

推定誤差に基づく定量的空間経済モデルによる 高規格幹線道路の整備効果の分布推定

杉本 達哉¹・高山 雄貴²

¹正会員 八千代エンジニアリング株式会社 技術開発研究所
(〒111-8648 東京都台東区浅草橋 5-20-8CS タワー)

E-mail: tt-sugimoto@yachiyo-eng.co.jp (Corresponding Author)

²正会員 東京科学大学 環境・社会理工学院 (〒152-8550 東京都目黒区大岡山 2-12-1 W6-9)
E-mail: takayama.y.cc65@m.isct.ac.jp

日本では高規格幹線道路網のミッシングリンク解消が推進されている一方、幹線道路整備は輸送費用の低下を通じて経済集積を変化させ、長期的にはストロー効果により地域経済に負の影響も与えうる。整備効果の把握には、分析条件の不確実性を考慮した評価が有用となる。本研究では、定量的空間経済モデルを用いて推定誤差を反実仮想実験に伝播させることで、高規格幹線道路のミッシングリンク解消が市区町村の人口分布に与える影響を分布として推定する枠組を提案する。具体的には、輸送費用に関するパラメータを異分散や相関に頑健な方法で推定し、推定分散とRQMCによるサンプリングを組み合わせ、ミッシングリンク解消による人口変化を符号確率（i.e., 人口減少する確率）として算出する。

Key Words: *highway infrastructure improvements, quantitative spatial economics, distribution estimation, estimation error*

1. はじめに

高規格幹線道路のネットワーク整備は、地域経済を支えるうえで重要であり^{注1}、その整備効果を評価するには経済集積の変化を把握することが有用である。これは、幹線道路網の整備によって地域間の輸送費用が低下することで、地域経済の活性化が期待できる一方で、長期的には、大都市への人口・経済活動の流出といった（i.e., ストロー効果）地域経済への負の影響が懸念されるためである。実際、英国では交通プロジェクト評価において、広範な経済効果（WEI）といった経済集積変化を的確に把握することが政策上の重要な論点となっている^{注2}。

近年、輸送費用の変化に伴う経済集積変化を説明する手法として定量的空間経済学（Quantitative Spatial Economics: QSE）に基づくモデルが進展している¹⁾。QSEモデルは、新経済地理学（New Economic Geography : NEG）で蓄積されてきた人口や経済活動の空間的集積メカニズムに関する理論²⁾を計量分析に応用したものであり、地域間の市場アクセスや労働移動を通じた財の需給関係を一般均衡体系で表現することで交通基盤整備が経済集積に与える影響を一貫して分析できる。例えば、Allen and

Arkolakis³⁾は連続空間での地理・輸送費用を用いて、反実仮想実験により地理的条件の変化が経済集積に与える影響を定量化している。さらに、Sugimoto et al.⁴⁾では従来のQSEモデル^{例えば 3)}が抱えていた「地域間輸送費用の低下によって地方都市が人口増加する」という結果しか出力できない」という問題を解消し、パラメータ次第で大都市の人口増加（i.e., ストロー効果）も説明しうるモデルを開発している。

しかし、QSE研究では、推定誤差や測定誤差といった不確実性を反実仮想実験に明示的に伝播させて、結果を幅として示す研究は依然として限られている。不確実性を排除した点推定ベースの評価は、政策判断に有用な、符号が反転する確率（e.g., 地域が人口減少する確率）などといったリスク情報を与えない。近年、推定誤差・測定誤差を扱って反実仮想実験の感度に言及するQSE研究⁵⁾が一部存在するが、十分な蓄積には至っていない。

一方で、構造モデルでの不確実性を評価するアプローチは、推定誤差を中心に、国際貿易の分野におけるCGE（Computable General Equilibrium）研究^{例えば 6), 7)}や構造重力モデル研究で発展してきた^{例えば 8), 9)}。CGE研究ではSystematic Sensitivity Analysis (SSA) として、計算負荷が大

きい場合は Monte Carlo (MC) の適用が困難になるため Gaussian Quadrature などの効率的な数値積分で平均・分散を推定する考え方が提示されている。構造重力モデル研究でも、推定された標準誤差等に基づいて反実仮想実験の幅を評価することが議論されている。これらの知見は QSE の不確実性評価にも応用できる可能性がある。しかし、本研究のように全国の 1,741 市区町村を対象として反実仮想実験を数多く実施するには、推定誤差の伝播と計算効率を同時に満たす枠組が課題となる。

そこで本研究では、QSE を用いて推定誤差を反実仮想実験に伝播させて、高規格幹線道路のミッシングリンク解消が市区町村の人口分布に与える影響を分布として推定する枠組を提案することを目的とする。具体的には、データの特性 (i.e., 異分散, 同一の生産地内・需要地内の相関) に配慮して、輸送費用に関するパラメータ θ を Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML)^{10, 11)} で点推定する。そして、生産地・需要地のクラスタリングをして分散推定を行い^{12, 13)}、推定分布からパラメータを抽出して QSE の均衡計算を反復的に解くことで、人口変化の符号確率を算出する。ここで、反復計算の負荷を抑えるため、サンプリングには MC を発展させた Randomized Quasi-Monte Carlo (RQMC)^{14, 15)} を導入する。なお、本稿では推定誤差の対象として輸送費用に関するパラメータ θ のみを扱うが、同様に点推定と標準誤差を得られれば他のパラメータも扱うことが可能な枠組となっている。本稿では、政策変数にもなりうる輸送費用に関するパラメータを対象とする。

本研究は、QSE の反実仮想実験に推定誤差を明示的に組み込んで、1,741 市区町村という実空間・大規模地域単位で影響分布を提示する点に最大の特長がある。加えて、日本の実データに基づき θ の標準誤差が分散推定の仮定によって大きく変化しうることを示し、分散推定の仮定の重要性を明確にしている点や、大規模な均衡計算を数多く実施するために、効率的な計算を可能としうる反復計算の枠組を示す点も特長と言える。

本論文の構成は次のとおりである。第 2 章では本研究で用いるモデルを説明し、モデルの均衡状態を第 3 章で示す。第 4 章でパラメータ設定とそれに用いるデータについて説明する。第 5 章でミッシングリンク解消の反実仮想実験を実施する。第 6 章では推定誤差を反実仮想実験に伝播させた分布推定の方法とその結果を示し、第 7 章で結論を述べる。

2. モデル

本章では、本稿で用いる Sugimoto et al.⁴⁾ のモデルを説明する。このモデルは Helpman¹⁶⁾ に生産要素として土地・

中間財を追加したものであり、ストロー効果も含めた経済集積の集中・分散を表現しうるものである。

(1) 地域・経済環境の設定

地域は離散的に N 箇所存在し、地域の集合は $\mathcal{N} \equiv \{1, 2, \dots, N\}$ と表現する。地域 $i \in \mathcal{N}$ の面積は固定的に H_i である。地域間は交通ネットワークによって接続されており、地域 i, j 間の距離は最短経路距離と仮定する。

次に、この経済には消費者と企業が存在する。消費者は、地域全体に固定的に $\bar{L}$ 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 $L_i \geq 0$ 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。企業は、独占的競争下で収穫逓増の技術により、土地と労働と中間財（差別化財）を生産要素として、差別化された財を生産する。

(2) 消費者行動

地域 i に居住する消費者の効用が Cobb-Douglas 型の効用関数で表されると仮定する：

$$U_i(C_i, h_i) = z_i \left(\frac{C_i}{1 - \alpha} \right)^{1 - \alpha} \left(\frac{h_i}{\alpha} \right)^{\alpha}. \quad (1)$$

ここで、 α は土地への支出割合を表すパラメータ、 z_i は地域 i のアメニティ水準、 C_i は差別化財の消費により得られる部分効用、 h_i は土地の消費量を表す。

そして、部分効用 C_i は次のように表される：

$$C_i = \left\{ \sum_{j \in \mathcal{N}} \int_0^{M_j} c_{ji}(\ell)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\ell \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \quad (2)$$

ここで、 M_j は地域 j で生産される差別化財のパラエティ数、 $c_{ji}(\ell)$ は地域 j で生産されて地域 i で消費される財パラエティ $\ell \in [0, M_j]$ の消費量である。 $\sigma > 1$ はこれらの財パラエティ間の代替の弾力性である。

消費者の予算制約は次のとおりである：

$$y_i = \sum_{j \in \mathcal{N}} \int_0^{M_j} p_{ji}(\ell) c_{ji}(\ell) d\ell + r_i h_i. \quad (3)$$

ここで、 $p_{ji}(\ell)$ は地域 j で生産されて地域 i で消費される財パラエティ ℓ の価格、 r_i は地代を表す。

土地は、Helpman¹⁶⁾ と同様に、全ての消費者によって均等に所有されていると仮定する。そのため、消費者の所得 y_i は賃金 w_i と地代収入 $\bar{w}$ からなる：

$$y_i = w_i + \bar{w}, \quad (4a)$$

$$\bar{w} = \frac{\sum_{j \in \mathcal{N}} r_j H_j}{\bar{L}}. \quad (4b)$$

効用最大化問題から、需要関数が得られる：

$$C_i = (1 - \alpha) \frac{y_i}{P_i}, \quad (5a)$$

$$h_i = \alpha \frac{y_i}{r_i}, \quad (5b)$$

$$c_{ji}(\ell) = \left(\frac{p_{ji}(\ell)}{P_i} \right)^{-\sigma} C_i, \quad (5c)$$

$$P_i = \left\{ \sum_{j \in \mathcal{N}} \int_0^{M_j} p_{ji}(\ell)^{1-\sigma} d\ell \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (5d)$$

ここで、 P_i は財の価格指数である。

以上の結果を利用すると、地域 i に居住する消費者の間接効用 v_i が次のように表される：

$$v_i = z_i y_i P_i^{-(1-\alpha)} r_i^{-\alpha}. \quad (6)$$

(3) 企業行動

企業は独占的競争市場の下で土地・労働・差別化財を投入して財を生産する。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バラエティ数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、供給する財のバラエティ数 M_i と等しくなる。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。

地域 i の企業 ℓ が財バラエティ ℓ の生産を開始するには、1単位の固定的な投入 F と生産量 $x_i(\ell)$ に応じた限界的な投入が必要となる。Cobb-Douglas型の生産技術を仮定するため、土地・労働・差別化財の投入量と生産量 $x_i(\ell)$ の関係は以下となる：

$$x_i(\ell) = \left(\frac{h_i^V(\ell)}{1-\beta-\gamma} \right)^{1-\beta-\gamma} \left(\frac{l_i^V(\ell)}{\beta} \right)^{\beta} \left(\frac{c_i^V(\ell)}{\gamma} \right)^{\gamma}. \quad (7)$$

ここで、 $\beta \in [0,1]$, $\gamma \in [0,1]$ は、それぞれ、可変費用に関する労働・中間財の投入割合を表すパラメータである。そして、 $h_i^V(\ell)$, $l_i^V(\ell)$, $c_i^V(\ell)$ は、それぞれ、可変費用に関する土地・労働・差別化財の投入量であり、 $c_i^V(\ell)$ は次のとおりである：

$$c_i^V(\ell) = \left\{ \sum_{j \in \mathcal{N}} \int_0^{M_j} c_{ji}^V(l, \ell)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dl \right\}^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}. \quad (8)$$

ここで、 $c_{ji}^V(l, \ell)$ は地域 j で生産されるバラエティ財 $l \in [0, M_j]$ の投入量である。また、固定的な投入は次のとおり表される：

$$F = \left(\frac{h_i^F(\ell)}{1-\kappa} \right)^{1-\kappa} \left(\frac{l_i^F(\ell)}{\kappa} \right)^{\kappa}. \quad (9)$$

ここで、 $\kappa \in [0,1]$ は固定費用に関する労働の投入割合を表すパラメータ、 $l_i^F(\ell)$ は固定費用に関する地域 i の企業が投入する労働の投入量、 $h_i^F(\ell)$ は固定費用に関する地域 i の企業が投入する土地の投入量である。

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 $1/d_{ij} < 1$ 単位だけが実際に到着し、残りは解けてしまうと考える。このため、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 $s_{ij}(\ell)$ と供給量 $x_i(\ell)$ との間に、次の関係が成立する：

$$x_i(\ell) = \sum_{j \in \mathcal{N}} d_{ij} s_{ij}(\ell), \quad (10a)$$

$$s_{ij}(\ell) = L_j c_{ij}(\ell) + \int_0^{M_j} c_{ji}^V(l, \ell) dl. \quad (10b)$$

地域 i の企業 ℓ は、独占的競争を仮定していることから、地域 j の消費者の需要関数 $c_{ij}(\ell)$ を所与として、地域 i で生産されて地域 j で消費される財バラエティ ℓ の価格 $p_i(\ell) = (p_{ij}(\ell))_{j \in \mathcal{K}}$ と地域 i の土地・労働・差別化財の投入量 $l_i^V(\ell)$, $l_i^F(\ell)$, $c_{ji}^V(l, \ell)$, $h_i^V(\ell)$, $h_i^F(\ell)$ を設定する。ここで、利潤 $\Pi_i(\ell)$ は収入から労働・中間財・土地の費用を引いた、以下の形で与えられる：

$$\begin{aligned} \Pi_i(\ell) = & \sum_{j \in \mathcal{N}} p_{ij}(\ell) s_{ij}(\ell) - w_i \{l_i^V(\ell) + l_i^F(\ell)\} \\ & - \sum_{j \in \mathcal{N}} \int_0^{M_j} p_{ji}(l) c_{ji}^V(l, \ell) dl - r_i \{h_i^V(\ell) + h_i^F(\ell)\}. \end{aligned} \quad (11)$$

各企業は必ず他企業と異なるバラエティの財を生産することから、その行動は市場に影響を与えない（i.e., 価格指数に影響を与えない）。その条件の下で利潤最大化問題を解くと、財バラエティの価格 $p_{ij}(\ell)$ 、土地・労働の投入量 $l_i^V(\ell)$, $l_i^F(\ell)$, $h_i^V(\ell)$, $h_i^F(\ell)$ が得られる：

$$p_{ij}(\ell) = \frac{\sigma}{\sigma-1} m_i d_{ij}, \quad (12a)$$

$$l_i^V(\ell) = \frac{\beta}{w_i} m_i x_i(\ell), \quad (12b)$$

$$l_i^F(\ell) = \frac{\kappa}{w_i} F n_i, \quad (12c)$$

$$c_i^V(\ell) = \frac{\gamma}{P_i} m_i x_i(\ell), \quad (12d)$$

$$c_{ji}^V(l, \ell) = \left(\frac{p_{ji}(l)}{P_i} \right)^{-\sigma} c_i^V(\ell), \quad (12e)$$

$$h_i^V(\ell) = \frac{1-\beta-\gamma}{r_i} m_i x_i(\ell), \quad (12f)$$

$$h_i^F(\ell) = \frac{1-\kappa}{r_i} F n_i, \quad (12g)$$

$$m_i = w_i^\beta P_i^\gamma r_i^{1-\beta-\gamma}, \quad (12h)$$

$$n_i = w_i^\kappa r_i^{1-\kappa}. \quad (12i)$$

ここで、 m_i , n_i は、それぞれ、可変費用および固定費用に関する生産要素の価格を表す。式(12a)で示されているとおり、財バラエティ ℓ の価格 $p_{ij}(\ell)$ は財の種類 ℓ に依存しない。以降では各変数の ℓ を省略し、 p_{ij} , x_i , l_i^V , l_i^F , c_i^V , c_{ji}^V , h_i^V , h_i^F と表記する。

3. 均衡条件

本章では本モデルが扱う短期均衡状態と長期均衡状態の条件を説明する。そして、これらの条件を満足する均衡状態を得るための解析手順を示す。

(1) 短期均衡条件

短期的には消費者が地域間を移動できないという条件下で、土地・財・労働市場が均衡する。この短期均衡状態を満たす条件は、各市場の清算条件から与えられる。土地市場の清算条件は以下で与えられる：

$$\begin{cases} h_i L_i + (h_i^V + h_i^F) M_i = H_i & \text{if } r_i > 0 \\ h_i L_i + (h_i^V + h_i^F) M_i \leq H_i & \text{if } r_i = 0 \end{cases} \quad \forall i \in \mathcal{N}. \quad (13)$$

ここで、式(5b)、式(12f)、式(12g)から $\lim_{r_i \rightarrow 0} \{h_i L_i + (h_i^V + h_i^F) M_i\} = \infty$ となる。したがって、清算条件を満たす地代 r_i は以下となる：

$$r_i = [\alpha y_i L_i + \{(1 - \beta - \gamma) m_i x_i + (1 - \kappa) F n_i\} M_i] \frac{1}{H_i}. \quad (14)$$

財市場の清算条件は、式(10)に示すとおりである。企業の自由な参入・撤退の利潤ゼロ条件は、企業の利潤がゼロであることから導かれる：

$$m_i x_i + F n_i = \sum_{j \in \mathcal{N}} p_{ij} s_{ij}. \quad (15)$$

労働市場の清算条件は、地域 i における労働供給量は消費者数 L_i で与えられ、労働需要量は $(l_i^V + l_i^F) M_i$ となる。したがって、この条件は以下で表される：

$$(\beta m_i x_i + \kappa F n_i) M_i = w_i L_i. \quad (16)$$

式(10)、式(12)、式(14)、式(15)から次のようになる：

$$x_i = (\sigma - 1) F \frac{n_i}{m_i}, \quad (17a)$$

$$r_i = \frac{\alpha y_i L_i + \{(1 - \beta - \gamma)(\sigma - 1) + (1 - \kappa)\} F n_i M_i}{H_i}, \quad (17b)$$

$$w_i L_i = \{\beta(\sigma - 1) + \kappa\} F n_i M_i. \quad (17c)$$

式(5d)に式(12a)を代入することで価格指数は次のとおり表せる：

$$P_i = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left\{ \sum_{j \in \mathcal{N}} (d_{ji} m_j)^{1-\sigma} M_j \right\}^{\frac{1}{1-\sigma}}. \quad (18)$$

さらに、式(10)、式(12a)、式(15)、式(17a)より、以下の条件式が得られる：

$$\sigma F n_i M_i = \sum_{j \in \mathcal{N}} \frac{M_i (d_{ij} m_i)^{1-\sigma}}{\sum_{k \in \mathcal{N}} M_k (d_{kj} m_k)^{1-\sigma}} \cdot \{(1 - \alpha) y_j L_j + \gamma(\sigma - 1) F n_j M_j\}. \quad (19)$$

式(17b)、式(17c)、式(18)の条件を用いることで、均衡状態の賃金 $\mathbf{w}$ 、地代 $\mathbf{r}$ 、価格指数 $\mathbf{P}$ および企業数 $\mathbf{M}$ が得られる。

ここで、価格を一意に定めるために、総賃金 $W = \sum_{i \in \mathcal{N}} w_i L_i > 0$ を外生的に与えて基準化する。このとき、地代収入 $\bar{w}$ は次のとおり表せる：

$$\bar{w} = \frac{1 + \{(1 - \beta - \gamma) + \alpha \beta\}(\sigma - 1) - (1 - \alpha) \kappa}{(1 - \alpha) \{\beta(\sigma - 1) + \kappa\}} \frac{W}{\bar{L}}. \quad (20)$$

以上の条件から定まる $\mathbf{w}, \mathbf{P}, \mathbf{r}$ と式(4a)を式(6)に代入することで得られる次の式により地域 i に居住する消費者の間接効用が得られる：

$$v_i = z_i (w_i + \bar{w}) P_i^{-(1-\alpha)} (r_i)^{-\alpha}. \quad (21)$$

(2) 長期均衡条件

長期的には消費者は効用の高い地域に移動することができるとし、その居住地選択行動が定まる状態を長期均衡状態とする。長期均衡状態は以下の非線形相補性条件を満たす状態 $\mathbf{L}^*$ である：

$$\begin{cases} v^* = v_i(\mathbf{L}) & \text{if } L_i > 0, \\ v^* \geq v_i(\mathbf{L}) & \text{if } L_i = 0, \end{cases} \quad (22a)$$

$$\sum_{i \in \mathcal{N}} L_i = \bar{L}, \quad (22b)$$

ここで、 v^* は均衡効用水準を示す。 $\lim_{L_i \rightarrow 0} v_i(\mathbf{L}) = \infty$ であることから式(22a)は次の式で表される。

$$v_i(\mathbf{L}) = v_j(\mathbf{L}) \text{ for any } i, j \in \mathcal{N}. \quad (23)$$

(3) 均衡状態の解析手順

上述した短期均衡状態と長期均衡状態の両方を満たす均衡状態を得るために、まず、短期均衡条件を用いることで、短期均衡状態の賃金 $\mathbf{w}$ 、地代 $\mathbf{r}$ 、価格指数 $\mathbf{P}$ および企業数 $\mathbf{M}$ を得る。次に、得られた $\mathbf{w}, \mathbf{r}, \mathbf{P}, \mathbf{M}$ を利用して長期均衡条件(23)を解く。ここで、長期均衡状態を得るために次の replicator dynamics^{注3)}を用いる：

$$\dot{L}_i = F_i(\mathbf{L}) \equiv L_i \{v_i(\mathbf{L}) - \bar{v}(\mathbf{L})\}, \quad (24a)$$

$$\bar{v}(\mathbf{L}) = \sum_{i \in \mathcal{N}} v_i(\mathbf{L}) \frac{L_i}{\bar{L}}. \quad (24b)$$

ただし、式(24)を直接解くことは不可能であるため、ダイナミクス方向に徐々に人口分布 $\mathbf{L}$ を更新することで均衡状態を解く。具体的には、 n 回目の更新で得られた人口分布を $\mathbf{L}^{(n)} = (L_i^{(n)})_{i \in \mathcal{N}}$ と表記すると、人口分布の更新は以下の形で表される：

$$L_i^{(n+1)} = L_i^{(n)} + \varepsilon F_i(\mathbf{L}^{(n)}). \quad (25)$$

ここで、 ε はダイナミクス方向への人口分布の変化の度合いを表す正のパラメータである。この方法では、均衡解として得られた $\mathbf{L}$ から微小に人口分布を変動させても式(25)の人口分布の更新によって元の均衡解に戻るといった、安定的な均衡状態が得られる。

4. パラメータ設定方法とデータ

(1) パラメータ設定方法

本節では計量分析に必要なパラメータ設定方法を提示する。

$\alpha, \beta, \gamma, \kappa, \sigma$ は既往研究に基づき設定する。具体的には、消費者の土地支出割合 α は Davis and Ortalo-Magné¹⁷⁾ と同様に 0.3 とする。代替弾力性 σ は Eaton and Kortum¹⁸⁾ と同じく 9.0 を用いる。さらに可変費用に関する労働・中間財の投入割合 β, γ および固定費用に関する労働投入割合 κ は Valentinyi and Herrendorf¹⁹⁾ と同様にそれぞれ、 $\beta = 0.2$,

$\gamma = 0.45, \kappa = 0.2$ とする。

a) 輸送費用に関するパラメータ θ の推定

財の地域間輸送にかかる輸送費用 d_{ij} は実データから推定できない。このため、輸送費用項 $d_{ij}^{1-\sigma}$ を説明するパラメータ θ を推定することで $d_{ij}^{1-\sigma}$ を設定し、次章以降に用いる。このとき、 θ は地域間フローの重力モデルに基づき Poisson Pseudo-Maximum Likelihood (PPML) によって推定する^{10),11)}。

具体的にはまず、 $d_{ij}^{1-\sigma}$ を以下で定義する：

$$d_{ij}^{1-\sigma} = \kappa \{ \text{time}_{ij} \}^\theta \leq 1. \tag{26}$$

ここで、 $\theta (< 0), \kappa$ はパラメータ、 time_{ij} は地域 ij 間の所要時間である。次に、第2章で示したモデルは、地域間交易量 X_{ij} が生産地要因 FX_i ・需要地要因 FM_j ・輸送費用項で構成される重力モデルで表されることを利用する。このとき、交易量 X_{ij} の条件付き平均 $\mathbb{E}$ は次となる：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_{ij} | \text{time}_{ij}, FX_i, FM_j] \\ = \exp(FX_i + \ln d_{ij}^{1-\sigma} + FM_j + \text{const}). \end{aligned} \tag{27}$$

ここで、 const は定数項を表す。式(27)に式(26)を代入すると、

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[X_{ij} | \text{time}_{ij}, FX_i, FM_j] \\ = \exp(FX_i + \theta \ln[\text{time}_{ij}] + FM_j + \text{const}). \end{aligned} \tag{28}$$

ただし、ここでの const は $\ln[\kappa]$ を含む。

本研究では、式(28)を用いて PPML により θ を推定する。PPML は被説明変数がポアソン分布に従うことを必要とせず、条件付き平均を $\exp(\cdot)$ で仮定したうえで、過分散を含む異分散の下でも整合的に推定でき、ゼロ交易 ($X_{ij} = 0$) を含むデータにも適用できる^{10),11)}。

地域間フローのデータは、生産地を共有する観測、または需要地を共有する観測の間での誤差の相関が生じうる。これを無視すると標準誤差が過小となる可能性があるため、本研究では生産地と需要地の二方向クラスタリング（以下、2-way clustering）^{12),13)}により θ の分散を推定する。これは、観測ペアがいずれかのクラスタ（i.e., 生産地または需要地）を共有する場合に誤差の相関を許容する分散推定である。

なお、本推定方法で κ は定まらないが、 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) z_i の設定

アメニティ水準 z_i は、QSE 研究が採用する標準的な方法に基づいて、実データ $\mathbf{L}^{\text{data}}$ が基準均衡状態となるように設定する。具体的には、前述で設定したパラメータ $\alpha, \beta, \gamma, \kappa, \sigma$ と人口分布 $\mathbf{L}$ に基づいて、 $\mathbf{w}, \mathbf{P}, \mathbf{r}$ を市場均衡条件を満たすように設定する。次に、設定された $\mathbf{w}, \mathbf{P}, \mathbf{r}$ を用いて、式(22)の長期均衡条件を満たすようにアメニティ水準 z_i を設定する。ただし、この条件のみでは $(z_i)_{i \in \mathcal{N}}$ が一意に定まらないため、 $z_1 = 1$ と基準化する。

最終的に設定した z_i を用いてキャリブレーションを行

う。こ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 $\mathbf{L}^*$ は実データ $\mathbf{L}^{\text{data}}$ と完全に一致する。

(2) データ

パラメータ設定に用いるデータは、2020年を基準として収集・加工して作成する。具体的には、表-1に示すデータを本稿で対象とする1,741市区町村別に設定する。

消費者数 L_i ： 国勢調査の就業者数を使用する。

面積 H_i ： 国土数値情報の土地利用3次メッシュのうち、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）の面積を集計する。

所要時間 time_i ： デジタル道路地図（DRM）の全道路（幅員 3.0m 以上の道路）を対象とした道路ネットワーク（約 730 万リンク）を作成し（図-1）、ダイクストラ法で探索した市区町村の代表地点間の最短経路の所要時間を用いる。このとき、代表地点は市区町村役所とする。また、地域内の所要時間は Redding and Venables²⁰⁾と同じく $(2/3)\sqrt{H_i/\pi}$ で設定する地域内距離を道路交通センサスに基づく速度で除して設定する。なお、道路網により輸送が不可能な地域間のみ航路によって経路を補間する。

交易额 X_{ij} ： 市区町村間の交易额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）を代用する。

表-1 使用データ

項目	出典
消費者数 L_i	国勢調査（2020年）
面積 H_i	国土数値情報 土地利用 3 次メッシュ（2021年）
所要時間 time_{ij}	デジタル道路地図（DRM）（2024年） 国土地理院 地球地図（航路）（2016年）
交易额 X_{ij}	全国貨物純流動調査（物流センサス）（2015年）



図-1 対象とする道路ネットワーク

5. 反実仮想実験

本章では前述の方法に基づいて設定したパラメータ値およびミッシングリンク解消の条件設定を示す。そして、日本を対象とした高規格幹線道路のミッシングリンクを解消する反実仮想実験を実施する。

(1) パラメータ推定結果

推定されたパラメータ θ は -1.392 （標準誤差： 0.0252 , $z = -55.2$ ）となった。これは地域間の所要時間が長いほど輸送費用が高くなることを示しており、妥当な推定値を得ることができた（分散推定の比較は第6章2節を参照）。

設定されたアメニティ水準 z_i は図-2のとおりである。図より、東京・大阪・名古屋といった大都市ほど水準が高くなることを確認した。

(2) 条件設定

ミッシングリンク解消は、市区町村間の所要時間を変更することで表現した。具体的には、国土交通省の高規格道路ネットワーク図^{注4}から事業中および調査中の道路区間の起終点を判断し、起終点間を直線距離で接続したリンクを前述の道路ネットワークに追加した。そして、最短経路探索を実施して得られる市区町村間の所要時間をミッシングリンク解消後の地域間の所要時間 $time_{ij,with}$ とした。

図-3にミッシングリンク解消前後の所要時間の設定値から求めた、次の式で算出する市区町村間の平均所要時間の変化 $\bar{r}_i$ を示す：

$$\bar{r}_i = \frac{\sum_j r_i \cdot time_{ij,wo}}{\sum_j time_{ij,wo}} \times 100, \quad (29a)$$

$$r_i = \frac{time_{ij,with} - time_{ij,wo}}{time_{ij,wo}}. \quad (29b)$$

ここで、 $time_{ij,wo}$ は基準均衡状態の所要時間である。図より、北海道・福島県・岐阜県・和歌山県・鳥取県・高知県等の市区町村での時間短縮が大きいことを確認した。

(3) ミッシングリンク解消による影響

前述の条件に基づいたミッシングリンク解消による人口増減の結果を図-4に示す。図より、概ねミッシングリンク沿線の市区町村で人口増加する結果となったことが分かる。

しかし、図-5を見ると、必ずしも全てのミッシングリンク沿線の市区町村が人口増加する結果とならないことも確認できる。図では所要時間短縮が上位25%で人口減少する市区町村を青枠で囲っている。例えば、紀伊半島の先端など、所要時間短縮が大きい市区町村であっても、人口減少する地方の市区町村（i.e., 三大都市圏およ

び政令市・県庁所在市を除く市区町村）で存在する結果となった。

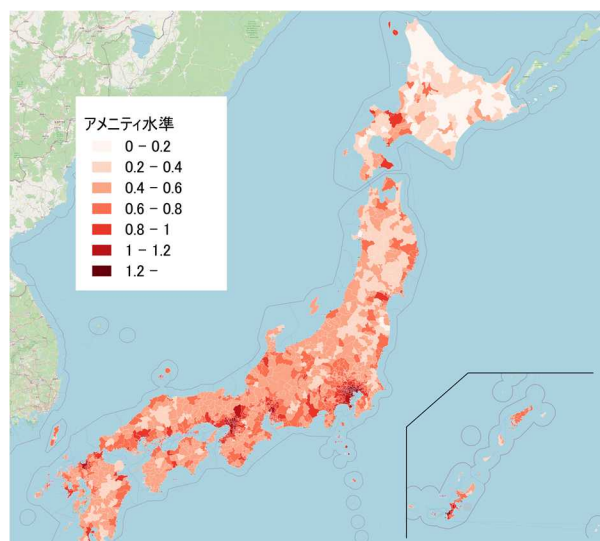


図-2 アメニティ水準

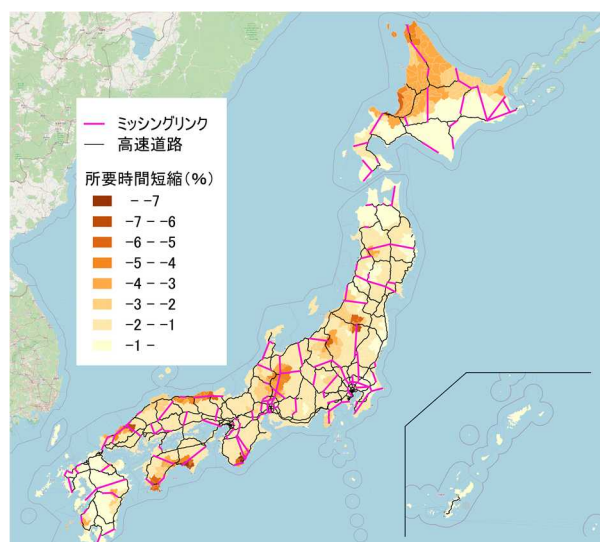


図-3 ミッシングリンク解消による所要時間変化 (%)

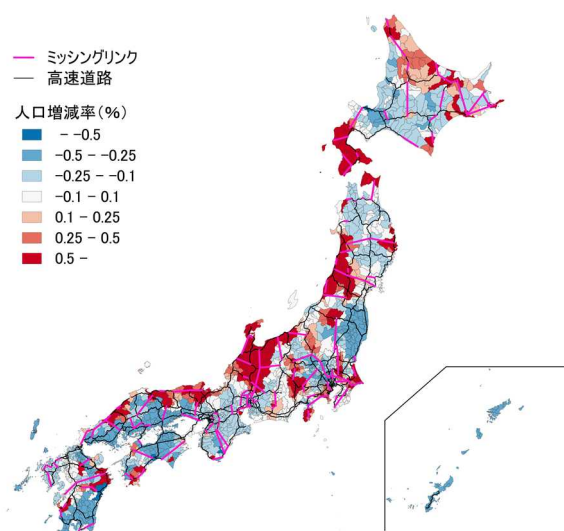


図-4 ミッシングリンク解消による人口増減率 (%)

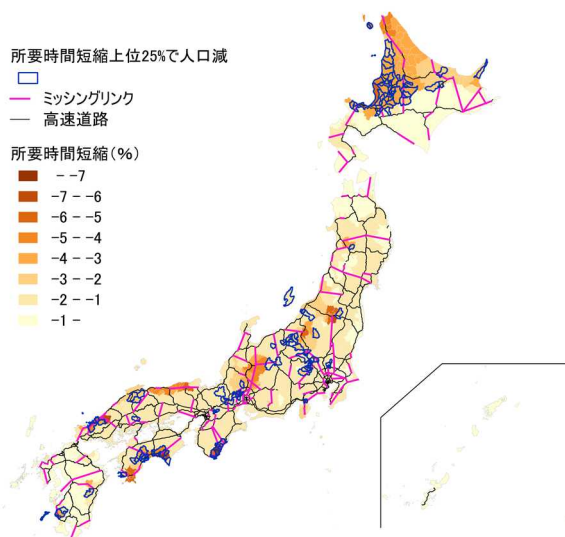


図-5 ミッシングリンク解消による人口増減率 (%)

6. 推定誤差に基づく整備効果の分布推定

本章では、輸送費用に関するパラメータの推定誤差を反実仮想実験に伝播させて、高規格幹線道路のミッシングリンク解消の影響を確率分布として推定する。そのため、分布推定の手順を示す。そして、分布推定に用いる分散推定の結果を考察したうえで分布を推定する。

(1) 分布推定の手順

本節では、輸送費用に関するパラメータ θ の推定誤差を反実仮想実験に伝播させて、反実仮想実験の結果を分布で示す方法を提示する。このとき、第4章のとおり、 θ の点推定には PPML^{10,11)}を用い、分散推定には 2-way clustering^{12,13)}を用いることで X_{ij} の異分散や相関に頑健な推定とする。また、推定誤差は Sanders⁵⁾と同様に、推定量の漸近正規性を仮定し、推定量 $\hat{\theta}$ の分布を正規分布で近似する。さらに、その分布からの反復抽出を RQMC^{14,15)}により実施することで、推定誤差を反実仮想実験に伝播させるのに必要な、計算ケースを効率的に生成する。この方法により、輸送費用に関するパラメータ θ の推定誤差による不確実性を反映させた人口分布変化の幅 (i.e., 人口減少の確率) を出力する。

分布推定の方法は、以下に示すとおりである：

STEP1: θ の点推定と分散推定

- PPMLによりパラメータ θ を推定し、 $\hat{\theta}$ を得る。
- 併せて、2-way clusteringにより分散 $\widehat{Var}(\hat{\theta})$ を推定する。

STEP2: 推定誤差の分布仮定

- 推定誤差を漸近正規近似により表現する：

$$\theta | \text{data} \approx \mathcal{N}(\hat{\theta}, \widehat{Var}(\hat{\theta})). \quad (30)$$

ここで、 data は PPML 推定に用いた観測データ (time_{ij} , X_{ij})、 $\mathcal{N}$ は正規分布である。

STEP3: $\theta^{(b)}$ の生成

- $b = 1, \dots, B$ について、STEP2の分布から RQMC により $\theta^{(b)}$ を抽出する。

STEP4: 各 $\theta^{(b)}$ の反実仮想実験の実施

- $\theta^{(b)}$ を用いて、基準均衡時と反実仮想時の輸送費用項 $\{d_{ij}^{1-\sigma}\}^{(b)}$, $\{d_{ij,wi}^{1-\sigma}\}^{(b)}$ を設定する。
- 基準均衡状態が実データ $\mathbf{L}^{\text{data}}$ となるようキャリブレーションでアメニティ水準 $z_i^{(b)}$ を設定する。
- $z_i^{(b)}$ の下で、輸送費用項 $\{d_{ij,wi}^{1-\sigma}\}^{(b)}$ による均衡計算を実施して人口分布変化 $\Delta L_i^{(b)}$ を算定する。

STEP5: 分布推定

- $\{\Delta L_i^{(b)}\}_{b=1}^B$ により地域 i の符号確率 Pr を算出する：

$$Pr(\Delta L_i < 0) \approx \frac{1}{B} \sum_b \mathbf{1}\{\Delta L_i^{(b)} < 0\}. \quad (31)$$

ここで、 $\mathbf{1}\{\cdot\}$ は条件が成り立つとき 1、そうでないとき 0 をとる指示関数である。

(2) 推定誤差を定量化するための分散推定の比較

本節では分散推定の仮定が標準誤差に与える影響を把握するために、先行研究¹²⁾に倣い、第5章1節に示した PPML (点推定) の結果に対して、複数の分散推定法に基づく標準誤差を比較する。具体的には、(A) 観測が独立で分散構造も同一とみなす i.i.d., (B) 観測間の独立は仮定するが異分散は許容する White 型, (C) 生産地内の相関や異分散を許容する 1-way clustering (生産地), (D) 需要地内の相関や異分散を許容する 1-way clustering (需要地), (E) 第5章1節にも示した生産地内・需要地内の双方の相関や異分散を許容する 2-way clustering を算出し、表-2 に整理した。

表-2 より、標準誤差は i.i.d., White 型, 1-way clustering (需要地), 1-way clustering (生産地), 2-way clustering の順に大きい結果となった。i.i.d. と White 型の差は、独立 (無相関) の仮定を維持したまま異分散のみを許容しても標準誤差が増加することを意味し、地域間フローデータに異分散が存在する可能性と整合的である。さらに、White 型と 1-way clustering (生産地/需要地) および 2-way clustering の差は、生産地 (または需要地) を共有する観測間の誤差相関を許容した場合に標準誤差が増加することを意味し、クラスター内で相関がある可能性と整合的である。

以上から、本研究の地域間フローのデータでは異分散および生産地 (需要地) のクラスター内に誤差相関があることが示唆されるため、分散推定に 2-way clustering を適用することは、推定誤差の過小評価を避ける意味で妥当と考える。

表-2 推定値と標準誤差の比較

方法	$\hat{\theta}$	標準誤差	z 値
(A) i.i.d.		2.170×10^4	-6.43×10^3
(B) White 型		1.241×10^2	-1.12×10^2
(C) 1-way (生産地)	-1.392	2.062×10^2	-6.75×10
(D) 1-way (需要地)		1.922×10^2	-7.24×10
(E) 2-way		2.521×10^2	-5.52×10

(3) 分布推定結果

前述の分析方法に基づいたミッシングリンク解消による影響の分布推定の結果は学会発表時に報告する。

7. おわりに

本研究では，Sugimoto et al.⁴⁾を用いて，高規格幹線道路のミッシングリンク解消が市区町村の経済集積変化に与える影響を，推定誤差を伝播させることで分布として推定する分析枠組を提案した．さらに，分散推定では日本の地域間フローデータを用いて，i.i.d.，White 型，1-way clustering，2-way clustering の比較により標準誤差が大きく変化することを示し，分散推定の仮定選択が推定誤差評価に与える影響の大きさを確認した．加えて，大規模な均衡計算を数多く実施するために，サンプリングにRQMCを導入して反復計算の実行可能性を高める方針を示した．今後の課題として，推定誤差以外の不確実性（e.g.，測定誤差，モデル仮定，複数均衡）を考慮した方法への拡張が挙げられる．

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：高山雄貴東京科学大学教授）」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．

NOTES

注1) 実際，国土交通省は高規格幹線道路網のミッシングリンクの解消を進めており，今後の高規格幹線道路が果たすべき役割の一つとして，持続可能な地域生活圏を確立し，圏域間の補完を可能とすることを挙げている．（国土交通省 国土幹線道路部会：高規格道路ネットワークのあり方 中間とりまとめ，2023）．

注2) Department for Transport: TAG UNIT 2.1 Wider Economic Impacts Appraisal, 2019.

注3) この方法は，微分可能，消費者の人口増加率が効用と正の相関を持つ，という望ましい性質を持つため，新経済地理学分野で標準的に利用されている．

注4) 国土交通省：高規格道路ネットワーク図，<https://www.mlit.go.jp/road/content/001856544.pdf>（閲覧日：2026年2月25日）

REFERENCES

1) Redding, S. J. and Rossi-Hansberg, E.: Quantitative spatial economics, *Annual Review of Economics*, Vol.9, pp.21–58, 2017.

2) Fujita, M., Krugman, P. R. and Venables, A. J.: *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, MIT Press, 1999.

3) 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.

4) Sugimoto, T., Takayama, Y., and Takagi, A.: A quantitative spatial model for evaluating transport-induced spatial reorganization, *Transport Policy*, Vol.172, 103738, 2025.

5) Sanders, B.: Measurement error and counterfactuals in quantitative trade and spatial models, *arXiv*, 2311.14032, 2025.

6) Arndt, C.: An introduction to systematic sensitivity analysis via Gaussian quadrature, *GTAP Technical Paper*, No.2, 1996.

7) Hertel, T. W., Hummels, D., Ivanic, M. and Keeney, R.: How confident can we be of CGE-based assessments of Free Trade Agreements?, *Economic Modelling*, Vol.24, pp.611-635, 2007.

8) Larch, M. and Wanner, J.: Carbon tariffs: An analysis of the trade, welfare, and emission effects, *Journal of International Economics*, Vol.109, pp.195-213, 2017.

9) Pfaffermayr, M.: Constrained Poisson pseudo maximum likelihood estimation of structural gravity models, *International Economics*, Vol.161, pp.188-198, 2020.

10) Santos Silva, J. and Tenreyro, S.: The log of gravity, *The Review of Economics and Statistics*, Vol.88, No.4, pp.641-658, 2006.

11) Fally, T.: Structural gravity and fixed effects, *Journal of International Economics*, Vol. 97, No.1, pp. 76–85, 2015.

12) Cameron, AC., Gelbach, JB. and Miller, DL.: Robust inference with multiway clustering, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.29, No.2, pp.238-249, 2011.

13) Egger, P. and Tarlea, F.: Multi-way clustering estimation of standard errors in gravity models, *Economics Letters*, Vol. 134, pp. 144–147, 2015.

14) Owen, A. B.: Scrambling Sobol’ and Niederreiter–Xing points, *Journal of Complexity*, Vol.14, No.4, pp. 466–489, 1998.

15) L’Ecuyer, P.: Randomized quasi-Monte Carlo: An introduction for practitioners, in Owen, A. B. and Glynn, P. W. (eds.), *Monte Carlo and Quasi-Monte Carlo Methods, Springer Proceedings in Mathematics & Statistics*, Vol. 241, Springer, pp. 29–52, 2018.

16) 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.

17) Davis, M. A. and Ortalo-Magné, F.: Household expenditures, wages, rents, *Review of Economic Dynamics*, Vol.14, No.2, pp.248–261, 2011.

18) Eaton, J. and Kortum, S.: Technology, geography, and trade, *Econometrica*, Vol.70, No.5, pp.1741-1779, 2002.

19) Valentinyi, Á. and Herrendorf, B.: Measuring factor

income shares at the sectoral level, *Review of Economic Dynamics*, Vol.11, No.4, pp. 820–835, 2008.
20) Redding, S. J. and Venables, A. J.: Economic geography

and international inequality, *Journal of International Economics*, Vol.62, No.1, pp.53–82, 2004.

ESTIMATING THE DISTRIBUTION OF IMPACTS FROM HIGHWAY NETWORK
IMPROVEMENTS USING A QUANTITATIVE SPATIAL MODEL WITH
ESTIMATION ERROR

Tatsuya SUGIMOTO and Yuki TAKAYAMA