

国人)の貢献、(3)経済の回復、(4)政策（とくに両立支援策）の各影響に着目し、それぞれの領域で、近年どのような変化が起きたのかを検討した上で、各変化を変数化し、2005 年以降の合計出生率の上昇との関係を定量的に示すことをめざしたい。また、これらの短期的な変動要因とは別に(5)文化的要素として家族主義の影響も検証対象に加える。イタリアに関する Castiglioni らの研究では、家族主義的文化が強い地域ほど出生率の回復が弱いといった結果が出ており(Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)、日本においても家族に関わる文化的要素が文脈効果として出生率の変化に影響を与えている可能性がある。

#### 4. 方法

本研究では、都道府県ごとの出生率の変化を都道府県ごとの各要因の変化で説明する生態学的回帰分析 (ecological regression analysis)の手法を用いる。分析単位が都道府県別集合データであることから、モデル化に当たっては、以下の2つの点を考慮した。

##### (1) 誤差項の空間自己相関のモデル化

まず、今回のように地域データを使う場合、空間的に近い標本間でモデルの誤差項が相関する可能性 (空間自己相関 spatial autocorrelation)に留意する必要がある。これは、空間上の物事や現象はその距離が近いほど強く影響し合うという地理学における基本的な考え方 (Tobler 1970)に基づく。出生力研究においても、行動の伝播は出生力変動の重要なメカニズムとしてかつてより注目されており、出生力の変化パターンが関係の深い地域、多くの場合、隣接する地域で類似する現象が観察されてきた (Tolnay 1995, Montgomery and Casterline 1996)。今回の出生率の上昇についても、説明変数の効果以外の要因で、近隣する都道府県で変動のパターンが類似する傾向が見られるかもしれない。空間自己相関の存在を無視して通常の最小二乗法による回帰モデルを推定した場合、係数の標準誤差に歪みが生じることが知られている (Chi and Zhu 2008)。そこで、こうした誤差項の空間自己相関を明示的にモデル化した、空間誤差モデル spatial error model の推定を試みる。

空間誤差モデルは以下のように定式化される (Anselin 1988, Ward and Gleditsch 2008)。

$$\begin{aligned}y &= X\beta + u, \\u &= \lambda Wu + \varepsilon, \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2 I)\end{aligned}$$

ここで  $y$  は従属変数を示す  $(n \times 1)$  ベクトルである。 $X$  は  $k-1$  の独立変数をしめす  $(n \times k)$  行列である。 $\beta$  は推定されるべき  $(k \times 1)$  ベクトルである。 $u$  は  $(n \times 1)$  の誤差項を示すベクトルであるが、次式で示された構造をもつ。ここでは空間自己回帰係数である  $\lambda$  と、地域間の関係を示す  $(n \times n)$  の加重行列  $W$  によって空間自己相関が表現され、 $\varepsilon$  が独立に分布した (地域間で

相関しない) 誤差項ベクトル(i.i.d.)を示す。この定式化によって、従属変数  $y$  にもともと見られた空間自己相関は外生的な要因で説明されることになる。すなわち空間自己相関の一部は、モデルに含まれた独立変数(自身が空間自己相関する)によって説明され、残りの部分は残差項の空間自己相関に由来することになる。

加重行列のための近隣構造 neighborhood structure の定義に際しては、一重クイーン方式 first order queen convention を採用した。これは当該都道府県に全方向で隣接する都道府県を近隣と見なすものである。なお、北海道と沖縄県はいずれの都道府県とも地理的に隣接していないが、歴史的、社会経済的に関係の深い青森県と鹿児島県をそれぞれ隣接県と定義した。

## (2) 都道府県の人口規模による重み付け

都道府県別データを用いて回帰分析を行う際のふたつ目の留意点は、日本の都道府県は人口規模が大きく異なることである。日本の国内人口は、東京、大阪、名古屋などの都市部に集中している。東京の人口は 1200 万人であるのに対し、最も少ない鳥取県は 60 万人である。これはおよそ東京の 20 分の 1 であり、全国的な傾向に対する鳥取県の寄与は東京よりもかなり小さい。そこで通常の最小二乗法による回帰モデルについても、空間誤差モデルについても、人口規模を反映した重みを付けて推定する。重みには、合計出生率の分母にも利用されている、各都道府県における再生産年齢(15歳~49歳)の女子人口を用いた。

したがって、本研究では、重み付き最小二乗法回帰モデル Weighted least squares model (WLS)と重み付き空間誤差モデル Weighted spatial error model (WSE)の2つのモデルを推定し、モデルの説明力や空間自己回帰係数の有意性などから、より適切なモデルを選択する。そのモデルを用いて、各説明変数の全国値の2005年~2008年までの変化量を用いて出生率の上昇分を予測し、それぞれの要因の寄与を定量的に示す。モデルの推定には R の spdep パッケージを利用した。

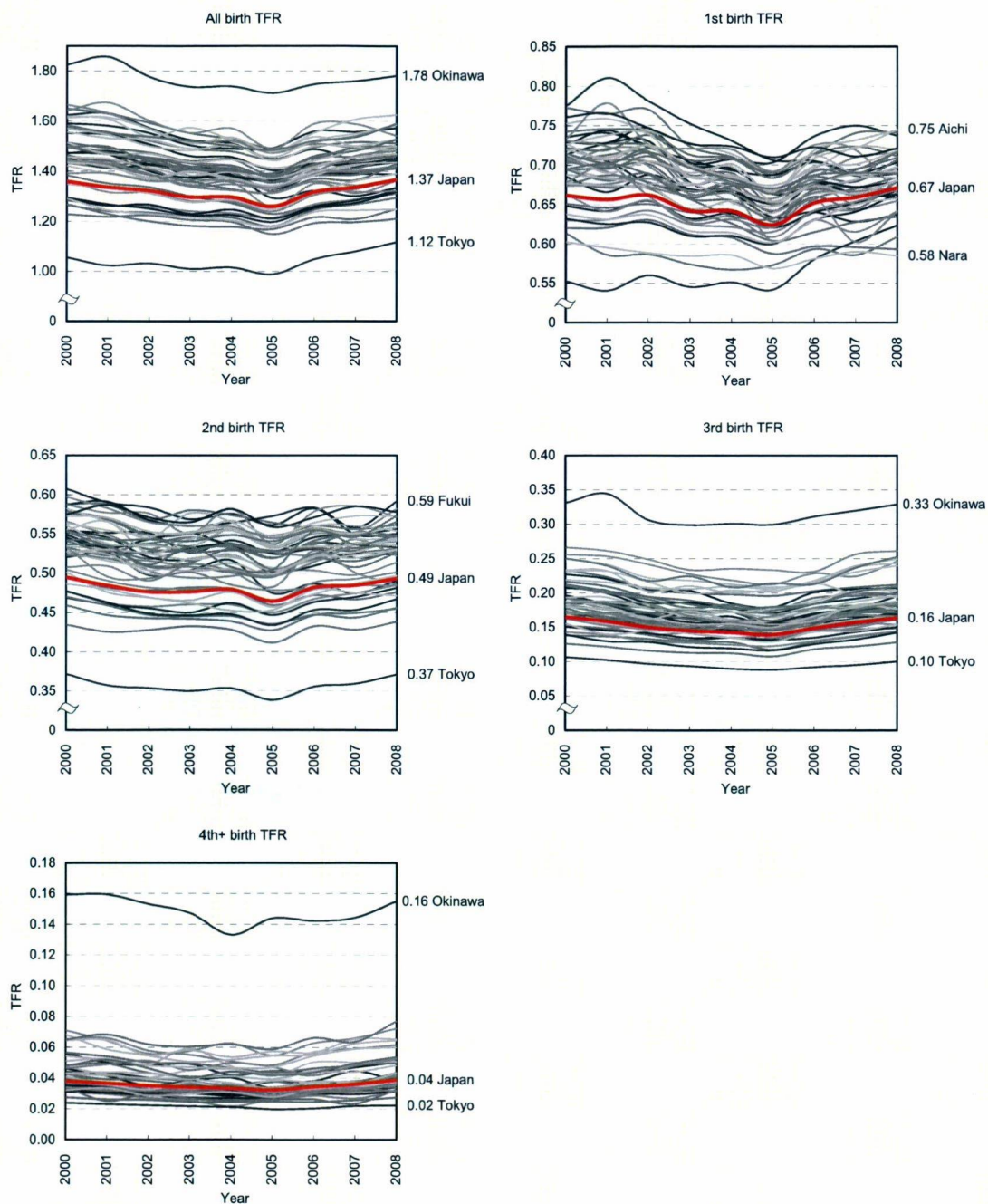
## 5. データと変数

本研究の目的は、2005年以降の期間合計出生率の上昇に、(1)テンポ効果、(2)外国人、(3)経済、(4)両立支援策における変化がどの程度寄与しているのか、そして当該地域における(5)家族主義的文化がどう影響しているかを都道府県別データを用いて検証することである。

従属変数は、人口動態統計から求めた2005年から2008年までの都道府県別合計出生率(TFR: Total fertility rate)の変化量とし、モデルの推定は、全子、第1子、第2子、第3子、第4子以上のそれぞれについて行った。

都道府県別の全子合計出生率および出生順位別合計出生率の2000年以降の推移を見ると、以下の図のようになる。

図3 全子合計出生率および出生順位別合計出生率の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

説明変数については、まず、過去および近年の日本において、(1)テンポ効果、(2)外国人、(3)経済、(4)両立支援策、(5)家族主義的文化の各領域でどのようなことが起きてきたのかをふまえた上で、それらの影響をみるために使用する変数について説明したい。

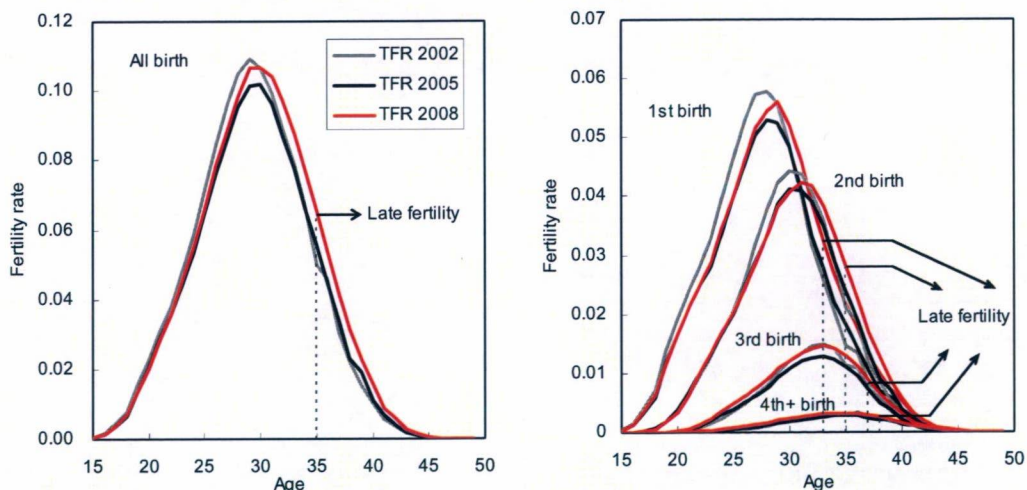
### (1) テンポ効果の減少：高年齢出生率の変化

テンポ効果は、出産の先送りによって生じるものであった。日本における各年齢時の無子割合の時代変化をみると、いずれの年齢でも高まっており、とくに20代後半、30代前半での上昇が著しい。一方で、各年齢時の今後子どもを持ちつもり（持ちたい）と考えている人の割合をみると、これについては30代以上で急激に上昇していることが分かる（Iwasawa and Miho 2007）。すなわち、最近ほど20代、30代前半までに子どもを持つ割合や、生んでいる子ども数は少なくなっているものの、30代以降で生み戻したいと考えている人が増加していることを意味する。もし、これらの人々が30代以上で産むことを決断すれば、これまで観察されたテンポ効果は消滅することになる。そこで、テンポ効果消滅の影響を、高年齢出生率の変化で検証する。

「高年齢での出生」の定義については、便宜的に全体の2割程度を占めると想定し、全子については35歳以上の出生率（2008年時点で合計出生率の18.1%をしめる）、第1子については33歳以上（同20.6%）、第2子については35歳以上（同20.2%）、第3子については36歳以上（同22.6%）、第4子以上については38歳以上（同22.4%）と定義した。変数にはこの年齢に限定した出生率の2005年～2008年の変化分を用いた。いずれも人口動態統計に基づき集計した。

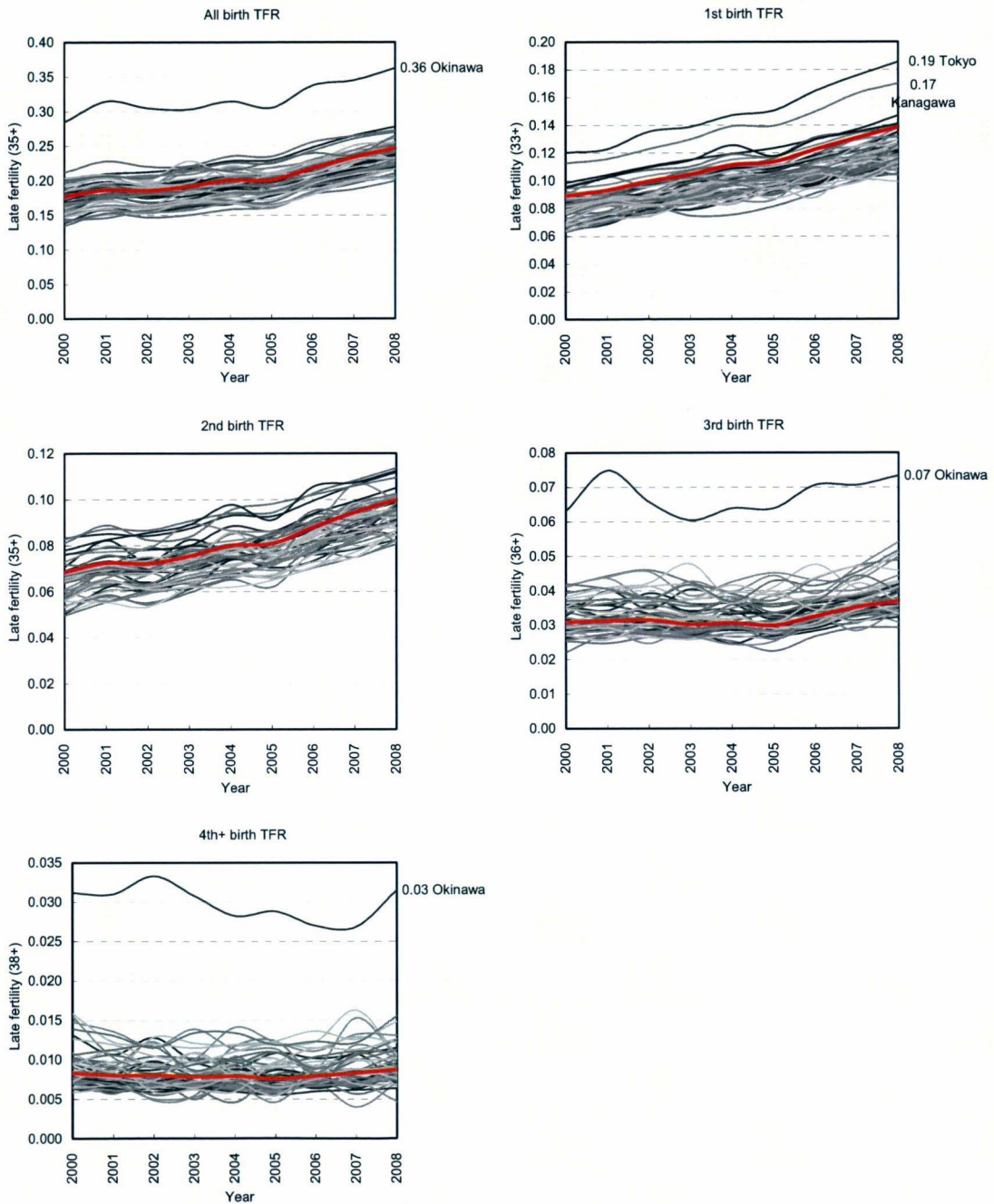
テンポ効果の消滅は、高年齢出生率の上昇によって引き起こされるので、予想される符合条件はプラスである。

図4 全子および出生順位別年齢別出生率の変化：2002年、2005年、2008年



Source: Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare).

図5 出生順位別にみた高年齢出生率\*の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

\*For all birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 35. For 1st birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 33, for 2nd birth model, fertility rates over age 35, for 3rd birth model, fertility rates over age 36, and for 4th birth model, late fertility rate represents fertility rates over age 38.

## (2) 外国人の増加：母外国人の出生率の変化

ここで関心の対象となっている、厚生労働省が毎年公表する期間合計出生率（合計特殊出生率）は、日本国籍をもった出生児について集計されているので、日本に在住する外国人同士の夫婦や、そうした夫婦から生まれた外国人出生の増減とは無関係である。ただし、日本国籍をもった出生の中には、母親が日本人男性と結婚した外国人であるケースが含まれている。にもかかわらず、分母として使われる女子人口は日本人女性に限定されているため、仮に日本人女性の出生力に変化がなくても、日本国籍児を産んだ外国人女性の増加という構造的要因だけで、出生率の上昇を招くことになる。

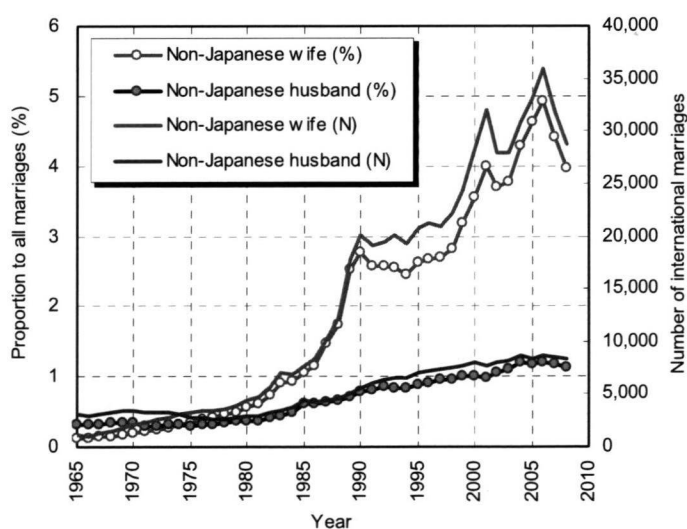
人口動態統計の合計特殊出生率の定義

$$\text{TFR (合計出生率)} = \sum_{\text{年齢(15~49歳)合計}} \frac{\left( \begin{array}{l} \text{日本人女性} \\ \text{の出生数} \end{array} \right) + \left( \begin{array}{l} \text{外国人女性の生んだ} \\ \text{日本国籍児の数}^{\ast\ast} \end{array} \right)}{\text{(日本人女性人口)}}$$

※外国人女性の生んだ日本国籍児とは、日本人を父とする児である。

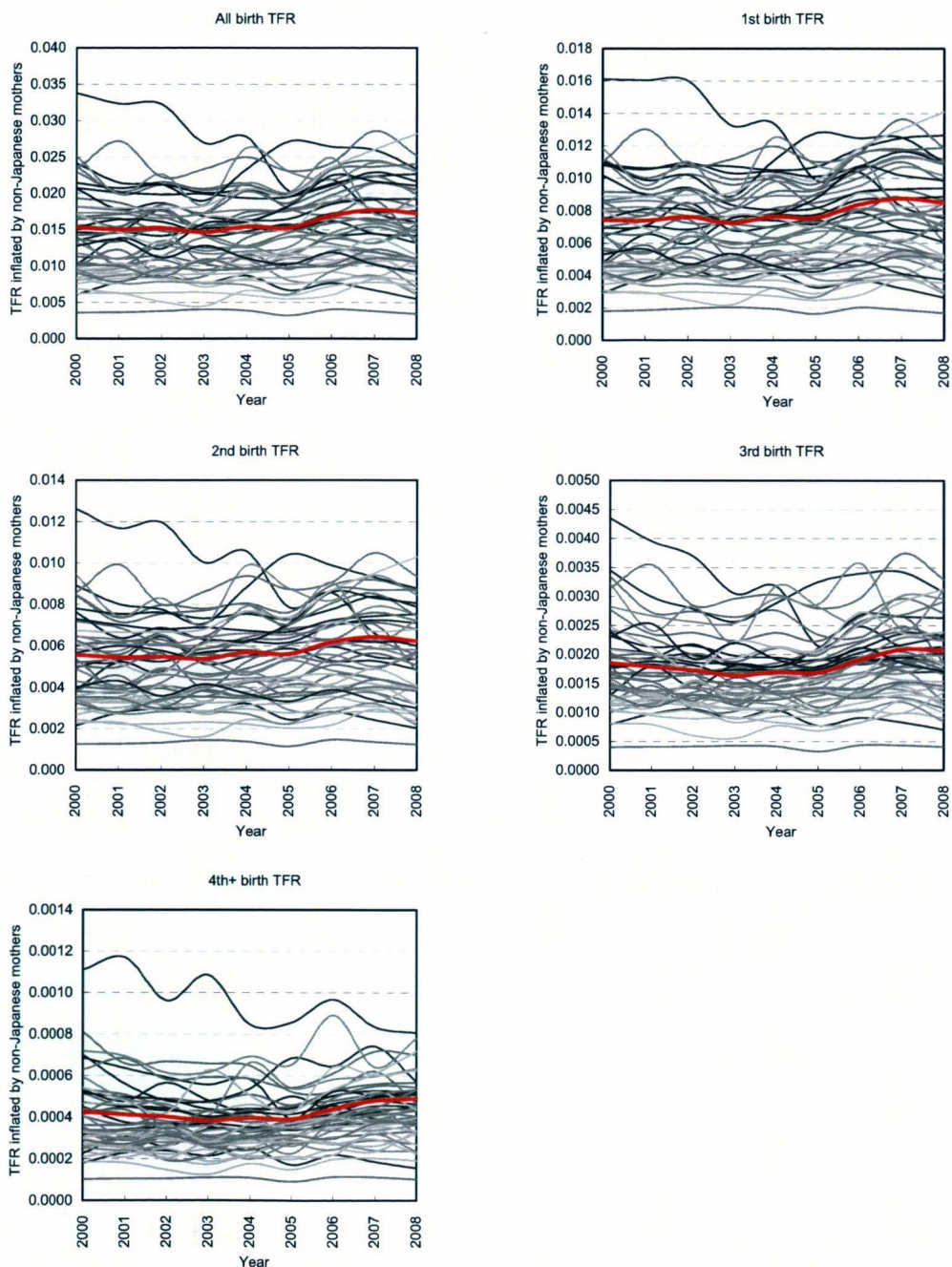
実際、1990年代後半以降、国際結婚の数と割合が上昇しており、とくに日本人の夫と外国人の妻による組み合わせの増加が著しい。全婚姻に占める妻が外国人である婚姻の割合は、1990年には2.8%であったが、2005年には4.6%を占めるに至っている。従って、2005年以降の合計出生率の反転上昇にこうした日本人男性と結婚した外国人女性の増加が寄与している可能性がある。

図6 国際結婚の推移



Source: Vital Statistics (Statistics and Information Department, Minister's Secretariat, Ministry of Health, Labour and Welfare).

図 7 出生順位別にみた母外国人の出生に限定した合計出生率の推移：全国及び都道府県、2000年～2008年



Note: Heavy line represents Japan.

人口動態統計では、合計出生率の分子となる日本人出生数のうち、母親が外国人である出生数が公表されている。そこで、この割合をつかって、合計出生率のうち、外国人の母親によって「かさ上げ」されている分を分離し、その2005年から2008年間までの変化分

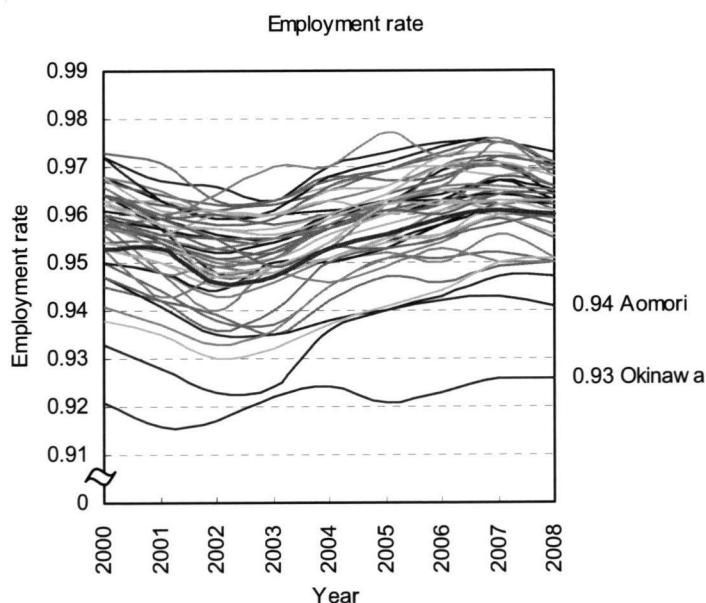
を説明変数として用いる。母親の国籍別出生数は出生順位別では公表されていないので、出生順位別出生率についても、出生順位総数による外国人母親比率を用いた。母外国人による出生率の上昇は、全体の出生率を上昇させるので、予想される符合条件はプラスである。

### (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)。

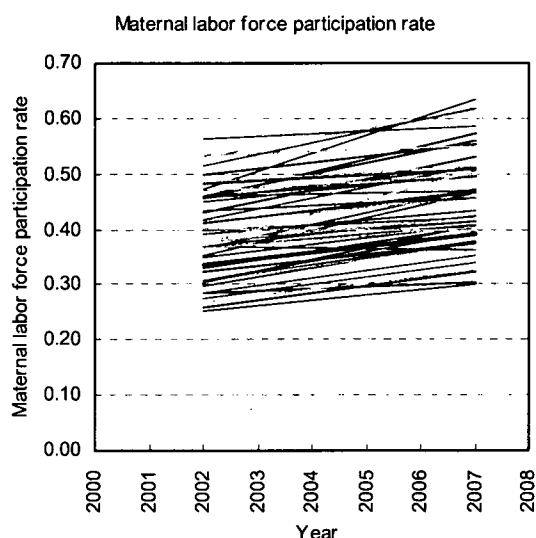
2000 年～2004 年の「新エンゼルプラン」(保育サービスの充実、仕事と子育ての両立のための雇用環境の整備、働き方についての固定的な性別役割分業や職場優先の企業風土の是正)、2001 年には保育所不足を解消する目的で待機児童ゼロ作戦が開始された。2003 年には「次世代育成支援対策推進法」(地方自治体および企業における 10 年間の集中的・計画的な取り組みを促進)が策定された。

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きている可能性がある。

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).

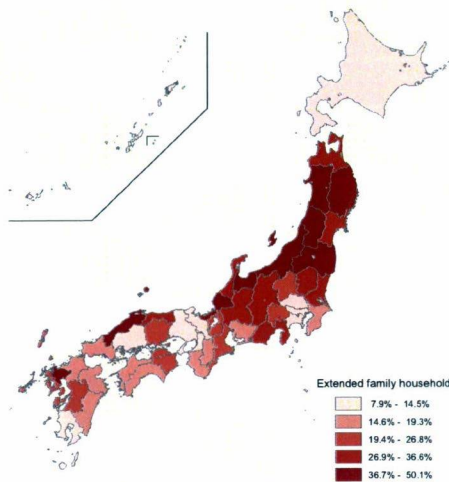
Note: Heavy line represents Japan.

#### (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

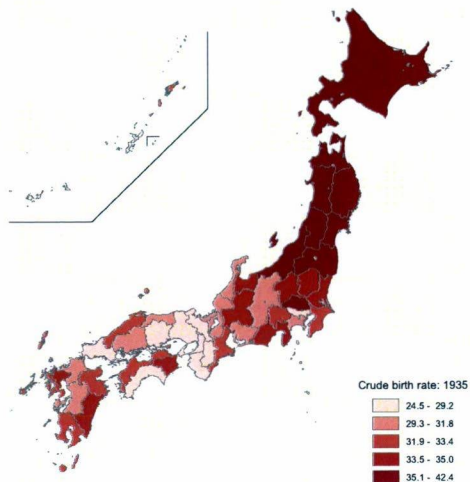
な地域ほど出生率の回復が弱いとすれば、拡大家族割合の係数はマイナスになると予想される。

図 10 拡大家族割合：2005 年



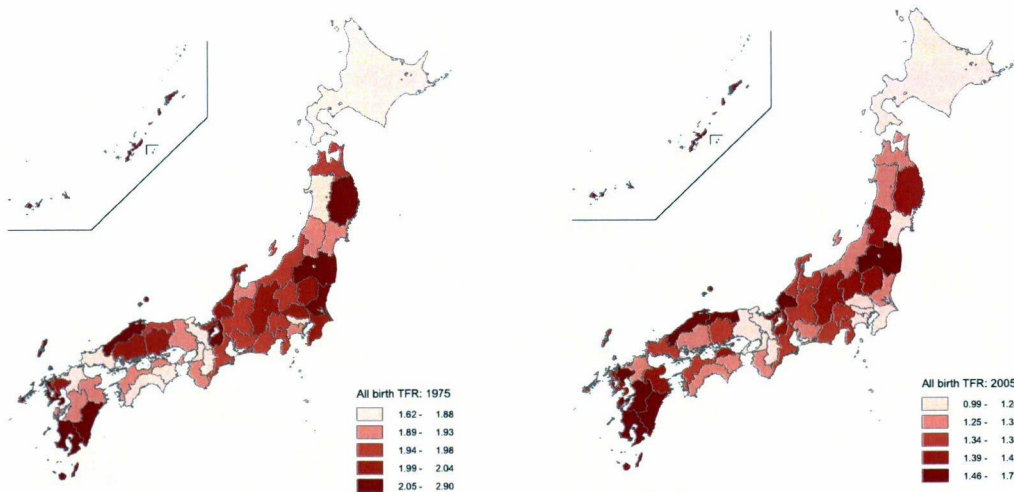
Source: Census of Japan, 2005

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。

テナポ効果の消滅、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 <sup>5)</sup>	Min	Max	Spatial autocorrelation Moran's I		
<i>Dependent variables</i>	Change in TFR	All birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.1069	0.1051	0.0089	0.1628	0.343 ***
		1st birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0472	0.0470	-0.0275	0.0818	0.304 **
		2nd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0291	0.0281	-0.0186	0.0470	0.252 **
		3rd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0242	0.0237	-0.0116	0.0429	0.136 #
		4th + birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0064	0.0063	0.0003	0.0182	0.494 ***
<i>Explanatory variables</i>	Change in late fertility	age 35+ All birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0459	0.0435	0.0108	0.0575	0.189 *
		age 33+ 1st birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0248	0.0234	0.0087	0.0350	0.427 ***
		age 35+ 2nd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0190	0.0180	0.0054	0.0269	0.006
		age 36+ 3rd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0056	0.0069	-0.0006	0.0126	0.003
		age 38+ 4th + birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	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 <sup>3)</sup>	0.0020	0.0019	-0.0047	0.0085	0.406 ***
		1st birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0009	0.0009	-0.0024	0.0042	0.422 ***
		2nd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0006	0.0006	-0.0020	0.0029	0.383 ***
		3rd birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0004	0.0003	-0.0005	0.0011	0.329 ***
		4th + birth	2005-08	Vital Statistics <sup>3)</sup>	0.0001	0.0001	-0.0001	0.0003	0.368 ***
Change in employment rate		2002-07	Labour Force Surveys <sup>4)</sup>	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 <sup>4)</sup>	0.0554	0.0556	-0.0066	0.1636	-0.051	
Proportion of extended families	2)	2005	Census <sup>4)</sup>	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)

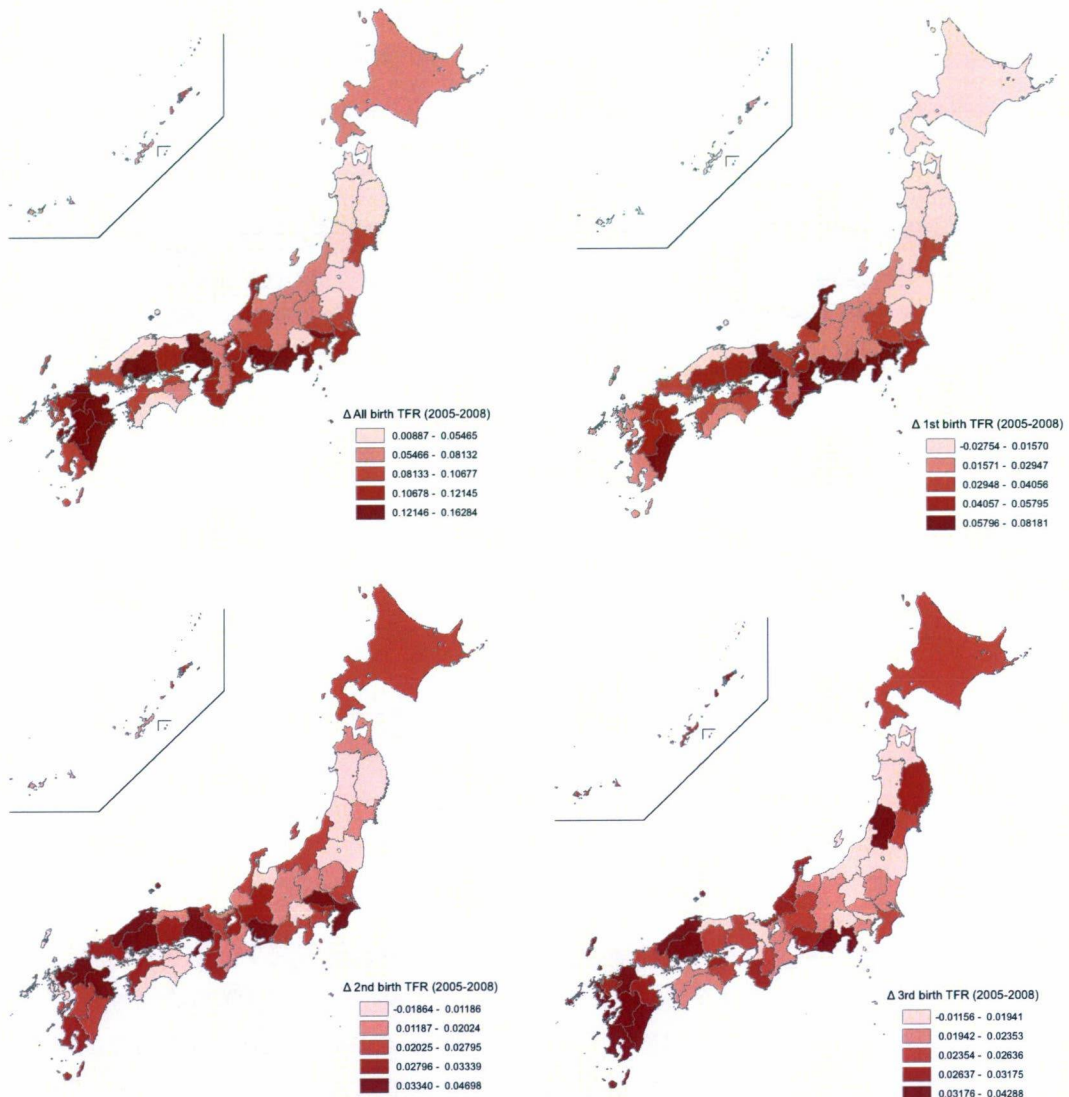


表 2 合計出生率変化量 (従属変数) の上位 7 県および下位 7 県

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）

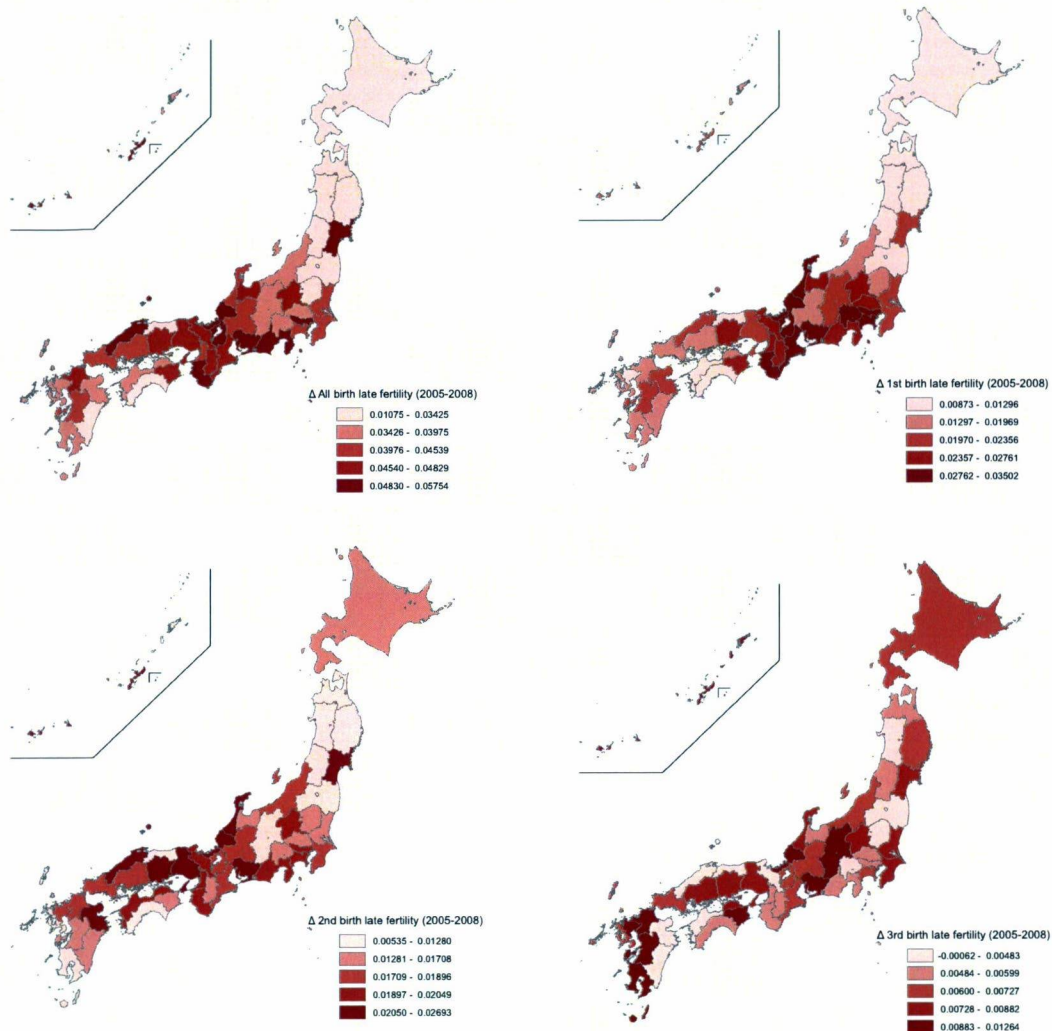


表 3 高年齢出生率変化量の上位 7 県および下位 7 県

Rank		$\Delta$ All birth late TFR	$\Delta$ 1st Birth late TFR	$\Delta$ 2nd Birth late TFR	$\Delta$ 3rd Birth late TFR	$\Delta$ 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）

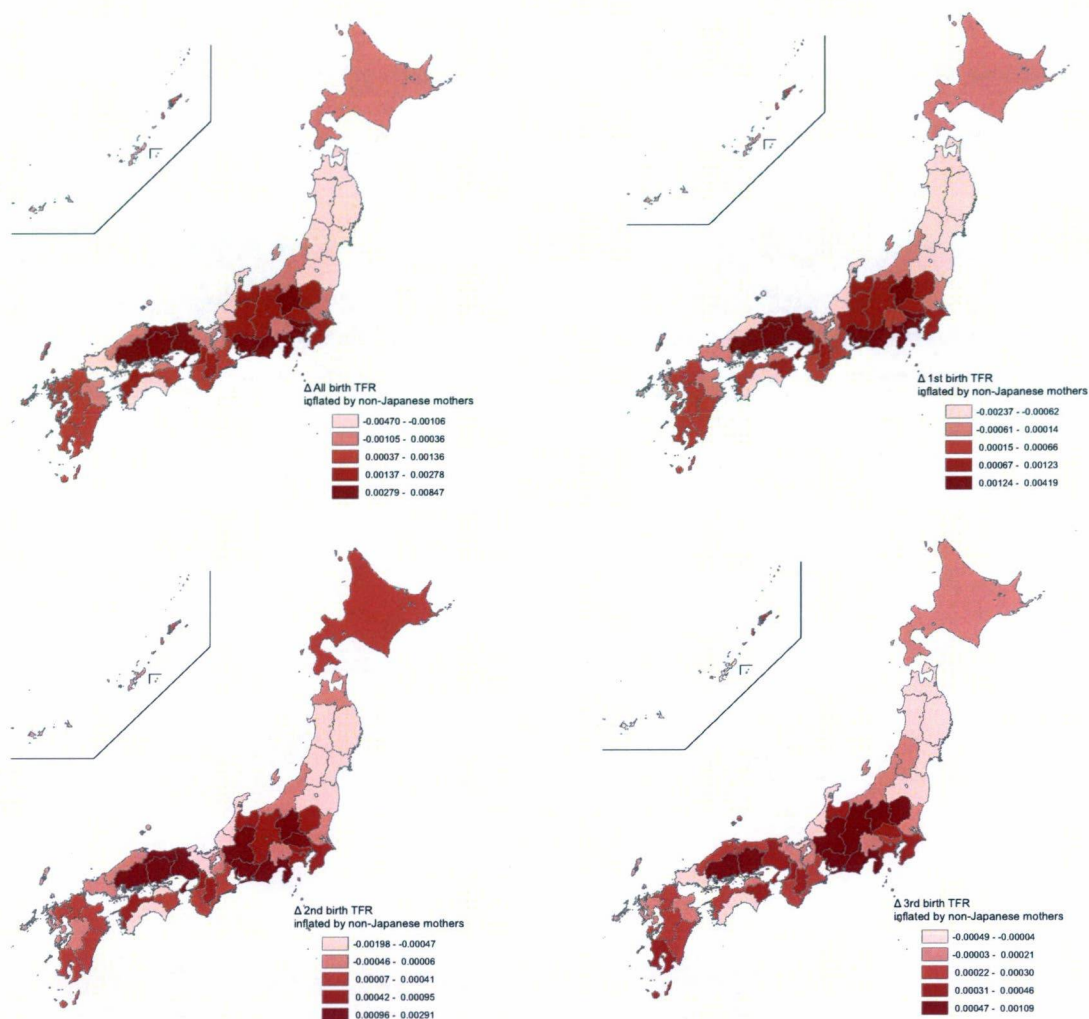


図 16 説明変数の地理的分布：有業率の変化(左)、母親の有業率の変化(右)

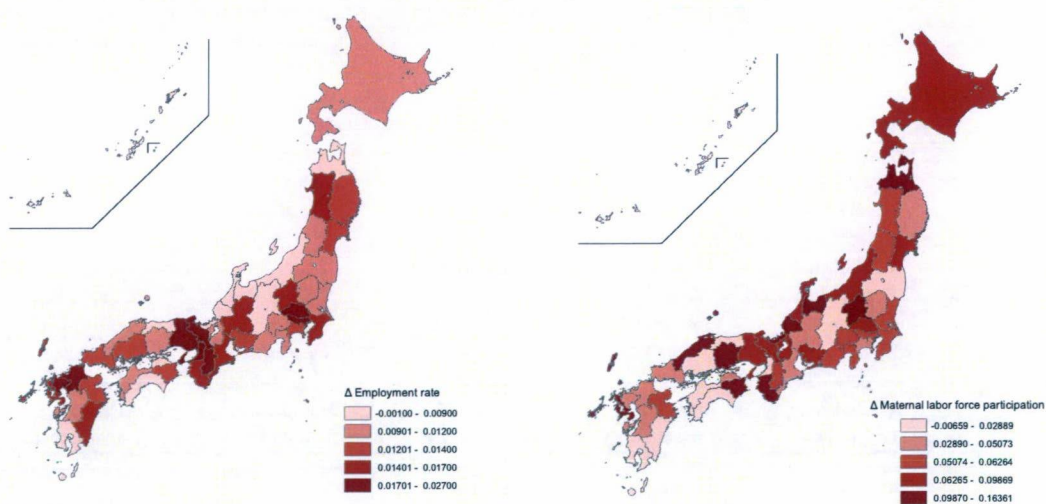




表 4 母外国人出生率、有業率、母親の有業率の各変化量および拡大家族割合の上位 7 県および下位 7 県

Rank		$\Delta$ Non-Japanese mother	$\Delta$ Employment rate	$\Delta$ 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 モデルの残差のモラン係数をみると、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		Std. error	Weighted least squares		Weighted spatial error model		Std. error	Weighted least squares		Weighted spatial error model		Std. error			
	$\beta$	$\beta'$	$\beta$	$\beta'$		$\beta$	$\beta'$	$\beta$	$\beta'$		$\beta$	$\beta'$	$\beta$	$\beta'$				
Constant	-0.01	0.01	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00			
Change in late fertility	1.95	0.52	0.35	0.34	0.34	0.90	0.31	0.36	1.02	0.35	0.28	0.28	1.75	0.52	0.47	1.42	0.42	0.43
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	5.61	0.29	1.76	1.69	1.69	5.74	0.39	1.41	6.86	0.46	1.27	1.27	3.00	0.10	3.59	5.67	0.19	3.57
Change in employment rate	0.78	0.18	0.35	0.34	0.34	0.18	0.07	0.22	0.13	0.05	0.20	0.20	-0.03	-0.02	0.20	-0.01	-0.01	0.20
Change in labor force participation rate among mothers having preschool children	-0.16	-0.22	0.07	0.06	0.06	-0.01	-0.02	0.04	-0.02	-0.06	0.03	0.03	-0.04	-0.15	0.04	-0.02	-0.06	0.03
Proportion of extended families	-0.02	-0.07	0.02	-0.07	0.02	-0.03	-0.25	0.01	-0.03	-0.25	0.01	0.01	0.02	0.26	0.01	0.02	0.23	0.01
<i>Lambda (spatial autoregressive coefficient)</i>									0.43							0.25		
Likelihood Ratio Test (H0: <i>Lambda</i> = 0)									11.30							1.02		
R-squared	0.80					0.68							0.34					
Adjusted R-squared	0.78					0.64							0.26					
AIC	-259.2					-304.6			-313.9				-311.0					
N	47					47			47				47					
Diagnosics for spatial autocorrelation																		
Moran's I (residuals)	0.10	#				0.36	***		-0.03				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

$\beta$  represents a coefficient and  $\beta'$  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 $\beta$	Std. error	Weighted spatial error model $\beta'$	Weighted least squares $\beta$	Std. error	Weighted spatial error model $\beta'$
Constant	0.01	0.00 ***	0.01	0.02	0.02	0.02
Change in late fertility	1.35	0.37 ***	0.93	0.50	0.42 ***	1.64
Change in TFR inflated by non-Japanese mothers	10.90	0.22	5.24 *	15.29	0.31	4.48 ***
Change in employment rate	-0.07	-0.11	0.08	-0.10	-0.14	0.06
Change in labor force participation rate among mothers having preschool children	-0.03	-0.25	0.01 #	-0.02	-0.17	0.01 *
Proportion of extended families	0.01	0.35	0.00 **	0.01	0.27	0.00 **
<i>Lambda (spatial autoregressive coefficient)</i>				0.55		0.34
Likelihood Ratio Test (H0: <i>Lambda</i> =0)				20.46 ***		5.62 *
R-squared	0.47			0.74		
Adjusted R-squared	0.40			0.71		
AIC	-404.4			-217.0		-220.6
N	47			47		47
Diagnostics for spatial autocorrelation						
Moran's I (residuals)	0.53 ***			-0.20		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

$\beta$  represents a coefficient and  $\beta'$  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.