

小地区単位における詳細属性別世帯数の予測

青木俊明¹・稲村 肇²・増田 聡³

¹正会員 博士(情報科学) 建設省土木研究所(〒305-0804 つくば市大字旭一番地)

²フェロー会員 工博 東北大学大学院 情報科学研究科 教授(〒980-8579 仙台市青葉区荒巻字青葉工学部 06)

³工博 東北大学大学院 経済学研究科 助教授(〒980-8576 仙台市青葉区川内)

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するとともに、仙台市を適用事例として、その都市構造の変化を居住世帯の変化から予測することを目的としている。世帯のライフステージは世帯構成の多様化を鑑み、家族類型別世帯主年齢別世帯数という詳細属性別世帯数で表現した。宮城県、山形県、群馬県を対象に予測手法の検証を行い、良好な結果を得るとともに本手法の有用性を確認した。旧仙台市の国勢統計区を対象として家族類型別世帯主年齢別世帯数を予測した結果、今後、中心部では高齢化が進み、その周辺部では若年世帯が、その外側では小中学生を持つ世帯が増加し、最外縁部では高校生以上の子供を持つ世帯及び子供が独立した世帯が増加することが分かった。

Key Words : distribution of households, characteristics of census tract, small districts, Sendai city

1. 序論

前稿¹⁾では小地区単位における家族類型別世帯主年齢別世帯数の推計方法を提案し、その有効性を確認したが、予測には至らなかった。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、問題に対応した予測データが必要である。

そこで、本研究では居住環境整備の問題を念頭に置き、小地区単位における家族類型別世帯主年齢別世帯数の予測手法の提案を目的とする。予測単位には国勢統計区(以下、統計区と略記)を採用する。開発した手法を旧仙台市に適用し、その家族類型別世帯主年齢別世帯数を予測する。その結果から旧仙台市の都市構造変化、並びに地区レベルの居住特性変化を予測する。予測期間は1995年から2010年(5年毎)までの3期15年とする。使用するデータは汎用性を考慮し、国勢調査の値を用いる。

2. 既往研究並びに本研究の考え方

関連研究が極めて多いため、詳細属性別世帯数の予測に関する研究のみをレビュー対象とする。その代表的研究として大江^{2),3)}、土肥⁴⁾、上野⁵⁾、三宅⁶⁾、相羽⁷⁾、厚生省人口問題研究所⁸⁾が挙げられる。これらの研究では住宅供給等、世帯立地に影響力を持つ要因の変化は考慮せず、現環境の継続を仮定した上での詳細属性別世帯数の予測に焦点を絞っている。

現在の時代背景では、世帯数予測モデルには以下のような性質が要求されている。すなわち、①小地区に対応

可能なこと、②詳細な世帯属性分類、③高い汎用性(再集計が困難な個票ベースではなく、一般公開されている集計表から予測できること)、④政策変数の挿入、⑤高い予測精度、である。既往研究はこれらの要件を部分的に満たすものの、全要件を同時に満たすものはない。そこで、本研究では既存研究の短所を踏まえ、上記5要件を同時に満たす世帯数予測モデルの開発を目指す。

本研究では既往研究と同様に世帯立地に影響を与える外部条件を固定したシステムを採用している。そのため、デベロッパーの住宅供給行動は内生化していない。また、特定の地区で開発が行われた場合、その副次的効果として生じる関連施設の立地や住宅立地量の変化等も考慮の対象外とする。特定住宅の計画的供給だけは政策変数として外生的に与え、それによる世帯増加は考慮可能なシステムになっている。

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(LSM)の定義

予測用のLSMを表-1に示す。世帯主年齢は国勢調査の分類に従い、5歳階級別15分類とした。但し、14歳以下の世帯主数は極めて少ないため、予測の統計的意義を考え、分析対象外とすることにした。また、家族類型は予測の効率性を考慮しつつ、必要情報量を確保するため国勢調査を5分類に再集計した。家族類型の分類は国勢調査のそれと異なるため、表-2に例示する。

表-1 LSM の例

一般世帯数	世帯の家族類型 (6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						
15~19歳	64	21	14,794	2	139	15,020
20~24歳	1,132	970	36,953	23	1,514	40,592
25~29歳	4,303	6,468	16,928	217	802	28,718
...
80~84歳	1,051	668	846	596	272	3,433
85歳以上	345	289	319	182	141	1,276
総計	44,107	142,292	111,138	27,997	9,297	334,831

表-2 家族類型の設定

本研究の家族類型	国勢調査の家族類型
夫婦のみの世帯	夫婦のみ
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
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
単独世帯	単独世帯
その他	夫婦と両親、夫婦と片親、夫婦と親と他の親族、夫婦と他の親族、兄弟世帯、非親族、その他

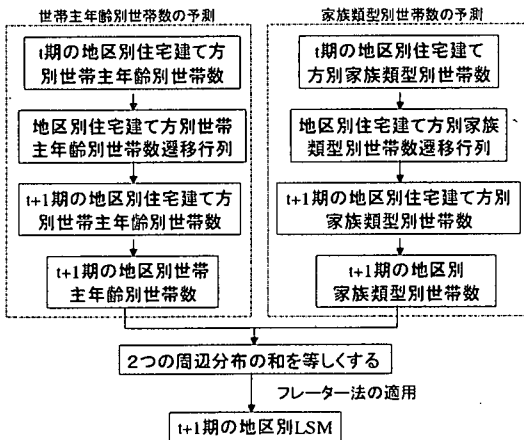


図-1 LSM 予測方法の概要

(2) 国勢統計区単位における LSM の予測方法

LSM の推計方法は前稿¹⁾と同様だが、予測ではその前段階の作業が必要となる。その手順を図-1 に示す。

まず、遷移行列を用いて世帯主年齢別世帯数と家族類型別世帯数を予測する。次に、予測した両世帯数にフレータ法を適用し、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。

政策変数の挿入のため、世帯主年齢別世帯数と家族類型別世帯数を住宅建て方別に予測する。住宅の建て方は国勢調査の定義に従い、「戸建住宅、長屋、共同住宅 1,2 階建、共同住宅 3-5 階建、共同住宅 6 階建以上」とする。

世帯は所得制約に応じて賃貸か持家かの判断を行うと考えられるため、上記の住宅建て方と同時に、賃貸または持家といった住宅の所有関係（国勢調査の定義に準拠）に関する指標も用いて住宅を分類することが好ましい。しかし、住宅の所有関係と住宅建て方と世帯主年齢（家族類型）に関する 3 重クロス表が未整備であることから、ライフステージの変化に起因する住替えを考えやすい住宅建て方を用いて住宅の種類を表現する。

(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

国勢調査では市レベルにおいても住宅建て方別世帯主年齢別世帯数は未集計である。そこで、「住宅の所有関係別、世帯主年齢別、一般世帯数」の集計表と「住宅の建て方別、住宅の所有別、一般世帯数」の集計表から「住宅建て方別、世帯主年齢別世帯数」を推計する。

「住宅の建て方別、住宅の所有別、一般世帯数」の表から、t 期における住宅の所有関係 d に占める住宅の建て方 b の比率 $\lambda'_{b,d}$ を式 (1) に従い算出する。次に、住宅所有関係別世帯主年齢別世帯数 $h'_{b,a}$ に $\lambda'_{b,d}$ を乗じて住宅所有関係で和をとり、住宅の建て方別世帯主年齢別世帯数 $h'_{b,a}$ を得る (式 (2))。2 時点 (t 期, t+1 期) でこれを求め、その値を用いて遷移行列を推計する。

$$\lambda'_{b,d} = h'_{b,d} / \sum_b h'_{b,d} \quad (1)$$

$$h'_{b,a} = \sum_d (h'_{d,a} \times \lambda'_{b,d}) \quad (2)$$

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

$$H'_{b,a}{}^{(t+1)} = M_b \times H'_{b,a} \quad (3)$$

$$M_b = \begin{pmatrix} m_{1,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ m_{2,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & m_{3,2} & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & m_{14,13} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & m_{15,14} & m_{15,15} \end{pmatrix} \quad (4)$$

M_b : 住宅建て方別世帯主年齢別世帯数遷移行列 (15 × 15)

$m_{1,1}$: 主齢 15-19 の世帯数の対前期比

$m_{15,15}$: 主齢 85 歳以上の世帯の生残率 (1 期)

$m_{2,1}, m_{3,2}, m_{4,3}, \dots, m_{15,14}$: コーホートの変化率 (1 期)

このとき、t 期の住宅建て方別世帯主年齢別世帯数 $h'_{b,a}$ で構成される列ベクトル $H'_{b,a}$ と t+1 期の $H'_{b,a}{}^{(t+1)}$ と遷移行列の間には式 (3) が成立する。

M_b の初期値は 1990 年に対する 1995 年の仙台市の住宅建て方別世帯主年齢別世帯数の比率で与えられるため、その成分 m は同一コーホートの 2 時点間の変化率となる。これはコーホート変化率法の概念と一致する。

M_b は市レベルの変化を表しているため、統計区に適用した場合には誤差が大きくなる。統計区毎に住宅事情が異なるため、住宅建て替え率も居住者層の変化も統計区毎に異なる。そこで、統計区の居住特性変化を適正に表現するために M_b を統計区 i 毎に補正し、統計区別住宅建

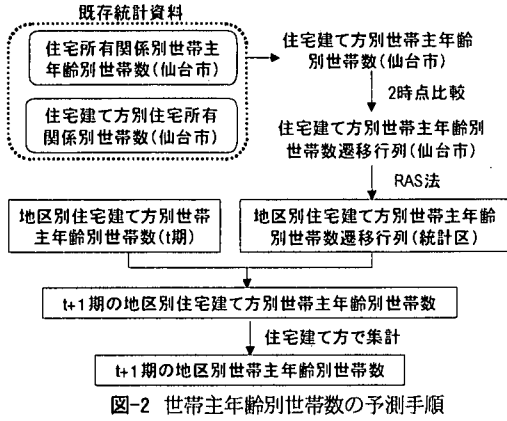


図-2 世帯主年齢別世帯数の予測手順

て方別世帯主年齢別世帯数遷移行列 M_b^i を算定する。これに統計区別の住宅建て方別世帯主年齢別世帯数を乗じて次期の統計区別住宅建て方別世帯主年齢別世帯数を予測する。これを住宅建て方で集計して統計区別世帯主年齢別世帯数とする。一連の予測手順を図-2 に示す。

b) RAS 法の考え方と遷移行列 M_b^i の推計

統計区単位の住宅建て方別世帯主年齢（家族類型）別世帯数の算定には、RAS 法を適用する。RAS 法は産業連関表の投出入係数推計のために R. Stone によって考案された。本研究では産業連関表の投出入係数に相当する住宅建て方別の世帯属性変化率（遷移行列）を推計する手法として RAS 法を採用している。RAS 法は本研究独自の開発ではないことから、ここではその基本的な計算方法のみを概説する。RAS 法の詳細は参考文献⁹⁾を参照して欲しい。混乱を避けるために住宅建て方と統計区を表す添字 d と i は省略する。 M_b^i の推計手順を図-3 に示す。

まず、t 期と t+1 期の 2 時点を考える。この 2 時点間の世帯数は式 (5) に示される関係を持つ。ただし、一般性を確保するため、遷移行列は式(6)に従うとする。

$$H^{t+1} = M \times H^t \quad (5)$$

H^{t+1} : 属性別世帯数 ($h_1^{t+1}, \dots, h_n^{t+1}$) で構成される列ベクトル

$$M = \begin{pmatrix} m_{1,1} & \dots & m_{1,k} & \dots & m_{1,n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ m_{k,1} & \dots & m_{k,k} & \dots & m_{k,n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ m_{n,1} & \dots & m_{n,k} & \dots & m_{n,n} \end{pmatrix} \quad (6)$$

このとき、t+1 期における属性 k ($1 \leq k \leq n$) の世帯数は式 (5) ~ 式 (7) で示される。式 (5) から得る世帯数は必ずしも真の世帯数 h_k^{t+1} と一致しないため、これを \hat{h}_k^{t+1} とする。この両者を一致させるため、成分 r_k で構成される対角行列 R を左から M に乗じて行間修正を行う。

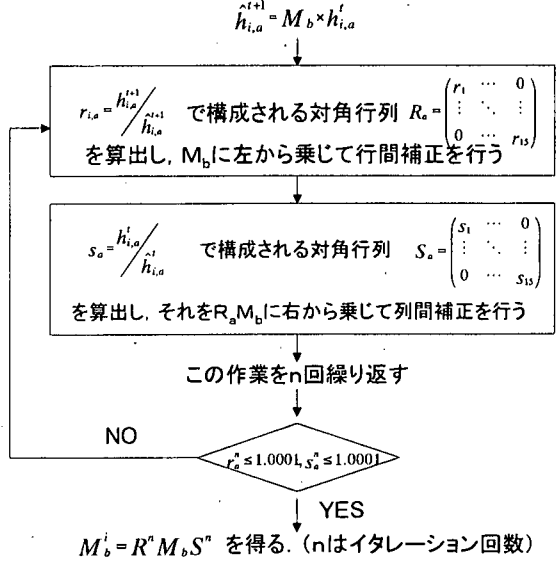


図-3 M_b^i の算出手順

$$\hat{h}_k^{t+1} = \sum_{\theta=1}^n m_{k,\theta} h_{\theta}^t \quad (7)$$

$$r_k = \hat{h}_k^{t+1} / h_k^t \quad (8)$$

$$R = \begin{pmatrix} r_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & r_k & & \vdots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & r_n \end{pmatrix} \quad (9)$$

$$\hat{h}_k^t = \sum_{\phi=1}^n r_{\phi} m_{\phi,k} h_{\phi}^t \quad (10)$$

$$S = \begin{pmatrix} s_1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & & & \vdots \\ \vdots & & s_k & & \vdots \\ \vdots & & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & s_n \end{pmatrix} \quad (11)$$

ところで、列の要素を考えると、式 (10) のように \hat{h}_k^t を定義した場合、 $\hat{h}_k^t = h_k^t$ が成立しなければならない。そこで、成分 s_k で構成される対角行列 S (式 (11)) を R M に右から掛け合わせて列間補正を行う。2 つの補正を行った行列 M は、 $M^{(0)} = R M S$ と表される。括弧内の数字は R と S を乗じた回数である。全ての r_k, s_k が設定した閾値以下となるまで上述の補正作業を行う。全ての成分が閾値を下回ったとき、遷移行列の近似解を得る。

統計区単位の住宅建て方別世帯主年齢別世帯数に適用する場合には、属性 k を世帯主年齢と読み替えて、統計区別住宅建て方別に上述の方法を適用すればよい。

式(4)に示すように、 M_t^i はコーホート変化率法に準じているため、最終行以外は各行列とも0以外の成分は一つである。そのため、行間補正と列間補正を同時に行った場合、各成分は周期的変動を繰り返し、収束しないことから、行間補正のみを行う。 M_t^i の算定には1990年と1995年の統計区単位の世界主年齢別世帯数を用いる。

c) 世帯主年齢別世帯数遷移行列の意味

遷移行列の成分 m を掛けて得られる次期世帯数は、所属する年齢階級から次の階級に遷移するときに発生した世帯主の死亡と社会増加の結果としての世帯数を意味する。注意すべきは各成分の行和が1ではない点である。遷移確率を算出し、マルコフ連鎖モデルを適用する場合、適用対象は閉鎖系でなければならない^{10)~13)}。しかし、小地区を予測単位とした場合、系内の人口移動データが存在しないために閉鎖系の設定は極めて困難である。そこで、遷移行列の行和を1とせず、開放系として内外の人口移動と自然増加を同時に扱った。年齢階級別世帯数の変化率は一定であると考えられるため¹⁴⁾、この方法では誤差の小さい予測を安定的に行うことができる。

(4) 家族類型別世帯数の予測

ここでは世帯主年齢別世帯数の場合と同じ原理を用いる。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家族類型別世帯数遷移行列 N_t を算定する。それにRAS法を適用し、地区毎の住宅建て方別家族類型別世帯数遷移行列 N_t^i を求める。その場合、要素の多くが0ではないため、行間補正と列間補正の両方を行う。それに統計区の住宅建て方別家族類型別世帯数を乗じ、統計区の次期家族類型別世帯数を予測する。

M_t の算出方法との相違点は属性の性質である。 M_t の場合、ある年齢階級に属する世帯の遷移先は一つである。それに対し N_t の場合、世帯は全ての属性へ変化しうるため遷移行列も複雑となる。しかし、家族類型別にみた世帯の住宅ニーズが、しかも、建て方という粗い分類で示した住宅ニーズが急激に変化するとは考え難い。そのため、住宅建て方で表現される世帯属性別の住宅ニーズは安定的だと仮定し、行列の対角成分を大きくした。

(5) 遷移行列の設定の妥当性

a) 行列成分の算定期間の妥当性

15年間の予測に対し、5年間の統計から遷移行列を算定するため、その有効性が懸念される。しかし、近年では地方部の人口変化は沈静化しているため、過去数十年間の統計から遷移行列を算出した場合、変化率が過大になる。そのため、最近5年間のデータを用いている。

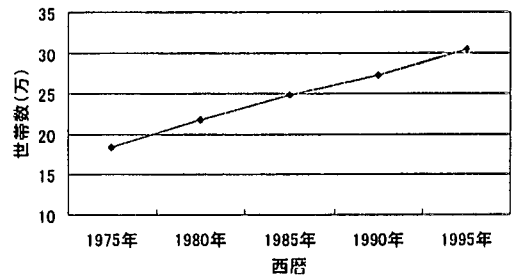


図-4 旧仙台市内の総世帯数の変化

b) 次期世帯数算定方法の妥当性

本モデルでは住宅建て方間の住替えも含めた予測を行う。しかし、同一住宅建て方間の世帯増加率から世帯数を予測するため、住宅建て方間の住替えを考えた場合、予測精度の安定性を示すには住宅建て方別世帯数の対前期比の安定性を示す必要がある。しかし、該当する統計資料は存在せず、かつ、関連する既存研究も筆者が検索した範囲では見当たらなかったため、この世帯数増加率の安定性を仮定した。すなわち、住宅建て方別世帯主年齢別(家族類型別)世帯数の対前期比を一定値とした。

本予測手法は上述のように基本的に外挿による。そのため、予測の妥当性を担保する条件について述べる必要がある。しかし、直接的にそれを確認するデータがないため、世帯増加率の安定性が総世帯数の増加傾向の安定性を間接的に表すと考え、1975年から1995年までの旧仙台市内の総世帯数を図-4に示す。20年間に渡り総世帯数の変化が直線状であることから、急激な傾向変化は考え難い。そのため、本手法を用いても大きな誤差は生じないと思われる。

(6) 政策変数の設定

住宅供給の影響は当該地区の居住特性の変化を通じて都市構造の変化にまで波及する。きめ細かな都市・地区計画のためには、住宅供給によって生じる地区の居住特性の変化を把握する必要がある。そこで、世帯立地は住宅供給に依存するという仮定の下、住宅を建て方で分類し、その供給を政策変数とする。これにより、住宅供給時の地区及び都市の居住特性の変化が予測可能となる。

建て方別住宅数を政策変数とするため、住宅数を世帯数に変換する必要がある。住宅による世帯数の推計は柏谷¹⁵⁾、大江¹⁶⁾が行っている。本稿では柏谷の方法を用い、重回帰式により供給された住宅数を属性別世帯数に変換する。そのため、重回帰式も家族類型別世帯数と世帯主年齢別世帯数の2種類に分けられる。重回帰分析では建て方別住宅数を説明変数とし、属性別世帯数を被説明変数とした。偏回帰係数により単位住宅数当たりの属性別世帯数が推計される。住宅供給による家族類型別世帯数の

表-3 家族類型別世帯数と住宅建て方の関係

家族類型	回帰係数				決定係数
	戸建て	長屋	共同1-2F	共同3-5F	
夫婦のみ	0.18 (11.28**)	0.53 (6.60**)	0.42 (9.82**)		0.97
夫婦と子	0.48 (10.65**)	0.57 (2.09*)		0.92 (8.34**)	0.94
夫婦と子と親	0.22 (19.44**)		-0.19 (-5.32**)		0.80
単独	0.10 (5.72**)		0.83 (10.13**)	0.83 (9.03**)	0.99
その他	0.07 (10.19**)		0.05 (2.33*)		0.80

(t値). ** 1%. * 5%有意

増加分 $h_{i,f}$ は式 (12) で表される。これに住宅供給がな

い場合の世帯数を加え、住宅供給後の家族類型別世帯数を算出する。世帯主年齢別世帯数も同様である。その後は前述の方法に従い、統計区別 LSM の変化を予測する。

家族類型別世帯数の重回帰分析の結果を表-3 に示す。新規住宅供給の場合、回帰係数は全て正になるはずだが、実際には負の係数が計上された。負の係数は特定住宅の立地が特定世帯の転出を促すことを意味する。現時点では住宅供給と特定世帯の転居の関係は解明されていないため、本稿では負の変数も採用とした。

重回帰分析では決定係数の最小値が 0.80 と良好な結果を得た。世帯主年齢別世帯数の場合も良好な結果であった。政策変数として住宅供給の影響を考慮する場合には、これらの回帰式に従って立地世帯数を算出する。

この方法で政策変数を挿入した場合、地区の加齢状況が予測可能となるため、望ましい都市の姿に関する議論が可能となる。しかし、需給バランスを無視した政策分析も些か乱暴である。住宅の需給バランスを考慮しつつ、都市の理想像を議論するためには、住宅供給モデル等と本モデルを組み合わせることが必要となる。本稿では住宅供給モデル等の開発は対象外としていることから、政策変数を用いた分析は行っていない。

$$h_{i,f} = \sum_k \alpha_{k,f} x_{i,k} \quad (12)$$

$h_{i,f}$: 統計区 i での家族類型 f 別新規増加世帯数

$x_{i,k}$: 統計区 i の住宅建て方 k 別住宅供給数

α : パラメーター

4. LSM 予測手法の検証

(1) 検証の概要

既存統計資料では統計区レベルの LSM は未集計であるため、真値との比較は難しい。予測値の検証を行うためには最低限 3 時点の世帯主年齢別世帯数と家族類型別世帯数の住宅建て方別データが必要だが、都道府県レベルでしかそのようなデータは存在しない。そこで、検証単位と予測単位の差が大きいことを承知の上で都道府県を対象に検証を行う。すなわち、1985 年と 1990 年の世帯主年齢別世帯数と家族類型別世帯数から 1995 年のそれらを予測し、その結果を用いて 1995 年の LSM を推計する。予測した LSM を 1995 年の真値と比較し、検証を行う。

この方法では真の意味における検証にはなり得ない。これには 2 つの問題が含まれているからである。一つは世帯の移動要因が地域分割の大きさに応じて異なるため、県を用いた現状再現性のチェックが統計区予測の検証と呼べるかという手法の論理性的問題。他方は数値が持つ

純粋な誤差の問題である。

本手法は行動理論に立脚した予測ではなく、外挿的に予測しているため、世帯の移動要因の差異が予測結果に与える影響は小さいと思われる。それ故に重要なのは後者の数値自体が持つ量としての信頼性となる。県単位のチェックで一定の信頼性が得られれば統計区単位の予測でもある程度の信頼をおけると考えられる。

検証では最近 10 年における各県の世帯数増加の状況を鑑み、宮城県と山形県、群馬県を対象とした。宮城県は最近 10 年で世帯数が激増し、1990 年からの 5 年間における世帯数の伸びはその前 5 年の約 3 倍になる。山形県の 1990-1995 年における世帯増加数はその前期の約 2 倍である。群馬県の世帯増加数は両期間でほぼ等しい。

検証と予測では予測単位が異なる。検証では県の周辺分布にその県の初期値を与えて県の LSM を予測するが、統計区の予測では統計区の周辺分布に市レベルの初期値を与えて統計区の LSM を予測する。検証では初期値に集計単位の差がなく、集計単位も大きいいため統計区の予測より誤差が小さくなる。そのため、統計区では県単位以上に誤差が増大することを念頭に置いておく必要がある。

(2) 予測手法の統計的検定

検証は前稿同様に標本比率の検定と誤差率の考察で行う⁹⁾。検定仮説は「母比率=標本比率」である。非棄却成分数最多は群馬県であり、最少は宮城県であった。宮城の検定結果を表-4 に示す。表中の数値及び Z は検定統計量を示す。なお、列和に対する構成比が 0.001 以下の成分は検定の意義が小さいとして対象外とした。

群馬県では 71 要素中 61 個が棄却されなかった。宮城県ではそれが 20/71 個であった。この原因として世帯数の増加状況が考えられる。本モデルは基本的に外挿モデルである。宮城県のようにキャリブレーション期間 (1985-1990) と検証期間 (1990-1995) で増加傾向が劇的に変化すれば予測精度は低下する。すなわち、転入・転出世帯数に劇的な変化が生じ、 M が大きく変わり得る場合には、世帯数増加の総数を外生的に与えるような操作を加えない限り、この問題は回避できない。傾向変化への対応は予測研究が抱える根本的問題の一つであるため、今後の課題としたい。

表-4 宮城県 の検定結果

宮城県	夫婦のみ	夫婦と子供	夫婦と子供と親	単独世帯	その他
15~19歳				-24.16	***
20~24	***	16.22		-4.39	7.32
25~29	5.41	-3.30	-7.03	***	7.90
30~34	14.47	-7.42	-16.02	11.57	*
35~39	15.54	-3.33	-10.97	15.29	*
40~44	3.39	-9.58	4.04	16.07	3.78
45~49	-5.12	-17.75	24.53	11.55	*
50~54	-4.88	0.34	***	12.34	-6.22
55~59	-8.80	12.38	-10.81	10.61	-3.82
60~64	-7.78	19.57	-9.53	***	2.84
65~69	3.53	10.93	***	-17.65	***
70~74	***	12.41	*	-7.80	***
75~79	***	7.89	***	-3.79	-3.71
80~84	-5.45	5.52	5.90	***	-4.42
85歳以上	***	*	5.57	***	***

(20/71)***: $|Z| \leq 1.65$, **: $1.65 < |Z| \leq 1.96$, *: $1.96 < |Z| \leq 2.57$

表-5 宮城県における予測値の誤差率 (%)

宮城県	夫婦のみ	夫婦と子供	夫婦と子供と親	単独世帯	その他
15~19歳				18.86	1.59
20~24	-3.08	-25.98		1.82	-13.80
25~29	-5.85	3.05	42.86	0.46	-17.69
30~34	-15.90	4.66	42.13	-8.89	-6.17
35~39	-21.50	1.79	14.55	-14.09	-6.99
40~44	-5.63	4.43	-3.33	-14.34	-8.12
45~49	7.57	7.77	-16.34	-9.72	-3.88
50~54	5.44	-0.14	1.31	-11.03	9.41
55~59	7.79	-6.71	9.50	-10.24	5.10
60~64	5.78	-12.20	7.65	1.49	-3.66
65~69	-2.48	-8.77	-1.12	20.60	-1.67
70~74	-1.05	-12.94	-2.02	9.26	2.50
75~79	1.91	-11.37	-1.94	5.25	8.83
80~84	10.26	-11.06	-11.04	-0.46	12.37
85歳以上	-1.13	-6.44	-17.55	4.33	4.97

平均誤差率 6.54%

(3) 予測誤差の考察

誤差の大きさを考察するため、検定結果が最も悪かった宮城県の誤差率を表-5に、各成分を単純に外挿した場合の誤差率を表-6に示す。誤差率εは式(13)で算出される。平均誤差率は世帯数による加重平均としてある。

$$\varepsilon_{a,f} = \frac{h_{a,f} - \hat{h}_{a,f}}{h_{a,f}} \times 100 \quad (13)$$

$h_{a,f}$: 主齢 a, 家族類型 f の世帯数の真値

$\hat{h}_{a,f}$: 主齢 a, 家族類型 f の世帯数の予測値

宮城県でも平均誤差率は 6.54% であり、群馬県では 5.16% であった。全体的に高い再現性を持っていると言える。誤差率を成分毎に単純外挿した例と比較すると、本手法の精度は単純外挿以上であることが分かる。

世帯分布の視覚的理解のために、図-5に予測値と真値を示す。ここでは見やすさを考慮し、合計で総世帯数の8割以上を構成している“夫婦のみの世帯”, “夫婦と子供で成る世帯”, “単独世帯”の3属性のみを図示する。宮城県でも全体的には現状をよくトレースしている。

表-6 成分単位で外挿した場合の宮城県の誤差率 (%)

	夫婦のみ	夫婦と子供	夫婦と子供と親	単独世帯	その他
15-19歳				-12.15	21.91
20-24	16.36	37.79		13.94	15.05
25-29	12.79	16.71	-1.04	10.64	28.21
30-34	22.06	25.22	-7.41	21.31	29.29
35-39	12.39	-0.99	-47.71	4.15	5.18
40-44	-14.01	-27.29	-50.62	-2.94	-11.27
45-49	11.01	8.76	21.58	25.60	28.09
50-54	11.86	5.96	-3.73	17.81	13.10
55-59	-8.28	-9.10	-41.42	10.68	-5.76
60-64	-17.58	-5.05	-50.33	5.38	-8.30
65-69	12.34	13.22	-6.14	4.02	14.49
70-74	15.82	19.91	4.02	12.59	15.10
75-79	2.18	3.83	-18.44	1.20	-4.88
80-85	1.42	13.92	1.59	19.29	-4.52
85-	26.32	21.76	20.70	25.07	14.91

平均誤差率 14.82%

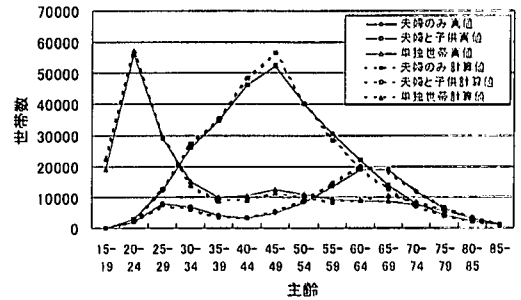


図-5 宮城県における真値と予測値

(4) 本予測手法の有効性

本予測モデルの精度はその性質上、予測時点までに生じる世帯数増加傾向の変化に依存する。しかし、宮城県のように大きな傾向変化が生じた場合でも誤差は約 6% であり、既往研究³³⁾と同程度である。閉鎖系の仮定が成立しやすい国レベルで予測した既往研究と、都道府県間移動を含む開放系である宮城県対象の予測精度が同レベルであることを考えると、実質的な精度は向上していると思われる。さらに、世帯の転入・転出以外の側面では、対傾向変化の弱さは大江の指摘と同様に、世帯分化傾向への対応力の弱さであると思われる。これは周辺分布を外挿したのち LSM を予測するという手順に依拠している。この短所の改良方法の一つに世帯主年齢別家族形態選択モデルの導入が考えられる。市全体として、ある年齢の世帯主が、結婚・出産・死別・別居などを経て世帯類型を変化させる確率は、長期的な変化の傾向(晩婚化・出産年齢の高齢化・平均余命の増加等)は認められるが、安定した数値を示すと想定できる。今後は傾向変化に柔軟に対応できるシステムを開発する必要がある。

5. 旧仙台市の居住特性の将来変化

(1) 総人口と総世帯数の変化

都市構造変化の分析の前に総人口と総世帯数の変化を

表-7 世帯の成長段階の定義

成長段階	家族類型	世帯主年齢	成長段階	家族類型	世帯主年齢
潜在期	単独世帯	25歳未満	成熟期	夫婦と子供	40歳以上
	夫婦のみ	40歳未満		夫婦、子供と両親	40歳以上
生成期	その他		安定期	単独世帯	40-64歳
	単独世帯	25-29歳		夫婦のみ	40歳以上
成長期	夫婦と子供	40歳未満	交代期	その他	55-64歳
	夫婦、子供と両親			単独世帯	65歳以上
	単独世帯	30-39歳			

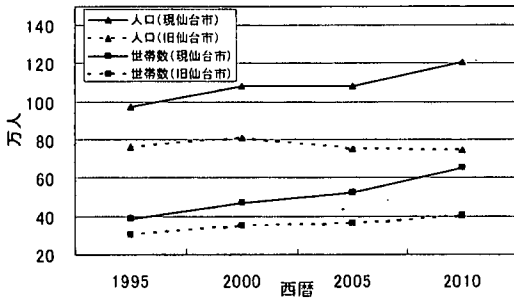


図-6 仙台市の人口と世帯数の予測

把握しておく必要がある。図-6に現仙台市と旧仙台市における両者の予測結果を示す。人口は外挿した世帯人員(人/世帯)に世帯数を乗じて算出した。域内の総世帯数の増加傾向は過去20年間では一定であった。そのため、本手法による予測は一定の信頼性を持つと言える。

結果より、現市域での人口増加に対し、旧市域では2000年を境に減少に転ずることが分かる。これは90-95年の世帯増加を反映した結果であるが、仙台市の現在の人口沈静化を考えるとこれは若干過大であると思われる。

また、旧仙台市における総世帯数の増加は世帯分化や単身流入者増加の影響を反映したものと考えられる。

(2) 居住特性変化の分析方法

a) 分析方法の概要

地区の全世帯数に対する成長段階別の世帯構成比がその地区の居住特性を表すと考え、これにクラスター分析を適用し、統計区を類型化する。類型化を効率的に行うためにLSMを6成長段階に集計し、その構成比にクラスター分析を適用する。クラスターの距離にはユークリッド距離を用い、計算手法にはウォード法を採用した。

b) 世帯の成長段階の定義

成長段階は真嶋¹⁷⁾を基に設定する(表-7)。潜在期は結婚前の段階である。生成期は結婚後、長子誕生前の段階である。成長期は長子が小学生までの段階である。成熟期は長子が中学生以上で未婚の同居状態にある段階である。安定期は子供が分離した世帯主年齢64歳までの段階である。交替期は65歳以上の単独世帯である。

(3) 居住特性の将来変化

a) 各期毎の居住特性の変化

クラスター分析の適用に際し、各期毎の適用と全時点同時の適用が考えられる。前者では各期毎の都市構造の把握が可能だが、各分析時点の評価軸が必ずしも等しくないため、結果の年次比較が難しい。後者では同一評価軸で都市構造を比較できるが、各時点毎の居住特性の差が不明瞭になる。そこで以下の分析では、両者を併用して検討を進める。居住特性の変化を分かりやすくするた

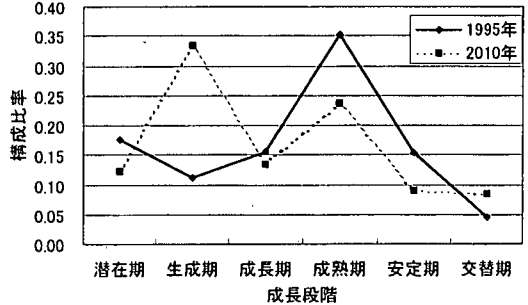


図-7 旧仙台市の平均世帯分布

めに1995年と2010年を比較する。各類型の性質を明確にするため、得られた類型を旧仙台市平均と比較した。

前者の分析結果のうち、市平均の分布を図-7に、市平均からの偏差を図-8、図-10に、クラスター分析の結果を図-9、図-11に示す。

図-7より、旧仙台市では生成期の構成比が大幅に上昇し、成熟期、安定期の構成比が低下している。すなわち、旧市内で若年人口が増加していることが分かる。

1995年の場合、類型A1は市平均に近い、平均的市区と言え。類型B1は成熟期世帯が多いため、成熟期中心地区と言え。類型C1では潜在期と交代期が平均以上であることから2極化地区と言え。類型D1は成熟期が突出しているため、成熟期偏在地区と言え。

これらの特徴を念頭に置いて図-9をみると、市北西部を除いて、全体的に成熟期世帯が多いことが分かる。若年立地に強い影響力を持つ大学等の施設が多い市北西部の地区では若年層の比率が高くなっている。新興住宅地の多い郊外部では戸建住宅の供給が多いこともあり、成熟期世帯が特に多い。市平均と類似している類型A1とB1が多く、特徴的な地区が少ないことから、1995年の旧仙台市は成熟世帯が多くを占め、地区差の小さな都市構造を持っていることが分かる。

2010年では都市構造が大きく変化している。類型A4は成長期と成熟期の世帯の構成比率が低く、潜在期や生成期の比率が高いことから、若年世帯偏在地区と言え、中心地外縁に位置する旧来からの住宅地に多く見られる。類型B4は成熟期以降の比率が高く、若年層の比率が低いから、高齢世帯中心地区と言え、その分布は市街地区が中心である。類型C4は南部から東部にかけて多く、結婚後、子供が独立するまでの成長期前後の世帯の比率が高

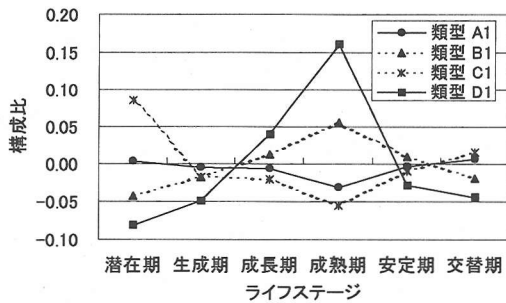


図-8 1995年の類型結果と旧仙台市平均との比較

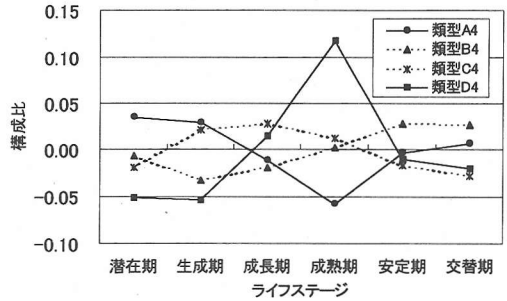


図-10 2010年の類型結果と旧仙台市平均との比較

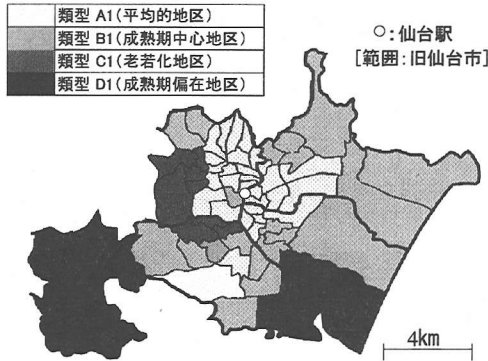


図-9 1995年の居住特性分布

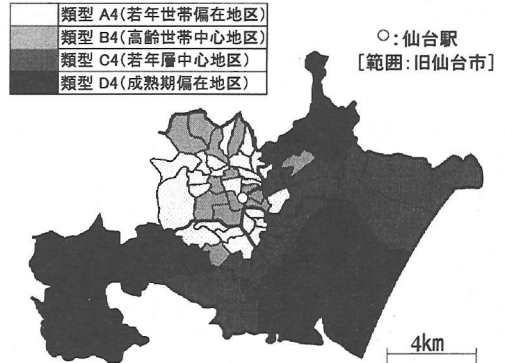


図-11 2010年の居住特性分布

いたため、若年層中心地区と言える。類型D4は成熟期偏在地区であり、郊外部に多い。

15年間の変化を概観すると、中心付近では同心円状の分布が見られるが、郊外部ではクラスター状になっている。また、市中心部では高齢化が進行し、その周辺部は若年層中心の地区となり、生成期以降の既婚世帯では郊外化が進行していることが分かる。

事業投資の効率性の観点から考えれば、住み分けがなされている方が投資コストの低下となり、住環境整備事業の短期完成が期待される。しかし、地区コミュニティの観点では、世帯属性のある程度の混在が好ましいとされることから¹⁹⁾、行政によるアフターダブル住宅の供給や地価抑制策等の実施が必要と思われる。

b) 同一尺度で見たときの居住特性の時系列変化

全期間同時にクラスター分析を適用した結果を図-12～図-14に示す。居住特性の変化は3つに分類された。

類型aは生成期が多く、居住層も若い。類型bは成熟期の比率が高く、それに偏向しているため、居住年齢層も高い。類型cは生成期と成熟期に2極化している。どの類型も成長期の比率が著しく低い。これは宅地供給の郊外化の影響と考えられる。すなわち、戸建て住宅取得の傾向の強い成長期世帯が郊外に流出した結果であると考えられる。

分布の変化を概観すると、1995年では大部分が類型b

だが、2010年では各類型が混在している。これは時間経過に対する地区特性の変化が大きいことを示している。すなわち、1995年の地区特性の空間的差異は2010年のそれと比較すると極めて小さく、今後急速に居住世帯の類型からみた地区間格差が拡大することが示されている。

c) 旧仙台市の居住特性の変化

以上より、現傾向が継続した場合の旧仙台市の都市構造変化が予想される。すなわち、中心部の高齢化とその周辺部の若年化、そして子供を持つ世帯の郊外化である。また、全体的には若年人口の大幅増加も予想される。

居住特性の変化に関しては中心部の高齢化という点で従来研究とも一致する。また、既往研究^{19)~22)}で指摘されているような全市的な高齢化は観測されなかった。その理由として、既往研究では分析期間が2時点5年間であるために長期的な傾向を把握できていないこと、宅地開発領域の拡大が未考慮であることが挙げられる。香川²²⁾と中林²³⁾が指摘するように、住宅の分譲形式によって居住特性は変わる。その意味でも住宅供給者の行動を内生化したモデルの開発とそれをを用いた予測が必要となる。

6. 結論

本研究では国勢統計区における家族類型別世帯主年齢別世帯数の予測手法の開発とその有効性の検討を行った。

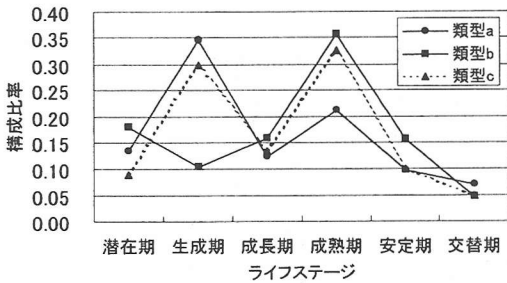


図-12 同一尺度で分析した場合の居住特性の類型結果

また、開発した手法を旧仙台市に適用し、その都市構造の予測を行った。得られた知見を以下にまとめる。

- ・ RAS 法を用いて家族類型別世帯数と世帯主年齢別世帯数の予測を行うことにより、小地区単位における家族類型別世帯主年齢別世帯数の予測手法を開発した。
- ・ 従来モデルでは政策変数を取り込めなかったが、世帯数の予測を住宅建て方別に行うことにより、住宅供給を政策変数として取り込める予測モデルを開発した。
- ・ 本手法の検証の結果、単純外挿以上かつ、従来モデルと同程度以上の予測精度を持つことが分かった。
- ・ 旧仙台市の都市構造を予測した結果、中心部は高齢化にあり、その周辺は若年化、郊外に向かうに従い、子供を持つ世帯が増加することが分かった。

また、今後の課題として以下の点が挙げられる。

- ・ 予測誤差の縮小による予測精度の向上。
- ・ 属性別世帯数増加の傾向変化に対応するために世帯主年齢別家族形態選択モデルの開発とその内生化。
- ・ デベロッパの住宅供給行動モデルとの連結。

参考文献

- 1) 青木俊明, 稲村 肇, 増田 聡: 地区レベルでみた都市の居住特性の変化, 土木学会論文集, No.265/IV-44, pp.79-88, 1999.
- 2) 大江守之: 世帯主のコーホート変化に着目した家族類型別世帯数の推計方法その1, 人口問題研究, 第49巻, 第1号, pp.39-46, 1993.
- 3) 大江守之: 世帯主コーホートに着目した家族類型別世帯数の推計方法その2, 人口問題研究, 第49巻, 第4号, pp.1-22, 1994.
- 4) 土肥博至, 中村岳生: 地域人口変動の推定について, 日本建築学会論文報告集, 第109号, pp.67-72, 1965.
- 5) 上野 淳: 公的集合住宅地における人口変動の推計方法と人口計画の可能性について(その1), 日本建築学会論文報告集, 第267号, pp.129-138, 1978.
- 6) 住田昌二, 延藤安弘, 三宅 醇, 小泉重信, 西村一郎: 新建築学大系14ハウジング, 彰国社, pp.147-153, 1985.
- 7) 相羽康郎: 家族型からみた世帯変動の定量分析に関する研究, 日本建築学会論文報告集, 第335号, pp.88-97, 1984.
- 8) 厚生省人口問題研究所: わが国世帯数の将来推計, 1987.
- 9) 金子敬生: 産業連関の理論と適用, 日本評論社, 1980.
- 10) 森村英典, 高橋幸雄: マルコフ解析, 日科技連, 1985.

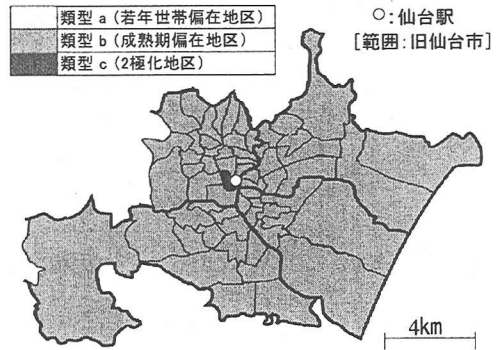


図-13 1995年の居住特性分布(同一尺度でみた場合)

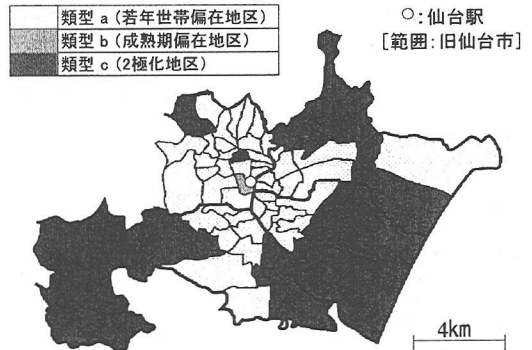


図-14 2010年の居住特性分布(同一尺度でみた場合)

- 11) 大西 隆: マルコフ連鎖モデルを用いた地域間人口移動の研究, 都市計画論文集, No.14, pp.7-12, 1979.
- 12) 清水良平: わが国における人口移動と産業の地域構造, 農業経済研究, 第36巻, 第1号, pp.1-11, 1964.
- 13) 清水良平: 昭和30年代における地域人口分布の構造的変化について, 農業経済研究, 第37巻, 第4号, pp.160-167, 1966.
- 14) 河邊 宏: コーホートによってみた戦後日本の人口移動の特色, 人口問題研究, No.175, pp.24-38, 1985.
- 15) 柏谷増男: 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.
- 16) 大江守之: 住宅供給による人口回復効果に関する研究, 日本都市計画学会論文集, No.26, pp.787-792, 1991.
- 17) 真嶋二郎, 宇野浩三: 世帯の成長段階の型とその住宅事情の変化過程, 日本建築学会計画系論文集, No.457, pp.167-175, 1994.
- 18) Alexander, C.: A PATTERN LANGUAGE, Oxford University Press, pp.101, 1977.
- 19) 斎野岳郎: 札幌市における人口高齢化の地域的考察, 東北地理, Vol.42, pp.105-110, 1990.
- 20) 斎野岳郎: 名古屋市中における人口高齢化の地域的パターンとその考察, 東北地理, Vol.41, pp.110-119, 1989.
- 21) 斎野岳郎: 福岡市における人口高齢化の地域的パターン, 季刊地理学, Vol.44, pp.29-36, 1992.
- 22) 香川貴志: 京都市における人口高齢化の諸相, 地理科学, Vol.46, No.3, pp.158-163, 1991.
- 23) 中林一樹: 変動する大都市と居住者の動向, 地理科学, Vol.44, No.3, pp.167-174, 1989.

(1999.5.12 受付)

PREDICTION OF HOUSEHOLD TYPE DISTRIBUTION IN URBAN AREA

Toshiaki AOKI, Hajime INAMURA and Satoru MASUDA

This paper proposes a prediction method of household type distribution by small zone in a city. This method was applied to Sendai city. Number of household by family type and by age of the head of family is defined as the household characteristics of a zone. The historical changes for five years of the household characteristics by prefectures were successfully estimated using Frater method. Major findings of this study are as follows: 1) The proposed method was confirmed to have good accuracy. 2) This method improved shortages of existing methods, which can be applicable to small districts, deals with detailed classification of household, and have high availability and interpolation of variables for policy making. 3) Aged family will increase in the urban center and young people will increase in surrounding area. Families with some kids or children will increase in outskirts of those area.