

出生力転換の拡散効果に関する 空間統計学的分析

鎌 田 健 司*

《論文要旨》

人口転換理論における出生力転換過程のメカニズムは、これまで「ヨーロッパ出生力プロジェクト」が提唱した、革新的な出生抑制行動によって出生力低下が民族や文化的同質性が高い集団へ拡散したとする「拡散」仮説が主流であった。1990年代以降、空間統計学を用いた分析や個票データを用いた分析においては、出生力転換過程において拡散効果だけではなく、近代化が進むことによって社会経済的状況が変化することの影響である適応効果に対しても再評価がなされてきている。

本稿では、日本の都道府県データを用いて空間統計学的手法を用いたパネル分析を行い、拡散効果と適応効果の所在について検証を行った。出生力指標は、間接標準化法による夫婦出生力指標である標準化有配偶出生比、拡散効果は空間ラグモデルならびに空間ダービンモデルの空間パラメタによる評価を行い、適応効果は女性初婚年齢、乳児死亡率、第一次産業割合を代理変数として用いた。その結果、空間ラグモデルおよび空間ダービンモデルにおいて、出生力低下の拡散効果・適応効果の両効果が確認された。ただし、先行研究が示すように拡散効果の方が適応効果よりも大きく、出生力の低下は社会経済的状況による較差はあるものの、その変化は社会経済的状況の変化では説明できないほど空間的に拡散することが明らかとなった。

キーワード：人口転換理論、出生力転換、拡散効果、空間統計学、空間計量経済学モデル

* 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部 第二室長

1. 人口転換理論と出生力転換

本稿は人口転換理論における出生力転換過程の解明に関して空間統計学を用いた出生力低下の拡散効果に着目し、日本の都道府県データを用いた検証を行うこと目的とする。

はじめに、人口転換理論の簡単な説明と出生力転換の要因における国際的議論について整理したい。人口転換理論は、人口の長期的変動を説明する人口学における「数少ないグランド・セオリー」（河野 2007：107）であり、18世紀半ばから20世紀前半における西欧社会の経験をもとにモデル化され、「多産多死」から「多産少死」を経て「少産少死」に至る過程を説明する（Thompson 1929, Notestein 1945）。ただし、その転換過程は国や時代によって異なり、西欧社会以外の先進工業国や2つの世界大戦の影響、第二次大戦後の国際的な家族計画政策の影響など、出生率と死亡率の水準差や低下のタイミングが異なる。国・時代固有の要因の影響も大きく、精緻な測定モデルというよりは長期的な人口変動を説明する経験的な理論といえる。そのため、第二次大戦後に人口転換が生じた国における分析や本稿の主題となる空間統計学を用いた新たなアプローチ、個票データを用いた分析など、現在も様々な検証が行われている。

人口転換理論は、主に死亡の年齢や死因構造の変化を説明する死亡力転換（疫学的転換）と出生力の人口置換水準付近までの低下を示す出生力転換で構成される。死亡力転換は、近代医薬（抗生物質など）の発達・公衆衛生の普及による感染症への対処などによる乳児死亡率の低下、工業化による生活水準・栄養水準への向上、政府の公衆衛生・保健・下水道整備などのインフラ整備、教育水準の向上による乳児の衛生環境への影響など、主に近代化仮説によって説明される（Davis 1967, 阿藤 2000, 河野 2007）。近代化が進む

ことによって、乳児死亡率・若年死亡率の改善から高年齢死亡率の改善へと至る死亡力転換が実現され、感染症と飢餓による死亡から感染症後退の時期を経て退行性疾患・人為的傷病の時代、さらに退行性疾患遅延の時代へと変遷する疫学的転換が達成されることにより、平均寿命が伸長する過程が記述される（Omran 1971, Olshansky and Ault 1986）。

一方、出生力転換は近代化仮説が当てはまりにくいことが指摘されており、Carlsson（1966）は、西欧諸国における1880年代以降の夫婦出生力の急激な低下について、意図的な出生抑制（自発的な禁欲、避妊、中絶など）による「革新」（Innovative）的行動の拡散を重視するアプローチと社会経済的階層や都市－地域間の時間的ラグとして生じる社会経済的要因が夫婦の子ども数に与える「適応」（Adjustment）的行動を重視するアプローチをわけて考える必要性を指摘した。スウェーデンの事例では、出生力転換過程において出生抑制による革新的行動こそが時間経過に伴い空間的に拡散すると強調し、社会経済的変動への適応効果は直接的には観察されなかった（同上1966）。

このように出生力転換の要因は出生抑制行動の「革新的拡散」（Innovative Diffusion）によって説明されることが多く、その中心的研究として、プリンストン大学人口学研究所のコール（Ansley J. Coale）を中心とした「ヨーロッパ出生力プロジェクト」（1963-1986）の一連の成果がある（Coale and Watkins (eds.) 1986, Watkins 1987 など）。同プロジェクトでは19-20世紀の欧州における600ほどの地域データを用いた出生率や結婚率について検討を行った結果、近代化仮説による「適応」仮説は統計学的な有意差が見いだされず、地域の言語圏、宗教分布といった文化的伝達経路を通じた出生抑制に関する情報・行動が他の地域に伝播する「拡散」仮説によって説明されると結論付けている（Knodel and van de Walle 1979, Bongaarts and Watkins 1996）。

Coale and Watkins (eds.) (1986: 430-433) は出生力転換のプロセスを以下のように整理している。(1)1870-1960年における有配偶出生力の低下は総出生力の低下よりも大きい。(2)総出生力の低下は、結婚力の低下というよりも有配偶出生力の低下の影響が大きい。1870-1930年の総出生力に対する結婚力の変動の寄与はわずかであり、1930-60年では結婚ブームの影響もあり結婚力変動の寄与は増加した。(3)ある地域で出生力の低下が始まると(有配偶出生力が10%以上低下)、かなり低い水準に達するまでは単調に低下が継続する。(4)出生力低下は伝染病(epidemic)のように欧州全体に拡がり、1930年までに低下が観察されない地域はわずかであった。国レベルでみると、出生力は18~30年の間に60~90%の低下を示した。

このように出生力転換の議論では、出生抑制に関する「革新的拡散」過程を重視する議論が実証研究において主流の仮説となっているが、1990年代以降、空間統計学の手法を用いて出生力転換の拡散効果および適応効果を測定する試み(Montgomery and Casterline 1993, 1996, Casterline 2001, Goldstein and Klüsener 2014, Campisi et al. 2020, Doignon et al. 2021)や地域出生力較差の分析(Vitali and Billari 2014, 2017)が行われてきており、適応効果の影響も確認されてきている。また、個票データを用いて出生力転換期の出生行動に対する拡散効果と適応効果を測定する研究(Bengtsson and Dribe 2014, Dribe and Scalone 2014, Dribe et al. 2014, Bras 2014, Klüsener et al. 2019, Jaadla et al. 2020)やブル代数を用いて社会経済的要因の時間的ラグについて実証する研究(Lesthaeghe and Vanderhoeft 2001, Lesthaeghe and Lopez-Gay 2013)においても適応効果も確認されるなど、様々な試みによる検証が現在も行われている。

2. 出生力転換における拡散仮説

出生力転換が生じるメカニズムについては「ヨーロッパ出生力プロジェクト」による拡散仮説による説明が支持されてきていることは前節で述べた。拡散仮説の特筆すべき点としては、出生力の低下が社会経済的な要因の差を超えて空間的に広がったと主張している点である (Knodel and van de Walle 1979, Coale and Watkins 1986, Watkins 1987)。これは出生抑制行動に関する観念や手段が地域、社会集団、個人間を拡散することによって、社会経済的事象とは独立に生じることを意味する (Watkins 1987, Bongaarts and Watkins 1996)。

一般に拡散 (Diffusion) とは、革新的行為が社会システム内の成員間で時間を越えて、ある伝達経路 (channel) を通じて伝わる過程として定義される (Rogers 2003)。出生力転換では、出生力の低下が子どものコストや価値観に対する観念の変化や出生抑制技術に関する知識や技術が、民族や言語といった文化的伝達経路を通じて人や場所を越えて拡散したと説明する (Cleland and Wilson 1987, Casterline 2001)。このような革新的行動としての出生抑制行動の拡散は社会経済的要因の変化への適応過程 (Carlson 1966) ではないというのが拡散仮説の要諦である。実際に出生抑制行動の拡散モデルを支持する実証研究は多く存在する (Montgomery and Casterline 1993, Rosero-Bixby and Casterline 1993, Entwisle et al. 1996, Kohler et al. 2001, Bengtsson and Dribe 2014, Goldstein and Klüsener 2014 など)。

ここで拡散過程の類型について整理しておく。第一は社会的模倣 (Social Imitation) である (Wejnert 2002)。これは基本的な拡散過程であり、個人間における情報・行為の拡散過程そのものを意味し、表層的な拡散過程一般のことを示す。第二は社会的影響 (Social Influence) である (Palloni

2001)。個人間における情報・行為の拡散過程に意思決定が含まれるとき、社会的影響によって革新的行為が拡散されたと判断される。第三は社会的学習 (Social Learning) である (Montgomery and Casterline 1996)。社会的学習は社会的影響の特殊なケースとして考えられ、革新的行為に関する費用と便益、利点と欠点に不確実性があるとき、その行為の採用過程と行為を受容する社会的な規範等によってその影響が拡散する過程を示す。出生力転換における拡散的影響は主に社会的学習によるものであるということが Bavel (2004) では指摘されている。

個人データを用いて出生力転換について実証分析を行っている研究においても、社会経済的な階層によって子どもを持つ間隔と規模が異なり (Bengtsson and Dribe 2014, Klüsener et al. 2019, Jaadla et al. 2020)、出生抑制行動による出生率の低下が社会経済的高い属性から拡散していったこと (Bengtsson and Dribe 2014, Dribe and Scalone 2014, Dribe et al. 2014, Klüsener et al. 2019)、非技術職と農業労働者は出生抑制行動の実践が遅いことや夫婦の社会的ネットワークによって晩産傾向が拡散すること (Bras 2014)、地理空間的に低出生力が拡散する傾向は社会階層の高い層の居住分布と関連していること (Klüsener et al. 2019)、空間的な拡散の傾向はコミュニティによって異なり、特定の地域の社会階級の居住形態や繊維産業など特徴的な産業構造が影響していること (Jaadla et al. 2020) などが実証的に明らかとなっている。

このように、革新的行為としての出生抑制行動の拡散効果による出生力転換の実証分析の蓄積があり、適応効果についても近年の研究では実証的に確認されてきている。このような拡散効果と適応効果の両方の効果を定量的に評価して出生力転換を説明するモデルは「混合モデル (Blended model)」 (Cleland 2001) と呼ばれ、近年の空間計量経済学モデルを用いた研究や個票データを用いた研究ではスタンダードな考え方となってきている。

3. 空間計量経済学モデルによる拡散効果の推定

それでは、空間統計学、とりわけ空間計量経済学（Spatial Econometrics）モデルを用いて出生力転換の拡散効果を推定する方法について具体的にみていきたい。1990年代以降、出生力転換の拡散過程について空間計量経済学モデルを用いて実証する研究が行われてきており（Montgomery and Casterline 1993, Palloni 2001, Goldstein and Klusener 2014）、いくつかの研究では空間計量経済学モデルの一つである空間ラグモデル（Spatial Lag Model）を用いた検証が行われている。

空間ラグモデルは、隣接地域の従属変数との空間自己相関を行標準化した加重をかけたパラメタを拡散効果と表現し、空間を超えた個人間の革新的行為の拡散過程を示す空間計量経済学モデルの一つである。

Montgomery and Casterline（1993）は1961～1981年の台湾の地域データを用い、30歳時点の夫婦出生力を従属変数、1時点前の当該地域の夫婦出生力（自己相関）、1時点前の周辺地域の夫婦出生力（空間的自己相関）、農業割合、教育水準、都市エリア、民族、家族政策等の影響を推定し、空間的自己相関による拡散効果および適応効果を検出している。推定モデルは地域内の自己相関モデルと地域間の空間的ラグモデルによる拡散効果の推定である。

ここで用いられている空間ラグモデルは、地域*i*と地域*j*との間の相互関係を反映した加重（合計すると1になるように隣接地域を行標準化した加重）を持つ項を追加したモデルであり、地域によって拡散の効果が異なることを示すことができる。

$$f_{it} = \alpha F_{i(t-1)} + Z_{i(t-1)}\beta_1 + X_{i(t-1)}\beta_2 + \gamma \sum_{j \neq i} \omega_{ij} F_{j(t-1)} + v_i + u_{it}$$

γ : 観察されない地域の全体的な影響に関するパラメタ, ω_{ij} : 地域 i と地域 j との間の相互関係の程度を反映した加重 (i と j の距離). 合計すると 1 になるように行標準化.

空間自己相関 γ は, 隣接地域との相互作用が多方向に同時発生する。地域 i と j における観測値に空間的依存関係があるとき, F_{jt} は f_{it} の説明変数になると同時に f_{it} も F_{jt} の説明変数になる。 ω_{ij} は誤差項と相関をもつため内生変数として扱う。これは拡散過程を示す基本的な空間計量経済学モデルとして解釈される。

Goldstein and Klüsener (2014) は 1890~1910 年におけるプロイセン (ドイツ) の地域データを用いて, 総夫婦出生力を従属変数, 独立変数には隣接地域の出生率 (空間的自己相関), 宗教別割合, 職業別割合 (教会・教育・銀行・保健など), 都市化, 乳児死亡率の影響を推定し, 出生力転換において拡散と適応の両効果の影響を見いだしている。その結果, 出生力低下は都市で始まるなど地域差は存在するが, 社会経済的要因だけでは出生力低下が予想されない地域にも空間的に拡散することを明らかにしている。その実証モデルとして地域データにおける地域の固定効果パネルモデル, 水準と変化のモデル, 変化についての空間ラグモデルなど多様な分析を行っている。

その内, 空間ラグモデルでは, 隣接地域の従属変数の行標準化を行った加重によるパラメタを推定し, 従属変数における隣接地域との相互作用効果, すなわち拡散効果を示すモデルである。

$$\Delta y_t = \beta \Delta X_t + \beta \bar{Z}_t + \rho \sum_j w_{ij} \Delta y_j + e_t$$

Δy_j は地域 j の y の変化. w_{ij} は i と j の隣接関係を示す行列 (行標準化).

さらに Vitali and Billari (2014, 2017) は 1999～2010 年のイタリアにおける地域別データを用い、従属変数は合計出生率、独立変数は 1 人当たり GDP、移民の出生率への貢献度（外国人親における出生数の割合）、世俗化（婚外出生数の子どもの割合）等を用いて空間ダービンモデルによるパネル推定を行っている。その結果、出生力変化の拡散効果が確認でき、地域の経済的、制度的、文化的な特性の他に隣接地域の特性も相互に影響を与えながら空間的に拡散していく過程が観察される。空間ダービンモデルによるパネル推定は、従属変数の空間的自己相関と独立変数の空間的自己相関を導入するモデルである。

$$y_{it} = \delta \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\gamma} \sum_{j=1}^N w_{ij} \mathbf{x}_{ijt} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

y_{it} は時点 t 地域 i の TFR, y_{jt} は時点 t 地域 j の TFR, δ はスカラー, \mathbf{x}_{it} は地域 i 時点 t の独立変数, \mathbf{x}_{ijt} は地域 j 時点 t の独立変数, w_{ij} は地域 j に割り当てられた加重（隣接関係を行標準化した加重行列） $w_{ij} = 1/\eta_i$ if $j \in N(i)$ or 0 otherwise

空間ラグモデル： $\delta \neq 0 \cdot \boldsymbol{\gamma} = 0$

空間ダービンモデル： $\delta \neq 0 \cdot \boldsymbol{\gamma} \neq 0$

これは従属変数に対する空間ラグ $\sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt}$ の導入によって、TFR y_{it} が地域 j の TFR y_{jt} に従属することを許容するモデルである。 δ は各地域の出生力が隣接地域の出生力と関連しているかどうかの検定量であり、隣接地域との関係性の平均的な強さを示す。 δ は空間的自己相関係数であり、 δ が正の方向で統計的有意であるとき、従属変数である TFR が空間的に集積して分布していることを示し、TFR が空間的に拡散していると解釈する。

空間的ダービンモデルはそれぞれの地域の出生力が同じ地域の独立変数と隣接地域の独立変数の平均的な効果に従属することを許容するモデルでもあ

る ($\gamma \sum_{j=1}^N w_{ij} x_{ij}$)。はそれぞれの地域の出生力が近隣の平均的な特性によって影響を受けることを仮定するパラメタである。

4. 日本の地域別人口転換と空間統計学的特質

4-1. 日本の地域別人口転換（出生力転換）

わが国における人口転換および出生力転換はどのような推移を示してきたのだろうか。その時代区分についてはいくつかの考え方がある。阿藤(2000)は古典的人口転換の時代区分を3つに分類し、1870年までを「多産多死の時代」、1870～1960年を「多産少死の時代」、1960年以降を「少産少死の時代」としている。

また大谷(1992)は出生力の変動を中心に5つの時代区分を行い、第一期は1920～1939年(TFR 5.24から3.74へ)、第二期は1940～49年の太平洋戦争期で「産めよ、増やせよ」期、第三期は1950～57年(TFR 3.65から2.04へ)、第四期は1958～73年の出生率が若干上昇・安定期、第五期は1974年以降で出生力低下期としている。大谷(1992)の区分に付け加えるとするれば、第五期は1974年から2005年とし、2006年以降、出生率は反転上昇しつつも自然減を中心とした人口減少期と定義付けができるであろう。とりわけ第一期から第三期を出生力転換期としている。

大谷(1992)は出生力転換期における出生力低下の要因分解を行い、戦前期(1920～1940年)は普通出生率の6割が有配偶率の低下(結婚の遅れ)によって説明され、30歳未満では9割を占める。一方で30歳以上では8割以上が有配偶出生率の低下の寄与を示している。戦後(1950～1960年)は、普通出生率の8割強が有配偶出生率の低下によって説明されることが示されている。戦後に有配偶出生率が低下した要因について、大谷(1992)は技術的要因として1947～50年の優生保護法(現:母体保護法)の改正によって

「経済的理由」による中絶が可能になったという点を出生抑制手段の利用可能性 (Ability) が増したこと、さらに 1952 年以降に積極的な避妊手段の普及活動があったことを指摘している。

河野 (1992) は、拡散仮説に基づき市区町村別出生率低下と社会経済的指標 (経済活動人口における非農業率) との関係性を 1950 年と 60 年の変化について検討した結果、両者の地理的分布に整合的な結果が得られず文化的要因の拡散 (「伝播」p. 14) が大きな意味を持つことを示唆している。また、大谷 (1996) は、出生力転換過程をマイクロシミュレーションによって分析を行い、Coale and Trussell (1974) による有配偶出生率モデルにおける出生抑制係数 m が出生力転換開始時にどの程度の水準にあるかが、その後の拡散過程・適応過程に影響を与えることを指摘している。

人口転換を人口構造と工業化との関連から整理した高橋 (1995, 1999, 2010ab) によれば、「人口の二重構造」という概念を用いて工業化前後の変化で説明している。工業化前の「人口レジーム」によれば、農業中心の土地を基盤とし、結婚、出生、死亡、人口移動が相互に関連するメカニズムとして出生力の変化が説明される。出生抑制は人口動態・人口移動と関連して実施される。一方で「工業化人口レジーム」では、工業化・都市化を伴う経済発展を示し、死亡率の低下、都市への人口流入、急激な出生力低下が独立に進行し、出生抑制が専門的知識、技術を持つ労働者 (「新中間層」) によって利用され、養育費の増大、女性の社会進出などが実現された社会において、出生率が低下することが説明される。

以上のようなわが国の人口転換の推移を地域別に概観してみたい。それぞれ都道府県別に普通出生率、普通死亡率、自然増加率、社会増加率 (人口動態統計法による算出: $\text{人口増加率} - \text{自然増加率}$) を 1880-84 年から 2010 年まで示している (図 1)。戦前期は出生力水準の地域差が大きく、戦後になるとその分散は小さくなり全国値に回帰する方向性で収束する傾向がみられ

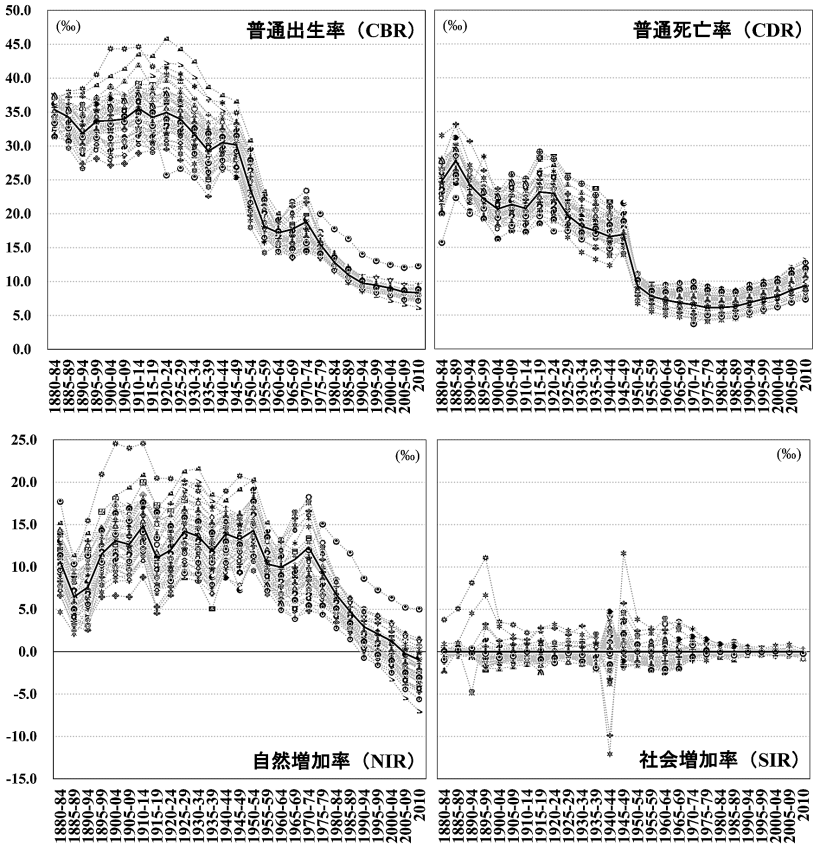


図1 都道府県別、普通出生(死亡)率、自然(社会)増加率：1880-84～2010年
 注：1880-84年から2005-09年は5年間の平均値、太い線は全国。

る。戦前期は戦争がたびたび生じていたため年次変化が大きいものの、傾向としては、普通出生率が普通死亡率よりも高く、自然増加率が大きいことにより全国的に人口が増加した。自然増加率と社会増加率の関係では、自然増<社会増の地域が多く、開拓が進んだ北海道や政治経済の中心地であった東京府では自然増<社会増による人口の増加が生じた。戦後になり1947-49年の

第一次ベビーブームを経て出生率は急速に低下する。その傾向は都道府県間の格差は大きいものの低下自体は全国的に生じていることがわかる。その中でも非大都市圏では自然増>社会減による人口増加，大都市圏では自然増>社会増による自然増加による人口の増加が生じ，大都市圏における人口増加率が高い時期が続いた。1990年代に入ると，長期的な少子高齢化と非大都市圏から大都市圏への人口移動の影響を受けて，戦後急速に低下してきた普通死亡率が上昇に転じ，自然減に転じる地域が非大都市圏の高齢化率が高い地域で生じるようになった。さらに2000年代後半になると，自然減>社会減の非大都市圏が増え，東京圏や中京圏，沖縄県を除き人口減少局面に突入した。

4-2. 間接標準化による出生力指標の作成

本稿では，地域の出生力を分析するための結婚・出生力指標は以下のように間接標準化法を用いて作成した（小池2010）。標準化のための標準人口は2010年全国の5歳階級別出生率・有配偶率を用いた。なお，共変量に関するデータは『社会・人口統計体系 市区町村基礎データファイル（1980-2011年）』（財団法人 統計情報研究開発センター）を用いている。本分析では，1980年10月1日から2010年10月1日までの合併情報に基づき，2010年10月1日時点のデータを作成した⁽¹⁾。

1) 標準化出生比（Standardized Fertility Ratio：SFR）

$$SFR = \frac{B}{\sum_i b_i P_i}$$

B：都道府県別の出生数
 b_i ：標準となる年齢階級 i の年齢別出生率

2) 標準化有配偶比（Standardized Marriage Ratio：SMR）

$$SMR = \frac{M}{\sum_i m_i P_i}$$

M：女性の有配偶人口
 m_i ：標準となる年齢階級 i の年齢別有配偶率

3) 標準化有配偶出生比 (Standardized Marital Fertility Ratio : MFR)

$$MFR = \frac{SFR}{SMR}$$

各指標の結果を図2に示した。標準化出生比 SFR と標準化有配偶出生比 MFR の地理的分布ならびに時系列推移の特徴は共通しており、戦前期は地域間の格差が大きいことがわかる。戦前は低下傾向を示し、戦後は1950年

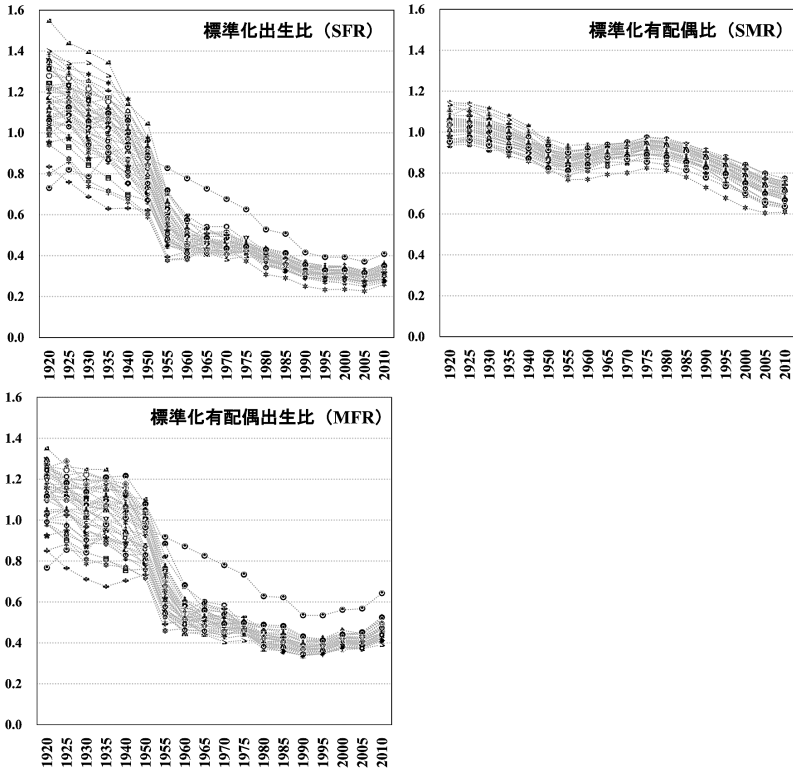


図2 都道府県別、標準化出生比・有配偶比・有配偶出生比：1920-2010年
注：1945年は除く。

代に急激に低下した後、1960年代～1970年代中頃までは地域によって低下・上昇傾向しつつも安定的な推移を示している。その後、少子化が始まった1970年代中頃以降緩やかな低下を示し、2005年以降は地域差を維持しつつも上昇に転じており、上昇の傾向はMFRの方が高いことから有配偶出生率の変化が影響していると推察できる。SFRとMFRの地理的分布は、戦前期は東高西低かつ大都市部で低い傾向を示しており、戦後は大都市部で低く非大都市部で高い傾向に傾向がやや変化し、2000年代以降では東北地方での低下がみられ、2005年の出生率反転以降は西高東低の傾向に明確に変化した。また中部地域でやや出生力が高い傾向が見て取れる。

一方、標準化有配偶比SMRの時系列推移をみると、戦前期は大きな地域差を示しつつ低下傾向がみられ、戦後も出生力と同様低下したが1950年代中頃から1970年代中頃までは上昇に転じており、生涯未婚率が低かったいわゆる皆婚社会の状況を反映している。その傾向も少子化が始まった1970年代中頃からは急速に低下しており、出生力が反転回復した2000年代中頃以降も低下の傾向は変わっていない。SMRの地理的分布は、戦前期は北海道・東北地方、中国地方で高く、東京圏や大阪圏で低い傾向が示されていた。戦後になってもその傾向は変わらないが、都市郊外地域で高い傾向へと変化し、北海道での低下が大きいこと、中部地域で比較的高い水準であることが特徴である。出生力の地理的分布と異なる点としては、九州地域では出生力が高いものの結婚力は相対的に低い傾向が示されており、出生力を規定する要因が九州地方や東北地方では異なる可能性を示唆する。

4-3. 地域出生力の空間的特質：空間的自己相関

地域の出生力の空間的特質を明らかにするために、空間的自己相関を測定してみたい。空間的自己相関とは、空間的に地域どうしが似たような数値を示す傾向があるか、ランダムに分布しているかどうかを示す指標であり、モ

ランの I 統計量が代表的である (Moran 1950)。

モランの I 統計量は以下の定式によって示される。

$$\text{Moran's } I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \cdot \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$$

N 地点, 地区 i の属性 x_i , 地点 i, j 間の空間重み付け行列の要素 w_{ij}

モランの I 統計量の数値は -1 から 1 までの範囲を取り, 1 に近いときは近隣の空間地点の属性どうしが類似した値をとり (正の空間的自己相関), 0 のときはランダムに空間的に分布し, -1 に近いときは, 近隣の空間の属性値が異なるか, 類似する属性値をもつ地点が分散している (負の空間的自己相関) ことを示す。

空間重み付け行列の要素 w_{ij} は各地域間の隣接関係を示す加重を示す (以下, 隣接行列とする)。隣接行列は空間統計ソフト GeoDa (Anselin 2005) によって算出し (隣接の有無はクイーン型のラグ 1 とした⁽²⁾), 北海道と青森県, 沖縄県と鹿児島県は隣接しているとした。都道府県における隣接地区数の分布は隣接数が 4~5 となる地域が 18 と最も多く, 3~4 が 11 地域, 2~3 が 5 地域と続く。

標準化出生比 SFR, 標準化有配偶比 SMR, 標準化有配偶出生比 MFR の 3 指標について, 1920~2010 年まで各時点の分布についてモランの I 統計量を算出した結果が図 3 である。

1920-40 年の戦前期は SFR と SMR は比較的空間的類似性が高いが MFR の水準はやや低い水準にある。ただし 1930 年代以降は 3 指標ともに空間的類似性が高い状況を示している。戦後期の急激な出生力低下の傾向は空間的類似性が極めて高く全国的に出生力・結婚力の低下が観察されたことがわかる。その後 1960 年代中頃から 1970 年代中頃までは空間的な類似性が低下し,

出生力転換の拡散効果に関する空間統計学的分析

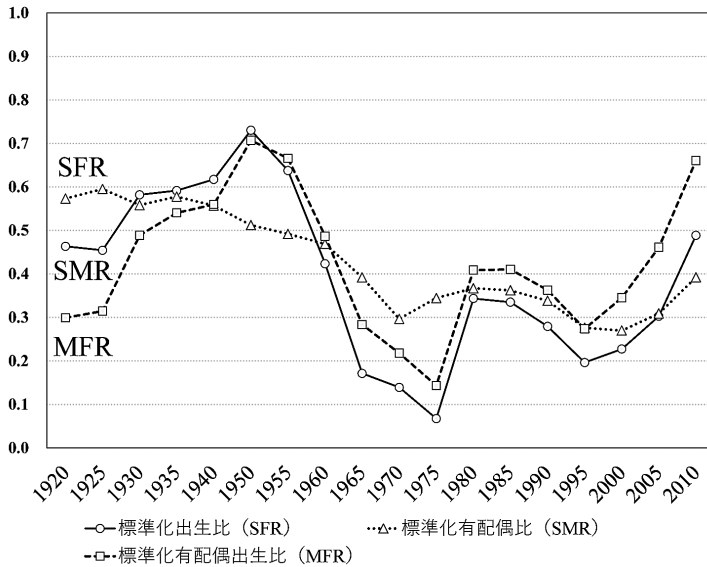


図3 標準化出生比・有配偶比・有配偶出生比のモランのI統計量：1920-2010年

注：1945年は除く。

とりわけ MFR と SMR は空間的にランダムに分布していたことがわかる。1970 年代以降の少子化期においては再び空間的類似性が高まりつつも 1990 年代にやや類似性が弱まる傾向（東北地方の出生力低下が観察され、九州地方では出生力が高止まりしている時期）を示し、出生力が反転回復した 2005 年以降は再び空間的類似性が 3 指標ともに高まり、とりわけ MFR の類似性の上昇が観察され、全国的な変化であることがわかる。

4-4. 仮説と分析モデル

本節では都道府県データを用いてわが国の出生力転換過程における拡散効果および適応効果について空間計量経済学モデルを用いた検証を行うにあたり、仮説と分析モデルを提示したい。

仮説は第一に、わが国の都道府県データにおいて、先行研究と同様に拡散効果および適応効果が観察されるか。第二に、高橋（1995, 1999, 2010ab）「人口の二重構造」論において示されている工業化レジームへの移行といった産業構造の変化の影響があるかの2点である。

分析モデルについて、分析単位は都道府県である。観察期間は1920年～2010年（1945年を除く）の5年ごとの18期間であり、ケース数は846である。夫婦出生力を示す標準化有配偶出生比MFRを従属変数とし、適応効果を示す指標には乳児死亡率と女性の初婚年齢を用いる。乳児死亡率の低下は希望子ども数の達成確率を高め、子ども数を抑制することが期待される。初婚年齢の上昇は、都市化や就業構造の変化、高学歴化によって生じることから間接的な社会経済的状況の代理変数として用いる。また拡散効果は空間ラグモデルによる空間パラメタにより検証を行う。また、高橋（1995, 1999, 2010ab）の「人口の二重構造」論において示されている産業構造変化の影響として第一次産業従事者割合を用いる。統制変数には、総人口（対数化）、人口密度（対数化）、人口性比、近隣主要都市までの鉄道時間（対数化）を用いた。

変数の記述統計量は表1、相関係数は表2に示した。女性初婚年齢、乳児死亡率、第一次産業割合の相関係数が高いため、モデルをわけて推定を行った。分析は空間ラグモデルおよび空間ダービンモデルによるパネル分析を行うことで、空間計量経済学モデルによる適応効果ならびに拡散効果の検証を行う。

一般的なパネルモデルと各空間計量経済学モデルは以下のように整理できる（Belotti et al 2013）。

出生力転換の拡散効果に関する空間統計学的分析

表 1 標準化有配偶出生比と共変量の記述統計

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観測値
標準化有配偶出生比 (MFR)	全体	0.653	0.291	0.335	1.352	N = 846
	地域間		0.049	0.547	0.757	n = 47
	地域内		0.287	0.292	1.311	T = 18
総人口 (対数化) t	全体	7.382	0.670	6.120	9.485	N = 846
	地域間		0.623	6.333	9.089	n = 47
	地域内		0.263	6.251	8.174	T = 18
人口密度 (対数化) t	全体	5.592	0.883	3.340	8.701	N = 846
	地域間		0.851	3.971	8.305	n = 47
	地域内		0.263	4.461	6.384	T = 18
女性初婚年齢 t	全体	24.809	2.576	18.690	30.790	N = 846
	地域間		0.545	23.797	26.291	n = 47
	地域内		2.519	19.600	30.552	T = 18
乳児死亡率 t	全体	47.127	54.778	1.052	223.805	N = 846
	地域間		7.025	28.483	64.178	n = 47
	地域内		54.335	-14.888	220.884	T = 18
人口性比 t	全体	95.349	4.332	86.300	113.800	N = 846
	地域間		2.968	90.139	104.833	n = 47
	地域内		3.184	85.415	107.315	T = 18
第一次産業割合 t	全体	31.632	22.872	0.400	75.400	N = 846
	地域間		9.039	5.292	44.874	n = 47
	地域内		21.049	-3.622	86.296	T = 18
近隣主要都市までの 鉄道時間 (対数化) t	全体	5.111	1.937	0.000	8.994	N = 846
	地域間		1.904	0.648	8.460	n = 47
	地域内		0.447	4.049	6.052	T = 18

t 時間変動変数

表 2 変数間の相関係数 (1920-2010 年の全期間)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) 標準化有配偶出生比 (MFR)	1.000										
(2) 総人口 (対数化)	-0.337	1.000									
(3) 人口密度 (対数化)	-0.291	0.686	1.000								
(4) 女性初婚年齢	-0.794	0.361	0.312	1.000							
(5) 乳児死亡率	0.920	-0.329	-0.257	-0.826	1.000						
(6) 人口性比	0.366	0.392	0.355	-0.377	0.437	1.000					
(7) 第一次産業割合	0.853	-0.487	-0.483	-0.826	0.778	0.112	1.000				
(8) 東京までの鉄道時間 (対数化)	0.297	-0.632	-0.641	-0.377	0.256	-0.375	0.425	1.000			
(9) 近隣主要都市までの鉄道時間 (対数化)	0.227	-0.746	-0.540	-0.258	0.168	-0.382	0.422	0.543	1.000		
(10) 東京までの距離 (km)	0.045	-0.264	-0.242	-0.043	-0.048	-0.362	0.107	0.681	0.266	1.000	
(11) 近隣主要都市までの距離 (km)	0.082	-0.158	-0.493	-0.085	0.001	-0.117	0.180	0.413	0.218	0.476	1.000

$$y_{it} = \alpha + \tau y_{it-1} + \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{it} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jtk} \theta_k + \mu_i + \gamma_t + \nu_{it} \quad (1)$$

$$\nu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n m_{ij} \nu_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T$$

$\tau = 0$: 静的モデル, $\tau \neq 0$: 動的モデル, $\theta = 0$: 空間自己回帰モデル
SAC

$\lambda = 0$: 空間ダービンモデル SDM, $\lambda = 0$ & $\theta = 0$: 空間ラグモデル
SAR (SLM)

$\rho = 0$ & $\theta = 0$: 空間エラーモデル SEM

ここで、空間パラメタ ρ を含む項は隣接地域の従属変数の空間ラグ（行標準化加重平均）を示し、空間パラメタ θ_k を含む項は隣接地域の説明変数の空間ラグ（行標準化加重平均）を示す。 λ を含む項はモデル誤差の空間自己相関を示す。空間パラメタ ρ と θ_k の係数と統計的な検定結果によって拡散効果の有無を判断する。

5. 分析結果

空間ラグモデルの推定結果では（表3）、モデル(1)の女性初婚年齢を投入したモデル(2)と第一次産業割合を投入したモデル(3)で統計的に有意な結果が得られており、女性初婚年齢が上昇すると標準化有配偶出生比が低下する結果が得られ、晩婚化が標準化有配偶出生比に対する負の効果があることがわかった。また、第一次産業割合が高い地域ほど標準化有配偶出生比が高いことを示す結果となっている。拡散効果を示す空間パラメタ ρ はいずれのモデルにおいても統計的に有意な結果となっており、標準化有配偶出生比は隣接地域と空間的相互作用による拡散効果が観察されたことを示している。

次に独立変数の拡散過程を導入する空間ダービンモデルでは（表4）、固定効果と変量効果を推定しハウスマン検定によって適切なモデル選択を行っ

出生力転換の拡散効果に関する空間統計学的分析

表3 標準化有配偶出生比を従属変数とした空間ラグモデルの推定結果

標準化有配偶出生比 (MFR)	空間ラグモデル		
	(1)	(2)	(3)
	固定効果 β	固定効果 β	固定効果 β
区間線形スプライン関数			
1920-1950年	0.05147 **	0.01561 +	0.03667 **
1950-1960年	0.07372 **	0.02964 *	0.07785 **
1960-1975年	-0.01105 +	-0.01100	0.03542 **
1975-2005年	0.04801 **	-0.00232	0.01177 **
2005-2010年	-0.04408 +	-0.05679	-0.05048 *
人口密度 (対数化)	0.00663	-0.00351	-0.07054 *
女性初婚年齢	-0.07423 **		
乳児死亡率		-0.00013	
第一次産業割合			
人口性比			0.00556 **
近隣大都市圏までの鉄道時間	0.01118 **	0.01731 **	0.02413 **
定数	-0.11362 **	-0.12907 **	-0.09926 **
空間パラメータ			
ρ (隣接Yの空間ラグ)	0.30043 **	0.30041 **	0.30021 **
観測数	846	846	846
グループ数	47	47	47
期間	18	18	18
モデルの標準誤差	0.014 **	0.015 **	0.014 **
対数尤度	401.8	379.2	396.2
AIC	-781.7	-736.3	-770.3
BIC	-729.5	-684.2	-718.2

有意水準 ** < 0.01 * < 0.05 + < -0.10

た。モデルの性質上、隣接地域の独立変数の効果を推定する空間パラメータ θ は変量効果モデルのみに投入される。従って女性初婚年齢を投入するモデル (4f, 4r)、乳児死亡率を投入するモデル (5f, 5r)、第一次産業割合を投入するモデル (6f, 6r) の6つのモデルを推定した。

ハウスマン検定の結果、女性初婚年齢モデルは変量効果モデル、乳児死亡率モデルは固定効果モデル、第一次産業割合モデルは変量効果モデルが選択された。女性初婚年齢変量効果モデル (4r) をみると、女性初婚年齢は空間ラグモデル(1)と同様、負の方向で統計的有意であり適応効果が認められる。

表4 標準化有配偶出生比を従属変数とした空間ダービンモデルの推定結果

標準化有配偶出生比 (MER)	空間ダービンモデル					
	(4f) 固定効果 β	(4r) 変数効果 β	(5f) 固定効果 β	(5r) 変数効果 β	(6f) 固定効果 β	(6r) 変数効果 β
区間線形スプライン関数						
1920-1950年	-0.00166	0.00183	-0.03151 **	-0.02966 **	0.01295 **	0.01307 **
1950-1960年	0.01560 +	0.01931 *	-0.01041	-0.00904	-0.00817	-0.00856
1960-1975年	-0.00070 -	-0.00096	-0.01740 **	-0.01589 **	-0.05044 **	-0.05086 **
1975-2005年	0.01514 *	-0.01112 +	-0.00243	-0.00149	-0.00940 **	-0.00952 **
2005-2010年	0.03134 +	0.03033 +	-0.02289 +	-0.01519	0.01802	0.01718
人口密度 (対数化)	0.05032 *	0.04690 *	0.04947 **	0.04126 **	0.02199	0.01544
女性初婚年齢	-0.07237 **	-0.07331 **				
乳児死亡率			0.00308 **	0.00314 **		
第一次産業割合					0.00613 **	0.00626 **
人口性比	0.00422 **	0.00451 **	0.00401 **	0.00395 **	0.00682 **	0.00669 **
近隣大都市圏までの鉄道時間 定数	-0.05465 **	-0.05418 **	-0.04467	-0.02738 **	0.02015 +	0.01877 *
		-0.87611		-0.27585 *		-0.66895 **
空間パラメータ						
ρ (隣接 Y の空間ラグ)	0.30149 **	0.30137 **	0.30418 **	0.30410 **	0.30282 **	0.30269 **
θ (隣接 X の空間ラグ)		-3.99735 **		-2.70422 **		-2.16644 **
W_x						
女性初婚年齢	0.02437 **	0.02311 **				
乳児死亡率			-0.00134 **	-0.00136 **		
第一次産業割合					-0.00341 **	-0.00346 **
観測数	846	846	846	846	846	846
グループ数	47	47	47	47	47	47
期間	18	18	18	18	18	18
モデルの標準誤差	0.008 **	0.008 **	0.004 **	0.004 **	0.005 **	0.005 **
対数尤度	663.9	450.0	965.4	809.0	884.4	752.9
AIC	-1303.9	-872.1	-1906.8	-1590.0	-1744.8	-1477.8
BIC	-1247.0	-805.7	-1849.9	-1523.6	-1687.9	-1411.4
Hausman 検定		-17.5		92.8 **		-10.1

有意水準 ** < 0.01 * < 0.05 + < -0.10

夫婦出生力の隣接地域との空間的相互作用による拡散効果を示す空間パラメータ ρ は統計的に有意な結果が得られた。また、独立変数の隣接地域との相互作用による拡散効果を示す空間パラメータ θ も統計的に有意な結果となり、女性の初婚年齢も隣接地域との拡散効果を持つことがわかる。

乳児死亡率モデルについては固定効果モデルが選択されており (5f)、空間ラグモデルとは異なり統計的に有意な結果であった。空間パラメータ ρ も統計的に有意な結果となっている。第一次産業割合は変数効果モデルが選択され (6r)、隣接地域との空間パラメータ θ は統計的に有意な結果であった。

6. 結論：課題と展望

人口転換理論における出生力転換を説明する議論は、これまで「ヨーロッパ出生力プロジェクト」が明らかにしてきた革新的行為としての出生抑制行動の拡散仮説が主流であり、社会経済的構造が変化したことによる個人の適応過程による説明は比較的否定されてきた。しかし、拡散効果をどのように測定するのかといった視点から、空間計量経済学モデルを用いた実証研究や個票データを用いた研究などがなされてきており、近年では適応仮説か拡散仮説かといった二項対立的な問題設定から、両方の効果が時間的・空間的ラグをもって作用するといった「混合モデル」による研究成果が示されてきている。

本稿では都道府県データを用いて1920年から2010年までの期間における長期的な出生・結婚力変動と拡散効果、適応効果の推定を行った。仮説を検証するための独立変数には a. 女性の初婚年齢, b. 乳児死亡率, c. 第一次産業割合を用い, $a \cdot b$ は適応過程の代理変数, c は「人口の二重構造」の代理変数として設定した。

分析を行った結果、第一に適応効果と拡散効果の両効果が確認された。第二に、前工業化レジームから工業化レジームへの移行過程において、出生力の低下が生じたことも確認された。空間ラグモデルの推定結果では、女性初婚年齢を投入したモデルと第一次産業割合を投入したモデルで統計的に有意な結果が得られており適応効果が確認された。また拡散効果を示す空間パラメタ ρ はいずれのモデルにおいても統計的に有意な結果となっており、夫婦出生力は隣接地域と空間的相互作用による拡散効果が確認できた。ただし、先行研究が示すように拡散効果の方が適応効果よりも大きく、出生力の低下は社会経済的状況による較差はあるものの、その変化は社会経済的状況の変

化では説明できないほど空間的に拡散することが明らかとなった。

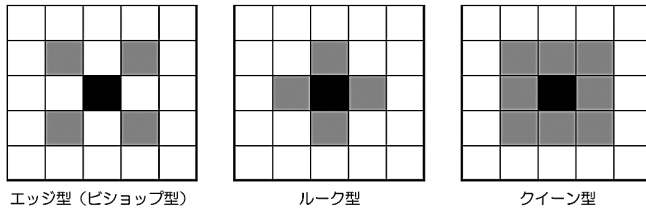
独立変数の拡散過程を導入する空間ダービンモデルでは、女性初婚年齢変量効果モデル・乳児死亡率固定効果モデル・第一次産業割合変量効果モデルが採用され、それぞれ適応効果が認められ、拡散効果を示す空間パラメタ ρ は統計的に有意な結果が得られた。また、独立変数の隣接地域との相互作用による拡散効果を示す空間パラメタ θ も統計的に有意な結果となり、独立変数も隣接地域との空間的拡散効果を持つことがわかった。ただし第一次産業割合は隣接地域との空間パラメタ θ では負の効果となっており、空間的に第一次産業割合が連続していないことを示しており、地域によってその効果にばらつきがあり、夫婦出生力の空間分布と第一次産業割合の空間分布が地域によっては異なることが示唆された。

今回の分析の限界は、推定期間が1920-2010年という長期的なモデリングであること、地域区分が都道府県という比較的大きな地域区分の変化であることが挙げられる。わが国における出生力転換の解明には、1930年～1960年における市区町村単位のデータを用いた、より詳細な検証が求められるであろう。また、戦後の優性保護法改正や家族計画に関する各種施策などが急速な出生力低下に大きな影響を与えていることが推察されることから、今後定量的、定性的分析を含めて研究を進めていきたい。

《注》

- (1) 地図データは2010年10月1日時点のシェープファイルを用いた。2010年10月1日時点のシェープファイルならびに2時点間の市町村対応表は「Municipality Map Maker」(桐村喬氏作成)から得た。
- (2) 空間隣接行列を作成する際の隣接の有無を示す型には以下の3種類がある。クイーン型は全方位で隣接があれば隣接有りと判定される作成方法である。ラグは隣接の範囲を示し、ラグ1は隣接として接している地域のみを隣接地域とみなす。

出生力転換の拡散効果に関する空間統計学的分析



謝辞

本研究は文部科学研究費補助金「人口転換の現代的解析に基づく新たな人口潮流とライフコース変動に関する総合的研究」(研究代表者 金子隆一)の助成を受けた結果を再構成した。

参考文献

- Anselin, L., 2005. *Exploring Spatial Data with GeoDaTM: A Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.
- Bavel J. V. 2004. "Diffusion Effects in the European Fertility Transition: Historical Evidence from Within a Belgian Town (1846-1910)", *European Journal of Population*, 20, pp. 63-85.
- Bengtsson, T. and M. Dribe, 2014. "The historical fertility transition at the micro level: Southern Sweden 1815-1939", *Demographic Research*, Vol. 30 (17), pp. 493-534.
- Bongaarts, J. and Watkins, S. C., 1996. "Social interactions and Contemporary Fertility Transitions", *Population and Development Review*, 22 (4), pp. 639-682.
- Bras, H., 2014. "Structural and diffusion effects in the Dutch fertility transition, 1870-1940", *Demographic Research*, Vol. 30 (5), pp. 151-186.
- Campisi N., Kulu H., Mikolai J., Klüsener S. and Myrskylä M., 2020. "Spatial variation in fertility across Europe: Patterns and determinants", *Population, Space and Place*, Volume 26, Issue4, e2308.
- Carlsson, G., 1966. "The Decline of Fertility: Innovation or Adjustment Process", *Population Studies*, Vol. 20, No. 2 (November), pp. 149-174.
- Casterline, J. B., 2001. "Diffusion Processes and Fertility Transition: Introduction", Casterline, J. (ed.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*. Washington, D. C.: The National Academies Press, pp.

1-38.

- Cleland, J. and C. Wilson, 1987, "Demand Theories of the Fertility Transition: An Iconoclastic View", *Population Studies*, 41: 1, pp. 5-30.
- Cleland, J., 2001. "Potatoes and Pills: An Overview of Innovation-Diffusion Contributions to Explanations of Fertility Decline", Casterline, J. (ed.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*. Washington, D.C.: The National Academies Press, pp. 39-65.
- Coale, A. J. and Trussell, T. J., 1974. Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index*, 40: 185-258.
- Coale, A. J. 1986. "The Decline of Fertility in Europe since the Eighteenth Century as a Chapter in Human Demographic History". *The Decline of Fertility in Europe — The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project* —, Princeton, 1986. Princeton University Press.
- Coale, A. J. and Watkins, S. C., 1986. *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.
- Dribe, M., M. Oris and L. Pozzi, 2014. "Socioeconomic status and fertility before, during, and after the demographic transition: An introduction", *Demographic Research*, Vol. 31 (7), pp. 161-182.
- Dribe, M. and F. Scalone, 2014. "Social class and net fertility before, during, and after the demographic transition: A micro-level analysis of Sweden 1880-1970", *Demographic Research*, Vol. 30 (15), pp. 429-464.
- Entwisle, B., Rindfuss, R. D., Guilkey, D. K., Chamrathirong, A., Curran, S. R. and Sawangdee, Y., 1996. "Community and contraceptive choice in rural Thailand: A case study of Nang Rong". *Demography* 33 (1): pp. 1-11.
- Goldstein J. R. and Klüsener, 2014. "Spatial Analysis of the Causes of Fertility Decline in Prussia", *Population and Development Review*, Volume 40, Issue 3, pages 497-525.
- Jaadla, H., Reid, A., Garrett, E., Schürer K. & Day J., 2020. "Revisiting the Fertility Transition in England and Wales: The Role of Social Class and Migration", *Demography*, 57, pp. 1543-1569.
- Knodel, J. and van de Walle, E., 1979. "Lessons from the past: Policy implications of historical fertility studies", *Population and Development Review*, 5 (2), pp. 217-245.

- Kohler, H.-P., Behrman, J. R. and Watkins, S. C., 2001. The density of social networks and fertility decisions: Evidence from South Nyanza District, Kenya. *Demography* 38 (1): pp. 43–58.
- Klüsener, S., Dribe, M. & Scalone, F., 2019. “Spatial and Social Distance at the Onset of the Fertility Transition: Sweden, 1880–1900”, *Demography*, 56, pp. 169–199.
- Lesthaeghe, R.J. and Vanderhoeft, C., 2001. “Ready, Willing, and Able: A Conceptualization of Transitions to New Behavioral Forms“, Casterline, J. (ed.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*. Washington, D. C.: The National Academies Press, pp. 240–264.
- Lesthaeghe, R. J. and A. Lopez-Gay, 2013. “Spatial continuities and discontinuities in two successive demographic transitions: Spain and Belgium, 1880–2010”, *Demographic Research*, VOLUME 28, ARTICLE 4, pp. 77–136.
- Montgomery, M. R. and J. B. Casterlin, 1993. “The Diffusion of Fertility Control in Taiwan: Evidence from Pooled Cross-Section Time-Series Models”, *Population Studies*, Vol. 47, No. 3 (Nov., 1993), pp. 457–479.
- Montgomery, M. R. and J. B. Casterlin, 1996. “Social Learning, Social Influence, and New Models of Fertility”, *Population and Development Review*, Vol. 22, pp. 151–175.
- Moran, P. A. P., 1950. “Notes on Continuous Stochastic Phenomena”. *Biometrika* 37 (1): 17–23.
- Notestein, 1945. “Population: The long view”, in T. Schultz ed., *Food for the Worm*, pp. 36–57.
- Palloni, A. 2001. “Diffusion in Sociological Analysis”, Casterline, J. (ed.), *Diffusion Processes and Fertility Transition: Selected Perspectives*. Washington, D. C.: The National Academies Press, pp. 66–114.
- Rogers, M. E., 2003, *Diffusion of Innovations*, 5th Edition, Free Press.
- Rosero-Bixby, L. and J. B. Casterline, 1993. “Modelling Diffusion Effects in Fertility Transition”, *Population Studies*, Vol. 47, No. 1, pp. 147–167.
- Thompson, Warren S., 1929, “Population”, *American Journal of Sociology* 34 (6), pp. 959–75.
- Vitali, A. and Billari F. C., 2014. “Changing determinants of low fertility and diffusion: A spatial analysis for Italy”, *ESRC Centre for population change*, Working Paper 57.
- Vitali, A. and Billari F. C., 2017. “Changing determinants of low fertility and

- diffusion: a spatial analysis for Italy.”, *Population, Space and Place*, 23 (2), e1998.
- Watkins, S. C., 1987. “The fertility transition: Europe and the third world compared”, *Sociological Forum*, 2 (4), pp. 645-75.
- Wejnert B. 2002. “Integrating Models of Diffusion of Innovations: A Conceptual Framework”, *Annual Review of Sociology*, 28, pp. 297-326.
- 阿藤誠, 2000.『現代人口学 少子高齢社会の基礎知識』日本評論社.
- 大谷憲司, 1992.『現代日本出生力分析』関西大学出版部.
- 大谷憲司, 1996.「出生力転換過程：マイクロシミュレーションによる分析」,『關西大學經濟論集』第46巻第3号, pp. 209-229.
- 河野稠果, 1992.「わが国における出生力転換の要因に関する考察」『人口問題研究』48 (1), pp. 1-15.
- 河野稠果, 2007.『人口学への招待』中公新書.
- 小池司朗, 2010.「GISを利用した戦前市区町村別出生力の分析」高橋眞一・中川聡史編『地域 人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp. 169-192.
- 高橋眞一, 1995.「人口転換とエネルギー利用の転換」速水融・町田洋編『人口・疾病・災害』朝倉書店.
- 高橋眞一, 1999.「戦間期日本の人口増加システムと地域出生力」,『国民經濟雜誌』180 (3), pp. 15-27.
- 高橋眞一, 2010a.「人口転換と地域人口」高橋眞一・中川聡史編『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp. 1-14.
- 高橋眞一, 2010b.「第二次世界大戦後の日本の人口転換をめぐる諸問題」高橋眞一・中川聡史編『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院, pp. 211-232.