

2011 年出生率推計の検証と外国人の影響について

別府志海

はじめに

将来人口推計における将来の各種仮定値は、過去における実績値の動向を将来に反映・投影することにより設定される。しかしながら、実際の変動は長期間の観察によりある傾向がみられたとしても、各年の数値の時系列推移は必ずしも平滑ではなく、全体的な傾向から上下に乖離が生じる。そのため、時系列分析によって求められた仮定値と特に直近年次における実績値に乖離が生じ、不連続となることがある（石川・別府 2011）。推計を行うにあたっては、長期的な仮定値の精度もさることながら、推計作業時点の年次といった直近年の動向に関する推計の精度も極めて重要である。特に 2011 年は 3 月に東日本大震災があり、出生率推計に影響している可能性がある。

一方で、1990 年代からは外国人人口が増加傾向にあり（佐々井・石川 2012）、したがって外国人が出生するケースも増加していると考えられる。日本人と結婚した外国人女性の出生児は日本人となるため、出生児が日本人である母の国籍は日本人と外国人の両方の場合が存在する。しかしながら、厚生労働省『人口動態統計』の概数および確定では出生児が日本人の場合のみを集計の客体としており、母の国籍による詳細な集計は行われていない。このため、出生児および母の国籍別に外国人女性の出生力水準や出生の年齢パターン等について詳細な分析を行うことができない。

以上の理由から本研究は、はじめに東日本大震災の発生という特殊な状況にあった 2011 年の出生数ならびに出生率について、推計結果の検証を行う。次いで出生児の国籍に加えて児を生んだ母の国籍にも着目し、『人口動態統計』を再集計することによって外国人の出生力ならびに出生統計への影響について分析を行うこととする。

1. 社人研推計における 2011 年の出生数推計と実績値

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研と略す）が公表した『日本の将来推計人口（平成 24 年 1 月推計）』では、日本に住む外国人を含めた総人口の推計を行っている。一方、厚生労働省『人口動態統計』の概数および確定における出生の集計は、出生児が日本人の場合のみを集計の客体としているが、除外件数として外国人の出生数も掲載されている。そこで外国人を含む出生総数の推移をみると（表 1）、2000 年から 2011 年までは全体として緩やかな減少傾向がみられる。これを日本人・外国人別にみると、日本人の出生数は減少傾向にありながら、約 110 万人の規模を保っている。他方で外国人の出生数はせいぜい 1.4 万人であり、出生総数の 1%程度に過ぎない。こうした傾向は、確定・概数のいずれにおいても観察され、両者の差はほとんど無い。

表 1. 出生児の国籍別出生数の実績値および推計値：2000～2011年

年次	概 数			確定数			中位推計
	総 数	日本人	外国人	総 数	日本人	外国人	総 数
2000	1,202,774	1,190,560	12,214	1,202,761	1,190,547	12,214	…
2001	1,182,502	1,170,665	11,837	1,182,499	1,170,662	11,837	…
2002	1,165,474	1,153,866	11,608	1,165,466	1,153,855	11,611	…
2003	1,134,997	1,123,828	11,169	1,134,767	1,123,610	11,157	…
2004	1,122,464	1,110,835	11,629	1,122,344	1,110,721	11,623	…
2005	1,073,996	1,062,604	11,392	1,073,915	1,062,530	11,385	…
2006	1,104,863	1,092,662	12,201	1,104,862	1,092,674	12,188	…
2007	1,103,178	1,089,745	13,433	1,103,247	1,089,818	13,429	…
2008	1,105,230	1,091,150	14,080	1,105,232	1,091,156	14,076	…
2009	1,082,376	1,070,025	12,351	1,082,384	1,070,035	12,349	…
2010	1,083,619	1,071,306	12,313	1,083,615	1,071,304	12,311	1,083,615
2011	1,062,116	1,050,698	11,418	1,062,224	1,050,806	11,418	1,059,245

厚生労働省『人口動態統計』，国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成24年1月推計）』による。日本における出生数。国籍は出生児について。

次に、2011年の出生数について、母の国籍ならびに年齢別に実績値と年間推計値¹⁾を比較したい（表2）。日本における出生総数は105.9万人と推計されていたが、これは実績値である『人口動態統計』確定の106.2万人と比べて約3,000人の過小であった。出生児の国籍別にみると、出生児が日本人の場合の推計出生数は104.6万人と推計されていたが、これは実績値の105.1万人と比べて約4,600人の過小であった。年齢別にみると、20～24歳を除き過小推計となっていた。特に25～39歳では計4,025人の過小推計となっていた。

表 2. 出生児の国籍・母の年齢別出生数の実績値および推計値

母の年齢	実績値			推計値			推計値－実績値		
	総 数	日本人	外国人	総 数	日本人	外国人	総 数	日本人	外国人
総 数	1,062,224	1,050,806	11,418	1,059,245	1,046,172	13,073	-2,979	-4,634	1,655
19歳以下	13,592	13,318	274	13,364	13,193	171	-228	-125	-103
20～24歳	105,642	104,059	1,583	106,199	104,414	1,785	557	355	202
25～29歳	304,075	300,385	3,690	303,275	299,147	4,128	-800	-1,238	438
30～34歳	377,120	373,491	3,629	376,906	372,502	4,404	-214	-989	775
35～39歳	223,052	221,273	1,779	221,528	219,475	2,053	-1,524	-1,798	274
40～44歳	37,880	37,437	443	37,100	36,610	490	-780	-827	47
45歳以上	863	843	20	873	830	43	10	-13	23

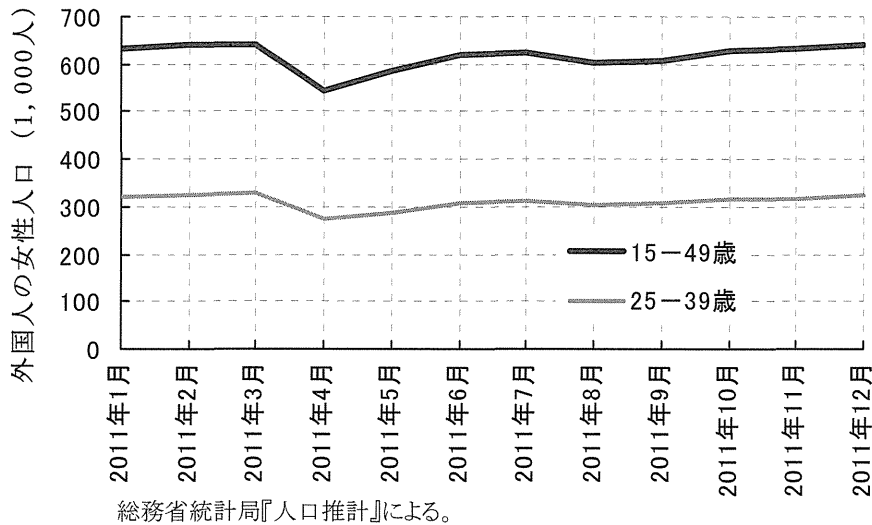
実績値は厚生労働省『人口動態統計』（確定値）による。推計値は社人研（2012）における中位仮定を設定する際に基礎とした2011年の年間推計値による。

一方、出生児が外国人の場合の推計出生数は1.3万人と推計されていたが、これは実績値の1.1万人と比べて約1,700人の過大であった。年齢別にみると、20歳以上の年齢層において23～775人の過大推計となっていた。外国人の出生数が過大推計となった要因の一つとして、震災後の外国人の動向が考えられる。出産可能年齢（15～49歳）にある外国人の

¹⁾ 社人研（2012）における中位仮定を設定する際に基礎とした2011年の年間推計値。推計方法等の詳細は岩澤他（2012）を参照されたい。

女性人口について 2011 年における月別変動をみると、震災のあった翌月の 4 月から人口が大きく減少している（図 1）。出生を主に担う年齢である 25～39 歳をみても同様の傾向がみられることから、この期間における外国人人口の減少が出生数・率の推計に影響した可能性がある。これについては第 3 節で再度触れたい。

図 1. 月別にみた再生産年齢における外国人女性人口：2011 年



以上の結果をまとめると、第 1 に 2011 年の出生数推計は確定に対して出生数で約 3,000 人少なかったが、これは『人口動態統計』の確定に対し率にして 0.3%の過小推計に留まっており、全体として推計結果は良好であったと言える。第 2 に、外国人の出生数は 1 万人強に過ぎないのに対し、推計値は 1,600 人過大であった。東日本大震災の影響から国内の外国人が減少したことも要因に挙げられるが、今後の推計においては外国人の出生数についての推計精度の向上が課題の一つであろう。

2. 2011 年出生数および出生率の推計結果と実績

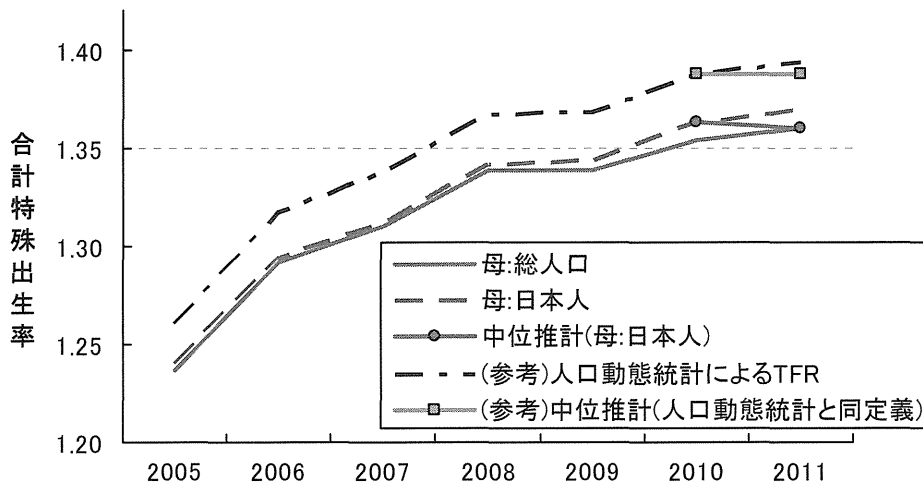
前述したように、社人研（2012）（中位推計）では 2011 年の出生数を 105.9 万人と推計しているが、実績値は 106.2 万人となり、推計値を約 3,000 人上回っていた。本節では、これを合計特殊出生率（以下、TFR と略す）から比較したい。なお、『人口動態統計』と比較を行うため、ここでは出生児を日本人に限定し、外国人については第 4 節で扱うこととする。

図 2 は、日本人を生んだ母の国籍別に合計特殊出生率の実績値および推計値を示したものである。母が日本人のみの場合の TFR をみると、推計値では 2010～11 年にかけて 1.363 から 1.359 へ 0.003 低下するとされていたが、実績値では同期間に 1.363 から 1.370 へと 0.007 上昇していた。この結果、総人口についての出生率も 1.353 から 1.360 へと 0.007 上

昇している。母が日本人のみの場合の TFR を推計値と実績値で比較すると、2011 年は推計が 1.359 であったのに対し実績は 1.370 であり、両者の差は 0.010 であった。また、2011 年について『人口動態統計』による TFR と推計における同定義の TFR とを比較すると、推計では 1.388 となっていたのに対して実績は 1.393 と、その差は 0.005 に過ぎなかった。

以上から、社人研（2012）における 2011 年の出生数および合計特殊出生率の推計値は、いずれも実績値にかなり近いことが示された。

図 2. 日本人女性に限定した合計特殊出生率の実績値および推計値（年央人口ベース）



厚生労働省『人口動態統計』, 国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口(平成24年1月推計)』(出生中位)による。

3. 2011 年の出生数における東日本大震災の影響の検証

本節では、2011 年 3 月に発生した東日本大震災が出生数の推計に与えた影響の検証を試みる。はじめに、2011 年の月別出生数を『人口動態統計』の概数と確定で比較しよう。

概数と確定を月別で比較すると（図 3）、2011 年は 5 月の出生数で若干の乖離が見られるものの、他の月ではほとんど乖離は無く、1 年間を通してみると確定値がわずかに 108 人多かった²⁾。なお、2010 年、2011 年ともに 1 月と 12 月において概数と確定の乖離が特に大きくなっている³⁾。これは人口動態統計が「年内の届け出」を集計対象にしているために、概数では各月の件数に年内に出生した月遅れの届け出が含まれるが、これを確定では事実発生月へ調整しているためと考えられる⁴⁾。

²⁾ 『人口動態統計』における日本人・外国人を合わせた出生児について、2000 年以降の概数と確定の差をみると、差が最も大きいのは 2003 年で概数が 230 人多いものの、他の年次ではせいぜい 120 人程度の差に留まっている。したがって、2011 年の 108 人は他の年次と比べて必ずしも多くはなく、概数と確定の差には震災の影響はほとんどない。

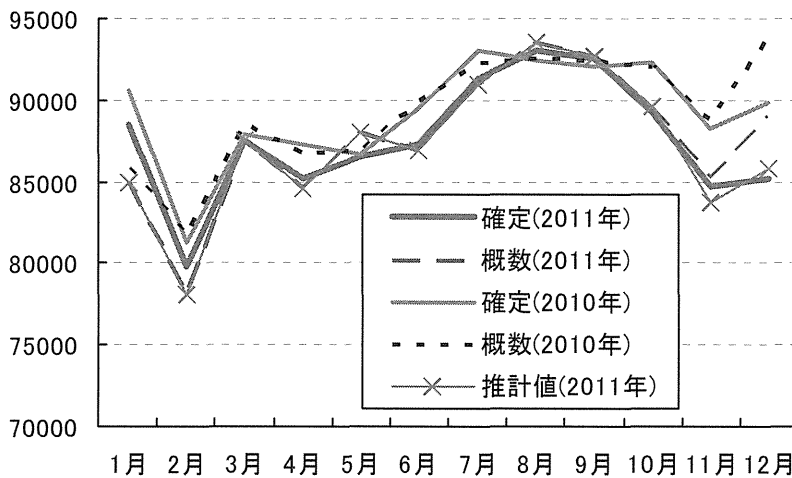
³⁾ 月別出生数において、概数値が確定値に対して 1 月は過小、12 月は過大となるパターンは、ここで示した 2010 年、2011 年のみならず毎年観察される。

⁴⁾ 『人口動態統計』概数では、年内に出生していながら届け出の遅滞等の理由によって調査票が報告

はじめに震災の無かった2010年と震災のあった2011年の確定を比べると、9月までは両年次ともほぼ同水準であるが、10月以降では2011年が毎月3,000人以上少なく、特に12月は4,700人も少ない。これら10月以降の差は震災の影響である可能性がある。

次に2011年の月別出生数を概数と確定で比較すると、概数が特に1～2月で確定値よりも少なくなっており、逆に概数が多かったのは5月と12月であった。他方、6～11月までは確定値と相当程度一致した推移を示していた。5月の概数が確定を上回っているのは、震災の影響によって遅れていた届け出ならびに調査票の作成が5月分集計時以降に再開され、統計に集計されるようになったためと考えられる。ただし、5月の超過分と1～2月の過小分を比較すると1～2月の過小分の方が大きい。

図3. 月別にみた概数、確定、ならびに推計における出生数：2010, 2011年



厚生労働省『人口動態統計』による。推計値は、社人研(2012)における中位仮定を設定する際に基礎とした2011年の年間推計値による。

さて、2011年の出生数を推計する際は、2011年の概数値と速報等から月別出生数を推定し、これに震災の影響を加味⁵⁾して行っている。この推計結果について、はじめに概数と比較すると、特に12月で乖離が大きくなっているが他の月ではほぼ一致している。次に確定と比較すると、11～12月はほぼ確定に一致しているものの、概数と同様に1～2月が過小となっている。これは、震災の影響によって減少する出生数が幾らか多かったためと考えられる⁶⁾。

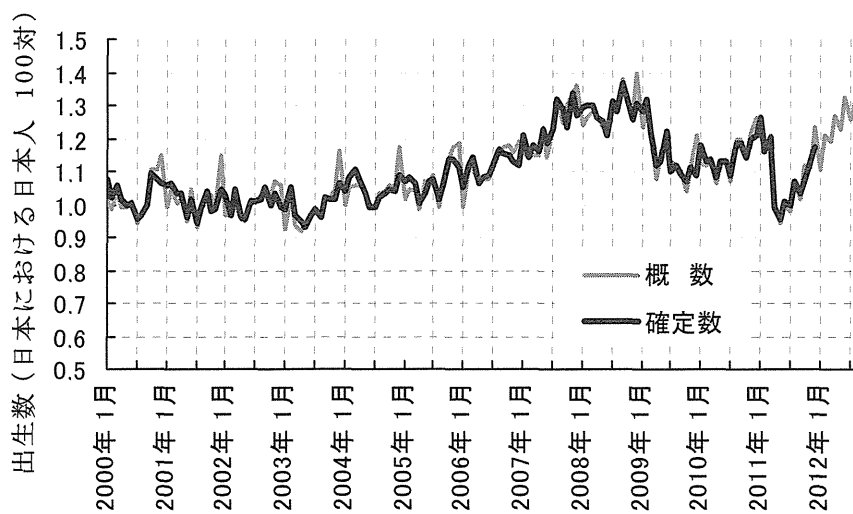
期限後に厚生労働省へ送付された場合、直近月の出生数として集計に含めている。一方で確定では調査票の集計月ではなく、事実の発生月により集計を行っている。

⁵⁾ 阪神淡路大震災が発生した1995年の出生動向に倣い、9か月後にあたる2011年12月から出生数が減少すると仮定している(岩澤他2012)。推計時点ではほとんどの自治体が国に月遅れの届け出も含めて出生数を報告出来ていたため、2011年については震災の影響として9か月後の減少のみを考慮している。

⁶⁾ 若干ながらも2011年の出生数が過小推計となった要因の一つとして、年内届け出遅れを含む概数ベースによる12月の出生数から震災の影響による出生数の減少分を計算したために、減少数がやや過大になった可能性がある。

ここで、震災前後における外国人の出生動向について概観したい。前述したように、東日本大震災のあった 2011 年前半は外国人人口が大きく減少している（前掲図 1）。こうした外国人人口の変動が出生数に与える影響を観察するため、日本人出生数に対する外国人出生数の比をみると（図 4）、震災後の 2011 年 5 月～7 月はこの比率が 1.0 の水準を下回るほどに大きく低下している。これは、前述したように、この時期に外国人人口がかなり減少した影響と考えられる。なお、概数によれば 2012 年 1～8 月の外国人の出生は日本人 100 に対し 1.2～1.3 と比較的に高い水準を示している。これは 2011 年における震災関連の影響の反騰現象である可能性もある。

図 4. 日本国籍の出生数と外国籍の出生数の比：2000～2012 年



厚生労働省『人口動態統計』による。

以上の結果をまとめると、第 1 に、月別出生数を確定値と概数値で比較すると、2011 年は例年と比べて 2 月も概数が少なく、逆に 5 月は概数が多くなっていた。これらは震災の影響と考えられる。

第 2 に、2011 年における出生数は実績値に対して若干の過小推計となっているが、これは 2011 年 8 月までの概数等を基礎データに用いたために上記の影響を受けたことのほか、震災の影響によって減少する出生数が幾らか多かったためと考えられる。

しかし、推計による出生数の差は実績 106.2 万人に対して僅かに 3,000 人弱と 0.3% に過ぎず、未曾有の大震災が発生した年次の推計であることを考えれば、推計精度は極めて高かったと評価できるだろう。

4. 出生率における外国人の影響

本節では、出生率における外国人の影響を検証したい。さて、出生について外国人を扱う場合には、分析の対象者を出生児とする見方と出生児の親（主に母親）とする見方がある。

る。『人口動態統計』は主に出生児が日本人について集計しており、前者の見方に当たる。しかしながら、日本人と結婚した女性の出生児は日本人であること、国際結婚が増えていること（石川・別府 2011）等を考えると、単に出生児の国籍のみによる分類では外国人の影響を見るのに不十分であろう。そこで、ここでは出生児とその母の国籍のそれぞれについて、日本人・外国人別に分析を行いたい。なお、外国人を一括ではなく、アメリカ、中国といったそれぞれの国別に扱うことも検討したが、年齢別に分析するには出生数が少ないこと、2011年については分母となる国籍を有する国別人口が総務省統計局『人口推計』からは得られないこと等により、今回は行わないこととする。

表3. 出生児および母の国籍別出生数：1990～2011年

児の国籍 母の国籍	出生数				割合 (%)		
	総数	日本	外国	外国	日本	外国	外国
1990	1,229,044	1,212,890	8,695	7,459	98.7	0.7	0.6
1995	1,197,427	1,173,693	13,371	10,363	98.0	1.1	0.9
2000	1,202,761	1,177,151	13,396	12,214	97.9	1.1	1.0
2005	1,073,915	1,049,658	12,872	11,385	97.7	1.2	1.1
2006	1,104,862	1,078,634	14,040	12,188	97.6	1.3	1.1
2007	1,103,247	1,075,344	14,474	13,429	97.5	1.3	1.2
2008	1,105,232	1,077,374	13,782	14,076	97.5	1.2	1.3
2009	1,082,384	1,057,328	12,707	12,349	97.7	1.2	1.1
2010	1,083,615	1,059,314	11,990	12,311	97.8	1.1	1.1
2011	1,062,224	1,039,884	10,922	11,418	97.9	1.0	1.1

厚生労働省『人口動態統計』（確定値）による。

はじめに、日本の出生数における出生児および母の国籍が外国である出生数および割合の推移をみよう（表3）。出生数は、総数ならびに母日本人の出生数が減少傾向であるのに対し、母外国人の出生数は出生児が日本人・外国人のいずれの場合も2000年以降は概ね1万2千人ほどで推移している。しかし出生総数に占める割合は、外国人が生んだ日本人、外国人が生んだ外国人とも1%強と低い水準である。

外国人人口が増加し始めた1990年以降を対象に、母親の国籍別にTFRの推移を示すと図5および表4のようになる⁷⁾。1990年時点では日本人を生んだ日本人のTFRは1.53であるのに対し、日本人を生んだ外国人のTFRは0.83、外国人を生んだ外国人のTFRは0.72であり、母が外国人である場合には、出生児が日本人・外国人のいずれであってもTFRがやや低下傾向であるだけでなく、TFRの水準も日本人と比べて半分程度に留まっている。したがって出生児の国籍よりも母の国籍によってTFRの水準が大きく異なっているといえる。この傾向は2011年時点においてもほとんど変化はない。

ここで『人口動態統計』の定義によるTFRに対して外国人が出生している日本人の影響をみよう。図5および表4に参考として『人口動態統計』と同様に出生児が日本人（母：

⁷⁾ この研究においては分母人口に年央人口を用いている。このため厚生労働省等が公表している水準とは異なる場合がある。

日本人を生んだ日本人+母:日本人を生んだ外国人) による TFR を示している。これと日本人を生んだ日本人の TFR との差をみると、1990年の0.011から拡大して2007年に0.018まで広がった後は縮小へ転じ、2011年は0.014となっている。現在の TFR が1.39といった低水準に留まっていることを考えると、外国人が生んだ日本人を含むか否かによる相違は必ずしも小さいとはいえないだろう⁸⁾。

図5. 出生児および母の国籍別合計特殊出生率（年央人口ベース）：1990～2011年

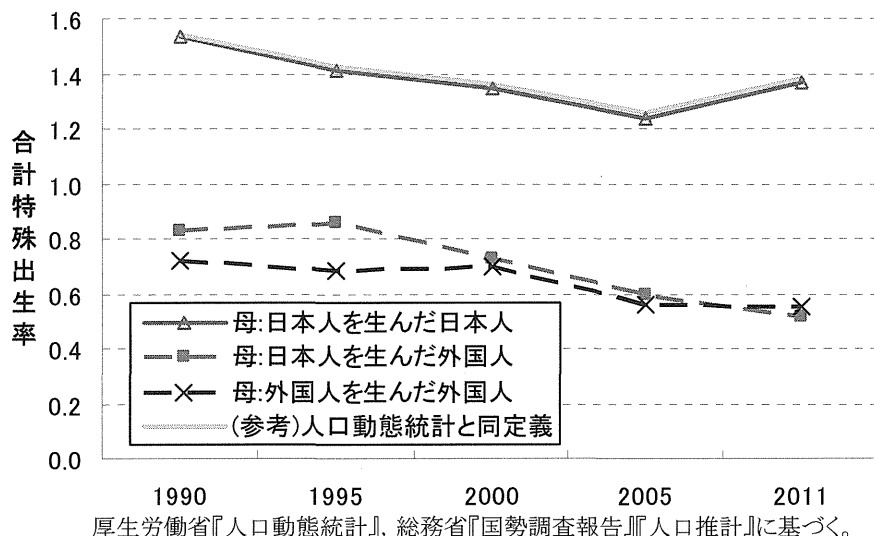


表4. 出生児および母の国籍別合計特殊出生率（年央人口ベース）：1990～2011年

年次	母:総人口	母:日本人	母:日本人を生んだ外国人	母:外国人を生んだ外国人	(参考)
					人口動態統計と同定義による
1990	1.5307	1.5312	0.8258	0.7191	1.5420
1995	1.4098	1.4088	0.8618	0.6812	1.4247
2000	1.3452	1.3446	0.7258	0.6961	1.3601
2005	1.2366	1.2396	0.5944	0.5588	1.2550
2006	1.2916	1.2938	0.6422	0.5852	1.3110
2007	1.3104	1.3121	0.6429	0.6327	1.3301
2008	1.3384	1.3420	0.6041	0.6444	1.3594
2009	1.3384	1.3440	0.5857	0.5914	1.3604
2010	1.3535	1.3629	0.5266	0.5616	1.3784
2011	1.3601	1.3696	0.5138	0.5563	1.3840

厚生労働省『人口動態統計』, 総務省『国勢調査報告』『人口推計』に基づく。

⁸⁾ 社人研(2012)では、日本人を生んだ日本人の出生率について仮定の設定を行い、精緻化を図っている。

図6. 出生児の国籍および母の国籍・年齢別出生率（年央人口ベース）：1990～2011年

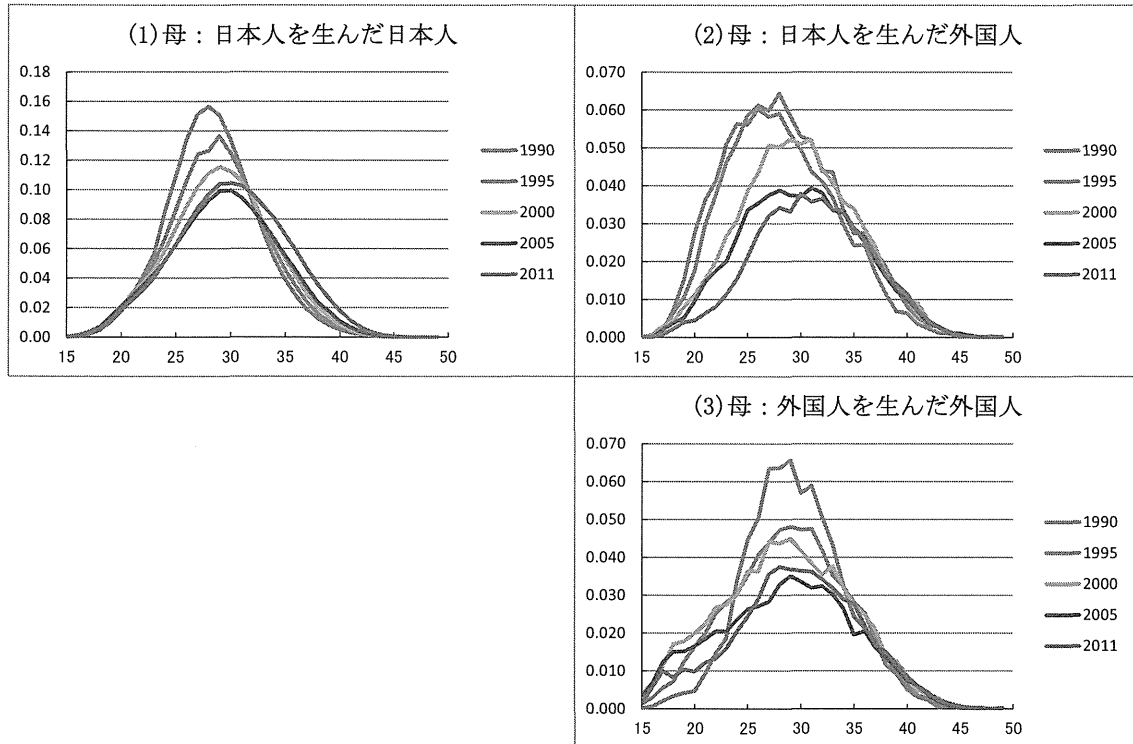
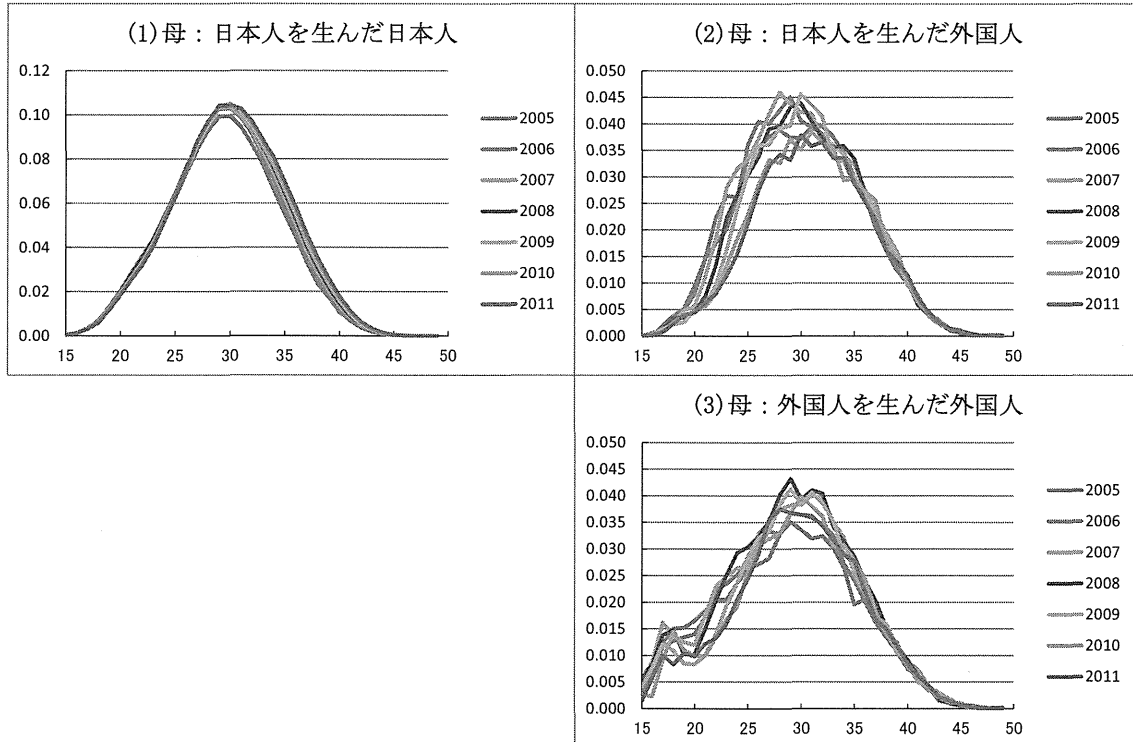


図7. 出生児の国籍および母の国籍・年齢別出生率（年央人口ベース）：2005～2011年



母および出生児の国籍別の年齢別出生率について、外国人が増え始めた1990年以降について概ね5年おきに示したものを図6に、2005年から毎年示したものを図7に掲げる。図

6により1990年から2011年までの出生児の国籍および母の国籍・年齢別出生率の変化をみると、日本人を生んだ日本人の年齢別出生率は20歳代の出生率が大きく低下するとともに30歳以上の出生率が上昇し、全体として曲線が高年齢方向に動いている。日本人を生んだ外国人も、日本人を生んだ日本人の変化とほぼ同様の推移を示している。これは子が日本人である外国人の母は夫が日本人であり、また一般に長期間日本に在住するなど、日本社会と密接に結びついて生活していることにより、彼女らの出生行動も日本人に近くなっているためであろう。しかし10～20歳代の出生率低下が急激であること、30歳代の出生率上昇はほとんど観察されないことが異なるほか、出生率の水準も日本人を生んだ日本人の1/3程度に留まっている。これに対し、外国人を生んだ外国人の場合は、20～30歳代で出生率が低下している。出生率の水準は日本人を生んだ外国人と同様、日本人を生んだ日本人の1/3程度に留まっているものの、年齢別出生率の曲線形状には大きな変化が見られない点が他と異なっている。

図7により2005年以降についてみると、母が日本人の年齢別出生率は30歳以下ではほとんど変化がないものの、30歳以上の出生率は上昇傾向にあり、全体として曲線が高年齢方向に膨らんでいく傾向がみられる。これに対し母が外国人の場合には、出生児が日本人・外国人とも30歳以下の出生率は低下傾向であり、30歳以上の出生率はほとんど変化していない。特に日本人を生んだ外国人における年齢別出生率の変化のパターンが、1990～2011年で観察した場合には日本人を生んだ日本人とほぼ同様であったのに対し、2005年以降を観察した場合にはこれと異なっている点は興味深い。また、図6、図7のいずれにおいても、出生児が日本人か外国人かによって特に20歳以下の出生率水準が大きく異なっていることは注目される。

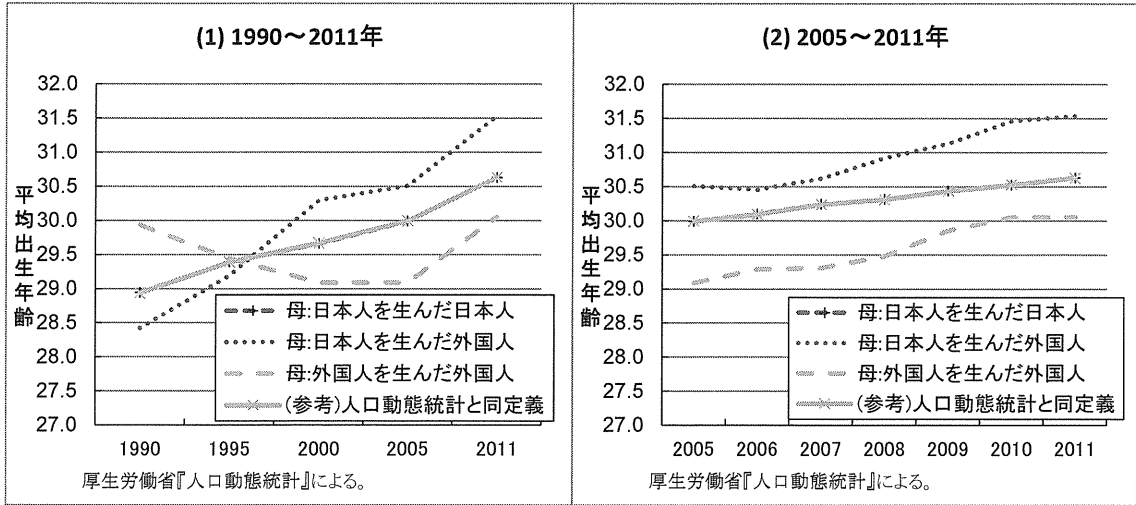
ところで、前掲図6、図7から日本人と外国人では出生の年齢パターンが大きく異なることが示された。そこで国籍別に平均出生年齢を示したものが図8である。はじめに、図8(1)により1990年から2011年までの推移を見ると、母が日本人の場合は期間中、ほぼ直線的に平均出生年齢が上昇している。他方、母が外国人の場合は出生した児が日本人である場合には一貫して上昇傾向であるのに対し、児が外国人である場合には1990～2005年まで低下し2005年から上昇に転じている。このように、母が外国人の場合は出生した児が日本人か外国人かによって傾向が異なっている。

続いて2005年以降について示した図8(2)をみると、母が日本人の平均出生年齢は、2005年の30.00歳から2011年の30.63歳へ0.63歳上昇している。一方、母が外国人の場合には、出生児が日本人では平均出生年齢が日本人よりも高く、出生児が外国人では日本人よりも低い。ただし平均出生年齢の変化のトレンドは良く似ており、どちらも2005～2011年の期間に1歳前後と大きく上昇している。

ここでTFRと同様に、『人口動態統計』の定義による平均出生年齢に対する外国人が出生している日本人の影響をみよう。参考として『人口動態統計』と同様に出生児が日本人(母:日本人を生んだ日本人+母:日本人を生んだ外国人)による平均出生年齢を示したが、TFRとは異なり、『人口動態統計』定義の平均出生年齢と母親を日本人に限定した平均出生年齢での差はほとんどみられない。平均出生年齢においては、外国人の出生数による影響

はほとんどないといえる。

図 8. 母の国籍別平均出生年齢：1990～2011年



以上から、生まれた子が日本人である場合には 1990 年以降における外国人の出生パターンの変化が日本人のそれに近似していること、しかしながら 2005 年以降の変化は母の国籍が外国人か否かで出生パターンの変化が異なることが示された。また外国人の出生が合計特殊出生率に与える影響をみると、『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に比べ 0.01～0.02 ほど高くなった。現在の出生率が低水準であることを考えると、必ずしも小さい影響とはいえないだろう。外国人が生む子の割合は、生まれた子が日本人・外国人を合わせても 2011 年段階で 2% 程度に留まっている。しかし、外国人人口は増加傾向にあることから、外国人の出生数ならびに出生率の推計精度向上には、こうした外国人の特徴を考慮した推計方法を検討する必要があるだろう。

まとめ

この研究では東日本大震災の発生という特殊な状況にあった 2011 年の出生数ならびに出生率について、社人研 (2012) における 2011 年の推計結果と実績値を比較・検証するとともに、1990 年以降増加傾向にある外国人の出生について分析を行った。

2011 年の年間出生数については、実績値 106.2 万に対し推計による差が 3,000 人弱であり、確定値に対する差は 0.3% と十分に小さかった。出生児の国籍別に見ると、『人口動態統計』の確定値に対して出生児が日本人の出生数推計値は 4,600 人、率にして 0.4% の過小推計であり、外国人の出生数は 1,700 人、率にして 14.5% の過大推計であった。今後の推計においては外国人の出生数についての推計精度の向上が課題の一つであろう。

合計特殊出生率では、母が日本人の場合の TFR を推計値と実績値で比較すると、2011 年は推計が 1.359 であったのに対し実績は 1.370 であり、両者の差は 0.010 であった。また『人口動態統計』と同定義の TFR では両者の差が 0.005 と、いずれの推計値も実績値に

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.

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々人の社会経済的属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、国勢調査のマイクロデータ、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、社会経済的属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¹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れば、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（厚生労働省）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、主要な社会経済的屬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屬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