

集積の経済を考慮した都市経済モデルの 予測能力の検証に関する研究

山口 瑞貴¹・瀬木 俊輔²

¹学生非会員 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: 238t133t@stu.kobe-u.ac.jp

²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

交通インフラ整備の効果を定量的に予測することは、効率的な都市計画にとって重要である。既存の統計手法では集積の経済を考慮することが困難である。そこで、集積の経済性を考慮した都市経済モデルが注目されている。しかし、そのようなモデルの予測能力は十分には検証されていない。本研究では、集積の経済を考慮した都市経済モデルに東京都市圏の実データを用い、移動時間の変化による就業地、居住地、地価の変化を予測した。その結果、就業地や地価の変化の定性的な傾向をある程度再現できることが確認された。また、集積の経済を考慮した場合の予測値の方が実測値との相関が強いことから集積の経済を考慮する必要性が示唆された。

Key Words: population distribution, land price analysis, land use

1. はじめに

東京圏では 1964 年東京オリンピック開催を一つの契機として道路や鉄道などの交通インフラの整備が進められ、都市の成長を支える基盤が構築された。これまでの都市計画は高度経済成長や都市の成長、拡大を前提としていた。しかし、現在我が国は人口減少、超高齢化社会であり、財政状況がより一層厳しくなることが予想される。限られた財源の中で効率的な都市計画を実施するために、交通インフラ整備効果を定量的に予測することが重要である。

しかし交通インフラ整備効果の分析において、既存の統計学的手法では交通インフラが整備された周辺の地域の効果は定量的に分析できるが、地域間の物流や人流、商取引といった地域間の空間的な相互作用や、集積の経済を考慮することが困難である。集積の経済とは、例えば企業や人口が特定の地域に集中することで生産性や住環境のアメニティが高まり、更なる企業集積や人口集積を誘導するといった循環的な正の相互作用を指す。

新経済地理学 (New Economic Geography; NEG) 分野では集積の経済を説明できる一般均衡モデルに関する研究がされてきた。これらのモデルはミクロ経済学的整合性

が高く、また生産要素の空間的移動を考慮可能であり、都市・地域政策の長期的影響評価に応用可能な枠組みを提供している。近年では詳細な経済・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計量分析への NEG 理論も応用が進んでいる。それら一連の研究は定量的空間経済学 (Quantitative Spatial Economics; QSE) と呼ばれている。QSE で用いられる NEG 理論に基づくモデルは、集積の経済と人口の地域間移動の両者を考慮しているという特徴があり、交通インフラ整備によって移動時間が減少することの効果を集積の経済を考慮して分析できる。しかしこのモデルについてはどのくらい予測能力があるのか実データを用いた十分な検証がされていない。

本研究では、以上の背景のもと、集積の経済を考慮した都市経済モデルに東京都市圏のデータを適用し、交通インフラ整備による影響の予測能力の検証をすることを目的とする。具体的には交通ネットワークの変化を説明変数として居住地、就業地、地価の変化を予測する。本研究で定義する「東京都市圏」とは、東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、茨城県南部を指す。

以下、2 章で既往研究について整理し、本研究の位置づけについて明示する。3 章では、本研究で用いる都市

経済モデルについて説明する。4 章では、分析手法を説明する。5 章では、4 章の分析手法を用いたシミュレーション結果を示し、結果について考察を行う。6 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

(1) 既往研究のレビュー

中川ら⁷⁾は鉄道や高速道路の整備の有無により市町村内で生ずる人口増加率に変化を明らかにした。この研究では鉄道が整備された市町村の人口増加率が高いことや、1960年代以降は高速道路の整備に関しても同様の傾向があることを明らかにしている。さらに、整備以前に集積が乏しく人口規模が小さかった市町村についても整備による効果は同様にみられるとしている。

小池ら⁸⁾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について、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と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。一方、人口構造との間には、都市部とその周辺で正の関係性があったとする一方、中山間地域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。

杉原・塚井⁹⁾は道路アクセスに変化が見られた地域を対象に統計的因果構造を経年的に計測し、道路整備と経済成長の因果関係の検証を行った。その結果、アクセス性の改善は地価の向上をもたらし、総生産の増減に関係しないこと、総生産の増減は人口・就業者の増減のみに影響されるという因果関係を示した。

Duranton and Turner¹⁰⁾は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。

Homung¹¹⁾は 19 世紀におけるドイツの鉄道へのアクセスが都市人口の増加に及ぼす影響を分析するにあたり、最小二乗法と操作変数法、傾向スコアマッチングを用いたクロスセクション分析から始め、OLS と操作変数法を用いたパネルデータ分析を行った。鉄道整備により企業規模が拡大したこと、移住者が増加したことわかり、鉄道整備と都市人口の因果関係が確立されたと結論づけている。

堤ら¹²⁾は開発者を明示的に取り扱って土地市場と建物市場を同時に考慮した応用都市経済モデル (CUE モデル) を提案した。東京湾アクアラインの料金値下げという同一の施策による結果を従来の CUE モデルと建物市

場を考慮した新しい CUE モデルで比較し、建物床市場の考察が推計結果に及ぼす影響を実証的に考察した。

山崎・武藤¹³⁾は CUE モデルを用いて東京都市圏を対象に首都圏三環状道路整備による影響を計測した。

高山・杉山¹⁴⁾は、パラメータ値に応じて特徴が切り替わる Pflüger and Tabuchi¹⁵⁾に基づくモデルを用いて、実空間を対象に交通基盤整備に伴う地域間輸送アクセスの改善結果を分析した。また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、輸送費用が一律に低下する場合、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。

杉本ら¹⁶⁾は高山・杉山¹⁴⁾のモデルを複数の輸送モードを考慮できるように改良し、日本全国を対象として輸送費用が一律に低下した条件での反実仮想実験を実施した。その結果、輸送費用が低下する輸送モードによって人口分布へ与える影響が異なることを確認した。

(2) 本研究の位置づけ

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¹⁷⁾によって詳細になされ、論点整理が行われている。既往研究でも指摘されているように、統計的な手法では物流、人流、商取引等の地域間の空間的な相互作用を無視しており、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。また従来の CUE モデルは集積の経済を考慮していないという課題がある。QSE の分野では、集積の経済を考慮した経済モデルに実データを適用して交通インフラ整備の影響分析がなされてきた。しかし、これらの既往研究は交通インフラの整備効果を集積の経済を考慮して労働者と勤務地の観点から分析しているものの、日本全国など広域的な範囲を対象として分析しており、都市内の異なる地区間の通勤は考慮されていない。

以上を踏まえ本研究では、集積の経済を考慮した都市経済モデルに東京都市圏のデータを適用し、交通インフラ整備による移動時間の減少が人口分布、企業分布、地価に与える影響を予測し、モデルの予測能力の検証をすることを目的とする。

3. 都市経済モデルの説明

本章では、使用する都市経済モデルについて説明する。このモデルは Ahlfeldt et al.¹²⁾のモデルを元としている。

(1) 環境設定

i でインデックス付けされた S 個のブロックからなる都市を考える。各ブロックには床面積 H_i の供給が存在し、この床面積は商業用または住宅用に使用できる。ブロックは最終財の生産性、住居環境のアメニティ、土地の供給、および市内の任意の2つのブロック間の移動時間を決定する交通ネットワークへのアクセス性の点で異なる。都市には都市内を自由に移動可能な L 人の労働者が存在する。労働者の都市外からの移入や都市外への移出は生じず、 L は外生的に与えられる。労働者は自身の効用を最大化する都市内の居住と雇用のブロックのペアを選ぶ。企業は単一の最終財を生産し、それは都市と、それを含むより大きな経済の中で費用をかけずに取引される。この最終財をニューメレールとする。

(2) 労働者行動

ブロック i に居住しブロック j で働く労働者の効用の期待値を v_{ij} で表す。この効用の期待値は最終財の消費 z_{ij} 、住宅の床面積の消費 h_{ij} 、緑豊かな通りや美しい景色などブロックの住環境を魅力的にする特徴を捉えた住環境のアメニティ B_i 、居住ブロック i から職場ブロック j への通勤費用 $\kappa\tau_{ij}$ に依存する。効用関数はコブ・ダグラス型をとると想定する。

$$v_{ij} = \ln B_i - \kappa\tau_{ij} + \beta \ln \left(\frac{z_{ij}}{\beta} \right) + (1 - \beta) \ln \left(\frac{h_{ij}}{1 - \beta} \right) \quad (1)$$

ここで通勤費用 $\kappa\tau_{ij}$ はブロック i と j の間の移動時間とともに増加する。移動時間 τ_{ij} は分単位で測定され、パラメータ κ は通勤費用の大きさを制御する。

ブロック i に居住しブロック j で働くことによる間接効用は、ブロック j の職場で支払われる賃金 w_j 、通勤費用 $\kappa\tau_{ij}$ 、住宅の床面積の価格 p_i^H 、住環境のアメニティ B_i で表すことができる。

$$v_{ij} = \ln B_i - \kappa\tau_{ij} + \ln w_j - (1 - \beta) \ln p_i^H \quad (2)$$

ここで最終財はニューメレールであるため、その価格が1であることを利用している。

ブロック i に居住しブロック j で働く個々の労働者の効用 u_{ij} は、個々の労働者に固有であり、労働者の雇用と居住のブロックによって異なるショック ξ_{ij} に依存する。

$$u_{ij} = v_{ij} + \xi_{ij} \quad (3)$$

この異質なショックは個々の労働者が都市のさまざまな場所に住み、働くための異質な理由を持っている可能性

があることを表現している。 ξ_{ij} は独立したガンベル分布に従う。その累積分布関数は以下のように表される。

$$F(\xi_{ij}) = \exp[-\exp\{-\theta\xi_{ij}\}] \quad (4)$$

ここで形状パラメータ $\theta > 0$ は特異な効用の分散を決定する。

各労働者は自身の効用を最大化する居住地と勤務地を選択する。ここで式(4)のガンベル分布を適用すると、労働者がブロック i に居住しブロック j で働くことを選択する確率 λ_{ij} は次のようになる。

$$\lambda_{ij} = \frac{e^{\theta v_{ij}}}{\sum_{r=1}^S \sum_{s=1}^S e^{\theta v_{rs}}} \quad (5)$$

特定の居住地のすべての勤務先についてこれらの確率を合計すると、労働者がブロック i に居住する確率 λ_i^R が得られる。特定の勤務地の全ての居住地についてこれらの確率を合計すると、労働者がブロック j で働く確率 λ_j^M が得られる。

$$\lambda_i^R = \sum_{j=1}^S \lambda_{ij} \quad (6)$$

$$\lambda_j^M = \sum_{i=1}^S \lambda_{ij} \quad (7)$$

(3) 企業行動

取引可能な最終財の生産は完全競争と規模に関する収穫一定の条件下で行われ、簡単のため生産技術はコブ・ダグラス型であると仮定する。このとき、ブロック i の最終財の生産量 y_i は次のように表される。

$$y_i = A_i (L_i^M)^\alpha (H_i^M)^{1-\alpha} \quad (8)$$

ここで A_i はブロック i の最終財の生産性であり、 L_i^M はブロック i で働く労働者数、 H_i^M はブロック i の商業に使用される床面積である。企業は最終財の生産性 A_i 、財と要素の価格、および他の企業と労働者の立地選択を考慮して、利益を最大化するように労働力と床面積の投入を選択する。均衡においては企業の利潤はゼロとなり、その条件は次の式により表される。

$$1 = \frac{1}{A_i} \left(\frac{w_i}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{p_i^H}{1 - \alpha} \right)^{1-\alpha} \quad (9)$$

ここで最終財はニューメレールとして選ばれているため、その価格が1であることを利用している。投入される労働力と床面積は次の式により表される。

$$L_i^M = \alpha \frac{y_i}{w_i} \quad (10)$$

$$H_i^M = (1 - \alpha) \frac{y_i}{p_i^H} \quad (11)$$

(4) 床面積市場

ブロック*i*の床面積 H_i は、土地 G と資本 K を生産要素として使用する、完全競争的な建設部門によって供給されると仮定する。Combes, Duranton and Gobillon¹³⁾およびEpple, Gordon, and Sieg¹⁴⁾に倣い、生産関数はコブ・ダグラス型であると仮定する。

$$H_i = \bar{H} K_i^\mu G_i^{1-\mu} \quad (12)$$

ここで \bar{H} は正の定数である。このとき床面積の価格は次式で表される。

$$p_i^H = \frac{1}{\bar{H}} \left(\frac{\bar{R}}{\mu} \right)^\mu \left(\frac{p_i^G}{1-\mu} \right)^{1-\mu} \quad (13)$$

ここで \bar{R} はすべてのブロックに共通の資本の価格である。 p_i^G はブロック*i*の地価である。

床面積と土地の量と価格の関係は次のように表される。

$$\frac{\bar{G}_i}{e^{\varepsilon_i^G}} = G_i = (1-\mu) \frac{p_i^H H_i}{p_i^G} \quad (14)$$

建設部門に供給される土地の量 G_i は、ブロック*i*の面積

\bar{G}_i と土地の開発しやすさ $e^{\varepsilon_i^G}$ に依存する。

供給される床面積は商業用または住宅用に使用されるため、ブロック*i*の床面積 H_i は次式で表される。

$$H_i^M + \sum_{j=1}^s \lambda_{ij} \bar{L} h_{ij} = H_i \quad (15)$$

(5) 集積力

内生的な集積力を導入する。最終財の生産性は、生産の地理的優位性 ε_i^A と生産の外部性 Ω_i^A に依存する。生産の地理的優位性は周囲の経済活動に関係なく、例えば海洋へのアクセスなど、その場所の生産性を高める自然地理学の特徴を表す。生産の外部性は特定のブロックの生産性が他のブロックの経済活動からどのように影響を受けるかを表す。周辺のブロックの雇用者数の移動時間加重を用いてこれらの外部性をモデル化する。

$$A_i = \bar{A} e^{\varepsilon_i^A} (\Omega_i^A)^{\eta^A} \quad (16)$$

$$\Omega_i^A = \sum_{s=1}^s \lambda_s^M \bar{L} e^{-\delta^A \tau_{is}} \quad (17)$$

ここで \bar{A} は正の定数である。 $\lambda_s^M \bar{L}$ はブロック*s*の雇用者数である。生産の外部性は、移動時間 τ_{is} の増加に伴いともに低下する。 δ^A は空間減衰率を決定し、 η^A は生産性の決定要因に占める生産の外部性の相対的な重要性を決定する。企業集積によって、企業間の取引や連携が効率的かつ活発になる。式(17)はそれらによって最終財の生産性が向上することを意味している。

企業の生産の外部性と同様に、住環境のアメニティは住環境の地理的優位性 ε_i^B と住環境の外部性 Ω_i^B に依存す

る。住環境の地理的優位性は、周囲の経済活動とは無関係にその場所を魅力的な居住地にする地理的特徴を表す。住環境の外部性は、特定のブロックのアメニティが他のブロックの特性からどのように影響を受けるかを表す。生産の外部性と同様に、居住者数の移動時間加重を用いて住環境の外部性をモデル化する。

$$B_i = e^{\varepsilon_i^B} (\Omega_i^B)^{\eta^B} \quad (18)$$

$$\Omega_i^B = \sum_{r=1}^s \lambda_r^R \bar{L} e^{-\delta^B \tau_{ir}} \quad (19)$$

ここで $\lambda_r^R \bar{L}$ はブロック*r*の居住者数である。住環境の外部性は、移動時間 τ_{ir} の増加に伴いともに低下する。パラメータ δ^B は空間減衰率を表す。パラメータ η^B は住環境のアメニティの決定要因に占める住環境の外部性の相対的な重要性を決定する。人口集積によって医療、商業等の生活サービス施設が充実したり、行政サービスにおける一人当たりの財政支出が抑制されたりする傾向がある。式(19)はそれらによって住環境のアメニティが向上することを表している。もちろん、あるブロックの居住者数が他のブロックに影響を与える経路はこれだけではなく、床面積の価格や賃金を通じた一般均衡効果も存在する。

(6) 誤差項と基準均衡の再現

本研究では $\varepsilon_i^A, \varepsilon_i^B, \varepsilon_i^G$ を誤差項と呼ぶ。誤差項の値を適切にキャリブレートすることにより、ある年におけるブロック別の従業者数、居住者数、地価をモデル均衡として再現できることが分かっている。このように、再現対象となる基準年の状態を基準均衡と呼ぶ。

4. 分析手法

本研究では、2005年の鉄道整備水準での所要時間から2015年の水準の所要時間に変化させたときの影響の評価を行う。本章ではその分析方法について述べる。まず対象とする地域区分とネットワーク、使用データを説明する。次に移動時間の算出とパラメータ設定について説明する。

(1) 対象とする地域区分とネットワーク、使用データ

分析対象の地域は、東京都市圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、茨城県南部）とする。ブロック分けには平成30年東京都市圏パーソントリップ調査¹⁵⁾の計画基本ゾーンを用いた。就業者人口や地価のデータが得られなかった6ブロックを除いた全609ブロック（図-1）で分析を行う。

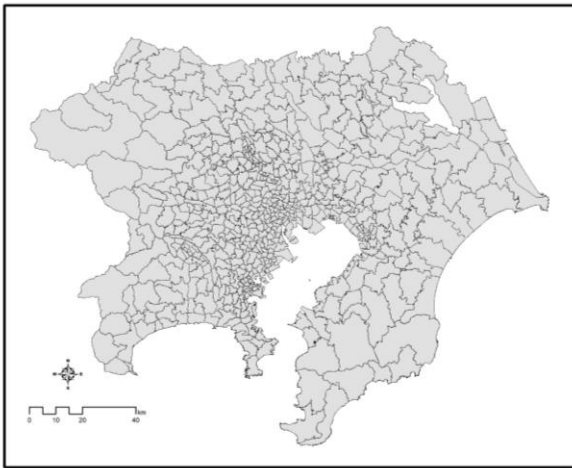


図-1 地域区分

ネットワークは道路網，鉄道網を対象とした。道路網には esri ジャパンによる ArcGIS データコレクション 道路網 2015，鉄道網には国土数値情報 鉄道時系列データ¹⁶⁾を用いた。

各ブロックの居住者数 λ_i^L は平成 17 年および，平成 27 年国勢調査の 15 歳以上の就業者人口¹⁷⁾¹⁸⁾を使用してブロックごとに集計した値とした。

各ブロックの従業者数 λ_i^M は平成 18 年事業所企業統計調査¹⁹⁾，平成 26 年経済センサス基本調査²⁰⁾の従業者数を使用してブロックごとに集計した値とした。

各ブロックの地価 p_i^G は平成 17 年および，平成 27 年国土数値情報 公示地価²¹⁾のブロックごとの平均値とした。

各ブロックの面積 \bar{G}_i は ArcGIS で計算される面積とした。

(2) 移動時間の算出

分析にあたりネットワークを用いて最短経路探索を行い，移動時間を算出する。最短経路探索の際には，一般化移動時間が最小になる経路を探索する。ここで一般化移動時間は移動時間に旅行者の金銭的負担を時間価値で割ったものを加えた値である。1分あたりの時間価値原単位は37.4円/分に設定する。これには平成15年度の鉄道事業における所得接近法による時間価値原単位を使用している（国土交通省，2012）²²⁾。各ブロックのセントロイドはArcGISで計算される重心に設定する。また，ブロック内での一般化移動時間は隣接するブロックへの一般化移動時間の1/4の中で最小のものとする。

道路を利用した際の最短経路探索について説明する。道路ネットワークに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。ArcGIS データコレクション 道路網 2015 には各リンクの旅行時間と距離が含まれている。自家用車で 1km 走行する際の燃料費用を 15 円，有料道路に入るときの料金は 165 円，有料道路 1km あたりの料金は 32.472 円に設定し，ノード間の一般化移動時間を計算した。有料道路の料金は実際の高速道路の対距離料金設定と同様に設定した。

鉄道を利用した際の最短経路探索について説明する。旅行者は出発地，目的地のセントロイドから半径 2.5km 以内の駅まで徒歩（時速 4km）で移動するものと考えた。乗り換えを考慮するために，500m 以内の他路線の駅のノード同士を接続するリンクを設けた。乗り換え移動時の歩行速度は時速 4km とした。他路線への乗り換え時には駅間の移動時間の他に，電車の待ち時間が 5 分間発生すると考えた。運賃は初乗り運賃と距離に比例する運賃から成ると考えた。初乗り運賃は出発地の最寄り駅から電車に乗る際と，運行会社の異なる路線に乗り換える際に生じると考えた。在来線の速度は時速 60 km とし，駅での停車時間は考慮しないものとした。

(3) パラメータ推定

道路と鉄道ごとに算出された一般化移動時間を合成したブロック間の一般化移動時間を設定する必要がある。そのために，道路と鉄道の分担シェアを決定する集計ロジットモデルのパラメータを推定した。集計ロジットモデルは次の式で表される。ここで $P_{ij,car}$ はブロック i からブロック j へのトリップにおける自家用車分担率， $P_{ij,rail}$ はブロック i からブロック j へのトリップにおける鉄道分担率とする。 $\tau_{ij,car}$ はブロック i からブロック j へ自家用車で移動する際の一般化移動時間， $\tau_{ij,rail}$ はブロック i からブロック j へ鉄道で移動する際の一般化移動時間である。 S_{rail} は鉄道の利用の固定の効用項， γ はパラメータである。

$$P_{ij,car} = \frac{e^{-\gamma\tau_{ij,car}}}{e^{-\gamma\tau_{ij,car}} + e^{-\gamma(\tau_{ij,rail} + S_{rail})}} \quad (20)$$

$$P_{ij,rail} = \frac{e^{-\gamma(\tau_{ij,rail} + S_{rail})}}{e^{-\gamma\tau_{ij,car}} + e^{-\gamma(\tau_{ij,rail} + S_{rail})}} \quad (21)$$

これを変形すると次の式になる。

$$\ln \frac{P_{ij,rail}}{P_{ij,car}} = -\gamma(\tau_{ij,rail} - \tau_{ij,car}) - \gamma S_{rail} \quad (22)$$

$$\ln \frac{P_{ij,rail}}{P_{ij,car}} = -\gamma(\tau_{ij,rail} - \tau_{ij,car}) + D_{rail} + e_{ij} \quad (23)$$

平成 30 年東京都市圏パーソントリップ調査の目的種別代表交通手段別 OD 表²³⁾（以下，OD 表とする）を用

いて $-\gamma$ と $D_{rail}(= -\gamma S_{rail})$ を最小二乗法 (OLS) で推定した。推定結果を表に示す。

表-1 分担シェアパラメータ推定結果

パラメータ	推定値	t 値	サンプル数
$-\gamma$	0.922926176	-59.95	14921
D_{rail}	-0.023142787	71.98	

$$\tau_{ij} = -\frac{1}{\gamma} \ln \frac{e^{-\gamma \tau_{ij,car}} + e^{-\gamma(\tau_{ij,rail} + S_{rail})}}{1 + e^{-\gamma S_{rail}}} \quad (24)$$

その後、推定された $-\gamma$ と D_{rail} を用いて式(24)で表されるログサム変数の数値 ($\tau_{ij,car} = \tau_{ij,rail} = 0$ の時に 0 になるように基準化している) を計算しブロック間の一般化移動時間 τ_{ij} を求めた。

続いて、 $\theta\kappa$ と δ^A, δ^B の値を推定した。 $\theta\kappa$ と δ^A, δ^B は重力モデルによって推定が可能であるため、東京都市圏の実態に合わせた値を求めるために推定を行った。

$\theta\kappa$ は居住地と就業地の同時選択のロジットモデル式(25)を式変形することで導出できる。

$$\frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{ii}} = e^{\theta(v_{ij} - v_{ii})} \quad (25)$$

これを変形すると以下のようになる。

$$\ln \frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{ii}} = \theta(v_{ij} - v_{ii}) \quad (26)$$

$$\ln \frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{ii}} = -\theta\kappa(\tau_{ij} - \tau_{ii}) - \theta \ln w_i + \theta \ln w_j \quad (27)$$

$$\ln \frac{\lambda_{ij}}{\lambda_{ii}} = -\theta\kappa(\tau_{ij} - \tau_{ii}) - D_i + D_j + e_{ij} \quad (28)$$

ここで、 D_i はブロック*i*のダミー変数である。OD表を用いて $-\theta\kappa$ をOLSで推定した。推定結果を表に示す。

表-2 行先パラメータ推定結果

パラメータ	推定値	t 値	サンプル数
$-\theta\kappa$	-0.033286009	-301.328	35714

Ω_i^A, Ω_i^B の背後にはビジネスの話し相手を選択するロジットモデルや日常的な付き合いの相手を選択するロジットモデルがあると考えられる。同じブロックで働く人、住む人に会うためのコストは同じものとする。ブロック*i*で働く労働者がブロック*j*で働く労働者をビジ

ネスの話し相手として選ぶ確率は式(29)で表される。同様にブロック*i*に住む労働者がブロック*j*に住む労働者を日常的な付き合いの相手として選ぶ確率は式(30)で表される。

$$P_{ij}^A = \frac{\lambda_j^M \bar{L} e^{-\delta^A \tau_{ij}}}{\sum_{s=1}^S \lambda_s^M \bar{L} e^{-\delta^A \tau_{is}}} \quad (29)$$

$$P_{ij}^B = \frac{\lambda_j^R \bar{L} e^{-\delta^B \tau_{ij}}}{\sum_{s=1}^S \lambda_s^R \bar{L} e^{-\delta^B \tau_{is}}} \quad (30)$$

これらのロジットモデルを変形すると式(31)となる。

$$\ln \frac{P_{ij}^A}{P_{ii}^A} = -\delta^A(\tau_{ij} - \tau_{ii}) + \ln \lambda_j^M - \ln \lambda_i^M \quad (31)$$

$$\ln \frac{P_{ij}^A}{P_{ii}^A} - \ln \frac{\lambda_j^M}{\lambda_i^M} = -\delta^A(\tau_{ij} - \tau_{ii}) - D_i^A + D_j^A + e_{ij}^A \quad (32)$$

$$\ln \frac{P_{ij}^B}{P_{ii}^B} = -\delta^B(\tau_{ij} - \tau_{ii}) + \ln \lambda_j^R - \ln \lambda_i^R \quad (33)$$

$$\ln \frac{P_{ij}^B}{P_{ii}^B} - \ln \frac{\lambda_j^R}{\lambda_i^R} = -\delta^B(\tau_{ij} - \tau_{ii}) - D_i^B + D_j^B + e_{ij}^B \quad (34)$$

ここで、 D_i^A, D_i^B はブロック*i*のダミー変数である。OLSで推定を行った結果を表に示す。

表-3 話し相手選択パラメータ推定結果

パラメータ	推定値	t 値	サンプル数
$-\delta^A$	-0.018715137	-87.743	8290
$-\delta^B$	-0.048121483	-170.636	13932

(4) パラメータ設定

前述の方法により $\theta\kappa = 0.033286009$ 、 $\delta^A = 0.018715137$ 、 $\delta^B = 0.048121483$ と推定された。Ahlfeldt et al.¹²⁾と同様に $\theta = 6.6941$ と設定し、 $\kappa = 0.004972$ とした。 α, β, μ は、実証研究の知見と整合する値に設定した。具体的には、企業コストに占める商業用床面積の割合である $1 - \alpha$ はValentinyi and Herendorf²⁴⁾がアメリカを対象に推計したサービス業の付加価値に占める土地と建物の資本費用の割合である0.21に設定した。家計に占める住宅の床面積の割合である $1 - \beta$ は、Ahlfeldt et al.¹²⁾と同様に $1 - \beta = 0.25$ とした。建設費に占める地価の割合である $1 - \mu$ はEpple et al.¹⁴⁾がアメリカを対象に推計した結果を用いて $1 - \mu = 0.144$ と設定した。すなわち $\alpha = 0.79$ 、 $\beta = 0.75$ 、 $\mu = 0.856$ とした。 η^A, η^B はAhlfeldt et al.¹²⁾が推定した値と同様に、 $\eta^A = 0.071$ 、 $\eta^B = 0.1553$ とした。 $\bar{A}, \bar{H}, \bar{R}$ は1に設定した。

5. 移動時間の変化による影響分析

本章では、4章で設定したパラメータを用いて3章で説明したモデルにより、移動時間の変化が都市経済へ与える影響を分析する。2005年水準での移動時間から2015年水準の移動時間に変化した際の影響評価を実施する。ただし、鉄道網は2005年と2015年のものを利用するが、道路網は2005年においても2015年のものを利用する。

(1) 集積力を考慮した分析

4章で設定したパラメータを用いて、2005年のブロック間移動時間の下で2005年のブロック別の従業者数、居住者数、地価が均衡として再現されるように誤差項をキャリブレートした。その上で、ブロック間の移動時間を2015年のものに変更してシミュレーションを行い、2015年のブロック別の従業者数、居住者数、地価を予測した。変化率の実測値と変化率の予測値の相関係数を求めた。結果を表-5に示す。また図-2、図-3、図-4は $\ln(2015\text{年の予測値}/2005\text{年の予測値})$ を横軸に、 $\ln(2015\text{年の実測値}/2005\text{年の実測値})$ を縦軸にプロットしたものである。図-5は変化率の実測値と変化率の予測値をGISで地図上に表したものである。

回帰分析の結果、従業者数割合の変化率は5%有意、相対地価の変化率は1%有意、居住者数割合の変化率は有意でないことがわかった。

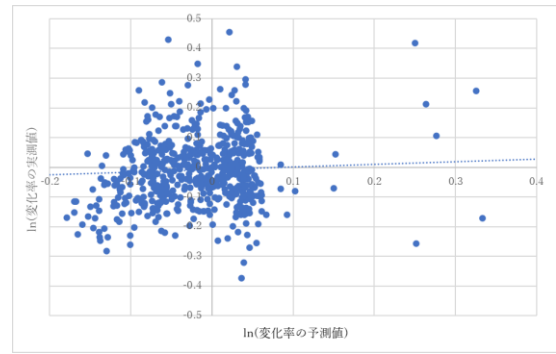


図-2 従業者数割合の変化率

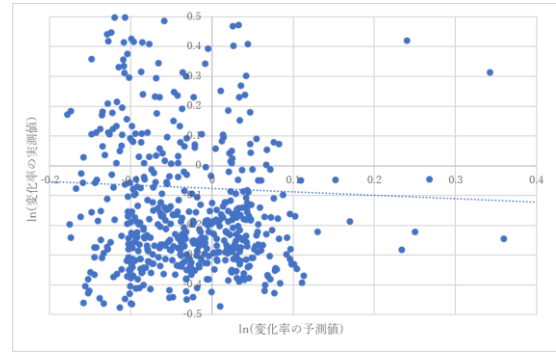


図-3 居住者数割合の変化率

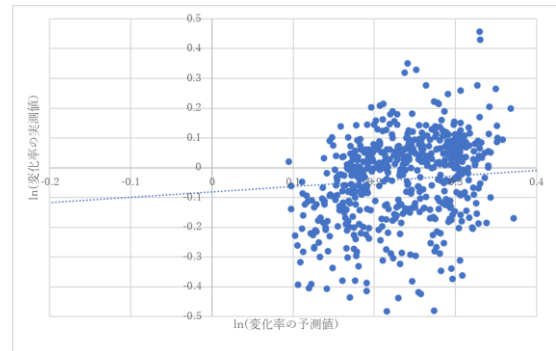


図-4 相対地価の変化率

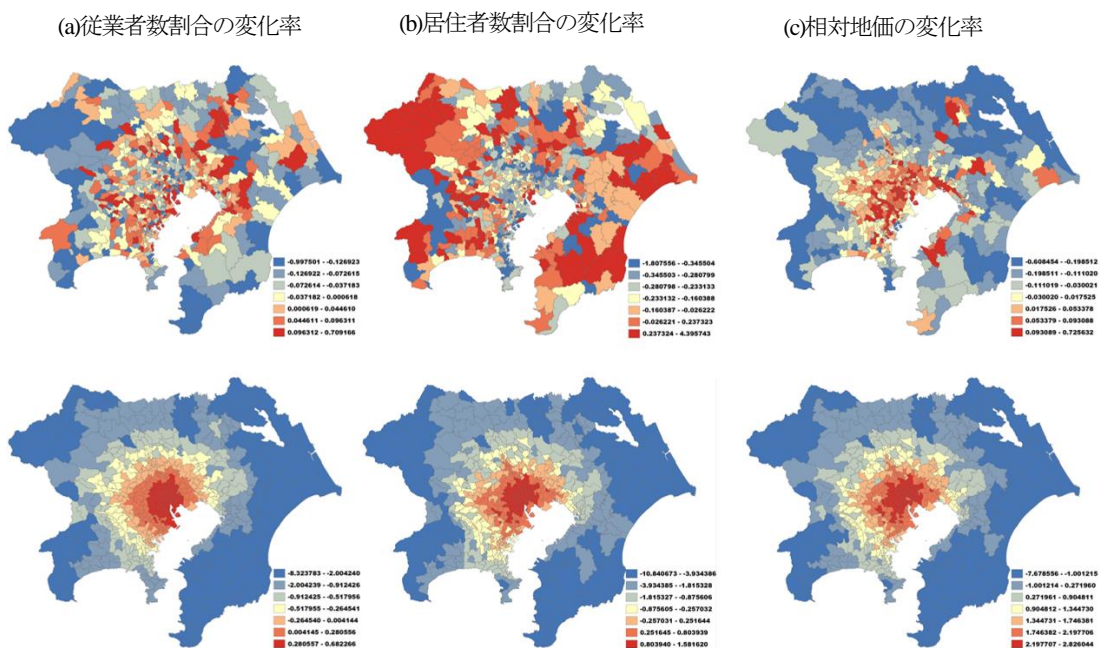


図-5 変化率の分布(上：実測値、下：予測値)

表-5 相関係数

	相関係数	t 値
従業者数割合の 変化率	0.090183847	2.23098377
居住者数割合の 変化率	-0.059098033	-1.458569414
相対地価の変化率	0.203809709	5.128990034

(2) 集積力を無視した分析

集積力の有無によるシミュレーション結果の違いを調べるために、4章で設定したパラメータのうち、 η^A, η^B のみ0に変更して5章(1)と同様の分析を行った。変化率の実測値と変化率の予測値の回帰係数を求めた。結果を表-6に示す。図-6、図-7、図-8はln(2015年の予測値/2005年の予測値)を横軸に、ln(2015年の実測値/2005年の実測値)を縦軸にプロットしたものである。図-9は変化率の実測値と変化率の予測値をGISで地図上に表したものである。回帰分析の結果、集積力を考慮した場合と同様に従業者数割合の変化率は5%有意、相対地価の変化率は1%有意、居住者数割合の変化率は有意でないことがわかった。ただし、従業者数や地価の変化率の相関は集積力を考慮した場合よりも弱くなった。

表-6 相関係数

	相関係数	t 値
従業者数割合の 変化率	0.090183847	2.23098377
居住者数割合の 変化率	-0.059098033	-1.458569414
相対地価の変化率	0.203809709	5.128990034

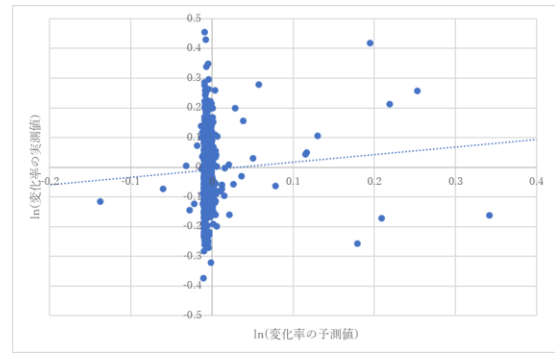


図-6 従業者数割合の変化率

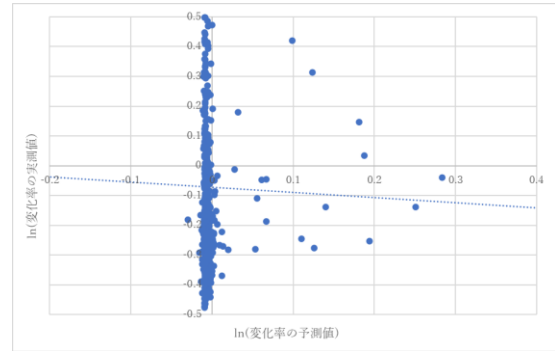


図-7 居住者数割合の変化率

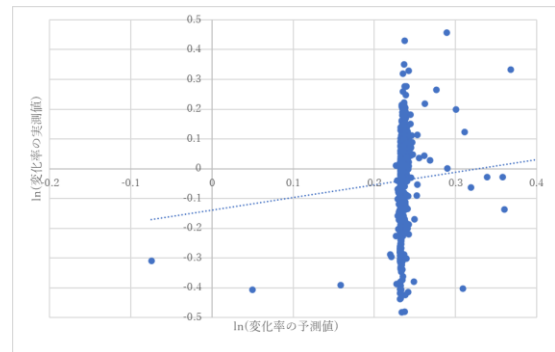
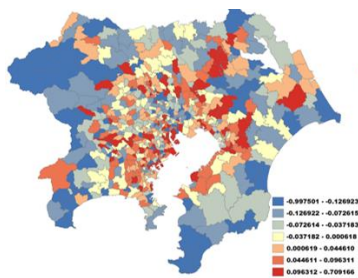
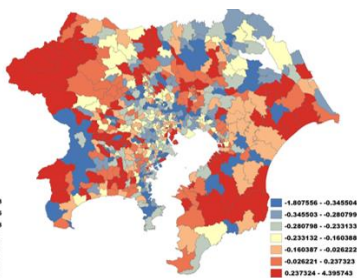


図-8 相対地価の変化率

(d)従業者数割合の変化率



(e)居住者数割合の変化率



(f)相対地価の変化率

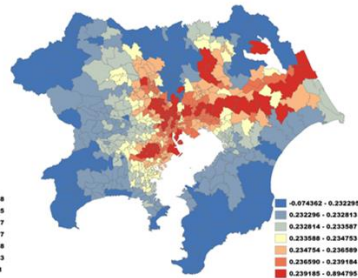
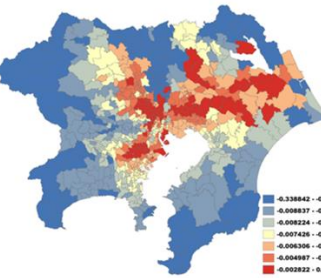
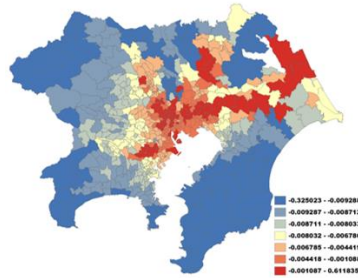
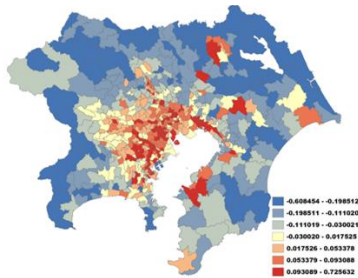


図-9 変化率の分布(上：実測値, 下：予測値)

(3) 考察

相関係数の分析結果より、従業者数割合の変化率は 5% 有意、相対地価の変化率は 1% 有意であったことから、従業者数と地価については定性的な変化の傾向を一定程度再現できたと言える。しかし、居住者数割合の変化率は有意でなく、居住者数については定性的な変化の傾向を再現できなかった。これは 10 年という分析期間では居住地の変化が十分に起きなかったことが原因の一つとして考えられる。また、従業者と地価について定性的な傾向は一定程度再現できているが、変化の大きさは再現できず、また当てはまりもよくなかった。以上より、今後このようなモデルを交通インフラ整備効果の予測に活用するには移動時間の変化に対する居住地と就業地の変化の感度が異なるような居住地、就業地の選択モデルを導入する必要がある。

今回の分析では誤差項を固定して分析を行った。しかし、誤差項は時間を通じて変化していくと考えて、過去のデータから過去の誤差項を調べ、将来の誤差項を予測して分析する必要がある。

また、予測値と実測値の相関について、集積力を考慮した場合の方が従業者数や地価の変化率の相関が強かったことから集積力を考慮する必要性が示唆された。今回は多くのパラメータを既往研究で推定された値に設定して分析を行った。今後は分析対象の地域に合わせて集積力を評価した上で分析を行うために、パラメータを適切に推定する必要がある。

6. おわりに

(1) まとめ

本研究では、集積の経済を考慮した都市経済モデルに東京都市圏のデータを適用し、その予測能力の検証を試みた。交通インフラ整備による移動時間の変化によって就業地、居住地、地価の変化を予測した。就業地、地価については定性的な変化の傾向を一定程度再現できた。しかし、居住地の変化の傾向や変化の大きさは再現できなかった。また集積の経済を考慮した場合の予測値の方が実測値との相関が強かったことから集積力を考慮する必要性が示唆された。

(2) 今後の課題

5 章で考察したように、モデルの予測能力を高めるためには、就業地、居住地選択モデルの改良、誤差項のトレンドの考慮が必要と考えられる。これらを考慮することによってモデルの予測能力がどの程度高まるのか、また、この場合でも集積の経済を考慮した方が予測能力が

高いかを調べる必要がある。また、パラメータを適切に推定するための方法論を開発する必要がある。

謝辞：本研究について神戸大学計画額研究グループの教員各位から貴重なご意見を賜りました。ここに記して感謝申し上げます。

REFERENCES

- 1) 中川大, 西村嘉浩, 波床正敏: 鉄道整備が市町村人口の変遷に及ぼしてきた影響に関する実証的研究, 土木計画学研究・講演集, Vol.11, pp.57-64, 1993. [Nakagawa, D., Nishimura, Y. and Hatok, M.: A study on the effect of the introduction of railways on the changing of population of cities, *Transaction of the Japan Society of Civil Engineers*, Vol. 11, pp. 57-64, 1993.]
- 2) 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. [Koike, A., Hirai, K. and Sato, K.: Regional infrastructure's contribution to productivity and population—ex-post analysis using by fixed effect model—, *Transaction of the Japan Society of Civil Engineers*, Vol.68, No.4, pp. 388-399, 2012.]
- 3) 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. [Sugihara, G. and Tsukai, M.: Evaluation of infrastructure stock effect by causal discovery, *Transaction of the Japan Society of Civil Engineers*, Vol.75, No.6, pp. 583-589, 2020.]
- 4) Duranton, G. and Tumer, M. A. : Urban growth and transportation, *The Review of Economic Studies*, Vol. 93, pp.131-151, 2016
- 5) Homung, E. : Railroads and growth in Prussia, *Journal of The European Economic Association*, Vol.13, No.4, pp.699-736, 2015
- 6) 堤盛人, 宮城卓也, 山崎清: 建物市場を考慮した応用都市経済モデルの可能性, 土木学会論文集 D3 (土木計画学), Vol.68, No.4, pp.333-343, 2012. [Tsumumi, M., Mitagi, T. and Yamazaki, K.: Potential of computable urban economic model formalizing building market, *Transaction of the Japan Society of Civil Engineers*, Vol.68, No.4, pp. 333-343, 2012.]
- 7) 山崎清, 武藤慎一: 開発・誘発交通を考慮した道路整備効果の分析, 運輸政策研究, vol.11, No.2, pp.14-25, 2008. [Yamazaki, K. and Muto, S.: Analysis of the Effects by Road Construction with endogenous Induced/Developed Traffic, Vol.11, No.2, pp. 14-25, 2008.]
- 8) 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. [Tamayama, Y. and Sugiyama, M.: Agglomeration patterns in new economic geography models to evaluate the impact of transport infrastructure improvements, *Transaction of the Japan*

- Society of Civil Engineers*, Vol.76, No.2, pp. 100-113, 2020.]
- 9) 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
- 10) 杉本達哉, 杉山雅也, 高山雄貴, 高木朗義 : 定量的空間経済学に基づく空間経済分析手法の開発, *交通工学研究発表会論文集*, 41, pp.637-644, 2021. [Sugimoto, T., Sugiyama, M., Takayama, Y. and Takagi, A.: Development of spatial economic approach based on quantitative spatial economics, *Japan Society of Traffic Engineers*, 41, pp. 637-644, 2021.]
- 11) 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. [Otaawa, T. and Ohira, Y.: Causal inference for transportation infrastructure appraisal: review and perspective, *Transaction of the Japan Society of Civil Engineers*, Vol.75, No.5, pp. 1-15, 2019.]
- 12) Ahlfeldt, G. M., Redding, S. J., Sturm, D. M. and Wolf, N. : The economics of density: Evidence from the Berlin Wall, *Econometrica*, Vol.83, No.6, pp.2127-2189, 2015
- 13) Combes, P.-P., G. Duranton, and L. Gobillon : The Costs of Agglomeration : Land Prices in French Cities, Report, Wharton, 2012
- 14) Epple, D., B. Gordon, and H. Sieg : A New Approach to Estimating the Production Function for Housing, *American Economic Review*, Vol.100, No.3, pp.905-924, 2010
- 15) 東京都市圏交通計画協議会 : パーソントリップ調査データ概要, https://www.tokyo-pt.jp/data/01_01 (最終閲覧日 2023/1/20)
- 16) 国土交通省 : 国土数値情報 鉄道時系列データ, https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-N05-v1_3.html (最終閲覧日 2023/1/20)
- 17) 総務省統計局 : 平成 12 年国勢調査 産業 (大分類) 別および従業上の地位別就業者数, <https://www.e-stat.go.jp/gis/statmap-search?page=1&type=1&toukeiCode=00200521&toukeiYear=2000&aggregateUnit=A&serveyId=A002005212000&statsId=T000008> (最終閲覧日 2023/1/20)
- 18) 総務省統計局 : 平成 27 年国勢調査 産業 (大分類) 別および従業上の地位別就業者数, <https://www.e-stat.go.jp/gis/statmap-search?page=1&type=1&toukeiCode=00200521&toukeiYear=2015&aggregateUnit=A&serveyId=A002005212015&statsId=T000865> (最終閲覧日 2023/1/20)
- 19) 総務省統計局 : 平成 11 年事業所・企業統計調査 事業所に関する集計, https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?stat_infid=000000292646 (最終閲覧日 2023/1/20)
- 20) 総務省統計局 : 平成 26 年経済センサス-基礎調査 町丁・大字別集計, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?tclass=000001068840> (最終閲覧日 2023/1/20)
- 21) 国土交通省 : 国土数値情報 地価公示データ, https://nlftp.mlit.go.jp/ksj/gml/datalist/KsjTmplt-L01-v3_1.html (最終閲覧日 2023/1/20)
- 22) 国土交通省 : 鉄道プロジェクトの評価手法マニュアル, <https://www.mlit.go.jp/common/000224631.pdf> (最終閲覧日 2023/1/20)
- 23) 東京都市圏交通計画協議会 : 基礎集計項目の提供 (パーソントリップ調査データ), https://www.tokyo-pt.jp/data/01_02 (最終閲覧日 2023/1/20)
- 24) Valentinyi, Á., and B. Herrendorf : Measuring Factor Income Shares at the Sectoral Level, *Review of Economic Dynamics*, Vol.11, No.4, pp.820-835, 2008

(Received ?)

(Accepted ?)

A STUDY ON THE VALIDITY OF PREDICTION ABILITY OF URBAN ECONOMIC MODEL CONSIDERING AGGLOMERATION ECONOMY

Mizuki YAMAGUCHI, Shunsuke SEGI

Quantitative forecasting of the effects of transport infrastructure development is important for efficient urban planning. Existing statistical methods have difficulty in taking account of economies of agglomeration. Urban economic models that can take account of economies of agglomeration have attracted attention. However, the prediction ability of such models has not been adequately tested. This study utilizes the actual data of Tokyo metropolitan area to test the prediction ability of an urban economic model that takes account of economies of agglomeration. Changes in employee locations, residential locations and land prices caused by the changes in travel time are predicted. The result confirms that the model is able to reproduce to a certain extent the qualitative trends of changes in employee locations and changes in the land prices. The study also showed that the predicted values when economies of agglomeration are taken account of had a stronger correlation with the measured values, indicating the need to consider economies of agglomeration in the assessment of the impact of transport infrastructure development.