobb-Douglas 型選好を持つ。各部門の財は、水平的に差別化された交易財バラエティを CES 型不完全代替により合成されたものとして扱う。すなわち、家計の選好についても、中間投入と同様に標準的な Dixit-Stiglitz 型のフォーマットを想定する。

(2) 財の生産

財バラエティの生産には Dixit-Stiglitz 型の生産技術を想定している。地域 s 部門 j の財生産に投入される全投入に関する価格指数 ϕ_s^j および部門 i 財の中間投入に係る価格指数 ρ_s^i は以下のように表される。

$$\phi_s^j = \eta_s^j(w_s)^{1 - \sum_i \alpha_s^{ij}} \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \right\} \quad (1)$$

$$\rho_s^i = \left\{ \sum_r \int_0^{n_r^i} (p_r^i(k) \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} dk \right\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}} \quad (2)$$

ここで、 w_s : 地域 s における生産要素価格、 p_r^i : 地域 r 産の財 i の生産地価格、 n_r^i : 生産地 r における財部門 i の財バラエティ数 (企業数)、 α_s^{ij} : 金額ベースの投入係数パラメタ、 σ^i : 部門 i 財の多様性パラメタである。 τ_{rs}^i は地域 s における地域 r 産財 i の一単位需要を満たすために必要な発送量であり、 $\tau_{rs}^i - 1$ が輸送マージン率、すなわち交易財一単位の輸送活動のために消費される同財の量に相当する。なお、同一地域で生産される同一部門の財についてバラエティに依存せず生産技術が均質であると仮定されているので、需要地 s における財 i の価格指数は以下のように表すことができる。

$$\rho_s^i = \left\{ \sum_r n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}} \quad (3)$$

各々の産業部門 j の財バラエティ生産における費用関数 C_s^j は、 x_s^j 単位の生産について、規模の経済性を考慮し、

$$C_s^j(x_s^j) = (F^j + \beta^j x_s^j) \phi_s^j \quad (4)$$

と表される。ここで、 F^j は固定投入量、 β^j は限界投入量を表す。財バラエティの生産において、独占的競争および自由参入・退出が仮定されるので、財価格は限界費用にマークアップ率を乗じた値と等しく、

$$p_s^j = \frac{\sigma^j}{\sigma^j - 1} \beta^j \phi_s^j \quad (5)$$

となる。参入退出が自由であるので、利潤ゼロ条件が満たされることとなり、平均費用と財の生産地価格が一致する。以上の関係を利用して整理すると、各々の交易財バラエティの生産量は、以下のように、財価格とは独立に定まる。

$$x_s^j = \frac{F^j}{\beta^j} (\sigma^j - 1) \quad (6)$$

したがって、費用関数は、次のように書き換えることもできる。

$$C_s^j = F^j \sigma^j \phi_s^j = F^j \sigma^j \frac{\sigma^j - 1}{\beta^j} p_s^j \quad (7)$$

地域 s での財 j の総生産額を S_s^j とすると、生産額は財バラエティの生産費用とバラエティ数の積に等しくなければならないので、以下の関係が成立する。

$$S_s^j = n_s^j C_s^j = n_s^j F^j \sigma^j \phi_s^j \quad (8)$$

式 (1)(3) にシェパードの補題を適用すると、地域 s 産業 j において投入される、地域 r 産部門 i の中間投入の実質量 m_{rs}^{ij} が次のように導出される。

$$m_{rs}^{ij} = \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{-\sigma^i} \alpha_s^{ij} \frac{S_s^j}{\rho_s^i} \quad (9)$$

(3) 消費

消費者の選好についても Dxit-Stiglitz 型の形式を想定し、上位階層である財別選好については Cobb-Douglas 型、下位階層である生産地間代替については多様性選好を考慮した CES 型であることとする。財の多様性指標が中間投入需要と消費 (最終需要) で共通であると仮定すると、消費行動においても、需要地 s における財 i の価格指数は式 (3) により表される。したがって、間接効用関数は以下のように定義される。

$$V_s = \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{-\mu^i} \right\} I_s \quad (10)$$

ここで、 I_s は s 地域における消費財への支出額、 μ^i は財別選好シェアパラメタ (地域を問わず共通) である。この効用関数から得られる財別消費と、式 (3) に対するシェパードの補題の適用より、地域 r 産の財部門 i に関する消費需要の実質量 c_{rs}^i が得られる。

$$c_{rs}^i = \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{-\sigma^i} \mu^i \frac{I_s}{\rho_s^i} \quad (11)$$

(4) 市場均衡

地域 s における交易財 i に対する総需要額 E_s^i は、最終消費需要と全産業部門への中間投入需要の金銭タームでの和であり、

$$E_s^i = \mu^i I_s + \sum_j (\alpha_s^{ij} S_s^j) \quad (12)$$

である。右辺第一項は最終需要額を、第二項は中間需要額を表す。地域 s において需要される、地域 r 産部門 i の財バラエティの需要量 (実質) q_{rs}^i は、

$$\begin{aligned} q_{rs}^i &= c_{rs}^i + \sum_j m_{rs}^{ij} \\ &= (p_r^i \tau_{rs}^i)^{-\sigma^i} \left(\frac{1}{\rho_s^i} \right)^{1-\sigma^i} E_s^i \end{aligned} \quad (13)$$

となる。したがって、地域 s による地域 r 産財 i の購入について支払われる金銭フローの総額 Q_{rs}^i は、生産地での財バラエティ数およびアイスバーグ型地域間輸送費を考慮すると、

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i) q_{rs}^i \\ &= n_r^i \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{1-\sigma^i} E_s^i \end{aligned} \quad (14)$$

となる。ここで、 Q_{rs}^i を生産地 r について合計すると、 s 地域による交易財需要額になることから、

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= \frac{n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_r n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} E_s^i \\ &= \frac{S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_r S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} E_s^i \end{aligned} \quad (15)$$

が成立する。また、 Q_{rs}^i を需要地 s について合計すると、地域 r で生産された財 i の総生産額と等しくなるので、

$$S_r^i = \sum_s Q_{rs}^i \quad (16)$$

も自動的に成立することとなる。したがって、財市場の需給均衡は、以下のように表される。

$$S_r^i = \sum_s \left[\frac{n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i) q_{rs}^i E_s^i}{\sum_r n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} \right] \quad (17)$$

また、地域 s における要素所得の合計 Y_s は、部門 j への生産要素投入を l_s^j とすると、

$$Y_s = \sum_j (w_s^j l_s^j) \quad (18)$$

である。地域家計の可処分所得と要素所得および利潤との関係は、外生の所得移転額（この移転額の価格水準をニューメレール価格と見なす） \overline{G}_s を用いて、

$$I_s = Y_s - \overline{G}_s \quad (19)$$

と表される。

生産要素の需要は、地域財生産における投入需要と交易財生産における投入需要の合計である。短期的には生産要素の地域間移動ができないと考えられるため、要素市場における需給均衡が成立するための均衡条件は、

$$w_s L_s = \sum_j \left(1 - \sum_i \alpha_s^{ij} \right) S_s^j \quad (20)$$

の関係を満たす必要がある。

(5) 均衡解の導出方法

以上の定式化によって、本モデルの構造が全て描写されるが、モデル内で独立な内生変数となるのは、価格変数である w_s, p_s^j, ρ_s^i および、生産規模を表す n_s^i のみとなる。均衡条件として解くべき方程式は、各需要地における財の部門別価格指数、財の生産地価格、要素市場均衡、財市場均衡の 4 種類（内生変数と同数の $3RI + I$ 本）であり、それぞれ以下のとおりである。

$$\rho_s^i = \left\{ \sum_r n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}} \quad (21)$$

$$p_s^j = \psi_s^j (w_s) \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \right\} \quad (22)$$

$$w_s L_s = \sum_j \left(1 - \sum_i \alpha_s^{ij} \right) \theta^j n_s^j p_s^j \quad (23)$$

$$\left\{ \mu^i (w_s L_s - \overline{G}_s) + \sum_j \alpha_s^{ij} \theta^j n_s^j p_s^j \right\} = \sum_s \left[\frac{S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_r S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} \right] \quad (24)$$

式 (21) は式 (3) の再掲である。式 (22) は、式 (1) の合成価格指数と式 (5) のマークアップ価格の関係を合わせることで得られる。式 (23) は、式 (20) へ式 (5)(8) の関係を代入すると導出される。式 (24) は、式 (17) に対して式 (5)(8) (12)(18) (19) を代入することで得られる。ただし、

$$\psi_s^j = \frac{\sigma^j \beta^j \eta_s^j}{\sigma^j - 1} \quad (25)$$

$$\theta^j = \frac{F^j \sigma^j \eta_s^j}{\psi_s^j} = \frac{F^j}{\beta^j} (\sigma^j - 1) \quad (26)$$

であり、それぞれマークアップ率に限界投入係数を乗じた値の逆数、財バラエティの生産量を表す。これらは先決されたパラメタのみで表され、モデルの内生変数に依存しない。

4. キャリブレーション方法

(1) 利用データの条件と集計的経済指標

本章では、構築したモデルを実経済に適用するにあたり必要な手順となるキャリブレーションの方法と、そのために必要となるデータの条件について述べる。

本モデルの構築において、分析対象となる多地域経済システムに対応した地域間産業連関表が存在しないことを想定している。しかし、こうした地域間産業連関表が利用可能であればより多くの情報が得られるので、データ整備環境として望ましいことは言うまでもない。地域の産業活動の技術構造は、地域経済を特徴づける最大の要因であるので、投入構造についての情報は不可欠となる。本モデルにおいては、地域別産業別の投入係数 α_s^{ij} が地域産業の技術構造を特徴づけるパラメタであるが、この値を、市区町村のような詳細な地域分割単位で得ることは困難である。しかし、例えばわが国では、各県別の産業連関表が整備されているので、代替的手段として同都道府県下の自治体について共通の投入係数を仮定することで、近似的なパラメタの設定は可能である。

地域別産業部門別の生産額は需要額に比べると入手が容易（あるいは推定が容易）なデータであるため、基準均衡状態における S_s^j が得られることとする。これと投入係数を乗じることで、各地域における財別中間投入需要額が得られる。

各地域の要素所得（付加価値額） Y_s と、地域別最終需要額 I_s についても基準均衡データとして得られていることを想定する。本モデルでは生産要素の保有者が同一地域内の生産活動にのみ要素供給を行うことが仮定されているので、経済計算統計における地域内総生産と地域民所得の概念が区別されていない。要素所得に関しては、県民経済計算や市町村民経済計算などから入手することが可能であるが、域際収支を考慮した

支出面でのデータを得ることは容易ではないことが多い。このため、 I_s あるいは \overline{G}_s を算出するには、何らかの仮定に基づき推定を行う必要が生じることもある。

中間投入と地域家計の所得および支出に関する集計的な値が得られれば、最終需要の財別消費シェアが、

$$\mu^i = \frac{\sum_s S_s^i - \sum_s \sum_j (\alpha_s^{ij} S_s^i)}{\sum_s I_s} \quad (27)$$

より与えられる。この結果、各地域における財 i への支出額 E_s^i が、式 (12) から算出される。

(2) 輸送マージンと多様性パラメタ

本研究では、大都市圏における詳細な地域分割単位における多地域経済を対象とすることを想定しており、一般的には地域間交易の実データが直接的には入手できないと考えられる。本研究の主題の一つは、このような場合に対応するため、地位間交易パターンが推定可能な程度に粗い地域分割単位において、輸送マージンとその影響要因との関係を推定し、これを基に詳細な地域分割単位における輸送マージン推定に援用することである。その詳細は次章において説明することとし、ここでは、輸送マージン τ_{rs}^i が、モデルの外部で既に与えられていることを想定する。

財バラエティの多様性パラメタ σ^i については、価格に関するデータが得られていなければ適切に推定することは困難であるので、本研究では外生的に与えることとする。

(3) 基準均衡における価格と技術パラメタ

基準均衡状態を再現するためには、追加的なパラメタ推定と、基準均衡における内生変数の値を設定する必要があるが、その手順は高山ら¹²⁾に詳しく、本研究でも同様の方法を用いる。

これまでの手順において、 S_r^i 、 E_s^i 、 τ_{rs}^i 、 σ^i が得られているので、式 (5)(8)(17) から導出される連立方程式

$$S_r^i = \sum_s \left\{ \frac{S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_r S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} E_s^i \right\} \quad (28)$$

を p_r^i について解くことで、基準均衡における財価格が得られる。さらに、この p_r^i を利用して式 (17) を n_r^i について解けば、基準均衡における財バラエティ数 n_r^i が決定される。

これらの値が得られると、式 (3) から財の部門別価格指数 ρ_s^i が導出される。要素価格 w_s については、先に得られている Y_s の値と要素保有量 L_s の測定単位を適当に定めることで与えられる。

以上の基準均衡価格が与えられると、式 (22) より ψ_s^i が得られる。 ψ_s^j が得られても、 β^j と η_s^j の値を独立に

得ることはできないので、 β^j が同一産業内では地域を問わず共通であることに注意し、 η_s^j については、各産業ごとにある地域 (例えば $s = 1$) における生産性を任意の値 (例えば 1) とおき、他の地域 ($s \neq 1$) については、その生産性に対して $\hat{\beta}_s^j = \beta^j \eta_s^j$ の値の相対比率を乗じることで適切な η_s^j の値を設定することができる。その結果、式 (25) から β^j も得ることができる。以上の値と式 (8) から F_j が得られ、式 (26) へ代入すると θ^j が導出される。

5. 市町村間モデルにおける輸送マージン

(1) 推定方法の枠組み

大都市圏における鉄道や高速道路網などの交通整備は、密に所在する複数の市区町村にわたって実施され、その結果として直接的に交通整備が実施されない市区町村におけるアクセシビリティにも影響を及ぼし、多数の市区町村に対して経済的な効果をもたらす。したがって、大都市圏における交通整備プロジェクトの効果は、市区町村レベルでの空間分割単位において把握することが望まれる。

しかし、市区町村単位で分割された SCGE モデルを構築するためには、キャリブレーションにおいても、同じレベルの空間分割単位での基準均衡データが必要とされる。このとき、所得や生産額など、市区町村毎のデータについては、入手あるいは補完が容易であることが多いものの、地域間の相互影響関係を描くために最も重要な市町村間交易について、実データを得ることは非常に困難である。すなわち、実データから直接的にモデルのキャリブレーションを行うことは容易ではない。

そこで、本研究では、地域間交易のデータが利用可能な粗い空間分割単位において、交易データに対して、輸送マージンの構成要素となる諸要因を回帰し、その関係をより解像度が高い詳細な地域分割単位における空間経済へと援用することを試みる。これは、例えば県間交易における県間所要時間と輸送マージンの関係が、市町村間交易における市町村間所要時間と輸送マージンの関係と等しい、と仮定することを意味している。ただし、この前提条件がどれだけ妥当なものであるかは検証されておらず、実証面での今後の課題である。

本研究における具体的な枠組みを以下に述べる。まず、県民経済計算の各都道府県の移出入データと、物流センサスのデータを用いてフレータ法によって都道府県間交易額のデータを作成する。この都道府県間交易データも推定値であるが、近年では都道府県間産業連関表作成の取り組みも進んでおり、現時点では一般に公表されていないものの、将来的には利用可能と

なることが期待される。都道府県間交易マトリクスの推定値を、都道府県間産業連関表に基づく交易额データへ入れ替えることは、技術的には容易である。本研究は、粗い空間解像度の交易データから、細かな空間解像度の SCGE モデルを構築するプロセスに主眼を置いているので、上述の都道府県間交易额データの推定精度については議論の対象外とする。

次に、都道府県間交易额データに対して、国際貿易における貿易障壁の実証や、交通整備評価のための SCGE 分析において、多くの実績がある Fixed Effect Gravity モデルを適用し、

都道府県間交易のパターンを分析する。このとき、計算法として、OLS 及びポアソン擬似最尤推定法（以下、PPML）を用いる。このようにして、データの存在しない市区町村単位において、輸送マージン率推定のための準備を行う。

(2) 都道府県間交易の推定

都道府県間の交易额を推定するにあたり、県民経済計算から得られる移出入額を真値と見なすこととする。交易パターンについては、物流の輸送量のパターンで代用することとし、全国貨物純流動調査（物流センサス）から得られる財部門別の都道府県間輸送量を用いて、フレーター法を適用し交易额を推定する。本研究では、県民経済計算における産業部門分類と物流センサスの財分類が独立であることから、不整合が生じないよう粗い部門分類で集計することとし、具体的には、第 1 次産業、第 2 次産業、第 3 次産業の 3 部門へ分類した。

県民経済計算のデータでは、すべての都道府県において移出入額と輸出入額が差別化されていないので、山田²²⁾は、9 地域間産業連関表の移出と輸出および移入と輸入のシェアを利用し、移出入と輸出入が分離されていない県については地域表で補うことで推計している。本研究でもその考え方を援用し、各県の産業連関表から、移輸出額と移輸入額の各県の比率を用いて、9 地域間産業連関表における各地域ブロックの輸出額・輸入額を配分し、各県の輸出額・輸入額を推計した。これらを移輸出額および移輸入額から差し引くことで移出入のみの額が推計される。各都道府県の自地域内需要すなわち内々交易额については、総生産額から移輸出額を差し引き、移輸入額を加えることで与えた。

(3) PPML による輸送マージンの推定

Anderson and van Wincoop²³⁾は、古典的貿易モデルや空間経済学のモデルを含む多くの理論モデルから、ミクロ経済学的基礎と整合的に、重力モデルの形式で交易额が導出されることを証明している。Anderson and

van Wincoop²³⁾はまた、輸出国と輸入国の経済規模すなわち GDP に加え、輸出国と輸入国の価格指数が含まれることが、ミクロ経済学的基礎を持つ重力モデルとして重要であることを示し、価格要因が欠如した古典的な実証研究を批判している。この指摘に対し、Redding and Venables²⁴⁾は、固定効果重力モデルを用いることで、輸出国と輸入国に固有の経済規模要因と価格要因の両方を固定効果項により制御し、地理的な距離や越境による貿易額への影響を実証的に推定した。本研究のモデルにおいても、式 (14) により導出された交易额 Q_{rs}^i は、

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= n_r^i \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{1-\sigma^i} E_s^i \\ &= A_r^i \cdot B_s^i \cdot (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} \end{aligned} \quad (29)$$

のように固定効果重力モデルの形式で表現できる。ここで、 $A_r^i = n_r^i (p_r^i)^{1-\sigma^i}$ 、 $B_s^i = (\rho_s^i)^{\sigma^i-1} E_s^i$ である。

本研究では、輸送マージン τ_{rs}^i に影響すると考えられる諸要因を試行錯誤的に検討し、地域間の所要時間、需要地と供給地の間での海峡の有無、および需要地または供給地のいずれかが積雪量の多い地域であるか、を説明要因として採用した。具体的には、交易における輸送抵抗に関する実証研究²³⁾²⁵⁾²⁶⁾と整合的な関数形を用い、

$$(\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} = \exp(\gamma_1^i \ln t_{rs} + \gamma_2^i \delta_{rs}^{Sf} + \gamma_3^i \delta_{rs}^{SP}) \quad (30)$$

のように仮定した。ここで、 t_{rs} は地域 rs 間の所要時間を、 δ_{rs}^{Sf} は需要地か供給地のいずれかの年間積雪量が 30cm 以上である場合に 1 となるダミー変数を、 δ_{rs}^{SP} は地域 r と地域 s が海によって隔てられている場合に 1 となるダミー変数を表す。都道府県間の所要時間については、都道府県庁の所在地を各都道府県の代表地点と見なし、Google Map の提供する経路探索サービスを用いて、自動車を交通手段として選択した場合の最短経路所要時間を、所要時間指標として用いた。

上記のような重力モデル型の輸送マージンの推定において、従来の研究²⁴⁾²⁶⁾では、対数をとって線形化した上で、OLS によりパラメタ推定を行うという方法が採用されている。すなわち、式 (30) に関しては、

$$\ln Q_{rs}^i = \ln A_r^i + \ln B_s^i + \gamma_1^i \ln t_{rs} + \gamma_2^i \delta_{rs}^{Sf} + \gamma_3^i \delta_{rs}^{SP} \quad (31)$$

の形式に変換することで、OLS 推定が可能となる。

Santos Silva and Tenreyro²⁷⁾は、以上のような対数線形化回帰分析について、実際の地域間交易额データには交易额が 0 となるデータがしばしば見られるが対数線形化することでこれらが無視される点、および分散の不均一性の点から、推定パラメタに生じるバイアスが無視できないという問題を提起している。合わせて、この問題によるバイアスを軽減する解決策として、

Poisson psuedo-maximum-likelihood (PPML) 法が有効であるということを、古典的重力モデルと Anderson and van Wincoop²³⁾ が提唱した価格効果を考慮したモデルの 2 つの例について、OLS 推定結果との比較分析を通じて示した。

以下に、Santos Silva and Tenreiro²⁷⁾ に倣い、PPML 法の固定効果重力モデルへの適用の概略を述べる。

本研究においては、推定の対象となる固定効果重力モデルは、式 (29) と式 (30) より、

$$Q_{rs}^i = \exp(\ln A_r + \ln B_s + \gamma_1^i \ln t_{rs}^i + \gamma_2^i \delta_{rs}^{Sf} + \gamma_3^i \delta_{rs}^{SP}) \quad (32)$$

である。固定効果と輸送マージンのパラメタを合わせて、パラメタベクトル β と表現し、回帰に用いるデータとして、各サンプル k についての Q_k と、説明変数ベクトル x_k が与えられると、条件付き期待値は、

$$E(Q_k | x_k) = \exp(x_k^t \beta) \quad (33)$$

の形で与えられる。この誤差項に Poisson 分布を仮定し、観測データ Q_k がカウントデータであれば、標準的な Poisson 回帰モデルであり、(対数)尤度を最大化する一階の条件は、

$$\sum_{k=1}^n [Q_k - \exp(x_k^t \beta)] x_k = 0 \quad (34)$$

と表される。しかし、上記の仮定、すなわち誤差が Poisson 分布であることとデータがカウントデータであるという条件、が満たされなかったとしても、式 (34) を満足するよう推定されたパラメタは Poisson psuedo-maximum-likelihood (PPML) 推定量²⁸⁾ と呼ばれ、式 (33) の条件付き期待値と整合的なパラメタ²⁹⁾³⁰⁾ として得ることができる。

本研究では、都道府県間での移出入額が小さく、また物流センサスではサービス等の輸送実態が捉えられていないことを考慮し、第 3 次産業は非交易財と見なした。第 1 次産業と第 2 次産業に対して、式 (32) の固定効果重力モデルを適用し、PPML 法および、対数ととって線形化した式 (31) への OLS 推定のそれぞれの方法でパラメタを推定した (表-1)。なお、第 1 次産業と第 2 次産業を集計した交易额について、PPML 法によって推定した結果も示しておく。

図-1 と図-2 は、PPML と OLS の両手法で推定したパラメタを用いて、都道府県間交易额の推定値と実績値の比較結果を示したものである。プロットの状況からも、RMSE の値からも、PPML による推定結果がより良好であることがわかる。

表-1 輸送マージンのパラメタ推定結果

	Obs	R ²		coef	P-val
sec1,PPML	2116	0.8652	γ_1^1	-1.636	0.000
			γ_2^1	0.248	0.091
			γ_3^1	0.158	0.384
sec1,OLS	1507	0.6277	γ_1^1	-2.071	0.000
			γ_2^1	-0.132	0.293
			γ_3^1	-0.539	0.002
sec2,PPML	2116	0.8847	γ_1^2	-1.121	0.000
			γ_2^2	-0.226	0.006
			γ_3^2	-0.449	0.000
sec2,OLS	2114	0.7881	γ_1^2	-1.744	0.000
			γ_2^2	-0.204	0.001
			γ_3^2	-0.302	0.005
sec1+sec2, PPML	2116	0.8913	γ_1^{12}	-1.138	0.000
			γ_2^{12}	-0.200	0.012
			γ_3^{12}	-0.400	0.000

6. 首都圏三環状道路整備プロジェクトへの適用

(1) 適用計算のねらいと前提条件

本研究では、前章で構築したモデルを、市区町村単位に分割した関東地域を対象とする、首都圏三環状道路整備がもたらす影響の分析に適用し、モデルの出力結果の特徴を考察する。実用的な分析結果を得るためには、首都圏においては無視できないレベルで課題となる、所得の発生地と消費地が異なる通勤の取り扱いや、サービス交易についての検討が望まれるため、本分析はあくまで試行的な適用計算の位置づけとする。

具体的な対象地域は、茨城県、神奈川県、群馬県、千葉県、栃木県、埼玉県、東京都の各都県における市区町村 (計 427 地域) とした。財の部門分類については、第 1 次産業と第 2 次産業を集計した交易財 ($i(j) = 1$) と、第 3 次産業については他地域との交易ができない非交易財 ($i(j) = 2$) と仮定し、これら 2 種の財部門を想定する。

(2) パラメタと基準均衡データの設定

地域別産業別の投入係数 α_{sij} については、市区町村単位のような詳細な地域分割単位で得ることは困難である。そこで本研究では、同一都道府県下の市区町村については投入係数が共通と見なし、各都県の産業連関表より与えた。ただし、政令市など、産業連関表が整備されている市については、その市のデータを利用し、同様に各区の労働人口で按分することでデータを得た。

要素所得 (付加価値額) Y_s , 合成財生産額 S_{sj} , 消費

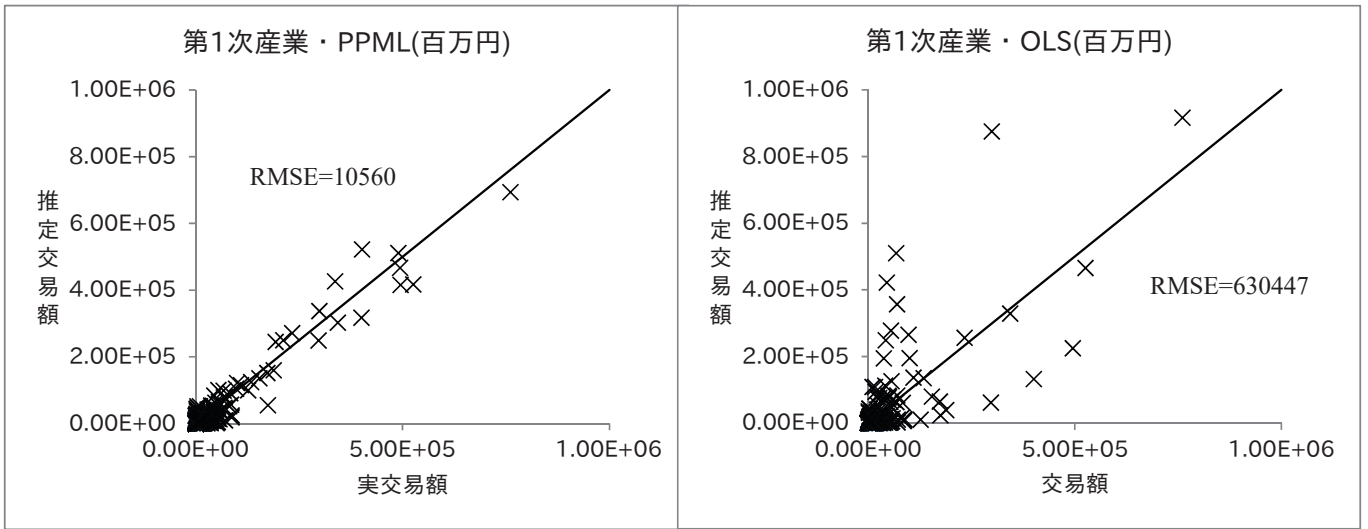


図-1 第1次産業における結果比較

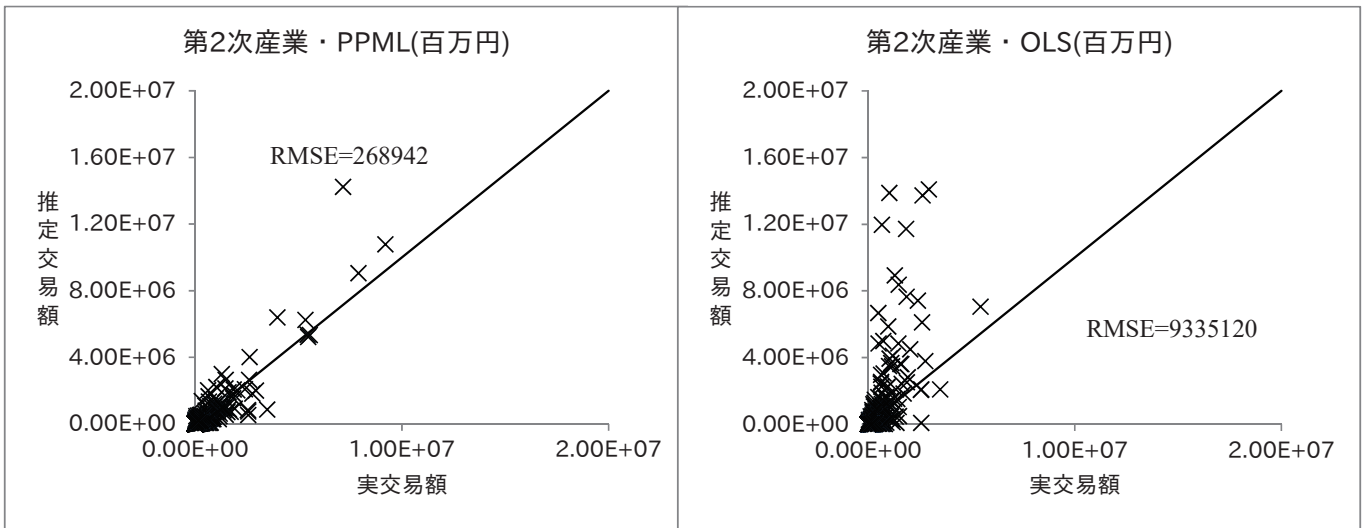


図-2 第2次産業における結果比較

額 I_s については、いずれも市区町村単位における産業連関表が存在しないため、推定または仮定する必要がある。要素所得については、地域内総生産を付加価値額と捉え、同一の値とした。地域内総生産については、市町村民経済計算のある県(茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県)はそれを用い、存在しない県は県民経済計算より財別に集計し、労働人口で按分した。合成財生産額は、要素所得を付加価値係数で除すことで求めた。消費額については、正確に推定することが困難であるので、各市区町村における移輸出額と移輸入額が等しいと見なし、要素所得と同一の値とした。

交易財の輸送マージンパラメタに関しては、前章の表-1で得られた、 $\text{sec1}+\text{sec2}$ の行の値を用いた。なお、地域 rs 間の所要時間指標となる t_{rs} は、市区町村間の所要時間指標は、デジタル道路地図(DRM)の基本道

路データをネットワークデータとして、市区町村役場の所在地を代表地点と見なし、これらの最短経路の所要時間により与えた。道路ネットワークの各リンクの所要時間については、DRMデータに記載されている各リンクの混雑時旅行速度とリンク長から算出した。

モデル分析の対象地域内においては、いずれの市区町村間の組み合わせにおいても、 δ_{rs}^{Sf} および δ_{rs}^{SP} もゼロである。したがって、輸送マージンを構成する要素として意味を持つのは、所要時間指標のみとなる。非交易財については、輸送抵抗が禁止的に大きな値をとることで、交易が不可能であることを表現し、ここでは $\gamma_1^2 = -4$ と設定した。

財バラエティの弾力性である多様性パラメタ σ^i については、価格に関するデータが得られていなければ適切に推定することは困難であるため、本分析において

表-2 分析シナリオ

	without	with
scenario 0	平成 26 年現在の の開通区間	三環状道路の 全区間が開通
scenario 1	圏央道のみが 全て未開通	三環状道路の 全区間が開通
scenario 2	圏央道と外環道が 全て未開通	三環状道路の 全区間が開通

は、交易財・非交易財ともに外生的に $\sigma^i = 7$ とおいた。

(3) シミュレーションのシナリオ

適用事例とする三環状道路の政策として、表-2 に示す 3 パターンのシナリオを想定した。本研究では、道路整備の直接的な影響を、ネットワーク変化に伴う所要時間の変化として与えることとし、具体的には、市区町村間の最短時間を各シナリオの外生条件として与えた。

シナリオ 0 は平成 26 年現在の開通区間の状態を without ケースすなわち整備前の状態と見なし、残る未整備区間を全て整備した状況を with ケースとして想定したものである。平成 26 年現在においては、既に三環状道路ネットワーク全体のうち、一定の部分が開通している状況であり、シナリオ 0 は未整備部分のみの効果を評価していることになる。そこで、三環状道路政策の個別区間の有無による影響を試算するため、仮想的なシナリオとして、圏央道のみが未整備（シナリオ 1）の状況と、圏央道と外環道の全区間が未整備の状況（シナリオ 2）とが、それぞれ without ケースとなるシナリオも想定して分析を行った。三環状道路整備後（with）のネットワークについては、建設中の道路データを補完することで作成し、これを基に市区町村間の所要時間を算出した。具体的には、国土交通省の公表情報より、JCT/IC などの接続道路地点とそれらの区間距離を設定した。道路区間の速度に関して、既開通区間については DRM データの混雑時旅行速度を採択しているため、国土交通省の設計速度で分析すると、新設リンクの速度設定が非現実的となりうる。そこで、未開通区間に隣接する、開通区間の三環状道路の混雑時旅行速度を新設リンクの速度として与えることとした。なお、同都市間の所要時間に関しては、既存の実証研究²³⁾²⁶⁾で用いられている方法と同様に、Wei³¹⁾の近似方法を用い、域外市区町村との間の所要時間のうち最小の値の 1/4 とした。シナリオ 1 とシナリオ 2 に関しては、with ケースとして構築した道路ネットワークから三環状道路の当該区間のリンクデータを除去したネットワークデータを作成し、それに対する市区町村間の最短経路

所要時間を所要時間指標として与えた。

(4) 分析結果

本モデルでは、生産要素が地域間移動しないため、without ケースと with ケースにおける地域家計は同一の主体と見なすことができるので、地域別の便益を評価することができる。便益計測の指標として等価変分 (EV) 指標を採用すると、地域 s の便益 EV_s は、

$$EV_s = \frac{V_s^w - V_s^{wo}}{V_s^{wo}} I_s^{wo} \quad (35)$$

と表される。ここで、 V_s^{wo} は without ケースでの効用、 V_s^w は with ケースでの効用、 I_s^{wo} は without ケースでの消費支出である。EV 指標は、地域で集計化された代表的家計の便益総額を表すものであり、式 (35) からわかるように、支出（所得）の規模に依存する。地域内の個々の経済主体に対する厚生変化の指標としては、Bröcker⁴⁾の提唱する REV(Relative EV) 指標の方が適切である。REV 指標は、事前 (without ケース) の価格体系において、事後 (with ケース) の効用水準を得るための所得と事前の効用水準を得るための所得との比で定義されるものである。本モデルにおいては、地域 s における REV_s は、以下のように簡単に計測することができる。

$$REV_s = \frac{EV_s}{I_s^{wo}} \quad (36)$$

分析結果の考察は、 REV_s の地域分布を基に行うこととする。

各シナリオにおける地域別の REV の分布を図-3、図-4、図-5、に示す。

シナリオごとに評価すると、シナリオ 0 については、中央環状線・外環道の整備区間に係る、23 区南部や多摩地方の東南部を中心に、大きな便益が生じていた。REV について見ると（図-3）、北部の圏央道沿線と、埼玉県の東北道、関越道沿線の地域に高い値が出ていることがわかる。県別に総括すると、埼玉以北の北関東で正の便益、東京都心および多摩西部、神奈川県、千葉県で負の便益が生じている地域が多い。

シナリオ 1 については、主に神奈川県、千葉県、都心環状線内側で正の効果が表れ、北関東、埼玉県で負の便益が生じていた。REV を見ると（図-4）、特に北部の圏央道沿線と、東北道・常磐道・北関東自動車道沿線で負の値が見られ、シナリオ 0 とは対照的な結果となっている。

シナリオ 2 については、埼玉県を中心として効用変化率が高い結果となり、特に関越道・北部の圏央道を中心として大きな値が出たことがわかる。全体的には北関東・埼玉県で正の便益、東京都・神奈川県・千葉県で負の便益が生じており、シナリオ 0 と近い REV 分布パ

ターンであるが、湘南や房総東部などの地域において正の値が多く見られる点に相違がある。

俯瞰的に見ると、シナリオ 0 および 2 とシナリオ 1 の結果が対称的な傾向であることがわかる。これらの結果を、シナリオの設定条件と合わせて考察する。シナリオ 0 では、主に圏央道北東部のミッシングリンクと、外環道の東端と西端の整備が、外生条件の変化となっている。その所要時間短縮効果は、特に常磐道沿線部と、東北道および関越道の沿線地域との間で大きく、逆に神奈川県や千葉県（一部を除く）ではその効果が小さい。シナリオ 2 では、圏央道と外環道の全ての整備がなされ、都心以北において疎であった東西を結ぶ高速道路網が大幅に補強されるため、北関東道以南においては特に、東西地域間のアクセシビリティ改善が大きい。これらに対し、シナリオ 1 では圏央道の有無のみが外生的な変化として与えられており、都心方面との間のアクセシビリティという面から見ると、北関東での変化は相対的に小さいと考えられる。神奈川県と房総中央部を縦断する高速道路ネットワークは他に存在しないため、これらの沿線地域では交通整備効果が大きかったと考えられる。シナリオ 2 では、外環道整備による影響がより大きく、相対的に見ると圏央道整備による影響が小さかったため、シナリオ 1 とは様相の異なる結果が生じたと思われる。

消費者選好と中間投入技術において、生産地間代替の関係として（一次同次の）CES 関数やコブダグラス関数が想定されると、財需要の生産地シェアが、関数のパラメタに支配されているため大きく変化しないが、Dixit-Stiglitz 型構造を持つ本モデルでは、輸送抵抗とさらに生産地の生産規模に応じて生産地シェアが変動しうる。したがって、交通整備効果の地域差が表れやすいモデル構造となっている。地域間の所要時間変化、つまり輸送マージンのパターン変化は、需要地価格に直接的に影響するため、需要地から見た財需要の生産地シェアに影響を及ぼす。その結果、より多くの需要を獲得することとなった生産地の企業の生産水準が高くなるが、これは当該生産地での財バラエティ数が増加することを意味し、多様性選好を通じて、当該地産の財需要のシェアがより大きくなるように影響する。このように、Dixit-Stiglitz 型の独占的競争を基礎とする本モデルには、所要時間変化のパターンだけでなく生産額変化も財需要の生産地シェアに影響することによって、異なる交通整備シナリオに対して、各々の均衡状態が敏感に変動する特性がある。したがって、交通整備政策の効果分析を実施し、信頼性のある結果を得るためには、利用する基準均衡データや先験的に与えるパラメタ（例えば弾力性）の設定を慎重に行うとともに、感度分析を通じて分析結果の安定性を検証するこ

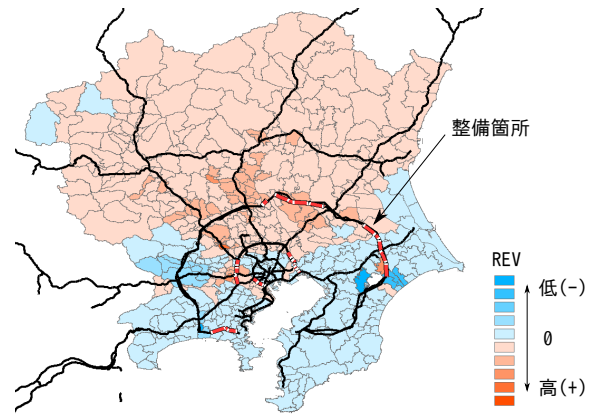


図-3 シナリオ 0 の結果 (REV)

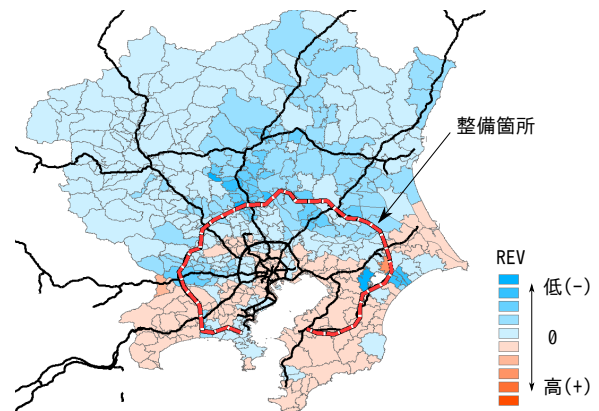


図-4 シナリオ 1 の結果 (REV)

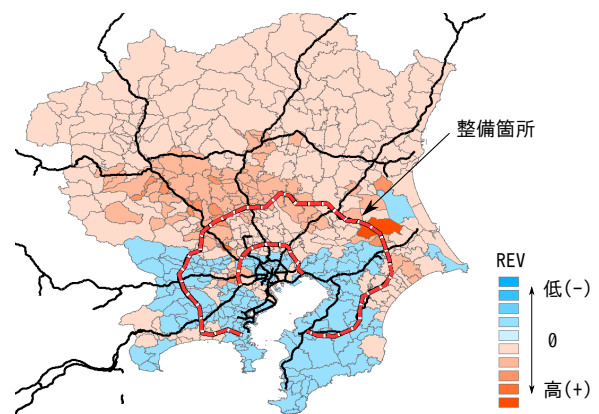


図-5 シナリオ 2 の結果 (REV)

とが重要となる。

7. おわりに

本研究は、大都市圏における交通整備プロジェクトの効果評価を念頭に置き、集積の外部性を明示的に扱い、かつ産業連関表の利用可能性に依存しない SCGE モデルの枠組みを構築した。本研究では、理論モデル

の構築にとどまらず、市区町村単位のような詳細な地域分割単位においては、理想的な基準均衡データが得られないという実態を踏まえ、より大きな地域分割単位（例えば都道府県単位）におけるデータを基にして推定されたパラメタを援用する方法を整理した。さらに、地域間交易の実態としてしばしば見られる、交易額がゼロとなる地域間データが含まれる場合や、不均一分散の問題を考慮し、国際貿易の実証研究分野で適用が進みつつある Fixed Effect Gravity モデルを PPML により推定する方法を導入し、輸送マージンに係るパラメタ推定と地域間交易額の再現精度を向上させることができた。

また、構築した理論を基に、首都圏を対象に市区町村を地域分割単位とする SCGE モデルを構築し、首都圏三環状道路事業を政策シナリオ（仮想的なものも含め）分析の事例として与え、シミュレーション分析を行い、モデルの実効性と分析結果の特徴について考察した。シミュレーション分析結果は、交通整備政策シナリオとして与えた条件に対しては、概ね妥当と考えられるものであったが、シナリオの変化に対して、便益の地域分布パターンが大きく変動する例も見られ、モデルの結果が入力シナリオに対して敏感であることが示唆された。

謝辞：本研究は、科学研究費補助金（課題番号 15H04059）による助成を受けたものである。ここに記して謝意を表したい。

参考文献

- 1) 金本良嗣: 都市経済学, 東洋経済新報社, 1997.
- 2) 黒田達朗, 田淵隆俊, 中村良平: 都市と地域の経済学 [新版], 有斐閣, 2008.
- 3) 宮城俊彦, 本部賢一: 応用一般均衡分析を基礎にした地域間交易モデルに関する研究, 土木学会論文集, No.530/IV-30, pp.31-40, 1996.
- 4) Bröcker, J.: Operational spatial computable general equilibrium modeling, *The Annals of Regional Sciences*, Vol.32, pp.367-387, 1998.
- 5) 小池淳司, 石倉智樹, 堤盛人: 特集『土木計画における経済均衡モデル研究の最新動向: 応用一般均衡モデルと応用都市経済モデル』, 土木学会論文集 D3, Vol.68, No.4, pp.285-290, 2012.
- 6) Dixit, A. and Stiglitz, J.: Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity, *American Economic Review*, vol.67(3), pp.297-308, 1977.
- 7) Bröcker, J.: How would an EU-membership of the Visegrád- countries affect Europe's economic geography?, *The Annals of Regional Science*, Vol.32, No.1, pp91-114, 1998.
- 8) Bröcker, J., Korzhenevych, A. and Schürmann, C.: Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects, *Transportation Research Part B*, Vol.44, issue7, pp.795-811, 2010.
- 9) Thissen, M., Limtanakool, N. and Hilbers, H.: Road pricing and agglomeration economies: a new methodology to estimate indirect effects applied to the Netherlands, *Annals of Regional Sciences*, Vol.47, issue.3, pp.543-567, 2011.
- 10) 石倉智樹: 人口減少に伴う都市の縮退と集積に関する基礎的定量分析, 都市計画論文集, Vol.47, No.1 pp.68-73, 2012.
- 11) Bröcker, J. and Mercenier, J.: General equilibrium models for transportation economics, *A handbook of transport economics*, pp.21-45, 2011.
- 12) 高山雄貴, 赤松隆, 石倉智樹: 新経済地理学に基づく空間的応用一般均衡モデルの開発, 土木学会論文集 D3, vol.70, No.4, pp.245-258, 2014.
- 13) 小池淳司, 川本信秀: 集積の経済性を考慮した準動学 SCGE モデルによる都市部交通渋滞の影響評価, 土木計画学研究・論文集, vol.23, pp.179-186, 2006.
- 14) 小池淳司, 佐々木剛, 佐々木康朗, 山崎清: 市区町村単位の SCGE モデルを用いた東日本大震災の経済被害の空間的把握, 土木学会論文集 D3, vol.70, No.5, pp.I-151-I-159, 2014.
- 15) 奥田隆明, 大久保純一: 生活圏を単位とした地域間産業連関表の作成とその分析, 土木計画学研究・講演集, vol. 21, pp. 391-394, 1998.
- 16) 西村一彦: 知多半島地域間産業連関表の作成と応用, 日本福祉大学経済論集, vol. 33, pp. 103-114, 2006.
- 17) 山田光男, 大脇佑一: 2005 年愛知県内 4 地域間産業連関表の推計, 中京大学経済研究所・ディスカッションペーパー, vol. 1205, 2012.
- 18) 小池淳司: 地方公共団体における地球温暖化対策実行計画等の実施に伴う環境・経済・社会への影響分析, 環境経済の政策研究最終研究報告書, 2012.
- 19) Puga, D. and Venables, A.: The Spread of Industry: Spatial Agglomeration in Economic Development, *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 10, p. 25, 1996.
- 20) Puga, D.: The rise and fall of regional inequalities, *European Economic Review*, vol. 43, pp. 303-334, 1999.
- 21) Fujita, M., Krugman, P., Venables, A.J.: *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge, MA., 1999.
- 22) 山田光男: 地域別支出総合指数 (REDI) における域外交易指数導入の試み, 中京大学経済研究所ディスカッションペーパーシリーズ, 1402, 2014.
- 23) Anderson, J. E. and Van Wincoop, E.: Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle, *American Economic Review*, vol. 93, pp. 170-192, 2003.
- 24) Redding, S. and Venables, A. J.: Economic geography and international inequality, *Journal of International Economics*, vol. 62, pp. 53-82, 2004.
- 25) McCallum, J.: National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns, *American Economic Review*, vol. 85, pp. 615-623, 1995.
- 26) Head, K. and Ries, J.: Increasing Returns Versus National Product Differentiation as an Explanation for Pattern of U.S.-Canada Trade, *American Economic Review*, vol. 91, pp. 858-876, 2001.
- 27) Santos Silva, J. M. C. and Tenreiro, S.: The Log of Gravity, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88, pp. 641-658, 2006.
- 28) Cameron, A. C. and Trivedi, P. K.: *Regression Analysis of Count Data* second edition, Cambridge University Press, 2013.
- 29) Gourieroux, C., Monfort, A., and Trognon, A.: Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models, *Econometrica*, vol. 52, pp. 701-720, 1984.
- 30) Wooldridge, J.M.: *Econometric analysis of cross*

section and panel data, MIT Press, Cambridge, 2002.

- 31) Wei, S.J.: Intra-national versus international trade: how stubborn are nations in global integration?, *NBER working paper series*, working paper 5531, 1996.

(2016. 4. 28 受付)

A METROPOLITAN SPATIAL CGE MODEL FOR TRANSPORT PROJECT APPRAISAL

Hiroshi YOSHIKAWA, and Tomoki ISHIKURA

This paper builds a spatial computable general equilibrium model for transport project appraisal mainly in metropolitan area. The model is based on Dixit-Stiglitz type monopolistic competition model, which features agglomeration effects observed in metropolitan area. Preparing benchmark data for the multi-regional economy classified into municipality level is in general difficult because of lack of actual trade data. We estimate the parameters using the trade data for multi-regional economy classified into "larger-scaled region" which is relatively easy to get. Pseudo Poisson Maximum Likelihood method gives more desirable estimation results than OLS approach. The estimated parameters are imported to the detailed classified multi-regional economy and the model calibration to the benchmark data for Tokyo Metropolitan Area is implemented. We then apply the model to the circular expressway project scenario, including virtual policy scenarios, and investigate the aspects of spatial distribution of benefit. Our results imply the equilibrium results are sensitive to the difference of exogenous policy scenarios.