

総務省令和2年度統計技術の研究、統計情報の収集等のための業務委託

分析実践！EBPM推進事業報告書

令和3年3月

徳島県政策創造部統計データ課

はじめに

令和2年度のEBPM推進事業の内容をとりまとめました。

本年度は「とくしまEBPM研究会」を11回開催し、「徳島県の人口動態」について研究してきました。ここでの研究結果を、本報告書の第1部に7本の研究報告としてとりまとめ掲載しました。

また、9月と3月に「とくしまEBPM評価会議」を開催し、「とくしまEBPM研究会」での2本の研究論文についての評価を受けました。第2部には、「とくしまEBPM評価会議」の評価報告書を掲載しました。

さらに、県及び市町村職員が、ロジックモデルや政策評価の計量分析方法などEBPMに係る知識を得るため、外部講師を招いた「EBPM研修会」を3回開催しました。本報告書の第3部に研修会の概要等を盛り込みました。

本報告書が、EBPMに関心のある方をはじめ、多くの方のお役に立てば幸いです。

この取組みは総務省の「令和2年度統計技術の研究、統計情報の収集等のための業務委託（統計データ利活用推進事業）」を受けて行われたものです。ご協力をいただいた関係者の皆様に対して厚くお礼申し上げます。

令和3年3月

徳島県政策創造部統計データ課長
綿貫 史郎

目 次

第1部 調査研究報告.....	1
第1章 2020年の都道府県間人口移動.....	5
1. はじめに.....	5
2. 全国の転入者数・転出者数・転入超過数の変化.....	6
3. 徳島県の転入超過数の状況.....	11
4. まとめ.....	19
第2章 住民基本台帳に基づいた人口移動統計比較.....	21
1. はじめに.....	21
2. 2つの統計による各都道府県の転入超過数の差異.....	23
3. 都道府県の境界をまたいだ住所変更の実務.....	25
4. 2つの統計の概要と統計データの作成方法.....	27
5. おわりに.....	33
第3章 徳島県における若年層の定住者に関する考察.....	35
1. はじめに.....	35
2. 先行研究における人口移動データ.....	37
3. 若者世代・子育て世代の移住を巡る需給の動向.....	39
4. 若者世代・子育て世代に対する効果.....	41
5. まとめ.....	45
第4章 アンケート回答者の属性と男女のUターン行動.....	47
1. はじめに.....	47
2. アンケート回答者の属性.....	50
3. 徳島県出身者のUターン率の状況.....	55
4. まとめ.....	60
第5章 徳島県出身者のUターン行動に関する分析.....	63
1. 徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査の概要.....	63
2. 徳島県出身者へのアンケート調査の概要.....	64
3. 徳島県へのUターンについての現状分析.....	65
4. テレワークおよび二拠点居住の実態把握.....	70
5. 徳島県内への転居にかかわる要因の評価.....	73
6. まとめ.....	77
第6章 地方都市の少子化対策が目指すべき方向性.....	79
1. はじめに.....	79
2. 結婚・出産の決定要因.....	79

3. 日本の少子化の背景.....	83
4. 考察：地方都市における少子化対策はどうあるべきか.....	85
第7章 全国および徳島県の出生率の変化.....	89
1. はじめに.....	89
2. 全国と徳島県の婚姻件数・出生数の状況.....	90
3. 全国と徳島県の合計特殊出生率の推移.....	92
4. 年齢別出生率の状況.....	95
5. 合計特殊出生率の要因分解 ー有配偶率と有配偶出生率ー.....	98
6. まとめ.....	101
第2部 とくしま EBPM 評価会議.....	103
令和2年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書.....	107
令和2年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書.....	131
第3部 EBPM 研修会.....	155
プログラム評価入門.....	159

第 1 部 調查研究報告

とくしまEBPM研究会開催日及び報告内容

第1回 令和2年5月29日

1. 「女性のライフステージと居住地についてのアンケート調査」の問題点について
2. 令和元年度第2回研究会のコメントへのリプライ

第2回 令和2年6月30日

1. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」の方向性に関する整理
2. 徳島県女性の初職時の居住地選択に関する実証分析（概要）

第3回 令和2年8月3日

1. Uターンについての先行研究
2. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」素案
3. 徳島県の出生数の研究①

第4回 令和2年年8月24日

1. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」（案）
2. 移住者数関係データについて
3. アンケート調査（素案）について

第5回 令和2年9月25日

1. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」（修正案）
2. 徳島県出身女性の初職時の居住地選択に関する実証分析

第6回 令和2年10月22日

1. 令和2年度第1回とくしまEBPM評価会議報告
2. 徳島県の都道府県間人口移動の研究

第7回 令和2年11月27日

1. 令和2年度第1回とくしまEBPM評価会議報告書（確定版）
2. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」の現在の進捗状況
3. 徳島県の結婚と出産
4. 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査結果」とのデータの違いについて
5. 都道府県間人口移動の研究

第8回 令和2年12月24日

1. 『住民基本台帳人口移動報告』（総務省）の外国人の取扱いについて
2. 都道府県間人口移動に関する要因分析
3. 徳島県出身女性の初職時の居住地選択に関する実証分析（改訂）

第9回 令和3年1月27日

1. 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」

第10回 令和3年2月18日

1. 都道府県間人口移動に関する2つの統計比較
— 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」 —
2. 徳島県の結婚と出産の研究

第11回 令和3年3月26日

1. 令和2年度第2回とくしまEBPM評価会議報告書（確定版）
2. 「徳島県出身者のライフステージと居住地に関するアンケート調査」に関する分析
3. 徳島県の都道府県間人口移動

とくしまEBPM研究会メンバー

奥嶋 政嗣	徳島大学大学院社会産業理工学研究部教授
清瀬 由香	特定非営利活動法人チルドリン徳島 c o - f o u n d e r
笹田 可枝	株式会社たからのやま コミュニティマネージャー
豊田 哲也	徳島大学大学院社会産業理工学研究部教授
牧田 修治	統計データ課 企画幹
水ノ上智邦	徳島文理大学総合政策学部准教授

(50音順、敬称略)

第1章 2020年の都道府県間人口移動

徳島県統計データ課 主事 久保 竜太

徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治

徳島文理大学総合政策学部 准教授 水ノ上 智邦

【要約】

2020年の都道府県間の人口移動は、新型コロナウイルス感染症の拡大の下で大きな変化が見られた年となった。本章では、47都道府県の転入超過数の変化を概観するとともに徳島県の転入超過数の変化についても分析した。2020年半ばから東京都が転出超過の状態になったほか、多くの県で移動者数が減少する状況下で、転出超過の状況に改善がみられた。このような転入超過数の変化と感染者数との関係を見ると、両者の間に負の相関がみられることから、転出超過の改善には、感染者数の多寡も影響を与えていた可能性がある。

徳島県の都道府県間人口移動の特徴としては、男性の転入者数が増加したこと、女性の20歳～24歳の年齢階級で転出者数が増加したことが挙げられる。男性の転入者数の増加は15歳以上の多くの年齢階級で生じており、3月、4月の進学や就職の時期には比較的若い年齢層が、7月以降は中高年層が増加するというように、年齢層をかえて通年にわたって増加しており、都市圏からの転出先として選択されていると考えられる。女性の20代前半の転出は、3月に集中していた。簡単な要因分析を行ったところ、転出先の高い賃金や産業構造が影響しているとみられる。

1. はじめに

2020年は新型コロナウイルス感染症が拡大した影響で、全国的には移動者数が縮小することとなった。また、東京都で年半ばから転出超過が続くなど、これまでの東京一極集中の傾向に変化が見られた年でもあった。

本章では、まず、新型コロナウイルス感染症の拡大状況、政府の対応策を簡単に振り返りながら、昨年の移動者数が月次でどのように変化したのかということ、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）に基づいて確認する¹。次に、移動者数が減少する状況の下で、47都道府県の転入超過数がどのように変化したのかということ概観したうえで、都

¹ ここでの移動者数とは都道府県間人口移動者数を指す。都道府県間移動者数とは、都道府県の境界を越えて、日本国内で住所を移した者の数をいう（「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）用語の解説より）。なお、「住民基本台帳人口移動報告」は国内人口移動を対象とした統計であることには留意を要する。この問題については第2章で扱う。

道府県ごとの感染者数の状況と転入超過数の変化の関係を整理する。

徳島県での状況については、男女別、年齢階級別にやや詳しく分析する。徳島県の転入者数の特徴的な変化は、ほとんどの県で転入者数が減少しているにもかかわらず、男性の転入者数が前年比で増加していることである。また、転出者数については、女性の20歳～24歳の年齢階級で増加したことだ。本章では、このような点に焦点を絞って徳島県の昨年の都道府県間人口移動について分析する。

2. 全国の転入者数・転出者数・転入超過数の変化

2. 1 都道府県間人口移動者数の減少

「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）によると、2020年の全国の都道府県間の移動者数（日本人及び外国人）は、前年比10万4,094人減少の246万3,992人となり、2016年とほぼ同じ水準まで落ち込む結果となった。これは、新型コロナウイルス感染症の拡大を受けて緊急事態宣言が発令されたことによって、4月、5月に前年比で大幅に減少したことに加え、その後も感染者数の増加に人の移動が影響されたためだと思われる。昨年の感染者数の状況や政府の対応策などを簡単に振り返りながら、月次の移動者の動きを概観しておこう（図表1、図表2）。

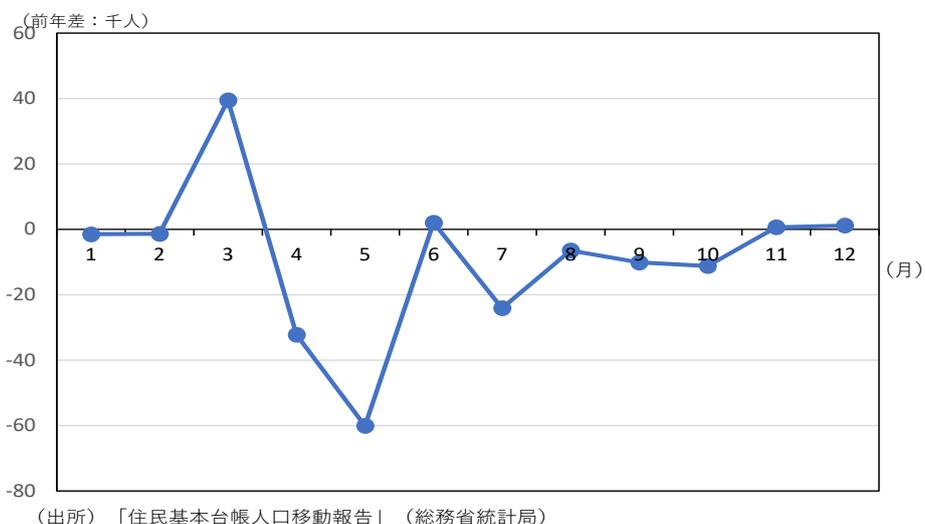
2020年1月15日に初の国内感染者が報告された後、2月には1日の感染者数が2桁以上になる日が増え、さらに3月末には200人を上回ることとなった。感染者数の増加を受けて、政府は4月7日に東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、大阪府、兵庫県、福岡県を対象地域として、5月6日を期限に緊急事態宣言を発令した。4月16日には、指定地域を47都道府県すべてに広げ、さらに5月4日には緊急事態宣言の期限を5月31日まで延長することを決定した。

この間の移動者数の推移をみると、3月は前年比3万9,443人の増加となっており、感染症拡大は移動者には影響していないように見受けられる。しかし、4月には同3万2,264人減、5月には同6万117人減と、大きく減少することとなった。

感染者数の増加は、5月中には収まりはじめ、5月25日には1日の感染者数が20人にまで減少した。政府は緊急事態宣言の対象地域を14日および21日に縮小し、25日には全面解除を決定した。こうした状況を受けて、6月の移動者数は、前年比2,019人増と2カ月ぶりに増加することとなった。

ただ、感染者数は6月に再び増加を始め、6月30日には、1日の感染者数が132人となり、さらに7月31日には1,574人まで増加した。結局、7月の感染者数は1万7,367人と6月のおよそ10倍に増加し、8月は3万2,000人とさらに増加することとなった。この間、政府は7月22日にGo Toトラベル事業を開始するなど経済活性化に軸足を置く対応をとったものの、感染者数の再度の増加や、各都道府県知事の移動自粛の呼びかけなどを受けて、

図表 1：2020 年の都道府県間移動者数の月次推移



図表 2：新型コロナウイルス感染者数の推移

2020年	月間国内感染者数 (人)	1日の最多感染者数		1日の最小感染者数	
		人数	日付	人数	日付
1月	12	3	28日	0	-
2月	212	27	22日	0	-
3月	1,900	218	31日	14	2日
4月	12,361	708	10日	189	27日
5月	2,488	302	2日	20	25日
6月	1,748	132	30日	22	8日
7月	17,367	1,574	31日	125	1日
8月	32,000	1,595	7日	425	31日
9月	15,091	709	10日	216	23日
10月	17,583	868	31日	271	5日
11月	47,132	2,674	28日	482	2日
12月	85,891	4,322	31日	1,502	7日

(注) 1. 国内感染者数とはPCR検査陽性者を指す。
 2. 1月と2月の最小感染者数については、0人の日が多かったため日付は記載していない。
 (出所) 厚生省オープンデータ

7月の移動者数は、前年比2万4,128人の減少、8月は同6,502人の減少と、6月の増加から一転して前年比で減少することとなった。

9月、10月の感染者数は再び取り戻しつつあったものの、移動者数は前年比で減少が続き、9月は1万150人減、10月は同1万1,225人減となった。11月に入ると、感染者数は再度増加し始め、12月には8万5,891人の感染者数となった。ただ、こうした感染者数の増加にもかかわらず、移動者数は、11月が前年比597人増、12月が同1,143人の増加となった。

2. 2 47 都道府県の転入超過数の変化

全体として移動者数が減少したことから、多くの県で転入者数、転出者数がともに減少することとなった。このため、前年と比べた転入超過数の変化は、この両者の減少の程度の違いによって、(1) 転入超過数が減少するケースと (2) 増加するケース、(3) 転入超過数のマイナスが縮小(転出超過数が減少)するケースと (4) マイナスが拡大(転出超過数が増加)するケースという4つのパターンに分類される。以下、この4つのパターンに即して47都道府県の転入超過数の変化を概観しておこう(図表3)。

図表3：47 都道府県の転入超過数の変化パターン

2019年/2020年の変化パターン	都道府県名および転入者数減少と転出者数減少の関係
(1) 転入超過数が減少	埼玉県、東京都、神奈川県、滋賀県 ・ 転入者数の減少 > 転出者数の減少 ・ ただし、東京都は転出者数が増加
(2) 転入超過数が増加	千葉県、大阪府、福岡県、沖縄県 ・ 転入者数の減少 < 転出者数の減少
(3) 転入超過数のマイナスが縮小 (転出超過数が減少)	徳島県を含む多くの県(パターン(1)、(2)、(4)以外の県) ・ 転入者数の減少 < 転出者数の減少 ・ ただし、茨城県、福井県、山梨県、長野県は転入者数が増加
(4) 転入超過数のマイナスが拡大 (転出超過数が増加)	愛知県、京都府、兵庫県 ・ 転入者数の減少 > 転出者数の減少

(注) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)に基づいて作成した。

パターン(1)は転入超過数が前年比で減少したケースで、転入者数の減少が転出者数の減少を上回った結果生じた。埼玉県、東京都、神奈川県、滋賀県の4都県が当てはまる。埼玉県は主に千葉県、茨城県からの転入者数が減少、東京都は主に神奈川県、千葉県、埼玉県からの転入者数が、神奈川県は主に千葉県、北海道、埼玉県などからの転入者数が減少した。滋賀県では主に大阪府、京都府からの転入者数が減少した。なお、東京都だけは、転入者数の減少に加えて転出者数が増加したために転入超過数が大幅に減少した。2019年の転入超過数8万2,982人から2020年は3万1,125人と、前年比で6割程度の減少である。

パターン(2)は転入超過数が増加したケースである。転入者数の減少に比べて、転出者数の減少が大きかったために転入超過数が増加した。転入超過数が増加したというと、直感的には転入者数が増加したという印象を持つが、転出者数の減少が大きかったのである。このパターンに分類されるのは、千葉県、大阪府、福岡県、沖縄県の4府県である。いずれの府県も東京都への転出者数が前年に比べて大幅に減少した。

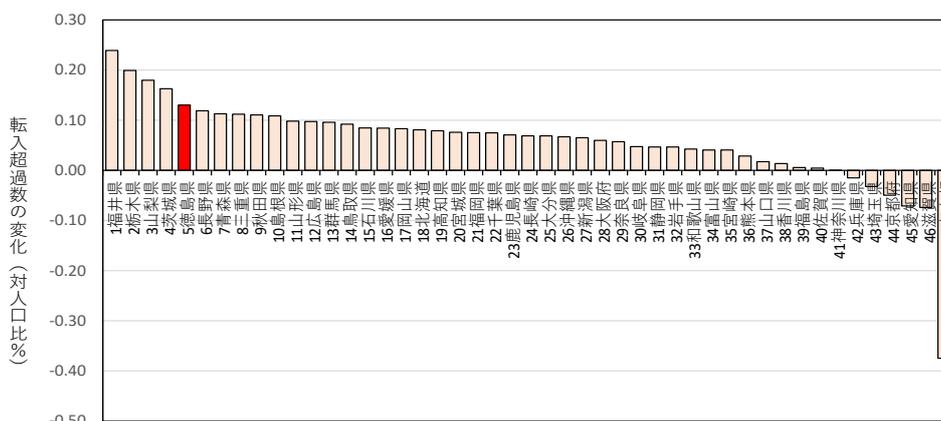
パターン（3）は転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）したケースである。転入者数の減少に比べて転出者数の減少が大きかったために転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）した。徳島県を含めた多くの県がこのパターンに分類される。なお、茨城県、福井県、山梨県、長野県の4県は転入者数が増加した。転入者数が増加したのはこの4県のみである。茨城県、山梨県、長野県の3県は東京都からの転入者数が、福井県は愛知県からの転入者が大幅に増加したことで転入者数が増加した。

パターン（4）は転入超過数のマイナスが拡大（転出超過数が増加）したケースである。転入者数の減少が転出者数の減少を上回ったためだ。愛知県、京都府、兵庫県の3府県が分類される。愛知県では岐阜県や三重県からの転入者数が減少した。京都府では大阪府、兵庫県、兵庫県では大阪府、岡山県などからの転入者数が比較的大きく減少した。

このように昨年の都道府県間の転入超過の状況は、東京都の転入・転出の変化の影響が他の道府県に与える影響が大きいことを改めて印象付けた。また、同時に、東京都では転入超過数が減少する一方で、多くの県では転出者数の減少が転入者数の減少を上回ることによって転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）し、東京一極集中の是正あるいは転入者数・転出者数の均衡という方向に変化した。

47 都道府県の転入超過数の変化の大きさをみるために、転入超過数の前年差を各都道府県の人口で基準化した比率をみると、47 都道府県の中で最も変化が大きかった県が福井県、次いで栃木県、山梨県となった。徳島県は5番目に転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）した（図表4）。

図表4：転入超過数の変化（対人口比）

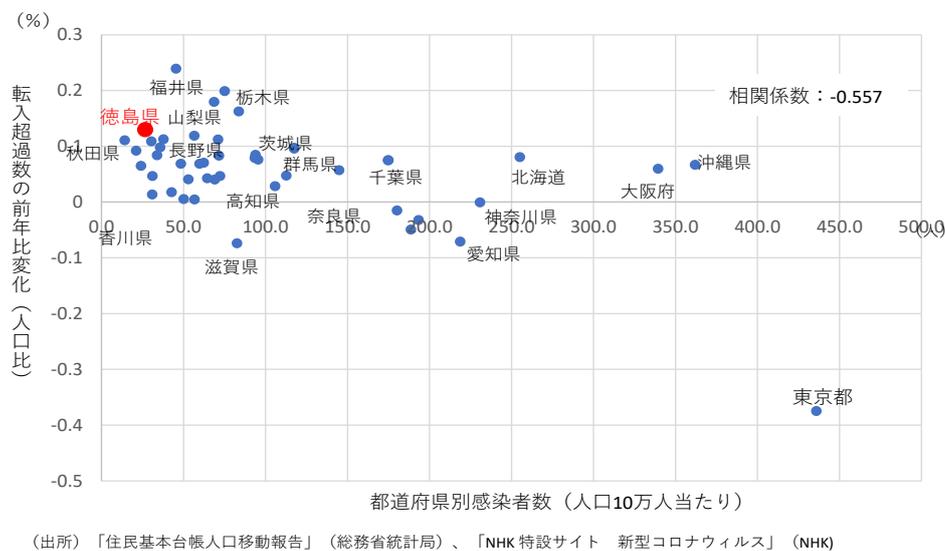


(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査」(総務省統計局)

2. 3 転入超過数の変化と新型コロナウイルス感染者数との関係

次に、こうした転入超過数の変化と感染者数との関係を見てみよう。両者の関係は、感染リスクの回避という観点から次のように考えられる。すなわち、感染者数の多い地域では感

図表 5：感染者数と転入超過数の変化の関係



(出所)「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)、「NHK 特設サイト 新型コロナウイルス」(NHK)

染リスクを回避するために転出者数が増加する一方で転入者数は減少する。他方、感染者数の少ない地域では転出者数が減少する一方で転入者数は増加する。前者の典型的な例が東京都で、後者の例としては、東京都からの転入者の増加によって転入者数全体が増加した茨城県や長野県などが挙げられよう。実際には、近隣県あるいは主要な移動先・移動元の感染者の状況によって、影響の程度は異なると考えられる。ただ、パターン(3)の県が多かったことを考えると、感染者数が多いほど主に転出者数の増加を通じて転入超過数は前年比減少し、感染者数が少なければ主に転出者数の減少を通じて転入超過数は前年比増加するという負の相関関係が予想される。

実際に、47 都道府県の感染者数と転入超過数の変化の関係を見たものが図表 5 である。これは、横軸に感染者数を、縦軸に転入超過数の前年との差をとった散布図である。ただし、両者とも各都道府県の人口で基準化している。これをみると、感染者数が多いほど、転入超過数が減少し、感染者数が少ないほど転入超過数が増加するという負の相関関係がみらるとい予想通りの結果となった。両者の相関係数を計算すると -0.557 と、比較的強い相関を示している。

徳島県の 2020 年の転入超過数は $-2,392$ 人 (2,392 人の転出超過) と、前年に比べて転入超過数のマイナスが 965 人縮小した (転出超過数が 965 人減少した)。人口で基準化して評価すると、既に示したように 47 都道府県のうち 5 番目に転入超過数のマイナスが縮小したが、この背景としては、昨年の感染者数が 10 万人当たり 26.7 人と、秋田県、鳥取県、新潟県に次いで 4 番目に少なかったことも影響しているとみられる²。

² 人口 10 万人当たりの感染者数は、秋田県が 14.2 人、鳥取県が 21.2 人、新潟県が 24.1 人

3. 徳島県の転入超過数の状況

3. 1 2020年の徳島県の転入超過数の変化

2020年の徳島県の転入超過数は-2,392人と、前年に比べて965人のマイナスの縮小(転出超過数の減少)となった。これを転入者数と転出者数の変化に分けてみると、転入者数が前年比203人の減少、転出者数が同1,168人の減少と、転出者数の減少が転入者数の減少を上回ったためだと言える(図表6)。

図表6：徳島県の転入超過数

		2019年 ①	2020年 ②	差 ②-①
総数	転入超過数	-3,357	-2,392	965
	転入者数	9,387	9,184	-203
	転出者数	12,744	11,576	-1,168
男性	転入超過数	-1,682	-900	782
	転入者数	5,239	5,332	93
	転出者数	6,921	6,232	-689
女性	転入超過数	-1,675	-1,492	183
	転入者数	4,148	3,852	-296
	転出者数	5,823	5,344	-479

(出所)「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)

男女別でみると、転入者数は、女性が前年比296人の減少となった一方で、男性が前年比93人増加している。男性が前年比増加したことによって、総数(男女計)として203人の減少と、減少を軽微なものにしたと言える³。

一方で、転出者数の減少数を男女別に見ると、男性が前年比689人減、女性が同479人減と、女性の減少数が男性に比べてやや少なかった。これは、女性の20歳~24歳の年齢階級で102人増加したことが影響したものと思われる。

である。最も多いのが東京都435.9人、次いで沖縄県361.9人、3番目が大阪府339.4人であった。なお、感染者数は「NHK 特設サイト 新型コロナウイルス」(NHK)の「データで見る」の国内感染者数を使用、人口は「住民基本台帳に基づく人口、人口動態および世帯数調査」(総務省)を使用した。

³ 転入者数が前年比増加したのは、福井県、長野県、茨城県、山梨県の4県であるが、減少となった都道府県で減少数が少ないのは、鳥取県(143人減)、島根県(154人減)、和歌山県(192人減)について4番目が徳島県となった。

3. 2 徳島県の転入者数の変化

3. 2. 1 徳島県の男性の転入者数の変化

徳島県の転入者では、特に男性の転入者数が前年比増加となり、全体として転入者数の減少を軽微なものとした。そこで、まず、徳島県への男性転入者数を年齢階級別にみてみよう（図表7）。

図表7：徳島県の年齢階級別転入者数

	転入者数（総数）			男性			女性		
	2019年	2020年	2020年－ 2019年	2019年	2020年	2020年－ 2019年	2019年	2020年	2020年－ 2019年
総数	9,387	9,184	-203	5,239	5,332	93	4,148	3,852	-296
0～4歳	614	542	-72	320	290	-30	294	252	-42
5～9歳	288	242	-46	141	118	-23	147	124	-23
10～14歳	152	110	-42	84	51	-33	68	59	-9
15～19歳	549	576	27	308	338	30	241	238	-3
20～24歳	1,815	1,887	72	1,029	1,110	81	786	777	-9
25～29歳	1,560	1,544	-16	821	857	36	739	687	-52
30～34歳	1,110	1,081	-29	593	620	27	517	461	-56
35～39歳	812	734	-78	451	430	-21	361	304	-57
40～44歳	567	544	-23	340	338	-2	227	206	-21
45～49歳	512	496	-16	311	303	-8	201	193	-8
50～54歳	391	384	-7	252	273	21	139	111	-28
55～59歳	296	322	26	198	212	14	98	110	12
60～64歳	222	210	-12	148	134	-14	74	76	2
65～69歳	171	171	0	103	104	1	68	67	-1
70～74歳	123	124	1	68	62	-6	55	62	7
75～79歳	73	74	1	39	31	-8	34	43	9
80～84歳	58	67	9	21	27	6	37	40	3
85～89歳	43	53	10	9	25	16	34	28	-6
90歳以上	31	23	-8	3	9	6	28	14	-14

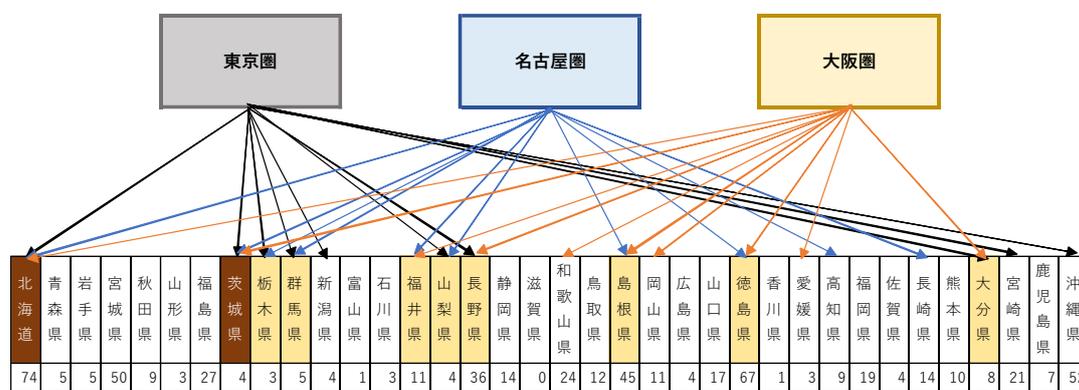
（出所）「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）

図表7をみると、15歳～34歳という比較的若い年齢階級で増加していることがわかる。また、50歳台でも増加している。15歳～19歳は高校卒業後の進学・就職の年齢であるし、20歳～24歳は専門学校や大学などの学校卒業後の就職の年齢である。増加している月が主に3月、4月であることや、主な転入元が大阪府や京都府、兵庫県、愛知県や広島県などとなっていることから、都市圏から徳島県への進学・就職、あるいは徳島県から一旦転出した男性が就職のためにUターンしたという可能性もあろう。25歳～29歳、30歳～34歳および50歳台では、主に7月以降に転入者数が増加している。転勤や住み替えなどのために転入が増加したとみられる。47都道府県のうち転入者数が増加しているのは、徳島県以外

では長野県や福井県、茨城県などの10県である⁴。これら県では、東京都など、近隣都市部からの転入者数が増加していることを考えると、徳島県でも感染者数が多い都市部からの移住が増加したと解釈できよう。

そこで、都市圏からの男性転出者が主にどこに移っているのか俯瞰するために、東京圏、名古屋圏、大阪圏からの転出者増加数が多いトップ10の県を矢印で結んだのが図表8である⁵。上段が転出元の都市圏、下段が転出先となる道県である。都市圏に含まれている都府県は除いている。茶色が付されているのが3つ都市圏のトップ10に入ったことを示している。北海道と茨城県である。肌色が付されているのは、2つの都市圏でトップ10に入った県である。徳島県はこの8県に入っており、名古屋圏と大阪圏からの主な転出先となっている。

図表8：都市圏からの男性の主な転出先



- (注) 1. 東京圏、名古屋圏、大阪圏からの転出先で、増加人数が多いトップ10の道県を矢印で結んだ。なお、圏内の府県はトップ10から除外している。
 2. 東京圏からのトップ10に兵庫県が入っているが、兵庫県は大阪圏に含まれていることから除外し、次点の山梨県を加えている。
 3. 道県名の下に数字は、総務省調査によるサテライトオフィス開設数(2019年度末時点)である。
 (出所) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)、「地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況調査結果」(総務省)

転出先として選択された理由としては、感染者数が少ないことのほか、距離や移動時間といった地理的な要因も考えられる。しかし、北海道や沖縄県は都市圏から遠いとともに、感染者数も多いことをみると、この他の要因もあろう。例えば、テレワークなど、コロナ禍での勤務環境・仕事環境に適した地域として選択されていることも可能性の一つとして挙げられる。図表8には、総務省が調査したサテライトオフィス開設数を道県名の下に併

⁴ 2020年に男性転入者数が前年比増加したのは徳島県を含めた11県で、徳島県以外には長野県、福井県、茨城県、長崎県、北海道、山梨県、鳥取県、和歌山県、島根県、愛媛県である。

⁵ 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)は、大都市圏として、東京圏、名古屋圏、大阪圏とし、東京圏は東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、名古屋圏として愛知県、岐阜県、三重県、大阪圏として大阪府、兵庫県、京都府、奈良県と定義している。

せて記している⁶。北海道や沖縄県などは徳島県と同様にサテライトオフィスの開設数が多い。都市圏からの転出先の理由として、勤務環境・仕事環境も重要な理由になっているという解釈も可能であろう。

3. 2. 2 徳島県の女性の転入者数の変化

男性の転入者数が増加した一方で、女性の転入者数は 296 人の減少となった。年齢階級別にみると、ほとんどの年齢階級で減少となっており、特に 25 歳～44 歳の年齢階級で 2 桁の減少となった（図表 7）。この年齢階級で減少している転入元は、大阪府や兵庫県、岡山県、香川県、愛媛県といった、近畿圏や四国地方である⁷。ただ、東京都からはこの年齢階級で 8 人増加していることに加え、20 歳～24 歳の年齢階級では、東京都は 13 人の増加している。

0 歳～14 歳では、男女合わせて 160 人減少しており無視できない数である。母親の年齢と思われる 30 歳～44 歳までの女性転入者数が減少しており、これに付随した変化と考えられる。実際、徳島県で昨年 1 月から 12 月の転入者の変化について、30 歳～44 歳の女性転入者数の変化と 0 歳～14 歳の総数（男女計）の変化の相関をみると、両者の間には比較的高い相関関係が見受けられる。特に 30 歳～34 歳と 5 歳～9 歳の相関が高い⁸。母親の年齢階級の減少はその子どもの年齢階級の減少と結びついている可能性については留意が必要であろう。

3. 3 徳島県女性の転出者数の変化

転出者数については、男女ともにほとんどの年齢階級で前年比減少している（図表 9）。ただし、女性の 20 歳～24 歳の年齢階級が前年比 102 人と増加しており、この年齢階級の女性が、女性の転出者数全体の減少数を男性よりも少なくしている。

女性のこの年齢階級の月次の変化をみると、主に 3 月に増加しており前年比で 113 人の増加である。20 歳～24 歳は学校を卒業して就職をする年齢階級であることから、3 月の転

⁶ 「地方公共団体が誘致又は関与したサテライトオフィスの開設状況調査結果」（総務省、令和 2 年 10 月 23 日報道資料）に基づいている。

⁷ 女性の 25 歳～44 歳の年齢階級で、徳島県への転入者数の減少が多いのは、大阪府（55 人）、香川県（51 人）、愛媛県（24 人）、兵庫県（18 人）、岡山県（18 人）などである。なお、（ ）内の数字は、前年比減少数である。

⁸ 30 歳～44 歳（女性）と 0 歳～14 歳（男女計）の相関係数は 0.656、30 歳～34 歳（女性）と 5 歳～9 歳（男女計）の相関係数は 0.735 であった。なお、両者の相関は 1 月～12 月の変化という少ないサンプルで計算したものであることには留意する必要がある。

図表 9：徳島県の年齢別転出者数

	転出者数（総数）			男性			女性		
	2019年	2020年	2020年－ 2019年	2019年	2020年	2020年－ 2019年	2019年	2020年	2020年－ 2019年
総数	12,744	11,576	-1,168	6,921	6,232	-689	5,823	5,344	-479
0～4歳	651	568	-83	338	297	-41	313	271	-42
5～9歳	362	329	-33	185	175	-10	177	154	-23
10～14歳	209	184	-25	100	94	-6	109	90	-19
15～19歳	1,117	997	-120	581	586	5	536	411	-125
20～24歳	3,219	3,181	-38	1,715	1,575	-140	1,504	1,606	102
25～29歳	2,125	1,888	-237	1,173	997	-176	952	891	-61
30～34歳	1,367	1,161	-206	717	637	-80	650	524	-126
35～39歳	914	843	-71	530	474	-56	384	369	-15
40～44歳	742	589	-153	429	358	-71	313	231	-82
45～49歳	632	540	-92	378	327	-51	254	213	-41
50～54歳	410	427	17	267	269	2	143	158	15
55～59歳	265	269	4	174	171	-3	91	98	7
60～64歳	200	170	-30	111	103	-8	89	67	-22
65～69歳	155	118	-37	88	66	-22	67	52	-15
70～74歳	96	94	-2	39	41	2	57	53	-4
75～79歳	84	45	-39	40	15	-25	44	30	-14
80～84歳	91	69	-22	26	18	-8	65	51	-14
85～89歳	68	64	-4	18	22	4	50	42	-8
90歳以上	36	40	4	11	7	-4	25	33	8

（出所）「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）

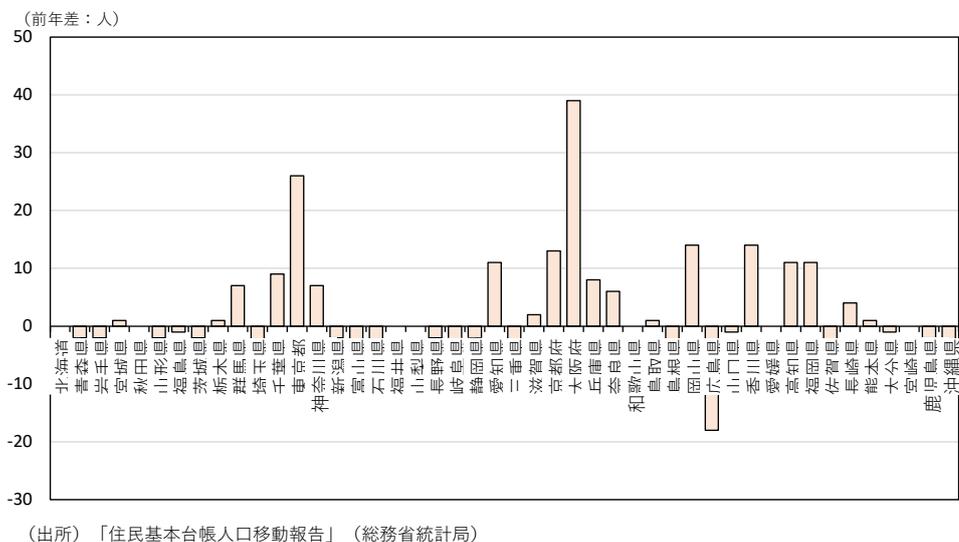
出者増加は主に就職が目的ではないかと考えられる。この年齢階級で昨年増加した主な転出先をみると、大阪府や東京都、岡山県、香川県と、都市圏や近隣県の比較的就職機会に恵まれた地域となっていることから就職目的だと考えるのは不自然ではないだろう⁹（図表 10）。

もっとも、47 都道府県の状況をみると、20 歳～24 歳の年齢階級で転出者数が増加しているのは、徳島県のほかには 11 の都府県で、最も転出者数の多いのが東京都、次いで兵庫県、京都府、宮城県となっている。徳島県は 5 番目の多さである¹⁰。そこで、節を改めて徳島県の女性 20 歳～24 歳の転出がどのような要因に影響されているのか、簡単な分析を行うこととする。

⁹ 年齢階級別の転出先について、月次の数字は公表されていない。ここでの転出先は 2020 年の年次の数字である。

¹⁰ 女性の 20 歳～24 歳の年齢階級で前年比が増加しているのは、東京都、兵庫県、京都府、宮城県、徳島県、福井県、静岡県、和歌山県、神奈川県、奈良県、滋賀県、富山県の 12 都府県である。

図表 10：徳島県女性 20 歳～24 歳の転出先（前年差）



3. 4 徳島県女性の 20 歳～24 歳転出率の要因分析

これまでの都道府県間人口移動に関する先行研究によれば、転出に影響を与える要因は、都道府県間の賃金格差や就業機会格差、あるいは産業構造の違いなどである(山田・徳岡編(2018)、戸田・太田(2009)、猿山(2015))。賃金の高い地域、就業機会の豊富な地域、あるいは第 3 次産業が発達した地域へ転出することが考えられる。一方で、生活コストを重視すると考えれば、安いコストの地域へ転出すると考えられる。また、新型コロナウイルス感染症の感染リスクを考えると、感染者数の多い地域への転出は避けると考えられる。

3. 4. 1 推定式と使用する変数

徳島県の 20 歳～24 歳女性の転出者数を同じ年齢階級の人口で除した転出率を被説明変数とし、説明変数としては、賃金格差、就業機会格差、産業構造格差、生活コスト格差のほか、新型コロナウイルス感染者数を加えて、どのような要因が転出率に影響を与えるのかを分析する。具体的には次式を推定する。

$$\ln(mig_i) = \alpha + \beta_1 \ln(wage_i) + \beta_2 \ln(kyujin_i) + \beta_3 \ln(sangyo_i) + \beta_4 \ln(cost_i) + \beta_5 \ln(corona_i) + \varepsilon_i$$

mig_i ：徳島県から i 県への転出率 (i 県への転出者数/徳島県の 20 歳～24 歳の女性人口)

$wage_i$ ：名目賃金 (i 県の名目賃金/徳島県の名目賃金)

kyujin_i : 有効求人倍率 (i 県の有効求人倍率/徳島県の有効求人倍率)
sangyo_i : 第 3 次産業比率 (i 県の第 3 次産業比率/徳島県の第 3 次産業比率)
cost_i : 民営家賃 (i 県の民営家賃/徳島県の民営家賃)
corona_i : 新型コロナウイルス感染者数 (i 県の感染者数/徳島県の感染者数)
 ε_i : 誤差項

賃金格差で用いる名目賃金は、『賃金構造基本調査』(厚生労働省)の 20 歳~24 歳の「きまって支給する現金給与額(女性、産業計)」を採用した¹¹。賃金格差仮説によれば、県外に転出するのは高い賃金を得るためであるから予想される符号はプラスである。

就業機会の代理変数としては『一般職業紹介状況』(厚生労働省)の有効求人倍率を採用した。有効求人倍率が高いということはその地域の労働市場の需給環境がひっ迫しており就職しやすいと考えられる。予想される符号はプラスである。

第 3 次産業比率は、『県民経済計算』(内閣府)の「経済活動別県内総生産(名目)」から算出される第 3 次産業比率を使用する。第 3 次産業比率の高い県への転出が予想されるため符号はプラスとなる。

生活コストの代理変数として、『小売物価統計調査』(総務省)の民営家賃を使用する¹²。家賃の安い県への転出が予想されることから符号はマイナスが期待される。

新型コロナウイルス感染症については、感染リスクの回避のために感染者数の多い地域への転出は避けると考えられることから、予想される符号はマイナスである。感染者数は 10 万人当たりの感染者数を使用する。都道府県ごとの感染者数は、『NHK 特設サイト 新型コロナウイルス』(NHK)の「データで見る」にある「都道府県ごとの感染者数の推移」から取得できるデータを使用した。

徳島県を除く 46 都道府県のクロスセクションデータを使用し、最小 2 乗法により推定した。なお、転出率および感染者数は 2020 年のデータで、その他の変数については 1 年前の 2019 年のデータである。第 3 次産業比率はデータの制約から 2016 年度を使用している。

3. 4. 2 推計結果と解釈

¹¹ 「きまって支給する現金給与額」は、労働契約、労働協約あるいは事業所の就業規則などによってあらかじめ定められている支給条件、算定方法によって 6 月分として支給された現金給与額をいう。基本給、職務手当、精皆勤手当、通勤手当、家族手当のほか、超過労働給与額も含まれる。手取り額ではなく、所得税、社会保険料などを控除する前の額。なお、年間賞与などのいわゆるボーナスは含まれない。

¹² 調査した民営借家の家賃総額を延べ面積で割り、単位面積当たり (3.3 m²) の家賃を平均価格として算出した値。ただし、県庁所在市の値である。

推計結果が図表 11 に示されている。統計的に有意な説明変数は、賃金と第 3 次産業比率となった。感染者数の符号はマイナスで予想通りであったが、統計的に有意な結果とはならなかった。

このように 20 歳～24 歳の徳島県の女性の転出率は、賃金や転出先の産業構造という要因に影響されていると考えられる。猿山（2015）によると、女性は人と人とのコミュニケーションを土台にするサービス業に引き寄せられる傾向があり、こうした業種である卸売、金融、情報に関する企業に仕事の間を求め、これらの企業が集まる都市部へ引き寄せられる。徳島県の第 3 次産業比率は 65.1%であり、東京都の 85.6%、大阪府の 78.9%と比べると低い水準である。限られたサンプルによる推定であるが、徳島県の 20 歳～24 歳女性については、県内では就業機会に乏しいこうした産業への就職を考えて転出している可能性がある。

ただし、コロナ禍によって第 3 次産業あるいはサービス産業の在り方も変容することが予想される。これまでは、都市圏に集積していたサービス産業も分散化する可能性があることや勤務形態も変化することが予想され、必ずしも都市圏に就業機会を求める必要がなくなるかもしれない。この推定結果の解釈としては、第 3 次産業をやや幅広く捉え、女性にとって働きやすいあるいは女性の性向に合った業種を求めて転出していると考えれば、今後は都市圏への転出要因ではなくなる可能もあろう。

なお、新型コロナウイルスの感染者数の多寡は影響を与えていないという結果となった。これまで見てきたように、記述統計的な分析結果からは、感染リスクを考慮して感染者数の多い地域への転出は回避されると考えられるが、これは年齢によって異なる可能性がある。あるいは、20 歳～24 歳の転出者数の増加は主に 3 月であったことを考えると、使用し

図表 11：推定結果

被説明変数	ln(転出率)
説明変数	
ln(相対賃金)	0.0273 * (0.0141)
ln(相対有効求人倍率)	0.0058 (0.0038)
ln(相対第3次産業比率)	0.0143 ** (0.0055)
ln(相対民営家賃)	0.0069 (0.0042)
ln(相対感染者数)	-0.0003 (0.0011)
定数項	-0.0004 (0.0010)
R ²	0.443
サンプル数	46

(注) 1. 表中 () 内の数字は標準誤差を表す。

2. *, **印は、それぞれ10%、5%有意水準を示す。

たデータに感染リスクが十分に反映されていない可能性があることには留意する必要があるだろう。

4. まとめ

昨年は新型コロナウイルス感染症の拡大によって、都道府県間の人口移動は縮小することとなった。こうした状況下で、47 都道府県の転入超過数の変化をみると、東京都で転入超過数が前年比で大幅に減少するなど特徴的な変化が見られたほか、多くの県では、主に転出者数の減少が転入者数の減少を上回った結果、転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）した。この背景には、感染リスク回避のために多くの県で転出者数が減少したことがあると考えられる。

徳島県についても、転入者数、転出者数がともに前年比で減少したものの、転出者数の減少が大きく、この結果、転入超過数のマイナスが縮小（転出超過数が減少）した。徳島県では、感染者数が相対的に少なかったことが転出超過改善の一因になったと考えられる。転入者、転出者別にみると、昨年の特徴は、転入者数については男性の転入者数が増加したこと、転出者数では女性の 20 歳～24 歳の年齢階級で増加したことである。

男性の転入者数の増加は、多くの年齢階級で見られた。この理由としては、新型コロナウイルス感染症に対する感染リスクの回避や地理的な要因の他、コロナ禍における勤務環境・仕事環境として適した地域として選択された可能性がある。

女性の 20 歳～24 歳の転出増加は、コロナ禍でのいわば逆風の中で転出したというよりも、主に 3 月に増加していることや転出先が大阪府や東京都であることを考えると、学校卒業後の就職のための移動が増加したと考えられる。その要因を分析した結果、転出先の高い賃金や金融や情報などのサービス業が含まれる第 3 次産業への就職という産業構造的な要因が影響した可能性がある。ただし、コロナ禍によって、今後は必ずしも都市圏にこうした産業が集積し続けるとは限らない可能性もある。女性と親和性のある働きやすい産業が地方でも発展することが女性の転出を抑制する要因になると考えられる。

【参考文献】

猿山純夫(2015)「大都市に集う大卒女子－都市型サービスに活躍の場」、『研究報告書 2015 年度「大都市研究会」報告』第 3 章,日本経済研究センター,29-44.

戸田淳仁・太田聡一(2009)「都道府県間労働移動の再検証」,『労働経済学の新展開』(清家・駒村・山田編,第 3 章所収),慶應義塾大学出版会.

山田博之・徳岡一幸編(2018)『地域経済学入門 第 3 版』,有斐閣.

第2章 住民基本台帳に基づいた人口移動統計比較

徳島県統計データ課 課長補佐 森 重之
徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治

【要約】

住民基本台帳に基づいた人口移動統計として、代表的なものは「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）であるが、都道府県でも独自に住民基本台帳に基づいた人口移動統計を作成している。ただ、前者が国内人口移動に限定して統計データを作成しているのに対して、後者は国外からの転入者、国外への転出者を含めたものであるという違いがある。このことが十分に知られていないと思われることから、一部で誤解も生じている。本章では、徳島県独自の人口移動統計である「徳島県人口移動調査」を例に、両統計の統計データの作成方法の違いが、より明確に理解できるように説明する。

1. はじめに

都道府県間の人口移動を把握する統計としては、「国勢調査」（総務省）と「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）の2つが代表的な統計であるが、各都道府県でも住民基本台帳に基づいた人口移動統計を作成、公表している。

「国勢調査」は、5年に1度の調査票による全数調査で、人口移動については10年に1度、西暦の下1桁がゼロの年の大規模調査で実施される。「住民基本台帳人口移動報告」は、住民基本台帳に基づく行政記録によって人口移動を把握し、月間および年間の人口移動が明らかになる。この2つの統計の特徴や統計データの差異については、すでに大友（1996）や小池・貴志（2020）などの研究がある。しかし、各都道府県間の人口移動統計に関する先行研究は、岐阜県を対象とした伊藤（2011）がある程度で、ほとんど研究されていないのが実状である。

伊藤（2011）では、「国勢調査」と「住民基本台帳人口移動報告」、「岐阜県人口動態統計調査」（岐阜県）の3つの統計の流入超過数の差異の原因を分析している。「住民基本台帳人口移動報告」と「岐阜県人口動態統計調査」との差異については、前者が日本人のみを対象としている一方で、後者は日本人に加えて外国人が調査対象となっていること、国外移動も含まれているために流入超過数に差異が生じていると分析している。例えば、2009年のリーマンショック時には、岐阜県から、外国人の流出が大幅に増えたために「岐阜県人口動態統計調査」でみると9,587人の流出超過となった。しかし、外国人の移動を含まない「住民基本台帳人口移動報告」の流出超過数は5,188人で、2つの統計の間で4,399人の差異が生じたとしている。

2012年7月より外国人住民が住民基本台帳制度の適用対象となったことから、「住民基本台帳人口移動報告」でも2013年7月より外国人を対象とすることとなった。しかし、依然として国内人口移動のみを対象としているために、統計データの差異は解消されていない。例えば、岐阜県について、2019年の「住民基本台帳人口移動報告」と「岐阜県人口動態統計調査」の転入超過数をみると、前者は-6,169人で、後者は-397人と、両者の間ではなお5,772人の差異がある¹。また、徳島県でも住民基本台帳に基づいて「徳島県人口移動調査」を実施しており、2019年の転入超過数を比較すると、「住民基本台帳人口移動報告」では-3,357人、「徳島県人口移動調査」では-2,057人と、両者の間には1,300人の差異がある。

「住民基本台帳人口移動報告」が、国内人口移動に限定されたままで外国人を対象としたことから、次のようなケースが発生し誤解も生んでいる。近年、外国人の国外からの転入者が増加しているが、一旦、転入届を出したものの、時間をおかずして他の県へ転出してしまいうケースだ。この場合、「住民基本台帳人口移動報告」では、国外からの転入者は転入者数に含めない一方で、他の都道府県への転出者は転出者数に含めるために、転入超過数はマイナス（転出超過）になる。しかし、「住民基本台帳人口移動報告」が国内人口移動に限定した人口移動統計であることは一般には十分に知られていないことから、転入超過のマイナス（転出超過）が実態であるかのように受け取られてしまい誤解が生じているのである²。

本章では、「住民基本台帳人口移動報告」（以下、「住基人口移動」と記す）と「徳島県人口移動調査」（以下、「県人口移動」と記す）の統計データ作成方法などを比較することによって、2つの統計の違いを説明したい。これによって、「住基人口移動」が人口移動の実態を正確に反映しているわけではないことが、より明確に理解されるはずだ。

まず、次節で「住基人口移動」と都道府県が作成している人口移動統計の転入超過数を比較し、両統計の差異の状況を確認する。次に、住所変更の実務と統計データとの対応を説明する。その上で統計データの差異の原因となっている統計データの作成方法を説明し、差異が解消することも確認する。そして、最後にまとめとして、人口移動の実態を正確に

¹ 「岐阜県人口動態調査」では2018年10月から2019年9月を2019年として公表している。したがって、ここで示している2019年の「住基人口移動」の転入超過数も2018年10月から2019年9月の合計である。なお、用語の使い方について、「住民基本台帳人口移動報告」では、他市区町村からの人口流入を「転入」、他市区町村からの人口流出を「転出」と呼んでいる。「岐阜県人口動態統計調査」、「徳島県人口移動調査」も同様である。以降は「転入」「転出」で統一する。

² 栃木県小山市では、地元紙が「住基人口移動」に基づいて転出超過数が全国で最多と報じたことについて、誤解を招く内容として「2018年住民基本台帳人口移動報告について（検証）」というレポートを市ホームページに掲載している（city.oyama.tochigi.jp/upload/life/23450_290881_misc.pdf）。

反映した統計の必要性について言及する。

2. 2つの統計による各都道府県の転入超過数の差異

都道府県では、それぞれが住民基本台帳に基づいた人口移動統計を独自に作成し、公表している。図表1は各都道府県が作成している統計の一覧である。各都道府県で人口移動統計を作成している目的の一つが、「国勢調査」が実施されない年の人口推計であることから、名称に「推計人口」あるいは「人口」が含まれているものが多い。徳島県では、「徳島県人口移動調査年報」としている。

図表1：都道府県が作成する人口移動統計

都道府県名	統計書の名称	都道府県名	統計書の名称
北海道	住民基本台帳人口動態	滋賀県	滋賀県推計人口年報
青森県	青森県の人口	京都府	京都府の推計人口
岩手県	岩手県人口移動報告年報	大阪府	大阪府の推計人口 年報
宮城県	宮城県推計人口(年報)	兵庫県	兵庫県の人口の動き
秋田県	秋田県年齢別人口流動調査報告書	奈良県	奈良県推計人口年報
山形県	山形県社会的移動人口調査結果報告書	和歌山県	和歌山県の推計人口
福島県	福島県現住人口調査年報	鳥取県	鳥取県の推計人口(年報)
茨城県	茨城県常住人口調査結果報告書	島根県	島根県人口移動調査
栃木県	栃木県毎月人口調査報告書	岡山県	岡山県毎月流動人口調査年報
群馬県	群馬県移動人口調査結果	広島県	広島県人口移動統計調査報告
埼玉県	—	山口県	山口県人口移動統計調査
千葉県	千葉県毎月常住人口調査報告書(年報)	徳島県	徳島県人口移動調査年報
東京都	人口の動き	香川県	香川県人口移動調査報告
神奈川県	神奈川県人口統計調査結果報告	愛媛県	—
新潟県	新潟県人口移動調査結果報告	高知県	高知県の推計人口年報
富山県	富山県の人口	福岡県	福岡県人口移動調査
石川県	石川県の人口と世帯	佐賀県	人口移動調査
福井県	福井県の推計人口(年報)	長崎県	長崎県異動人口調査 年間集計
山梨県	山梨県常住人口調査結果報告	熊本県	熊本県推計人口調査結果報告(年報)
長野県	毎月人口異動調査年報	大分県	大分県の人口推計報告
岐阜県	岐阜県人口動態統計調査	宮崎県	宮崎県の推計人口と世帯数(年報)
静岡県	静岡県年齢別人口推計	鹿児島県	鹿児島県の推計人口
愛知県	愛知県人口動向調査結果 年報	沖縄県	沖縄県人口移動報告年報
三重県	三重県月別人口調査結果		

(注) 埼玉県、愛媛県は月報のみの作成のために「-」と表示した。

統計データの定義や作成方法などいくつかの点で、都道府県の間で違いがあるが、国外からの転入者、国外への転出者を転入者数と転出者数に含めている点では概ね一致している。まず、「住基人口移動」と都道府県が作成している統計データとの間に、どの程度の差異があるのか確認しておこう。

図表2は、「住基人口移動」の都道府県別の転入超過数と、各都道府県が公表している転入超過数を、主に2019年について比較したものである。なお、各都道府県が公表している数字は、1年の開始月が1月の場合と10月の場合がある。2019年であっても、暦通りに2019年1月から同年12月の場合と、暦とは異なり2018年10月から2019年9月の場合があるので注意を要する。図表2の最右欄に各統計の1年の期間を示しておいた。

図表2：「住民基本台帳人口移動報告」と各都道府県調査の転入超過数の差異

	「住基人口移動」の 転入超過数 ①	都道府県作成の人口 移動統計による 転入超過数 ②	差 異 (①-②)の絶対値	年	1年の期間
北海道	-5,568	-521	5,047	2019年	(2019年1月～2019年12月)
青森県	-6,209	-5,593	616	2019年	(2018年10月～2019年9月)
岩手県	-4,195	-3,811	384	2020年	(2019年10月～2020年9月)
宮城県	-1,815	490	2,305	2019年	(2018年10月～2019年9月)
秋田県	-2,827	-2,910	83	2020年	(2019年10月～2020年9月)
山形県	-4,009	-3,659	350	2019年	(2018年10月～2019年9月)
福島県	-6,785	-5,727	1,058	2019年	(2019年1月～2019年12月)
茨城県	-7,495	3,090	10,585	2019年	(2019年1月～2019年12月)
栃木県	-3,013	518	3,531	2019年	(2019年10月～2020年9月)
群馬県	-1,984	2,220	4,204	2019年	(2018年10月～2019年9月)
埼玉県	-	-	-	-	-
千葉県	9,538	32,475	22,937	2019年	(2019年1月～2019年12月)
東京都	82,982	80,741	2,241	2019年	(2019年1月～2019年12月)
神奈川県	29,609	42,260	12,651	2019年	(2019年1月～2019年12月)
新潟県	-7,501	-6,529	972	2019年	(2018年10月～2019年9月)
富山県	-2,235	-813	1,422	2019年	(2018年10月～2019年9月)
石川県	-2,405	-1,018	1,387	2019年	(2018年10月～2019年9月)
福井県	-3,276	-2,124	1,152	2019年	(2018年10月～2019年9月)
山梨県	-3,261	-1,074	2,187	2019年	(2018年10月～2019年9月)
長野県	-4,306	-1,146	3,160	2019年	(2019年1月～2019年12月)
岐阜県	-6,169	-397	5,772	2019年	(2018年10月～2019年9月)
静岡県	-5,962	515	-	2019年	(2018年10月～2019年9月)
愛知県	-8,352	4,877	13,229	2020年	(2019年10月～2020年9月)
三重県	-6,350	-572	5,778	2019年	(2018年10月～2019年9月)
滋賀県	807	3,286	2,479	2019年	(2018年10月～2019年9月)
京都府	-2,523	935	-	2019年	(2018年10月～2019年9月)
大阪府	6,340	25,704	19,364	2019年	(2018年10月～2019年9月)
兵庫県	-6,038	-1,018	-	2019年	(2019年1月～2019年12月)
奈良県	-3,757	-2,492	1,265	2019年	(2018年10月～2019年9月)
和歌山県	-3,317	-3,226	91	2019年	(2018年10月～2019年9月)
鳥取県	-1,040	-934	106	2020年	(2019年10月～2020年9月)
島根県	-1,737	-1,834	97	2020年	(2019年10月～2020年9月)
岡山県	-2,972	464	3,436	2020年	(2019年10月～2020年9月)
広島県	-8,010	-5,085	-	2019年	(2018年10月～2019年9月)
山口県	-3,659	-2,069	1,590	2019年	(2019年1月～2019年12月)
徳島県	-3,357	-2,057	1,300	2019年	(2019年1月～2019年12月)
香川県	-1,677	-774	903	2019年	(2019年1月～2019年12月)
愛媛県	-	-	-	-	-
高知県	-2,526	-2,229	-	2019年	(2018年10月～2019年9月)
福岡県	2,630	15,303	12,673	2019年	(2018年10月～2019年9月)
佐賀県	-1,554	-1,140	414	2019年	(2018年10月～2019年9月)
長崎県	-7,309	-6,540	769	2019年	(2019年1月～2019年12月)
熊本県	-3,819	-1,846	1,973	2019年	(2018年10月～2019年9月)
大分県	-2,801	-1,683	1,118	2019年	(2018年10月～2019年9月)
宮崎県	-2,804	-2,398	406	2019年	(2018年10月～2019年9月)
鹿児島県	-4,139	-2,914	1,225	2019年	(2018年10月～2019年9月)
沖縄県	873	3,299	2,426	2019年	(2018年10月～2019年9月)

(注) 1. 転入超過数は、「年」欄の年(2019年か2020年)の数字である。

2. 「1年の期間」欄には、具体的な1年の期間が示されている。なお、都道府県によって、1年の開始月が1月の場合と10月の場合がある。
3. 静岡県、京都府、兵庫県、高知県は、都道府県間移動に加えて市町村間移動が含まれているために「差異」欄の表示は「-」とした。
4. 広島県は、調査対象が日本人のみとなっているため、「差異」欄の表示は「-」とした。

2つの統計の間で、転入超過数の差異が最も大きいのが千葉県である。図表2で千葉県をみると、「住基人口移動」での転入超過数は9,538人、県統計では3万2,475人となっており、両者の差異（絶対値）は2万2,937人となっている。次いで差異が大きいのが愛知県で1万3,229人だ。愛知県では「住基人口移動」で-8,352人と転出超過の状態であるが、県統計では4,877人と転入超過になっている。徳島県の場合はすでに紹介した通り、「住基人口移動」では-3,357人、県統計では-2,057人と、1,300人の差異がある。

このように、2つの統計による統計データの間には少なからぬ差異がある。この差異の原因を、「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の統計データの作成方法を説明することによって明らかにしたい。

3. 都道府県の境界をまたいだ住所変更の実務³

3. 1 日本人の住所変更の手続き

2つの統計を比較する前に、転入と転出の手続きを説明しておこう。2つの統計の転入者数、転出者数は住所変更の届出に基づいて作成されている。実務的な手続きの流れを把握し、これと統計データとの対応を整理しておきたい。

転入者と転出者の把握は、住民票の異動、すなわち、転入届、転出届に基づいた住民票の記載と削除による住民基本台帳の変更によっている。いま、A県A市からB県B市に住所を移すことを想定しよう。まず、A市に転出届を提出する。届出が出されると、A市は転出証明書を交付し、住民票の届出書に基づいて転出先、転出予定年月日を記載し、住民票は削除される。そして、B市に引っ越した後、転入した日から14日以内に転出証明書を添付しB市に転入届を提出しなければならない。B市は転入届の記載内容を住民票に記載する。

このような手続きが統計データに反映されて、A県の転出者数は1、B県の転入者数は1となる。また、A県及びB県にこれ以外の転入者、転出者がいないとすれば、A県の転入超過数は-1、B県の転入超過数は1と数えられることになる。

国外からの転入、国外への転出であっても同様の手続きとなる。国外からA市に転入する場合は、A市に転入届を提出する。このときA県の転入者数は1、転入超過数は1となる。B市から国外へ転出する場合は、B市に転出届を提出する。このとき、B県の転出者数は1、転入超過数は-1となる。

なお、住所変更を含めて、住民の記録に関する基本法は住民基本台帳法である。上記の日本人の転入は住民基本台帳法第22条、転出は同法第24条に基づいて届出が行われる。

³ 本節の実務に関する記述の多くは東京都市町村戸籍住民基本台帳事務協議会住民基本台帳事務手引書作成委員会（2018）および市町村自治研究会（2018）によっている。

3. 2 外国人住民の住所変更の手続き

2012年7月から在留管理制度が新しくなるとともに、「住民基本台帳法の一部を改正する法律」(平成21年法律第77号)が施行され、外国人住民が住民基本台帳制度の適用対象となった⁴。

日本在留の予定が3カ月を超える外国人の在留管理は、従来は登録原票によって行われ、外国人の住所変更は、この登録原票の変更によって把握されていた。しかし、在留外国人が増加するとともに、登録原票の記載内容と実態が異なる例も増えてきて、外国人に対する行政サービスが行き届かないとともに事務処理上の問題も指摘されてきたことなどから、在留管理制度の改正と住民基本台帳制度の改正につながった。

新しい在留管理制度の下で、日本に入国して滞在する外国人は、上陸審査時に入国・在留目的に応じて入国審査官から在留資格及び在留期間が決定され、中長期在留者となった外国人には在留カードが交付される⁵。

新たに入国し、中長期在留者となった外国人がA県A市に住所を定めるとしよう。この場合、転入した日から14日以内に、A市に在留カードを提出して転入届を出す。なお、出入国管理及び難民認定法(以下、入管法)上の規定では、法務大臣に対し住居地を届ける必要があるが、新たな在留管理制度では、転入届を出すことによって入管法上の住居地届出義務も果たされたと見なされる。なお、入国後のA市への転入届は、住民基本台帳法第30条の46に基づいている。また、事務処理上、従前住所地は空欄扱いとなる⁶。

その後、A市からB県B市に住所を変更したとする。この場合、日本人と同じ手続きとなる。すなわち、A市に転出届を提出し、転出証明書を受け取る。そしてB市に転入後14日以内に転出証明書を添付して転入届を提出する。なお、このときの転入届は住民基本台帳法第22条、転出届は同法第24条に基づいている。

⁴ 外国人住民とは、日本国籍を有しない者のうち、中長期在留者、特別永住者、一時庇護許可者又は仮滞在許可者、出生による経過滞在者又は国籍喪失による経過滞在者、のいずれかに該当する者であって、市町村の区域内に住所を有するもの(住民基本台帳法第30条の45)である。

⁵ 在留カードとは、中長期在留者に対して交付されるもので、国籍・地域、氏名、生年月日、住居地、在留資格、在留期間等といった法務大臣が把握する情報の重要部分が記載されている。

⁶ 住民基本台帳事務処理要領には「転入をした者について転出地の住所を記載する。従前の住所は、原則として転出証明書に記載された住所と一致する。なお、法第30条の46及び法30条の47に基づく届け出をした者については、記載を要しない。」(第2-1-(2)-コ)と記されている。ただし、日本人の場合は住民基本台帳法第22条の規定により、国外からの転入であっても従前住所地は記載する。

B市から国外へ出国する場合はB市に転出届を提出する。これも日本人と同様で、同法第24条に基づいている。

以上の外国人住民の住所変更を転入者数と転出者数に結びつけて改めて説明しよう。入国してA市に転入届を提出したとき、A県の転入者数は1、転入超過数は1となる。そして、A市からB市へ転出する場合に、A県の転出者数が1、転入超過数は-1、B県の転入者数が1、転入超過数は1となる。B市から出国するとき、B県の転出者数が1となり、転入超過数は-1となる。

ここでは、移動の実態に合わせて、国外からA市へ転入したときにA県の転入者数を1、B市から国外へ転出したときにB県の転出者数を1と数えた。しかし、次節で説明する通り、統計作成上は、「住基人口移動」では国外からの転入者をA県の転入者数1とは数えない。また、国外へ転出したときにB県の転出者数を1とは数えない。一方で、「徳島県人口移動調査」を始め多くの都道府県の人口移動統計では、これらを実態の通りに数えている。

4. 2つの統計の概要と統計データの作成方法

4. 1 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の概要

「住基人口移動」と「県人口移動」は、ともに住民基本台帳に基づいて人口移動を把握する統計である。まず、目的、根拠法、調査方法などの概要を簡単にまとめておこう(図表3)。

「住民基本台帳人口移動報告年報」(総務省統計局)によると、「住基人口移動」は、市町村長が作成する住民基本台帳により、人口の移動状況を明らかにすることを目的に、総務省統計局が作成する統計である⁷。住民基本台帳法第37条に基づき、市町村長に対して住民基本台帳に記録されている事項に関して情報提供を要請し統計データを作成している。統計データ作成に必要な情報は、住民基本台帳ネットワークシステム(以下、住基ネットワークシステム)に保存されている情報を利用している⁸。公表周期は月次と年次で、翌月末には当月の移動状況が明らかになり、年次統計は毎年1月末に前年1年間の統計データが公表される。

⁷ 日本語表記の目的には「人口の移動状況を明らかにすること」と記されているが、英語表記では「The Report on Internal Migration in Japan Derived from the Basic Resident Registration aims at providing data on internal migration of the Japanese and foreign people (以下略).」と国内人口移動(internal migration)であることが明記されている。

⁸ 住民基本台帳ネットワークシステムとは、市町村の区域を超えた住民基本台帳に関する事務の処理や国の行政機関等に本人確認情報の提供を行うための全国規模のネットワークシステムのこと。なお、本人確認情報とは、①氏名、②生年月日、③性別、④住所、⑤住民票コード、⑥付随情報のこと。

図表3：「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の概要

	住民基本台帳人口移動報告	徳島県人口移動調査
作成機関	・総務省統計局	・徳島県統計データ課
目的	・人口移動の状況を明らかにすること	・県内の各市町村の人口及び世帯の移動状況を明らかにし、国勢調査の実施から次の国勢調査の実施までの間の市町村ごとの人口及び世帯数を推計し、併せて人口及びその移動状況を年齢別に集計することにより、各種行政施策の基礎資料を得ること
根拠法	・住民基本台帳法第37条	・徳島県統計調査条例（平成21年徳島県条例第17号） ・徳島県人口移動調査要綱
調査方法	・住民基本台帳ネットワークシステム	・市町村への調査票
資料名	・「住民基本台帳人口移動報告年報」 ・「住民基本台帳人口移動報告月報」 (ホームページでは月次別結果、年次別結果という名称で公表)	・「徳島県人口移動調査結果報告書」 (ホームページでは「徳島県人口移動調査年報」という名称で公表)
公表	・年報：年1回（7月） ・年次結果：年1回（1月末） ・月次結果：月1回（毎月月末）	・年1回（3月）

(出所)「住民基本台帳人口移動報告年報」(総務省)、総務省ホームページ、「徳島県人口移動調査結果報告書」(徳島県)

「徳島県人口移動調査結果報告書」(徳島県統計データ課)によると、「県人口移動」は、県内各市町村の人口及び世帯の移動状況を明らかにし、国勢調査の実施から次の国勢調査の実施までの間の市町村ごとの人口及び世帯数を推計し、併せて人口及びその移動状況を年齢別に集計することにより、各種行政施策の基礎資料を得ることを目的に、徳島県統計データ課が作成している。徳島県統計調査条例、徳島県人口移動調査要綱に基づいて、県内市町村長に対して徳島県人口移動調査市町村調査票の提出を要請し、この調査票に基づいて統計データを作成している。都道府県間人口移動の統計データについては、公表周期は年1回、毎年3月に「徳島県人口移動調査結果報告書」として公表している⁹。

4. 2 転入者数と転出者数の作成方法

4. 2. 1 「住民基本台帳人口移動報告」の作成方法

「住基人口移動」では、市区町村の境界を越えて住所を移した者を移動者と定義し、その上で、転入者数とは、市区町村又は都道府県の区域内に、他の市区町村又は都道府県から住所を移した者の数をいう、と定義している¹⁰。そして、統計データの作成は、住民基本

⁹ 「徳島県人口移動調査」は、県内市町村別推計人口や推計世帯数などにも使われている。これらの公表は年次のほか月次、四半期（1月、4月、7月、10月）で公表している。

¹⁰ 「住民基本台帳人口移動報告年報2019年（令和元年）」(用語の解説)を参照。

台帳法第 22 条の規定による届出に基づいて住民票に記載された情報、及び同法第 8 条の規定による職権記載者の情報に基づいて作成されている。ただし、国外からの転入者は、転入者数に含めない。

職権記載とは、簡単にいえば、市町村長の職務権限によって、住民票に記載することである。様々なケースがあるが、例えば、転入届を出さないまま A 市に住んでいる者が、何かのきっかけで A 市に住んでいることが明らかになった場合、A 市職員が実態調査により事実を確認した上で住民票に記載する。これが職権記載の一例である¹¹。なお、転入者数に含める職権記載者は従前住所地在り判明している者で、これが不明なものは「その他」に分類される。

転出者数は、市区町村又は都道府県の境界を越えて他の区域へ住所を移した者の数と定義されている。ただし、転出届に基づいて作成されるのではなく、転入者の従前の住所地によって総務省統計局で算出する¹²。例えば、A 県 A 市から B 県 B 市に 10 人転出したとしよう。このとき、転入届に基づいて B 県の転入者数は 10 となる。A 県の転出者数は、B 県の転入者数と同数の 10 とみなす。転入届が B 市に出されていれば、転出届も A 市に出されているはずであるから数は一致する、という考え方に基いて算出されている。

なお、このような方法を採用する理由は、転入者数と転出者数の同一期間の一致性を確保するためだと考えられる。転入届は転入した日から 14 日以内に提出すればよいので、転入届と転出届の提出が同一日になる可能性は低い。むしろタイミングが異なることの方が多と思われる。月や年をまたいだ転入・転出の場合には、転入と転出の届出日が異なることによって、転入者数と転出者数が同月あるいは同一年で一致しないということが生じる。これを回避するために転入届に基づいて転出者数を算出する方法を採用していると考えられる。

4. 2. 2 「徳島県人口移動調査」の作成方法

「県人口移動」では、転入者を、住民基本台帳法の規定に基づく転入届により、住民票の

¹¹ 住民票の記載・削除は住民からの届出によって行われる。しかし、届出がない場合には、住民票の正確性を保つために、実態調査を行った上で、市町村長の職務権限によって住民票の記載・削除が行われる。これが職権記載、職権削除である（住民基本台帳法第 8 条）。例えば、本人からの届出の内容に誤りがあったという申し出があった場合は、申し出に誤りがないことを確認した上で職権による記載が行われる（職権記載）。あるいは、税務課や福祉課などから居住が不明であるという情報提供があった場合、実態調査によって事実を確認した上で職権により住民票を削除する（職権削除）。

¹² 「住民基本台帳人口移動報告年報 2019 年（令和元年）」（用語の解説）を参照。

図表4：「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」のデータ作成方法

		「住民基本台帳人口移動報告」	「徳島県人口移動調査」
転入者数	定義	・市区町村又は都道府県の区域内に、他の市区町村又は都道府県から住所を移した者の数	・住民基本台帳法の規定に基づく転入届により、住民票の記載をした者を転入者とし、転入者数と職権記載者の合計
	作成方法	・住民基本台帳法第22条の規定による届出のあった転入者に係る住所（市区町村コード）、性別、年齢（出生年月日）、変更情報（異動事由、異動年月）、同法第8条の規定により職権で住民票に記載された転入者に係る住所（市区町村コード）、性別、年齢（出生年月日）、変更情報（異動事由、異動年月）のデータの提供を受けて作成 ・ただし、同法第22条の規定による届出のあった転入者のうち、国外からの転入者は除く ・また、職権記載者のうち、従前の従前住所地不明者は除く	・住民基本台帳法第22条の規定に基づく転入届、同法第30条の46の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者の情報により作成 ・職権記載者は、転入届がないため職権で住民票に記載された者、職権回復した者、戸籍法第102条及び第102条の2の規定による届出に基づき国籍取得及び帰化した者
転出者数	定義	・市区町村又は都道府県の境界を越えて他の区域へ住所を移した者の数	・住民基本台帳法の規定に基づく転出届により、住民票の削除をした者を転出者とし、転出者数と職権削除者の合計
	作成方法	・転入者の従前の住所地（市区町村及び都道府県別）によって統計局で算出した数	・住民基本台帳法上の第24条の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者及び同法第30条の50の規定に基づく法務大臣からの通知のうち、再入国許可を受けずに出国した旨の通知があり、その通知に基づき住民票を削除した者 ・職権削除者は、職権で住民票を削除された者及び戸籍法第103条の規定による届出に基づき国籍喪失した者

(注) 「徳島県人口移動調査結果報告書」では、転入者数と職権記載者の合計を「転入者総数」、転出者数と職権削除者の合計を「転出者総数」として公表している。ただし、紛らわしさを避けるため、「住民基本台帳人口移動報告」の転入者数と「徳島県人口移動調査結果報告書」の転入者総数は同義であるので、転入者数で統一している。また、転出者数も同様である。

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告年報」（総務省）、「徳島県人口移動調査結果報告書」（徳島県）、「令和2年度 徳島県人口移動調査の手引」（徳島県統計データ課）

記載をした者と定義している¹³。具体的には、同法第22条の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者及び同法第30条の46の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者である。同法第30条の46の規定に基づく転入届とは、国外から転入した外国人が新たに住所を定める場合の規定である。この転入者数と職権記載者を合計して転入者総数としている。なお、転入者総数と「住基人口移動」の転入者数は同義である。以降は、紛らわしさを避けるため、転入者総数という用語は使用せず、「県人口移動」の転入者総数は転入者数に統一する。

転出者は、住民基本台帳法の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者と定義されている。具体的には、同法第24条の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者と同法第30条の50の規定に基づく法務大臣からの通知のうち、再入国許可を受けずに出国した旨の通知があり、その通知に基づき住民票を削除した者である¹⁴。同法第24条に基づいているので、日本人および外国人が国外へ転出するケースも含まれている。この転出者数に、職権削除者を加えて転出者総数としている。なお、転出者総数と「住基人口移動」の転出者数は同義である。以降は、「県人口移動」の転出者総数は転出者数に統一する。

¹³ 「令和元年徳島県人口移動調査結果報告書」（用語の説明）を参照。

¹⁴ 「再入国許可を受けずに出国した旨の通知」とは、外国人住民が出国に際して、在留カードを返納して出国する場合（単純出国）に、法務省から市町村に対して連絡があるが、こうしたケースを指している。

以上の説明をまとめたものが図表4である。転入者数については、「住基人口移動」には国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれていない一方で、「県人口移動」では国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれている。転出者数については、「住基人口移動」では、国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれていない一方で、「県人口移動」では、国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれている。

4. 3 2つの統計の差異の原因

これまで見たように、「住基人口移動」の転入者数には、国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれていない。一方で、「県人口移動」ではこれらが含まれている。この違いが2つの統計の転入者数の差異を生んでいると考えられる。したがって、「住基人口移動」の転入者数に、日本人及び外国人の国外から徳島県への転入者数を加えれば、「県人口移動」の転入者数との差は解消されるはずである。このことを確認しよう。

「県人口移動」では、従前住所地が「国外」という項目を設けて、国外から徳島県への転入者を含めている。「住基人口移動」の転入者数に、「県人口移動」の「国外」からの転入者数を加えれば、2つの統計の転入者数の差異は解消されることが考えられる。

図表5には、2014年から2019年までの「県人口移動」の転入者数(a欄)、及びそのうちの「国外」からの転入者数が示されている。「住基人口移動」の転入者数(b欄)に、この「国外」からの転入者数を加えたものを「修正後住基人口移動」(c欄)として示し、b欄の数字をa欄の数字で除したものを「比率①」、c欄の数字をa欄の数字で除したものを「比率②」として、差異の程度を示している。比率が100%の場合は両者が一致していることを表し、比率が100%から離れるほど両者の差異が大きくなることを示す。

比率①をみると、2014年から2019年までで84.5%から77.5%となっている。両者の間に15%から20%程度の差があることを示している。比率②をみると、2014年から2019年までほぼ100%となっており、「住基人口移動」に「県人口移動」の国外からの転入者数を加えることによって、両統計の転入者数の差異が解消されていることがわかる。

転出者数についても「住基人口移動」は、転入先が国外となる転出者は日本人、外国人ともに転出者数に含まれない。一方で、「県人口移動」では国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれている。この違いが2つの統計の転出者数の差異を生んでいると考えられる。

「県人口移動」では、転出先として「国外」という項目を設けて、この項目に徳島県から国外への転出者数を含めている。「住基人口移動」の転出者数に、「県人口移動」の「国外」の数を加えれば「県人口移動」の転出者数との差異は解消されるはずである。図表6でこのことを確認しよう。

図表6の見方は図表4と同様である。比率①は2014年から2019年まで概ね90%程度、すなわち両者の間で10%程度の差異が生じていることを示している。比率②では99%後半から100%となり、2つの統計の転出者数の差異が解消されていることがわかる。

図表 5：転入者数の差異の修正

(単位：人)

	転入者数					
	県人口移動		住基人口 移動	修正後住基 人口移動	比率 (%)	
	a	うち国外			b/a×100	c/a×100
		b	c			
2014年	11,574	1,846	9,775	11,621	84.5	100.4
2015年	11,601	1,665	9,964	11,629	85.9	100.2
2016年	11,580	1,994	9,649	11,643	83.3	100.5
2017年	11,822	2,036	9,823	11,859	83.1	100.3
2018年	11,657	2,192	9,510	11,702	81.6	100.4
2019年	12,109	2,771	9,387	12,158	77.5	100.4

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)、「徳島県人口移動調査年報」(徳島県)

図表 6：転出者数の差異の修正

(単位：人)

	転出者数					
	県人口移動		住基人口 移動	修正後住基 人口移動	比率 (%)	
	a	うち国外			b/a×100	c/a×100
		b	c			
2014年	12,372	972	11,365	12,337	91.9	99.7
2015年	13,200	1,013	12,150	13,163	92.0	99.7
2016年	12,472	974	11,435	12,409	91.7	99.5
2017年	13,129	1,039	12,070	13,109	91.9	99.8
2018年	13,176	1,131	12,041	13,172	91.4	100.0
2019年	14,166	1,448	12,744	14,192	90.0	100.2

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)、「徳島県人口移動調査年報」(徳島県)

図表 7：転入超過数の差異の修正

(単位：人)

	転入超過数					
	県人口移動		住基人口 移動	修正後住基 人口移動	比率 (%)	
	a	うち国外			b/a×100	c/a×100
		b	c			
2014年	-798	874	-1,590	-716	199.2	89.7
2015年	-1,599	652	-2,186	-1,534	136.7	95.9
2016年	-892	1,020	-1,786	-766	200.2	85.9
2017年	-1,307	997	-2,247	-1,250	171.9	95.6
2018年	-1,519	1,061	-2,531	-1,470	166.6	96.8
2019年	-2,057	1,323	-3,357	-2,034	163.2	98.9

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)、「徳島県人口移動調査年報」(徳島県)

転入超過数についても確認しておこう(図表7)。比率①は100%からの乖離が大きいですが、比率②は100%に近づいており差異が解消されていることがわかる。

5. おわりに

これまで見てきたように、「住基人口移動」と「県人口移動」との間で統計データの差異が生じるのは、主に国外からの転入者および国外への転出者を統計データに含めるかどうかによる。「住基人口移動」の転入者数には国外からの転入者が含まれていない一方で、「県人口移動」には国外からの転入者が含まれている。また、「住基人口移動」の転出者数には、国外への転出者が含まれていない一方で、「県人口移動」には国外への転出者が含まれている。この違いが2つの統計の差異の主な原因である¹⁵。

「住基人口移動」では、2020年1月から参考表として、国外からの転入者数、国外への転出者数の情報が都道府県別に提供され始めた。また、2020年の年次結果からは、市町村別にも公表されている。この参考表は、2019年11月5日に施行された住民基本台帳法施行規則の改正に基づいている。しかし、転入届および転出届の情報を利用することができれば、都道府県が作成している統計データと同等のものは作成可能なはずだと思われる。同時に、人口移動の実態がより正確に反映された統計になると思われる¹⁶。また、本章では詳しく説明しなかったが、各都道府県の人口移動統計は統計データの作成方法が異なっていることから、単純に比較することができないことも付言しておきたい。

【参考文献】

伊藤薫(2011)「統計調査における流入超過数の差異の要因について－国勢調査、住民基本台帳人口移動報告と岐阜県人口動態統計調査の差異の検討－」『Review of economics and information studies』12巻1・2号,23-38.

大友篤(1996)『日本の人口移動』,大蔵省印刷局.

小池司朗・貴志匡博(2020)「国勢調査と住民基本台帳から得られる人口移動傾向の差異の検討－地域別将来人口推計への適用を念頭に－」『人口問題研究』第76巻第4号,533-550.

市町村自治研究会(2018)『窓口業務のすすめ Q&A 外国人住民基本台帳事務』,日本加

¹⁵ なお、この他に職権記載と職権削除に関する違いもあるが、これについては本章では触れていない。

¹⁶ 住民基本台帳法第30条の46に基づく転入届について、従前住所地は「未記入」となっていることから事務処理要領の改正が必要となるかもしれない。また、転出者数を転出届に基づいて作成する場合は、同一期間の転入者数と転出者数との一致性について検討する必要もあろう。

除出版株式会社.

東京都市町村戸籍住民基本台帳事務協議会住民基本台帳事務手引書作成委員会（2018）『9
訂版 住民記録の実務』日本加除出版株式会社.

第3章 徳島県における若年層の定住者に関する考察

－ 旅行需要からみた動向分析 －

大阪経済大学 経済学部 教授 小巻 泰之

【要約】

定住人口の減少に歯止めをかけ、社会基盤を維持可能とする域内人口を保持することは、地域において大きな課題であり、「交流人口」及び「関係人口」の創出が検討されている。しかしながら、「交流人口」や「関係人口」に関する統計データは十分ではなく、またその動向について一般化された定量分析は多くない。本章では年齢別の旅行者データをもとに、旅行需要と定住状況との関係について定量的な分析の可能性を検討する。

宝島社「住みたい田舎ランキング」で上位にランキングされている地域が多い大分県について、当該地域への旅行需要と定住状況との関係について分析すると、若年層の旅行が増加して、その後の若年層の移住増加につながっていることを示している。この傾向は若年層以外の他の年齢層では統計的に有意に確認できない。若年層は旅行の中で事前に現地を下見して、移住先を決定していることが推察できる。徳島県においても同様の状況が統計的に有意に確認できる。このことから、若者世代や子育て世代の旅行者数が少ない場合、その地域での「交流人口」や「関係人口」でさえ増加させることが難しいことを示しており、各地域の移住好適地を示す先行的な指標として利用できる可能性を示している。

1. はじめに

定住人口の減少に歯止めをかけ、社会基盤を維持可能とする域内人口を保持することは、地域において大きな課題である。このような状況に対して、大都市圏を含む人口が集中する地域から、過疎化が進む地域への人口分散や移住の推進等の地域創生が進められてきた。一部地域では、若年世代を含む定住政策などの諸政策の効果から定住人口の増加は確認できるものの、持続的な増加を維持できている地域数はそれより少なくなっている。この背景には、定住人口の増加が進む地域の政策を模倣する地域がでてくるなど、その地域の優位性が低下することが考えられる。また、少子高齢化が進展する中で、特定の地域のみ定住人口を増加させることは、他地域での定住人口の減少につながるなどゼロサムの状態であり、持続可能性は難しい状況である。

そうした中で、人口移動面では、通勤・通学、買い物や観光などでその地域を訪問する「交流人口」の増加を通じた取り組み、あるいは「定住人口」でもなく、観光に来た「交流人口」でもない、地域や地域の人々と多様に関わる者である「関係人口」の創出を図る

ため、政府は 2018 年度から「関係人口」創出事業（「関係人口創出・拡大事業」モデル事業）を実施している。徳島県では、2018 年度に美馬市・佐那河内村・美波町、2019 年度は東みよし町、阿南市、2020 年度には阿南市、三好市及び牟岐町が採択された。

これらの取組では、地域における子育て世代を含む若者世代の定住者が増加することが重要であり、地域の「交流人口」や「関係人口」の増加を含む定住政策を進めることの必要性を示していると考えられる。この点については先行研究も多い（中国地方知事会中山間地域振興部会（2018）、山崎・藤掛（2000）、高見（2016）など）ものの、先行研究の多くは、個々の成功事例などの事例研究となっている。しかしながら、成功事例の模倣は当該地域の優位性を低下させるだけでなく、他地域で適応可能かの面で課題が残るのではなかろうか。特に、後発で成功事例を適用する場合は、当該地域がそもそも潜在的に若年層にとって魅力ある地域であるのかを定量的に検証することが必要ではなかろうか。たとえば、現時点で若者世代が注目する地域と、そうでない地域では採用すべき政策が異なると考えられるからである。

さらに、定住政策の効果を定量的に評価するのは困難な状況である。たとえば「地域人口のおよそ 1%増加の定住政策」¹（藤山（2015））のような数値目標をもとに、地域の「交流人口」や「関係人口」の増加を含む定住政策を進めるが考えられる。このような定量的な政策評価は、証拠に基づく政策（EBPM）につながることを期待できる。しかしながら、大谷（2019）が指摘しているように、各時点の定住人口ならば、住民基本台帳調査、通勤・通学に関しては国勢調査等が利用可能であるが、「交流人口」や「関係人口」を計測するのは困難な状況にある。

たとえば、「関係人口」については総務省の関係人口の創出・拡大事業がすすめられた地域では独自に集計されているが、当該政策の効果を地域間で比較するなど、政策効果を一般化することは難しいのではなかろうか。また、交流人口についても、観光入込み客数²、有料施設の入場者数や鉄道など公共交通機関の乗降客数等から推計されているが、その利用方法や推計手法は種々あるのが現状である。

本章では、若者世代が注目する地域への移動状況について、同一の基準で作成された旅行者情報をもとに定量的に分析を行う。本論での検討に当たって特に考慮しているのは、以下の 2 点である。

第 1 に、各地域における定住政策に関する評価などで用いられているデータを整理する。先行研究では、各地域の人口移動調査、国勢調査の他、観光入込み客数、有料施設の入場者数や鉄道など公共交通機関の乗降客数などが用いられている。このほか、利用可能なデ

¹ 地域における経済社会基盤の維持可能性については、藤山（2015）は、毎年、地域人口のおよそ 1%にあたる分を定住増加で取り戻せば、人口も安定し、高齢化もストップし、子ども数も維持できるとしている。

² たとえば、齋藤（2020）では八重山地域に観光入込客数を用いている。

ータがあるのかについて検討する。

第2に、若者世代が注目する地域の状況について分析する。ここでは、『田舎暮らしの本』（宝島社）で公表されている「住みたい田舎ランキング」を用いる。同データは当該地域の居住環境について点数化したもので、地域（供給）側の状況を示したデータである。同ランキングでは若者世代及び子育て世代を対象とするランキングも集計されていることから、ランキング公表後に若者世代の動向に変化がみられるのかについて、旅行者情報をもとに確認する。

2. 先行研究における人口移動データ

定住政策の策定及び評価で必要となるのは、各地域の現時点の定住人口、他地域からの転出入状況である。転出入状況では実際に移住した者に加え、通勤・通学で移動するもの、旅行などで移動する者が含まれている。このような状況を把握できる統計調査及びその他のデータについて、先行研究で利用されているデータについて整理する。

2. 1 統計調査による人口移動データ

先行研究で用いられている人口移動に関する公的なデータとしては、「国勢調査」、「住民基本台帳人口移動報告」、「人口推計」（いずれも総務省）がある。地域では「住民基本台帳人口移動報告」と「人口移動調査」が利用可能である。その他、「観光動態調査」などがある。

ただし、それぞれの統計では固有の問題も有している³。たとえば、「国勢調査」から地域の移動人口のデータを得る場合、「国勢調査」の昼間人口から常住人口を差し引き、観光入込客数を加える方法が用いられている。しかし、昼間人口には通勤・通学以外で地域において活動をしている者等の人数が入っていないとの問題点があると指摘している（綿井（2020）等）。

また、「住民基本台帳人口移動報告」と「人口移動調査」ではベースとなる基礎統計は同一であるものの乖離が確認できる。森・牧田（2021）は、「徳島県人口移動調査」と「住民基本台帳人口移動報告」との比較をおこない、両統計には乖離があることを示している。また、乖離が生じた原因は人口流入の把握に関する概念の違いにあるとし、両統計における概念調整の必要性を指摘している。

さらに、各都道府県で実施されている「観光動態調査」については、旅行者の動向を把

³ 県民経済計算は地域経済の状況を包括的に把握できる主要統計である。しかし、公表が遅い。2020年以降の新型コロナウイルス感染症拡大による地域経済への影響を評価できるのは、2023年3月以降である（小巻（2021））。

握しているが、調査対象での訪問者数を計測していることから、同一の旅行者を重複してカウントされていることがある。このため、観光入込客数は延べ人数での集計となっている場合が多い⁴。また、どのような地域の観光地や観光施設を調査するのかという選定基準などの課題がある。

2. 2 総務省モデル事業における関係人口の指標

定住を巡る政策評価に用いられるデータについては、個別性が強い。たとえば、総務省(2020)⁵での「関係人口創出・拡大事業」に取り組んだ地域での成果を測る指標をみると、メールマガジンの登録者数、事業参加者のうち事業後も当該地域に継続して来訪する人の割合、サポートクラブの会員数、現地ツアー参加者など、それぞれの地域が行った事業内容に合わせた数量的な調査データで政策評価が行われている。

ただし、当然のことではあるが、各地域の事業内容が異なれば集計すべき数値の内容も異なってくる。つまり、地域的な個別性が強いデータであり、当該地域と他の地域との政策効果を比較検討することは難しい⁶。

2. 3 オルタナティブ・データの利用

このように、従来から利用されてきた統計調査では、利用にあたって種々の制約があり、かつ個別性の強いデータも含まれるなど、十分な分析が難しい状況にある。他方、このような中で、オルタナティブ・データ⁷が、この数年間で急速に一般的にも知られるようになった。地域の分析でも既にオルオルタナティブ・データを用いた研究もみられる。

(1) 兵庫県での取組：モバイル空間データの活用

兵庫県では、2020年以降の目標・対策を定めた兵庫県地域創生戦略の策定に向けて、戦

⁴ 島根県(2019)は延べ人数のほか、実観光入込客数を推計している。2019年の観光入込客数は32,990千人とかなり大きな数値となっている。もっとも、観光入込客延べ数をもとに観光地点アンケート調査等で得られた数値により推計した観光入込客実人数は13,281千人としている。

⁵ 総務省では2018年度より同事業を始め、その報告書で集客などの人数の増減でその効果が確認できる。

⁶ 国土交通省(2020)では、関係人口の実態把握として、「地域との関わりについてのアンケート」(国土交通省、令和元年9月実施)をもとに状況を把握されている。

⁷ 辻中(2020)によると、オルタナティブ・データとは財務情報や経済統計のような伝統的に利活用されてきたデータではなく、POSデータ、クレジットカードデータ、位置情報、衛星画像など、これまで活用されてこなかった代替的なデータを指す。

略目標（人口の自然増・社会増、GDP・GNI）等に係るデータの収集などを目的として「兵庫県戦略的データ活用検討委員会」⁸が 2019 年に設置されている。その中で、既存の統計データやモバイル空間統計を活用し、独自に関係人口の定量化及び指標化が検討されている。綿井（2020）はモバイル空間統計から算出した 1 日当たりの推計人口を滞在人口と定義し、また、県外から県内への移動者を「関係・交流人口」と定義した上で推計している。兵庫県における関係・交流人口は 2018 年実績で 140.7 万人、観光入込客数 137.0 万人とされている。

（2）ネット関係人口

インターネット上を通じて、地域の人と繋がりをつくることのできるサービスが SMOUT（運営：株式会社カヤック）より提供されている⁹。SMOUT は国内・国外さまざまな地域のイベントや移住に関する情報が集まるサイトで、SMOUT ネット関係人口スコアが公表されている。具体的には、定住人口、公式 Facebook ページのいいね！数、公式 Twitter のフォロワー数などから、関係人口のスコアが算出されている。

3. 若者世代・子育て世代の移住を巡る需給の動向

ここでは、定住政策で重視されている若者世代及び子育て世代の移住状況に関する需給について確認する。

3. 1 若年世代・子育て世代の需要動向

新型コロナウイルス感染症拡大によるテレワークの浸透などから、東京周辺地域への移動がみられるのだが¹⁰、その中で選ばれる地域とはどのような場所なのであろうか。あるいは、将来的な移住者・関係人口としての候補者はどのような基準で地域をみているのであろうか。こうした状況については、これまでも多くのアンケート調査が実施されてきた。

NTT コム（2016）は、都市地域で暮らし、6 歳以下の子どもをもつ男女にアンケート調査を実施している。調査結果によれば、約 2 割が地方への移住を検討しているとのこと

⁸ 兵庫県「戦略的データ活用検討委員会」の HP：兵庫県／「戦略的データ活用検討委員会」の開催について（hyogo.lg.jp）

⁹ <http://smout.jp/popscore>

¹⁰ 2020 年「住民基本台帳人口移動報告（外国人含む）」（総務省、2021 年 1 月 29 日公表）によれば、東京都は転入者が転出者を上回る「転入超過」となったが、転出者数は前年から 17,938 人多い、401,805 人と全国で唯一増加している。転出先は近隣 3 県が 55%を占めた。

ある。入園前・入学前での 14.7%、中学入学前・高校入学前を合わせると 18.6%の親が地方への移住を検討している。移住を検討する契機となったのは、「子育てのために、自然環境が豊かなところ、地域コミュニティが豊かな地域で暮らしたいから (29.7%)」、「スロースライフ・自分らしい生き方のため (26.4%)」、「出身地や親元等への U ターン (24.0%)」となっている。

このように、移住を検討する需要者（若者世代、子育て世代）の要望としては、「自然環境豊かなところで暮らしたい」、「地域コミュニティの豊か」となっている。

3. 2 受け入れ市町村（供給側）の状況

『田舎暮らしの本』（宝島社）では、2013 年度から「住みたい田舎ランキング」を公表している。これは、同誌において、移住定住の促進に積極的な市町村を対象に、移住支援策、医療、子育て、自然環境、終了支援、移住者数などを含む 272 項目のアンケートを実施して、田舎暮らしの魅力を数値化し、ランキング形式で紹介しているものである。ランキングは全ての項目の高得点のもの（総合）の他、「子育て世代部門」「若者世代部門」も併せて紹介されている。この調査は供給側の情報を示したものであるが、調査は既に 9 回となることから、若年層の移住行動に影響を与えている可能性がある。

2013 年以降の上位にランキングされている地域をみると、大分県、島根県、鳥取県などどちらかといえば過疎化が進む地域であるものの、自然環境などにも恵まれた 3. 1 節でみたような若者世代が需要する地域に見合っているのではないかと推察される（図表 1）。また、地域的には特に、小さな市町村で 2017 年調査以降、大分県の各市のいずれかが上位 3 位にランキングされていることもわかる。

図表 1：宝島「住みたい田舎ランキング」の推移

調査 発表	2013 2014	2014 2015	2015 2016	2016 2017	2017 2018		2018 2019		2019 2020		2020 2021	
若 者 世 代	宇佐市 大分県	伊那市 長野県	伊那市 長野県	栃木市 栃木県	大きな市 糸島市 福岡県	小さな市 常陸太田市 茨城県	大きな市 栃木市 栃木県	小さな市 飯南町 島根県	大きな市 鳥取市 鳥取県	小さな市 豊後高田市 大分県	大きな市 西条市 愛媛県	小さな市 豊後高田市 大分県
	桐生市 群馬県		洲本市 兵庫県	豊田市 愛知県	栃木市 栃木県	飯南町 島根県	鳥取市 鳥取県	常陸太田市 茨城県	北九州 福岡県	臼杵市 大分県	今治市 愛媛県	宇佐市 大分県
	七尾市 石川県			鶴岡市 山形県	延岡市 宮崎県	臼杵市 大分県	延岡市 宮崎県	常陸太田市 茨城県	豊後高田市 大分県	延岡市 宮崎県	飯南町 島根県	静岡市 静岡県
郡上市 岐阜県												
綾部市 京都府												
邑南町 島根県												
高梁市 岡山県												
子 育 て 世 代				栃木市 栃木県	栃木市 栃木県	臼杵市 大分県	鳥取市 鳥取県	臼杵市 大分県	西条市 愛媛県	臼杵市 大分県	西条市 愛媛県	豊後高田市 大分県
				静岡市 静岡県	静岡市 静岡県	糸魚川市 新潟県	栃木市 栃木県	国東市 大分県	鳥取市 鳥取県	飯南町 島根県	大分市 大分県	雲南市 島根県
				北杜市 山梨県	北杜市 山梨県	豊後高田大分県	飯田市 長野県	五島市 長崎県	静岡市 静岡県	飯山市 長野県	鳥取市 鳥取県	宇佐市 大分県

（注）ここでのデータは冊子からのものではなく、ネット上で記事として公開された地域についてであり、上位3位までが入手可能となっている。

（出所）宝島社「住みたい田舎ランキング」、『田舎暮らしの本』

4. 若者世代・子育て世代に対する効果

3節でみたように、若者世代及び子育て世代にとって需給両面で合致している可能性が考えられる。しかし、移住に関するコストは小さくなく、移住の決断に至るまでは、現地への事前の訪問が考えられる。

ここでは、現地への訪問を通じて、現地を見聞することで、さらに現地への魅力が増して、関係人口、さらには定住へと進むのではないかと仮定する。そこで、若者世代の若年層の旅行動向と訪問先の若者世代の定住動向との関係について、定量的に確認する。

4. 1 推計に用いるデータ

4. 1. 1 年代別旅行者のデータ

本章では観光予報プラットフォーム推進協議会「観光予報プラットフォーム」を用いる。同データは対象地での宿泊した延べ宿泊者数を示している。宿泊者数は市区町村別のサンプリングデータと観光庁「都道府県別宿泊旅行統計調査」をもとに同推進協議会が推計したデータで、日次ベースで利用できる。2013年以降のデータは、ほぼどの地域も利用できるようになっている。ただし、対象地域に宿泊先がない場合には、仮に旅行者が対象地域に訪問していたとしてもカウントされていない。

本章での推計では、3. 2節のランキング結果を受けて、大分県及び徳島県について公表されている市町¹¹について、年齢階層別（若年層は0～39歳、中年層は40～59歳、老年層は60歳以上）に、2013年～2019年までの旅行者数データを作成している。

4. 1. 2 地域における移動（転出入者）データ

各都道府県が作成する人口移動調査を用いて、各地域における年代別の転出入者を用いる。特に、転出入者については、「県外」及び「県内」に区分したデータを用いる。ただし、都道府県によっては年齢別の移動状況を公表していない地域がある。本論で用いる大分県

¹¹ 大分県は大分市、別府市、中津市、日田市、佐伯市、臼杵市、津久見市、竹田市、豊後高田市、杵築市、宇佐市、豊後大野市、由布市、国東市、姫島村、日出町、九重町、玖珠町の18市町。徳島県は徳島市、鳴門市、阿南市、吉野川市、阿波市、美馬市、三好市、上勝町、神山町、那賀町、美波町、海陽町、松茂町、つるぎ町、東みよし町の15市町を対象としている。

及び徳島県については、年代別にデータが利用可能である。ここでは、2013年～2019年のデータを作成して検討する¹²。

(1) 大分県の人口移動に関する調査

大分県では「大分県の人口推計【年報】」において、年齢(5歳)階級別に県外転出入者数及び市町村間転入・転出者数が公表されている。ただし、全体の移動状況(県外間及び県内市町村間の合計)及び、県内市町村間の移動状況のみが公表されているため、県外間移動は両表からの残差として計算している。

(2) 徳島県人口移動調査

徳島県については「徳島県人口移動調査」をもとに、年齢別に県外間及び県内市町村間の移動状況を算出したものを利用している。ただし、大分県と同様、全体の移動状況(県外間及び県内市町村間の合計)及び、県内市町村間の移動状況のみが公表されているため、県外間移動は両表からの残差として計算している。ただし、このような公表形式は2015年以降のため、本論では2013年～2014年までは全体の移動状況、2015年以降は県外間及び県内市町村間に区分して推計する。

4. 1. 3 分析対象地域

大分県については、3. 2節でみた「住みたい田舎ランキング」について、1位にランク付けされた地域への若年層の旅行需要への影響を確認する。徳島県については、これまでベスト3に入った市町村は1つもない。したがって、徳島県については、大東建託株式会社調査(2020)で「いい部屋ネット 街の住みごころランキング 2020(徳島県版)」及び「いい部屋ネット 住みたい街ランキング 2020(徳島県版)」より上位にランクインした街の内、旅行者データが利用可能な地域鳴門市、徳島市、松茂町、美馬市の4地域をランキング地域とした。

また、地理的な関係でいえば、大分県及び徳島県とも、県南部地域の方が人口数は少ないことから、地理的に2分割している。また、温泉保有地域についても別途区分して推計している(図表2)。

4. 1. 4 推計モデル

¹² 「島根県人口移動調査」については、全体の移動状況は確認できるものの、年齢別の状況は公表されていない。鳥取県については、2020年以前の直近3年について年齢別の移動状況が確認できる。

図表 2：大分県及び徳島県の推計区分

	大分県	徳島県
全地域	大分市, 別府市, 中津市, 日田市, 佐伯市, 臼杵市, 津久見市, 竹田市, 豊後高田市, 杵築市, 宇佐市, 豊後大野市, 由布市, 国東市, 姫島村, 日出町, 九重町, 玖珠町	徳島市, 鳴門市, 阿南市, 吉野川市, 阿波市, 美馬市, 三好市, 上勝町, 神山町, 那賀町, 美波町, 海陽町, 松茂町, つるぎ町, 東みよし町
ランキング地域	豊後高田市, 臼杵市, 宇佐市	鳴門市, 徳島市, 美馬市, 松茂町
県北部地域	中津市, 宇佐市, 豊後高田市, 国東市, 杵築市, 日出町	
県中央山間部地域		美馬市, 三好市, つるぎ町, 東みよし町
県南部地域	竹田市, 豊後大野市, 佐伯市, 津久見市	阿南市, 上勝町, 神山町, 那賀町, 美波町, 海陽町
温泉保有地域	別府市, 由布市, 日田市, 九重町	三好市, 神山町

ここでは、旅行者数の増加は定住へつながる可能性を示しているとの単純な需要関数のもとに、固定効果によるパネルデータ分析について、式（1）をもとに推計する。

$$\Delta Pop_{ct} = \beta \Delta Travel_{ct-1} + \Delta \lambda_t + \Delta \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

ただし、c は地域区分、t は期間、 λ_t は固定効果要因、また、pop は当該地域の転入者（県外及び県外・県内合計）、Travel は当該地域への年齢階層別旅行者数（1期ラグ）を示している。

4. 2 推計結果：大分県の状況

大分県は宝島社調査の「住みたい田舎ランキング」の初年度に宇佐市がランキング入り後、2018年度調査以降は3位以内であれば最も多くの地域がランクインしている。特に、2021年度は子育て世代及び若者世代の区分で見れば、延べで5地域と多い。

そこで、大分県内について、1位にランクされた地域とその他の地域における差異があるのかを確認する。人口移動状況は大分県「大分県の人口推計」を用いる。ただし、同統計は調査期間が前年10月1日から当年9月30日までとなっている。また、宝島社調査は前年の結果を当年度の数値として公表されている。具体的には、2019年であれば、人口移動は2018年10月～2019年9月までのデータであり、宝島社集計のデータについて2018年度ランキング（2017年調査を2018年初に公表）を用いると、宝島社の2018年度公表を受けて、その後の人口移動に影響を与えたとみなすことができる。そこで、宝島社のデータは1期ラグを用いている。

ランキング対象地域を「若者世代部門」及び「子育て世代部門」でみた推計結果をみる

と、若年層では、旅行需要の増加と若年層の県外からの移住が増加していることが確認できる（図表3）。宝島社の集計結果が若年層の行動に影響を与えている可能性が示唆される。また、転入者全体でみると多くの地域で旅行需要が影響を与えている。旅行者の変数は1期ラグであることから、若年層の旅行が増加して、その後の若年層の移住増加につながっていることを示している。この傾向は他の年齢層にはほとんど確認できないことであり、若年層は旅行の中で事前に現地を下見して、移住先を決定していることが推察できる。

他方、温泉保有地域については、転入者全体でみれば、どの年齢層でも統計的に有意な結果となっている。やはり、温泉など、移住のあたっての自然環境は大きな要因となっていることも確認できる。

図表3：推計結果（大分県における旅行者と転入者との関係）

若年層	<若年層>				<中年層>				<老年層>			
	県外からの転入者		転入者全体		県外からの転入者		転入者全体		県外からの転入者		転入者全体	
全域	-0.02	(0.575)	0.02	(0.330)	0.07	(0.084)	0.05	(0.093)	0.04	(0.324)	0.04	(0.090)
ランキング地域	0.22	(0.000)	-0.06	(0.059)	0.12	(0.112)	0.03	(0.523)	0.27	(0.006)	0.02	(0.765)
県北部地域	-0.07	(0.112)	-0.06	(0.035)	0.06	(0.262)	0.04	(0.332)	0.03	(0.449)	-0.01	(0.827)
県南部地域	0.04	(0.290)	0.10	(0.011)	0.06	(0.503)	0.04	(0.456)	0.04	(0.632)	0.06	(0.241)
温泉保有地域	-0.16	(0.138)	0.27	(0.020)	0.32	(0.103)	0.25	(0.069)	0.23	(0.240)	0.32	(0.003)

(注) ①若年層は0～39歳、中年層は40～59歳、老年層は60歳以上を示す。

②地域区分は以下の通り

- ・ランキング地域：「田舎暮らしの本」での「住みたい田舎ベストランキング」で1位以内に掲載された地域（豊後高田市、臼杵市、宇佐市）
- ・県北部地域：中津市、宇佐市、豊後高田市、国東市、杵築市、日出町
- ・県南部地域：竹田市、豊後大野市、佐伯市、津久見市
- ・温泉保有地域：別府市、由布市、日田市、九重町

③推計期間は2013年～2019年のデータをパネル化したもの。

④（ ）内の数値はp値を示す。

(出所) 大分県「大分県の人口推計」、宝島社『田舎暮らしの本』、観光予報プラットフォーム推進協議会「観光予報プラットフォーム」

4. 3 推計結果：徳島県

徳島県全体、ランキング地域及び温泉保有地域については、若年層の旅行者数の増加がその後の定住者の増加につながっていることを示している。もっとも、県内からの転入者を含む転入者全体ではより大きな効果が確認できる。この点については、大分県の計測結果と同様なものとなっている（図表4）。

他の年齢階層では中年層で県中央山間部地域への旅行者の増加が、その後の転入者につながっている。ただし、中年層、老年層では旅行者の増加により県外からの転入者の変動に影響していない。この点についても、若年層の旅行が増加して、その後の若年層の移住増加につながっていることを示している。この傾向は他の年齢層にはほとんど確認できないことであり、若年層は旅行の中で事前に現地を下見して、移住先を決定していることが推察できる。

図表4：推計結果（徳島県における旅行者と転入者との関係）

若年層	<若年層>				<中年層>				<老年層>			
	県外からの転入者		転入者全体		県外からの転入者		転入者全体		県外からの転入者		転入者全体	
全域	0.09	(0.018)	0.20	(0.000)	-0.01	(0.408)	0.03	(0.003)	-0.03	(0.050)	-0.01	(0.580)
ランキング地域	0.10	(0.015)	0.21	(0.000)	-0.01	(0.562)	0.03	(0.060)	-0.04	(0.206)	-0.01	(0.702)
県中央山間部地域	-0.16	(0.858)	1.18	(0.194)	0.26	(0.156)	0.41	(0.020)	0.12	(0.563)	0.07	(0.676)
県南部地域	-0.01	(0.915)	0.05	(0.279)	0.00	(0.811)	0.00	(0.844)	0.00	(0.985)	0.00	(0.984)
温泉保有地域	0.18	(0.000)	0.05	(0.242)	0.00	(0.880)	0.01	(0.621)	0.00	(0.000)	0.00	(0.000)

(注) ①若年層は0～39歳、中年層は40～59歳、老年層は60歳以上を示す。

②地域区分は以下の通り

・ランキング地域：大東建託の2020年度調査での住み心地が良いランキングに掲載された地域の内データ利用可能な鳴門市、徳島市、美馬市、松茂町の4地域

・県中央山間部地域：美馬市、三好市、つるぎ町、東みよし町

・県南部地域：阿南市、上勝町、神山町、那賀町、美波町、海陽町

・温泉保有地域：三好市、神山町

③推計期間は2013年～2019年のデータをパネル化したもの。

④()内の数値はp値を示す。

(出所) 徳島県「徳島県人口移動調査」、大東建託アンケート調査、観光予報プラットフォーム推進協議会「観光予報プラットフォーム」

5. まとめ

本章では、若者世代・子育て世代に関する定住状況について、同世代の当該地域への旅行者数と同地域における若者世代の県外及び県外・県内からの移動状況の関係を確認した。結果は、大分県及び徳島県とも、若年層の旅行が増加して、その後の若年層の移住増加につながっていることを示している。この傾向は若年層以外の他の年齢層ではほとんど確認できないことであり、若年層は旅行の中で事前に現地を下見して、移住先を決定していることが推察できる。

しかも、大分県の場合、「住みたい田舎ランキング」での上位ランクインが影響していることから、地域において移住先好適地として注目されることが、「交流人口」から「関係人口」あるいは定住へとつながる可能性が示唆されていると考える。

この点は、逆に言えば、若者世代の旅行者数が少ない場合、その地域での「交流人口」や「関係人口」でさえ増加させることが難しいことを示しており、各地域の魅力度を示す先行的な指標として利用できる可能性を示している。

今後の課題は、観光予報プラットフォーム推進協議会の旅行者データの活用である。今回得られた結論（若年層は旅行の中で事前に現地を下見して、移住先を決定）について、より詳細な分析を行いたい。特に、旅行者のデータは日次ベースで利用可能であることから、地域の「交流人口」の動きを適宜、確認できることが期待でき、今後の研究への活用余地は大きいと考えられる。

【参考文献】

NTT コムリサーチ (2016) 「都市地域に暮らす子育て家族の生活環境・移住意向調査」
大谷博 (2019) 「「関係人口」へ取り組む地域」, 徳島経済 Spring.

- 国土交通省（2020）「関係人口の実態把握（補足資料）」、「地域との関わりについてのアンケート」（国土交通省、令和元年9月実施）。
- 小巻泰之（2021）「県民経済計算の現状と課題～2000年以降のSNAとの開差状況からの確認」、『経済統計研究』、第48巻IV号、pp.1-23.
- 齋藤正己（2020）「「交流人口と二地域居住—地方都市のまちづくりへの新しい提言—」地域イノベーション第12号、2019 vol.1.
- 島根県（2020）「観光動態調査」
- 総務省（2020）「令和元年度 関係人口創出・拡大事業 モデル事業（関係深化型・関係創出型） 成果報告書」, 総務省 地域力創造グループ地域自立応援課.
- 高見具広（2016）「若者の地域定着・還流のための「働く場」の問題—地方圏における課題と取り組み」, Business Labor Trend 2016.5.
- 宝島社「住みたい田舎ランキング」, 『田舎暮らしの本』
- 中国地方知事会中山間地域振興部会（2018）「若者世代に選ばれる中山間地域の創り方 成果報告書」, 平成29年度中国地方知事会中山間地域振興部会共同研究, 平成30年6月.
- 辻中仁士(2020), 「COVID-19でにわかに注目を集めるオルタナティブ・データ ～オルタナティブ・データで捉える経済(1)」『経済セミナー』, 2020年9月号, pp.52-57.
- 藤山浩（2015）『田園回帰1%戦略: 地元にと仕事を取り戻す』, 農山漁村文化協会.
- 森重之・牧田修治（2021）「都道府県間人口移動に関する2つの統計比較—『住民基本台帳人口移動報告』と『徳島県人口移動調査』—」, とくしま EBPM 評価会議提出論文.
- 山崎聡, 藤掛一郎（2000）「若者定住住宅の意味とさらなる定住化に向けて: 高知県を事例に」, 森林応用研究 9-1.

第4章 アンケート回答者の属性と男女のUターン行動

徳島文理大学 総合政策学部 准教授 水ノ上智邦

【要約】

本章では、徳島県が2020年12月にインターネットを介して実施した「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」から回答者の属性をまとめた後、徳島県出身者のUターン行動について、男女の違いに着目して解説した。本章ではUターン率を「徳島県内の高校を卒業後に県外に転出した人のうち、現在徳島県内に居住している人の割合」と定義づけている。その結果、既存の調査と同様に、男性に比べ女性のUターン率が低いことが明らかになった。また、Uターンの理由についても男女間で違いがあることが明らかになった。男性においては自身の仕事の都合によるUターンが多いが、女性においては、配偶関係の変化および配偶者の仕事によるUターンが挙げられる。

Uターン行動は、既存の大規模調査からは正確な動きを掴むことが難しい。本章で取り上げた「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」は、未知の領域が多い徳島県出身者の居住地移動について新たな情報を得ることが可能であり、同調査に基づく更なる研究が求められる。

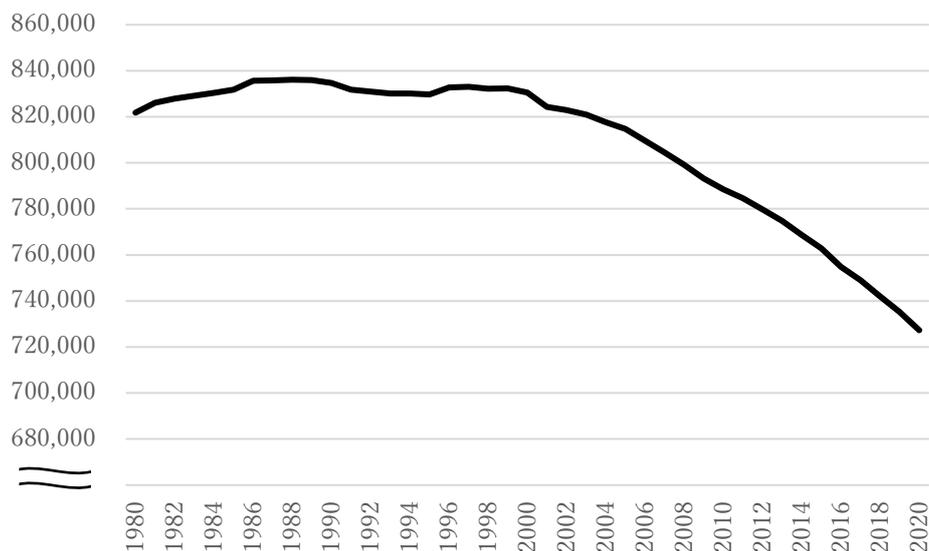
1. はじめに

少子化問題が日本の課題であると認識されて久しい。初めて世間の耳目を集めたのは1990年のいわゆる「1.57ショック」ではなかろうか。この年、前年(1989年)の合計特殊出生率が、特異的な事情により戦後最低であった1966年の1.58を下回る1.57であることが明らかになり、衝撃をもって報じられた。しかし、政府が公的文書の中で初めて解説を行ったのは、それから2年が経過した1992年である。1992年、経済企画庁は「平成4年度国民生活白書」に「少子社会の到来、その影響と対応」という副題を付け、国民生活にもたらす諸問題を取り上げ、考察を行っている。その中では、現在の少子化の論点である、晩婚化・非婚化、性別役割分業、教育費の負担などが当時においても認識されていたことが伺える。

そのような関係者の危機感の一方、世間においてはそれほど大きな課題としては認識されていなかったのではないだろうか。少子化が急速に進展していたとはいえ、当時、日本の総人口は右肩上がりに増加を続けており、その増加は2008年まで続くことになる。2008年をピークに減少に転じ、国立社会保障・人口問題研究所が2017年に公表した推計(出生中位推計)によれば、2053年には日本の総人口は1億人を割り、2065年には8,808万人にまで減少するとされる。戦争、疾病や食糧不足などの積極的妨げがないにも関わらず、

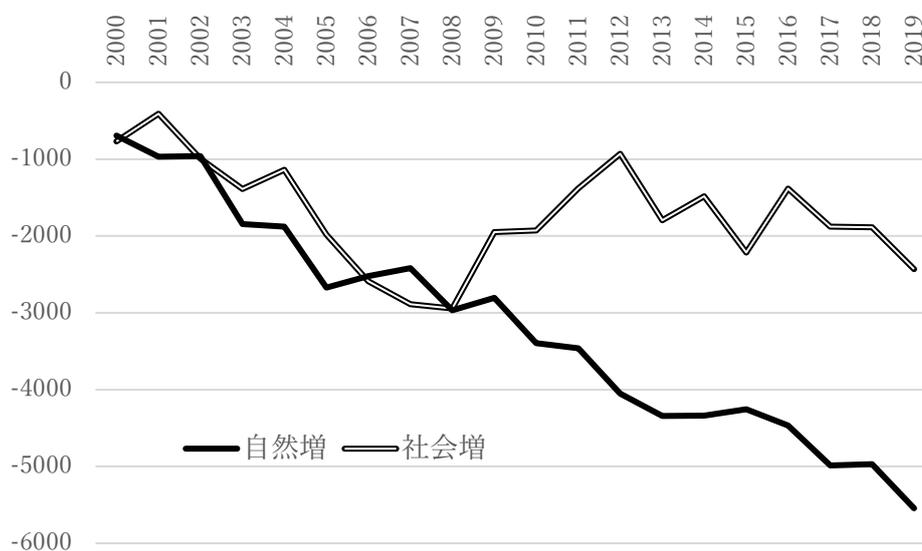
急激に人口が減少することは極めて稀である。日本全体からの視点では、このような急激な少子化の弊害として、労働力人口の減少や、財政に占める社会保障費比率の増大などがあげられるだろう。

図表1：徳島県の推計人口の推移（単位：人）



（出所）徳島県『徳島県人口移動調査年報』より作成。

図表2：徳島県の社会増減と自然増減の推移（単位：人）



（出所）徳島県『徳島県人口移動調査年報』より作成。

日本全体に比べ、少子化による人口減少がより深刻な影響をもたらすのは多くの地方である。図表1は、徳島県の1980年以降の総人口の推移を示している。徳島県の人口は、国

に先んずること 20 年、1988 年にはピーク迎えていたことがわかる。その後、1990 年代の終わりまでは増減を繰り返しながらも安定が続き、83 万人の規模を維持してきた。しかし、2000 年以降は急速な人口減少が続き、収束する気配は見当たらない。

一定期間内の人口の変動である人口動態は、自然増減と社会増減に分解できる。図表 2 は、徳島県の社会増減と自然増減の推移を示したものである。自然増減は、出生数から死亡数を引いたものであり、人口に占める高齢者比率が高い徳島県においては、極端な出生数の急増がみられない限り、長期的にマイナスが続くことは必然的である。一方、社会増減は、他地域からの転入から他地域への転出を引いたものである。自然増減のうち、死亡数はタイミングの前後はあれども高齢者の人口によりほぼ規定されており、政策による関与の余地は少ない。また出生は、個々人が持つ自由な選択の結果であり、政策による効果は限定的であるかもしれない。そのような自然増減に比べ、社会増減は社会経済的な影響を受けやすく、政策による影響も比較的大きいものと考えられるが、人々の社会移動について、個票データに基づく詳細な分析は十分に蓄積されていない。その中でも、特に U ターンについては山口(2018)が指摘するように、大規模な調査としては社会保障・人口問題研究所「人口移動調査」があるのみであり、日本の人口移動を測る国勢調査や住民基本台帳人口移動報告から把握することが極めて困難であり、日本、特に地方にとってその重要性の大きさにもかかわらず、実態が十分につかみ切れていないのが現状である。

そこで徳島県では、2020 年 3 月に徳島県出身の女性を対象とした「女性のライフステージと居住地についてのアンケート調査」を実施し、その U ターン行動について分析を行った。今回はさらに調査対象を男性にも広げ、「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」を 2020 年 12 月に実施した。この調査は、インターネット調査会社に依頼し、そのモニターのうち、徳島県内の高等学校を卒業した（以下、徳島県出身者と呼ぶ）25 歳以上 60 歳未満の男女を対象としており、サンプル数は 2,236 である。本章では、この結果を利用して徳島県出身者の U ターン行動を主に男女の違いに着目して解説する。

次節以降では上記アンケート調査結果を報告するが、ここではその前に日本における U ターン行動についての先行研究、特に男女の違いに着目したものを中心に紹介する。まず地方への U ターン行動をみてみよう。江崎(2007)は、国立社会保障・人口問題研究所による 2001 年の「第 5 回人口移動調査」のデータに基づき、地方圏出身者の U ターンについて分析している。そこでは、3 大都市圏以外の 4 地域について、それぞれの地域の U ターン率と残留率¹を、1931 年生まれから 1970 年生まれまでを 4 つの世代に分けて計測している。そこからの全体的な傾向として、地域的にやや異なるが、総じて若い世代ほど残留率、

¹ U ターン率は「いったん出身県以外の県に他出した者のうち、出身県に帰還した者の割合」、残留率は「出身者全体のうち調査時点で出身県に居住している者の割合」と、それぞれ定義されている。

Uターン率がともに高い。また、残留率については男女による明確な差異は見当たらないが、Uターン率は4地域のいずれにおいても、またどの世代においても男性よりも女性の方が、Uターン率が明らかに低いことを明らかにしている。社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」によると、2016年では、東京都以外のすべての道府県で、県外移動経験者に占めるUターン者の割合は男性よりも女性の方が低い。日本全体では男性が47.2%であるのに対して女性は40.0%である。

ではUターンせず県外に留まるのはどのような女性なのであろうか。同調査によれば、県外移動してUターンしたケースとUターンしなかったケースを男女別に集計し、非Uターンの方が「大学・大学院」卒業者の割合が高く、特に男性でその傾向が顕著であることを示している。高学歴者の非Uターン行動について、中川(2005)は、国勢調査の人口移動の情報を用いて、高学歴女性が東京圏に移動することを明らかにした。最終学歴別に東京圏への純移動数および大卒者比率を集計しており、かつては非大卒者が東京圏に多く集まっていたが、徐々に大卒者が増加する一方、非大卒者は減少しており、結果として東京圏への移動者に占める大卒者比率が高くなった。男性ではその進行が止まったように見えるが、女性においては継続しており、大卒者社比率では男性を上回った。つまり男性に比べて、高学歴女性が選択的に東京圏に移動していたことがわかる。また、山口(2018)は山形県庄内地域の高等学校の卒業生名簿をもとに、アンケート調査を行っており、異なるコーホートから新規大卒者のUターン行動の変化を分析している。そこでは県外に進学した女性の学卒Uターン率が低下していることを明らかにしている。

なぜ男性に比べ女性のUターン率は低いのか、吉田(2018)は、女性のUターン率が高い地域は、女性の働きやすい地域が多く、若年女性の転出人口をUターン者が補っており、そのため、合計特殊出生率も高い傾向にあることを指摘している。女性のなかでも、特に高学歴女性がUターンしにくい原因について轡田(2017)は、地方では高学歴者が少ないために、仕事と子育てを両立させるロールモデルがすくないことにより、女性が挫折に追い込まれやすい構造的な問題の存在を指摘している。

以下、この章では2節において2020年12月に実施したアンケート調査における回答者の属性を報告する。続いて3節では、性別を中心として属性別にUターン行動について分析する。4節ではまとめとして、本アンケートの結果を簡潔に報告するとともに、今後に残された課題について述べる。

2. アンケート回答者の属性

2. 1 性別と年齢階級

図表3は、男女別年齢階級別にみたアンケート回答者数とその構成比、および総務省『人口推計』による徳島県内の男女別年齢階級別の構成比である。本アンケートの回答者の構

成比からは、40歳代が35.3%、50歳代が40.9%と多いように見えるが、現在の40歳代はいわゆる団塊ジュニア世代を含んでおり、『人口推計』からもわかるとおり、もともとの人口が多い。そのため、40歳代からの回答は母集団に比べて特に多いわけではない。ただし、20代後半や30代は少なく、代わりに50代からの回答が多い。そのため、以下のアンケート結果の解釈の際には、そのようなサンプル抽出上の偏りがあることを踏まえる必要がある。

図表3：アンケート調査回答者の男女別年齢構成

年齢階級	アンケート調査回答者				合計		人口推計（徳島県）		合計
	男性		女性		人	構成比	男性	女性	構成比
	人	構成比	人	構成比			構成比	構成比	
25～29歳	29	2.8%	75	6.2%	104	4.7%	9.8%	9.6%	9.7%
30～39歳	145	14.2%	283	23.3%	428	19.1%	25.9%	25.3%	25.6%
40～49歳	354	34.7%	435	35.8%	789	35.3%	33.6%	33.6%	33.6%
50～59歳	493	48.3%	422	34.7%	915	40.9%	30.8%	31.5%	31.1%
合計	1021	100.0%	1215	100.0%	2236	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

(注)『人口推計』は、2019年10月1日時点。

(出所)総務省『人口推計』より作成。

2. 2 各ライフイベント時の居住地

図表4は、各ライフイベント時の居住地を示している。高校卒業後、高等教育機関への進学・卒業、初職という順にイベントを経験するケースが多いため、便宜的に図表の左から右へと時系列が進んでいくものとして説明する。本アンケートの対象は、徳島県内に所在する高校を卒業した2,236人である。高校3年次の居住地はほとんどが徳島県内であるが、通信制高校など県外から徳島県内の高校への通学などもありうるため、わずかに県外に居住するケースがみられる。県内での分布をみると、回答者の7割以上が徳島市を含む東部に居住している。

続いて、最後に卒業した学校を卒業した時の居住地であるが、最終学歴が高校卒業である場合は、高校3年次とほぼ同じものになる。高卒者を含め、最終学卒時に徳島県内に居住していた割合は72.6%であり、残る3割弱が最終学歴として県外の大学などを卒業している。またその地域分布をみると、関西が最も多く、県外卒業者の約4割を占めている。

初職時の居住地をみると、最終学卒時と大きな違いはなく、徳島県内が約7割を占めているが、県内での内訳をみると、徳島市での居住が微増している一方、他の全地域では居住者数が減少していることがわかる。仕事を求め、それらの地域から県内外の他の地域へと移住したことが推測される。高校卒業以降、進学、初めての就職へと進むに連れて、徐々

に県内での居住者が減少していることがわかる。

しかし、現在の居住地をみると、徳島県内の居住者は1,712人へと増加する。これは回答者の約8割であり、初職時に比べてほぼ10ポイント増加している。回答者は年齢層も様々であり、アンケートからは観察できない居住地の移動も存在するものの、高卒後に、進学や就職で地元を離れ、その後、何らかの事情によりUターンするというパターンの存在が推察される。県内の地域別にみると、徳島市以外の地域においてこの傾向が特に強く現れているようだ。では、果たして実際にUターンがどの程度起きているのかについては、次節にて説明する。

図表4：各ライフイベント時の居住地

	高校3年次		最終学卒時		初職時		現在	
	人	構成比	人	構成比	人	構成比	人	構成比
徳島県内	2051	96.7%	1547	72.6%	1470	69.6%	1712	79.5%
徳島市	728	34.3%	608	28.5%	640	30.3%	683	31.7%
東部（徳島市除く）	827	39.0%	622	29.2%	570	27.0%	703	32.7%
西部	208	9.8%	121	5.7%	97	4.6%	138	6.4%
南部	288	13.6%	196	9.2%	163	7.7%	188	8.7%
四国内（徳島除く）	21	1.0%	92	4.3%	100	4.7%	79	3.7%
関西	18	0.8%	232	10.9%	283	13.4%	159	7.4%
関東	7	0.3%	114	5.4%	159	7.5%	118	5.5%
その他地域	24	1.1%	145	6.8%	99	4.7%	85	3.9%
合計	2121	100.0%	2130	100.0%	2111	100.0%	2153	100.0%

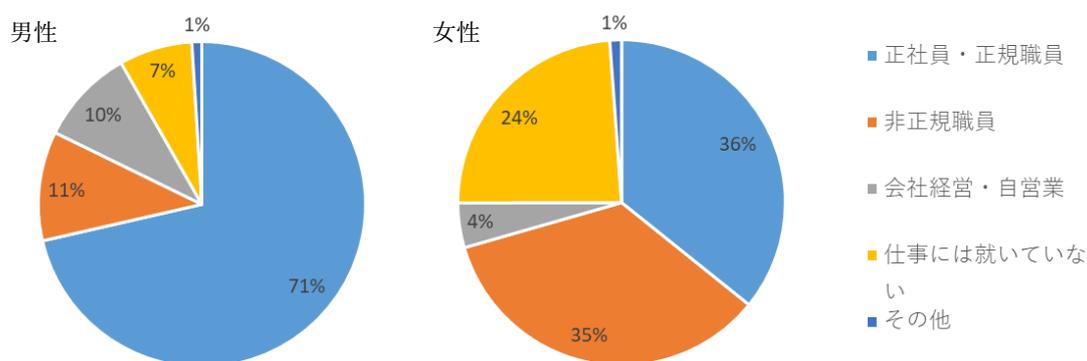
2. 3 就業形態

図表5はそれぞれ男女の就業形態の内訳を示している。性別により働き方が大きく異なることが見て取れる。男性の71.4%が「正社員・正規職員」であるのに対し、女性では35.8%と、その割合はおよそ半数となる。逆に女性において比率が高いのは、派遣社員、契約社員、臨時職員にパート・アルバイトを加えた「非正規職員」と、「仕事には就いていない」であり、どちらも男性に比べて3倍以上となる。

2. 4 最終学歴

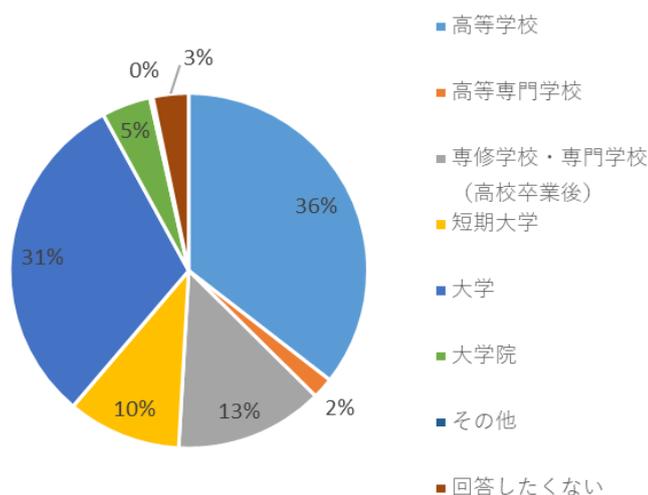
図表6は、最後に卒業した学校の内訳である。最も多いのは、「高等学校」の35.6%であり、「大学」の30.9%がそれに続く。図表は男女の総計であるが、男女別にみると、女性は男性に比べ、最終学歴が「短期大学」、「専修学校・専門学校」である割合が高く、逆に「高等学校」、「大学」などの割合が低い。なお、本アンケートの対象は、徳島県内に所在する高

図表 5：男女別就業形態の内訳



(注)「非正規職員」は、派遣社員、契約社員、臨時職員、パート・アルバイトを含む。

図表 6：最終学歴別の内訳



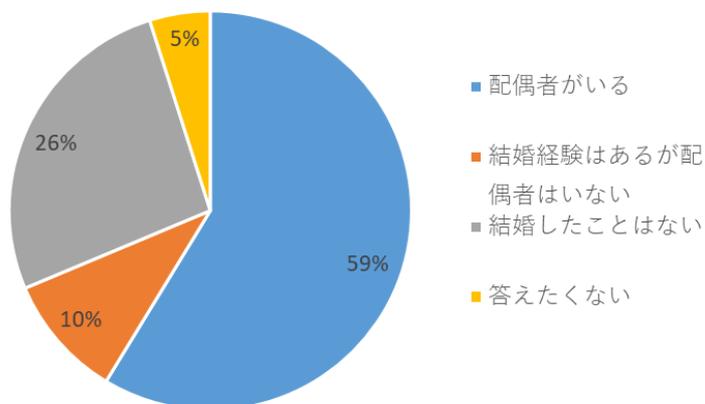
校の卒業者であるため、最終学歴が「中学校」である者は含まれていない。

2. 5 配偶関係および配偶者

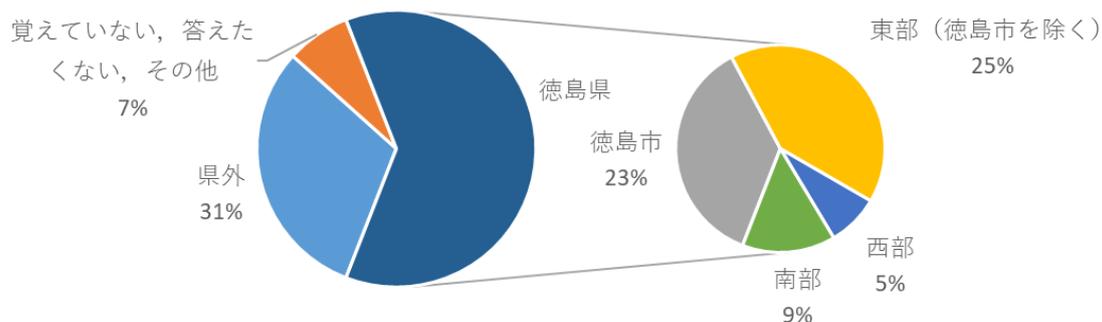
図表 7 は、配偶関係の内訳を示している。回答者の約 6 割に現在配偶者がおり、「結婚経験はあるが配偶者はいない」と答えた者を合わせると、約 7 割に結婚経験がある。なお、ここでは男女別の集計は省略しているが、有配偶者の割合については性別による違いは小さく特筆すべき点はない。

また、本アンケートでは、「配偶者がいる」という人を対象に、配偶者の高校卒業時（あるいは 18 歳時点）の居住地（以下、出身地）を尋ねている。図表 8 は、その内訳である。

図表 7：配偶関係の内訳



図表 8：配偶者の高卒時の居住地の内訳

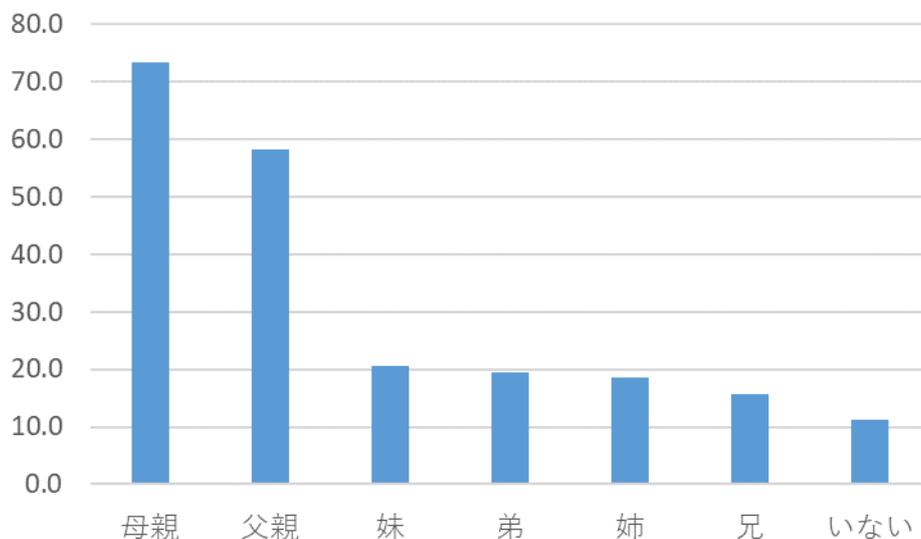


左の円グラフは、居住地を県内・県外で分けたものであり、右の円グラフは、県内をさらに4地域に分けて示している。配偶者の出身地として徳島県内の方が多く、57.6%を占める。「覚えていない、答えたくない、その他」などを除くと、その割合は66.7%とほぼ3分の2になる。県外（海外を含む）は残る3分の1に過ぎず、徳島県内の高校出身者の多くは県内出身者と結婚していることがわかる。

2. 6 親・きょうだい

配偶者に続き、「親」や「きょうだい（兄弟姉妹）」との関係を報告する。図表 9 は、徳島県内に居住している「親」、「きょうだい」の存在についての設問の結果である。母親が最も多く(73.5%)、父親(58.2%)が続く。兄弟姉妹が徳島県内に居住しているのはそれぞれ2割程度であった。また、1割強は、徳島県内に「親」や「きょうだい」がいないことがわかった。

図表 9：徳島県内に居住している「親」，「きょうだい」（複数回答，単位：％）



3. 徳島県出身者の U ターン率の状況

3. 1 U ターンの定義と居住地の移動

U ターンとは、出生県から県外に転出した後、出身県に転入することであり、その定義は行政や研究者の間でも大きな違いはない。しかし、U ターン率の具体的な計測時には共通した定義はない。なぜなら計測の元となるデータの制約を受けるためである。本章では、2 節で紹介した徳島県「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」内の設問から U ターン、および U ターン率を次のように定義する。「U ターン」とは、徳島県内の高校を卒業した後、県外に転出し、「現在（調査時点）」、徳島県内に居住することである。また、「U ターン率」は、高校卒業後に県外に転出した人のうち、現在、徳島県内に居住している人の割合である。

図表 10 は、高校卒業時に徳島県内に居住していた人を対象として、「最後に卒業した学校を卒業したとき（以下、最終学卒時）」、「初めて仕事に就いたとき（以下、初職時）」、「現在」の 3 つの時点において、徳島県内と県外（海外を含む）のいずれに居住していたかにより分類したものである。また、最終学卒時と初職時および現在の時点で徳島に在住しているケースについては、高校卒業後に徳島県内に居住し続けている場合と、各イベント時以外で県外に居住経験があり、その後に U ターンしているケースもあるため、県外での居住経験の有無によりさらに分類している。上記の U ターンの定義に該当するケースには色を付けている。図表からは高校卒業後の県外への流出と U ターンの状況を把握できる。ただし、図表では、時系列として高校卒業、進学・卒業、初職という流れを想定しているが、高校卒業後に一旦就職し、その後に大学に入学するなど、それ以外のケースも存在する。

本アンケートからは卒業時や初職時の年齢を捕捉できないため個々人の実際の移動を正確に把握することはできず、あくまで大まかな流れとして理解する必要がある。以下はそのような前提を踏まえての解釈になるが、高校卒業後、37.7%は徳島県外で居住することなく、徳島に留まり続けている。最終学卒時についてみると、26.7%が県外に居住している。次に初職時についてみると、最終学卒時より増加し、29.7%が県外に居住している。学卒時から初職時にかけて、徳島から県外へと流出したのは 294 名に対して、県外から流入したのは 232 名と比較的少なく、初職を機に、県内から人口が流出していることがうかがわれる。

図表 10：各イベント時の居住地別人数

⇒学卒時	⇒初職時	⇒現在	人数	割合
徳島	徳島	徳島（県外居住なし）	735	37.7%
徳島	徳島	徳島（県外居住あり）	305	15.7%
徳島	徳島	県外	97	5.0%
徳島	県外	徳島	188	9.7%
徳島	県外	県外	106	5.4%
県外	徳島	徳島	205	10.5%
県外	徳島	県外	27	1.4%
県外	県外	徳島	111	5.7%
県外	県外	県外	174	8.9%
計			1,948	100.0%

3. 2 男女別にみた年齢階級別 U ターン率

図表 11 は、男女別年齢階級別の U ターン率である。全年齢で見ると男性では 63.7%、女性は 59.3%と、やや男性の方が高いことがわかる。なお、本章の U ターン率とは定義が異なるため単純な比較はできないが、社会保障・人口問題研究所「第 8 回人口移動調査」では報告書内で出生都道府県別に、県外移動経験者のうち再び県内に戻った U ターン者の割合を算出しており、2016 年時点で徳島県では、男性が 49.0%、女性が 39.4%と男女間で大きな開きがある。なお、この数値は、本報告書の U ターン率に比べて男性で 14.7 ポイント、女性で 19.9 ポイント、それぞれ低い。その理由として、「人口移動調査」は全年齢を対象としており、U ターン率が極めて低い 10 代以下が含まれており、本報告書と対象が異なること、また U ターンの定義の違いなどが考えられる。

次に年齢階級別にみると、男性ではサンプル数が少ない 25-29 歳（21 名）を除くと、年齢階級を問わず、およそ 6 割程度である。一方、女性については、年齢が若くなるに従って U ターン率が低くなる傾向があるようだ。女性においても 25-29 歳のサンプル数が少な

く 35 名に過ぎないが、U ターン率は 4 割程度まで下がっている。ただし、これを単純に女性の U ターン率が年を追うごとに下がっていると解釈するのは早計である。なぜなら本報告書での U ターン率は、調査時点で徳島に居住しているか否かを基に算出しているため、ライフサイクルにおける異なるステージにある者を一括りにすることになる。つまり、50 代女性の U ターン率が高いが、初職や結婚などをきっかけに比較的若年で徳島に U ターンして現在に至るケースもあれば、中年以降に転職や家族の介護などを理由として U ターンしたケースもあるが、それらが混在していることになる。もし後者が多いのであれば、現在は U ターン率が低い若年層女性も 50 代になった時には U ターン率が高い可能性がある。そのため、ライフサイクルにおける異なるステージにある者を同じ U ターン率で測るのは注意が必要となる。

図表 11：男女別年齢階級別 U ターン率

	男性	女性
全年齢	63.7%	59.3%
25-29歳	76.2%	42.9%
30-39歳	61.0%	56.8%
40-49歳	64.0%	54.1%
50-59歳	63.3%	68.8%

そのため、時系列での変化を知るためには、ライフサイクルにおける同一時点での比較が必要となる。図表 12 は、男女別年齢階級別の初職時 U ターン率である。初職時 U ターンとは、最終学卒時の県外居住者を対象として、初職時に徳島で居住するケースを指すものとする。全年齢でみると、男女の間で大きな違いはない。男性においては時系列での一貫した傾向は見られず、4 割前後が初職時に U ターンしている。一方、女性においても全体としては 4 割程度の U ターン率であるが、25-29 歳では約 2 割へと急減している。ただし先に述べた通り、25-29 歳はサンプル数が比較的少ないので注意が必要ではある。

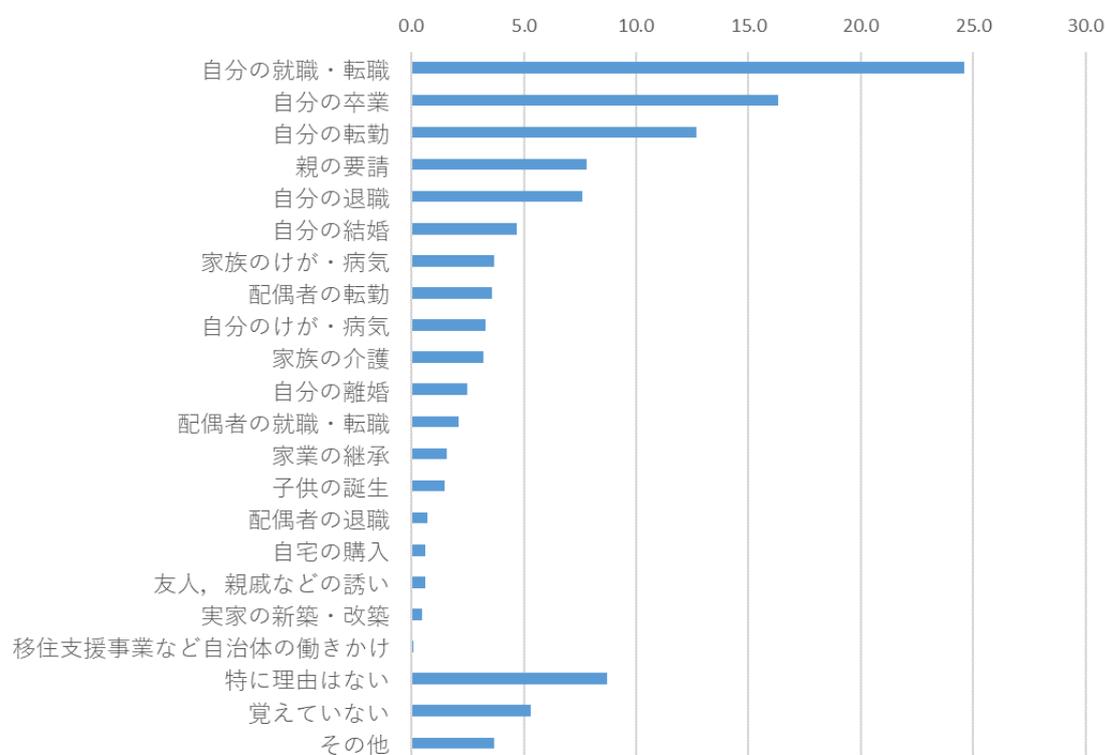
図表 12：男女別年齢階級別初職時 U ターン率

	男性	女性
全年齢	42.6%	41.8%
25-29歳	37.5%	22.2%
30-39歳	31.4%	46.7%
40-49歳	48.9%	38.7%
50-59歳	42.9%	45.3%

3. 3 Uターンの理由

図表 13 は、高校卒業後に県外での居住を経験し、その後、徳島に戻って生活を始めた人を対象に、その理由（複数回答）を尋ねたものである。最も多いのは、「自身の就職・転職」の 24.6%であり、「自分の卒業」（16.3%）、「自分の転勤」（12.7%）が続く。他にも「自分の退職」（7.6%）や「自分の結婚」（4.7%）など、自身の都合によるものが最も多い。一方、「親の要請」（7.8%）、「家族のけが・病気」（3.7%）、「配偶者の転勤」（3.6%）などのように自身以外の都合によるものも少なくない。また、「特に理由はない」（8.7%）や「覚えていない」（5.3%）など、特段の理由には基づくことなく、自然と U ターンする層も少なくないようだ。

図表 13：Uターンの理由（複数回答，単位：%）



続いて、Uターンの理由を属性別に詳細に分類する。図表 14 は、Uターンの理由として主要なものについて、男女別にその割合（複数回答）を示している。また、それぞれの理由を選んだ割合に男女間で統計的に有意な差があるかどうかを記している。例として「自分の就職・転職」を例にあげると、男性は 27.7%が、女性は 20.7%が Uターンの理由として選んでいるが、男性の方がその比率は高く、統計的に有意な差(5%水準)がある。一方、「自分の卒業」は男女がそれぞれ 16.1%、16.5%であり統計的に有意な差はない。このほかに男女間で有意な差がないものは、「親の要請」、「自分の退職」、「家族のけが・病気」、「自分のけが・病気」、「家族の介護」などである。逆に男女間で統計的な差があるものをみて

みると、「自分の転職」は男性の方が圧倒的に高く、逆に「自分の結婚」、「配偶者の転職」、「自分の離婚」、「配偶者の就職・転職」では女性の方が有意に高い。男性は自分の就労の変化によってUターンするが、女性は配偶者の就労の変化によってUターンするという構図が見て取れる。

続いて、男女別に加えて年齢階級別にUターンの理由（上位5項目）を示したのが図表15である。ただし男女ともに25-29歳は回答数が少ないために除いている。全体の傾向としては、男女ともどの年齢階級においても「自分の就職・転職」と「自分の卒業」が上位に位置している。いずれの年代においても「自分の卒業」が上位にあることから、既存の調査でも報告されているように比較的若年でのUターンが多いことがわかる。年齢階級による変化としては、男女ともに30代では「親の要請」が上位5項目に含まれないが、それ以降の年齢階級では含まれている。一方、男女間の差異として特徴的であるのは転職である。男性では「自分の転職」が上位にあるのに対し、女性では「配偶者の転職」が上位にあり、家庭内で男性の仕事が優先され、配偶者がそれに伴い（多くは離職して）移動するという構図が推測される。

図表 14：男女別 U ターンの原因（一部抜粋，複数回答，単位：％）

	自分の就職・転職	自分の卒業	自分の転職	親の要請	自分の退職	自分の結婚	配偶者の転職	自分の離婚	配偶者の就職・転職	家業の継承
男性	27.7	16.1	20.9	8.7	8.9	1.9	0.0	1.0	0.4	2.5
女性	20.7	16.5	2.6	6.7	5.9	8.3	8.0	4.4	4.1	0.5
	**		***			***	***	***	***	**

（注）カイ2乗検定（イエーツの連続性の補正を行っている）による。***：1％，**：5％，*：10％水準で有意。

図表 15：男女別年齢階級別 U ターンの原因（上位 5 項目，単位：％）

	1位	2位	3位	4位	5位
男性	自分の就職・転職	自分の卒業	自分の転職	自分のけが・病気	家族のけが・病気
30-39歳	37.1	16.1	12.9	11.3	9.7
男性	自分の就職・転職	自分の転職	自分の卒業	自分の退職	親の要請
40-49歳	29.3	21.0	18.5	9.6	7.0
男性	自分の就職・転職	自分の転職	自分の卒業	親の要請	自分の退職
50-59歳	24.8	23.6	14.4	10.4	9.6
女性	自分の就職・転職	自分の卒業	自分の退職	配偶者の転職	自分の結婚
30-39歳	30.6	15.3	7.1	7.1	5.9
女性	自分の就職・転職	自分の卒業	自分の結婚	親の要請	配偶者の転職
40-49歳	18.5	17.6	9.2	7.6	7.6
女性	自分の卒業	自分の就職・転職	配偶者の転職	親の要請	自分の結婚
50-59歳	16.5	15.9	9.8	7.9	7.3

4. まとめ

本章では、徳島県が2020年12月にインターネットを介して実施した「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」から回答者の属性をまとめ、また徳島県出身者のUターン行動について男女の違いに着目して解説した。その結果、既存の調査と同様に、男性に比べ女性のUターン率が低いことが明らかになった。また、男性のUターン率は年齢階級による違いが少ないが、女性については、サンプル数がやや少ないという注釈付きながらも、比較的若い世代ほどUターン率が下がっている可能性が示唆された。ただし本章でのUターン率は、高校卒業後に県外に転出した人を分母として、現在徳島県内に居住している人の割合で求められる。そのため、Uターン率からは、どのタイミングでUターンしたのかはわからず、若年層と中年層以降のUターン率を単純に比較することはできない。コーホートによるUターン率の変化を探るため、さらに学卒時に県外で居住した人を分母として、初職時にUターンした人の割合（「初職時Uターン率」）を算出した。その結果、少なくとも初職時においては男女間でUターン率の違いはほとんど見られず、またコーホートによる大きな違いも見られなかった。ただし、こちらも少ないサンプルながら、25-29歳女性のUターン率が極めて低く、近年になり女性のUターン率が急激に下がった可能性が否定できない。また、Uターンの理由についても男女間で違いがあることが明らかになった。男性において有意に多い理由としては、「自分の就職・転職」、「自分の転勤」と自身の仕事の都合によるUターンが挙げられ、一方、女性において有意に多い理由としては、「自分の結婚」、「配偶者の転勤」、「自分の離婚」、「配偶者の就職・転職」のように、配偶関係の変化および配偶者の仕事によるUターンが挙げられる。

Uターン行動は、人口減少を課題とする多くの道府県において重要なテーマであるにもかかわらず、「人口移動調査」を除くと、既存の大規模調査からは正確な動きを掴むことが難しく、更なる調査研究が求められている。本章で取り上げた「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」は、未知の領域が多い徳島県出身者の居住地移動について新たな情報を得ることができる。ただし、本章で紹介したのはその一部であり、Uターンだけでなく、その前段階である徳島県からの転出や、Uターンを可能にする条件など更なる追加的な調査が期待できる。

【参考文献】

江崎雄治（2007）、「地方圏出身者のUターン移動」 人口問題研究 63.2, 1-13.

経済企画庁「平成4年度国民生活白書」.

<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h4/wp-pl92-000i1.html>

国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」.

<http://www.ipss.go.jp/ps-idou/j/migration/m08/mig08.asp>

国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成29年推計）」.

http://www.ipss.go.jp/pp-zenkoku/j/zenkoku2017/pp_zenkoku2017.asp

轡田竜蔵(2017)『地方暮らしの幸福と若者』 勁草書房.

総務省統計局「人口推計」.

<https://www.stat.go.jp/data/jinsui/index.html>

徳島県「徳島県人口移動調査年報（各年版）」.

<https://www.pref.tokushima.lg.jp/statistics/year/idou/>

中川聡史(1996)「コーホートからみた日本の大学卒業人口の分布変化」, 人口問題研究 52, 41-59.

中川聡史(2005)「東京圏をめぐる近年の人口移動」, 『国民経済雑誌』 第 191 巻第号, 65-78.

山口泰史(2018)「地方圏出身新規大卒者の U ターン移動と就職」『若者の就職移動と居住地選択』第 4 章, 古今書院.

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」, 宇都宮共和大学 都市経済研究年報 18, 111-125.

第5章 徳島県出身者のUターン行動に関する分析

徳島大学 大学院社会産業理工学研究部 教授 奥嶋 政嗣

徳島大学 大学院社会産業理工学研究部 教授 豊田 哲也

【要約】

本研究では、徳島県出身者へのアンケート調査により、そのライフステージと居住の履歴を考慮しUターン行動を把握した上で、二拠点居住も含め徳島県内に居住する要因を分析することを目的とする。その結果、若年期の移動履歴パターンから、一貫して地元に住居する定住者は53%、県外に進学または就職したのち現在県内に居住する帰県者は26%、進学や就職をきっかけに県外に住居する非帰県者は21%であり、県外転出者の半数強がUターンしていると推計される。転出先でみると関東地方からのUターン率は低く、出身地別でみると県内西部や南部で非帰県者の割合が高い。二拠点居住については、現状では少数であるが、条件が満たされれば、徳島県出身者の4割程度には二拠点居住も含めた県内への転居の可能性はあることがわかった。転居に関わる各種の要因についての比較評価により、徳島県内への転居の可能性のある県外居住者については、居住地に対する想い・人間関係についての評価が高いことがわかった。居住快適性についても、災害リスクを除いては評価が高い。一方、自動車利用を前提とした交通利便性は評価されないことが明確となった。

1. 徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査の概要

地方圏では、少子化に加えて大都市圏への人口流出により、人口減少が顕著に進行している。一方、地方圏における人口減少を緩和するための一方策として、大都市圏からのUターンと称される人口移動が着目されてきた。地方圏の持続可能性を高めるためには、Uターン行動の促進を図ることも必要であると考えられる。しかしながら、人口移動に関する統計データでは、移動の履歴をたどることはできず、Uターン行動の実態を把握することはできない。また、人口移動は進学、就職、結婚などを契機とし、そのライフステージにより意思決定に関わる要因およびその重要性が変化すると考えられる。さらに、新型コロナウイルス感染症の感染拡大防止のための対策として、テレワークなどの勤務形態の導入がみられることから、テレワークの普及により二拠点居住が促進される可能性があると考えられる。そこで本研究では、徳島県出身者についてのUターン行動および二拠点居住の実態を整理するとともに、そのライフステージを考慮して徳島県において居住する要因を把握することを目的とする。このため、徳島県出身者へのアンケート調査により、ライフステージにおける転居の実態を把握するとともに、テレワークおよび二拠点居住の現状と意向について整理する。また、転居に関わる各種の要因について、徳島県内と県外の双方での居住経験の

図表1：アンケート調査項目

Q01	性別	Q17	現在の配偶者の出身地
Q02	年齢	Q18	県外最後の居住地
Q03	生年月	Q19	最終Uターン時の年齢
Q04	卒業した高等学校の所在地（都道府県）	Q20	最終Uターン時のきっかけ・転職
Q05	現住地（県内市町村or都道府県）	Q21	実家の立地（県内市町村）
	高等学校卒業時の居住地	Q22	実家の建築形態・所有形態
	最終学歴時の居住地	Q23	実家または近隣での居住地確保の可能性
	初就職時の居住地	Q24	テレワークの経験
Q06	高校卒業後の徳島県以外での生活期間	Q25	テレワークでの勤務形態
Q07	現在の雇用契約形態	Q26	テレワークの可能性
Q08	現在の業種	Q27	二拠点居住の有無
Q09	現在の通勤時間	Q28	二拠点居住の県内県外割合
Q10	県内居住の家族（親兄弟姉妹）	Q29	二拠点居住の条件
Q11	最終学歴	Q30	今後の県内における転居先の候補地
Q12	初就職時の雇用契約形態	Q31	県内の就業環境の評価
Q13	初就職時の業種	Q32	県内における居住地の交通利便性の評価
Q14	高校卒業時住居の建築形態・所有形態	Q33	県内における居住地の居住快適性の評価
	初職時住居の建築形態・所有形態	Q34	県内における居住地の教育文化環境の評価
Q15	初婚時の年齢（数値）	Q35	県内における居住地に対する思い・人間関係
Q16	配偶者有無＋結婚経験	Q36	世帯年収（登録時）

ある被験者による比較評価を把握する。これにより、徳島県へのUターン行動に関わる要因についての知見が整理できる。

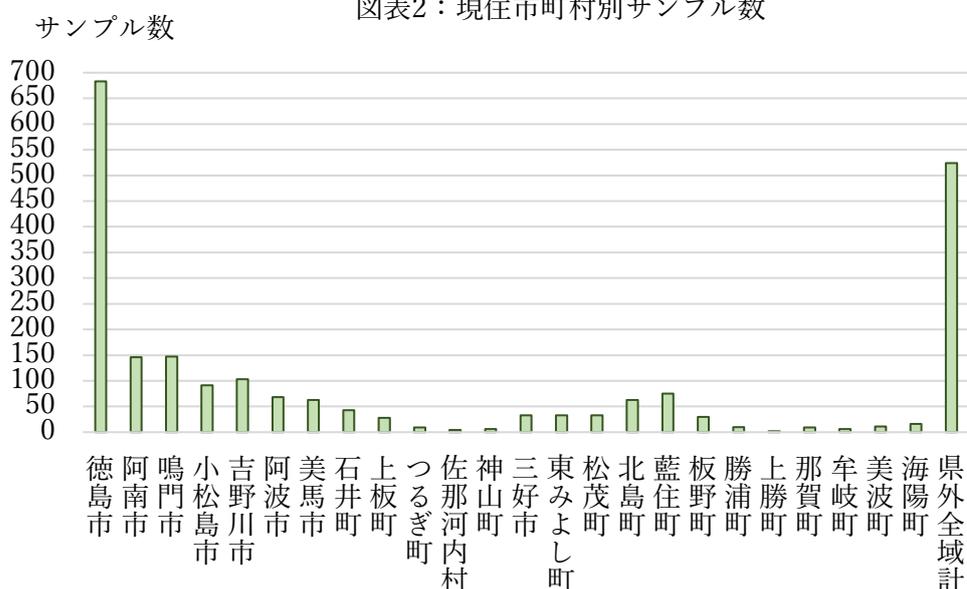
2. 徳島県出身者へのアンケート調査の概要

本研究では、ライフステージにおける転居の実態、テレワークおよび二拠点居住の現状と意向、転居に関わる各種の要因を把握するために「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」を実施した。アンケート調査項目を図表1に示す。

調査対象は年齢25歳以上60歳未満で徳島県内の高等学校卒業者とした。徳島県統計データ課が調査会社に委託してインターネットアンケート調査を2020年12月に実施した結果として、2,236サンプルが収集されている。現在における県内市町村別居住サンプル数を県外居住サンプル数と合わせて図表2に示す。

県外居住者524サンプル（23%）に対して、県内居住サンプル数の合計は1,712サンプル（77%）となっている。徳島県内の市町村別では、人口の多い徳島市のサンプル数が683サンプル（31%）と最も多い。県内居住サンプルについて、人口に対するサンプル抽出率は0.23%である。抽出率は、北島町(0.28%)、徳島市(0.27%)で高く、つるぎ町(0.11%)、那賀

図表2：現住市町村別サンプル数



町(0.11%)で低いですが、概ね大きな偏りなく収集ができています。

3. 徳島県へのUターンについての現状分析

3. 1 ライフステージと居住地域

徳島県出身者へのアンケート調査に基づいて、若年期における人口移動の現状を把握する。若年期は進学や就職などを契機とする活発な人口移動が生じる時期である。アンケートでは、ライフステージの節目となる高校3年生時、最終学歴での学校卒業時(最終卒業)、初職時および現在の4時点の居住地について、徳島県内は市町村単位で、県外は都道府県単位で回答を得ている。徳島県内の居住地を回答したサンプル数はそれぞれ、高校3年生時2051サンプル、最終卒業時1547サンプル、初職時1470サンプル、現在1712サンプルである。

最初に、ライフステージによる徳島県外への移動と居住地域の変遷を把握する。現在の居住地が明らかな441サンプルを対象に都道府県別にみると、大阪府が最多で71サンプルであり、次点は東京都と兵庫県でそれぞれ51サンプルであった。また、千葉県、神奈川県、愛知県、京都府、岡山県、広島県、香川県、愛媛県、高知県では、いずれも10以上のサンプルが得られている。これらを地方別に集計し、最終卒業時、初職時および現在の各時点の居住地のサンプル数を図表3に示す。

いずれの時点においても居住サンプル数が最も多いのは近畿地方である。その推移をみると、最終卒業時に232サンプルであったものが、初職時に51サンプル増加し、それ以降

図表3：徳島県出身者の県外での居住地域

	最終卒業時	初職時	現在
北海道・東北地方	4	5	6
関東地方	114	159	118
中部地方	38	38	31
近畿地方	232	283	159
中国地方	71	41	27
四国 香川県	51	64	41
四国 愛媛県	24	26	24
四国 高知県	17	10	14
九州地方	30	13	20
海外	2	2	1
合計	583	641	441

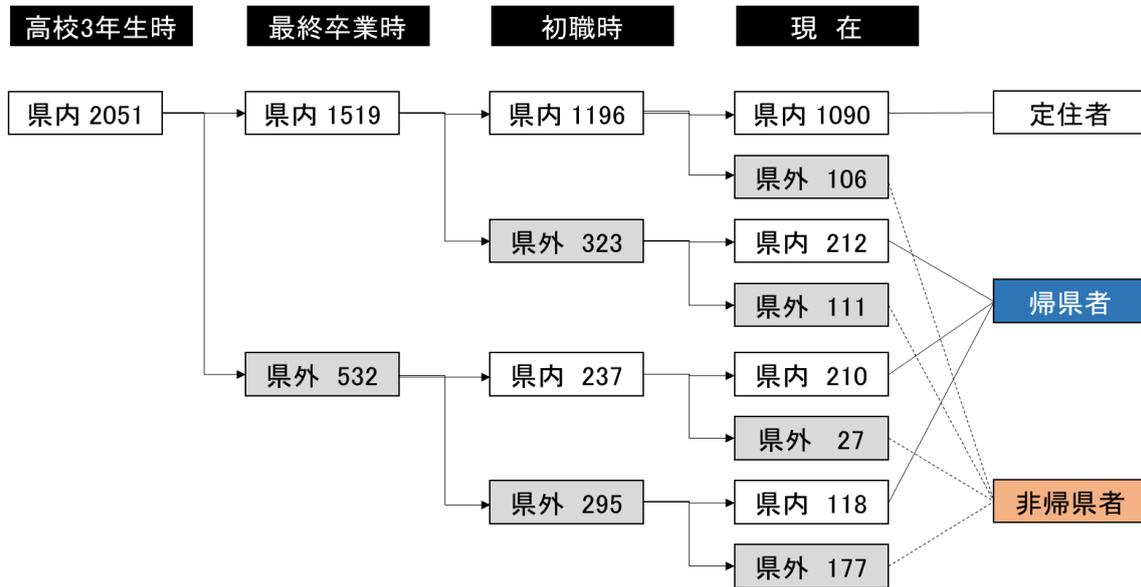
現在まで 124 サンプル減少している。これに次ぐのが関東地方で、最終卒業時から初職時に 45 サンプル増加し、現在までに 41 減少した。関東地方は近畿地方に比べて初職時の増加率が大きく、就業機会を求めての人口移動が多いことを表している。一方、中国地方は最終卒業時が 71 サンプルで、初職時に 30 減少し、現在までにさらに 14 減少している。これは、大学進学等の教育機会を求めての人口移動が多いためと考えられる。中部地方では、最終卒業時と初職時のサンプル数がいずれも 38 で変化がない。徳島県から地理的距離に近い四国の 3 県は移動者が多いため個別に示した。居住者の推移は、香川県で初職時に増加、高知県で初職時に減少、愛媛県でほぼ変化なしとなっており、それぞれ近畿地方、中国地方、中部地方の傾向に類似している。

ただし、これらはいずれも見かけの増減であって、地域間の移動を含むものであるため、その地域の居住サンプルが減少したからといって徳島県へ帰還者が増えたとは限らない点に留意が必要である。

3. 2 居住地の移動履歴からみた U ターン

今回のアンケート調査では、個人のライフステージと居住地データを関連づけて移動の履歴をたどることができる。基準時点は高校 3 年生時、最終卒業時、初職時、現在の 4 つであるから、居住地を県内か県外かで区分すると、2 の 3 乗で 8 通りの移動パターンが考えられる(図表 4)。ここでは、[1]徳島県内に進学・就職し現在も県内に居住する者(定住者)、[2]県外に進学または就職したのち現在は県内に居住する者(帰県者)、[3]いずれかの時点から現在まで県外に居住する者(非帰県者)の 3 つのタイプを定義する。高校 3 年生時の

図表 4：徳島県出身者の移動履歴パターン



(注) 図中の数値はサンプル数を

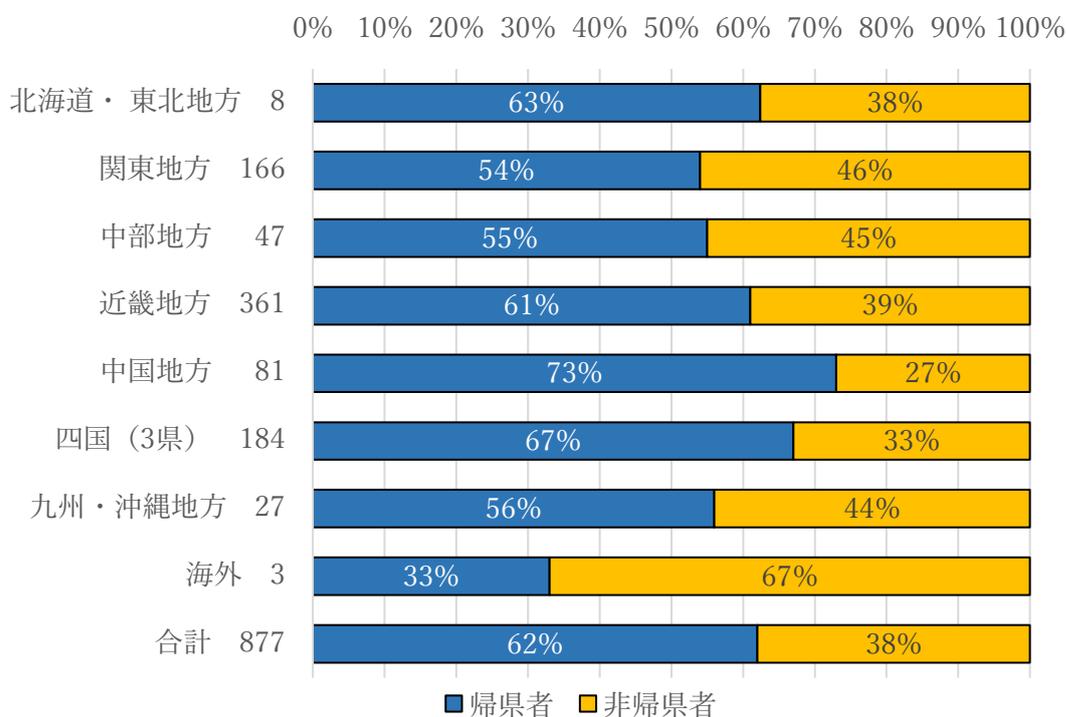
居住地が県内で明らかな 2051 サンプルのうち、定住者は 1090 サンプル (53.1%)、帰県者は 540 サンプル (26.3%)、非帰県者は 421 サンプル (20.5%) である。帰県者と非帰県者の比は 56:44 と推計され、県外で進学または就職した者の過半が U ターンしている現状が明らかになった。

つぎに、若年期に県外へ転出する場合、その目的地によって将来 U ターンする確率に違いがあるか検討をおこなう。移動のきっかけは進学または就職と想定し、最終卒業時か初職時に県外に居住したことがある 855 サンプルを対象とする (図表 4 の 8 パターンでは上から 3~8 番目に該当し 2 番目のパターンを含まない)。最終卒業時または初職時に居住する都道府県が異なる場合は、先行する最終卒業時を転出先とする。転出先は国内 7 地方と海外の計 8 地方に集計し、帰県者と非帰県者の比を図表 5 に示す。このうち、帰県者の割合を地域別 U ターン率とみなす。

U ターン率は全体で 62% であり、中国地方や四国地方で 65% を上回るのに対し、関東地方、中部地方、九州・沖縄地方で 55% を下回る。違いはそれほど大きくないものの、大都市圏では U ターン率がやや低く、地理的距離の近い地方圏は U ターン率がやや高い傾向が見取れる。

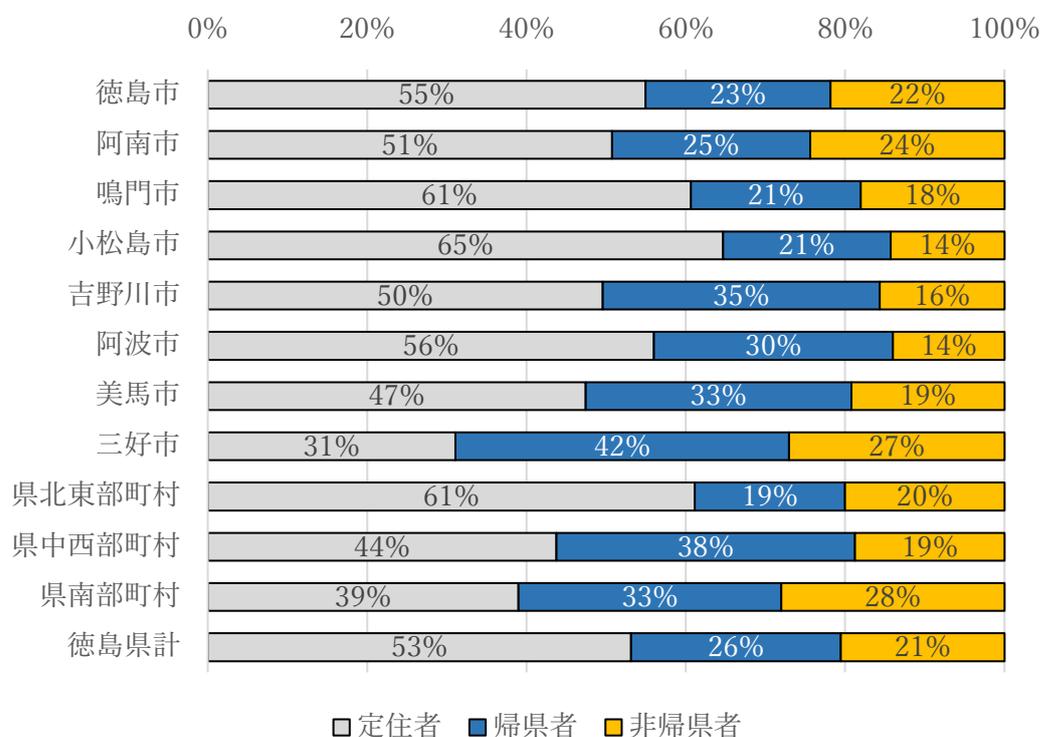
さらに、若年期に県外へ転出した場合、その出身地によって将来 U ターンする確率に違いがあるかを検討する。地域区分としては、徳島市、阿南市、鳴門市、小松島市、吉野川市、阿波市、美馬市、三好市および県北東部町村 (松茂町、北島町、藍住町、板野町)、県中西部町村 (石井町、上板町、つるぎ町、佐那河内村、神山町、東みよし町)、県南部町村 (勝

図表5：徳島県出身者の移動履歴パターン



(注) 図中の数値はサンプル数を表す

図表6：高校3年生時点の居住地別に見た移動タイプの割合



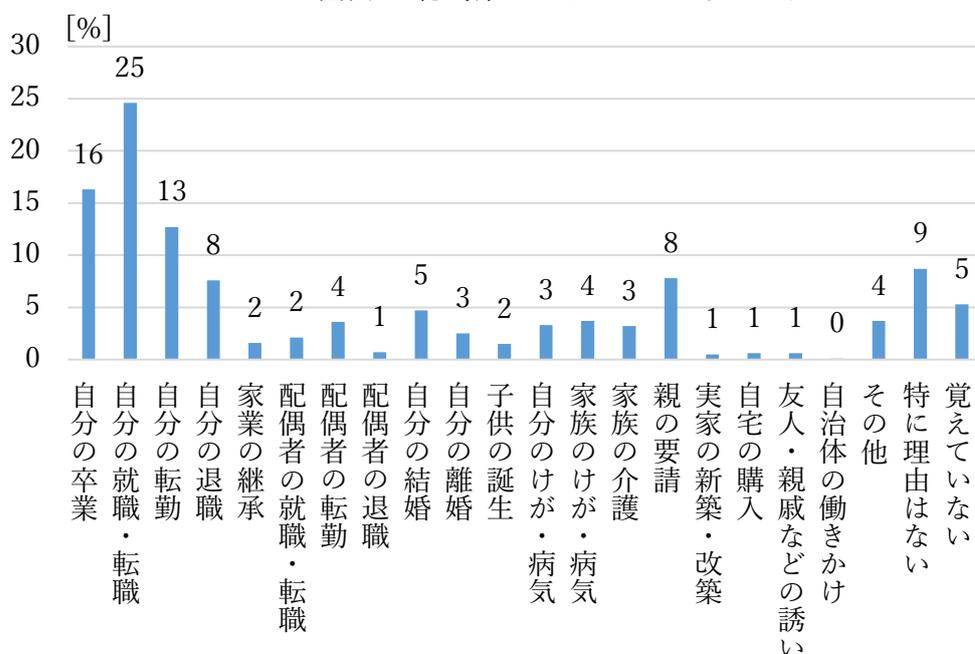
浦町、上勝町、那賀町、牟岐町、美波町、海陽町)に11区分する。高校3年生時の居住地を基準に、アンケートで得られたサンプルの移動履歴の3タイプ別の構成比を求めて図表6に示す。

徳島市は県全体の値に近い。定住者の割合が60%を上回るのは小松島市、鳴門市、県北東部町村の3つである。これに帰還者を加えた割合が80%を超えるのは、上記3地域と吉野川市、阿波市、美馬市、県中西部町村である。これらの地域では、県外に出た人口の5~7割をUターンによって回復していることがわかる。一方、三好市と県南部町村で定住者の割合が低く流出者の割合が高いのは、高等教育機関へのアクセスの悪さや就業機会の少なさを反映している。

3. 3 Uターンの時期ときっかけ

実際は、進学や就職による以外にも居住地の移動は起こりうる。例えば、転職や転勤の繰り返しでその軌跡は複雑なものになることがある。上記の分析は、就学時から若年期のライフステージに注目し居住地の移動を時間順に追跡したものであったが、初職以降現在までの期間の居住地をすべて把握することはできない。そこで別の考え方として、現在から遡って最後に県外の居住地から県内へ移動した経験に限定し、これをUターンと見なして分析を加える。

図表7：徳島県へのUターンのきっかけ



今回のアンケート調査では、県外に居住経験があり、かつ、現在は徳島県に居住しているUターン者は936サンプルであった。これは、現在県内に居住する1712サンプルの55%

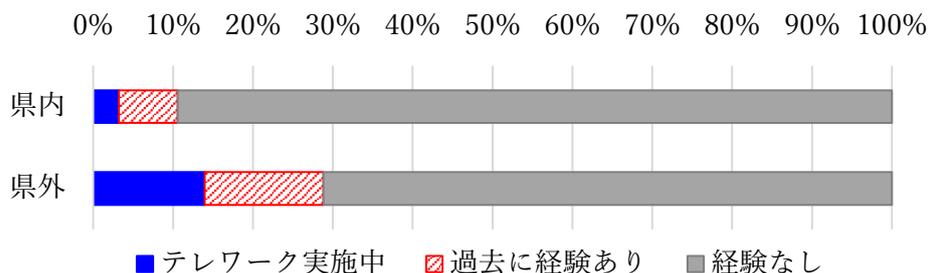
に相当する。また、最後に徳島県に戻り生活を始めたときの年齢は、20～24歳が362サンプル、25～29歳が162サンプルと20歳代で非常に多く、30～39歳が206サンプル、40～49歳が88サンプル、50～59歳が30サンプルと年齢が高いほど少なくなる。

徳島県へのUターン者936サンプルに対して、Uターンのきっかけについて質問した回答の割合を図表7に示す。理由は多様であるが、「自分の就職・転職」が25%と最も多く、「自分の卒業」16%、「自分の転勤」13%と、自分に関わるきっかけが上位を占めている。

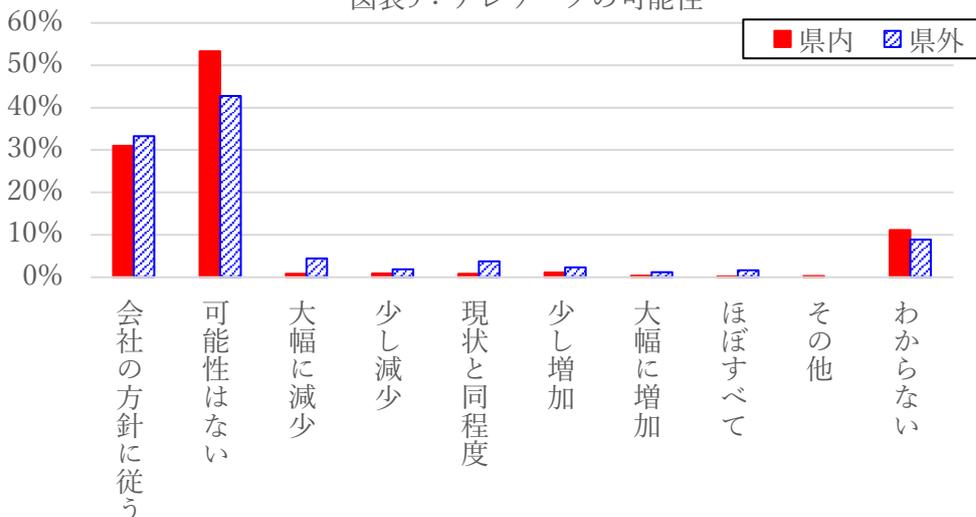
4. テレワークおよび二拠点居住の実態把握

ここでは、徳島県出身者のテレワークおよび二拠点居住の現状と意向について整理する。まず、二拠点居住の促進に関わる可能性があるテレワーク（在宅勤務、遠隔勤務など）の導入状況についてみておく。就業者1,773サンプルを県内居住者1,343サンプルと県外居住者430サンプルに区分して、テレワーク経験の割合を図表8に示す。テレワークの経験は、過去の経験も含めると、県内居住者で11%、県外居住者で29%である。また、現在もテレワ

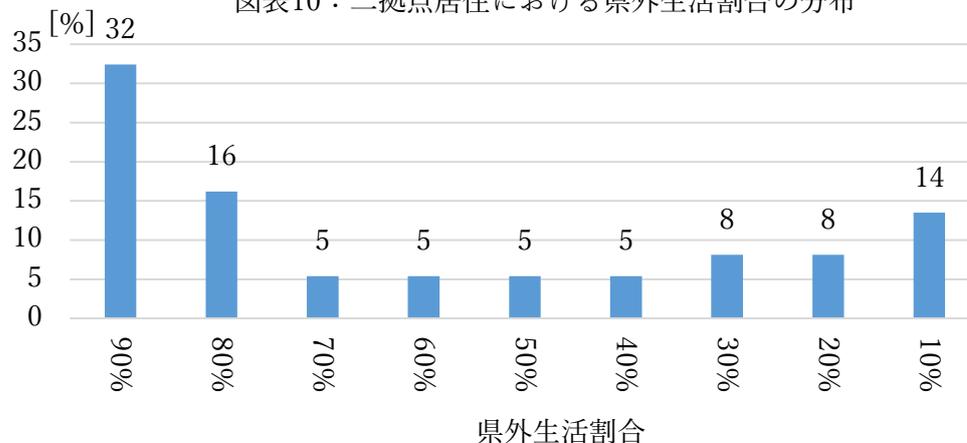
図表8：テレワークの経験



図表9：テレワークの可能性



図表10：二拠点居住における県外生活割合の分布



ーク実施中の回答は、県内居住者で3%に対して、県外居住者で14%である。県内ではテレワークの経験割合は低いものの、県外ではテレワークが一定の割合で実施されていることがわかる。

就業者サンプルを県内居住者と県外居住者に区分して、テレワークの可能性についての回答割合を図表9に示す。県内居住者と県外居住者ともに、テレワークの「可能性はない」の回答割合が多く、ついで「会社の方針に従う」となっている。一方、県外ではテレワークが一定の割合で実施されていることから、「現状と同程度」以上にテレワークが促進される可能性の回答割合が9%はみられる。

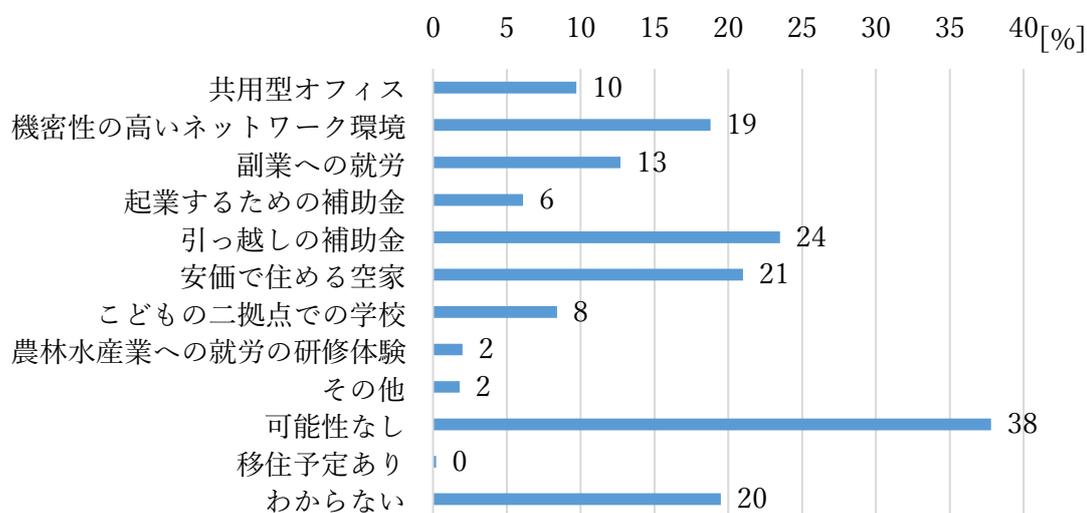
二拠点居住とは「都市と地方部に2つの拠点をもち、定期的に地方部でのんびり過ごしたり仕事をしたりする新しいライフスタイル」と定義されている。二拠点居住の現状についての質問に対して、二箇所以上の拠点で生活しているとの回答は73サンプル(3%)であった。これには単身赴任者も含まれている。このなかで、徳島県内と県外の双方で生活しているとの回答は37サンプル(2%)であった。

徳島県内と県外の双方で生活している二拠点居住者37サンプルについて、県外での生活割合の程度についての回答割合を図表10に示す。県外での生活割合90%程度が12サンプルで多いものの、より低い割合にも回答は広く分布しており、多様な生活パターンによるものと考えられる。

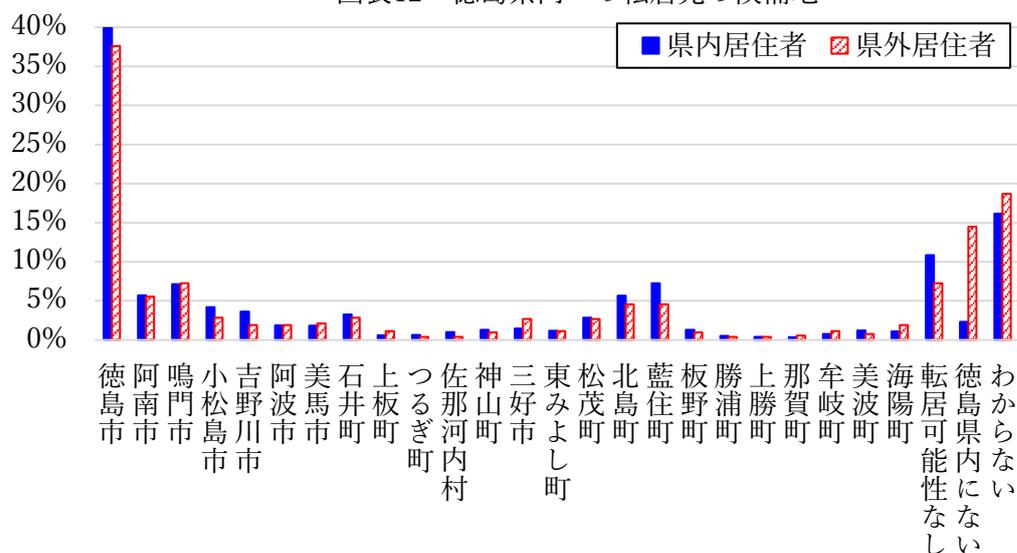
つぎに、新型コロナウイルス感染症の心配がない状況になった場合において、県外居住者が徳島県内と県外の双方で生活する二拠点居住の条件についてみる。現住都道府県に回答のあった県外居住者442サンプルに対して、二拠点居住の条件についての回答割合を図表11に示す。県外居住者の42%が二拠点居住のいずれかの条件を選択している。個別条件では、「引っ越しの補助金」24%、「安価で住める空き家」21%、「機密性の高いネットワーク環境」19%などの回答割合が高い。

今後、「二拠点居住」も含め、徳島県内で居住する場合の居住地についての回答割合を図表12

図表11：二拠点居住の条件



図表12：徳島県内への転居先の候補地



に示す。県内居住者 1,712 サンプル、県外居住者 524 サンプルに区分して、転居先の選択肢は複数回答を可とした回答割合を示している。

「二拠点居住」も含めていることもあり、県内居住サンプルで 71%、県外居住サンプルで 60%が徳島県内での転居先の候補地を選択している。したがって、徳島県出身の県外居住者については、徳島県内に適切な就業環境および生活環境があれば、少なくとも二拠点居住により県内に居住地を選択する余地があることがわかる。県内居住者サンプルについては、市町村別人口分布と転居先候補地の分布が概ね一致している。転居先候補地の選択割合と

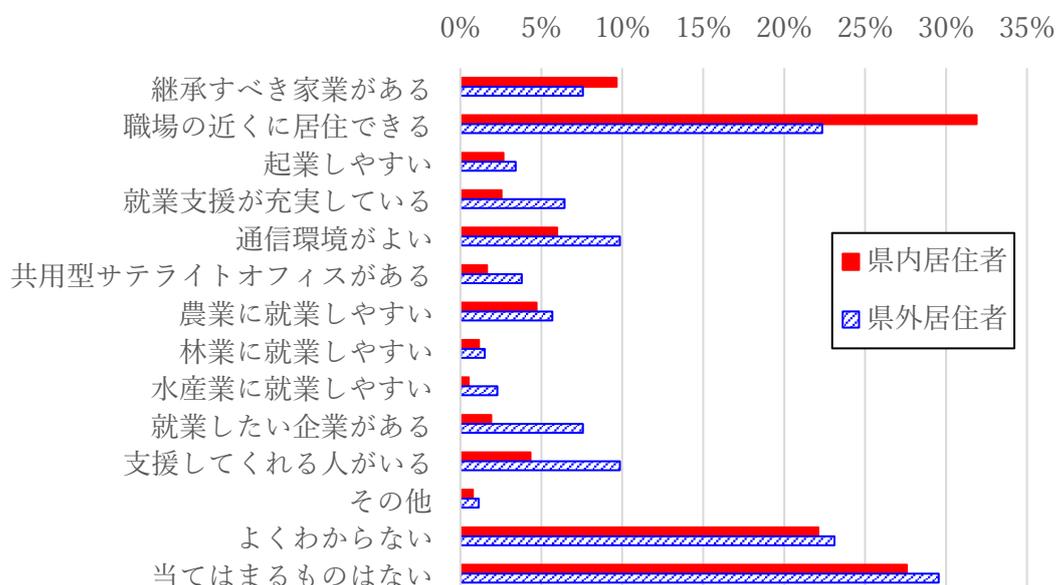
人口分布割合の差をみると、徳島市で5%多く、藍住町、北島町で3%多いのに対して、阿南市で4%少なく、阿波市で3%少ない。県外居住者サンプルについても、市町村別人口分布と転居先候補地の分布が概ね一致しており、徳島市で3%、北島町で2%多いのに対して、阿南市、吉野川市で4%少なく、阿波市で3%少ない。転居先の候補地については、過去の居住履歴との関連性も考えられるため、その関係を分析することが今後の課題となる。

5. 徳島県内への転居にかかわる要因の評価

ここでは、転居に関わる各種の要因について、徳島県内と県外の双方での居住経験のある被験者による比較評価を把握する。転居に関わる要因としては、就業環境、交通利便性、居住快適性、教育文化環境および居住地に対する思い・人間関係について評価する。本調査では、徳島県出身者を対象としているため、徳島県での居住経験はいずれのサンプルにも確保されている。そこで、県内居住者については、徳島県へのUターン者から徳島県内への転居の可能性のある898サンプルを抽出して対象とする。一方、県外居住者については、徳島県内への転居の可能性のある312サンプルを対象とする。

就業環境については11項目を取り上げて、徳島県内に当てはまる項目について回答を得

図表13：徳島県内における就業環境の評価



ている。就業者を対象とし、県内居住者787サンプルと県外居住者264サンプルで区分して、徳島県内における就業環境についての回答割合を図表13に示す。

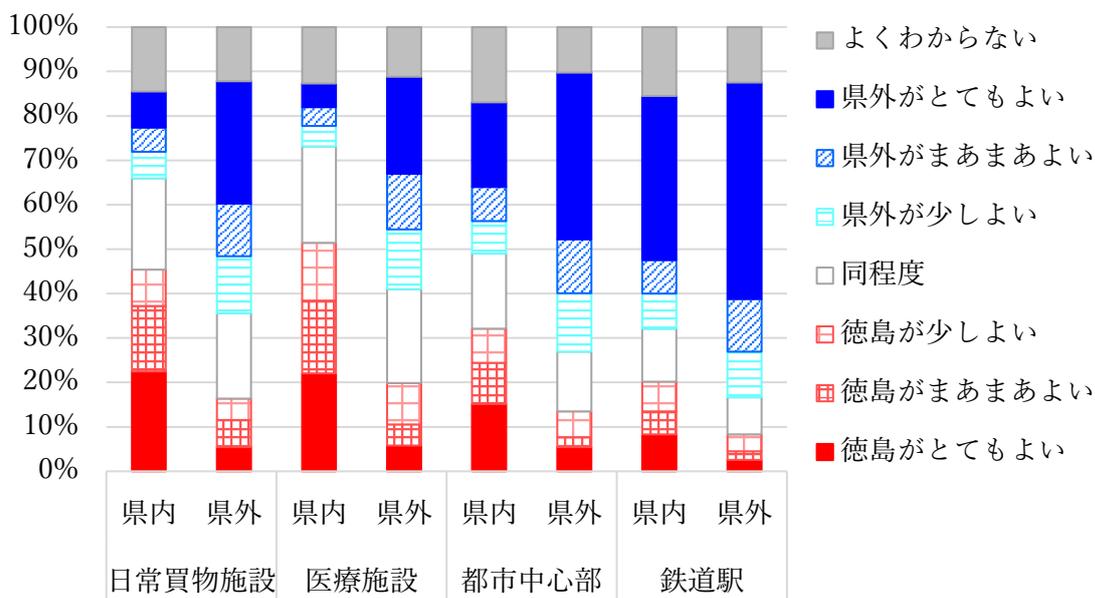
徳島県内における就業環境について「職場の近くに居住できる」の回答割合が、県内居住者サンプルで32%、県外居住者サンプルで22%と多い。県内居住者サンプルでは「継承

すべき家業がある」が10%程度で回答され、県外居住者サンプルでは「通信環境がよい」および「支援してくれる人がいる」が10%程度で回答されている。一方、「よくわからない」および「当てはまるものがない」の回答割合を合わせると、県内居住者および県外居住者ともに50%を超えている。

交通利便性については、「日常買物施設」「医療施設」「都市中心部」および「鉄道駅」の4項目に関して、徳島県内と県外を7段階での比較評価の回答を得ている。県内居住者898サンプルと県外居住者312サンプルで区分して集計する。

居住地の交通利便性の比較評価についての回答割合を図表14に示す。「とてもよい」と「まあまあよい」を合わせた回答割合について、「徳島」と「県外」の差をみていく。日常買物施設への交通利便性については、県内居住者では「徳島」が24%多いのに対して、県外居住者では28%少なく、評価が分かれている。医療施設への交通利便性についても同様に、県内居住者では「徳島」が29%多いのに対して、県外居住者では24%少なく、評価が分かれている。日常買物施設および医療施設への移動交通手段として、県内居住者では自動車利用が前提であるのに対して、県外居住者では自動車利用を前提としないことが、評価が分かれる原因と考えられる。

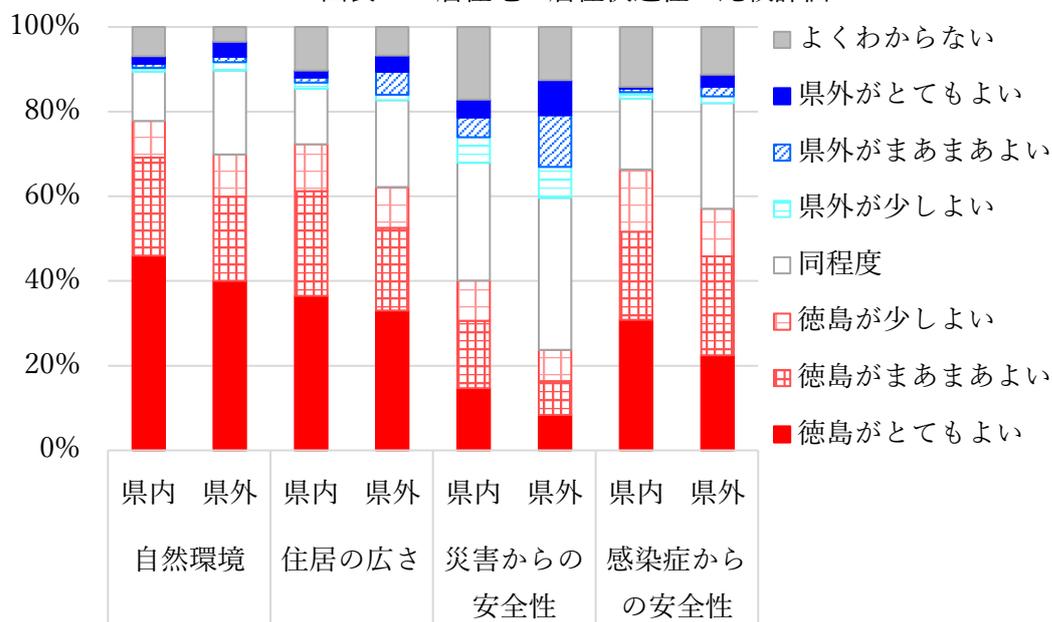
図表14：居住地の交通利便性の比較評価



都市中心部への交通利便性については、県内居住者ではほぼ拮抗しているのに対して、県外居住者では42%少なく「県外」の評価が明確に高い。鉄道駅については、県内居住者についても「県外」が31%多く、県外居住者では「県外」が56%多く、いずれも「県外」の評価が明確に高い。

居住快適性については、「自然環境」「住居の広さ」「災害からの安全性」および「感染症

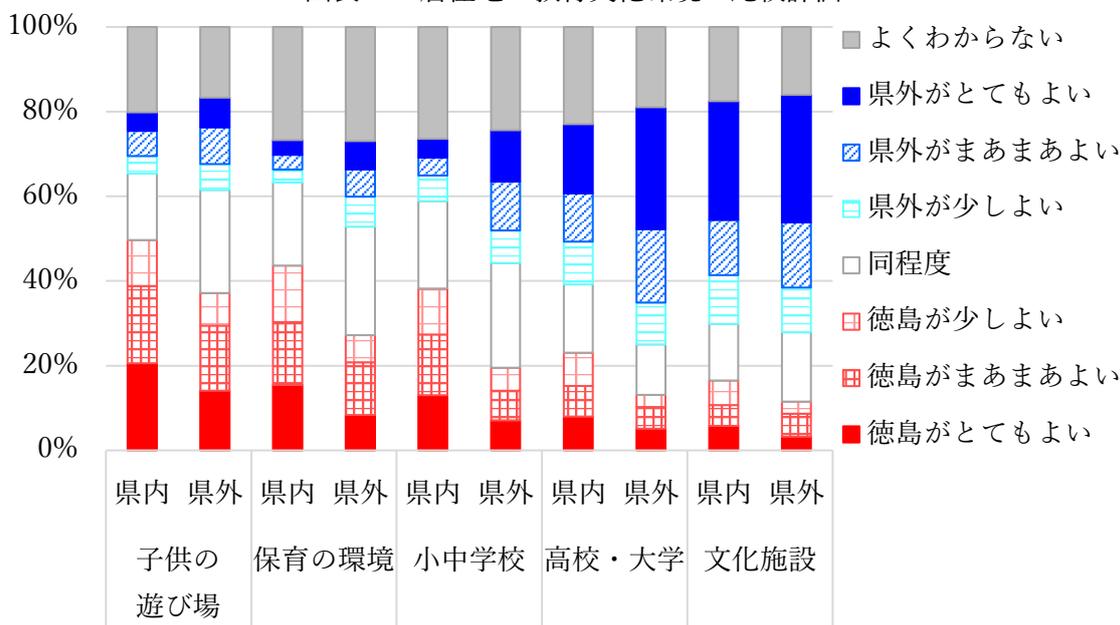
図表15：居住地の居住快適性の比較評価



からの安全性」の4項目に関して、徳島県内と県外を7段階での比較評価の回答を得ている。県内居住者898サンプルと県外居住者312サンプルで区分して集計する。居住地の居住快適性の比較評価についての回答割合を、県内居住者と県外居住者で区分して図表15に示す。「とてもよい」と「まあまあよい」を合わせた回答割合について、「徳島」と「県外」の差をみていく。自然環境については、「徳島」を支持する回答が明確に多く、県内居住者では66%、県外居住者では55%の差がある。住居の広さについても同様に、県内居住者では58%、県外居住者では43%の差で、「徳島」を支持する回答割合が明確に高い。感染症からの安全性についても同様な傾向が見られ、県内居住者では50%、県外居住者では41%の差で、「徳島」を支持する回答割合が明確に高い。一方、災害からの安全性については、県内居住者では「徳島」が22%多いのに対して、県外居住者では4%少なく、評価が分かれている。徳島県には南海トラフ巨大地震の被害も想定されており、県内居住者において災害リスクの認識が低い可能性も考えられる。

教育文化環境については、「子供の遊び場」「保育の環境」「小中学校」「高校・大学」および「文化施設」の5項目に関して、徳島県内と県外を7段階での比較評価の回答を得ている。県内居住者898サンプルと県外居住者312サンプルで区分して集計する。居住地の教育文化環境の比較評価についての回答割合を、県内居住者と県外居住者で区分して図表16に示す。「とてもよい」と「まあまあよい」を合わせた回答割合について、「徳島」と「県外」の差をみていく。子供の遊び場については、県内居住者では29%、県外居住者では14%の差で、「徳島」を支持する回答割合が高い。保育の環境についても同様に、県内居住者では23%、県外居住者では8%の差で、「徳島」を支持する回答割合が高い。一方、小中学校につ

図表16：居住地の教育文化環境の比較評価

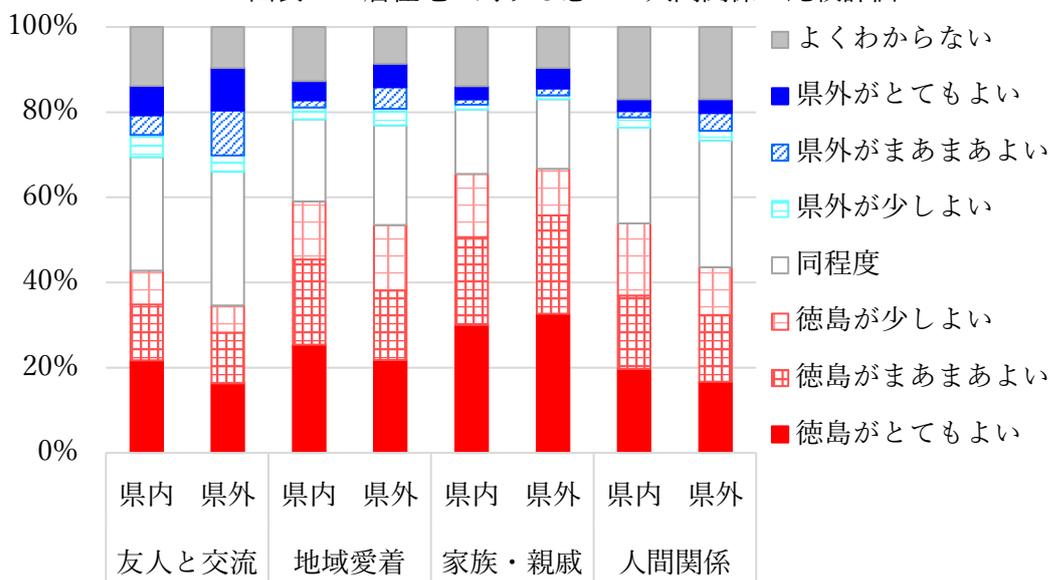


いては、県内居住者では「徳島」が23%多いのに対して、県外居住者では12%少なく、評価が分かれている。さらに、高校・大学については、いずれも「県外」を支持する回答割合が高く、県内居住者では12%、県外居住者では36%の差がある。文化施設については、県内居住者で30%とその差が明確となり、県外居住者でも37%の差で「県外」を支持する回答割合が高い。以上のように、教育文化環境については、その対象年齢が高くなるにしたがって、「徳島」の評価が低下することがわかる。

居住地に対する思い・人間関係については、「友人と交流」「地域愛着」「家族・親戚」および「人間関係」の4項目に関して、徳島県内と県外を7段階での比較評価の回答を得ている。県内居住者898サンプルと県外居住者312サンプルで区分して集計する。居住地に対する思い・人間関係の比較評価についての回答割合を、県内居住者と県外居住者で区分して図表17に示す。

「とてもよい」と「まあまあよい」を合わせた回答割合について、「徳島」と「県外」の差をみていく。徳島県出身者より回答を得ているため、いずれの項目についても「徳島」を支持する回答割合が高い。なお、県外居住者については、二拠点居住も含めて徳島県内への転居の候補地を選択しているサンプルに限定している点に留意する必要がある。家族・親戚については、県内居住者では46%、県外居住者では49%の差で、「徳島」を支持する回答割合が明確に高い。地域愛着についても同様に、「徳島」を支持する回答割合が高く、県内居住者では39%、県外居住者でも28%の差である。人間関係についても同様に、「徳島」を支持する回答割合が高く、県内居住者では33%、県外居住者でも25%の差である。友人との交流についても、県内居住者では23%、県外居住者でも8%の差で「徳島」を支持する回答

図表17：居住地に対する思い・人間関係の比較評価



割合が高い。以上のような県外居住者による回答結果から、居住地に対する思い・人間関係についての評価を高めておくことが、Uターン行動を検討するきっかけとなる可能性が考えられる。

6. まとめ

本研究では、徳島県出身者を対象としたアンケート調査に基づいて、ライフステージに対応したUターン行動の実態を整理するとともに、テレワークおよび二拠点居住の実態と意向を把握し、徳島県内への転居に関わる要因について比較評価を行った。本研究の成果は、以下のように整理できる。

1) 徳島県出身者について、若年期の進学や就職にともなう移動履歴から、一貫して地元に住居する定住者は53%、県外に進学または就職したのち現在は県内に居住する帰県者は26%、進学や就職をきっかけに県外に住居する非帰県者は21%であり、県外流出者の半数以上がUターンしていると推計される。県外への転出先で見ると、関東地方からのUターン率はやや低く、中国・四国地方のUターン率はやや高い。県内の出身地別で見ると、県内西部や南部で非帰県者の割合が高い傾向が認められる。

2) 徳島県外ではテレワークを実施している就業者が1割以上であり、テレワークが継続される可能性もほぼ同程度みられる。一方、二拠点居住について、現状では少数である。しかしながら、今後就業環境および生活環境などの条件が満たされれば、徳島県出身の県外居住者の少なくとも4割程度には二拠点居住も含めた県内への転居の可能性はあることがわかった。

3) 徳島県内への転居の可能性がある県外居住者については、居住地に対する想い・人間関係についての評価が高い。また、居住快適性については、災害リスクを除いては評価が高い。徳島県内では「職場の近くに居住できる」ことが就業環境として評価される点である。教育文化環境については、その対象年齢が高くなるにしたがって評価が低下する。一方で、徳島県出身者であっても、県外居住者には自動車利用を前提とした交通利便性は評価されないことが明確となった。

【参考文献】

- 阿部正太郎・近藤光男・近藤明子(2010)「転入受け入れ体制が UIJ ターン人口移動に及ぼす影響に関する研究」, 土木計画学研究・論文集, Vol.27, No.2, 219-23.
- 奥嶋政嗣・豊田晃太郎・渡辺公次郎・山中英生(2020)「徳島都市圏での新築戸建住宅立地における災害リスク・近居・まちへの想いの影響分析」, 土木学会論文集 D3(土木計画学), Vol.75, No.6, 171-180.
- 奥嶋政嗣・山中英生・渡辺公次郎(2020)「世帯特性を考慮した居住地選好の分析-津波リスクを有する地方圏を対象として-」, 環境共生, Vol.36, No.1, 32-43.
- 豊田哲也(2013)「日本における所得の地域間格差と人口移動の変化-世帯規模と年齢構成を考慮した世帯所得の推定を用いて-」, 経済地理学年報, Vol.59, No.1, 4-26.
- 豊田哲也(2002)「四国地方における人口移動転換の要因」, 徳島地理学会論文集, Vol.5, 71-90.
- Akiko Kondo, Akio Kondo and Kojiro WATANABE(2006),“ A MIGRATION MODEL AND ANALYSIS BETWEEN REGIONS IN CONSIDERATION OF CHANGE IN PERCEPTION OF LIFE”, The 5th International Symposium on City Planning and Environmental Management in Asian Countries, 215-226.

第6章 地方都市の少子化対策が目指すべき方向性

－結婚・出産の決定要因に関する先行研究から－

兵庫県立大学 国際商経学部 教授 横山 由紀子

【要約】

結婚・出産の決定要因については、これまで数多くの研究蓄積がある。実証分析の結果を適切な政策提言に結びつけるためには、どのような社会システムを背景にそうした分析結果が出たのかについて理解する必要がある。より広い枠組みで日本の少子化の構造を捉えた本田（2017）は、人々が前提とする家族像が実社会の変化に追いつくことができず、両者に齟齬が生じていることが少子化の原因だと指摘する。また、山田（2020）によれば、日本の若者が「世間並み」で「親並み」の生活水準を期待していることも少子化を進展させている。

こうした状況を踏まえ、地方都市の少子化対策が目指すべき方向性を3点提示した。第1に、多様性のある職住関係や子育て環境など、親世代や他者とは比較できない新たな生活様式の価値創造である。第2に、女性の経済的自立を含めたジェンダー平等の推進である。第3に、恋愛に消極的な若者のためのカウンセリング等を含めた出会いのサポート事業である。

1. はじめに

日本は少子化の一途を辿り、地方部によっては地域消滅の危機にも直面している。そこで本稿では、先行研究から日本の少子化の要因を探ることで、地方都市の少子化対策が目指すべき方向性について検討することを目的とする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、結婚・出産に関する決定要因に関する先行研究のサーベイを行う。第3節では、より大きな枠組みで少子化の構造を捉えるため、日本の少子化の背景を社会システムの視点から考察する。第4節は、地方都市における今後の少子化対策の方向性について検討する。

なお、地域の人口動態については地域間の人口移動も重要な論点である。例えば、若い子育て世帯の移住を促進できれば地域が若返ることは可能である。しかしながら、本稿ではあくまで地域住民の結婚・出産に焦点を当てるため、地域間の人口移動は扱わないこととする。

2. 結婚・出産の決定要因

まずは有配偶女性の出生力に与える要因について以下に着目して先行研究の結果を概観する。すなわち、（1）女性の就業行動との関連性、（2）出産・育児の機会費用を下げる施

策、(3) 男性の家事育児参加の3点である。その後、未婚化について先行研究をまとめる。

2. 1 有配偶女性における出生力

2. 1. 1 女性の就業行動との関連性

女性の就業と出生力に関する海外の一連の研究結果については、是川(2019)が詳しい。子どもを持つことの機会費用は高学歴女性や専門職に就く女性ほど大きいため、こうした女性は子どもをあまり持たないとされる。一方で、学歴の高い女性ほど学歴の高い男性と結婚する確率が高いことから、卒業後は相対的に結婚や出産を経験しやすいという研究もある。さらに、「ジェンダー革命仮説」においては、労働市場への女性の参入が進む過程では出生力が低下するものの、家族政策の充実によってジェンダー平等化が進むならば、女性就業の進展はむしろ出生力の上昇に寄与するようになることを想定している¹。

日本においても、女性の就業と出産行動の関係について数多くの研究がなされてきたが、一定期間における出産確率を就業との関係で分析することには限界もある。例えば、岩澤(2004)は、出産退職者と就業継続者との間でその後の追加的な出生に差異が見られないことに対して、希望する子ども数を持つために妻が働き方の調整をしているという解釈を示している。また、仙田・樋口(2000)²は、子どもを持つことによる就業中断の経済的損失の大きさを規定する要因として、中長期的視点から2種類の機会費用を挙げている。すなわち、出産・育児期に賃金を放棄する可能性による直接的機会費用と、復職したときに賃金が低下する可能性としての間接的機会費用である。この考え方に基づき、是川(2019)は、ある時点での就業と出産の競合関係に焦点を当てるのではなく、ライフコースを通じた出生力に焦点を当てる必要があると主張する。例えば非正規雇用は育児休業の利用が難しいことから出産の直接的機会費用が大きいものの、流動性が高く再就職が容易なことから間接的機会費用は小さいと考えることができるとして、仙田・樋口(2000)の考え方を雇用形態による違いにも適用させている³。そのうえで、人的資本や初期キャリアが女性の出産・育児の機会費用を決定する大きな要因であるという視点から、出生コーホートによ

¹ 是川(2019)参照。

² 仙田・樋口(2000)は、「どういうタイミングで何人産むか」ではなく、「子どもを持つか持たないか」という選択に着目してフルタイム雇用労働の職種による経済的損失の違いを分析している。

³ 非正規就業に関する研究結果としては、守泉(2005)、別府(2012)は非正規就業者で出産確率が低い、あるいは、出産意欲が低いということを明らかにした。また、酒井・樋口(2005)によると、フリーター経験は結婚を遅らせることを通じて出産時期に影響を与えている。

って非正規雇用者の割合が大きく異なることによる効果についても考察している。

なお、福田・守泉（2015）は、女性の就業は希望子ども数には影響を与えないが、希望子ども数の実現を阻害する効果があると指摘する。その一方で、高学歴で共働き思考を持つ女性においてはもともとの希望子ども数を1人とすることで、その子ども数（1人）の出産は実現しやすいという結果も示している。

2. 1. 2 出産・育児の機会費用を下げる施策

出産・育児の機会費用を下げる政策として、山口（2021）は、現金給付や現物給付による支援の効果を紹介している。現金給付としては、児童手当のような単純な所得移転だけでなく、扶養控除や育休給付金のように育児休業制度を通じた金銭的支援も含まれる。理論上では、充実した現金給付は必ずしも出生率の引き上げにつながらない点⁴を示したうえで、各国の現金給付政策の効果に関する実証分析を紹介している。全体として、「出生率は現金給付政策に反応しうる」としつつも、その効果は大きなものではないとまとめている。

山口（2021）は、現物給付としての保育支援の効果についても考察している。各国の実証分析結果を概観したうえで、保育所がそもそも利用できていないような状況においては、保育所の整備が出生率引き上げに一定の効果を持つ可能性が高いと指摘する。日本の状況に関する研究としては、例えば吉田・水落（2005）、Fukai（2017）が挙げられる。吉田・水落（2005）は、認可保育所定員の充実が第1子の出産には影響を与えないものの、第2子の出産を促す効果があると指摘した。Fukai（2017）は、日本の2000年代の保育所整備の進展に着目し、待機児童がいる地域に限定すれば、女性の労働参加率の予測値⁵が高い地域において保育所定員率は出生率の上昇に正の効果を持つことを明らかにした。

また、職場における両立支援策が出産行動に影響を与えるとする研究として、駿河・西本（2002）、山口（2005）、野口（2007）などがある。野口（2007）は仕事と家庭の両立支援策に関する先行研究についても詳しくまとめている。

2. 1. 3 男性の家事育児参加

男性の家事育児参加が出産意欲や出生行動に与える影響についても研究が蓄積されている。藤野（2006）は、妻が専業主婦や非正規就業で働く場合、夫の家事育児参加が夫婦の追加予定子ども数に有意にプラスの影響を与えることを示した。小葉・安岡・浦川（2009）

⁴ 所得が増えて子どもにかけられる総額が増えると、子どもの「量」ではなく、子どもの「質」を重視することにより、むしろ子どもの数が減る可能性があるためである。

⁵ 実際の労働参加率は保育所の利用可能性による影響を受けているため、分析には労働参加率の予測値を用いている。

は、家事育児に対する夫の協力が、「子どもをもう一人欲しい」という希望にプラスの影響を与えていることを明らかにした。また、樋口・坂本・萩原（2016）は、休日における夫の家事・育児時間が長い世帯ほど出産確率が高まることを指摘する⁶。さらに、山口（2021）は、男性の家事・育児負担と出生率の正の相関関係を説明した Doepke and Kindermann の理論を紹介し、「ジェンダー平等は出生率向上につながる」という言説に経済学的な裏付けを与えたとする。

実際の育児参加ではなく、夫が出産育児関連の休暇を取得する効果に関する分析もある。水落（2011）は、男性の出産・育児に関する休暇の取得が出生に対して正の影響を持つことを指摘した。妻が第1子出産後も就業した世帯では休暇日数が多いほど出生に正に影響し、一方、妻が第1子出産後に家事育児に専念した世帯では、休暇日数ではなく、休暇形態が影響していることを明らかにした。

このように、男性の家事育児参加が世帯の出生行動にプラスの側面があると指摘する研究がある一方で、夫婦の家事負担を平等にすることについて山田（2020）は、男女共同参画の観点からは必要なことであっても、これが少子化対策に結びつくかどうかは不明であると指摘する⁷。夫婦の家事負担を平等にすることは男性側の「子どもを持つ意欲」をそぐ可能性があるからである。たしかに、福田・守泉（2015）の分析結果は、女性の結婚時の希望子ども数の達成には夫の意向も反映されていることを示しており、女性だけが子ども数を決める主導権を持っているわけではない。

これに対し、水落（2010）は、夫の育児分担は夫側の追加出生意欲を高めることで、家計としての出産意欲が高まることを指摘している。また、夫の育児分担の程度が妻側の追加出生意欲には影響を与えないことについては、そもそもの夫の育児分担の水準の低さなどが原因である可能性を指摘している。

2. 2 未婚化

出生行動については女性の就業行動との関係性に焦点が当たることが多いが、未婚化の要因としては、男性の経済力が着目されることも多い。水落（2006）は、女性については学卒直後の雇用形態は結婚タイミングに影響を与えないものの、男性については学卒直後に正社員で雇用された場合、男性の結婚タイミングが早まることを明らかにした。また、東アジア先進諸国を対象に分析した松田（2020）⁸は、日本において、若者の雇用劣化が男

⁶ 家事育児への取り組み状況については出産2年前の状態を用いている。

⁷ 山田（2020）pp. 52-53。

⁸ 東アジア先進諸国（日本・韓国・シンガポール）を対象に分析とし、少子化の背景として4つの背景要因を検証している。すなわち、①若者の雇用の劣化、②教育費の高負担、③仕事と家庭の両立の困難、④強い家族規範と物質主義的な価値観である。

性の未婚化をもたらしたという結果を得ている。

一方、女性の行動に着目した樋口・坂本・萩原（2016）は、2000年代以降の結婚選択において、「21世紀成年者縦断調査」を用いて分析した結果、親と同居している女性⁹や時間当たり賃金率の高い女性就業者の方が婚姻率は高いことを示した。さらに、正社員に限定すると、通勤時間の短い女性の方が結婚していることを確認した。また、「消費生活に関するパネル調査」を用いて出生コーホートダミーを加えた分析を行うと、1960年代生まれと比べて特に1980年代において結婚選択確率が下がっていることを指摘する。

また、未婚女性が結婚相手に求める所得水準について佐々木（2010）は、本人の所得が高いほど留保水準を高めており、また、交際経験を持つことや非正規就業者である場合にも留保水準を高めているという結果を得ている。

3. 日本の少子化の背景

前節では、結婚・出産の決定要因について先行研究の結果を概観した。一連の研究結果から個々の変数の効果の方向性は理解できるものの、それぞれがどの程度少子化に影響しているのかについては捉えることは難しい。さらにいえば、どのような社会システムのもと、上記のような影響が見られているのかは捉えられていない。実証分析の結果を適切な政策提言に結びつけるには、どのような社会システムを背景にそうした分析結果が出たのかについて理解する必要がある。そこで本節では、より大きな枠組みで日本の少子化の構造について探ることとする。

落合（2013）¹⁰は、欧米圏の第2次人口転換と同様に、日本を含む東アジアにおいても出生率低下、結婚の不安定化、晩婚化・未婚化が生じているが、同棲の増加や婚外出生率¹¹の増加はほとんど起きておらず結婚と出産をつなぐ規範は健在であることを指摘する。

こうしたなか、2012年時点では、1970年代以降の出生率低下分の約9割が結婚の遅れおよ

⁹ 1990年代に提唱された「パラサイトシングル仮説」と異なる結果となった理由として、2000年代以降を分析対象としていることが挙げられている。すなわち、1990年代後半以降の経済低迷による影響により、同居未婚者の経済状況が必ずしも「パラサイトシングル仮説」が想定するような贅沢な独身貴族ではないことによる。

¹⁰ 出生率と女子労働力率を近代家族成立のメルクマールとし、さらには、人口転換とジェンダーを近代の家族変動と社会変動を捉えるための理論的基礎とすべきだと主張する。

¹¹ 日本における婚外子がいる世帯に関する希少な研究として、岩澤（2017）がある。日本の婚外子について、世帯収入が200万円を下回る貧困状態にある割合が6割近くを占めるなど婚外子とその家族が経済的に困窮し、家族の結びつきが弱く孤立しやすい状況にあることが示された。一方で、継続的に父親と同居している婚外子や母親の社会経済的地位が高いケースも一定数含まれており、婚外子世帯の多様性を明らかにしている。

び結婚離れによって説明される（岩澤 2015）。1970 年代後半から 1990 年頃までは初婚率の低下により少子化は進展し、その後夫婦の出生力の低迷期を迎えたといわれる¹²。

すなわち、急速な未婚化が現在の少子化につながっており、夫婦の出生力の規定要因だけをみていると少子化対策として大きな効果は期待できないことがわかる。また、山田（2020）は、欧米においては保育所整備や育休制度の充実、夫の家事参加の推奨といった両立支援策は少子化に有効であるが、日本で夫婦の出生力を高めるにはこうした両立支援策だけでは不十分であると指摘する。日本の両立支援策は、「大卒かつ大都市居住者かつ大企業正社員または公務員」というキャリア女性を想定しており、これに該当しない女性の方が圧倒的に多いという現状においては少子化対策としての効果が限定されるからである。両立支援策を少子化対策とする考え方には、「女性が仕事を続けたいから結婚しない、子どもを持たない」という欧米のロジックがある。一方、日本では女性の経済的自立に対する意識が弱く、また、仕事で自己実現欲求を満たしている女性が少ないので、仕事の継続がしたいために子どもを産まないというロジックがあてはまらないケースが多い。そのため山田（2020）は、少子化対策として機能させるには、両立支援策だけでなく、女性が仕事を生きがいとできるような環境の整備も必要であると指摘する。

本田（2017）によると、1990 年代以降の日本の少子化は、仕事・家族・教育という 3 つの社会領域が独特の関係性をもっていたとされる「戦後日本型循環モデル¹³」が破綻を迎えたことに起因する。戦後日本型循環モデルの下では、仕事・家族・教育の間に一方向的な資源循環が成立しており、世代と性別による役割分担が確固としていた。すなわち、大人の男性は仕事に専心し、大人の女性は家族を担うことに専心し、子どもは教育に専心するという役割分業である。1990 年代のバブル崩壊とその後の長期不況によりこうした戦後日本型循環モデルが破綻¹⁴し始めてからも、家族の社会的機能や規範的価値が従来同様に大きかったため、家族形成、すなわち、結婚・出産を実現できる層が縮小してきたと本田（2017）は主張する。

このような社会の大きな変化の中において、これまでの少子化対策があまり効果を持たなかったのは当然であるともいえる。日本の社会システムの全体像やその変化を理解することなく、少子化をくい止めることは難しいだろう。

¹² なお、岩澤（2015）によると 2005 年頃から過去の先送りのキャッチアップによる回復基調が見られた。

¹³ 本田（2014）参照。

¹⁴ バブル崩壊後には、労働市場の悪化による家計の不安定化や若年労働者の非正規化、高卒労働市場の悪化に伴う大学進学率の上昇と教育費による家計圧迫、ゆとり教育導入による家庭での教育負担の増加などにより、仕事・家族・教育という 3 つの領域の関係性が崩れた。

4. 考察：地方都市における少子化対策はどうあるべきか

ここまで、結婚・出産の決定要因に加え、社会システムというさらに広い枠組みで少子化の背景を探ってきた。

前節でみたように、少子化は社会全体の大きな変化によってもたらされてきた。人々が無意識に前提としている家族像が実社会の変化に追いくことができず、両者に齟齬が生じていることが未婚化・少子化の原因となっている。

では、戦後日本型循環モデルから抜け出した後、どのような新しい社会モデルを作ればいいのかだろうか。本田（2017）が指摘するように、目指すべき社会モデルは、①仕事・家族・教育の関係を一方向でなく、連携・協力・均衡を含む双方向の関係にすること、②世代や性別を超えて個人が仕事・家族・教育のすべてに関わること、③それを可能とさせる政府の役割、といった特徴で構成されるものであろう。

こうした新しい社会モデルに作り直すには、今まで無意識のうちに当たり前としてきた前提に向き合う必要がある。例えば第2節でみたように、若年男性の雇用環境の悪化が未婚率を低下させたという実証分析結果はあるものの、その背景には「男性が家計を支えるべきだ」という前提（思い込み）がある。山田（2020）は、日本社会において男女平等意識は浸透してきたものの、女性には経済的自立が必要という意識はまだ一般的ではないと指摘する。実際に、若い世代であっても男女とも7割以上の人々が「結婚後の家計は夫が支えるべきだ」と考えている¹⁵。また、天野（2019）は、「未婚者は既婚者に比べ、結婚生活に必要な世帯年収を過大にとらえる傾向が強い」と指摘する¹⁶。そのため、結婚生活のための収入が実際に足りないというよりは、結婚するには収入が足りないと思い込んでいるだけである可能性がある。

また、山田（2020）は、日本の少子化の根本原因は、「経済格差が拡大しているにもかかわらず、大多数の若者は中流意識を持ち続け、「世間並み」の生活を続けたいと思っていることにある」と主張する¹⁷。すなわち、日本人の強い「世間体」意識ゆえに、「世間並みの生活水準」を求めるが、その期待する生活水準が高すぎる。さらには、自分が育った環境以上の環境で子どもを育てられる見通しがなければ子どもを持とうとしないため¹⁸、少子化が進展する、というものである。要するに、日本の若者が「世間並み」で「親並み」の生活水準を期待していることが少子化を進展させている。

以上を踏まえ、地方都市が目指すべき少子化対策として、以下の3点を提案したい。

まず第1に、新たな生活スタイルによる価値の創造である。金銭面で親世代の生活水準

¹⁵ 山田（2020）75-77 ページ。

¹⁶ 天野（2019）96 ページ。

¹⁷ 山田（2020）163 ページ。

¹⁸ 山田（2017）参照。

を超えることはもはや難しい若者が多数を占める。そのため、新たな生活スタイルにより、金銭とは違う基準で親世代よりも豊かな生活を実感する必要がある。具体的には、職住の関係や、子育て環境における多様性が鍵となるだろう。こうした多様性は、他の人々の生活水準と金銭面で比較することを回避することにもつながる。

第 2 に、女性の経済的自立を含めたジェンダー平等を推進することである。女性の経済的自立が当たり前である社会においては、男性一人で収入を確保する必要はなく、男性の経済力低下による出生率低下も生じにくくなる。そのためには、地方在住の非正規や一般職の非キャリア女性においても、仕事にやりがいがあり、働くことが自己実現の一部となるような環境の整備を支援する必要がある。

第 3 に、未婚者同士の出会いのサポート事業である。未婚者のうち交際相手がいない人が 2005 年頃以降に急増している¹⁹。職場結婚や見合い結婚が減り、待っていれば結婚相手が見つかるという時代ではなくなったうえに、恋愛に対して消極的な若者が増えている。そのため、出会いの支援においても単に未婚の男女を集めるだけでは効果はなく、カウンセリング等の様々な工夫が必要であろう²⁰。

当然ながら、上記 3 点以外にも有効な方法はあるだろう。例えば、同棲支援として公的な住宅支援を行うことも考えられる。ただし、地域によっては出会い自体がなく、恋愛関係にまで達するケースが少ない場合等もあるため、こうした方策が効果を持つかどうかは各地域の状況によって異なるだろう。なお、本稿では人口移動については触れていないが、人口移動が地域の人口動態に与える影響は大きい。地域間の人口移動についての検討は今後の課題としたい。

【参考文献】

天野馨南子 (2019) 『データで読み解く「生涯独身」社会』宝島社新書。

岩澤美帆 (2004) 「妻の就業と出生行動－1970～2002 年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』第 60 巻第 1 号,50-69.

岩澤美帆 (2015) 「少子化をもたらした未婚化および夫婦の変化」高橋重郷・大淵寛編『人口学ライブラリー16 人口減少と少子化対策』原書房第 2 章,49-72.

岩澤美帆 (2017) 「2000 年代の日本における婚外子 －父親との同別居，社会経済的状況とその多様性－」『人口学研究』第 53 号,47-61.

¹⁹ 天野 (2019) によると、若い独身男女の約 9 割が結婚意思を持っていることについては 1980 年代以降変化がない一方で、「交際相手がいない」人の割合は 2005 年頃以降急増し、2015 年調査においては未婚者のうち男性 7 割、女性 6 割に交際相手がいない状況にある (34-37 ページ)。

²⁰ 山田 (2020) 100-103 ページ。

- 落合恵美子 (2013) 「近代世代の転換と家族変動の論理ーアジアとヨーロッパ」『社会学評論』第 64 卷第 4 号,553-551.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫 (2009) 「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』第 44 卷第 4 号,447-459.
- 是川夕 (2019) 「有配偶女性の人的資本、及び初期キャリアが出生力に及ぼす影響ー女性就業と出生力の関係の再検討ー」『人口問題研究』第 75 卷第 1 号,1-25.
- 酒井正・樋口美雄 (2005) 「フリーターのその後--就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』第 47 卷 1 号,29-41.
- 佐々木昇一 (2010) 「独身女性の男性に求める留保水準に関する実証分析」『生活経済学研究』第 31 号,79-87.
- 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』第 37 卷第 4 号,371-379.
- 仙田幸子・樋口美雄 (2000) 「妻の職種別にみた子どもを持つことの経済的コストの違い」『人口問題研究』第 56 卷第 5 号,19-37.
- 野口晴子 (2007) 「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援策」が夫婦の出生行動に与える影響ー労働組合を対象とした調査の結果からー」『季刊社会保障研究』第 43 卷第 3 号,244-260.
- 福田節也・守泉理恵 (2015) 「ライフコースを通じた希望子ども数の変化と達成の要因に関する分析」『人口問題研究』第 71 卷第 3 号,179-200.
- 別府志海 (2012) 「有配偶女性の就業異動と出生力」『人口問題研究』第 68 卷第 1 号,1-13.
- 本田由紀 (2014) 『もじれる社会ー戦後日本型循環モデルを超えてー』ちくま新書.
- 本田由紀 (2017) 「教育・仕事・家族をめぐる課題と新たな結びなおし」『医療と社会』第 27 卷第 1 号,31-39.
- 松田茂樹 (2020) 「東アジアにおける超低出生力の特徴と少子化対策」津谷典子ほか編『人口変動と家族の実証分析』第 9 章,267-292.
- 樋口美雄・坂本和靖・萩原里紗 (2016) 「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証ー家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析ー」『三田商学研究』第 58 卷第 6 号,29-57.
- 藤野 (柿並) 敦子 (2006) 「夫の家計内生産活動が夫婦の追加予定子供数へ及ぼす影響」『人口学研究』第 38 卷,21-40.
- 守泉理恵 (2005) 「非典型労働の拡がり」と少子化」『人口問題研究』第 61 卷第 3 号,2-19.
- 水落正明 (2006) 「学卒直後の雇用状態が結婚タイミングに与える影響」『生活経済学研究』第 22.23 卷,167-176.
- 水落正明 (2010) 「夫の育児と追加出生に関する国際比較分析」『人口学研究』第 46 卷,1-13.
- 水落正明 (2011) 「夫の出産・育児に関する休暇取得が出生に与える影響」『季刊社会保障研究』第 46 卷第 4 号,403-413.

- 山口一男 (2005) 「少子化の決定要因と対策について一夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」『季刊家計経済研究』第 66 号,57-67.
- 山口慎太郎 (2021)『子育て支援の経済学』日本評論社.
- 山田昌弘 (2017) 「子どもにつらい思いをさせたくない」－少子化問題の日本的特徴について」『医療と社会』第 27 巻第 1 号,41-51.
- 山田昌弘 (2020)『日本の少子化対策はなぜ失敗したのか？結婚・出産が回避される本当の原因』光文社新書.
- 吉田浩・水落正明 (2005) 「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『季刊家計経済研究』第 51 巻,76-95.
- Fukai, T. (2017) “Childcare Availability and Fertility: Evidence from Municipalities in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 43: 1-18.

第7章 全国および徳島県の出生率の変化

徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治
徳島文理大学 総合政策学部 准教授 水ノ上 智邦

【要約】

わが国の合計特殊出生率は、2005年に既往最低の1.26を記録して以降は上昇に転じ、緩やかに回復していた。しかし、2015年を境に再び低下気味に推移している。これを年齢別にみると、2015年までの合計特殊出生率の上昇は、20代の出生率が低下したものの、30代の出生率がこの低下を補って上昇したことによる。しかし、2019年には20代から30代半ばまでの出生率の低下がみられ、これが合計特殊出生率低下として現れたと思われる。

出生率は、女性のうち配偶者がいる人の割合と、その女性がどの程度出産するのかという2つの要因に分解することができる。有配偶率と有配偶出生率である。このことを利用して合計特殊出生率の変化に対するそれぞれの寄与を分析したところ、2015年までの上昇は有配偶率がマイナスに寄与する一方で、有配偶出生率のプラス寄与がマイナスを上回った結果であることが明らかになった。ただ、20代では、有配偶率のマイナス寄与が有配偶出生率のプラス寄与を上回ったため出生率が低下している。足もとの合計特殊出生率低下の背景には、有配偶率が低下したため出生率が低くなっている若い世代が、時間経過とともに合計特殊出生率にマイナスの影響を与えていると捉えることもできる。若い世代の出生率の低下には留意が必要であろう。

1. はじめに

合計特殊出生率は、2005年に既往の最低水準1.26となった後は緩やかに上昇を続けていた。しかし、2015年に1.45となった後は再び低下気味に推移している。政府は少子化社会対策大綱（令和2年（2020年）5月閣議決定）で基本的な目標として希望出生率1.8を掲げたが、足もとの動きは目標から遠ざかり始めている。また、2020年には新型コロナウイルス感染症が流行し、これが結婚や出産に対してマイナスに影響し、合計特殊出生率がさらに低下するのではないかと心配される。

本章ではまず、婚姻件数や出生数、合計特殊出生率の現在の状況を「人口動態統計」（厚生労働省）によって確認する。また、合計特殊出生率は上昇の後再び低下気味に推移しているが、この数値の基となる年齢別出生率を観察することによって、合計特殊出生率の上昇と低下が、何歳の出生率に影響を受けたのかということ把握する。さらに、出生率を有配偶率と有配偶出生率という2つの要因に分解し、このどちらの要因がどの程度合計特殊出生率の変化に影響したのかということも分析し、将来展望の一助としたい。

図表 1：全国および徳島県の婚姻件数と出生数の推移

	全国		徳島県	
	婚姻件数 (組)	出生数 (人)	婚姻件数 (組)	出生数 (人)
2000年	798,138	1,190,547	4,523	7,224
2005年	714,265	1,062,530	3,637	5,913
2010年	700,222	1,071,305	3,573	5,904
2013年	660,622	1,029,817	3,426	5,666
2014年	643,783	1,003,609	3,322	5,502
2015年	635,225	1,005,721	3,229	5,586
2016年	620,707	977,242	3,177	5,346
2017年	606,952	946,146	2,985	5,182
2018年	586,481	918,400	2,910	4,998
2019年	599,007	865,239	2,878	4,554
2020年(注)	537,583	803,401	2,634	4,412

(注) 2020年は速報で、その他は確定数。

(出所) 「人口動態統計」 (厚生労働省)

2. 全国と徳島県の婚姻件数・出生数の状況

全国と徳島県の婚姻件数並びに出生数の推移を図表 1 によって確認しておこう。全国の 2019 年の婚姻件数は 59 万 9,007 組と、前年に比べて 2.1%の増加となった。ただこれは、2019 年に元号が改まったことによって、5 月に前年に比べて約 2 倍程度増加したことが影響している。2020 年はこの反動やコロナ禍もあって減少し、速報で 53 万 7,583 組となっている。速報の数値であるので、図表 1 の 2019 年の数値 (確定数) と単純比較はできない¹。2019 年の速報ベースの数値は 61 万 5,652 組であるから、速報ベースで比較すると、2020 年は前年比 12.7%の減少とやや大きな減少となった。また、出生数は 2019 年に 86 万 5,239 人で前年比 5.8%の減少となった。婚姻件数のように元号が改まったことによる増加はみられず減少傾向が続いている。2020 年は速報で 80 万 3,401 人で、速報ベースで比較した前年比は 2.5%減となった。

徳島県の 2019 年の婚姻件数は 2,878 組で、前年比 1.1%の減少であった。5 月には、全国

¹ 確定数は「日本における日本人」が集計客体であるが、速報は「日本における日本人及び外国人」である。速報には外国人が含まれている点が確定数と異なる。

図表 2：全国の母親の年齢階級別出生数

	2000年		2005年		2010年		2015年		2019年	
	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)
総数	1,190,547	-	1,062,530	-	1,071,305	-	1,005,721	-	865,239	-
15歳～19歳	19,729	1.7	16,531	1.6	13,495	1.3	11,891	1.2	7,742	0.9
20歳～24歳	161,361	13.6	128,135	12.1	110,956	10.4	84,465	8.4	72,092	8.3
25歳～29歳	470,833	39.5	339,328	31.9	306,910	28.6	262,266	26.1	220,933	25.5
30歳～34歳	396,901	33.3	404,700	38.1	384,386	35.9	364,887	36.3	312,582	36.1
35歳～39歳	126,409	10.6	153,440	14.4	220,101	20.5	228,302	22.7	201,010	23.2
40歳～44歳	14,848	1.2	19,750	1.9	34,609	3.2	52,561	5.2	49,191	5.7
45歳～49歳	396	0.0	564	0.1	773	0.1	1,256	0.1	1,649	0.2

(注) 母親の年齢が14歳以下および50歳以上の出生数は除外してある。

(出所) 「人口動態統計」(厚生労働省)

図表 3：徳島県の母親の年齢階級別出生数

	2000年		2005年		2010年		2015年		2019年	
	(人)	構成比(%)								
総数	7,224	-	5,913	-	5,904	-	5,586	-	4,554	-
15歳～19歳	148	2.0	97	1.6	82	1.4	72	1.3	43	0.9
20歳～24歳	1,159	16.0	848	14.3	685	11.6	539	9.6	421	9.2
25歳～29歳	3,050	42.2	2,085	35.3	1,853	31.4	1,571	28.1	1,213	26.6
30歳～34歳	2,109	29.2	2,109	35.7	2,066	35.0	1,996	35.7	1,655	36.3
35歳～39歳	682	9.4	678	11.5	1,060	18.0	1,123	20.1	966	21.2
40歳～44歳	74	1.0	88	1.5	152	2.6	280	5.0	252	5.5
45歳～49歳	2	0.0	7	0.1	6	0.1	5	0.1	4	0.1

(注) 母親の年齢が14歳以下および50歳以上の出生数は除外してある。

(出所) 「人口動態統計」(厚生労働省)

と同じように前年比2倍程度の増加がみられたものの、その他の月で減少し、年全体では減少する結果となった。2020年は速報で2,634組、2019年の速報の数値と比較すると9.4%の減少である。令和婚の反動やコロナ禍の影響で、やや大きな減少率となった。また、出生数は2019年に4,554人で前年比8.9%の減少とやや大きな減少率となった。2020年は速報で4,412人と、2019年の速報の数値4,402人と比較すると、0.2%の増加となっている。

出生数について、母親の年齢階級別にも概観しておこう(図表2、図表3)。構成比に注目すると、全国では、2000年は25歳～29歳の母親の出生数の構成比が最も高く39.5%であった。しかし、2005年には30歳～34歳の構成比が38.1%、25歳～29歳が31.9%となり、最も構成比の高い年齢階級が25歳～29歳から30歳～34歳に移った。晩産化が進んだことを示している。2010年には25歳～29歳の構成比がやや低下する一方で、35歳～39歳の構成比が20%を超え、この傾向は2019年まで続いている。徐々に出生数の多い年齢階級が高い年齢階級に移っている。

このような傾向は徳島県も同様である。徳島県の場合は、全国に比べて30歳～34歳の構

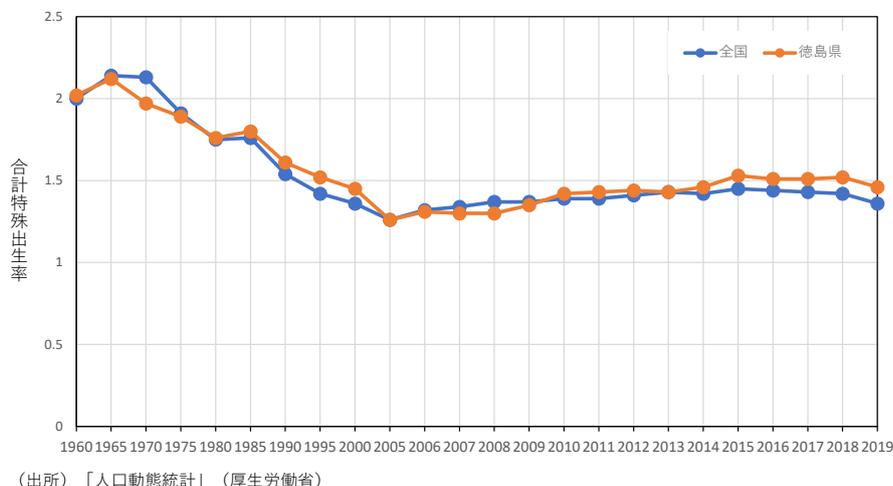
成比の上昇はやや遅く、2005年に25歳～29歳と30歳～34歳の構成比が35%とほぼ同じ水準となり、2015年に30歳～34歳の構成比35.7%、25歳～29歳の構成比が28.1%と全国の2010年の構成比とほぼ同じ水準となっている。全国に比べて出生数の多い年齢階級の高齢化が遅れているが、傾向自体は全国と同じである。

3. 全国と徳島県の合計特殊出生率の推移

合計特殊出生率の推移をみてみよう。図表4には、1960年から2005年までは5年ごと、2006年以降は2019年まで毎年の合計特殊出生率が示されている。現時点で最新の数値が2019年である。

合計特殊出生率は、2005年まで低下傾向が続き、全国および徳島県でともに1.26まで低下し、これがこれまでで最も低い値となっている。この後は緩やかに上昇することとなり、2015年には全国で1.45、徳島県では1.53まで回復した。徳島県は全国の水準を上回って回復している。しかし、全国では2016年から徐々に低下し始め、2019年には1.36となった。徳島県は2016年から2018年まではほぼ横ばいで推移していたが、2019年に1.46とやや低下している。

図表4：全国および徳島県の合計特殊出生率の推移



(補論) 合計特殊出生率の計算方法

ここで、合計特殊出生率の計算方法について簡単に説明しておく。合計特殊出生率は、15歳から49歳までの年齢別出生率を合計したものである。なお、年齢別出生率のことを年齢別「特殊出生率」と呼ぶこともあり、これを合計するという意味で「合計特殊出生率」

と呼ばれている²。この合計特殊出生率には2つの種類がある。一般に、報道などでよく目にする合計特殊出生率は「期間合計特殊出生率」と呼ばれているものである。もう一つは「コーホート合計特殊出生率」と呼ばれるものである。厚生労働省によると、合計特殊出生率は次のように説明されている³。

期間合計特殊出生率は、ある期間（1年間）の出生状況に着目したもので、その年における各年齢（15歳～49歳）の女性の出生率を合計したもの。女性人口の年齢構成の違いを除いた「その年の合計特殊出生率」であり、年次比較、国際比較、地域比較に用いられている。

コーホート合計特殊出生率は、ある世代の出生状況に着目したもので、同一世代生まれ（コーホート）の女性の各年齢（15歳～49歳）の出生率を過去から積み上げたもの。「その世代の合計特殊出生率」である。

（補1） 期間合計特殊出生率の計算方法

期間合計特殊出生率を2019年のデータを例にとって説明しよう（図表5）。期間合計特殊出生率はある年（ここでは2019年）の年齢別出生率の合計であるから、年齢階級ごとに出生率を計算し、それを15歳～19歳の年齢階級から45歳～49歳の階級まで足し合わせることで求められる。

図表5には、①欄に母親の年齢階級ごとの出生数、その右隣の②欄には年齢階級ごとの女性人口が並んでいる。出生率は出生数を女性人口で除して求められる。③欄には出生数を女性人口で除した数字が記されている。ここでの例は5歳階級であるので、③欄の数字に5を掛ける（④欄）。望ましいのは各年齢で出生率を計算することであるが、簡便的に20歳から24歳は同じ出生率と考えて、5倍するのである。このようにして年齢階級別出生率を計算し、15歳～19歳から45歳～49歳の年齢階級の年齢階級別出生率を合計したものが期間合計特殊出生率である。

これで明らかのように、期間合計特殊出生率は、異なる年に生まれた女性の出生率の合計である。1年のうちにあたかも一生を経験するかのようには作られているために、次に説明するコーホート合計特殊出生率に比べて比較的振幅が大きいことが知られている⁴。

² 河野（2007）によると、合計特殊出生率は「英語の total fertility rate の訳であり、直訳すれば合計出生率であるが、先に記した総出生率と混同されないためもあり、またそれぞれの年齢別出生率は年齢別『特殊出生率』とも言われ、それらを合計するという意味もあって、これまで『合計特殊出生率』と言ってきた。」（68ページ）。

³ ここでの合計特殊出生率の説明は厚生労働省ホームページ「令和元年（2019）人口動態統計確定数の概況」参考資料による（mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/jinkou/kakutei19/dl/tfr.pdf）。

⁴ 河野（2007）79ページから80ページを参照。

図表 5：期間合計特殊出生率の計算方法

母親の年齢階級	出生数 (人) ①	女性人口 (人) ②	年齢階級別出生率	
			③=①/②	④=③×5
15歳～19歳	43	16,000	0.003	0.013
20歳～24歳	421	14,000	0.030	0.150
25歳～29歳	1,213	13,000	0.093	0.467
30歳～34歳	1,655	16,000	0.103	0.517
35歳～39歳	966	19,000	0.051	0.254
40歳～44歳	252	23,000	0.011	0.055
45歳～49歳	4	26,000	0.000	0.001
期間合計特殊出生率				1.457

(出所) 「人口動態統計調査」(厚生労働省)、「推計人口」(総務省)

図表 6：コーホート合計特殊出生率の計算方法

母親の年齢階級	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年
	1966年～ 1970年出生						
15歳～19歳	0.023	0.019	0.021	0.031	0.024	0.024	0.022
20歳～24歳	0.395	0.309	0.276	0.250	0.205	0.212	0.188
25歳～29歳	0.956	0.784	0.668	0.573	0.471	0.490	0.498
30歳～34歳	0.356	0.420	0.436	0.446	0.398	0.473	0.534
35歳～39歳	0.066	0.077	0.110	0.140	0.145	0.205	0.260
40歳～44歳	0.007	0.008	0.010	0.014	0.018	0.033	0.054
45歳～49歳	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
コーホート合計特殊出生率							1.623

(補 2) コーホート合計特殊出生率の計算方法

コーホート合計特殊出生率は、同じ生まれの集団(出生コーホート)の出生率の合計である。例えば、2015年に45歳～49歳になる女性は、1966年～1970年生まれで、1985年に15歳～19歳だった女性である。図表6には、1985年に15歳～19歳になる世代、すなわち1966年～1970年生まれの世代の出生率に肌色のシャドーを付して示してある。この世代が45歳～49歳に達するのが2015年である。コーホート合計特殊出生率は、この1966年～1970年生まれの世代の出生率を45歳～49歳まで合計したもので、図表6では1.623となっている(肌色のシャドーを付した出生率の合計)。

4. 年齢別出生率の状況

4. 1 全国の年齢別出生率の変化

合計特殊出生率の推移は既にみた通りであり、2005 年をボトムに 2015 年まで緩やかに上昇を続けてきた⁵。しかし、その後はやや低下している。この変化を年齢別出生率としてみたものが図表 7 から図表 9 である。図表 7 には、2005 年と 2010 年の 15 歳から 49 歳まで 1 歳ごとの年齢別出生率がグラフにされている。2005 年をみると、29 歳と 30 歳の出生率が最も高く山の頂点となっており、これを中心にしてほぼ左右対称の山のような形をしている。これに 2010 年を重ねると、27 歳から、2010 年が 2005 年を上回ってきており、29 歳以降では明確に高くなっている。2005 年の合計特殊出生率 1.26 から 2010 年の 1.39 までの 0.13 ポイントの上昇は、主に 20 代後半からの出生率の上昇によるものであったことがわかる。

さらに 2015 年の出生率を重ねたものが図表 8 である。20 代の出生率が 2010 年に比べて低下している一方で、29 歳以降の出生率が上昇している。20 代の出生率低下を補って 30 代の出生率が上昇したことによって、2010 年の 1.39 から 2015 年の 1.45 まで、0.06 ポイント上昇した。

図表 9 は、2015 年の年齢別出生率に 2019 年の年齢別出生率を重ねたグラフである。37 歳までの出生率が 2015 年に比べて低下しており、20 代および 30 代半ばまでの出生率が低下することによって、2015 年の合計特殊出生率 1.45 から 2019 年の 1.36 まで、0.09 ポイント低下したことがわかる。

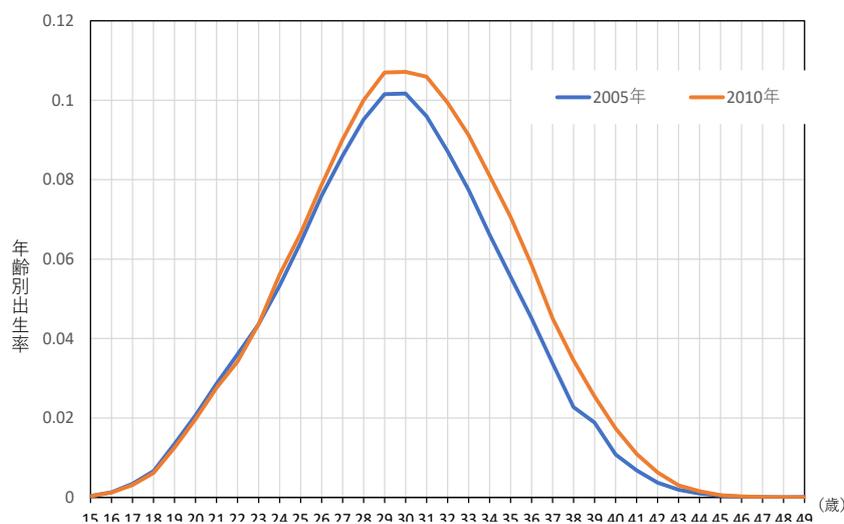
4. 2 徳島県の年齢別出生率の変化

図表 10 から図表 12 は、徳島県の年齢別出生率について、全国の図表 7 から図表 9 と同様に作成したものである。データ数が少ないために全国に比べると滑らかさに欠けている。図表 10 をみると、29 歳の出生率が最も高くなっており、これを中心にほぼ左右対称の山の形になっている。2010 年の出生率を重ねると、27 歳の出生率から上昇し 31 歳までが 2005 年に比べて高く、ほぼ同じ水準となっている。また、30 歳以降の出生率も 2005 年に比べて高くなっている。

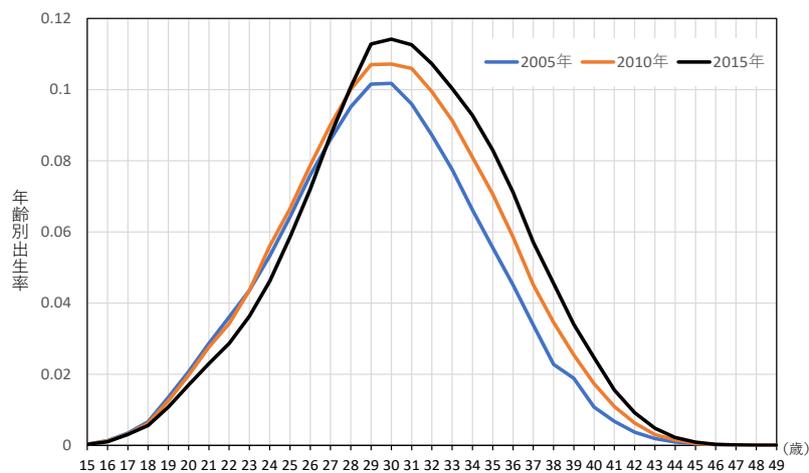
図表 11 は、図表 10 に 2015 年の年齢別出生率を重ねたものだ。20 代の出生率がやや低下している。しかし、2010 年に比べて 29 歳の出生率が高く、30 代の出生率も 2010 年に比べて上昇していることがわかる。徳島県でも、全国と同様に 20 代後半および 30 代の出生

⁵ 以下、特に断らない限り、合計特殊出生率は期間合計特殊出生率を意味し、コーホート合計特殊出生率を意味する場合は「コーホート合計特殊出生率」と記す。

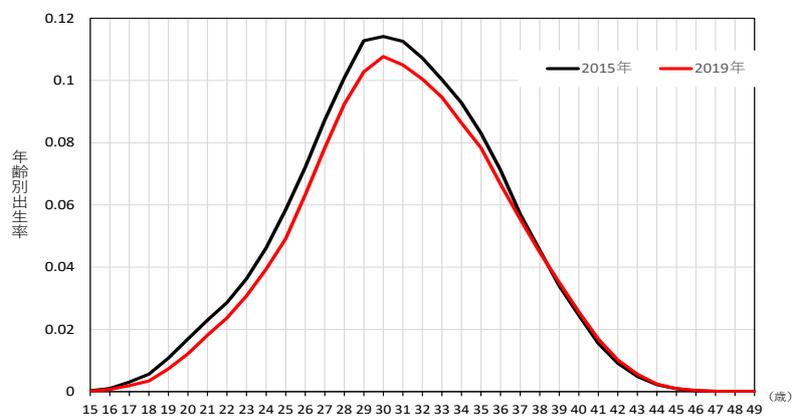
図表 7：全国の 2005 年・2010 年の年齢別出生率



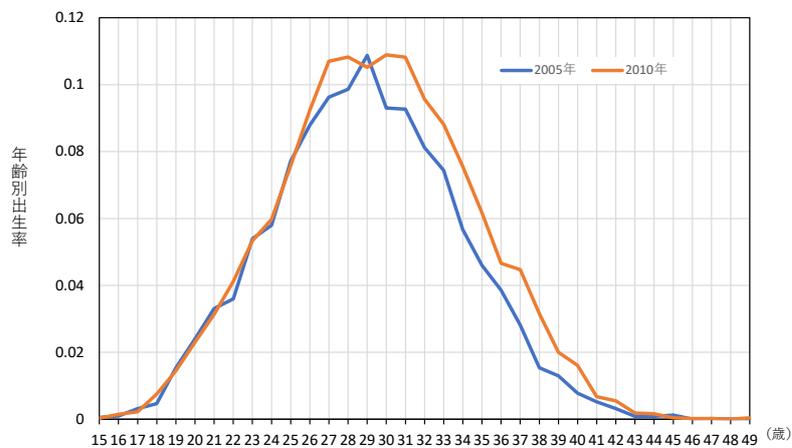
図表 8：全国の 2005 年・2010 年・2015 年の年齢別出生率



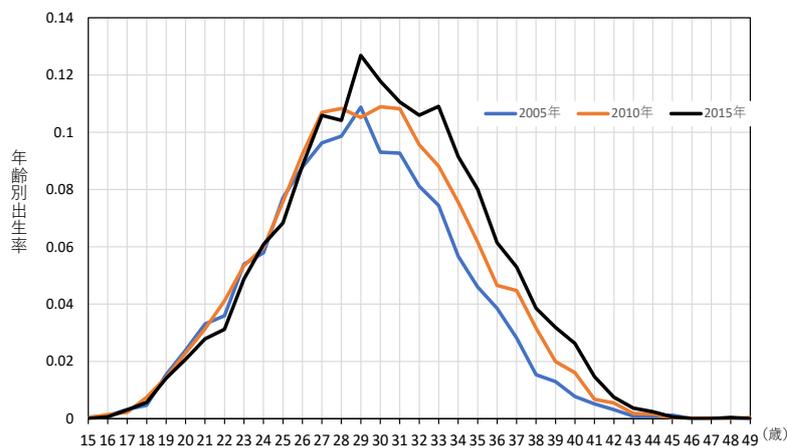
図表 9：全国の 2015 年・2019 年の年齢別出生率



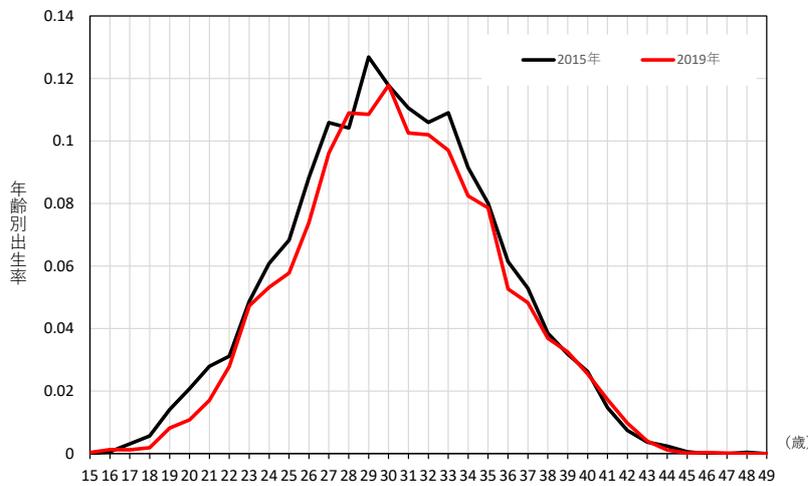
図表 10：徳島県の 2005 年・2010 年の年齢別出生率



図表 11：徳島県の 2005 年・2010 年・2015 年の年齢別出生率



図表 12：徳島県の 2015 年・2019 年の年齢別出生率



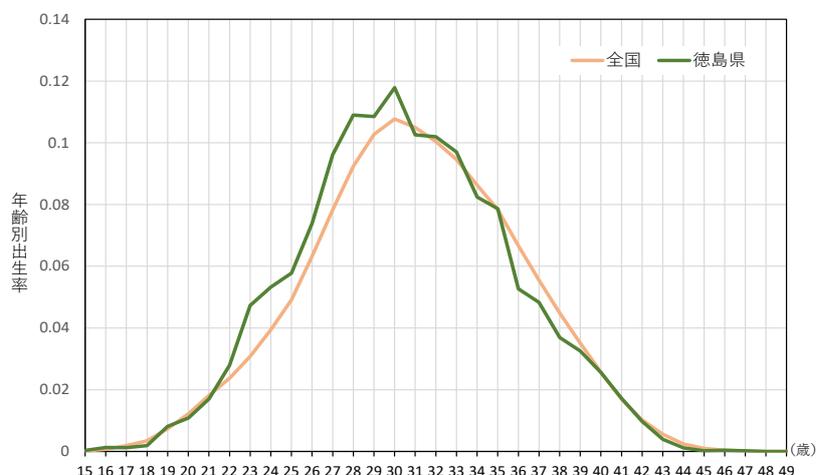
率の上昇によって合計特殊出生率が上昇したことがわかる。

図表 12 は、2015 年と 2019 年の年齢別出生率を重ねたグラフである。徳島県でも全国と同様に 20 代から 30 代半ばまでの出生率が 2015 年に比べて低下している。

このように、全国および徳島県の年齢別出生率は、2005 年から 2015 年までは、主に 20 代後半から 30 代の出生率が上昇することによって合計特殊出生率が上昇した。これ以降の低下は、20 代から 30 代半ばの出生率が低下したことによって生じていると言える。

参考までに、2019 年の年齢別出生率について、全国と徳島県を比較しておこう。2019 年の合計特殊出生率は、全国が 1.36、徳島県が 1.46 で、この差は 0.10 ポイントである。この差が年齢別出生率でみると何歳で生じているのか確認しておこう。図表 13 は、2019 年の全国と徳島県の年齢別出生率を重ねたグラフである。23 歳から徳島県の出生率が全国を上回っており、30 歳以降はほぼ同じ水準となっている。2019 年の全国と徳島県の合計特殊出生率の差は 20 代の出生率の差であることがわかる。20 代の徳島県の出生率が全国を上回ったために、合計特殊出生率でも徳島県が上回っているのである。

図表 13：全国と徳島県の年齢別出生率（2019 年）

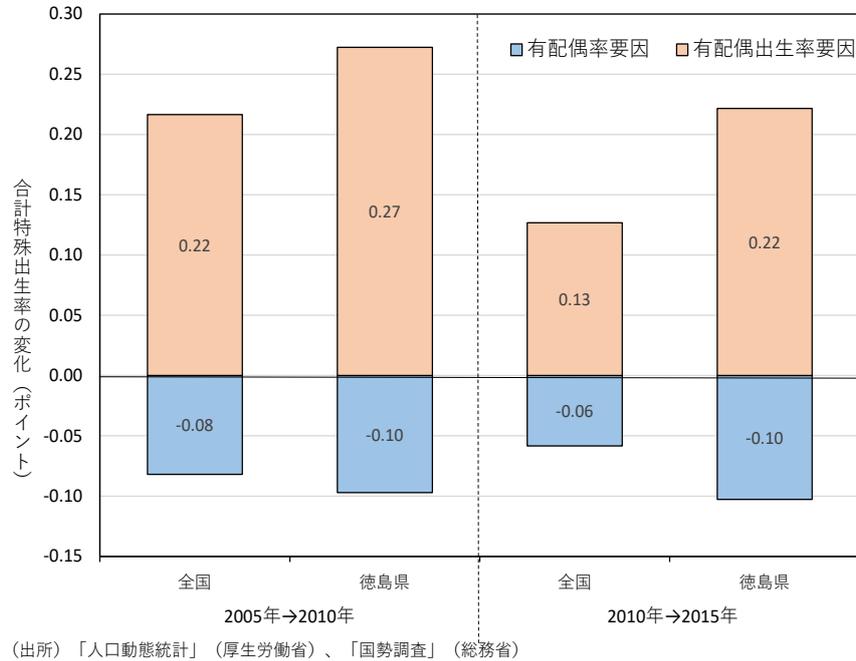


5. 合計特殊出生率の要因分解 —有配偶率と有配偶出生率—

出生率は出生数を女性人口で除した値であるから、この 2 つに有配偶者数を加えて、有配偶者が女性人口のうちどの程度いるのかということを表す「有配偶率」と、有配偶者がどのくらい出産するのかということを表す「有配偶出生率」に分けることができる。これが①式である⁶。既にみたように、2005 年から 2015 年までは合計特殊出生率が上昇した。これを

⁶ なお、このような分析は、婚外子が少ないことが前提となる。

図表 14：全国および徳島県の合計特殊出生率の要因分解



有配偶率と有配偶出生率に分けて、どちらがどの程度上昇に寄与したのかということをも明らかにしよう⁷。

$$\text{出生率} = \text{出生数} / \text{女性人口} = (\text{有配偶者数} / \text{女性人口}) \times (\text{出生数} / \text{有配偶者数}) \text{ ---- ①}$$

全国の合計特殊出生率は、2005年に1.26から0.13ポイント上昇し2010年には1.39となった。2015年にはさらに0.06ポイント上昇して1.45となった。また、徳島県では2005年の合計特殊出生率から0.16ポイント上昇して2010年に1.42となった。2015年はさらに0.11ポイント上昇し1.53となった。

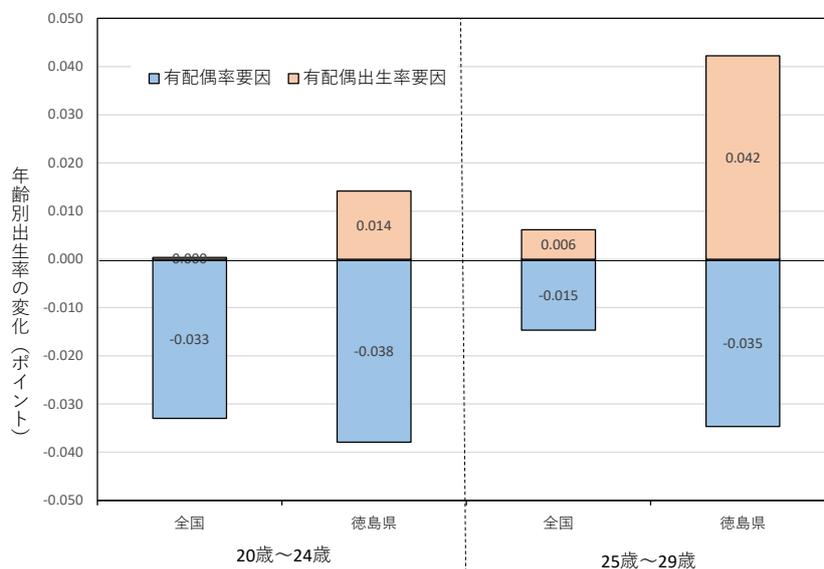
図表14は、合計特殊出生率のこのような変化を全国と徳島県について、有配偶率と有配偶出生率の2つの要因に分解し、それぞれの寄与をグラフ化したものである。これをみると、全国では2005年から2010年の0.13ポイントの上昇は、有配偶率要因が-0.08ポイントとマイナスに寄与した一方で、有配偶出生率要因が0.22ポイントプラスに寄与し、有配偶率

⁷ 実際には次式によって計算した。なお、この分析方法はあくまで簡便的なものであるということに留意する必要がある。廣嶋(1986)は、有配偶出生率が、結婚年齢の上昇など、結婚の影響を完全に排除しているわけではないことを指摘している。なお、西村(2009)も参照のこと。

$$\Delta TFR = \sum \frac{fm(t,x) + fm(t-1,x)}{2} \times \Delta pm(x) + \sum \frac{pm(t,x) + pm(t-1,x)}{2} \times \Delta fm(x)$$

TFR：合計特殊出生率、 $pm(t,x)$ ：t年のx歳の有配偶率、 $fm(t,x)$ ：t年のx歳の有配偶出生率、 Δ ：差分(ここでは5年前との差)

図表 15：全国および徳島県の 20 歳～24 歳・25 歳～29 歳の年齢階級別出生率の要因分解
(2010 年→2015 年)



(出所) 「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)

要因のマイナスを上回ったことから合計特殊出生率が上昇したことがわかる⁸。2010 年から 2015 年については、有配偶率要因が -0.06 ポイントと引き続きマイナスに寄与した一方で、有配偶出生率は 0.13 ポイントプラスに寄与している。

徳島県でも 2005 年から 2010 年の 0.16 ポイントの上昇は、有配偶率要因が -0.10 ポイントとマイナスに寄与した一方で、有配偶出生率要因が 0.27 ポイントプラスに寄与したためだ。2010 年から 2015 年の 0.11 ポイントの上昇は、有配偶率要因が -0.10 ポイントマイナスに寄与した一方で、有配偶出生率要因が 0.22 ポイントプラスに寄与したためだとわかる。

このように 2005 年から 2015 年まで合計特殊出生率が上昇したのは、全国、徳島県ともに、有配偶率の低下が一貫してマイナスに寄与していた一方で、このマイナスを上回って有配偶出生率がプラスに寄与したことがわかった。

年齢別出生率では、特に 20 代の出生率が低下していることが明らかになった。そこで、20 歳～24 歳および 25 歳～29 歳の年齢階級別出生率の変化について、同じように有配偶率と有配出生率に分けて、どちらの要因が出生率の低下に影響したのか分析してみよう。

図表 15 には、2010 年から 2015 年の 20 歳～24 歳、25 歳～29 歳の 2 つの年齢階級の出生率の変化の要因分解の結果が示されている。全国の 20 歳～24 歳では、有配偶率が -0.033 ポイントとマイナスに寄与した一方で、有配偶出生率は 0.000 ポイントであった。25 歳～29 歳は有配偶率要因が -0.015 ポイントとマイナスに寄与し、有配偶出生率要因は 0.006 ポイントプラスに寄与、有配偶率要因のマイナスを上回ったために出生率が低下した。は

⁸ 数値が一致しないのは、計算途中の数字の丸めなどのためである。

2010年に比べて低下することになった。2015年に2010年に比べて20代の出生率が低下したのは、20歳～24歳、25歳～29歳ともに有配偶率の低下によるものだ。

徳島県の場合は、20歳～24歳が有配偶率要因が-0.038ポイントとマイナス寄与している一方で、有配偶出生率要因が0.014ポイントのプラス寄与となり、有配偶率のマイナスを下回ったために、この年齢階級の出生率は2010年に比べて低下している。25歳～29歳では、有配偶率要因が-0.035ポイントとマイナスに寄与する一方で、有配偶出生率要因が0.042ポイントプラスに寄与した結果、この年齢階級の出生率は2010年に比べて上昇した。このように、20歳～24歳の出生率については、全国と同じように有配偶率のマイナスによって出生率全体も低下している。

全国および徳島県では、20代で有配偶率の低下によって出生率が低下している可能性があることがわかった。30代になれば出生率が上昇する可能性もあるが、世代の特徴の可能性もある。仮に後者だとすれば、低い有配偶率をもつ世代が、時間経過とともに30代、40代となり合計特殊出生率の低下につながる可能性もある。既に図表6から図表9、図表10から図表12によって全国と徳島県の年齢別出生率の変化をみたが、ここで明らかになったのは、2015年から20代の出生率が低下し、2019年には20代から30代半ばまでの出生率が低下していることである。やや強引な推論かもしれないが、合計特殊出生率の低下が今後も続く可能性も考えられよう。また、徳島県は全国に比べて、20代の出生率が高いため合計特殊出生率が全国よりも高くなっている。20代の出生率が高いという優位性も時間経過とともに失われる可能性があるのではないかと思われる。

6. まとめ

全国および徳島県の婚姻件数や出生数をみると、2020年まで概ね減少傾向が続いている。合計特殊出生率は、全国、徳島県ともに2000年代半ば以降上昇に転じて緩やかな回復傾向を示していたが、2015年を境に上昇が止まり、全国では低下、徳島県でも横ばいから2019年に低下している。

このような合計特殊出生率の変化を年齢別出生率の面からみると、2015年までの上昇は、20代の出生率が低下したものの、これを補って30代の出生率が上昇したことによっていた。しかし、2019年には20代および30代半ばまでの出生率が低下しており、これが合計特殊出生率の低下に現れたとみられる。

合計特殊出生率を有配偶率要因と有配偶出生率要因に分けて2005年から2015年までの上昇を簡便的な分析方法で分析したところ、有配偶率は一貫してマイナスに寄与していた一方で、有配偶出生率要因が有配偶率要因のマイナスを上回ってプラスに寄与した結果、全体として上昇したことが明らかになった。2015年に20代の出生率が低下していたことから、この世代に焦点を当てて同様の分析を行ったところ、有配偶率要因のマイナスが、有配偶出生率要因のプラスを上回ったために低下したことがわかった。

2019年の年齢別出生率では、20代から30代半ばまでの出生率が低下していたことと併せて考えると、20代の世代では有配偶率が低下しているために前の世代に比べて出生率が低くなっており、このような世代が時間経過とともに30代になっていることが、合計特殊出生率の低下につながっていると捉えることもできる。低い出生率を持つ世代の年齢が進んでいることが合計特殊出生率低下の底流にあるとすれば、合計特殊出生率の低下はしばらく続く可能性がある。特に、徳島県は20代の出生率が全国の20代の出生率を上回っていることが、合計特殊出生率にも反映されている。若い世代の出生率の低下には留意する必要があるだろう。

【参考文献】

- 河野稠果（2007）『人口学への招待－少子・高齢化はどこまでかいめいされたか－』,中公新書.
- 西村教子（2009）「鳥取県における少子化の構造的要因の分析」,鳥取環境大学紀要,第7号,41-55.
- 廣嶋清志（1986）「有配偶出生力指標の数理的検討－年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか－」,人口問題研究,第179号,35-48.

第2部 とくしま EBPM 評価会議

とくしまEBPM評価会議開催日及び提出論文

第1回 令和2年9月29日

『徳島県出身女性による初職時の居住地選択に関する実証分析』

徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治
徳島県統計データ課 主任 阿部 佑介
徳島県統計データ課 主事 久保 竜太

第2回 令和3年3月3日

『都道府県間人口移動に関する2つの統計比較－「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」－』

徳島県統計データ課 課長補佐 森 重之
徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治

とくしまEBPM評価会議メンバー

議長 浅子 和美	一橋大学名誉教授／立正大学経済学部 教授
伊藤修一郎	学習院大学法学部 教授
鹿野 繁樹	大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授
小巻 泰之	大阪経済大学経済学部 教授
豊田 哲也	徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授
村澤 康友	甲南大学経済学部 教授
横山由紀子	兵庫県立大学国際商経学部 教授

(50音順、敬称略)

とくしまEBPM評価会議設置要綱

(目的)

第1条 徳島県のEBPM (Evidence-Based Policy Making, エビデンスに基づく政策立案) 推進に係る取組に関して, 専門的見地から評価, 助言及び協力を得るためにとくしまEBPM評価会議(以下, 「評価会議」という。)を設置する。

(審議事項)

第2条 評価会議は, とくしまEBPM研究会長の要請に基づき, とくしまEBPM研究会で検討された事項の適切性, 信頼性についての評価及び助言を行う。また, その内容を報告書としてとくしまEBPM研究会長に提出する。

(組織)

第3条 評価会議は, EBPM推進に関する知見を有する専門家7名以内の委員で構成する。

- 2 議長は, 委員の互選により定めることとする。
- 3 評価会議は, 議長が必要に応じて招集し, これを総理する。
- 4 議長に事故等あるときは, 議長があらかじめ指名する者がその職務を代理する。
- 5 評価会議は, 必要に応じて委員以外の者に会議への出席を求め, 意見を求めることができる。

(事務局)

第4条 評価会議の事務局は, 政策創造部統計データ課に置く。

(その他)

第5条 この要綱に定めるもののほか, 評価会議に関し必要な事項は議長が定める。

附 則

この要綱は, 令和2年2月21日から施行する。

令和2年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書

「徳島県出身女性による初職時の居住地選択に関する実証分析」の評価

とくしま EBPM 評価会議

議長 浅子 和美（一橋大学名誉教授／立正大学経済学部 教授）

伊藤修一郎（学習院大学法学部 教授）

鹿野 繁樹（大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授）

小巻 泰之（大阪経済大学経済学部 教授）

豊田 哲也（徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授）

村澤 康友（甲南大学経済学部 教授）

横山由紀子（兵庫県立大学国際商経学部 教授）

（50音順、敬称略）

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会長から提出された「徳島県出身女性による初職時の居住地選択に関する実証分析」(別添)の結果から得られたエビデンスの評価を行った。提出された論文について、データ、推計方法、推計結果の解釈などの観点から検討した結果、分析によって得られたエビデンスが信頼できるものだという評価を下すためには、なお分析に改善すべき点、追加すべき点があるという結論となった。以下に評価の根拠を示す。

1. 提出された論文は、徳島県外に進学した徳島県出身女性が、初職時に徳島県外に留まるのか、あるいは徳島県に戻るのかということ、2 項ロジットモデルによって分析している。この推計では、賃金の変数として初職時の居住地の賃金水準を採用しており、居住地選択の結果である数値を説明変数に使用しているという問題点が指摘できる。さらに、徳島県と徳島県外との格差を表す変数となっていないということも今後検討されるべき点として挙げられる。徳島県の賃金と初職時の居住地の賃金の相対値を作成すると perfect predictor となることに対応したためであるが、この問題も居住地選択の結果である初職時の居住地の賃金データを使用していることに起因している。したがって、説明変数の作成においては居住地選択の結果を含まないデータを検討する必要があるだろう。
2. 分析手法として 2 項ロジットモデルを採用し、この分析結果のみからエビデンスを導いている。データの制約などから計量経済学的な手法による分析が難しい場合もある。このような場合は、記述統計やグラフ観察など記述的な分析の積み重ねを丁寧に行うことによってエビデンスを導き出すということも考えられる。一般に、政策立案に資するエビデンスを得るという点に照らしても、計量経済学的な分析手法のみにとらわれることなく、記述的な分析も取り入れ、分析過程も含めて広く受け入れられる、あるいは納得できるようにエビデンスを導き出すことは重要であろう。
3. 提出された論文には、家賃などの生計費は考慮されていない。居住地の選択を考える場合、特に地方と都市部を比較して居住地を選択する場合には、生計費の格差という視点は無視できないように思われる。帰属家賃を含めて家賃に代表される生計費を分析に取り入れることを検討する必要がある。
4. 分析に使用している居住地や生年、学歴などのデータは、調査会社に委託したインターネットによるアンケート調査結果を利用している。データの信頼性を確保する観点から、インターネットによるアンケート調査方法に関する説明や分布に偏りがなくどうかなどの情報も提供することが望ましい。

以上

(別 添)

徳島県出身女性による初職時の居住地選択に関する実証分析

徳島県統計データ課 企画幹 牧田 修治
徳島県統計データ課 主任 阿部 佑介
徳島県統計データ課 主事 久保 竜太

要約

本稿では、徳島県が実施した「女性のライフステージと居住地についてのアンケート調査」（2020年3月実施）の結果を利用して、徳島県外に進学した289人を対象として、初職時に県外に留まるのか、徳島県に戻ってくるのかという居住地選択に対して、どのような要因が影響しているのかということ进行を明らかにする。2項ロジットモデルによって分析した結果、実質賃金、有効求人倍率、第3次産業比率が県外居住にプラスに影響していることがわかった。ただし、簡単なシミュレーションを行った結果では、実質賃金の影響が大きい一方で、有効求人倍率、第3次産業比率の影響は軽微である可能性がある。このほか、若い世代では県外に残留する傾向が弱まっていること、また、学歴についても大学・大学院卒で専修学校・専門学校卒に比べて県外に残留する傾向が弱いことがわかった。

1. はじめに

徳島県では、中学・高校の卒業後に出身県を出てある程度の期間を県外で生活し、その後再び出身県に戻ってくるいわゆるUターン行動の実態把握のために、徳島県出身の女性を対象に「女性のライフステージと居住地についてのアンケート調査」（2020年3月実施）を行った¹。本稿では、この結果を利用して、一旦県外に進学した徳島県出身女性が、卒業後初めて就職する際に、県外に留まるのか徳島県に戻ってくるのかという初職時の居住地選択に、何が影響を与えているのかということを実証的に明らかにする。

アンケート調査結果でUターン時の年齢をみると、Uターン者のうち約8割が25歳まで

¹ 本調査は、株式会社インテージリサーチに委託して、2020年3月5日から3月9日の期間に行われた。全国から25歳から59歳の女性モニターから徳島県内の高等学校卒業者を抽出するスクリーニング調査を行ったうえで、徳島県内の高等学校卒業者を対象にした本調査を行っている。具体的に調査依頼した対象者は112万2,101人で、有効回答数は1,237人（回収率0.1%）であった。全国のモニターに調査依頼し徳島県出身者を探し出すために回収率は0.1%と低くなるが、徳島県内の高等学校を卒業したと回答のあったモニター全員から詳細な回答を得ている。なお、株式会社インテージリサーチは総務省や内閣府からも委託調査の実績がある（例えば、「家計調査単身モニター調査」（総務省）など）。また、「月刊 統計」（一般財団法人 日本統計協会、2020年7月）でも紹介されている。

に徳島県に戻っており、特に 20 歳と 22 歳に比較的集中していることがわかった²。U ターンのタイミングとしては学校の卒業が多いことを示しているといえよう。他方、県外に転出してそのまま県外に留まる人も半数弱おり、戻らない理由を尋ねた質問に対して「県外で生活基盤（家族がある、仕事があるなど）ができています」（複数回答）という回答項目を選択した人は 5 割程度と最も多く、年齢階級別にみると年齢が上がるにつれて回答割合も高くなっていました。これは、一旦県外で就職すると時間経過とともに U ターンする可能性が低くなることを示していると思われる。こうしたアンケート結果は、県外転出者へ U ターンを促す場合、年齢的に早い時期に働きかけることが重要だということを示唆していると考えられる。この点から、初職時の居住地選択という 20 代前半に迎える意思決定に何が影響を与えているのかを解明することは重要であろう。また、この分野の個票データを利用した先行研究としては太田他（2017）がある程度で、研究の蓄積が乏しいことを考えると、本稿の分析は、徳島県出身女性という限定されたサンプルとはいえ、社会的にも意義があるといえよう。

太田他（2017）では、『人口移動調査』（国立社会保障・人口問題研究所）の第 6 回（2006 年実施）および第 7 回（2011 年実施）の個票データを利用して、居住地を東京圏と非東京圏に分けて、最終学校、初職時、現在の居住地選択について分析している³。ここでは、初職時の U ターンに関する分析を紹介する。具体的には、非東京圏から東京圏に進学した者を対象として、初職時に東京圏に留まるのか、あるいは非東京圏への居住を選択するのかを、初職時の東京圏居住を「1」、非東京圏居住を「0」として被説明変数とし、個票から得られた属性のほか、賃金や有効求人倍率を説明変数としてプロビットモデルによって分析している。この結果、有効求人倍率が有意でマイナスの符号となり、このことを出身地における就業機会の乏しさが東京圏残留に働いていると解釈している。なお、賃金については有意な結果とならなかった。また、属性については、男性に比べて女性は東京圏に留まる傾向があり、短大以下の学歴の者に比べて大学・大学院卒で東京圏からの転出傾向がある。さらに、1981 年～1985 年の生年コーホートダミーの係数が有意にマイナスとなったことから、この世代では 1960 年代後半生まれコーホートに比べて東京圏から転出していく傾向にあるとしている。

本稿では、主に太田他（2017）を参考にして、一旦県外に進学した徳島県出身女性の初

² 本調査では、U ターンを「徳島県内の高等学校卒業生が、高等学校卒業後に 1 年以上にわたって県外で生活した後、徳島県に戻って現在徳島県で生活していること」と定義している。有効回答数 1,237 人のうち、整合的でない回答をした者を除いた 1,186 人を対象とし、このうち高等学校卒業後、徳島県外で 1 年以上にわたって生活したことがある人が 580 人であった。この 580 人のうち現在の住まいが徳島県の人を U ターン者と定義している。この定義では 315 人が U ターン者となる。

³ ここでは、東京圏は埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、非東京圏は東京圏以外と定義されている。

職時の居住地選択を、そのまま県外に留まるのか、徳島県に戻ってくるのかという2項選択問題と捉えて分析する。本稿での結論を先取りすれば、賃金や有効求人倍率はともに初職時の居住地選択に有意に働いているものの、簡単なシミュレーションの結果、県外の賃金の高さが県外残留に影響を与えている可能性がある。この点は太田他（2017）の結論と異なる。一方で、若い世代で県外残留傾向は弱まっている点、また、大学・大学院卒でも県外残留傾向が弱まっている点では太田他（2017）とほぼ一致した結論となった。

本稿の構成は以下の通り。まず、アンケート調査の結果から最終学校卒業時と初職時の居住地の分布状況を観察する。次いで実証分析方法を説明した後で分析結果を述べる。最後に結論として、本稿で明らかになったことをエビデンスとして整理するとともに、政策的なインプリケーションにも触れたい。

2. 徳島県出身女性の卒業時と初職時の居住地の状況

「女性のライフステージと居住地についてのアンケート調査」の有効回答者1,186人のうち、最後の学校の卒業時の居住地が徳島県外である人は334人であった。このうち、初職時の居住地が未記入の12人、学歴の質問に対して「その他」や「答えたくない」と回答した23人を除く289人を本稿の分析対象とする。

この289人の最終学校卒業時と初職時の居住地を都道府県ごとにみたものが図表1である。卒業時の居住地としては大阪府が最も多く57人と全体の19.7%の構成比となった。次いで東京都と兵庫県がともに39人（構成比13.5%）、京都府の30人（同10.4%）である。地域ブロックで見ると、近畿ブロックが139人（同48.1%）、関東ブロックが51人（同17.6%）であり、両者合わせて65.7%の徳島県女性が、関東および近畿ブロックに居住していた。

初職時の居住地については、127人（構成比43.9%）が徳島県に戻って初職に就いている一方で、162人（同56.1%）が県外に留まっている。徳島県外に居住した人の内訳を都道府県別にみると、最も多いのが大阪府の46人（同15.9%）、次いで東京都が30人（同10.4%）、兵庫県が17人（同5.9%）であった。地域ブロック別にみると、最も多いのが近畿ブロックで82人（同28.4%）、関東ブロックが41人（同14.2%）、関東ブロックと近畿ブロックで合わせて123人（同42.6%）となった。初職時の県外居住者162人の中では75.9%がこの2つの地域に居住していた。

----- 図表1 挿入 -----

3. 実証分析

3. 1 分析方法

本稿では、初職時の居住地選択を、徳島県外に留まって就職するか、徳島県に戻って就職するかの2つの選択肢から最適なものを選ぶ離散選択問題と捉えて、2項選択モデルで分析する。

2項選択モデルとは次のようなものである⁴。ある個人 i が徳島県外で就職する場合の効用を U_{1i} 、徳島県に戻って就職する場合の効用を U_{0i} としよう。この個人にとって、初職時の居住地として徳島県外を選択するのは、県外で就職する効用が徳島県で就職する効用を上回る場合、すなわち $U_{1i} > U_{0i}$ の場合と考えられる。この効用水準は、賃金や就業機会といった変数 X_i の線形関数として体系的に説明可能な部分とそれ以外の誤差項 u_i として表せるとする。ただし、実際にこの効用水準は観測できない。観測可能な状態にするために、事後的にどこに居住したのかということは観測できることから、もし初職時の居住地として県外を選択していれば、 $U_{1i} > U_{0i}$ だったと考えて「1」を、徳島県に戻った場合は $U_{1i} \leq U_{0i}$ だったと考えて「0」というダミー変数を作成する。このダミー変数を被説明変数として、これに影響を与える X が何かということを分析するのが2項選択モデルである。

なお、被説明変数を「1」、「0」としていることから、モデルの期待値が0から1の範囲に収まるような関数を想定する必要がある。この関数として標準正規分布を用いたものがプロビットモデルで、ロジスティック分布を用いたものがロジットモデルである。本稿では一旦進学のために県外に転出した徳島県出身女性が、初職時に県外に居住する場合を「1」、徳島県に居住する場合を「0」としたダミー変数を被説明変数とした2項ロジットモデルを用いて分析を行う⁵。

3. 2 説明変数

説明変数として採用する変数は、アンケート調査結果から得られる回答者の属性に関するダミー変数と地域経済学で人口移動の原因と考えられている賃金および就業機会を表す有効求人倍率とした。また、猿山（2015）にしたがって、第3次産業比率も説明変数として採用した。

まず、回答者の属性を示すダミー変数として作成した生年ダミー、きょうだいダミー、学歴ダミーの3つのダミー変数を説明しよう。

生年ダミーは、1965年～1969年生まれを「1」それ以外を「0」としたダミー変数、以下

⁴ ここでの説明の多くを鹿野（2015）、松浦・マッケンジー（2009）に依っている。

⁵ 2項選択モデルで、プロビットモデルとロジットモデルでは結果にほとんど差がないことが知られており、どちらを使用してもよい（松浦・マッケンジー（2009）81頁参照）。本稿では、計量分析ソフト Stata を使用してプロビットモデルで分析したところ perfect predictor を示唆するメッセージが出たためロジットモデルで分析することとした。なお、プロビットモデルによる分析も行ったが、結果に大きな差はなかった。

同様に5歳刻みに1970年～1974年生まれ、1975年～1979年生まれ、1980年～1984年生まれ、1985年～1989年生まれ、1990年～1995年生まれの6つの生年ダミー変数を作成した⁶。1960年～1964年生まれをレファレンスとした。生年ダミーの係数の符号がプラスであれば、レファレンスの1960年～1964年生まれに比べて県外残留の傾向があり、マイナスであれば逆の解釈となる。

きょうだいダミーは、「きょうだいなし」をレファレンスとして、兄や弟あるいは両方の男性きょうだいのみがいる場合を「1」それ以外を「0」とした「男性きょうだいダミー」、同様に姉あるいは妹あるいは両方の女性きょうだいのみがいる場合を「女性きょうだいダミー」、男性と女性の両方のきょうだいがいる場合を「男性・女性両方のきょうだいダミー」とした3つのダミー変数を作成した。符号がプラスであれば「きょうだいなし」の人に比べて県外残留の傾向があり、マイナスであれば逆であると考えられる。

学歴ダミーは、専修学校・専門学校卒をレファレンスとして、「短期大学・高専など」を卒業した場合を「1」それ以外を「0」とした「短大・高専卒ダミー」、同様に大学・大学院を卒業した「大学・大学院卒ダミー」を作成した。符号がプラスであれば、専修学校・専門学校卒に比べて県外残留の傾向があり、マイナスであれば逆となる。

次に経済的要因を示す変数について説明する。山田・徳岡編（2018）では、地域住民は自らの効用最大化のために行動すると考えて、地域間の人口移動は、地域間に存在する格差を自らの移動によって解消させるために惹き起こされると説明している。そして、格差の最も大きな要因は所得（賃金）であり、現住地と移動先で獲得できる所得（賃金）格差が人口移動を引き起こす（所得（賃金）格差仮説）。また、賃金の伸縮が完全ではないと考えるなら、就業機会の格差に影響されると説明している（就業機会仮説）。

本稿では、所得（賃金）を表す変数として、太田他（2017）が採用している『賃金構造基本調査』（厚生労働省）の「きまって支給する現金給与額」（女性、産業計、年齢計）のほか、初職時の年齢に合わせた20歳～24歳の「きまって支給する現金給与額」（女性、産業計）を採用した⁷。なお、物価変動の影響を取り除くために『消費者物価指数』（総務省）の消費者物価地域差指数で実質化した変数を採用した⁸。太田他（2017）では、「(出身県の賃金) / (東京都の賃金)」という相対値を説明変数としたが、本稿では初職時の居住地の水

⁶ サンプルの中に一人だけ1995年の出生年があったため、1990年～1995年とした。

⁷ 「きまって支給する現金給与額」は、労働契約、労働協約あるいは事業所の就業規則などによってあらかじめ定められている支給条件、算定方法によって6月分として支給された現金給与額をいう。基本給、職務手当、精皆勤手当、通勤手当、家族手当のほか超過労働給与額も含まれる。手取り額ではなく、所得税、社会保険料などを控除する前の額である。なお、年間賞与などのいわゆるボーナスは含まれない。

⁸ 消費者物価地域差指数は都道府県庁所在地の指数が作成されている。ここでは都道府県別の「きまって支給する現金給与額」を都道府県庁所在地の総合指数で除した。なお、東京都は東京都区部の指数で除している。

準を採用した⁹。所得（賃金）格差仮説によれば、居住地として県外を選択するのは、県外で高い賃金を獲得するためであるから、期待される符号はプラスである。

就業機会の代理変数としては、『一般職業紹介状況』（厚生労働省）の初職時の居住地の有効求人倍率を採用した。就業機会格差によると、居住地として県外を選択するのは県外で豊富な就業機会を得るためである。したがって期待される符号はプラスである。

猿山（2015）では、卸売、金融、情報、事業所サービスなどの第3次産業が都市部に高学歴女子を引き寄せていると指摘している。第2次産業に遅れて成長した第3次産業では新しい労働力である女性を受け入れる素地があったことや、より本質的には女性はコミュニケーションを土台とするサービス業を求めており、このような業種が集中している都市部に引き寄せられていると分析している。このため『県民経済計算』（内閣府）の「経済活動別県内総生産（名目）」から算出される初職時の居住地の第3次産業比率を採用することとした¹⁰。期待される符号はプラスである。

なお、賃金、有効求人倍率、第3次産業比率のデータは、回答者が初職に就いた前年の値を使用することとした¹¹。

3. 3 説明変数の記述統計

説明変数の記述統計を概観しておこう。図表2には各説明変数の観測数、平均、標準偏差、最小値、最大値が示されている。属性に関するダミー変数の平均は構成比を示している。生年ダミーをみると、1990年～1995年生まれダミーは8.0%と他の生年に比べてやや低い水準となっている。なお、図表2には示されていないが、レファレンスである1960年～1964年生まれは15.2%である。きょうだいダミーでは、男性きょうだいのみを持つ人が35.3%、女性きょうだいのみを持つ人が41.5%、男性と女性の両方のきょうだいを持つ人

⁹ 徳島県の賃金と初職時の居住地の賃金の相対値を作成すると、初職時の居住地として徳島県を選択した回答者の相対値は「1」となる。この場合、この相対値が1のときは必ず被説明変数を予測するという perfect predictor になり対数尤度計算が行われなくなる（松浦・マッケンジー（2009）72頁）。このため、初職時の居住地となる都道府県の水準を採用した。この場合、年によって賃金が異なるので相対値のようにどの年でも必ず「1」になることはなく、perfect predictor になる可能性は低くなる。

¹⁰ 賃金、有効求人倍率は暦年データであるが、第3次産業比率は年度データである。説明変数で期種が異なることに留意されたい。

¹¹ アンケート調査では、初職に就いた年齢と生年を質問している。この2つの質問に対する回答を利用して初職に就いた年を特定し、賃金、有効求人倍率、第3次産業比率はこの年の前年の値を使用している。例えば、ある回答者が1970年生まれで、初職に就いた年齢は22歳と回答したとすると、初職に就いた年は1992年（=1970+22）と計算される。この場合、賃金、有効求人倍率は前年の1991年、第3次産業比率は1991年度の値を使用している。

はやや低く 17.6%である。レファレンスのきょうだいなしは 5.5%と最も低い。学歴ダミーは、大学・大学院卒が 66.8%と高い構成比で、短大・高専卒は 14.5%、レファレンスである専修学校・専門学校卒は 18.7%である。

サンプルの中で初職に就いた年が最も古い人は 1979 年で、最も新しい人は 2019 年であった。データはこの前年、すなわち 1978 年から 2018 年までの範囲の初職時の居住地のデータを使用している。

実質賃金（年齢計）の平均が 221.0 千円で、最小値が 140.8 千円、最大値が 303.0 千円となっている。実質賃金（20 歳～24 歳）では、平均が 186.2 千円、最小値が 136.7 千円、最大値が 234.3 千円となっている。有効求人倍率は平均が 0.78 倍、最小値は 0.35 倍、最大値は 2.41 倍である。第 3 次産業比率は、平均が 67.6%、最小値が 44.7%、最大値が 86.9%となっている。なお、第 3 次産業比率の最新時点の値は 2016 年度である。観測数が 286 と、他の変数より少ないのはこのためである。

----- 図表 2 挿入 -----

徳島県出身女性の初職時の居住地は大阪府と東京都が多かった。参考までに、図表 3 に東京都、大阪府、徳島県の 1978 年から 2018 年までの記述統計を示した。3 者について簡単に比較すると、実質賃金の平均、最小値、最大値は、東京都、大阪府、徳島県の順に高くなっており、東京都と大阪府の平均は、徳島県の 1.3 倍、1.17 倍の水準となっている。実質賃金（20 歳～24 歳）でも東京都、大阪府、徳島県の順で、東京都は徳島県の 1.19 倍、大阪府は 1.16 倍の水準である。

有効求人倍率の平均も東京都、大阪府、徳島県の順番である。また、第 3 次産業比率の平均も、最も高い値が東京都であり、次いで大阪府、徳島県の順である。

----- 図表 3 挿入 -----

4. 分析結果

4. 1 推計結果

推計結果が図表 4 に示されている。実質賃金として初職時の年齢に合った「20 歳～24 歳」と、太田他（2017）で採用された「年齢計」の 2 つを用いて推計した。前者の推計結果が推計（1）であり、後者が推計（2）である¹²。

¹² 実質賃金と第 3 次産業比率の相関係数を計算したところ、年齢計で 0.689、20 歳～24 歳で 0.635 と比較的高かったことから、説明変数から第 3 次産業比率を除いた推計も行った。この結果は掲載していないが、実質賃金（20 歳～24 歳）を採用した推計できょうだいダミーは有意な結果とならなかった。このほかの点では大きな差はなかった。また、プロビットモデルによる推計も行ったがロジットモデルの結果と大きな差はなかった。例えば、実質賃金、有効求人倍率、

まず、推計（1）の結果をみてみよう。生年ダミーはすべての変数で係数の符号がマイナスで、1%水準で有意な結果となった。レファレンスに比べて県外残留傾向は弱まっていると考えられる。

きょうだいダミーについては、男性きょうだいダミーと男性・女性両方ダミーの符号がプラスで、10%有意水準で有意となった。女性きょうだいダミーは、符号はプラスであるが有意とならなかった。男性のきょうだいがいれば、きょうだいなしに比べて残留傾向があると考えられる。

学歴ダミーについては、大学・大学院卒ダミーの符号がマイナスで、5%水準で有意な結果となった。専修学校・専門学校卒に比べて残留傾向が弱まっていると考えられる。短大・高専卒ダミーは有意な結果とならなかった。

実質賃金の符号はプラスで、1%有意水準で有意となった。県外居住地の実質賃金の高さが県外残留にプラスに影響していると考えられる。

有効求人倍率も1%有意水準でプラスになった。豊富な就業機会が県外残留にプラスに影響している。

第3次産業比率は、符号がプラスで、1%有意水準で有意な結果となった。初職として、女性が求める業種に就けることが残留傾向にプラスに影響していると考えられる。

推計（2）の結果は、推計（1）とほぼ同じであるが、きょうだいダミーは有意となっていない。また、実質賃金の限界効果を推計（1）と比較すると、推計（2）の限界効果は0.017で、推計（1）の限界効果0.035より小さい。説明変数として実質賃金に「年齢計」を採用した場合、「20歳～24歳」に比べて、影響を過小に評価する可能性がある。

以上の推計結果をまとめると、属性について、まず生年コーホートでは1960年～1964年生まれに比べて、これ以降の世代では、すべての世代で県外残留の傾向が弱まっていること、学歴では専修学校・専門学校卒に比べて、大学・大学院卒の残留傾向が弱いことがわかった。太田他（2017）では、生年コーホートダミーが有意な結果となったのは1981年～1985年生まれだけであった。

実質賃金、有効求人倍率、第3次産業比率の3つの説明変数はすべて有意にプラスとなり、所得（賃金）格差仮説、就業機会格差仮説、猿山（2015）での報告内容が支持される結果となった。所得（賃金）格差仮説が支持された点は太田他（2017）と異なる。

----- 図表4 挿入 -----

4. 2 ダミー変数の限界効果

2項ロジットモデルによる推計の結果、若い世代では1960年～1964年生まれに比べて県

第3次産業比率の限界効果は、順に0.037、0.529、0.035であった。

外残留の傾向が弱まっていることが明らかになった。また、学歴では大学・大学院卒が専修学校・専門学校卒に比べて県外残留の傾向が弱まっていることもわかった。ここでは、世代の違い、学歴の違いによって、どの程度、県外選択確率が低下しているのか、ダミー変数の限界効果を、推計（1）で得られた係数を使って試算する。

実質賃金（20歳～24歳）、有効求人倍率、第3次産業比率は徳島県の最近時の値を参考（実質賃金、有効求人倍率は2019年、第3次産業比率は2016年度に近い値を使用）にして、実質賃金は200千円、有効求人倍率は1.5倍、第3次産業比率は65.0%で固定し、専修学校・専門学校卒と大学・大学院卒で、世代の違いによってどの程度、県外残留の選択確率が異なるのか試算した。この結果が図表5である。

まず、専修学校・専門学校卒の世代による変化をみよう。1985年～1989年生まれの県外残留確率は80.7%、1990年～1995年生まれでは35.0%であり、1990年～1995年生まれは1985年～1989年生まれに比べて45.7ポイントの低下となっている。また大学・大学院卒では、1985年～1989年生まれの県外残留確率は54.1%で、1990年～1995年生まれでは13.2%と、40.9ポイント低下している。1990年～1995年生まれの大学生の卒業時期は、2012年～2017年である。景気基準日付（内閣府）では2012年11月が景気の谷で、これ以降、景気拡張期となっている。太田他（2017）でも、1980年代前半生まれコーホートが1960年代後半生まれコーホートに比べて東京圏から転出する傾向があることについて、この世代の初職時が2000年代半ばの景気拡張期に重なったことなどが反映されたためだと解釈している。景気拡張期にUターンの傾向が強まった可能性が考えられる。ちなみに、1985年～1989年生まれの県外残留確率をみると、1980年～1984年生まれに比べてやや上昇しているが、この世代の初職時のタイミングは2007年～2011年で景気後退期と重なっている。景気変動と初職時Uターンとの間に何らかの関係があるかもしれない。

次に、学歴ダミーの限界効果をみてみよう。1990年～1995年生まれで比較すると、この世代の専修学校・専門学校卒の県外残留確率は35.0%である。一方で、大学・大学院卒は13.2%である。この差が学歴ダミーの限界効果で、大学・大学院卒では専修学校・専門学校卒に比べて21.8ポイント低くなると試算される。

----- 図表5 挿入 -----

4. 3 選択確率シミュレーション

松浦・マッケンジー（2009）は、離散選択モデルでは、ある変数の効果をみるためには簡単にでもシミュレーションを行ってこの裏付けをもって解釈を行うことが重要だと指摘している。ここでは、1990年～1995年生まれの大学・大学院卒、きょうだいなしという属性とし、実質賃金、有効求人倍率、第3次産業比率のうち2つの変数の値を固定、残り1つの変数の値を変化させて、県外残留の選択確率がどのように変化するかシミュレーションを行った。なお、固定する場合は、それぞれの平均（実質賃金：186.2千円、有効求人

倍率：0.782、第3次産業比率：67.6%）を使用した。

まず、実質賃金（20歳～24歳）を170千円から250千円の範囲で、千円刻みで変化させ、県外残留確率の変化をみたものが図表6である。県外残留確率は210千円で20%、この後実質賃金が増加するにつれて指数関数的に県外残留確率も上昇し、220千円では66.9%、230千円では94.1%まで上昇する結果となった。

----- 図表6 挿入 -----

次に、有効求人倍率を変化させた試算結果が図表7である。有効求人倍率を0.5倍から2.0倍の範囲で、0.05刻みで変化させた。この場合の県外残留確率の変化をみると、有効求人倍率が2倍になっても県外残留確率は6.0%という水準である。有効求人倍率が増加しても県外残留確率はほとんど変化しないとみなせる。

----- 図表7 挿入 -----

最後に第3次産業比率の変化に対する県外残留確率の変化をみよう（図表8）。ここでは65%から90%の範囲で、1ポイント刻みで変化させた場合の残留確率の変化を試算した。この結果、第3次産業比率の上昇にしたがって県外残留確率も上昇していくが、その上昇は緩慢で、第3次産業比率が90%となっても県外残留確率は16.1%に留まるという結果となった。

----- 図表8 挿入 -----

実質賃金（20歳～24歳）、有効求人倍率、第3次産業比率の値を、その他の2変数を固定したうえで、それぞれ変化させて県外残留確率の変化を試算した結果、実質賃金の上昇に対しては、県外残留確率は指数関数的に上昇し、230千円で90%を上回る水準に達した。しかし、有効求人倍率と第3次産業比率の上昇に対しては、県外残留確率は上昇するものの、実質賃金の変化に対する上昇に比べれば緩慢で、達観すればほとんど反応しないという結果となった。これは、有効求人倍率と第3次産業比率については、県外残留の意思決定に有意に影響を与える変数であるものの、その影響は軽微であると解釈できる。一方で実質賃金は、徳島県の最大値である206千円を超えると急速に県外残留確率が上昇する結果となった。徳島県では得られない賃金を獲得するために初職時に県外残留を決定するという所得（賃金）格差仮説が想定する状況だと考えられる。

5. 結論

本稿では、「女性のライフステージと居住地選択についてのアンケート調査」結果を利用して、最終学校進学時に県外に転出した後、初職に就く際に県外に留まるのか、徳島県に戻るのかということについて2項ロジットモデルによって分析した。この結果、以下のことが明らかになった。

(1) 徳島県出身女性の初職時の居住者選択について、実質賃金、有効求人倍率、第3次

産業比率が有意に影響を与える要因となっている。

- (2) しかし、各要因の値を変化させて、県外残留確率がどのように変化するのか試算した結果、実質賃金の変化に対して、県外残留確率は指数関数的に上昇する一方で、有効求人倍率と第3次産業比率の上昇に対しては緩慢な上昇であった。
- (3) 1960年～1964年生まれに比べて、これ以降の若い世代の女性は県外残留の傾向が弱まっている。限界効果をみると、例えば1990年～1995年生まれは1985年～1989年生まれに比べて専修学校・専門学校卒で45.7ポイント、大学・大学院卒で40.9ポイント、県外残留確率が低い水準と試算された。
- (4) 大学・大学院卒は、専修学校・専門学校に比べて県外残留傾向が弱まっている。限界効果をみると、例えば1990年～1995年生まれ世代で、35.0%から13.2%と21.8ポイント、県外残留確率が低下する。
- (5) きょうだいについては、きょうだいなしに比べて、男性きょうだいがいれば県外に残留する可能性が指摘できるものの信頼性には欠ける。

Uターンの促進を考える点からは、若い世代で県外に残留する傾向が弱まっていることから、従来に比べて政策の効果が出やすくなっていると考えられる。また、学歴では専修学校・専門学校卒よりも大学・大学院卒の方が、効果が出やすいといえる。若い世代、大学・大学院卒業者に焦点を絞ればより効果が出やすいと思われる。

一方、初職時の居住地選択の意思決定には賃金が重要だということが明らかになったが、賃金格差の解消は簡単ではないだろう。ただ、個別業種の賃金(女性、20歳～24歳)を『賃金構造基本調査(2019年)』(厚生労働省)でみると、例えば、金属製品製造業や生産用機械機器製造業、電子部品・デバイス・電子回路製造業の業種では、徳島県の賃金は東京都や大阪府に比べて高くなっている。また、宿泊業や卸売業でも東京都よりは低いが大阪府よりは高い。このように個別業種でみれば賃金格差が解消されている業種があり、このことに注目することが重要であろう。

【参考文献】

- 鹿野繁樹(2015)『新しい計量経済学』,日本評論社.
- 猿山純夫(2015)「大都市に集う大卒女子—都市型サービスに活躍の場」,『研究報告書 2015年度「大都市研究会」報告』第3章,日本経済研究センター,29-44.
- 太田聰一他(2017)「若者の東京移動に関する分析」,『経済分析』第195号,内閣府経済社会総合研究所,117-152.
- 松浦克己・コリンマッケンジー(2009)『ミクロ計量経済学』,東洋経済新報社.
- 山田博之・徳岡一幸編(2018)『地域経済学入門 第3版』,有斐閣.

図表1 徳島県出身女性の最終学校卒業時と初職時の居住地

地域ブロック	都道府県	卒業時の居住地		初職時の居住地		地域ブロック	都道府県	卒業時の居住地		初職時の居住地	
		人数(人)	構成比(%)	人数(人)	構成比(%)			人数(人)	構成比(%)	人数(人)	構成比(%)
北海道ブロック	北海道	0	0.0	0	0.0	近畿ブロック	三重県	0	0.0	0	0.0
東北ブロック	青森県	0	0.0	0	0.0		滋賀県	4	1.4	2	0.7
	岩手県	0	0.0	0	0.0		京都府	30	10.4	13	4.5
	宮城県	0	0.0	0	0.0		大阪府	57	19.7	46	15.9
	秋田県	0	0.0	0	0.0		兵庫県	39	13.5	17	5.9
	山形県	0	0.0	0	0.0		奈良県	7	2.4	2	0.7
	福島県	1	0.3	1	0.3		和歌山県	2	0.7	2	0.7
関東ブロック	茨城県	2	0.7	0	0.0	中国ブロック	鳥取県	0	0.0	0	0.0
	栃木県	0	0.0	1	0.3		島根県	3	1.0	0	0.0
	群馬県	0	0.0	0	0.0		岡山県	16	5.5	5	1.7
	埼玉県	2	0.7	3	1.0		広島県	10	3.5	2	0.7
	千葉県	1	0.3	2	0.7		山口県	1	0.3	0	0.0
	東京都	39	13.5	30	10.4	四国ブロック	徳島県	-	-	127	43.9
	神奈川県	7	2.4	5	1.7		香川県	28	9.7	14	4.8
中部ブロック	新潟県	0	0.0	0	0.0		愛媛県	7	2.4	5	1.7
	富山県	0	0.0	0	0.0		高知県	9	3.1	1	0.3
	石川県	3	1.0	2	0.7	九州ブロック	福岡県	4	1.4	1	0.3
	福井県	0	0.0	0	0.0		佐賀県	0	0.0	0	0.0
	山梨県	0	0.0	0	0.0		長崎県	1	0.3	1	0.3
	長野県	2	0.7	1	0.3		熊本県	1	0.3	1	0.3
	岐阜県	0	0.0	1	0.3		大分県	1	0.3	0	0.0
	静岡県	3	1.0	2	0.7		宮崎県	2	0.7	0	0.0
	愛知県	3	1.0	2	0.7		鹿児島県	2	0.7	0	0.0
					沖縄県		0	0.0	0	0.0	
					海外		2	0.7	0	0.0	
					合計	289	100.0	289	100.0		

図表 2 説明変数の記述統計

説明変数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
1965-1969年生まれダミー	289	0.111	0.314	0	1
1970-1974年生まれダミー	289	0.176	0.382	0	1
1975-1979年生まれダミー	289	0.173	0.379	0	1
1980-1984年生まれダミー	289	0.204	0.404	0	1
1985-1989年生まれダミー	289	0.104	0.306	0	1
1990-1995年生まれダミー	289	0.080	0.271	0	1
男性きょうだいダミー	289	0.353	0.479	0	1
女性きょうだいダミー	289	0.415	0.494	0	1
男性と女性両方ダミー	289	0.176	0.382	0	1
短期大学・高専卒ダミー	289	0.145	0.353	0	1
大学・大学院卒ダミー	289	0.668	0.472	0	1
実質賃金（年齢計）（千円）	289	221.03	32.35	140.77	303.03
実質賃金（20歳～24歳）（千円）	289	186.18	21.28	136.65	234.33
有効求人倍率（倍）	289	0.782	0.303	0.350	2.410
第3次産業比率（%）	286	67.63	6.79	44.71	86.93

図表 3 東京都、大阪府、徳島県の実質賃金、有効求人倍率、第3次産業比率の記述統計

変数名	都府県名	平均	標準偏差	最小値	最大値
実質賃金 (年齢計、千円)	東京都	264.89	46.09	189.87	326.05
	大阪府	239.58	31.76	184.93	288.80
	徳島県	204.45	37.21	133.05	246.17
実質賃金 (20歳～24歳、千円)	東京都	207.38	26.50	163.62	249.95
	大阪府	201.26	20.67	168.59	234.89
	徳島県	174.23	23.92	135.63	206.46
有効求人倍率 (倍)	東京都	1.07	0.46	0.48	2.13
	大阪府	0.79	0.35	0.37	1.76
	徳島県	0.77	0.29	0.33	1.45
第3次産業比率 (%)	東京都	80.18	6.74	66.45	87.57
	大阪府	73.96	5.66	64.19	80.34
	徳島県	63.35	3.52	54.77	68.60

(注) 1. 実質賃金、有効求人倍率については1978年～2018年、第3次産業比率は1975年度～2016年度のデータに基づいている。

2. 実質賃金は、「きまって支給する現金給与額」(女性、産業計)を消費者物価地域差指数の東京都区部、大阪市、徳島市の総合指数で除すことによって実質化している。

(出所) 「賃金構造基本調査」(厚生労働省)、「一般職業紹介状況」(厚生労働省)、「県民経済計算」(内閣府)

図表4 推計結果

説明変数	推計(1)		推計(2)		レファレンス
	係数	限界効果	係数	限界効果	
1965-1969年生まれ	-4.013 *** (1.315)	-0.675	-3.205 *** (0.996)	-0.653	1960-1964年生まれ
1970-1974年生まれ	-7.370 *** (1.312)	-1.241	-5.135 *** (0.978)	-1.047	
1975-1979年生まれ	-8.503 *** (1.409)	-1.431	-6.058 *** (1.050)	-1.235	
1980-1984年生まれ	-11.051 *** (1.701)	-1.860	-7.681 *** (1.214)	-1.566	
1985-1989年生まれ	-11.019 *** (1.804)	-1.855	-7.494 *** (1.314)	-1.528	
1990-1994年生まれ	-13.066 *** (1.980)	-2.199	-8.491 *** (1.402)	-1.731	
男性きょうだ	2.302 * (1.186)	0.388	1.447 (1.000)	0.295	きょうだいなし
女性きょうだい	1.740 (1.176)	0.293	0.852 (0.988)	0.174	
男性と女性両方	2.066 * (1.245)	0.348	0.946 (1.043)	0.193	
短期大学・高専卒	-0.523 (0.754)	-0.088	-0.435 (0.613)	-0.089	専修学校・専門学校卒
大学・大学院卒	-1.266 ** (0.591)	-0.213	-1.014 ** (0.496)	-0.207	
実質賃金(初職地) (20歳～24歳)	0.206 *** (0.029)	0.035			
実質賃金(初職地) (年齢計)			0.083 *** (0.014)	0.017	
有効求人倍率(初職地)	2.877 *** (0.887)	0.484	2.696 *** (0.785)	0.550	
第3次産業比率(初職地)	0.206 *** (0.054)	0.035	0.181 *** (0.045)	0.037	
定数項	-46.417 *** (6.627)		-26.776 *** (3.818)		
観測数	286		286		
疑似決定係数	0.567		0.421		

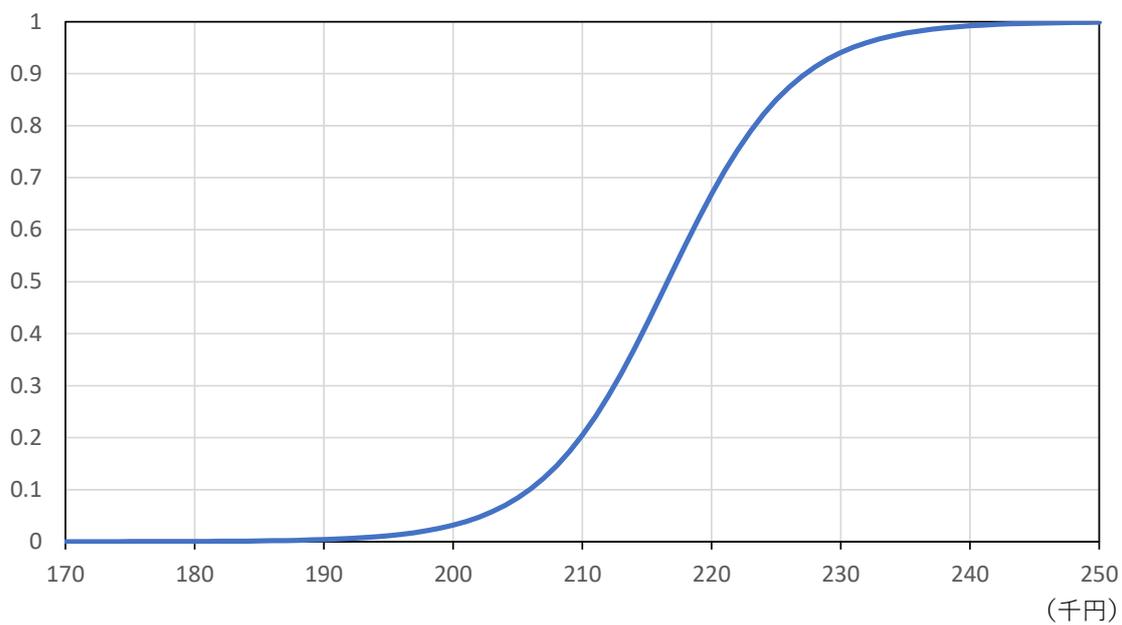
- (注) 1. 被説明変数は、初職時の居住地が徳島県外であれば「1」、徳島県であれば「0」となるダミー変数。
 2. 表中の*印は、*は $p<0.1$ 、**は $p<0.05$ 、***は $p<0.01$ を示す。
 3. 表中の()内の値は標準誤差を示す。
 4. 限界効果は説明変数が1単位変化した場合に、確率がどの程度変化するかということを表した値。ここでは、平均値まわりの限界効果を示している。

図表5 生年ダミー、学歴ダミーの限界効果

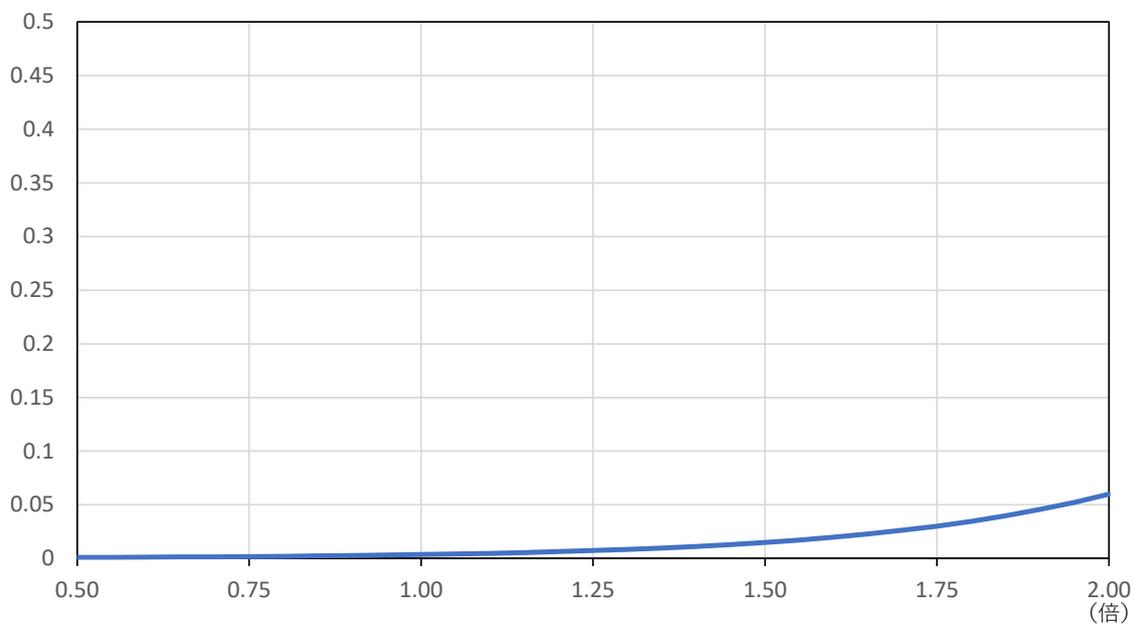
	県外残留確率 (専修学校・専門学校卒) ①	県外残留確率 (大学・大学院卒) ②	①－②
1980年～1984年生まれ	0.802	0.533	0.269
1985年～1989年生まれ	0.807	0.541	0.266
1990年～1995年生まれ	0.350	0.132	0.218

(注) 実質賃金、有効求人倍率、第3次産業比率は、順に200千円、1.5倍、65.0%で固定している。

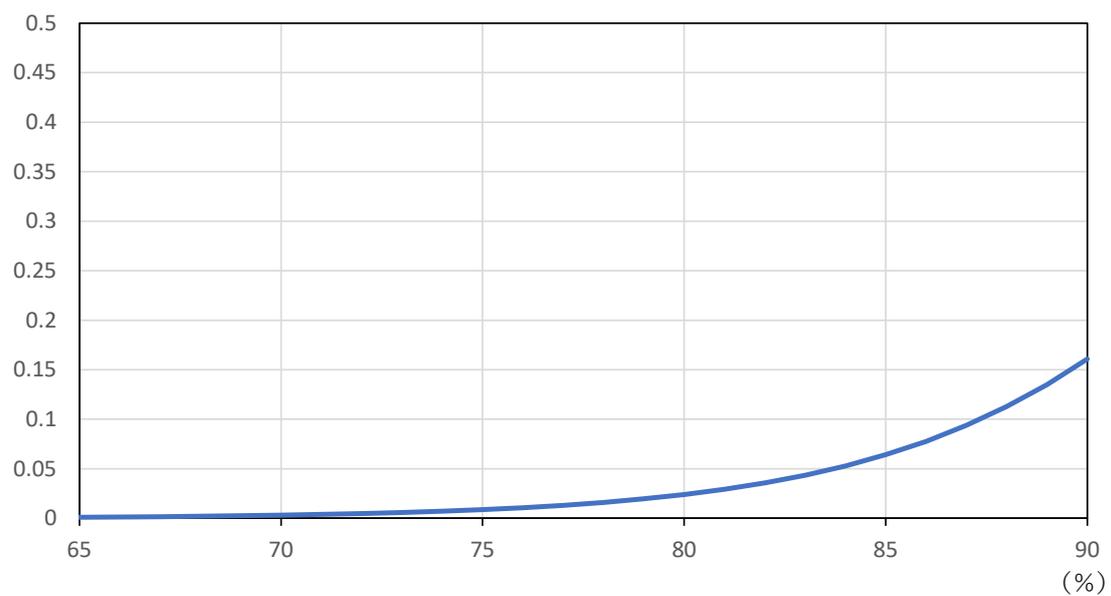
図表6 実質賃金の変化に対する県外残留選択確率の変化



図表 7 有効求人倍率の変化に対する県外残留選択確率の変化



図表 8 第 3 次産業比率の変化に対する県外残留選択確率の変化



令和2年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書

「都道府県間人口移動に関する2つの統計比較

－「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」－の評価

とくしま EBPM 評価会議

議長 浅子 和美（一橋大学名誉教授／立正大学経済学部 教授）

伊藤修一郎（学習院大学法学部 教授）

鹿野 繁樹（大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授）

小巻 泰之（大阪経済大学経済学部 教授）

豊田 哲也（徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授）

村澤 康友（甲南大学経済学部 教授）

横山由紀子（兵庫県立大学国際商経学部 教授）

（50音順、敬称略）

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会会長から提出された論文『都道府県間人口移動に関する2つの統計比較－「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」－』（別添）について、論文の結論を評価するとともに、論文が提出された背景も踏まえて議論を行った。論文の結論については、解明すべき点が残されているものの、概ね妥当であるという評価となった。以下に評価の根拠を示すとともに、提出の背景についてもコメントする。

1. 提出された論文は、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）（以下、「住基人口移動」と記す）と「徳島県人口移動調査」（徳島県統計データ課）（以下、「県人口移動」と記す）という住民基本台帳に基づいて作成される2つの人口移動統計について、徳島県の転入者数、転出者数、転入超過数の差異の原因を明らかにするものである。
2. 論文では、住民基本台帳制度における住所変更の実務を説明した上で、2つの統計における統計データの作成方法をこの実務に即して説明し、「住基人口移動」の統計データの作成が国内人口移動に限定されている一方で、「県人口移動」では国外からの転入者、国外への転出者も含まれている点が異なっていることを明らかにした。その上で、実際に、「県人口移動」の国外からの転入者数、国外への転出者数を、「住基人口移動」の転入者数、転出者数に加えることによって、差異がほぼ解消されるという結果を示している。結果に至るまでの説明は丁寧で説得的であり、2つの統計における差異の原因は、この統計データの作成方法の違いにあるという結論は概ね妥当であると評価できる。
3. ただし、職権記載者および職権消除者が、統計データの差異に与える影響については検討されていない。また、転入超過数の差異については、なお解消の余地があるように思われる。検討すべき点が残されていることは指摘しておきたい。
4. 論文提出の背景には、「住基人口移動」が成果指標として適切性に欠けているのではないかという問題意識がある。政策の効果を測るための成果指標は、政策を決定する過程で、政策と併せて議論することが望ましい。仮に政策の決定過程を離れて成果指標の適切性を検討するとすれば、その意図が関係者に正確に伝わるような配慮が必要であり、慎重に議論を進めることが肝要であろう。

以上

(別 添)

都道府県間人口移動に関する2つの統計比較
－「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」－

徳島県政策創造部統計データ課 森 重之
徳島県政策創造部統計データ課 牧田 修治

【要約】

東京一極集中の是正の状況や各都道府県の総合戦略の基本目標の達成状況など、転入・転出の実態を明らかにする統計として「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）に対する関心が高まっている。しかし、本統計は、人口移動を国内人口移動に限定していることはあまり知られていないと思われる。一方で、徳島県を含めた各都道府県では独自に人口移動調査を実施しているが、統計データの作成方法などこれまで研究の対象となる機会に乏しかったように思われる。そこで、本稿では、「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の統計データ作成方法などを比較し、両者の相違点が国外からの転入者、国外への転出者を含めているかどうかという点であることを改めて明らかにする。その上で、人口移動の実態がより正確に反映されるための改善の方向性を示す。

1. はじめに

2014年11月にまち・ひと・しごと創生法が公布・施行され、同年12月には「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」「まち・ひと・しごと創生総合戦略」が閣議決定された。また、国の要請によって都道府県、市町村においても「地方人口ビジョン」「地方版総合戦略」が策定された¹。第1期は2015年度からの5カ年計画で、現在は第2期計画が開始されている。同法の目的として、東京圏への人口の過度の集中を是正することが明記されていることや、多くの都道府県の総合戦略の基本目標として「転入・転出の均衡」が掲げられていることなどから、都道府県間の人口移動に対して、一般的な関心のほか、政策の効果を測る成果指標という面からも関心が高まっている²。

¹ まち・ひと・しごと創生法第9条および第10条で、都道府県および市区町村は、まち・ひと・しごと創生総合戦略を勘案して、当該都道府県の区域の実情に応じたまち・ひと・しごと創生に関する施策について基本的な計画を定めるように努めなければならない、とされている。また、「都道府県まち・ひと・しごと創生総合戦略及び市町村まち・ひと・しごと創生総合戦略の策定について（通知）」（閣副第979号、平成26年12月27日）で「地方人口ビジョン」「地方版総合戦略」の策定が国より依頼された。

² 各都道府県のホームページで第2期総合戦略を確認したところ、36道府県が社会動態に

人口移動を把握するための代表的な統計としては、「国勢調査」（総務省）と「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）があるが、このほかに、大阪府を除く全ての都道府県で人口移動調査が行われている。

「国勢調査」は、5年に1度の調査票による全数調査であるが、人口移動に関する調査は10年に1度、西暦の1桁がゼロの年の大規模調査で実施される。「5年前にはどこに住んでいましたか」という質問で、5年前の常住地と調査時点の常住地によって5年間の人口移動が把握される。一方、「住民基本台帳人口移動報告」（以下「住基人口移動」）は、住民基本台帳に基づく行政記録によって人口移動を把握しており、月間及び年間の人口移動が明らかになる。このように人口移動の定義や調査方法が異なることから、2つの統計から得られる統計データには差異が生じる。大友（1996）は、1990年の国勢調査から得られる転入者数と「住基人口移動」から得られる同時期の5年間の転入者数を比較して、国勢調査から得られる転入者数は「住基人口移動」の転入者数に比べて少ないことを指摘している。その上で、両統計には利用上一長一短があり、いずれか一方によって代替できるものではないとして人口移動統計の改善を提言している³。伊藤（2011）は、両統計に岐阜県が作成している「岐阜県人口動態統計調査」を加えて、3つの統計の流入超過数の差異を分析している。「住基人口移動」と「岐阜県人口動態統計調査」との差異について、2つの統計はともに住民基本台帳に基づいて作成されているが、前者が日本人のみを対象としている一方で、後者は日本人に加えて外国人が調査対象となっていること、また、国外移動も含まれていることのために流入超過数に差異が生じているとしている。例えば、2009年のリーマンショック時には、岐阜県から、外国人の流出が大幅に増えたために「岐阜県人口動態統計調査」で見ると9,587人の流出超過となった。しかし、外国人の移動を含まない「住基人口移動」の流出超過数は5,188人で、2つの統計の間で4,399人の差異が生じたとしている。

2012年7月より外国人住民も住民基本台帳制度の適用対象となったことから、2014年より「住基人口移動」では外国人住民を含む統計データの公表が始まった。しかし、依然として国外移動が含まれていない。このため、例えば、岐阜県について、2019年の「住基人口移動」と「岐阜県人口動態統計調査」の転入超過数をみると、前者は-6,169人で、後者は-397人と、両者の間ではなお5,772人の差異がある⁴。

関する目標を掲げている。

³ このほか、人口移動統計ではないが、小池・貴志（2020）が、地方自治体で「地方人口ビジョン」作成の際に、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」（総務省）から得た人口移動傾向を、「国勢調査」による人口に基づいた将来人口推計に適用する妥当性を検討し、人口移動が活発な10代後半から20代前半で人口移動傾向に差異が生じることを指摘している。

⁴ 「岐阜県人口動態調査」では2018年10月から2019年9月を2019年として公表している。したがって、ここで示している2019年の「住基人口移動」の転入超過数も2018年10

徳島県でも住民基本台帳に基づいて「徳島県人口移動調査」を実施している。2019年の転入超過数を「住基人口移動」と比較すると、「住基人口移動」では-3,357人、「徳島県人口移動調査」では-2,057人と、両者の間には1,300人の差異がある。

「住基人口移動」は都道府県並びに市町村の転入・転出状況が明らかになる貴重な人口移動統計であり速報性もある。コロナ禍で東京都が転出超過になったことなどから一般的な関心も高まっているとともに、転入・転出に関する政策目標の成果指標としても注目されている。一方で、伊藤（2011）で指摘された、海外移動が含まれていないということはあまり知られていない。このため、「住基人口移動」が国内人口移動という限定された移動を反映しているにもかかわらず、人口移動の実態を正確に反映しているかのような誤解が一部で生じている。

竹内（2011a、2011b）は、信頼性の高い統計データに基づいた政策の企画・立案が必要であり、経済学を始め社会科学の分野の統計データの利用者が、統計データそのものを吟味して、統計データの欠点を明らかにし改善の方向を示すことが重要であり、このことがEBP（Evidence Based Policy）にも資すると指摘している。

本稿では、「住基人口移動」と「徳島県人口移動調査」（以下「県人口移動」）を比較することによって2つの統計の違いを丁寧に説明し、この違いによって生じる統計データの差異について改めて明らかにしたい。このことによって、「住基人口移動」が人口移動の実態を正確に反映しているわけではないことが、より明確に理解されるはずだ。

本稿の構成は以下のとおり。まず、次節で「住基人口移動」と「県人口移動」の転入者数などの推移と2つの統計から得られる統計データの差異を確認する。次いで、3節で住所地変更の実務的な手続きを説明し、統計データとの対応を整理する。そして4節で2つの統計の統計データ作成方法を比較して、両者の差異が生じる原因を明らかにする。最後にまとめとして、統計の改善の方向性を示したい。

2. 徳島県の都道府県間人口移動の状況

「住基人口移動」では、2013年7月8日から外国人住民が住民基本台帳ネットワークシステムの適用対象となったことから、2014年から外国人住民を含めた統計データが公表されるようになった。「県人口移動」では、2012年から住民基本台帳に基づいて外国人住民を含めた統計データを作成している⁵。そこで、2014年から、「住基人口移動」と「県人口移

月から2019年9月の合計である。なお、用語の使い方について、「住民基本台帳人口移動報告」では、他市区町村からの人口流入を「転入」、他市区町村からの人口流出を「転出」と呼んでいる。「岐阜県人口動態統計調査」、「徳島県人口移動調査」も同様である。以降は「転入」「転出」で統一する。

⁵ 従来は、外国人登録法の規定による登録原票に基づいて外国人の移動に関する統計データ

動」の転入者数、転出者数、転入超過数（＝転入者数－転出者数）の推移をみるとともに、両統計のこれらの統計データの差異を確認しよう（図表 1）。

----- 図表 1 挿入 -----

まず、転入者数について、「住基人口移動」の転入者数は 2017 年から 2019 年までやや減少している一方で、「県人口移動」の転入者数は 2016 年からやや増加して推移している。両者の水準については、「県人口移動」が「住基人口移動」の水準を上回る状態が続いており、その差異は、2017 年の 1,999 人から 2019 年の 2,722 人と 700 人程度大きくなっている。

転出者数については、「住基人口移動」の転出者数も「県人口移動」の転出者数も 2014 年から 2018 年までほぼ横ばいであるが、2019 年にはともに増加している。両者の水準を比較すると、「県人口移動」が「住基人口移動」を上回っており、その差は 2018 年まで 1,000 人程度で推移していたが、2019 年にやや広がっている。

この結果、転入超過数は、「住基人口移動」では 2017 年から転入超過数のマイナス（転出超過数）がやや拡大（転出超過数が増加）し 2019 年には－3,357 人となっている。「県人口移動」の転入超過数も、2016 年からマイナスが拡大（転出超過数が増加）し、2019 年には－2,057 人となった。両者の差異は 2017 年から徐々に広がり、2019 年には 1,300 人となっている。

3 都道府県の境界をまたいだ住所変更の実務⁶

3. 1 日本人の住所変更の手続き

2つの統計を比較する前に、転入と転出の手続きを説明しておこう。2つの統計の転入者数、転出者数は住所変更の届出に基づいて作成されている。実務的な手続きの流れを把握し、これと統計データとの対応を整理しておきたい。

転入者と転出者の把握は、住民票の異動、すなわち、転入届、転出届に基づいた住民票の記載と削除による住民基本台帳の変更によっている。いま、A 県 A 市から B 県 B 市に住所を移すことを想定しよう。まず、A 市に転出届を提出する。届出が出されると、A 市は転出証明書を交付し、住民票の届出書に基づいて転出先、転出予定年月日を記載し、住民票は削除される。そして、B 市に引っ越した後、転入した日から 14 日以内に転出証明書を添

を作成していた。

⁶ 本節の実務に関する記述の多くは東京都市町村戸籍住民基本台帳事務協議会住民基本台帳事務手引書作成委員会（2018）および市町村自治研究会（2018）によっている。

付し B 市に転入届を提出しなければならない。B 市は転入届の記載内容を住民票に記載する。

このような手続きが統計データに反映されて、A 県の転出者数は 1、B 県の転入者数は 1 となる。また、A 県及び B 県にこれ以外の転入者、転出者がいないとすれば、A 県の転入超過数は -1、B 県の転入超過数は 1 と数えられることになる。

国外からの転入、国外への転出であっても同様の手続きとなる。国外から A 市に転入する場合は、A 市に転入届を提出する。このとき A 県の転入者数は 1、転入超過数は 1 となる。B 市から国外へ転出する場合は、B 市に転出届を提出する。このとき、B 県の転出者数は 1、転入超過数は -1 となる。

なお、住所変更を含めて、住民の記録に関する基本法は住民基本台帳法である。上記の日本人の転入は住民基本台帳法第 22 条、転出は同法第 24 条に基づいて届出が行われる。参考資料として住民基本台帳法（抄）を付した。

3. 2 外国人住民の住所変更の手続き

2012 年 7 月から在留管理制度が新しくなるとともに、「住民基本台帳法の一部を改正する法律」（平成 21 年法律第 77 号）が施行され、外国人住民が住民基本台帳制度の適用対象となった⁷。

日本在留の予定が 3 カ月を超える外国人の在留管理は、従来は登録原票によって行われ、外国人の住所変更は、この登録原票の変更によって把握されていた。しかし、在留外国人が増加するとともに、登録原票の記載内容と実態が異なる例も増えてきて、外国人に対する行政サービスが行き届かないとともに事務処理上の問題も指摘されてきたことなどから、在留管理制度の改正と住民基本台帳制度の改正につながった。

新しい在留管理制度の下で、日本に入国して滞在する外国人は、上陸審査時に入国・在留目的に応じて入国審査官から在留資格及び在留期間が決定され、中長期在留者となった外国人には在留カードが交付される⁸。

新たに入国し、中長期在留者となった外国人が A 県 A 市に住所を定めるとしよう。この場合、転入した日から 14 日以内に、A 市に在留カードを提出して転入届を出す。なお、出入国管理及び難民認定法（以下、入管法）上の規定では、法務大臣に対し住居地を届ける

⁷ 外国人住民とは、日本国籍を有しない者のうち、中長期在留者、特別永住者、一時庇護許可者又は仮滞在許可者、出生による経過滞在者又は国籍喪失による経過滞在者、のいずれかに該当する者であって、市町村の区域内に住所を有するもの（住民基本台帳法第 30 条の 45）である。

⁸ 在留カードとは、中長期在留者に対して交付されるもので、国籍・地域、氏名、生年月日、住居地、在留資格、在留期間等といった法務大臣が把握する情報の重要部分が記載されている。

必要があるが、新たな在留管理制度では、転入届を出すことによって入管法上の住居地届出義務も果たされたと見なされる。なお、入国後の A 市への転入届は、住民基本台帳法第 30 条の 46 に基づいている。また、事務処理上、従前住所地は空欄扱いとなる⁹。

その後、A 市から B 県 B 市に住所を変更したとする。この場合、日本人と同じ手続きとなる。すなわち、A 市に転出届を提出し、転出証明書を受け取る。そして B 市に転入後 14 日以内に転出証明書を添付して転入届を提出する。なお、このときの転入届は住民基本台帳法第 22 条、転出届は同法第 24 条に基づいている。

B 市から国外へ出国する場合は B 市に転出届を提出する。これも日本人と同様で、同法第 24 条に基づいている。

以上の外国人住民の住所変更を転入者数と転出者数に結びつけて改めて説明しよう。入国して A 市に転入届を提出したとき、A 県の転入者数は 1、転入超過数は 1 となる。そして、A 市から B 市へ転出する場合に、A 県の転出者数が 1、転入超過数は -1、B 県の転入者数が 1、転入超過数は 1 となる。B 市から出国するとき、B 県の転出者数が 1 となり、転入超過数は -1 となる。

ここでは、移動の実態に合わせて、国外から A 市へ転入したときに A 県の転入者数を 1、B 市から国外へ転出したときに B 県の転出者数を 1 と数えた。しかし、次節で説明する通り、統計作成上は、「住基人口移動」では国外からの転入者を A 県の転入者数 1 とは数えない。また、国外へ転出したときに B 県の転出者数を 1 とは数えない。一方で、「県人口移動」では、これらを実態の通りに数えている。

4 2つの統計の概要と統計データの作成方法

4. 1 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の概要

「住基人口移動」と「県人口移動」は、ともに住民基本台帳に基づいて人口移動を把握する統計である。まず、目的、根拠法、調査方法などの概要を簡単にまとめておこう（図表 2）。

-----図表 2 挿入-----

「住民基本台帳人口移動報告年報」（総務省統計局）によると、「住基人口移動」は、市

⁹ 住民基本台帳事務処理要領には「転入をした者について転出地の住所を記載する。従前の住所は、原則として転出証明書に記載された住所と一致する。なお、法第 30 条の 46 及び法 30 条の 47 に基づく届け出をした者については、記載を要しない。」（第 2-1-(2)-コ）と記されている。ただし、日本人の場合は同法第 22 条の規定により、国外からの転入であっても従前住所地は記載する。

町村長が作成する住民基本台帳により、人口の移動状況を明らかにすることを目的に、総務省統計局が作成する統計である¹⁰。住民基本台帳法第 37 条に基づき、市町村長に対して住民基本台帳に記録されている事項に関して情報提供を要請し統計データを作成している。統計データ作成に必要な情報は、住民基本台帳ネットワークシステム（以下、住基ネットワークシステム）に保存されている情報を利用している¹¹。公表周期は月次と年次で、翌月末には当月の移動状況が明らかになり、年次統計は毎年 1 月末に前年 1 年間の統計データが公表される。

「徳島県人口移動調査結果報告書」（徳島県統計データ課）によると、「県人口移動」は、県内各市町村の人口及び世帯の移動状況を明らかにし、国勢調査の実施から次の国勢調査の実施までの間の市町村ごとの人口及び世帯数を推計し、併せて人口及びその移動状況を年齢別に集計することにより、各種行政施策の基礎資料を得ることを目的に、徳島県統計データ課が作成している。徳島県統計調査条例、徳島県人口移動調査要綱に基づいて、県内市町村長に対して徳島県人口移動調査市町村調査票の提出を要請し、この調査票に基づいて統計データを作成している。都道府県間人口移動の統計データについては、公表周期は年 1 回、毎年 3 月に「徳島県人口移動調査結果報告書」として公表している¹²。

4. 2 転入者数と転出者数の作成方法

4. 2. 1 「住民基本台帳人口移動報告」の作成方法

「住基人口移動」では、市区町村の境界を越えて住所を移した者を移動者と定義し、その上で、転入者数とは、市区町村又は都道府県の区域内に、他の市区町村又は都道府県から住所を移した者の数をいう、と定義している¹³。そして、統計データの作成は、住民基本台帳法第 22 条の規定による届出に基づいて住民票に記載された情報、及び同法第 8 条の規

¹⁰ 日本語表記の目的には「人口の移動状況を明らかにすること」と記されているが、英語表記では「The Report on Internal Migration in Japan Derived from the Basic Resident Registration aims at providing data on internal migration of Japanese and foreign people（以下略）」と国内人口移動（internal migration）であることが明記されている。

¹¹ 住民基本台帳ネットワークシステムとは、市町村の区域を超えた住民基本台帳に関する事務の処理や国の行政機関等に本人確認情報の提供を行うための全国規模のネットワークシステムのこと。なお、本人確認情報とは、①氏名、②生年月日、③性別、④住所、⑤住民票コード、⑥付随情報のこと。

¹² 「徳島県人口移動調査」は、県内市町村別推計人口や推計世帯数などにも使われている。これらの公表は年次のほか月次、四半期（1 月、4 月、7 月、10 月）で公表している。

¹³ 「住民基本台帳人口移動報告年報 2019 年（令和元年）」（用語の解説）を参照。

定による職権記載者の情報に基づいて作成されている。ただし、国外からの転入者は、転入者数に含めない。

職権記載とは、簡単にいえば、市町村長の職務権限によって、住民票に記載することである。様々なケースがあるが、例えば、転入届を出さないまま A 市に住んでいる者が、何かのきっかけで A 市に住んでいることが明らかになった場合、A 市職員が実態調査により事実を確認した上で住民票に記載する。これが職権記載の一例である¹⁴。

転出者数は、市区町村又は都道府県の境界を超えて他の区域へ住所を移した者の数をいうと定義されている。ただし、転出届に基づいて作成されるのではなく、転入者の従前の住所地によって総務省統計局で算出する¹⁵。例えば、A 県 A 市から B 県 B 市に 10 人転出したとしよう。このとき、転入届に基づいて B 県の転入者数は 10 となる。A 県の転出者数は、B 県の転入者数と同数の 10 とみなす。転入届が B 市に出されていれば、転出届も A 市に出されているはずであるから数は一致する、という考え方に基づいて算出されている。

なお、このような方法を採用する理由は、転入者数と転出者数の同一期間の一致性を確保するためだと考えられる。転入届は転入した日から 14 日以内に提出すればよいので、転入届と転出届の提出が同一日になる可能性は低い。むしろタイミングが異なることの方が多いと思われる。月や年をまたいだ転入・転出の場合には、転入と転出の届出日が異なることによって、転入者数と転出者数が同月あるいは同一年で一致しないということが生じる。これを回避するために転入届に基づいて転出者数を算出する方法を採用していると考えられる。

4. 2. 2 「徳島県人口移動調査」の作成方法

「県人口移動」では、転入者を、住民基本台帳法の規定に基づく転入届により、住民票の記載をした者と定義している¹⁶。具体的には、同法第 22 条の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者及び同法第 30 条の 46 の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者である。同法 30 条の 46 の規定に基づく転入届とは、国外から転入した外国人が新

¹⁴ 住民票の記載・削除は住民からの届出によって行われる。しかし、届出がない場合には、住民票の正確性を保つために、実態調査を行った上で、市町村長の職務権限によって住民票の記載・削除が行われる。これが職権記載、職権削除である（住民基本台帳法第 8 条）。例えば、本人からの届出の内容に誤りがあったという申し出があった場合は、申し出に誤りがないことを確認した上で職権による記載が行われる（職権記載）。あるいは、税務課や福祉課などから居住が不明であるという情報提供があった場合、実態調査によって事実を確認した上で職権により住民票を削除する（職権削除）。

¹⁵ 「住民基本台帳人口移動報告年報 2019 年（令和元年）」（用語の解説）を参照。

¹⁶ 「令和元年徳島県人口移動調査結果報告書」（用語の説明）を参照。

たに住所を定める場合の規定である。この転入者数と職権記載者を合計して転入者総数としている。なお、転入者総数と「住基人口移動」の転入者数は同義である。以降は、紛らわしさを避けるため、転入者総数という用語は使用せず、「県人口移動」の転入者総数は転入者数に統一する。

転出者は、住民基本台帳法の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者と定義されている。具体的には、同法第 24 条の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者と同法第 30 条の 50 の規定に基づく法務大臣からの通知のうち、再入国許可を受けずに出国した旨の通知があり、その通知に基づき住民票を削除した者である¹⁷。同法 24 条に基づいているので、日本人および外国人が国外へ転出するケースも含まれている。この転出者数に、職権消除者を加えて転出者総数としている。なお、転出者総数と「住基人口移動」の転出者数は同義である。以降は、「県人口移動」の転出者総数は転出者数に統一する。

以上の説明をまとめたものが図表 3 である。転入者数については、「住基人口移動」には国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれていない一方で、「県人口移動」では国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれている。転出者数については、「住基人口移動」では、国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれていない一方で、「県人口移動」では、国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれている。

-----図表 3 挿入-----

4. 3 2つの統計の差異の原因

これまで見たように、「住基人口移動」の転入者数には、国外から転入する日本人及び外国人住民が含まれていない。一方で、「県人口移動」ではこれらが含まれている。この違いが2つの統計の転入者数の差異を生んでいると考えられる。したがって、「住基人口移動」の転入者数に、日本人及び外国人の国外から徳島県への転入者数を加えれば、「県人口移動」の転入者数との差は解消されるはずである。このことを確認しよう。

「県人口移動」では、従前住所地在「国外」という項目を設けて、国外から徳島県への転入者を含めている。「住基人口移動」の転入者数に、「県人口移動」の「国外」からの転入者数を加えれば、2つの統計の転入者数の差異は解消されることが考えられる。

-----図表 4 挿入-----

¹⁷ 「再入国許可を受けずに出国した旨の通知」とは、外国人住民が出国に際して、在留カードを返納して出国する場合（単純出国）に、法務省から市町村に対して連絡があるが、こうしたケースを指している。

図表 4 には、2014 年から 2019 年までの「県人口移動」の転入者数（a 欄）、及びそのうちの「国外」からの転入者数が示されている。「住基人口移動」の転入者数（b 欄）に、この「国外」からの転入者数を加えたものを「修正後住基人口移動」（c 欄）として示し、b 欄の数字を a 欄の数字で除したものを「比率①」、c 欄の数字を a 欄の数字で除したものを「比率②」として、差異の程度を示している。比率が 100% の場合は両者が一致していることを表し、比率が 100% から離れるほど両者の差異が大きくなることを示す。

比率①をみると、2014 年から 2019 年までで 84.5% から 77.5% となっている。両者の間に 15% から 20% 程度の差があることを示している。比率②をみると、2014 年から 2019 年までほぼ 100% となっており、「住基人口移動」に「県人口移動」の国外からの転入者数を加えることによって、両統計の転入者数の差異が解消されていることがわかる。

転出者数についても「住基人口移動」は、転入先が国外となる転出者は日本人、外国人ともに転出者数に含まれない。一方で、「県人口移動」では国外へ転出する日本人及び外国人住民が含まれている。この違いが 2 つの統計の転出者数の差異を生んでいると考えられる。

「県人口移動」では、転出先として「国外」という項目を設けて、この項目に徳島県から国外への転出者数を含めている。「住基人口移動」の転出者数に、「県人口移動」の「国外」の数を加えれば「県人口移動」の転出者数との差異は解消されるはずである。図表 5 でこのことを確認しよう。

図表 5 の見方は図表 4 と同様である。比率①は 2014 年から 2019 年まで概ね 90% 程度、すなわち両者の間で 10% 程度の差異が生じていることを示している。比率②では 99% 後半から 100% となり、2 つの統計の転出者数の差異が解消されていることがわかる。

-----図表 5 挿入-----

転入超過数についても確認しておこう（図表 6）。比率①は 100% からの乖離が大きいですが、比率②は 100% に近づいており差異が解消されていることがわかる。

-----図表 6 挿入-----

5. おわりに

これまで見てきたように、「住基人口移動」と「県人口移動」との間で統計データの差異が生じるのは、国外からの転入者および国外への転出者を統計データに含めるかどうかによる。「住基人口移動」の転入者数には国外からの転入者が含まれていない一方で、「県人口移動」には国外からの転入者が含まれている。また、「住基人口移動」の転出者数には、国外への転出者が含まれていない一方で、「県人口移動」には国外への転出者が含まれてい

る。この違いが2つの統計の差異の原因である。

日本人口学会編（2002）によると、人口移動は、移動の出発地と到着地が国境をこえる移動か、出発地と到着地が一つの国内にあるかどうかで、前者を「国際人口移動」、後者を「国内人口移動」に分けて観察されることが多いと説明している。これは、国境をこえる移動と、国内の移動では移動しやすさという点で大きな違いがあり、このために移動数や移動者の属性が異なるためだ。

「住基人口移動」に国外からの転入者、国外への転出者が含まれていないのは、人口移動を、出発地と到着地がともに国内にある移動に限定するという「国内人口移動」の考えに即して統計データを作成しているからだと考えられる。

しかし、人口移動の実態を正確に反映するという観点からは、人口移動を国際人口移動と国内人口移動に分けて捉えることの意味は大きくないように思われる。統計データを利用する目的の一つは、正確な状況の把握である。このとき、転入者の移動元が国外か国内か、あるいは転出者の移動先が国外か国内かということとを区別する必要はない。県境をまたいだ転入者あるいは転出者が何人いるのかという数やその属性などの情報が重要である。もちろん、利用目的によっては、国外からの転入者数や国外への転出者数の情報は必要ない場合もあろう。しかし、それはあくまでも利用目的に応じているのであって、まず、実態を正確に反映した情報が重要だと思われる。

国内人口移動という考え方を変えないまま、外国人住民を統計作成の対象としたことから、次のようなケースが発生し誤解も生んでいる。近年、国外からの外国人住民の転入者が増加しているが、一旦転入届を提出したものの、時間をおかずして他の都道府県へ転出してしまふケースだ。この場合、「住基人口移動」では、国外からの転入者は転入者数に含めない一方で、他の都道府県への転出者は転出者数に含めるために、転入超過数はマイナス（転出超過）になってしまう。しかし、「住基人口移動」が国内人口移動のみの統計データであることは、一般にはあまり知られていないため、転入超過のマイナス（転出超過）が人口移動の実態であるかのように受け取られてしまい誤解が生じている¹⁸。

政策目標の成果指標という点では、人口移動を国内移動に限定して捉えていることから、転入者数と転出者数の均衡を目標とした政策の効果の測る指標として使用する場合には留意する必要がある。

2020年1月から参考表として、国外からの転入者数、国外への転出者数の情報が都道府県別に提供され始めた。また、2020年の年次結果からは、市町村別にも公表されている。こうした情報は非常に貴重であるが、人口移動の実態を正確に反映するという観点から、なお、検討の余地があるように思われる。住基ネットワークシステムには、転入届、転出

¹⁸ 栃木県小山市では、実際にこのようなケースが生じて、2018年に転出超過数が全国最多と地元新聞に報じられたために、誤解を招くとして「2018年住民基本台帳人口移動報告について（検証）」というレポートを掲載している。

届の情報が保存されていることから、国際人口移動に係る情報も「住基人口移動」に反映できるのではないか。国外からの転入者の従前住所地、国外への転出者の転出先、およびこれらの属性情報などが統計に反映されれば人口移動の実態がより正確に反映された統計になると思われる¹⁹。また、このような改善が実現すれば、現在、多くの都道府県で実施されている人口移動調査と「住基人口移動」の一元化につながっていくと思われる。

【参考文献】

- 伊藤薫（2011）「統計調査における流入超過数の差異の要因について－国勢調査、住民基本台帳人口移動報告と岐阜県人口動態統計調査の差異の検討－」『Review of economics and information studies』12巻1・2号,23-38.
- 大友篤（1996）『日本の人口移動』,大蔵省印刷局.
- 小池司朗・貴志匡博（2020）「国勢調査と住民基本台帳から得られる人口移動傾向の差異の検討－地域別将来人口推計への適用を念頭に－」『人口問題研究』第76巻第4号,533-550.
- 市町村自治研究会（2018）『窓口業務のすすめ Q&A 外国人住民基本台帳事務』,日本加除出版株式会社.
- 竹内啓（2011a）「創刊の辞」『統計と日本経済』第1巻第1号,1-2.
- 竹内啓（2011b）「Evidence Based Policy と統計」『統計と日本経済』第1巻第1号,142-153.
- 東京都市町村戸籍住民基本台帳事務協議会住民基本台帳事務手引書作成委員会（2018）『9訂版 住民記録の実務』日本加除出版株式会社.
- 日本人口学会編（2002）『人口大事典』,培風館.

¹⁹ 住民基本台帳法第30条の46に基づく転入届について、従前住所地は「未記入」となっていることから事務処理要領の改正が必要となるかもしれない。また、転出者数を転出届に基づいて作成する場合は、同一期間の転入者数と転出者数との一致性について検討する必要もあろう。

(参考資料) 住民基本台帳法(昭和42年法律第81号)(抄)

(目的)

第一条 この法律は、市町村(特別区を含む。以下同じ。)において、住民の居住関係の公証、選挙人名簿の登録その他の住民に関する事務の処理の基礎とするとともに住民の住所に関する届出等の簡素化を図り、あわせて住民に関する記録の適正な管理を図るため、住民に関する記録を正確かつ統一的に行う住民基本台帳の制度を定め、もつて住民の利便を増進するとともに、国及び地方公共団体の行政の合理化に資することを目的とする。

(住民票の記載等)

第八条 住民票の記載、消除又は記載の修正(第十八条を除き、以下「記載等」という。)は、第三十条の三第一項及び第二項、第三十条の四第三項並びに第三十条の五の規定によるほか、政令で定めるところにより、第四章若しくは第四章の三の規定による届出に基づき、又は職権で行うものとする。

(転入届)

第二十二条 転入(新たに市町村の区域内に住所を定めることをいい、出生による場合を除く。以下この条及び第三十条の四十六において同じ。)をした者は、転入をした日から十四日以内に、次に掲げる事項(いずれの市町村においても住民基本台帳に記録されたことがない者にあつては、第一号から第五号まで及び第七号に掲げる事項)を市町村長に届け出なければならない。

- 一 氏名
 - 二 住所
 - 三 転入をした年月日
 - 四 従前の住所
 - 五 世帯主についてはその旨、世帯主でない者については世帯主の氏名及び世帯主との続柄
 - 六 転入前の住民票コード(転入をした者につき直近に住民票の記載をした市町村長が、当該住民票に直近に記載した住民票コードをいう。)
 - 七 国外から転入をした者その他政令で定める者については、前各号に掲げる事項のほか政令で定める事項
- 2 前項の規定による届出をする者(同項第七号の者を除く。)は、住所の異動に関する文書で政令で定めるものを添えて、同項の届出をしなければならない。

(転出届)

第二十四条 転出をする者は、あらかじめ、その氏名、転出先及び転出の予定年月日を市町村長に届け出なければならない。

(外国人住民に係る住民票の記載事項の特例)

第三十条の四十五 日本の国籍を有しない者のうち次の表の上欄に掲げるものであつて市町村の区域内に住所を有するもの（以下「外国人住民」という。）に係る住民票には、第七条の規定にかかわらず、同条各号（第五号、第六号及び第九号を除く。）に掲げる事項、国籍等（国籍の属する国又は出入国管理及び難民認定法（昭和二十六年政令第三百十九号。以下この章において「入管法」という。）第二条第五号ロに規定する地域をいう。以下同じ。）、外国人住民となつた年月日（外国人住民が同表の上欄に掲げる者となつた年月日又は住民となつた年月日のうち、いずれか遅い年月日をいう。以下同じ。）及び同表の上欄に掲げる者の区分に応じそれぞれ同表の下欄に掲げる事項について記載をする。

<p>中長期在留者（入管法第十九条の三に規定する中長期在留者をいう。以下この表において同じ。）</p>	<p>一 中長期在留者である旨 二 入管法第十九条の三に規定する在留カード（総務省令で定める場合にあつては、総務省令で定める書類）に記載されている在留資格、在留期間及び在留期間の満了の日並びに在留カードの番号</p>
<p>特別永住者（日本国との平和条約に基づき日本の国籍を離脱した者等の出入国管理に関する特例法（平成三年法律第七十一号。以下この章において「入管特例法」という。）に定める特別永住者をいう。以下この表において同じ。）</p>	<p>一 特別永住者である旨 二 入管特例法第七条第一項に規定する特別永住者証明書に記載されている特別永住者証明書の番号</p>
<p>一時庇護許可者（入管法第十八条の二第一項の許可を受けた者をいう。以下この表及び次条において同じ。）又は仮滞在許可者（入管法第六十一条の二の四第一項の許可を受けた者をいう。以下この表において同じ。）</p>	<p>一 一時庇護許可者又は仮滞在許可者である旨 二 入管法第十八条の二第四項に規定する上陸期間又は入管法第六十一条の二の四第二項に規定する仮滞在許可書に記載されている仮滞在期間</p>
<p>出生による経過滞在者（国内において出生した日本の国籍を有しない者のうち入管法第二十二条の二第一項の規定により在留することができるものをいう。以下この表及び次条において同じ。）又は国籍喪失による経過滞在者（日本の国籍を失つた者のうち同項の規定により在</p>	<p>出生による経過滞在者又は国籍喪失による経過滞在者である旨</p>

留することができるものをいう。以下この表及び次条において同じ。)	
----------------------------------	--

(中長期在留者等が住所を定めた場合の転入届の特例)

第三十条の四十六 前条の表の上欄に掲げる者（出生による経過滞在者又は国籍喪失による経過滞在者を除く。以下この条及び次条において「中長期在留者等」という。）が国外から転入をした場合（これに準ずる場合として総務省令で定める場合を含む。）には、当該中長期在留者等は、第二十二条の規定にかかわらず、転入をした日から十四日以内に、同条第一項第一号、第二号及び第五号に掲げる事項、出生の年月日、男女の別、国籍等、外国人住民となつた年月日並びに同表の上欄に掲げる者の区分に応じそれぞれ同表の下欄に掲げる事項を市町村長に届け出なければならない。この場合において、当該中長期在留者等は、市町村長に対し、同表の上欄に掲げる者の区分に応じそれぞれ同表の下欄に規定する在留カード、特別永住者証明書又は仮滞在許可書（一時庇護許可者にあつては、入管法第十八条の二第三項に規定する一時庇護許可書）を提示しなければならない。

(外国人住民に係る住民票の記載の修正等のための出入国在留管理庁長官からの通知)

第三十条の五十 出入国在留管理庁長官は、入管法及び入管特例法に定める事務を管理し、又は執行するに当たつて、外国人住民についての第七条第一号から第三号までに掲げる事項、国籍等又は第三十条の四十五の表の下欄に掲げる事項に変更があつたこと又は誤りがあることを知つたときは、遅滞なく、その旨を当該外国人住民が記録されている住民基本台帳を備える市町村の市町村長に通知しなければならない。

(資料の提供)

第三十七条 国の行政機関又は都道府県知事は、それぞれの所掌事務について必要があるときは、市町村長に対し、住民基本台帳に記録されている事項又は除票に記載されている事項に関して資料の提供を求めることができる。

2 国の行政機関は、その所掌事務について必要があるときは、都道府県知事又は機構に対し、それぞれ都道府県知事保存本人確認情報又は機構保存本人確認情報に関して資料の提供を求めることができる。

(適用除外)

第三十九条 この法律は、日本の国籍を有しない者のうち第三十条の四十五の表の上欄に掲げる者以外のものその他政令で定める者については、適用しない。

図表1 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の転入者数・転出者数・転入超過数の推移

(単位：人)

暦年	転入者数			転出者数			転入超過数		
	住基人口 移動	県人口 移動	差異	住基人口 移動	県人口 移動	差異	住基人口 移動	県人口 移動	差異
	①	②	①－②	③	④	③－④	⑤	⑥	⑤－⑥
2014年	9,775	11,574	-1,799	11,365	12,372	-1,007	-1,590	-798	-792
2015年	9,964	11,601	-1,637	12,150	13,200	-1,050	-2,186	-1,599	-587
2016年	9,649	11,580	-1,931	11,435	12,472	-1,037	-1,786	-892	-894
2017年	9,823	11,822	-1,999	12,070	13,129	-1,059	-2,247	-1,307	-940
2018年	9,510	11,657	-2,147	12,041	13,176	-1,135	-2,531	-1,519	-1,012
2019年	9,387	12,109	-2,722	12,744	14,166	-1,422	-3,357	-2,057	-1,300

(注) 1. 表中の「住基人口移動」は「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)、「県人口移動」は「徳島県人口移動調査」(徳島県)を意味する。

2. 転入超過数(①欄、②欄)のマイナスは転出超過を意味し、差(①－②欄)のマイナスは住基移動のマイナス(転出超過)が県移動を上回っていることを意味する。

3. 転入者数及び転出者数の差(③－④欄、⑤－⑥欄)のマイナスは住基移動が県移動を下回っていることを意味する。

(出所)「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)、「徳島県人口移動調査年報」(徳島県)

図表2 「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」の概要

	住民基本台帳人口移動報告	徳島県人口移動調査
作成機関	・総務省統計局	・徳島県統計データ課
目的	・人口移動の状況を明らかにすること	・県内の各市町村の人口及び世帯の移動状況を明らかにし、国勢調査の実施から次の国勢調査の実施までの間の市町村ごとの人口及び世帯数を推計し、併せて人口及びその移動状況を年齢別に集計することにより、各種行政施策の基礎資料を得ること
根拠法	・住民基本台帳法第37条	・徳島県統計調査条例(平成21年徳島県条例第17号) ・徳島県人口移動調査要綱
調査方法	・住民基本台帳ネットワークシステム	・市町村への調査票
資料名	・「住民基本台帳人口移動報告年報」 ・「住民基本台帳人口移動報告月報」 (ホームページでは月次別結果、年次別結果という名称で公表)	・「徳島県人口移動調査結果報告書」 (ホームページでは「徳島県人口移動調査年報」という名称で公表)
公表	・年報：年1回(7月) ・年次結果：年1回(1月末) ・月次結果：月1回(毎月月末)	・年1回(3月)

(出所)「住民基本台帳人口移動報告年報」(総務省)、総務省ホームページ、「徳島県人口移動調査結果報告書」(徳島県)

図表3 転入者数と転出者数の定義と作成方法

		「住民基本台帳人口移動報告」	「徳島県人口移動調査」
転入者数	定義	・市区町村又は都道府県の区域内に、他の市区町村又は都道府県から住所を移した者の数	・住民基本台帳法の規定に基づく転入届により、住民票の記載をした者を転入者とし、転入者数と職権記載者の合計
	作成方法	・住民基本台帳法第22条の規定による届出のあった転入者に係る住所（市区町村コード）、性別、年齢（出生年月日）、変更情報（異動事由、異動年月）、同法第8条の規定により職権で住民票に記載された転入者に係る住所（市区町村コード）、性別、年齢（出生年月日）、変更情報（異動事由、異動年月）のデータの提供を受けて作成 ・ただし、同法第22条の規定による届出のあった転入者のうち、国外からの転入者は除く	・住民基本台帳法第22条の規定に基づく転入届、同法第30条の46の規定に基づく転入届により住民票の記載をした者の情報により作成 ・職権記載者は、転入届がないため職権で住民票に記載された者、職権回復した者、戸籍法第102条及び第102条の2の規定による届出に基づき国籍取得及び帰化した者
転出者数	定義	・市区町村又は都道府県の境界を越えて他の区域へ住所を移した者の数	・住民基本台帳法の規定に基づく転出届により、住民票の削除をした者を転出者とし、転出者数と職権削除者の合計
	作成方法	・転入者の従前の住所地（市区町村及び都道府県別）によって統計局で算出した数	・住民基本台帳法上の第24条の規定に基づく転出届により住民票の削除をした者及び同法第30条の50の規定に基づく法務大臣からの通知のうち、再入国許可を受けずに出国した旨の通知があり、その通知に基づき住民票を削除した者 ・職権削除者は、職権で住民票を削除された者及び戸籍法第103条の規定による届出に基づき国籍喪失した者

(注) 「徳島県人口移動調査結果報告書」では、転入者数と職権記載者の合計を「転入者総数」、転出者数と職権削除者の合計を「転出者総数」として公表している。ただし、紛らわしさを避けるため、「住民基本台帳人口移動報告」の転入者数と「徳島県人口移動調査結果報告書」の転入者総数は同義であるので、転入者数で統一している。また、転出者数も同様である。

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告年報」（総務省）、「徳島県人口移動調査結果報告書」（徳島県）、「令和2年度 徳島県人口移動調査の手引」（徳島県統計データ課）

図表4 「県人口移動」と「住基人口移動」の差の修正（転入者数）

(単位：人)

	転入者数					
	県人口移動		住基人口移動	修正後住基人口移動	比率 (%)	
	a	うち国外			①	②
	a		b	c	$b/a \times 100$	$c/a \times 100$
2014年	11,574	1,846	9,775	11,621	84.5	100.4
2015年	11,601	1,665	9,964	11,629	85.9	100.2
2016年	11,580	1,994	9,649	11,643	83.3	100.5
2017年	11,822	2,036	9,823	11,859	83.1	100.3
2018年	11,657	2,192	9,510	11,702	81.6	100.4
2019年	12,109	2,771	9,387	12,158	77.5	100.4

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）、「徳島県人口移動調査年報」（徳島県）

図表5 「県人口移動」と「住基人口移動」の差の修正（転出者数）

（単位：人）

	転出者数					
	県人口移動		住基人口 移動	修正後住基 人口移動	比率（％）	
	a	うち国外			①	②
	a		b	c	$b/a \times 100$	$c/a \times 100$
2014年	12,372	972	11,365	12,337	91.9	99.7
2015年	13,200	1,013	12,150	13,163	92.0	99.7
2016年	12,472	974	11,435	12,409	91.7	99.5
2017年	13,129	1,039	12,070	13,109	91.9	99.8
2018年	13,176	1,131	12,041	13,172	91.4	100.0
2019年	14,166	1,448	12,744	14,192	90.0	100.2

（出所）「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）、「徳島県人口移動調査年報」（徳島県）

図表6 「県人口移動」と「住基人口移動」の差の修正（転入超過数）

（単位：人）

	転入超過数					
	県人口移動		住基人口 移動	修正後住基 人口移動	比率（％）	
	a	うち国外			①	②
	a		b	c	$b/a \times 100$	$c/a \times 100$
2014年	-798	874	-1,590	-716	199.2	89.7
2015年	-1,599	652	-2,186	-1,534	136.7	95.9
2016年	-892	1,020	-1,786	-766	200.2	85.9
2017年	-1,307	997	-2,247	-1,250	171.9	95.6
2018年	-1,519	1,061	-2,531	-1,470	166.6	96.8
2019年	-2,057	1,323	-3,357	-2,034	163.2	98.9

（出所）「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）、「徳島県人口移動調査年報」（徳島県）

第3部 EBPM 研修会

第1回研修会 令和2年10月29日

「兵庫県における地域データを用いた政策課題分析の事例と課題」

研修講師：兵庫県立大学 芦谷 恒憲

第2回研修会 令和3年3月5日

「エビデンスに基づく政策形成（EBPM）の考え方とロジックモデルの活用」

研修講師：三菱UFJリサーチ&コンサルティング株式会社 小林 庸平

第3回研修会 令和3年3月12日

「プログラム評価入門」

研修講師：大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授 鹿野 繁樹

プログラム評価入門

大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授 鹿野 繁樹

1. プログラム評価

プログラム評価とは

プログラム評価とは、政府が行った政策や企業の経営戦略、社会的なイベント等が、個人や企業、地域等のユニットにどの程度の影響を与えるのかを統計的に評価する方法である。職業訓練プログラムを考えよう。このプログラムに参加することによって、参加者が就職できたかどうか、あるいは参加したことによって生産性が向上したかどうか、何かの資格を取得できたかどうか、このような効果をデータによって評価する方法がプログラム評価である。最近はマーケティングでも重視されており、ある商品を値引きすることによってどの程度販売量が増えたのか、また、観光地で災害が起きた場合、どの程度観光者が減ったのかなどを評価する例もみられる。

プログラム評価の説明に入る前に、重要な用語と概念について説明しておきたい。ここ数年、「証拠に基づく政策立案 (EBPM: Evidence-based Policy Making)」という言葉をよく耳にするが、これは、もともとは医療分野で使われていた「根拠に基づく医療 (Evidence-based Medicine)」に由来しており、統計的手法によってエビデンスが認められた医療行為だけを採用すべきだということを意味している。このような考え方が医療以外の分野、例えば政策や教育、経営、マーケティングなどの分野へも広がってきた。プログラム評価の用語も、こうした経緯を反映して医療分野の用語をそのまま使用することが多い。

重要な用語として、「処置」と「アウトカム」がある。処置とは、分析者が評価を試みる介入あるいはイベントのことである。また、アウトカムとは処置の有無で変化が起こる、あるいは変化が起こると期待される変数のことである。

プログラム評価の際の分析者の目的は、処置からアウトカムへの因果効果を推定することだ。例えば、職業訓練から生産性への因果効果、割引販売の実施が売上高に与える因果効果、災害の発生が観光者数へ与える因果効果などである。このような因果効果を考える際に重要な概念として、「処置群」と「制御群 (対照群)」がある。

処置群とは、実際に処置のあった観測ユニットで、制御群とは処置のなかった観測ユニットである。プログラム評価のためには、処置群のデータだけでは評価できない。処置群と比較するための制御群のデータも必要となる。新薬 (降圧剤) を例にすると、処置は新薬の投与であり、アウトカムは血圧である。処置群は新薬を投与された人であり、制御群は偽薬 (ビタミン剤等) を投与された人である。政策評価の例として職業訓練の例を挙げ

れば、処置は職業訓練に参加したことで、アウトカムは処置後の給与や特定の資格取得などとなる。処置群は、職業訓練に参加した人たちで、制御群は訓練に参加しなかった人たちとなる。

平均処置効果と反事実

「処置からアウトカムへの因果」のエビデンスとして、どのようなデータを示せばいいのか、あるいは、何をもって因果関係と言えるのだろうか。プログラム評価や統計的因果推論において因果関係とは、処置群で得られたアウトカムの平均と、仮に処置群が処置を受けなかった場合のアウトカムの平均との差を意味する。この差を「平均処置効果 (Average Treatment Effect)」という。この平均処置効果を式で示せば次の(1)式のようなになる。

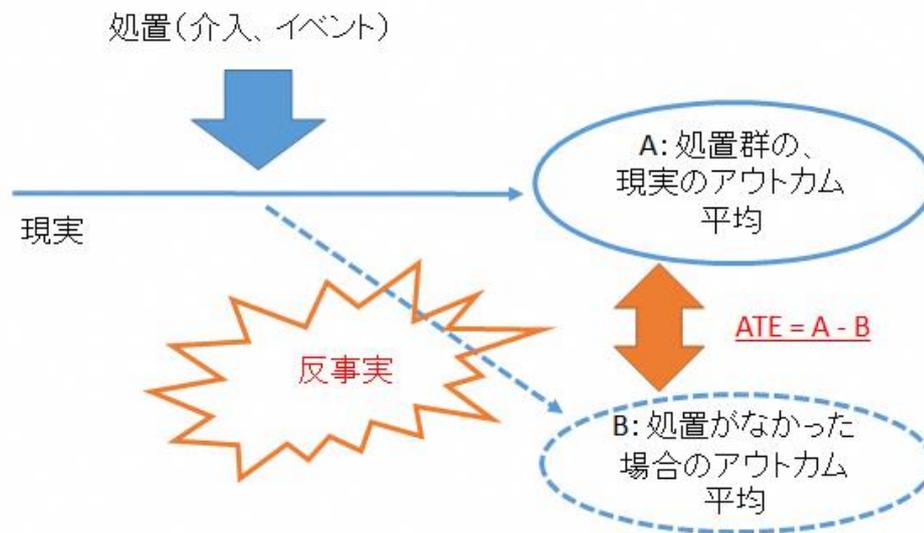
$$\text{ATE} = \underbrace{\text{処置群の平均アウトカム}}_A - \underbrace{\text{仮に処置がなかった場合のアウトカム}}_B \quad \dots (1)$$

「処置群の平均アウトカム」とは処置群のアウトカムの平均値であり、「仮に処置がなかった場合のアウトカム」とは、実際には起こっていない、あるいは現実ではないアウトカムの平均値である。実際には起こっていないことなので「反事実」という。要するに、平均処置効果とは、現実と実際には起こっていないという反事実の「パラレルワールド」の比較対照というイメージである。例えば、人生を振り返って、もしもあの時ということを考えることがある。もしもあの時にこうしていたらという世界と現実の世界を比較するイメージである。このことから連想されるように、プログラム評価で問題となるのは、「もしもあの時こうしていたら」という反事実の世界をどのようにして作り出すのかということである。データから処置群の反事実アウトカムをいかにして復元するのかということが重要になる。改めて、平均処置効果のイメージを図示すると、図1のようなになる。

交絡因子の問題

反事実をどのように処理するのかを考えるために、低所得家計の小学生向けに、無料の補習授業が提供されるケースを例に用いよう。この補習が学力に与える効果を、プログラム評価によって評価する。アウトカムはテストスコアで、補習への参加が処置となる。処

図1：平均処置効果（ATE）のイメージ



置群は補習に参加した人となり、制御群は補習に参加しなかった人となる。

補習後に、この処置群と制御群で同じテストを行った結果、処置群のテストスコアの平均が65点、制御群のテストスコアの平均が75点であったとしよう。このとき、平均処置効果は(2)式のように計算される。

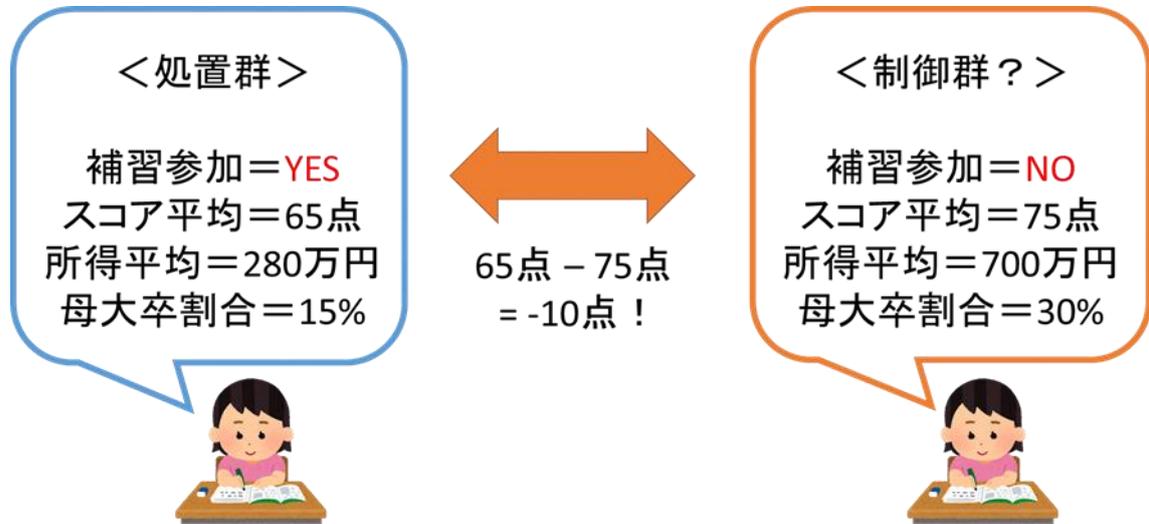
処置群平均 - 制御群平均 = 65 - 75 = -10 ... (2)

処置群のテストスコアは制御群のスコアに比べて10点低いことから、補習はむしろ逆効果、少なくとも効果はないのではないという評価となる。

しかし、処置群及び制御群の小学生の家庭について詳しくヒアリングすると、処置群の家計の所得平均が280万円、母親の大卒割合が15%であった(図2)。一方で、制御群の家計の所得平均は700万円、母親の大卒割合は30%ということがわかった。すなわち、処置群と制御群では、制御群の方が、親が高所得、高学歴という状況である。こどものテストスコアは、親の所得や学歴から影響を受けることを考慮すると、処置を受けたグループと受けていないグループは同質とはみなせない。すなわち処置群と制御群とは同じ土俵で比較することはできない。このため、この制御群を処置群の反事実、すなわち、補習参加児童が、仮に参加しなかったときのスコアと考えるのは適切ではなく、大きな間違いということになる。

アウトカムに影響をおよぼし、処置とも相関のあるような属性のことを「交絡因子」という。先の例でいうと、親の学歴や、所得等が交絡因子と呼ばれるものである。処置群と

図2：処置群（補習参加）と不参加者との比較



制御群で交絡因子に偏りがあると、仮に、処置によって効果が現れたとしても、その効果が、処置による効果なのか、交絡因子の影響によるものなのか判別しにくいという問題が生じる。交絡因子が不均等なままで、処置群と制御群を比較して差を求めたとしても、この差が真の処置効果を意味しているのか、あるいは、交絡因子が影響を与えた結果による差なのか識別が難しいという状況になる。このため、この交絡因子の偏りをなくすことは非常に重要である。

交絡因子のコントロール

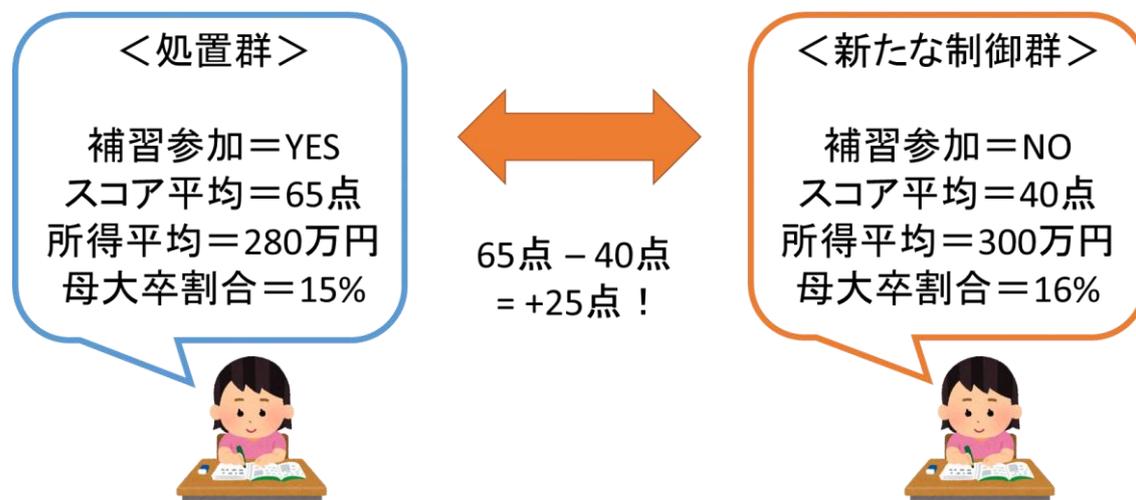
適切な比較を行うためにはどのようにすればよいのだろうか。改めて補習の例で考えよう。制御群をそのまま使うのではなく、制御群の中から、親の学歴や所得ができるだけ処置群に近い児童を選び、それを制御群としてデータを比較する。こうすることで、補習によるテストの点数に対する効果が評価できると考えられる。交絡因子がなるべく均等になるように制御群を選び直すことによって、適切に比較できるようになるのである。

例えば、図3のように、補習に参加しなかった児童のうち、親の所得や学歴がなるべく近い児童を選びなおして制御群とする。選びなおした結果、親の平均所得が300万円、母親の大卒の割合が16%になったとしよう。この新たな制御群であれば「仮に処置がなかったとき（補習を受けなかったとき）の制御群」と見なすことができる。

この新たな制御群で、補習後にテストを行ったところ処置群の平均が65点、制御群の平均が40点であったとしよう。この場合に、両者の差25点が補習の効果となる。(3)式の通り、この25点が平均処置効果(ATE)と見なせるのである。

制御群を無作為に抽出して構築する場合と、交絡因子をコントロールして構築する場合

図3：交絡因子の均衡化



$$\text{ATE} = \text{処置群平均} - \text{制御群平均} = 65 - 40 = 25 \quad \dots (3)$$

とでは、分析結果が変わってくる。プログラム評価のポイントは、いかにして比較するのに意味のある制御群から反事実を求めるかということである。重要なことは、交絡因子の値が処置群と近い制御群を選ぶことである。このことを交絡因子のコントロールという。

実験データと観測データの違い

処置効果の推定で、最も望ましいのは実験データである。全く同じ環境を作り出し、処置を行う場合と行わない場合を比較するのである。しかし、実験が難しい場合には、なるべく交絡因子をコントロールする必要がある。この場合に重要なことは、交絡因子に偏りが生じない制御群を選ぶということである。あたかも実験で得られるようなデータを作り出せる環境にすることが重要である。医療分野では、交絡因子が処置群と制御群で均等になるように、すなわち割り振りをランダム（無作為）に行うことによって処理している。これが無作為化実験である。

しかし、政策評価やマーケティングの分野で利用可能なデータは、制御群として適切なデータは得にくく、多くは観測データ、つまり、交絡因子をコントロールしていない、そのままのデータである。まれに社会実験が行われることもあるが、社会実験には高いコストがかかる。したがって、観測データを用いて、統計学的方法によって交絡因子の影響をコントロールすることになる。このような方法として代表的なものに、マッチング法、回帰調整法、逆確率ウェイト法がある。次章でマッチング法を説明しよう。

2. マッチング法

まず例として、「林業区域への指定で、森林を保護することはできるのか？」という問題を考えよう。Gaveau et al.(2013)は、インドネシア・ボルネオの林業区域指定が森林保護に与える影響についてプログラム評価を行った。このプログラム評価のアウトカムは、2000年から2010年の間でその区域の森林が何%減少したのかということである。処置は林業の区域に指定されること、処置群は林業の区域に指定された区域である。また、制御群としてはパーム育成に指定された区域（林業に指定されていない区域）である。まず、単純に林業指定区域（以下、林業と記す）とパーム指定区域（以下、パームと記す）との森林破壊の程度を比較すると、林業が0.91%ポイント、パームが22.21%ポイントであるから、この差が-21.3%ポイントとなる（表1）。パームで森林減少が進んでいる結果となる。

表1：林業区域とパーム区域の差

単純比較	林業	パーム	差
森林破壊(パーセントポイント)	0.91	22.21	-21.3
<交絡因子>			
市街地までの所要時間	43.1	17.6	25.5
工場までの所要時間	42.4	17.6	24.8
幹線道路までの所要時間	41.7	16.4	25.3
プランテーションまでの所要時間	39.6	13.9	25.7
標高(メートル)	359.7	90.8	268.9
傾斜部(パーセント)	17.1	4.6	12.5

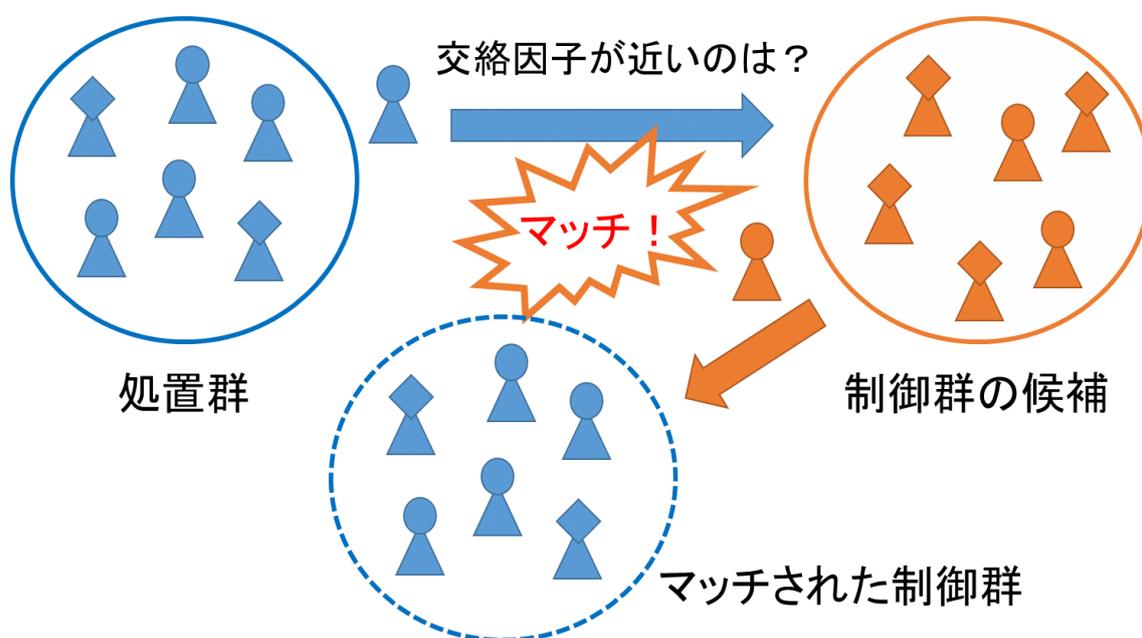
改めて、平均処置効果とは何かということを思い出そう。平均処置効果とは、処置群の平均値と仮に処理群に処置がなかったとしたときの平均値との差である。表1のパームを、仮に林業に指定されなかったときの区域。と考えていいのかを考えることが重要である。その答えはNoであろう。

表1には交絡因子も掲げられている。この交絡因子を林業とパームで比較すると、両者の間には比較的大きな乖離があることがわかる。例えば、市街地や工場、幹線道路までの所要時間をみると、林業では40時間以上であるのに対し、パームは17時間程度である。また、標高や傾斜も林業の方がはるかに高く、急になっている。これからわかることは、林業は、パームと比較すると人里離れた山間部に集中しているということだ。したがって、林業はもともと指定を受けなくても森林破壊の可能性が少ない地域だと考えられ、-21.3%を平均処置効果と評価することは適切ではないと言える。

マッチング法：制御群の厳選

それでは、どのようにすればよいのか。ここで登場するのがマッチング法である。マッチング法とは、制御群のプールの中から処置群の「そっくりさん」を探して反事実を作るという方法である。処置群の中から1人選び、制御群の候補の中の人と属性を照らし合わせて属性が一番近い人を選び、この人を制御群の中に入れる。この操作を処置群の人数分繰り返すことによって制御群を作る(図4)。こうすることで、交絡因子が処置群と制御群でほぼ均等化されたユニットができ、処置の有無のみが異なるというあたかも実験と同じ環境ができる。すなわち、この制御群のアウトカムが処置群の反事実とみなせるのである。

図4：マッチング法の概要



マッチングに基づく平均処置効果

マッチング法によって作成された制御群を改めて見てみよう。表2は、林業と、これにマッチしたパームを比較した一覧表である。交絡因子に注目すると、両者の差は表1に比べると縮小していることがわかる。また、平均処置効果を計算すると、(3)式に示した通り-17.6%となり、これも表1とは異なった結果となった。このように、交絡要因に差がある場合には、マッチング方法を行うことによって、適切に効果を測ることができる。

なお、マッチング法の注意点として次のことが挙げられる。まず、交絡因子の数である。交絡因子の数が1つだけということはめったになく、どうしても複数、場合によっては数が増えることもある。複数の交絡因子がある場合には、「そっくりさん」を探し出すことが困難になることもある。このようなときは、複数ある交絡因子を1次元のインデ

表2 林業 vs パーム (マッチ後のデータ)

マッチ後の比較	林業	パーム	差
森林破壊(パーセントポイント)	NA	NA	-17.6
<交絡因子>			
市街地までの所要時間	28.5	24.8	3.7
工場までの所要時間	27.1	24.9	2.2
幹線道路までの所要時間	26.9	22.1	4.8
プランテーションまでの所要時間	24.4	20.4	4
標高(メートル)	167.5	164.1	3.4
傾斜部(パーセント)	8.4	8.5	-0.1

$$\begin{aligned}
 \text{ATE} &= \text{マッチした林業平均} - \text{マッチしたパーム平均} \\
 &= -17.6\% \quad \dots (3)
 \end{aligned}$$

ックスにまとめるという方法が採用されることがある。例えば、「マハラノビス距離」や「傾向スコア」という手法だ。

次に、処置群のうち交絡因子が制御群とかけ離れている場合である。この場合にはデータのマッチができない。最悪のケースは、処置群と制御群で交絡因子が全くオーバーラップしないことも考えられる。このような場合に、マッチできなかった処置群は分析から外すことになる。

3. 観測できない交絡因子

観測できない交絡因子の問題

マッチング法は、データとして観測できる交絡因子をバランスさせることが重要で、この条件を前提として処置群と制御群を比較させることができた。しかし、観測できない交絡因子もある。すでに例として挙げた補習の効果を考えよう。交絡因子として挙げられていた親の所得や学歴は観察可能であるが、テストスコアに影響を与えている要因はこれだけではない。例えば、補習に参加した子と参加しなかった子のモチベーションや認知能力の違いがテストスコアの差に影響する場合も考えられる。仮に、モチベーションや認知能力が交絡因子であるならば、観察するのが難しい。

観測できない交絡因子が存在するときの手法としては、「差分の差分法」や「回帰不連続デザイン」、「操作変数法」等がある。なお、これらの方法は、それぞれ異なる条件や理論で交絡因子の問題をコントロールしているため、使用できる場面が異なることには留意が必要である。次章で差分の差分法(DID) について説明しよう。

4. 差分の差分法 (DID)

事例：教員研修で児童の学力が伸びる？

Angrist and Levy (2001) が行った「小学校教員の研修で、児童の学力は伸びるのか？」という研究を紹介する。イスラエルのエルサレムの一部の小学校で、1995年から学科の指導方法（読解、算数、英語）に関する研修が行われた。この小学校で勉強した小学生が処置群となる。この研究では、この研修の導入前（1994年）と導入後（1996年）のアウトカムのデータが記録されており、これが使用されていることに特徴がある。

表3 処置群の処置前後の差分

	読解	算数
処置前(1994年)	59.38	64.79
処置後(1996年)	66.69	75.51
BAの差分	7.31	10.72

表3には、読解と算数について処置前（1994年）と処置後（1996年）のテストスコアと前後の差分が掲載されている。例えば、(4)式に示した通り、算数の処置前のテストスコアは64.79ポイントで、処置後は75.51ポイント、導入の前と後では、後の方が10.72ポイント上昇している。

$$\text{後} - \text{前} = 75.51 - 64.79 = 10.72 \quad \dots (4)$$

ここで、この処置前後の比較の結果の10.72ポイントを、教員研修の平均処置効果と考えるても問題ないだろうか。

BA デザイン

処置群に対して処置をする前と後の差を取るという方法は、「BA (before/after) デザイン」と呼ばれる。処置群の平均アウトカムを次のように表記する。

$$\text{処置前: } B(T) = E \quad \dots (5)$$

$$\text{処置後: } A(T) = E + F \quad \dots (6)$$

E は処置群固有の平均値、F は処置前後の差分である。表 3 の例だと、E が 64.79 ポイント、F が 10.72 ポイントということになる。BA デザインのポイントは、処置前後の差分をとることによって固有の平均値が除かれることだ。このことによって、観察できない交絡因子も除外される。したがって、観察できない交絡因子に影響されることなく、完全にコントロールされた状態で処置の効果を見ることができるのである。BA デザインによる差分 $\Delta(T)$ は、(7) 式のように表すことができる。

$$\Delta(T) = A(T) - B(T) = E + F - E = F \quad \dots (7)$$

BA デザインの問題点

このように見ると、BA デザインは非常に素晴らしい方法に見えるが、実は大きな欠点がある。それは、処置にかかわらず、処置群のアウトカム自体が変化する場合に、この変化を取り除けないことだ。つまり、研修にかかわらず、研修に参加した学校のアウトカム自体が変化した可能性が考慮されていないということが問題となる。

真の処置効果を δ とすると、上記の式に出てくる F には処置効果だけではなく、処置効果以外の要因が含まれている。これがトレンドとかマクロショックと呼ばれるものであるが、この要因が含まれているのである。つまり、F は (8) 式のように 2 つに分けることができる。

$$F = \underbrace{\delta}_{\text{処置効果}} + \underbrace{\lambda}_{\text{トレンド効果}} \quad \dots (8)$$

差分を取ることで、観測できない個人属性の問題はクリアできるが、別の新たな問題として、トレンドが混じっている状態が発生する。単に差分をとるだけだと、 δ に λ が含ま

れた F が計算される点が問題となる。

仮にトレンド効果を認めると、処置群の BA の差分は、 δ ではなく、 δ に λ が混じっているとということになる。別の言い方をすると、処置以外のことなければアウトカムは全く動かない、つまり λ が常に0であるという非現実的な仮定がない限り、単に処置群の差分をとっても、平均処置効果にはならない。単にイベントの前と後で比較するだけでは因果推論にはならないのである。

差分の差分法 (DID)

BA デザインの欠点を克服するアプローチが、差分の差分法 (DID) である。もう一度 Angrist and Lavy(2001)の研究に戻ると、彼らの研究では、処置群として、移民比率や母親の学歴など、研修実施学校と類似する非研修導入校のテストスコアに着目して、このテストスコアを制御群とした。例えば、算数の制御群の BA の差分をとると、2.49 ポイント上昇していることがわかる。

表 4 差分の差分

	読解		算数	
	処置群	制御群	処置群	制御群
処置前(1994年)	59.38	73.19	64.79	71.15
処置後(1996年)	66.69	68.87	75.51	73.64
BAの差分	7.31	-4.32	10.72	2.49
差分の差分	11.63		8.23	

つまり、研修を導入していない学校のテストスコアも 2.49 ポイントは上昇したのである。いま、制御群のアウトカムを次のように表記する。

$$\begin{aligned} \text{処置前:} & \quad B(C) = G \quad \dots (9) \\ \text{処置後:} & \quad A(C) = G + H \quad \dots (10) \end{aligned}$$

なお、G は制御群の固有の平均値である。また、H はその差分である。ここで、1つの仮定として、もし処置がなかった場合に処置群と制御群のトレンドが等しい、つまり、何もなかったときに起こったことが処置群と制御群で等しいとしよう。そうすると制御群(研修を受けなかった時)の BA 差分は次の (11) 式のようになる。

$$\Delta(C) = A(C) - B(C) = H = \lambda \quad \dots (11)$$

つまり、処置・介入がなかった制御群の前後を比較することの意味は、前と後を比較することで、処置群で起きていたトレンド効果を制御群の差分で割り出すことができる点である。制御群と処置群で仮に処置がなければ同じペースで動いているだろう、という仮定を「並行トレンド（共通トレンド）の仮定」という。

差分の差分法（DID）は、処置群と制御群をそのまま比較するのではなく、処置群と制御群の差分の差分を取る、すなわち（12）式のように差分を比較する。

$$DID = \Delta(T) - \Delta(C) = \delta + \lambda - \lambda = \delta \quad \dots (12)$$

ここでは、並行トレンドの仮定が大切であり、制御群の差分をもって、「処置がなかったときの処置群の差分」と同じとみなす。これによって、平均処置効果を推定することができるのである。

表4のテーブルから算数のDIDを計算すると（13）式のようになる。

$$DID = 10.72 - 2.49 = 8.23 \quad \dots (13)$$

したがって、補習がない場合の変化が8.23点となる。補習がない場合の変化が2.49と推定されるので、8.23点分が訓練の効果であったと解釈される。

DIDは、処置群と制御群の2つのグループの成長あるいは変化を比較するということに特徴がある。まず、処置群と制御群のそれぞれの差分を取ることで、観測できない交絡因子の問題を簡単にコントロールできる。あとは、処置群の差分と制御群の差分の差分を取るだけであり、シンプルな手順で平均処置効果を求めることができる。

DIDでは並行トレンドの仮定が非常に重要である。並行トレンドの仮定がないとDIDの平均処置効果が推定できないため、制御群として処置群のトレンドが同じだと考えられるユニットを採用することが重要である。

例えば、（12）式を計算するとき、前の λ と後ろの λ が同じなのでキャンセルアウトできる。しかし、処置群と制御群のトレンドが全く違う、つまり、 λ の2つの値が違っているとキャンセルできないため、平均処置効果が分からない。同じペースで動いている、変化しているということは非常に重要である。そのため、Angrist and Lavy（2001）は、移民比率や母親の学歴等が処置群となるべく似ている学校を制御群に選んだのである。

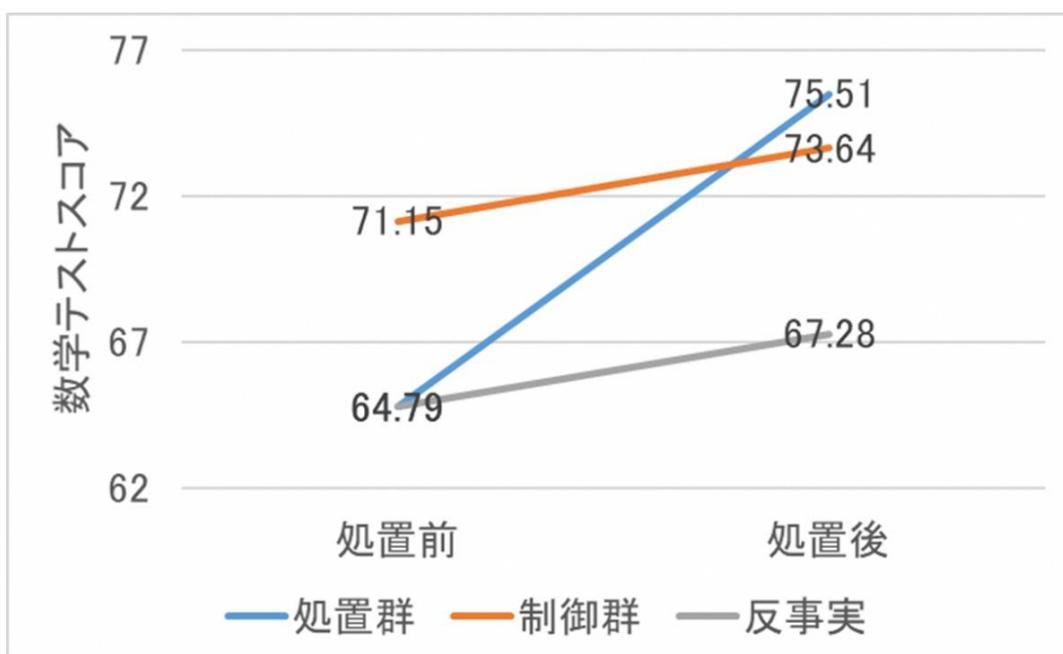
DID をグラフで理解

(12) 式の DID の定義を変形すると、次の (14) 式のようにになる。

$$\begin{aligned}
 DID = \Delta(T) - \Delta(C) &= (E + F - E) - (G + H - G) \\
 &= \underbrace{(E + F)}_{A(T)} - \underbrace{(E + H)}_{\tilde{A}(T)} \\
 &= A(T) - \tilde{A}(T) \quad \dots (14)
 \end{aligned}$$

DID は、処置群の処置後のアウトカムから「処置群が制御群のペースで変化するとき」のアウトカムを差し引いた値であることがわかる。図5で説明すると、青い折れ線が処置群の変化である。この変化が処置後のテストスコア 75.51 点から処置前の 64.79 点を差し引いた 10.72 ポイントとなる。オレンジ色の折れ線が制御群の変化で、73.64 点から 71.15 点を差し引いた 2.49 ポイントである。そして、灰色の折れ線が処置群の反事実で、仮に処置群が制御群のペースで変化した場合、処置後に何点になるのかを表したものである。この変化分はオレンジ色(制御群)の変化と同じになる。67.28 点から 64.79 点を差し引いて 2.49 ポイントだ。したがって、DID は 75.51 点から、反事実の処置後の点数である 67.28 点を差し引いた 8.23 ということになる。

図5 差分の差分のグラフ



事例：出生補助金で出生率が上昇するか？

DID に関する基礎事項をおさえたうえで、少子化対策における DID の適用事例を紹介したい。国際的な視野に立てば、出生政策の効果検証は、プログラム評価の主要な応用分野の一つと言える。Milligan (2005) は、カナダ・ケベック州が実施した、大規模な出生補助金が個別家計の出生に与える影響を分析した。(Milligan 論文の副題は「コウノトリに対する補助金」である。)

1992 年から 1997 年の制度では、ケベック州の住民に対し、第一子に 500 カナダドル (CAD)、第二子に総額 1,000CAD、そして第三子に総額 8,000CAD (日本円で 80 万円程度) が支給された。Milligan (2005) はカナダにおける国勢調査の個票データを使い、特に第三子の増加を狙った 8,000CAD 支給の効果を評価した。より具体的には、次の 4 つの家計グループを分析した。

- A. 1996 年のケベック州に住む家計で、第三子をもうけた割合：0.353
- B. 1991 年のケベック州に住む家計で、第三子をもうけた割合：0.278
- C. 1996 年のケベック以外に住む家計で、第三子をもうけた割合：0.344
- D. 1991 年のケベック以外に住む家計で、第三子をもうけた割合：0.321

まず、処置群 (ケベック) の BA は

$$BA(T) = 353 - 0.278 = 0.075$$

そして制御群 (ケベック以外) の BA は

$$BA(C) = 344 - 0.321 = 0.023$$

である。よってこの政策の DID は

$$DID = 0.075 - 0.023 = 0.052$$

で、仮にケベックでこの政策がなかった場合と比べ、政策によって 5 パーセントポイントほど第三子を持つ家計が増えたと読むことができる。

5. おわりに

最後に、プログラム評価を習得するポイントを示しておこう。まず、プログラム評価で必要な知識として、基本的な確率・統計・データ分析の知識が挙げられる。推定・検定、標準誤差の考え方を勉強しておくことが重要だ。プログラム評価で特有な分析手法について、ここではマッチング法と DID を説明したが、この他にもいくつか挙げられる。どのような問題に適用できるのか、あるいはどのようなデータに適しているのかということも重要な知識となる。

プログラム評価を自習するためには、「意味ある比較」をしているかどうか、常に気を付けておくことが肝要であろう。また、データ分析では特に回帰分析とその周辺のことについてマスターしておくのがよい。自分の興味のある分野以外の分野についても目配りをし

ておくこと、あるいは英語の論文やレポートも興味深い内容のものがあるので、要約だけでも目を通すことをお勧めしたい。

最後にお勧めの参考図書を挙げておくので、是非、一読していただきたい。プログラム評価を行う際に役立つはずである。また、書籍以外にブログでもプログラム評価や統計的因果推論に関するものが豊富に存在することも記しておく。

参考図書

○統計学・計量経済学

1. 鹿野繁樹 (2015) 『新しい計量経済学 データで因果関係に迫る』, 日本評論社.
2. 倉田博史・星野崇宏 (2009) 『入門統計解析』, 新世社.
3. 田中隆一 (2015) 『計量経済学の第一歩 実証分析のススメ』, 有斐閣.

○プログラム評価

1. 伊藤公一朗 (2016) 『データ分析の力 因果関係に迫る思考法』, 光文社新書.
2. 今井耕介 (2018) 『社会科学のためのデータ分析入門 上・下』, 岩波書店.
3. 田中隆一 (2015) 前掲書.
4. 中室牧子・津川友介 (2017) 『「原因と結果」の経済学』, ダイヤモンド社.
5. マット・ダディ (2020) 『ビジネスデータサイエンスの教科書』, すばる舎.
6. 安井翔太 (2020) 『効果検証入門 正しい比較のための因果推論/計量経済学の基礎』, 技術評論社.

【参考文献】

Angrist, J.D., & Lavy, V. (2001), "Dose Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools", *Journal of labor economics*, 19(2), 343-369.

Gaveau DLA, Kshatriya M, Sheil D, Sloan S, Molidena E, et al. (2013), "Reconciling Forest Conservation and Logging in Indonesian Borneo", *PLoS ONE* 8(8):e69887.

Milligan, K. (2005), "Subsidizing the stork: New evidence on tax incentives and fertility", *Review of Economics and statistics*, 87(3), 539-555.

