

を説明変数として用いる。母親の国籍別出生数は出生順位別では公表されていないので、出生順位別出生率についても、出生順位総数による外国人母親比率を用いた。母外国人による出生率の上昇は、全体の出生率を上昇させるので、予想される符合条件はプラスである。

(3) 経済の回復：有業率（失業率の余数）の変化

経済情勢が悪いときは、結婚や出産は控えられる。実際に景気状況を反映する失業率と合計出生率の時間的関係をみると、負の関係が認められる。失業率は2004年頃から低下しており、このような経済状況の改善が出生率上昇に寄与している可能性がある。

総務省の労働力調査では、年次ごとの都道府県別失業率のモデル値を公表している。そこで分析には、都道府県別失業率の余数である有業率の変化を用いる。分析対象となる出生率については2005年から2008年までの変化を見ているが、景気の変動が結婚や妊娠期間を経て出生に影響を与えるまでには数年のタイムラグがあると考えられるので、有業率については2002年から2007年までの変化を用いる。有業率が改善するほど出生率も上昇すると予測できるので符合条件はプラスである。

図8 有業率（失業率の余数）の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Source: Labour Force Surveys (Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications).

Note: Heavy line represents Japan. Employment rate represents [1- unemployment rate].

(4) 政策（両立支援策）の効果：核家族世帯に住む未就学児を持つ母親の有業率の変化

超低出生率の要因に関する節では、機会費用の高まりが出生を避ける大きな要因である

ことを指摘した。仕事を続けるためには子育てをあきらめなければならないという状況を改善するためには、仕事と子育てが両立しやすい体制を整備することが不可欠である。日本政府は 2000 年以降、少子化対策の一翼として両立支援策を進めてきた (Ogawa 2003, Moriizumi 2008)。

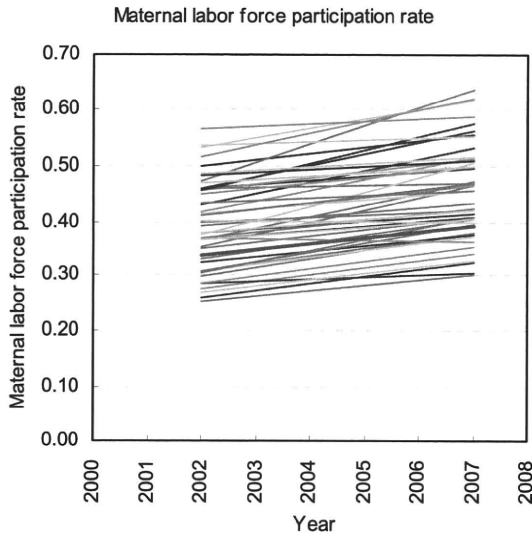
2000 年～2004 年の「新エンゼルプラン」(保育サービスの充実、仕事と子育ての両立のための雇用環境の整備、働き方についての固定的な性別役割分業や職場優先の企業風土の是正)、2001 年には保育所不足を解消する目的で待機児童ゼロ作戦が開始された。2003 年には「次世代育成支援対策推進法」(地方自治体および企業における 10 年間の集中的・計画的な取り組みを促進)が策定された。

2005 年～2009 年は「新エンゼルプラン」に代わり「子ども・子育て応援プラン」が策定され、育児休業給付率の引き上げや放課後子どもプラン(すべての小学校区で放課後の子どもの活動場所を確保)が推進されている。2007 年には「子どもと家族を応援する日本重点戦略」の最優先課題として、「仕事と生活の調和推進のための行動指針」が決定された。

さらに「次世代育成支援対策推進法」に基づく自治体の行動計画によって、2005 年以降、各自治体は独自の対策を講じることが義務付けられている。このことによって住んでいる地域によって両立支援政策の進捗に差ができていく可能性がある。

両立支援策の効果を測定することは容易ではないが、一般に両立支援策は、保育所の整備や育児休業制度の拡充、柔軟な働き方を可能にする職場環境の整備などを通じて、子どもをもつ母親の労働力参加を促すことを目的としている。したがって、未就学児を持つ母親の労働力参加の動向は、両立支援策の効果を反映しているとみなすことができるであろう。さらに、公的なサービスの充実や企業における両立支援の取り組みは、祖父母等の親族からの支援を受けにくい核家族世帯の母親により大きな効果をもたらすと考えられる。そこで、就業構造基本調査で都道府県別に公表されている、6 歳未満の子どもを持つ核家族世帯に住む母親の有業率の変化に着目する。就業構造基本調査は 2002 年と 2007 年に実施されているので、この間の変化を変数として用いる。両立支援が進むことによって、女性の出産による機会費用が下がり、出生意欲が高まると考えられるので、予想される符合条件はプラスである。

図9 核家族世帯に住む未就学児を持つ母親にしめる有業者比率の推移：全国及び都道府県、2002年、2007年



Source: Employment status surveys (2002, 2007) (Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications).

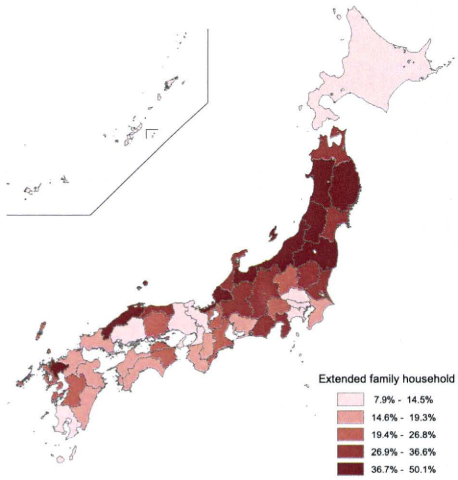
Note: Heavy line represents Japan.

(5) 家族主義的文化：未就学児を含む世帯に占める拡大家族割合

イタリアのケースをみると、かつては比較的高い出生率を示していたイタリア南部において、出生力の回復が弱いという傾向が見られた (Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)。イタリア南部は家族主義の文化が色濃く残っていることで知られる。日本においても家族制度には地域性が存在する。たとえば、社会組織の地域性を分類した大林によれば、東北地方では父系的な親族関係に基づく同族組織が重要な役目を担っていた (Ohbayashi 1996)。こうした村落組織構造は、家族制度にも影響しており、加藤は日本の直系家族制が、東日本を中心とした単世帯制と西日本を中心とした複世帯制に分類できると指摘している (Kato 2008)。単世帯制では二世代の夫婦が同居する。一方複世帯制は、親夫婦と子夫婦は同一敷地内での近居が一般的である。大林の社会組織論と併せて考えると、東北地方では父系的なイエ制度や親族ネットワークがより強く、イタリアにおける家族主義（若者の軽視、固定的な「親」・「嫁」役割観）に通じる文化を有していると考えられる。他方、年齢階梯制などを軸とし、家の枠組みよりも村の枠組みが強かった九州西部、四国沿岸部、北陸、東海沿岸部等 (Ohbayashi 1996) では、家族主義によるネガティブな影響が相対的に弱いと予想できる。こうした傾向を測る指標として、ここでは拡大家族（三世代家族）の割合に着目する。こうした特徴は短期的に変化するものではないため、固定効果としてモデルに含める。具体的には、2005年国勢調査に基づき、6歳未満親族のいる一般世帯に占める「核家族以外の親族世帯」（拡大家族）の割合を用いた。イタリアと同様に家族主義的文化が強固

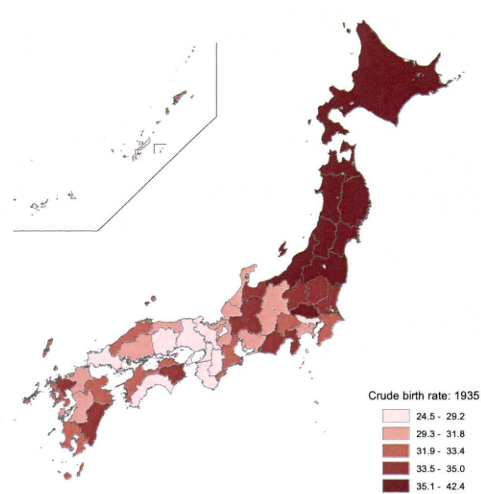
な地域ほど出生率の回復が弱いとすれば、拡大家族割合の係数はマイナスになると予想される。

図 10 拡大家族割合：2005 年



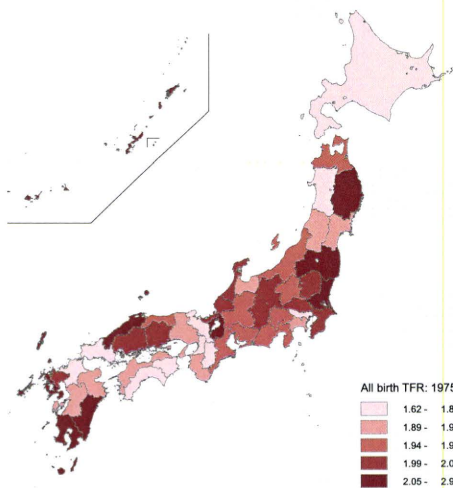
Source: Census of Japan, 2005

図 11 普通（粗）出生率：1935 年

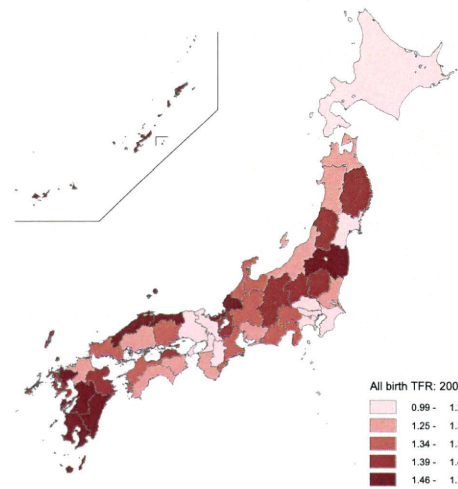


Source: Vital statistics, 1935

図 12 合計出生率（全子）：1975 年、2005 年



Source: Vital statistics, 1975 and 2005



未就学児を含む世帯に占める拡大家族割合の 2005 年の地域分布を地図上に示すと、東北地方で高く、西日本で低い傾向にあることが分かる。Shimizu (1997)によれば、1960 年以降大都市圏と西近畿以北の地域で核家族化が進んだことは確かであるが、こうした地域格差自体は時代によって変わっていないという。他方、1935 年の普通出生率の分布と見比べると、拡大家族割合が高い地域は高出生率であったことが分かる。ただし、こうした家族主

義地域と高出生率の関係は、その後は必ずしも維持されておらず、1975年、2005年の合計出生率の分布を見ても、東北地方でとりわけ高いという傾向は見られない。本研究では、こうした家族主義の特徴が、2005年以降の合計出生率の上昇にどのように影響しているのかを検証する。

テンポ効果の消滅、外国人による貢献、経済の回復、両立支援策、家族主義の各効果を検証するモデルは、以下のように表される。Δは差分を示す。

$$\begin{aligned}\Delta TFR (2005-2008) = & \text{切片} \\ & +\Delta \text{高年齢出生率 (2005-2008)} \\ & +\Delta \text{母外国人の出生率 (2005-2008)} \\ & +\Delta \text{有業率 (2002-2007)} \\ & +\Delta \text{核家族世帯に住む未就学児を持つ母親の有業率 (2002-2007)} \\ & + \text{未就学児を含む世帯に占める拡大家族割合 (固定効果) (2005)}\end{aligned}$$

これを全子および出生順別の出生率について、重み付き最小二乗法回帰モデル *Weighted least squares model (WLS)*、および重み付き空間誤差モデル *Weighted spatial error model (WSE)* で推定する。

6. 結果

(1) 記述統計

分析に使用する変数の全国値、および都道府県別データ (N=47) に基づく重み付き平均値 (重みには回帰分析と同様 15-49 歳女性人口を使用)、最小値、最大値、空間自己相関の有無を示すモランの I 統計量を表に示した (Cliff and Ord 1973, Moran 1950)。モランの I 統計量は、当該地域の属性(y)とその地域の近隣地域(neighbors)の属性の平均値(Wy)との線型関係を測るものであり、Wy の y への回帰直線の傾きと解釈される。近隣構造 *neighborhood structure* を特定する加重行列については、回帰分析で用いる一重クイーン方式を用いた。

従属変数である合計出生率の変化量については、いずれも統計的に有意な空間自己相関が観察された。また、説明変数については、統計的に有意な空間自己相関が観察された変数は、全子、第 1 子、第 4 子以上の高年齢出生率の変化量、全子およびすべての出生順位での母外国人の出生率変化量、有業率の変化量、拡大家族割合であった。

表 1 分析に使用する変数の記述統計

Variable	Period of change	Source	National-level value	Prefecture-level data (N=47)					
				Weighted Mean ⁵⁾	Min	Max	Spatial autocorrelation Moran's <i>I</i>		
<i>Dependent variables</i>	Change in TFR	All birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.1069	0.1051	0.0089	0.1628	0.343 ***
		1st birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0472	0.0470	-0.0275	0.0818	0.304 **
		2nd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0291	0.0281	-0.0186	0.0470	0.252 **
		3rd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0242	0.0237	-0.0116	0.0429	0.136 #
		4th + birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0064	0.0063	0.0003	0.0182	0.494 ***
<i>Dependent variables</i>	Change in late fertility	age 35+ All birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0459	0.0435	0.0108	0.0575	0.189 *
		age 33+ 1st birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0248	0.0234	0.0087	0.0350	0.427 ***
		age 35+ 2nd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0190	0.0180	0.0054	0.0269	0.006
		age 36+ 3rd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0056	0.0069	-0.0006	0.0126	0.003
		age 38+ 4th + birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0011	0.0011	-0.0036	0.0037	0.222 *
<i>Explanatory variables</i>	Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	All birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0020	0.0019	-0.0047	0.0085	0.406 ***
		1st birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0009	0.0009	-0.0024	0.0042	0.422 ***
		2nd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0006	0.0006	-0.0020	0.0029	0.383 ***
		3rd birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0004	0.0003	-0.0005	0.0011	0.329 ***
		4th + birth	2005-08	Vital Statistics ³⁾	0.0001	0.0001	-0.0001	0.0003	0.368 ***
Change in employment rate		2002-07	Labour Force Surveys ⁴⁾	0.0150	0.0155	-0.0010	0.0270	0.284 **	
Change in labor force participation rate among mothers having preschool children	¹⁾	2002-07	Employment Status Surveys ⁴⁾	0.0554	0.0556	-0.0066	0.1636	-0.051	
Proportion of extended families	²⁾	2005	Census ⁴⁾	0.1878	0.1839	0.0789	0.5011	0.379 ***	

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

1) For mothers of in nuclear families

2) For households including preschool children

3) Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare

4) Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications

5) Reproductive age female population (15-49) in 2005 is used as a weight.

各変数の大きさを地図上で示したものを以下に示す。従属変数である全子合計出生率の変化量については、関東・東海の太平洋沿岸地域、瀬戸内海北部沿岸、九州西部で高い値を示している。第一子合計出生率変化量もほぼ同様の傾向で、関東・東海の太平洋沿岸部および瀬戸内海沿岸部が高い。北海道および宮城を除く東北地方で低い傾向にある。第三子については、埼玉・千葉、愛知、兵庫、島根・広島、九州北部が高い。

その他、母外国人の出生率の上昇が大きいのは、東海沿岸部や岡山・広島などの瀬戸内海北部沿岸地域であり、有業率上昇が著しかったのは関西、北九州、首都圏であった。核家族世帯に住む未就学児を持つ母親の有業率の上昇は、富山、長崎、福井、群馬などで高く、広島、愛媛、福島などで低いことがわかる。固定効果として用いる未就学児を含む世帯の拡大家族割合は、山形、秋田、新潟等の東北で高く、東京、大阪、神奈川などの都市部のほか、西日本で低い傾向がある。

図 13 従属変数の地理的分布 :合計出生率の変化 (全子、出生順位別)

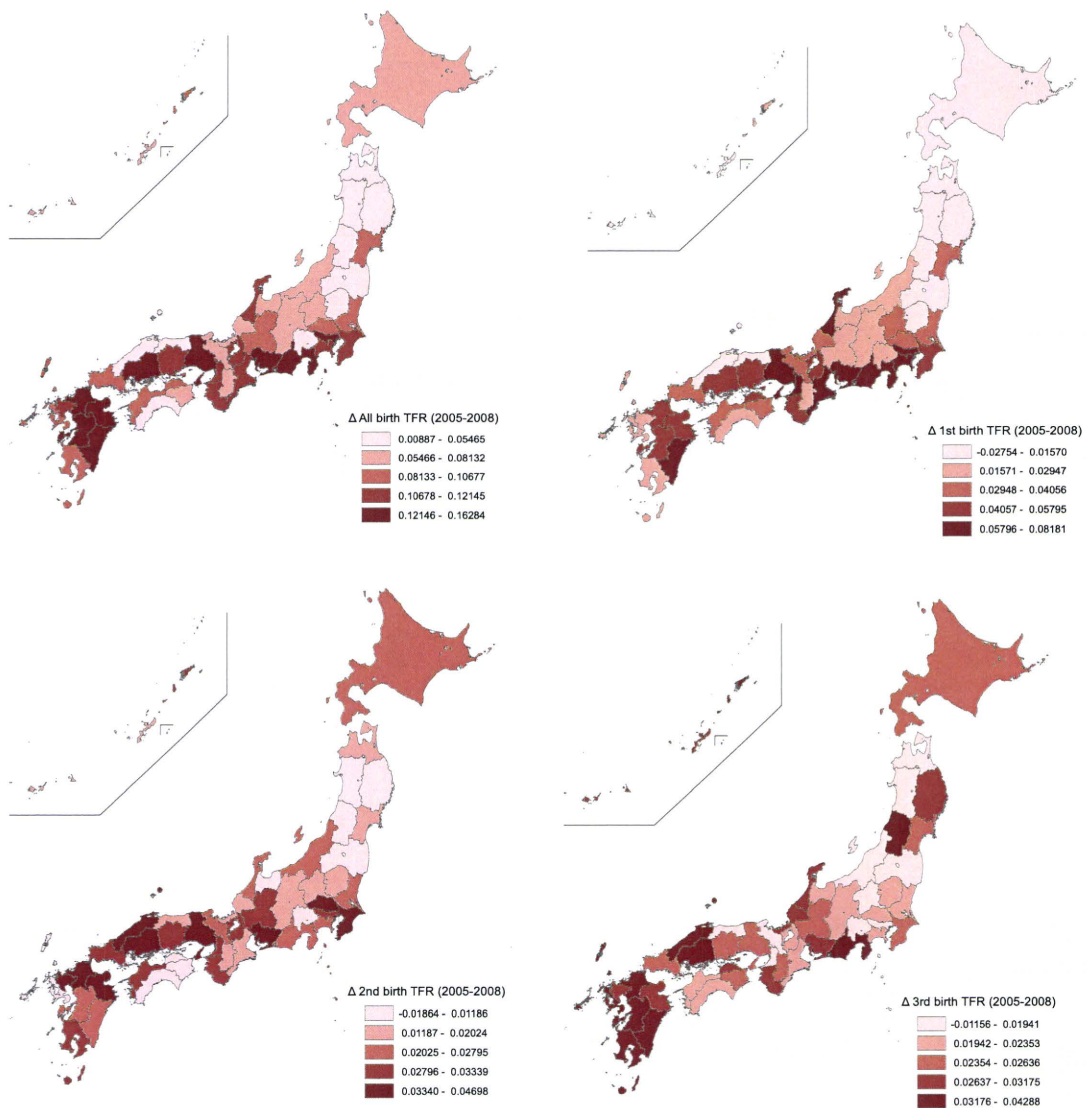


表 2 合計出生率変化量 (従属変数) の上位 7 県および下位 7 県

Rank		Δ All birth TFR	Δ 1st Birth TFR	Δ 2nd Birth TFR	Δ 3rd Birth TFR	Δ 4rd Birth TFR
1	Highest	Aichi-ken	Tokyo-to	Aichi-ken	Kumamoto-ken	Kagoshima-ken
2		Hiroshima-ken	Aichi-ken	Hiroshima-ken	Yamagata-ken	Saga-ken
3		Miyazaki-ken	Miyazaki-ken	Oita-ken	Kagoshima-ken	Shimane-ken
4		Fukuoka-ken	Mie-ken	Fukuoka-ken	Fukuoka-ken	Kumamoto-ken
5		Oita-ken	Osaka-fu	Saga-ken	Nagasaki-ken	Shiga-ken
6		Kumamoto-ken	Kanagawa-ken	Hyogo-ken	Hiroshima-ken	Oita-ken
7		Tokyo-to	Hyogo-ken	Saitama-ken	Shizuoka-ken	Okinawa-ken
:		:	:	:	:	:
41		Yamanashi-ken	Fukushima-ken	Kagawa-ken	Akita-ken	Ehime-ken
42		Aomori-ken	Aomori-ken	Kochi-ken	Gumma-ken	Tochigi-ken
43		Iwate-ken	Akita-ken	Tokushima-ken	Fukushima-ken	Hokkaido
44		Akita-ken	Iwate-ken	Iwate-ken	Yamanashi-ken	Kanagawa-ken
45		Yamagata-ken	Tottori-ken	Yamanashi-ken	Tokyo-to	Tokyo-to
46		Fukushima-ken	Yamagata-ken	Yamagata-ken	Niigata-ken	Fukui-ken
47	Lowest	Tottori-ken	Shimane-ken	Fukushima-ken	Tottori-ken	Tokushima-ken

図 14 説明変数の地理的分布：高年齢出生率の変化（全子、出生順位別）

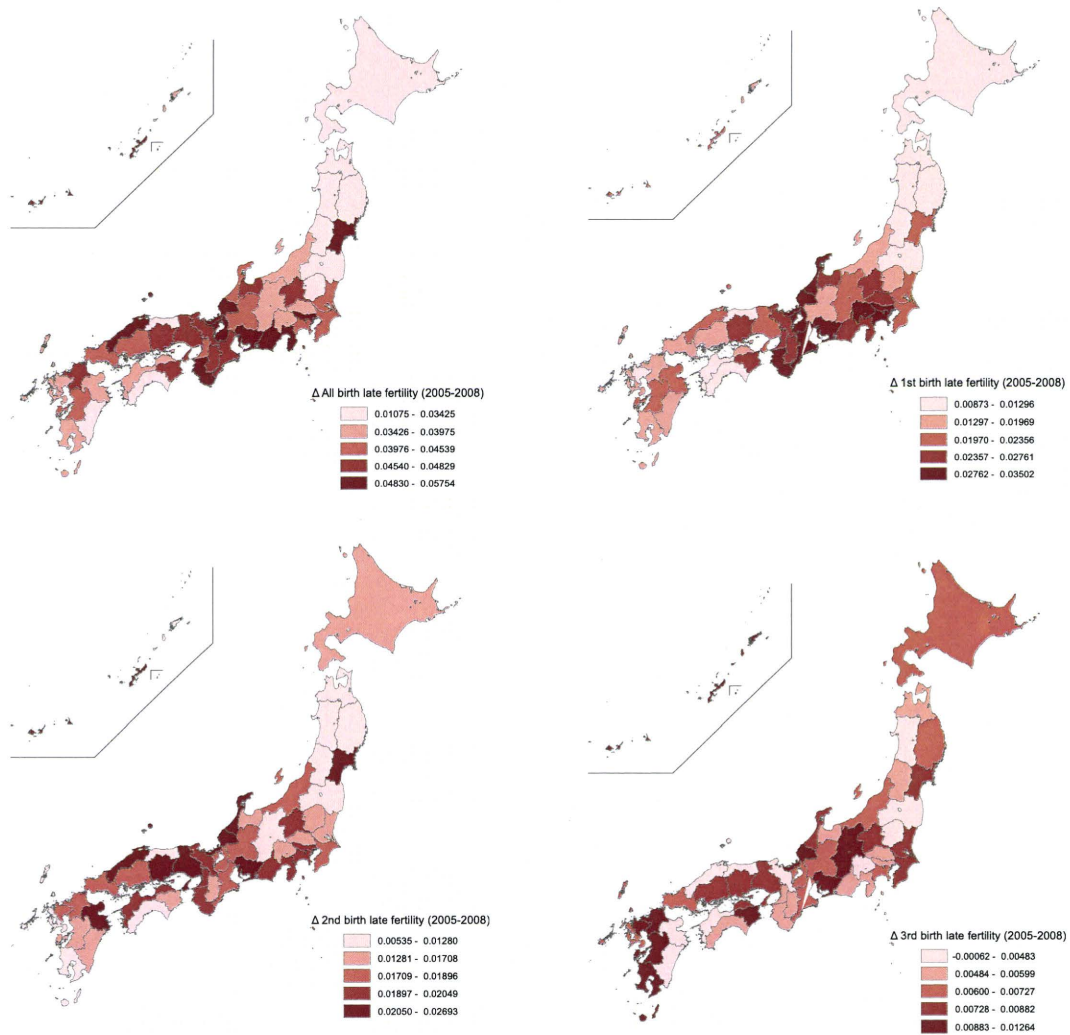


表 3 高齢出生率変化量の上位 7 県および下位 7 県

Rank		Δ All birth late TFR	Δ 1st Birth late TFR	Δ 2nd Birth late TFR	Δ 3rd Birth late TFR	Δ 4rd Birth late TFR
1	Highest	Okinawa-ken	Tokyo-to	Fukui-ken	Kumamoto-ken	Kagoshima-ken
2		Shiga-ken	Aichi-ken	Aichi-ken	Fukuoka-ken	Shiga-ken
3		Aichi-ken	Kanagawa-ken	Shimane-ken	Nagano-ken	Nara-ken
4		Fukui-ken	Mie-ken	Okayama-ken	Fukui-ken	Nagano-ken
5		Shimane-ken	Shiga-ken	Hyogo-ken	Saga-ken	Kumamoto-ken
6		Shizuoka-ken	Ishikawa-ken	Oita-ken	Okinawa-ken	Okinawa-ken
7		Miyagi-ken	Yamanashi-ken	Miyagi-ken	Aichi-ken	Kyoto-fu
:		:	:	:	:	:
41		Kochi-ken	Ehime-ken	Kagoshima-ken	Oita-ken	Toyama-ken
42		Yamagata-ken	Akita-ken	Iwate-ken	Tochigi-ken	Shimane-ken
43		Fukushima-ken	Aomori-ken	Kochi-ken	Fukushima-ken	Tottori-ken
44		Miyazaki-ken	Iwate-ken	Nagasaki-ken	Yamanashi-ken	Fukui-ken
45		Aomori-ken	Fukushima-ken	Aomori-ken	Tottori-ken	Kochi-ken
46		Akita-ken	Kochi-ken	Yamagata-ken	Miyazaki-ken	Kagawa-ken
47	Lowest	Tottori-ken	Yamagata-ken	Tottori-ken	Akita-ken	Ishikawa-ken

図 15 説明変数の地理的分布：母外国人出生率の変化（全子、出生順位別）

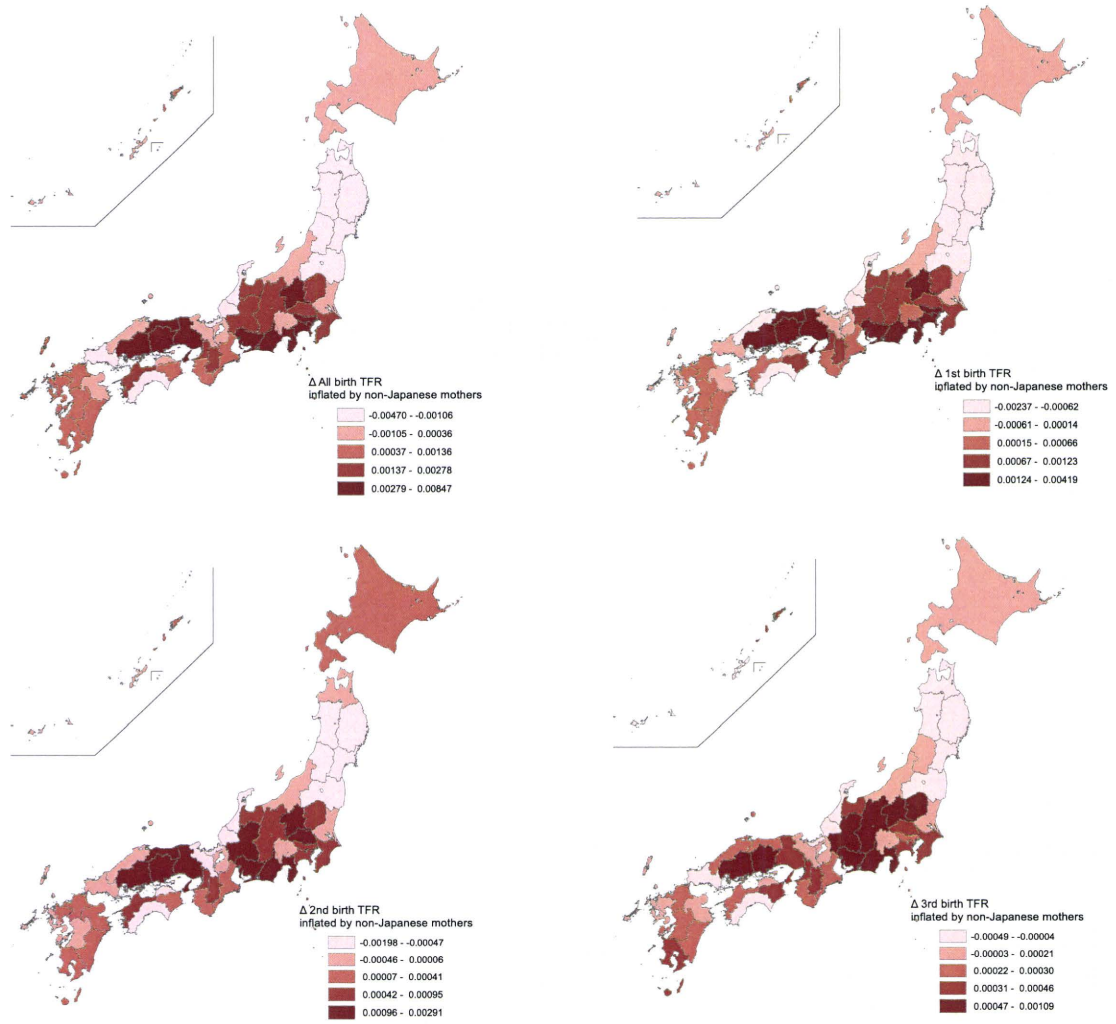


図 16 説明変数の地理的分布：有業率の変化(左)、母親の有業率の変化(右)

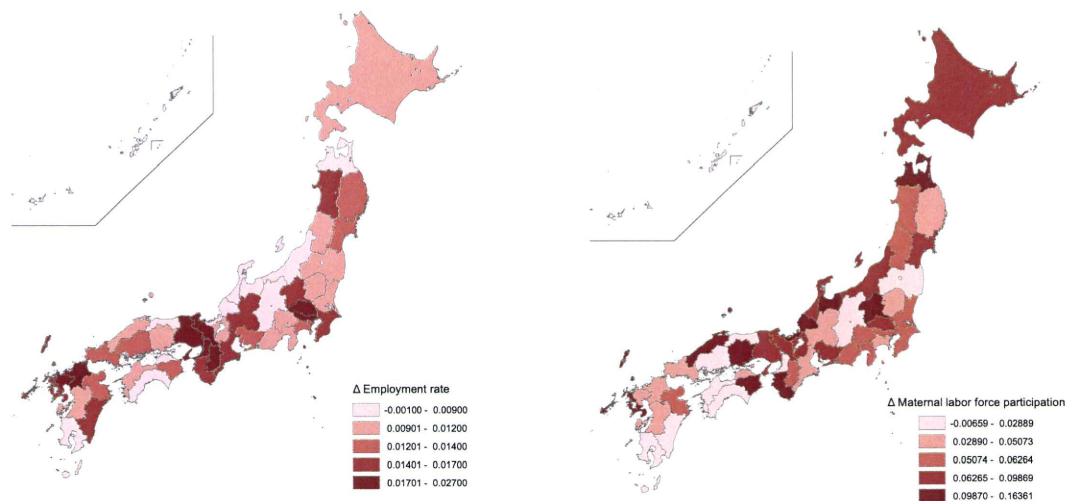


表 4 母外国人出生率、有業率、母親の有業率の各変化量および拡大家族割合の上位 7 県および下位 7 県

Rank		Δ Non-Japanese mother	Δ Employment rate	Δ Maternal LFP	Extended family
1	Highest	Aichi-ken	Hyogo-ken	Toyama-ken	Yamagata-ken
2		Shizuoka-ken	Saga-ken	Nagasaki-ken	Akita-ken
3		Okayama-ken	Kyoto-fu	Fukui-ken	Niigata-ken
4		Hiroshima-ken	Osaka-fu	Gumma-ken	Iwate-ken
5		Tottori-ken	Saitama-ken	Okayama-ken	Fukui-ken
6		Tokyo-to	Fukuoka-ken	Shimane-ken	Shimane-ken
7		Gumma-ken	Tokyo-to	Wakayama-ken	Fukushima-ken
:		:	:	:	:
41		Miyagi-ken	Aomori-ken	Okinawa-ken	Hyogo-ken
42		Iwate-ken	Toyama-ken	Nagano-ken	Hiroshima-ken
43		Ishikawa-ken	Kagawa-ken	Osaka-fu	Hokkaido
44		Akita-ken	Ishikawa-ken	Tottori-ken	Kagoshima-ken
45		Fukui-ken	Kochi-ken	Fukushima-ken	Kanagawa-ken
46		Yamagata-ken	Kagoshima-ken	Ehime-ken	Osaka-fu
47	Lowest	Fukushima-ken	Tottori-ken	Hiroshima-ken	Tokyo-to

(2) モデルの推定結果

分析は、全子および出生順位（第 1 子～第 4 子以上）の出生率について、重み付き最小二乗法による回帰モデル Weighted least squares model (WLS) および重み付き空間誤差モデル Weighted spatial error model (WSE) を推定した。以下に結果を述べる。

1) 第 1 子出生率の変化

WLS モデル、WSE モデルともに高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、有業率(+)、母親有業率(-)の各変化の影響が統計的に有意となっている。高年齢出生率、母外国人出生率、有業率については予想通りの符号であったが、両立支援策の影響をみるための母親有業率の変化については、マイナスの影響となっている。切片、すなわち共通効果はマイナスであるが統計的には有意でない。

どちらのモデルがよりデータに適しているかについては、ラグランジュ乗数検定によって空間自己回帰項を含んだ WSE モデルが有意ではないことが示され、実際、WSE モデルにおける空間自己相関係数も有意ではない。AIC も WLS モデルのほうが小さい。したがって、WLS モデルのほうが当てはまりがよいと考えられる。WLS の決定係数は 0.80 であった。

2) 第 2 子出生率の変化

WLS モデル、WSE モデルともに高年齢出生率(+)、母外国人出生率(+)の変化、および固定効果である拡大家族割合(-)が有意であった。いずれの符号条件も予想と合致している。切片はプラスであるが有意ではない。ただし WLS モデルの残差の Moran 係数をみると、強い

自己相関を示しており、推定値の標準誤差に歪みが生じている可能性がある。ラグランジュ乗数検定によれば、WSE モデルの妥当性が示唆され、実際に WSE モデルの空間自己回帰係数の値が大きく、統計的に有意である。周囲の誤差が大きいと、当該地域の誤差も大きいという空間相関が存在していることを示唆する。AIC も WSE モデルでより小さいことから、WSE モデルがより適していることがわかる。空間自己回帰項が入っている WSE モデルでは、残差に空間自己相関は認められない。

3)第 3 子出生率の変化

WLS モデル、WSE モデルともに高齢出生率(+)の変化と拡大家族割合(+)の影響のみが統計的に有意である。第 2 子と違い、拡大家族割合の影響はプラス、すなわち、拡大家族割合が高い地域ほど、第 3 子出生率の上昇幅が大きかったことを意味する。切片はプラスで有意である。説明変数とは無関係の全国に共通する上昇効果が存在していたことを示唆する。WSE モデルにおける空間自己回帰係数は有意でなく、AIC も改善していないことから、WLS がよりデータに適している。ただし、決定係数をみると、0.26 と第 1 子、第 2 子のモデルに比べあてはまりが悪い。

4)第 4 子以上出生率の変化

第 4 子モデルでは、空間自己回帰係数が有意であり、WSE モデルのあてはまりが良かった。高齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、母親有業率(-)の各変化、および第 3 子と同様、拡大家族割合の影響がプラスで統計的に有意であった。切片もプラスで有意である。

5)全子出生率の変化

全子に関する WLS モデルの決定係数は 0.74 と高い。さらに WSE モデルの空間自己回帰係数が有意であり、WSE モデルの AIC のほうが小さいことから、WSE がより適合的であると言える。高齢出生率(+)、母外国人出生率(+)、母親有業率(-)の各変化および拡大家族割合(-)の影響が統計的に有意であった。切片はプラスであるが有意ではない。

表 5 合計出生率変化量に関する推定結果 (第 1 子～第 3 子)

Variable	Change in 1st birth TFR			Change in 2nd birth TFR			Change in 3rd birth TFR		
	Weighted least squares	Weighted spatial error model	Weighted least squares	Weighted spatial error model	Weighted least squares	Weighted spatial error model	Weighted least squares	Weighted spatial error model	
	β	Std. error	β'	Std. error	β	Std. error	β'	Std. error	
Constant	-0.01	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	
Change in late fertility	1.95	0.35 ***	2.03	0.34 ***	0.90	0.31	1.02	0.28 ***	
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	5.61	0.29	1.76 **	5.70	0.29	1.69 ***	5.74	0.39	
Change in employment rate	0.78	0.18	0.35 *	0.81	0.18	0.34 *	0.18	0.07	
Change in labor force participation rate among mothers having preschool children	-0.16	-0.22	0.07 *	-0.16	-0.22	0.06 **	-0.01	-0.02	
Proportion of extended families	-0.02	-0.07	0.02	-0.02	-0.07	0.02	-0.03	-0.25	
λ (spatial autoregressive coefficient)			0.15				0.43		
Likelihood Ratio Test (H0: $\lambda=0$)			0.62				11.30 ***		
R-squared	0.80		0.68				0.34		
Adjusted R-squared	0.78		0.64				0.26		
AIC	-259.2		-304.6				-311.0		
N	47		47				47		
Diagonistics for spatial autocorrelation									
Moran's I (residuals)	0.10 #		0.05				0.10 #		
Lagrange multiplier diagnostics for spatial autocorrelation									
LM (error)	1.08		8.02 **				0.31		
LM (lag)	0.00		0.28				1.08		
Robust LM (error)	1.24		7.81 **				0.08		
Robust LM (lag)	0.16		0.08				0.86		
LM (SARMA)	1.25		8.10 *				1.17		

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

β represents a coefficient and β' represents a standardized coefficient.

1) For 1st birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 33, for 2nd birth model, fertility rates over age 35, and for 3rd birth model, fertility rates over age 36.

2) Centered values are used.

表 6 合計出生率変化量に関する推定結果 (第 4 子以上、全子)

Variable	Change in 4th birth TFR				Change in all birth TFR			
	Weighted least squares		Weighted spatial error model		Weighted least squares		Weighted spatial error model	
	β	Std. error	β	Std. error	β	Std. error	β	Std. error
Constant	0.01	0.00 ***	0.01	0.00 ***	0.02	0.02	0.02	0.02
Change in late fertility	1) 1.35	0.56 0.37 ***	0.93	0.39 0.26 ***	1.76	0.50 0.42 ***	1.64	0.47 0.39 ***
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	10.90	0.22 5.24 *	15.29	0.31 4.48 ***	5.01	0.34 1.31 ***	5.83	0.40 1.24 ***
Change in employment rate	-0.07	-0.11 0.08	-0.10	-0.14 0.06	0.75	0.11 0.55	0.81	0.12 0.52
Change in labor force participation rate among mothers having preschool children	-0.03	-0.25 0.01 #	-0.02	-0.17 0.01 *	-0.20	-0.19 0.10 #	-0.18	-0.17 0.09 *
Proportion of extended families	2) 0.01	0.35 0.00 **	0.01	0.27 0.00 **	-0.05	-0.15 0.04	-0.06	-0.17 0.03 #
<i>Lambda (spatial autoregressive coefficient)</i>			0.55		0.34		0.34	
Likelihood Ratio Test (H0: <i>Lambda</i> =0)			20.46 ***		5.62 *		5.62 *	
R-squared	0.47				0.74			
Adjusted R-squared	0.40				0.71			
AIC	-404.4		-422.9		-217.0		-220.6	
N	47		47		47		47	
Diagnostics for spatial autocorrelation								
Moran's I (residuals)	0.53 ***		-0.20		0.30 ***		0.07	
Lagrange multiplier diagnostics for spatial autocorrelation								
LM (error)	15.20 ***				5.96 *			
LM (lag)	8.42 **				0.29			
Robust LM (error)	9.64 **				5.67 *			
Robust LM (lag)	2.87 #				0.00			
LM (SARMA)	18.07 ***				5.96 #			

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 # p<.1

β represents a coefficient and β' represents a standardized coefficient.

1) For 4th birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 38, and for all birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 35.

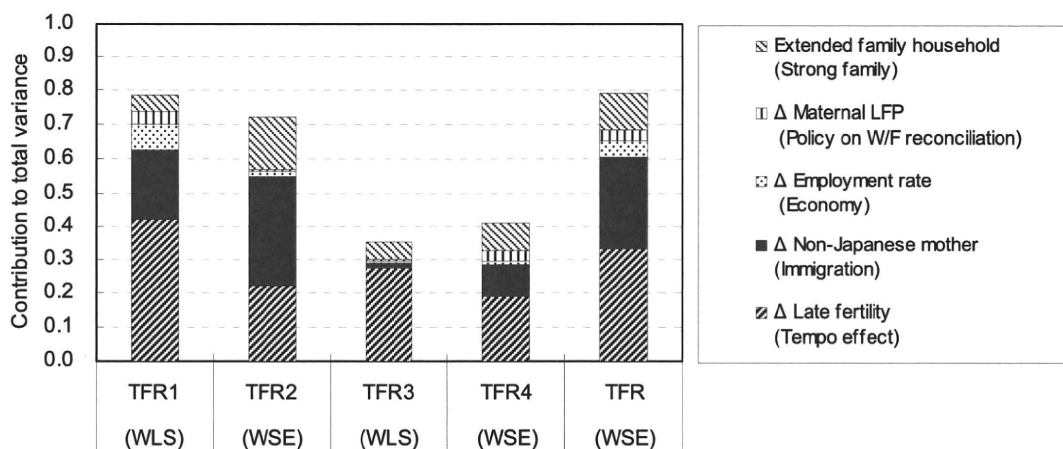
2) Centered values are used.

(3) 全国の合計出生率上昇に対する各要因の寄与

よりあてはまりのよかったモデルで推定された回帰係数および各説明変数と従属変数との相関係数を用いて、説明変数によって説明される分散および各説明変数の寄与を以下の図に示した。第1子モデルについては、高年齢出生率が約42%、母外国人出生率が21%、有業率が7%、母有業率が4%、拡大家族割合が4%を説明する(説明変数全体で78%)。第2子モデルについては、高年齢出生率が約22%、母外国人出生率が33%、有業率が2%、母有業率が0.4%、拡大家族割合が15%を説明する(説明変数全体で73%)。第3子モデルについては、高年齢出生率が約27%、母外国人出生率が2%、有業率が0.3%、母有業率が0.6%、拡大家族割合が5%を説明する(説明変数全体で35%)。第4子モデルについては、高年齢出生率が約19%、母外国人出生率が9%、有業率が1.3%、母有業率が3%、拡大家族割合が0.8%を説明する(説明変数全体で41%)。

全子モデルについては、高年齢出生率が約33%、母外国人出生率が28%、有業率が5%、母有業率が3%、拡大家族割合が10%を説明する(説明変数全体で79%)。高年齢出生率と母外国人出生率という人口学的要因が約6割の変動を説明し、1割が拡大家族割合という固定効果によって説明され、経済および両立支援策がそれぞれ5%と3%の変動を説明するということになる。残りの2割程度の変動は、今回検討した要因以外によって説明されることになる。

図 17 説明変数によって説明される合計出生率変化量の分散および各説明変数の寄与



同じモデルをつかって、2005年～2008年の全国値の上昇分について、要因ごとの寄与で示すことができる。各変数の全国値を用いて上昇分を推定したところ、第1子上昇分については、高年齢出生率の変化は上昇分の98%を占めるプラスの寄与があり、母外国人の出生率の上昇も11%の寄与を示す。有業率の上昇は24%を説明し、未就学児を持つ母親の有

業率の上昇は、予想に反して18%の低下をもたらしている。また各要因の変化に関わらない共通効果としてマイナス15%の減少があったことを示す。

第2子については、20%の共通効果のほか、高年齢出生率の上昇が64%、母外国人出生率が14%を説明する。有業率および母親の有業率は、それぞれ7%とマイナス4%であった。

第3子については、ここで取り上げた要因で説明できない共通効果の寄与が62%と高い。高年齢出生率の上昇は45%、母外国人出生率が5%を説明する。有業率および母親の有業率は、それぞれマイナス2%とマイナス10%であった。

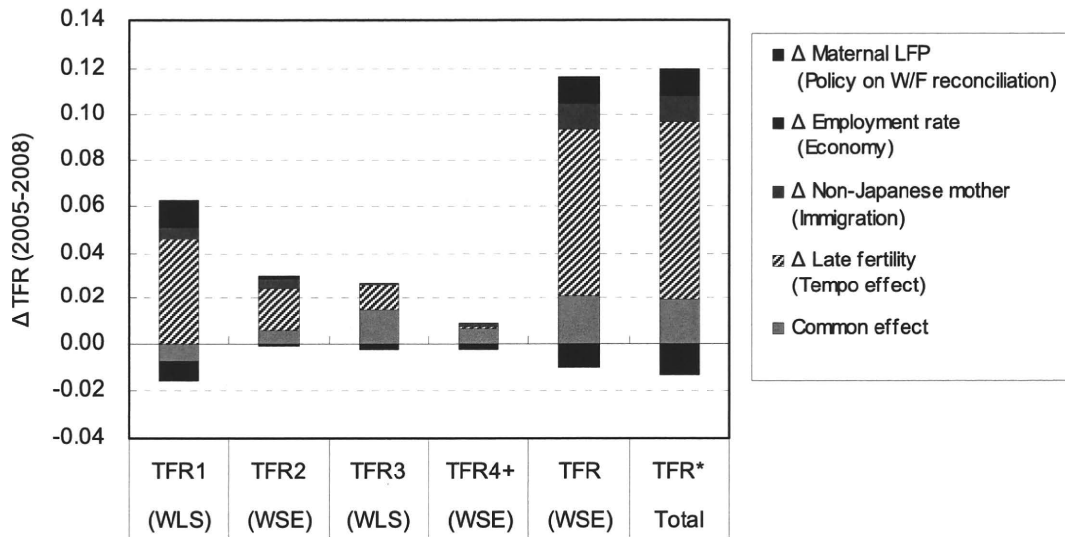
第4子以上についても、共通効果が98%と高く、高年齢出生率の上昇は16%、母外国人出生率が23%を説明する。有業率および母親の有業率は、それぞれマイナス22%とマイナス15%であった。

第1子から第4子モデルの結果を合計することによって、全子の合計出生率上昇に関する各要因の寄与を示すことができる。共通効果が19%、高年齢出生率変化が72%、母外国人出生率変化が11%、有業率変化が11%、母親の有業率変化がマイナス12%の寄与を示している。高年齢出生率の上昇が7割の変化を説明するという事は、日本においても先送りされていた出生率のキャッチアップが始まり、テンポ効果の消滅過程に入っているという説明がある程度支持される。また近年における母外国人の出生数の増加も、有業率の上昇、すなわち失業率の低下も、それぞれ1割ほどの上昇分を説明する。ただし、2006年以降は国際結婚の数が減少傾向にあり、失業率も2007年以降再び上昇していることから、両者の変化によるマイナスの影響が今後出てくることが考えられる。失業率は2007年から2009年にかけて1.2%ポイント上昇している。今回のモデルによれば有業率1.2%ポイントの減少で、合計出生率はおよそ0.01下落することになる。

表7 2005年～2008年の全国合計出生率変化量の要因分解

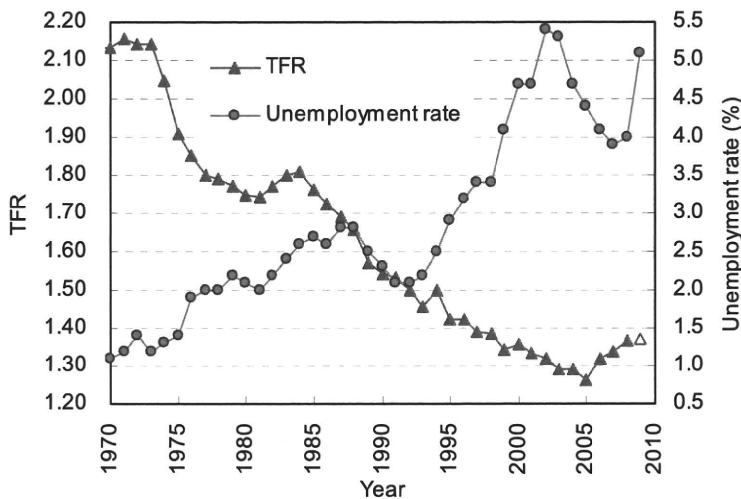
	1st birth TFR (1)	2nd birth TFR (2)	3rd birth TFR (3)	4th+ birth TFR (4)	All birth TFR	All birth TFR (1)+(2)+(3)+(4)
TFR in 2005	0.62404	0.46433	0.13935	0.03238	1.26010	1.26010
TFR in 2008	0.67124	0.49340	0.16354	0.03879	1.36697	1.36697
Change from 2005 to 2008	0.04720	0.02907	0.02420	0.00641	0.10687	0.10687
Decomposition						
Common effect	-0.00710	0.00566	0.01489	0.00629	0.02068	0.01975
Change in late fertility (Declining tempo effect)	0.04644	0.01866	0.01092	0.00101	0.07274	0.07703
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers (Contribution of immigration)	0.00494	0.00403	0.00127	0.00147	0.01128	0.01170
Change in employment rate (Economic improvement)	0.01125	0.00193	-0.00056	-0.00140	0.01174	0.01121
Change in maternal LFP (Policy improvement on work/family reconciliation)	-0.00832	-0.00120	-0.00233	-0.00096	-0.00957	-0.01282
Contribution (%)						
Common effect	-15.0	19.5	61.5	98.2	19.4	18.5
Change in late fertility	98.4	64.2	45.1	15.8	68.1	72.1
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	10.5	13.9	5.2	22.9	10.6	11.0
Change in employment rate	23.8	6.6	-2.3	-21.9	11.0	10.5
Change in maternal LFP	-17.6	-4.1	-9.6	-15.0	-9.0	-12.0
Model used for predictions	Weighted OLS	Weighted spatial error model	Weighted OLS	Weighted spatial error model	Weighted spatial error model	-

図 18 2005 年～2008 年の全国合計出生率変化量の要因分解



Note: Decomposition for TFR* is obtained by summing up the results for birth order specific TFR.

図 19 合計出生率と失業率の推移



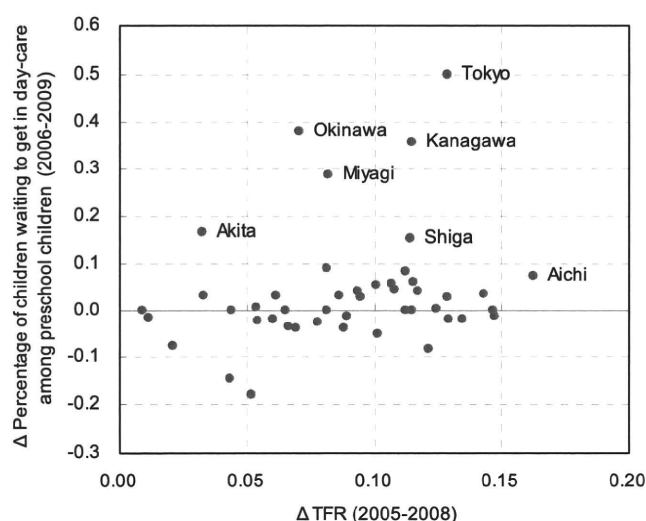
Source: For TFR, Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare). For unemployment rates, Labour Force Surveys (Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications).

Note: TFR for 2009 is an estimate.

核家族世帯に住む6歳未満の子どもを持つ母親の有業率の変化は、合計出生率の変化に対してマイナスの関係を示した。すなわち、母親の有業率の上昇が少ない地域で、合計出生率がより上昇したことを意味している。これについては、子どもを持ちながら働く母親が次子を持つことが相変わらず難しいという可能性がある。あるいは、近年の都市部における保育サービス事情を考慮する必要があるかもしれない。2005年以降合計出生率が上昇

した地域には、東京や神奈川、宮城など大都市を有する都道府県が含まれる。こうした都道府県では、2006年以降、保育園の待機児童比率（未就学児数に占める待機児童数の比率）が著しく上昇している。仕事と子育ての両立を期待して出産に踏み切った母親の中には、保育園の空きが見つからず、就業を断念しているケースが少なからず存在すると予想される。従って、これらの地域で保育サービスという供給面の問題が解消されれば、待機児童の解消のみならず、潜在化していた希望者が就業することによって、母親の有業率は現状よりも高くなる可能性がある。

図 20 2005年～2008年の合計出生率の変化と2006年～2009年における未就学児における待機児童比率の変化との関係



Source: For TFR, Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare). For children waiting to get in day-care, Hoikujo no jyokyo (Equal Employment, Children and Families Bureau, Ministry of Health, Labour and Welfare).

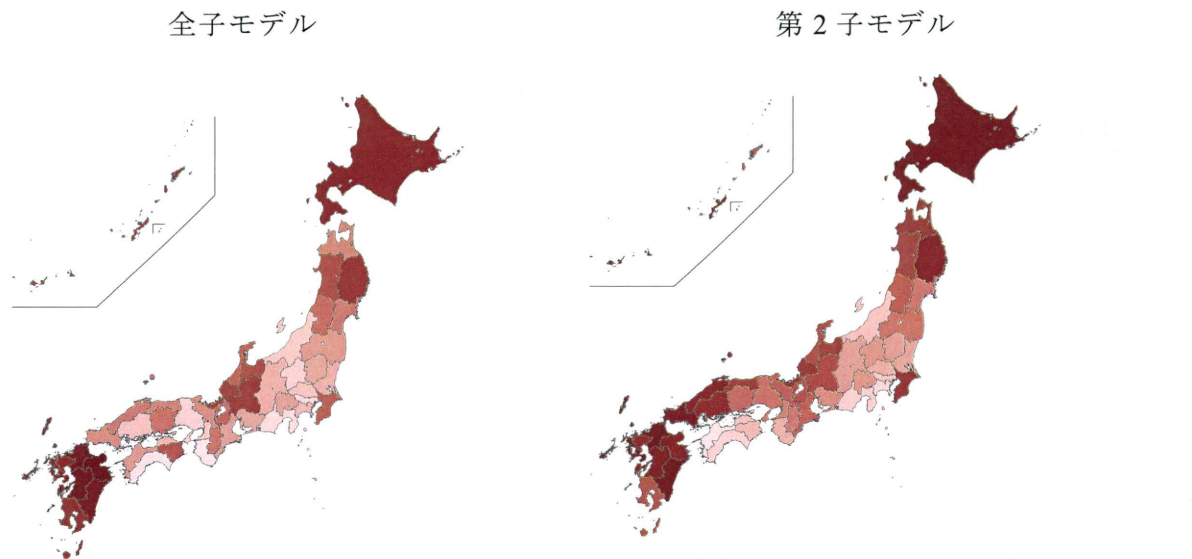
(5) 誤差項における空間自己相関が意味するもの

出生順位総数モデル、第2子モデル、第4子モデルについては、誤差（説明変数のみによるモデル残差）に空間自己相関の構造があることが示唆された。そこで、推定されたモデルの λW_u にあたる部分（観測値から、説明変数によって説明される部分およびモデル残差をひいた残りの部分）を全子モデルと第2子モデルについて日本地図上に図示した。

全子モデルでは九州地方、北陸および岐阜、東北北部および北海道でホットスポットが確認できる。第2子モデルでは、同じく九州地方、北陸、東北北部・北海道に加えて、中国地方西部にもホットスポットが存在する。これらの高い値は、本研究で取り上げた要因の変動とは無関係に、隣接する地域で共にプラスの効果を示したことを意味する。分析に使用したデータからはこれ以上のことは分からないが、こうしたスポットに共通する出生

行動にとって有利な条件の存在や、一部の地域で生じた条件が短期間のうちに隣接地域に広がったといった可能性も考えられる。これらの地域で独自に取り組みられた対策の効果等について、質的調査などを通じた情報収集が有効かもしれない。

図 21 空間誤差モデルにおける空間自己回帰項によって説明される出生率の変動分



7. 結論

本研究は、2003年～2005年にかけて合計出生率が1.3を下回る超低出生率を経験した日本において2005年以降、合計出生率が回復している事態について、どのような要因で説明できるのかをさぐった。とくに欧州の超低出生率地域における出生率回復に関して指摘されている説明仮説－(1)テンポ効果の消滅、(2)外国人による貢献、(3)経済の回復、(4)政策（とくに両立支援策）の効果、(5)家族主義的文化に着目し、都道府県別のデータをつかって、関連する変数の変化で合計出生率の変化を説明するモデルを推定した。推定は全子および出生順位別合計出生率の変化についてそれぞれ行った。第1子、第3子のモデルについては、重み付き最小二乗法による回帰モデルのあてはまりがよく、全子、第2子、第4子以上のモデルについては、誤差項が近隣の都道府県で相関することを組み込んだ、重み付き空間誤差モデルのあてはまりがよかった。

推定されたモデルをつかって、2005年～2008年までの全子合計出生率上昇に対する各要因の寄与を示したところ、高年齢出生率変化が72%、母外国人出生率変化が11%、有業率変化が11%、母親の有業率変化がマイナス12%の寄与を示した。高年齢出生率の上昇が7割の変化を説明するということは、日本においても先送りされていた出生率のキャッチ

アップが始まり、テンポ効果の消滅過程に入っているという説明がある程度支持される。また近年における母外国人の出生数の増加も1割ほどの上昇分を説明し、有業率の上昇(失業率の低下)も、全子モデルでは有意ではなかったものの(第1子では有意なプラスの効果)、同じく1割ほどの上昇分を説明する。ただし、2006年以降、国際結婚の数が減少傾向にあり、また失業率も2007年以降再び上昇している。失業率は2007年から2009年に1.2%ポイント上昇しており、今回のモデルによれば、この変化で合計出生率はおよそ0.01下落することになる。両立支援策の効果として取り上げた核家族世帯に住む未就学児を持つ母親の有業率の変化は、予想に反してマイナスの効果を示した。これについては、子どもを持ちながら働く母親が次子を持つことが相変わらず難しいという可能性や、出生率の回復が顕著であった都市部における保育所不足が、労働力を潜在化させている可能性も考えられる。

以上のテンポ効果、外国人効果、経済効果、政策効果といった短期変動要因以外に、モデルの切片として2005年～2008年に19%の上昇分が推定された。ただし全子モデルでは有意でなく、第3子、第4子モデルでプラスに有意であった。これは都道府県の状況によらない全国共通の上昇効果と考えられる。少子化に関する問題意識が浸透し、子育てを社会全体で支えるという風潮が若い世代の背中を後押ししている可能性や、子だくさんに対する肯定的な態度などが全国的に広がっている可能性がある。また共通効果が全国に共通する景気回復効果だとすると、今後の景気の悪化によるインパクトは先ほど有業率変動の係数を使った示した0.01よりも大きくなる可能性もある。

最後に、家族主義の指標として用いた拡大家族割合は、全子モデルおよび第2子モデルではイタリアのケースと同様マイナスの効果を示した。すなわち、東北地方など、かつては高い出生率を可能にした強力な親族ネットワークが残っていると思われる地域ほど、近年の出生率の回復が弱い。逆に言えば、こうした特徴の少ない都市部でも子育ての道筋が開かれてきたことを示唆する結果である。家族主義に代わる何が出生行動に結びついているのかを明らかにすることは、反転が弱い地域の今後の取り組みに役立つかも知れない。ただし、第3子モデル、第4子モデルでは拡大家族割合はプラスの効果を示しており、多子世帯にとっては同居祖父母からの経済的、時間的サポートが今日でも重要な役割を担っている可能性を示唆する。

南欧では家族主義の弱い地域で、婚外出生や離婚といった脱伝統的な家族形成パターン(第二人口転換に特徴的な行動)が増加しており、出生率が上昇と結びついていることが指摘されている(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008, Billari 2008)。日本についても関心があるところであるが、こうした新しい家族形成と出生率上昇の関係を明らかにすることについては、今後の課題としたい。

2005年以降の出生率の反転上昇の一部は、国際結婚の増加や景気の改善など短期的な条件の重なりによって説明できる。したがって、今後もこうした短期的な変動によって低下

に転じることもあり得る。他方、比較的高年齢での出生率による押し上げが、今回の分析では7割と大きな部分を占めており、これが晩産による本格的なキャッチアップの定着を意味するならば、今後もテンポ効果消滅による緩やかな出生率上昇が期待できる側面もある。ただし、このままこうしたキャッチアップが定着するかどうかは、先送りの果てに出産に踏み切った30代女性や夫婦が、期待通りに仕事と生活の調和を図れるかにかかっている側面もある。近年の都市部における保育園待機児童の急増や2008年以降の経済不況によって顕在化した「産休・育休切り」（出産や育児休業取得を機に解雇を迫られる雇用環境）といった問題は、ようやく高まった期待感を後退させることになりかねない。早急な対策が望まれるとともに、今後の出生率の動向を見通すにあたっては、両立支援の実態を注意深く見ていく必要があると思われる。

付記

本研究を進めるにあたっては、鎌田健司氏（国立社会保障・人口問題研究所）、ジェームズ・レイモ氏（ウィスコンシン大学）、田仲希三子氏（ウィスコンシン大学）の協力を得ている。

文献

- Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht, the Netherlands: Kluwer Academic Pub.
- Billari, F.C. (2008). Lowest-low fertility in Europe: Exploring the causes and finding some surprises. *The Japanese Journal of Population* 6(1):2-18.
- Billari, F.C. and Kohler, H.P. (2004). Patterns of low and lowest-low fertility in Europe. *Population Studies* 58(2):161-176.
- Bongaarts, J. and Feeney, G. (1998). On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review* 24(2):271-291.
- Bongaarts, J. (2001). Fertility and reproductive preferences in post-transitional societies. *Population and Development Review* 27 Supplement: Global Fertility Transition: 260-281.
- Blossfeld, H.-P., Klijzing, E., Mills, M., and Kurz, K. (2005). *Globalisation, uncertainty, and youth in society*. London: Routledge.
- Chi, G. and J. Zhu. 2008. "Spatial regression models for demographic analysis." *Population Research and Policy Review* 27(1):17-42.
- Coleman, D. (2006). Immigration and ethnic change in low-fertility countries: a third demographic transition. *Population and Development Review* 32(3): 401-446.
- Castiglioni, M. and Dalla Zuanna, G. (2008). Marital and reproductive behavior in Italy after 1995: Bridging the gap with Western Europe? *European Journal of Population* 25:1-26.
- Caltabiano, M., Castiglioni, M., and Rosina, A. (2009). Lowest-low fertility: Signs of a recovery in Italy? *Demographic Research* 21(23):681-718.
- Cliff, A.D. and Ord, J.K. (1981). *Spatial processes: Models and applications*. London, England: Pion Ltd.