

空間経済学に基づく 地域間輸送改善の長期的影響評価手法の開発

杉本 達哉¹・高田 観月²・高山 雄貴³・高木 朗義⁴

¹正会員 八千代エンジニアリング株式会社 (〒111-8648 東京都台東区浅草橋 5-20-8 CS タワー)
E-mail: tt-sugimoto@yachiyo-eng.co.jp (Corresponding Author)

²非会員 東京ガス不動産株式会社 (〒163-1053 東京都新宿区西新宿3-7-1 新宿パークタワー)
E-mail: m-takada@tokyogas-re.co.jp

³正会員 金沢大学准教授 理工研究域 地球社会基盤学系 (〒920-1192 石川県金沢市角間町)
E-mail: ytakayama@se.kanazawa-u.ac.jp

⁴正会員 岐阜大学教授 社会システム経営学環 (〒501-1193 岐阜県岐阜市柳戸1番1)
E-mail: a_takagi@gifu-u.ac.jp

近年、空間経済学に基づく理論の計量分析への応用が進められている。しかし、その分析枠組は、我が国の長期的な人口分布変化の傾向¹⁾ (e.g., 大都市の人口増加) とは真逆の“地域間輸送改善は必ず地方都市の人口を増加 (大都市の人口を減少) させる”という結果しか出力しない²⁾。これは、輸送改善の影響の適切な予測が不可能であることを意味する重要な課題である。本研究は、企業間の価格競争を考慮できる独占的競争理論³⁾を応用することで、この課題を解決する計量分析手法を開発する。そして、日本を対象とした計量分析により、本手法が“地域間輸送改善が大都市の人口を増加させる”という結果を出力できることを示す。

Key Words: *quantitative spatial economics, variable elasticity of substitution, population distribution*

1. はじめに

(1) 背景・目的

我が国では、人口減少社会に突入していることに加え、大都市圏 (e.g., 東京, 大阪, 名古屋) への人口集中が進み、地方衰退が深刻な社会問題となりつつある。このような人口の空間的偏りを軽減させる政策の一つとして、交通基盤整備などが挙げられてきた⁴⁾。これは、地域間輸送費用の低下が物流・人流の効率向上をもたらし、その結果として (短期的には) 地方活性化が期待できるためである。しかし、長期的にはストロー効果 (i.e., 地方から大都市への人口・経済活動の流出) のような、期待とは異なる効果が生じてしまうケースが見られる^{注1)}。それゆえ、交通基盤整備などの地域政策の長期的影響 (e.g., 人口分布・経済集積の変化やそれに伴う経済効果) の評価に応用可能な分析枠組の構築は、土木計画学分野の重要な課題の一つとなっている^{例えば5)}。

人口や経済活動の空間的集積メカニズムに関する理論的研究は、新経済地理学 (New Economic Geography :

NEG) 分野で蓄積されてきた⁶⁾。近年では、NEG 理論を計量分析に応用した研究が急速に進められ、それら一連の研究が定量的空間経済学 (Quantitative Spatial Economics : QSE) と呼ばれるようになってきている⁷⁾。QSE で用いられる NEG 理論に基づくモデルは、“経済活動の空間的集積メカニズム”と“人口の地域間移動”の両者を考慮しているという特徴を有する。したがって、その研究成果は交通基盤整備などの地域政策の長期的効果の予測・評価にも応用できる可能性がある。

しかし、NEG 分野の理論研究²⁾が指摘しているように、QSE の分析には、「“地域間輸送費用の低下は地方都市の人口増加をもたらす”という結果が必ず出力される」という本質的な問題が存在する。すなわち、QSE の枠組みでは、ストロー効果を表現することができない。これは我が国の長期的な人口分布変化¹⁾と真逆の傾向を示すものであり、QSE に基づく計量モデルが実現象と定性的にも整合しないことを意味している。

そこで、本研究では、我が国の長期的な人口分布変化の特徴的な傾向 (i.e., ストロー効果) を表現できる、

QSEに基づく計量分析手法を開発することを目的とする。具体的には、新たな独占的競争理論³⁾により表現できるようになった、企業間の価格競争を考慮したQSEモデルを構築する。そして、そのモデルがストロー効果を表現できることを、日本を対象とした具体的な分析例により明らかにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2章では、本研究で構築した、Helpman⁸⁾に基づくモデルを説明する。第3章では、均衡状態を定式化したうえで、輸送費用の低下に伴い創発する安定均衡状態の導出方法を示す。第4章では、2地域モデルによる分析により、本モデルの基本特性を確認する。第5章では、計量分析を実施するために必要となるパラメータの設定方法を説明する。第6章では、日本を対象とした計量分析を実施し、構築したモデルがストロー効果を表現できることを具体的に示す。最後に、第7章において本論文の結論を述べる。

(2) 関連研究と本研究の位置づけ

地域政策評価のための代表的な空間経済分析手法として、空間的応用一般均衡(SCGE)分析が挙げられる。SCGEモデルは、ミクロ経済理論と整合しており、合理的な政策評価が可能なモデルである。SCGE研究は、土木計画学分野や経済学諸分野(e.g., NEG分野)などで進められてきた。以降、それぞれの分野の関連研究について整理する。

a) 土木計画学分野での関連研究

これまで、土木計画学分野でのSCGEモデルは、交通基盤整備評価を中心に適用が進められ⁹⁾、多くの研究成果が蓄積されてきた^(例えば10),11),12),13)。例えば、石倉ら¹²⁾は、集積の経済(i.e., 経済活動の空間的集積メカニズム)を明示的に扱ってモデルを構築し、関東地域を市区町村に地域分割した空間を対象に、交通基盤整備評価を行っている。土木計画学分野でのSCGEモデルは、このような研究蓄積に加えて、実務者向けのテキストも発行されており¹⁴⁾、地域政策評価手法として成熟の域にあると言える。

しかしながら、これらのSCGEモデルは、人口の地域間移動を“考慮しない”モデルとして構築されている。したがって、人口移動の生じない短期を対象とした地域政策評価手法と位置づけることができ、交通基盤整備などによる人口・経済活動への長期的な影響を把握できる分析枠組となっていない。

近年、NEG分野の発展に伴って、土木計画学分野においても、人口の地域間移動を考慮したSCGEモデルが開発されるまでになっている(高山ら¹⁵⁾)^{注2)注3)}。しかしながら、財バラエティ間の代替弾力性のパラメータ改善などを課題として挙げており、手法として確立するまでに至っていない。

財バラエティ間の代替弾力性のパラメータは、その設定がSCGE分析の結果に大きく影響を及ぼす、重要な要素である¹⁶⁾。このため、その適切な推定に関する研究も進められているものの(e.g., 石倉ら¹⁶⁾)、日本における実証研究は少なく、さらなる研究蓄積が望まれる。

b) 経済学諸分野での関連研究

前節で述べたとおり、近年、NEG理論の応用として、QSE研究が進められている。しかし、QSEの枠組みでは、ストロー効果を表現することができない。

その根本的な原因は、Akamatsu et al.²⁾において示されているように、計量モデルで考えられている分散力(i.e., 経済活動が空間的に分散するメカニズム)が限定的である点にある。実際、QSEモデル(e.g., Helpman⁸⁾, Allen and Arkolakis¹⁷⁾)では、都市コストに代表される“空間的なスピルオーバー効果の無い分散力”のみしか考えられていない。これは、実空間を対象とした解析を容易にする効果があるものの、上述した重要な問題をもたらす直接的な原因になっている。

この問題の解決には、“空間的なスピルオーバー効果のある分散力(e.g., 企業間の近接立地に伴う商圈獲得/価格競争)”をモデルに導入する必要がある。しかし、そのための研究は、計量分析に利用可能な、NEG理論に基づくモデルの開発が困難なことから、未だ殆ど進んでいない。例外的に高山・杉山¹⁸⁾、杉本ら¹⁹⁾がストロー効果を表現できるQSEモデルを開発しているものの、その結果は、非現実的なパラメータ設定(i.e., 企業の土地への支出割合が60%)の下で得られたきわめて特殊かつ政策効果分析に直接利用できないものになっている^{注4)}。

近年、産業組織論や他の経済学分野において、財バラエティ間の代替弾力性を可変的に扱った、新たな独占的競争理論が注目されている³⁾。これまで、財バラエティ間の代替弾力性は一定(Constant Elasticity of Substitution: CES)として扱われてきたため、企業の価格競争を表現することができなかった。この新たな理論をQSEモデルに応用することで、ストロー効果を表現できるモデルを構築できる可能性がある。

c) 本研究の位置づけ

本研究は、新たな独占的競争理論を応用することで、非現実的なパラメータ設定を行わず、ストロー効果を表現可能な、QSEに基づくモデルを構築している点に最大の特長がある^{注5)}。また、財バラエティ間の代替弾力性のパラメータが可変的に決定されるため、本パラメータを先決することが不要(i.e., パラメータ推定が不要)である点も特長と言える。

本分析枠組は、様々な地域政策の長期的影響を合理的に評価するための有効な基礎となり得ると考える。

2. モデル

本章では、新たな独占的競争理論³⁾を Helpman⁸⁾に導入したモデルを構築する。なお、Helpman⁸⁾は、様々な QSE モデルの基礎となる理論的枠組みであるとともに、高山・杉山¹⁸⁾により“ストロー効果を表現できない”ことが具体的に示されている。したがって、構築したモデルがストロー効果を表現できるのであれば、企業間の価格競争効果が実現象と（定性的に）整合させるための重要な要素であることを意味する。

また、本モデルには多くの種類の変数やパラメータがあるため、付録 I の一覧表（表-5、表-6）において整理する。

(1) 地域・経済環境の設定

地域は離散的に K 箇所存在し、地域の集合は $\mathcal{K} \equiv \{1, 2, \dots, K\}$ と表現する。地域 $i \in \mathcal{K}$ の面積は固定的に A_i である。

消費者は、地域全体に固定的に H 存在し、居住する地域 i を選択できる。各地域 i に立地する消費者の数を $h_i \geq 0$ と表現する。消費者は自地域の企業に労働を非弾力的に 1 単位供給する。

企業¹⁹⁾は、独占的競争下で収穫逓増の技術により、労働を生産要素として、差別化された財を生産する。本モデルでは、規模の経済、消費者の多様性選好、ならびに供給できる財の種類（バラエティ）に制限が無いことから、どの企業も必ず他企業とは異なるバラエティの財を生産する。このため、地域 i で生産を行う企業数は、供給される差別化財の種類数 N_i^C と等しくなる。そこで以降では、地域 i でバラエティ ℓ を生産する企業を地域 i の企業 ℓ と呼ぶ。また、この財は、地域間輸送ネットワークにより任意の地域に供給でき、その際の輸送費用は氷塊費用の形をとる。

(2) 消費者行動

本研究では、地域 $i \in \mathcal{K}$ に居住する消費者の効用関数が Cobb-Douglas 型であると仮定する：

$$U_i = B_i \left(\frac{a_i}{\mu}\right)^\mu \left(\frac{Q_i}{1-\mu}\right)^{1-\mu} \quad (1)$$

ここで、 $\mu \in (0, 1)$ は土地への支出割合を表すパラメータ、 a_i は土地の消費量、 Q_i は差別化財の消費により得られる部分効用、 B_i はアメニティ水準を表す。

本研究では、部分効用 Q_i が (Helpman⁸⁾ と同じ CES 型ではなく translog 型³⁾であると仮定する^{注7)}。より具体的には、次の支出関数が与えられる部分効用である：

$$\ln E_i = \ln Q_i + \frac{1}{N_i^C} \sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} \ln p_{ji}(\ell) d\ell$$

$$-\frac{\beta}{2} \left[\sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} \{\ln p_{ji}(\ell)\}^2 d\ell - \frac{1}{N_i^C} \left\{ \sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} \ln p_{ji}(\ell) d\ell \right\}^2 \right] \quad (2a)$$

$$N_i^C \equiv \sum_{j \in \mathcal{K}} |N_{ji}| \quad (2b)$$

ここで、 N_{ji} は地域 j から供給されて地域 i で消費される差別化財のバラエティ ℓ の集合、 p_{ji} は地域 j で生産されて地域 i で消費される財バラエティ ℓ の価格、 $\beta > 0$ はパラメータ^{注8)}である。また、 N_i^C は地域 i で消費される総バラエティ数を表す。

消費者の予算制約式は以下のとおりとなる。

$$y_i = r_i a_i + \sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} p_{ji}(\ell) q_{ji}(\ell) d\ell \quad (3)$$

ここで、 r_i は地代、 $q_{ji}(\ell)$ は地域 j で生産されて地域 i で消費される財バラエティ ℓ の消費量を表す。

また、消費者の所得 y_i は、賃金率（労働 1 単位当たりの賃金） w_i と地代収入 \bar{w}^R からなる。

$$y_i = w_i + \bar{w}^R \quad (4)$$

ここで、全ての土地が全消費者により均等に所有されていると仮定し（i.e., public ownership）^{注9)}、消費者の地代収入は以下で与えられる。

$$\bar{w}^R = \frac{\sum_{i \in \mathcal{K}} r_i a_i h_i}{H} \quad (5)$$

効用最大化問題は、次の 2 段階の問題へと変換できる。

[下位問題]

$$E_i = \min_{q_{ji}(\ell)} \sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} p_{ji}(\ell) q_{ji}(\ell) d\ell \quad \text{s.t.} \quad Q_i = Q_i^* \quad (6a)$$

[上位問題]

$$\max_{a_i, Q_i} B_i \left(\frac{a_i}{\mu}\right)^\mu \left(\frac{Q_i}{1-\mu}\right)^{1-\mu} \quad \text{s.t.} \quad y_i = r_i a_i + P_i Q_i \quad (6b)$$

ここで、 P_i は地域 i での差別化財の価格指数であり、 $P_i Q_i = E_i$ が成立する。

Shephard のレンマより、次の関係が得られる。

$$q_{ji}(\ell) = \frac{\partial E_i}{\partial p_{ji}(\ell)} = \frac{E_i}{p_{ji}(\ell)} \{c_i - \beta \ln p_{ji}(\ell)\} \quad (7)$$

$$c_i \equiv \frac{1}{N_i^C} \left\{ 1 + \beta \sum_{j \in \mathcal{K}} \int_0^{N_{ji}} \ln p_{ji}(\ell) d\ell \right\} \quad (8)$$

ここで、 c_i は財の種類 ℓ に依存しない項である。

さらに、上位問題より、 a_i, Q_i と差別化財の支出額 E_i は以下で与えられる。

$$a_i = \frac{\mu y_i}{r_i} \quad (9a)$$

$$Q_i = \frac{(1-\mu)y_i}{P_i} \quad (9b)$$

$$E_i = (1-\mu)y_i \quad (9c)$$

さらに、地代収入は次のように表される。

$$\bar{w}^R = \frac{\mu}{1-\mu} \frac{\sum_{i \in \mathcal{X}} w_i h_i}{H} \quad (9d)$$

(3) 企業行動

地域*i*において企業*ℓ*が財バラエティ*ℓ*を生産するには、労働を固定的に1単位と、生産量*x_i(ℓ)*に応じて*ψ_i(ℓ)x_i(ℓ)*単位投入する必要がある。地域*i*の企業*ℓ*の労働需要量を*l_i(ℓ)*で表すと、次の関係が成立する。

$$l_i(\ell) = 1 + \psi_i(\ell)x_i(\ell) \quad (10)$$

本研究では、Behrens et al.²⁰と同様、企業は地域*i*に立地したのちに限界費用*ψ_i(ℓ)*の水準を把握する（企業が参入するか否かの判断の際には、正確な限界費用の情報が得られない）と仮定する。この限界費用は、全ての企業にとって既知の連続・微分可能な分布*G_i(ψ)*から定まる。より具体的には、各企業の限界費用*ψ_i(ℓ)*の逆数1/*ψ_i(ℓ)*の分布が Pareto 分布で与えられると仮定する。すなわち、*G_i(ψ)*の分布関数を以下で与える。

$$G_i(\psi) = \left(\frac{\psi}{\psi_i^{\max}} \right)^k \quad (11)$$

ここで、*ψ_i^{max}*は地域*i*の限界費用の最大値、*k* ≥ 1は形状パラメータであり、両者とも外生的に与える。

財の地域間輸送には、氷塊型の輸送費用がかかると仮定する。すなわち、地域*i*から地域*j*へ1単位の財を輸送すると、最初の1単位のうち1/*τ_{ij}* < 1単位だけが実際に到着して、残りは解けてしまうと考える。そのため、地域*i*で生産された財バラエティ*ℓ*の地域*j*における需要量*q_{ij}(ℓ)*と供給量*x_i(ℓ)*との間に、次の関係が成立する。

$$x_i(\ell) = \sum_{j \in \mathcal{X}} \tau_{ij} q_{ij}(\ell) h_j \quad (12)$$

このとき、地域*i*の企業*ℓ*の利潤最大化行動は、以下で与えられる。

$$\max_{p_{ij}(\ell), l_i(\ell)} \pi_i(\ell) \quad (13a)$$

$$\text{s.t. 式(7), 式(10), 式(12), } q_{ij}(k) \geq 0 \quad \forall j \in \mathcal{X} \quad (13b)$$

ここで、*π_i(ℓ)*は企業の利潤を表し、収入から労働の費用を引いた、以下の形で与えられる。

$$\pi_i(\ell) = \sum_{j \in \mathcal{X}} p_{ij}(\ell) q_{ij}(\ell) h_j - w_i l_i(\ell) \quad (14)$$

利潤最大化問題から、*p_{ij}(ℓ)*に関する次の条件が得られる。

$$c_j - \beta \ln p_{ij}(\ell) = \beta \frac{p_{ij}(\ell) - \psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} \quad (15)$$

式(7)、式(15)より*q_{ij}(ℓ)*、*p_{ij}(ℓ)*は次の条件を満たす。

$$q_{ij}(\ell) = \frac{(1-\mu)y_j}{p_{ij}(\ell)} \beta \ln \left[\frac{p_j^d}{p_{ij}(\ell)} \right] \quad (16a)$$

$$\ln \left[\frac{p_j^d}{p_{ij}(\ell)} \right] = \frac{p_{ij}(\ell) - \psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} \quad (16b)$$

$$p_j^d \equiv \exp \left[\frac{c_j}{\beta} \right] \quad (16c)$$

この関係から明らかのように、*p_{ij}(ℓ) = ψ_i(ℓ)w_iτ_{ij} = p_j^d*となる場合、財バラエティ*ℓ*は輸送されない (i.e., *q_{ij}(ℓ) = 0*)。これは、地域*i*の企業*ℓ*は、限界費用*ψ_i(ℓ)*が以下で定義される*ψ_{ij}^x*より高い水準であれば、財を地域*j*に輸送しないことを意味している。

$$\psi_{ij}^x \equiv \frac{p_j^d}{w_i \tau_{ij}} \quad (17)$$

よって、地域*j*に立地する企業数を*N_j^F*と表すと、地域*i*で消費される財バラエティ数*N_i^C*は、以下で与えられる。

$$N_i^C = \sum_{j \in \mathcal{X}} N_j^F G_j(\psi_{ji}^x) \quad (18)$$

ここで、式(16b)を変形すると、次の関係が得られる。

$$\frac{p_{ij}(\ell)}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} \exp \left[\frac{p_{ij}(\ell)}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} \right] = \frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi_i(\ell)} \quad (19)$$

したがって、Behrens et al.²⁰と同様、Lambert *W* 関数^{註 10}を用いると、*p_{ij}(ℓ)*は次のように表される。

$$p_{ij}(\ell) = \psi_i(\ell) w_i \tau_{ij} W_{ij}(\ell) \quad (20a)$$

$$W_{ij}(\ell) \equiv W \left(\frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi_i(\ell)} \right) \quad (20b)$$

この結果から、*q_{ij}(ℓ)*、*π_i(ℓ)*は次のように表される。

$$q_{ij}(\ell) = \frac{\beta(1-\mu)y_j}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} \{1 - W_{ij}(\ell)^{-1}\} \quad (21a)$$

$$\pi_i(\ell) = \beta(1-\mu) \sum_{j \in \mathcal{X}} \left\{ W_{ij}(\ell) + \frac{1}{W_{ij}(\ell)} - 2 \right\} y_j h_j - w_i \quad (21b)$$

なお、Lambert *W* 関数は、*W*(exp[1]) = 1、かつ任意の*x* ≥ 0に対して、*W*'(*x*) > 0を満たす。したがって、任意の0 ≤ *ψ_i(ℓ)* ≤ *ψ_{ij}^x*に対して、*W_{ij}(ℓ)* ≥ 1が成立する。さらに、∂*p_{ij}(ℓ)*/∂*ψ_i(ℓ)*、∂*q_{ij}(ℓ)*/∂*ψ_i(ℓ)*は、次の直観と整合する性質を有する。

$$\frac{\partial p_{ij}(\ell)}{\partial \psi_i(\ell)} = w_i \tau_{ij} \frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi_i(\ell)} W_{ij}(\ell) W' \left(\frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi_i(\ell)} \right) > 0 \quad (22a)$$

$$\frac{\partial q_{ij}(\ell)}{\partial \psi_i(\ell)} = - \frac{\beta(1-\mu)y_j}{\psi_i(\ell)^2 w_i \tau_{ij}} \frac{W_{ij}(\ell)}{1 + W_{ij}(\ell)} < 0 \quad (22b)$$

ここで、Lambert *W* 関数が*x*{1 + *W*(*x*)}*W*'(*x*) = *W*(*x*)を満たす性質を利用した。また、マークアップ率*Λ_{ij}(ℓ)*は以下で与えられる。

$$\Lambda_{ij}(\ell) \equiv \frac{p_{ij}(\ell)}{\psi_i(\ell) w_i \tau_{ij}} = W_{ij}(\ell) \geq 1 \quad (23)$$

したがって、∂*Λ_{ij}(ℓ)*/∂*ψ_i(ℓ)* < 0が成立することから、限界費用の高い企業のマークアップ率は低下する。

3. 均衡条件

本モデルでは、差別化財・労働市場は、消費者が居住地を変更できないほど短期で均衡し、長期的には消費者は効用を最大化する居住地を選択できると仮定する。すなわち、均衡状態を、消費者の空間分布 (i.e., 人口分布)

$\mathbf{h} = (h_i)_{i \in \mathcal{X}}$ を与件とした状況下で差別化財・労働市場が均衡する“短期均衡状態”と、消費者の居住地選択均衡条件を満たす“長期均衡状態^{註 11)}”の 2 段階に分ける。これらの均衡状態が満足する均衡条件を順に示す。

(1) 短期均衡条件

本節では、短期均衡状態を定義する条件を示す。この条件は、企業の利潤ゼロ条件、労働の需給均衡条件、各地域の収支均衡条件、土地の需給均衡条件で与えられる。そこで、これらの条件を順に整理する。なお、これらの条件で用いる地域 i の企業の期待利潤 π_i 、労働需要量 L_i 、地域 i で生産した財の地域 j での総消費額 T_{ij} の導出は、付録 II 参照。

企業の利潤ゼロ条件は期待利潤 π_i がゼロになる条件で与えられ、以下のとおりとなる。

$$\frac{\beta(1-\mu)\kappa_2}{(\psi_i^{\max})^k} \sum_{j \in \mathcal{X}} y_j h_j \left(\frac{p_j^d}{w_i \tau_{ij}} \right)^k - w_i = 0 \quad (24a)$$

労働の需給均衡条件は、各地域の労働需要量 L_i が供給量 h_i と一致する条件であり、以下のとおりとなる。

$$N_i^E \left[1 + \frac{\beta(1-\mu)(\kappa_1 - \kappa_2)}{w_i (\psi_i^{\max})^k} \sum_{j \in \mathcal{X}} y_j h_j \left(\frac{p_j^d}{w_i \tau_{ij}} \right)^k \right] = h_i \quad (24b)$$

各地域の収支均衡条件は、各地域の域内総生産（財の総生産額 $\sum_{j \in \mathcal{X}} T_{ij}$ 、地代収入 $\bar{w}^R h_i$ ）が総支出額（財の総支出額 $\sum_{j \in \mathcal{X}} T_{ji}$ 、土地の総支出額 $\mu y_i h_i$ ）に一致することを意味する条件である。

$$\begin{aligned} & \beta(1-\mu)\kappa_1 \frac{N_i^E}{(\psi_i^{\max})^k} \sum_{j \in \mathcal{X}} h_j y_j \left(\frac{p_j^d}{w_i \tau_{ij}} \right)^k + \bar{w}^R h_i \\ & = \beta(1-\mu)\kappa_1 h_i y_i \sum_{j \in \mathcal{X}} \frac{N_j^E}{(\psi_j^{\max})^k} \left(\frac{p_i^d}{w_j \tau_{ji}} \right)^k + \mu y_i h_i \end{aligned} \quad (24c)$$

土地の需給均衡条件は、以下で表される。

$$\frac{\mu y_i h_i}{r_i} = A_i \quad (24d)$$

ここで、 κ_1, κ_2 は Pareto 分布の形状パラメータ k のみに依存する定数であり、 $\kappa_1 > \kappa_2 > 0$ を満たす。具体的な定義は付録 II 参照。

短期均衡条件式(24a)、式(24b)より、次の関係が与えられる。

$$N_i^E = \frac{\kappa_2}{\kappa_1} h_i \quad (25)$$

この条件は、人口の多い地域に多くの企業が立地することを意味している。さらに、この関係と式(24a)を式(18)、式(24c)に代入すると、

$$\sum_{j \in \mathcal{X}} \left(\frac{p_i^d}{w_j \tau_{ji} \psi_j^{\max}} \right)^k h_j = \frac{1}{\beta \kappa_2} \quad (26a)$$

$$N_i^C = \frac{1}{\beta \kappa_1} \quad (26b)$$

また、条件(24d)から、地代 r_i が以下で与えられる。

$$r_i = \frac{\mu y_i h_i}{A_i} \quad (27)$$

ここで、式(26a)より、 $\sum_{j \in \mathcal{X}} \psi_j^{\max} N_j^E / \psi_j^{\max} = 1 / (\beta \kappa_1)$ が得られる。この関係と式(19)、式(23)より、地域 j の企業数 N_j^E の増加がマークアップ率 $\Lambda_{ji}(\ell)$ を減少させることが示唆される。この性質は、Thisse and Ushchev³⁾でも示されている、企業間の価格競争効果を表すものである。

以上より、短期均衡状態における $\mathbf{w} = (w_i)_{i \in \mathcal{X}}$ 、 $\mathbf{p}^d = (p_i^d)_{i \in \mathcal{X}}$ は、式(24a)、式(26a)により、次の非線形連立方程式から定まる。

$$\frac{1-\mu}{\gamma_i^k} \sum_{j \in \mathcal{X}} y_j h_j \left(\frac{p_j^d}{w_i \tau_{ij}} \right)^k - w_i = 0 \quad (28a)$$

$$\sum_{j \in \mathcal{X}} \left(\frac{p_i^d}{w_j \tau_{ji} \psi_j} \right)^k h_j = 1 \quad (28b)$$

ここで、 $\gamma_i \equiv \psi_i^{\max} / (\beta \kappa_2)^{1/k}$ は企業の生産性の水準を反映したパラメータである。そして、 \mathbf{w}, \mathbf{p}^d が求まれば、短期均衡状態における間接効用 v_i が人口分布 $\mathbf{h} = (h_i)_{i \in \mathcal{X}}$ の関数として得られる。

$$v_i(\mathbf{h}) = \mu^{-\mu} (1-\mu)^{-(1-\mu)} B_i \left(\frac{A_i}{h_i} \right)^\mu (Q_i)^{1-\mu} \quad (29a)$$

$$Q_i = \xi (1-\mu) \frac{y_i}{p_i^d} \quad (29b)$$

ここで、 ξ は β, k のみに依存する定数である。なお、具体的な定義は、財消費による部分効用 Q_i の導出を示す付録 II 参照。

(2) 長期均衡条件

長期均衡状態では、 $\lim_{h_i \rightarrow 0} v_i(\mathbf{h}) = \infty$ となることから、全ての都市の効用水準が等しくなる。

$$v_i(\mathbf{h}) = v_j(\mathbf{h}) \quad \forall i, j \in \mathcal{X} \quad (30)$$

この性質を利用すると、長期均衡条件は次のように書き換えることができる。

$$F_i(\mathbf{h}) = \frac{\exp[\mu^{-1} \hat{v}_i(\mathbf{h})]}{\sum_{j \in \mathcal{X}} \exp[\mu^{-1} \hat{v}_j(\mathbf{h})]} H - h_i = 0 \quad (31a)$$

$$\hat{v}_i(\mathbf{h}) = (1-\mu) \ln y_i - (1-\mu) \ln p_i^d + \mu \ln A_i + \ln B_i \quad (31b)$$

さらに、人口移動の調整ダイナミクスは次の logit dynamics で表現できる。

$$\dot{h}_i = F_i(\mathbf{h}) \quad (32)$$

4. モデルの基本特性の確認：2 地域モデルの分析

本章では、最も単純な空間構造である 2 地域モデルを用いて、輸送費用の変化が人口分布に与える影響を調べる。そして、“空間的なスピルオーバー効果のある分散

力”が導入されたモデルにみられる, モデル特性が確認できることを示す.

(1) 条件設定

分析上, 地域内輸送費用はゼロ (ie., $\tau_{11} = \tau_{22} = 1.0$) であり, 地域間輸送費用は対称 (ie., $\tau_{12} = \tau_{21}$) であると仮定する. そして, 以下で定義される地域間輸送自由度 $\phi \in (0,1]$ に関する分析を実施する.

$$\phi \equiv \tau_{12}^{-1} = \tau_{21}^{-1} \in (0,1] \quad (33)$$

分析は次の手順で実施する.

手順 1: $A_1 = 1.1, A_2 = 1.0$ として地域 1 に外生的に優位性を持たせる.

手順 2: 土地への支出割合を表すパラメータ μ の設定値ごとに, 輸送費用 τ_{ij} を低下 (輸送自由度 ϕ を 0 から 1 まで増加) させて, 各地域の人口規模の違いを確認する.

ここで, μ に着目するのは, μ が分散力を強めるパラメータであるためである. 加えて, μ は “空間的スピルオーバー効果の無い分散力” のみしか考えられていない Helpman⁸⁾ にも存在する土地への支出割合を表すパラメータであり, 分析結果の比較から本モデルの特性を確認できるためである.

“空間的なスピルオーバー効果のある分散力” が導入されたモデルでは, 以上の手順に従った場合, “人口が多い地域は, 輸送自由度 ϕ が増加するに従って, 人口増加し, その後減少する” ことが知られている²⁾. この挙動は, 冒頭の背景で述べた 「“地域間輸送費用の低下は地方都市の人口増加をもたらす” という結果が必ず出力される」 ことを起こさないための性質であり, このことは Akamatsu et al.²⁾ や 高山・杉山¹⁸⁾ で明らかにされている. また, Helpman⁸⁾ では μ を変化させても, 人口が多い地域の人口は必ず単調減少となり, 上述の挙動が確認できないことも, 高山・杉山¹⁸⁾ で明らかにされている. したがって, 本分析で上述の挙動を確認できれば, “空間的なスピルオーバー効果のある分散力” が導入されており, ストロー効果を表現可能なモデルであることが示される.

ここでは, モデル特性を分かりやすく示すパラメータ値での結果を示す. 具体的には, μ 以外のパラメータは, $A_1 = 1.1, A_2 = 1.0, B_i = 1, \beta = 1.0, \psi_i^{\max} = 0.025, k = 5, \kappa_2 = 1, w_{0,i} = 1e + 6$ とした結果を示す. ここで, $w_{0,i}$ は初期の賃金 w_i を示す.

(2) 計算結果

$\mu = 0.7, \mu = 0.5, \mu = 0.3$ について, 輸送自由度 ϕ を変化させたときの h_1 の推移を図-1, 図-2 に示す. このうち, $\mu = 0.7$ では h_1 が増加し, その後減少する挙動となることを確認できた. 一方で, $\mu = 0.5, \mu = 0.3$ では, ϕ の増加により, h_1 は常に減少する結果となった.

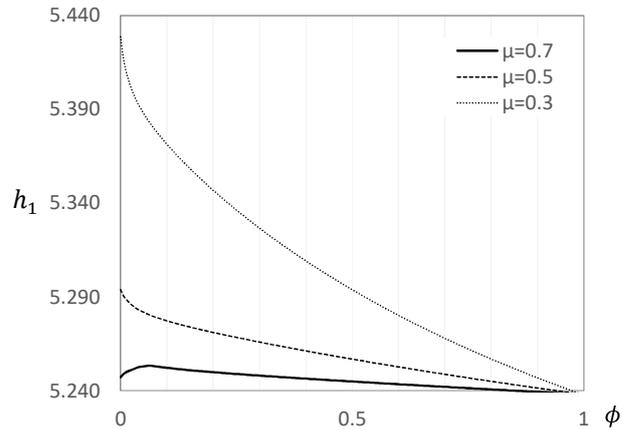


図-1 輸送自由度 ϕ が地域 1 人口に与える影響

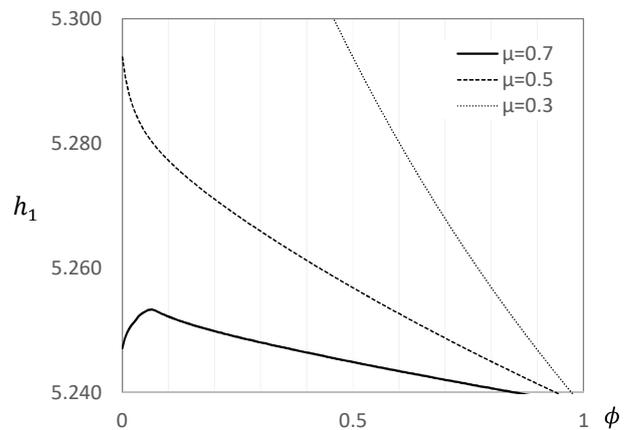


図-2 図-1の拡大図

以上より, 本モデルにおいて, $\mu = 0.7$ のときに “空間的なスピルオーバー効果のある分散力” が導入されたモデルにみられる, モデル特性を確認できた. これにより, 本モデルがストロー効果を表現可能であることが示された.

一方で, $\mu = 0.5, \mu = 0.3$ では h_1 が単調減少となり, 任意のパラメータ設定で “人口が多い地域は, 輸送自由度 ϕ が増加するに従って, 人口増加し, その後減少する” ことを示すことはできなかった. これは, 本稿で開発したモデルには “空間的なスピルオーバー効果のある分散力” が働くものの, その影響が十分ではないことを示唆している. この改善には, 別の種類の分散力を導入するなどの, モデルの拡張 (e.g., 高山・杉山¹⁸⁾ との統合) が求められる. この方向の研究は, 今後の重要な研究課題である.

5. パラメータ設定

本稿では, 構築したモデルを用いた反実仮想実験を実施する. 本章は, その解析に必要なパラメータの設定方法, 使用するデータ, パラメータ設定結果を示す.

(1) パラメータ設定方法

本節では、計量分析を実施するために必要となるパラメータ設定方法を提示する。なお、消費者の土地支出割合 μ は、既に様々な実証研究²⁰⁾により標準的な値が知られていることから、その値 $\mu = 0.25$ を用いる。

a) 輸送費用の推定

輸送費用 τ_{ij} は実データから推定することができないことから、Allen and Arkolakis¹⁷⁾と同様、2段階に分けて推定する。具体的には、第1段階で交通機関分担率、第2段階で地域間輸送量を利用したパラメータ推定を行う。

第1段階

まず第1段階では、地域間 i, j の各輸送モード m の選択効用に関するパラメータを推定する。本稿では、物流・人流の両方の輸送モード m の選択効用 $V_{m,ij}^L, V_{m,ij}^P$ を以下で定義する。

$$V_{m,ij}^L = \begin{cases} \alpha_m^L \text{dist}_{m,ij}^L + \zeta \text{dum}_{ij} & \text{if } i = j \\ \alpha_m^L \text{dist}_{m,ij}^L + \zeta \text{dum}_{ij} + \xi_m^L & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (34a)$$

$$V_{m,ij}^P = \begin{cases} \alpha_m^P \text{time}_{m,ij}^P & \text{if } i = j \\ \alpha_m^P \text{time}_{m,ij}^P + \phi_m^P \text{freq}_{m,ij}^P + \xi_m^P & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (34b)$$

本稿では輸送モード m として、物流は貨物車 C 、鉄道 R 、航空 A 、人流はそれら（ C は乗用車）に加えて高速バス B を考える。したがって、物流・人流の輸送モード集合は、 $\mathcal{M}^L \equiv \{C, R, A\}, \mathcal{M}^P \equiv \{C, R, A, B\}$ で与えられる。また、 dist_{ij}^L は地域 i, j 間の距離、 time_{ij}^P は所要時間、 freq_{ij}^P は運行頻度である。 dum_{ij} は i, j が同一都道府県間であれば1、そうでなければ0をとるダミー変数である。なお、地域内の輸送は貨物車・乗用車のみを用いると仮定する。

この選択効用を用いて、最尤法によりパラメータを推定する。このときに用いる尤度関数 λ^L, λ^P は以下で与えられる。

$$\lambda^L = \prod_{ij \in \mathcal{K} \times \mathcal{K}} \prod_{m \in \mathcal{M}^L} (\theta_{m,ij}^L)^{N_{m,ij}^L} \quad (35a)$$

$$\lambda^P = \prod_{ij \in \mathcal{K} \times \mathcal{K}} \prod_{m \in \mathcal{M}^P} (\theta_{m,ij}^P)^{N_{m,ij}^P} \quad (35b)$$

$$\theta_{m,ij}^X = \frac{\exp[V_{m,ij}^X]}{\sum_{n \in \mathcal{M}^X} \exp[V_{n,ij}^X]} \quad (35c)$$

ここで、 $\theta_{m,ij}^X$ は地域 i, j 間の輸送モード m の分担率、 $N_{m,ij}^X$ は実データから与えられる地域 i, j 間の輸送モード m の分担率である。

第2段階

第2段階では、地域 i, j 間の交易量 X_{ij} を用いて、輸送費用を推定する。そのために、輸送費用 $\tau_{ij}^{-(k-1)}$ を以下で定義する：

$$\tau_{ij}^{-(k-1)} = \kappa (\hat{V}_{m,ij}^L)^{\theta^L} (\hat{V}_{m,ij}^P)^{\theta^P} \leq 1 \quad (36a)$$

$$\hat{V}_{ij}^L = \begin{cases} \exp[V_{C,ij}^L] & \text{if } i = j \\ \sum_{m \in \mathcal{M}^L} \exp[V_{m,ij}^L] & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (36b)$$

$$\hat{V}_{ij}^P = \begin{cases} \exp[V_{C,ij}^P] & \text{if } i = j \\ \sum_{m \in \mathcal{M}^P} \exp[V_{m,ij}^P] & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad (36c)$$

ここで、 κ はパラメータである。上式は、同一地域内の輸送費用は貨物車・乗用車のみを利用すると想定することを意味している。

そして、本稿で開発したモデルの交易量 X_{ij} が次のように表されることを利用して、重回帰分析により θ^L, θ^P を推定する。

$$\ln X_{ij} = \text{FX}_i + \ln \tau_{ij}^{-(k-1)} + \text{FM}_j + \text{const} \quad (37)$$

ここで、 FX_i は生産地に関する項、 FM_j は需要地に関する項、 const は定数項を表す。

ここで注意が必要なのは、上記の推定では式(36a)の κ が定まらない点である。ただし、 κ の水準は短期・長期均衡状態に何ら影響を与えないため、 κ は推定しない。

b) k の設定

Pareto分布の形状パラメータ k は、Behrens et al.²⁰⁾と同様、長期均衡状態における人口分布が実データ \mathbf{h}^{data} と最も近くなる水準に定める。具体的には、 k 、人口分布 \mathbf{h}^{data} を与件としたもとで得られたパラメータ値における $|F_i(\mathbf{h}^{\text{data}})/h_i^{\text{data}}|$ の総和（ie., 長期均衡状態からの誤差）を最小とする k を採用する。

c) γ_i の設定

γ_i は短期均衡条件式(28)により設定する。具体的には、 μ, τ_{ij}, k が与えられているもとで、実データから得られる \mathbf{h}, \mathbf{w} を使うことにより、 \mathbf{p}^d と $\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_i)_{i \in \mathcal{X}}$ を得る。

d) アメニティ水準 B_i の設定

アメニティ水準 B_i は、実データ \mathbf{h}^{data} が長期均衡条件を満たす水準に設定する。この条件は、次のように書き換えられる。

$$B_i = \left(\frac{h_i^{\text{data}}}{A_i} \right)^\mu \left(\frac{p_i^d}{\gamma_i} \right)^{1-\mu} \quad (38)$$

最終的に設定した B_i を用いてキャリブレーションを行う。このため、以上の方法で設定したパラメータを用いることで、モデルの基準均衡状態 \mathbf{h} は実データ \mathbf{h}^{data} と完全に一致^{註12)}する。

(2) 使用データ

次章の反実仮想実験で対象とする地域区分は、高山・杉山¹⁸⁾と同様、日本国内を対象に都市雇用圏を基準として分割した432地域区分（図-3）を用いる。ネットワークは、道路網、鉄道網、航空網、航路網を対象とした。ただし、航路網は道路網と一体と捉えて、道路網による輸送が不可能な地域間のみを航路網利用の対象とした。

モデルによる実空間を対象とした分析を可能とするた



図-3 地域区分

表-1 使用データ

項目	出典
消費者数 h_i	国勢調査 (2005年)
面積 A_i	国土数値情報 土地利用 3次メッシュ (2005年)
賃金 w_i	都道府県産業連関表 (2005年), 国勢調査 (2005年)
距離 $dist_{ij}$	デジタル道路地図 (DRM) (2005年)
所要時間 $time_{ij}$	ナビタイムジャパン提供の経路データ (2019年)
運行頻度 $freq_{ij}$	国土数値情報 海上経路 (2011年), 定期旅客航路 (2012年)
交易シェア N_{ij}	ナビタイムジャパン提供の経路データ (同上)
交易額 X_{ij}	国土数値情報 港湾間流通量・海上経路 (同上), 定期旅客航路 (同上)
	全国貨物純流動調査 (2005年)
	全国幹線旅客純流動調査 (2005年)
	全国貨物純流動調査 (同上)

めに、2005年を基準年として公的データ・民間データを収集・加工することでデータを整備した。使用したデータは表-1に示すとおりである:

消費者数 h_i : 国勢調査の就業者数を使用して、都市雇用圏で集計した値とした。

面積 A_i : 国土数値情報の土地利用 3次メッシュを使用して、このうち、経済活動に利用可能な土地利用用途 (i.e., 田, その他の農用地, 建物用途) の面積を都市雇用圏で集計した値とした。

賃金 w_i : 都道府県産業連関表の総賃金 (雇用者所得と家計外消費支出の和) を就業者数のシェアで按分して地域別の総賃金を算出し、総賃金を当該地域の就業者数で除した値を使用した。

距離・所要時間 : デジタル道路地図 (DRM) および国土数値情報の海上経路・定期旅客経路、総合ナビゲーションアプリ『NAVITIME』を運営するナビタイムジャパン提供の代表地点間経路データを用いて設定した¹³⁾。

具体的には、輸送モードのうち、貨物車・乗用車 (船舶含む) については、DRM の高速道路・一般国道および海上経路・定期旅客航路を対象に、都市雇用圏の代表地点間で所要時間が最短となる経路をダイクストラ法で探索し、当該経路の距離・所要時間を用いた。このとき、各都市雇用圏の代表地点は、都市雇用圏内の最も人口が多い市区町村の役所とした。ただし、地域内の距離は、Redding and Venables²²⁾と同様、地域 i の総面積 A_i に応じた、 $(2/3)\sqrt{A_i/\pi}$ と設定した。地域内の所要時間は、地域内距離を道路交通センサスにより設定する速度¹⁴⁾で除して設定した。輸送モードのうち、高速バス・鉄道・航空の距離・所要時間は、ナビタイムジャパン提供の経路データに基づき設定した¹⁵⁾。データ上、地域間の経路が無く、上記方法により距離・所要時間が設定できない場合は、地域間の経路無しと判断した。

運行頻度 : 高速バス・鉄道・航空を対象に、ナビタイムジャパン提供の経路データの平日の一日当たりの運行本数を用いた。

交易シェア N_{ij} : 全国貨物純流動調査 (物流センサス), 全国幹線旅客純流動調査¹⁶⁾を用いて設定した。具体的には、物流の交易シェアは物流センサスの輸送機関別の輸送量のシェア, 人流の交易シェアは全国幹線旅客純流動調査 (元データ¹⁷⁾) の移動人数の輸送機関別のシェアとした¹⁸⁾。ただし、輸送モード選択に関するパラメータが主な交易の傾向を捉えた推定値となるよう、輸送量や移動人数が微小な場合はゼロと見なしてシェアを算定した¹⁹⁾。

交易額 X_{ij} : 432都市雇用圏間の交易額のデータが存在しないことから、物流センサスの輸送量 (重量) を代用した。なお、地域間産業連関表の金額シェアと物流センサスの重量シェアは相関係数 0.94 と高い相関が存在することが知られている²³⁾。したがって、交易額を輸送量で代用する妥当性は一定程度あると判断し使用した。

(3) パラメータ設定の結果

本節ではパラメータの設定結果を順に示す。まず、輸送費用推定の第1段階では、地域間交易シェア $\theta_{m,ij}^X$ のデータ (ただし、 $i \neq j$ のみ) を使用した集計ロジット²⁰⁾のパラメータを、R 言語の `optim` 関数を用いて、最適化手法の一つである BFGS により推定した。第2段階では、説明変数に関するデータは最小値で正規化したものを使用した。なお、推定には R 言語の `lm` 関数を用いた。

第1段階の推定結果である選択効用パラメータを表-2, 表-3に示す。表より、距離・所要時間に関するパラメータは負の値、運行頻度に関するパラメータは正の値であることが確認できる。これは、交通機関選択効用が、距離・所要時間の増加により効用が低下すること、運行頻度の増加により効用が増加することを意味しており、妥

表-2 第1段階の推定結果 (物流)

変数	パラメータ	推定値[t 値]
距離:貨物車	α_C^L	-3.79.E-03[-8.76]
距離:鉄道	α_R^L	-1.95.E-03[-5.17]
距離:航空	α_A^L	-2.91.E-03[-5.69]
同一県間	ζ	3.17[3.89]
定数項:鉄道	ξ_R^L	-4.53[-79.87]
定数項:航空	ξ_A^L	-4.19[-35.42]
Sample size		52,587
Null log likelihood		-4.31.E+04
Final log likelihood		-7.98.E+03
ρ^2		0.8148

表-3 第1段階の推定結果 (人流)

変数	パラメータ	推定値[t 値]
所要時間:乗用車	α_C^P	-2.61.E-02[-51.29]
所要時間:高速バス	α_B^P	-9.41.E-03[-17.35]
所要時間:鉄道	α_R^P	-2.65.E-02[-32.42]
所要時間:航空	α_A^P	-2.09.E-02[-13.84]
運行頻度:高速バス	ϕ_B^P	1.30.E-02[2.740]
運行頻度:鉄道	ϕ_R^P	6.30.E-03[12.82]
運行頻度:航空	ϕ_A^P	1.18.E-02[4.010]
定数項:高速バス	ξ_B^P	-4.09[-31.90]
定数項:鉄道	ξ_R^P	-1.84[-32.32]
定数項:航空	ξ_A^P	-1.51[-9.433]
Sample size		23,117
Null log likelihood		-2.52.E+04
Final log likelihood		-1.20.E+04
ρ^2		0.5233

表-4 第2段階の推定結果

変数	パラメータ	推定値	t 値
物流の選択効用	θ^L	0.651	47.35
人流の選択効用	θ^P	0.723	38.94
R^2		0.5632	

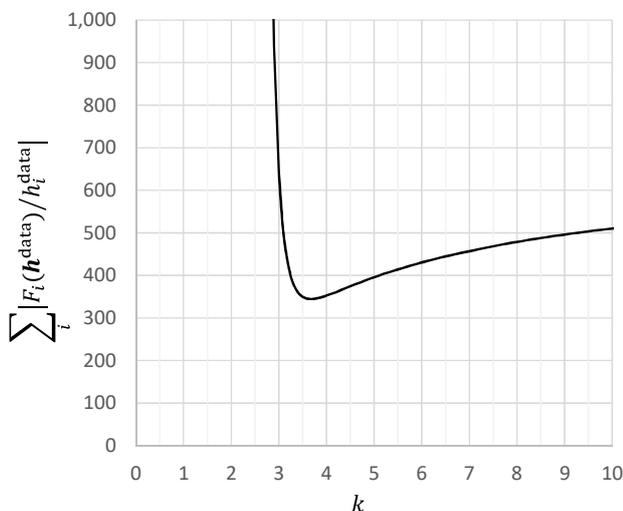


図-4 k と長期均衡状態との誤差の関係

当な結果と言える。

表-2の物流に関する結果より、距離の推定値は $|\alpha_C^L| > |\alpha_A^L| > |\alpha_R^L|$ であり、かつ、鉄道と航空の定数項が負であることが確認できる。これは、距離が短いODでは貨物車・乗用車が利用されて、距離が長くなるにつれて航空や鉄道を利用する傾向にあることを表しており、直観と合った違和感の無い推定結果を得た。表-3の人流に関する結果では、所要時間の推定値は、 $|\alpha_R^P| \approx |\alpha_C^P| > |\alpha_A^P| \gg |\alpha_B^P|$ であり、定数項の推定値も踏まえると、所要時間の短いODは、物流と同様に、貨物車・乗用車が利用され、所要時間が長くなるにつれて、高速バス、航空、鉄道の利用が増加する傾向にあることを表している。次いで、運行頻度の推定値は、鉄道に比べて高速バス・航空が大きい。これは運行本数の増加に対する効用の増加分が大きいことを表しており、鉄道と比べて高速バスと航空は運行頻度が相対的に少なく運行頻度の重要度が高いことを踏まえると、直観に合った結果と言える。

第2段階の推定結果である物流・人流の選択効用に関するパラメータを表-4に示す²¹⁾。表より、物流・人流ともに推定値は正の値となった。これは選択効用が増加するにつれて交易が増加することを示しており、妥当な結果であると言える。

パラメータ γ_i, k, B_i も同様に、前述の方法により設定を行った。その結果、 $k = 3.68$ となった。各 k における長期均衡状態との誤差 (i.e., $|F_i(\mathbf{h}^{data})/h_i^{data}|$ の総和)を図-4に示す。図より、3.68付近の誤差が最も小さくなっていることが分かる。 γ_i, B_i は、誌面の都合上、結果を示すことは割愛する。

6. 反実仮想実験

前章に示したパラメータ値を用いて、日本を対象とした、輸送アクセス改善による反実仮想実験を行う。その結果から、開発したモデルのうち、経済パートと輸送網パートのそれぞれについて、その特徴を可能な限り把握する。具体的には、まず、経済パートについて、物流・人流それぞれの輸送アクセス改善について、Helpman⁹⁾モデルによる結果と比較することで、構築したモデルがストロー効果を表現できることを明確に示す²²⁾。さらに、輸送網パートについて、構築したモデルによる輸送モード別の輸送アクセス改善の結果から、各モードのネットワークの影響を確認し、結果から読み取れる範囲で、政策的示唆を加える。

(1) Helpman モデルとの比較

全ての地域間の距離・所要時間当たりの費用 (i.e., パラメータ α_m^X)を10%低下させた場合の物流・人流別の

分析結果を図-5, 図-6に示す. ここでは, 図-5に各地域の人口シェア変化 $(h_i^\omega - h_i^*)/H \times 100$ を示し, 図-6に人口成長率 $(h_i^\omega - h_i^*)/h_i^* \times 100$ を示している. なお, 上付き添え字 ω は基準均衡状態, ω は輸送費用変化後の均衡状態を表す. 人口シェア変化は日本全体の人口分布変化(人口移動)の傾向を把握するため, 人口成長率は各都市の人口の変化傾向を把握するために示している.

結果のうち, 図-5(a1), 図-6(a1)は本研究において特に重要な挙動である. これは, Helpman[®]モデルの結果である図-5(a2), (b2), 図-6(a2), (b2)を見ても分かる通り, 既存の QSE モデルでは表現することのできない“地域間輸送費用の低下に伴う大都市 (e.g., 東京) での人口集積”が確認できたためである. この結果から, 企業間の価格競争を考慮することにより, ストロー効果が発生したことが分かる^{注23)}.

その他, 結果から本稿モデルの特徴 (i.e., Helpman[®]モデルとの違い) を2点確認できる.

1点目は, 定性的な違いとして, 地方の中心都市圏 (e.g., 札幌, 仙台, 広島, 福岡) といった, 比較的規模の大きい都市へ与える影響である. Helpman[®]では, 都市規模が大きいほど, 輸送費用の低下による負の影響が大きいことが知られている. 図-5, 図-6でも, 本稿モデルと比較して, 地方の中心都市圏が減少傾向 (i.e., 減少もしくは増加程度が小さい) となっており, その影響を確認することができる. 言い換えると, 比較的規模の大きな都市での増加傾向が強まることは, 本稿モデルの特徴と言える.

2点目は, 定量的な違いとして, 人口分布変化の幅である. 図-5, 図-6より, Helpman[®]と比較して, 本稿モデルの方が人口分布の変化の幅が大きいことが分かる. このことから, 企業の価格競争を考慮することにより, 輸送費用低下による人口分布変化の幅が大きくなる傾向があると言える.

(2) 輸送モード別の結果

輸送モード別の分析として, 輸送費用が一律低下する影響を分析する^{注24)}. 全ての地域間の距離・所要時間当たりの費用 (i.e., パラメータ α_m^X) を10%低下させた場合のモード別の分析結果を図-7, 図-8に示す.

図-7, 図-8の(a)から, 貨物車・乗用車の輸送費用が低下することで, 前節の全モード・人流の結果 (i.e., 図-5(a1), 図-6(a1))と同様に, 大都市での人口集積 (i.e., ストロー効果)を確認できた. ここで, 図-7, 図-8の(a)が図-5(a1), 図-6(a1)と近い傾向を示したのは, θ の影響と考える. 物流と人流の各々の輸送アクセス改善が地域間の輸送費用に与える影響の大きさは, 全モードで捉えた場合, θ のパラメータで概ね判断ができる. 表-4のとおり, θ は人流の値が大きいため, 全ての地域の距離・所

要時間当たりの費用を一律で一定割合低下させた場合, その影響は人流の方が大きくなる. ただし, 物流と人流では変数が異なるため, 一定割合低下させてもその意味合いが異なり, 結果の大小が政策効果の大小に直結しないため, 結果を見る際には注意が必要である.

一方, 公共交通 (i.e., 高速バス, 鉄道, 航空) の結果のうち, 人口シェア変化を示す図-7(b), (c), (d)では, 三大都市圏の全ての人口が減少するといった, 類似した結果が得られた. ただし, 各地域の人口成長率を示した図-8(b), (c), (d)では, 質の異なる人口分布変化が生じたことが確認できた. より具体的には, 高速バスと鉄道が類似した傾向 (i.e., 三大都市圏以外は概ね人口増加)を示す一方, 航空は異なる傾向 (i.e., 本州中央部が全体的に人口減少)が見られた. ここで, 図-7の(b), (c), (d)が図-5(b1)と近い傾向を示したのは, 輸送モード別の結果では, それぞれの輸送モードのネットワークが影響するためである. 具体的には, 各公共交通の人流の輸送アクセス改善が地方分散に寄与するのに対して, 貨物車・乗用車の人流の輸送アクセス改善は大都市集中に寄与するといった違いがあるために, 上記のような結果となったと考える. 実際, 物流・人流別かつ輸送モード別の結果では, そのような違いを確認している.

公共交通のうち, 航空が異なる傾向を見せたのは, 東京圏との経路で航空利用があるかどうかの影響していると考えられる. 具体的には, 航空利用がある都市雇用圏は輸送費用低下の恩恵を受けて人口増加しており, 利用が無い都市雇用圏は人口減少したと考えられる^{注25)}.

これらの結果から, 交通基盤整備によって人口の空間的偏り (i.e., 大都市への人口集積)を軽減させるには, 大都市への集積傾向となる道路整備と, 地方への分散傾向となる公共交通整備を組み合わせることが重要であることが示唆される^{注26)}.

以上の結果から, 本研究で構築したモデルを計量分析に応用することで, “輸送アクセス改善による大都市への人口集中現象”を確認することができた. また, 輸送アクセスを改善させる輸送モードや物流・人流別による人口分布へ与える影響の違いを把握できた. 加えて, 交通基盤整備により, 人口の空間的偏りを軽減させるには, 道路整備と公共交通整備を組み合わせることが重要である, といった示唆を得ることができた.

7. おわりに

本稿では, NEG理論の枠組みを応用することで, 大都市への人口集積 (i.e., ストロー効果)を表現可能な, 政策効果分析の基礎となりうる計量モデルの構築を行った. 具体的には, 既存の Helpman[®]に企業間の価格競争³⁾

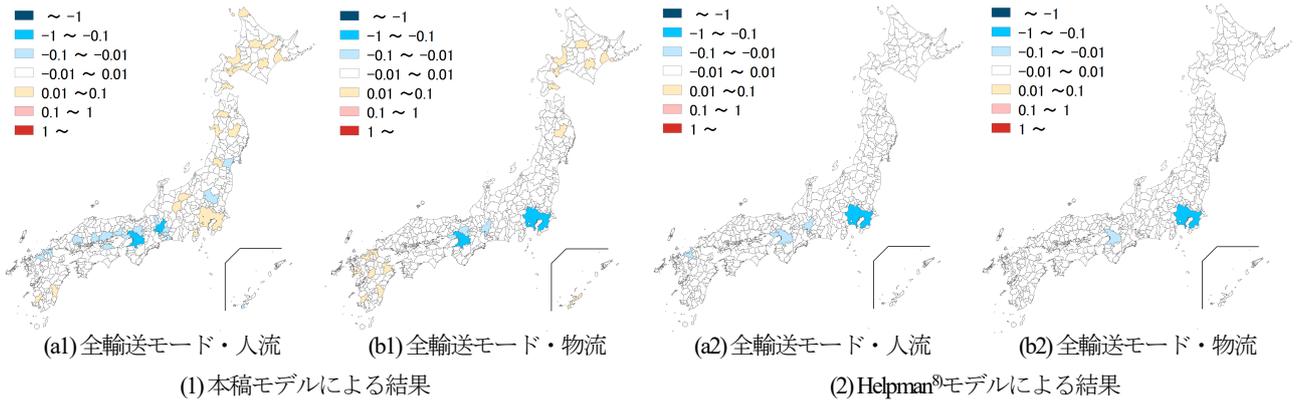


図-5 輸送費用一律10%低下：人口シェア変化（物流・人流）

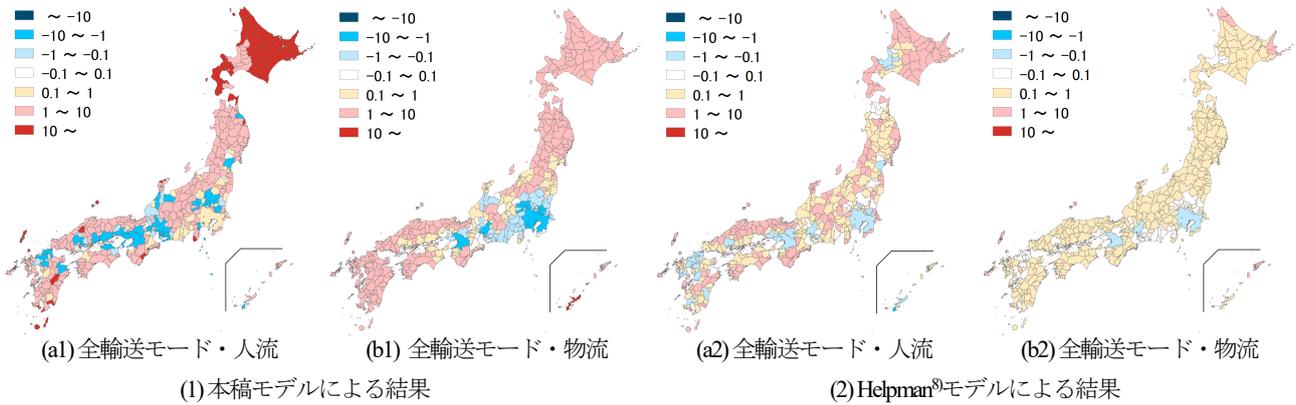


図-6 輸送費用一律10%低下：人口成長率（物流・人流）

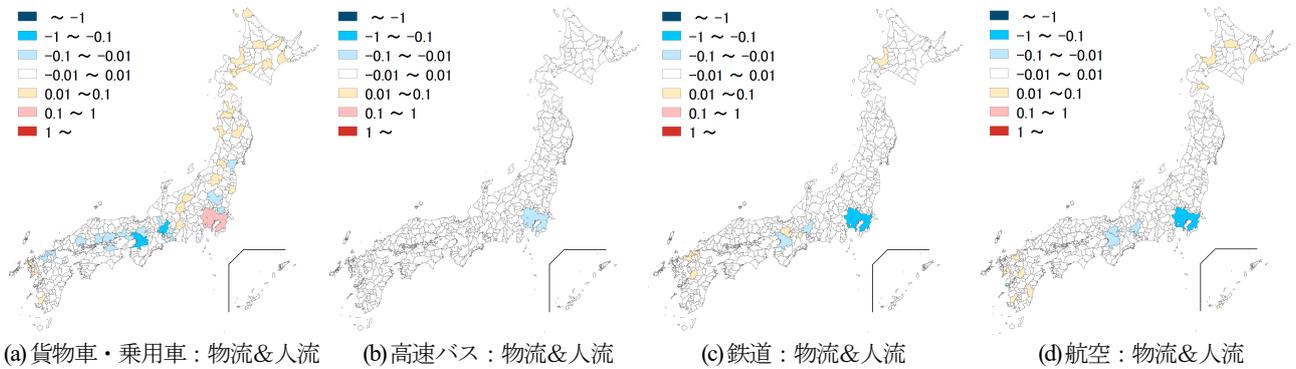


図-7 輸送費用一律10%低下：人口シェア（各モード）

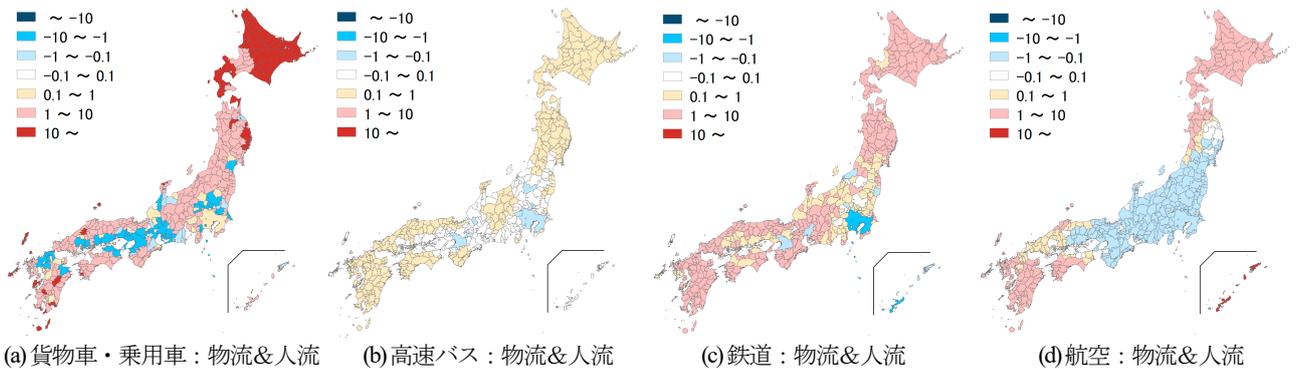


図-8 輸送費用一律10%低下：人口成長率（各モード）

を導入してモデルを構築した。さらに、杉本ら¹⁹⁾と同様、モデルに物流・人流および複数の輸送モード (i.e., 貨物車・乗用車, 高速バス, 鉄道, 航空) を考慮した地域間輸送ネットワークを導入し、輸送アクセスの改善効果を分析するための手法を提示した。さらに、日本を対象にした具体的な分析事例により、本分析手法がストロー効果を表現できることを明確に示した。

本手法をより発展させるために、各輸送モードの選択効用に輸送料金 (運賃) などの金銭費用を適切に分離した形で考慮することや、輸送料金 (運賃) 変更に関する分析は課題としたい。

今後の展望として、高山・杉山¹⁸⁾と本モデルとを組み合わせたモデルの構築が挙げられる。本研究では、企業の価格競争の影響を明確に示すため、Helpman⁸⁾と同様に、企業の土地消費を考慮しないモデルとした。しかし、第4章では、本稿で開発したモデルに働く“空間的なスピルオーバー効果のある分散力”が十分ではないことが示唆された。この改善には、別の種類の分散力の導入が求められる。その一つとして、高山・杉山¹⁸⁾のような、企業の土地消費の考慮がある。これにより、定性的にも定量的にも、より妥当なモデルが構築できる可能性があると考えられる。

さらに、本手法を拡張すれば、交通分野の技術革新

(e.g., 自動運転車の普及, 信号制御) に伴う産業構造の変化も踏まえた劇的な輸送アクセス改善を評価できる可能性がある。そのためには、モデルを多産業に拡張する必要がある^{注2)}。この方向のモデル拡張や分析は、今後の重要な課題である。

謝辞：本研究は、国土交通省新道路技術会議「道路政策の質の向上に資する技術研究開発：公共交通ターミナル整備の空間経済分析に関する研究開発 (代表者：高山雄貴金沢大学准教授)」および JST 創発的研究支援事業 JPMJFR215M の支援を受けたものである。ここに記して謝意を表したい。

付録 I. 変数・パラメーター一覧表

本稿で用いた変数を表-5、パラメータの定義を表-6により整理する。

付録 II. Lambert W関数の積分

短期均衡条件の導出のためには、Lambert W関数を積分する必要がある。そこで、Behrens et al.²⁰⁾と同様の手順で積分することを考える。

表-5 変数一覧表

記号	定義	記号	定義
h_i	各地域 <i>i</i> に立地する消費者の数	\bar{w}^R	地代収入
N_i^C	供給される差別化財の種類数	P_i	地域 <i>i</i> での差別化財の価格指数
a_i	土地の消費量	$x_i(\ell)$	地域 <i>i</i> における財バラエティ <i>ℓ</i> の生産量
Q_i	差別化財の消費により得られる部分効用	$l_i(\ell)$	地域 <i>i</i> の企業 <i>ℓ</i> の労働需要量
N_{ji}	地域 <i>j</i> から供給されて地域 <i>i</i> で消費される差別化財のバラエティ <i>ℓ</i> の集合	$\psi_i(\ell)$	地域 <i>i</i> の企業 <i>ℓ</i> の限界費用
p_{ji}	地域 <i>j</i> で生産されて地域 <i>i</i> で消費される財バラエティ <i>ℓ</i> の価格	$\pi_i(\ell)$	企業の利潤
r_i	地代	N_j^E	地域 <i>j</i> に立地する企業数
$q_{ji}(\ell)$	地域 <i>j</i> で生産されて地域 <i>i</i> で消費される財バラエティ <i>ℓ</i> の消費量	$\Delta_{ij}(\ell)$	マークアップ率
y_i	消費者の所得	L_i	労働需要量
w_i	賃金率 (労働1単位当たりの賃金)	T_{ij}	地域 <i>i</i> で生産した財の地域 <i>j</i> での総消費額

表-6 パラメーター一覧表

記号	定義	記号	定義
A_i	地域 <i>i</i> ∈ \mathcal{K} の面積	ψ_i^{\max}	地域 <i>i</i> の限界費用の最大値
μ	土地への支出割合	k	形状パラメータ
B_i	アメニティ水準	κ_1, κ_2	Pareto分布の形状パラメータ <i>k</i> のみに依存する定数
β	財バラエティ間の代替弾力性に影響を与えるパラメータ	γ_i	企業の生産性の水準を反映したパラメータ
τ_{ij}	地域 <i>i</i> から地域 <i>j</i> への輸送費用パラメータ	ξ	β, k のみに依存する定数 $\xi = \exp\left(\frac{\kappa_1}{2} + \frac{\kappa_4}{2\kappa_1}\right)$

そのために、 $z \equiv W(\exp[1] \psi_{ij}^x/x)^{-1}$ と定義すると次の関係が得られる。

$$\frac{\exp[1] \psi_{ij}^x}{x} = z^{-1} \exp[z^{-1}] \quad (39)$$

このとき、 $dx = \exp[1 - z^{-1}] (1 + z) z^{-2} \psi_{ij}^x dz$ の関係が成立する。また、 $x \in [0, \psi_{ij}^x]$ の積分範囲は $z \in [0, 1]$ に変換される。さらに、以降では $dG_i(x) = k(\psi_i^{\max})^{-k} x^{k-1} dx$ を利用する。

財の総消費量

地域*i*で生産されて地域*j*で消費される財の総消費額 T_{ij} は、以下で表される。

$$T_{ij} = N_i^E h_j \int_0^{\psi_{ij}^x} p_{ij}(k) q_{ij}(k) dG_i(\psi) \quad (40)$$

$$= \beta(1 - \mu) N_i^E h_j y_j \kappa_1 (\psi_i^{\max})^{-k} (\psi_{ij}^x)^k$$

$$\kappa_1 \equiv k \int_0^1 z^{-4} (1 - z)(1 + z)(z \exp[1 - z^{-1}])^k dz \quad (41)$$

期待利潤

利潤ゼロ条件は、各地域の期待利潤 π_i がゼロとなる条件で与えられる。このため、期待利潤 π_i は以下のとおりとなる。

$$\begin{aligned} \pi_i &= \beta(1 - \mu) \sum_{j \in \mathcal{K}} y_j h_j \int_0^{\psi_{ij}^x} S(\psi) dG_i(\psi) - w_i \\ &= \beta(1 - \mu) \kappa_2 (\psi_i^{\max})^{-k} \sum_{j \in \mathcal{K}} y_j h_j (\psi_{ij}^x)^k - w_i \end{aligned} \quad (42)$$

$$S(\psi) = W\left(\frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi}\right) + W\left(\frac{\psi_{ij}^x \exp[1]}{\psi}\right)^{-1} - 2 \quad (43)$$

$$\kappa_2 \equiv k \int_0^1 z^{-4} (1 + z)(1 - z)^2 (z \exp[1 - z^{-1}])^k dz \quad (44)$$

ここで、 κ_1, κ_2 の定義より、 $\kappa_1 > \kappa_2$ が成立する。

労働の総需要

労働の需給均衡条件には、以下のように表される地域*i*の労働総需要 L_i が必要となる。

$$\begin{aligned} L_i &= N_i^E \left\{ 1 + \sum_{j \in \mathcal{K}} \tau_{ij} h_j \int_0^{\psi_{ij}^x} \psi q_{ij}(k) dG_i(\psi) \right\} \\ &= N_i^E \left\{ 1 + \frac{\beta(1 - \mu)}{w_i} (\psi_i^{\max})^{-k} \kappa_3 \sum_{j \in \mathcal{K}} y_j h_j (\psi_{ij}^x)^k \right\} \end{aligned} \quad (45)$$

$$\begin{aligned} \kappa_3 &\equiv k \int_0^1 z^{-3} (1 - z)(1 + z)(z \exp[1 - z^{-1}])^k dz \\ &= \kappa_1 - \kappa_2 \end{aligned} \quad (46)$$

財消費の部分効用

地域*i*の財消費による部分効用 Q_i は、式(7)より $\sum_{j \in \mathcal{K}} N_j^E \int_0^{\psi_{ji}^x} p_{ji}(k) dG_i(k) = N_i^C \ln p_j^d - 1/\beta$ であることを利用すると、次の式で与えられる。

$$\begin{aligned} \ln Q_i &= \ln[(1 - \mu)y_i] \\ &\quad - \frac{1}{N_i^C} \sum_{j \in \mathcal{K}} N_j^E \int_0^{\psi_{ji}^x} \ln p_{ji}(k) dG_j(k) \\ &\quad + \frac{\beta}{2} \sum_{j \in \mathcal{K}} N_j^E \int_0^{\psi_{ji}^x} \{\ln p_{ji}(k)\}^2 dG_j(k) \\ &\quad - \frac{\beta}{2} \frac{1}{N_i^C} \left\{ \sum_{j \in \mathcal{K}} N_j^E \int_0^{\psi_{ji}^x} \ln p_{ji}(k) dG_j(k) \right\}^2 \\ &= \ln[(1 - \mu)y_i] + \frac{\kappa_1}{2} + \frac{\kappa_4}{2\kappa_1} - \ln[p_i^d] \end{aligned} \quad (47)$$

$$\kappa_4 \equiv k \int_0^1 \frac{(1 - z)^2 (1 + z)}{z^5} (z \exp[1 - z^{-1}])^k dz \quad (48)$$

ここで、上式の導出に Lambert W 関数の性質 $\ln W(x) = \ln x - W(x)$ を用いた。また、 κ_4 の定義から、 $\kappa_2 > \kappa_4 > 0$ が成立する。

財の総供給量

地域*i*で生産されて地域*j*で消費される財の総供給量 X_{ij} は、以下のとおりとなる。

$$X_{ij} = N_i^E h_j \tau_{ij} \int_0^{\psi_{ij}^x} q_{ij}(k) dG_i(\psi) \quad (49)$$

$$= \frac{\beta(1 - \mu) N_i^E h_j y_j}{w_i} \kappa_5 (\psi_i^{\max})^{-k} (\psi_{ij}^x)^{k-1}$$

$$\kappa_5 \equiv k \int_0^1 z^{-3} (1 - z)(1 + z)(z \exp[1 - z^{-1}])^{k-1} dz \quad (50)$$

付録Ⅲ. 運行頻度が増加する影響

輸送モード別の分析として、運行頻度が増加する影響を分析する。高速バス・鉄道・航空の人流を対象に、経路の存在する OD の運行頻度を、次のように増加させた場合の人口変化を調べる：

- 運行頻度が一律 20%増加
- 運行頻度が一定本数増加

ここで、一定増加本数は、使用データ上の各輸送モードの運行頻度の平均値の 20%増を目安に、高速バス 1本、鉄道 8本、航空 3本と設定した。上記 2 ケースはそれぞれ、一律増加は効率性、一定本数増加は公平性を重視した交通基盤整備と位置づけられる。その結果得られた人口シェア変化および人口成長率を図-9、図-10、図-11、図-12に示す。

大きな傾向としては、高速バスと航空は、両ケース (ie., 一律増加と一定本数増加) の結果が概ね同様の傾向であり、鉄道では異なる結果となった。具体的には、両ケースとも、高速バスは三大都市圏を中心に人口減少しており、航空は本州の中央部が人口減少となった。この結果は、前項の輸送費用低下のケースとも概ね共通する結果と言える。鉄道では、一律増加の場合、大阪・名古屋といった大都市を中心に中部・関西が人口増加とな

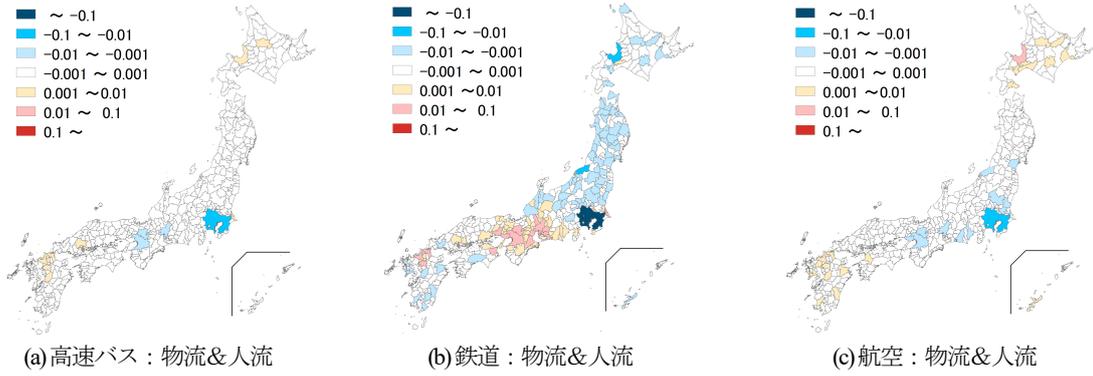


図-9 運行頻度20%増加：人口シェア（各モード）

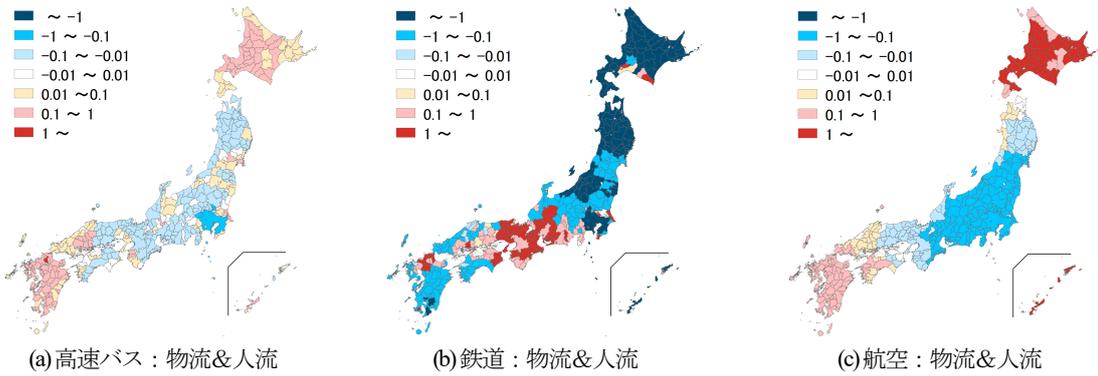


図-10 運行頻度20%増加：人口成長率（各モード）

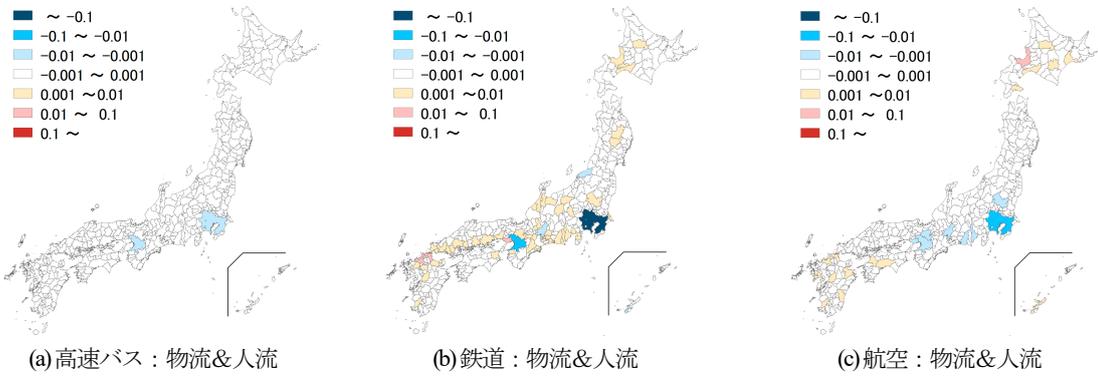


図-11 運行頻度20%増加：人口シェア（各モード）

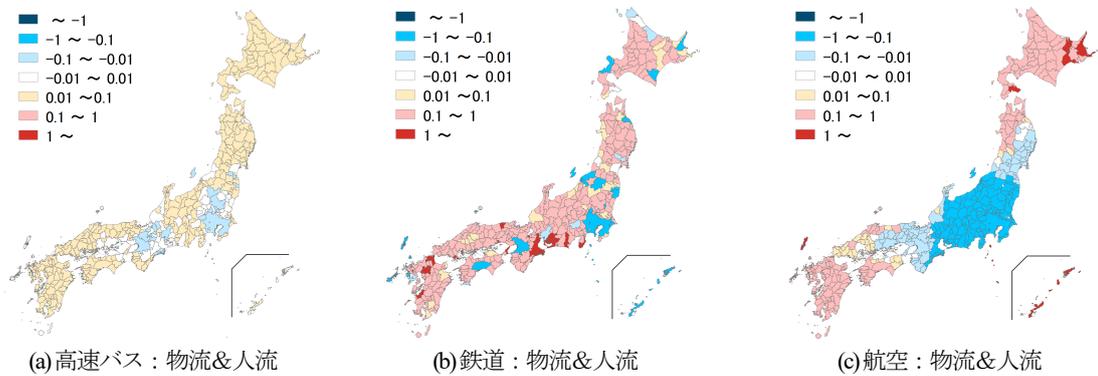


図-12 運行頻度20%増加：人口成長率（各モード）

った。一定本数増加の場合、三大都市圏以外は概ね人口増加となった。

鉄道の両ケースの結果が異なったのは、運行本数や本数のばらつきが他の輸送モードと比べて多く^{注28)}、かつ、式(36)が非線形であることから、両ケースによる輸送アクセス改善効果に大きく差が生じたためと思われる。より細かな傾向としては、図-9、図-10 に比べて、図-11、図-12 では各モードとも、東北や四国などの地方の都市雇用圏で人口増加となった。これは、地方の運行本数が少なく、1 本当たりの増加によって得られる恩恵が大きいためと考えられる。

これらの結果から、人口の空間的偏りを軽減させるための公共交通整備に関しては、両ケースで傾向が大きく異なった、鉄道の整備戦略がより重要となることが示唆される。

NOTES

注1) 例えば、小池ら²⁴⁾では、中国地方の過去の高速道路整備によって、人口流出などのストロー効果が存在した可能性をミクロレベルで示している。また、猪原ら²⁵⁾(2015, p.2)では、ストロー効果の事例として、長野新幹線開通、東北新幹線開通、本州四国連絡橋供用での人口変化を挙げている。加えて、Mori and Osawa²⁶⁾で整理されているように、1970 年から2015 年にかけて、大都市圏への人口集中が進んでおり、このことからストロー現象が生じていることが示唆される。

注2) 高山ら¹⁵⁾は、社会資本整備の長期的な影響を把握できる、NEG モデルを統合・拡張した SCGE モデルを構築している。そして、輸送費用を変化させた際のモデル挙動と実際の観測される人口分布変化の比較を行い、両者の傾向が概ね整合することを確認している。

注3) NEG とは枠組みが異なるものの、人口の地域間移動（および集積の経済）を考慮したものとして、Mun²⁷⁾、小池・川本²⁸⁾がある。しかし、これらは構築したモデルが実空間上でどのような人口分布変化を表現できるかを明らかにしていない。

注4) より具体的には、高山・杉山¹⁸⁾、杉本ら¹⁹⁾は、Helpman⁸⁾を特殊ケースとして含む、企業の土地消費を考慮した Pflüger and Tabuchi²⁹⁾に基づく計量モデルを開発している。そして、その支出割合が大きい場合、ストロー効果と整合した変化（i.e., Helpman⁸⁾に基づく QSE モデルでは表現できない経済集積の変化）が見られることを本稿と同様の計量分析により示している。

注5) 本モデルは、長期的な影響に着目し、それを直接的に表す指標として人口分布に着目した分析を行っている。しかし、本モデルは一般均衡体系であるため、人口分布変化のほかに、一般的な SCGE で計測できる指標（e.g., 財価格、消費量、生産量）の変化も把握可能である。ただし、不完全競争を扱っているため、便益計測には注意が必要³⁰⁾となる。

注6) ここでは、全産業を対象に区別せず単一に扱う。なお、本モデルと同様、集積の経済を反映するため、

（独占的競争と規模の経済および多様性選好を明示的に考慮したという意味において）同様の構造を持つ、（製造業以外の産業も含む）多産業の SCGE モデルが数多く開発されている^{例えは 31),32),33)}。これを踏まえると、本モデル構造により全産業を扱うことに対して妥当性はあると考える。なお、本モデルでは、企業間コミュニケーションは考慮できていないため、今後の課題としたい。ただし、企業間のコミュニケーションの考慮の有無によって集積挙動は質的には変わらないことが理論的に整理されている²⁾。したがって、本モデルは企業間のコミュニケーションが未考慮ではあるものの、モデルによる分析は、集積挙動を把握するうえで、一定の妥当性があると考えられる。

注7) この点が前述した新たな独占的競争理論にあたる。Helpman⁸⁾と本稿で示すモデルの本質的な違いは、この部分効用の仮定のみである。したがって、Helpman⁸⁾に translog 型の部分効用を導入した点が、モデルの定式化における本研究の主な独自性・新規性と言える。これにより、Helpman モデルでは財バラエティ間の代替弾力性が一定である一方で、本モデルでは財バラエティ間の代替弾力性は可変的に扱われる³⁾。そして、均衡条件を満たす値として内生的に求める。

注8) β は財バラエティ間の代替弾力性に影響を与えるパラメータである。財バラエティ間の代替弾力性自体は、前述のとおり、可変的（内生的）に決まる。

注9) 土地所有に関する仮定には、“各地域の土地が居住する消費者に均等に所有される(local ownership)”というものも存在する。しかし、本研究では、Helpman⁸⁾で採用されていることから、public ownership の仮定を採用した。

注10) Lambert W 関数は、 $z = x \exp[x]$ の逆関数 $x = W(z)$ である。

注11) 一般的な SCGE モデルによる分析では、人口分布の変化を無視できるような、比較的短期間で生じる経済効果や便益を評価していると解釈できる。一方で、労働者の地域間移動を考慮する本手法は、数十年という時間スケールの効果を把握するための枠組であると捉えることができる。

注12) このため、現況再現性の確認では本モデルの信頼度を確認できない。これに応えるには、変化の傾向を確認する必要がある。本稿ではモデルが実際の日本の特徴的な人口分布変化（i.e., ストロー現象）を表現できるかを確認している。

注13) 各輸送モードのデータは、当該輸送モードを代表交通機関とする地域間移動データを利用した（よって、バスは主に高速バスであるが一部高速バス以外を含む）。また、アクセス・イグレス交通で利用する輸送機関は、旅客純流動調査の定義に準じた利用とした。つまり、乗用車・貨物車は乗用車・貨物車のみ、高速バスはバス（路線バス含む、以降同様）・徒歩、鉄道は鉄道・船舶・バス・徒歩、航空は航空・鉄道・船舶・バス・徒歩を利用する。

注14) 道路交通センサスの都道府県別旅行速度を用いて、属する都道府県の値を各地域の値として設定した。

注15) 当データは人流を対象としたものであるが、距離は人流に限らず適用できると判断して使用した。

注16) 本モデルでは全産業を対象としているため、観光な

どを区別せず全目的のデータを使用している。経済の基幹データである産業連関表では、観光業の人流は、交易にあたり財・サービスが移動するという意味において、通常の産業の物流と同様に扱っているため (i.e., 観光業は財・サービスの需要のために消費者が消費地・生産地間を往来し、通常の産業では財・サービスが生産地から消費地へ移動する)、本対応で問題は無い。なお、SCGE モデルで観光業を扱った小池・佐藤³⁴⁾においても観光業を区別せずに扱っている。

- 注17)元データは市町村単位のデータであるものの、全国旅客純流動調査では都道府県内で完結する移動は対象としておらず、元データにも存在しないことから、第1段階の人流に関するパラメータ推定では、同一都道府県内の地域間は除外して推定した。
- 注18)日本全国の全般的な分担率を再現するために、輸送量ではなく輸送シェアを使用した。輸送量の場合、大都市を起終点とするODの影響を大きく受けるため、それを回避するために輸送シェアを採用した。
- 注19)輸送量は1t未満、移動人数は0.01人未満を微小な値とした。なお、微小な値をゼロとせずにパラメータ推定を実施した場合も、本結果と同様の符号条件および統計的有意性を持つ推定結果が得られた。
- 注20)非集計ロジットによるモデル化も考えられるが、単純化のために集計ロジットモデルを採用した。
- 注21)物流項と人流項には一定程度の相関がある。しかし、多重共線性を示すVIFは2.7程度であり、基準となる10には満たないため、問題は無いと判断した。
- 注22)ここで、Helpmanモデルで用いるパラメータは、杉本ら¹⁹⁾で設定したものを使用した。なお、本稿と杉本ら¹⁹⁾では、パラメータ設定で使用するデータは全く同じものを使用している。誌面の都合上、符号条件の正否やパラメータの大小関係の考察が必要となる。輸送モデルに関わるパラメータのみを表2、表3、表4に示す。
- 注23)本モデルは構造上ストロー現象が生じるものだが、実地域を対象とした場合、そのネットワークの影響も受けて、ストロー現象が生じるかが決定される。ここでは、物流のネットワークと人流のネットワークが異なるために、結果に違いが生じた。また、2地域モデルでは $\mu = 0.7$ の場合にのみストロー現象を表現可能な性質を示すことができた一方で、本現実仮想実験では $\mu = 0.25$ であってもストロー現象が生じた。これは、2地域と多地域の違いによって、 μ が与える影響の大きさが異なるために生じたものであると考える。
- 注24)運行頻度を増加した場合の結果を参考までに付録IIIに示した。
- 注25)実際、データを確認したところ、東京圏への航空利用の有無と人口増減傾向は概ね一致 (i.e., 航空利用がある場合は人口増加、航空利用が無い場合は人口減少) する結果となった。
- 注26)本考察は、今回の条件による輸送モード別の結果から読み取れる範囲で記述したものである。このため、どの輸送モードにおいても、整備箇所次第で、人口の空間的偏りをもたらさない整備となり得る。今回のような要素ごとの結果は、実際の特定の整備を対象とした分析を理解するうえで助けとなると考える。
- 注27)本モデルの多産業化にあたっては、これまで土木計

画学で蓄積されてきたSCGE研究の蓄積が活用可能である。

- 注28)一日当たりの運行頻度の平均値は各々、高速バスは5.3本、鉄道は42.3本、航空は14.2本。標準偏差は、高速バスは7.0本、鉄道は38.0本、航空は14.4本。

REFERENCES

- Mori, T. and Osawa, M.: Cities in a world of diminishing transport costs, *arXiv*, 2012.12503, 2020.
- Akamatsu, T., Mori, T., Osawa, M. and Takayama, Y.: Multimodal agglomeration in economic geography, *arXiv*, 1912.05113, 2021.
- Thisse, J.-F. and Ushchev, P.: Monopolistic competition without apology, in Corchón, L. C. and Marini, M. A. eds., *Handbook of Game Theory and Industrial Organization: Vol. I*, Edward Elgar, pp.93-136, 2018.
- 国土交通省: 国土のグランドデザイン 2050, 2014. [Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism: *Grand Design of National Spatial Development towards 2050, Japan*, 2014]
- 大澤実, 赤松隆: 集積経済理論の実証におけるモデル構造選択の課題, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.73, No.1, pp.1-15, 2017. [Osawa, M. and Akamatsu, T.: A critical note on recent empirical studies based on spatial agglomeration models, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.73, No.1, pp.1-15, 2017.]
- Fujita, M., Krugman, P. R. and Venables, A. J.: *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, MIT Press, 1999.
- Redding, S. J. and Rossi-Hansberg, E.: Quantitative spatial economics, *Annual Review of Economics*, Vol.9, pp.21-58, 2017.
- Helpman, E.: The size of regions, in Pines, D., Sadka, E. and Zilcha, I. eds., *Topics in Public Economics: Theoretical and Applied Analysis*, Cambridge University Press, pp.33-54, 1998.
- 石倉智樹, 小池淳司: 特集『土木計画学における空間的応用一般均衡分析—現在の到達点—』, 土木学会論文集 D3 (土木計画学) Vol. 76, No.2, pp.63-71, 2020. [Ishikura, T. and Koike, A.: Editorial: Frontier of spatial computable general equilibrium analysis in the infrastructure planning and management, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.76, No.2, pp.63-71, 2020.]
- 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. [Miyagi, T. and Honbu, K.: A study on an interregional trade model based on the applied general equilibrium analysis, *Journal of Infrastructure Planning and Management*, No.530/IV-30, pp.31-40, 1996.]
- 小池淳司, 佐藤啓輔, 川本信秀: 空間的応用一般均衡モデル「RAEM-Light」を用いた道路ネットワーク評価～地域間公平性の視点からの実務的アプローチ～, 土木計画学研究・論文集, Vol.26, pp.161-168, 2009. [Koike, A., Sato, K. and Kawamoto, N.: Expressway network evaluation using spatial computable general equilibrium model “RAEM-Light” - An empirical approach

- from the view point of spatial equity -, *Infrastructure Planning Review*, Vol.26, pp.161-168, 2009.]
- 12) 石倉智樹, 吉川光志: 大都市圏における交通整備評価のための空間的応用一般均衡モデル, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.73, No.4, pp.228-243, 2017. [Ishikura, T. and Yoshikawa, H.: A metropolitan spatial CGE model for transport project appraisal, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.73, No.4, pp.228-243, 2017.]
 - 13) 武藤慎一, 東山洋平, 河野達仁, 福田敦: 交通生産内生型 SCGE モデルの開発, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.3, pp.139-157, 2019. [Muto, S., Higashiyama, Y., Kono, T. and Fukuda, A.: Development of the SCGE model introduced the behavior producing transport services, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.75, No.3, pp.139-157, 2019.]
 - 14) 上田孝行編著: Excel で学ぶ地域・都市経済分析, コロナ社, 2009. [Ueda, T.: *Regional and Urban Economic Analysis Using Excel*, Corona-sha, 2009.]
 - 15) 高山雄貴, 梶大介, 服部佑哉, 今川奈保, 石倉智樹: 集積の経済と労働者の地域間移動を考慮した空間応用一般均衡分析, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.74, No.1, pp.82-100, 2018. [Takayama, Y., Kaji, D., Hattori, Y., Imagawa, N. and Ishikura, T.: Spatial computable general equilibrium analysis considering agglomeration economies and workers' relocation, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.74, No.1, pp.82-100, 2018.]
 - 16) 石倉智樹, 池田慶祐: わが国の地域間交易における財部門内代替弾力性の推定, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.74, No.5, pp.I_37-I_42, 2018. [Ishikura, T. and Ikeda, K.: Estimation of elasticity of substitution for varieties in industrial sector in Japan, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.74, No.5, pp.I_37-I_42, 2018.]
 - 17) Allen, T. and Arkolakis, C.: Trade and the topography of the spatial economy, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 3, pp. 1085-1140, 2014.
 - 18) 高山雄貴, 杉山雅也: 新経済地理学に基づく交通基盤整備の影響評価: モデル構造と人口分布変化の関係, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.76, No.2, pp.100-113, 2020. [Takayama, Y. and Sugiyama, M.: Agglomeration patterns in new economic geography models to evaluate the impact of transport infrastructure improvements, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.76, No.2, pp.100-113, 2020.]
 - 19) 杉本達哉, 杉山雅也, 高山雄貴, 高木朗義: 地域間公共交通機関の利便性向上の長期的影響評価: 定量的空間経済学に基づく空間経済分析, 交通工学論文集(特集号), Vol.8, No.2, pp.222-231, 2022. [Sugimoto, T., Sugiyama, M., Takayama, Y. and Takagi, A.: The long-run impacts of transportation improvements: spatial economic approach based on quantitative spatial economics, *JSTE Journal of Traffic Engineering*, Vol.8, No.2, pp.222-231, 2022.]
 - 20) Behrens, K., Mion, G., Murata, Y. and Südekum, J.: Spatial frictions, *Journal of Urban Economics*, Vol.97, pp.40-70, 2017.
 - 21) Davis, M. A. and Ortalo-Magn'e, F.: Household expenditures, wages, rents, *Review of Economic Dynamics*, Vol.14, No.2, pp.248-261, 2011.
 - 22) Redding, S. J. and Venables, A. J.: Economic geography and international inequality, *Journal of International Economics*, Vol.62, No.1, pp.53-82, 2004.
 - 23) 佐藤啓輔, 菊川康彬, 小池淳司: 交易・物資流動に関する既往統計と企業間取引データの特性比較, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.72, No.5, pp.201-211, 2016. [Sato, K., Kikukawa, Y. and Koike, A.: Characteristic comparison between statistical data on inter-regional trade/freight data and inter-enterprise data, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.72, No.5, pp.201-211, 2016.]
 - 24) 小池淳司, 平井健二, 佐藤啓輔: 高速道路整備による地域の人口及び経済変化に関する事後分析 -固定効果モデルによるパネルデータ分析-, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.68, No.4, pp.388-399, 2012. [Koike, A., Hirai, K. and Sato, K.: Regional infrastructure's contribution to productivity and population - Ex-post analysis using by fixed effect model -, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.68, No.4, pp.388-399, 2012.]
 - 25) 猪原龍介, 中村良平, 森田学: 空間経済学に基づくストロー効果の検証~明石海峡大橋を事例として~, *RIETI Discussion Paper Series*, No. 15-J-045, 2015. [Ihara, R., Nakamura, R. and Morita, M.: Verification of straw effects based on spatial economics: The case of the Akashi-Kaikyo Bridge, *RIETI Discussion Paper Series*, No. 15-J-045, 2015.]
 - 26) Mori, T. and Osawa, M.: Cities in a world of diminishing transport costs, *arXiv preprint arXiv: 2012.12503*, 2021.
 - 27) Mun, S.-i.: Transport network and system of cities, *Journal of Urban Economics*, Vol.42, No.2, pp. 205-221, 1997.
 - 28) 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, No.1, pp.179-186, 2006. [Koike, A. and Kawamoto, N.: An economic damage from traffic congestion by using dynamic SCGE model with agglomeration economy, *Infrastructure Planning Review*, Vol.23, No.1, pp.179-186, 2006.]
 - 29) Pflüger, M. and Tabuchi, T.: The size of regions with land use for production, *Regional Science and Urban Economics*, Vol.40, No.6, pp.481-489, 2010.
 - 30) Kanemoto, Y.: Evaluating benefits of transportation in models of new economic geography, *Economics of Transportation*, Vol.2, pp.53-62, 2013.
 - 31) Bröcker, J. : How would an EU-membership of the Visegrad-countries affect Europe's economic geography?, *Annals of Regional Science*, Vol. 32, No. 1, pp. 91-114, 1998.
 - 32) Knaap, T. and Oosterhaven, J. : Measuring the welfare effects of infrastructure: A simple spatial equilibrium evaluation of Dutch railway proposals, *Research in Transportation Economics*, Vol. 31, No. 1, pp. 19-28, 2011.
 - 33) Vold, A. and Jean-Hansen, V. : PINGO—A model for prediction of regional and interregional freight transport in

Norway, Oslo, TOI, 2007.

- 34) 小池淳司, 佐藤啓輔: 交通ネットワーク整備が観光産業の生産活動へ与える空間的影響の把握～鳥取・兵庫県の日本海地域における基礎自治体レベルの観光産業の付加価値推計を踏まえた検討～, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.68, No.5, pp.349-361, 2012. [Koike, A. and Sato, K.: Spatial economic analysis on the tourism industry by development of transport network - An approach based on the estimation of value added

on tourism industry by municipalities at Tottori and Hyogo region -, *Journal of Japan Society of Civil Engineers, Ser. D3 (Infrastructure Planning and Management)*, Vol.68, No.5, pp.349-361, 2012.]

(Received April 22, 2022)

(Accepted January 29, 2023)

DEVELOPMENT OF A LONG-RUN IMPACT ASSESSMENT METHODOLOGY FOR INTERREGIONAL TRANSPORTATION IMPROVEMENTS BASED ON SPATIAL ECONOMICS

Tatsuya SUGIMOTO, Mizuki TAKADA, Yuki TAKAYAMA and Akiyoshi TAKAGI

In recent years, theories based on spatial economics have been applied to econometric analysis. However, the analytical framework only outputs the result that "improvement of inter-regional transportation always increases the population of regional cities (decreases the population of large cities)," which is the opposite of the long-term trend of population distribution change in Japan (e.g., population increase in large cities). This is an important issue because it means that proper prediction of the impact of transportation improvements is impossible. This study develops an econometric method to solve this problem by applying the theory of monopolistic competition, which can take into account price competition among firms. Then, through an econometric analysis for Japan, we show that this method can output the result that "inter-regional transport improvements increase the population of large cities.