

# 就業者の居住地選択効用の時点別特性と土地利用変化の関係

田中なつみ\*・大佛俊泰\*\*・田頭まき\*\*

## Employees' Choice Utility of Place of Residence and Its Relationship with Land-Use Change

Natsumi TANAKA\*, Toshihiro OSARAGI\*\* and Maki TAGASHIRA\*\*

**Abstract:** In recent years, choice behavior of place of residence in a metropolitan area has been changing with the opening and extension of railroad lines and urban redevelopment. Although there have been many studies on choice behavior of place of residence, few have focused on its relationship with land-use change. The purpose of this study is to clarify the effect of land-use change on choice utility of place of residence. Specifically, we first use a spatial interaction model to describe the employees' choice utility of place of residence using data of the Person-trip Survey in the Tokyo metropolitan area at multiple time points. Then, we discuss the relationship between the estimated choice utility and the land-use change.

**Keywords:** 居住地選択 (choice of place of residence), パーソントリップ調査 (person trip survey), 空間相互作用モデル (spatial interaction model), 重回帰分析 (multiple regression analysis), 土地利用変化 (land-use change)

### 1. はじめに

近年、鉄道の新線開通や延伸、市街地再開発などの影響を受けて、大都市圏における居住地選択性向は変化している。本研究では、居住地選択性向の構造に着目することで、土地利用変化との関係を明らかにすることを目的とする。具体的には、東京都圏パーソントリップ調査データ（以下、PTデータ）を用いて、東京都圏の就業者の居住地選択における効用を推定する。さらに、推定した効用を記述する重回帰モデル式を構築し、世帯属性別・時点別に異なる居住地選択特性を明らかにする。最後に、推定した効用と土地利用変化の関係について考察する。

### 2. 就業者の居住地選択における効用の推定

#### 2.1. 効用の推定方法

就業者からみた、地点*j*の居住地としての効用 $U_j$ を、確率効用理論に基づき、ロジットモデルで記述

する。ただし、ロジットモデルでは選択肢（ここでは居住地）の数が多い場合には有意な結果が得られ難い。そこでロジットモデルを空間相互作用モデルに変形することで、すなわち、非集計モデルを集計モデルとすることで推定結果の安定性を高める（青木ら、1993）（図1）。本稿における効用は、移動コ

確率効用理論によれば、地点*i*で就業する人が居住地として地点*j*を選択する確率 $p_{ij}$ は以下のように記述できる。

$$p_{ij} = \frac{\exp[U_{ij}]}{\sum_k \exp[U_{ik}]} \quad \dots \textcircled{1}$$

ここでは効用 $U_{ij}$ は、地点*j*の特性で決まる効用 $U_j$ と地点*i-j*間の移動に伴う負の効用 $C_{ij}$ を用いて、

$$U_{ij} = U_j + C_{ij} \quad \dots \textcircled{2}$$

と記述できると仮定する。

次に、直接観測できない効用 $U_j$ の定量化について検討する。式②の仮定のもと、式①は以下の空間相互作用モデルと等価である。

$$T_{ij} = O_i p_{ij} = \frac{1}{\sum_k \exp[U_k] \exp[C_{ik}]} \cdot O_i \cdot \frac{\exp[U_j]}{D_j} \cdot D_j \exp[C_{ij}] \\ = A_i O_i B_j D_j \exp[-\beta c_{ij}] \quad \dots \textcircled{3}$$

（ただし、 $T_{ij}$ : 居住地*j*から就業地*i*への通勤トリップ数、 $O_i$ : 地点*i*の就業者数、 $D_j$ : 地点*j*に住まう就業者数、 $\beta$ : 移動コスト $c_{ij}$ のパラメータ）

ここで $B_j = \frac{\exp[U_j]}{D_j}$ を変形すれば効用 $U_j$ は次式で記述できる。

$$U_j = \log(B_j) + \log(D_j) \quad \dots \textcircled{4}$$

ただし、式④第2項は居住人口により決定する量のため、第1項を改めて効用 $U_j^*$ と定義し、この $U_j^*$ の特性について検討する。

図1 居住地選択における効用の推定方法

\* 学生会員 東京工業大学環境・社会理工学院 (Tokyo Institute of Technology)

〒152-8550 東京都目黒区大岡山 2-12-1 Email:tanaka.n.ax@m.titech.ac.jp

\*\* 正会員 東京工業大学環境・社会理工学院 (Tokyo Institute of Technology)

ストに対する居住地としての選択のされやすさを意味する。

## 2.2. 分析対象地域と使用データ

本稿で使用するデータの概要を図2に示してある。図2(a)に示した地域において、4時点<sup>1)</sup>について、就業者の居住地選択における効用  $U_j$  を推定する。ここでは、PTデータ(図2(b))に含まれる小ゾーン間の移動(トリップ)の内、移動目的が「通勤」であるもののみを対象としてトリップ数  $T_{ij}$  (図1式③)を算出する。

## 2.3. 移動コスト $c_{ij}$ の算出方法

空間相互作用モデルを適用するため、小ゾーン間の移動コスト  $c_{ij}$  (図1式③)を算出する(図3(a))。具体的にはまず、移動目的に関わらずPTデータに含まれる全トリップを用いて、小ゾーン間の平均移動時間を求める。トリップがない小ゾーン間については、他の小ゾーン間の平均移動時間  $c_{ij}$  からダイクストラ法を用いて補完する。具体的には、トリップが存在する小ゾーン間の移動を組み合わせた移動を想定し、その中で最短時間となるものを補完値とする。上記の推定方法を検証するため、102個の小ゾーンペアを経由回数ごとにランダムに抽出し、移動コスト  $c_{ij}$  と GoogleMap から得た移動時間を比較する(図3(b))。経由回数が多い小ゾーン間の移動コスト  $c_{ij}$  は、過小評価される傾向にあるものの、全体の推定精度は概ね良好である。

## 2.4. 効用の推定結果

4時点における東京都市圏の効用  $U_j^{*2)}$  を小ゾーン単位で推定した(図4)。移動コストパラメータ  $\beta$  の推定値は、昭和63年から平成30年にかけて小さくなっており、都心から離れた小ゾーンが居住地として選択されやすくなった傾向が見られる(図4(a))。平成20年の推定結果を図4(b)(c)に示してある。空間分布をみると都心部ほど効用  $U_j^*$  の値が小さくなっており、地価の高さが居住地としての選択されにくさに影響を与えていると考えられる(図4(b))。空間相互作用モデルでは、全ての小ゾーン

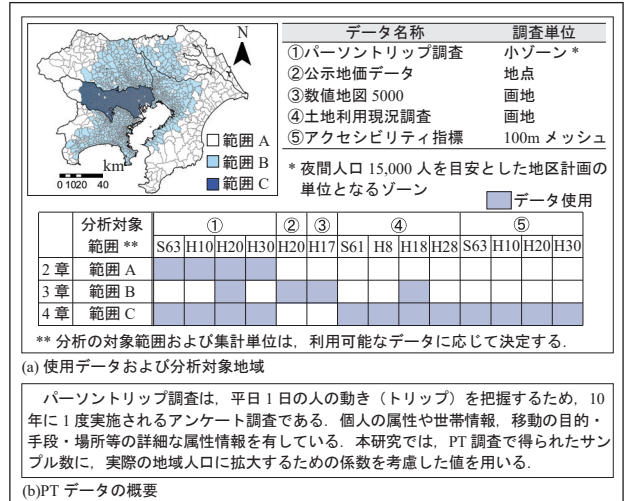


図2 使用データについて

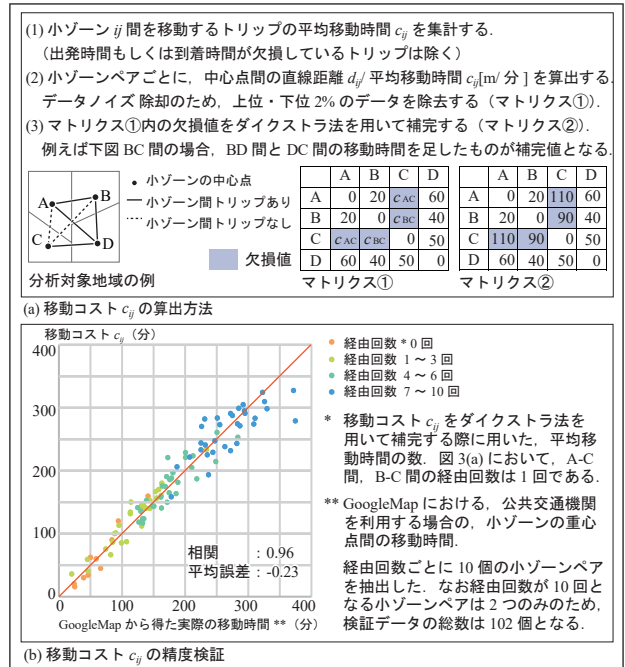


図3 移動コスト  $c_{ij}$  の算出

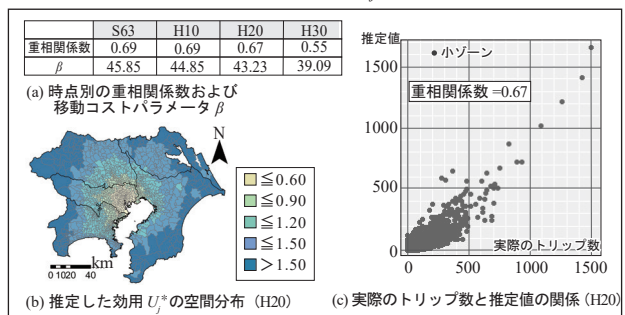


図4 効用  $U_j^*$  の推定結果

間においてトリップ数が推定される。実際にはトリップが存在しない小ゾーン間にも推定値が割り当てられるため、全体として過小推定される傾向にあるが、モデルは概ね良好な適合性を示している(図4(c))。

### 3. 地価を用いた効用のモデル化

#### 3.1. 地価モデルの推定

効用  $U_j^*$  に影響を及ぼす要因について検討するため、図5に示した説明変数を用いて、平成20年の効用  $U_j^*$  を記述する重回帰モデル式を構築した。推定パラメータの論理的整合性と統計的有意性の観点から説明変数を選択した。推定パラメータと推定精度を図6に示してある。効用  $U_j^*$  は、地価から最も大きな負の影響を受け、住宅用地や公園農地等の影響も大きい(図6(a))。また、モデルの推定精度は概して良好であるが、効用の低い地域(特に、東京駅周辺)において過小評価される傾向がある(図6(b))。これらの地域は、地価が非常に高く、影響構造がその他の地域とは異なるためと考えられる。

#### 3.2. 世帯属性別の効用特性

居住地選択性向の構造は家族構成により異なると考えられる。そこで、世帯属性別(図7(a))に効用  $U_j^*$  を記述する重回帰モデル式を構築した。世帯属性別の推定パラメータを図7(b)に示してある。世帯主の年齢が高いほど、移動コストパラメータ  $\beta$  は大きく、地価パラメータ  $a_p$  は小さくなる傾向がある(図7(a)(b))。これは、世帯主の年齢に応じて世帯収入が高くなり、高家賃の都心部でも居住地として選択できるためと考えられる。また、世帯主が同年代の場合、子どもがいる世帯は住宅地や公園等の割合が高い地域を好む傾向にある(図7(c))。

### 4. アクセシビリティを用いた効用のモデル化

#### 4.1. アクセシビリティモデルの推定

公示地価データが得られていない地域における効用  $U_j^*$  の推定を可能にするため、アクセシビリティ指標を用いた重回帰モデル式を構築した。具体的には、4時点<sup>1)</sup>の最寄駅までの移動時間  $M$ 、山手線までの移動時間  $Y$  からなる多項式で説明した。ここでは、細密数値情報における算出方法を用いて、4時点<sup>1)</sup>におけるアクセシビリティ指標をそれぞれ作成した(図8(a))。各時点の推定パラメータおよび

k	土地利用現況調査	k	数値地図 5000	k	土地利用現況調査	k	数値地図 5000
1	官公庁施設	A	公共公益施設用地	13	専用工場	D	工業用地
2	教育文化施設			14	住居併用工場		
3	厚生医療施設			15	倉庫運輸関係施設		
4	供給処理施設			16	未利用地	E	空地・造成中地
5	鉄道・港湾等			17	公園・農地等	F	公園・農地・山林等
6	事務所建築物	B	商業・業務用地	18	山林・屋外利用地等	G	道路用地
7	専用商業施設			19	道路		
8	住居併用建物			20	水面・河川・水路	H	河川・湖沼・海等
9	宿泊遊興施設	C	住宅用地	21	その他・不明	I	その他・対象地域外
10	スポーツ興行施設						
11	独立住宅						
12	集合住宅						

	P	公示地価の対数
公示地価データ		
細密数値情報	M	最寄駅までの移動時間
	Y	山手線までの移動時間

※網掛けは選択されなかった変数

図5 重回帰分析の説明変数

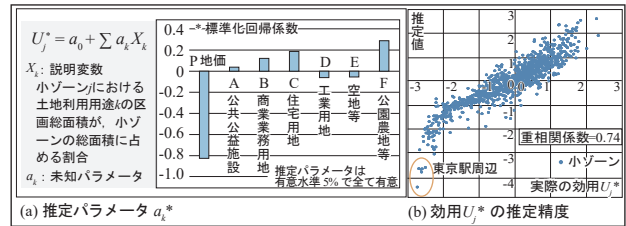


図6 地価を用いたモデルの概要 (H20)

世帯種類	$\beta$	世帯種類	$\beta$
① 世帯主が20代	43.70	⑦ 世帯主が40代、子ども0人	39.27
② 世帯主が30代	39.86	⑧ 世帯主が40代、子ども1人	42.22
③ 世帯主が40代	40.49	⑨ 世帯主が40代、子ども2人以上	42.36
④ 世帯主が50代	40.90		
⑤ 世帯主が60代	44.22		
⑥ 世帯主が70代以上	52.22		

※世帯主：世帯内の就業者のうち最も年齢が高い者  
子ども：世帯内の20歳未満の者

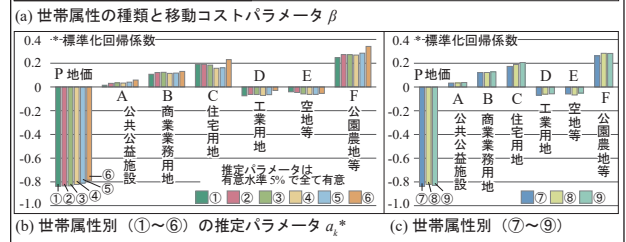


図7 世帯属性別の効用特性

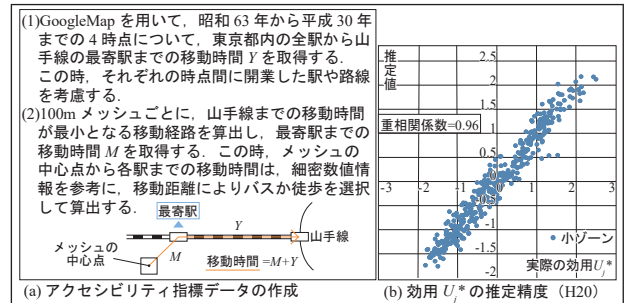


図8 アクセシビリティを用いたモデルの概要

推定精度を図8(b)(c)に示してある。いずれのモデルも高い推定精度を示している(図8(b))。全ての時点においてアクセシビリティ指標が高い説明力を持つが、時点別の推定パラメータの経年変化に一定の傾向は見られなかった(図8(c))。

## 4.2. メッシュ単位での効用推定

前節で構築したモデル式 (図 8) は、任意の空間単位に適用可能である。そこで、各時点について 500m メッシュ単位で説明変数を構成し、効用  $U_j^*$  を推定した。推定した効用  $U_j^*$  とメッシュを含む小ゾーンの効用  $U_j^*$  の対応関係を図 9(a) に示した。

本節では、八王子みなみ野駅周辺に着目し、効用  $U_j^*$  と土地利用割合の変化の関係を考察する。平成 9 年に八王子みなみ野駅が開業し、その南西部に八王子ニュータウンが整備された。駅開業後 (平成 10 年以降) の各メッシュにおける効用  $U_j^*$  の推移を図 9(b)(c) に示す。効用  $U_j^*$  が向上傾向にあるメッシュは主にニュータウン地区であり (図 9(b)(c) ①), 平成 10 年以降の住宅用地割合の大幅な増加が確認できる。住宅地としての開発が進み、良好な居住環境が整備され、居住地としての魅力を表す効用  $U_j^*$  が向上したと考えられる (図 9(d) ①)。一方、駅周辺のメッシュでは、効用  $U_j^*$  が昭和 63 年から平成 10 年にかけて大幅に低下しており、平成 10 年以降の向上も見られない (図 9(b)(c) ②)。平成 10 年以降、公共用地や商業用地割合の増加が確認でき、新規開業に伴う開発工事が効用  $U_j^*$  の低下に影響を及ぼした可能性が示唆される。また、住宅地として整備されたニュータウン地区と比較して、公共施設等が多い駅周辺は居住地としての魅力が向上しにくいと考えられる (図 9(d) ②)。以上のように、小ゾーン単位よりも細かな単位で効用  $U_j^*$  を推定することで、同一小ゾーン内における異なる土地利用変化による効用  $U_j^*$  への影響を個別に議論可能となった。

## 5. まとめ

東京都市圏における就業者の居住地選択における効用  $U_j^*$  を推定した。地価、土地利用割合およびアクセシビリティ指標を用いて効用  $U_j^*$  を記述する重回帰モデル式を構築し、世帯属性別および時点別の居住地選択特性を明らかにした。また、メッシュ単位で推定することで、小ゾーン単位では把握が困難

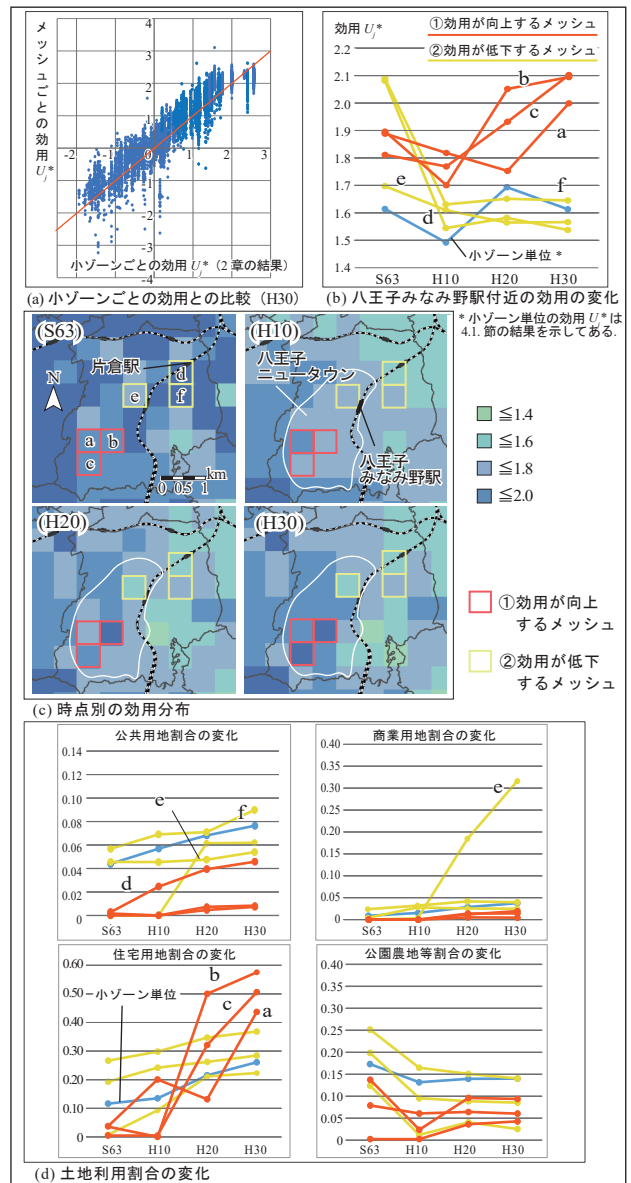


図 9 メッシュ単位での効用推定

な、土地利用区分ごとの効用  $U_j^*$  の経年変化と土地利用変化の関係を考察した。

## 注

- 1) 昭和 63 年, 平成 10 年, 平成 20 年, 平成 30 年
- 2) 3 章と 4 章では、効用  $U_j^*$  と説明変数を全て標準化した。

## 参考文献

青木義次・大佛俊泰 (1993) ロジットモデルと空間影響モデルを連動した居住地選択確率モデルカテゴリー変量を説明変数とする空間影響モデル, 日本建築学会計画系論文報告集, No.444, pp.97-103