

の差異が大きいことが知られており、こうした差異を考慮に入れず、マクロ統計で見た特定期間の出生力を以て、外国人女性の出生力について判断することは適当ではないだろう。

本研究はこうした問題意識に基づき、日本における外国人女性の出生行動を、国際移動における出生行動の変化、及び下位集団間の差異の観点から明らかにする。こうした分析により、国際人口移動の活発化から日本の人口動態が受ける影響について明らかにすることができるだろう。

2. 先行研究の検討

2.1. 欧米における先行研究

海外においては、おもに欧米先進諸国において、国際移動が移民の出生力に与える影響について研究が行われてきた。代表的な理論としては中断モデル (disruption model)、同化／適応モデル (assimilation /adaptation model)、そして選別モデル (selection model) が挙げられる (Stephen & Bean 1992)。

中断モデルは Goldstein & Goldstein (1981) によって提唱された理論であり、移民は移住前後で妊娠・出産を手控えるため出生力が一時的に低下する、というものである。その反動として、定住後に出生力の急上昇が見られ、手控えた分の出生分を取り戻す追付き効果 (catch-up effect) が見られると想定される。

同化モデルにおいて、移民の出生力は受け入れ社会の水準に接近していくとされ、移民の出生力に関する多くの研究で仮説として用いられてきた。これらの研究では、移民の現地社会への同化を居住年数などの変数で代替し、それと出生力の関係を見るものが大半であった (Bean & Swicegood 1985; Bean, Swicegood & Linsley 1981; Bean, Swicegood & Marcum 1983; Cooney, Rogler & Schroeder 1981; Gurak 1980; Kahn 1988; Dinkel & Lebok 1997; Parrado et al. 2008; Anderson 2004; Mileswski 2006,2010; Sobotka 2008 等)。

なお、よく似たモデルとして適応モデル (adaptation model) が挙げられるが、両者の違いは、同化モデルが現地社会への文化的同化という長期にわたる変化であるのに対して、適応モデルの場合は移住先の社会経済状況に対する短期的な適応を意味する点である (Mussino & Raalte 2008)。

選別モデル (selection model) の場合には、移住による出生力の変化を想定するのではなく、国際移動を選択する (できる) 人々は、出身国においてもともと先進国的な価値観を身につけた人々であり、先進国への移住後もそのままスムーズに現地人と同様の出生行動をとると想定する。こうした背景には国際人口移動を選択する (できる) 人々は、途上国においても社会経済的地位 (socio-economic status) の高い人々が多く、もともと出生力の低い人々であるためとされる (Blau 1991, Carter 2000, Kahn 1988, Mussino & Raalte 2008)。

以上のように、欧米においては移民女性の出生力について、国際結婚夫婦に限らず分析が行われており、また、その際には単に出生力の水準を比較するのみならず、国際移動の影響、及びその下位集団間の差異について視野に入れたものとなっているといえよう。

2.2. 日本における先行研究

日本において外国人女性の出生力についての分析は少ない。外国人女性全般について、扱ったものとしては、山内 (2011)、森 (2001)、李 (1998)、及び勝野ほか (1990) が挙げられ、日本人との国際結婚夫婦に絞ったものとしては、今井 (2011)、小島 (2007)、原 (1996)、Hara, T. et al. (1994) が挙げられる。また、やや古い年代のものであるが、在日コリアンを扱ったものとして、金 (1971)、及び金 (1977) が挙げられる。

山内 (2011) は、日本人との国際結婚夫婦に限らず、日本における外国人女性の出生数並びに出生率について国籍別、都道府県別に整理し、日本の出生数や出生率に対するそれらの影響を検討した。その結果、外国人女性の出生率は、欧州における移民のように現地人と比べて高いということはなく、その要因の 1 つとして、有配偶外国人女性の平均出生児数の少なさを示唆している。また、特に近年、出生率が低下しているとしている。

また、森 (2001) は、人口動態統計から外国人女性の国籍別総出生率、及び合計出生率を算出し、出生力の水準からフィリピン、タイなどの高位グループ、ペルーなどの中位グループ、そして米国、ブラジル、英国などの低位グループの 3 つに分けている。

同様に、外国人女性のマクロな出生力を時系列で追ったものとしては、李 (1998) が挙げられる。李は、戦後 1950 年からの外国人女性による出生数について整理しており、母親の国籍別でみた場合、これまで韓国・朝鮮籍女性による出生が主流であったものが、次第に中国籍女性などニューカマーによる出生数にとってかわられつつあることを明らかにしている。

また、こうした傾向を婚姻数との関係から明らかにしたものとしては、勝野ほか (1990) が挙げられる。勝野は、日本で結婚した外国人女性が結婚後、日本人と同じペースで出産していくものと仮定して、1975～93 年までの夫妻の国籍別婚姻数から外国人女性の出生数を推計している。その結果、実績値と比較して、数%の誤差の範囲の推定結果を得ており、外国人女性の出産数のおよその水準と傾向をつかむことに成功している。

一方、外国人女性全般についての研究ではなく、日本人との国際結婚をした女性を対象を絞った研究としては、まず、小島 (2007) が挙げられる。小島は、国際結婚夫婦の出生力という観点から 2000 年国勢調査のミクロデータを用いて、夫婦の既往出生児数について分析を行い、その結果、妻の国籍により既往出生児数や出産年齢が異なり、その背景には、母国への送金希望や日本人男性側の性別役割分業観からの影響があることを指摘している。

また、原 (1996)、及び Hara, T. et al. (1994) においては、日本における国際結婚件数と、外国籍の親を持つ「国際児」の出生数の間に密接な統計的関連があることを明らかにする一方で、国際結婚件数と国際児の出生数の間の関係は国籍によって異なることを指摘している。なお、今井 (2011) は、原 (1996) と同じ手法によって、2009 年までのデータを用いた分析を行っており、日本人を夫とする国際結婚夫婦の出生力が低いことを明らかにしている。

更に、やや時代が遡るが、在日コリアンの出生力について分析したものとして、金 (1971) が挙げられる。金は、1955～1968 年までの「在日朝鮮人」の出生力が数年のずれを持つこ

ともあるものの、ベビーブーム、丙午を始め日本人とほぼ同様のパターンを示していることを明らかにしている。また、1968年、69年の出生力について人口動態統計の個票から分析した結果、総再生産率、及び純再生産率で見て1を割る水準であり、日本人よりもむしろ低い値を示すことを明らかにしている。

また、金(1977)は、1965～75年における「在日韓国人」の出生力について分析を行い、15-49歳女性を分母人口とした総出生率(GFR)を見ると、この間、減少傾向にあるが依然として日本人よりも高い水準にあることを指摘している。また、丙午の年にあたる1966年には、在日外国人の中で唯一、日本人と同様出生力の低下が見られたことから、「在日韓国人」は日本社会への環境適応が進んでいる民族集団であるとしている。

これらの研究は、日本における外国人女性の出生力の国籍ごとの水準や、その時系列で見た変化について、国際結婚数の増加などの背景と結びつけて明らかにしている点で、非常に参考になる。その一方で、国際移動からの影響や、その下位集団間の差異について言及したものは少なく、こうした点について明らかにすることが求められているといえよう。

2.3. 問題設定

以上を踏まえ、本研究では以下の問について検証を行う。第一の問は、外国人女性の出生力は、国際移動による中断効果(disruption-effect)の影響を受けるかどうか、というものである。これは、出生力の低下と、その後の追いつき効果(catch-up effect)による上昇の双方を含んだ問である。これは、出生力の変化に関する問であるといえる。

第二の問は、外国人女性の出生力は本国にとどまった女性より低く、日本人女性と同程度であるかというものである。これは、第一の問に対する結果如何によって、適応モデル(adaptation model)、あるいは選別モデル(selection model)が妥当することとなる。つまり、中断効果の結果、出生力が低く抑えられ、日本人女性と同程度となった場合には、出生行動の日本への適応が起こったと捉えることが可能であるし、中断効果がなく、移動前から出生力が既に調整されている場合には、選別効果があったと考えられるだろう。また、中断効果が確認されたにも関わらず、追いつき効果によりその後、出生力が上昇し、結果的に本国に残った場合と変わらない場合も考えられる。これは、出生力の水準に関する問であるといえる。

なお、これらの問の検証にあたっては、いずれの場合もその下位集団間の差異に注目する。その理由は、先行研究によって明らかにされているように、外国人女性の出生行動は学歴や現地人との婚姻関係などの下位集団ごとに大きく異なることが予想されるためである。本研究ではこうした点についても、注目したい。

こうした問に答えることで、これまで日本人女性や本国の出生力と比較して一般的に低いとされて来た日本における外国人女性の出生力が、どの程度であるかを明らかにすることができるだろう。また、その結果、外国人女性の出生行動が、日本の人口動態に対する潜在的な影響力についても示すことができるものと思われる。

3. データ、及び方法論

3.1. データについて

本研究で用いるデータは、1990年、及び2000年の国勢調査の個票データである¹。外国人女性の出生力を求めるに当たっては、通常、出生数を人口動態統計²から、母親人口を登録外国人統計³から用いることが多い（山内 2011）。この理由は、これらの統計が出生数と母親人口それぞれについて、既存の統計の中で最も捕捉率が高いことによるものである⁴。

それに対して、本研究では出生数、及び母親人口のいずれについても、国勢調査のデータを用いる。この理由は、国勢調査は登録外国人統計や、人口動態統計と比べて捕捉率は若干、落ちるものの、日本への移住時期や本人の社会経済的属性についての情報を含むことから、国際移動の時期や、下位集団間の出生力の違いを明らかにすることを目的とした本研究の目的と合致するためである。

今回、分析対象とするのは、人口規模が大きく、日本の人口動態への影響が大きいと考えられる、韓国・朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ブラジル、ペルー、米国、及び英国人女性である。

3.2. 方法論について

分析に当たっては、同居児法（Grabill & Cho 1965; Cho, Grabill & Bogue 1970; Bogue 1971; Cho 1973; Shryock & Siegel 1976; United Nations 1983; 日本統計協会 1990）を用いる。これは、人口調査の調査票を「届出遅れの人口動態届」を見なすことによって、過去10数年間にわたる出生児数と「母の年齢」別出生児数を復元し、1つの人口調査から過去の女子の年齢別出生率とその年次ごとの合計値である合計出生率を推定する方法である（日本統計協会 1990:1）。具体的には下記の方法で求める。

まず、各世帯において母親とその子を特定する。本分析では、続き柄が子である者を当該世帯における子とした。またこれに対し、世帯主の内、女性であるもの、あるいは世帯主の妻に相当する者を母とした。これは孫に相当する続き柄の者は外国人全体の1%に満たない程度であり、3世代同居の場合については、考慮する必要がないと判断したためである。その上で、以下の方法により、個々の女性の出生歴を示すと、以下のようになる。

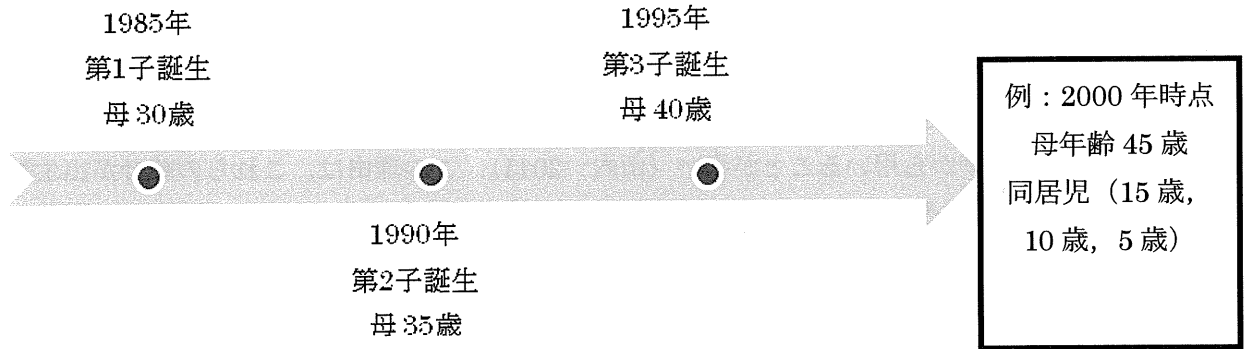
¹ 本データは総務省統計局「国勢調査」の調査票情報を独自集計したものである。

² 厚生労働省

³ 法務省

⁴ 石川（2005）によれば、外国人人口に関しては、国勢調査は過少計上であり、在留外国人統計の方がより信頼できるとしている。出生に関する統計としては、人口動態統計以外そもそも存在しない。

図表 2 同居児法の考え方



これを、全ての女性について集計すると、調査年次 t 年より $a-0.5$ 年前における $x-a-0.5$ 歳の女性の年齢別出生率を求めることが可能となる。

図表 3 同居児法による年齢別出生率の求め方

$$ASFR_{x-a-0.5}^{t-a-0.5} = B_{x-a-0.5}^{t-a-0.5} / W_{x-a-0.5}^{t-a-0.5}$$

t =調査年次
 x =調査時の母の年齢
 a =調査時の子どもの年齢

なお、本来は出生数、及び母人口については、死亡率等を用いて補正を行うことが通常（日本統計協会 1990）だが、今回は省略した。その理由は、外国人については適当な死亡率の設定が困難であることに加え、本研究では調査時点で観察された人口集団の過去の出生行動の変化を明らかにすることが目的であり、過去に死亡した者は分析対象としないためである。

こうした方法により、特定の集団についての過去の出生行動を明らかにできるわけだが、本手法は同時に一定の限界も有する。それは、子どもが親と同居していない場合に、出生力を正確に把握できないということである。この点について、本稿で確認するすべはないと言わざるを得ないが、データの解釈にあたってはこうした可能性についても常に考慮に入れることとしたい。

分析にあたっては、5年前の居住地により、大まかな移動時期を推測することが可能である。具体的には、5年前の居住地が海外である場合、日本への移動時期は2000年調査の場合には1995年、あるいは1990年調査の場合には、1985年以降と推測される。また、これが国内である場合には移動時期はそれぞれ1994年、あるいは1984年以前であると考えられるが、韓国朝鮮籍を除くニューカマー外国人の大半が、1990年代に来日したことを考えると、2000年の場合については、実質的な移動時期は1990年以降に集中しているものと想定される。

図表 4 5年前の居住地と移動時期の関係

調査年	1990年	2000年
5年前の居住地	移動年 (y_t)	
海外	$y_t \geq 1985$	$y_t \geq 1995$
国内	$y_t < 1984$	$y_t < 1994$

3.3. 推定モデルについて

このように同居児法によって、おおまかな傾向について明らかにしたのち、SUR (seemingly unrelated regression) によって出生タイミング、及び出生力の水準がどのような要因によって決定されているかを詳細に検討する。

まず、出生タイミングについては以下の式を時点 $t=i$ と $t=i-5$ の場合について、それぞれ SUR によって同時推定する。SUR を用いるのは、従属変数は出生数の前期からの差分であることから、反動減や反動増を通じて同一個人内で強い相関を持つと考えられるためである。

$$\Delta CEB_t^5 = \alpha + X' \cdot \beta + \varepsilon$$

ΔCEB_t^5 = 時点 t と $t-5$ における過去 5 年間の出生数の差分

X' = 個人属性 (年齢, 年齢の二乗, 有配偶 (=1), 家事従事 (=1), 本人学歴, 夫日本人 (=1), 夫との年齢差, 夫職, 居住自治体人口規模, 居住自治体同胞人口, 15 歳以下同居児数)

α = 定数項, ε = 誤差項

従属変数は、個々の女性の時点 t と $t-5$ における過去 5 年間の出生数の差分である。これは、調査時点を起点に 5 年刻みで過去 15 年間で 3 分割したものであり、各女性の過去の出生パターンの変化を示すものと考えられる。

推定結果の解釈としては、マイナスの結果が得られた場合には、中断効果が見られたと解釈し、プラスの場合には追いつき効果が見られたと解釈する。また、定数項の符号によって、全体的な効果の方向性を判断し、その結果と個々の係数を合わせて見て、中断効果 / 追いつき効果が緩和 / 促進されたという表現をとる場合があるが、個々の係数の評価基準は変わらない。なお、追いつき効果は中断効果とセットで確認されない場合も、プラスの結果が得られた場合には追いつき効果があったと判断する。これは、本推定が出生力の前期からの変化の方向を確認するだけであり、基準となる出生力の水準を特定できないためである。仮に中断効果が前の期で見られなかったとしても、その前に出生力が低く抑えられていれば、その後、出生力が上昇した場合は、追いつき効果があったと考える場合などが、これに該当する。

なお、推定に当たっては、5 年前の居住地が海外か国内かによってサンプルを分けること

で、国際移動からの期間について幅を持った形であるが示すことができる。ここでは5年前の居住地が海外 ($0 > L \geq -5$, $5 > L \geq 0$) であるサンプルを中心に見ることで、国際移動による出生タイミングの変化に注目するとともに、より長い滞在期間 ($L \geq 5$) についても見ることで、より長期の滞在から出生行動がどのように変化するのかを明らかにする⁵。

図表 5 時点 t と推定滞在期間の関係

時点 t	$t=i-5$	$t=i$
	(1985, 1995 年)	(1990, 2000 年)
5 年前の居住地	(推定滞在期間 (L) の範囲)	
海外	$0 > L \geq -5$	$5 > L \geq 0$
国内	$L \geq 0$	$L \geq 5$

X' は、出生行動に影響を与えると考えられると考えられるものが含まれる。年齢、年齢の二乗、有配偶、学歴、及び家事従事であるかどうかは、女性自身の属性の内、生物学的な妊孕力等、出生行動に大きく影響すると考えられるものである。次に、夫日本人、夫との年齢差、夫職は、夫の階層的な位置づけを示すものであり、社会経済的な面から出生力に影響を及ぼすものと考えられる。居住自治体同胞人口については、同胞人口の地理的な集積により、何らかの社会関係資本が形成され、それによる出生行動への影響があるかどうかを見るためのものである。なお、居住自治体人口は自治体人口規模と同胞人口は比例的關係にあると考えられることから、これを統制するための変数である。最後に、15歳以下同居児数については、本モデルが出生タイミングの変化を見るためのものであることから、出生力の水準について統制するための変数である。

次に、出生力の水準の検証にあたっては、カウントデータモデルの内、負の二項分布回帰モデル (negative binominal regression) を用いる⁶。これは既往出生児数 (children ever born (CEB)) を推定する際に広く用いられる方法である (Parrado & Morgan 2008, Frank & Heuveline 2005)⁷。従属変数は、15歳以下の同居児数を用いることとし、説明変数は基本的に出生タイミングの変化についての分析で用いたものと基本的に、同様である。

⁵ $L \geq 0$ の場合については、解釈が困難であるため、 $L \geq 5$ を見る上での参考程度にとどめる。

⁶ 負の二項分布回帰モデルで推定結果が収束しない場合には、ポワソン回帰モデルを用いた。なお、負の二項分布ではいずれも過剰分散 (over dispersion) が見られた。

⁷ 負の二項分布の他に、ポワソン回帰、OLS を用いた分析などが見られる。

図表 6 説明変数定義リスト (出生タイミング)

変数名	定義
従属変数：時点 t と t-1 における過去 5 年間の出生数の差分	
年齢	調査時点での本人年齢 (歳)
年齢の二乗	上記年齢の二乗
配偶関係	有配偶 (=1) とそれ以外 (=0)
本人学歴	大学／大学院，短大／高専，高校卒の中学卒以下に対するダミー変数
家事従事	家事従事 (=1) とそれ以外 (=0)
夫が日本人 (=1)	夫国籍が日本 (=1)
夫との年齢差	夫年齢から妻年齢を引いたもの
夫職業	夫職業 (10 分類) と失業 (=0)
居住自治体の同胞人口規模 (人)	居住自治体内に住む同一国籍人口規模 (人)
居住自治体人口規模 (人)	居住自治体の総人口
15 歳以下同居児数 (続き柄，子)	続き柄が子である 15 歳以下の同居児数

図表 7 説明変数定義リスト (出生力レベル)

変数名	定義
従属変数：続き柄が子である 15 歳以下の同居児数	
年齢	調査時点での本人年齢 (歳)
年齢の二乗	上記年齢の二乗
配偶関係	有配偶 (=1) とそれ以外 (=0)
本人学歴	大学／大学院，短大／高専，高校卒の中学卒以下に対するダミー変数
家事従事	家事従事 (=1) とそれ以外 (=0)
夫が日本人 (=1)	夫国籍が日本 (=1)
夫との年齢差	夫年齢から妻年齢を引いたもの
夫職業	夫職業 (10 分類) と失業 (=0)

このようにして得られた推定結果をもとに，既往出生児数を予測し，それが本国の出生率，及び日本人女性の出生率と比較してどの程度の水準であるかを明らかにし，適応／選別モデルの妥当性について検証することとする。

4. 外国人の在留の状況について

推定結果を見ていく前に、出生力を見ていく上で重要な点について、記述統計から概観しておきたい⁸。

まず、5年前の居住地別に見ておきたい。いずれの国籍においても、5年前の居住地が海外である人々、つまり来日以降5年以内の人たちが多いことに気付くだろう。これは韓国・朝鮮籍人口を除けば、その多くが1990年代以降来日したニューカマーであることを示したものと見える。

また、男女比を見ると、フィリピン、タイ国籍で女性比率が高く、その一方で米国、英国国籍では男性比率が高い。これらは前者がエンターテイナーとしての入国や、日本人男性の配偶者としての滞在が多いこと、後者が企業派遣等による男性中心の滞在が多いことを示すものと思われる。

図表 8 5年前の居住地別に見た国籍別人口（2000年）

5年前の居住地	海外			国内			合計	
	男性	(%)	女性 (%)	小計	男性 (%)	女性 (%)		
中国	46,006	(40.7)	66,942 (59.3)	112,948	55,076 (44.9)	67,676 (55.1)	122,752	235,700
フィリピン	6,562	(18.7)	28,620 (81.3)	35,182	8,424 (15.2)	47,023 (84.8)	55,447	90,629
ブラジル	47,858	(54.8)	39,514 (45.2)	87,372	47,852 (55.3)	38,675 (44.7)	86,527	173,899
ペルー	5,010	(52.4)	4,557 (47.6)	9,567	11,745 (55.6)	9,368 (44.4)	21,113	30,680
タイ	2,399	(32.1)	5,082 (67.9)	7,481	3,389 (22.4)	11,718 (77.6)	15,107	22,588
韓国・朝鮮	13,441	(40.8)	19,499 (59.2)	32,940	220,743 (47.1)	247,807 (52.9)	468,550	501,490
米国	9,718	(61.8)	6,005 (38.2)	15,723	12,807 (63.2)	7,452 (36.8)	20,259	35,982
英国	3,395	(61.9)	2,088 (38.1)	5,483	2,989 (68.9)	1,347 (31.1)	4,336	9,819

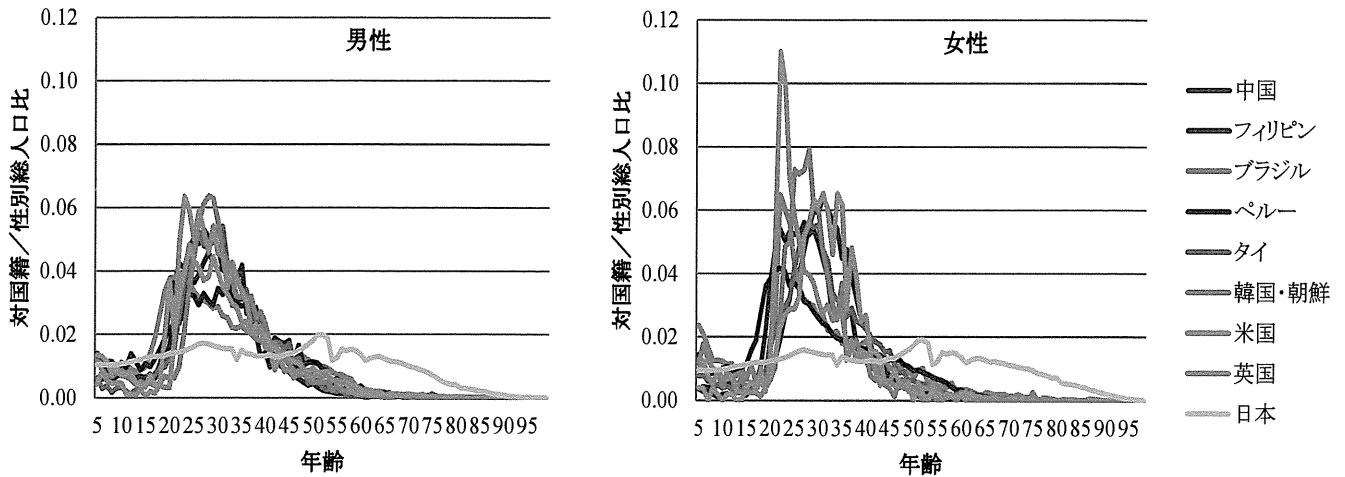
次に、性／年齢の構成について見ておきたい。まず、5年前の居住地が海外である場合について見ると、国籍によって若干ピークとなる年齢は異なるものの、20-40代半ばにかけての人が多くを占めるという構造が確認されたといえるだろう。これは、日本における外国人の多くが、就労や留学を目的として来日したものであることを意味するだろう。

一方で、5年前の居住地が国内である場合について見ると、女性の一部の国籍でこうした状況は変化する。具体的にはフィリピン、及びタイ国籍において25-35歳の占める割合が大きくなっており、この背景には日本人男性との国際結婚による在留が多いことがあるものと思われる⁹。その他の点については、ピーク年齢が約5歳分上方にシフトしたこと、及び年齢構成のばらつきが若干上昇したといった特徴が挙げられる。なお、韓国・朝鮮については特別永住者の年齢構成を反映して、日本人と近い年齢構成である。

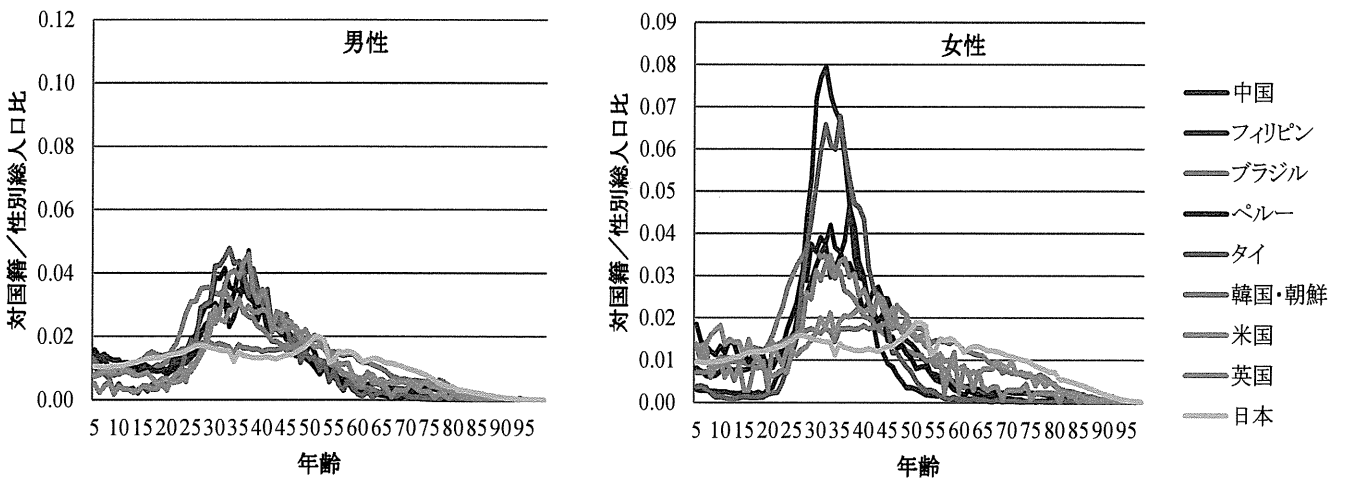
⁸ 以下、記述統計の出所は全て総務省統計局「国勢調査」の調査票情報を独自集計したものである。

⁹ 登録外国人統計では、性別・在留資格別の人口構成を見ることはできないものの、フィリピン、タイ国籍については日本人の配偶者等の占める割合が高く、後述するように日本人男性との配偶率から考えても、年齢構成が他の国籍と異なる理由として妥当であると考えられる。

図表 9 国籍別にみた性年齢別構成
(2000年, 5年前の居住地=海外)



図表 10 国籍別にみた性年齢別構成
(2000年, 5年前の居住地=国内)



以上のことから、日本における外国人は2000年時点では、韓国・朝鮮を除けば、来日してから日が浅いニューカマーが多くを占めること、それらの多くは就労や留学を目的とした者が多いと考えられることから、20代から40代にかけてと若い年齢層を中心としたものであることが示されたといえよう。その一方で、フィリピン、タイ人女性では女性人口の比率が高く、結婚、出産に適した20代後半から30代半ばにかけての占める割合が高いことなど、日本人男性との国際結婚による潜在が多く占めることをうかがわせる結果も得られた。

よって、以下では、こうした情報をもとに、本稿で分析対象とする40歳以下で本人の続き柄が世帯主か世帯主の妻である女性に対象を絞って見ていきたい。

まず、配偶関係について見ると、米国、英国を除けば、日本人女性と比較して、既婚率

が高いことが示された。特にこれは、ブラジル、ペルー人女性の間で高い。その一方、これらの国籍では夫が日本人であるものの割合は他の国籍と比較して突出して低い。これは、5年前の居住地が国内の場合でも基本的に変わらない傾向であり、これらの女性は家族単位で来日した者が多いことを示すものと思われる。また、米国、英国人女性は他の国籍と比較して、やや既婚率が低いことから、これらの女性が就労や留学のために単身で来日する機会が多いことを示すものと思われる。その他の国籍についても既婚率は5割を超えており、その中でも、フィリピン、タイ人女性については、既婚者の内、夫が日本人であるものの割合が突出して高い。離婚率についてみると、フィリピン、及び韓国・朝鮮人女性において、5年前の居住地が国内である場合に、他の国籍と比較して高いことが注目される。

なお、いずれの国籍でも5年前の居住地が国内である場合の方が、既婚率、及び夫が日本人である者の割合のいずれも高く、外国人同士の家族形成や、日本人との国際結婚が外国人女性にとって日本での滞在と密接な関連を有することを示すものと考えられる。

図表 11 外国人女性の配偶関係（2000年、5年前の居住地＝海外）

国籍	配偶関係(%)				
	未婚	既婚	(既婚者の内) 夫日本人	死別	離別
中国	41.9	57.1	34.1	0.1	0.9
フィリピン	41.1	57.5	84.3	0.1	1.2
ブラジル	20.0	78.1	3.3	0.2	1.7
ペルー	19.5	78.7	8.3	0.2	1.5
タイ	25.2	72.8	80.8	0.3	1.7
韓国・朝鮮	42.9	55.6	44.1	0.2	1.4
米国	58.4	40.4	24.0	0.1	1.1
英国	68.4	31.1	25.9	0.0	0.6
日本	53.8	43.0	99.8	0.2	2.8

注1: 日本については、5年前の居住地や続柄は特定していない。

注2: 日本人の値の内、夫日本人の割合は女性全体の値。

図表 12 外国人女性の配偶関係（2000年、5年前の居住地＝国内）

国籍	配偶関係(%)				
	未婚	既婚	(既婚者の内) 夫日本人	死別	離別
中国	16.1	80.4	48.1	0.3	3.2
フィリピン	6.2	87.8	90.9	0.6	5.4
ブラジル	14.7	82.8	13.2	0.2	2.3
ペルー	10.3	86.8	14.0	0.3	2.5
タイ	7.3	89.6	86.5	0.5	2.5
韓国・朝鮮	17.8	74.8	45.8	0.7	6.8
米国	24.2	73.0	64.1	0.2	2.6
英国	30.3	66.7	64.2	0.0	3.0
日本	53.8	43.0	99.8	0.2	2.8

注1: 日本については、5年前の居住地や続柄は特定していない。

注2: 日本人の値の内、夫日本人の割合は女性全体の値。

では、外国人女性の内、仕事が家事であるものの割合について見てみよう。これは、外国人女性の在留に家族形成がどのような役割を果たすかを見る上で重要である。

すると、外国人女性の家事従事率は5年前の居住地が海外である場合には、タイ人女性だけが日本人女性よりも高く、次いでフィリピン、韓国・朝鮮人女性が日本人女性とほぼ同程度であり、それ以外については20%台や10%台と非常に低いことがわかる。このことは、来日する外国人女性の多くが、就労や留学などを目的とした来日であり、家族単位での来日はそれほど多くないことを意味するだろう。一方で、タイやフィリピン人女性のように既婚率や、その内、日本人男性を夫とする者の割合が高い場合には、家事従事率が高くなるという関係が見出される。

一方で、5年前の居住地が国内の場合には、家事従事率はいずれの国籍においても上昇し、ブラジル、ペルー、米国、英国人女性についても30-35%近傍まで上昇すると同時に、それ以外の国籍についても日本人女性を上回ることとなる。これは、滞在期間が長くなる場合、外国人女性は家族単位での滞在が多くなることを意味するだろう。

図表 13 外国人女性の家事従事者の割合 (2000年)

5年前の居住地 国籍	海外		国内	
	家事	それ以外	家事	それ以外
中国	23.4	76.6	42.7	57.3
フィリピン	39.9	60.1	57.3	42.7
ブラジル	16.6	83.4	28.6	71.4
ペルー	23.7	76.3	32.9	67.1
タイ	51.2	48.8	61.4	38.6
韓国・朝鮮	39.9	60.1	46.0	54.0
米国	21.9	78.1	36.3	63.7
英国	17.2	82.8	30.4	69.6
日本	-	-	41.9	58.1

注1: 数値はパーセンテージ表示。

注2: 日本については続き柄、5年前の居住地を特定していない。

では、個人の出生行動に大きく影響を及ぼすと考えられる学歴構成の点からは、どのような特徴を持つのであろうか。このことを確認すると、外国人女性の学歴は、日本人女性と比較して特に低いということはないことがわかる。むしろ、大学・大学院の割合を見ると、日本人女性よりも高い場合が多く、モード（最頻値）で見ても、高校と日本人女性と同じである場合が多い。これは日本に来る外国人女性の多くが、比較的高度な教育を受けた者が多いことを意味する。このことは、日本における外国人女性が本国の出生行動とは異なるパターンを持つ可能性を示すものといえよう。

図表 14 外国人女性の学歴構成 (2000年)

国籍	5年前の居住地 海外				国内			
	中学以下	高校	高専 ／短大	大学 ／大学院	中学以下	高校	高専 ／短大	大学 ／大学院
中国	24.6	32.0	15.0	28.5	13.1	32.3	15.5	39.1
フィリピン	20.7	55.4	8.4	15.5	18.6	54.0	9.0	18.4
ブラジル	26.1	54.7	8.5	10.7	23.9	54.5	9.0	12.6
ペルー	23.4	44.3	10.1	22.1	21.1	48.3	10.7	19.8
タイ	40.3	36.2	6.5	17.1	50.1	37.7	5.2	7.0
韓国・朝鮮	3.7	31.0	19.9	45.5	9.8	55.0	18.8	16.4
米国	0.6	8.8	4.0	86.5	5.0	22.6	7.5	64.9
英国	0.8	8.4	4.5	86.3	3.3	21.6	11.3	63.8
日本	-	-	-	-	4.9	45.2	32.8	15.2

注1: 数値はパーセンテージ表示

注2: 日本については続き柄、5年前の居住地を特定していない。

また、夫がいる場合にその職業について見ると、生産工程・労務に従事する者の割合が高く、社会経済的地位が低い者が多いことがわかる。その一方で、中国、韓国・朝鮮人女性のように夫が専門的・技術的職業である場合と、生産工程・労務である場合のいずれもが日本人女性よりも高く、二極化していることがわかる。また、米国、英国人女性については専門的・技術的職業、及び管理的職業であるものの割合が日本人女性の場合よりも突出して高く、これらの女性の多くが、高い社会経済的地位を持つと考えられるだろう。

図表 15 外国人女性の夫の職業 (2000年, 5年前の居住地=海外)

	中国	フィリピン	ブラジル	ペルー	タイ	韓国・朝鮮	米国	英国	日本
専門的・技術的職業	20.5	7.7	1.2	1.5	10.6	22.1	47.1	35.6	12.6
管理的職業	2.4	2.7	0.1	0.1	2.5	6.1	6.8	7.8	5.4
事務	8.3	6.3	0.8	1.2	8.9	11.2	22.9	25.0	12.2
販売	10.5	14.0	1.0	1.7	12.1	20.9	10.9	17.9	16.0
サービス	9.7	5.8	0.8	1.2	5.9	6.5	1.9	3.7	4.0
保安	0.7	1.3	0.0	0.1	1.1	0.9	1.3	0.9	2.3
農林漁業	1.8	2.2	0.3	0.5	2.0	0.9	0.2	0.9	5.7
運輸・通信	4.7	11.0	0.9	1.5	8.7	3.5	0.6	0.7	5.7
生産工程・労務	41.3	48.9	94.8	92.2	48.2	27.9	8.3	7.6	31.3

注1: 数値はパーセンテージ表示。

注2: 日本については、5年前の居住地を特定していない。

図表 16 外国人女性の夫の職業 (2000年, 5年前の居住地=国内)

	中国	フィリピン	ブラジル	ペルー	タイ	韓国・朝鮮	米国	英国	日本
専門的・技術的職業	21.1	6.6	2.4	1.8	7.2	13.2	39.4	33.8	12.6
管理的職業	4.1	3.5	0.8	0.5	2.5	7.2	7.5	5.7	5.4
事務	8.9	5.5	2.2	1.6	5.5	8.6	15.0	14.0	12.2
販売	15.4	14.6	2.7	2.7	11.0	21.7	13.8	20.7	16.0
サービス	9.6	6.0	1.5	1.9	5.6	9.4	4.1	6.0	4.0
保安	0.7	1.3	0.2	0.3	1.2	0.5	0.9	1.3	2.3
農林漁業	0.6	1.5	0.4	0.5	1.8	0.3	0.3	1.3	5.7
運輸・通信	4.7	12.0	2.9	3.1	10.6	5.9	2.5	2.3	5.7
生産工程・労務	34.9	49.0	87.0	87.8	54.7	33.3	16.6	14.7	31.3

注1: 数値はパーセンテージ表示。

注2: 日本については、5年前の居住地を特定していない。

では、居住地の点からはどのような特徴を持つのであろうか。まず、居住自治体の人口規模について見ると、いずれの国籍においても、人口規模は20万人程度であり、日本人に平均と比較して、やや人口規模が小さい自治体に居住する傾向があることが示された。また、同胞人口規模を見ると、平均的に4,000-6,000人程度の同胞人口がいるところに居住していることが示され、ある程度、集住する傾向にあることが示されたといえよう。

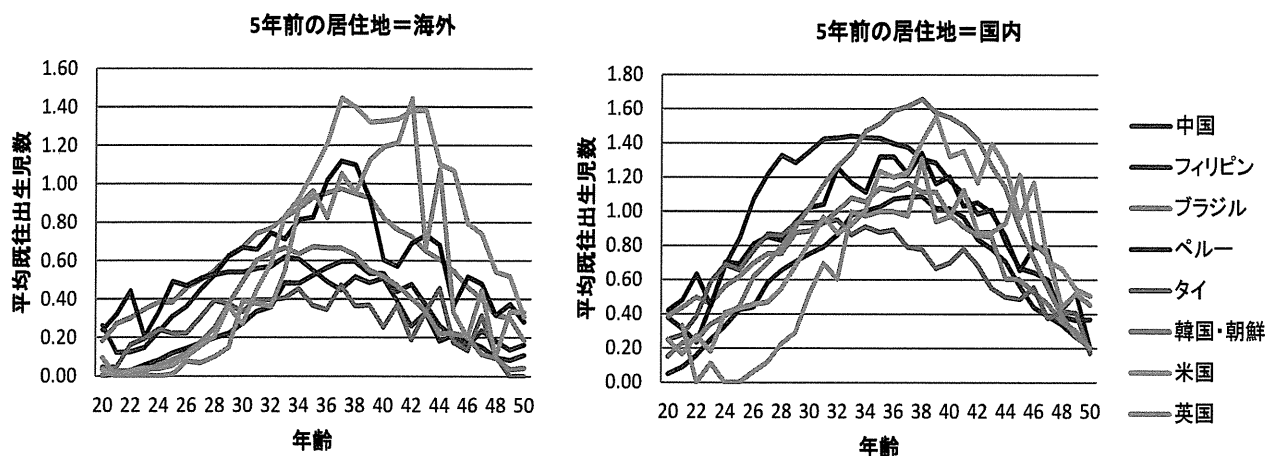
図表 17 外国人女性の居住自治体の平均人口規模（2000年）

5年前の居住地	海外		国内	
	同胞人口	自治体人口	同胞人口	自治体人口
中国	4,317.1	203,722.2	6,429.5	270,036.1
フィリピン	3,575.5	177,665.9	4,692.8	227,675.4
ブラジル	3,650.1	143,723.0	4,081.4	166,267.4
ペルー	3,455.0	154,113.3	3,764.5	168,742.7
タイ	3,886.5	182,649.6	3,851.3	177,365.1
韓国・朝鮮	7,455.6	258,780.7	7,577.1	238,343.6
米国	4,171.3	200,130.1	5,187.0	236,058.4
英国	4,171.2	204,022.4	5,802.4	242,549.7
日本	-	359,023.9	-	359,023.9

注：平均人口(人)

最後に15歳以下の平均同居児数について見ておきたい。それによると、女性の年齢が40歳で平均同居児数は概ねピークを迎え、その後低下することが示された。これは、後程行う各種推定において対象を40歳以下の女性に絞ることの適切さを示すものといえよう。また、国籍によりピーク値の年齢やその水準が異なることが示されており、外国人女性の出生行動が国籍によっても大きく異なることを示すものといえる。

図表 18 外国人女性の平均同居児数（15歳以下）（2000年）



5. 分析結果

5.1. 出生率の推移

では、同居児法によって求められた合計出生率の推移を検討していきたい。

5.1.1. 中国人女性

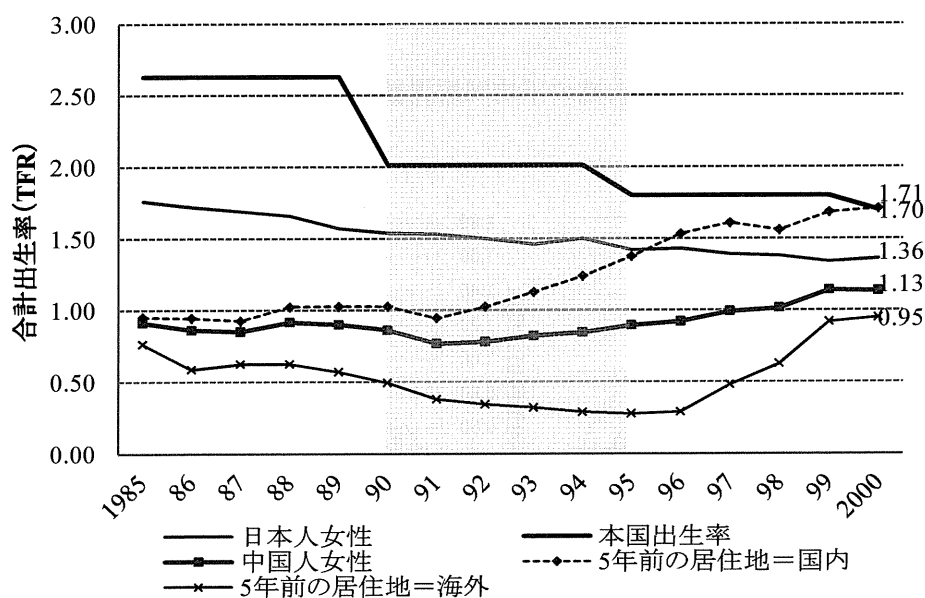
中国人は1990年代以降のニューカマー外国人の増加によって著しい増加を示したグループであり、当初は留学生などの学生として、近年では高度専門職として日本で就職するものも増加してきているなど、定住化のモデルケースといえることができるだろう。

中国人女性の出生率を見ると、2000年で1.13と日本人女性、及び本国出生率と比較しても低く、山内（2011）や森（2001）による先行研究とも整合的である。しかし、5年前の居住地が国内の場合、出生率は1.71と本国出生率とほとんど同じ水準であり、日本人女性よりも高い。一方で、5年前の居住地が海外の場合、出生率は低く0.95であることが示された。

次に国際移動との関係を見てみたい。5年前の居住地が海外の場合、国際移動が行われたのは1995年以降となるが、この間、1985年から1996年にかけて出生率は緩やかに低下した後、1997年から上昇していることがわかる。また、5年前の居住地が国内の場合、先述した通り、国際移動は1990年以降に集中的に行われたと想定されるが、この間の動きを見ると、出生率は1990年までほぼ横ばいで推移した後、1992年より上昇を開始し、2000年には1.71と本国と殆ど同じ水準まで上昇した。

こうしたことから、国際移動による中断効果により、出生率はいったん低下、ないしは低く抑えられ、その後、追いつき効果により5～10年程度かけて本国¹⁰と同程度まで上昇すると考えることができるだろう。

図表 19 中国人女性の出生率の推移（2000年調査）



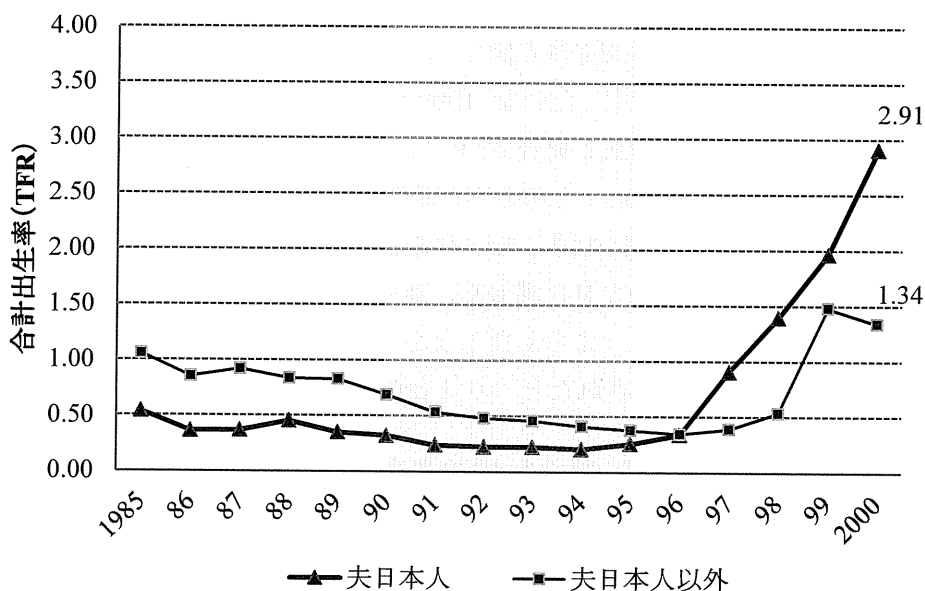
¹⁰ United Nations (2010) による。

では、夫が日本人の場合について見るとどうであろうか。先行研究では主に日本人男性と国際結婚をした外国人女性が分析対象とされて来たため、本分析でも関心が持たれる。

まず、夫日本人で5年前の居住地が海外である場合、1997年以降、出生率は急速に上昇し、2000年には2.91と1995～96年の水準の約6倍程度にまで上昇したことがわかる。次に、夫が日本人以外の場合¹¹には、移動後の出生率の上昇傾向は夫日本人の場合と比較すると弱いものの、それでも2000年の出生率は1.34と日本人女性とほぼ同程度の水準であったことがわかる。

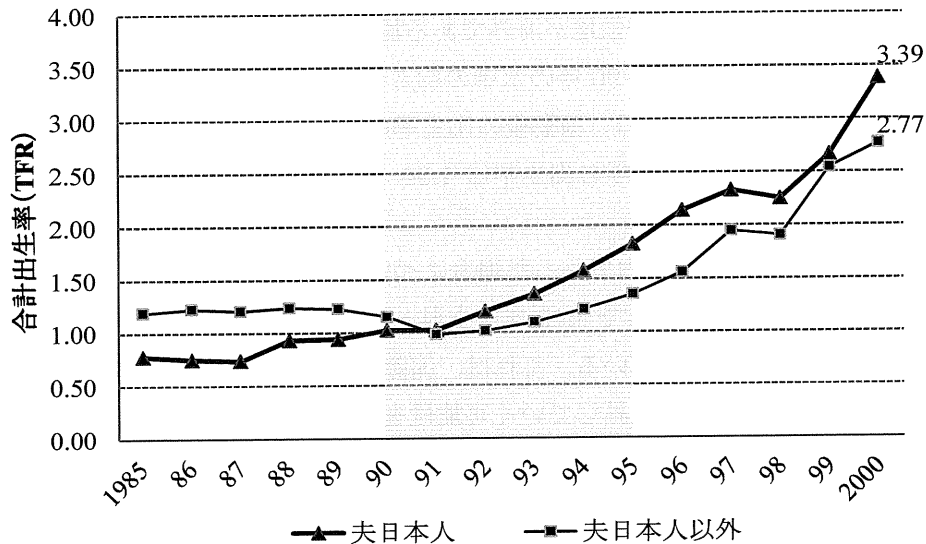
同様に5年前の居住地が国内であった場合について見てみると、夫日本人の場合、出生率の上昇は更に著しく、2000年で3.39まで上昇しており、夫が日本人以外の場合にも2.77と非常に高い水準まで上昇している。これは、国際移動から少なくとも10年間程度は、追いつき効果により、出生率が上昇していく可能性を示すものといえよう。

図表 20 夫国籍別にみた中国人女性の出生率の推移
5年前の居住地＝海外、2000年調査)



¹¹ 既婚者に限定。

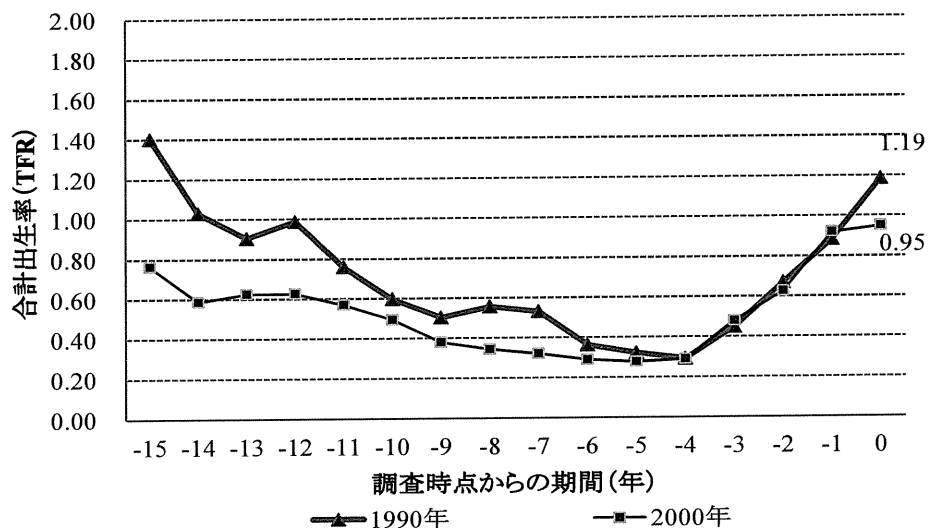
図表 21 夫国籍別にみた中国人女性の出生率の推移
(5年前の居住地=国内, 2000年調査)



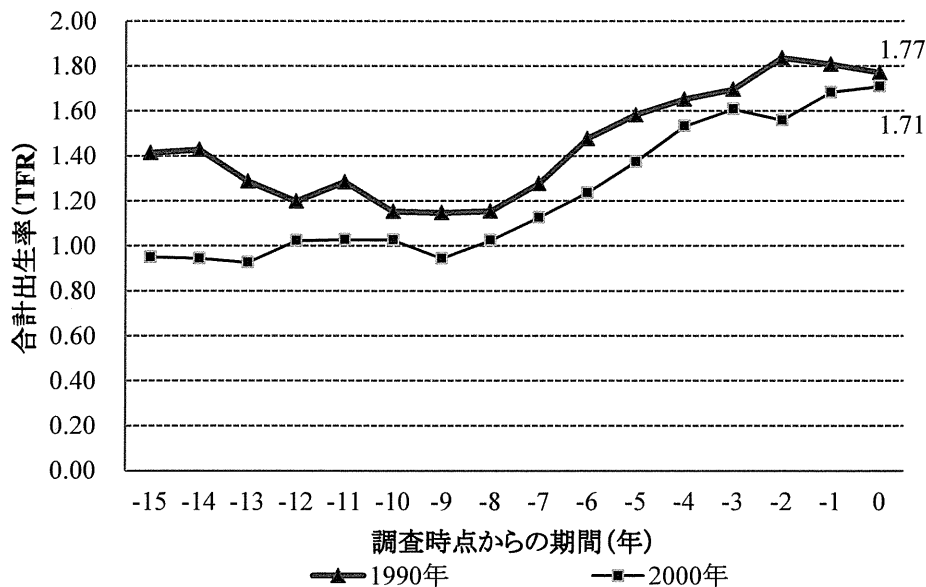
では、こうした影響は異なる調査時点間でどう変化するのであろうか。出生率に対する国際移動の影響がどのように変化したかを、1990年調査のデータを用いて検証してみたい。

まず5年前の居住地が海外である場合について、1990年調査と2000年調査の結果を比較すると、移動が集中的に行われたと考えられる時期から約5年前に、それまで緩やかに低下しつつあった出生率が急激に上昇していることが見て取れる。また、同様に5年前の居住地が国内である場合について見た場合も、調査年に関わらず、ほぼ同じ出生率の変化のパターンを示すことがわかる。こうしたことから、国際移動の影響はいずれの調査年においてもある程度普遍的に観察されたということができよう。

図表 22 中国人女性の出生率の推移の1990年調査との比較(5年前の居住地=海外)



図表 23 中国人女性の出生率の推移の 1990 年調査との比較
(5 年前の居住地=海外)



こうしたことから、中国人女性の出生率は国際移動による中断効果により、当初は低く抑えられ、その後、移動からの時間的経過に伴って上昇していくことが示されたといえよう。その結果として、出生力は移動から約 10 年間程度の後には、本国とほぼ同程度の水準まで上昇する可能性が示され、適応効果や選別効果など、出生力の現地水準への収斂現象に関する仮説は妥当しない。さらに、こうした傾向は夫が日本人の場合により顕著であることも示された。また、異なる調査時点間でも、国際移動は出生率に対して、ほぼ同じ効果をもたらしており、こうした効果がある程度、普遍的であることを示したものといえよう。

5.1.2. フィリピン人女性

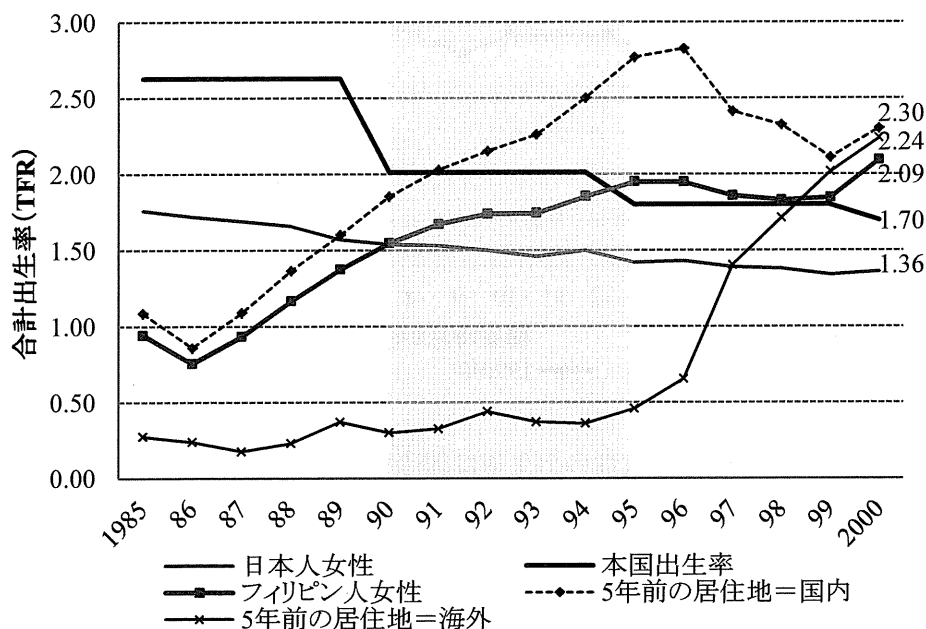
フィリピン人女性は、1990 年代以降、主にエンターテイナーとして入国するものが多く、また、それに伴って、日本人男性との結婚という経路をたどるものが多く、出生行動と関連が深いグループであるといえよう。

フィリピン人女性の出生率を見ると、2000 年時点で 2.09 と日本人女性、及び本国の出生率のいずれよりも高い水準であることが示された。また、これは 5 年前の居住地別に見た場合も同様であり、これが国内である場合には 2.30、海外である場合には 2.24 といずれも高い水準にあることがわかる。

国際移動からの影響を見ると、5 年前の居住地が海外の場合には、移動が集中的に行われたと考えられる 1995 年を境に、それまで低く抑えられていた出生率が急激に上昇していることが見て取れる。また、5 年前の居住地が国内の場合には、移動が集中したと考えられる時期よりも前の 1986 年から出生率は上昇を始め、1996 年に 2.83 とピークを付けたあと一旦低下していることがわかる。

以上のことから、フィリピン人女性は国際移動による中断効果により、出生率が低く抑えられた後、急激な追いつき効果を経験し、本国の出生率の水準に接近するものの、5～10年程度の内にはオーバーシュートしてしまい、その後、やや低下するというパスをたどったものと考えられる。

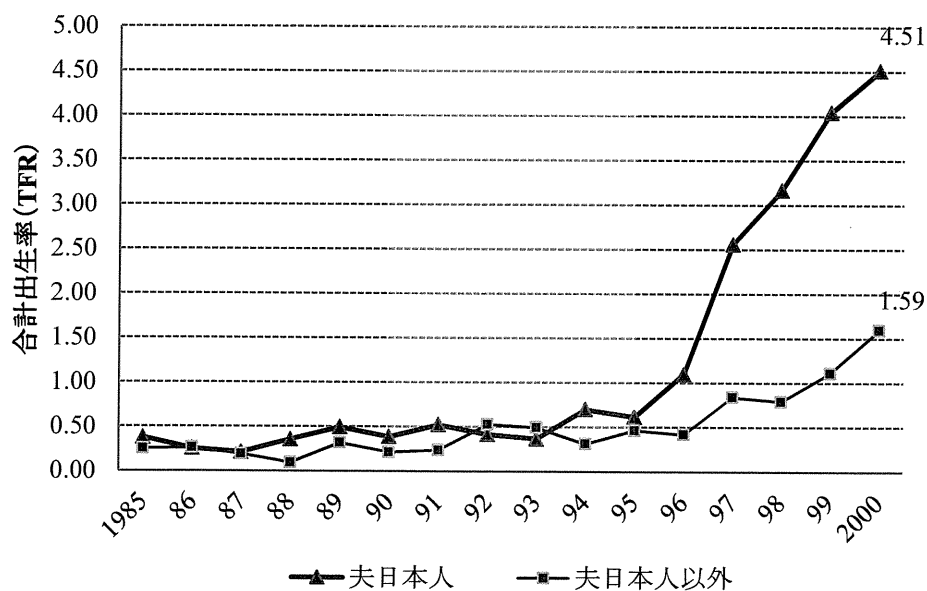
図表 24 フィリピン人女性の出生率の推移 (2000年調査)



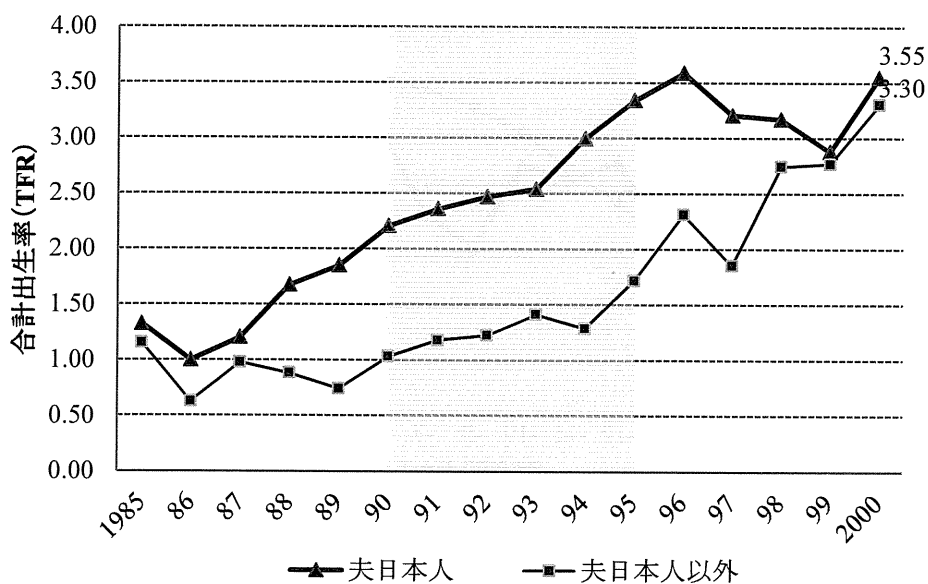
では、こうしたパターンは夫が日本人である場合にはどうなるのであろうか。まず、5年前の居住地が海外である場合を見ると、夫が日本人の時、1995年を境に出生率は急速に上昇し、2000年には4.51にまで到達したことがわかる。一方、夫が日本人でない場合には、こうした変化は限定的であり、2000年の出生率も1.59と緩やかなものとどまった。

次に5年前の居住地が国内の場合について見ると、夫の国籍にかかわらず1986年より出生率は上昇し始める点は共通であるが、夫日本人の場合には上昇ペースがより早く、1996年をピークとしてオーバーシュートしたと考えられる。一方、夫が日本人以外の場合にはこうしたオーバーシュートは見られず、単調増加をした後、最終的には夫が日本人の場合とほぼ同様の出生率となった。

図表 25 夫国籍別にみたフィリピン人女性の出生率の推移
(5年前の居住地=海外)



図表 26 夫国籍別にみたフィリピン人女性の出生率の推移
(5年前の居住地=国内)



なお、こうしたパターンは1990年調査の場合と比較しても、ほとんど変わりなく、国際移動による影響は、ほぼ普遍的な形で観察されたと考えることができるだろう。