

小地区単位における都市の居住特性の将来予測

Forecast of Zone Historical Changes based on Residential Characteristics in Sendai City

青木俊明^{*}, 稲村 肇^{**}, 増田 聡^{***}

Toshiaki AOKI, Hajime INAMURA and Satoru MASUDA

1. はじめに

近い将来、確実に訪れると予想されている少子化社会と高齢化社会はわが国の人口構造のみならず、それを取り囲む社会に対しても大きな影響を与える¹⁾²⁾。例えば、親子の同居率がこれまでの傾向通り減少を続け、その一方で高齢化が進行すれば、高齢単独世帯が増加し、その対処が問題となろう。また、少子化が進行することにより、小中学校等の統廃合問題やその建設の是非を含めた施設利用の効率性の問題等が生じることが予想される。

限られた財源の下で、社会的要請に応えつつ効率的に問題に対処していくためには、その問題に関する確かな予測データが必要である。上記の問題では、小地区単位での居住世帯の属性予測が重要となるが現実には、そのようなデータも乏しく、政策変数を考慮できるような予測手法も開発されていない。

そこで、本研究では小地区単位におけるライフステージ別世帯数の予測方法を提案し、仙台市を対象としてその有効性の検討を行うことを目的とする。また、そのライフステージ別世帯数を予測し、その結果を用いて仙台市の都市構造の変化、及び地区レベルにおける居住特性の変化の予測も目的とする。予測単位には国勢統計区（以下、統計区と省略）を採用する。予測期間は2000年から2015年（5年毎）までの3期15年とする。

2. 従来研究と本研究の考え方

ライフステージ別世帯数の推計及び予測の代表的研究は、世帯主年齢（以下、主齢と略記）をライフステージの表現指標とした研究であり、土地利用モデルに多い³⁾。その特徴は土地利用と交通の相互関係を踏まえた居住者層の変化の予測だが、居住者のライフステージに関する情報は主齢または年齢別人口のみであり、家族構成は不明である。そのため、介護者の有無が重要となる高齢者の単独居住の問題に関する情報は得られない。

人口学では主齢と家族類型のクロス集計を用いたライフステージ別世帯数の推計方法が開発された⁴⁾。この方法では世帯主率法を用いているため、予測も世帯主率の設定に依存しているが、その妥当性を保証するものがなく、政策変数も取り込まれていない。

上記の欠点を踏まえ、本研究では家族類型別世帯主年齢別世帯数の予測を行う。世帯の立地行動は住宅に依存することを考慮し、住宅供給量を政策変数とした予測方法を提案する。データには手法展開の汎用性を考慮して国勢調査を用いる。

本研究ではデベロッパーの住宅供給行動は研究の対象外とする。しかし、住宅供給を政策変数としているため、統計区の住宅供給の影響を考慮したライフステージ別世帯数の予測が可能となる。

3. ライフステージ別世帯数の予測方法

(1) ライフステージマトリックスの定義

本研究では以下に定義するライフステージマトリックス(LSM, 図-1)を統計区単位で予測する。

主齢は「15-19歳」から「85歳以上」の15分類とした。15歳未満の世帯は微少なため、省略した。

Key Words: 人口分布, 地区計画, 都市計画

*正会員 修士(情報科学) 東北大学経済学部
〒980-8576 仙台市青葉区川内 Tel 022-217-6320

**F 会員 工博 東北大学大学院 情報科学研究科
〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉工学部 06
Tel 022-217-7492, Fax 022-217-7494

***非会員 工博 東北大学大学院 経済学研究科
Tel 022-217-6316

家族類型は国勢調査では 16 分類だが、居住特性を知る上で必要な情報量を失わず、効率的に予測を行うために、家族類型を独自の 5 分類に再集計した。

図-1 LSM の例

一般世帯数	世帯の家族類型 (5 区分)					総計
	夫婦のみ世帯	親と子供の世帯	単独世帯	夫婦と子供と親からなる世帯	その他	
世帯主の年齢	64	21	14,794	2	139	15,020
15～19歳	1,132	970	36,953	23	1,514	40,592
20～24歳	4,303	6,468	16,928	217	802	28,718
25～29歳	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
30～34歳	1,051	668	846	596	272	3,433
35～39歳	345	289	319	182	141	1,276
40～44歳	44,107	142,292	111,138	27,997	9,297	334,831
総計						

(2) 国勢統計区単位における LSM の予測

ライフステージ別世帯数推計の基本的原理は青木ら⁵⁾の提案した方法を用いる。青木らは統計区毎に家族類型別世帯数と世帯主年齢別世帯数を与え、仙台市の LSM を初期値とし、フレーター法を用いて統計区の LSM を推計しているが、その予測は行っていない。本研究での予測方法を図-2 に示す。

予測方法は 3 段階からなる。まず世帯主年齢別世帯数を予測する。次に将来の家族類型別世帯数を予測する。最後に地区単位の LSM を予測する。初期値には 1995 年の仙台市の LSM を用いる。

政策変数を含ませるため、主年齢別世帯数と家族類型別世帯数は住宅建て方別に予測する。この方法は、「住宅供給市場は均衡下にあり、世帯の立地行動は住宅供給に依存し、住宅需要は非常に弾力的である」という仮定に基づいている。計画的な住宅供給による人口増加を想定する場合、住宅建て方に主年齢別世帯数と家族年齢別世帯数の立地数を算出し、それを地区の両世帯数に加算して LSM を予測する。

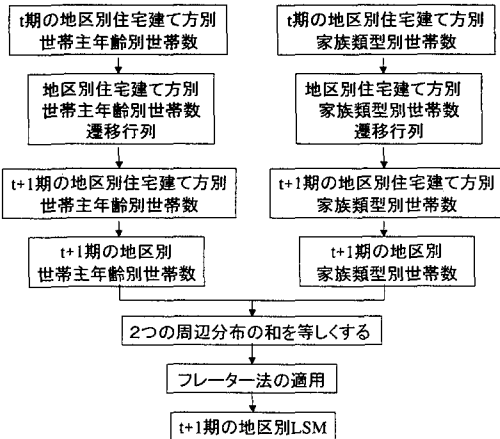


図-2 LSM 予測方法の概要

(3) 世帯主年齢別世帯数の予測

(a) 世帯主年齢別世帯数の予測の概要

国勢調査では主年齢と住宅建て方の直接的集計は行っていないため、「住宅の所有関係別世帯主年齢別一般世帯数」と「住宅の建て方別住宅の所有別一般世帯数」から住宅建て方別主年齢別世帯数を推計する。

まず、「住宅の建て方別住宅の所有別一般世帯数」から、t 期の住宅所有関係 d に占める住宅の建て方 b の比率 r_{bd}^t を(1)式で算出する。次に、住宅所

有の関係別主年齢別世帯数 $h_{d,a}^t$ に r_{bd}^t を乗じ、住宅所有の関係で和をとり、住宅建て方別主年齢別世帯数 $h_{b,a}^t$ を得る ((2)式)。2 時点での作業を行い、住宅建て方別主年齢別世帯数変化行列を推計する。

$$r_{b,d}^t = h_{b,d}^t / \sum_b h_{b,d}^t \quad (1)$$

$$h_{b,a}^t = \sum_d \left(h_{d,a}^t \times h_{b,d}^t / \sum_b h_{b,d}^t \right) \quad (2)$$

h : 世帯数, t : 期間, b : 住宅の建て方,

d : 住宅所有の関係, a : 世帯主年齢

t 期の住宅建て方別世帯主年齢別世帯数 $h_{b,a}^t$ で構成される列ベクトル $H_{b,a}^t$ と t+1 期の $H_{b,a}^{t+1}$ の関係から、変化行列には (3) 式で示される関係が成立する。

$$H_{b,a}^{t+1} = M_b \times H_{b,a}^t \quad (3)$$

$$M_b = \begin{pmatrix} m_{1,1} & 0 & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & m_{i,i} & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 & m_{15,15} \end{pmatrix} \quad (4)$$

M_b : 住宅建て方別主年齢別世帯数変化行列 (15×15)

M_b の推計には 1995 年と 1990 年の全国の住宅建て方別主年齢別世帯数を用いる。各コーホートは一期後には年齢階級が一つ上昇し、 M_b は(4)式に示すように対角行列となる。この時、 M_b の成分 m はコーホート間の変化率を意味し、コーホート要因法のようにコーホートの変化を追跡したものではない。

M_b を地区毎に修正し、地区別住宅建て方別世帯主年齢別世帯数変化行列 (AHTM) を得る。これに地区別住宅建て方別主年齢別世帯数を乗じて地区別住宅建て方別主年齢別世帯数を予測する。これを住宅建

て方で集計し、将来の地区別主年齢別世帯数を求める。
主年齢別世帯数予測の手順を以下に示す（図-3）。

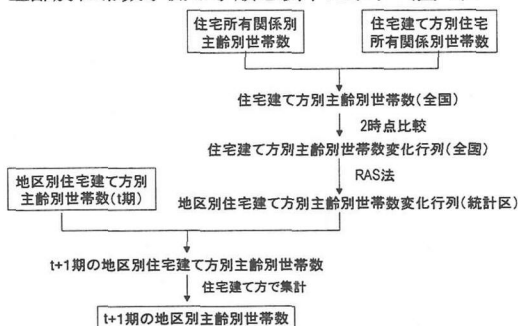


図-3 世帯主年齢別世帯数の予測手順

(b) 主年齢別世帯数変化行列の持つ意味

主年齢別世帯数変化行列は2時点間のコーホートの比率で表されている。すなわち、前期のコーホートの世帯数から次期のそれを予測する。その妥当性を担保するためには、コーホート間の世帯数の変化率の安定性を調べる必要がある。予測期間と同じ15年間のコーホート間の世帯数対前期比を図-4に示す。比率の差は0.2以下が多く、大きなばらつきは少ない。それでも、15-19、35-39歳等は変化の方向が不安定なため、その様な年齢層の予測結果の検証では注意する必要がある。

この行列は前述の方法で算定しているため、その成分は社会増加と自然増加の影響も考慮して次期の世帯数を予測していることと同義になる。そのため、現傾向が続くという仮定の下であるが、本方法は人口学的方程式と同様にその変化を表現している。

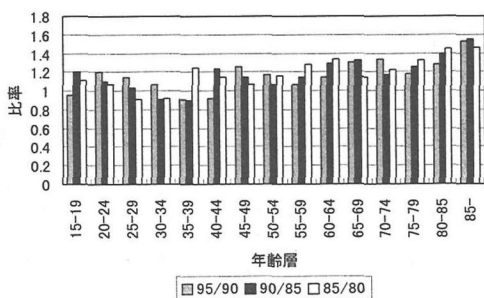


図-4 世帯主年齢別世帯数比の変化(仙台市)

(c) AHTMの算出方法

上記の主年齢別世帯数変化行列は全国平均の変化率である。これをそのまま用いてLSMを予測した場合、地区の住宅事情を考慮していないため、誤差が増大

する。すなわち、統計区の中には新興住宅地や戦前からの古い住宅地区等もあり、そこでの主要住宅は地区毎に異なる。住宅建て替え率も地区で異なるため、住替えによる居住者層の変化も地区毎に異なる。全国平均の変化行列を用いた場合には、地区特性の変化の適正な表現は困難となる。そこで、全国版の変化行列を修正して地区のそれを算定する。

変化行列の修正にはRAS法^{6),7)}を適用する。RAS法自体は既知の方法であるため、本稿では詳細な説明は避ける。計算手順を図-5に示す。

まず、 t 期の地区 i の主年齢別世帯数に M_b を掛け合わせて $t+1$ 期のその推計値 $\hat{h}_{i,a}^{t+1}$ を得る((3)式)。

この推計値は前述の理由により真値からかけ離れていると思われることから、この推計世帯数と真値 $h_{i,a}^{t+1}$ の比率 r_a で構成される対角行列を M_b に乗じて、 M_b の行間調整を行う。次に M_b に対角行列 S_a を乗じ、 M_b の列間調整を行う。この作業を n 回繰り返した後の対角行列の成分 r_a^n と s_a^n が0.01以下になれば計算を終了し、その2つの対角行列を乗じた ${}^nM_b S^n$ を地区 i における住宅建て方別世帯主年齢別世帯数推移率行列 M_b^i とする。

ATHMの算定には1990年と1995年の統計区の主年齢別世帯数を用いる。このデータは国勢調査報告には表章されていないため、推計値を用いる。

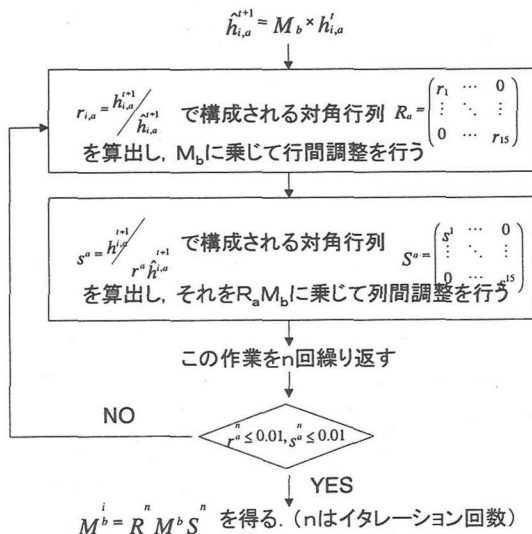


図-5 AHTM算出の手順(RAS法)

(3) 家族類型別世帯数の予測

(a) 家族類型別世帯数の予測の概要

家族類型も汎用性を考慮し、国勢調査報告の値を用いるが、そのままでは家族類型別世帯数変化行列 N_b の推計が困難となる。そこで、国勢調査の家族類型を再集計した独自の5類型を用いる(表-1)。

表-1 家族類型の設定

本研究の家族類型	国勢調査の家族類型	全体比(95年全国)
夫婦のみの世帯	夫婦のみ	0.18
親と子からなる世帯	男親と子、女親と子 夫婦と子、夫婦と子と他の親族	0.43
夫婦と子と親の世帯	夫婦と子と親、夫婦と子と片親 夫婦と子と親と他の親族	0.11
単独世帯	単独世帯	0.23
その他	夫婦と両親、夫婦と片親 夫婦と他の親族 夫婦と親と他の親族 兄弟世帯、非親族、その他	0.05

予測には主齢別世帯数の予測と同じ方法を用いる。すなわち、1990年と1995年の2時点の住宅建て方別家族類型別世帯数から変化行列を算出する。その変化行列に対してRAS法を適用し、地区毎の住宅建て方別家族類型別世帯数変化行列を求める。求めた行列に統計区の住宅建て方別家族類型別世帯数を掛け、その統計区の次期の家族類型別世帯数を予測する。ここでは、変化行列算定の要点のみを述べる。

主齢別世帯数の変化行列の算出と異なる点は、取り扱うデータの性質である。家族類型別世帯数変化行列では、ある属性の世帯はどの属性へも変化可能である。そこで、最小二乗法を用いて家族類型別世帯数変化行列の各成分 n を推計する。

$$H_{b,f}^{t+1} = N_b \times H_{b,f}^t \quad (7)$$

$$\text{すなわち, } \begin{pmatrix} h_{b,1}^{t+1} \\ \vdots \\ h_{b,5}^{t+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} n_{11} & \cdots & n_{15} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ n_{51} & \cdots & n_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{b,1}^t \\ \vdots \\ h_{b,5}^t \end{pmatrix} \quad (8)$$

変化行列の各成分の推計は行単位で行う。大部分の行成分の推計において決定係数は0.9を上回り、最小のものでも0.8という高い適合性を得た。

N_b を地区毎に修正した後、地区別住宅建て方別家族類型別世帯数変化行列(FTTM)を推計する。

(b) 家族類型別世帯数変化行列の持つ意味

この変化行列においても個々の世帯の変化は考慮していない。しかし、その成分値には自然増加と社会増加の変化も非明示的ながら内含されている。

(c) FTTMの算出方法

AHTMの算出方法と同様にRAS法を適用し、全国平均的な家族類型の変化を意味する行列 N_b を各統計区毎の変化行列として変形させる。

(4) 変化行列設定の妥当性

本研究では15年間の予測を行うのに対し、5年間の観察から得た変化率の行列を用いているため、その有効性が懸念される。しかし、近年の人口変化では自然増加率の地方格差と地域間人口移動数が縮小傾向にあることから、地方の人口変化も収束に向かっていると言える。過去15年間の世帯数の変化から変化率行列を算出した場合には、変化率の大きな年代も対象期間に含まれるため過大推計となる。そのため、本予測では全体の傾向を踏まえ、最近5年間の値を用いて変化率行列の算定している。

(5) 政策変数の設定

世帯の立地は住宅に規定されるという仮定の下、住宅を建て方で分類し、その供給量を政策変数としている。これにより意図的に住宅供給が行われた場合の地区及び都市の居住特性の変化を予測し、そのコントロールの可能性を検討する。

建て方別住宅数を政策変数とするため、建て方別住宅数を世帯数に変換しなければならない。住宅による世帯数の推計は柏谷⁹⁾、大江⁹⁾によって示されている。本稿では柏谷の方法を用いる。

4. おわりに

本稿では国勢統計区を予測単位とした家族類型別世帯主年齢別世帯数の予測方法を提案した。本手法の有効性の検証結果や予測結果は発表時に示す。

参考文献

- 1) 大江：人口・家族変動と都市・地域計画の基本的枠組みの再検討，都市計画，No.199, pp.12-17, 1996
- 2) 廣嶋：若年有配偶男子の世帯形成動向，人口学研究，第16号，pp.1-16, 1993
- 3) 例えば，林，富田：マイクロシミュレーションとランダム効用モデルを応用した世帯のライフサイクル-住宅立地-人口属性構成予測モデル，土木学会論文集，No.395, IV-9, pp.85-94, 1988
- 4) 大江：世帯主コーホートに着目した家族類型別世帯数の推計手法その2，人口問題研究，第49巻4号，pp.1-22, 1994
- 5) 青木，稲村，増田：国勢統計区単位でみた都市内の世帯構成の変化，土木計画学講演集，20(2)，pp.611-614, 1997
- 6) 横倉：産業連関分析入門，窓社，1990
- 7) 金子：産業連関の理論と適用，日本評論社，1980
- 8) 柏谷：住宅立地分布を用いた年齢階級別人口の推定，日本都市計画学会学術研究論文集，No.23，pp.1-6, 1988
- 9) 大江：住宅供給による人口回復効果に関する研究，日本都市計画学会学術研究論文集，No.26，pp.787-792, 1991