

# 国勢調査の既往出生児数データを使用した市町村別の出生力指標

渡 邊 吉 利

- 目 次
- I 小地域における出生力指標の必要性
  - II 様々な出生力指標
    - 1 出生力諸指標の発展
    - 2 実際に小地域で使用できる出生力諸指標
  - III 既往出生児数データを使用した標準化出生力指標
    - 1 方法の発展
    - 2 今回、試みた方法
      - 2-1 方法の概要
        - A 考え方
        - B 実際の計算手順
      - 2-2 実際の計算結果
  - IV まとめ

ここでは、小地域における出生力指標、特に、市町村単位の地域における女子人口の年齢構成の差異を標準化した出生力指標の算出方法と指標の有効性についての若干の検討を目的とする。

## I 小地域における出生力指標の必要性

地域別の出生力観察は、これまで主に都道府県・市郡単位の標準化出生率などによってなされてきた<sup>1)</sup>。金子武治は、大正14年以降の都道府県間の標準化された出生力の地域格差を観察した上で、戦後は各都道府県とも全般的に出生力低下がみられるとともに、都道府県間における出生力の地域格差は、縮小していく傾向にあると指摘した<sup>2)</sup>。

他方、小地域でのインテンシブな調査に基づき、あるいは市町村単位での再生産年齢女子の特殊出生率の観察に基づいて、小地域間における出生力格差に注目する研究がなされた。すなわち、皆川勇一は調査の結果に基づいて戦後の農村出生力低下を純農村と近郊農村にわけて考察した。皆川によれば、純農村地域では、出生力低下がまず非農家層ではじまりその低下も著しく、兼業者が中間に位し、農業本業者の低下がもっとも遅れる。そして全体として出生力低下の時期は遅れがちである。これに対し近郊農村地域では出生力低下が早くから始まりしかも3者ほぼ一様に低下していると指摘した<sup>3)</sup>。また高橋真一は秋田県について戦後の各国勢調査年次について市町村別の出生力観察をした上で、秋田では地域によって出生力低下にタイム・ラグがあり、仙北郡など比較的経営規模の大きな水田単作地帯で早くから出生率低下が著しいのに対し、山村部、八郎瀧周辺および雄勝郡などでは出生率低下

1) 「都道府県別標準化出生率、昭和5年、25年、30年、35年」(『人口問題研究所研究資料』第167号、1966年2月)、「都道府県別標準化人口動態率、昭和40年」(『人口問題研究所研究資料』第180号、1967年12月)、「都道府県別標準化人口動態率、昭和45年」(『人口問題研究所研究資料』第201号、1973年10月)。

2) 金子武治「都道府県別標準化出生率の時代的变化：大正14年～昭和35年」(『人口問題研究所年報』第12号、1967年) p. 55.

3) 皆川勇一「戦後農村出生力の低下形態」(『人口問題研究所年報』第7号、1962年) p.p. 61～63.

が遅くまだ高出生率を維持しており、現に地域間には出生力について格差がみられると指摘した<sup>4)</sup>。

要するに、都道府県間の出生力格差は縮小してきたのに対し、他方で県内での出生力の地域格差が注目されるに至った。

また、他の統計データについてみると就業者の職業構成や産業、土地利用その他の経済指標については比較的小さな地域単位の情報があるのだから出生力についても同様に小さな地域単位で計測ができるならば、出生力とその社会・経済的背景について我々はより実態に即した観察と理解が可能となる。

また、家族制度や分家慣行が出生力にどのような影響を与えているかを問題にする場合のように、ある地方に特有な社会・文化的な出生力の規定要因や媒介要因との関連で出生力の観察をする際には、対象地域へのインテンシブ・サーベイが行なわれることを別とすれば<sup>5)</sup>、少なくとも市町村単位、可能ならば集落単位など小地域単位で出生力水準の統計的計測がなされることが前提として必要である。その上で、当の課題であるところの固有の社会・文化的要因の分布に密着した地域範囲に、地域の再構成がなされなければならないからである。

このようにして、様々な理由から都道府県より小さな地域単位の出生力観察の必要性が生じてきたといえよう。

## II 様々な出生力指標

### 1. 出生力諸指標の発展<sup>6)</sup>

出生力水準を測定するには、いくつかの出生力指標がある。まず最初に考案されたのが、総人口に対する出生数の割合で示される普通出生率（粗出生率）*crude birth rate* である。普通出生率は、当初、出生力の測定ではなくて、むしろ、出生率を一定と仮定して、出生数の統計から分母人口を求めるといった利用がなされたが、センサスが行なわれるに至って、本来の出生力指標としての利用に戻った。普通出生率は18世紀以来使用されてきたが、人口の性別、年齢別構成の差が普通出生率を変化させてしまうことが19世紀には認識されるに至った。例えば、開拓初期のアメリカの西部諸州のように男子が圧倒的に多い人口のもとでは、女性がすべて毎年子供を産んでいたとしても人口に対する出生数の比率（普通出生率）は低くなる。これでは、異なる地域間の女子の出生力水準の高低を比較するには、非常に制約が大きい。

普通出生率について最初に行なわれた改善は、出生数を15～49歳の女子人口に対する割合として示すことであった。この出生力指標は再生産年齢女子についての特殊出生率または総出生率 *general*

4) 高橋真一「秋田県の低出生率について」(『人口問題研究所年報』第17号, 1972年) p.p. 21~26.

5) 福武直「日本における家族制度と農村人口」(『農村人口問題研究』第2集, 1952年) p.p. 127~131. 福武は、インテンシブサーベイに基づきながら、家族制度・相続関係とさらに農家階層との関連で出産力の差異があるという。

6) 以下の出生力諸指標のまとめにあたっては下記の文献に依存した。

館 稔「形式人口学」(古今書院 1960年)

黒田俊夫「出生力の構造変動と再生産人口学の発展—欧米諸国における出生力の体制的変動の分析—」(『人口問題研究所研究資料』第152号, 1962年)

C. Clark: *Population Growth and Land Use*. (Macmilan and Company Ltd. 1967) C. クラーク「人口増加と土地利用」(大明堂 1969年)

Donald J. Bogue: *Demographic Techniques of Fertility Analysis, Family Planning Research and Evaluation Manual No. 2*. (Community and Family Study Center, University of Chicago, 1971)

Shryock and Siegel: *The Methods and Materials of Demography* (U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census 1973)

fertility rate」といわれ、1920年代まではもっとも有効な出生力指標とされていた。

一方、出生力と年齢構造との関係を明確に意識した出生力指標改善のための努力は、年齢構造の標準化からさらに進んで R. Boeckh (1884年) や、R. R. Kuczynski (1907年) らによって再生産率の理論となって結実した。すなわち、出生力指標としては、年齢別人口を一様なものとして標準化を行なった合計特殊出生率（粗再生産率）total fertility rate, それに女兒の出生性比を考慮に入れた総再生産率 gross reproduction rate, さらに死亡率を考慮に入れ、生命表人口（静止人口）で標準化した純再生産率 net reproduction rate である。再生産率の基本的特徴は、相次ぐ2世代間の人口の変化の関係を測定するにあり、技法的には、年齢別特殊出生率を算出の基礎とすることによって、再生産年齢の女子の年齢構成を標準化しているということにある。

その後、出生力諸指標の発展は、結婚の要素（有配偶率）を考慮に入れ、あるいは、これまでの特定年次の年齢別の出生率を横断的に観察する方法 period measure から、同一年齢集団の出生力が歴年的経過（年齢経過）とともにどのような変化をたどるかといういわゆるコーホートの出生力 cohort fertility による測定、出生順位 parity による出生力計測などに展開している。

## 2. 実際に小地域で使用できる出生力諸指標

それでは、実際に市町村などの小地域の出生力を測定するに際して、どの出生力指標のレベルまで測定できるかは、データがどこまで利用できるかにかかっている。

全国の市町村を対象にすることを前提にするならば、利用できる統計としてあるのは人口動態統計と人口静態統計（国勢調査）の2つである。

まず、人口動態統計では毎年の出生数が市町村、保健所単位で集計されており、これを利用することで短期的な出生力の変化を追うことができる。しかし市町村単位などの小地域では、母の年齢別の集計はなされておらず、求めることの出来る出生力指標は普通出生率と総出生率である<sup>7)</sup>。

ところで、人口静態統計に基づく出生力水準の計測には、資料として国勢調査の年齢別人口（0歳人口あるいは0～4歳人口）を利用する方法と既往出生児数を利用する方法の2つの方法がある。

国勢調査の0歳人口（または0～4歳人口）は、出生した母の年齢が特定できないため、実際には、15～49歳女子人口との比として使用され、child-woman ratio と呼ばれる。これは出生力指標としては、前述した総出生率 general fertility rate と同じ性格のものである。総出生率と child-woman ratio の主な違いは、総出生率の出生数は人口動態統計から得るのに対して、child-woman ratio の場合は静態統計の0歳人口（または0～4歳人口）をもって出生数の代用とするので、出生から調査時までの死亡の影響を受けるということである。そして、日本では乳幼児死亡率は比較的低く、地域的差異もそれ程大きくはないので、事実上死亡の影響を無視しても、さ程の影響はないといえる<sup>8)</sup>。

むしろ問題なのは、child-woman ratio や総出生率においては、各地域の15～49歳女子人口の内部の年齢構成の差異に考慮を払っていないことである。たとえば、15～49歳女子人口のうちでも、年齢別特殊出生率の高い20～34歳の女子人口割合が多いか否かによって、仮に2つの異なる地域の child-

7) 年齢別の集計が行なわれたとしても、小地域では、出生件数が少なくなるため、単年次のデータだけでは年齢別の観察は困難な場合が多い。

8) 日本における child-woman ratio による地域の出生力分析には次のものがある。なお、これらの論稿では、地域の年齢構成の違いを除去するため、間接標準化の手法を用いている。

河邊宏「Child-Woman Ratio からみた日本の都市地域の出生力水準について」(『人口問題研究』第140号、1976年10月)

河邊宏「出生力水準の地域差をもたらす要因について—東京都特別区の場合—」(『人口問題研究所年報』第21号、1976年12月)

woman ratio (あるいは総出生率) の値が同じだとしても、その年齢別にみた出生力水準は全く異ってくるであろう。

日本におけるように、地域別の年齢構成が多様なところでは、年齢構成を標準化しない出生力指標による地域の出生力分析は制約が多い。結局、地域の年齢構成を標準化するには、年齢別特殊出生率が得られることが必要である。

次に国勢調査の既往出生児数 children ever born のデータがある。

この既往出生児数データは、母の年齢別の集計が行なわれており、年齢別の累積出生率(年齢別の女子人口に対する既往出生児数の割合) age cumulative fertility rate が得られる。累積出生率は、再生産年齢に達してから調査時までの長期間にわたる累積の出生率であり、子供がいつ生れたかについて知ることが出来ない。したがって再生産年齢に達したばかりの若い年齢を除いては、最近の出生力を弁別することが出来ないとされる<sup>9)</sup>。

そのため、既往出生児数データから最近の出生力、特に年齢別の出生率を求めるために工夫がなされてきた。

### III 既往出生児数データを使用した標準化出生力指標

#### 1. 方法の発展

既往出生児数データから年齢別特殊出生率を求める基本的なアイデアは、G. Mortara によって与えられた。Mortara は、センサス・データを使用した人口分析の方法を論じた論文の中で、既往出生児数データを使用した出生力測定についてふれた<sup>10)</sup>。Mortara によれば、ある年齢の年齢別特殊出生率は、その1歳上の年齢の累積出生率から求める年齢の累積出生率を差引くことによって得られる。すなわち、

$f_x$  は  $x$  歳の年齢別特殊出生率

${}^c f_{x+1}$  は  $x+1$  歳の累積出生率

${}^c f_x$  は  $x$  歳の累積出生率

とすると、

$$f_x = {}^c f_{x+1} - {}^c f_x$$

この方法による合計特殊出生率は、結局、再生産期間を終了した年齢(45歳または50歳)の女子の累積出生率である。しかし、この Mortara の方法による年齢別特殊出生率は、年齢別特殊出生率が長期間(再生産年齢が15~49歳とすれば、少なくとも35年間)にわたって不変であるような場合を除いては不適當である。

D. J. Bogue は、この Mortara の方法を改良して調査時期の異なる2年次のセンサス・データを用いて合計特殊出生率を求める方法を考案した<sup>11)</sup>。Bogueの方法は、帰るところ、2年次のセンサスに狭まれた期間の平均の出生力水準を計測する。したがって、調査(センサス)が頻繁に行なわれ、調査における既往出生児数のデータが各歳ごとに集計されておりさえするならば、最近の期間についての年齢別特殊出生率が得られ、合計特殊出生率を求めることが可能である。しかし、この Bogue

9) Shryock and Siegel, *op. cit.* p. 511.

10) United Nations: *Methods of Using Census Statistics for the Calculation of Life Tables and Other Demographic Measures*, by Giorgio Mortara (United Nations 1949) p.41. および D.J. Bogue, *op. cit.* p. 72.

11) D. J. Bogue, *op. cit.* p.p. 62~64.

の方法は、データとして各歳ごとの累積出生率が必要なだけでなく、計算手続が繁雑でもある。

以下に紹介するのは、Bogueの方法と同様10年間隔をおいた2年次のセンサス・データを使用したMortaraの方法の改良であり、比較的容易な手続で標準化した出生力指標を求めることが可能である。

## 2. 今回、試みた方法

### 2-1 方法の概要

#### A 考え方

年次は、ここでは $t$ 年と10年間隔をおいた $t+10$ 年の2年次のセンサスにおける既往出生児数データを素材として説明することとする。

なお、ここでは、10年間に死亡した女子、移動した女子と生存し続け移動もしなかった女子との間には出生率の差はないものと、とりあえず、仮定する。

まず、2年次のセンサスにおける女子人口、既往出生児数を次の記号で表わすものとする。

${}^{ceb}B_x^t$   $t$ 年における $x$ 歳女子の既往出生児数の総数

${}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}$   $t+10$ 年における $x+10$ 歳女子の既往出生児数の総数

$F_x^t$   $t$ 年における $x$ 歳の女子人口

$F_{x+10}^{t+10}$   $t+10$ 年における $x+10$ 歳の女子人口

$t$ 年における $x$ 歳の女子人口に対する平均既往出生児数を ${}^c f_x^t$ とすれば、

$${}^c f_x^t = \frac{{}^{ceb}B_x^t}{F_x^t}$$

であり、これは現実コーホート real cohort の累積出生率 age cumulative fertility rate である。

同様に、 $x+10$ 年における $x+10$ 歳女子の累積出生率 ${}^c f_{x+10}^{t+10}$ は

$${}^c f_{x+10}^{t+10} = \frac{{}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}}{F_{x+10}^{t+10}}$$

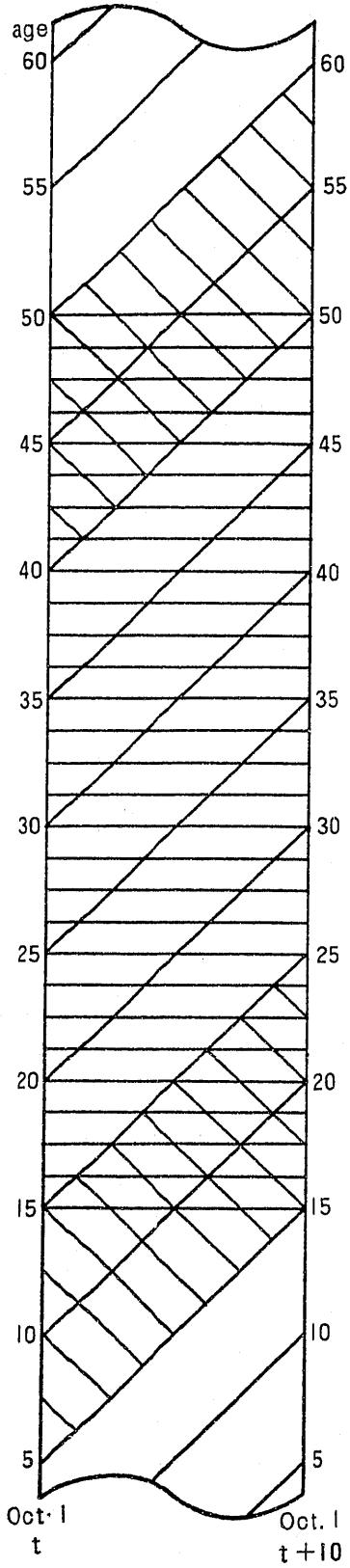
である。そして、 $t$ 年 $x$ 歳の女子コーホートの $t \sim t+10$ 年(10年間)の平均追加出生児数、すなわち10年間の出生率を ${}_{10}f_x$ とすると、

$${}_{10}f_x = \frac{{}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}}{F_{x+10}^{t+10}} - \frac{{}^{ceb}B_x^t}{F_x^t} = {}^c f_{x+10}^{t+10} - {}^c f_x^t$$

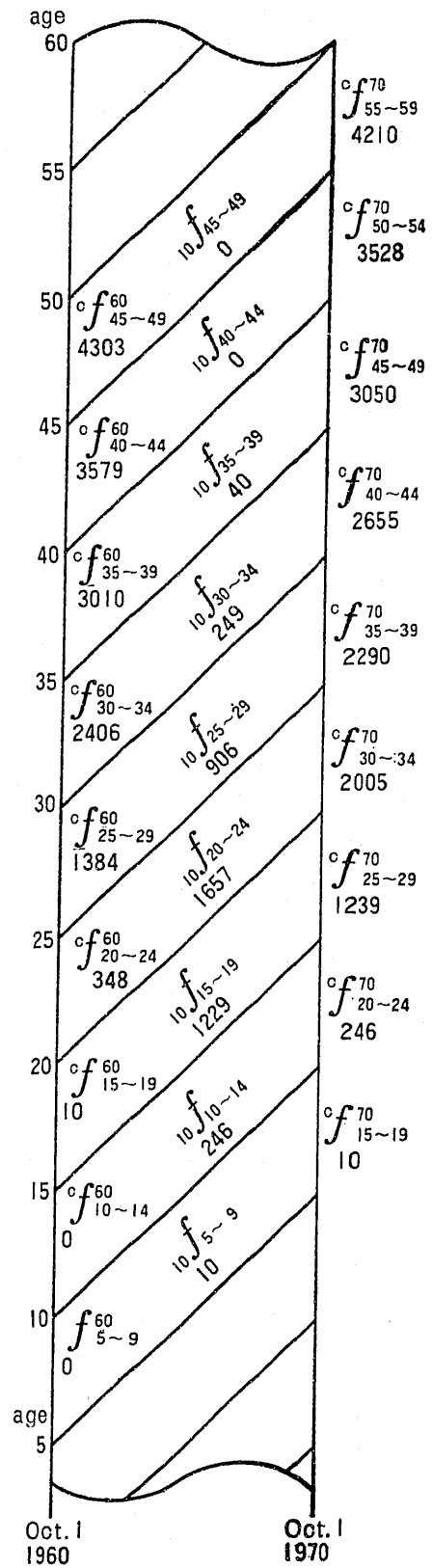
この ${}_{10}f_x$ は、10年間にわたるセンサス・コーホートについての年齢別特殊出生率の一種である。そして、これらは、10年間にそのコーホートの一部または全部が再生産年齢にあるすべての $x$ 歳について同様である。

ところで、再生産年齢を15~49歳(第1図の横線の部分)とすると、 $t$ 年の15~39歳のコーホートは $t \sim t+10$ 年の全期間にわたり再生産年齢にあり、 $t$ 年の5~14歳コーホートと $t$ 年40~49歳コーホート(第1図の斜線の部分のコーホート)は期間の一部だけ再生産年齢にある。再生産期間を少しでも含むコーホートは、出生のチャンスがあるから、年齢別特殊出生率は、10年間の期間の一部だけ

第1図



第2図 宮崎県の例  
(第1表参照)



しか再生産年齢にないコーホート（第1図の斜線のコーホート）をも含めて、間期内に再生産年齢にあるすべてのコーホートについて求めることが可能である。

${}_{10}f_x$  は10年間にわたる出生率であるから、1年当たりの率にするため $\frac{1}{10}$ を乗じた上、期間内のすべての再生産年齢コーホートについて足し合わせると、人口動態統計から得られる合計特殊出生率と同様の標準化出生率が得られる。

既往出生児数データから得られる合計特殊出生率を TFR (CEB) とすると、

$$\text{TFR (CEB)} = \frac{1}{10} \sum_{x=5}^{49} {}_{10}f_x \quad (x=5, 6, 7, \dots, 47, 48, 49)$$

である。

## B 実際の計算手順

実際には、国勢調査における既往出生児数の集計は5歳階級ごとであり、市町村単位で集計がなされているのは1960年と1970年の2年次であるから、1960年と1970年の国勢調査に基づき、以下の手順に従って計算を行なった（宮崎県を例とした計算表および第2図を参照）。

### ステップ1

1960年と1970年のそれぞれの年次について、年齢5歳階級別の女子人口1,000人に対する既往出生児数の割合（累積出生率）を求める（計算表の①～⑤欄）。1970年については、既往出生（延）児数が掲載されていないため、表の手順で求めた。1960年については、国勢調査報告から直接③欄の数字が得られるため、実際には、①～②欄は必要ない。

### ステップ2

1960年におけるある年齢階級の累積出生率が、10年後の1970年の調査時に10歳上の年齢階級としてあらわれたとき、その累積出生率がどれだけ増加したか差をとる。増加の値が、その年齢コーホートの女子1000人あたりの10年間の追加出生児数である（⑥～⑧欄）。

しかし、高い年齢階級のコーホートでは、10年後の累積出生率の方が、10年前の累積出生率よりも小さいことが、しばしば、ある。これは、歳月（10年間）の経過とともに、若い頃に生んだ子供で早逝したものや、転出の結果すでに世帯内にいない子供などの数が、調査の際、忘れられ、あるいは記入が省略されてしまうことなどによると思われる。したがって、10年後の累積出生率の方が10年前の累積出生率より小さい場合は、データの制約として、そのコーホートの10年間の出生力は0として処理することとする。

結果として得られた値（⑧欄の数字）は、それぞれ、年齢5歳階級で期間10年間のセンサス・コーホートについての年齢別特殊出生率である。

### ステップ3

ステップ2で求めたそれぞれの年齢別特殊出生率の値（⑧欄の数字）を、求めたすべての年齢別センサス・コーホートについて足し合わせる。

### ステップ4

ステップ3で得られた値を $\frac{1}{2}$ 倍する。これは、足し合わせた年齢別特殊出生率が10年間にわたるものであるから1年当りの値にするため $\frac{1}{10}$ を乗じ、また年齢階級が5歳をひとまとめにした区分であることから、さらに5倍しなければならないからである（すなわち、 $\frac{1}{10} \times 5 = \frac{1}{2}$ ）。

以上の手順を経て得られた値が、人口動態統計（国勢調査）の既往出生児数データに基づく10年間平均の合計特殊出生率である。

第1表 宮崎県を例とした実際の計算表

1970年国勢調査

年齢階級* (x+10~ x+14)	①	(2)**	③	④	⑤
	既婚女子 1人当り 出生児数	既婚女子数	${}^{ce}bB_{x+10\sim x+14}^{70}$ 既往出生児数 ①×②	$F_{x+10\sim x+14}^{70}$ 女子数	${}^{cf}_{x+10\sim x+14}^{70}$ 累積出生率 $\frac{③ \times 1000}{④}$
55 ~ 59	4.33	26,056	112,822	26,796	4,210
50 ~ 54	3.67	29,430	108,008	30,614	3,528
45 ~ 49	3.20	34,847	111,510	36,555	3,050
40 ~ 44	2.81	39,262	110,326	41,550	2,655
35 ~ 39	2.44	40,619	99,110	43,275	2,290
30 ~ 34	2.18	35,979	78,434	39,115	2,005
25 ~ 29	1.58	29,491	46,596	36,425	1,279
20 ~ 24	0.83	13,206	10,961	44,530	246
15 ~ 19	0.61	779	476	46,035	10

1960年国勢調査

年齢階級* (x~ x+4)	①	②**	③***	④	⑤
	既婚女子 1人当り 出生児数	既婚女子数	${}^{ce}bB_{x\sim x+4}^{60}$ 既往出生児数 ①×②	$F_{x\sim x+4}^{60}$ 女子数	${}^{cf}_{x\sim x+4}^{60}$ 累積出生率 $\frac{③ \times 1000}{④}$
45 ~ 49	4.41	29,396	129,570	30,112	4,303
40 ~ 44	3.71	32,254	119,721	33,454	3,579
35 ~ 39	3.19	37,335	118,939	39,510	3,010
30 ~ 34	2.63	41,481	109,003	45,307	2,406
25 ~ 29	1.72	38,614	66,384	47,959	1,384
20 ~ 24	0.89	16,897	15,056	43,222	348
15 ~ 19	0.46	907	419	40,592	10
10 ~ 14	0.00				0
5 ~ 9	0.00				0

⑥	⑦	⑧****
${}^{cf}_{x+10\sim x+14}^{70}$	${}^{cf}_{x\sim x+4}^{60}$	$10f_{x\sim x+4}$
1970年の 累積出生率	1960年の 累積出生率	10年間の 年齢別特 殊出生率 ⑧-⑦
4,210	4,303	0
3,528	3,579	0
3,050	3,010	40
2,655	2,406	249
2,290	1,384	906
2,005	348	1,657
1,279	10	1,269
246	0	246
10	0	10

$\sum_{x=5}^{45} 10f_{x\sim x+4} = 4377$   
 (x=5, 10, ..., 40, 45)  
 よって

$$TFR(CEB) = \frac{1}{2} \sum_{x=5}^{45} 10f_{x\sim x+4} = 2189 \quad (\%)$$

\* x=5, 10, 15, ..., 35, 40, 45

\*\* 出生児数を申告した既婚日本人女子のみ。

\*\*\* 1960年については、国勢調査報告書に、既往出生児総数が直接掲載されており、1960年の③欄の数値はそれによった。

\*\*\*\* ⑥-⑦<0のときは⑧の値は0とした。



## 2-2 実際の計算結果

この方法、すなわち、既往出生児数に基づく合計特殊出生率と人口動態統計に基づく合計特殊出生率とを全国と若干の都県について比較し、さらに、宮崎県の市町村について実際にこの方法による試算を行なった。

まず、人口動態統計による合計特殊出生率との比較について検討する。人口動態統計による合計特殊出生率と静態統計の既往出生児数から求めた合計特殊出生率とはコーホート構成が、(前者が暦年出生統計に基づいたものであり、通常のコーホートとはいえないのに対し、後者が「センサス・コーホート」形式のコーホート構成である<sup>12)</sup>といったように)異なるので、同じ期間を対象としても(実際には前者が1~12月の期間であるのに対し、後者は10~9月の期間であるから、厳密には期間も少し異なる)、必ずしも同じ値をとらない。しかも、実際には、既往出生児数データは、調査漏れ、記入(申告)漏れがあるから、既往出生児数から求めた合計特殊出生率は、動態統計による合計特殊出生率より、若干低い値となる<sup>13)</sup>。

全国について比較する場合、日本全体では、国際間の人口移動は無視し得る程少ないとみることが出来るから、日本全国をほぼ封鎖人口として観察できる。全国についていえば、人口動態統計に基づ

第2表 既往出生児数に基づく合計特殊出生率と人口動態統計に基づく合計特殊出生率の比較

地 域	年 次	①	②*	③**	④	⑤
		既往出生児数に基づく合計特殊出生率	人口動態統計に基づく10年次平均合計特殊出生率	人口動態統計に基づく3年次平均合計特殊出生率	①/②	①/③
全 国	1950 ~ 60	2,395	2,420	2,674	0.990	0.896
	1960 ~ 70	1,961	2,033	2,092	0.965	0.937
宮 崎	1950 ~ 60	2,991	—	3,263	—	0.917
	1960 ~ 70	2,189	—	2,293	—	0.955
秋 田	1950 ~ 60	2,768	—	3,050	—	0.907
	1960 ~ 70	1,902	—	2,000	—	0.951
東 京	1960 ~ 70	1,775	—	1,878	—	0.945
神 奈 川	1960 ~ 70	1,876	—	2,102	—	0.892
埼 玉	1960 ~ 70	1,981	—	2,296	—	0.862

\* 1951~60年および1961~70年のそれぞれの10年間についての算術平均値、資料：「全国日本人女子の人口再生産率」(『人口問題研究所研究資料』第205号1974年1月)

\*\* 1950, 55, 60年の3年次あるいは1960, 65, 70年の3年次についての算術平均値、資料：注1参照。

く毎年(10年次)の合計特殊出生率の平均との比較では、非常に近い値で、既往出生児数に基づく合計特殊出生率の方が約1~4%程度低くなっている。D.J. Bogueによれば、静態統計の既往出生児数データによる出生児数は、真実の出生数(日本では人口動態統計の精度が高く、人口動態統計の出生数を、さしあたりは、真実の出生数とみてさしつかえない)よりも、5%程度か、あるいはそれ以上少なくなるとされている<sup>14)</sup>。だが日本の国勢調査では、上の結果から、既往出生児数の記憶忘れ、無

12) コーホート構成の名称は、小林和正「母の年齢別暦年出生統計のコーホートの編成の一方法」(人口問題研究所1973年度第9回研究報告会(1973. 7.18)配布資料)による。

13) Shryock and Siegel, *op. cit.* p.p. 511~513.

14) D. J. Bogue, *op. cit.* p. 61.

記入(無申告)、母親の死亡などの影響は、5%の水準以内におさまっているといえよう。

都県について比較する場合、比較すべき人口動態統計に基づく合計特殊出生率には毎年の値がない。そこで、10年分の合計特殊出生率の代るわりに、5年おきの3年次の国勢調査年についての値の平均をとった。5年おきの3年次の平均値は、第2表の全国についての②欄と③欄の違いにみられるように、出生力の変化の著しいときには(特に1950~60年の期間にみられるように)、必ずしも、10年間の出生力の水準を忠実に反映するものとはいえない。むしろ、既往出生児数に基づく合計特殊出生率の方が、10年間を通した出生力水準を示す。その結果、既往出生児数に基づく合計特殊出生率と人口動態統計に基づく3年次平均のそれとの比較において、1960~70年に関していえば、全国では前者が後者と比べて7%低くあらわれるのに対して、都県の比較では、都県によって前者が後者より5~14%の幅で低くあらわれる。この幅の大小は、主に、10年間の出生力変化のパターンによると思われる。

また、都道府県単位では、移動がかなりあるので、移動している者としめない者の出生力格差が、既往出生児数に基づく合計特殊出生率に、どの程度影響するのかが問題である。だが、当面は、移動者と非移動者の出生力に差異がないものとして話を進め、移動者の出生力の影響についての検討は他の機会に譲る。

都道府県単位での比較にかかわる上述の制約は一応それとして、ここでの都県の比較の結果、既往出生児数に基づく合計特殊出生率の都県間の高低は、人口動態統計のそれと対応している。

つぎに、宮崎県の市町村について、実際に、この方法による合計特殊出生率を試算した<sup>15)</sup>(第3図)。

まず、合計特殊出生率での地域差をみると、市部と郡部では郡部で高い。郡部の中でも、県北部から中部にかけて熊本県との県境近くの山あいの町村で、また沿岸でも県北の大分県との県境の漁村などで、合計特殊出生率は高い。逆に、合計特殊出生率の低い地域は、都市部の他に郡部では沿岸の町村そして県南の鹿児島県よりの町村である。これら市町村別に合計特殊出生率を観察すると、同じ県内でも、特に高い地域(椎葉村、北方村)と低い地域(宮崎市など都市部)とでは、特殊合計出生率で2倍近い格差があることが分かる。

ついで、若干の市町村について年齢(センサス・コーホート)別特殊出生率の比較をしてみた(第4図)。比較には、合計特殊出生率の高い市町村では椎葉村、北方村、北浦村を、低いところでは宮崎市を選び、参考として県平均をならべた。

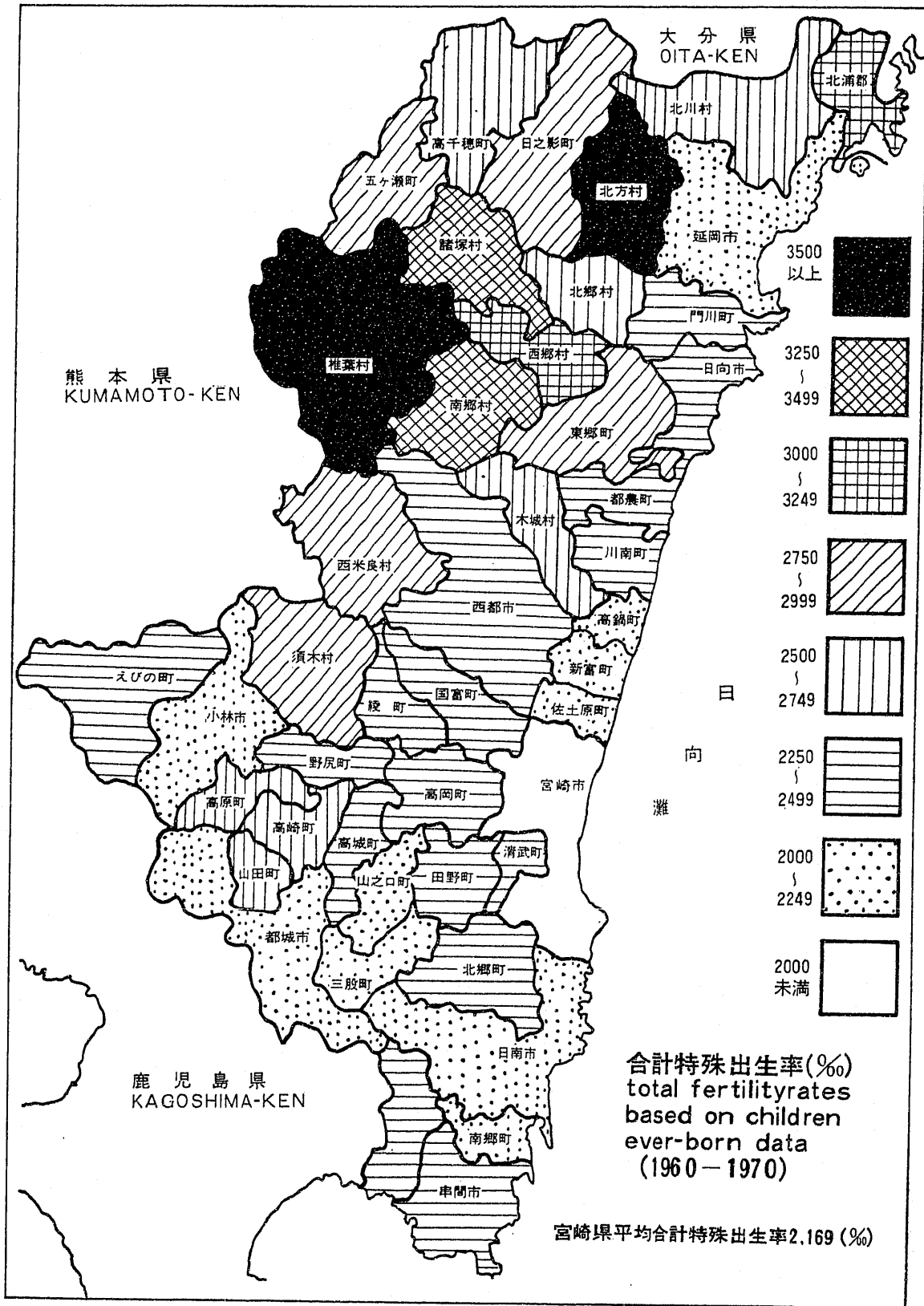
その結果、ここでの比較でみる限り、合計特殊出生率の高い市町村では、すべての年齢コーホートにおいて、宮崎市や県平均よりも高い。そして、年齢(センサス・コーホート)別の出生率の地域別差異がもっとも大きいのは、1960年の15~19歳および20~24歳の両コーホートにおいてである。

年齢(センサス・コーホート)別の出生力パターンでは、椎葉を除いて他はすべて1960年20~24歳コーホートでもっとも高い出生率を示すのに対し、椎葉村では1960年15~19歳コーホートで出生率をもっとも高い。また、宮崎市や県平均では高年齢のコーホートにいくにしたがって年齢(センサス・コーホート)別出生率は漸減するのに対し、椎葉村、北方村、北浦村などでは、高年齢のコーホートすなわち1960年40~44歳あるいは45~49歳コーホートにおいて、出生率は逆に反騰している。

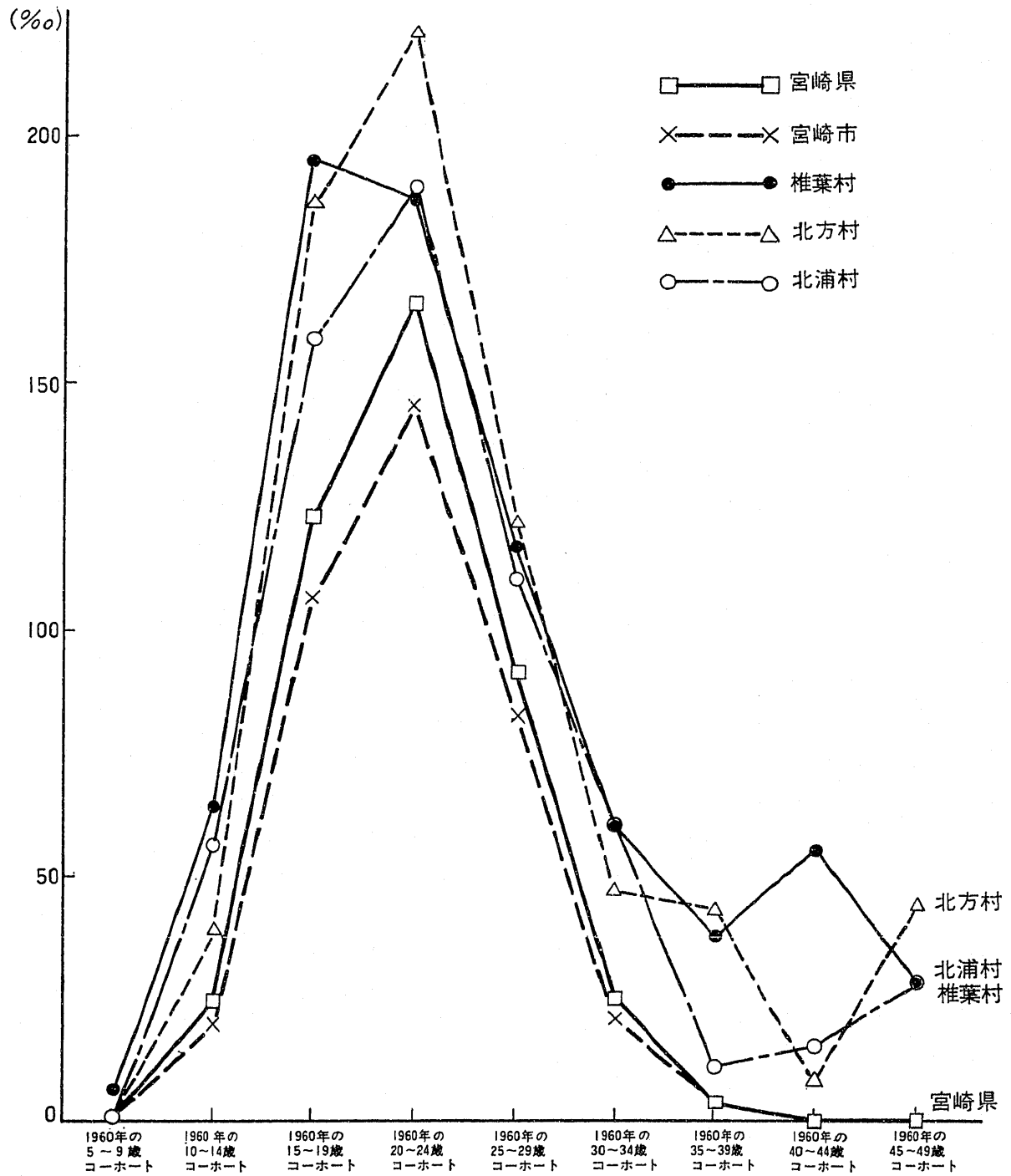
このように、年齢(センサス・コーホート)別に出生力観察をすることによって、地域の出生力の特徴をより詳細・的確につかむことができる。

15) 宮崎県の市町村別の出生力自体の詳細な検討は、ここでは割愛し、次の機会にゆずる。ここでは、市町村別の出生力指標の評価にかかわる限りで、必要最小限ふれるにとどめる。

第3図 宮崎県の市町村別合計特殊出生率



第4図 1960~1970年における1年当り年齢(センサス・コーホート)別特殊出生率



#### IV まとめ

ここで既往出生児数に基づく合計特殊出生率について、その有効性と今後検討すべき課題についてまとめると次のようである。

有効性としては、

1. 市町村単位について年齢 コーホート別の 出生力指標と それに基づく 合計特殊出生率が得られる。現在のところ、全国の市町村について年齢別の出生率を得ることのできる方法は、多くはない<sup>16)</sup>。その結果、この方法により、全国の市町村の年齢構成を標準化した出生力水準が明らかにされるならば、具体的な地域におきたケース・スタディやインテンシブな調査にあたって、その地域の出生力が、全国平均や県の平均とだけではなく、県内の他の市町村あるいは同じような経済的・社会的特性をもった他県他地方の出生力と比較して、どこに位置するかを明確に位置づけることができる。
2. これまで既往出生児数データからは最近の出生力は分らないとされていたが、この方法によると10年間の出生力についての指標が得られる。10年間は長すぎるという評価もありうるが、調査が頻繁に行なわれ、しかも、既往出生児数の集計が母の年齢各歳ごとに行なわれるならば、さらに短期間について出生力指標を得ることが可能である。但し2年次の調査の間隔が短いことと、より小地域について出生力指標を得ることとは、相互に相反する関係にある。期間が短い程、出生の発生件数は少ないから、母集団(女子の年齢別人口)の小さな地域を測定する場合に、出生率の値が統計的に不安定になってくるからである。その意味では、市町村単位の出生力測定の場合には、10年間と期間が長いことは、必ずしもマイナス評価とはいえず、むしろ積極的意義がある。

そして今後検討すべき課題としては、

1. 2年次の調査の間(10年間)における移動者の出生力の影響を、このままでは区別できない。そのため、移動者と非移動者の出生力の差異が顕著にあり、かつ、移動者の数が多い場合には、移動者の出生力の影響を除去しないと地域の出生力指標としては偏りがでてくる。
2. 2年次の調査の間における死亡者の出生力についても同様の問題を生ずる。ただ、死亡者の場合は、15~59歳女子における死亡率が比較的低いので、移動における程は、影響は大きくないと思われる。
3. 人口静態統計自体の調査漏れ、記入漏れ、誤記入などの影響を受ける。

以上のことを総合的に考え合わせると、いくつかの検討すべき課題を含みながらも、その有効性の故に、既往出生児数に基づく出生力指標は、今後、小地域の出生力分析に多いに利用されるべきであると考えられる。

16) 全国の小地域について年齢別の出生率を得るには、ここでの方法を別にすると、国勢調査について小地域単位で own children method による再集計を行なうか、小地域単位で人口動態統計の出生数につき母の年齢別集計が得られ、しかも、その年次につき市町村単位で女子の年齢別人口のデータがある場合に限られるであろう。しかも後者の場合とて、小地域での単年次データでは年齢別出生率が統計的に不安定となるのは前述のとおりである。なお、日本における own children method の適用は、小地域ではなく全国についてであるが、伊藤達也・山本千鶴子「同居児法による最近の差別出生力の計測」(『人口問題研究』第142号, 1977年4月.)がある。

## Small Area's Fertility Measure Based on Children Ever-born Data

Yoshikazu WATANABE

We had so far measured the small area's fertility using crude birth rates based on vital statistics or child-woman ratios based on census reports. And yet, we could not take accurate measurement of the area's fertility with them, for the area's differences of women's age composition. In this report, improving on Mortara-Bogue procedure\*, we attempt to obtain the age standardized fertility measure (total fertility rate) based on children ever-born data (frequently hereinafter abbreviated as CEB).

The methodological frame are as follows:

We introduce two censuses spacing ten years which surveyed at  $t$  year and  $t+10$  year. Denoting CEB and female population on respective censuses as,

${}^{ceb}B_x^t$  is CEB number from age  $x$  female at  $t$  year, ( $x=5, 6, 7, \dots, 47, 48, 49$ )

${}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}$  is CEB number from age  $x+10$  female at  $t+10$  year,

$F_x^t$  is female number of age  $x$  at  $t$  year, and

$F_{x+10}^{t+10}$  is female number of age  $x+10$  at  $t+10$  year.

Assuming that the influence of migration and mortality on fertility of the area are negligible, and we denote  ${}^c f_x^t$  as CEB rate per female population age  $x$  at  $t$  year, that

$${}^c f_x^t = \frac{{}^{ceb}B_x^t}{F_x^t}$$

This is age cumulative fertility rate of real cohort. Similarly, age cumulative fertility rate of female age  $x+10$  at  $t+10$  year ( ${}^c f_{x+10}^{t+10}$ ) is,

$${}^c f_{x+10}^{t+10} = \frac{{}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}}{F_{x+10}^{t+10}}$$

Where  ${}_{10}f_x$  is ten years cohort (age) specific fertility rate of female cohort age  $x$  at  $t$  year, that

$${}_{10}f_x = \frac{{}^{ceb}B_{x+10}^{t+10}}{F_{x+10}^{t+10}} - \frac{{}^{ceb}B_x^t}{F_x^t} = {}^c f_{x+10}^{t+10} - {}^c f_x^t$$

Since, this cohort specific fertility rate ( ${}_{10}f_x$ ) covers ten years, we can easily obtain the annual cohort specific fertility rate through dividing by 10. Then, we give the total of each

annual cohort specific fertility rate relative to  $x$  ( $x=5, 6, 7, \dots, 47, 48, 49$ ). That is total fertility rate based on CEB, that

$$\text{TFR(CEB)} = \frac{1}{10} \sum_{x=5}^{49} f_x \quad (x=5, 6, 7, \dots, 47, 48, 49)$$

We summarize the features of this procedure as follows. By this procedure, (1) we can easily obtain the age standardized fertility measure on small area, (2) we can observe the area's fertility with precision of cohort (age) specific fertility patterns, (3) we can detect current fertility using children ever-born data. (4) And the demerit of this procedure is that TFR(CEB) of the area will be biased to some extent for the migration and mortality of the area.

---

\* United Nations: *Methods of Using Census Statistics for the Calculation of Life Tables and Other Demographic Measures*, by Giorgio Mortara, Series A, Population Studies No. 7 (1949) p. 41. and Donald J. Bogue: *Demographic Techniques of Fertility Analysis*, Family Planning Research and Evaluation Manual No. 2. (Community and Family Study Center, University of Chicago 1971) p.p. 62-64.