

世帯員率法による都道府県別世帯数の将来予測

中野 一慶¹

¹正会員 電力中央研究所 社会経済研究所 (〒100-8126 東京都千代田区大手町1-6-1)
E-mail:k-nakano@cripi.denken.or.jp

家庭用エネルギー需要を見通すには、人口に加えて世帯数の将来値が用いられることが多い。都道府県別の世帯数を予測する上では、データの制約上、世帯主率法を用いた予測手法がとられる。この場合、現状のように世帯形態間のシフトが顕著である場合には、必ずしも整合的なモデル化ができない場合もある。本稿では世帯員率法を用いることで、世帯形態間のシフトがある場合に整合的な予測ができることを示し、将来の都道府県別世帯数を予測する手法を提示する。構築したモデルに従って1995～2010年の一般世帯数を予測し、実測値と比較した結果、1995年の兵庫県（1.1%）、宮崎県（-1.1%）などで誤差が大きいものの、都道府県平均は-0.1%（1995年）～0.2%（2005年）と比較的精度よく推計できていることがわかった。

Key Words : aging society, energy outlook, household projection, membership rate method

1. はじめに

長期の家庭用電力・エネルギー需要を見通すには、需要主体の基礎単位として世帯数の将来値が用いられることが多く、その予測精度の向上は重要な課題である。しかし、わが国の公式な世帯数予測値は上方修正される傾向にあり、必ずしも精度の高い予測値となっていない。この背後には、単独世帯の増加に象徴されるような小規模世帯化が、高齢化と相俟って急速に進んでおり、その変化をうまく捉えられていないことがある。高齢化によって単独世帯が増える背景として、男性の平均寿命が短く、配偶者と死別する女性が増えることや、長寿命化で子供の独立後の時間が長いことなどが考えられる¹⁾。この他にも、高齢となっても、三世帯世帯等で住む傾向が低くなっていることなどが考えられる。

都道府県別の世帯数を予測する上では、データの制約上、世帯主率法が用いられることが多い。代表的な世帯数予測手法である世帯主率法では、ある世帯形態の世帯主率の変化が、他の世帯形態に影響を及ぼさないという特徴がある。このため、単独世帯の比率の高まりが、世帯規模の大きな世帯の比率の低下につながらず、必ずしも整合的なモデル化ができない。わが国でも、都道府県別の世帯数を予測する際にはデータ制約等からこの手法が用いられているが、小規模世帯化のように世帯形態間のシフトが顕著な場合、精度に課題がある。

本稿では、世帯員率法を用いることで、世帯形態間のシフトがある場合に整合的な予測ができることを示し、

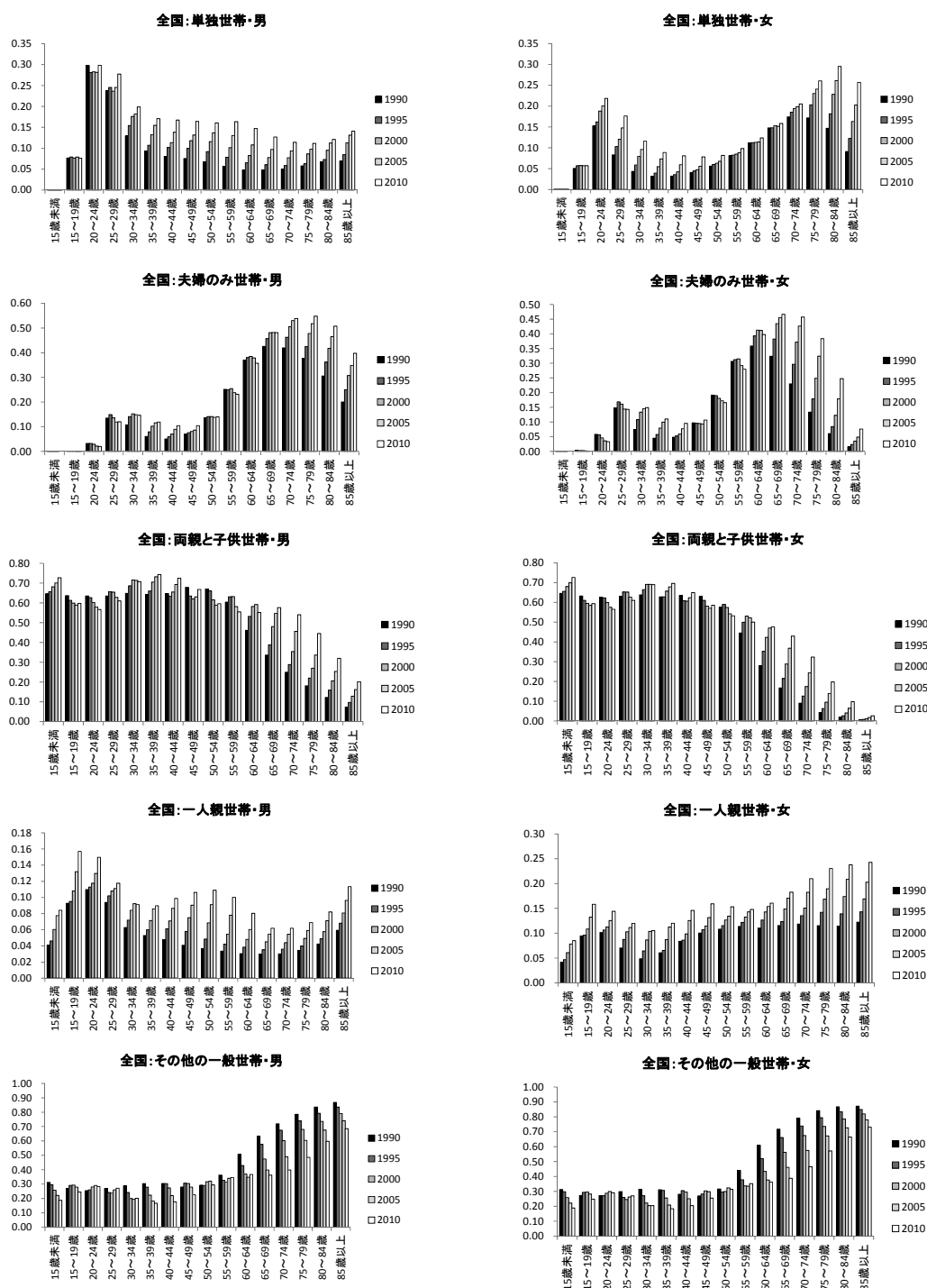
将来の都道府県別世帯数を予測する手法を提示する。

2. 本研究の考え方

(1) 世帯形態の変化

過去の世帯形態の変化を概観するために、図-1は総務省国勢調査²⁾から得られる、年齢別一般世帯員数に占める世帯形態別世帯員の比率（以下、世帯員率）を示してある。男性の単独世帯では20～24歳が最も高い。その後、結婚等によって比率は低下するものの、高齢層では死別等が増えると考えられ、上昇する傾向が見られる。女性も20～24歳が高く、高齢層でも高い比率となっている。1990年では70～74歳が高く、それより高齢では再び低下している。健康状態等の理由から、ある程度高齢になると単独世帯で生活することが選択されず、家族と同居することも増えると推測される。一方、この比率は時間の経過とともに上昇傾向が見られる。50～54歳の男性では、1990年の7%から2010年には16%まで上昇している。女性でも、75歳以上の年齢層で徐々に単独世帯比率が高まってきており、2010年では85歳以上でも、一般世帯の世帯員のうち26%が単独世帯となっている。

夫婦のみ世帯を見ると30歳代後半の値が低い。これは出産による家族形成を背景としている。その後、子供の独立が進む50歳代後半から比率が上昇しはじめるものの、さらに高齢になると比率は低下をはじめています。これは、健康状態等の理由から家族との同居を選択する



注) 夫婦のみ世帯の値は、二人以上世帯の世帯員に占める、夫婦のみ世帯の世帯員の比率を示す。両親と子供世帯、一人親世帯、その他の一般世帯にかかる値は、夫婦のみ世帯以外の二人以上世帯の世帯員に占める各形態の世帯員の比率を示す。
資料) 総務省国勢調査から作成。

図-1 男女年齢別・家族類型別世帯員率の推移 (全国)

比率が高まるものと考えられる。その傾向の変化を見る と、1990 年には 70 歳代以降に低下する傾向が見られた

が、徐々にその比率は上昇し、2010年では男性で75～79歳、女性で70～74歳頃まで高い比率が維持されている。二人以上世帯の中でも、親族と同居するより、夫婦のみの世帯として生活する傾向が高まっていると推測される。

一方、夫婦のみ以外の二人以上世帯に占める両親と子供世帯の比率、一人親世帯の比率は高まっている。同時に、その他の一般世帯の世帯員率が低下してきている。核家族化の進行等で、三世帯世帯等の形態が減少してきている傾向が見られる。

(2) 世帯数予測手法のレビュー

Kuijsten and Vossen³⁾によると、世帯数を予測する手法は静的モデルと動的モデルに分類することができる。静的モデルは、将来の予測された年齢別人口をもとに世帯数を予測する手法であり、世帯主率法(headship rate method)、世帯員率法(membership rate method)などがある。この手法は将来人口の年齢構造を反映しやすいという利点がある。このうち世帯主率法は、男女年齢別人口のうち世帯主になる比率(世帯主率)を外生的に与える方法であり、公式な予測に用いられることが多い。

動的モデルは家族類型、世帯内地位等によって人口の状態を定義し、状態間の推移確率を与える方法である。わが国では国立社会保障・人口問題研究所(以下、社人研)が全国の世帯数を予測するのに採用している⁴⁾。これは動的な現象を説明できる利点がある一方で、推移確率を求めるための大規模な調査を別途実施する必要がある点が欠点である。わが国では全国の世帯数を予測する際に、5年毎に実施する世帯動態調査によって推移確率を調査している⁴⁾。しかし、本稿で扱うような地域別の世帯数を同様の手法で扱おうとすれば、地域間の移動も含めた推移確率を求めることになり、必要となるデータが膨大になるといった欠点がある。データ制約の点から考えれば、静的モデルのもつ簡素さを活かしつつ、より精度の高い予測手法を構築することは有用である。

(3) 本研究のモデル

本研究では、世帯員率法を用いることで、世帯形態間のシフトがある場合に整合的な予測ができることを示し、将来の都道府県別世帯数を予測するモデルを提示する。Linke⁵⁾では世帯主率法を改良したものとして世帯員率法が提案されており、世帯主率法と同じ静的モデルに分類している。世帯員率法はまず、一般世帯に属する男女年齢別人口のうち、世帯規模別で分けた各世帯に属する人口の比率(世帯員率, membership rate)を求め、将来の男女年齢別人口に乗じる。本稿では、世帯規模の代わりに家族類型別の世帯員数を求めた。次に、世帯員数を家族類型別の世帯規模で除して世帯数を求める。

世帯員率法は、男女年齢別人口が必ずいずれかの世帯

形態に配置されるという特徴があり、世帯形態間のシフトが世帯数を増加させる影響を整合的に捉えることができる。このことは、世帯規模の縮小が世帯数を増加させているわが国の状況を反映させるのに適している。しかし、世帯員率法をわが国の都道府県別世帯数に適用した事例は見当たらない。

同手法を用いて将来の世帯数を予測するには、将来の男女年齢別人口と世帯員率が必要となる。将来の世帯員率の変化を予測する場合には、その合計が1となるように留意してモデル化する必要がある。そこで、本稿では図-2のように階層に分けたロジット型のモデルを用いて、世帯員率を決定するモデルを提案する。

世帯形態は「単独世帯」「夫婦のみ世帯」「両親と子供世帯」「一人親世帯」「その他の一般世帯」「施設等世帯」の6種類に区分する。まず、男女年齢別の人口のうち、施設等世帯に属する世帯員と一般世帯に属する世帯員に分ける。ここで、性別 g 、年齢 x の人口のうち一般世帯の世帯員になる比率(以下、一般世帯員率と呼ぶ。)を ρ^{sg}_{r0} とおく。

次に、一般世帯に属する世帯員のうち、単独世帯と二人以上の世帯員になる比率を求める。一般世帯の世帯員のうち、単独世帯になる比率を ρ^{sg}_{r1} とおく。すると、単独世帯の世帯員数(単独世帯数)は式(1)で推計される。

$$M^{sg}_{r1}(t) = P^{sg}_r(t) \rho^{sg}_{r0}(t) \rho^{sg}_{r1}(t) \quad (1)$$

続いて、二人以上世帯の世帯員のうち、夫婦のみからなる世帯(以下、夫婦のみ世帯)の世帯員になる比率を ρ^{sg}_{r2} とおく。夫婦のみ世帯の世帯員数は式(2)で求められる。単独世帯と夫婦のみ世帯については、15歳未満の人口の世帯員率がゼロとなるため、他の家族類型とは異なる。そのため、これら二類型については図-2のように独立して世帯員率が決まるとした。

$$M^{sg}_{r2}(t) = P^{sg}_r(t) \rho^{sg}_{r0}(t) (1 - \rho^{sg}_{r1}(t)) \rho^{sg}_{r2}(t) \quad (2)$$

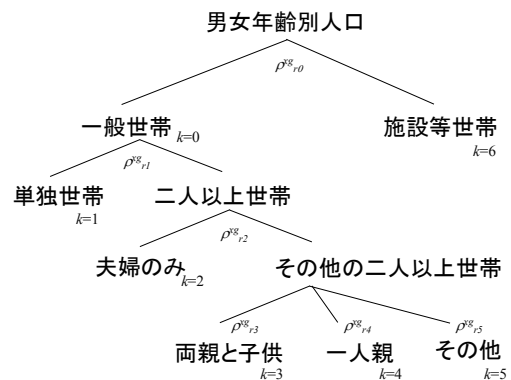


図-2 本稿における世帯員数の決まり方

さらに、夫婦のみ世帯を除く二人以上世帯のうち、両親と子供世帯の世帯員になる比率を ρ_{r3}^{sg} 、一人親世帯の世帯員になる比率を ρ_{r4}^{sg} 、その他の一般世帯の世帯員になる比率を ρ_{r5}^{sg} とする。一人親世帯の世帯員数 ($k=3$)、両親と子供世帯の世帯員数($k=4$)、その他の一般世帯の世帯員($k=5$)は式(3)のように求められる。

$$M_{rk}^{sg}(t) = P_r^{sg}(t) \rho_{r0}^{sg}(t) \left(\prod_{l=1}^2 (1 - \rho_{rl}^{sg}(t)) \right) \rho_{rk}^{sg}(t) \quad (3)$$

以上により求めた家族類型別の世帯員数を、家族類型 k の平均世帯人員 $n_{rk}(t)$ で除すことで、世帯数は式(4)で求められる。

$$S_{rk}(t) = \frac{\sum_{x,g} M_{rk}^{sg}(t)}{n_{rk}(t)} \quad (4)$$

一方、施設等世帯に含まれる世帯員数は以下のように決まる。

$$M_{r6}^{sg}(t) = P_r^{sg}(t)(1 - \rho_{r0}^{sg}(t)) \quad (5)$$

世帯員率法の利点として、世帯員率の合計が1となる条件を満たすことが挙げられる。例えば、単独世帯の世帯員率の上昇は二人以上世帯の世帯員率の低下につながる。これにより、平均世帯人員の大きな世帯形態の比率が低下することで、一般世帯数を増加させる効果がある。同様に、二人以上世帯の中で、比較的世帯人員の多いその他の一般世帯の比率が低下すれば、二人以上世帯の中でも世帯数が増加する効果がある。

3. モデルの推定と再現性の検証

(1) 推定モデル

将来の世帯員率 ρ_{rk}^{sg} の値は0から1の間であるために、式(6)のように ρ_{rk}^{sg} の対数オッズ（ロジット） p_{rk}^{sg} を用いる。これが自己回帰過程に従うと仮定し、AR(1)でモデル化する。

$$p_{rk}^{sg}(t) = \ln \left(\frac{\rho_{rk}^{sg}(t)}{1 - \rho_{rk}^{sg}(t)} \right) \quad (6)$$

ただし、 $k=3, 4, 5$ については、以下ようになる。

$$p_{rk}^{sg}(t) = \ln \left(\frac{\rho_{rk}^{sg}(t)}{\rho_{r5}^{sg}(t)} \right) \quad (7)$$

AR(1)モデルは式(8)のように定式化する。ここで、 α_{rk}^{sg} は地域 r の家族類型 k 、性別 x 、年齢 g で表される世帯形態に固有の要因を表す。 $\varepsilon_{rk}^{sg}(t)$ は誤差項である。

$$p_{rk}^{sg}(t) = \alpha_{rk}^{sg} + \beta_k^g p_{rk}^{sg}(t-1) + \varepsilon_{rk}^{sg}(t) \quad (8)$$

予測されたロジットを以下のように変形することで、 $\rho_{rk}^{sg}(t)$ が得られる。

$$\rho_{rk}^{sg}(t) = \frac{\exp(p_{rk}^{sg}(t))}{1 + \exp(p_{rk}^{sg}(t))} \quad (k=1, 2) \quad (9)$$

$$\rho_{rk}^{sg}(t) = \frac{\exp(p_{rk}^{sg}(t))}{1 + \sum_{k=3}^5 \exp(p_{rk}^{sg}(t))} \quad (k=3, 4, 5) \quad (10)$$

(2) データ

式(8)のパラメーターを推計するため、1990～2010年の国勢調査から47都道府県別・男女年齢別・家族類型別世帯人員数、人口のデータを入手し、世帯員率を計算する。年齢は15歳未満、15～19歳未満といった5歳区分の階層とし、85歳以上をまとめることで計16区分とする。ただし、単独世帯と夫婦のみ世帯の世帯員率は15歳未満でゼロとなるとし、計15区分とした。従って、単独世帯と夫婦のみ世帯については、クロスセクションの数が705 (47×15)、時点数が4時点のパネルデータとなる。両親と子供、一人親、その他の一般世帯については、クロスセクションの数は752 (47×16)、時点数が4時点のパネルデータとなる。図-1はモデル化の対象となる世帯員率の推移を示している。パラメーター推定にはパネルデータ分析の固定効果モデルを用いる。

(3) パラメーター推計結果

表-1は推計されたパラメーターの値を示す。1990～2010年のデータを用いた結果を見ると、前期ラグの係数は0.848～0.965となり、0以上1未満のためAR(1)モデルが収束する条件を満たしている。 R^2 は0.550～0.915と比較的良好な結果が得られた。括弧内の数値は1990～2005年の国勢調査を用いて推定した値である。1990～2010年のデータを用いた方が R^2 が大きいことが確認できる。

(4) モデル精度の検証

モデル精度を検証するため、上記のモデルに従って1995～2010年の一般世帯数を予測した結果を、国勢調査から得られる実測値と比較する。各年の男女年齢別人口は国勢調査の実績を与える。モデルとしては、1990～2010年のデータを使ったもの（モデルI）と、1990～2005年のデータを使ったもの（モデルII）を用意した。モデルIでは、世帯形態別の世帯員率は1990年の値を初期値として、上記モデルに従って推移すると仮定する。各年の一般世帯員率、家族類型別平均世帯人員は実績値を用いる。モデルIIでは、2005年までの国勢調査の値のみが利用可能であることを想定し、表-1の結果のうち、1990～2005年のデータを用いて推計したものを用いた。一般世帯員率

は1990～2005年まで実績を与え、2010年は2005年と同水準とした。家族類型別平均世帯人員は、単独世帯・夫婦のみ世帯を除いて変動が大きいので、1990～2005年の平均的な変動率が2005～2010年も継続すると仮定した。

また、世帯主率法を用いた場合の世帯数予測も行い、比較を行う。上記と同様に各年の男女年齢別人口は実績を与え、世帯主年齢別、男女別の世帯主率を乗じることで、独自に世帯数を予測する。ただし、外生的に与える世帯主率は社人研⁶⁾から得た。

各手法の精度の評価には、複数のモデルによる地域人口の予測精度を比較評価した Renski and Strate⁷⁾ の研究を参考にする。Renski and Strate⁷⁾では、代表的な指標である RMSE(Root mean squared error)、MAPE(Mean Absolute percentage error)の他、いくつかの指標を用いている。MALP E(Mean algebraic percentage error)は、小さな地域の影響を受けやすい点で MAPE と共通する一方、絶対値をとらないために誤差の方向を評価することができる。また、誤差が極端に大きな結果を避けるために、誤差が

10%を超える地域のシェアが評価指標として提案されている(Extreme percent error)。さらに、当該モデルによる予測精度が最も高かった地域のシェアを比較することも示されている。本稿ではこれらの指標を用いた比較を行う。

社人研⁶⁾の世帯主率は、2005年までの国勢調査の実績をもとに2010年以降を予測したものであるため、モデル間の比較には2010年値を用いた。

図-3は本稿のモデルIに従って予測した1995～2010年の一般世帯数を、国勢調査から得られる実測値と比較した際の誤差率を示している。ここでは誤差率を、予測値から実測値を差し引いた値を実測値で除したものと定義する。1995年の兵庫県(1.1%)、宮崎県(-1.1%)などで誤差が大きいものの、都道府県平均は-0.1%(1995年)～0.2%(2005年)と比較的精度よく推計できている。

図-3には世帯主率法を用いた場合の2010年値の誤差率を合わせて示している。世帯主率法を用いた場合では、誤差率が東京都で-3.5%などと大きい。

モデルIによる2010年の予測結果と世帯主率法を用いた結果を比較した表-2を見ると、RMSEは2,834と46,868と大きく差異がある。これは世帯数の大きい首都圏で、世帯主率法の誤差率が大きいことを反映している。MAPE、MALPEもモデルIの方が絶対値が小さい。さらに、モデルIの誤差が小さい都道府県は46に上る。ただし、モデルIでは2010年の国勢調査を利用しており、精度が高くなりやすい点に注意する必要がある。

表-2を見ると、モデルIIを用いた2010年値の誤差率は-2.5%～0.7%、MAPEは0.7%である。予想される通り、1990～2010年のデータを利用したモデルIに比べて、1990～2005年のデータを用いたモデルIIの誤差が大きい。

続いて、モデルIIの結果と世帯主率法を用いた結果を比較する。これらは、2005年国勢調査のデータまでを用いている点で同じ条件である。表-2を見ると、いずれの指標でもモデルIIの方が誤差が小さい。世帯主率法を本稿のような形で用いることで、精度が向上できている¹⁾。

表-1 男女別・家族類型別のパラメーター推計結果

		係数	t-値	R ²
単独世帯	男	0.885 [0.825]	120.7 [78.5]	0.873 [0.814]
	女	0.861 [0.847]	109.2 [78.8]	0.849 [0.815]
夫婦のみ	男	0.848 [0.657]	50.8 [36.0]	0.550 [0.479]
	女	0.892 [0.855]	99.3 [75.4]	0.824 [0.801]
両親と子供	男	0.939 [0.938]	111.0 [79.2]	0.845 [0.807]
	女	0.965 [0.975]	147.0 [100.1]	0.906 [0.870]
一人親	男	0.965 [1.018]	156.1 [104.3]	0.915 [0.879]
	女	0.930 [0.975]	104.8 [72.4]	0.830 [0.777]

注) 紙幅の都合上、パラメーターの推定結果のみを示す。被説明変数は世帯員数の対数オッズ、説明変数はその前期ラグである。1990～2010年の国勢調査を用いて推定した値を示している。ただし、括弧内の数値は1990～2005年の国勢調査を用いて推定した値である。

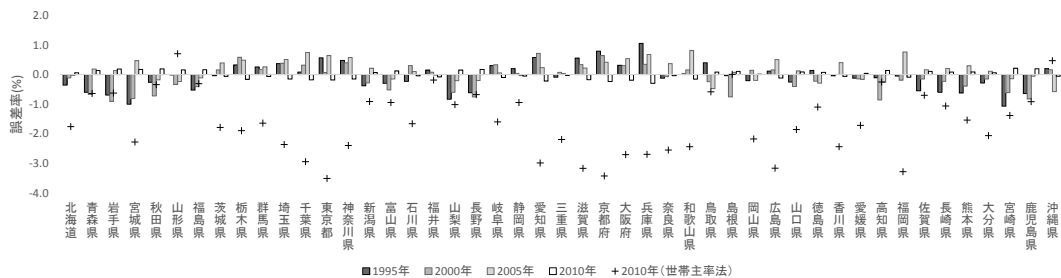


図-3 1995～2010年における一般世帯数の予測誤差

¹⁾ 今回の分析では、10%を超える誤差率は観測されなかった。

表-2 モデル間の精度の比較 (2010年値)

	モデルⅠ	モデルⅡ	世帯主率法
誤差率	-0.3%~0.2%	-2.5%~0.7%	-3.5%~0.7%
RMSE	2,834	29,314	46,868
MAPE	0.1%	0.7%	1.7%
MALPE	0.0%	-0.6%	-1.6%
Extreme percent error	0.0%	0.0%	0.0%
精度が高い 県数	46 (97.9%)	44 (93.6%)	—

注) 2010年の予測値を、実績との誤差で評価したもの。モデルⅠは1990~2010年、モデルⅡは1990~2005年のデータを使って構築した。Extreme percent errorは誤差率の絶対値が10%を超えた地域の比率とする。モデルⅠとモデルⅡのそれぞれを世帯主率法と比較した場合に、各モデルの誤差の方が小さかった都道府県の数を「精度が高い県数」とした。括弧内はその比率である。

4. まとめ

本稿では、世帯員率法を用いることで、世帯形態間のシフトがある場合に整合的な予測ができることを示し、将来の都道府県別世帯数を予測する手法を提示した。構築したモデルに従って1995~2010年の一般世帯数を予測し、実測値と比較した結果、1995年の兵庫県(1.1%)、宮崎県(-1.1%)などで誤差が大きいものの、都道府県平均は-0.1%(1995年)~0.2%(2005年)と比較的精度よく推計できた。また、世帯主率法を用いた場合と精度を比較し、本稿で構築したモデルの誤差が小さいことを示した。

本研究にはいくつか課題が残されている。まず、説明変数として前期ラグを考慮したモデルとなっているため、十分に精度の高い結果となっていない可能性がある。世帯員率の説明要因を考慮することで、より精度の高いモデルとすることが今後の課題である。また、世帯員数が

ら世帯数への変換は、家族類型別の平均世帯人員に依存しており、今後はこれをより高い精度で予測することが課題として残されている。モデル間の精度を比較する方法としても、単年より複数年の結果を比較することが望ましい。

さらに、田中ら⁸⁾のように、高齢化を背景とした年齢や世帯人員等の世帯構造の変化が、家庭用エネルギー需要に及ぼす影響等を分析するには、世帯主年齢別の世帯数が必要となるが、本稿のモデルでは考慮できない。高齢化等の世帯構造を考慮した環境・エネルギー分析に応用するには、世帯主年齢を考慮した世帯数予測手法に拡張する必要がある。

参考文献

- 1) Keilman, N. : The threat of small households, *Nature*, No.421, pp.489-490, 2003.
- 2) 総務省：国勢調査，各年。
- 3) Kuijsten, A. and Vossen, A. : Introduction, Keilman, N., Kuijsten, A. and Vossen, A. (eds) *Modelling household formation and dissolution*, Oxford, pp.3-12, 1988.
- 4) 国立社会保障・人口問題研究所：日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2010（平成22）~2035（平成47）年—，人口問題研究資料第329号，2013.
- 5) Linke, W. : The headship rate approach in modelling households: the case of the Federal Republic of Germany, Keilman, N., Kuijsten, A. and Vossen, A. (eds) *Modelling household formation and dissolution*, Oxford, pp.108-122, 1988.
- 6) 国立社会保障・人口問題研究所：日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）—(平成21年12月推計)，2009.
- 7) Renski, H. and Strate, S. : Evaluating alternative migration estimation techniques for population estimates and Projections, *Journal of Planning Education and Research*, Vol.33, No.3, pp.325-335, 2013.
- 8) 田中昭雄，久保隆太郎，中上英俊，石原修：世帯属性を考慮した住宅用エネルギー消費原単位の推定と将来予測，日本建築学会環境系論文集，Vol.73, No.628, pp.823-830, 2008.

(2016. 8. 26 受付)

A FORECAST FOR FUTURE HOUSEHOLDS IN 47 PREFECTURES IN JAPAN USING MEMBERSHIP RATE METHOD

Kazuyoshi NAKANO

This paper develops a forecast model for household number in 47 prefectures in Japan using membership rate method. The study demonstrates that the membership rate method is an appropriate approach for consistently forecasting the household number when the changes in household structures are notably observed. Household numbers during 1995-2010 are forecasted in order to validate the accuracy of the developed model. The results indicate that while the error rates are large in some cases such as Hyogo (1.1%) and Miyazaki (-1.1%) in 1995, accuracy of the model is generally high as the averages of error rate across 47 prefectures are between -0.1% (1995) and 0.2% (2005).