

## 分析に用いる変数

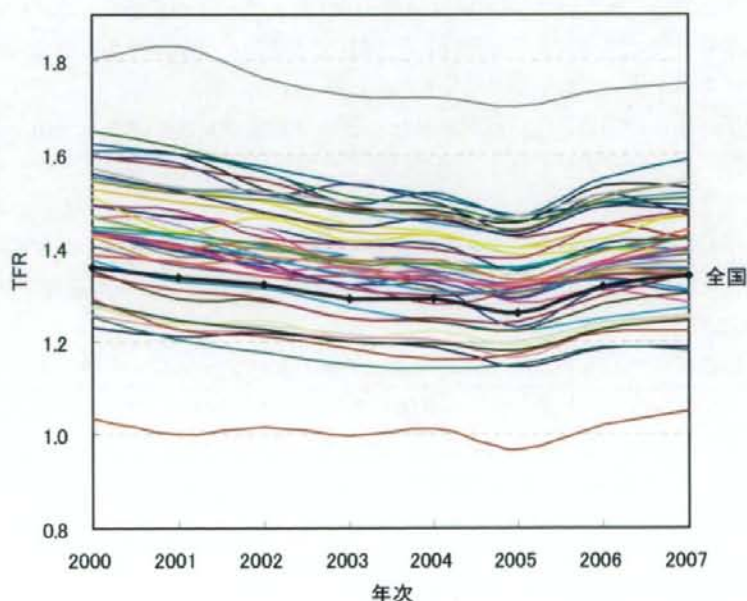
分析に用いる都道府県別の変数を、以下では目的変数、説明変数の順に説明したい。

目的変数は期間 TFR の反転傾向を象徴的にとらえるものとして、2000 年以降の最低 TFR に対する 2007 年 TFR の比(TFR 反転指標、以後変数名は RAT)を用いることにした。TFR 自体、年齢別出生率の合計という合成指標であり、その変動は大変複雑なメカニズムがかかわるので、その変動を出生行動の変化と結びつけることは容易でない。ここでは出生行動の指標というよりも、合成指標の反転が、女性の高学歴化や新しい家族形成パターンの容認傾向を含む第二人口転換が進展していると結論づけるための十分条件ではないが必要条件の一つであると考え、TFR の反転を象徴的に示す指標としてこの指標を用いる。

2000 年以降の TFR の推移を全国および都道府県別に示したのが図 3 である。多くの都道府県で 2005 年以降傾向が変わっていることが分かる。地域ごとの TFR 上昇比を地図上に描くと(十分位で表示)図 4 のようになる。西日本で上昇率が高いところが多い傾向が確認できる。東京から愛知にかけての太平洋側でも高い。

最低出生率が低かったところで反動として出生率が上昇したという可能性が考えられるが、TFR 上昇比と最低出生率との関係をみたところ、はずれ値である沖縄と東京を除けば、両者にはっきりした関係はなかった(図 5)。

図 3 全国および都道府県別 TFR の推移：2000-2007



注：5 歳階級別年齢別出生率の合計値として算出。

図 4 2007 年の TFR 反転上昇比 (十分位)

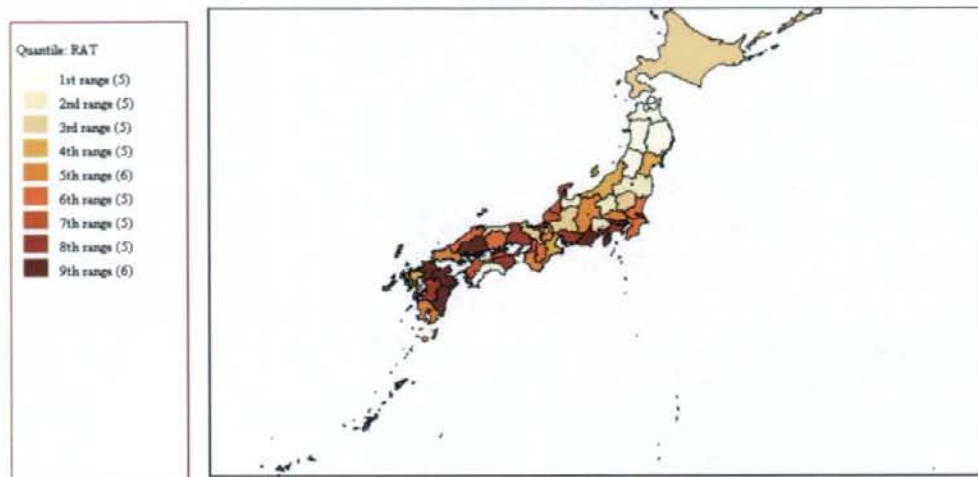
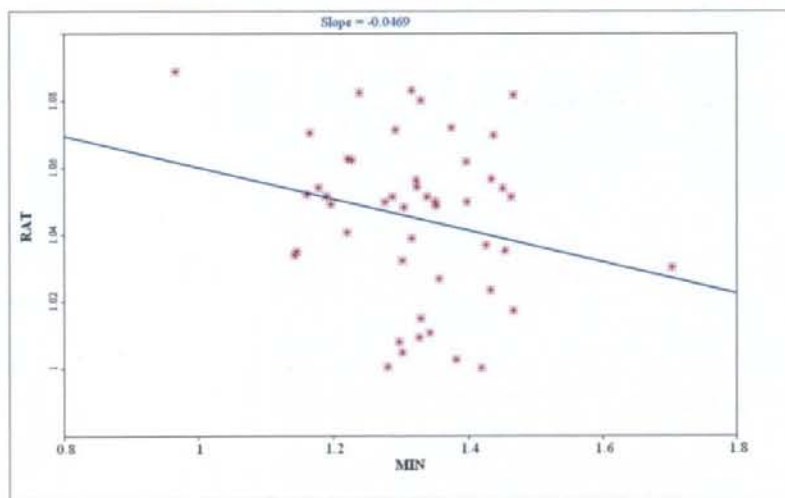


図 5 TFR 反転上昇比 (縦軸) と最低出生率 (横軸) の関係



### TFR 反転指標の Moran's I の算出

TFR 反転指標の空間自己相関 Spatial autocorrelation を Moran's I で検証する。Moran's I とは、ある変数と、その変数の周辺の加重平均値の相関関係を示す指標である。Moran's I は以下のように表記される(Cliff and Ord 1973, Moran 1950)。

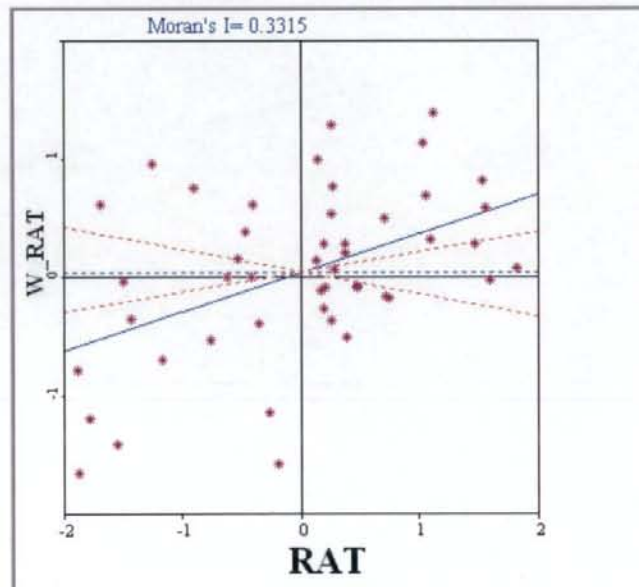
$$I = \left( \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \right) \left( \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \right)$$

$i, j$  は  $n$  ある地域の地域単位を示す。 $w_{ij}$  は空間ウェイトで地域  $i$  と  $j$  の結びつきを示す。 $w_{ij}$  は  $n \times n$  の空間ウェイト行列  $W$  の要素である。

当該地域の値と周囲の平均値になんの関連性もない場合には 0 に近い値になり、値が正で大きいほど相関が高く（値の高い地域は周囲も高い）、値が負で大きいほど、高い値の地域の周囲は値が低い（社会科学ではまれ）という状況を示す。ピアソンの相関係数と概念的には近いが Moran's  $I$  は -1 と 1 の間に納まらない (Voss et al. 2004)。

図 6 は Moran 散布図で、横軸が当該地域の TFR 反転指標、縦軸がウェイト行列によって定義された周囲の TFR 反転指標の平均値である。TFR 反転指標の Moran's  $I$  を計算したところ、0.3315 で有意に高く、TFR 反転指標に関して空間的自己相関 Spatial autocorrelation が存在している、すなわち、出生率の反転が生じている地域では周囲でも反転起きている可能性が高いことを示す。

図 6 TFR 反転指標に関する Moran 散布図と Moran's  $I$



注：横軸は当該地域の TFR 反転指標、縦軸はウェイト行列によって定義された周辺地域における TFR 反転指標の平均値。

Moran's Iの高さは、TFRの反転という現象が、地理的に近い地域で近い傾向を持っているということを意味する。こうした空間的依存関係は、一部は構造的要因が近隣地域で似通っているという事情に依っているかもしれないが、そのような構造的要因の効果を取り除いた後でも観察されるとすれば、そこには構造的要因では説明できない、地理的空間の依存性の存在が考えられる。本研究後半で、誤差が空間的に相関している空間誤差モデルを用いて検証する。

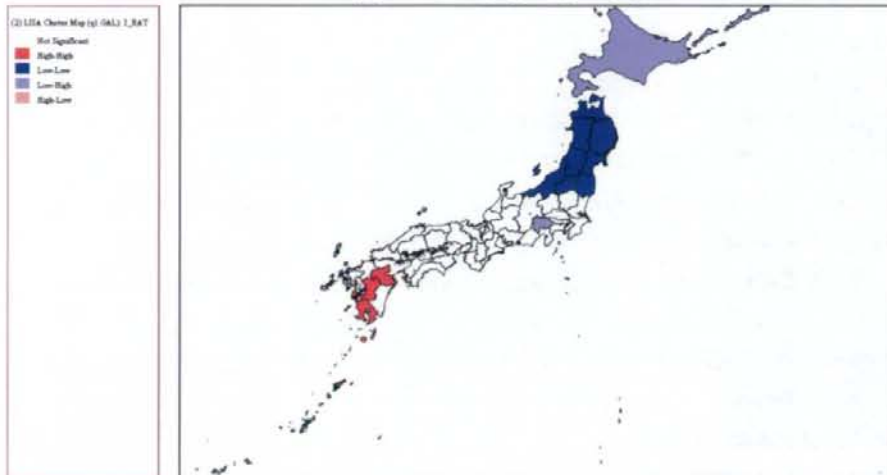
### LISA (Local indicator of spatial association) クラスタ

前節で算出した全体的な空間的相関係数に対し、それぞれの地域がどのように貢献しているのかを確認する方法として、LISA統計量を利用することができる(Anselin 1995)。

LISA統計量に基づき、当該地域の値と、周辺地域の値が、ともに高い(High,High)、ともに低い(Low-Low)、その他(High, Low)、(Low,High)地域に分類し図示してみた(図7)。

東北地方は当該地域も周囲も低いという特徴、九州の一部で、当該地域も周囲も高いという地域が見られ、山梨については、当該地域は低い周囲が高いという特徴が見られる。

図7 LISA クラスタ図



### 空間依存性とは何か

出生力反転上昇指標のMoran's Iを算出することによって、この指標が空間的依存性をもっている可能性が示唆された。はたして空間依存性とは何なのであろうか。近年、さまざまな社会科学研究分野でこうした空間依存性の存在が認識され、空間依存性がなぜ生じるのかについても議論が深まっている。これまで議論されているメカニズムをVossら(2004)の整理を参考にしながらいくつか紹介したい。

1) フィードバック

社会的プロセスの多くで、個人や世帯は他者と交流し、相互に影響を受ける。こうした影響は接触頻度が多いほど強いと考えられ、一般に居住地域に近いほどそうした接触の機会が多いと考えられる。こうした考えは、採用／伝播理論(adooption/diffusion theory)(Rogers 1995)あるいはエージェント・インタラクション理論(Irwin and Bockstael 2004)に基づいている。

出生行動については、以前から伝播のメカニズムが指摘されていた(Rogers 1995, Retherford and Palmore 1983, Montgomery and Casterline 1996, Kohler 2000, Casterline 2001)。日本については河野(1992)において出生力低下の地理的連続的の広がりが指摘され、近年では池(2009)において伝播拡散理論に関する詳細な概念整理が行われている。空間効果を検証するモデルはこうした伝播理論における実証に対しても貢献できる可能性をもっていると言えよう。

2) 集住化 grouping forces

同じような属性や特徴をもつ人々は、自ら選択して、あるいは社会的、経済的、政治的に強要されて、近い場所に集住する傾向がある。こうした場合の空間依存性は、観察される属性をモデルに入れることである程度は説明される。しかしそれでも依存性が消えない場合は、空間誤差モデルの導入が必要であり、観察されない共通の特徴の存在を示唆することになる。

3) 反応の類似性 grouping responses

同じような属性や特徴をもつ人々は、外部の刺激に対して、同じような反応を示す可能性が高い。我々の社会には、しばしば文脈効果contextual effectが存在している。たとえば、地方特有の産業構造や労働環境、長期にわたって蓄積してきた文化の影響、自然地理的環境は、その周辺一帯の人に影響を与える。どのような地域に住むかによって、外部の刺激に対するキャパシティ(人的、社会的資本)が異なるかもしれない。そのような場合、地域特有の事情を選別し、空間的レジームspatial regimes(検証したい関係において構造的な違いを示す小区域)として、他の地域と弁別することが有効である。それを怠ると、空間依存性の要因は誤差の中に残ってしまうことになる。

4) 厄介な自己相関 nuisance autocorrelation

検証したい空間的プロセスが、分析者が指定した分析単位よりもより大きい範囲を単位として生じているときは、否応なく空間的自己相関が観察されてしまう。実質的な自己相関と同時に、このような厄介な自己相関が分析に入り込む可能性がある。Anselin(1988)は両者を「実質的な伝染(real contagion, spatial dependence)」と「見掛け上の伝染(apparent contagion, spatial heterogeneity)」という言葉を用いて区別している。分析者は空間的に観察された関係をみるとき、まずその関係が反応 reaction なのか相互作用 interaction なのか、すなわち異質性なのか空間依存性なのかを問わなければならない。もし、関係が単なる当該地域の地理的、文化的、経済的要因(これら要因

自体が空間依存している状況が多い) に対する反応に過ぎないのなら、それらの要因を統制した通常の回帰分析を行うだけでよい。独立変数が、従属変数の自己相関のほとんどを説明することになる。そうした属性でコントロールしてもなお、誤差に自己相関が残る場合は、空間依存性が実質的に存在し、メカニズムの解明が必要ということになる。

出生力反転上昇指標の地域的自己相関の検出だけでは、それがどの程度関連要因の構造自体の近似性によるものなのか、あるいは出生力反転現象そのものが、近隣地域で類似する特別なメカニズムが存在しているのかわからない。そこでまず、関連要因の構造だけで説明するモデルを推定し、構造をコントロールした上で、さらに空間依存性が残っているかを確認する作業に移っていく。まずは本研究で着目する関連要因の地域パターンを確認しておこう。

## 説明変数の地域パターン

第二の人口転換において注目されている変数について地域パターンを確認する。ここでは晩産化指標、20代後半未婚率、第1子婚外出生率割合、第1子婚前妊娠出生率割合、再生産年齢有配偶離婚率、35歳未満未婚女性の同棲経験割合、全女性の同棲経験割合を見ていく(図8～図14)。

晩産化指標には、Lesthaegheらが米国の州別の第二人口転換度合いを検証した際に用いている指標を利用した(Lesthaeghe and Neidert 2006)。20代の年齢別出生率の合計値に対する30代以降の年齢別出生率の合計値の比である。大きいほど、晩産化が進んでいることを意味する。晩産化指標については、首都圏および阪神地域の都市部で高い傾向が見られる。一方九州南部、中国地方西部、宮城県を除く東北地方で低い。20代の未婚率も、晩産化指標とほぼ同様の傾向を示すが、愛知、岐阜、長野、富山、新潟といった中部・北陸地方で、晩産化の水準と比べると未婚率が相対的に低い傾向が見られる。第1子婚外出生率割合は、大分を除く九州、四国東部、福島県、北海道で高い。未婚率が相対的に低かった中部・北陸は低い傾向がある。第1子婚前妊娠出生率割合は、人口動態統計に基づいて算出した。東北地方および九州で高く、首都圏、中部、関西地域では低い。離婚については、通常の離婚率(人口に対する離婚発生数)ではなく、離婚するリスクのある人からの発生率をとらえるため、年齢別有配偶女子人口に対する当該年齢の離婚数を15歳から49歳まで足し上げた数値を用いた。この再生産年齢有配偶離婚率は、北海道、高知、岡山、鳥取で高く、その他九州西部でも高い傾向がある。

図8 晩産化指標（第1子の30代出生率/20代出生率） 図9 女性20代後半未婚率

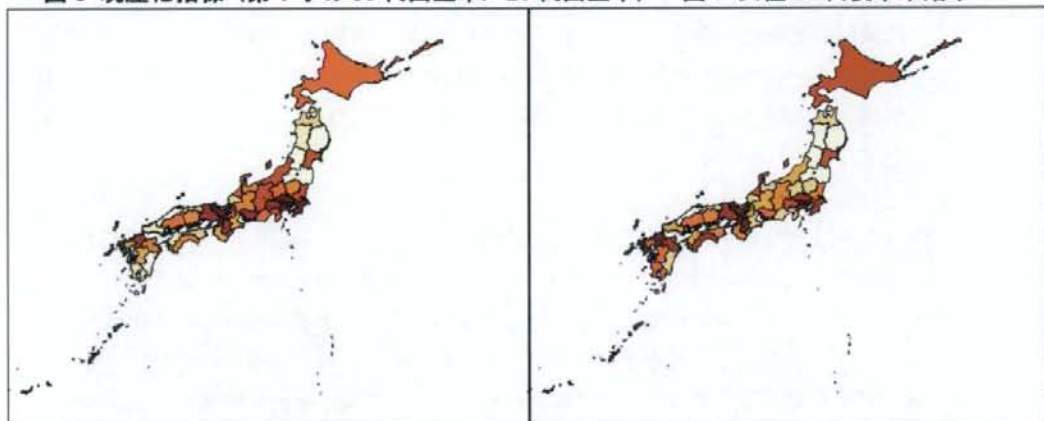


図10 第1子婚外出生率割合

図11 第1子婚前妊娠出生率割合

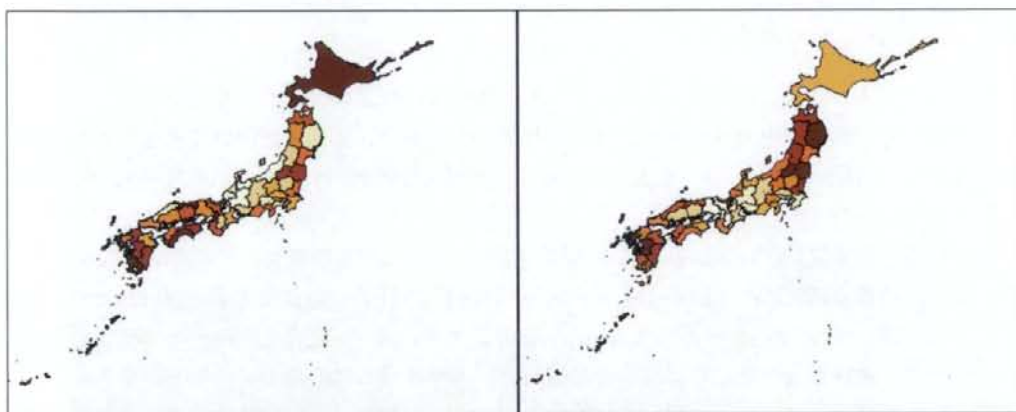
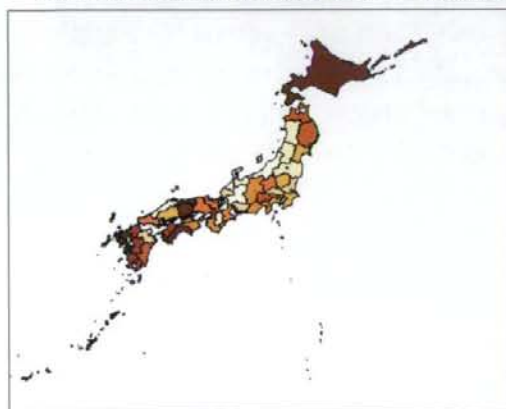


図12 再生産年齢有配偶離婚率（年齢別有配偶離婚率合計値）



35歳未満未婚女性の同棲経験割合については、出生動向基本調査の個票を都道府県別に集計した。2002年の第12回と2005年の第13回データをプールして集計している。しかし、都道府県別に集計すると標本数が少ない県も多く信頼性に欠ける。そこで、GeoDaのファンクションを利用し、いくつかの方法でスムージングを試みた結果も示した。図の左上は実数に基づいた同棲経験割合である。右上はEmpirical Bayes法でスムージングした結果、左下はSpatial rate法でスムージングした結果、右下はSpatial empirical Bayes法でスムージングした結果である。いずれのスムージングも、分子となる同棲経験者数と分母となる35歳未満女性人口を用いて算出している。Spatial rate法とSpatial empirical Bayes法は、空間を特定するウェイト行列を使用する。同棲経験者の多くはその後婚姻に至っている。従っ

**図13 35歳未満未婚女性の同棲経験割合（出生動向基本調査）**

調査データの実数ベース(左上)    Empirical Bayes でスムージングした結果(右上)  
 Spatial rate でスムージングした結果(左下)    Spatial empirical Bayes でスムージングした結果  
 (右下)

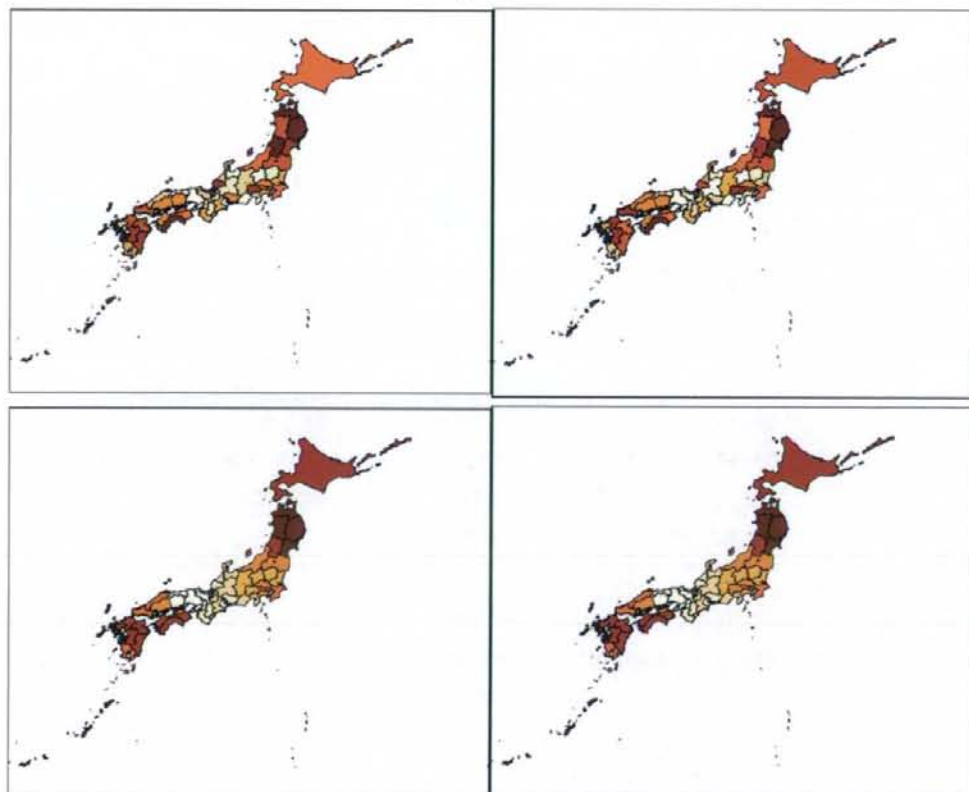
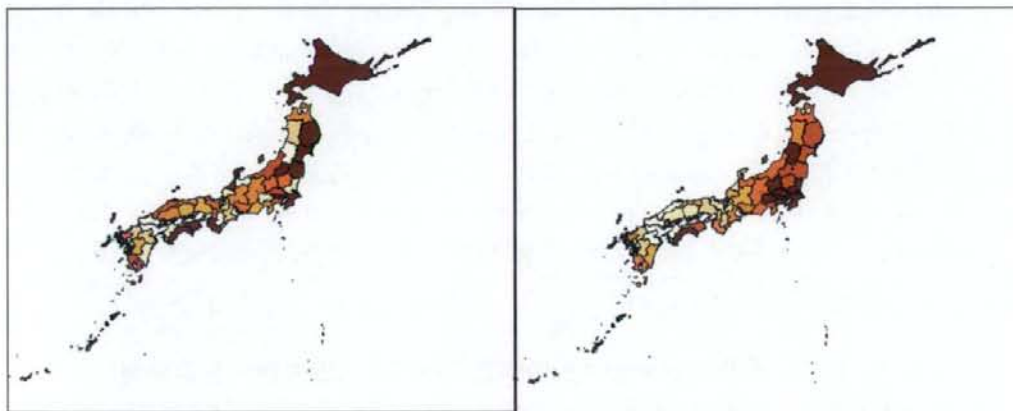




図 14 全女性の同棲経験割合(毎日新聞調査)

調査データの実数ベース(左) Spatial empirical Bayes でスムージングした結果(右)



て、未婚の同棲経験者だけでは全体の同棲経験の動向を把握しきれない可能性がある。そこで、既婚者にも同棲経験を尋ねている第1回人口・家族・世代調査(毎日新聞社人口問題調査会)の個票をつかって、全女性の同棲経験割合も算出した。同じく実数ベースと Spatial empirical Bayes 法でスムージングした結果を示す。未婚者に限定した結果と違い、関東地域で高い割合を示し、未婚者では高かった九州では低くなっている。ここから考えられることは、両地域で同棲の意味づけが違うという可能性である。関東地域では同棲は結婚の前段階として経験されているのに対し、九州では必ずしも結婚に結びつかない同棲が多いということかもしれない。いずれのサンプルでも関西近辺では同棲経験率が低いという傾向がみられる。

#### 平行等尺度プロット (Parallel coordinate plot) による変数間の関連性

TFR 反転指標 (RAT) が、他の変数とどのように関連しているかを、平行等尺度プロット (Parallel coordinate plot) で確認しておく(図 15)。隣り合う変数同士の相関関係をおおまかに見ることができると同時に、変数内部の分布についても視覚的に把握することができる。

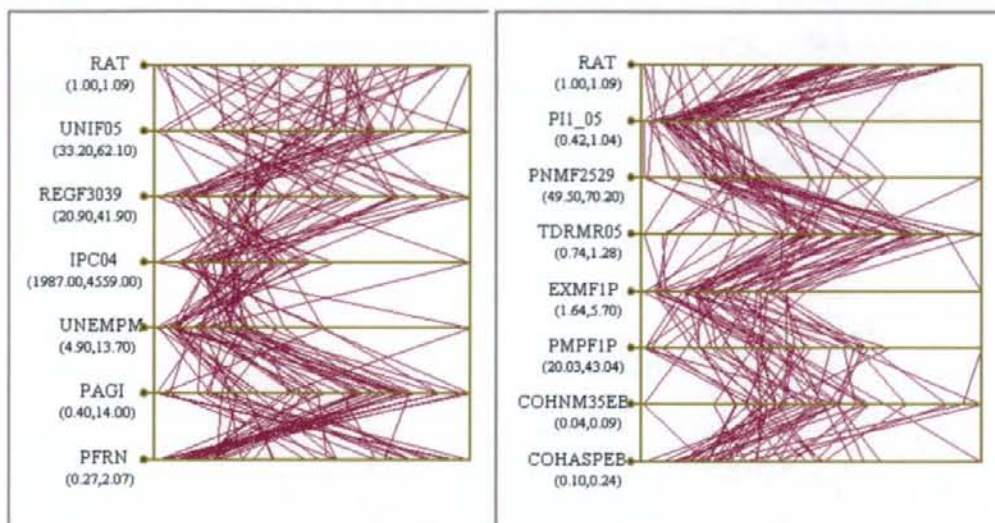
左の図は、TFR 反転指標と社会経済状況に関する変数(女性の大学進学率(UNIF05)、30代女性の正規雇用者割合(REGF3039)、2004年1人あたり所得(IPC04)、男性の失業率(UNEMPM)、農業人口割合(PAGI)、外国人割合(PFRN))の関係を見たものである。変数名の下のカッコ内の数字は指標の範囲を示す。

TFR 反転指標と進学率の関係ははっきりしないが、進学率と女性の正規雇用者割合、女性の正規雇用者割合と所得、所得と失業率には逆相関の関係があるように見える。

右の図は、TFR 反転指標 (RAT) と第二の人口転換において注目されている変数 (晩産化指標(PII\_05)、20 代後半未婚率(PNMF2529)、再生産年齢有配偶離婚率(TDRMR05)、第 1 子婚外出生率割合(EXMF1P)、第 1 子婚前妊娠出生率割合(PMPF1P)、35 歳未満未婚女性の同棲経験割合(COHNM35EB)、全女性の同棲経験割合(COHASPEB)) の関係を見たものである。

図 15 平行等尺度プロット

TFR 反転指標と社会経済状況変数(左) および TFR 反転指標と第二人口転換関連変数(右)



### TFR 反転指標の空間回帰分析

TFR 反転指標が、他の家族形成変数および社会経済変数とどのように関連しているのかを検証するために、従属変数を都道府県別の TFR 反転指標とした空間回帰分析を試みた。

説明変数については、社会経済変数のみを入れたモデル (ベースモデル) と、第二人口転換関連変数を加えたモデルを推定する。

さらに、それぞれについて、残差が独立であることを仮定する通常の回帰分析と残差に空間的従属性(spatial dependence)が存在していることを仮定する、空間ラグモデルと空間誤差モデルを推定し、いずれのモデルがより適合的かを検証する。以下では結果の要約を示す。

## 1. ベースモデル

### (1) 通常の重回帰 (OLS)

出力結果 1 の SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION に結果を示す。まず推定された係数を見てみよう。農業地域 Pagi の係数が  $-0.0026$  で有意である。農業地域で上昇率が少ないことが分かる。男性失業率は有意ではなかった。モデルの適合度を示す Akaike info criterion は  $-223.115$  である。

回帰診断の結果を見てみると、MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER は 10.56 であった。通常 20 以上が注意する目安になっているので、今回は問題ないと考えられる。誤差項の正規性（尖度と歪度）は Jarque-Bera 検定によって検証できる。ここでは帰無仮説が棄却されないの、正規性を仮定してもよいという判断になる。以下の分散と空間依存性に関する検定はこの正規性が保持されていることが条件となる。

GeoDa では、誤差項の等分散性の検定として、Breusch-Pagan 検定、Koenker-Bassett 検定、White 検定の結果を出力する。仮説の棄却は分散不均一を意味する（BLUE ではない）。ここでは、Koenker-Bassett 検定の確率が 0.1 を切っているのを棄却され、分散不均一の可能性を示す。空間依存性が存在する場合は、等分散性が影響をうけるので、それを示唆している可能性がある。

続いて、空間依存性の診断結果を見てみよう。GeoDa は空間依存性を評価する 6 つの検定結果を出力する。0.421 という Moran's I は有意であり、強い空間依存性があることを示している。すなわち OLS の仮定（誤差項が iid:  $e \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$ , “Independent Identically Distributed”)が破られているので、OLS が使えないことを意味する。

線形モデルにおける空間依存性を検証するその他の検定としては、以下の 5 つの検定がある。空間的ラグが存在しないことをテストする Lagrange Multiplier 検定 (Lagrange Multiplier (lag))、誤差の空間的依存性を検定する Lagrange Multiplier 検定 (Lagrange Multiplier (error))、他方の存在に対する頑健性を示す統計量として、Robust LM (lag) と Robust LM (error) である。前者は空間誤差依存性がないことを想定して空間ラグ依存性を検定し、後者は逆に空間ラグ依存性がないことを想定して空間誤差依存性を検定する。最後の SARMA (spatial autoregressive moving average) は、Lagrange Multiplier (error) + Robust LM (lag) である (Portmanteau 検定)。ここでは Lagrange Multiplier (error) が棄却されているので、空間依存性の存在が示唆される。従って通常の OLS は使えない。

#### SPATIAL DEPENDENCE の診断

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.421923	4.4728596	0.0000077 (iidではない(dependence)が存在)
Lagrange Multiplier (lag)	1	0.8901202	0.3454447 (有意でない)
Robust LM (lag)	1	0.3733867	0.5411640 (有意でない)
Lagrange Multiplier (error)	1	15.1608237	0.0000987 (有意)
Robust LM (error)	1	14.6440902	0.0001298 (有意)
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	15.5342104	0.0004234 (有意)

以上の診断から、空間分析を試みる必要性が示唆される。この場合は空間ラグモデルよりも空間誤差モデルが適格的であるということになる。ちなみに、もし、空間ラグモデルのラグランジュ乗数も有意だった場合、ラグランジュ乗数がより大きいほうのモデルが適格的と考えられる。しかしこのような適合性を基にした判断は、通常、空間依存性の存在に関する理論的メカニズムが不明瞭な際に行われるものであり、今回のように、従属変数が出生力である場合は、出生力そのものが空間的に依存していると考えたよりも（空間ラグモデル）、出生力の規定要因に依存メカニズムが存在すると考えた方が現実的である。従って、空間誤差モデルを採用することが適切であると思われる。

## (2) 空間ラグモデル

前節の空間依存性の検定で、ラグモデルが適格的ではないことが示唆されていたが、念のため空間ラグモデルを推定し、推定結果からそれを確認してみたい。出力結果1の SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION に結果を示す。

今回の結果では推定に用いられたウェイト行列として、**q1.GAL**というファイル名が示されている。これは近隣地域を特定する行列であり、あらかじめ分析の前に準備しておく必要がある。今回はqueen方式（前後左右、および対角で接する地域、将棋で言えば「角」）を採用した。他にもrook方式（前後左右に接する地域、将棋で言えば「飛車」）や、地域の中心点からの距離を決め、その範囲内を近隣地域と定義する方法などがある。

空間ラグモデルのAkaike info criterion は-222.001で、OLSより適合度が落ちている。回帰分析の推定結果をみると係数に新たにW\_RATが追加されている。この変数の係数(Rho)が0でない場合は空間依存性が存在していることを意味し、周辺地域から当該地域への平均的な影響力を示す。ここではW\_RATの係数は有意ではない( $p=0.34$ )。Likelihood Ratio Testも有意でない。従って、上記の診断通り、空間ラグモデルはこのデータに対しては有効ではないことが分かる。

## (3) 空間誤差モデル

続いて空間誤差モデルの結果を見てみよう。出力結果1のSUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATIONに結果を示す。ウェイト行列には同じくqueen方式の行列を使用している。Akaike info criterionは-241.064でOLSよりよくなっている。

空間誤差モデルでは、空間的に相関している誤差項としてLAMBDAの係数が推定されている。

LAMBDAの係数は0.88370で有意性も高い( $p<0.001$ )。これは周囲が1単位上がると、当該地域も0.883押上げられることを意味している。Likelihood Ratio Testも有意である

( $p=0.000023$ )。Breusch-Pagan testによれば、等分散性も棄却されない。空間誤差モデルは使用しているデータにある程度適合的であると言える。その結果、男性の失業率の係数 (-0.00439)、農業者割合 (-0.00393) がともに有意となった。男性の失業率 (UNEMPM) が高く、農業者割合 (PAGI) が高いほど出生率の回復が弱い、そのような構造的要因以外に地域およびその周辺に特有な地域効果の存在が考えられる (誤差項の相関として検出)。仮に隣接する地域で社会経済構造が違っていても、双方をカバーする共通する効果の影響を受けている可能性がある。価値観や子育ての方法に関する伝播効果の存在を示唆する結果である。

出力結果 1: 地域の経済特性 (男性失業率と農業者割合) のみを入れた base モデル

**SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION**

Data set : **anadata2**  
 Dependent Variable : **RAT** Number of Observations: 47  
 Mean dependent var : 1.04481 Number of Variables : 3  
 S.D. dependent var : 0.0236169 Degrees of Freedom : 44

R-squared : 0.198344 F-statistic : 5.44318  
 Adjusted R-squared : 0.161905 Prob(F-statistic) : 0.00772222  
 Sum squared residual: 0.0210151 Log likelihood : 114.557  
 Sigma-square : 0.000477616 Akaike info criterion : -223.115  
 S.E. of regression : 0.0218544 Schwarz criterion : -217.564  
 Sigma-square ML : 0.00044713  
 S.E of regression ML: 0.0211455

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	1.073068	0.01458379	73.57952	0.0000000
UNEMPM	-0.001369736	0.002091753	-0.6548268	0.5159879
PAGI	-0.002679528	0.0008895013	-3.012394	0.0042858

**REGRESSION DIAGNOSTICS**

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 10.56096

**TEST ON NORMALITY OF ERRORS**

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	0.4690646	0.7909407

**DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY**

**RANDOM COEFFICIENTS**

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	2	3.793629	0.1500458
Koenker-Bassett test	2	4.798237	0.0907979

**SPECIFICATION ROBUST TEST**

TEST	DF	VALUE	PROB
White	5	5.174311	0.3949797

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**

FOR WEIGHT MATRIX : **q1.GAL** (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.421923	4.4728596	0.0000077
Lagrange Multiplier (lag)	1	0.8901202	0.3454447
Robust LM (lag)	1	0.3733867	0.5411640
Lagrange Multiplier (error)	1	15.1608237	0.0000987
Robust LM (error)	1	14.6440902	0.0001298
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	15.5342104	0.0004234

END OF REPORT

**SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION**

Data set : **anadata2**  
Spatial Weight : **q1.GAL**  
Dependent Variable : **RAT** Number of Observations: 47  
Mean dependent var : 1.04481 Number of Variables : 4  
S.D. dependent var : 0.0236169 Degrees of Freedom : 43  
Lag coeff. (Rho) : 0.0157545

R-squared : 0.213316 Log likelihood : 115  
Sq. Correlation : - Akaike info criterion : -222.001  
Sigma-square : 0.000438779 Schwarz criterion : -214.6  
S.E of regression : 0.0209471

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_RAT	0.01575452	0.01669354	0.9437495	0.3452976
CONSTANT	1.050691	0.02769823	37.9335	0.0000000
UNEMPM	-0.0002870923	0.002319444	-0.1237763	0.9014923
PAGI	-0.002786256	0.0008587034	-3.244725	0.0011758

**REGRESSION DIAGNOSTICS**

**DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY**

**RANDOM COEFFICIENTS**

**TEST** **DF** **VALUE** **PROB**  
Breusch-Pagan test 2 4.213834 0.1216123

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**

**SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL**

**TEST** **DF** **VALUE** **PROB**  
Likelihood Ratio Test 1 0.8860615 0.3465469

END OF REPORT

**SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION**

Data set : **anadata2**  
Spatial Weight : **q1.GAL**  
Dependent Variable : **RAT** Number of Observations: 47  
Mean dependent var : 1.044815 Number of Variables : 3  
S.D. dependent var : 0.023617 Degree of Freedom : 44  
Lag coeff. (Lambda) : 0.883703

R-squared : 0.440486 R-squared (BUSE) : -  
Sq. Correlation : - Log likelihood : 123.531756  
Sigma-square : 0.000312 Akaike info criterion : -241.064  
S.E of regression : 0.0176656 Schwarz criterion : -235.513069

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	1.103703	0.02700625	40.86843	0.0000000
UNEMPM	-0.00438454	0.002382717	-1.840143	0.0657471
PAGI	-0.003929645	0.0008949694	-4.390815	0.0000113
LAMBDA	0.8837032	0.0444231	19.89288	0.0000000

**REGRESSION DIAGNOSTICS**

**DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY**

**RANDOM COEFFICIENTS**

**TEST** **DF** **VALUE** **PROB**  
Breusch-Pagan test 2 1.224374 0.5421638

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**

**SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	17.94867	0.0000227

END OF REPORT

## 2. ベースモデルに第二人口転換変数を加えたモデル

### (1) 第二人口転換関連変数投入後の通常の重回帰 (OLS)

続いて、ベースモデルに第二人口転換に関連する変数を投入し、通常の重回帰モデルを推定した。ベースモデルにあった男性失業率と農業比率に加え、晩産化指標、婚外出生、有配偶離婚率、同棲経験率、女性進学率を投入した。出力結果2のSUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATIONに結果を示す。

ベースモデルと同様に空間依存性を診断すると、OLSの仮定が破られており、空間分析を行う必要があることが分かる。空間ラグ、空間誤差ともに乗数検定が有意であり、第二人口転換に関わるような構造的要因を入れてもなお、空間的な依存性をすべて排除できないといえることができる。いずれのモデルもデータに適合しそうだが、乗数の値は誤差モデルのほうが高いので、誤差モデルがより適合的と考えられる。このようなモデル自体のパフォーマンスを比較する以前に、理論的にも空間誤差モデルが望ましいことは先ほども述べた。出生力が相関するのは、出生力そのものが近接地域に影響をあたえるというよりも、出生行動に影響をあたえる要素を近接地域で共有していると考えの方が現実的であろう。そこで、以下では空間誤差モデルの推定結果を示す。

### DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.270334	3.3295434	0.0008700(有意)
Lagrange Multiplier (lag)	1	3.4629108	0.0627598(有意)
Robust LM (lag)	1	2.6234537	0.1052950(有意でない)
Lagrange Multiplier (error)	1	6.2238573	0.0126040(有意)
Robust LM (error)	1	5.3844003	0.0203176(有意)
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	8.8473111	0.0119903(有意)

### (2) 第二人口転換関連変数投入後の空間誤差モデル

出力結果2のSUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATIONに結果を示す。係数の推定結果をみると、空間誤差の係数LAMBDAは有意である。隣接地域が1単位上昇すると、当該地域が0.96上昇することを意味する。男性失業率(-)、農業比率(-)も有意である。

その他、第二人口転換関連で、出生率上昇に対して有意だったのは、婚外出生(+)、離婚(-)であった。晩産化指標、同棲経験率、女性の大学進学率は有意でなかった。農業地域や経済が弱い地域で回復も弱いというのはイタリアとも共通する。しかしイタリアで

見られたような、新しい家族形成パターンや女性の高学歴化がTFRの反転上昇に結びついて  
いるとは断定するには不十分な結果である。

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	1.117885	0.04476563	24.97196	0.0000000
UNEMPM (男性失業率)	-0.01089179	0.003280203	-3.320462	0.0008988
PAGI (農業比率)	-0.00295942	0.001114604	-2.655131	0.0079279
PII_05 (晩産化指標)	0.03780074	0.04128096	0.9156944	0.3598272
EXMFIP (婚外出生)	0.02348232	0.007793949	3.012891	0.0025879
TDRMR05 (有配偶離婚率)	-0.07485026	0.02550311	-2.934946	0.0033362
COHA (同棲経験率)	-7.150284e-006	0.0003157021	-0.02264884	0.9819303
UNIF05 (女性進学率)	0.0002869915	0.0007038415	0.4077502	0.6834572
LAMBDA	0.9630577	0.0165635	58.14335	0.0000000

出力結果2：地域の経済特性（男性失業率と農業割合）を入れたベースモデルに第二人口  
転換に関連する変数を追加

#### SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION

Data set : anadata2  
 Dependent Variable : RAT Number of Observations: 47  
 Mean dependent var : 1.04481 Number of Variables : 8  
 S.D. dependent var : 0.0236169 Degrees of Freedom : 39

R-squared : 0.350765 F-statistic : 3.01009  
 Adjusted R-squared : 0.234235 Prob(F-statistic) : 0.0125799  
 Sum squared residual : 0.0170195 Log likelihood : 119.513  
 Sigma-square : 0.000436396 Akaike info criterion : -223.026  
 S.E. of regression : 0.0208901 Schwarz criterion : -208.225  
 Sigma-square ML : 0.000362116  
 S.E. of regression ML : 0.0190293

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	0.9920189	0.04766514	20.81225	0.0000000
UNEMPM	-0.008736775	0.003634978	-2.403529	0.0210902
PAGI	-0.0007712955	0.001542927	-0.499891	0.6199607
PII_05	0.03314493	0.04418017	0.7502219	0.4576232
EXMFIP	0.0246977	0.009886302	2.498174	0.0168080
TDRMR05	-0.01300876	0.03606944	-0.3606589	0.7203012
COHA	-8.898346e-005	0.0004454101	-0.1997787	0.8426908
UNIF05	0.001066818	0.0007007929	1.522301	0.1360014

#### REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 49.85271

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	0.2034907	0.9032596

#### DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS



TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	4.83381	0.6802358
Koenker-Bassett test	7	5.430279	0.6076064

**SPECIFICATION ROBUST TEST**

TEST	DF	VALUE	PROB
White	35	33.1038	0.5598996

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**

FOR WEIGHT MATRIX : **q1.GAL** (row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.270334	3.3295434	0.0008700
Lagrange Multiplier (lag)	1	3.4629108	0.0627598
Robust LM (lag)	1	2.6234537	0.1052950
Lagrange Multiplier (error)	1	6.2238573	0.0126040
Robust LM (error)	1	5.3844003	0.0203176
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	8.8473111	0.0119903

=====  
END OF REPORT  
=====

**SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL LAG MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION**

Data set : **anadata2**  
 Spatial Weight : **q1.GAL**  
 Dependent Variable : **RAT** Number of Observations: 47  
 Mean dependent var : 1.04481 Number of Variables : 9  
 S.D. dependent var : 0.0236169 Degrees of Freedom : 38  
 Lag coeff. (Rho) : 0.0357739

R-squared : 0.397435 Log likelihood : 121.266  
 Sq. Correlation : - Akaike info criterion : -224.532  
 Sigma-square : 0.000336086 Schwarz criterion : -207.881  
 S.E of regression : 0.0183326

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
W_RAT	0.03577387	0.01889612	1.893186	0.0583330
CONSTANT	0.980984	0.04242916	23.12052	0.0000000
UNEMPM	-0.009184155	0.00320152	-2.868686	0.0041219
PAGI	-0.001545965	0.001408505	-1.097593	0.2723824
PI1_05	0.03616047	0.03880476	0.9318566	0.3514106
EXMF1P	0.03187127	0.009510783	3.351067	0.0008051
TDRMR05	-0.02112121	0.03184811	-0.6631857	0.5072115
COHA	-0.0001428239	0.0003921114	-0.3642432	0.7156766
UNIF05	0.0004848717	0.000684617	0.7082379	0.4787974

**REGRESSION DIAGNOSTICS**

**DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY**

**RANDOM COEFFICIENTS**

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	6.517727	0.4807561

**DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE**

SPATIAL LAG DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : **q1.GAL**

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	3.506025	0.0611460

=====  
END OF REPORT  
=====

**SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL ERROR MODEL - MAXIMUM LIKELIHOOD ESTIMATION**

Data set : **anadata2**  
 Spatial Weight : **q1.GAL**  
 Dependent Variable : **RAT** Number of Observations: 47  
 Mean dependent var : 1.044815 Number of Variables : 8

S.D. dependent var : 0.023617 Degree of Freedom : 39  
 Lag coeff. (Lambda): 0.963058

R-squared : 0.561697 R-squared (BUSE) :-  
 Sq. Correlation :- Log likelihood : 129.287032  
 Sigma-square : 0.000244 Akaike info criterion : -242.574  
 S.E of regression : 0.0156354 Schwarz criterion : -227.772883

Variable	Coefficient	Std.Error	z-value	Probability
CONSTANT	1.117885	0.04476563	24.97196	0.0000000
UNEMPM	-0.01089179	0.003280203	-3.320462	0.0008988
PAGI	-0.00295942	0.001114604	-2.655131	0.0079279
PI1_05	0.03780074	0.04128096	0.9156944	0.3598272
EXMF1P	0.02348232	0.007793949	3.012891	0.0025879
TDRMR05	-0.07485026	0.02550311	-2.934946	0.0033362
COHA	-7.150284e-006	0.0003157021	-0.02264884	0.9819303
UNIF05	0.0002869915	0.0007038415	0.4077502	0.6834572
LAMBDA	0.9630577	0.0165635	58.14335	0.0000000

#### REGRESSION DIAGNOSTICS

##### DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

###### RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	7	5.846465	0.5577871

##### DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

###### SPATIAL ERROR DEPENDENCE FOR WEIGHT MATRIX : q1.GAL

TEST	DF	VALUE	PROB
Likelihood Ratio Test	1	19.54765	0.0000098

=====  
 END OF REPORT  
 =====

空間誤差モデルの結果からは、社会経済事情や家族形成パターンでコントロールしてもなお、隣接地域の空間依存性が残っていることがわかった。この効果は一体何を意味するのだろうか。この中身については、これ以上データから明らかにすることはできない。ここではいくつかの可能性を考えてみたい。

### (1) 地域特有の文化

まず、第二人口転換とは別のその地域周辺特有の価値観や文化が影響を及ぼしている可能性である。都道府県という行政単位は明治以降にできた区分であり、その以前からの文化圏とは一致していない。そうした長年の文化が、外部の刺激に対して同じような反応を示す環境をつくっているとすると、近隣地域での行動変化に共通性が見られる可能性がある。たとえば、3世代同居といった家族の形態については、文化人類学や家族社会学の分野において従来から強い地域性があることが指摘されている（加藤 2005）。こうした慣習のもとで醸造されてきた特有の考え方が、同じ刺激に対して同じような反応を示すことにつながったり、特定の情報や行動パターンが受け入れられやすいといった環境をつくっている可能性がある。

## (2) 経済圏、情報網

現代社会の経済圏は都道府県単位ではなく、大都市を拠点とした地域ブロックを形成している。人々の移動は、とりわけそうした範囲で頻繁であると考えられ、また物流や新聞、テレビ番組などが特定の地域限定で機能していることも少なくない。こうした事情が都道府県という行政区分を超えて同じ経済圏、情報網下に住む人々に同じような刺激をもたらしている可能性がある。第一の人口転換の際も、出生抑制の進展に新聞の普及が果たした役割が大きかったと指摘されている（Hornik and McAnany 2001）。近年では情報源がインターネットなど空間に依存しない傾向が強まっているが、それでも地域特有の情報が貢献している可能性は捨て切れない。

## (3) 社会的ネットワーク

進学や就職、結婚等をきっかけとして、都道府県を超えて人が移動するのは現代では珍しくない。とりわけ近隣の都道府県との往来は距離の離れた地域と比べて頻繁であると考えられる。こうした移動が社会的ネットワークを構築し、家族形成に関する価値観や行動に影響を与えていることも考えられる。Rindfussらの研究によれば、今日の日本では、親戚や知人に同棲経験者、保育所の利用者、婚外出生、生涯独身を通しそうな人がいるなど、家族形成の新しいパターンを見聞きしている人がかなり多く存在しており、そのような知人が多い人ほど、そうした行動に寛容である結果が得られている（Rindfuss, Choe, Bumpass and Tsuya 2004）。個人の体験がネットワークを通じて社会的な変化に結びつく可能性を指摘したものとさえよう。空間依存性の範囲が、このようなネットワークの強い範囲と重なっているとすれば、ネットワーク効果のある程度裏付けるものになるかもしれない。

## (4) 近隣行政の影響

いわゆる少子化対策は、現在地方自治体が具体的な取り組みを進めている（守泉 2008、鎌田 2008）。各自治体は独自にプランを作成することが要求されているが、多くの自治体が、他の自治体の取り組みを参考にしていると考えられる。その際、離れた自治体よりも近隣地域の取り組みに関心が寄せられることが多いかも入れない。取り組みに熱心な自治体が近隣にあり、成果がでていると伝わった場合、同じような取り組み、あるいはより充実した取り組みが進められるといった事態が考えられる。Casterline (2001)は、社会的影響の中に、社会的な比較social comparisonの役割を挙げているが、いわゆる「横並び意識」や「競争意識」などが含まれるとみられる。こうした意識は、行政の取り組みに限らず、民間企業における取り組みなども含め、接触の多い地域でフィードバックが繰り返され、周囲一帯の環境が向上し行動変化を促す、といった効果もたらされている可能性がある。こうした効果を確かめる手段としては、都道府県行政や地方自治体が周辺の自治体をどのように意

識しているか、取り組みに当たって近隣地域の取り組みが影響したかなどをさぐることが1つのアプローチとなるかもしれない。

以上のように空間依存性が何を意味するのかについて、いくつかの可能性を示してみたが、これらの可能性を検証していくためには、それぞれの効果に関連する指標が、実際に空間的依存性の高い地域と関係しているのかを丁寧に見ていく必要があると思われる。

## 結論

本研究では日本における2005年以降の期間合計特殊出生率の反転上昇傾向の背景をとらえるために、都道府県別のTFR反転上昇傾向と家族形成の新展開を示す指標およびいくつかの社会経済的変数との関係を検証した。1990年代からTFRが反転上昇しているイタリアでは、いわゆる西欧社会の第二の人口転換に特徴的と言われる婚外出生や離婚、同棲などが増加し、女性の高学歴化が進み、外国人割合が高まっている北部地域で、出生率の回復傾向がより明確であるとの結果が出ている。日本についてもこれに近い変数を選択し、まず探索的に、都道府県別の地域パターンについて出生率上昇と他の家族形成の諸変数とで比較してみた。その結果、イタリアほどは、出生率上昇の地域パターン（西高東低）が家族形成の新展開と符合するといった結果は得られなかった。

TFRの反転上昇の度合いを、社会経済変数および家族形成指標で説明する空間回帰分析の結果からも、農業地域、経済停滞地域で出生率の反転度合いが鈍い、婚外子割合が高い地域ほど出生率の反転上昇度が高いという関係が認められたものの、離婚や女性の高学歴、同棲経験率など、イタリアで出生率上昇と結びつけられた変数については、日本ではそのような関係は確認できなかった。離婚が多い地域ではむしろ反転が弱いという結果であった。

本研究はTFR反転の直接的なメカニズムに迫ったものではなく、反転の背景として、第二の人口転換仮説がどの程度適用可能かを発見的に確認することを目的としていた。今回の結果からは日本の2005年以降のTFRの反転を第二人口転換の文脈で説明するには十分な証拠は得られなかった。近年の出生率の反転は日本独自の事情による可能性がある。ではどのような解釈が可能なのだろうか。2000年以降のTFRの落ち込みの反動など、タイミング効果の影響などを測定する必要がある。そのためには出生率に関するコーホート別の分析や個票をつかった要因分析など、人口学的メカニズムに沿ったより精緻な分析が必要である。また、今回用いた変数が、第二人口転換の進展を表すものとして最適であったかどうかについても個別に検証する余地がある。さらに都道府県という分析単位を、市区町村などより小規模の単位に変えることによって、結果が変わってくる可能性もある。子育て支援策などは市区町村別に取り組みされており、そうした効果を検証することは政策評価にも役立つと思われる。鎌田(2009)は市区町村別のデータを用い、同じく空間回帰分析の手