

出生率の地域格差と若年人口の地域移動

明治学院大学国際学部 熊倉正修

1. はじめに

日本の期間合計特殊出生率は2005年から2015年まで回復した後、再び下落し、2022年には2005年と同じ1.26になった。政府が2023年6月に発表した「こども未来戦略方針」では若年層の所得不足が出生率低迷の主因だと考えられており、若者と子育て世代の可処分所得を増やす政策を強化する方針が示されている。

日本の出生率は従来から都市部において低い傾向があるが、最近では他の地域でもばらつきが目立っている。図表1左側のマップグラフに示されているように、西日本の中国地方や九州地方において出生率が1.5を超える県が少なくないのに対し、東日本の北海道や東北地方、北関東地方などでは1.2~1.3程度の県が多い。後述するように、こうした「西高東低」の傾向は2000年代の半ば以降に顕在化したものである。

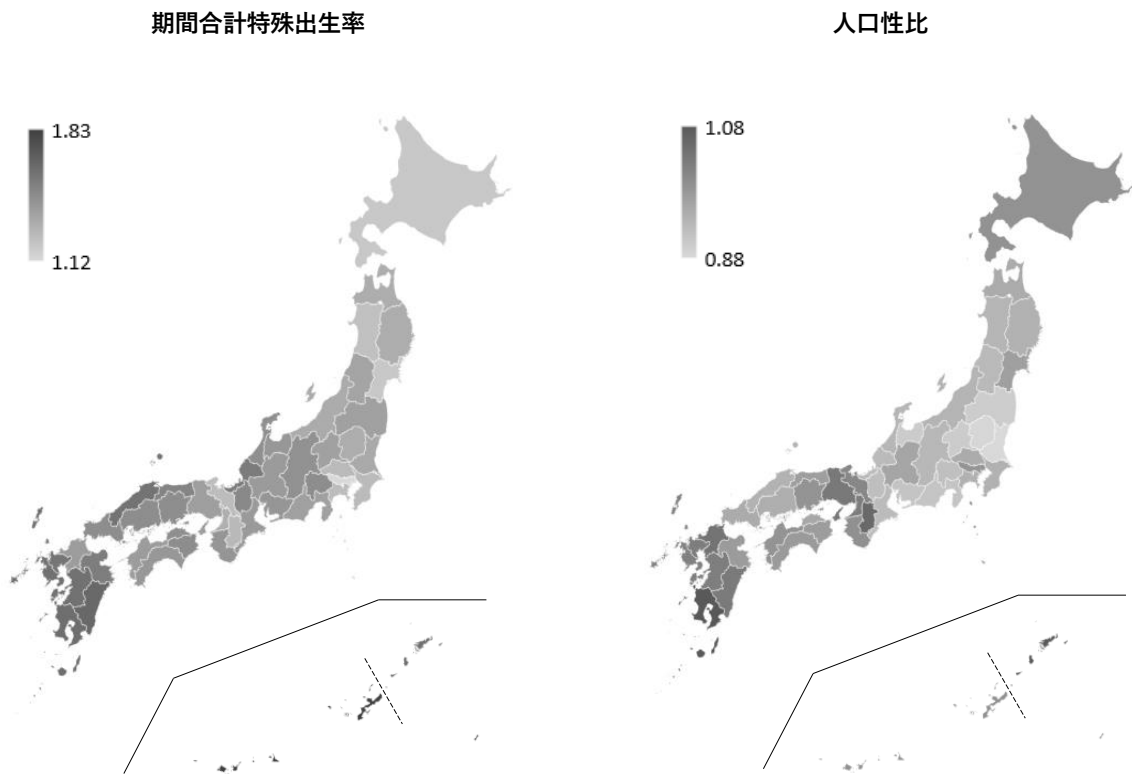
出生率とともに地域差の広がり指摘されているのが若年人口の性比である。図表1右側のマップグラフによると、九州地方や近畿地方の多くの府県において20~30歳代の女性人口が男性人口を上回っているのに対し、東北地方や北関東地方、甲信越地方などでは女性人口が男性人口の9割前後に留まる県が多い。つまり、都道府県の若年人口の性比を女性人口の男性人口に対する割合として表現した場合、そこにも西高東低の傾向が認められるわけである。

出生率と人口性比の西高東低はマスメディアでも話題になっているが¹、それらが本当に西高東低と呼ぶべきものなのか、出生率と人口性比の間に何らかの因果関係が存在するのかははっきりしない。図表1の二つのグラフの分布は類似していても同一でなく、各グラフの都道府県のデータも単純な西高東低にはなっていない。社会学や人口学の研究では東西で結婚や両親との同居に関する慣習が異なることが知られており、若者の地域移動が活発化する中でそれが出生動向に影響を与えるようになった可能性を指摘するものがある(工藤 2019a; 益田 2021)、経済学の研究においてこうした可能性はほとんど検討されていない。

本稿では、近年の地域間の出生率のばらつきの原因を人口性比の動態や家族・世帯慣行と関連づけながら分析する。次節ではまず、地域による出生率の違いを婚姻動向の影響と既婚者の出生動向の影響に分解して整理する。続く第3節では、地域による若年人口の性比の格差の原因を進学や就職に伴う人口移動と関連づけながら分析する。第4節では、伝統的な家族観や世帯形成慣行の人口移動や出生率への影響に関して、三世代同居と祖父母の子育て支援の関係に注目しながら考察する。これらの分析を踏まえ、第5節では地域間の出生率格差の原因を回帰分析によって把握することを試みる。

¹ たとえば、日本経済新聞「増える未婚『若い女性が消えた』」(2021年12月16日夕刊)、同「出生率『西高東低』が鮮明」(2023年7月1日朝刊)など。

図表1 都道府県別の出生率と若年人口の性比（2020年）



（注）人口性比は20～39歳の女性人口の男性人口に対する割合。

（出所）国立社会保障・人口問題研究所「人口統計集」及び総務省「国勢調査」をもとに集計。

2. 地域別の出生率の動向

本節の分析に入る前に、一般に出生率と呼ばれる期間合計特殊出生率の意味を確認しておこう。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。

上式の右辺のΣの右の分数は、ある年に*i*歳だった女性の一人当たり平均出生数を表している。これらの値が前年も翌年も変わらないとすると、*i*=15～49の平均出生数の和は一人の女性が生涯に出産する子どもの数の平均値に一致する²。そのため、期間合計特殊出生率は一国の出生率の動

² 現実には15歳未満や50歳以上の女性が出産する子どももいるが、それらは15歳と49歳の出生数に含めて計算されている。

向を表す指標として広く利用されている。

ただしある年に 15 歳だった人と 49 歳だった人は異なる世代に属するため、期間合計特殊出生率の解釈には注意が必要である。ある世代の女性と別の世代の女性の出生行動が逆方向に変化した場合、それらの影響が相殺されてしまうことも考えられるからである。なお、2005 年から 2015 年にかけて日本の出生率が一時的に回復したのは、若年層の晩婚化によりそれまで先送りされていた出産が集中したことによるところが大きい³。

本稿で分析する都道府県別の期間合計特殊出生率は、厚生労働省の人口動態統計に収録されている他、国立社会保障・人口問題研究所（社人研）によっても公表されている。ただしこれらの統計においては、(1)式の代わりに

$$\text{期間合計特殊出生率} = 5 \times \left(\frac{15 \sim 19 \text{ 歳の女性の出生数}}{15 \sim 19 \text{ 歳の女性の人口}} + \dots + \frac{45 \sim 49 \text{ 歳の女性の出生数}}{45 \sim 49 \text{ 歳の女性の人口}} \right) \quad (2)$$

のように 5 歳階級別に算出した平均出生数をもとに期間合計特殊出生率が計算されている。これは人口が少ない県において(1)式の各歳別の出生率が不安定になりやすいためである。また、日本人と外国人の間で出生動向が異なる可能性があることから、(2)式の分数の分子と分母にはともに日本人のみの計数が用いられている⁴。

図表 2 は、社人研の計算による都道府県別の期間合計特殊出生率を地域（地方）別に平均した値の推移を示したものである⁵。この図から分かるように、大都市を擁する首都圏と近畿地方を別とすると、2005 年頃までは地域間の出生率の差が比較的小さかった⁶。しかし東北地方や北関東地方では 2005 年から 2015 年にかけての回復の幅が小さく、その後の下落が大きかったのに対し、中国地方や九州地方では逆の傾向が見られた。ただし同じ東日本でも甲信越・北陸地域の出生率はやや高く、西日本の四国地方に近い水準になっている。

地域間の出生率のばらつきの原因を探るために、一部の地方に関して(2)式の 5 歳階級別の出生率（5 を乗じた値）をグラフに描いてみたのが図表 3 である。後の分析に備える目的で、ここでは 1990 年、2005 年、2020 年に関するデータを示している。

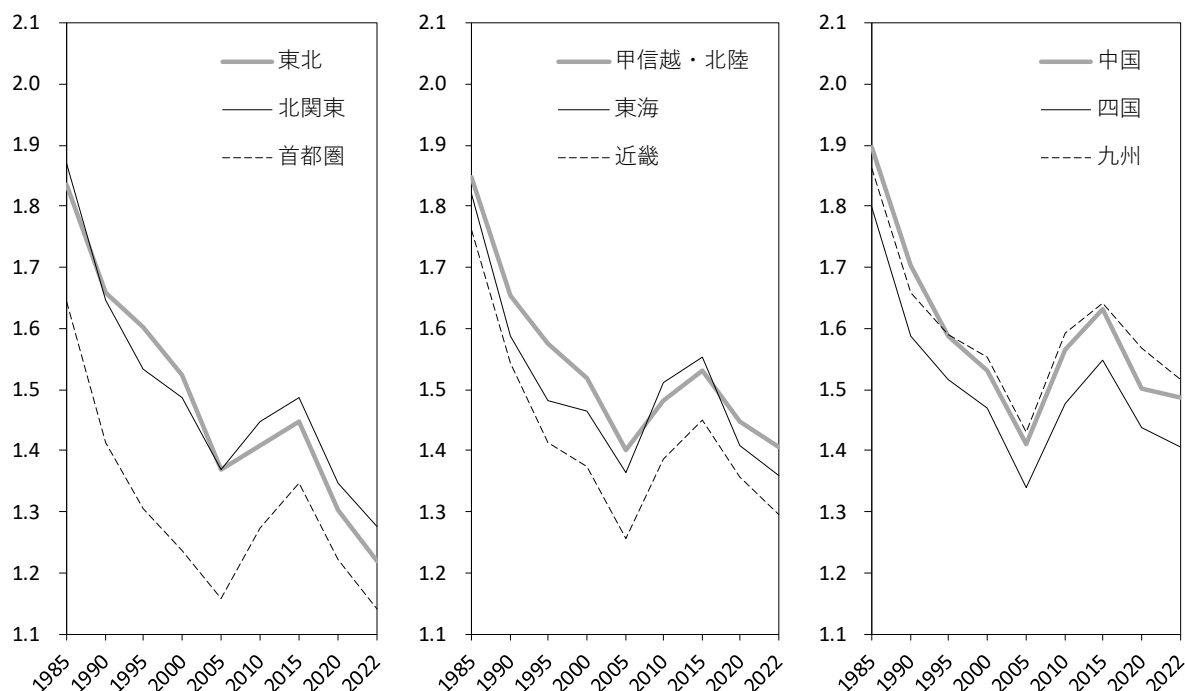
³ ある世代の女性が生涯に平均で何人の子どもを出産したかを知りたい場合、コホート合計特殊出生率と呼ばれる指標を計算する必要がある。コホート合計特殊出生率は解釈しやすいが、当該世代の女性が出産可能年齢を過ぎるまで確定しないため、足元でどのような変化が生じているのかを知る上では不便である。2015 年に政府が目標に掲げた「希望出生率」も期間合計特殊出生率の特定の値を表している。

⁴ ただし厚生労働省や社人研の統計では、分子の出生数に日本人の父親と外国人の母親から生まれた子ども（国籍上は日本人になる）が含まれているようである。分母を日本人女性に限定する場合、分子も日本人女性から生まれた子どもに限定することが整合的であるため、以下では可能な範囲でこれらの人数を調整する。

⁵ ここではグラフの簡略化のために北海道と沖縄県のデータを省略している。沖縄県の出生率は他の地域に比べて高く、2020 年時点で 1.83 だった。北海道の出生率は第二次世界大戦直後まで他の地域に比べて高かったが、その後急落し、今日では東京都に次いで低くなっている。

⁶ 歴史をさらに遡ると、戦前から終戦直後までは東日本の出生率が西日本に比べて高い「東高西低」状態にあった。その理由の一つは当時の北海道や東北地方、北陸地方などが関東以南の地域に比べて貧しく、乳児死亡率も高かったからだと思われる。

図表2 地域別の期間合計特殊出生率の推移



(注) いずれも各地方に属する都道府県の期間合計特殊出生率の単純平均値。地方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）。2022年は総務省の人口推計と厚生労働省の人口動態統計をもとに計算した参考値。

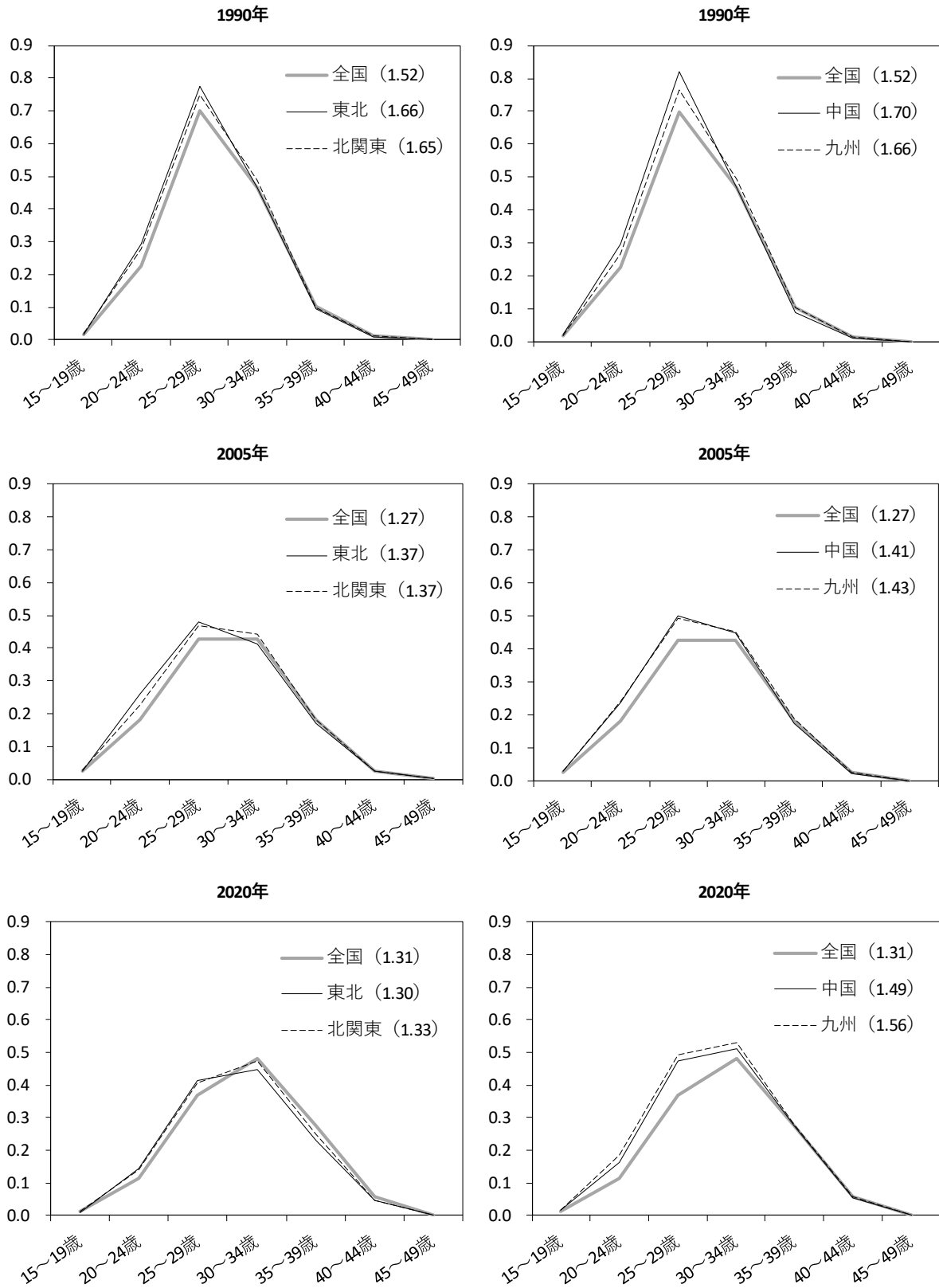
(出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計集」、総務省「人口推計」、厚生労働省「人口動態統計」をもとに集計。

上段の二つのパネルを見ると、1990年の東北・北関東地方と中国・九州地方の各年齢層の出生率がよく似ていたことが分かる。どちらの地域においても20代の女性の出生率が全国平均に比べて高く、それによって期間合計特殊出生率も高くなっていた。

中段の2005年のパネルでは、全国平均のグラフが台形に近い形状になっている。これは女性の高学歴化などによって晩産化が進行し、出生のピーク年齢が20代後半から30代前半に移行する過渡期にあったためである。首都圏などに比べて大学進学率が低い東北・北関東地方と中国・九州地方では依然として25～29歳が出生率のピークだったが、北関東地方のグラフは全国平均のグラフにやや近い形状になっていた。

最下段の2020年のパネルでは、東西の差が大きくなっている。どちらの地域においても出生のピーク年齢は30～34歳に移行したが、中国・九州地方の出生率が全ての年齢階層において全国平均を上回っているのに対し、東北・北関東地方では30～40代の出生率が全国平均を下回り、20代

図表3 地域別・母の年齢階級別の出生率



(注) 括弧内の数値は当該地域の各都道府県の期間合計特殊出生率の平均値。九州地方は沖縄県を含まず。
 (出所) 総務省「国勢調査」及び厚生省「人口動態調査」等のデータをもとに集計。

の出生率も全国平均との差が縮まった。その結果、期間合計特殊出生率も全国平均とほぼ同じ水準に低下している。

図表 3 の出生率の変化には女性の婚姻行動の変化と既婚女性の出生行動の変化が反映されているため、このままでは地域差の原因を特定しにくい。そこで、次に地域による期間合計特殊出生率の違いを婚姻行動による部分と既婚者の出生行動による部分に分解してみることにする。

まず、期間合計特殊出生率の定義である(2)式に戻ろう。以下では例として、(2)式の右辺の最初の項である 15～19 歳の女性の出生率に注目する。最初に、この項を以下のように書き改める。

$$\frac{15\sim 19\text{ 歳の女性の出生数}}{15\sim 19\text{ 歳の女性の人口}} = \frac{15\sim 19\text{ 歳の既婚女性の人口}}{15\sim 19\text{ 歳の女性の人口}} \times \frac{15\sim 19\text{ 歳の女性の出生数}}{15\sim 19\text{ 歳の既婚女性の人口}} \quad (3)$$

日本では諸外国に比べて未婚のまま出産する女性が少ないことが知られているので、この式は

$$15\sim 19\text{ 歳の女性の出生率} = 15\sim 19\text{ 歳の女性の既婚率} \times 15\sim 19\text{ 歳の既婚女性の出生率} \quad (4)$$

とほぼ同じ意味を持っている。

国勢調査などでは「現時点で配偶者がいる人」が有配偶者と呼ばれているので、本稿でも(4)式の既婚率を有配偶率、既婚女性の出生率を有配偶出生率と呼称する。また、以下ではある変数の全国平均を上付きのバーを用いて表し、特定地域におけるその変数の値の全国平均からの乖離を Δ によって表現する。したがって、ある県の 15～19 歳の女性の出生率の全国平均からの乖離は

$$\Delta 15\sim 19\text{ 歳の女性の出生率} = \overline{15\sim 19\text{ 歳の女性の出生率}} - 15\sim 19\text{ 歳の女性の出生率} \quad (5)$$

である。

(4)式の関係(5)式の右辺に代入して整理すると

$$\begin{aligned} & \Delta 15\sim 19\text{ 歳の女性の出生率} \\ &= \underbrace{\Delta 15\sim 19\text{ 歳の女性の有配偶率} \times \overline{15\sim 19\text{ 歳の有配偶出生率}}}_{\text{要因①}} \\ &+ \underbrace{15\sim 19\text{ 歳の女性の有配偶率} \times \Delta 15\sim 19\text{ 歳の有配偶出生率}}_{\text{要因②}} \\ &+ \underbrace{\Delta 15\sim 19\text{ 歳の女性の有配偶率} \times \Delta 15\sim 19\text{ 歳の有配偶出生率}}_{\text{その他の要因}} \quad (6) \end{aligned}$$

となる。

上式の要因①は、ある都道府県ないし地方の出生率の全国平均からの乖離のうち、有配偶率の全国平均からの乖離に起因する部分を表している。要因②は出生率の乖離のうち、有配偶女性の出生率の差による部分を意味している。最後の「その他の要因」は有配偶率の乖離と有配偶出生率の乖離の両方に関係する部分である。(6)式の分解を全ての年齢階級に関して行い、各年齢階級の要因①、要因②、その他の要因の値をそれぞれ集計すれば、ある地域の期間合計特殊出生率の全国平均からの乖離の原因を確かめることができる。

図表4 期間合計特殊出生率の全国平均からの乖離の要因分解

地域	1990年			2005年			2020年		
	出生率	要因①	要因②	出生率	要因①	要因②	出生率	要因①	要因②
北海道	-0.09	0.01	-0.10	-0.11	0.00	-0.12	-0.12	0.02	-0.14
東北	0.14	0.11	0.03	0.10	0.15	-0.06	-0.02	0.07	-0.09
北関東	0.13	0.13	-0.01	0.10	0.12	-0.02	0.02	0.08	-0.07
首都圏	-0.11	-0.06	-0.04	-0.11	-0.07	-0.03	-0.11	-0.07	-0.03
甲信越	0.15	0.01	0.14	0.12	0.08	0.05	0.09	0.08	0.02
北陸	0.12	0.18	-0.06	0.13	0.11	0.03	0.16	0.12	0.05
東海	0.06	0.12	-0.06	0.09	0.11	-0.02	0.08	0.12	-0.04
近畿	0.02	0.02	0.00	-0.01	-0.02	0.01	0.03	0.00	0.03
中国	0.18	0.12	0.06	0.14	0.11	0.03	0.18	0.14	0.04
四国	0.06	0.10	-0.03	0.07	0.07	-0.01	0.12	0.08	0.04
九州	0.13	-0.02	0.15	0.16	0.04	0.12	0.25	0.11	0.14
沖縄	0.42	0.04	0.38	0.45	0.08	0.33	0.51	0.13	0.34
標準偏差	0.13	0.07	0.13	0.14	0.06	0.11	0.16	0.06	0.12
出生率との相関係数		0.30	0.85		0.54	0.88		0.71	0.94
要因①との相関係数			-0.25			0.09			0.43
標準偏差*	0.09	0.07	0.08	0.09	0.07	0.06	0.11	0.06	0.07
出生率との相関係数*		0.57	0.64		0.79	0.68		0.80	0.85
要因①との相関係数*			-0.26			0.09			0.36

(注) *は沖縄県を除いて計算した値。

(出所) 総務省「国勢調査」及び厚生労働省「人口動態統計」等をもとに集計。

図表4は、図表3と同じ1990年、2005年、2020年に関して(6)式の要因分解を行った結果をまとめたものである。ここでは先に47都道府県の要因分解を行い、その後地方ごとに各要素の平均値を算出している。ただし婚姻・出生行動の特異性が指摘されることが多い沖縄県は九州地方に含めずに結果を示した。また、(6)式の分解は「未婚者の出産はゼロ」という仮定に基づいているが、現実には未嫡出児が存在するので、それらの影響を考慮した上で計算を行い、それに起因する部分は「その他の要因」に含めた。それでも「その他の要因」の影響は小さかったため、図表4では掲載を省略している。

図表4によると、出生率に西高東低の傾向が認められると言っても、その背景にある婚姻・出生行動はやや複雑なようである。たとえば、北海道と首都圏の出生率は以前から一貫して低いが、北海道では有配偶出生率の低さがその主因であるのに対し、首都圏では有配偶率が低いことの方が大きな影響を与えている。また、沖縄県ではもともと既婚女性の出生意欲が旺盛なことが全国一の高出生率を生み出していたが、最近是有配偶率が全国比で高いことの影響も大きくなってきている。なお、有配偶出生率は年齢が低いほど高いので、要因①が大きな正值になっている地域は相対

的に早婚であることが多い。

図表 3 で見たように、1990 年の東北・北関東地方と中国・九州地方の出生率はほぼ同じであり、全国平均を 0.14 前後上回っていた。しかし図表 4 によると、東北・北関東地方ではそれが専ら有配偶率の高さに起因していたのに対し、九州地方では有配偶出生率の高さが主因だった。その後、2020 年にかけて東北・北関東地方では有配偶率の全国平均からの乖離がやや小さくなる一方、有配偶出生率が全国比で大きく落ち込み、期間合計特殊出生率が大きく低下した。一方、九州地方では有配偶率が全国比で大きく上昇し、有配偶女性の出生率も全国平均に比べて高い状態が続いたため、期間合計特殊出生率の全国平均との差が拡大した。中国地方ではもともと有配偶率が全国平均に比べて高く、その点で九州地方よりむしろ東北地方や北関東地方、北陸地方に似ていた。その後も 2020 年にかけて要因①と②の値があまり変化せず、結果的に全国平均比で高い期間合計特殊出生率が維持されたことが分かる。

図表 4 の下段では、上段のデータをもとに計算した出生率と要因①②の標準偏差と相関係数を報告している。有配偶出生率が著しく高い沖縄県を除いて計算した値を見ると、要因①と要因②が出生率の地域格差におおむね同規模の影響を与えていたこと、1990 年から 2020 年にかけて要因①と②の相関係数が負値から正值に転じたことが分かる。1990 年時点では有配偶率が低い地域において有配偶出生率が高い傾向があり、それが期間合計特殊出生率の地域差を抑える役割を果たしていた。しかし最近是有配偶率が高い地域において既婚女性の出生率も高くなる傾向が強まり、それが期間合計特殊出生率の地域差を広げる一因になっている。

3. 若年人口の性比と地域移動

本節では、各地域の若年人口の性比の変化とその背景要因を分析する。

図表 5 は、地域別に 20～39 歳の女性人口の男性人口に対する割合の推移を計算した結果を示したものである。図表 2 と同様に、九州地方は沖縄県を除いて計算し、グラフを見やすくするために北海道と沖縄県以外の 9 地方に関する結果だけを掲載している。以下では便宜的に女性人口の男性人口に対する割合を「女性人口比」と呼称する。

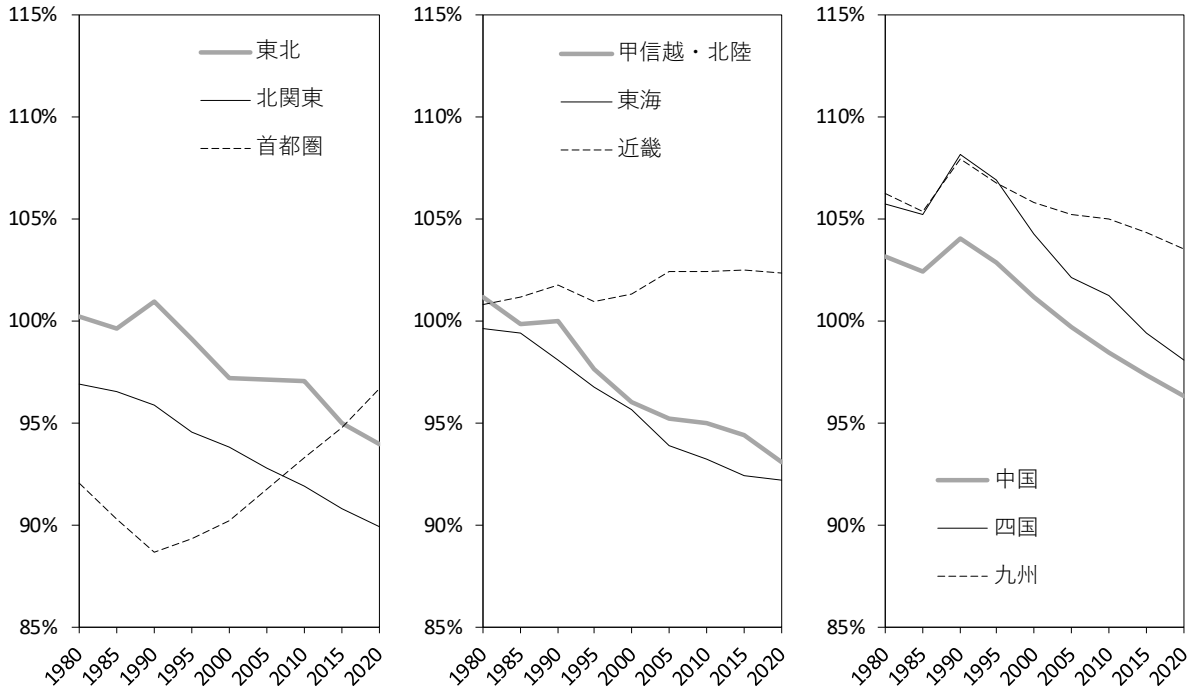
図表 5 によると、1980 年代には首都圏以外の大半の地域において 20～39 歳の女性人口が男性人口を上回っていた。しかし 1990 年頃を境に多くの地域において女性人口比が明瞭な低下傾向を辿るようになった。2020 年時点で女性人口比が最も低いのは北関東地方であり、それに東北地方と甲信越・北陸地方、東海地方が続いている。

西日本でも女性人口比は低下傾向にあるが、もともと他地域に比べて高かったこともあり、今日でも極端な女性不足は発生していない。特に九州地方では女性人口比の低下が緩慢であり、今日でも女性人口が男性人口を上回っている⁷。図表 4 と 5 を見る限り、西高東低と言っても九州地方とそれ以外の地域ではかなり状況が異なるようである。

図表 5 において多くの地域と対照的な推移を示しているのが首都圏である。首都圏の女性人口比は 1990 年には約 89%しかなく、著しい女性不足・男性過多だった。しかしその後女性人口比

⁷ 沖縄県の女性人口比は 100%をやや上回る水準で推移している。

図表 5 主要地域の若年人口の性比の推移



(注) いずれも外国人を含めずに集計した値。
 (出所) 総務省「国勢調査」及び「人口推計」のデータをもとに集計。

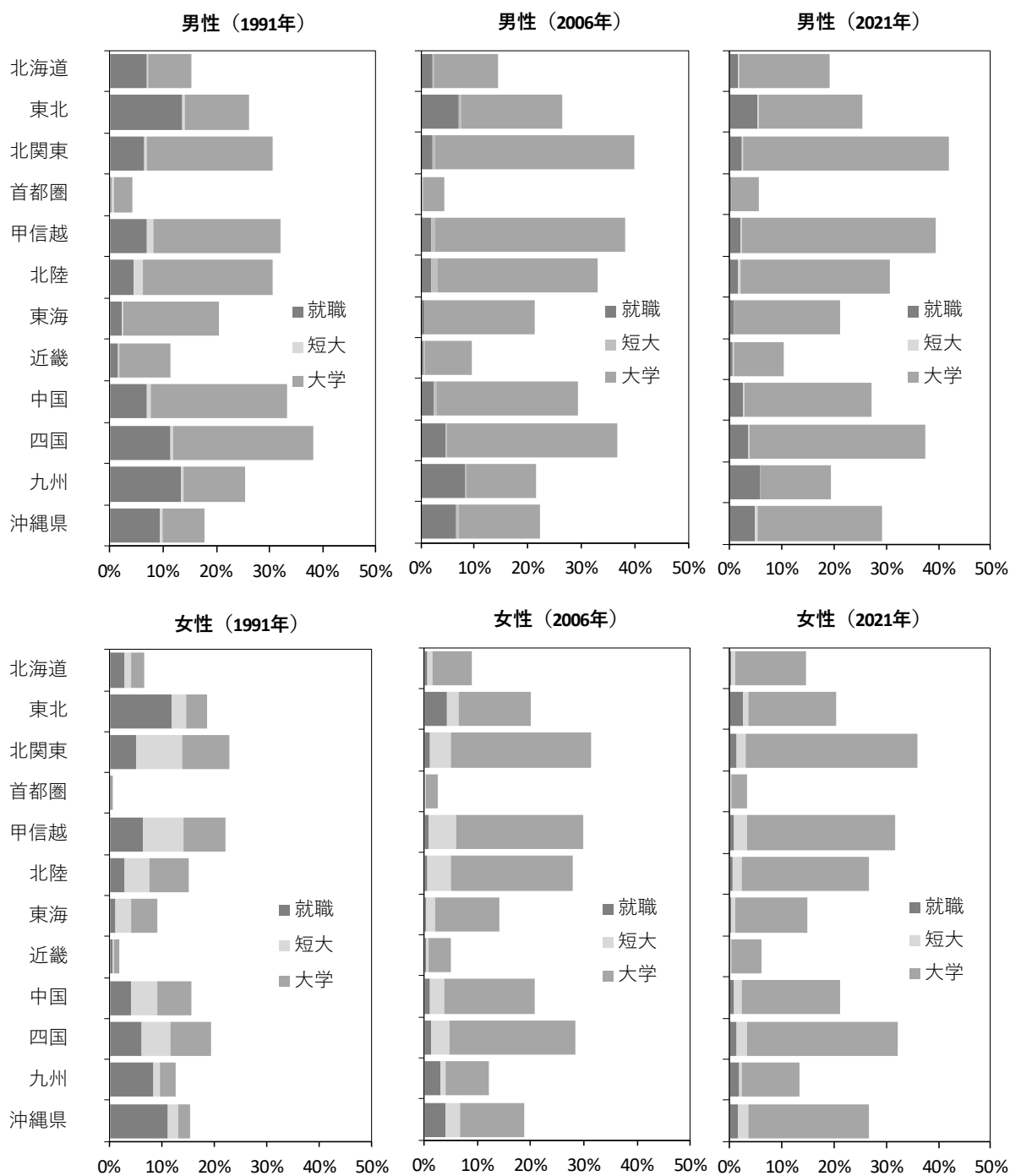
が上昇し始め、2020年には97%になった。首都圏の中で変化が最も大きいのは東京都であり、2020年の20～39歳男女の人口はほぼバランスしている。東京都は非常に人口が多いため、そこに多くの女性が集まるようになると他の地域に大きな影響が及ぶことになる。

それでは1990年頃を境に首都圏と他の地域の間で若年層の人流が変化したのはなぜだろうか。地方の若者が都市部に住まいを移すきっかけは進学か就職であることが多いので、まず成人年齢(18歳)に達した若者の社会移動の動向を追ってみよう。ここでは1990年と2005年、2020年の国勢調査をもとに地域別の17歳人口を計算し、さらに文部科学省の「学校基本調査」を用いて翌年春(1991年と2006年、2021年)に進学や就職の目的で域外に転出した人の数を計算した⁸。それらの計数をもとに各地域における域外転出者の比率を男女別に集計してグラフに描いたのが図表6である。

図表6では大都市が集積する首都圏や近畿地方の転出率が低くなっているが、多くの地域において域外転出者の比率は上昇しており、特に女性に関してその傾向が目立つ。また、1991年は就職を目的とした転出が少なくなかったのに対し、2021年には男女とも四年制大学進学を目的とした転出が大半になっている。日本では1990年代前半から製造業と建設業が縮小し始め、高校や専

⁸ したがって、たとえば青森県の高등학교を卒業して埼玉県の大学に進学した人は転出者に含まれるが、同じ東北地方の宮城県の大学に進学した人は転出者に含まれない。専門学校に関しては進学者の出身地と転出先を対応させたデータが得られないため、ここではやむをえず集計から除外している。

図表6 18歳人口の域外への転出率

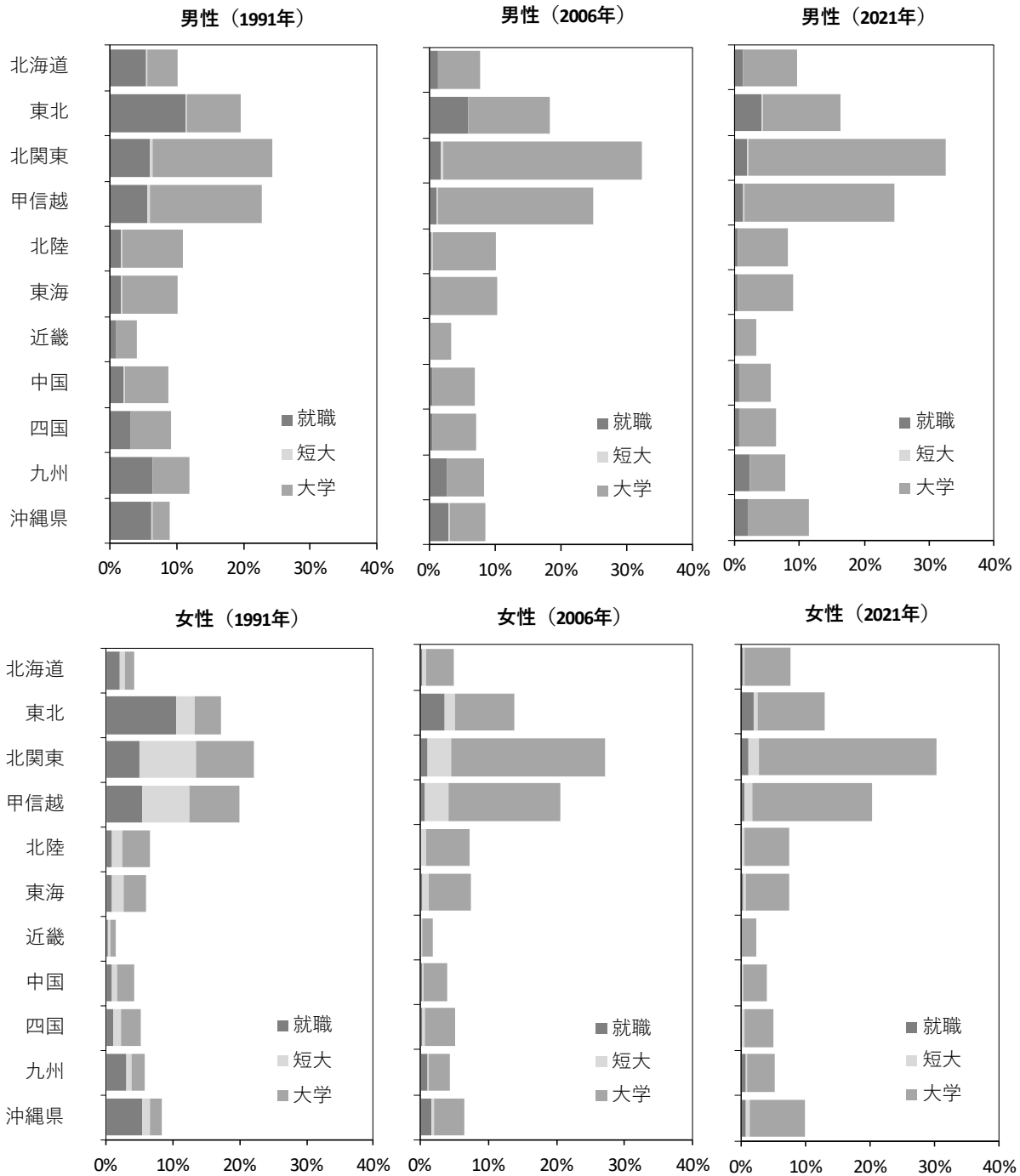


(注) いずれも前年の17歳人口に対する割合。九州地方は沖縄県を含めずに集計した。

(出所) 総務省「国勢調査」及び文部科学省「学校基本調査」をもとに集計。

門学校を卒業後に都市部やその周辺地域に移動してこれらの産業に従事する人(特に男性)が急激に減少した(遠藤 2022)。一方、同じ時期に首都圏以外の大学の新設や定員増が容易になり、さらに2002年の旧工場等制限法廃止によって首都圏の大学の定員規制も緩和されたため、四年制大学

図表7 18歳人口の首都圏への転出率



(注・出所) 図表6 参照。

進学を目的として域外に移動する人が増加した。女性はもともと四年制大学への進学者が少なかったため、進学率の上昇は転出率の男女格差を縮小する効果を持ったと考えられる。

次に、図表6の域外転出者のうち、首都圏の1都3県に移動した人だけを対象として転出率を再計算した結果が図表7である(首都圏の若者の大半は域内に残留しているため省略)。この図を

見ると、東日本と西日本の若者の動向が大きく異なることに気づく。東日本の東北地方や北関東、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、就職（や女性の場合は短大進学）を目的とした移動が少なくなかった。しかし 1990 年代から 2010 年代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四年制大学進学を目的とした転出者が増加した。一方、中国地方や四国地方、そして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 6 では中国地方や四国地方の若者の域外転出率が比較的高かったが、移転先は福岡県や京阪神地区などにばらついており、首都圏への移動者は多くない。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や雇用機会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。

図表 5 と 6 を見る限り、1990 年前後から多くの地域において若年人口の男女比が崩れ始めた一つの理由は女性の地域移動が活発化したことだと考えられる。ただしほとんどの地域において男性の転出率は女性の転出率を上回っているため、高校卒業時の地域移動だけでは多くの地域が女性過少状態に陥っている理由を説明することができない。それ以外の要因として大学卒業後の就職や結婚なども重要だが、最も影響が大きいのはいったん域外に転出した後に帰郷する人の男女比がどのようになっているかであろう。

進学以外の理由による地域間の人口移動を分析する際には、国勢調査の人口移動統計が用いられることが多い。しかしこの統計は 10 年毎に実施される大規模調査においてのみ集計されている。総務省の「住民基本台帳人口移動報告」には毎年的人口移動のデータが収録されているが、移動者数を年齢階層や移動前後の居住地別にブレイクダウンしたデータが報告されるようになったのは 2010 年以降のことで、それ以前に関しては各都道府県の転入・転出者数を男女別に集計したデータしか得ることができない。

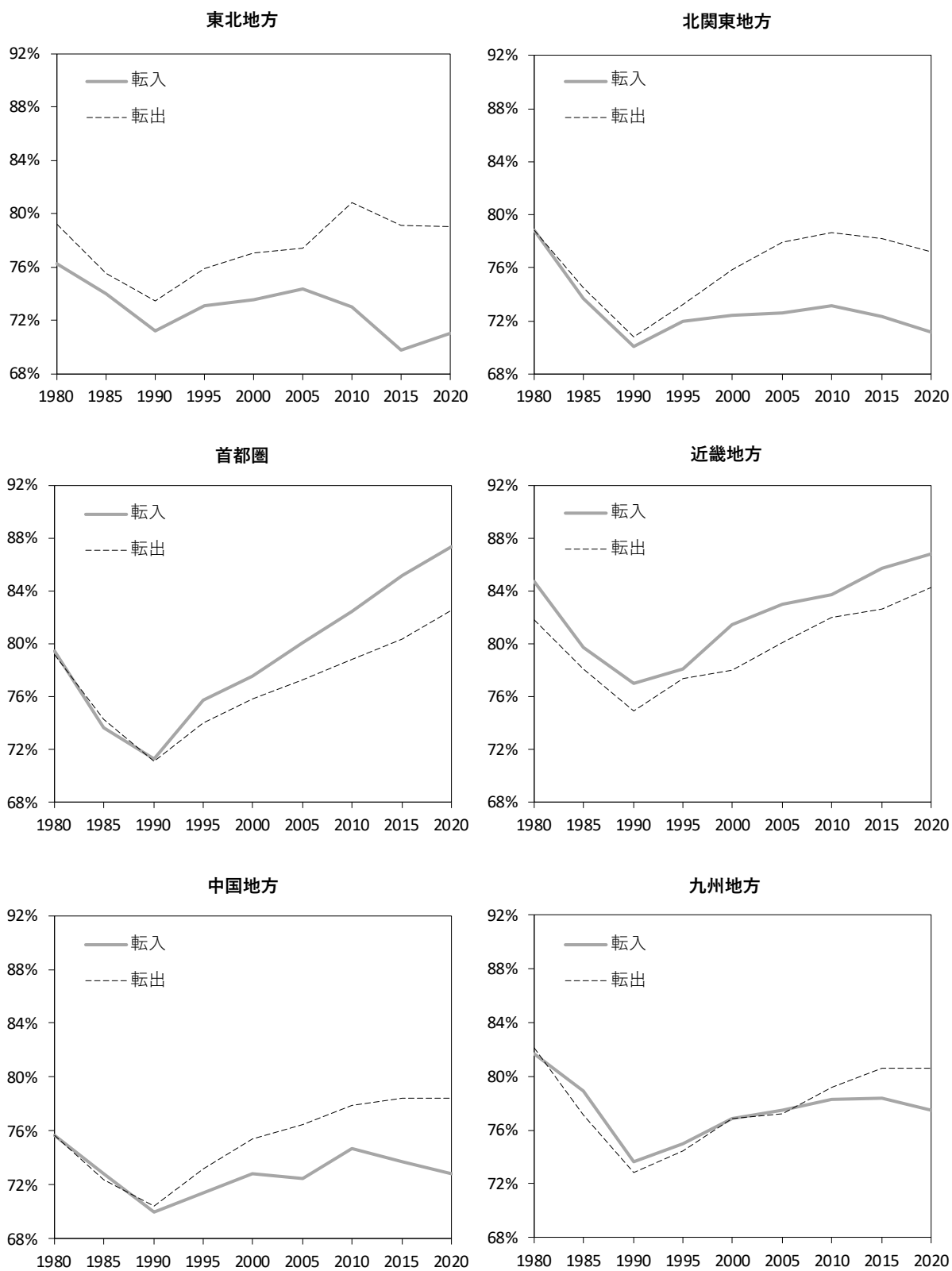
そこで「住民基本台帳人口移動報告」の長期統計をもとに各都道府県の転入者と転出者を男女別に 5 年毎に集計し、転入・転出それぞれに関してその性比が経年的にどのように変化してきたかを調べてみた。それらを地方別に集計し、幾つかの地方に関してグラフを描いてみたのが図表 8 である⁹。ここでも転入・転出の性比を女性の人数の男性の人数に対する割合として計算しているため、数値が 100%未満であることは女性が男性に比べて少ないことを意味し、数値の上昇は女性の人数が相対的に増加したことを意味している¹⁰。

図表 8 の 6 つのパネルでは、すべての折れ線グラフの値が 100%を下回っている。このことは、女性の地域移動が増えているとはいえ、今日でも男性の移動者数が女性の移動者数を上回っていることを意味している。ただしある地域の人口の性比が長期的にどのようなものになるかは、転入・転出それぞれの性比だけでなく、転入者の性比と転出者の性比の大小関係にも依存している。

⁹ 上述したデータの制約により、ここで言う転入者と転出者は個々の都道府県にとっての転入者と転出者を意味している。たとえば青森県から秋田県に移動した人は青森県にとって転出者に該当し、秋田県にとって転入者に含まれるため、図表 5・6 とは意味合いが異なっている。また、転入・転出者数は年齢によらない全数なので、未成年者や中高年層も含んでいる。ただし全国の集計値を見る限り、人数が多いのは 20～30 歳代の人々である。

¹⁰ 高卒後に進学を目的として転居する若者の中には直ちに異動の届出を行わない人が少なくないため、住民基本台帳人口移動報告の移動人口は実態より過少になっている可能性が高い。しかしここでは移動人口の性比を計算しているため、未届者による計数への影響は大きくないと考えられる。

図表 8 転出・転入者の性比の推移



(注) いずれも前後5年間の人数を男女別に集計し、女性の値を男性の値で割った値。九州地方は沖縄県を含まず。
 (出所) 総務省「住民基本台帳人口移動報告」をもとに集計。

たとえば、女性の転出者が男性の転出者より少なくても、帰郷する女性が男性に比べて少ない場合、女性人口の純流出が男性人口の純流出を上回る可能性も考えられるからである。

図表 8 においてまず中段の首都圏と近畿地方のパネルを観察すると、どちらの地域においても転入・転出のグラフがともに 1990 年まで下落し、その後は一貫して上昇している。上述したように、これは 1990 年頃まで進学や就職のために地方から都市部に移動する人が男性に偏っていたのに対し、その後は女性の移動が相対的に増加したためだと考えられる。ただし近畿地方において転入と転出の性比のグラフがおおむね平行に変化しているのに対し、首都圏では転出者の性比が転入者の性比を下回る傾向が強まっている¹¹。このことから、進学や就職を機に地方から首都圏に移動した女性のうち、その後に帰郷したり他地域に転出したりする人が男性に比べて少ない傾向が強まっていることが推察される。

図表 8 の上段の東北・北関東地方のグラフは首都圏と対照的であり、転出者の女性比率が転入者の女性比率に比べて高く、両者の乖離が拡大傾向にある。このことは、進学や就職をきっかけに首都圏等に移り住んだ女性のうち、時間が経っても帰郷しない人が男性に比べて増えていることを示唆している¹²。一方、下段の二つのパネルのうち、中国地方のグラフが東北・北関東地方のそれと似通っているのに対し、九州地方では転入と転出のグラフの乖離が小さく、比較的最近まで流入出の男女バランスが保たれていたことが分かる。

紙幅の制約から掲載は省略するが、2020 年時点で転入者の女性比率が転出者の女性比率を上回っているのは首都圏と近畿地方だけであり、他の全ての地方では後者の方が高くなっている。九州地方の転入出人口の性比のバランスが比較的良好な理由の一つは、中核地域である福岡県が九州内や近隣諸県から若者を呼び寄せる力がある程度維持できていることだと考えられる。しかしその九州においても最近では転出者の性比が転入者の性比を上回っているため、今後は動向が変化するかもしれない。

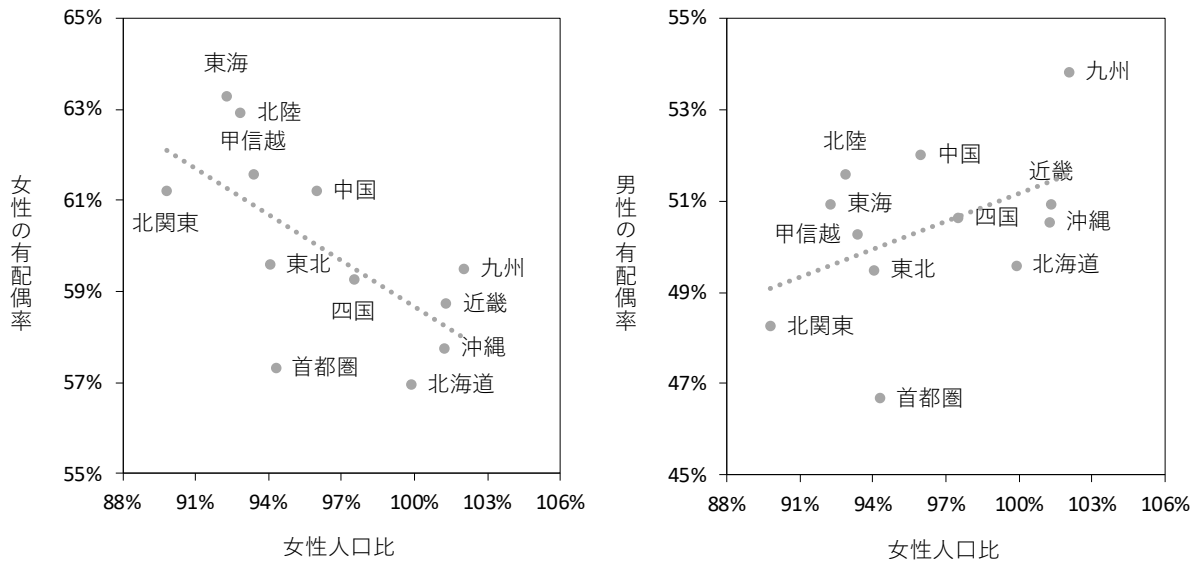
4. 人口性比と婚姻・世帯形成

前節の分析から、進学率の上昇などを背景に女性の地域移動が活発化し、首都圏に若年女性が集中しやすくなったこと、いったん流出した女性の地元回帰が男性に比べて振るわない地域が増えていることが伺われた。直感的に考えると、若年女性が男性に比べて少ない地域では女性にとって配偶者の選択肢が多いはずであり、女性の婚姻率が上昇してもおかしくないように思われる。また、結婚や出産よりキャリアの追求を優先する女性が地方から都市部に移動して帰郷しないのだとすると、地方に残っている女性は相対的に結婚や出産に意欲的なはずであり、その点でも婚姻率や出生率が高くなってもおかしくないと考えられる。それにもかかわらず女性人口比の下落が目立つ東北地方や北関東地方の出生率が振るわず、女性人口比が高い九州地方の出生率が高いのはなぜ

¹¹ 東京都だけに関して性比を計算すると、この傾向はいっそう明瞭になる。

¹² 図表 8 の性比は未成年者や中高年層を含めて集計した値であり、Uターン以外の様々な要因を反映している。しかし社人研の「人口移動調査」を用いて吉田（2018）が行った分析によると、女性より男性の Uターン率が高いのは北海道、東北地方、中部地方などであり、九州地方などの西日本では男性より女性の Uターン率が高い傾向が認められる。

図表 9 地域別の人口性比と有配偶率の関係 (2020 年)



(注) いずれも各地方に含まれる都道府県の単純平均値。九州は沖縄県を含めずに計算した。

(出所) 総務省「令和2年国勢調査に関する不詳補完結果」をもとに集計。

だろうか。

図表9は、女性人口比と有配偶率の関係を地方別に集計してグラフに描いたものである。全国的に20代前半は婚姻や出産が少なく、就学目的で出身地以外の地域に滞在している人が少なくないため、ここでは人口性比・有配偶率とも25～44歳の男女人口をもとに計算した。

図表9の左パネルを見ると、予想通り女性人口比が低い地方において女性の有配偶率が高い傾向が認められる。ただし女性人口比が似通った地方の間でも有配偶率はばらついており、他の要因も影響を与えていると思われる。また、右グラフには女性人口比と男性の有配偶率の関係を示したが、こちらは右上がりの散布図になっている。当然ではあるが、女性の希少性が高い地域では女性の希望に沿う男性でないと伴侶を見つけにくくなる。

出生に関してはどうか。日本では戦間期に「夫婦は二人(以上)の子どもを持つもの」という社会規範が成立し、それが弱まりつつも継続していると言われることが多い(落合2019)。1990年代前半までは多くの地域において女性が出身地を離れて自立する機会が限られていたため、本人の希望だけでなく、こうした社会規範が婚姻や出産に影響を与えやすかったはずである。しかし女性の高学歴化と社会進出が進行して地域移動が活性化すると、女性が希望する生き方を実現しにくい地域では人口性比が崩れやすくなるだけでなく、出生率が低下する可能性も考えられないわけではない。

歴史人口学や家族社会学の文献では、日本の東西では伝統的に婚姻、居住、相続など、家族形成や世帯継承の慣行に差があったとされていることが多い。東西の家族・世帯慣行はそれぞれ「東北

日本型」と「西南日本型」などと呼称されている¹³。論者によってニュアンスの違いはあるが、「東北日本型」は長子（多くの場合は長男）の単独相続を原則とし、祖父母が生涯にわたって息子夫婦と同居する無隠居制、結婚と同時に妻が夫方の家に同居する嫁入婚、結婚後も親子関係が夫婦関係に優越する家族規範、次・三男が結婚後も本家の両親や長男に従属するなどの特徴があったと説明されている。一方、「西南日本型」は必ずしも長子の単独相続を原則とせず¹⁴、子夫婦が早くから親夫婦と住まいを分ける隠居制、結婚初期の婚舎を妻方とする婿入婚、長男による父母の扶養を絶対視しないなどの特徴があったとされている。個々の特徴に関しては該当する地域としない地域があったようだが、東北日本型の方が明治期以降に政府が意図的に規範化した家制度と表面的に重なる部分が多いこともあり、現代人が考える伝統家族のイメージに近い。西南日本型の典型としてしばしば挙げられるは九州南部の地域であり、他に近畿地方や瀬戸内海沿岸の一部の地域が該当するとされている¹⁵。

こうした家族・世帯慣行がいつどのような理由によって確立したのかに関しては諸説あるが、東西の自然環境の違いが影響を与えていたことは確かなようである¹⁶。東北地方や日本海側の地域は総じて気候が厳しく、水資源の管理が困難であっても水稲以外の農業に向かない土地が多かった。そうした地域においては同族的な大家族を形成して組織的に農作業を行い、長子単独相続によって家産を散逸させないことが合理的だったはずである。一方、西南日本には気候が温暖で稲作より労働集約度の低い畑作に適した地域が少なくなかった。早くから商品経済が発達して農地の売買が活発化した地域において、家産の継承より夫婦中心の小家族の生活の便宜が優先されやすくなったことも想像できる。そうした地域において親子が近在しつつも独立に農業を営んだり、子どもの間で柔軟に土地や財産を分割したりする慣行が形成されても必ずしもおかしくないと思われる。

もちろん、過去の日本において上記のような家族規範や世帯形成の地域差があったとしても、それが現代社会に意味のある影響を与えているかどうかは別問題である。そこで以下では、上述した家族・世帯慣行との関係が深く、少子化の原因や対策を検討する際にもしばしば言及される子育て家族の両親との同居に関して検討してみたい。

三世代同居は家庭内共助を容易にして共働き夫婦の負担を軽減し、出生率の引き上げに寄与すると考えられることが多い¹⁷。しかし図表 9 左側のマップグラフを見ると分かるように、子育て

¹³ 文献は膨大だが、清水（2013）に部分的なサーベイがある。この段落の記述は工藤（2019b）に拠っている。

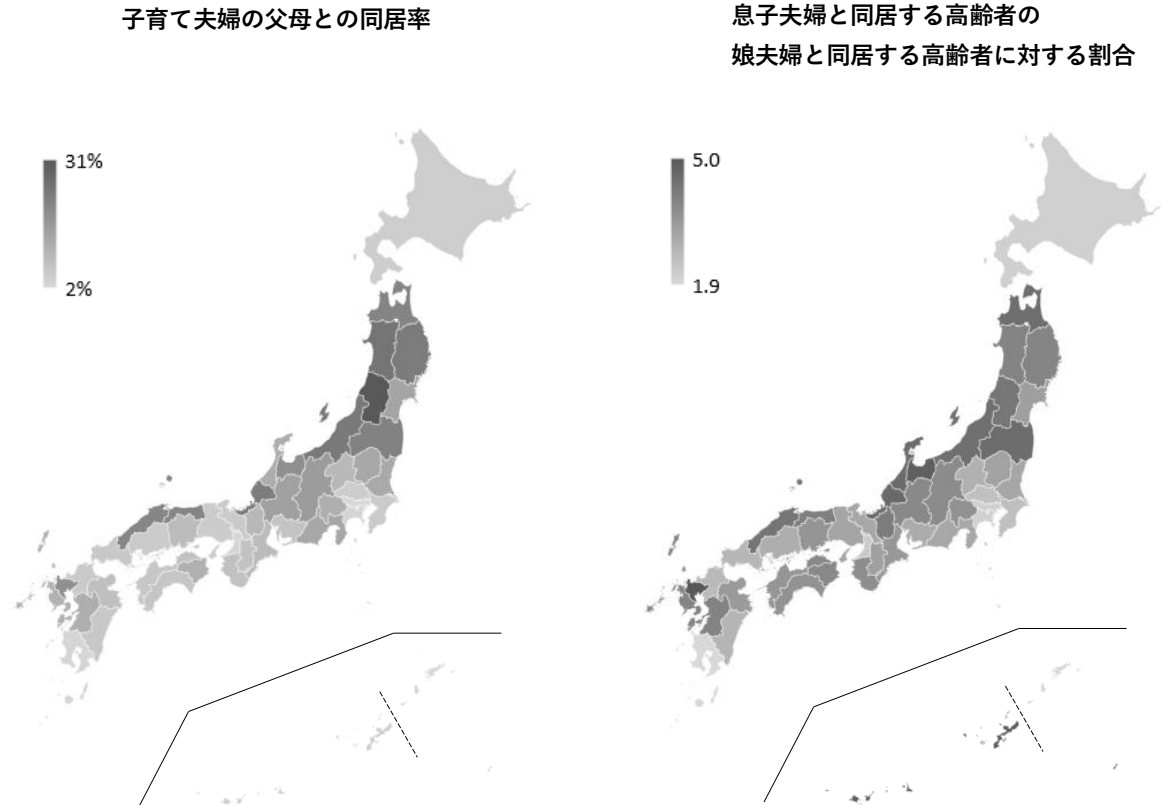
¹⁴ 西南日本型の相続制度は「末子相続」と呼称されることもあるが、末子の相続がルール化されていたわけではなく、上の子どもから財産を分与して分家していき、結果的に末子が老親を扶養しながらその残余を引き継ぐことが多かったという意味に近いようである（内藤 1973）。

¹⁵ 細谷（2021）は、家意識が希薄で系譜性が弱い西南日本型の家族と東南アジアなどの家族の間の共通点を指摘している。沖縄県の居住慣行や農業経営は西南日本型と比較的よく合致するが、祖先祭祀などの儀礼的側面に関しては長男の一世継承の伝統が強かったという。東北日本型に比べて家族・世帯形成の可逆性が高い西南日本型の地域において離婚や婚外子が多かったことも指摘されているが、離婚率や非嫡出出生率の地域差は縮小傾向にある。

¹⁶ 他の要因として、東日本における武家社会の同族結合の影響や、近世以降の領主の農村統治形態の違いなどを指摘するものもある（武光（2021）など）。

¹⁷ 政府も間接的に二・三世代同居を促進している。たとえば、二世帯住宅の建設（取得）時には不動産取得税が軽減され、その後も固定資産税の軽減措置を受けることができる。親と同居していた子どもが土地を引き継ぐ際にも評価額の減額措置を受けることができる。

図表 10 都道府県別の親子同居率（2020 年）



（注）左のマップグラフは 0～5 歳児のいる夫婦世帯のうち、祖父母のいずれかいないし両方と同居している世帯の割合を表している。右のマップグラフは 65 歳の世帯員が息子か娘の夫婦と同居している世帯のうち、息子夫婦と同居している世帯の数を娘夫婦と同居している世帯の数で割った値を表している。

（出所）総務省「国勢調査」をもとに集計。

夫婦の父母との同居率が高いのは東北地方や北陸地方などであり、一部の地域をのぞいて西日本では低い。このことは、上述した東北日本型と西南日本型の類型と適合的である。

図表 9 左側のグラフは子育て夫婦から見た親との同居率だが、高齢者の立場から息子や娘との同居率を計算することもできる。右側のグラフは、65 歳以上の世帯員が子ども夫婦と同居している世帯のうち、息子夫婦と同居する世帯の数が娘夫婦と同居する世帯の数の何倍になっているかを示したものである。この比率は全ての都道府県において 1 を上回っているが、その値には大きな地域差が存在する。左右のグラフの分布はかなり似通っており、三世代同居が盛んな地域の多くが息子夫婦との同居が多い地域であることが分かる。このことから、上述した家族・世帯形成の地域差が今日の社会とも無関係でないことが伺える。

しかし図表 1 と図表 10 を見比べると、北陸地方のような例外はあるものの、同居が多い地域において出生がむしろ低迷しているように思われる。なぜだろうか。

経済学者は家族形成を功利的観点からのみ捉えようとする傾向があるが、社会学の研究の中に

は親子関係をより重層的な視点から分析しているものもある。たとえば、施利平は日本家族社会学会のアンケート調査などを利用しつつ、戦後の家族・親族関係の変容を制度的側面と情緒的側面に分けて分析している（施 2012）。施によると、日本では同居や相続といった制度的側面に関しては今日に至るまで長子（多くの場合は長男）優先の直系家族制度の伝統が根強く、その意味で東北日本型の方が標準的だが、嫁入りした妻が自分の両親との交際を断ってしまうわけではなく、特に母親との関係はその後も継続することが多かった。妻が夫の両親と同居する家庭では妻方の親との交流が制約されるが、核家族化が進展してそうした制約が取り払われると、妻とその母親の交流がむしろ活発化するという。それが正しいとすると、同じ同居や近居であっても、相手が夫側の両親か妻側の両親かによって意味合いが異なってくる可能性が考えられる。

上記の点の傍証として、やや古い資料になるが、内閣府が 2012 年に公表した「都市と地方における子育て環境に関する調査」を見てみよう。この調査はサンプルサイズが大きい点で優れているが¹⁸、地域別の集計値の多くは質問項目別の単純集計値のみが公表されている。そのため、夫婦の両親との居住関係や両親からの子育て支援に関する質問はあるが、居住関係と支援状況を直接的に対応させたクロス集計値は得られない。こうした制約があることを了解した上で、北海道、東北、北関東、首都圏、北陸、中部、近畿、中国・四国、九州・沖縄の 9 地域に関して集計された回答を整理してグラフに描いたのが図表 11 である。

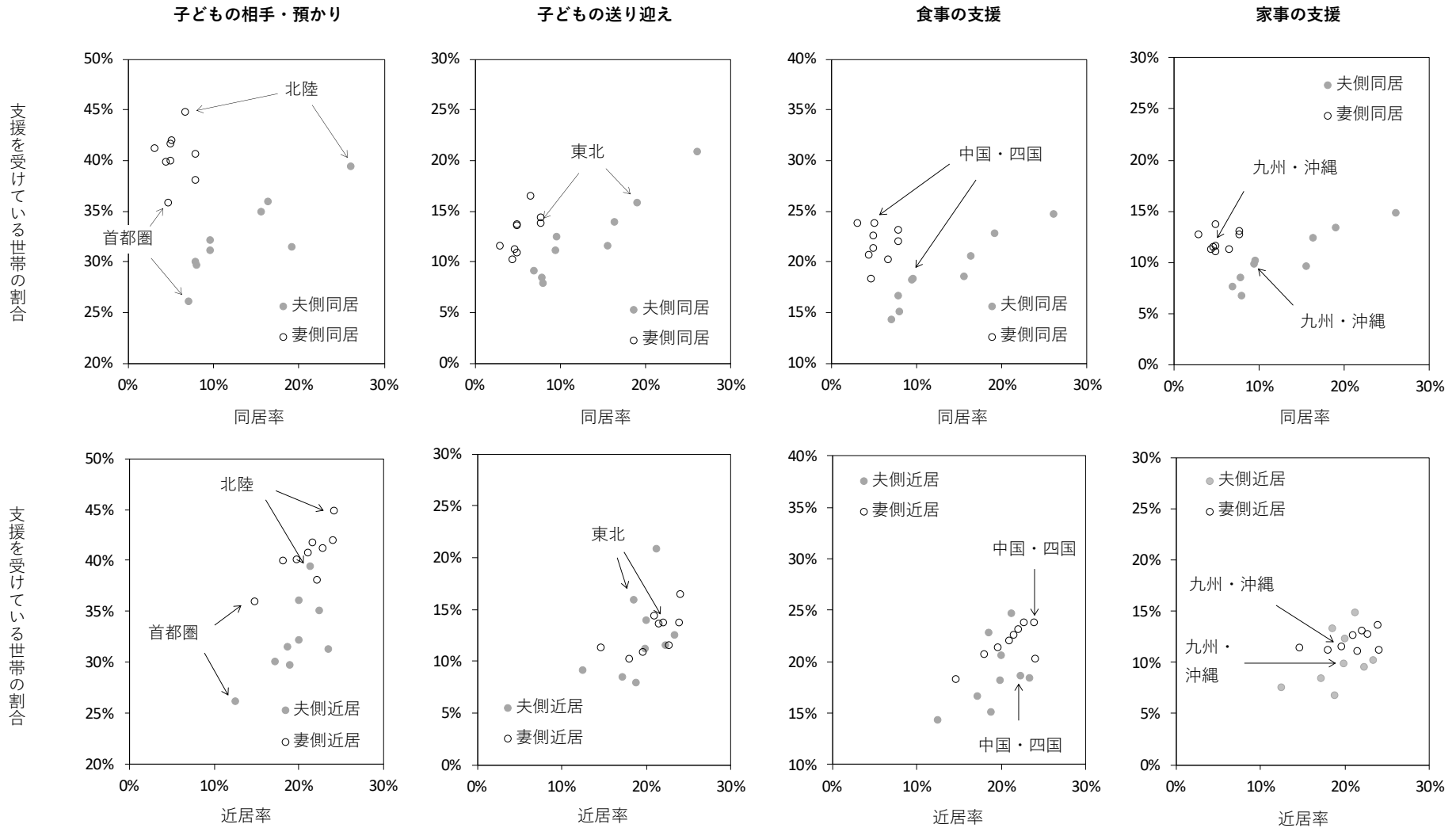
図表 11 には上段と下段にそれぞれ 4 つのパネルがある。上段の 4 パネルの横軸はいずれも回答者（妻）の中で夫ないし自分の親と同居している人の割合を表し、下段の横軸は夫ないし自分の親と片道 15 分以内の近居関係にある人の割合を表している。上段の「夫側同居」と「妻側同居」はどちらかが Yes であれば他方は No である場合がほとんどだと思われるが、下段の「夫側近居」と「妻方近居」は両方の条件を満たす家族もいるはずである。

8 つのパネルの縦軸はいずれも回答者の中で「親から〇〇に関して支援を受けている」と回答した人の割合を表している。もとの調査では〇〇として金銭支援を含む 6 つが調査されているが、ここでは同居か近居が前提となる「子どもの相手・預かり」「子どもの送り迎え」「食事（の準備や後片付け）」「家事」の 4 つに関する回答だけを取り上げた。また、もとの調査では夫側の親からの支援と妻側の親からの支援を区別してそれらの有無を尋ねているので、横軸が夫側の親との同居や近居の割合を表す場合は縦軸に夫側の親から支援を受けている家族の割合をとり、横軸が妻側の親との同居や近居を表す場合は縦軸に妻側の親からの支援を受けている家族の割合をプロットすることにした。クロス表が得られないので、親からの支援を受けている夫婦の割合は同居者や近居者だけに関するものではなく、全ての回答者に占める割合である。したがって、同じ列であれば上段のグラフと下段のグラフの縦軸の値は同一である。

まず、横軸の同居率と近居率の地域差を確認しよう。上段の 4 パネルから分かるように、夫側の親との同居率は地域間のばらつきが大きいですが、妻側の親との同居率のばらつきは小さい。一方、首

¹⁸ インターネットによるアンケート調査では、妻が 20～49 歳、第一子が 0～18 歳という条件を満たす 12,289 組の夫婦から回答を得ている。ただし以下のデータはいずれも妻の回答を集計したものである。

図表 11 子育て世帯の祖父母との居住関係と子育て支援の度合い



(注) 近居率は夫・妻いずれかの親の住まいとの距離が片道15分以内の世帯の割合。

(出所) 内閣府政策統括官(共生社会政策担当)『都市と地方における子育て環境に関する調査(平成24年3月)』をもとに作成。

都圏を例外とすると、下段の4パネルの近居率は夫側・妻側とも地域差は大きくない。妻方の親との近居率は同居率に比べて非常に高く、夫方の親との近居率も同居率より高い地域が多い¹⁹。

上段の4つのパネルでは、夫側の親からの家事・子育て支援が夫側の親との同居率が高い地域ほど高くなっている。逆に言うと、夫側の親からの支援は同居しないと低調になりやすいようである。一方、妻側の親から支援を受けている家族の割合は地域間の差が小さく、しかも夫側同居率が著しく高い北陸地方や東北地方以外の地域では夫側の親からの支援割合より高くなっている。

下段の4パネルにおける近居と支援の間には明瞭な関係が認められないが、妻側の親との同居率が高い地域では妻側の親からの支援が多い傾向があるように見受けられる。子どもの相手・預かりに関しては、夫側より妻側の親からの支援を受けている家族が明らかに多い。なお、東北地方と北陸地方はともに夫側の親との同居率が高く、近居率も似通っているが、親の支援を得ている世帯の割合は北陸地方の方が高い。このことから、同じ東日本でも地域によって親子の関係が同一でない可能性が考えられる²⁰。

図表11は縦軸と横軸の値が直接的に対応していないために曖昧な部分が残るが、そこに示されたデータは総じて施(2012)の分析と整合的である。すなわち、核家族化が進行しつつも「同居するなら夫側の親」という旧来の家族観が根強い地域は少なくないが、そうした縛りがなければ同居より近居が選択されやすいこと、そして妻側の親との近居が夫側の親と同じかそれ以上に選好されやすいことが伺える。また、夫側の親と同居する世帯において子育て・生活に関する支援が著しく多いとも言えず、環境が許せば妻は自分の親に支援を求める傾向があるようにも見受けられる。このことから、夫側の親でも妻側の親でも同居しさえすれば仕事と子育ての両立が容易になるかの議論は成り立たず、むしろ夫側の両親との同居を当然視する家族観が根強い地域においてそれが女性を結婚や出産に慎重にさせる要因になる可能性も考えられる²¹。

5. 地域別出生率の決定要因に関する回帰分析

これまで出生率や人口性比、若年層の地域移動、三世代の同居率などに関して、グラフや単純な要因分解によって分析してきた。しかし出生率にはその他の要因も影響を与えていると考えられ、それらの影響を取り除いた上でも人口性比や同居率と出生率の間に規則的な関係が認められるかどうかは分からない。この点を検証する目的で、本節では地域別の出生率の決定要因を計量的に分析することを試みる。

¹⁹ 最近では夫婦が一定期間を経た後に父母と同居する「途中同居」が増えている(加藤 2009)。したがって図表11の近居家族の一部は同居予備軍だと考えられる。

²⁰ この資料のアンケートでは「子育てのしやすさ」も尋ねているが、北陸地方は「とてもしやすい」と回答した人(妻)の割合(10.4%)が全国で最も高く、東北地方(7.1%)に比べても高くなっている。

²¹ 工藤(2019a)は秋田県において聞き取り調査を行い、長男が地元で自分の親と同居することを当然視する風潮が強かったこと、そうした家族規範に揺らぎが見られること、夫の両親とただちに同居することを好まない女性が増えていること、若い世代の夫がそうした妻に配慮して途中同居を選択するケースが増えていることなどを報告している。なお、本節では子育て夫婦が両親から受ける支援に注目したが、同居開始時点で両親の方が生活や家業の支援者を必要としているケースも少なくないと考えられる。

地域による出生率の違いに注目した既存研究の多くは

$$\text{各地域の期間合計特殊出生率} = f(\text{要因 1, 要因 2, 要因 3, ...}) \quad (7)$$

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²²。筆者も熊倉（2023）において試行的な推計を行ったが、検討が不十分な点が残されていた。以下では国勢調査のデータをもとに様々な説明変数を作成しやすい2020年の地域別期間合計特殊出生率を被説明変数とし、前節までの分析の結果に留意しながら(7)式の推計を試みる。

既存研究の多くは、(7)式の説明変数に

- ① 女性の婚姻行動に関する変数
- ② 当該地域の雇用・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 公的な子育て支援に関する変数
- ⑤ 上記以外の変数

を含めている。以下でもこれらの変数を検討するが、先にそれぞれの意味を説明し、注意すべき点についても言及しておきたい²³。

既存研究の中には、①に該当する変数として、各地域の生涯未婚率や平均婚姻年齢を採用しているものが多い。しかしこの種の変数を説明変数に含めるか否かにより、推計式の意味は大きく変化する。第2節で見たように、期間合計特殊出生率は女性の年齢別の有配偶率と有配偶出生率の積和にほぼ等しく、有配偶出生率が一定なら有配偶率と出生率の間には一対一に近い関係がある。そして当然ながら、女性の婚姻行動の結果である未婚率や平均婚姻年齢は有配偶率とも強く相関している。したがってこれらの変数を説明変数に含めた回帰式では地域による有配偶率の違いの影響が制御され、実質的に有配偶女性の出生率の地域差を推計するのに近い意味を持つことになる。

しかしそうした推計を意図するなら、生涯未婚率や平均婚姻年齢より有配偶率そのものを説明変数に含める方が分かりやすい。ただし有配偶者の出生率は母親が若いほど顕著に高いため²⁴、同じ1%の有配偶率の上昇であっても、それが20代の女性の場合と30代の女性の場合とでは出生率に与える影響が異なってくる。そこで以下では説明変数に女性の有配偶率を含めた回帰式と含めない回帰式を別箇に推計し、前者では20代女性の有配偶率と30代女性の有配偶率を独立の説明変数とすることにする²⁵。

²² 内閣府のスタッフによる既存研究のサーベイを参照（相川他 2022）。なお、足立・中里（2017）や鷲見（2023）は期間合計特殊出生率ではなくコホート合計特殊出生率を被説明変数とする回帰式を推計している。しかしコホート合計特殊出生率は特定世代の長期間の出生行動の結果であるため、説明変数もその期間に対応させて作成すべきである。しかし現実には適切なデータが存在しないことが多く、長期間のデータをどのように集計すべきかも問題になる。以下ではそうした問題が生じにくい期間合計特殊出生率を被説明変数とする推計だけを試みる。

²³ 個々の変数の正確な定義とデータの出所は稿末の附表1にまとめている。

²⁴ この点は熊倉（2023）において詳述した。

²⁵ 熊倉（2023）では年齢階層別の有配偶出生率を合計した値を被説明変数とする回帰式の推計も試みたが、この変数の地域差は主として若年女性の出生率の違いを反映しており、合計特殊出生率を被説明変数とする回帰式とは意

②は雇用環境が厳しい地域や生活費が嵩む地域において若者が結婚や出産に消極的になる可能性を意識したものである。本稿の冒頭で述べたように、現政府は若年層の所得不足や将来への不安が少子化の主因だという認識の下で対策を講じようとしているので、それが正しいかどうかを確かめることは重要である。具体的な変数として、各地域の失業率や一人当たり実質所得、家賃を検討する²⁶。

③は主として母親にとっての機会費用を意味している。最近では夫婦間の家事や子育ての公平な分担を求める機運が高まっているが、長期間の育児休業の取得や日々の家事・育児時間が妻に著しく偏る状況はあまり変化していない。多くの女性が高い稼働能力を有し、そうした女性の活躍の場が多い地域では出産や子育ての機会費用が高まるという予想から、以下では女性の四年制大学率と就業率を説明変数の候補とする²⁷。

④の公的子育て支援のうち、最も重要なのは保育サービスであろう。以下では各地域の0～4歳児千人当たりの保育所数を説明変数の候補とする。子育て支援には金銭支援も含まれるが、本節では2020年のクロスセクションデータを利用するため、全国一律に支給される手当等の効果を推計することができない点に注意が必要である。

⑥の候補としては、第3節で検討した若年男女の人口比と、前節で検討した子育て世帯の親との同居率を取り上げる。人口比は図表9と同じ「25～44歳の女性人口の男性人口に対する割合」を利用する。女性の有配偶率を説明係数に含めない回帰式では人口性比が女性の婚姻行動を経由して出生率に与える影響が係数に反映されるが、有配偶率を含めた回帰式では既婚女性の出生行動に与える影響だけが反映されるはずである。この点は同居率に関しても同様である。

ただし第4節で論じたように、子育て世帯の両親との同居率は、それを家庭内共助の活発さの指標と捉えるか、先に東北日本型と呼んだ家族・世帯規範の代理変数と考えるかによりって味合いが変わってくる。また、稿末の附表2を見ると分かるように、この変数は本節で利用する他の多くの変数とも強く相関している。そこで、ここでは男系大家族の世帯慣行の強さを表す変数を別途作成することにした。長子（長男）の単独相続と両親との同居が原則で、家産（財産）の散逸を避ける傾向が強かった地域では、(a)高齢者の子どもとの同居率が高いだけでなく、(b)息子との同居世帯数の娘との同居世帯数に対する比率も高いはずである。また、子どもが早くから独立することが多い地域に比べると、(c)持ち家率が高く、(d)住宅の平均的な規模も大きくなると予想される。そこで(a)～(d)のデータを標準化した上でそれらの平均を計算することによって合成変数を作成した。以下ではそれを便宜的に「東北日本型家族」指数と呼称するが、むしろ近世以前に多くの地域において見られた慣習が明治期以降の政策によって強化されたものを表していると考えの方が適切かもしれない。

最後に、既存研究の中には各地域の都市化の度合いを表す変数を含めて推計を行っているもの

味合いが異なる。

²⁶ 説明変数に20代・30代女性の有配偶率を含む推計式の場合、失業率や家賃の係数は既婚夫婦が子どもを設けるか否かの判断に与える影響を測るものとなる。一方、有配偶率を含まない推計式の場合、それらが婚姻の判断を介して出生率に与える影響も同時に測ることになる。

²⁷ パートタイム労働は子育てとの両立が容易であっても待遇が良くないものが多いため、以下では「就業構造基本調査」における有業者のうち「仕事の主な者」を就業者とみなして算出した就業率を利用する。

が多い。被説明変数との因果関係が明瞭な所得水準や保育所整備率などだけでは都市部とそれ以外の地域の出生率の差を十分に説明できないことが多いことから、それに対処しようとしたものである。しかし附表2の相関係数表においても確認できるように、これまでに挙げた説明変数の多くは都市化と密接な関係を持っている。たとえば、都市部の家賃は地方に比べて格段に高く、人口が集積する都市部では保育所の整備も遅れがちである。図表10によると、三世帯同居率も東高西低の傾向があるだけでなく、大都市を擁する都道府県において明らかに低くなっている。

したがって上記の一連の変数と都市化の進展度を表す変数を含めて推計を行い、後者が統計的に有意だと判定された場合、都市化は他の説明変数への影響以外の経路を通じても出生率に影響を与えていることになる。一方、都市化を表す変数を含めずに推計を行い、他の説明変数が有意だと判定された場合、それがその変数自体の効果を表しているのか、それとも都市化がもたらす影響を間接的に反映したものなのかがよく分からなくなる。

上記の点を考慮し、以下では全ての回帰式に都市化を表す変数を含めて推計を行うことにする。多くの既存研究は、そうした変数として、①各地域の総人口に占める人口密集地区（densely inhabited districts、以下 DID）の人口の割合²⁸、②人口密度のいずれかを採用している。本稿ではこれらの両方を試したが、以下では相対的に当てはまりが良好だった DID 人口の割合を含めた推計の結果を報告する。

なお、本節では基本的に都道府県を地域の単位とするが、各都道府県内に都市化が進んだ地区とそうでない地区が混在していることは少なくなく、それらの地区の間で出生率が相当異なるケースもある。このことは都道府県が観測単位として広すぎることを示唆しているが、市町村では逆に狭くなりすぎる可能性があるだけでなく、適切なデータセットを準備することが難しくなる²⁹。しかし国勢調査等の公的統計において都道府県別の集計値が公表されている場合、政令指定都市に関するデータも報告されているケースが多い。たとえば北海道のデータが公表されている場合は札幌市のデータも報告されていることが多く、それらをもとに札幌市以外の北海道を一つの地区とみなしたデータを作成することは難しくない。

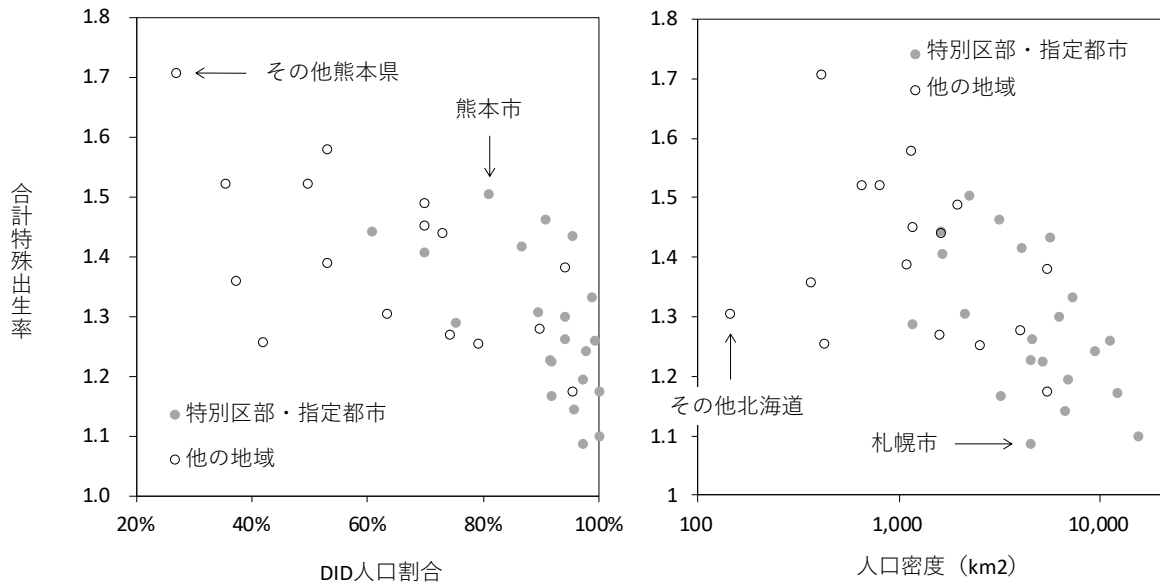
図表12は、こうした方法を用いて東京都区部と20指定都市、そしてそれらを含む都道府県の残りの地区の出生率と DID 人口割合、人口密度を計算した結果である。この図からも、同じ都道府県でも大都市とそれ以外の地区において人口集中度や出生率が大きく異なるケースがあることを確認できる。以下では1都区部と20指定都市、それらが所在する都道府県の他の地域を独立の地域として扱うので、サンプルサイズは $47+1+20=68$ となる。

それでは推計結果を見ていこう。図表13は20代と30代の女性の有配偶率を説明変数に含めた推計の結果である。ここに掲載したもの以外にも説明変数の様々な組み合わせを試み、どの説明変数が統計的に有意と判定されるかを検討した。大半の推計において有意となり、かつ係数の推計値が安定していた説明変数だけを含む回帰式の推計結果を左端の列(1)に記載し、それに他の変数を

²⁸ 人口密集地区は国勢調査において設定される統計上の地区である。市区町村の区域内で人口密度が4,000人/km²以上の基本単位区が互いに隣接して人口が5,000人以上となる地区が該当する。

²⁹ 厚生労働省が市町村の合計特殊出生率も公表しているが、出生件数が少ない市町村において信頼できる計数が得られないという理由から、都道府県別のパラメーターを用いて補正している。隣接する市町村間では子育て環境が充実した地域に移住することも可能なため、説明変数と被説明変数の内生性も問題になりうる。

図表 12 都市化と出生率の関係（2020年）



(注)「他の地域」は東京都区部以外の東京都、政令指定都市を擁する道府県における指定都市以外の地域を意味する。人口密度の分母となる土地面積には総面積から林野・主要湖沼面積を差し引いた可住地面積を利用した。
 (出所) 総務省「国勢調査」「都道府県・市町村のすがた」及び厚生労働省「人口動態統計」をもとに集計。

一つずつ追加したり入れ替えたりした推計の結果を列(2)～(8)に示している。

図表 13 において有配偶率が統計的に有意なのは予想通りである³⁰。その他の説明変数の中で統計的な有意性が認められたのは、保育所整備率、子育て世帯の祖父母との同居率、女性人口比である。ただしこれらの変数だけでは北海道と沖縄県が異常値になるため、やむをえずダミー変数を作成して追加した。また、上述した理由により列(8)以外の推計式に DID 人口割合を含めているが、この変数の係数の推計値は小さく、統計的な有意性が確認できない場合が少なくなかった。したがって図表 13 中の他の説明変数を介さずに都市化が出生率に与える影響は大きくないと考えられる。なお、東京都のダミー変数を含めた推計も試みたが、この変数は有意でなかった。

図表 13 において統計的な有意性が認められた変数のうち、保育所整備率の係数の推計値が正であることは予想と整合的である。ただし保育所整備率は都市圏において低く、非都市圏では高い傾向がある。これは保育サービスに対する需要が多い都市圏において保育施設の整備が追い付いていないためである可能性が高く、保育サービス→出生率と因果関係を反映したものでない可能性が考えられる。

子育て世帯の同居率が「祖父母から子育て・生活支援を受けることの容易さ」を表していれば係数が正值になるはずだが、ここでは負になっている。この変数と上述の「東北日本型家族」指数は強く相関しているが、附表 2 に示されているように、後者の方が他の変数との相関度がやや低い。これら二つの変数を含む列(7)では多重共線性の問題が生じていると思われる。「東北日本型家族」指

³⁰ 晩産化の影響を考慮し、第一子出生時の母親の平均年齢を追加した推計も試みたが、この変数は有意でなかった。

図表 13 68 都市・地域の期間合計特殊出生率の回帰分析①

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
定数項	-1.649 *** (0.311)	-1.514 *** (0.343)	-1.743 *** (0.381)	-1.715 *** (0.370)	-1.705 *** (0.315)	-1.682 *** (0.312)	-1.677 *** (0.320)	-1.845 *** (0.312)
20代有配偶率	0.024 *** (0.004)	0.025 *** (0.004)	0.025 *** (0.005)	0.025 *** (0.005)	0.029 *** (0.006)	0.025 *** (0.004)	0.024 *** (0.005)	0.021 *** (0.004)
30代有配偶率	0.021 *** (0.003)	0.019 *** (0.003)	0.021 *** (0.003)	0.021 *** (0.003)	0.018 *** (0.004)	0.021 *** (0.003)	0.022 *** (0.004)	0.025 *** (0.003)
失業率		-0.013 (0.014)						
所得水準			0.000 (0.000)					
家賃				0.001 (0.001)				
女性大卒率					0.003 (0.002)			
女性就業率						0.002 (0.002)		
保育所整備率	0.017 *** (0.005)	0.015 *** (0.005)	0.017 *** (0.005)	0.017 *** (0.005)	0.017 *** (0.005)	0.012 ** (0.006)	0.016 *** (0.005)	0.014 *** (0.005)
子育て世帯同居率	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.002)	-0.005 *** (0.002)	-0.005 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.005 * (0.003)	
東北日本型家族							-0.011 (0.024)	-0.047 *** (0.014)
女性人口比	0.012 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.013 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)
DID人口割合	-0.001 (0.001)	-0.001 * (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 * (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
北海道ダミー	-0.174 *** (0.040)	-0.173 *** (0.040)	-0.170 *** (0.041)	-0.170 *** (0.042)	-0.156 *** (0.043)	-0.165 *** (0.041)	-0.174 *** (0.041)	-0.170 *** (0.041)
沖縄県ダミー	0.321 *** (0.056)	0.339 *** (0.059)	0.324 *** (0.056)	0.320 *** (0.056)	0.328 *** (0.056)	0.303 *** (0.058)	0.320 *** (0.056)	0.319 *** (0.057)
修正決定係数	0.876	0.876	0.875	0.874	0.877	0.877	0.875	0.870
推計式の標準誤差	0.052	0.052	0.052	0.052	0.052	0.052	0.052	0.053

(注) 括弧内の値は係数の推定値の標準誤差。*、**、***はそれぞれ10、5、1%水準で有意であることを示す（両側検定）。

数だけを含めた列(8)ではそれが有意に負となっている。これらの推計だけからは即断できないが、少なくとも同居が出生率を高める効果が認められないことは確かだろう。

また、女性人口比の係数も統計的に有意で推計値は正である。ここでは婚姻率への影響が有配偶率によって制御されているので、係数の値は専ら既婚者の出生行動を反映しているはずである。それが出生や子育てが快適な地域に女性が集まるためなのか、それとも九州地方などにおいて女性が特別に出生に意欲的なためなのかは分からないが、出生率の地域差を論じる上で人口性比の動向に注意を払う必要があることは確かなようである。

他の説明変数のうち、先の分類の②や③に属する変数はいずれも統計的に有意でなかった。③の

図表 14 68 都市・地域の期間合計特殊出生率の回帰分析②

説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
定数項	1.989 *** (0.268)	2.226 *** (0.322)	2.068 *** (0.270)	1.980 *** (0.271)	1.988 *** (0.270)	1.939 *** (0.289)	1.912 *** (0.300)	2.200 *** (0.256)
失業率	-0.092 *** (0.019)	-0.098 *** (0.019)	-0.098 *** (0.019)	-0.093 *** (0.019)	-0.092 *** (0.019)	-0.091 *** (0.019)	-0.097 *** (0.019)	-0.103 *** (0.018)
所得水準		-0.001 (0.001)						
家賃	-0.009 *** (0.002)	-0.007 ** (0.003)	-0.008 *** (0.002)	-0.009 *** (0.002)	-0.009 *** (0.002)	-0.009 *** (0.002)	-0.009 *** (0.002)	-0.013 *** (0.001)
女性大卒率			-0.004 (0.003)					
女性就業率				-0.001 (0.002)				
保育所整備率					0.001 (0.007)			
子育て世帯同居率	-0.006 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.005 * (0.003)	-0.006 *** (0.002)	-0.007 ** (0.003)		-0.005 ** (0.002)
東北日本型家族						0.013 (0.027)	-0.034 * (0.020)	
女性人口比	0.005 * (0.002)	0.004 * (0.002)	0.005 ** (0.002)	0.005 * (0.003)	0.005 * (0.003)	0.005 * (0.003)	0.005 * (0.003)	0.003 (0.002)
DID人口割合	-0.002 ** (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 ** (0.001)	-0.002 * (0.001)	-0.002 ** (0.001)	-0.001 (0.001)	
北海道ダミー	-0.216 *** (0.060)	-0.223 *** (0.060)	-0.252 *** (0.065)	-0.217 *** (0.061)	-0.216 *** (0.061)	-0.211 *** (0.061)	-0.220 *** (0.064)	-0.249 *** (0.060)
沖縄県ダミー	0.530 *** (0.083)	0.509 *** (0.084)	0.501 *** (0.085)	0.540 *** (0.089)	0.528 *** (0.085)	0.537 *** (0.085)	0.526 *** (0.088)	0.540 *** (0.085)
修正決定係数	0.722	0.726	0.728	0.718	0.717	0.719	0.696	0.706
推計式の標準誤差	0.078	0.077	0.077	0.079	0.079	0.078	0.082	0.080

(注) 図表13参照。

他の例として、夫と妻の家事・育児時間の比率なども試したが、それらも有意でなかった。

図表 14 は有配偶率を説明変数に含まない推計の結果である。ここでは図表 13 において有意でなかった失業率と家賃に関する変数が統計的に有意になっている。係数の推計値の符号はいずれも予想通りであり、特に失業率の係数は-0.1 前後と比較的大きい³¹。これらのことから判断する限り、経済状況の地域差は出生より婚姻の判断に大きな影響を与えると考えられる。一方、図表 14 では図表 13 において有意だった保育所整備率が統計的に有意でなくなっている。説明変数に有配偶率を含まない推計では説明変数が婚姻を介して出生に与える影響が反映されるので、未婚者より有配偶者の関心が強い事柄が推計結果に十分に反映されないためかもしれない。

他の変数のうち、子育て世帯の同居率の係数はここでも有意に負となっている。同居率の代わり

³¹ 2020 年の 68 都市・地域の失業率は 3.3%から 6.3%の間に分布している。したがって失業率が最高の地域と最低の地域の間で出生率におおむね $0.1 \times (6.3 - 3.3) = 0.3$ の差が生じることになる。

に「東北日型家族」指数を含めても有意に負となるが、係数の有意性はやや低い。女性人口比が有意に正であることも図表 13 と同じだが、係数の推計値は図表 13 に比べて小さく、その解釈に注意を払う必要がありそうである。DID 人口割合も有意に負となっているケースが多いが、図表 13 同様、有意度は高くない。DID 人口割合は図表 14 の他の多くの説明変数と相関しているが、それを除いて推計した列(8)の結果と列(1)の結果の間に目立った違いは認められない。

6. おわりに

本稿では、西高東低の傾向が強まっていると言われる出生率と人口性比に関して、社会学や歴史人口学が指摘する家族観や世帯形成慣行の地域差にも注目しながらそれらの原因を考察した。

まず、第 2 節では出生率の地域差を女性の婚姻行動と出生行動の影響に分解して分析した。その結果、東北地方や北関東地方において有配偶女性の出生率の低下が目立つこと、九州地方では婚姻率が全国比で上昇する一方で有配偶出生率の高さが保たれていることが確認された。中国地方の期間合計特殊出生率は九州地方とよく似た推移を示しているが、過去 30 年間を通じて専ら早婚者が多いことが出生率の主因になっていた。

第 3 節では地域による若年人口の性比の偏りとその背景要因を考察した。近年の人口性比の偏差の拡大の背景には、進学・雇用機会の男女格差の縮小とともに女性が出身地を離れて生活を営む機会が広がったことがあったと思われる。それと並行して日本経済の中心が製造業や建設業からサービス業に移行し、首都圏に若年人口が集中しやすくなった。九州地方を例外として、非都市圏では転入者の女性比率が転出者の女性比率を下回る傾向が強まり、いったん流出した女性を呼び戻すことが難しくなっていることが伺えた。

地域によって若年人口の域外流出率が異なる一つの原因は首都圏との距離の違いだと思われるが、それだけでは女性の純流出が目立つ地域とそうでない地域の違いを説明することができない。そこで第 4 節では、少子化対策の議論においてもしばしば取り上げられる三世同居に注目しつつ、各地域の伝統的な家族観や世帯形成慣行が女性の地域移動や婚姻、出産に影響を与えている可能性について考察した。歴史学や社会学の文献では東日本と西日本で伝統的に家族・世帯慣行が異なっていたことが指摘されており、それが今日でも祖父母との同居率の違いなどの形で残っている。長男が両親と同居して家を引き継ぐことが当然視される地域では男性が現地に残るか短期間のうちに U ターンすることが多くなり、夫方の両親との同居を好まない女性が結婚や帰郷に消極的になる可能性が考えられる。また、女性にとっては自分の親（特に母親）の方が子育てや家事に関する支援を求めやすいことが多いと思われ、夫側の両親との同居が必ずしも子育てと仕事の両立を容易にしない可能性も示唆された。

最後の第 5 節では、既存の実証研究に近い方法で地域別の出生率を被説明変数とする回帰分析を行い、経済状況の違いなどを考慮しても出生率と人口性比の間に負の関係があることを確認した。また、三世同居率と出生率の間にはより明瞭な負の関係が認められ、しばしば当然視される同居→家族内共助の充実→出生の促進というメカニズムが成立していないことも確認された。政府が問題視する若年層の所得不足や経済不安が出産より結婚に大きな影響を与えている形跡も認

められた。

ただし本稿の推計は他の要因を考慮した上で出生率と人口性比や同居の相関関係を計測したことに留まっており、これらの変数を繋ぐメカニズムを特定できなかったわけではない。人口性比や同居率は他の多くの変数と相関しているため、本稿で取り上げなかった他の要因がこれらの変数に同時に影響を与えている可能性も排除できない。第5節の実証分析では北海道と沖縄県を実質的に分析の対象外とせざるをえなかったが、国内で最も出生率が低い地域と高い地域の説明ができないことはいかにも物足りない。これらに関する検討は今後の課題としたい。

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－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－」内閣府経済社会総合研究所『ESRI Research Note』 No. 66
- 足立泰美・中里透（2017）「出生率の決定要因－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
- 遠藤健（2022）『大学進学にともなう地域移動－マクロ・ミクロデータによる実証的検証』東信堂
- 落合恵美子（2019）『21世紀家族へ 家族の戦後体制の見かた・超えかた（第4版）』有斐閣選書
- 加藤彰彦（2009）「直系家族の現在」神戸大学社会学研究会『社会学雑誌』第26号、3～18ページ。
- 工藤豪（2019a）「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巻、65～76ページ
- 工藤豪（2019b）「日本の家族の地域性－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
- 熊倉正修（2023）「出生率の西高東低と若年層の地域移動」『世界経済評論 IMPACT・PLUS』No. 24
(http://www.world-economic-review.jp/impact/plus/impact_plus_024.pdf)
- 清水浩昭（2013）『高齢化社会日本の家族と介護－地域性からの接近－』時潮社
- 施利平（2012）『戦後日本の親族関係 核家族と双系性の検証』勁草書房
- 武光誠（2001）『県民性の日本地図』文春新書
- 内閣府政策統括官（2012）「都市と地方における子育て環境に関する調査」
(https://www8.cao.go.jp/shoushi/shoushika/research/cyousa23/kankyoindex_pdf.html)
- 内藤莞爾（1973）『末子相続の研究』弘文堂
- 細谷昂（2021）『日本の農村－農村社会学に見る東西南北』ちくま新書
- 益田仁（2021）「なぜ九州は出生率が高いのか－九州の出生・育児に関する予備的考察－」中村学園大学発達支援センター『研究紀要』第13号、18～27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
- 鷲見英司（2023）「出生率の都道府県差に関する要因分析－都道府県別コホート合計出生率を用いた実証分析－」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 回帰分野に用いた変数の定義とデータの出所

変数	定義	単位	年	変数の作成に利用したデータの出所
期間合計特殊出生率	15～49歳の女性の合計期間特殊出生率（日本人のみ）	-	2020年	総務省「国勢調査」、厚生労働省「人口動態調査」
20代有配偶率	20～29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」、厚生労働省「人口動態調査」
30代有配偶率	30～39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」
失業率	20～39歳の男女の完全失業率	%	2020年	総務省「国勢調査」
所得水準	納税義務者1人当たりの課税所得総額（物価を調整した実質値）	万円	2020年度	総務省「市町村税課税状況等の調」「消費者物価地域差指数」
家賃	民営賃貸住宅の1畳当たり平均月間賃料	千円	2018年	総務省「住宅・土地統計調査」
女性大卒率	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」
女性就業率	子育て中の25～44歳の女性人口に占める「仕事が主な者」の割合	%	2017年と2022年の平均	総務省「就業構造基本調査」
保育所整備率	0～5歳児1,000人当たりの保育所の数。幼保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」、総務省「国勢調査」
子育て世代同居率	0～5歳児のいる夫婦世帯のうち、両親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」
東北日本型家族	本文参照	-	2018年及び2020年	総務省「住宅・土地統計調査（2018年）」「国勢調査（2020年）」
DID人口比率	当該地域の総人口に占める人口集中地区人口の割合	%	2020年	総務省「国勢調査」
女性人口比	25～44歳の女性人口の男性人口に対する割合（日本人のみ）	%	2020年	総務省「国勢調査」
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	-	-	-
沖縄県ダミー	沖縄県のみ1、他の都道府県は0をとるダミー変数	-	-	-

(注) 国勢調査の不詳補完統計が得られる場合はそれを利用した。

附表2 回帰分析に用いた変数の相関係数表

	合計特殊 出生率	20代 有配偶率	30代 有配偶率	失業率	所得水準	家賃	女性 大卒率	女性 就業率	保育所 整備率	子育て世帯 同居率	東北日本型 家族	女性 人口比	DID 人口割合
合計特殊出生率	1.000												
20代有配偶率	0.756	1.000											
30代有配偶率	0.504	0.549	1.000										
失業率	-0.152	-0.173	-0.530	1.000									
所得水準	-0.583	-0.782	-0.247	-0.169	1.000								
家賃	-0.603	-0.787	-0.303	-0.137	0.929	1.000							
女性大卒率	-0.484	-0.815	-0.157	-0.157	0.862	0.802	1.000						
女性就業率	0.333	0.443	0.036	-0.121	-0.574	-0.449	-0.546	1.000					
保育所整備率	0.394	0.508	0.033	-0.130	-0.618	-0.516	-0.614	0.833	1.000				
子育て世帯同居率	0.215	0.529	0.328	-0.144	-0.629	-0.531	-0.627	0.762	0.616	1.000			
東北日本型家族	0.229	0.485	0.594	-0.281	-0.522	-0.456	-0.447	0.540	0.423	0.866	1.000		
女性人口比	0.005	-0.327	-0.591	0.427	0.078	0.042	0.174	-0.197	-0.187	-0.469	-0.615	1.000	
DID人口割合	-0.585	-0.787	-0.439	0.172	0.797	0.775	0.735	-0.614	-0.659	-0.701	-0.691	0.373	1.000

(注) 網掛けは相関係数の絶対値が0.5以上であることを示す。