

かなり近いことが示された。

震災の影響については、確定値と概数値の月別出生数が 2011 年は例年と比べて 2 月も概数が少ない一方で 5 月は概数が多くなっており、特に年次の前半において震災の影響が出ていた。推計に与えた影響としては、こうした震災の影響を受けている出生統計を用いざるを得なかったこと、震災の影響によって減少する出生数の推計がやや過大になったことなどにより、2011 年の出生数推計が若干ながら過小推計になったといえる。しかし出生数の差は実績値に対して僅かに 0.3%に過ぎず、推計精度は極めて高かったと評価できよう。

外国人の出生が合計特殊出生率に与える影響については、『人口動態統計』と同定義にした場合の出生率は日本人を生んだ日本人の出生率と比べて 0.01～0.02 ほど高かった。現在の出生率が低水準であることを考えると、これは必ずしも小さい影響ではないだろう。また母が外国籍である場合、合計特殊出生率の水準および時系列変化の傾向が日本人を生んだ日本人女性の合計特殊出生率と大きく異なっているだけでなく、年齢パターンとその変化の動向における相違も大きかった。今後、外国人の出生数ならびに出生率の推計精度を向上させるためには、こうした外国人の出生における特徴を考慮した推計方法を検討する必要があるだろう。

【参考文献】

- 石川晃・別府志海 (2011) 「年途中までの月別統計を用いた年間合計特殊出生率推計の検討」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』(研究代表者・金子隆一) 平成 22 年度総合研究報告書, pp.319-335.
- 岩澤美帆・鎌田健司・別府志海・三田房美 (2012) 「震災影響下の出生率予測」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『外国人人口の受け入れによる将来人口の変化と社会保障への影響に関する研究』(研究代表者・石井太) 平成 23 年度総括研究報告書, pp.233-246.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『日本の将来推計人口 (平成 24 年 1 月推計)』人口問題研究資料第 326 号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 佐々井司・石川晃 (2012) 「わが国における国際人口移動の動向に関する分析」厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業『外国人人口の受け入れによる将来人口の変化と社会保障への影響に関する研究』(研究代表者・石井太) 平成 23 年度総括研究報告書, pp.37-49.

17 日本における移民女性の出生力

是川 夕

1. 低出生力下における移民流入

低出生力下における人口支持要因としては、出生力そのものの回復の他、移民受け入れによる人口増加という選択肢が考えられる。前者については、日本においても政府を中心に様々な施策が採られてきているものの、出生率を大きく反転させるには至っていない

(Goldstein et al. 2009: 685-7)。一方で、移民人口は多くの先進諸国において増加しつつあるものの (OECD 2011: 11)、各国とも移民受け入れについては抑制的な政策的態度をとっていることに加え、移民女性の出生力が移動後に低下していること、移民送り出し国側の出生率自体が低下してきていることなどから、受け入れ国、地域の出生力に対する影響は総じて限定的であるといえよう (Sobotka 2008)。しかし、世界各国、地域間の人口学的非対称性 (demographic asymmetries) を考慮すれば、今後も経済的理由による移民圧力は上昇ないし、高止まりする可能性が依然として高く、潜在的な影響力は今後も高まっていくことが予想される (UN 2011: xix)。

こうした中、移民女性の出生力への注目は以下の2つの意義を持つと考えられる。一つ目は、受け入れ国の人口構造への影響を明らかにする点である。これは、人口構造というマクロな影響への注目であり、主に少子高齢化による影響をどれだけ緩和できるかという視点にもつながる。二つ目は、社会的集団としての移民の人口再生産、及びその結果として生じる社会的影響について明らかにする点である。これは、移民2世の誕生などにより、移民の現地社会へのつながりがより強くなり、その結果として、移民2世の教育問題やその後の労働市場への統合といった問題が生じる等、よりミクロな視点へとつながるものである。

日本においても、1990年の改正入管法の施行以後、中国、韓国、及びフィリピンなどアジア諸国からのニューカマーが多く来日するとともに、新たに設けられた日系人のカテゴリーにより、日本での自由な就労が可能な「定住者」の資格で、ブラジルや、ペルーといった中南米諸国からの移民流入が相次いだ (明石 2010)。また、目立ったものではないが、米国や英国といった高所得国からの来日者の間でも、企業内転勤などの一時的滞在者のみならず、永住資格を持つ者の割合が上昇し続けている (是川 2012: 2)。さらにこうした人々が定住化しつつあることが、様々な研究から明らかにされてきており、移民女性の出生力に注目することの重要性は高まってきているといえる。

確かに、こうした人々は、19世紀後半から20世紀初頭にヨーロッパから北米にわたった移民のような意味では、移民とは呼ばれないかもしれない。しかし、1980年代後半以降、世界的に見られる国際人口移動の活発化の文脈においては、様々な型の移民として捉えられるもののひとつであり、日本の経験もその例外ではないといえるだろう。特に、それま

で西欧諸国に対して労働移民を送り出してきた南欧諸国が、この間、北アフリカを中心とした国、地域からの移民受け入れ国に転じたことや (OECD 2011: 11)、米国などの伝統的移民国において、居住国と本国の間を頻繁に行き来する *transnational migrants* の存在が注目されていること、あるいはこうした人々の世界的広がりをつめた *global diaspora* といった概念は、日本の経験とも関連が深いといってよい (Faist 2013, Waldinger 2012)。事実、海外の移民女性の出生力に関する研究は、こうした文脈の中で行われてきている (e.g. Rey, and Ortega 2010, Vila and Martín 2007)。

しかし、日本では、こうした視点に基づく移民女性の出生力に関する研究は、これまでほとんど行われてこなかった。数少ない既往研究において、日本に居住する外国人女性の出生力は、総じて低いとされてきたものの、これらは単に外国人女性の総出生数や出生率から得られた結論であり、国際移動による影響や個人々の社会経済的屬性などを考慮したものではなかった。そのため、移民女性の出生力の把握としては不十分なものが多く、世界的な移民研究の盛り上がりの中において、日本の経験の位置づけを困難にしてきたという経緯がある。

本研究はこのような問題意識に基づき、日本における移民女性の出生力を、国勢調査のマクロデータ、及び同居児法を用いて明らかにすることで、国際移動の影響や、社会経済的屬性の影響を踏まえた研究を行うことを目的としている。このことにより、日本における移民女性の出生力を明らかにすることができるとともに、先述した2つの論点—人口構造に与える影響や社会経済的影響—に対しても答えることができるものと考えられる。

2. 先行研究

移民女性の出生力に関しては、出生力に対するかく乱要因としての移動、そしてその後の社会的適応といった視点に基づく研究が主流であったといえよう。具体的には、国際移動に伴う、出生タイミングの急激な変化、及び移動先での社会的、文化的適応、あるいは出身国での社会化の影響による出生力水準の変化といった論点に集約される。以下では、それぞれの論点についての代表的な理論、及び分析枠組みを整理した上で、本研究における探究課題を提示したい。

2-1. 移民女性の出生力への注目

(中断効果、及びイベント相関効果)

移動に伴う出生力の変化として代表的なものは、中断効果による移動前後の出生力の低下、あるいは移動直後に婚姻、家族の呼び寄せなど出生近接要因が相次いで見られることから生じる出生力の急激な上昇といったものが挙げられる。これらは、それぞれ中断効果 (*disruption effect*)、あるいはイベント相関効果 (*interrelation of events*) と呼ばれており (Milewski 2009: 21)、移民女性の出生力をマクロのピリオドデータだけから見ることを困難にしている主因のひとつといえる (Parrado 2011)。

欧米を中心とした先行研究では、米国やカナダ、オーストラリアといった「古典的」移民国において、中断効果が確認される一方で、スウェーデンのように中断効果が確認されず、むしろ出生率が上昇する事例も見られる。また、いずれの効果も移動からおよそ5年以内の間にみられることが明らかにされているとともに、中断効果については、出生児のパリティが大きくなるほど、イベント相関効果については、特に第1子において、その効果が大きいとされている。また、後者については、移動前に産み控えた出生を取り戻す効果 (catch-up) としても知られており、その場合には、より低いパリティによる出生が多くを占めることとなる (Milewski, 2009: 134-6, Milewski, 2010: 303, Andersson 2004: 771, Parrado 2011: 1073, Vila and Martin 2007: 373)。

(適応効果、社会化効果)

上述した効果は短期的な効果であり、中期的な出生力の変化については、移動先への社会的適応、あるいは出身国で受けた社会化の影響といった視点が重要となる。これらは、それぞれ適応効果 (adaptation effect)、社会化効果 (socialization effect) と呼ばれる。適応効果においては、経済合理性の追求及び女性の労働と出産をめぐる移動先での制度的制約によるものなど様々であるものの、結果的に現地女性の出生率に近似していくことが想定されている (Milewski 2009: 23-8)。また、そういった近似が見られない場合、それは移民が出身国で受けた社会化による影響が持続しているとみなされる。

この点について、多くの国際移動は出生力の高い地域から低い地域への移動が多いことから、先行研究の多くでは、移動後の出生力の低下を前者の効果に、出生力の高止まりを後者の効果に帰することが多い。一方で、Nahmias (2004) は、旧ソ連からイスラエルへの移民を例に、出身国の出生率の方が受け入れ国の出生率よりも低い場合、適応結果によって出生率は移動後に上昇していくことを示していることは興味深いだろう。このことから、日本のように移民を送り出す周辺諸国の出生率が急速に低下している場合、国際移動後の出生率の方が高くなるといった事例も考えられるといえる。

多くの先行事例では、移民女性の出生率は居住期間の長期化や、世代を経ることによって現地女性の水準に近くなることが明らかにされている。特に、北米や、オーストラリアなど、伝統的移民国において移民2世の出生率は、移民1世と現地女性の間の値をとること、あるいは親の出身国の水準により近い値をとることが明らかにされている (Milewski 2010: 300)。一方で、欧州においては、国によって大きく異なる結果が得られており、受け入れ国の制度、あるいは移民受け入れの文脈 (mode of incorporation) (Portes and Zhou 1993) が重要であることを示唆している (Milewski 2010: 311)。例えば、Andersson (2004: 770) は、スウェーデンにおいて移民女性が入国から5年程度の内に、現地女性とほぼ同じ出生率を示すのは、スウェーデンの福祉制度がそれを規定しているためであるとしている。

(選別効果、属性効果)

最後に、選別効果及び属性効果が挙げられる。これは、マクロデータ上で確認される移民女性と現地人女性との出生力の較差が、両者の社会経済的属性の違いに起因しているとするものである。前者は、国際移動を選択する、あるいはできる人々は、もともと移動先の先進国的価値観を身に付けた人々であり、出生力は本国にあっても低い人々であるという前提に立つ。また、後者は、移民女性の多くが移動先の現地時女性よりも教育水準が低いことなど、両者の社会経済的属性の違いを以て、出生率の較差の説明とする (Milewski 2009: 28-32)。

実際の分析では、選別効果は適応効果など、他の効果と区別することが困難であることが多いものの (Milewski 2009: 30)、移動時期と出生タイミング関係がわかる場合は、移動前の出生率との比較で決められるべきとされる (Goldstein 1973: 237)。属性効果については、教育水準など属性別の出生率をみることで、現地女性との属性の違いによる影響がどの程度あるのかを明らかにすることができる。

(同居児法)

移民女性の出生力を把握するにあたっては、German Socio-Economic Panel (GSOEP) のような、パネルデータを用いたライフコースアプローチが採られることが望ましい (Milewski 2009: 69-70)。これは、現地人女性の場合と異なり、入国や再出国といった移動による構成人口の変化が大きい移民女性の場合、横断面の分析では居住期間の推移に伴う、個々人の水準での変化と、構成人口の変化など、ミクロとマクロな水準での変化との区別が困難なためである。

しかし、パネルデータは蓄積に時間がかかり、移民受け入れの歴史が短い国、地域や、統計データの整備が十分ではない地域では、利用することは困難である。そうした場合のひとつの選択肢として、同居児法 (Grabill and Cho 1965, Cho et al. 1986) を用いた分析が比較的多く採用されてきた。この手法では、横断面データから個々人の単位での過去の出生歴をパネルデータと同様、再現することができることから、横断データ一般が持つ問題点を多少なりとも克服できるという利点がある。

同居児法とは、人口調査の調査票を「届出遅れの人口動態届」をみなすことで、過去 10 数年間にわたる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)。多くの先行研究ではデータの信頼性を重視して、0 歳、あるいは 0-4 歳までの同居児を対象に分析を行っているものが多い。特に、0 歳の同居児は調査年から過去 1 年間の出生率を示すことから、直近の期間出生率を再現するのに用いられることが多い (Vila and Martin 2007, Stephen and Bean 1992, Dubuc 2009, Goldstein and Goldstein 1981, Ford 1990)。

同居児法による分析は、パネルデータを用いたサバイバル分析などと比較すると、非同居児について把握できないこと、及び乳幼児、及び母親の死亡率からの影響を受けるとい

う、限界もあるものの、移民に関するデータ蓄積が進んでいない日本のような国、地域では有用な手法といえるだろう。

(日本における先行研究)

一方、日本においては、こうした効果に注目した研究はほとんどなく、在日コリアンの戦後の出生率の推移について明らかにした金 (1971)、金 (1977) や、国際結婚夫婦の出生率に注目した、今井 (2011)、勝野 (1990)、小島 (2007)、原 (1996)、Hara (1994) などがある程度であり、日本における移民女性の出生率を先述のように移住過程との関連から分析したものはほとんど見られない。

数少ない例外は山内 (2010) や、是川 (2013) である。前者は日本における外国人女性の出生率を、女性 - 子ども比 (Child-Women Ratio) を用いることで推定するとともに、欧州諸国の事例との比較を行ったものであり、後者は日本における外国人女性の出生率の推移を、在留資格別人口の変化から説明することで、移住過程が外国人女性の出生行動にどのような影響を与えるかを明らかにしたものである。その結果、日本における外国人女性の出生率は日本人女性と比較して概して低いこと、また、その出生率は日本人との結婚や、永住資格の取得など移住過程からの影響を受けていることが明らかにされている。

ただし、いずれの研究もマクロな統計を用いた分析であり、欧米を中心として蓄積されてきた先行研究と直接、比肩可能なものであるとは言い難いであろう。

2-2. 探究課題

こうした先行研究に基づき、本研究では以下の探究課題を設定する。それらは、1. 移動直前、直後に出生率の低下は見られるのか (中断効果)、2. 移動直後に出生率の急激な上昇は見られるのか (イベント相関効果)、3. 中期的には移民女性の出生率は、日本人女性のそれに近づくのか (社会的適応)、あるいは出身国のそれに近づくのか (社会化)、4. こうした効果は選別、及び属性効果によるものではないか、またそうでないとするならば、こうした効果は、どのような属性を持つ人々の間で見られるのか、そして、最後にこれらの結果、5. 移民女性の出生力は日本人女性と比較して高い/低いのか、の5つである。

一つ目、及び二つ目の課題は、移動直後の出生率の変化の方向を問うと同時に、それが、年齢や出生児のパリティといった出生スケジュールの違い (tempo 効果)、あるいはパリティ拡大率といった出生力水準の違い (quantum 効果) のいずれによるものかを明らかにする。これは、中断効果、及びイベント相関効果の検証を目指したものである。三つ目は、中期的な変化の方向を問うものであり、移民女性と現地女性の出生率の較差が縮小するかどうかを明らかにし、社会的適応、及び社会化の効果の有無を検証する。四つ目は、こうした違いが、学歴、労働力状態、配偶関係等、移民女性の社会経済的属性の違いによるものかを検証するものである。最後に、以上の結果実現する出生率が、同じ属性を持つと考えられる日本人女性と比較して、高いのか、低いのかについて明らかにする。

こうした問いに答えることで、日本における移民女性の出生力について、明らかにすることができると考える。

3. データ及び方法論

3-1. 国勢調査マイクロデータの利用

以上の先行研究を踏まえ、本研究では、日本における移民女性に関する広範な情報とともに、来日時期に関する情報も含むデータとして、国勢調査の個票データを用いることとした。従来、日本における外国人女性の出生率を求める上では、出生数を人口動態統計（厚労省）から、分母となる女性人口を登録外国人統計（法務省）、あるいは国勢調査（総務省）から採用することが多い（e.g. 山内 2010、是川 2013）。しかし、これらのデータを用いた場合、分子、分母人口を異なるデータから求めるため、両者のカバーする範囲がずれる可能性が高いこと、及び移動時期や属性別の出生率を求めることができないため、今回の分析には適さないといえよう。用いたデータは、外国人を含む一般世帯に属する個人の全数、及び抽出速報集計用に作成された一般世帯に属する個人の1%抽出標本である²。調査年は現時点で最新の2010年のデータを用いた。なお、この2010年という年は、1990年代初頭から始まった外国人人口の急増とその定着という歴史から見て、ちょうど20年程度経った時期であり、流入と定住という問題を分析する上で、節目となる時期であるといえることができる。

次に、本研究における移民の定義は、諸外国における先行研究も踏まえ、定住性を加味したより緩やかな定義にしたがうこととした。具体的には、3か月以上、日本に滞在するとともに、その後の居住期間を自らの意思で決定できる人たちを対象とする。1点目については、国勢調査は日本での滞在期間が3か月未満の短期滞在者の人々は調査対象としていないため（総務省 2008）、おのずから満たされる条件である。2点目については、研修生や企業派遣の駐在員といった、一定期間の後、帰国することがほぼ確実な人々を除いた人たちがこれに該当する³。また、対象とする国籍は、人口規模の観点から、韓国朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ブラジル、ペルー、米国人女性、及び参照事例としての日本人女性である。こうした人々の内、再生産年齢である15-49歳の女性を今回の分析対象とした。

3-2. 同居児法による分析

用いる手法は、先行研究に倣い、同居児法を用いる。先述したように、パネルデータによるライフコースアプローチをとれない以上、横断データから個々人のレベルでの過去の出生歴を再現できる本手法は現状で最善の方法であるといえるからである。

本手法を用いるにあたっては、第一に、各世帯内の子と母親の組み合わせを適切に行うことが必要である。本研究では、ハワイ大学の東西センター（East West Center）による一連の成果も踏まえ、日本の国勢調査に対する同居児法の適用方法を解説した日本統計協会（1990）も参考に、以下の方法によって両者の組み合わせを行った。

子については、各世帯内の0-4歳の者の内、世帯主との続き柄が、子、孫、兄弟姉妹、他の親族、その他、及び世帯主である場合を対象とした。そして、それぞれの場合について、最も母親である可能性が高い女性を、母親としている。また、母親となる可能性の高い女性が2人以上いる場合には、子との年齢差が30歳差により近い方を母親とし⁴、それでも1人に絞り込めない場合には、子ども数を母親候補者で割った値をそれぞれに振り分けている。ただし、そうした事例は極めて少数にとどまっており、そのほとんどは、続き柄から母親として特定可能であった。

以上のように求められた同居児とその母親との対応関係をもとに、性、各歳別の生残率で割り戻すことで過去の各時点での年央人口を求め⁵、再生産年齢（15-49歳）にある女子の年齢別の出生率（ASFR）とその合計値である合計出生率（TFR）を算出した。また、0歳、及び1-4歳の同居児を対象としたTFR₀、及びTFR₁₋₄を求めることで、調査年の1年前（2009年）、及び2-5年前（2005-08年）における期間出生率を求めることが可能である⁶。なお、これらの値はそれぞれ、平均滞在期間に直すと、0.5-1.5年、及び3.5年から0.5年の間に起きた生殖活動の結果⁷とみなすことができるため、移動間と移動直後の出生率の変化を捉えることができる（Goldstein and Goldstein 1981）。

3-3. 推定モデル

上記の手法によって求められた結果を以下の推定式によって検証する。まず、移動前、直後の出生率の変化を求めるために、韓国朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ブラジル、ペルー、及び米国籍をそれぞれ、日本人女性とペアにして、以下の式で示されるモデルをそれぞれのペアにつき推定する。

$$CEB_{1i} - \frac{CEB_{2-5i}}{4} = \Delta CEB_{0-5i} = \alpha + \beta_1 \cdot Img + X' \cdot \beta_2 + \varepsilon \quad \dots (1)$$

$$\Delta CEB_{0-5i} = \alpha + \beta_1 \cdot Img + \sum_{j=1}^3 \beta_{2j} \cdot CEB_j + X' \cdot \beta_3 + \varepsilon \quad \dots (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta CEB_{0-5i} = & \alpha + \beta_1 \cdot Img + \sum_{j=1}^3 \beta_{2j} \cdot CEB_j + \beta_3 \cdot IM + Img \\ & \cdot \left(\sum_{j=1}^3 \beta_{4j} \cdot CEB_j + \sum_{k=1}^6 \beta_{5k} \cdot Age_k + \sum_{m=1}^3 \beta_{6m} \cdot Edu_m + \sum_{n=1}^7 \beta_{7n} \cdot WK_n \right. \\ & \left. + \sum_{p=1}^5 \beta_{8p} \cdot JobH_p + \beta_9 \cdot AgeH \right) + X' \cdot \beta_{10} + \varepsilon \quad \dots (3) \end{aligned}$$

CEB_{1i} : 属性 i を持つ女性の過去 1 年間の出生児数

CEB_{2-5i} : 属性 i を持つ女性の過去 2-5 年間の年平均出生児数

ΔCEB_{0-5i} : 属性 i を持つ女性の過去 5 年間の年間平均的出生数の変化

α : 定数項

Img : 外国籍ダミー

CEB_j : 既往出生児数ダミー (1 人、2 人、3 人以上)

IM : 日本人との国際結婚ダミー

Age_k : 年齢ダミー (25-29, 30-34, 35-39, 40-44, 45-49, 50-54 歳)

Edu_m : 学歴ダミー (中学以下、短大高専、大卒以上)

WK_n : 労働力状態ダミー (家事などの他仕事、通学の傍ら仕事、仕事を休んでいた (休業者)、仕事を探していた (失業者)、家事、通学、その他)

$JobH_p$: 夫の職業、及び労働力状態ダミー (4 区分、無職)

$AgeH$: 夫と妻の年齢差 (年)

X' : その他の属性コントロール変数 (年齢、配偶関係、労働力状態、学歴、居住する都道府県、居住自治体の人口規模、居住自治体内の同胞人口規模、夫職業、夫との年齢差)、ベクトル

ε : 誤差項

$$\Delta TFR_{0-5i} = 35 * \Delta CEB_{0-5i} \quad \dots (4)$$

ΔCEB_{0-5i} : 属性 i を持つ女性の過去 5 年間の年間平均的出生数の変化

ΔTFR_{0-5i} : 属性 i を持つ女性の過去 5 年間の TFR の変化

(1) は、過去 5 年間の属性 i を持つ女性 1 人あたりの年間平均的出生数の変化 ΔCEB_{0-5i} を OLS により推定するものである。まず、 Img は外国籍ダミーであり、韓国朝鮮、中国、フィリピン、タイ、ブラジル、ペルー、及び米国籍の場合についてそれぞれ日本人と区別するものである。これにより、他の属性について統制され、日本人女性を基準とした場合の国籍ごとの平均的な出生率の違いを求めることができる。

また、(1) は、主要な社会経済的属性についてのみ統制しており、出生児のパリティごとの違いを考慮していない。そのため、(2) において、調査年前年時点での 15 歳未満の同居児数を、0 人、1 人、2 人、及び 3 人以上の場合についてダミー化したものを既往出生児数として投入する⁸ことで、日本人女性の出生スケジュールを基準とした場合の tempo と quantum から見た差異を示すことができる。具体的には、(1) と (2) から得られるそれぞれ β_1 の差分が tempo 効果に相当し、(2) により得られる β_{4j} がそれぞれのパリティごとに見た quantum 効果を示すこととなる。

次に、その他の社会経済的属性等を統制するために設けられた変数 X' について検討する。具体的には以下の通りである。年齢は、5 歳階級ごとにそれぞれダミーを設けている。配偶

関係は、配偶関係あり／なしの 2 種類であり、なしには未婚、離婚、死別を含んでいる。労働力状態は、「主に仕事」の事例を参照事例とし、それ以外の「家事などの他仕事」、「通学の傍ら仕事」、「仕事を休んでいた（休業者）」、「仕事を探していた（失業者）」、「家事」、「通学」、及び「その他」の 7 区分につきそれぞれダミーを設けている。学歴は、「高校」を参照事例として、それ以外の「中学以下」、「短大高専」、「大学以上」の 3 区分につきそれぞれダミーを設けている。居住する都道府県、居住自治体の人口規模、及び居住自治体内の同胞人口規模は、地域的要因に関する統制変数である。夫の職業、及び労働力状態ダミーは、配偶者がいる場合にその職業を、「事務、販売、サービス職業、保安職業」を参照事例として、「管理的職業、専門的・技術的職業」、「生産工程、輸送・機械運転、建設・採掘、運搬・清掃・包装等」、「農林漁業」、「分類不能の職業」、及び「無職・不詳」についてそれぞれダミー化したものである。夫との年齢差は、夫と妻の年齢差を表したものである。最後に、 ε は個人レベルでの誤差項である。

更に、(3) ではこうした違いを、より詳細なカテゴリーごとにみるために、外国籍ダミーと X' との交差項、及び日本人との国際結婚の有無を投入する。まず、日本人との国際結婚ダミー (IM) は、外国人が日本人と国際結婚をした場合のみ設けられるダミーである。日本人との結婚については、結婚を目的とした入国や、あるいは結婚による在留資格の安定化など、出生率を上昇に寄与するものと考えられる。また、外国籍ダミーと X' との交差項については、年齢、学歴、労働力状態、夫職業、夫との年齢差をとることとで、それぞれの場合について、同じ属性を持つ日本人女性からの平均的な出生率の乖離を求めることが可能である⁹。

ΔCEB_{0-5i} は、過去 5 年間の属性 i を持つ女性 1 人あたりの年平均出生数の変化を表すこととなる。よって、合計出生率の変化 (ΔTFR_{0-5i}) に置き換える場合、これに再生産年齢である 15-49 歳の 35 年間を乗じた値が、それに相当すると考えることができる (3)。なお、当然のことながら、説明変数は調査時点のものであり、過去の出生率の変化は、あくまで現在の属性との関連で示される点に注意が必要である¹⁰。また、こうした変化の内、特にライフコースに伴う変化の影響を除くため、分析対象とする女性の年齢を、5 年前に 15-49 歳であった女性、つまり調査時点で 20-54 歳である女性の内、25-54 歳の女性に限定する¹¹。以上の方法により、属性 i を持つ女性の調査年から過去 1 年間の出生率、及びその過去 2-5 年間の変化を合計出生率の形で求めることが可能となる。

これにより、探究課題 1 及び 2 に対する答えを得ることができる。つまり、 ΔTFR_{0-5i} がプラスであれば、出生の近接要因の相関効果により、出生率が上昇していると考えられるし、一方で、これがマイナスであれば、中断効果により出生率が低下していると考えられる。更に、(2)、(3) より、こうした効果を tempo 効果と quantum 効果に分けることが可能である。また、 X' の存在により、探究課題 4 に対する答えも同時に得ることができる。

次に、こうした変化の結果実現する出生率の水準が、日本人女性と比較した場合、どの程度であるかを明らかにするため、以下のモデルをそれぞれのペアにつき推定する。

$$\begin{aligned}
\ln\left(\frac{P_{0i}}{1-P_{0i}}\right) = & \alpha + \beta_1 \cdot \text{Img} + \beta_2 \cdot \text{IM} + \beta_3 \cdot \text{Rsd} + \sum_{j=1}^3 \beta_{4j} \cdot \text{CEB}_j \\
& + \text{Img} \cdot \left(\sum_{j=1}^3 \beta_{5j} \cdot \text{CEB}_j + \sum_{k=1}^8 \beta_{6k} \cdot \text{Age}_k + \sum_{m=1}^3 \beta_{7m} \cdot \text{Edu}_m + \sum_{n=1}^7 \beta_{8n} \cdot \text{WK}_n \right. \\
& \left. + \sum_{p=1}^5 \beta_{9p} \cdot \text{JobH}_p + \beta_{10} \cdot \text{AgeH} \right) + X' \cdot \beta_{11} + \varepsilon
\end{aligned}$$

. . . (5)

P_{0i} : 属性 i の女性の過去 1 年間の出生確率

α : 定数項

Img : 外国籍ダミー

CEB_j : 既往出生児数ダミー (1 人、2 人、3 人以上)

Rsd : 5 年前常住地海外ダミー

IM : 日本人との国際結婚ダミー

Age_k : 年齢ダミー (15-19、20-24、25-29、30-34、35-39、40-44、45-49、50-54 歳)

Edu_m : 学歴ダミー (中学以下、短大高専、大卒以上)

WK_n : 労働力状態ダミー (家事などの他仕事、通学の傍ら仕事、仕事を休んでいた (休業者)、仕事を探していた (失業者)、家事、通学、その他)

JobH_p : 夫の職業、及び労働力状態ダミー (4 区分 + 無職)

AgeH : 夫と妻の年齢差 (年)

X' : その他の属性コントロール変数 (年齢、配偶関係、労働力状態、学歴、居住する都道府県、居住自治体の人口規模、居住自治体内の同胞人口規模、夫職業、夫との年齢差)、ベクトル

ε : 誤差項

$$TFR_{0i} = TFR_{0j} \cdot P_{0i}/P_{0j}$$

. . . (6)

TFR_{0i} : 属性 i の女性の直近 1 年間の合計出生率

TFR_{0j} : 日本人女性の直近 1 年間の合計出生率

P_{0i} : 属性 i の女性の過去 1 年間の出生確率

P_{0j} : 日本人女性の過去 1 年間の出生確率

P_{0i} は、属性 i をもつ女性の過去 1 年間の出生確率である。この確率オッズの対数を従属変数とし、以下の説明変数によるロジット分析 (4) を行う。 Rsd は居住期間長期化の影響を示す。具体的には、調査年の 5 年前の常住地が海外 / 国内であるかによって識別される

ものであり、前者／後者の場合、国内での居住期間は5年以上／未満となると考えられる。なお、平均滞在期間で見た場合、前者は2.5年となり、後者は日本における移民流入の歴史がこの20年間程度の事であると考え、12.5年程度と考えることができるであろう。なお、本変数は、先述した通り、滞在期間の長期化により、移民女性の出生行動が変化することがよく知られていることから、投入された変数である。なお、残りの変数については、式(1)から(3)に共通である。

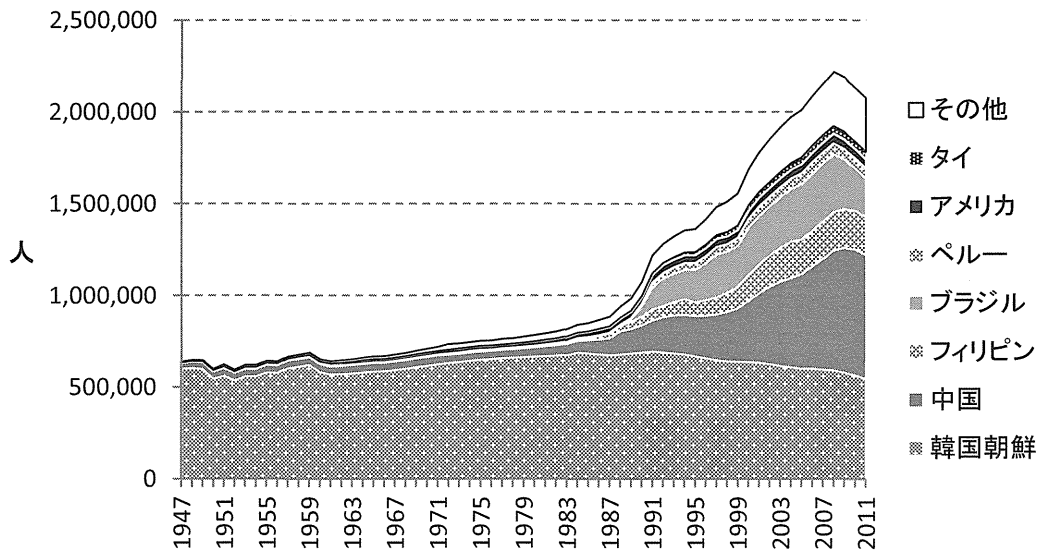
この分析により、属性*i*の女性が過去1年間に子を出生する確率が推定されることとなる。なお、この属性*i*については、特に以下の場合を移民女性の基準とする。具体的には、社会経済的屬性に関するダミー変数が全て参照事例である場合、つまり、国内居住期間が「5年未満」で、国際結婚夫婦ではなく、学歴が「高校卒業」、労働力状態が「主に仕事」、夫職業が「事務、販売、サービス職業、保安職業」、そして夫との年齢差が0歳である場合を移民女性の基準とする¹²。この妥当性については、後述するように、実際の属性の分布からも支持される。年齢、及びパリティについては、後述するようTFRとの比較を行う都合から、全ての年齢区分、及びパリティの出生行動を平均的に反映すると考える¹³。また、Liaw et al. (2011: 646)を参考に、(5)により、 P_{0i} から TFR_{0i} を推定することとした¹⁴。これにより、日本人女性の合計出生率を基準とした形で、日本における移民女性の出生力を把握することが可能である¹⁵。

探究課題との関係では、まず、国籍効果 (Img) を見ることで、移民女性の出生率が日本人女性と比較して高い／低いのかを明らかにすることができる。これは、探究課題5に対する回答となる。また、社会的適応効果、及び社会化効果については、居住期間長期化の効果 (Rsd) により、移民女性の出生率が日本人女性、及び出身国のいずれにより近づくのかを示すことで、確認することができる。これは、探究課題3に対する答えである。また、 X' の存在により、探究課題4に対する答えも同時に得ることができる。

4. 移民受け入れに関する日本の文脈

日本の入国管理制度上、移民というカテゴリー、ないしは新規来日者に対する永住許可の付与は行われていない。そのため、日本における移民受け入れは、あくまで外国人人口の流入と増加という現象の中で見られることとなる。日本における外国人人口の流入と増加は、主に1989年の入管法改正と翌年の施行によって引き起こされた現象である。それ以前においては、日本における外国人人口は、旧植民地出身者としての在日コリアンが大半を占め、新規流入者は仕事上の都合などによる一時的滞在者に限られ、移民といった場合、それはむしろ日本から海外へ送り出す出移民のことを指してきたという経緯がある。しかし、1990年以降、中国、韓国、及びフィリピンなどのアジア諸国や、入管制度に新たに設けられた日系人のカテゴリーにより、日本での自由な就労が可能な「定住者」の資格で、ブラジルやペルーといった中南米諸国からのニューカマー人口が急増した。

図1 国籍別登録外国人数の年次推移



こうした結果、在留資格の構成にも変化が見られ始めており、それまで多数を占めていた在日コリアンを中心とした特別永住者が実数、割合ともに減少し始め、一方でニューカマーを中心とした一般永住者の割合が増加しつつある。さらに、一般永住者の増加は、日本と比較して相対的に所得の低いアジア諸国からの来日者のみならず、米国、英国などの高所得国出身者の間でも見られることであり¹⁶、先述した現代的な意味での移民 - transnational migrants や global diaspora が日本でも見られることを示唆するものといえよう。一方、日本政府が公式に受け入れ促進を表明している「専門的・技術的労働者」(就労を目的とした14の在留資格)は、約21万人で、全体の1割弱(9.7%)に過ぎず、外国人の定住化と「結果としての移民」という論点を視野に入れないことは困難になりつつあるといえよう。

では、社会経済的屬性から見た場合、定住化や「結果としての移民」の増加はどのような姿をとるのであろうか。上記モデルの推定結果を解釈する上でも、こうした特徴を把握することは重要である。以下では、国勢調査データに含まれる外国人の内、先述した「移民」の定義に従って抽出された男女別国籍別総人口、及び本稿で分析対象とする15-49歳女性人口の年齢、有配偶率、大卒割合、労働参加率、及び平均滞在期間などの社会経済的屬性をそれぞれ見ていきたい。

表1 移民の社会経済的屬性（男女総人口別）

国籍	平均年齢 (歳)	有配偶率 (%)	国際結婚 (%)	大学卒業 (%)	労働 参加率 (%)	国内居住 期間5年 以上(%)	国内居住 期間10 年以上 (%)
男性							
日本	42.7	53.4	-	22.6	63.3	-	-
韓国朝鮮	44.4	51.1	16.8	21.4	71.4	94.8	54.1
中国	31.0	49.2	8.6	30.5	68.8	61.6	28.0
フィリピン	27.9	43.8	6.8	15.7	66.0	67.8	20.3
タイ	30.9	38.7	15.4	19.6	70.0	60.1	23.6
ブラジル	32.4	49.2	4.0	5.6	74.5	85.0	21.8
ペルー	32.6	51.7	7.3	10.0	69.8	90.9	22.4
米国	37.9	58.9	49.0	54.7	74.9	67.3	25.6
女性							
日本	45.3	50.9	-	10.3	43.5	-	-
韓国朝鮮	46.3	48.3	20.6	13.5	47.8	93.8	52.2
中国	32.8	59.3	32.9	24.6	52.9	61.4	24.0
フィリピン	35.7	74.6	65.4	13.9	56.2	80.0	27.1
タイ	39.1	77.1	71.2	13.2	47.6	80.6	31.0
ブラジル	31.8	52.8	7.1	6.8	57.6	84.5	21.8
ペルー	32.3	51.9	7.8	9.3	52.6	90.1	21.7
米国	35.3	40.4	23.5	42.4	45.0	66.5	31.9

注1：いずれも国籍別総人口に対する割合（％）

注2：大学卒業には在学中の者も含む。

注3：労働参加率は労働力状態が、「主に仕事」、「家事などの他仕事」、「通学の傍ら仕事」、「仕事を休んでいた（休業者）」、「仕事を探していた（失業者）」のいずれかに該当する者の割合。

注4：国内居住期間5年以上は、5年前常住地海外ダミーが海外であった者の割合。

注5：国内居住期間10年以上は、現在の住居での居住期間が10年以上の者の割合のため、実際にはこれよりも大きな値となる。

表2 移民の社会経済的屬性（15-49歳女性人口）

国籍	平均年齢 (歳)	有配偶率 (%)	国際結婚 (%)	大学卒業 (%)	労働 参加率 (%)	国内居住 期間5年 以上 (%)	国内居住 期間10 年以上 (%)
日本	33.2	51.5	-	19.1	66.0	-	-
韓国朝鮮	34.4	49.2	27.5	24.0	59.0	88.5	40.9
中国	31.4	61.8	34.2	28.6	59.0	55.0	20.4
フィリピン	36.0	79.4	70.0	14.2	59.7	79.6	26.3
タイ	37.9	79.1	73.0	14.4	48.8	78.3	28.6
ブラジル	33.4	66.2	7.5	7.9	74.2	82.5	22.0
ペルー	34.2	64.3	9.6	11.5	69.6	89.0	22.0
米国	31.3	44.4	25.2	56.9	61.9	54.3	26.9

注1：いずれも国籍別総人口に対する割合（%）

注2：大学卒業には在学中の者も含む。

注3：労働参加率は労働力状態が、「主に仕事」、「家事などの他仕事」、「通学の傍ら仕事」、「仕事を休んでいた（休業者）」、「仕事を探していた（失業者）」のいずれかに該当する者の割合。

注4：国内居住期間5年以上は、5年前常住地海外ダミーが海外であった者の割合。

注5：国内居住期間10年以上は、現在の住居での居住期間が10年以上の者の割合のため、実際にはこれよりも大きな値となる。

まず、男女別総人口について見ていこう。平均年齢は韓国朝鮮籍人を除けば、いずれも日本人の平均年齢よりも若く、移民の多くが若い層に偏っていることを示している。韓国朝鮮籍人の平均年齢が、男女ともに日本人よりも若干高いのは、在日コリアンを中心とした特別永住者の高齢化が進んでいることに起因するものだろう。配偶関係では、男性で米国のみが、日本人よりも高い有配偶率を、女性では中国人、フィリピン人、タイ人、ブラジル人、及びペルー人が日本人よりも高い有配偶率を示している。しかし、中国、フィリピン、及びタイ人女性を除けば、その違いは小さく、おおむね似たような水準にあるといっていよう。一方、日本人との国際結婚者の割合は、性別、国籍によって大きく異なり、米国人男性、並びに中国、フィリピン、タイ人女性で高く、それ以外では低い傾向にある。大学卒業割合を見ると、男性では中国人、及び米国人、女性では韓国朝鮮人、中国人、フィリピン人、タイ人、及び米国人で、日本人よりも高い割合を示している。これは、移民の方が若い世代が多く、平均的に学歴が高いものが多いことにも起因しているといえよう。5年以上の滞在期間を持つ者の割合を見ると、全ての国籍で60%以上であり、平均して75%-80%程度の水準にある。また、最低でも10年以上の滞在期間を持つものの割合を見ると、およそ4分の1以上の人たちがこれに該当する。更に、それぞれについて、2000

年のデータと比較すると、全ての国籍でこれらに該当する人たちの割合が 10-20%ポイントの幅で急増しており、少なくとも居住期間の上で、定住化が進んでいることが見て取れる。最後に、労働参加率を見ると、男女ともに日本人よりも高い値を示している。

次に、上記と同じ点について、本稿で直接分析の対象とする 15-49 歳女性人口に絞って見ておきたい。平均年齢を見ると、フィリピン、タイ国籍で日本人と比較して年齢が高め、あるいは中国、米国籍でやや若めである他は、おおむね同程度の水準といえよう。有配偶率は、中国、フィリピン、タイ、ブラジル、及びペルー国籍で日本人よりも大分高い。一方、韓国朝鮮、及び米国籍では日本人よりも低い割合である。国際結婚率のばらつきは大きく、南米系で低く、東南アジアで高いという傾向が見られる。大学卒業割合を見ると、米国籍で非常に高く、韓国朝鮮、及び中国籍で日本人よりも高い他は、日本人よりも低い割合である。5 年以上の滞在歴を持つ者、及び最低でも 10 年以上の国内居住期間を持つ者の割合は、全体平均の場合と同様高く、更に 2000 年と比較しても急激に上昇していることが確認される。最後に労働参加率は、日本人女性と比較して高い傾向にある。

以上のことから、日本における外国人人口の内、定住層が着実に増えていること、そしてそれらの人々の社会経済的属性が明らかになったといえるであろう。

5. 記述統計：移民女性の出生力とその特徴

(合計出生率)

同居児法により求められた合計出生率を見ると、基準となる日本人女性で 1.34 と、人口動態統計から求められた出生率¹⁷である 1.39 と比較して、やや低い水準であるものの、良好な推定精度といえよう。他の国籍について見ると、韓国朝鮮で 1.02 (0.79)、中国で 1.02 (0.76)、フィリピンで 1.45 (1.43)、タイで 1.13 (1.21)、ブラジルで 1.21 (1.02)、ペルーで 1.61 (1.51)、及び米国で 1.15 (1.87) となっている(カッコ内は人口動態統計、及び登録外国人統計から求められた値)。登録外国人統計を分母人口として用いる場合、日本滞在中に出生する可能性が非常に低い短期滞在、研修生、留学生などが含まれてしまうことから、求められた出生率は過少推定となる可能性が高いことが、是川(2013)の結論から指摘可能である¹⁸。米国、及びタイを除けば、同居児法で求められた出生率の方が高い値をとっていることは、こうした結論を支持するものといえよう。

しかし、日本人女性と比較した場合、移民女性の出生率が低いという結論自体は、こうした結果からもほとんど変わることはない。同居児法によって若干、出生率は上方修正されるものの、それらが日本人女性の出生率を上回ることはないのである。むしろ、人口動態統計と登録外国人統計から求められた出生率が日本人女性よりも高かった米国人女性で、出生率は 1.15 と大幅に低下し、日本人女性を下回ってしまう。これは、例えば山内(2010)、から得られた、日本における外国人女性の出生率が低いとする結論を支持するものといえよう。

(年齢別出生率)

図 2 - 1 年齢別出生率 (ASFR)

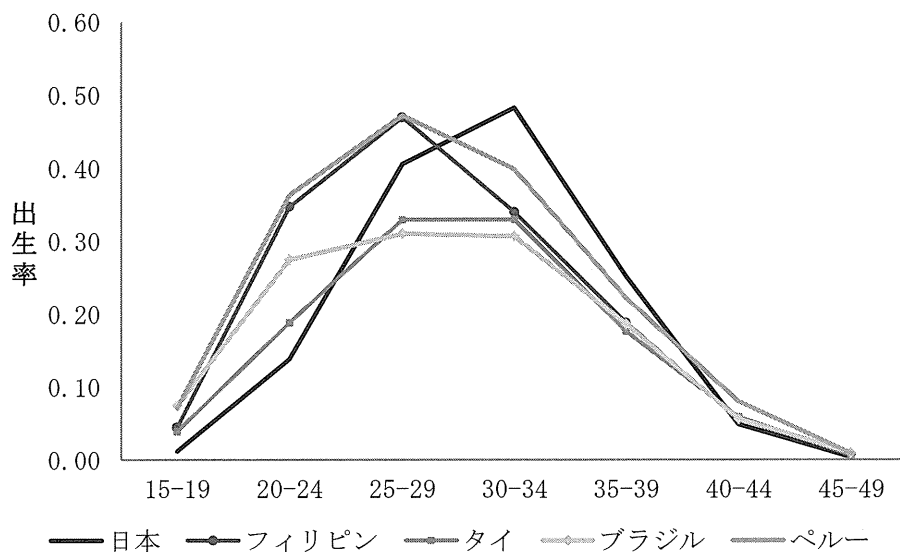
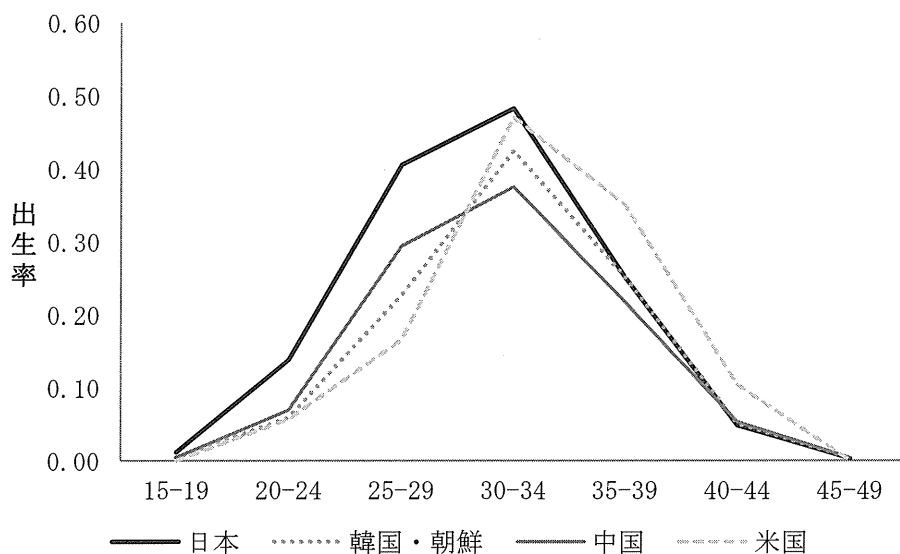


図 2 - 2 年齢別出生率 (ASFR)



年齢別出生率 (ASFR) から見た場合、日本人女性よりも ASFR のピークが早いもの (図 2 - 1) と、同じかやや遅いグループ (図 2 - 2) に分けることができる。まず、ピークが早いグループとしては、フィリピン、タイ、ブラジル及びペルー人女性が挙げられる。これらの国籍では、ASFR は 10 代後半から 20 代にかけて日本人女性の水準を上回って上昇し、30 代以降、日本人女性を下回って急激に低下する。一方で、韓国朝鮮、中国及び米国

人女性の間では、10代後半から20代にかけて、日本人女性を下回って推移したまま30代前半でピークアウトした後、日本人女性とほぼ同水準、ないしは米国人女性では若干上回って推移する中で低下することとなる。

こうしたことから、韓国朝鮮、中国及び米国人女性における10代後半から20代にかけてのASFRの低さ、及びタイ、及びブラジル人女性における20代後半から30代前半にかけてのASFRの伸び悩みが、日本人女性と比較して低い合計出生率の理由となっているとすることができるであろう。一方で、フィリピン、ペルー人女性の場合、若年層で高いASFRを示しつつも、30代以降、それが大幅に低下しないことが、日本人女性と比較して高い出生率を示すことの理由の一つといえよう。

(出生児のパリティ別出生数)

表3 過去1年間に生まれた子のパリティ別割合

国籍	総出生数に占める割合 (%)		
	第1子	第2子	第3子以上
日本	46.5	37.8	15.7
韓国・朝鮮	50.5	36.3	13.3
中国	67.2	28.9	3.9
フィリピン	42.8	37.7	19.6
タイ	55.8	33.2	11.0
ブラジル	46.2	37.8	16.1
ペルー	39.2	41.3	19.5
米国	45.5	38.0	16.4

過去1年間に出生した子のパリティ別出生数を見ると、韓国朝鮮、中国、タイ、及び米国人女性で総出生数に占める第1子の割合が高いことが示され、移民女性の多くが国際移動に際して、出生を控えていた可能性が高いことが示唆された。また、中国人女性で第3子以降の出生数の割合が日本人女性の場合と比較して極端に低いことも、このことを示すといえよう。また、このことから、これらの女性の間で、出生率が低いことの背景に、パリティ拡大率が低いことが原因の一端としてあることがうかがえる。一方で、ペルー、及び米国人女性では第2子の総出生数に占める割合が日本人女性よりも大きく、また、第3子以降では、これらの国籍に加え、フィリピン、ブラジル国籍も日本人女性よりも高い割合を示す。事実、これらの国籍の内、フィリピン、及びペルー人女性では、日本人女性よりも合計出生率は高く、その背景には、以上のように、日本人女性と比較して高いパリティ拡大率を示すことがあるためと予想される。

(有配偶出生率)

表4 有配偶出生率の比較

国籍	有配偶出生率
日本	4.01
韓国・朝鮮	3.26
中国	1.77
フィリピン	2.01
タイ	1.94
ブラジル	1.79
ペルー	2.69
米国	2.42

注：有配偶出生率の算出にあたっては、20歳以上を対象とした。

一方、有配偶出生率¹⁹を見た場合、全ての国籍で日本人女性よりも低い結果となった。これは、山内（2010：51）において、日本における外国人女性の間では、有配偶の女性の出生率が低いことが特徴とされていることを支持するものといえよう。なお、韓国朝鮮人女性は有配偶出生率の方が、他の国籍と比較して相対的に高い傾向にあるが、これは婚外子の割合が日本人女性と同様、低いことが背景にあるものと思われる²⁰。

(居住期間による違い)

表5 国内居住期間ごとに見た合計出生率

国籍	国内居住期間	
	5年未満	5年以上
日本	1.34	
韓国・朝鮮	1.17	1.08
中国	0.92	1.30
フィリピン	1.66	1.39
タイ	1.30	1.24
ブラジル	1.11	1.30
ペルー	1.89	1.28
米国	1.03	1.62

では、国内居住期間による違いを考慮した場合、どのような結果になるであろうか。居住期間による違いを見た場合、日本人女性よりも高い出生率を示していたフィリピン、及

びペルー国籍では、居住期間の長期化により出生率の大幅な低下が見られることが示された。

一方、中国、ブラジル、及び米国人女性では、出生率の上昇が見られた。それ以外の国籍では、出生率は若干低下している。日本人女性の出生率との、この間のかい離幅を比較すると、韓国朝鮮、タイ人を除く以外の全ての国籍で、日本人女性の出生率への接近が見られた²¹。

なお、こうした結果、フィリピン、及びペルー人女性に加え、米国人女性で日本人女性よりも高い出生率となったものの、移民女性の出生率が日本人女性と比較して概して低いという結論を変えるものではないだろう。

(国際移動前後の出生率の変化)

表6 国際移動前後の出生率の変化

国籍	調査時から遡った期間 (a 年)		変化幅
	$1 > a \geq 0$	$5 > a \geq 1$	
日本	1.34	1.28	0.06
韓国・朝鮮	1.17	0.94	0.23
中国	0.92	0.59	0.33
フィリピン	1.66	1.64	0.02
タイ	1.30	0.94	0.36
ブラジル	1.11	0.97	0.14
ペルー	1.89	1.37	0.52
米国	1.03	1.26	-0.23

最後に、先述したように、国内居住期間が5年未満の女性について、調査時点から過去2・5年間の出生率と過去1年間の出生率の差分を見ることで、移動前と移動直後の出生率の変化を明らかにしたい。

その結果、移民女性は移動直後に出生率の急激な上昇を経験していることが示された。同時期における日本人女性の合計出生率の変化が0.06ときわめて小さいのに対して、韓国朝鮮人女性で0.23、中国人女性で0.33、タイ人女性で0.36、ブラジル人女性で0.14、そしてペルー人女性で0.52と急激に上昇していることがわかる。一方で、フィリピン国籍は0.02とほとんど変化がなく、米国籍では-0.23と減少していることがわかる。こうした変化は、プラスの場合には移動直後のイベント相関効果の可能性を、マイナスの場合には、中断効果を示唆するものであるといえよう。なお、念のため、居住期間が5年以上の者について、この値を求めた場合、ほとんどの場合、マイナスの結果が得られたことから²²、こうした変化が移動前から直後にかけてのものともみることができる。