

居住可能床の未利用率と地代の関係を考慮した都市内人口分布推計モデル

Urban population distribution estimation model considering the relationship between the unused rate of habitable floor space and land rent

佐藤徹治研究室 24R2005 齊藤 涼馬

1. はじめに

日本では、急速な人口減少の進展、住宅戸数の増加等により、既存の市街地や住宅ストックの一部が利用されないまま残置される状況が顕在化している。これに伴い、都市の「供給可能床」（将来的に居住あるいは商業用として利用可能な床量）のうち、実際に利用されていない部分、すなわち未利用率がどの程度存在するのか、またその変化が将来の地代や地価、さらには居住地域選択行動や人口分布にどのような影響を与えるのかを定量的に捉えることは、持続可能な都市政策を立案するうえで喫緊の課題となっている。

居住地域選択行動を表現し、都市政策が人口分布に及ぼす影響を推計可能なモデルとして、立地均衡型都市モデルがある。しかし、立地均衡型都市モデルにも課題が存在する。すべてのゾーンでの需給均衡を仮定するため、現実の都市に存在する「供給可能床の未利用率」を直接的に表現することが困難である。また、杉本ら(2021)¹⁾は立地均衡型都市モデルの構築やモデルを用いたシミュレーションに際しては、データ環境の充実と将来シナリオの複雑化に伴い計算負荷が増大し、その低減が課題になると述べている。特に、中規模・大規模都市を対象とした場合には、均衡解を求める過程で計算時間が膨大になる可能性が高い。結果として、立地均衡型都市モデルは経済理論との整合性の点では優れるものの、未利用床が市場に与える動態的影響を扱うには適切な手法ではないと言える。

そこで、本研究では、立地均衡型都市モデルの需要算定式を基盤としつつ、均衡条件を課さない不均衡型モデルを提案する。本モデルでは、ゾーン毎の供給可能床の未利用率を明示的に導入し、未利用率が低下すれば地代が上昇し、需要が減少するというメカニズムを組み込む。また、未利用率がゼロとなったゾーンを居住地選択の候補から除外することで、供給制約を直接反映する仕組みを導入する。これにより、従来の均衡型モデルに比べて計算時間を大幅に削減しつつ、現実の都市の状況を反映した人口分布推計を可能とする。さらに、群馬県前橋市を対象に、2015年を基準とする均衡型モデルおよび不均衡型モデルを構築し、2020年の実績世帯分布との誤差を比較することでモデル精度を検証する。そのうえで、2020年を基準としたモデルにより、都市のコンパクト化施策が2050年までの時系列の人口分布に及ぼす影響を推計する。

2. 理論モデルの構築

2.1 モデルの全体構造

本モデルは、地代推計モデル、都市内転居モデル、人口推計モデル、居住可能床の未利用率（Habitable Floor Unused Rate）算出モデル（以降 HFUR モデルと記す）の4つのサブモデルで構成される。居住可能床の未利用率が地代に影響を及ぼし、地代が次期の世帯の転居先地域選択行動に影響することを仮定する。さらに人口推計モデルではコーホート要因法に基づき、人口の自然増減、都市外流入出も加味し、将来時系列の人口分布を推計可能なものとする。HFUR モデルと地代推計モデル間で未利用率が低下すれば地代が上昇し、需要が減少するというメカニズムを組み込む。HFUR モデルと都市内転居モデル間では、未利用率がマイナスの場合、つまりメッシュごとの人口が居住可能最大人口を超過した場合は超過分の人口を算出した転居確率に応じて再配分を行う。その際、未利用率がマイナスとなったゾーン（供給できる床がないゾーン）は0%に補正を行い、次の期の居住地選択の候補から除外する。以上のような供給制約を直接反映する仕組みを導入する。理論モデルの全体構造を図-1に示す。

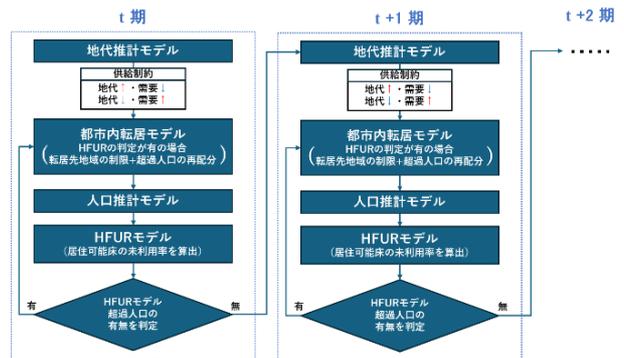


図-1 理論モデルの全体構造

2.2 モデルの定式化

a) 地代推計モデル

地代は、(1)式のとおり、地価から変換して推計する。地価は、(2)式のとおり、各種施設への近接性などの地域環境に加え、居住可能床の未利用率により決定されるものとする。

$$r_{i,t} = R_{i,t} \cdot int \quad (1)$$

$$R_{i,t} = f(\mathbf{X}_{i,t}, v_{i,t-1}) \quad (2)$$

ここで、 t は期、 i と j はゾーン、 R は地価、 int は利子率、 \mathbf{X} は地域環境ベクトル、 v は居住可能床の未利用率

を表す。

b) 都市内転居モデル

世帯の転居先地域選択確率は、(3)式のロジットモデル、(4)式の地代を説明変数に含む部分効用で表現する。

$$P_{i,t} = \frac{\exp(V_{i,t} + \tau)}{\sum_j \exp(V_{j,t} + \tau)} \quad (3)$$

$$V_{i,t} = f(r_{i,t}, \mathbf{Z}_{i,t}) \quad (4)$$

ここで、 P は転居先地域選択確率、 V は部分効用、 τ は誤差調整項、 r は地代、 \mathbf{Z} は地域の魅力度要因ベクトルを表す。

c) 人口推計モデル

将来 $t+1$ 期の人口は、(5)式のとおり、 t 期の人口から域内での転出者数、転入者数を増減し、コーホート変化率を乗じて求めることができる。

$$POP_{i,t+1} = (POP_{i,t} - O_{i,t} + N_{i,t}) \cdot CR_t \quad (5)$$

ここで、 O は域内転出者数、 N は域内転入者数、 CR はコーホート変化率を表す。各ゾーンの域内転出者数は(6)式より推計する。

$$O_{i,t} = POP_{i,t} \cdot MR_t \quad (6)$$

ここで、 MR は転居率である。各ゾーンの域内転入者数は(7)式より推計する。

$$N_{i,t} = \sum_j O_{j,t} \cdot P_{i,t} \quad (7)$$

d) HFUR モデル

居住可能床の未利用率は、(8)式のとおり、最大居住可能人数に対する実際には居住していない人数の割合で表現する。

$$v_{i,t} = 1 - \frac{POP_{i,t}}{POP_{max,i,t}} \quad (8)$$

ここで、 POP は人口、 POP_{max} は各ゾーン内に居住できる最大人数を表す。

各ゾーン内に居住できる最大人数は、(9)式のとおり、最大床面積を一人当たり住宅床面積で除すことで求められる。また、ゾーン毎の最大床面積は、(10)式のとおり、ゾーン面積に容積率を乗じることで求められる。

$$POP_{max,i,t} = \frac{A_{max,i,t}}{a} \quad (9)$$

$$A_{max,i} = \bar{S}_{i,t} \cdot FAR_i \quad (10)$$

ここで、 A_{max} は各ゾーンの最大床面積、 a は1人あたり住宅床面積、 \bar{S} は供給可能土地面積、 FAR は容積率を表す。なお、(5)式より算出されたゾーン人口が(9)式で計算される最大居住可能人数を超過した場合は、当該ゾーンを転居不可とした上で超過分人口の合計の再配分を行う。

将来 $t+1$ 期の供給可能土地面積は、(11)式のとおり、 t 期の転出者数分と転入者数分の土地面積を加減して、期毎に更新する。

$$\bar{S}_{i,t+1} = \bar{S}_{i,t} + O_{i,t}b - N_{i,t}b \quad (11)$$

ここで、 O は転出者数、 N は転入者数、 b は1人あたり住宅土地面積を表す。なお、初期時点の市街化区域、市街化調整区域・非線引き都市計画区域の供給可能土地面積は、それぞれ(12)、(13)式より推計する。

$$\bar{S}_{i,t+0} = S_{a,i,t} + S_{b,i,t} \cdot E_{i,t} \quad (12)$$

$$\bar{S}_{i,t+0} = S_{b,i,t} \cdot E_{i,t} \quad (13)$$

ここで、 $t+0$ は初期、 S_a は田んぼ・その他農用地、 S_b は建物用地、 E は空地・空き家率である。

3. 実証モデルの構築

3.1 対象圏域・ゾーン区分

対象圏域は、前橋市の都市計画区域（非線引き区域を含む）とする。

分析の単位地域は、世界測地系 1 km メッシュ（供給可能土地面積が 0 のメッシュを除く 289 メッシュ）とする。対象圏域とゾーン区分を図-2 に示す。

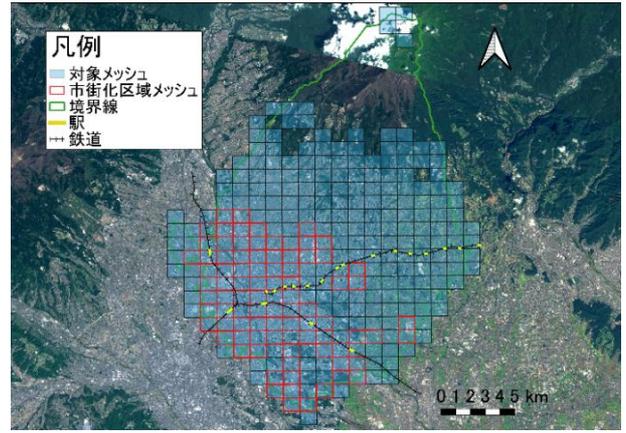


図-2 対象圏域とゾーン区分

3.2 地域の魅力度要因

(2)式における地域の魅力度要因は、表-1 のとおり設定する。

表-1 地域の魅力度要因

Z1	自宅から最寄りの鉄道駅までの道路距離
Z2	自宅から最寄りのバス停までの道路距離
Z3	自宅から最寄りの大型商業施設までの道路距離
Z4	自宅から最寄りの診療所・町医者・クリニックまでの道路距離
Z5	浸水深ダミー（3m以上：1，3m未満：0）
Z6	地代

3.3 部分効用関数のパラメータ

部分効用関数(2)式のパラメータは、ゾーンごとの居住率、地代、地域魅力度要因の変数の初期時点のデータを用いて最尤法により推定した。地代については、地代と部分効用の負の関係（地代が上昇すると魅力度が下がり、地代が低下すると魅力度が上がる）を考慮し、負の制約付きの推定とする。具体的には、地代の係数が常に負となるように符号制約 $\beta_{rent} \leq 0$ を課した。地代係数のみ $\beta_{rent} = -\exp(\theta_{rent})$ と置き、他の係数は自由パラメータのまま $\beta_k = \theta_k$ とした。有意性については、距離系の 4 変数および浸水リスクは有意である一方、地代は 2015 年で 10%水準、2020 年で 5%水準と有意となった。距離変数の係数が一貫して負であり、かつ強く有意であることは、前橋市における居住地選択が、駅・バス停等の交通結節点や生活関連施設への近接性（アクセシビリティ）

によって強く規定されることを示唆する。当該地域では「近接性（利便性）」が部分効用の主要因であり、「災害リスク」は補完的に効いている構図として解釈できる。地代の係数は負であるが、距離変数と比べて有意性が相対的に弱い。ただし本研究の枠組みでは、地代は「魅力度の構成要素」であると同時に「未利用率とのフィードバック経路」を担うため、推定上の強弱とは別に導入の必要性は高い。(2)式の推定結果を表-2に示す。

表-2 部分効用関数のパラメータ

	変数	パラメータ	t 値	制約
2015y	ln（最寄り駅までの距離）	-0.29	-111.09 **	free
	ln（最寄りバス停までの距離）	-0.42	-123.42 **	free
	ln（大型商業施設までの距離）	-0.17	-61.22 **	free
	ln（診療所までの距離）	-0.56	-161.95 **	free
	浸水リスク	-0.02	-7.65 **	free
	地代_2015	-6.28112E-05	-1.61 †	neg<=0
2020y	ln（最寄り駅までの距離）	-0.30	-114.25 **	free
	ln（最寄りバス停までの距離）	-0.41	-123.15 **	free
	ln（大型商業施設までの距離）	-0.17	-62.94 **	free
	ln（診療所までの距離）	-0.56	-162.66 **	free
	浸水リスク	-0.01	-2.89 **	free
	地代_2020	-6.59672E-05	-1.68 *	neg<=0

注) **: 1%有意, *: 5%有意, †: 10%有意。

neg: negative（負）の略。マイナス制約付き推定。

free: 制約がない場合の推定。

初期時点のデータは、以下に示す方法で算出した。

・道路距離

各ゾーンから各施設（最寄りの鉄道駅、バス停、大型商業施設、診療所・町医者・クリニック）までの道路距離は、各ゾーンの中心から各施設までの直線距離に前橋市の道直比係数 1.188 を乗じて求めた。

・浸水深ダミー

単位地域（1km メッシュ）内に存在する想定最大浸水深が 3m 以上の場合は 1, 3m 未満の場合は 0 に設定した。

・地代

地代は、(1)式を用いて地価から変換して算出した。地価については、まず、(2)式の左辺を 1m²あたり地価とする地価関数を前橋市内の公示地価データを用いて最小二乗法の減少法（P 値が 0.2%有意でない変数を除去する）により推定した。推定結果を表-3に示す。

各ゾーンの地価は、推定された関数、各ゾーンの各変数のデータを用いて推計した。また、駅・地域ダミーの係数には正負が混在し、年次を通じて有意となるものと、有意でないものが確認された。多重共線性については、VIF は概ね小さく、統計的に問題のある水準に達していない。地価関数では、駅距離が負であることから、駅近であるほど地価が高いという一般的傾向が確認される。容積率が正で有意であることは、開発可能性・床供給能力が地価へ織り込まれていることを示している。居住可能床の未利用率が負である点は、余剰ストックの存在が地価の下押し要因となっていることを意味し、本研究の仮説（未利用率が地価・地代に影響し、居住地選択へ波及する）を支持する結果である。

表-3 地価関数のパラメータ推定結果

変数	2015y			2020y			
	パラメータ	t 値	VIF	パラメータ	t 値	VIF	
最寄り駅迄の道路距離	-5.96	-8.09 **	1.63	-6.32	-8.77 **	1.62	
容積率	89.22	6.78 **	1.76	84.56	6.57 **	1.73	
居住可能床の未利用率	-14603.87	-2.45 *	1.50	-13931.94	-2.51 *	1.46	
駅ダミー	前橋	46906.50	11.32 **	3.18	47498.64	11.86 **	3.25
	新前橋	35867.66	8.28 **	2.26	35478.63	8.42 **	2.24
	駒形	18911.75	3.10 **	1.60	18433.41	3.08 **	1.54
	前橋大島	30395.23	4.43 **	1.48	29660.50	4.92 **	1.57
	粕川	-11709.24	-1.47	1.21	-12964.51	-1.64	1.19
	群馬総社	23657.50	3.34 **	1.27	23378.20	3.62 **	1.30
	中央前橋	20307.03	2.04 *	1.27	19259.24	1.94 †	1.26
	北原	-21392.17	-2.24 *	1.17	-21573.42	-2.27 *	1.16
	三俣	24913.70	2.64 **	1.15	23927.26	2.54 *	1.14
	膳	-17264.67	-1.34	1.08	-17668.01	-1.37	1.07
定数項	24637.50	5.05 **		25445.13	5.41 **		
決定係数	0.78			0.77			

注) 駅ダミー：最寄り駅が対象駅の場合 1, その他 0。

** : 1%有意, * : 5%有意, † : 10%有意。

・供給可能土地面積

S_a , S_b は、国土数値情報の土地利用細分メッシュデータを用いた。なお、 E については、データ制約のため前橋市の前橋市空家等対策計画（2025）における空家率を用いた。

4. 立地均衡型モデルとの比較によるモデルの妥当性の検証

4.1 検証用モデル（立地均衡型）の構築

a) 住宅地需要面積

土地（住宅地）需要面積は、地代によって変化すると仮定し、一人当たり需要面積に(7)式で算定される転入者数を乗じることで算出する、(14), (15)式に需要面積の推計式を示す。

$$D_{i,t} = L_{i,t} \cdot N_{i,t} \quad (14)$$

$$L_{i,t} = \frac{\beta}{r_{i,t}} I_{i,t} \quad (15)$$

ここで、 t は期、 i はゾーンを表す。 D は需要面積、 L は1人当たり需要面積、 N は転入人数、 β は土地需要パラメータ、 r は地代、 I は所得を表す。

b) 住宅地供給面積

土地（住宅地）供給者は、都市外に居住し、地代によって供給面積を変化させる不在地主とする。不在地主による供給面積を(16)式に示す。

$$S_{i,t} = \left(1 - \frac{\sigma_i}{r_{i,t}}\right) \bar{S}_{i,t} \quad (16)$$

ここで、 S は供給面積、 σ は土地供給パラメータ、 r は地代、 \bar{S} は供給可能土地面積を表す。供給可能土地面積は(11)~(13)式を用いて算出する。

c) 均衡条件

住宅地市場では、(17)式のとおりゾーン毎に需要と供給が均衡し、各ゾーンの市場価格（地代）と立地量が決定されるものとする。

$$S_{i,t} = D_{i,t} \quad (17)$$

4.2 世帯分布の現況再現性 (2015-2020)

実証モデルの妥当性を検証するため、均衡型モデル、不均衡型モデルにより 2015 年を初期時点としてモデルによる 2020 年の各ゾーンの世帯数を推計し、2020 年の実績値(国勢調査)と比較した。比較結果を図-3 に示す。

次に、各ゾーンの推計誤差率を(18)式より算出した。

$$ER_{i,t} = \frac{EVHH_{i,t} - ACHH_{i,t}}{ACHH_{i,t}} \quad (18)$$

ここで、 ER は誤差率、 $EVHH$ は推計世帯数、 $ACHH$ は実績世帯数である。実績値と推計値の平均絶対誤差率は、不均衡型モデルでは 7.87%、立地均衡型モデルでは 7.21%であった。不均衡型モデルは立地均衡型モデルに比べて 0.66%平均絶対誤差率が高い結果となったが、精度に大差はなく、不均衡型モデルの実証モデルは高い現況再現性を有し、実用性が高いと言える。

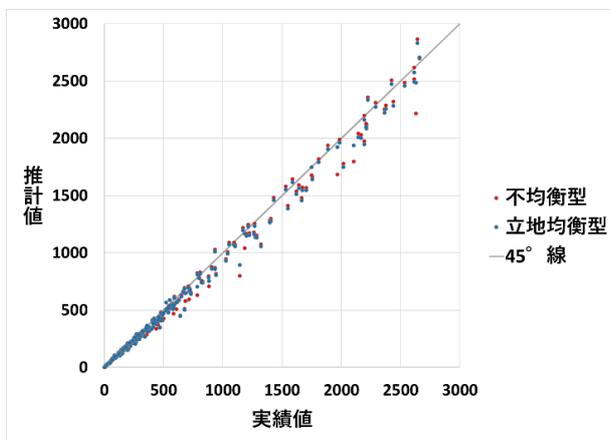


図-3 モデル別の精度比較 (2020 年のゾーン別世帯数)

5. シミュレーション分析

5.1 概要

前橋市を対象として構築した実証モデルを用いて、2020 年から 2050 年までの 6 期間、30 年間の現状趨勢 (Case 0)、鉄道駅周辺ゾーンの容積率を 10%緩和した場合 (Case 1) の 2 つのケースでの都市内人口分布の将来推計を実施した。Case 1 は、増加する未利用率が人口分布にどのように影響するのを分析することを意図したものである。鉄道駅周辺ゾーンは、市街化区域と各駅 (前橋駅、中央前橋と城東駅、新前橋駅、前橋大島駅、大胡駅、群馬総社駅) が重なる合計 6 ゾーンとした。

5.2 分析結果

2050 年時点での Case 1 の Case 0 に対する人口増減数の分布を図-4 に示す。

図-4 から、容積率を緩和したほとんどの鉄道駅周辺ゾーンで人口が増加傾向にあり、他ゾーンでの減少が確認できる。容積率緩和が地価関数の説明変数である居住可能床の未利用率を増加させ、地価が Case 0 と比較して低下したことで地域選択確率が大きくなった結果と考えられる。また、市街化区域が広がり人口の多い西部のゾーンで減少傾向が強いことが確認できる。

以上より、容積率を変更したシミュレーション分析を行うことで、居住可能床の未利用率、地代、転居行動に至るまで影響フローが正常に動作していることを確認できた。

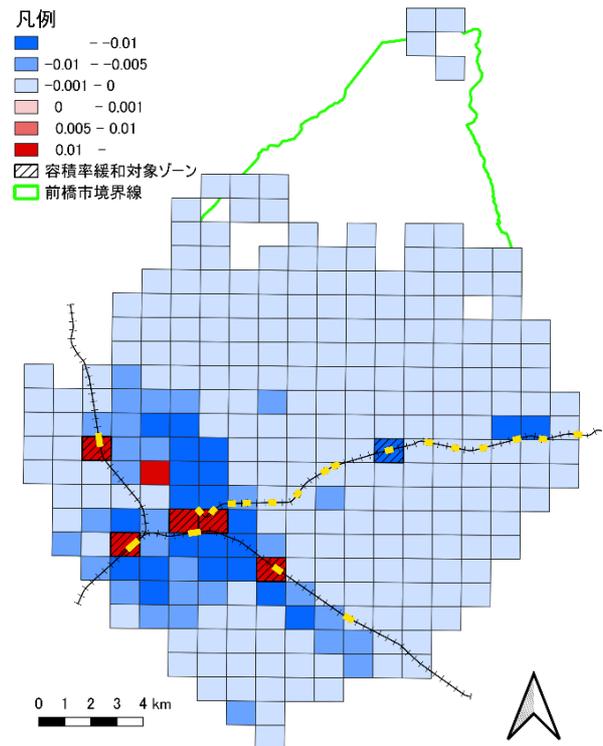


図-4 Case 1 の Case 0 に対する人口増減数 (2050 年)

6. まとめ

本稿では、立地均衡型都市モデルの需要式を基礎として、市場均衡を明示的に解かない都市モデルを構築し、実測値との平均絶対誤差率でモデル別の精度比較を行った。立地均衡型と比較して計算面での優位性を有するが、MAPE が立地均衡型と比較して 0.66%高い結果となった。均衡探索を要する立地均衡型は理論的一貫性と再現性の点で優位となり得る一方、反復計算や外部計算ツールに依存しやすく、政策シナリオを多数回走らせる用途では計算負荷が制約となる。これに対し、不均衡型モデルは多数シナリオの比較や長期将来推計を現実的な計算時間で実施できるという実務上の利点大きい。

今後の課題として、部分効用関数のパラメータ推定方法の改善が挙げられる。現状では、対数を取った転居確率に世帯数を乗じて重み付けした最尤推定を行っているため、推定上、地価が転居確率に与える影響が相対的に小さく評価されやすい。そのため、重み付けの方法や尤度の定式化などの改良が必要である。

参考文献

- 1) 杉本達哉, 杉浦聡志, 高木郎義 (2021): 立地均衡モデルの計算時間効率化のための最適手法の比較, 土木学会論文集 F3 (土木情報学), Vol.77, No.2, pp. II_1-II_8.