

# リニア中央新幹線開業がもたらす 空間経済的影響の推論

石倉 智樹<sup>1</sup>

<sup>1</sup>正会員 東京都立大学准教授（〒 192-0397 東京都八王子市南大沢 1-1）  
E-mail: iskr@tmu.ac.jp

リニア中央新幹線は、東京-名古屋-大阪の3大都市間の移動時間を劇的に短縮させる都市間交通システムであり、地域間の交通障壁の概念を劇的に変化させ、わが国の地域経済システムや国土構造にも大きな影響をもたらすきっかけになりうる。本研究は、近年理論面および計算手法面で急速に発展している空間経済学（新経済地理学とも呼ばれる）の理論モデルをわが国へ適用し、リニア中央新幹線の整備がもたらす影響を検討した。分析においては、基準時の人口分布を固定的に扱う短期均衡、いわゆる空間的应用一般均衡分析の結果と、居住地選択の均衡も考慮した長期均衡の分析結果をどちらも導出した。短期均衡においては、国内経済に広く正の便益が生じる結果が得られたが、長期均衡においては、少数の限られた地域にのみ人口が集積するという推論が得られた。

**Key Words:** *Chuo Shinkansen SCMAGLEV, Quantitative spacial economics, Spatial computable general equilibrium model, New economic geography*

## 1. はじめに

現在建設が進められている超電導リニアを採用した中央新幹線（以下、リニア中央新幹線と呼ぶ）は、東京-名古屋-大阪の3大都市間の移動時間を劇的に短縮させる新たな都市間交通システムである。その所要時間は、東京-名古屋間（2027年開業予定）が約40分、東京-大阪間（2045年開業予定）が約67分と予定されており、それぞれ250kmと400kmを超える路線距離でありながら、都市内交通とほぼ同水準の所要時間となる。このため、リニア中央新幹線は、地域間の交通障壁の概念を劇的に変化させ、わが国の地域経済システムや国土構造にも大きな影響をもたらすきっかけになりうる。

リニア中央新幹線がもたらす広域な空間経済システムへの影響として、例えば、東京、名古屋、大阪を中心とする3大都市圏をリンクするスーパーメガリージョンの形成などが、青写真として期待されている。一方で、巨大都市の商圏が拡大することにより、地方都市の市場を飲み込み地方都市産業の衰退を招く、いわゆる「ストロー効果」が生じる可能性も懸念される。

このような、都市間高速交通体系の発展による国土構造レベルの変化に対して、これまで理論的基礎を持つ手法による分析が十分なされてきたとは言い難い。本研究は、近年理論面および計算手法面で急速に発展している空間経済学（または新経済地理学）を適用し、リニア中央新幹線の整備がもたらす影響を検討する。

## 2. 既存研究の整理

これまで、都市間交通システム整備による多地域経済システムへの影響評価は、空間的应用一般均衡（SCGE）モデルによる分析が数多く実施されてきた。わが国では、小池ら<sup>1)</sup>を嚆矢として、旅客交通システム整備効果へのSCGE適用が進展している。山口ら<sup>2)</sup>、Ueda et al.<sup>3)</sup>は、規制緩和や空港容量拡大など国内航空輸送システムの発展による効果を分析した。宮下ら<sup>4)</sup>は、日本、韓国、台湾の高速鉄道整備に対してSCGE分析を適用し、整備効果の国際比較を行った。

SCGEモデルによる分析は、基本的には静学的なアプローチであり、動的な経済システム推移のメカニズムは扱われていない。これに対し、Chen et al.<sup>5)</sup>は、単地域の動的CGEモデルにより中国の高速鉄道整備による国民経済的な効果を検討している。

ただし、CGE、SCGEモデルの枠組みに従う限り、動的な人口分布変化を明示的に扱うことはできない。小林・奥村<sup>6)</sup>は都市システムの動的な成長モデルを構築し、数値シミュレーションにより高速交通体系の発展と都市システムの成長を論じた先駆的研究である。しかし、小林・奥村<sup>6)</sup>では地域間交易が捨象され、交通需要のメカニズムもミクロ経済的な生産活動と消費活動とは独立しているため、交通を介した多地域経済の相互依存関係が表現できていない。Fujita et al.<sup>7)</sup>により国際貿易、都市経済、地域経済における空間的相互依存関係のモデル化を統合した空間経済学が体系化さ

れ、空間的な人口集積・分散をより精緻に扱うことが可能となった。理論分野では、極めて多くの研究が精力的に蓄積されているが、長期均衡状態の導出において、解析的求解が困難であること、GAMS 等の既存の CGE モデル演算パッケージのみでは算出できないことなど、計算面での困難性もあり、計量的な応用はほとんどなされていない。

Eaton and Kortum<sup>8)</sup>, Redding and Sturm<sup>9)</sup> などによって進展した、空間経済学理論の定量的な分析は Quantitative Spatial Economics (QSE) と呼ばれ、経済活動と地理特性の相互関係分析の新たな手法として着目<sup>10)</sup>されている。しかし、QSE の分析対象の多くは、過去の経済現象に対して空間経済理論を実証的に適用するものであり、政策効果の予測のような、評価手法としての目的を持つものではない。Allen and Arkolakis<sup>11)</sup> は、米国の州間高速道路が撤去された状況に対して人口分布を推論<sup>1</sup> しており、空間経済モデルを用いた反実仮想描写を提示した数少ない成果である。

わが国において QSE のコンセプトを計量的な分析に適用した初めての成果は、高山ら<sup>13)</sup> による、全国的な輸送費削減および総人口減少による人口分布への影響評価である。高山ら<sup>13)</sup> は、高山ら<sup>14),15)</sup>、石倉ら<sup>16)</sup> によって開発された、安定的な長期均衡を導出するアルゴリズムを用いることにより、従来の NEG モデルよりも複雑な空間設定条件下においても計量的に分析が可能となることを示した点でもブレイクスルーである。しかし、高山ら<sup>13)</sup> も全地域にわたる交通条件変化や総人口変化など、モデル分析の対象とする外生的変化が全地域的である点では、これまでの NEG, QSE 研究と同じく、SCGE モデルのように特定の地域に影響を及ぼす交通プロジェクト評価への適用は、いまだ蓄積されていない。本研究は、リニア中央新幹線プロジェクトを対象とし、各地域に対して非対称かつ個別の交通条件変化をもたらす事象を分析するが、このようなアプローチは従来の QSE 研究では扱われていない。

### 3. モデル

#### (1) モデル概要と前提条件

モデルが対象とする経済システムは、 $R$  地域から構成され、財の部門は  $I$  部門に分類されている。それぞれの地域  $r \in \mathcal{R} \equiv \{1, 2, \dots, R\}$  において、産業部門は自部門  $i \in \mathcal{I} \equiv \{1, 2, \dots, I\}$  のみの財・サービス（以後、簡単に財と表記する）を生産する。財の生産者は、参入退出が自由な独占的競争市場に直面し、かつ個々

<sup>1</sup> しかし、大澤<sup>12)</sup> によると、局所的な広がりを持つ一極集積しか表現できない理論モデル（クラス II）を利用していることにより、集積パターンが地域固定効果でほぼ説明できること、輸送システム改善が一極的集積を崩壊させる方向に影響することが自明であることなど、課題を突き詰めている。

の生産者レベルでは規模の経済性が作用する生産技術を持つ、いわゆる Dixit-Stiglitz 型の生産モデルに従う。各地域には均質な選好を持つ家計が存在すると想定し、その行動は集計された代表的家計の行動として描写される。家計は一定量の生産要素を保有しており、これを非弾力的に供給することで、その対価として要素所得を得る。

標準的な NEG 理論モデルと同様に、短期的には家計は居住地を変更できず、地域別生産要素供給が所与の下で財市場および要素市場が均衡すると想定する。長期的には、自らの得る効用を最大化するように、家計は居住地を選択する。前者の均衡状態を短期均衡と呼び、後者の選択結果が均衡する状態を長期均衡と呼ぶ。

#### (2) 生産活動

それぞれの地域における生産者は、同一地域内の他生産者と水平的に差別化された財バラエティを生産する。したがって、各地域の各部門における生産者数と、供給される財バラエティ数は等しくなる。財バラエティの生産技術として、上位階層が Cobb-Douglas 型であり下位階層が CES 型である階層化 CES 技術を想定する。すなわち、地域  $s \in \mathcal{R}$  部門  $j \in \mathcal{I}$  の財生産に投入される全投入に関する価格指数  $h_s^j$  および部門  $i$  財の中間投入に係る価格指数  $g_s^i$  は以下のように定式化される。

$$h_s^j = \eta_s^j(w_s) \prod_{i \in \mathcal{I}} \left\{ (g_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \right\} \quad (1)$$

$$g_s^i = \left\{ \sum_{r \in \mathcal{R}} \int_0^{n_r^i} (p_{rs}^i(k))^{1-\sigma^i} dk \right\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}} \quad (2)$$

ここで、 $w_s$ : 地域  $s$  における生産要素価格、 $p_{rs}^i(k)$ : 地域  $r$  産の財  $i$  の地域  $s$  における財バラエティ  $k$  の需要地価格、 $n_r^i$ : 生産地  $r$  における財部門  $i$  の財バラエティ数（生産者数）、 $\alpha_s^{ij}$ : 金額ベースの投入係数パラメタ、 $\sigma^i$ : 部門  $i$  財の多様性パラメタである。本モデルでは、iceberg 型輸送費用概念を用いており、需要地価格  $p_{rs}^i$  と生産地価格  $p_r^i$  の関係は、

$$p_{rs}^i(k) = p_r^i(k) \tau_{rs} \quad (3)$$

と表される。ここで、 $\tau_{rs}$  は地域  $s$  における地域  $r$  産財  $i$  の一単位需要を満たすために必要な発送量であり、 $\tau_{rs}^i - 1$  が輸送マージン率、すなわち交易財一単位の輸送活動のために消費される同財の量に相当する。

各々の産業部門  $j$  の財バラエティ  $k$  の生産における個々の生産者レベルの費用関数  $C_s^j$  には規模の経済性ははたらし、その費用構造は同一財部門であれば共通であると考えられる。すなわち、 $x_s^j$  単位の生産に対して、生産水準によらず固定的な  $\gamma_F^j$  単位の合成投入と、生産量に応じて  $\gamma_V^j x_s^j$  単位の合成投入が必要であることとし、

$$C_s^j(x_s^j(k)) = \left( \gamma_F^j + \gamma_V^j x_s^j(k) \right) h_s^j \quad (4)$$

と表される。財バラエティの生産において、Dixit-Stiglitz 型モデルでは独占的競争および自由参入・退出が仮定されるので、財価格は限界費用にマークアップ率を乗じた値と等しく、

$$p_s^j(k) = \frac{\sigma^j}{\sigma^j - 1} \gamma_V^j h_s^j \quad (5)$$

となり、利潤ゼロ条件よ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独立に定まる。

$$x_s^j(k) = x_s^j = \frac{\gamma_F^j}{\gamma_V^j} (\sigma^j - 1) = \zeta^j \quad (6)$$

このように、個々の財バラエティの価格と生産量はバラエティの種類  $k$  に依存しないため、以降では  $k$  の表記を省略する。

財  $j$  について、地域  $s$  における生産を集計した総生産額を  $S_s^j$  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。

$$S_s^j = n_s^j C_s^j = n_s^j p_s^j \zeta^j \quad (7)$$

式 (1)(2) にシェパードの補題を適用すると、地域  $s$  産業  $j$  において投入される、地域  $r$  産部門  $i$  の中間投入の実質量  $m_{rs}^{ij}$  が次のように導出される。

$$m_{rs}^{ij} = \left( \frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{g_s^i} \right)^{-\sigma^i} \alpha_s^{ij} \frac{S_s^j}{g_s^i} \quad (8)$$

同様に、生産要素の投入需要  $l_s^j$  は、

$$l_s^j = \left( 1 - \sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_s^{ij} \right) \frac{S_s^j}{w_s} \quad (9)$$

となる。

### (3) 家計行動

各地域における財消費は、当該都市に居住する家計の効用最大化行動によって決定される。消費者の選好についても、生産技術と同様に、上位階層である財別選好については Cobb-Douglas 型、下位階層である生産地間代替については多様性選好を考慮した CES 型である、Dixit-Stiglitz 型の階層化 CES 関数を想定する。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 (2) 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。

$$V_s = E_s \prod_{i \in \mathcal{I}} (g_s^i)^{-\beta^i} \quad (10)$$

ここで、 $E_s$  は  $s$  地域における個々の家計の可処分所得、 $\beta^i$  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 (2) に対するシェパードの補題の適用より、地域  $r$  産の財部

門  $i$  に関する個々の家計の消費需要の実質量  $\hat{c}_{rs}^i$  が得られる。

$$\hat{c}_{rs}^i = \left( \frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{g_s^i} \right)^{-\sigma^i} \beta^i \frac{E_s}{g_s^i} \quad (11)$$

地域  $s$  に居住する家計数を  $N_s$  とすると、地域内の家計の選好が均質という前提条件より、地域  $s$  の全家計による、地域  $r$  産の部門  $i$  の財に対する消費需要の集計量  $c_{rs}^i$  は、

$$c_{rs}^i = N_s \hat{c}_{rs}^i \quad (12)$$

となる。

### (4) 域外経済との関係：macro closure

本モデルは対象域外経済との収支バランスを明示的に考慮しており、家計が最終需要へ支出可能な可処分所得は、要素所得に加えて自地域外との当期所得移転に伴う純所得増減を含む額となる。当期所得移転は、貯蓄投資バランスの結果として生じ資本収支にも影響しうる、本来は動学的性質を持つものであるが、静的な体系である本研究においては、貯蓄と投資に関する動的な意思決定は考慮しない。分析対象地域内での各地域収支は、基準均衡時における（対象域内）移出入バランスと整合するように固定されているものとして考える。分析対象外である Rest of the World (ROW) との関係については、域内各地域各産業部門の純移輸出の実質量が基準均衡時の状態に固定されていることと考へ、均衡価格体系において地域収支バランスが整合するよう、所得移転額が決定される。集計的家計は、このようにして決定された可処分所得を、消費に対して支出する。

### (5) 市場均衡

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

$$D_s^i = \beta^i N_s E_s + \sum_{j \in \mathcal{I}} (\alpha_s^{ij} S_s^j) \quad (13)$$

である。地域  $s$  における需要のために発送される地域  $r$  産部門  $i$  の財バラエティの量  $q_{rs}^i$  は、アイスバーグ型地域間輸送費として消費される財の量込みで、

$$\begin{aligned} q_{rs}^i &= \tau_{rs}^i \left( c_{rs}^i + \sum_{j \in \mathcal{I}} m_{rs}^{ij} \right) \\ &= (p_r^i)^{-\sigma^i} \left( \frac{\tau_{rs}^i}{g_s^i} \right)^{1-\sigma^i} D_s^i \end{aligned} \quad (14)$$

となる。したがって、地域  $s$  で需要される地域  $r$  産財  $i$  の、輸送消費も含む value term での総取引額  $Q_{rs}^i$  は、生産地における財バラエティ数を考慮すると、

$$Q_{rs}^i = n_r^i p_r^i q_{rs}^i$$



$$= n_r^i \left( \frac{p_r^i \tau_{rs}^i}{g_s^i} \right)^{1-\sigma^i} D_s^i \quad (15)$$

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  $E_s^i$  になることから、式 (7) より

$$\begin{aligned} Q_{rs}^i &= \frac{n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} D_s^i \\ &= \frac{S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} S_r^i (p_r^i)^{-\sigma^i} (\tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} D_s^i \end{aligned} \quad (16)$$

が成立する。また、 $Q_{rs}^i$  を需要地  $s$  について合計し域外経済への純移輸出額  $Z_r^i$  を加えると、地域  $r$  で生産された財  $i$  の総生産額と等しくなるので、

$$S_r^i = \sum_{s \in \mathcal{R}} Q_{rs}^i + Z_r^i \quad (17)$$

も成立することとなる。

純移輸出額を生産地価格で計測し、その実質量を  $\bar{z}_r^i$  とすると、財市場の需給均衡は、以下のように書き換えることができる。

$$S_r^i = \sum_{s \in \mathcal{R}} \left[ \frac{n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} D_s^i \right] + p_r^i \bar{z}_r^i \quad (18)$$

地域  $s$  における要素所得の合計  $Y_s$  は、部門  $j$  への生産要素投入  $l_s^j$  の対価である、

$$Y_s = \sum_{j \in \mathcal{I}} (w_s^j l_s^j) \quad (19)$$

となる。家計の可処分所得の地域集計量は、要素所得から自地域外への純所得移転支払いを差し引いた値と等しく、

$$\begin{aligned} N_s E_s &= Y_s - \bar{G}_s - \sum_{i \in \mathcal{I}} Z_s^i \\ &= Y_s - \bar{G}_s - \sum_{i \in \mathcal{I}} p_s^i \bar{z}_s^i \end{aligned} \quad (20)$$

と表される。ここで、 $\bar{G}_s$  は、分析対象地域内での地域間収支バランスに係る所得移転額であり、基準均衡時のニューメレル価格で測った値で固定されたものとして扱う。右辺第 3 項は、前述の ROW に対する純移輸出額と整合するように決定される。

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

$$w_s N_s = Y_s = \sum_{j \in \mathcal{I}} \left( 1 - \sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_s^{ij} \right) S_s^j \quad (21)$$

の関係を満たす必要がある。

## (6) 短期均衡

家計の地域間移動がなく、各地域の生産要素保有量と与件とする短期均衡の条件を以下に整理する。

均衡状態における価格形成は各経済主体の最適行動と整合する必要がある、以下の価格指数およびバラエティ価格の関係式が満たされる。

$$g_s^i = \left\{ \sum_{r \in \mathcal{R}} n_r^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i} \right\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}} \quad (22)$$

$$p_s^j = \psi^j(w_s) \prod_{i \in \mathcal{I}} (g_s^i)^{\alpha_s^{ij}} \quad (23)$$

生産要素市場均衡は、式 (7) と式 (21) より、

$$w_s N_s = \sum_{j \in \mathcal{I}} \left( 1 - \sum_{i \in \mathcal{I}} \alpha_s^{ij} \right) n_s^j p_s^j \zeta^j \quad (24)$$

と書き換えることができる。財市場均衡は、式 (7)、(13)、(18)、(20) より、

$$\begin{aligned} n_s^j p_s^j \zeta^j &= \sum_{s \in \mathcal{R}} \left[ \frac{n_r^i \zeta^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} n_r^i \zeta^i (p_r^i \tau_{rs}^i)^{1-\sigma^i}} \cdot \right. \\ &\quad \left. \left\{ \beta^i \left( w_s N_s - \bar{G}_s - \sum_{i \in \mathcal{I}} p_s^i \bar{z}_s^i \right) \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \sum_{j \in \mathcal{I}} \alpha_s^{ij} \zeta^j n_s^j p_s^j \right\} \right] + p_r^i \bar{z}_r^i \end{aligned} \quad (25)$$

となる。なお、外生パラメタの表記を整理し  $\psi^j = \frac{\sigma^j \gamma_V^j}{\sigma^j - 1}$ 、 $\xi^i = \gamma_F^i \sigma^i$  としている。

本モデルの短期均衡状態を規定する内生変数は、要素価格、価格指数、財バラエティの生産地価格およびバラエティ数 ( $w_s^i$ ,  $g_s^i$ ,  $p_s^i$ ,  $n_s^i$ ) となる。以上の連立方程式を解くことで、短期均衡状態における諸変数を得ることができる。

## (7) 長期均衡

次に、家計の居住地選択に関する長期均衡条件を示す。本モデルでは、地域間の家計の移動が完全に自由化された状況を想定し、家計はより高い効用が得られる居住地を選択する。ただし、NEG モデルでは、全消費者が均質、かつ地域間を自由に移動できる場合、(いわゆる no black-hole 条件を満足することができないため) 常に消費者・産業が一地域に集中する状態のみが安定均衡状態となる。さらに、大澤・赤松, Akamatsu et al. で示されているように、通勤コストや地代の導入のみでは、この問題は完全には解消できない。

そこで本研究では、構築したモデルが (現実的な) 複数の人口・産業集積地の創発を表現できるよう、赤松ら<sup>17)</sup>、Akamatsu et al.<sup>18)</sup> と同様、個々の家計の選好に異質性を認める長期均衡の枠組みを採用する。具体的

には、家計  $\kappa$  が、地域  $r$  を選択した際の効用関数  $\tilde{V}_r(\kappa)$  が次のように与えられると仮定する。

$$\tilde{V}_r(\kappa) = V_r + \nu_r + \varepsilon_r(\kappa) \quad (26)$$

ここで、 $\varepsilon_r(\kappa)$  は個々の家計  $\kappa$  に固有の効用項、 $\nu_r$  は地域  $r$  に固有の特性（固定効果）を表す項である。 $V_r$  は経済の均衡状態に依存する確定効用項を表し、短期均衡状態における家計の間接効用である式 (10) より与えられる。

いま、地域  $r$  の家計全体にわたり、家計の数が十分に多く  $\{\varepsilon_r(\kappa), \kappa\}$  が連続分布で近似され、互いに独立な同一の Weibull 分布に従うと仮定すると、 $r$  地域での居住を選択する家計の割合は、

$$P_r = \frac{\exp\{\theta(V_r + \nu_r)\}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} \exp\{\theta(V_r + \nu_r)\}} \quad (27)$$

のように、logit 型の選択確率で与えられる<sup>17)</sup>。 $\theta$  は嗜好の異質性、すなわち  $\varepsilon_r$  の分散パラメータである。

さらに、家計の居住地選択に一部制限を与える。本研究では、全ての家計が居住地を自由に選択（移住）できるわけではなく、一定割合  $\lambda$  の家計しか移住ができないと仮定する。

以上より、地域  $r$  に居住する家計数  $N_r$  を決定付ける長期均衡条件は次のように表される。

$$N_r = \hat{N}_r + \tilde{N}_r \quad (28)$$

$$\hat{N}_r = P_r \lambda N \quad (29)$$

$$(1 - \lambda) N = \sum_{r \in \mathcal{R}} \tilde{N}_r \quad (30)$$

ここで、 $\hat{N}_r$  は移住可能な地域  $r$  の家計数、 $\tilde{N}_r$  は移住不可能な地域  $r$  の家計数である。 $N$  は、外生的に与えられる、全地域の総家計数である。

#### (8) 安定均衡状態の導出

一般的な NEG モデルの枠組みでは、複数の長期均衡状態が存在しうること、かつ安定な長期均衡状態と不安定な長期均衡状態が存在しうることが知られている。本研究においては、初期状態において実現している基準均衡状態から、政策や環境変化によって新たな安定な長期均衡状態へ経済が移行することを描写する。そこで本研究は、高山ら<sup>14)</sup>に従い、任意の状態から安定均衡状態へと収束する解軌跡が唯一であることが知られている logit 型 Perturbed Best Response dynamics を用いて、安定的な均衡状態を導出する。具体的には、地域  $r$  における地域別家計数の law of motion を、

$$\dot{N}_r = \frac{\exp\{\theta(V_r + \nu_r)\}}{\sum_{r \in \mathcal{R}} \exp\{\theta(V_r + \nu_r)\}} N - N_r \quad (31)$$

と想定し、定常状態となるまで iterative に計算することで、安定的な長期均衡状態を得る。

## 4. リニア中央新幹線開業を想定した分析

### (1) 分析シナリオと利用データ

本研究では、リニア中央新幹線の開業による旅客トリップの地域間移動障壁の変化を外生的な交通条件変化として捉え、その経済的な影響を短期均衡の視点と長期均衡の視点それぞれから分析する。モデル分析の適用対象は日本全国であり、47 の都道府県を地域単位とする。産業部門は、農林水産業（第 1 次産業）、製造業（第 2 次産業）、サービス産業（第 3 次産業）の 3 部門に分類した。経済活動の基準均衡データについては、石川・宮城<sup>19)</sup>の作成した 47 都道府県間産業連関表（2005 年表）を用い、投入係数、消費における選好パラメータをキャリブレーションにより設定した。

また、基準均衡データより、財部門別の地域間交易額の実績値が得られる。本研究では、地域間移動障壁の指標として旅客交通の一般化費用を想定し、国土交通省の提供する総合交通分析システム（NITAS）を用いて設定した。具体的には、地域の代表地点を都道府県庁所在地とし、利用交通モードを鉄道+航空に、経路探索条件を一般化費用最小に設定し、2015 年 10 月時点の交通ネットワーク条件における地域間の最小一般化費用とその構成経路を抽出した。

この最小一般化費用を利用し、石倉・池田の方法により財バラエティの多様性パラメータ  $\sigma^i$  を PPML(Poisson pseudo maximum likelihood) 法により推定した結果、表-1 のように推定値が得られた。

ここで、本モデルにおける輸送マージン  $\tau_{rs}^i$  が、この地域間移動障壁の指標である最小一般化費用  $t_{rs}$  の関数  $(\tau_{rs}^i) = \{\exp(a^i \ln t_{rs})\}^{\frac{1}{1-\sigma^i}}$  として定義できることとする。さらに、地域間交易の実績値を  $Q_{rs}^i$  とし、基準均衡時における全ての財の生産地価格を 1 に基準化することにより、式 (16) を固定効果グラビティモデル

$$Q_{rs}^i = A_r B_s (\exp(a^i \ln t_{rs})) \quad (32)$$

と見なして PPML 法により輸送マージンのパラメータ  $a^i$  を推定（表-2）した。

以上が、リニア中央新幹線の開業前となる基準均衡状態に関わる設定となる。リニア中央新幹線開業後の交通条件については、以下の手順により設定する。

- 各地域間ペアの最短経路において、「JR 新幹線のぞみ」を利用し、東京-名古屋、東京-新大阪、名古屋-新大阪の各区間を含むものを抽出する。
- リニア中央新幹線による鉄道所要時間を、東京-名古屋間では 40 分、東京-新大阪間では 67 分、名古屋-新大阪間では 27 分と想定する。ただし同区間の鉄道運賃は変化しないこととする。
- 抽出された地域間の鉄道経路（JR 新幹線のぞみ）における鉄道所要時間を、上記のリニア中央新幹

表-1 部門別多様性パラメタ

sector( <i>i</i> )	1	2	3
$\sigma^i$	3.6219	6.4178	2.8188
t-value	83.43***	34.50***	73.33***
deviance	13.163	0.856	36.942

(\*: $p < 0.05$ , \*\*: $p < 0.01$ , \*\*\*: $p < 0.001$ )

表-2 輸送マージンのパラメタ

sector( <i>i</i> )	1	2	3
$a^i$	-0.9347	-1.0923	-1.5540
t-value	-1.63	-8.03***	-5.24***
deviance	7.52e+07	6.36e+08	1.58e+09

(\*: $p < 0.05$ , \*\*: $p < 0.01$ , \*\*\*: $p < 0.001$ )

線の所要時間へと更新する。

- 更新された鉄道所要時間を基に、当該地域間の交通一般化費用を再計算し、これをリニア中央新幹線開業後の移動障壁とみなす。

長期均衡の導出において必要となる logit 分散パラメタ  $\theta$  および、居住地を自由に選択できる家計数の割合  $\lambda$  は、ともに外生的に与える必要がある。本研究では ad hoc であるが、 $\theta = 1$ ,  $\lambda = 0.5$  と設定した。これらの適切な設定方法の検討は今後の課題である。

## (2) 結果

### a) 短期均衡

まず、生産要素保有者である家計の地域間移動のない短期均衡、すなわち SCGE モデルとしての分析結果を整理する。厚生変化の指標として経済規模の影響を受けない REV(Relative Equivalent Valuation)<sup>20)</sup> を利用した場合の、全国的な構成変化の特性を図-1 に示す<sup>2</sup>。

地理的な傾向としては、リニア中央新幹線の両端に位置する東京と大阪で REV が大きく、東京の北側と東側の地域、大阪の近接地域でも、やや大きな効果が見られた。中間点である愛知では負の厚生変化が見られ、隣接する岐阜と三重では対照的に REV が大きい。全国的には厚生が改善している地域がほとんどであるが、厚生水準が低下した地域では、周辺県に比べて産業構造の変化の方向が異なる点に特徴がある。表-3 より、愛知県と滋賀県はともに、第 2 次産業の生産が増加しているが第 3 次産業の生産は減少しており、隣接県の産業特化の傾向とは逆向きの影響が生じている。鹿児島

<sup>2</sup> REV は、政策実施後の効用水準を達成するために必要とされる(政策実施前の価格で計った)所得の、政策実施前の所得に対する変化率であり、 $REV = \frac{V_{post} - V_{ante}}{V_{ante}}$  と定義される。なお、 $V_{ante}$  と  $V_{post}$  はそれぞれ政策実施前と実施後の効用水準である。

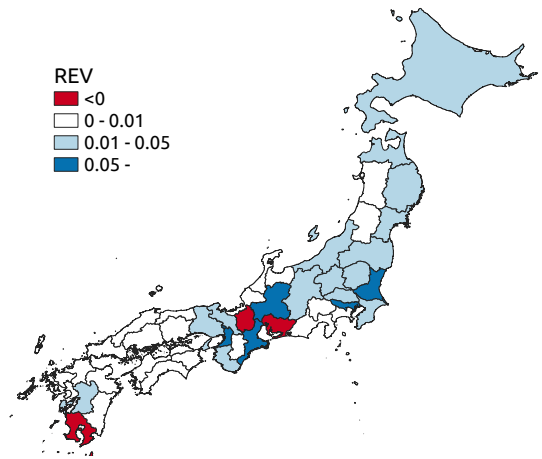


図-1 短期均衡の結果 (REV 指標)

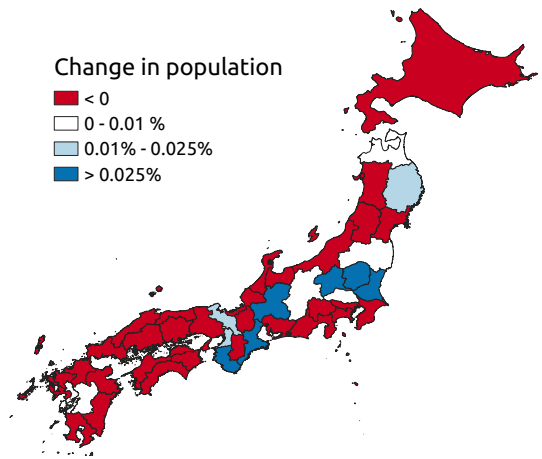


図-2 長期均衡の結果 (地域別人口の変化率)

県においても、第 1 次産業のみが大きく減少しているが、九州の他県とは大きく異なる特徴である。間接効用関数(式(10))の定義が示すように、当該地域の財部門別価格指数は、効用水準に直結する要因であるが、便益が負となった地域では、相対的に不利となるような産業構造変化が生じたと解釈できる。

### b) 長期均衡

次に、家計数(人口)の変化率を指標として、長期均衡の視点からの影響を図-2 に示す。短期均衡における便益の空間的分布の傾向とは異なり、国内の多くの地域において人口減少が予想され、北関東と近畿の一部を中心とする、数少ない地域でのみ人口増加が見られる。この傾向は、長期均衡においては効用水準の相対関係によって人口移動が生じるためであり、短期均衡において正の便益が生じた地域であっても、家計数が減少する地域が生じている。本分析の結果は、全国的には一部の地域への人口集積が進展しようということを示唆している。

表-3 短期均衡と長期均衡の結果のまとめ

	短期均衡					長期均衡	
	REV	EV(10 億円)	生産変化率 (%)			家計数 (人口) 変化量	家計数 (人口) 変化率 (%)
			Sector1	Sector2	Sector3		
北海道	0.0263	1.21	0.36	-0.18	0.02	-0.0016	-0.008
青森県	0.0164	3.47	1.95	0.02	-0.05	0.0000	0.000
岩手県	0.0304	6.25	13.43	-0.21	-0.34	0.0008	0.018
宮城県	0.0163	1.92	-3.21	0.30	-0.05	-0.0002	-0.003
秋田県	0.0054	1.46	0.89	-0.14	-0.02	-0.0002	-0.007
山形県	0.0080	1.85	-11.43	0.84	0.19	0.0000	-0.001
福島県	0.0216	2.92	-2.85	0.57	-0.11	0.0003	0.004
茨城県	0.0795	6.90	-2.44	1.36	-0.41	0.0043	0.036
栃木県	0.0397	5.11	-1.91	1.22	-0.61	0.0023	0.028
群馬県	0.0481	5.85	-1.67	1.25	-0.37	0.0028	0.037
埼玉県	0.0322	1.52	-1.01	-2.98	0.87	0.0008	0.004
千葉県	0.0109	0.56	-2.50	-7.38	1.88	-0.0015	-0.008
東京都	0.0846	1.06	-0.53	-1.99	0.19	-0.0018	-0.002
神奈川県	0.0036	0.11	-0.87	-1.48	0.17	-0.0034	-0.011
新潟県	0.0222	2.40	4.92	-0.02	-0.12	-0.0001	-0.001
富山県	0.0018	0.45	2.60	-0.70	0.37	-0.0005	-0.011
石川県	0.0044	0.98	-0.32	-0.62	0.27	-0.0004	-0.008
福井県	0.0058	1.96	-18.99	0.14	0.31	-0.0001	-0.004
山梨県	0.0042	1.21	-2.90	0.03	-0.04	-0.0001	-0.004
長野県	0.0228	2.55	-2.35	0.16	0.04	0.0002	0.003
岐阜県	0.0634	8.98	-0.57	-3.22	2.40	0.0037	0.050
静岡県	0.0068	0.43	-1.00	-0.56	0.27	-0.0015	-0.010
愛知県	-0.0327	-1.02	3.39	11.90	-3.86	-0.0073	-0.020
三重県	0.0606	7.59	0.05	-0.76	1.42	0.0050	0.064
滋賀県	-0.0132	-2.36	1.25	5.11	-4.80	-0.0020	-0.033
京都府	0.0334	3.53	1.00	-7.78	2.32	0.0014	0.015
大阪府	0.1341	3.82	-0.08	-3.39	0.94	0.0074	0.019
兵庫県	0.0221	1.16	0.28	-2.85	0.90	-0.0003	-0.001
奈良県	0.0056	1.37	0.58	0.54	-0.29	-0.0001	-0.002
和歌山県	0.0306	9.25	0.36	0.80	0.16	0.0015	0.042
鳥取県	0.0015	0.70	0.16	-0.22	0.03	-0.0002	-0.009
島根県	0.0020	0.74	-0.05	-0.25	0.05	-0.0002	-0.010
岡山県	0.0042	0.60	-0.42	-0.63	0.24	-0.0007	-0.009
広島県	0.0079	0.73	-0.89	-0.41	0.12	-0.0012	-0.010
山口県	0.0038	0.73	0.61	-0.23	0.07	-0.0006	-0.010
徳島県	0.0032	1.16	-0.38	-0.14	0.03	-0.0002	-0.007
香川県	0.0025	0.74	-1.09	-0.30	0.07	-0.0003	-0.009
愛媛県	0.0047	0.94	0.60	-0.16	0.00	-0.0004	-0.009
高知県	0.0015	0.58	-0.02	-0.26	0.05	-0.0002	-0.010
福岡県	0.0091	0.52	0.60	-0.13	-0.02	-0.0019	-0.010
佐賀県	0.0025	0.95	0.18	-0.06	-0.03	-0.0002	-0.009
長崎県	0.0039	0.85	0.15	0.01	-0.08	-0.0004	-0.009
熊本県	0.0278	4.84	33.47	-0.75	-0.90	0.0003	0.006
大分県	0.0041	0.94	0.62	-0.14	0.03	-0.0004	-0.009
宮崎県	0.0047	1.22	2.67	-0.18	-0.18	-0.0003	-0.008
鹿児島県	-0.0330	-5.78	-29.60	0.01	0.61	-0.0019	-0.034
沖縄県	0.0029	0.75	0.18	-0.13	0.00	-0.0003	-0.010



上記のような人口増減の地域的な特性は見られるものの、人口変化率の大きさは小規模であり、表-3 で示すように、0.1%未満の変化率である。したがって、本研究の分析シナリオとして設定した前提条件とモデルのパラメタの条件下においては、きわめて小さな人口移動となり、国土構造の変化という観点からはほぼ無視できるレベルと言えよう。

ただし、本研究の置いた前提条件は ad hoc なものであるため、ここで得られた結果の計量的な妥当性については担保できず、感度分析によるモデル挙動の検討や、パラメタ設定方法の精緻化など、課題を残している。

## 5. おわりに

本研究は、空間経済学の理論モデルを、都道府県単位に地域分類されたわが国の空間経済システムに適用し、リニア中央新幹線の整備がもたらす影響について、短期均衡の視点および長期均衡の視点から検討した。

短期均衡の分析は、従来の SCGE モデル分析と同様であり、地域別の厚生変化や財の生産・需要の変化などの、静的な指標により評価が可能である。本研究の前提条件下では、リニア中央新幹線区間の両端である東京と大阪の周辺地域を中心に大きな効果が生じるといふ、直感的に予想される帰結とおおむね整合的な結果が導かれた。

長期均衡の分析は、家計（人口）の地域間移動を考慮した動的な視点からの評価であり、人口分布面での国土構造変化についての推論結果が得られる。長期均衡の結果については、人口増加効果を楽しむ地域はより少なく、北関東と近畿の一部にのみ人口が集積し、全国的には人口減少がもたらされるという結果が得られた。

謝辞：本研究は、科学研究費補助金（課題番号 18H01556）による助成を受けたものである。ここに記して謝意を表したい。

## 参考文献

- 小池淳司, 上田孝行, and 宮下光宏: 旅客トリップを明示した 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.
- 山口勝弘, 日原勝也, and 肥高俊明: 政策効果の分析システムに関する研究-国内航空分野における規制緩和及び航空ネットワーク拡充に関する分析-, *Technical Report 13*, 2002.
- Ueda, T., Koike, A., Yamaguchi, K., and Tsuchiya, K.: Spatial Benefit Incidence Analysis of Airport Capacity Expansion: Application of SCGE Model to the Haneda Project, *Research in Transportation Economics*, Vol.13, pp.165-196, January 2005.
- 宮下光宏, 小池淳司, and 上田孝行: アジア高速鉄道整備の経済・環境影響の国際比較-旅客を考慮した SCGE モデルによる計量分析-, *土木学会論文集 D3*, Vol.68, No.4, pp.316-332, 2012.
- Chen, Z., Xue, J., Rose, A. Z., and Haynes, K. E.: The impact of high-speed rail investment on economic and environmental change in China: A dynamic CGE analysis, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, Vol.92, pp.232-245, 2016.
- 小林潔司 and 奥村誠: 高速交通体系が都市システムの発展に及ぼす影響に関する研究, *土木計画学研究・論文集*, Vol.13, pp.57-66, 1996.
- Fujita, M., Krugman, P., and Venables, A.: *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*, Vol. 1, The MIT Press, 2001.
- Eaton, J. and Kortum, S.: Technology, Geography, and Trade, *Econometrica*, Vol.70, No.5, pp.1741-1779, 2002.
- Redding, S. J. and Sturm, D. M.: The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification, *American Economic Review*, Vol.98, No.5, pp.1766-1797, November 2008.
- Redding, S. J. and Rossi-Hansberg, E.: Quantitative Spatial Economics, *Annual Review of Economics*, Vol.9, No.1, 2017.
- Allen, T. and Arkolakis, C.: Trade and the topography of the spatial economy, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.129, No.3, 2014.
- 大澤実: 集積経済モデルの数理解析とその周辺, *土木学会論文集 d3 (土木計画学)*, Vol.74, No.5, pp.L19-L36, 2018.
- 高山雄貴, 梶大介, 服部佑哉, 今川奈保, and 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.
- 高山雄貴, 赤松隆, and 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.
- 高山雄貴, 赤松隆, and 石倉智樹: 生産要素の地域間移動と集積の経済を考慮した空間応用一般均衡モデルの開発, *土木学会論文集 D3 (土木計画学)*, Vol.72, No.2, pp.211-230, 2016.
- 石倉智樹, 高山雄貴, and 赤松隆: 階層的な空間構造と産業連関構造の下での労働人口集積, *土木学会論文集 D3 (土木計画学)*, Vol.74, No.3, pp.203-216, 2018.
- 赤松隆, 高山雄貴, 池田清宏, 菅澤晶子, 佐藤慎太郎, 赤松隆., 高山, 雄., 池田, 清., 菅澤, 晶., and 佐藤, 慎.: 1 次元多都市システムにおける人口集積パターンの創発メカニズム, *土木学会論文集 D3*, Vol.66, No.4, pp.442-460, 2010.
- Akamatsu, T., Takayama, Y., and Ikeda, K.: Spatial discounting, Fourier, and racetrack economy: A recipe for the analysis of spatial agglomeration models, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.36, No.11, pp.1729-1759, 11 月 2012.
- 石川良文 and 宮城俊彦: 全国都道府県間産業連関表による地域間産業連関構造の分析, *地域学研究*, Vol.34, No.1, pp.139-152, 2003.
- Bröcker, J.: Operational spatial computable general equilibrium modeling, *The Annals of Regional Science*, Vol.32, No.3, pp.367-387, 1998.



Economic and geographical impacts of  
the new high speed rail “Chuo-Shinkansen SCMAGLEV”

Tomoki ISHIKURA

The new high speed rail Chuo Shinkansen using SuperConducting MAGnetic LEVitation, SC-MAGLEV, railway system will drastically change the intercity mobility. The revolution of the mobility can influence to economic and geographic status of Japan. This paper develops a spatial economic model based on quantitative spatial economics (QSE) framework and estimates the impacts caused by Chuo Shinkansen by using the model. According to the short run analysis results, the almost all regions gain the welfare improvement. However, our estimation implies the demographic agglomeration into a small number of region will arise in long run.