

本文は筑波大学大学院修士課程経営・政策科学研究科で「住宅建設需要予測手法の研究」として 1996 年にまとめたものの一部を抜粋、リライトしたものである。最新の統計による改訂版を近々に出す予定であるが、基本的な考え方は変わるものではないので、参考となれば幸いである。

世帯数、そして人口の推計手法について

市川 誠

1. はじめに

製品の市場規模は「一家で一台」というように世帯数とそれに対する普及率によって考えられるものが固定電話を始めとして数多くある。そこでこのような製品において将来の市場規模を把握する上で世帯数の推計は不可欠となる。

世帯数の将来推計は、人口を研究対象とする人口学(demography)の研究の一分野である。日本の人口・世帯数の将来推計は、いくつかの研究機関から発表されているが、広く知られているのは、国勢調査から2年後に「人口の将来推計」として報告書を発表する厚生省人口問題研究所のものである。人口問題研究所は厚生労働省の一機関である。このため、そこから発表される数値は政策的な配慮がなされている。これは過去の人口推計より、実際の人口増加がことごとく下回っていることから推察される。¹⁾

短期的な予測についてはさして問題はないかもしれないが、10年、20年先の日本の社会を考える場合、恣意的な推計は誤った判断を導く可能性がある。このため、このような政府発表の数字をそのまま、鵜呑みにするのではなく、どのような仮定をして推計を行っているか理解し、評価して企業活動に利用することが必要と考えられる。

本文はこのような観点から、世帯数、そしてその基となる人口推計の基本的な手法について解説する。

1. 世帯数の将来推計方法

(1) 世帯数の将来推計方法

世帯数の将来推計の基本的な推計方法は、世帯主率法(headship rate method)と呼ばれる方法である。

ある年 k における国勢調査において、すべての人口に対して世帯主との続柄が調査され、これにより男女年齢別に世帯主数 $H_{ix}(k)$ が把握される。世帯主率 $h_{ix}(k)$ は年齢別の人口 $P_{ix}(k)$ (i は性(1:男性、2:女性)、 x は年齢)と $H_{ix}(k)$ により、[1.1]式で計算される²⁾。これを変形することにより、[1.2]式で年齢別世帯主数 $H_{ix}(k)$ 、そして総世帯数 $H(k)$ を[1.3]式により求めることができる。これらは一つの世帯には必ず1人の世帯主がいることから、成立する。

$$h_{ix}(k) = \frac{H_{ix}(k)}{P_{ix}(k)} \dots \dots \dots [1.1]$$

$$H_{ix}(k) = h_{ix}(k) \cdot P_{ix}(k) \dots \dots \dots [1.2]$$

$$H(k) = \sum_{i=1}^2 \sum_{x=15}^N H_{ix}(k) \dots \dots \dots [1.3]$$

但し， N は人間の生命の限界年齢．

以上より、世帯主率の将来予測値と男女年齢別の人口推計を与えることで、世帯数の将来推計ができる。世帯主率 $h_{ix}(k)$ は定数ではなく、人間の生活、価値観の変化に伴い変化する。しかし、人間の営みに直結しているため、社会が比較的安定している時期にはその変動は緩やかと考えられる。

(2) 人口の将来推計²⁾

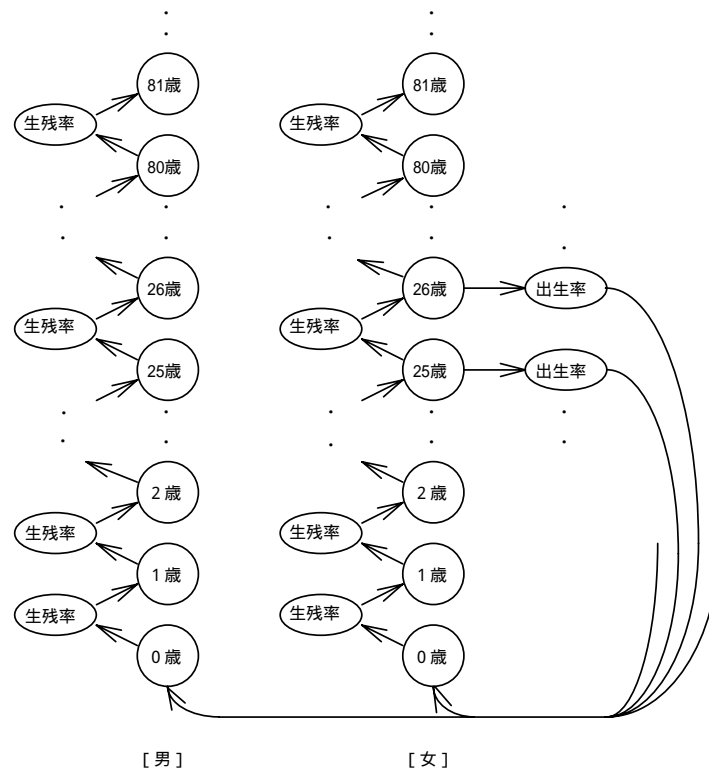


図 1.1 要因別推計法の説明のためのモデル

人口の年齢構造は理論的に出生率と死亡率によって決定されることは、1907年にアメリカの生物学者 Lotka の「安定人口理論」で明らかにされた。館稔は「出生と死亡は人口現象の本質たる自己再生産を決定するものであってこれらを人口再生産要因という。流入と流出は再生産結果を乱す混乱要因である。」と述べている。将来人口の推計は、比較的短期間を対象としたものであれば、過去の実績値である人口の時系列データに適当な数式（ n 次式や指数曲線など）をあてはめて計算を行うことが可能であるが、現在では、人口増減を決定する要因である出生、死亡および移動を別々に推計し、その結果を合成して人口推計を行う人口学的(demographic)な手法で

ある「要因別推計法」が最も標準的な推計方法として用いられている。なお、将来人口推計は、理想的には人口変動を生み出す出生、死亡、移動の要因とそれらに影響を与える経済社会的諸要因の間の相互関係を考慮に入れた方法によることが望ましい。しかし現在のところそのような方法は完成されていない。

図 1.1 に外部との人口の流入がないとした場合の本推計法の基本的な考えを示す。ある年齢の人口は、死亡率相当の人口が少なくなって1才繰り上がる。0才人口は女性の各年齢別人口にその年齢における出生率を乗じたものの和で得られる。

要因別推計法は、このように人口変化に影響を与える出生率、死亡率の要因の仮定を変えて明示的に推計を行える。要因別推計法は、出生率、死亡率の仮定の仕方により分類できる。現在、多く用いられているのは「コウホート要因法」(cohort-component methods)である。これはある規準年次の男女年齢別人口を出発点とし、これに仮定された生存率(1 - 死亡率)、出生率、移動率を適用して将来人口を計算する方法である。しかし、ある年次の人々の結婚、出産、死亡と他の年次の人々のそれらは同じものとはならないし、また、正しくそれらを予測することは不可能である。ひとつの研究としては興味深いものであるが、コウホート要因法を用いたとしても推計の精度を高めることはできない。

人口の移動率を0と仮定し、k年からk+1年になった時の総人口P(k+1)はk年の誕生数B(k)と死亡数D(k)により、[4.4]式で表すことができる。但し、P(k)は年初の値とする。これを将来に向かって繰り返すことにより、人口の将来推計が行える。

$$P(k+1) = P(k) + B(k) - D(k) \cdots \cdots [1.4]$$

a. 規準人口

ある調査年kにおける総人口P(k)は[1.5]式で表される。規準人口は、将来の男女年齢別人口を計算する際の規準となる人口であり、国勢調査の結果、あるいは国勢調査人口を基礎にして総理府統計局が推計した推計人口が用いられる。

$$P(k) = \sum_{i=1}^2 \sum_{x=0}^N P_{ix}(k) \cdots \cdots [1.5]$$

但し、iは性別:1=男性 2=女性
Nは人間の生命の限界年齢。

b. 死亡率

k年における性別iのx歳の人口 $P_{ix}(k)$ がk+1年になってx+1歳になった時の人口 $P_{i,x+1}(k+1)$ により、k年の死亡数 $D_{ix}(k)$ が[1.6]式、性別iのx歳の死亡率 $q_{ix}(k)$ が[1.7]式で表される。これより、k年の性別iのx歳の死亡数 $D_{ix}(k)$ は[1.8]式で表される。

$$D_{ix}(k) = (P_{ix}(k) - P_{i,x+1}(k+1)) \cdots \cdots [1.6]$$

$$q_{ix}(k) = (P_{ix}(k) - P_{i,x+1}(k+1)) / P_{ix}(k) \cdots \cdots [1.7]$$

$$D_{ix}(k) = P_{ix}(k) \cdot q_{ix}(k) \cdots \cdots [1.8]$$

死亡率 $q_{ix}(k)$ の予測方法には次の 2 つがある。

- ・ 過去の実績をもとにして予測する方法

最近数年間に観測された死亡率をそのまま固定して将来の予測値とする方法である。死亡率がほとんど不変の場合はこの方法による予測でも問題ない。しかし、多くの場合、死亡率は変化しつつあることから、過去の変化のトレンドを外挿して将来の死亡率を予測するのが一般である。また、逆に目標死亡率を設定して、将来、死亡率がこれに接近するとして扱う場合もある。

- ・ モデル生命表を利用する方法

過去に観察された死亡率を基礎に、その中から共通のパターンを抽出して死亡率の水準に見合った男女年齢別死亡率の組合せをモデル化したものである。既成のモデルは主として開発途上国の人口分析に役立たせるために作られたもので、先進国の死亡率の水準は現在ではモデル生命表の範囲をはみ出していることから現在のモデル生命表は役立たない。

c. 出生率

k 年の 0 歳児の人口 P_0 は女性の出生年齢を 15 ~ 49 才とした場合、[1.9]式で表される。出生数は女性の各年齢別出生率と各年齢別人口の積の和で求められることから、合計特殊出生率が高くととも、出生率がピークとなる年齢に該当する女性人口が少ないと出生数は少ないことが、式から理解される。

$$P_0(k) = \sum_{x=15}^{49} B_x(k) = \sum_{x=15}^{49} f_x(k) \cdot P_{2x}(k) \cdots \cdots [1.9]$$

但し、 $f_x(k)$: 再生産期間 (15 ~ 49 歳) の年齢 x 才の女子の出産率

$B_x(k)$: 年齢 x 歳の女子が生んだ子供数

$P_{2x}(k)$: 年齢 x 歳の女子の人口

人口の再生産に寄与できるのは女性であることから、出生児の男女比率である出生比率 (sex ratio at birth) $r_s(k)$ を考慮する必要がある。これを [1.10] 式に示す。なお、この $r_s(k)$ はこれまでの統計より 104.8 ~ 107.6 の安定した値をとる。

$$r_s(k) = B_m(k) / B_f(k) \cdots \cdots [1.10]$$

但し、 $B_m(k)$: 出生時における男児の数、

$B_f(k)$: 出生時における女児の数

出生率の比較については、[1.10]式で表される合計特殊出生率 TFR が用いられる。

TFR は、[1.10]式のように既婚・未婚に関わらず 15 歳から 49 歳までの全女性について求めたものである。また、これはその年の出生年齢に達した一人の女性が生涯に出産する子供の数という見方もできる。

$$TFR = \sum_{x=15}^{49} f_x(k) = \sum_{x=15}^{49} \frac{B_x(k)}{P_{2x}(k)} \dots \dots \dots [1.11]$$

但し、 $f_x(k)$: 再生産期間（15～49歳）の年齢 x 才の女子の出産率

$B_x(k)$: 年齢 x 歳の女子が生んだ子供数

$P_{2x}(k)$: 年齢 x 歳の女子の人口

女子の年齢別出生率を予測する方法は次の3つがある。

1) 期間出生率法

過去における同じ年齢階級（たとえば 15～19 歳）の出生率の推移に基づいて、将来の出生率水準を決定する方法である。年齢別に出生率の時系列データを用意し、最近の出生率を固定して将来に適用する方法がある。

2) コウホート出生率法

期間出生率法は計算が簡単であるが、コウホート別の合計特殊出生率を計算したとき、これまで明らかになっている既往出生数とのつながりに問題が生じるおそれがある。そこで、それぞれの出生コウホートが年齢を重ねていくとともに子供を生み残して行く過程を予測して将来の出生率を予測する方法である。これらの仮定の設定は意識調査による最終希望出生児数に関する情報が利用される場合が多い。

3) 結婚 - 出生順位 - 出生間隔法

出生率に関係あるいくつかの変数を同時に考慮に入れ、逐次変数別の発生確率を仮定して出生率を設定するものである。女子人口の結婚・出生間隔に関する大量のデータが必要であり、将来の予測に対する部分については確かなよりどころがない。

世帯数の将来推計の手順は図 1.2 のごとくまとめることができる。これに基づいて以下、計算の基礎となるデータと推計結果を示す。

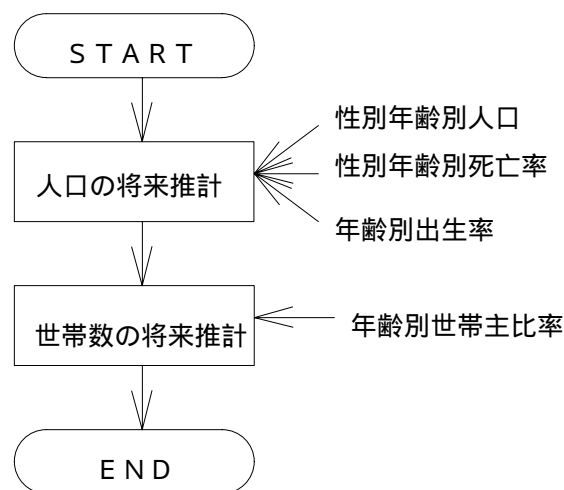


図 1.2 世帯数の将来推計の手順

2. 人口・世帯数の将来推計に関連する統計

2.1 人口に関わるデータ

1.より、人口推計を行うのに必要とされるものは、年齢別男女別人口構成、出生数、死亡数、社会的移動のデータである。次にこれらの日本の現状について述べる。

(1) 人口構成

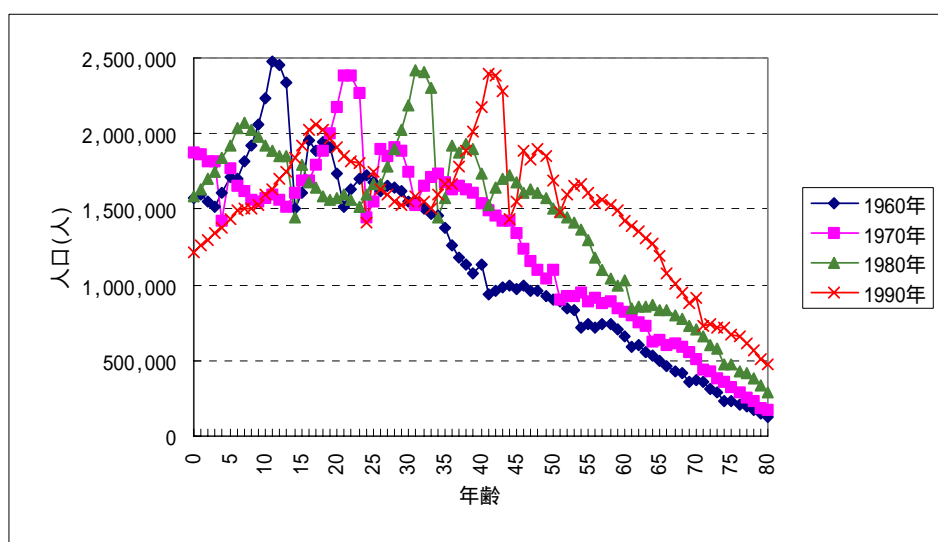


図 1.3 人口の年齢構成の変化（1960～1990年、国勢調査）

日本の人口統計は、5年毎に行われる国勢調査を静態統計として起点とし、これに動態統計となる「戸籍法」及び「死産の届け出に関する規定」により市区町村長から届けられた出生、死亡、婚姻及び死産の全数を、静態統計に補正して、毎年、総務庁統計局から報告される。このため、国勢調査結果とその前年まで前回の国勢調査を基準として動態統計結果を加えて得た推計を比較すると、調査結果の年齢別人口が前年の推計における1歳下の人口より増加するという場合がある。この誤差を発生させる原因は家族から離れた学生などが調査より漏れる等によると言われる。このような誤差を含んでいることを考慮する必要があるが、国勢調査は基本的にかなり精度よいデータと考えられる。

図 1.3 は 1960 年から 1990 年までの国勢調査による年齢別人口構成の変化を示す。1990 年のグラフと過去のグラフを比較して明らかなように、高齢化、少子化が顕著である。グラフ上の凹凸は次の理由による。

- 1945、1946 年は終戦前後における出生減、
- 1947～1949 年は第一次ベビーブームによる出生増、
- 1971 年は「ひのえうま」による出生率の低下、
- 1971～1974 年前後は第一次ベビーブームの子供たち（第二次ベビーブーム）

(2) 出生率

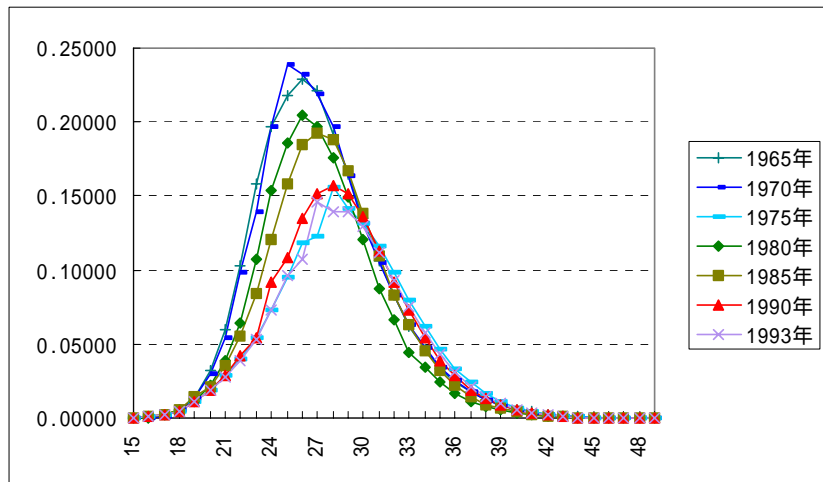


図 1.4 年齢別出生率の変化(1) (出典：厚生省人口問題研究所)

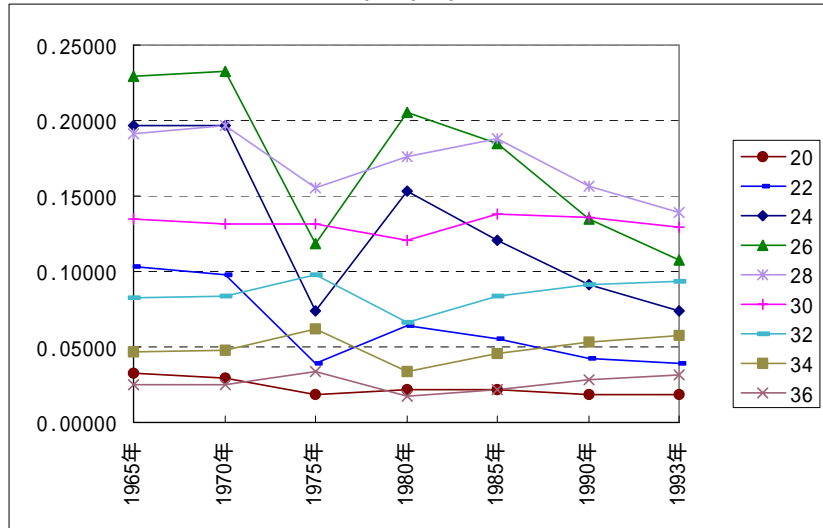


図 1.5 年齢別出生率の変化(2) (出典：厚生省人口問題研究所)

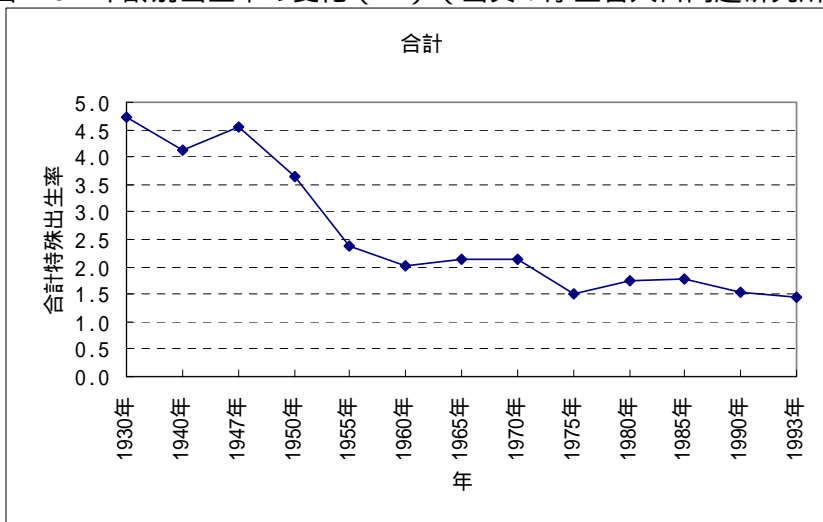


図 1.6 合計特殊出生率の変化 (出典：厚生省人口問題研究所)

妊娠が可能なのは月経のある女性であり、10代から40代の女性がほぼ、これに該当する。しかし、出産するか否かは社会的要因に大きく影響を受ける。主要なものとして、配偶関係、教育

程度、労働力状態がある。日本は一夫一婦制をとっており、婚姻女性による出産の比率が高い。高齢出産は母体への負担と生まれてくる子供が障害を有する危険が高まることから、避けられる傾向にある。このため、婚姻年齢の上昇は出生率の低下となる。また、適齢期にある男性の数と女性の数のマッチングも考慮する必要がある。女性の高学歴化が進展し、また、その卒業後、職業に就く比率が高まっている。これらは 20 代の女性の有職率の増加による婚姻年齢の上昇、未婚率の上昇につながる。高い学歴をもつ女性ほど出生児数は少ないとされる。

年齢別出生率の特性は、図 1.4、図 1.5 に示すように出生率がピークとなる年齢の上昇とピークとなる値の低下、即ち女性の出産年齢の上昇に起因する変化を示している。例えば 1965 年には高い出生率を示した 25 歳前後の女性のその後の出生率の低下は著しい⁴⁾。1975 年は全般に低い出生率を示しているが、当時の景気の影響を受けていると考えられる。

この他、自家取得のために夫婦共働きをしたり、子の出生時期を遅らせる行動、あるいは DINK (Dual Income No kid) と呼ばれる二人だけの生活のために子は持たないといった行動が出生率の低下を招く要因となる。

人口の変化は、外部との移動による社会的増減と出生率と死亡率で決定される自然増減によって生じる。社会的増減を除いて考えた場合、近年の年齢別死亡率は、ほぼ一定であり、出生率が人口の変化に大きく影響を及ぼしている。

日本の合計特殊出生率は 1950 年に 3.65 あったのが、1970 年は 2.13、1990 年は 1.54、1993 年は 1.46 に減少している (図 1.6 参照)。合計特殊出生率の国際比較では、1990 年の時点で西ドイツ 1.48、イタリアが 1.34 と同様に低い値を示している。

(3) 死亡率

死亡率は、5 歳ピッチで統計がとられている。図 1.7、図 1.8 に示されるように死亡率は低下の傾向を示している。これは図 1.3 に示す高齢人口の増加からも明かである。図 1.8 は 1970 年から 90 歳以上の死亡率が 85 歳以上と分離して表示されるようになったことから分離して示したが、85 歳の死亡率がこれにも関わらず上昇している理由は著者の現在の調査段階では不明である。

生命の限界はいまだ、研究途上にある。生物の老化・寿命を規定する唯一の法則は 1825 年に提出された Gompertz の法則である。これは生物の死亡率は年齢の上昇とともに指数関数的に増加するというもので、広い範囲の動物種に当てはまるといわれる⁵⁾。厚生省の平成元年簡易生命表から年齢別死亡率を対数表にとった年齢別死亡率曲線を見ると 30 歳以後死亡率は指数関数的に増加している。また、年次別の死亡率曲線を比較すると傾斜は同じまま、毎年約 0.4 歳ずつ直線が右方に移動している。100 歳以上の人 (センテナリアン) の数は 1990 年で 3,298 人、1994 年で 5,593 人に増えている。最高年齢は 115 歳である。なお、1986 年に亡くなった泉重千代氏は当時 120 歳と言われたが、養子として入った時に戸籍上の誤りがあり実際は 105 歳であったとされる⁶⁾。

寿命がどこまで伸びるか、将来の人口推計、福祉政策の立案などで影響は大きい。

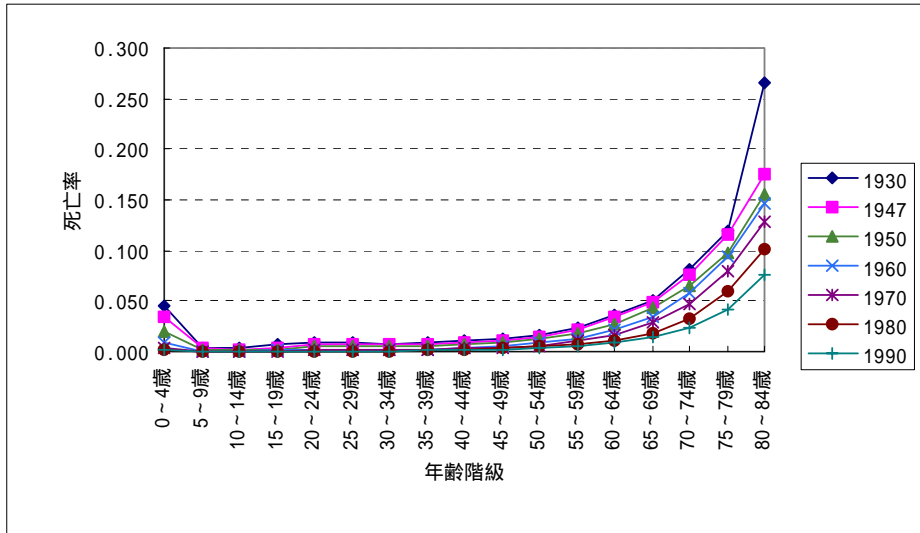


図 1.7 年齢別死亡率の変化 (1) (厚生省「人口動態統計」)

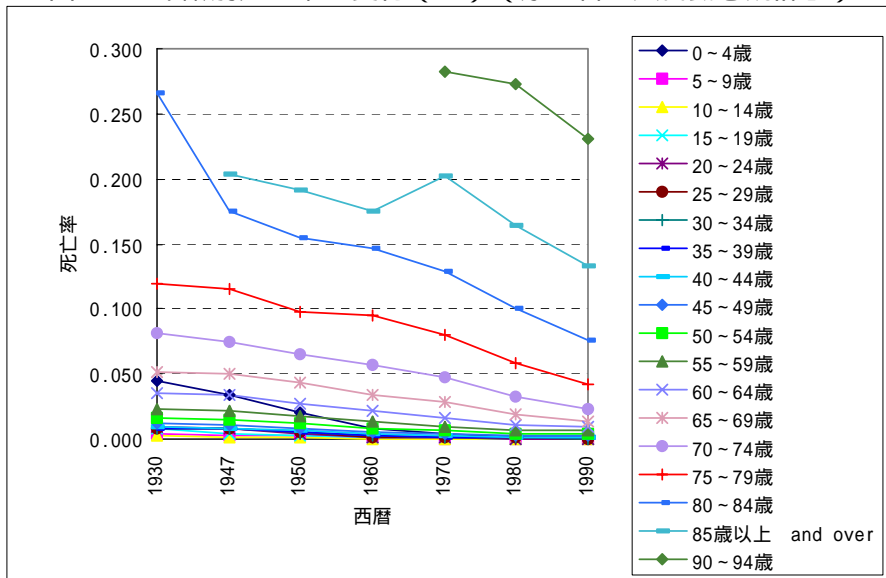


図 1.8 年齢別死亡率の変化 (2) (厚生省「人口動態統計」)

(4) 社会的移動

人口を考える上で日本人、外国人の日本への出入国という社会的移動を考慮する必要がある。法務省『出入国管理統計年報』によると出入国の人数が増えた 1980~1993 年の差増の累計によると、日本人は 34 万人の減、外国人は 109 万人の増となり、社会的移動による人口増は 75 万人となる。

総務庁統計局の『国勢調査報告』によれば平成 2 年の外国人の総数は 88.6 万人(ただし、国籍不詳の 22.6 万人を除く)で日本人の総人口 1 億 2,240 万人に対して 0.72% を占める。また、日本の在留資格別登録外国人数は 1992 年の統計によると 128 万人でそのうち永住資格者は約 64 万人(在日韓国・朝鮮人が 60 万人)となっている。これに不法滞在外国人が加わることになる。

人口推計モデルを構築するにあたって、これらの社会的移動は現在のところ、率的に低いことから無視して扱うものとする。なお、自国人でも首都圏への人口の移動が、1973 年までの建築件数の増加に大きな影響をもたらしたことを前章で述べた。本研究の範囲から外れるが、地域的

な人口推計を行う場合は、これを組み込む必要がある。

2.2 世帯数に関わる統計データ

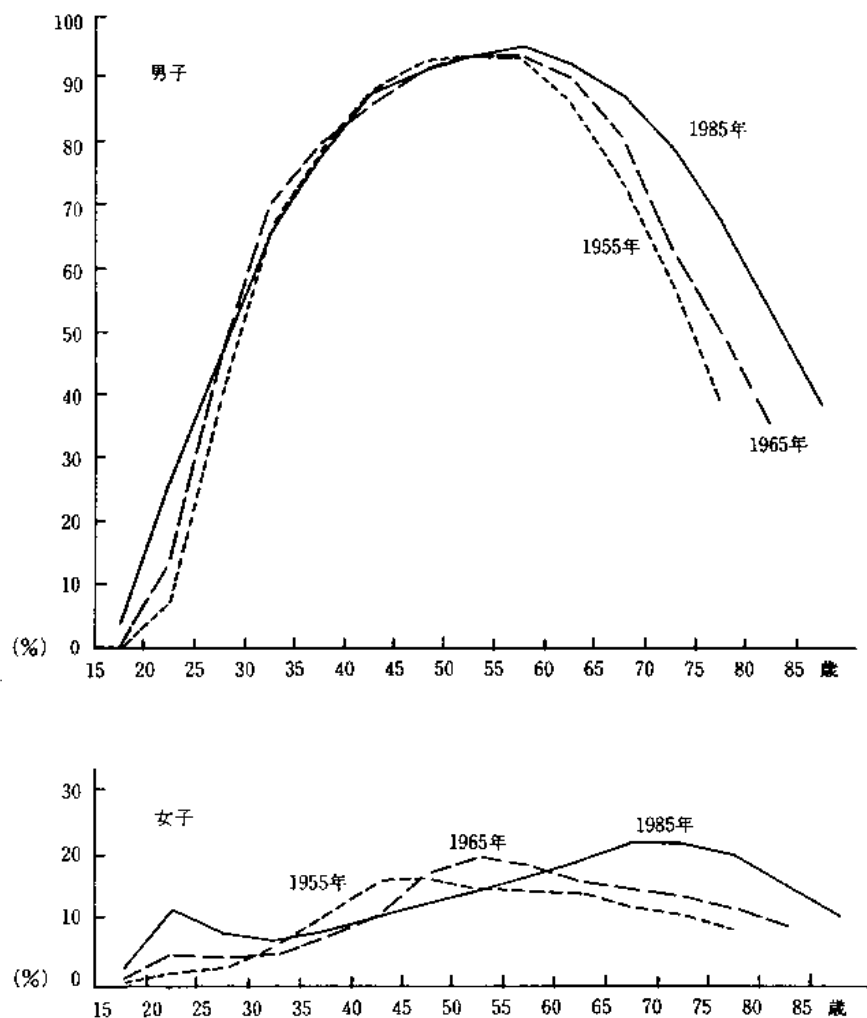


図 1.9 男女、年齢別世帯主率の推移（1955年、1965年、1985年）
総務庁統計局監修「世帯構成とその地域性」⁷⁾

図 1.9 の 1955 年、1965 年、1985 年の世帯主率の比較から、世帯主（男）は 30 才未満で若干上昇し、30～60 才までではほとんど差が見られないが、60 歳以上では年度が上になるほど世帯主率が上昇している。また世帯主（女）では 20 歳代と中高年齢が上昇している。20 歳代のピークは女性の晩婚化・未婚化の影響と考えられる。後者のピークは、図 1.9 より、ピークの年齢が年々、上昇していることから、夫との死別によって妻が世帯主となることが一因として考えられるが、主に 1910～1930 年代の生まれの女性が第二次世界大戦における婚姻期での男性の不足による未婚、あるいは夫の戦死によって寡婦の状態にある女性が増加することによるものと考えられる。

1990 年の国勢調査より、各年齢階級における世帯主数、家族関係、それらの比率などを表 1.1 に示す。また、世帯主（全体、男性、女性）の年齢階級別の人口に対する世帯数の比率を図 1.10

図 1.11 は世帯主の年齢階級に対する世帯構成（親族世帯、非親族世帯、単独世帯）の比率を示す。親族世帯率が 20～30 才にかけて急上昇するが、これは婚姻により新しく世帯を持つ年齢であることによる。その後、親族世帯率が低下するとともに単独世帯が上昇するが、家族との離別などが原因と考えられる。

図 1.12 は世帯主の年齢階級の各世帯構成（親族世帯、非親族世帯、単独世帯）の平均世帯人数を示す。単独世帯が 1 人、非親族世帯が 2 名であり、親族世帯では 40～45 才でピークを迎えた後、低下する。これは子の婚姻などと考えられる。

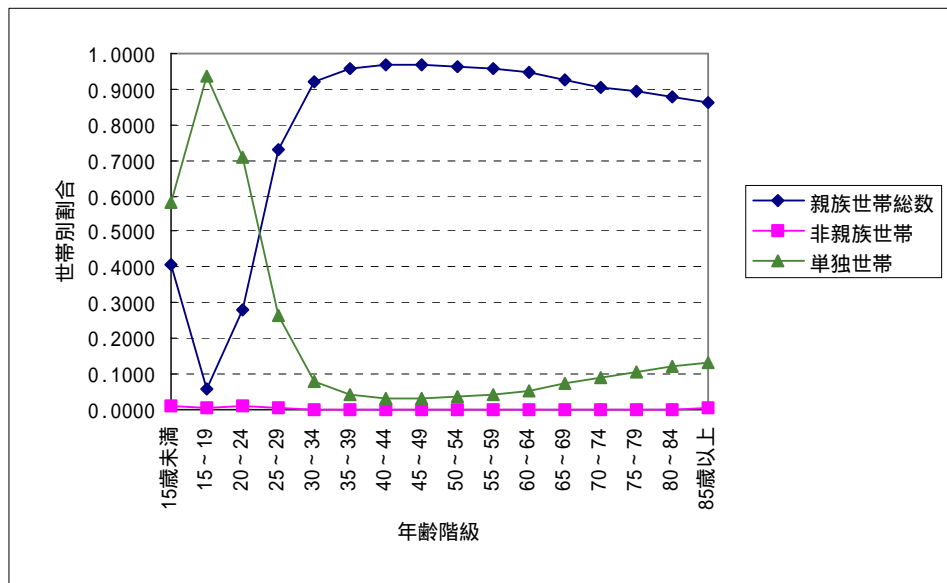


図 1.11 年齢階級別世帯構成比率（全体）

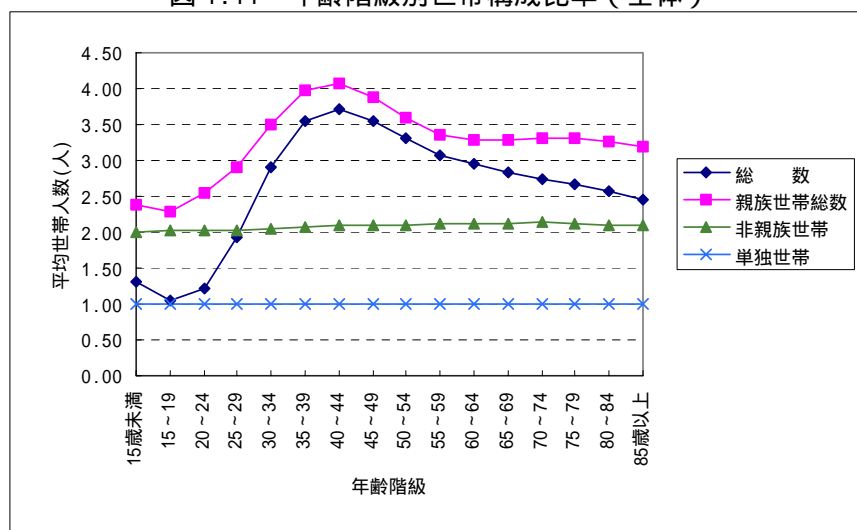


図 1.12 年齢階級別世帯構成別平均人員（全体）

3. 人口と世帯数の将来推計結果

3.1 人口の将来推計

人口分布を与えることで[1.8]、[1.9]式により、将来人口推計が得られる。各研究機関による推計は、どれも要因別推計法が採用されており、これらの推計の差は、出生率と死亡率の設定の仕方が異なることによる。

著者の人口推計方法と統計との差を確認するため、表 1.2 に示す条件で 1976 年を起点として 1992 年までの推計と統計データを比較した。図 1.12 にこの結果を示す。図中の「推計 + 統計(出生)」は出生数を統計量から与えたものである。これによると 1990 年の時点で統計による人口が 123,612 千人であるのに対して、推計は 120,842 千人、推計 + 統計は 120,651 千人と推計によるものが 2.3%低い結果となった。これは「推計」と「推計 + 統計」がほぼ同じ値であることから、死亡率の低下に起因するものと考えられる。

表 1.2 1976 年の統計を起点とした人口推計 (市川)

項目	著者推計
(0) 基本手法	要因別推計法
(1) 推計期間	1976 年～1992 年
(2) 規準人口	1976 年の国勢調査(1975 年)からの推計。但し、90 才以上は一括してまとめられたデータであったため、計算の過程で 1 オピッチにおく。
(3) 生存率の仮定	過去の実績によるもので、1976 年の年齢別死亡率(5 歳ピッチ) 但し、公表されている死亡率(0/00)は 10～34 歳の間で有効数字は 1 桁のため、同年の年齢階級別死亡数を年齢階級別人口で除した値を用いる。なお、90 歳以上の死亡率は、男性 0.27、女性 0.24、100 才以上 0.4 と仮定する。
(4) 出生率とその関連指標	期間出生率法によるもので厚生省人口問題研究所が発表している 1980 年の 1 歳ピッチの出生率を用いる。(図 4.4 のように 1975 年のデータは前後の年より低い値でオイルショックの影響を受けていると考えられるため)
(5) 出生性比の仮定	男児：女児 = 105：100
(6) 国際人口移動の仮定	考慮せず

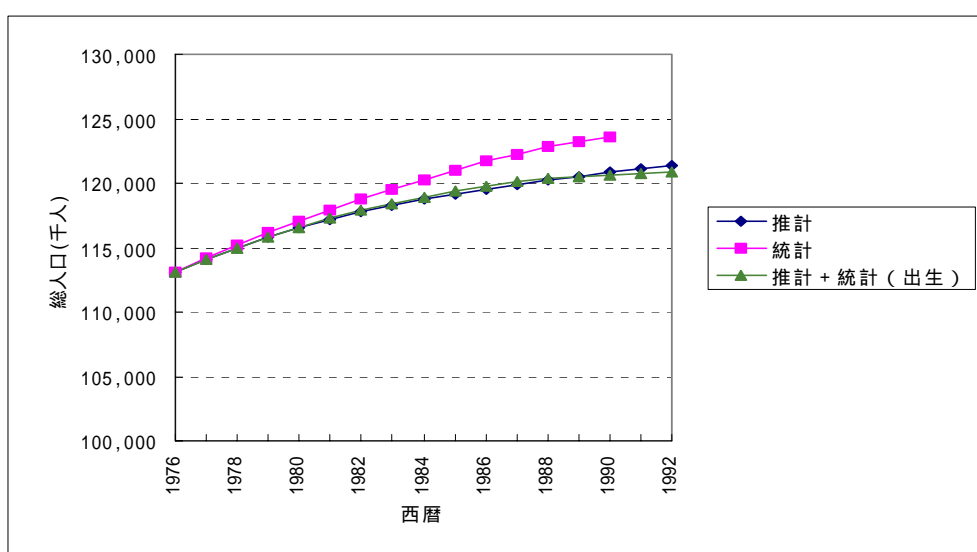


図 1.13 推計人口 / 統計の比較 (1976 年を起点とする)

図 1.12 の結果より、推計方法の妥当性が確認されたことから、1990 年からの推計を行った。人口問題研究所（平成 4 年 9 月推計）の仮定の比較を表 1.3、推計結果の比較を表 1.3 に示す。

表 1.3 推計方法の比較

項目	厚生省人口問題研究所 (平成 4 年 9 月推計)	著者推計
(0) 基本手法	要因別推計法	要因別推計法
(1) 推計期間	1991 年～2025 年 参考推計：2025～2090 年	1990 年～2025 年
(2) 規準人口	1990 年の国勢調査をもとに総務庁統計局が推計した 1991 年 10 月 1 日現在の男女各歳別推計人口	1990 年の国勢調査 但し、1994 年から 100 歳以上の人口を厚生省老人保健福祉局の調べによる「全国高齢者名簿」(1994 年 9 月)から当てはめる。
(3) 生存率の仮定	死因別年齢標準化死亡率の年次推移に対して曲線を当てはめることにより、その将来値を推計し、これを年齢別死亡率に変換して将来生命表を作成する。 男女別平均寿命は 1991 年から 2025 年にかけて穏やかに上昇すると仮定する。 平均寿命 1991 2000 2025 男子 76.11 77.30 78.27 女子 82.11 83.77 85.06	過去の実績によるもので、1990 年の年齢別死亡率(5 歳ピッチ) 但し、公表されている死亡率(0/00)は 10～34 歳の間で有効数字は 1 桁のため、同年の年齢階級別死亡数を年齢階級別人口で除した値を用いる。なお、100 歳以上の死亡率は、(2)の 100 歳以上の人口比率を考慮して 0.4 を設定。
(4) 出生率とその関連指標	毎年の子出生率を観察し、出生過程が完結していないコウホートについて完結出生力の水準と出生タイミングを予測するコウホート出生率法を適用。 [高位の仮定] 1991 年の 1.53 から直ちに上昇に転じ、2025 年には 2.09 の水準 [中位の仮定] 1991 年の 1.53 から 1994 年に 1.49 まで低下した後、上昇して 2025 年に 1.80 の水準 [低位の仮定] 1991 年の 1.53 から 1998 年に 1.36 まで低下した後、上昇して 2025 年に 1.45 の水準	期間出生率法によるもので厚生省人口問題研究所が発表している 1990 年の 1 歳ピッチの出生率を用いる。
(5) 出生性比の仮定	最近の 5 年間の実績に基づき、 男児：女児 = 105.6 : 100	男児：女児 = 105 : 100
(6) 国際人口移動の仮定	最近 5 年間の男女年齢別入国超過率の平均値を求め、これを 1991 年以降一定と仮定。	考慮せず

表 1.4 将来推計の比較

表4.4 将来推計の比較		(単位：千人)								備考
		1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	2025	
高位推計	総数	123,611	125,711	128,457	131,530	133,739	134,460	133,820	132,509	人口問題研究所 将来推計人口 (平成4年9月推計)
	0 - 14歳	22,544	20,350	20,408	22,413	24,443	24,605	23,137	21,629	
	15 - 64	86,140	87,134	86,350	84,390	81,549	78,469	77,945	78,440	
	65歳以上	14,928	18,226	21,699	24,726	27,746	31,385	32,738	32,440	
中位推計	総数	123,661	125,463	127,385	129,346	130,397	130,033	128,345	125,806	
	0 - 14歳	22,544	20,103	19,336	20,229	21,348	21,244	19,833	18,247	
	15 - 64	86,140	87,134	86,350	84,390	81,304	77,404	75,774	75,118	
	65歳以上	14,928	18,226	21,699	24,726	27,746	31,385	32,738	32,440	
低位推計	総数	123,661	125,244	126,379	127,101	126,762	125,074	122,147	118,289	
	0 - 14歳	22,544	19,884	18,330	17,984	17,929	17,284	15,866	14,344	
	15 - 64	86,140	87,134	86,350	84,390	81,086	76,405	73,542	71,504	
	65歳以上	14,928	18,226	21,699	24,726	27,746	31,385	32,738	32,440	
市川の推計	総人口	123,282	125,257	126,943	127,777	127,091	124,887	121,569	117,782	
	0-14歳	22,486	20,310	19,714	20,074	19,833	18,349	16,442	15,236	
	15-64歳	85,901	86,820	85,946	83,880	80,962	77,185	74,986	73,192	
	64歳以上	14,895	18,127	21,282	23,822	26,296	29,353	30,142	29,355	

注) 1990年の総人口が人口問題研究所と著者の値が異なるのは、年齢不詳を含まないことによる。

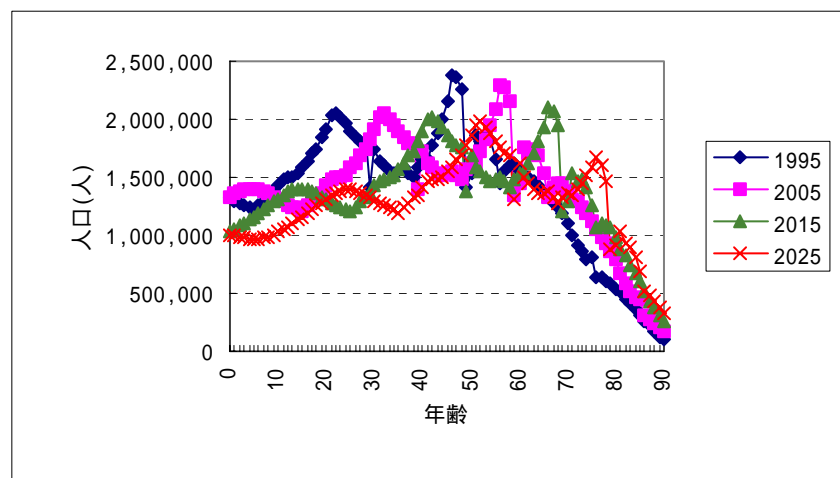


図 1.14 人口の将来推計

人口問題研究所の推計（高位、中位、低位）と著者の推計を比較すると0～64歳の人口では著者のものは低位と中位の間に位置する。著者の65歳以上の人口推計は2025年の時点で10%ほど低い値（総人口に対して2.6%低い）となる。これは表1.2に示したように死亡率を一定として扱ったことによる。人口の規模は著者の推計は、人口問題研究所の低位のものと同様となる。表1.4に示すように人口問題研究所の推計（低位）と著者の推計の差は大きくない。両者とも要因別推計法を用いていることから、出生率、死亡率が更に低下するという設定の差が推計結果に差となって表れた。

図1.13は著者の推計に基づく1995年から10年ごとの人口分布の変化を示したものである。第3次ベビーブームの影響が現れることが確認される。計算結果は巻末のデータ集に収録する。なお、本節の人口推計、次節の世帯数推計プログラムはMicrosoft™のEXCEL 5.0を使用して作成した。

3.2 世帯数の将来推計

3.1の人口の将来推計を用いて、[1.2]式を用いて、世帯数の将来推計を行なう。

(1) 年齢別世帯数

図 1.10 に示した年齢階級別人口に対する世帯数の比率は5歳をピッチでデータが得られている。しかし、このままでは人口分布が高いピークを示しているグループ(年齢層)に対して世帯数の将来推計を行う場合、ある年齢層からある年齢層に移り変わる場合、これによる不連続性が生じる。そこで年齢階級別人口に対する世帯数の比率を[1.12]式により、補完して図 1.15、図 1.16 に示すように年齢別人口に対する世帯数の比率 r_{m+i} として以降の計算に用いる。

なお、 r_{m+i} は、時代とともに変化すると考えられるが、ここでは、一定として扱う。

$$r_{m+i} = r_m + (r_l - r_m) * (i - 1) / (l - m) \quad \dots\dots [1.12]$$

但し、 r_m : 補完の計算を行う年齢の直ぐ下の年齢階級の人口世帯率

r_l : 補完の計算を行う年齢の直ぐ上の年齢階級の人口世帯率

l, m : 補完の計算を行う年齢の直ぐ上あるいは下の年齢階級の中央値

年齢階級の下位年齢 a 、上位年齢 b とした場合、 $(b-a)/2$

ex. 15~19 歳の場合、 $(15-19)/2 = 17$ 歳

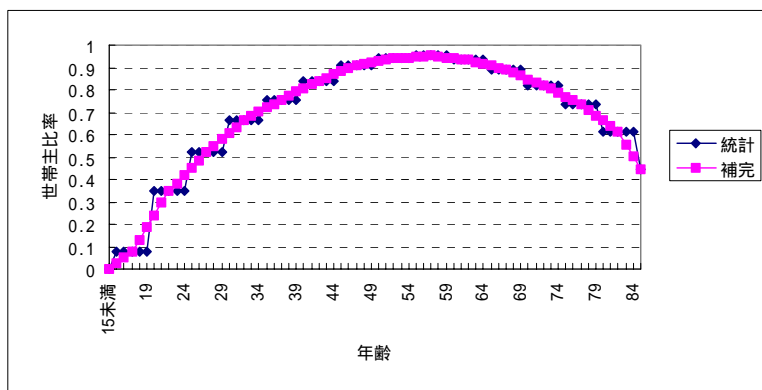


図 1.15 年齢別人口に対する世帯数の比率(男)

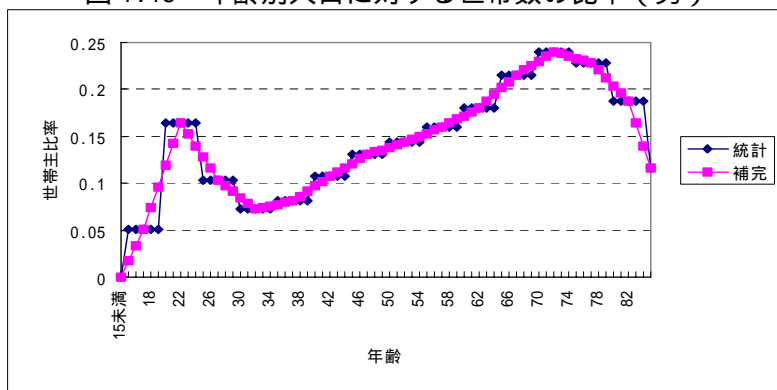


図 1.16 年齢別人口に対する世帯数の比率(女)

(2) 世帯数の将来推計

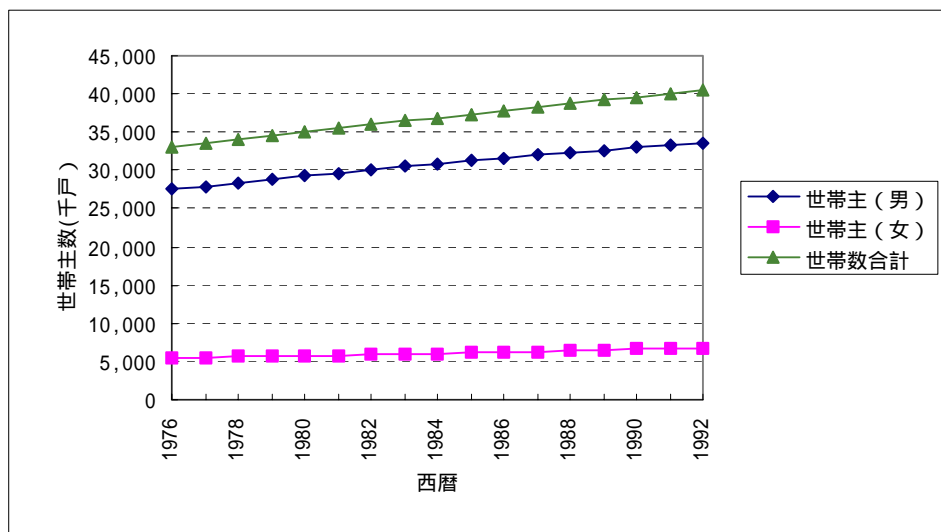


図 1.17 世帯数の推計 (1976 年を起点)

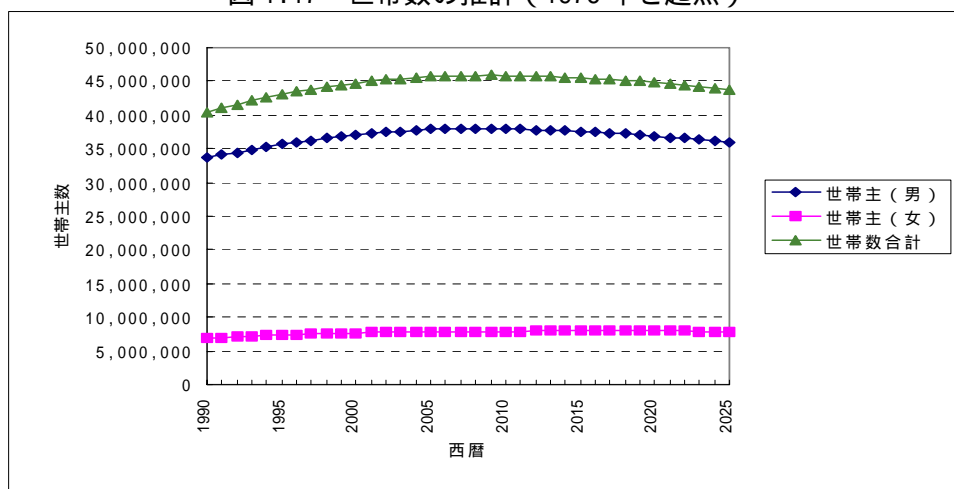


図 1.18 世帯数の将来推計 (1990 年を起点)

表 1.2 の 1976 年を起点とする人口の将来推計を用いて [4.3] 式により 1990 年の図 1.15、図 1.16 の年齢別世帯比率を乗じて 1992 年までの世帯数推計を行った。これを図 1.17 に示す。表 1.7 の総世帯数のデータによれば 1978 年 3,284 万戸、1983 年 3,520 万戸、1988 年 3,781 万戸で、推計による 3,402 万戸 (3.6%大)、3,646 万戸 (3.6%大)、3,871 (2.4%大) 万戸となった。また、1990 年の時点で 3,960 万戸となり、1990 年の国勢調査の 4,051 万戸に対して 2.2%低い値となる。これは、人口推計で述べたように死亡率の低下による影響と、1 世帯あたりの人数が減少している 1990 年のデータをそのまま、推計に適用したことによる誤差と考えられる。なお、単純な計算ではあるが、比較的近い推計結果が得られるといえる。

図 1.18 は 1990 年を起点とした人口将来推計を用いて、同様に 2025 年までの世帯数推計を行ったものである。図 1.17 の世帯数の将来推計によれば、世帯数は 2009 年に 4,587 万戸のピークとなり、以降、徐々に減少、また、世帯主が男の場合は 2008 年がピーク、世帯主が女の場合は 2018 年にピークを迎え、それから減少すると予測される。これは、若年齢層による世帯数の増加

と高齢層側の世帯の消滅のバランスが徐々に減少側に大きくなることによる。

図 1.9 を見ると男性の場合は年齢別の世帯主となる山がひとつであるが、女性の場合は2つとなっている。そこで若い年齢から山へ向かう側を世帯の増加側 H_{inc} (男性では15歳から56歳の間が年齢別人口に対する世帯主比率を上昇させる時期、女性では15~21歳と32歳から72歳までが世帯主比率を上昇させる時期。但し、1990年)、山を越えて下がる側を減少側 H_{dec} (男性では57歳以降、女性では22~31歳と73歳以降。但し、1990年)と考えると、同じ傾向が将来とも続くとして1977年から2025年までの1年経ることの差分を求め、世帯の増加側と減少側を求めた。[1.13]、[1.14]式にこれを示す。

$$H_{inc}(k) = \sum_{x=15}^{56} (H_{1,x+1}(k+1) - H_{1,x}(k)) + \sum_{x=15}^{21} (H_{2,x+1}(k+1) - H_{2,x}(k)) + \sum_{x=32}^{72} (H_{2,x+1}(k+1) - H_{2,x}(k)) \quad [1.13]$$

$$H_{dec}(k) = \sum_{x=57}^N (H_{1,x+1}(k+1) - H_{1,x}(k)) + \sum_{x=22}^{31} (H_{2,x+1}(k+1) - H_{2,x}(k)) + \sum_{x=73}^N (H_{2,x+1}(k+1) - H_{2,x}(k)) \quad [1.14]$$

但し、 N は人間の生命の限界年齢。

計算結果を図 1.19 ~ 1.22 に示す。図 1.20、図 1.22 で世帯数の減少が大きくなるのは、図 1.15、図 1.16 で示した曲線で年齢別の世帯割合を示しているため、団塊の世代という母数が大きい年齢がここにかかってくると乗算により、大きな値になることによる。ベースとなる世帯数の推計は図 1.17、図 1.18 を使った。前述の理由により、1976年のデータでは若干少ない値を示している。

図 1.18 によれば、男性の世帯数は1984年が最も低くなった後、上昇に転じる。1990年頃を境にしてまた、減少に転じる。これは、団塊の世代の多くが新しく世帯を持ち、世帯主の増に貢献する数が少ないことと、それ以降の人口分布の減少により、世帯数の増が少ないことによる。一方、図 4.20 に示すように女性が世帯主となる率は男性より急激に増える。これは32~72歳の女性の世帯主となる率の上昇を反映したものである。

以上より、推計は1990年ころまで新しい世帯は増加の傾向を示すが、それ以降は低下の傾向となる。

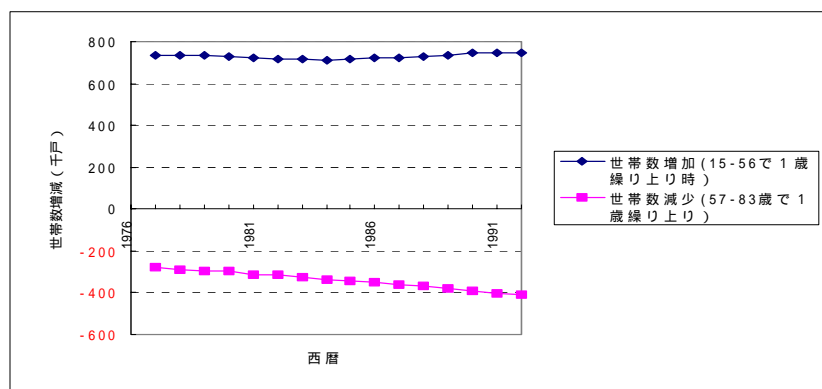


図 1.19 世帯主 (男) の増加と減少推計 (1976 年を起点)

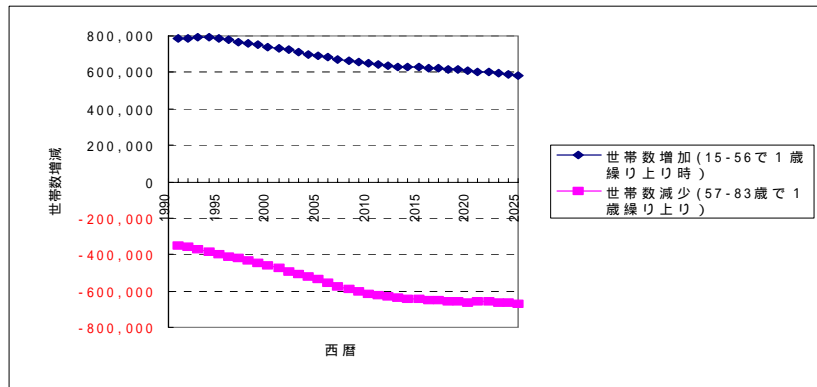


図 1.20 世帯主（男）の増加と減少推計（1990 年を起点）

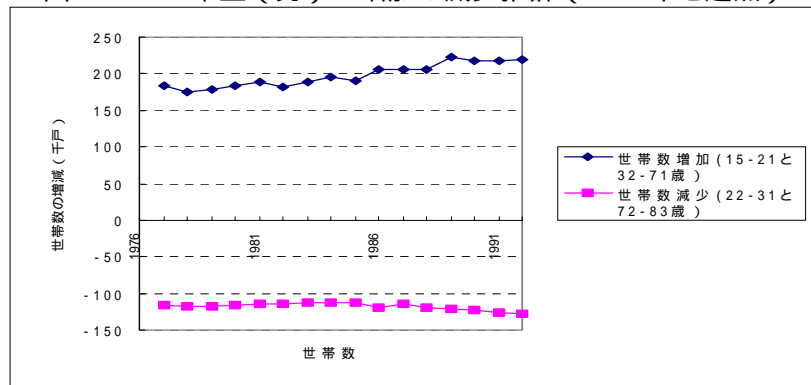


図 1.21 世帯主（女）の増加と減少推計（1976 年を起点）

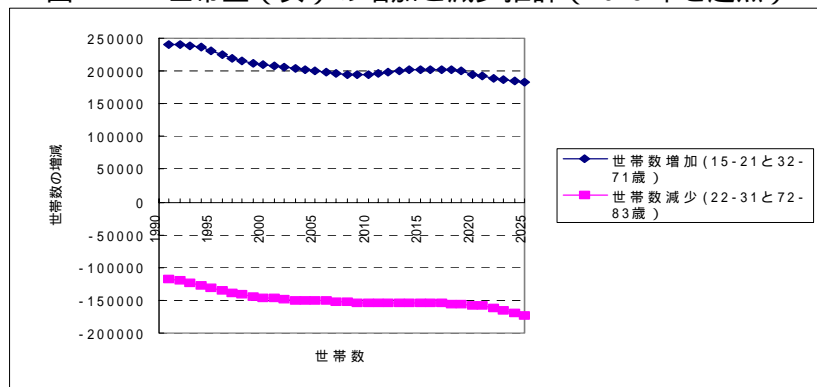


図 1.22 世帯主（女）の増加と減少（1990 年を起点）

4. まとめ

(1) 世帯数の将来推計結果

1976 年を起点とする 1990 年までの世帯数の推計結果と統計の比較から、その誤差は 3.6% の範囲となった。これは出生率、死亡率、年齢世帯率の経年変化を考慮しない単純な推計としては比較的、精度の高い結果と考えられる。

過去の世帯数の増大は、年齢別世帯主率の大きな変化がないことから考えると、その年齢別の人口分布が山の部分が新たに世帯を持つ年代に重なったことが主な原因であることが説明できる。よって年齢別世帯率から世帯数を将来推計する本方法は有効であると考えられる。これより、次章の住宅建設需要の推計に本推計手法を適用するものとする。

2025 年に向かったの推計結果より、世帯数は 2009～2015 年にピークを迎えて減少傾向に向か

うことになる。出産率の上昇、死亡率の低下、年齢別世帯主率が上昇すれば、このピークの時期は遅れ、世帯数も推計で得られた4,587万戸より高いものとなる。しかし、出生率、死亡率が急激に変化することは考えにくく、また、現在の人々のライフステージも急激に変化するとは考えにくいことから、現在の人口分布である以上、いずれ世帯数のピークが訪れ、低下することは避けられない事実である。

(2) 推計の精度向上

本プログラムの精度を高めるには、他の人口推計と同様、女性の年齢階級別出生率のトレンドをどのように設定するか、また、年齢階級別死亡率のトレンドをどのように設定するかにつきる。なお、推計計算の過程で気づかされたことに90歳以上の人口推計は誤差が大きくなる要因を孕んでいることがある。年齢階級別死亡率は5歳ピッチのデータで公表されている。90才以上の死亡率として公表されているものは1990年の90～94才の死亡率0.23である。これより、10年後の生存率を求めると、 $(1 - \text{死亡率})^{10}$ となり、およそ7.3%となる。しかし、死亡率は加齢に伴い高くなると考えるのが普通であり、10才の年齢階級とした場合、高齢者の死亡数は母数となるその年齢の人口が少ないことから全体の死亡率に対する影響は小さい。Gompertzの法則により、死亡率を推計することも考えられよう。

年齢世帯率に対する経年変化を本推計では含めなかったが、これを考慮することでより高い精度の向上が期待できる。

【参考文献】

- 1) 大鹿護，因藤信之：「人口変化のSDモデル」，1990.10,オペレーションズ・リサーチ，pp.569-573
- 2) 岡崎陽一：「人口統計学」，1980.10.20, (株)古今書院
- 3) 舘稔：「人口分析の方法」，(2)のp.164から孫引き)
- 3) 雨森良彦監修・北川四郎著：「女性の医学小百科」(日本文芸社)
- 4) 総務庁統計局：「現代日本の人口問題 - 統計データによる分析と解説 - 」，pp.63-110，1995.6.10, (財)日本統計協会
- 5) 日本生化学会編集：「発生・分化・老化」，1992，東京化学同人
- 6) 高木由臣：「生物の寿命と細胞の寿命」，1993.9.20, 平凡社
- 7) 総務庁統計局監修：「世帯構成とその地域性(昭和60年国勢調査モノグラフシリーズNo.9)」，pp.88-117，1990年3月，(財)日本統計協会
- 8) 厚生省人口問題研究所編集：「人口の動向 日本と世界 人口統計資料集 1995」，1995年9月5日，厚生統計協会
- 9) 厚生省人口問題研究所：「日本の将来推計人口」(1981年11月推計)
- 10) 1994年「国民福祉の動向」，「厚生指標」第42巻4号