出生年コホート生命表法を用いた累積離婚率の推定

Cumulative Incidence Rate of Divorces for Birth Cohort Estimated
by the Life-table Method

福井医科大学環境保健学教室

伊 木 雅 之・緒 方 昭

福井県立短期大学地域看護学

福井県立短期大学第2看護学

梶 田 悦 子

高 山 成 子

福井県鯖江保健所

福井県厚生部健康増進課

山 崎 紀 美

矢 島 鉄 也

Masayuki Iki and Akira Ogata

Department of Environmental Health Fukui Medical School, Fukui

Etsuko Kajita

Department of Community Nursing Fukui Prefectural College, Fukui

Shigeko Takayama

Second Department of Nursing Fukui Prefectural College, Fukui

Kimi Yamasaki

Fukui Prefecture Sabae Public Health Center, Fukui

Tetsuya Yajima

Health Promotion Division Department of Health and Welfare Fukui Prefectural Government, Fukui

The trend of divorces has been usually evaluated by the divorce rate. However, it is difficult to make detailed analyses of the trend of or relevant factors concerning divorces by the divorce rate, because the denominator of this index is not a population at risk of divorces.

The application of the life-table method to calculation of cumulative incidence rate of divorces for a birth cohort based on vital statistics data was introduced and its problems were discussed. This method was able to give a precise incidence rate of divorces and made it possible to examine the relationship of marital durations, generation of cohorts or age at marriage to the incidence of divorces. The results obtained were as follows:

1. The cumulative incidence rate of divorces increased and the marital duration-specific incidence rate of divorces decreased with continuation of marriages.
2. The cumulative incidence rate of divorces was higher in younger birth cohorts than in older

cohorts.

3. The cumulative incidence rate of divorces was the lowest in the cohort married when the husband was 23 to 32 years of age than in the cohorts with other ages at marriage in all the birth cohorts examined.

Key words: Birth cohort, Cumulative incidence rate of divorces, Life-table method, Vital statistics

出生年コホート, 累積離婚率, 生命表法, 人口動態統計

緒 言

日本の離婚率は戦後から1965年頃にかけて低下傾向を示していたが、その後次第に上昇して、1983年には戦後最高の人口1000対1.51を記録した。その後は再び低下傾向にあり、1985年には1.39、1986年には1.37となっている¹⁾。

離婚問題は社会学、特に家族社会学的には極めて重要な課題であり、その増加要因は主として伝統的家族様式の崩壊や女性の経済的自立といった観点から検討されてきた²⁾。また、離別者の死亡率が有配偶者や死別者のそれよりも高いこと³⁾、離婚家庭の子供に神経症が多く⁴⁾、離別者自身にも鬱傾向が多いこと⁵⁾などが報告されており、離婚の影響は医学的にも看過できない問題である。しかし、そういった検討の基礎となるべき離婚の動向や発生に影響する要因を統計学的、あるいは疫学的に解析した研究は日本では多くはない。たとえば、石田ら⁶⁾が有配偶離婚率の年齢分布と離婚数の同居期間別分布の動向を検討し、藤田⁷⁾が都道府県別有配偶離婚率と各種社会経済的指標との関連を分析した報告などが散見される。しかし、これらの報告では、離婚発生指標として分母に離婚を発生しえない未婚者、離別者、および死別者を含む通常の人口を用いた離婚率⁸⁾（以下、普通離婚率と呼ぶ）や離別しても離婚とならない内縁関係を含む有配偶人口⁹⁾を分母にとった有配偶離婚率が用いられている。これらはいずれも分母が population at risk でないため、離婚の発生率を表すものではなく¹⁰⁾、したがって、結果の評価が曖昧にならざるを得ない。これは全国的な離婚件数に関する情報が人口動態統計上の表という極めて限定された形でしか提供されていないことに主たる原因があると思われる。

こういった指標の曖昧さを克服するためには、離婚の population at risk を分母にとった指標の導入が必要である。離婚件数は離婚届の提出件数であるから、離婚の population at risk は当該期間に法的に婚姻状態にある

男女の pair 数、すなわち、その期間の平均婚姻継続数である。金子¹¹⁾と山口ら¹²⁾は人口動態統計の同居期間別離婚件数に着目し、その離婚を発生せしめた婚姻件数を同居期間に対応して年次別婚姻件数を遡って累積し、それから離婚と死亡による脱落を考慮して同居期間別婚姻継続数を推計した。これは当該離婚件数の population at risk である。金子¹¹⁾と山口ら¹²⁾はこのようにして得た同居期間別離婚件数と婚姻継続数を用い、「結婚の生命表」を作成している。しかし、この手法は現状 (current) 生命表法を応用しているため、算出される離婚率は cross-sectional なものとなり、同居期間別離婚数の集計された年の離婚の状況は正確に評価できるが、離婚の発生率の時代的な変化や年齢別の状況などについては明らかにならない。

これらの問題点を克服するため、著者らはコホート生命表法を本問題に応用することにした。すなわち、人口動態統計の夫婦の年齢別婚姻件数と同居期間別夫婦の年齢別離婚件数を夫婦のいずれかの出生年コホートに沿って追跡すれば、そのコホートの同居期間別離婚数と同居期間別婚姻継続数とが得られる。これらにコホート生命表法を適用して求められる累積離婚率は正しく離婚の発生率であり、婚姻年齢、同居期間、時代の変化といった要因の離婚への影響を評価しうる指標となる。これは生存問題の解析方法であるコホート生命表法の婚姻の継続問題への応用であり、モデルは金子¹¹⁾と山口ら¹²⁾の方法の延長線上に求められる。本報では本指標の推計方法とその問題点について述べ、実際に求めた累積離婚率をいくつかの出生年コホートについて示す。

生命表法の適用と必要な諸変数の推計

1. 生命表法による累積離婚率の推定

夫婦のいずれかについて作成したある出生年コホートにおける同居期間階級 i の期間当初の婚姻継続数を M_i 、同期間中の離婚件数を D_i 、婚姻継続中の観察打ち切り件数を X_i とすると、階級 i における観察数である平均婚姻継

続数 M'_i , 期間中離婚率 p_i (以下, 単に離婚率という), 期間中婚姻継続率 q_i , 累積婚姻継続率 Q_i , および累積離婚率 P_i は生命保険数理法¹³⁾を用いて Table 1 のように求められる。ただし, Table 1 には計算方法の例として 1940年生まれの出生年コホートを1982年まで観察した場合を示してある。

以下, 生命表法による累積離婚率の推定に必要な諸変数の推計方法を Table 1 の例を参照しながら述べる。

2. 同居期間階級 i の期間当初の婚姻継続数 M_i の推計

今, ある出生年コホートの j 歳における婚姻件数を m_j とする。ただし, 18歳未満の婚姻は無視することとし, 観察終了時点でのそのコホートの年齢を Y 歳とすれば, $j=18, 19, \dots, Y$ であるから, 観察開始当初の婚姻継続数 M_1 は,

$$M_1 = \sum_{j=18}^Y m_j$$

で得られる。Table 1 の例では1940年生まれ群を1982年まで追跡しているので, 観察終了時の年齢 Y は42である。同居期間階級2以降については, Table 1 に示したように1つ前の同居期間階級における離婚と観察打ち切りによる脱落数を減じて求められる。ここで, m_j は各年の人口動態統計に表章されている夫婦別1歳階級別年間婚姻件数を夫婦のいずれか一方について作成した出生年コホートに沿って追跡することによって得られる。資料上, この処理は夫婦のいずれについてでも可能であるが, 本

報では夫について行った。

3. 同居期間階級 i における離婚件数 D_i の推計

同居期間階級 i における j 歳での離婚件数を $d_{i,j}$ (ただし, $i=1, 2, \dots, 9$, $j=18, 19, \dots, Y$; Table 1 の場合 $Y=42$) とすれば, D_i は,

$$D_i = \sum_{j=18}^Y d_{i,j}$$

で推計される。ここで, $d_{i,j}$ は各年の人口動態統計の同居期間別夫婦の年齢別離婚件数を, m_j と同様に夫婦いずれかの出生年コホートに沿って追跡することによって得られる。

ところで, 人口動態統計の同居期間別離婚件数は夫婦の離婚時の年齢を5歳階級に分けて集計されている。したがって, 同表を出生年コホートに沿って追跡する場合, コホートは5ヶ年を合算したものにならざるを得ないが, この場合でも正確にコホートが追跡できるのは5年毎である。そこで, 途中の4年間については, 同表の各同居期間階級内の離婚件数の1歳階級別分布が同年の離婚件数全体のそれと同じと仮定して, 5歳階級別の集計を1歳階級別に比例配分し, 追跡している出生年コホートの年齢層に合わせて再び合算することによって求めた。したがって, 2で用いた m_j も連続した5ヶ年を合算したコホートのものとなり, 年齢 j にはそのコホートの中央の年齢をあてることとした。

4. 同居期間階級 i における観察打ち切り例数 X_i の推計

Table 1 Estimation of cumulative divorce rates for a birth-year cohort by an actuarial method with an example of the cohort whose members were born in 1940 observed up to 1982.

i	M_i	D_i	X_i	M'_i	p_i	q_i	Q_i	P_i
1	$\sum_{j=18}^{42} m_j$	$\sum_{j=18}^{42} d_{1,j}$	$m_{42} - \frac{d_{1,42}}{2}$	$M_1 - \frac{X_1}{2}$	$\frac{D_1}{M_1}$	$1 - p_1$	q_1	$1 - Q_1$
2, 3, ..., 9	$M_{i-1} - D_{i-1} - X_{i-1}$	$\sum_{j=18}^{42} d_{i,j}$	X_i were given by the following formulae.	$M_i - \frac{X_i}{2}$	$\frac{D_i}{M_i}$	$1 - p_i$	$\prod_{j=1}^i q_j$	$1 - Q_i$

$$i=2, \dots, 5: m_{43-i} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{i-1} (d_{k,43-i} + d_{k,44-i}) - \frac{1}{2} d_{i,44-i}$$

$$i=6: \sum_{j=33}^{37} m_j - \left(\frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 d_{k,32+k} + \sum_{k=1}^5 \sum_{l=33+k}^{36+k} d_{k,l} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 d_{k,37+k} \right) - \frac{1}{2} \sum_{l=38}^{42} d_{i,l}$$

$$i=7, 8, 9: \sum_{j=28-5(i-7)}^{32-5(i-7)} m_j - \left(\frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 d_{k,27-5(i-7)+k} + \sum_{k=1}^5 \sum_{l=28-5(i-7)+k}^{31-5(i-7)+k} d_{k,l} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 d_{k,32-5(i-7)+k} \right) - \frac{1}{2} \sum_{k=6}^{i-1} \sum_{l=33-5(i-k-1)}^{42-5(i-k-1)} d_{k,l} - \frac{1}{2} \sum_{l=38}^{42} d_{i,l}$$

i : Interval of marital duration. M_i : Number of married couples at the beginning of interval i . D_i : Number of divorces in interval i . X_i : Number of censored couples in interval i . M'_i : Mean number of married couples in interval i . p_i : Divorce rate in interval i . q_i : Rate of continued marriages in interval i . Q_i : Cumulative rate of continued marriages up to the end of interval i . P_i : Cumulative divorce rate up to the end of interval i . m_j : Number of marriages at husband's age of j years. $d_{i,j}$: Number of divorces in interval i at husband's age of j years.

同じ出生年コホートの中でも婚姻時年齢は様々なので、ある時点における同居期間も様々になる。したがって、同居期間別に集計すると1つの同居期間毎に婚姻継続中の観察打ち切り例が出現する。この件数は観察終了になる年齢階級の観察開始時の婚姻件数から、観察開始から終了までにこの婚姻から発生した離婚件数を減じて求められる。

今、 j 歳での婚姻件数 m_j から観察終了時のそのコホートの年齢 Y 歳までに生じる離婚数を d_j とする。まず、観察期間が1年間を越える $j \leq Y-1$ の場合を考える ($j=18, 19, \dots, Y-1$)。この観察期間内のある1年間 $h-1$ 年から h 年 ($h=1, 2, \dots, Y-j$) に生じる離婚件数は、離婚が観察期間を通じて一様に起こるとすれば、

$$\frac{1}{2}(d_{h,j+(h-1)} + d_{h,j+h})$$

で推計される。ここで、 $d_{h,j+(h-1)}$ は $h-1$ 年から h 年の1年間に $j+(h-1)$ 歳で生じた離婚件数、 $d_{h,j+h}$ は同様に同期間に $j+h$ 歳で生じた離婚件数である。 d_j はこれを $Y-j$ 年間累積し、さらに観察終了時の暦年に生ずる離婚件数、

$$\frac{1}{2}d_{Y-j+1,Y}$$

を加えて、

$$d_j = \frac{1}{2} \sum_{h=1}^{Y-j} (d_{h,j+(h-1)} + d_{h,j+h}) + \frac{1}{2}d_{Y-j+1,Y}$$

で推計される。上式の年齢を示す添字を Y を用いて書かえと、

$$d_j = \frac{1}{2} \sum_{h=1}^{Y-j} (d_{h,Y-h} + d_{h,Y-(h-1)}) + \frac{1}{2}d_{Y-j+1,Y}$$

を得る。

次に、 $j=Y$ の時、すなわち m_Y から生じる離婚件数 d_Y は上式の最終項だけで表わされ、

$$d_Y = \frac{1}{2}d_{1,Y}$$

となる。

以上のようにして求めた d_j ($j=1, 2, \dots, Y$) を m_j から減ずることによって、 m_j から観察終了年に生じる観察打ち切り数が求められる。

ただし、人口動態統計における同居期間階級は $i=1, 2, \dots, 5$ の間は1年間隔で集計されているので、上式の観察年を示す添字 h を同居期間階級を示す i に置き換えればよい。しかし、 $i=6, 7, 8, 9$ では5年間隔の集計になっているので、 $d_{h,i}$ を5年間累積して $d_{i,i}$ を求める必要がある。このことを考慮し、1940年生まれのコホートに適用

して $Y=42$ とすれば、Table 1 の X_1 の式を得ることができる。

5. 婚姻、離婚の届出遅れの補正

人口動態統計の年齢別婚姻件数と同離婚件数、および同居期間別離婚件数については、同居の開始、または、終了の時点とそれぞれ婚姻届、および離婚届の提出時点が同じ暦年に入るもののみが集計されている。したがって、年齢別や同居期間別に婚姻件数、および離婚件数の全体を推計するためにはこの点の補正が必要である。しかし、人口動態統計における本届出遅れ件数については詳細な集計がなく、届出のあった年に届出遅れ分の婚姻件数と離婚件数が、それぞれ、同居の開始と終了の暦年別に記載されているだけである。そこで、届出遅れ群の年齢や同居期間の分布が届出遅れでないそれらと同じであると仮定して、両者をそれぞれ同居の開始と終了の暦年別に合算して、婚姻と離婚の総数を求め、それに対する届出遅れでない件数の割合の逆数を当該年の年齢別、同居期間別婚姻件数、および、離婚件数にそれぞれ一律に乗じて補正とした。なお、本補正は上記のすべての処理に先立って行った。

実際のデータへの適用

1. 資料

人口動態統計には同居期間別夫婦の5歳階級別離婚件数が1957年から表章されている。したがって、上記の推計は同年の同表のもっとも若年階級にあたる1938～42年生れ群以降の出生年コホートについて適用しうる。本報では1938～42年生れ(以下、1940年群)、1943～47年生れ(1945年群)、1948～52年生れ(1950年群)、および1953～57年生れ(1955年群)の各出生年コホートを作成した。したがって、資料は対象コホート中最高年齢である1938年生れが婚姻可能年齢に達した1955年から各コホートの同居期間別5歳階級別離婚件数が完全に把握できる、分析時点で最新の資料であった1982年の人口動態統計である¹⁴⁾。なお、資料は、追跡した出生年コホートが連続する5年間を合計したものであるため28年間となったが、追跡できたのは最長の1940年群で25年間である。

2. 各出生年コホートの同居期間と離婚率との関係

Table 2 は1940年群について実際の計算を行ったものである。なお、累積離婚率の標準誤差はGreenwoodの近似式¹⁵⁾を用いて求めた。これと同じ計算を各コホートについて行い、その累積離婚率曲線を示したのがFig. 1である。1982年までの追跡なので、観察期間はコホートの世代が下るほど短くなる。累積離婚率曲線はいずれの

Table 2 Cumulative divorce rates of birth year cohort of 1937-1942 observed for 25 years.

Marital duration i in years	M_i	D_i	X_i	M'_i	p_i	q_i	Q_i	P_i	SE_i
1 <1	4502780	81364	13095	4496233	.018	.982	.982	.018	.0063
2 1≤	4408290	54485	13863	4401359	.012	.988	.970	.030	.0081
3 2≤	4339950	41575	15287	4332307	.010	.990	.960	.040	.0092
4 3≤	4283080	34818	17222	4274469	.008	.992	.953	.047	.0100
5 4≤	4231040	30197	20433	4220824	.007	.993	.946	.054	.0107
6 5≤	4180410	109934	243533	4058644	.027	.973	.920	.080	.0129
7 10≤	3826950	68735	1399400	3127250	.022	.978	.900	.100	.0147
8 15≤	2358810	29470	2007920	1354850	.022	.978	.880	.120	.0183
9 20≤	321425	4461	316964	162943	.027	.973	.856	.144	.0398

SE_i: Standard error of cumulative divorce rate estimated by Greenwood's method¹³⁾. Other abbreviations are explained in the footnote of Table 1.

コホートでも下に凸の右上がりの曲線となっている。

3. 世代別にみた累積離婚率

Fig. 1 における累積離婚率曲線は、同じ同居期間では世代を下ったコホートほど高くなっていったが、この差には世代の影響だけでなく、年齢の影響が含まれていると考えられる。年齢の影響を除いた上で各コホート間での累積離婚率を比較するためには、観察期間を一致させればよい。そこで、1940年、1945年、および1950年群を15年間観察した場合の累積離婚率を Fig. 2-A に、前2コホートを20年間観察した場合のそれを Fig. 2-B に示した。

Fig. 1 Cumulative divorce rates of four birth cohorts.

数年の同居期間を経ると、累積離婚率は世代を下るほど高くなることがわかる。なお、Log rank test¹⁵⁾によれば、Fig. 2-A, 2-B いずれの2曲線の間にも高度の有意差 ($p < 0.001$) が認められた。

4. 婚姻年齢別にみた累積離婚率

Fig. 3-A, 3-B, および 3-C は、それぞれ1940年、1945年、および1950年の各群について、婚姻時年齢別に10年間観察した場合の累積離婚率曲線を示したものである。婚姻年齢は各コホートの中央の年齢階級の年齢で示してある。また、各年齢階級は5年ずつ前後の階級と重複している。いずれのコホートでも23~32歳群の累積離婚率が最低で、それより若年、高年いずれの側も有意に高くなることが認められた ($p < 0.001$)。

Fig.2 Comparison of cumulative divorce rates among birth cohorts of 1937-1942, 1943-1947 and 1948-1952 observed for 15 years (A), and between birth cohorts of 1937-1942 and 1943-1947 observed for 20 years (B).

考 察

1. 本報で推定した累積離婚率の意義と問題点

普通離婚率や有配偶離婚率を用いて離婚の発生を詳細に検討しようとする場合、分母に含まれる population at

Fig.3 Comparison of 10-year cumulative divorce rates of cohorts classified by the husband's age at marriage in the birth cohorts of 1937-1942 (A), 1943-1947 (B) and 1948-1952 (C).

risk でない部分の影響の評価が不可能なために困難が生じる。また、これらは婚姻時年齢や婚姻継続期間別に離婚の発生を評価しうる指標でもない。しかし、著者らは普通離婚率という指標の価値をいささかも減じようとするものではない。それは過去や外国のデータとの大まかな比較性を極めて簡単な計算によって実現する指標だからである。しかし、離婚の家庭や子供、そして社会に

与える影響の大きさ^{3-5,16)}を考えると、その動向は詳細に検討されるべきであるし、その発生要因に関する考察も十分に加えておく必要がある。本報で導入した出生年コホートの離婚率、および累積離婚率は婚姻継続期間、離婚時年齢、世代の変化などの要因と離婚の発生率との関連を検討しうる指標であり、さらに今後の詳細な離婚動向の検討を可能にするものである。しかし、本指標はいくつかの問題点も持っている。以下、その点を検討しておきたい。

婚姻と離婚の動向を人口動態統計から検討する際、最も問題になるのは両者の届出遅れの処理である。届出遅れの発生はそれ自体がかなり多く、しかも暦年別に変動しているので、本報のような経時的な分析では結果に重大な影響を及ぼしかねない。したがって、何らかの補正が必要になるが、人口動態統計には、届出遅れ分については、同居の開始、または終了の暦年別の総数が届出のあった年に記載されているだけであり、これらを年齢別、同居期間別に検討することは不可能である。そのため、本報で用いたような大まかな補正方法にならざるを得ない。将来、届出遅れ分についても何らかの形で詳細な集計表が提供されることが望まれる。

婚姻は離別だけでなく、死別によっても解消されるので、本来、経時的な分析では死別による脱落を考慮する必要がある。しかし、今回は追跡期間中のこの脱落を考慮しなかった。その理由の1つは、人口動態統計の同居期間別離婚数では配偶者の年齢が不明なので、夫婦の確実な生存確率が求められないこと、今1つは本報での観察は最年長の1940年群でも42歳程度までで、その間の死別件数は離婚率に影響するほど大きくはないと思われたことである。事実、42歳までに死別する確率を本コホートの追跡期間のほぼ中央にあたる1970年の有配偶者生命表¹⁷⁾から求めると、男の42歳までの生存確率は0.9669、夫婦の年齢差の平均がほぼ3歳¹⁸⁾であることを考慮して、女の39歳までの生存率を見ると0.9850、したがって、この平均的な夫婦の少なくとも一方が観察終了までに死亡する確率は0.0476となる。このように高々42歳程度までの観察では、死別の影響は離婚率の分母を数%減少させる程度で無視しても差し支えないと思われる。しかし、今後、観察期間を延長していくと次第に死別の影響が大きくなるので、将来は何らかの方法で考慮していく必要がある。

2. 同居期間、世代の変化、および婚姻時年齢と累積離婚率

Fig. 1に見られたように、累積離婚率曲線は下に凸の

右上がりの曲線になっている。この曲線は横軸の量と縦軸の反応との間に正の量-反応関係がある時に見られるものであるが、この逆は必ずしも真ではない。事実、Table 2の同居期間別離婚率は、階級幅が5年である階級の離婚率を5で除して区間中央の1年間の離婚率とすると、同居期間が長くなるほど低下している。これは金子¹¹⁾や山口ら¹²⁾の報告でも得られた結果で、cross-sectionalな分析結果がコホート分析によって確認されたと言えよう。

Fig. 2はコホートの世代を下るほど、累積離婚率が上昇することを示している。現状では、1940年群よりも高齢の集団では同居期間別離婚数が人口動態統計上、完全には把握できないので、本報の指標による推定はできない。したがって、今回の結果だけでは日本の離婚の全体に言及することはできないが、近年の普通離婚率の上昇は本報で示されたようなコホート効果によってもたらされたものと考えられよう。

一般に婚姻時の年齢は離婚率と負の相関を持つと言われている^{19,20)}。しかし、Balakrishnanら¹⁹⁾が離婚の高いリスクを指摘しているのは特に10代での婚姻であり、Thornton and Rodgersの報告²⁰⁾でも35歳以上は対象になっていない。したがって、離婚と負の相関を持つと考えられている婚姻時年齢は20歳代以前であり、それ以降の年齢での婚姻と離婚との関連は今まで明確ではなかったと言ってよい。Fig. 3に示したように、本報ではいずれのコホートでも23~32歳群が最低の累積離婚率を呈しており、これより若年では従来の報告^{19,20)}通り離婚率は高くなった。特筆すべきは婚姻時年齢がこれより高齢になった場合にも離婚率が増高することで、特に1940年群の33~42歳群では極めて顕著であった。今回の分析データはこの原因に言及すべきものではない。しかし、Glick²¹⁾が指摘するように、再婚者の離婚率が初婚者のそれより高いことの影響の現れかもしれない。いずれにせよ興味深い知見であるので、今後の検討課題としたい。

結 論

人口動態統計を資料とし、出生年コホート生命表法を応用して、離婚のpopulation at riskを分母にとった離婚率と累積離婚率を推定する方法を提示するとともに、その問題点を考察した。本指標は正しく離婚の発生率を示すものであり、婚姻年齢、同居期間、時代の変化といった要因の離婚への影響を評価しうるものである。そこで、これらの影響について観察した結果、累積離婚率は同居期間とともに上昇し、同居期間別離婚率は低下して

いたこと、累積離婚率はコホートの世代を下るほど上昇していたこと、また、婚姻時年齢では23～32歳群の累積離婚率が最低であり、それより高齢、若年いずれの側でも上昇していたこと、などが明らかになった。

なお、本論文の要旨は第59回日本衛生学会総会（1989年，秋田）にて発表した。

謝 辞

本研究の解析方法に関して貴重な御助言を頂いた福井医科大学環境保健学教室福井正康工学博士，ならびに資料整理とデータ入力，そして秀れた作図で著者らを援助してくれた同教室喜多山悦子嬢に深謝いたします。

文 献

- 1) 厚生省大臣官房統計情報部：人口動態統計上巻，p. 370-371，厚生統計協会，東京（1986）。
- 2) 利谷信義，江守五夫，稲本洋之助：離婚の社会学，p. 4-7，東京大学出版会，東京（1988）。
- 3) 石川 晃：昭和55年配偶関係別生命表，人口問題研究所報，No. 169，47-55（1984）。
- 4) 上林靖子：児童精神科領域における崩壊家庭の臨床疫学的研究，社会精神医学，9，299-308（1986）。
- 5) Bebbington, P.: Marital status and depression: A study of English national admission statistics, *Acta Psychiatr. Scand*, **75**, 640-650（1987）。
- 6) 石田登喜枝，金井東海，藤田利明，市川悦子，戸上智恵子：離婚の増加，厚生 の 指標，**30**(8)，23-33（1983）。
- 7) 藤田利明：地域別離婚をめぐる社会的条件，厚生 の 指標，**31**(3)，21-27（1984）。
- 8) 厚生省大臣官房統計情報部：人口動態統計上巻，p. 50，厚生統計協会，東京（1986）。
- 9) 福島 純：有配偶人口の推移，厚生 の 指標，**30**(7)，18-25（1983）。
- 10) 重松逸造：疫学—臨床家のための方法論，p. 22-23，講談社，東京（1978）。
- 11) 金子武治：結婚の生命表：1970年，人口問題研究所報，No. 132，11-18（1974）。
- 12) 山口喜一，伊藤達也，山本千鶴子：わが国離婚の最近の動向，人口問題研究所報，No. 151，19-36（1979）。
- 13) 日本癌治療学会：生存率算出規約，p. 4-7，金原出版，東京（1985）。
- 14) 厚生省大臣官房統計情報部：人口動態統計，厚生統計協会，東京（1955-1982）。
- 15) Peto, R., Pike, M.C., Armitage, N.E., Breslow, N. E., Cox, D.R., Howard, S.V., Mantel, N., McPherson, K., Peto, J. and Smith, P.G.: Design and analysis of randomized clinical trials requiring prolonged observation of each patient. II Analysis and examples, *Br. J. Cancer*, **35**, 1-39,（1977）。
- 16) 有地 享：離婚，p. 211-256，有斐閣，東京（1987）。
- 17) 厚生省人口問題研究所：配偶関係別生命表，人口問題研究所研究資料，No. 255，37（1988）。
- 18) 厚生省大臣官房統計情報部：人口動態統計特殊報告婚姻統計，p. 26，厚生統計協会，東京（1987）。
- 19) Balakrishnan, T.R., Rao, K.V., Lapierre-Adamcyk, E. and Krotki, K.J.: A hazard model analysis of the covariates of marriage dissolution in Canada, *Demography*, **24**, 395-406（1987）。
- 20) Thornton, A. and Rodgers, W.L.: The influence of individual and historical time on marital dissolution, *Demography*, **24**, 1-22（1987）。
- 21) Glick, P.C.: Prospective changes in marriage, divorce, and living arrangements, *J. Family Issues*, **5**, 7-26（1984）。

（受付 1989年 7月22日 受理 1989年 9月 2日）