

# 定量的空間経済モデルの ストック効果評価への応用

森 智輝<sup>1</sup>・瀬木 俊輔<sup>2</sup>

<sup>1</sup> 非会員 神戸大学 大学院工学研究科市民工学専攻 (〒657-0013 神戸市灘区六甲台町 1)

E-mail: 224t138t@stu.kobe-u.ac.jp

<sup>2</sup> 正会員 工博 神戸大学准教授 大学院工学研究科市民工学専攻 (〒657-0013 神戸市灘区六甲台町 1)

E-mail: segi@people.kobe-u.ac.jp

近年インフラのストック効果が注目されており、その定量的評価は国土計画の策定・遂行に重要である。また、従来の費用便益分析ではインフラ整備の便益が過小評価されていることが指摘されている。一方技術の進歩に伴い、定量的空間経済学(QSE)と呼ばれる分野が発達してきた。QSEは空間経済学に基づく数理モデルと実データを統合し、交通ネットワークなど現実世界の経済現象を定量的に分析することが可能となるものであり、政策の長期的な効果を予測・評価するのに有用である。本研究では、最尤推定法を用いてQSEモデルのパラメータを推定し、東名高速道路と新東名高速道路のストック効果評価に適用してその妥当性を検証した。その結果、東名高速道路や新東名高速道路の整備が沿線地域の人口増加に寄与していることが確認された。また、実質賃金は日本全国で上昇し、高速道路の建設が日本全体の経済活動にプラスの影響を与えることが示唆された。

**Key Words:** stock effect, Quantitative Spatial Economics, Tomei Expressway, Shin-Tomei Expressway

## 1. はじめに

これまで日本では五次の全国総合開発計画が策定され、それらに基づき全国にインフラ整備がなされてきた。特に高速道路を始めとする幹線道路網の整備は、沿線の人口集中や経済規模の拡大を促し、三大都市圏を中心とする国土軸を形成した。このような高速道路を始めとする道路整備は、人やモノの地域間の移動時間(旅行時間)を短縮させ、中長期的に経済を活性化させるものとされ、現在では地方都市間を結ぶ高速道路の建設が進められている。一方近年、国や自治体の厳しい財政制約や公共投資に対する風当たりの強さから、道路整備に対する投資の決定にはより慎重さが求められている。社会資本の整備によって整備直後から継続的にかつ中長期にわたって得られる、人口や企業の分布など経済への効果をストック効果と呼ぶが、国土交通省が2016(平成28)年に策定した「ストック効果の最大化に向けて～その具体的戦略の提言～」<sup>1)</sup>において、発現した様々なストック効果を把握し「見える化」することが国民理解の醸成に必要であるとしている。また2020(令和2)年の「2040年、道路の景色が変わる」<sup>2)</sup>(道路政策ビジョン)では、道

路政策がもたらしてきたストック効果を狭義の経済効果だけでなく、人口や産業の配置等広い視点から実証し示すべきであるとしている。このような状況において、道路整備がもたらすストック効果を定量的に評価することは、効果的にかつ円滑に国土計画や都市計画を策定、遂行するために重要である。

上に述べた公共投資を取り巻く状況を受け、1990年代以降日本におけるインフラ整備では、効率的で効果的な事業実施を目的とする判断基準として費用便益比(B/C)が用いられている。B/Cはインフラ整備の便益(Benefit)を整備および維持管理にかかる費用(Cost)で除したものである。しかし、費用便益分析マニュアル<sup>3)</sup>において便益として計上されているものは、走行時間短縮便益、走行経費減少便益、交通事故減少便益の3便益であり、公共事業実施による雇用創出や地域経済の活性化、新規交通網の整備による人口や企業の分散による効果など、事業実施によるマクロ経済的な効果が一切考慮されていない。小池<sup>4)</sup>は、近年ストック効果が注目されている背景として仮説的補償原理の前提から逸脱する開発効果の存在を挙げているが、その一つとして費用便益分析の前提のために計測漏れになる効果を挙げている。以上の理

由から、B/C はインフラ整備の便益を過小評価する評価基準であり、インフラのストック効果を十分に反映できていないとの指摘がなされており<sup>45)</sup>、これまでのインフラ整備の国全体への波及効果が適切に認識されていない可能性がある。

一方空間経済学分野では近年、詳細な経済・交通データが利用可能になったこと、計算機の能力が向上したことを背景に定量的空間経済学(Quantitative Spatial Economics; QSE)と呼ばれる分野が発展してきた<sup>6)</sup>。QSE は空間経済学の理論に基づく数理モデルと実データを統合することで、現実の空間、交通ネットワークを対象とした経済現象の計量分析を行うことを目指している<sup>7)</sup>。そのため QSE による計量分析の結果は、人口分布や産業集積の変化による経済効果など、政策の長期的効果の予測・評価に対して有用となりうるものである。しかし、パラメータの推定手法が確立されていないため、QSE を用いた実政策の分析ははまだ発展途上であり実用化されていない。一方で、瀬木が QSE におけるパラメータを推定するにあたって最尤推定法を用いる手法を開発し、その有効性を示した<sup>8)</sup>。

これらを踏まえ、本研究では定量的空間経済モデルのパラメータを最尤推定法 (Maximum Likelihood Estimation; MLE) を用いて推定し、それを交通インフラの整備によるストック効果や人口分布に対する影響の評価に適用し、その妥当性を検証することを目的とする。

以下、2 章で既往研究をストック効果を評価したものと定量的空間経済モデル (QSE モデル) を用いたものに分けて整理し、本研究の位置づけについて明示する。3 章では、本研究で用いられる空間経済モデルについて説明し、解を求めるべき連立方程式を示す。4 章では、3 章で設定したモデルのパラメータの推定手法 (最尤推定法) について説明する。また、尤度関数を定式化するに当たっての変数変換に必要な式の導出を行う。5 章では、3 章の空間経済モデルを日本のデータに適用し、パラメータの推定を実施する。初めにその推定における条件設定を行い、その後パラメータ推定結果を示す。6 章では、5 章のパラメータ推定結果を踏まえ、東名・新東名高速道路整備のストック効果の評価に応用する。道路整備の効果を見るために、回帰モデルを用いて地域間距離を地域間旅行時間に置換する。さらに、ストック効果評価に使用される評価指標の定義と整理を行う。最後に東名・新東名高速道路の有無の差によって生まれた異なる均衡状態での内生変数、評価指標の値を示す。7 章では、6 章で求められた内生変数、評価指標について考察を行う。8 章では、結論として本研究の成果についてまとめ、今後の課題について述べる。

## 2. 既往研究のレビューと本研究の位置付け

本章では既往研究を整理し、本研究の位置づけについてまとめる。

### (1) ストック効果を評価した既往研究

佐藤・藤井<sup>9)</sup>は高速道路整備の地域産業 (農業、工業、商業) への影響をパネルデータを用い、重回帰分析によって調査した。農業・工業分野においては、高速道路の整備によるインターチェンジへの所要時間短縮はそれぞれの出荷額の増加をもたらすことを示し、これは高速道路整備が整備地域に短期的にだけでなく中長期的にも波及効果をもたらすことを意味するとした。一方で商業についてはパネルデータ分析からは有意な結果が見られなかったとした。

要藤・吉村<sup>10)</sup>はスピルオーバー効果に着目し、日本の非都心地域において社会資本整備が地域経済へ与える広域的な成長効果を固定効果モデルを用いて推定した。これによると、高速道路の整備は地方都市へ長期的な成長効果をもたらしたが、産業別に見ると労働力の移動などの原因で出荷額・販売額が減少する産業があることを明らかにした。さらに道路整備からある程度離れた地域においては負のスピルオーバー効果の存在が確認され、これはストロー効果を捉えたものであるとした。また、整備地域からの距離に応じて効果が発現する時期にタイムラグがあることが確認された。

小池ら<sup>11)</sup>は中国地方の過去の高速道路整備が人口構造や産業活動に与えた影響を、固定効果モデルによりパネルデータ分析を行った。その結果、高速道路と産業活動の間には中国地方の多くの地域で正の関係性が認められるとした。人口構造の間には、都市部とその周辺で正の関係性があつたとする一方、地方部で負の関係性が認められストロー効果が存在した可能性を示した。

海外においても、Duranton and Turner<sup>12)</sup>がアメリカの州間高速道路が 1983 年から 2003 年の都市人口・雇用に与えた因果関係を構造方程式により定式化し、操作変数法を用いて推計した。その結果、道路ストック 10% の増加が都市の雇用を約 1.5% 上昇させると推定した。

根津・藤井<sup>13)</sup>は、門間ら<sup>14)</sup>による GDP の変化等を推計するマクロ経済計量モデルを改良し、交通インフラが国全体や交通インフラ投資を行った地域やその周辺地域に及ぼす影響 (各地域への人口分散、地域内 GDP) を総合的に評価できるモデルシステムを構築した。それを使用して計算した交通インフラ投資の有無別の将来 GDP の推計値は、一定程度の妥当性を持つとした。片岡ら<sup>15)</sup>はさらにこのモデルを改良し、アクセシビリティを鉄道・道路交通別に定義し直して推定を行った。その上で高速道路の整備シナリオ (全国整備、関東整備、関東以

外整備)においてもたらされる効果を推定した。その結果、高速道路の新規整備が GDP の向上に寄与することを確認したとし、全国整備および関東整備のシナリオでは関東地方とそれ以外との人口・総生産の格差を一層広げ、関東一極集中をもたらす結果となった。一方関東以外整備のシナリオでは、人口・総生産ともに関東では減少、他地方では増加し一定の分散効果を持つとしたが、それは大きなものではなく既存インフラの絶対量の差によるものとした。

森・佐々木<sup>16)</sup>は高速道路の整備時期の違いに着目し、その差が地域の発展に与えた影響を九州を例として操作変数法と空間応用一般均衡 (SCGE) モデルを用いて示した。戦前の鉄道網を操作変数として導入した分析では、高速道路の整備時期の異なる西九州と東九州では地域の発展が異なる可能性が高いことが示唆された。SCGE による分析では、高速道路の整備時期の違いは東西九州の地域格差の要因の一つであるとする一方、整備順序を変更すると社会全体で負の便益が発生し効率性の観点から現状の整備順序は妥当であるとした上で、高速道路の整備自体は社会全体に正の便益をもたらすとした。

小俣ら<sup>17)</sup>は、1965 年から概ね 10 年おき、および高規格幹線道路の計画路線が全て整備される時期を対象とし、SCGE モデルを活用することで生活圏・産業別の経済効果を計測した。これによると、企業への帰着効果である付加価値額変化は本州エリアを中心に大きな効果が帰着している。一方で、消費者への帰着効果である便益は全国的に正の効果が帰着しており、国土の均衡ある発展に高規格幹線路が貢献していることが確認できたとした。また、これまで整備された高規格幹線道路の累積効果は 51 年間 (1965 年～2016 年) で 568 兆円と推計し、道路整備全体が日本にもたらしたストック効果について確認した。

## (2) QSE に関する既往研究

高山ら<sup>18)</sup>は SCGE モデルを発展させて、高速道路の長期的な効果の分析を可能とする枠組を構築し、日本全国の現実の高速道路網を 1960 年から 5 年おきに变化させ、均衡状態における人口分布の変化を調べた。高速道路網の拡大は、整備区間の周辺地域と路線網の中心に位置する大都市部の人口シェア増加をもたらす一方で、時期および都市によっては高速道路の開通が人口シェアの減少をもたらすケースが存在することを示した。期間全体における人口シェアの増加地域は大都市圏のみで、特に 3 大都市圏の人口シェアを大きく増加させていることから、路線開通は整備区間周辺の経済活動を活性化させたものの整備全体の主要な効果は経済集積であるとした。

瀬木<sup>8)</sup>は、定量的空間経済モデルは物流や人流・商取引等の空間的な相互作用を考慮できる点で差の差 (DID)

分析など他の分析手法よりも有利であるとした上で、Redding and Rossi-Hansberg<sup>9)</sup>のモデルをベースに空間モデルを構築し、そのパラメータの推定を最尤推定法 (MLE) を用いて行った。モンテカルロシミュレーションを実施し、一般化モーメント法 (GMM) を用いたパラメータ推定と比較して、バイアスが少なく分散が小さくなる、複数期間のデータが使用できない場合など少ないデータでもパラメータを推定できる、不安定な均衡を生むパラメータ値を推定する可能性が低い、の 3 つの利点があることを示した。また、このモデルおよび推定手法を日本の実データに適用し、空間モデルが賃金や人口分布といった経済活動の地理的分布をよく表現しており、MLE による推定結果を用いた分析が現実を表現するに当たって効果的であるとした。

高山・杉山<sup>19)</sup>は、QSE に基づくモデルは交通基盤整備や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とし、そのモデル構造が分析結果にどのような本質的な影響を与えるかを明らかにした。そこでは日本を都市雇用圏に分割し、道路ネットワークを用いて地域間の所要時間を算出して、2005 年のデータを用いてパラメータ推定を行った。その上で、輸送アクセスが一律に改善する場合、2005 年時点の道路整備水準から 1960 年水準の所要時間に変化させる場合、の 2 つの仮定の下で輸送アクセス改善効果が人口分布に与える影響を調べ、消費者の効用関数、企業の生産関数のパラメータの値ごとに考察した。

これまで交通インフラ整備効果の分析手法として統計学的・計量経済学的手法と数理経済モデルを使用した手法の二つの方法が採用されてきた。統計的因果推論の各手法およびレビューについては織田澤・大平<sup>20)</sup>によって詳細になされ、論点整理が行われている。杉原ら<sup>21)</sup>は、標準的な経済モデルでは仮定した経済構造が実際の地域データにおいて成立するかという妥当性は余り検討されておらず、経済モデルが想定した因果構造の妥当性が不明と指摘している。また小池ら<sup>22)</sup>は応用一般均衡モデル (CGE) を用いた分析においては、一般にパラメータの決定は経済データからキャリブレーション手法によって決定されるためほぼ完全な現況再現性を有する一方で、統計的な推定手法を用いないため統計的に検証することが不可能であり、このことは応用一般均衡分析の欠点であると述べている。既往研究でも指摘されているように、統計的な手法では地域間の空間的な相互作用 (物流、人流、商取引等) を無視しており、経済的な波及効果を考慮できないという問題点がある。また、集積の経済の効果を考慮できないとされる。一方で CGE に代表される数理経済モデルを使用した手法では、モデル内のパラメータをアドホックに設定していること、観測データに関

する説明力が不明であることが問題点として挙げられている。また、政策分析における代表的手法である SCGE 分析では、集積の経済と人口移動を無視している。また、これまで交通インフラ整備によるストック効果の分析には様々な指標が用いられ、より適切に評価できるように改良されてきた。しかしこれらの既往研究は、交通インフラの整備効果を産業活動、経済活動、人口移動の観点から論じているものの、その評価対象は交通インフラの整備地域内および隣接地域に限ったものであり、より広域的な範囲における効果を評価しているものは少なく、かつそのストック効果を定量的に数字で評価しているものは筆者が知る限り無い。

以上を踏まえ本研究では、定量的空間経済モデルのパラメータを日本の実際のデータに最尤推定法を適用することによって推定し、交通インフラの整備によるストック効果や人口分布に対する影響を定量的に評価することを目的とする。これによって、統計的手法と数理経済モデルを使用した手法の双方の利点を持ち合わせた分析が可能となると考えられる。

### 3. 空間経済モデル

本章では、分析に使用する瀬木のモデル<sup>8)</sup>を基本とした空間経済モデルについて説明する。

#### (1) 環境の設定

$r$  でインデックス付けされた  $N$  地域からなる経済システムを考える。この経済における家計（消費者）の総数は外生的に与えられ  $\bar{L}$  で表され、家計は居住する地域  $r$  を選択することができる。  $\lambda_r$  が地域  $r$  の人口の割合（人口シェア）を示すとする。すなわち  $\lambda_r \bar{L}$  は地域  $r$  の人口を表す。これら家計は、居住する地域の企業に労働力を非弾力的に 1 単位供給する。企業は労働力と土地を生産要素として差別化された財を独占競争的に生産する。

#### (2) 家計行動

モデル内の全ての家計は均質であり、その効用  $v_r$  は次に示すような財の消費  $C_r$  と土地のアメニティ、および人口密度に対して定義される。

$$v_r = \ln C_r - \eta \ln \frac{\lambda_r}{\bar{H}_r} + (\beta^H \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^H) \quad (1)$$

ここで  $\bar{H}_r$  は地域  $r$  の物理的な面積を示し、  $\lambda_r / \bar{H}_r$  は人口密度を表す。  $\eta (> 0)$  はパラメータである。地域のアメニティ（生活環境）は、  $\beta^H \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^H$  で表される。  $\mathbf{x}_r$  はアメニティに影響する地域  $r$  の観測可能な外生ローカル変数のベクトルである。  $\beta^H$  は、アメニティに対する  $\mathbf{x}_r$  の影響を決定するためのパラメータのベクトルを示す。

$\varepsilon_r^H$  は地域  $r$  のアメニティに対する観測不能な誤差項を示す。この式は人口密度によって分散力が発生することを意味する。

家計は財に対して多様性選好（love of variety）をもつ。地域  $r$  における財を消費することによる部分効用  $C_r$  は、差別化された財の消費によって定義される代替の弾力性が一定の関数（CES 関数）で表される。

$$C_r = \left[ \sum_{r'=1}^N \int_0^{\mu_{r'}} c_{r'r}(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

ここで、  $\mu_{r'}$  は地域  $r'$  で生産される差別化財のバラエティ（種類）数、  $c_{r'r}$  は地域  $r'$  で生産され地域  $r$  で消費される財バラエティ  $i$  の消費量である。  $\mu_{r'}$  は地域  $r'$  の企業数も表す。  $\sigma (> 1)$  はこれら財バラエティ間の代替の弾力性である。式(1)、(2)は家計の財に対する多様性選好により、集積力が生み出されることを意味する。

地域  $r$  における一人当たりの所得  $\Omega_r$  は、賃金  $w_r$  と等しい。

$$\Omega_r = w_r \quad (3)$$

消費者の需要関数は、予算制約に従う式(1)、(2)の効用最大化問題から導出される。

$$C_r = \frac{\Omega_r}{P_r^C} \quad (4)$$

$$P_r^C = \left[ \sum_{r'=1}^N \pi_{r'r}^C \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (5)$$

$$\pi_{r'r}^C = \mu_{r'} (p_{r'r}^C \delta_{r'r})^{1-\sigma} \quad (6)$$

$$c_{r'r} = C_r \left[ \frac{P_r^C}{p_{r'r}^C \delta_{r'r}} \right]^{\sigma} \quad (7)$$

$$\delta_{r'r} = \bar{\delta} \cdot \text{dist}_{r'r}^{\varphi} \quad (8)$$

式(3)、(4)より、

$$C_r = \frac{w_r}{P_r^C} \quad (9)$$

ここで、  $P_r^C$  は財の物価指数であり、式(5)、(6)のように導出される。  $\pi_{r'r}^C$  は式(6)を簡略化するために導入された変数である。  $p_{r'r}^C$  は地域  $r'$  で生産された財の生産者（FOB）価格を示す。異なる地域間の財の取引を表現するために、輸送費用として氷塊型輸送の考えを導入する。  $\delta_{r'r} (> 1)$  は式(8)で定義される、地域  $r'$  と  $r$  の輸送費用を考慮した取引コストを示す。地域  $r'$  から  $r$  へ財を 1 単位だけ輸送するとき、  $\delta_{r'r}$  単位の財が必要であり、  $\delta_{r'r} - 1$  単位が溶けてしまうことを意味し、これを輸送コストとみなす。  $\bar{\delta}$  は定数である。  $\text{dist}_{r'r}$  は地域  $r'$  と  $r$  の距離を示し、  $\varphi$  は距離と貿易コストの関係を決定するためのパラメータである。地域の面積  $\bar{H}_r$  は時間によって変化しないとする。

### (3) 企業行動

各種類の財は、独占競争市場および収穫逓増の条件の下で企業によって生産される。地域 $r$ の企業が生産する各種類の財の生産量は次のように表される。

$$q_r^C = \sum_{r'=1}^N \delta_{r'r'} \lambda_{r'} \bar{L} c_{r'r'} \quad (10)$$

財を生産するために、地域 $r$ の企業は労働の固定費 $F$ と変動費 $1/e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^A}$ を負担する。 $e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^A}$ は土地の特性に影響される地域 $r$ の生産性を表す。3.2 節と同様に $\mathbf{x}_r$ は外生ローカル変数のベクトル、 $\beta^A$ は生産性に対する $\mathbf{x}_r$ の影響を決定するためのパラメータのベクトル、 $\varepsilon_r^A$ は地域 $r$ の生産性を決定する観測不能な誤差項を示す。

企業 $i$ は、次の式で表される利潤を最大化するように行動する。

$$\begin{aligned} \Pi(i) \\ = \sum_{r=1}^N \left[ \left( p_{r'}^C(i) - \frac{w_{r'}}{e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_{r'} + \varepsilon_{r'}^A}} \right) \delta_{r'r} \lambda_r \bar{L} c_{r'r}(i) \right] - w_{r'} F \end{aligned} \quad (11)$$

企業の利潤最大化条件は、地域 $r$ で生産された財の生産者価格が限界費用に定数（マークアップ）を掛けたものに等しいことを意味する。

$$p_r^C = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \cdot \frac{w_r}{e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^A}} \quad (12)$$

企業の参入、撤退は自由であるとする。このとき、企業の利潤ゼロ条件は以下のように表される。

$$q_r^C = \sum_{r'=1}^N \delta_{r'r'} \lambda_{r'} \bar{L} c_{r'r'} = (\sigma - 1) \cdot F e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^A} \quad (13)$$

この条件より、労働市場の均衡条件は、地域 $r$ で生産された財のバラエティ数が地域の家計（労働者）の人口に比例することを意味する。

$$\mu_r = \frac{\lambda_r \bar{L}}{\sigma F} \quad (14)$$

### (4) 空間均衡

財・労働市場は家計が居住する地域を変更できないほど短期に均衡し、長期的には効用が最大化される地域に居住することが出来るとする。式(4)～(14)により、外生的に人口分布 $\lambda = [\lambda_1, \dots, \lambda_N]^T$ が与えられたとき、モデルの短期均衡が一意に決定される。短期均衡の状態では、地域 $r$ の家計の効用は次のように表される。

$$v_r = \ln \frac{w_r}{P_r^C} - \eta \ln \frac{\lambda_r}{\bar{H}_r} + (\beta^H \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^H) \quad (15)$$

長期的には効用が全ての地域で等しくなるまで家計は効用のより高い地域に移動する。 $\lambda_r$ がゼロに近づくと $v_r$ は無限大に発散することから、すべての地域は均衡状態において正の人口を持つ。長期的な空間均衡の条件は以下のように表される。

$$\sum_{r=1}^N \lambda_r = 1 \quad (16)$$

$$v_1 = v_2 = \dots = v_N \quad (17)$$

短期均衡は一意に決定されるが、式(16)および(17)を満たす長期均衡は複数存在する可能性がある。その場合、空間均衡の一部は不安定となる可能性があり、不安定な均衡状態では人口分布が微妙に変化するとその均衡は崩壊し、安定な均衡の一つに収束する。

### (5) 誤差項の復元

人口 $\lambda$ 、賃金 $\mathbf{w}$ 、土地面積 $\bar{H}$ 、外生ローカル変数 $\mathbf{x}$ 、地域間の距離 $\mathbf{dist}$ の観測データが与えられたとき、内生変数（人口 $\lambda$ 、賃金 $\mathbf{w}$ ）に関する観測データを均衡状態として再現することが可能な誤差項（ $\boldsymbol{\varepsilon}^H = [\varepsilon_1^H, \dots, \varepsilon_N^H]^T$  および $\boldsymbol{\varepsilon}^A = [\varepsilon_1^A, \dots, \varepsilon_N^A]^T$ ）の値を一意に決定できる。これはモデル反転（model inversion）と呼ばれる<sup>6)</sup>。ただし、一意に誤差項の値を決定するためには誤差項の基準化が必要になる。 $\lambda$ の自由度は $N - 1$ であるから、地域 $N$ の人口を基準として正規化する。

$$\lambda_N = 1 - \sum_{r=1}^{N-1} \lambda_r \quad (18)$$

$\boldsymbol{\varepsilon}^H$ は観測された $\lambda$ を再現するための誤差項であり、上記で基準化したことからの要素の一つは冗長である。よって地域 $N$ を基準として正規化する。

$$\varepsilon_r^H = \varepsilon_r^H - \varepsilon_N^H \quad (19)$$

このモデルでは賃金 $\mathbf{w}$ は相対価格として決定されるため、地域 $N$ の賃金を基準として設定し（ニューメール）、 $w_N = 1$ とする。 $\mathbf{w}$ の自由度は $N - 1$ であるから、 $\boldsymbol{\varepsilon}^A$ の要素の一つは冗長である。よって、地域 $N$ を基準として正規化する。

$$\varepsilon_r^A = \varepsilon_r^A - \varepsilon_N^A \quad (20)$$

これによって、内生変数 $\lambda_{-N}, \mathbf{w}_{-N}$ の観測データを均衡状態として再現することが可能な $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A$ の値は一意に定まる。ただし、 $-N$ のサフィックスは地域 $N$ の変数がベクトルから除外されることを意味する。

### (6) モデルの陰関数による表現

このモデルの均衡条件は陰関数を用いると以下のように表現できる。

$$\begin{aligned} \tilde{v}_r(\lambda_{-N}, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A) &= v_r(\lambda_{-N}, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A) \\ &\quad - v_N(\lambda, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A) \end{aligned} \quad (21)$$

= 0

$$\begin{aligned} g_r(\lambda_{-N}, \mathbf{w}_{-N}, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A) \\ = \ln q_r^C(\lambda_{-N}, \mathbf{w}_{-N}, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}^A) \\ \quad - \ln \left[ (\sigma - 1) \cdot F e^{\beta^A \cdot \mathbf{x}_r + \varepsilon_r^A} \right] \end{aligned} \quad (22)$$

= 0

(1 ≤ r < N)

ここで  $v_r$  は短期均衡における間接効用関数を示し、 $\tilde{v}_r$  は地域  $N$  によって基準化された間接効用関数を表す。  $g_r$  は地域  $r$  で生産された財の超過需要関数を示す。地域  $N$  については、ワルラス法則より市場の精算条件を考慮する必要はない。式 (21), (22) は、誤差項  $\boldsymbol{\varepsilon}^H$ ,  $\boldsymbol{\varepsilon}^A$  と内生変数  $\boldsymbol{\lambda}_{-N}$ ,  $\mathbf{w}_{-N}$  の対応関係を表している。

#### 4. 推定手法

本章では、分析に使用する瀬木の手法<sup>8)</sup>について説明する。瀬木によると、この手法による推定は、不安定な均衡解を生むパラメータを推定する可能性が低いとしている。

##### (1) 推定の前提条件

人口 ( $\boldsymbol{\lambda} = [\lambda_1, \dots, \lambda_N]^T$ ), 賃金 ( $\mathbf{w} = [w_1, \dots, w_N]^T$ ), 土地面積 ( $\bar{\mathbf{H}} = [\bar{H}_1, \dots, \bar{H}_N]^T$ ), 外生ローカル変数 ( $\mathbf{x} = [x_1, \dots, x_N]^T$ ), 地域間の距離 ( $\mathbf{dist} = [\text{dist}_{11}, \dots, \text{dist}_{NN}]^T$ ) のデータを用いて、パラメータのベクトル  $\boldsymbol{\theta} = [\eta, \sigma, \varphi, \boldsymbol{\beta}^H, \boldsymbol{\beta}^A]^T$  を推定する。モデルの観測可能な変数に関する  $T$  期間 ( $T \geq 2$ ) のパネルデータを用い、それぞれの変数に対して、 $\lambda_{t,r}$ ,  $\lambda_t$  のように時期  $t$  ( $1 \leq t \leq T$ ) における変数にインデックス付けを行う。

##### (2) 同時方程式モデルにおける尤度関数の導出

本節では、同時方程式 (連立方程式) モデルにおける尤度関数の導出に関する理論を説明する。本節で用いる変数や関数の定義は、論文の他の部分とは異なる。

内生変数のベクトルを  $\mathbf{y}$  とする。モデルを表現する連立方程式を次のように記述する。

$$g_i(\mathbf{y}, \boldsymbol{\varepsilon}, \boldsymbol{\theta}) = 0 \quad (1 \leq i \leq n) \quad (23)$$

ここで、 $\boldsymbol{\varepsilon}$  は誤差項のベクトル、 $\boldsymbol{\theta}$  はパラメータのベクトルである。 $n$  は内生変数の数であり、方程式の数に等しくなる。 $g_i$  は  $i$  番目の方程式を構成する関数を表す。誤差項  $\boldsymbol{\varepsilon}$  の同時確率分布の確率密度関数は  $f_{\boldsymbol{\varepsilon}}(\boldsymbol{\varepsilon}, \mathbf{s})$  とする。 $\mathbf{s}$  は確率密度関数のパラメータである。

以下では  $f_{\mathbf{y}}(\mathbf{y}, \boldsymbol{\theta}, \mathbf{s})$  で表される、 $\mathbf{y}$  の確率密度関数を導出する。この関数は  $\mathbf{y}$  の尤度関数でもある。すなわち、一つの  $\mathbf{y}$  の観測値があるとき、 $\boldsymbol{\theta}$  および  $\mathbf{s}$  の最尤推定量は  $f_{\mathbf{y}}$  を最大化することを意味する。以下では簡略化のために、パラメータベクトル  $\boldsymbol{\theta}$  と  $\mathbf{s}$  は関数の引数から省略する。

$\boldsymbol{\varepsilon}$  が与えられたときに、 $\mathbf{y}$  の一意の解を求められると仮定する。この仮定は本研究の空間経済モデルでは満たされている。初めに、 $\mathbf{y}$  が与えられたとき  $\boldsymbol{\varepsilon}$  の一意の解を与えるベクトル関数を定義する。

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \mathbf{h}(\mathbf{y}) = \begin{bmatrix} h_1(\mathbf{y}) \\ \vdots \\ h_n(\mathbf{y}) \end{bmatrix} \quad (24)$$

このベクトル関数を用いると、確率変数の変換公式より  $\mathbf{y}$  の確率密度関数は次のように表される。

$$f_{\mathbf{y}}(\mathbf{y}) = f_{\boldsymbol{\varepsilon}}(\mathbf{h}(\mathbf{y})) \cdot \left| \det \frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{y}}(\mathbf{y}) \right| \quad (25)$$

$$\left[ \frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{y}}(\mathbf{y}) \right]_{i,j} = \frac{\partial h_i}{\partial y_j}(\mathbf{y}) \quad (26)$$

ここで、 $\det$  は行列式を表す。 $\partial \boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{y}) / \partial \mathbf{y}$  は、 $\mathbf{y}$  に関する  $\boldsymbol{\varepsilon}$  のヤコビ行列式 (ヤコビアン) を示し、式 (26) のように表される。 $[A]_{i,j}$  は行列  $A$  の  $i$  行、 $j$  列の成分を意味する。

$\mathbf{h}(\mathbf{y})$  が閉形式で表現できないとき、ヤコビアン  $\partial \boldsymbol{\varepsilon} / \partial \mathbf{y}$  は次のように求められる。

$$\frac{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}{\partial \mathbf{y}}(\mathbf{y}) = - \left[ \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \boldsymbol{\varepsilon}}(\mathbf{y}, \mathbf{h}(\mathbf{y})) \right]^{-1} \left[ \frac{\partial \mathbf{g}}{\partial \mathbf{y}}(\mathbf{y}, \mathbf{h}(\mathbf{y})) \right] \quad (27)$$

ここで、 $\mathbf{g}(\mathbf{y}, \boldsymbol{\varepsilon}) = [g_1(\mathbf{y}, \boldsymbol{\varepsilon}), \dots, g_n(\mathbf{y}, \boldsymbol{\varepsilon})]^T$  である。このとき、 $\mathbf{y}$  の確率密度関数は、

$$\int f_{\mathbf{y}}(\mathbf{y}) d\mathbf{y} = 1 \quad (28)$$

を満たす。

##### (3) 誤差項の確率密度関数の定式化

以下では 4.2 節の理論を 3.6 節の連立方程式に適用する。そのためには、誤差項の確率密度関数を定式化する必要がある。誤差項には一般に時間的・空間的な相関があると考えられる。時間相関を考慮するためにランダム効果モデルを使用し、空間相関を考慮するために空間誤差モデル (spatial error model) における空間重み行列を使用する。

$G \in \{H, A\}$  とすると、

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^G = \boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{ind}} + \boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{tmp}} \quad (29)$$

$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{ind}}$  は地域固有の性質を示す時間変化しない効果のベクトルを表す。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{tmp}}$  は時期  $t$  における時間に依存する誤差項を表す。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{tmp}}$  には空間相関はなく、かつその各要素は互いに独立かつ同一の正規分布  $N(0, \{s^{G,\text{tmp}}\}^2)$  に従うとする。

$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{ind}}$  の各要素は互いに独立で、同一の正規分布  $N(0, \{s^{G,\text{ind}}\}^2)$  に従うとする。 $\boldsymbol{\varepsilon}_t^{H,\text{ind}}$  と  $\boldsymbol{\varepsilon}_t^{A,\text{ind}}$  は互いに独立であるとする。下の式を用いて、誤差項の空間相関を表現する。

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{ind}} = \rho^G \mathbf{D} \boldsymbol{\varepsilon}_t^{G,\text{ind}} + \mathbf{e}^G \quad (30)$$

$$[\mathbf{D}]_{r,r'} = \begin{cases} 0 & (r = r') \\ \frac{\text{dist}_{rr'}^{-2}}{\sum_{s \neq r} \text{dist}_{rs}^{-2}} & (r \neq r') \end{cases} \quad (31)$$

ここで、 $\rho^G$  ( $-1 < \rho^G < 1$ ) は空間相関の大きさを決定する定数、 $\mathbf{D}$  は式 (32) で定義される  $N \times N$  の空間重み行

列 (spatial weight matrix) を表す.  $\mathbf{e}^G$  は確率変数の  $N$  行のベクトルを示し, 各要素は独立かつ同一の正規分布  $N(0, \{s^{G,ind}\}^2)$  に従うとする.

式(30)より,  $\boldsymbol{\varepsilon}^{G,ind}$  の共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}$  は次のように表される.

$$\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind} = (s^{G,ind})^2 (\mathbf{I}_N - \rho^G \mathbf{D})^{-1} [(\mathbf{I}_N - \rho^G \mathbf{D})^{-1}]^T \quad (32)$$

$\mathbf{I}_N$  は  $N \times N$  の単位行列を表す.

次に, 誤差項全体の共分散行列を定式化する.

$$\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G = \begin{bmatrix} \tilde{\varepsilon}_1^G \\ \vdots \\ \tilde{\varepsilon}_T^G \end{bmatrix} \quad (33)$$

とし,  $\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G$  を  $\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G$  の共分散行列とすると,  $\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G$  の  $[(N-1)t+r]$  行目,  $[(N-1)t'+r']$  列目 ( $1 \leq t, t' \leq T, 1 \leq r, r' < N$ ) の要素は次のように表される.

$$\begin{aligned} [\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G]_{(N-1)t+r, (N-1)t'+r'} &= E[\tilde{\varepsilon}_{t,r}^G \cdot \tilde{\varepsilon}_{t',r'}^G] \\ &= E[(\tilde{\varepsilon}_r^{G,ind} + \tilde{\varepsilon}_{t,r}^{G,tmp} - \tilde{\varepsilon}_N^{G,ind} - \tilde{\varepsilon}_{t,N}^{G,tmp}) \\ &\quad \cdot (\tilde{\varepsilon}_{r'}^{G,ind} + \tilde{\varepsilon}_{t',r'}^{G,tmp} - \tilde{\varepsilon}_N^{G,ind} - \tilde{\varepsilon}_{t',N}^{G,tmp})] \\ &= [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r,r'} - [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r,N} \\ &\quad - [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r',N} + [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{N,N} \\ &\quad + \text{if}(t=t')[\text{if}(r=r')(s^{G,tmp})^2 + (s^{G,tmp})^2] \end{aligned} \quad (34)$$

ここで  $E$  は期待値を取る演算子,  $\text{if}$  はカッコ内の等式が成り立つときは 1 を返し, それ以外は 0 を返す関数を表す. 従って,  $\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G$  は次のように書ける.

$$\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G = \mathbf{U}_T \otimes \tilde{\boldsymbol{\Sigma}}^{G,ind} + \mathbf{I}_T \otimes (s^{G,tmp})^2 [\mathbf{I}_{N-1} + \mathbf{U}_{N-1}] \quad (35)$$

ここで,  $\mathbf{I}_n$  は  $n \times n$  単位行列,  $\mathbf{U}_n$  は要素が全て 1 の  $n \times n$  行列を表す.  $\otimes$  はクロネッカー積を表す. ただし,  $\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}^{ind}$  は次のように定義される  $(N-1) \times (N-1)$  の行列である.

$$[\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}^{ind}]_{r,r'} = [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r,r'} - [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r,N} - [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{r',N} + [\boldsymbol{\Sigma}^{G,ind}]_{N,N} \quad (36)$$

以上のことより, 誤差項の対数確率密度関数は次のように表される.

$$\begin{aligned} \ln f_{\mathbf{E}}(\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^A) \\ &= - \sum_{G \in \{H,A\}} \left[ \frac{T(N-1)}{2} \ln(2\pi) + \frac{\ln \det \tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G}{2} \right. \\ &\quad \left. + \frac{1}{2} [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G]^T [\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G]^{-1} [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G] \right] \end{aligned} \quad (37)$$

#### (4) 対数尤度関数の定式化

式(21), (22)の方程式および式(27)を用いて, 尤度関数の導出に必要なヤコビアンを導出できる.

$$\begin{aligned} &\frac{\partial [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A]}{\partial [\boldsymbol{\lambda}_{t,-N}, \mathbf{w}_{t,-N}]} \\ &= - \begin{bmatrix} \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^H} & \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} & \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \mathbf{w}_{t,-N}} \\ \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} & \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \mathbf{w}_{t,-N}} \end{bmatrix} \quad (38) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= - \begin{bmatrix} \mathbf{I}_{N-1} & \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A} \\ \mathbf{0}_{N-1} & \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} & \mathbf{0}_{N-1} \\ \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \mathbf{w}_{t,-N}} & \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \mathbf{w}_{t,-N}} \end{bmatrix} \\ &\quad \begin{bmatrix} \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} \end{bmatrix}_{r,r'} = \frac{\partial \tilde{v}_{t,r}}{\partial \lambda_{t,r'}} - \frac{\partial \tilde{v}_{t,r}}{\partial \lambda_{t,N}} \quad (39) \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} \end{bmatrix}_{r,r'} = \frac{\partial g_{t,r}}{\partial \lambda_{t,r'}} - \frac{\partial g_{t,r}}{\partial \lambda_{t,N}} \quad (40)$$

ここで,  $\mathbf{0}_{N-1}$  は  $(N-1) \times (N-1)$  の零行列である.

ただし  $\tilde{\mathbf{v}}_t$ ,  $\mathbf{g}_t$  は下のよう表されるベクトル関数である.

$\mathbf{0}$  は零行列である.

$$\tilde{\mathbf{v}}_t(\boldsymbol{\lambda}_t, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^H, \boldsymbol{\varepsilon}_t^A) = \mathbf{0} \quad (41)$$

$$\mathbf{g}_r(\boldsymbol{\lambda}_t, \mathbf{w}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t^A) = \begin{bmatrix} g_{t,1}(\boldsymbol{\lambda}_t, \mathbf{w}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t^A) \\ \vdots \\ g_{t,N-1}(\boldsymbol{\lambda}_t, \mathbf{w}_t, \boldsymbol{\varepsilon}_t^A) \end{bmatrix} = \mathbf{0} \quad (42)$$

式(38)より, 次の式が導出できる.

$$\begin{aligned} &\ln \left| \det \frac{\partial [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A]}{\partial [\boldsymbol{\lambda}_{t,-N}, \mathbf{w}_{t,-N}]} \right| \\ &= \ln \det \frac{\partial \tilde{\mathbf{v}}_t}{\partial \boldsymbol{\lambda}_{t,-N}} + \ln \left| \det \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \mathbf{w}_{t,-N}} \right| - \ln \left| \det \frac{\partial \mathbf{g}_t}{\partial \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A} \right| \quad (43) \end{aligned}$$

4.2節および4.3節の内容を用いて, 内生変数の確率密度関数, すなわち尤度関数  $L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{s})$  は次のように表される.

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{s}) &= \sum_{G \in \{H,A\}} \left[ -\frac{N-1}{2} \ln(2\pi) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\ln |\det \tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G|}{2} - \frac{1}{2} [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G]^T [\tilde{\boldsymbol{\Sigma}}_{1:T}^G]^{-1} [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_{1:T}^G] \right] \\ &\quad + \sum_{t=1}^T \ln \left| \det \frac{\partial [\tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^H, \tilde{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^A]}{\partial [\boldsymbol{\lambda}_{t,-N}, \mathbf{w}_{t,-N}]} \right| \end{aligned} \quad (44)$$

尤度関数  $L(\boldsymbol{\theta}, \mathbf{s})$  を最大にするパラメータ  $\boldsymbol{\theta}$  および  $\mathbf{s} = [s^{H,ind}, s^{A,ind}, s^{H,tmp}, s^{A,tmp}, \rho^H, \rho^A]^T$  が, これらパラメータの最尤推定量となる.

## 5. 日本のデータを用いた推定

### (1) 日本のデータへの適用条件

この節では3章の空間経済モデルに日本のデータを適用するに当たっての前提条件を記述する. 1995年, 2005年, 2015年のデータを使用する. すなわち,  $T=3$  である. 分析対象の地域は, 日本の自治体単位のうち東京都特別区を含む市町村を使用する. ただし人口  $\lambda$  は正であ

る必要があることから、2015年のデータで人口が非常に少なかった、福島第一原発事故の避難指示区域に指定されている福島県の8町村（楢葉町、富岡町、川内村、大熊町、双葉町、浪江町、葛尾村、飯舘村）、および北方領土の6村（色丹、泊、留夜別、留別、紗那、薬取）は除く。すなわち  $N = 1733$  となる。人口データには国勢調査<sup>23)</sup><sup>24)</sup>によるものを使用する。人口データは、 $\sum_{r=1}^N \lambda_{t,r} = 1$  になるように正規化しておく。市町村レベルでの賃金のデータは得られないため、各市町村の総課税所得をその市町村の納税者数で除して算出した数値を賃金として代用する<sup>23)</sup><sup>25)</sup>。賃金データは、 $w_{t,N} = 1$  となるよう正規化しておく。地域の面積  $\bar{H}$  は政府統計(2017)<sup>26)</sup>のうち、森林・湖沼などを除いた可住地面積を使用する。2つの異なる地域間の距離には、各市町村の市区役所または町村役場間の距離を使用する。地域内の距離は次の式で定義する。

$$\text{dist}_{r,r} = \frac{128}{45\pi} \sqrt{\frac{\bar{H}_r}{\pi}} \quad (45)$$

これは面積が  $\bar{H}$  である円内の、ランダムな2点間の距離の期待値である。

外生ローカル変数として本研究では2つの変数を考え、 $x_{r,1}$  を海からの距離、 $x_{r,2}$  を平均気温とする。自治体が海に面している場合、 $x_{r,1} = 0$  であり、それ以外の場合は、 $x_{r,1}$  はその自治体から最も近い海に面する自治体までの距離である。海からの距離が短い場合、海産資源の獲得や海上輸送などにおいて利点を享受し、また日本において一般に内陸部は山間部でありアクセスは困難となるため、これは地域のアメニティと生産性に影響すると考えられる。同様に、平均気温もアメニティに影響すると考えられる。市町村レベルの平均気温データは得られないため、その自治体が所属する都道府県の、1981年から2010年までの平均気温<sup>27)</sup>を使用する。この2変数を外生ローカル変数とし使用し、これらは時間によって変化しないものとする。ローカル変数に係る係数ベクトル  $\beta^G$  ( $G \in \{H, A\}$ ) について、 $\beta_1^G$  を  $x_{r,1}$  に対する係数、 $\beta_2^G$  を  $x_{r,2}$  に対する係数とする。また、 $x_{r,1}$  は100km、 $x_{r,2}$  は10°C単位とする。推定するに当たって、人口  $\bar{L}$ 、氷塊輸送の定数  $\delta$ 、固定費  $F$  の値は、均衡状態における  $\lambda$ 、 $w$  の値に影響しないため、全て1に設定される。

## (2) パラメータ推定結果

表1はパラメータの推定結果を示す。

表-1 パラメータ推定結果 (有意水準1%)

パラメータ	推定値	標準誤差
$\eta$	1.80594	0.015
$\sigma$	3.79068	0.425
$\varphi$	0.23110	0.021
$\beta_1^H$	-2.21009	1.467
$\beta_2^H$	0.80408	0.954
$\beta_1^A$	-0.18879	0.021
$\beta_2^A$	0.04552	0.040
$s^{H,ind}$	1.13110	0.023
$s^{H,tmp}$	0.20531	0.002
$\rho^H$	0.97618	0.001
$s^{A,ind}$	0.09549	0.004
$s^{A,tmp}$	0.06213	0.002
$\rho^A$	0.97607	0.011

$\beta_1^H$  および  $\beta_1^A$  の推定値は有意に負であり、これは海からの距離が大きくなるとアメニティが低下するという想定と一致する。 $\beta_2^H$  の推定値は有意に正であり、これも平均気温が高くなるとアメニティが増加するという想定に沿う。一方で、 $\beta_2^A$  の推定値は有意ではない。これは、生産性は平均気温に影響されないということを意味する。 $\rho^H$  および  $\rho^A$  の推定値は有意に正であり、これはアメニティと生産性が空間的に相関を持つことを示す。

## 6. ストック効果評価への適用

本章では、道路整備のストック効果評価について記述する。その際、5章で推定したパラメータを用いた。本研究では、2015年の時点における東名高速道路および新東名高速道路を対象としてストック効果の評価を行う。

### (1) 道路ネットワーク

式(8)における地域間の距離  $\text{dist}$  を道路ネットワーク上における地域間の最短旅行時間  $\text{time}$  に置き換えて分析を行う。分析に当たっては、道路ネットワークを用いて最短経路探索を行い、その旅行時間を使用する。道路ネットワークデータには、esriジャパンによる「ArcGIS データコレクション 道路網 2015」(以下、データコレクションとする。)を用いる。最短経路探索を実行するに当たって、使用される道路データは、道路種別コード「5」以下のリンクであり、「1」高速自動車国道、「2」都市高速道路(含指定都市高速道路)、「3」一般国道、「4」主要地方道(都道府県道)、「5」主要地方道(指定市道)が該当する。地域間距離を地域間の最短旅行時間で置き換えるに当たって、全ての市区町村の役所・役場にアクセスできる道路ネットワークを構築する必要がある。そのため、道路ネットワークで接続されていない、北海道を含む離島・島嶼へはフェリーのリンクを作成し

道路ネットワークの一部として使用する。各市区町村の役所・役場同士のアクセスが可能であれば良いので、全ての離島ではなく役所の所在する島、およびそこへ向かう航路上の寄港する島をフェリーのリンクの設定対象とする。なお、実際には貨物としてのみ自動車の積載がなされている航路についてもフェリーとして扱う。地図上のフェリーの停泊場所に港のノードを設け、そこに最も近接した道路ネットワーク上のノードを接続するリンクを設ける。航路の設定のある島嶼同士を直線で結び、それをフェリーのリンクとすることでフェリー航路を仮想的に道路ネットワーク内に組み込む。規模の小さい一部の離島には道路種別コード「5」以下の道路が存在しないため、新たに各島の郵便局等に各島中心地のノードを設け、それを港のノードと最も近接するノードと見なす。なお、鹿児島県三島村と十島村は鹿児島市、沖縄県竹富町は石垣市に役場が設置されている。しかし、この分析においては各町村に属する島のうち最も人口の多い島、三島村は硫黄島、十島村は中之島、竹富町は西表島の各郵便局を役場と見なすことで、各町村のアクセスの困難さを適切に評価する。図1に構築した道路ネットワークを示す。

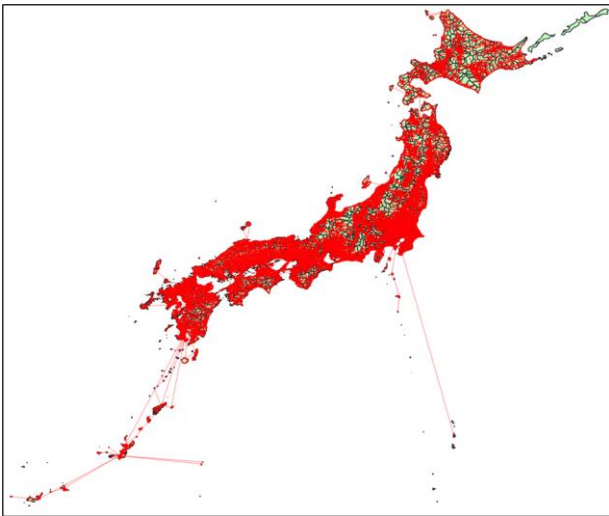


図-1 道路ネットワーク

## (2) 最短経路探索

6.1節の方法で構築した道路ネットワークを用いて、最短経路探索を実施し最短旅行時間を算出する。データコレクションの道路ネットワークデータには、各リンクの旅行時間データが含まれており、それを旅行時間として利用する。今回新たに設定したリンクについて、フェリーリンク（海上区間）は30km/hに設定する。フェリー停泊地点に最も近接したノードから停泊地点ノードまでのリンクの旅行時間は60分、逆方向のフェリー停泊地点ノードから停泊地点に最も近接したノードまでのリンクの旅行時間は0分とした。60分はフェリーに乗船する際

の待ち時間を表している。

## (3) timeによるdistの置換

最尤推定を行う際には、外生変数として扱われている変数は厳密に外生的である必要があるため、一般に内生的である地域間旅行時間timeの観測データは逆の因果の存在が想定され、最尤推定に使用することはできない。従ってここでは、distのデータを用いて推定した5.2節の $\varphi$ の値を用いて分析を行う。ただしdistとtimeは単位が異なるので、そのままでは分析行えない。そこで、最小二乗法（OLS）を用いて地域間旅行時間を地域間距離で回帰することで、 $\varphi$ の値を旅行時間に適したものに変換する。

次の線形回帰モデルを推定する。この回帰モデルでは同一地域内のデータは除外する。

$$\ln \text{time}_{r,r'} = b_0 + b_1 \ln \text{dist}_{r,r'} + \varepsilon_{r,r'} \quad (46)$$

$(r, r' \in \{1, \dots, N\}, r \neq r')$

ここで、 $\text{time}_{r,r'}$ は地域 $r$ と $r'$ の旅行時間、 $b_0$ および $b_1$ は回帰係数、 $\varepsilon_{r,r'}$ は誤差項を表す。

式(46)より、

$$\widehat{\text{time}}_{r,r'} = e^{b_0} \cdot \text{dist}_{r,r'}^{b_1} \quad (47)$$

$\hat{b}_0$ 、 $\hat{b}_1$ は各回帰係数の推定値、 $\widehat{\text{time}}_{r,r'}$ は旅行時間の理論値である。すなわち、

$$\text{dist}_{r,r'}^\varphi = (e^{-\hat{b}_0} \cdot \widehat{\text{time}}_{r,r'})^{\frac{\varphi}{\hat{b}_1}} \quad (48)$$

となる。よって $\varphi$ の代わりに $\varphi/\hat{b}_1$ を用いれば、timeのデータを用いた分析が可能となる。

$b_0$ 、 $b_1$ の推定結果は表2のようになった。

表-2 回帰式推定結果（有意水準0.1%）

パラメータ	推定値	標準誤差
$b_0$	0.71451	0.00082
$b_1$	0.93062	0.00013

同一地域内の旅行時間は、同一地域内の距離を定義した式(46)のdistを、回帰式(48)に代入することで計算する。distをtimeで置換した後に、誤差項 $\varepsilon^H$ 、 $\varepsilon^A$ を再度キャリブレートし、2015年のデータを再現するように調整する。

## (4) 東名、新東名高速道路のストック効果の評価

東名高速道路、新東名高速道路は概ね東海道に沿って敷設された、東京と名古屋を結ぶ高速自動車国道である。太平洋ベルト地帯や東海道メガロポリスを東西に縦断する日本の最大動脈を形成する。東名高速道路は東京都世田谷区・東京ICと愛知県小牧市・小牧ICを結び1969年に全線開通した。新東名高速道路は冗長性を持たせた東名高速道路のバイパス路線として建設され、神奈川県海老名市・海老名南JCTと愛知県豊田市・豊田東JCTを結ぶ路線である。2022年1月現在では静岡県御殿場市・御殿

場JCTと豊田東JCTの間がバイパス路線として活用されている。

本研究では、東京・名古屋間の両高速道路によるストック効果の評価を行うため、6.1節で構築した道路ネットワークから東名高速道路および新東名高速道路のリンクを削除した上で再度最短経路探索を実施する。5.2節で推定したパラメータをキャリブレートした誤差項の下でモデルのシミュレーションを行い、東名・新東名高速道路の存在の有無による地域間旅行時間timeの変化が、均衡結果（人口、賃金）にどのような影響をもたらすかを評価する。道路ネットワークは2015年のものであるため、当時開通していた新東名高速道路の区間は御殿場JCTと静岡県浜松市・浜松いなさJCT間、および清水、引佐各連絡路である。

これ以降、実際の状況すなわち東名・新東名高速道路が存在している状態を表すサフィックスをA、東名・新東名高速道路が存在していない仮想的な状態を表すサフィックスをBとする。

(5) 評価指標

均衡状態の変化は、内生変数（人口 $\lambda_r$ 、賃金 $w_r$ ）の違いとして表現される。

日本の総人口 $\bar{L}$ は変化しないとするため、 $\lambda_r$  ( $0 < \lambda_r < 1$ )の差がそのまま人口の差であると見なせる。より定量的に人口移動を評価する際は、 $\lambda_r$ の差に $\bar{L}$ を乗ずれば単位を（人）とできる。

一方、各均衡において賃金 $w_r$ の総和（総所得） $w^{total}$ は次の式で表される。

$$w^{total} = \sum_{r=1}^N \lambda_r w_r \tag{49}$$

しかし、賃金 $w_r$ は別々の均衡における、地域Nの賃金 $w_N = 1$ に対する相対賃金である。そのため、異なる均衡間の賃金 $w_r$ を直接比較することは出来ない。そこで、消費者物価指数（Consumer Price Index; CPI）という指標を活用する。CPIは下の式で定義される。これは、均衡Aにおける消費者の財の購入量ベクトルを財のバスケットとして定義し、均衡A,Bにおいてそのバスケットを購入するために必要な費用の合計値を意味する。

$$CPI^A = \sum_{r=1}^N P_r^{C,A} \lambda_r^A C_r^A \tag{50}$$

$$CPI^B = \sum_{r=1}^N P_r^{C,B} \lambda_r^A C_r^A \tag{51}$$

CPIを用いて地域rの（一人当たりの）実質賃金 $W_r$ を求める。実質賃金は、賃金をCPIで除したもので、物価の変動を考慮した賃金の評価指標である。

$$W_r^A = \frac{w_r^A}{CPI^A} \tag{52}$$

$$W_r^B = \frac{w_r^B}{CPI^B} \tag{53}$$

実質賃金の仮想的な増加量 $W_r^A - W_r^B$ が、東名・新東名高速が存在することによる地域rの賃金の成長率であると見なせる。

また便益の指標として、正確便益（Accurate Benefit）ABを定義する。正確便益には、等価変分（Equivalent Variation; EV）EV、補償変分（Compensating Variation; CV）CVを活用する。等価変分EVは、財の価格体系が変化したとき、変化後を基準としてその効用を達成する所得の増分である。一方補償変分CVは、財の価格体系が変化したとき、変化前を基準としてその効用を達成する所得の増分である。

EVの定義より、

$$v_r^B - v_r^A = \ln \frac{w_r^A + EV_r}{P_r^{C,A}} - \ln \frac{w_r^A}{P_r^{C,A}} \tag{54}$$

であるから、地域rのEVは次のように表される。

$$EV_r = w_r^A [\exp(v_r^B - v_r^A) - 1] \tag{55}$$

同様にCVについても、

$$v_r^A - v_r^B = \ln \frac{w_r^B + CV_r}{P_r^{C,B}} - \ln \frac{w_r^B}{P_r^{C,B}} \tag{56}$$

であるから、地域rのCVは次のように表される。

$$CV_r = w_r^B [1 - \exp(v_r^A - v_r^B)] \tag{57}$$

これらを全ての地域で足し合わせたものを、正確便益ABと定義する。

$$AB^A = \sum_{r=1}^N \lambda_r^A EV_r \tag{58}$$

$$AB^B = \sum_{r=1}^N \lambda_r^B CV_r \tag{59}$$

正確便益は、東名・新東名高速道路整備によって日本の社会全体で発生した便益の、正確な評価指標である。

(6) 各指標の値

表6は均衡ごとに求められる指標である。便益が負の値となっているのは定義式より、東名・新東名高速道路が無くなる変化を考えているためである。

表-3 評価指標

評価指標		数値
総所得 $w^{total}$	$w^{total,A}$	1.30030
	$w^{total,B}$	1.29257
消費者物価指数CPI	$CPI^A$	1.30030
	$CPI^B$	1.30604
正確便益AB	$AB^A$	-0.01269
	$AB^B$	-0.01274

## 7. 考察

### (1) 人口移動

図 2 は、表 4 中の人口割合 $\lambda_r$ の変化に、2015 年人口 (127,083,000 人) を掛けた値 ( $\lambda_r^A - \lambda_r^B$ ) $\cdot \bar{L}$  を棒グラフで表したものに、特に絶対値が大きい市区町村名を書き加えたものである。東名・新東名高速道路がある状態 (均衡A) の人口の値と、ない状態 (均衡B) の人口の値の差を取っているため、( $\lambda_r^A - \lambda_r^B$ ) $\cdot \bar{L}$ の値が正の地域は東名・新東名高速道路がある状態 (実際の状況) の方が人口が多く、負の地域はない状態の方が人口が多いことを意味する。

沿線地域の市区町村を中心に人口増加がみられた一方で、沿線外の都市では人口が減少していることがわかる。もともとの人口規模が大きい都市では、その人口の減少・増加量が大きくなる傾向がある。一方で、愛知県豊橋市や静岡県富士市など沿線内でもそれほど人口規模の大きくない都市においても人口増加量が大きいことは、高速道路の整備が沿線地域を中心に人口増加をもたらしたと解釈できる。

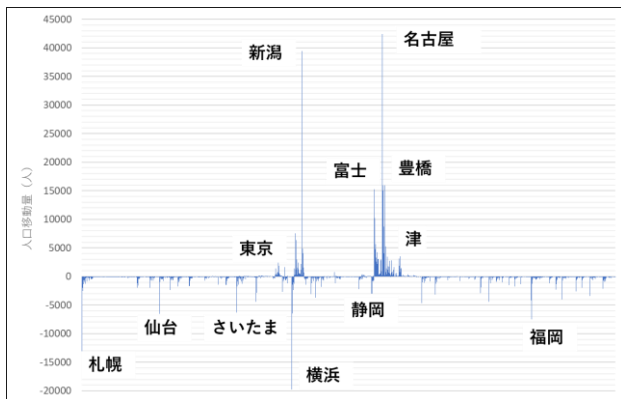


図-2 人口移動量

図 3 はこれを GIS で地図上に表示したものである。図 4 は太平洋沿岸地域を中心に、本州を拡大したものである。 $(\lambda_r^A - \lambda_r^B) \cdot \bar{L}$ の値が正の地域は暖色系、負の地域は寒色系で表示している。この図から、暖色系の地域は東名・新東名高速道路沿線を中心とした太平洋ベルト地帯に広がっていることが確認できる。沿線ではなくても、千葉県、三重県、滋賀県を代表として高速道路の延長線上に存在する地域にも人口増加をもたらしたと想定されることが分かる。また、新潟県新潟市を中心とした地域にも人口増加が見られる。この結果は、太平洋ベルト地域への人口集積に伴う集積力と分散力のバランスの変化が、新潟市を中心とした核の形成を促したものと解釈できる。濃い青色、すなわち東名・新東名高速道路が存在することで比較的多くの人口が減少した地域は、九州、瀬戸内海沿岸、北陸、東北を中心に全国で見られる。こ

これらの市町村は主に都道府県庁所在地の都市とその隣接地域である。一方で、中山間部やアクセス性の低い離島ではその減少幅は小さい。この結果より、東名・新東名高速道路の開通は、沿線外地域の中心都市から沿線内地域に向かう人口移動をもたらしたと考えられる。

市町村別の人口差 $\lambda_r^A - \lambda_r^B$ の絶対値の総和を 2 で除した値に総人口 $\bar{L}$ を掛けた値が、人口移動の総人数である。 $\sum_{r=1}^N \bar{L} |\lambda_r^A - \lambda_r^B| / 2 \cong 386,000$ であるから、東名・新東名高速道路の存在によって 38.6 万人の人口移動が発生し、沿線の 1 都 3 県に限ると 5.8 万人の転入、効果が特に顕著な千葉、三重、岐阜、滋賀の 4 県を加えると 7.6 万人の転入が起きたと想定された。

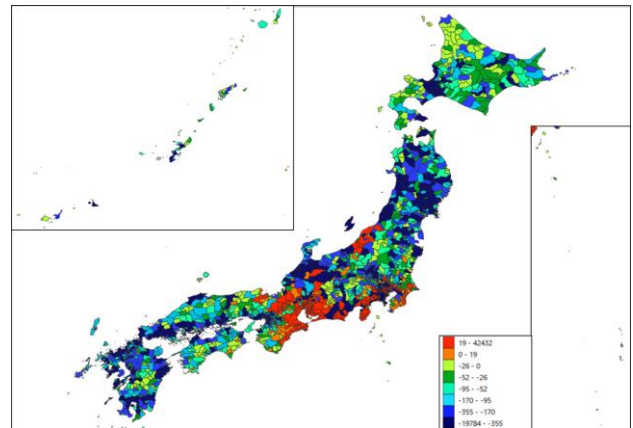


図-3 人口移動量分布

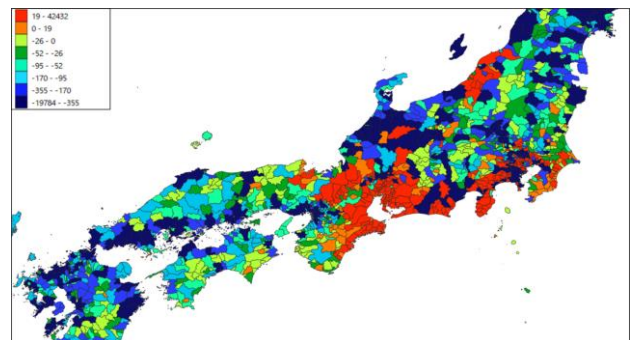


図-4 人口移動量分布 (拡大図)

### (2) 実質賃金

図 5 は実質賃金の変化量 $W_r^A - W_r^B$ の値を棒グラフで表示したものである。この図から、全ての地域で一人当たりの実質賃金の変化量は正である。特に、神奈川県、静岡県、愛知県の変化率が大きく、高速道路の整備が賃金に対して沿線地域に大きな正の効果を持つことが分かる。また、沿線地域だけでなく全ての地域に正の効果をもたらしたことから、高速道路の整備が沿線地域だけではなく、沿線地域から遠く離れた地域も含めて日本全体の経済活動に正の効果を持つことを示唆している。

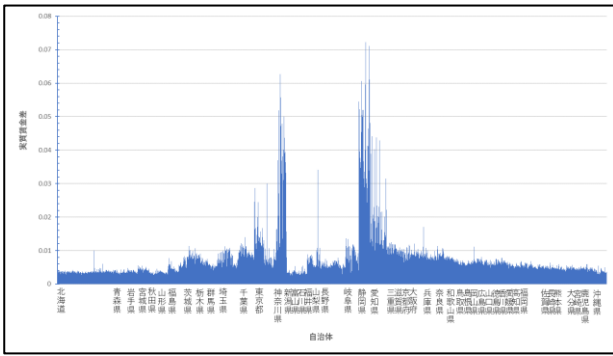


図-5 実質賃金変化量

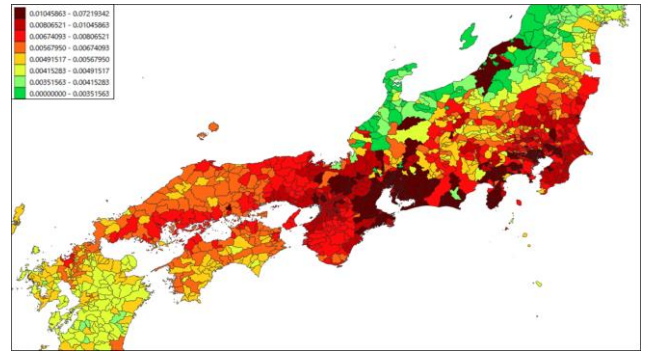


図-7 実質賃金変化量分布 (拡大図)

横軸上の都道府県表記とその右側の都道府県表記との間が、左側に位置する都道府県に属する市町村である。

図 6 は実質賃金の増加量を GIS で地図上に表示したもので、図 7 は太平洋沿岸地域を中心に本州を拡大したものである。人口の観点と同様に、東名・新東名高速道路沿線の地域とその延長線上に存在する地域および新潟市周辺で大きな増加が見られた。しかし、東名・新東名高速道路沿線でも東名・新東名高速道路の存在により相対的に大きな人口の減少が想定された静岡県静岡市・浜松市では、実質賃金の増加量が比較的大きくなっている。また、人口とは異なり首都圏や京阪神圏にも比較的大きな増加が見られる。山陽地域や福島県浜通り地域も比較的大きな増加が見られることから、直接的な地域間の距離ではなく東名・新東名高速道路の沿線からの道路交通によるアクセス性が悪化するに従ってその効果が減衰していることが分かる。ただし、実質賃金の定義式(53), (54)より、 $w_r$ の絶対値が大きい地域ほど増加量が大きく算出されることから、元より賃金（課税対象所得）が高い地域は実質賃金の増加量も大きく表示されることも考慮に入れる必要がある。なお、北海道北部に存在する猿払村が飛び地で赤く表示されているが、猿払村はホタテ漁が盛んであり、漁従事者が高収入を得ている。そのため、住民平均所得が全国の自治体で東京都特別区の3つに次ぐ4位（2015年）となっており、前述の理由から実質賃金の増加量が大きくなったものと考えられる。

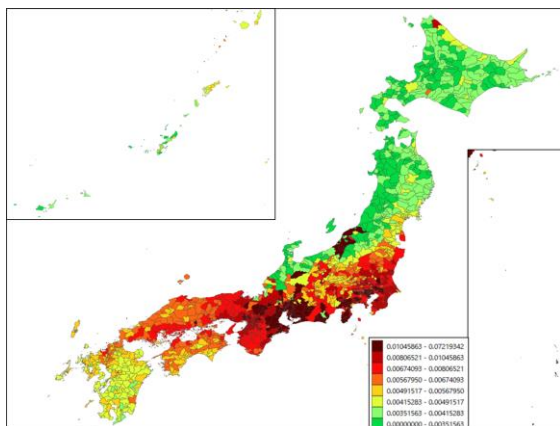


図-6 実質賃金変化量分布

### (3) 便益指標

表 6 の便益指標で、正確便益は負の値となっている。これは東名・新東名高速道路が無いことによって社会全体で負の効果が現れたことを意味する。国内総生産（GDP）は約 561 兆円であり、そのうち労働に対する収入である雇業者報酬は約 261 兆円（2015年）<sup>28)</sup>であるから、総所得 $w^{total,A}$ が GDP と等しいと仮定すると、正確便益 $AB^A$ は 2015 年時点で1年当たり約 2.54 兆円と計算できる。NEXCO 中日本の調査<sup>29)</sup>によると、2015 年における東名高速道路単体での経済効果（生産額変化）は約 1.6 兆円とされており、実際にはより大きな経済効果があったことを示唆している。

ただし、以上の結果の解釈には留意すべき点がある。本研究は、東名・新東名高速道路の有無による地域間の最短旅行時間 $time_{r,r'}$ の変化が均衡に与える影響を分析した。しかし最短経路探索の結果によると、東名・新東名高速道路がある道路ネットワークでは例えば東京都千代田区～大阪府大阪市が約 458 分であるのに対し、東名・新東名高速道路がない道路ネットワークでは約 405 分となっており、約 53 分しか変わらない。これは東名・新東名高速道路がなくても、山梨県～長野県～岐阜県経由の旧中山道に沿う中央自動車道が存在し、実質的な代替ルートを形成していることによる（東京～名古屋では距離はほぼ等しい）。一方で、今回の分析では道路ネットワークの交通量や交通容量といった旅行時間以外の指標は考慮しておらず、渋滞の存在を考慮できていない。仮に東名・新東名高速道路が存在しない場合、東京～名古屋～大阪の交通が中央自動車道や国道1号線等に流れることになる。中央道は東京都内も含め全線のほとんどが4車線（片側2車線）であり、東・名・阪の交通が中央道を利用する場合は、大規模な渋滞が発生すると予想できる。そのため、実際には約 458 分で東京～大阪間を移動できる可能性は限りなく小さい。道路ネットワークが変化することで起きる交通量の変化が渋滞を発生させ、旅行時間が大幅に増加するという事は、本研究で用いた分析手法では考慮できない。そのため、均衡の変化の大きさや便益を過小算出している可能性が存在する。

## 8. 結論

### (1) まとめ

本研究では、定量的空間経済モデルを用いて道路整備のストック効果を評価し、その妥当性を検証することを目的とした。多くの既往研究では人口変化を見る地域の最小単位として、都道府県や都市雇用圏、生活圏を設定し、それを用いている<sup>13)17)18)19)</sup>。本研究では市区町村単位で分析を行い、より詳細な単位で人口移動を評価することができた。

人口分布の観点では、東名・新東名高速道路の沿線地域の人口の増加に寄与し、沿線外地域から沿線内地域に向けて人口の移動が生じたことが示唆された。賃金の観点では、東名・新東名高速道路の整備によって日本全国全ての地域で実質賃金の増加が生じたこと、高速道路の整備が日本全体の経済活動に正の効果を持つこと、特に高速道路沿線内の地域でその成長量が多い可能性が示唆された。

便益指標の観点では、東名・新東名高速道路の整備によって全ての便益指標で正の整備効果が見られた。国内総生産（GDP）の値から推定した2015年における便益の額は約2.54兆円と推定され、他の調査による便益を上回っておりより大きな経済効果が存在したことが示唆された。

### (2) 課題

本研究では、資本の存在を考慮しておらず、国民所得は賃金のみから成ると考えている。そのため、モデル中で評価された便益を現実の尺度（単位）に変換することが困難であるという問題が存在する。さらに、東名・新東名高速道路が存在しない仮想的な状態における賃金は相対賃金で表現されるが、比較検討対象がないため現実の貨幣尺度に変換できないという問題も存在する。今回は、現実の国内総生産（資本所得を含む）がモデル中の総所得と等しいと仮定することで、便益を現実の尺度に変換した。しかし、より正確に便益の評価を行うには、資本の存在を考慮したモデルの開発が必要である。

7.3節で述べたように、本研究での分析の枠組の限界上、東名・新東名高速道路が存在しないことによる代替ルートの渋滞は考慮していない。そのため現実にこれらの高速道路が存在しないことにより、渋滞が発生し旅行時間に多大な悪影響を与えると考えられるが、それを無視しているため、高速道路整備による経済効果を過小評価していると考えられる。連続な最短経路探索ではなく、渋滞を考慮した交通量配分モデルを利用し、地域間旅行時間を現実に即して評価する必要がある。

さらに赤松ら<sup>20)</sup>は、本研究が採用しているモデル構造の下では、人口集積は1箇所しか形成されないこと、

および輸送アクセスの改善は必ず人口の分散化もたらすということを明らかにしている。このことから、本研究のモデルはストロー効果について十分に現実を再現できない可能性がある。よって、集積力と分散力を適切に表現した空間経済モデルを採用する必要があると考えられる。

**謝辞**：本研究について、神戸大学計画学研究グループの教員各位から貴重なご意見を賜った。ここに記して感謝を申し上げる。

### 参考文献

- 1) 国土交通省 社会資本整備審議会計画部会専門小委員会：ストック効果の最大化に向けて～その具体的戦略の提言～，<https://www.mlit.go.jp/common/001170260.pdf>（最終閲覧日 2022/1/30）
- 2) 国土交通省 社会資本整備審議会道路分科会基本政策部会：2040年、道路の景色が変わる，<https://www.mlit.go.jp/road/vision/pdf/01.pdf>（最終閲覧日 2022/1/30）
- 3) 国土交通省道路局：費用便益分析マニュアル，[https://www.mlit.go.jp/road/ir/hyouka/plcy/kijun/ben-eki\\_h30\\_2.pdf](https://www.mlit.go.jp/road/ir/hyouka/plcy/kijun/ben-eki_h30_2.pdf)（最終閲覧日 2022/1/30）
- 4) 小池敦司：道路のストック効果は計測可能なのか？、高速道路と自動車、第59巻、pp.5-8、2016
- 5) 藤井聡：土木計画学、学芸出版社、2008
- 6) Redding, S. J. and Rossi-Hansberg, E. : Quantitative spatial economics, *Annual Review of Economics*, Vol.9, pp.21-58, 2017
- 7) 高山雄貴、杉本達哉：定量的空間経済学に基づくSCGEモデルの提案、第64回土木計画学研究発表会秋大会・講演集、2021
- 8) Segi, S. : Full information maximum likelihood estimation of quantitative spatial economics models, *ERSA Congress 2021, Online*, 2021
- 9) 佐藤慎祐・藤井聡：高速道路整備の地域産業への影響に関するパネル分析、土木計画学研究発表会・講演集、Vol.47、2012
- 10) 要藤正任・吉村有博：社会資本によるスピルオーバー効果と地域経済成長—市町村データを用いた高速道路整備効果の実証分析—、*KIER DISCUSSION PAPER SERIES KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH*, No.1603, 2016
- 11) 小池敦司・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
- 12) Duranton, G. and Turner, M. A. : Urban growth and transportation, *The Review of Economic Studies*, Vol. 93, pp.131-151, 2016
- 13) 根津佳樹・藤井聡：交通インフラ投資によるマクロ経済への影響分析のためのシミュレーションモデルMasRACの構築、*科学・技術研究*, 第5巻2号, pp.185-195, 2016
- 14) 門間俊幸・樋野誠一・小池敦司・中野剛志・藤井聡：現下の経済動向を踏まえた公共投資効果に関する基礎的研究、*土木学会論文集 F4（建設マネジメント）*

- ト), Vol.67, No.4, pp.327-338, 2011
- 15) 片岡将・柳川篤志・樋野誠一・毛利雄一・田中皓介・川端祐一郎・藤井聡: 高速道路の新規整備が国民経済と国土構造にもたらす影響の計量分析, 交通工学論文集, 第 5 巻, 第 2 号, pp.275-284, 2019
- 16) 森優斗・佐々木邦明: 高速道路整備時期の違いが地域の発展に与えた影響に関する実証的研究—九州を対象とした操作変数法と SCGE モデルによる検証—, 日本都市計画学会都市計画論文集, Vol.56, No.3, pp.696-703, 2021
- 17) 小俣元美・原野崇・佐藤啓輔・横山楓・片山慎太郎・定金乾一郎・小池敦司: 空間的応用一般均衡分析による高規格幹線整備の長期ストック効果の年代別考察, 第 64 回土木計画学研究発表会・講演集, 2021
- 18) 高山雄貴・関野景介・山口裕通: 高速道路整備が都市人口に与える影響: 集積の経済を考慮した空間応用一般均衡分析, 高速道路と自動車, 第 62 巻, 第 3 号, pp.28-35, 2019
- 19) 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
- 20) 織田澤利守・大平悠季: 交通インフラ整備効果の因果推論: 論点整理と展望, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.5, pp.1-15, 2019
- 21) 杉原豪・塚井誠人: 統計的因果探索による社会基盤整備のストック効果の検証, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.75, No.6, pp.583-589, 2020
- 22) 小池敦司・上田孝行・伊藤克彦: 社会資本ストック整備効果計測に関する研究—生産関数アプローチと応用一般均衡分析による理論的・実証的比較—, 土木学会研究・論文集, Vol.19, No.1, pp.123-128, 2002
- 23) 内閣府: 市区町村別 人口・経済関係データ, [https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/keizai-jinkou\\_data.html](https://www5.cao.go.jp/keizai-shimon/kaigi/special/future/keizai-jinkou_data.html) (最終閲覧日 2022/1/30), 2015
- 24) 総務省統計局: 平成 27 年国勢調査 人口等基本集計, [https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200521&tstat=000001080615&cycle=0&tclass1=000001089055&tclass2=000001089056&stat\\_infid=000031473210&tclass3val=0](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200521&tstat=000001080615&cycle=0&tclass1=000001089055&tclass2=000001089056&stat_infid=000031473210&tclass3val=0) (最終閲覧日 2022/1/30), 2016
- 25) 総務省: 平成 27 年度 市町村税課税状況等の調査, [https://www.soumu.go.jp/main\\_sosiki/jichi\\_zeisei/czaisei/czaisei\\_seido/ichiran09\\_15.html](https://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/ichiran09_15.html) (最終閲覧日 2022/1/30), 2015
- 26) 総務省統計局: 統計で見る市区町村のすがた 2017, [https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200502&tstat=000001102475&cycle=0&stat\\_infid=000031591612&result\\_page=1&tclass1val=0](https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200502&tstat=000001102475&cycle=0&stat_infid=000031591612&result_page=1&tclass1val=0) (最終閲覧日 2022/1/30), 2017
- 27) 総務省統計局: 日本の統計 (国土・気象), <https://www.stat.go.jp/data/nihon/01.html> (最終閲覧日 2022/1/30), 2021
- 28) 内閣府: 2020 年度 国民経済計算, [https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data\\_list/kakuhou/files/2020/2020\\_kaku\\_top.html](https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kakuhou/files/2020/2020_kaku_top.html) (最終閲覧日 2022/2/2), 2021
- 29) 中日本高速道路株式会社: 東名開通 50 周年整備効果, <https://www.c-nexco.co.jp/imagines/news/4456/f49cbc399d4359326e88c7e85d8b7ba8.pdf> (最終閲覧日 2022/1/31), 2019
- 30) Akamatsu, T., Mori, T., Osawa, M., and Takayama, Y.: Spatial scale of agglomeration and dispersion: Theoretical foundations and empirical implications, *MPRA Paper, University of Munich, Germany*, 2018

(Received ?)  
(Accepted ?)

## ASSESSING THE STOCK EFFECT OF INFRASTRUCTURE WITH QUANTITATIVE SPATIAL ECONOMIC MODELS

Tomoki MORI, Shunsuke SEGI

Recently, stock effects of infrastructure have been attracting attention, and the quantitative assessment of them is important for deciding and accomplishing national land planning. It has also been pointed out that the traditional cost-benefit analysis underestimates the benefits of infrastructure. On the other hand, with the advancement of technology, a field called Quantitative Spatial Economics, QSE, has been developed. QSE integrates mathematical models based on spatial economics with real-world data, performing quantitative analysis of economic phenomena in real-world such as transportation networks. It can be useful for predicting and assessing the long-term effects of policies. In this study, I estimate the parameters of a QSE model using maximum likelihood estimation method and verify the validity of applying it to the assessment of the stock effect of Tomei Expressway and Shin-Tomei Expressway. The result indicates that the construction of Tomei and Shin-Tomei Expressway contributed to population growth in the areas along those expressways. In addition, real-wages are expected to have increased in all areas in Japan, suggesting that the construction of expressways has a positive effect on economic activity all over Japan.