

フィリピン、タイ、及びブラジル人女性)。これは、全体的な効果としては、Milewski (2009、2010) や Andersson (2004) といった欧州の経験と整合的なものといえるし、quantum 効果についてだけ見れば、中断効果の存在が確認された Stephen and Bean (1992) など、米国についての結果等と整合的なものといえよう。

また、選別・属性効果についてもその存在が確認されたものの、出生率の変化をすべてそれに帰することができたのは、ペルー、及び米国人女性のみであった。国際移動の出生力への影響が高所得国出身者である米国人女性で確認されないことは、国際移動からのストレスをその要因とするこれらの仮説と整合的である。ただし、ペルー人女性について、中断効果及びイベント相関効果が確認されなかったことは、理論的に説明が困難であるといえよう。

なお、詳細な結果は割愛するが、参考までに同推定を国内居住期間が5年以上の者について行った場合、モデル(2)の国籍効果(Img)はマイナスかゼロである一方、より高い年齢層や、より高いパリティでそのマイナス幅が小さいという結果が得られた。これは、移動直後の出生率の急上昇が全体としては移動直後に限られた現象である一方で、移動からの時間的経過とともにより高いパリティや年齢層での出生に引き継がれていることを示すものであり、上記推定と整合的な結果であるといえよう。

6-2. 日本人女性の出生力との較差の検証

移民女性と日本人女性の出生率の較差についての推定結果(表9)からは、実績値と異なり、移民女性の出生率が日本人女性よりも高い傾向にあること、そしてその要因や国内居住期間の長期化に伴う変化の方向性が示された。

これらの推定結果を、モデル(6)によって、合計出生率に変換し、居住期間別に示したものが、表10である。それによると、ブラジル国籍の1.09、1.29を除く全ての国籍で日本人女性よりも高い合計出生率となっていることがわかる。具体的には、韓国朝鮮で1.52、1.89、中国で1.39、1.66、フィリピンで2.12、2.06、タイで2.06、ペルーで1.84、そして米国で2.11である。

また、これらの値と日本人女性の実績値との較差を、年齢別出生率²³、パリティ効果²⁴、居住期間の長期化による影響にそれぞれ分けると(表10)、居住期間の長期化の影響がプラスの場合が多いことが示された(韓国朝鮮、中国、及びブラジル人女性)。また、パリティ拡大の効果は全ての国籍でプラスとなることが明らかになった。加えて、フィリピン、タイ、ペルー及び米国人女性では年齢別出生率の較差からもプラスの影響を受けており、その効果は10代後半(ペルー、米国人女性)、及び30代以降で大きい傾向にあることが示された(フィリピン、タイ、ペルー、米国人女性)(表9)。一方、ブラジル人女性の出生率が日本人女性よりも低いことの背景には、パリティ拡大からプラスの影響を受けているにもかかわらず、年齢別出生率で大きくマイナスの結果となっていることがあるものと思われる。

表9 推定結果(2)

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
外国籍ダミー	0.11	0.14	1.95***	2.00***	1.08**	1.70**	1.07**
以下、外国籍ダミーとの交差項							
(年齢)							
15-19 歳	-0.96	-1.02*	-1.87***	-1.93**	-1.59***	-1.39*	
20-24 歳	-0.39	-0.78*	-1.53***	-1.95***	-2.02***	-1.60**	-1.07**
25-29 歳	-0.40	-0.65	-1.59***	-1.85***	-2.19***	-1.62**	-0.83**
30-34 歳	-0.25	-0.39	-1.66***	-1.93***	-1.99***	-1.76***	-0.38
35-39 歳	-0.25	-0.44	-1.60***	-1.94***	-1.93***	-1.88***	-0.37
40-44 歳	-0.20	-0.32	-1.16***	-1.36***	-1.45***	-1.17*	
(パリティ、ref=無子)							
第1子	0.24***	0.023	0.36***	0.47***	-0.035	0.17	0.81***
第2子	0.22**	-0.36***	1.02***	0.56**	0.42***	0.67***	0.87***
第3子	0.36**	0.59**	1.48***	2.03***	0.81***	0.43	0.79
日本人との国際結婚	-0.17***	0.23***	-0.39***	-0.57***	0.055	0.022	-0.28
居住期間5年以上	0.60***	0.41***	-0.14***	-0.12	0.29***	-0.011	0.29

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
(学歴、ref=高校)							
中学	-0.14	-0.034	-0.16*	-0.13	-0.019	-0.13	0.0073
短大・高専	0.14**	0.0039	-0.080	0.046	0.17	0.17	-0.078
大学・大学院	-0.039	0.21***	-0.035	0.038	0.24*	0.11	-0.047
(労働力状態、ref=主に仕事)							
家事などの他仕事	-0.065	-0.25***	-0.34***	0.026	0.35**	-0.14	0.089
通学の傍ら仕事	-0.25	-0.20	0.61		1.09	0.96	
仕事を休んでいた(休業)	-0.72***	-1.56***	-2.03***	-1.05**	-0.82***	-2.12***	-1.29***
仕事を探していた(失業者)	-0.41*	-0.26	0.23	0.32	1.08***	0.50	-0.89
家事	-0.59***	-0.85***	-0.71***	-0.44	0.45***	-0.059	-1.23***
通学	1.33**	1.84***	1.72**	1.86**	2.11***	1.08	2.63***
その他	-0.18	-0.34	-0.20	0.61	1.22***	0.13	-0.79
夫との年齢差	0.025***	0.0014	-0.0026	0.0067	-0.0088	-0.0053	-0.029
(夫職業等、ref=事務職等)							
管理的職業、専門的・技術的職業	0.018	0.074	-0.043	0.032	-0.24	-0.70	-0.31
農林漁業	-0.63*	0.041	-0.049	-1.36**	0.12		
生産工程 等	-0.11*	-0.014	-0.10*	-0.24*	-0.15	-0.29	-0.33
分類不能	0.27	-0.069	0.16	-0.54	0.091	0.22	-1.49

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
無職	-0.018	-0.029	0.38***	0.19	0.30	0.21	-0.49
X', パリティ、定数項				(省略)			
標本数	284,266	330,474	274,027	218,102	235,933	212,572	208,324

表10 推定合計出生率、実績値との較差、及びその内訳

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
	(較差の内訳)						
ASFR	0.00	0.00	0.38	0.17	-0.78	0.56	0.75
パリティ拡大	0.27	0.08	0.95	1.02	0.41	0.22	0.56
居住期間	0.60	0.41	-0.14	-	0.29	-	-

表 1 1 推定合計出生率、実績値との較差、及びその内訳

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
	(推定値)						
5年未満(a)	1.52	1.39	2.12	2.06	1.09	1.84	2.11
5年以上(b)	1.89	1.66	2.06	-	1.29	-	-
	(実績値)						
日本人女性 本国出生率(x)	1.29	1.64	3.27	1.63	1.90	2.60	2.07
	(較差)						
本国との差(a)-(x)	0.23	0.25	1.15	0.43	0.81	0.76	0.04
日本人との差(a)-(y)	0.18	0.05	0.78	0.72	0.25	0.50	0.77
本国との差(b)-(x)	0.60	0.02	1.21	-	0.61	-	-
日本人との差(b)-(y)	0.55	0.32	0.72	-	0.05	-	-

次に、これらの出生率と日本人女性、及びそれぞれの本国の出生率の較差をとると、本国との較差の方が小さい（タイ、及び米国人女性）か、あるいは居住期間の長期化により出生率が上昇した結果、本国との差の方が小さくなる場合（中国人女性）には、適応効果ではなく、社会化効果の方が強いと考えられる。一方、日本人女性の出生率との差の方がもともと小さく、それが居住期間の長期化によって更に縮小するのは、フィリピン人、ブラジル人女性であり、これらは適応効果の結果と考えることができるだろう。特に、フィリピン人女性のように、日本人女性よりも高かった出生率が低下傾向にあるということは、中期的には日本人女性の出生率の水準により近づく可能性も考えられ、興味深い。また、ペルー人女性の出生率は、居住期間の長期化から有意な影響を受けないものの、日本人女性との較差の方がより小さいことから、適応の可能性が考えられる。

更に、興味深いのは、韓国朝鮮人女性である。彼女らの内、国内居住期間の長い人たちは、日本で数世代を経ている在日コリアンが多いことから、他の国籍のように本国での社会化効果を仮定することは難しい。その一方、日本人女性、及び韓国本国のいずれの出生率との差も拡大していることは、興味深い。これは、社会化、社会的適応のいずれからも説明できない現象であるといえるだろう。

なお、社会経済的屬性ごとの効果を見ると²⁵、国際結婚夫婦の間で出生率が低くなる傾向が見られる（韓国朝鮮、フィリピン、及びタイ人女性）。これは、国際結婚夫婦の出生率が日本人夫婦と比較して低いとする先行研究（今井 2011、山内 2010、小島 2007）と一致する。しかし、結果としての出生率自体は、他の要因による押し上げ効果の方が大きく、日本人女性と比べても低くなることはない。

本人学歴については、韓国朝鮮、及び中国人女性においてそれぞれ短大・高専、及び大卒以上でプラスの結果が得られているが、他は有意な差が見られない。本人の労働力状態については、全ての国籍において育児休業を含むことが多いと思われる休業で大幅なマイナス、家事ではプラス（ブラジル人女性）が見られる場合もあるものの、マイナスとなることが多い（韓国朝鮮、中国、フィリピン、及び米国人女性）²⁶。通学でプラスであるのは、通学の主効果が大幅なマイナスであるためであり、国籍効果との交差項でマイナス幅がやや縮小しているに過ぎない点に注意が必要である。最後に夫との年齢差、及び夫職業による違いはほとんど見られないといってよい。

以上のことから、探究課題3、及び5に対する回答を得ることができる。まず、中期的な移民女性の出生率の動向は、社会化効果の影響が大きく、本国出生率の水準に接近する場合（中国人女性）、あるいはその可能性が高い場合（タイ、米国人女性）がある一方で、社会的適応の結果、日本人女性の出生率に接近する場合（フィリピン、ブラジル人女性）、あるいはその可能性がある（ペルー人女性）場合があることも示された。また、韓国朝鮮人女性については、在日コリアンが多い一方、本国、及び日本人女性のいずれの出生率からもかい離していく傾向にあることから、社会化、及び社会的適応、いずれの仮説からも説明できない結果となった。以上が、探究課題3に対する答えである。

こうした結果実現する出生率の水準は、ブラジル人女性を除く全ての国籍で、日本人女性よりも高い水準となり、こうした背景には、年齢別出生率（ASFR）や、パリティ拡大率の面で日本人女性よりも高い出生率を示すこと、また、居住期間の長期化からプラスの影響を受ける場合があることも示された。また、社会経済的属性の内、国際結婚夫婦の出生率は低くなる傾向にあることが示され、先行研究の結果と一致するものの、結果として生じる出生率は全て日本人女性よりも高くなることが示された。その他の属性について、目立った差を生むものはなかった。以上が探究課題5に対する答えである。

7. 考察と結論

本稿は、低出生力下における移民流入という局面において、重要性を増す移民女性の出生力に注目したものである。日本においては、1990年代以降、外国人人口の急増と、結果としての移民人口の増加を経験してきたものの、移民女性の出生力に注目した研究はまれであった。しかし、先進国間に共通して見られる低出生力という状況、及び国際人口移動の活発化による移民人口の増加という現象において、日本もまた例外ではなく、このことについて明らかにする重要性は高まってきているといえよう。

本研究は、1990年初頭からの外国人人口の急増からおおよそ20年が経った時点で行われた2010年の国勢調査の個票データを用いて、日本における移民女性の出生力を明らかにすることを目指したものであり、具体的には以下の5つの探究課題を通じて分析を行った。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。

これらの問いに対して、本研究は同居児法、及びその結果についての多変量解析を用いて分析を行い、以下の結果を得た。まず、探究課題1及び2に対しては、quantum効果においては中断効果、及びtempo効果においてイベント相関効果を認めることができたものの、全体としては後者が勝り、出生率が急上昇する傾向にあることが示された。探究課題3については、中期的に移民女性の出生率は日本人女性、及び本国女性のいずれの水準に近づくこともあることが示され、社会化効果、適応効果の双方の可能性があることが示された。また、探究課題4についても、こうした結果のほとんどは、選別・属性効果について統制した後も確認された。最後に、探究課題5については、こうした結果実現する移民女性の出生率は、ブラジル人女性を除けば、日本人女性よりも高く、その背景には、日本人女性よりも高い年齢別出生率、パリティ拡大率といったことがあると考えられるとともに、中期的に移民女性の出生率はより上昇する場合があることも示された。

以上の結果は、欧米における先行研究の結果と整合的なものであり、日本も他の先進諸国と同様、人口学上の二次的影響を、国際人口移動の活発化から受けていることを示したものである。一方、これまで日本における外国人女性の出生力は低いとしてきた先行研究とは、一致しない結論となったが、これは、先行研究の多くは、定住性を加味した移民女性についての研究ではなく、マクロデータによる外国人女性全体についての記述的な分析が主であり、移住過程からの影響を個人単位で識別することができなかつたためであると考えられる。あるいは、マイクロデータを用いた分析は小島（2007）に見られるものの、日本人女性を基準として移住過程の影響を詳細に識別するといったものではなかつたことにも起因するものであろう。

いずれにせよ、日本における移民女性の出生率が日本人女性と比較して高い傾向にあること、国際移動直後に tempo 効果を中心とした急上昇を経験する傾向にあること、そして中期的には、社会化効果、適応効果双方の可能性があることは、先行研究による知見に加え、国際人口移動と我が国の人口の関係について新たな視点を提供することとなるであろう。

最後に、本研究の限界と今後の課題について、いくつか指摘しておきたい。第一に、本研究はパネルデータではなく、横断データによる分析であることから、居住期間の長期化の影響の評価の際、居住期間と他の要素との間に強い内生性がある可能性がある。第二に、国勢調査では出生地がわからないため、国籍で移民女性を識別したが、帰化人口の影響について考慮することができなかつた。第三に、子どもの同居、非同居の国籍別のパターンについて考慮することができなかつた。最後に、居住期間について、国内居住期間5年未満、以上といった大まかな区別しかできなかつたことと、日本における移民人口の増加の歴史はまだ浅く、今後の方向性については、より一層の時間の経過が必要である。以上の点については、今後、移民人口の増加と定住化が進む中で、新たなデータセットを構築していくことで答えていきたいと考える。

¹ この点について、先行研究はあまり厳密に区別していないように見える。多くの先行研究はパネルデータを用いたハザード分析が多いことから、測定されるのはいわゆる quantum 効果であり、移動前の産み控えによる tempo 効果ではないと考えられる。Vila and Martin（2007）は、移民と現地女性のパリティ構成の違いを、属性効果としているものの、例えば、Milewski（2009: 30）は、この効果は、移動直後の短期間のみ見られる効果であることから、イベント相関効果とすべきとしている。本稿では Mileswski の立場をとり、いずれもイベント相関効果に含めることとする。

² 統計法 33 条第 1 号に基づく、調査票情報の 2 次利用申請による。

³ 詳細な条件は以下の通り。まず、研修生を念頭に置いた条件として、ブラジル、ペルー国籍以外の外国人の内、5 年前の常住地が海外、続き柄が世帯主、就労中であり、その産業が製造業、建設業、鉱業、漁業、林業、農業のいずれかであり、かつ住居が会社の独身寮・寄宿舎である者を設定した。また、企業駐在員を念頭に置いた条件として、大卒以上の学

- 歴、給与住宅に住む、ブラジル、ペルー国籍以外の外国人、及びその家族とした。最後に、特に欧米系の企業駐在員とその家族を念頭に置いた条件として、東京都心部3区（港、渋谷、目黒区）に住み、管理的職業、ないしは専門的・技術的職業に就いている、米国人とその家族とした。この結果、登録外国人統計の在留資格別人口、及びその都道府県分布とほぼ一致する結果が得られている。
- 4 日本人をすべての国籍において、出生率のピークは30歳を挟んだ前後5年間の間にみられるため。
 - 5 第21回生命表（完全生命表）（厚生労働省 2012）による値を用いた。
 - 6 同居児法によって求められた出生率はTime-cohort型であるため、厳密には人口動態統計から求められる期間出生率とは異なる点に注意する必要がある（日本統計協会 1990: 25-6）。
 - 7 出生については、それぞれ約1年ラグとなり、平均滞在期間に直すと、それぞれ1.5年から2.5年、-2.5年から1.5年となる。
 - 8 15歳未満としたのは、同居児の捕捉率は落ちると予想されるものの、高い年齢層のパーティの過小評価を避けるためである。
 - 9 モデル(3)における交差項は、全て X' に主効果が含まれている（国際結婚ダミー（*IM*）は日本人女性については全て0をとるので、 X' では省略されている）。よって、本推定式は日本人女性と移民女性の個別の属性間の差の差（difference in difference）を推定していることとなる。
 - 10 例えば、Goldstein and Goldstein（1981）では、調査時点での属性と過去の出生率の変化の間の関係を、多変量解析によって推定しており、先行研究でも一般的に見られる方法である。
 - 11 例えば、Goldstein and Goldstein（1981）では、同様の理由から、分析対象とする年齢を20-45歳に限定している。
 - 12 これを基準とするのは、これが移民女性の属性として、現在の日本で典型事例であることと、国際的な比較の上で、標準的な事例と考えられるためである。
 - 13 TFR算出にあたり、年齢別出生率、及びパーティ別出生率はウェイトが1の加重平均として求められることを反映したもの。実際の計算にあたっては、各カテゴリーのオッズの幾何平均として求めている（注23、24を参照）。
 - 14 Liaw et al.（2011）では、任意の属性を持つ女性の出生率を多項ロジットモデルから得られたある期間内の出生確率に等しいとしている。本稿でもこの考え方を採用し、日本人女性と移民女性の出生率の比を、両者の出生確率の比から求めることとした。
 - 15 注9と同様、difference in difference analysisの形をとっている。
 - 16 例えば、2010年末時点で、一般永住者が登録外国人人口に占める割合は、26.5%であり、これは特別永住者の18.7%を大きく上回る。また、国籍別にみた場合、フィリピンやブラジル国籍ではそれぞれ44.1%、51.1%と半数近くに上り、米国や英国といった高所得国出身者の間でもともに25.8%と全体平均とほぼ同水準である。
 - 17 外国人女性については、統計法33条1項に基づく調査票情報の提供を厚生労働省より受け、人口動態統計の個票から独自集計をした年齢別出生数と、公表されている登録外国人統計から得られる年齢別女性数を用いて合計出生率を求めた。
 - 18 是川（2013）では、外国人女性の出生行動は、同一国籍内でもサブグループ間で大きく異なる可能性が高いこと、及び定住化に伴う適応／同化効果が出生力にプラスの影響を与える可能性が示している。
 - 19 有配偶出生率を求めるにあたっては、若年層における有配偶率の低さと、それに起因する年齢別有配偶出生率の高さの影響を除くため、20歳以上を対象とした（Hinde 1998: 124）。

- 20 人口動態統計によれば、総出生数に占める婚外子の割合は、フィリピン、ブラジル人女性の間で特に高い。
- 21 本国出生率は、国連人口推計（UN 2010）を用いた。それぞれの時点での出生率と日本人女性、本国との出生率の差分の絶対値をとることで、居住期間の長期化が日本、及び本国のいずれの出生率への接近につながるかを検証した。
- 22 また、念のため、2000年についても同様の算出を行ったところ、同様の結果が得られた。
- 23 式（6）は、個人単位での一定期間内の出生確率の比（ P_{0i}/P_{0j} ）を用いたものであることから、日本人女性と移民女性の年齢別出生率の較差（ $\Delta ASFR$ ）は、モデル（5）の係数を用いた以下の式で求められる。

$$\Delta ASFR = \beta_1 + \sum_{k=1}^6 \beta_{6k} / 6$$

- 24 注 23 と同様の理由から、パリティ拡大率の日本人女性と移民女性の差（ $\Delta Parity$ ）は、モデル（5）の係数を用いた以下の式で求められる。

$$\Delta Parity = \sum_{j=1}^3 \beta_{4j} / 3$$

- 25 社会経済的屬性ダミーは、それぞれ移民女性内部での属性の違いを識別ものであるため、日本人女性と比較するためには、国籍効果とそれぞれの社会経済変数の係数の和を見る必要がある点に注意。
- 26 外国人女性総数に占める休業者の割合は小さく（数%程度）、係数がマイナスであることは全体としては無視できる程度である。家事については、単独の割合としては小さくないものの、近年、縮小しつつあるカテゴリーであることから、外国人女性全体の出生力への影響は小さくなりつつあるといえる。

（参考文献）

- 明石純一 2010 「入国管理政策 - 『1990年体制』の成立と展開」, 明石書店。
- Andersson, G. 2004 “Childbearing after Migration: Fertility Patterns of Foreign-born Women in Sweden,” *International Migration Review*, Vol.38, No.2, 747-75.
- Cho. L. J., Retherford, R. D. and Choe. M. K. 1986 *The Own-Children Method of Fertility Estimation*, East-West Center Book, East-West Center, Hawaii University.
- Dubuc, S. 2009 “Application of the Own-Children Method for Estimating Fertility by Ethnic and Religious Groups in the UK,” *Journal of Population Research*, Vol.26: 207-25.
- Faist, T. 2013 “Transnationalism,” In Steven, J. et al. eds. *The Routledge International Handbook of Migration Studies*, 449-59. Routledge, New York.
- Ford, K. 1990 “Duration of Residence in the United States and the Fertility of U.S. Immigrants,” *International Migration Review*, Vol.24, No.1, 34-68.
- Goldstein, J.R., T. Sobotka, and A. Jasilioniene 2009 “The End of “Lowest-Low” Fertility?” *Population and Development Review*, 35(4), 663-99.
- Goldstein, S. 1973 “Interrelations Between Migration and Fertility in Thailand,” *Demography*, Vol.10, No.2, 225-241.
- Goldstein, S. and A. Goldstein 1981 “The Impact of Migration on Fertility: an ‘Own Children’ Analysis for Thailand,” *Population Studies*, Vol.35, No.2, 265-84.

-
- Grabill, W. H. and L. J. Cho 1965 “Methodology for the Measurement of Current Fertility From Population Data on Young Children,” *Demography*, Vol.2, 50-73.
- Hara, T., T. Ueki & M. Murakami, 1994, “Estimate of the Number of International Children in Japan, Based on Trends in Intermarriage”, *International Journal of Japanese Sociology*, 3, 29-43.
- 原俊彦 1996 「国際結婚と国際児の出生動向」, 『家族社会学研究』 8, 67-79.
- Hinde, A. 1998 *Demographic Methods*, Oxford University Press, New York.
- 今井博之 2011 『国際結婚の夫婦の出生力 - 日本人男性と外国人女性の組み合わせの分析 - 』, 『計画行政』, 34 (4), 41-8.
- 勝野真人, 林謙治 1990 「わが国における外国人の出産——その推移と将来予測」, 『週産期医学』, 1729-32.
- 金正根 1971 「在日朝鮮人の人口学的研究」, 『民族衛生』, 37 (4), 131-57.
- 金潤信 1977 「在日韓国人の最近 10 年間における人口学的推移」, 『民族衛生』, 43 (3, 4), 91-102.
- 小島宏 2007 「国際結婚夫婦の家族形成行動——日本と台湾の比較分析」, 『経済学論纂』, 47 (3,4), 175-96, 中央大学.
- 是川夕 2012 『日本における外国人の定住化についての社会階層論による分析 - 職業達成と世代間移動に焦点をあてて - 』, *ESRI Discussion Paper Series No. 283*, 1-30, 内閣府経済社会総合研究所.
- 是川夕 2013 『日本における外国人の移住過程がその出生率に及ぼす影響について』, 『社会学評論』, 253 号, 2013 年 6 月刊行予定.
- 厚生労働省 2012 「第 21 回生命表 (完全生命表)」, <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/21th/index.html> (最終アクセス日 2013 年 3 月 21 日).
- 桑山紀彦 1995 「国際結婚とストレス - アジアからの花嫁と変容するニッポンの家族 - 」, 明石書店.
- Liaw, L. K., J. P. Lin and C.C. Liu 2011 “Reproductive contributions of Taiwan’s Foreign Wives from the Five Source Countries,” *Demographic Research*, Vol.24, Article 26, 633-70, Max Plank Institute for Demographic Research, Germany.
- Milewski, N. 2009 Fertility of Immigrants, *A Two-Generational Approach in Germany*, Springer.
- Milewski, N. 2010 “Immigrant Fertility in West Germany: Is There a Socialization Effect in Transitions to Second and Third Births? *European Journal of Population*, Vol.26, 297-323.
- Nahmias, P. 2004 “Fertility Behaviour of Recent Immigrants to Israel: A Comparative Analysis of Immigrants from Ethiopia and the Former Soviet Union,” *Demographic Research*, Vol.10, Article 4, 82-120, Max Plank Institute for Demographic Research, Germany.
- 日本統計協会 1990 「同居児法による日本の出生変動の計測と分析—昭和 60 年国勢調査モノグラフシリーズ No.4」, 日本統計協会.
- OECD 2011 *International Migration Outlook 2011*, OECD Publishing.
- Parrado, E. A. 2011 “How High is Hispanic/Mexican Fertility in the Unites States? Immigration and

-
- Tempo Considerations,” *Demography*, Vol.48, 1059-80.
- Portes, A. and Zhou, M. 1993. The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 530: 74-96.
- Rey, A. D. and A. Ortega 2010 “The Impact of Migration on Birth Replacement-The Spanish Case,” In Raymer, J. eds. *Demographic Aspects of Migration*, 97-122, Germany.
- Sobotka, T. 2008 “Overview Chapter7: The Rising Importance of Migrants for Childbearing in Europe,” *Demographic Research* Vol.19, Article 9, 225-48, Max Plank Institute for Demographic Research, Germany.
- 総務省 2008 「平成 22 年国勢調査の概要（総務省ホームページ）」
http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/gaiyou.htm#taisyou_5（最終アクセス日 2013 年 3 月 21 日）.
- UN 2011 *World Population Prospects The 2010 Revision, Highlights and Advanced Tables*, United Nations, New York.
- Vila M. R. and T. C. Martín 2007 “Childbearing Patterns of Foreign Women in a New Immigration Country: The Case of Spain,” *Population (English Edition)*, Vol.62, No.3, 351-79, INED.
- Waldinger, R. 2012 Beyond “Transnationalism: An Alternative Perspective on Immigrants’ Homeland Connections,” In Rosenblum, M.R. and D. J. Tichenor eds. *The Oxford Handbook of the Politics of International Migration*, 74-104, New York.
- 山内昌和 2010 『近年の日本における外国人女性の出生数と出生率』 人口問題研究 66-4, 41-59, 国立社会保障・人口問題研究所.

2000年代における出生率反転の構造を探る： 出生ハザードの変化に注目して

岩澤 美帆 金子隆一

1. はじめに

出生の発生は、その出生のリスクを有する同質な人口の規模とその同質なリスク人口からの瞬間発生率（ハザード）に規定されると考えることができる。しかし、どのような集団を同質なリスク人口と見なすべきかは一意に決まるものではなく、状況や分析の目的によって様々な指標を算出し、総合的に評価することが有効である。出生発生動向として通常参照される全女子人口を分母とした年齢別出生率やその合計値である合計特殊出生率は、ある意味で、分母人口が同質ではない。第1子出生のリスク人口は、第1子を産んでいない女子人口であると考え方を採用すれば、合計特殊出生率の変動には、第1子出生未経験者からのハザードの変化と、第1子出生未経験者の人口規模という過去の経験に依存する要素の影響との両方を含んでいることになる。本研究は、2005年を底に低下傾向が反転した日本における合計特殊出生率がどのような変化を反映したものであるかを理解するために、年次別、年齢別、出生順位別にリスク人口を限定した出生ハザード率や出生確率に着目し、ある時点以降一定にした場合に得られる反実仮想的な値を用いたシミュレーションによって、合計特殊出生率の反転の構造を明らかにする。

2. 背景

出生力の一つの指標で表現することが難しく、多様な指標を総合的に解釈すべきことが人口学者によって主張されてきた(Rallu and Toulemon 1994)。とりわけタイミング変化（先送り）が起きているときの期間合計特殊出生率の解釈および将来見通しは困難となる。出生は、最終的な子ども数といった量的な要素と、いつ、どのような間隔で産むかというタイミングに関わる要素で決定されるという仮定に従えば、モデルによって期間合計特殊出生率変動に占めるテンポ効果を抽出することが可能になる。これまでもテンポ効果抽出に関する多くの議論がなされてきた (Ryder 1964, Keilman 1994, Bongaarts & Feeney 1998, 2003, 2006, Kohler & Philipov 2001, Kohler & Ortega 2002, 金子 2004, Suzuki 2007, Inaba 2007)。さらに、2006年以降、日本の合計特殊出生率は反転傾向を示しており、その解釈を提示することが人口学の課題となっている。日本を含む超低出生力を経験した欧州地域では1990年代後半以降、同様に反転を示しており、多くの場合、先送りされていた出生が30代以上といった高年齢で生み戻されることによるテンポ効果の消滅と解釈されている (Goldstein et al. 2009, Bongaarts and Sobotka 2012)。一方、日本については、タイミング効果だけでは説明がつかない上昇であることが指摘されている (金子 2010)。その他、先進国における反転期は子育て支援政策の充実期や国際人口移動の拡大期とも重なっており、環

境の変化による実質的な行動変化が起こっている可能性も指摘されている(Goldstein et al. 2009)。

本研究では、日本での近年の合計特殊出生率の上昇のうち、過去に起きていた出生先送りによるリスク人口の増加による上昇効果（構造要因）で説明できる部分と、構造変化の影響を取り除いた上で（過去の経験に依存しない）、発生率の変化で説明できる部分がそれぞれの程度あるのかを明らかにする。その方法として、全女性を分母にした発生率ではなく、初婚、あるいは当該順位出生の未経験者に対するハザードに注目する。年齢別ハザードを計算し、ある時点以降、ハザードを固定した場合に得られる仮想的な年齢別出生率を求め、実績と比較することで、出生率の変化量を、未経験人口の変化といった構造要因とハザード変化による寄与に分解し、評価する。さらにハザード上昇の効果を年齢層別に観察する。若年齢での上昇と高年齢での上昇では異なる解釈が可能であろう。例えば、若年齢の上昇ならば、社会経済状況の好転が背景にあるかもしれないし、高年齢での上昇ならば、先送りに呼応した駆け込み行動を示唆しているかもしれない。年齢層別のハザード変化を明らかにし、今般の出生率上昇の今後の見通しを評価する。

3. データ

本研究では出生のみならず、出生の近接要因である初婚の動向についても分析する。従って、人口動態統計による初婚数、出生数を分子とし、国勢調査に基づく生存延べ年数をリスク人口とした、年齢別初婚率（届出遅れ補正済み）、出生順位別年齢別出生率を用いる。初婚率については、日本人女性の初婚に限定した初婚率を、出生率については、母日本人に限定した日本人出生率を用いた。また、本研究では、パリティ構造に依存した出生確率を分析に用いるが、初婚および各出生順位イベントについては、前事象の発生から1年以上経過した時点から生起するとの仮定を置く必要がある。そこで、この仮定に合うよう、前イベントの発生時期の修正をおこったものを実績データとして用いている（詳しくは後述）。分析に用いる年次は1950年～2010年である。

なお、連続関数としてのハザードの算出は、実際のデータから計算することが難しいので、年齢別平均未経験者人口を分母とし、1年間に発生した事象数を分子にした、離散モデルによるハザードを用いる。これを年間平均ハザード率（以下では未経験者ハザード率）と呼ぶ。

当該年次の各年齢時未経験者人口は、コーホート累積出生率の補数を用いる。従って、期間指標としては、15歳の出生率が得られる最も古いコーホートである1935年出生コーホートが50歳に達する1985年以降の分析が可能となる。

4. 方法

(1) リスク人口の異なる出生率

出生率は、リスク人口のとらえ方によって、主に3つの種類に整理することができる。

まず、分母人口を限定するの(conditional)、限定しないの(unconditional)で大きく二つに分けることができ、Bongaartsらは前者を第1種の率、後者を第2種の率と呼んでいる(Bongaarts and Feeney 2006)。前者は事象を繰り返しのない事象ととらえることから、ハザード率と呼ぶことができ、後者は事象経験者も分母に入っていることから、密度、頻度、発生率と解釈される。実際後者の年齢別出生率は、確率密度関数と一致する。

第1種の率は、出生順位の扱いによって、さらに二つに分けることができる。リスク人口を当該事象未経験者としつつ、各出生順位は独立に扱う指標と、各事象が順番に生起することを考慮し、前事象は経験したが次の事象を経験していない人口、すなわちパリティ人口をリスク人口とする指標とに分けられる。ここではパリティを考慮しない前者を未経験者ハザード率、後者をパリティハザード率と呼ぶ。

Rallu and Toulemon (1994)、Bongaarts and Sobotka(2012)の整理に従えば、3つの出生率は以下のように定義される(表記法については、本研究の分析に合わせ改変した)。

$f(a, t, i)$: 年齢 a 、 t 年、出生順位 i の第2種の年齢別出生率(発生率)。出生順位 i 、年齢 a のリスク人口は、パリティにかかわらず当該年に年齢 a 歳である女性。

$h(a, t, i)$: 各出生順位(i)を独立に扱った、第1種の条件付き出生率(未経験者ハザード率)。出生順位 i 、年齢 a のリスク人口は、当該出生(i)を経験していない女性。死亡を事象とした生命表では中央死亡率($M(a, t)$)に相当する。

$h_p(a, t, i)$: 第1種の条件付き出生率(パリティハザード率)。出生順位 i 、年齢 a のリスク人口は、前出生順位($i-1$)の出生を経験し、かつ当該順位(i)の出生を経験していない女性(パリティ $i-1$ の女性)。なお、パリティハザード率はパリティ出生確率 $q_p(a, t, i)$ に変換できる。

(2) リスク人口の異なる出生率を用いた期間生涯出生力指標

上記の異なる出生率を用いることで、期間生涯出生力指標も3種類得られる。

$TFR(t)$: 年齢別出生率 $f(a, t, i)$ を合計した通常の期間合計特殊出生率。

$$TFR(t) = \sum_i TFR(t, i) = \sum_i \sum_a f(a, t, i)$$

$TFR_s(t)$: 出生順位別の出生力表から得られる生涯確率の合計値としての期間合計特殊出生率(出生力表 TFR)。当該年の $h(a, t, i)$ に従った場合に、女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。Yamaguchi and Beppu (2004)、Bongaarts and Feeney (2006)では、出生先送りによるテンポ効果を緩和する生涯指標として解説されている。

$$TFR_s(t) = \sum_i TFR_s(t, i) = \sum_i \left\{ 1 - \exp \left[- \sum_a h(a, t, i) \right] \right\}$$

PATFR(t): パリティを考慮した年齢別出生率の合計値(Parity-Age-TFR)。多相出生力表 TFR とも言える。当該年の $h_p(a, t, i)$ に従った場合に、女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当する。ここでは Rallu and Toulemon (1994) の解説をもとに、第 1 子出生前の初婚も事象に加えた場合のモデルを解説する。

$h_p(a, t, i)$ はハザード率であるが、これに対応するパリティ別年齢別出生確率 $q_p(a, t, i)$ を求める。 $q_p(a, t, i)$ は、年齢 a 歳の未婚あるいは既婚パリティ $i-1$ の女性が、当該 t 年の間に初婚する確率あるいは次子 i を出生する確率である。ここで i は、0(初婚)、1(1 子)、2(2 子)、3(3 子)、4(4 子以上)をとる。パリティ別人口は、未婚(-1)、既婚パリティ 0(0)、既婚パリティ 1(1)、既婚パリティ 2(2)、既婚パリティ 3(3)、既婚パリティ 4(4)の構造を持つ。なお、本モデルは、離散モデルを想定しており、 a 歳のイベント i のリスク人口は、 a 歳時点でパリティ $i-0$ の人口となる。なお、本研究では離婚による有配偶人口の減少は考慮していない。したがってパリティハザードの減少には、離婚によるリスク人口の減少効果が含まれている可能性がある。

$N(a, t, i)$ を、 t 年期首に a 歳で、未婚またはパリティ i の女子人口とすると、未婚者およびパリティ別人口を合計したものは、

$$\begin{aligned} \sum_i N(a, t, i) &= N(a, t, -1) + N(a, t, 0) + N(a, t, 1) + N(a, t, 2) + N(a, t, 3) + N(a, t, 4) \\ &= N \end{aligned}$$

すなわち N は年齢 a 歳の全女子人口であり、死亡も移動もないとすると、15 歳から 50 歳まで一定である。

$q_p(a, t, i)$ の実績値は、ここでは、コーホートの累積初婚率、あるいは出生順位別累積出生率から、パリティ人口 $N_c(a, t, i-1)$ をもとめ、当該年齢における年齢別出生率 $f(a, t, i)$ を用い、

$$q_p(a, t, i) = \frac{f(a, t, i)}{N_c(a, t, i-1)}$$

として求める。なお、近年、10 代においては、婚外子や婚前妊娠結婚の増加から、当該年期首の初婚者の数に対して当該年の第 1 子の数が何倍にもなる状況が起きている。本モデルは、前の事象が 1 年以上前に経験されているという前提となっているため出生確率が 1 を超えることができない。したがって、初婚者と第 1 子出生が逆転する場合は、第 1 子の数に一致するよう初婚発生を前倒しする調整を行っている。なお、初婚発生のタイミングだけを調整するので、生涯確率には影響しない。

以下では、各年齢時 $q_p(a, t, i)$ を用いて、パリティ別人口 $N(a, t, i)$ を求める方法を解説する。
15歳の女性は全員未婚(-1)なので、

$$N(15, t, -1) = N$$

となる。

年齢 $a \geq 16$ 、 $i = -1$ 、すなわち未婚の年齢別女子人口は、

$$N(a, t, -1) = N(15, t, -1) \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - q_p(\alpha, t, 0)]$$

となり、 a 歳まで初婚をせずに残存している女性となる。年齢 $a \geq 16$ 、 $i = 0$ 、すなわち既婚パリティ0の女子人口は、

$$N(a, t, 0) = \sum_{15 \leq \alpha < a} \left\{ N(\alpha, t, s) q_p(\alpha, t, 0) \prod_{\alpha \leq \beta < a} [1 - q_p(\beta, t, 1)] \right\}$$

となり、15歳以上 a 歳までの a 歳で初婚を経験するが、その後 a 歳まで第1子を産むことなく残存している女性である。年齢 $a \geq 16$ 、 $i \geq 1$ 、すなわち既婚パリティ1以上の女子人口は、

$$N(a, t, i) = \sum_{15 \leq \alpha < a} \left\{ N(\alpha, t, i-1) q_p(\alpha, t, i) \prod_{\alpha \leq \beta < a} [1 - q_p(\beta, t, i+1)] \right\}$$

となる。例えば、30歳で子どもを一人持ち、2子目を産んでいない既婚パリティ1の人口 $N(30, t, 1)$ は、30歳までの α 歳で第1子を産み、かつ α 歳以降30歳になるまでに第2子を産んでいない人口となる。なお、高順位パリティ人口は、出生過程の初期には存在しないので、 $a < 15 + i$ の場合は、 $N(a, t, i) = 0$ とする。

50歳時点の $N(50, t, i)$ は、全女子 N の最終的なパリティ構造を示すことになる。従って、生涯指標である $PATFR(i)$ （当該年のパリティ別年齢別出生確率に従った場合に、女性が生涯に i 子を出生する確率に相当）および $PATFR$ （当該年のパリティ別年齢別出生確率に従った場合に、女性が生涯に生むであろう平均子ども数に相当）は、

$$PATFR(t, i) = \frac{1}{N} \sum_{j \geq i-1} N(50, t, j)$$

$$PATFR(t) = \sum_i PATFR(i) = \frac{1}{N} \sum_i i N(50, t, i)$$

となる。

また、第 i 子の年齢別出生率 $f(a, t, i)$ 、全子の年齢別出生率 $f(a, t)$ は、

$$f(a, t, i) = \frac{1}{N} N(a, t, i-1) q_p(a, t, i)$$

$$f(a, t) = \sum_i f(a, t, i)$$

となり、合計値も通常の TFR と同様、

$$PATFR(t, i) = \sum_a f(a, t, i)$$

$$PATFR(t) = \sum_a f(a, t)$$

として表せる。

なお、このほか、年齢の代わりに前事象からの経過時間をつかったパリティ別出生間隔別 TFR といった指標も考案されている(Feeney 1986)。人口動態統計では出生間隔に関するデータが修得できないため、ここでは扱わない。

上記で示した出生力に関する3つの指標およびその構造を下記表にまとめた。

表1 出生率指標の分類

率の種類	第1種の率		第2種の率
	パリティハザード率	未経験者ハザード率	発生率(頻度)
	$h_p(a, t, i)$	$h(a, t, i)$	$f(a, t, i)$
	期首人口の出生確率	期首人口の出生確率	
	$q_p(a, t, i)$	$q(a, t, i)$	
分子	t 年、 a 歳の第 i 子出生		
分母	t 年、 a 歳、パリティ $i-1$ の女子人口	t 年、 a 歳、 i 子を産んでいない女子人口	t 年、 a 歳の全女子人口
事象	出生順位間で相互に依存	出生順位間で独立、非繰り返し事象	出生順位間で独立、繰り返し事象
生涯出生力指標	$PATFR(t, i)$ (Parity-Age TFR) 多相出生力表TFR	$TFRs(t, i)$ 出生力表TFR	$TFR(t, i)$

(3) 仮想的な未経験者ハザード率を用いた年齢別出生率の推定

本研究では、まずパリティ構造を考慮しない未経験者ハザード率 $h(a, t, i)$ に注目し、ハザード率上昇の効果と、それ以外の未経験者人口の増加による効果を分解することを試みる。

具体的には、まず、実績値がある期間について初婚、出生順位別、各年、各年齢時のハザード率を計算する。以下では出生順位 i の指標を考える。

t 年の a 歳時の年間平均ハザード率を $h(a)$ 、確率密度関数(年齢別出生率)を $f(a)$ とする。そして、コーホートで15歳以降の値を累積した a 歳時累積ハザードを $H(a) = \sum_a h(a)$ 、コーホートの a 歳時生存関数を $S(a) = 1 - \sum_a f(a)$ 、とする。生存関数とハザード率、累積ハザード率の関係は、以下のように示される。

$$H(a) = -\ln\{S(a)\}$$

年間平均ハザード率 $h(a)$ は、

$$h(a) = H(a+1) - H(a)$$

$$\begin{aligned}
&= -\ln\{S(a+1)\} + \ln\{S(a)\} \\
&= -\ln\{S(a+1)/S(a)\}
\end{aligned}$$

として得られる。これを基に、出生力表の生存関数に基づく合計特殊出生率 $TFR_s(t)$ を計算することができる。

$$\begin{aligned}
TFR_s(t) &= 1 - S(50) \\
&= 1 - \exp\left[-\sum_a h(a)\right]
\end{aligned}$$

一方、ハザード率を用いて年齢別出生率を再現するには、上記関係式より

$$\begin{aligned}
S(a+1) &= \exp\{\ln S(a) - h(a)\} \\
&= S(a)\exp\{1 - h(a)\}
\end{aligned}$$

を用い、

$$\begin{aligned}
f(a) &= S(a) - S(a+1) \\
&= S(a) - S(a)\exp\{1 - h(a)\} \\
&= S(a)[1 - \exp\{-h(a)\}]
\end{aligned}$$

となる。

ここで、ハザード率を、ある時点以降固定させて出生率を再現すると、固定したハザード率 $\bar{h}(a)$ を用い、

$$\bar{f}(a) = S(a)[1 - \exp\{-\bar{h}(a)\}]$$

によって仮想的な年齢別出生率を求めることができる。これを期間 t 年について全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計特殊出生率 \overline{TFR}_s が得られる。さらに、上記の計算を期間の仮設コーホートについて行えば、期間出生力表に基づく \overline{TFR}_s が得られる。

固定した時点からの出生率の増加・減少分は、ハザード率の変化ではなく、未経験者人口の増減という構造変化によってもたらされたものであると解釈できる。そしてその仮想的な出生率と実績値との間に差があれば、その分は、ハザード率の変化によってもたらされたものであると解釈できる。

どの年齢層のハザード率が変化に寄与しているかを明らかにするためには、固定したハザード率を一部の年齢層のみ実績値に置き換えて出生率を再現した。

(4) 仮想的なパリティハザード率を用いた年齢別出生率の推定

前節の未経験者ハザード率の固定と同様、パリティハザード率を固定した場合（実際にはパリティ出生確率を固定）の出生率を推定することも可能である。以下では t 年の出生順位 i の指標を考える。パリティハザード率をある年次以降 $\bar{h}_p(a, i)$ で固定することを考える。 $\bar{h}_p(a, i)$ に対応する $\bar{q}_p(a, i)$ を計算するが、今回のケースでは離散モデルであるため、両者は一致する。

以下ではコーホートの女性人口 N を 1 とする。第 i 子の反実仮想的な年齢別出生率 $\bar{f}(a)$ は、

$$\bar{f}(a) = \bar{N}(a, i - 1) \bar{q}_p(a, i)$$

と表せる。15歳の未婚女性は、簡単のため1とすると、

$$N(15, -1) = 1$$

となり、年齢 $a \geq 16$ 、の未婚(-1)の女子人口は、

$$\begin{aligned} \bar{N}(a, -1) &= N(15, -1) \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - \bar{q}_p(\alpha, 0)] \\ &= \prod_{15 \leq \alpha < a} [1 - \bar{q}_p(\alpha, 0)] \end{aligned}$$

で求めることができ、順次、仮想的な $\bar{h}_p(a, i)$ ($\bar{q}_p(a, i)$) に基づく $\bar{N}(a, i)$ を求め、 $\bar{f}(a, i)$ を計算する。これを期間 t 年について全年齢について合計すれば、反実仮想的な期間合計特殊出生率 \overline{PATFR} が得られる。さらに、上記の計算を期間の仮設コーホートについて行えば、期間多相出生力表に基づく \overline{PATFR} が得られる。

未婚経験者ハザード率をある時点以降固定した場合と同様に、TFR の実績値と比較することにより、TFR 変動分におけるパリティ構造の変化と出生確率の変化の効果を分離することができる。

5. 2000年代の出生率の動向と将来見通し

反実仮想的な合計特殊出生率を用いた要因分解に先立って、2000年代の初婚、出生動向を確認する。2000年代前半においては初婚率も出生率も低下傾向を示していたが、初婚率は2004年を底に上昇に傾向に転じており、出生率も2005年を底に反転している(図1)。出生順位別にみても、いずれの出生順位でも2005年を底に反転している(図2)。また年次別年齢別出生率の推移を図3に示した。若年齢では近年低下傾向が止まり、高年齢では上昇傾向が見られる。

図1 期間合計初婚率および期間合計特殊出生率の推移 (左)

図2 出生順位別期間合計特殊出生率の推移 (右)

