

## 6. 多変量解析：、国際移動による影響、及び日本人女性の出生力との較差の検証

### 6-1. 国際移動による影響

式(1)から(3)にかけての推定結果は、表7の通りである。そこで、記述統計から得られた出生率の変化の実績値と式(1)の国籍効果(*Img*)の差分、及び(1)と(2)のそれぞれの国籍効果(*Img*)の差分をとり、それぞれを式(4)によって合計出生率の変化に変換した。以上の手法により、国際移動前と直後の出生率の変化を選別・属性効果、及び tempo 効果、quantum 効果に分けたものが、表8である。

それによると、選別・属性効果は、韓国朝鮮、フィリピン、及びペルー人女性でプラスに、残りの国籍でマイナスに効いていることが分かった。その結果、実績値ではフィリピン及び米国人女性を除く、全ての国籍で出生率の上昇が見られたものの、韓国朝鮮人女性でこれが確認されなくなるとともに、フィリピン人女性では大幅な出生率の低下が確認された。一方、米国人女性は実績値では大幅なマイナスであったものが、選別・属性効果の影響により、これが0と有意に異ならないとの結果になった。

また、モデル(2)と(1)の国籍効果(*Img*)の差分をとることで、この間の出生率の変化を tempo、quantum 効果にそれぞれ分けたところ、ペルー、及び米国人女性を除くすべての国籍で移動直後に大きなプラスの tempo 効果を経験していると同時に、ブラジル、ペルー、及び米国人女性以外では、大きなマイナスの quantum 効果を経験していることが明らかになった。なお、ブラジル人女性については、この間、大きなプラスの tempo 効果のみを経験している。

更に、モデル(3)によって、こうした大幅なマイナスの quantum 効果がどのようなカテゴリーで起きているかを確認したところ、より高いパリティで起きていることが示された(表7)。これは同時により低いパリティで大きな tempo 効果が起きていることを意味する。こうした結果は、例えば Milewski (2009, 2010) によって確認された、より高いパリティでより強い中断効果が見られるという結果と整合すると同時に、イベント相関効果仮説が示すように、移動前に低く抑えられていた出生を移動直後に取り戻すという結果とも整合するものである。

年齢との関係を見ると、20代から30代前半にかけて、quantum 効果のマイナス幅は小さくなる傾向にある(表7)。これは、韓国朝鮮、中国、及びブラジル人女性について確認されたものである。このように、もともと ASFR が高い年齢層でこうした結果が得られたことは、出生率の上昇がイベント相関効果によってもたらされたことを裏付けるものといえる

表7 推定結果(1)

	韓国朝鮮			中国			フィリピン		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
外国籍ダミー	0.0079*	-0.029***	-0.0051	0.015***	-0.035***	-0.042***	-0.013***	-0.039***	0.017
※以下、外国籍ダミーとの交差項									
(年齢)									
25-29 歳			0.011			0.022***			0.0022
30-34 歳			0.024**			0.037***			-0.0013
35-39 歳			0.019**			0.024***			-0.0024
40-44 歳			0.01			-0.020***			-0.031***
45-49 歳						-0.0095***			-0.018*
50-54 歳			0.0017						
(パリティ、ref=無子)									
第1子			-0.10***			-0.12***			-0.13***
第2子			-0.12***			-0.19***			-0.18***
第3子			-0.075**			-0.074			-0.077***
日本人との国際結婚			-0.040***			0.013**			-0.01
(学歴、ref=高校)									
中学			-0.018			0.0032			-0.00018

	韓国朝鮮			中国			フィリピン		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
短大・高専			0.016			0.017***			0.012
大学・大学院			0.017**			0.016***			0.0049
(労働力状態、ref=主に仕事)									
家事などの他仕事			0.025**			0.0033			0.0055
通学の傍ら仕事			-0.013			-0.013*			0.084
仕事を休んでいた(休業)			-0.23***			-0.23***			-0.25***
仕事を探していた(失業者)			-0.0033			0.020***			0.019*
家事			0.029***			0.034***			0.039***
通学			-0.007			-0.0018			-0.036***
その他			0.052**			0.030**			0.024
夫との年齢差			0.00086			0.00088***			0.00082**
(夫職業等、ref=事務職等)									
管理的職業、専門的・技術的職業			0.00038			0.013**			0.001
農林漁業			-0.03			0.033**			0.0068
生産工程 等			-0.024**			-0.0087*			-8.4E-05
分類不能			0.027			0.00095			-0.0064
無職			-0.025**			-0.0033			-0.0022

	韓国朝鮮			中国			フィリピン		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
X', パリティ、定数項	(省略)								
標本数	201,255	201,255	195,815	230,425	230,425	218,631	206,548	206,548	200,697
R-squared	0.059***	0.137***	0.137***	0.059***	0.136***	0.138***	0.059***	0.137***	0.138***

\*\*\* p<.01, \*\* p<.05 \* p<.1

表7 推定結果 (1) (続き)

	タイ			ブラジル			ペルー		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
外国籍ダミー	0.019**	-0.024***	0.0089	0.017***	-0.0035	0.021	0.027	0.012	-0.031
以下、外国籍ダミーとの交差項									
(年齢)									
25-29 歳			0.02			-0.049***			0.043
30-34 歳			0.0086			-0.020**			0.037
35-39 歳			-0.014			-0.023**			0.0049
40-44 歳			-0.025*			-0.037***			-0.0018
45-49 歳						-0.014***			
50-54 歳			-0.011						-0.0035
(パリティ、ref=無子)									
第1子			-0.085***			-0.0041			-0.037

	タイ			ブラジル			ペルー		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
第2子			-0.12***			0.017			-0.070*
第3子			-0.056			-0.0048			0.11
日本人との国際結婚			0.00089			-0.028			0.016
(学歴、ref=高校)									
中学			0.013			-0.019**			-0.066**
短大・高専			-0.0055			0.012			-0.027
大学・大学院			-0.0064			0.0039			-0.0031
(労働力状態、ref=主に仕事)									
家事などの他仕事			0.018			-0.022***			0.022
通学の傍ら仕事			-0.0053			0.12			-0.027
仕事を休んでいた(休業)			-0.29***			-0.16**			-0.43***
仕事を探していた(失業者)			-0.0074			0.013			-0.015
家事			0.025**			0.066***			0.03
通学			-0.0049			-0.0022			0.016
その他			0.068			0.073			0.061
夫との年齢差			0.0011			-0.00066			0.00037

	タイ			ブラジル			ペルー		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
(夫職業等、ref=事務職等)									
管理的職業、専門的・技術的職業			-0.0061			-0.014			-0.11*
農林漁業			-0.074**			0.053			0.073
生産工程 等			-0.029*			-0.009			0.068
分類不能			-0.032			-0.0025			0.13*
無職			-0.016			0.01			0.03
$X'$ 、パリティ、定数項					(省略)				
標本数	196,780	196,780	191,402	198,612	198,612	193,160	194,882	194,882	189,575
R-squared	0.059***	0.137***	0.137***	0.059***	0.137***	0.137***	0.059***	0.137***	0.137***

\*\*\* p<.01, \*\* p<.05 \* p<.1

表7 推定結果(1)(続き)

	米国		
	(1)	(2)	(3)
外国籍ダミー	-0.0077	-0.015*	
以下、外国籍ダミーとの交差項			
(年齢)			
25-29 歳			-0.017
30-34 歳			0.02

	米国		
	(1)	(2)	(3)
35-39 歳			-0.021
40-44 歳			-0.028
45-49 歳			0.0021
50-54 歳			-0.017
(パリティ、ref=無子)			
第 1 子			-0.027
第 2 子			-0.072**
第 3 子			-0.081
日本人との国際結婚			-0.023
(学歴、ref=高校)			
中学			-0.0055
短大・高専			-0.028
大学・大学院			-0.0081
(労働力状態、ref=主に仕事)			
家事などの他仕事			0.054
通学の傍ら仕事			0.0073
仕事を休んでいた(休業)			-0.25**
仕事を探していた(失業者)			-0.0054

	米国		
	(1)	(2)	(3)
家事			0.039
通学			0.031
その他			0.055
夫との年齢差			-0.0027
(夫職業等、ref=事務職等)			
管理的職業、専門的・技術的職業			0.016
農林漁業			-0.036
生産工程 等			0.025
分類不能			-0.028
無職			0.0059
X', パリティ、定数項		(省略)	
標本数	195,538	195,538	190,226
R-squared	0.059***	0.137***	0.137***

\*\*\* p<.01, \*\* p<.05 \* p<.1



表 8 出生率の変化の内訳

	韓国朝鮮	中国	フィリピン	タイ	ブラジル	ペルー	米国
国籍効果 ( <i>Img</i> )							
実績値	0.23	0.33	0.02	0.36	0.14	0.52	-0.23
(1)	0.00	0.53	-0.46	0.67	0.60	0.00	0.00
(2)	-1.02	-1.23	-1.37	-0.84	0.00	0.00	0.00
変化の内訳							
選別・属性	0.23	-0.20	0.47	-0.30	-0.45	0.52	-0.23
tempo	1.02	1.75	0.91	1.51	0.60	0.00	0.00
quantum	-1.02	-1.23	-1.37	-0.84	0.00	0.00	0.00

その他の社会経済的属性ごとの効果を見ていくと（表 7）、国際結婚については、韓国朝鮮人女性でマイナス、中国人女性でプラスとなる他は有意な結果を得られていない。先行研究では、日本人と国際結婚をした韓国人、フィリピン人女性の間で、入国から第 1 子出生までの期間が短いという知見（桑山 1995）があるが、本稿の推定結果によると国際結婚夫婦の間でこれが特に顕著であるということはなさそうである。本人学歴を見ると、中卒の場合にマイナスを示す場合があるとともに（ブラジル、及びペルー人女性）、大卒、短大・高専卒の場合にプラスの場合（韓国朝鮮、及び中国人女性）があるものの、概して影響は少ないといえるだろう。本人の労働力状態は出生行動の結果である可能性もあることか、あくまで相関関係を示すのみで、参考程度にとどめるべきであるものの、専業主婦の場合にプラスの効果がある（韓国朝鮮、中国、フィリピン、及びブラジル人女性）のが確認された。一方で、育児休業を含む休業で大きくマイナスとなっており、移民女性の多くが同制度の恩恵を受けることが少ないであろうことと考え併せると、これらの結果は整合的であるといえよう。最後に、夫との年齢差、及び夫の職業及び労働力状態の影響は全般的に小さい。農村部への「外国人花嫁」と関連が深い、夫・農林漁業の係数は、中国人女性でプラスとなっているほかは、ほとんど有意な差をもたらさず、タイ国籍ではむしろマイナスとなっている。また、社会経済的地位の安定という意味で、夫が管理的職業、及び専門・技術的職業である場合には、プラスの効果があることが予想されたものの、同変数はわずかに中国人女性でプラスの効果を得られたのみで、他国籍では有意ではない。一方で、逆に社会経済的地位の低さを意味すると考えられる夫無職については、韓国朝鮮人女性でマイナスの結果が得られたのみであり、他で有意な結果は得られなかった。

以上の結果から、探究課題 1、2 及び 4 に対する回答を得ることができる。つまり、日本における移民女性の間では、quantum 効果の観点からは中断効果が、tempo 効果の観点からはイベント相関効果が見られること、そしてその結果、全体としては後者の効果が勝り、国際移動直後の出生率の急上昇が見られることが明らかになった（韓国朝鮮、中国、

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<sup>23</sup>、パリティ効果<sup>24</sup>、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	1.34 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<sup>25</sup>、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）<sup>26</sup>。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よそ20年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。

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。

---

<sup>1</sup> 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 Mileswki 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。

<sup>2</sup> 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。

<sup>3</sup> 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、高い年齢層のパリ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、及びパリ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 社会経済的属性ダミーは、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 Inter-marriage”, *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 United States? Immigration and