

# 生存時間モデルによる所有形態別居住年数分布推定\*

## Development of Duration Model of Habitation by Type of Residence Ownership\*

李昂\*\*・西井和夫\*\*\*・佐々木邦明\*\*\*\*・宮島俊一\*\*\*\*\*

By Ang LI\*\*・Kazuo NISHII\*\*\*・Kuniaki SASAKI\*\*\*\*・Shunichi MIYAJIMA\*\*\*\*\*

### 1. はじめに

都市圏において交通政策を検討する場合には、鉄道・道路等の整備等による交通環境の変化と、それがもたらす土地利用への影響、並びに土地利用の変化による交通への影響などの相互関係を把握することが必要である。そのためには、土地利用と交通を統合した分析が必要であり、それに基づいた都市圏における道路整備効果ならびに将来交通のあり方を研究する必要がある。そのためには、世帯の住居に対する検討が土地利用の変化における重要な部分である。それに、世帯の住居形態を分析する際には、一般的に「居住年数」と「居住地の選択」との二つのフェーズがあり、それぞれの選択が互いに影響しあう<sup>1)</sup>。そこで本研究では、居住年数推定モデルを構築することにより、将来の社会経済変化の影響把握およびそれらに関係する様々な都市施策の計量的評価のための操作的／実用的ツールの開発を行う。

まず、調査データを用いて、居住年数ならびに世帯の居住特性に関する実態を把握する。次に、居住年数分布における所有形態間の差異を明らかにするために、Kaplan-Meier法を用いた、有意性の検定を試みる。さらに、生存時間モデルに基づく所有形態別居住年数分布の推定を行う。そして、これらより得られた知見を整理するとともに、居住年数分布推定モデル改良の方向性と居住立地マイクロシミュレーションシステム開発のあり方に言及する。

\*キーワード：土地利用・交通・環境統合モデル、居住年数分布推定

\*\*学生員、工修、山梨大学 大学院医学工学総合教育部 環境社会創生工学専攻

(山梨県甲府市武田4-3-11、TEL055-220-8670)

\*\*\*正員、工博、流通科学大学 情報学部

(神戸市西区学園西町3丁目1番、TEL078-769-4852)

\*\*\*\*正員、工博、山梨大学 大学院医学工学総合研究所

(山梨県甲府市武田4-3-11、TEL055-220-8671)

\*\*\*\*\*正員、社団法人 システム科学研究所 調査研究部

(京都市中京区新町通四条上ル小結棚町428 新町アイエスビル、TEL075-221-3022)

### 2. 使用データの概要

本研究で分析したデータとして用いたのは、京都市を対象に、平成19年1月に京都市で実施されたアンケート調査である(表-1)。

当該調査は、複数の元学区(元の小学校区/京都市の統計単位)より、引越しに関する関心が高い層という観点から、京都市内で「15歳未満人口比率」と「生産年齢(15~64歳)人口比率」の上位の地区を選定した。更に上記に加えて、「京都高速沿道の地区」および「都心部」も選定した。

配布方法は、選定した配布エリアについて、各配布エリアの配布枚数を定め、配布エリア内の住居から無作為抽出によるポスティングを行った。また、配布された日から2週間を回収期限と設定し、後日郵送にて回収した。

表-1 調査概要

調査対象	京都市内に居住する世帯
調査期間	配布：平成19年1月13日(土)、15日(月)、16日(火)、24日(水)、25日(木) 回収：平成19年1月16日~2月8日
調査方法	無作為抽出による郵送配布・郵送回収
調査状況	配布枚数： 5,000枚 回収枚数： 907枚 回収率： 18.1%

生存時間モデルによる居住年数推定モデル構築において、セグメントの対象となる属性を明確にする必要があるため、属性別の居住年数分布を分析する。以下に示すとおり、世帯居住地実態調査においては、「前居住地」および「現居住地」での属性を質問している(表-2)。また、時間軸では前居住地での居住開始時(時刻③)、現居住地での居住開始時(時刻②)、現居住地での現時点(時刻①)の3時点での属性を質問している(図-1)。

本研究はモデルの有効性を検定するために、調査データにおける前居住地部分を使い、SPSS統計解析ソフト(バージョン15.0)で分析を行う予定がある。

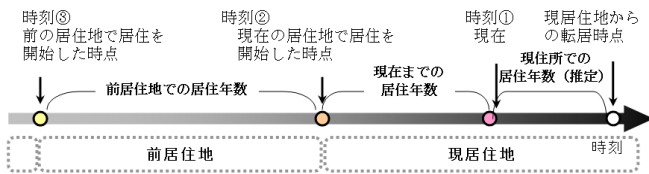


図-1 居住地年数の時系列

表-2 調査項目

	戸建て・持ち家	分譲マンション(集合住宅)	借家・賃貸住宅
世帯属性	▶ 世帯主：年齢層（若・中・壮・高齢層）、就業の有無、年収＊ ▶ 構成：世帯人数、子供の有無と年齢 ▶ 保有台数		
住居特性	▶ 住居用延べ床面積、住居以外の延べ床面積、住居タイプ、駐車場の確保		
交通利便特性	▶ 最寄り駅までの所要時間、通勤時利用駅までの所要時間＊、通勤時間＊		
立地特性	▶ 文教施設、医療・厚生施設、公的サービス施設、公園・緑地整備、商業施設		
満足度特性	▶ 地区・近隣の自然環境、日常生活環境、公共交通利便性、道路交通利便性、住居環境、経済性、総合評価		
固有要因	▶ 住宅コード：ローンの有無、ローンの返済完了の有無、ローンの残余期間、地価＊、年間住居関係の支出（固定資産税や年間管理費、ローン返済額）＊		
			▶ 家賃：賃貸料、管理費、駐車場

注：＊現居住地の現時点（調査時点）における属性値

### 3. 世帯の居住特性の実態把握

#### (1) クロス集計結果の比較

居住形態別における世帯の差異を考えているため、本研究が居住形態別に分析を行うことに着目したい。世帯の居住特性における前居住地での所有形態は、「借家・賃貸住宅」が432件（54.6%）でもっとも多く、ついで「戸建て・持ち家」が296件（37.4%）、「分譲マンション（集合住宅）」が63件（8.0%）となっている。

前居住地での居住年数を見てみると、図-2により、どの所有形態も、前居住地での居住年数の増加とともに、その相対頻度は減少している。所有形態別にみた前居住地での平均居住年数は、「戸建て・持ち家」19.4年、「分譲マンション」10.7年、「借家・賃貸住宅」8.4年である。

図-3により、前居住地から現居住地までの所有形態の変遷タイプ9種類の中に、一位となってい

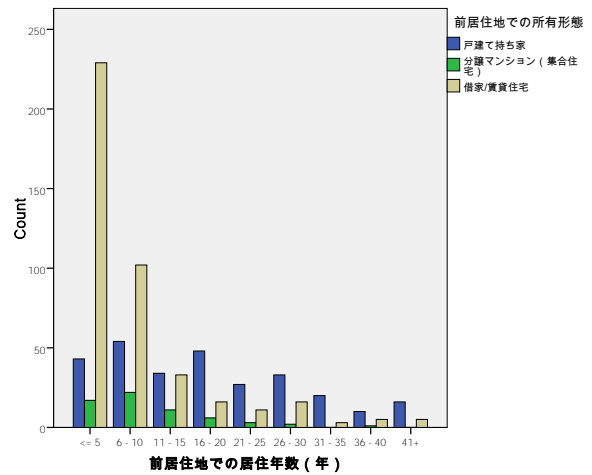


図-2 前居住地での所有形態別居住年数

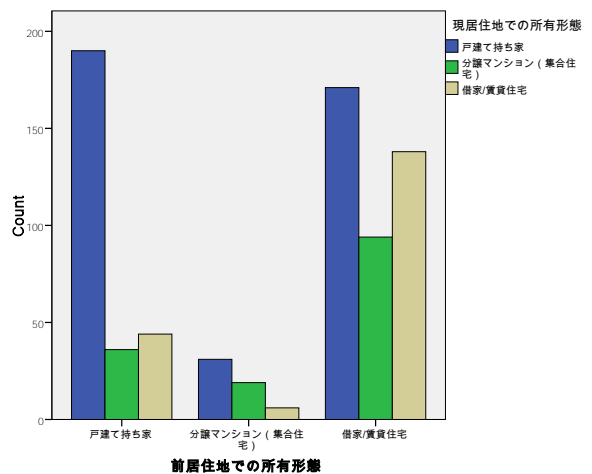


図-3 所有形態の変遷

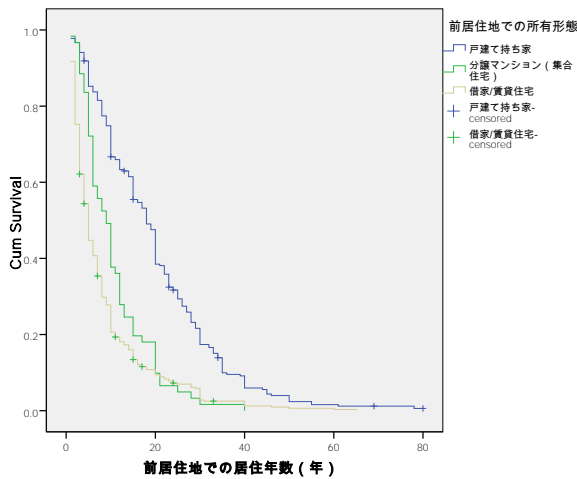
るのは、「戸建て・持ち家」から「戸建て・持ち家」までであり、26.1%を占めている。二位は、「借家・賃貸住宅」から「戸建て・持ち家」までとなり、23.5%である。三位は、「借家・賃貸住宅」から賃貸住宅までであり、18.9%となっている。

#### (2) 所有形態別居住年数分布の有意性検定

各住居所有形態の居住特徴は著しく異なっている。これを統計上に検証するため、まずはKaplan-Meier法<sup>2)</sup>で各所有形態別における居住年数の分布差異の有意性検定を行う。

Kaplan-Meier過程においては、乗積極限法を用いた生存率を推定するとともに、一つの影響要素（属性変量）の有意性を検定できる。

図-4では、Kaplan-Meierによる所有形態間の比較のために全体的な生存曲線を求めたものである。結果としては、どの所有形態別も、生存率曲線の分布差異は統計学的に有意であること、またLog Rank法での検定統計量は $\chi^2=144.163$ 、 $v=2$ 、 $P=0.0004$ となる。



図一四 前居住地での所有形態別居住年数の生存関数

#### 4. 居住年数推定モデルの構築

本研究では、生存時間モデルによる居住年数分布のモデル化を試みていく。生存時間モデル<sup>2)</sup>は、ある基準の時刻から、ある事象が生起、あるいは終了するまでの時間を解析の対象とするモデルである。生存時間モデルの特徴として、解析対象となる事象が生起するまでの時間は必ず正の値をとり、多くの場合、時間の分布の裾が右に長くなるということが挙げられる<sup>2)</sup>。図一四により、前居住地での居住年数も、分布の裾が右に長いなども、解析の対象とされる生存時間と同じ性質を持っていることから、生存時間モデルの適用が十分に可能であると考えられる。

生存時間モデルによる居住年数推定モデルは、世帯の転居するまでの時間  $T$  の分布を居住関数 (survival function)  $S(t)$  (式1)、および転居ハザード関数 (hazard function)  $h(t)$  (式2) を表す。転居ハザード関数と居住関数の関係は式3とも表される。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - \Pr(T \leq t) = 1 - F(t) \quad (1)$$

$$h(t) = f(t)/S(t) \quad (2)$$

$$S(t) = \exp\left[-\int_0^t h(u)du\right] \quad (3)$$

ここで、 $F(t)$  は累積居住関数、 $f(t)$  は  $T$  の確率密度関数である。

共変量をハザード関数に導入する方法として、比例ハザードモデルがある。これはハザード関数の分布に対して特定の確率分布を仮定する必要がなく。このとき転居ハザード関数は式4のように表される。

$$h(t|x_i) = h_0(t)\exp(-\beta x_i) \quad (4)$$

ここに、 $h(t|x_i)$  : 共変量ベクトル  $x_i$  を持つケー

ス  $i$  の転居ハザード関数、 $h_0(t)$  : 基準転居ハザード、 $\beta$  : 未知パラメータベクトル、 $x_i$  : ケース  $i$  の共変量ベクトル。

パラメータの推定には、部分尤度 (partial likelihood) 法を用いる。部分尤度PLは式5のように表される。

$$PL = \prod_{i \in D(t)} \frac{\exp(-\beta x_i)}{\sum_{k \in R(t)} \exp(-\beta x_k)} \quad (5)$$

ここに、 $D(t)$  : 時点  $t$  に世帯が転居したケースの集合、 $R(t)$  : 時点  $t$  の直前のリスク集合。

#### 5. 前居住地での居住年数分析

##### (1) モデルによる推定結果

3.1節前居住地における居住年数の基本集計により、調査データの中で一部の極端値が存在している。例えば、前居住地の居住年数に関しては、一番長いのが80年であるが、90%のデータが30年以下となっている。よって、モデルの推定精度を高めるために、これに対処する方法はいくつか考えられるが、例えば①データ中に含まれる異常値として除外する方法、②最長に近いレンジのデータの信頼性は低いと見なし、打ち切りデータ (censored data) と見なしして処理する方法、さらには③データの問題としてではなく、適合度の改善を加速度故障モデルの適用をはかる方法などである。本文の検討においては、上記の②の方法による改良を試みた。以下では、最も長い居住年数の10%データを打ち切りサンプルとして見なしして処理する方法 (方法②) の結果を述べる。

表一三は、構築した居住年数推定モデルのそれぞれのパラメータの推定結果を示している。これより以下のことがわかる。

「全所有形態」で、相対危険度  $\text{Exp}(B)$  値から「戸建て・持ち家」と「分譲マンション」の転居リスクは、「賃貸

表一三 居住年数推定モデルによる推定結果

説明変数	全所有形態		戸建て持ち家		分譲マンション		賃貸住宅	
	B(SE)	Exp(B)	B(SE)	Exp(B)	B(SE)	Exp(B)	B(SE)	Exp(B)
前居住地での世帯主との一致	-0.659***(.151)	.517	-	-	-	-	-	-
前居住地での同居人数(人)	-0.076**(.038)	.925	-.129***(.044)	.879	-	-	-.160***(.056)	.852
前居住地での配偶者の有無	-	-	-	-	-	-	-	-
前居住地での祖父母の有無	-	-	-	-	.710(.536)	2.034	-	-
前居住地での子供の有無	-	-	-	-	-	-	-	-
勤め先一致(前居住地と現居住地)	-.239**(.105)	.788	-	-	-	-	-.420***(.153)	.657
前居住地での所有形態								
戸建て・持ち家	-.844***(.133)	.430	-	-	-	-	-	-
分譲マンション	-.456***(.157)	.634	-	-	-	-	-	-
前居住地での住居タイプ(LDKタイプ)	-.128***(.049)	.880	-.163**(.065)	.850	-.430*(.256)	.651	-.153**(.070)	.858
前居住地での賃貸料(百円)	-	-	-	-	-	-	-.000***(.000)	1.000
前居住地での駐車場の借用有無	-	-	-	-	-	-	.341**(.142)	1.406
地区近隣の自然環境(前居住地の満足度)	-	-	-	-	-.139**(.070)	.870	-	-
道路交通の利便性(前居住地の満足度)	-	-	-.096***(.029)	.909	-	-	-	-
住居環境(前居住地の満足度)	-	-	-.081**(.033)	.923	-	-	-	-
サンプル数	487	249	47	230				
打ち切り値数	35	25	4	7				
-2 Log Likelihood(df)	4743.237(6)	2108.140(4)	265.123(3)	2034.510(5)				
Sig.	.000	.000	.028	.000				

\*\*\* Indicates the coefficient is significant at the 0.01 level (2-tailed).

\*\* Indicates the coefficient is significant at the 0.05 level (2-tailed).

\* Indicates the coefficient is significant at the 0.1 level (2-tailed).

住宅」の方よりかなり低くて、それぞれ0.430倍と0.634倍である。これによって3.2節各所有形態別における居住年数の分布差異を定量的に検証できた。

「戸建て・持ち家」の場合、同居人数のより増加、居住空間が広い、道路交通便利性が高い、住居環境に関する満足度が高い場合には、転居確率が低下する。「分譲マンション（集合住宅）」の場合、居住空間が広い、地域での自然環境が良好の場合に居住年数が長くなる。そして、「借家・賃貸住宅」の場合、同居人数のが多い、勤務先の移動有り、居住空間が広く、家賃が安く、近くに駐車場があるばあいには、居住期間が長くなる。

## (2) モデル精度

ここで、図-5は構築した居住年数推定モデルを使って、得たそれぞれ所有形態別実績値と推定値の比較である。図-5により、「戸建て・持ち家」( $R^2=0.746$ )、「分譲マンション（集合住宅）」( $R^2=0.777$ )に対してモデルはより高い精度を現しているが、「借家・賃貸住宅」( $R^2=0.626$ )を対象とする場合、大きい誤差が出ている。原因を分析してみれば、「借家・賃貸住宅」という住居所有形態において、生活形態の変動が激しい学生又はフリーターグループ等の方が多いため、居住年数の特徴に関して、他のグループと大きい差異を持っている。よって、この問題については、今後加速度故障モデルを導入して改善することを探りたい。

## 6. まとめ

本研究では、世帯の転居を対象とし、比例ハザードモデルによる居住年数と住環境要因の関係を分析した。まず、統計上に「戸建て・持ち家」、「分譲マンション（集合住宅）」、「借家・賃貸住宅」という3種類の所有形態別の差異を検証した。次、京都市の世帯居住特徴に対して所有形態別で実態を把握した上で、調査データを利用し、構築した居住年数推定モデルに基づき、異なる要因による居住年数への影響の定量的分析を行った。

世帯居住行為を十分に検討するために、今後、マイクロシミュレーション手法（即ち世帯を分析単位とする）を用いた居住地選択モデルの構築を目指す。「戸建て・持ち家」、「分譲マンション」と「借家・賃貸住宅」という所有世帯の形態種類に基づき、「居住年数」と「居住地の選択」との二つのモデルを連結するように考える。

本研究の最終目的とは、土地利用交通統合モデルを構築して、鉄道、道路などの整備による土地利用への影響を分析することである。都市の土地利用システムは世帯行為、事務所、土地開発などの幾つかのサブモデルを含む。本研究による構築された居住年数分布推定モデルから、勤め先の変動が「借家・賃貸住宅」世帯の行為によ

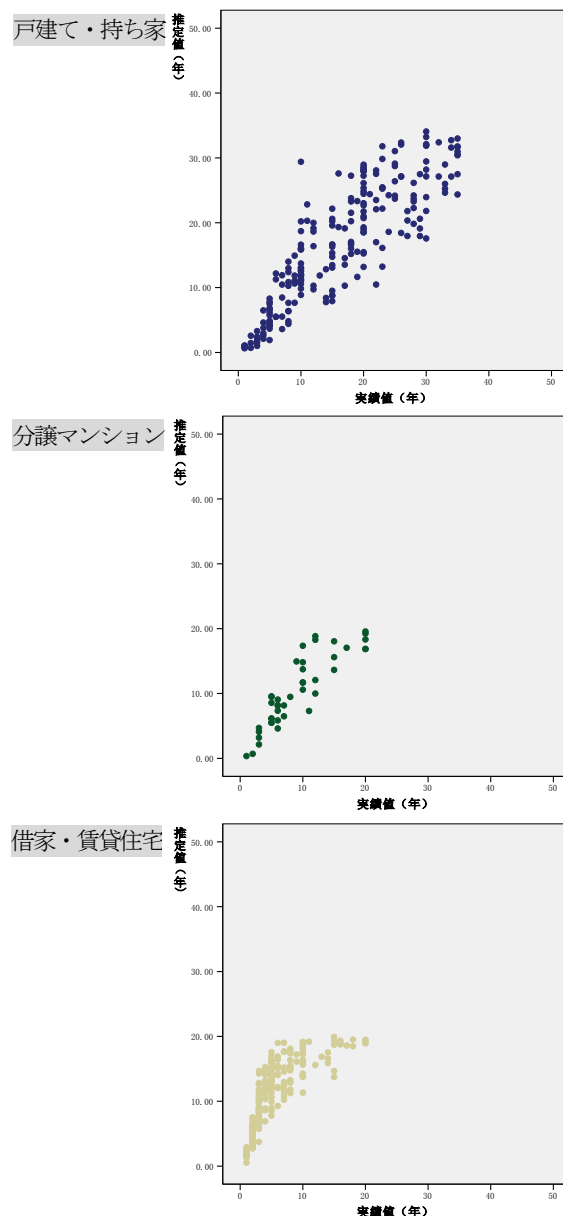


図-5 実績値と推定値の比較

り顕著的に影響し、地区近隣の自然環境が「分譲マンション」世帯の行為に著しく影響し、同じく住居環境の満足度が「戸建て・持ち家」世帯の居住年数に影響していることは分かる。従って、以上の変数を基礎として都市の土地利用モデルにおけるサブモデルをつなげて、動的的手法を用いて土地利用の変化を分析することができる。

## 参考文献

- 1) Wegener, M. (1994) Operational urban models: state of the art, Journal of the American Planning Association, 60, 17-29.
- 2) David G. Kleinbaum and Mitchel Klein (2005) Survival Analysis: A Self-Learning Text, 2nd ed., Springer-Verlag, New York.