

本報告は、日本大学人口研究所、ハワイの東西センター及び統計研修所の共同研究プロジェクトにおける研究の成果の一つである英文報告書“TRENDS IN FERTILITY BY EDUCATION IN JAPAN, 1966-2000”を、統計研修所において仮和訳したものです。

日本における教育別出生力の推移（1966～2000年）

TRENDS IN FERTILITY BY EDUCATION IN JAPAN, 1966-2000

ロバート・D・ラザフォード
小川 直宏
松倉 力也
伊原 一

日本大学人口研究所（東京）
East-West Center（ホノルル）
総務省統計研修所

平成 16 年 6 月

1 日本の教育別出生力

著者

ロバート・D・ラザフォード

小川 直宏

松倉 力也

伊原 一

ロバート・D・ラザフォードは、ホノルルの東西センター（ハワイ）の人口健康研究部のシニア研究員及びコーディネーター。小川直宏は、日本大学経済学部教授及び日本大学人口研究所（東京）の次長。松倉力也は、日本大学人口研究所（東京）の研究員。伊原一は、総務省統計研修所（東京）の研究官。

2 日本の教育別出生力

目次

	ページ
表(一覧)	3
図(一覧)	4
まえがき	5
日本における教育別出生力の推移(1966~2000年)	6
日本におけるこれまでの教育別出生力推計	7
データ及び手法	9
結果	12
同居児法の有効性	12
同居児法による教育別出生力推計: 整合性チェック	17
同居児法による教育別出生力推計: 最適推計	30
TFR変化の要因分解による分析	35
要約と結論	39
参考文献	41

3 日本の教育別出生力

表(一覧)

	ページ
表 1 年齢階級別女性の修業教育割合(%) : 1980年、1990年及び2000年国勢調査	1 8
表 2 女性の教育(最終学歴)別合計特殊出生率(TFR)の最適推計(女性1人当たりの出生数)	3 1
表 3 女性の教育別 ASFR (15-19 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 2
表 4 女性の教育別 ASFR (20-24 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 3
表 5 女性の教育別 ASFR (25-29 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 3
表 6 女性の教育別 ASFR (30-34 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 3
表 7 女性の教育別 ASFR (35-39 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 4
表 8 女性の教育別 ASFR (40-44 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 4
表 9 女性の教育別 ASFR (45-49 歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)	3 4
表 10 修業教育の変化、年齢・教育別婚姻経験者割合の変化、及び年齢・教育別婚姻経験者の出生率の変化による合計特殊出生率(TFR)変化の要因分解	3 6
表 11 1980~2000年における合計特殊出生率(TFR)変化の教育別の年齢別婚姻経験者割合(ASPEMs)及び年齢別婚姻経験者の出生率(ASEMFRs)変化による要因分解	3 8

4 日本の教育別出生力

図(一覧)

	ページ
図1 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法によるTFR(合計特殊出生率)の傾向線と出生届による公式推計のTFRとの比較 …	13
図2 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法によるTFR(女性1人当たりの出生数)及びASFRs(年齢別出生率(女性1,000人当たりの出生数))の傾向線の重ね合わせ比較 ……	15
図3 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別TFRの傾向線 ……	19
図4 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別TFRの傾向線の重ね合わせ比較 ……	21
図5 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による中卒及び高卒女性のASFR(15-19)の傾向線の重ね合わせ比較(15-19歳女性1,000人当たり出生数) ……	22
図6 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別ASFR(20-24)の傾向線の重ね合わせ比較(20-24歳女性1,000人当たり出生数) ……	25
図7 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別ASFR(25-29)の傾向線の重ね合わせ比較(25-29歳女性1,000人当たり出生数) ……	26
図8 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別ASFR(30-34)の傾向線の重ね合わせ比較(30-34歳女性1,000人当たり出生数) ……	27
図9 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別ASFR(35-39)の傾向線の重ね合わせ比較(35-39歳女性1,000人当たり出生数) ……	28
図10 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別ASFR(40-44)の傾向線の重ね合わせ比較(40-44歳女性1,000人当たり出生数) ……	29
図11 女性の教育別TFRの最適推計による傾向線(1966-70年から1996-2000年)比較 ……	31

まえがき

ここに、日本の教育別出生力の動向に関するこの報告をご紹介できることを非常に喜ばしく思います。この研究報告は、2002年に始まったハワイの東西センター、日本大学人口研究所、及び総務省統計研修所の共同研究プロジェクトの最初の重要な成果のひとつとなっています。このプロジェクトは、少子化及び高齢化社会に代表される日本の最近の人口統計の動向及びその要因、並びに日本の社会経済への影響に焦点を当てており、この報告書は、その大規模なプロジェクトの最初の大きな結実といえます。

この研究は、日本の1980年、1990年及び2000年の国勢調査データの詳細な分析に基づくもので、出生力の推計のために同居児法を適用しています。この研究の重要性を、次の2つの観点から強調したいと思います。

第一に、この研究成果は、日本の極めて低い出生力についての理解を深めることに役立つでしょう。女性の高等教育への参加は出生力の低下要因であることが長らく認知されていたにもかかわらず、教育で区分した出生に関連する数値的な測定がほとんど行われていませんでした。この研究は、この点について数多くの新しい証拠と知見を与えてくれます。

第二に、この出生力推計は国勢調査のデータから導き出されています。国勢調査は、人口統計分析のための最も豊富な情報源ですが、国勢調査データの利用はこれまで主に人口静態統計及び人口構造統計に限られており、日本の出生力分析に国勢調査のデータが用いられることはほとんどありませんでした。しかし、同居児法による出生力分析によって、国勢調査を過去の出生記録の蓄積として見ることで、数年にわたる出生力の推計が可能となります。さらに、国勢調査の調査項目となっている特定の属性（とりわけ教育）別にまとめることができます。この意味から、この研究は国勢調査のデータから人口動態統計の分析を行う可能性を新たに示すものとなっています。この研究は、このような形で国勢調査のデータの価値を増すことにより、公式の人口統計を作成する統計局にとって役立つものと考えます。

統計局に従事した統計家として、国勢調査を含む官庁統計の重要性を詳細な分析を通じて高めることは重要なことであると思います。この観点からこの研究は、その方法論と成果物の両面において高い価値を持つものであるといえます。ロバート・D・ラザフォード博士、小川直宏教授、松倉力也氏、及び伊原一氏による成果に賛辞を送るとともに、この共同研究プロジェクトがよりいっそう強化され、継続されることを望みます。

この場を借りて、研究プロジェクトを支援し、必要なデータファイルの提供や必要な知識及びその他の資料を提供していただいた統計局の職員の方々に謝意を表したいと思います。引き続きこの研究プロジェクトへのサポートをいただければ幸いです。

総務省統計研修所長

川崎 茂

日本における教育別出生力の推移（1966～2000年）

教育レベルの上昇、特に女性の教育レベルの上昇は出生力低下の主要な原因となっている（Coale, 1973; Caldwell, 1978）。にもかかわらず、日本では出生力についての教育の影響に関する十分な文献が見当たらない。これは主に2つの要因による。一つは、日本の出生届制度では（他の国も同様）出生届の際に両親の教育に関する情報を集めていないため、出生届を用いて教育別出生率を推計することができない。もう一つの理由は、教育別出生率の主な情報源となる日本のほとんどの標本調査が、既婚者か婚姻経験者に限定されていることにある。これらの調査から推計することができるのは既婚女性の出生率だけで、全ての女性についての推計を行うことができない。

また、結婚年齢が上昇しているときには、日本では1975年以降の場合のように、全女性の教育別年齢別出生率が欠落していると、婚姻状態別出生率の傾向を読み誤る可能性があるという問題がある。女性の晩婚化が進む一方で、遅くに結婚した女性は一度結婚するとよりすばやく出産する傾向がある。結果として、年齢別の既婚者割合が低下することによって、全女性の年齢別出生率が下降傾向にあったとしても、既婚者の年齢別出生率は、上昇することになる。もし、高学歴の女性の方が低学歴の女性よりも結婚年齢が速く上昇すれば、高学歴の女性の方が低学歴の女性よりも年齢別出生率が速く低下したとしても、既婚者の年齢別出生率は高学歴の女性の方が低学歴の女性よりも速く上昇するということが起こり得る。

上述の議論から、教育が出生傾向に与える影響に関する十分な分析を行うためには、既婚者の年齢別出生率だけではなく、婚姻状態に関わらず、また、年齢別婚姻比率に関わらず全女性の教育状態別の年齢別出生率が必要となることが明らかである。この報告では、これらの値について日本の1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を基に推計を行っている。革新的なのは、女性の教育の定義を最終教育レベルとしており、通常定義である調査実施時に修了している最高学年とは対照的となっている点である。分析には、年齢階級別の教育別人口構成変化、年齢階級・教育別の婚姻状態別人口構成変化、及び年齢階級・教育別の婚姻経験者の出生率変化を説明要因とする、出生力変化の要因分析が含まれている。

日本におけるこれまでの教育別出生力推計

第二次世界大戦以降、多くの人口統計学者がいろいろなデータを用いてマクロ及びミクロレベルの両方から日本の社会経済要因による出生への影響について分析を行っているが、1950年代及び1960年代の間に行われたほとんどの研究では、都市・地方の住宅及び職業のみが社会経済要因として考慮された(Aoki, 1967; Tsubouchi, 1970)。出生に与える女性の教育の影響が注目されなかったのは、おそらく日本の戦後経済成長の早い時期は女性の学歴が低く、その結果、変化が小さかったことが一因として考えられる。一方で、1950年代中期以降に急速な経済成長の結果として、女性の学校入学割合は急速に上昇し始めた。その結果、教育による出生変化の研究は、日本の人口統計の研究課題として重要性が高くなっていった。

橋本(1974)は、1970年代初期に、生涯出生力と修業教育(最終学歴)の相関に関する綿密な統計分析を行った。この研究は、日本における親の教育と生涯出生率が逆相関の関係にあり、教育別出生率の差異が他の工業国と同様に時間と共に縮小する傾向がある(1973年国連)ことを確かめることを目標の一つとしていた。橋本は、人口問題研究所(現在の社会保障・人口問題研究所)が実施した出産力調査の複数回のデータから、この歴史上のパターンが戦後の日本でも同様にあてはまることを発表した。例えば、1952年現在で45-49歳の既婚の女性がこれまでに生んだ子供の数は、低い教育(教育期間10年未満)の場合4.57、高い教育(13年以上)の場合3.13であった。その後1962年には4.04及び3.09、1967年には3.48及び2.69となった。これは、日本の既婚女性における教育別出生率の差異も生涯出生率も、かなり低下していることを示している。

橋本はさらに生涯出生率について、1960年国勢調査及びその他の情報源から46都道府県(当時)別データといくつかの社会経済変数を用いて、社会経済要因が出生に与える影響について都道府県別の回帰分析を行った。結果は、女性の教育及び収入は回帰分析で最も重要な説明変数となっており、生涯出生率にはマイナスの影響を与えることを示すものであった。この結果では出生について女性の教育の役割が強調されており、典型的な新しい世帯経済を示唆するものとして日本の出生変化について有用な分析の基礎を提供するものであった。橋本はまた、この横断的な分析から、女性の教育が夫の教育よりも出生変化の説明変数としてより重要であるということを見出した。この発見は、日本では世帯の意思決定には夫がより重要な役割を果たすという一般的な観点から見ると、ある種の驚きを与えるものであった。

阿藤(Atoh, 1980)は、1950年、1960年、及び1970年の国勢調査の資料から、日本では教育別の出生変化がいかに集中して起きているかという問題を提起した。阿藤の分析は橋本の分析とは対照的に、妻の出産数と夫の教育の相関に関するものであった。彼は、夫の教育別の出生力の差が1950年と1970年の間に集中する傾向があったことを見出した。夫が中学校卒業かそれ以下の場合と夫が高校卒業かそれ以上の場合の女性の生涯出生の子供の数の差は、1950年が1.3人、1960年が0.8人、1970年が0.5人であった。

阿藤はまた、1966年から1972年までの期間で1970年前後の教育別生涯出生の変化に

8 日本の教育別出生力

ついて、西側諸国 10 カ国と日本との比較を行った。対象となった 10 カ国は、アメリカ合衆国、イギリス及びウェールズ、フランス、デンマーク、ベルギー、ハンガリー、チェコスロバキア、ポーランド、ユーゴスラビア、及びフィンランドであった。日本の分は、1974 年の日本・世界出産力調査、及び 1977 年に実施された第 7 次出産力調査のデータを用いた。彼は、妻の教育別生涯出生における日本の変化は比較を行った他のどの国よりも小さいことを見出した。

1977 年に行われた第 7 次出産力調査から、阿藤と青木(1984 年)は、これまで生まれた子供の数について、多変量解析を行った。人口統計的な説明変数(例：妻の年齢及び結婚年齢)と社会経済的変数(例：妻の就業状態及び居住地域の地域社会規模)の調整を行った結果、妻の修業教育は出生変化の計算上、他の説明変数と比べて重要な要因となっていることがわかった。

同様の流れで、Hodge と小川 (1991 年)は、再生産年齢の既婚女性のこれまでに産んだ子供の数について回帰分析を行った。彼らは、1981 年に毎日新聞が行った全国家族計画調査の個別データを用いた。回帰分析で人口統計的変数と社会経済的説明変数の調整を行った結果、夫の教育は、妻の教育よりも夫婦の出生行動においてより強い説明変数となることを見出した。個別データに基づくこの発見は、前述の橋本が行った 1960 年国勢調査の都道府県レベルのデータによる発見とは相反する結果であった。

今まで行われた研究は全て、出生コーホートによる片方あるいは両方の親の教育とこれまでに産んだ子供の数の相関を検証するものであった。1980 年代初期に、国勢調査や世帯調査の個人属性から期間出生(年齢別出生率及び合計特殊出生率)を推計する同居児法が日本の人口統計学者の注目を浴びた。さらに日本の統計局が、同居児法の入力データとして用いることができる集計結果表の公表を開始した。同居児法については次の節で詳細に詳述する。

川崎(1985 年)は、1980 年代中期に修業教育を含む社会経済的属性別の合計特殊出生率を推計するために、日本の 1980 年国勢調査に同居児法を適用した。この研究は、日本で初めて女性の教育別合計特殊出生率の推計を行ったものである。推計は 1970 年及び 1980 年について行われた。川崎によるこれら調査 2 回分の推計は、今回の後述の報告に近いものである。

伊藤(1990 年)は、続いて日本の 1985 年国勢調査に同居児法を適用した。しかし、日本で実施されている国勢調査で教育に関する情報が含まれているのは 10 年ごとであり、中間年調査には含まれていないことから、伊藤はこのデータからは教育別出生の推計は行っていない。伊藤が検証した属性には、都道府県、市部郡部、及び職業が含まれている。

その後、松村 (2000 年)は、1990 年国勢調査のデータに同居児法を適用し、1976 年から 1990 年に渡って 4 つの教育分類(中学校、高校、短期大学、及び大学)別の合計特殊出生率の推計を行った。松村の推計により日本政府にとって懸案となっている出生の低下に関する教育の影響がはっきりと示された。推計結果では、大学卒業の合計特殊出生率が 1976 年から 1990 年の間でかなり低下しており、1984 年から 1990 年の中学校卒業及び大学卒業の女性の教育別出生率の差が 0.27 から 0.37 に増加したことが示されている。彼は、大

学卒業の女性の数の増加が 1980 年代の日本で出生率低下のキーファクターであったという結論を出している。松村の推計は後述のこの報告の推計とほぼ一致している。

データ及び手法

この研究には、日本の 1980 年、1990 年、及び 2000 年の国勢調査の全世帯のデータを用いている。

この国勢調査の教育に関する質問事項は、実際には 2 つの質問の組み合わせとなっており、一つが学校区分 (分類は、小学校又は中学校、高校、短期大学、及び大学)、二つ目は回答者がその学校にまだ通学しているのか、卒業しているのか、あるいは未就学なのかとなっている。我々の分析では、これらの質問事項を用いて最終教育を測定するために、調査時点で卒業と回答した者は、その学校区分を最終学歴としている。我々の分析では、教育の分類を、小学校又は中学校(簡便に中学校と表記)、高校、短期大学、大学、及び通学中 (最後の分類には、非常に少ないが、学校に通学したことが無い女性が含まれる。)としている。日本では、中学校卒業は第 9 学年修了、高校卒業は第 12 学年修了に該当する。国勢調査及び我々の分析では、大学院に通学している女性は学士課程 4 年を修了していたとしても、「大学」ではなく「通学中」に分類している。

我々が行ったのは、国勢調査 3 回分を用いた同居児法(Cho、Retherford、及び Choe、1986 年)による出生推計である。同居児法は、国勢調査または世帯調査の実施以前に遡って逆生残率により年齢別出生率 (ASFRs) を推計する方法である。調査対象となった子供は、最初に、年齢、性別、婚姻関係、及び世帯主との続柄の質問に対する回答に基づいて世帯内の母親とマッチングが行われる。マッチングにはコンピュータ・アルゴリズムが用いられる。マッチングされた子供 (同居児) は、子供の年齢と母親の年齢で分類され、逆生残率により母親の年齢別に過去の出生数が推計される。逆生残の計算は、過去の女性の年齢別人口を推計する際に用いられる手法と類似している。マッチングされなかった子供 (非同居児) について補正を行った後、逆生残女性数で逆生残出生数を割ることにより年齢別出生率を推計する。

推計は、通常は調査実施の 15 年前まで遡及して各年で行われる。調査時に年齢 15 歳以上の子供は母親の世帯と同居していない割合が高く、マッチングを行うことができないことから、通常は出生数の推計は 15 年以上遡及して計算を行うことはない。計算は全て各年で、各年齢について行う。年齢階級及び複数年単位の推計は単年の数 (出生数) 及び母数 (女性) を累計し、出生数の合計を母数の合計で除して計算を行っている。このような累計計算は年齢の歪みを最小限に抑える効果があり、出生推計に有効である (Cho、Retherford、及び Choe、1986 年)。ただし、日本の場合は年齢の回答が非常に正確であり、このような歪みはほとんどみられない。

逆生残率の計算には生命表が必要となる。死亡率は、各年で変化を捉えることができるように男女別の公式な各年生命表を用いた。生命表は教育別のもがないため、教育に関係なく同じものを用いた。このため、死亡率は教育が高いほど低くなる傾向があることによるバイアスが生じる。しかしながら、バイアスが同居児法の出生推計に与える影響は、

10 日本の教育別出生力

二つの理由から極めて小さいといえる。一つ目の理由は、子供と女性の遡及推計に用いられる逆生残率はどちらも 1.00 に近いこと、また、第 2 の理由は、出生数の遡及推計において年齢別出生率の子供の数に用いられる逆生残率の誤差は、女性の遡及推計の母数の年齢別出生率の逆生残率の誤差を打ち消す効果があるためである (Cho、Retherford、及び Choe、1986)。

この報告書で出生力の代表値として用いられる合計特殊出生率(TFR)は、ASFRs を累計することにより計算している。TFR は、5 歳階級別の ASFRs の合計を 5 倍することにより算出している。特定期間 (暦年の 1 年あるいは複数年階級) の TFR は、女性が当該期間についてはその ASFRs を経て再生産年齢 (15-49 歳) 期間を全うした場合の出生数の仮定値として解釈される。

分析の第二段階では、TFR 変化 (ΔTFR) を 3 つの要素に要因分解する。ひとつは女性の各年齢階級における教育別の変化要素、ひとつは各年齢階級・教育別の婚姻状態別の変化要素、ひとつは年齢別教育別婚姻状態別の出生率の変化である。

方法の詳細は以下のとおり：

まず始めに、以下の定義を行う。

K_{xe} 教育区分 e の年齢階級 x 番目 (x から x + 5) の女性の割合 (前述のとおり教育区分は 5 つで、「通学中」を含む。)

K_{xem} 年齢・教育区分が x - e 番目で結婚状態 m (結婚したことがある、または結婚したことがない)^{注 1} の割合

F_{xe} 年齢・教育別出生率

F_{xem} 年齢・教育・婚姻状態別の出生率

(未婚女性の出生数はゼロであることを仮定しているが、これは日本では婚外出産がまれであることから可能となる仮定である。年齢・教育別婚姻経験者の出生率 F_{xem} は、年齢・教育別婚姻経験者の割合から、同居児法によって得られる全女性の年齢・教育別出生率で除算することにより求めることができる。同居児法による推計は調査実施前の年に関するものであり、年齢別婚姻割合は調査実施時に関するものである。)

(注 1) 婚姻経験の女性ではなく、現在結婚している女性の年齢別出生率の計算が可能になるように、より詳細な婚姻状態の区分が望ましいが、これは不可能である。

11 日本の教育別出生力

TFR には以下の式を用いる。

$$TFR = 5 \sum_x F_x$$

$$TFR = 5 \sum_x \left[\sum_e K_{xe} F_{xe} \right] = 5 \sum_{x,e} K_{xe} F_{xe}$$

この式の F_x は年齢階級 x 歳以上 $x+5$ 歳未満の女性の年齢・教育別出生率のウェイト付きの合計値を表すものであり、ウェイトは当該年齢階級のそれぞれの教育区分における女性の割合である。

この式をさらに詳細に表すと、

$$TFR = 5 \sum_{x,e} \left\{ K_{xe} \left[\sum_m K_{xem} F_{xem} \right] \right\} = 5 \sum_{x,e,m} K_{xe} K_{xem} F_{xem}$$

この式の F_{xe} は、 $x - e$ 番目の年齢・教育区分の女性の年齢・教育・婚姻状態別出生率のウェイト付きの合計値を表しており、ウェイトは当該年齢・教育区分のそれぞれの婚姻状態区分における女性の割合である。婚姻未経験者の出生はゼロと仮定しているため、婚姻未経験者は除外されている。

上記の TFR の式から、TFR 変化を要因分解するための二つの式が導き出せる。

一つ目は、

$$TFR = 5 \sum_{x,e} \overline{F_{xe}} \overline{K_{xe}} + 5 \sum_{x,e} \overline{K_{xe}} \overline{F_{xe}}$$

この式により、TFR は2つの要因に分解される。ひとつは年齢階級別の女性の教育別の変化、もうひとつは年齢・教育別出生率の変化である。変数の上線は平均値を示し、期間の始めと終わりの値を合算して2で割ったものである。

二つ目の式は、より詳細に表したもので、

$$TFR = 5 \sum_{x,e} \overline{F_{xe}} \overline{K_{xe}} + 5 \sum_{x,e,m} \overline{K_{xe} F_{xem}} \overline{K_{xem}} + 5 \sum_{x,e,m} \overline{K_{xe} K_{xem}} \overline{F_{xem}}$$

この式により、TFR を3つの要因に分解される。ひとつは女性の各年齢階級の教育別の変化、ひとつは各年齢・教育区分の婚姻状態別の変化、ひとつは年齢・教育・婚姻状態別の出生率の変化である。この式でも、結婚未経験者の出生はゼロと仮定しているため、結婚未経験者は除外している。

これらの分解式を用いて TFR の変化を、1980 年から 1990 年、1990 年から 2000 年、及び 1980 年から 2000 年までの全期間の3つの期間について分析を行う。

結果

同居児法の有効性

まず、国勢調査データに同居児法を適用して求めた TFR と、出生届による公式の TFR 推計値との比較を行い、その有効性を分析する。出生届では教育レベルに関する情報を収集していないため、比較は教育別ではなく全女性について行った。全女性の比較において問題として残るのは、TFR の公式推計では暦年の 1 月 1 日から 12 月 31 日までを対象としているが、同居児法による推計では国勢調査実施前の 10 月 1 日から 9 月 30 日までを 1 年としていることである。後者の場合、例えば 1980 年は実際には 1979 年 10 月 1 日から 1980 年 9 月 30 日までとなる。TFR の公式推計と同居児法による推計の比較をより厳密に行うため、公式推計に手を加えて同居児法推計と同じ 10 月 1 日から 9 月 30 日となるように加工している。これは、公式推計を再計算することにより求めており、 t 年の値は $TFR'(t) = (0.75)(TFR(t)) + (0.25)(TFR(t-1))$ となる。

比較の結果は図 1 のとおりで、1980 年、1990 年、及び 2000 年の国勢調査に基づいて、同居児法により推計したものを対応する 3 つのグラフで示している。それぞれのケースで、調査実施以前の 15 年間に遡及して推計している。人口動態統計の TFR 公式推計と同居児法推計はほぼ一致しているが、完全ではない。このような不一致が生じた理由は明らかではない。図 1 の 1980 年国勢調査に基づく TFR の同居児法推計は、国勢調査の実施年の近くでは、公式推計よりもいくぶん高くなる傾向を見せているが、調査実施年から遠いところでは逆の傾向となっている。1966 年は丙午（ひのえうま）の年で、女の子は厄年とする迷信が原因で TFR が落ち込んでいるが、落ち込みの度合いは同居児法推計と公式推計のいずれも同程度である。加えて同居児法の推計では、1967 年と 1968 年の間にわずかながらも第二の落ち込みが発生している。この第二の落ち込みは、オリジナルの人口動態統計データでも発生しているが、隣接する年における人口動態統計の TFR の加重平均により消失している。

図の第 2 及び第 3 のグラフで、1990 年及び 2000 年の国勢調査による TFR の同居児法推計は、公式推計より僅かに低くなる傾向がある。しかしながら、全体としては、TFR の同居児法推計と公式推計では、差が 0.1 人以下と、よく一致していることから、この報告で用いている同居児法推計が有効であることを示している。

13 日本の教育別出生力

図1 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法によるTFR(合計特殊出生率)の傾向線と出生届による公式推計のTFRとの比較

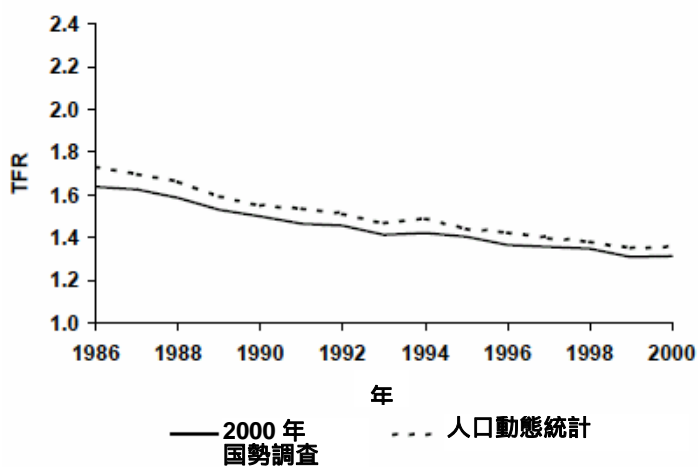
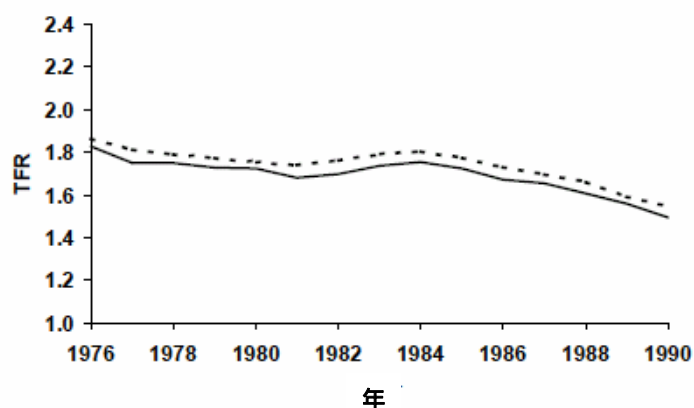
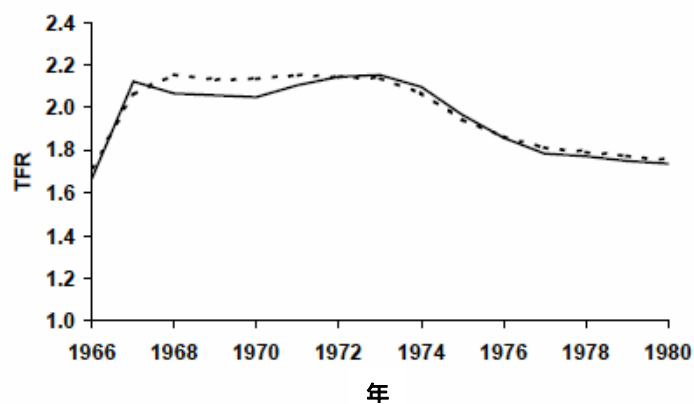


図2の1980年、1990年及び2000年の国勢調査に基づく同居児法推計によるTFR及びASFRsの重ね合わせにより、同居児法出生推計の正確性がさらに検証される傾向線が示されている。図に示すとおり、連続した国勢調査の組み合わせ(1980年と1990年の国勢調査、及び1990年と2000年の国勢調査)から推計された傾向線は、1976~80年と1986年~90年の2つの期間でそれぞれ5年間重なっている。この2つの傾向線が重複する期間で一致して重なっていることは、推計の正確性を示すもうひとつの指標となる。図2の最初のグラフは、2つのTFR傾向線が重複した期間でよく一致していることを示している。残りのグラフの年齢階級15-19歳、20-24歳、...、40-44歳(45-49歳は出生数が極めて小さいため除外)のASFR傾向線も、それぞれの年齢別出生率(ASFR)の傾向線が重複期間でよく一致していることを示している。図2のそれぞれのグラフは縦のスケールが同じではないので、注意が必要である。出生数が少ない場合はスケールを拡大している。

図2では、1966年の丙午(ひのえうま)の後に、1967年に出生の小さなピークがあることが示されており(出生の遅れの取り戻しを反映していることは疑問の余地がない)、1968年はわずかに下落し、1968年から1974年にかけてわずかに上昇している。1973年は第一次石油危機の年で、日本経済が後退に向かっており、TFRは1974年から堅調に下降を始めている。経済が景気後退から抜け出すことにより、TFRは1980年代の前半からわずかに上昇し、その後検証対象の最新年である2000年まで一貫して下落を続けている。2000年は、公式推計ではTFRは1.36、同居児法推計では1.35となっている。

図2 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法によるTFR(女性1人当たりの出生数)及びASFRs(年齢別出生率(女性1,000人当たりの出生数))の傾向線の重ね合わせ比較

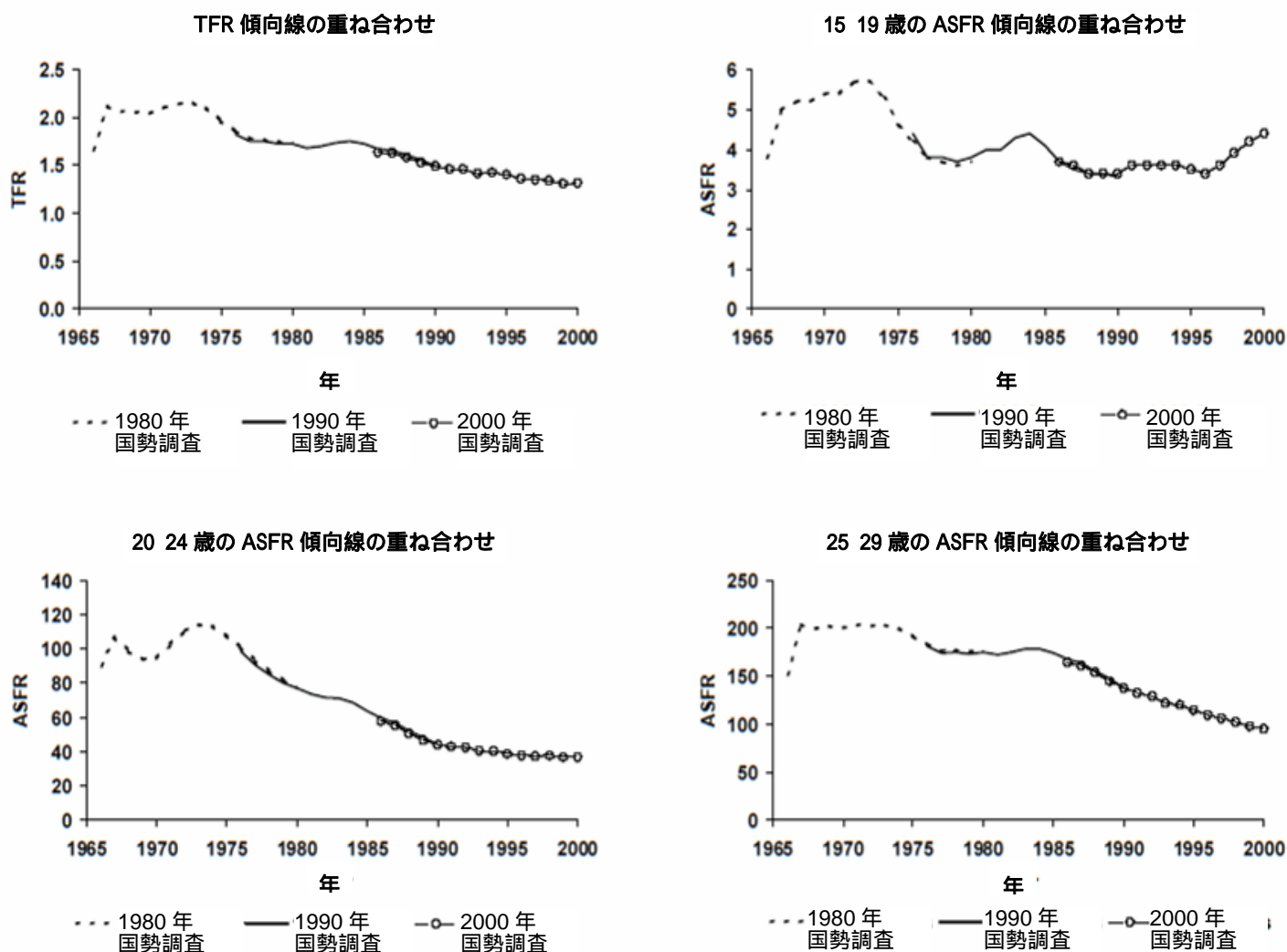
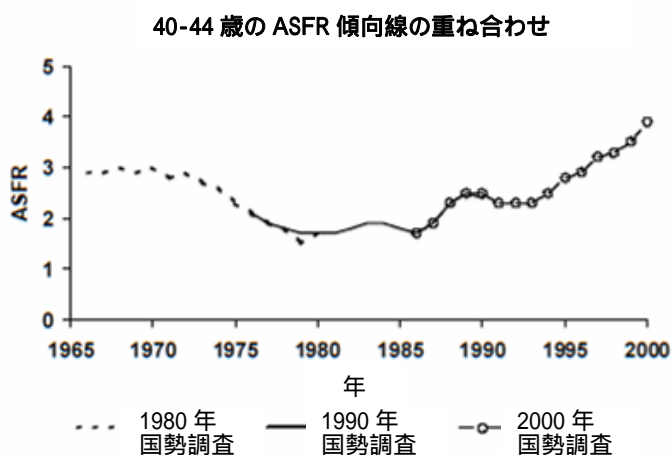
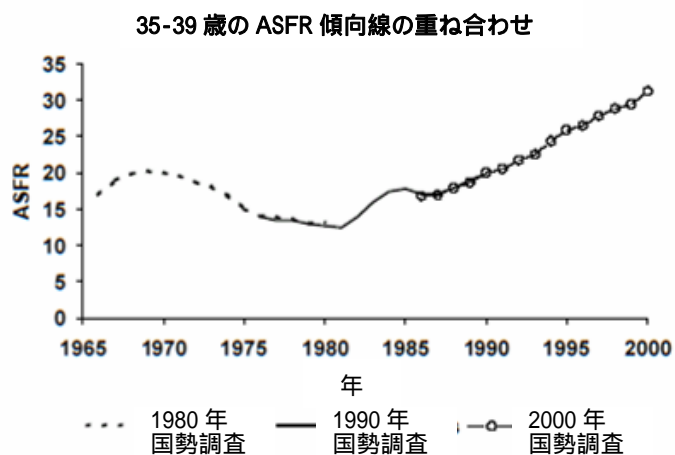
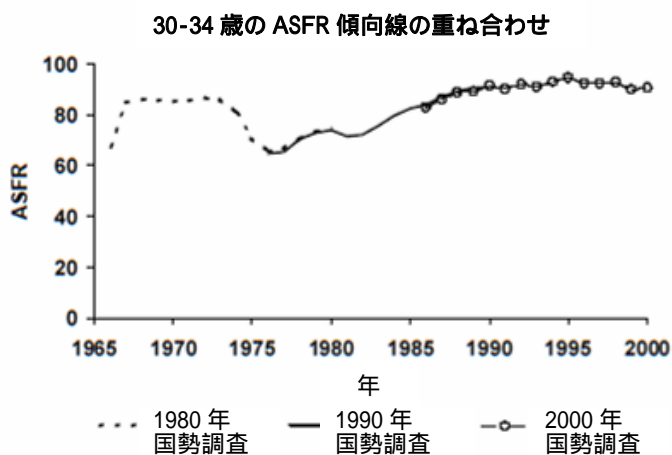


図2(続き)1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法によるTFR(女性1人当たりの出生数)及びASFRs(年齢別出生率(女性1,000人当たりの出生数))の傾向線の重ね合わせ比較



同居児法による教育別出生力推計：整合性チェック

3回分の国勢調査において、教育別の女性の分布がどのようになっているかを検討する。対象となる全女性の場合と年齢階級別の分布は、共に表1に示されている。この表は、出生数の推計が国勢調査実施年から15年前まで遡及することから、15年前に49歳（再生産年齢人口の最高年齢）であった女性が調査実施年に64歳になっていることを考慮して5歳階級で65歳までが含まれている。最初に言えることは、時間と共に教育レベルの平均が上昇してきており、どの最終教育レベルにおいても全ての年齢で修了した女性の割合が大きく変化していることである。例えば、1980年国勢調査では、中学校が最終学歴となる女性の割合は25-29歳（通学している割合がどの学校レベルについてもゼロに近い年齢）の17パーセントから60-64歳の65パーセントの範囲となっている。他に極端なのは、大学を卒業した人の割合の範囲が25-29歳の8パーセントから60-64歳で1パーセント未満にあることである。二つ目に言えることは、2000年国勢調査実施年までの変化である。2000年では、中学が最終学歴となる人の割合は25-29歳の5パーセントから60-64歳の42パーセントの範囲にあり、大学を卒業した人の割合は25-29歳の16パーセントから60-64歳の3%の範囲にある。短大レベルの教育を修了した女性の中では、短大卒は1980年と2000年の国勢調査の両方で68%となっている。

日本の女性の平均教育レベルが大きく上昇していることは、表1で示されているとおりであり、教育別TFR及びその時間変化を解釈する場合に注意が必要であることを示している。例えば、同じ国勢調査において中学校が最終学歴となる女性の中では、15-19歳の女性は60-64歳の女性に比べてかなり限定されたグループであることは明らかである。このため、中学校卒業の女性のTFRは仮定の女性コーホートから生まれた子供の数であり、実際の女性コーホートと類似しているとはいえない。この点については後ほどTFRの変化を要因分解した結果を解釈する際に戻ることにする。

図3は、女性の最終学歴別のTFRの推計を示している。図には各回の国勢調査ごとに3つのグラフが含まれており、それぞれのグラフが国勢調査実施年から15年遡及した同居児法推計による教育別TFRの傾向線を示している。最初のグラフは1980年国勢調査に基づく推計であり、1966年の丙午（ひのえうま）によるTFRの落ち込みは教育レベルが低いほど顕著であり、その年に生まれた女の子は不幸になるという迷信は教育が低いほど強く信じるであろうという予測と整合している。これに続く年では、15年の遡及期間の始めの頃は短大卒の女性と大学卒の女性で出生にあまり違いがないにもかかわらず、教育レベルが高いほど出生が低くなっている。1973年の第一次石油危機以降、出生は全ての教育グループで低下に転じているが、どちらかといえば大学卒の女性の方がそれよりも低い教育レベルの女性に比べて顕著である。その結果、大学卒の女性のTFRは短大卒の女性のTFRよりも低くなり、その後は低い水準を保っている。出生力の格差は、全体として、1966年から1980年までの15年間でそれほど変化していない。

18 日本の教育別出生力

表1 年齢階級別女性の修業教育割合(%) : 1980年、1990年及び2000年国勢調査

年齢階級	年	中卒	高卒	短大卒	大卒	通学中
15-19	1980	4	14	0	0	81
	1990	4	12	0	0	84
	2000	4	9	0	0	87
20-24	1980	8	52	22	5	13
	1990	5	47	27	5	16
	2000	5	35	28	9	22
25-29	1980	17	57	17	8	0
	1990	5	51	30	12	1
	2000	5	40	34	16	1
30-34	1980	25	58	12	6	0
	1990	7	53	27	12	0
	2000	5	47	31	13	1
35-39	1980	36	53	7	4	0
	1990	14	57	18	9	0
	2000	5	51	29	12	0
40-44	1980	44	48	5	3	0
	1990	22	58	13	6	0
	2000	7	52	26	13	0
45-49	1980	49	46	4	2	0
	1990	33	53	8	4	0
	2000	14	56	18	9	0
50-54	1980	44	51	4	1	0
	1990	42	48	6	3	0
	2000	21	57	13	6	0
55-59	1980	56	40	3	1	0
	1990	47	45	4	2	0
	2000	33	52	8	4	0
60-64	1980	65	31	2	0	0
	1990	51	42	4	1	0
	2000	42	46	6	3	0
Total ^a	1980	33	46	8	3	10
	1990	22	46	14	5	11
	2000	17	45	18	8	9

注：「通学中」には、全ての教育レベルの学校を含む（修士課程も含める）。この分類には数は非常に少ないが、学校に通ったことがない女性も含まれる。

パーセンテージの合計は必ずしも100パーセントにはならない。これは主に四捨五入によるものと、教育に関する情報が欠落しているデータが表示されていないためである。

教育に関する情報の欠落は、1980年国勢調査ではほとんど無いが、その後は上昇しており、2000年国勢調査の一部の年齢階級では4%に達している。

「Total」には15-19歳から60-64歳までが含まれる。

図3 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別TFRの傾向線

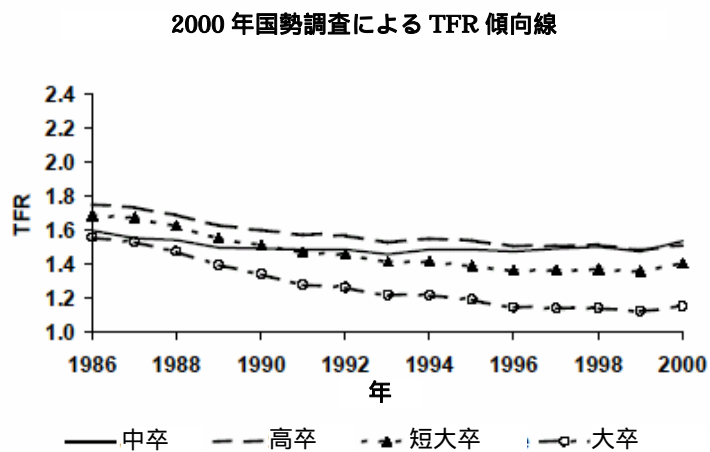
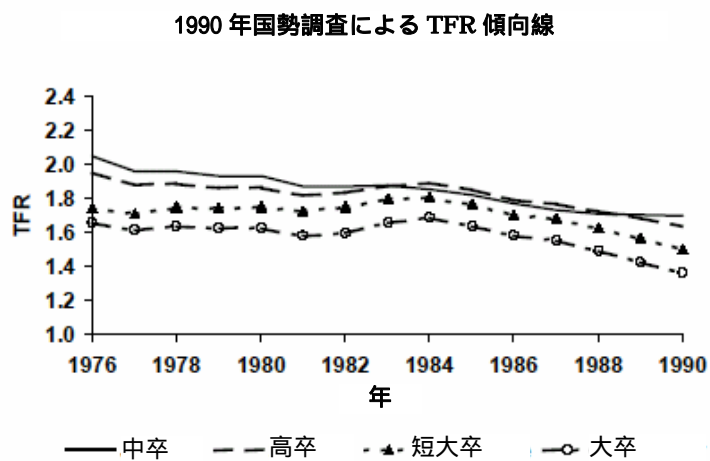
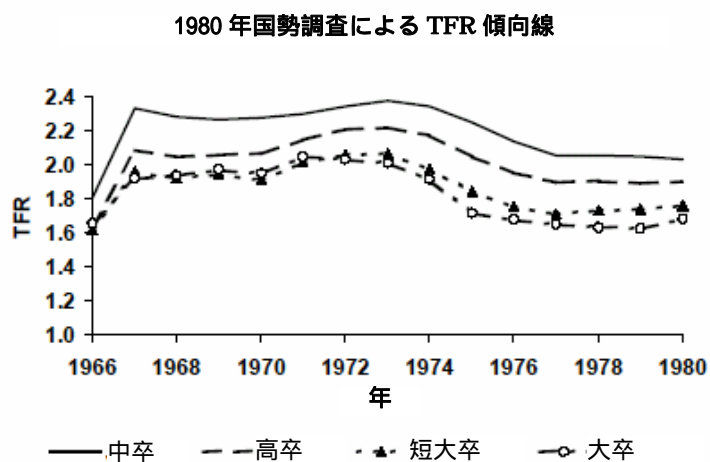


図3の2番目のグラフは1990年国勢調査に基づく出生力推計で、1980年から1984年の間は教育別TFRの差はやや小さくなっており、全体のTFRはやや回復している（回復は大学卒の女性が他の教育の女性よりやや大きい）。その後、1984年から1990年にかけてやや離散（やはり大学卒の女性の方が大きい）してきている。この離散は、中学校卒と高校卒の女性のTFRsが1983年以降に接近してきており、例外となっている。

図の3番目のグラフは2000年国勢調査に基づく出生力推計で、特徴として最も目立つのは、大学卒の女性のTFRが2000年に1.16（後述する値はやや高すぎる）となり、他の教育区分の女性のTFRよりかなり低くなっている点である。また、記述しておくべき点として、教育別TFRの差が1986-90年の重複期間において2番目のグラフと3番目のグラフで矛盾しているということがある。2番目のグラフでは中学校卒の女性（高校卒の女性と共に）は、1986-90年に全ての区分の中で最も高い出生率となっているが、3番目のグラフでは、中学校卒の女性は1986-90年に2番目に低い出生率となっている。

これは、図4のTFR傾向線の重なりを教育別に検証するとさらにはっきりする。図4では、中学校卒の女性は重複期間に一致しているとはとても言えないが、これを除くと全ての教育区分で、特に1986-90年の期間で近接した重なりを示している。

TFR推計の女性の修業教育別の食い違いの原因を調べてみるために、それぞれの教育レベルの各ASFR傾向線の重なりを検証する。結果は図5～10のとおり（これらのグラフの縦目盛りは固定しておらず、ASFRによって変わることには注意。）

図5では、中学校と高校のASFR（15-19）の傾向線の重なりを示しているが、短大と大学を除いているのは、20歳未満で短大及び大学を卒業している女性の数が非常に少ないためである。中学教育と高校教育の女性の両方で、特に後方で、それぞれの国勢調査実施前の4年間にASFR（15-19）が鋭角に反転上昇している。

この反転上昇の原因は、高校教育の女性（図5の2番目のグラフ）の場合の方が説明しやすいので、そちらを先に検討する。国勢調査実施前の1年間で15-19歳のほとんどの女性は高校（18歳が一般的な卒業年齢）に通学しており、従って高校卒業よりも「通学中」に分類される。このため、15-19歳階級の高校卒業の女性は、実際には15-19歳のうち3年分が切り捨てられて、年齢階級はおおむね18-19歳となっている。各年の年齢別出生率は15歳と20歳の間で急上昇するため、ASFR（15-19）の推計は実際は18-19歳階級で計算されており、従って上方にかなりのバイアスがかかっている。国勢調査実施年の1年前のASFR（15-19）の高校卒の女性は、国勢調査実施年の16-20歳の女性に基づくが、実際はこれらの女性のほとんどは18-20歳である。ここでのASFR（15-19）の推計では、15-19歳階級のうち3年分ではなく2年分のみが切り捨てられることになるため、上方バイアスは小さくなる。国勢調査年の3年前では、ASFR（15-19）は国勢調査年の18-22歳に基づいて推計されるため、上方バイアスはほとんど解消される（18歳よりも上で高校を卒業した少数の女性を除く）。

図4 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別TFRの傾向線の重ね合わせ比較

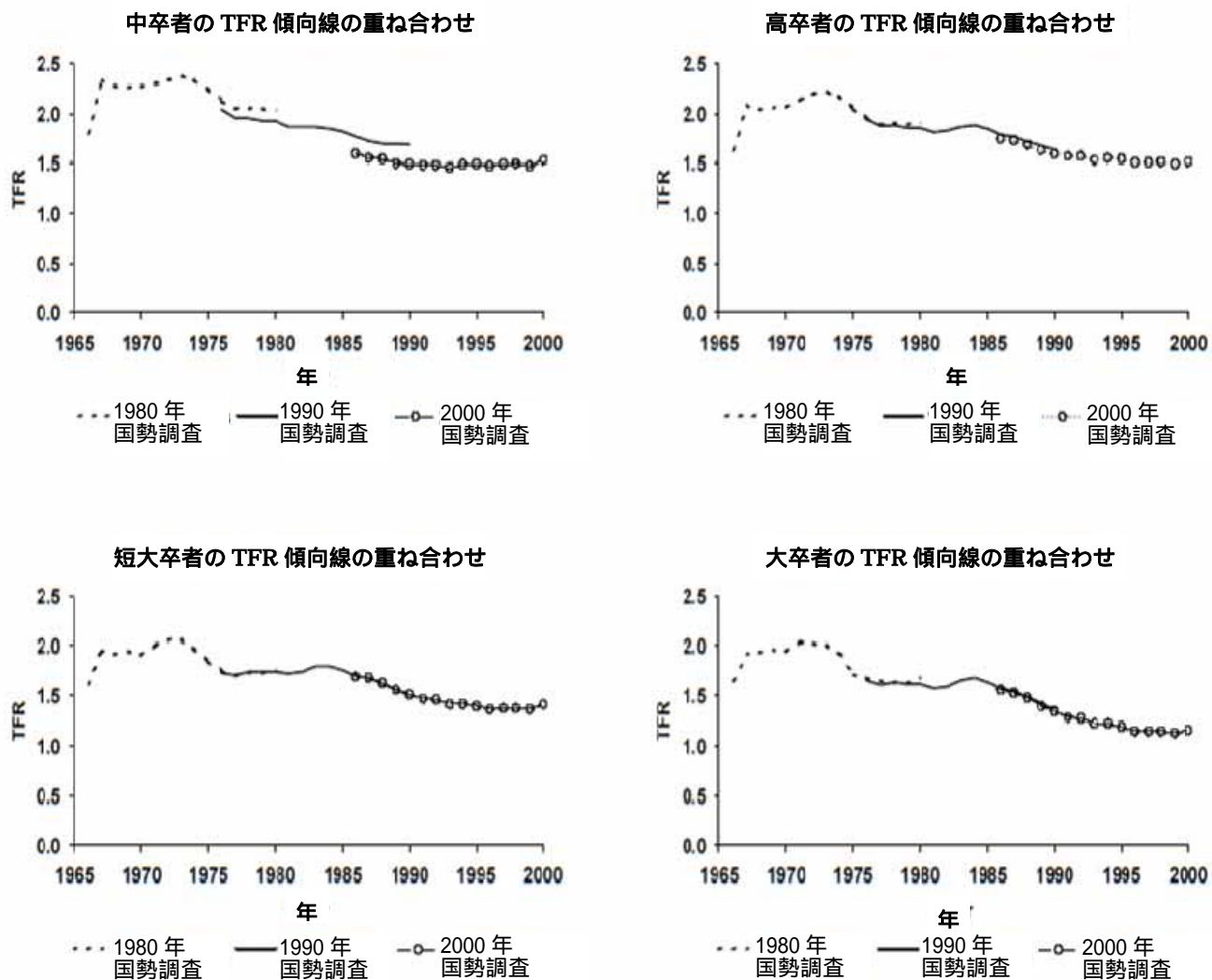


図5 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による中卒及び高卒女性のASFR(15-19)の傾向線の重ね合わせ比較(15-19歳女性1,000人当たり出生数)

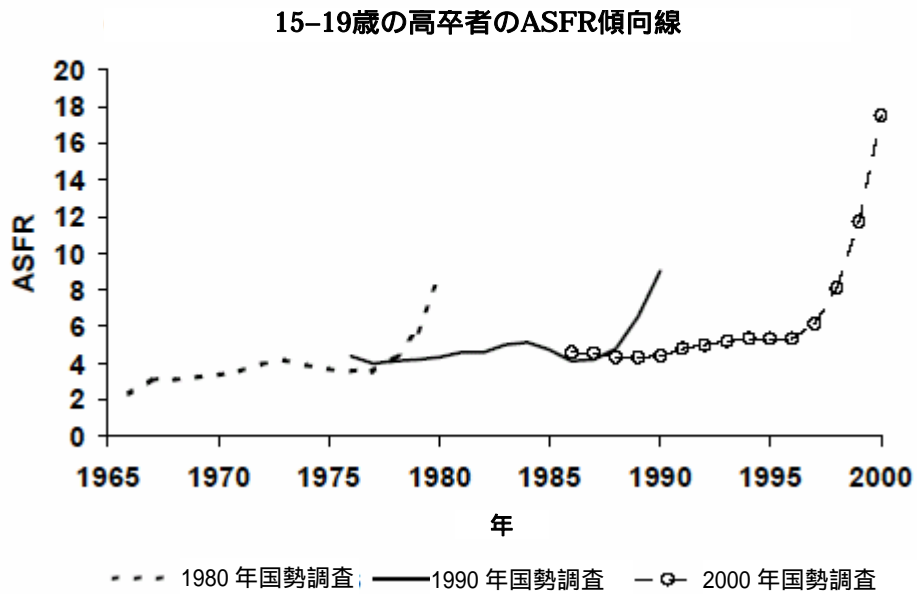
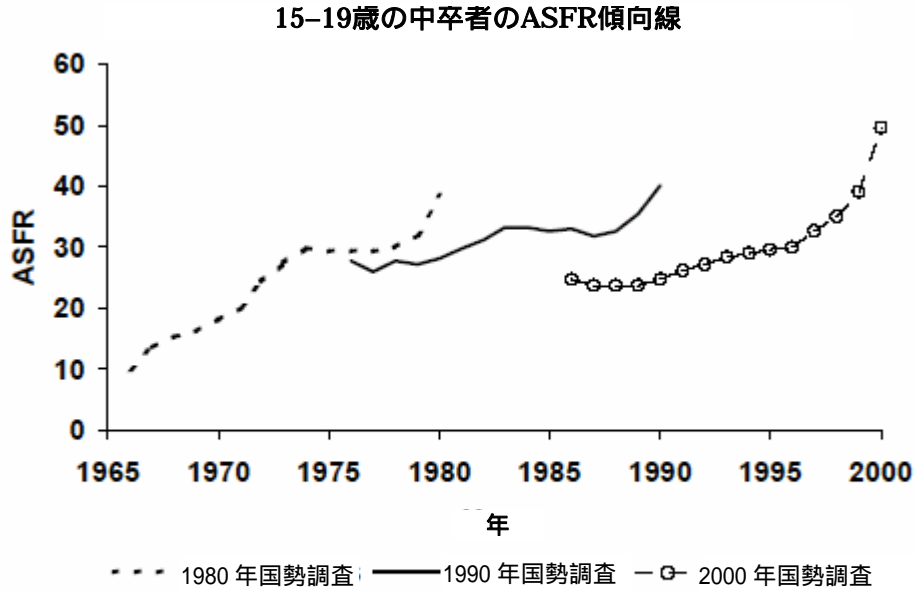


図5の最初のグラフの中学卒の女性の ASFR (15-19) の推計の反転上昇は、かなりの部分の女性が15歳の誕生日以降に卒業することから、同様の手法により説明することができる。しかし、中学卒の女性の上方バイアスは低く、これは中学の一般的な卒業年齢は15歳であることから、平均卒業年齢が高校教育の女性の場合よりも15-19歳年齢階級の始まる部分に近いためである。

もうひとつ中学卒の女性と高校卒の女性の ASFR (15-19) の傾向線の大きな違いは、各国勢調査の前の4年間の上昇を無視したとすると、ASFR (15-19) の傾向線は、図5に示すとおり高校卒の女性は重複期間で一致するが、中学卒の女性はかなり不一致となる。これはまた、この図で中学卒の女性の ASFR (15-19) の推計の食い違いが1976-80年よりも1986-90年でより顕著であることから明らかである。1976年は1980年国勢調査の前4年間の上昇の始まりの年であり、1980年と1990年の国勢調査に基づく ASFR (15-19) の推計の差はわずかであるが、10年後の1986年は1990年と2000年国勢調査に基づく ASFR (15-19) の推計の差が25パーセントとなっている(1990年国勢調査を比較の基準とする)。

2000年国勢調査に基づく1986年の中学卒の女性の ASFR (15-19) の推計が低すぎるのは、女性の逆生残率が相対的に大きすぎるためなのか、あるいは子供の逆生残率が相対的に小さすぎるためなのであろうか。ひとつめの問の答えは、2000年国勢調査の30-34歳と、1990年国勢調査の20-24歳の女性の中学卒の女性の数の比を考慮することが有効である(このグループの女性はおおむね1986年の ASFR (15-19) の推計の基になっているグループの女性である)。この比率は女性のうち何人かは10年間の経過の間に死亡することから1.00よりわずかに低いことが期待される。その比率は0.97と出てきており、女性の逆生残率が過大推計にはなっていないことを示している。

つまり、2000年国勢調査に基づく1986年の中学卒の女性の ASFR (15-19) が低すぎるのは、子供の逆生残の数が低すぎるためであるということになる。これが起きるような過程は何通りかあり得るが、ほとんどは婚外妊娠に関係している。婚外妊娠は、若い女性の高校退学の最も一般的な理由となっている。これらの女性は国勢調査では中学は卒業しているが、学校には通学していない女性として現れる。すなわち、分類は中学卒の女性となる。これらの妊婦のうち一部は中絶することになるが、一部は出産を選択する。これは、出生届の公式統計に示されており、15-19歳の婚外出産の割合は1976年の6パーセントから、1986年に9パーセント、2000年には15%に上昇している。公式統計では母親の教育別のさらなる詳細については提供していない。それは前述のとおり母親の教育に関する情報は出生届では集めていないからである。一方で、これは事実上明らかであるが、中学卒の女性は高学歴の女性よりも婚外出産の割合がずっと高い。

女性が妊娠して高校を退学するとき、実質的にこれら全ての中学卒の女性は両親と同居している。図5は仮定と一致しており、赤ん坊が大きくなるに伴って、おそらく仕事を探すために、両親の実家から転居すると思われる若い母親が増え、少なくともかなりの期間にわたって祖父母によって育てられる子供の数が増える。

もう一つの選択として、父親が年上ですでに職を持っている場合、若い母親は出産の前に結婚することができるかもしれない。しかしながら、このような結婚は不安定で離婚という結果に終わる傾向があり、この場合、若い母親は職を求めるのが一般的である。この場合も子供は少なくともかなりの期間に渡って祖父母に育てられることになる。公式統計によると、教育別によらない全女性の15-19歳の離婚率(年間100婚姻数あたりの離婚数)は1980年の2.1から1990年には3.7、2000年には5.8に上昇しており(国立社会保障人口問題研究所2002年研究)、15-19歳の婚姻が5年以内に離婚に終わる割合は1980年の11パーセントから1990年の19パーセント、2000年には29パーセントに上昇したことになる。これらの割合も中学卒の女性は全女性による割合よりおそらくずっと高くなっている。婚外出産と離婚率の上昇に加えて、夫のいない若い母親が子供の育児を祖父母に任せて仕事に出かける傾向が増えているように思われる。

もし子供が祖父母と暮らしており、母親が別居している場合、同居児法を国勢調査に適用すると、母親がいないために子供は同一世帯内の母親にマッチングされない。その子供は同居児出生推計の計算の際にマッチングされない非同居児として現れることになる。同居児法では、非同居児は年齢ごとの全児童(同居及び非同居)に対するその年齢の同居児の割合によりマッチングされた同居児の分類に比例配分される。この補正は非同居児の場合は母親がわからないため、母親の教育別に行うことはできない。15-19歳の中学卒の女性の場合、補正によって非同居児は間違いなく中学卒以上の女性に多く配分され過ぎており、中学卒の女性の配分が不十分となる。これが図5の中学卒の女性のASFR(15-19)の推計の重なるの食い違いの主な原因と考えられる。

これに関連して、中学卒の女性の2000年国勢調査に基づくASFR(15-19)の推計が1990年国勢調査に基づく推計よりもかなり低くなっていることは、婚外出産の養子縁組では説明がつかないことを記述しておく必要がある。日本では養子縁組は少ないが、縁組は子供の出産から数日あるいは数週間以内に行われることが多いようである。養子縁組で図5の中学卒の女性の食い違いを説明しようとする、1990年国勢調査に基づく1986年のASFR(15-19)の推計は1990年国勢調査時に4歳であった子供を基にしており、やはり低すぎであり、どちらの国勢調査でも子供が4歳未満で養子となって母親とマッチングできなかったということになる。(養母とマッチングされるが、母親は間違いなく20歳以上であり、通常はより高い教育レベルにあるようである。)

図6は、教育別の ASFR (20-24) の傾向線の重ね合わせを示している。中学卒の女性は食いついのパターンは図5の ASFR (15-19) と似ており、婚外出産及び離婚に関連した同様の構造がやはり作用していることを示している。高校及び短大の重なりは接近しており、問題は無い。大学レベルでは、それぞれの国勢調査の4年前に反転上昇が見られるが、これは大学卒業の平均年齢が十分に20歳以上となっていることによる。もし反転上昇を無視すると、傾向線は接近して重なり合い、やはり解釈上の問題は起きない。

図7~10は ASFR (25-29)、ASFR (30-34)、ASFR (35-39)、及び ASFR (40-44) の傾向線の重なりを示している。既に述べたように、ASFR (45-49) の図は、この年齢階級での出生数が一部の教育区分で非常に小さいため載せていない。

図6 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別 ASFR (20-24) の傾向線の重ね合わせ比較(20-24歳女性1,000人当たり出生数)

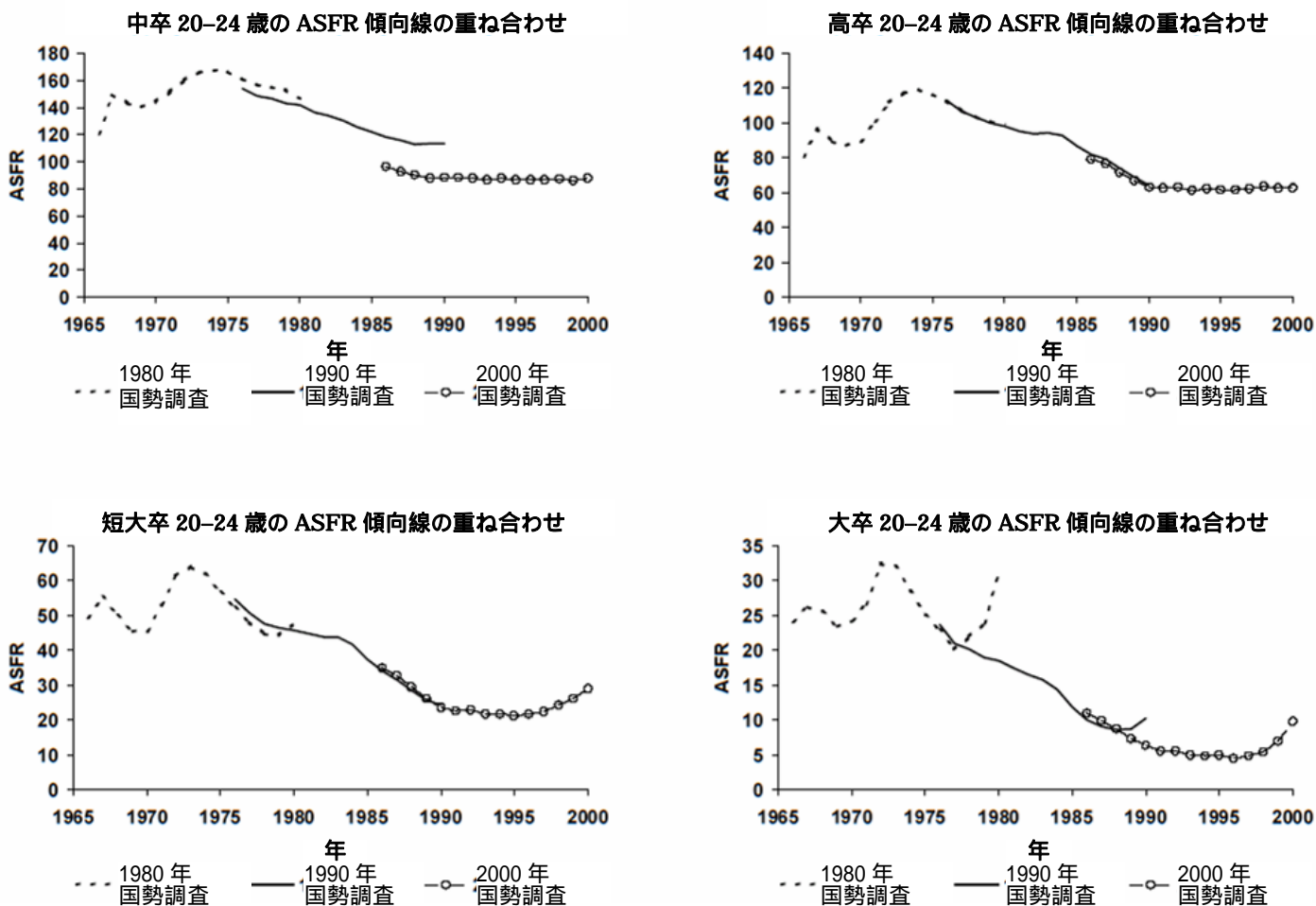


図7 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別 ASFR (25-29)の傾向線の重ね合わせ比較(25-29歳女性 1,000人当たり出生数)

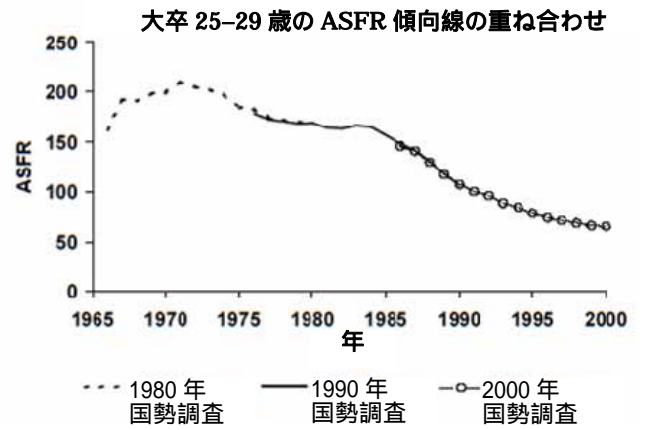
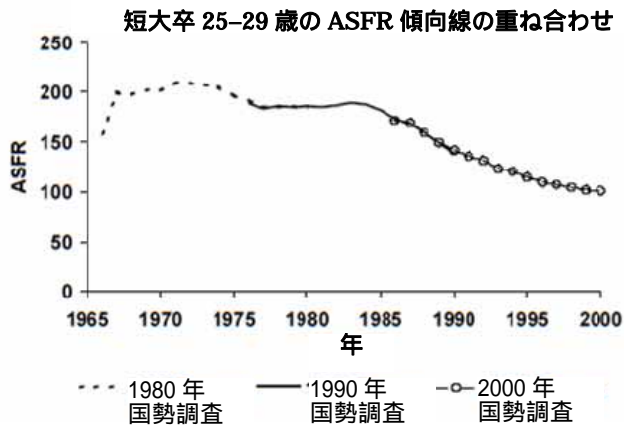
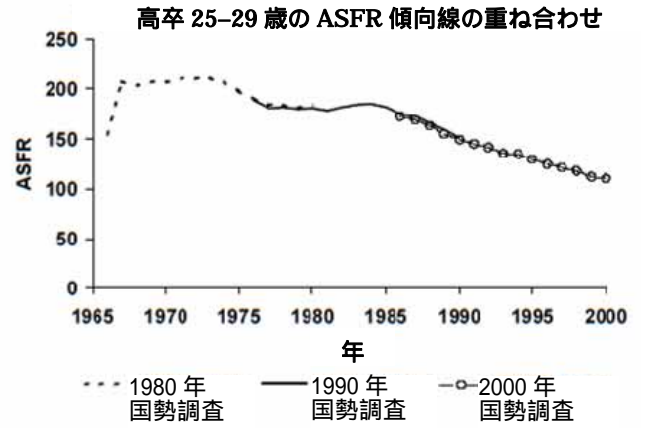
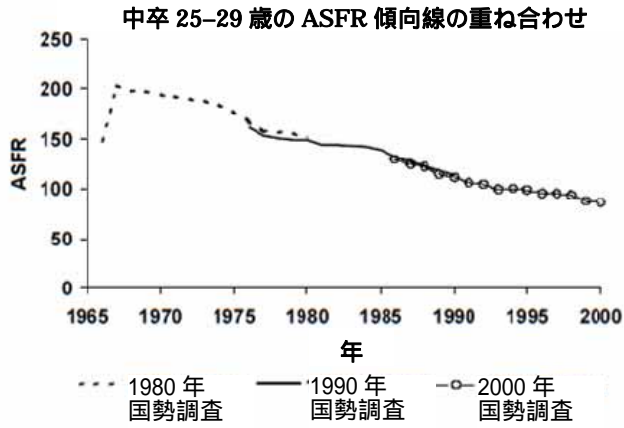


図8 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別 ASFR (30-34)の傾向線の重ね合わせ比較(30-34歳女性 1,000人当たり出生数)

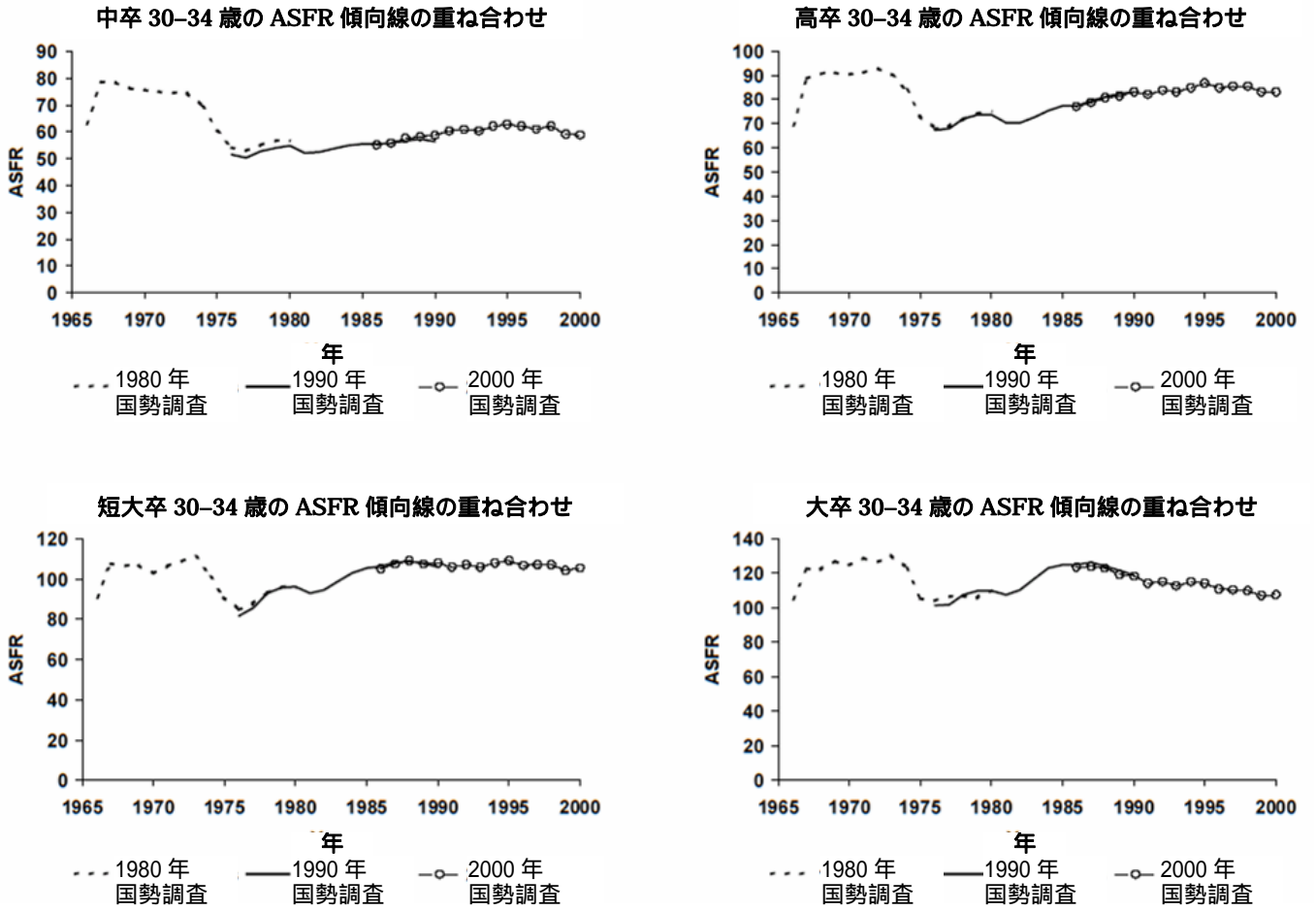


図9 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別 ASFR (35-39)の傾向線の重ね合わせ比較(35-39歳女性 1,000人当たり出生数)

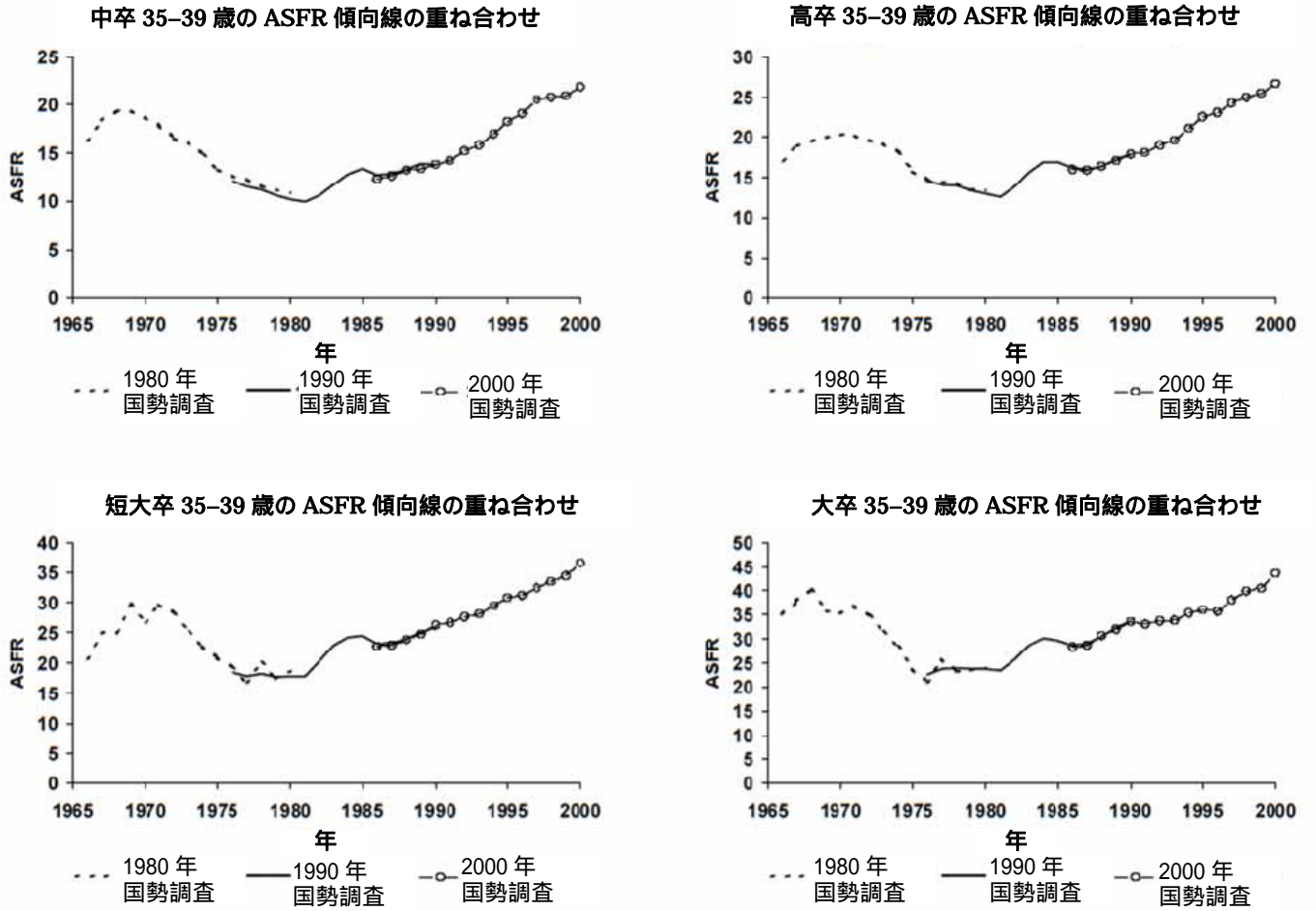
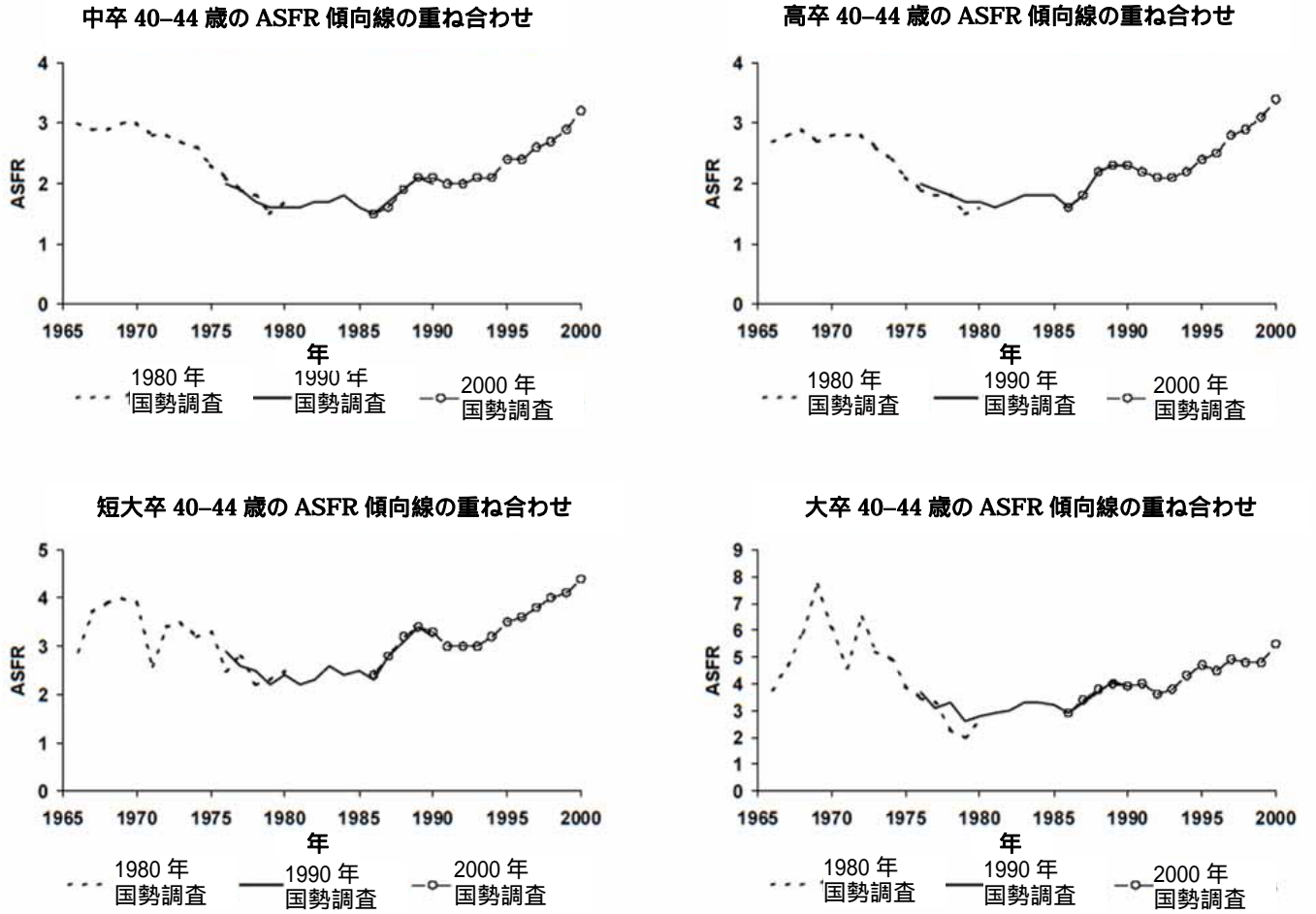


図10 1980年、1990年、及び2000年の国勢調査を用いた同居児法による女性の教育別 ASFR (40-44)の傾向線の重ね合わせ比較(40-44歳女性 1,000人当たり出生数)



同居児法による教育別出生力推計：最適推計

我々は、最適推計を暦年ごとに導き出すのではなく、1966-70年から始まり1996-2000年で終わる5年間ごとの最適推計を行うことを方針としている。傾向線の重なりが接近して一致すれば、最適推計に問題ないことが確認できる。もしこれらが接近せずあまり一致しなければ、教育の推測に関連する要素を含むいくつかの選択を迫られることになる。選択肢は以下に述べるとおりで、図5～10で前述した視覚によってカーブを検証した結果から、なぜ食い違いが起きることがあるかという結論につながっている。

中学教育の女性のASFR(15-19)の場合、1966-70年及び1971-75年については1980年国勢調査に基づく同居児法推計を、1976-80年及び1981-85年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を、そして1986-90年については1990年国勢調査に基づく1983-87年の同居児法推計を用いている。続いて1981-85年及び1986-90年の最適推計の直線推定により1991-95年及び1996-2000年のASFR(15-19)の推計を行っている。これらの処理及び選択は図5の中学卒のASFR(15-19)曲線を視覚的に検証し、婚外出産及び離婚によって2000年国勢調査に基づく推計がどのように歪んでいるかという結論を加えた結果によるものである。

高校教育の女性のASFR(15-19)の場合、1976-1980年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を、1986-90年については2000年国勢調査に基づく同居児法推計を用いている。1986-90年及び1991-95年の直線推定による推計から、1996-2000年のASFR(15-19)の推計を行っている。

中学教育の女性のASFR(20-24)の場合、1976-1980年については1980年国勢調査に基づく同居児法推計を、1986-90年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を、及び1996-2000年については2000年国勢調査に基づく同居児法推計を用いている。次に、1991-95年の中学教育の女性のASFR(20-24)を1986-90年と1996-2000年の最終的な値の平均値として計算している。

高校教育の女性のASFR(20-24)の場合、1976-1980年については1980年国勢調査に基づく同居児法推計を、1986-90年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を用いている。短大教育の女性のASFR(20-24)の場合、1976-1980年及び1986-90年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を、1996-2000年については2000年国勢調査に基づく1992-96年の同居児法推計を用いている。大学教育の女性のASFR(20-24)の場合、1976-1980年については1990年国勢調査に基づく同居児法推計を、1986-90年については2000年国勢調査に基づく同居児法推計を、及び1996-2000年については2000年国勢調査に基づく1992-96年の同居児法推計を用いている。これらの選択では、やはり図6の視覚的な検証及び前述の観察されるいくつかの矛盾の原因に関する結論によるものである。

25-29歳及びそれ以上の年齢階級については、1976-1980年の推計には1980年国勢調査に基づく同居児法推計を、1986-90年の推計には1990年国勢調査に基づく同居児法推計を用いている。

上述の処理及び選択に基づく、1966-70年、1971-75年、...、1996-2000年の期間の女性の修業教育レベル別のTFR及びASFRsの最適推計は表2～9のとおりである。教育別TFRの最適推計については図11にも傾向線を示す。

表2 女性の教育(最終学歴)別合計特殊出生率(TFR)の最適推計(女性1人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	2.19	1.99	1.88	1.90	1.99
1971-75	2.32	2.16	1.98	1.93	2.09
1976-80	2.05	1.91	1.75	1.64	1.78
1981-85	1.86	1.72	1.77	1.63	1.72
1986-90	1.71	1.70	1.61	1.48	1.59
1991-95	1.57	1.56	1.43	1.24	1.43
1996-2000	1.48	1.49	1.36	1.14	1.34

注：この表の教育別TFRsは、表3～表9のASFRsから計算している。

図11 女性の教育別TFRの最適推計による傾向線(1966-70年から1996-2000年)比較

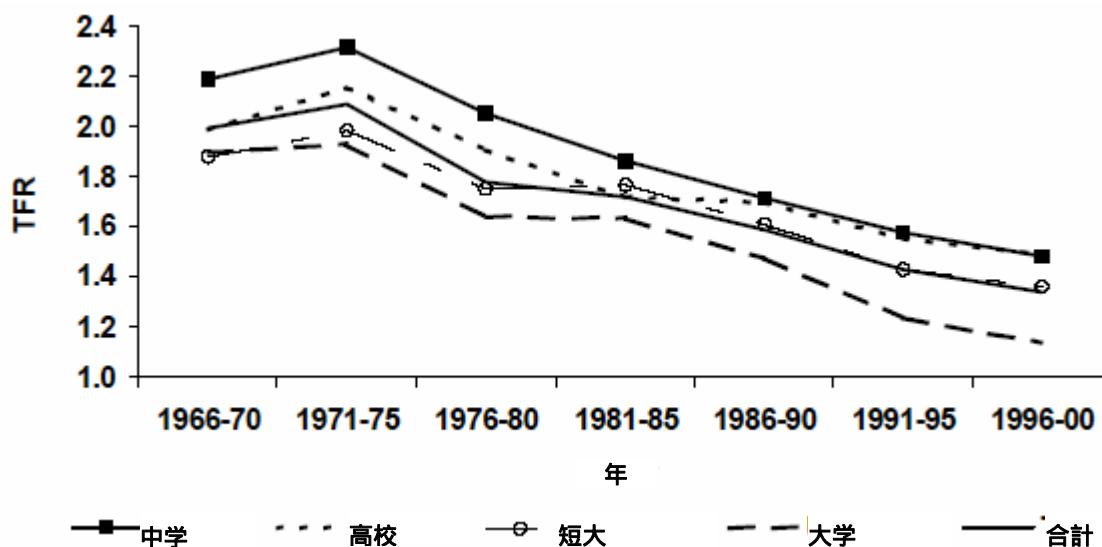


表2及び図11のとおり、1966-70年と1971-75年の間では全ての教育区分でTFRが上昇しているが、中学校及び高校教育よりも短大及び大学教育の女性がやや低い。景気後退の1971-75年と1976-80年の間ではTFRは低下しており、特に大学教育の女性で顕著である。景気回復の1976-80年と1981-1985年の間では、TFRは大学教育の女性は安定しており、短大教育の女性でやや上昇し、中学校及び高校教育の女性は継続して低下している。1986-90年以降、中学校及び高校の女性のTFRは同じ値に接近しており、短大教育の女性のTFRは10分の1程度低く、大学教育の女性のTFRは短大教育の女性よりも10分の2程度低いレベルに離散している。同居児法による推計では、1996-2000年には全国平均のTFR 1.34人に比べて、大学教育の女性のTFRは1.14人に達している。

表3から表9はTFRの基になるASFRsの傾向を示している。ASFR(15-19)は全ての期間で中学教育を除く全ての教育区分で非常に低くなっており、中学及び高校教育の女性はどちらも時間と共にいくぶん上昇する傾向にある。年齢20-24歳及び25-29歳では、1976-80年以降にASFRsは全ての教育区分で低下している。年齢30-34歳及び35-39歳では、1976-80年以降、ASFRsは全ての教育区分で上昇する傾向にあり、1973年の石油危機後に始まった全ての教育区分での結婚年齢の急速な上昇による出産の遅れの増加を反映している。

表3 女性の教育別ASFR(15-19歳)の最適推計(女性1,000人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	14	3	1	0	5
1971-75	25	4	1	0	5
1976-80	27 ^a	4 ^a	1 ^a	0 ^a	4 ^b
1981-85	32	4	1	0	4
1986-90 ^a	33 ^c	4 ^d	1 ^d	0 ^d	4 ^a
1991-95	33 ^e	5	0	0	4
1996-2000	34 ^e	6 ^f	1	0	4

注：1966-70年及び1971-1975年の率は1980年国勢調査、1981-85年の率は1990年国勢調査、1991-95年及び1996-2000年の率は2000年国勢調査に基づいている。

a 1990年国勢調査による。

b 1980年国勢調査による。

c この値には本文で説明している理由から、1990年国勢調査に基づく1983-1987年のASFR(15-19)推計を用いている。

d 2000年国勢調査による。

e 中学校の1981-85年及び1986-90年の最適推計から直線推定したもの。

f 高校の1986-90年及び1991-95年の最適推計から直線推定したもの。

表4 女性の教育別 ASFR (20-24 歳)の最適推計 (女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	140	89	49	25	967
1971-75	162	113	60	29	110
1976-80	156 ^a	87	49 ^b	20 ^b	87
1981-85	130	70	42	15	70
1986-90	115 ^b	72	29	9 ^c	51
1991-95	101 ^d	62	22	5	41
1996-2000	87 ^c	63	22 ^e	5 ^f	37

注：注があるものを除き、1966-70年、1971-75年、及び1976-80年の率は1980年国勢調査、1981-85年及び1986-90年は1990年国勢調査、1991-95年及び1996-2000年は2000年国勢調査に基づく。

a 1980年国勢調査に基づく。

b 1990年国勢調査に基づく。

c 2000年国勢調査に基づく。

d 1986-90年及び1996-2000年の最終値の平均から計算している。

e この値は、2000年国勢調査に基づく1991-95年のASFR(20-24)推計を用いている。

f この値は、2000年国勢調査に基づく1992-96年のASFR(20-24)推計を用いている。

表5 女性の教育別 ASFR (25-29 歳)の最適推計 (女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	188	197	194	190	193
1971-75	187	207	205	199	200
1976-80	159	185	187	173	179
1981-85	143	176	186	163	176
1986-90	124	155	157	129	155
1991-95	102	137	125	89	124
1996-2000	91	117	105	69	102

注：1966-70年、1971-75年、及び1976-80年の率は1980年国勢調査、1981-85年、1986-90年の率は1990年国勢調査、1991-95年及び1996-2000年の率は2000年国勢調査に基づいている。

表6 女性の教育別 ASFR (30-34 歳)の最適推計(女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	75	86	103	121	82
1971-75	71	86	103	122	82
1976-80	55	72	93	107	70
1981-85	54	76	99	117	76
1986-90	56	88	108	123	88
1991-95	61	84	107	114	92
1996-2000	61	85	106	109	92

注：1966-70年、1971-75年、及び1976-80年の率は1980年国勢調査、1981-85年、1986-90年の率は1990年国勢調査、1991-95年及び1996-2000年の率は2000年国勢調査に基づいている。

表7 女性の教育別 ASFR (35-39 歳)の最適推計(女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	19	19	25	37	19
1971-75	16	19	25	31	18
1976-80	12	14	19	24	14
1981-85	12	16	22	28	16
1986-90	13	18	24	31	18
1991-95	16	20	29	34	23
1996-2000	21	25	34	40	29

注：1966-70 年、1971-75 年、及び 1976-80 年の率は 1980 年国勢調査、1981-85 年、1986-90 年の率は 1990 年国勢調査、1991-95 年及び 1996-2000 年の率は 2000 年国勢調査に基づいている。

表8 女性の教育別 ASFR (40-44 歳)の最適推計(女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	3	3	4	6	3
1971-75	3	3	3	5	3
1976-80	2	2	2	3	2
1981-85	2	2	2	3	2
1986-90	2	2	3	4	2
1991-95	2	2	3	4	2
1996-2000	3	3	4	5	3

注：1966-70 年、1971-75 年、及び 1976-80 年の率は 1980 年国勢調査、1981-85 年、1986-90 年の率は 1990 年国勢調査、1991-95 年及び 1996-2000 年の率は 2000 年国勢調査に基づいている。

表9 女性の教育別 ASFR (45-49 歳)の最適推計(女性 1,000 人当たりの出生数)

期間	中学卒	高校卒	短大卒	大学卒	合計
1966-70	0	0	0	1	0
1971-75	0	0	0	1	0
1976-80	0	0	0	0	0
1981-85	0	0	0	0	0
1986-90	0	0	0	0	0
1991-95	0	0	0	0	0
1996-2000	0	0	0	0	0

注：1966-70 年、1971-75 年、及び 1976-80 年の率は 1980 年国勢調査、1981-85 年、1986-90 年の率は 1990 年国勢調査、1991-95 年及び 1996-2000 年の率は 2000 年国勢調査に基づいている。

TFR 変化の要因分解による分析

この節では、TFR における変化の要因分解について述べる。その構成要素は、ひとつは年齢階級別教育別の人口構成における変化(修業教育の変化と呼ぶ)、ひとつは教育別の年齢別婚姻経験者の割合(ASPEMs)における変化、ひとつは教育別の年齢別婚姻経験者の出生率(ASEMFRs)における変化である。検証対象は、1980-90年、1990-2000年、及び1980-2000年の3つの期間における変化である。

5つの教育区分について検討する。前述のとおり、教育区分は、中学卒、高校卒、短大卒、大学卒及び「通学中」である。最初の4つの区分は修了した教育についてのものであり、例えば、中学卒は中学校を卒業してもはや通学していない女性を意味する。

同居児法による年齢別出生率(ASFRs)の推計は、1980年、1990年、及び2000年のそれぞれの国勢調査実施前の年に関するものであり、国勢調査で調査された教育及び婚姻状態が国勢調査の実施年の中間時点と調査実施後6カ月の時点で変化していないと仮定して行っている。ASEMFRsはASFRsをASPEMsで除算することにより求めている。このときに出生は婚姻状態で起きるという仮定が必要であり、15-19歳及び20-24歳の一部は婚外出産であるという前述の分析の結果と、特に中学卒の女性について矛盾することになる。しかし、女性の教育別の婚外出産を厳密に推計することはできないため、要因分析では全ての出生は婚姻状態で起きると仮定している。日本では婚外出産はまれであることから、この仮定が要因分解で大きな誤差を生むことは、おそらく無いといえる。

それぞれの国勢調査実施前の年についてのASFRsを同居児法により計算するとき、いくつかの年齢・教育区分において調査実施前の4年間で出生推計が反転上昇することについての補正を行っていない。補正を行っていないことによる要因分解の違いについても、3つの理由によりおそらくほとんどない。ひとつめは、反転上昇が起きる年齢・教育区分では出生率が低い。2番目は、「通学中」のグループは出生がゼロに近いことから、教育区分の「通学中」が要因分解に含まれることにより反転上昇は相殺される。3番目は、推計誤差は連続する国勢調査で類似している傾向があることから、出生変化の分析の際にエラーが打ち消される。誤差がまったく無いわけではないことから、要因分解による推計はおおむね正確であるというものである。

表10は、1980-90年、1990-2000年、及び1980-2000年のTFRの変化を分解したものを示している。分解計算は年齢5歳階級で行っており、その後年齢別要素を15-29歳及び30-49歳にまとめている。

表10の3番目の部分で示されているとおり、1980-2000年の全期間で、修業教育による変化はTFRの低下0.40人分に占める割合はわずか1パーセントとなっている。15-19歳の修業教育による変化は低下に貢献している。というのは、これらの年齢階級では教育レベルがより高い方にシフトしており、晩婚化によって出生率が低下しているためである。30-49歳の修業教育による変化は、この貢献を埋め合わせており、これはこの年齢では高学歴へのシフトは晩婚化によって出生率が上昇することになるためである。1980-2000年の期間における修業教育による変化要素は、この2つの幅広い年齢グループがほぼ正確に互いに打ち消しあっている。

表 10 修業教育の変化、年齢・教育別婚姻経験者割合の変化、及び年齢・教育別婚姻経験者の出生率の変化による合計特殊出生率 (TFR) 変化の要因分解

1980-1990				
年齢	変化の構成要素			合計
	修業教育	婚姻	婚姻出生	
15-29	10	118	26	154
30-49	-26	8	-36	-54
Total	-17	126	-9	100

TFR は 1.74 から 1.50 まで、0.24 人低下した。

1990-2000				
年齢	変化の構成要素			合計
	修業教育	婚姻	婚姻出生	
15-29	31	68	39	138
30-49	-12	46	-72	-38
Total	19	114	-33	100

TFR は 1.50 から 1.33 まで、0.17 人低下した。

1980-2000				
年齢	変化の構成要素			合計
	修業教育	婚姻	婚姻出生	
15-29	20	94	33	147
30-49	-19	23	-51	-47
Total	1	117	-18	100

TFR は 1.74 から 1.33 まで、0.40 人低下した。

注：修業教育は、各年齢階級におけるそれぞれの教育区分の割合で求めている。婚姻は教育区分別の年齢階級別婚姻経験者の割合(ASPEMs)で求めている。婚姻出生は、教育区分別の年齢階級別婚姻経験者の出生率(ASEMFRs)で求めている。基本的な計算は年齢5歳階級で行い、これを15-29歳及び30-49歳にまとめている。四捨五入のまるめ誤差により、個々の数値の合算は必ずしも合計と一致しない。年齢、教育、配偶者の有無に関する情報が欠けている女性については計算に含めていない。

1980-2000年の期間で各教育区分内のASEMFRsの変化はTFRを18パーセント上昇させる作用を持った。15-29歳のASEMFRsは減少しTFRの減少に作用しているが、30-49歳のASEMFRsは上昇した。これは、全ての教育区分における晩婚化と出産の遅れによるもので、TFRの上昇により強く作用している。TFRの変化の最も重要な要素は教育区分内のASPEMsの変化により派生しているものである。この要素はTFRの減少の117パーセントを占めていて、TFRの実際の変化を上回っており、逆方向に作用する教育区分内のASEMFRsの変化要素を相殺している。

表 10 の最初の 2 つの部分は、1980-90 年及び 1990-2000 年の分割期間のもので、教育区分別 ASPEMs の変化の TFR 変化への寄与は 1980-90 年の方が 1990-2000 年よりも大きくなっており、ASEMFRs の変化による打消しの寄与は 1980-90 年の方が 1990-2000 年よりも小さくなっている。興味深いのは、修業教育の変化は 1980 年と 1990 年の間で TFR の上昇に、1990 年と 2000 年の間では減少に作用している。この逆方向の効果は教育に対する個人の行動が二つの期間にわたって変化した影響によるものと解釈するべきではない。むしろ結果として、TFR のようにある年において異なる年齢でいくつもの異なる出生コーホートを経て組み合わさる複雑な変量に、教育要素のシフトは予期しない効果を与え得るものであるということを示している。

年齢階級 35-39 歳の教育構成の変化から生じた、1980 年から 2000 年までの TFR 変化の副構成要素を考慮することにより、教育構成の変化が TFR の上昇にどのように作用したかを考察する。前述の「データ及び手法」の節の要因分解の式により、この副構成要素は計算される。まず、35-39 歳の年齢階級におけるそれぞれの教育区分の割合の変化に、期間全体の当該教育区分の平均出生率を乗じ、4 つの教育区分^(注2)を合算して得られる 4 つの値を導き出し、年齢階級 35-39 歳の教育構成の変化に由来する TFR 変化の副構成要素を導き出す。1980 年と 2000 年の間では、年齢階級 35-39 歳で起きた主な構成変化は中学卒の割合が下降し、短大卒の割合が上昇したことである。これは、中学卒の女性よりも短大卒の女性の方が結婚と出産の年齢が高くなり、35-39 歳の平均出生力は短大卒の女性の方が中学卒の女性よりも高くなったことによる。結果として、中学卒の区分の割合が減少することによる負(出生率の低下)の副々構成要素は、短大卒の区分の増加による正(出生率の上昇)の副々構成要素によって十分に相殺される。この簡単な例は、全ての年齢階級の教育構成の変化による TFR の変化の全体的な要素は、特定の年齢階級の教育構成要素の変化による正と負の副構成要素の相対的な大きさにより正にも負にもなり得ることを示している。

表 11 は、要因分解分析を展開するために、1980-2000 年の期間における教育区分(「通学中」を除く)別の TFR の変化を構成要素別に示したものである。この要因分解の目的は、全ての年齢階級で結婚年齢が上昇したという主張を裏付けるための追加証拠を提供することである。表の最初の 4 つの要因分解は、ASPEMs の変化が、それぞれの教育区分の TFR の全ての低下の要因となっていることを示すことによってこの主張を裏づけている。4 つの全ての区分において、ASPEMs の変化による TFR の変化への寄与は 100 パーセントを超えており、TFR を上昇させる傾向にある教育区分の ASEMFRs の変化による寄与を打ち消している。表の 5 番目の部分は、教育によらない全人口の TFR 変化について、類似の要因分解を行ったものを示している。この要因分解でもやはり、ASEMFRs の変化は TFR の増加に作用しており、ASPEMs の変化は TFR の低下の全ての要因となっている。

(注 2) 5 番目の区分「通学中」は 35-39 歳の寄与が無いいため空欄となっている。

表 11 1980～2000年における合計特殊出生率(TFR)変化の教育別の年齢別婚姻経験者割合(ASPEMs)及び年齢別婚姻経験者の出生率(ASEMFRs)変化による要因分解

中学校

年齢	変化の構成要素		合計
	婚姻	婚姻出生	
15-29	85	30	115
30-49	18	-33	-15
Total	102	-2	100

TFR は 2.03 から 1.54 と 0.50 人分減少した。

高校

年齢	変化の構成要素		合計
	婚姻	婚姻出生	
15-29	98	32	130
30-49	20	-50	-30
Total	118	-18	100

TFR は 1.91 から 1.52 と 0.39 人分減少した。

短大

年齢	変化の構成要素		合計
	婚姻	婚姻出生	
15-29	107	34	141
30-49	29	-70	-41
Total	136	-36	100

TFR は 1.76 から 1.41 と 0.35 人分減少した。

大学

年齢	変化の構成要素		合計
	婚姻	婚姻出生	
15-29	87	32	119
30-49	29	-47	-19
Total	116	-16	100

TFR は 1.69 から 1.16 と 0.53 人分減少した。

総数

年齢	変化の構成要素		合計
	婚姻	婚姻出生	
15-29	120	23	143
30-49	24	-67	-43
Total	145	-45	100

TFR は 1.74 から 1.31 と 0.42 人分減少した。

注：「婚姻」は、年齢別の婚姻経験者割合(ASPEMs)で算出。「婚姻出生」は、年齢別の婚姻経験者の出生率(ASEMFRs)で算出。この表の最後部の TFR の値及び年齢は日本の全人口によるもので、表 10 の最後部の TFR の値及び年齢とはわずかな差があるが、これは表 10 では教育及び婚姻状態が不詳の女性(及びその子供)が除かれているためである。

要約と結論

この報告における同居児法の適用方法は、女性が最終的に修得した教育のレベルを教育として用いている点で独創的である。他の国における以前の適用例では、教育の変量は単純に修得した最高レベルの学年についての質問に基づいている。後者の場合、最も若い再生産年齢区分のかなりの女性がまだ学校に通学しており、従ってセンサスや世帯調査で示される教育レベルは必ずしも最終教育のレベルとなっていない。これに対して、国勢調査のデータを用いたこの分析における教育変数は教育レベル（中学校、高校、短大、大学）に関する質問と、女性がそのレベルを卒業したのかあるいはまだ通学しているのかという2番目の質問に基づいている。現在学校に行っていない女性は、卒業して既に教育を終了したものと見なされ、その最高レベルの教育に割り当てられる。（一部は後に復学して学校に戻るが、日本ではその割合はほとんど少ない。）

教育についてのこの計測方法によりいくつかの驚くべき発見があった。予期しなかった発見として、国勢調査実施前の4年間にいくつかの年齢・教育区分でASFRの推計が反転上昇していることである。特定の教育レベルにおいて、その教育レベルの一般的な卒業年齢にあたる年齢階級の中で、その年齢階級のASFRにおいて、反転上昇が一般的に起きている。反転上昇が起きるのは、出生力が低い年齢階級の若い部分のほとんどの人が、学校に通っていてまだ卒業していないことから、特定の教育区分に含まれないためである。

もうひとつの予期していなかった発見は、15-19歳と20-24歳の中学校教育の女性の推計のいくつかの傾向線において重ね合わせが接近せず、全く一致しなかったことである。特に1986-90年の期間で、2000年国勢調査からのASFR(15-19)とASFR(20-24)の推計がこれに該当する1990年国勢調査からの推計よりかなり低くなっている。この食い違いは最終的に、婚外妊娠したために高校を中退した女性の数の上昇にたどりつく。これらの女性は中学校卒業として分類されている。その子供達は若い子供の頃は母親の両親の家に母親と住む傾向があって、1990年国勢調査では母親とマッチングされ、1986-90年の期間に年齢15-19歳の中学校教育の母親からの出生として現れたということの結果を示している。しかし、10歳年上になる2000年国勢調査ではこれらの子供のうち、かなりの割合（およそ4分の1）が祖父母あるいは他の親族とのみ同居していて同じ世帯内で母親とマッチングされないケースとして現れる。同居児法ではこれらの非同居児を、多様な分類の女性に比例配分しているが、婚外妊娠及び出産は相対的に中学校教育の女性の割合が高いのは明らかで、年齢15-19歳及び20-24歳の中学校教育の女性に、非同居児が十分な割合で配分されていない。この推計誤差の性質の診断結果に基づき、我々は、いくつかのケースで必要な修正を行い、1966-70年から1996-2000年までの5年ごとの期間において、教育別のASFRs及びTFRsの一連の「最適推計」を導き出した。

我々の「最適推計」では、1966-70年と1971-75年の間でTFRは全ての教育区分で上昇しているが、短大と大学教育の女性は中学及び高校教育の女性より低くなっている。景気が衰退した1971-75年と1976-80年の間は、TFRは下降しており、これは特に大学教育の女性で顕著である。景気回復の1976-80年と1981-86年の間では、TFRは大学教育

の女性で安定しており、中学校教育の女性がわずかに増加する一方で中学校及び高校教育の女性は下降し続けている。1986-90年以降、中学校及び高校教育の女性のTFRは同じ値に接近しており、短大教育の女性のTFRは10分の1程度分低くなっており、大学教育の女性のTFRは短大教育の女性より10分の2程度分低いレベルで離散している。同居児法による推計では、1996-2000年には大学教育の女性のTFRは、全国平均の1.34人と比べて、女性一人当たり1.14人に達している。

我々は、TFR変化を3つの要素に分解した要因分析も行っている。ひとつは修業した教育別の人口構成の変化、ひとつは教育別の年齢別婚姻経験者の割合の変化、ひとつは教育別の年齢別婚姻経験者の出生率の変化である。この分析から、修業教育の変化は1980年と1990年の間ではTFRを上昇させる傾向があったが、1990年と2000年の間では低下させる傾向があり、1980-2000年の全期間ではTFRの低下にほとんど寄与していないことを示している。

1980-90年と1990-2000年の間で修業教育別の人口構成の変化がTFRの変化に逆方向に寄与しているからといって、教育に対する個人の行動が二つの期間にわたって変化した影響によるものと解釈するべきではない。むしろ結果として、TFRのようにある年において異なる年齢でいくつもの異なる出生コーホートの経験を組み合わせる複雑な変量に、教育による構成要素の変化は予期しない効果を与え得るものであるということを示している。個々の女性を分析単位として出生力変化を異なる方法で分析した場合には、全く異なる結果を示すこともあり得る。

要因分解分析はまた、教育別の年齢別婚姻経験者の出生率の変化は1980-2000年の全期間においても、1980-90年及び1990-2000年の2つの短い期間においてもTFRを上昇させる傾向があることを示している。対照的に、婚姻の変化、すなわち教育別の年齢別婚姻経験者の割合の変化は、3つの全ての期間でTFRの低下要因になっていることを示している。

結果として、要因分解分析による主要な発見は：(1)修業教育の変化は1980年と2000年の間で、TFRの低下にはほとんど寄与していない(1980-90年と1990-2000年における教育からのプラス・マイナスの影響が、その20年の期間を通じて互いに打ち消し合っている)。 (2)年齢・教育区分内の婚姻経験者の出生力の変化は、この期間においてTFRを上昇させる傾向があった。(3)晩婚化及び年齢・教育区分内の婚姻経験者の割合の低下は、1980年から2000年までの間におけるTFRの低下の全ての要因となっている。現在、日本では結婚年齢が非常に高くなっており、これ以上はあまり上昇しないと考えられるため、出生力に変化を及ぼすこのパターンは、将来においては持続しない可能性がある。

参考文献

- Aoki, H. 1967. Differential Fertility. *Jinko Mondai Kenkyu*. No.100. pp.58-64. Tokyo: Institute of Population Problems. In Japanese.
- Atoh, M. 1980. *Social Determinants of Reproductive Behavior in Japan*. Ph.D. dissertation, submitted to the University of Michigan.
- Atoh, M., and H. Aoki. 1984. Trends and differentials in fertility. In *Population of Japan*. United Nations ESCAP Country Monograph Series No.11, pp.23-42.
- Caldwell, J. C. 1978. A theory of fertility: from high plateau to destabilization. *Population and Development Review* 4: 5 53-577.
- Cho, L. J., R. D. Retherford, and M. K. Choe. 1986. *The Own-Children Method of Fertility Estimation*. An East-West Center Book. Honolulu: East-West Center.
- Coale, A. J. 1973. The demographic transition. In *International Population Conference, Liege*. Liege: International Union for the Scientific Study of Population. Vol. 1, pp. 53-72.
- Hashimoto, M. 1974. Economics of postwar fertility in Japan: differentials and trends. *Journal of Political Economy* 82(2), Part II: 170-194.
- Hodge, R.W., and N. Ogawa. 1991. *Fertility Change in Contemporary Japan*. Chicago: University of Chicago Press.
- Itoh, T. 1990. *Measurement and Analysis of Fertility Change by the Own-children Method*. Monograph series for the 1985 Population Census. Tokyo: Japan Statistical Association. In Japanese.
- Kawasaki, S. 1985. Fertility estimation by own children method with the 1980 population census data. *Research Memoir of the Statistics Bureau*, No.44, pp. 1 - 17.
- Matsumura, M. 2000. Japanese population outlook as viewed from the census: fertility. *Tokei* 2: 36-38. Tokyo: Japan Statistical Association. In Japanese.
- National Institute of Population and Social Security Research. 2002. *Latest Demographic Statistics, 2001/2002*. Tokyo: National Institute of Population and Social Security Research.
- Tsubouchi, Y. 1970. Changes in fertility in Japan by region: 1920-1965. *Demography* 7(2): 121-134.
- United Nations. 1973. *The Determinants and Consequences of Population Trends: New Summary of Findings on Interaction of Demographic, Economic and Social Factors*. New York: United Nations.
- United Nations. 2003. *Population, Education and Development*. New York: United Nations.