

第5章

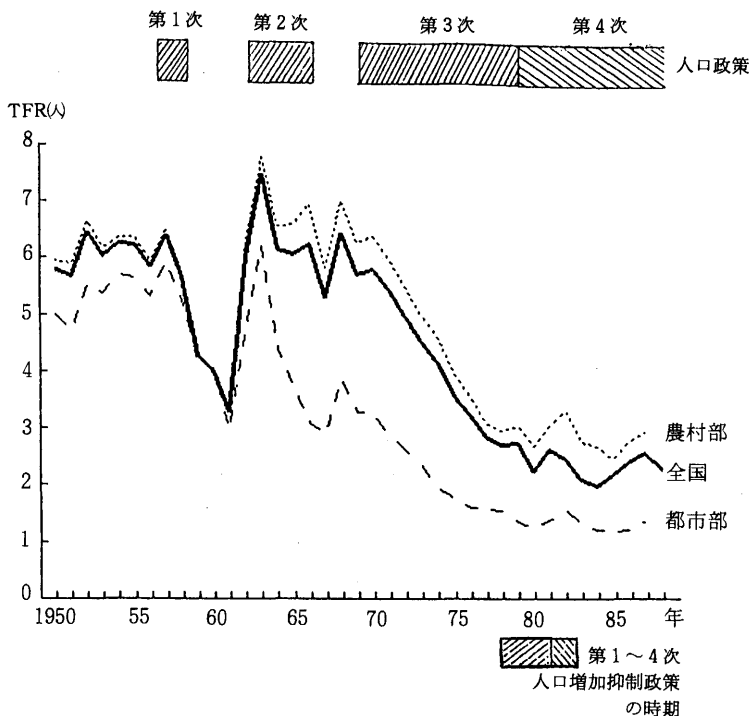
中国の出生力変動とその要因

はじめに

1949年に中華人民共和国が成立して以来の出生率の推移をみると、第1図に示したように極めて特徴的な曲線を描いている。その特徴とは、(1)1950年代、60年代の高い出生率が70年代以降急速に低下したこと、(2)60年前後に一時的な出生率の著しい低下がみられること、(3)80年代の出生率の動向はほぼ横這いであることなどである。なお全国と農村部は似通った傾向を示しているが、これは中国では最近まで人口の大部分(約8割)が農村人口であったためである。

本章では筆者が行なった3つの分析を報告する。まず第1に、1950年から79年までの出生力の時系列分析である。この分析では、特に人口政策との関連性を検討した。このことにより従来その内容や実行の度合いおよび効果が不明瞭であった中華人民共和国建国後の人口政策に対し、評価のためのひとつのてがかりを提供しうるものと考えている。第2は生物人口学的要因に関する分析である。生物人口学的要因は近接要因(proximate determinants)ともいい、結婚、避妊、人工妊娠中絶などヒトの再生産に生物学的、行動的に直接作用する要因であり、これらの変化を媒介することなしには出生力水準の変化は理論上起こり得ない。第3は、社会経済的要因に関する分析である。出生力と社会的経済的条件との関係については、従来、一般に経済や科学技

第1図 中国の合計特殊出生率の推移



(出所)1950～79年：中国社会科学院人口研究中心編『中国人口年鑑 1985』北京 中国社会科学出版社 1986年 964～966ページ。

1980～88年：全国：彭鳳雲国家計画生育委员会主任講演資料(1990年10月30日)
都市部は街道，農村部は県属郷；国家統計局人口統計司編『中国人口統計年鑑 1989』北京 人民衛生出版社 1990年 131ページ。

術の発展あるいは死亡の減少など一言で言えば「近代化」(modernization)に伴って出生力が低下するという、「近代化仮説」が唱えられてきたが、中国についてもこの仮説があてはまるのかどうか、検証する必要がある。

ところで中国の人口政策については、第2章で詳しく述べられるので多言を要しないが、エアード(Aird)、若林、市原、チェン(Chen)、家族計画国際協力財団などの研究や報告¹⁾に従って、1949年以降の中華人民共和国の人口政策の変遷を、下記のように7つの時期に区分したい。

- (1)1949年頃—56年頃 積極的な人口政策がとられなかった時期
- (2)1956年頃—58年頃 第1次人口増加抑制政策の時期
- (3)1958年頃—62年頃 「大躍進政策」の時期
- (4)1962年頃—66年頃 第2次人口増加抑制政策の時期
- (5)1966年頃—69年頃 「文化大革命」の時期
- (6)1969年頃—79年頃 第3次人口増加抑制政策の時期
- (7)1979年頃—現在 第4次人口増加抑制政策（いわゆる「一人っ子政策」）の時期

要約すると、中国では1950年代半ばより人口増加の抑制をはかる政策が実行され始め、「大躍進政策」の時期、「文化大革命」の時期という2度の中断をはさんで、人口政策が今日まで継続しているとみなすことができる。中国の人口政策の展開について従来文献的になされた諸家の研究においても、細かい年次の相違はあるものの、大きな流れとしては、このように要約できることで一致している。本研究では上記の時期区分に従い、人口政策と出生率の変動との関連性を検討する。

なお1960年前後の数年間（ほぼ58年から61年にかけての4年間）において、出生率に著しい低下がみられるが、この時期には死亡率の著増もみられ、総人口の純減がみられている。この時期は「大躍進政策」の時期にあたり、食糧の生産量が大幅に減少し、深刻な食糧危機に見舞われたといわれている。『中国統計年鑑』によれば、1957年の穀物生産高は1億9505万トン（1人当たり302キログラム）であったのが、60年には1億4350万トン（同216キログラム）に激減している。この時期に関する資料は乏しく、その間の事情は明らかでない。しかし国民の保健水準ことに栄養の点で異常に厳しい時期であったことは容易に想像できる。出生率を著しく低下させた要因としては、栄養不良などによる出生力の減退が主に考えられるところであるが、いまひとつの要因として、苛酷な状況下で増加したであろう乳児死亡の一部が調査時に出生として申告されず、見かけ上の出生率を一層引き下げた可能性も考慮してよいのではなからうか。

1967年にみられる出生率の比較的小さい低下については、「文化大革命」の影響も考えられる。この年は「文化大革命」が最も激しかった時期にあたり、特に青年層を激しく見舞ったと思われる社会の混乱と不安、また生産や保健・医療を含む行政サービスの悪化などにより出生率が下がった可能性が考えられる。

第1節 中国の出生力の時系列分析

1. 資料と方法

1982年7月の大規模な国勢調査（第3回センサス）に引き続き、同年9月に中国初の大規模な全国出生力調査「全国出生力1000分の1抽出調査」が行われた。調査対象は中国本土の人口の1000分の1にあたる15歳から67歳の女性31万485人であり、中国当局は、この結果をもとにして、1950年から79年までの30年にわたり、各年次別の合計特殊出生率（total fertility rate：TFR；女子1人当たり生涯平均子供数）と15歳から49歳までの年齢別特殊出生率（age specific fertility rate：ASFR）を全国・都市部・農村部別に推計した²⁾。

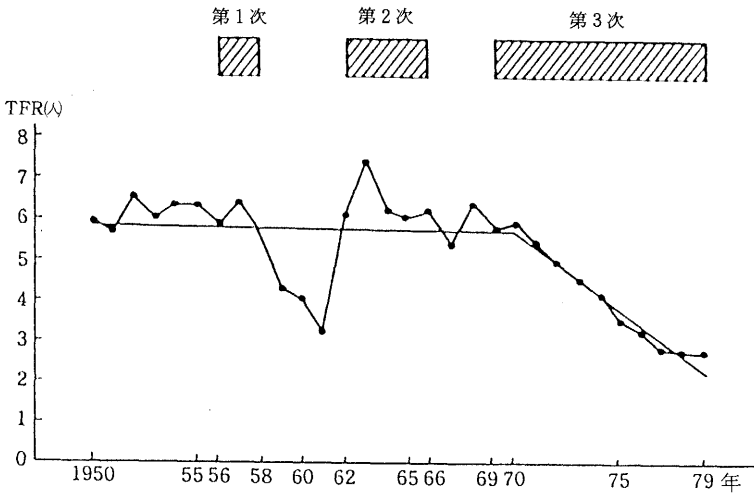
すなわちTFRについては居住区分別に3系列の時系列データが、ASFRについては居住区分別と年齢別とで（3×35）105系列の時系列データが与えられたわけである。そこで筆者はスプレント（Sprent）³⁾の用いた方法に準じて、上記108系列の時系列データの各々について傾向を分析した。以下その方法を述べると、中国の出生率（TFR、ASFR）は30年間で大きく低下しているが、その勾配は一樣ではなく、ある時期を境にして勾配が著しく下降しているように見える。すなわち1960年前後の異常な時期を除くと、出生率の高い時期から低い時期へ二相性の変化を示しているように見える。そこで、まず中国の出生率の傾向が、出生率の高い時期から低い時期へ二相性の変化を示したと仮定し、変化の境目の年の前後に2本の単純回帰直線をあて

はめる（以下二相性回帰直線という）ことにより、分析を行った。

具体的には、1950年から79年までのすべての年を仮に「最も適切な折れ曲がりの点」（break point）として、仮に二相性回帰直線を引き、理論値と実際値との差の平方和を求めた。そしてこれが最小となる点（年）を真のブレイク・ポイントとした（以下単にブレイク・ポイントという）。全108系列の各々について、ブレイク・ポイントを統計的に定めた後、設定された二相性回帰直線の前半部と後半部の独立性を検定した。すなわちこれら2本の回帰直線の傾きは等しいという帰無仮説を立て、棄却された場合に、2本の回帰直線は独立であり二相性の回帰直線とすることが妥当であるとみなした（以下二相性パターンという）。もし2本の回帰直線の傾きは等しいという帰無仮説が棄却されない場合は、一相性の回帰直線が妥当であるとみなし、30年間を通しての単回帰直線をあらためて求めた（以下一相性パターンという）。

2. 結果と考察

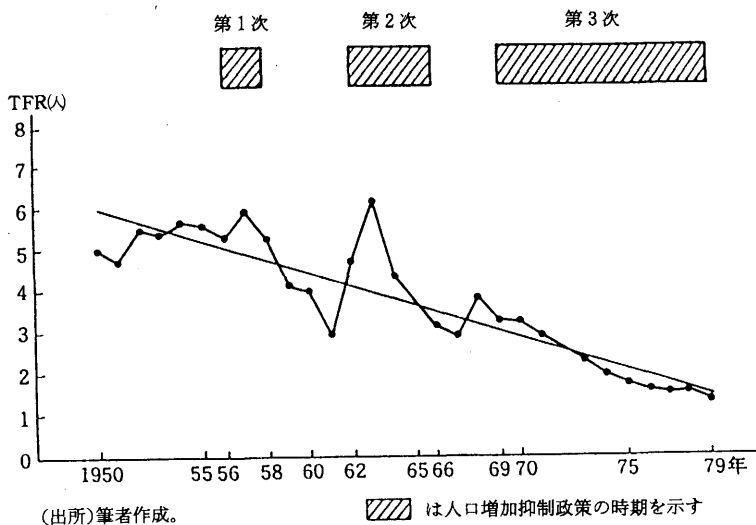
第2図 全国 TFR の年次推移と二相性回帰直線



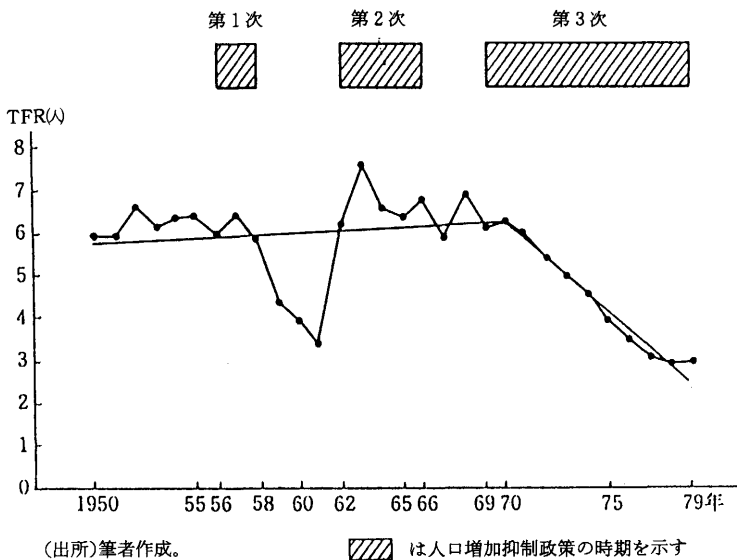
（出所）筆者作成。

////// は人口増加抑制政策の時期を示す

第3図 都市部 TFR の年次推移と一相性回帰直線



第4図 農村部 TFR の年次推移と二相性回帰直線



(1) 回帰直線による出生率の傾向の統計的分析

年齢別・居住区分別にみたTFRのブレイク・ポイント、折れ曲がりの型について以下の特徴がみられた(第2図, 第3図, 第4図)。なおASFRについての詳しい分析結果は別のところで述べており⁴⁾、ここでは省略する。

(イ)全国(第2図)と農村部(第4図)はともに、1970年がブレイク・ポイントであり、以後急速に下降している。それ以前は、全国は微減、農村部は微増であるが、傾斜はきわめてゆるやかではほぼ水平に近い。

(ロ)都市部(第3図)ではブレイク・ポイントが1954年という早い時期であり、この年の前後で有意差がなく一相性パターンを示した。

(2) 出生率の傾向と人口政策の時期区分との時間的関連

(イ)農村部と全国

農村部及びその反映である全国では、TFRと主要な年齢層のASFRにおいて有意に二相性回帰直線を描くことができた。このことから、まずこの30年間において巨視的にみて、国民の出生様式を大きく変換させるような要因が比較的短期間に作用したとみなすことができよう。しかも2本の回帰直線の型は上昇して下降する型か、いっそう急に下がる型であるから、上昇しつつあった出生率を一転して下降へ向かわせた強力な要因が作用したことになる。そしてその主な要因が人口増加抑制政策であったとすれば、時期的に一致する第3次抑制政策が有効に作用したと考えることができる。一方第1次及び第2次抑制政策の時期には、明らかな出生率の低下は認められていない。

(ロ)都市部

TFRはブレイク・ポイントを1954年としたとき、有意に二相性回帰直線を描くことができなかった。ブレイク・ポイントを1970年に仮定しても、やはり有意にはならなかった。ただし最もASFRの大きい25歳を中心とした主要な年齢層では、ブレイク・ポイントの年は1950年から60年代ないし70年代にかけての比較的広い範囲に及んでおり、農村部や全国と同様に二相性回帰直線を描くことができた。このことから都市部でも、農村部と同様に巨視的

にみて国民の出産様式を大きく変革させる要因がある時期に作用したということができよう。ただ農村部に比べその時期は早く、より長い期間にわたって作用したといえよう。

また時期的にみて、第1次および第2次の人口増加抑制政策が影響を及ぼした可能性もある。都市部の方が一般に国家の政策が浸透しやすいであろう。しかしその影響の程度は不明であり、むしろ人口政策以外の都市化や衛生状態の向上といった要因の方が大きく作用しているかもしれない。なおTFRやASFRの傾向線を見ると、例えば出生力の高い23～25歳ではブレイク・ポイントが1968～70年にあり、第3次抑制政策も既に低下傾向にあった出生率に対して、低下傾向を支持しさらに低下を促すように作用した可能性が大きいと考えられる。

(4) 3回の人口政策の比較

3次にわたる人口増加抑制政策が中国の出生率低下の主な原因であったとすれば、その中で時間的関連性の最も強い第3次抑制政策は、農村部において最も効果的に、また都市部においても少なからず効果的に作用したと考えられる。それに対し第1次及び第2次抑制政策の効果は不明瞭であり、仮に作用したとしてもその程度は第3次抑制政策に比べてはなはだ小さいものと考えられる。その理由としては、第1に政策の持続期間が第1次のおよそ2年、第2次のおよそ4年に比し、第3次は10年と長いことにみられるように、政策自体の持続性の違いが考えられる。またさらにその内容と実行の度合いに明らかな差があったと考えられる。

第1次抑制政策の始まりは不明確であるが、1953年の第1回センサスで予想を上回る巨大人口を抱えていることが判明し、一部で巨大人口の問題点が指摘され始めたのち、1956年の周恩来首相の産児制限指示により一応始まったとされる。この時期の産児制限は母子保健を論拠としたものであり、内容として人工妊娠中絶や不妊手術の合法化などを含むものであった。第1次抑制政策は対人的母子保健の域を出ず、人口政策としては、その存在自体が疑われるほどに薄弱なものであったと想像される。

第2次抑制政策は、「大躍進政策」が挫折し放棄された後、1962年の中国共産党中央と國務院の計画出産の提唱に関する指示に始まったとされる。この時期には早婚の弊害が唱えられ、家族計画の普及とからめて晩婚が奨励され（男25～29歳、女23～27歳）、出産間隔を3年ないし5年あけること、1夫婦につき子供2人多くても3人とすることが提唱された。また計画出産工作委員会が全国各地に設置され、情報宣伝活動とともに避妊器具薬品が配布されたという。

第3次抑制政策は「文化大革命」が収束へ向かった頃から始まったもので、1971年に國務院が計画出産を指示したことが重要な節目と考えられる。この時期には「晩・稀・少」というスローガンが唱えられた。これは晩婚（都市部：男28歳、女25歳、農村部：男25歳、女23歳）、出産間隔をあけること（4年以上）、それに少産（1人の女性が一生の間に生める子供の数を都市部で2人まで、農村部で3人までとする）の3つを提唱したものである。さらに1976年には毛沢東主席の死去、「四人組」の打倒という政治上の大変革が起こり「四つの現代化」が国家の最優先事業とされ、かくして人口政策は政治経済政策の一環として位置づけられるに至ったのである。1977年には農村部でも子供は2人までの方針に改められた。上述のように第2次抑制政策と第3次抑制政策は内容においてはかなり類似したものと見えるが、実行の度合いには格段の開きがあったと考えられる。すなわち文献上も、第3次抑制政策は中国において事実上初めての本格的な人口政策といえるものであり、中国の出生力低下の主な原因として作用したと考えることに、ほとんど矛盾は存在しないといつてよからう。

ただ第1次及び第2次抑制政策によって一定の土台が築かれ、それが第3次抑制政策の効果発現に寄与した可能性も否定できない。それゆえ第1次及び第2次抑制政策がまったく無駄なものであったと考えるのは早計であろう。

以上の考察から、著者は、従来文献的に研究されてきた中国の人口政策の展開にひとつの数量的裏付けを与えることができたと考える。もちろん中国の人口政策の展開については、資料不足から未だに不明な点が多く、今後と

も文献的研究も合わせて進められる必要があろう。

(3) 人口政策以外に考慮すべき出生力低下の要因

先進国においては、「多産多死」から「少産少死」への人口転換が成し遂げられた原因として、工業化、都市化、教育の普及・向上、女子の就業の増大など、社会経済的条件をはじめとして多くの要因が考えられている。中国の出生力低下の原因としても、人口政策のほかに、出生力に影響を与える可能性のある要因がすべて検証されねばならない。中国に関するこれらのデータは十分とはいえないが、本章では引き続き中国の出生力低下の要因について、生物人口学的要因と社会経済的要因に分けて検討する。

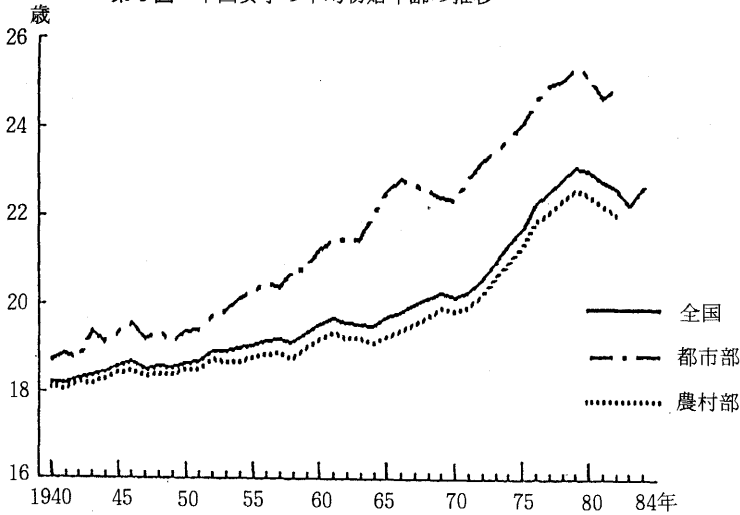
ただ人口政策以外の要因がある時期を画して際立って変化したとは考えにくく、これらの要因の改善や向上が多かれ少なかれ、この30年間の出生率の低下に寄与したことはありうるとしても、その場合には影響はより長期間にわたるはずである。中国の出生率が特定の時期を画して急峻な低下傾向を示しており、しかもその時期が人口政策の時期に一致していることは、人口政策の主因としての蓋然性を物語るに十分であろう。

第2節 生物人口学的要因の分析

1. 中国における出生力の生物人口学的要因の動向

生物人口学的要因すなわち近接要因の概念はデイヴィス (Davis) とブレイク (Blake)⁶⁾などの先駆的研究により確立したが、後にボンガーツ (Bongaarts) は、近接要因による出生力分析モデルを発展させ⁶⁾、結婚、避妊(不妊法を含む)、人工妊娠中絶、産後不妊(一般に、母乳哺育による)という4つの基本的な出生力媒介変数を用いてこれら近接要因の出生抑制効果を推計する方法(ボンガーツ法)を考案し、これら4変数のみで、観察される出生率変動の96

第5図 中国女子の平均初婚年齢の推移



(出所)『中国計画生育年鑑 1986』北京 人民衛生出版社 1987年 501ページ/『中国人口年鑑 1985』267ページ。

%を説明できることを示した。したがって本章でも生物人口学的要因として、結婚、避妊、人工妊娠中絶、母乳哺育の4要因の動向を検討する。

(1)結婚

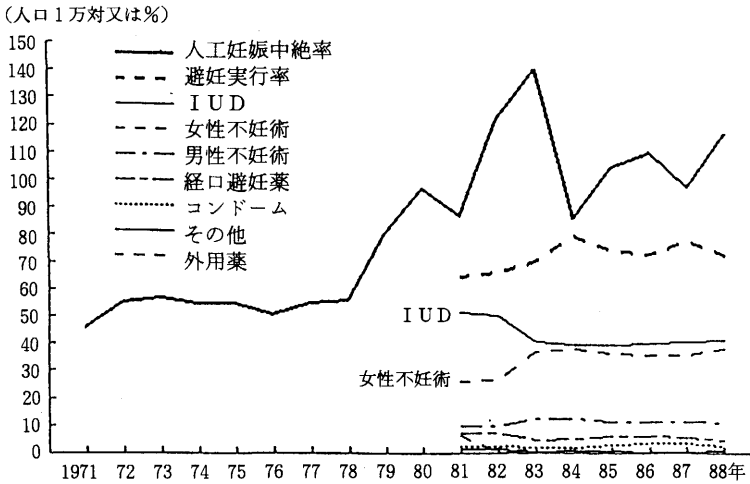
第5図に中国の女性の平均初婚年齢の推移を示したが、農村部ではおよそ1970年代以降急速に、都市部ではそれ以前から徐々に晩婚化が進行している。都市部と農村部の間には明瞭な格差がみられる。

(2)避妊

避妊実行率、すなわち現在結婚している再生産年齢(15~49歳)の女子のうち現在避妊を実行している者の割合は、1981年以後公表されている⁽⁷⁾。1981年以後の避妊実行率、避妊法別割合は第6図に示したが、方法としてはIUDと女性不妊手術の占める割合が大きい。

1981年における64.4%という避妊実行率の水準はほぼ先進諸国並に高いが、バニスター(Banister)⁽⁸⁾が指摘しているように、中国の公表された避妊実

第6図 中国の避妊と人工妊娠中絶の推移



(出所)人工妊娠中絶率は総人口1万対の件数で、文献『中国衛生年鑑 1989』北京 人民衛生出版社 1989年 590ページと『中国人口統計年鑑 1989』北京 人民衛生出版社 1990年 144ページから計算。避妊実行率は全方法(%), 以下IUDから外用薬までは全方法に占める割合(%)を示す。Liang, Ji Min, "China's Family Planning Programme Is Advancing," Session 2 at the 21st International Population Conference, International Union for the Scientific Study of Population, 1987年, 35ページ/『中国人口統計年鑑 1989』 135~136ページによる。

行率は誇張されている可能性がある。なぜなら中国ではこれらのデータは被調査者の申告によっており、末端の単位から中央へと段階的に、すなわち下から上へと集約されていくわけだが、その過程で大衆は末端の幹部に過大申告し、地方幹部は自分の受持地区の避妊実行率をより上級の幹部に水増し申告する、そしてこれが繰り返されていくという可能性があるからである。中国では計画出産が厳しく推進されており、そのような状況は十分あり得ると考えられる。

(3)人工妊娠中絶

中国全国的人工妊娠中絶の実施件数は、1971年以来『中国衛生年鑑』に公表されている。特に「一人っ子政策」が始まった1979年以後急速な増加がみ

られている。

人工妊娠中絶を行った女性の年齢及び結婚状態に関する公式統計はないが、バニスターが中国の文献から引用しているところによれば⁹⁾、天津の病院では1977年に行われた人工妊娠中絶の9%は未婚の女性によるものだったという。そしてこの比率は1978年には14%、79年前半には16%と高まった。これが中国における未婚者による人工妊娠中絶の比率に関する唯一の文献であり、中国で未婚者による人工妊娠中絶の比率が1970年代後半に急速に高まったことを示唆している。

なお1983年には人工妊娠中絶件数、IUD挿入数、男女不妊手術件数のいずれもが急増したことが注目される。この年は計画出産に向けての「新たな動員の年」であった¹⁰⁾という。すなわち政策的な理由による急増である。

(4)産後不妊

出生抑制要因としての産後不妊は、一般に産後母乳哺育からなる。中国女子の産後の母乳哺育期間の長さに関する全国的なデータはなく、わずかに地域データが散見されるのみである。すなわち秦¹¹⁾によれば、北京市郊外の農村地区における調査では平均産後母乳哺育期間は1971年に18.55月、81年に13.16月であった。また胡によれば¹²⁾、時期は不明であるが上海市郊外の農村における後向き調査では平均産後母乳哺育期間は40～50歳女子では16～17月、20～25歳女子では11～12月であった。限定されたデータではあるが、母乳哺育期間が短縮する傾向にあることがうかがえる。

2. ボンガーツ法の適用

現在、近接要因に関する研究は、出生調節の生物学的・行動的過程を理解する上で不可欠となっており、なかでもボンガーツ法は最も包括的かつ簡便な分析法のひとつとして認められ、近年適応事例が増えている。しかし中国に関しては、今のところボンガーツ法の一部がいくつかの地域の一時点に対して試みられたに過ぎず(ワン[Wang]ら、陳)¹³⁾、全中国人口を対象にボン

ガーツ法を全面的に適用した報告はない。筆者は、最も急速な出生率低下が認められた時期であり、かつ近接要因に関して全国的データが得られやすい時期である1971年と81年に対してボンガーツ法の適用を試みる。なお1971年と81年に対して、全国データが完全でない事項は一部の地域データで代用し、その結果の妥当性は後に考察する。ボンガーツ法の計算方法は紙数の都合で省略する（ボンガーツの原著⁹⁶ならびに筆者の別の論文⁹⁷を参照されたい）。

(1) ボンガーツ係数の比較

第1表に今回の筆者の推計結果及びボンガーツを始めとする諸家の推計した各国、各地域のボンガーツ係数を比較して示した。ボンガーツ係数 C_m , C_c , C_a , C_i はそれぞれ非結婚状態（未婚、離別、死別）、避妊、人工妊娠中絶、産後不妊期間の出生抑制効果を表わしており、その値は0と1の間にあり、0に近いほど出生抑制効果が強く、1に近いほど出生抑制効果が弱い。なお国連も世界出産力調査（WFS）のデータを基に開発途上国38カ国のボンガーツ係数を算出した結果を報告したが⁹⁸、ボンガーツの算出結果とほぼ同じ結果が得られている。

(イ)結婚

中国の1981年の非結婚状態の出生抑制効果（ C_m ）は先進国の水準にかなり近いところまで強まってきている。なお中国の場合、離婚や生涯未婚は極めて少なく、皆婚傾向が強いので、非婚の出生抑制効果はほとんど全部晩婚の出生抑制効果にほかならない。しかし日本など一部先進国の非婚の出生抑制効果はさらに強力であり、中国でも将来社会経済的な開発がさらに進むならば、晩婚傾向が一層強まり、皆婚傾向が崩れて離婚や生涯独身が増え、非婚の出生抑制効果が今後さらに強化される余地が残っていると見えよう。

(ロ)避妊

中国の1981年の避妊の出生抑制効果（ C_c ）は2通り算出した。ひとつは公表された避妊実行率（64.4%）を採用した場合(1)で、 C_c は0.343となった。先に述べたように中国の避妊実行率の公表値は誇張されている可能性があるの

第1表 ボンガーツ係数の比較

国または地域(年)	Cm	Cc	Ca	Ci	$\frac{Cm \times Cc}{Ca \times Ci}$	TFR 観察値
中国(1971)	0.811	0.717	0.936	0.650	0.355	5.42
中国(1981) ¹⁾	0.610	0.343	0.792	0.756	0.125	2.65
中国(1981) ²⁾	0.610	0.467	0.804	0.756	0.173	2.65
中国の一部地域						
陝西省(1985) ^{a)}	0.537	0.552	—	0.602	—	2.67
河北省(1985) ^{a)}	0.474	0.467	—	0.629	—	2.13
北京市西城区(1982) ^{b)}	0.280	0.315	0.586	0.962	0.050	1.24
日本(1925) ^{c)}	0.675	0.950	0.924	0.563	0.334	5.10
日本(1955) ^{c)}	0.418	0.743	0.573	0.872	0.155	2.38
日本(1975) ^{c)}	0.384	0.523	0.683	0.910	0.125	1.94
他の開発途上諸国 ^{d)}						
ケニア(1976)	0.768	0.976	(1.0)	0.673	0.504	8.02
ネパール(1976)	0.852	0.980	(1.0)	0.550	0.459	6.37
バングラデシュ(1975)	0.853	0.929	(1.0)	0.539	0.427	6.34
フィリピン(1976)	0.613	0.705	(1.0)	0.759	0.328	5.01
コロンビア(1976)	0.578	0.646	(1.0)	0.841	0.314	4.57
タイ(1975)	0.628	0.676	(1.0)	0.660	0.280	4.07
韓国(1970)	0.580	0.769	0.82	0.658	0.241	3.97
香港(1978)	0.496	0.331	(1.0)	0.930	0.153	2.26
他の開発諸国 ^{d)}						
米国(1967)	0.631	0.254	0.999	(0.930)	0.149	2.34
ポーランド(1972)	0.437	(0.410)	0.884	(0.930)	0.147	2.09
ハンガリー(1966)	0.617	(0.327)	0.564	(0.930)	0.106	1.80
デンマーク(1970)	0.555	(0.274)	0.939	(0.930)	0.133	1.78
フィンランド(1971)	0.514	(0.171)	0.887	(0.930)	0.073	1.61

(注) () 内の数値は概数。

1)公表された避妊実行率を用いた場合。

2)公表された避妊実行率を用いず、TFを15.3に、TFRを観察値に固定した場合。

(出所) a)陳衛「我国生育率的主要直接決定因素分析」(『人口研究』1989年1号)16~22ページ。

b)Wang, Shao Xianほか“Proximate Determinants of Fertility and Policy Implications in Beijing,” *Studies in Family Planning*, 第18巻第4号, 1987年, 222~228ページ。

c)大塚友美「乳幼児生存仮説の検証—ボンガーツ法の適用」(『経済集志』第57巻第4号 1988年)21~34ページ。

d)Bongaarts, J.; R. Potter, *Fertility, Biology, and Behavior*, ニューヨーク, Academic Press, 1983年。

で、これを用いずに、生涯妊孕力 (total fecundity TF 平均的女性が一生の間に生むことができると考えられる子供数の生物学的・行動的上限) をボンガーツの研究に従って15.3とした場合(2)、逆算されたCcは0.467となり、さらに避妊実行率を逆算すると52.3%となった。この2つの場合、(1)と(2)について、中国の一部地域についてボンガーツ係数が算出された他の研究結果(第1表)と比較すると、(2)の方が矛盾がなく、妥当性が高いと考えられる。したがって中国の1981年の避妊実行率は、公表された64.4%よりも筆者の再計算値52.3%の方がより実勢に近いと考えられる。

中国の1981年の避妊の出生抑制効果 (Cc) は0.467としても非常に強力で、1975年の日本を凌ぎ、むしろ欧米諸国に近いほどである。Ccのそのような低値は、各種避妊法の中でも特にほとんど完璧に近い避妊効果をもつ不妊法とIUDの広範な普及の結果としてうなずける。

なお1971年について算出されたCcから避妊実行率を逆算すると、27.7%となるが、段⁹⁾は中国政府の未公開の内部資料に基づき筆者とはまったく別の方法により、独自に1971年の中国の避妊実行率を27%と推計している。これは筆者の推計に極めて近く、筆者の推計の妥当性が相当高いことを裏付けるものである。

(ハ)人工妊娠中絶

中国の1981年の人工妊娠中絶の出生抑制効果 (Ca) は国際的にみてもかなり強く、日本、ハンガリーなど数少ない国がこれを上回るに過ぎない。しかも筆者が1981年の全国のCaを約0.8と推計したのに対し、ワンら¹⁰⁾は1982年の北京市の一市街区のそれを0.586と推計しており、中国では人工妊娠中絶の出生抑制効果はことに都市部で強力に発揮されていることがうかがえる。

(ニ)母乳哺育

中国の1981年の母乳哺育の出生抑制効果 (Ci) は、1976年のフィリピンにはほぼ等しく、依然開発途上国並に強力である。大塚¹¹⁾が推計した日本のCi値と比較すると、我々が推計した中国の1971年値並びに81年値は日本の25年値と55年値の中間に位置する。これは彼我の社会経済開発の歴史的水準に照し

てだいたいうなずけるものであろう。近年開放経済に転じて後の中国社会の変化は一層激しいものと推察されるので、母乳哺育の出生抑制効果は今後さらに弱まってゆくものと思われる。

(2) 1971年と81年の間の変化

ボンガーツモデルを適用した1971年から81年にかけての期間は中国で急速な出生力低下がみられた時期によく一致しており、その期間に関する分析はきわめて意義深いといえる。 $C_m \times C_c \times C_a \times C_i$ の積で示されるように、1971年にはTFの65%が抑制されていたのが、81年には少なくとも83%が抑制されるに至っており、わずか10年の間に出生調節が著しく進行したといえる。

この間の出生力低下に対応する各ボンガーツ係数の減少率（減少率が大きいほど出生抑制効果が増強している）をみると、避妊係数（ C_c ）の減少率が35%と最大であったが、これはやはり中国に限らず、避妊の普及は実質的な出生力低下の基本をなすということであろう。

非結婚係数（ C_m ）の減少率は25%とこれに次いだ。中国女性の平均初婚年齢は、1971年の20.7歳から81年の22.7歳へと10年間で2歳も上昇しており²⁹、晩婚化がこの間の出生力低下に大きく寄与したことは疑いない。日本女子の平均初婚年齢（1981年：25.3歳）に比べればまだ2.6歳も若いとはいえ、中国の置かれている社会経済的開発水準にしては著しい晩婚化の実現といえよう。

人工妊娠中絶係数（ C_a ）の減少率は14%と前2者に次ぐものであった。一般にある社会で短期間に著しい出生力低下が実現するには、人工妊娠中絶が自由に行える状態の存在が不可欠とみられており、中国においても人工妊娠中絶の「利用」なしにはこのような急速な出生力低下は起こり得なかったといつてよからう。

産後不妊係数（ C_i ）の減少率は-16%で、その絶対値は人工妊娠中絶係数のそれを凌ぐほど大きかった。すなわち、産後母乳哺育期間の短縮が出生力増加の方向へかなり強力に働いたにもかかわらず、晩婚化及び避妊と人工妊娠中絶の広範な普及の出生力低下作用がそれを相殺してなお余りあるほど大き

かったといえよう。

以上総括すると、中国の多産から少産への急速な出生力転換は晩婚化、避妊（不妊法を含む）、人工妊娠中絶、という近代的出生抑制形態の確立を生物学的・行動的裏付けとしてもたらされたことが明らかであり、この間に産後母乳哺育期間の短縮が進行したことも含めて、このことは基本的には中国が先に出生力転換を経た先進諸国が迎ってきたのと同じ道を迎えていることを意味している。ただ大きく違う点は、要した期間があまりにも短く速度があまりにも急速であったことであり、また避妊法、特にIUDと不妊法の普及水準が短期間で先進国を超える水準に達した点、またそれにもかかわらず産後母乳哺育の出生抑制効果が相対的に強い点に中国の特色があるといえよう。

(3) 人口政策との関連

中国の人口政策の展開について先に述べたように、実質的な内容をもつのは第3次人口政策（1969年頃～79年頃）とこれに引き続く第4次人口政策（79年頃から現在に至る、いわゆる「一人っ子政策」）であった。筆者がボンガーツ法を適用した1971年から81年にかけての期間は、第3次人口政策期の大部分と第4次人口政策期の初期に相当するものであり、人口政策との関連をみる上でも好機といえる。

各要因ごとに人口政策との関連を考察すると、まず避妊の普及はその期間の出生力低下に最も強力に寄与したと推定されるが、それはおそらく、経口避妊薬やコンドームを含むあらゆる避妊器具・薬の十分な供給を保證することはもちろん、特に農村部で不妊手術とIUD挿入の促進をはかる政府の並々ならぬ努力によると思われる。しかし1981年の公表された避妊実行率が過大である疑いがあることは、必ずしも中国人民のすべてが政府の避妊実行の呼びかけに対して協力的というわけではないこと示唆している。この点についてはワン⁹¹も、既往出生数の少ない女性の少なからぬ部分は避妊を持続的に実行するに十分なだけ動機づけられてはいなかったかもしれないと、述べている。

晩婚は早くも第3次人口政策導入以前の1962年頃から提唱されており、つねに中国の人口政策の基本をなすものであった。従って中国では晩婚化と人口政策は強いつながりを有している。晩婚化は、中国以外の国では一般に社会経済の発展と結びついて受け止められており、この点で状況はかなり異なるといえる。

人工妊娠中絶の増加が人口政策と関連していることは、第6図に示したように1979年すなわち「一人っ子政策」導入の年以降人工妊娠中絶が著増していることから明らかといえよう。ところで董、黒田などによれば²⁰、「一人っ子政策」導入後に中国で行われた世論調査における希望子供数は農村部では2人が圧倒的に多く、都市部ではおよそ1～2人が多かった。つまり人民の願望と「一人っ子政策」の規範の間には大きな懸隔があるといえる。すなわち中国の夫婦、とりわけまだ無子か1人しか子をもうけていない夫婦は、中国政府が公式に報じているほどには熱心に避妊を実行しなかったかもしれず、そしてその一方で厳しい出生制限が課せられているという状況では、人民が人工妊娠中絶に依存する傾向は避けがたいといえる。公式には中国政府は人工妊娠中絶を奨励しているわけではないが、事実上人工妊娠中絶は「一人っ子」の規範を達成するための出生調節の「最後の切札」として非常に重要な役割を果たしていることが示唆される。この傾向は都市部でより顕著であろう。

まとめると、中国の急速な出生力転換をもたらした近接要因の急速な変化すなわち晩婚化、避妊と人工妊娠中絶の普及が主として人口政策によってもたらされたことが強く示唆されよう。すなわち社会経済の発展に伴ってゆっくりと出生力転換を経た先進諸国とは異なり、中国では自然に出生力低下をもたらすほどの社会経済の開発がまだ進まないうちに、強力な人口政策により極めて短期間に出生力転換が実現したといえる。先に述べた低出生力水準にもかかわらず産後母乳哺育の出生抑制効果が相対的に強いという中国の際立った特色は、出生力低下過程におけるそのような中国の特異性の表われとして理解される。

第3節 社会経済的要因の分析

前2つの分析によって中国の出生力低下の主因が人口政策であることは既に明らかであるが、それでは一般的な社会や経済の発展は出生力の低下に寄与しなかったのであろうかという疑問が残る。第7.1図、第7.2図に示されているように、中国にはかなり明瞭な差別出生力がみられる。そこで中国の社会経済的条件と出生力の関連を確かめるために、地域別データによる多変量解析を行った。

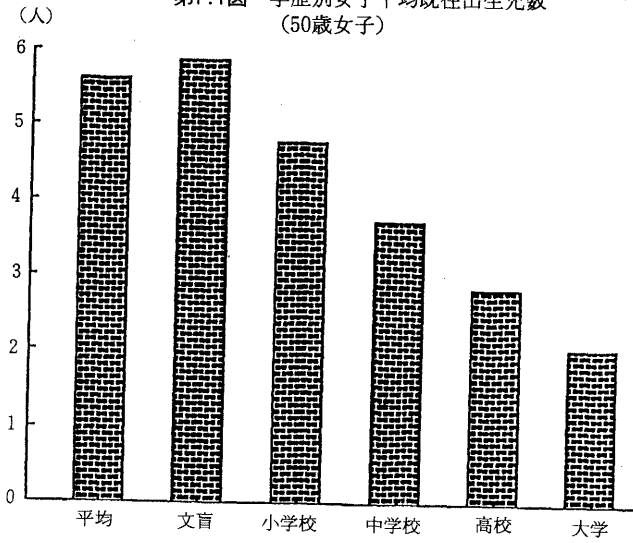
1. 資料と方法

分析の年次は資料の制約のため、センサス年の1982年及び前年の81年に限定した。用いた資料は主に中国の公式統計資料である。地域の単位は省級行政区(省、自治区、直轄市)であり全中国30省級行政区のうち、台湾省とチベット自治区を除く28省級行政区(21省、4自治区、3直轄市)が対象となった(当時海南省はまだ広東省から分離されていない)。選択した指標とその地域別データは第2表に掲げたが、指標の選択に当たっては、出生力と社会経済的要因との関連についての先行研究⁹⁾を参考にした。

選択した11変数(第2表)のうち、合計特殊出生率(TFR)だけが出生力の指標で、他の10変数は広義の社会経済指標として選択した。TFRは1人の女子が生涯に生む平均子供数を示す数値であり、地域の年齢構成の差異を除いて出生力を表現する指標である。

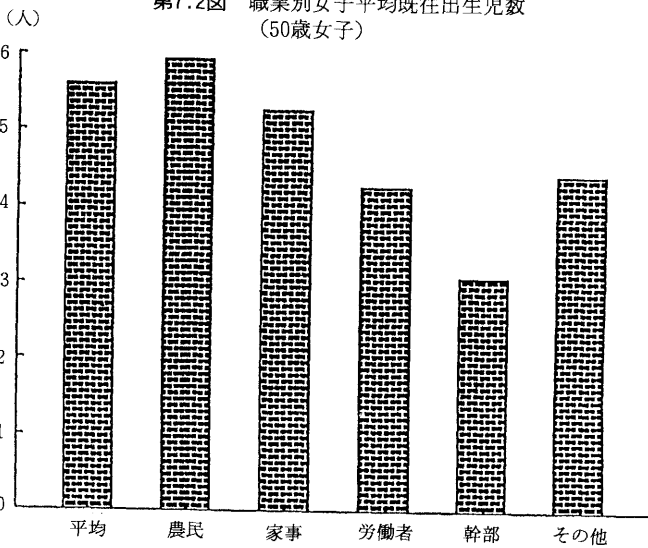
人口密度は人口学的な指標、少数民族割合は民族構成の指標として選択した。第1次産業人口割合は産業構造(工業化あるいは脱農業化)の指標、都市人口割合は都市化の指標として選択した。また1人当たりの農業生産額と工業生産額を合せた、1人当たり農工業生産額は、中国では所得に関する地域別

第7.1図 学歴別女子平均既往出生児数
(50歳女子)



(出所)『中国人口年鑑 1985』1019ページ。

第7.2図 職業別女子平均既往出生児数
(50歳女子)



(出所)『中国人口年鑑 1985』1019ページ。

第2表 中国の出生力指標と社会経済指標に関する地域別データ (1981年または82年)

地域名	変数名	1. 合計特殊出生率 (TFR)	2. 人口密度 (人/km ²)	3. 少数民族割合 (%)	4. 第1次産業人口割合 (%)	5. 都市人口割合 (%)	6. 1人当り農工業生産額 (元)	7. 女子中学生以上学歴 (%)	8. 女子労働者割合 (%)	9. 10万人当り医師数 (人)	10. 標準化死亡率 (1000人当り)	11. 乳児死亡率 (出生1000人当り)
京	市	1.589	549	3.50	28.49	64.67	2704	47.80	41.6	423	5.02	14.88
津	市	1.645	687	2.11	31.22	68.70	3000	39.21	41.9	309	5.42	17.93
北	市	2.650	282	1.61	77.58	13.72	689	21.57	31.3	128	8.52	19.43
西	省	2.385	162	0.25	71.32	21.02	779	24.74	28.6	182	6.77	29.48
蒙	自治区	1.773	16	15.54	68.49	28.85	607	22.04	35.0	171	6.90	38.43
古	省	2.621	245	8.15	45.99	42.36	1586	33.85	40.3	164	5.36	19.72
寧	省	1.773	120	8.11	55.44	39.63	907	28.08	39.4	164	6.04	18.20
林	省	1.842	120	8.11	55.44	40.54	1115	27.59	37.4	168	6.19	32.35
江	省	2.062	69	0.42	50.61	40.54	5695	45.51	42.1	396	4.54	19.11
蘇	省	1.316	1913	0.42	25.68	58.81	1218	20.17	37.3	117	5.52	27.13
浙	省	2.076	590	0.18	66.17	15.82	917	18.25	38.0	100	5.52	31.62
皖	省	1.982	382	0.42	62.41	14.26	544	11.54	33.4	89	5.76	28.95
安	省	2.799	356	0.53	81.29	25.71	580	11.54	35.0	93	6.22	40.50
福	省	2.717	213	0.97	69.76	21.18	555	12.38	33.7	114	6.71	43.26
建	省	2.790	199	0.07	74.27	19.44	798	16.75	32.7	98	5.66	19.31
西	省	2.104	486	0.55	80.04	19.07	788	18.81	31.1	98	5.78	36.94
北	省	2.651	446	1.07	84.10	14.12	520	19.46	37.2	142	7.19	18.09
南	省	2.445	255	3.72	76.29	17.31	857	18.82	35.1	118	6.91	46.09
湖	省	2.833	257	4.08	79.81	14.38	628	18.82	36.4	115	5.07	18.09
北	省	3.283	280	1.78	72.60	18.69	700	17.90	33.9	104	5.12	29.97
東	省	1.78	280	1.78	72.60	18.69	477	16.96	33.9	120	7.35	50.50
族	自治区	38.26	84.67	11.83	84.67	11.83	477	16.96	33.9	120	7.35	50.50
自	治区	82.87	82.87	14.29	82.87	14.29	536	15.60	35.1	95	8.45	62.92
治	区	3.67	26.00	31.70	85.57	19.72	357	9.15	34.6	95	8.25	71.00
川	省	4.355	162	31.70	85.57	19.72	438	9.38	33.8	117	7.88	42.90
南	省	3.814	83	0.46	76.06	19.00	610	21.91	30.5	145	7.43	35.70
西	省	2.394	141	7.95	81.25	15.34	576	12.79	32.8	133	7.43	35.70
海	省	2.728	43	39.43	70.83	20.48	588	15.12	31.8	180	8.77	83.92
南	省	3.927	5	31.96	74.76	22.49	562	16.07	33.2	154	7.02	53.55
回	自治区	4.120	59	59.61	71.86	28.40	637	22.21	40.8	183	8.33	108.0
夏	自治区	3.883	8									
新	疆维吾尔自治区											
全	平均	2.584	105	6.70	73.66	20.58	817	19.08		130		

(注) 少数民族割合とは漢民族を除く人口の割合である。中国では56の民族が区別されており、漢民族を除く55の民族は少数民族と称されている。医師数には、「西医師」(大学で医学教育を受けた西洋医)、「中医」(漢方医)、「西医」(中等医学教育を受けた中級医療従事者)が含まれる。

年: 1. 8. 10. 11. は1981年, 2. 3. 4. 5. 6. 7. 9. は1982年。
 (出所) 1. 若林敏子『一人っ子政策』『世界と人口』第125号 1984年) 46~62ページ / 2. 3. 4. 5. 7. 国務院人口普查办公室 国家统计局人口普查資料 北京 中国統計出版社 1985年 / 6. 9. 『中国統計年鑑 1983』香港 香港經濟出版社 1983年 / 8. 10. 11. 熊正華『社会経済因素对中国出生率的影响』(『人口研究』 1986年 3号) 25~30ページ。

データがまだ公表されておらず、また第3次産業（サービス業）の発達は未だ十分でないといわれているので、1人当たりの所得の指標として用いることにした。

教育水準と出生力の関連については、特に女子の教育が重要とのバーズォール (Birdsall)²⁴の指摘がある。また蔣²⁵は、中国では中学卒業程度の女子教育の出生抑制効果が最大であったと述べている。さらにブラタオ (Bulatao)²⁶によれば、開発途上国では、女子教育の出生抑制効果は中等教育程度以上の教育水準ではじめて発揮され、初等教育程度の女子教育はかえって出生促進的に働くこともあるという。従って、今回の分析では全女子人口に占める中学以上の学歴を有する女子人口の割合を、女子の中学以上学歴割合と呼び、教育水準の指標として用いることにした。

女子労働者割合は、全労働者人口に占める女子労働者人口の割合で、女性の社会進出の指標として選択した。また、人口10万人当たり医師数は、保健医療体制整備の指標として、最後に、標準化死亡率と乳児死亡率は保健水準の指標としてとりあげた。

ところで、以上ここで選択した社会経済指標は、少数民族割合を除いて、「近代化」に伴って「向上」あるいは数値が上昇（尺度のとり方によっては、逆に下降）してゆくことが見込まれる指標であり、「近代化」の指標と言い換えることもできよう。従って、「近代化仮説」が中国においても成立するならば、これらの社会経済指標は出生力指標との間に負の（尺度のとり方によっては、逆に正の）相関を示すことが期待される。

なお人口政策の直接の指標となるような地域別データは得られなかった。従って結果の解釈に当たっては出生力低下の最大の要因であることが既に他の分析で明らかとなっている人口政策が説明変数に含まれていないことに十分留意する必要がある。人口政策と社会経済指標の関連性については後に考察したい。

2. 結 果

(1) 各指標の関連性

第3表に各変数間の相関係数を示した。なお、各指標の関連性を検討するにあたり、3大都市など一部の地域に値が偏っている例もみられることなどを考慮して、通常用いられる積率相関係数の他に順位相関係数を算出したが、表に示したように、ほぼ似通った傾向がみられたので、以後の分析には積率相関係数を主に用いた。

(イ)社会経済指標相互の関連

選択した社会経済指標は相互にかなり強い相関を示した。特に人口密度と第1次産業人口割合から10万人当たり医師数までの7変数は相互にかなり強く関連しあっていた。少数民族割合と上記7変数の間の相関は弱く、このため少数民族割合は、保健水準を除く社会経済の近代化の指標から独立した変数と考えられた。しかし少数民族割合と標準化死亡率・乳児死亡率との間には強い正相関がみられ、少数民族の多い地域では保健水準が低いことが示された。

(ロ)社会経済指標と出生力指標の関連

第3表に示したように、各社会経済指標とTFRとの間にかなり強い相関がみられた。特に単相関係数でみると、乳児死亡率($r=0.697$)、女子の中学以上学歴割合($r=-0.685$)、第1次産業人口割合($r=0.680$)の順に絶対値が大きかった。

また少数民族割合とTFRとの間には、強い正の相関($r=0.764$)がみられた。「近代化」に直接関連がないと考えられ、しかも前項の分析で他の社会経済因子から独立した因子であることが示された少数民族割合が、TFRとの間に強い関連を示したことから、少数民族割合は出生力に影響を与える独自の要因であると推定された。

第3表 中国の地域別データに関する相関係数
(上段：ピアソンの積率相関係数，下段：スピアマンの順位相関係数)

変数	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1 合計特殊出生率 (TFR)		-544	764	680	-586	-595	-685	-437	-478	606	697
2 人口密度	-528		-387	-597	517	899	598	453	600	-594	-445
3 少数民族割合	490	-676		245	-138	-253	-236	016	-056	550	807
4 第一次産業人口割合	702	-210	196		-959	-847	-918	-776	-865	519	393
5 都市人口割合	-534	014	044	-852		800	898	773	881	-412	-308
6 1人当たり農工業生産額	-818	462	-308	-847	656		828	647	854	-518	-368
7 女子の中学以上学歴割合	-735	249	-096	-736	615	816		688	901	-536	-418
8 女子労働者割合	-500	306	066	-650	608	633	561		615	-368	-114
9 10万人当たり医師数	-427	-177	242	-648	650	583	763	394		-307	-186
10 標準化死亡率	555	-729	422	459	-211	-562	-470	-407	-031		851
11 乳児死亡率	657	-720	475	451	-260	-593	-502	-284	-080	875	

(小数点を省略し，小数点以下のみ示す)

(出所) 筆者作成。

第4表 変数増減法による重回帰分析の結果

ステップ	回帰式にとり込まれた変数	標準回帰係数	偏相関係数	重相関係数	決定係数
1	少数民族割合	0.76	0.76	0.76	0.58
2	少数民族割合	0.64	0.85		
	女子の中学以上学歴割合	-0.53	-0.81	0.92	0.85
3	少数民族割合	0.67	0.85		
	女子の中学以上学歴割合	-0.42	-0.61		
	女子労働者割合	-0.16	-0.30	0.93	0.87

(注) 目的変数：TFR

説明変数：人口密度，少数民族割合，第1次産業人口割合，1人当たり農工業生産額，女子の中学以上学歴割合，女子労働者割合，10万人当たり医師数，乳児死亡率。

F値を2.0と設定する：3式とも $p < 0.01$

(出所) 筆者作成。

(2) 重回帰分析

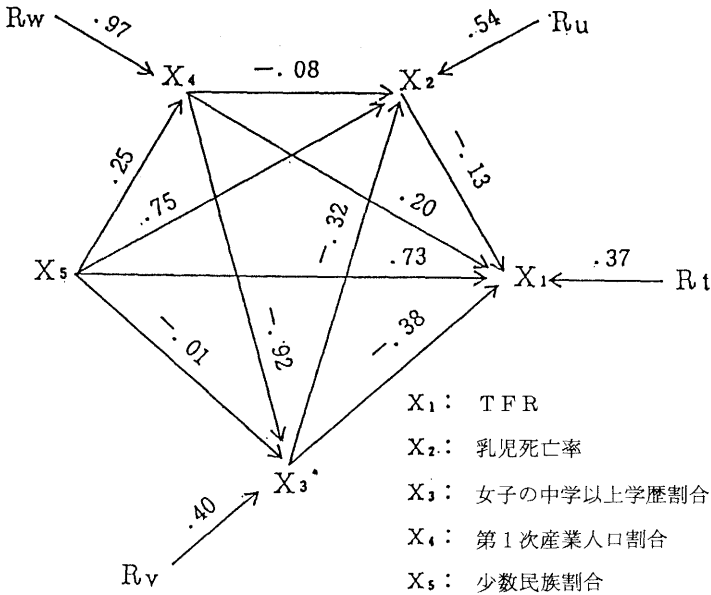
社会経済指標のうち「近代化」に関連の深いと考えられる7変数に少数民族割合を加えた8変数を説明変数とし，出生力指標(TFR)を目的変数として変数増減法(stepwise method)により重回帰分析を行った。なおこの際，都市人口割合は第1次産業人口割合との間に-0.959と，また標準化死亡率は乳児死亡率との間に0.851と，いずれも強い相関を示していたため，いずれも説明変数から除外した。

その結果，第4表に示したように，回帰式にとり込まれたのは，ステップ1では少数民族割合であり，ステップ2で，女子の中学以上学歴割合が，またステップ3で，女子労働者割合が新たにとり込まれた。変数増減法終了後，これら3変数からなる重回帰式において，重相関係数は0.93，決定係数は0.87であった。すなわち目的変数TFRの87%が説明されると考えられた。

(3) パス解析

パス解析は，因果的効果を，その因果的経路に分割しその大きさを比較することをねらいとする手法である。1981～82年の中国についての分析では，

第8図 中国の出生力と社会経済要因のパスモデル (1981~82年)



(出所)筆者作成。

第8図のようなパスモデルを作成することができた。

第8図において、矢印の向きは因果の向きを表わし、TFRはすべての変数の影響を受けると想定された。一方、少数民族割合は容易に増減することではなく、従って、矢印がすべて出てゆく変数すなわち外生変数と想定した。また他の3変数は内生変数とし、各々の矢印の向きのように因果の向きを想定した。なお R_t, R_u, R_v, R_w は残余変数であり、その変数の値は未知である。各矢印の脇に示した数字は、パス係数(標準回帰係数に等しい)で、その経路の因果的効果の大きさを表わしている。

パスモデルにおける独立変数の従属変数に対する因果的効果は、直接効果と第3の変数を介した間接効果からなり、両効果を合せたものを総効果という。パス解析では、第5表に示したように、相関係数を直接効果、間接効

第5表 パスモデルにおける相関係数の分解

単純相関 (A)	因果的相関			非因果的相関 (E)=A-D
	直接効果 (B)	間接効果 (C)	総効果 (D)=B+C	
$r_{12} = .70$	-.13	0	-.13	.82
$r_{13} = -.69$	-.38	.04	-.34	-.34
$r_{14} = .68$.20	.32	.52	.16
$r_{15} = .76$.73	.02	.76	0
$r_{23} = -.42$	-.32	0	-.32	-.10
$r_{24} = .39$	-.08	.29	.21	.18
$r_{25} = .81$.75	.05	.81	0
$r_{34} = -.92$	-.92	0	-.92	-.00
$r_{35} = -.24$	-.01	-.22	-.24	0
$r_{45} = .25$.25	0	.25	0

(注) 変数番号1, 2, 3, 4, 5は第8図と同じ。

(出所) 筆者作成。

果、及びそのいずれでもない非因果的相関(疑似相関)の3部分に分解することができる。

このモデルにおいてTFRに対して最大の因果的効果をもつ変数は少数民族割合であり、しかもその大部分は直接効果であった。次いで第1次産業人口割合のTFRに対する因果的効果が大きかったが、直接効果よりも、主に女子の中学以上学歴割合を介した間接効果の方が大きかった。

また女子の中学以上学歴割合とTFRとの間に存在した負の相関は、因果的相関と非因果的相関にほぼ均分された。因果的効果の大部分は直接効果であった。疑似相関は主に第1次産業人口割合を介したものであった。

乳児死亡率とTFRとの間に存在した正の相関は、大部分が、主に少数民族割合を介した疑似相関であった。乳児死亡率のTFRに対する因果的効果はかなり弱かった。

3. 考 察

(1) 「近代化」の出生抑制効果

今回の分析では、社会経済の「近代化」指標のうち、工業化の指標として選択した第1次産業人口割合と女子の教育水準の指標として選択した女子の中学以上学歴割合が、パス解析において出生抑制要因として出生力に対して因果的效果を示した。

このうち女子の中学以上学歴割合の直接効果と、第1次産業人口割合の女子の中学以上学歴割合を介した間接効果については、女子の教育水準の向上と工業化が出生抑制に寄与したものと認められる。しかし第1次産業人口割合の出生力に対する直接効果については、工業化自体の出生抑制効果と言い切るには問題が残る。なぜなら、中国の人口政策において、農村部では都市部に比し出生抑制の規範が緩かったからである。従って、第1次産業人口割合の出生抑制効果には人口政策の影響による部分が含まれているとみなければならない。今回の分析では女子の教育水準と工業化以外の「近代化」因子の出生抑制に果たした役割は明らかでなかったが、これは資料の制約から、分析が1981～82年という単年次に限られたことも一因と考えられる。

(2) 少数民族割合と出生力の関連

選択した社会経済指標の中で出生力に対して有意に因果的效果を発揮した最大の因子は少数民族割合であった。またこの効果のうち、大部分は直接効果であり、乳児死亡、工業化など「近代化」を介した間接効果はわずかしか認められなかった。従って、今回の分析から、少数民族の多い地域では漢民族の多い地域に比較して「近代化」が遅れているために出生力が大きいという可能性は、小さいと考えられる。また今のところ、少数民族の生殖能力(fecundity)が漢民族に比べて大きいという根拠はない。

そこで少数民族割合の出生力に対する直接効果の原因として大きく浮び上

がってくるものは、漢民族と少数民族に対する人口政策の差異である。従って少数民族の多い地域で出生力水準が高いのは、かなりの部分、人口政策の差異を反映したものと理解しても大きな問題はないと考えられる。すなわち今回の分析では人口政策の直接的指標が得られなかったため、人口政策という重要な要因が作成したモデルの中に現われていない。もし人口政策の直接的指標がモデルに含まれておれば、少数民族割合とTFRの相関は大部分人口政策を介した擬似相関となったと推察される。

(3) 人口政策の出生抑制効果

1981～82年の中国における人口政策の出生抑制効果は、間接的な推定によったが、それが少なくとも少数民族割合のTFRに対する因果的相関のかなりの部分に相当するものであり、さらに第1次産業人口割合のTFRに対する因果的相関の一部が加えられることは既に述べた。この2変数が示した出生抑制効果は非常に大きいものであり、このことは間接的に、中国における近年の社会経済的出生抑制要因のうち人口政策の占める比重がきわめて大きかったことを示している。従って、今回、時系列分析のみならず横断的分析によっても、中国では人口政策が出生力の劇的な低下に決定的役割を果たしたことが明らかにされたといえる。

おわりに

以上3つの分析（時系列分析、生物人口学的要因の分析、社会経済的要因の分析）を通して、中国の近年の著しい出生力低下は主に人口政策によってもたらされたことが、人口統計資料の分析によっても明らかとなった。しかしながら人口政策以外の社会経済的要因の寄与を全く無視することは現実的な考え方とはいえないだろう。開発途上国94カ国の1965～75年における出生力低下の要因を分析したモウルディン (Mauldin) とベレルソン (Berelson) の研究によ

れば²⁰、人口政策及び家族計画プログラムの方が社会経済の「近代化」より出生抑制効果が大であったが、両者が組み合わさった場合の出生抑制効果が最大であったという。中国において近年他に類例をみないほど急速な出生力低下が実現したのも、厳しい人口政策の成功のみならず、一方でこの間出生抑制効果をもたらすに足るだけの「近代化」が進行し、両者の相乗効果が現れたことによって出生力低下が加速されたためと考えてよからう。たとえば本研究で、中国において女子の教育水準の向上の出生抑制効果が明らかにされたが、女子の教育水準の向上は当然のことながら、政府の行う人口政策への理解と協力を容易ならしめたことであろう。

稿を終えるにあたり、御指導と御助言を頂いた国立公衆衛生院・保健人口学部の林謙治部長、ならびに西田茂樹人口保健室長に深謝いたします。

〔注〕

- (1) Aird, J. S. 『中国の人口政策と人口予測, 米国の見た中国経済』日本貿易振興会 1972年 292~439ページ/若林敬子「中国の人口問題」(『現代のエスプリ』 No. 190 1983年)/若林敬子『中国の人口問題』東京大学出版会 1989年/市原亮平『「人口論」と中国人口問題』晃洋書房 1981年/Chen, Pi-chao, *Rural Health and Birth Planning in China*, ノースカロライナ, International Fertility Research Program, 1981年/「中華人民共和国の計画生育(片桐・寺尾報告)」家族計画国際協力財団 1972年/『中華人民共和国の家族計画』家族計画国際協力財団 1972年 58~61ページ。
- (2) 『全国千分之一人口生育率抽様調査分析』北京经济学院人口経済研究所 1983年 152~160ページ。
- (3) Sprent, P., "Some Hypotheses Concerning Two Phase Regression Lines," *Biometrics*, 第17号, 1961年, 634~645ページ。
- (4) 佐藤龍三郎・西田茂樹「中国における1950年より1979年までの出生率の時系列分析; 特に人口政策との関連について」(『民族衛生』第52巻第2号 1986年) 54~64ページ。
- (5) Davis, K.; J. Blake, "Social Structure and Fertility: An Analytic Framework," *Economic Development and Cultural Change*, 第4巻第3号, 1956年, 211~235ページ。

- (6) Bongaarts, J., "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility," *Population and Development Review*, 第4巻第1号, 1978年, 105~132ページ/Bongaarts, J.; R. Potter, *Fertility, Biology, and Behavior*, ニューヨーク, Academic Press, 1983年。
- (7) Liang, Ji Min, "China's Family Planning Programme is Advancing," Session 2 at the 21st International Population Conference, International Union for the Scientific Study of Population, 1989年, 31~41ページ/国家統計局人口統計司編『中国人口統計年鑑 1989』北京 人民衛生出版社 1990年。
- (8) Banister, J., *China's Changing Population*, スタンフォード, Stanford University Press, 1987年。
- (9) 同上。
- (10) Tien, H. Y., "Redirection of the Chinese Family," *Asian Profile*, 第14巻第4号, 1986年, 305~313ページ。
- (11) 秦芳芳「中間生育変数対生育率の影響」(『人口与経済』1983年2号) 32~38ページ。
- (12) 胡煥庸『中国人口(上海分冊)』北京 中国財政経済出版社 1987年 108ページ。
- (13) Wang, Shao Xian ほか, "Proximate Determinants of Fertility and Policy Implications in Beijing," *Studies in Family Planning*, 第18巻第4号, 1987年, 222~228ページ/陳衛「我国生育率的主要直接決定因素分析」(『人口研究』1989年1号) 16~22ページ。
- (14) Bongaarts; Potter, 前掲書。
- (15) 佐藤龍三郎・林謙治「中国の出生力低下の近接要因に関する一考察」(『民族衛生』第56巻第3号 1990年) 131~141ページ。
- (16) United Nations, *Fertility, Behaviour, in the Context of Development*, Population Studies, No. 100, ニューヨーク, United Nations, 1987年。
- (17) 段紀憲「中国人口の転換と展望」(日本大学人口研究所編『転換期のアジア人口』時潮社 1986年) 3~186ページ。
- (18) Wang ほか, 前掲論文。
- (19) 大塚友美「乳幼児生存仮説の検証; ボンガーツ法の適用」(『経済集志』第57巻第4号 1988年) 21~34ページ。
- (20) 『中国計画生育年鑑 1986』北京 人民衛生出版社 1987年。
- (21) Wang ほか, 前掲論文。
- (22) 董杰「中国人民群衆生育意願的轉變」(『中国人口年鑑 1986』1987年) 141~147ページ/黒田俊夫「中国の人口政策」第38回日本人口学会配付資料 報告要旨集 1986年 10ページ。

- 23 Mauldin, W. P.; B. Berelson, "Conditions of Fertility Decline in Developing Countries, 1965-75," *Studies in Family Planning*, 第9巻第5号, 1978年, 90~147ページ / United Nations "Demographic Transition and Socio-Economic Development," *Proceedings of the United Nations / UNFPA Expert Group Meeting, Istanbul, 27 April-4 May 1977*, ニューヨーク, United Nations, 1979年 / Birdsall, N., "Fertility and Development," Ross 編, *International Encyclopedia of Population*, ニューヨーク, Free Press, 1982年, 241~247ページ / Freedman, R., "Fertility Decline, I. Theories," Ross 編 前掲書所収, 258~266ページ / Bulatao, R. A., *Reducing Fertility in Developing Countries: A Review of Determinants and Policy Levers*, ワシントン D. C., World Bank, 1984年, 14~17ページ。
- 24 Birdsall, 前掲論文。
- 25 蔣正華, 前掲論文。
- 26 Bulatao, 前掲書。
- 27 Mauldin; Berelson, 前掲論文。