

出生率の西高東低と 若年層の地域移動

明治学院大学国際学部 熊倉正修

くまくら・まさなが 1967 年生まれ。東京大学文学部卒、ケンブリッジ大学大学院博士課程修了 (Ph.D. in Economics)。アジア経済研究所、大阪市立大学、駒澤大学等を経て現職。近著に『日本のマクロ経済政策：未熟な民主政治の帰結』岩波新書 (2019 年) など。

日本の出生率は従来から都市圏において低い傾向があったが、最近は西日本より東日本において低い「西高東低」の傾向も強まっている。その背景要因として、もともと東北日本と西南日本の間で家族や世帯の形成慣行が異なっていたこと、女性の進学率の上昇や経済活動の東京一極集中などによって若年の男女人口のバランスが崩れる地域が増えたことなどが考えられる。政府は家族の共助による子育てや介護を原則としつつ、経済支援等を通じて少子化を反転させようとしているが、こうした政策が効果的かどうかは明らかでない。

はじめに

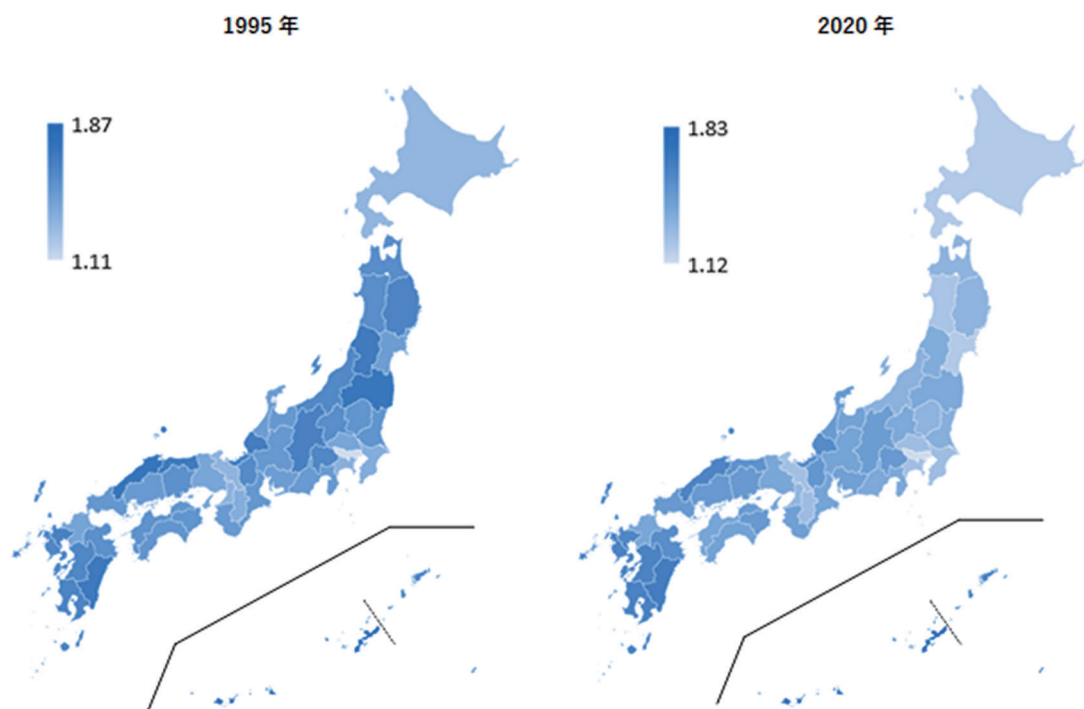
日本の合計特殊出生率は 2006 年から 2015 年にかけていったん持ち直したが、その後ふたたび下落し、2022 年には史上最低水準の 1.26 となった。これまで政府が講じてきた少子化対策が十分な効果を発揮していないことを受け、岸田文雄現内閣は今後 3 年間で少子化反転のための集中取組期間とする方針を掲げている¹⁾。政府は子育て世代の可処分所得を増やす政策に加え、両親が育児と就業を両立しやすい環境を整備することにより、少子化と労働力不足の両方に対応することを目指している。

日本の出生率の低下が止まらないといっても、出生動向は地域によってばらついている。東京都など都市圏の出生率が低いことは周知の通りだが、それに加え、近年は西日本に比べて

東日本における低迷が目立っている。全国で最も多産な沖縄県 (2021 年に 1.80) を別格としても、宮崎県 (同 1.65) や島根県 (1.61)、長崎県 (1.60) など、九州地方や中国地方には出生率が比較的高い県が多い。一方、従来から低出生が目立っていた北海道 (1.20) だけでなく、最近は秋田県 (1.23) や宮城県 (1.15)、栃木県 (1.31) など、東北地方や北関東地方において出生率の落ち込みが大きい県が目立っている²⁾。

出生率の西高東低は昔からあった現象ではなく、比較的最近になって顕在化したものである。図表 1 によると、右側の 2020 年の出生率は明らかに西高東低だが、左側の 1995 年のグラフには明瞭な傾向が認められない。また、図表 1 には示していないが、戦前から第二次世界大戦直後までは北海道や東北地方の出生率が九州地方や中国地方の出生率を上回っていた。

図表1 都道府県別の期間合計特殊出生率



(出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計集」のデータをもとに筆者作成。

近年の西高東低は政策担当者にとっても興味深い現象である。一見すると似たような状況にある非都市圏においても地域によって出生動向が異なる以上、出生率が高い地域の環境を他の地域において再現することによって一国全体の出生率を押し上げることができるかもしれないからである。

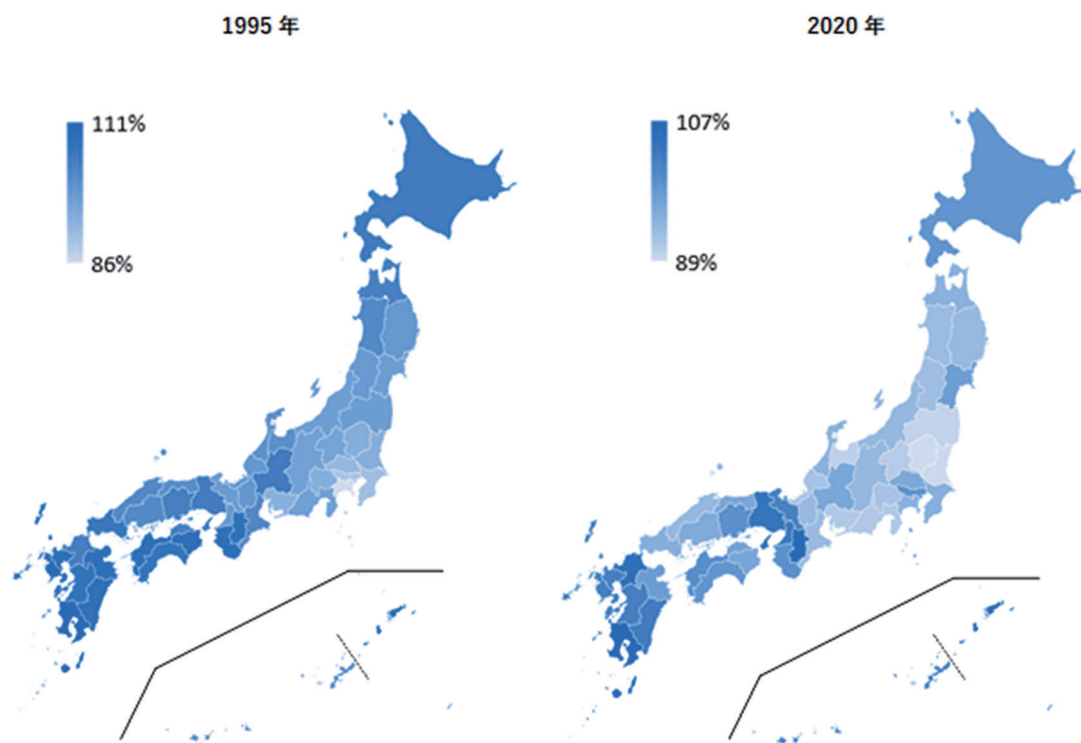
しかしこれまでの研究によって出生率の西高東低の原因が十分に解明されたとは言えない³⁾。多くの研究は経済状況や子育て支援策の違いなどをもとに出生率の地域差を説明しようとしているが、これらによって十分な説明を行うことは難しいようである。それでは他のどのような要因が関与しているのだろうか。

上記の疑問を考えるヒントになりそうなのが、地域による若年人口の男女比の違いである。図表2右側のグラフに示されているよう

に、今日の日本では東日本の非都市圏において女性が大幅に過少になっているのに対し、九州地方や近畿地方では女性人口が男性人口を上回っている。つまり、若年人口の男女比を女性人口の男性人口に対する割合として表現した場合、それに関しても西高東低の傾向が認められるわけである。

図表1に示した出生率は各都道府県における期間合計特殊出生率であり、その地域に何人の女性が住んでいるか、男女の人口比がどのようになっているかいうこととは直接的な関係を持たない。しかし後述するように、1990年代以降に若年女性が出身地を離れて進学したり就職したりする機会が増える中、女性が希望を持ってライフイベントに臨むことが難しい地域では若年女性が流出しやすくなり、出生率も低くなる可能性が考えられる。本稿では1990年代以

図表2 都道府県別の若年人口の男女比



(注) 20～39歳の男性人口に対する女性人口の比率。外国人を含めずに計算した値。

(出所) 総務省「国勢調査」のデータをもとに筆者集計。

降の出生率と若年人口の地域移動の動向を整理し、それらの因果関係を考察する。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次節では近年の地域別・世代別の出生率を婚姻率と有配偶女性の出生率に分解して分析する。第Ⅱ節では、地域による若年人口の性比の違いとその変化を若者の進学や就職の動向と関連付けながら追跡する。これらの分析を踏まえ、第Ⅲ節では都道府県別の出生率の違いの原因を簡単な回帰分析によって考察する。

I 地域別の出生率の推移

以下の分析に入る前に、本稿で出生率と呼んでいる期間合計特殊出生率の定義を確認しておきたい。

いま、女性の出産可能年齢が15歳から49歳までだと仮定しよう。標準的な期間合計特殊出生率の定義は

$$\text{期間合計特殊出生率} = \sum_{i=15}^{49} \frac{i \text{ 歳の女性の出生数}}{i \text{ 歳の女性の人口}} \quad (1)$$

である⁴⁾。この値は何を意味しているのだろうか。

いま、ある年に30歳の女性が10,000人いたとして、これらの人々が一年間に出産した子どもの数が1,000人だったとしよう。すると(1)式の右辺において*i*=30に対応する分数の値は $1,000 \div 10,000 = 0.1$ 人となり、この値は30歳の女性の平均的な出生数（ないし出産確率）を

意味する。同様に 15, 16, …, 49 歳の女性に関しても同じ計算を行い、それらの和を計算すると、それが「一人の女性が生涯に出産する子どもの数の平均値」に近い意味を持つことが分かるだろう。

ただしある年に 15 歳だった人と 49 歳だった人は別の世代に属するため、上記の年齢別の出生率が将来も一定であることは保証されず、むしろ変化する可能性が高いと考えられる。特定の世代の女性が生涯に平均で何人の子どもを出産したかを表す指標としてコホート合計特殊出生率と呼ばれるものがあるが、この指標にはその世代の全ての女性が出生可能年齢を過ぎるまで確定しないという難点がある。以下では期間合計特殊出生率を「出生率」と呼ぶが、そこに複数の世代の出生行動が反映されていることに注意する必要がある。

なお、都道府県別の期間合計特殊出生率の公式統計は厚生労働省の「人口動態統計」等に収録されているが、最近になって計算方法と依拠するデータが変更された。以前は (1) 式のように各歳別の出生率を積み上げる代わりに 15～19 歳、20～24 歳などの 5 歳階級別の出生率の合計として計算されていたが、2015 年以降、国勢調査が行われる年（西暦の末尾が 0 ないし 5 の年）には各歳別の統計をもとに算出されるようになった。また、以前は国勢調査年以外の年には (1) 式の分母に外国人を含む総人口が用いられていたが、2016 年以降は日本人人口をもとに算出されるようになった⁵⁾。本稿では年齢階級別の出生率の経時的な変化にも注目するため、国立社会保障・人口問題研究所が 5 歳階級別の出生率をもとに同一の方法で継続的に集計しているデータを利用する。また、出生率に関してもその他の変数に関しても、できる限

り日本人人口をもとに算出したデータを利用することにする。

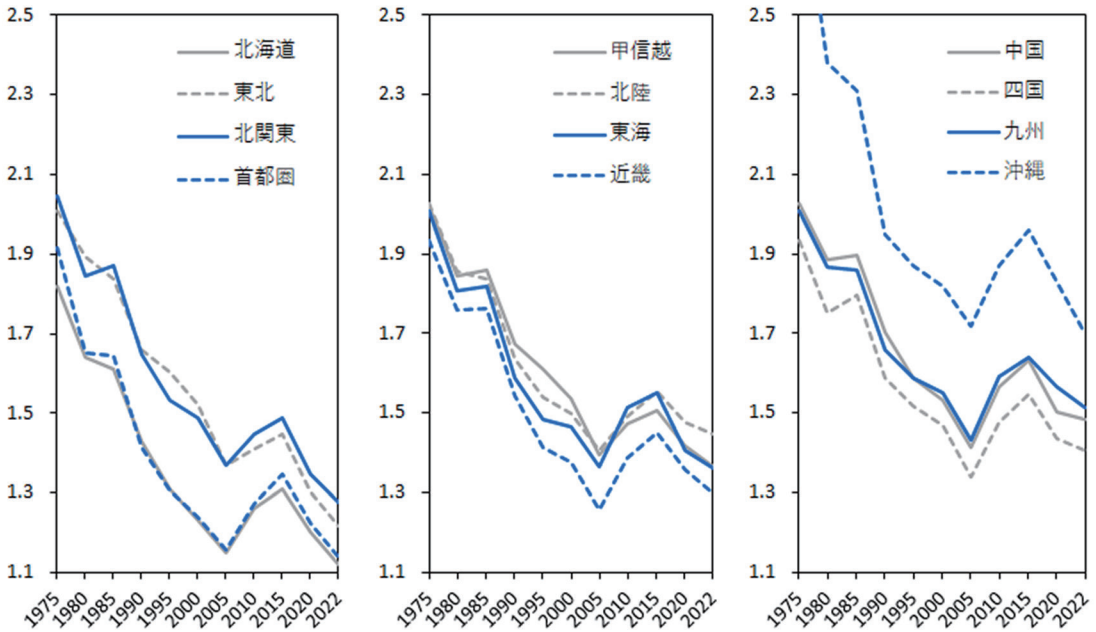
図表 3 は過去半世紀間の地域別の出生率の推移を辿ったものである。大都市を擁する首都圏と近畿地方、そして本州から離れた北海道と沖縄県を別とすると、2005 年ごろまでは地域による出生率の違いが小さかったこと、その後しだいに西高東低の傾向が強まったことが分かる。また、東北地方と北関東地方、そして中国地方と（沖縄県をのぞく）九州地方の出生率がよく似た推移を示していることも見て取れる。

なお、北海道の出生率は終戦直後まで非常に高かったが、その後に急落し、1960 年代のうちに首都圏並みの水準に落ち込んだ。これはもともと本土からの入植者が多い北海道において域内の人口移動が活発だったこと、経済活動の中心が農林水産業から製造業やサービス業に移行する中、道内で札幌市やその周辺地区への人口集中が進んだためだと考えられる⁶⁾。つまり、全国レベルで地方から都市部への人口移動が進んで平均的な出生率が低下したのと同じことが、北海道内で先行して生じたわけである。この事例は、近年の全国の出生率の西高東低の原因を考える上でも参考になる。

図表 3 では、全ての地域の出生率が 2005 年にいったん底を打った後に反転し、2015 年から再び下落している。これは 2005 年まで団塊ジュニア世代などの晩産化が出生率の低下を加速させていたのに対し、その後の一時的な出産ラッシュによって回復し、それが一服した後に元の基調に戻ったためである。ただし中国・四国や九州地方では 2015 年以降の下落幅がやや小さく、それも東西の出生率の乖離を広げる一因になっていたことが伺える。

図表 4 は過去の国勢調査年のうち、女性の

図表3 地域別の合計特殊出生率の推移



(注) いずれも該当地域の都道府県の出生率の単純平均値。地域の定義は以下の通り: 東北地方 (青森県, 岩手県, 宮城県, 秋田県, 山形県, 福島県), 北関東地方 (茨城県, 栃木県, 群馬県), 首都圏 (埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県), 甲信越地方 (新潟県, 山梨県, 長野県), 北陸地方 (富山県, 石川県, 福井県), 東海地方 (岐阜県, 静岡県, 愛知県, 三重県), 近畿地方 (滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県), 中国地方 (鳥取県, 島根県, 岡山県, 広島県, 山口県), 四国地方 (徳島県, 香川県, 愛媛県, 高知県), 九州地方 (福岡県, 佐賀県, 長崎県, 熊本県, 大分県, 宮崎県, 鹿児島県)。

(出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計集」及び厚生労働省「令和4年人口動態統計」のデータをもとに筆者集計。

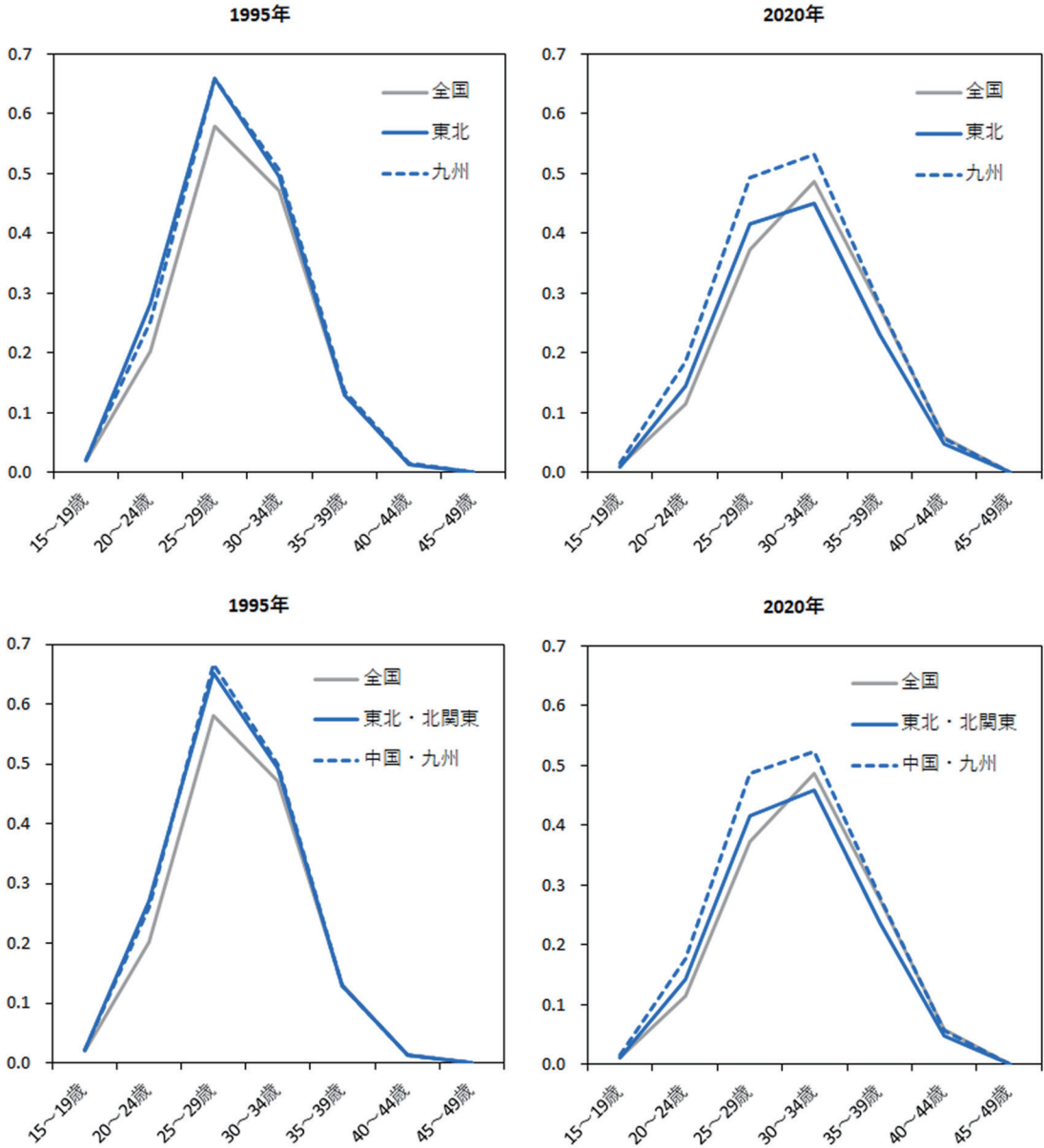
進学・就職環境が大きく変化する直前の1995年と2020年に関して5歳階級別の出生率を示したものである。たとえば左上のグラフにおける1995年の15～19歳の値は、同年に15～19歳だった女性の出生数をそれらの女性の人口で割って5を乗じた値を表している。したがって15～19歳から45～49歳までの値の和がその年の合計特殊出生率と一致する。

図表4の左上のグラフを見ると、1995年の東北地方と九州地方の出生率の年齢別プロフィールがよく似ていたことが分かる。これは左下の東北・北関東地方と中国・北関東地方のグラフに関しても同様である。一方、右上の2020年のグラフでは、中国・九州地方の出生率のプロフィールが東北・北関東地方のプロ

フィールに比べて上方に大きく張り出している。より詳しく比較すると、九州地方では東北地方に比べて15～19歳が約6割、20～24歳は約3割高いが、25～29歳から40～44歳に関する両地域の差はいずれも2割前後である。右下の東北・北関東地方と中国・九州地方のグラフに関しても同様の傾向が認められる。

なお、図表4によると、どの地域においても出生率のピーク年齢が1995年には25～29歳だったのに対し、2020年には30～34歳に移行している。ここには示していないが、ピーク年齢の移行が生じたのは2000年から2005年にかけてのことであり、その背後には女性の高学歴化や就業機会の拡大があったと思われる。ただし都市部の影響が大きい全国平均のグラフに比

図表4 地域別・年齢階級別の出生率



(注) 九州は沖縄県をのぞく。

(出所) 国立社会保障・人口問題研究所「都道府県別女子の年齢（5歳階級）別特殊出生率および合計特殊出生率（各年版）」のデータをもとに筆者作成。

べると、東北・北関東地方と中国・九州地方のグラフは25~29歳階級と30~34歳階級の差が小さい。その理由の一つは、これらの地域において大卒女性が相対的に少ないことだと考えられる。

次に出生率と婚姻率の関係を検討しよう。ここで先の(1)式に戻り、 Σ の記号の後の

$$\frac{i \text{ 歳の女性の出生数}}{i \text{ 歳の女性の人口}} \quad (2)$$

の部分に注目する。諸外国に比べると、日本で未婚のまま出産する人が少ないことが知られている。そこで、(2) 式を

$$\frac{i \text{ 歳の既婚女性の出生数}}{i \text{ 歳の女性人口}} \quad (3)$$

と書き換えてみよう。表記の簡略化のために(3) 式の「 i 歳の」を省略することにし、この式をさらに

$$\frac{\text{既婚女性の人口}}{\text{女性の人口}} \times \frac{\text{既婚女性の出生数}}{\text{既婚女性の人口}} \quad (4)$$

と書き換える。この式は

$$\text{女性の既婚率} \times \text{既婚率女性の出生率} \quad (5)$$

を意味している。

(5) 式から分かるように、ある年齢階級の女性の出生率が変化した場合、それがその年齢階級の女性の既婚率の変化を反映している可能性もあれば、既婚女性の出生率の変化によるものである可能性もある。国勢調査の人口統計では過去に一度も結婚したことがない人を「未婚者」と呼び、現時点で伴侶がいる人を「有配偶者」、それ以外の人々を「離別者」や「死別者」と呼んでいる。そこで、以下では(5) 式の既婚率を「有配偶率」、既婚女性を「有配偶女性」と呼ぶことにする。

図表5は、1995年と2000年の年齢階級別の有配偶率を計算して比較したものである。国勢調査の人口統計には配偶関係のカテゴリーとして「不詳」があるため、それに該当する人口を都道府県・年齢階級別に「未婚」と「有配偶」、

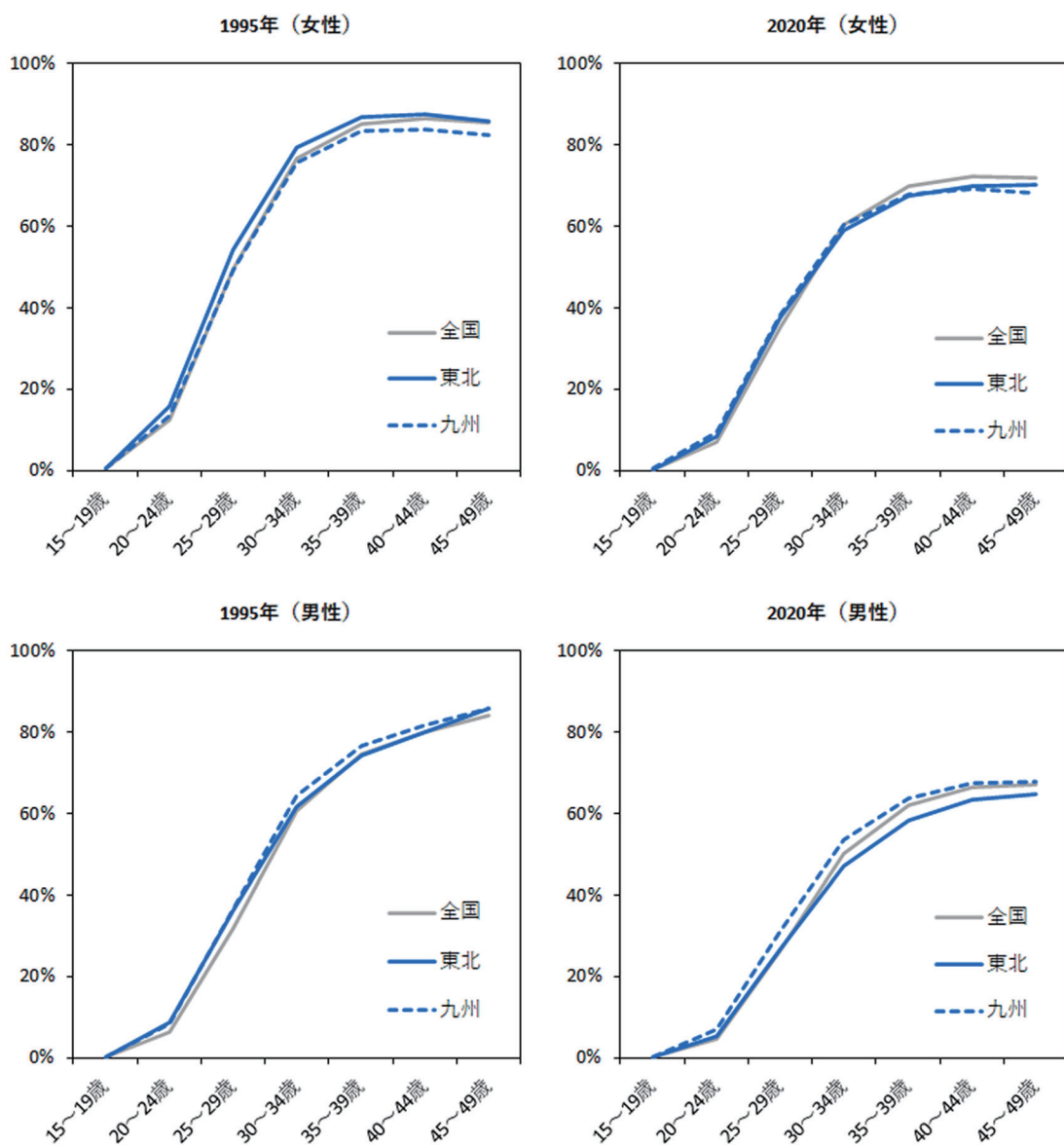
「離別」、「死別」に按分した上で計算を行った⁷⁾。ただし現実の「不詳」には有配偶者よりそれ以外の人々が多く含まれている可能性が高く、地域によってその割合が異なっていることも考えられるため、図表5の計数には誤差が含まれている可能性がある。なお、出生率と直接的な関係を持つのは女性の有配偶率だが、図表5には参考として男性の有配偶率も示した。ただし紙幅の制約により、ここでは全国と東北地方、そして（沖縄県をのぞく）九州地方の計数だけを掲載している。

最初に左上のグラフにおいて1995年の女性の有配偶率の年齢別プロフィールを観察すると、東北地方は全国比でやや早婚だったことが分かる。九州地方では全国平均に比べて30歳代以降の有配偶率がやや低くなっているが、これは他の地域に比べて離別（離婚）の頻度がやや高かったことによるところが大きい。

右上の2020年のグラフでは、全ての年齢階級に関して1995年比で有配偶率が低下しているが、東北地方と九州地方の差は小さくなり、（ここには示していないが）離別件数の婚姻件数に対する比率もほぼ同じになっている。これらのことは、九州地方に比べて東北地方では若年女性の有配偶率が大きく下落したこと、婚姻・離別行動の地域差が縮小したことを意味している。

次に下段の二つのグラフにおいて男性の有配偶率を観察すると、1995年には東北・九州地方とも20歳代の有配偶率が全国平均よりやや高く、相対的に早婚だったことが分かる。東北地方と九州地方の違いは大きくないが、九州地方の方が20歳代後半から30歳代にかけての有配偶率がやや高く、女性の場合と逆になっていた。しかし2020年にかけて全国的に有配偶率

図表5 地域・年齢階級別の有配偶率



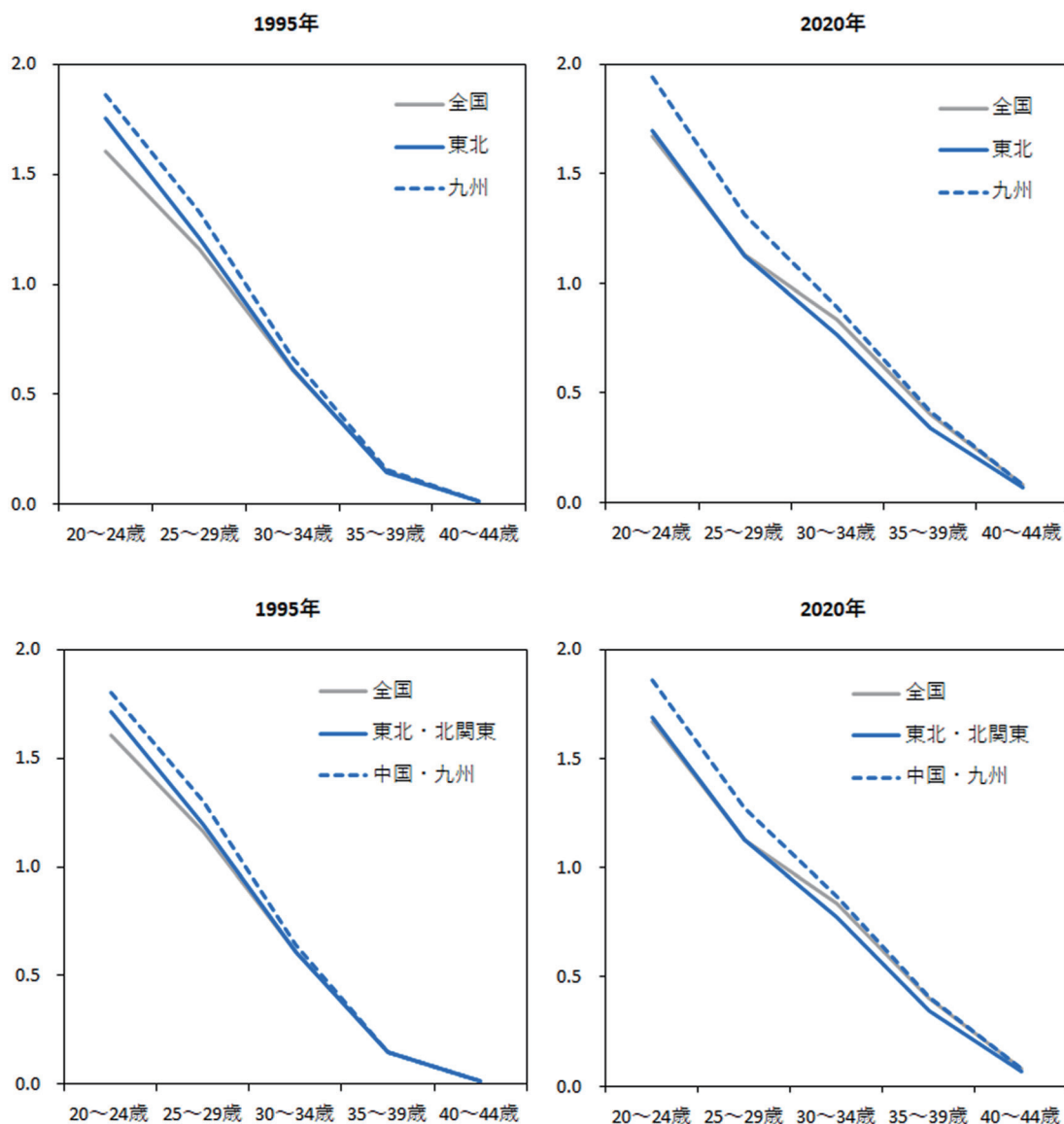
(出所) 国勢調査のデータをもとに集計。

が低下すると同時に、東北地方と九州地方の差が拡大した。2020年には20～24歳以上の全ての年齢階級において東北地方の有配偶率が九州地方の有配偶率を3～4%ほど下回っており、男性の結婚が難しくなったことが伺える。図表4のように東北・北関東地方と中国・九州地方を比較しても、定性的には似通った変化が認め

られる。

最後に、(5)式の「既婚女性の出生率」に相当する年齢階級別の有配偶女性の出生率を試算した結果が図表6である。ただし(5)式が「未婚女性の出生数は0」という仮定の下で成立する関係であるのに対し、現実には母親が20歳未満の年齢層では非嫡出子が少なくな

図表6 地域・年齢階級別の有配偶女性の出生率



(出所) 国勢調査のデータをもとに集計。

い。母親の年齢別の非嫡出出産の件数は全国の集計値が公表されているが、それを都道府県別にブレイクダウンした統計は公表されていない。また、上述した理由により、有配偶女性の出生率の計算に必要な有配偶率のデータにも誤差が含まれている。そこで、全国のデータから得られる年齢階級別の非嫡出出生率をもと

に各地域の出生率を調整した上で、ここでは出生数が多く集計誤差が相対的に少ないと考えられる20~29歳から40~44歳までの年齢階級の試算値だけを示している。

最初に左上のグラフを見ると、1995年時点では東北、九州地方とも比較的若い年齢の既婚女性の出生率が全国平均を上回っていたこと、

九州地方においてその傾向が特に顕著だったことが分かる。次に右上のグラフに示した2020年の出生率プロフィールを見ると、東北地方では20歳代女性の出生率が1995年比で低下し、30歳代の出生率も全国平均よりやや低くなっている。それに対し、九州地方では20～24歳以外の年齢階層の出生率が1995年比で上昇し、20歳代の出生率が東北地方や全国平均に比べて顕著に高くなった。下段グラフの東北・北関東地方と中国・九州地方の出生率プロフィールの比較は省略するが、定性的な差異は上段の東北地方と九州地方の違いと似通っている。

これまでの分析によると、1995年時点で東北地方と九州地方の（あるいは東北・北関東地方と中国・九州地方の）年齢階級別出生率がほぼ同じだったと言っても、その背後にある女性の婚姻・出生動向は必ずしも同一でなかったようである。すなわち、東北地方の女性はもともと九州地方の女性に比べてやや早婚だったのに対し、九州地方では若年既婚女性の出生率が東北地方に比べて高く、結果的に両地域の出生率がほぼ等しくなっていた。しかしその後、東北地方では20代～30代前半の女性の既婚率が全国平均並みの水準に落ち込み、同時に若年の既婚女性の出生率がやや低下したことによって合計特殊出生率が大きく下落した。一方、九州地方では女性の有配偶率の下落幅が全国と同程度に留まった上に、既婚女性の出生意欲が押しなべて堅調であり、とりわけ30歳未満の若年既婚者の出生率が高いことが未婚者を含む期間合計特殊出生率を下支えしていた。図表4～6の全国平均が都市圏の影響を強く受けていることを考慮すると、九州地方や中国地方において若年女性の出生率が高い非都市型の出生構造が続

いているのに対し、東北地方や北関東地方の女性の出生行動は都市部の女性の行動に接近してきていると言える。

なお、次節以下の参考として触れておくと、日本では歴史的に東西間で家族形成や相続慣行に関する違いが存在し、それぞれ「東北日本型」「西南日本型」などと呼ばれている⁸⁾。婚姻に関しては東日本が相対的に早婚で離別（離婚）や再婚が少なく、西日本はやや晩婚で離別や再婚の頻度が高い傾向があったとされている。それを反映して、出産に関しても東北地域は母親が第一子を産むタイミングが相対的に早く、婚外子が少なかったのに対し、西南地域では母親の第一子出産年齢がやや高く、婚外が多い傾向があったという。統計を確認すると、確かに戦後も東北地方より九州地方の方が男女ともに平均初婚年齢が高い状況が続いていたが、男性に関しては1990年代に両地域の関係が逆転し、今日では東北地方の方が顕著に晩婚になった。一方、女性に関しては今のところ東西の逆転現象は発生していない。最近では西日本に比べて東日本の男性の生涯未婚率が顕著に高く、男性が結婚に苦戦しやすくなっていることが伺える。

II 若年層の地域移動と人口の性差

図表2で見たように、近年は結婚・出産年齢の男女人口の地域による偏差が目立ち、東日本において女性が相対的に過少になる傾向が強まっている。本節ではその実態と背景要因を分析する。

まず、地域別に女性人口の男性人口に対する割合（以下ではこれを女性人口比率と呼称する）を計算し、その推移を示したのが図表7で

ある。前節で分析した出生率との関係を探る目的で、ここでは婚姻件数が多い20～39歳の人口を比較した。

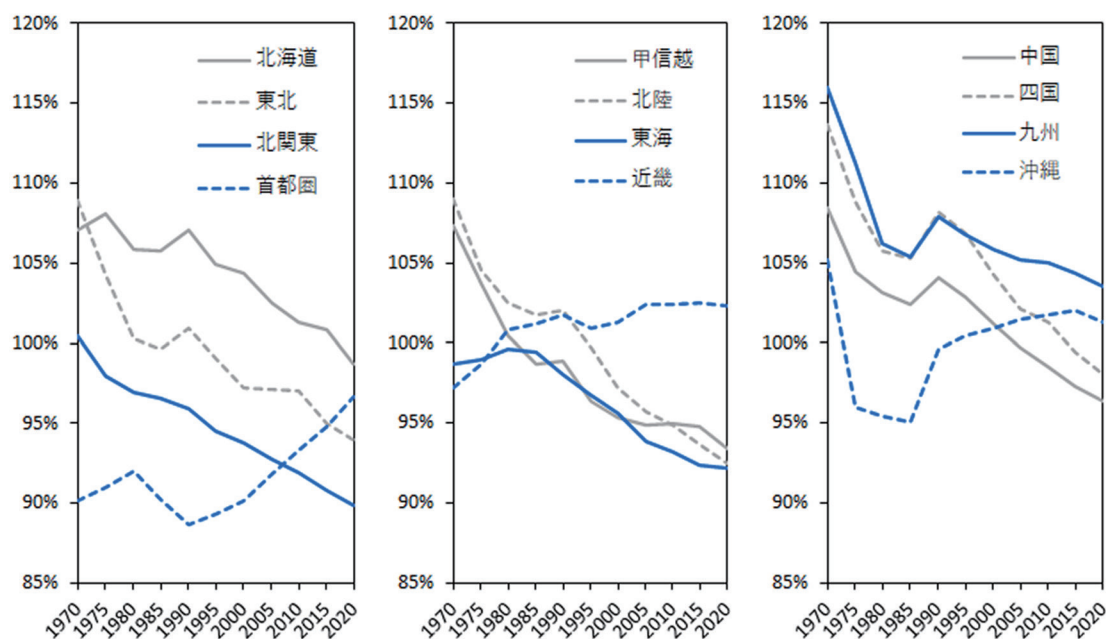
図表7によると、大都市圏（首都圏・近畿地方）と沖縄県を例外として、全国的に女性人口比率は低下傾向にある。2020年時点でこの割合が最も低いのは北関東地方の89.9%である。東北や甲信越、北陸地方では1970年代まで女性人口が男性人口を上回っていたが、直近の女性人口比率は92～94%に落ち込んでいる。一方、沖縄県を含む九州地方の女性人口比率は比較的安定しており、今日でも女性人口が男性人口を上回っている。

多くの地域において1990年前後から女性人口比率の低下傾向が強まった最大の原因は、この頃を境に首都圏の女性人口比率が上昇傾向を示すようになったことである。後述するよう

に、首都圏は他の地域に比べて格段に人口が多いため、そこが多くの女性を集めるようになると、他の地域において女性不足が進みやすくなる。

若者が出身地から他地域に移動するきっかけは進学か就職であることが多い。1990年代に入って首都圏と地方の間で若年人口の移動の動向が変化した理由を考える上では、その間に彼らの進路がどのように変化したかを知っておくことが有益である。高等学校を卒業した若者の主たる進路は、①四年制（ないし医歯薬等の六年制）大学への進学、②短期大学への進学、③専門学校（典型的には二・三年制の専修学校専門課程）、④就職の四つである。どの進路を選択した場合でも、出身地の近くに希望に合う学校や就職先がなければ域外に転出することになるが、その可能性が相対的に高いのは①のケー

図表7 地域別の若年人口の男女比の推移



(注) いずれも当該地域の20～39歳の女性人口の男性人口に対する比率（ただし九州地方は沖縄県を含まず）。いずれも外国人を除いて計算した。

(出所) 総務省「国勢調査」のデータをもとに筆者集計。

スである。また、転出先に長期的に定着する可能性が高いのは、都市圏の大学を卒業して正社員・正職員として採用された場合や、都市圏出身者と結婚した場合だろう。

図表8は、全国の高等学校の卒業生の進路の内訳を過去に遡って集計した結果である。これを見ると、首都圏の女性人口の男性人口に対する比率が上昇傾向に転じた1990年前後が女性の大学進学率が急激に上昇し始めた時期と一致していたことが分かる。この時期には男性の大学進学も上昇に転じているが、それはこの時期から大学の新設要件や定員管理が緩和され、入学が容易になったことによるところが大きい。

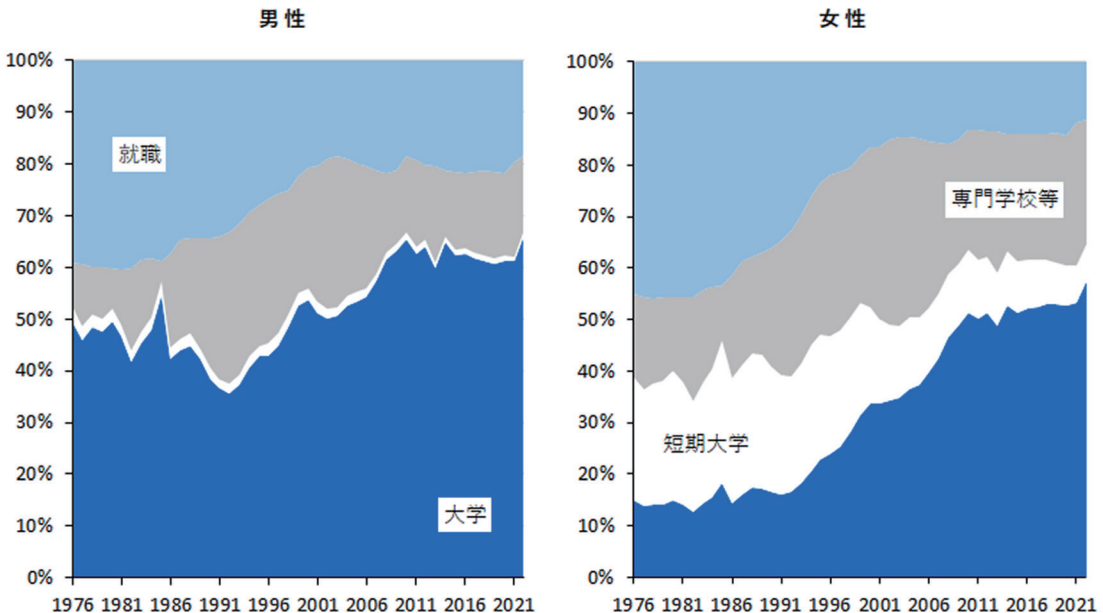
もちろん、多くの若者は地元の大学に進学するため、大学進学率の上昇がすなわち離郷する人の増加を意味するわけではない⁹⁾。しかし図表8において明らかなのは、他の進路に比べて相対的に出身地を離れる可能性が高い大学進学

を選択する人の割合が1990年代から大きく上昇したこと、そうした変化がもともと進学率の低かった女性に偏って生じたことである。また、1980年代までは地方の高校や専門学校を卒業した男性が首都圏に移動して就職するケースが少なかったが、1990年代に入って全国的に製造業と建設業が縮小に向かう中、その種の人流が一気に減少した¹⁰⁾。

図表7では各地域の20～39歳人口の女性人口比の推移を示したが、その変化の原因を理解するためには、男性人口と女性人口の変化を別々に分析することが望ましい。また、各年の20～39歳人口には異なる世代の人々が含まれているため、以下では各地域の人口の推移をコホート別に追ってみることにする。

ここで取り上げるのは、①1961～65年生まれの世代（1985年に20～24歳）、②1971～75年生まれの世代（1995年に20～24歳）、

図表8 全国の高等学校の卒業生の進路の内訳



(注) 高等学校は中等教育学校の後期課程を含む。「専門学校等」は高等学校の卒業生総数から短大・大学進学者数と就職者数を引いた値。したがって進学も就職もしなかった人や浪人生を含んでいる。

(出所) 文部科学省「学校基本調査」をもとに筆者集計。

③ 1981～85 年生まれ世代 (2005 年に 20～24 歳), ④ 1991～95 年生まれ世代 (2015 年に 20～24 歳) である。これらのコホートのうち, ①は全国の大学の定員が厳しく管理されていた時期に高校を卒業し, 男女雇用機会均等法の施行前に初職に就く人が多かった世代である。②はおおむね団塊ジュニア世代に相当し, 大学進学率が上昇し始める一方, 大卒女性の総合職採用がまだ多くなく, 就職氷河期に社会人になる人が多かった世代である。③は女性の大学進学率が急速に上昇し, 1999 年の男女雇用機会均等法の改正等を経て大卒女性の雇用環境が大きく改善した時期に社会人になった世代である。最後の④は 2020 年時点で 25～29 歳であり, これから出生のピークを迎える世代である。

上記の 4 つのコホートの地域別・男女別の人口の推移を示したのが図表 9-1 と 9-2 である。ここでは人口の社会増減が大きくなる前の 10～14 歳の人口を 100 とし, その後の人口を 10～14 歳時人口に対する比率としてグラフを描いている¹¹⁾。

図表 9-1 は東北地方と九州地方の人口動態を比較したものである¹²⁾。男性に関する東北地方と九州地方の差は大きくない。どちらの地域においても 1961～65 年生まれ世代は 15～19 歳と 20～24 歳の人口の落ち込みが非常に大きかったが, 上述したように, これは就職を機に地元を離れる若者が多かったためである。就職時の景況が厳しく, 域外に移動しても仕事に就くことが難しかった 1971～76 年生まれ世代は 20～24 歳時までの人口減が小さくなったが, その後の世代では再び大きくなっている。これは大学進学や大学卒業後の就職を機に他府県に異動する人が増えたためである。

一方, 女性に関しては東北地方と九州地方の

間に顕著な違いが認められる。九州地方では従来から 20 歳代前半までの人口減少の規模が小さく, 最近になってもあまり変わっていない。一方, 東北地方ではもともと 10 歳代後半から 20 歳代前半にかけての人口の落ち込みが相対的に大きかった。また, 東北地方の 1961～65 年生まれ女性の人口は 25～29 歳以降に少しずつ回復していたが, 1981～85 年生まれ以降の世代では 20 代後半を過ぎても人口の純流出が続いている。特に 1991～95 年の世代は 20 歳代の人口の落ち込みが非常に大きく, 25～29 歳時点の人口は 10～14 歳比で 7 割を切っている。後に確認するように, その主たる理由は大学進学を機に域外に流出する人が増えたこと, その後に帰郷する人が減少したことである。紙幅の制約から図表は省略するが, 北関東地方の人口動態は東北地方とよく似ており, 中国地方の人口動態は (男女差がやや小さいことをのぞけば) 九州地方の動態と似た推移を示している。

次に, これらの地域からの転出者の多くを受け入れている首都圏の人口動態を示したのが図表 9-2 である。ここでは上段の二つのグラフにおいて東京都の人口動態を示し, 下段の二つのグラフにおいて東京都以外の首都圏 (埼玉, 千葉, 神奈川県) の人口動態を示している。

上段のグラフによると, 東京都ではもともと男女ともに 15～19 歳と 20～24 歳の人口の伸びが非常に大きく, 25～29 歳以上になると急速に減少するというパターンを辿っていた。これは進学や就職のために多数の若者が上京し, 卒業や就職, 結婚等を機に帰郷したり他地域に移動したりする人が多かったためである。ただし 1961～65 年生まれ世代の場合, 女性より男性の方がこの種の転入出者はずっと多かった。

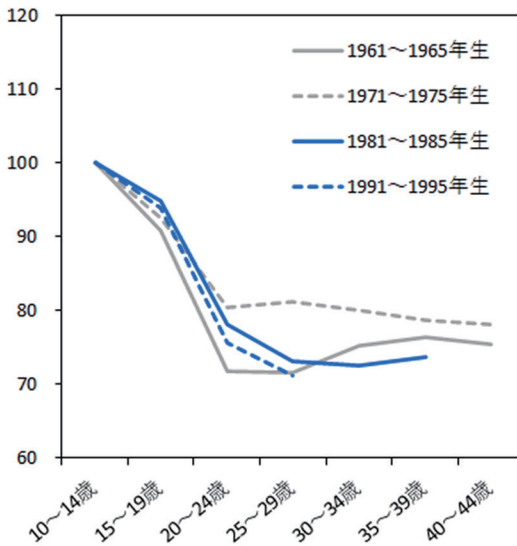
たとえば、20～24歳のピーク時人口が男性は170.8だったのに対し、女性は146.2に留まっていた。すなわち、当時の東京都の若年人口は大幅な女性不足状態にあった。

しかしその後は男性と女性の人口動態の差が

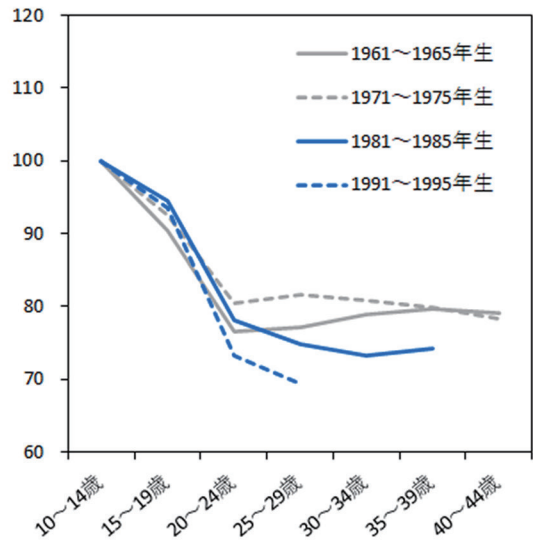
小さくなった。これは女性の大学進学や正規職採用が増加し、ライフイベントに伴う男女の地域間移動のアンバランスが小さくなったためだと思われる。また、1971～75年生まれの世代までは20歳代後半から人口が減少に転じてい

図表 9-1 地域・コホート別人口の推移①（10～14歳＝100）

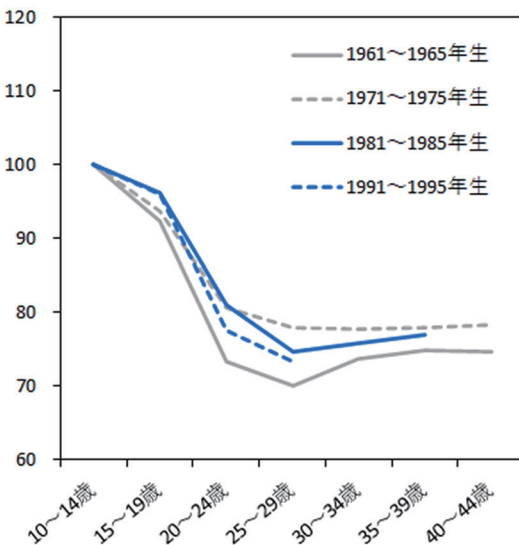
東北地方（男性）



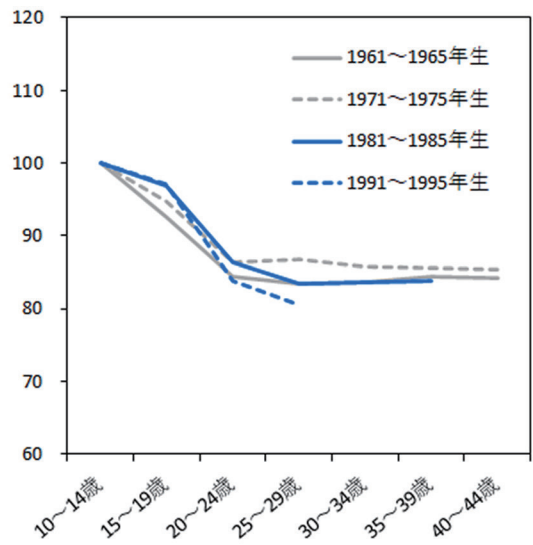
東北地方（女性）



九州地方（男性）



九州地方（女性）



(注) いずれも外国人を含まない日本人人口ベース。

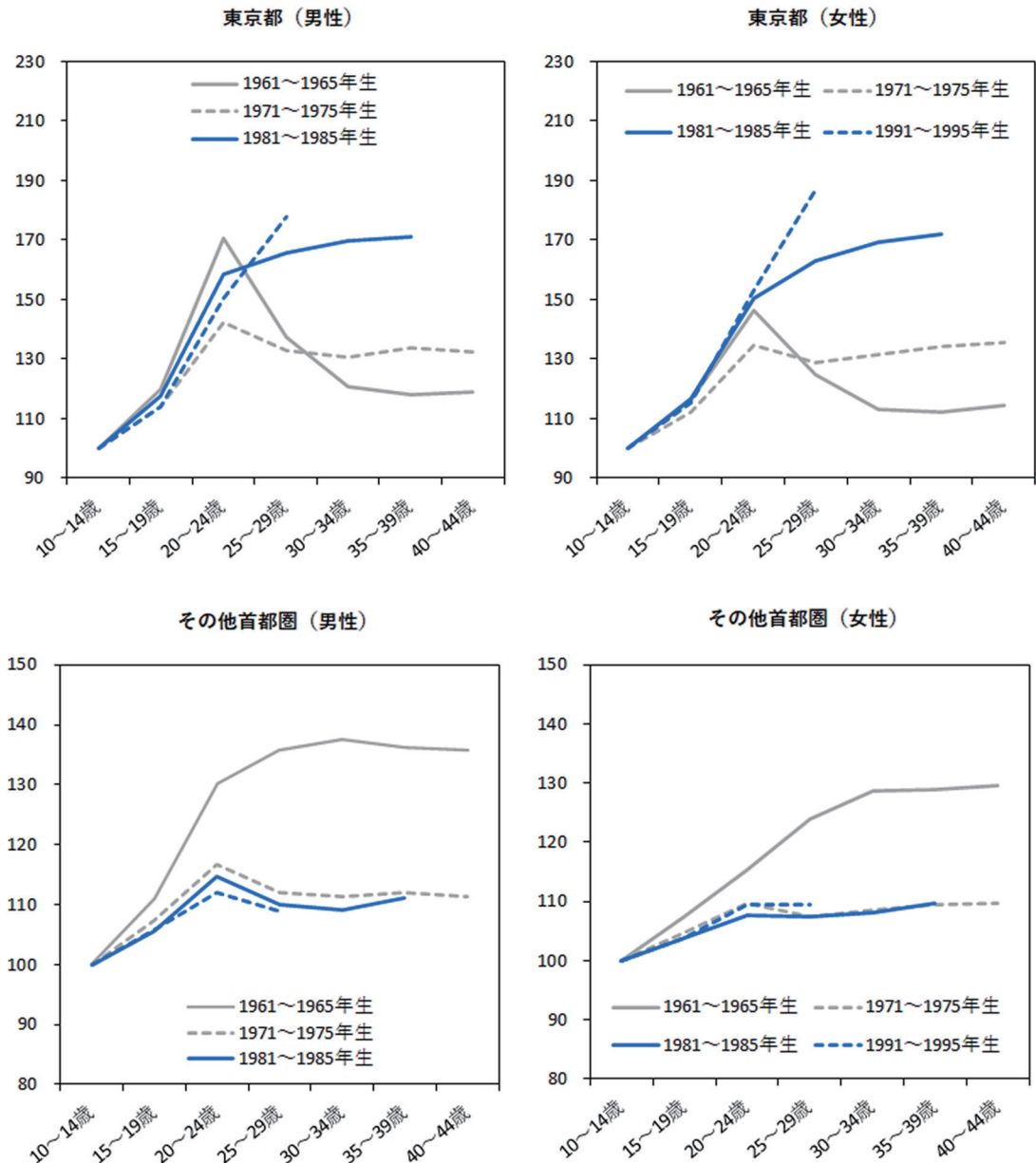
(出所) 総務省「国勢調査」のデータをもとに筆者集計。

たのに対し、その後の世代は30歳代になっても減少しなくなった。これはかつて高卒や専門学校卒で上京した人の中に程なくして帰郷する人が多かったに対し、最近はそのま首都圏に残って定着する人が増えたためだと思われる。

一方、図表9-2下段の東京都以外の首都圏の

人口動態は東京都のものとは大きく異なっている。1961～65年生まれの世代は15～19歳と20～24歳の人口が10～14歳時の人口に比べて跳ね上がっており、東京都と同様に首都圏外から多くの若者を引き寄せていたことが分かる。男性が女性に比べて多くなっていた点も同じであ

図表9-2 地域・コホート別人口の推移②（10～14歳＝100）



（注・出所）図表9-1 参照。

る。一方、25～29歳以降に東京都のように人口が減少しなかったのは、東京都に進学したり就職したりした人の一部が結婚や住宅取得を機に近隣県に住まいを移すケースが少なかったからだと思われる。

しかし1971～76年生まれ以降の世代に関しては15～19歳と20～24歳時点の人口の増分が小さくなり、その後もあまり変化しなくなった。これは首都の周辺地域に散在していた製造業や建設業の雇用吸収力が縮小したこと、大学の規制緩和などによって都心の大学の収容力が拡大したこと¹³⁾、そして経済活動の東京一極集中傾向が強まったことなどによるものと思われる。詳細は省略するが、他の都市圏である京阪神地区や中京地区では東京都のような年齢による人口のダイナミックな増減は観察されず、むしろ図表9-2下段の東京都以外の首都圏の最近の動態に似た推移になっている。したがって、近年の若年人口の地域間移動は単なる地方から都市部への移動ではなく、むしろ東京一極集中に近いものだったと考えられる。

本節の最後に、地域による若者の進路と移動先の違いをより直接的に比較してみよう。文部科学省の「学校基本調査」では高校を卒業して就職した人と大学・短大に進学した人に関して、出身高校の所在地の都道府県と進学・就職先の都道府県を対応させて集計した統計が報告されている。この統計を利用すると、各都道府県の若者のうちどれだけの人が中等教育修了後に他の都道府県に流出したかを計算することができる。ただし学校基本法上の学校に該当しない専門学校に関しては進学者の移動先が分からないため、ここではやむを得ず分析の対象外とする¹⁴⁾。

紙幅の制約から、以下では個々の都道府県で

はなく、東北地方や北関東地方などの地域ブロック別に域外転出率を計算した結果を報告する。したがって、たとえば青森県の高校を卒業して宮城県の大学に進学した人は域内在留者に分類され、北海道や東京都の大学に進学した人は域外転出者にカウントされている。就職者に関しても同様である。また、地域間で高校の入学率や卒業率が均一でないことから、ここでは域外転出率を高卒業生数に対する比率ではなく、前年の17歳人口に対する比率として計算することにした。17歳人口の計数は正確な値が得られる1990年、2005年、2020年の国勢調査の人口統計を利用することにし、その翌年に当たる1991年、2006年、2021年の「学校基本調査」の進路データと対応させて転出率を計算した。

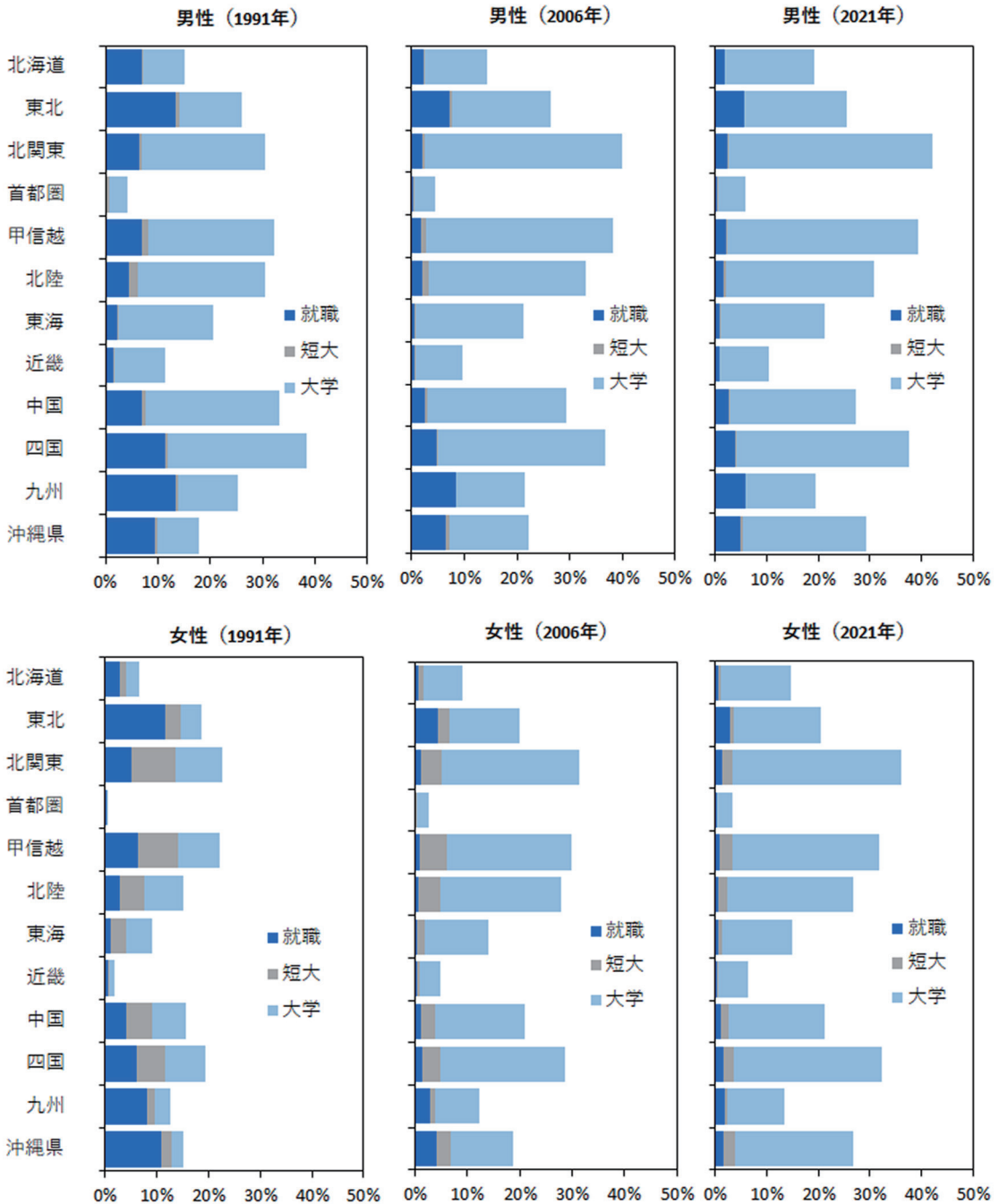
まず、図表10-1は各地域ブロックにおける域外転出者の比率を男女別に集計した結果をグラフ化したものである。男女共通の特徴として、首都圏や（京阪神を含む）近畿地方において域外転出率が低いこと、首都圏に近い北関東地方や甲信越地方において転出率が高く、女性に関してその傾向が強まっていることが挙げられる。西日本の中で四国地方と沖縄県の域外転出率がやや高いのは、域内に評価の定まった大学が少なく、地元を離れる場合の転出先が他の地域になりやすいためだと考えられる。

経時的な変化としては、1991年には男女ともに就職のために出身地を離れる人が少なかったのに対し、直近の2021年には大半の和若者が四年制大学への進学を目的として転出している。特に女性の場合、1991年には就職か短大進学を目的に他地域に移動する人が多かったが、その後にこの種の転出が激減し、四年制大学進学のための転出者が急増した。今日でも

ほとんどの地域において大学進学による転出率は女性より男性の方が高いが、女性はこの種の転出者が少なかったため、それが出身

地域の若年人口の男女比に大きなインパクトを与えたことは容易に想像できる。次に、移動先を首都圏の1都3県に絞って転

図表 10-1 高等学校卒業者の域外への転出率の推移



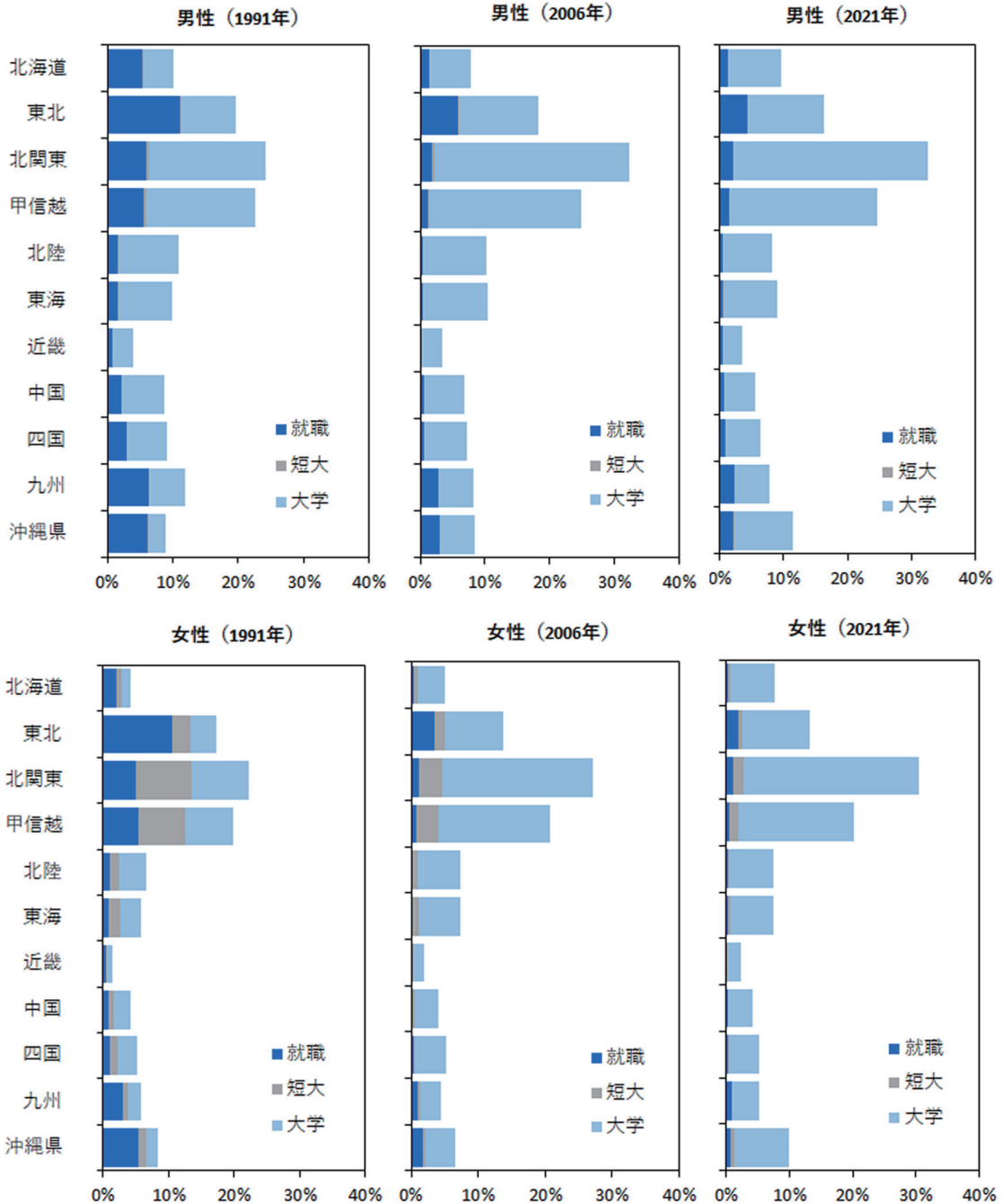
(注) いずれも前年の17歳人口に対する割合として算出。

(出所) 総務省「国勢調査」と文部科学省「学校基本調査」のデータをもとに筆者集計。

出率を計算した結果が図表10-2である（首都圏の若者の大半は域内に残留しているので省略）。これを見ると、東日本と西日本の動向が

大きく異なっていることに気づく。東北地方や北関東、甲信越地方ではもともと首都圏への転出者が多かったが、その中に就職（や女性の場

図表 10-2 高等学校卒業者の首都圏への転出率の推移



(注・出所) 図表 10-1 参照。

合は短大進学)を目的として移動する人が少なくなかった。しかし1991年から2021年にかけて就職者や短大進学者の減少を上回るスピードで大学進学を目的とした転出者が増加した。それに対し、中国地方や四国地方、沖縄県をのぞく九州地方ではもともと高校卒業後に首都圏に移動する人が少なく、過去30年間の変化も小さい。図表10-1において見たように、中国地方や四国地方においても高校卒業後に域外に転出する人は少なくないが、移動先は京阪神や福岡県などにばらついている。それに対し、東北地方や北関東、甲信越地方では自地域と首都圏の間に大学の多い人口集積地が少ないため、転出先が首都圏に偏る傾向が強まっているのだと考えられる。

ただし西日本に比べて東日本の各県において東京との(物理的・心理的な)距離が近いことは男性でも女性でも同じである。また、図表10-1と10-2のいずれにおいても東北地方や北関東地方の男性の転出率は女性の転出率を上回っているため、高校卒業時の転出は図表7で見た男女人口のアンバランスの一因にすぎないはずである。図表7の男女比のデータには39歳までの人口が反映されているので、これらの地域では首都圏の大学を卒業した後に出身地域に戻らない人や、地元の大学を卒業して域外に就職の機会を求める人、その後に様々な理由で転出する人の中に男性より女性が多いことになる。また、図表9-1では東北地方と九州地方の男性の人口動態が似通っていたのに対し、女性には明らかな違いがあった。すなわち、九州地方の女性人口が比較的安定しているのに対し、東北地方では20代前半に大きく減少した人口がその後も回復せずに減少が続く傾向が強まっている。これらはどのような事情によるものだ

ろうか。

ここで前節において言及した「東北日本型」と「西南日本型」の家族の違いに戻ってみよう。先述の通り、東北日本型に該当する地域では長男(長子)の単独相続を原則とし、引退した父母の扶養や介護も長男の責任だと考える傾向が強かった。こうした地域の長男は学校卒業後に地元に残るか、進学や就職のためにいったん地元を離れても、早期にUターンして父母と同居することが期待されやすかったはずである。一方、九州南部を典型とする「西南日本型」の地域ではそもそも家産の継承という意識が東日本ほど強くなく、複数の子どもの分割相続も少なくなかったという¹⁵⁾。跡継ぎの続柄に必ずしも拘泥せず、引退した祖父母が特定の子どもの家族と最後まで生計を共にする習慣も相対的に強くなかったとすると、長男であっても家の継承や老後の父母の世話をを行うことを前提として進学や就職の選択をする人が相対的に少なくなる可能性が考えられる。

こうした違いが生じた理由は明らかでないが、東北日本は総じて気候が厳しく土地が希少であり、水資源の管理が難しくても水稻以外の農業に向かない土地が多かったため、大家族を形成して組織的に農作業に当たり、長男(長子)の単独相続を通じて家産の散逸を避けることが合理的だったことが指摘されている。一方、西南日本には気候が温暖で土地の希少性が相対的に低い地域が多く、稲作に比べて労働集約度が低い畑作に適した土地が多かったこと、栽培した作物を売買する市場や流通網が早くから発達したことなどにより、東日本のように凝縮性の低い村落や世帯を形成する必要性が高くなかったようである¹⁶⁾。もちろん、ここで言う「東北日本型」や「西南日本型」は大雑把な

理念形にすぎず、東日本や西日本の中でも太平洋側の地域と日本海側の地域、山麓部と平野部ではそれぞれ自然環境も慣行も異なるため、単純な一般化が難しい面がある。

上述した伝統的な世帯形成慣行の違いが現代の日本においてどれだけ当てはまるか、また、それが今日の地域間の人流や出生率の違いに何らかの影響を与えているかは明らかでないが、それらが全く無関係でないことを示唆するデータや研究は存在する。例えば、次節において改めて触れるように、西日本に比べると東日本では今日でも三世代の同居世帯が明らかに多い。インタビュー調査などにおいても、東北地方では長男が地元で仕事に就いて両親と暮らすことを期待する傾向が強いこと、女性の間で婚姻後直ちに夫の両親と同居することを好まない傾向が強まり、結婚の難易度が高まっていること、九州地方では逆に娘を近くに置いておきたいと考える両親が多く、本人も地元で暮らすことを希望するケースが多いことなどが報告されている¹⁷⁾。

また、国立社会保障・人口問題研究所の「人口移動調査」等をもとに出身都道府県へのUターン率を計算した研究によると、女性より男性のUターン率が高いのは北海道や東北地方、中部地方などであり、逆に男性より女性のUターン率が高いのは中国、四国、九州地方などの西日本の県である¹⁸⁾。非都市圏出身で都市圏の高等教育機関に進学した若者のUターン行動を分析した別の研究においても、大卒者の中にUターンせずに就職する人が多いこと、女性は特にその傾向が強いこと、三世代同居率が高い地域出身の女性は男性に比べて帰らない傾向があること、また、近年になるほどそうした傾向が強まっていることが報告されてい

る¹⁹⁾。これらの研究や本節までの分析を念頭に置きつつ、次節では都道府県間の出生率の違いの原因を数量的に把握することを試みる。

Ⅲ 回帰分析による考察

地域による出生率の違いに注目した既存研究の多くは

$$\begin{aligned} & \text{各地域の期間合計特殊出生率} \\ & = f(\text{要因 1, 要因 2, 要因 3 ...}) \quad (6) \end{aligned}$$

という回帰式を推計することによってその原因を分析している²⁰⁾。以下でも(6)式の推計を行うが、ここでは地域の人口動態と出生率の関係を探ることを主たる目的とし、その背後にある要因を厳密に特定することまでは目的としない。仮に各都道府県の若年人口の男女比と出生率の間に規則的な関係が認められたとしても、地域間の人流の背景には前節で議論した要因以外の事情も関与している可能性があり、それらが出生率に影響を与える他の変数とどのように関係しているかを正確に把握することは容易でないからである。その意味で、本節の分析はあくまでも試論的なものである。

既存研究の中には、(6)式の説明変数として

- ①女性の婚姻行動に関する変数
- ②地域の雇用・経済状況に関する変数
- ③出産・子育ての機会費用に関する変数
- ④子育て環境に関する変数
- ⑤上記以外の地域の特性に関する変数

を含めているものが多い。本稿でもこれらを説明変数の候補にすることにし、先に夫々に関し

て説明する。

①に関しては、多くの研究が各地域の未婚者の比率や平均婚姻年齢を説明変数に含め、それらの係数が負になることを見出している。しかしこれはある意味で当然である。第2節で解説したように、期間合計特殊出生率は年齢別の有配偶率と有配偶女性の出生率の積和に近い意味を持っているため、他の条件が同一なら有配偶率（及びその裏返しである未婚率）とほぼ1対1の対応関係があるからである。本節でも各都道府県の女性の有配偶比率を説明変数に含めた推計を行うが、それとは別に

$$\text{各都道府県の有配偶女性の合計特殊出生率} = f(\text{要因 1, 要因 2, 要因 3, ...}) \quad (7)$$

という回帰式の推計も試みる。ただし第I節で解説したように、有配偶女性人口の正確な把握は現実には難しく、若年女性の間では未婚出産も少なくないため、以下では出生頻度が相対的に高く未婚出産が比較的少ない25～24歳階級から40～44歳階級までの年齢層の出生率の和を(7)式の被説明変数とする。

②は、雇用状況が厳しい地域や生活費が嵩む地域において男女とも結婚や子どもを持つことを躊躇う人が増えるという予想に基づいている。以下では②に属する変数として、各都道府県の失業率や所得水準、賃貸住宅の家賃などを検討する。

③の機会費用は、出産や育児とのトレード・オフが発生しやすい女性のキャリアや所得を意味する。多くの女性が高い稼得能力を有し、そうした女性の活躍の場が多い地域では機会費用が高まるという予想から、以下では各都道府県の女性の大卒比率（(7)式の推計においては有

配偶女性の大卒比率）や女性の雇用機会の豊かさを表す変数を説明変数の候補とする。

④の子育て環境に関する変数には二つのタイプのものがある。一つは政府や自治体が操作可能な変数、すなわち子育て支援策の候補になりうるものである。典型的な例として、保育サービスへのアクセスの容易さなどが挙げられる。以下では各都道府県における未就学年齢の子ども数に対する公立の保育所・幼稚園の定員と地域子育て支援拠点数の割合を説明変数の候補とする²¹⁾。これらの変数が統計的に有意と判定されれば、そこに財政資源を振り向けることが少子化対策として意味を持つことになる。

もう一つのタイプは家庭における子育ての容易さ（あるいは難しさ）を表す変数である。日本では家事や子育てに関して母親の負担が過重になりやすいことが指摘されている。父親が家事や子育てに積極的な地域では母親の出生意欲が高まる可能性が考えられるため、家事や育児、介護等にかかる時間が夫婦間でどれだけ偏っているかを表す変数を作成して説明変数に含めることにした。もう一つは子育て夫婦の祖父母との同居率である。引退した祖父母と同居して子育ての支援を受けられる場合、両親が仕事と子育ての両立を図りやすくなるという理由で、政府は三世帯同居を推進している。一般に、地方には都市部に比べて三世帯世帯が多く、出生率も相対的に高いため、多くの既存研究は説明変数の中に世帯構造に関する変数を含めている。

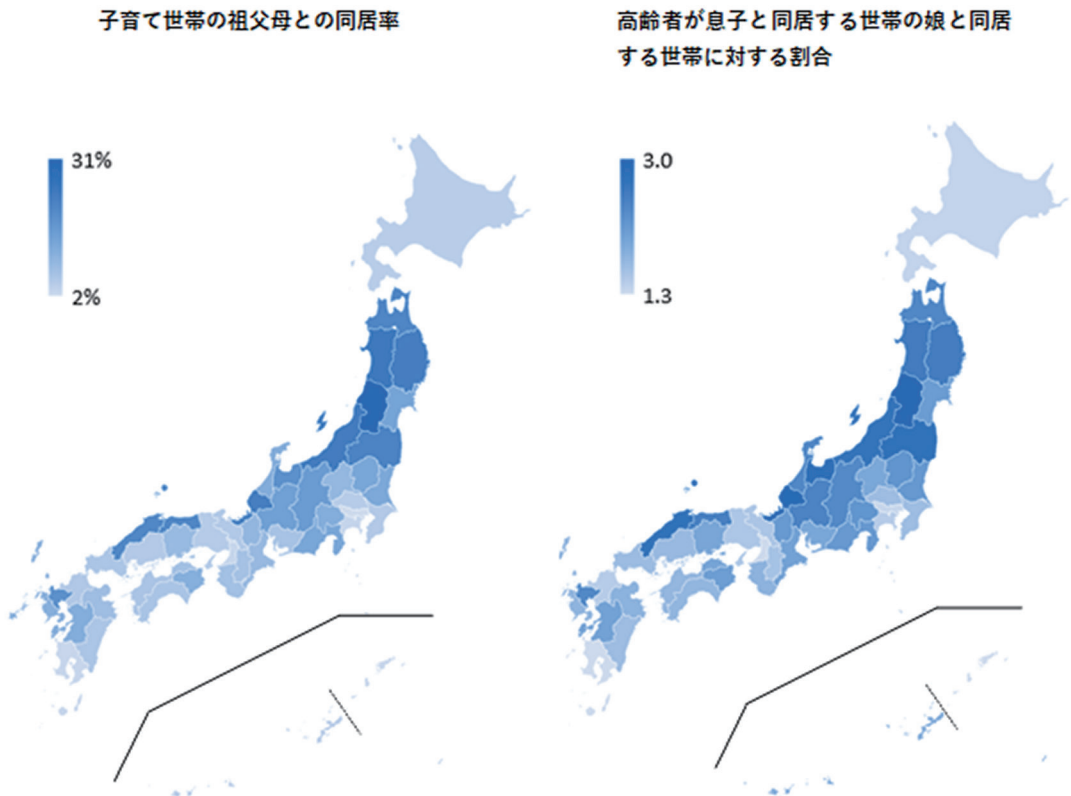
しかし祖父母との同居と出生率の関係に関しては慎重な検討が必要である。おそらく前節で言及した東北日本と西南日本の世帯慣行の違いも反映して、子育て世帯の祖父母との同居率は西日本より東日本において高いが、出生率は後

者の方が低い。また、夫婦は子育ての期間だけ祖父母と暮らすわけではなく、いったん同居したら子どもが独立した後も同居を続け、祖父母の介護や生活支援に当たることが多いはずである。さらに図表11の右グラフに示されているように、子育て夫婦の三世代同居率が高い東日本や日本海側の地域では娘より息子と同居する世帯の比率が顕著に高くなっている。前節で見たように、既存研究では若年女性の中に夫の親との同居を敬遠する人が増えていることも報告されているため、社会的な子育て支援サービスを充実させる代わりに祖父母との同居や近居を推進する政策が賢明かどうかは予断を持たずに

検証すべきである。

最後の⑤は上記以外に結婚や出生に影響を与えうる地域の特性を表す変数である。多くの既存研究では、①～④の変数だけでは東京都の低出生率を十分に説明できないことなどを理由に、各地域の都市化の進展度を表す変数を含めて推計を行い、それが負の影響を示すことを見出している²²⁾。ここでは既存文献に倣い、都道府県の総人口に占める人口密集地域(densely inhabited districts, 以下 DID)の人口の割合を説明変数の候補とする²³⁾。また、前節までの分析を踏まえ、各都道府県における女性人口比率(20～39歳の女性人口の男性人

図表11 都道府県別の三世代世帯の比率



(注) 左グラフは0～5歳児のいる夫婦世帯のうち、祖父母のいずれかと同居している世帯の割合を表している。右グラフは65歳以上の人が息子か娘と同居している世帯のうち、息子と同居している世帯の娘と同居している世帯に対する比率を表している。息子や娘は有配偶者と未婚者を含む。

(出所) 総務省「国勢調査」のデータをもとに筆者集計。

口に対する比率)を含めた推計式も検討する。最後に、これらの変数のみによって地域の特性を捉え切れない可能性を考慮し、他の府県との出生動向の違いが指摘される北海道と東京都、沖縄県に関するダミー変数を作成して適宜推計式に含めることにする。

これまで説明した変数の厳密な定義やデータの出所は稿末の附表1にまとめている。附表2に示した変数の相関係数の一覧表を見ると分かるように、これらの中には相互に強く関連しているものとそうでないものが含まれている。

図表12は、2020年の47都道府県の期間合計特殊出生率を被説明変数とし、最小二乗法によって(6)式を推計した結果をまとめたものである²⁴⁾。この表に報告したもの以外に説明変数の様々な組み合わせを試みたが、ここでは最も当てはまりが良好だった推計式を左端の(1)とし、それに一つずつ変数を追加したり入れ替えたりした推計式を(2)～(11)に報告している。説明変数と被説明変数の関係が非線形である可能性を考慮し、説明変数の二乗項を含めた推計も試みたが、これらの中に安定して統計的な有意性が認められるものは見つからなかった。

図表12の全ての推計式において統計的に有意と判定されている説明変数は、出産年齢女性の有配偶率、婚前妊娠率、失業率、三世帯同居率、総人口に占めるDID居住者の比率、女性人口比率、そして北海道と沖縄県を表すダミー変数である。これらのうち、有配偶率の係数の推計値が正であることは予想通りである。婚前妊娠率(出生総数に占める「結婚期間が妊娠期間より短い出生」の割合)と出生率の間に正の相関関係があることは既存研究においても指摘されている²⁵⁾。これは若年層の間でこの種の

結婚と出産が多いこと、そうした人たちの中に二人目以降の子どもを持つ人が相対的に多いことによるものだと考えられる。

東京都や沖縄県を例外とすると、各地域の失業率と出生率の間には強い負の相関関係があり、それが係数の推計値にも表れている。他に都道府県別の求人倍率の影響も調べたが、それは統計的に有意でなかった。出産・育児の機会費用を表す大卒女性の比率や女性の雇用機会も有意でなかった。なお、ここでは公務以外の産業(業種)を男性中心のものとそれ以外のものに分け、後者の産業の従事者を就業者総数で除した値を女性の雇用機会の代理変数として採用している。ただし女性の就業者が多い産業はおむねサービス業を意味し、その中には小売業や医療・社会福祉業など、待遇が必ずしも良くないものが含まれている。

公的な子育て支援策に関する変数はいずれも統計的に有意でなかった。ここに示したものの以外に、私設の保育所・幼稚園を含めて定員率を算出した値も試したが、それも有意でなかった。既存研究の中には保育サービスや子育て支援拠点が充実すると出生率が高まると主張するものがあるが、これらの多くは都道府県より細分化された地域に関する分析に基づいている²⁶⁾。しかし近年は将来の出産に備えて保育所の入園許可を得やすい自治体に転居するなどの「保活」が話題になっており、市町村等の狭い行政区レベルでは出生率と子育てサービスの充実度の間に内生性が生じている可能性も考えられる。

三世帯同居率(0～5歳児のいる夫婦世帯のうち、夫か妻の親と同居している世帯の割合)の係数の推計値は有意に負となった。47都道府県の三世帯同居率は東京都の2.3%から山形

図表 12 回帰分析の結果 (被説明変数：都道府県別の期間合計特殊出生率)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
定数項	-0.467 (-0.944)	-0.528 (-0.357)	-0.235 (-0.430)	-0.320 (-0.424)	-0.514 (-0.994)	-0.920 (-1.342)	-0.468 (-0.938)	-0.407 (-0.801)	-0.327 (-0.640)	-0.448 (-0.854)	-0.064 (-0.096)
有配偶者比率	0.019 *** (3.713)	0.019 *** (3.213)	0.020 *** (3.847)	0.017 ** (2.415)	0.019 *** (3.665)	0.024 *** (3.166)	0.018 *** (3.549)	0.018 *** (3.593)	0.021 *** (4.146)	0.018 *** (3.538)	0.014 * (1.959)
婚姻年齢		0.002 (0.044)									
婚前妊娠率	0.019 *** (4.889)	0.019 *** (4.695)	0.017 *** (4.227)	0.019 *** (4.487)	0.020 *** (3.870)	0.019 *** (4.971)	0.021 *** (3.985)	0.019 *** (4.679)	0.018 *** (4.685)	0.019 *** (4.726)	0.019 *** (4.790)
失業率	-0.078 *** (-4.195)	-0.078 *** (-4.139)	-0.078 *** (-4.204)	-0.082 *** (-3.565)	-0.077 *** (-4.061)	-0.074 *** (-3.876)	-0.080 *** (-4.195)	-0.076 *** (-4.005)	-0.072 *** (-3.879)	-0.078 *** (-4.112)	-0.091 *** (-3.898)
所得水準			-0.001 (-0.001)								
家賃				-0.009 (-0.262)							
女性の大学比率					0.001 (0.360)						
女性の雇用機会						0.003 (0.955)					
保育所・幼稚園入園率							0.000 (0.573)				
子育て支援拠点								-0.012 (-0.607)			
三世代同居率	-0.006 *** (-3.392)	-0.006 *** (-3.348)	-0.007 *** (-3.378)	-0.006 *** (-3.350)	-0.006 *** (-3.143)	-0.006 *** (-3.386)	-0.006 *** (-3.373)	-0.005 *** (-3.064)	-0.006 *** (-3.386)	-0.006 *** (-3.172)	-0.006 *** (-3.406)
高齢者同居率											
夫婦家事分担										0.000 (-0.121)	
DiD人口比率	-0.002 *** (-3.119)	-0.002 *** (-2.928)	-0.002 ** (-2.378)	-0.002 ** (-2.047)	-0.002 *** (-3.014)	-0.002 *** (-3.213)	-0.002 * (-1.998)	-0.002 *** (-3.107)	-0.002 ** (-2.685)	-0.002 *** (-3.063)	-0.002 *** (-3.135)
女性人口比率	0.010 *** (3.720)	0.010 *** (3.650)	0.009 *** (3.256)	0.009 *** (3.266)	0.009 *** (3.609)	0.008 *** (3.015)	0.009 *** (3.448)	0.009 *** (3.103)	0.008 *** (3.103)	0.010 *** (3.654)	0.009 *** (3.337)
北海道ダミー	-0.132 ** (-2.301)	-0.132 ** (-2.259)	-0.150 ** (-2.497)	-0.141 ** (-2.077)	-0.121 * (-1.855)	-0.137 ** (-2.375)	-0.134 ** (-2.304)	-0.124 ** (-2.100)	-0.161 *** (2.731)	-0.132 ** (2.272)	-0.141 ** (-2.415)
東京都ダミー											-0.078 (-0.899)
沖縄県ダミー	0.339 *** (4.737)	0.339 *** (4.659)	0.320 *** (4.324)	0.341 *** (4.675)	0.334 *** (4.532)	0.299 *** (3.613)	0.319 *** (3.987)	0.336 *** (4.642)	0.389 *** (5.568)	0.339 *** (4.669)	0.352 *** (4.809)
修正決定係数	0.839	0.835	0.839	0.835	0.835	0.839	0.836	0.836	0.839	0.835	0.838
SER	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055	0.055

(注・出所) 筆者による推計。SER = Standard Error of Regression (推計式の標準誤差)。括弧内の数値は t 値。*, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示す。

県の30.5%までばらついており、西日本には1桁%の県が少なくない。高齢者から見た同居率(65歳以上世帯員のいる世帯総数に占める異世代の近親者との同居率)は子育て世代から見た同居率よりばらつきが小さいが、係数の推計値はやはり負である。ただしこれらの結果は同居と出生率の直接的な因果関係を示すものというより、同居率の高低に反映された家族観や世帯慣行全般の影響だと考えるべきだろう²⁷⁾。

DID人口比率と女性人口比率を表す変数も統計的に有意と判定された。DID人口比率の係数の推計値が負であることは、都市化が進んだ地域ほど少子化が進みやすいことを意味している。また、女性人口比率の係数の推計値が正であることは、女性が過少な地域において出生率が低くなりやすいことを示唆している²⁸⁾。2020年の47都道府県の女性人口比率は茨城県の88.2%から鹿児島県108.5%まで約20%のばらつきがあった。図表12の女性人口比率の係数の推計値はいずれも0.01前後なので、これらの県の出生率に約0.2の違いをもたらしていた計算になる。

最後に、大半の推計式において東京都のダミー変数が統計的に有意でなかったのに対し、北海道ダミー変数の係数は有意に負、沖縄県ダミー変数の係数は有意に正となった。係数の推計値は前者が-0.13、後者が0.33~0.35のものが多い。2020年の北海道の出生率は全国平均に比べて約0.3低く、沖縄県出生率は全国平均に比べて約0.6高かったため、北海道に関してはそのうち約3分の2、沖縄県に関しても半分弱しか他の変数によって説明できていない計算になる。

次に、25~44歳の有配偶女性の合計特殊出生率を被説明変数とした推計の結果が図表13

である。被説明変数に関して注意したいのは、それが通常の期間合計特殊出生率の単純な既婚者版ではないことである。図表4で見た2020年の合計特殊出生率には30~34歳の女性の出生行動が最も大きな影響を与えていたのに対し、図表6の有配偶女性の出生率は20~24歳が最も高く、年齢が上がるにつれて急速に低下している。これは20歳代の既婚女性の出生頻度が高い一方、この年齢層の中に既婚者が少ないことから、未婚女性も含めて計算した合計特殊出生率への影響が小さくなるためである。逆に言うと、有配偶女性の合計特殊出生率は若年層の出生動向の影響を受けやすい性質を持っている。

図表13の推計では図表12において高い説明力を示していた有配偶者比率を説明変数から外しているため、修正決定係数で測った推計式の説明力は低下している。他の説明変数に関する図表12との大きな違いは、平均婚姻年齢の計数の推計値が統計的に有意であること²⁹⁾、婚前妊娠率が有意でないケースが多かったこと、三世代同居率や高齢者同居率の係数の推計値が依然として負であるものの、統計的に有意でないケースが多かったことである。また、東京都のダミー変数は統計的に有意と判定されるケースとそうでないケースがあったが、ここでは全ての推計式に含めている。

図表12と同様に、図表13においてもDID比率と女性人口比率は統計的に有意と判定された。北海道と沖縄県以外の45都府県の中で被説明変数の値が最も大きいのは鹿児島県(2.81)、最も小さいのは秋田県(2.22)であり、その差は約0.59である。一方、図表13の女性人口比率の係数の推計値は0.025前後である。鹿児島県と秋田県の女性人口比率の違いは

図表 13 回帰分析の結果 (被説明変数：都道府県別の有配偶女性の期間合計特殊出生率)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
定数項	-3.580 *	-4.106 *	-3.769 *	-3.500	-3.372	-3.647	-3.624 *	-3.724 *	-3.296	-3.234	-3.875 *
	(-1.773)	(-1.995)	(-1.825)	(-1.528)	(-1.639)	(-1.595)	(-1.779)	(-1.848)	(-1.620)	(1.576)	(-1.935)
婚姻年齢	0.149 **	0.167 **	0.149 **	0.145 *	0.139 *	0.151 *	0.155 **	0.160 **	0.147 **	0.150 **	0.167 **
	(2.108)	(2.322)	(2.087)	(1.692)	(1.903)	(1.900)	(2.154)	(2.251)	(2.074)	(2.118)	(2.360)
婚前妊娠率		0.008									
		(1.178)									
失業率	-0.113 ***	-0.126 ***	-0.109 ***	-0.112 ***	-0.105 ***	-0.113 ***	-0.113 ***	-0.107 ***	-0.110 ***	-0.111 ***	-0.104 ***
	(-3.784)	(-3.975)	(-3.523)	(-3.509)	(-3.219)	(-3.626)	(-3.762)	(-3.565)	(-3.670)	(-3.697)	(-3.452)
所得水準			0.000								
			(0.554)								
家賃			0.007								
			(0.077)								
有配偶女性大卒比率					0.003						
					(0.671)						
女性の雇用機会						0.000					
						(-0.065)					
保育所・幼稚園定員率							-0.001				
							(-0.601)				
子育て支援拠点								-0.040			
								(-1.146)			
三世代同居率									-0.003		
									(-1.041)		
高齢者同居率										-0.003	
										(-0.971)	
夫婦家事分担											-0.006
											(-1.442)
D/D人口比率	-0.004 ***	-0.003 **	-0.004 ***	-0.004 *	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***	-0.004 ***
	(-3.429)	(-2.501)	(-3.098)	(-1.937)	(-3.192)	(-3.350)	(-3.231)	(-3.606)	(-3.558)	(-3.561)	(-3.745)
女性人口比率	0.025 ***	0.024 ***	0.026 ***	0.025 ***	0.025 ***	0.026 ***	0.025 ***	0.024 ***	0.024 ***	0.023 ***	0.024 ***
	(7.217)	(6.419)	(7.079)	(6.580)	(7.189)	(5.533)	(7.156)	(6.762)	(6.111)	(5.285)	(6.855)
北海道ダミー	-0.246 **	-0.260 **	-0.232 **	-0.240 *	-0.218 *	-0.245 **	-0.258 **	-0.224 **	-0.252 **	-0.269 **	-0.246 **
	(-2.406)	(-2.537)	(-2.187)	(-1.918)	(-1.956)	(-2.322)	(-2.458)	(-2.166)	(-2.467)	(-2.562)	(-2.438)
東京都ダミー	-0.222 *	-0.228 *	-0.226 *	-0.233	-0.225 *	-0.219	-0.224 *	-0.232 *	-0.217 *	-0.227 *	-0.182
	(-1.745)	(-1.801)	(-1.758)	(-1.203)	(-1.757)	(-1.648)	(-1.751)	(-1.827)	(-1.713)	(-1.782)	(-1.421)
沖縄県ダミー	0.730 ***	0.666 ***	0.749 ***	0.731 ***	0.737 ***	0.733 ***	0.728 ***	0.709 ***	0.720 ***	0.744 ***	0.728 ***
	(6.346)	(5.259)	(6.191)	(6.234)	(6.336)	(5.719)	(6.275)	(6.108)	(6.251)	(6.413)	(6.413)
修正決定係数	0.677	0.680	0.671	0.668	0.672	0.668	0.671	0.679	0.677	0.676	0.685
SER	0.099	0.098	0.099	0.100	0.099	0.100	0.099	0.098	0.098	0.099	0.097

(注・出所) 図表 12 参照。

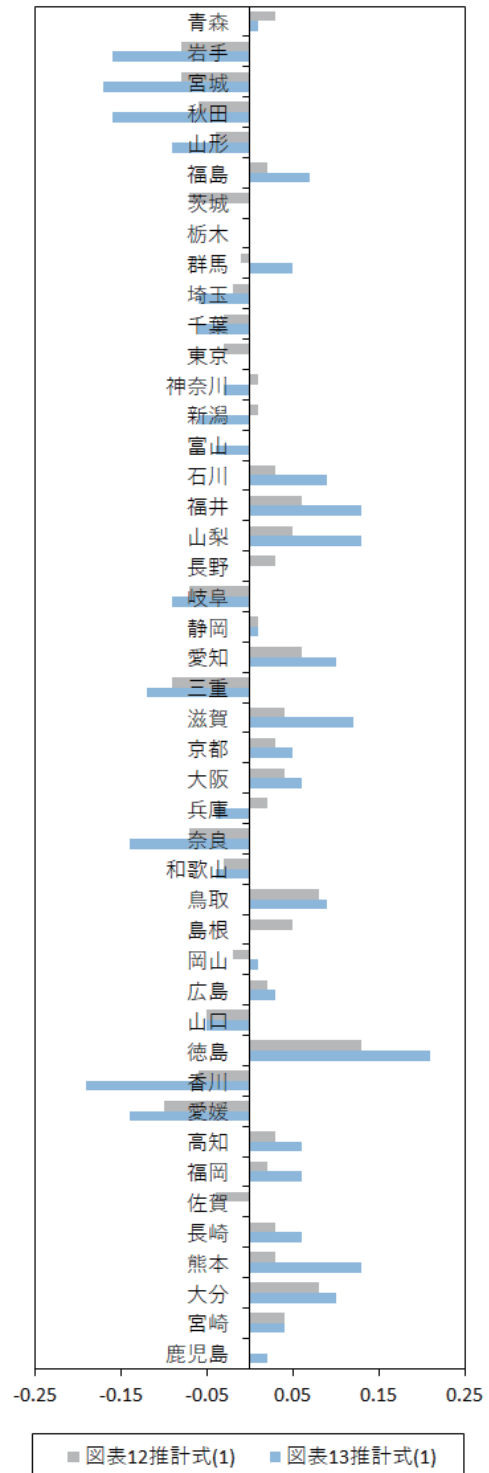
約 14%なので、 $0.025 \times 14 = 0.35$ であることから、被説明変数の差の約 6 割をこの変数によって説明できることになる。

図表 13 の回帰式の修正決定係数は 0.67 前後だが、北海道と東京都、沖縄県のダミー変数を外して推計すると 0.4 前後に低下する。残りの説明変数の中で説明力が高いのは DID 人口比率と女性人口比率であり、これらは被説明変数と直接的な因果関係を持つ変数ではない。何がこれらの変数と被説明変数を媒介しているかが特定されていないため、図表 13 の推計式の実質的な説明力は低いと考えるべきだろう。程度の差はあれ、図表 12 の推計式に関しても同じことが言える。

図表 14 は、図表 12 と図表 13 において最もシンプルで説明力が高かった (1) 式の推計誤差 (被説明変数の予想値と実際の値の差) をグラフ化したものである (ダミー変数によって誤差が除去されている北海道と沖縄県は省略)。それを見ると、東北地方において予想値が過少推計になっている県が多い一方、九州地方では予想値がやや過大推計になっている県が多く、本稿で注目した出生率の西高東低を説明し切れていないことが分かる。具体的には、東北地方と (沖縄県をのぞく) 九州地方の期間合計特殊出生率と有配偶者合計特殊出生率の平均値の差がそれぞれ 0.27 と 0.40 であるのに対し、図表 14 の残差の平均値の差は 0.06 と 0.14 である。したがって両地域の被説明変数の平均値の違いのうち、回帰式で説明できなかった部分がそれぞれ約 20%と約 35%残っている計算になる。

最後に、本節の推計において一貫して高い説明力を示していた DID 人口比率に関して付言しておきたい。上述したように、既存研究においても DID 人口比率や人口密度など、都市化

図表 14 回帰式の推計誤差



の進展度を表す変数が地域別の出生率を被説明変数とする回帰式において有意に負の影響を示すことが報告されている。しかし都市化と出生率を繋ぐ具体的なメカニズムは何だろうか。末尾の附表2に示されているように、本稿のDID人口比率は他の説明変数、たとえば有配偶女性比率や平均婚姻年齢、大卒女性比率、女性の雇用機会、三世代同居率などとも強く相関している。これらの変数を含む回帰式においてもDID人口比率が有意であることは、都市化はこれらの変数以外の経路を通じて出生率を抑制する効果を持っていることになる。

本稿でそれが何かを特定することはできないが、DID人口比率が特に高いのは大都市を擁する都道府県であり、大都市とは先祖代々その土地に住み続けてきたわけではない人が多い地域である。今日の都市圏の居住者の中には転入第一世代でない第二世代や第三世代の人々が増えているが、それでも非都市圏に比べると伝統的な家族観や世帯規範から自由な人々が多いはずである。そうした人々が多く住む地域の出生率が相対的に低く、しかもそれが都市の負の面である生活費の高さなどによるものでないとなると、都市は夫婦が希望の子ども数を実現することが難しい地域というより、未婚者を含む若年層が家族や社会による束縛を逃れて自由に生きる余地が大きくなった地域だと解釈することもできそうである。

非都市圏の地域に関しても、女性人口が男性人口に比べて過少になった地域では婚姻や出生に関して女性の選択権や夫に対する交渉力が高まっている可能性が考えられる。そしてそうした地域において男性の未婚率の上昇が目立ち、かつ出生率も低下していることを考えると、それは女性が希望する人数の子どもを持つことが

できなくなったからでは必ずしもなく、むしろ女性が伝統的な家族観や社会規範から自由になりつつあるためだと解釈することも不可能でないかもしれない。ただしこれらはあくまでも推測にすぎず、より厳密な検証が必要である。

おわりに

本稿では、近年になって顕在化した出生率の西高東低現象に関して、地域間の人口移動との関係に注意しながらその原因を検討した。

東北地方や北関東地方の出生率を九州地方や中国地方の出生率と比較した結果によると、従来は前者が後者に比べてやや早婚で、既婚女性の出生率がやや低かったために合計特殊出生率が似たような値になっていた。しかし近年は東日本において男女ともに有配偶率の落ち込みが大きく、既婚女性の出生率もやや低下している。それに対し、九州地方などでは有配偶女性の出生率がむしろ上昇し、それが合計特殊出生率の西高東低の一因になっている。

若年人口の男女比に関しては、1990年代前後まで圧倒的な男性超過だった首都圏において女性人口が相対的に増加したこと、それと並行して首都圏以外の東日本の女性人口が男性人口に比べて減少したこと、その背後に進学や就職に伴う若年層の社会移動の変化があったことが見出された。具体的には、1990年代以降の国民経済の脱工業化とサービス化が進む中で就職を目的とした地方の男性の都市圏への移動が減少する一方、大学進学を目的として首都圏に移動する女性が急増した。しかしその種の移動がとりわけ目立つのは自地域と東京の間に地方中核都市が少ない東北地方や北関東地方、甲信越地方などであり、沖縄県などを例外とする

と、西日本から首都圏への人口移動は小規模に留まっている。また、東北地方や北関東地方、甲信越地方などから首都圏に転出した女性が結婚・出産年齢に達しても帰郷しない傾向が強まっており、それが出身地域の男女人口のアンバランスを生み出す一因になっている。

第Ⅱ節では、2020年の国勢調査等のデータを利用しながら47都道府県の出生率の違いの原因を計量的に把握することを試みた。その結果、合計特殊出生率と既婚女性の出生率の両方に関して、若年人口に占める女性の比率が低い地域において出生率が低くなる傾向が認められた。また、祖父母との同居は子育ての機会費用を低下させて出生を促進すると言われることが多いが、期間合計特殊出生率と三世帯同率の間には負の関係が認められた。

本稿の分析から、政府の少子化対策に関しても幾つかの疑問が生じる。第3節の回帰分析は都道府県間でばらつきのある説明変数を出生率の違いに対応させるものであり、全国一律に支給される育児手当等の効果を測ることはできないが、地域格差が大きいと言われている保育サービス等の効果もはっきりしなかった。

なお、政府は子育て世代の所得不足が婚姻率や出生率の低迷の主因だという考えの下、高等教育費の負担軽減を進めている。しかし2020年に導入された給付型奨学金は一人暮らしをする学生への支援が手厚くなるように設計されており、地方の若者が都市圏の大学に進学することを促進する効果を持っている。現状で男性より女性の方が大学進学率の上昇余地が大きいことを考えると、修学支援自体が社会的に望ましいとしても、それが長期的に政府の予想とは異なる効果を持つ可能性が考えられる。

ただし本稿の回帰分析は単年の47都道府県

のデータを被説明変数とした単純なものであり、その結果は暫定的なものである。前節の末尾において触れたように、本稿の回帰分析では被説明変数の直接的な原因とみなし難いDID人口比や特定地域のダミー変数が高い説明力を示しており、それが何を意味するかを追求する必要がある。また、各都道府県の人口の性差と出生率が「東北日本型」や「西南日本型」と呼ばれる伝統的な家族観や世帯慣行の影響を受けている可能性を指摘したが、これはまだ推測の域に留まっている。今後は本稿で行った合計特殊出生率の分析をコホート合計特殊出生率の分析と組み合わせたり、複数年のデータを用いたパネル推計を試みるなどして、出生率の地域差の原因をより厳密に検証したい。

【注】

- 1) 内閣府(2023)等を参照。なお、2020年以降の出生率の低下の一部はコロナウイルス感染症の影響によるものだと考えられる。
- 2) これらのデータは国立社会保障・人口問題研究所「人口統計集(2023年改訂版)」による。
- 3) 相川他(2022)が出生率と少子化対策に関する近年の研究を広範にサーベイしている。
- 4) 現実には15歳未満や50歳以上で出産する人もいるが、これらの人々の出生数は非常に少ないため、それぞれ15歳と49歳の人々の出生数に加えて計算することになっている。
- 5) ただし国勢調査年以外の人口は推計値であり、次の国勢調査の結果が公表された後に遡及改訂される。日本人人口をもとに出生率を算出するのは、日本人と外国人とでは出生行動が異なっている可能性が考えられるからである。
- 6) 都市への人口集中度を後述する人口集中地区人口の総人口に占める割合として計算すると、1975年時点で北海道(61%)は愛知県(61%)や福岡県(59%)並みに高かった。また、北海道ではその後も札幌市周辺への人口と経済活動の集中が続き、全国レベルでの東京都一極集中と似た状況になっている。
- 7) この方法は、総務省が国勢調査の不詳補完統計の作成の際に採用している方法に近いものである。
- 8) 清水(2013)、木下(2015)、工藤(2019a)、細谷(2021)等を参照。
- 9) 最近、マスメディアにおいて若者の地元志向が強まっているという見解が(やや批判的なニュアンスを伴って)示されることがある(「地元大学進学率50年で最高」日本経済新聞2023年7月15日朝刊など)。こうした意見はまったくの間違いでないが、事実を適切に捉えていない。図表8に示されているように、日本の大学進学率は過去30年間に女性を

中心に目覚ましく上昇した。このことは今日の大学生の多くが以前なら専門学校や短大に進学していた人たちであることを意味しており、そのことを反映し、近年は大学の専攻の中に専門学校や短大の学習内容に近い実務系課程が増えている（看護や社会福祉など）。こうした課程に進学するために遠方の大学に進学することは経済的に合理的でないことが多く、多くの若者は地元の大学を選択している。したがって、大学進学率が上昇すると大学進学者に占める地元進学率は低下することが自然であり、それを直ちに「地元志向の高まり」と解釈するのは短絡的である。事実、すぐ後に見るように、高校卒業年齢の若者の総数に占める出身地以外の大学への進学者の比率はほとんどの地域において上昇している。

- 10) 遠藤 (2022), 熊倉 (2011)。
- 11) 日本では大学等への進学のために地元を離れても住民登録の変更を行わない人が多い。そのため、18歳から20歳代前半にかけての年齢層に関しては、住民票の異動情報を集計した住民基本台帳人口が実態から大きく乖離することが知られている（真鍋 2022）。国勢調査の統計を集計した図表9-1と9-2においてこの種の問題は小さいと思われるが、10～14歳から15～19歳、15～19歳から20～24歳にかけての変化は幅を持って解釈する必要がある。
- 12) 10～14歳から35～39歳の年齢層は死亡による自然減が非常に少なく、人口変動の主因は転出と転入による社会増減である。また、日本では女性より男性の出生数が多く、2020年時点で全国の20～39歳人口の女性人口比率は96%程度だった。したがって図表9-1と9-2において男性と女性の値が同じである場合、人数ベースでは女性不足が発生していることを意味している。
- 13) 東京都区部の大学の定員は1990年代初めに増加し始め、2002年の「首都圏の既成市街地における工業等の制限に関する法律」（いわゆる工場等制限法）の廃止後に再び大きく増加した。2018年に都区部の定員増を禁止する総枠規制が設けられたが、2023年度4月に情報学部・学科に限って一時的な定員増を認める方針が示されるなど、政府の方針が二転三転している。
- 14) 専門学校の学科のうち、在籍者が最も多く現在も増加が続いているのは医療分野（看護師や歯科衛生士、臨床検査技師等の養成課程）である。医療分野の学科を有する専門学校は全国に散在しており、卒業生の雇用機会もあらゆる地域に存在するため、進学や就職の際に出身地から他地域に転出する人は多くないと考えられる。水田 (2022) 参照。
- 15) いわゆるイエの継承には家産や家業の継承以外に墓や位牌、家族祭祀の管理責任の継承の意味もある。沖縄県の伝統的な家族は長男に家産を集中させて大家族が共同で農作業に当たる東北日本型からはほど遠かったが、祖先祭祀的な側面に関しては長男が一系的に継承する直系家族の伝統が根強かったと言われている（山内他 2020；細谷 2021）。
- 16) 細谷 (2921) など。
- 17) 工藤 (2015, 2019b), 山口 (2015) など。ただしこれらは特定の地域における比較的少数の調査の結果なので、それらが一般的な傾向をどれだけ忠実に反映しているかは必ずしも明らかでない。
- 18) 吉田 (2018)。
- 19) 奥田 (2022)。
- 20) 期間合計特殊出生率の代わりにコホート合計特殊出生率を被説明変数とした推計を行っている研究もある（足立・中里

2017；鷺見 2023）。上述の通り、コホート合計特殊出生率には世代を限定して分析を行える点で分かりやすいが、現実の少子化対策は専ら期間合計特殊出生率を参照しながら行われており、政府が目標に掲げる「希望出生率」も期間合計特殊出生率の特定の値を意味している。

- 21) 地域子育て支援拠点事業とは、子育て支援や親子の交流促進を目的として厚生労働省が2009年から実施してきたもので、現在は子ども家庭庁が主管している。2021年時点で全国に7,856の拠点が設けられている。
- 22) 足立・中里 (2017), 福井 (2018), 鷺見 (2023) など。
- 23) 人口集中地区とは、国勢調査の基本調査区等のうち、①人口密度が4,000人/km以上の区が市区町村内で互いに隣接し、かつ、②それらの地域の人口の和が5,000人以上という条件を満たす地域のことである。
- 24) 大半の回帰式に関して誤差項の均一分散の仮定が棄却されなかったため、最小二乗法以外の方法による推計は行わず、推計誤差の分散の調整も行わなかった。
- 25) 田辺・鈴木 (2016) など。なお、妊娠後の結婚はしばしば「できちゃった婚（デキ婚）」と呼ばれるが、本節の婚前妊娠率は婚姻総数ではなく出生総数に対する比率として算出している。
- 26) 田中・中嶋 (2015), 北川・野村 (2023) など。なお、足立・中里 (2017) は宇南山 (2011) が提唱する潜在的保育所定員率（出産年齢の女性人口に対する保育所定員の割合）を説明変数に含めて都道府県別のコホート合計特殊出生率の回帰分析を行い、その係数が有意に正となることを報告している。しかし女性の中には結婚しない人や子どもを持とうとしない人も少なくなく、そうした人々は都市部に偏在している。このことから、宇南山の定義による潜在的保育所定員率が出生率と正の相関を持つことは容易に想像できるが、それが「保育サービス→出生率」という因果関係を表しているかどうかは疑問である。
- 27) ここでは子育て世代の同居率を0～5歳の子どものいる夫婦世帯に占める祖父母との同居世帯の比率として定義したが、同じ比率を6～11歳の子どもや12～17歳の子どもを持つ世帯に関して計算することもできる。どの都道府県においても子どもの年齢が高いほど同居率が高くなり、それは子どもが高校生や成人に近い年齢になっても同じである。このことから、乳児や幼児のいる夫婦であっても必ずしも子育て支援を得ることを目的として祖父母と同居しているわけではなく、（子どもが大きくなるに従って祖父母の年齢も高まるので）両親の介護や生活上の必要から同居している夫婦も少なくないと推察される。なお、西南日本型の地域では東北日本型の地域に比べて同一の家屋や敷地内に二世帯が別居することが多いと言われているが、それらを同居世帯に含めても推計結果は同様だった。
- 28) 女性人口比率の定義として、他に「25～44歳の女性人口の男性人口に対する比率」や「20～39歳の女性人口の25～44歳の男性人口に対する比率」も試したが、定性的な結果は同様だった。
- 29) ただし過去に全国の出生率が初婚年齢の上昇とともに低下してきたことを考えると、婚姻年齢の係数の推計値が正であることは予想と反する。47都道府県の初婚年齢と出生率を散布図に描くと、東京都と沖縄県が外れ値になっていること以外、両者の間にははっきりとした関係は認められない。

【参考文献】

- 相川哲也・酒田元洋・古矢一郎・角田リサ・長沼裕介・立石憲彰・新藤宏聡 (2022) 「少子化対策と出生率に関する研究のサーベイー結婚支援や不妊治療など社会動向の変化と実証分析を中心とした研究の動向ー」内閣府経済社会総合研究所『ESRI Research Note』No. 66 (2022 年秋号), 12 ページ
- 足立泰美・中里透 (2017) 「出生率の決定要因ー都道府県別データによる分析」日本経済研究センター『日本経済研究』第 75 号, 63~91 ページ
- 宇南山卓 (2011) 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」日本経済研究センター『日本経済研究』第 65 号, 1~22 ページ
- 遠藤健 (2022) 『大学進学にともなう地域移動ーマクロ・ミクロデータによる実証的検証』東信堂
- 奥田純子 (2022) 「非東京圏出身女性の進学後の初職時 U ターン移動分析」生活経済学会『生活経済学研究』第 56 号, 1~18 ページ
- 北川諒・野村裕 (2023) 「東京都及び近郊 7 県における人口の社会増減と出生率の分析」内閣府経済社会総合研究所『ESRI Discussion Paper Series』No. 382
- 木下太志 (2015) 「近代化初期における日本の地域性」落合恵美子編『徳川日本の家族と地域性ー歴史人口学との対話ー』ミネルヴァ書房
- 工藤豪 (2015) 「文化人類学的視点から見た結婚の地域性と多様性」高橋重郷・大淵寛編著『人口学ライブラリー 16 人口減少と少子化対策』原書房
- 工藤豪 (2019a) 「日本の家族の地域性ー家族に地域差はあるのか」西野理子・米村千代編『よくわかる家族社会学』ミネルヴァ書房
- 工藤豪 (2019b) 「未婚化と人口性比の関係性」埼玉学園大学人間学部『埼玉学園大学紀要』第 19 号, 65~76 ページ
- 熊倉正修 (2011) 『入門・現代日本経済論ーグローバル化と国際比較』昭和堂
- 清水浩昭 (2013) 『高齢化社会日本の家族と介護ー地域性からの接近ー』時潮社
- 田中隆一・中嶋亮 (2015) 「子育て支援政策が居住地選択と出生行動に与える影響について」日本住宅総合センター『住宅土地経済』第 98 号, 20~27 ページ
- 田辺和俊・鈴木孝弘 (2016) 「出生率の都道府県格差の分析」厚生労働統計協会『厚生生の指標』第 63 巻第 5 号, 13~21 ページ
- 内閣府 (2023) 「子ども未来戦略方針」(https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/kodomo_mirai/pdf/kakugikettei_20230613.pdf)
- 福井昭吾 (2018) 「出生率の地域差に関するクロスセクション分析」九州大学経済学会『経済学研究』第 85 巻第 2・3 号, 43~63 ページ
- 細谷昂 (2021) 『日本の農村ー農村社会学に見る東西南北』ちくま新書
- 真鍋心作 (2022) 「地方における若年層人口の減少について」内閣府経済社会総合研究所『Economic & Social Research』No. 38
- 水田真理 (2022) 「専門学校の地域配置についてー都道府県公表の学校基本調査を用いた分野別・地域別の類型化ー」日本職業教育学会『職業教育研究』第 52 巻第 1 号, 29~36 ページ
- 山内昌和・西岡八郎・江崎雄治・小池司朗・菅桂太 (2020) 「沖縄県の合計出生率はなぜ本土よりも高いのか」日本地理学会『地理学評論』第 93 巻第 2 号, 85~106 ページ
- 山口恵子 (2015) 「地域移動におけるジェンダーと経済格差ー青森県の U ターン移動に関する住民調査から」家計経済研究所『季刊家計経済研究』第 107 号, 36~44 ページ
- 吉田肇 (2018) 「人口移動と女性 U ターンからみた地域特性に関する研究」都宮共和大学都市経済研究センター『都市経済研究年報』第 18 号, 111~125 ページ
- 鷺見英司 (2023) 「出生率の都道府県差に関する要因分析ー都道府県別コホート合計出生率を用いた実証分析ー」日本大学経済学部『経済集志』第 92 巻第 3 号, 1~21 ページ

附表 1 回帰分析に用いた変数の定義と出所

カテゴリー	変数	定義	単位	年	データの出所
被説明変数	合計特殊出生率	15～49歳の女性の合計期間特殊出生率（日本人のみ）	人	2020年	国立社会保健・人口問題研究所「人口統計集」
被説明変数	有配偶女性の合計特殊出生率	25～44歳の有配偶女性の期間特殊出生率の和（日本人のみ）	人	2020年	国立社会保健・人口問題研究所「人口統計集」、総務省「国勢調査」
女性の婚姻・出産行動	有配偶女性比率	25～44歳の女性人口に占める有配偶者の割合（日本人女性のみ）	%	2020年	総務省「国勢調査」
女性の婚姻・出産行動	婚姻年齢	初婚の妻の平均婚姻年齢	歳	2020年	厚生労働省「人口動態統計」
女性の婚姻・出産行動	結婚前妊娠率	第1子出生総数に占める「結婚期間が妊娠期間より短い出生数」の割合	%	2019年	厚生労働省「人口動態統計」
経済状況	失業率	20～39歳の男女の完全失業率	%	2020年	総務省「国勢調査」
経済状況	所得水準	20～39歳の一般労働者の平均年間給与収入（名目給与所得を総務省の消費者物価地域差指数を用いて調整した実質値、賃与等を含む）	万円	2020年	厚生労働省「賃金構造基本統計調査」
経済状況	家賃	民営賃貸住宅の1層当たり平均月間賃料	千円	2018年	総務省「住宅・土地統計調査」
出産・子育ての機会費用	女性の大学比率	20～39歳の女性人口に占める大学・大学院卒者の割合（在学者を含み短期大学卒者を含まない）	%	2020年	総務省「国勢調査」
出産・子育ての機会費用	有配偶女性の大学比率	20～39歳の有配偶女性人口に占める大学・大学院卒者の割合（在学者を含み短期大学卒者を含まない）	%	2020年	総務省「国勢調査」
出産・子育ての機会費用	女性の雇用機会	当該都道府県の民間部門就業者総数に占める「女性就業者が多い産業の就業者」の割合。「女性就業者が多い産業」に含まれないのは農林水産業、鉱工業、建設業、電気・ガス・熱供給・水道業、運輸・郵便業。	%	2020年	総務省「国勢調査」
子育て環境	保育所・幼稚園定員率	当該都道府県の0～5歳人口に対する公営保育所・幼稚園の総定員数の比率。幼児連携型認定こども園等を含む。	%	2020年	厚生労働省「社会福祉施設等調査」、文部科学省「学校基本調査」、総務省「国勢調査」
子育て環境	子育て支援拠点数	当該都道府県の0～4歳人口千人当たりの地域子育て支援拠点数	拠点数	2020年	厚生労働省「地域子育て支援拠点事業実施状況」
子育て環境	夫婦家事分担	0～5歳児のいる夫婦世帯の一週間の家事、介護・看護、育児、買い物・時間（夫の時間の妻の時間に対する比率）。	%	2016年 2021年	総務省「社会生活基本調査」。調査件数が多くない県があることから、2016年と2021年のデータをプールして算出した。
子育て環境	三世代同居率	0～5歳児のいる夫婦世帯のうち、両親ないし祖父母のいずれかと同居している世帯の割合	%	2020年	総務省「国勢調査」
地域の特性	高齢者同居率	65歳以上の世帯員のいる世帯のうち、二世世代以上の親子が同居している世帯の割合（未婚の子どもがいる世帯を含む）	%	2020年	総務省「国勢調査」
地域の特性	DID人口比率	当該都道府県の総人口に占める人口集中地区（densely inhabited district）の人口の割合	%	2020年	総務省「国勢調査」
地域の特性	男女人口比	20～39歳の女性人口の男性人口に対する割合（日本人のみ、数値が大きいほど女性が多いことを意味する）	%	2020年	総務省「国勢調査」
ダミー変数	北海道ダミー	北海道のみ1、他の都府県は0をとるダミー変数	-	-	-
ダミー変数	東京都ダミー	東京都のみ1、他の都府県は0をとるダミー変数	-	-	-
ダミー変数	沖縄県ダミー	沖縄県のみ1、他の都府県は0をとるダミー変数	-	-	-

附表2 説明変数と被説明変数の相関係数

	合計特殊 出生率	有配偶者 出生率	有配偶者 女性比率	婚姻年齢 妊娠率	結婚前 妊娠率	失業率	所得水準	家賃	女性 大卒比率	有配偶 女性 大卒比率	女性の 雇用機会	保育所・ 幼稚園定 員率	地域子育て 支援拠点 点数	夫婦 家事分担	子育て 夫婦 同居率	高齢者 同居率	DID比率	男女 人口比
合計特殊出生率	1.000																	
有配偶者出生率	0.825	1.000																
有配偶女性比率	0.386	-0.056	1.000															
婚姻年齢	-0.545	-0.090	-0.632	1.000														
結婚前妊娠率	0.607	0.436	-0.023	-0.417	1.000													
失業率	-0.147	0.060	-0.587	0.221	0.376	1.000												
所得水準	-0.387	-0.230	0.013	0.399	-0.720	-0.245	1.000											
家賃	-0.520	-0.156	-0.505	0.779	-0.581	-0.065	0.656	1.000										
女性大卒比率	-0.363	-0.055	-0.152	0.502	-0.769	-0.202	0.808	0.713	1.000									
有配偶女性大卒比率	-0.365	-0.053	-0.183	0.529	-0.776	-0.220	0.806	0.748	0.995	1.000								
女性の雇用機会	-0.151	0.278	-0.854	0.623	0.026	0.473	-0.020	0.499	0.221	0.248	1.000							
保育所・幼稚園定員率	0.092	0.013	0.374	-0.325	-0.306	-0.236	0.076	-0.236	0.191	0.184	-0.388	1.000						
地域子育て支援拠点数	-0.117	-0.252	0.167	-0.198	0.088	-0.014	-0.336	-0.366	-0.284	-0.304	-0.347	0.262	1.000					
夫婦家事分担	-0.190	-0.212	-0.095	0.149	0.001	0.104	-0.204	0.049	-0.270	-0.244	0.018	0.098	0.165	1.000				
子育て夫婦同居率	0.016	-0.226	0.399	-0.391	0.271	-0.185	-0.537	-0.410	-0.512	-0.528	-0.507	0.130	0.491	0.320	1.000			
高齢者同居率	-0.002	-0.222	0.457	-0.332	0.178	-0.168	-0.356	-0.281	-0.312	-0.331	-0.534	0.180	0.371	0.235	0.919	1.000		
DID比率	-0.447	-0.110	-0.535	0.657	-0.409	0.205	0.545	0.772	0.609	0.621	0.594	-0.408	-0.471	-0.145	-0.595	-0.473	1.000	
男女人口比	0.206	0.528	-0.556	0.228	0.219	0.364	-0.083	0.089	0.078	0.068	0.647	-0.235	-0.311	-0.171	-0.512	-0.623	0.322	1.000

(注) 相関係数が絶対値で0.5を超えるものに網掛けを施した。