

一方、 $k(t, i)$ の推計結果を示したものが図 6 である。こちらも、縦の点線の左側となる実績値の領域においては、死亡指数の動向が全国値と違いが大きい場合、値が大きくなる傾向にある。例えば、図 4 において、線形に近い趨勢を持つことを観察した都道府県では、 $k(t, i)$ の実績領域においてもその絶対値は比較的大きいものとなっている。また、ここでも沖縄県のパラメータの絶対値は大きく、独特の死亡動向を持っていることが推察される。将来推計値については、埼玉県を除いた全ての都道府県で定常な AR(1) モデルを用いていることから、比較的速く一定値に収束していく軌道となっている。

以上の推定されたパラメータに基づき、各モデルに対応する将来生命表の推計を行った。実績値に対するモデルの説明度合を表す、 $R_S(i)$, $R_C(i)$, $R_{AC}(i)$ を示したものが表 1 である。 $R_S(i)$ は各都道府県ごとに Lee-Carter モデルを当てはめた場合の説明度合であり、10 の県で 0.9 未満となっているが、それ以外では全て 0.9 を上回る値となっている。次に、 $R_C(i)$ は共通要因モデルによる場合であり、これは $R_S(i)$ を超えることは理論上あり得ないことから全て $R_S(i)$ 以下の値となっている。4 列目は $R_C(i)/R_S(i)$ を示したものであり、全ての都道府県で 1 を下回っていることが確認できる。しかしながら、その低下度合は様々であり、特に沖縄県が 0.853 と低くなっていることが特徴的である。一方、 $R_{AC}(i)$ は改良共通要因モデルによるものであり、 $R_C(i)$ を上回る値となっている。5 列目は $R_{AC}(i)/R_C(i)$ であり、共通要因モデルに対してどの程度改善をもたらされたか、6 列目は $R_{AC}(i)/R_S(i)$ であり、各都道府県ごとに Lee-Carter モデルを当てはめた場合の説明度合と比べた比率を示したものである。改良共通要因モデルの採用による改善の程度も様々であるが、 $R_{AC}(i)/R_S(i)$ を見ると、パラメータの数が多くなっていることを考慮しなければならないものの、沖縄県を除く全ての都道府県で値は 1 を上回っていることがわかる。

最後に、死亡状況の推計結果として、図 7~10 に、平均寿命実績値 (丸)、及び、都道府県毎に別々に推計するモデル (点線)、改良共通要因モデル (実線) の平均寿命の推計結果を示した。これを見ると、都道府県毎に別々に推計するモデルでは個々の都道府県の実績値の趨勢を反映して平均寿命の動向に差異が生じていることがわかる。一方、改良共通要因モデルでは長期的な平均寿命の趨勢は全体の傾向に連動することから、個々の都道府県の平均寿命の趨勢よりも全体としての整合性により重点が置かれる結果となっていることが観察できる。このように、改良共通要因モデルでは、共通要因モデルに対して $b(x, i)$, $k(t, i)$ というパラメータを追加することによってモデルの説明度合を高めつつ、将来推計においては共通要因モデルが持っている長期趨勢の整合性を保有するモデルとなっていることがわかる。

しかしながら、改良共通要因モデルにおいて全体としての整合性に重点を置いたことは、個々の都道府県の投影に影響を及ぼす可能性も存在する。例えば、パラメータの観察を通じて、その特異性が明らかとなった沖縄県の平均寿命の推計結果を見ると、個別に Lee-Carter モデルを適用した場合と比べて、実績領域から推計領域へ移る際の滑らかさ

に影響が出ていることがわかる。このことは、実績領域における死亡指数が直線的に推移していた大分県についても同様の現象が観察される。

一方で、元々の改善傾向が全体と似ているものなど、個別に Lee-Carter モデルを適用した場合と改良共通要因モデルで概ね似たような軌道を描く都道府県もかなり多く存在している。大まかな傾向を見ると、東日本では比較的このように両者が同様の趨勢となる結果が多いのに対し、両者の軌道が離れている結果は西日本の方に多く見受けられる。

IV おわりに

本研究は、全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデル開発のための基礎的研究を行うことを目的とし、Lee-Carter モデルを改良し、地域間、あるいは全国推計と地域推計の整合性を図る機能を持った死亡率推計モデルの例として、Giroso and King (2008) による階層ベイズモデルと Li and Lee (2005) による Coherent Mortality Forecasts の方法論をレビューした。さらに、Li and Lee (2005) による Coherent Mortality Forecasts のわが国の死亡率推計への適用を試み、その有効性や問題点などについて検討を行った。本研究において得られた結果とその考察をまとめると以下の通りである。

- 各都道府県ごとに Lee-Carter モデルを当てはめた場合の説明度合 $R_S(i)$ に対する、共通要因モデルによる説明度合 $R_C(i)$ の低下度合は様々で、特に沖縄県が 0.853 と低くなっている。一方、改良共通要因モデルの説明度合 $R_{AC}(i)$ を見ると、沖縄県を除く全ての都道府県で $R_S(i)$ を上回っている。
- 平均寿命の推計結果から、改良共通要因モデルでは、共通要因モデルに対して $b(x, i)$, $k(t, i)$ というパラメータを追加することによってモデルの説明度合を高めつつ、将来推計においては共通要因モデルが持っている長期趨勢の整合性を保有するモデルとなっていることが明らかとなった。
- 一方、改良共通要因モデルにおいて全体としての整合性に重点を置いたことは、個々の都道府県の投影に影響を及ぼす可能性も存在し、個別に Lee-Carter モデルを適用した場合と比べて、実績領域から推計領域へ移る際の滑らかさに影響が出ている推計結果もあることが判明した。

本研究で得られた結果から、Lee-Carter モデルのフレームワークにおいて、全国推計と都道府県推計の整合性を一定程度保ちながらモデル構築を行うことのできる可能性が示されたものと考えられる。しかしながら、問題点で述べた通り、これらがそのまま個別都道府県の自然な投影結果と考えられるかどうかについては一定の留保も必要である。したがって、沖縄県など、全国の死亡動向と大きく異なる特徴を持つような都道府県に対し、どの程度全国との整合性を優先し、逆にどの程度固有の特性を優先するのかについては、さら

なる慎重な検討が必要な課題であると考えられる。また、それを実現するための方法論の開発も求められよう。加えて、やや単純化を行った時系列モデルの選択の問題など、本研究の方法論においても更なる精査が必要な課題は残されている。さらに、本研究においては、先行研究のレビューに基づき、Lee-Carter モデルのフレームワークを用いた検討を行ったが、現在、全国推計においては高齢部に線形差分モデルが用いられており、このフレームワークにおいて同様に整合性を保ったモデル構築が可能であるかについても検討が必要である。これらについては、今後の検討課題としたい。

参考文献

- 石井太 (2013) 「死亡率曲線の自由な方向への変化を表現する数理モデルとわが国の将来生命表への応用」, 『人口問題研究』, 第 69 巻, 第 3 号, pp.3-26.
- 国立社会保障・人口問題研究所「日本版死亡データベース」. <http://www.ipss.go.jp/p-toukei/JMD/index.asp>.
- Giroi, F. and G. King (2008) *Demographic Forecasting*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Lee, R. and L. Carter (1992) “Modeling and Forecasting U.S. Mortality”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659-675.
- Li, N. and R. Lee (2005) “Coherent mortality forecasts for a group of populations: An extension of the Lee-Carter method”, *Demography*, Vol. 42, No. 3, pp. 575-594.

図3 b_x の推計結果

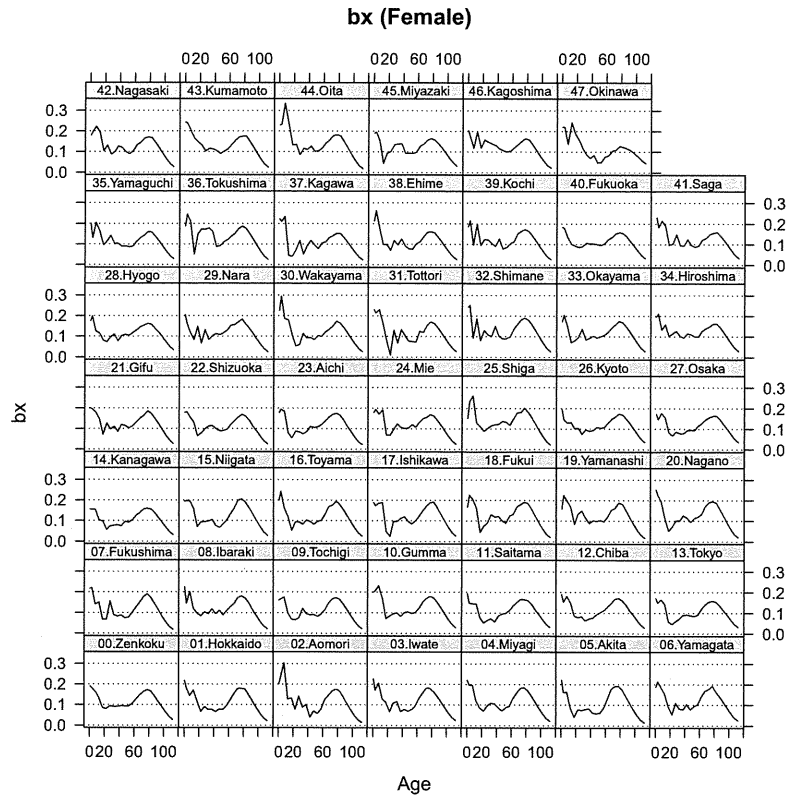


図4 k_t の推計結果

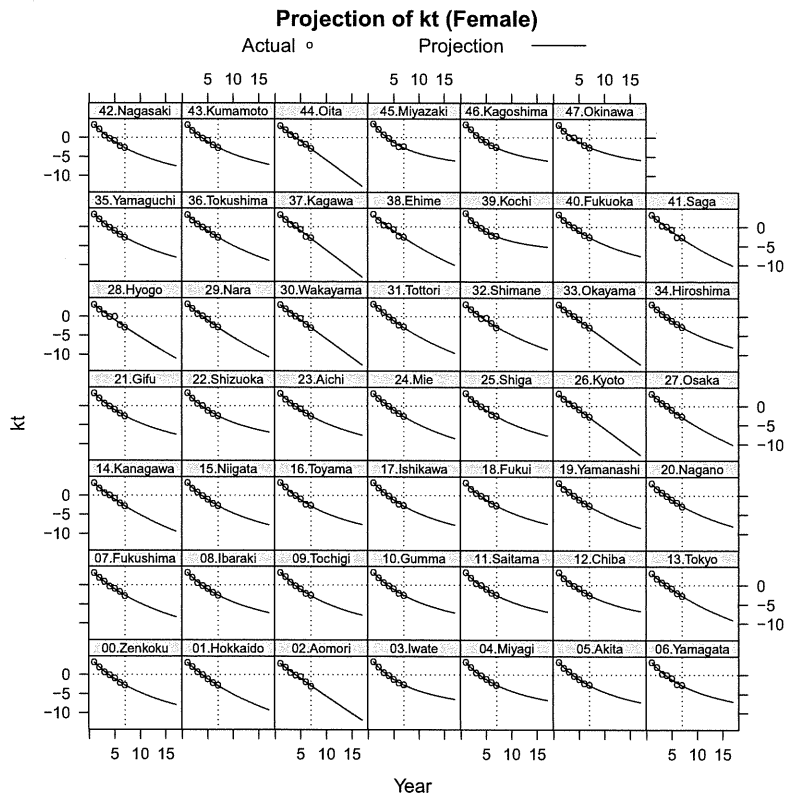


図5 $b(x, i)$ の推計結果

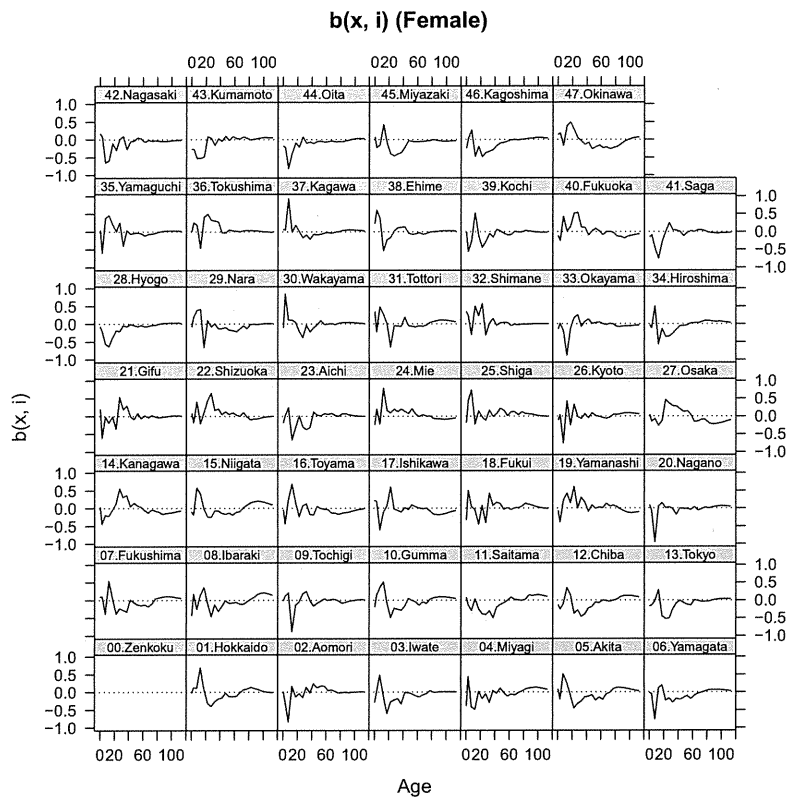


図6 $k(t, i)$ の推計結果

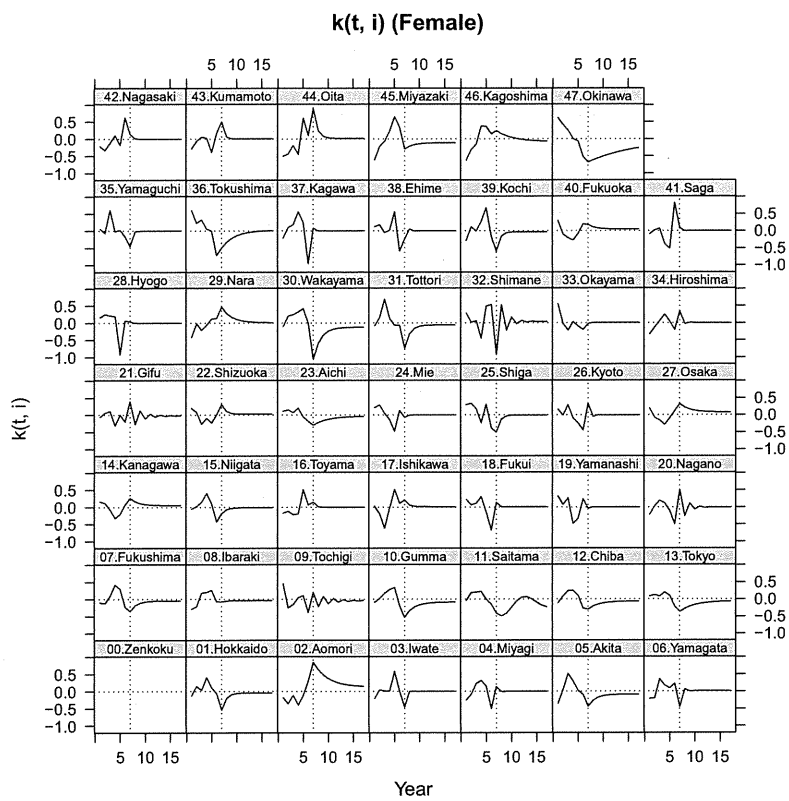


表1 説明度合の比較

	$R_S(i)$	$R_C(i)$	$R_{AC}(i)$	$R_C(i)/R_S(i)$	$R_{AC}(i)/R_C(i)$	$R_{AC}(i)/R_S(i)$
01.Hokkaido	0.941	0.923	0.967	0.981	1.048	1.028
02.Aomori	0.911	0.840	0.932	0.922	1.109	1.023
03.Iwate	0.915	0.893	0.941	0.976	1.054	1.029
04.Miyagi	0.917	0.904	0.948	0.986	1.048	1.033
05.Akita	0.885	0.849	0.910	0.959	1.072	1.028
06.Yamagata	0.924	0.902	0.942	0.976	1.044	1.020
07.Fukushima	0.904	0.877	0.917	0.970	1.046	1.014
08.Ibaraki	0.946	0.932	0.957	0.985	1.027	1.011
09.Tochigi	0.909	0.896	0.942	0.985	1.052	1.036
10.Gumma	0.936	0.918	0.961	0.981	1.047	1.027
11.Saitama	0.960	0.942	0.976	0.982	1.036	1.017
12.Chiba	0.950	0.938	0.971	0.987	1.035	1.022
13.Tokyo	0.964	0.939	0.971	0.975	1.034	1.008
14.Kanagawa	0.949	0.930	0.960	0.979	1.033	1.012
15.Niigata	0.930	0.911	0.943	0.980	1.035	1.014
16.Toyama	0.922	0.897	0.929	0.974	1.035	1.008
17.Ishikawa	0.875	0.849	0.905	0.970	1.066	1.033
18.Fukui	0.903	0.878	0.927	0.973	1.056	1.027
19.Yamanashi	0.884	0.855	0.899	0.967	1.051	1.017
20.Nagano	0.918	0.892	0.938	0.971	1.052	1.022
21.Gifu	0.940	0.928	0.954	0.987	1.028	1.014
22.Shizuoka	0.958	0.949	0.976	0.990	1.029	1.018
23.Aichi	0.967	0.948	0.969	0.981	1.022	1.002
24.Mie	0.935	0.917	0.951	0.981	1.038	1.018
25.Shiga	0.928	0.885	0.938	0.953	1.060	1.011
26.Kyoto	0.916	0.900	0.945	0.983	1.050	1.032
27.Osaka	0.960	0.948	0.975	0.988	1.028	1.016
28.Hyogo	0.902	0.859	0.957	0.951	1.114	1.060
29.Nara	0.932	0.894	0.934	0.960	1.044	1.002
30.Wakayama	0.848	0.809	0.916	0.954	1.132	1.081
31.Tottori	0.859	0.813	0.889	0.947	1.093	1.035
32.Shimane	0.845	0.800	0.917	0.947	1.146	1.085
33.Okayama	0.932	0.906	0.942	0.972	1.040	1.011
34.Hiroshima	0.952	0.934	0.964	0.981	1.033	1.013
35.Yamaguchi	0.900	0.874	0.927	0.971	1.061	1.030
36.Tokushima	0.916	0.838	0.924	0.915	1.102	1.009
37.Kagawa	0.826	0.771	0.879	0.933	1.141	1.065
38.Ehime	0.882	0.849	0.912	0.962	1.074	1.033
39.Kochi	0.852	0.809	0.886	0.950	1.095	1.039
40.Fukuoka	0.941	0.931	0.961	0.989	1.033	1.021
41.Saga	0.893	0.851	0.928	0.954	1.090	1.040
42.Nagasaki	0.926	0.893	0.938	0.965	1.051	1.014
43.Kumamoto	0.938	0.908	0.946	0.968	1.042	1.009
44.Oita	0.908	0.819	0.924	0.903	1.128	1.018
45.Miyazaki	0.922	0.872	0.958	0.946	1.098	1.039
46.Kagoshima	0.945	0.887	0.954	0.939	1.075	1.010
47.Okinawa	0.907	0.774	0.896	0.853	1.158	0.988

図7 e_0 の推計結果 (1)

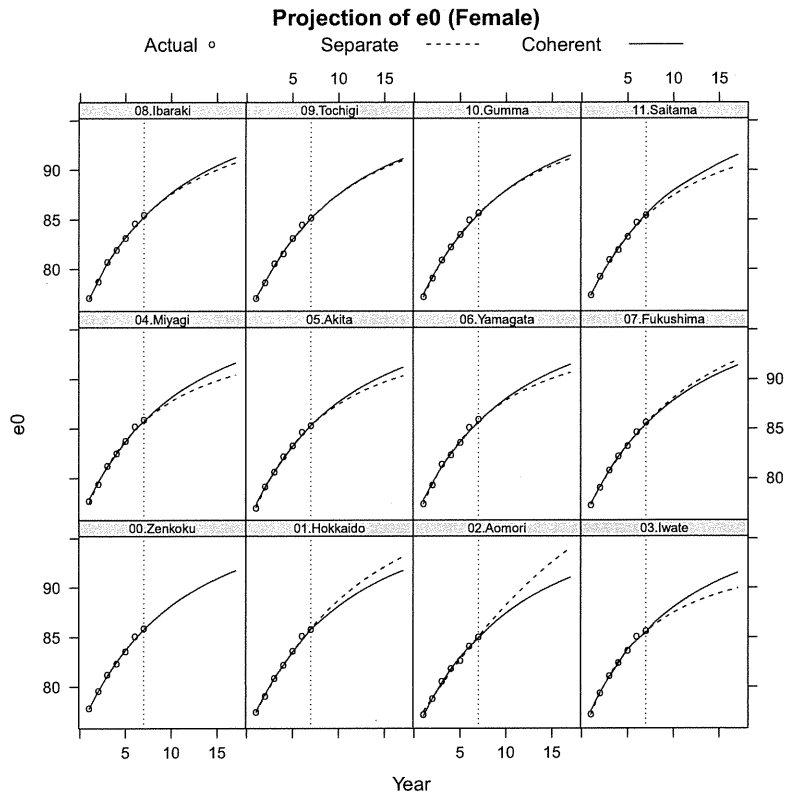


図8 e_0 の推計結果 (2)

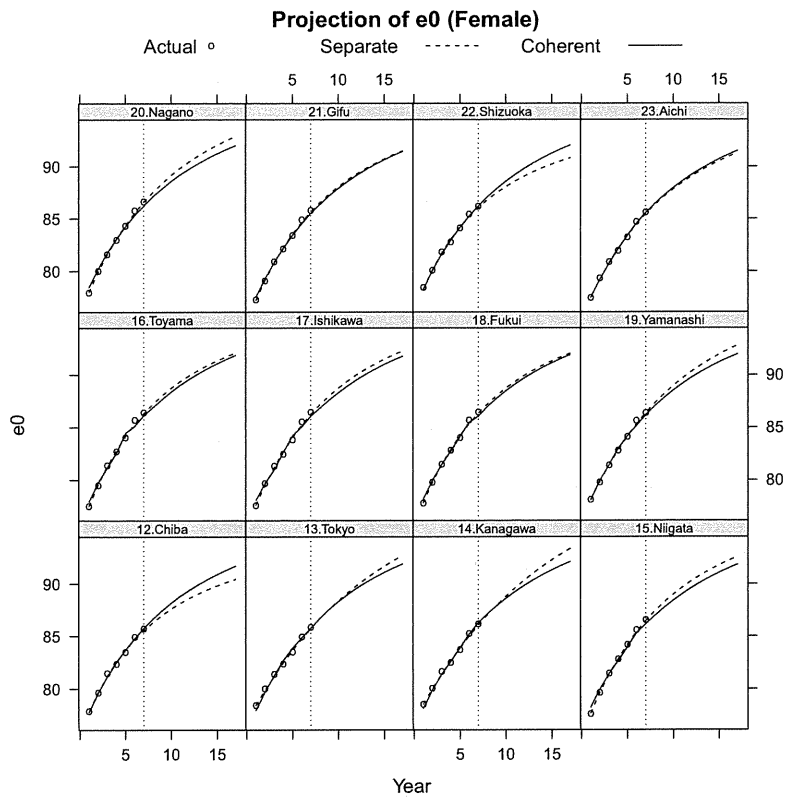


図9 e_0 の推計結果 (3)

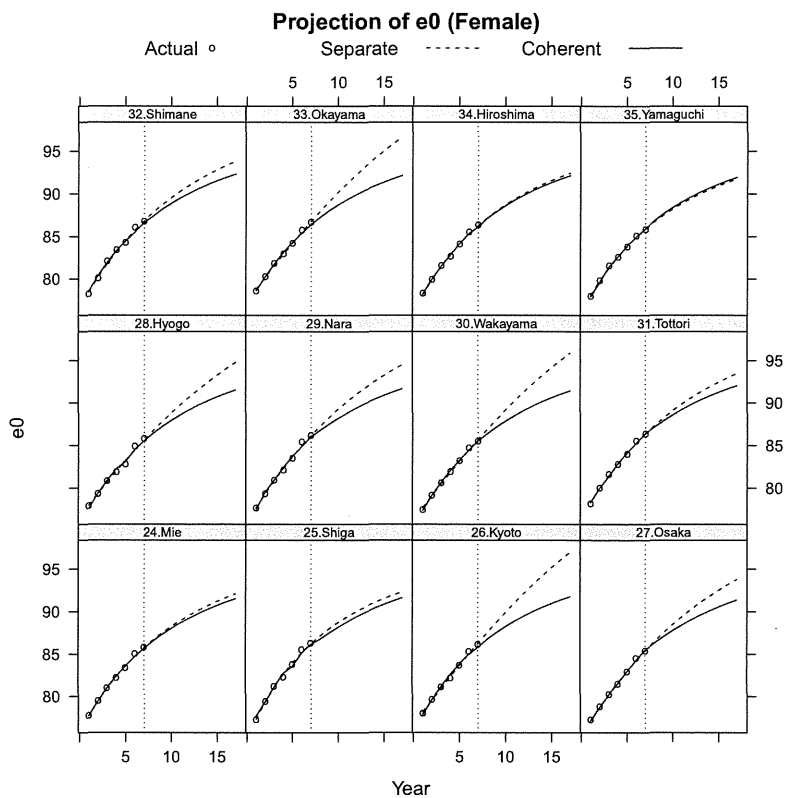
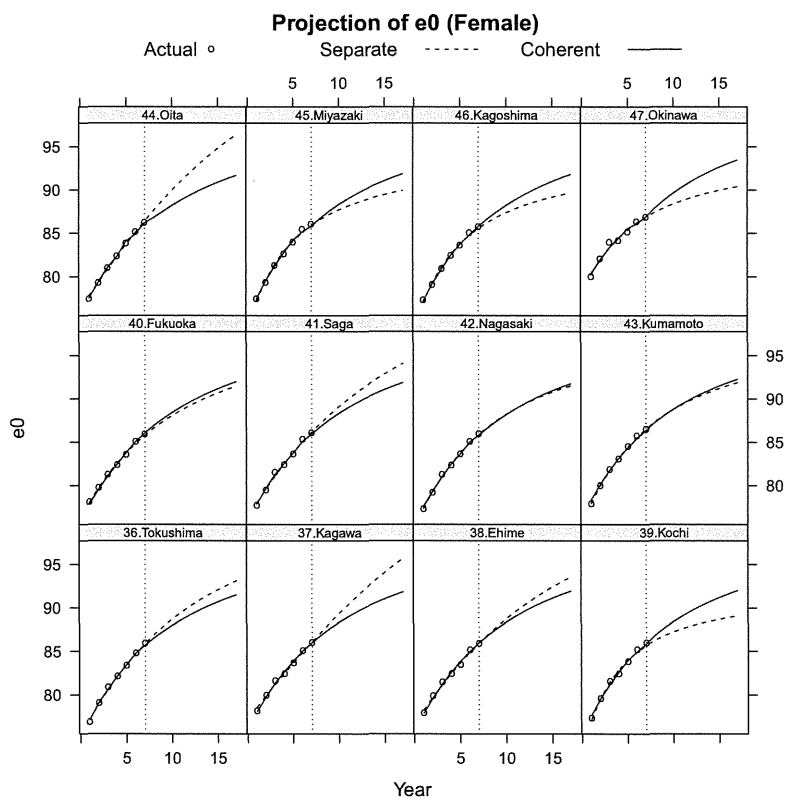


図10 e_0 の推計結果 (4)



先進諸国等における世帯数の将来推計の動向

鈴木 透

はじめに

本稿では、東アジアと英語圏の最近の世帯数の将来推計を比較検討する。対象とするのは韓国、香港、イングランド、カナダ、オーストラリア、ニュージーランドおよびアメリカの世帯数の将来推計で、これらを国立社会保障・人口問題研究所(2013)の世帯数の将来推計（全国推計）と比較する。

英語圏では世帯数の将来推計は州政府などが実施する地域別の推計が多いが、ここでは全国レベルのものに限定する。ただし英国については、イングランドの将来推計を全国レベルとみなす。アメリカについては全国に関する公式推計が見つからないので、学術研究成果である McCue(2014)および Zeng, et al.(2006)を検討の対象とする。

オーストラリアとニュージーランドで用いられているプロペンシティ法は、本来は世帯規模別世帯数の将来推計に適した方法である。本稿では、仮定された平均世帯規模に合わせて将来の規模別世帯数を求める方法についても考察する。

I. 世帯数の将来推計の概要

表1. 各国の世帯数の将来推計の概要

国・地域	資料	方法	推計期間	世帯類型
韓国	한국통계청 (2012)	世帯主率法、配偶関係は推移率法	2010～35年(25年間)	家族類型19種類、世帯規模7種類
香港	Census and Statistics Department (2013)	世帯主率法	2011～41年(30年間)	世帯規模7種類、60歳以上の有無別3種類
イングランド	Department for Communities and Local Governments (2013)	世帯主率法	2011～21年(10年間)	家族類型5種類、子ども数4種類
カナダ	Canada Mortgage and Housing Corporation (2013)	世帯主率法	2011～36年(25年間)	家族類型6種類
オーストラリア	Australian Bureau of Statistics (2010)	プロペンシティ法	2006～31年(25年間)	家族類型7種類
ニュージーランド	Statistics New Zealand (2004)	プロペンシティ法	2001～21年(20年間)	家族類型4種類
アメリカ	McCue (2014)	世帯主率法	2012～35年(23年間)	住宅所有2種類
アメリカ	Zeng, et al. (2006)	世帯推移率法	2000～50年(50年間)	家族類型26種類
日本	国立社会保障・人口問題研究所 (2013)	世帯推移率法	2010～35年(25年間)	家族類型5種類

表 1 に世帯数の将来推計の概要をまとめた。推計方法で多いのは世帯主率法で、これは男女別・年齢階級別・配偶関係別等の世帯主率を将来に向けて外挿し、それを将来推計人口に乗じて将来の世帯主数＝世帯数を得る方法である。オーストラリアとニュージーランドでは、プロペンシティ法が用いられている。これは個々人の居住状態分布（プロペンシティ）を将来に向けて外挿し、それを将来推計人口に乗じて将来の居住状態別人口を求め、そこから将来の世帯数を得る方法である。国立社会保障・人口問題研究所が採用している世帯推移率法は、世帯主率や居住状態分布を直接外挿するのではなく、状態間の推移確率

行列を仮定し、将来の状態別分布を求める方法である。Zeng, et al.(2006)は、国立社会保障・人口問題研究所のものよりもはるかに大規模で複雑なモデルを構築している。

推計期間は10年間から50年間まで、様々である。国立社会保障・人口問題研究所の25年間という推計期間は、標準的なものと言える。

国立社会保障・人口問題研究所の将来推計では「単独」「夫婦のみ」「夫婦と子」「ひとり親と子」「その他の一般世帯」の5類型が区別され、施設世帯は推計の対象から除外されている。イングランド、カナダ、オーストラリア、ニュージーランドはおおむねこれと似た分類に従っているが、夫婦に該当するカップルは同棲・同性のカップルも含むとされる。韓国統計庁はセンサスの詳細分類別に世帯数を求め、さらに家族類型と世帯規模の組合せ別の結果まで公表している。Zeng, et al.(2006)も、独居者やひとり親の配偶関係、カップルが婚姻か同棲か等を区別した詳細な結果を出力している。

一方で香港政府統計處は家族類型に関する結果を含まず、世帯規模別および60歳以上成員の有無別の結果のみ公表している。McCue (2014)も、持家・借家別の結果のみである。

II. 推計結果の比較：各国の世帯変動

推計方法の検討に先立ち、各国の推計結果を比較してみたい。図1は5年期間別の世帯数の増加率で、推計期間内に世帯数が減少に転じるのは日本だけである。ロシアや東ヨーロッパの人口減少国を取り上げれば日本以上に世帯数が急激に減少する国が見つかるだろう。しかし英語圏と東アジアは日本より人口増加率が高く、人口減少の開始も日本よりは遅いため、このような結果になる。

しかし韓国と香港の世帯数の増加は急激に減速すると予想されており、2050～60年代には世帯数の減少が始まるのではないと思われる。

図2は平均世帯規模の推移を比較したものである。2010年の日本の平均世帯規模（2.42人）はイングランドと同程度で、他の国は日本より大きい。国立社会保障・人口問題研究所(2013)に示したように、ヨーロッパ諸国はおおむね日本より

図1. 世帯数の5年期間増加率

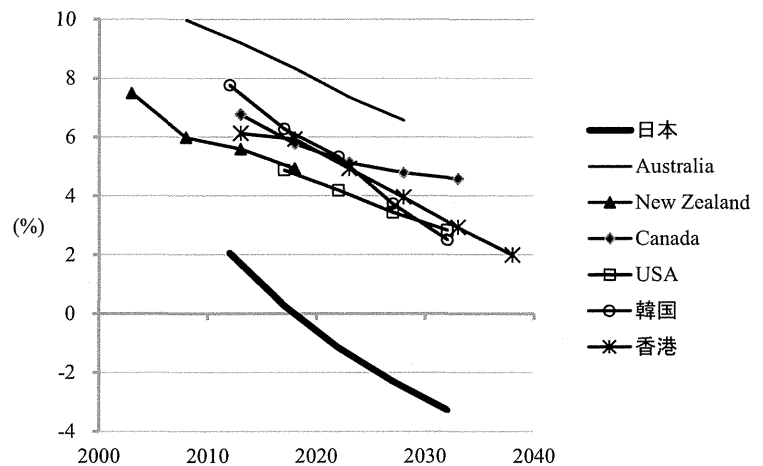
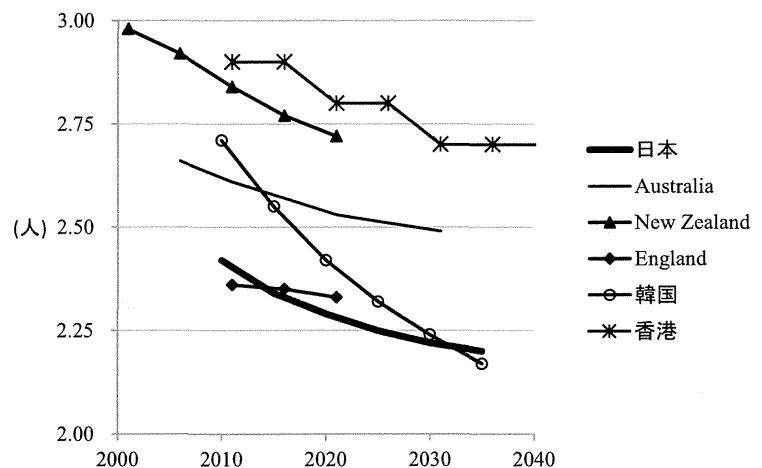


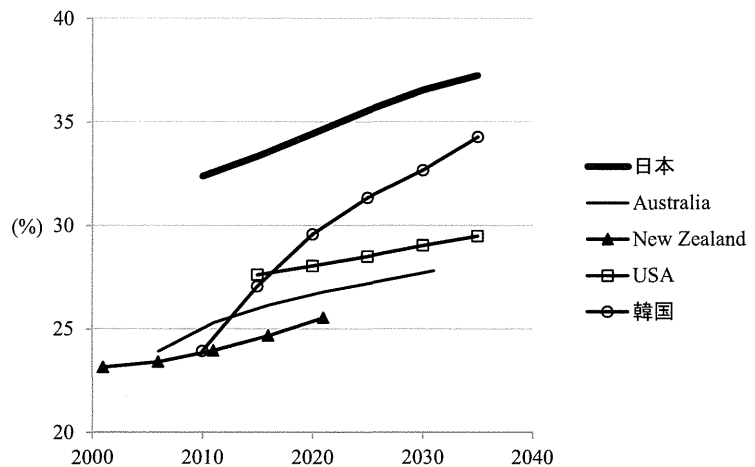
図2. 平均世帯規模



世帯規模が小さく、特にデンマーク（2012年に2.1）、ドイツ（2011年に2.0）のような小家族化が進んだ国が多いが、イングランド以外の英語圏先進国はそれより高めの水準で推移している。韓国の平均世帯規模は急激に縮小し、2035年には日本を下回る予想になっている。

図3は単独世帯割合の推移で、ここで取り上げた国はいずれも日本より低い水準で推移すると予想されている。ヨーロッパにはノルウェー（2011年に39.7%）、ドイツ（2011年に40.4%）のように日本（2010年に32.4%）よりはるかに単独世帯が多い国があるが、英語圏先進国と東アジアは日本ほど単独世帯が増えない予想になっている。韓国の平均世帯規模は2035年に日本を下回るが、単独世帯割合は日本に追い付かない。これは韓国では二人以上の世帯の縮小が著しいことを示唆する。

図3. 単独世帯割合



III. 推計方法の比較

1. 世帯主率法

表2. 世帯主率法の比較

国・地域	資料	カテゴリー	外挿方法
韓国	한국통계청 (2012)	性×5歳階級×配偶関係	幾何級数
香港	Census and Statistics Department (2013)	性×5歳階級	コーホート推移
イングランド	Department for Communities and Local Governments (2013)	性×10歳階級×配偶関係	幾何級数
カナダ	Canada Mortgage and Housing Corporation (2013)	性×10歳階級×家族類型	高中低の3シナリオ
アメリカ	McCue (2014)	性×5歳階級×人種	固定

韓国・香港・イングランドの世帯数の将来推計では、まず世帯総数を確定した後に、別に設定した家族類型別または世帯規模別の分布を乗じて類型別・規模別世帯数を得る二段階方式になっている。したがって世帯主率は、家族類型別には計算されない。

韓国の配偶関係は「未婚」「有配偶」「死別」「離別」の四種類だが、イングランドはこれに同棲中か否かを乗じた八種類を区別している。有配偶で同棲中は、配偶者以外と同棲していることを意味する。同棲が無視してもさしつかえないほど稀な東アジアと異なり、欧米先進国では多様な配偶関係を考慮せざるを得ず、将来推計の作業は複雑になる。

韓国とイングランドは、世帯主率の外挿に同じ幾何級数モデルを用いている。t年の世帯主率 h_t は男女別、年齢階級別、配偶関係別に計算されるが、全家族類型についてのもので、

したがって 0 から 1 までの値を取り得るとする。韓国は 2000 年と 2010 年、イングランドは 2001 年と 2011 年の 10 年を隔てた 2 時点のデータから増加率を求めている。将来推計開始期間の 10 年前、つまり韓国なら 2000 年、イングランドなら 2001 年を時間の原点 ($t=0$) とすると、

$$h_t = d + ab^c, \quad (\text{式 1})$$

ただし d は h_t が減少していれば 0、増加していれば 1 となるダミー変数
 $a = h_0 - d$, $b = (h_{10} - 1) / (h_0 - 1)$, $c = t / 10$.

h_t が減少している場合、

$$h_t = h_0 \left(\frac{h_{10}}{h_1} \right)^{t/10}. \quad (\text{式 2})$$

この場合、 h_t の増加率は 0~10 年の年平均幾何級数的増加率になっている。

$$\frac{h_{t+1} - h_t}{h_t} = \left(\frac{h_{10}}{h_0} \right)^{1/10} - 1. \quad (\text{式 3})$$

h_t が増加している場合、

$$h_t = 1 + (h_0 - 1) \left(\frac{h_{10} - 1}{h_1 - 1} \right)^{t/10}. \quad (\text{式 4})$$

この場合は、 $1 - h_t$ の増加率が 0~10 年の年平均幾何級数的増加率になっている。

$$\frac{(1 - h_{t+1}) - (1 - h_t)}{1 - h_t} = \left(\frac{1 - h_{10}}{1 - h_0} \right)^{1/10} - 1. \quad (\text{式 5})$$

カナダの世帯主率の仮定値には高中低の 3 種類があるが、具体的にどのように設定したかは分からなかった。McCue (2014) は 2011~13 年の平均的な世帯主率をそのまま将来推計人口に乗じている。

2. プロペンシティ法

個々人がどのような世帯のどのような地位を占めるかを居住状態(living arrangement)と呼ぶことにすると、世帯主か否かは二分法による居住状態の一種である。韓国・香港・イングランドの世帯数の将来推計は、この二分法による世帯主率を外挿し、将来の世帯主

数を求めた上で、別に用意した家族類型別または世帯規模別分布を乗じて類型別・規模別世帯数を得ている。カナダの推計モデルでは家族類型別に世帯主が定義され外挿されており、二分法よりも細かな居住状態が定義されているが、非世帯主についてはそれ以上の区分がない。これに対しプロペンシティ法は、世帯主・非世帯主を問わず人口全体の居住状態分布（プロペンシティ）を外挿し、そこから将来の世帯数を得ようとするものである。

表3. オーストラリアとニュージーランドのプロペンシティ

世帯類型	世帯内地位	オーストラリア	ニュージーランド
カップル(子どもなし)	カップル	Couple families without children: Husband, wife or partner	Partner in Couple without Children Family
	その他	Couple families without children: Other related individual	Other Person with Couple without Children Family
カップル(子どもあり)	カップル	Couple families with children: Husband, wife or partner	Partner/Parent in Two-parent Family
	子	Couple families with children: Child	Child in Two-parent Family
	その他	Couple families with children: Other related individual	Other Person with Two-parent Family living with a two-parent family
ひとり親と子	男親	One-parent families: Male parent	Parent in One-parent Family: Male
	女親	One-parent families: Female parent	Parent in One-parent Family: Female
	子	One-parent families: Child	Child in One-parent Family
	その他	One-parent families: Other related individual	Other Person with One-parent Family
その他の親族世帯	親族	Other families: Related individual	Person in Other Multiperson Household
集合世帯	集合世帯	Group households: Group household member	
単独世帯	男	Lone person households: Male lone person	Person in One-person Household: Male
	女	Lone person households: Female lone person	Person in One-person Household: Female
施設世帯	施設人員	Usual resident of a non-private dwelling	Person in Non-Private Dwelling

Australian Bureau of Statistics (2010), Statistics New Zealand (2004)

表3に示すように、オーストラリアとニュージーランドの世帯数の将来推計におけるプロペンシティは、所属する世帯類型と世帯内での地位の組合せになっている。用語は違っても定義の内容はほとんど同じで、違いはニュージーランドがその他の親族世帯(Other families)と集合世帯(Group households)をまとめてその他の二人以上の世帯(Other Multiperson Household)としている点だけである。

オーストラリアのプロペンシティの外挿方法は、(1)一定不変シナリオ、(2)1991～2006年の4センサスから得た回帰直線をそのまま外挿、(3)2006～11年は回帰直線に従い、2011～16年に変化が半減、2016～21年には1/4となり、2021年以後は一定不変、という3種類のシナリオを設定している。すべてのプロペンシティを別々に外挿すると合計が100%に

ならないので、外挿する毎に調整する必要がある。またカップルの男親と女親の人数は等しくなければならないので、これも調整しなければならない。カップルを含む世帯、ひとり親と子世帯、単独世帯については世帯数は自明だが、その他の親族世帯や集合世帯については平均世帯規模が必要になる。これらは 2006 年センサスの平均世帯規模が一定不変と仮定している。

ニュージーランドのプロペンシティの外挿方法も 3 種類で、(1)一定不変シナリオ、(2)1986～2001 年の変化をそのまま外挿、(3)1990 年代に起きた逆転現象を考慮、となっている。居住状態別人口と世帯数の関係が自明でない二人以上の世帯（表 3 の Other Multiperson Household）の平均規模については、(1)では当然 2001 年の 2.65 人のまま不変と仮定し、(2)(3)では 2021 年の 2.90 人まで直線的に増加すると仮定している。

3. 世帯推移率法

世帯主率法にせよプロペンシティ法にせよ、状態間のフローを無視して状態分布を直接外挿しており、その意味で静的なモデルと言える。これに対し世帯推移率法は動的なモデルで、推移確率行列を用いて状態別コーホート人口を将来に向けて投影する。世帯推移率法は数学的には単純なマルコフ過程で、行列表現で次のように表せる。

$$\mathbf{k}_{x+n, y+n} = \mathbf{k}_{x, y} \mathbf{A}_{x, y} \quad (\text{式 6})$$

ここで $\mathbf{k}_{x, y}$ は年次 y における x を下限とするコーホートの状態別人口ベクトル（ヨコ）で、 $\mathbf{A}_{x, y}$ は推移確率行列である。 $\mathbf{k}_{x, y}$ を期首人口ベクトル、 $\mathbf{k}_{x+n, y+n}$ を期末人口ベクトルと呼ぶ。この方法の世帯推計への適用は、1980 年代以降主にヨーロッパで行われて来た。オランダの LIPRO モデル(van Imhoff and Keilman 1991)が最も有名だが、他にスウェーデン、ドイツ、イギリス、アメリカ等で適用例がある(Keilman 1988; Murphy 1991; Zeng, et al. 2006)。

公式推計において世帯推移率法の適用例が少ないのはデータの制約による。初婚数・再婚数・離婚数といった配偶関係間のフローは、かなりの部分が人口動態統計から得られる。しかし世帯内地位間のフローは、たとえ「世帯主」「非世帯主」という最も単純な二分法の場合でさえ、官庁統計からは得られない。従って、世帯推移率法に必要なデータを得るためには、2 時点のセンサスや人口登録データ間のマッチングか、大規模な標本調査を行わなければならない。国立社会保障・人口問題研究所(2013)では、全国標本調査である第 6 回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2011）の集計結果に依拠し、配偶関係間推移確率行列（ 4×4 ）を、世帯内地位を含むフルサイズの推移確率行列（男子は 13×13 、女子は 12×12 ）に分割した。

国勢調査における世帯内地位と配偶関係の間には強い相関があり、親と同居する未婚子が世帯主になったり、夫と同居する妻が世帯主になる場合は稀である。こうした例外的な組合せを放置すると、推移確率行列が不必要に大きくなる上に、調査データから信頼し得る推移確率を求めることが出来ない。そこで国勢調査および第 6 回世帯動態調査（後述）の世帯主に対し、推計モデルの対象となる世帯の準拠成員をマーカと呼び、以下の規則を設けてマーカの地位と性・配偶関係の組合せを限定した。

- (1) 夫婦のみの世帯および夫婦と子の世帯では夫をマーカとする。

- (2) ひとり親と子の世帯では親をマーカとする.
- (3) 夫と同居する妻がその他の世帯の世帯主の場合, 夫をマーカとする.
- (4) 未婚者が親夫婦を含むその他の世帯の世帯主の場合, 父親をマーカとする.

この結果, 一般世帯人員について表 4 のように男子 12 種類, 女子 11 種類の配偶関係と世帯内地位の組合せを定義した. 有配偶男子の「ひとり親と子から成る世帯」のマーカはごく少ないので推計作業では「単独世帯」と併合し, 推計後に分割した.

表4. 国立社会保障・人口問題研究所(2013)における配偶関係×世帯内地位

男子		女子	
S: hS	未婚・単独世帯のマーカ	S: hS	未婚・単独世帯のマーカ
S: hO	// その他の世帯のマーカ*	S: hO	// その他の世帯のマーカ*
S: nh	// 非マーカ	S: nh	// 非マーカ
M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ**	M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ
M: hC	// 夫婦のみの世帯のマーカ	M: hP	// ひとり親と子の世帯のマーカ
M: hN	// 夫婦と子の世帯のマーカ	M: sp	// 配偶者
M: hO	// その他の世帯のマーカ	M: nh	// その他の非マーカ
M: nh	// 非マーカ		
W: hS	死離別・単独世帯のマーカ	W: hS	死離別・単独世帯のマーカ
W: hP	// ひとり親と子の世帯のマーカ	W: hP	// ひとり親と子の世帯のマーカ
W: hO	// その他の世帯のマーカ	W: hO	// その他の世帯のマーカ
W: nh	// 非マーカ	W: nh	// 非マーカ

* 親夫婦を含まない世帯

** ひとり親と子の世帯のマーカを含む

表5. Zeng et al. (2006)が出力する家族類型・規模

コード	家族類型	規模
(一世代世帯)		
1~3	配偶関係別、独居男子	1
4~6	配偶関係別、独居女子	1
7~9	配偶関係別、男世帯主+その他・非親族	2, 3, 4, 5, or 6+
10~12	配偶関係別、女世帯主+その他・非親族	2, 3, 4, 5, or 6+
13	夫婦のみ	2
14	同棲カップルのみ	2
15	夫婦+その他・非親族	3, 4, 5, 6, or 7+
16	同棲カップル+その他・非親族	3, 4, 5, 6, or 7+
(二世代世帯)		
17	夫婦+子・その他	3, 4, 5, 6, 7, 8, or 9+
18	同棲カップル+子・その他	3, 4, 5, 6, 7, 8, or 9+
19~21	配偶関係別、女世帯主+子・その他	3, 4, 5, 6, 7, 8, or 9+
22~24	配偶関係別、男世帯主+子・その他	3, 4, 5, 6, 7, 8, or 9+
(三世代世帯)		
25	カップル+子+祖父母	4, 5, 6, 7, 8, or 9+
26	ひとり親+子+祖父母	3, 4, 5, 6, 7, 8, or 9+

Zeng et al.(2006)の ProFamy モデルは、これよりはるかに詳細な結果を出力する。国立社会保障・人口問題研究所(2013)が 3 種類の配偶関係しか区別しないのに対し、ProFamy は(1)未婚・非同棲、(2)有配偶、(3)死別・非同棲、(4)離別・非同棲、(5)未婚・同棲、(6)死別・同棲、(7)離別・同棲の 7 種類を区別する。さらに家族類型と規模の組合せで、100 種

類以上の世帯を投影することができる。

国立社会保障・人口問題研究所が人口動態統計による配偶関係間推移確率と世帯動態調査によって推移確率行列を構築しているのに対し、ProFamyでは「標準年齢スケジュール」と呼ばれる推移パターンに要約指標を適用して推移確率行列を構築する。たとえば将来の平均初婚年齢を与えると、将来の年齢別初婚ハザードが決定される。標準年齢スケジュールは米国のデータに依拠しており、米国に関心があるユーザにはこれは便利なやり方である。しかし米国以外に適用するためには、すべての標準年齢スケジュールを作り直さなければならない。

IV. プロペンシティ法による規模別世帯数の将来推計

オーストラリアとニュージーランドの近年の世帯数の将来推計は、家族類型別の将来推計にプロペンシティ法を適用しているが、プロペンシティ法は本来は世帯規模別の将来推計のために考えられたものである(Bell, et al. 1996)。プロペンシティ法は個人の居住状態の将来推計から世帯数を求めるものだが、その際、居住状態別人口と世帯数の関係が自明である方が望ましい。家族類型別の人口から世帯数を求めるためには、プロペンシティの将来推計に加えて、家族類型別平均世帯人員の将来推計を別に用意しておかなければならない。しかし一般に n 人世帯に所属する人口は n 人世帯の n 倍でなければならず、人口と世帯数の関係は自明である。このためプロペンシティ法は、家族類型別よりは世帯規模別の推計により適していると言える。

表6. 世帯規模分布と平均・分散: 2010年国勢調査

世帯規模 (i)	世帯数	f_i	世帯人員	g_i
1	16,784,507	0.3238	16,784,507	0.1337
2	14,125,840	0.2725	28,251,680	0.2250
3	9,421,831	0.1817	28,265,493	0.2251
4	7,460,339	0.1439	29,841,356	0.2377
5	2,571,743	0.0496	12,858,715	0.1024
6	984,751	0.0190	5,908,506	0.0471
7	359,325	0.0069	2,515,275	0.0200
8	100,655	0.0019	805,240	0.0064
9	23,721	0.0005	213,489	0.0017
10+	9,595	0.0002	101,342	0.0008
計	51,842,307	1.0000	125,545,603	1.0000
平均	$\mu_f =$	2.4217	$\mu_g =$	3.2198
分散	$\sigma_f^2 =$	1.9329	$\sigma_g^2 =$	2.3707

表6に2010年国勢調査における全国の世帯規模別世帯数と世帯人員を示した。世帯数の分布を f_i 、世帯人員の分布を g_i とする。それぞれの分布を用いて、平均と分散は次のように定義される。ただし10人以上の世帯については、 $i = 101,342 / 9,595 = 10.56196$ を適用する。

$$\mu_f = \sum_i i f_i, \quad \delta_f^2 = \sum_i i^2 f_i - \mu_f^2, \quad (式7)$$

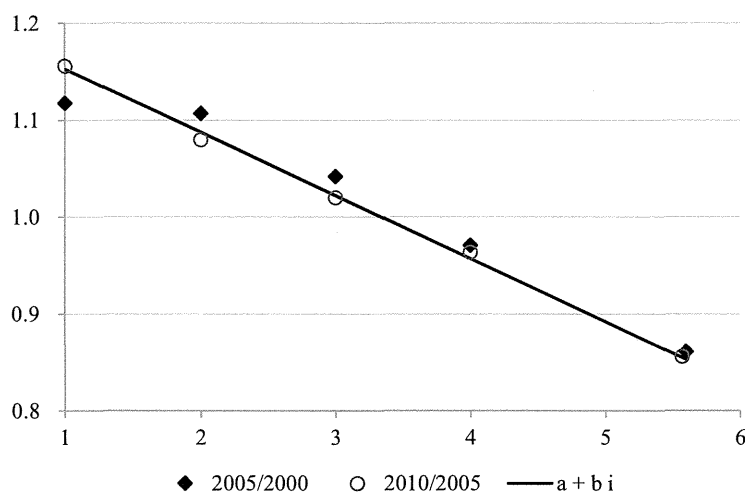
$$\mu_g = \sum_i i g_i, \quad \delta_g^2 = \sum_i i^2 g_i - \mu_g^2. \quad (\text{式 8})$$

また、個人から見た所属世帯の平均規模 μ_g と世帯から見た平均規模 μ_f の間には、次の関係があることが知られている。

$$\mu_g = \mu_f + \frac{\delta_f^2}{\mu_f}. \quad (\text{式 9})$$

このことは、個人の所属世帯の平均規模 μ_g が最大カテゴリーの定義に依存することを示唆する。たとえば集計表が「5人以上」でまとめられていれば、「10人以上」でまとめられているときより分散が小さくなり、したがって μ_g も小さくなる。そもそも表 6 が依拠した 2010 年国勢調査も、最大カテゴリーが「10人以上」であり、 μ_g の計算結果は真の値よりわずかに小さいと考えられる。したがって平均世帯規模の指標としては、世帯単位の μ_f を用いた方がよい。

図4. 所属世帯規模別分布の変化比



将来の平均世帯規模 μ_f^* が与えられたとき、それに合わせて将来のプロペンシティ g_i^* を求めることを考える。図 4 は国勢調査間のプロペンシティの変化比で、5人以上は期首の条件付平均（2000年の 5.5997 と 2005年の 5.5684）を用いてプロットしてある。2000年以後は 3人以下の世帯が増え 4人以上の世帯が減る趨勢だが、特に 2005～10年の変化は直線上に乗っていることがわかる。

そこで $g_i^*/g_i = a + b i$ として、次の条件を満たすように a, b を定めたい。ふたつ目の条件は、 $g_i = i f_i / \mu_f$ という関係から導かれる。

$$\sum_i g_i^* = 1, \quad \sum_i \frac{g_i^*}{i} = \frac{1}{\mu_i^*}. \quad (\text{式 10})$$

結果は次のようになる。図 4 の直線は、こうして得られた $1.2179 - 0.0652 i$ を示したものである。

$$b = -\frac{\mu_f}{\mu_g - \mu_f} \left(\frac{1}{\mu_f^*} - \frac{1}{\mu_f} \right), \quad a = 1 + \frac{\mu_g \mu_f}{\mu_g - \mu_f} \left(\frac{1}{\mu_f^*} - \frac{1}{\mu_f} \right). \quad (\text{式 11})$$

このようにある期間について、期首の2種類の平均 μ_f , μ_g に加え期末の平均世帯規模 μ_f^* が与えられれば、期末のプロペンシティは $g_i^* = g_i(a + b i)$ で求まる。表7は2035年までの5年期間別のパラメタで、表8は将来推計結果である。

表7. プロペンシティ法のパラメタ

年次	μ_g	μ_f	μ_f^*	a	b
2010~15	3.1971	2.4217	2.3433	1.1380	-0.0432
2015~20	3.1063	2.3433	2.2874	1.0994	-0.0320
2020~25	3.0401	2.2874	2.2469	1.0729	-0.0240
2025~30	2.9912	2.2469	2.2190	1.0505	-0.0169
2030~35	2.9572	2.2190	2.2014	1.0320	-0.0108

表8. プロペンシティ法による世帯規模別人員・世帯数の将来推計

年次	1	2	3	4	5+	計
世帯人員(千人)						
2010	16,785	28,252	28,265	29,841	22,403	125,546
2015	18,145	29,338	28,148	28,445	19,892	123,968
2020	18,960	29,736	27,648	27,050	17,962	121,356
2025	19,309	29,591	26,869	25,658	16,397	117,824
2030	19,255	29,028	25,921	24,334	15,142	113,681
2035	18,870	28,145	24,863	23,088	14,126	109,091
世帯人員 (%)						
2010	13.4	22.5	22.5	23.8	17.8	100.0
2015	14.6	23.7	22.7	22.9	16.0	100.0
2020	15.6	24.5	22.8	22.3	14.8	100.0
2025	16.4	25.1	22.8	21.8	13.9	100.0
2030	16.9	25.5	22.8	21.4	13.3	100.0
2035	17.3	25.8	22.8	21.2	12.9	100.0
世帯数(千世帯)						
2010	16,785	14,126	9,422	7,460	4,050	51,842
2015	18,145	14,669	9,383	7,111	3,596	52,904
2020	18,960	14,868	9,216	6,762	3,247	53,053
2025	19,309	14,795	8,956	6,414	2,964	52,439
2030	19,255	14,514	8,640	6,084	2,737	51,231
2035	18,870	14,072	8,288	5,772	2,554	49,555
世帯数 (%)						
2010	32.4	27.2	18.2	14.4	7.8	100.0
2015	34.3	27.7	17.7	13.4	6.8	100.0
2020	35.7	28.0	17.4	12.7	6.1	100.0
2025	36.8	28.2	17.1	12.2	5.7	100.0
2030	37.6	28.3	16.9	11.9	5.3	100.0
2035	38.1	28.4	16.7	11.6	5.2	100.0

表 7 の μ_f^* は国立社会保障・人口問題研究所(2013)における将来の平均世帯規模である。プロペンシティは表 6 の 2010 年国勢調査のもので 5 人以上をまとめた分布から出発し、5 人以上の条件付平均世帯規模は 2010 年の 5.5318 で固定した。

表9. 独居者数＝単独世帯数の比較

年次	プロペン シティ法	公式 推計	差	誤差 (%)
2015	18,145	17,637	508	2.88
2020	18,960	18,270	689	3.77
2025	19,309	18,648	660	3.54
2030	19,255	18,718	537	2.87
2035	18,870	18,457	413	2.24

公式推計である国立社会保障・人口問題研究所(2013)は家族類型別の将来推計であり、比較可能なのは単独世帯のみである。表 8 を公式推計と比較してみると、プロペンシティ法は公式推計より単独世帯を多めに推計していることがわかる。その差は 41～59 万人(世帯)、誤差率にして 2.2～3.8%程度である。違いは大きくないが、無視できるほどでもない。しかし将来の平均世帯規模 μ_f^* に加え、独居

割合 g_1^* まで指定したのでは過剰限定になり、プロペンシティを決定できないと思われる。事後的に g_1^* に合わせた上でその減少分を 2 人以上世帯に適当に配分し、同時に 5 人以上の条件付平均(上の方法では 2010 年の値で固定)を変化させて μ_f^* が保存されたことにすることも考えられるが、妥当とは言いがたい。

おわりに

各国の世帯数の将来推計は世帯主率法による場合が多いが、オーストラリアとニュージーランドではプロペンシティ法が選好されている。世帯主率法の場合、まず総世帯数を確定した上で、別に用意された分布を適用して家族類型別、世帯規模別、高齢者の有無別などに分割する方式が韓国、香港、イングランドで用いられている。韓国とイングランドの幾何級数モデルは、この方式を前提としたものである。

オーストラリアとニュージーランドのプロペンシティ法で、居住状態は世帯の家族類型と世帯内地位の組合せになっている。二人以上の家族世帯については「カップル」「カップルと子」「ひとり親と子」が区別され、世帯内地位は「親」「子」「その他」が基本的な分類である。家族類型別世帯数に関するプロペンシティ法では、居住状態別人口と家族類型別世帯数の関係は必ずしも自明ではなく、別に将来の平均世帯規模を用意しておく必要がある。

世帯推移率法が公式推計に用いられた例は、国立社会保障・人口問題研究所のものが唯一と思われる。学術分野ではオランダの LIPRO モデル以来いくつかの適用例があり、特に Zeng, et al.(2006)の ProFamy モデルは非常に大規模で多様なアウトプットを生成する。

プロペンシティ法は、居住状態別人口と世帯数の関係が自明な世帯規模別の将来推計に向いている。そこで与えられた平均世帯規模に合わせて将来のプロペンシティを決定する方法を考案し、2010～35 年の日本について試行した。この方法は、事後的にプロペンシティの合計が 1 になるよう調整する必要がなく、数学的にもすっきりしている。しかし与えられた平均世帯規模と単独世帯数(独居者数)を両立することはできなかった。

文献・資料

- Australian Bureau of Statistics (2010) "Household and Family Projections, Australia, 2006 to 2031."
- Bell, Martin, Jim Cooper, and Magda Les (1995) "Household and Family Forecasting Models - A Review," Commonwealth Department of Housing and Regional Development, Commonwealth of Australia, 1995
- Canada Mortgage and Housing Corporation (2013) "Long-Term Household Growth Projections - 2013 Update," Research Highlight: Socio-economic Series 13-006.
- Census and Statistics Department (2013) "Hong Kong Domestic Household Projections up to 2041."
- Department for Communities and Local Governments (2013) "Household Interim Projections, 2011 to 2021, England."
- Keilman, N. (1988) "Dynamic household models", in Keilman, Nico, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford, Clarendon Press, pp. 123-138;
- McCue, Daniel (2014) "Baseline Household Projections for the Next Decade and Beyond," Joint Center for Housing Studies, Harvard University.
- Murphy, M. (1991) "Household Modelling and Forecasting - Dynamic Approaches with Use of Linked Census Data", *Environment and Planning A*, Vol. 23, pp. 885-902;
- Statistics New Zealand (2004) "New Zealand Family and Household Projections 2001(base)-2021."
- van Imhoff, Evert and Nico Keilman (1991) *LIPRO 2.0: An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in the Netherlands*, Amsterdam/Lisse, Swets & Zeitlinger B.V..
- Zeng Yi, Kenneth C. Land, Zhenglian Wang and Danan Gu (2006) "U.S. Family Household Momentum and Dynamics: an Extension and Application of the ProFamy Method," *Population Policy and Research Review* 25:1-41.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2011)『第6回世帯動態調査 (2009年社会保障・人口問題基本調査) 現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第28号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013)『日本の世帯数の将来推計 (全国推計) 2013年1月推計』人口問題研究資料第329号.
- 한국통계청 (2012) "장래가구추계:2010년~2035년," 보도자료 2012.4.26.