

出生率低下がすべてタイミング変動による影響で説明されるのであれば、将来タイミング変動が止まれば自ずと出生率は上昇するために出生率を回復・上昇させるための政策は特に必要ないことになる。

また、日本においては未婚化に伴い、社会全体の無子割合が上昇している。無子割合の上昇は出生率の低下に対し大きな影響力を持つ。出生率が今後どのように推移していくかを分析する上でも、無子割合の動向は非常に注目される。こうした傾向が東アジア諸国においても同様に観察されるかどうかの分析も行う。

また最後に、本プロジェクトを通じて得られた知見をもとに考察を行い、出生率回復の条件を探る。

1. 韓国、台湾および日本における出生率変動

日本において出生率低下、少子化は大きな話題になっているが、これは東アジア諸国においても同様である。本節以降は東アジア諸国の中で、日本とともにデータが充実している韓国および台湾の3カ国・地域を対象に分析を行っている²⁾。2004年の台湾の合計出生率は1.18、韓国の合計出生率は1.16であり、韓国・台湾ともに少子化で大騒ぎしている日本の水準よりもさらに低い水準にある³⁾。データの制約から観察できる期間に若干のずれが生じるが、韓国・台湾ともに1970年代前半は合計出生率にして4.0程度の水準にあった。これは日本におけるベビーブーム時の出生率水準に匹敵する高い水準であり、当時の韓国・台湾において、少なくとも少子化の懸念は全くなかった。

しかし1970年代中頃から、韓国・台湾ともに急激に出生率が低下している。この様子は日本の1950年代の出生率急低下と非常によく似ている。その後1990年代は韓国・台湾ともに日本の出生率水準を若干上回る水準で推移を続けるが、2000年を超えたあたりから再度低下へと転じ、2001年には韓国が、2003年には台湾も日本の出生率水準を下回るようになった。2004年現在では韓国・台湾とも日本の低い出生率水準をさらに0.1程度下回っている。

こうした各国・地域における出生率変動の様子をさらに詳細に分析するため、それぞれの出生順位別出生率の推移を示すと図2-1から図2-3の様になる。いずれにも共通していえることは、合計出生率の急低下は高出生順位の出生率が低下したことが大きく、第3子以上の出生率は0.2未満の水準まで低下している一方で、第1子・第2子出生率の推移は比較的安定している点である。韓国では第3子出生率の変動も第4子以上の出生率の変動と同様に急速に低下しているが、台湾と日本の第3子出生率は第1子・第2子出生率の推移とも第4子以上出生率とも異なった推移を示している。この結果から、韓国では子どもは2人までとする社会規範が短期間のうちに広まっていった様子が見て取れる。一方、

²⁾ 韓国についてのデータは統計庁 (<http://www.nso.go.kr/eng/index.html>)、台湾についてのデータは内政部『内政統計年報』および『台閩地区人口統計』、日本については厚生労働省『人口動態統計』および総務省『人口推計年報』を用いた。

³⁾ 韓国の2005年の合計出生率は暫定値ながら1.08と公表されている。

台湾と日本においては必ずしも二人っ子規範が深く浸透している訳ではなく、一人から三人までの出生が平均されると二人になるような社会であることが示唆される。

比較的高い水準を維持している第1子および第2子出生率について注目すると、日本では若干パターンが異なるが、韓国・台湾・日本のいずれにおいても第1子出生率は概ね0.8、第2子出生率は概ね0.6あたりの水準で推移している。ただし日本においては1980年代中頃から、韓国・台湾においても2000年頃から第1子および第2子出生率が低下傾向にあり、いずれの国・地域においても出生率低下が新たな局面に突入している様子がうかがえる。

図3-1から図3-3に示した出生順位別の平均出生年齢の推移を見ると、韓国、台湾および日本の全てにおいて平均出生年齢が上昇しているが、その中でも特に韓国の上昇が目立つ。ここで特に第1子平均出生年齢に注目し、比較の関係から最も観察期間の短い韓国と同一の期間で分析を行う。韓国は1980年の25.53歳から2003年の28.29歳へと2.76歳の上昇、台湾は1980年の23.87歳から2003年の27.18歳へと3.31歳の上昇し、日本は1980年の26.07歳から2003年の28.33歳まで2.26歳上昇している。なお韓国は1980年から1982年にかけて低下し1982年以降上昇を続けているので、分析する期間を韓国の第1子平均出生年齢が上昇だけしている1982-2003年に統一した場合、韓国の第1子平均出生年齢は1982年の24.69歳から2003年に28.29歳へと3.60歳の上昇であり、台湾では1982年の24.13歳から2003年の27.18歳まで3.05歳の上昇であった。一方、日本は1982年の26.25歳から2003年の28.33歳へと2.08歳の上昇にとどまり、分析を行った三カ国・地域の中で最も変化が小さく、韓国は最も変化が大きかった。平均出生年齢が低下から上昇へ転じる時期に年齢が大きく上昇する可能性も考えられるため、日本において平均出生年齢が低下から上昇に転じた年である1974年を基準年に、上で分析した韓国と同様の21年間で第1子平均出生年齢の上昇幅を分析すると、日本は1974年の25.61歳から1995年の27.76歳まで2.15歳の上昇であり、やはり韓国の3.60歳に及ばない。日本と比べても韓国では急激に晩産化が進んでいるといえる。

第2子の平均出生年齢をみると、韓国は1980年から1982年にかけて低下しているものの、1980年の27.42歳から2003年の30.26歳まで2.83歳、低下が終わった1982年から2003年では3.68歳の上昇が見られる。この上昇幅は第1子平均出生年齢のものよりも大きい。台湾は1980年の25.51歳から2003年の29.19歳まで、一度低下した韓国とは異なりほぼ直線的に3.68歳上昇している。日本は1980年の28.43歳から2003年の30.59歳へと2.16歳の上昇があった。第2子平均出生年齢は、韓国と台湾において上昇が顕著に見られるものの、年齢水準としては2003年段階でも日本が最高齢である。ただし日本では第2子以上における平均出生年齢の上昇が頭打ちの傾向にある一方で、韓国および台湾では依然として上昇傾向が続いていることから、韓国・台湾では今後も晩産化が進行していくものと考えられる。

以上のことは、韓国・台湾における出生率低下および平均出生年齢の上昇がここ20年程の間の短期間に起こったことを示しており、その変化の速度は同じく少子化が進んでい

る日本を上回っていることが指摘できる。

2. 出生のタイミング効果の分析方法

人口指標には二つの異なる時間経過に関する概念がある。一つは期間であり、もう一つはコーホートである。コーホートとは「特定の期間に出生や結婚のようなある特定の人口上の出来事を経験した人々の集団」（国際人口学会 1994）と定義される。例えば 1950 年 出生コーホートといえは 1950 年生まれの世代と同意語になる。

一般に用いられる出生率指標は、ある年次における出生数とその年次における人口の組み合わせから求められるものであり、粗（普通）出生率や合計出生率がこれに当たる。これらの指標は期間出生率指標とよばれる。期間指標は出生率に限らず平均寿命など多岐にわたるが、期間指標を用いる利点はデータの即時性に優れており、ある時点の人口が持つ出生力などを計る指標として広く用いられている。欠点は、ある期間内のみの変化を反映した指標であるため、丙午の出生率低下のように短期的に大きく変動することがあることである。また実際の世代における変化がどうなっているかは、期間指標からだけでは十分に把握できない。一方、あるコーホートについての指標も存在する。出生の場合、そのコーホートが 49 歳に達する以前ではコーホート別の合計出生率が得られないなどデータの制約があるが、後に述べる出生タイミング変動の影響を受けないなど、期間出生率指標とは異なる長所を持つ。

さて、近年、期間合計出生率が大きく低下しているが、低下要因の一つに出生タイミングの変化による影響が考えられる。期間出生率に対する出生タイミングの影響は、出生行動が終わったとされる 49 歳末時のコーホート合計出生率（以下、完結出生率）には変化が全くない状態でも発生する。これは期間出生率がある年次のみを観察対照としているために、例えばある年の前後の年に出生の振替が起こった場合、中央の年次における期間出生率は大きく低下してしまう。実際に 1966 年の丙午による出生率低下の大きな要因はこうした出生の振替によるもので、コーホート出生率への影響はほとんどなかったと分析されている（大谷 1993）。

こうした出生の振替を出生タイミングの変化としてとらえた場合、このタイミングが早まっているのか、遅くなっているのかによって期間出生率への影響が全く異なることになる。出生タイミングが早まっている場合、タイミングが遅いままの古いコーホートと重なって出生する時期が発生するために、その期間の期間出生率は上昇する。逆に出生タイミングが遅くなっている場合、古いコーホートが生み終わったにもかかわらず新しいコーホートで出生が始まらないために、その期間の期間出生率は低下することになる。ただし、双方の場合ともタイミングの変化が止まれば、期間出生率は元の水準へと回帰する。

出生タイミングの測り方はいろいろあるが、本論文では平均出生年齢がコーホート間で前後に変化することとする。この場合、出生率のタイミング効果とは、平均出生年齢の変化が期間出生率の水準に与える影響となる。例えば、出生タイミングの遅れは平均出生年齢が上昇することと同じになる。前節で見たように、韓国・台湾・日本のいずれも近年、

平均出生年齢が大きく上昇しており、出生タイミングの遅れによる影響から出生率が低下している可能性があると考えられる。

期間の合計出生率から出生タイミングの変化による影響を取り除く試みとして、ボンガーツとフィーニーはライダーが考案した完結出生率と合計出生率の転換式にヒントを得、出生タイミングの効果を除いた指標である調整合計出生率 ATFR (Adjusted TFR) を考案した (Bongaarts and Feeney 1998)。ライダーは完結出生率 CFR (コーホートの指標) と期間合計出生率 PTFR とを比較する方法として、平均出生年齢がコーホート毎に c 歳ずつ直線的に上昇していくという仮定のもとで、CFR を PTFR と関連付ける転換式を提示している (Ryder 1956, 1964, 1980)。ここで c はコーホート別平均出生年齢の上昇分であり、出生のタイミングを計る指標として組み込まれている。

$$PTFR = CFR \times (1 - c) \dots\dots\dots [1]$$

この式から、平均出生年齢が上昇すると $(1 - c)$ は 1 より小さくなるので、期間出生率は完結出生率よりも小さくなる。反対に平均出生年齢が低下すると $(1 - c)$ が 1 よりも大きくなり、期間出生率は完結出生率を上回る。つまり仮に、毎年の平均出生年齢が 0.1 歳ずつ上昇し、一方で完結出生率に変化がないとすると、期間合計出生率は完結出生率の 0.9 倍となり、期間合計出生率は 10% 減少することがわかる。逆に出生のタイミングが早くなり平均出生年齢が 0.1 歳ずつ下降した場合には、期間合計出生率は完結出生率に比べて 10% 大きくなる。

このライダーの転換式について、ボンガーツとフィーニーは欠点を指摘している (Bongaarts and Feeney 1998)。その欠点とは、コーホート出生力が変化している局面では、コーホートの平均出生年齢の変化を用いて出生タイミングの変化を正確に取り出すことはできないことである。出生率の変化は出生順位の高い方から順に始まる。その結果、たとえ個人における出生タイミングに変化がなくとも、出生順位別出生率、とりわけ高順位の出生率が変化すると全出生の平均出生年齢は上昇もしくは低下する。換言すれば、コーホート出生率の変化は平均出生年齢の変化を促すが、平均出生年齢の変化は出生タイミングの変化のみに基づくものではない。したがってコーホート出生率に変化がある場合、上記の変換式をそのまま用いることは、誤った結果をもたらす場合がある。出生タイミングの変化は、ある年または期間中の出生数、つまり出生率における分子を左右するため、出生タイミングの変化による影響はほとんどの期間出生力指標に現れる。

ボンガーツとフィーニーは、上に示したライダーの転換式 [1] を参考に、平均出生年齢を出生順位別に分けて計算を行うことによって、期間合計出生率からタイミング効果を取り除くことを考えた (Bongaarts and Feeney 1998)。ここで平均出生年齢を出生順位別に扱うのは、出生順位別出生割合の違いによる影響を避けるためである。出生順位別平均出生年齢は直線的に上昇していても、それを平均した全出生順位の平均出生年齢も同様の動きをすることは限らない。出生順位によって出生率に変化が生じた場合、総数の平均出生年齢は出生順位別の平均年齢とは並行に推移しなくなってしまう。図 3-3 をみると、日本においても 1950 年代ころにおいて、こうした状況が確認される。なお、合計出生率は

完結出生率の動向によっても変化するが、この場合は平均出生年齢が変化しないため、見分けることができるとしている (Bongaarts and Feeney 1998)。

ボンガーツ等によれば、ある年に観察された期間合計出生率における出生順位 i 番目の平均出生年齢の変化を r_i とすると、出生順位別出生率 TFR_i を $(1 - r_i)$ で割ることによって、その年に出生タイミングの変化がなかった場合の出生順位別出生率 $ATFR_i$ を推計できる。このことから、ある年に観察された期間合計出生率を出生順位別に分けて調整し、それを合計することによって出生タイミングの変化による影響を取り除くことができる。これは出生率水準自体が変化した場合には平均出生年齢は変化しないが、出生タイミングが変化した時には平均出生年齢が変化するからである。また、 TFR_i から作成される調整合計出生率は、ただ TFR_i が測定された期間における出生タイミングの変化にのみ依存しており、前後の年のタイミング変化からは独立である。

以上から出生順位 i について、期間合計出生率 TFR の出生タイミング調整式は次のようになる。

$$ATFR_i = TFR_i / (1 - r_i) \dots\dots\dots [2]$$

ここで TFR_i はある年に観察された出生順位 i の出生順位別出生率であり、 r_i は出生順位 i における平均出生年齢の上昇分、 $ATFR_i$ は観察期間中にもしタイミングの変化がなかったならば観察されたであろう、出生順位 i の出生順位別出生率である。この $ATFR_i$ は、 TFR_i が測定された期間におけるタイミングの変化のみの影響を反映したものである。こうして各出生順位別に求めた調整出生順位別出生率 $ATFR_i$ を出生順位について合計したものが調整合計出生率 $ATFR$ となる。

$$ATFR = \sum ATFR_i \dots\dots\dots [3]$$

この調整合計出生率は「もしタイミングの変化がなく、現在の出生行動が続いたならば観察されたであろう (期間) 合計出生率」を表すものである。したがってボンガーツ等は「この調整によって完結出生率を推計しようとしたわけではない (Bongaarts and Feeney 1998 p.290)」と述べている。ボンガーツとフィーニーはこの指標を読む上で三つの注意点を述べている (Bongaarts and Feeney 1998)。

1. この指標は従来の期間合計出生率からタイミング効果を取り除いたものであるが、これは「仮に年齢別出生率が将来も不変であったら」という、架空の出生率である。
2. 確かにライダーの影響を受けてはいるが、彼の考えとは異なっている。我々の論文では、出生力自体の水準 **quantum** と出生タイミング **tempo** を期間合計出生率の構成要素として扱っている。
3. この簡明な調整式には、出生行動についていくつかの仮定を設けている。それは、
 1. 年齢別出生率は全年齢において一定の割合で変化する、
 2. 年齢別出生率は全年齢において同程度変化する、
 3. 出生順位別平均出生年齢の変化は直線的である、
 という三つである。

3. 韓国、台湾および日本における出生のタイミング効果

ボンガーツとフィーニーが考案した調整合計出生率を用い、出生率変動におけるタイミング変動の分析を行った結果、いずれの国・地域においてもほとんどの期間において調整値が実績値を上回っており、出生率の低下に対し平均出生年齢の上昇つまり出生タイミングの遅れがある程度の要因となっている様子が示された（図4-1～図4-3）。さらに、2003年における調整合計出生率は日本だけでなく韓国、台湾ともに調整合計出生率が実績の出生率を上回った。このことは、これら3カ国・地域における出生率低下に対し、出生タイミングの遅れが出生率を押し下げる効果を持っていたことを示唆している。しかし調整合計出生率の水準をみると、韓国および台湾では2003年でも1.5程度ある一方で、日本だけは1.5の水準を割り込んでいた。実測値ではこの3つの国・地域の中で日本が最も高いことを考えると、日本におけるタイミング変動による影響は韓国・台湾に比べ、格段に小さいことが指摘できる。

韓国の調整合計出生率の水準をみると、観察が可能な1981年から1994年までは概ね2.0の水準を維持していたが、1995年から1.8へ、2002年からは1.5へと段階的に低下している。台湾は1978年から1997年まで概ね2.0であったが、2001年以降は1.5の水準にまで低下している。また日本の調整合計出生率も1980年代後半までは2.0以上の水準を維持していたが、その後は顕著に低下をみせ、2000年以降では1.4程度にまで低下している。この水準は前出の韓国・台湾の水準と比べ0.1ほど低い。

調整出生率と実測出生率との差に注目すると、韓国・台湾では平均して0.2-0.3ほどの差である一方、日本は1954-2003年平均で0.12の差にすぎず、相対的に出生タイミングの変動による影響は小さい。2003年までの最近10年間に絞った平均値を見ても、韓国・台湾が0.33であるのに対し、日本は0.17と半分に留まっている。この結果から、韓国・台湾における出生率の急低下には出生タイミングの遅れが大きく寄与していることが示される。本論文で取り上げた三か国・地域の中では、相対的に日本の出生率低下に対するタイミング効果の程度は最も小さく、したがって出生力自体 quantum の低下による影響が大きいといえる。

年齢別に見た場合、それぞれの国・地域における出生タイミングの変動はどの程度まで影響を与えているだろうか。合計出生率の変動を、年齢分布割合の変化と全体の水準の変化の二つに分けて考えた場合、年齢分布の変化を出生タイミング変化の効果、全体の水準の変化を出生力水準変化の効果とみなすことが可能である。そこで韓国・台湾および日本の出生率変動について、年齢分布の変動と全体の水準の変動に分解を行った（表1-1～表1-3）。

韓国の場合、1985-95年の全出生順位における20-24歳の出生タイミングの遅れによる影響は0.3ほどになり、この年齢層の女子が急速に生まなくなった様子が示されている。中でも第1子、第2子出生タイミングの遅れが大きい。また、20-24歳の出生タイミング遅延は第1子において大きい、25-29歳では第2子において顕著である。出生順位別に見ると、第1子は出生率に対するタイミング変動の効果が上昇効果においても低下効果に

においても非常に大きい。一方、第3子および第4子以上ではむしろ出生力そのものが低下しているが、1980-85年で出生力水準が大きく低下しているため、1985年以降の変動は非常に小さくなっている。出生タイミングの変化による影響に注目すると、総じて1985年以降では20-24歳以上で、1995年以降では25-29歳以上で符号がプラスからマイナスへと逆転しており、1985年以降になると徐々に晩産化の傾向が強まっていることが指摘できる。

台湾では1980年代は10-24歳といった若い年齢においてタイミング変動が認められるが、年齢が上がるほどタイミングの影響は小さくなっている。ただし30-34歳だけは前後の年齢層に比べ、タイミング変動のプラスの影響が大きくなっている点は注目される。これは、この時期にまさに出生のタイミングが遅れる晩産化が進行し、20歳代前半の出生は後半に、20歳代後半の出生は30歳代にというように、それまではもっと若い年齢で産んでいた女性がこの時期に30歳代で出生するようになってきたことの表れと考えられる。20歳代後半において出生タイミング変化の影響が小さくなっているのは、この年齢層において出生の遅れが発生する一方で、20歳代前半で産まなかった人のキャッチアップが起ること、ある程度相殺されている部分があるためと考えられる。出生順位別にみると、韓国と同様で第1子と第2子への出生タイミングの影響は大きく、また第4子以上の出生率変動においては出生力自体が低下している。第3子も1995年以降は持続的に低下傾向にあるため、韓国との差は小さくなってきている。時系列でみると、タイミング変動の影響が年々小さくなる傾向であるのに対し、出生力水準の変動は1980-85年と1995年以降で大きくなっている。特に2000-2003年では第1子や第2子といった、それまで出生力自体の変動は比較的安定していた出生順位においても出生力の低下が認められるようになり、台湾における出生力変動が新しい局面に入ってきていることをうかがわせる。また第3子の出生力水準の変動による効果が第1子・第2子と同様に2000-2003年に大きくなっていることが注目される。出生タイミングの変化による影響に注目すると、全出生順位では20-24歳以上が1980年以降で、また25-29歳以上が1990年以降で符号がプラスからマイナスへと逆転しており、1990年以降になると徐々に晩産化の傾向が強まっていることが指摘できる。出生順位別にみると、こうした変化は第2子における変化の影響が大きい。

日本におけるタイミング変動の影響は、前掲の韓国・台湾と比べ小さいことが指摘できる。これは韓国・台湾が1970年代以降になって出生率低下が始まったのに対し、日本では1950年代に出生率低下が始まっているという時間差に起因する部分が多い。タイミング変動の影響を年齢別にみると、韓国・台湾同様に20-24歳で産み控え効果が大きい。注目されるのは25-29歳部分での産み控え効果も韓国・台湾に比べ大きいことと、そのわりに30-34歳での産み戻し効果が弱いことである。日本では、タイミングの遅れが取り戻されず、いくらかの部分の出生が消失している様子が示された。出生順位別に見ると、第1子・第2子とも1980-95年までは20-24歳における出生の先送りと30-34歳におけるキャッチアップが目立ったが、ともに1995年以降では影響が小さくなり、相対的に

25-29歳の出生タイミング遅れが目立つようになってきている。また1980-85年に出生率が若干上昇しているが、これは20歳代前半における出生延期の効果から出生率が低下しているものの、第2子や第3子の出生力水準の上昇効果が全体の水準を引き上げていたことが示された。出生タイミングの変化による影響に注目すると、いずれの出生順位においても1980年以降のほぼ全期間の20-29歳で出生率を引き下げる効果を示しており、前出の韓国・台湾と同様に徐々に晩産化の傾向が強まっていることが指摘できる。

ここでタイミングの変動の影響についてまとめると、韓国の1980-85年および日本の2000-03年の第2子を除き、いずれの年次においても第1子および第2子における30-34歳以上の数値がプラスであり、いずれの国・地域においても顕著に晩産化が進行していることが指摘できる。1980-2003年でみると、第1子・第2子においては20歳代前半での出生率が低下するパターンは韓国・台湾・日本のいずれでも観察される。一方、上昇する年齢は若干異なり、韓国では第1子が20歳代後半、第2子は30歳代前半、台湾と日本では第1子・第2子ともに30歳代前半である。これはタイミングの遅れが取り戻される年齢層に相違があるためと考えられる。

以上の分析結果はいずれも期間データに基づいたものであり、コーホート分析の結果ではない点に留意されたい。

4. 台湾および日本における無子率の推移

前節までにおいて、韓国・台湾および日本における出生率低下の様子ならびに出生タイミングの変動による影響の程度について分析した。その結果、韓国や台湾では平均出生年齢の大幅な上昇から出生タイミングの変動に起因する期間出生率への影響は小さくなく、調整合計出生率から、出生タイミングの遅れは合計出生率に対し約0.2ほどの低下効果があったと分析された。一方で日本は韓国・台湾ほど平均出生年齢は上昇しておらず、調整合計出生率を用いた出生タイミングの変動による影響も韓国・台湾に比べ小さかった。このことは日本においては出生力自体の低下による影響が相対的により大きいことを示している。ただし、これらの分析結果からだけでは、出生力自体の低下の内容が不明である。つまり、全体的に多産から少産へ転じた帰結なのか、産む人は産んでいる一方で子どもを一人も産まない、無子の人の割合が増えているからなのかは分からない。しかしながら産む子どもを減らしているのか、そもそも子どもを産まなくなっているのかは大きく異なる。これらの区別を明確にすることは、今後の出生率動向を占う上で有用であるだけでなく、有効的な少子化対策を策定する上でも重要な情報を提供できる。本節では台湾および日本における女性の無子割合をコーホート別に推計することにより、出生率低下の背景を分析する。韓国はデータの精度に問題があるため、ここでは分析の対象から外した。

出生することにより既往出生児数（パリティ）が増えるが、このパリティ間の推移がパリティ別分析の対象となる。このパリティ別出生率を応用し、生涯子どもを一人も産まない人の割合を推計する。パリティ別出生率は出生順位別出生率とは異なり、分母にパリティ別・年齢別人口を用いる。これは例えば、第2子を産め

るのは第1子を産んだ女性だけである、という人口学的状況による。パリティ別出生率はパリティ拡大率 Parity Progression Ratio (以下 PPR) ともいわれている。

$$PPR(i, x) = \frac{B_x^i}{P_x^{i-1}} \dots\dots\dots [4]$$

PPR は出生順位別出生率とは異なり出生の対象者を限定するため、出生行動についてのより詳細な情報を得ることができる。しかしながら分母となる既往出生児数別人口の統計が得られにくいことから、従来、あまり分析がなされていない。日本においてパリティを分析に用いた研究には、合計出生率と同様に結婚を考慮しない分析には石川(1983)などが、結婚を考慮した研究に Ogawa and Retherford (1993) などが、マクロデータではなくマイクロデータを用いた分析には大谷(1993)などがある。

しかしながら PPR を求めるに際して、分母となる既往出生児数(パリティ)別人口は国勢調査などで調査されていないので、分析を行う前にまず年齢別のパリティ別人口を推計する必要がある。ホイザー R. L. Heuser は無子からパリティ1への出生率を求める方法として、それぞれの年齢の第1子出生率を累積し、全ての女性が出生する状態である 1.0 からその累積出生率を引いた差を求め、この数値によって各年齢別第1子出生率を割ることにより、無子の人が第1子を生む率である年齢別・パリティ1 (PPR1) の出生率を導出した(Heuser 1976)。計算式を示すと式[5]のとおりである。

ただし x は年齢、 B_x^1 は第1子の出生数、 P_x^F は年齢 x 歳における女性

人口、 $\sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F}$ は第1子についての 15 歳から x 歳までの累積出生率である。分母に用いられている累積出生率と 1 からの差がパリティ0、つまり無子の人口の割合になる。

$$PPR1(x) = \frac{\left(\frac{B_x^1}{P_x^F} \right)}{\left(1 - \sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F} \right)} \dots\dots\dots [5]$$

人口学では 15 歳未満および 50 歳以上の出生はないと仮定するため⁴⁾、本論文における分析も 15-49 歳について行う。この方法により推計された無子割合は図 5-1、図 5-2 の様になる。これらの図は死亡が発生しない世界において、与えられた年齢別の第1子出生確率によって産んでいったとき、無子の状態でとどまる人口割合が減少していく過程を出生コーホート別に示している。

図 5-1 から台湾における無子割合の動向をみると、20 歳未満における出生がいずれの

⁴⁾ 実際においては 15 歳未満および 50 歳以上の出生も若干数存在する。合計出生率を算出する際には、15 歳未満出生については 15 歳の出生として、50 歳以上出生については 49 歳の出生として年齢別出生率を算出し計算する。

コーホートにおいても1割程度存在し、また若いコーホートにおいて20歳代での無子割合上昇が目立つ。しかし30歳代になると1970年出生コーホートでも2割弱と、1962年、1965年出生コーホート比べて若干高い程度の水準である。このことは、30歳代において出生が行われていることを示しており、20歳代での無子割合の上昇の相当部分が、出生タイミングが20歳代から30歳代へと変化したためであることが示された。したがって、台湾では少なくとも第1子について、出生タイミングの遅れが出生率の低下をもたらす要因の一つであったことが指摘できる。

また図5-2より日本の無子割合の動向をみると、1950年コーホートにおける無子割合の変化を見ると、20歳では全体の98%が無子であり、10歳代での出生はごく少数であったことが伺える。しかし25歳では54.0%、30歳では14.4%、35歳では8%程度にまで低下していた。つまり25歳までに半数近くは1人目の子どもをもっており、1950年に生まれた世代の女性の約85%は30歳までに1人目の子どもを産んでいたと分析された。また、出生行動が終了したと考えられる50歳時の無子割合は6.2%に過ぎず、このコーホートではほとんどの女性が一人は子供を産んでいたことが示された。1955年および1960年出生コーホートの無子割合は、1950年出生コーホートに比べ20歳代における出生率低下から無子割合が上昇傾向にあり、40歳時の無子割合は1950年出生コーホートが6.4%、1960年出生コーホートが15.0%であった。しかし1965年出生コーホートからは無子割合が顕著に上昇している。1965年出生コーホートの40歳時の無子割合は23.0%と急激に上昇し、1970年出生コーホートにおいても35歳時の無子割合が33.9%と高止まりしている。近年の出生率低下の要因として、このように生涯で子供を一人も産まない人の割合が急激に上昇していることが大きく影響している。

図5-1に示された台湾の無子割合と図5-2の日本の無子割合を比較すると、日本の無子割合は低下する年齢が若干高く10歳代での低下はほとんど見られず、また20歳代での低下が急激である。この傾向は1965年出生コーホート以降で若干弱まり30歳代へのシフトが見られるものの、日本における第1子出生の多くの部分が20歳代で行われていることを示している。また日本では1965年出生コーホートから無子割合が顕著に高止まりしているが、台湾ではまだこの状態に達していない。

5. 日本における、既婚者の無子割合

本節では、台湾の婚姻状況に関するデータが揃わないことから、日本のみについて分析を行う。前掲の図5-2は配偶関係別割合の変化による影響を全く考慮していない。この期間は未婚化・晩婚化が大きく進んだ時期であり、前節における分析はこうした未婚化・晩婚化の影響も受けている。特に未婚者は出生行動とほとんど関連がない。したがって、未婚化の影響を結婚行動の変化として取り除くことができれば、より直接的に出生行動を規定している有配偶者もしくは既婚者についての詳細な分析が可能となる。

そこで分析対象を既婚者に限定し、図5-2と同様の手法により無子割合を求めたものが図6である。既婚者の出生率には、筆者が以前考案した方法により有配偶者のパリティ

一拡大率を応用し、既婚者を対象として分析を行っている（別府 2003）。ここでは未婚者からの出生は無いものと仮定し、初婚の発生を既婚・無子状態の出発点とみなして分析を行っている。既婚者のパリティー拡大率（パリティー $i-1$ から i への拡大率：EM-PPR, i ）の計算式は以下に示したとおりである。ここで x は年齢、 B_i は嫡出第 i 子出生数、 P^F は女子人口、 P^{F-EM} は既婚女子人口を示す。

$$EM-PPR(1, x) = \frac{\left(\frac{B_x^1}{P_x^F}\right)}{\left(1 - \sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F}\right)} \times \frac{1}{\left(\frac{P_x^{F-EM}}{P_x^F}\right)} \dots\dots\dots [6]$$

$$EM-PPR(2, x) = \frac{\left(\frac{B_x^2}{P_x^F}\right)}{\left(\sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F} - \sum_{15}^x \frac{B_x^2}{P_x^F}\right)} \dots\dots\dots [7]$$

分母人口には本来であれば既婚者（有配偶者＋離別者＋死別者）ではなく有配偶者のみとすることが望ましいが、人口動態統計では離死別者および再婚者の既往出生児数が得られないため、ここでは既婚者を対象とする。なお、離別者割合および死別者割合は 1970 年出生コーホートの 30 歳時点でそれぞれ 4.9%、1.1%とまだ小さく、したがって既婚者割合を近似的に有配偶者割合と見なすことが可能と考えられる。

さて、図 6 から日本の既婚女子の無子割合は 20 歳代前半を境に、若年齢での変化と高年齢での変化が対照的である点が指摘できる。1950 年や 1960 年出生コーホートでは 10 歳代における既婚者の 8 割程度が子どもを持っていなかったのに対し、1970 年出生コーホート以降では顕著に無子割合が低下している。この背景には特に 20 歳代前半以下で顕著に増えている婚前妊娠結婚、いわゆる「できちゃった婚」の増加があると考えられる。厚生労働省の『人口動態統計特殊報告』（2002）によれば、嫡出第 1 子に対する結婚期間が妊娠期間より短い出生数の割合は若いほど高く、同報告において分析がされている 1980 年以降のいずれの年次でも 15-19 歳の婚前妊娠割合が最も高くなっている。こうした影響もあり、図 6 の 10 歳代における無子割合の推移は特異な動きを示している。なお、20 歳代以上については概ね安定しており、また 10 歳代での既婚者はいずれのコーホートにおいても 5%未満と少数に留まっている。

そして、22-23 歳を境に古いコーホートと新しいコーホートで無子割合の高低が逆転し、新しいコーホートほど無子割合が高くなる傾向がみられる。新しいコーホートでは出生行動が未完結であるため、将来にかけて多少流動的ではあるが、図 6 を見る限り、趨勢的に無子割合は高止まりする傾向が読み取れる。35 歳時点での無子割合は 1960 年出生コーホートまでは 1 割未満であったが、1965 年出生コーホートは 14%に達しており、1970 年および 1975 年出生コーホートはさらにこの水準を上回る可能性が高い。

以上から、とりわけ 1965 年出生コーホート以降において、既婚者における無子割合が顕著に増加傾向にあることが示された。今回の分析は夫婦ではなく既婚者であるが、離別者や死別者はこの年齢層では比較的少数であり、したがって近似的に夫婦の出生行動の結果と解釈できると考える。この結果から、既婚者における無子割合の上昇は、夫婦の出生力を低下させる大きな要因となっていることが指摘できる。

6. 結論

以上、日本に加え韓国・台湾という東アジアの超低出生率国・地域における出生率低下要因について、出生タイミングの影響や無子割合の変化を分析した。その結果から、これらの国・地域では出生率が人口置き換え水準を大きく下回っており、かつ現在でも出生率が低下傾向にあるという点は同様であるが、その要因は必ずしも同一ではなかった。出生順位別平均出生年齢の推移や調整合計出生率の推移から、韓国や台湾における急激な出生率低下は 1980 年以降において、全体の出生率変動に影響の大きな第 1 子・第 2 子の平均出生年齢が大きく上昇していることが出生タイミングの遅れとなって期間出生率を引き下げている様子が示された。日本においても出生タイミングの遅れによる影響は認められたが、その程度は韓国・台湾に比べると小さかった。このことは、日本の出生率低下が出生タイミングの遅れによる影響よりも出生力自体の低下に起因している部分が多いことを示している。

また台湾と日本においてコーホート別女子人口のうち、無子の割合がどの程度かを推計したところ、台湾・日本双方において無子割合は上昇傾向にあるものの、台湾では日本に比べ出生の年齢幅が広く、また無子割合の水準が日本よりも低い水準に留まっていることが確認された。日本は特に 1960 年以降の出生コーホートにおいて無子の割合が急激に上昇しており、このことが出生力を低下させている。この無子割合の上昇には未婚化・晩婚化による影響も含まれているが、いずれにせよ今後ますます無子割合が増加していく傾向にあることが指摘できる。

こうした傾向・分析結果から、現在同じように置き換え水準を大きく下回っている韓国・台湾・日本において出生タイミングの変動による影響が減じており、特に 2000 年以降では出生力自体が低下してきていることが指摘できる。したがって出生率の上昇・回復を目指そうとした場合、出生タイミング tempo を早めることだけでなく、出生力自体 quantum も上昇させることが必要である。

全配偶関係にある女子の無子割合と既婚者に限定した女子の無子割合を比較すると、全配偶関係で分析した場合には 30 歳代後半以上になると無子割合が変動しなくなり、無子割合の水準も 1 割前後存在する。一方既婚者に限った場合でも、近年無子割合が顕著に上昇傾向にあることが示された。このことはコーホートでみて既婚者の出生力が近年になるにつれて減少の速度を増していることを意味している。

7. 考察

これまでの3カ年の研究を通じ、得られた知見をまとめると次のようになる。

近年の日本における出生率低下は、その一部に出生の延期による見せかけの出生率低下を伴っており、実際の出生力よりも幾分低めの値が出ていることが指摘できた。ただし出生の延期がもつ出生率低下効果は近年小さくなっており、出生力自体もある程度まで低下してきていることが示唆されている。

出生率変動と経済変動との関連を述べた仮説の一つにイースタリン仮説があるが、これを日本に適用したところ、第1子出生率ではある程度まで当てはまるものの、第2子以上の出生率では1990年頃から当てはまりが悪くなった。これはバブル崩壊に伴う不況の影響が特に第2子の出生率変動にマイナスの影響を及ぼしている様子を示していると解釈できる。

この分析結果から、出生率回復のためにはまず、早期の経済回復が望まれる。経済成長と第2子出生率の関係は1990年頃から平行に推移しなくなっているが、経済が早期に回復を行えば、また元の関係に戻ることも考えられる。またこの出生率低下のある部分は出生の延期であることが考えられるが、経済の回復が遅ればこれら出生の延期がそのまま消滅してしまう事態になりかねない。またこれとは別に、経済の回復は出生タイミングを前倒しさせる可能性もある。その場合は期間出生率が急上昇することもあり得る。

超少子化が進行している韓国・台湾との比較を行った中で共通しているのは、タイミング効果の減少と第2子出生率の低下である。ただし韓国・台湾に比べ日本のタイミング効果は小さくなっていること、出生率の低い台湾に比べても女子の無子割合が顕著に高い水準にあることなどは、日本の出生率回復を難しくする要因となる。

また無子割合の上昇は単に未婚化の影響だけでなく、対象を既婚者に限定しても無子割合が顕著に上昇している。日本では子供を産み育てることのマイナス面は盛んに強調され、この無子でいる夫婦の中にはいわば「産まず嫌い」ともいえるような状況がある。こうした人たちに対し、子供を産み育てることのプラス面である楽しさ、大切さなどを、若い夫婦や中高生などに対してもっと積極的に訴えても良いのではなかろうか。第1子を産まない人（生涯無子でいる人）が増加すれば、芋づる式に第2子、第3子の出生も減少することになる。したがって、夫婦で無子割合が増加することは単に第1子出生率が低下することを意味するだけでなく、夫婦の出生力全体が大きく低下することを示している。逆に言えば、第1子出生が促されれば、第2、第3子出生へと波及する可能性も小さくない。

日本の出生率は未婚化の進展と出生タイミングの遅れだけでなく、夫婦出生力の低下という「三重苦」の状態にあるといえる。これらは現在も進行しており、こうした状況が一体となって現在の少子化の進行を急速に推し進めている。現在、国の政策はこの中の主に夫婦出生力の上昇に向けたものが多いが、それだけでは「三重苦」の状態を脱することは難しい状況にある。子どもを産み育てることは親に対し種々の費用や精神的負担を強いるものであるが、それらの負担をしてでも子どもを産み育てたいと思わせるような社会構築が求められているのではなかろうか。

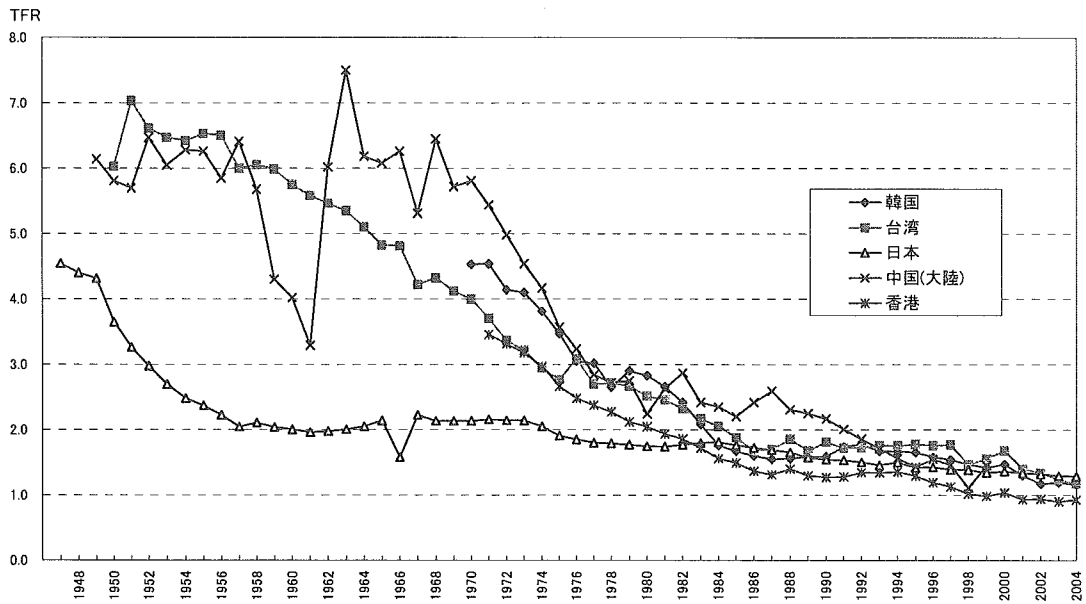
参考文献

- Bongaarts, John and Griffith Feeney. 1998. "On the Quantum and Tempo of Fertility", *Population and Development Review*, Vol.24, No.2, pp.271-291.
- Heuser, Robert L. 1976. *Fertility Tables for Birth Cohorts by Color: United States, 1917-1973*. Rockville, Maryland: National Center for Health Statistics.
- Ogawa, Naohiro and Robert D. Retherford. 1993. "The Resumption of Fertility Decline in Japan: 1973-92", *Population and Development Review*, Vol. 19, No.4, pp.703-741.
- Ryder, N. B., 1956, "Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility", *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 34, No.1, pp.5-21.
- , 1964, "The Process of Demographic Translation", *Demography*, Vol.1, No.1, pp.74-82.
- , 1980, "Components of Temporal Variations in American Fertility", in R. W. Hiorns (ed.), *Demographic Patterns in Developed Societies*, London: Taylor & Francis, pp.15-54.
- Whelpton, Pascal K. 1954. *Cohort Fertility: Native White Women in the United States*. Princeton N.J.: Princeton University Press.
- 石川 晃. 1983. 「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, 58-63 ページ.
- 大谷憲司. 1993. 『現代日本出生力分析』関西大学出版部.
- 金子隆一. 2004. 「少子化の人口学的メカニズム」, 大淵寛・高橋重郷 (編)『少子化の人口学』原書房、pp.15-36.
- 厚生労働省 (編). 2002. 『出生に関する統計 (人口動態統計特殊報告)』厚生統計協会.
- 国際人口学会 (編). 1994. 『人口学用語辞典』厚生統計協会.
- 別府志海. 2001. 「近年における出生率変動のタイミング効果」『人口学研究』第 28 号, 17-24 ページ.
- . 2003. 『日本における少子化の人口統計学的研究 —生命表形式による結婚・出生力の分析—』麗澤大学博士論文 (未公刊).
- . 2004. 「出生率変動と経済要因に関する研究: イースタリン仮説の検証」厚生労働科学研究(主任研究者: 河野稠果)『出生率回復の条件に関する人口学的研究』2003 年度報告書, 114-129 ページ.
- . 2005a. 「期間出生率のタイミング効果と無子率の分析」厚生労働科学研究(主任研究者: 河野稠果)『出生率回復の条件に関する人口学的研究』2004 年度報告書, 216-229 ページ.
- . 2005b. 「初婚行動におけるイースタリン仮説の検証」厚生労働科学研究(主任研究者: 河野稠果)『出生率回復の条件に関する人口学的研究』2004 年度報告書, 243

—259 ページ.

- . 2005c. 「コーホート出生率における、離別の影響の分析—生命表形式による—」
厚生労働科学研究(主任研究者：高橋重郷)『少子化の新局面と家族・労働政策の対応
に関する研究』2004年度報告書, 108-121 ページ.
- . 2006 (近刊). 「第2章 人口減少・超高齢社会への突進」, 大淵・森岡 (編)『人
口減少時代の日本経済』原書房.

図1. 東アジア諸国および日本における合計出生率の推移：1947-2004年



(資料) 韓国：統計庁 (<http://www.nso.go.kr/eng/index.html>) .
 台湾：内政部『内政統計年報』、『台閩地区人口統計』.
 日本：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』.
 中国(大陸)：国家统计局『中国統計年報』.
 香港：政府統計処 (<http://www.censtaad.gov.hk/>) .

図2-1. 韓国の出生順位別出生率の推移：1980-2003年

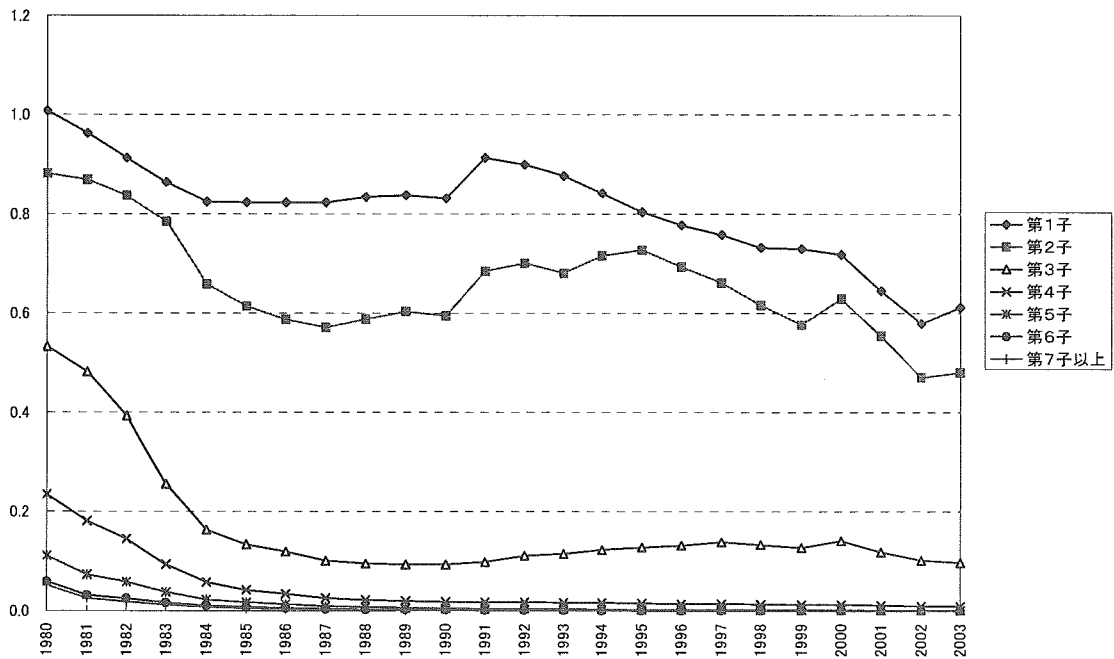


図2-2. 台湾の出生順位別出生率の推移：1977-2003年

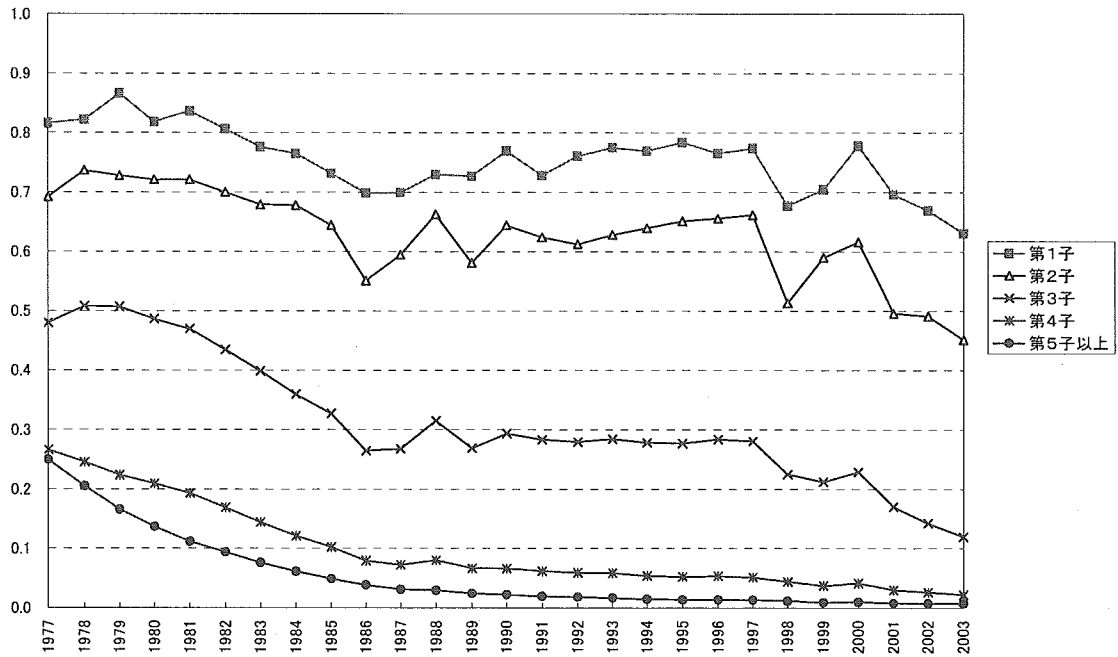
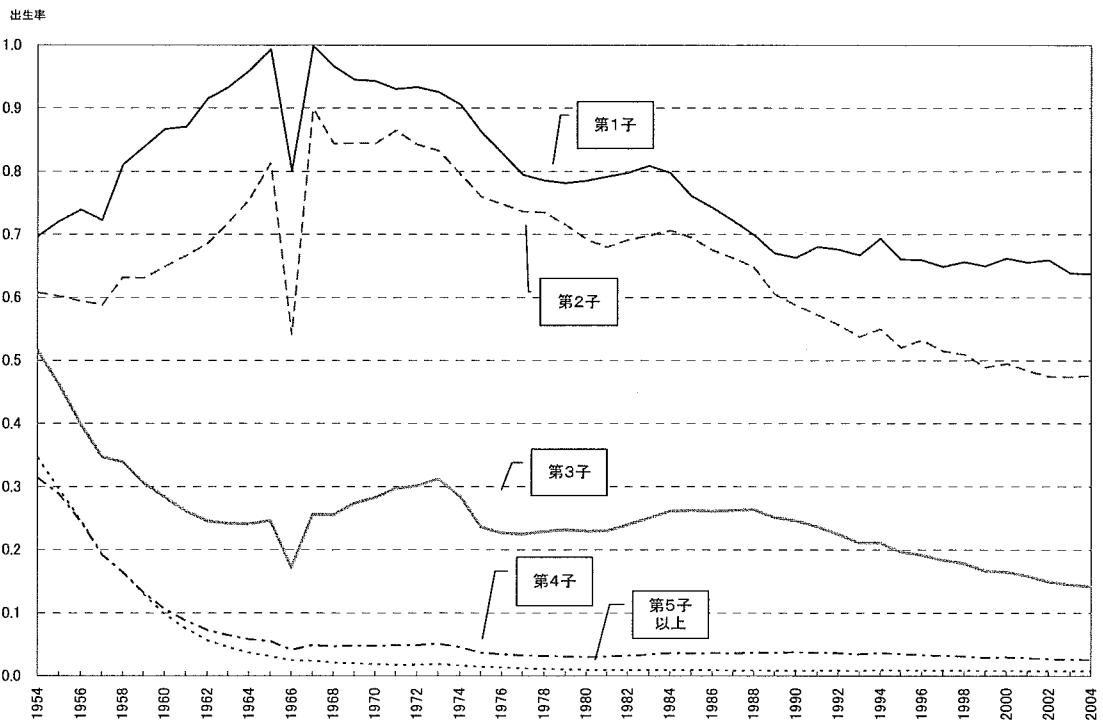


図2-3. 日本の出生順位別出生率の推移：1954-2004年



資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』。1970年以前は国立社会保障・人口問題研究所 石川氏の計算による。

図3-1. 韓国の出生順位別平均出生年齢：1980-2003年

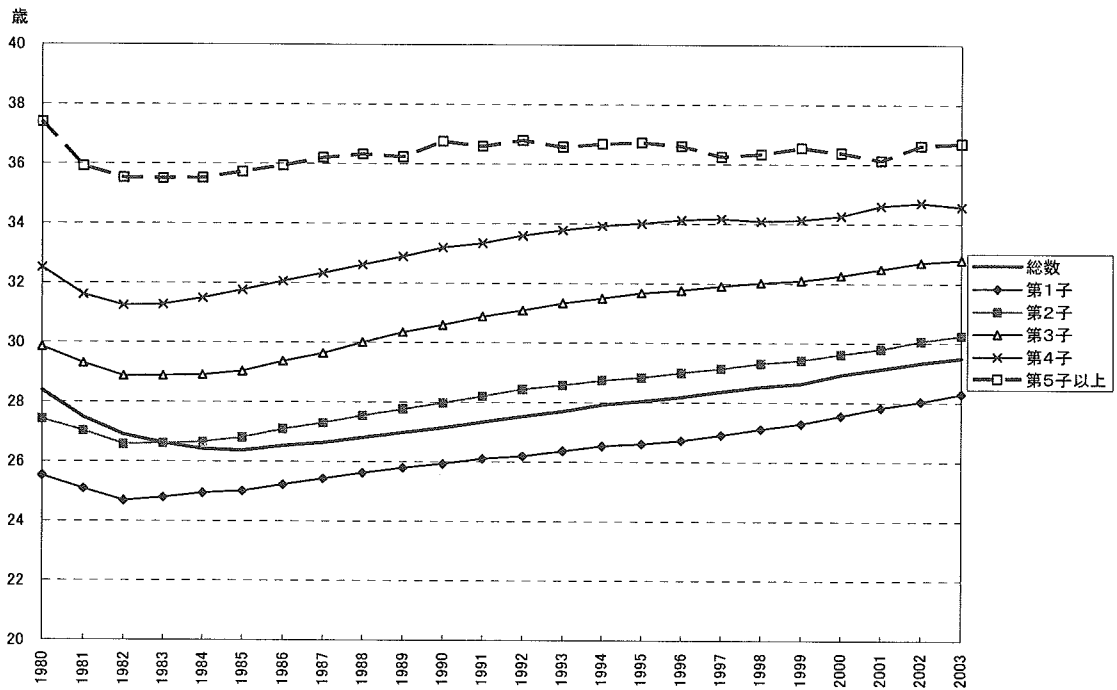


図3-2. 台湾の出生順位別平均出生年齢の推移：1977-2003年

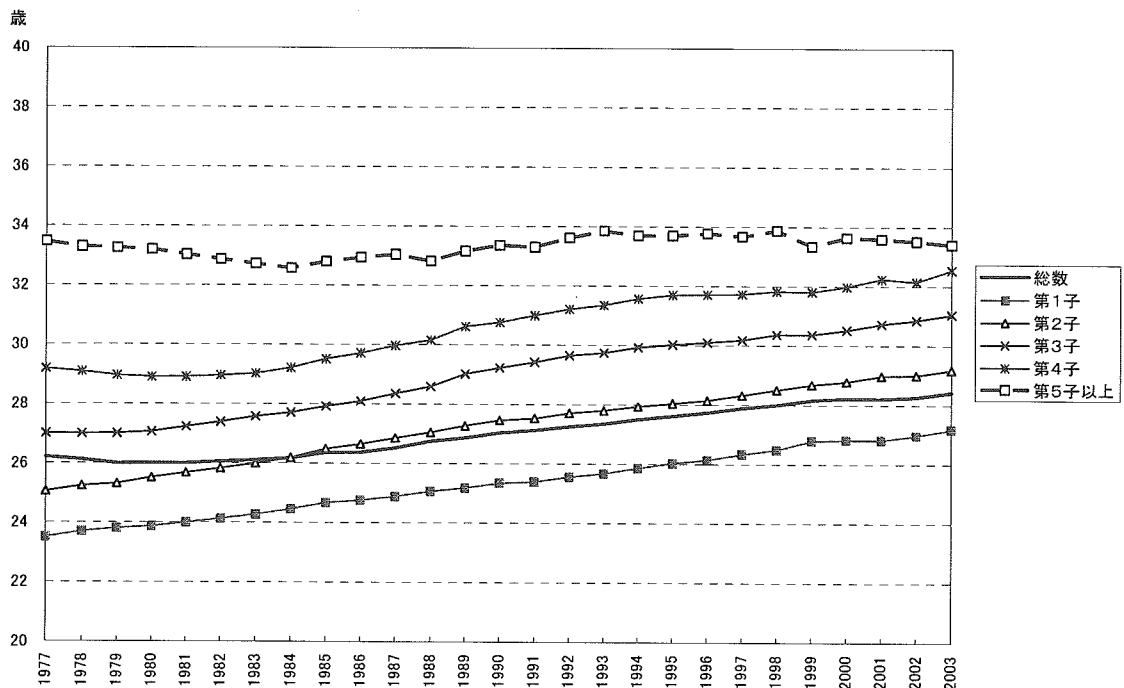


図3-3. 日本の出生順位別平均出生年齢の推移：1954-2004年

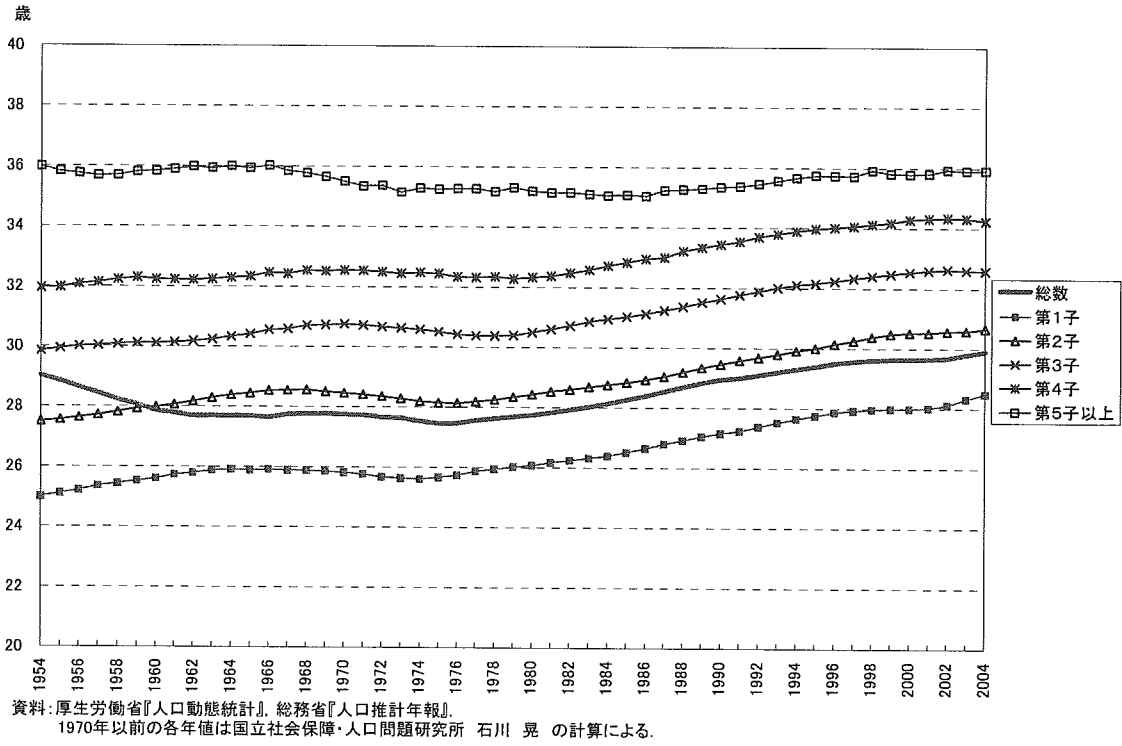


図4-1. 韓国における合計出生率と調整合計出生率の推移：1980-2003年

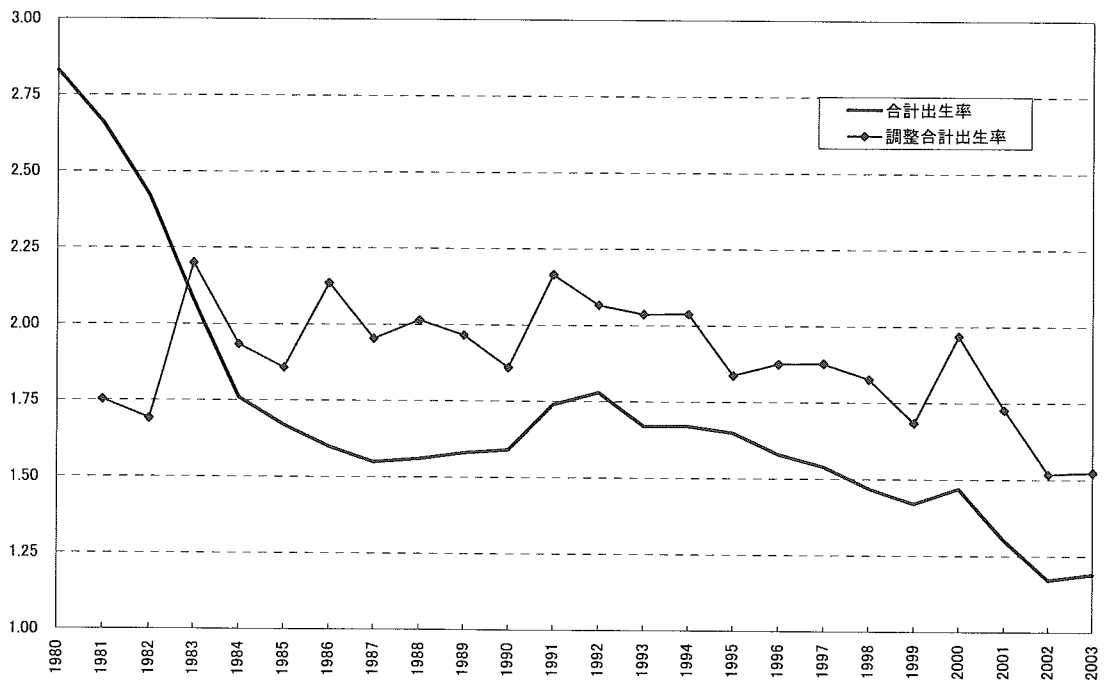


図4-2. 台湾における合計出生率と調整合計出生率の推移：1978-2003年

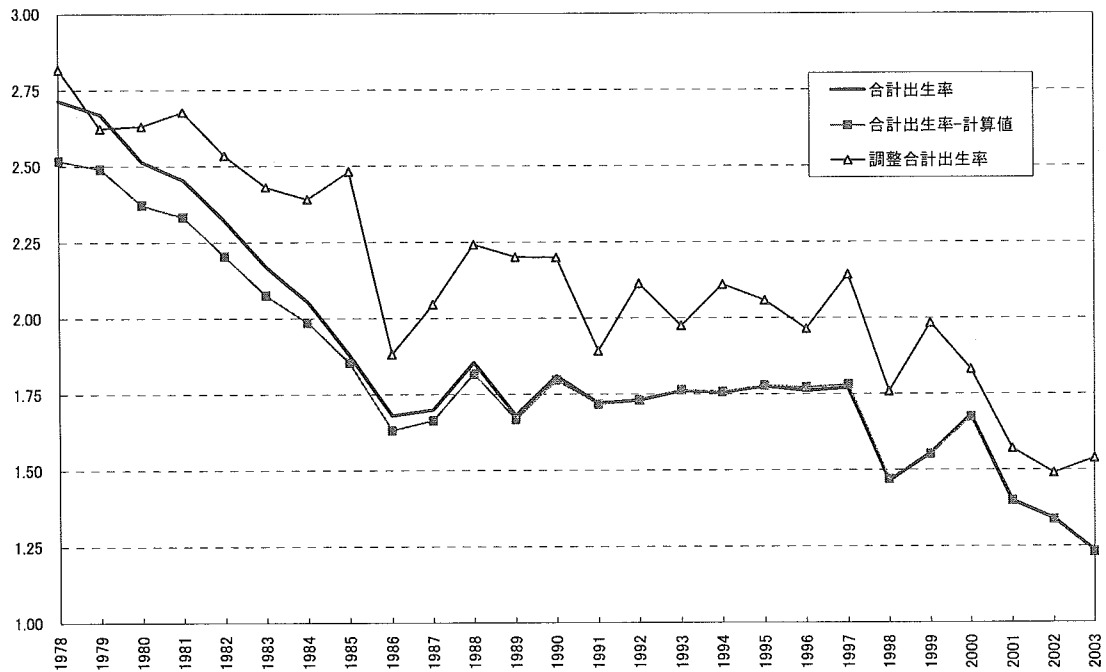
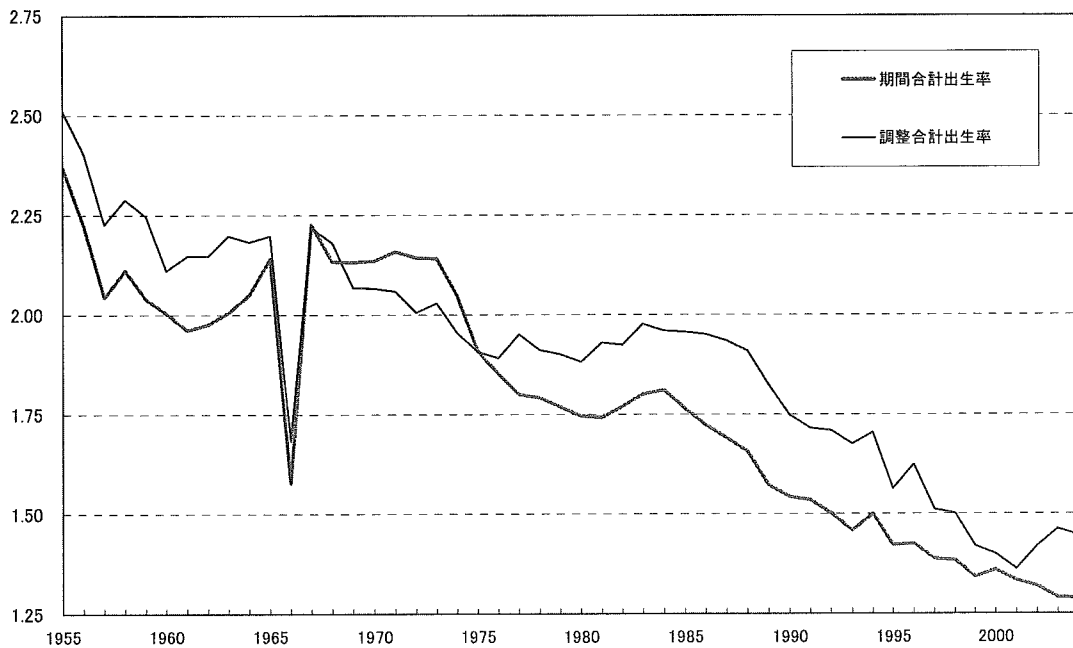


図4-3. 日本における合計出生率と調整合計出生率の推移：1955-2004年



資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『人口推計年報』。
1970年以前の各年値は国立社会保障・人口問題研究所 石川 晃 の計算による出生順位別出生率を基に算出している。