

12種類、女子11種類の生存状態を定義した。

一瞥して明らかなように、状態はまず「未婚」「有配偶」「死離別」の配偶関係に分類され、それぞれの配偶関係で可能な世帯のマーカまたは非マーカに細分されている。ここで言うマーカはほぼ世帯主と同義だが、例外的な場合については世帯内で地位を組み替えている。たとえば「夫婦のみの世帯」や「夫婦と子の世帯」で妻が世帯主の場合、夫をその世帯のマーカ、妻を配偶者として稀少例を排除し、推移確率行列の大きさを抑えた。

推移確率行列の作成は二段階を経て行われ、まず表2のような4×4の配偶関係間推移確率行列（死亡確率を含む）を、男女別・5歳階級別に作成した。次いで第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、配偶関係間推移が与えられた場合の状態間の条件付推移確率を適用し、フルサイズの推移確率行列を作成した。

こうした状態間推移確率は、将来人口推計における年齢別出生率・死亡率・移動率に対応する。将来人口・世帯推計では、そうした人口学的率（イベント生起率）こそが人口変動をもたらすエンジンで、人口規模や人口構造、人口分布等は推計の結果得られるアウトプットであると考えられる。したがって仮定値を設定すべきなのは人口学的率であり、本来アウトプットであるべき人口増加率や年齢構造、地域分布等に対し仮定値を設定するのは、方法論的に妥当でないとされる。

表2 配偶関係間推移確率行列

期首\期末	<i>s</i>	<i>m</i>	<i>w</i>	<i>d</i>
<i>s</i> 未婚	$1-qsm-qsw-qsd$	<i>qsm</i>	<i>qsw</i>	<i>qsd</i>
<i>m</i> 有配偶	0	$1-qmw-qmd$	<i>qmw</i>	<i>qmd</i>
<i>w</i> 死離別	0	<i>qwm</i>	$1-qwm-qwd$	<i>qwd</i>
<i>d</i> 死亡	0	0	0	1

qsm 初婚確率
qsw 初婚→結婚解消確率
qmw 結婚解消確率
qwm 再婚確率
qsd 未婚者の死亡確率
qmd 有配偶者の死亡確率
qwd 死離別者の死亡確率

ところが都道府県別世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2014）で用いられた世帯主法は、妥当でない方法論に依拠している。世帯主率＝一般世帯主数÷一般世帯人員数は、65歳以上割合や市部人口割合等と同じく人口構造の一種であり、本来アウトプットとして得られるべきものである。しかし世帯主率法では、将来の世帯主率を仮定して推計を行っている。これは将来の65歳以上割合を仮定して人口高齢化の推計を行うのに似ている。

本稿では、都道府県別世帯推計に世帯推移率法を適用する場合の問題点について考察する。この場合、最も問題となるのは状態間推移と人口移動との関連である。全国世帯推計では、国際人口移動は配偶関係や世帯内地位間の推移に影響しないと仮定している。日本の国際人口移動の水準では、この仮定は妥当と考えられる。しかし都道府県間人口移動の水準は国際人口移動よりはるかに高く、無視できる水準ではない。

表 3 移動と配偶関係間推移が独立な場合の推移確率行列

	s_1	m_1	w_1	s_2	m_2	w_2	d
地域 1 未婚	$(1-m_{21})(1-qsm_1-qsw_1-qsd_1)$	$(1-m_{12})qsm_1$	$(1-m_{12})qsw_1$	$m_{12}(1-qsm_1-qsw_1-qsd_1)$	$m_{12}qsm_1$	$m_{12}qsw_1$	qsd_1
m_1 有配偶	0	$(1-m_{12})(1-qmu_1-qmd_1)$	$(1-m_{12})qmu_1$	0	$m_{12}(1-qmu_1-qmd_1)$	$m_{12}qmu_1$	qmd_1
w_1 死離別	0	$(1-m_{12})quw_1$	$(1-m_{12})(1-quw_1-qucd_1)$	0	$m_{12}quw_1$	$m_{12}(1-quw_1-qucd_1)$	$qucd_1$
s_2 地域 2 未婚	$m_{21}(1-qsm_2-qsw_2-qsd_2)$	$m_{21}qsm_2$	$m_{21}qsw_2$	$(1-m_{21})(1-qsm_2-qsw_2-qsd_2)$	$(1-m_{21})qsm_2$	$(1-m_{21})qsw_2$	qsd_2
m_2 有配偶	0	$m_{21}(1-qmu_2-qmd_2)$	$m_{21}qmu_2$	0	$(1-m_{21})(1-qmu_2-qmd_2)$	$(1-m_{21})qmu_2$	qmd_2
w_2 死離別	0	$m_{21}quw_2$	$m_{21}(1-quw_2-qucd_2)$	0	$(1-m_{21})quw_2$	$(1-m_{21})(1-quw_2-qucd_2)$	$qucd_2$
d 死亡	0	0	0	0	0	0	1

m_{12} 地域 1 から地域 2 への移動確率
 m_{21} 地域 2 から地域 1 への移動確率
 qsm_1 地域 1,2 の初婚確率
 qsw_1 地域 1,2 の初婚→結婚解消確率
 qmu_1 地域 1,2 の結婚解消確率
 quw_1 地域 1,2 の再婚確率
 qsd_1 地域 1,2 の未婚者の死亡確率
 qmd_1 地域 1,2 の有配偶者の死亡確率
 $qucd_1$ 地域 1,2 の死離別者の死亡確率

I. 都道府県間移動と配偶関係間推移

ここでは地域がふたつしかない場合の最も単純な多地域モデルを考える。地域1と地域2の間の5年間移動確率を m_{12} , m_{21} とする。仮に移動確率が配偶関係間推移確率と独立である場合、推移確率行列は表3のようになるだろう。結婚・離婚・死別等が移動と独立であれば、地域別の配偶関係間推移確率と移動確率さえあれば、将来の男女別・5歳階級別・配偶関係別人口は投影できることになる。

独立性の仮定はどの程度妥当だろうか。直ちに生じる疑問は、そもそも結婚は夫妻の少なくとも一方の移動を伴うものであり、都道府県間移動に限定してもなお移動と結婚は結び付いているのではないかという点である。このことを、第7回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2016）で確認してみたい。

表4は調査の5年前（2009年7月）に未婚だった回答者の5年間の初婚確率を、都道府県移動の有無別に示したものである。男女とも5年前の居住都道府県が調査時と異なる者は、調査時点で既婚である確率が高い。男女とも統計的に有意差があるが、特に女子の場合、移動者の非移動者に対する初婚の相対リスクは $0.40/0.15=2.7$ 倍に達する。

表4 都道府県間移動の有無別、5年前未婚者の初婚確率

男	N	初婚確率
移動なし	2,311	0.13371
移動あり	416	0.20913
$\chi^2 = 15.556^{**}$		
女	N	初婚確率
移動なし	2,012	0.14811
移動あり	282	0.40071
$\chi^2 = 105.559^{**}$ $^{**}p < 0.01$		

第7回世帯動態調査（2014）

表5は5年前に有配偶だった回答者の5年間の結婚解消（離婚または配偶者の死亡による）を比較したものである。やはり移動者の方が調査時点で死離別に推移している可能性が高いが、その差は初婚ほどではなく、男子では統計的な有意差はない。このように有配偶者の結婚解消は移動と独立と仮定できるかもしれないが、初婚に関しては明らかに独立ではない。再婚のケース数は少なく分析できなかったが、初婚と同じく移動と強く関連することが予想される。

表5 都道府県間移動の有無別、5年前有配偶者の結婚解消確率

男	<i>N</i>	結婚解消確率
移動なし	6,292	0.03020
移動あり	255	0.05098
$\chi^2 =$		2.8655

女	<i>N</i>	結婚解消確率
移動なし	5,840	0.08236
移動あり	215	0.13023
$\chi^2 =$		5.5654 *

*p<0.05

第7回世帯動態調査(2014)

移動者の初婚・再婚確率が非移動者より有意に高いことを勘案して、表3の推移確率行列を修正することを考える。仮に移動者の相対リスク $R > 1$ が移動の方向に対し対称的であれば、初婚に関しては表3の第1行第4,5列と第4行第1,2列を次のように修正すればよい。

$m_{12} (1 - qsm_1 R - qsw_1 - qsd_1)$,	第1行第4列
$m_{12} qsm_1 R$,	第1行第5列
$m_{21} (1 - qsm_2 R - qsw_2 - qsd_2)$,	第4行第1列
$m_{21} qsm_2 R$.	第4行第2列

しかし一般に移動がもたらす初婚の相対リスクは、移動の方向と独立なのだろうか。つまり特定の二地域について、いずれからいずれへの移動も同程度の結婚移動を伴うと仮定してよいのだろうか。この仮定が破れる例として、大都市の郊外化と結婚移動が関連している場合が想定される。この場合、都心への転入よりも都心から郊外への転出の方が、結婚との結びつきが強いただろう。

表6 5年間の居住地の変化別、5年前未婚者の初婚確率

男	2009年7月	2014年7月	<i>N</i>	初婚確率	相対リスク
	大都市中核	大都市中核	581	0.11360	
	大都市中核	その他	75	0.37333	3.29
	その他	その他	2,135	0.13583	
	その他	大都市中核	79	0.24051	1.77
女	2009年7月	2014年7月	<i>N</i>	初婚確率	相対リスク
	大都市中核	大都市中核	551	0.11978	
	大都市中核	その他	46	0.60870	5.08
	その他	その他	1,771	0.16770	
	その他	大都市中核	44	0.31818	1.90

大都市中核は東京都・大阪府・愛知県
第7回世帯動態調査(2014)

そこで47都道府県を「大都市中核」(東京・大阪・愛知)と「それ以外」に二分し、5

年前未婚者の初婚確率を比較したのが表6である。予想どおり大都市中核からの転出の方が初婚確率を引き上げる効果が大きく、大都市中核にとどまった者に比べ男子は3倍、女子は5倍以上初婚確率が高い。大都市中核への転入も初婚確率を高めるが、相対リスクは男女とも2倍未満にとどまっている。このように移動と初婚の結合が非対称的でない場合が多いとすれば、多くの地域の組合せについて二種類の相対リスクを用意する必要があることになる。

$$\begin{array}{ll}
 m_{12} (1 - qsm_1 R_1 - qsw_1 - qsd_1), & \text{第1行第4列} \\
 m_{12} qsm_1 R_1, & \text{第1行第5列} \\
 m_{21} (1 - qsm_2 R_2 - qsw_2 - qsd_2), & \text{第4行第1列} \\
 m_{21} qsm_2 R_2. & \text{第4行第2列}
 \end{array}$$

このように移動と配偶関係間推移は独立であり得ず、表3の独立モデルはかなりの修正を要する。たとえ結婚解消は移動と独立と仮定し、再婚の相対リスクは初婚と同等と仮定するにせよ、なお $47 \times 46 \times 2 = 4324$ 通りの相対リスクを特定する必要がある。世帯動態調査では標本規模が小さく、都道府県の組合せ別の集計は不可能である。このことは、全国を「東京・大阪・愛知」と「それ以外」に二分した表5でさえ、5年間の移動者は数十人の規模にすぎないことから察知できよう。十分な経験的根拠をもって、すべての転出元-転入先の組合せ別に初婚の相対リスクを特定するのは、きわめて困難である。

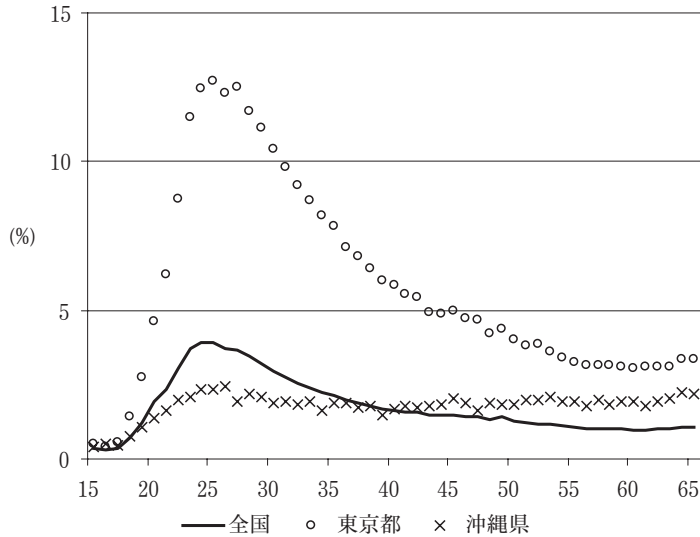
II. 地域別の配偶関係間推移確率

表3では地域別に配偶関係間推移確率が異なることが想定された。都道府県別の人口・世帯を同時に推計するモデルでは、将来の都道府県別の初婚・再婚・結婚解消確率および配偶関係別死亡確率が必要になる。一般に年齢別出生率や死亡率など、移動率以外の率は、全国値からの格差を用いて仮定値を設定する方法が有効とされる。都道府県別世帯推計(国立社会保障・人口問題研究所 2014)でも、各都道府県の男女別・5歳階級別・家族類型別世帯主率の全国値からの格差を用いて将来の世帯主率を仮定している。

初婚確率の場合、移動と届出地の関係がまず問題になる。結婚前後の居住地は、夫の結婚前居住地、妻の結婚前居住地、結婚後の居住地(同居)の三つがある。おそらくほとんどの夫婦は結婚後の居住地で届け出るだろうが、その場合、結婚移動者と結婚前からの居住者が区分できず、相対リスクが正しく適用できない。

人口動態統計年報には、当該年度内に届出て結婚生活に入った夫婦の都道府県別・年齢別初婚数が掲載されている。届出遅れや年齢不詳が除外されているため、これを国勢調査の未婚人口で割って得た初婚ハザードは過小評価になる。仮に遅れや不詳の生じ方に地域差がないのであれば、全国値との格差には影響を与えない。しかし実際には、大都市圏の方が遅れや不詳が多いことが予想される。

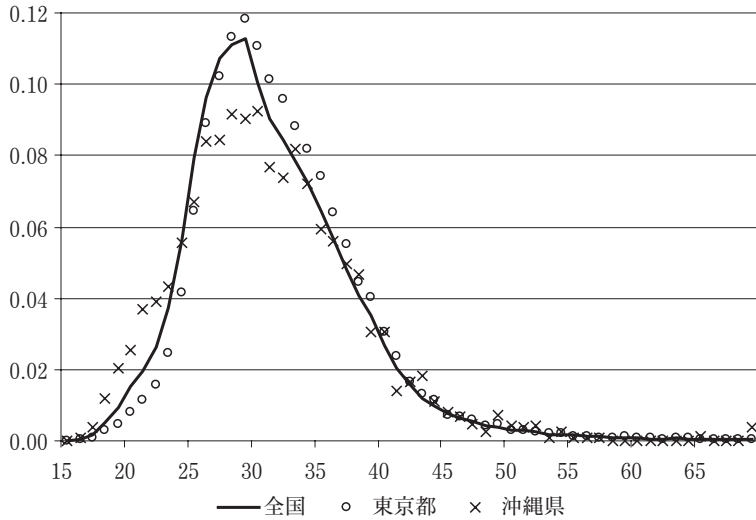
図1 女子の年齢別、配偶関係不詳割合（2015年国勢調査）



分母となる国勢調査人口に年齢や配偶関係の不詳が非常に多い場合、そもそも計算された初婚ハザードが過小なのか否かすら明瞭でなくなる。図1をみると、配偶関係不詳には明らかに地域差があり、しかも年齢パターンも一様でない。東京都の女子では全体的に配偶関係不詳が多く、23～30歳では10%を超える。沖縄県は20～30代は全国より配偶関係不詳の割合が低いが、40代以降でも不詳割合が低下しない。これは、東京都の配偶関係不詳者には未婚者が多く、沖縄県は死離別が多いことを示唆するように思われる。このように配偶関係不詳の内訳に地域差があるとすれば、単純な比例配分による補正は誤った結論を導く可能性が高い。

図2は2015年の人口動態統計年報にある女子の初婚数を、2015年国勢調査の未婚日本人女子人口で割った初婚ハザードで、遅れや不詳の調整はしていない。図1の配偶関係不詳の水準から、東京都のハザードは過大評価で、沖縄県は40歳未満では過小評価になっているだろう。しかし全体的なハザードの高低に加え、沖縄県は全国値より早婚で東京都は晩婚である傾向も認められる。したがって全国からの格差としては、全体の比例ハザード係数に加え、水平方向のシフトに関するパラメタも必要になるだろう。また沖縄県の年齢パターンは凹凸が大きく、あらかじめ平滑化しておく必要がある。しかし20代前半にみられる不自然な膨らみは、婚外出生や婚前妊娠に関する異質性の結果かも知れない。実際に英国とアイルランドの年齢別出生率には、若年に異常な膨らみ (bulge) がみられ、これはシングルマザーの出生行動が結婚・同棲カップルと大きく異なるためとされる (Chandola, et al., 2002)。沖縄県でも早婚な集団が存在し、異質性が膨らみの原因なら、平滑化でならしてしまってもよいものか疑問が残る。

図2 女子の年齢別、初婚ハザード（2015年）



Ⅲ. 条件付確率の地域差

全国世帯推計では、表2のような配偶関係間推移確率行列（4×4）に対し、世帯動態調査から得られた条件付推移確率を適用してフルサイズの推移確率行列（男子13×13，女子12×12）を作成する。もし条件付確率に地域差がないのであれば、全国での条件付確率をそのまま適用すればよいが、そのような仮定が正当化されるとは考えにくい。

たとえば配偶関係間推移として、期首に未婚だった者が期末にも未婚のままとどまったという条件が与えられたとする。この場合、最も大きな推移は親世帯からの離家による、未婚の非マーカ（表1の S:nh）から未婚の単独マーカ（S:hS）への推移である。結婚前の離家は進学・就職を契機とすることが多いので、そうした機会が豊富な大都市圏では離家確率が低いとされる（岩上 1999，鈴木 2003，澤口・島崎 2004，福田 2006，Fukuda 2009）。実際に表7の集計結果をみると、20～29歳未婚女子の離家経験割合は関東と近畿で低い。20～29歳未婚男子の地域パターンはこれとは異なり、東海・甲信で低く、東北・北陸は非常に高い。関東・近畿は北海道・中国・四国とあまり変わらず、大都市圏で離家が遅いということではなさそうである。いずれにせよ結婚前離家のタイミングには明らかに地域差があり、全国の条件付確率を一律に適用するわけには行かない。

表7 地域ブロック別，20～29歳未婚者の離家経験割合

	男		女	
	N	離家経験済み(%)	N	離家経験済み(%)
北海道	52	50.0	36	36.1
東北・北陸	112	67.0	83	33.7
関東	357	52.1	258	28.7
東海・甲信	108	43.5	107	37.4
近畿	146	53.4	169	29.6
中国・四国	54	50.0	88	59.1
九州	59	45.8	82	37.8

第7回世帯動態調査（2014）

表8 地域ブロック別，過去5年間に結婚した回答者の世帯主率

	男		女	
	N	世帯主率(%)	N	世帯主率(%)
北海道	24	87.5	25	4.0
東北・北陸	41	65.9	42	4.8
関東	181	91.7	174	2.9
東海・甲信	61	80.3	58	3.4
近畿	69	92.8	70	5.7
中国・四国	43	90.7	39	0.0
九州	105	88.6	103	2.9

第7回世帯動態調査（2014）

配偶関係間推移として，未婚または死離別から有配偶への推移，つまり結婚を経験したという条件が与えられた場合についても考える。この場合，結婚後夫の大部分は世帯主になると考えられる。しかし表8の集計結果をみると，東北・北陸で結婚5年以内の夫の世帯主率が低いことがわかる。

このような子との同居割合と世帯構造の地域差については，以前から研究されてきた。清水（1985）は1973，1983年厚生行政基礎調査を分析し，東北6県と北陸4県を特に三世代世帯が多い地域，北海道，関東I（埼玉・千葉・東京・神奈川），近畿I（京都・大阪・兵庫），南九州（熊本・宮崎・鹿児島・沖縄）を特に核家族が多い地域とした。清水（1992）では国勢調査の高齢者がいる世帯の家族類型から，核家族世帯と単独世帯を合わせた比率は一貫して山形県で最小値，鹿児島県で最大値をとり，しかもその格差は1970～85年の期間に拡大したとした。

清水（1985）が提示した三世代世帯地域（東北・北陸），核家族地域（北海道・首都圏・大阪圏・南九州），およびその他という三類型は，Kojima（1989），西岡（2000），鈴木（2001）等の親子同居の要因に関する多変量解析で用いられた。それ以外の地域類型を用いたKojima（1994），Budak et al.（1996），田淵・中里（2004），施（2008）等の多変量解析でも，おおむね東北・北陸で親子同居が多く，西南日本で少ないという結果が得られた。このようにほとんどの多変量解析で地域ブロックの効果が有意に検出されるというこ

とは、そうした地域差が人口構造や学歴・職業・所得等の簡単に観測される階層差に還元できない、何らかの文化的差異に根ざしていることを示唆する。特に、同居による密接な相互扶助を良しとするか、一定の距離を置いた親子関係を良しとするかの考え方の地域差があるように思われる。

歴史人口学的研究によると、東北日本と西南日本の家族システムの差は少なくとも江戸時代までさかのぼれることがわかっている。18～19世紀の岩代国下守屋村（福島県）と美濃国西条村（岐阜県）を比較した Ochiai（2009）は、いずれも直系家族システムではあるが、同一の家族システムとは言えないと結論づけた。下守屋では三世代家族が多く、西条では核家族が多かったという違いに加え、差は結婚や奉公といったライフコースから出生率にまで及んでいた。平井（2008）によると、東北の家族システムは「遅れた近畿型」ではない。晩婚で家長の交替が遅い近畿地方の家族システムは、18世紀に新田開墾の余地がなくなり、人口圧力によって分割相続が困難になった状況で確立した。近畿での近世的な「イエ」の確立は人口抑制を目的とし、家にいられなくなった者は都市へ流入し、都市の高い死亡率も人口調整の役割をした。しかし東北では飢饉等の自然災害によって経済的条件が厳しく、幕末になっても土地不足を生じるほど人口が過剰になることはなかった。むしろ東北では18世紀の人口減少によって村落経済は停滞し、田畑は荒廃した。このような危機に対する「生き残り戦略」として近世的な「イエ」が確立した。

このように長く続いてきた世帯形成規範の地域差は今後も持続するだろうが、長期推計を行うのであれば地域差が最終的に解消するのか、一定の差を残して収束するのかの判断を迫られることになる。また結婚時には新居制でも、高齢の親と再同居して拡大家族を形成する頻度やタイミングにも地域差があり得、これも推移確率行列に影響する。さらに子の離家や結婚のタイミングの地域差は、高齢夫婦のみの世帯（エンブティ・ネスト）へ移行するタイミングに影響するが、そうした地域差を補足するのは難しい。

IV. 政策的意含意

仮に動的モデルによる地域別人口・世帯の同時推計が実現した場合、政策的な利用価値は大きい。まず、現在の人口・世帯推計では得られない地域（都道府県）別の配偶関係別人口や配偶関係間推移数が得られる。地域別の晩婚化・未婚化や離婚の増加は、有配偶女子人口の減少を通じて、地域人口の減少を強く規定する。男女・年齢別の離婚数や離別人口が得られれば、女世帯主世帯と子どもを含む貧困世帯の発生メカニズムがより詳細に把握でき、児童福祉政策に有益だろう。類型別世帯数のストックに加え、フローも得られるのも大きな利点である。たとえば特定期間に独居に移行する高齢者数と独居から脱出する高齢者数が得られれば、よりきめ細かな支援が可能だろう。

地域間移動と世帯状態間推移の関連が定量的に示せれば、応用範囲は広いだろう。未婚者の離家や親元への戻り、初婚時の移動に関する統計資料は、地方再生の施策に有益な示唆を与えるだろう。結婚解消時、退職時の移動や高齢者の呼び寄せ移動に関する資料も、

経済・福祉政策と広く関連するだろう。たとえ将来推計が可能なほど広範で詳細な資料が得られなくても、移動と世界形成・解体の関連に関する調査研究の蓄積は、幅広い政策分野に有意義な貢献を果たすだろう。

おわりに

本稿で検討したように、地域別人口推計と世帯推計を同時に行うモデルには、多くの方法論的問題が立ちだかることになる。地域間移動と配偶関係間推移は独立でなく、特に移動と結婚の相関は転出元・転入先の組合せによって複雑なパターンを示す。地域別の配偶関係間推移確率の算出には、官庁統計における年齢・配偶関係不詳のパターンが地域によって異なることが問題となる。配偶関係間推移確率行列を世帯推計のための推移確率行列に拡張する際には、様々な条件付確率に地域差があることが想定され、基礎データを得るのが難しい上に、説得力のある仮定値設定を行うのも困難である。現状では地域別人口・世帯の同時推計モデルを構築するには、非常に強い仮定を置かざるを得ず、きわめて不満なものしか構築できないだろう。

謝辞

本研究は厚生労働行政推進調査事業費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「人口減少期に対応した人口・世帯の動向分析と次世代将来推計システムに関する総合的研究（研究代表者石井太，課題番号（H26-政策-一般-004）」および「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究（研究代表者石井太，課題番号（H29-政策-指定-003）」による助成を受けた。

参考文献

- 岩上真珠（1999）「20代，30代未婚者の親との同別居構造—第11回出生動向基本調査独身者調査より—」『人口問題研究』第55巻第4号，pp. 1-15.
- 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（2012）『日本の将来推計人口 平成24年1月推計』人口問題研究資料第326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.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2014）『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計）2014年4月推計』人口問題研究資料第332号.
- 国立社会保障・人口問題研究所（2016）『第7回世帯動態調査（2014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34号.
- 澤口恵一・嶋崎尚子（2004）「成人期への移行過程の変動—学校・職業・家族の共時性—」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』東京大学出版会，pp. 99-120.
- 清水浩昭（1985）「家族形態の地域性」『人口問題研究』第176号，pp. 33-37.

- 清水浩昭 (1992) 『高齢社会と家族構造の地域性—人口変動と文化伝統をめぐって—』 時潮社.
- 鈴木透 (2001) 「人口減少社会の親族資源」『理論と方法』第30号, pp. 185-197.
- 鈴木透 (2003) 「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』第59巻第4号, pp. 1-18.
- 田淵六郎・中里英樹 (2004) 「老親と成人子との居住関係—同居・隣居・近居・遠居をめぐって—」 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編 『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析』 東京大学出版会, pp. 121-148.
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親との関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」『人口問題研究』第56巻第3号, pp. 34-55.
- 平井昌子 (2008) 『日本の家族とライフコース』 ミネルヴァ書房.
- 福田節也 (2006) 「未婚女性の離家・ライフスタイル・結婚」『家計経済研究』第72号, pp. 31-42.
- Chandola, T., D. A. Coleman and R. W. Hiorns (2002) "Distinctive Features of Age-specific Fertility Profiles in the English-speaking World: Common Patterns in Australia, Canada, New Zealand and the United States, 1970-98," *Population Studies*, Vol. 56, No. 2, pp. 81-200.
- Fukuda, Setsuya (2009) "Leaving the Parental Home in Post-war Japan: Demographic Changes, Stem-family Norms and the Transition to Adulthood," *Demographic Research*, Vol. 20, No. 30, pp. 731-816.
- Ochiai, Emiko (2009) "Two Types of Stem Household System in Japan: the *Ie* in Global Perspective," in Antoinette Fauve-Chamoux and Emiko Ochiai (eds.), *The Stem Family in Eurasian Perspective - Revisiting House Societies, 17th-20th Centuries*, Population, Family, and Society Vol. 10, Peter Lang, Bern, pp. 287-326.

Integrated Projection Model of Regional Population and Households – Methodological Problems –

Toru SUZUKI

This paper discusses methodological problems that make it difficult to project regional population and households simultaneously and dynamically. While a dynamic regional population projection model includes migration probabilities by origin and destination, a dynamic household projection model incorporates the transition between marital states and household positions. If migration and marital/household transitions were mutually independent, it would be possible to easily compile these probabilities into a transition matrix. However, the results of the Seventh National Survey on Household Changes conducted in 2014 show many examples of mutual dependence between two behaviors. Examples include the relationship between migration and first marriage, between migration and marriage dissolution, and the asymmetry between urban and rural migration during the first marriage.

Another problem is the regional difference in missing values in the census and vital statistics. For example, the Tokyo metropolitan area and Okinawa prefecture exhibit very different magnitudes and age patterns regarding "unknown" marital states. Furthermore, the comparison of age-specific first marriage rates between Tokyo and Okinawa highlights the difficulty in applying the proportional hazard approach.

The final problem is the regional difference in household formation and dissolution behavior. For example, the probability of leaving the parental household is lower in a metropolitan area than in a rural area. The probability of co-residing with parents after marriage is the highest in the Tohoku and Hokuriku regions. Although such patterns are well known, it is difficult to obtain the sex- and age-specific probabilities empirically for every prefecture.