

# 世帯分離と世帯合併についての 年齢別発生率の推定

伊藤 達也

## I 目 的

我が国の世帯構成は、1920(大正9)年から1955(昭和30)年まで比較的安定していた。高度経済成長が本格化するにつれて、人口の大都市集中、労働力の雇用者化が進行し、世帯規模が5人から3人へと縮小し、核家族世帯が急増した。その結果、1人の世帯員の病気、事故、死亡あるいは離婚などによる影響は、他の世帯員の生活に直接的かつ全面的に及ぶようになり、日常生活の基礎単位である世帯が重要になってきた。1970年以降、国勢調査における世帯統計は、集計内容が豊富になってきている<sup>1)</sup>。また、各種の世帯推計が公表されてきた。このようなことは、世帯情報の重要性の反映と見ることができよう。

最近公表された世帯の将来推計によると、人口高齢化の進展にともない今後30年間にわたって、高齢者世帯あるいは単独世帯が急増するものと予測されている<sup>2)</sup>。さらに、将来の世帯構成の推移に影響を与える要因の動向をみると、出生率は低位安定し、平均寿命は年々伸びをしめしている。また、最近結婚年齢の上昇、離婚件数の増加するなど、変化が見られる。

これまでに行われた世帯推計は、それぞれの目的に応じて作成されたもので、相互の整合性がない。また世帯変動の要因を内成変数化したものは少ない。さらに世帯の将来動向を検討するために、世帯構成の変動とその要因との数量的な関連性を明らかにするシミュレーション研究が行われてきたが、まだ十分なものとなっていない。

このような事情の背景として、世帯の変動要因が、家族の変動要因に比べて、複雑であること、このような分野の研究の蓄積が少ないこと、さらにシミュレーションに必要なパラメータの計測値がないこと、などの理由が考えられる。

そこで、本稿では、はじめに世帯変動の要因を整理し、つぎに世帯の構成と変動要因との数量的分析と将来動向をシミュレーションするのに必要な世帯分離と世帯合併に関する年齢別の発生率、とくに世帯員が2人以上の世帯と単身生活者世帯との間の推移確率を間接的に推定する方法を示し、最後に最近の国勢調査などの結果に基づく推定結果とその実用性を検討した。

## II 世帯の変動要因

世帯の変動要因は、家族の変動要因に比べて、複雑である。夫婦と未婚の子供のみを世帯の構成要素とする「核家族」社会では、世帯の変動要因は、出生、死亡、結婚、離婚および離婚後の子供の帰属、未婚の子供の独立の6つの要因が基本である。更に、同棲と別居の2要因を追加すれば、充分で

1) 総理府統計局、『我が国の世帯構成とその変動』(昭和55年国勢調査モノグラフNo.9), 1974年, 24-29ページ。

2) 厚生省人口問題研究所、『わが国世帯数の将来推計(試算) - 昭和60~100年 - 昭和62年10月推計』(研究資料第249号), 1987年。

あろう。

これに対して、三世同居などが少なくない我が国のような社会では、世帯の変動要因は、核家族の変動要因の他に、つぎの要因を考慮する必要がある。人口動態事件に関連する要因のうち、出生については世帯員の増加で他に及ぼす影響がほとんど無いことから問題が無いが、有配偶の死亡については残された家族が死亡後に親と同居する確率あるいは子供と同居する確率が必要である。また、結婚に関連する要因として、結婚後の親との同居の確率が必要である。なぜなら、結婚した夫婦の居住は、結婚後に夫方に妻が同居する場合、妻方の世帯に同居する場合、あるいは新たに世帯を創設する場合の3つの可能性がある。この3つの選択枝は、夫婦の出生順位や結婚時における兄弟姉妹の配偶関係や同別居の状況によっても影響をうけることになろう。離婚に関しては、家族の場合と同様に、子供の帰属あるいはどちらが世帯分離をするのかの確率が必要である。

人口動態要因に伴わない変動要因には、未婚の子供の独立の他に、世帯分離の要因として単身赴任がある。他方、世帯合併の要因として、就職進学したあとのいわゆる「Uターン」によるもの、単身赴任後の本拠世帯への復帰、さらに老親がより高齢化したときあるいは1人になった場合に子の世帯との同居などが報告されている。さらに、地域別の世帯数を推計するには、転勤と住宅事情などによる世帯員全員の移動を考慮することが必要である。

しかしながら、人口動態統計でも、同居者の状態別の統計あるいはある事件発生後の世帯員の動向に関する統計は極めて限られたものである。さらに、人口動態要因に伴わない変動要因に関する世帯を考慮した統計は、これまで皆無といえる状態にある。

### Ⅲ 単身生活者とは

#### 1. 単身生活者とは

単身生活者とは、世帯員が2人以上の世帯以外に常住する人々である。単身者に関する統計は、国勢調査をはじめとして、厚生行政基礎調査、就業構造基本調査、住宅統計調査などがある<sup>3)</sup>。

#### 2. 単身生活者数と居住特性

単身生活者数は、表1に示したように、1970年以降わずかではあるが、規模も総人口に対する構成比も大きくなっている。国勢調査によると、1985年の単身生活者数は961万、総人口の7.9%となっ

3) 山本千鶴子、「わが国の世帯統計」、『人口問題研究』第151号、1979年、63-72ページ。

国勢調査では、単身生活者は、「一戸を構えて住んでいる単身者」、「間借り・下宿などの単身者」、「会社などの独身寮の単身者」、「寮・寄宿舎の学生・生徒」、「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」、「自衛隊営舎内居住者」、「矯正施設の入所者」、「その他」において調査された者である（総務庁統計局、1985）。また、厚生行政基礎調査あるいは国民生活基礎調査では、「世帯員が1人だけの世帯」で、「従業先の事業所、事業所付属の施設又は事業所が従業者のためだけに設けている寄宿舎、飯場等に居住している世帯」を含んだものである。したがって、国勢調査に比べて、「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」、「自衛隊営舎内居住者」、「矯正施設の入所者」、「その他」の世帯員だけ、少ないことになる。（厚生省、1983、1987）

これを調査区の特性からみると、厚生行政基礎調査は、国勢調査調査区の「一般調査区」と「50人以上の寄宿舎・寮のある区域」（後置番号が1と8の調査区）から調査対象を抽出している。したがって、「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」、「自衛隊営舎内居住者」、「矯正施設の入所者」、「その他」の世帯員は調査の対象外となっている。

総務庁統計局、『日本の人口、昭和55年国勢調査—最終報告書—』、1985年、A-33~34ページ、厚生省大臣官房統計情報部、『昭和58年厚生行政基礎調査報告』、1983年、210、および同『昭和58年国民生活基礎調査の概要』、1987年、71ページ。

表1 単身生活者の総数 (1,000人)

年次	国勢調査 (人口比)	厚生行政基礎調査
1970 (昭和45)	7,553 (7.22%)	5,542
1975 (50)	8,160 (7.29%)	5,991
1980 (55)	8,715 (7.44%)	6,402
1985 (60)	9,610 (7.94%)	6,850

表2 世帯の種類別, 人口: 1970, 1985年 (1,000人)

世帯の種類	国勢調査	
	1985	1970
総人口	121,049	117,060
2人以上の世帯の世帯員	111,439	108,345
単身生活者総数	9,610	8,715
一戸を構えて住んでいる単身者	6,393	5,388
間借り・下宿などの単身者	322	712
会社などの独身寮の単身者	1,180	2,514
寮・寄宿舎の学生・生徒	332	331
病院・療養所の入院者	709	470
社会施設の入所者	368	203
自衛隊営舎内居住者	117	134
矯正施設の入所者	56	51
その他	92	126

注) 総数には、世帯の種類が不明なものを含んでいる。

ている。過去15年間に、755万から21万増加し、構成比は7.22%から0.7%ポイント上昇した。なお、厚生行政基礎調査の単身生活者は、1985年に685万で、国勢調査との差は、27万6千となっている。

つぎに、単身生活者の居住特性を表2からみると、「1戸を構えて住んでいる単身者」が最も多く、ついで「会社などの独身寮の単身者」、「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」が、比較的多い。過去15年間の推移を見ると、増加しているのは、「一戸を構えて住んでいる単身者」、「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」などである。これに対して、減少しているのは、「会社などの独身寮の単身者」、「間借り・下宿などの単身者」などである。

なお、国勢調査と厚生行

なお、国勢調査と厚生行政基礎調査との差は、後者が「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」などの「施設等の世帯」を含まないことと標本誤差によるものとおもわれる。

### 3. 男女年齢別、配偶関係別の単身生活者の割合

次に、昭和60年国勢調査の結果を基に、1985年における単身生活者の割合を、男女年齢、配偶関係別にみてみよう。

図1は、未婚者の単身生活者の割合である。この図から、単身生活者の割合は、男女とも年齢が高くなるにしたがって、上昇する傾向にあることがわかる。15歳未満は、ほぼ全員親と同居しているが、15歳から20歳にかけて単身生活をするものが多くなる。20歳代の単身生活者の割合は、男子35%、女子20%となっている。30歳以上では、再び単身生活者の割合が年齢とともに上昇している。40歳では男子50%、女子40%、60歳では男子65%、女子55%となっている。このような単身生活者の割合を、施設世帯以外で居住する者と「病院・療養所の入院者」、「社会施設の入所者」などの施設世帯に居住する者とにわけてみると、男子では50歳以上、女子では60歳以上で施設世帯に居住する者の割合が急激に上昇している。

図2は、有配偶者の単身生活者の割合を示したものである。その割合は、1~3%と、他の配偶関

図1 未婚者の男女、年齢別、単身生活者割合：1985年

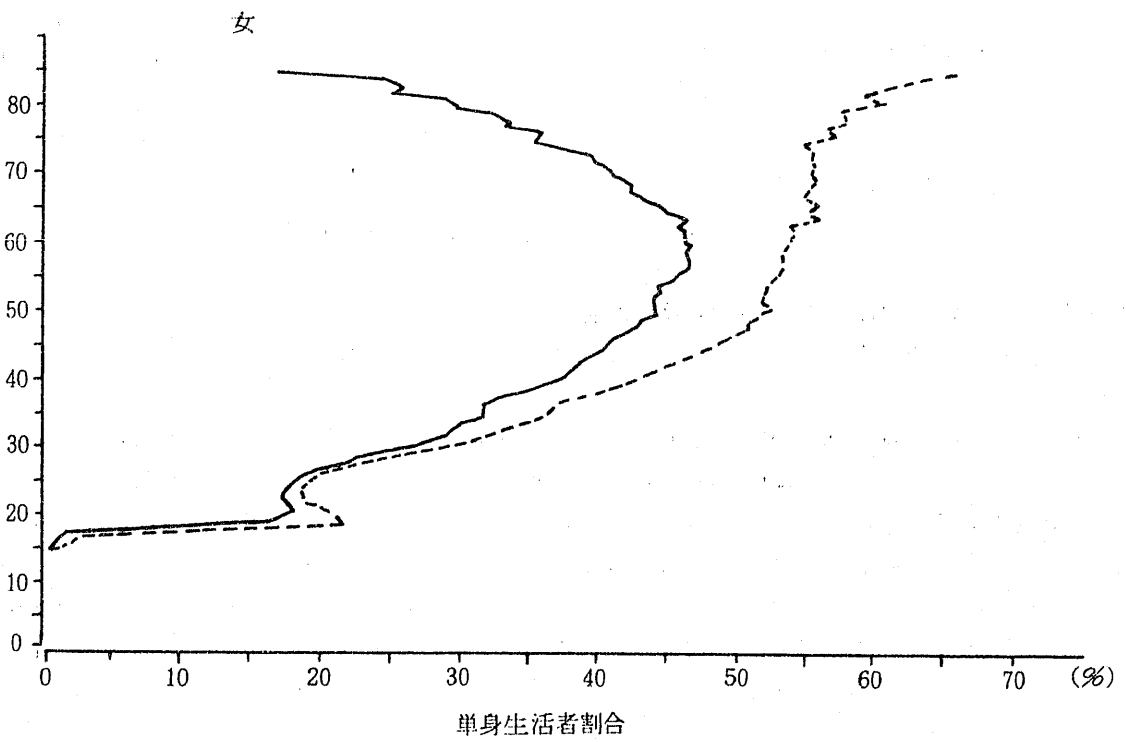
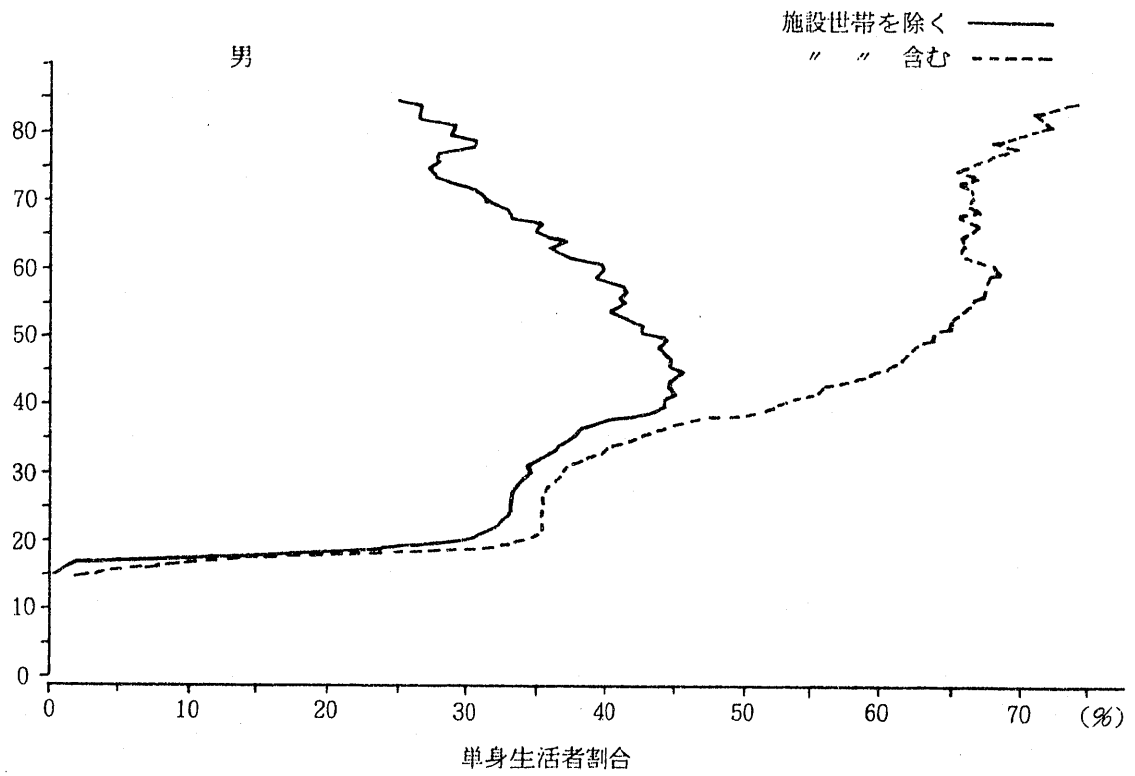


図2 有配偶者の男女、年齢別、単身者割合：1985年

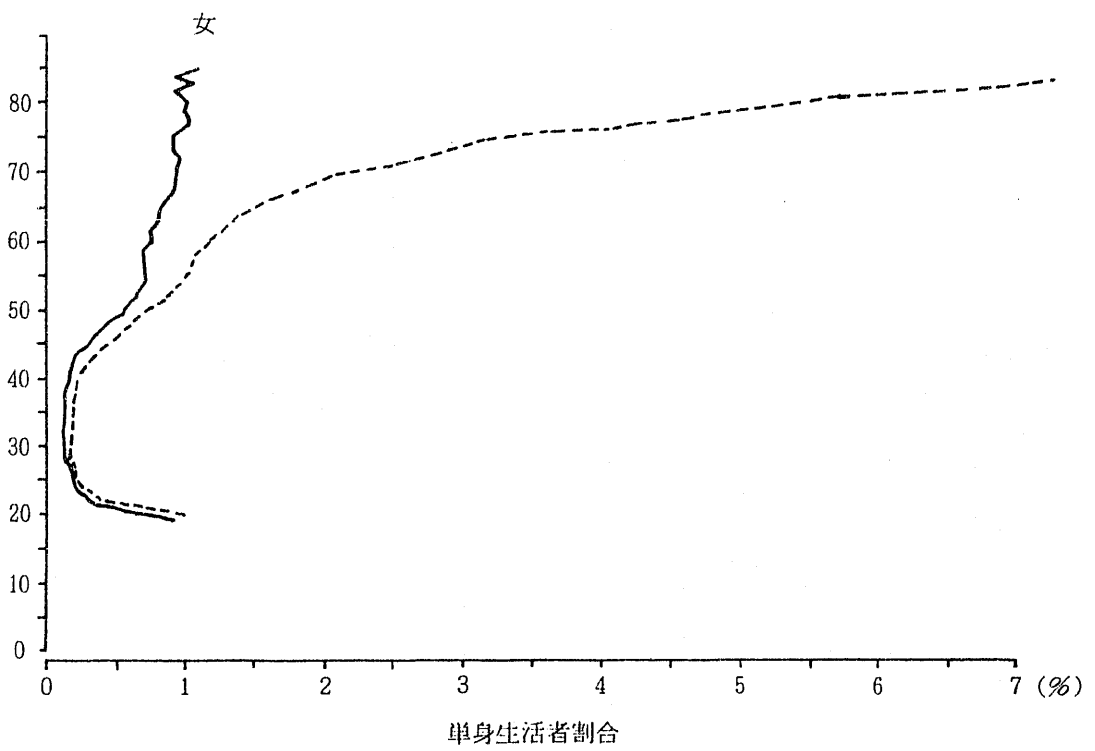
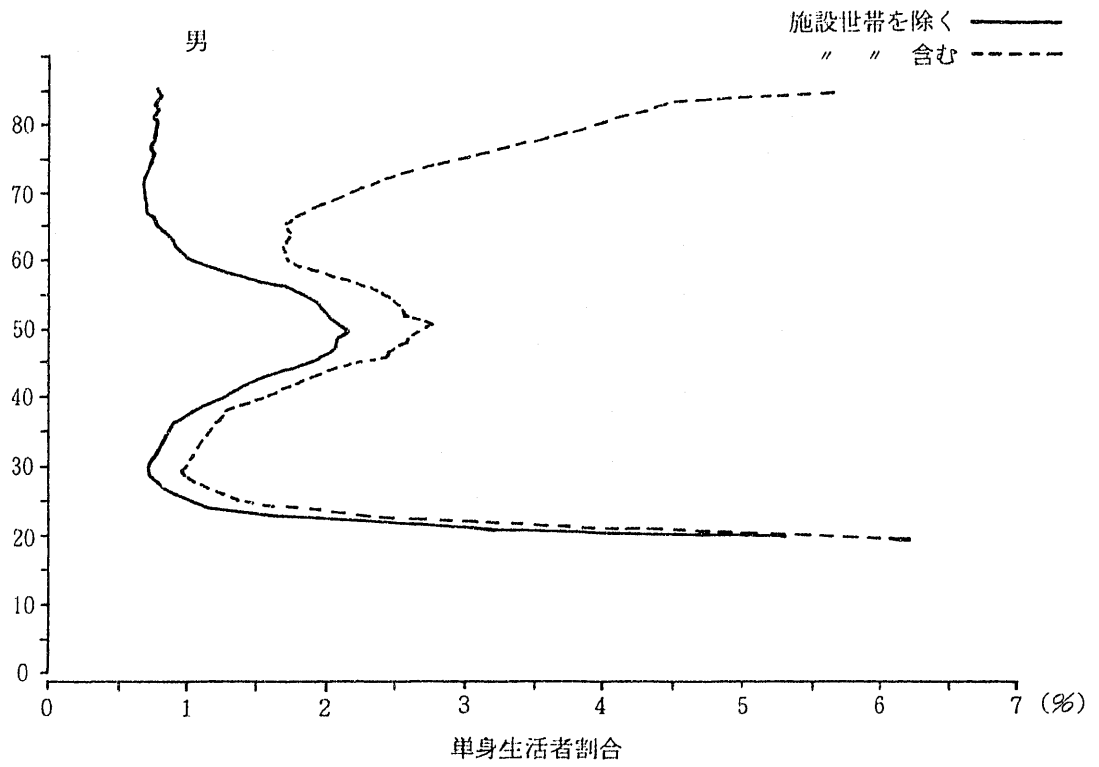


図3 死別者の男女, 年齢別, 単身者割合: 1985年

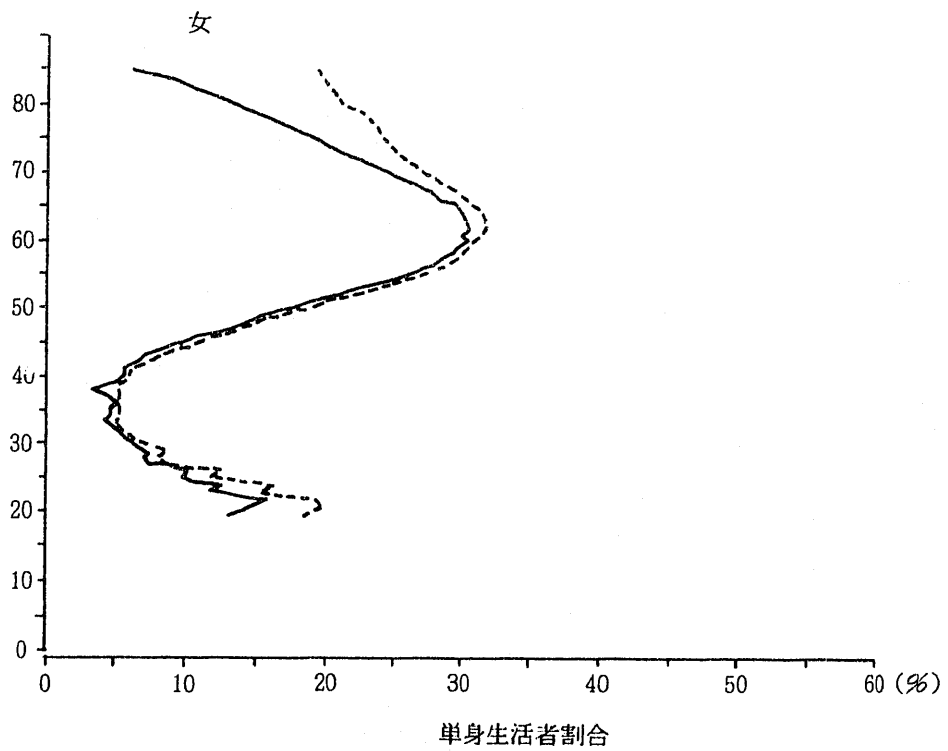
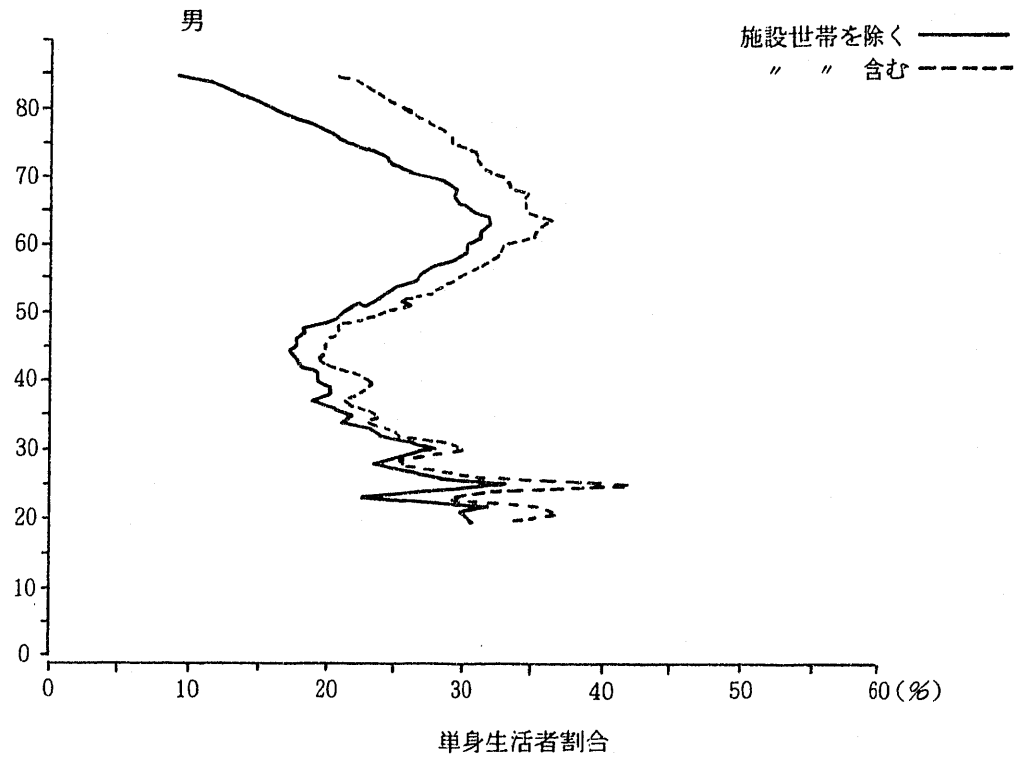


図4 離別者の男女、年齢別、単身生活者の割合：1985年

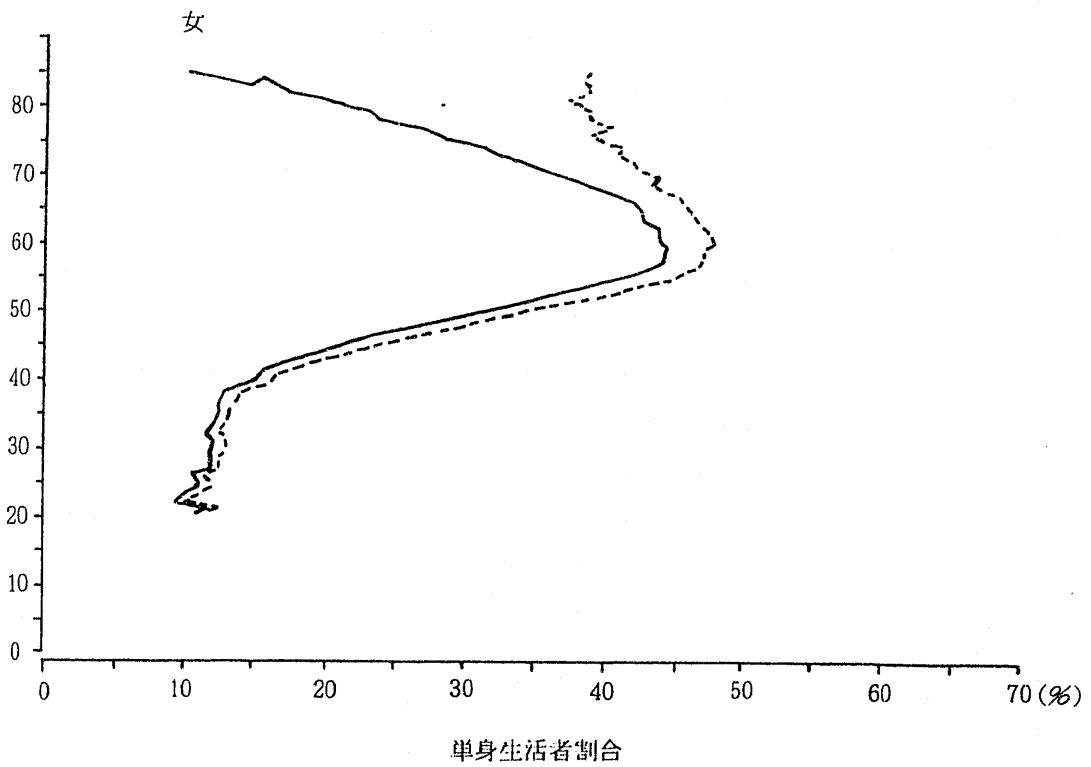
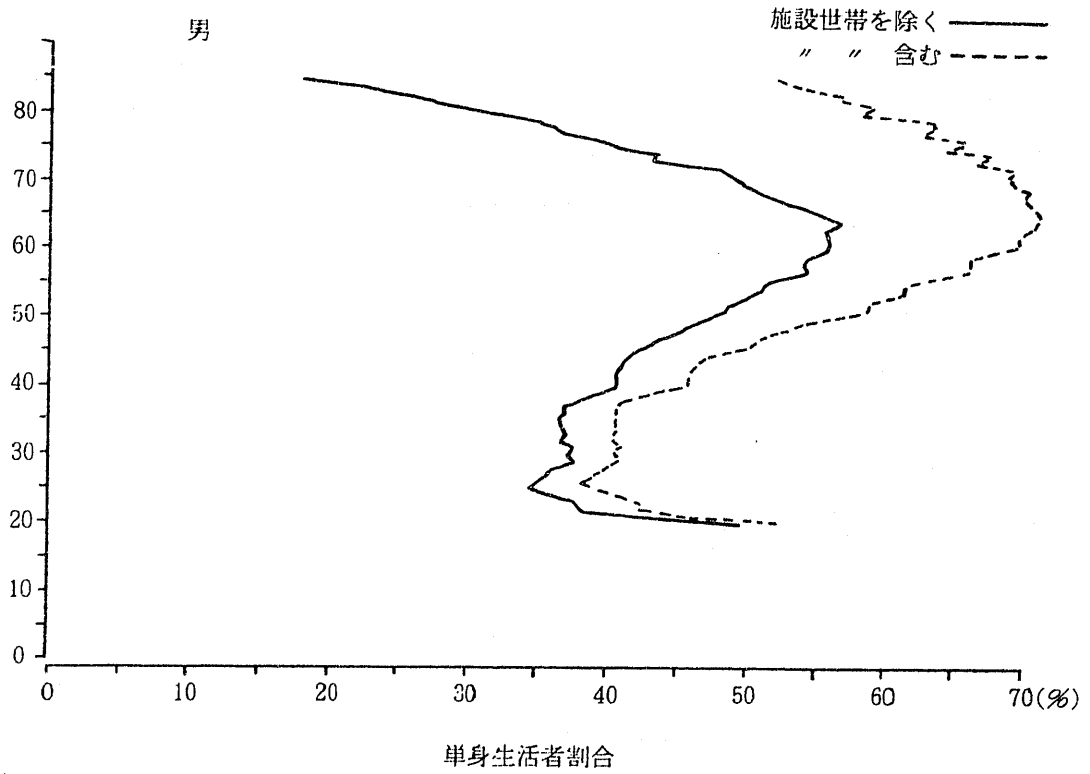


図5 未婚者の男女年齢別，単身生活者の割合：1975年

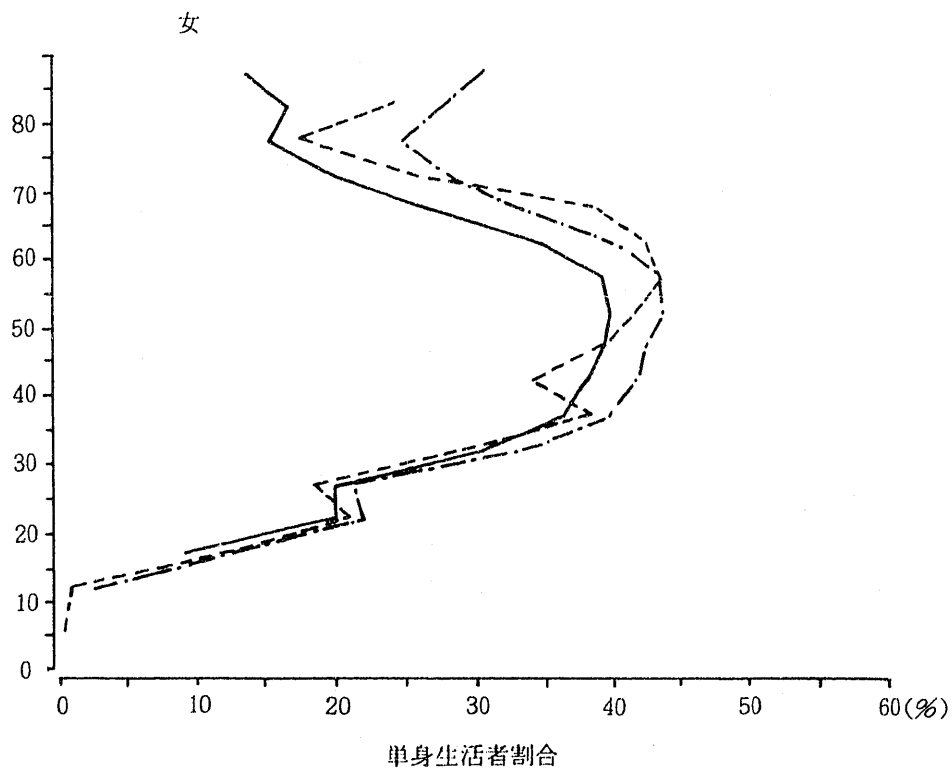
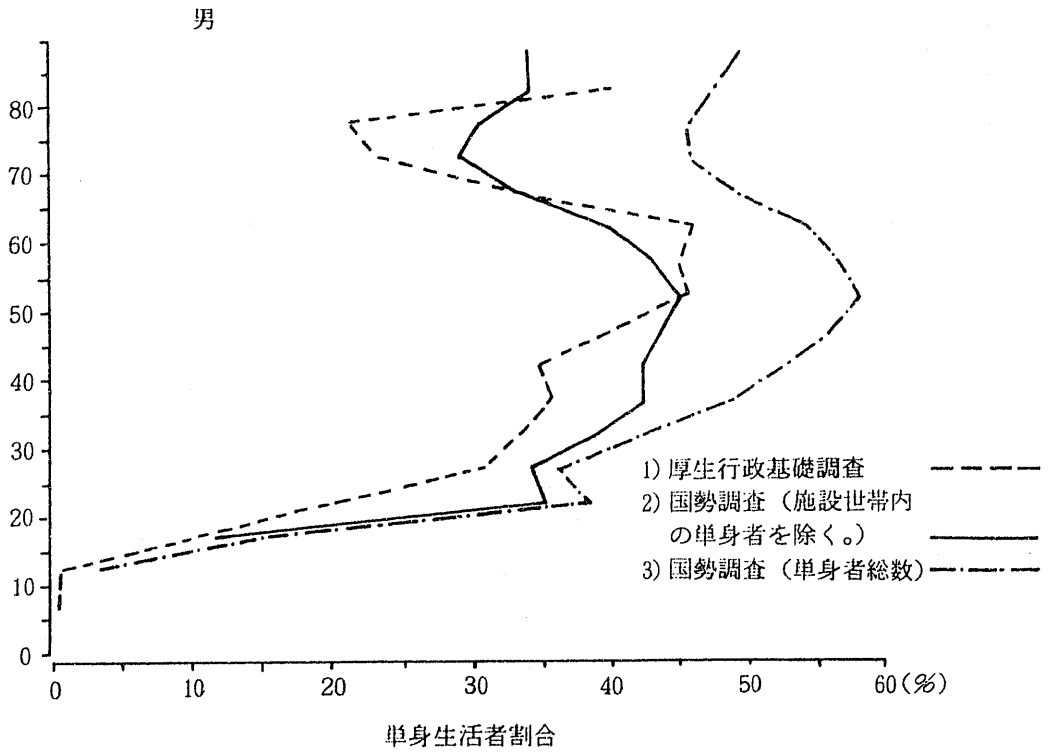
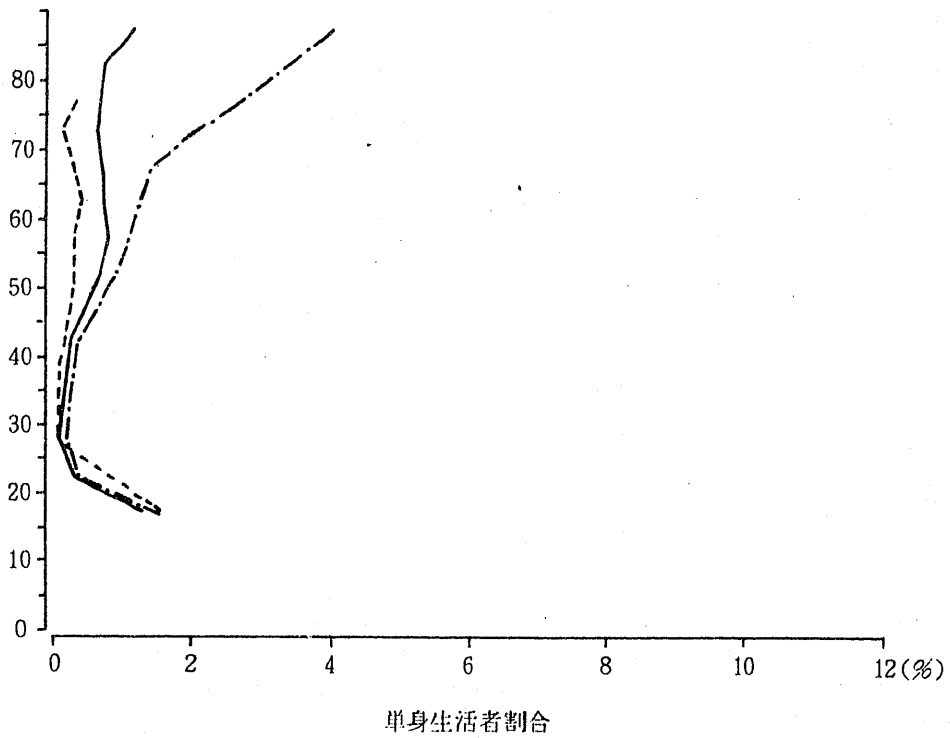
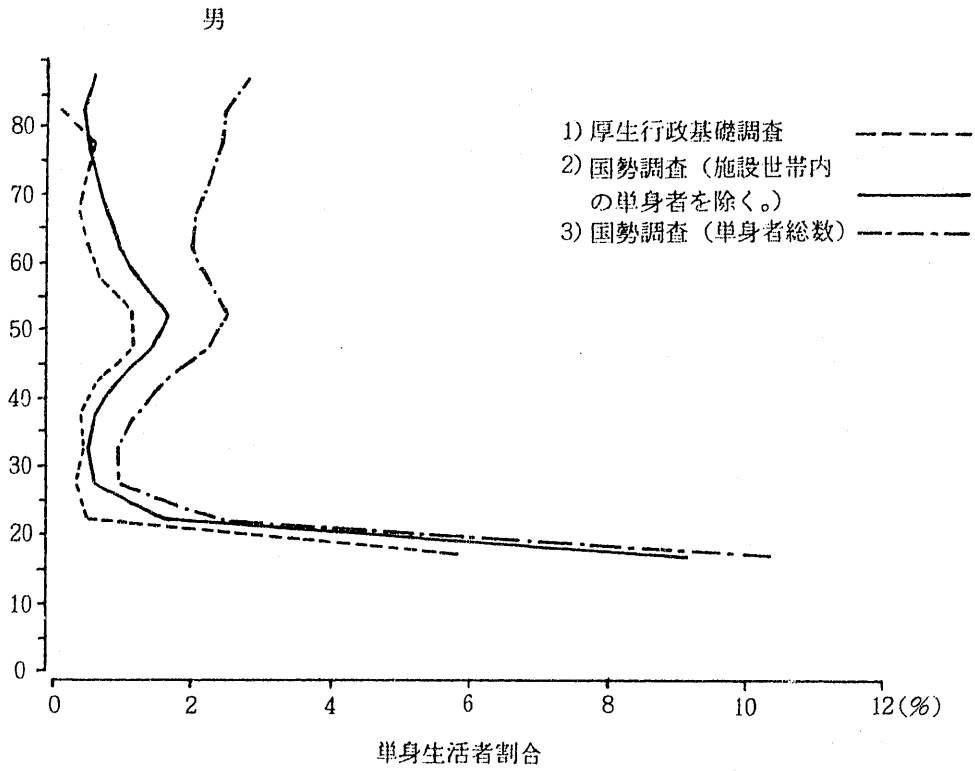




図6 有配偶者の男女、年齢別、単身生活者の割合：1975年



係よりも著しく低い水準にある。男子の年齢別の単身生活者割合は、W字型で、25歳未満と65歳以上で高く、40歳代後半から55歳まで、やや高率となっている。この中高年層の高まりが、いわゆる単身赴任であろう。女子は、U字型で20歳と55歳以上でやや高くなっているが、60歳以上の高まりは施設世帯への入居によるものである。

図3は死別者、図4は離別者の年齢別単身生活者の割合を示したものである。死別者の単身生活者割合の水準は、離別者よりもやや低い水準にあるが、年齢パターンは、基本的小おなじである。20歳前後でやや高く、30~40歳代で一旦低くなるが、50~60歳で再び高率となる。しかしそれ以上の年齢では、再び低下している。

図5は、10年前の1975年における未婚者の単身生活者割合を示したものである。単身生活者割合の年齢パターンに基本的変化がないこと、国勢調査結果を基に厚生行政基礎調査の調査対象範囲に合わせるために、施設世帯の居住者を除いてみると、厚生行政基礎調査の結果に近い数値となることがわかる。

図6は、有配偶者の単身生活者割合を示したものである。水準は1985年に比べて、やや低いが、年齢パターンは、未婚者と同様に、同一であった。

以上のことから単身生活者割合の水準は1975年から1985年にかけて、若干の上昇が見られるものの、年齢パターンに変化がなかったといえる。

#### IV 年齢別の世帯分離と世帯復帰の発生確率の推定方法<sup>4)</sup>

##### 1. 記号と確率の定義

世帯分離と世帯復帰の発生確率は、理論的にはすべての配偶関係で存在する。そこで、はじめに未婚者について、確率の算定方法を検討し、他の配偶関係についてはそれを基に検討することにしよう。

未婚者は、結婚と死亡によって減少しながら、就職・進学などによって単身生活者となったり、卒業あるいは一定期間の就業の後に親元の世帯に復帰する。そこで、「初婚表」における年齢 $x$ 歳時の未婚生存数を $l_x$ 、そのうち親と同居するものを $l_{x,w}$ 、単身生活するものを $l_{x,s}$ とし、1年間の親元から世帯分離するものを $t_{x,w,s}$ 、反対に世帯復帰するものを $t_{x,s,w}$ とする。このようにすると $x$ 歳の未婚者の1年間の変化と1年後の状態は表3のように整理できる。

この表の中で、国勢調査あるいは厚生行政基礎調査などで得られるデータは、年齢別の単身生活者の割合( $s_x$ )である。また、「初婚表」からは、未婚の生存数( $l_x$ )と死亡確率( $q_x^d$ )と初婚確率( $q_x^m$ )が得られる。なお、初婚確率と死亡確率は、親との同別居に関係が無いものとする。

$$s_x = \frac{l_{x,s}}{l_x} \quad (1)$$

$$q_x^d = \frac{d_x}{l_x} = \frac{d_{x,s}}{l_{x,s}} = \frac{d_{x,w}}{l_{x,w}} \quad (2)$$

4) この方法は、世帯モデル研究会の「世帯の将来予測モデルの開発とマイクロ・シミュレーション・モデルによる試算」に関する研究の一部として行ったものである。成果の一部は、「世帯の将来予測モデルの開発に関する研究」(昭和56年度厚生科学研究費補助金)、および「世帯情報解析モデル(INAHSIM)による世帯の将来予測」、寿命学研究会、『ライフ・スパン』, Vol. 6, 1986年、として発表されている。今回、単身化と世帯復帰の方法を再検討したものである。

表3  $x$ 歳の未婚者の1年間の変化と1年後の状態

年齢 $x$ の状態	未婚生存数	1 年間の 変化		1 年後 の 状態	
		死 亡	初 婚	親との同居者	単身生活者
総 数	$l_x$	$d_x$	$n_x$	$l_{x+1, w}$	$l_{x+1, s}$
同 居 者	$l_{x, w}$	$d_{x, w}$	$n_{x, w}$	$l_{x, w, w}$	$t_{x, w, s}$
単身生活者	$l_{x, s}$	$d_{x, s}$	$n_{x, s}$	$t_{x, s, w}$	$l_{x, s, s}$

$$q_x^n = \frac{n_x}{l_x} = \frac{n_{x, s}}{l_{x, s}} = \frac{n_{x, w}}{l_{x, w}} \quad (3)$$

われわれが目的とする2つの確率、すなわち親と同居している未婚者が1年間に世帯分離する確率すなわち単身化率と、親元の世帯に復帰する確率すなわち復帰率を次の様に定義する。

$$\text{単身化率} \quad q_x^s = \frac{t_{x, w, s}}{l_{x, w}} \quad (4)$$

$$\text{復 帰 率} \quad q_x^w = \frac{t_{x, s, w}}{l_{x, s}} \quad (5)$$

## 2. 単身化率の推定方法

外部から得られるデータと必要とする確率の関係を見てみよう。まず、 $x$ 歳で親と同居する者は、1年間に死亡あるいは結婚するか、それとも単身生活者なるか、そのまま親と同居するものになる。これを式で示すと次のようになる。

$$l_{x, w} = d_{x, w} + n_{x, w} + l_{x, w, w} + t_{x, w, s} \quad (6)$$

この式を次のように変形する。

$$t_{x, w, s} = l_{x, w} - d_{x, w} - n_{x, w} - l_{x, w, w} \quad (7)$$

ところで、死亡率と初婚率が、同居者と単身生活者の間で差がないという仮定から、

$$\begin{aligned} t_{x, w, s} &= l_{x, w} (1 - q_x^d - q_x^n) - l_{x, w, w} \\ &= l_{x, w} \frac{l_{x+1}}{l_x} - l_{x, w, w} \end{aligned} \quad (8)$$

となる。よって、同居者の単身化率は

$$q_x^s = \frac{t_{x, w, s}}{l_{x, w}} = \frac{l_{x+1}}{l_x} - \frac{l_{x, w, w}}{l_{x, w}} \quad (9)$$

となる。ところで、定義から、 $x$ 歳と $x+1$ 歳の同居者数は、

$$l_{x,w} = l_x (1 - s_x) \quad (10)$$

$$l_{x+1,w} = t_{x,s,w} + l_{x,w,w} \quad (11)$$

または

$$l_{x+1,w} = l_{x+1} (1 - s_{x+1}) \quad (12)$$

と表すことができる。

そこで、次に単身生活者の復帰がないものと仮定すると、式(11)は、

$$l_{x,w,w} = l_{x+1,w} = l_{x+1} * (1 - s_{x+1}) \quad (13)$$

と表すことができる。したがって、式(9)の単身化率は

$$\begin{aligned} q_x^s &= \frac{l_{x+1}}{l_x} - \frac{l_{x+1} (1 - s_{x+1})}{l_x (1 - s_x)} = \frac{l_{x+1} (s_{x+1} - s_x)}{l_x (1 - s_x)} \\ &= (1 - \sum_i q_x^i) \frac{s_{x+1} - s_x}{1 - s_x} \end{aligned} \quad (14)$$

となる。ただし、単身化率を ( $\geq 0$ ) とすると、

$$s_{x+1} \geq s_x$$

という年齢階級の場合のみ、すなわち単身生活者の割合が年齢とともに上昇している場合に単身化率が計算できることになる。

### 3. 復帰率の推定方法

では、単身生活者の割合が年齢とともに低下している場合は、どうなるのでしょうか。まず単身化する者をゼロと仮定し、復帰率を考えてみよう。単身生活者の1年間の変化は、表3-1から

$$l_{x,s} = d_{x,s} + n_{x,s} + t_{x,s,w} + l_{x,s,s} \quad (15)$$

となる。そこで単身化率の場合と同様に、上記の式を変形すると、

$$\begin{aligned} t_{x,s,w} &= l_{x,s} (1 - q_x^d - q_x^n) - l_{x,s,s} \\ &= l_{x,s} \frac{l_{x+1}}{l_x} - l_{x,s,s} \end{aligned} \quad (16)$$

となる。よって、単身生活者の世帯復帰率は、

$$q_x^w = \frac{t_{x,s,w}}{l_{x,s}} = \frac{l_{x+1}}{l_x} - \frac{l_{x,s,s}}{l_{x,s}} \quad (17)$$

となる。ところで、単身化する者がいないという仮定から、

$$l_{x+1,s} = l_{x,s,s} \quad (18)$$

となるので、

$$\begin{aligned}
q_x^w &= \frac{l_{x+1}}{l_x} - \frac{l_{x+1} s_{x+1}}{l_x s_x} = \frac{l_{x+1} (s_x - s_{x+1})}{l_x s_x} \\
&= (1 - \sum_i q_x^i) \frac{(s_x - s_{x+1})}{s_x}, \quad (s_x \geq s_{x+1}) \tag{19}
\end{aligned}$$

となる。

こうして、単身生活者の割合が、同居者と単身生活者の間で1つの方向の移動だけで変化をすると仮定した場合、未婚者の生存数と年齢別の単身生活者割合から、単身化率と復帰率が得られることがわかった。

#### 4. 相互の移動を考慮した単身化率と復帰率

実際には、どの年齢においても、同居者と単身生活者の間での相互移動が考えられる。たとえば、典型的な人口Qターンの場合、大都市の単身生活と親との同居を往復しているからである。また、新たに単身赴任する人がいれば、単身赴任先から帰る人もいる。

したがって、同居者と単身生活者の間の相互移動を考慮すると、単身化率も復帰率もそれだけ大きくなる必要がある。しかしながら、これらに関する統計はきわめてすくないし、存在しても部分的である。1986(昭和61)年の国民生活基礎調査は、過去1年間の世帯員の転入、出生、転出、死亡を調査しているが、その詳細はまだ公表されていない。そこで、今回は、単身生活の平均期間を想定することによって、相互の移動を考慮した単身化率と復帰率を検討してみた。

単身世帯からの復帰率を  $a$  と仮定する。この仮定から、単身生活の期間が  $(1/a)$  年となる。また単身化率が年齢と共に大きくなっている年齢でも復帰する人  $(t_{x,s,w})$  がいること、さらにこれに相当する者を単身化させないと年齢別の単身生活者割合は実際よりも低下をすることになる。そこで平均  $(1/a)$  年で同居することを考慮にいれた単身化率は、つぎのようになる。

まず、単身者割合が年齢と共に大きくなっている  $(s_{x+1} \geq s_x)$  場合は、

$$\begin{aligned}
q_x^{s'} &= \frac{t_{x,w,s} + t_{x,s,w}}{l_{x,w}} \\
&= \frac{l_{x+1} (s_{x+1} - s_x) + a l_x s_x}{l_x (1 - s_x)} \tag{20}
\end{aligned}$$

となる。

つぎに単身者割合が年齢と共に小さくなっている  $(s_x \geq s_{x+1})$  の場合である。この年齢での単身化がない場合、すなわち単身化率がゼロの場合、世帯復帰率は式(19)によって得られる。しかし、単身化あるいは単身者の世帯復帰が式(19)よりも大きいと考えられる場合、単身化率と復帰率を何らかの仮定をもって、推定することになる。

仮に、単身者割合の低下による復帰のほかに、さらに  $(1/a)$  ずつ復帰があるとするならば、追加された復帰者に相当する単身化が必要となるので、単身化率と世帯復帰率は、以下のようなになる。

$$q_x^{s'} = \frac{a l_{x,s}}{l_{x,w}} \tag{21}$$

$$= \frac{a s_x}{1 - s_x} \tag{22}$$

$$q_x^{w'} = q_x^w + a \tag{23}$$

なお、単身化率と世帯復帰率はともに0～1の間に存在するので、復帰率 $a$ はこの制約を受けることになる。

## 5. 未婚者以外の単身化率と世帯復帰率

未婚者は、死亡と初婚、単身化と世帯復帰によって、同居と単身生活の割合が変動することを見てきた。有配偶者は、死亡と離婚、単身化と世帯復帰のほかに、配偶関係者の死亡がもう一つの要因として加わることとなるが、これは本人の死亡の要因に付け加えることで、単身化率と世帯復帰率を推定することができる。

離別者と死別者は、初婚を再婚に入れ替えるだけで、未婚者と同様に4つの要因で、同居と単身生活の割合が変動する。そこで、これまでの式を用いることで単身化率と世帯復帰率を推定することができる。

## V 1985年の単身化率と世帯復帰率

1985年の単身化率と世帯復帰率を、国勢調査と人口動態統計を基に作成し、その実用性を検討してみた。なお、ここにしめす単身化率と世帯復帰率は、施設世帯を含む単身生活者との推移確率である。

様々な条件のもとに確率を計算した結果、第1に、未婚者、有配偶者および死別者については、かなり実用的なデータが得られたが、離別者については再検討が必要であることがわかった。第2に、確率は年齢ごとに一方向の移動のみを仮定したときと、相互の移動を考慮した場合の2つのケースについて、その作成方法を検討したが、相互移動を仮定した場合、有配偶男子については妥当な確率を得ることが出来たが、それ以外のものについては、なお検討の必要がある。そこで、ここでは未婚者の男女と有配偶男子の結果を示すことにする。

### 1. 未婚者の単身化率と世帯復帰率

図7に、未婚の単身化率を示した。この確率は、単身生活者の割合の上昇が、子供の世帯分離によるものと仮定したときのものである。単身化率は、男女とも18～19歳で最も高率である。男子は、23～24歳で確率はゼロになるが、25歳以上で再び世帯分離が始まり、30歳代後半で第二のピークを示している。55歳をすぎると単身化率は急激な低下を示している。

女子は、18～19歳で世帯分離をするが、21～24歳で一旦世帯復帰をする。20歳後半に、男子より早く世帯分離を行うが、その確率は男子よりも低い水準で、波動的に推移している。波のピークは、30歳、40歳のところにある。

世帯復帰率を見ると、20歳代前半の女子は、4%前後の単身生活者が世帯復帰を行っていることがわかる(図8)。男子も、わずかであるが、20歳代前半の世帯復帰をみることができる。なお、60歳前半での世帯復帰が観察される。

### 2. 有配偶男子の単身化率と世帯復帰率

図9の配偶男子の単身化率は、移動が一方向の場合の確率を示したものである。30歳から50歳までに、単身赴任の様子を見ることが出来るが、家族と同居する有配偶男子に対する確率は、2.6%である。15～17歳の単身化率は、この年齢の配偶関係割合に問題がなければ、別居結婚を意味することになる。65歳以上の単身化率の上昇は、社会福祉施設あるいは病院への入院を意味している。

図10に、移動が一方向の場合の世帯復帰率を示したが、20歳未満の単身生活者割合の高さが、30%近い世帯復帰率となっている。50歳代の世帯復帰率は、定年まじかとなって単身赴任の終了を示して

図7 未婚者の男女, 年齢別, 単身化率: 1985年

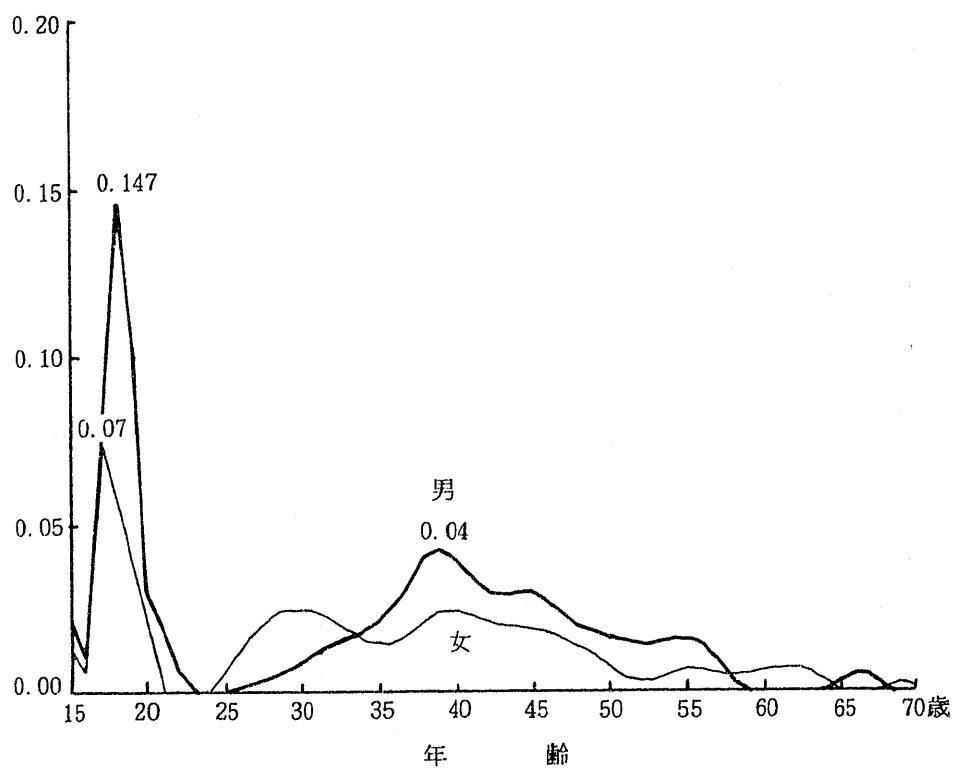


図8 未婚者の男女, 年齢別, 復帰率: 1985年

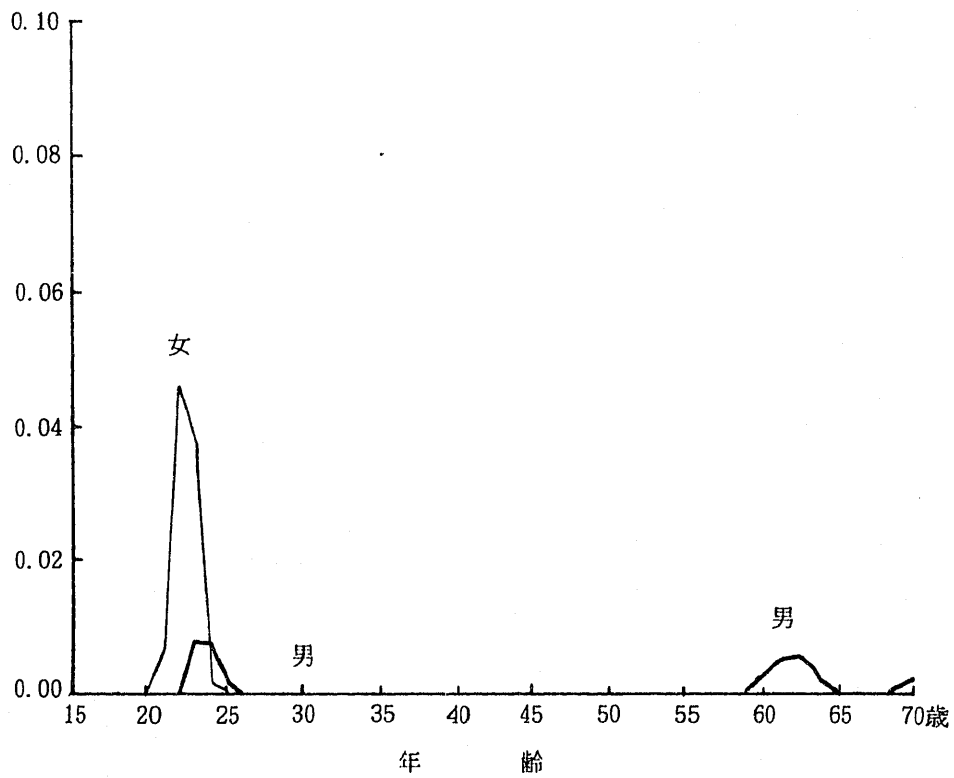


図9 男子有配偶者の年齢別, 単身化率: 1985年

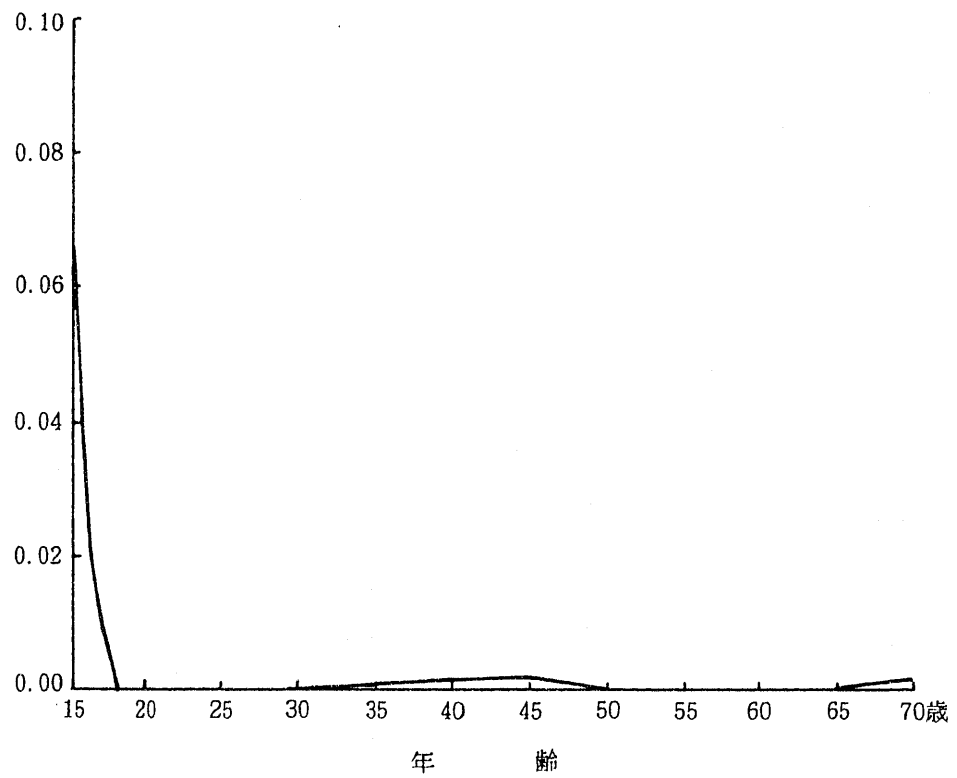


図10 男子有配偶者の年齢別, 復帰率: 1985年

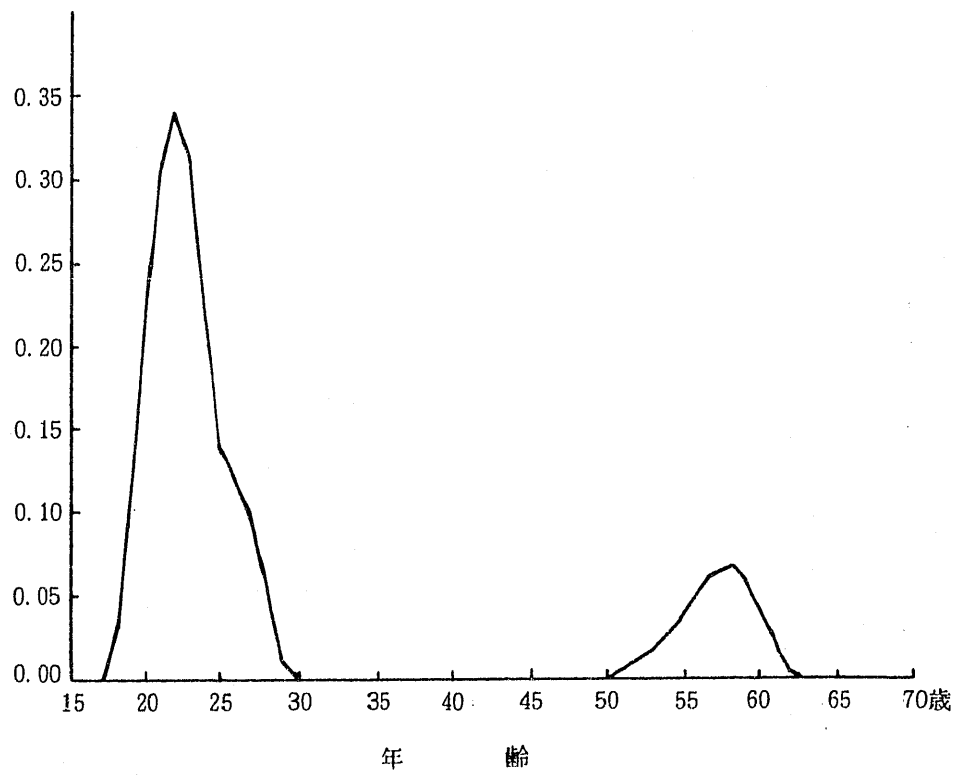
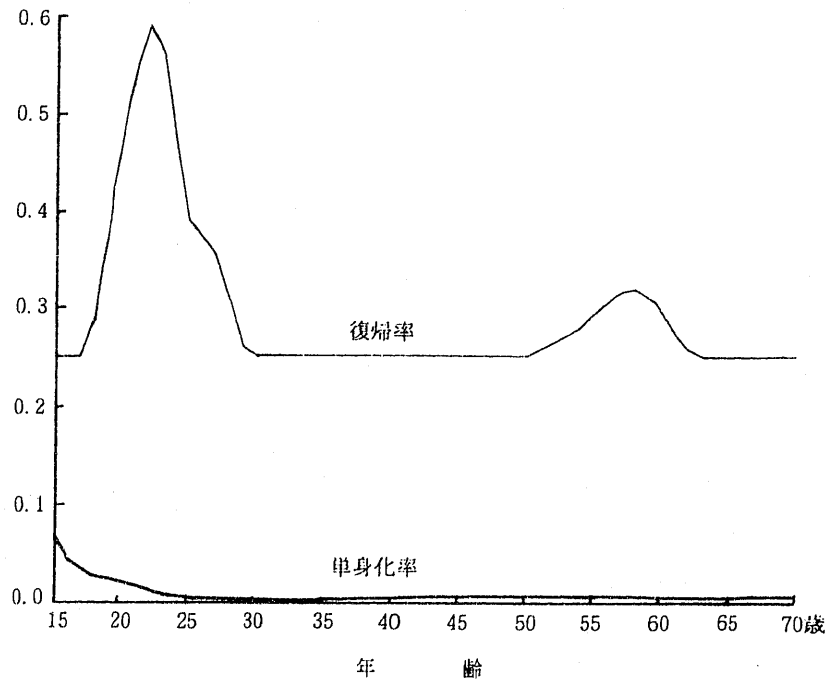




図11 有配偶男子の年齢別平均単身赴任期間4年の場合の単身化率と世帯復帰率：1985年



いると考えられる。

最後に図11は、単身赴任の平均期間を4年と仮定して、有配偶男子の単身化率と世帯復帰率を計算したものである。単身化率も世帯復帰率も、水準が図9と10よりも高いが年齢パターンは同一である。

## VI むすびに

これまで、国勢調査と人口動態統計を基に、世帯変動の一つの要因である世帯分離と世帯合併の確率を推定する方法を検討し、最近の統計を基にその実用性を検討してみた。

その結果、一部の配偶関係については利用の可能性が見られたが、離別者については再検討が必要であった。昨年、厚生省は国民生活基礎調査を行い、過去1年間の世帯員の移動を調査している。そこでこれらのデータをもとに、より有効性の存る確率の推定方法を検討してみよう。

Probabilities of Home-leaving and Re-union  
by Age, Sex and Marital Status in Japan  
Derived from the Census and Vital Statistics

Tatsuya ITOH

We need the probabilities of home-leaving and re-union by age, sex and marital status for household and family simulation. We lack the data of these probabilities, then we try to get it by using on the census and vital statistics.

The probability of home-leaving at age  $x$  is defined as the number of persons, living with own family members age at  $x$  and living separately at age  $x+1$ , per total persons living with family members at age  $x$ . In this paper, we treat *persons living with own family members* are persons who live in multi-person household and *persons living separately* are peoples who live in one-person household and institutional household.

$$q_x^s = \frac{t_{x,w,s}}{l_{x,w}}$$

where,  $q_x^s$  is the probability of home-leaving at age  $x$ ,

$t_{x,w,s}$  is the number of persons living with own family age at  $x$  and living separately at age  $x+1$ , and

$l_{x,w}$  is the number of persons living with family members at age  $x$ .

And, the probability of re-union at age  $x$  is defined as the number of persons living separately age at  $x$  and living with family members at age  $x+1$ , per total person living separately at age  $x$ .

$$q_x^w = \frac{t_{x,s,w}}{l_{x,s}}$$

where,  $q_x^w$  is the probability of re-union at age  $x$ ,

$t_{x,s,w}$  is the number of persons living separately at age  $x$  and living with family members at age  $x+1$ , and

$l_{x,s}$  is the number of persons living separately at age  $x$ .

Each probabilities is excludes the chance of all vital events ; marriage, divorce and death. Then, the number of survivors includes two types of residents are defined as follows ;

$$l_{x+1} = l_x - \sum_i d_x^i = l_x (1 - \sum_i q_x^i)$$

where,  $d_x^i$  is the number of diminisher caused by vital event  $i$ , and

$q_x^i$  is the probability for cause  $i$ .

The number of persons living separately at age  $x$  is known for the number of sur-

vivers at age  $x$  and for the proportion of living alone at age  $x$  derived from the census.

$$l_{x,s} = l_x S_x$$

where,  $S_x$  is the proportion of living separately at age  $x$ .

Some of the persons living with family members at age  $x$  should be change one's status during one year and the others remain to be in the same status ;

$$l_{x,w} = \sum_i d_{x,w}^i + t_{x,w,s} + l_{x,w,w}$$

We assumed the probability of vital events dose not different both living status and no-one returns from living alone to multi-person household. The number of persons living separate is

$$l_{x+1,w} = l_{x,w,w} = l_{x+1} (1 - S_{x+1})$$

Then, the formula of the transition probability from multi-person household to the other is written as follows ;

$$q_x^s = \frac{t_{x,w,s}}{l_{x,w}} = (1 - \sum_i q_x^i) \frac{(S_{x+1} - S_x)}{(1 - S_x)}, (S_{x+1} \geq S_x)$$

In the ages of  $(S_x \geq S_{x+1})$ , we also assumed the proportion of living separately decline due to the re-union to multi-person household and no-one moves to reverse way. The probability of re-union to multi-person household is as follows ;

$$q_x^w = \frac{t_{x,s,w}}{l_{x,s}} = (1 - \sum_i q_x^i) \frac{(S_x - S_{x+1})}{S_x}, (S_x \geq S_{x+1})$$

In sum, we can get the probabilities of home-leaving and re-union by age, sex for each marital status, if we know the proportion of living separately or living with family by age, sex and marital status from the census and the probability of death, marriage and divorce from vital statistics and census, under the assumption of one way transition between two types of living status.

We also develop the formula of the probabilities of home-leaving and re-union, under the assumption of two way transition between two types of living status.

Finally, we applied this idea to the 1980 population census and vital statistics of Japan. We got the reasonable probabilities of home-leaving and re-union, under the assumption of one way transition between two types of living status, for never married persons, currently married persons, widows and widowers. Under the assumption of two way transition, we also got the reasonable probabilities of home-leaving and re-union for currently married man. But, the probabilities of the others were not valid.