

大規模住宅団地は住民の年齢構成を偏らせるか？

— 東京都小地域コホート分析の応用 —

宅間文夫¹・安藤朝夫²

¹ 正会員 博士（情報科学） 明海大学准教授 不動産学部（〒 279-8550 千葉県浦安市明海 1-2-1）

² 正会員 Ph.D 東北大学大学院教授 情報科学研究科（〒 980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉 6-3）

少子高齢化は全国一律に進んでおらず、都道府県単位では異なる水準で進展しているが、同じことは都市のような比較的狭い範囲についても言える。都市計画の文脈では、公共施設供給をはじめとする都市政策は一律であってはならず、コミュニティの変化に応じて、時空間的に変化する必要がある。本論文は、日本の大都市圏における住宅地区開発に伴う人口構造の時空間変化に関するデータを収集し、小地域単位での多地域コホート分析を用いた人口動態分析と、大規模住宅団地の関連性を分析することを目的とする。分析の結果、大規模住宅団地が立地する地区の人口構成は他の地区と比べて歪みがあること、従って、大規模住宅団地の有無と高齢化の関係性が統計的に示される。

Key Words: *Interregional Cohort Model, Census Tract, Large-scale Housing Development, Age Composition, Tokyo Metropolis*

1. はじめに

少子高齢化は多くの先進国に共通の課題であるが、とりわけ日本におけるそれは、その進行速度において歴史上類を見ないとされる（例えば、松谷 [1]）。しかし大縮尺で見ると、高齢化の程度の空間的なばらつきは無視できない（例として、2005年東京都町丁目単位の高齢化率を図1に示す¹）。中山間地等における過疎化の進行は自明であるが、大都市圏でも高度成長期に開発された大規模住宅団地（以下「ニュータウン」と呼ぶ）のゴーストタウン化が懸念されていて、国土交通省も3大都市圏のニュータウンの実態調査を始めることが報じられている（朝日新聞社 [2]）。

¹ 凡例のTMH団地及びUR団地は、本論文が分析対象とした都営住宅団地及びUR賃貸住宅団地の所在地を示す。詳細は、4章を参照されたい。

将来人口動態を推計した既存研究は多数ある。国立社会保障・人口問題研究所は市区町村別将来人口をコホート要因法で推計 [3] しているが、自治体が都市政策を検討するのに必要となる市区町村内人口分布が把握できない。このため、都市政策の観点から市区町村内を細分化した人口動態を推計することが求められる。中西ら [4] や有賀ら [5] は、コホート変化率法を用い、年齢階級ごとの将来人口をメッシュ単位で推計し、市区町村内人口分布を予測しているが、彼らのコホート分析では地域間流動が考慮できず、対象地域のみ限定した推計に留まっている。このため、例えば人口動態に大きく影響を与える開発が近隣自治体で行われた場合に、自自治体の人口動態へ与える影響が考慮できない。一方、丸山ら [6] はコホート要因法による将来人口推計が将来の純移動率に大きく依存し、設定方法の根拠に乏しい点を指摘し、国勢調査データによる住宅ストックと性・年齢別人口の関係性の推計に基づく将来人口

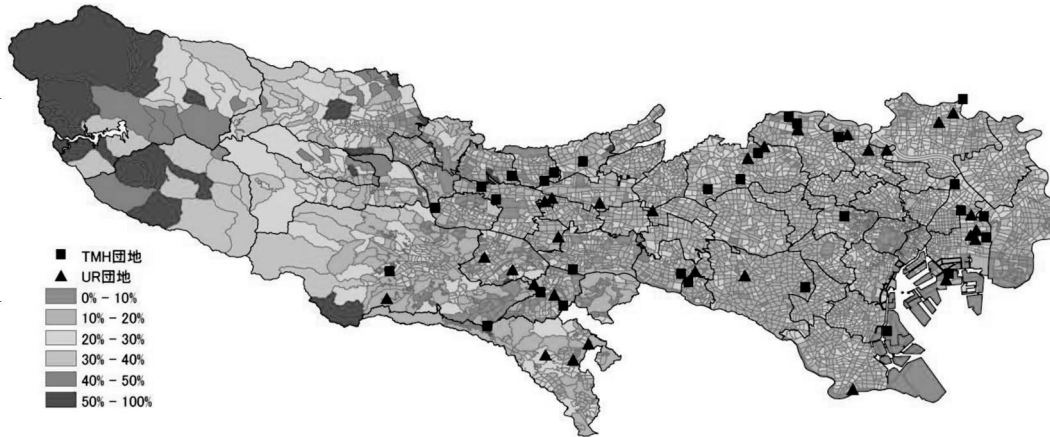


図1 東京都町丁目単位の高齢化率（2005年）と分析対象ニュータウン分布

の予測を提案しているが、都市内人口分布が把握できない。自治体の都市政策を検討するには、他自治体と自自治体との間の人口動態を考慮し、さらに都市内人口分布を捉えることが必要となる。この観点から、Ando and Takuma [7] は都市内を小地域に細分化した多地域コホートモデルの開発を試みている。都市内人口分布を把握することは、都市計画上の各種政策の検討に有益であると考えられるが、本論文の目的は当該モデルの応用例として、大規模住宅団地と都市内人口分布の間の関係を統計的に検証することにある。

住宅団地と年齢階級別人口構成の関係に関する既存研究には、森 [8] や影田・戸田 [9] 等があるが、いずれも住宅団地の立地町丁目を対象とする実証分析で、住宅団地とそれ以外の地区との差異を定量化するものではない。また対象地区も、岡山市や広島市であって、ゴーストタウン問題がとりわけ深刻とされる三大都市圏に関するものではない。

一般に、高度成長期に建設された大規模ニュータウンは、周囲の自然に形成された地区より高齢化が進んでいるという認識がある。これは入居時の年齢階層が揃っていて、その後の純転入（転入－転出）が少ないことを意味するが、そのことをデータに基づいて包括的に検証した研究は少ない。本論文は年齢階層別人口構成の変化と転出入行動を、国勢調査の小地域ベースで把握し、ニュータウン地区の特殊性について検証しようと

するものである。対象地域としては東京都（島嶼部を除く、23特別区と3多摩地区）、対象年次としては平成7（1995）年から平成22（2010）年までの4次の国勢調査年を採る。国勢調査の小地域統計として、町丁目単位のデータとメッシュ単位のデータが公表されているが、本研究では前者を用いて分析を行う²。

人口移動統計や市町村民所得等、市区町村単位でしか得られないデータを組み合わせる場合には、メッシュ単位への複雑な配分計算が必要となること、地域単位や統計区分に該当する人数等が少なくなる場合には「秘匿」措置が採られるため、地域区分が細かくなれば情報量が却って減少する可能性があることを勘案した結果、町丁目単位で分析することにした。

メッシュ統計の場合は空間的位置が安定しているため、時系列的な分析には本来向いているが³、

² 前者は、(独)日本統計センターが運営する「政府統計の総合窓口」(e-Stat)での公表が進んでいて、入手が比較的容易である。後者については、東京大学空間情報科学研究センター(CSIS)等で公開されている。

³ 2002年の測量法改正により、日本測地系から世界測地系への移行が定められた。同じ経緯度で比較すると、後者は前者より南東方向に約450m移動するため、3次メッシュ(JIS X0410)レベルでは、両者の同じ区画は約1/4が重複するに過ぎない。1995、2000、2005年の3次の調査については、日本測地系と世界測地系の双方での公表がなされるが、日本測地系で作成されたデータを世界測地系に組替える場合(或いはその逆)には、相当の誤差が伴うと考えられる。

表1 合算ゾーンのある小地域の代表例

自治体	小地域	市区町村	町／大字	丁目／字	合算小地域
13101	1000	千代田区	丸の内		1001, 1002, 1003, 14000
13101	4000	千代田区	有楽町		0, 2001, 2002, 3001, 4001, 4002, 51000
13101	6002	千代田区	永田町	2丁目	5000, 5002, 5003, 6001
13101	20000	千代田区	一ツ橋		20001, 20002
13101	39000	千代田区	神田富山町		40000
13101	41003	千代田区	岩本町	3丁目	42000
13101	48004	千代田区	神田佐久間町	4丁目	49000
13108	23000	江東区	有明		23001, 23003, 23004
13108	26000	江東区	青海		0, 25002, 26002, 26003, 45000, 45001, 45002, 45003
13108	43000	江東区	新木場		43001, 43002, 43003, 43004, 46000
13108	44000	江東区	夢の島		44001, 44002, 44003
13121	5005	足立区	伊興	5丁目	9000, 97000
13121	21007	足立区	江北	7丁目	23002
13121	58004	足立区	西綾瀬	4丁目	59000
13121	65001	足立区	西竹の塚	1丁目	65000
13121	65002	足立区	西竹の塚	2丁目	8000
13121	70003	足立区	東伊興	3丁目	6000, 70004, 92000, 93000,
13121	96000	足立区	伊興本町		4000, 7000, 69000, 96001, 96002

町丁目単位の場合、統計単位である町丁目住居表示の実施等によって変化するため、時系列的な変化を追うためには単位ゾーンの組替えが必須となる。すなわち、対象年次に共通してデータが取れる「最小公倍数」的な単位ゾーンを確定する必要があるため、組替え後の単位ゾーンは拡大する傾向がある。さらにデータを長期的に追加する場合には、過去のゾーンについても遡及的変更が必要となる場合がある⁴。

本研究は、5歳階級に基づく小地域ベースの多地域コホート分析を行おうとするものであるが、本論文では、その過程で得られるデータを用い、ニュータウン立地地区の人口動態特性を、それ以外の地区との比較を通じて明らかにすることを目的とする。小地域における年齢階層別の人口変化を都市施設の時間的変化と関連付けて、住民の多様性の果たす役割を明らかにすることは、例えば、小学校のように特定の年齢階級に必要な公共施設を配置・統廃合する都市政策の検討に有益であり、都市計画学上の視点からも重要だと考えられる。本論文は、そのための基礎的研究となる。

⁴ 同様の観点に基づく検討の結果、小池 [14] は本研究とは逆に、メッシュ統計を採用して分析を行っている。

2. 基本ゾーンの確定

国勢調査では、小地域別の性・年齢階級別人口が公表されている。問題は各年の調査単位となる小地域が一定しないことである。表1に、調整を実施した小地域のゾーンコード・住居表示と、それに合算される小地域のゾーンコードの代表例を示す。調整が必要となる理由には大きく分けて4つの類型がある。①都心部や山間部で人口減少が進み、小地域単位では秘匿対象となるため、他の小地域に合算される場合、②既成市街地において、住居表示実施に伴い新たに町丁目導入される場合や、周辺部において「住居表示に関する法律」に依らない町名・地番整理が実施される場合、③市町村合併の結果として、町丁目の再編が行われる場合、④臨海部の埋立地に住区が形成される場合や、従来の丘陵地に住宅団地が造成される場合である。

各年の東京都（島嶼部を除く）小地域データのレコード数は、それぞれ6,495（1995年）、6,509（2000年）、6,523（2005年）、6,547（2010年）であった。これから表1に記載されるような計642の被合算ゾーンを集約した結果、各年に共通する5,088の基本ゾーンに関する性・年齢階級別人口

表2 市区町村別基本ゾーン数

コード	市区町村	ゾーン数	コード	市区町村	ゾーン数	コード	市区町村	ゾーン数
13101	千代田区	100	13119	板橋区	133	13214	国分寺市	69
13102	中央区	90	13120	練馬区	200	13215	国立市	28
13103	港区	115	13121	足立区	262	13218	福生市	22
13104	新宿区	151	13122	葛飾区	153	13219	狛江市	41
13105	文京区	68	13123	江戸川区	195	13220	東大和市	70
13106	台東区	108	13201	八王子市	178	13221	清瀬市	43
13107	墨田区	104	13202	立川市	79	13222	東久留米市	80
13108	江東区	142	13203	武蔵野市	51	13223	武蔵村山市	64
13109	品川区	125	13204	三鷹市	62	13224	多摩市	82
13110	目黒区	88	13205	青梅市	128	13225	稲城市	26
13111	大田区	211	13206	府中市	146	13227	羽村市	47
13112	世田谷区	275	13207	昭島市	76	13228	あきる野市	48
13113	渋谷区	79	13208	調布市	103	13229	西東京市	114
13114	中野区	85	13209	町田市	118	13303	西多摩郡瑞穂町	12
13115	杉並区	139	13210	小金井市	45	13305	西多摩郡日の出町	27
13116	豊島区	83	13211	小平市	73	13307	西多摩郡檜原村	12
13117	北区	113	13212	日野市	99	13308	西多摩郡奥多摩町	22
13118	荒川区	51	13213	東村山市	53	13000	東京都（島嶼部を除く）	5088

データが得られる⁵。表2に、市区町村別の基本ゾーン数をまとめる。

3. 純転入人口の推計

次に基本ゾーン単位で、性・年齢階級の純転入人口を推計する。いま t 時点におけるゾーン d 、性 s 、年齢階級 k の人口を $N_{sk}^d(t)$ 、 t 時点から $t+1$ 時点までの性別出生者数を $B_s^d(t)$ 、性・年齢階級別死亡者数を $D_{sk}^d(t)$ とすると、ゾーンが閉鎖的であるなら、

$$N_{s,k+1}^d(t+1) = N_{sk}^d(t) - D_{sk}^d(t) \quad (k \geq 1)$$

$$\text{and } N_{s1}^d(t+1) = B_s^d(t) \quad (1)$$

と書ける。この定式化は、1 期内に出生・死亡が同時生起することは想定しないが⁵、本研究のモデルのように、1 期の長さを5年とする場合には、乳幼児死亡の影響を別途考慮すべき点を指摘しておく。

出生・死亡データが市区町村単位でしか得られないため、同一市区町村内のゾーンには共通の、子の性・母の年齢階級別出生率 $b_{sk}^{(d)}$ 、性・年齢階

⁵ 小地域レコードには、上位の集約ゾーンが含まれる。例えば千代田区平河町1・2丁目(13101-8001・8002)に加えて、平河町(13101-8000)や千代田区(13101-0)のレコードも含まれるため、基本ゾーン数はレコード数から642を引いた数より少なくなる。

級別死亡率 $d_{sk}^{r(d)}$ を適用する。ここに $r(d)$ は、ゾーン d が属する市区町村であり、出生率・死亡率は単位期間内の累積率であるとする。いま $\hat{N}_{s,k+1}^d(t+1)$ を(1)式から推定される、 $t+1$ 時点の推計人口とすれば、

$$\hat{N}_{s,k+1}^d(t+1) = (1 - d_{sk}^{r(d)}(t)) N_{sk}^d(t) \quad (k \geq 1)$$

$$\text{and } \hat{N}_{s1}^d(t+1) = \sum_k b_{sk}^{r(d)}(t) N_{fk}^d(t) \quad (2)$$

と書ける。この時、 $t+1$ 時点の性・年齢階級別人口の観測値 $N_{s,k+1}^d(t+1)$ が得られるなら、当該期間内における純転入人口は以下により推計される⁶。

$$\tilde{M}_{sk}^d(t) = N_{s,k+1}^d(t+1) - \hat{N}_{s,k+1}^d(t+1) \quad (3)$$

従って、市区町村単位の性・年齢階級別出生率と死亡率の推定が必要になるが、これは以下の手順で行う。

(1) 出生率の推定

基本となるデータは、「東京都衛生年報」と「東京都人口動態統計年報」である⁷。

⁶ $\tilde{M}_{sk}^d(t)$ は t 時点に年齢階級 k に属していた人口のうち、 $t+1$ までの間にゾーン d へ転入した人口として定義される。従って d が転入後のゾーンであるのに対し、年齢階級 k は転入前のそれを表す。

⁷ 前者は平成17年版(データとしては2004年)まで発行され、平成18年版(データとしては2005年)以降は後者に移行した。前者と後者の一部では、第11表(出生数、母の年齢階級・性・区市町村別)が利用できる。しかし後者の平成18~20, 23年版には、第7表(出生数、母の年齢階級別・区市町村別)しかなく、子の性別が区別できない。

このうち2004年以前と08、09年については、必要な出生数 $B_{sk}^r(t)$ が得られる。しかし2005-07、10年については、市区町村単位の子の性別出生数 $BC_s^r(t)$ と母の年齢階級別出生数 $BB_k^r(t)$ のデータしか入手できないため、市区町村単位で子の性×母の年齢階級のクロスデータを Fratar 法 [10] により推計する。

出産可能な年齢階級は10-54歳の9階級であると考えられるが、14歳以下と50歳以上による出産は都全体で年数人以下であるため、これについては予め配分対象から除外する。従ってここでの調整は、市区町村ごとに性2×年齢7のマトリクスを、行和・列和から推定するプロセスとなる。現在パターンとしては、直近の2004年及び2009年の性×年齢の出生数行列を用いる⁸。

本研究のモデルは1期を5年とするため、出生率も5年間の累積出生率でなければならない。基準時点で年齢階級 k は、年齢区間 $[5(k-1), 5k-1]$ を含むが、この5歳階級は翌年には $[5k-4, 5k]$ 、翌々年には $[5k-3, 5k+1]$ と変化していくため、正しくは年齢別の出生数 $B_{age}(t)$ を用いて、

$$b_k(t) = \frac{\sum_{\tau=1}^5 \sum_{age=5(k-1)+\tau}^{5k-4+\tau} B_{age}(t+\tau)}{N_{jk}(t)}$$

としなければならない。しかし、統計上の年齢階級は毎年固定されているため、ここでは次式により定義する。

$$b_k(t) = \frac{\sum_{\tau=1}^5 \sum_{age=5(k-1)}^{5k-4} B_{age}(t+\tau)}{N_{jk}(t)} = \frac{\sum_{\tau=1}^5 B_k(t+\tau)}{N_{jk}(t)} \quad (4)$$

国勢調査は10月1日付であり、出生数は暦年ベースであるため、出生率の計算において、国勢調査年の翌年から5年分の累積出生数を分子に用いる⁹。なお簡単のため、(4)式では子の性と市区町村の添字 (s, r) を省略している。

⁸ 一部市区町村において、現在パターンのセルがゼロとなる場合があるが、その場合には当該年齢階級を、14歳未満・50歳以上と同様の方法で配分から除外している。また出生数は整数であるので、配分に際しては結果が整数となるように調整している。

⁹ 国勢調査が1月1日付であれば、当年からの5年分を取るのが正しいが、10月1日付の人口は9ヶ月前の当年元旦より、3ヶ月後の翌年元旦の人口により近いと考えられる。

(2) 死亡率の推定

死亡率に関しても、基本となるデータは「東京都衛生年報」(データとしては2004年まで)と「東京都人口動態統計年報」(2005年以降)から得られる¹⁰。しかし性・年齢階級別死亡数 $DC_{sk}(t)$ と性・市区町村別死亡数 $DB_s^r(t)$ の2種類のベクトルが得られるだけであり、この場合も年齢階級×市区町村の性別クロスデータを Fratar 法により推計する。現在パターンとしては、性・年齢階級別・市区町村人口 $N_{sk}^d(t)$ のデータを用いるが、出生率に関する議論と同様の理由により、各国勢調査年のデータを、翌年から5年間の現在パターンとして用いる¹¹。

性・年齢階級別・市区町村別死亡数 $D_{sk}^r(t)$ が得られれば、死亡率は、

$$d_{sk}^r(t) = \frac{\sum_{\tau=1}^5 D_{sk}^r(t+\tau)}{N_{sk}^d(t)} \quad (5)$$

により計算される。年齢階級が固定される問題、及び分子に翌年からの5年分を用いる理由は、出生率の場合と同じである。死亡率は年齢ごとに最初は減少し、中年以降は増加するから、(5)式から計算される死亡率は、若年層では上方推定、中年以降では下方推定となる可能性がある。

4. 小地域ベースの人口動態から見たニュータウンの特性分析

(1) 対象ニュータウン

本研究では、都営住宅(東京都住宅公社)及びUR賃貸住宅(独立行政法人都市再生機構)のニュータウンを対象とした分析を行う¹²。法的にはニュータウンの定義が決まっておらず、国土交通省が平成22年度に作成した「全国ニュータウ

¹⁰ 前者については、第10表(死亡数・死亡率、年齢(5歳階級)・主要死因別)と第24表(死亡数、主要死因・区市町村別)、後者については、第10表(上に同じ)と第14表(人口動態総覧(実数)、保健所・区市町村別)を用いる。

¹¹ 性・年齢階級別死亡数は東京都全体でしか得られないため、この計算では r に「島嶼部計」を含める必要がある。

¹² 一般に、ニュータウンは大都市周辺に計画的に建設された衛星都市や住宅団地を指し、賃貸住宅だけでなく分譲住宅を含む概念であるが、本論文ではデータ入手の制約から、賃貸住宅団地に限定して分析を行う。

ンリスト」¹³は以下の条件を満たす住宅・宅地開発事業で開発された地区をニュータウンとしている。

- 条件① 昭和30年度以降に着手された事業、
- 条件② 計画戸数1,000戸以上または計画人口3,000人以上の増加を計画した事業のうち、地区面積16ha以上であるもの、
- 条件③ 郊外での開発事業（事業開始時にDID外であった事業）。

本論文では、「大規模住宅団地において入居時の年齢階層が揃うことが、その後の純転入（転入－転出）が少ないことの一要因である」という仮説を検証するため、上述の条件①②③を満たした大規模住宅団地に限定せず、条件②の1,000戸以上の大規模住宅団地を対象とした分析を行う¹⁴。分析対象となる大規模住宅団地は、UR賃貸住宅が29団地、都営住宅が31団地あり、図1はその空間分布も示している。なお、戸建分譲団地は対象としない。

(a) UR賃貸住宅データ

UR賃貸住宅データは、独立行政法人都市再生機構ホームページに記載されている物件詳細情報を利用した。住宅団地の詳細情報には、団地名、駅（所要時間）、所在地、階数、総戸数、管理開始年月、共益費（月額）、駐車場有無、物件間取と間取ごとの床面積・戸数などが記載されている。本論文では、このうち総戸数と管理開始年月を用い、国勢調査を利用して推計した、小地域ベースの年齢階級別・人口純移動数（1995-2000、2000-05、2005-10の3期間）と組み合わせた分析に

¹³ 国土交通省がとりまとめたニュータウンリストは、下記にて公表されている。

http://tochi.mlit.go.jp/shoyuu-riyou/takuchikyokyu#newtown_list 及び <http://www.ur-net.go.jp/>

¹⁴ 国土交通省の抽出条件②は、単なる住宅・宅地供給だけでなく、公共公益施設の整備の必要性が高くなる住宅・宅地開発事業を対象とするため、1,000戸（3,000人）以上としてあり、また単体のマンション建設を除外するため、面的な開発（16ha以上）としてある。なお、複数の住宅・宅地開発事業が集まった大規模住宅団地や工区を分けて一つの大規模住宅団地を施工する場合も「連たんした大規模住宅団地」として1,000戸以上を判断基準とした。

利用する。そのため国勢調査の調査時点が10月1日であることを考慮して、9月30日時点に供用されている大規模住宅団地を各期間における対象に含めている。人口純移動数の3期間とUR賃貸住宅の管理開始年月の対応関係は、表3に示す通りである。

(b) 都営住宅データ

都営住宅データは、東京都都市整備局ホームページに記載されている都営住宅団地一覧を利用した。同一覧には、区市名、団地名、主な所在地、住戸面積、間取、建設年度、管理戸数（総数・一般・シルバーピア・車椅子）、主要な最寄駅及び沿線が記載されている。本論文では、管理戸数（総数）と建設年度を用いる。UR賃貸住宅と異なり、都営住宅データでは建設年度のみが把握でき、供用開始月は把握できない。そのため、年度区切りの都営住宅データと10月1日区切りの国勢調査データでは、6ヶ月の期間のずれが生じる。例えば、2000年度都営住宅データは2000年4月1日から01年3月31日の期間であるのに対して、2000年国勢調査データは2000年10月1日時点の現況を表すため、4月1日から9月30日の6ヶ月間のずれが生じる。本論文では、2000年度に建設された都営住宅には2000年10月1日には居住し始めていると想定して、2000年の国勢調査と対応させて分析を行う。分析の3

表3 分析期間とUR・都営住宅（TMH）の対応

分析期間	UR賃貸住宅の管理開始年月	都営住宅の建設年度
1995-2000, 2000-05, 2005-10	1995年9月以前	1995年以前
2000-05, 2005-10	1995年10月～2000年9月	1996年～2000年
2005-10	2000年10月～2005年9月	2001年～2005年

表4 大規模住宅団地と基本ゾーンの対応数

人口移動期間	1995-00	2000-05	2005-10	合計
一般ゾーン	5,035	5,033	5,031	15,099
大規模団地ゾーン	53	55	57	165
合計	5,088	5,088	5,088	15,264

期間と都営住宅の建設年度の対応関係についても表3に示している¹⁵。

(2) 利用データと分析方法

(a) 記述統計量

小地域ベースの性・年齢階級別・純転入人口(1995-2000、2000-05、2005-10の3期間)と分析対象の大規模住宅団地をマッチングしたところ、プーリングデータ15,264サンプル(5,088×3期間)のうち、165サンプルが大規模住宅団地と合致した。期間ごとのマッチング状況は表4の通りであり、大規模住宅団地の有無に応じて、純転入率に関する記述統計量を計算すると、表5のようである。

(b) 分析方法

住宅団地の規模の差を捨象して検証するため、以下の分析は、性・年齢階級別の純転入人口 $\tilde{M}_{sk}^d(t)$ を、 t 時点におけるゾーン d の性・年齢階級別の人口 $N_{sk}^d(t)$ で除して算出される性・年齢階級別の純転入率 $m_{sk}^d(t)$ を用いて行う。具体的には、大規模住宅団地の立地ゾーンと非立地ゾーンにおいて、年齢階級別・人口純移動比率に差異があるか否かを確認する。

このような問題には、平均値の差の検定を用いることができる。例えば、記述統計に差があるように見えても、サンプル数の違い等により、その差が統計的に有意であるかどうかは即断できないからである。以下に、その手順について説明する。

平均値の差の検定には、等分散性を仮定する検定(t 検定)と、等分散性を仮定しない検定(Welch検定[11])がある。そのため、まず等分散性を検定する必要があるが、等分散の検定も、正規分布を想定した検定(F検定)と、正規分布を想定しない検定(Levene検定[12])に大別される。

¹⁵ 大規模住宅団地において「入居時期」を特定することは容易ではない。実際、本論文の分析対象となる60団地(表4の57ゾーンは同一ゾーンに複数の団地が立地する場合があることによる)について、建設開始年から建設完了年までの期間の平均値は89年、標準偏差は11.7年に及ぶため、小地域単位で建設時点を特定することは困難である。

従って、一連の分析を行うための最初の手順は、分析に利用するデータの正規性の検定となる。本節では、Shapiro-Wilk検定[13]を用いて正規性を検定する。

いま基本ゾーンを大規模住宅団地の非立地グループ A と立地グループ B に分けて、 $m_{sk}^d(t)$ の正規性を調べる。グループ $G(=A, B)$ のサンプル数を n_G とし、対応する帰無仮説 H_0^{norm} と対立仮説 H_1^{norm} を書けば、以下のようである。

$$H_0^{norm} : m_{sk}^{d \in G}(t) \text{ is distributed normally,}$$

$$H_1^{norm} : m_{sk}^{d \in G}(t) \text{ is not distributed normally.}$$

いま性・年齢階級別人口の純転入率のグループ平均を、

$$m_{sk}^G(t) = \frac{1}{n_G} \sum_{d \in G} m_{sk}^d(t) \quad (G=A, B)$$

とし、 $m_{sk}^{(i)}(t)$ をそのグループ内の純転入率で i 番目に小さいものとする。このとき、Shapiro-Wilk検定は統計量、

$$W_{sk}^G = \frac{(\sum_i a_i m_{sk}^{(i)}(t))^2}{\sum_{d \in G} (m_{sk}^d(t) - m_{sk}^G(t))^2} \quad (6)$$

が漸近的に標準正規分布に従うことを利用する。ここに a_i は定数であり、 z を標準正規分布から n_G 個の数値をサンプリングして小さい順に並べた列ベクトル、 V をその分散共分散行列として、以下により与えられる。

$$a = (a_1, \dots, a_{n_G}) = \frac{zV^{-1}}{(zV^{-1}V^{-1}z)^{1/2}}$$

次に等分散性の検定について説明する。等分散性の検定としては、正規性を仮定する F 検定と、正規性に基かないLevene検定が代表的である。いま大規模住宅団地の立地に基づく、2つのグループ A, B に関する純転入率の(母)分散を σ_A^2, σ_B^2 とする。等分散性の検定における帰無仮説 H_0^{ratio} と対立仮説 H_1^{ratio} は、以下のようにつける。

$$H_0^{ratio} : \sigma_A^2 / \sigma_B^2 = 1 \quad \text{and} \quad H_1^{ratio} : \sigma_A^2 / \sigma_B^2 \neq 1 \quad (7)$$

正規性を仮定する場合には、標本分散 S_A^2, S_B^2 に基づく統計量、

$$F = S_A^2 / S_B^2 \quad (8)$$

が自由度 $(n_A - 1, n_B - 1)$ の F 分布に従うことを用いて検定すればよい。

正規性が仮定できない場合には、グループごとの平均偏差の絶対値を、 $Z_{sk}^d(t) = |m_{sk}^d(t) - m_{sk}^G(t)|$

表5 純転入率に関する記述統計量

Sex and Age	大規模住宅団地がない基本ゾーン					大規模住宅団地がある基本ゾーン				
	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min	Max	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Male Age 0-4	15099	-0.063	1.581	-26.0	100.0	165	-0.105	0.728	-1.10	7.69
Male Age 5-9	15099	0.046	0.829	-7.7	42.0	165	0.026	0.494	-0.81	4.46
Male Age 10-14	15099	0.037	0.440	-5.0	13.7	165	-0.022	0.325	-0.85	2.57
Male Age 15-19	15099	0.143	0.565	-4.5	28.8	165	0.033	0.265	-0.55	2.00
Male Age 20-24	15099	0.239	0.948	-17.0	80.0	165	-0.032	0.226	-0.69	1.09
Male Age 25-29	15099	0.013	1.244	-15.6	104.0	165	-0.163	0.269	-1.22	1.36
Male Age 30-34	15099	0.065	3.205	-16.0	339.0	165	-0.013	0.312	-0.80	1.85
Male Age 35-39	15099	0.078	1.258	-13.8	59.0	165	-0.027	0.294	-0.88	1.79
Male Age 40-44	15099	0.070	0.861	-8.0	40.5	165	-0.050	0.286	-0.71	2.44
Male Age 45-49	15099	0.070	1.359	-6.0	134.0	165	-0.042	0.197	-0.58	1.78
Male Age 50-54	15099	0.036	1.090	-18.0	122.0	165	-0.031	0.130	-0.36	0.67
Male Age 55-59	15099	0.022	0.782	-9.0	71.0	165	-0.009	0.195	-0.74	2.00
Male Age 60-64	15099	-0.018	1.008	-65.0	74.0	165	0.013	0.225	-0.34	2.50
Male Age 65-69	15099	-0.007	0.512	-8.0	31.0	165	0.030	0.268	-0.97	2.52
Male Age 70-74	15099	-0.004	0.412	-6.0	15.0	165	0.069	0.543	-0.86	4.87
Male Age 75-	15099	0.096	0.745	-5.5	64.0	165	0.124	0.572	-0.89	6.00
Fem. Age 0-4	15099	-0.040	1.929	-21.0	115.0	165	-0.096	0.703	-1.43	7.29
Fem. Age 5-9	15099	0.054	1.370	-6.0	135.0	165	0.052	0.660	-1.11	7.42
Fem. Age 10-14	15099	0.044	0.695	-6.0	55.0	165	-0.022	0.304	-0.60	2.79
Fem. Age 15-19	15099	0.144	0.430	-5.0	14.5	165	0.007	0.215	-0.55	1.31
Fem. Age 20-24	15099	0.224	0.684	-4.0	42.0	165	-0.027	0.225	-0.59	0.86
Fem. Age 25-29	15099	0.050	1.620	-26.0	138.0	165	-0.101	0.310	-0.86	2.36
Fem. Age 30-34	15099	0.072	1.065	-13.0	71.0	165	-0.006	0.330	-0.74	2.44
Fem. Age 35-39	15099	0.088	1.061	-11.0	48.0	165	-0.027	0.380	-1.45	3.09
Fem. Age 40-44	15099	0.072	0.933	-4.0	77.0	165	0.004	0.425	-0.55	4.67
Fem. Age 45-49	15099	0.059	0.994	-3.0	75.0	165	-0.020	0.155	-0.35	0.75
Fem. Age 50-54	15099	0.038	1.211	-6.0	102.0	165	-0.019	0.143	-0.40	0.94
Fem. Age 55-59	15099	0.019	0.852	-12.0	75.0	165	-0.002	0.160	-0.29	1.52
Fem. Age 60-64	15099	0.000	0.410	-9.0	20.0	165	0.013	0.220	-0.61	2.29
Fem. Age 65-69	15099	0.008	0.745	-4.0	56.0	165	0.042	0.286	-0.82	2.61
Fem. Age 70-74	15099	0.008	0.544	-3.0	43.0	165	0.088	0.553	-0.67	5.82
Fem. Age 75-	15099	0.069	1.214	-3.0	96.0	165	0.075	0.526	-1.09	5.00

($G=A, B$)と置き、 $Z_{sk}^d(t)$ のグループ平均と全平均を以下のように定義する。

$$Z_{sk}^G(t) = \frac{1}{n_G} \sum_{d \in G} Z_{sk}^d(t) \quad \text{and}$$

$$\bar{Z}_{sk}(t) = \frac{1}{n_A+n_B} \sum_d Z_{sk}^d(t)$$

このとき Levene 検定の検定統計量は、性・年齢階級別に次のように定義される¹⁶。

$$F_{sk}(t) = \frac{n_A(Z_{sk}^A(t) - \bar{Z}_{sk}(t))^2 + n_B(Z_{sk}^B(t) - \bar{Z}_{sk}(t))^2}{\left\{ \frac{\sum_{d \in A} (Z_{sk}^d(t) - Z_{sk}^A(t))^2 + \sum_{d \in B} (Z_{sk}^d(t) - Z_{sk}^B(t))^2}{n_A + n_B - 2} \right\}} \quad (9)$$

(9)式は級内分散と級間分散の比に相当し、これが自由度 ($1, n_A + n_B - 2$) の F 分布に従うことを利用して検定を行う。

平均値の差に関する帰無仮説 H_0 と、両側検定の対立仮説 H_1 は、それぞれ以下のように書ける。

$$H_0: m_{sk}^A - m_{sk}^B = 0 \quad \text{and} \quad H_1: m_{sk}^A - m_{sk}^B \neq 0 \quad (10)$$

この場合、等分散性を仮定できる場合とそうでない場合に異なる方法を用いる必要がある。2つのグループの分散が等しい場合 ($\sigma_A^2 = \sigma_B^2$) には、

¹⁶ 本来の Levene 検定は、サンプル数 n_G を含む任意個のグループに関して定式化される。また実際の適用では、期間 t に関するプーリングを行っている。

以下の統計量が自由度 $(n_A + n_B - 2)$ の t 分布に従うことを利用する。

$$t_{sk} = \frac{m_{sk}^A - m_{sk}^B}{\left\{ \frac{(n_A - 1)S_A^2 + (n_B - 1)S_B^2}{n_A + n_B - 2} \right\}^{1/2} \left(\frac{1}{n_A} + \frac{1}{n_B} \right)^{1/2}} \quad (11)$$

一方、2つのグループの分散が等しくない場合には、以下の Welch 検定の t 統計量を用いることができる。

$$t_{sk} = \frac{m_{sk}^A - m_{sk}^B}{\left(\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B} \right)^{1/2}} \quad (12)$$

この場合の自由度は近似的に以下により求められる¹⁷。

$$v = \frac{\left(\frac{S_A^2}{n_A} + \frac{S_B^2}{n_B} \right)^{1/2}}{\frac{S_A^2}{n_A^2(n_A - 1)} + \frac{S_B^2}{n_B^2(n_B - 1)}} \quad (13)$$

5. 分析結果

(1) 純転入率に関する検定

正規性に関する Shapiro-Wilk 検定の結果は、表6の①欄に示される。全ての性・年齢階級において、帰無仮説 H_0^{norm} (純転入率が正規分布に従う) が棄却されるため、以下の分析では正規性を仮定しない。正規性を仮定しない場合の等分散性には、Levene 検定が利用できる。その検定結果を、表6の②欄にまとめる。Levene 検定では、女性の15-19歳階級を除いて、帰無仮説 H_0^{ratio} (2グループの分散が等しい) は有意水準5%で棄却されない。従って、女性の15-19歳階級以外の性・年齢階級別の純転入率は、等分散であると見なせる。従って、以下では平均値の差の検定として、等分散性を仮定する t 検定を採用する。

平均値の差の検定は、(10)の仮説を用いて帰無仮説と対立仮説を両側検定するだけでなく、2つ平均値に差があれば、どちらのグループの平均値が統計的に大きいかを片側検定することができる。その場合の対立仮説は、以下の H_{1L} と H_{1H} で

与えられる。

$$H_{1L}: m_{sk}^A - m_{sk}^B < 0 \quad \text{and} \quad H_{1H}: m_{sk}^A - m_{sk}^B > 0 \quad (14)$$

仮説 H_{1L} は「非立地グループAの純転入率の平均値は、立地グループBのそれよりも小さい」ことを検定するものであり、仮説 H_{1H} は「非立地グループAの純転入率の平均値は、立地グループBのそれよりも大きい」ことを検定するものである。

平均値の差に関する t 検定(11)の結果を、表6の③欄に示す。男性(女性)は20-24(15-19、20-24)歳階級において有意水準1%の両側検定で帰無仮説が棄却され、15-19、70-74歳階級では有意水準5%の両側検定で帰無仮説が棄却された。また10-14、25-29、40-44(70-74)歳階級では、両側検定の有意水準は10%に留まった。帰無仮説が棄却された性・年齢階級では、非立地グループAと立地グループBにおける純転入率の平均値が、統計的に有意に異なることが確認される。そこでこれらの性・年齢階級について、どちらのグループの純転入率の平均値が大きいかを、(14)の対立仮説の組に関して片側検定する。

対立仮説 H_{1H} に関する片側検定を行ったところ、男性(女性)は15-19、20-24(15-19、20-24)歳階級において有意水準1%で帰無仮説が棄却され、10-14、25-29、40-44歳階級では有意水準5%で棄却された。一方、対立仮説 H_{1L} に関する片側検定は、男女共に70-74歳階級についてのみ、有意水準5%の片側検定で帰無仮説が棄却された。この結果から男性(女性)の純転入率の平均値は、対立仮説 H_{1H} が採択された10-14、15-19、20-24、25-29、40-44(15-19、20-24)歳の各年齢階級においては、非立地グループAの純転入率が、立地グループBのそれを上回っており、対立仮説 H_{1L} が採択された70-74歳階級においては、男女共に非立地グループAの純転入率が、立地グループBのそれを下回ることが確認された¹⁸。男性の純転入率の平均値に関しては、

¹⁷ v の値は整数になるとは限らないため、10以上の場合は四捨五入により整数化した値を用い、10未満の場合は小数自由度の t 分布表を利用する。

¹⁸ Levene 検定で等分散性が棄却された、女性の15-19歳階級について、等分散性を仮定しない Welch 検定を行ったところ、帰無仮説 H_0 に対する両側検定と、対立仮説 H_{1H} に関する片側検定の双方について、有意水準1%で帰無仮説が棄却されるという、等分散性を仮定する場合と同様の結果を得た。

表6 大規模住宅団地の純転入率に関する検定結果

Sex and Age	① Shapiro-Wilk test				② Levene's test		③ Mean-comparison test			
	W($d \in A$)		W($d \in B$)		F-value	p-value	t-value	p-value on H_0		
	W	p	W	p				H_{1L}	H_1	H_{1H}
Male Age 0-4	23.333	0.000	9.435	0.000	0.529	0.467	0.343	0.634	0.732	0.366
Male Age 5-9	22.966	0.000	8.849	0.000	0.157	0.692	0.302	0.619	0.763	0.381
Male Age 10-14	22.217	0.000	8.673	0.000	0.442	0.506	1.741	0.959	0.082	0.041
Male Age 15-19	22.964	0.000	7.664	0.000	0.856	0.355	2.500	0.994	0.012	0.006
Male Age 20-24	23.424	0.000	4.677	0.000	1.711	0.191	3.677	1.000	0.000	0.000
Male Age 25-29	23.335	0.000	5.157	0.000	2.377	0.123	1.824	0.966	0.068	0.034
Male Age 30-34	23.875	0.000	7.433	0.000	0.356	0.551	0.313	0.623	0.754	0.377
Male Age 35-39	23.404	0.000	7.279	0.000	2.301	0.129	1.069	0.857	0.285	0.143
Male Age 40-44	23.214	0.000	8.631	0.000	2.696	0.101	1.797	0.964	0.072	0.036
Male Age 45-49	23.771	0.000	8.627	0.000	0.970	0.325	1.060	0.855	0.289	0.145
Male Age 50-54	23.799	0.000	7.524	0.000	0.848	0.357	0.801	0.789	0.423	0.212
Male Age 55-59	23.629	0.000	9.433	0.000	1.181	0.277	0.521	0.699	0.603	0.301
Male Age 60-64	23.658	0.000	9.699	0.000	0.996	0.318	-0.397	0.346	0.691	0.654
Male Age 65-69	23.142	0.000	8.886	0.000	0.138	0.710	-0.935	0.175	0.350	0.825
Male Age 70-74	22.132	0.000	9.878	0.000	1.831	0.176	-2.270	0.012	0.023	0.988
Male Age 75-	23.360	0.000	9.862	0.000	0.080	0.777	-0.474	0.318	0.636	0.682
Fem. Age 0-4	23.505	0.000	9.377	0.000	0.629	0.428	0.369	0.644	0.712	0.356
Fem. Age 5-9	23.587	0.000	9.837	0.000	0.062	0.803	0.017	0.506	0.986	0.493
Fem. Age 10-14	23.287	0.000	8.725	0.000	0.483	0.487	1.213	0.887	0.225	0.113
Fem. Age 15-19	21.979	0.000	7.273	0.000	5.632	0.018	4.101	1.000	0.000	0.000
Fem. Age 20-24	22.926	0.000	4.327	0.000	2.992	0.084	4.736	1.000	0.000	0.000
Fem. Age 25-29	23.605	0.000	7.560	0.000	1.301	0.254	1.202	0.885	0.229	0.115
Fem. Age 30-34	23.218	0.000	7.646	0.000	2.125	0.145	0.937	0.826	0.349	0.174
Fem. Age 35-39	23.275	0.000	8.499	0.000	1.750	0.186	1.398	0.919	0.162	0.081
Fem. Age 40-44	23.497	0.000	9.883	0.000	0.743	0.389	0.941	0.827	0.347	0.173
Fem. Age 45-49	23.710	0.000	6.342	0.000	0.888	0.346	1.012	0.844	0.312	0.156
Fem. Age 50-54	23.833	0.000	8.060	0.000	0.532	0.466	0.607	0.728	0.544	0.272
Fem. Age 55-59	23.732	0.000	9.147	0.000	0.741	0.389	0.312	0.623	0.755	0.377
Fem. Age 60-64	23.067	0.000	9.444	0.000	0.826	0.363	-0.418	0.338	0.676	0.662
Fem. Age 65-69	23.674	0.000	9.478	0.000	0.046	0.831	-0.592	0.277	0.554	0.723
Fem. Age 70-74	23.337	0.000	10.183	0.000	1.123	0.289	-1.878	0.030	0.060	0.970
Fem. Age 75-	23.716	0.000	9.897	0.000	0.002	0.962	-0.065	0.474	0.948	0.526

10-20代で非立地地区と比べて立地地区の方が小さいことが統計的に確認される一方、30歳以上(40-44、70-74歳を除く)で有意な差異が認められない。これは、29歳までに進学や就職に伴う社会移動が済んでしまい、非立地グループAと立地グループBの間に統計的な差異が認められないことに起因すると考えられるが、その本質は異なる。

非立地グループAが立地グループBより世帯構成に多様性があると考えられるため、一定の転入者及び転出者が常に存在するのに対して、立地グループBは画一的な世帯のため転出候補者が

減ることで純転入率の平均値が落ち着き、非立地グループAと立地グループBの純転入率の平均値に差異が無くなったものと考えられる。また、70-74歳階級で非立地グループAの純転入率が立地グループBを下回るのは、立地グループBの高齢単身世帯が非立地グループAよりも多くなることによる、子供世帯や老人ホームへの移動に起因すると推測される。

女性の純転入率の平均値に関しては、15-19、20-24歳階級で非立地地区と比べて立地地区の方が小さいことが統計的に確認される一方、25歳以上で有意な差異が認められない。70-74歳階級

表7 大規模住宅団地の高齢化率の検定結果

	Mean-comparison test			
	t-value	p-value on H_0		
		H_{1L}	H_1	H_{1H}
Male	-3.50	0.000	0.001	1.000
Female	-1.65	0.050	0.100	0.950
Total	-2.65	0.005	0.009	0.996

で非立地グループAの純転入率が立地グループBを下回ることも男性と同様である¹⁹。以上を詳細に検討するには、純転入が粗転入と粗転出に分離される必要がある。

(2) 高齢化率に関する検定

住宅団地の規模の差を捨象して純転入率で比較すると、男性(女性)の平均値は、10-14、15-19、20-24、25-29、40-44(15-19、20-24)歳の各年齢階級において、非立地グループAが立地グループBを上回っており、70-74歳階級においては、男女共に非立地グループAが立地グループBを下回ることが確認された。これは、大規模住宅団地の存在が非立地グループAと比較して立地グループBの人口構成を歪ませ、立地グループBの高齢化率を高める一要因であることを示唆している。純転入率の差異と高い高齢化率の間の因果関係を明らかにするには詳細な分析が必要であるが、ここでは大規模住宅団地の立地有無とゾーンの高齢化率の間に関係があるかどうかを検証する。65歳以上の性別高齢者数をt時点におけるゾーンdの性別人口で除して算出される性別高齢化率を $old_s^d(t)$ で表す。性別高齢化率のグループ平均は、

$$old_s^G(t) = \frac{1}{n_G} \sum_{d \in G} old_s^d(t) \quad (G = A, B)$$

と表され、平均値の差に関する帰無仮説 H_0 と、両側検定の対立仮説 H_1 は、それぞれ以下のように書ける。

$$H_0: old_s^A - old_s^B = 0 \quad \text{and} \quad H_1: old_s^A - old_s^B \neq 0 \quad (15)$$

平均値の差の検定は、(15)の帰無仮説と対立仮説を両側検定するだけではなく、2つ平均値に差があれば、どちらのグループの平均値が統計的に大きいかを片側検定することができる。その場合の対立仮説は、以下の H_{1L} と H_{1H} と与えられる。

$$H_{1L}: old_s^A - old_s^B < 0 \quad \text{and} \quad H_{1H}: old_s^A - old_s^B > 0 \quad (16)$$

仮説 H_{1L} は「非立地グループAの高齢化率の平均値は、立地グループBのそれよりも小さい」ことを検定するものであり、仮説 H_{1H} は「非立地グループAの高齢化率の平均値は、立地グループBのそれよりも大きい」ことを検定するものである。

平均値の差に関するt検定の結果を、表7に示す。男性及び男女合計の高齢化率は、有意水準1%で帰無仮説(15)が棄却され、非立地グループAと立地グループBにおける高齢化率の平均値が、統計的に有意に異なることが確認された。また、片側検定では、仮説 H_{1L} が有意水準1%で採択され、非立地グループAの高齢化率の平均値が立地グループBのそれよりも小さいことが確認された。一方、女性の高齢化率は、有意水準10%で帰無仮説が棄却され、片側検定では仮説 H_{1L} が有意水準5%で採択され、非立地グループAの高齢化率の平均値が立地グループBのそれよりも小さいことが確認された。

男性、女性及び男女合計の高齢化率が、非立地グループAより立地グループBの方が統計的に有意に大きい理由は、29歳までの純転入率が非立地グループAより立地グループBの方が統計的に有意に大きく、進学や就職による社会移動が済んでしまい、若年層が減少したことに起因すると考えられる。これにより、立地グループBの高齢者は多くなり、70-74歳階級で非立地グループAの純転入率が立地グループBを下回ること

¹⁹ 本章の分析は主としてサンプル数を確保するため、プーリングデータに基づいているが、1995-2000、2000-05、2005-10の3期間に分割して見る場合、男性についての非立地グループAの純転入率が立地グループBのそれよりも有意に大きいという仮説に対するWelch統計量は、15-19歳階級に対してそれぞれ、4.49、1.98、2.98、20-24歳階級に対してそれぞれ、8.81、7.48、8.16といずれも1%有意であり、プーリングの結果と一致する。女性についても同様の結果が得られる。これに対して、70-74歳階級は性別および期間を通じてマイナスで非有意となり、プーリングの結果と相違する。しかし表6に見るように、70-74歳階級については5%有意に過ぎない。

に繋がると推察される。

6. おわりに

本論文は、以下の点を統計的に明らかにした。(i) 男性（女性）は10-14、15-19、20-24、25-29、40-44、70-74（15-19、20-24、70-74）歳階級において、非立地グループAと立地グループBにおける純転入率の平均値が統計的に有意に異なることを確認した。(ii) 男性（女性）の純転入率の平均値は、10-14、15-19、20-24、25-29、40-44（15-19、20-24）歳の各年齢階級においては、非立地グループAの純転入率が立地グループBのそれを上回っており、70-74歳階級においては、共に非立地グループAの純転入率が立地グループBのそれを下回ることを確認した。これは、10-20代の純転入は、非立地地区と比べて立地地区の方が小さいことが統計的に確認されたことを意味する。また、(iii) 男性、女性及び男女合計の高齢化率は、非立地グループAの高齢化率の平均値が立地グループBのそれよりも小さいことを確認した。

本論文の分析結果は、対象とした大規模住宅団地が比較的建築年の古いものが多いため、住戸が画一化されており、結果的に似通った年齢（家族）構成の世帯が、供用開始という同一のタイミングで入居したことに起因すると推察される。大規模住宅団地の非立地地区では、住戸タイプや建築年のばらつきが大きいため、そこに居住する世帯の年齢構成も多様性を持つ。同質でない年齢構成の世帯が居住した地区では、家族のライフコースと共に生じる社会移動のタイミングがずれること、多様な住戸が供給されることにより、大規模住宅団地の立地地区に比べて、純転入率が大きくなるものと考えられるが、地区ごとの年齢階級の相関性等、本研究で作成したデータを使って検証できる問題は多く存在する。

例えば、大規模住宅団地の供用経過年数と共に、居住している似通った年齢（家族）構成の世帯のライフサイクルが変化するため、その地区で必要となる公共施設・サービスの種類は経過年数とともに変化する。本研究で作成したデータを用

いることで、供用経過年数が大規模住宅団地の純転入率に影響するか否かに関する検証を行うことができる。小学校等の公共施設は特定の年齢階級に必要であるが、供用経過年数とともに当該年齢階級層が減少することが検証できれば、それを考慮して自治体は効率的な施設配置や統廃合に資することができる。しかし、より本質的な分析には、小地域単位の粗転入・粗転出データに基づいた将来人口動態の検討が必要である。そのため、Ando and Takuma [7] は粗転入データを推計する手法を提案している。

また、本研究は、データの制約から1,000戸以上の大規模住宅団地を対象とし、建設時期と関係なく、1995-2000、2000-05、2005-10年の3期間のデータをプーリングして分析を行ったが、純転入データに基づいた、より詳細な建設時期を考慮した分析は今後の課題としたい。

謝辞：本研究は科学研究費（基盤（B）23330095、基盤（C）26504001）の助成を受けて行われたものである。本研究で使用したデータの一部は、CSISの共同研究の枠組みを利用して取得した。また、投稿にあたり匿名の査読者から貴重なコメントを頂いた。ここに記して謝意を表する。本研究の誤りは全て著者らに属するものである。

参考文献

- 1) 松谷明彦：『人口減少経済の新しい公式』、第1章、日本経済新聞社、2004。
- 2) 朝日新聞社：「高齢」ニュータウン調査 再生手法を探る 国交省、2012年7月21日付夕刊。
- 3) 国立社会保障・人口問題研究所：『日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）』、2013。
- 4) 中西賢也・小坂知義・赤星健太郎・石井儀光・岸井隆幸：「メッシュ単位の将来人口推計手法を用いた都市構造の可視化に関する研究」、『都市計画論文集』、Vol.46 No.3, pp.445-450, 2011。
- 5) 有賀敏典・松橋啓介・米澤健一：「自然増減と社会増減を明示的に考慮した地域内人口分布の変化—1980年から2005年までの全国国勢調査・基準地域メッシュデータを用いて」、『都市計画論文集』、Vol.46 No.3, pp.847-852, 2011。
- 6) 丸山洋平・大江守之：「将来の住宅供給を考慮した地域人口推計手法」、『都市計画論文集』、Vol.48 No.3, pp.897-902, 2013。

- 7) Ando, A. and F. Takuma: Aging and Spatial Non-Uniformity in Tokyo Metropolis: Feasibility of Multi-zonal Cohort Analysis of Census Tracts, RSAI 61st North American Meeting, Washington, DC, Nov. 2014. (<http://green.se.is.tohoku.ac.jp/ando/temp/narsc14.pdf>)
 - 8) 森泰三：「地方中心都市の住宅団地における人口高齢化の動向－岡山市とその周辺地域を事例として」、『都市計画論文集』, 40, pp.757-762, 2005.
 - 9) 影田康隆・戸田常一：「郊外住宅団地の持続可能性と環境要因に関する実証的分析－広島市の郊外住宅地を対象として」、『地域学研究』, 39 (3), pp.599-614, 2009.
 - 10) Fratar, T.J.: Vehicular trip distribution by successive approximations, *Traffic Quarterly*, vol.8 (1), pp.53-65, 1954.
 - 11) Welch, B.L.: The generalization of Student's problem when several different population variances are involved, *Biometrika* 34, pp.28-35, 1947.
 - 12) Levene, H.: Robust tests for equality of variances, in. Olkin, I, S.G. Ghurye, W. Hoeffding, W.G. Madow and H.B. Mann (eds.), *Contributions to Probability and Statistics; Essays in Honor of Harold Hotelling*, Stanford Univ. Press, pp.278-292, 1960.
 - 13) Shapiro, S.S. and M.B. Wilk: An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika* 52, pp.591-611, 1965.
 - 14) 小池司朗：「首都圏における時空間的人口変化－地域メッシュ統計を活用した人口動態分析」、『人口問題研究』, 66 (2), pp.26-47, 2010.
- (2015.09.04 受付)
(2016.02.09 受理)

Do Large-scale housing development Distort Age Composition of Communities?
— Lessons from Micro-Zone Cohort Analysis in Tokyo —

Fumio TAKUMA and Asao ANDO

Aging does not proceed in a spatially uniform way in the whole country, and the same applies to small areas such as cities. From the viewpoint of urban planning, the supply of public facilities must not be uniform and, in response to corresponding to changes in the age composition, must be adjusted with the time and community. This study collects the data about the changes in the spatio-temporal structure of population and the history of housing (complex) developments in Tokyo Metropolis, and analyzes the relationship between demographics and large-scale housing complexes using a multi-regional cohort model based on micro-zones. The population compositions in zones with large-scale housing complexes are found distorted in comparison with zones without, and thus aging and locations of large-scale complexes are statistically interrelated.

