

都道府県を標準とした市区町村別間接標準化合計出生率と夫婦出生力指標の推計

岩澤美帆・金子隆一・菅桂太・余田翔平・鎌田健司

1. 本研究の概要

地域の出生力指標はいくつか提案されているが、人口の年齢構造の影響を反映できるという意味で年齢別出生率を用いる方法に利点がある。ただし、人口規模の小さい地域の年齢別出生率を直接算出するには、すべての地域の詳細な統計データの整備が必要であり、また偶然変動の影響を大きく受け、指標の安定性が乏しい場合が少なくない。そのような場合に標準人口を用いた間接標準化法 *indirect standardization method*（標準化比 *standardized ratio*）が有効であることが知られている（濱・山口 1997, Giannakouris 2010, 高橋・中川 2010, 山内 2014）。

本研究では、市区町村別出生率を算出するにあたり、標準人口集団として、当該市区町村が属する都道府県の年齢別出生率を用いる間接標準化法を用いる。すなわち、都道府県別年齢別出生率を、当該市区町村に適用し、仮説的 *hypothetical* な出生数を求める。その次に、市区町村の標準化比（水準調整係数 *scaling factor*）を算出する。これは、市区町村の実際の出生数と仮説的出生数（期待出生数）との比として得られる。市区町村別標準化比は、当該市区町村の出生率がどの程度、所属する都道府県出生率よりも高いか、あるいは低いか、と表すものとなる。

求められた標準化比を標準合計出生率に乘じれば、各市区町村の合計出生率の推計値となる。2010年の合計出生率をベイズ推定で求められた厚生労働省による同年の市区町村別合計特殊出生率(2014)との比較を行ったところ、ベイズ推定方式よりも分散が大きくなり、人口の少ない地域の特徴を反映できる一方で、偶然変動による外れ値の制御に関する工夫が必要であることが示された。

後半では、合計出生率が出生力に有効な配偶関係構造、基準となる有配偶出生力および市区町村の相対的夫婦出生力指数に規定されるモデルを考え、配偶関係構造の違いに依存しない市区町村別の夫婦出生力を議論する。

2. 市区町村の年齢別出生および合計出生率（*TFR*）

出生力指標は地域的な様々な境域で算出することができ、その比較などを通じて、出生力に関連するマクロ要因等を議論することが可能になる。日本について言えば、全国レベルの出生力を他の諸国と比較することで、日本の制度や文化、歴史的な文脈との関係を論じることができる。都道府県別の出生率の比較からは、文化的な地域性や経済圏の景気動向との関連性が抽出できるかもしれない。もし生活圏や通勤圏に着目するならば、市区町村境域が有効であろう。しかしながら、人口規模が小さい市区町村の出生力指標を、全国、都

道府県と同様の方法で算出すると、年齢別の集計など膨大な統計データの収集が必要になることに加え、人口およびイベント出現頻度の少なさに起因する偶然変動の影響で指標が不安定になる問題に直面する。

この人口規模の小さい地域指標の不安定性の問題を解消する方法として、厚生労働省は当該年を中心とした5年間のデータを用い、市区町村よりも広域な都道府県の情報を活用するベイズ推定を用いた合計（特殊）出生率（*TFR*）を公表している（厚生労働省 2014）。この指標の難点としては、人口規模が小さいほど所属都道府県指標に収束するため、人口規模の小さい地域の地域性が反映されにくい点と、当該年次から後2年（5年分）を使用するため、公表までに時間がかかるという点があげられる。また、配偶関係によらない女性の合計出生率であるため、夫婦の出生行動の帰結として利用することが難しい。

この他にも地域の出生力指標はいくつか提案されており、山内(2014)のレビューおよび検証に詳しいが、その中で、間接標準化出生率は、データ収集量を節約できること、人口に適用した場合年齢構造を適切に反映した出生数を求められること、といった利点が挙げられている。そこで本研究では、2010年、2015年の都道府県の年齢別出生率を標準とした、間接標準化に基づいた市区町村別5歳階級別出生率、合計出生率（総数、出生順位別）を求めた。

(1) 都道府県を標準とした間接標準化出生率

Giannakouris(2010)、山内(2014)の解説に準じ、間接標準化出生率の算出法を以下に示す。標準となる都道府県を I 、含まれる市区町村を i とし、年齢を x とすると、

$$ASBR_x^i = c^i \times ASBR_x^I \quad \text{ただし, } c^i = \frac{B^i}{\sum_{x=15}^{49} (ASBR_x^I \times P_x^{i,F})}$$

ここで $ASBR$ は年齢別出生率、 c は標準化比（水準調整係数、スケール・ファクター）、 B は出生数、 P は人口（ F は女性）となる。対象地域の合計出生率は

$$TFR^i = c^i \times TFR^I$$

と表すことができる。なお、今回の市区町村別出生率の年齢別指標は、年齢5歳階級別に算出した。

(2) 標準としての各都道府県別出生率

標準となる都道府県出生率(2015年)は、分子は人口動態統計における「日本人女性から生まれた日本人」、分母は生存延べ年数（日本版死亡データベース）とし、年齢別出生率（15～49歳、5歳階級）、合計出生率（*TFR*）を求めた。都道府県別にみた出生順位内識別 *TFR*

を図 1 に示し、図 2 には総数および出生順位別平均出生年齢を示した。そして都道府県別出生率の各歳のパターンと 5 歳階級のパターンを図 3 に示している。

図 1 都道府県別にみた合計出生率（出生順位別、総数）（2015 年）

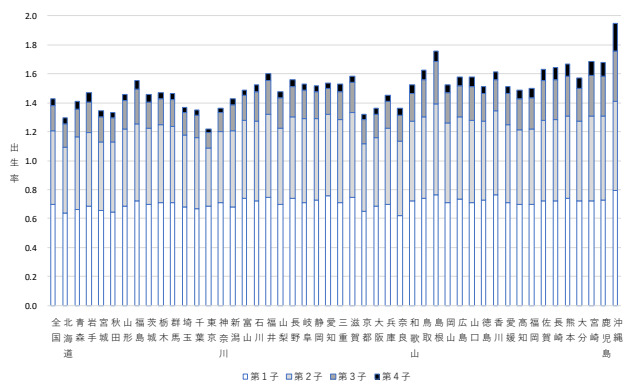


図 2 都道府県別にみた平均出生年齢（出生順位別、総数）（2015 年）

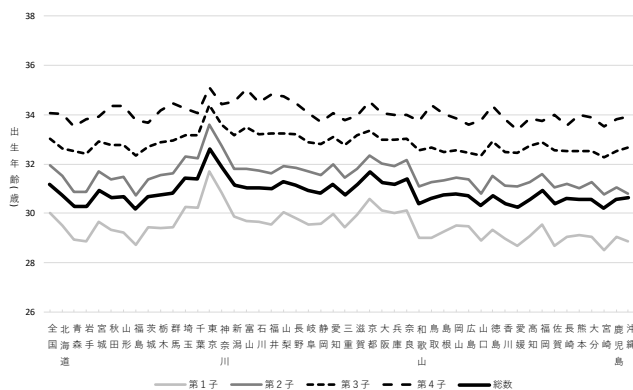


図 3 都道府県別年齢別出生率：2015 年、各歳および 5 歳階級別

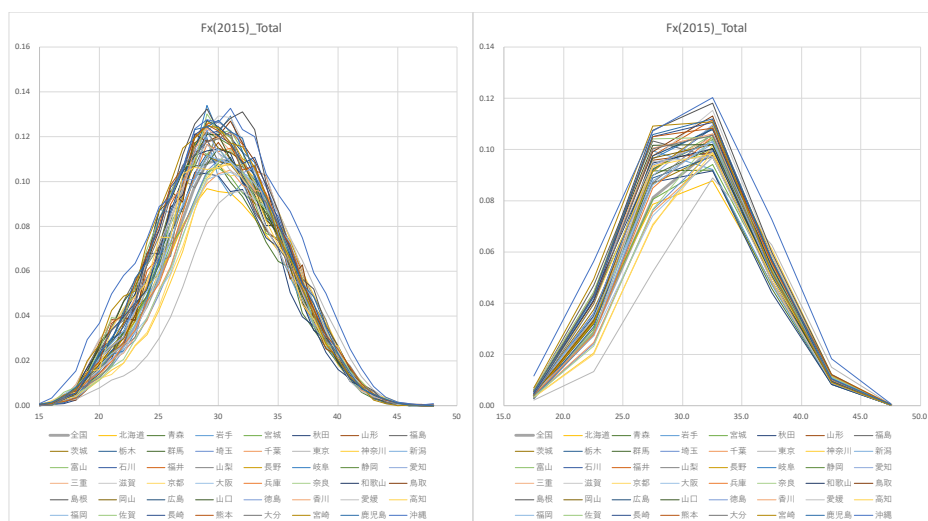


図4 緯度経度上に表示した都道府県別TFR(バブル面積)：2015年



図5 緯度経度上に表示した都道府県別出生数(バブル面積)：2015年



図6 都道府県別TFR (バブル面積) の平均出生年齢と標準偏差：2015年

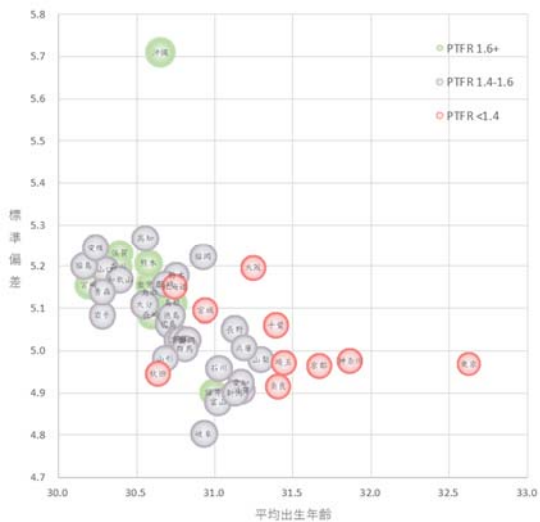


図7 年齢パターン別年齢別出生率：2015年

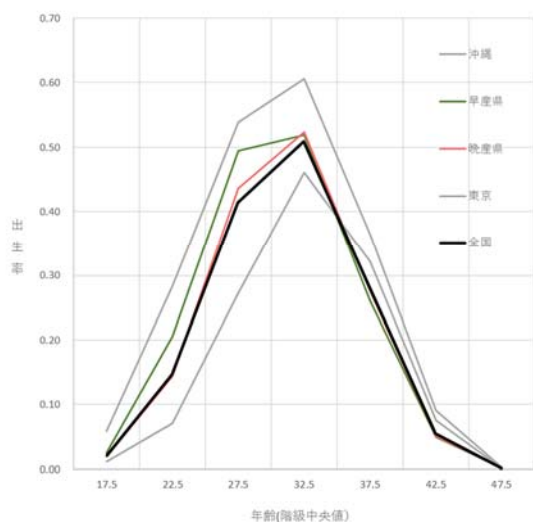


図4～図7は、2015年の都道府県別出生率、都道府県別出生数に関する主要指標を視覚化したものである。図4、図5は都道府県の県庁所在地の緯度経度を縦軸横軸に示し、2015年の合計出生率、出生数をバブルサイズで示し、かつ、合計出生率（*TFR*）水準によって色分けしたものである。合計出生率は都市部、東北地方圏で低い傾向があり、九州、中国地方で高めの県がある。ただし、出生率が高めの地域は出生数が小規模であるため、低出生率地域の数へのインパクトがより大きいことに注意が必要である。図6は横軸に平均出生年齢、縦軸に標準偏差を示している（バブル面積は合計出生率）。合計出生率が低い県では晩産傾向があることがわかるほか、沖縄県と東京都の異質度高いことがわかる。図7は5歳階級値の年齢別出生率を、特徴的な沖縄県と東京都、そして比較的平均出生年齢が若い「早産県」、比較的平均出生年齢が高い「晩産県」、そして全国の別に示したものである。20代での出生率の違いが全体の水準に大きく寄与していることがわかる。

3. 結果—厚労省ベイズ推定 TFR との比較

市区町村の再生産年齢の 5 歳階級別女性人口に、所属する都道府県の出生率を乗じることによって出生数の期待値(仮説的出生数)が求められるが、これと実績出生数の比として水準調整係数(スケールパラメーター)が求められる。それを標準とした所属する都道府県の合計出生率を乗じれば、市区町村別合計出生率が推計される。なお本研究における市区町村境界は、2015 年基準の「日本の地域別将来推計人口(平成 30 年推計)」(社人研 2018)のものを使用しており、福島県下の市区町村は県一括で表彰している。

以下では、厚労省公表ベイズ推定 TFR (2010 年)、間接標準化 TFR (2010 年)、間接標準化 TFR (2015 年)の結果を比較し、評価する。

図 8 は、厚労省が 2014 年に公表した 2008~2012 年の市区町村別 TFR (2010 年に相当)の水準別分布と、本研究における間接標準化による市区町村別 TFR (2010)の水準別分布を比較したものである。間接標準化による TFR のほうがヒストグラムの山が低く、散らばりが大きいことを示している。図 9 では、間接標準化出生率を 2010 年と 2015 年で比較したおのであるが、全体的にヒストグラムの山が右に動いており 5 年間で多くの市区町村の TFR 水準が上昇したことを示す。

図 8 ベイズ推定 TFR (2010 年) (厚労省 2014)、間接標準化 TFR (2010 年) (本研究)の TFR 水準の市区町村分布 (ヒストグラム)

図 9 2010 年および 2015 年の間接標準化 TFR の TFR 水準の市区町村分布 (ヒストグラム)

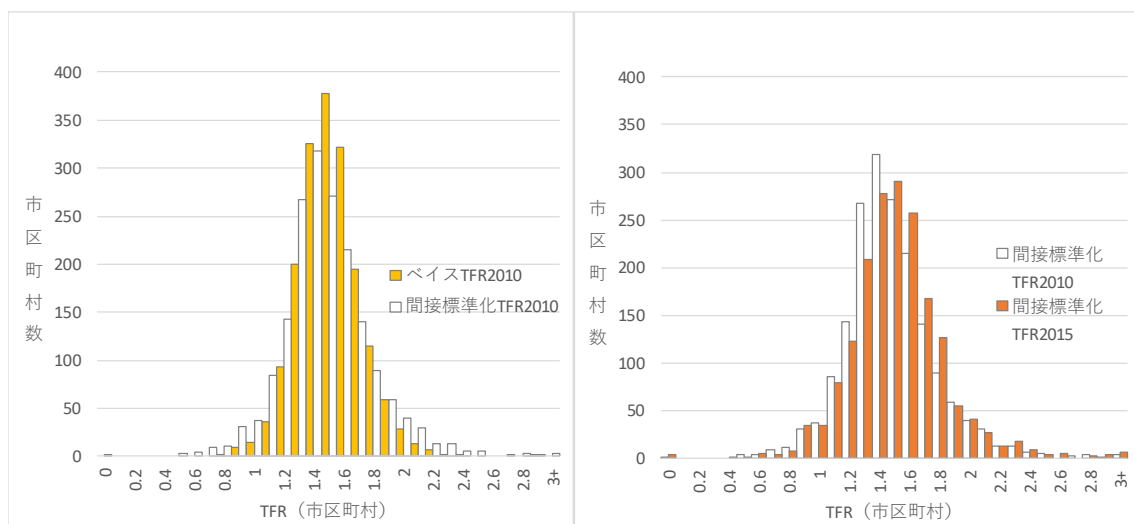
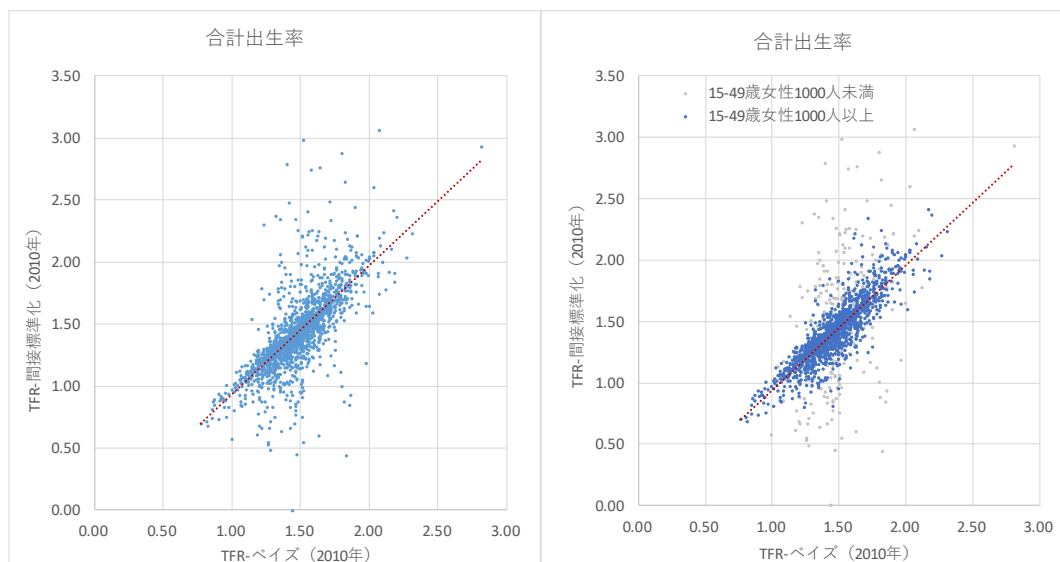


図 10 では厚労省ベイズ推定 TFR と本研究の間接標準化 TFR の関係を示した散布図である。一致していれば赤い破線上に位置する。全市区町村を示した右の図をみると、ベイズ TFR に比べて間接標準化 TFR の分散が大きい傾向がわかる。左の図では、市区町村を再生

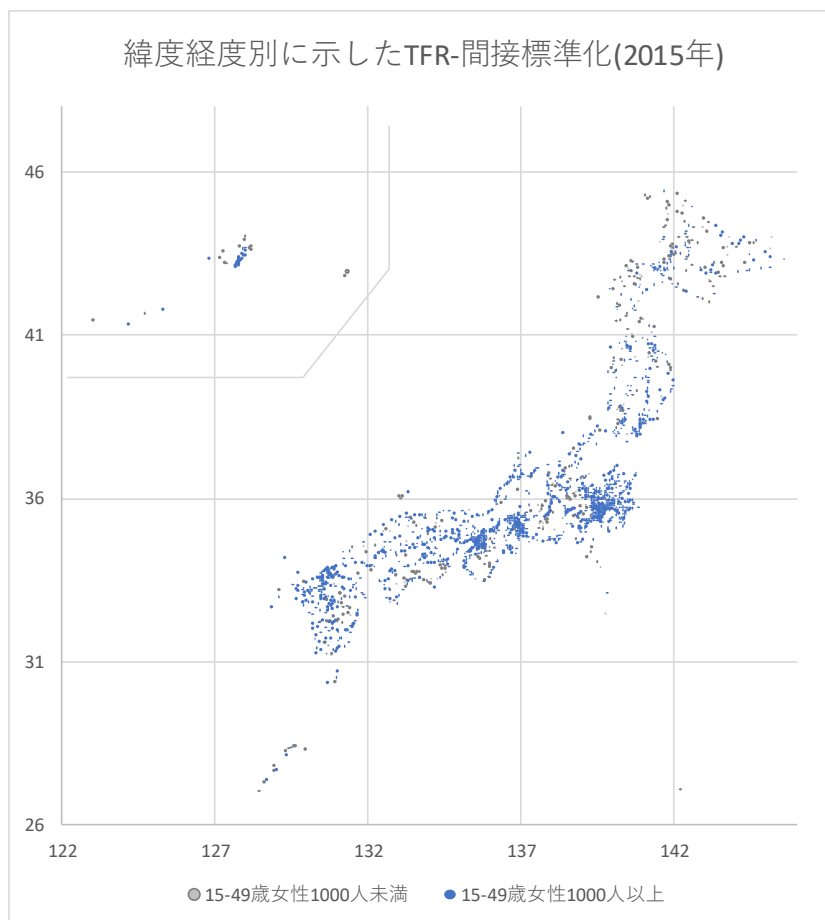
産年齢女性の人口規模別(2010年)に分けて示した。15～49歳女性が1,000人以上いる市区町村を青、1,000人未満の市区町村をグレーで示している。1,000人以上の市区町村に限ると、ベイズ *TFR* と間接標準化出生率は正の相関を示しており、1,000人未満の市区町村における出生率の評価が難しいことがわかる。なお図11には、15～49歳女性人口が1,000人以上か未満かで分けた市区町村の緯度経度上表示である(横軸が軽度、縦軸が緯度)。小人口地域は非都市圏に多い。2010年1,000人区分で2015年の市区町村を分類すると、1,000人以上の自治体数が1455(81%)、1,000人未満の自治体数が344(19%)である。また1,000人以上、1,000人未満地域における出生数の比率は前者が99.3%、後者が0.7%である。

図10 厚労省ベイズ推定 *TFR* と間接標準化 *TFR* の関係を示す散布図(2010年)



注：15～49歳女性人口が1,000人以上の自治体数が1455(81%)、1,000人未満の自治体数が344(19%)である。また1,000人以上、1,000人未満地域における出生数の比率は前者が99.3%、後者が0.7%である。

図 11 15～49 歳女性人口別にみた市区町村の空間分布 (2015 年)



4. 結果—市区町村別の *TFR*

以下のプロット等の結果図は、15～49 歳女性が 1,000 人以上の市区町村(自治体数 81%、出生数 99.3%を占める)のみを表示している。

図 12 は間接標準化 *TFR* 水準別にみた自治体の空間分布である。九州地方で高く、東北日本海側、関東、瀬戸内海周辺で低い傾向がある。図 13 は *TFR* の水準を人口置換水準以上を含む 4 つに分けた場合、全国の出生数がどこに所属しているかを示す。全国の出生数の 1/3 が、*TFR* 1.35 以下の地域で生まれていることがわかる。また、1.55～2.1 の地域で生まれている出生数は 25%である。そして、人口置換水準の 2.1 以上の自治体で生まれた子どもは 0.5%、数としては 5,089 件であった。図 14 には、*TFR* の水準別、出生数の空間分布を示した。大都市を含む地域では出生数が多くなるが、西高東低の傾向が見られる。なお、福島県は県で一つの単位となるため、出生数が大きく表彰される。

図 15 は 2010 年と 2015 年の *TFR* を比較した際に、0.12 以上上昇した地域、0.1 以上低下した地域など、変化別の空間分布を示す。北九州、大阪圏、名古屋圏、東京圏と大都市部で上昇している傾向がある。最後に図 16 では出生順位別 *TFR* の空間分布を示した。第 1

子、第2子では名古屋圏や首都圏郊外である程度高い水準を示すが、第3子では、低くなる。とりわけ首都圏で第3子は低い。一方九州圏はいずれも高い傾向が維持されている。

図12 間接標準化 TFR水準別にみた自治体 (2015年)

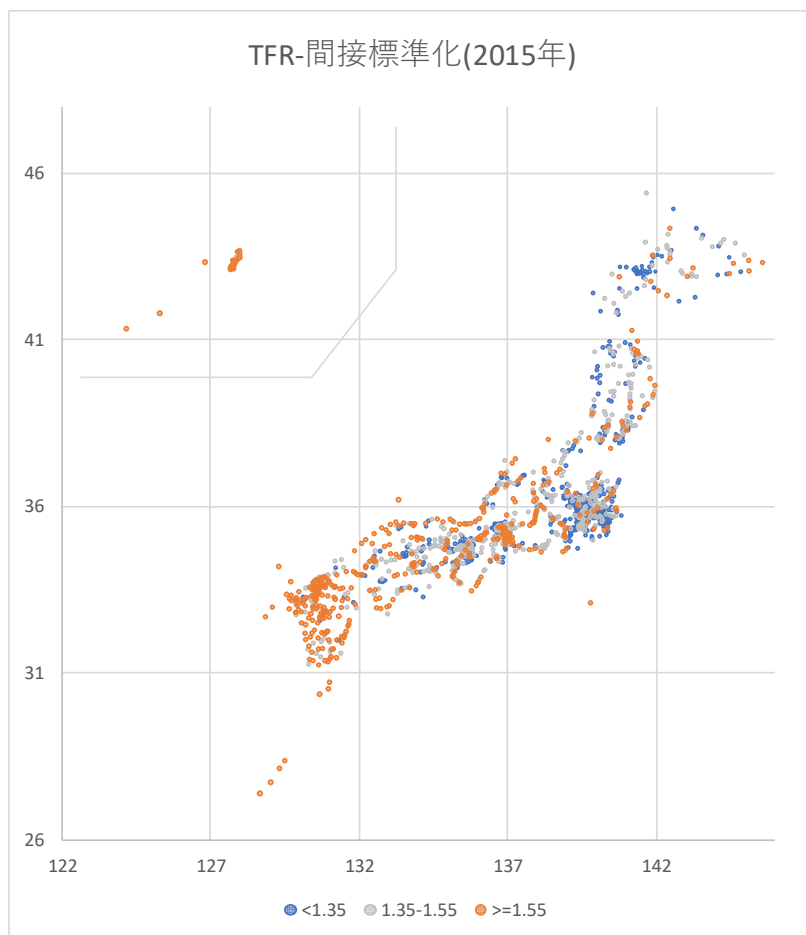


図13 所属地域の TFR水準別に見た全国出生数 (1,005,677 件) の内訳(2015年)

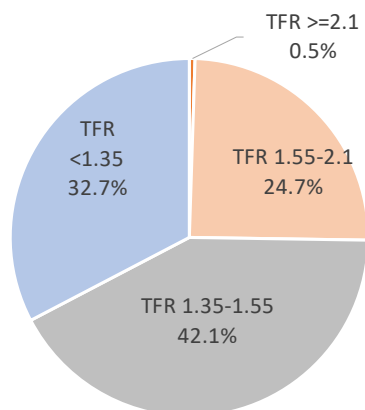


図 14 間接標準化 *TFR* の水準別、出生数の空間分布

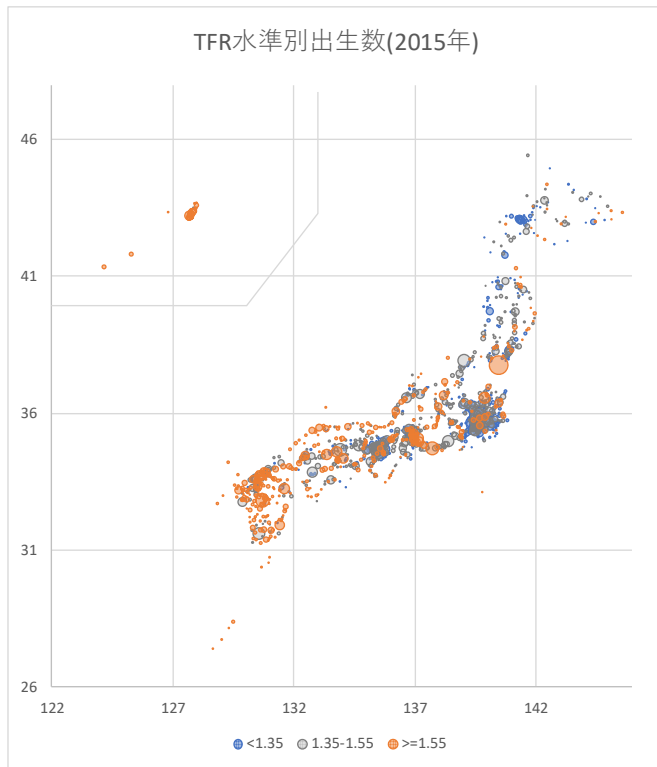


図 15 2010 年と 2015 年の *TFR* 変化量の空間分布

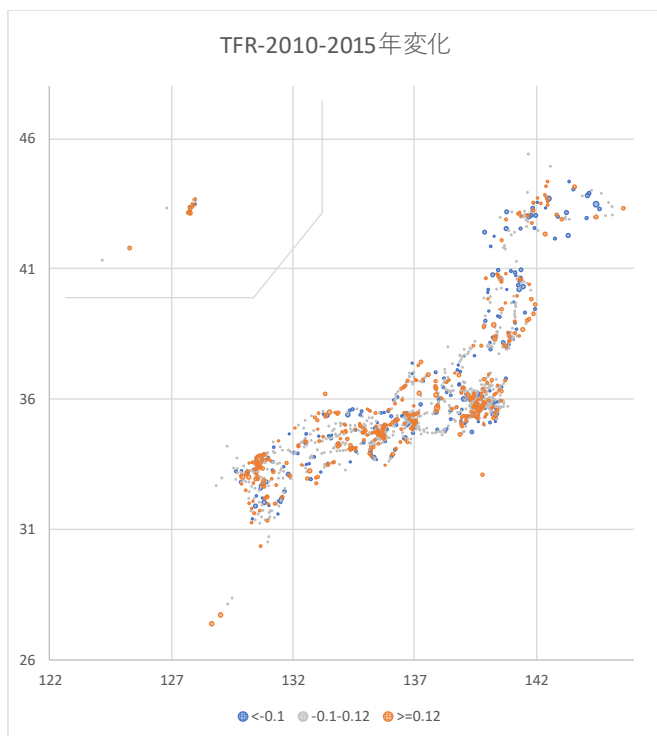
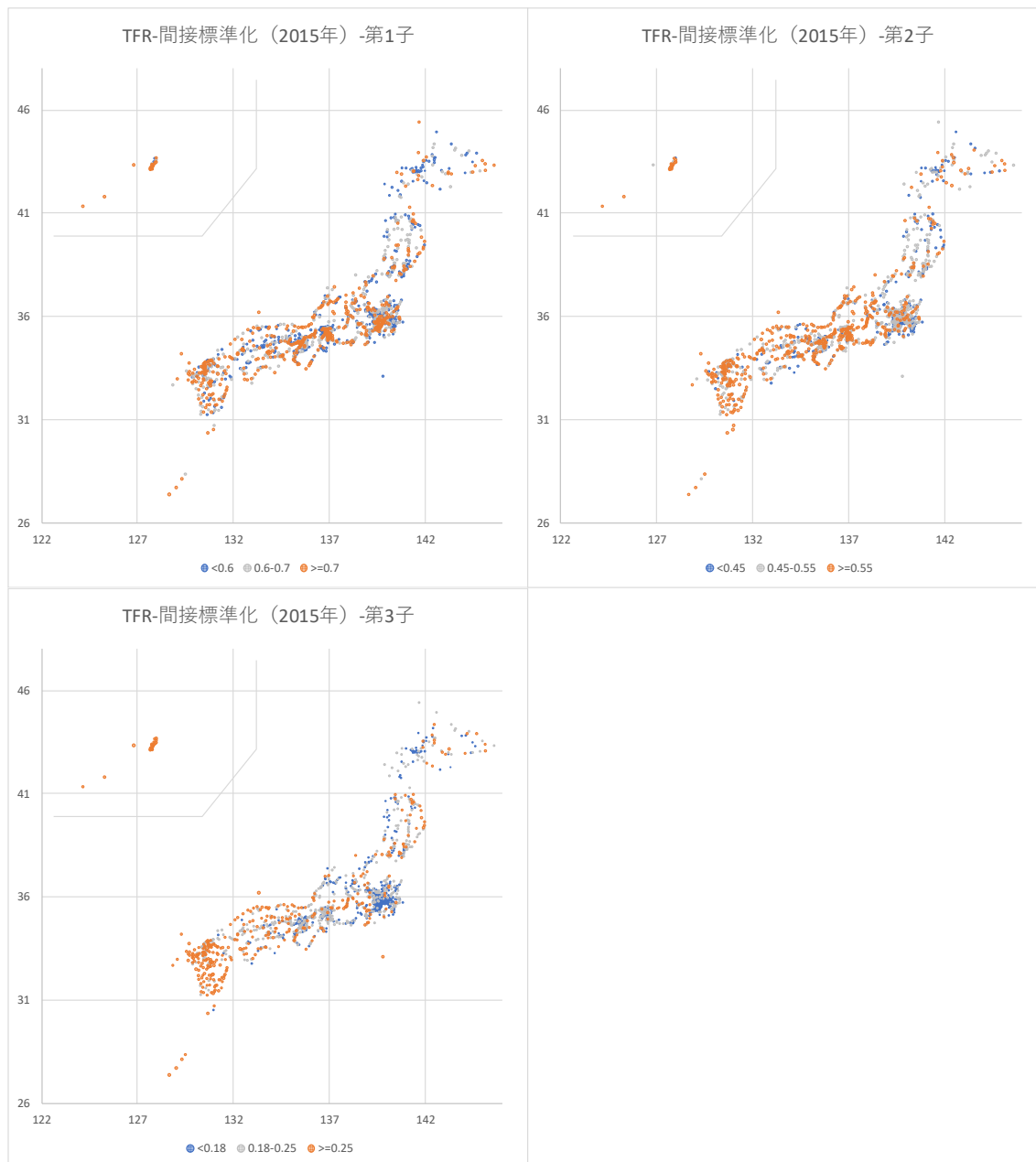


図 16 出生順位別にみた間接標準化 *TFR* の結果



5. 夫婦の出生力格差をとらえる一配偶関係構造を統制した *TFR* の推計

(1) モデルとパラメータ推定

合計出生率には未婚化による有配偶女性が少ない要因と、結婚後の夫婦の出生行動の要因がともに反映されている。夫婦の子育て環境と出生力の関係などを調べたい場合は、配偶関係構造による要因を統制した出生力指標の算出が不可欠である。そこで、ここでは合計出生率 *TFR* が、夫婦出生力と有配偶構造とその効果係数で決まるモデルを考え、配偶関係構造を統制した夫婦の出生力指標の算出を試みる。

市区町村 i の合計出生率 TFR_i に関する以下のモデルを考える。

$$TFR_i = MF \cdot (PM^{25-39}_i)^\beta \cdot v_i$$

ここで、 MF は「基準有配偶出生力 (base marital fertility)」である。 PM は「有効有配偶率(effective proportion married)」であり、ここでは比較的出生率が高い 25～29 歳、30～34 歳、35～39 歳女性の有配偶率の平均値(PM^{25-39})を用いる。 β は「有配偶率効果係数 (coefficient of proportion married)」であり、有配偶率がどの程度出生率に影響するかを示す。 v は出生力を変動させる市区町村固有の指数で、相対夫婦出生力指数(relative marital fertility index)である。 $v_i = \exp(u_i)$ とすると、

$$TFR_i = MF \cdot (PM^{25-39}_i)^\beta \cdot \exp(u_i)$$

$$TFR_i = \exp(\log(MF) + \beta \cdot \log(PM^{25-39}_i) + u_i)$$

と表せる。対数をとることにより

$$\log(TFR_i) = \log(MF) + \beta \cdot \log(PM^{25-39}_i) + u_i$$

となり、対数線型モデルになる。 u_i を除いたモデルの定数 $\log(MF)$ および傾き β を市区町村 i の TFR_i および 25～39 歳女性有配偶率 PM^{25-39}_i を使い最小二乗法によって求める。なお、 u_i は左記モデルの残差としてもとめられ $\sum u_i = 0$ である。 $\log(MF)$ 、 β 、 u_i が推定できると、 TFR_i は以下のように要因分解できる。

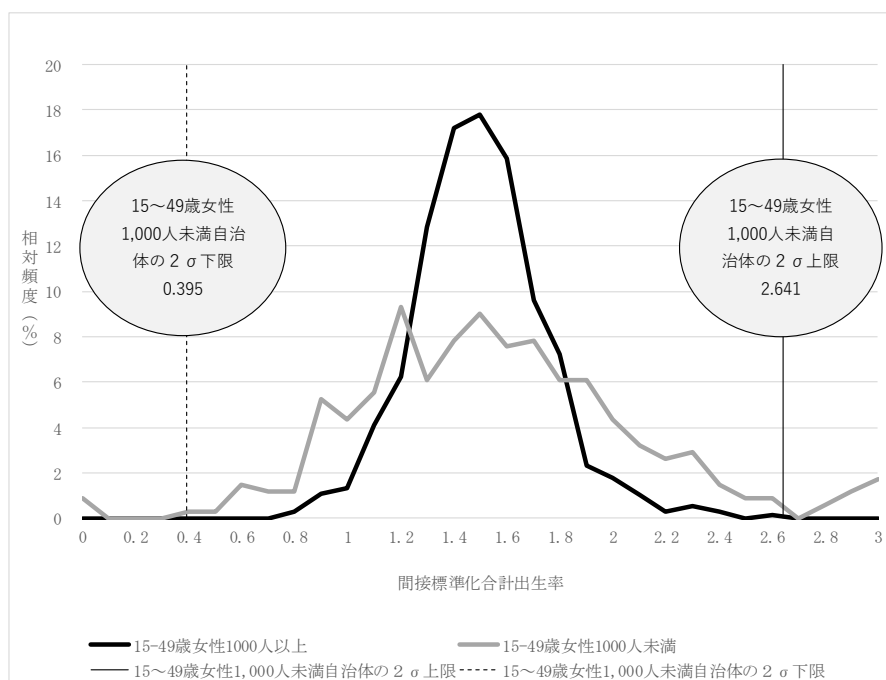
$$TFR_i = MF \cdot (PM^{25-39}_i)^\beta \cdot \exp(u_i)$$

$$TFR_i = MF \cdot (PM^{25-39}_i)^\beta \cdot v_i$$

$v = \exp(u_i)$ は、1 を中心とした分布を示すが、これは、基準夫婦出生力に対して各市区町村の相対的な強度を意味する。また、各市区町村の有配偶率 PM^{25-39}_i に換えて、全国の有配偶率 PM^{25-39}_{all} を用いれば、各市区町村の配偶関係構造の違いの影響を排した TFR を推定することができる。

なお、間接標準化によって推定された TFR には、人口の少ない地域において外れ値が存在する。15～49 歳女性人口 1,000 人未満の自治体における TFR の 2 標準偏差(2σ)の上限と下限は 2.641 と 0.395 であった (図 17)。そこで、この範囲を超える自治体の TFR はこの上限値あるいは下限値とし、推定に用いた。補定されたのは 16 市区町村である。

図 17 人口規模別 *TFR* の相対頻度と推定に用いた *TFR* の上限値と下限値



(2) 推定結果と市区町村別の相対夫婦出生力指標

まず、出生力に影響を与える有配偶率と出生率との関係を確認しておこう。図 18 では 25~39 歳女性有配偶率の空間分布を示した。中京圏、首都圏西側で高い傾向がある。図 19 では 25~39 歳女性有配偶率と *TFR* の関係を散布図で示した。有配偶率が高いほど *TFR* が高い傾向があるが、同じ有配偶率でも *TFR* の水準に差があることも分かる。この変動が配偶関係構造によらない、夫婦の出生力の違いを示すと解釈できる。

表 1 には対数線形モデルの推定結果を示した。

表 1 対数線形モデルの推定結果

パラメーター	標準誤差	t	P-値	95%信頼区間	
$\log(MF)$	0.992	0.0232	42.712	0.000	0.947 1.038
β	1.078	0.0386	27.948	0.000	1.002 1.153

図 18 市区町村別にみた配偶関係構造の違い（25～39 歳女性有配偶率の平均値）

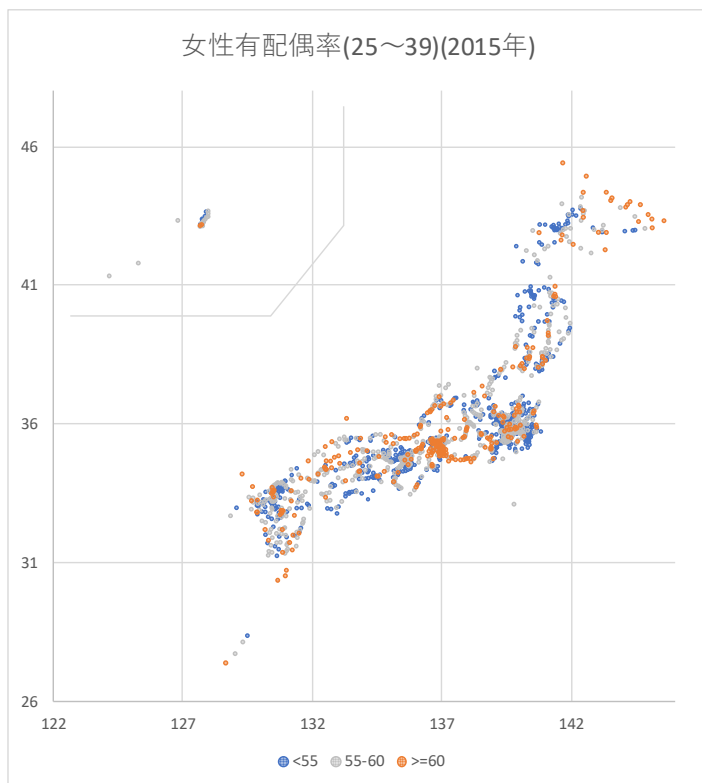
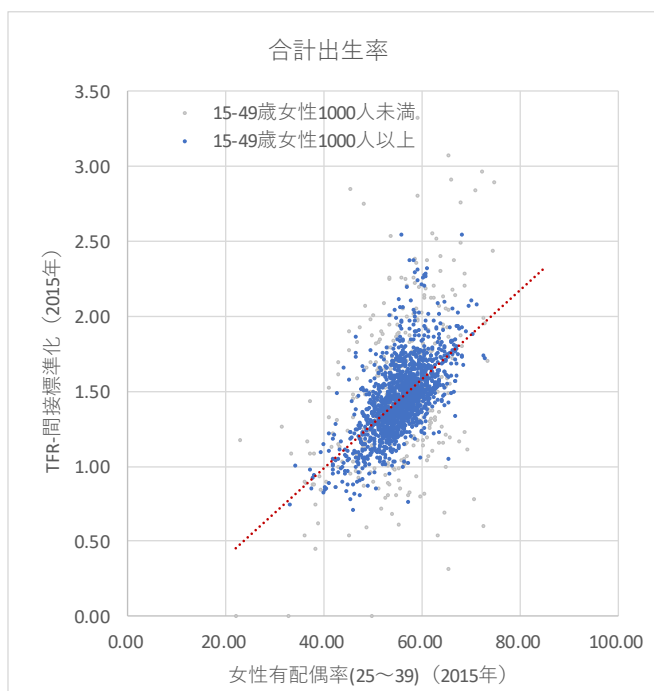


図 19 女性有配偶率（25～39 歳）と *TFR* の関係



以下ではモデル推定の結果を踏まえ、推定された市区町村別の夫婦出生力指標を示す。有配偶出生力定数 MF のパラメータは 2.697(95%信頼区間 2.577-2.823)、有配偶率効果係数

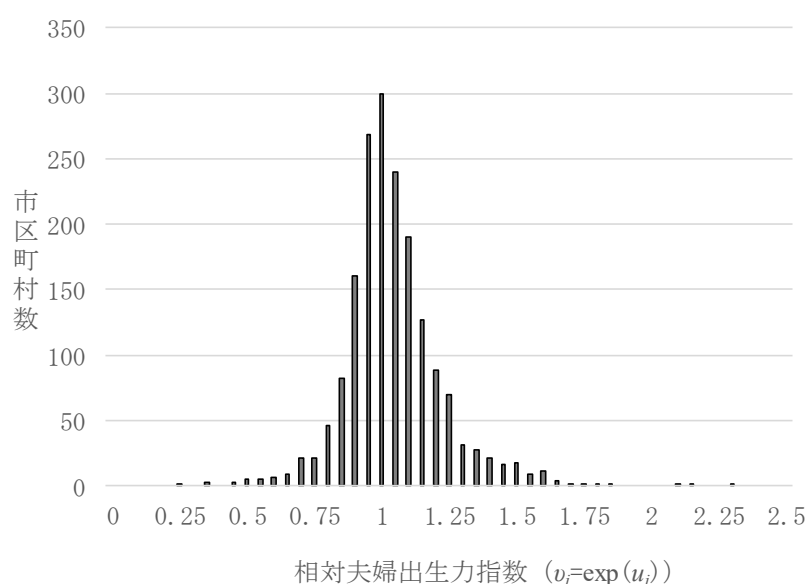
β のパラメータは 1.078(95%信頼区間 1.002-1.153)と推定された。すなわち TFR のモデルは、

$$TFR_i = MF \cdot (PM^{25-39}_i)^\beta \cdot \exp(u_i)$$

$$TFR_i = 2.697 \cdot (PM^{25-39}_i)^{1.078} \cdot \exp(u_i)$$

となる。図 20 は推定された v_i 、すなわち、 $\exp(u_i)$ として算出された相対夫婦出生力指数の市区町村の分布である。1 を中心にやや右に裾を引いた形状をしている。

図 20 各市区町村の相対夫婦出生力指数($v_i = \exp(u_i)$)の分布



推定されたモデルを使い、各市区町村の有配偶率に替えて全国の 25～39 歳の女性有配偶率 0.557 を用い、配偶関係構造の違いの影響を排した TFR (配偶関係統制後の TFR) の算出を行った。図 21 には X 軸に TFR 実績、Y 軸に配偶関係統制後の TFR を示した散布図である。もとの TFR より統制後の値が高いものは、夫婦出生力が相対的に高く、逆に低いものは、夫婦出生力が相対的に低いと解釈することができる。図 22 は、左に TFR 実績値、右に配偶関係統制後の TFR の空間分布を示している。たとえば名古屋圏は、 TFR 実績が高いが、配偶関係統制後の TFR はその高い特徴が消えている。すなわちこの地域では、有配偶率の高さが TFR を押し上げており、夫婦の出生力は全国にくらべ相対的に高くはないことを意味している。実際に図 23 で相対夫婦出生力指数の空間分布を確認すると名古屋圏では高くはないことが分かる。図 24 には、有配偶率と相対夫婦出生力指数の関係を示しているが独立となっていることが分かる。こうした関係から、結婚力、夫婦出生力がともに高い自治体、ともに低い自治体、結婚力だけ高い、夫婦出生力だけ高い自治体など、地域の特徴を整理することができる。

図 21 配偶関係統制前と統制後の *TFR* の関係

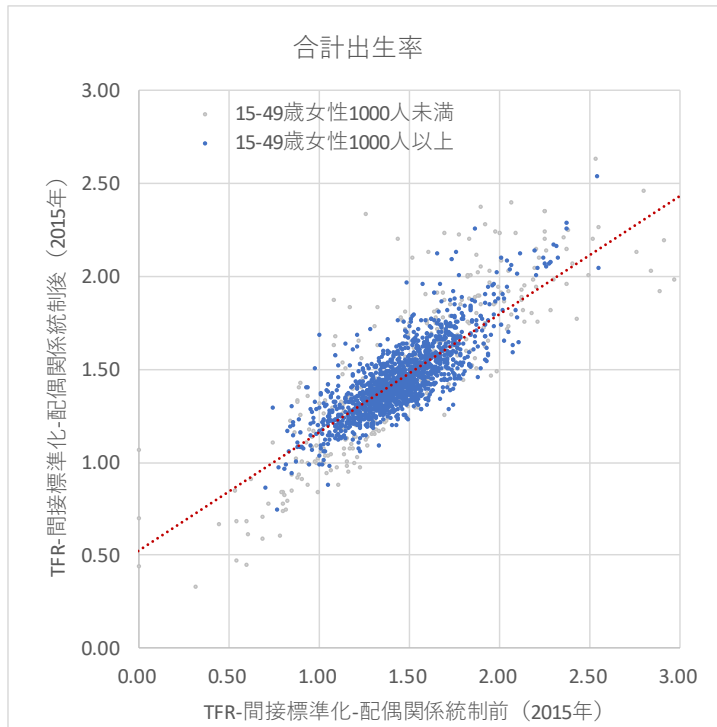


図 22 配偶関係統制前と統制後の *TFR* の空間分布

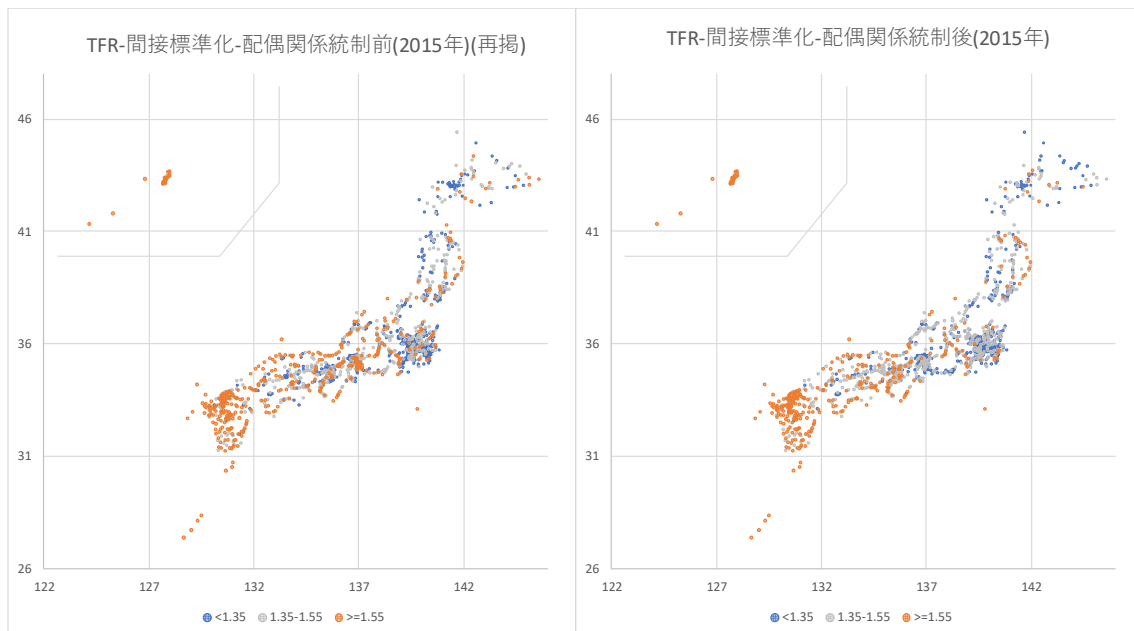


図 23 市区町村の相対出生力指数の空間分布

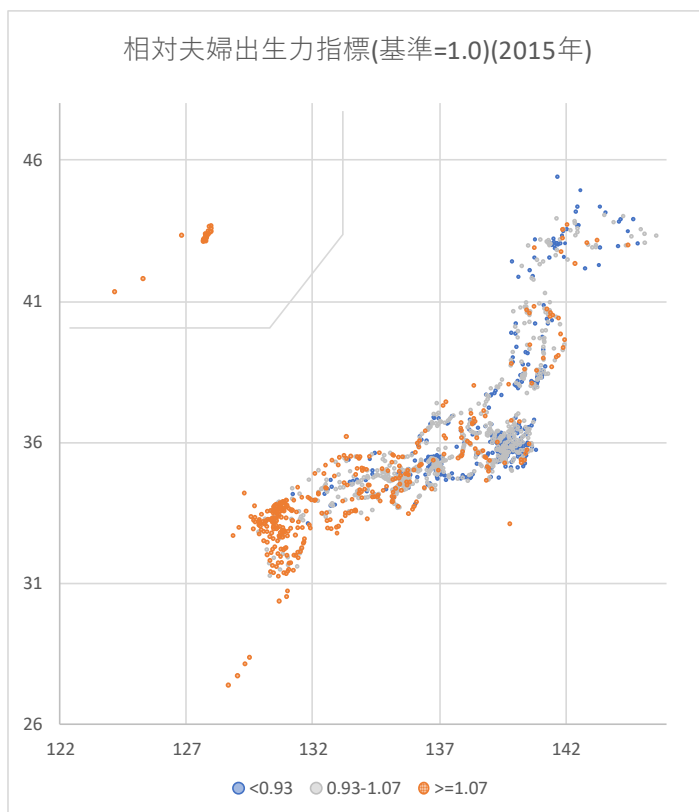
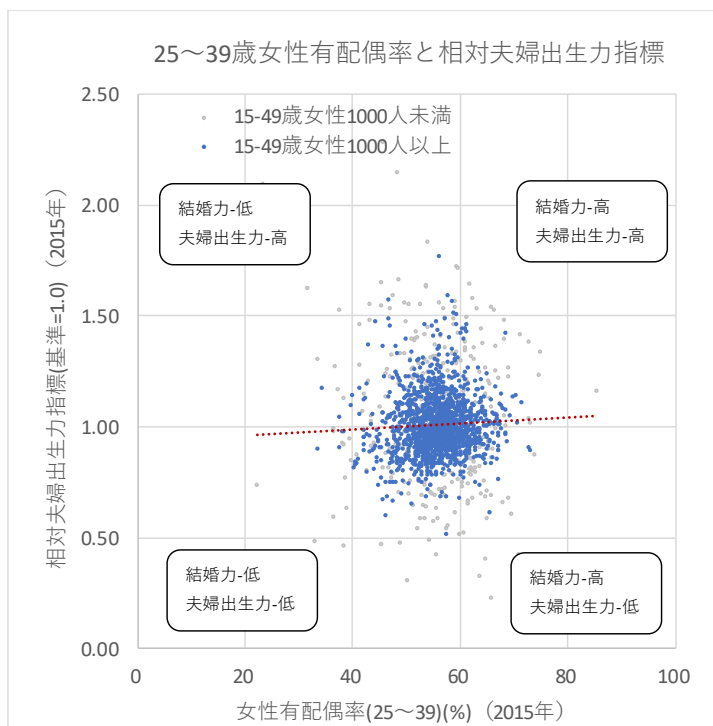


図 24 有効有配偶率と推定された相対夫婦力指数の関係



6. まとめと課題

どのような子育て支援環境が子どもを持つことに望ましいのか。このような疑問をデータによって検証するためには、目的に即した出生力指標が必要となる。出生力に関する指標によって政策効果の解釈が異なることもある(Gauthier 2013, Luci and Thévenon 2013)。子育ては生活圏レベルでの環境が重要であると考えられるので、市区町村などの生活圏レベルの出生力指標が必要であろう。しかしながら厚労省のベイズ推定による既存の市区町村別合計出生率指標には二つの難点がある。一つは人口規模が小さい地域ほど出生力の特徴が都道府県水準に近似されるため、人口が少ない地域の特徴が過小評価される点である。もう一つは、合計出生率に対する結婚行動、すなわち有配偶率の影響と、結婚後の夫婦の出生行動に起因する影響とを分離できないため、夫婦をとりまく環境と出産の意思決定の関係の評価に使用できない点である。そこで本研究では、2つの課題に取り組んだ。

一つ目は、都道府県の年齢別出生率を標準パターンとして用い、出生数の期待値と実績値の比で水準調整係数を求めた間接標準化による *TFR* の算出である。これにより人口規模にかかわらず出生力の特徴をある程度把握できる。その一方で、15歳～49歳女性が1,000人未満の自治体といった小規模自治体では、偶然変動が大きく外れ値が推定されやすい。今後、適切な外れ値の処理を検討する必要がある。

二つ目の合計出生率から有配偶率の効果と取り除いた指標の算出については、合計出生率が基準有配偶出生力、有配偶率効果係数と有効有配偶率(25～39歳女性の有配偶率)、市区町村固有の相対夫婦出生力に規定されるモデルを構築し、市区町村別の間接標準化 *TFR* および有配偶率のデータを用いてパラメータを推定した。なお外れ値の補定については15～49歳女性人口が1,000人未満の自治体の *TFR* の平均値から 2σ の値を上限と下限とし、これを超えるものに適用した。

配偶関係を統制した合計出生率、あるいは相対夫婦出生力指数の空間分布を確認したところ、合計出生率実績では高めであった名古屋圏における相対夫婦出生力指数が高くない一方で、九州圏は有配偶率も相対夫婦出生力指数も高いなど、結婚行動の影響を分離して出生力指標の評価をすることに有効であることが分かった。今後は、相対夫婦出生力指数などを用いて、夫婦出生力が高い、あるいは低い市区町村における子育て環境の評価などを通じて、夫婦の子育て環境と出生力に関する分析などを進めていく予定である。

(参考文献)

- Gauthier, Anne H.(2013) "Family Policy and Fertility: Do Policies Make a Difference?"
Pp. 269-87 in Buchanan, Anne and Anna Rotkirch (eds.), *Fertility Rates and Population Decline*, Springer.
- Giannakouris, Konstantinos(2010)"Regional population projections EUROPOP2008: Most EU regions face older population profile in 2030", Eurostat Statistics in focus 1/2010.

- 濱英彦・山口喜一（編著）（1997）『地域人口分析の基礎』古今書院.
- 小池司朗・菅桂太・鎌田健司・石井太・岩澤美帆・山内昌和(2018)「日本の地域別将来推計人口からみた将来の出生数」, 日本人口学会第1回東日本地域部会(札幌市立大学)(2018.12.9)
- 厚生労働省大臣官房統計情報部(2014)「平成20年～平成24年人口動態保健所・市区町村別統計の概況」(2014.2.13)
- 国立社会保障・人口問題研究所(2018)『日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）』
- Luci-Greulich, Angela and Olivier Thévenon(2013) "The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries," *European Journal of Population*, 29(4):387-416.
- 高橋眞一・中川聡史 (2010)『地域人口からみた日本の人口転換』古今書院.
- 山内昌和(2009)「Child-Woman Ratio を利用した TFR の新たな推定モデル」『人口学研究』第45号,pp.35-44.
- 山内昌和(2014)「地域人口の将来推計における出生指標選択の影響：都道府県別の分析」『人口問題研究』70-2,pp.120-136.
- 山内昌和(2017)「日本の夫婦出生力の地域差：2000年代の15の社会調査を用いた45歳以上の有配偶女性の子ども数の分析」『人口問題研究』73-1,pp.21-40.

謝辞

本研究の方法論開発については、金子隆一氏（明治大学政治経済学部特任教授）の協力を得た。また、データ処理について林静芳氏に大いに協力いただいた。ここに記して感謝する。