

死亡率の変化とそのライフサイクル変数への影響： 結婚の多相生命表モデルによる分析¹⁾

高橋重郷

I はじめに

急速に進行する人口高齢化社会における議論の中心は人口の年齢構造の変化、すなわち、人口に占める高齢者人口割合の増加とその速度、ならびに到達水準にかかわるものである²⁾。人口高齢化に関する人口学的研究は人口変数（出生ならびに死亡、移動変数）と人口高齢化現象の関係、ならびにそのメカニズムを明らかにしてきた³⁾。ところで人口のもう一つの見方として、ライフサイクル的視点がある⁴⁾。つまり、出生に始まり結婚、第1子出生、末子出生、配偶者の死亡、本人の死亡といった、人生のサイクルに着目する視点である。いまライフサイクルの視点から人口を考えた場合、出生率と死亡率の変化はライフサイクルの過程にどのような影響を及ぼしているのだろうか。また、出生や死亡変数等の人口学的変数の変化はどのようなメカニズムでライフサイクルに影響を及ぼしているのだろうか。このように人口変数とライフサイクルの関係については検討されるべき課題がある⁵⁾。

1) 結婚の多相生命表の作成にあたっては、厚生省大臣官房統計情報部の前人口動態課長である中原孚氏にデータ利用上、多大の便宜を与えて頂いた。ここに記して感謝する。

2) 人口問題審議会他編、『日本の人口・日本の社会』、東洋経済新報社、1988年9月8日。

3) 出生率や死亡率の変化と人口の年齢構造の変化に関する代表的な研究については、以下の論文を参照されたい。

Coale, A. J., "The Effects of Change in Mortality and Fertility on Age Composition", *The Milbank Memorial Found Quarterly*, Vol.34(1), 1965, pp.79-114.

Hermaline, Albert I., "The Effect of Changes in Mortality Rates on Population Growth and Age Distribution in the United States", *Milbank Memorial Found Quarterly*, Vol.44(4), 1966, pp.451-69.

なお、人口構造の変化に対する死亡率の影響に関する新しい視点からの研究としては、Horiuchi, Shiro, "Assessing Effects of Mortality Reduction on Population Aging: An Analysis of the Elderly Female Population in Japan", paper presented at Seminar on Mortality Transition in East Asia and South Asia, Beijing, 29 August - 2 September 1988. がある。

わが国の研究としては、以下の論文を参照されたい。

館稔、「わが国人口老年化の実証的研究」、『寿命学研究会年報』、1956年、pp.8-18。

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、1956年、pp.9-32。

人口問題研究所、『日本の将来推計人口：昭和61年12月推計』（研究資料第244号）、1987年12月。

高橋重郷、「死亡率の変化とその年齢構造へ及ぼす影響」、『人口問題研究』、第180号、1986年、pp.1-10。

4) 人口学におけるライフサイクル研究については次の論文に詳細な研究動向が紹介されている。

河野稠果、「家族人口学の展望」、『人口問題研究』、第170号、1984年4月、pp.1-17。

5) たとえば、人口審議会等編『日本の人口・日本の家族』においてライフサイクルを戦前の夫婦と現代夫婦別にライフステージごとの「夫婦の一生」モデルを描いているが、そこに示された夫死亡から妻死亡までの期間（寡婦期間）には明らかな計測上の問題がある。したがってライフサイクル変数の計測やその人口学的定式について再検討の必要がある。人口問題審議会他編、『日本の人口・日本の家族』、東洋経済新報社、1988年12月8日、p.89。

人口変数とライフサイクル変数の関係を研究したものとしては次の論文がある。

Preston, Samuel H., "Relations Between Individual Life Cycles and Population Characteristics", *American Sociological Review*, Vol.47(2), 1982, pp.253-264.

さらに、人口高齢化との関係でライフサイクル研究を位置づけると、人口集団が年齢の経過とともにどのような結婚の状態間（未婚、有配偶、死別および離別の状態）を移動していくかを理解することが重要であろう。すなわち、現在の人口動態秩序のもとで現われる死別（寡婦・夫）期間や、ある年齢に到達した夫婦のその後の死別確率など、高齢者人口のライフサイクルやライフコースの現状を明らかにすることによって、高齢化社会のもとで現れ得る人口学的実相と人口学的メカニズムをより詳細に記述し得ることになる。

ライフサイクル変数の変動要因として、死亡率の重要性について考えると、死亡率変化がライフサイクル変数の変動に影響することは良く知られているところである⁶⁾。一般的に死亡率の低下は結婚年齢が変化しない条件のもとで平均結婚期間の増加をもたらす、有配偶者人口の平均年齢を上昇させる。また出生から結婚までの生存機会を増加させるから、年齢別初婚確率が変わらない条件のもとで生涯結婚確率を増加させる。このように、死亡率の水準とライフサイクル変数の間には密接な関係がある。ところが、死亡率の変化が具体的にどのようにライフサイクル変数に影響を及ぼすのかについて、われわれは明確な知識をもっているわけではない。また近年のわが国の死亡率低下の特徴である高齢死亡率の低下が強くみられる場合、それがどのようにライフサイクル変数に影響を及ぼしているのかも明かでない⁷⁾。今後とも死亡率の改善が見込まれる状況にあって死亡率とライフサイクル変数の関係を検討する必要がある⁸⁾。

本研究では、わが国の死亡率変化が少なからず結婚のライフサイクル変数の変動に影響を及ぼしているのではないかという問題意識にたって、結婚の多相生命表（後述）を作成し、まず結婚のライフサイクル変数の変動を観察する。その際、すでに那須理之助氏によって作成された1965年の結婚の多相生命表（那須氏は複式生命表と呼んでいるがここでは多相生命表とする）に加えて1980年と1985年の結婚の多相生命表を作成し、分析に用いる⁹⁾。そして、3つの時点の多相生命表から得られる結婚のライフサイクル変数について時系列的な変化を観察したい。さらに死亡率と結婚のライフサイクル変数の関係について分析するために、多相生命表分析モデルを用い、死亡変数がある条件のもとに変化する場合の結婚のライフサイクル変数に及ぼす効果について検討することにしたい。それによって、とくに結婚期間と死別（寡婦・夫）期間の変動が死亡率の変化とどのような関係にあるのかを理解していくことにしたい。

II ライフサイクル変数の概念とその計測方法

1. ライフサイクル変数について

ライフサイクル変数の概念について若干触れておこう。人のライフサイクルとは、出生に始まり様々な生活過程を経て死亡で終わる一生の過程である¹⁰⁾。平均寿命はこの長さを表す変数として代表的な

6) 死亡率とライフサイクル変数の関係を明らかにしたものとして次の論文がある。

Preston, Samuel H. and Micheal A. Strong, "Effects of Mortality Declines on Marriage Patterns in Developing Countries", *UN Population Studies*, No.59, New York, 1986, pp.88-100.

7) わが国死亡率低下の特徴については、高橋重郷、「戦後わが国の死亡水準とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第164号、1982年10月、pp.19-36。ならびに「死亡率変化とその人口構造への影響」、『人口問題研究』、第180号、1986年10月、pp.1-10。を参照されたい。

8) 死亡率の将来動向については、高橋重郷、「死因を考慮した将来生命表」、『死亡率の分析と推計に関する研究』（人口問題研究所特別研究報告資料）、1986年3月15日、pp.6-93。を参照されたい。

9) 那須理之助、「試算複式生命表：配偶関係に分類したる」、『厚生指針』、1971年1月、pp.17-27。および、那須理之助、『複式生命表（婚姻関係に分類したる）』、自主出版、1972年9月。

10) ライフサイクルの概念については、森岡清美編、『現代家族のライフサイクル』、1977年12月、培風館、の「序章 ライフサイクルの概念とアプローチ」を参照されたい。また人口学的定義については、注4)の河野論文に詳しい。

ものである。ここで扱う結婚のライフサイクル変数は、人のライフサイクルを年齢とともに変化する結婚の状態（未婚状態、有配偶状態、離別状態および死別状態）に着目して、出生から結婚、離婚、再婚、および死別という人口学的事象をいくつか経験しながら、一生のうちそれぞれの結婚の状態にとどまり、また状態間を相互に移りながらやがて死亡して行く生存過程を平均的姿としてあらわしたものである。したがって、それらの変数は、

- ①平均未婚期間：出生によって未婚状態に加入し、死亡と結婚による未婚状態からの離脱までの平均期間、
- ②平均結婚期間：未婚状態から初婚によって、また死別・離別状態からの再婚によって有配偶状態へ加入し、離婚、死亡、死別による有配偶状態からの離脱までの平均期間、
- ③平均死別期間：有配偶状態から死別による死別状態への加入から再婚、死亡による離脱までの平均期間、すなわち平均寡婦・夫期間、
- ④平均離別期間：有配偶状態から離別による離別状態への加入から再婚、死亡による離脱までの平均期間

が含まれる。これらの変数はある人口集団がその生存期間内に、結婚の諸形態（未婚状態、有配偶状態、死別状態の4つの状態）別に平均何年滞在しているかを表している。

そのほかにライフサイクルを表わす変数としては、人口集団がある時点で、結婚の状態を規定する要因（年齢別初婚率、年齢別離婚率、年齢別再婚率、年齢別死別率、年齢別配偶関係別死亡率等の状態間移動の発生率）のもとで潜在的に発生し得る各種の①ライフコースを表す確率、②結婚の諸形態別人口の年齢構造を表す変数、そして③状態間移動の平均発生年齢を示す変数がある。①ライフコースを表す確率には、一生のあいだに結婚する確率、離婚する確率、離婚した人が再婚する確率などがある。また②結婚の諸形態別人口の年齢構造を表す変数としては、死別人口平均年齢、有配偶人口平均年齢、離別人口平均年齢、さらに③状態間移動の平均発生年齢を示す変数としては、平均初婚年齢、平均離別年齢、平均死別年齢などがある。これらのライフサイクル変数によって、人口集団の結婚状態に関する構造的な側面を理解することが可能となる¹¹⁾。

2. ライフサイクル変数の計測

ライフサイクルを観察する上での方法上の問題について考えてみたい。通常われわれは、人口構造や動態上の変化を記述する目的で、ある観察期間内の発生事象件数を分子に、発生母集団人口数を分母として発生率を計算し、それを観察することにより人口変動を明らかにしようとする。しかしながら、ライフサイクルが人口変数の変化によってどのように変化しているかを記述するには、発生率を観察することのみによってはできない。たとえば死別率の変動によって死別期間がどのように変化しているのかを理解することは困難である。なぜなら、仮に平均寿命が非常に低い水準にあるとしても男女の間の年齢別死亡率に大きな差がないような人口を想定してみれば、配偶者の死亡から本人の死亡までの期間（死別期間）は意外と短いことが考えられる。そのことによって死別率（有配偶者死亡数を有配偶者人口で除した値）は相対的に高い。しかしそれが、必ずしも死別期間の長いことを意味しない。

このことは平均結婚期間を観察しようとする場合についても類似のことがいえる。初婚年齢が若く、平均寿命が長い人口においては一般的に結婚期間は長いと考えられるが、離婚率が非常に高く、再婚

11) Schoen, Robert, *Modeling Multigroup Populations*, NY, Plenum Press, 1988.

Preston, Samuel H., "Estimation of Certain Measures in Family Demography Based up on Generalized Stable Population Relations", in Bongaarts(eds), *Family Demography: Methods and Their Application*, Oxford, Clarendon Press, 1987, pp.40-62.

率が低い場合、いちがいに平均結婚期間は初婚年齢が若い程長いとはいえない。したがって結婚のライフサイクル変数をどのように計測するかということがまず重要な課題となるといえるであろう。

それではこのような結婚のライフサイクルを表す変数は既存の資料から得られるであろうか。断片的には可能である。たとえば、結婚のライフサイクルを観察する目的でこれまで「初婚表」や「結婚の生命表」が作成されてきた¹²⁾。また、生命表に基づく寡婦期間の計測、平均初婚年齢(SMAM)等が計算されてきた¹³⁾。これらの方法もそれぞれ有効な方法であり、ライフサイクル変数の変動の理解に役だってきた。しかしながら、いくつかの点で問題点があることも否めない事実であろう¹⁴⁾。

3. 結婚の多相生命表

ある人口集団における有配偶の状態に滞在した期間、すなわち平均結婚期間、および死別の状態に滞在した期間、すなわち平均死別(寡婦・夫)期間は、それぞれの状態に参入した数と参入した人がそれぞれの状態にのべ何年人滞在したかが計量されなければ計測できない。つまり状態間移動のデータに基づいて、状態別の生命表を作成する必要がある。人口学におけるこのような方法としては多相生命表モデルがあり、これを用いて結婚のライフサイクルを計測するのがもっとも優れた方法であろう¹⁵⁾。

さらに、多相生命表モデルにおいては人口学的変数間の関係が明確に構造化されており、特定の変数の変化がライフサイクル変数上どのような効果を及ぼすかを検証することができる。とくにこの研究で取り上げようとする死亡率の効果分析には非常に有効な方法であるといえる。

結婚の多相生命表作成方法については、ここで深く言及することは避けたいが、簡単に説明しておきたい¹⁶⁾。

12) 初婚表については、伊藤達也・山本千鶴子、「結婚数の将来推計(試算)附.日本人女子の初婚表:1970年」、『人口問題研究』,第141号,1977年,pp.40-51,を参照されたい。

結婚表については、以下の研究がある。

河野綱果,「日本人夫婦に関する結婚の生命表 付配偶関係別生命表:1955年」、『人口問題研究』,第80号,1960年。

金子武治・三田房美,「結婚の生命表:昭和50年,昭和60年,昭和65年」、『人口問題研究』,第187号,1988年7月,pp.57-66。

13) 生命表に基づく寡婦期間の計測については、Chiang, Ching Long, *The Life Table and its Applications*, Robert E. Krieger, 1984。また平均初婚年齢(SMAM)については、Hajnel, John, "Age at Marriage and Proportion Marrying", *Population Studies*, Vol.7(2), 1953, pp.111-136。および、小林和正,「わが国戦後の初婚率と初婚年齢」、『人口学研究』,第2号,1979年5月,pp.11-16。

14) 結婚の生命表に基づく問題点は、たとえば離婚によって有配偶状態から離脱した男女が有配偶状態へ再加入する点を配慮していないことである。すなわち、再婚率が相当程度高い人口集団について考えてみると、この再婚率によって離別状態へと一旦去っていった集団のある部分は有配偶状態へ再びもどってくる。したがって、離婚率が上昇していても再婚率がそれに応じていれば、結婚期間への影響はそれほど大きくないのかも知れない。

15) 結婚の多相生命表を実際に作成するにはいくつかの制約がある。その一つは状態間の移動に関する情報が入手できるかどうかということである。幸いにしてわが国の人口動態統計では必要最小限のデータが公表され、また一部の不備なデータ、たとえば年齢別死別率や年齢別死別再婚率および年齢別離別再婚率については既存の資料から間接推定することが可能である。

16) 「結婚の多相生命表」の方法と実際の計算結果については、この論文とは別に『人口問題研究』に掲載を予定している。なお、多相生命表については以下の論文を参照されたい。

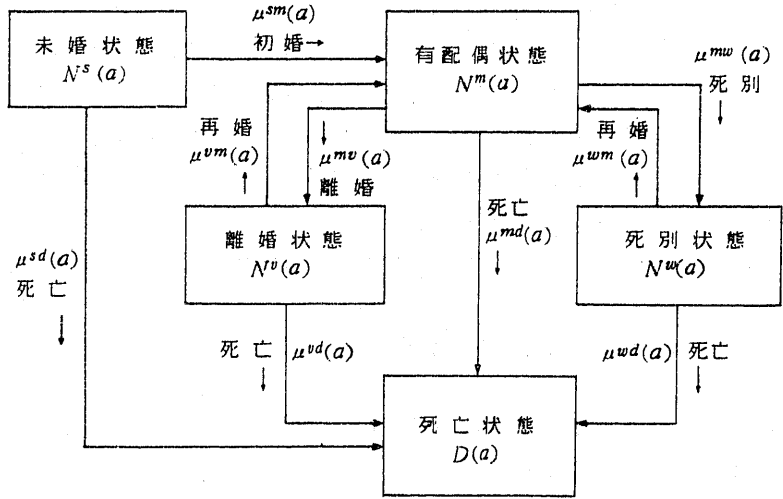
Schoen, Robert, "Constructing Increment-Decrement Life Tables", *Demography*, Vol.12(2), 1975, pp.313-324。

Schoen, Robert, "A General Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table With Applications to Marital-Status Patterns", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.7(368), 1979, pp.761-776。

Willekens, Frans, "The Marital Status Life Table", in Bongaarts(eds), *Family Demography: Methods and Their Applications*, Oxford, Clarendon Press, 1987, pp.125-149。

通常の生命表 (single decrement life table) は、仮定した出生数 (生命表の l_0 : 基数, 通常10万人が用いられる) が年齢別死亡率にしたがって減少する過程を表している。結婚の多相生命表は状態間の移動を考慮し、仮定した出生数が未婚の状態から加齢とともに状態間の移動マトリックス (推移確率) によって相互に状態間を移動し、それぞれの年齢段階における状態別の生存数や状態間移動数を表にしたものである。図1は結婚の多相生命表における状態間移動を概念的に図示したものである。

図1. 結婚の状態間移動概念図



注) $N^i(a)$ は年齢 a 歳時の状態 i の人口数
 $D(a)$ は年齢 a 歳時の死亡数
 $\mu^{ij}(a)$ は年齢 a 歳時の状態 i から状態 j への移動率

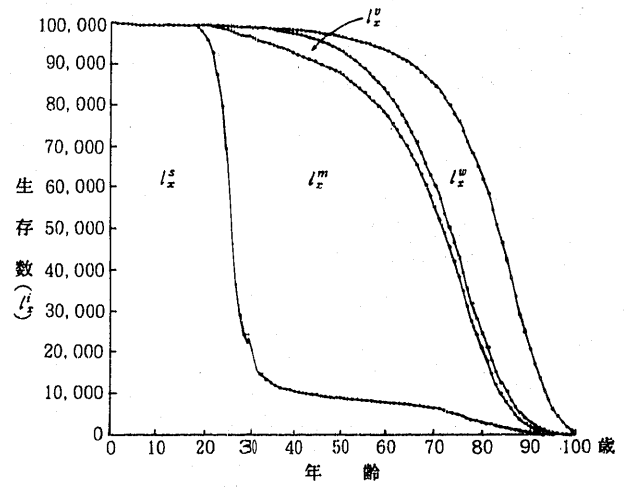
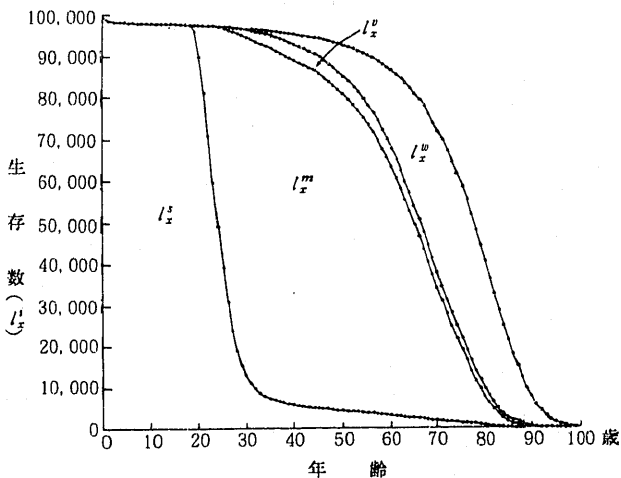
多相生命表は状態ごとに増減

の表が作られる。今回作成した多相生命表では、結婚の状態は「未婚」、「有配偶」、「離別」、「死別」の四つの生存状態と「死亡」状態があり、出生10万人が時間の経過とともに、「未婚表」においては未婚者が死亡と結婚によって減少する過程を表し、「有配偶表」においては結婚 (初婚) と再婚 (離別状態から、また死別状態からの再婚がある) によって有配偶状態への参入が、また離婚と死別および死亡による有配偶状態からの離脱の過程が表されている。「離別表」においては有配偶表から離婚によって離別状態への参入が、また再婚と死亡によって離脱する過程が表されている。最後の「死別表」では、有配偶状態から死別による参入と再婚と死亡による離脱の過程が表されている。多相生命表のうちそれぞれの状態別年齢別生存数を示したのが図2である。

図2. 女子の結婚状態別生存数

a) 1965年

b) 1985年



注) l_x^s : 年齢 x 歳時の未婚者生存数,
 l_x^m : 年齢 x 歳時の有配偶者生存数,
 l_x^w : 年齢 x 歳時の死別者生存数

このようにして、結婚の多相生命表ではそれぞれの状態別の参入と離脱の年齢過程が示される。そして、これらの資料をもとにライフサイクル変数を観察することになる。ある人口集団のライフサイクル変数、たとえば平均結婚期間は、「有配偶表」の生存のべ人数である ${}_n L_x^m$ を各年齢について合計した値、つまり T_0^m (有配偶状態にあった人口の生存のべ年数の合計) を有配偶状態に参入した人口数、つまり ${}_n d_x^{sm}$, ${}_n d_x^{um}$, ${}_n d_x^{dm}$ の合計数で除すことによって求まる。ただし、 ${}_n d_x^{sm}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した未婚から有配偶状態への初婚者数、 ${}_n d_x^{um}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した死別から有配偶状態への再婚者数、 ${}_n d_x^{dm}$ は年齢 x 歳から $x+n$ 歳の間に発生した離別状態から有配偶状態への再婚者数をあらわす。

平均死別期間などの他のライフサイクル変数についても同様に計測できる¹⁷⁾。

III 結婚の多相生命表にもとづくライフサイクル変数

結婚のライフサイクル変数は1965年以降どのように変化したのであろうか。さっそく多相生命表の計算によって得られた結果をみることにしよう(表1)。

平均結婚期間は男子の場合、1965年が37.7年、1980年が38.1年、1985年が38.4年と徐々に長くなる傾向にある。女子の場合も同様で、1965年が36.5年、1980年が37.8年、1985年が37.9年という結果であった。平均結婚期間の長短を規定する要因は初婚年齢が早いか、遅いかということと結婚の解消要

表1. 動態統計に基づく結婚の多相生命表, 1965年, '80年, '85年

ライフサイクル 変数	男 子			女 子		
	1965年	1980年	1985年	1965年	1980年	1985年
平均結婚期間(年)	37.66	38.12	38.44	36.54	37.78	37.85
結婚						
結婚確率(%)	89.9	88.0	81.6	92.0	92.6	89.8
平均初婚年齢(年)	27.83	28.96	28.67	24.63	25.69	26.04
離婚						
生涯離婚確率(%)	8.2	13.4	16.0	9.6	13.7	15.8
再婚						
離別者再婚確率(%)	88.9	75.2	71.7	46.2	63.6	60.0
死別者再婚確率(%)	3.8	4.8	3.6	0.1	0.6	0.5
死別						
生涯死別確率(%)	23.4	21.0	18.4	61.9	62.5	60.6
平均死別年齢(歳)	67.67	72.18	73.13	64.19	68.42	70.01
平均死別期間(年)	9.82	9.63	10.21	16.36	15.65	15.67
死亡						
平均寿命(年)	67.94	72.63	73.64	73.39	78.69	80.24

注: 1965年の結果は那須氏が作成した多相生命表に基づき再計算した値。

17) 他のライフサイクル変数の多相生命表における定義については脚注16)の Schoen の論文を参照されたい。

因である離婚の発生頻度がどの程度か、さらに再婚の発生頻度と、それに加えて死別と本人の死亡の発生年齢である。

多相生命表から得られる情報に基づけば、平均初婚年齢は1965年が男子で27.8歳、女子で24.6歳であったが、1980年には男子29.0歳、女子25.7歳となり、さらに1985年には男子28.7歳、女子では26.0歳であった。1965年から1985年の20年間では初婚年齢は上昇し、基本的に結婚期間の縮小に寄与していたとみられる。

さらに結婚期間を縮小させる要因となる離婚の発生についてみれば、結婚が離婚に終わる確率で見ると、1965年が男子で8.2%、女子で9.6%であったが、1980年には男子13.4%、女子13.7%と増加し、さらに1985年には男子16.0%、女子15.8%と大きく増加した。このことは結婚期間縮小要因が強くなったことを示している。

再婚は結婚への再加入であり、離婚が結婚期間の縮小に作用するのと違い、それを打ち消し、結婚期間の拡大に作用する。再婚は離別状態からと死別状態から発生し、その頻度は状態間で異なり、また男女間でも異なっている。1965年の男子の離別者の再婚率は88.9%、女子は46.2%で、また男子の死別者のそれは3.8%、女子0.1%であった。1980年には離別者再婚確率は男子75.2%、女子63.6%、また死別者再婚確率は男子4.8%、女子0.6%と、男子の場合離別者再婚確率は低下する傾向がみられたが、女子では逆に上昇する傾向がみられた。1985年には男子の場合離別者再婚確率は71.7%と一瞬と低下したものの、女子では60.0%と若干減少したが、男女間の差異は1965年ほどではない、死別者再婚確率は男子がやや高いものの、そのレベルは極めて低い水準で推移している。このような再婚確率の趨勢は、結婚期間との関連で見ると、とくに女子における離別者再婚確率の大きな上昇は、離婚確率の上昇のいくらかを再婚確率の上昇によって打ち消しているものと考えられる。

結婚期間の終わりを規定する要因は「死別」と「有配偶死亡」である、そのうち結婚が死別に終わる確率についてみると、1965年が男子23.4%、女子が61.9%であったが、1980年には男子21.0%、女子が62.5%、さらに1985年には男子18.4%、女子60.6%と徐々にその確率は低下した。しかも、死別の平均発生年齢をみると、平均死別年齢は1965年男子が67.7歳、女子64.2歳から1980年には男子72.2歳、女子68.4歳へとそれぞれ上昇し、1985年には男子73.1年、女子70.7年へと大きく上昇した。

このように、平均結婚期間を規定する要因のうち、結婚年齢、離婚発生頻度とも縮小する方向に作用したにもかかわらず、女子の再婚確率の上昇と死別年齢の上昇によって結婚期間の増加がもたれていることが分かる¹⁸⁾。

次に死別期間についてみることにしよう。1965年の平均死別期間は男子9.8年、女子16.4年であったが、1980年のそれは男子9.6年、女子15.7年と若干縮小した。しかし、1985年には男子10.2年、女子15.7年と男子では増加し、女子ではほとんど変化がみられなかった。しかし、平均死別年齢は大きく上昇しており、また死別の発生確率も低下している。つまり、平均死別期間にはあまり変化がみられないにもかかわらず、死別の高齢化現象がみられる。このことは、1960年代以降の死亡率改善、とくに65歳以上を中心とした高年齢死亡率の改善が必ずしも死別期間の増減にそれほど大きな貢献をもたらしていないことを示している。

18) 金子武治・三田房美の「結婚の生命表」における平均結婚期間(平均結婚余命)の時系列推移とは若干異なる傾向が得られた。その理由としては両者の間に再婚変数の扱いに違いがあるためと考えられる。

IV 結婚の多相生命表分析モデルによる死亡率変化の効果分析

1. 死亡変数の効果と結婚変数の効果

平均結婚期間と平均死別期間の1965年から1985年への変化には、それぞれのライフサイクル変数の増減要因が相互に働いていた。それでは具体的に、たとえば年齢別死亡率がある一定の水準から別の水準に変化するとき、結婚から結婚の解消までの期間、すなわち平均結婚期間の長さによどのような作用を及ぼしたのであろうか、次にこれを検討することにしたい。

このメカニズムをみるために1965年と1985年の多相生命表データを用い、死亡のデータセット（配偶関係別年齢別死亡率と年齢別死別率）ならびに結婚のデータセット（年齢別初婚率、年齢別離別率、年齢別死別再婚率、年齢別離別再婚率、および年齢別離婚率）をそれぞれ入れ換えて結婚の多相生命表を作成し、死亡変数と結婚変数の平均結婚期間と平均死別期間に及ぼす効果を検討した。すなわち、モデル①では、1965年データセットと1985年の結婚データセットを組み合わせ、モデル②では、1985年の死亡データセットと、1965年の結婚データセットを組み合わせ、結婚の多相生命表をそれぞれ作成した。その際モデル①によって得られる平均結婚期間を ADM' 、平均死別期間を ADW' とし、モデル②によって得られる平均結婚期間を ADM'' 、平均死別期間を ADW'' とした。もとの1965年と1985年の多相生命表によって求められる平均結婚期間と平均死別期間をそれぞれ ADM^{1965} 、 ADW^{1965} と年次を表す添え字を付けてあらわし、さらに1965年から1985年の平均結婚期間と平均死別期間の変化をそれぞれ $ADM^{1985-1965}$ 、 $ADW^{1985-1965}$ とすれば、それらは以下の式によって死亡変数効果と結婚変数効果の部分ならびに複合効果の部分に分けられる。

$$ADM^{1985-1965} = (ADM' - ADM^{1965}) + (ADM'' - ADM^{1965}) + \alpha$$

$$ADW^{1985-1965} = (ADW' - ADW^{1965}) + (ADW'' - ADW^{1965}) + \alpha$$

$ADM' - ADM^{1965}$ 、 $ADW' - ADW^{1965}$ は死亡変数が変化したことによってもたらされた平均結婚期間と平均死別期間の変動部分、 $ADM'' - ADM^{1965}$ 、 $ADW'' - ADW^{1965}$ は結婚変数が変化したことによってもたらされた平均結婚期間と平均死別期間の変動部分である。それをここでは「死亡変数の効果」ならびに「結婚変数の効果」と呼ぶことにする。なお、 α は複合的な要因（死亡変数の変化自体によって結婚変数の効果も変化する複合効果）による部分である。上記の方法によって分析したものが表2である。

平均結婚期間の1965年から1985年への変化は男子で0.87年、女子で1.31年に過ぎなかったが、その

表2. 平均結婚期間および平均死別期間に影響を及ぼした死亡変数の変化と結婚変数の変化

(単位：年)

実績値および効果	平均結婚期間		平均死別期間	
	男子	女子	男子	女子
1965年実績値	37.66	36.54	9.82	16.36
1985年実績値	38.44	37.85	10.21	15.67
死亡変数の効果	4.76	5.21	0.61	- 0.51
結婚変数の効果	- 3.45	- 3.53	- 0.15	- 0.37
複合効果	- 0.07	0.21	- 0.07	0.21
1965年と1985年の差	0.78	1.31	0.39	0.69

注：1965年の結果は那須氏が作成した多相生命表に基づき再計算した値。

変化に果たした死亡変数の効果についてみれば、死亡率と死別率の変化によって平均結婚期間は男子で4.76年の増加、女子で5.21年の増加に貢献していた。しかしながら結婚変数は逆に平均結婚期間を縮小させる方向に働き、男子で-3.45年、女子で-3.53年の貢献をしていた。つまり死亡率の近年の低下は平均結婚期間を増加させる方向で働いたにもかかわらず、結婚変数の変化が逆に作用したため、結果として平均結婚期間の上には僅かな変化しかもたらさなかったことを示している。

平均死別期間に対する死亡変数と結婚変数の影響はどのようなものであったのであろうか。男子の場合をみると1965年の9.82年から1985年の10.21年へと僅かではあるが平均死別期間を増加させる方向に作用した。一方結婚変数の変化は-0.15年の平均死別期間縮小に寄与したが、これはほとんど影響がないものとみてさしつかえないであろう。

女子の場合は若干男子と異なり、平均死別期間は1965年の16.36年から15.67年へと減少したが、この減少に対して死亡変数は0.51年の貢献をし、結婚変数も0.37年の貢献をした。

このように平均死別期間に対する死亡変数と結婚変数の影響についてみれば男子と女子では、とくに死亡変数の効果が異なることが分かる。ではこのような男子と女子の効果の違いはどのような理由によるものであろうか。この点について以下の節で検討することにしよう。

2. 死亡率がさまざまに変化する場合の平均結婚期間への影響

表3は、さまざまに仮定した年齢別死亡率のもとで現われる平均結婚期間の変動をみたものである。1985年の結婚の多相生命表モデルを用い、年齢別死亡率が1985年の水準から半分になった場合、また1985年の年齢別死亡率の水準が倍の大きさになった場合の平均結婚期間を計測したものである。なお、死亡率を変化させた場合の死別率の推定方法の問題については脚注19)を参照されたい。

死亡率が全年齢で低下する場合の仮定として、1985年の年齢別死亡率が半分の水準になる場合 ($k = 0.5$)、男子については平均結婚期間は37.2年から42.6年への約5.4年、女子については39.2年から44.6年へと同様に約5.4年の伸びをみせた。逆に年齢別死亡率が1985年の水準の2倍に上昇した場合 ($k = 2.0$)、平均結婚期間は男子の場合31.66年、女子の場合33.6年となり、1985年の平均結婚期間の水準と比較し、男子は5.5年、女子では5.6年の縮小がみられた。

この平均結婚期間の増減には初婚や離婚、再婚の変化の影響がないので、純粋に死亡率変化の結果もたらされたといえ、平均結婚期間は死亡率の変動と直接リンクし、結婚変数が不変である状況のもとでは死亡率の低下は一般的に平均結婚期間の増加をもたらすといえる。

表3. 死亡率の変化と平均寿命、平均結婚期間、結婚確率の変動

死亡率の変化		男 子			女 子		
		平均寿命	平均結婚期間	結婚確率	平均寿命	平均結婚期間	結婚確率
$k = 0.5$	全 年 齢	82.31	42.62	82.9%	87.02	44.64	90.4%
	0 ~ 14 歳	75.24	37.16	82.4%	80.90	39.17	90.3%
	65 歳 以上	79.10	40.05	82.0%	85.09	42.01	89.9%
$k = 1.0$	全 年 齢	74.87	37.16	82.0%	80.58	39.17	89.9%
$k = 2.0$	全 年 齢	67.06	31.66	80.1%	73.75	33.60	88.8%
	0 ~ 14 歳	74.12	37.16	81.1%	79.94	39.17	89.2%
	65 歳 以上	71.29	34.75	81.9%	76.55	36.78	89.9%

注：死亡率変化の仮定については本文ならびに脚注19を参照されたい。

基礎となる多相生命表は1985年、年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計。配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

それでは、近年の死亡率低下の特徴であった65歳以上の年齢別死亡率の低下が顕著な場合、平均結婚期間に及ぼす影響はどのようなものなのであろうか。男子の場合には、死亡率が1985年の半分になった場合2.89年の平均結婚期間の増加がみられ、女子の場合も2.84年とほぼ同じ程度の平均結婚期間の増加がみられた。逆に死亡率が1985年の水準の倍に上昇したときには男女とも約2.4年の平均結婚期間の縮小がみられた。

このように65歳以上の死亡率の変動は、全年齢にわたって死亡率が変化する場合よりも変化の量は小

- 19) 分析モデルにおける死亡率変化の仮定とその仮定のもとにおける死別率の推定方法について：
このモデルにおいては配偶関係別死亡率に差が無いと仮定しているため、死亡率の変化は、

$$\mu(a)' = \mu(a) \cdot k$$

によってあらわされる。したがって、多相生命表に用いる死亡率は、

$$\begin{aligned} {}_n p_x' &= e^{-\int_x^{x+n} \mu(a)'} = e^{-\int_x^{x+n} \mu(a) \cdot k} \\ &= \left[e^{-\int_x^{x+n} \mu(a)} \right]^k \end{aligned}$$

によって、死亡率がある年齢範囲において k 倍変化したときの年齢別生存確率を推定することによりもとまる。つまり、年齢別死亡率 (${}_n m_x$) は、

$${}_n m_x = {}_n d_x / {}_n L_x$$

いま ${}_n L_x$ を近似式 ${}_n L_x = 0.5 \cdot (l_{x+n} + l_x)$ がなりたつとすれば、上式は、

$${}_n m_x = \frac{l_x' \cdot {}_n p_x'}{0.5 \cdot (l_{x+n}' + l_x')}$$

によって表すことができる。この式の中の l_x' 、つまり死亡率が変化した後の年齢別生存確率は、

$$l_a' = l_0 \cdot \prod_{x=0}^{a-n} {}_n p_x'$$

であるから、これら2つの式から死亡率を推定することが可能である。

また年齢別死別率は推定された男女の生存数をもとに推定するが、いま男子の死別確率を ${}_n q_z^{wid.m}$ 、女子の死別確率を ${}_n q_z^{wid.f}$ とすれば、それぞれ、

$$\begin{aligned} {}_n q_{u+x}^{wid.m} &= \left(\frac{l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \\ {}_n q_{v+x}^{wid.f} &= \left(\frac{l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \left(\frac{l_{u+x}^m - l_{u+x+n}^m}{l_{u+x}^m} \right) \cdot \left(\frac{l_{v+x}^f - l_{v+x+n}^f}{l_{v+x}^f} \right) \end{aligned}$$

によってもとまる。ただし、 x は結婚持続期間、 u は男子の初婚年齢、 v は女子の初婚年齢を表す添え字である。

上記の方法によって、年齢別死亡率がある水準から変化する場合の、配偶関係別死亡率と年齢別死別率を推定し、多相生命表の分析モデルを作成した。

なお、生命表から死別率や死別(寡婦・夫)期間を求める方法については脚注13)のChiangの論文を参照されたい。

さいものの、それでもなお相当大きな平均結婚期間の変動をもたらすことがわかった。このことは、先にみた1965年から1985年間の死亡率変化の効果が、実際の平均結婚期間の変化にあらわれた以上に平均結婚期間の拡大に貢献していたことと一致する。

3. 死亡率がさまざまに変化する場合の死別（寡婦・夫）期間への影響

われわれは、1965年、1980年、1985年の多相生命表によって、平均寿命の大きな改善のわりに死別期間の伸びがそれ程もたらされたわけではないという結果をみた。また1965年と1985年の結婚変数と死亡変数を相互に入れ換えた多相生命表の分析によっても平均死別期間への影響は少ないものであった。そこで、ここでは年齢別死亡率が変化する場合の条件、すなわちどのような死亡率変化が平均死別期間の縮小に作用するのかという関係を分析モデルを用いながら検討したい（表4）。

年齢別死亡率が各年齢において1985年の半分の水準になった場合（ $k = 0.5$ ）、平均死別期間は、男子の場合10.69年から10.88年へとわずか0.19年の伸びがみられ、女子の場合には14.94年から14.76年への0.18年の縮小がみられた。一方年齢別死亡率が各年齢において1985年の水準の2倍になる場合（ $k = 2.0$ ）、平均死別期間は男子では0.11年の減少、女子では0.33年の増加がみられた。このように全年齢にわたって年齢別死亡率が変化する場合には、わずかではあるが男子と女子では相異なる変化を示した。これは先にみた結婚変数の効果と死亡変数の効果の検討結果と一致する。

次に65歳以上の年齢別死亡率のみ変化する場合の平均死別期間に及ぼす効果についてみることにしよう。1985年の年齢別死亡率のうち65歳以上の死亡率を各年齢について半分にした多相生命表を作成し、1985年の結果と比較してみると、男子の平均死別期間は10.69年から12.51年へと1.82年増加した。一方女子では14.94年から17.22年へと2.28年の増加がみられた。この結果は先にみた1965年と1985年の結婚変数と死亡変数を入れ換えた結果と比較し、女子の場合の変化の仕方が異っている。この理由は何に求められるのであろうか。一つは年齢別死亡率が低下したため死別状態に滞在する時間が増加することにあると考えられる。このメカニズムは男女に共通する。そして死別の発生自体は死亡率が低下したことによって、死別率の年齢分布は高年齢にシフトはするものの、分布の大きさは男女間の死亡率が縮小しないため変化が起きないことを意味している。したがって、死別状態での滞在期間の延長のみ起きることを示している。

表4. 死亡率の変化と死別期間（寡婦・夫婦間）の変動

死亡率の変化		男 子			女 子		
		平均死別 期 間	出生時の 死亡確率	平均死別 年 齢	平均死別 期 間	出生時の 死別確率	平均死別 年 齢
$k = 0.5$	全 年 齢	10.88	23.5%	80.53	14.76	49.9%	77.60
	0 ~ 14 歳	10.69	21.7%	73.31	14.94	52.0%	71.31
	65 歳 以上	12.51	23.6%	77.29	17.22	50.5%	74.27
$k = 1.0$	全 年 齢	10.69	21.6%	73.31	14.94	51.8%	71.31
$k = 2.0$	全 年 齢	10.58	20.3%	66.00	15.27	53.0%	64.94
	0 ~ 14 歳	10.69	21.4%	73.31	14.94	51.8%	71.31
	65 歳 以上	8.97	19.6%	70.02	12.75	52.7%	68.76

注：死亡率変化の仮定については本文ならびに脚注19を参照されたい。

基礎となる多相生命表は1985年。年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計。配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

この男女の65歳以上の死亡率変化が平均死別期間に及ぼす影響は、死亡率が高くなる場合についても同じである。すなわち65歳以上の年齢別死亡率が1985年の2倍の水準になる場合、平均死別期間は男子で1.72年、女子で2.19年の減少がみられた。

以上のことからいえることは、近年のわが国の死亡率低下を特徴づける65歳以上の高齢者死亡率の低下は、人口学的メカニズムとして男女の年齢別死亡率に変化（男女間の死亡率差の縮小）がない場合、男女とも平均死別期間を増加させる働きをもっているということである。このメカニズムと実際の1965年から1985年の平均死別期間の動きは一見矛盾するが、1965年から1985年の平均寿命の伸びのうち、男子の伸び7.04年の39.4%が65歳以上の年齢別死亡率改善によるもので、女子の場合には7.56年の伸びのうち49.8%が65歳以上の死亡率改善によるものであった。したがって、他の年齢別死亡率の改善の効果も当然のこと含まれているわけであって、上述のメカニズムの存在を否定するわけではない。さらに重要な点は年齢別死亡率の単純な変化（男女死亡率差の縮小を伴わない変化）は必ずしも平均死別期間の大きな変動をもたらさないということである。

4. 男女の死別発生条件を変えた場合の死別（寡婦・夫）期間への影響

死亡の変化が平均死別期間に影響を与える要因としては、年齢別死亡率の変化とともに男女の死別率を決定する男女の年齢別死亡率の差が重要である。男女の平均寿命の格差の拡大は、仮に配偶関係別死亡に差がないとした場合、一見夫婦が死別する確率を高めているように考えられる。しかしながら、平均寿命の男女格差がどの年齢層によって起きているかを検討しなければ、正確な結論は得られない。なぜなら、平均寿命の男女格差がもっぱら相対的に若い年齢層から起きている場合には死別の発生が早くから起き、寡婦期間を増加させる要因となる。しかし、平均寿命の男女格差がもっぱら相対的に高い年齢層から起きている場合には死別の発生が高い年齢において集中的に発生し、寡婦期間は先の場合より短くなるであろう。ただし、男女間の高年齢の生存確率の動向によっては、たとえば男女差が拡大しているような場合には、死別期間は拡大し得る。

男女の死亡率差が変化する場合の平均死別期間への影響をみるために、次のような仮定を置きながら多相生命表モデルによってその変動をみることにしよう。すなわち、1985年の多相生命表を基準に、男子の年齢別死亡率を女子の年齢別死亡率に置き換える。その際男女の初婚年齢は男子28歳、女子25歳とする。初婚年齢の差は男女間の年齢別死亡率に違いをもたらすので、男女の初婚年齢が同じモデルもあわせて計測する。このような仮定のもとに作成した結婚の多相生命表から得られた平均死別期間は表5のとおりである。

男女の年齢別死亡率に差がある1985年を基準に比較すると、男女の死亡率に差がなく、初婚年齢に男女差がある場合をみると、平均死別期間は男子では10.69年から11.22年へと0.53年の増加を示した。女子の平均死別期間は14.94年から12.45年へと2.49年の減少を示した。このように女子の場合の平均死別期間の減少が特徴的にあらわれた。しかしながら、このモデルは男子の死亡率の代わりに女子の死亡率を用いているので、女子の年齢別死亡率を男子のそれと置き換えて検討する必要がある。その結果を計算してみると、男子の平均死別期間は12.12年となり1.43年の増加が認められ、女子では13.74年と1.2年の減少しかみられなかった。しかしながら共通していえることは、男子では男女の年齢別死亡率に差がなければそれが有るときよりも平均死別期間は増加し、女子では逆に平均死別期間は減少することがわかったことである。

平均初婚年齢が男女間で差があることは、たとえ結婚後の年齢別死亡率が同じであるとしても、男女の年齢別死別率に違いをもたらす。なぜなら、いま30歳と27歳の夫婦がいたとしよう。いま、夫が35歳から36歳までの間に死別する確率を計算すると夫の死別確率は35歳から36歳までの生存確率と妻が32歳から33歳の死亡確率、および夫婦がともに夫の年齢35歳から36歳の間に死亡する確率の積によっ

表 5. 男女の年齢別死亡率差と初婚年齢差の平均死別期間におよぼす影響

男女死亡率差 と 初婚年齢の 組合せ	男 子			女 子		
	平均死別 期 間	出生時の 死別確立	平均死別 年 齢	平均死別 期 間	出生時の 死別確率	平均死別 年 齢
男女死亡率差あり 初婚年齢男子28歳 女子25歳	10.69	21.6%	73.31	14.94	51.8%	71.31
男女死亡率差あり 初婚年齢男子28歳 女子28歳	10.94	21.6%	72.70	14.95	51.6%	71.29
男女死亡率差なし 初婚年齢男子28歳 女子25歳	11.69	31.2%	76.15	12.45	40.1%	75.05
男女死亡率差なし 初婚年齢男子28歳 女子28歳	11.70	38.3%	75.21	12.47	39.9%	75.03

注：男女死亡率差がないモデルでは、男子の年齢別死亡率の代わりに女子の年齢別死亡率を用いて計算されている。なお女子の年齢別死亡率の代わりに男子の年齢別死亡率を用いて計算すると、初婚年齢差がある場合、平均死別期間は男子12.12年、女子13.74年となる。
基礎となる多相生命表は1985年、年齢別死亡率と年齢別死別率は1985年完全生命表より推計、配偶関係別死亡は完全生命表死亡率に等しいと仮定している。したがって配偶関係別の死亡率に差はない。

てもとめられる。したがって男女間に初婚年齢の差があれば、とくに男子の初婚年齢が女子より高い場合には、たとえ年齢別死亡率に差がなくても夫の年齢別死別率は常に高く、妻のそれは低くなる。

それでは初婚年齢に差がない場合、平均死別期間にどれだけの追加的な影響が現れるのであろうか。いま男子の初婚年齢を28歳、女子の初婚年齢も同じ28歳にセットしたモデルで平均死別期間を計測してみると、年齢別死亡率に差がある場合は男子で10.94年と0.25年の増加がみられ、女子では14.95年と0.01年の増加がみられた。もちろん女子の初婚年齢を男子と同じにしたため、女子の場合には死別率は1985年モデルよりやや低い率になったはずで、男女の死亡率の差が解消されない条件のもとでは平均死別期間には大きな変動がみられないものといえるであろう。

さて、男女の年齢別死亡率に差がない場合のケースについてみると、どのような結果があらわれるであろうか。男女の初婚年齢がともに28歳で、年齢別死亡率が1985年の女子の値と同じであると仮定した場合、男子の平均死別期間は12.61年となり1985年のそれと比較すれば1.01年の増加がみられた。女子の場合では平均死別期間は12.47年となり、2.47年の減少がみられた。女子では平均初婚年齢を男子の水準にまで上昇させたため、初婚年齢に差がある場合より平均死別期間は大きくなったが、初婚年齢が男女間で縮小することによって女子の平均死別期間を縮小させることには違いない。男子では初婚年齢の男女差の縮小によって、平均死別期間は増加したが、これは妻となる相手の年齢上昇によって、高い年齢別死亡率をもつ妻との組合せ効果により死別の機会が増加した結果である。

以上、平均死別期間におよぼす死亡変数の効果について、いくつかの角度から分析したが、結論的にいえることは年齢別死亡率の単純な改善によっては、平均死別期間の縮小は出現しにくいということである。そしてもっとも特徴的にいえることは男女の年齢別死亡率の差が減少するとき、男子の平均死別期間は増加し、女子のそれは減少するということである。そしてそこには男女の平均死別期間の差の縮小傾向がみられるが、平均死別期間は年齢別死亡率に発生頻度、すなわちJカーブといわれ

る年齢パターンが存在する限り、ある一定量の大きさに収斂しつつ存在することが指摘できる。

V まとめにかえて

人口高齢化社会にあって、人口変数の変化がライフサイクル変数にどのような変動をもたらしているのかは、高齢者人口のライフサイクルやライフコースを考えたうえで重要なことである。この論文においては、多相生命表モデルを用いて、結婚のライフサイクル変数の計測を試み、また結婚のライフサイクル変数、とくに平均結婚期間ならびに平均死別（寡婦・夫）期間と死亡率の関係を検討した。

分析をとおしていえることは、人口変数のうちとくに死亡変数（年齢別死亡率と年齢別死別率）はライフサイクル変数に対して潜在的に大きな影響をもたらすものといえる。しかしながらライフサイクル変数は同時に多くの変数によって影響される変数であることから、死亡変数と他の人口学的変数との相乗的効果によってライフサイクル変数の変動をもたらすことが明らかとなった。また死別期間の分析をとおして、死亡率変化のパターンと死別期間の変動とそのメカニズムが死亡率の男女差に大きく依存していることが明らかとなった。

この研究の目的の一つは結婚の多相生命表モデルの日本への応用であった。その意味では各種のライフサイクル変数を多相生命表によって観察することが実証され、人口学的変数間の相互関係について分析することができた。ライフサイクルの研究は、より多様な人生コースを多様に記述するライフコースの研究へと発展しつつあるが、今回のモデルを基礎に今後ライフコースの研究へと発展させ得る可能性が拓けた²⁰⁾。また、今回の分析では多数のライフサイクル変数のうち平均結婚期間と平均死別期間に絞って、とくに死亡率の変化との関連で検討したが、個々の結婚変数の変化がライフサイクル変数に及ぼす効果については今後の課題として残された。

20) ライフコース研究の発展性については、Bongaarts, John, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Its Applications*, Oxford, Clarendon Press, 1987. わが国のデータを用いたライフコース研究としては、渡邊吉利, 「日本人女子コホートの結婚と出産, 死亡によるライフコース」, 『人口問題研究』, 第181号, 1987年1月, pp.1-13, を参照されたい。

Effects of the Japanese Mortality Declines on Life Cycle Variables

Shigesato TAKAHASHI

Mortality decline in Japan has important implications on life cycle variables such as the duration of being in the marital states. For example, it may be the case that the mean length of life span in married state has increased. On the other hand, a differential improvement in mortality favoring the female population is likely to response in the mean length of life span in widowed state. It is yet to be known the extent to which improvement in mortality has affected these life cycle variables.

The increment-decrement marriage life table was constructed to study the effect of mortality change on life cycle variables. By using the increment and decrement life table functions, it is possible to perform macro-simulation analysis in order to analyze the sensitivity of various assumptions related to the mortality decline on the changing marriage patterns, specially on the average duration of marriage and the average duration of widowhood.

Main findings in this study are as follows :

1. From 1965 to 1985, the average length of life span in married state was slightly increased from 37.66 years to 38.44 years for male and from 36.54 to 37.85 for female.
2. Total contribution to increase the average length of life span in married state due to the change in mortality variables was 4.76 years for male and 5.21 years for female.
3. However, the change in variables associated with marriage, divorce and remarriage reduced the average length of life span in married state as it was -3.45 for male and -3.53 for female.
4. It was found that the change in mortality weakly affected the average duration of widowhood while mortality variables changed from relatively high level to low level.
5. From 1965 to 1985, the average duration of widowhood was changed from 9.82 to 10.21 for male and from 16.36 to 15.67 for female.
6. It was observed that this weak association between the mortality and the average duration of widowhood can be attributable to the fixed sex differentials in mortality.
7. Under the assumption such as no sex differentials in mortality between male and female, the average duration of widowhood was minimized in female and maximized in male.