

調 査 研 究

出生・死亡変数の変化とその人口構造への影響

—年齢別人口成長率を用いた分析—

高 橋 重 郷

I はじめに

近年の出生率低下にともなう出生数の減少傾向が、短期的にわが国の人口高齢化を促進する働きをもち、一方順調に改善する寿命、とくに高齢者死亡率の改善による高齢者の生存率上昇とあいまって、人口高齢化の勢いがいっそう強まっているのではないかと考えられている¹⁾。このような疑問に対して人口学的に答えるには、出生・死亡変動と高齢化の形式人口学的な関係を明らかにすることが重要である。それによって具体的に現在進行しつつある人口高齢化に対して、最近の出生数の減少や死亡率改善がどの程度影響しているかを明らかにすることができるであろう。このような最近の出生・死亡状況の変化のみならず、人口高齢化現象は現在の高齢者が生まれた当時の人口事情、すなわち、現在から65年～90年以上前の過去の出生数規模の変動と、現在の高齢者が経験した出生から現在にいたるコウホート死亡状況の変化と密接に関連しており、現在の高齢化の勢いの大きな部分が過去の人口趨勢によって規定されていると考えられている²⁾。

1970年代に本格化したとされるわが国の人口高齢化現象について、それが過去の出生数の変動に起因して発生したか、あるいは死亡率低下（生存率の改善）によるものかを計量的に分析する試みは、これまでいくつかの方法を用い行われてきた³⁾。

1) 最近の出生数の減少傾向が高齢化を促進する点については、厚生省『厚生白書：長寿社会における子ども・家庭・地域、平成元年度版』、1990年3月、の「第1節 出生率の低下」に詳細に指摘されている。

2) 現在の高齢化が過去の出生数の変動やコウホート生存率の改善に起因している点を詳細に論じたものとして以下の堀内論文がある。

Shiro Horiuchi, "Global Trends and Prospects of the Age Structure of Population: Different Paths to Aging", paper presented at the United Nations International Symposium on Population Structure and Development, Tokyo, 10-12 September 1986.

Shiro Horiuchi, "Assessing Effects of Mortality Reduction on Population Aging: An Analysis of the Eldery Female Population in Japan", paper presented at Seminar on Mortality Transition in East Asia and South Asia, Beijing, 29 August - 2 September 1988.

3) 分析方法としては、安定人口を用いた方法、人口推計方式によるもの、そして前掲（注2）の堀内による年齢別成長率を用いた分析方法がある。いくつかの代表的な分析例として以下に掲げる研究がある。

A. J. Coale, "The Effects of Changes in Mortality and Fertility on Age Composition", *The Milbank Memorial Fund Quarterly*, 34(1), 1956, pp.79-114.

A. J. Coale, "How the Age Distribution of a Human Population is Determined", *Cold Spring Harbor Symposia on Quantitative Biology*, 22, 1957, pp.83-89.

黒田俊夫, 「高年化現象の人口学的研究(1)」, 『人口問題研究』, 第61号, 1955年, pp.8-62.

館 稔, 「日本人口基本構造の変動——出生および死亡の変動との関連において」, 『人口問題研究所年報』, 第1号, 1956年, pp.1-5.

高橋重郷, 「死亡率の変化とその人口構造への影響」, 『人口問題研究』, 第180号, 1986年, pp.1-15.

勝野真人, 「戦後わが国の出生・死亡低下と人口高齢化」, 『民族衛生』, 第52巻4号, 1986年, pp.196-206.

河野綱果, 「年齢構造の変化と要因：世界人口行動計画の評価」, 『人口問題研究』, 第45巻1号, 1989年, pp.1-18.

石川 晃, 「わが国における1947年以後の人口高齢化の要因分析」, 『人口問題研究』, 第45巻3号, 1989年, pp.56-65.

この問題に対する代表的な接近方法として、安定人口理論の適用による方法や人口推計方式に基づく方法がある。安定人口理論の適用による方法は、年齢別出生率と年齢別生存率の組み合わせによって年齢構造係数（65歳以上人口割合）の変動を分析したもので、1960年代の人口高齢化分析によく用いられた。一般に人口高齢化の要因として指摘されている出生率効果説はこの分析方法にもとづくもので、平均寿命の水準が低い段階での安定人口理論の適用による人口高齢化分析は、人口高齢化要因について出生要因を過大に評価するものとなった。

人口推計方式に基づく分析方法は、基準年次と目標年次間の高齢者人口の割合変化を基準年の人口から年齢別出生率を一定とし、生存率を変化させて目標年次の期待高齢者人口割合をもとめ、あるいは逆に生存率を一定とし、年齢別出生率を変化させる方法によって期待高齢者人口割合を計算し、それらの値の変化から、出生率変動と生残率変動の効果を分析する方法である⁴⁾。

しかしながらこの方法の弱点は、期間内の出生・死亡（生存率）変化しか計量化されず、個々の年齢別人口が出生からコウホートの経験した死亡率低下の効果を反映しないことにある。したがってその効果分析には制約がある。たとえば、観察期間を長くすれば、死亡率変化の影響を受ける期間が長くなり、期間死亡の変化の効果が強くあらわれる⁵⁾。ところが高齢者人口の増加は、観察期間の死亡率の低下によるだけでなく、高齢者が生まれて以来の全ての死亡率低下の経験を反映し、高齢者人口の増加という形であらわれてくる性質をもっている。人口推計方式では、一般に過去の出生変動や観察期間以前の死亡率の効果は分離できず、初期人口効果として扱われている⁶⁾。

筆者は既に、前述の方法とは異なる方法によって、人口高齢者割合の変化について分析を試みたことがある⁷⁾。その研究における基本的な方法は、期間死亡率の変化によって、高齢者人口割合の変化がどの程度もたらされたかを分析したものであった。その方法はいわば人口高齢化のピリオッド・アプローチといえるものである。さらに人口の年齢構造を分析する方法として、年齢別人口成長率を用いる分析方法が、理論的、実証的研究として進展し、高齢者人口割合の変動の要素分解法についても堀内(Horiuchi, 1988)の研究によって、観察期間の高齢者割合の変化をコウホート要因（過去の出生数の増加とコウホート死亡率の変動要因）によって分析する方法が確立されてきた⁸⁾。

今回の研究においては、筆者が試みたピリオッド・アプローチと堀内が展開したコウホート・アプローチを統合した分析を試みる。さらに、65歳未満の人口変動、とくに最近の出生数の変動によって引き起こされている0～14歳人口の変動が、高齢者人口割合の変動に対してどのような作用を及ぼしているのかを明らかにしたい。そのために、人口高齢者割合の要素分解法について整理し、1975年から1990年の人口高齢者割合の変動の人口学的要因分析を試みることにしたい。

II 人口高齢化の形式人口学的検討

人口高齢化は一般に、総人口に対する年齢65歳以上人口の割合の上昇と定義される。すなわち、人口高齢化は高齢者人口の絶対数の増加ではなく、人口に占める高齢者人口の相対的增加をもって人口高齢化と定義される⁹⁾。そのような定義のもとで、人口高齢化は年齢別人口の変動との関係で、いく

4) Coale, ならびに勝野, 河野, 石川, 前掲(注3)。

5) 石川, 前掲(注3)の64p。

6) 河野, 前掲(注3)の10p。

7) 高橋, 前掲(注3)。

8) Horiuchi, 前掲(注2)の1988年論文。

9) 人口高齢化の用語ならびに定義については、嵯峨座晴夫『高年齢人口』(昭和55年国勢調査モノグラフシリーズ No.8), 総務庁統計局, 1984年10月, の序章に詳しく論じられている。人口高齢化の一般的な定義は、総人口に占める高齢者人口割合の増大過程を指す。

つかのタイプが存在しうる。すなわち、第一に、65歳以上人口の増加が全体の人口の増加をうわまわっている場合、第二に、65歳以上人口は減少しているが、全体の人口はそれをうわまわって減少している場合である。このように人口高齢化は必ずしも高齢者人口の絶対的増加を意味するわけではない。この関係を形式人口学的に検証することにしてしよう。

いま、ある時点 t の総人口を $N(t)$ 、年齢65歳以上人口を $N(65+, t)$ とすれば、総人口に占める年齢65歳以上人口の割合、 $c(65+, t)$ は、

$$c(65+, t) = \frac{N(65+, t)}{N(t)} \dots\dots\dots (1)$$

である。これを年齢別人口 ($N(a, t)$: 時点 t における年齢 a 歳の人口) を用いて書き改めれば、

$$c(65+, t) = \int_{65}^{\infty} \frac{N(a, t)}{N(t)} da$$

となる。

さて、人口高齢化は時間的な変化に関する状態概念である。すなわち、ある時間経過後の65歳以上人口割合が初期のそれより大きくなる時、人口は人口高齢化しているとみなされる。これを形式人口学的に定義すれば、時点 t から h 時間経過した $t+h$ 時点の年齢別人口割合を $c(a+h)$ とすれば、両者の時間変化は、

$$\begin{aligned} \Delta c(a) &= c(a, t+h) - c(a, t) \\ &= \frac{N(a, t+h)}{N(t+h)} - \frac{N(a, t)}{N(t)} \dots\dots\dots (2) \end{aligned}$$

である。

ところで、 t 時点の総人口と $t+h$ 時点の総人口の関係、ならびに t 時点の年齢 a 歳の人口と $t+h$ 時点の年齢 a 歳の人口との関係は、それぞれ、

$$N(t+h) = N(t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r_T(y) dy}$$

および、

$$N(a, t+h) = N(a, t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r(a, y) dy}$$

である。ただし、 $r_T(y)$ は時点 y の総人口成長率、 $r(a, y)$ は時点 y の年齢 a 歳の年齢別人口成長率である¹⁰⁾。

この2時点間の総人口と年齢別人口の関係式を(2)式に代入すると次の式が得られる。

10) 年齢別成長率については、以下の2つの論文に詳細な記述がなされている。

S. H. Preston, and A. J. Coale, "Age Structure, Growth, Attrition and Accession", *Population Index*, Vol.48, No.2, 1982, pp.217-259.

W. B. Arthur, and J. W. Vaupel, "Some General Relationships in Population Dynamics", *Population Index*, Vol.50, No.2, 1984, pp.214-226.

$$\begin{aligned}
\Delta c(a) &= c(a, t+h) - c(a, t) \\
&= \frac{N(a, t) \cdot e^{\int_t^{t+h} r(a, y) dy}}{N(t) e^{\int_t^{t+h} r_T(y) dy}} - c(a, t) \\
&= c(a, t) \cdot [e^{\int_t^{t+h} [r(a, y) - r_T(y)] dy} - 1] \dots\dots\dots (3)
\end{aligned}$$

いま、二つの時点が無限に近づいた場合を考えると、二つの時点の年齢構成割合の極限は次のようになる¹¹⁾。

$$\begin{aligned}
\lim_{h \rightarrow 0} c(a, t+h) - c(a, t) &= \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} \\
&= c(a, t) \cdot [r(a, t) - r_T(t)] \dots\dots\dots (4)
\end{aligned}$$

このように年齢構成割合の時間変化は、それぞれの年齢別人口の成長率と全人口の成長率によって決まることを意味していることがわかる。

65歳以上の高齢者人口割合の時間変化は式(4)から、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t} = \int_{65}^{\infty} \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} da = \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot [r(a, t) - r_T(t)] da \dots\dots\dots (5)$$

である¹²⁾。すなわち、高齢者人口割合は、高齢者人口の増加 ($r(a, t)$) が正の場合はもちろん、それが負の場合でも、全体の人口成長率が負の場合で、高齢者の人口成長率を上回っていれば人口高齢化が起きることを意味している。このように高齢者人口の絶対数の増加が必ずしも人口高齢化の条件ではないことを示している。

現実の日本の人口趨勢に即して人口高齢化を検討しよう。わが国の全体人口の成長率は正である。そのような状態のもとで、人口高齢化が進行するのは、年齢別人口成長率が65歳以上の年齢層において、全体の年齢別成長率を上回っているからに外ならない。ではこのような相対的に高い高齢者の年齢別成長率は何によって構成されているのであろうか。

年齢別成長率の概念については、堀内とプレストン (Horiuchi and Preston, 1986) によって詳細に論じられている¹³⁾。かれらの研究によれば、ある時点の年齢別成長率 ($r(a, t)$) は、過去の出生数の成長率とコウホート生存率の改善率の要素から成り立っていることを明らかにしている¹⁴⁾。すなわち、

$$r(a, t) = r_B(t-a) - \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx, u = t - a + x \dots\dots\dots (6)$$

11) Horiuchi, 前掲 (注3) の 8p.

12) Horiuchi, 前掲 (注3) の 8p.

13) S. Horiuchi, and S. H. Preston, "Age-specific Growth Rates: The Legacy of Past Population Dynamics, *Demography*, Vol.25, No.3, 1988, pp.429-442.

14) Horiuchi and Preston, 前掲 (注13) の 431p.

である。ただし、 $r_B(t-a)$ は t 年から a 年先立つ時点の出生数の成長率、右辺の右項はコウホートの生存率の改善率（いいかえれば死亡率の低下率）である。したがって、現在の人口年齢構成の変化は、これら2つの要素によって分解できる。

さて、式(4)からわかるように、年齢別人口構成を変化させるもう一つの要因は全体の人口成長率である。 t 時点の全体の人口成長率 $r_T(t)$ は、アサーとボーペル（Arthur and Vaupel, 1984）によれば次のように示される¹⁵⁾。

$$r_T(t) = \int_0^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da \dots\dots\dots (7)$$

したがって、年齢構成の変動の式(4)に、全体の人口成長率の式(7)を代入すれば、年齢構成の変動式は次のように書き改められる。すなわち、

$$\begin{aligned} \frac{\partial c(a, t)}{\partial t} &= c(a, t) \cdot [r(a, t) - \int_0^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da] \\ &= c(a, t) \cdot [r(a, t) - \int_0^{14} c(a, t) \cdot r(a, t) da \\ &\quad - \int_{15}^{64} c(a, t) \cdot r(a, t) da - \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot r(a, t) da] \dots\dots\dots (8) \end{aligned}$$

の式が得られる。

したがって高齢者人口割合の変化は、式(8)を65歳以上について積分した形であらわされる。すなわち、65歳以上の人口成長率の部分と、0～14歳人口の変動部分、15～64歳人口の変動による部分、65歳以上人口が間接的に総人口の増加に影響した部分にそれぞれ分けられる。また、65歳以上の年齢別人口成長率は堀内とプレストンの研究からみたように、過去の出生数の成長率とコウホート生存率の改善率に要素分解可能である¹⁶⁾。さらに、高齢者人口割合の期間変化については、高橋（1983）からコウホート生存率の改善率を期間内の変化と期間前のコウホート生存率の改善率に分離できる¹⁷⁾。

以上の形式人口学的検討から、ある特定期間の高齢者人口割合の変化を、①高齢者の人口の過去の出生数変動によって生じた部分、②高齢者人口の特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた部分、③高齢者人口の期間内の生存率の改善によって生じた部分、④0～14歳人口の期間内の変動によって生じた部分、⑤15～64歳人口の期間内変動によって生じた部分、⑥65歳以上人口の変動のうち、総人口の変動をもたらした部分に要素分解することが可能である。なお要素分解の方法については補論を参照されたい。

Ⅲ 1975年以降の高齢者割合の推移と彼らの過去の出生・死亡変動

現在の人口高齢者割合の時間的変化が、形式人口学的にみて、現在高齢者である65歳以上の人々が、かつて出生時点で経験した、すなわち、現在からみて65年以上前の出生数の増加と、生まれてから現在まで彼らがコウホートの経験した死亡率低下に大きく依存していることをみた。前節において説

15) Arthur and Vaupel, 前掲（注10）の221p.

16) 具体的に計測したものとして、Horiuchi, 前掲（注3）の論文がある。ただし、データ制約の問題から、出生数の増加率とコウホート死亡率の改善率に分けられてはいない。

17) 高橋, 前掲（注3）。

明した方法によって、わが国女子人口の具体的分析に入る前に、1) 65歳以上の人口高齢者割合の年次推移、2) 1975年以降の年齢別成長率と全人口の成長率、3) 1975年以降の65歳以上人口がかつて経験した出生数の推移、ならびに、4) コウホート生存率の推移、について概観し、予備的考察を行っておこう。

女子65歳以上人口の全女子人口に対する割合、すなわち女子高齢者人口割合の年次推移をみると、1951年の5.6%から徐々に増加し、1960年に6.3%、1970年に7.8%、1980年に10.4%へと増加してきた。そして、1989年には13.7%へと増加した。このように近年になるにしたがい女子人口の高齢化の勢いは強くなってきている。具体的な高齢者割合の増加量の変化をみると、年平均高齢者割合の増加は1951～1960年で0.18ポイントであったが、1960～70年のそれは、0.30ポイント、1970～80年の年平均高齢者割合の増加は0.66ポイントとなっている(図1)。

このような、女子人口の高齢者割合の増加は、すでに前節でみたとおり、65歳以上人口の人口成長率と全体人口の成長率の趨勢に大きくかかわって起きている。1975年以降について、年齢別成長率と全体人口の成長率の比較から、その変化をみることにしよう。1975年から1990年の5年間隔に年齢別成長率と全人口成長率を図2-1～3に示した。

1975～80年間の全女子人口の成長率は1%をやや下回る水準にあったが、年齢別人口成長率は65歳以上の年齢で、74歳前後を除き、いずれの年齢の人口成長率も、全人口の成長率を大きく上回っていた。この傾向は1980～85年と1985～90年についても同様である。さらに、子細に年齢別成長率

図1 女子の高齢者人口割合の年次推移

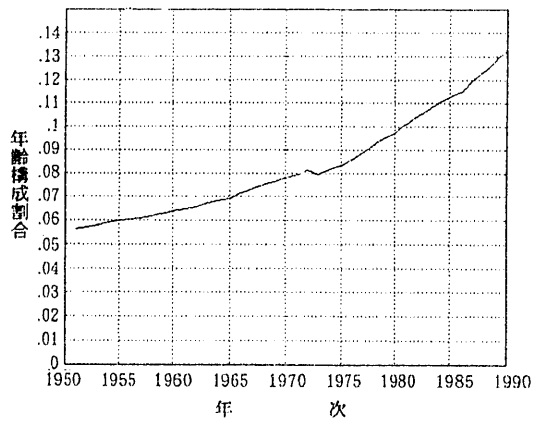


図2-1 年齢別成長率と全人口成長率：1975～80年

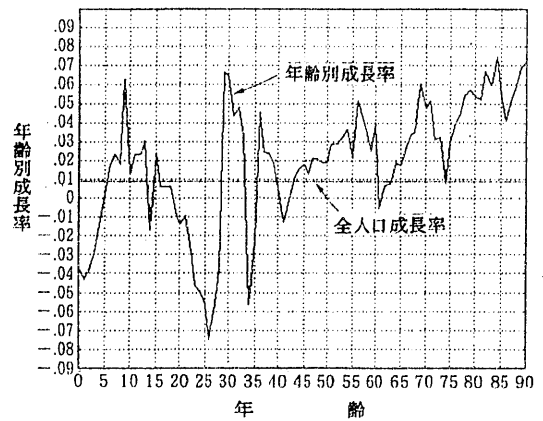


図2-2 年齢別成長率と全人口成長率：1980～85年

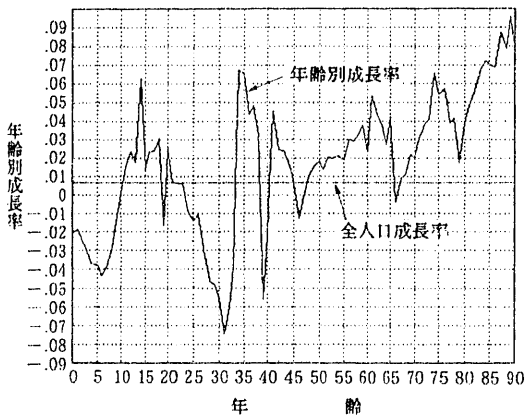
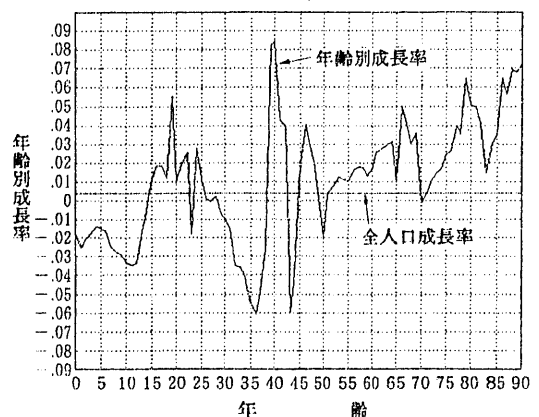


図2-3 年齢別成長率と全人口成長率：1985～90年



と全人口成長率の比較をおこなうと、最近になるにしたがい、全人口の成長率は低下し、1975年から1990年にかけて、その水準は半分に低下した(図3参照)、そして一方年齢別の成長率は、1975~80年から1985~90年にかけて、年齢別人口成長率の高い人口集団が高齢者人口に参入し、全体として全人口成長率と年齢別成長率の格差を拡大させているようにみられる。そのことが結果として高齢者割合増加の進展を促進しているように考えられる。

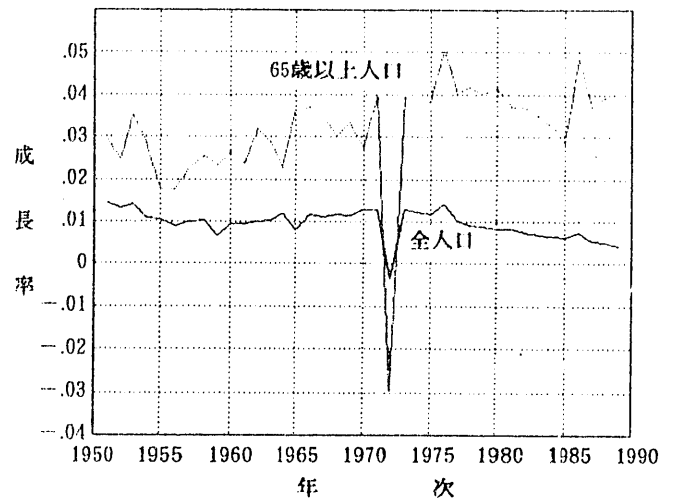
年齢別成長率を個々に比較し、65歳以上の年齢で起きている全人口成長率との差を総合的に判断するのはむずかしい。そこで、65歳以上人口の成長率と全年齢成長率の比較によって検討してみよう。

前節の式(4)から理解されるように65歳以上人口割合の変化率は65歳以上の人口成長率と総人口成長率の差である¹⁸⁾。1951年以降の女子の日本人人口に関する全女子人口成長率は、1977~78年の沖縄返還にともなう短期的変動を除き、1977~78年頃までおよそ1%をやや上回るか前後する水準で推移してきた。総じていえば、全女子人口の成長率は横ばいであったということができよう。ところが、それ以降全女子人口の成長率は下降局面に入り、1977~1978年の1.0%程度から1988~89年には0.4%程度にまで低下した。

一方、65歳以上人口の成長率は、1955年以降一貫して増加傾向にあり、1955年頃の1.8%程度から1987~88年には3.8%程度へと上昇した。このように、高齢者人口割合の増加は、相対的に高い65歳以上人口の年齢別成長率と縮小する全人口成長率に起因し、両者の差である高齢者割合の変化率の上昇を生じさせている。

年齢別成長率は、かつての出生数変動とコウホート生存率の変化の結果である。したがって過去の出生数の変動がどのようなものであったかが重要となる。過去の出生数変動を図4によってみておき

図3 女子の65歳以上人口成長率と全人口成長率



18) 65歳以上人口割合の増加率が65歳以上人口成長率($r_{65+}(t)$)と全人口成長率($r_T(t)$)の差としてあらわされるのは以下の関係が成り立つためである。すなわち、

$$c(65+, t) = \frac{N(65+, t) \cdot e^{r_{65+}(t)}}{N(t) \cdot e^{r_T(t)}} = c(65+, t) \cdot e^{r_{65+}(t) - r_T(t)}$$

である。この式を t について微分すると、65歳以上高齢者割合の増加量として、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t} = c(65+, t) \cdot [r_{65+}(t) - r_T(t)]$$

が得られる。次にこれを $c(65+, t)$ で除すと、65歳以上高齢者割合変化率となる。したがって、

$$\frac{\partial c(65+, t)}{\partial t \cdot c(65+, t)} = \frac{\partial \ln c(65+, t)}{\partial t} = r_{65+}(t) - r_T(t)$$

となる。このように65歳以上人口の高齢者割合の変化率は、65歳以上人口成長率と全人口成長率の差に規定されている。

たい。なお、1920年以前の出生数は安川（1977）の推計値を用い¹⁹⁾、また戦時中の動態統計のない時期については国連による推計値と性比を用い推定した値を示した。

出生年次別の出生数の動向をみると、1885年以降1920年頃まで一貫して出生数の増加がみられ、その後増加傾向は弱くなったものの1920～1940年代まで緩やかな出生数の増加がみられた。そして戦後のベビーブームを経て、出生数は減少し、1960年代にいったん底をついた。それ以降、出生数は再び1972年頃のピークにむかって増加した。そして、近年の出生数の大幅な減少につながる傾向へと続いている。

現在の人口高齢化にとって過去の出生数の動向が重要である。なぜなら、1990年時点で65歳となる出生集団は1925年生まれであり、1975年時点で90歳の出生集団は1885年生まれである。したがって、1975年以降の人口高齢化に直接的に関与する出生集団は1885年から1925年に生まれた人々で、その人々がどのように増加したかが1975年以降の年齢別成長率の大きさに強く影響している。そのことを念頭に置きながら図4をみると、1885年から1925年にかけて出生数は増加期にあたり、この時期の一貫した出生数の増加が1975年以降の人口高齢化に少なからず影響を及ぼしたものと推察される。

年齢別成長率のもう一つの構成要素であるコウホート生存率の変化をみることにしよう。コウホート生存率を、それぞれのコウホートの出生時点の年次にもとづいて、出生から65歳までのコウホート生存率と同一コウホートの65歳から80歳の生存率を示したものが図5である。なおこの図に用いたコウホート・データは小林・南條（1988）による期間生命表にもとづいて作成された世代生命表によるものである²⁰⁾。

コウホート生存率のうち、出生から65歳までのコウホート生存率は、1820年代から1870年代出生コウホートまで、僅かな増加をみただけであった。1870年代出生コウホートが65歳に達したのは1935年で、戦前期においては、死亡率の低下によるコウホート生存率の上昇が、高齢者人口割合の増加にほとんど影響することはなかったものと考えられる。出生から65歳までの生存率の上昇は1870

図4 年次別女子出生数の推移

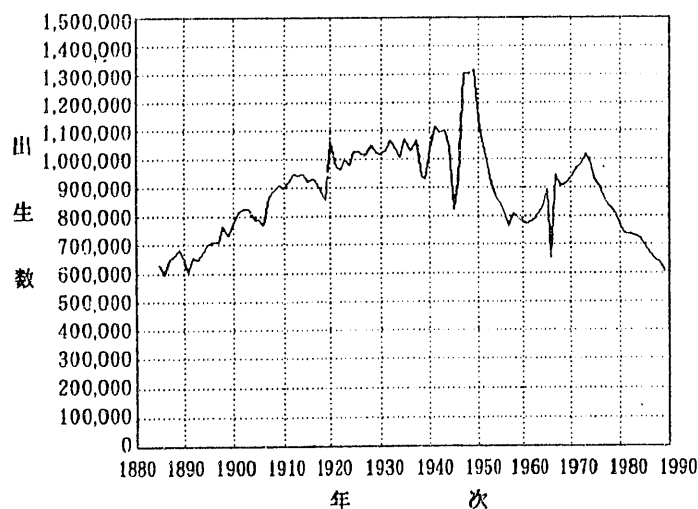
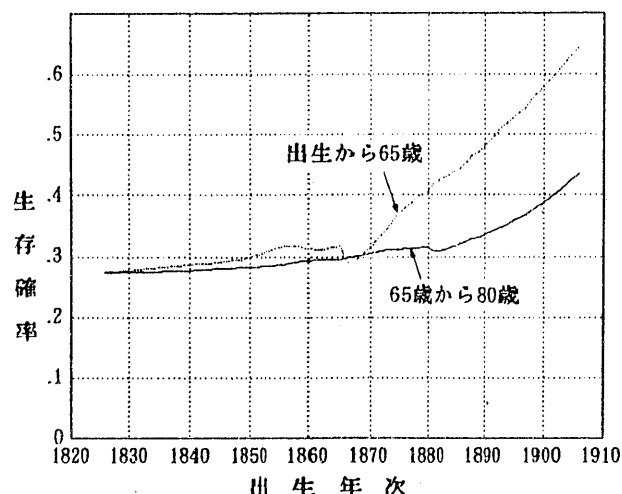


図5 出生コウホート別生存率の推移、女子



19) 安川正彬, 『人口の経済学』, 春秋社, 1977年, pp.182-183.

20) 小林和正・南條善治, 『日本の世代生命表——1891～1986年期間生命表に基づく——』, 日本大学人口研究所, 1988年3月.

年代以降でみられ、この上昇は最近のコウホートまで続いている。

一方、65歳から80歳のコウホート生存確率についてみると、この年齢におけるコウホート生存確率の上昇は、1882年頃のコウホートから始まり、最近の高齢者コウホートまで続いている。1882年コウホートが65歳に達したのは1947年で、このことから理解されるように、高齢者のコウホート生存率が改善したのは戦後の段階である。そしてコウホート高齢者生存確率の上昇と歩調を合わせるように高齢者割合は上昇してきている。これらのことから、コウホート生存確率の上昇も出生数の変動と同様に、年齢別成長率の動向に大きく関与しているものと推察される。

以上のように、1975年以降女子人口の高齢化を促進する要因のうち、65歳以上の年齢別人口成長率はいずれも全人口の成長率を上回り、近年になるにしたがい、年齢別人口成長率と全人口成長率との差は全体的に開く傾向にあることがわかった。さらに、年齢別成長率を規定する要因である、現在の高齢者のかつての出生時における出生規模の変動をみると、1975年当時の65歳以上の人々の出生規模は徐々に増加傾向にあった。戦後の段階になると、出生から高齢者にいたるコウホート生存率の改善が飛躍的に改善したのは、1880年代以降に生まれ、戦後高齢者になったコウホートからである。しかもこの改善の勢いは現在まで持続している。過去の出生数変動は、全体の趨勢として、1985年以降に65歳に達する人々から増加の停滞化傾向にあったことを考慮すれば、コウホート死亡の改善、すなわちコウホート生存率の改善がもっとも最近時の人口高齢化に非常に大きく関与していることが理解されよう。

IV 1975年以降の女子高齢者人口割合の変化に対する出生・死亡変動の効果分析

高齢者人口割合の期間変化が、かつての出生数変動や、過去から現在までのコウホート死亡率低下による生存率上昇、さらに他の年齢階級別人口の変動との相対的關係で、具体的にどの程度変化してきたのかを計量的に分析することにした。既に検討した高齢者人口割合の変化をいくつかの要素に分解し、計量的にあらわしたものが表1の計算結果である。以下この表にもとづいて主要な分析結果をみることにしよう。

1975年から1980年にかけて、女子の人口高齢者割合は8.87%から10.37%へと、1.50ポイント増加した。この女子人口の高齢者割合の増加をもたらした要因の約半分は、65歳以上の人口がかつて出生時点において出生数増加を経験したためにもたらされたものであった。すなわち、かつての高い出生率期における年々増加した出生集団人口が高齢者になったため引き起こされた人口高齢化の部分である。一方、死亡率のコウホート変化、すなわち、現在の65歳以上人口が出生から現在までに経験した死亡率低下によって、人口高齢者割合の増加1.5ポイントのうちその79.5%がもたらされた。そのなかでも1975年から1980年間の死亡率低下は高齢者人口割合の増加に13.5%の貢献をし、近年の高齢者死亡率の低下が人口高齢化を促進していることがみられる。しかしながら、人口高齢化の進展にもっとも強く作用している要因は、65歳以上人口が出生から現在にいたるまでに経験したコウホート死亡率の低下である。65～90歳の人々が生まれたのは、1885～1915年頃で、歴史的に非常に大きな死亡率低下期に遭遇した出生コウホート集団である。

高齢者割合は相対的な概念である。したがって、65歳以上人口の増加はそれ自体総人口の増加をもたらす。高齢者割合を低下させる間接的な効果を持っている。また65歳未満の人口増減も総人口の増減に作用する。したがって、これら年齢別人口の個々の変化が間接的に高齢者割合の変動に影響を及ぼす。これをここでは相対的效果と呼ぶことにしたい。

1975～80年における0～14歳人口には、わずかな増加がみられた。この年齢層は、1975年から1980年の高齢者人口割合の変動に対して若干の影響を与え、高齢者人口割合の増加1.5ポイントに

表1 出生・死亡変動とその女子高齢者人口割合に及ぼす効果分析表

変数	観 察 期 間		
	1975～80年	1980～85年	1985～90年
65歳以上人口割合			
期首	0.0887	0.1037	0.1201
期末	0.1037	0.1201	0.1414
差	0.0150 (100.0%)	0.0164 (100.0%)	0.0213 (100.0%)
出生効果			
65歳以上人口 $t-a$ 年前の出生数の変動による変化の部分	0.0074 (49.7%) ¹⁾	0.0055 (33.3%) ²⁾	0.0066 (31.0%) ³⁾
死亡効果			
コウホート死亡の効果総計	0.0119 (79.5%) ⁴⁾	0.0148 (90.6%) ⁵⁾	0.0177 (83.1%) ⁶⁾
65歳以上死亡率の期間変化による部分	0.0020 (13.5%)	0.0026 (16.0%)	0.0014 (6.8%)
65歳以上人口の出生から期首時点までのコウホート死亡率変化による部分	0.0099 (66.0%)	0.0122 (74.6%)	0.0163 (76.3%)
相対的効果			
総計	-0.0043 (-28.7%)	-0.0038 (-23.3%)	-0.0024 (-11.1%)
0～14歳人口の期間変化	-0.0002 (-1.4%)	0.0013 (8.0%)	0.0028 (13.1%)
15～64歳人口の期間変化	-0.0022 (-14.8%)	-0.0029 (-17.5%)	-0.0027 (-12.7%)
65歳以上人口の期間変化	-0.0019 (-12.4%)	-0.0023 (-13.9%)	-0.0025 (-11.5%)

- 注 1) 出生数変動によってもたらされた観察2時点の高齢者人口割合の変化のうち、1885～1910年と1890～1915年の出生変動による部分。
 2) 同様に、1890～1915年と1895～1920年の出生変動による部分。
 3) 同様に、1895～1920年と1900～1925年の出生変動による部分。
 4) コウホート生存率改善の違いによってもたらされた観察2時点の高齢者人口割合の変化のうち、1885～1910年と1890～1915年の出生コウホート生存率改善による部分。
 5) 同様に、1890～1915年と1895～1920年の出生コウホート生存率改善による部分。
 6) 同様に、1895～1920年と1900～1925年の出生コウホート生存率改善による部分。

対して-1.4%の値を示した。すなわち、0～14歳人口の増加によって高齢化は若干抑止されていたことを意味する。15～64歳人口の変動は-14.8%と、この年齢層の人口増加によって、人口高齢化が押さえられる方向に作用した。65歳以上人口の増加は、直接的には人口高齢化を促進しているが、65歳以上人口の増加も総人口の一部であるために、人口高齢化割合に対しては-12.4%の貢献を示した。

1980年から1985年の高齢者人口割合の変化は10.37%から12.01%へと1.64ポイントの増加をみた。65歳以上人口のかつての出生数変動によって、この増加の33.3%がもたらされ、コウホート死亡率の低下によって90.6%の増加がもたらされた。とくに1980～85年の65歳以上人口の死亡率低下は高齢者割合増加の16.0%をもたらし、1975～80年の人口高齢化を促進した要因のうち、1980～85年では、過去の出生数増加の影響が若干後退し、コウホート死亡率低下の効果が強まった。

総人口の人口高齢者割合に対する影響、すなわち相対的効果についてみると、0～14歳人口は1973年頃からは出生率が低下し、出生数も1973年の1,078千人をピークに低下した。そのため、この年齢層は人口高齢化を促進する働きに転じた。具体的にみると、1980～85年の高齢者人口割合の増加1.64ポイントの8.0%が1980～85年の0～14歳人口の減少によってもたらされた。他の年齢階層についてみると、15～64歳の年齢では、いぜんとして高齢者人口割合の増加を抑止する働きを示し、高齢者割合の増加に対して-13.9%の効果を与えた。65歳以上人口の増加についてみると、高齢者人口自体の

増加によって-13.9%の効果を示した。しかしながら、65歳以上人口の増加それ自体の高齢化を抑止する力は構造的に弱く、圧倒的に高齢化を促進する力となっている。

1985年から1990年の人口高齢者割合は、12.01%から14.14%へと2.13ポイント増加した。なお、この期間の計算には1990年の年齢別人口が得られないので、便宜的に1988年の年齢別人口から1988年の年齢別出生率と年齢別生存率によって一定推計したものを用いている。したがって、1985～90年については、1989年ならびに1990年の死亡率変化が反映されていないことを意味している。そのような制約はあるものの、1985～90年の高齢者割合の増加2.13ポイントのうち、31%は65歳以上人口のかつての出生数の増加によってもたらされ、出生から現在にいたるコウホート死亡率の低下によって83.1%の増加をもたらしたことが明かとなった。この観察期間に先立つ期間と比較し、過去の出生数増加効果は、その影響の程度を相対的に減少させ、コウホート死亡率低下効果が一段と強くあらわれるようになった。

総人口の大きさに影響を与える相対的な効果についてみると、0～14歳人口の減少は、1985～90年の高齢者人口割合の増加に13.1%の影響を与えた。一方、15～64歳人口は-12.7%と人口高齢化を相対的に減少させる効果を示し、65歳以上人口の増加も-11.5%と同様の効果を示した。このように、近年の出生数の減少に起因する0～14歳人口の減少傾向という新たな要因が、最近の人口高齢化に及ぼす影響の程度を高めてきている。

V まとめにかえて

わが国の人口高齢化は急速に進行しつつある。そして同時に出生率の低下と寿命の伸張を経験しつつある。現在進行中の出生数の減少傾向は短期的に、総人口の成長率の縮小に作用するため、相対的な概念である高齢者割合を増加させる働きをもっている。しかしながら、現在進行している人口高齢化の大きな部分は、かつて現在の高齢者が生まれた当時の出生数の増加と、その後経験したコウホート生存率の上昇に大きく依存している。

1975年以降の過去の出生増加要因とコウホート死亡率低下要因の効果の変化についてみると、過去の出生増加要因は1975～80年から1985～90年にかけてその効果が小さくなってきた。それにひきかえ、それらの要因の中でも、かつてのコウホート生存率の改善要因が現在の高齢化の大きな原動力となっていることが明かとなった。

このことは、これまで人口学における常識、あるいは人口高齢化の経験法則とまでいわれた出生要因説がかならずしも人口高齢化を説明する主要因ではなく、むしろコウホート死亡率の低下が人口高齢化にとって主たる要因であることが理解されよう。

一方、近年の高齢者死亡率改善が人口高齢化に及ぼす影響もある程度認められ、1975～80年から1980～85年にかけて、その人口高齢化に及ぼす影響は拡大した。なお、1985～90年については今回の計測において、3年次分の死亡効果しか計測できなかったため、効果が小さくあらわれた。そのことを考慮すれば、実際の効果は1980～85年の効果と同程度期待することが推察され、順調に改善する最近の高齢者死亡率が人口高齢化に一定の影響を及ぼしているものと理解される。

1975年以降の0～14歳人口の変動、すなわち最近の出生数の減少が人口高齢化に及ぼした影響についてみると、1980年代になってからの0～14歳人口の減少傾向が、それまでの相対的な人口高齢化抑止作用から相対的な人口高齢化促進作用に変化したことが特筆され、近年の出生数減少の結果として人口高齢化が促進されるという傾向が強まっていることが明らかになったといえよう。

補 年齢別人口構成割合の要素分解について

2つの時点間の人口高齢者割合の変化を、過去の出生数変動要因やコウホート生存率改善要因等に要素分解する方法は以下のとおりである。

本文の式(6)と(8)から、年齢別人口構成割合の変化は次のようにあらわされる。すなわち、

$$\frac{\partial c(a, t)}{\partial t} = c(a, t) \cdot [r_B(t-a) - \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx - \int_0^\infty c(a, t) \cdot r(a, t) da]$$

である。したがって、この式を65歳から年齢上限まで積分したものが、高齢者割合の時間変化量となり、それぞれのコンポーネントがそれぞれの要素部分になる。個々の部分については次のように求められる。

① 高齢者の人口の過去の出生数変動によって生じた部分の計測

いまこの部分を $\Delta C^1(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ であらわす。ただし、 t_0 は観察期間の始めの時点、 t_1 は観察期間の終わりの時点であらわす添字である。

$$\begin{aligned} \Delta C^1(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\omega} C(x, t) \cdot r_B(t-x) dx \\ &\Rightarrow \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[\frac{B(t_1-x)}{B(t_0-x)} \right] \end{aligned}$$

② 高齢者人口の特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた部分

この部分を $\Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ であらわすことにしよう。いまコウホート生存率の改善によって生じる部分について考えると、それを $\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ としておこう。また、観察期間の生存率改善による部分を $\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$ としよう。

したがって、コウホート生存率の改善による人口高齢者割合の変化は、

$$\Delta C'(65+, t_0 \rightarrow t_1) = \Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1) + \Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$$

である。このコウホート生存改善部分は、この補論の最初に示した式からわかるように、

$$\begin{aligned} \Delta C'(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= - \int_{65}^{\omega} C(a, t) \cdot \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da, u=t-a+x \\ &\Rightarrow - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[\frac{\frac{N(x, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{B(t_0-x)}} \right] \end{aligned}$$

によって計測できる。

次に観察期間のコウホート生存率の改善と観察期間以前のコウホート生存率の改善について考えてみよう。いま国際移動がないものと仮定できるとすれば、出生から現在までのコウホート生存率改善率は、

$$- \int_0^a \frac{\partial u(x, u)}{\partial u} dx, u = t - a + x$$

である。これを t_0 時点から t_1 時点間の部分と t_0 以前の部分に分ければ、

$$- \int_0^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx = - \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx - \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx$$

ただし、 $n = t_1 - t_0$ である。したがって、上記式の右辺 2 項が観察期間のコウホート生存率改善の部分である。この部分は、

$$- \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx \approx \ln \left[\frac{\frac{N(x, t_1)}{N(x-n, t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{N(x-n, t_0-x)}} \right]$$

によってもとまる。

そして右辺 1 項の観察期間以前のコウホート生存率改善部分は、

$$- \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx \approx \ln \left[\frac{\frac{N(x-n, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x-n, t_0)}{B(t_0-x)}} \right]$$

である。

したがって、特定期間以前のコウホート生存率（死亡率）の改善によって生じた高齢者割合の部分 ($\Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1)$) と、観察期間のコウホート生存率改善による高齢者割合の変動部分 ($\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1)$) はそれぞれ次のようにもとまる。

$$\begin{aligned} \Delta C^2(65+, t_0 \rightarrow t_1) &= - \int_{65}^{\infty} C(a, t) \cdot \int_0^{a-n} \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da \\ &\approx - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[\frac{\frac{N(x-n, t_1)}{B(t_1-x)}}{\frac{N(x-n, t_0)}{B(t_0-x)}} \right] \end{aligned}$$

および、

$$\Delta C^3(65+, t_0 \rightarrow t_1) = - \int_{65}^{\infty} C(a, t) \cdot \int_{a-n}^a \frac{\partial \mu(x, u)}{\partial u} dx da$$

$$\rightleftharpoons - \sum_{x=65}^{\omega} C(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left[\frac{\frac{N(x, t_1)}{N(x-n, t_1-x)}}{\frac{N(x, t_0)}{N(x-n, t_0-x)}} \right]$$

である。

③ 0～14歳人口の期間内の変動によって生じた部分は、

$$\begin{aligned} \Delta C^4(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_0^{14} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\rightleftharpoons - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[\sum_{x=0, 1}^{14} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot r(x, t_0 \rightarrow t_1) \right] \\ &= - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[\sum_{x=0, 1}^{14} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

によってもとまる。ただし、 $c(x, t_0 \rightarrow t_1)$ は t_0 と t_1 の年齢構成割合の平均値である。

④ 15～64歳人口の期間内の変動によって生じた部分は、同様に

$$\begin{aligned} \Delta C^5(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_{15}^{64} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\rightleftharpoons - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[\sum_{x=15, 1}^{65} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

である。

⑤ 65歳以上人口の変動のうち、総人口の変動をもたらした部分は、

$$\begin{aligned} \Delta C^6(65+, t_2 \rightarrow t_1) &= \int_{65}^{\infty} c(a, t) \cdot \int_{65}^{\infty} c(x, t) \cdot \{-r(x, t)\} dx da \\ &\rightleftharpoons - \sum_{x=65}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \left[\sum_{x=65, 1}^{\omega} c(x, t_0 \rightarrow t_1) \cdot \ln \left\{ \frac{N(x, t_1)}{N(x, t_0)} \right\} \right] \end{aligned}$$

である。

Effects of Fertility and Mortality Change on Aspects of Aging in Japan

Shigesato TAKAHASHI

The purpose of the present paper is to review the recent trends in population age structure in Japan and to assess the demographic determinants of those trends relating to the impacts of fertility and mortality change on aging.

As a result of the demographic transition, any population will eventually experience the aging of population. For example in Japan, it is believed that the demographic transition occurred during the 1920s and the 1960s. After a few decades from onset of demographic transition, the Japanese age-sex distribution have been facing the aging population. In 1970 Japanese Census recorded relatively high proportion of aged population, which was 7.1 per cent of total population. Such relatively high proportion of aged population was an attention to starting the aging population. Since then, the proportion of aged population has been increased more rapidly. According to the most recent census which was held in 1985, the population of aged population recorded as it was about 10.3 per cent of total population.

An improvement in mortality in Japan from the 1920s to the 1960s occurred largely due to decline of mortality in infant and childhood ages. However, in the last few decades, further improvement was observed that can be attributable to the decline in mortality at older ages. It implies that the recent mortality decline in Japan may contribute to the acceleration of population aging at some degree. On the other hand, recent reduction of fertility that total fertility rate reached 1.57 in 1989 may be affected the acceleration of population aging.

The concept of age-specific growth rate based on the studies that have been done by Horiuchi (1989) and Horiuchi and Preston (1988) was used to assess the contribution of mortality and fertility change on aging of the population. Two approaches were employed : the cohort approach and the period approach.

From the examination of the data for Japanese female population some implications may be drawn. Main findings in this study are as follows :

Firstly, it has become evident that the increase of the proportion of older age population mostly were attributable to the decline of cohort mortality rate. In addition, recent mortality reduction among older ages also affected increase of the proportion of aged population. However, the degree of change in the proportion of aged due to recent mortality change is smaller than in the effect due to the change in cohort mortality.

Secondly, the result of decompositional calculation would suggest that a decrease in number of birth since 1973 has become a very important factor with greater relevance to an acceleration of population aging.