

---

 特 集 II
 

---

国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した  
人口分析・将来推計とその応用に関する研究 (その2)

## 出生力の地域差に対する結婚力効果と夫婦出生力効果

—対数線形モデルを利用した市区町村別合計出生率の分解—<sup>i</sup>

岩澤美帆・菅桂太・鎌田健司・余田翔平・金子隆一<sup>ii</sup>

出生力の地域差は合計出生率で測れるが、それが結婚力の違いによるのか、夫婦出生力の違いによるのかを判別できれば、少子化過程の理解はさらに進む。こうした要因分解の方法には、例えばプリンス頓・プロジェクトによる *I* 指標 (Coale and Treadway 1986) や山内の子ども女性比の分解モデル (山内 2006) がある。しかし、間接標準化法に内在する問題や結婚年齢分布を考慮しない夫婦出生力指標に対し問題も指摘されていた。本研究は総出生力変動、結婚力変動、夫婦出生力変動の因果構造を整理した上で、これらの関係について市区町村単位の情報を用い、女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する対数線形モデルを推定した。これにより合計出生率の地域差に対する結婚力効果 (完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果) (モデル部分) と夫婦出生力効果 (残差項) の寄与を分離することを試みた。結婚力効果、夫婦出生力効果の特徴により全市区町村を分類するとともに、結婚力の直接効果の地域差に基づく女性50歳時配偶者割合、結婚タイミング効果および夫婦出生力効果の地域差に基づく夫婦の完結出生児数を市区町村別に推計し、概ね実績値に見られる地域分布を再現することがわかった。市区町村データには豊かな情報が含まれており、人口学の理論や方法論を適切に用いれば、比較的単純な変数や手法であっても有効な情報を取り出せることを示している。

【キーワード】市区町村別合計出生率、結婚力効果、夫婦出生力効果、対数線形モデル

---

i 本研究は、厚生労働行政推進調査事業費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) 「国際的・地域的視野から見た少子化・高齢化の新潮流に対応した人口分析・将来推計とその応用に関する研究 (研究代表者石井太, 小池司朗, 課題番号 (H29-政策-指定-003))」 (2017~2019), 「長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究」 (研究代表者小池司朗, 課題番号20A A2007) (2020~2022) による助成を受けた。

ii 明治大学政治経済学部

## I. 研究の背景と目的

出生力は個々人の属性や意識のほか、文化圏や生活環境といった地域の文脈にも影響を受ける (Luci-Greulich and Thévenon 2013). 生活圏に近いと考えられる市区町村単位で把握される出生力指標は、地域の年齢構造などの構成効果のほか、子育て環境の影響、自治体単位での取り組みの効果や、当該地域で生じた自然災害の影響など、地域に特有な影響を及ぼす文脈効果を検証する際に有効な情報となる。その際、人口の規模や年齢構造の影響を受けない合計特殊出生率 (total fertility rate, TFR, 以下「合計出生率」) は、市区町村出生力の比較に最適である。しかしながら、日本社会のように、結婚と出産の結びつきが強い社会では、結婚の発生状況が出生力に大きく影響する。そして出生力の変動にどの程度こうした結婚変動が寄与しているのか、また結婚力の影響を除去した夫婦の出生力の把握には常に高い関心が寄せられる。なぜなら結婚が遅れる、あるいは減少する要因と夫婦の出生行動が抑制される要因は異なることが多く、対策も異なるからである (Jones 2007)。出生力の変動を結婚力の変動と夫婦出生力の変動に分けて把握できれば、少子化過程の理解や対応策の議論に役立つであろう。

そこで本研究では、合計出生率の地域差を結婚力の効果と夫婦出生力の効果に分離して把握する方法を検討する。具体的には、合計出生率を女性の有配偶者割合で説明する対数線形モデルを考え、モデル値を結婚力の総合効果、モデル残差を結婚力以外の効果—ここでは主に夫婦の出生行動による夫婦出生力効果—とみなす。結婚力には50歳時未婚率の上昇 (50歳時既婚率の低下) といった再生産年齢期間における結婚量の完結レベルが女性一人当たりの出生児数を引き下げる効果と同時に、晩婚化などの結婚タイミングの遅れが、結婚後の夫婦の子ども数を抑制することを通じて出生力を引き下げる効果があると考えられる。以下では前者を結婚力の直接効果、後者を結婚力の間接効果と呼び、本研究では操作変数法を用いて結婚力の総合効果を、これらの直接効果と間接効果に分解することを試みる。

本稿では、はじめに地域を対象とした既存の結婚力と夫婦出生力の分解方法をレビューし課題を整理する (II章)。続いて、合計出生率を女性の再生産期間の有配偶者割合で説明する対数線形モデルを利用して総出生力変動を結婚力効果 (直接効果と間接効果) と夫婦出生力効果に分解するモデルを提示する (III章)。モデルの推定結果をもとに市区町村別の結婚力効果と夫婦出生力効果を考察するとともに、市区町村別に女性50歳時有配偶者割合と夫婦完結出生児数を推計し (IV章)、結果を総括する (V章)。

## II. 先行研究における結婚力指標と夫婦出生力指標

近代的避妊技術が普及する以前の社会においても、結婚は実質的な出生抑制の手段として用いられてきた（たとえば、Bengtson et al. 1998）。また、J. ヘイナルが近代以前の欧州では、サントペテルブルク＝トリエステ線を境に東側が皆婚社会、西側が晩産・非婚社会であったことを示したように（Hajnal 1965）、有配偶者の割合は社会や時代によって異なることが知られている（Reher 1998）。従って人口学においては、結婚変動が出生力を規定する側面に常に関心が払われてきた。代表的なものに、女性人口に対する総出生数（女性一人あたりの生涯出生数）を、女性人口に対する有配偶女性人口（有配偶者割合）と有配偶女性人口に対する出生数（有配偶出生率）に分解するアプローチがある。コールの  $I$  指標（Coale and Watkins eds. 1986）が有名であるが、日本では、山口・笠原（1983）が全国の有配偶率で標準化した合計出生率を推定したほか、山内は市区町村の子ども女性比を婚姻力と夫婦出生力に分解するモデルを提示している（山内 2006）。はじめにコールと山内のモデルをレビューし、それらをふまえ本研究におけるモデル構築の意義を述べる。

### 1. コールの $I$ 指標

出生力が結婚力に規定される側面に関心を寄せ、結婚力を統制した夫婦出生力の地域差・時代差を分析した研究に、プリンストン・プロジェクト（欧州出生力プロジェクト）がある（Coale and Watkins eds. 1986）。この研究は19世紀、20世紀初頭の欧州における600ほどの州（provinces）で観察された出生力の低下過程を分析したものである。この時代を分析対象とする場合、使用できるデータは出生数や年齢別人口など基礎的なものに限られる。そこでコールらは間接標準化法を用いて、総出生力水準、結婚力水準、有配偶出生力水準についての比較可能な相対指標を提案した。結婚力に用いられたのは女性の有配偶者割合であり、夫婦出生力に用いられたのは合計有配偶出生率である。結婚力の間接標準化に用いられた標準スケジュールは、女性が15歳で全員結婚する状態、すなわち、15歳以上の年齢5歳階級別有配偶者割合  ${}_5PM_x$  はすべて1で、15～49歳における7階級の平均有配偶者割合  $\overline{PM}_{15-19}$  が1の状態である。そして合計有配偶出生率についての間接標準化のための標準スケジュールには、人間社会における現実的な最大出生力と言われる、北米のハテライト（Hutterite）人口で1921～1930年に観察された年齢別有配偶出生率が用いられた。ハテライトは宗教上の理由により避妊も中絶もなく、授乳による産後不妊期間が短いため出生力が極めて高い。計算に用いられた年齢5歳階級別有配偶出生率  ${}_5ASMFR_x^{Hut}$  は15～19歳0.300、20～24歳0.550、25～29歳0.502、30～34歳0.447、35～39歳0.406、40～44歳0.222、45～49歳0.061である。つまり標準となる女性1人当たりの子ども数  ${}^sTFR$  は、15～49歳女性の平均有配偶者割合  $\overline{PM}_{15-19}^{Max}(=1)$  とハテライトの合計有配偶出生率  $TMFR(=12.44)$  の積で12.44と計算される（Coale and Treadway (1986), p.34）。

式で示すと下記となる.

$$\begin{aligned}
 {}^s\text{TFR} &= \overline{\text{PM}}_{15-19}^{\text{Max}} \times \text{TMFR}^{\text{Hut}} \\
 &= (1/7 \times \sum_{x=15}^{45} {}_5\text{PM}_x^{\text{Max}}) \times (5 \times \sum_{x=15}^{45} {}_5\text{ASMFR}_x^{\text{Hut}}) \\
 &= (1/7 \times 7) \times \{5 \times (0.300 + 0.550 + 0.502 + 0.447 + 0.406 + 0.222 + 0.061)\} \\
 &= 12.44.
 \end{aligned} \tag{1}$$

対象地域の指標は、この標準水準に対する比で表される。すなわち、15歳以上の女性が全員有配偶であり、かつハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数と現実の出生数との比が「総出生力相対指標」 $I_f$ となる。当該地域の再生産年齢有配偶女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される有配偶出生数と現実の有配偶出生数との比が「夫婦出生力相対指標」 $I_g$ となる。そして、当該地域の再生産年齢女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数と当該地域の再生産年齢“有配偶”女性人口が、このハテライトの出生スケジュールに従った場合に期待される出生数との比が「有配偶者割合相対指標」 $I_m$ となる。

コールのモデルを、総出生数  $B$ 、有配偶女性の出生数  $B^m$ 、 $x \sim x+5$  歳の年齢5歳階級別女性人口  ${}_5W_x$ 、年齢5歳階級別有配偶女性人口  ${}_5M_x$ 、標準となるハテライトの年齢別出生率を  ${}_5h_x$  で表すと、総出生力相対指標  $I_f$ 、夫婦出生力相対指標  $I_g$ 、有配偶者割合相対指標  $I_m$  はそれぞれ以下となる。

$$I_f = \frac{B}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x {}_5W_x)}, \tag{2}$$

$$I_g = \frac{B^m}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x {}_5M_x)}, \tag{3}$$

$$I_m = \frac{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x \times {}_5M_x)}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5h_x \times {}_5W_x)}. \tag{4}$$

仮に無配偶女性からの出生を無視できるとすれば ( $B \approx B^m$ )、上記指標の関係は、

$$I_f \approx I_m \times I_g, \tag{5}$$

となる<sup>1)</sup>。ただし、これらの指標は当該地域の出生の年齢パターンを直接用いるものではないため人口の年齢構造は完全には標準化されない。つまり、ハテライトの年齢別出生率

1) Coale and Treadway (1986) におけるフルモデルでは、無配偶女性からの出生も想定しており、無配偶女性の出生力相対指標を  $I_h$  とすると、

$$I_f = I_m \times I_g + (1 - I_m) \times I_h,$$

となる。

パターンが年齢別女性人口から発生する期待出生数の重みとなるため、仮に年齢別有配偶出生率が全く同じ地域であっても、人口の年齢構造が異なれば、 $I_g$  の推定値は異なってしまふことに注意を要する (Coale and Treadway 1986, pp.156-157). これは間接標準化法の方法論的限界と言える。

以上の指標を用いて各地域の「再生産年齢女性 1 人当たり生涯出生数」、すなわち合計出生率 TFR は以下のように示される。なお、ここでは無配偶女性からの出生は無視できるとしている。

$$\begin{aligned}
 \text{TFR}^i &= {}^s\text{TFR} \times I_f^i \\
 &\approx \left( \overline{\text{PM}}_{15-49}^{\text{Max}} \times \text{TMFR}^{\text{Hut}} \right) \times \left( I_m^i \times I_g^i \right) \\
 &= \left( 1 \times I_m^i \right) \times \left( 12.44 \times I_g^i \right) \\
 &= {}^s\text{PM}_{15-49}^i \times {}^s\text{TMFR}^i .
 \end{aligned} \tag{6}$$

当該地域の女性 1 人当たりの生涯出生数は、ハテライトの年齢別出生率スケジュールで標準化された再生産年齢範囲の有配偶者割合  ${}^s\text{PM}_{15-49}^i$  と合計有配偶出生率  ${}^s\text{TMFR}^i$  に分解される。

## 2. 山内の子ども女性比モデル

これに対し山内 (2006) のモデルは、コールのモデルと同様、間接標準化法を用いるが、小規模地域が含まれる日本の市区町村の長期時系列分析を目的とする。従って「合計出生率」の代わりに静態統計のみから算出できる「子ども女性比」(Child-Woman Ratio, CWR) を用い、「合計有配偶出生率」の代わりに「子ども有配偶女性比」(15~49歳“有配偶”女性人口に対する 0~4 歳人口の比, Child-Married Woman Ratio, CMWR) を用いて指標の安定化を図っている。また、コールは、15歳時皆婚とハテライトの有配偶出生率を標準に用いたのに対し、山内のモデルでは分析対象年の全国水準が用いられている。

子ども女性比 (CWR) は、15~49歳女性人口に対する 0~4 歳人口の比であり、婚姻力 (MR) は15~49歳女性人口に対する15~49歳有配偶女性人口の比である。そして夫婦出生力 (CMWR) は15~49歳有配偶女性人口に対する 0~4 歳人口の比である。 $P$ ,  $P^F$ ,  $P^{Fm}$  を、それぞれ総人口、女性人口、有配偶女性人口とすると、総出生力 (子ども女性比, CWR) は、以下のように婚姻力 (有配偶者割合, MR) と夫婦出生力 (子ども有配偶女性比, CMWR) に分解できる。

$$\begin{aligned}
 \text{CWR} &= \frac{{}_5P_0}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x} \\
 &= \frac{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{Fm}}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^F} \times \frac{{}_5P_0}{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{Fm}} \\
 &= \text{MR} \times \text{CMWR} .
 \end{aligned} \tag{7}$$

ただし、これら CWR, MR, CMWR の指標を市区町村別に求めると、市区町村の年

年齢構造の違いに影響をうける。そこで山内（2006）は、年齢構造を標準化した指標  ${}_s\text{CWR}$ ,  ${}_s\text{MR}$ ,  ${}_s\text{CMWR}$  を下記のように求めた。山内のモデルで間接標準化のために推定される水準調整係数  $c$  をコールの  $I$  指標に対応させるために、以下では、 $I_f$  に対応する標準化出生比を  $c_f$ ,  $I_m$  に対応する標準化有配偶者割合比を  $c_m$ ,  $I_g$  に対応する標準化有配偶出生比を  $c_g$  で表す。

年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の子ども女性比（間接標準化子ども女性比） ${}_s\text{CWR}^i$  は全国の子ども女性比  $\text{CWR}^1$  と各市区町村の標準化出生比  $c_f^i$  により以下のように求められる。

$$\begin{aligned} {}_s\text{CWR}^i &= \text{CWR}^1 \times c_f^i \\ &= \text{CWR}^1 \times \frac{{}_5P_0^i}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\alpha_x^1 \times {}_5P_x^{\text{F},i})}. \end{aligned} \quad (8)$$

ここで  ${}_5\alpha_x^1$  は、標準となる全国の母の年齢 5 歳階級別出生数の 5 年間の累計を、年齢 5 歳階級別女性人口で除した年齢別出生率に相当するもので、第 2 項の分母は、市区町村  $i$  において年齢別出生率が全国水準であった場合に期待される 0～4 歳人口である。

同様に、年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の間接標準化有配偶者割合（15～49 歳女性の有配偶者割合） ${}_s\text{MR}^i$  は全国の有配偶者割合  $\text{MR}^1$  と各市区町村の標準化有配偶者割合比  $c_m^i$  により以下のように求められる。

$$\begin{aligned} {}_s\text{MR}^i &= \text{MR}^1 \times c_m^i \\ &= \text{MR}^1 \times \frac{\sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm},i}}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\beta_x^1 \times {}_5P_x^{\text{F},i})}. \end{aligned} \quad (9)$$

ここで  ${}_5\beta_x^1$  は、標準となる全国の女性の年齢 5 歳階級別有配偶者割合で、第 2 項の分母は、市区町村  $i$  において年齢 5 歳階級別有配偶者割合が全国水準であった場合に期待される 15～49 歳有配偶女性人口である。

そして、年齢構造が標準化された市区町村  $i$  の間接標準化子ども有配偶女性比  ${}_s\text{CMWR}^i$  は、年齢別有配偶出生率の代わりに、子ども有配偶女性比の実績と期待値との比  $c_g^i$  を水準調整係数に用いて、以下のように求める。

$$\begin{aligned} {}_s\text{CMWR}^i &= \text{CMWR}^1 \times c_g^i \\ &= \text{CMWR}^1 \times \frac{{}_5P_0^i / \sum_{x=15}^{45} {}_5P_x^{\text{Fm},i}}{\sum_{x=15}^{45} ({}_5\alpha_x^1 \times {}_5P_x^{\text{F},i}) / \sum_{x=15}^{45} ({}_5\beta_x^1 \times {}_5P_x^{\text{F},i})}. \end{aligned} \quad (10)$$

現代日本の出生力分析に用いる場合、標準に皆婚やハテライト指標ではなく、全国の有配偶者割合、年齢別出生率、子ども有配偶女性比を用いている点で、より現実的な標準化推定値が得られると期待できる。無配偶出生が十分無視できる場合は、コールの  $I$  指標が

$I_f \approx I_m \times I_g$  となるのと同様、 $c_f \approx c_m \times c_g$  となる。したがって、間接標準化子ども女性比は、下記のように間接標準化有配偶者割合  ${}_sMR$  と間接標準化子ども有配偶女性比  ${}_sCMWR$  に分解できる。

$$\begin{aligned}
 {}_sCWR^i &= CWR^I \times c_f^i \\
 &= CWR^I \times c_m^i \times c_g^i \\
 &= MR^I \times c_m^i \times CMWR^I \times c_g^i \\
 &= {}_sMR^i \times {}_sCMWR^i.
 \end{aligned} \tag{11}$$

### 3. 先行研究における分解モデルの課題と本研究におけるモデルの意義

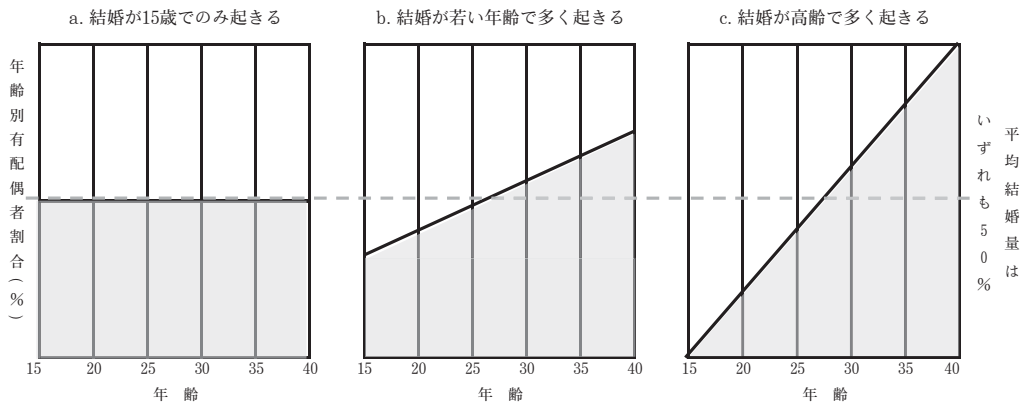
前節で示した先行研究には共通する2つの課題がある。それらをふまえて本研究の意義を述べる。

(1)先行研究における一つ目の課題は、コールの  $I$  指標、山内の指標はともに間接標準化法を用いていることに関わる。間接標準化は、年齢別の動態数など詳細なデータが得られない場合にも、標準パターンを適切に設定すれば人口の年齢構造の違いを統制でき、地理的バリエーションや時間的変化を適切に評価できる有用な人口学手法である。一方で実際に年齢別に求めた率を用いて直接標準化したものではないため、標準に用いる年齢パターンと実際のパターン（非観察）の乖離に水準調整係数が影響を受けるという方法論的限界や標準選択の任意性がはらむ問題も有している。本研究では、地域別年齢別に求めた率に基づく指標の関係を分析の対象とすることにより、人口の年齢構造の影響を受けない指標を求める。

(2)二つ目の課題は、(6)式が示すように、コールのモデルにおける夫婦出生力相対指標  $I_g$  が、合計有配偶出生率（Total Marital Fertility Rate, TMFR）に対する相対値となっている点である。合計有配偶出生率を夫婦の出生力指標と見なす問題は、たとえば Sánchez-Barricarte (2001) や日本においては廣嶋 (2001) によってかねてより指摘されている。Sánchez-Barricarte (2001, p.4) は、 $I_g$  が当該地域の合計有配偶出生率と高い相関を示すことを指摘した上で、この指標は結婚年齢の分布を考慮せず、結婚はすべて15歳で起こると仮定していること、そして15歳で結婚した女性が年齢別有配偶出生率に従って子どもを産んだ場合の夫婦当たりの子ども数であると指摘する。図1に年齢別有配偶者割合の模式的パターンを示した。横軸は女性の年齢、縦軸が有配偶者割合である。破線で示した平均的結婚量は a, b, c いずれも50%であるが、実際の年齢別有配偶者割合は、黒い太線で示したように結婚年齢の分布によって変化する。実はコールのモデルが想定するのは、左の a のような全ての結婚が15歳で起きる社会である。しかし現実の社会は、b や c のように低水準から高水準に上昇するはずであり、この傾き（若年結婚が多いか少ないか）は夫婦の子ども数に影響をあたえる。夫婦出生力の指標は、本来、年齢別有配偶出生率だけでなくこのような結婚年齢（結婚持続期間）分布を考慮する必要があるというのが Sánchez-Barricarte (2001) が指摘した問題であり、彼は夫婦出生力として平均初婚年齢

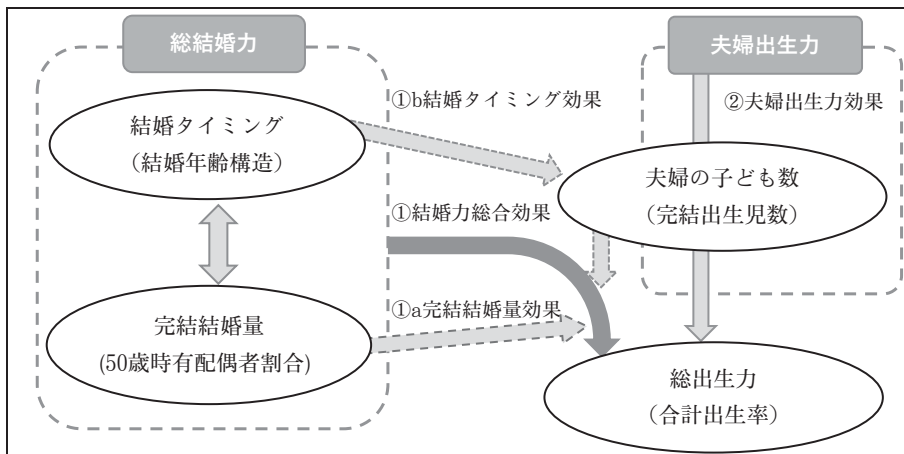
で結婚した女性の子ども数という代替指標を提案している。コールの指標と同様に山内のモデルも分母となる有配偶女性の結婚年齢構造は考慮されていない。結婚年齢（結婚持続期間）の分布を考慮できていないコールの指標や山内のモデルにおいては、夫婦出生力指標の変動に、結婚年齢パターンの違いによる効果（早婚地域では夫婦の子ども数が多く、晩婚地域では少ない）を含むことになる。こうした状況は、指標に基づく結婚力、夫婦出生力の解釈をわかりにくいものになっている。

図1 年齢別有配偶者割合の模式パターン（平均結婚量は同水準で結婚タイミングが異なる）



注：破線は有配偶者割合の平均水準，斜めの黒太線が実際の年齢別有配偶者割合を表す。

図2 総結婚力（結婚タイミング，完結結婚量）と夫婦出生力，総出生力の関係図



注：①aは総出生力に対する完結結婚量（女性の50歳時配偶者割合）に基づく結婚力の直接効果。①bは結婚タイミング（結婚年齢構造）が夫婦の子ども数変動を介して総出生力に影響する結婚力の間接効果。①は両者を合わせた結婚力の総合効果。②は結婚力によらない純粋な夫婦出生力効果。夫婦の完結出生児数は結婚のタイミング効果と夫婦出生力効果の両方により変動する。なお、ここでは離死別再婚過程，無配偶出生の発生は考えない。



市区町村分析においては結婚年齢情報や結婚持続期間情報を用いるモデル構築は困難である。そこで本研究では操作変数法を利用して間接的な方法で結婚年齢構造が出生力に与える影響を識別する。具体的には、結婚力の出生力に対する効果には、結婚量の完結レベルがもたらす効果と結婚のタイミング構造がもたらす効果があると考え、前者は50歳時尙配偶者割合の多寡、すなわち夫婦になる人の量が出生力を直接規定するのに対し、後者は、晩婚夫婦の子ども数は少ないというように、結婚年齢構造の差異が夫婦の子ども数の変動を介して間接的に出生力に影響すると考える。図2にこれら各変量の関係図を示した。総結婚力には完結結婚量の要素と結婚タイミングの要素がある。完結結婚量に基づく結婚力の直接効果(①a)と結婚タイミングに基づき夫婦の子ども数変動を経由する間接効果(①b)が合わさった①が結婚力の総合効果である。②は夫婦出生力効果であり、結婚力によらない純粋な夫婦の出生行動に起因する。なお、操作変数法を用いて結婚力総合効果を直接効果(①a)と間接効果(①b)に分離する方法については次章で述べる。

### III. 本研究におけるモデルとパラメータの推定方法

#### 1. 本研究における出生力モデル

本研究では、合計出生率が、標準となる合計出生率と、(1)完結結婚量に基づく結婚力の直接効果、(2)結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果、(3)夫婦出生力効果(いずれも標準に対する相対値)の積で表せると考える。式は以下となる。なお、コールの  $I$  指標は総出生力を示すラベルを  $f$ 、結婚力をしめすラベルを  $m$ 、夫婦出生力を示すラベルを  $g$  としたが、本研究では総出生力を表すラベルを  $\varphi$ 、結婚力を示すラベルは  $\mu$ 、夫婦出生力を示すラベルを  $\gamma$  とする。そして結婚力の量的側面を  $\mu q$  (quantum)、タイミングの側面を  $\mu t$  (timing) と表す。また、コールのモデルと同様、無配偶女性からの出生は無視できるとする。

$$\begin{aligned} \text{TFR}^i &= \text{TFR}^c \times I_\varphi^i \\ &= \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_\gamma^i. \end{aligned} \quad (12)$$

$\text{TFR}^i$  は市区町村  $i$  で観測される合計出生率の実績値である。 $\text{TFR}^c$  は標準となる合計出生率である。 $I_\varphi^i$  は標準合計出生率に対する総合相対効果である。 $I_\varphi^i$  はさらに3つの相対効果に分解される。(1)完結結婚量に基づき合計出生率を直接変動させる「結婚量に基づく結婚力の直接効果」 $I_{\mu q}$ 、(2)結婚タイミングに基づき、夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる「結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果」 $I_{\mu t}$ 、(3)結婚力によらない(結婚力から影響を受けない)「夫婦出生力効果」 $I_\gamma$  である。結婚力の直接効果と間接効果をあわせたものが「結婚力総合効果」 $I_\mu$  であり、以下のように示される。

$$I_\mu^i = I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i. \quad (13)$$

また、合計出生率は、標準合計出生率と「結婚力総合効果」「夫婦出生力効果」の積で表すことができ、「結婚力総合効果」は結婚環境に対するアウトカム指標、「夫婦出生力効果」は夫婦の出産や子育て環境に対するアウトカム指標として利用できる。

$$TFR^i = TFR^c \times I_\mu^i \times I_\gamma^i. \quad (14)$$

## 2. 観察可能な変数を用いた定式化

前節で示した各指標を算出するために、実際に観察可能な変数を用いて、以下のようなモデルを定式化する。

$$TFR^i = TFR^c \times (PM^i/PM^1)^\beta \times v^i. \quad (15)$$

ここで  $TFR^c$  は標準合計出生率となる定数である。PM は再生産年齢女性の平均的有配偶者割合 (proportion married) である。ここでは分析対象とする2015年において再生産年齢の範囲で合計出生率との相関が最も高かった、20～39歳女性の5歳階級別有配偶者割合の平均値 ( $= (\sum_{x=20}^{35} PM_x)/4$ ) を用いた (有効有配偶者割合)。この有効有配偶者割合と合計出生率との相関係数は0.63であり高い正の関係を示す。  $PM^i/PM^1$  は全国値で基準化した地域  $i$  の有配偶者割合である。  $\beta$  は「有配偶者割合効果係数」であり、有配偶者割合と合計出生率との関係の強さを示す (図2における①の効果)。  $v^i$  は有配偶者割合の影響以外で変動する市区町村固有の値であり、今回考慮しない離再婚の影響や測定誤差などを含むが、ここでは主として夫婦出生力の効果であると見なす (図2における②の効果)。  $v^i = \exp u^i$  とし、基準化された有配偶者割合を  $\Delta PM$  とすると、(15)式は、

$$TFR^i = TFR^c \times \Delta PM^{i\beta} \times \exp u^i. \quad (16)$$

となる。これを対数変換すると、対数合計出生率を従属変数、基準化された対数有配偶者割合を説明変数、  $\beta$  (有配偶者割合効果係数) を結婚力総合効果を測るパラメータとする対数線形モデルになる。

$$\ln TFR^i = \ln TFR^c + \beta \ln \Delta PM^i + u^i. \quad (17)$$

ここで、

$$E(u^i | \ln \Delta PM^i) = 0, \quad (18)$$

$$\text{var}(u^i) = \sigma^2, \quad (19)$$

$$\text{cov}(u^i, u^j) = 0 \quad \text{for all } i \neq j, \quad (20)$$

とすると、(18)~(20)式の仮定のもとで、モデル定数  $\ln \hat{TFR}^c$  およびパラメータ  $\beta$  を最小二乗法によって求める。説明変数である基準化対数有配偶者割合  $\ln \Delta PM^i$  と対数合計出生率  $\ln TFR^i$  との関係が  $\beta$  で記述されるが、これは完結結婚量の水準（生涯未婚率の水準とも言い換えられる）が対数合計出生率に与える影響に加え、結婚年齢分布の特徴が夫婦の子ども数を変動させる影響の両方を含む。推定されたパラメータにより下記式が得られる。

$$\ln TFR^i = \ln \hat{TFR}^c + \beta \ln \Delta PM^i + u^i. \tag{21}$$

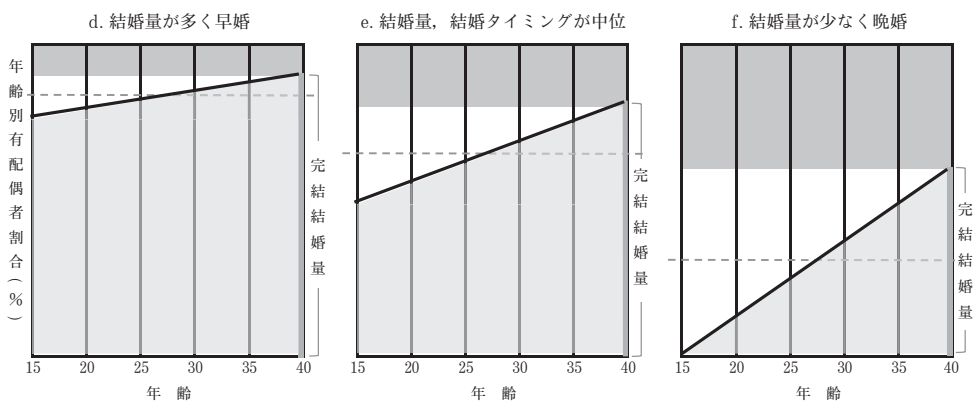
これを真数に戻すと、対象市区町村の合計出生率に対し、(14)式で示した標準合計出生率、結婚力総合効果、夫婦出生力効果の各推計値を得る。

$$\begin{aligned} TFR^i &= \hat{TFR}^c \times (PM^i/PM^1)^\beta \times \exp u^i \\ &= \hat{TFR}^c \times \hat{I}_u^i \times \hat{I}_y^i. \end{aligned} \tag{22}$$

### 3. 夫婦の子ども数に影響しない結婚力の直接効果の推定（操作変数法の利用）

本モデルは女性の20~39歳有配偶者割合の平均（有効有配偶者割合）を説明変数に用いている。しかし II.3 で説明したように、平均有配偶者割合の効果は、結婚量の完結レベルの効果と、結婚タイミングが夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる効果の両方を含む結婚力の総合効果である。そこで完結結婚量の効果と結婚タイミングによる効果を分離する方法を検討する。

図3 年齢別有配偶者割合の模式パターン（完結結婚量と結婚タイミングの連動）



注：破線は有配偶者割合の平均水準。斜めの黒太線が実際の年齢別有配偶者割合を示す。右縦軸上のグレーの太線は完結結婚量で、ここでは40歳時の有配偶者割合を示す。パネル d, e, f により晩婚化は完結結婚量の減少を伴うことを模式的に示す。

一般に結婚の量とタイミングの変化は連動すると考えられる。例えば2015年の都道府県別の妻の平均初婚年齢と20～39歳女性の平均有配偶者割合<sup>2)</sup>との相関は-0.62であり、比較的強い負の相関を示す。妻の平均初婚年齢分布が高齢にシフトすると完結結婚量は低下する。図3に完結結婚量と結婚タイミングの関係を模式的に示したが、dのように若年結婚が多ければ完結結婚量は多い。他方fのように晩婚社会では完結結婚量は少なくなる。そして若い結婚が多ければ夫婦の子ども数は増え、高齢結婚の割合が高いほど夫婦の子ども数は減る。つまり結婚タイミングの変化を伴う完結結婚量の効果は、結婚タイミングが夫婦出生力に及ぼす影響を通じて出生力に対し内生性があると言える。このような場合、通常最小二乗法では一致推定量を得られない。そこでこのような内生性を考慮し、操作変数を用いて結婚タイミングの影響を除去した完結結婚量効果の推定を行う。

今回は下記のような操作変数を利用し、二段階最小二乗法によって2つめのパラメータ、すなわち完結結婚量のみに基づき、夫婦の子ども数を介さずに合計出生率に影響する結婚力の直接効果 $\beta_{IV}$ を推定する。操作変数 $z$ は、次の性質を満たす必要がある。

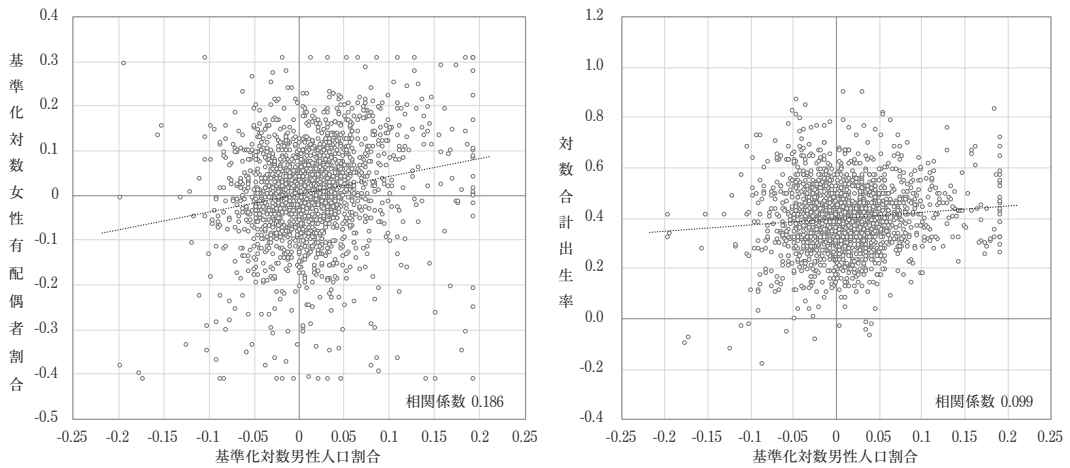
$$\text{cov}(z^i, u^i) = 0, \quad (23)$$

$$\text{cov}(z^i, \ln \Delta PM^i) \neq 0. \quad (24)$$

操作変数としては、説明変数である基準化対数女性有配偶者割合とは相関するが、合計出生率とは相関しない変数が候補となる。今回は5歳階級別に総人口に占める男性割合を求め、それを20～39歳で平均した男性人口割合 $PP^M$ を利用する。これを全国値で基準化し対数変換した値 $\ln \Delta PP^M$ を操作変数とした。この基準化対数男性人口割合は、結婚力総合効果の寄与を測る基準化対数有配偶者割合とは0.186（総人口1万人以上市区町村では0.257）の相関を示す一方、夫婦出生力と関連があるとは考えにくい。実際、基準化対数男性人口割合と従属変数である対数合計出生率との相関係数は0.099（総人口1万人以上市区町村では0.098）であり、ほぼ無相関である。なお図4に基準化対数男性人口割合と基準化対数女性有配偶者割合および対数合計出生率との散布図を示した。

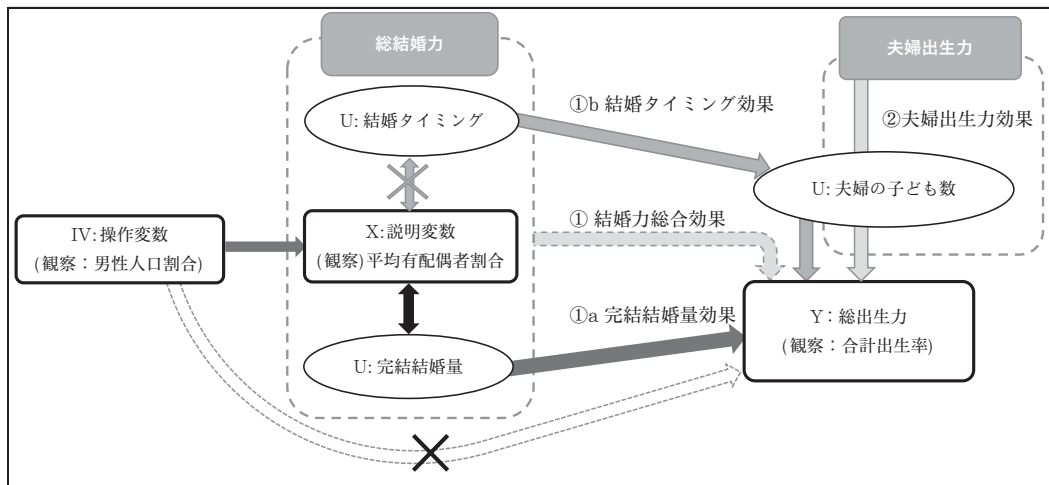
2) 平均初婚年齢は「人口動態調査」(厚労省)、上巻婚姻第9.12表2の初婚の妻(各届出年に結婚生活に入り届け出たもの)について、有配偶者割合は2015年「国勢調査」(総務省)の日本人女性に基づく。

図4 基準化対数男性人口割合（x軸）と基準化対数女性有配偶者割合（y軸）との散布図（左）および対数合計出生率（y軸）との散布図（右）



注：破線は x 軸、y 軸の変数の関係を示す線形近似直線。なお男性人口割合および女性有配偶者割合はトップおよびボトムコーディングを行っている（IV.1 節）。

図5 総出生力に対する結婚力効果と操作変数の役割



注：操作変数である IV:男性人口割合は、Y:合計出生率とはほぼ無相関であり、IV により予測された X:平均有配偶者割合の Y への影響からは、非観察の U:結婚タイミングが、非観察の U:夫婦の子ども数に及ぼす影響が取り除かれている。①の効果から①a を取り除けば①b の効果が得られる。

図5には操作変数の役割を示している。総出生力（Y）と相関しない操作変数（IV）で予測した有配偶者割合（X）を用いることにより、(21)式で推定されていた結婚力総合効果①から①b の効果が除去され、総出生力（Y）に対する完結結婚量の直接効果①a が推定される。

具体的には以下の手順で $\beta_{IV}$ を推定した。まず、第1段階で下記の基準化対数有配偶者割合のモデルを最小二乗法によって推定し、基準化対数有配偶者割合の予測値 $\ln \widehat{\Delta PM}^i$ を得る。

$$\ln \Delta PM^i = c_0 + \beta_0 \ln \Delta PP^{M,i} + e^i. \quad (25)$$

$$\ln \widehat{\Delta PM}^i = \hat{c}_0 + \hat{\beta}_0 \ln \Delta PP^{M,i}. \quad (26)$$

この予測値を第二段階のモデルの説明変数として用いて、内生性を考慮した完結結婚量の効果 $\beta_{IV}$  (図5の①a)を推定する。

$$\ln TFR^i = c + \beta_{IV} \ln \widehat{\Delta PM}^i + w^i. \quad (27)$$

ここで、

$$E(w^i | \ln \widehat{\Delta PM}^i) = 0, \quad (28)$$

$$\text{var}(w^i) = \sigma^2, \quad (29)$$

$$\text{cov}(w^i, w^j) = 0 \quad \text{for all } i \neq j, \quad (30)$$

のもとで、最小二乗法により $\beta_{IV}$ の推定値を得る<sup>3)</sup>。前節で示した結婚力の総合効果係数 $\beta$  (図5の①)と残差項 $u^i$ のモデル ((21)式)は以下であった。

$$\ln TFR^i = \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + u^i. \quad (21)$$

ここに、結婚タイミングによる効果が除去された完結結婚量に基づく直接効果の係数 $\beta_{IV}$ を用いれば、以下の(31)式のように結婚タイミングの総出生力への寄与が分離される。

$$\begin{aligned} \ln TFR^i &= \ln \widehat{TFR}^c && + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i && + u^i \\ &= \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + (\hat{\beta} \ln \Delta PM^i - \hat{\beta}_{IV} \ln \Delta PM^i) + u^i && (31) \\ &= \ln \widehat{TFR}^c + \hat{\beta} \ln \Delta PM^i + (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{IV}) \ln \Delta PM^i && + u^i. \end{aligned}$$

右辺の第2項が完結結婚量に基づく直接効果 (図5の①a)であり、第3項は結婚タイミングによる間接効果 (①b)である。そして第4項の $u^i$ は、結婚力によらない夫婦出生力による効果 (②)である。上記式を真数に戻すと、各 $I$ 指標が推計される。

---

3) 実際には、予測値として計算された $\ln \widehat{\Delta PM}^i$ を説明変数として推定した標準誤差や分散共分散行列推定量は(31)式の分解のためのモデル ( $\ln TFR^i = c + \beta_{IV} \ln \Delta PM^i + w^i$ , ただし $w^i$ は(28)~(30)式にしたがう)のものから乖離し修正が必要である (たとえば Hayashi 2000: p.231)。結果を示した表3には修正した値とともに修正前の値を( )内に示した。

$$\begin{aligned}
\text{TFR}^i &= \widehat{\text{TFR}}^c \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{\hat{\beta}_{IV}} \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{(\hat{\beta}-\hat{\beta}_{IV})} \times \exp u^i \\
&= \widehat{\text{TFR}}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i. \tag{32}
\end{aligned}$$

完結結婚量に基づく直接効果
結婚タイミングに基づく間接効果
夫婦出生力効果

結婚力総合効果

市区町村  $i$  の標準合計出生率に対する総合効果  $I_{\phi}^i$  は、完結結婚量に基づく結婚力の直接効果  $I_{\mu q}^i$  と結婚タイミングが夫婦の子ども数を変動させる結婚力の間接効果  $I_{\mu t}^i$ 、そして結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}^i$  に分解される。そして前者2つをまとめた結婚力総合効果  $I_{\mu}$  と夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  により、互いに無相関である「結婚行動の変化（地域差）に起因する結婚力効果」と「夫婦の出生行動の変化／差異に起因する夫婦出生力効果」が推計される。

なお、市区町村等を単位とする地域データを扱う場合は、近接する地点ほど類似の特性を示す空間的従属性（spatial dependency）に注意を払う必要がある。今回用いる合計出生率、20～39歳女性有配偶者割合（ともに対数値）について、近接する地点間の空間的自己相関を示す Moran の  $I$  統計量<sup>4)</sup> によって全国的な状況を確認すると、それぞれ0.641、0.379であり、空間的従属性が認められた。本研究は先行研究における結婚力と夫婦出生力の分解方法の改善を第一義的目的とする観点から最も単純なモデルを想定し、各変量の地域関係についての全国平均水準による記述（モデル化）と統計的に独立なサンプリングを仮定して統計的推論を行っている。こうした空間的従属性を考慮した場合にどのように結果や解釈が異なるかについては、今後検証すべき重要な論点であると指摘しておく。

#### IV. データとモデル推定結果

##### 1. 使用するデータ

従属変数には、厚労省が5年ごとに公表している市区町村別合計出生率のベイズ推定値を用いる（厚労省 2020）。ベイズ推定では、同じ都道府県に属する市区町村の出生の状況は似通っていると仮定し、同一都道府県内のほかの市区町村の出生の状況を援用することで小地域も含む市区町村指標の安定化が図られる<sup>5)</sup>。今回用いる合計出生率は2013～2017年のデータを用いて推定されている。

説明変数である女性の有配偶者割合は、2015年「国勢調査」の配偶関係別日本人人口

4)  $N$  を地点数、 $x_i$  を地点  $i$  の変数、 $w_{ij}$  を地点  $ij$  間の空間加重行列、 $\bar{x}$  を全地点の平均値とすると、Moran の  $I$  統計量は、

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2},$$

として得られ、1に近いほど空間的自己相関が強く、-1に近いほど弱いことを示す（Moran 1950）。

5) 市区町村別合計出生率のベイズ推定値の解説および実績値との比較については小池（2021）に詳しい。

(配偶関係不詳をあん分後)を用いて、各市区町村の20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳の女性有配偶者割合を算出し、それを平均した(有効有配偶者割合)。基準化に用いた2015年の全国の有効有配偶者割合は43.8%である。

操作変数に用いる男性人口割合は2015年「国勢調査」総人口(年齢・国籍不詳あん分後)より、各市区町村の20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳の総人口に占める男性割合を算出し、それを平均した。基準化に用いた2015年の全国の男性人口割合は50.9%であった。

なお、人口の少ない小地域における女性の有配偶者割合および男性人口割合は極端な値(外れ値)をとることがある。こうした外れ値は変数間の関係に影響し誤った解釈を導きかねない。そこで平均から±3標準偏差の値を外れ値の閾値と判断し、この範囲を超える数値を閾値に置き換えて補訂した。

分析の対象とする市区町村は、「日本の地域別将来推計人口(平成30年推計)」(国立社会保障・人口問題研究所 2018)と同じ2018年3月1日時点の1,798市区町村(東京23区(特別区)および12政令市の128区と、この他の766市、713町、168村)と、福島県の59市町村をあわせた合計1,857としたが、このうち11の市区町村<sup>6)</sup>でベイズ推定合計出生率(厚労省 2020)が欠測であるため、1,846市区町村について結婚力効果(総合効果, 直接効果, 間接効果)と夫婦出生力効果を推計した。

## 2. 結婚力総合効果および完結結婚量にのみ基づく結婚力の直接効果の推計

まず、完結結婚量に基づく直接効果、結婚タイミングに基づく間接効果を合わせた結婚力の総合効果の算出に使用する対数合計出生率モデル((17)式)の推定結果を表1に示す。

表1 対数合計出生率モデルの推定結果(完結結婚量および結婚タイミングによる結婚力総合効果)

パラメータ推定値	標準誤差	t 値	p 値	95%信頼区間		
切片: $\ln T\hat{F}R^c$	0.394	0.002	164.9	0.000	0.390	0.399
基準化対数女性有配偶者割合の係数: $\hat{\beta}$	0.773	0.021	37.1	0.000	0.732	0.814

$n=1,846$ , 自由度調整済み  $R^2=0.427$

下記の対数線形式に、市区町村  $i$  の合計出生率実績値の対数値および女性の有効有配偶者割合を適用すれば、残差項として各自治体の結婚力に依存しない夫婦出生力効果の対数値が得られる。

6) 合計出生率のベイズ推定値については、東日本大震災による福島第一原子力発電所の事故に伴う避難指示区域などの被災地域における一部の人口過小地域は除外されている。欠測となっているのは以下の11町村: 宮城県女川町, 福島県南相馬市, 福島県広野町, 福島県楢葉町, 福島県富岡町, 福島県川内村, 福島県大熊町, 福島県双葉町, 福島県浪江町, 福島県葛尾村, 福島県飯館村。



$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^i &= \ln \widehat{\text{TFR}}^c + \hat{\beta} \ln(\text{PM}^i/43.8) + u^i \\ &= 0.394 + 0.773 \times \ln \Delta \text{PM}^i + u^i.\end{aligned}\tag{33}$$

続いて、完結結婚量のみに基づく結婚力の直接効果を操作変数法により推定する。第一段階で基準化対数男性人口割合  $\ln \Delta \text{PP}^M$  で基準化対数女性有配偶者割合  $\ln \Delta \text{PM}^i$  を説明するモデルを推定し ((25)式), 予測値  $\ln \widehat{\Delta \text{PM}}^i$  を得る。表 2 に第一段階の推定結果を示した。

表 2 操作変数法第一段階：基準化対数男性人口割合で説明する基準化対数女性有配偶者割合モデルの推定結果

パラメータ推定値	標準誤差	t 値	p 値	95%信頼区間	
切片： $\hat{c}_0$	0.003	0.003	1.28	0.199	-0.002 0.009
基準化対数男性人口割合の係数： $\hat{\beta}_0$	0.400	0.049	8.11	0.000	0.303 0.496

$n=1,846$ , 自由度調整済み  $R^2=0.034$

推定された係数を用いて下記のとおり基準化対数女性有配偶者割合の予測値を得る。

$$\begin{aligned}\ln \widehat{\Delta \text{PM}}^i &= \hat{c}_0 + \hat{\beta}_0 \ln \Delta \text{PP}^{M,i} \\ &= 0.003 + 0.400 \times \ln \Delta \text{PP}^{M,i}.\end{aligned}\tag{34}$$

この基準化対数女性有配偶者割合の予測値をつかって、第二段階の(27)式を推定すると表 3 に示すように基準化対数女性有配偶者割合の係数は0.628と推定された。つまり、結婚タイミングが夫婦の子ども数を介して合計出生率に影響する効果が取り除かれたため、(33)式の結婚力総合効果 ( $\hat{\beta}=0.773$ ) よりも傾きが低下している。総合効果と完結結婚量のみによる効果の差分  $\hat{\beta} - \hat{\beta}_{IV}$  は0.145と推定される。これが、結婚タイミング(結婚年齢構造)が夫婦の子ども数を介して合計出生率に影響する効果である。

推定された係数で(31)式を表記すると以下のようなになる。

表 3 操作変数法第二段階：対数基準化女性有配偶者割合予測値による対数合計出生率モデルの推定結果(完結結婚量のみによる直接効果)

パラメータ推定値	標準誤差	t 値	p 値	95%信頼区間	
切片： $c$	0.396	0.003	152.5	0.000	0.391 0.401
		(0.003)	(117.4)	(0.000)	(0.389) (0.492)
基準化対数女性有配偶者割合の係数： $\hat{\beta}_{IV}$	0.628	0.114	5.53	0.000	0.405 0.851
		(0.148)	(4.3)	(0.000)	(0.338) (0.917)

$n=1,846$ , 修正後自由度調整済み  $R^2=0.412$  (0.009)

注：標準誤差, t 値, 自由度調整済み  $R^2$  は脚注 3 に基づく修正値 (( )内は修正前の値)。

$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^i &= \ln \widehat{\text{TFR}}^c + \hat{\beta}_{\text{IV}} \ln \Delta \text{PM}^i + (\hat{\beta} - \hat{\beta}_{\text{IV}}) \ln \Delta \text{PM}^i + u^i \\ &= 0.394 + 0.628 \times \ln \Delta \text{PM}^i + 0.145 \times \ln \Delta \text{PM}^i + u^i.\end{aligned}\quad (35)$$

この対数線形モデルを真数の形に戻し、有効有配偶者割合の全国値を43.8%として各市区町村の合計出生率 TFR を表すと、有配偶者割合およびモデル残差項から、完結結婚量に基づく結婚力の直接効果  $I_{\mu q}$ 、結婚タイミングに基づく結婚力の間接効果  $I_{\mu t}$ 、結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  の推計値を得る。なお  $\widehat{\text{TFR}}^c$  は女性有配偶者割合の全国値に対応する合計出生率のモデル推定値（全国水準）である。

$$\begin{aligned}\text{TFR}^i &= \exp 0.394 \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{0.628} \times (\text{PM}^i/\text{PM}^1)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= 1.484 \times (\text{PM}^i/43.8)^{0.628} \times (\text{PM}^i/43.8)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= \widehat{\text{TFR}}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i.\end{aligned}\quad (36)$$

夫婦の子ども数を介した影響も含めた結婚力総合効果  $I_{\mu}$  は、(13)式のとおり  $I_{\mu q}$  と  $I_{\mu t}$  の積で表せる。推計された結婚総合力効果  $I_{\mu}$  と（結婚タイミングの間接効果を除去した）夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  の相関係数は  $-0.003$  であり、相関のない分解となっていることがわかる。

## V. 市区町村の結婚力効果と夫婦出生力効果および完結結婚量と夫婦完結出生児数の推計

図6には、基準化対数女性有配偶者割合と対数合計出生率の散布図を示した。破線の傾きは、操作変数法によって推定された夫婦の子ども数に影響しない完結結婚量に基づく結婚力の対数合計出生率に対する直接効果である。一方、実線の傾きは、結婚タイミングによる夫婦の子ども数を介して合計出生率を変動させる間接効果も含めた結婚力の総合効果である。

ここで京都府上京区 (Kg) を例に図における各指標を確認する。京都府上京区は女性の20~39歳有配偶者割合が30.9%（全国値は43.8%）、合計出生率は0.95なので基準化対数有配偶者割合  $\ln \Delta \text{PM}^{\text{Kg}}$  は  $-0.340$  ( $=\ln(30.9/43.8)$ )、対数合計出生率  $\ln \text{TFR}^{\text{Kg}}$  は  $-0.051$  ( $=\ln 0.95$ ) である。入力値と推定されたパラメータを用いて(31)式の分解式を示す。

$$\begin{aligned}\ln \text{TFR}^{\text{Kg}} &= 0.051 \\ &= 0.394 + \{0.628 \times (-0.340)\} + \{(0.773 - 0.628) \times (-0.340)\} + (-0.176) \\ &= 0.394 + (-0.219) + (-0.051) + (-0.176) \\ &= \ln \widehat{\text{TFR}}^c + \ln I_{\mu q}^{\text{Kg}} + \ln I_{\mu t}^{\text{Kg}} + \ln I_{\gamma}^{\text{Kg}}.\end{aligned}\quad (37)$$

つまり，京都府上京区の対数合計出生率 $-0.051$ は，対数標準合計出生率 $\ln TFR^c$ の $0.394$ ，対数結婚力直接効果 $\ln I_{\mu q}^{Kg}$ の $-0.219$ ，対数結婚力間接効果 $\ln I_{\mu t}^{Kg}$ の $-0.051$ ，対数夫婦出生力効果 $\ln I_{\gamma}^{Kg}$ の $-0.176$ に分解される．これら各要素を真数に戻した数値は，以下の $I$ 指標の算出式の結果と一致する．

$$\begin{aligned} I_{\mu q}^{Kg} &= (PM^{Kg}/PM^{Kg})^{0.628} \\ &= (30.9/43.8)^{0.628} \\ &= 0.803, \end{aligned} \tag{38}$$

$$\begin{aligned} I_{\mu t}^{Kg} &= (PM^{Kg}/PM^{Kg})^{(0.773-0.628)} \\ &= (30.9/43.8)^{0.145} \\ &= 0.951, \end{aligned} \tag{39}$$

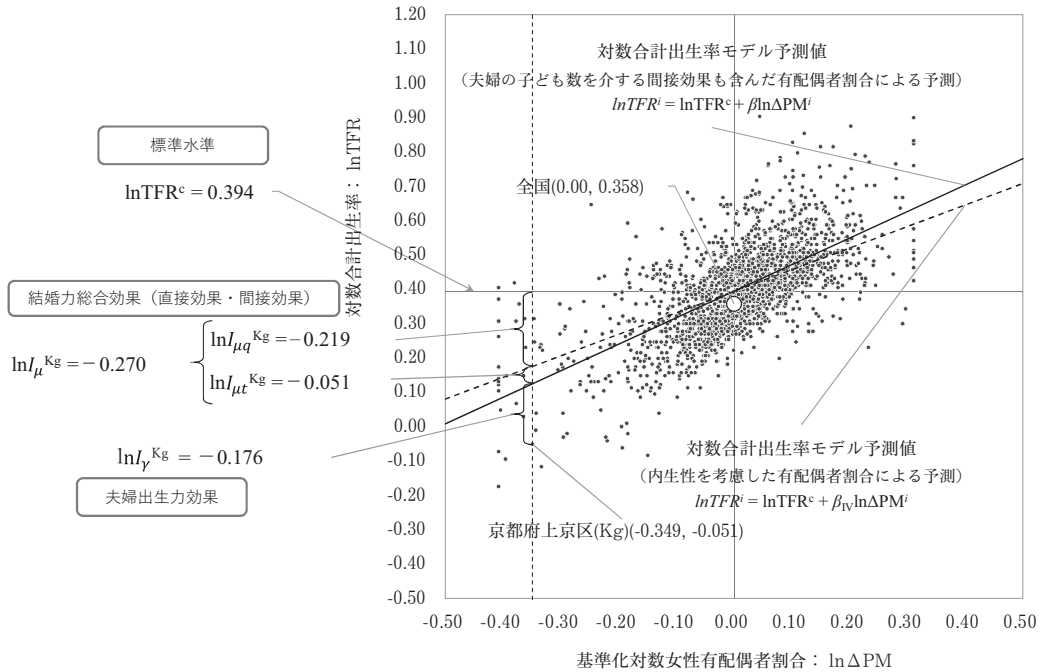
$$\begin{aligned} I_{\gamma}^{Kg} &= \exp u^{Kg} \\ &= 0.839. \end{aligned} \tag{40}$$

京都府上京区の結婚力の直接効果と間接効果をかけあわせた結婚力総合効果 ( $0.764=0.803 \times 0.951$ ) は，表1の有配偶者割合効果の係数と上京区の有配偶者割合を用いたモデル値と一致する．

$$\begin{aligned} I_{\mu}^{Kg} &= (PM^{Kg}/43.8)^{0.773} \\ &= (30.9/43.8)^{0.773} \\ &= 0.764. \end{aligned} \tag{41}$$

標準合計出生率の $1.484 (= \exp 0.394)$ に対し，結婚力の直接効果と間接効果を合わせた結婚力の総合効果は $0.764$ ，すなわち上京区の結婚力は全国に比べ合計出生率を $76\%$ に抑制している（完結結婚量効果は $80\%$ に抑制，結婚タイミング効果は $95\%$ に抑制）．そして完結結婚量および結婚タイミングによる影響を統制してもなお残る出生力の差異，ここでは主に夫婦出生力の効果と解釈すると，夫婦出生力効果は $0.839$ ，すなわち全国標準出生率を $84\%$ に抑制していると理解できる．京都府上京区は合計出生率が低い自治体であるが，結婚後の夫婦の行動による抑制は $84\%$ であるのに対し，結婚が少なく遅いために抑制される効果は $76\%$ と結婚による抑制効果がより大きいことがわかる．この両者の効果によって上京区の合計出生率は標準に比べ $64\% (=84\% \times 76\%)$ という低い値に抑制されている．

図6 基準化対数女性有配偶者割合と対数合計出生率の関係を示す散布図（京都府上京区の結果を例示）

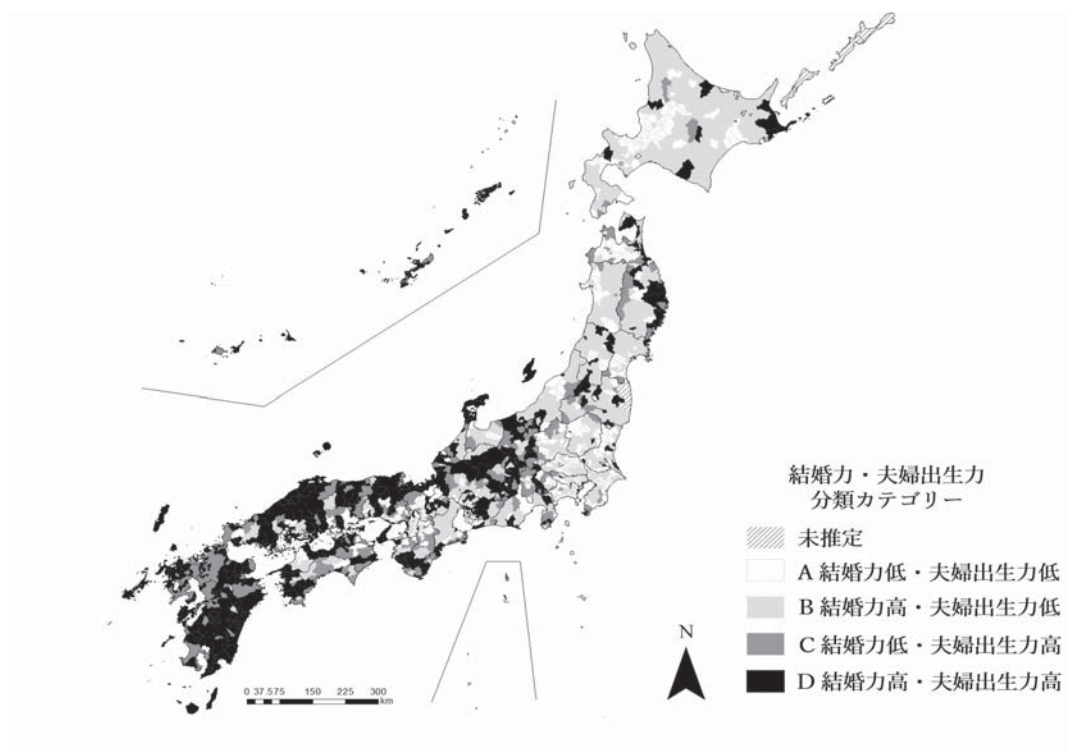


注: 京都府上京区 (Kg) は、2015年の女性有配偶者割合（有効有配偶者割合）が30.9%、TFRが0.95であるので、基準化された対数女性有配偶者割合は-0.349、対数合計出生率は-0.051となる。標準の対数合計出生率は0.394である。上京区の特徴を示す、結婚力直接効果の対数値  $\ln I_{\mu q}^{Kg}$  は-0.219、夫婦の子ども数を介する結婚力の間接効果の対数値  $\ln I_{\mu t}^{Kg}$  は-0.051、結婚力に依存しない対数夫婦出生力効果の対数値  $\ln I_{\gamma}^{Kg}$  は-0.176であると推計される。

それでは全国の市区町村の推計結果を確認してみよう。結婚力総合効果  $I_{\mu}$  が1を超える（全国水準よりも高い）か否か、結婚力に依存しない夫婦出生力効果  $I_{\gamma}$  が1を超えるか否かで市区町村を4つのグループに分ける。結婚力総合効果も夫婦出生力効果も1以下のグループをA、結婚力は1を上回るが夫婦出生力が低いグループをB、結婚力は低いが夫婦出生力が1を超えるグループをC、結婚力も夫婦出生力も高いグループをDとすると、1,846の市区町村はそれぞれ467（25.3%）、547（29.3%）、343（18.6%）、489（26.5%）に分類された。

図7には結婚力総合効果・夫婦出生力効果の組み合わせ4パターン別の空間的分布を示した。結婚力総合効果も夫婦出生力効果も高いのは沖縄県、九州南部・東部、中国地方、近畿日本海側、岐阜県北部、岩手県東部、北海道東部根室地域などである。九州北西部では結婚力効果は低いが夫婦出生力が高い。反対に北海道、東北地方など東日本の多くでは結婚力効果は高いが夫婦出生力効果が低い。都市部では両方とも低いことがわかる。なお、モデルにより得られた各効果指標の基本統計量を表4左に示した。

図7 結婚力総合効果と夫婦出生力効果の組み合わせ4パターンの空間分布



最後に本研究における効果指標がどのように活用できるかを示したい。離死別再婚過程と未婚者からの出生を無視できれば、女性一人あたりの最終的な子ども数は概ね女性の再生産期間完了時である50歳時配偶者割合  $PM_{50}$ （離死別の発生を無視すれば既婚者割合と同等）と夫婦完結出生児数  $CEB_{45+}$ （children ever born）に分解できる。例えば2015年の国勢調査によれば、女性50歳時点の既婚者割合の全国値は85.9%<sup>7)</sup>、妻が45～49歳の夫婦のいる世帯の平均子ども数（妻40～44歳の同居児数に基づく推計値）は1.660人であった<sup>8)</sup>。この場合、女性一人あたりの子ども数は1.426となる。ちなみに2015年の期間指標である合計出生率全国値は1.450であり近い値とはなっているが、前述の推計に用いられた国勢調査における子ども数は同居児に限定されるため夫婦の出生児数よりも過小になっている可能性に留意が必要である。

7) 既婚者割合は有配偶、離別、死別を合計した割合。45～49歳と50～54歳の既婚者割合を平均した。

8) 国勢調査の子ども数は、母親と同居する子ども数であるため、子どもの年齢が高くなると離家が進み出生児数よりも過小となる。そこで2015年の人口動態統計から、42歳までの累積出生率と47歳までの累積出生率との比1.006を求め、妻40代前半の子ども数（1.65）に乗じて妻40代後半の子ども数を推計した（1.66）。また国勢調査の結果では子ども4人以上が一括されているため、平均値の算出にあたっては、人口動態統計における近年の出生順位別構造を参照し、内訳を4人が75%、5人が25%として求めた。

$$\begin{aligned}
\text{TFR} &\approx \text{PM}_{50}^c \times \text{CEB}_{45+} \\
&= 0.859 \times 1.660 \\
&= 1.426 .
\end{aligned}
\tag{42}$$

そして、標準となる50歳時配偶者割合  $\text{PM}_{50}^c$  を、完結結婚量効果を示す  $I_{\mu q}^i$  (図5の①a) で調整すれば、各市区町村の50歳時配偶者割合  $\widehat{\text{PM}}_{50}^i$  が推計でき、標準となる夫婦完結出生児数  $\text{CEB}_{45+}^c$  を、結婚のタイミング効果を示す  $I_{\mu t}^i$  (①b) と夫婦出生力効果  $I_{\gamma}^i$  (②) で調整すれば、各市区町村の夫婦完結出生児数  $\widehat{\text{CEB}}_{45+}^i$  が推計できる。今回、有配偶者割合は推計後の市区町村別15～49歳女性人口加重平均値が85.9%になるよう標準水準  $\text{PM}_{50}^c$  を設定したところ86.0%となった。また夫婦完結出生児数は市区町村別15～49歳有配偶女性人口による加重平均値が1.660になるよう設定したところ、標準水準  $\text{CEB}_{45+}^c$  は1.710となった。

$$\begin{aligned}
\text{TFR}^i &= \text{TFR}^c \times I_{\mu q}^i \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i \\
&\approx (\text{PM}_{50}^c \times I_{\mu q}^i) \times (\text{CEB}_{45+}^c \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i) \\
&= (0.860 \times I_{\mu q}^i) \times (1.710 \times I_{\mu t}^i \times I_{\gamma}^i) \\
&= \widehat{\text{PM}}_{50}^i \times \widehat{\text{CEB}}_{45+}^i .
\end{aligned}
\tag{43}$$

なおここで推計される完結有配偶者割合(既婚者割合)と夫婦完結出生児数は、期間データ情報に基づく生涯指標の推計であるため、コーホート指標としての完結有配偶者割合や完結出生児数とは、相関はあるものの異なる指標であることに注意が必要である。つまり、ここでの市区町村別の推計値は、全国値に基づいた標準水準が与えられた場合に、当該年次の結婚力効果、夫婦出生力効果の地域差を利用して推計された期間指標となる。表4右には、標準水準と市区町村別効果指標によって推計された各市区町村の女性50歳時配偶者割合  $\widehat{\text{PM}}_{50}^i$  と夫婦完結出生児数  $\widehat{\text{CEB}}_{45+}^i$  の基本統計量を示した。50歳時配偶者割合の市区町村別推計値と2015年国勢調査による市区町村別50歳時既婚者割合との相関係数は0.376であった。

これらの推計値が実際の地域差とどの程度整合的かを確認するために、地域差がわかる実績値と比較をした。表5上段には女性50歳時配偶者割合の推計値と2015年国勢調査の結果を地域ブロック別<sup>9)</sup>に示している。南関東で低く、東海、北陸甲信越で高いといった実績値の傾向が再現されている。

9) 地域ブロックは、北海道：北海道。東北：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県。北関東：茨城県、栃木県、群馬県。南関東：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県。北陸甲信越：新潟県、富山県、石川県、福井県、山梨県、長野県。東海：岐阜県、静岡県、愛知県、三重県。近畿：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県。中国・四国：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、徳島県、香川県、愛媛県、高知県。九州・沖縄：福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県。

表4 推計された各効果指標（左）および女性50歳時既有配偶者割合、夫婦完結出生児数（右）の基本統計量

基本統計量	標準合計出生率	結婚力直接効果 (完結結婚量)	結婚力間接効果 (結婚タイミング)	夫婦出生力効果	女性50歳時 有配偶者割合(%) 推計	(参考)女性50歳 時既婚者割合(%) 実績(国勢調査)	妻45～49歳夫婦 完結出生児数(人) 推計
	TFR <sup>c</sup>	$I_{\mu q}$	$I_{\mu t}$	$I_f$	$\widehat{PM}_{50}^i$	PM <sub>50</sub>	CÊB <sub>45+</sub>
標準水準算出ベース	—	—	—	—	全国実績値85.9% (2015年国勢調査)		全国推計値1.66 (2015年国勢調査, 妻40～44歳同居 児数に基づく推計) 全国実績値2.10 (2000～2010年 標準調査, 妻45 歳以上出生児数, 山内 2017)
標準水準	1.484	—	—	—	86.0	—	1.710 2.164
最小値	—	0.774	0.943	0.696	66.6	64.5	1.165 1.474
P05	—	0.891	0.974	0.862	76.6	80.2	1.472 1.862
P25	—	0.968	0.992	0.935	83.2	85.5	1.600 2.024
P50(中央値)	—	1.010	1.002	0.987	86.8	88.0	1.694 2.143
P75	—	1.052	1.012	1.058	90.4	90.1	1.815 2.296
P95	—	1.120	1.027	1.208	96.4	92.9	2.066 2.613
最大値	—	1.215	1.046	1.609	104.5	97.5	2.770 3.504
標準偏差	—	0.071	0.017	0.106	6.115	4.053	0.184 0.233
平均値	—	1.008	1.001	1.005	86.7	87.4	1.722 2.178
標準誤差	—	0.002	0.000	0.002	0.142	0.094	0.004 0.005
加重平均値	—	—	—	—	15～49歳女性人口加重平均	15～49歳女性人口加重平均	15～49歳有配偶者女性人口加重平均 15～49歳有配偶者女性人口加重平均
					85.9	85.7	1.660 2.100

注1：対象市区町村数は1,846。

注2：標準合計出生率は(32)式による女性有配偶者割合全国値に対応する推定値（全国水準）。女性50歳時既有配偶者割合（離死別発生を想定しなければ既婚者割合と同等）の標準水準は、全国平均（市区町村の15～49歳女性人口加重平均）が2015年国勢調査による全国実績値85.9：（45～49歳、50～54歳既婚者割合の平均値）になるよう標準水準を設定した（86.0%）。夫婦完結出生児数は全国平均（市区町村の15～49歳有配偶女性人口加重平均）が2015年国勢調査推計値1.660（妻40～44歳同居児数に基づく45～49歳平均子ども数推計値）、山内（2017）における標本調査の全国値2.10になるよう、それぞれ標準水準を設定した（1.710、2.164）。

夫婦の完結出生児数の地域分布については、標本調査の結果を参照する。通常、対象者数が希薄となる詳細な地域比較は困難であるが（石井・岩澤 2014）、山内が2000～2010年に実施された複数の社会調査15回分を用いて、地域ブロック別の夫婦の完結出生児数（45歳以上の有配偶女性の既往出生児数 ≈ 完結出生児数）を算出している（山内 2017）、その結果との比較を試みた。表5中段には国勢調査の妻40～44歳夫婦の同居児に基づく妻45～49歳夫婦の同居児数（完結出生児数）の地域ブロック別集計値と本研究における推計値、下段には標本調査集計値（山内 2017）と本研究における効果指標を用いた推計値を示した。全国値が一致するよう推計しているので、絶対水準は評価しないが、地域ブロック別の格差、例えば、南関東、北海道が低く、北陸甲信越、九州沖縄で高い傾向は概ね再現できていることがわかる。標本調査の結果は2000～2010年の実態、本推計が2015年前後の実態を反映していることを考えると、東北地方が本推計で低めとなっていることは、東北地方の合計出生率が2008年以降低迷している実態とむしろ整合的な結果と言える。同様に中国・四国、九州・沖縄の推計値の高さは、2010年以降にこの地域で見られた合計出生率の顕著な回復を反映していると見られる。

このように、まったくソースが異なるデータを用いているにもかかわらず、概ね両者の地域格差の傾向が似ていることは（相関係数は0.91）、標本調査の精度の高さと同時に本研究におけるモデリング・分解手法の妥当性を示すものだと言って良い。夫婦の完結出生児数は標本調査により調べられ全国値しか得られないことが多いが、その全国値が得られれば、本研究で示した手法に基づく効果指標を用いて、少なくとも地域ブロック別の推計値や、場合によっては都道府県や市区町村の夫婦の完結出生児数を推計することが可能になる。

表5 地域ブロック別にみた、女性50歳時配偶者割合（上段）、国勢調査ベースの夫婦完結出生児数（中段）、標本調査ベースの夫婦完結出生児数（下段）の実績値と本研究の推計値

指標/地域ブロック(注1)	全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲 信越	東海	近畿	中国・ 四国	九州・ 沖縄
女性50歳時配偶者割合(2015年) (2015年国勢調査, 既婚者割合)	85.9	82.8	87.5	88.9	84.5	88.8	88.7	85.1	86.7	84.8
地域ブロック別集計値										
市区町村の中央値	86.8	89.3	87.3	86.2	84.2	87.2	89.9	84.3	87.1	87.6
女性50歳時配偶者割合(標準水準 (86.0)×結婚力直接効果)(2013~ 2017)(本研究)(注2)	86.7	89.3	87.4	85.7	83.7	86.8	89.6	83.5	86.8	87.9
市区町村の平均値										
市区町村の女性人口加 重平均値	85.9	83.9	86.7	88.1	84.3	87.7	89.9	84.4	87.6	85.5
指標/地域ブロック(注1)	全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲 信越	東海	近畿	中国・ 四国	九州・ 沖縄
夫婦の完結出生児数(2015年国勢 調査)(注3)	1.66	1.53	1.69	1.70	1.52	1.75	1.72	1.69	1.75	1.82
地域ブロック別集計値										
市区町村の中央値	1.69	1.59	1.66	1.64	1.57	1.76	1.69	1.68	1.80	1.97
夫婦の完結出生児数(標準水準 (1.71)×結婚力間接効果×夫婦出 生力効果(2013~2017))(本研究) (注4)	1.72	1.58	1.66	1.65	1.56	1.76	1.70	1.68	1.80	1.99
市区町村の平均値										
市区町村の有配偶女性 人口加重平均値	1.66	1.53	1.63	1.65	1.54	1.71	1.70	1.67	1.78	1.90
指標/地域ブロック(注1)	全国	北海道	東北	北関東	南関東	北陸甲 信越	東海	近畿	中国・ 四国	九州・ 沖縄
夫婦の完結出生児数(2000~2010 年標本調査)(山内 2017)(注5)	2.10	2.03	2.13	2.08	1.97	2.18	2.14	2.06	2.15	2.27
中央値										
夫婦の完結出生児数(標準水準 (2.16)×結婚力間接効果×夫婦出 生力効果(2013~2017))(本研究) (注6)	2.18	2.00	2.10	2.09	1.98	2.23	2.15	2.12	2.28	2.52
市区町村の中央値	2.14	2.01	2.10	2.08	1.98	2.22	2.14	2.12	2.27	2.49
市区町村の平均値										
市区町村の有配偶女性 人口加重平均値	2.10	1.94	2.06	2.09	1.95	2.17	2.15	2.11	2.26	2.40

注1：地域ブロックは本文脚注9を参照。

注2：推計値の15~49歳女性人口の加重平均が2015年国勢調査の50歳時既婚者割合全国値（85.9%）となるよう標準水準を設定した（86.0%）。

注3：2015年国勢調査における妻40~44歳同居児数を、45~49歳同居児数に換算した夫婦完結出生児数。

注4：推計値の全国平均（市区町村の15~49歳有配偶女性人口加重平均）が国勢調査の全国値1.66になるように標準水準を設定した（1.71）。

注5：複数の社会調査15回分から得た45歳以上の有配偶女性の既往出生児数。

注6：推計値の全国平均（市区町村の15~49歳有配偶女性人口加重平均）が山内集計の全国値2.10になるように標準水準を設定した（2.16）。



## VI. 結論

人口の規模や年齢構造が大きく異なる市区町村において出生力を比較する際には合計出生率が有用である。しかし、地域差が結婚力の差異によるのか夫婦出生力の差異によるのかがわかれば、少子化過程の理解や対応策の議論はさらに進むであろう。地域の出生力変動を結婚力の差異と夫婦出生力の差異に分解する試みは、これまでも間接標準化法を用いたコールの  $I$  指標 (Coale and Watkins eds. 1986) や山内による子ども女性比の分解 (山内 2006) で提案されていた。しかし 間接標準化法では年齢構造が完全には標準化されない問題があるほか、これらのモデルが結婚年齢構造の差異を十分に考慮できていないことも問題視されていた (Sánchez-Barricarte 2001)。そこで本研究では、結婚力が出生力に影響するメカニズムを整理した上で、1,800を超える市区町村が持つ情報を用いて、再生産年齢女性の有配偶者割合が合計出生率を説明する対数線形モデルを推定し、合計出生率の地域差をもたらす結婚力効果 (完結結婚量による直接効果と結婚タイミングによる間接効果) と夫婦出生力効果を推計する方法を提案した。

2013~2017年のベイズ推定合計出生率 (厚労省 2020) と2015年国勢調査による20~39歳の日本人女性の平均有配偶者割合の実績値を用いてモデルパラメータを推定した。それにより、市区町村  $i$  における(1)完結結婚量による結婚力の直接効果  $I_{\mu q}$ , (2)結婚タイミングによる夫婦の子ども数変動を経由する結婚力の間接効果  $I_{\mu t}$ , (3)結婚力に依存しない純粋な夫婦出生力効果と考えられる  $I_{\gamma}$  を推計するための式を得た。なおモデル残差である夫婦出生力効果には結婚力で説明できない全ての効果が含まれるため、今回考慮されていない離再婚の影響や測定誤差が含まれる方法論的限界に注意が必要である。

以下の式に関心のある地域の合計出生率  $TFR^i$  および20~39歳女性の有配偶者割合  $PM^i$  (5歳階級の平均) の実績値、全国の20~39歳女性の有配偶者割合 (43.8%) を与えれば、当該地域の上記の相対効果(1)(2)(3)を推計できる。

$$\begin{aligned} TFR^i &= \exp 0.394 \times (PM^i/43.8)^{0.628} \times (PM^i/43.8)^{0.145} \times \exp u^i \\ &= 1.484 \quad \times \quad I_{\mu q}^i \quad \times \quad I_{\mu t}^i \quad \times \quad I_{\gamma}^i \end{aligned} \quad (44)$$

(1)(2)を合わせたものが結婚力の総合効果、(3)が結婚行動に依存しない夫婦出生力効果であるので、市区町村の結婚環境の評価には前者の指標を活用し、夫婦の出産・子育て環境の評価には後者が活用できる。また、標準となる全国の50歳時配偶者割合および夫婦の完結出生児数が得られれば、上記の相対指標を用いて、合計出生率を構成する当該市区町村の50歳時配偶者割合  $\widehat{PM}_{50}^i$  と夫婦の完結出生児数  $\widehat{CEB}_{45+}^i$  を推計することもできる ((43)式)。2015年国勢調査における市区町村別女性50歳時配偶者割合と今回の推計値を比較し、また、全国標本調査から得られた実際の夫婦完結出生児数と推計値を地域ブロック別に集計し比較したところ、概ね整合的な結果が得られた。なお、本論文に用いた市区

町村別入力データや結果データ、地図は、付録としてウェブ上に公開している。

今回は地理的バリエーションの評価に利用したが、時間の次元を導入すれば時系列変化の記述にも利用できる。一方、今後の課題としては、異なる年次データによる推定パラメータの安定性の確認やモデル残差を用いた夫婦出生力効果を精査すること（IIIの3で述べた空間的従属性の検証や離再婚効果の分離など）が残されている。

本研究で用いたのは、市区町村別の合計出生率（厚労省 2020）と国勢調査による再生産年齢女性の有配偶者割合という比較的簡単に入手・加工できる変数と、最小二乗法による単回帰モデルの推定という極めて単純な方法である。しかし、結婚力や出生力の関係に関する適切なメカニズムが仮定できれば、出生力変動における結婚力効果および夫婦出生力効果の推計がある程度可能であることが示された。こうした分析が可能なのは、1,800以上ある市区町村データには豊かな情報が含まれているということにほかならない。本研究は、人口学の理論や方法論が、こうした市区町村データから有用な情報を取り出す有効なツールであることを示している。

(2022年1月20日査読終了)

## 参考文献

- 石井太・岩澤美帆 (2014) 「地域分析の観点から見た出生動向基本調査の精度評価」 *Working Paper Series (J)*, No.12.
- 小池司朗 (2021) 「人口動態市区町村別統計」における合計出生率の実績値とベイズ推定値の比較『厚生労働行政推進調査事業費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）長期的人口減少と大国際人口移動時代における将来人口・世帯推計の方法論的発展と応用に関する研究（課題番号20AA2007）令和2年度総括研究報告書（研究代表者小池司朗）』, pp. 51-66.
- 厚生労働省（政策統括官付参事官付人口動態・保健社会統計室）(2020) 「平成25年～平成29年人口動態保健所・市区町村別統計」(2020.7.31).
- 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）』.
- 廣嶋清志 (2001) 「出生率低下をどのようにとらえるか？：年齢別有配偶出生率の問題性」『理論と方法』16巻2号, pp. 163-183.
- 山内昌和 (2006) 「Child-Woman Ratioを応用した地域出生力指標の検討」『人口学研究』第38号, pp. 99-110.
- 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の数の分析」『人口問題研究』第73巻第1号, pp. 21-40.
- 山口喜一・笠原里江子 (1983) 「全国の有配偶率で標準化した都道府県別合計特殊出生率」『人口問題研究』168, pp.58-61.
- Bengtson, Tommy, Osamu Saito, David Reher, and Cameron Campbell (1998) "Population and the economy: from hunger to modern economic growth," pp.69-143 in Clara-Eugenia Núñez ed. *Debates and Controversies in Economic History: Proceedings Twelfth International Economic History Congress*, Editorial Centro de Estudios Ramón Areces.
- Coale, A. J. and S. C. Watkins(eds.) (1986) *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.
- Coale, A. J. and R. Treadway (1986) "A summary of the changing distribution of overall fertility, marital fertility, and the proportion married in the provinces of Europe", pp. 31-181 in Coale, A. J. and S. C. Watkins(eds.), *The Decline of Fertility in Europe: The Revised Proceedings of a Conference on the Princeton European Fertility Project*, Princeton University Press.

- Hajnal, J. (1965) "European marriage patterns in perspectives", pp.101-143 in Glass,D.V. and Eversley, D.E.C. eds., *Population in History*, Edward Arnold.
- Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.
- Jones, Gavin W. (2007) "Fertility Decline in Asia: The Role of Marriage Change", *Asia-Pacific Population Journal*, Vol. 22 Issue 2, pp. 13-32.
- Luci-Greulich, Angela and Olivier Thévenon (2013) "The impact of family policies on fertility trends in developed countries", *European Journal of Population*, 29(4), pp. 387-416.
- Moran, P. A. P. (1950) "Notes on continuous stochastic phenomena", *Biometrika*, 37(1/2), pp.17-23.
- Reher, David Sven (1998) "Family Ties in Western Europe: Persistent Contrasts," *Population and Development Review*, Vol. 24(2), pp.203-234.
- Sánchez-Barricarte, Jesús J. (2001) "A New Proposal for Measuring Marital Fertility in Historical Populations", *Canadian Studies in Population*, Vol. 28(1), 2001, pp. 1-33.

# Nuptiality and Marital Fertility Effect on Municipality-level TFR in Japan: An application of Log-Linear Model

IWASAWA Miho, SUGA Keita, KAMATA Kenji, YODA Shohei, and  
KANENKO Ryuichi<sup>iii)</sup>

The total fertility rate is an ideal period measure for an assessment of regional differences in fertility. However, it does not uncover underlying components of determinants: nuptiality and marital fertility. To enhance understanding of the fertility decline processes and respective regional patterns, several methods for decomposition were proposed. Celebrated Coale's *I* indices (Coale and Treadway 1986) and Yamauchi's model for a child-woman ratio (Yamauchi 2006) like others have some limitations related to indirect standardization and measurement of marital fertility.

This study re-examines the causal relationships between marital fertility and nuptiality, and then the latter was further divided into direct effect on general fertility and an indirect effect via marital fertility of marriage timing. We specify these relationships between the total fertility rate and the proportion married of reproductive-age women in the log-linear form, which aids to recover the components similar to the Coale's *I* indices.

Our estimates for the complete number of children ever born demonstrate close similarity to the regional patterns shown by the result from sample surveys and the Population Census of Japan. This suggests that only with relatively simple variables and methods, demographic theories and methodologies can provide useful information in practice.

**【Key Words】** municipality-level total fertility rate, nuptiality, marital fertility, log-linear model

---

iii) Meiji University, School of Political Science and Economics