

貸  
出  
用

ISSN 0387-2793

# 人口問題研究

第 178 号

昭和 61 年 4 月刊行

## 調査研究

明治大正期における日本人口とその動態	岡崎陽一	1~17
出生力における年齢、パリティー、時間	河野稠果 石川晃	18~32
有配偶女子の就業歴—「家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査」の結果から—	中山野英子 山本千鶴 稲葉寿	33~47

## 研究ノート

期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について	稲葉寿	48~53
---------------------------	-----	-------

## 資料

ヨーロッパ諸国における出生促進政策について	小島宏	54~61
-----------------------	-----	-------

## 書評・紹介

Andrei Rogers, <i>Regional Population Projection Models</i> (河邊 宏)	62
Gary S. Becker, <i>A Treatise on the Family</i> (松下敬一郎)	63

## 雑報

人口問題研究所の機構改革—人事の異動— 一定例研究報告会の開催—資料の刊行— I U S S P 国際歴史人口学会東京セミナー「歴史における都市化と人口変動」— 「メキシコ人口活動促進プロジェクト」巡回指導調査団への参加—ペルー国における日系移民調査	64~72
--	-------

厚生省人口問題研究所

## 明治大正期における日本人口とその動態

岡 崎 陽 一

### I 序 論

明治初年以降現在に至るまでの100年余にわたって日本の経済社会が経験した目ざましい発展と転換のなかで、日本人口がどのように変貌したかを正確に跡づけてみることは、われわれ人口研究者にとってきわめて興味深い仕事である。

ごく一般的な見方をすれば、この間の人口の動きはいわゆるデモグラフィック・トランジション (demographic transition) の過程であって、多産多死から少産少死への推移とそれに伴った人口増加の過程であったということができらるであらう。

しかし、わが国で近代的な人口調査が「国勢調査」として実施されたのは明治初年からおよそ50年後の大正9年以降のことであり、また出生、死亡などの人口動態統計は明治4年4月4日の「府藩県一般戸籍の法」により翌明治5年2月1日から全国的な身分登録制度が確立されたときに始まるわけで、その歴史はふるいが、しかしそれも明治31年までは内務省が地方行政機関から報告を徴収して民籍戸口表を編成し、内閣がこれに基づいて人口動態統計を作成するという地方分査方式によって作られていた。それが明治31年6月15日に戸籍法の改正があり、それとともに人口動態調査の手続が改正された。すなわち明治32年1月1日から、市町村長が人口統計材料統計小票（出生票、死亡票、婚姻票、離婚票、死産票）を1事件ごとに作成し、それを3カ月ごとに道府県庁を通じて内閣統計局に提出することになった。この時から人口動態調査が個票を用いた中央集査方式に変わり、わが国の人口動態統計は近代的な調査となったのである。

このような次第で、明治大正期の日本人口の実態は必ずしも正確には把握されていないといってよい。現在、明治大正期の人口数として公式に使われている数字は、昭和5年5月に内閣統計局が『明治五年以降我国の人口』として公表したものである。この数字は明治5年1月29日（陰暦）現在の本籍人口、大正9年および大正14年国勢調査、人口動態統計表を用いて、明治5年から大正14年までの間の各年1月1日現在の人口を推計したものである。

内閣統計局のこの推計によると、明治5年の人口数は3480万6000人、出生数は59万3000人、死亡数は41万2000人で、出生率17.0%、死亡率11.8%となっている。そして明治20年には人口数3870万3000人、出生数110万人、死亡数76万1000人で、出生率28.4%、死亡率19.7%となり、明治35年には人口数4496万4000人、出生数157万人、死亡数96万5000人で、出生率34.9%、死亡率21.5%となっている。要するに公表の推計人口によれば、明治期にわが国の出生率、死亡率は相当急角度に上昇したということになるのであるが、この点について以前から人口学者によって疑問が投げられていた。

たとえばフルムキン<sup>1)</sup>は、明治初期の人口動態率の漸騰は最初不完全であった動態登録制度がしだいに整備されるに至った事実を反映するにすぎないとの意見を述べており<sup>1)</sup>、上田貞次郎博士もまたこの意見に賛意を表された<sup>2)</sup>。さらに森田優三教授は明治期の出生率、死亡率を推計して、その結果「明治初年の出生率は必ずしも公表値のごとく低いものではなく、明治30年代とほぼ同様の高さ、すなわち人口1,000につき30以上の高さを有していたのであるが、その後しばらくはむしろ漸減の方向に動いた」とされ、さらに「この出生率が増加の方向に転じたのはおそらく明治の20年代においてである」と述べられている<sup>3)</sup>。また死亡率についても「明治初年の死亡率は人口1,000につき22以上を示し、後年の死亡率よりもむしろ高かった」のであり、明治前半期の公表死亡率は増加のすう勢を示しているが、「死亡率はやはり漸減の傾向にあったと想像される」と述べられている<sup>4)</sup>。

さらに『日本の人口』の著者であるアイリン・トイバー女史も「日本のデモグラフィック・トランジション再検討」<sup>5)</sup>と題する論文の中で日本の出生率は19世紀後半に低くはなかったし、その一般的な動向は下降的であったと結論づけている。同様の見方は厚生省人口問題研究所の本多龍雄部長によっても述べられており、本多部長は「明治維新前後からのわが国人口動態の再吟味」と題する論文において、弘化2年から大正8年までの出生率と死亡率を推計して、明治初年以降、出生率も死亡率も大勢として低下の形をとるという結論を下しておられる<sup>6)</sup>。

たしかに、わが国の出生率と死亡率が公表の統計が示しているように明治期に上昇していたとすれば、それは通常デモグラフィック・トランジションの型といわれているものから決定的にかけ離れていることになって大いに問題であるが、この問題に確かな結着をつけるためには、明治大正期の出生率、死亡率の水準と動きが実際にどうであったかを明らかにすることが必要である。前述のように森田教授は戦前にすでにこのようなアプローチをされたのであるが、戦後になって、内閣統計局の第1回生命表（明治24～31年）、第2回生命表（明治32～36年）、第3回生命表（明治42～大正2年）を改訂する作業が九州大学医学部の松浦公一氏によって行われた<sup>7)</sup>。

この松浦氏の業績は大正9年の国勢調査の人口を基準にして逆進生残率法によってそれ以前の人口ならびに出生数、死亡数を推計する場合の不可欠の道具を提供するものであり、これを用いて本格的に明治大正期の人口推計を行う手掛りが得られることになった。

筆者は館総所長の指導の下に、松浦氏の改訂生命表の方法に沿って、さらに20年逆行して明治3年までの生命表を作成し、その生残率を用いて明治大正期の人口推計を行った<sup>8)</sup>。その結果は「明治初年以降大正9年に至る男女年齢別人口推計について」（人口問題研究所研究資料、第145号、昭和37年2月1日）として発表されている。この結果によると、明治初期（明治3～8年）の出生率は36.3%、死亡率は31.3%といずれも相当に高かったが、死亡率はその後ほぼ一様に低下し、出生率は明治中期（明治18～23年）に33.7%とやや低まり、その後再び上昇したが明治末期から低下して大正4～

1) G. Frumkin, "Japan's Demographic Expansion in the Light of Statistical Analysis", *Sociological Review*, Vol. XXX, No. 1, January 1938.

2) 上田貞次郎, 『日本人口史上の疑問二件』(第3回人口問題全国協議会報告書, 昭和16年), 191～2ページ。

3) 森田優三, 「明治年間に於ける我国人口増加の分析」, 『人口増加の分析』, 昭和19年, 430ページ。

4) 森田優三, 同上, 431ページ。

5) Irene Barnes Taeuber, "Japan's Demographic Transition Re-examined", *Population Studies*, Vol. XIV, No. 1 July 1960.

6) 本多龍雄, 「明治維新前後からのわが国人口動態の再吟味」, 『人口問題研究所年報』, 第6号, 1961年度, 2ページ。

7) 松浦公一, 「日本人の国調前生命表(統計局第1～3回)の改訂」, 『医学研究』, 第28巻第7号, 昭和33年7月。

8) 岡崎陽一, 『明治初年以降大正9年に至る男女年齢別人口推計について』(人口問題研究所研究資料, 第145号), 昭和37年2月1日。

9年には33.2%となっている。この結果は、森田教授や本多部長の業績と同様に公表値を大幅に修正する結果になっている。

ほぼ同じ時期に慶応大学の安川正彬教授によって大正9年以前、正確には1890（明治23）年から1920（大正9）年までの出生数と総出生率の推計が発表された<sup>9)</sup>。この段階では推計作業は明治23年以前には及んでいず、また推計人口の年齢も明治23年に0歳から44歳までに止まっている。これはいうまでもなく、大正9年人口を基準にして遡及推計する場合、高年齢人口について何らかの仮定を設けることが必要であり、この仮定をもちこむことを望まないかぎり全年齢について推計することを断念せざるを得ないからである。それゆえ推計結果は出生数と総出生率（出生数÷15～44歳女子人口）で示されており、「大勢として1890年から1910年の20年間は、なお上昇傾向をたどってきたことがみとめられる。そして下降に向きを変えたのは1910年と1920年の間でおこったとみることができよう。」という結論が述べられている。

その後、安川教授は改めて「日本のモデル生命表」を作成し、これを用いて明治・大正年間の人口推計と人口動態に関する業績を発表しておられる。そのモデル生命表は、日本人口学会および日本統計学会においていくたびか発表されたが、その集大成版が第21回日本人口学会（昭和44年6月1日）で発表され、つづいて『三田学会雑誌』に掲載された<sup>10)</sup>。そして、これを用いて行われた「明治・大正年間の人口推計と人口動態」が再び『三田学会雑誌』に発表されている<sup>11)</sup>。この場合は、慶応元（1865）年から大正9（1920）年までの男女年齢別人口と出生数、死亡数が推計されており、したがって普通出生率、普通死亡率も推計されている。こうして推計された出生率の動向は、「慶応元年の34.69%にはじまり、全体的な傾向としてはゆるやかな上昇をして大正9年の38.12%へとつながっている。」し、死亡率の傾向は、「慶応元年の25.45%を出発点として明治13年までごくわずかに上昇しているが、全体的にみればゆるやかな下降傾向を示している。」なお、出生率、死亡率の水準は統計局の公表値よりはるかに高く、森田推計と筆者（岡崎）の推計の中間に位置している。

以上が、明治大正期における日本人口の出生率と死亡率に関してこれまでに行われ、発表されたもののうち主なものである。

## II 明治大正期の日本人口の遡及推計

### 1 旧推計を改訂する理由

前述のとおり筆者は昭和37年に明治初年から大正9年に至る期間の日本人口の推計を行ったが、今回次のような理由で旧推計を改訂することとした。

その主要な理由は、その後、安川教授の「日本のモデル生命表」、コール・デメンの「地域別モデル生命表ならびに安定人口」、歴史人口学者による江戸時代の平均寿命などの業績が発表され、明治大正期の人口推計を行うのに必要な情報が新しく得られるようになったことである。

旧推計においては、松浦公一氏が内閣統計局の第1回生命表（明治24～31年）、第2回生命表（明治32～36年）、第3回生命表（明治42～大正2年）を改訂された方法に沿って明治初年までの生命表を作成したのであるが、その方法がやや機械的にすぎたと思われるので、後述のような方法で改めることにした。この点が今回の推計の最も大きい改訂である。その他の点については旧推計とほぼ同じであるが、基準人口とした大正9年の国勢調査人口にみられる性比の乱れについて若干の修正を加えた点ももう一つの新たな改訂である。

9) 安川正彬、「わが国1890～1920年の出生数と総出生率（General Fertility Rate）の推計—『人口転換』法則との関連によせて—」、『三田学会雑誌』、第55巻第5号、1962年。

10) 安川正彬、「日本のモデル生命表」、『三田学会雑誌』、第64巻第5号、1971年。

11) 安川正彬、「明治・大正年間の人口推計と人口動態」、『三田学会雑誌』、第65巻第2、3合併号、1972年。

## 2 遡及推計の方法の概要

遡及推計の方法は昭和37年に発表した旧推計と基本的には変わりはないが、改めてここにその概要を説明しておこう。

まず基準人口として大正9年10月1日現在で実施された国勢調査の男女年齢別人口（沖縄県を含む）をとり、これを出発点にして過去に向って遡及推計を行う。

しかし、大正7年と大正9年にはインフルエンザが流行し、死亡数も死亡率も異常に高かったので、この特別な事情を考慮して、大正7年1月1日までは、直接に人口動態統計を利用して人口の推計を行うこととする。

大正7年1月1日の男女5歳階級別人口を出発点として、逆進生残率法により5年ごとに5歳階級の男女人口を計算する。

この場合に重要な役割を果す生残率は、旧推計では松浦公一氏による「改訂生命表」の作成原理に基づいて作成した生命表の生残率を用いたが、今回は後述のような方法で新たに生命表を作成して生残率を計算しなおした。旧推計における生命表は内閣統計局によって作成された第1回生命表以前の期間、つまり明治初年から20年代までに関して、推計方法が単純にすぎ、その結果適切な推計値が得られなかったと思われるためである。

以上が今回行った推計の方法の概要であるが、以下、とくに今回改訂した点に重点をおきながら細かい説明を行うことにする。

## 3 大正9年10月1日国勢調査人口を基準にした大正7年1月1日人口の推計

この段階については旧推計をそのまま踏襲した。そしてその結果も旧推計のままである。

その推計手続きの説明は本稿では省略することとし、興味ある読者には旧稿15ページから33ページまでを参照されたい。しかし、結果として算出された大正7年1月1日人口だけは、それを5歳階級別にまとめて表1に掲げてある。その目的は、安川教授も指摘しておられるように<sup>12)</sup>、大正9年の国勢調査人口には年齢申告上の乱れがあり、それが大正7年1月1日の推計人口にも反映していること、そしてそれを修正する必要があることを明らかにするためである。

後掲の表1に大正7年1月1日人口の性比が示されているが、それは15～19歳、30～34歳、35～39歳のところで異常に低く、それと対照的に20～24歳と25～29歳のところで高くなっている。これと見合うように大正9年10月1日国勢調査人口の性比にも乱れがみられる。

ところでこのような性比の乱れがどんな原因によって生じたのかをつきとめることは困難である。安川教授は「1920年の国勢調査時に21歳と22歳の男子人口は徴兵年齢にあって、調査時には軍務に服して外地に赴いた男子によって影響をうけた」という解釈をしておられるが、果してこの解釈が正しいか否か、筆者には判断がつかねる。たしかに大正9年の20～24歳人口の性比は1.010と低いのでその原因は徴兵年齢にあった男子人口の漏れにあるとみるべき理由はみとめられる。そしてこれが大正7年1月1日の15～19歳人口の推計値において性比を低からしめたとみるべき理由であろう。そこで、ここでは大正7年1月1日の15～19歳人口の性比を1.0200に修正することにする。その根拠は5～9歳の性比が1.0199、10～14歳のそれが1.0202であることによった。しかも漏れは男子人口の側にあったとみて、女子人口(2618278)×1.0200=男子人口2670644を算出した。こうして15～19歳男子人口は2670644-2637807=32837だけ水増しされることになったが、この増分は一階級上の20～24歳に誤って申告され、性比を異常に高めていたものと仮定し、2241879-32837=2209042として20～24歳人口を修正した。しかし、このように修正すると、表1に示されているように20～24歳の性比は1.0146となり低まりすぎる結果になる。けれどもその修正はあえて行わなかった。

12) 安川正彬、『人口の経済学<<改訂増補第三版>>』, 180ページ。

次に30～34歳の性比が1.0082と異常に低い点については、その原因は不明であるが、ここでもとりあえず1.0200が正しいと仮定して男子人口を修正し、その増分を一階級下の25～29歳の男子人口から差引いて修正した。この場合25～29歳の性比は1.0349と高かったのが1.0240に修正されることになる。

最後に、35～39歳の性比が1.0110と低い点であるが、これはこの年から13年前の日露戦争時に兵役にあった男子の損失の一部が影響しているものと考えて、性比が1.0200となるよう男子人口を増加させ1760452とした。

以上のようにして、遡及推計の出発点となる大正7年1月1日の男女年齢別人口を算出した。

#### 4 旧推計における生命表の問題点

遡及推計に必要な生命表は旧推計の欠点を改めるため、新らしく作成しなおしたが、まず旧推計における生命表について簡単に説明しておこう。

それは前述のとおり松浦公一氏「日本人の国調前生命表（統計局第1～3回）の改作」『医学研究』第28巻、第7号、昭和33年7月の方法に沿って、次のように行われた。

(1)  $q_0, q_1, q_2$  および  ${}_5q_{50}, {}_5q_{55}, {}_5q_{60}, {}_5q_{65}, {}_5q_{70}$  については、内閣統計局の第5、6回完全生命表と厚生省統計調査部の第8回完全生命表の  ${}_nq_x$  に直線を当てはめ、その回帰線上に大正4年から明治3年までの10個の時点の  ${}_nq_x$  を推計した。

(2)  ${}_5q_5, {}_5q_{10}, {}_5q_{15}, {}_5q_{20}, {}_5q_{25}, {}_5q_{30}, {}_5q_{35}, {}_5q_{40}, {}_5q_{45}$  については、内閣統計局の第1、2、3回完全生命表の  ${}_nq_x$  に直線を当てはめ、その回帰線上に大正4年から明治3年までの10個の時点の  ${}_nq_x$  を推計した。ただし、当てはめた直線が右上りの傾斜を示した場合（男の  ${}_5q_{15}, {}_5q_{20}$ 、女の  ${}_5q_{10}, {}_5q_{15}, {}_5q_{20}, {}_5q_{25}$ ）は明治18年以前は水平の直線に置きかえて推計した。

この方法で推計した結果に基づいて得られた生命表の平均寿命 ( $e_0$ ) をとくに明治23年以前について示すと次のとおりである。

年次	男	女
明治23年	36.3年	38.7年
“ 18	35.1	37.7
“ 13	34.0	36.7
“ 8	32.8	35.7
“ 3	31.7	34.7

既述のとおり、ここで用いた方法は原則的に松浦公一氏の方法であり、それを明治23年以前に延長して生命表を作成したものである。

ただこの方法では、直線回帰線を当てはめ、その上に推計値を求めているため、比較的短い期間に関する推計であれば誤差は小さいにせよ、期間が長くなれば、誤差は大きくなることを避けられないであろう。年齢別死亡率  ${}_nq_x$  の長期時系列

の動きは、過去から現在に向って、ある高い上限から緩慢な低下を始め、ある段階でかなり急速に低下し、やがて低下速度が鈍化して、ある低い下限に向うと想定するのが正しい見方であろうと思われる。

その意味において、旧推計は改訂の必要があらうと考えられる。今回の新推計の最も重要な改正点は、次に述べる方法で、上に述べた想定に沿って  ${}_nq_x$  を推計したことにある。

#### 5 新たな生命表の ${}_nq_x$ の推計方法

${}_nq_x$  を推計するさいの原則としては、旧推計と同様に、内閣統計局の第5、6回完全生命表と厚生省統計情報部の第8回生命表の  ${}_nq_x$  を依りどころとする。しかし、年齢によって内閣統計局の第1、2回完全生命表の  ${}_nq_x$  に依ったものもある。詳しくは後に説明する。

これらの実績値に対して当てはめる回帰線は、上限と下限を与えたゴンペルツ曲線とし、その上に必要な年次の推計値を求めることとする。

ゴンペルツ曲線に対して与えた上限と下限は、各年齢とも共通して、Coale-Demeny, *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, 2nd ed., 1983のWest Modelの中から、上限としてはLevel 5 ( $e_0$  : 男27.667, 女30.000) を採り、下限としてはLevel 25 ( $e_0$  : 男76.647, 女80.000) を採った。この場合とくに問題になるのは上限の値であろうと思われるが、歴史人口学の業績の中で、「出生時平均余命の長期的推移を描くならば、17世紀には20代後半ないし30代そこそだったものが、18世紀には30代半ば、そして19世紀には30代後半の水準を獲得して明治中期の水準につながったものと思われる。」<sup>13)</sup> といった表現が用いられていることを考慮に入れて決めたものである。

具体的に各年齢の  ${}_n q_x$  を推計した方法を説明すると、次の通りである。それぞれ数値は表2に掲げてある。

${}_1 q_0$  : 男、女とも、第5, 6, 8回生命表の  ${}_1 q_0$  をベースに、上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

${}_1 q_1$  : 男、女とも、第5, 6, 8回生命表の  ${}_1 q_1$  をベースに、上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。但し、Regional Model Life Tablesには  ${}_1 q_1$  がないので、

$${}_1 q_1 \text{ の上限} = {}_1 q_0 \text{ の上限} \times \frac{\text{第1回生命表の } {}_1 q_1}{\text{第1回生命表の } {}_1 q_0}$$

$${}_1 q_1 \text{ の下限} = {}_1 q_0 \text{ の下限} \times \frac{\text{第8回生命表の } {}_1 q_1}{\text{第8回生命表の } {}_1 q_0}$$

で推計した。

${}_3 q_2$  : 男、女とも、第5, 6, 8回生命表の  ${}_3 q_2$  をベースに、上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。但し、Regional Model Life Tablesには  ${}_3 q_2$  がないので、

$${}_3 q_2 \text{ の上限} = {}_1 q_0 \text{ の上限} \times \frac{\text{第1回生命表の } {}_3 q_2}{\text{第1回生命表の } {}_1 q_0}$$

$${}_3 q_2 \text{ の下限} = {}_1 q_0 \text{ の下限} \times \frac{\text{第8回生命表の } {}_3 q_2}{\text{第8回生命表の } {}_1 q_0}$$

で推計した。

${}_5 q_5$  : 男、女とも、第5, 6, 8回生命表の  ${}_5 q_5$  をベースに、Regional Model Life Tablesの上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

${}_5 q_{10}$  : 男については、第5, 6, 8回生命表の  ${}_5 q_{10}$  をベースに、Regional Model Life Tablesの上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

女については、第5, 6回生命表の  ${}_5 q_{10}$  は当時の結核死亡率により正常値以上に高いので、むしろ第1, 2回生命表と第8回生命表の  ${}_5 q_{10}$  をベースに、Regional Model Life Tablesの上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

${}_5 q_{15}$  : 男、女とも、第5, 6回生命表の  ${}_5 q_{15}$  は正常値以上に高いので、第1, 2回生命表と第8回生命表の  ${}_5 q_{15}$  をベースに、Regional Model Life Tablesの上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

${}_5 q_{20}$  : 男、女とも、第5, 6, 8回生命表の  ${}_5 q_{20}$  は正常値以上に高いと判断されるので、第1, 2回生命表と1950年生命表の  ${}_5 q_{20}$  をベースに、Regional Model Life Tablesの上限、下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

13) 鬼頭宏、『日本2000年の人口史』, 146ページ。

$5q_{25}, 5q_{30}, 5q_{35}, 5q_{40}, 5q_{45}$  はいずれも  $5q_{20}$  と同じ扱いをした。

$5q_{50}$  : 男, 女とも, 第5, 6, 8回生命表の  $5q_x$  ベースに, Regional Model Life Tables の上限, 下限を与えてゴンペルツ曲線を当てはめる。

$5q_{55}, 5q_{60}, 5q_{65}, 5q_{70}, 5q_{75}, 5q_{80}, 5q_{85}$  はいずれも  $5q_{50}$  と同じ扱いをした。

このようにして推計された  $nq_x$  の値は, 表3に示されている<sup>14)</sup>。そして, これらの  $nq_x$  に基づいて作成された生命表の出生時平均余命 ( $e_0$ ) は右掲のとおりである。

年次	男	女
慶応元年 (1865)	34.39年	36.23年
明治 3 (1870)	34.93	36.78
8 (1875)	35.53	37.39
13 (1880)	36.18	38.07
18 (1885)	36.90	38.81
23 (1890)	37.70	39.64
28 (1895)	38.57	40.56
33 (1900)	39.52	41.55
38 (1905)	40.57	42.67
43 (1910)	41.70	43.88
大正 4 (1915)	42.93	45.20

### 6 大正7年1月1日人口をベースとする明治大正期人口の遡及推計

前節で説明した生命表の生残率を用いて, 大正7年1月1日男女年齢別人口をベースに明治大正期人口を遡及推計する。

その場合, 85~89歳人口および90歳以上人口は一定の仮定を設けて計算せざるを得ないが, ここでは次のように取り扱った。

$$85\sim 89\text{歳人口} = 0\sim 84\text{歳人口} \times J \text{ (定数)}$$

$$90\text{歳以上人口} = 0\sim 84\text{歳人口} \times K \text{ (定数)}$$

とする。ただし,  $J$  の値は大正9年, 14年, 昭和5年の国勢調査における0~84歳人口に対する85~89歳人口の比の平均値,  $K$  の値は同じく0~84歳人口に対する90歳以上人口の比の平均値である。その値は  $J$  については男0.0006741, 女0.0014107であり,  $K$  については男0.0001302, 女0.0003445である。

遡及推計の結果は表4に掲げてある。

## III 遡及推計の結果について

### 1 明治元年から大正7年に至る総人口及び男女別人口

推計の結果得られた明治元(1868)年の人口は下の表のとおり, 3455万8781人で, 男子は1776万6397

推 計 人 口

年次	男	女	男女計	平均人口	増加人口
明治元年 (1868)	17,766,397	16,792,384	34,558,781	34,828,888	540,213
6 (1873)	17,984,471	17,114,523	35,098,994	35,723,742	1,249,495
11 (1878)	18,550,539	17,797,950	36,348,489	37,059,259	1,421,539
16 (1883)	19,202,245	18,567,783	37,770,028	38,397,404	1,254,751
21 (1888)	19,776,059	19,248,720	39,024,779	39,733,189	1,416,819
26 (1893)	20,439,792	20,001,806	40,441,598	41,325,322	1,767,448
31 (1898)	21,273,117	20,935,929	42,209,046	43,468,898	2,519,703
36 (1903)	22,498,736	22,230,013	44,728,749	46,070,202	2,682,906
41 (1908)	23,807,659	23,603,996	47,411,655	49,174,509	3,525,708
大正 2 (1913)	25,544,406	25,392,957	50,937,363	52,796,192	3,717,658
7 (1918)	27,378,241	27,276,780	54,655,021	—	—

14) ゴンペルツ曲線のあてはめとそれによる  $nq_x$  の推計のためのプログラムの作成は人口問題研究所人口情報部石川晃技官により, また計算は及川恵美子さん(人口研庶務課)による。



人、女子は1679万2384人である。この人口は時の経過とともに増加し、明治26（1893）年には4000万人を超えて4044万1598人、男子2043万9792人、女子2000万1806万人になり、さらに大正2（1913）年には5000万人を超え、5093万7363人、男子2554万4406人、女子2539万2957人になった。そして最終時点の大正7（1918）年には5465万5021人、男子2737万8241人、女子2727万6780人であった。

なお、のちに人口動態率を計算する必要上、毎期間の平均人口と増加人口を求めてある。平均人口は、たとえば明治元年の3455万8781人と同6年の3509万8994人の平均値として3482万8888人が算出され、これをもってこの期間を代表する人口（person-years lived）としている。

## 2 出生数の推計

各期間の出生数は0～4歳人口を基礎とし、出生児（ $l_0$ ）の0～4歳人口（ ${}_5L_0$ ）への生残率を適用して推計した。

各期間の男女別ならびに男女計の出生数と出生性比が下の表に示されている。

出生数

期 間	男	女	男女計	性 比
明治元-6 (1868-73)	2,686,320	2,589,150	5,275,470	1.03753
6-11 (1873-78)	3,144,493	3,053,451	6,197,944	1.02982
11-16 (1878-83)	3,276,305	3,187,111	6,463,416	1.02799
16-21 (1883-88)	3,162,244	3,066,946	6,229,190	1.03107
21-26 (1888-93)	3,258,705	3,139,185	6,397,890	1.03807
26-31 (1893-98)	3,478,758	3,366,693	6,845,451	1.03329
31-36 (1898-03)	3,997,996	3,834,486	7,832,482	1.04264
36-41 (1903-08)	4,119,479	3,943,429	8,062,908	1.04464
41-大2(1908-13)	4,645,579	4,446,198	9,091,777	1.04484
大正2-7 (1913-18)	4,763,437	4,571,890	9,335,327	1.04190

## 3 人口増加率、出生率、死亡率

人口増加数と出生数の差として死亡数が算出される（封鎖人口を前提とし、国際人口移動はないものとする）。それらの実数を各期間について計算したものが次の表である。さらに、それぞれを平均人口で割り、増加率、出生率、死亡率を計算した結果を年率で示したものが、その表の右側である。

人口動態：実数と率（年率）

期 間	増加数	出生数	死亡数	平均人口	増加率	出生率	死亡率
明治元-6 (1868-73)	540,213	5,275,470	4,735,257	34,828,888	0.00310	0.03029	0.02719
6-11 (1873-78)	1,249,495	6,197,944	4,948,449	35,723,742	0.00700	0.03470	0.02770
11-16 (1878-83)	1,421,539	6,463,416	5,041,877	37,059,259	0.00767	0.03488	0.02721
16-21 (1883-88)	1,254,751	6,229,190	4,974,439	38,397,404	0.00654	0.03245	0.02591
21-26 (1888-93)	1,416,819	6,397,890	4,981,071	39,733,189	0.00713	0.03220	0.02507
26-31 (1893-98)	1,767,448	6,845,451	5,078,003	41,325,322	0.00855	0.03313	0.02458
31-36 (1898-03)	2,519,703	7,832,482	5,312,779	43,468,898	0.01159	0.03604	0.02444
36-41 (1903-08)	2,682,906	8,062,908	5,380,002	46,070,202	0.01165	0.03500	0.02336
41-大2(1908-13)	3,525,708	9,091,777	5,566,069	49,174,509	0.01434	0.03698	0.02264
大正2-7 (1913-18)	3,717,658	9,335,327	5,617,669	52,796,192	0.01408	0.03536	0.02128

この結果によると、明治時代初期における人口増加率は年率0.31%ときわめて緩かであったが、明治6年以降やや増加率が高まった。しかし、それでも明治31年以前の増加率は年率1%を超えない程度のものであった。明治31年以降、増加率は1%を超えるようになり、とくに明治41年以降は年率1.4%とわが国としては相当に高い人口増加がみられるようになった。

また出生率は明治時代初期には30.29%とやや低かったが、明治6～11年、11～16年には34.70%、34.88%とかなり高まった。しかし、それにつづく明治16～21年、21～26年には32.45%、32.20%とやや低下し、その後再び上昇して、明治31年以降は35～37%と相当に高い出生率がみられた。このように、明治大正期における出生率は概して高かったが、何らかの理由によって、出生率に変動が生じたことが示されるのである。

次に死亡率をみると、明治時代前半期は27%台と高かったが、中期、後期と時代を経るにつれて次第に低下し、明治41～大正2年には22.64%、また大正2～7年には21.28%に下がっていることがわかる。このように死亡率は出生率と違って変動は少く、むしろスムーズに低下の一途をたどっていたという結果になっている。

#### 4 おわりに—今後の課題—

以上に説明した明治大正期における日本人口とその動態は、およそ20年前に筆者が行った明治初年から大正9年に至る日本人口の推計を改算したものであるが、すでに説明したように、今回の改算の最も重要なポイントはこの推計に必要な明治時代の生命表を改めて作成しなおした点にある。生命表の基礎になるのは年齢別死亡率( $q_x$ )であるが、今回は明治初期あるいはそれ以前における $q_x$ の水準が不明であることから、松浦公一氏の方法にならって、内閣統計局の第5、6回の生命表および厚生省統計調査部の第8回生命表の $q_x$ に直線回帰線をあてはめ、その線上に明治時代の $q_x$ を遡及推計するという方法をとった。ただ、若干の年齢については内閣統計局の第1、2、3回生命表の $q_x$ の水準をそのまま過去に延長しているが、それもまた明治以前の死亡率が不明なためにやむをえず採った方法であった。

この点を改善する必要があることは明らかであるが、それには明治以前の死亡率について何らかの情報が必要であった。幸い、その後の歴史人口学の成果は江戸時代の死亡率について貴重な情報を提供しているし、またコールとデメンのモデル生命表もこの点で大いに役立つ業績である。つまり、これらの成果を基礎にして、古い時代の $q_x$ の上限値を設定することが可能になり、本文で述べたような方法で、明治大正期のより現実的な $q_x$ 水準を推計することができたのである。

こうして、旧推計よりは一段と現実的な明治大正期の男女年齢別人口ならびに人口動態率が推計されたわけであるが、今後の課題としてなお次の諸点の検討がなされなければならないであろう。

(1) 言うまでもなく、この推計において最も重要な役割を果たした生命表の死亡率( $q_x$ )は既述の方法でトレンド的な水準として求められたものであるが、実際には明治大正期の死亡率は種々の原因のためにトレンドの上下に変動していたものと考えられる。旧推計でも今回の推計でも、大正7年、9年のインフルエンザの影響だけは除去されているが、それ以外の要因の影響をさらにいくつか検討してより正確な死亡率を推計しなければならないであろう。

(2) このような遡及推計が必要と考えられたそもそもの動機は、公表されている出生率と死亡率の水準と動向が、先進諸国の経験と比較して信用し難いということにあった。それゆえ、公表の出生数ならびに死亡数と推計された出生数ならびに死亡数との間には相当に大きな開きが認められるのは当然のことである。そこで、推計の結果がより真実に近いものであることを確認するためには、公表の出生数および死亡数のもとになっている登録制度の実態、機能の検討、なにゆえに漏れが生じたのかを調べる必要があるであろう。

(3) この推計でも旧推計でも、明治大正期の出生率は単調な動きではなく、大きなうねりをもって推移しているが、何がこのようなうねりを生み出したのか、人口学的要因、社会経済的要因の両面にわたって検討し、十分な説明をつけるように努力しなければならないであろう。

(4) 最後に明治大正期の人口とその動きは、それに先立つ江戸時代の人口、またそれに続く昭和期の人口の動きと無理なくつながるものでなければならない。明治大正期の人口推計を完全なものとするためには、その前後期との連続性に関する検討が必要であると思われる。

## Population of Japan in the Meiji-Taishyo Era — Re-estimation —

Yoichi OKAZAKI

Populations and its vital rates in the Meiji-Taishyo era in Japan have not been determined in spite of their importance for studying the modernizing process of the Japanese economy and society. The first population census was taken in 1920 and the modern system of civil registration was established in 1898. The Bureau of Census conducted estimations of populations and vital rates in the pre-census years and published them in 1930. But these estimations have received some criticism from foreign and Japanese demographers, particularly rapidly rising trends of birth and death rates since the beginning of the Meiji era shown in these estimations have been questioned.

Several estimations were already conducted in Japan to make clear this point. The author of this paper also published an estimation in 1962 and wrote a paper, *Population Estimates by Sex and Age from 1870s to 1920*, Institute of Population Problems Research Series, No.145, February 1962.

Since then, valuable studies were conducted in the field of historical demography, particularly for the pre-modern era in Japan, suggesting levels of mortality in the era. Also Coale-Demeny's Regional Model Life Tables were published to provide valuable guidelines for this kind of study.

Re-estimation presented in this paper is conducted to utilize effectively the above-mentioned study products. The most important revisions in the present estimation are that life-table death rates ( ${}_n q_x$ ) for the Meiji-Taishyo era are estimated by Gompertz curves with upper and lower limits in place of the former linear curves. It may be sure that by this revision the new estimates would become more reasonable than the old estimates by the author.

表1 大正7年1月1日推計人口とその修正値

年齢	男	女	性比	男	性比
0～4歳	3,775,548	3,711,232	1.0173	—	—
5～9	3,361,697	3,296,095	1.0199	—	—
10～14	2,869,281	2,812,449	1.0202	—	—
15～19	2,637,807	2,618,278	1.0075	2,670,644	1.0200
20～24	2,241,879	2,177,312	1.0297	2,209,042	1.0146
25～29	1,980,924	1,914,192	1.0349	1,960,135	1.0240
30～34	1,779,632	1,765,119	1.0082	1,800,421	1.0200
35～39	1,744,847	1,725,933	1.0110	1,760,452	1.0200
40～44	1,581,793	1,543,711	1.0247	—	—
45～49	1,247,335	1,215,280	1.0264	—	—
50～54	1,140,325	1,115,715	1.0221	—	—
55～59	880,326	891,541	0.9874	—	—
60～64	839,335	886,537	0.9468	—	—
65～69	616,484	698,553	0.8825	—	—
70～74	389,036	481,461	0.8080	—	—
75～79	184,017	258,686	0.7114	—	—
80～84	66,488	112,213	0.5925	—	—
85～89	21,967	43,229	0.5082	—	—
90以上	3,915	9,244	0.4235	—	—
合計	27,362,636	27,276,780	—	—	—

表2  $nq_x$  の推計のための基礎データ：上限，下限つきゴンペルツ曲線用

$1q_0$ :		時点	死亡率	$3q_2$ :		時点	死亡率		
男	上限		0.25989	男	上限		0.07021		
	第5回	1928.50	0.14092		第5回	1928.50	0.04641		
	第6回	1935.75	0.11368		第6回	1935.75	0.04232		
	第8回	1947.50	0.08598		第8回	1947.50	0.03679		
	下限		0.00711		下限		0.00304		
女	上限		0.25611	女	上限		0.08457		
	第5回	1928.50	0.12492		第5回	1928.50	0.04800		
	第6回	1935.75	0.09978		第6回	1935.75	0.04224		
	第8回	1947.50	0.07674		第8回	1947.50	0.03625		
	下限		0.00445		下限		0.00210		
$1q_1$ :	男	上限		0.07473	$5q_5$ :	男	上限		0.04696
		第5回	1928.50	0.04309			第5回	1928.50	0.02117
		第6回	1935.75	0.03694			第6回	1935.75	0.02003
		第8回	1947.50	0.03316			第8回	1947.50	0.01675
		下限		0.00274			下限		0.00061
女	上限		0.07098	女	上限		0.05024		
	第5回	1928.50	0.04211		第5回	1928.50	0.02257		
	第6回	1935.75	0.03520		第6回	1935.75	0.01988		
	第8回	1947.50	0.03245		第8回	1947.50	0.01519		
	下限		0.00188		下限		0.00061		

表2 (つづき)

5910 :		時 点	死亡率	5920 :		時 点	死亡率
男	上 限		0.03380	男	上 限		0.06525
	第 5 回	1928.50	0.01405		第 1 回	1895.00	0.04217
	第 6 回	1935.75	0.01296		第 2 回	1901.50	0.04215
	第 8 回	1947.50	0.00937		1950年	1950.00	0.01813
	下 限		0.00057		下 限		0.00177
女	上 限		0.03927	女	上 限		0.06399
	第 1 回	1895.00	0.02310		第 1 回	1895.00	0.04630
	第 2 回	1901.05	0.02199		第 2 回	1901.50	0.04837
	第 8 回	1947.50	0.00972		1950年	1950.00	0.01615
	下 限		0.00021		下 限		0.00057
5915 :				5925 :			
男	上 限		0.04604	男	上 限		0.07287
	第 1 回	1895.00	0.03261		第 1 回	1895.00	0.04281
	第 2 回	1901.05	0.03114		第 2 回	1901.50	0.03965
	第 8 回	1947.50	0.02223		1950年	1950.00	0.02129
	下 限		0.00130		下 限		0.00163
女	上 限		0.05125	女	上 限		0.07166
	第 1 回	1895.00	0.03615		第 1 回	1895.00	0.04873
	第 2 回	1901.05	0.03910		第 2 回	1901.50	0.04857
	第 8 回	1947.50	0.02265		1950年	1950.00	0.01934
	下 限		0.00038		下 限		0.00078

5930 :		時 点	死亡率	5940 :		時 点	死亡率
男	上 限		0.08404	男	上 限		0.11803
	第 1 回	1895.00	0.04315		第 1 回	1895.00	0.05975
	第 2 回	1901.50	0.03994		第 2 回	1901.50	0.05587
	1950年	1950.00	0.02140		1950年	1950.00	0.03104
	下 限		0.00183		下 限		0.00451
女	上 限		0.08083	女	上 限		0.09489
	第 1 回	1895.00	0.05116		第 1 回	1895.00	0.05792
	第 2 回	1901.50	0.04997		第 2 回	1901.50	0.05562
	1950年	1950.00	0.02008		1950年	1950.00	0.02594
	下 限		0.00109		下 限		0.00328
5935 :				5945 :			
男	上 限		0.09821	男	上 限		0.13640
	第 1 回	1895.00	0.04874		第 1 回	1895.00	0.07619
	第 2 回	1901.50	0.04565		第 2 回	1901.50	0.07250
	1950年	1950.00	0.02408		1950年	1950.00	0.04295
	下 限		0.00255		下 限		0.00939
女	上 限		0.08854	女	上 限		0.10226
	第 1 回	1895.00	0.05569		第 1 回	1895.00	0.06285
	第 2 回	1901.50	0.05393		第 2 回	1901.50	0.05940
	1950年	1950.00	0.02211		1950年	1950.00	0.03339
	下 限		0.00178		下 限		0.00670

表2 (つづき)

5950 :				5960 :			
		時 点	死亡率			時 点	死亡率
男	上 限		0.17082	男	上 限		0.27371
	第 5 回	1928.50	0.09742		第 5 回	1928.50	0.20037
	第 6 回	1935.75	0.09470		第 6 回	1935.75	0.19002
	第 8 回	1947.50	0.08355		第 8 回	1947.50	0.18520
	下 限		0.01808		下 限		0.06085
女	上 限		0.13142	女	上 限		0.23678
	第 5 回	1928.50	0.06924		第 5 回	1928.50	0.13635
	第 6 回	1935.75	0.06620		第 6 回	1935.75	0.12690
	第 8 回	1947.50	0.06010		第 8 回	1947.50	0.12507
	下 限		0.01155		下 限		0.03463
5955 :				5965 :			
男	上 限		0.20633	男	上 限		0.35222
	第 5 回	1928.50	0.13786		第 5 回	1928.50	0.28123
	第 6 回	1935.75	0.13397		第 6 回	1935.75	0.27040
	第 8 回	1947.50	0.12241		第 8 回	1947.50	0.26642
	下 限		0.03540		下 限		0.10482
女	上 限		0.16585	女	上 限		0.30864
	第 5 回	1928.50	0.09345		第 5 回	1928.50	0.20392
	第 6 回	1935.75	0.08791		第 6 回	1935.75	0.18943
	第 8 回	1947.50	0.08241		第 8 回	1947.50	0.18580
	下 限		0.02018		上 限		0.06743

5970 :				5980 :			
		時 点	死亡率			時 点	死亡率
男	上 限		0.45965	男	上 限		0.72675
	第 5 回	1928.50	0.39088		第 5 回	1928.50	0.66797
	第 6 回	1935.75	0.37692		第 6 回	1935.75	0.66064
	第 8 回	1947.50	0.36736		第 8 回	1947.50	0.61996
	下 限		0.17583		下 限		0.42230
女	上 限		0.42390	女	上 限		0.69559
	第 5 回	1928.50	0.30035		第 5 回	1928.50	0.59878
	第 6 回	1935.75	0.28590		第 6 回	1935.75	0.60208
	第 8 回	1947.50	0.27643		第 8 回	1947.50	0.56125
	下 限		0.12645		下 限		0.36256
5975 :				5985 :			
男	上 限		0.60069	男	上 限		0.85732
	第 5 回	1928.50	0.52234		第 5 回	1928.50	0.80686
	第 6 回	1935.75	0.51025		第 6 回	1935.75	0.80679
	第 8 回	1947.50	0.48745		第 8 回	1947.50	0.75153
	下 限		0.28205		下 限		0.59640
女	上 限		0.55744	女	上 限		0.83746
	第 5 回	1928.50	0.43380		第 5 回	1928.50	0.77082
	第 6 回	1935.75	0.42429		第 6 回	1935.75	0.78734
	第 8 回	1947.50	0.40227		第 8 回	1947.50	0.73410
	下 限		0.22932		下 限		0.53855

表3 明治大正期の推定死亡率 ( $nq_x$ ) の値

男	明治3	明治8	明治13	明治18	明治23	明治28	明治33	明治38	明治43	大正4
年齢	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$
0	0.25270	0.24701	0.24066	0.23359	0.22576	0.21713	0.20766	0.19735	0.18619	0.17422
1	0.06251	0.06135	0.06009	0.05873	0.05726	0.05568	0.05399	0.05218	0.05025	0.04821
2	0.06313	0.06230	0.06137	0.06035	0.05922	0.05798	0.05662	0.05512	0.05349	0.05171
5	0.03313	0.03231	0.03145	0.03055	0.02962	0.02865	0.02765	0.02662	0.02555	0.02446
10	0.02619	0.02546	0.02469	0.02385	0.02296	0.02201	0.02100	0.01994	0.01882	0.01766
15	0.03592	0.03528	0.03461	0.03390	0.03316	0.03238	0.03157	0.03072	0.02984	0.02892
20	0.05090	0.04957	0.04813	0.04658	0.04494	0.04318	0.04132	0.03935	0.03729	0.03514
25	0.05004	0.04862	0.04713	0.04558	0.04397	0.04230	0.04058	0.03880	0.03698	0.03512
30	0.05135	0.04971	0.04802	0.04629	0.04451	0.04269	0.04083	0.03895	0.03704	0.03511
35	0.05862	0.05669	0.05471	0.05269	0.05061	0.04849	0.04634	0.04416	0.04195	0.03973
40	0.07102	0.06880	0.06651	0.06416	0.06177	0.05932	0.05684	0.05432	0.05177	0.04920
45	0.08902	0.08658	0.08405	0.08145	0.07877	0.07603	0.07322	0.07035	0.06744	0.06448
50	0.13297	0.13063	0.12818	0.12562	0.12293	0.12013	0.11720	0.11416	0.11101	0.10774
55	0.17371	0.17147	0.16909	0.16658	0.16393	0.16114	0.15820	0.15511	0.15186	0.14847
60	0.23253	0.23024	0.22786	0.22536	0.22274	0.22001	0.21716	0.21418	0.21109	0.20787
65	0.31166	0.30949	0.30722	0.30484	0.30235	0.29974	0.29703	0.29419	0.29123	0.28814
70	0.43212	0.42971	0.42711	0.42430	0.42126	0.41799	0.41446	0.41067	0.40659	0.40222
75	0.57846	0.57583	0.57290	0.56964	0.56603	0.56202	0.55758	0.55269	0.54729	0.54135
80	0.72010	0.71873	0.71709	0.71511	0.71273	0.70989	0.70648	0.70242	0.69759	0.69186
85	0.85459	0.85383	0.85286	0.85163	0.85007	0.84808	0.84556	0.84237	0.83836	0.83331
90-	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
女	明治3	明治8	明治13	明治18	明治23	明治28	明治33	明治38	明治43	大正4
年齢	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$	$q_x$
0	0.21987	0.21506	0.20968	0.20370	0.19706	0.18972	0.18167	0.17287	0.16334	0.15308
1	0.05999	0.05891	0.05775	0.05648	0.05512	0.05364	0.05206	0.05036	0.04855	0.04662
2	0.07139	0.07006	0.06862	0.06705	0.06534	0.06350	0.06152	0.05939	0.05712	0.05470
5	0.03992	0.03891	0.03780	0.03661	0.03534	0.03397	0.03251	0.03096	0.02932	0.02760
10	0.02840	0.02752	0.02658	0.02558	0.02453	0.02343	0.02228	0.02108	0.01983	0.01855
15	0.04267	0.04190	0.04107	0.04017	0.03921	0.03818	0.03708	0.03591	0.03466	0.03334
20	0.05573	0.05457	0.05328	0.05182	0.05019	0.04838	0.04637	0.04417	0.04176	0.03916
25	0.05836	0.05693	0.05536	0.05366	0.05182	0.04982	0.04768	0.04539	0.04296	0.04038
30	0.05043	0.04883	0.04718	0.04548	0.04373	0.04194	0.04010	0.03823	0.03634	0.03442
35	0.06737	0.06544	0.06337	0.06116	0.05881	0.05632	0.05368	0.05092	0.04803	0.04503
40	0.06940	0.06741	0.06530	0.06307	0.06073	0.05827	0.05570	0.05302	0.05026	0.04740
45	0.07304	0.07113	0.06912	0.06702	0.06483	0.06256	0.06020	0.05776	0.05525	0.05268
50	0.09370	0.09193	0.09009	0.08820	0.08625	0.08424	0.08217	0.08004	0.07787	0.07564
55	0.12130	0.11924	0.11710	0.11489	0.11261	0.11027	0.10785	0.10537	0.10282	0.10022
60	0.16351	0.16125	0.15893	0.15658	0.15417	0.15173	0.14924	0.14670	0.14413	0.14152
65	0.24412	0.24104	0.23785	0.23454	0.23111	0.22757	0.22391	0.22014	0.21625	0.21225
70	0.35427	0.35043	0.34642	0.34223	0.33787	0.33332	0.32859	0.32368	0.31858	0.31330
75	0.50264	0.49848	0.49404	0.48931	0.48428	0.47894	0.47328	0.46729	0.46096	0.45429
80	0.66930	0.66624	0.66283	0.65905	0.65486	0.65024	0.64513	0.63951	0.63333	0.62657
85	0.82797	0.82638	0.82453	0.82237	0.81987	0.81696	0.81360	0.80971	0.80523	0.80008
90-	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

表4 明治大正期の推計人口 —男女年齢別—

年 齢	明治元（1868）年			明治6（1873）年		
	男	女	男女計	男	女	男女計
0 - 4 歳	1,942,651	1,914,153	3,856,804	1,912,579	1,917,006	3,829,585
5 - 9	1,580,753	1,533,705	3,114,458	1,757,574	1,721,206	3,478,780
10 - 14	1,813,153	1,708,344	3,521,497	1,536,966	1,484,734	3,021,700
15 - 19	1,744,013	1,603,508	3,347,521	1,756,963	1,647,817	3,404,780
20 - 24	1,624,435	1,445,226	3,069,661	1,668,549	1,524,840	3,193,389
25 - 29	1,374,627	1,193,887	2,568,514	1,542,433	1,362,834	2,905,267
30 - 34	1,185,948	1,046,158	2,232,106	1,304,961	1,128,808	2,433,769
35 - 39	1,407,876	1,214,177	2,622,053	1,120,851	984,770	2,105,621
40 - 44	1,092,592	986,007	2,078,599	1,316,885	1,131,188	2,448,073
45 - 49	984,845	896,165	1,881,010	1,005,523	915,853	1,921,376
50 - 54	864,057	810,834	1,674,891	876,541	821,802	1,698,343
55 - 59	717,854	711,223	1,429,077	732,815	724,221	1,457,036
60 - 64	567,786	605,630	1,173,416	574,054	610,912	1,184,966
65 - 69	412,112	481,066	893,178	416,249	484,365	900,614
70 - 74	260,215	337,056	597,271	263,434	340,816	604,250
75 - 79	130,842	193,077	323,919	133,980	198,024	332,004
80 - 84	48,360	82,745	131,105	49,660	85,340	135,000
85 - 89	11,967	23,648	35,615	12,114	24,101	36,215
90 -	2,311	5,775	8,086	2,340	5,886	8,226
合 計	17,766,397	16,792,384	34,558,781	17,984,471	17,114,523	35,098,994

年 齢	明治11（1878）年			明治16（1883）年		
	男	女	男女計	男	女	男女計
0 - 4 歳	2,257,148	2,276,561	4,533,709	2,373,093	2,394,540	4,767,633
5 - 9	1,733,868	1,727,836	3,461,704	2,050,732	2,057,169	4,107,901
10 - 14	1,710,172	1,667,780	3,377,952	1,688,423	1,675,863	3,364,286
15 - 19	1,490,381	1,433,347	2,923,728	1,659,568	1,611,526	3,271,094
20 - 24	1,682,644	1,568,557	3,251,201	1,428,903	1,365,908	2,794,811
25 - 29	1,586,607	1,439,876	3,026,483	1,602,483	1,483,400	3,085,883
30 - 34	1,466,623	1,290,604	2,757,227	1,511,148	1,365,881	2,877,029
35 - 39	1,235,654	1,064,545	2,300,199	1,391,414	1,219,517	2,610,931
40 - 44	1,050,719	919,391	1,970,110	1,160,971	996,095	2,157,066
45 - 49	1,214,998	1,052,898	2,267,896	971,936	857,654	1,829,590
50 - 54	897,319	841,532	1,738,851	1,087,241	969,477	2,056,718
55 - 59	745,393	735,570	1,480,963	765,206	754,887	1,520,093
60 - 64	587,645	623,619	1,211,264	599,475	635,010	1,234,485
65 - 69	422,096	490,165	912,261	433,423	502,026	935,449
70 - 74	266,982	344,752	611,734	271,707	350,561	622,268
75 - 79	136,254	201,514	337,768	138,775	205,206	343,981
80 - 84	51,128	88,218	139,346	52,315	90,530	142,845
85 - 89	12,495	25,064	37,559	12,934	26,148	39,082
90 -	2,413	6,121	8,534	2,498	6,385	8,883
合 計	18,550,539	17,797,950	36,348,489	19,202,245	18,567,783	37,770,028



表4 (つづき)

年 齢	明治21 (1888) 年			明治26 (1893) 年		
	男	女	男女計	男	女	男女計
0-4歳	2,313,372	2,323,856	4,637,228	2,410,073	2,400,849	4,810,922
5-9	2,161,176	2,169,789	4,330,965	2,112,178	2,112,060	4,224,238
10-14	1,998,664	1,997,408	3,996,072	2,108,141	2,109,121	4,217,262
15-19	1,639,780	1,620,928	3,260,708	1,942,701	1,933,931	3,876,632
20-24	1,592,970	1,537,589	3,130,559	1,575,910	1,548,651	3,124,561
25-29	1,363,044	1,293,898	2,656,942	1,522,131	1,459,203	2,981,334
30-34	1,528,881	1,409,705	2,938,586	1,302,757	1,231,946	2,534,703
35-39	1,436,482	1,293,298	2,729,780	1,456,274	1,337,669	2,793,943
40-44	1,310,337	1,143,810	2,454,147	1,355,967	1,216,036	2,572,003
45-49	1,076,778	931,369	2,008,147	1,218,613	1,072,070	2,290,683
50-54	872,216	791,408	1,663,624	969,164	861,348	1,830,512
55-59	929,884	871,628	1,801,512	748,283	713,186	1,461,469
60-64	617,292	653,385	1,270,677	752,546	756,442	1,508,988
65-69	443,582	512,929	956,511	458,302	529,615	987,917
70-74	280,065	360,841	640,906	287,787	370,581	658,368
75-79	141,994	210,130	352,124	147,222	217,880	365,102
80-84	53,649	93,022	146,671	55,317	96,172	151,489
85-89	13,320	27,107	40,427	13,767	28,167	41,934
90-	2,573	6,620	9,193	2,659	6,879	9,538
合計	19,776,059	19,248,720	39,024,779	20,439,792	20,001,806	40,441,598

年 齢	明治31 (1898) 年			明治36 (1903) 年		
	男	女	男女計	男	女	男女計
0-4歳	2,603,606	2,601,174	5,204,780	3,031,040	2,995,500	6,026,540
5-9	2,206,519	2,189,118	4,395,637	2,390,710	2,379,971	4,770,681
10-14	2,062,246	2,055,456	4,117,702	2,156,453	2,133,142	4,289,595
15-19	2,050,926	2,044,329	4,095,255	2,008,153	1,994,615	4,002,768
20-24	1,869,481	1,850,424	3,719,905	1,976,334	1,959,203	3,935,537
25-29	1,508,540	1,472,643	2,981,183	1,792,907	1,763,435	3,556,342
30-34	1,457,455	1,392,108	2,849,563	1,447,143	1,407,876	2,855,019
35-39	1,243,442	1,171,605	2,415,047	1,394,012	1,327,027	2,721,039
40-44	1,377,970	1,261,061	2,639,031	1,179,443	1,107,565	2,287,008
45-49	1,264,548	1,142,648	2,407,196	1,288,692	1,188,058	2,476,750
50-54	1,100,152	993,755	2,093,907	1,145,213	1,061,703	2,206,916
55-59	834,140	778,073	1,612,213	950,069	899,885	1,849,954
60-64	607,606	620,621	1,228,227	679,699	678,970	1,358,669
65-69	560,684	615,335	1,176,019	454,349	505,155	959,504
70-74	298,611	384,680	683,291	366,968	447,644	814,612
75-79	152,245	225,473	377,718	159,067	235,921	394,988
80-84	57,849	100,743	158,592	60,403	105,393	165,796
85-89	14,329	29,483	43,812	15,154	31,305	46,459
90-	2,768	7,200	9,968	2,927	7,645	10,572
合計	21,273,117	20,935,929	42,209,046	22,498,736	22,230,013	44,728,749

表4 (つづき)

年 齢	明治41 (1908) 年			大正2 (1913) 年		
	男	女	男女計	男	女	男女計
0-4歳	3,166,809	3,117,635	6,284,444	3,624,667	3,560,382	7,185,049
5-9	2,791,952	2,750,918	5,542,870	2,926,733	2,874,304	5,801,037
10-14	2,338,807	2,322,185	4,660,992	2,734,186	2,687,839	5,422,025
15-19	2,101,938	2,072,518	4,174,456	2,282,021	2,259,091	4,541,112
20-24	1,937,928	1,914,910	3,852,838	2,031,502	1,993,452	4,024,954
25-29	1,899,099	1,871,490	3,770,589	1,865,953	1,833,814	3,699,767
30-34	1,723,217	1,689,565	3,412,782	1,828,813	1,797,154	3,625,967
35-39	1,387,086	1,345,296	2,732,382	1,655,236	1,618,468	3,273,704
40-44	1,325,524	1,258,102	2,583,626	1,322,240	1,279,215	2,601,455
45-49	1,106,187	1,046,284	2,152,471	1,246,788	1,191,812	2,438,600
50-54	1,170,828	1,106,593	2,277,421	1,008,334	976,978	1,985,312
55-59	992,441	963,835	1,956,276	1,018,351	1,007,177	2,025,528
60-64	777,004	787,499	1,564,503	814,755	845,900	1,660,655
65-69	510,189	556,409	1,066,598	585,527	647,804	1,233,331
70-74	298,785	371,031	669,816	337,194	411,069	748,263
75-79	196,941	276,814	473,755	161,645	231,503	393,148
80-84	63,791	111,555	175,346	79,932	132,503	212,435
85-89	16,036	33,240	49,276	17,206	35,759	52,965
90-	3,097	8,117	11,214	3,323	8,733	12,056
合 計	23,807,659	23,603,996	47,411,655	25,544,406	25,392,957	50,937,363

年 齢	大正7 (1918) 年		
	男	女	男女計
0-4歳	3,775,548	3,711,232	7,486,780
5-9	3,361,697	3,296,095	6,657,792
10-14	2,869,281	2,812,449	5,681,730
15-19	2,670,644	2,618,278	5,288,922
20-24	2,209,042	2,177,312	4,386,354
25-29	1,960,135	1,914,192	3,874,327
30-34	1,800,421	1,765,119	3,565,540
35-39	1,760,452	1,725,933	3,486,385
40-44	1,581,793	1,543,711	3,125,504
45-49	1,247,335	1,215,280	2,462,615
50-54	1,140,325	1,115,715	2,256,040
55-59	880,326	891,541	1,771,867
60-64	839,335	886,537	1,725,872
65-69	616,484	698,553	1,315,037
70-74	389,036	481,461	870,497
75-79	184,017	258,686	442,703
80-84	66,488	112,213	178,701
85-89	21,967	43,229	65,196
90-	3,915	9,244	13,159
合 計	27,378,241	27,276,780	54,655,021

# 出生力における年齢，パリティ，時間

河野 稠果・石川 晃

## I 序 言

本稿は昭和58年から60年にかけて行われた人口問題研究所特別研究「人口と経済システムの総合的研究」の一部として行われた出生力の形式人口学的研究に関する報告の一部である。本稿の執筆者はかねてより出生力のパリティ構造とタイミングの様相について関心を抱いており、すでに『人口問題研究』第174号にそれに関する研究の一端を発表しているが<sup>1)</sup>、本稿はその続きであり、前回と同じく、執筆者の一人である石川晃によって計算されている女子の年齢・パリティ別出生確率のスケジュールを基に、今までとは少し様式の異なる年齢別・パリティ別出生力表を作成し、これから出生力のタイミングに関する様相を明らかにし、将来人口推計における将来出生率推定作業の一助にしようとするものである。

## II 出生力における年齢，パリティ，時間

出生力の分析において近年年齢，パリティ，時間の3次元が考えられるようになった。まず出生力にとって女子の年齢は大きな意味を持つ。時間別、あるいはコウホート別出生率が年齢をx軸にとると少し左に傾いた正規曲線の形で分布することは知られている。このようなガウス曲線に近い年齢別出生率の分布は、何よりもfecundabilityが15歳から20歳くらいまで急上昇し、20～30歳までは高原状の高い水準を示すが、以後ゆるやかに低下して35歳を過ぎると最高時の4分の3くらいになるといふ生物学的制限を示している。しかし、fecundabilityの梯形的曲線と比較し我が国の出生率が27歳あたりから急速に低下するのは、実際の出生行動が自然出生力の発現と異なり、避妊活動の強化に伴い、第2子を生んだあとから出生抑制の効果が顕著となるからである。

出生力をクロスセクション(期間別)の年齢別出生率だけによって考察することに多くの難点があることは周知の事実であり、コウホートの次元とパリティの次元を考慮に入れて分析することが重要である。今仮りに、夫婦の完結出生児数は変らなくても、結婚が遅れ、第1子、第2子出生のタイミングが遅れると、しばらくの間第1子出生率が低下し、それによって期間別合計特殊出生率が一時的に低下し、しかる後に回復することが、人口問題研究所が最近行った出生力のマイクロ・シミュレーションによって明らかにされている。また国連の堀内四郎博士によっても数学的に証明されているところである<sup>2)</sup>。

さてしかし、出生力分析において時間あるいはタイミングに関する指標の種類は非常に少ない。一

- 1) 河野稠果・石川晃「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号(昭和60年4月)、pp. 19～39
- 2) 河野稠果・廣嶋清志・渡辺吉利・高橋重郷・金子隆一、『出生力の生物人口的分析；昭和55～58年「人口推計の精密化とそのため的人口モデルの開発に関する総合的研究」の概要報告』、人口問題研究所特別研究報告資料、昭和59年1月31日。河野・石川前掲論文「出生力におけるタイミング……」。今スケジュールAとBという出生率分布があり、BはAが右側に晩婚化によって平行移動したものとすると、途中で期間合計特殊出生率は低下するが後回復することを、国連人口部の堀内四郎氏は後者の論文に引用されたものとして示している。

つの方法は本稿の執筆者が示したようなパリティーを基軸とした生命表を作り、各パリティーにおける滞留時間を計算することであり<sup>3)</sup>、他は人口動態統計あるいはそれを加工したものから平均出生年齢を計算し、そこから平均出生間隔等の指標を導き出すことであろう。ほかに実地調査としての出産力調査を行い関連データを得ることが考えられるが、出産力調査は毎年行われるわけではなく、しかも recall lapseの問題を抱えていることを指摘しておく。

ここで必要なのは年齢別・パリティー別出生確率に基づく出生数である。ここで注意しなくてはならないことは、年齢・パリティー出生確率というのは、分母がパリティー  $i$  の女子、分子がそれに生まれた出生順位  $i + 1$  の出生児数とにおいて割った商であり、出生順位別特殊出生比率、すなわち女子各年齢別の人口を分母とし、各年齢別・出生順位別出生児数を分子として割った商とは異なることである。前者は age-parity specific fertility rate であるし、後者は age-specific birth rate by birth order である。さてこの年齢別・パリティー別出生確率は本稿の執筆者の一人である石川晃によって昭和25年から59年まで毎年計算されている。この算出方法は石川の『人口問題研究』第167号の論文によって例示されているところであるが、まず女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー別特殊出生比率を計算する。

$$f(x, i) = \frac{B(x, i)}{P_F(x)} \quad [1]$$

$B(x, i)$  は女子の年齢  $x$  歳でのパリティー  $i$  の出生数であり、 $P_F(x)$  は  $x$  歳の女子人口である。女子の年齢  $x$  歳における出生順位別第  $i$  児の累積特殊出生率は

$$G(x, i) = \sum_{u=15}^{x-1} f(u, i) \quad [2]$$

女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー  $i$  の女子割合は

$$\pi(x, i) = G(x, i) - G(x, i+1) \quad [3]$$

したがって女子の年齢  $x$  歳におけるパリティー  $i$  児出生確率は

$$g(x, i) = \frac{f(x, i)}{\pi(x, i-1)} \quad [4]$$

となる。

別の言葉で言えば、まず出生コウホート毎の第1児特殊出生比率を累積する。累積は年齢を一つ上にずらした（計算の場合は年齢の若いクラスが上にあるので一つ下にずらした）形にし、1から差し引いたものがパリティー0の女子の割合である。パリティー1の女子人口の割合を求めるためには、同様に第2子の特殊出生比率を異積し、それを年齢一つずらしたところに書き、すでに1歳ずらしたパリティー1の累積特殊出生比率から以上の第2子累積特殊出生比率を差し引くことによって求められる<sup>4)</sup>。

3) 河野・石川前掲論文。

4) 石川晃、「わが国女子の追加出生確率について」、『人口問題研究』、第167号（昭和58年7月）、pp.58~63。ちなみに、米国で出生力表として、Heuserが1917~1973年に対して動態統計の積み上げによって一連の年齢別・パリティー別出生確率、及びそれぞれの年齢の女子人口を1,000とするパリティー別分布を計算しているが、この作成方法は石川の計算したものと全く同様である。米国については次の文献を参照のこと。

Robert L. Heuser, *Fertility Tables for Birth Cohort by Color: United States, 1917-73*. U. S. Department of Health, Education, and Welfare, National Center for Health Statistics, Rockville, Maryland, April 1976. この方法の原モデルは P. K. Whelpton and A. A. Campbell, *Vital Statistics Special Report*, Vol. 51, No. 1, Public Service, Washington, D. C., January. 29, 1960. なお、我が国では小林和正が厚生省人口問題研究所「第5次出産力調査」の結果の解析において以上の方法と同じ方法を独自に考案し、年齢の代わりに結婚持続期間を用いて計算されたものがある。小林和正、「夫婦の出生歴データのライフ・サイクル的集計」、『人口問題研究』、第104号（昭和42年10月）、pp. 39~48を参照のこと。

表1. パリティー別純再生産力表：昭和25年15歳コウホート

年齢	年	$l_x$ (1)	$S_x$ (2)	$PT(0)$ (3)	$P(0)$ (4)	$g(1)$ (5)	$B(1)$ (6)	$W(1)$ (7)	$P(1)$ (8)	$g(2)$ (9)	
0	10	100,000		100,000							
15	25	81,198	0.99827	81,198	81,198	0.00023	19	19			
16	26	81,057	0.99849	81,039	81,039	0.00107	87	87	19	0.20000	
17	27	80,935	0.99838	80,830	80,830	0.00354	287	286	101	0.17073	
18	28	80,804	0.99828	80,413	80,413	0.00871	701	699	370	0.16228	
19	29	80,665	0.99825	79,576	79,576	0.01805	1,436	1,434	1,009	0.18063	
20	30	80,524	0.99832	78,003	78,003	0.03428	2,674	2,670	2,258	0.22642	
21	31	80,389	0.99827	75,203	75,203	0.05814	4,372	4,365	4,413	0.21530	
22	32	80,250	0.99827	70,714	70,714	0.08530	6,032	6,022	7,820	0.20432	
23	33	80,111	0.99831	64,575	64,575	0.13228	8,542	8,527	12,231	0.23298	
24	34	79,975	0.99839	55,948	55,948	0.16605	9,290	9,275	17,888	0.23678	
25	35	79,847	0.99849	46,602	46,602	0.20017	9,328	9,314	22,899	0.23024	
26	36	79,726	0.99856	37,260	37,260	0.20645	7,693	7,681	26,906	0.24348	
27	37	79,612	0.99863	29,579	29,579	0.20430	6,043	6,035	27,998	0.25284	
28	38	79,503	0.99872	23,573	23,573	0.18992	4,477	4,471	26,915	0.25970	
29	39	79,401	0.99879	19,158	19,158	0.17060	3,268	3,264	24,362	0.25449	
30	40	79,305	0.99885	15,980	15,980	0.15488	2,475	2,472	21,397	0.25198	
31	41	79,214	0.99885	13,617	13,617	0.10627	1,447	1,445	18,453	0.14482	
32	42	79,122	0.99883	12,275	12,275	0.10287	1,263	1,261	17,205	0.18683	
33	43	79,030	0.99880	11,135	11,135	0.08037	895	894	15,231	0.14595	
34	44	78,935	0.99877	10,369	10,369	0.06470	671	670	13,884	0.10908	
35	45	78,837	0.99875	9,823	9,823	0.05173	508	508	13,022	0.07679	
36	46	78,739	0.99873	9,430	9,430	0.04086	385	385	12,514	0.05437	
37	47	78,639	0.99871	9,146	9,146	0.02944	269	269	12,202	0.03612	
38	48	78,537	0.99867	8,969	8,969	0.02372	213	212	12,015	0.02372	
39	49	78,433	0.99863	8,843	8,843	0.01627	144	144	11,926	0.01482	
40	50	78,326	0.99859	8,763	8,763	0.01109	97	97	11,877	0.00837	
41	51	78,215	0.99852	8,705	8,705	0.00666	58	58	11,858	0.00454	
42	52	78,100	0.99846	8,673	8,673	0.00387	34	34	11,844	0.00241	
43	53	77,980	0.99840	8,651	8,651	0.00224	19	19	11,831	0.00129	
44	54	77,855	0.99833	8,632	8,632	0.00082	7	7	11,816	0.00056	
45	55	77,725	0.99825	8,620	8,620	0.00054	5	5	11,797	0.00027	
46	56	77,589	0.99813	8,604	8,604	0.00013	1	1	11,778	0.00008	
47	57	77,444	0.99801	8,588	8,588	0.00004	0	0	11,756	0.00005	
48	58	77,290	0.99787	8,571	8,571	0.00004	0	0	11,732	0.00002	
49	59	77,125	0.99774	8,553	8,553	0.00001	0	0	11,707	0.00002	
50	59	76,950		8,534	8,534				11,681		
総計		2,768,312		(全出生順位 = 160,589)			72,740				
コウホート合計特殊出生率				(全出生順位 = 2.01781)			0.91165				
平均出生年齢							25.75				
平均出生間隔							2.62				
パリティー拡大率								0.73970			

B(2) (10)	W(2) (11)	P(2) (12)	g(3) (13)	B(3) (14)	W(3) (15)	P(3) (16)	g(4) (17)	B(4) (18)	W(4) (19)	P(4) (20)	g(5+) (21)	B(5+) (22)
4	4											
17	17	4										
60	60	21	0.10714	2	2							
182	182	79	0.17394	14	14	2						
511	510	247	0.23106	57	57	16	0.29368	5	5			
950	948	700	0.20658	145	144	68	0.22832	16	16	5	0.75805	4
1,598	1,595	1,502	0.16282	245	244	197	0.15689	31	31	17	0.10250	2
2,849	2,845	2,850	0.15711	448	447	410	0.12594	52	52	46	0.10068	5
4,235	4,229	5,242	0.13180	691	690	805	0.10784	87	87	93	0.11550	11
5,272	5,264	8,771	0.11894	1,043	1,042	1,406	0.11957	168	168	168	0.19676	33
6,551	6,542	12,979	0.11619	1,508	1,506	2,278	0.10766	245	245	303	0.13854	42
7,079	7,069	17,994	0.10911	1,963	1,961	3,535	0.08863	313	313	505	0.11164	56
6,990	6,981	23,075	0.09926	2,290	2,287	5,178	0.07284	377	377	761	0.09698	74
6,200	6,192	27,737	0.08589	2,382	2,379	7,081	0.05979	423	423	1,063	0.09291	99
5,392	5,386	31,513	0.07385	2,327	2,324	9,029	0.05036	455	454	1,386	0.08520	118
2,672	2,669	34,535	0.04045	1,397	1,395	10,888	0.03184	347	346	1,720	0.06622	114
3,214	3,211	35,768	0.05137	1,838	1,835	11,924	0.03379	403	402	1,951	0.06657	130
2,223	2,220	37,099	0.04038	1,498	1,496	13,343	0.02767	369	369	2,221	0.06100	135
1,514	1,513	37,777	0.03139	1,186	1,184	14,454	0.02201	318	318	2,452	0.05426	133
1,000	999	38,057	0.02274	865	864	15,302	0.01710	262	261	2,633	0.04745	125
680	679	38,143	0.01590	606	606	15,886	0.01281	203	203	2,766	0.04001	111
441	440	38,167	0.00993	379	379	16,268	0.00893	145	145	2,855	0.03588	102
285	285	38,179	0.00670	256	255	16,480	0.00689	114	113	2,894	0.03353	97
177	176	38,157	0.00355	135	135	16,600	0.00408	68	68	2,907	0.02596	75
99	99	38,146	0.00194	74	74	16,645	0.00245	41	41	2,895	0.01757	51
54	54	38,118	0.00103	39	39	16,655	0.00144	24	24	2,881	0.01353	39
29	28	38,076	0.00068	26	26	16,645	0.00083	14	14	2,861	0.00879	25
15	15	38,020	0.00033	13	13	16,632	0.00055	9	9	2,846	0.00486	14
7	7	37,962	0.00014	5	5	16,609	0.00023	4	4	2,836	0.00327	9
3	3	37,899	0.00008	3	3	16,582	0.00008	1	1	2,826	0.00125	4
1	1	37,833	0.00003	1	1	16,555	0.00007	1	1	2,819	0.00046	1
1	1	37,762	0.00001	0	0	16,524	0.00004	1	1	2,814	0.00030	1
0	0	37,687	0.00000	0	0	16,491	0.00001	0	0	2,808	0.00013	0
0	0	37,607	0.00000	0	0	16,456				2,801	0.00003	0
		37,522				16,419				2,795		
60,307				21,438				4,495				1,610
0.75865				0.27035				0.05677				0.02040
28.37				30.25				31.48				33.93
1.88				1.23				2.45				
		0.31192				0.14435						

今回出生力のタイミングを求めるために、次の章で述べるところの生命表形式の「パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表」“age-parity adjusted net production table”を昭和25年から59年まで35表を作成し、そこでそれぞれ同時に生まれた女子100,000人のコウホートが15歳に達し、以後再生産期間内に生むとされるパリティ別の各年齢別出生率を計算し、それによって各パリティの平均出生年齢を計算する方法をとった。

### III パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表の作成方法

「パリティを考慮に入れたコウホート純再生産力表」は一種の出生力表fertility tableである。ただし、結婚の要因は分離して考慮されていない。というのは、年齢別・パリティ別出生確率は全女子に対してのものであり、有配偶女子に対するものではないからである。有配偶女子に対する確率スケジュールは、本表がそれによっている石川の人口動態の積み上げによる方法によって求められない。さらに現在のデータの入手性の段階では、初婚率・離婚率の変化がこのコウホート純再生産力表にうまく見合うものとして取れないことである。今もしかりに入手できたとしても、increment-decrement tableの形で我々の出生力表と結合させるためには、相当の方法論上の工夫が必要と思われる。現在の段階では、せいぜいウオルフバイン流の労働力生命表のように、将来の結婚を見越した上でのポテンシャルとして最高値の有配偶率を始めから乗じておくという形式を取らざるを得ないだろう<sup>5)</sup>。

ここで作成された純再生産力表の方法論は決して我々の独創ではない。原モデルはウエルプトンによるものである<sup>6)</sup>。ただし、ウエルプトンや彼の弟子達はこの種の純再生産力表を用いて平均出生年齢や出生間隔の計量を行っていないが、本研究ではそれを行って分析しているところに特徴がある。

#### 1 入力データ

この純再生産力表の入力データは2種類だけである。一つは女子の年齢別・パリティ別出生確率のスケジュールであり、これは昭和25年に15歳になったコウホートから昭和59年に15歳になったコウホートまで計35組のコウホートに対し用意されているものである。ここで補足説明をつけると、計算の元となった年齢別特殊出生率は分子は1月～12月であるが、分母は10月1日現在の人口推定を用いている。本来ならば、年央人口(7月1日)を用いる方がより良いのであるが、そうでないため、ある年から次の年にかけて大きな出生数の変化がある場合影響を受ける。しかしここでは年齢別年央人口を分母とした特殊出生率の計算は行われていない。将来はより適当な分母によって計算された出生確率を用いることが必要であろう。

さらに、出生数は子供を生んだ女子の数と等しいとし、また1人の女子が1年間に2件以上出生を行わないと仮定した。つまり、複産や1年に2件の出生をした場合は、実際の出生をした女子より多くなっている。

コウホート生命表の  $lx$  とその生存率、すなわち  $l(x+1) / l(x) = S(x)$  が死亡サイドの入力

5) Seymour L. Wolfbein, "Tables of Working Life: Length of Working Life for Men," U. S. Bureau of Statistics, *Bulletin* No.1001, 1950; United Nations, *Methods of Analysing Census Data of Economic Activities of the Population*, Population Studies, No.43, New York, United Nations, 1968を参照されたい。最近はしかし、incrementならincrementだけ、decrementならdecrementだけでなくincrement-decrementも同時に取り扱う多相生命表的な考え方で労働力生命表を再構成したものが現われて来た。例えばFrans J. Willekens, "Multistate analysis: tables of working life," *Environment and Planning A*, Volume 12, No.5 May 1980, pp. 563~588.

6) Pascal K. Whelpton, *Cohort Fertility: Native White Women in the United States*, Princeton University Press, 1954.

データであるが、このようなものが始めからあるわけではない。それは期間別各生命表から推定されたものである。すなわち、厚生省の第6回完全生命表（昭和10～11年）、第8回生命表（昭和22年）から第15回生命表（昭和55年）までの完全生命表、および昭和59年の人口問題研究所作成の簡速静止人口表を基にし、これらの  $l(x)$  の値を各年次別、年齢別に直線補間し、これをコウホート別に結んでコウホート  $l(x)$  及び  $S(x)$  を推定した。 $l(x)$ 、 $S(x)$  の値はそれぞれの年次のコウホートに対する純再生産力の第1欄と第2欄にそれぞれ掲げてある。

## 2 純再生産力表の作成方法

表1において  $P(x, i)$  は年齢  $x$  におけるパリティ  $i$  の女子人口（出生時100,000人から由来する）を表章する。 $g(x, i)$  はすでに述べたように与えられた年齢別・パリティ別出生確率、 $B(x, i)$  は  $P(x, i-1) \times g(x, i)$  であって、女子コウホートの出生数を表す。 $W(x, i)$  は  $P(x, i-1)$  の中から  $i$  児の子供を生み、しかも1年間の間にいくらか死亡の確率にさらされて減少しながらも次の exact age  $x+1$  まで生存する女子数である。我が国においては出生順位別出生数では最後は5児以上でくくってしまっているため、 $P(4)$ 、 $g(5+)$ 、 $B(5+)$  が最後の一連のコラムである。

それでは、具体的に表1の最初の表、昭和10年に生まれ、昭和25年に15歳として再生産期間に達した女子コウホートの表の作成方法について説明しよう。

### 15歳の時の計算例

1. 出生時100,000人の人口の生存数  $l(x)$ （第1欄）。
2. 生存数  $S(x) = \frac{l(x+1)}{l(x)}$ （第2欄）
3. 年齢15歳パリティ  $i=0$  の女子数  $P(15, 0)$ 。これは  $l(15)$  と同じとする。  
 $l(15) = 81,198$ （第3欄）
4. 第4欄は生涯未婚率+永久不妊率=0の場合、第3欄の数字と同じ。
5. 第5欄  $g(x, i)$   $g(15, 1)$  は入力データとして与えられる。
6. 第6欄 年齢別・パリティ別出生数  $B(x, 1)$   
 $B(15, 1) = P(15, 0) * g(15, 1) = \text{col}(4) * \text{col}(5) = 81,198 * 0.00023 = 19$   
第1子を生んだ女子数
7. 第7欄 第1子を生み exact age 16歳まで生存する女子数  
 $B(15, 1) * S(15) = W(16, 1) = \text{col}(2) * \text{col}(6) = 0.99827 * 19 = 19$   
15歳は第1子しか生まないものとする。したがって  $W(16, 1) = P(16, 1)$  となる。  
(16歳の第8欄に行く)

### 16歳の時の計算例

1.  $l(16) - W(16, 1) = 81,057 - 19 = 81,038$   
これは16歳第3欄の数字。これは生涯未婚率+永久不妊率=0の場合、第4欄と同じ。
2. 第1子出生数  $B(16, 1) = P(16, 0) * g(16, 1) = \text{col}(4) * \text{col}(5) = 81,039 * 0.00107 = 87$
3.  $B(16, 1) * S(16) = \text{col}(6) * \text{col}(2) = 87 * 0.99849 = 87 = W(17, 1)$   
これは16歳から exact age 17歳までに第1子を生み生存する女子数。
4.  $P(16, 1) * g(16, 2) = \text{col}(8) * \text{col}(9) = 19 * 0.20000 = B(16, 2)$
5.  $B(16, 2) * S(16) = 4 * 0.99849 = 4 = W(17, 2) = P(17, 2)$ （17歳の第12欄）  
一般に  $P(x, 2) = P(x-1, 2) * S(x-1) - W(x, 3) + W(x, 2)$



6. 16歳では1子と2子しか生まれないものとする. したがって $W(17, 2) = P(17, 2)$

7. 17歳のパリティ-1,  $P(17, 1)$ の計算

$$P(16, 1) * S(16) - W(17, 2) + W(17, 1) = 19 * 0.99849 - 4 + 87 = 101$$

$$\text{一般に } P(x, 1) = P(x-1, 1) * S(x-1) - W(x, 2) + W(x, 1)$$

8. 17歳のパリティ-0,  $P(17, 0)$ の計算

$$l(17) - P(17, 2) - P(17, 1) = 80,935 - 4 - 101 = 80,830$$

これは17歳の第3欄である.

$$\text{一般に } (x, 0) = l(x) - P(x, 1) - P(x, 2) - P(x, 3) \cdots - P(x, i) \cdots - P(x, w)$$

さらに $P(x, i)$ , ただし $i \neq 0$ の場合

$$P(x, i) = P(x-1, i) * S(x, 1) - W(x, i+1) + W(x, i)$$

表1には同時にコウホート合計特殊出生率の値を表章している. これはこの純再生産力表から逆に $l(x)$ から $L(x)$ を求め, それによって死亡率のかからないコウホート合計特殊出生率を割り戻したものである. その計算方法は,

$$CTFR = \sum_x \sum_i \frac{B(x, i)}{L(x)} \quad [5]$$

である.

さてここで一言説明しておかなくてはならぬ制作上の仮定がある. それはコウホート出生率に特有のtruncation (途中でデータ不足のため打ち切りになること, 截断)の問題に対処する仮定である. ここで扱っている純再生産力表の年次は昭和25年に15歳である女子から昭和59年に15歳である女子のコウホートまでを含むので, 完全に15歳から49歳までの再生産年齢に対して既存の出生データがあるのは実は昭和25年15歳のコウホートだけである. したがって, それ以後のコウホートのtruncatedされた部分の年齢別・パリティ-別出生確率は, 純再生産力表の形を整えるために推定されなければならない. そこで, 未知の部分は前に述べたそれぞれのパリティ-別 $f(x)$ , すなわち出生順位別特殊出生比率〔1〕について昭和59年のそれが一定となるものと仮定した. 但し, 出生順位別特殊出生比率を一定としても年齢別・パリティ-別出生確率〔4〕は一定とはならない. したがって, ここで扱った昭和26年15歳のコウホートから昭和59年15歳のコウホートまでは厳密に言えば合成コウホート(synthetic cohort)ということになる.

データのtruncationのためこのような合成コウホートを用いる分析には前例がある. ライダーは1980年に発表した米国の出生力のタイミングに関する研究において, 1975年でtruncatedされるコウホートについては1975年の年齢別・パリティ-別出生確率が一定であると仮定して推定を行っている<sup>7)</sup>.

#### IV コウホート純再生産力表による指標の解釈

かくして計算されたコウホート純再生産力表の各指標のうち, とくに時間的次元に関連したものは除いて, 以下解釈を試みたい. 各コウホートの時間的次元に関する指標は表1の一番下から2番, 3番目にある二つの指標のうち各パリティ-別平均出生年齢, 平均出生間隔である.

表2は今回作成された純再生産力表から $L_x$ で割り戻しを行い, 死亡率の影響を逆に考慮しないコウホート合計特殊出生率及びその出生順位別出生率による構成を昭和10年出生女子コウホート(昭和25年15歳)から昭和44年出生コウホート(昭和59年15歳)まで示したものである. コウホート合計特

7) Norman B. Ryder, "Components of temporal variations in American fertility," in R. W. Hiorns, editor, *Demographic Patterns in Developed Societies*, Symposia of the Society for the Study of Human Biology, London, Taylor & Francis, Ltd., 1980, pp. 15~54.

表 2. コウホート別出生順位別出生率及び合計特殊出生率

出生年次	15歳の時の年次	総数 CTFR	1 児	2 児	3 児	4 児	5 児 +
昭和	昭和						
10	25	2.01781	0.91165	0.75865	0.27035	0.05677	0.02040
11	26	2.04075	0.92801	0.77164	0.26870	0.05337	0.01902
12	27	2.02495	0.92371	0.76951	0.26392	0.05049	0.01732
13	28	2.09828	0.96207	0.79746	0.27229	0.04963	0.01683
14	29	2.05278	0.93366	0.78614	0.26937	0.04741	0.01620
15	30	1.97347	0.89502	0.76127	0.25940	0.04346	0.01432
16	31	2.01240	0.91211	0.77992	0.26475	0.04225	0.01337
17	32	2.06206	0.93792	0.80148	0.26825	0.04128	0.01313
18	33	2.04147	0.93117	0.79656	0.26244	0.03918	0.01213
19	34	2.03998	0.93280	0.79762	0.26013	0.03783	0.01159
20	35	2.11057	0.97065	0.82549	0.26502	0.03792	0.01149
21	36	1.97508	0.90712	0.77601	0.24624	0.03514	0.01058
22	37	1.81003	0.83287	0.71264	0.22363	0.03158	0.00932
23	38	1.97581	0.90837	0.77887	0.24438	0.03429	0.00989
24	39	1.95694	0.89839	0.76971	0.24500	0.03420	0.00964
25	40	2.01801	0.92246	0.79278	0.25766	0.03533	0.00978
26	41	2.00481	0.91302	0.78400	0.26163	0.03635	0.00980
27	42	1.98293	0.89841	0.77443	0.26398	0.03636	0.00975
28	43	1.98005	0.89592	0.77006	0.26749	0.03678	0.00980
29	44	1.97381	0.89326	0.76509	0.26870	0.03693	0.00983
30	45	1.91606	0.86481	0.74054	0.26482	0.03630	0.00959
31	46	1.90117	0.86076	0.73105	0.26330	0.03640	0.00966
32	47	1.87449	0.84741	0.71890	0.26220	0.03639	0.00959
33	48	1.82694	0.81612	0.70449	0.26059	0.03613	0.00962
34	49	1.82504	0.81260	0.70559	0.26105	0.03619	0.00961
35	50	1.81343	0.80170	0.70514	0.26083	0.03616	0.00960
36	51	1.80984	0.79751	0.70564	0.26093	0.03614	0.00962
37	52	1.80773	0.79519	0.70585	0.26095	0.03613	0.00962
38	53	1.80976	0.79656	0.70650	0.26096	0.03613	0.00962
39	54	1.81050	0.79714	0.70662	0.26099	0.03614	0.00962
40	55	1.81144	0.79805	0.70666	0.26098	0.03613	0.00962
41	56	1.81333	0.79972	0.70687	0.26099	0.03613	0.00962
42	57	1.81274	0.79915	0.70684	0.26099	0.03613	0.00962
43	58	1.81295	0.79936	0.70685	0.26099	0.03613	0.00962
44	59	1.81296	0.79937	0.70685	0.26099	0.03613	0.00962

殊出生率は、昭和10年から19年までの出生年次ものについて、昭和15年を除きほぼ20を少し上回る安定した水準にあった<sup>8)</sup>。しかし昭和21~24年の出生コウホートになるに至って急速に低下し、その後25年コウホートでいくらか反騰したがその後また低下し、低下は10年間のコウホート間の幅をもって継続した。昭和35年のコウホートになると低下も止まり、その後横這いである。最近のところはごく微増の傾向にある。ただし、前にも述べたように、昭和35年出生以降のコウホートは昭和59年の期間出生率を代用した仮設コウホートの部分が増大するので、横這いになるのはある程度当然と言えよう。

ここで第1に注目すべきは第1子の出生率が合計特殊出生率と大体同じ波長で動いていることである。このことは合計特殊出生率決定にあたり、第1子出生率の持つ大きな役割を示唆するであろう。これに反し、第2、3子出生率の振幅は合計特殊出生率のそれとは必ずしも一致しない。第4子以上の出生率は合計特殊出生率の動きとはほぼ無関係に減少の一途を辿っている。

第2のポイントは、先にも一寸触れたように、昭和21年から24年までの出生コウホートの合計特殊出生率の値がその前後のコウホートに比べて相当程度低いことである。これはイースタリンの有名な仮説、つまりあるコウホートの累積された出生率はそれを生むコウホートのサイズに反比例するという所説の妥当性を想起させる<sup>9)</sup>。この点をここでは行きがけの駄賃の意味もあって、我が国について検証してみようというのが図1である。そこではコウホート・サイズの代役として普通出生率が出生コウホートの出生年に対してとられ、他方その出生年のコウホートの合計特殊出生率がグラフにプロットされる。

図1 出生年別コウホート合計特殊出生率と同じ出生年における普通出生率

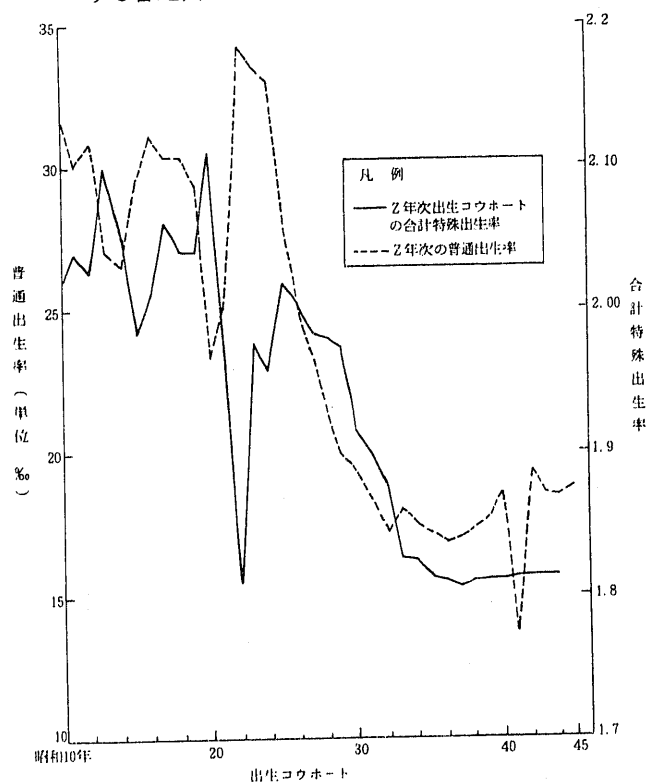


図1によれば、少なくとも昭和10年から26年までの出生コウホートの合計特殊出生率は、それが出生した際の普通出生率と見事に逆方向counter-cyclicalであることが明らかとなった。こうしてみるとイースタリン仮説は我が国の戦後の相当部分で非常によく当てはまっているように見える。もっとも、本来イースタリン仮説はこのような短期の上下運動に関してではなく、もう少し世代のサイクル変化という長期のものであるが、ともあれ、昭和27年後の出生コウホートになると出生年の普通出生率とコウホート合計特殊出生率はほぼ同方向の関係になってしまう。

この理由としては、昭和33~34年以後のコウホートでは昭和59年のクロスセクション出生率を一定とする合成コウホートの作用が強くなることが挙げられるが、しかしその外に、最近のコウホート出生率の動きはコウホートの大小から来る相対的経済的地位によるよりも、晩婚化、女性の労働力進出といった効果

8) もちろん安定していたと言っても程度の差であり、図1のように細い目盛りで示すと乱高下している。しかし、昭和21~25年コウホートが示すような、烈しい動きは示していない。  
 9) Richard A. Easterlin, *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth*, National Bureau of Economic Research, New York, 1968 ; "what will 1984 be like? Socio-economic implications of recent twists in age structure," *Demography*, Vol. 15, No. 4 (November 1984), pp.397~432.

図2  
我が国女子の各コウホートの年齢別第1児出生確率

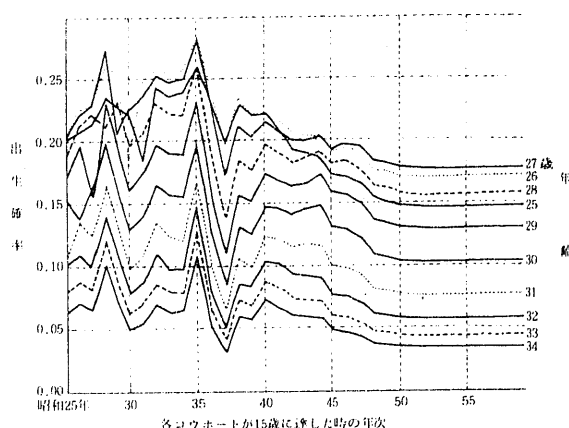


図3  
我が国女子の各コウホートの年齢別第2児出生確率

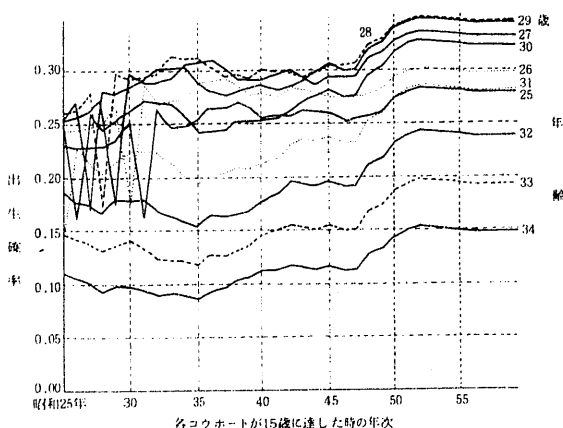
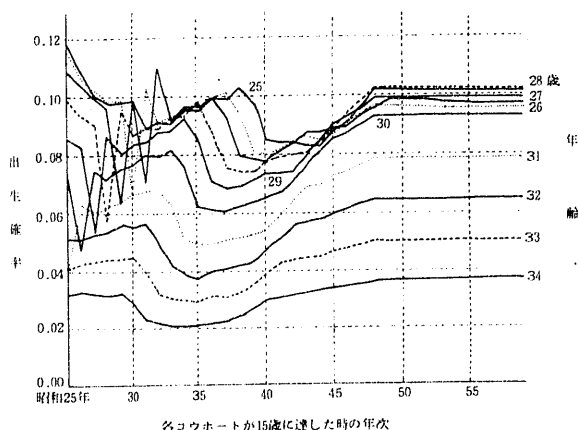


図4  
我が国女子の各コウホートの年齢別第3児出生確率



が各コウホートに無差別にかかり、コウホート・サイズの効果を凌ぐ働きを持つのかも知れない。

出生力表に用いた年齢別第1児、2児、3児出生確率  $g(x, 1)$ ,  $g(x, 2)$ ,  $g(x, 3)$  を特にグラフ化したのが図2, 3, 4である。ただし年齢は29歳から34歳までである。これらの図は現在の晩婚化による出生力の低下、そして将来の動向を占うものであるかも知れない。図2の第1児出生確率は低下しているが、第2, 3児出生確率は近年上昇の傾向にある。昭和50年以降は昭和59年のクロスセクション出生率一定の効果が入って変化しなくなる。

第1児の出生確率が25～34歳の生む盛りで減退するのは晩婚化というより少婚化の影響が出たものと

考えられようか。しかし昭和37年に各年齢とも低下しているのは、それが昭和22年のベビーブーム・コウホートだからである（この図は一寸変な図で、違ったコウホートの同じ年齢をつないだもので、同一コウホートの出生率を年次的につないだものではない）。しかし、第2児、3児の出生確率が上昇しているのは、すでに第1児、あるいは第2児を生んでいる女子はそれぞれさらに第2児、3児を生む傾向が強いことを表し、中産グループと少産グループとの間で分極化が進んでいることを意味するであろうか。

## V 出生力の時間的次元：パリティー別出生年

### 1 年齢と出生間隔

先にも述べたように、本研究の重要な目的の一つは、我が国の出生力研究ではほとんど行われていなかった<sup>10)</sup> 出生力の時間的次元、出生力のタイミングの問題に迫るのが目的である。さて出生力の

10) 人口問題研究所の出産力調査は例外的に出生間隔について調べ、過去の調査の結果と比較している。最近のものは、阿藤誠ほか『昭和57年第8次出産力調査第1報告書：日本人の結婚と出産』、人口問題研究所実地調査報告資料、昭和58年3月25日、第2章出生のタイミング、pp. 53～59。先駆的なものとして、黒田俊夫氏の次の論文がある、「日本人口の出生力に関する研究(3)」、『人口問題研究』、第82号（昭和36年3月）、pp. 18～63。これらは出産力調査のデータを用いたもので、動態統計を操作したものではない。

タイミングとしての数少ない指標は、各パリエィーの平均出生年齢とそれを基にした平均出生間隔である。そのほかに全体の平均出生年齢と全体の平均パリエィー間隔 (mean interbirth interval) という概念があり、平均出生年齢と平均出生間隔から計算できる。

## 2 平均出生年齢・平均出生間隔の計算方法

平均出生年齢は簡単であり、次の式により示される。 $M(i)$ はパリエィー  $i$  における平均出生年齢。

$$M(i) = \Sigma(x * B(x, i)) / \Sigma B(x, i) \quad [6]$$

次にパリエィー  $i$  から  $i + 1$  への平均出生間隔は

$$I(i) = M(i+1) - M(i) \quad [7]$$

である。

これによってコウホート別・パリエィー別平均出生年齢および出生間隔を示したものが表3である。表3の右側の出生間隔は、人口動態統計上巻に所載されてある平均出生年齢から計算した各パリエィーの数値とほとんど同じであるが、「出産力調査」で得た平均出生間隔よりもかなり短い。ちなみに、この純再生産力表から得られる数値は結婚から第1子出生までの出生間隔は得られない。第8次出産力調査の報告書によれば、パリエィー1から2までの平均出生間隔は第8次調査で2.95年、第7次調査(昭和52年)で2.85年であるのに対し、今回の計算では昭和45年前後に15歳となるコウホートで2.44年といくらか短い。またパリエィー2から3までの出生間隔は第8次出産力調査では3.37年、第4次(昭和37年)で2.92年だが、今回の純再生産力表では同じく昭和45年頃で2.28年とかなり短い。総じて出産力調査では、パリエィーが増すにつれて出生間隔が長くなる傾向にあるに反し、今回のものは逆である。

この理由については次のように考えることができよう。今回の純再生産力表の計算では  $M(i)$  を示すものの中にはやがて  $i + 1$  の出生に行く  $M'(i)$  の平均値を持つものと、パリエィー  $i$  に留り  $M''(i)$  の平均値を持つものがある。これらの分解は純再生産力表を使ったもの、すなわち元は人口動態統計によるものでは直接的にはできないのに反し、出産力調査では  $M'(i)$  だけについて調査していることである。定義上の差が外にもあろうが、それはここで論じない。もし、人口動態統計を基にして計算する場合、 $M'(i)$  だけについて計算すれば、パリエィー  $i + 1$  に移り得る能力を持つ女子は  $M(i)$  が少し早まる可能性もあり、結果として出産間隔が長くなる効果を持つことが考えられる。

## 3 平均出生年齢の分解

ライダーによれば平均パリエィー間隔 (mean interbirth interval) は次のようにして求められる<sup>11)</sup>。平均パリエィー間隔 (Mean interbirth interval)

$$I = (G(2) * I(1) + G(3) * I(2) + G(4) * I(3) + G(5+) * I(4+)) / (G - G(1)) \quad [8]$$

平均出生年齢  $M$  (全パリエィーの)

$$\text{平均出生年齢 } M = M(1) + (I(1) * (R(1) * G(2+) / G)) + I(2) * (R(2) * G(3+) / G) + \dots \quad [9]$$

ただしパリエィー拡大率  $R(i) = G(i+1) / G(i)$

$$R(4+) = \frac{G(5+)}{G(4+)}$$

11) Ryder, 前掲書。

表3. コウホート別・パリティ一別平均出生年齢および出生間隔

年次	1 児	2 児	3 児	4 児	5 児 +	1—2 児	2—3 児	3—4 児	4—5 児
昭和									
25	25.75	28.37	30.25	31.48	33.93	2.62	1.88	1.23	2.45
26	25.75	28.40	30.44	31.73	34.21	2.64	2.04	1.29	2.48
27	25.72	28.39	30.54	31.91	34.35	2.67	2.15	1.37	2.44
28	25.69	28.37	30.59	31.98	34.41	2.68	2.22	1.39	2.43
29	25.71	28.41	30.64	32.05	34.47	2.70	2.23	1.41	2.42
30	25.72	28.40	30.59	32.02	34.34	2.68	2.20	1.43	2.32
31	25.69	28.35	30.51	31.96	34.30	2.66	2.16	1.46	2.34
32	25.69	28.30	30.42	31.89	34.31	2.61	2.12	1.47	2.43
33	25.70	28.27	30.34	31.88	34.27	2.56	2.08	1.53	2.39
34	25.66	28.20	30.29	31.90	34.22	2.54	2.08	1.61	2.33
35	25.64	28.13	30.22	31.93	34.32	2.49	2.09	1.70	2.39
36	25.68	28.18	30.33	32.08	34.42	2.49	2.15	1.75	2.35
37	25.67	28.19	30.43	32.31	34.74	2.52	2.24	1.88	2.43
38	25.69	28.19	30.49	32.34	34.66	2.50	2.30	1.85	2.32
39	25.72	28.23	30.61	32.49	34.83	2.51	2.38	1.88	2.34
40	25.73	28.25	30.67	32.52	34.82	2.52	2.42	1.86	2.30
41	25.76	28.28	30.70	32.53	34.85	2.52	2.42	1.82	2.33
42	25.82	28.33	30.74	32.58	34.92	2.51	2.41	1.83	2.35
43	25.89	28.38	30.75	32.56	34.88	2.49	2.37	1.80	2.33
44	25.99	28.45	30.78	32.57	34.89	2.46	2.33	1.79	2.32
45	26.13	28.57	30.85	32.67	35.06	2.44	2.28	1.82	2.40
46	26.21	28.63	30.89	32.65	35.01	2.42	2.25	1.77	2.35
47	26.29	28.70	30.91	32.66	35.07	2.41	2.21	1.75	2.41
48	26.39	28.78	30.95	32.71	35.04	2.39	2.17	1.76	2.33
49	26.39	28.77	30.94	32.70	35.05	2.38	2.16	1.76	2.35
50	26.42	28.78	30.95	32.71	35.06	2.35	2.17	1.76	2.35
51	26.44	28.77	30.94	32.71	35.04	2.34	2.17	1.77	2.33
52	26.45	28.77	30.94	32.72	35.05	2.32	2.17	1.77	2.33
53	26.43	28.76	30.94	32.71	35.05	2.33	2.18	1.77	2.33
54	26.43	28.76	30.94	32.71	35.04	2.33	2.18	1.77	2.33
55	26.42	28.76	30.94	32.71	35.04	2.34	2.18	1.77	2.33
56	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.36	2.18	1.77	2.33
57	26.41	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33
58	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33
59	26.40	28.76	30.94	32.71	35.04	2.35	2.18	1.77	2.33

$$G(i) = \sum f(x, i)$$

$G$  = コウホート合計特殊出生率

$$f(x, i) = \frac{B(x, i)}{P_F(x)}$$

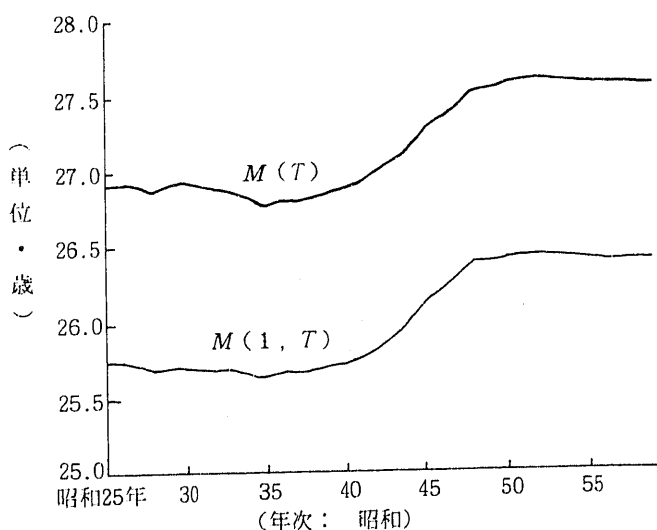
そうすると平均出生年齢  $M$  は次のように分解できる。

$$M = M(1) + K * I \quad [10]$$

$$K = (M - M(1)) / I \quad [11]$$

$K$  はパリティ・間隔スケール・ファクター

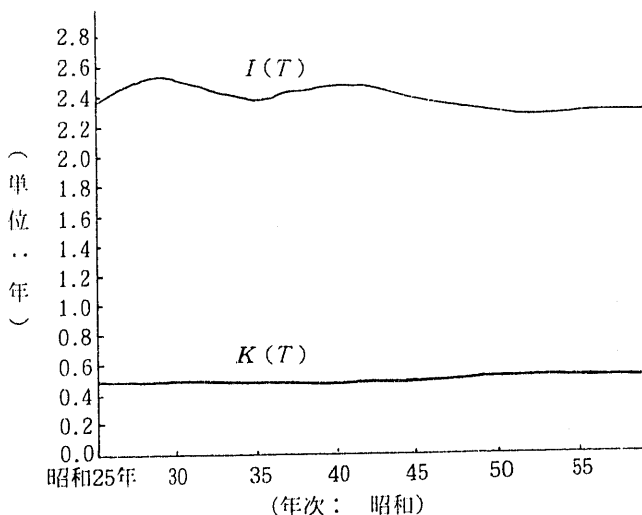
図5 コウホート出生率のテンポの要素分解:  $M(T)$ ,  $M(1, T)$



$M(T)$  = 平均出生年齢

$M(1, T)$  = 第1子平均出生年齢

図6 コウホート出生率のテンポの要素分解:  $I(T)$ ,  $K(T)$



$I(T)$  = 平均パリティ・間隔 mean inter-birth interval

$K(T)$  = interval scale factor

この分解式によって、 $M$ ,  $M(1)$  (パリティ1の平均出生年齢)、 $I$ ,  $K$ を計算したものが図5と6である。図5, 6は本来ならば一つの図にまとめられるべきものだが、スケールが異なり一緒に示すと変化がよく判らなくなるので、 $M$ ,  $M(1)$ と $I$ ,  $K$ のグループの2つに分けた。なお、これらの数値と $M$ を計算するに用いたパリティ・拡大率の表は割愛する。

図5, 6の解釈は次のようである。図5に示されているように $M(T)$  (これは[10]の $M$ と同じ、 $T$ は年次を表す)の傾向と第1子出生平均年齢 $M(1, T)$ のそれとは全くと言ってよい程同じである。それに反して図6の $I(T)$ と $K(T)$ はほぼ横這いのコンスタントの傾向を示し、またこれら自身の数値は小さい。

この図から、 $M(T)$ は実際上 $M(1)$ の動向に左右されると言ってよい。平均出生年齢は第1子の出生年齢によって決定されると言えるであろう。これは当たり前とも考えられるが、結局全体の子供を生む平均出生年齢は第1子を生む年齢に左右されることであり、その含蓄は案外重要である。晩婚化によって第1子出生が遅れれば、出生全体が遅れることである。表3によって、第1子から第2子への平均出生間隔は短くなる傾向が一貫して見られるが、第2子から第3子のそれは一旦は長くなりながら再び短くなるという具合で複雑である。図5に示されているように、平均出生年齢は傾向として増加しているが、平均パリティ・間隔は近年僅かであるが短縮化している。ここで見る限り、晩婚化による第1子平均出生年齢の遅れが平均パリティ・間隔の短縮化によってカバーされるという傾向を示さないこともない。

## VI 結語：本研究の含蓄と将来の課題

本研究は女子の年齢・出生順位別出生によって一種の出生力表を作成し、それを基にして出生力の時間的次元を表現するパリティ別平均出生年齢、パリティ間の平均間隔を論じ、そして全パリティの平均出生年齢を第1子平均出生年齢とその他に分解して考察した。そこから得られる結論の一つは、近年出生年齢は晩婚化の影響による第1子出生年齢の増加によって高まっているが、第1子出生年齢の変化は全体の出生年齢に対し大きな意味を持つ。これがあまり高くなりすぎると全体の出生年齢が高くなりすぎ、生みたいと思っても生めないまま終る可能性が生ずる危惧を示唆している。今回の出生力表から分かる限りは、我が国の場合平均出生年齢、そして第1子平均出生年齢の上昇は同時に出生間隔の短縮化となって適応化されている。しかし、ここでの出生間隔の計算はいわゆるオープン・エンドのパリティ出生数も含んでいるので ( $M(i)$  は  $M'(i)$  と  $M''(i)$  を含むこと)、決論は早すぎるかも知れない。

さて、今回のこの研究が将来の合計特殊出生率の動向の予測にどのように役立つことであろうか。この研究で最大の問題は現在出生率がtruncatedされている最近のコウホートが将来どのような出生率を示すかである。しかし、ここで示されたすべての指標、年齢別パリティ別出生確率、出生順位別合計特殊出生率、その出生時の普通出生率との比較、平均出生間隔の傾向等から見て、コウホート合計特殊出生率は将来増加こそすれ、減少はしないように思われる。しかしながら同時にその回復、反騰が著しいであろうという徴候は今回の分析では必ずしも明確でない。さらに出生力のタイミング要因は重要であるが、タイミング効果がいわゆる出生力固有の程度を超えているかどうかを解明し、現在の期間別合計特殊出生率の低さを十分説明しているかどうかの点について確証を示すことはできなかった。

しかし、これから5年間くらいの将来に第1子出生年齢がこれ以上伸長することを止め、年齢別・パリティ別出生確率が第1子出生のところで今後高くなれば、期間合計特殊出生率は着実に増加するであろう。

もう一つの実はかくれた収穫は、昭和26年までの出生コウホートの動向に対しイースタリン仮説がよく当てはまることである。これによって今後の研究発展の出発点としたい。

将来の研究課題は大変に多い。第1に現在の純再生産力表はコウホート別の結婚確率等結婚・離婚の要因をぜひ取り入れる必要がある。第2に、ある具体的な期間を取り、期首と期末の合計特殊出生率の差をコウホート合計特殊出生率の差と平均出生年齢の差の（あるいはそれを修正した）出生間隔で説明するモデルを作る必要がある。しかしそのためには、第1段階としてここで推定されたコウホート出生率を逆に結んで期間出生率へと転換し、それが現実に近いかどうかを検証しなくてはならない。

第3として、昭和26年までの出生コウホート合計特殊出生率の上下運動について、コウホートサイズがcounter-cyclicalなのはデータが不備であるからだとの意見もあるので、分母と分子が正しく照応する数字で再びグラフを描く必要がある。

## Age, Parity and Time in Fertility

Shigemi KONO and Akira ISHIKAWA

The present study aims at analyzing the trend of the Japanese fertility from the temporal aspect. Studies in this aspect have been relatively scarce and



mostly confined to analysis of sample survey on fertility. The present study is based on the vital statistics data upon which age-parity adjusted net reproduction tables were constructed for 35 different female birth cohorts. The first female birth cohort under study is the one born in 1935 and the last cohort is the one born in 1969.

Already, Akira Ishikawa, one of the authors of this paper has computed age-parity specific birth probabilities on the basis of vital statistics and intercensal population estimates for these 35 cohorts, employing the same method which Heuser used for getting same indicators for the United States at the National Center for Health Statistics. It should, however, be pointed out that Ishikawa actually did not know the Heuser method previously. He contrived the method by himself which happened to be the same with Heuser's. On the basis of age-parity specific birth probabilities for 35 cohorts, the present study has constructed age-parity adjusted net reproduction tables by the method which is practically the same with the one employed by Whelpton in his book *Cohort Fertility* published in 1954.

On the basis of the reproduction tables, calculations were made not only of cohort net reproduction rate and total fertility rate by parity and age, but also of mean age at first birth, second birth, etc. and average length of birth interval in each cohort.

Several salient results have been obtained from the present analysis.

- (1) From 1935 to 1951 birth cohorts, the cohort total fertility rate and the crude birth rate at year of birth for the cohort concerned are distinctively counter-cyclical to each other. A small size cohort tends to have a high total fertility rate and a large-sized one tends to have a lower total fertility rate. This means that the Easterlin hypothesis can be applied very well to the Japanese fertility situation at least before the 1951 birth cohort.
- (2) Mean age at first birth and that for all parities have both been increasing and in a close relation to each other. There is a tendency that birth intervals have been shortening.
- (3) Mean age at first birth is the most important factor in determining the mean age of cohort fertility.
- (4) Age-parity adjusted net reproduction tables are useful for fertility timing research by obtaining some useful fertility indicators for Japan otherwise unavailable. In future, if the table can incorporate into it the marriage factor, it would indeed enlarge its scope and increase its usefulness.
- (5) The present analysis throws some light on exploring complex mechanisms of fertility determination by the timing analysis, hence it can provide some useful clues to augur the future trend of period total fertility rate on the basis of parity-specific cohort fertility.

# 有配偶女子の就業歴

## —「家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査」の結果から—

中野英子・山本千鶴子・稲葉 寿

### はじめに

女子の労働力率は年齢階級によって大きく異なり、これをグラフに描くと“M”のような形になる。この年齢階級別労働力率のM字型のパターンは、男子にはみられない女子独特のもので、このことは、女子の労働力供給が年齢や配偶関係、出生行動などの人口学的要因の影響を強くうけることを意味している。とくに、家族ぐるみで就業することの多い自営業とは異なって、雇用者としての就業行動は、家族の生活のなかで選択される傾向が強いため、雇用労働力化が進むのにもなって、M字型のパターンがますます明らかになることになる。

最近の女子労働力人口の動きは、雇用労働力の増加という形で変化してきている。とくに、結婚出産期に相当するステージと、出生完結後のステージにおいて、雇用労働力が著しく増加している。このように、有配偶雇用労働力の増加という形で女子の就業機会が増大するのは、日本の女子労働力の歴史では初めての経験であって、それだけに、家族の生活の展開のなかで有配偶女子の就業行動を規定する要因の分析と、将来の動きを見通すことが急がれている。

そのためには、労働力供給の特質をふまえた有配偶女子の就業行動の実態を明らかにすることが必要であろう。このような視点にたって、われわれは、1984年10月に全国から4地域を選定して「家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査」を実施した。調査の概要はすでに報告書が刊行されているが<sup>1)</sup>、本稿は、この調査の理論的枠組みとその結果のなかから、とくに、有配偶女子の就業歴を結婚コウホートによって明らかにすることを目的としている。

## I 調査の概要

### 1 調査実施の概要

#### (1) 調査の目的

この調査は、家族を説明変数とする有配偶女子の就業行動の分析を目的としている。そのために、結婚期間と子供のライフ・ステージによって、有配偶女子の現在の就業行動がどのように異なるか、ならびに、回想法的手法を用いて、一人一人の過去から現在にいたる就業歴のデータを収集し、有配偶女子の就業行動がどのような変化の過程をたどってきたかを明らかにすることを二つの柱としている。

1) 厚生省人口問題研究所(河邊宏・中野英子・山本千鶴子・稲葉寿)、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』、実地調査報告資料、1985年10月1日。

## (2) 調査の地域

この調査は、全国から4地域（岩手県 盛岡市，神奈川県 藤沢市，鹿児島県 国分市，富山県 井波町）を有意に選んで実施された典型調査である<sup>2)</sup>。

## (3) 調査の対象

選定された4地域において、各地域からとくに雇用者世帯の多い調査区を有意に抽出し、そのなかから、無作為に抽出された20歳以上50歳未満の有配偶女子を対象としている。

## (4) 調査の時期

昭和59年10月1日現在の事実による。

## (5) 調査の方法

厚生省人口問題研究所の毎年次調査の慣例に従って、この調査も配票自計・密封回収方式によった。

## (6) データ処理

この調査によって得られた情報は、A・B2種類のデータに収められている。

Aテープは20歳以上50歳未満の有配偶女子すべてについて、点検後の調査票に記入されている事実をそのままテープに収めたものである。Bテープは、子供の学齢を重視する立場から、Aテープを基にして、夫婦の出生年月・結婚年月（結婚期間）・出産年月（子供の年齢）・妻の就業年をそれぞれの事象が発生した年の4月1日時点における仮説的な年次（4月年）へ転換した集計用テープである<sup>3)</sup>。

## (7) 集計対象

調査の目的にかんがみ、出生年月および結婚年月が明らかな初婚の女子7,908人を集計の対象としている。

## 2 調査の枠組み

### (1) 有配偶女子の労働力供給行動の特質

かつてのわが国では、小零細自営業のウエイトが高く、それらの自営業世帯では家族ぐるみの就業が一般的であった。一方、女子労働力人口における雇用者のウエイトは小さく、しかも、雇用者の大部分は結婚するまでの若年未婚労働力であった。

ところが、経済の高度成長期に入ると、女子、とくに有配偶女子が家族従業者として就業する機会が減少したが、その一方で、若年労働力の雇用労働力化が進行した。しかし、進学率上昇による労働力化のおくれや、結婚や出産などによる退職のために、雇用労働力の増加にもかかわらず女子労働率は徐々に低下した。また、「石油危機」以降成長期に入ってから、家族従業者の減少が続いたが、雇用労働力が著しく増加したために、女子労働力率は上昇に転じた。

このような女子労働力人口の量的質的变化のなかで注目されることは、女子の雇用労働力が、かつては若年未婚を中心とした労働力であったものが、次第に有配偶労働力のウエイトを高めてきたことである。その結果、女子労働力人口の年齢構成が大きく変化して、女子の年齢階級別労働力率のM字型パターンが明らかになった。

年齢階級別にみた女子の労働力率がM字型のパターンを形成するということは、女子が結婚し、子供を生み育てる過程で、労働力と非労働力との間を往き来することを意味している。このことは、男子とは異なって、有配偶女子の労働力と非労働力との間の移動（あるいは就業するかしないかの選択）が、その当事者である女子個人によるだけでなく、家族とのかかわりあいの中で決定されることを意

2) 調査の地域は、1980年国勢調査の市町村別データから、地域の人口規模と女子の年齢階級別就業率および雇用率のパターンとを組み合わせ選定された。

3) データ処理の方法については、厚生省人口問題研究所、前掲（注1）、「昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査」、p.7に詳しい。

味している。とくに、有配偶女子の雇用労働力化には、この家族とのかかわりが大きな意味をもつことになる。そしてこのことは、女子の労働力供給の研究には、女子の生活構造に立ち上がった視点が必要不可欠であることを意味している。換言すれば、女子の労働力供給構造を、生活のある一時点だけでとらえるのではなく、女子の一生を通した時間の流れのなかで、家族の生活段階（ライフ・ステージ）との関連で把握する必要があるということになる。

近年、世界各国で有配偶雇用労働力が増加しており、わが国においても例外ではない。また、有配偶雇用労働力の増加にともなって、女子の就業行動も多様になっているが、その実態は必ずしも十分に明らかにされているとはいえない。女子の労働力供給行動の特質をふまえて、女子の労働力供給行動が家族のライフ・ステージの展開に対応してどのように変化していくか、その実態の把握が望まれるゆえんである。

## (2) 有配偶女子の労働力供給に関する実証研究と問題点

家族の生活段階との関連で有配偶女子の労働力供給行動を分析した研究には、たとえば、厚生省人口問題研究所のいくつかの実地調査や雇用促進事業団職業研究所の調査、さらに、国民生活センターや社会保障研究所の研究などがある。

厚生省人口問題研究所の第7次出産力調査の個票データ（全国標本）にもとづく分析によると、妻の結婚期間別雇用率はM字型のパターンを形成しているが、これを妻の年齢階級別にみると、結婚期間別にみられるような「谷」と「山」がはっきりしたM字型を示さない<sup>4)</sup>。これは、それぞれの年齢階級の中に、家族形成のスタートの異なる集団を含むためである。つまり、異なるライフ・ステージにある妻を一つの年齢階級にとりこんでしまうために、有配偶女子の労働力供給行動の特質が相殺されてしまうのである。従って、妻の雇用者としての供給行動を年齢だけでみるのは、その特質を見失う危険が大きいといわなければならない。このことは、妻の労働力供給が、結婚期間と結婚期間によって規定される子供の成長段階に対応して選択されることを明らかにした国民生活センターの生活歴に関する調査においても指摘されている<sup>5)</sup>。

また、第1子の成長段階に着目して家族のライフ・ステージをきざみ、子供の成長段階が進むにつれて妻の雇用労働力化が進むことを明らかにした研究<sup>6)</sup>をあげることができるが、第2子の成長段階、あるいは、第1子と第2子の成長段階の組み合わせによる影響についてはふれられていない。しかし、子供数によって妻の雇用率が異なるのは結婚期間15年までであって、結婚期間が15年をこえると子供数による違いはほとんどなくなってしまうことを明らかにした研究から<sup>7)</sup>、子供の成長段階が妻の雇用労働力化に影響を与えるのは、子供数によるよりも、子供の年齢（あるいは子供の年齢の組み合わせ）によるところが大きいことが予想される。

これらの研究はいわゆる仮設コウホートの方法を用いたものであるが、コウホート分析の手法をとり入れた研究としては、職業研究所の数次にわたる職業経歴に関する調査がある<sup>8)</sup>。この調査では、単に年齢別に分析するだけでなく、それぞれの社会経済的背景を考慮して世代別の就業行動の分析を試み、女子の就業歴のモデルを作成したが、設定された職業経歴の理論モデルを十分にいかしきれないという問題を残した。

4) 中野英子、「教育水準からみた有配偶女子の労働力供給行動—結婚・出産期を中心に—」、『人口問題研究』、第171号、1984年7月、pp. 44~45。

5) 国民生活センター編、『都市家族の生活歴—社会変動とライフ・サイクル—』、ドメス出版、1976年3月、p. 133。

6) 中鉢正美編、『家族周期と児童養育費—児童養育費調査報告書—』、社会保障研究所研究叢書3、至誠堂、1970年8月、p. 94。

7) 中野英子、前掲（注4）、「教育水準からみた有配偶女子の労働力供給行動—結婚・出産期を中心に—」、p. 45。

8) 雇用促進事業団職業研究所、『日本人の職業経歴と職業感』、至誠堂、1979年11月。

さらに、結婚後の妻の雇用労働力化が新しいコウホートほど早期化していることを明らかにした研究や<sup>9)</sup>、結婚前に雇用者であった妻の結婚後の就業行動を、結婚から第一子出生まで、さらに、結婚から第一子出生までのステージでひき続き雇用者であった妻の就業行動を、第一子出生から第二子出生までのステージについて分析し、ライフ・ステージが進むのにもなって雇用労働力からの離脱が進むこと、その雇用労働力からの離脱の大きさは、結婚コウホートによって異なることを明らかにした研究などがある<sup>10)</sup>。

これら一連の研究では、過去の特定のステージにおける妻の行動を回想法によって収集する方法がとられている。過去の記憶をよびおこしてデータを収集する時の最も大きな課題は、過去の記憶をいかに正確に掘りおこすかにかかっているといえるだろう。

上に述べた回想法を用いたいくつかの研究によって、われわれは、過去の記憶の収集は、現在から過去にさかのぼるよりも、過去から現在に近づく方が記憶のあいまいさをより少なくできることを知った。つまり、現在から過去にさかのぼって記憶をたどると、結婚期間が長ければ長いほど、結婚や子供の出生などの大きなイベントと現在との中間あたりに記憶の「空白地帯」が生じやすいのではないかと考えられる。このことは、一生記憶に残るような過去のイベント（たとえば、学校を卒業した時とか結婚した時など）をスタートとして、記憶に連続性をもたせて現在につなぐ方が、記憶のあいまいさや「空白」をより防ぐことができるのではないかということを示唆している。従って、コウホート分析をおこなうためには、過去の記憶を家族の生活の断面毎にとらえるよりも、あるイベントが生じた時を起点として、その翌年、翌々年というように、時間の連続のなかでとらえる方が有効であろうと考えられる。つまり、「点」で得られた記憶を積み重ねるよりも、記憶を「線」として収集した方がより目的を生かしうるのではないかと考えられるのである。この調査は、このような考えかたを实地調査に生かせるかどうかを確かめる試みでもある。

### (3) 分析のポイント

以上のような視点にたつて、この調査は、家族を説明変数とする有配偶女子の就業行動を次のような側面から明らかにしようと企画された。

- 1) 有配偶女子の就業行動は結婚期間の長さによってどのように違うか。
- 2) 有配偶女子の就業行動は子供数や子供のライフ・ステージによってどのような影響を受けるか。
- 3) 有配偶女子の就業行動は学歴によってどのように違うか。
- 4) 有配偶女子が将来雇用労働力化する可能性はどの程度とみこまれるか。
- 5) 有配偶女子の過去から現在までの就業行動は結婚コウホートによってどのように違うか。
- 6) 有配偶女子の雇用労働力の構造は結婚コウホートによってどのように変化しているか。
- 7) 有配偶女子がある年齢から次の年齢に進む1年間の就業移動の大きさはどのように変化しているか。

ただし本稿では、有配偶女子の就業歴をとくに雇用労働力に重点をおいて（上記分析のポイントの5)、6) 概説することにする<sup>11)</sup>。

9) 中野英子、「家族のライフ・サイクルからみた有配偶女子の雇用労働力化」、『人口問題研究』、第166号、1983年4月、pp. 48~49。

10) 中野英子、前掲(注4)、「教育水準からみた有配偶女子の労働力供給行動—結婚・出産期を中心に—」、pp. 47~50。

11) 分析のポイントの1)~4)および7)に関しては、厚生省人口問題研究所、前掲(注1)、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』を参照。

## II 有配偶女子の就業歴

### 1 就業歴に関するデータの収集方法

有配偶女子の就業行動がどのような経緯を経て現在にいたったかを明らかにするためには、有配偶女子の就業行動を過去から現在にいたる連続した生活の展開のなかで把握することが必要である。そこでこの調査では、調査の対象となった有配偶女子一人一人についての過去の就業状態を、高校卒業年齢に相当する18歳から現在の年齢までの各歳毎について質問し、連続したデータとして収集した(例えば、現在30歳の妻については、18歳の時から30歳までの13年間の事実を収集した)。幸いなことに、調査票の記入状態はきわめて良好で、貴重なデータを得ることができた<sup>12)</sup>。

### 2 結婚コウホート別雇用歴

雇用者としての有配偶女子の就業は、夫の就業から独立しているうえに、働く場と生活の場とが完全に分離しているのが一般的であるために、出産や家事育児とのバランスが就業行動に大きな影響を与えることになる。従って、有配偶女子の就業行動が、家族のライフ・ステージの展開に対応してどのように決定されるか、また、その時代によってどのように変わっているかということは、雇用者としての就業行動の分析により大きな意味をもつものであるということが出来る。ここでは、有配偶女子の雇用歴が結婚コウホートによってどのように異なっているかをみるために、最も長期にわたってデータが得られる昭和35～39年結婚コウホート(以下35年コウホートという)と最近次に結婚した昭和55～59年結婚コウホート(以下55年コウホートという)、およびその中間にあたる昭和45～49年結婚コウホート(以下45年コウホートという)の三つのコウホートを分析の対象としている。ここでのねらいは、有配偶女子が年齢を加えていく過程で、雇用率がどのように変化していくか、とくに、20代から30代にかけての雇用率低下の過程や、30代から40代にかけての雇用率上昇の過程が結婚コウホートによってどのように違っているかをみることにある。これらの結婚コウホート別雇用歴については、とくに、有配偶女子が同じ年齢であった時の雇用率の結婚コウホートによる違い(コウホート効果)と、年齢を加えていく過程における雇用率の変化——とくに「山」と「谷」のパターン——のコウホートによる違い(年齢効果)に注目することとする。ただし、結婚コウホート別の各歳時標本数の制約から、ここでは、おおまかな傾向やパターンをみることにしたい。

#### (1) 結婚コウホート別雇用歴のコウホート効果

結婚コウホート別雇用歴のコウホート効果が明らかな例として、まず盛岡市についてみることにしたい(図1)。盛岡市では、18歳時から「山」へいたる雇用率は、35年コウホートよりも45年コウホートおよび55年コウホートのほうが大きい。コウホート間の違いという点では、55年コウホートと45年コウホートとの間におけるよりも、45年コウホートと35年コウホートとの間のほうがずっと大きい。また、雇用率の「山」は55年コウホートにおいて最も高く、このコウホートの雇用労働力化が最も進んでいることを示している。しかし、18～20歳時の雇用率が45年コウホートよりも若干低いこと、および、「山」が2年おくられていることは、進学率上昇による労働力化のおくれや結婚のおくれを反映しているとも考えられる。

「山から谷」への過程における雇用率は、どの年齢をみても、新しいコウホートほど高く、この間の雇用労働力化が最近一段と進んだことを示している。しかし、35年コウホートや45年コウホートでは「山から谷」への雇用率低下がなめらかに推移しているのに対して、55年コウホートでは、20代後

12) 過去の年齢時における標本数の推移と就業状態の記入状況については、厚生省人口問題研究所、前掲(注1)、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』、p.61、参考表Ⅱ—5—1を参照。

半でいったんとまったあと、再び低下して「谷」へいたる推移がみられる。さらに「谷」は、35年コウホートより45年コウホートにおいてやや浅くなっているが、三つのコウホートの間でそれほど大きな違いはなく、30歳を過ぎるころには、ほとんど大部分が退職してしまうという傾向は変わっていない。また「谷」が形成されてからあとの雇用労働力化は、35年コウホートよりも45年コウホートの方が進んでいるということができる。

このようにみえてくると、少なくとも盛岡市では、雇用率のコウホート効果は、雇用率の「山」の高さと「山から谷」にいたる過程に大きく現れていることが明らかである。このことは、20代から30代初めにかけての就業行動が、とくに最近大きく変化してきたことを意味しており、同様な傾向は、藤沢市・国分市にも認められる<sup>13)</sup>。しかし、「谷」は3市とも依然として深く、「谷」の深さにもわずかながらコウホート効果が認められるものの、「山から谷」へのコウホート効果の大きさには及んでいない。とくに、藤沢市や国分市では、盛岡市よりずっと「谷」が深く、「谷」のコウホート効果も小さい。一方、「谷から第二の山」へいたる過程では、盛岡市では明らかなコウホート効果が認められるのに対して、国分市ではやや弱く、藤沢市ではほとんど認められない。

以上の結果から、「第一の山から谷」へいたる過程の雇用率のコウホートの効果は、3市間の違いは小さく、このような就業行動は全国的にかなりひろくみられると考えることができるだろう。しかし、「谷」の深さと「谷から第二の山」へいたる過程では地域差があって、この過程における有配偶女子の就業行動が、労働力供給側の要因以外の影響も受けていることを示唆するものと考えられる。なお井波町ではどのコウホートでも非常に高い雇用率が維持されており、コウホート効果のほとんどない雇用歴をみることができる(図2)。

## (2) 結婚コウホート別雇用歴の年齢効果

まず盛岡市の雇用歴(図1)のパターンによってその年齢効果をみてみよう。

「第一の山」は、新しいコウホートほど高いにもかかわらず、「谷」はそれほど変わっていないことから、「第一の山」が高いほど、「山」と「谷」の差の大きいパターンが形成されているとみることができる。また、コウホートが「谷」を経過した35年コウホートと45年コウホートとをくらべてみると、「谷から第二の山」へいたる雇用率上昇のパターンはよく似ている。

この盛岡市のパターンに比べると、藤沢市や国分市では、「第一の山」の高さは、盛岡市とほとんど同じであるにもかかわらず「谷」がずっと深くなっている。しかし「第二の山」の高さは、3市ともあまり差がない。従って、雇用率の「山」から「谷」への低下と「谷から第二の山」への上昇は盛岡市におけるよりもはるかに急であって、年齢効果の大きい明らかなM字型のパターンをみることができる。他方、井波町では、どのコウホートにおいても「山」と「谷」との差が小さく、年齢効果のほとんどないパターンをみることができる。

以上の結果から、有配偶女子の雇用歴には、3市のどのコウホートにも、年齢効果の大きいM字型パターンが明らかであるのに対して、井波町ではほとんどみることができないといえる。さらに3市では、年齢効果が相対的に小さいタイプ(盛岡市)と大きいタイプ(藤沢市・国分市)とがあり、雇用率の年齢効果は、新しいコウホートほど大きく、とくに、20代から30代初めにかけての年齢層における年齢効果が大きくなっていることがわかる。このことは、20代初めにおける雇用労働力化が進んでいる最近のコウホートほど、女子の就業行動が生活の展開との結びつきを強めていることを示すものである。また、井波町にみられるような、結婚期間のどこをとっても高い雇用率が維持されているという就業行動は<sup>14)</sup>、コウホート効果も年齢効果も小さい雇用歴が世代間で繰り返されることによ

13) 厚生省人口問題研究所、前掲(注1)、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』、pp. 64~67を参照。

14) 厚生省人口問題研究所、前掲(注1)、『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』、pp. 28~30。

図1 結婚コウホート別雇用歴 盛岡市

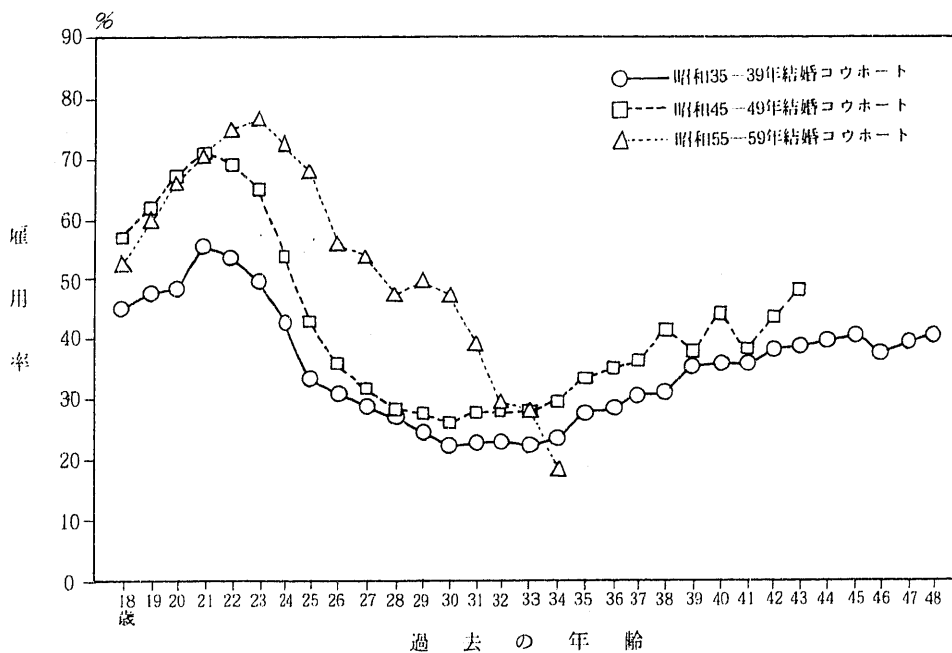
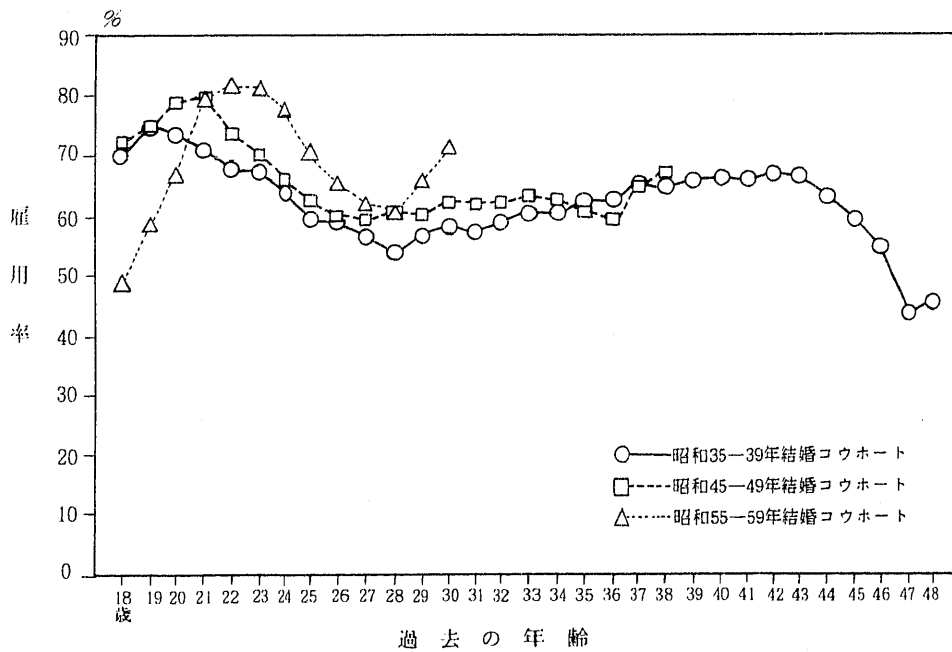


図2 結婚コウホート別雇用歴 井波町





て生まれるものであるということが出来る。

### 3 結婚コウホート別フルタイム・パートタイム雇用歴

ここでは、前節でみた結婚コウホート別雇用歴をフルタイム就業とパートタイム就業に分解し、結婚コウホート別にフルタイマー率とパートタイマー率がどのように推移したか、それが有配偶女子の雇用歴の形成にどんな影響を与えているかをみることにしたい。ただし、55年コウホートは、「第一の山から谷」が形成される年齢までしか観察できず、しかもこの「谷」が形成されるまでは、フルタイマー率・パートタイマー率には多少の地域差はあるものの、どの地域でも、そのほとんどがフルタイマー率の水準とパターンの年齢効果に依っているとみることが出来る。そこで、ここでは、「谷」から「第二の山」までの過程が観察できる35年コウホートと45年コウホートについてみていくことにする。

#### (1) 35年コウホートのフルタイム・パートタイム雇用歴

35年コウホートのフルタイム・パートタイム雇用歴においても、「第一の山」へと「第一の山から谷」への雇用率の推移は、どの地域においても、フルタイマー率の推移にほとんどが依存していて、この過程は20代におけるフルタイマーとしての労働力化とフルタイマーからの離脱の過程であるということが出来る。ところが、「谷」からあとの就業行動には地域による違いが生じており、その違いはパートタイム就業の影響の大きさの地域による違いによっているということが出来る。そこでこの点を中心に、それぞれの地域についての雇用歴を検討することとする。

盛岡市では(図3)雇用率が「谷」を過ぎて再び上昇に転じてからも、フルタイマー率はわずかながら低下を続け、35~37歳ごろで低下がとまったあとも、ほとんどその水準を維持している。これに対してパートタイマー率は、27~28歳ごろから、低水準ながら徐々に上昇し、35~36歳ごろでフルタイマー率の水準に追いつき、37歳以降では、フルタイマー率を上回る上昇を示している。従って、盛岡市の雇用歴はパートタイムの影響がやや大きい「フルタイム・パートタイム併存型」とでもいうべきものである。

藤沢市においても(図4)、雇用率が「谷」から再び上昇に転じたあとも、フルタイマー率はほとんど変化せず、38歳ごろからわずかに上昇するにとどまっているが、パートタイマー率は30歳を過ぎるところから40代初めにかけて急速に上昇し、そのあとかなり長期間にわたって高水準を維持し、雇用率の「第二の山」の形成に大きな影響を与えている。とくに、40歳を過ぎてからのパートタイマー率の水準は、盛岡市におけるよりもかなり高く、典型的な「パートタイム再就職型」のパターンを示している。

ところが国分市では(図5)、「谷」はかなり長期間にわたっているが、雇用率が再び上昇に転じた33歳以降では、フルタイマー率とパートタイマー率はほとんど同じ水準でゆるやかに上昇し、44歳ごろからパートタイマー率がフルタイマー率を若干上回るようになっている。従って、「谷」からあとの雇用率上昇には、フルタイマー率とパートタイマー率がほぼ同程度の影響を及ぼしており、雇用歴のパターンとしては、盛岡市と同じく「フルタイム・パートタイム併存型」に属するといえるだろう。

井波町では圧倒的にフルタイマー率の水準とパターンの影響が大きい雇用歴をみることが出来る(図6)。フルタイマー率には「谷」があるものの、この「谷」は3市の「第二の山」に匹敵する高さで、しかもこの高い水準は、そのあと15年余にわたって維持されており、「フルタイム優位型」の雇用歴ということが出来る。

#### (2) 45年コウホートのフルタイム・パートタイム雇用歴

45年コウホートにおいても、「谷」(あるいは「谷」に相当する部分)が形成されるまでの雇用率の水準とパターンは、ほとんどがフルタイマー率の水準とパターンとによって構成されている。従っ

図3 フルタイム・パートタイム雇用歴

昭和35～39年結婚コウホート

盛岡市

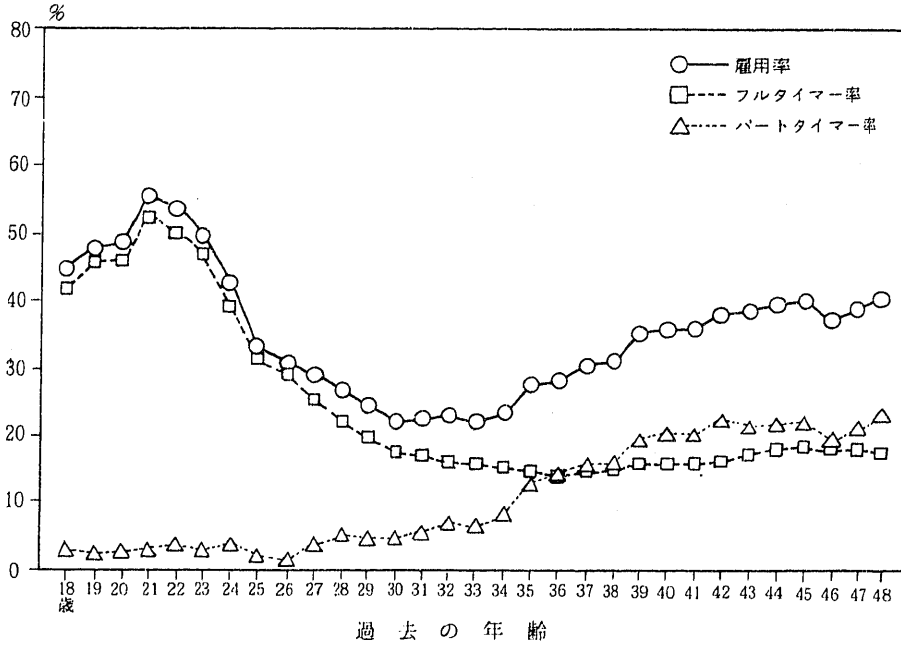


図4 フルタイム・パートタイム雇用歴

昭和35～39年結婚コウホート

藤沢市

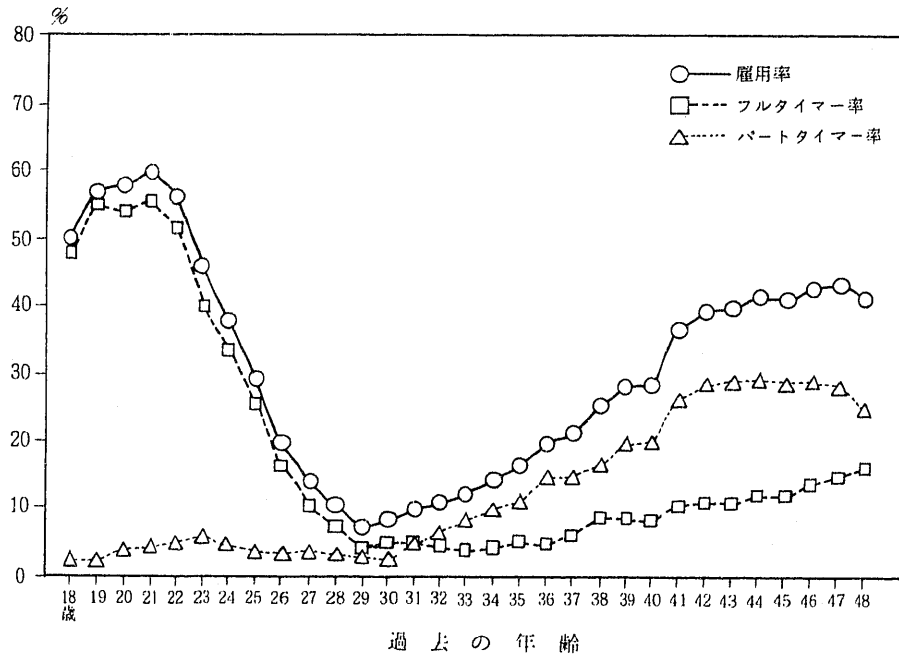


図5 フルタイム・パートタイム雇用歴  
昭和35~39年結婚コウホート 国分市

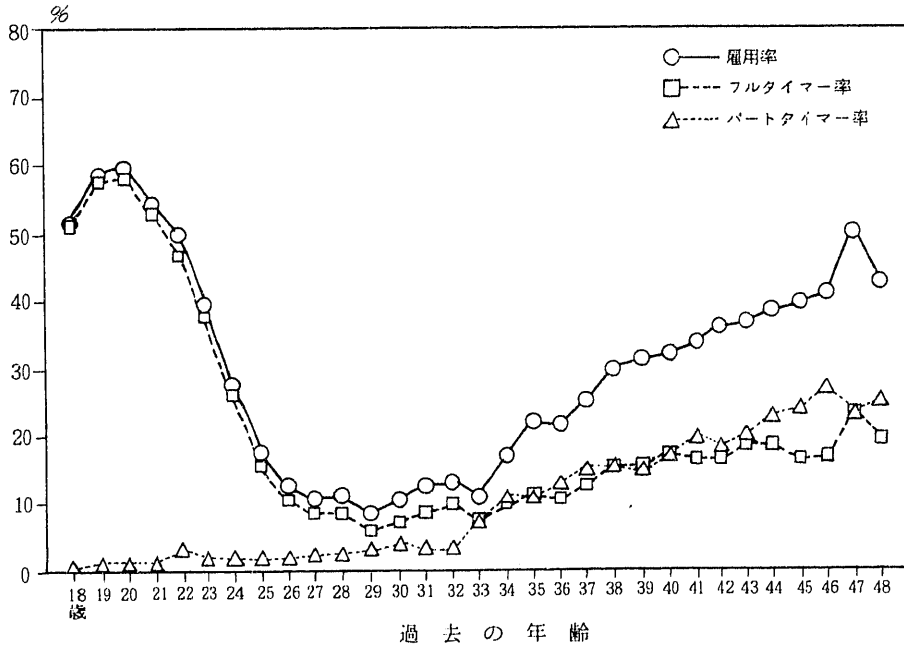
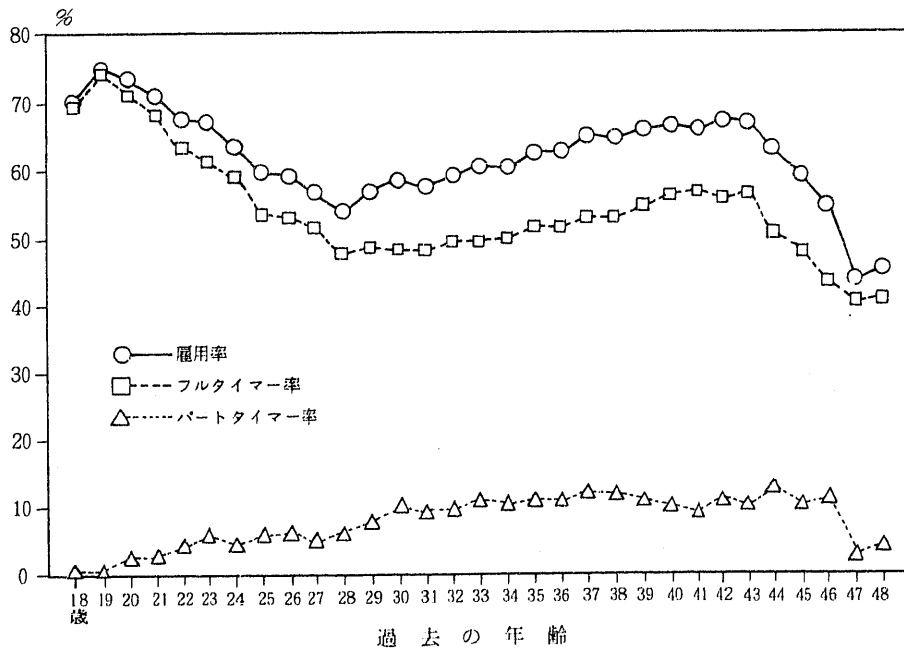


図6 フルタイム・パートタイム雇用歴  
昭和35~39年結婚コウホート 井波町



て、雇用歴のこの部分では、雇用率の水準には地域やコウホートによって違いがあるものの、そのパターンはかなり安定していると考えられる。しかし、このコウホートにおいても、「谷」を過ぎてからあとの就業行動には地域による違いをみることができる。

盛岡市では（図7）、フルタイム率は、どの年齢でもパートタイム率を上回っており、雇用率の水準とパターンに対して、フルタイム率の水準とパターンの影響が大きくなっている。しかし、29歳から34歳ごろまでの「谷」に相当するところでは、フルタイム率がほとんど停滞しているのに対して、パートタイム率が徐々に上昇し、その結果としてなだらかな「谷」が形成されているといえる。雇用率は34歳ごろから再び上昇するが、この「谷から第二の山」への過程では、フルタイム率が雇用率の水準と上昇のパターンにおける影響を強めている。従って、フルタイム率が雇用歴の形成に大きな役割を果たしている「フルタイム優位型」のパターンをみることができる。ところでさきに、盛岡市の35年コウホートの雇用歴のパターンを「フルタイム・パートタイム併存型」と規定したが、このことは35年コウホートと45年コウホートとの間で、有配偶女子の就業行動がかなり大きく異なっていることを意味している。その違いの第一は、雇用歴におけるパートタイム率の影響が小さくなっていることであり、その二は、「谷」以後においてフルタイム率の上昇が大きくなっていることである。また、「谷」以降のフルタイム率の水準が安定した推移を示していることは、有配偶女子の一部にフルタイム就業を継続する労働力が存在することを予想させる。そして、35年コウホートより45年コウホートのフルタイム率の水準が高くなっていることは、フルタイム継続が増加の傾向にあることを示唆するものと考えられる。

結婚コウホートによって就業行動が異なっている盛岡市とは違って、藤沢市における雇用歴のパターンにはコウホート間の本質的な違いをみることができない（図8）。すなわち、フルタイム率は「山」から「谷」へ急速に低下し、「谷」を過ぎてからほとんど変化せずに非常に低い水準で推移している。ところがパートタイム率は、雇用率が「谷」に達した32歳ごろからゆるやかに上昇し、「谷」からあとの雇用歴のパターンに対する影響を強めている。つまり、このコウホートにおいても、「谷」を転換期として、前半はフルタイム就業の大きさにより、後半はパートタイム就業の大きさによる「パートタイム再就職型」のパターンをみることができる。

ところが国分市では、35年コウホートの「フルタイム・パートタイム併存型」から、45年コウホートでは「パートタイム再就職型」のパターンへと変化している（図9）。すなわち、フルタイム率は「谷」を過ぎてからは非常に低い水準のままで推移しているのに対して、パートタイム率が急速に上昇し、そのために45年コウホートの「谷」を過ぎてからの雇用率の水準をおし上げる結果になっている。つまり、国分市では、35年コウホートと45年コウホートとの間で、有配偶女子の就業行動に大きな変化が生じたのである。そしてその変化は、45年コウホートにおけるパートタイム就業の著しい増加によってもたらされたといえる。

国分市においてもう一つ重要なことは、二つのコウホートでパートタイム率が急速に上昇した結果、「第二の山」をつくる年齢にほぼ10年近いずれがあることである。このことは、パートタイムとしての労働力化は、家族を供給要因とするだけでなく、地域の産業構造、すなわち、パートタイム労働力を需要する企業の存在が深くかかわっていることを示唆している。

井波町の雇用歴のパターンには、コウホートによる違いがほとんどみられない<sup>15)</sup>。45年コウホートにおいても、フルタイム率の高い水準とパターンによって雇用歴が形成されている。このことは、井波町の有配偶女子が生活のステージにあまり左右されずに勤め続けるという就業行動が世代間で繰り返されていることを意味している。従って、井波町の場合には、なぜこのような高い雇用率が

15) 厚生省人口問題研究所，前掲（注1），『昭和59年度 家族周期と女子の就業行動に関する人口学的調査』，p. 75，図Ⅱ-6-8参照。

図7 フルタイム・パートタイム雇用歴

昭和45～49年結婚コウホート

盛岡市

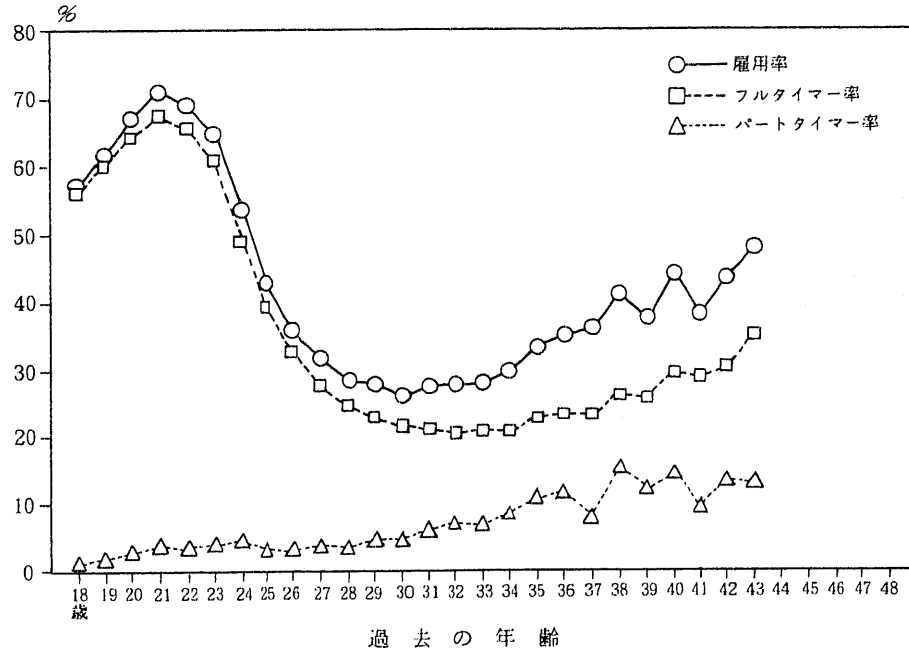
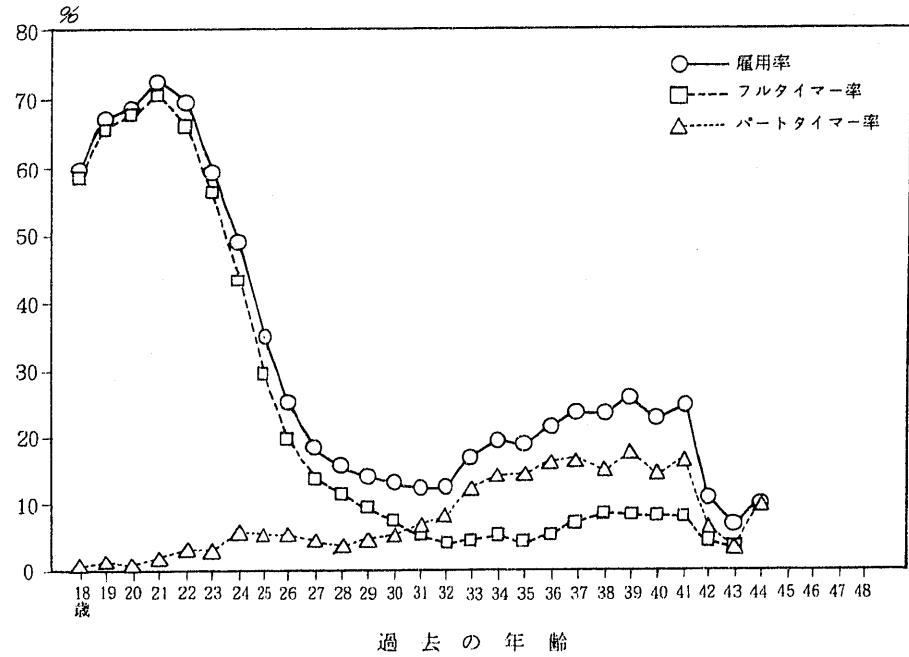


図8 フルタイム・パートタイム雇用歴

昭和45～49年結婚コウホート

藤沢市



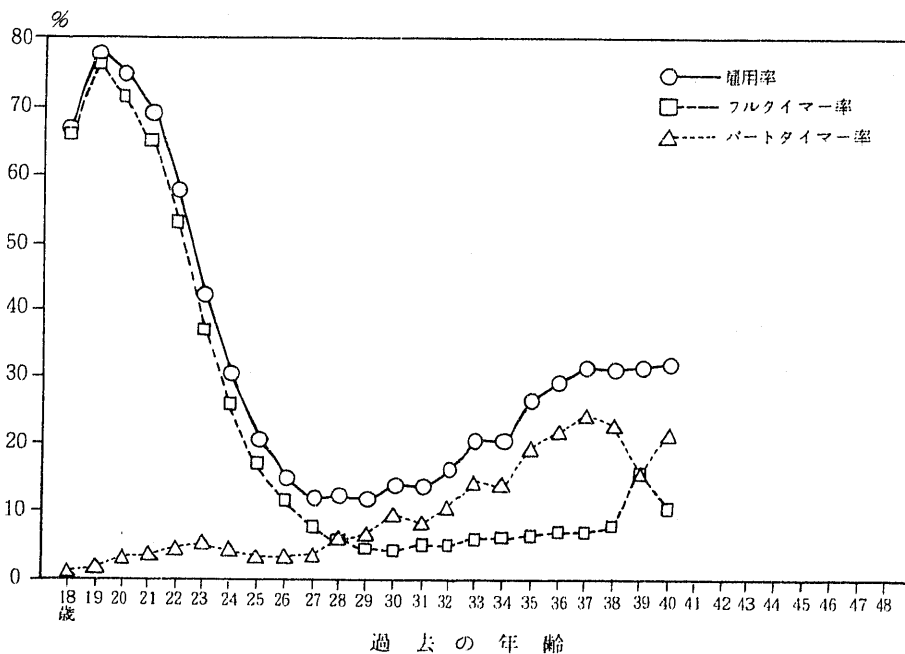
維持され続けているのかというような別の視点からの分析が必要であるともいえよう。

井波町の雇用歴についてもう一つ別の問題にふれておきたい。それは、どのコウホートにおいても有配偶女子の雇用労働力化が進んでいるということは、女子の雇用労働力化がさらに女子の雇用労働力としての就業の機会を拡大再生産する一たとえば育児も含めて家事労働の外部化などメカニズムが働くことである。しかし、すべての家事が外部化されることはないであろうから、このような町ぐるみの就業を誰がささえるのかという疑問が生まれる。この点については、井波町的生活構造をもっとほりさげてみなければならぬが、ここで得られたデータのなかであるいはこの問題をとくヒントになるのではないかと思われるものがある。それは、「図6 昭和35～39年結婚コウホート フルタイム・パートタイム雇用歴」のグラフである。このコウホートでは、44歳以降で雇用率・フルタイム率が急速に低下していることに注目したい。この雇用率低下は、20代における低下よりはるかに急激かつ大きく、井波町独特のパターンなのである。この低下が、雇用労働力からのリタイアを示すものとすれば、あるいはそれが若い世代の若年時における「山から谷」への非常にゆるやかな雇用率低下と、その過程における高いフルタイム率とを支えているのではないかとも考えられるのである。つまり、世代間で一母と娘あるいは息子の妻—雇用労働力の交替があるのではないかと考えられるのである。もしそうであれば、そのような就業行動が世代間でくり返されているからこそ、生活の展開のどのステージにおいても、高い雇用率をみるのであろう。

### 3 結びにかえて

過去から現在にいたる一人一人の就業行動を収集した今回の調査では、そのデータの量は非常に膨大なものとなった。以上に述べたところは、それらのデータを用いて、家族を説明変数とする有配偶女子の就業行動を解明するための第一段階にすぎない。

図9 フルタイム・パートタイム雇用歴  
昭和45～49年結婚コウホート 国分市



しかしながら、三つのコウホートについて雇用歴をみてきたところから、「第一の山」へと「山から谷」への過程では、女子の就業行動は、基本的にそれほど大きく変化していないといえる。ところが、「谷」を過ぎてからの就業行動には、コウホートにより、地域によって変化が生まれていることが明らかになった。この変化に対して、労働力供給側の要因が、どのような家族のライフ・ステージで、どのようにかかわっているのかをさらにほりさげることが、次の課題になるだろう。

## The Work Career of Married Women in Japan

Eiko NAKANO, Chizuko YAMAMOTO and Hisashi INABA

The labor force participation rate for Japanese women has kept on rising for the last decade. This upward trend has been brought about by the increase in the employed married women, especially by those who completed childbearing.

As the number of employed married women has kept on increasing, it has been necessary to clarify the women's labor-supplying activities with relation to family life stages.

For the reason, The Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare held The Demographic Survey on Married Women's Labor Force Participation on October 1, 1984 in four areas, namely Morioka-shi, Fujisawa-shi, Kokubu-shi and Inami-machi.

Drawing upon the retrospective data for The Survey, this paper aims to clarify the work career of married women who belong to '60MC (1960~64 marriage cohort) and '70MC (1970~74 marriage cohort).

As for the careers of these two marriage cohort, we'd like to differentiate the cohort effects (how different is the employment rate between cohorts in case that they were in the same ages) and the age effects (the changes of the employment rate, especially how different is the "M-shaped" pattern—it's "peak" and "bottom"—on their aging process). And then, we'd like to find out the type of the work career as a fulltimer and a parttimer.

Following are some of the main results of our studies.

1. In Morioka-shi, the cohort effect is obviously shown on the process "peak" and "from peak to bottom" of M-shaped curve, but "bottom" is still deep and the cohort effect is weak. Although the younger cohort has the higher "first peak", there is little difference in the level of "bottom" between the two cohorts. Obvious pattern of the age effect, therefore, is shown (in the text Fig. 1). Among Morioka-shi, Fujisawa-shi and Kokubu-shi, there are, however, obvious difference on "bottom" and "second peak".
2. In Inami-machi, both the cohort effect and the age effect are little, and it means the most of married women keep having their jobs (Fig. 2).
3. In Morioka-shi, according to '60MC, the fulltime-parttime employment

career is a little more influenced by parttime jobs than fulltime, it is what we call "the type of co-existence of fulltimers and parttimers (Fig. 3).

In '70MC, however, "the type of co-existence of fulltimers and parttimers" has changed into "the type of re-employment as parttimers (Fig. 7).

4. In Fujisawa-shi, both cohorts belong to "the type of re-employment as parttimers (Fig. 4 and Fig. 8).

5. In Kokubu-shi, "the type of co-existence of fulltimers and parttimers" in '60MC has changed into "the type of re-employment as parttimers" in '70MC (Fig. 5 and Fig. 9).

6. In Inami-machi, at any cohort and at any stage of age, the career having high fulltime rate is shown (Fig. 6).



## 期間合計特殊出生率と コーホート出生率の関係について

稲葉 寿

### I

河野・石川<sup>1)</sup>は、コーホート出生率の発生時期の変化が期間合計特殊出生率（以下TFRと略称する）に及ぼす影響に関して論じている。彼らはコーホート出生率の発動時期の遅れがTFRの減少をひきおこし、遅れが停止するとTFRがもとの水準へと回復すると結論している。このこと自体は経験的にはよく知られたことであるが<sup>2)</sup>、これまでかならずしも正しい定式がなされていなかったと思われるので、本稿では単純なモデルによってこの事実を再検討しておきたいと思う。

### II

今、 $m(a)$ 、 $a \geq 0$ 、は年齢 $(a, a+da)$ の人口が単位時間あたりに生む子供の平均数を与える出生関数であるとする。一般に、 $m(a)$ は非負の連続関数であり、以下の性質をみだす。

$$(1) \quad 0 < \alpha < \beta < \infty \text{ が存在して, } m(a) > 0, \quad \alpha < a < \beta, \quad m(a) = 0, \quad a \in [0, \alpha] \cup [\beta, \infty)$$

さらに簡単のため $m(a)$ はその最大値を区間 $[\alpha, \beta]$ の内点でとる単峰型の曲線であるとしよう（図1参照）。このときTFRは

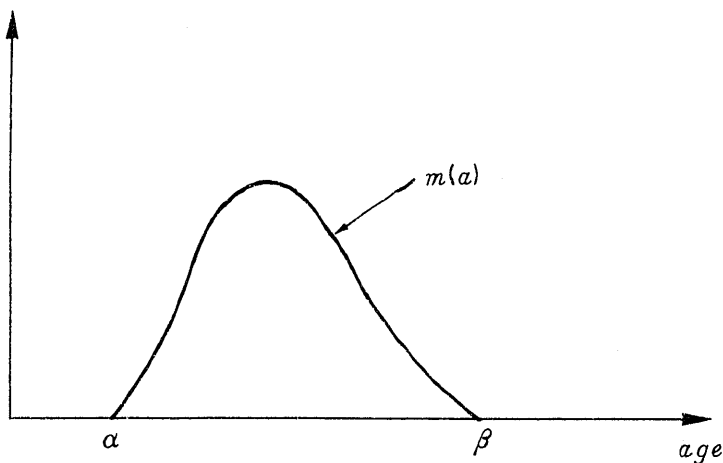
$$(2) \quad TFR = \int_0^{\infty} m(a) da$$

であたえられる。そこで次に時間 $t$ に依存する出生率関数 $M(a, t)$ を以下のように定義しよう。

$$(3) \quad M(a, t) = \begin{cases} m(a - f(t - a)), & t - a \geq 0 \\ m(a) & , t - a < 0 \end{cases}$$

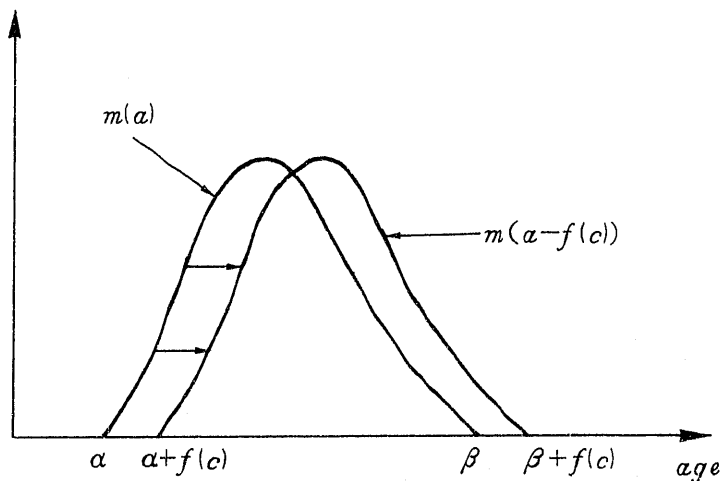
1) 河野稠果・石川晃、「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」、『人口問題研究』、第174号、1985年4月、pp. 19-39.

2) 河野稠果他、「出生力の生物人口学的分析」、『人口問題研究所、特別研究報告資料、1984年1月31日、pp. 56-65.



(図1) 但し、ここで便宜上  $m(a) = 0$ ,  $a < 0$  と  $m(a)$  の定義域を延長しておく。また  $f(x)$  は  $f(0) = 0$  となる連続関数であるとする。このとき(3)は次のような状況を表現している。すなわち、時核  $t = 0$  以後、生命線 (life line)  $t - a = c$  ( $c \geq 0$ ) 上の人口、いかえれば出生時刻が  $c$  であるコーホー

トの出生率関数が  $m(a - f(c))$  で与えられる。従って  $f(c)$  だけ出生率が平行移動 (age shift) されるわけである (図2参照)。



(図2)

このコーホート上の人口の合計特殊出生率はあきらかに

$$(4) \int_0^{\infty} m(a - f(c)) da = \int_0^{\infty} m(a) da$$

で与えられる。以下ではこの想定のもとで TFR の変動を考える。時刻  $t$  における TFR の値を  $F(t)$  とおけば

$$(5) F(t) = \int_0^{\infty} M(a, t) da = \int_0^t m(a - f(t - a)) da + \int_t^{\infty} m(a) da$$

ここで  $t - a = x$  と変数変換すれば、 $x$  は出生年次を示す変数となり、以下を得る。

$$(6) F(t) = \int_0^t m(t - x - f(x)) dx + \int_t^{\infty} m(a) da$$

さらに  $t - x - f(x) = s$  と変数変換すれば

$$(7) \int_0^t m(t-x-f(x)) dx = \int_{-f(t)}^t m(s) \frac{dx}{1+f'(x)} \leq \int_0^t m(a) da$$

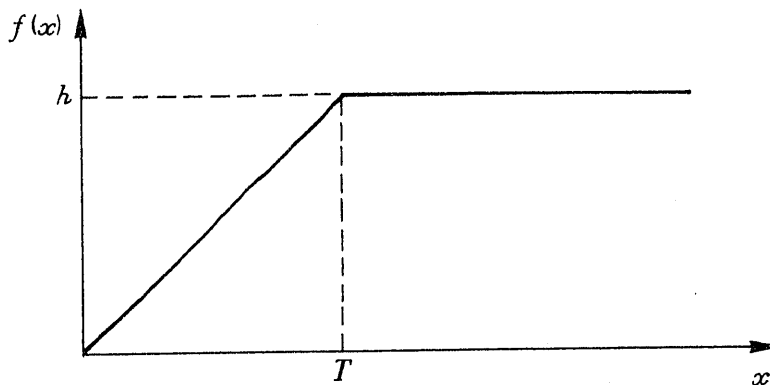
従って  $f'(x) \geq 0$  であれば

$$(8) F(t) \leq F(0) = \int_0^\infty m(a) da$$

すなわち、シフト関数  $f$  が非減少であれば TFR はその初期値  $F(0)$  をこえることはない。そこで  $f(x)$  として以下のような単純な関数を想定して  $F(t)$  の動きをより具体的に考えよう (図3参照)。

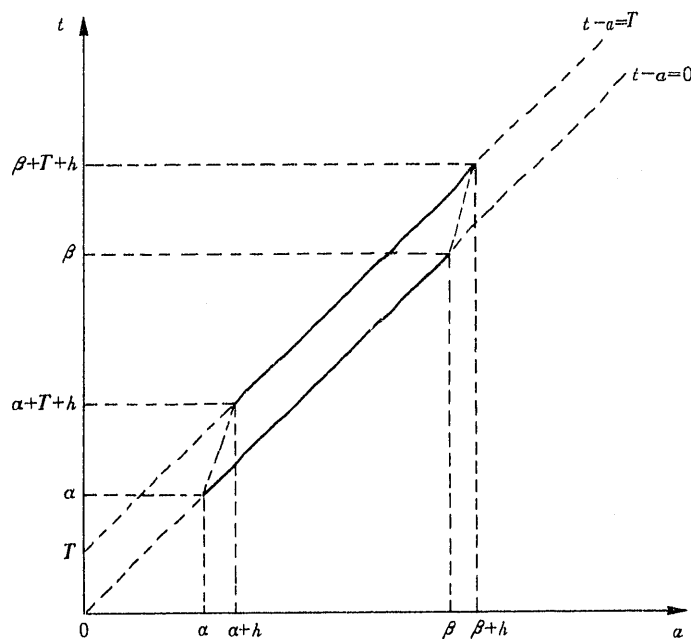
$$(9) f(x) = \begin{cases} \varepsilon x, & 0 \leq x \leq h / \varepsilon = T \\ h, & T \leq x \end{cases}$$

(図3)



すなわち、時刻  $T = h / \varepsilon$  までは一定速度  $\varepsilon > 0$  で  $m$  は生命線上で平行移動をおこし、 $t = T$  において移動は停止する (図4参照)。想定(9)のもとで  $F(t)$  を計算すれば、

(図4)



$$(10) \quad F(t) = \begin{cases} \int_0^t m(t-x-\varepsilon x) dx + \int_t^\infty m(a) da, & 0 \leq t \leq T, \\ \int_0^T m(t-x-\varepsilon x) dx + \int_T^t m(t-x-h) dx + \int_t^\infty m(a) da, & t > T, \end{cases}$$

$$= \begin{cases} \int_0^t \frac{m(a)}{1+\varepsilon} da + \int_t^\infty m(a) da, & 0 \leq t \leq T, \\ \int_0^{t-T-h} m(a) da + \int_{t-T-h}^t \frac{m(a)}{1+\varepsilon} da + \int_t^\infty m(a) da, & T < t, \end{cases}$$

したがって  $t$  について微分すれば次式を得る.

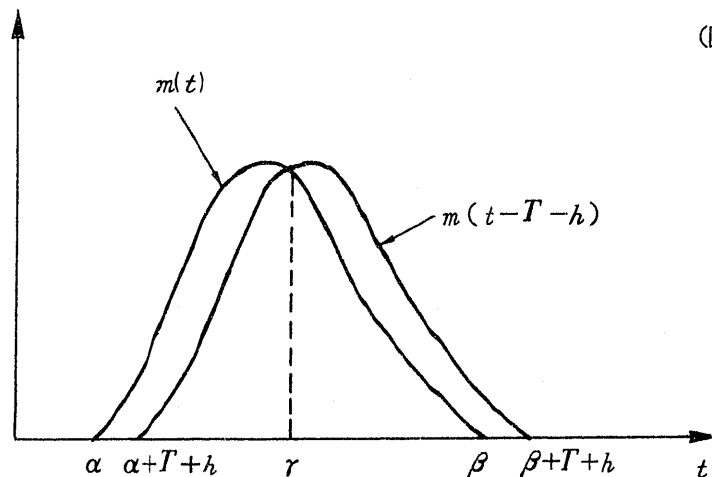
$$(11) \quad F'(t) = \begin{cases} -\frac{\varepsilon}{1+\varepsilon} m(t), & 0 \leq t \leq T, \\ \frac{\varepsilon}{1+\varepsilon} \{m(t-T-h) - m(t)\}, & t > T, \end{cases}$$

いま,  $h+T < \beta - \alpha$  と仮定すれば

$$(12) \quad m(t-T-h) = m(t)$$

は唯一の実根  $t = r$  を有し,  $\alpha + T + h < r < \beta$  をみたす (図5参照). したがって(11)によりただちに次の結果を得る.

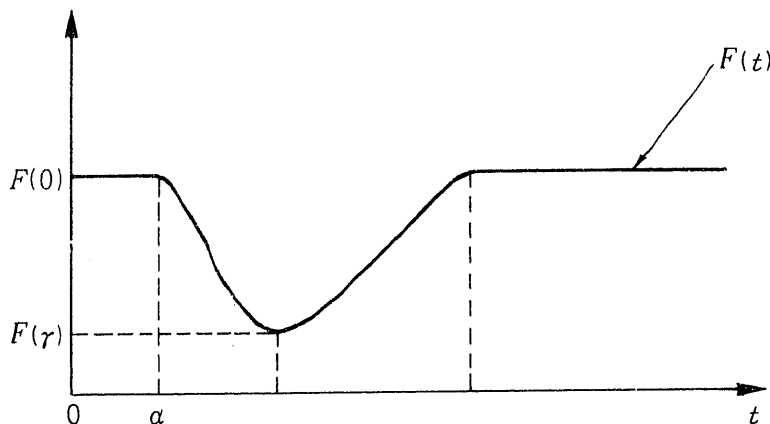
$$(13) \quad \begin{cases} F'(t) = 0, & 0 \leq t \leq \alpha \\ F'(t) < 0, & \alpha < t < r \\ F'(t) = 0, & t = r \\ F'(t) > 0, & r < t < \beta + T + h \\ F'(t) = 0, & \beta + T + h \leq t \end{cases}$$



よってこの場合  $F(t)$  の動きは図6のようになる。すなわち、 $t = \alpha$  より TFR の低下が始まり、 $t = r$  で最小値  $F(r)$  に達する。このとき

$$(14) \quad F(r) = F(0) - \frac{\epsilon}{1 + \epsilon} \int_{r-T-h}^r m(a) da \quad (\text{図6})$$

それ以後回復が始まり、 $t = \beta + T + h$  において初期の水準を回復する。もし  $f \leq 0$  であれば逆に TFR は増加することは同様にして明らかであろう。さらに  $M(a, t)$  が各コーホート上で一般の関数  $m(a, c)$ ,  $t - a = c$  ( $c$  は出生年次) であたえられる場合は



$$(15) \quad F(t) = \int_0^{\infty} m(a, t-a) da$$

となるが、もはやこのような場合には  $m(a, t-a)$  を具体的にあたえない限り  $F(t)$  の動きを知ることとはできないことは言うまでもない。

### III

TFR はその簡便さのゆえに出生力の指標としてきわめてよく使用される。しかし同時にそれが人口再生産の分析上有する欠点もまた早くから指摘されていた。そのひとつは TFR が人口が究極的には増加するのかまたは減少するのかということを判定するための臨界出生率 (critical fertility rate) を与えないことであり<sup>3)</sup>、この点に関してはロトカやクチンスキーによって導入された純再生産率 (net reproduction rate; NRR) の概念が基本的な役割を果たすことは周知であろう<sup>4)</sup>。因みに、2節における我々の計算は NRR にたいしても全く同様に実行される。ただし、その際注意すべきは、生残率が不変であればシフト  $f$  の下で NRR はもとの水準に復帰しないことである。これは生残率関数が狭義単調減少であることによる。したがってコーホート出生率の発動が遅延すれば自然成長率 (intrinsic rate of natural increase) によって示される人口再生産のポテンシャルは低下し、初期の水準を回復しない<sup>5)</sup>。

3) Song Jian and Yu Chinn-Yuan, "On Stability Theory of Population Systems and Critical Fertility Rates", *Mathematical Modelling*, Vol. 2, pp. 109-121, 1981.

4) Robert Rene Kuczynski, *Fertility and Reproduction*, Beitrage Zur Demographie Nr. 6, Akademie-Verlag, Berlin 1982. 但し、NRR の起源についてはいまだに定説がない。例えば以下を見よ。F.M.M. Lewes, "A Note on the Origin of the Net Reproduction Ratio". *Population Studies*, 38, 1984, 321-324. しかしながらその意義は安定人口理論の出現によって初めて明らかとなったのであって、その点に関するロトカの功績は疑問の余地がない。以下を参照。

Paul A. Samuelson, "Resolving a Historical Confusion in Population Analysis" in *Mathematical Demography*, Springer-Verlag, pp. 109-129.

5) 自然成長率がどの程度 Age Shift によって変化するかについては以下を参照。

W. Brian Arthur, "The Analysis of Causal Linkage in Demographic Theory". International Institute for Applied System Analysis, Laxenburg, Austria, RR-81-27, December 1981.

Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography, 2nd Edition*, Springer-Verlag 1985. pp. 120-125.

いまひとつの欠陥は、TFRがマクロな集計量であり再生産の内部構造を捨象していることである。前節のモデルはTFRの変動をコーホート出生率の変化の結果として理解しようとするものである。これは人口の再生産過程は基本的には加齢にともなって進行すること、したがってコーホートの観測された量のほうがより基本的であることを考えれば一見妥当な方策ではあるが、しかしコーホート出生率自体もまたTFRと同様にマクロな集計量であるという事実によってこのような試みの意義はなほだ疑わしいものになってしまう。事実コーホート出生率の決定には30年以上の観測期間が必要であり、当然のことながらそれに対する期間効果は無視出来ないほどおおきく、かつこれを分離識別することは困難であろう。すなわちコーホート出生率の決定メカニズムが知られなければ上記のような方策がTFR変動の理解に寄与する点はきわめて限られていることに注意する必要がある。

## ヨーロッパ諸国における出生 促進政策について

小 島 宏

### I はじめに

西欧諸国においては1960年代半ば以降、出生率が急低下し、1980年頃から人口の置き換え水準を下回る水準で横ばいを続けている。他方、東欧諸国においては早くも1950年代から出生率の急低下が始まったが、多くの国々では1970年頃から人口の置き換え水準の前後で横ばいを続けている。

このように東欧諸国で西欧諸国より早く出生率低下が始まった要因としては、前者で早くから人工妊娠中絶が自由化されていたこと女子の就業率が高かったことが挙げられている。また、東欧諸国では出生率の下げ止まりが早く起こり、最近の出生率がやや高い水準を維持している要因としては、多くの国々で早くから女子の就業と出産・育児を両立させるための施策が講じられ、1960年代から中絶規制や家族手当制度の強化といった出生促進的な政策が採られていることがあると言われている。さらに、西欧諸国で1960年代に出生率急低下が始まった要因としてはピル解禁と女子の就業率上昇がしばしば挙げられている<sup>1)</sup>。

低出生率に伴う人口高齢化の社会経済的影響を憂慮する西欧諸国においては出生促進政策に対する関心が急速に高まりつつある。とりわけ、女子の雇用労働力化が急速に進むとともに家族の諸側面が急激に変化した国々においてはそれが労働政策や家族政策との関連で注目を集めている。そのためか、国連の『世界の人口の動向と政策、1983年版モニタリング・レポート』において出生促進政策の効果の測定法に関する節が設けられたり、1985年にフィレンツェで開かれた国際人口学会大会でも「低出生率国における出生促進政策の効果」と題された公式部会が開かれたりしている<sup>2)</sup>。

1) 女子の就業率上昇と出生率低下の間の因果関係は必ずしもはっきりしていない。最近ではむしろ両者の間に直接的な因果関係がなく、両者が共通の要因によって決定されているという説がある。例えば、経済学者のミンサー (J. Mincer) は両者とも経済成長 (実質賃金率上昇, 高学歴化, 都市化) や制度的変化 (家族法, 労働法, 税制の改正) によってもたらされたのではないかと述べている。

Jacob Mincer, "Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview", *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, Pt. 2, pp. S1-S32. 同様の説は人口学者によっても述べられている。例えば、次のレビュー論文を参照されたい。

Nora Federici and Monica Fong "The Status of Women, Population and Development", *IUSSP Newsletter*, No. 23-24, 1985, pp. 77-98.

2) United Nations, *World Population Trends and Policies, 1983 Monitoring Report*, Parts Two and Three, New York, United Nations, 1983.

Raimondo Cagiano de Azevedo, "Formal Session 16, Overview: Efficacité des politiques destinées à accroître la fécondité dans les pays où celle-ci est faible", *IUSSP, International Population Conference, Florence 1985*, Volume III, Liege, IUSSP, 1985, pp. 375-377.

わが国においても西欧諸国と同様、1970年代半ばから人口の置き換え水準を下回る低出生率が続き、人口高齢化等との関連で憂慮されている。また、女子の雇用労働力化と家族変動も進展しており、労働政策や家族政策との関連で出生促進的な施策を講ずる必要がいずれ生じるのではないかとも思われる。筆者はかつてフランスの出生促進政策（家族政策）に関する研究を紹介し<sup>3)</sup>、その後もヨーロッパ諸国の出生促進政策に関する文献研究を進めているので、この機会にそれらの文献の一部を整理して資料としての利用に供したいと思う<sup>4)</sup>。本稿では明示的な出生促進政策を比較的長期にわたって採り続けているフランスと東欧6カ国を中心に、その歴史と現状を紹介する<sup>5)</sup>。なおそれに先立って本稿で扱う出生促進政策の手段の区分について若干論じる。

## II ヨーロッパ諸国における出生促進政策の手段の区分

前稿<sup>6)</sup>では出生政策を「一国あるいは地方の政府が人口の適正な規模と構成を達成するために、何らかの手段をもって現実の出生過程に直接間接の影響を与えようとする意図、またはそのような意図をもった行為」と定義し、「出生政策は相反する二つの目的によって出生促進政策と出生抑制政策に分けられる」とした。本稿ではそのうちで出生を増加する目的をもつものを出生促進政策と定義することにする。

出生促進政策の手段は前稿<sup>7)</sup>で示したとおり、家族政策と共通するものが多いし、部分的には労働政策とも重なる。本稿では両者とも関連する三種類の政策手段、すなわち避妊・中絶の規制、経済的誘因、女子の就業と出産・育児を両立させるための施策<sup>8)</sup>について紹介する。

このうち、避妊・中絶の規制というのは経済学的にみると、出生抑制手段の価格を制度的に上げることによって子供の供給を増加させようとするものである。多くの東欧諸国においてみられるように、近代的避妊手段の普及が不十分で、中絶依存度が高くなっているような状況の下では中絶の規制が出生促進政策の手段となりうる。しかしながら、個人や夫婦の選択の自由を制限することになるため、現在の西欧諸国では実施されている。

これに対して、経済的誘因と女子の就業と出産・育児を両立させるための施策は子供の価格を下げる（間接的には夫婦の所得を上げる）ことによって、子供の需要を増加させようとするものである。このうち前者は主として子供の直接費用を部分的に補償しようとするものであり、後者は主として子供の間接費用、特に就業女子にとっての出産・育児の機会費用を部分的に補償しようとするものである。先進諸国では子供の便益に対して費用が相対的に高まり、子供に対する需要が減少したことが出生率低下の要因であると言われている。これにはピル解禁や中絶自由化によって出生抑制手段の価格が低下し、子供の供給を需要にほぼ一致させることができるようになったことも寄与している。そこで、これら二種類の施策は子供をもつことに対する補助金に当たり、経済的事情によって希望する数

3) 小島宏、「フランス—女性労働と家族形成」, 水野朝夫(編), 『経済ソフト化時代の女性労働—日米欧の経験』, 有斐閣(選書456), 1984年, pp. 181-184.

4) 本稿は当初、ヨーロッパ諸国の出生促進政策の効果について論じることを目的として書き始められたが、時間の制約によりその実態を概説する部分のみを若干拡張する形で書き改められた。その効果については別の機会に改めて論じたいと思う。

5) わが国における同様の先行研究としては次のものが詳しいので、是非参照されたい。  
阿藤誠、「欧米諸国の出生政策—個人目標と国家目標の相克—」, 『人口問題研究』, 第160号, 1981年, pp. 23-43.

6) 小島宏、「出生政策と家族政策の関係について」, 『人口問題研究』, 第174号, 1985年, pp. 63-64.

7) 小島, 前掲(注6)論文, p. 65.

8) 本稿では慣例に従って「女子の」就業と出産・育児を両立させるための施策と呼ぶが、性差別主義的な意図はない。本来は「男女の」就業と出産・育児を両立させるための施策と呼ぶべきであろう。



の子供をもてない夫婦が多いような状況の下では効果があると思われる。これらは夫婦の選択の幅を広げるという意味では問題が少ないし、家族政策や労働政策の目的とも合致しているため、東欧諸国でも西欧諸国でも実施されている<sup>9)</sup>。

経済的誘因の代表的なものとしては家族手当制度がある。西欧諸国では家族政策上の措置として実施されていることが多いが、フランスや東欧諸国では出生促進政策上の施策としての意味ももたされている。実際、そのような意図が明示されていたり、出産一時金や児童手当の給付額が第3子またはそれ以上の出生順位の子供に手厚くなるように定められている場合が多い。また、フランスでは多子家族に対する税制上の優遇措置が講じられており、これが出生促進政策上の施策として位置付けられているが、他のヨーロッパ諸国の場合と同様、家族政策上の措置としての意味ももっている。以上のほかに多子家族に対する住宅、教育、年金等についての優遇措置が出生促進政策の手段として用いられる場合もある。

他方、女子の就業と出産・育児を両立させるための施策としては出産休暇、育児休暇、子供の看護休暇、パートタイム労働、フレックスタイムといった諸制度の普及、託児施設・サービスの充実等がある。東欧諸国では男女平等のイデオロギーや労働力不足により、これらの施策が早くから整備されていたし、西欧諸国でも女子の雇用労働力化に伴ってしだいに整備されてきた<sup>10)</sup>。かつては利用者が制度上または慣行上、母親に限定されていたが、最近の西欧諸国では両親のいずれでも利用できるような方向での制度改革がなされつつある<sup>11)</sup>。

家庭外労働の面で男女平等が法制化され、女子が男子と同等に働くことが期待されるようになりつつある現在、育児を含む家庭内労働の大部分が女子によって担われ続けるとすれば女子の負担が過重となり、出生率がさらに押し下げられる可能性がある。従って、このような方向での制度改革は女子の負担を軽減することによって子供をもちやすくする効果があるはずである。逆に、女子の就業と出産・育児を両立させるための施策がいくら整備されても旧来の性別役割分担を固定化したり、強化したりするような方向での制度改革がなされるとすれば、出生抑制効果をもつ可能性もある。これらの施策が早くから実施されてきた東欧諸国でも男子に家庭内労働をより多く分担させるようにすることが政策的課題となりつつある<sup>12)</sup>。

### III ヨーロッパ諸国における出生促進政策の歴史と現状

表1は比較的長期にわたって明示的な出生促進政策を採り続けているフランスと東欧諸国における避妊・中絶施策とそれ以外の出生促進的施策の歴史を国別に示したものである<sup>13)</sup>。前者の年表が点

9) 経済学者のフックス(V. Fuchs)は子供に対する補助金の出生促進以外の目的として、人的資本投資の適正化、機会と結果の平等、男女間の所得再分配を挙げている。

Victor Fuchs, *How We Live: An Economic Perspective on Americans from Birth to Death*, Cambridge, MA, Harvard University Press, 1983.

10) 東欧諸国におけるこれらの施策については以下の文献を参照されたい。

International Labour Office, *Work and Family Life: The Role of Social Infrastructure in Eastern European Countries*, Geneva, International Labour Office, 1980.

Valentina Bodrova and Richard Anker (eds.), *Working Women in Socialist Countries: The Fertility Connection*, Geneva, International Labour Office, 1985.

11) 山崎隆志, 「西欧諸国における親休暇の現状」, 『日本労働協会雑誌』, 第315号, 1985年, pp.66-69.

12) Henry P. David and Robert J. McIntyre, *Reproductive Behavior: Central European Experience*, New York, Springer, 1981, pp. 28-29.

13) これ以外のヨーロッパ諸国における出生促進政策の歴史、特に国際情勢での関連との歴史については、次の拙稿を参照されたい。小島宏, 「家族に関する人口政策と永久平和」, 南亮三郎・石南國(編), 『世界平和と人口政策』(人口学研究シリーズXI), 千倉書房, 1985年, pp. 67-84.



線の上側，後者の年表が点線の下側にそれぞれ示されている。フランスでは比較的最近まで避妊・中絶の規制が残っていたことがわかる。また，多くの東欧諸国では中絶の自由化と規制が交互に実施されてきたことも明らかである。さらに，多くの国々では1960年代から70年代にかけて各種の出生促進的施策が講じられていることも伺われる。

表2は，表1に示された国々を中心とするヨーロッパ諸国における各種の出生関連指標を示したものである。これらは出生促進政策の結果であるとともに原因であるとも言える。例えば，フランスや東欧諸国の出生率が比較的高いのは積極的な出生促進政策の結果であるとしばしば言われているが，逆に出生率が政策担当者の希望より低いとすれば出生促進政策の原因ともなりうる。また，女子労働力率が高いために出生促進的施策が必要となる場合もあるが，出生促進的施策によって女子就業が促進される場合もあり，東欧諸国では両方向の因果関係があるものと思われる。他方，東欧諸国の中には近代的避妊手段の利用率が低く，中絶件数が多い国があるのが目につくが，これについても避妊・中絶施策との相互作用を無視しえない。

表2 ヨーロッパ諸国における出生関連指標

国名	普通出生率 (‰) 1983年	合計特殊 出生率 1983年	避妊実行率 (%) 1976~78年	近代的避妊 手段利用率(%) 1976~78年	出生100件当 たり中絶件数 1983年	25~29歳女子 労働力率(%) 1980~83年
フランス	13.7	1.81	71	52	24.4	72.9
西ドイツ	9.7	1.32	—	—	14.6	63.5
イギリス	12.7	1.75	77	66	20.2	55.4
スウェーデン	11.0	1.61	62.2*	58*	33.8	86.3
ブルガリア	13.8	2.00	76	5	94.9*	90.5*
チェコスロバキア	14.9	2.07	95	40	47.4	90.7
東ドイツ	14.0	1.79	—	—	35.0*	79 (25~34歳)
ハンガリー	11.9	1.72	74	65	61.8	69.8
ポーランド	19.7	2.40	75	12	21.6*	75.1
ルーマニア	14.3	2.00	58	1	88.9*	83.1
ソ連	19.8	2.37	—	—	236.6*	89*
アルバニア	29.4*	4.2*	—	—	—	—
ユーゴスラビア	16.6	2.06*	55	12	74.2*	68.4

\*最新年次

出所) Alain Monnier, "La conjoncture démographique: l'Europe et les pays développés d'outre-mer", *Population*, Vol.40, No.4-5, 1985, pp.756-757, p.761.

Jerzy Berent, "Family Planning in Europe and USA in the 1970s", *WFS Comparative Studies*, No.20, 1982, p.11, p.19.

International Labour Office, *Year Book of Labour Statistics 1984* (44th Issue), Geneva, ILO, 1984, pp.32-43.

以上のほか若干の文献。

表3 ヨーロッパ諸国における避妊・中絶施策と出生促進的施策の現状

国名	政府の認識と介入		避妊・中絶施策		経済的誘因		女子の就業と出産・育児を両立させるための施策			
	政府の出生率に対する認識 1983年	政策的介入 1983年	近代的避妊手段普及 1983年	社会的理由による中絶 1982年	2子家族手当/賃金(%) 1980~81年	3子家族手当/賃金(%) 1980~81年	出産休暇 1984年	出産休暇中の賃金(%) 1984年	育児休暇期間 1984年	育児手当/賃金(%) 1984年
フランス	低すぎる	出生促進	間接支援	無条件合法	10	28	16週間	90	20カ月(父母)	無給
西ドイツ	低すぎる	介入せず	間接支援	合法	7	16	14週間	100	4カ月	30
イギリス	満足な水準	介入せず	間接支援	合法	13	20	40週間	90(6週間)	-	-
スウェーデン	低すぎる	介入せず	直接支援	無条件合法	10	15	12週間	90	11カ月(父母)	90(9カ月間)
ブルガリア	低すぎる	出生促進	直接支援	合法	21.1	44.7	120~180日	100	6~8カ月	100(+10)
チェコスロバキア	満足な水準	出生維持	直接支援	合法	22.7	42.8	26週間	90	18カ月	25
東ドイツ	低すぎる	出生促進	直接支援	無条件合法	3.8	13.3	26週間	100	7カ月(1~24カ月)	30(+無給)
ハンガリー	低すぎる	出生促進	直接支援	合法	23.3	47.0	20週間	100	31カ月	25
ポーランド	満足な水準	出生維持	直接支援	合法	11.0	17.3	16~18週間	100	36カ月	無給
ルーマニア	満足な水準	出生促進	支援せず	合法	16.5	26.4	112日	50~94	-	-
ソ連	満足な水準	出生促進	直接支援	無条件合法	-	-	112日	100	10カ月(1~6カ月)	20~30(+無給)
アルバニア	満足な水準	出生維持	直接支援	非合法	-	-	12~15週間	75	-	-
ユーゴスラビア	満足な水準	出生維持	直接支援	無条件合法	3.2*	4.5*	180~365日	100	共和国ごと	共和国ごと

\* 最新年次

資料・出所

United Nations, 前掲(注2)書, pp.794-799.

Christopher Tietze, *Induced Abortion: A World Review*, 5th ed., New York, The Population Council, 1983, pp.16-17.

Tomas Frejka, "Europe: Making Children a More Attractive Proposition", *People*, Vol.9, No.4, 1982, p.11.

Valentina Bodrova, "Demographic Policy: Analysis and Prospects: Experience in Demographic Policy in the Field of Fertility in European Socialist Countries", IUSSP, *International Population Conference, Florence 1985*, Volume III, Liege, IUSSP, 1985, p.400.

International Labour Office, *Maternity Benefits in the Eighties: An ILO Global Survey (1964-84)*, Geneva, ILO, 1985, pp.19-25.

Richard Anker, "Comparative Survey", Valentina Bodrova and Richard Anker (eds.), *Working Women in Socialist Countries: The Fertility Connection*, Geneva, International Labour Office, 1985, p.18.

International Labour Office, 前掲(表2)書, pp.597-604.

表3は、表2に示された国々における避妊・中絶施策と出生促進的施策の現状を示したものである。まず、表3の第1列に示された国連のアンケート結果に基づく各国政府の出生率に対する認識を表2の第1～2列の出生率指標と比べてみると、政府の認識と実際の出生率水準とがかなり対応しており、合計特殊出生率が2.0以下の国々の政府のほとんどは出生率が低すぎると考えている。ところが、表3の第2列の政策的介入の欄をみると、政府の認識と行動とが必ずしも呼応していないことがわかる。東欧諸国の場合には出生率が低すぎると考えている政府は明示的な出生促進政策を採り、満足な水準にあると考えている政府は出生維持政策（出生率低下を食い止める方向での政策なので、出生促進政策の一種とも言える）を採る傾向がみられるが、西欧諸国の場合にはフランスを除いて政府が明示的な介入をしない傾向がみられる。

表3の第3列の近代的避妊手段普及施策の欄も国連のアンケート結果に基づくものであるが、ルーマニアを除く国々の政府はその普及を直接的ないし間接的に支援していると回答している。しかし、表2の第4列に示された「世界出産力調査」の結果に基づく近代的避妊手段利用率をみると、東欧諸国の一部ではその普及が支援されているどころか規制されているのではないかと感じられるほど低い。実際、出生促進的意図からその供給が制限されている可能性も指摘されている<sup>14)</sup>。理由はともあれ、ブルガリア、ルーマニア、ユーゴスラビアのように近代的避妊手段利用率が低い国々では中絶件数が多い傾向がみられる（表2の第5列）。このように出生抑制手段として中絶を利用する度合いが高いような国々においては、中絶の規制が少なくとも短期的な出生促進効果をもちうる。実際、多くの東欧諸国では表1から伺われる通り、それが出生促進政策の一環として実施されてきた。表3の第4列は社会的理由による中絶の合法性を示しているが、東欧6カ国の中では東ドイツのみがそれを無条件合法としており、他の国々の中には事実上、中絶の規制を行っているものもあることが表1から伺われる。

表3の第5列と第6列は子供が2人いる家族と3人いる家族のそれぞれに対する毎月の家族手当支給総額を製造業男子労働者の平均賃金で除した結果を示している。ブルガリア、チェコスロバキア、ハンガリーでは子供が3人いる家族にとってその割合が40%を越えており、フランスとルーマニアでも25%を越えている。また、明示的な出生促進政策を採っていない西ドイツ、イギリス、スウェーデンでもこの割合が比較的高いが、家族政策上の措置としての配慮がなされているためであろう。ただし、西ドイツの場合は出生促進的意図が背後にあると言われている<sup>15)</sup>。他方、2子家族にとっての割合と3子家族にとっての割合を比べてみるとフランス、西ドイツ、ブルガリア、東ドイツ、ハンガリーで後者が前者の2倍を越え、チェコスロバキアでも2倍近いことから、これらの国々が出生促進的意図を家族手当制度に反映させていることが感じられる。なお、ソ連では家族手当の支給が第4子以上を対象とし、アルバニアでは制度自体が存在しない。

表3の第7～8列は出産休暇の期間とその間の賃金補償割合を示すが、ほとんどの国々では期間が100日を越え、補償割合が90%を越えている。いずれの国においても労働（母性保護）政策上の施策としての意味が強いためか、比較的格差が小さい。

これに対して、表3の第9～10列は育児休暇の期間とその間の賃金補償割合を示すが、こちらの方は国によってかなり差がある。ブルガリア、チェコスロバキア、東ドイツ、ハンガリー、ポーランドでは期間が比較的長く、そのうちの有給期間も比較的長い。フランスでは育児休暇中の賃金は補償されないが、期間が比較的長い。従って、育児休暇制度の方が出産休暇制度よりも出生促進的施策としての意味が強いようである。実際、表2の第6列に示された通り、特に東欧諸国では出産適齢期の25

14) David and McIntyre, 前掲（注12）, p. 71.

15) Henk J. Heeren, "Pronatalist Population Policies in Some Western European Countries" *Population Research and Policy Review*, Vol. 1, No. 2, 1982, p. 142.

～29歳における女子労働力率が高いので、出産・育児に伴う機会費用を補償する意味をもつ家族手当制度や出産・育児休暇制度が出生促進政策としての効果をもつ可能性は十分あると言えよう。

#### IV お わ り に

以上に示したヨーロッパ諸国の出生促進的施策の効果については意見のわかれるところである。しかし、それらの施策が個人や夫婦の選択の自由を尊重しつつ彼らの願望実現を援助するようなものであり、家族政策や労働政策の目的にも合致するようなものであるとすれば、それらを実施する意義は十分あると思われる。

西欧諸国では政府が個人や夫婦の生活に干渉することに対して反対が強い。しかし、出生率低下に伴う人口高齢化とそれによる年金財政の悪化を目前に控え、一部の国々では出生促進的施策の必要性が唱えられている。年金財政が賦課方式の場合、若いうちは最小限の数の自分の子供を養育し、老後は年金制度を通じて他人が養育した子供に扶養してもらうことが経済的に有利な行動ということになる。逆に、出産・育児に伴って就業を中断したため、年金制度への加入期間が短くなったり、掛金が減ったりして年金支給額が減った女性が特に不利になりかねないので、一部の国々では出生促進的意図からも配慮がなされている。このように個人や夫婦のレベルで最適な行動が、それを集計した国家のレベルでは全体の不利益となるような場合には、前述のような形での政策的介入が正当化される余地があろう。わが国においても本年度から児童手当制度と年金制度が改正され、男女雇用機会均等法が施行されるし、近い将来に税制も改正されると言われる。これらの制度上の変更を検討する際には人口学的考慮があまりなされていないようであるが、ヨーロッパ諸国においてはそれらの制度が出生促進政策の手段として位置付けられている場合が少なくない。わが国においても他の政策目的のための施策を人口学的立場から再検討する必要がある。

## 書評・紹介

Andrei Rogers, *Regional Population Projection Models*

Scientific Geography Series (editor G. I. Thrall), Vol. 4

Sage Publications, London, 96 pp.

最近の人文地理学における重要な研究課題となっている。中心地論、グラビティモデル、産業立地、人口移動、産出入分析などの“理論”とその実際を、地理学の初心者にわかりよく解説するとともに、豊富に盛り込まれた文献によって、地理学の分野ばかりでなく、関連分野の専門家の参考資料ともなり得ることを目的として編纂されたシリーズの第4巻が「地域人口推計」を内容とする本書である。

著者は、地域人口推計モデルの作成者として、わが国でもつとに名前を知られたロジャースで、地域人口推計の手法としては最も簡単な、いわゆる数学的方法—人口数の過去の推移から得られたある方程式を使って将来の人口数を計算するという方法—から、ロジャースモデルと呼ばれる多地域生命表を利用した、最も新しい推計手法に至るまで網羅されている。90頁足らずのところ、手際よく、実例を示しながら説明されていて、地域人口推計のための手頃な入門書となっている。たとえば多地域生命表利用の、多地域人口推計モデルでは行列式によって説明されているが、行列式になじみの薄い人々にもわかり良く書かれている。

全体は4章から成り、第1章は全体の導入部で、まず、人口推計（一般にこのように呼ばれるが、本書の題名がpopulation projectionとあるように人口数の将来への投影というのが本来の意味であることに注意する必要がある）とは過去および現在の推移を投影することによって将来の人口数を推計するものであると、人口推計そのものの性格をのべ、その持つ限界についてもふれる。ついで、年齢別の将来人口を推計するのではない場合、換言すれば総人口のみの推計を行う場合にしばしば利用される人口増加率の意味とロジスティック曲線について解説するとともに、それらを使った全国人口の推計方法について述べている。

空間人口ダイナミクスと名付けられた第2章は、総人口の地域別推計方法に関するもので、前半は、地域間相互の関係を考えない（uniregional）推計方法として、普通出生数（率）、普通死亡数（率）、純移動数（率）を利用した方法を示し、後半で、地域間相互の関係を考えに入れた（multiregional）推計方法を説明する。そこでは、ある国の都市と郡部の将来人口を推計する場合を例として、ある年に市部に住んでいた者のなかで、比較的短い一定期間後に同じ市部に住んでいる者（換言すれば、市部に住んでいた者でその期間に死亡せず生き残った者のなかで、郡部へ転出せずにそこに住んでいる者）、同様に市部に住んでいた者のなかでその期間が過ぎた時に郡部に住んでいる者。郡部に住んでいた者のなかで、その期間が過間が過ぎた時に市部と郡部に住んでいる者のそれぞれについて推計する方法が、行列式を使ってのべられているのである。そして普通、地域人口推計は20年とか30年という中期の年数を対象とするのであるが、その場合、短い期間の人口数の推移が、20年なり30年という期間変化しないという仮定が置かれるのが普通で、ここでも同じ手続きによるソ連とベルギーについての例が示されている。

第3章は、一転して年齢別の将来人口を推計する場合の全国人口推計手法の説明であるが、推計に必要な変数を得るための生命表の解説もなされている。実例としては、世界人口の将来推計結果と、出生率と死亡率との関係（換言すれば人口の再生産率）との関連について述べている。

第4章は、いわゆるロジャースモデルの解説で、地域別、年齢別の将来人口を地域相互の関係を考慮して行う方法を示したものである。いわゆるコウホート要因法によるuniregionalな推計手法が含有する推計結果の問題点が、この手法によって見事に解消されたことが簡潔に示されている。 (河邊 宏)

Gary S. Becker, *A Treatise on the Family*,

Cambridge, Mass. : Harvard University Press, 1981, 288pp.

経済学は家族の分析を新天地として開拓することに成功するであろうか。本書は経済学を研究する人がその研究対象として家族の行動を扱う場合にどのように対処していけばよいかを示す一つの手本である。その際、家族の行動を理解する一つの手段として経済学理論をいかに応用するかが鍵となっている。言い換えれば、経済学理論を駆使した筋書を創作し、家族の行動を再解釈する試みを繰り返しながら適切なものを選別する過程が重要なのである。同様に重要なことは、観測可能な事象からなる実証可能な筋書を選別し、計量分析の道を開くことである。

本書の内容は中級程度の経済学を勉強した経験のある人には容易に理解できるものであり、全体をつうじて個人の最適化行動と安定した選好構造ならびに潜在市場と顕在市場における均衡が仮定されている。各章を要約すると以下のようなになる。

第一章「単身者世帯」では家計内生産関数、人的資本の理論と時間配分の分析が簡潔に整理されている。第二章「世帯および家族における分業」では労働の生産性に関する比較優位と規模の経済—不経済とを柱とする議論が展開されている。第三章「結婚市場における複婚と単婚」では婚姻状態における生産および分配と独身生活との費用便益比較、男女未婚人口の等質性に応じた結婚市場における需要と供給の導出、生産効率指数を含む結婚生産関数の分析がおこなわれ、Cobb-Douglas関数を用いた例がしめされている。第四章「結婚市場における配偶者選択」では最適割当ての理論を背景として夫婦間の代替および補完と最適組み合わせの理論を展開している。

第五章「子供の需要」では、子供を耐久消費財として家計内生産関数のなかであつまい、非線型予算制約下における弾力性の理論分析をおこなっている。第六章「家族的背景と子供に与えられる機会」では二世世代重複モデルを用いて子世代への人的資本投資の理論が展開され、所得導出関数と資産導出関数が分析されている。子供のもつ能力の相違によって親の投資配分が変化することがしめされている。第七章「所得の不平等分布と世代の移行による所得階層間の移動性」では市場における運と親から受け継ぐ運が独立な確率変数と仮定されて所得分布の変化係数が求められ、所得再分配政策、経済成長、子供数、同類婚との関係が分析されている。さらに、世代間にみられる変化は親からの相続と投資によって規定されることが示されている。

第八章「利他主義と家族」では利他主義的効用関数が定義され、家族成員間の分配および親の行動の分析が行われている。その際、利他主義の親の存在が子供の行動を左右することが示されている。第九章「人類以外の種の家族」では遺伝的適応度をしめす目的関数が子世代の量と質で規定され、両性の貢献度の差異により配偶形態の差を説明する理論が示されている。第十章「不完全な情報、結婚、および離婚」では結婚相手に関する情報の不完全性および将来の不確実性の問題が離婚との関連で叙述されている。第十一章「家族の進化」では経済成長と家族制度の変化の関係をあとづける試みがなされている。不確実性と限定情報のもとにおかれた伝統的家族の最適化行動が親族集団、家督相続、敬老、世襲、家本位の結婚などを親族保険として機能させていたと考えられている。経済成長の過程で親族保険が市場保険に代替され、より多くの人的資本投資と女性の稼得能力の上昇が家族の進化をもたらしたものと説明されている。

本書は新家政学派の金字塔であるのみならず新制度学派の流れにも貢献するものである。限定された家族の側面にはあるが、経済学の理論を適用したことに適切な評価が与えられるべきであると考え。著者自ら望んでいるように、学際的な雰囲気のもとで各分野における家族の研究をさらに深めることが読者に与えられた課題である。

(松下敬一郎)



## 人口問題研究所の機構改革

昭和61年4月5日付をもって、厚生省人口問題研究所の機構改革が行われた。内容は、庶務課を除く研究各部に係るものであるが、それに関する厚生省令は次のごとくである。

### ●厚生省組織規程の一部を改正する省令

厚生省組織令（昭和27年政令第388号）第96条第2項の規定に基づき、厚生省組織規程の一部を改正する省令を次のように定める。

昭和61年4月5日

厚生大臣 今井 勇

#### 厚生省組織規程の一部を改正する省令

厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）の一部を次のように改正する。

第34条中「人口政策部」を「人口政策研究部」に、「人口移動部」を「人口構造研究部」に、「人口資質部」を「人口動向研究部」に改める。

第36条から第39条までを次のように改める。

（人口政策研究部）

第36条 人口政策研究部においては、人口政策に関する調査研究、所をつかさどる調査研究についての総合的企画及び調整並びに国際協力並びに人口統計学の研修に関することをつかさどる。

（人口構造研究部）

第37条 人口構造研究部においては、人口移動及び人口地域分布に関する調査研究並びに世帯及び家族の構造及び変動に関する調査研究をつかさどる。

（人口動向研究部）

第38条 人口動向研究部においては、出生力及び死亡構造の動向並びにその要因に関する調査研究をつかさどる。

（人口情報部）

第39条 人口情報部においては、人口統計の解析的研究、所の所掌に係る電子計算機の利用及び運行の管理並びに人口問題に関する情報の収集、管理及び提供に関することをつかさどる。

附則

この省令は、交付の日から施行する。

これに関連して、人口問題研究所組織細則も次のように改正された。

### ●人口問題研究所組織細則の全部改正

厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）第294条の規定に基づき、人口問題研究所組織細則の全部を次のように改正する。

（通則）

第1条 人口問題研究所の内部組織及び事務の分掌については、厚生省組織規程（昭和59年厚生省令第30号）の定めるところによるほか、この細則の定めるところによる。

（中略）

（室長）

第5条 部に室を置き、室に室長を置く。

2 室長は、部長の指揮監督を受け、室の事務を掌理する。

(主任研究官)

第6条 各部を通じて、主任研究官3人以内を置く。

2 主任研究官は、部長の指揮監督を受け、人口問題に関する特別事項の調査研究に関することをつかさどる。

(中略)

(人口政策研究部の室)

第10条 人口政策研究部に、次の3室を置く。

人口政策研究室

国際人口研究室

人口統計学研修室

(人口政策研究室)

第11条 人口政策研究室においては、人口政策に関する調査研究並びに所をつかさどる調査研究及び人口推計の総合的企画及び連絡調整に関することをつかさどる。

(国際人口研究室)

第12条 国際人口研究室においては、諸外国の人口問題に関する調査研究並びにこれらの研究に関する国際協力に関することをつかさどる。

(人口統計学研修室)

第13条 人口統計学研修室においては、人口統計学並びに人口問題に関する研修に関することをつかさどる。

(人口構造研究部の室)

第14条 人口構造研究部に次の2室を置く。

地域構造研究室

世帯構造研究室

(地域構造研究室)

第15条 地域構造研究室においては、人口移動及び人口地域分布に関する調査研究並びに地域人口の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

(世帯構造研究室)

第16条 世帯構造研究室においては、世帯及び家族の構造と変動に関する調査研究並びに世帯数の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

(人口動向研究部の室)

第17条 人口動向研究部に、次の2室を置く。

出生動向研究室

死亡動向研究室

(出生動向研究室)

第18条 出生動向研究室においては、出生力の動向とその要因に関する調査研究及び出生率の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

(死亡動向研究室)

第19条 死亡動向研究室においては、死亡構造の変動とその要因に関する調査研究及び死亡率、平均余命の推定と予測に関する基礎的研究をつかさどる。

(人口情報部の室)

第20条 人口情報部に、次の2室を置く。

人口解析センター

文献センター

(人口解析センター)

第21条 人口解析センターにおいては、人口統計の解析的研究、所の所掌に係る電子計算機の利用及び運

行の管理に関することをつかさどる。

(文献センター)

第22条 文献センターにおいては、所の発行する資料の編集並びに人口問題に関する情報の収集、管理及び提供に関することをつかさどる。

(人口解析センター及び文献センターの長)

第23条 人口解析センターの長を、人口解析センター室長及び文献センターの長を、文献センター室長とする。

(文献センターの係)

第24条 文献センターに図書係を置く。

(図書係)

第25条 図書係においては、次の事務をつかさどる。

- (1) 図書及び資料の収集、管理に関すること。
- (2) 資料の配布に関すること。

附則

この細則は、昭和61年4月5日から施行する。

## 人 事 の 異 動

<発令年月日>	<異 動 事 項>	<所属・官職・氏名>
昭61. 3. 31	辞職(日本大学法学部研究所教授となる)	所 長 厚生技官 岡 崎 陽 一
昭61. 4. 1	所長に昇任	人口政策部長 厚生技官 河 野 稠 果
"	国立王子病院会計班補給管理係より転任	庶務課庶務係 厚生事務官 大 川 成 樹
"	大臣官房会計課管財班物品管理係に outward	庶務課庶務係 厚生事務官 川 島 延 哉
"	大臣官房統計情報部管理企画課に outward	庶務課(児童家庭局併任) 厚生事務官 鐘ヶ江 葉 子

## 定例研究報告会の開催

(昭和61年1月～3月)

<回>	<年月日>	<報 告 題 名>	<報告者>
18	昭61. 1. 29	分子的人口構造論の応用—規模別世帯数の推定をめぐって……………	廣嶋 清志技官
19	昭61. 2. 19	TFRとコーホート出生率の関係について……………	稲葉 寿技官
20	昭61. 2. 26	出生力における年齢, パリティ, 時間……………	河野 稠果技官 石川 晃技官
21	昭61. 3. 5	明治大正期における日本人口とその動態……………	岡崎 陽一技官
22	昭61. 3. 12	結婚年齢分布の異なるコーホートの有配偶出生力指標間の 関係……………	廣嶋 清志技官
23	昭61. 3. 26	昭和60年度調査研究実績概要報告……………	各部科・委員会

## 資料の刊行

(昭和61年1月～3月)

<b>&lt;資料題名(発行年月日)&gt;</b>	<b>&lt;担当者&gt;</b>
「研究資料」	
○第240号(昭61. 3.15)	
人口関係文献集(蔵書目録).....	金子 武治技官 白石 紀子技官
○第241号(昭61. 3.20)	
人口統計資料集 1985.....	山口 喜一技官 金子 武治技官 山本 道子技官 坂東里江子技官 高橋 重郷技官
「特別研究報告資料」(昭61. 3.15)(5分冊)	
○昭和58-60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究	
第I報告書 出生力と年齢・パリティ・時間に関する研究.....	河野 稠果技官 廣嶋 清志技官 渡邊 吉 晃技官 石川 晃技官
第II報告書 マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析.....	阿藤 誠技官 伊藤 達也技官 小島 宏技官 池ノ上正子技官
第III報告書 死亡率の分析と推計に関する研究.....	河野 稠果技官 今泉 洋子技官 高橋 重郷技官 三田 房美技官
第IV報告書 地域人口推計の研究.....	河邊 宏技官 内野 澄子技官 山本千鶴子技官 稲葉 寿技官
第V報告書 世帯数推計の研究.....	河野 稠果技官 清水 浩昭技官 廣嶋 清志技官 山本千鶴子技官
○人口問題についてのおもな数字 昭和61年1月版.....	人口情報部

### IUSSP 国際歴史人口学会東京セミナー「歴史における都市化と人口変動」

IUSSP(国際人口学会, 会長: William Brass)の1分科会である国際歴史人口学会(会長: Ad van der Wourde)の第3回研究セミナーは1986(昭和61)年1月22日(水)～25日(土)の4日間にわたり, 東京都港区三田の慶應義塾大学図書館において開催された。今回は同大学経済学部の速水融教授によって「歴史における都市化と人口変動」(Urbanization and Population Dynamics in History)というテーマの下に組織された。世界各国から約50名の人口学者, 歴史学者, 経済学者, 社会学者, 人類学者, 地理学者等が集まって約40の報告が行われ, 座長や報告者による活発な討論が繰り広げられた。

わが国からも速水教授が座長の1人を勤めるとともに安元稔(桃山学院大学), 斎藤修(一橋大学), 伊藤繁(帯広畜産大学)の各氏のほか, 一時滞在中のTamara K. Hareven(同志社大学/ハーバード大学)とWilliam Skinner(慶應義塾大学/スタンフォード大学)の両氏が報告を行った。セミナーには「日本人口学会」や「歴史人口学研究会」の会員を中心として約40名のオブザーバーが参加し, 開会式では, 日本人口学会を代表して小林和正会長があいさつした。国内準備委員会は速水教授を代表として組織され, 西川俊作(慶應義塾大学), 安元稔, 斎藤修, 鬼頭宏(上智大学)の各氏によって構成され, 杉村伸也, 田代和生の両氏(慶應義塾大学)がそれを補佐した。

セミナーの初日午後には開会式と第1部会「都市人口学」, 2日目には第2部会「人口移動」と第3部会

「順位・規模分布と都市ネットワーク」, 3日目には第4部会「東アジアの都市化パターン」と第5部会「農業生産性, 輸送能力, 都市成長」, 4日目午前には総括討論に当たる第6部会「都市の概念」と閉会式が行われた。各部会では座長が基調報告をしたが, フランス語圏出身の座長の場合はそれに各報告の要約が含まれ, 各報告者の発言時間が非常に短かったことが印象に残った。また, 報告や討論は英語のほか, フランス語とドイツ語 (Helga Schultzのみ) によって行われたが, 通訳が付かなかったため第2部会以降, 英米人参加者が交代で英語による抄訳に当たった。

セミナーでの報告や討論は非常に多岐にわたったため, それらを限られた紙数で要約することは難しい。もともとテーマ自体が学際的であり, アプローチも巨視的なものから微視的なものに, また記述的なものから分析的なものにわたっていた。対象地域もヨーロッパ, アメリカ, アジアにまたがっており, 言語の違いに基づく概念や学問的伝統の相違もあった。そのため, 共通の基盤の上に立った議論が必ずしも行われていなかったし, 総括討論においても都市や都市化に地域差があるという点を除き, 実質的な意味での結論は得られなかった。しかし, 今回のセミナーでは欧米の都市化とは異なった側面を持つ東アジアや東南アジアの都市化に関する報告や討論が行われ, 欧米の都市化についても異なった視角からの討論がなされたため, 都市や都市化の普遍的側面の追求に向けての前進が行われたという点については合意が得られたようである。特に外国人参加者たちは, そのような意味で今回のセミナーが成功裏に終わったと絶賛していた。

詳しい内容については2月末に刊行された議事録を参照されたい。なお, 参考のため, 以下に各部会のテーマ, 座長名, 報告題目, 報告者名を列記する。

SESSION 1 : URBAN DEMOGRAPHY (including urban-rural interaction)  
Chairman : Jacques Dupâquier

Entre ville et campagnes du passé : innovateurs et suiveurs en matière de contraception	Jean-Pierre Bardet
La variabilité régionale de la mortalité des enfants en France au début du XIX <sup>e</sup> siècle	Alain Bideau
Mortality problems in urbanizing Brazil and Germany : Past-Present-Future	Arthur Imhof
Observations on reconstructing the population dynamics of English cities ca. 1750-1850 : Liverpool as a case study	Paul Laxton
Fécondité et habitat des immigrantes françaises en Nouvelle-France	Yves Landry
De Rouen à Genève : les modalités du déclin de la fécondité en milieu urbain	Alfred Perrenoud
Economic and demographic implications of working-class housing in early Victorian Leeds	Minoru Yasumoto
Preliminary notes about the structure of the urban/rural marriage market	Carlo Corsini

Urbanization and demographic behavior in Spain, 1860-1930 David Reher

SESSION 2 : MIGRATION (sex ratios, age structure, marriage market)

Chairman : Etienne Hélin

- The role of migration in the development and structure of British cities in the nineteenth century Richard Lawton
- The effects of migration on family formation and choice of marriage partners in Stokholm during early industrialization 1860-1890 Margareta Matovic
- Changing structure of urban employment and its effects on migration patterns in eighteenth and nineteenth-century Japan Osamu Saito
- The immigration to Berlin in the age of manufactures Helga Schultz
- In- and out- migration of Danish cities 1750-1901 H. Chr. Johansen
- Mobility and migration in the pre-industrial urban areas : The case of nineteenth century Cuenca David Reher
- Some reflections on migration, wages and urbanization in 19th century Sweden Tommy Bengtsson

SESSION 3 : RANK-SIZE DISTRIBUTIONS AND URBAN NETWORKS

Chairman : Roger Schofield

- Structure du peuplement et conjoncture politique : la révolution française et la hiérarchie urbaine nationale Bernard Lepetit
- East Asian urbanization in the nineteenth century : Comparisons with Europe (combined with session 4) Gilbert Rozman
- Pre-modern Latin American cities and networks 1570-1900 Nicolas Sanchez Albornoz
- Demographic differentiation among French cities, 1861 : A regional-systems analysis William Skinner
- Types of city-size distributions : A comparative analysis Carol A. Smith
- Problems in the measurement, description, and analysis of historical urbanization Jan de Vries
- Le réseau urbain allemand à l'époque moderne, XVI<sup>e</sup>- Etienne François

XVIII<sup>e</sup> siècles ou : de l'utilité d'une confrontation des indices démographiques et des indices culturels pour l'analyse des réseaux urbains

SESSION 4 : EAST ASIAN URBANIZATION PATTERNS

Chairman : Akira Hayami

- |   |                   |
|---|-------------------|
| The effect of technological change on family patterns among silk weavers in Kyoto                     | Tamara K. Hareven |
| Demographic aspects of urbanization in the lower Yangtze region in China, ca. 1500-1900               | Ts'ui-Jung Liu    |
| East Asian urbanization in the nineteenth century : Comparisons with Europe (combined with session 3) | Gilbert Rozman    |
| Natural change of urban population in early modern Japan  | Shigeru Itoh      |
| Sojourning and urban development late imperial China<br>(論文配布なし)                                      | William Skinner   |
| The beginnings of urban transformation in Southeast Asia : A Spanish Philippines case study           | Peter C. Smith    |
| Les villes chinoises en transition : caractéristiques démographiques                                  | Michel Cartier    |
| The changing spectrum of urbanization in the history of Varasani, India<br>(論文配布のみ)                   | B. N. Singh       |
| The urbanization in Korea and the factors contributing to the growth of urban population, 1910-1945   | Yun Kim           |

SESSION 5 : AGRICULTURAL PRODUCTIVITY, TRANSPORTATION CAPACITY AND URBAN GROWTH

Chairman : Sølvi Sogner

- |   |              |
|---|--------------|
| Impact des rendements agricoles, de la productivité agricole et des coûts des transports sur la croissance urbaine de 1800 à 1910 | Paul Bairoch |
| The release of labour from agriculture during British industrialization : A synthesis of recent research                          | Nick Crafts  |

- Regional ecology and agrarian development in England and France Jack A. Goldstone
- How do urban and rural industrial populations grow? Migration and natural increase in Verviers and its Hinterland Myron P. Gutmann
- Transport development, agricultural productivity advance and the composition of urban food supply R. M. McInnis
- Brake or accelerator? Urban growth and population growth before the industrial revolution Tony Wrigley
- Agricultural productivity, trade and urban growth during the commercialization phase of the Swedish economy, 1810-1870 Gunnar Fridlitzius

#### SESSION 6 : THE CONCEPT OF THE CITY

Chairman : Massimo Livi Bacci

- The city : Agent or product of urbanization Paul Hohenberg  
(論文配布なし)

(小島 宏記)

#### 「メキシコ人口活動促進プロジェクト」巡回指導調査団への参加

国際協力事業団は、1986年1月27日から2月2日まで標記の調査団をメキシコに派遣した。調査団は、日本大学人口研究所小林和正教授を団長とし、宇都宮大学大友篤教授、総務庁統計局労働力統計課藤田峯三課長補佐、事業団医療協力特別業務室成田明敏氏、および当研究所人口資質部の伊藤達也主任研究官、高橋重郷研究員が参加した。

調査団は、1986年1月末までの活動状況を検討するとともに、メキシコ東部のキンタナロー州人口審議会における人口活動の状況を視察した。さらに、今後のプロジェクト運営について助言をおこなうとともに1986年度の協力方針について協議し、2月4日に調査団長とメキシコ国家人口審議会事務局長との間でミニッツを作成・署名した。

協力の内容は、日本人専門家の派遣、メキシコ人研修員の受入れ、機材の供与、および中堅技術者の養成の四つを基本事項とするものである。協力は、人口データバンクの整備とそれに基づく各種の将来推計と、人口教育に大別される。これまでの協力内容はハード（機材）中心であったが、これからはそれらを有効利用するためのソフト部門（人口の分析と推計および研修活動など）に比重がかかることになろう。

(伊藤達也・高橋重郷記)

#### ペルー国における日系移民調査

日本からペルー国への移民が開始されたのは1899年である。したがって、あと3年後には移民90周年を迎えることになる。このような歴史をもつペルー国の移民について、東京都立大学の原毅彦氏と筆者（清水）が、1986年3月10日から3月19日まで現地での調査研究に従事することができた。

今回の調査は、1966年に外務省が実施した在ペルー日系人社会実態調査（故泉靖一教授、小林和正教授らが



参加) 資料に基づいて、その後の変化を人口学的・文化人類学的に追跡することにあつた。調査地は、カニエテ地区に居住する100世帯(1966年当時)のみを対象に実施した。その結果の概要を示すと、人口は70人増加し621人に、世帯数も28増えて128世帯になっていた。また、世帯規模は、4.85人となっており、0.66人減少し、世帯構成をみると、核家族世帯率が57.0%、単独世帯が10.2%、その他の親族世帯が32.8%となっており、20年前と比較すると、核家族世帯が減少し、その他の親族世帯が若干上昇しているという結果を得た。

なお、調査実施にあたっては、サントリー文化財団、外務省中南米一課、在ペルー日本国大使館、ペルー日系人協会、カニエテ日系協会、天野博物館と通訳をつとめていただいた石井陽子氏にたいへんお世話になった。また、在ペルー日本国大使館とペルー日系人協会は、ペルー移民90周年記念事業として大規模な調査を実施すべく準備が進められており、人口問題研究所の協力もお願いしたいとの発言があつたことも付記しておきたい。

(清水浩昭記)

---

**THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS**
**(JINKO MONDAI KENKYU)**
*Organ of the Institute of Population Problems of Japan*


---

*Editor:* Yoichi OKAZAKI      *Managing Editor:* Kiichi YAMAGUCHI

*Associate Editors:* Shigemi KONO    Hiroshi KAWABE    Makoto ATOH

    Takeharu KANEKO    Michiko YAMAMOTO
 

---

**CONTENTS**
**Articles**

- Population of Japan in the Meiji-Taishyo Era  
 —Re-estimation— ..... Yoichi OKAZAKI ... 1~17
- Age, Parity and Time in Fertility ..... Shigemi KONO and Akira ISHIKAWA ...18~32
- The Work Career of Married Women in Japan .....  
 ..... Eiko NAKANO, Chizuko YAMAMOTO and Hisashi INABA ...33~47

**Note**

- On a Relation between Period Total Fertility Rate and  
 Cohort Fertility Relationship ..... Hisashi INABA ...48~53

**Material**

- Pronatalist Policies in Europe ..... Hiroshi KOJIMA ...54~61

**Book Reviews**

- Andrei Rogers, *Regional Population Projection Models* (H. KAWABE ) .....62
- Gary S. Becker, *A Treatise on the Family* (K. MATSUSHITA ) .....63

- Miscellaneous News .....64~72
-