

## 資料

# コール=マックニールの結婚モデルについて

小島宏・阿藤誠・伊藤達也・池ノ上正子

## I コール=マックニールの結婚モデル・スケジュール

人口学においては、少数のパラメータをもつ数式によって人口動態率の年齢別分布のスケジュールを表わそうとする試みがしばしばなされてきた。死亡についてはコール=デメイン (A. J. Coale & P. Demeny) やブラス (W. Brass) のもの、出生(女子)についてはコール=トラッセル (J. Trussell) のもの、移動についてはロジャーズ=カストロ (A. Rogers & L. J. Castro) のものが著名である。<sup>1)</sup>

結婚(女子)に関しては、1970年にコールが三つのパラメータをもつ初婚率・既婚率の年齢別分布の標準モデル・スケジュールを経験的データから作成し、1971年にコール=マックニール (D. R. McNeil) が初婚率分布を確率密度関数として定式化してそれに理論的解釈を与えた。<sup>2)</sup> また、キーリー (M. C. Keeley) はコールに倣って既婚率の年齢別分布に三つのパラメータをもつ対数ロジスティック曲線を当てはめたが、コールのものほど普及していない。<sup>3)</sup>

コールの結婚モデル・スケジュールについては、すでに高橋真一によって詳しく紹介されているので、本稿では概略だけ述べることにする。<sup>4)</sup> コールは過去のヨーロッパ諸国における女子の年齢別既婚率曲線を比較検討するうちに出発点、横軸の縮尺、縦軸の縮尺の三つの尺度を調整して標準化すると、それらの曲線がほぼ重なることを見出した。そして、1865～69年のスウェーデンのデータを基にして標準年齢  $x_s$  別の初婚率  $g_s(x_s)$ 、既婚率  $G_s(x_s)$ 、累積既婚延べ年数  $Z_s(x_s)$  の標準モデル・スケジュールを作り、前述の三つの尺度を表わす  $a_0$ 、 $k$ 、 $C$  というパラメータを調整することによってさまざまな人口集団における女子の結婚の年齢別分布を標準分布に合わせられるようにした。<sup>5)</sup>

ここで  $a_0$  は初婚年齢の下限ではなく、相当数の初婚が生じる年齢を示す。 $k$  は標準モデル・スケジ

1) A. Rogers and F. Planck, "Model : A General Program for Estimating Parametrized Model Schedules of Fertility, Mortality, Migration and Marital and Labor Force Status Transitions", *IIASA Working Paper*, WP - 83 - 102, Laxemburg, Austria, International Institute for Applied Systems Analysis, p. 12.

2) A. J. Coale, "Age Patterns of Marriage", *Population Studies*, Vol. 25, No. 2, 1971, pp. 193-214.  
A. J. Coale and D. R. McNeil, The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 67, No. 4, 1972, pp. 743-749.

3) M. C. Keeley, "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage" *International Economic Review*, Vol. 20, No. 2, 1979, pp. 527-544.

4) 高橋真一、「結婚モデルスケジュールの日本への適用について—年齢別・結婚持続期間別有配偶女子特  
殊出生率を求める—」,『国民経済雑誌』,第138巻6号,1978年,pp. 80-95.

5) Coale, 前掲(注2)論文, pp. 193-202.

スケジュールで 1 年間に生じる初婚の割合が特定の人口集団の中で何年で生じるかを示す尺度で、これが 1 より小さいと初婚が生じる速度が標準より速いことになる。C は生涯既婚率、すなわち最終的に結婚する者の割合である。特定の人口集団における特定の年齢  $a$  は、(1)式により標準年齢  $x_s$  に変換できる。また、コードホートについては  $g_s$ ,  $G_s$ ,  $Z_s$  の間に(2)~(3)式のような積分関係が成り立つ。<sup>6)</sup>

$$(1) \quad x_s = \frac{a - a_0}{k}$$

$$(2) \quad G_s(x_s') = \int_0^{x_s'} g_s(x_s) dx_s$$

$$(3) \quad Z_s(x_s') = \int_0^{x_s'} G_s(x_s) dx_s$$

特定の人口集団における三つのパラメータを計算するためには、まず 5 歳階級別既婚率の比である  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $R_3$  を計算する。ここで、

$$R_1 = \frac{15\sim19\text{歳既婚率}}{20\sim24\text{歳既婚率}}, \quad R_2 = \frac{20\sim24\text{歳既婚率}}{25\sim29\text{歳既婚率}}, \quad R_3 = \frac{25\sim29\text{歳既婚率}}{30\sim34\text{歳既婚率}}$$

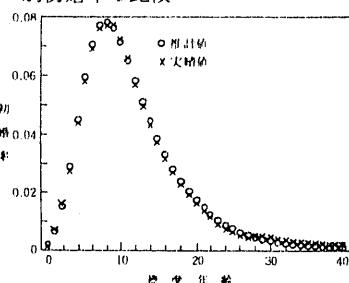
である。そして、 $[R_1 > (1 - R_3)]$  の場合には  $R_1$  と  $R_2$  の組合せ、それ以外の場合には  $R_2$  と  $R_3$  の組合せに基づいて、のちに掲げる付表 1 とほぼ同じ表から  $a_0$  と  $k$  を補間推計する。また、C は  $a_0$  と  $k$  の値から標準モデル・スケジュールに基づいて推定される既婚率によって実際の既婚率を除した比である。コードは(4)式に示した通り、25~29歳の既婚率を使って求めることを推めている。<sup>7)</sup>

$$(4) \quad C = \frac{25\sim29\text{歳既婚率}}{\frac{k}{5} [Z_s(\frac{30-a_0}{k}) - Z_s(\frac{25-a_0}{k})]}$$

その後、コード=マックニールは経験的データから作られた初婚率の標準モデル・スケジュールを(5)式のような確率密度関数の形で定式化した。図 1 に示された通り、この指標関数に基づく曲線と 1865~69 年のスウェーデンのデータに基づく標準初婚率の曲線とがほぼ一致している。<sup>8)</sup>

$$(5) \quad g_s(x_s) = 0.1946 \exp(-0.174(x_s - 6.06)) - \exp(-0.288(x_s - 6.06)))$$

図 1 1865~69 年スウェーデン女子のデータと指標関数による推計結果に基づく年齢別初婚率の比較



出所) Coale & McNeil, 前掲(注 2)論文, p.745

また、コード=マックニールはこの確率密度関数式に次のような理論的解釈を与えた。すなわち、この式によって表わされる初婚率の年齢別分布は可婚年齢に達するまでの時間(正規分布)、可婚年齢に達してから相手をみつけるまでの待ち時間(指標分布)、相手をみつけてから婚約までの待ち時間(指標分布)、婚約から結婚までの待ち時間(指標分布)のたたみこみ(convolution)であると解釈した。<sup>9)</sup>

コード(=マックニール)の結婚モデル・スケジュール

6) Coale, 前掲(注 2)論文, p. 209.

7) Coale, 前掲(注 2)論文, p. 214. これは、特定の年齢  $a$  までの既婚延べ年数を  $Z(a)$  とすると、

$$Z(a) = C \cdot k \cdot Z_s\left(\frac{a-a_0}{k}\right) \text{ なので,}$$

$$(25\sim29\text{歳既婚率}) = \frac{1}{5} [Z_{30} - Z_{25}] = \frac{C \cdot k}{5} [Z_s(\frac{30-a_0}{k}) - Z_s(\frac{25-a_0}{k})]$$

となるためである。

8) Coale and McNeil, 前掲(注 2)論文, pp. 744~745.

9) Coale and McNeil, 前掲(注 2)論文, p. 746.

を応用した研究もいくつかある。ロドリゲス (G. Rodriguez) = トラッセルは  $a_0$  と  $k$  の代わりに初婚年齢の平均と分散を用いて「世界出産力調査」(WFS) のコロンビア調査のデータに適用し、その評価・補正を行った。<sup>10)</sup> また、チャウデュリー (A. K. M. A. Chowdhury) もそれを用いてバングラデシュ農村でのサンプル調査のデータ評価・補正を試みた。<sup>11)</sup> 日本においては小林和正、松下=坪内が「国勢調査」結果に基づいて三つのパラメータを計算している。<sup>12)</sup> また、高橋眞一は戦後の「国勢調査」間の年齢各歳別既婚率を推計するために結婚モデル・スケジュールの利用を試みている。

このようにコール (=マックニール) の結婚モデル・スケジュールの利用法としては、①不完全なデータの補正と評価、②結婚過程の簡潔な記述、③結婚過程の途中にあるコーホートの将来の結婚過程の推計、④結婚過程の理論的解釈といったものがある。<sup>13)</sup>

本研究においては、このうちの③を最終的な目的としてコール (=マックニール) の結婚モデル・スケジュールを検討し、若干修正することを試みる。その際、修正・拡張を容易にするため、コールの1970年の論文に掲載された表そのものは使わず、(5)式に基づいてのちに掲げる付表1をコンピュータ上に作り、パラメータの推計を行う。

また、コール論文には5歳階級別既婚率を用いる方法が示されているが、本研究では各歳別既婚率を用いて各歳コーホートについてのパラメータの推計を行えるように手法上の修正を加える。これによって、時系列のパラメータのセット数を増やすことが可能となり、将来推計の精度の向上をはかることができるし、各歳別に集計がなされている場合には調査間隔が5年でないコーホート・データも利用できるようになる。

なお、本研究においては各年次の「国勢調査」結果に基づいて期間的観察とコーホート的観察の両方を行ったが、紙幅の制約もあるし、コーホート的観察結果の方が人口集団における現実の結婚行動を良く表わすので、本稿ではコーホート的観察の結果のみを示すこととする。

## II 結婚モデル・スケジュールの日本への適用

本研究では、コールの掲げた表に倣ってまず5歳間隔の  $a$ 、0.5歳間隔の  $a_0$  と0.02歳間隔の  $k$  の組合せごとに(1)式から  $Z_s$  を求め、それを(5)式に代入し、さらに(2)式と(3)式から  $Z_s$  を計算した。次に  $a_0$  と  $k$  の組合せごとにそれぞれの  $a$  に対応する  $Z_s$  の間の差を求めて、それらの比として標準モデル・スケジュールに基づく  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $R_3$  を計算した(付表1)。例えば、 $R_1$  の計算は(6)式によって行われた。

$$(6) \quad R_1 = \frac{Z_s(\frac{20-a_0}{k}) - Z_s(\frac{15-a_0}{k})}{Z_s(\frac{25-a_0}{k}) - Z_s(\frac{20-a_0}{k})}$$

10) G. Rodriguez and J. Trussell, "Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Model Nuptiality Schedule from Survey Data", *WFS Technical Bulletins*, No.7, 1980, pp. 1-66.

11) A. K. M. Alauddin Chowdhury, "Application of a Marriage Model in Rural Bangladesh", *Journal of Biosocial Science*, Vo. 15, No. 3, 1983, pp. 281-287.

12) Kazumasa Kobayashi, "Fertility Implications of Nuptiality Trends in Japan", L. T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, Liege, Ordina Editions, 1982, pp. 29-41.

松下敬一郎・坪内良博、「ナプシャリティ」,『医学のあゆみ』第132巻13号, 1985年, pp. 944-948.

13) Rodriguez and Trussell, 前掲(注10)論文, p. 6.

わが国におけるコー ホート別の女子の  $a_0$  と  $k$  を求める際には、前述の通り、実際の既婚率から  $R_1$ ,  $R_2$ ,  $R_3$  を計算し、それらの組合せを付表 1 に当てはめて補間推計した。また、 $C$  は(4)式から求めた。1920～80年の各年次の「国勢調査」に基づく5歳階級コー ホート別の結果が表 1 の左半分に示されているが、1925年に15～19歳のコー ホートでは  $C$  の値が 1.000 という非現実的な値となっている。<sup>14)</sup>

そこで、コールの推める方法、すなわち  $[R_1 > (1-R_3)]$  の場合には  $R_1$  と  $R_2$  の組合せを使って  $a_0$  と  $k$  を推計するという方法に従わず、

表 1 指数関数式による  $a_0$ ,  $k$ ,  $C$  の推計結果

各年次に 15～19歳の コー ホート	コールの推める方法によ る推計結果			$R_2$ と $R_3$ の組合せによ る推計結果		
	$a_0$	$k$	$C$	$a_0$	$k$	$C$
1920年	14.56	0.554	0.976	14.80	0.534	0.972
25年	14.34	0.667	1.000	15.64	0.535	0.963
1945年	—	—	—	16.12	0.651	0.948
50年	18.15	0.536	0.943	18.15	0.536	0.943
55年	18.86	0.469	0.952	18.86	0.469	0.952
60年	19.11	0.434	0.941	19.11	0.434	0.941
65年	19.23	0.450	0.931	19.23	0.450	0.931

資料) 1920～80年の各年次の「国勢調査」

表 2 コールの表に基づく推計結果と  
指数関数式に基づく推計結果の比較

各年次に 15～19歳の コー ホート	松下 = 坪内による 推計結果			本研究の結果と松下 = 坪内の結果の差		
	$a_0$	$k$	$C$	$a_0$	$k$	$C$
1920年	14.56	0.554	0.978	0.00	0.000	-0.002
25年	15.81	0.519	0.960	-0.17	0.016	0.003
1945年	16.13	0.649	0.950	-0.01	0.002	-0.002
50年	18.17	0.531	0.941	-0.02	0.005	0.002
55年	18.89	0.464	0.951	-0.03	0.005	0.001
60年	19.14	0.428	0.939	-0.03	0.006	0.002
65年	19.26	0.446	0.930	-0.03	0.004	0.001

資料・出所) 松下・坪内、前掲(注12)論文、p. 947.  
1920～80年の各年次の「国勢調査」

つねに  $R_2$  と  $R_3$  の組合せを使う方法をとったことにした。その結果が表 1 の右半分に示されている。1950年以降の各年次に 15～19歳のコー ホートではパラメータの値が変わらないが、1920年と25年に15～19歳のコー ホートではパラメータの値が異なる。1925年に15～19歳のコー ホートでは  $C$  が 0.963 という現実的な値になっているのでこちらの計算結果を採用すべきであろう。また、1920年に15～19歳のコー ホートについては、どちらの方法で計算をしても結果に大差がないので、左半分の結果を採用すべきであろう。

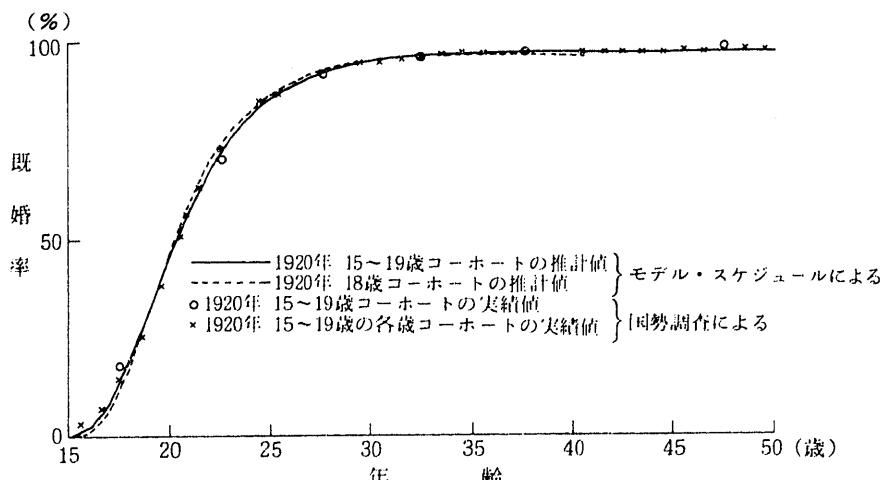
時系列的な変化をみると、だいに  $a_0$  が上昇する一方で、 $k$  と  $C$  が低下している。ただし、 $a_0$  が上昇傾向にあるからと言って、この間に平均初婚年齢が上昇し続いているわけではない。推計された  $a_0$ ,  $k$ ,  $C$  と標準モデル・スケジュールから粗結婚表 (Gross Nuptiality Table) を作り、平均初婚年齢を計算してみると、1950年に 15～19歳のコー ホートまでは上昇しているが、それ以降のコー ホートではほぼ横ばいとなっていることがわかる。<sup>15)</sup>

これらの結果を1970年のコール論文に掲載された表に基づく計算結果と比較検討するため、松下 = 坪内の計算結果を表 2 の左半分に示し、右半分に本研究の計算結果とそれとの差を示してある。ただし、1925年

14)  $C$  の値は25～29歳の既婚率だけからではなく、20～24歳と30～34歳の既婚率からも計算したが、 $C$  が現実的な値となる場合には大差がない。しかし、このように、25～29歳の既婚率から求めた  $C$  が同じように非現実的な値となるような場合には、20～24歳の既婚率から求めた  $C$  が同じように非現実的な値を示すのに対して、30～34歳の既婚率から求めた  $C$  は現実的な値を示す。

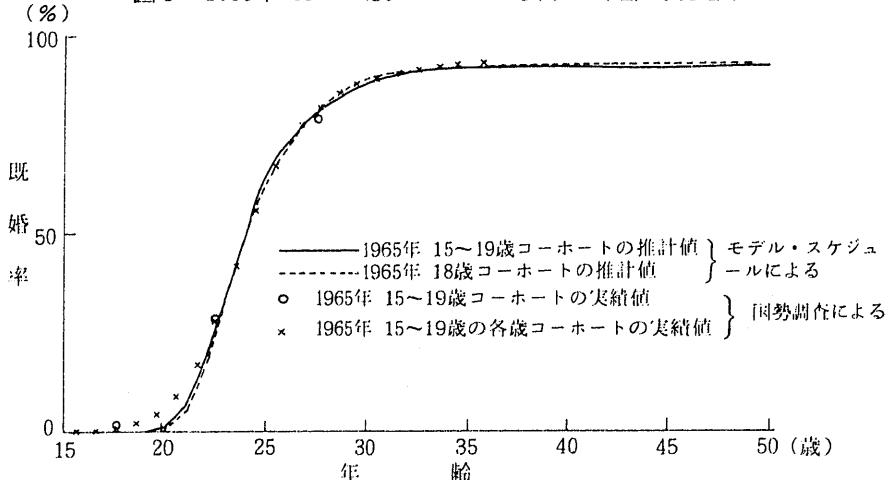
15) Rodriguez & Trussell, 前掲(注10)論文、p. 11. によれば、[平均初婚年齢 =  $a_0 + 11.36 k$ ] という関係がつねに成り立つため、平均初婚年齢だけを求めるために粗結婚表を作る必要はない。本研究では中位数初婚年齢や年齢別既婚率を求めるためにそれを作成した。

図2 1920年 15~19歳コー ホート女子の年齢別既婚率



資料・出所) 1920年「国勢調査」

図3 1965年 15~19歳コー ホート女子の年齢別既婚率



資料・出所) 1965年「国勢調査」

トについては、図3で実線が22歳未満のところで○印や×印より下のところを通っていることからも伺われる通り、若年層において推計値が実績値をかなり下回っている。

これは直接的にはパラメータの推計に $R_2$ と $R_3$ の組合せが用いられているので、15~19歳の既婚率が関与していないためであるが、究極的にはコールの結婚モデル・スケジュールが日本の実情に適合しないためであるかもしれない。すでに高橋眞一も、戦後に15~19歳を迎えたコー ホートについて若年層で推計値と実績値の間に乖離があることを指摘し、この結婚モデル・スケジュールが日本や発展途上諸国に適合しない可能性も示唆している。<sup>17)</sup>さらに、チャウデュリーによるバングラデシュ農村の事例においても若年層における両者の乖離が見受けられる。<sup>18)</sup>

16) 各歳コー ホートの年齢別既婚率のデータは5年おき(「国勢調査」年次)にしか利用できないので、以下においては五つの各歳コー ホートの互いに異なる年齢における既婚率を、それらが構成する5歳階級コー ホートまたはそれらのうちの一つのコー ホートが経験した各歳別既婚率であるとみなして推計値との比較を行う。五つの各歳コー ホートの間で結婚行動が急激に変化しない限り、このようにみなしても差しつかえないはずである。

17) 高橋眞一、前掲(注4)論文、pp. 94~95。

18) Chowdhury、前掲(注11)論文、pp. 285~286。

に15~19歳のコー ホートについては松下=坪内も $R_2$ と $R_3$ の組合せに基づいて計算しているようなので、それに基づく計算結果との差を示してある。表2の右半分をみると、コールが掲げた表に基づく推計結果と指數関数式から作った表に基づく推計結果がほとんど違わないことが明らかである。

コール=マックニールの結婚モデル・スケジュールの日本での妥当性を検討するため、それに基づいて推計された年齢各歳別既婚率と実際の各歳コー ホートの既婚率を比べてみると、次のことが明らかになる。<sup>16)</sup> 戦前に15~19歳を迎えたコー ホートについては、図2の実線と○印や×印がほぼ重なっていることからも伺われる通り、既婚率の推計値と実績値が比較的良く一致している。ところが、戦後に15~19歳を迎えたコー ホー

### III 各歳別データに基づくパラメータの推計

コールは5歳階級別既婚率に基づいてパラメータを推計する方法を述べているが、付表1のような表を個別に作成すれば、「国勢調査」ごとの各歳別既婚率に基づいて各歳コーホートについてのパラメータを推計することが可能となる。例えば、理論上の $R_1$ は(6)式によって表わされるが、これを一般化して(7)式の $R_1$ のようにすると、年齢階級の幅 $i_1$ は5歳でなくともかまわないし、コーホート・データが利用できる間隔 $i_2$ も5年でなくともかまわない。

$$(7) \quad R_1 = \frac{Z_s \left( \frac{a+i_1-a_0}{k} \right) - Z_s \left( \frac{a-a_0}{k} \right)}{Z_s \left( \frac{a-i_1+i_2-a_0}{k} \right) - Z_s \left( \frac{a+i_2-a_0}{k} \right)}$$

特定の年齢 $a$ について(7)式から $a_0$ と $k$ の組合せごとの $R_1$ を求めることができ、同様の式から $R_2$ と $R_3$ を計算できる。 $a$ を18歳、 $i_1$ を1歳、 $i_2$ を5年として付表1と同様の方法で標準モデル・スケジュールに基づく $R_1$ 、 $R_2$ 、 $R_3$ を計算した結果が付表2である。この表に実際の既婚率に基づく $R_1$ 、 $R_2$ 、 $R_3$ を当てはめると $a_0$ と $k$ を推計することができる。この場合、

$$R_1 = \frac{18\text{歳既婚率}}{23\text{歳既婚率}}$$

$$R_2 = \frac{23\text{歳既婚率}}{28\text{歳既婚率}}$$

$$R_3 = \frac{28\text{歳既婚率}}{33\text{歳既婚率}}$$

である。 $a$ を17歳とする場合はあとで $a_0$ から1歳を引き、 $a$ を19歳とする場合はあとで $a_0$ に1歳を足せば、この表を使った推計結果がそのまま利用できる。

表3は1920～65年の各年次に15～19歳であった各歳コーホートについてのパラメータの推計結果を示したものである。表1と同様に左半分がコールの推める方法によるもので、右半分が $R_2$ と $R_3$ の組合せだけを使って計算した結果である。コールの推める方法に従うと、1950年に18歳のコーホート

表3 各歳コーホートについての $a_0$ 、 $k$ 、 $C$ の推計結果

各歳 コーホート	年次	コールの推める方法によ る推計結果			$R_2$ と $R_3$ の組合せによ る推計結果		
		$a_0$	$k$	$C$	$a_0$	$k$	$C$
各コ 年1 次ホ に1 15ト 歳の の	1920年	15.03	0.525	0.967	15.03	0.525	0.967
	1945年	-	-	-	16.36	0.672	0.964
	50年	17.64	0.599	0.977	17.64	0.599	0.977
	55年	18.20	0.526	0.966	18.20	0.526	0.966
	60年	18.18	0.529	0.956	18.18	0.529	0.956
	65年	18.09	0.542	0.944	18.09	0.542	0.944
各コ 年1 次ホ に1 16ト 歳の の	1920年	13.88	0.624	0.998	15.06	0.515	0.969
	1945年	-	-	-	16.55	0.624	0.948
	50年	18.06	0.546	0.955	18.06	0.546	0.955
	55年	18.76	0.468	0.951	18.76	0.468	0.951
	60年	18.94	0.445	0.941	18.94	0.445	0.941
	65年	18.80	0.469	0.930	18.80	0.469	0.930
各コ 年1 次ホ に1 17ト 歳の の	1920年	14.55	0.548	0.975	14.81	0.529	0.972
	1945年	-	-	-	16.55	0.606	0.941
	50年	18.31	0.524	0.944	18.31	0.524	0.944
	55年	19.15	0.438	0.948	19.15	0.438	0.948
	60年	19.40	0.419	0.940	19.40	0.419	0.940
	65年	19.26	0.434	0.928	19.26	0.434	0.928
各コ 年1 次ホ に1 18ト 歳の の	1920年	15.02	0.503	0.968	14.35	0.551	0.974
	1945年	-	-	-	16.14	0.618	0.941
	50年	15.76	0.884	1.123	18.41	0.518	0.940
	55年	19.38	0.432	0.947	19.38	0.432	0.947
	60年	19.64	0.405	0.941	19.64	0.405	0.941
	65年	19.50	0.427	0.933	19.50	0.427	0.933
各コ 年1 次ホ に1 19ト 歳の の	1920年	15.29	0.485	0.967	13.66	0.590	0.977
	1945年	-	-	-	15.23	0.658	0.945
	50年	16.10	0.748	1.009	18.14	0.532	0.940
	55年	17.17	0.682	1.032	19.41	0.441	0.948
	60年	17.58	0.622	1.012	19.65	0.410	0.944
	65年	17.51	0.643	1.008	19.50	0.433	0.937

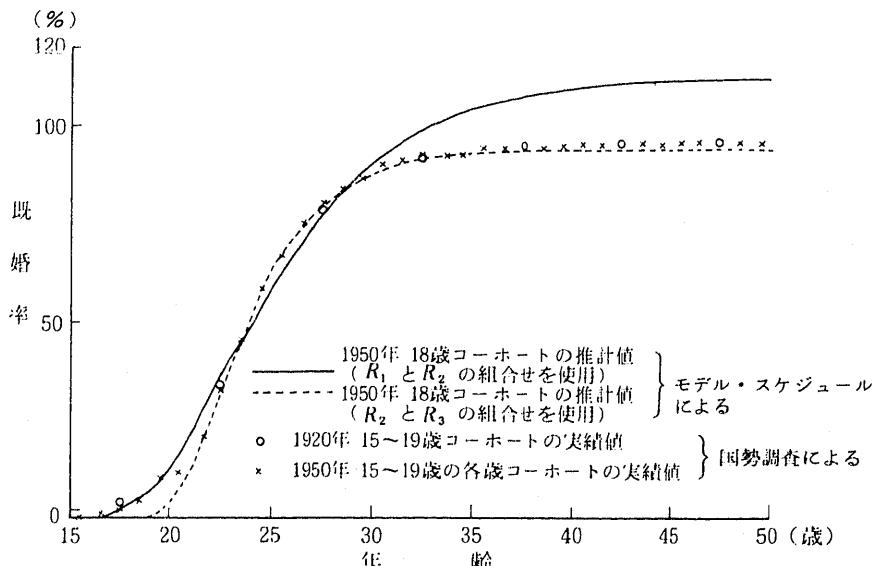
資料) 1920～80年の各年次の「国勢調査」

と1950～65年の各年次に19歳のコーホートにおいて $C$ が1以上となるので、このような場合にはやはり右半分の推計結果を採用すべきであろう。

当然のことながら、同一年次における15～19歳の各歳コーホートの結婚行動はまったく同じでない。推計されたパラメータにも差異がみられる。しかし、いずれも表1に示された当該年次の5歳階級コーホートについての推計結果に近い値を示している。また粗結婚表から求めた平均初婚年齢についても、同一年次における各歳コーホートの間での差が非常に小さく、5歳階級コーホートのそれとほぼ等しくなっている。さらに、時系列的な変化についても5歳階級コーホートについてみられたのと同様な傾向が各歳コーホートのそれについてみられる。すなわち、だいに $a_0$ が上昇する一方で $k$ と $C$ は低下しているし、平均結婚年齢は戦後に15～19歳を迎えたコーホートで横ばいとなっている。

要するに、同一年次における各歳コーホートの間、そしてそれらと5歳階級コーホートの間で年齢別既婚率にあまり大きな差がみられない。例えば1920年と65年のそれぞれの年代に18歳だったコーホートの年齢別既婚率曲線が図2と図3に点線で示されているが、これらの図からもそのことが明らかである。しかし、そのために、戦後に15～19歳を迎えた各歳コーホートについても5歳階級コーホートの場合と同様、若年層において推計値と実績値の間に乖離がみられる。

図4 1950年 18歳コーホート女子の年齢別既婚率



資料・出所) 1950年「国勢調査」

ここで実線が $R_2$ と $R_3$ の組合せによるもの、点線が $R_1$ と $R_2$ の組合せによるものである。同年に15～19歳だった各歳コーホートの実績値と比べてみると、前者は若年層で乖離しているが、高年層では比較的良く一致している。逆に、後者は若年層では比較的良く一致しているが、高年層で乖離しており、やがて1を越えてしまう。

#### IV 結びにかえて

以上から、コール＝マックニールの結婚モデル・スケジュールは、戦前の日本で15～19歳を迎えた女子コーホートの結婚の年齢別分布に比較的良く当てはまるが、戦後の日本で15～19歳を迎えた女子コーホートのそれにはあまり良く当てはまらないことが明らかになった。また、このことは5歳階級コーホートについても各歳コーホートについても成り立つことが示された。さらに、結婚モデル・ス

ケジュールがあまり良く当てはまらない場合でも、利用する既婚率のデータの組合せを変えると当てはまる年齢区間と当てはまらない年齢区間が逆転することが明らかになった。

戦後に15～19歳を迎えたコーホートには結婚モデル・スケジュールが当てはまらないという問題を解決するため、この最後の知見を利用できる。すなわち、若年層では $R_1$ と $R_2$ の組合せを使ってパラメータを推計し、高年齢層では $R_2$ と $R_3$ の組合せを使ってパラメータを推計し、それぞれに基づく既婚率曲線をつなぐという方法が考えられる。このような年齢区間ごとにパラメータ群を求めてつなぐという方法はすでに高橋眞一によって試みられている。<sup>19)</sup>

もう一つの解決方法としては、そもそもコールが行ったように日本の経験的データからパラメータをもつ結婚モデル・スケジュールを作り上げることが考えられる。その際には、パラメータを変えればあらゆる人口集団における男女の結婚の年齢別分布に当てはまる普遍的なモデル・スケジュールの開発を目指すことが望ましい。これらの方法の検討については今後の課題としたい。

---

19) 高橋眞一、前掲（注4）論文、pp. 88 - 93.







