

市区町村を地域分割単位とする 独占的競争型SCGEモデルの開発と その関東地域への適用

吉川 光志¹・石倉 智樹²・津田 祥樹³・小根山 裕之⁴

¹非会員 首都大学東京大学院 都市環境科学研究科 (〒192-0397 東京都八王子市南大沢1-1)

²正会員 首都大学東京 都市環境学部 准教授 (〒192-0397 東京都八王子市南大沢1-1)

E-mail: iskr@tmu.ac.jp

³非会員 大和ハウス工業株式会社 (〒530-8241 大阪府大阪市北区梅田3-3-5)

⁴正会員 首都大学東京 都市環境学部 教授 (〒192-0397 東京都八王子市南大沢1-1)

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取引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取引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 : *detailed regional classification, monopolistic competition, SCGE model, Fixed Effect Gravity model*

1. はじめに

現代の大都市圏域は、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、集積による外部性の存在については疑いの余地はない。一般に、集積の経済とは、都市レベルにおける収穫増をもたらし、我が国においても首都圏への人口集中や、地方における中核都市への人口集中などの事実が、その顕著な事例と言える。

交通施設整備等の地理的空間的な関係性を変えうる政策は、政策が実施された地域のみならず、他地域の経済にも影響を与える。土木計画学の分野では、交通施設整備などの政策が多地域経済に及ぶ効果を分析する手法として空間的応用一般均衡 (Spatial Computable General Equilibrium: SCGE) モデルに関する研究が多く蓄積されている²⁾。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い。

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、標準的な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. 既存研究の整理

一般的なCGEモデルについては、財政・貿易・環境政策等の分析において多くの研究蓄積がある。運輸交通を

明示的に考慮したSCGEモデルはBuckley³⁾を嚆矢とし、宮城⁴⁾、Bröcker⁵⁾により地域間輸送費用の明示化の方法が確立されてからは、適用事例が拡大した。こうした運輸交通政策への適用を念頭においたSCGEモデルの発展については、Bröcker and Mercenier⁶⁾に詳しい。また、従来のSCGEモデルは、財の交易すなわち物流に係る政策分析を対象とするものが中心であったが、小池ら⁷⁾は、旅客トリップを交通サービスの需要として捉えてモデル化する手法を提案し、それ以降は人流への適用も進展した。

上記の標準的SCGEモデルは、完全競争-収穫一定技術を前提としたものであり、集積の外部性は反映されていない。したがって、大都市部を対象とする分析においては、経済活動の集積もたらす効果が過小評価される可能性がある。近年、新経済地理学 (NEG) 分野で利用される、生産技術における規模の経済性と選好や技術における多様性による外部性を考慮した、Dixit-Stiglitz型独占的競争モデルを基礎とするSCGEモデルの開発が進みつつある⁸⁾¹⁰⁾。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¹¹⁾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ー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-Light¹²⁾は、2次生活圏ゾーンや市町村を単位とするモデル開発に成功している¹³⁾¹⁴⁾¹⁵⁾。また、小池ら¹⁶⁾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、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りうる。

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、奥田ら¹⁷⁾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¹⁸⁾は、産業連関表

を利用して、グラビティ比を用い、山田ら¹⁹⁾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、小池ら²⁰⁾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、再現性の観点からは比較が難しい。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、望ましい方法論の条件となる。さらに、推定されたデータを用いて、特定の種類の空間経済モデルへの適用を考慮している場合には、推定手法と理論モデルの整合性についても注意する必要がある。例えば、国際貿易における国境効果や地理的距離の影響の実証²¹⁾においては、厳密な空間経済モデルの理論から導出される貿易モデルにデータを当てはめて、計量経済学的な検証がなされている。

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. 市区町村間交易マトリクスと輸送マージン率の推定

(1) 手法の全体構成

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マトリクスを作成する。その後、貿易額の推定に実績のある Fixed Effect Gravity モデルを用いて、都道府県間交易のパターンを分析する。このとき、計算手法として、OLS 及びポアソン擬似最尤推定法 (以下、PPML) を用いた。ここで推定したパラメータを用いて、市区町村単位の交易マトリクスを推定する。

(2) 都道府県間交易マトリクスの作成

まず、県民経済計算の移出入額と、全国貨物純流動調査 (物流センサス) の物流データを利用し、都道府県間交易マトリクスを作成する。このうち移出入額は、内閣府の県民経済計算の移出入額を利用するが、これは輸出入と移出入の合算となっているため、各都道府県の輸出入のデータが得る必要がある。そこで本研究は、国民経済

計算の全国輸出入計を、各都道府県の移出入額において配分して与えた。さらに、物流パターンと交易パターンが同一であると仮定し、フレータ法で交易マトリクスを計算した(表1)。本研究では、ここで得た都道府県間交易額を実績値として用いる。

表1 都道府県間交易額推定結果の一部(百万円)

	北海道	栃木県	東京都	富山県	愛知県	大阪府	福岡県
	17,590	6,720	83,077	4,084	30,138	34,235	16,040
北海道	18,225	14,254	13	1,245	37	220	306
栃木県	6,631	40	3,522	941	7	55	69
東京都	78,014	366	696	56,579	68	498	655
富山県	4,038	15	13	238	2,837	100	94
愛知県	29,658	187	65	856	112	21,096	645
大阪府	33,844	173	126	1,192	64	790	20,959
福岡県	16,462	19	60	343	25	302	418

(3) Fixed Effect Gravityモデル

Anderson and van Wincoop²²⁾が示すように、多くの空間経済モデルでは、地域*r*から地域*s*への交易額はGravity型のモデルで表記することができ、輸送マージン率の地理的な要因のみに着目するならば、Redding and Venables²¹⁾のように、Fixed Effect Gravityモデルの形式で単純化することができる。

$$Q_{rs} = A_r \cdot B_s \cdot \tau_{rs}^{-\sigma} \quad (1)$$

ここで、 A_r は生産地の固定効果、 B_s は消費地の固定効果、 τ_{rs} は*rs*間のIceberg型モデルにおける輸送抵抗、 σ は代替弾力性を表す。(1)式は、

$$\ln Q_{rs} = \ln(A_r) + \ln(B_s) + \ln(\tau_{rs}^{-\sigma}) \quad (2)$$

とあらわせる。ここで、輸送マージン率 τ_{rs} がいかなる要素から構成されるかを、実データを用いて分析する。

国際的な貿易の事例であれば、言語や人種などの違いによって交易に抵抗があるという先行研究がされている。しかし、日本国内においては、それらの要素は存在しないため、新たに輸送抵抗の条件を設定した。

本研究では、距離以外の要因を複数想定して試行した結果、以下のダミー変数を採用した。

δ_{sf} : 年間積雪量が30cm以上か否か

δ_{sp} : 海を越えるかどうかのダミー変数で、北海道・本州・四国・九州の4つ。

具体的な式は(3)式を想定し、両辺を対数化することでOLSによりパラメータを推定した。

$$Q_{rs} = A_r \cdot B_s \cdot \exp(\gamma \ln(t_{rs}) + S_f \delta_{sf} + S_P \delta_{sp}) \quad (3)$$

所要時間データについては、Google Mapを用いて、都道府県庁を基準とした各都道府県間の所要時間から得た。都道府県庁の住所は、「都道府県庁-財団法人 地方自治情報センター (LASDEC) (<https://www.j-lis.go.jp/lasdec-archive/cms/1,0,14,188.html>)」を参考にした。交通手段はト

ラック輸送を想定して自動車とし、時間帯は指定しなかった。

パラメータ推定の結果を表2に示す。所要時間に関する係数(γ)は、有意であることがわかる。

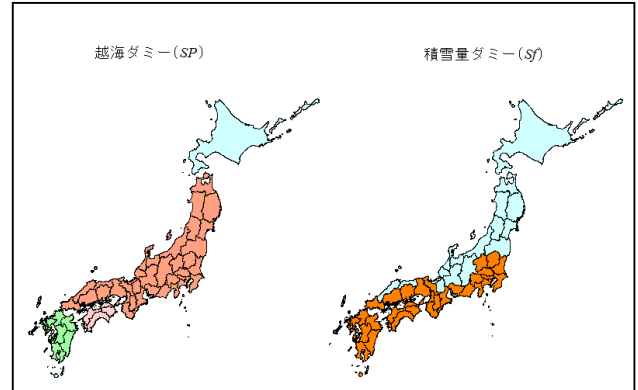


図1 輸送抵抗のパターン

表2 OLSによるパラメータ推定結果

	γ	S_f	SP	$const$
係数の大きさ	-1.666	-0.148	-0.095	17.145
[t値]	[-38.6]	[-3.16]	[-1.23]	[49.18]

(4) ポアソン擬似最尤推定法(PPML)による推定

Santos Silva and Tenreiro²³⁾は、以上のような対数線形化回帰分析について、交易額が0となるデータを無視できない点、および分散の不均一性の点から問題を指摘している。Santos Silva and Tenreiro²³⁾は古典的重力モデルと、Anderson and van Wincoop²²⁾が提唱した固定効果モデルの2つの例について、シミュレーションを行うことで、たとえ固定効果で分散の不均一性を軽減したとしてもその問題は無視できないということを指摘した。

対数線形化以外の方法で係数を推計する方法として、Santos Silva and Tenreiro²³⁾は、非線形最小二乗法、ポアソン擬似最尤推定法(PPML)、ガンマ擬似最尤推定法の3手法を挙げ、観測値にかかる重みの検証から、PPMLが適当であると結論づけている。

本研究も、(3)式にPPMLを適用しパラメータを推定した(表3)。また、図2、図3に、OLS、PPMLの両手法で求めた係数による、都道府県間交易額の推定値と実績値の比較結果を示す。

表3 PPMLによるパラメータ推定結果

	γ	S_f	SP	$const$
係数の大きさ	-1.239	-0.057	-0.114	18.636
[t値]	[-36.6]	[-1.06]	[-1.61]	[73.63]

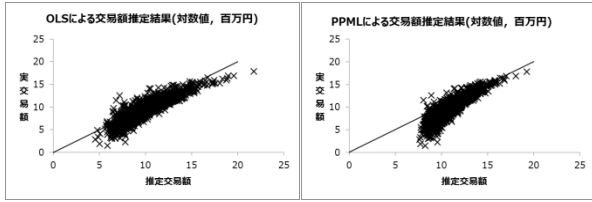


図2 対数値における都道府県間取引額の推定結果

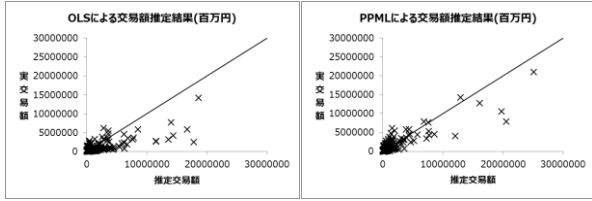


図3 実数値における都道府県間取引額の推定結果
(いずれも直線は45度線)

図2では、取引額の対数変換値の比較を表し、図3は、実数値の比較を表している。対数変換したものについてはOLSによる推定結果の方が良好であるが、レベル変数で推定した実数値の再現性は、PPMLの推定結果の方が良好であることがわかる。このように、Santos Silva and Tenreiro²³⁾によって批判されていた、対数でおくことによる分散の不均一性による問題を、都道府県単位のデータについても確認することができた。

4. 独占的競争型SCGEモデル

(1) モデルの概要と前提条件

本研究では、産業連関構造を考慮したDixit-Stiglitz型独占的競争に基づくモデルを構築する。独占的競争の主な特徴は、多くの企業が類似しているが同一ではない製品（差別化された製品）を販売し、同じ顧客の集団をめぐる争う多くの企業が存在する状態である。そして、これらの企業は参入と退出が自由である性質をもっている。

本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（交易財）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。

家計の行動に関しては、部門別の財について、Cobb-Douglas型選好とする。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代替の弾力性が一定であるCES型選好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 及び部門 i 財の投入に関する価格指数 ρ_s^i は以下のように表される。

$$\phi_s^j = \eta_s^j (w_s)^{1 - \sum_i \alpha_s^{ij}} \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \right\} \quad (7)$$

$$\rho_s^i = \left\{ \sum_{r \in R} \int_0^{n_r^i} (p_r^i(k) \tau_{rs}^i)^{1 - \sigma^i} dk \right\}^{\frac{1}{1 - \sigma^i}} \quad (8)$$

ここで、 w_s^j :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（弾力性パラメタ）である。 k は財の種類を表すインデックスであり、常にその種類が連続的かつ無限に存在すると仮定するため、連続変数とする。 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、つまり交易財一単位の輸送活動のために消費される同財の価値に相当する。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Dixit-Stiglitz型の市場構造より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変形することができる。

$$\rho_s^i = \left\{ \sum_{r \in R} n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1 - \sigma^i} \right\}^{\frac{1}{1 - \sigma^i}} \quad (9)$$

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、

$$C_s^j(x_s^j) = (F^j + \beta^j x_s^j) \phi_s^j \quad (10)$$

と表される。 F_s^j は固定投入量、 β_s^j は限界投入量を表している。財バラエティの生産において、独占的競争およびそれに伴う自由参入・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、

$$p_s^j = \frac{\sigma^j}{\sigma^j - 1} \beta^j \phi_s^j \quad (11)$$

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。

$$x_s^{j*} = \frac{F^j}{\beta^j} (\sigma^j - 1) \quad (12)$$

これを式(4)に代入すると、費用関数は、以下のように、変形することができる。

$$\begin{aligned} C_s^j &= F^j \sigma^j \phi_s^j \\ &= F^j \frac{\sigma^j - 1}{\beta^j} p_s^j \end{aligned} \quad (13)$$

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。

$$S_s^j = n_s^j C_s^j = n_s^j F^j \sigma^j \phi_s^j \quad (14)$$

式(7)(9)に各投入要素価格に関して費用関数式を偏微分すれば要素需要量に等しくなる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。

$$m_{rs}^{ij} = \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{-\sigma^i} \alpha_s^{ij} \frac{S_s^j}{\rho_s^i} \quad (15)$$

(3) 消費

消費者の選好についてもDxit-Stiglitz型の形式を想定し、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(9)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。

$$V_s = \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{-\mu^i} \right\} I_s \quad (16)$$

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(9)に対するシェパードの補題の適用結果より、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。

$$c_{rs}^i = \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{-\sigma^i} \mu^i \frac{I_s}{\rho_s^i} \quad (17)$$

(4) 市場均衡

地域 j における交易財に対する総需要額 E_s^j 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、

$$E_s^i = \mu^i I_s + \sum_j (\alpha_s^{ij} S_s^j) \quad (18)$$

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 の財バラエティの実質需要量 q_{rs}^i は、

$$\begin{aligned} q_{rs}^i &= c_{rs}^i + \sum_j m_{rs}^{ij} \\ &= (p_r^i \tau_{rs}^i)^{-\sigma^i} \left(\frac{1}{\rho_s^i} \right)^{1-\sigma^i} E_s^i \end{aligned} \quad (19)$$

となる。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及び地域 r から地域 s に1単位の製品を届けるために $\tau_{rs}(>1)$ 単位分の製品の発送を必要とすることを意味するアイスバーグ型地域間輸送費を考慮すると、

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i) q_{rs}^i \\ &= n_r^i \left(\frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{\rho_s^i} \right)^{1-\sigma^i} E_s^i \end{aligned} \quad (20)$$

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、

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= \frac{n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} E_s^i}{\sum_{r \in R} n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} E_s^i \\ &= \frac{S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} E_s^i}{\sum_{r \in R} S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} E_s^i \end{aligned} \quad (21)$$

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、

$$S_r^i = \sum_{s \in S} Q_{rs}^i \quad (22)$$

も自動的に成立する。また、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、財市場の需給均衡は、以下のように表される。

$$S_r^i = \sum_{s \in S} \left[\frac{n_r^i (p_r^i)^{1-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} E_s^i}{\sum_{r \in R} \left\{ n_r^i (p_r^i)^{1-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} \right\}} E_s^i \right] \quad (23)$$

また、地域 s における要素所得の合計 Y_s は、生産要素投

入である l_s^j より、以下の通りとなる。

$$Y_s = \sum_j (w_s^j l_s^j) \quad (24)$$

また、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、所得移転額（この価格水準を、ニューメーラル価格と見なす） \bar{G}_s を用いて、以下の通りとなる。

$$I_s = Y_s - \bar{G}_s \quad (25)$$

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、以下の関係を満たす必要がある。

$$w_s L_s = w_s \left\{ \sum_j \left(1 - \sum_i \alpha_s^{ij} \right) S_s^j \right\} \quad (26)$$

(5) 均衡解の導出方法

前項までの定式化によって、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 ρ_s^i 、 p_s^i 、 w_s と生産規模を表す n_s^j のみである。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種類であり、各需要地における財の部門別価格指数は式(9)である。財の生産地価格は、式(7)の合成価格指数と式(11)のマークアップ価格の関係より、

$$p_s^j = \psi_s^j (w_s)^{1 - \sum_i \alpha_s^{ij}} \prod_i \left\{ (\rho_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \right\} \quad (27)$$

が得られる。要素市場均衡は、式(26)へ式(11)(15)を代入し、以下の通りとなる。

$$w_s L_s = w_s \left\{ \sum_j \left(1 - \sum_i \alpha_s^{ij} \right) \theta^j n_s^j p_s^j \right\} \quad (28)$$

財市場均衡は、式(26)に対して式(11)(13)(18)(24)(25)を代入することで、以下の通りとなる。

$$\theta^i n_r^i p_r^i = \sum_{s \in S} \left[\frac{n_r^i (p_r^i)^{1 - \sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1 - \sigma^i}}{\sum_{r \in R} \left\{ n_r^i (p_r^i)^{1 - \sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1 - \sigma^i} \right\}} \right] \left\{ \mu^i (w_s L_s - \bar{G}_s) + \sum_j \alpha_s^{ij} \theta^j n_s^j p_s^j \right\} \quad (29)$$

ただし、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は以下のように表す。

$$\psi_s^j = \frac{\sigma^j \hat{\beta}_s^j}{\sigma^j - 1} \quad (30)$$

$$\hat{\beta}_s^j = \beta^j \eta_s^j \quad (31)$$

$$\theta^j = \frac{F^j \sigma^j \eta_s^j}{\psi_s^j} = \frac{F^j}{\beta^j} (\sigma^j - 1) \quad (32)$$

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。

5. 首都圏三環状道路整備効果分析への適用

(1) 基準均衡データの作成とキャリブレーション

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する。

モデル構築において、地域別産業別の投入係数 α_s^{ij} が必要となるが、これを市区町村単位（427地域）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。政令市等産業連関表の存在する市については、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。さらに、産業部門分類は考慮せず、産業部門については全部門を集計化した単一の合成財部門として扱った。

地域別の要素所得（付加価値額） Y_s と合成財生産額 S_s^j については、市町村民経済計算が利用可能な県については、これを用いて与え、そうでない場合には、県民経済計算の値を市区町村別就業者人口で按分することで代替した。

地域間交易パターンに影響する輸送マージンに関して、は、前章と整合するように、以下のように定義する。

$$\tau_{rs}^i = (\exp(\gamma \ln t_{rs}^i))^{1 - \sigma^i} \quad (33)$$

t_{rs}^i は r 地域から s 地域への所要時間で、それに伴う輸送マージンの係数 γ は前述で求めた(4)式を用いる。このとき、市区町村単位においては、(4)式で用いられているダミー変数はすべて0となるので、(33)式のように表される。前節のポアソン擬似最尤推定法で求めたパラメタの値より、 $\gamma = -1.239$ となる。

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、最短経路の所要時間として与えた。これを三環状道路整備前（without）の現況ネットワークとして扱う。

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、本研究では外生的に与える。

(2) 基準均衡における価格

これまでの手順において、 S_s^i , E_s^i , t_{rs}^i , σ^i が得られているので、式(11)(14)(23)から導出される連立方程式を p_s^i について解くことで、基準均衡における財価格が求まる。また、 n_s^i について解けば、財の部門別価格指数 p_s^i が求まる。要素価格 w_s については、要素所得 Y_s 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。

(3) 分析シナリオ

適用事例とする三環状道路の政策として、シナリオは表 5 に示す 3 パターンを想定した。本研究では、直接効果を整備による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 年現在の状態から、未整備区間を整備した状況を想定した場合であり、ネットワーク全体の整備から見ると、整備途中からの追加的な効果を表すこととなる。シナリオ 0 における整備区間は、図 4 に示すとおりである。

仮想シナリオ 1, 2 は三環状道路政策の個別区間の影響を分析するため、圏央道のみが未整備、圏央道と外環道の全区間が未整備の状況を想定し、これらから全区間が開通することによる効果を分析した。

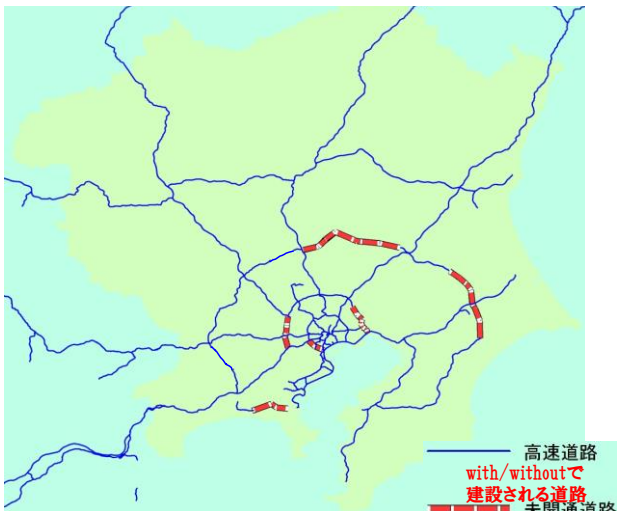


図 4 シナリオ 0 の整備区間

表 5 分析シナリオの詳細

	整備前状況(without)	整備後状況(with)
シナリオ 0 (現状)	平成26年現在の状態	(三環状道路の全区間が開通)
シナリオ 1 (仮想)	圏央道のみが全て未開通	
シナリオ 2 (仮想)	圏央道・外環道が全て未開通	

仮想シナリオに関して、実際には既整備の道路を未整備のものとして扱うため、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することで、仮想のwithoutケースのネットワークを作成し、市区町村間の最短経路の所要時間指標を得た。

三環状道路整備後 (with) のネットワークについては、シナリオ0のような現状で存在しない建設道路の道路データを補完した。具体的には、距離とJCT/ICなどの接続道路は国土交通省の公表情報を基に新たに作成した。速度に関して、DRMデータでは各リンクに対する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、直前まで開通されている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反映させることとした。なお、同都市間の所要時間に関しては、その他の426都市間との所要時間の最小時間の1/4としている。

なお、外生値として与える多様性 (弾力性) パラメータ σ は、7とした。

(4) シナリオ別の分析結果

各シナリオにおける地域別便益分布を図5, 図6, 図7に示す。

シナリオ0 (図5) において、各県の中心都市 (宇都宮市や前橋市など) では、大きな便益が生じている。対照的に地方都市 (玉里村や檜原村など) では小さい便益となっている。また東京都心部の便益が小さく、都心を囲む周辺地域や北関東地域などの遠方地域の便益が増加している。これは、シナリオ0の交通整備により、東京都心部を迂回または通過して輸送される取引にメリットが大きいためと考えられる。

シナリオ1 (図6) は、便益の効果が局所的であり、沿線地域の影響が顕著になっている。圏央道の南西部と南東部側で便益が大きく、特に東京都の西部地域は総じて便益が大きい。

しかし、圏央道北側の埼玉北部付近の地域ではあまり変化が生じなかった。またシナリオ0, 2において、大きな便益が見られた地域 (各県の中心都市、千葉県房総半島や北関東地域など) でも便益が非常に小さい結果となった。つまり、圏央道単独の整備では沿線地域、特に地方都市の一部にしか影響をおよぼさず、圏央道内部の地域には、大きな影響が及ばないことが示唆される。

外環道を加味したシナリオ2 (図7) の結果と併せて考えると、都心への道路整備も同時に行われると、便益の及ぶ地域が格段に広がる傾向がつかめる。特に外環道の有無では圏央道に影響が無い地域 (北関東や圏央道と外環道の境目地域) でも、大きな便益効果を生むことが得られ、都心の事業は広域的に影響を及ぼすことが示され

た。便益の大きさは、地域の経済規模による影響を受けるため、個々の家計の厚生変化の指標とはならない。そこで、各シナリオの市区町村別の効用変化率を、図8、図9、図10に示す。

各シナリオの結果を、便益分布で見た傾向と比較すると、便益の総額が小さくても、効用変化率が大きくなっている地域が見られる。特に、北関東地域でそのような傾向が多くみられる。シナリオ0とシナリオ2は、効果が

広域に表れている点が共通している。シナリオ2では、都心部を除く全地域での効用の増加が顕著であり、特に埼玉県では全域的に効用変化率が高い。シナリオ1では、厚生改善が大きな地域の分布が局所的であり、群馬県と茨城県の一部に対して大きな効果をもたらしている。一方で、栃木県におけるメリットはあまり表れておらず、シナリオ0やシナリオ2と比べると結果の傾向が異なる。

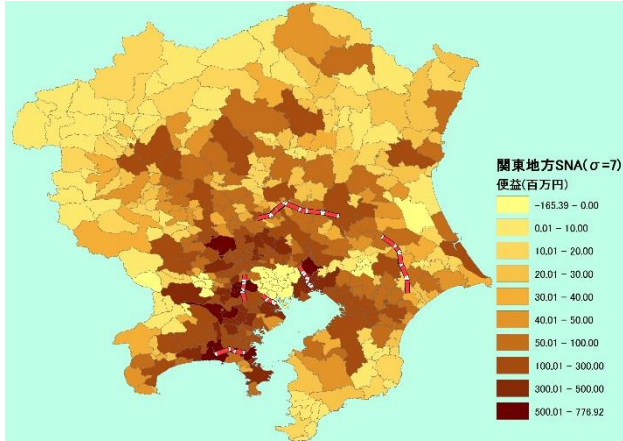


図5 シナリオ0での便益

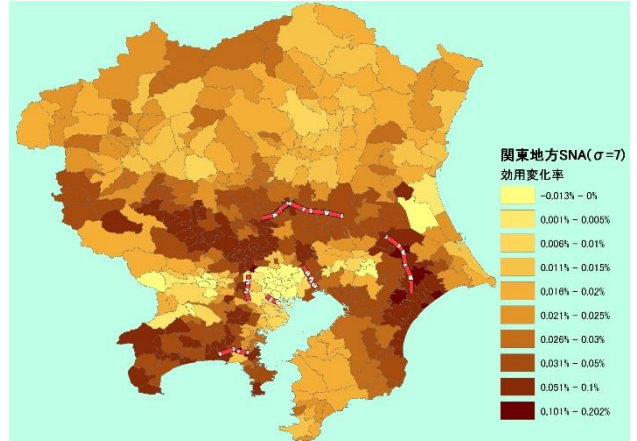


図8 シナリオ0での効用変化率

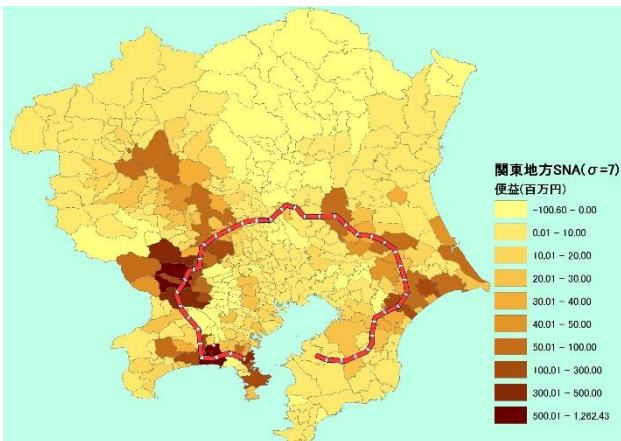


図6 シナリオ1での便益

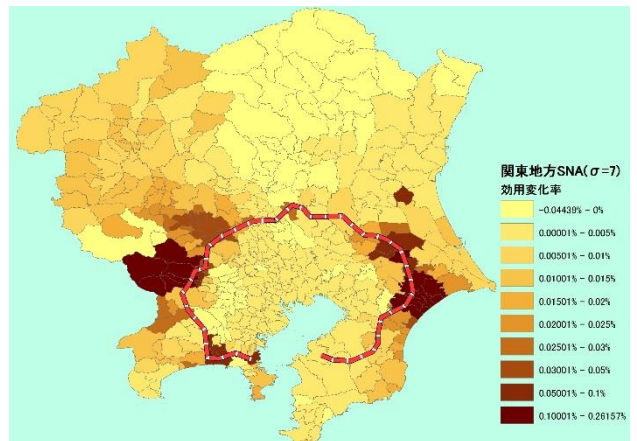


図9 シナリオ1での効用変化率

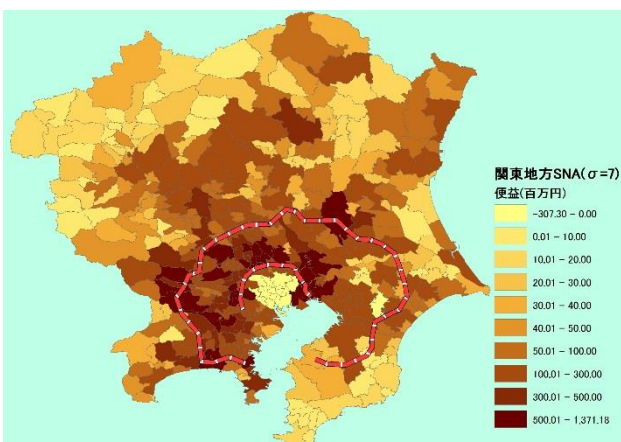


図7 シナリオ2での便益

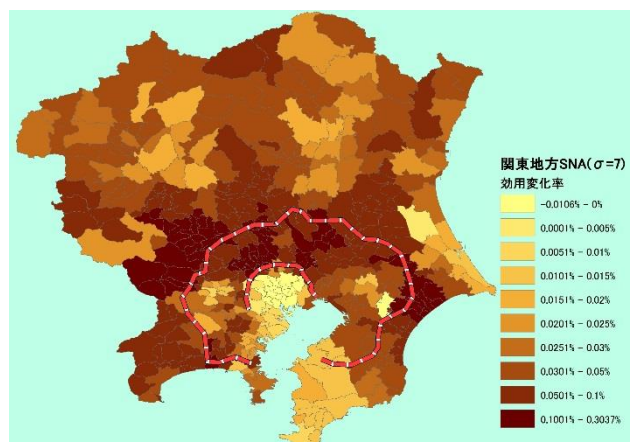


図10 シナリオ2での効用変化率

シナリオ間での結果の違いが顕著なくつかの地域に着目すると、東京都青梅市や奥多摩周辺地域において、シナリオ1とシナリオ2では効用が増加しているが、シナリオ0ではその変化率が微小である。広域な効果の分布では、シナリオ0とシナリオ2が類似しているが、これらの地域においては、シナリオ0の結果のみが異質である。シナリオ0の場合には、新たに整備される道路の区間がこれらの地域に含まれていないため、このような特徴が表れたと考えられる。

東京都心部の厚生改善が見られたのは、シナリオ1のみである（シナリオ0とシナリオ2では効用水準が低下している）。したがって、圏央道単体では、都心における効果をもたらすが、外環道の整備との組み合わせでは、便益が広域に及ぶものの、都心部におけるメリットが見られないという結果であると解釈できる。

7. おわりに

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モデルの枠組みを構築した。本研究では、理論と整合的な地域間交易モデルを示し、Fixed Effect GravityモデルをPPMLにより推定することで、地域間交易額の再現性が向上することを示し、所要時間に係るパラメータの推定精度も向上することが期待できることを示した。さらに、得られたパラメータを用いて、市区町村を地域分割単位とするモデルを開発し、首都圏三環状道路事業を対象にモデルを適用することにより、大都市圏におけるモデル分析の可能性を示した。

モデルの適用計算においては、道路ネットワークの整備段階に関して、仮想的な状況も含む複数のシナリオを用意して、それぞれの場合における分析結果の特徴を比較した。

本研究で構築したモデルは、財部門を1つに集計化しているが、理論的な枠組みは複数の財部門を前提としているので、展開は可能である。しかし、財部門を増やすことで、同一都県下の市区町村の投入係数が共通化されていることが悪影響をもたらす可能性もあり、慎重な検討が必要である。また、本研究では外生的に扱った多様性パラメータについても、この違いが分析結果に影響を及ぼすことが知られており、より適切な設定方法を検討することが今後の課題である。

参考文献

- 1) 黒田達朗・田淵隆俊・中村良平著：都市と地域の経済学[新版]、有斐閣ブックス、2008。
- 2) Venables, A. J.: Evaluating urban transport improvements: cost-benefit analysis in the presence of agglomeration and income taxation, *Journal of Transport Economics and Poli-*

- cy, Vol. 41, No. 2, pp. 173-188, 2007.
- 3) Buckley, P.H.: A transportation-oriented interregional computable general equilibrium model of the United States, *the Annals of Regional Sciences* 26, pp.331-348., 1992.
- 4) 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.
- 5) Bröcker, J.: Operational spatial computable general equilibrium modeling, *Annals of Regional Sciences* 32, pp.367-387, 1998.
- 6) Bröcker, J. and Mercenier, J.: General equilibrium models for transportation economics, in de Palma, A., Lindsey, R., Quinet, E. and Vickerman, R. ed., *A Handbook of Transport Economics*, Edward Elgar, 2013.
- 7) 小池淳司, 上田孝行, 宮下光弘: 旅客トリップを考慮した SCGE モデルの構築とその応用, *土木計画学研究・論文集*, Vol.17, pp.237-245, 2000.
- 8) Bröcker, J., Korzhenevych, A. and Schürmann, C.: Assessing spatial equity and efficiency impacts of transport infrastructure projects, *Transportation Research Part B*, vol. 44, issue 7, 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) 高山雄貴, 赤松隆, 石倉智樹: 新経済地理学に基づく空間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.
- 12) 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.
- 13) 小池淳司, 佐藤啓輔, 川本信秀: 帰着便益分析による道路ネットワーク評価 ～応用一般均衡分析モデル「RAEM-Light」による実務的アプローチ～, *土木計画学研究・論文集*, vol. 26, pp. 161-168, 2009.
- 14) 小池淳司, 川本信秀, 佐藤啓輔: 港湾取扱貨物量を明示化した道路ネットワーク評価モデルの構築～応用一般均衡モデル「RAEM-Light」を用いたアプローチ～, *土木計画学研究・論文集*, vol. 26, pp. 189-196, 2009.
- 15) 佐藤啓輔, 小池淳司, 川本信秀: 空間的応用一般均衡モデル「RAEM-Light」を用いた道路・港湾整備の効果分析, *土木学会論文集 D3 (土木計画学)*, vol. 69, pp. I_283-I_295, 2013.
- 16) 小池淳司, 佐々木剛, 佐々木康朗, and 山崎清: 市町村単位の 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 (土木計画学)*, vol. 70, pp. I_151-I_159, 2014..
- 17) 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推計とその分析, *土木計画学・講演集*, No.21(2), 1998.
- 18) 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.
- 19) 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, *中部大学経済研究所・ディスカッション・ペーパー*, 1205, 2012.
- 20) 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, 平成 26 年度環境経済の政策研究, 最終研究報告書, 2012.

- 21) Redding, S. and Venables, A.J.: Economic geography and international inequality, *Journal of International Economics*, 62(1), pp.53-82, 2004.
- 22) Anderson, J. E. and Van Wincoop, E.: Gravity with Gravititas: A Solution to the Border Puzzle, *American Economic Review*, vol. 93, pp. 170-192, 2003.
- 23) Santos Silva, J. M. C. and Teneyro, S.: The Log of Gravity, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 88, pp. 641-658, 2006.