

都心居住期間のモデル分析に基づく都心居住の継続性*

Continuity of CBD housing by using a duration model for the housing period*

塚井誠人**・村橋正武***・川島崇****

By Makoto TSUKAI**・Masatake MURAHASHI***・Takashi KAWASHIMA****

1. はじめに

過去数十年間にわたって継続してきた都市域への人口流入は、都市域の空間的拡大と同時に、その内部では既成の中心市街地からの転出超と、新規開発された郊外部への転入超をもたらしてきた¹⁾。人口減少期へ突入した今日では、総人口の増加を背景とした都市域内の強い人口移動圧力は解消する一方で、都市居住者の居住地選択の自由度は増している。すなわち従来の都心→郊外（または他地域→郊外）といった移動が減少し、反対に郊外→郊外、都心→都心、あるいは郊外→都心といった移動流が相対的に増加してきている²⁾。都心居住者の定着傾向が今後とも継続するのであれば、生活インフラ集積度の高い中心市街地を有効に活用すると同時に、地区の活性化を達成できる可能性がある。

2. 都心居住に関する研究

(1) 既往の研究

居住動向に関する既往の研究は、居住者を対象とした居住環境評価と、住み替え行動に関する研究に大別できる。前者のアプローチとして、地区のコミュニティ活動の水準³⁾や近隣のインフラ整備水準⁴⁾、および都市サービスの水準⁵⁾を対象とした研究が多く行われてきた。一方、植野⁶⁾は兵庫県内の都市居住者を対象に、居住者のライフスタイルの違いを利便型志向、および居住型志向と定義して、居住者の自己申告による類型の違いと居住環境評価の関係について分析を行った。この研究では、居住型志向居住者の評価が、住宅外の居住環境の評価と並んで、住宅の評価にも依存すると報告されている。

後者のアプローチとしては、以下の研究が見られる。大都市圏の既存の住宅ストックに関して多治見⁷⁾は、関

西大都市圏の住宅着工戸数と人口年齢構成データを分析した結果、親世代が取得した住宅は子世代が要求する居住設備のスペックを満たさない可能性を指摘した。菊池⁸⁾は、1971-74年生まれの団塊ジュニア世代について、親世代（団塊世代）からの住宅継承意向が低い一方で新規の住宅需要は旺盛であり、これらの層の挙動が住宅需要に大きく影響する可能性を指摘した。菊池・野嶋⁹⁾は、中心市街地を含む福井市全域の一戸建て民間分譲住宅地を対象に、住み替え行動に関する詳細な研究を行った。この研究からは、中心市街地では流動性が高い傾向に加えて、親世代から子世代への住宅の継承が少ない傾向が報告された。北浪・岸井¹⁰⁾は、多摩ニュータウンに親世代を持つ第二世代の多くが、23区内に居住地移動していると報告している。安田ら¹¹⁾は、土地区画整理事業が完了した高崎市の中心市街地区を対象に分析を行い、郊外からの流入者は流動性が高いこと、および長期の定住意向を持っている居住者は、一戸建て住宅の居住者に限られると報告している。

このほか、地域のマクロな人口動態を把握するために世帯や住宅に着目した研究も行われている。小峯ら¹²⁾は、世帯主の年齢階層・および住宅型別の世帯数を推計するフレームを定式化し、山口県に適用して実証分析を行っている。提案された分析フレームは、地域への転入・転出や世帯の消滅、空き家率に、マクロな統計指標から近年のトレンドを記述するサブモデルを組み合わせた分析手順となっている。また石坂ら¹³⁾は、世帯型別の住宅構成比の経年変化について主成分分析による統計的な分析を行い、世帯型および住宅型の多様化が進んでいることを明らかにしている。

(2) 本研究のアプローチ

都心居住政策の立案に際しては、居住者ニーズに対応した都市インフラの整備が望まれる。居住者のニーズは、概ね居住世帯のライフサイクルステージに対応すると考えると、現在および将来の都心への流入層の動向と、現在の都心居住者のライフサイクルステージ別の居住継続性に関する分析が必要となる。

居住者が居住地の選択を行う場合、勤務先や通学先までのアクセス性や居住環境を吟味した上で、住宅種別

*キーワード：duration model、ライフサイクルステージ

**正員、博（工）、立命館大学理工学部（滋賀県草津市野路東1-1-1、TEL077-561-5986、FAX077-561-5986）

***フェロー、工博、立命館大学理工学部（滋賀県草津市野路東1-1-1、TEL077-561-2737 FAX077-561-2667）

****正員、修（工）、東急不動産（株）（東京都渋谷区道玄坂2-1-21、TEL03-5458-2267、FAX03-5458-3657）

(直接居住コスト)を選ぶことになる。居住者の立場に立って考えれば、居住地、居住期間、住宅種別の選択は、多くの場合は同時選択であり、いずれが先決変数であるかは個別の居住者が直面する状況に依存するため、その正確なモデル化は困難である。

居住地選択のモデル化が困難なもう一つの理由は、居住地と居住期間の選択が、必然的に数年～数十年に及ぶ中長期的な展望に基づいて行われる点である。したがって、集計レベルにおいて最近のトレンドとして観察される人口や世帯の動態も、現時点に固有の要因のみに左右されるわけではなく、過去にその地域に転入した時点で行われた選択の結果を、部分的に反映すると考えられる。つまり、小峯らが示したような近年のトレンドに基づく分析フレームから地域の人口や世帯数を外挿して予測する方法は、個別世帯の過去の居住履歴を無視している点に注意する必要がある。換言すると、マクロな人口・世帯動態を予測する際には、各世帯が直面するライフサイクルステージ(世帯主年齢や世帯属性等)や住宅種別に着目して、統計的に安定した居住期間を知ることが重要である。

本研究では、都心居住の継続性を明らかにするため、現在の居住者が持つ将来の居住意向期間を定量的に推定し、得られた居住意向期間と居住者属性との関係について分析を行う。既往の研究成果に基づいて都心居住期間に影響する要素をまとめると、居住地周辺の居住環境、住宅種別、および居住者の属性と考えられるため、これらの要素を考慮したモデル分析を行う。

以下、3. では生存時間モデルを示し、将来の居住意向期間を推定する手順を示す。4. では都心居住者に対するアンケート調査の概要と、モデルの適用結果を示す。5. では得られたモデルに基づいて、居住者属性別の将来の居住意向期間を求めて、その特徴を明らかにする。6. では結論と今後の課題を述べる。

3. 将来の居住意向期間の定量化

(1) 生存時間モデル

生存時間モデルは、患者への投薬効果を統計的にテストする医療統計モデルとして開発された^{14) 15)}。交通計画の分野では、たとえば山本ら¹⁶⁾が世帯の自動車保有行動に適用している。以下の分析では、生存時間分布としてワイブル分布を仮定したパラメトリックな加速モデルを用いる。加速モデルにおいて、尺度・形状パラメータを共通とすることによって、居住者の属性が居住期間に及ぼす影響を考慮しつつ、どのような居住者属性が居住期間に影響を及ぼしているのか、統計的に検定することができる。居住期間を t 、居住期間に影響を及ぼす居住者の属性(共変量ベクトル)を $\mathbf{X}$ とすると、居住開始

後の時点 T で居住を続ける確率 $S(t \geq T)$ は式(1)となる。

$$S(t \geq T) = \exp(-\lambda(t \exp(\beta' \mathbf{X}))^\gamma) \quad (1)$$

ここで λ, γ は、それぞれワイブル分布の尺度、形状パラメータ、 β は居住者の属性が居住期間に及ぼす影響を表わす共変量パラメータである。

居住期間は、観測時点までの居住期間(既往居住期間)と、観測時点後の居住期間(居住意向期間)の和であるが、後者を直接質問しても正確な回答は得られないため、3年以内、3～10年等の基数カテゴリに対する回答を求めざるを得ない。ここで既往居住期間を t_0 、居住意向期間カテゴリの下限と上限を、それぞれ t_{Li} 、 t_{Ui} とすると、居住期間 t は期間 $t_0 + t_L \sim t_0 + t_U$ のセンサリングデータとみなすことができる。対応する生存確率 $S(t_0 + t_L \leq t < t_0 + t_U)$ は式(2)となる。

$$\begin{aligned} S(t_0 + t_L \leq t < t_0 + t_U) \\ = \exp(-\lambda((t_0 + t_L) \exp(\beta' \mathbf{X}))^\gamma) \\ - \exp(-\lambda((t_0 + t_U) \exp(\beta' \mathbf{X}))^\gamma) \end{aligned} \quad (2)$$

式(2)の対数尤度の最大化によって、尺度/形状パラメータ λ, γ 、および共変量パラメータ β を推定する。定義より、生存関数と確率分布関数 $F(t)$ の関係は、 $S(t) = 1 - F(t)$ であるので、 $\hat{\mathbf{x}}$ を持つ居住者の居住期間の期待値 $\hat{T}(\hat{\mathbf{x}})$ は、式(3)となる。

$$\hat{T}(\hat{\mathbf{x}}) = \sum_{i=1}^{\infty} i(S(t-1 | \beta' \hat{\mathbf{x}}) - S(t | \beta' \hat{\mathbf{x}})) \quad (3)$$

(2) 居住意向期間の推定

式(2)の居住期間モデルを推定することによって、式(3)から居住期間の期待値 $\hat{T}(\hat{\mathbf{x}})$ が得られる。同様に既往居住期間 t_0 に対して、現時点を基準に過去に遡及する形式の生存時間モデル $S_0(t_0 \geq T | \alpha' \mathbf{X})$ を推定すれば、既往居住期間の期待値 $\hat{T}_0(\hat{\mathbf{x}})$ を得る。両モデルに共通の居住者属性を設定することによって、居住者属性別の居住意向期間の期待値 $\Delta \hat{T}(\hat{\mathbf{x}})$ は式(4)から得られる。

$$\Delta \hat{T}(\hat{\mathbf{x}}) = \hat{T}(\hat{\mathbf{x}} | \hat{\beta}) - \hat{T}_0(\hat{\mathbf{x}} | \hat{\alpha}) \quad (4)$$

なお居住意向期間 $t_L \sim t_U$ を直接センサリングデータとして扱う方法も考えられるが、データのばらつき、すなわち居住期間分布の情報量が不足して共変量パラメータの推定が不安定になるため、住宅種別に異なると予想される既往居住期間の影響を安定的に推定しにくくなる。上記の手順は、これらの難点を解消できる。

4. 居住期間モデル

(1) データの概要

本研究で用いるデータは、川島ら⁹⁾によって大阪都心6区の居住者を対象に行われたインターネット調査である。これまで、インターネット調査はデータ収集を効率的に行うことができる反面、利用者層の偏りが懸念されてきた。しかし総務省通信利用動向調査¹⁷⁾によれば、2004年時点のインターネット利用率は、40歳代以下で約9割以上、50歳代で7割強、さらに比較的高齢な60～64歳代でも約5割となっており、一部の層のみが利用者となっているわけではない。したがってインターネット調査では、高齢世帯のデータ回収率にはやや注意する必要があるものの、各世代についてはば代表性のあるサンプルが得られると考えられる。

表1にアンケート調査の概要を示す。居住意向期間の設問は「早い時期に住み替えたい」、「いずれは住み替えたい」、「住み続けたい」の3段階で質問している。アンケート回答者の世帯主年齢分布を、国勢調査に基づいて調査対象地区に居住する世帯主年齢分布と比較すると、60歳以上の高齢者層と単身世帯が少なくなっている(60歳以上:約21%/約38%、単身世帯:約37%/約50%、ただし本調査/国勢調査)。これは理想的なランダムサンプリングにはなっていないものの、回収数を考慮するとこれらの層についても十分なサンプルが得られている。

表1 アンケート調査の概要

調査日	平成16年10月20日
対象地区	大阪都心6区の現居住者
調査方法	Webアンケート
回収数	460

(2) 推定結果と考察

3段階の居住意向期間カテゴリの閾値を、それぞれ0～3年、3～10年、10～40年と仮定してモデルを推定する。分析にあたって、モデルの共変量に回答者の居住区の環境特性を表わす変数(商業床面積、病院数、学校数、公園面積など)を加えたモデル推定を試みたが、これらの変数が有意となる結果は得られなかった。その理由は、アンケート項目設定の制約上、回答者の詳細な居住地データが不明であったため、環境特性変数を比較的大きなゾーンで設定せざるを得なかったことにより、特性の異なる居住者に対して環境特性変数が十分なばらつきを示さなかったためと考えられる。そこで以下の分析では、世帯構成、世帯主年齢、世帯主職業、郊外からの転入ダミー、住宅種別を共変量とする。表2に、住宅種別を持家・分譲層と賃貸層と定義して、層別に異なる

表2 居住期間モデルの推定結果

説明変数	持家・分譲層		賃貸層		
	推定値	t 値	推定値	t 値	
世帯構成	単身	—	—	—	
	夫婦	-0.251	-(1.77)	-0.215	-(1.62)
	親子	-0.464	-(3.83)	-0.253	-(2.28)
	3世代	-0.517	-(2.66)	-0.454	-(1.07)
	他世帯	-0.538	-(1.54)	-0.492	-(2.33)
世帯主年齢	～24	—	—	—	
	25～29	-0.390	-(1.60)	0.094	(0.58)
	30～34	-0.195	-(1.11)	-0.113	-(0.69)
	35～39	-0.462	-(2.64)	-0.281	-(1.64)
	40～44	-0.363	-(2.20)	-0.005	-(0.03)
	45～49	-0.369	-(2.05)	-0.402	-(1.84)
	50～54	-0.430	-(2.46)	-0.795	-(3.54)
職業	55～	-0.642	-(3.96)	-0.921	-(3.85)
	会社員	—	—	—	—
	自営業	0.011	(0.09)	-0.069	-(0.44)
その他	その他	-0.041	-(0.24)	0.514	(3.10)
	郊外流入	-0.292	-(3.07)	-0.323	-(3.47)
持家	-0.438	-(4.18)	—	—	
尺度λ	1.544		(26.98)		
形状γ	0.018		(3.60)		
最終尤度	-1801.50				
サンプル数	460				

共変量パラメータを設定した推定結果を示す。

尺度/形状パラメータは、基準居住期間分布の形状を決定する。基準居住期間分布は、各共変量のカテゴリのうち、線形従属性を避けるために除外したカテゴリ属性を持つ層の和集合に対応する居住期間である。共変量パラメータの符号は、基準居住期間分布に対する居住期間の伸縮を表わしており、負であれば居住期間が長くなる傾向を、正であれば居住期間が短くなる傾向を表わす。

世帯構成の共変量パラメータの符号は全て負で、単身世帯以外の世帯構成カテゴリの居住期間は長い傾向にある。夫婦世帯、持家・分譲層のその他、および賃貸層の3世代以外は有意な値となった。世帯主年齢の符号は賃貸層の25～29歳層を除いて負であり、これらの層では24歳以下の世帯主の世帯と比較して居住期間は短い傾向にある。有意水準5%以上のパラメータ(|t|>1.96)を見ると、持家・分譲層では35歳以上の世帯主年齢層は全て有意であるのに対して、賃貸層では50歳以上の層でのみ有意となっていて、基準居住時間分布との差は小さい。持家・分譲層の世帯主年齢層パラメータは賃貸層と比較して値が小さく、持家・分譲層の居住期間が長くなる傾向が得られた。職業は、賃貸層のその他以外は有意ではなかった。郊外流入と持家パラメータは、共に負で有意であり、居住期間が長くなる傾向がある。

表3に、既往居住期間モデルの推定結果を示す。居住期間モデルとの推計値と比較すると、一部のパラメータの符号が異なるものの、推計値に大きな違いはみられ

表3 既往居住期間モデルの推定結果

説明変数	持家・分譲層		賃貸層	
	推定値	t 値	推定値	t 値
世帯構成				
単身	—	—	—	—
夫婦	-0.253	-(1.48)	-0.283	-(1.70)
親子	-0.507	-(3.65)	-0.606	-(4.35)
3世代	-0.507	-(2.23)	-1.210	-(2.39)
他世帯	-0.738	-(1.77)	-1.022	-(4.09)
世帯主年齢				
~24	—	—	—	—
25~29	0.327	(1.09)	0.082	(0.42)
30~34	0.182	(0.86)	-0.037	-(0.19)
35~39	-0.335	-(1.58)	-0.245	-(1.13)
40~44	-0.263	-(1.35)	-0.158	-(0.66)
45~49	-0.296	-(1.36)	-0.606	-(2.26)
50~54	-0.331	-(1.57)	-0.998	-(3.60)
55~	-0.918	-(4.77)	-0.886	-(3.04)
職業				
会社員	—	—	—	—
自営業	-0.305	-(2.00)	-0.539	-(2.86)
その他	-0.377	-(1.82)	0.052	(0.27)
郊外流入	-0.733	-(6.16)	-0.633	-(5.68)
持家	-0.849	-(6.92)	—	—
尺度λ		1.295 (28.57)		
形状γ		0.194 (4.32)		
最終尤度		-1483.58		
サンプル数		460		

ない。持家・分譲層のパラメータのt値に着目すると、世帯構成は表2、表3とも親子および3世代が5%以上の有意水準 ($|t| > 1.96$) となっている。一方、世帯主年齢については、55歳以上層のパラメータは有意であるものの、25~54歳層は有意ではない。すなわち、持家・分譲層の既往居住期間の違いは世帯構成の違いによるものであって、世帯主年齢によらない傾向がある。

5. 世帯属性別の居住意向期間

図1~図3に、世帯特性別/前居住地別(都心、郊外)/住宅種別(賃貸、分譲、持家)/年齢層別に、式(4)に基づいて推定した世帯属性別の居住意向期間を示す。ただし観測数の少ない層の結果は信頼性に欠けるため、示していない。

単身世帯(図1)では、40歳以上の賃貸層について、前居住地に関わらず世帯主年齢層が高くなるにつれて居住意向期間が長くなる傾向にある。特に55歳以上・郊外流入・賃貸住宅の単身者は、25年以上の居住意向を持っている。一方、分譲マンション層の居住意向は、30歳以上の年齢層ではいずれも15年程度である。夫婦世帯(図2)では、同年齢層内で、前居住地と住宅種別による層間の居住意向期間のばらつきが大きくなっている。25~29歳の年齢層では、持家・分譲層の居住意向期間が20~35年であるのに対して、賃貸層では12年程度である。賃貸層の居

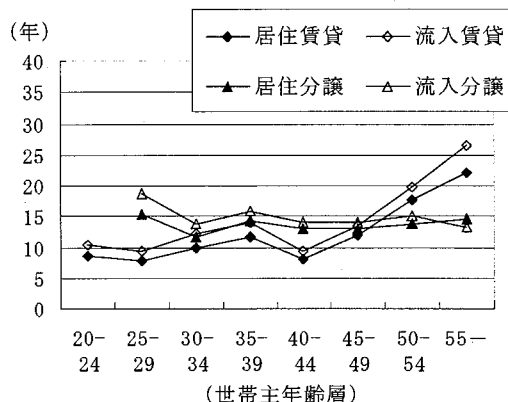


図1 単身世帯の居住意向期間(世帯主年齢層別)

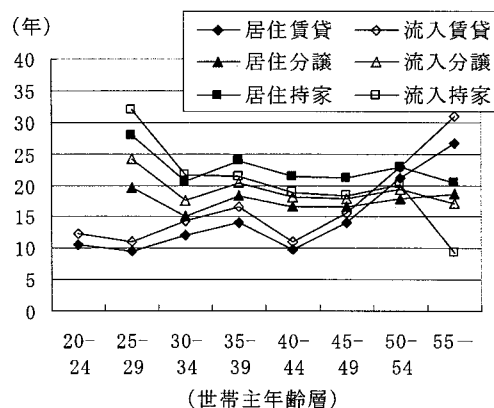


図2 夫婦世帯の居住意向期間(世帯主年齢層別)

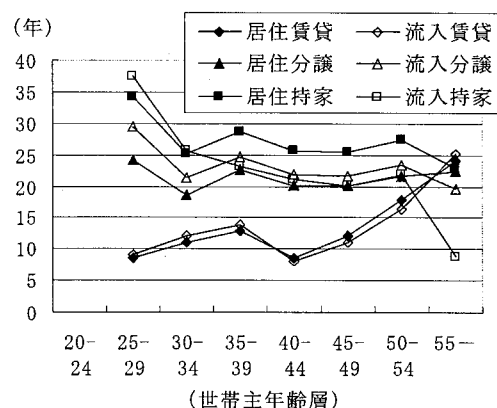


図3 親子世帯の居住意向期間(世帯主年齢層別)

意意向期間は、40~44歳で前後の年齢層よりも短くなり、12年程度となっている。55歳以上の年齢層では、前居住地と住宅種別による居住意向期間の傾向が他

の年齢層と大きく異なっており、長い順に、郊外流入・賃貸、都心居住・賃貸、都心居住・持家、都心居住・分譲、郊外流入・分譲、郊外流入・持家となる。親子世帯（図3）では、住宅種別間で、明確な居住意向期間の違いが見られる。持家・分譲層では、25～29歳の年齢層の居住意向期間は24～38年であり、強い定住志向が見られる。しかし30～54歳以上の世帯主年齢では、いずれも18～25年となっていて、年齢層間の違いが小さくなる。55歳以上の年齢層では、郊外流入・持ち家層の居住意向期間が10年程度で、他の年齢層よりも極端に短い。一方55歳以上の賃貸層は、都心居住・郊外流入とも25年を超える。世帯属性別の居住意向期間は、おおむね親子世帯>夫婦世帯>単身世帯であるが、55歳以上の親子・夫婦世帯の持家層の居住意向期間は、単身世帯より短い。

以上の結果をまとめると、1) 25～29歳の年齢層では、夫婦・持家、夫婦・分譲、親子・持家、親子・分譲の居住意向期間は20年以上で定住意向が強いこと、2) 40～44歳の賃貸層の居住意向期間は、前居住地・住宅種別によらず10年程度で、直近の年齢層と比較して短いこと、さらに、3) 55歳以上の年齢層では、世帯属性・前居住地・住宅種別によらず賃貸層の居住意向期間が20年以上で定着性が高い反面、夫婦/親子世帯の郊外流入・持家層の居住意向期間は10年程度で流動性が高いことが明らかとなった。40～44歳の賃貸層の居住意向期間が短い理由は、世帯の就業状況の変化や子供の就学環境の変化などのライフサイクルステージの転換に対して、住宅や居住環境の転換が必要なためと考えられる。同様に、55歳以上の流入・持ち家層についても、子供世帯の独立や世帯主の退職といったライフサイクルステージの転換期を前にした状況にある。しかし同年齢の流入・分譲層の居住意向期間はやや長くなっている。したがって55歳以上の流入・持ち家層の居住意向期間が短い理由は、住宅の老朽化や居住環境の利便性の低さ等の問題による可能性がある。この点を明らかにするためには、回答者の住宅特性や居住環境特性に関する追加分析を行う必要がある。

6. 結論

本研究では、都心居住者を対象に既往居住期間を考慮して将来の都心居住期間の定量化を行い、世帯属性別、前居住地別、住宅種別、年齢層別の比較を行った。その結果、世帯属性と住宅種別による居住意向期間の違いが明確となった。すなわち、都心居住意向期間の長い層は、世帯主が25～29歳の分譲/持家層と、55歳以上の賃貸層である。一方、居住意向期間の短い層は、世帯主が40～44歳の賃貸層と55歳以上の流入・持ち家層

であった。

都心インフラの有効活用の観点に立てば、居住意向期間の長短に対応した政策立案を検討する必要がある。居住意向期間の長い層のうち、世帯主が低年齢な層（25～29歳の分譲/持家層）は、長期間にわたって都心コミュニティの担い手となる可能性が高い。この層に対応する居住環境整備は、彼らのライフサイクルステージの進展に対応して医療、教育、生活関連施設の整備を漸進的に行う必要がある。同様に居住意向期間の長い55歳以上の賃貸層に対しては、交通関連施設のバリアフリー化や医療関連施設の充実を図ることによって、高齢になっても住みやすい居住環境の実現を図る必要がある。一方、居住意向期間の短い世帯主が40～44歳の賃貸層や55歳以上の流入・持ち家層に対しては、都心からの流出を防ぐ政策と、その流出を補う流入を確保する2つの政策が考えられる。たとえば居住環境に着目した分析を行った川島によると⁹⁾、世帯主が40～44歳の賃貸層は住宅環境のニーズが高いと指摘されている。したがって世帯主が40～44歳の賃貸層の定着を目指すのであれば、この層のライフサイクルステージの進展に合った住宅を、都心で供給する施策をとる必要がある。一方流入を確保する政策では、まず流入のターゲットとなる層を決定しなくてはならない。たとえば（40～44歳層が都心に流入した時点のライフサイクルステージと考えられる）比較的低い就学年齢の子供を持つファミリー世帯をターゲットとするならば、良質な賃貸住宅の提供や、子育て環境の充実を目的とした居住環境関連インフラの充実が必要となる。

これらのうち、いずれの政策が適切であるかは、対象とする都心について、既存の住宅・生活関連インフラストックを精査しつつ判断しなくてはならない。その場合、都心居住を推進する上でどの層をターゲットとするのか、そして都心居住意向の短い層に対しては定着を目指すのか、あるいはその流出を前提として、他のどの層の流入を目指すのかを明確にする必要がある。いずれの政策を目指すにせよ、都心インフラの有効活用と都心居住の継続性の向上を両立する観点から、戦略的な政策体系を構築することが重要である。

今後は、層別の居住環境ニーズについて分析を行うと共に、観測数の少なかった層について追加データを収集して結果の信頼性を高める必要がある。また郊外から都心への流入層についても調査し、都心居住者数の推移と、居住者層の構成の推移を明らかにする必要がある。また、本研究で得られた知見に基づいて、都心のマクロな人口・世帯の動態を明らかにする分析も興味深いと思われる。

参考文献

- 1) 荒井良雄, 川口太郎, 井上孝編: 日本の人口移動 ライフコースと地域性, 古今書院, 2002.
- 2) 大江守之: 人口減少時代の大都市郊外と地域づくりの転換, 都市計画240, vol. 51, pp. 9-12, 2002.
- 3) 片田敏孝, 浅田純作: 混住化社会における住民の住み良さの構成に関する研究, 土木計画学研究・論文集, no. 16, pp. 289-295, 1999.
- 4) 伊藤裕晃, 松本幸正, 松井寛: 住民意識調査結果を用いた生活環境に対する住民ニーズの経年的変化に関する研究, 土木計画学研究・論文集, no. 21-1, pp. 23-31, 2004.
- 5) 川島崇, 村橋正武: 大都市都心部における人口回帰と転居意向を考慮した居住環境整備に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 40, CD-ROM, 2005.
- 6) 植野和文: ライフスタイルの志向に注目した居住環境評価の構造分析, 日本都市計画学会学術研究論文集, no. 34, pp. 631-636, 1999.
- 7) 多治見左近: 関西大都市圏の居住地構造—住宅需給の観点から, 都市住宅学, no. 44, pp. 43-47, 2004.
- 8) 菊池修一: 住宅マーケットから見た近年の住宅需要動向と展望, 都市計画240, vol. 51, pp. 13-16, 2002.
- 9) 菊池吉信, 野嶋慎二: 地方都市における民間分譲住宅地の開発実態と居住者移動に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, no. 38-3, pp. 61-66, 2003.
- 10) 安田香平, 赤松宏和, 中川義英: 世帯属性と居住形式に着目した都市区画整理事業完了地区の住み替えに関する研究—高崎市東貝沢地区都市区画整理事業, 日本都市計画学会学術研究論文集, no. 38-3, pp. 67-72, 2003.
- 11) 北浪健太郎, 岸井隆幸: 多摩ニュータウン第2世代の居住地移動に関する研究, 日本都市計画学会学術研究論文集, no. 38-3, pp. 85-90, 2003.
- 12) 小峯裕, 中園真人, 鶴心治: 人口変動と住み替えを組み込んだ年齢階層・住宅型別世帯数推計モデルの構築, 日本建築学会計画系論文集, No. 578, pp. 115-122, 2004.
- 13) 石坂浩一, 近江隆, 守谷謙一: 首都圏における世帯型別の住宅型構成比の時系列変化, 日本建築学会計画系論文集, No. 502, pp. 195-202, 1997.
- 14) 大橋靖雄, 浜田知久馬: 生存時間解析 SASによる生物統計, 東京大学出版会, 1995.
- 15) 中村剛: Cox比例ハザードモデル, 朝倉書店, 2001.
- 16) 山本俊行, 北村隆一, 藤井宏明: 車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響の分析, 土木学会論文集, no. 667/IV-50, pp. 137-146, 2001.
- 17) 総務省情報通信政策局: 通信利用動向調査(世帯編) 2005, http://www.johotsusintokei.soumu.go.jp/statistics/pdf/HR200400_005.pdf.

都心居住期間のモデル分析に基づく都心居住の継続性*

塚井誠人**・村橋正武***・川島崇****

本研究では、都心居住者の今後の都心居住の継続性を明らかにすることを目的として、居住期間モデルを用いて将来の都心居住期間の定量化を行った。推定された居住期間モデルから、世帯属性別、前居住地別、住宅種別、年齢層別に、今後の居住意向期間を算出した。分析の結果、都心居住意向期間の長い層は、25～29歳の分譲／持家層と55歳以上の賃貸層であり、都心居住意向期間の短い層は、40歳以下の賃貸層であることが明らかとなった。今後は、定住層の居住環境ニーズを満たすと共に、流動層が求める住宅環境ニーズを満たすことによって、都心居住の継続性が高まると考えられる。

Continuity of CBD housing by using a duration model for the housing period*

By Makoto TSUKAI**・Masatake MURAHASHI***・Takashi KAWASHIMA****

In this study, continuity of CBD housing is analyzed by using duration model for CBD housing period. The expected CBD housing period in future is calculated for household characteristics, former housing location, house ownership, and for the generation of household representative, based on the estimated duration model. As the result of analysis, the categories with longer CDB housing period in future are the house owners with 25 -29 generation of household representative and the tenants with over 55 generation, while the category with shorter CDB housing period is the tenants with under 40 generation.