

令和4年度総務省統計データ利活用推進事業

## 分析実践！EBPM推進事業報告書

令和5年3月

徳島県政策創造部





# 目 次

第1部 調査研究報告 .....	1
第1章 徳島県のEBPMの取組 .....	7
1. はじめに.....	7
2. EBPMの基本的な考え方 .....	7
3. 研究会および評価会議の運営.....	11
4. EBPMの実践.....	12
5. 人材育成.....	17
6. おわりに.....	18
第2章 都市圏と地方圏の初職時地元残留・Uターン .....	21
1. はじめに.....	21
2. 調査方法とデータ .....	21
3. 回答者の移動履歴と地元残留・Uターン .....	23
4. 都市圏の初職時地元残留・Uターンの状況 .....	26
5. 地方圏の初職時地元残留・Uターンの状況 .....	27
6. まとめ .....	29
第3章 定住・移住策の効果の検証－徳島県の市町村を中心に－ .....	31
1. はじめに.....	31
2. 市町村調査の進め方 .....	32
3. 市町村への質問票からの分析.....	37
4. 移住者向け支援策の効果について .....	41
5. まとめ .....	49
第4章 携帯端末位置情報データを用いた地域間交流の実態解明.....	51
1. 研究の背景と目的 .....	51
2. 携帯端末位置情報による時間帯別滞在人口分布データの概要 .....	52
3. 休日ピーク時における地域間交流の特徴整理 .....	53
4. 休日ピーク時における地域間交流モデルの構築 .....	60
5. まとめ .....	64

第5章	コロナ禍における徳島県の人口移動の変化	
	ー地方都市の「人口のダム」は機能しているかー	67
	1. 地方圏における人口移動と拠点形成	67
	2. 全国の動向	68
	3. 四国地方の動向	70
	4. 徳島市の動向	71
	5. まとめ	72
<b>第2部</b>	<b>とくしま EBPM 評価会議</b>	<b>75</b>
	令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書	
	コーホート出生率の決定要因（改訂版）	
	ー都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析ー	79
	令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書	
	徳島県の初職時県内残留行動の実証分析	103
	令和4年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書	
	コーホート出生率の決定要因（改訂版）	
	ー都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析ー	123
	令和4年度第2回とくしま EBPM 評価会議提出論文	
	政策効果検証方法としての“essentially” DID の検討	145
<b>第3部</b>	<b>EBPM 研修会</b>	<b>155</b>



## 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4年5月10日

1. 徳島県出身者の初職時Uターン行動
2. コーホート出生率の決定要因①
3. 総合戦略の政策評価①
4. 徳島県初職時の転出（残留）行動①
5. とくしまEBPM研究会ニュースレターNo.1、No.2

### 第2回 令和4年6月3日

1. 徳島県初職時の残留行動②
2. コーホート出生率の決定要因②
3. とくしまEBPM研究会ニュースレターNo.3、No.4、No.5

### 第3回 令和4年6月29日

1. コーホート出生率の決定要因③
2. 徳島県の初職時県内残留行動の実証分析③
3. とくしまEBPM研究会ニュースレターNo.6、No.7、No.8

### 第4回 令和4年8月9日

1. コーホート出生率の決定要因④
2. 出生理論についての動向
3. 第1回とくしまEBPM研究会研究報告会の報告
4. とくしまEBPM研究会ニュースレターNo.9、No.10

### 第5回 令和4年8月26日

1. 徳島県の初職時県内残留行動の実証分析④
2. とくしまEBPM研究会ニュースレターNo.11、No.12

### 第6回 令和4年9月7日

1. コーホート出生率の決定要因⑤
2. 徳島県の初職時県内残留行動の実証分析⑤

第7回 令和4年10月24日

1. コーホート出生率の決定要因⑥
2. 今後の予定
3. 令和4年度第1回 EBPM 評価会議報告
4. とくしま EBPM 研究会ニュースレターNo.13、No.14

第8回 令和4年11月25日

1. 保育所整備の効果検証①
2. コーホート出生率の決定要因⑦

第9回 令和4年12月13日

1. 保育所整備の効果検証②
2. コーホート出生率の決定要因⑧
3. とくしま EBPM 研究会ニュースレターNo.15

第10回 令和5年1月18日

1. 保育所整備の効果検証③（データ取得方法）
2. 保育所整備の効果検証③（変数の作成方法・記述統計）
3. コーホート出生率の決定要因⑨

第11回 令和5年2月10日

1. 保育所整備の効果検証④（推定方法と推定結果）
2. コーホート出生率の決定要因⑩
3. とくしま EBPM 研究会ニュースレター

## 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	徳島県デジタルとくしま推進課・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教授

(50音順、敬称略)

令和4年度 とくしま EBPM 研究会ニュースレター (Vol.2 No.1~No.20)

- 5月 「徳島県と九州地方の出生率、何が違うのか？」  
「徳島県の生涯未婚率（女性）は17.6%」
- 6月 「20代、30代ともに低めの徳島県女性の有配偶率」  
「出身地域で初職時Uターン率に差」  
「初職時Uターン行動、『親の持家』が誘因」
- 7月 「徳島県の初職時の県内残留率は79.9%」  
「卒業学校別県内残留率は高卒と大卒が同程度」  
「女性の就業率、M字型から台形へ」
- 8月 「初職時県内残留率、世代問わず高く安定的」  
「非大都市圏出生者におけるUターン移動の変化に関する分析」
- 9月 「『国勢調査』でみる徳島県の労働力状態」  
「徳島県女性の20歳～24歳の就業率はなぜ低い？」
- 10月 「山形県庄内地域における若年人口の流出と親世代の意識」  
「初職時の県内残留の誘因は経済的メリット」
- 12月 「6歳未満の子育て世帯は全国で422万4,286世帯」
- 1月 「6歳未満の子育て世帯（夫婦のいる世帯）、母親の就業率は54.3%」  
「3世代世帯比率が低下、徳島県ではこの10年で7.1ポイント減」
- 2月 「徳島県では1歳、2歳の子どもを持つ母親の就業率が上昇」  
「保育サービスの利用向上、2歳児から5割越え」  
「東北・北陸・山陰・九州地方で多い低年齢児の保育サービス利用」

以上



## 第1章 徳島県のEBPMの取組

徳島県デジタルとくしま推進課 企画幹 牧田 修治

\*本章は『季刊 評価クォーターリー No.63』（一般財団法人 行政管理研究センター、2022年10月）に掲載された「徳島県のEBPMの取組み～基本的な考え方と実践～」を若干修正したものである。

### 【要約】

本県では、令和元年度（2019年度）からEBPM（Evidence Based Policy Making）に本格的に取り組んできた。「希望出生率1.8の実現」「転入転出者数の均衡」に関する研究テーマについて「とくしまEBPM研究会」を毎月開催し、この研究会での研究成果を取りまとめて、年2回開催の「とくしまEBPM評価会議」で信頼性に関する評価を受ける。そして、一定以上の質の高さが認められた分析結果については、エビデンスとして政策担当部署に情報提供する。これが現時点でのEBPM推進のための取組である。本章では、この取組についてより詳しく説明し、最後に今後の課題についても触れる。

#### 1. はじめに

徳島県では、EBPM(Evidence Based Policy Making)推進のために、令和元年度（2019年度）に「とくしまEBPM研究会」および「とくしまEBPM評価会議」（以下、単に研究会、評価会議と呼ぶ）を設置し、翌年度から本格的にEBPMの取組みを開始した。

まず、どのような考えに基づいて研究会および評価会議を設置したのかということの説明し、次いで、研究会、評価会議の運営について説明する。そして、これまでに何を行い、どのような成果が得られているのかということ報告する。成果というより経験・知識の蓄積と言った方が的確かもしれない。最後に、これまでの経験を踏まえた課題を述べたい。将来、県庁組織にEBPMが定着することを目指して試行錯誤の繰り返しで、現在はその途上である。

#### 2. EBPMの基本的な考え方

##### 2. 1 エビデンスとは何か

研究会を立ち上げるにあたって、まず、エビデンスとは何かということを確認にした。これが不明確だと、研究会で何をするのかということが定まらないからだ。ただ、研究会の立ち上げ時期は、識者によってエビデンスの定義が異なり、EBM (Evidence Based Medicine) の流れや英米のEBPMの動向を踏まえて、政策の有効性検証の結果をエビデンスとする

いう考え方がある一方で、データや調査研究なども含めて幅広くエビデンスを捉えるという考え方まで様々あるという状況であったと思われる。

例えば、家子・小林・松岡・西尾（2016）、小林（2019）は、エビデンスを「現状把握のためのエビデンス」と「政策効果把握のためのエビデンス」とに分け、小林（2019）では、一般にエビデンスという場合は後者を指すことが多いと指摘している。また、田辺（2018）でも、エビデンスとは「施策の有効性についての評価・研究」のことであるが、わが国のEBPM は一般的な研究、データまでもエビデンスとして捉えられているとやや批判的に指摘している。

一方で、Nutley and Webb(2000)では「政策立案のためのエビデンスとして何が重要か？」と題した Box で、エビデンスの元となっているのは情報（the raw ingredient of evidence is information）であり、上質の政策立案は質の高い情報に依存する。そして、その情報とは専門知識や国内外のリサーチ、統計資料・統計データ、政策評価などから生み出されるもの、という英 Cabinet Office(1999)が示した考えを紹介している。また、Nutley, Walter and Davies(2007)でも、エビデンスに関するより広い見方を支持し、エビデンスとして重要なことは、何が有効かということの評価する研究よりもさらに範囲の広い研究、例えば、何が原因か、問題の本質は何かなどの研究だとしている<sup>1</sup>。竹内（2011）では、情報が政策を支える重要な基盤であるという認識を示し、その中核をなすのが統計であるが、政策運営に十分には活用されていないと指摘し、信頼性の高い統計データに基づき、現実の経済を踏まえて、整合的な政策を企画・立案し、実行することが必要であるとしている<sup>2</sup>。

本県では、上記のような考え方を踏まえ、また、EBPM の実践を通してEBPM 担当職員のリサーチ能力の向上を目指すという目的もあることから、エビデンスを政策立案に役立つ情報と幅広く捉えることとした。具体的には統計データ、要因分析などの調査研究（リサーチエビデンス）、政策の有効性検証の結果とした<sup>3</sup>。

---

<sup>1</sup> このほか、有本・佐藤・松尾（2016）では、政策分野によってエビデンスという言葉の意味は少しずつ異なり、必ずしも普遍的な定義を持つ概念ではないとして、やや幅広い次のような定義を Box で示している。やや長いが引用しよう。「エビデンスとは、科学的見地に基づく知見や事実である。ただし、純粋に科学的な見地に基づくものでなくてもエビデンスとみなされる場合がある。（中略）従ってエビデンスという概念には幅があるが、何らかの客観性・合理性を備えていることがエビデンスとしての要件であるといえるだろう。」（10頁）。

<sup>2</sup> 一方で、信頼性の高い統計データとするために、現実の統計のどこに問題があり、どのような改善が可能であるかを考察することの重要性も指摘している。

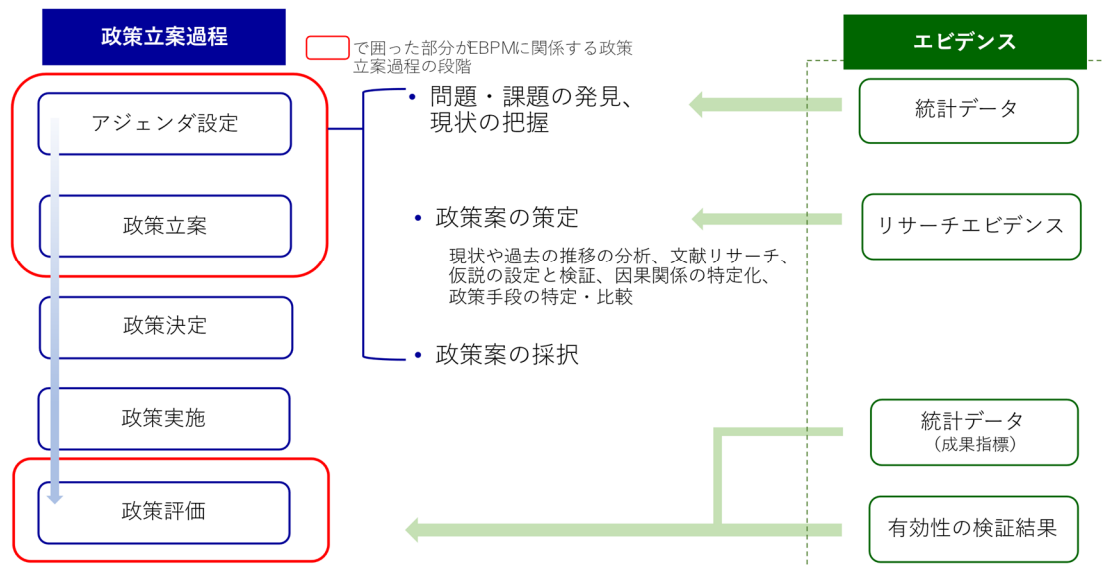
<sup>3</sup> 伊藤（2022）では、政策リサーチとは「政策案を策定するための基礎となる知識を生み出す営み」および「その力を養うための実践的教育訓練」を意味するとし、その方法論が示されている。本県では、EBPM を組織に定着させるために、この方法論を職員が身に着

## 2. 2 政策立案過程のエビデンス

政策立案過程は、アジェンダ設定に始まり、政策案の策定、政策決定、政策実施、評価、修正ないし廃止という段階からなると説明される。アジェンダ設定とは、社会で望ましくない状態が問題と見なされ、多くの人も同じように問題だと考えればアジェンダとして設定される段階である。例えば、出生率の大幅な低下が注目され、新聞などでも報道されると、政府でも対応が必要と考えられるようになる。こうして出生率の低下がアジェンダとして設定されると、次に政策案の策定のために、出生率が低下する原因が調査・分析され、この調査・分析などに基づいていくつかの解決案が作成されることになる。解決案（政策案）が設計され、関連する法案が国会で決定され、決定された政策は行政機関を中心に実施され、政策がもたらした効果が評価される<sup>4</sup>。

本県が想定するエビデンスが政策立案過程のどの段階で活用されるのかということを整理したものが図表1である。現状を把握するために統計データが利用され、原因の解明では、統計学的手法・計量経済学的手法を用いた要因分析が行われ、分析結果はリサーチエビデンス

図表1 政策立案過程の各段階とエビデンスとの対応



けることが必要だと考え、エビデンスを限定的に捉えるのではなく、政策立案過程に係る情報と捉えることとした。

<sup>4</sup> この部分は、秋吉（2017）、秋吉・伊藤・北山（2020）を参考にした。

スとして政策案の策定に活用される。政策の評価では、統計データによって政策の成果が測られ、その効果が政策評価のための分析手法によって評価され、政策評価に活かされることになる。政策立案過程でのエビデンスの位置づけはこのようなイメージである。

## 2. 3 エビデンスの質の確保

EBPM 担当職員が政策立案に役立つ情報としてエビデンスを生み出すとして、問題になるのは、その質である。英 Cabinet Office (1999) や有本・佐藤・松尾 (2016) では、エビデンスの要件として質の高さやエビデンスの客観性・合理性が挙げられていた。ただし、具体的にどのような基準で質の高さや客観性・合理性を判断するのかということについて明確に説明されている訳ではない。

エビデンスの質の基準としてよく目にするのは、EBM で用いられる基準を参考にして作成された RCT (Randomized Controlled Trials: ランダム化比較試験) のメタアナリシスを頂点とするヒエラルキーである<sup>5</sup>。分析手法を基準としてエビデンスの質を評価するものと言えよう。しかし、社会科学の分野であれば、操作変数法であれ回帰分析であれ、適切な変数を採用していないために結果が間違っているのではないかと疑問を投げかけられることもある<sup>6</sup>。適切な変数を採用しているかどうかを判断することは案外難しいことのように思われる。また、そもそも分析当事者と第三者の評価は必ずしも一致するわけではなく、図らずも信頼に足るものとは言えないという評価を下されることもある<sup>7</sup>。したがって、ある分析手法を使っているからと言って、そのことが質の高い結果を担保するというにはならないのではないだろうか。また、分析手法によるヒエラルキーは分析内容が適切であることを前提にしていると考えられるが、この前提を成立させることは容易なことではない。

そこで、本県としては研究会で得られたエビデンスに対する信頼性・妥当性を得るために、第三者的な立場の研究者の知見を頼りとし、評価会議を設置することとした<sup>8</sup>。研究会での

---

<sup>5</sup> 例えば、家子・小林・松岡・西尾 (2016) 「図表 2 各手法のエビデンスレベルと具体例」(4 頁) がある。

<sup>6</sup> わかりやすい例として赤川 (2017) がある。赤川は出生率を被説明変数とした回帰分析で、コントロール変数として DID 比率を採用した場合としない場合とでは、女性労働力率の係数の検定結果が異なることを説明し、「女性労働力率が高いと出生率は高い」と判断することに慎重な姿勢を示している (38 頁-43 頁)。

<sup>7</sup> 学術雑誌の査読制度を考えれば、分析当事者と第三者の評価が異なることはむしろ当然のことのように思われる。

<sup>8</sup> とくしま EBPM 評価会議の委員は、浅子和美 (議長、立正大学教授/一橋大学名誉教授)、伊藤修一郎 (学習院大学教授)、鹿野繁樹 (大阪公立大学教授)、小巻泰之 (大阪経済大学教授)、豊田哲也 (徳島大学教授)、村澤康友 (甲南大学教授)、横山由紀子 (兵庫



議論を踏まえて研究成果をまとめ、これを評価会議に提出する。評価会議では、変数の作成方法なども含めて使用するデータや採用する変数が適切かどうか、分析手法が分析目的に応じているかどうか、結論に至るプロセスに飛躍はないか、分析結果の解釈は妥当かなどの点からエビデンスが信頼できるかどうかということ判断する<sup>9</sup>。

### 3. 研究会および評価会議の運営

研究会では、EBPM 担当職員がリサーチを行い、その結果を報告する。伊藤（2022）で示されているリサーチの手順に概ね沿った形で行っている。すなわち、①リサーチ・クエスチョンをたてる、②仮説をたてる、③データを収集し対象を観察する、④仮説を検証するという流れで、並行して文献リサーチ（文献・資料の調査・収集）を行う、という手順である。

研究会での研究テーマは、研究会設置以来、本県の地方版総合戦略である「vs 東京『とくしま回帰』総合戦略」で掲げられている目標「転入転出者数を均衡（社会増減ゼロ）」と「希望出生率 1.8 を目指す」に関連したものとしている。これまで主に、徳島県出身者の初職時 U ターン行動、地元残留行動の分析やコーホート出生率の決定要因に関する分析を行ってきた。

研究会は月に 1 回開催され、EBPM 担当職員がリサーチ結果を報告する。この報告に対して研究会のメンバーが質問、意見を述べ、研究会メンバーと職員との間で議論を行う<sup>10</sup>。そして、研究会での議論を参考にしてさらにリサーチ作業を続けて、5 カ月程度で研究成果をまとめている（エビデンスを生み出している）。

研究成果は論文の体裁に整え、評価会議に提出する。評価会議は年 2 回、9 月と 3 月に開催される。評価会議では、研究会から提出された研究結果について信頼性・妥当性を議論し評価を下す。そして、その評価と評価の根拠を報告書としてまとめ、研究会に提出する。

研究結果に対する評価が、「信頼性あり」というものであれば、EBPM 担当職員が県職員向けに報告会を開催するとともに、評価会議の結果をわかりやすい内容にまとめ直した「とくしま EBPM 研究会ニュースレター」を職員向けに発行する。一方で、「不十分」という評価の場合でも、評価会議はその根拠を報告書にまとめて研究会に提出する。不十分と判断された根拠を参考にリサーチを続け、再度、評価会議に結果を報告する。

2020 年度に評価会議に提出し始め、これまで合計 9 本の研究成果を提出した（図表 2）。

---

県立大学教授）（50 音順）の各先生にお願いしている。

<sup>9</sup>信頼性を確保するために、分析内容などをできる限りオープンにするということも重要であると思われる。

<sup>10</sup> とくしま EBPM 研究会のメンバーは、奥嶋政嗣（徳島大学教授）、豊田哲也（徳島大学教授）、水ノ上智邦（前徳島文理大学教授、現就実大学教授）（50 音順）の先生方のほか 2 名の民間事業者の方をお願いしている。

図表2 とくしま EBPM 評価会議への提出論文タイトル

年度	論文タイトル
2020年度	<ul style="list-style-type: none"> <li>・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</li> <li>・都道府県間人口移動に関する2つの統計比較               <ul style="list-style-type: none"> <li>－「住民基本台帳人口移動報告」と「徳島県人口移動調査」－</li> </ul> </li> </ul>
2021年度	<ul style="list-style-type: none"> <li>・コーホート出生率の決定要因               <ul style="list-style-type: none"> <li>－都道府県パネルデータを用いた晩婚化と女性就業の影響分析－</li> </ul> </li> <li>・コーホート出生率の決定要因（改訂版）               <ul style="list-style-type: none"> <li>－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－</li> </ul> </li> <li>・徳島県出身者の初職時Uターン行動</li> </ul>
2022年度	<ul style="list-style-type: none"> <li>・コーホート出生率の決定要因（改訂版）               <ul style="list-style-type: none"> <li>－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－</li> </ul> </li> <li>・徳島県の初職時県内残留行動の実証分析</li> <li>・コーホート出生率の決定要因（改訂最新版）               <ul style="list-style-type: none"> <li>－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－</li> </ul> </li> <li>・政策効果検証方法としての“essentially”DIDの検討</li> </ul>

このうち、4本が「信頼性あり」と判断された<sup>11</sup>。

#### 4. EBPM の実践

それでは、実際にどのようなことを行ってきたのか、例を挙げて紹介したい。以下では、一昨年度の徳島県出身者の初職時 U ターン行動とコーホート出生率の決定要因の分析を例に研究会で何を行ったのか、評価会議でどのような議論を経てどのような評価結果となったのかということを紹介する。

##### 4. 1 研究会で何をやっているのか

本県では「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」（2020年

<sup>11</sup> 「信頼性あり」と評価されたのは「都道府県間人口移動に関する2つの統計比較」（2020年度）と「徳島県出身者の初職時Uターン行動」（2021年度）、「徳島県の初職時県内残留行動の実証分析」（2022年度）、「コーホート出生率の決定要因」（2022年度）である。

実施)を行い、この調査結果を利用して初職時に焦点を絞って U ターンの意思決定に影響を与えている要因を分析した<sup>12</sup>。

研究会では、アンケート調査の設計段階からメンバーのアドバイス等を受けながら質問項目を作成し、このアンケート調査結果をまとめて、初職時の U ターン率や、出身地域別 U ターン率などを研究会で報告した。同時に、初職時 U ターンに関する先行研究についての要点を報告した。毎月の研究会で議論し、初職時 U ターン行動について賃金格差仮説、就業機会格差仮説、親の持家仮説を計量経済学的手法を使って分析し、分析結果を評価会議に提出した。提出した研究成果は次のような内容である。

U ターンは「U ターンするかしないか」という 2 つの選択肢による選択の問題だと考えられることから、この意思決定の分析に適している 2 項ロジットモデルによって男女別に分析を行った。データとして、アンケート調査結果のほか「賃金構造基本調査」(厚生労働省)や「一般職業紹介状況」(厚生労働省)などの公的統計データも利用して、賃金格差仮説、就業機会格差仮説、親の持家仮説を検証した。また、初職時 U ターン者の中に非正規雇用の者が一定割合含まれていることから、非正規雇用であることが U ターン行動に影響しているかどうかということも分析した。結果は、男女ともに親の持家仮説が支持され、女性は賃金格差仮説も支持された。また、非正規雇用の場合は U ターン確率が正規職員の場合より上昇することも明らかになった<sup>13</sup>。

コーホート出生率の決定要因は、47 都道府県をあたかも 47 人の個人のように考えて 1980 年から 2000 年の間に 20 歳～24 歳となる 5 つのコーホートによる疑似パネルデータを作成し固定効果モデルによって分析を行った。データは「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)などの公的統計データを使用し、出産と結婚のタイミングおよび女性の就業との関係に焦点を絞って分析した。分析の結果は、早期の結婚のタイミングが出生率を高める効果があることが明らかになった一方で、女性の就業の影響については明確な結論が得られない、というものであった。

なお、研究会で報告する資料として、様々な統計データをまとめたグラフや表を提出している。この中から、政策担当部署で業務の参考になりそうなものを、A4 判 1 枚の用紙に図表を 1 枚か 2 枚、そして 400 字程度の説明を加えて「とくしま EBPM 研究会ニュースレター」として、毎月 2 本程度、エビデンスに関する情報として、政策担当部署などに提供している(図表 3)。

---

<sup>12</sup> アンケート調査の調査方法はインターネット調査で、インターネット調査会社(株式会社インテージリサーチ)に委託して行った。

<sup>13</sup> ただし、雇用形態を説明変数として採用することについては、後述するように令和 3 年度第 1 回とくしま EBPM 評価会議で適切性に欠けるという評価を受けた。

図表3 とくしま EBPM 研究会ニュースレターの例

とくしま EBPM 研究会ニュースレター Vol.2 No.1 2022年5月

## 徳島県と九州地方の出生率、何が違うのか？ ～沖縄県、九州地方は第3子以降の出生率が高い～

2020年(令和2年)の合計特殊出生率(確定数)の47都道府県のランキングで、上位には沖縄県、九州地方(除く福岡県)が占めていることを「とくしま EBPM 研究会ニュースレターVol.1 No.7」で紹介しました。なぜ、沖縄県、九州地方の出生率が高いのか?第1子、第2子、第3子以降という出生順位別に出生率を計算し、徳島県と比較しました(図表1)。

徳島県と九州地方を比べると、第1子と第2子合計特殊出生率はほぼ同じ値となっています。違いが出るのは第3子以降合計特殊出生率で、徳島県が0.268で九州地方は0.366と、0.1ポイント程度の差が開いています。合計特殊出生率1.60と1.48の差は、この第3子以降合計特殊出生率の差が反映されていることがわかります。ちなみに、沖縄県の第3子以降合計特殊出生率は、さらに高い0.538です。

なお、第3子以降合計特殊出生率の2015年と2020年の変化をみると、徳島県は47都道府県の中で最も上昇しています(図表2)。ただ、出生数は減少しており、徳島県全体では5,586人(2015年)から4,521人(2020年)に、第3子以降の出生数も939人から870人に減少していることには留意する必要があると思われます。

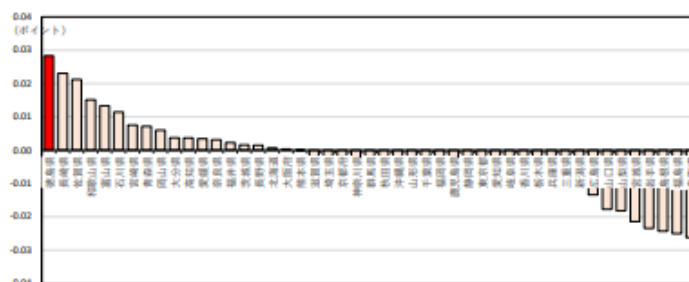
図表1 出生順位別合計特殊出生率(2020年)

	合計 特殊出生率	第1子合計 特殊出生率	第2子合計 特殊出生率	第3子以降合計 特殊出生率
全国	1.33	0.634	0.476	0.220
沖縄県	1.83	0.716	0.579	0.538
九州地方6県	1.60	0.685	0.550	0.366
徳島県	1.48	0.680	0.530	0.268

(注)九州地方6県の値は、福岡県を除く九州地方6県の平均値。

(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)

図表2 第3子以降合計特殊出生率の変化



(注) グラフの値は、2020年の第3子以降合計特殊出生率から2015年の第3子以降合計特殊出生率を差し引いた値。

(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)

## 4. 2 評価会議の評価

初職時 U ターンの実証分析に関する評価報告書を図表 4 に示した。評価は、「一部の推定式の説明変数に問題があるものの、これを除けば概ね妥当な結論であると評価できる。」というものであった。何が問題なのか。その部分を抜粋しよう。

図表 4 とくしま EBPM 評価会議報告書の例

### 令和 3 年度第 2 回とくしま EBPM 評価会議報告書

提出論文：「徳島県出身者の初職時 U ターン行動」

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会から提出された論文「徳島県出身者の初職時 U ターン行動」（別添）の評価を行った。提出された論文は、令和 2 年度第 1 回とくしま EBPM 評価会議に提出された論文「徳島県出身女性の居住地選択に関する実証分析」の分析対象を男性にも拡張したいわば改訂版である。提出された論文は、一部の推定式の説明変数について問題があるものの、これを除けば概ね妥当な結論であると評価できる。以下に評価の根拠を示す。

1. 令和 2 年度第 1 回とくしま EBPM 評価会議での指摘事項は、①初職時 U ターンの意味決定モデルの説明変数が perfect predictor になっている、あるいは格差を表していないなど適切性に欠けている、②必要があれば記述統計的な分析も加えること、③生計費に関する格差を説明変数として検討すること、④分析に使用するデータに関する情報の提供が不十分である、という 4 点であった。今回提出された論文は、この指摘事項に関して概ね改善、修正されている。
2. 初職時 U ターンの意味決定モデルで、親の持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項が説明変数として採用されていることには問題があると考えられる。非正規雇用は、雇用形態の選択肢の中から選択されるものではなく、恐らく、就職活動の結果として非正規雇用になったと考えられる。また、雇用形態の決定と居住地選択の決定の時間的な前後関係も必ずしも明確ではない。推定方法を工夫する余地はあろうが、少なくとも提出論文の推定式のままで、非正規雇用ダミーを説明変数として採用することには慎重であることが適切であろう。
3. 非正規雇用ダミーを説明変数として採用している点を除けば、推定式、推定方法、結論に至るプロセスは概ね妥当である。また、結論に関しても非正規雇用ダミーに係る部分を除けば概ね妥当であると評価できる。
4. なお、説明変数として採用されている親の持家ダミーについて、生計費の代理変数という意味のほか、地元就職希望などの意味も含まれていると考えられる。結果の解釈に際しては、この点に留意する必要があるだろう。

以上

「2. 初職時 U ターンの意味決定モデルで、親の持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項が説明変数として採用されていることには問題があると考えられる。非正規雇用は、雇用形態の選択肢の中から選択されるものではなく、恐らく、就職活動の結果として非正規雇用になったと考えられる。また、雇用形態の決定と居住地選択の決定の時間的な前後関係も必ずしも明確ではない。推定方法を工夫する余地があろうが、少なくとも提出論文の推定式のままで、非正規雇用ダミーを説明変数として採用することには慎重であることが適切であろう。」

わかりにくいかもしれないが、ここで指摘されている問題は、説明変数は被説明変数との間で因果関係の条件を満たす変数でなければならないが、初職時の雇用形態が非正規雇用であるということは、因果関係の条件を満たす変数とは見なせない、ということである。一般に、初職時に雇用形態として正規雇用と非正規雇用を選択するとは考えにくく、正規雇用を諦めた結果として非正規雇用になると考えられる。つまり、「非正規雇用を選択するから U ターンする」とは考えにくく、非正規雇用が U ターンの原因となる変数とはならないということである。

コーホート出生率の決定要因の評価は、「不十分」というものであった。この根拠は変数の作成方法の適切性と必要な変数がコントロールされていないということだ。例えば、出生率の説明変数として、女性就業率を採用していたが、この点について次のように指摘された。

「女性就業率について、分析では女性の就業状態を示す変数として採用されているが、この変数は循環的な景気変動に連動する側面を持つ。したがって、出生力と女性の就業との関係を分析する際には、地域の景気変動をコントロールすることが望ましい。」

初職時の U ターン行動およびコーホート出生率の分析で「問題あり」と指摘されたのは、主に被説明変数と説明変数との間の因果関係の条件に関するものである。因果関係を満たす条件とは次の 3 つの条件だ。ある現象が原因 (X) となり、別の現象が結果 (Y) となっているような関係を「因果関係」といい、X と Y の間に因果関係があると判断するためには、①X が Y に時間的に先行すること、②X と Y に相関関係があること、③他の要因の影響を排除しても X は Y に影響していること、これら 3 つの前提を満たす必要がある (谷口 (2022))。③で「他の要因」と表現されているのがコントロール変数のことである。分析を行う際には気を付けていることであるが、評価会議で指摘された点は、指摘されなければ気が付かなかった。谷口 (2022) は、原因や結果に影響を与え得る他の要因をいかに適切に除去するかが、因果推論にとって肝要と言え、と指摘している。もちろん、このことが肝要であることはわかっているのであるが、実際に分析するにはどのような変数をコントロールすればいいのか、ということは非常に難しい問題で経験・知識の蓄積が重要であると思

われる。

#### 4. 3 エビデンスの提供

徳島県出身者の初職時 U ターン行動については、一部の推定は不適切であったが、それを除けば妥当な結果だと評価された。このエビデンスを政策担当部署に提供するために成果報告会を開催し、併せて、内容をわかりやすくまとめ直して「とくしま EBPM 研究会ニュースレター」として、県職員向けに発行した。

#### 4. 4 エビデンスの使い方

EBPM 担当職員から提供されたエビデンスを、政策担当部署はどのように使っているのだろうか。これは今後の課題にも関連することであるが、現在は、これまで説明してきたように、EBPM 担当者が研究テーマや具体的な分析内容などを決めて、エビデンスを提供しているという状況である。提供したエビデンスを活用するかどうか、どのように活用するのかが政策担当部署次第というのが実状である。EBPM の取り組みを始めてまだ間もないという事情もあるが、今後は、頻繁に報告会を開催するとか研究会に参加してもらうなど、政策担当部署との意思疎通を図ることが重要であると思われる。

エビデンスとしての統計データやリサーチエビデンスは、政策立案の際に活用できるほか、政策の説明にも活用できる。政策決定にあたっては、様々な立場の関係者に対して、なぜこのような政策を採用するのか説明を求められることが想定される。このような場面で、エビデンスに基づいていけば合理的で説得的な説明ができるのではないかと考えられる (Angyrous(2012)、杉谷 (2022))。現在は、次期総合戦略に使われることを念頭に研究を進めている。研究を進め、エビデンスを生み出していくとともに、政策担当部署との意思疎通を図りより良いエビデンスの使い方を検討したい。

#### 5. 人材育成

統計データからエビデンスを生み出すためには、統計データに関する知識に加えて統計学、計量経済学の知識も必要となる。そこで、EBPM 担当職員に対して、昨年度から 2 週間に 1 度、朝 30 分程度の時間を使って、統計学の研修会を始めた。基本テキストとして、統計検定 2 級に対応した『改訂版 統計学基礎』(東京図書)を使用している。テキストの説明が不足していると思われる部分、例えば、式の展開が省略されていれば展開の仕方が理解できるように別途資料を作成して説明を補い、理解の助けとなるようにしている。

このような研修会と並行して、EBPM 担当職員自身が実際に自分の手を動かして分析するということが、リサーチに必要な知識の最も効率的な習得方法であろう。分析テーマを決

めて、自分で統計書に掲載されているどのデータを使うのか、e-Stat のどの表のデータを使えばいいのか、といった具合に自分で統計データを探し、分析用ソフトを使って分析を行い、分析結果を解釈する。このようなりサーチ業務を通じて勉強することが着実に知識を身に着ける方法であるように思われる。ただし、これには時間がかかる。地方公務員は複数業務性が一般的で、EBPM 担当職員がリサーチ業務に専念できるわけではない。この点が非常に悩ましいところである。

## 6. おわりに

本章では、本県での EBPM の取り組みについて、基本的な考え方と実際の取り組みに即して説明した。最後に今後の課題に触れたい。

研究会で議論し研究結果をまとめて評価会議で評価を受ける。本県の EBPM の取り組みとは、この一連のプロセスを経て一定以上の質を確保したエビデンスを生み出し、政策立案に活用するというものだ。この取り組みを継続することによって、担当職員のリサーチ能力が向上し、EBPM が県庁組織に定着していくと考えられる一方で、複数の業務を担当しながら行うだけに時間がかかりすぎるようにも思われる。継続は力なりという言葉信じて地道に続けることが重要であろう。

さて、2 節で政策リサーチの手順を簡単に紹介した。伊藤（2022）には、「④仮説を検証する」の次に、「リサーチ結果を政策化する」というプロセスが紹介されている。政策手段の提示である。現在、EBPM 担当者が政策担当部署に提供しているリサーチエビデンスから導き出せるのはせいぜい政策的な含意であって、「具体的に何をやったらいいのか」という政策手段の提供には至っていない。この点は、政策担当部署の立場に立てば、提供されたエビデンスに対する不満な点あるいは使いづらい点なのかもしれない。一方で、政策手段の提示までできるのかという問題もある。杉谷（2022）が指摘するように、仮に政策手段の提示をした場合に、政策担当部署として「絶対にうまくいく政策案だ」と考える可能性があり、その後に展開される（恐らくマイナス方向の）事態に係るリスクを孕むことになる。この点でも、政策担当部署と意思疎通を十分に図ることが重要であろう。

研究会および評価会議は、大学研究者の協力で成り立っている。この仕組みを続ける場合に、大学研究者がなぜ協力してくれるのかということは考えておく必要があるだろう。現在は、恐らく「公に資する」といういわばボランティア精神のおかげではないだろうか。仮にそうだとすると、いつまでもボランティア精神に頼るわけにはいかないように思われる。

最後に、エビデンスの質に関する基準についてである。現在は評価会議の先生方の知見に基づいているため、基準として明示することはできない。しかし、数はまだ少ないがこれまでの評価結果をみると、主に問題となるのは因果関係の条件に関する点であるように思われる。これをだけをもって基準を作ることはできないが、評価の蓄積が増えるにつれて、評価に関する知見も得られるだろう。何らかの評価基準が作れるかどうか、作れるとしたらど



のようなものか、どこかの時点で議論することにも意義があると思われる。

本格的に EBPM の取り組みを始めて徐々に経験や知識が蓄積されてきた一方で、課題も明らかになりつつある。EBPM が県庁組織に定着するために、試行錯誤を繰り返しながらも、とにかく継続することが重要であろう。

#### 【参考文献】

赤川学 (2017), 『これが答えだ! 少子化問題』ちくま新書.

秋吉貴雄 (2017), 『入門 公共政策学』中公新書.

秋吉貴雄・伊藤修一郎・北山俊哉 (2020), 『公共政策学の基礎 第3版』有斐閣.

有本建男・佐藤靖・松尾敬子 (2016), 『科学的助言 21世紀の科学技術と政策形成』東京大学出版会.

家子直幸・小林庸平・松岡夏子・西尾真治 (2016), 「エビデンスで変わる政策形成～イギリスにおける『エビデンスに基づく政策』の動向、ランダム化比較試験による実証、及び日本への示唆～」三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング.

伊藤修一郎 (2022), 『政策リサーチ入門 仮説検証による問題解決の技法 増補版』東京大学出版会.

小林庸平 (2019), 「解説 エビデンスに基づく政策形成の考え方と本書のエッセンス」『政策評価のための因果関係の見つけ方』(エステル・デュフロ、レイチェル・グレナスター、マイケル・クレーマー著) 日本評論社、100-137.

杉谷和哉 (2022), 『政策にエビデンスは必要なのか -EBPM と政治のあいだ-』ミネルヴァ書房.

竹内啓 (2011), 「Evidence Based Policy と統計」, 『統計と日本経済』第1巻,第1号,142-153.

田辺智子 (2018), 「エビデンスに基づく政策立案-その系譜と本質-」, 日本評価学会 第19回全国大会発表資料.

谷口尚子 (2022), 「政策の形成・評価における社会科学的視点・手法の活用」, 『季刊 評価クォーターリー』62,32-46.

Angyrous, George (2012), "Evidence Based Policy: Principles of Transparency and Accountability", *Australian Journal of Public Administration*, Vol.71 No.4,457-468.

Cabinet Office Strategic Policy Making Team (1999), "Professional Policy Making for The Twenty First Century", London: Cabinet Office.

Nutley, S.M and J. Webb (2000), "Evidence and the policy process", in H.T.O. Davies and S.M. Nutley and P.C. Smith(eds) *What works? Evidence-based policy and practice in public services*, The Policy Press, 13-41.

Nutley, S.M, I. Walter and H.T.O. Davies (2007), *Using Evidence How research can inform public services*, Policy Press.



## 第2章 都市圏と地方圏の初職時地元残留・Uターン

徳島県デジタルとくしま推進課 企画幹 牧田 修治

### 【要約】

本県では都市圏と地方圏を対象として「ライフステージと居住地に関するアンケート調査」(2023年3月実施)を実施し、この調査で得られたサンプルを利用して初職時の地元残留率・Uターン率を算出した。この結果を、都市圏・地方圏、男女、年齢階級別に整理すると、次のようにまとめられる。①初職時地元残留率は都市圏の方が、また女性の方が高いが、年齢階級別では大きな差はない。②初職時Uターン率は、都市圏と地方圏はほぼ同じ水準で、女性の方が高いものの、若い世代で低下しており地方圏の男女では差がなくなっている。③地方圏男性の18歳～24歳の初職時地元残留率が高い水準になっていることから、コロナ禍が最終学校卒業後の居住地選択に影響を与えた可能性があると考えられる。

#### 1. はじめに

本県では、2020年に「徳島県のライフステージと居住地に関するアンケート調査」を実施し、初職時の地元残留行動やUターン行動について分析を進めてきた。2023年に、この調査を拡張して、都市圏と地方圏を対象とした「ライフステージと居住地に関するアンケート調査」を実施した。本章では、このアンケート調査の結果を利用して、都市圏と地方圏の初職時の地元残留やUターンの状況を明らかにしたい。また、コロナ禍によって地元残留行動やUターン行動に変化があったかどうかということについても触れたい。

#### 2. 調査方法とデータ

##### 2. 1 調査方法

アンケート調査は、調査時点で18歳～49歳の学校卒業者を対象にして、出身地が都市圏5,000人、非都市圏2万人の有効回答を得ることを目標に、インターネット調査会社に委託して行われた<sup>1</sup>。調査期間は2023年3月27日～30日である。調査方法は次のとおり。インターネット調査会社に登録しているモニターの中から、依頼可能な18歳～49歳の全国の男女115万5,561人を対象として、まず、年齢、性別、出身地などを質問したスクリーニン

---

<sup>1</sup> 都市圏は、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県とし、非都市圏は都市圏以外とした。

図表 1 都市圏出身者の年齢構成

	合計		男性		女性	
		構成比(%)		構成比(%)		構成比(%)
合計	5,326	100.0	2,677	100.0	2,561	100.0
18歳～29歳	1,717	32.2	849	31.7	834	32.6
30歳～39歳	1,552	29.1	790	29.5	732	28.6
40歳～49歳	2,057	38.6	1,038	38.8	995	38.9

(注) 合計には性別について「答えたくない」という回答も含まれているため、男女の合計が、表の合計とは一致しない。

図表 2 地方圏出身者の年齢構成

	合計		男性		女性	
		構成比(%)		構成比(%)		構成比(%)
合計	21,030	100.0	10,533	100.0	10,173	100.0
18歳～29歳	4,667	22.2	1,602	15.2	2,993	29.4
30歳～39歳	7,886	37.5	4,617	43.8	3,144	30.9
40歳～49歳	8,477	40.3	4,314	41.0	4,036	39.7

(注) 合計には性別について「答えたくない」という回答も含まれているため、男女の合計が、表の合計とは一致しない。

グ調査を行い、都市圏 2 万 7,952 人、非都市圏 5 万 617 人の回答を得た。次に、本調査では出身地を「中学 3 年生（あるいは 15 歳）のときに住んでいた場所」とすることから「学校基本調査」（文部科学省）の中学 3 年生の生徒数を都道府県ごとの割付の参考に使用し、スクリーニング調査結果から対象者を抽出、回答を依頼した。この結果、都市圏 5,326 人、非都市圏 2 万 1,271 人の有効回答を得た。ただ、非都市圏には中学 3 年生時の居住地が「海外」や「その他」の回答も含まれていることから、本章では、これらを除いた都市圏 5,326 人、非都市圏 2 万 1,030 人の回答を使用した。なお、以降は非都市圏を地方圏と記すこととする。

## 2. 2 回答者の年齢構成

都市圏と地方圏それぞれの回答者の年齢構成を確認しておこう（図表 1、図表 2）。

図表 1、図表 2 には、都市圏と地方圏の回答者の年齢を 18 歳～29 歳、30 歳～39 歳、40 歳～49 歳の 3 つの階級に分けた場合のサンプル数と構成比が男女別に分けて示されている。なお、性別に関する回答の選択肢には、男性、女性のほかに「答えたくない」があるが、図

表にはこれを示していない。このため、男性と女性を足した値と図表の合計欄の値が一致しないことに留意して欲しい。

都市圏の年齢構成は、全体で 18 歳～29 歳が 32.2%、30 歳～39 歳が 29.1%、40 歳～49 歳が 38.6%であった。男性は、順に 31.7%、29.5%、38.8%、女性は 32.6%、28.6%、38.9%である（図表 1）。

地方圏の年齢構成は、全体では 18 歳～29 歳が 22.2%、30 歳～39 歳が 37.5%、40 歳～49 歳が 40.3%で、男性が順に 15.2%、43.8%、41.0%、女性が 29.4%、30.9%、39.7%であった（図表 2）。男性の 18 歳～29 歳で構成比が低い。分析に際して、この点は留意する必要があるだろう。

### 3. 回答者の移動履歴と地元残留・U ターン

#### 3. 1 都市圏・地方圏出身者の移動履歴

アンケート調査では「中学 3 年生時」「高校 3 年生時」「最終学校卒業時」「初職時」「現在」というライフステージと居住地を関連付けて回顧型の質問をしており、この回答によって個人の移動履歴を辿ることができる。なお、有効回答の中には、この移動履歴に関する質問に対して「答えたくない・覚えていない」などの回答が含まれていることから、このような回答は除外した。この結果、サンプル数は都市圏 5,086 人、地方圏が 2 万 356 人となった。以降はこのサンプルを分析対象とする。

図表 3 には都市圏を出身地、図表 4 には地方圏を出身地とする者の移動履歴が示されている。出身地の定義は「中学 3 年生（あるいは 15 歳）のときに住んでいた市区町村」として、図表 3、図表 4 には、その市区町村と同じ都道府県に住んでいたかどうかで「同一県」と「県外」に分け、「初職時」までの移動履歴を示した。

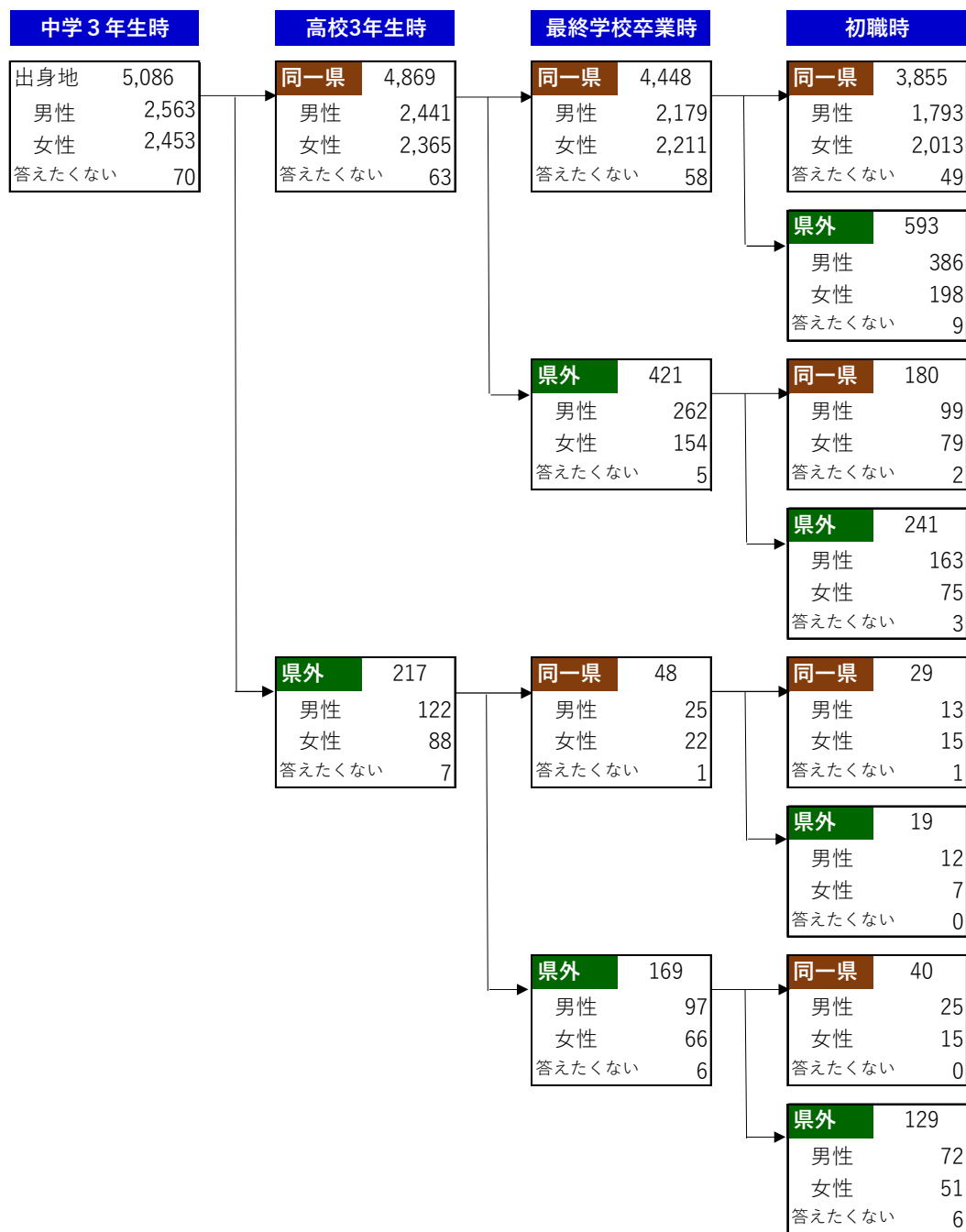
#### 3. 2 初職時地元残留の定義

初職時地元残留の定義は、「高校 3 年生時、最終学校卒業時、初職時の居住地が出身地と同じ都道府県である」とする。都市圏では 5,086 人のうち 3,855 人が該当する。地元残留率は 75.8%（ $=3,855/5,086 \times 100$ ）である（図表 3）。地方圏では、2 万 356 人のうち 1 万 3,037 人が該当することから、地元残留率は 64.0%（ $=13,037/20,356 \times 100$ ）である。都市圏に比べて地方圏では 10 ポイント程度低い（図表 4）。

#### 3. 3 初職時 U ターンの定義

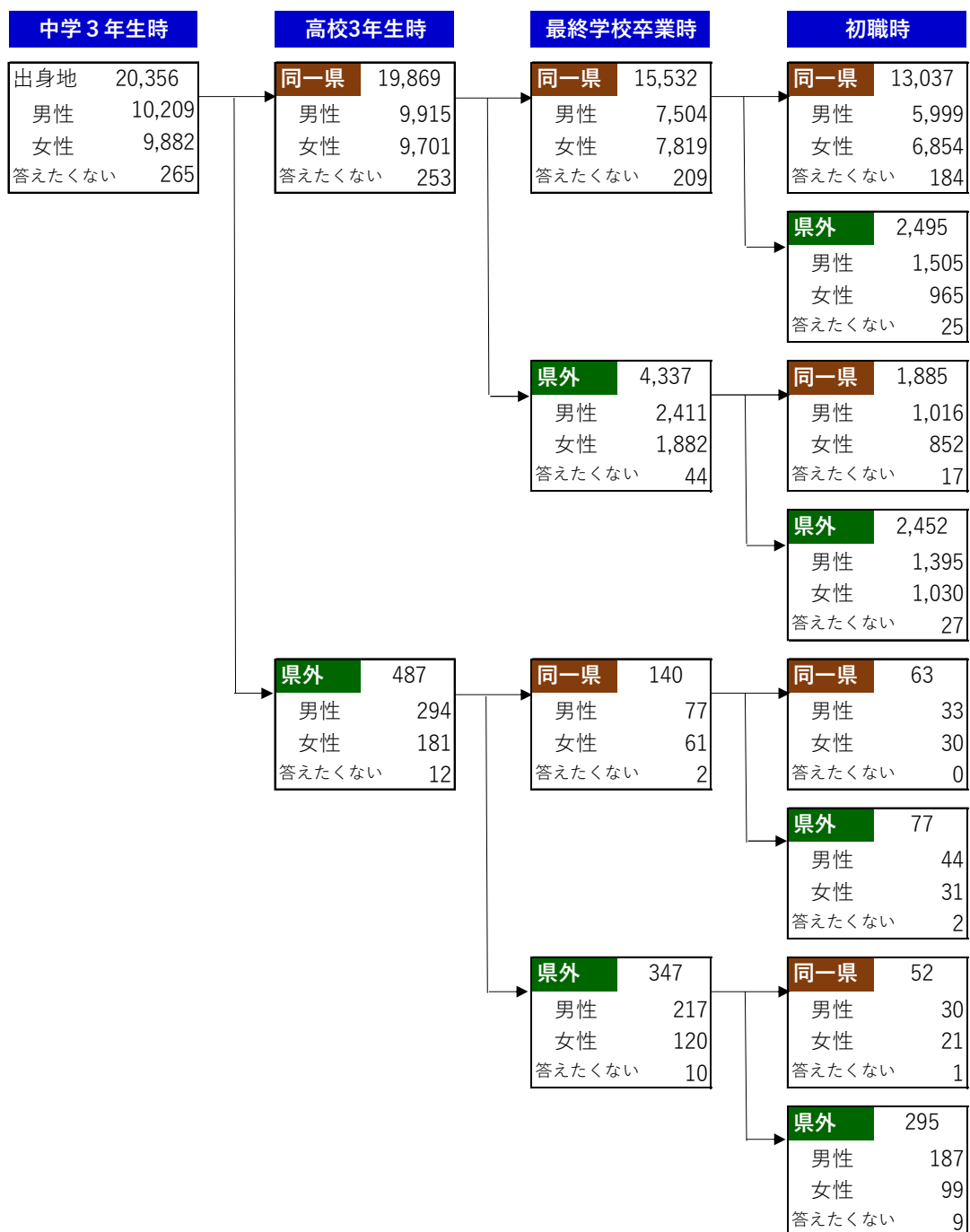
初職時 U ターンの定義は「中学 3 年生時のあと、出身地以外の都道府県に居住した経験

図表3 都市圏出身者の移動履歴



があり、初職時には出身地と同じ都道府県に居住した」とする。この定義に従えば、「中学3年生のあと、出身地以外の都道府県に居住した」者に該当するのは、高校3年生時の居住地が「県外」と最終学校卒業時に「県外」に居住していた者である。図表3で都市圏を例にみると、高校3年生時に「県外」に居住した217人と、最終学校卒業時に「県外」に居住した421人が該当する。そして、このうち初職時に出身地と「同一県」に居住した者は、最終

図表4 地方圏出身者の移動履歴



学校卒業時に「県外」に居住した人のうち初職時に「同一県」に居住した180人と、高校3年生時に「県外」に居住した人のうち初職時に「同一県」に居住した29人および40人である。したがって、初職時Uターン率は、中学3年生時以降に「県外」に居住した638人（=217人+421人）のうち、初職時に出身地と「同一県」に居住した249人（=180人+29人+40人）の割合として求まる。都市圏では39.0%（=249/638×100）である。

図表4によって地方圏についても概観すると、中学3年生時のあと「県外」に居住した者は、高校3年生時の487人と最終学校卒業時の4,337人である。そして、このうち、初職時に「同一県」に居住したのは1,885人、63人、52人の合計2,000人である。したがって、地方圏の初職時Uターン率は41.5%（ $=2,000/4,824 \times 100$ ）である。

#### 4. 都市圏の初職時地元残留・Uターンの状況

##### 4. 1 都市圏の初職時地元残留率

都市圏を出身地とした回答者5,086人のうち、初職時まで同一県に居住した者は3,855人であった。これを男女別に18歳～29歳、30歳～39歳、40歳～49歳の3つの年齢階級に分けてまとめたものが図表5である。なお、18歳～29歳の年齢階級には、新型コロナウイルス感染症が流行している時期に最終学校を卒業し初職に就いた者もいる。アンケート調査の対象者としては、18歳から24歳がこれにあたることから、18歳～29歳の年齢階級を18歳～24歳、25歳～29歳に分けた階級についても表にまとめた。

まず、男性の地元残留率をみると全体では70.0%である。18歳～29歳の年齢階級では70.9%、30歳～39歳が67.6%、40歳～49歳が70.9%となっており、年齢階級による差は比較的小さいようだ。18歳～24歳の地元残留率は72.0%、25歳～29歳が70.7%となっており、18歳～24歳の地元残留率の方がやや高いもののほぼ同じ水準である。

女性では、全体としては82.1%で、男性に比べて10ポイント程度高い。年齢階級別にみると、18歳～29歳が80.6%、30歳～39歳が82.7%、40歳～49歳が82.7%となっており、男性と同様に年齢階級によって大きな差はないようだ。また、18歳～24歳の地元残留率は79.2%、25歳～29歳が81.0%となっており、18歳～24歳がやや低くなっているが、特に大きな差があるというほどでもないだろう。

以上のように、都市圏を出身地とする者の地元残留率は、性別では女性が男性に比べて10ポイント程度高く、年齢階級別では男女ともに年齢階級によって差はほとんどみられない。なお、コロナ禍の影響は特にみられないと思われる。

##### 4. 2 都市圏の初職時Uターン率

図表6には、都市圏の初職時Uターン率が示されている。なお、18歳～24歳のUターン率は、サンプル数が男性で4人、女性で7人と少ないために表には示していない。

男性の初職時Uターン率は全体としては35.7%となっている。年齢階級別にみると、18歳～29歳が27.8%、30歳～39歳が36.3%、40歳～49歳が40.8%となっており、18歳～29歳の年齢階級で低い水準となっている。

女性は全体では45.0%と、男性に比べて10ポイント程度高い水準となっている。年齢階



図表5 都市圏出身者の初職時地元残留率

	男性			女性		
	都市圏が出身地（中3時）	初職時が出身地と同一県	地元残留率（%）	都市圏が出身地（中3時）	初職時が出身地と同一県	地元残留率（%）
合計	2,563	1,793	70.0	2,453	2,013	82.1
18歳～29歳	788	559	70.9	780	629	80.6
18歳～24歳	157	113	72.0	168	133	79.2
25歳～29歳	631	446	70.7	612	496	81.0
30歳～39歳	760	514	67.6	700	579	82.7
40歳～49歳	1,015	720	70.9	973	805	82.7

図表6 都市圏出身者の初職時Uターン率

	男性			女性		
	初職時までに出身地以外の県に居住経験あり	初職時に出身地と同一県	Uターン率（%）	初職時までに出身地以外の県に居住経験あり	初職時に出身地と同一県	Uターン率（%）
合計	384	137	35.7	242	109	45.0
18歳～29歳	108	30	27.8	80	32	40.0
30歳～39歳	124	45	36.3	63	31	49.2
40歳～49歳	152	62	40.8	99	46	46.5

級別にみると、順に40.0%、49.2%、46.5%となっており、18歳～29歳では一つ上の世代に比べて低下している。

以上のように、都市圏出身者の初職時Uターン率は、性別では男性に比べて女性が高く、年齢階級別では、特に18歳～29歳で男女ともに低下していると言える。

## 5. 地方圏の初職時地元残留・Uターンの状況

### 5. 1 地方圏の初職時地元残留率

図表7に地方圏を出身地とする者の初職時地元残留率が示されている。

図表7 地方圏出身者の初職時地元残留率

	男性			女性		
	都市圏が出身地（中3時）	初職時が出身地と同一県	地元残留率（%）	都市圏が出身地（中3時）	初職時が出身地と同一県	地元残留率（%）
合計	10,209	5,999	58.8	9,882	6,854	69.4
18歳～29歳	1,504	861	57.2	2,850	1,903	66.8
18歳～24歳	293	192	65.5	619	417	67.4
25歳～29歳	1,211	669	55.2	2,231	1,486	66.6
30歳～39歳	4,466	2,623	58.7	3,054	2,102	68.8
40歳～49歳	4,239	2,515	59.3	3,978	2,849	71.6

男性は、全体としては58.8%で都市圏の70.0%と比較すると10ポイント程度低い水準である。年齢階級別にみると、18歳～29歳では57.2%、30歳～39歳では58.7%、40歳～49歳では59.3%となっており、年齢階級によらず概ね60%弱の水準となっている。ただ、18歳～24歳の地元残留率は65.5%となっており、25歳～29歳の55.2%に比べると10ポイント程度高くなっている。

女性は、全体では69.4%であり、都市圏の82.1%に比べると10ポイント程度低い水準となっている。年齢階級別では、18歳～29歳が66.8%、30歳～39歳が68.8%、40～49歳が71.6%となっており、年齢階級によって大きく異なるわけではない。また、18歳～24歳が67.4%、25歳～29歳が66.6%となっており、ほぼ同じ水準と言える。女性の場合は、男性と異なりコロナ禍でも大きく変化しているわけではないようだ。

以上のように、地方圏出身者の地元残留率は、都市圏と比べると男女ともに10ポイント程度低く、性別では男性に比べて女性の方が高い。年齢階級別では男女ともに年齢階級による差はほとんどないと言える。ただ、男性については、18歳～24歳で高い水準となっており、コロナ禍が影響しているとみられる。

## 5. 2 地方圏の初職時Uターン率

図表8には、地方圏の初職時Uターン率が示されている。男性は全体では39.9%となっており、都市圏の初職時Uターン率35.7%と比べて、大きく異なるわけではない。年齢階級別にみると、18歳～29歳では33.2%、30歳～39歳は39.0%、40歳～49歳は43.2%となっており、18歳～29歳で低い水準となっている。18歳～24歳では35.6%、25歳～29歳では32.7%となっており、両者の間に差はほとんどみられない。

図表 8 地方圏出身者の初職時 U ターン率

	男性			女性		
	初職時までに出身地以外の県に居住経験あり	初職時に出身地と同一県	Uターン率 (%)	初職時までに出身地以外の県に居住経験あり	初職時に出身地と同一県	Uターン率 (%)
合計	2,705	1,079	39.9	2,063	903	43.8
18歳～29歳	398	132	33.2	592	199	33.6
18歳～24歳	59	21	35.6	111	35	31.5
25歳～29歳	339	111	32.7	481	164	34.1
30歳～39歳	1,192	465	39.0	666	299	44.9
40歳～49歳	1,115	482	43.2	805	405	50.3

女性では、全体として 43.8% となっており、都市圏の 45.0% とほぼ同じ水準となっている。年齢階級別では 18 歳～29 歳が 33.6%、30 歳～39 歳が 44.9%、40 歳～49 歳が 50.3% となっており、18 歳～29 歳の年齢階級で低い水準となっている。18 歳～24 歳では 31.5%、25 歳～29 歳では 34.1% と、男性と同様に大きな差はないとみられる。

以上のように、地方圏出身者の初職時 U ターン率は、男女ともに 18 歳～29 歳の年齢階級で低下している。特に女性については、30 代、40 代では男性に比べて高かったが、18 歳～29 歳では男性との差はなくなっている。なお、男女ともにコロナ禍の影響はみられないようだ。

## 6. まとめ

2023 年 3 月に、都市圏および地方圏を対象とした「ライフステージと居住地に関するアンケート調査」を行った。本章では、この調査で得られた都市圏 5,086 人、地方圏 2 万 356 人を対象に、中学 3 年のときに住んだ市区町村を出身地と定義して高校 3 年生時、最終学校卒業時、初職時というライフステージの移動履歴をまとめた。さらに、この移動履歴に基づいて、初職時の地元残留率、U ターン率を男女別、年齢階級別に算出し、併せてコロナ禍の影響についても触れた。結果は次のようにまとめられる。

- (1) 初職時地元残留率は、都市圏出身者の方が地方圏に比べて男女ともに高く、また、男女間では女性の方が高い。ただ、年齢階級別では、都市圏、地方圏、男女によらずほとんど差はない。
- (2) 初職時 U ターン率は、都市圏と地方圏でほぼ同じ水準となっている。男女別、年齢

階級別では、都市圏、地方圏ともに女性の方が高く、18歳～29歳の年齢階級で低い水準となっている。特に、地方圏の女性では18歳～29歳で男性と同水準となっている。

(3) 男性の地方圏出身者の初職時地元残留率が、18歳～24歳の年齢階級で、25歳～29歳に比べて高くなっている。コロナ禍が最終学校卒業後の居住地選択の意思決定に影響を与えたとみられる。

### 第3章 定住・移住策の効果の検証

－徳島県の市町村を中心に－

大阪経済大学 教授 小巻 泰之\*

#### 【要約】

多くの市町村では域内社会経済環境の維持発展を目的として定住・移住政策を実施している。しかし、定住・移住政策の効果に関する先行研究は、個々の成功あるいは失敗の事例紹介的なものが多く、政策効果を定量的に把握したものは多くない。本章では、移住定住政策の実施状況に関する質問票を作成し、市町村への実地面談も含めて情報収集をおこなった。その上で、定量的な分析を行い、個々の政策効果について検証した。

定住・移住者向けの支援制度では、それぞれの市町村で個々の支援策の実施状況に大きな差異はないものの、質問票への回答をもとに、因子分析及びクラスター分析を行うと、差異が確認できる。特に、宝島社調査のランキング掲載地域とそれ以外の地域では施策の効果が異なっている可能性がある。施策の効果を高める要因として、受け入れ体制の違いがあると考えられる。ランキング掲載地域では、移住相談で専任職員が配置されていること、4年以上継続している担当者があることが有意な要因となっていることから窺える。また、定住・移住政策に関する周知方法でも差異がみられる。こうした違いが定住者・移住者へ影響を与えている可能性が考えられる。

定住・移住のコストを軽減する個々の資金的支援策は有意なものが多い。しかし、年齢階層、移住者が域外か域内かなどによって効果は異なっている。特に、「結婚祝い金」及び「入学祝い金」はどの地域においても有意となっていないなど、資金的な支援策では域内での効果を検証し、効果的な施策への予算の組み換えなどを常に検討する必要があると考えられる。

#### 1. はじめに

人口減少及び高齢化の進展による過疎化などの影響を軽減することは、自治体にとって域内の社会・経済環境を維持する上で、重要な政策課題となっている。このため、多くの自治体が多岐にわたる定住・移住政策を実施している。

一般的に、政策効果の評価では、ランダム化比較試験法や差分の差分法などを適用して、政策効果を確認することが求められる。もっとも、そのために事前に分析できるような実施体制を整え、また政府統計が整備されている等が必要とされるが、県単位での統一的な評価体制は整備が十分ではない。まして、市町村単位では政府統計でさえ未整備の状況といえる。

このため、それぞれの施策の効果について定量的に検討することは困難となっている。これまでの先行研究の多くは、成功事例あるいは失敗事例を収集した事例研究に留まっているのが現状である（総務省[2021]等）。しかしながら、ある地域の成功事例について、他の地域が類似の政策を実施すれば即座に効果が表れるかは不明である。また、事例研究では実施内容に関しては客観的な情報が得られるものの、それを実施する側の状況（運営状況などのソフト面の状況）までは明確ではない。

データ整備をおこなう上での課題がある。たとえば、「移住者」の定義である。徳島県では県ベースで転出入者の手続きを取り扱う担当部署での聞き取り調査により移住者を把握している。しかし、鹿児島県では各市町村が独自のルールで移住者を把握している。本調査で訪問した市町村の多くは、「移住者」の定義が市町村間で異なっており、同一都道府県内であっても市町村間での比較検討は困難な状況となっている。他方、移住者や定住者の動向をみる場合、一般的には総務省「住民基本台帳人口移動報告」の利用が考えられる。「住民基本台帳人口移動報告」では市町村間及び他の市町村から（への）異動状況について、年齢別、性別などで把握できる。しかし、転入者ベースの場合、移住者だけでなく、仕事による異動、学校等への通学のための転入者が含まれており、市町村の定住・移住政策の効果を反映した移住者のみを把握できるデータではない。

本章では、市町村の定住移住に関する施策に対して、統一の質問票により実施状況を確認し、施策の効果について実証的に検証する。

## 2. 市町村調査の進め方

### 2. 1 市町村からの情報入手

支援策の状況については、宝島社が実施する「田舎暮らしランキング」での質問票を準用<sup>1</sup>し、市町村への調査を行う。宝島社では、『田舎暮らしの本』で2013年度から独自の質問票により市町村から直接にデータを収集し、「住みたい田舎ランキング」としてランキング形式で公表されている。本章では、「住みたい田舎ランキング」の2022年度調査での全276の質問項目を準用している。本章では宝島社の質問票を再構成し、独自に質問票を増やす形で、図表1のような255項目の質問票を作成し、訪問先との面談と併せてデータを入手する。個々の質問票に対するウエイト付けは事前にはわからないことから、ここでは「○」の項目を「1」、「×」の項目を「0（ゼロ）」として集計している。

この質問票を用いるのは、市町村への面談調査を通じて、宝島社での調査結果を指針の1つとして参考にしていく地域が多くみられたことである。また、移住者が移住先を選択する

---

<sup>1</sup> 宝島社実施する質問票の利用については、冊子掲載の情報についての利用許可を得ている。宝島社には感謝申し上げます。

図表1 質問票

	質問項目		質問項目
移住者の状況	移住支援制度を利用した2022年度の移住者数は何人ですか	受入先の状況	現地の産業（農業、林業、漁業）を体験できる宿泊先がある
	移住支援制度を利用した2021年度の移住者数は何人ですか		農村カフェや農村レストランがある
	移住相談件数は昨年度より増加、変化なし、減少ではどれでしょうか。		棚田オーナー制度などオーナー制度がある
	2022年度の移住者の内、子育て夫婦の移住者は何名あったか		ワークステイ、ワーキングホリデーを実施している
	2022年度の住者の内、50歳代までの単身の移住者は何名いますか		現地の産業を継続的に学べる塾などを開設している
	2022年度の移住者のうち、60歳以上の移住者は何名いますか		芸術祭などの地域おこしイベントを実施している
	2022年度時点で、40歳代・50歳代の単身移住者は何名いますか		クラインガルテン（滞在型市民農園）がある
	2022年度に就農したシニア世代の移住者がいる		お試し暮らしの施設がある。
	2022年度に起業・開業したシニア世代の移住者がいる		無料のお試し用の宿泊施設がある。
	2022年度に事業承継したシニア世代の移住者がいる		ふるさと納税の返礼で、現地体験プログラムがある
	2022年度に起業支援金を受けた移住者がいる		ふるさと納税がきっかけで、移住相談があった
	2022年度に移住支援金を受けた移住者がいる		移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある
	移住支援金を受けた移住者で、転職せずテレワークで働く人がいる		移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある
	地域おこし協力隊を受け入れている		関係人口の増加につながるようなシェアハウスがある
	地域おこし協力隊の内、40歳代・50歳代の単身者は何名いますか		関係人口の増加につながるようなゲストハウスがある
	現在、シニア世代の地域おこし協力隊が活動している、人数は？		個人事業者が利用できるシェアオフィスやコワーキングスペースがある
	協力隊退任後も、引き続き定住されている方はいますか、定着率は？		企業のサテライトオフィスがある
	2021年度は人口移動で社会増となっている。		ワーケーションの受け入れ態勢を整えている
	関係人口の増加に積極的に取り組んでいる		空き家バンク制度がある
	移住者の受け入れ体制について		首長さんが移住促進を公約とされている
移住相談窓口がある		2022年度に空き家バンク登録物件の成約があった	
移住に関する相談はワンストップ窓口となっている		現在、空き家バンクに登録している契約可能な物件がある	
移住に関する相談は土日引き受けしている		空き家バンクに「二地域居住」を認めている物件がある	
大都市圏に常駐の移住相談窓口がある		空き家バンクで民間不動産業者と連携している	
移住相談の専任職員を配置している		オンラインで住宅を内覧できる	
4年以上継続して移住支援を担当している職員がおられる		定住促進住宅などの公営住宅がある	
移住者の受け入れに理解ある区長がおられる		移住者が賃貸住宅に長期間住み続けたら、無償譲渡される制度がある	
移住前後のフォローを行っている民間団体はありますか		移住定住用の中間管理住宅がある	
区費やごみ処理の方法等地域のルールを、移住者に事前に伝えている		移住者向けに価格を抑えた、もしくは無償の分譲地がある	
移住に関する相談はオンライン（Zoom等）でも実施しているのか		フラット35地域連携型を実施している	
2022年度に単独で移住セミナーを行ったのか		移住者向けの引越支援制度がある	
2022年度に移住セミナー・フェアに参加した		移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	
2022年度に現地で移住体験ツアーなどを実施した		移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	
2022年度に費用負担を低く抑えた現地体験ツアーを実施した		移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	
移住者と地元住民の交流を目的としたイベントを開催した		移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	
2022年度の移住相談件数（オンラインを含む）は何件だったでしょうか		空き家店舗の改修費用や賃貸料などの補助制度がある	
2022年度の移住希望者の現地案内件数は何件だったでしょうか。		木造住宅への耐震改修工事への費用の補助制度がある	
移住に関する相談はLINE（ライン）でも実施している		移住者向けに賃貸した住宅の改修費補助がある	
移住者希望者に情報誌（紙ベース）を発行している		浄化槽設置の補助制度がある	
移住希望者にメールで情報発信をしている	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある		
移住希望者に向けたホームページやブログ、Webマガジンを運営している	耕作目的での農地取得の下限面積要件を緩和している		
移住希望者にSNSで情報発信をしている	空き家バンク登録物件で、農地付空き家がある		
定住促進のために有料広告を出している	単身者が対象となる定住促進住宅がある		
YouTubeに公式チャンネルを開設されているのでしょうか	50歳代の単身者が対象となる定住促進住宅がある		
定住支援策のガイドブック、一覧表など発行されているのか（webを含む）	子育て世代のみを対象とした移住奨励金がある		
	シングルペアレントの移住支援に力を入れている		
	子育て世代のみを対象とした低価格の公営住宅がある		
	子育て世代のみを対象とした家賃補助制度がある		
	シニアが利用できる新築、修繕、家賃などの補助制度がある		

上での指針として利用されている可能性も大きいからである。

（独自の質問項目）

宝島社「田舎暮らしランキング」での質問票は、基本的には、受け入れ市町村側の状況を示すものであり、移住者（需要者）の選好を捉えるものではない。そこで、移住者の需要動向の代理変数として、地域おこし協力隊の任期完了後の定着率を調査することにした。

移住施策への運営の差異については、①役所主導型、②官民との協同型、③民間委託型の

図表1 質問票（つづき）

	質問項目		質問項目		
起 業 ・ 事 業 支 援	ハローワークの求人情報を提供して就職を支援している	医 療 環 境	夜間や休日など時間外診療をおこなっている病院がある		
	独自に集めた求人情報を提供して就職を支援している		5診療科以上をもつ病院がある		
	転入にともなう就職活動の費用を一部助成している		眼科の医療機関がある		
	2022年度に第二次、第三次産業の企業の就職相談会を実施した		皮膚科の医療機関がある		
	2022年度に農業次世代人材投資資金の受給者となった移住者がいる		整形外科の医療機関がある		
	2022年度に農業就業に関する相談会・セミナーを開催した		歯科診療所がある		
	JAや農地所有適格法人及び、NPOなどが新規就農の支援している		歯科医院（診療所）が2ヶ所以上ある		
	農業インターンシップの受け入れ農業法人がある		薬剤師のいる薬局がある		
	農作業用機械・施設の導入に必要な経費を助成している		役場から30分以内に救命救急センターがある		
	漁業従事者を求人している組合や団体がある		緊急時のヘリコプターなどの高速での移送手段がある		
	2022年度に漁業就業に関する相談会・セミナーを開催した		就業保健師の数が人口2500人当たり1名以上いる		
	林業従事者を求人している組合や団体がある		産院・産科・助産院のいずれかがある		
	2022年度に林業就業に関する相談会・セミナーを開催した		産後ケア事業・施設がある		
	自伐型林業に力を入れている組合や団体がある		不妊治療費の一部を助成する独自の制度がある		
	市町村独自の給付金の受けられる農林漁業の研修制度がある		妊産婦医療費を助成する独自の制度がある		
	市町村独自の給付金の受けられる農林漁業以外の産業の研修制度がある		子育て手帳アプリを導入している		
	地方創成企業支援事業以外に、起業・開業を支援する制度がある		24時間子ども救急対応可能な病院がある		
	2022年度に、起業・開業に関する相談会やセミナーを実施した		小児科がある		
	事業承継支援制度がある		中学生までの医療費がすべて無料である		
2022年度に事業承継に関する相談会やセミナーを開催した	高校生までの医療費がすべて無料である				
居 住 環 境	コンビニがある	自 然 環 境	シニアの健康づくりを推奨		
	食料品、薬、日用品などがそろう大型ショッピング施設や商店街がある		住民が参加できる生活習慣病予防の栄養指導や講習がある		
	道の駅（まちの駅、海の駅）がある		健康維持のための予防施設、プール、フィットネス施設などがある		
	ガソリンスタンドが二カ所以上ある		集団検診や特定検診で、通知郵送以外で受診の働きかけを行っている		
	全域に高速インターネット網が整備されている		各種がん検診が無料で受けられる		
	図書館がある		地域医療に熱心で、在宅医療や訪問看護を行う医療機関がある		
	書店がある		後期高齢者医療保険加入者は検診が無料で受けられる		
	スポーツジムや温水プール等の体力づくりの施設がある		名水百選がある		
	利用料金が500円以下の温泉施設や共同湯がある		国立公園や都道府県立の自然公園などの自然公園がある		
	有機農業がさかんである		里山の保全に尽力している		
	米どころである		棚田の保全に尽力している		
	農・海産物の直売所がある		清流がある		
	朝市などの定期的なマーケットが開催されている		きれいな海がある		
	果樹栽培がさかんである		登山やトレッキングの人気スポットがある		
	畜産がさかんである		域内で天の川をみることができる		
	地元素材を使った酒類の製造がさかんである		名湯がある		
	役場から高速のインターまで30分以内である		保存・継承されている祭りや伝統芸能がある		
	交 通 環 境		高速バスのバス停がある	田の神講	保存・継承されている伝統工芸がある
			鉄道の駅がある		伝統的建造物群保存地区がある
役場から有料特急の停車駅まで30分以内で移動できる		自治体としてSDGsに取り組んでいる			
役場から空港まで60分以内で移動できる		ジオパークに指定された場所がある			
ペーパードライバーの教習費用の補助制度がある		「日本で最も美しい村」連合に加盟している村がある			
シニア世代が割引で利用できる路線バスが運行されている		日本遺産に指定されたストーリーがある			
デマンドバスや乗り合いタクシーなどの交通弱者向けの仕組みがある		世界遺産に登録された文化財や自然がある			

パターン化を行い、施策効果の差異を検討する。また、空き家バンクの成約件数について、組織内における情報共有の度合の代理変数として利用する。情報発信方法の差異について、独自にガイドブックや施策一覧表の作成有無を代理変数として利用する。

なお、本章での市町村調査を続ける中で、同様の施策をしながらも、移住者に認識されていない可能性についても把握でき、質問票は当初に作成したものと変更を加えながら実施している。



図表1 質問票（つづき）

	質問項目		質問項目
若者・単身者向けの支援状況	「縁のふるさと協力隊」を受け入れている	シニア向け支援の状況	2022年度に主にシニアを対象とした移住セミナーを開催した
	WWOOFのホストがある		2022年度に主にシニアを対象とした現地体験ツアーを開催した
	孫ターンを奨励する制度がある		シニアの移住者も対象となる移住奨励金がある
	若者の就業・就職支援をしている		シニアの就労を積極的に支援している
	若者がかかわる地域おこしのグループがある		シルバー人材センターがある
	若者が中心となっておこなう祭りや行事がある		シニアが利用できる就業支援制度がある
	若者が好む新しい文化を振興して地域活性化をはかっている		ボランティア活動など、シニア世代が社会参加を支援する制度がある
	若者に人気のあるスポーツを振興して地域活性化をはかっている		介護支援ボランティアなど、シニアが社会に貢献を促すポイント制度がある
	2022年度に婚活イベントを開催した		シニアのスキルや特技を活かした社会参加へのマッチングを支援している
	結婚や新婚世帯への祝い金がある		シニアが活発に交流できる公民館、コミュニティカフェがある
結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	公民館活動で生涯学習に取り組んでいる		
子育て世代への支援状況	出産祝い金がある	シニア世代が安く利用できる温泉施設がある	
	オムツ購入費の補助がある	買い物弱者向けの移動販売がある	
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	高齢者見守り活動に取り組んでいる	
	子育てヘルパー派遣や悩み事相談で子育てを支援している	1人暮らし高齢者に配食サービスを行っている	
	オンラインでの育児相談・新生児訪問事業をおこなっている	在宅介護を支援する仕組みや講習会がある	
	保育所（園）の待機児童数がゼロである	要介護3以上の希望者は域内の特養に数カ月以内に入所できる	
	認可保育所（園）がある	生涯活躍のまちの事業に取り組んでいる（このための高齢者向け住宅がある）	
	幼稚園がある		
	認定こども園がある		
	「森のようちえん」がある		
	シュタイナー、モンテッソリ教育などの特徴的な教育施設がある		
	保育園や幼稚園の給食費を無料化している		
	0～2歳児の保育料を無料化している		
	0～2歳時の第2子、第3子の保育料を軽減している		
	病児保育をおこなっている施設がある		
	病後児保育をおこなっている施設がある		
	子どもの一時保育、一時預かりを行っている施設がある		
	児童館などの学校以外の施設がある		
	学童保育施設がある		
	学童保育の待機児童数がゼロである		
	子育て世代が集まれる子育て支援施設がある		
	子ども食堂がある		
	ファミリーサポートセンターを運営している		
	動物園、水族館など子ども世代が魅力に感じる娯楽施設がある		
	入学祝い金を支援している		
	義務教育中の給食費を無料化している		
	給食に地元食材を積極的に利用している		
	児童向けスポーツ少年団や地域グループの活動が盛んである		
	英語教育に力を入れている		
	小中学校でオンラインでの授業や学習支援を取り入れている		
	学外で小中高生を対象とした無料塾や定期的な補習を実施している		
	小中高の一貫校がある		
	中高の一貫校がある		
	高校がある		
	部活動で県大会などで活躍する中学・高校がある		
	大学・短大などへの進学者に通学費を補助している		
	高等専門学校、専門学校、短期大学、大学のいずれかがある		
	大学進学者に対して独自の有利子（もしくは無利子）の奨学金がある		
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある		
	山村（離島）留学を受け入れている小中学校がある		
特色のある学科、コースを設置している高校がある			
「地域みらい留学」を実施する高校がある			
2022年度に中高生向けに地元企業の魅力を伝えるイベント実施した			

（質問票のプレプリント）

質問票については、調査対象の市町村に送付する前に、当該市町村に関するネットで公開された情報から質問項目を事前に回答可能かを確認している。その確認数は、情報発信に関して、利用者にとって入手が容易かを判断基準として利用する。

図表2 訪問先と人口規模

	人口		人口
1 <b>上勝町</b>	1339	32 <b>三好市</b>	22808
2 大和村	1365	33 <b>北島町</b>	22969
3 佐那河内村	1991	34 伊佐市	23861
4 沼田町	2951	35 <b>石井町</b>	24493
5 大宜味村	3074	36 <b>美馬市</b>	27314
6 本山町	3294	37 日出町	27656
7 牟岐町	3607	38 豊後大野市	33101
8 伊江村	4069	39 <b>阿波市</b>	33893
9 国頭村	4487	40 五島市	35093
10 <b>神山町</b>	4493	41 臼杵市	35328
11 <b>勝浦町</b>	4723	42 <b>藍住町</b>	35358
12 由仁町	4871	43 <b>小松島市</b>	35509
13 上土幌	4935	44 <b>吉野川市</b>	38001
14 龍郷町	5826	45 奄美市	40939
15 <b>美波町</b>	5982	46 菊池市	45483
16 <b>那賀町</b>	7104	47 石垣市	47662
17 <b>海陽町</b>	8101	48 宇佐市	51952
18 東川町	8390	49 宮古島市	52850
19 恩納村	11001	50 <b>鳴門市</b>	53750
20 <b>上板町</b>	11195	51 日田市	61699
21 栗山町	11308	52 佐伯市	65713
22 山都町	12735	53 <b>阿南市</b>	68306
23 <b>板野町</b>	12813	54 恵庭市	70108
24 <b>東みよし町</b>	13412	55 鹿屋市	100493
25 肝付町	13883	56 西条市	102325
26 玖珠町	14113	57 うるま市	125933
27 松茂町	14388	58 <b>徳島市</b>	250879
28 津久見市	15651	59 松山市	505562
29 新上五島町	17736	60 鹿児島市	591856
30 竹田市	19858	61 熊本市	737850
31 豊後高田市	21935		

(注) ①人口は総務省「人口推計」の2022年10月1日現在を示す  
 ②太字の市町村は徳島県の市町村を示す

(質問票への補強)

質問票をもとにした情報収集に加え、市町村の担当者への面談調査を同時におこなっている。質問票では施策などの実施当否に関する「○×方式」のものであるため、質問項目に対する重要度で差異をつけているわけではない。また、仮に、市町村で同様の施策を実施していたとしても、その運営内容は大きく異なる可能性がある。質問票から伺えない状況などに

ついても情報収集をおこなう。

## 2. 2 訪問先

徳島県の24市町村<sup>2</sup>のほか、人口や地理的環境で類似した地域、定住・移住政策で特徴的な地域を意識して、宝島社「田舎暮らしランキング」の掲載地域について調査を実施した。図表2の通り、61市町村を調査した。ただし、すべての市町村で全項目データを得たわけではない。基本的には58市町村のデータをもとに分析している。

## 3. 市町村への質問票からの分析

本章では、質問票から得られた○×の回答に、○の場合1点として加点してデータを作成した。分類として、受け入れ市町村の状況として「移住者の受け入れ体制」「受入先の状況」の2区分、支援策として「住宅支援」「起業・事業支援」「若者・単身者向けの支援」「子育て世代への支援」「シニア向け支援」の5区分、市町村の所与の環境として「居住環境」「交通環境」「医療環境」「自然環境」の4区分の、11区分で集計している。その上で、質問票の回答結果の有意性と示唆される支援策の属性などについて、因子分析及びクラスター分析をもとに確認する。

### 3. 1 分析地域の特徴

58市町村について、クラスター分析<sup>3</sup>をおこなった結果が図表3である。4つのグループを2つのグループとしてみると、図表3でみて右側の22市町村は『田舎暮らしの本』の「住みたい田舎ランキング」でランキング掲載された市町村<sup>4</sup>が多く占めるものとなっている。

ここでの分析から、さらに、市町村をしぼった形でみていく。これは、今回の調査を通じて、一部の市町村では近隣の都市部からベッドタウンとして転入者が増加し、人口が維持されている地域がある。これらの地域での移住者への取り組みをみると、明らかに異なる状況であることがうかがえる。また、徳島市、松山市、熊本市及び鹿児島市の県庁所在地についても、平成の大合併等の市町村の統合などから市域が広がり、域内における社会経済環境が

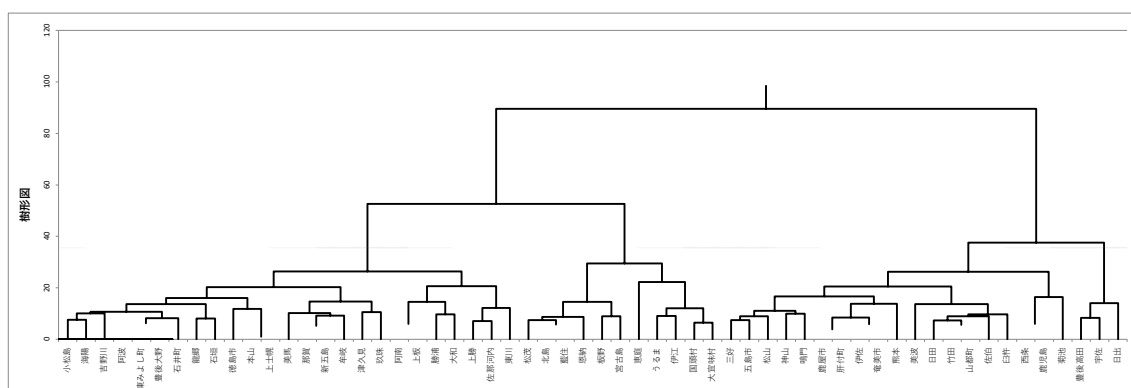
---

<sup>2</sup> 徳島県については、調査日程があわず、つるぎ町を除く23市町村としている。

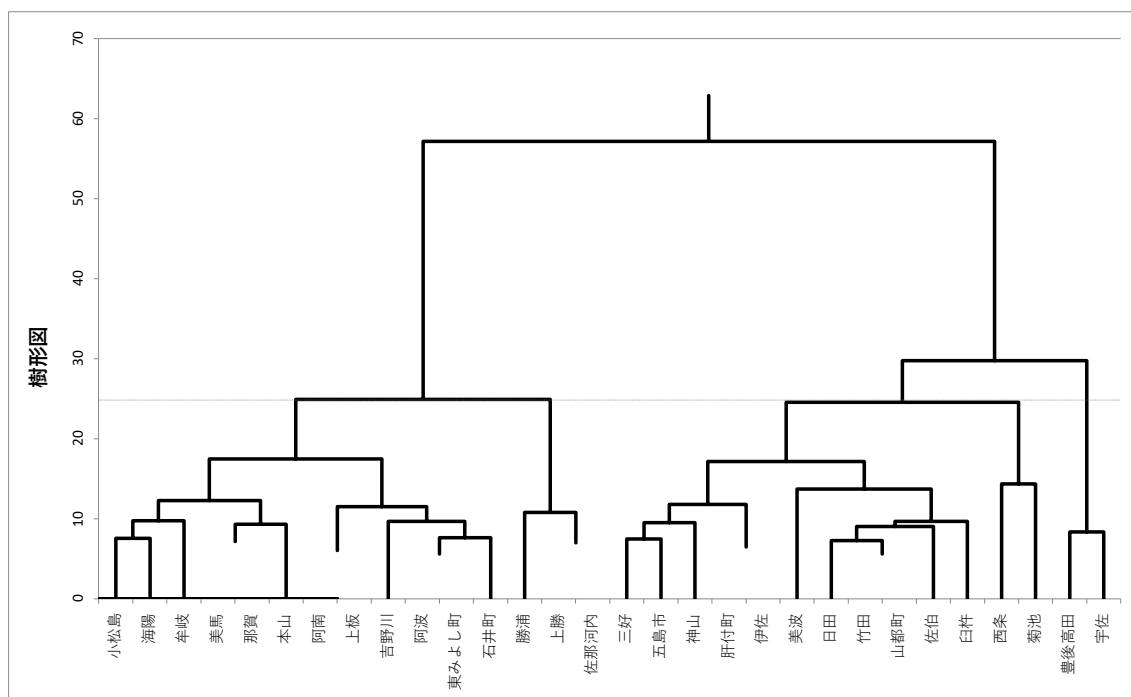
<sup>3</sup> クラスター分析では、距離の計算はユークリッドの距離、合併後の距離計算の方法ではウォード法を用いている。

<sup>4</sup> 『田舎暮らしの本』の「住みたい田舎ランキング」への回答は各市町村の選択に依存しており、全ての市町村が回答しているわけではない。今回の調査先についても、同調査への回答に応じていない市町村も含まれている。

図表3 クラスタ分析 (58市町村ベース)



図表4 クラスタ分析 (30市町村ベース)



異なる地域を含有する場合もある。こうした市町村を除く形で、30市町村ベースでクラスタ分析を行うと、図表4の形となる。図表3と同様に、概ね徳島県の市町村とランキング掲載地域とに区分できる。

以下では、移住支援策における徳島県における市町村の状況をより明確にするために、徳島県（人口増加地域を除く）、宝島社「田舎暮らしランキング」に掲載された市町村のグループに分けて分析をそれぞれ行い、その特徴を検討する。具体的には、徳島県について人口維持・増加基調にある徳島市、鳴門市、松茂町、北島町、藍住町及び板野町を除く17市町村のデータを用いる。ランキング掲載の市町村では大分県日田市、佐伯市、白杵市、竹田市、豊後高田市、宇佐市、愛媛県西条市、鹿児島県伊佐市、肝付町、熊本県菊池市、山都町、長

図表5 調査項目の得点率の比較

		移住者の受け入れ体勢について	受入先の状況	住宅支援	起業・事業支援	居住環境	交通環境	医療環境	自然環境	若者・単身者向けの支援状況	子育て世代への支援状況	シニア向け支援の状況
平均得点	質問数	27	19	32	21	17	9	28	18	12	44	19
	Aグループ	12.3	6.7	13.3	5.7	11.2	4.6	20.4	8.9	3.6	21.7	9.5
	Bグループ	17.9	11.0	18.9	12.9	13.8	5.3	22.9	11.8	5.7	28.7	12.9
得点率	Aグループ	0.454	0.351	0.417	0.273	0.659	0.511	0.729	0.496	0.300	0.494	0.502
	Bグループ	0.664	0.579	0.590	0.613	0.812	0.585	0.819	0.656	0.478	0.652	0.677
	差異	0.210	0.228	0.173	0.340	0.153	0.074	0.090	0.159	0.178	0.158	0.175

(注)

①Aグループは、小松島市、海陽町、牟岐町、美馬市、那賀町、阿南町、上板町、吉野川市、阿波市、東みよし町、石井町、勝浦町、上勝町、佐那河内村、本山町である。Bグループは三好市、五島市、神山町、肝付町、伊佐市、美波町、日田市、竹田市、山都町、佐伯市、白杵市、西条市、菊池市、豊後高田市、宇佐市である。

②得点率は各グループの質問項目の合計値を質問項目数で除したものの。

崎県五島市及び、高知県本山町の13市町村で計測する。

上述の30市町村についてクラスター分析で区分された2つのグループについて、それぞれの質問項目の得点率を比較したものが図表5である。得点率は各グループの質問項目の合計値を質問項目数で除したものとしている。Aグループは、小松島市、海陽町、牟岐町、美馬市、那賀町、阿南町、上板町、吉野川市、阿波市、東みよし町、石井町、勝浦町、上勝町、佐那河内村、本山町である。Bグループは三好市、五島市、神山町、肝付町、伊佐市、美波町、日田市、竹田市、山都町、佐伯市、白杵市、西条市、菊池市、豊後高田市、宇佐市である。

交通環境、医療環境などの地域の居住性を示す項目は、即座に政策的な対応が難しい地域の供給能力とみることが可能である。これらの項目については、2つのグループで差異をみると、交通環境0.074、医療環境0.090、居住環境0.153、自然環境0.159と、大きな差異は確認できない。また、移住支援策については、地域の居住性に関する差異よりやや大きく、子育て支援策0.158、住宅支援0.173、シニア世代への支援0.175、若者・単身者への支援0.178となっている。しかし、これも両グループ間で大きな差異があるとはいえない。特に、移住支援策といえば、子育て支援策に注目が集まりやすいが、両グループ間で大きな差異がなく、多くの市町村間で支援策を取り組んでいることを示している。

他方で、両グループで大きな差異があるのは、受け入れ体制に2つの項目でそれぞれ0.210、0.228となっている。また、起業・事業支援が0.340と大きくなっていることが確認できる。この点では、面談を調査の中で、移住者が移住先で新たな事業（就農・就漁などを含む）を求めている方々がみられることから、その支援策の違いは大きな差異を生じさせている可能性が考えられる。また、パーソナル総合研究所（2022）で、移住の意思決定に影響する要因として、「就業・起業支援がある」との要因が大きいと示している。

このように、両グループにおいては移住者向けの支援策では大きな差異はみられず、差異は、「受け入れ体制」及び「起業・事業支援」の違いが大きい。この点をさらに確認するために因子分析をおこなう。

図表6 因子分析の結果

Aグループ					
因子名	移住先の状況	因子負荷量	寄与率	累積寄与率	対象市町村
因子1	医療環境	0.95	24.23%	51.59%	小松島市, 阿南市, 吉野川市, 阿波市, 美馬市, 三好市, 勝浦町, 上勝町, 佐那河内村, 石井町, 神山町, 那賀町, 牟岐町, 美波町, 海陽町, 上板町及び, 東みよし町
生活環境	居住環境	0.58			
	交通環境	0.52			
因子2	子育て世代への支援状況	0.94	15.54%		
子育て環境	自然環境	0.58			
	居住環境	0.41			
因子3	住宅支援	0.75	11.82%		
居住支援	シニア向け支援の状況	0.44			
	受入先の状況	0.41			
Bグループ					
因子名	移住先の状況	因子負荷量	寄与率	累積寄与率	累積寄与率
因子1	起業・事業支援	0.99	28.35%	60.51%	大分県日田市, 佐伯市, 白杵市, 竹田市, 豊後高田市, 宇佐市, 愛媛県西条市, 鹿児島県伊佐市, 肝付町, 熊本県菊池市, 山都町, 長崎県五島市及び, 高知県本山町
生活環境	医療環境	0.69			
	交通環境	0.63			
因子2	移住者の受け入れ体勢について	0.80	20.85%		
受入体制	シニア向け支援の状況	0.79			
	受入先の状況	0.52			
因子3	子育て世代への支援状況	0.73	11.30%		
若者支援	若者・単身者向けの支援状況	0.69			
	住宅支援	0.24			

### 3. 2 質問票から読み取れる共通因子

30市町村について因子分析をおこなった。ただし、ここでの区分は前節のクラスター分析の結果ではなく、Aグループを徳島県の市町村、Bグループを徳島県以外の市町村としている。これは徳島県の市町村の傾向を確認するためである。結果は図表6の通りである。

Aグループは、第1因子は医療環境、居住環境及び交通環境から、「生活環境」、第2因子は子育て世代への支援、自然環境、居住環境から、「子育て環境」となっていることが窺える。また、第3因子は住宅支援、シニア向け支援の状況から、「居住支援」となっている。他方、Bグループでは第1因子については、Aグループと同様に「生活環境」となっているが、第2因子は移住者の受け入れ体制や受け入れ先の状況から「受け入れ体制」であり、第3因子は子育て世代への支援、若者・単身者向け支援状況から、支援制度の中でも「若者世代の支援策」といえそうである。

これらの結果から、次のような可能性が指摘できる。

- ① 2つのグループで第1因子が「生活環境」(居住性)となるのは、質問票の構成を考慮すれば、居住性に重点を置いた質問票となっていることが影響している。
- ② 第2因子は大きく異なる。Aグループでは所与となる移住先の生活環境であり、Bグル

ープは移住者の受け入れ態勢を示すものとなっている。

このように、A グループと B グループでは、移住者政策への取組で重点に置いている観点が異なっていることを示している。

#### 4. 移住者向け支援策の効果について

##### 4. 1 データとモデル

ここでは、それぞれの市町村で実施されている移住者向けの支援策が、実際の移住者への効果について検証する。ただし、上述のとおり、移住者の定義はそれぞれの市町村により異なっている。各地域の移住者数をそのまま利用する分析では、クロスセクションでの比較が十分ではないと考えられる。そこで、総務省「住民基本台帳人口移動報告」の年齢別の転入者動向のデータを用いる。移住者数は移住先市町村の人口規模ともリンクしている。このため、移住者数を当該地域の人口数で除した移住者率を算出し、その水準値を用いる。また、移住者率の（2020年から2021年までの変化率<sup>5</sup>についても用いる。

推計に用いる市町村（図表2参照）については、調査市町村数は61であるものの、全てのデータを入手できていない市町村がある。61市町村での推計は「受け入れ体制」に関するデータを用いており、それ以外の項目については北海道沼田町、由仁町、栗山町を除く58市町村で推計を行っている。また、サブサンプルとして徳島県23市町村と、宝島社「住みたい田舎ランキング」で掲載された市町村18市町村<sup>6</sup>での推計を行っている。本章の目的の1つは徳島県の定住移住支援策の状況を検証することであるため、徳島県のみグループで分析をおこなう。これは、3節のクラスター分析でグループの1つが徳島県内のほとんどの市町村が入っていることから、徳島県のみグループで分析することでも大きな問題は生じないと判断した。

##### 4. 2 個別の支援策の効果

全体として、個別の資金的支援策は有意なものが多い。しかし、年齢階層で有意な支援策、

---

<sup>5</sup> 変化率を算出した期間は新型コロナウイルス感染症が蔓延している時期であり、平時の状況とは異なる地域もある。

<sup>6</sup> 18市町村は以下の通り。大分県（日田市、佐伯市、白杵市、津久見市、竹田市、豊後高田市、宇佐市、豊後大野市、日出町、玖珠町）、高知県本山町、愛媛県西条市、鹿児島県（鹿屋市、伊佐市、肝付町）、熊本県（菊池市、山都町）、長崎県五島市を対象としている。なお、松山市、鹿児島市、熊本市も掲載地域であるが人口規模が大きく、徳島県との比較を優先させるため除いている。

移住者が域外か域内か、あるいはランキング掲載地域かそうでないのかによって効果は異なっていることが確認できる。他方で、どの地域においても有意とは言えない支援策もある。資金的な支援では「結婚祝い金」「入学祝い金」は有意とはいえない可能性が高い。他方で、若年世代や子育て世代の生活コストの軽減を支援する支援策は有意となっている。このように、個々の支援策は有意なものであるが、これが移住者の増加につながるかについては、こうした支援策の存在や空き家対策などを含めた組織的な対応がとれているのかに依存した問題となっている可能性がある。この点は、ランキング掲載地域では、移住相談で専任職員が配置されていること、4年以上継続している担当者があることが有意な要因となっていることから窺える。

#### （受け入れ体制）

全サンプルで見ると、移住相談窓口がワンストップであること、移住支援策のガイドブック、一覧表を作成し、移住希望者が理解しやすい状況であることがプラスに有意であることが確認できる。また、ランキング掲載地域では移住相談で専任職員が配置されていること、4年以上継続している担当者があることが有意な要因となっている（図表7）。

この傾向は特に、同一地域内より域外からの転入者に対して大きくプラスに寄与している。徳島県についても、移住相談窓口がワンストップであることはプラスに寄与している。しかしながら、徳島県の場合、専任職員を配置している地域及び、ガイドブックや一覧表を作成している地域が少ないことが全体としてプラスに影響していない可能性が考えられる。ただし、移住希望者への来訪時の交通費や宿泊費の補助は移住者の増加に有意でないようである。

#### （住宅支援）

全サンプルで見ると、住宅に関する支援制度は移住者の年齢が若い階層ほど有意であり、パラメーターも大きくなっており、効果的な支援策とみられる。他方で、移住先の空き家を利用する場合に利用可能な「住宅の改修費用」や「家財処分費用」の補助制度が有意となっており、またその効果は大きなものとなっている。この傾向は、ランキング掲載地域、徳島県の市町村でも同様の効果が確認できる（図表8）。

#### （起業・事業支援）

面談調査を通じて、移住者の方々が移住先で就農や起業を希望している方が多いと確認できたが、このことが反映される結果となっている。全サンプルで見れば、「農作業用機械・施設の導入に必要な経費」の支援は有意でありその効果も大きいことを示している。特に、域外からの移住者は「農業インターンシップの受け入れ農業法人がある」等の就農に向けた教育支援も効果がるとみられる。また、「就職活動の費用」の支援も若い世代を中心に有意となっている（図表9）。



図表7 個別支援策の効果（受け入れ体制）

全調査対象		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計	移住相談窓口はワンストップとなっている	1.861 (0.000)	0.496 (0.000)	0.462 (0.000)	0.259 (0.000)	0.157 (0.000)	0.192 (0.001)
	移住相談の専任職員を配置している	0.571 (0.297)	-0.094 (0.275)	-0.115 (0.153)	-0.075 (0.103)	-0.026 (0.322)	-0.023 (0.678)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.365 (0.256)	-0.065 (0.405)	-0.065 (0.370)	-0.060 (0.081)	-0.025 (0.261)	0.008 (0.904)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	1.174 (0.007)	0.271 (0.010)	0.224 (0.004)	0.134 (0.001)	0.085 (0.013)	0.155 (0.004)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	-0.009 (0.979)	-0.073 (0.371)	-0.019 (0.818)	0.001 (0.972)	0.013 (0.699)	-0.025 (0.665)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-0.682 (0.101)	0.036 (0.680)	-0.040 (0.664)	-0.022 (0.639)	-0.036 (0.374)	-0.065 (0.416)
域外	移住相談窓口はワンストップとなっている	0.924 (0.097)	0.270 (0.017)	0.249 (0.017)	0.139 (0.014)	0.093 (0.004)	0.102 (0.049)
	移住相談の専任職員を配置している	0.885 (0.197)	-0.010 (0.917)	-0.018 (0.831)	-0.042 (0.408)	-0.017 (0.549)	-0.015 (0.701)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.466 (0.318)	-0.044 (0.530)	-0.056 (0.363)	-0.042 (0.286)	-0.013 (0.527)	0.027 (0.653)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.625 (0.130)	0.143 (0.057)	0.116 (0.023)	0.070 (0.029)	0.053 (0.029)	0.067 (0.141)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.249 (0.670)	0.004 (0.947)	0.016 (0.747)	0.017 (0.605)	0.034 (0.058)	0.007 (0.878)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-0.562 (0.471)	0.035 (0.683)	-0.018 (0.734)	0.024 (0.600)	-0.030 (0.155)	-0.017 (0.755)
域内	移住相談窓口はワンストップとなっている	1.332 (0.000)	0.292 (0.000)	0.289 (0.000)	0.140 (0.002)	0.083 (0.011)	0.172 (0.001)
	移住相談の専任職員を配置している	0.630 (0.077)	0.138 (0.122)	0.054 (0.505)	0.070 (0.223)	0.078 (0.047)	0.161 (0.031)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.185 (0.521)	0.041 (0.553)	0.017 (0.798)	-0.004 (0.922)	0.014 (0.558)	0.043 (0.486)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.694 (0.007)	0.200 (0.002)	0.172 (0.005)	0.137 (0.002)	0.061 (0.047)	0.008 (0.887)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.242 (0.429)	0.054 (0.421)	0.090 (0.117)	0.062 (0.105)	0.026 (0.467)	-0.022 (0.723)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-1.145 (0.006)	-0.254 (0.011)	-0.223 (0.005)	-0.191 (0.000)	-0.103 (0.018)	-0.155 (0.028)

(注) ①分析は61市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。

徳島県の状況		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	2.369 (0.000)	0.597 (0.000)	0.559 (0.000)	0.325 (0.000)	0.153 (0.003)	0.139 (0.275)
	移住相談の専任職員を配置している	-0.304 (0.623)	-0.066 (0.673)	-0.098 (0.530)	-0.106 (0.159)	-0.011 (0.829)	0.042 (0.765)
	4年以上継続して担当している職員がいる	-0.049 (0.927)	-0.058 (0.649)	-0.044 (0.700)	-0.070 (0.159)	0.005 (0.914)	0.176 (0.304)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.926 (0.143)	0.186 (0.256)	0.188 (0.258)	0.123 (0.096)	0.079 (0.120)	0.164 (0.055)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.155 (0.838)	-0.004 (0.983)	0.074 (0.673)	0.074 (0.400)	0.064 (0.324)	-0.049 (0.791)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-0.090 (0.755)	0.037 (0.670)	0.008 (0.909)	-0.019 (0.739)	-0.037 (0.156)	-0.116 (0.120)
域外（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	0.891 (0.043)	0.247 (0.024)	0.195 (0.100)	0.133 (0.000)	0.060 (0.106)	0.009 (0.947)
	移住相談の専任職員を配置している	-0.170 (0.637)	-0.012 (0.913)	0.014 (0.875)	-0.118 (0.013)	-0.031 (0.362)	-0.010 (0.939)
	4年以上継続して担当している職員がいる	-0.097 (0.864)	-0.071 (0.606)	-0.040 (0.754)	-0.062 (0.220)	-0.010 (0.816)	0.156 (0.411)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.342 (0.231)	0.042 (0.613)	0.062 (0.416)	0.061 (0.129)	0.063 (0.087)	0.072 (0.384)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	-0.001 (0.997)	-0.048 (0.547)	-0.051 (0.537)	0.069 (0.124)	0.082 (0.091)	-0.006 (0.976)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	0.181 (0.690)	0.050 (0.698)	0.016 (0.854)	0.073 (0.274)	-0.006 (0.822)	-0.002 (0.985)
域内（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	1.478 (0.000)	0.350 (0.000)	0.364 (0.000)	0.192 (0.000)	0.093 (0.002)	0.130 (0.001)
	移住相談の専任職員を配置している	-0.134 (0.709)	-0.054 (0.555)	-0.112 (0.193)	0.012 (0.822)	0.020 (0.454)	0.052 (0.421)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.048 (0.881)	0.013 (0.876)	-0.004 (0.964)	-0.008 (0.832)	0.014 (0.517)	0.019 (0.634)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.584 (0.157)	0.144 (0.150)	0.126 (0.291)	0.062 (0.111)	0.016 (0.536)	0.092 (0.060)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.156 (0.749)	0.044 (0.730)	0.124 (0.367)	0.006 (0.918)	-0.018 (0.554)	-0.044 (0.460)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-0.271 (0.375)	-0.013 (0.846)	-0.008 (0.885)	-0.091 (0.086)	-0.031 (0.195)	-0.115 (0.154)

(注) ①分析は徳島県23市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。

ランキング掲載地域		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	0.726 (0.460)	0.090 (0.781)	0.062 (0.722)	0.086 (0.389)	0.042 (0.611)	0.107 (0.379)
	移住相談の専任職員を配置している	1.550 (0.010)	0.152 (0.401)	0.142 (0.162)	0.017 (0.747)	0.065 (0.169)	0.095 (0.142)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.857 (0.092)	-0.005 (0.971)	-0.018 (0.857)	-0.009 (0.848)	-0.046 (0.270)	-0.090 (0.097)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	1.639 (0.164)	0.513 (0.172)	0.300 (0.139)	0.147 (0.223)	0.173 (0.082)	0.236 (0.102)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	-0.297 (0.344)	-0.168 (0.047)	-0.091 (0.166)	-0.056 (0.026)	-0.014 (0.579)	-0.061 (0.193)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-1.352 (0.092)	-0.013 (0.959)	0.047 (0.744)	0.053 (0.420)	-0.065 (0.320)	-0.085 (0.342)
域外（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	0.685 (0.063)	0.063 (0.632)	0.096 (0.073)	0.072 (0.020)	0.031 (0.299)	0.110 (0.008)
	移住相談の専任職員を配置している	1.184 (0.010)	0.073 (0.403)	0.048 (0.265)	0.000 (0.988)	0.030 (0.359)	0.032 (0.451)
	4年以上継続して担当している職員がいる	1.227 (0.007)	0.083 (0.250)	0.030 (0.483)	0.028 (0.469)	0.000 (0.994)	-0.026 (0.590)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.894 (0.136)	0.347 (0.105)	0.156 (0.091)	0.074 (0.085)	0.100 (0.021)	0.115 (0.067)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.083 (0.873)	-0.066 (0.429)	-0.028 (0.634)	-0.016 (0.720)	0.016 (0.457)	-0.020 (0.651)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-1.569 (0.020)	-0.085 (0.589)	-0.012 (0.887)	0.020 (0.561)	-0.060 (0.120)	-0.070 (0.209)
域内（水津）	移住相談窓口はワンストップとなっている	0.978 (0.002)	0.200 (0.030)	0.112 (0.029)	0.144 (0.001)	0.116 (0.002)	0.196 (0.109)
	移住相談の専任職員を配置している	0.405 (0.066)	0.100 (0.103)	0.046 (0.279)	-0.025 (0.567)	0.061 (0.074)	0.127 (0.404)
	4年以上継続して担当している職員がいる	0.515 (0.054)	0.108 (0.053)	0.096 (0.063)	0.032 (0.464)	0.033 (0.283)	0.124 (0.144)
	移住支援策のガイドブック、一覧表を作成している	0.826 (0.022)	0.206 (0.034)	0.218 (0.000)	0.123 (0.004)	0.072 (0.050)	0.015 (0.898)
	移住希望者への現地への来訪時の交通費補助がある	0.300 (0.215)	0.071 (0.153)	0.085 (0.080)	0.047 (0.184)	0.022 (0.501)	0.003 (0.957)
	移住希望者への現地への来訪時の宿泊費補助がある	-1.136 (0.008)	-0.227 (0.003)	-0.163 (0.002)	-0.128 (0.039)	-0.160 (0.005)	-0.235 (0.114)

(注) ①分析は宝島社「住みたい田舎ランキング」に掲載された18市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。

図表8 個別支援策の効果（住宅支援策）

全調査対象		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.966 (0.061)	-0.158 (0.007)	-0.095 (0.132)	-0.062 (0.071)	-0.045 (0.028)	-0.103 (0.025)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.802 (0.173)	0.140 (0.030)	0.100 (0.128)	0.058 (0.111)	0.032 (0.291)	0.015 (0.802)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	-1.064 (0.075)	-0.289 (0.000)	-0.221 (0.006)	-0.124 (0.012)	-0.062 (0.025)	-0.015 (0.688)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	0.914 (0.229)	0.289 (0.000)	0.199 (0.001)	0.108 (0.007)	0.084 (0.001)	0.104 (0.007)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	2.506 (0.000)	0.509 (0.000)	0.456 (0.000)	0.251 (0.000)	0.144 (0.000)	0.218 (0.000)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	1.342 (0.003)	0.220 (0.001)	0.134 (0.043)	0.068 (0.067)	0.070 (0.002)	0.120 (0.026)
域外（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.654 (0.303)	-0.079 (0.218)	-0.067 (0.196)	-0.004 (0.901)	-0.017 (0.286)	-0.062 (0.047)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.442 (0.555)	0.049 (0.490)	0.027 (0.648)	0.023 (0.545)	-0.001 (0.982)	-0.023 (0.673)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	-0.614 (0.366)	-0.183 (0.035)	-0.121 (0.143)	-0.083 (0.055)	-0.009 (0.703)	0.029 (0.542)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	0.393 (0.668)	0.153 (0.059)	0.117 (0.139)	0.062 (0.170)	0.027 (0.364)	0.040 (0.299)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.285 (0.073)	0.225 (0.002)	0.188 (0.001)	0.096 (0.003)	0.058 (0.003)	0.073 (0.049)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	1.436 (0.004)	0.244 (0.000)	0.157 (0.020)	0.073 (0.065)	0.077 (0.003)	0.129 (0.040)
域内（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.335 (0.386)	-0.078 (0.416)	-0.024 (0.766)	-0.074 (0.167)	-0.045 (0.245)	-0.040 (0.357)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.381 (0.381)	0.105 (0.350)	0.066 (0.440)	0.053 (0.388)	0.046 (0.265)	0.026 (0.550)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	-0.472 (0.328)	-0.143 (0.266)	-0.121 (0.278)	-0.070 (0.332)	-0.050 (0.146)	-0.008 (0.881)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	0.780 (0.231)	0.206 (0.180)	0.163 (0.246)	0.110 (0.205)	0.072 (0.124)	0.074 (0.377)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.328 (0.001)	0.318 (0.001)	0.287 (0.000)	0.160 (0.001)	0.097 (0.014)	0.128 (0.034)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	0.628 (0.040)	0.141 (0.046)	0.096 (0.127)	0.083 (0.029)	0.066 (0.040)	0.112 (0.122)

(注) ①分析は58市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。

徳島県の状況		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.781 (0.006)	-0.212 (0.010)	-0.171 (0.028)	-0.130 (0.001)	-0.022 (0.466)	-0.033 (0.699)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.162 (0.626)	0.088 (0.274)	0.048 (0.513)	-0.005 (0.899)	0.012 (0.790)	-0.068 (0.435)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	-0.608 (0.126)	-0.189 (0.055)	-0.159 (0.106)	-0.081 (0.143)	-0.021 (0.420)	0.031 (0.758)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	0.485 (0.274)	0.131 (0.179)	0.081 (0.364)	0.022 (0.681)	0.034 (0.522)	0.087 (0.693)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	2.928 (0.000)	0.709 (0.000)	0.694 (0.000)	0.411 (0.000)	0.174 (0.000)	0.232 (0.023)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	0.209 (0.689)	0.006 (0.957)	-0.036 (0.699)	-0.076 (0.116)	0.058 (0.305)	0.250 (0.307)
域外（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.603 (0.064)	-0.150 (0.081)	-0.178 (0.093)	-0.066 (0.088)	-0.016 (0.473)	-0.043 (0.612)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.136 (0.698)	0.083 (0.410)	0.071 (0.489)	-0.003 (0.913)	-0.012 (0.731)	-0.086 (0.212)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	-1.011 (0.068)	-0.275 (0.021)	-0.209 (0.142)	-0.134 (0.051)	-0.025 (0.357)	-0.093 (0.443)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	0.733 (0.179)	0.169 (0.140)	0.172 (0.245)	0.044 (0.497)	0.029 (0.462)	0.149 (0.485)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.012 (0.010)	0.252 (0.019)	0.249 (0.005)	0.171 (0.000)	0.059 (0.019)	0.030 (0.791)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	0.420 (0.417)	0.079 (0.443)	0.011 (0.897)	-0.087 (0.044)	0.068 (0.234)	0.269 (0.311)
域内（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.178 (0.361)	-0.062 (0.164)	0.006 (0.912)	-0.064 (0.032)	-0.006 (0.812)	0.009 (0.841)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.026 (0.872)	0.005 (0.920)	-0.023 (0.585)	-0.002 (0.936)	0.024 (0.158)	0.018 (0.707)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	0.403 (0.060)	0.086 (0.077)	0.050 (0.425)	0.053 (0.035)	0.004 (0.828)	0.124 (0.069)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	-0.248 (0.335)	-0.039 (0.488)	-0.092 (0.360)	-0.022 (0.556)	0.005 (0.844)	-0.062 (0.386)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.916 (0.000)	0.457 (0.000)	0.445 (0.000)	0.240 (0.000)	0.115 (0.000)	0.203 (0.000)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	-0.211 (0.201)	-0.073 (0.093)	-0.047 (0.477)	0.011 (0.723)	-0.010 (0.521)	-0.019 (0.648)

(注) ①分析は徳島県23市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。

ランキング掲載地域		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
転入者合計（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-1.462 (0.061)	-0.153 (0.221)	-0.028 (0.789)	-0.011 (0.766)	-0.055 (0.231)	-0.091 (0.181)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	1.088 (0.163)	0.233 (0.177)	0.142 (0.366)	0.064 (0.287)	0.088 (0.228)	0.117 (0.227)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	0.202 (0.812)	-0.331 (0.021)	-0.169 (0.091)	-0.051 (0.272)	-0.108 (0.019)	-0.100 (0.192)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	-0.906 (0.309)	0.316 (0.014)	0.198 (0.017)	0.079 (0.132)	0.105 (0.050)	0.176 (0.064)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.680 (0.017)	0.440 (0.003)	0.265 (0.015)	0.146 (0.002)	0.134 (0.002)	0.148 (0.021)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	2.558 (0.002)	0.193 (0.035)	0.137 (0.060)	0.077 (0.033)	0.050 (0.062)	0.068 (0.135)
域外（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-1.482 (0.052)	-0.154 (0.054)	-0.074 (0.131)	-0.007 (0.743)	-0.041 (0.174)	-0.081 (0.077)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.295 (0.576)	0.033 (0.654)	-0.011 (0.831)	-0.026 (0.447)	0.029 (0.475)	0.025 (0.638)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	1.337 (0.103)	-0.060 (0.484)	0.025 (0.585)	0.064 (0.007)	0.006 (0.845)	0.070 (0.128)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	-2.173 (0.006)	0.006 (0.929)	-0.033 (0.414)	-0.048 (0.082)	-0.015 (0.587)	0.006 (0.910)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	1.027 (0.057)	0.285 (0.000)	0.167 (0.001)	0.075 (0.001)	0.062 (0.013)	0.047 (0.110)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	2.921 (0.000)	0.279 (0.000)	0.199 (0.000)	0.118 (0.000)	0.088 (0.000)	0.117 (0.000)
域内（水準）	移住者向けの引越支援制度がある	-0.474 (0.209)	-0.102 (0.262)	0.016 (0.842)	-0.047 (0.263)	-0.090 (0.091)	-0.157 (0.181)
	移住者が賃貸住宅の家賃補助がある	0.172 (0.646)	0.074 (0.392)	0.006 (0.948)	0.009 (0.814)	0.019 (0.691)	0.006 (0.959)
	移住者向けに住宅の新築費用の補助制度がある	0.676 (0.217)	0.111 (0.348)	0.109 (0.239)	0.092 (0.083)	0.072 (0.262)	0.169 (0.289)
	移住者向けに住宅の購入費用の補助制度がある	-0.320 (0.415)	-0.055 (0.554)	0.003 (0.960)	-0.023 (0.373)	-0.055 (0.264)	-0.131 (0.362)
	移住者が購入した住宅の改修費用の補助制度がある	0.534 (0.181)	0.188 (0.020)	0.119 (0.041)	0.047 (0.141)	0.039 (0.523)	-0.037 (0.802)
	移住者向けに家に残る家財処分費用の補助制度がある	1.328 (0.028)	0.254 (0.011)	0.158 (0.015)	0.137 (0.008)	0.160 (0.035)	0.353 (0.136)

(注) ①分析は宝島社「住みたい田舎ランキング」に掲載された18市町村ベース。  
②カッコ内の数値はp値を示す。



全サンプルと同様に、「農作業用機械・施設の導入に必要な経費」への支援が有意となっている。

こうした起業支援については、域内における産業構造が依存した結果となっている可能性があり、それぞれの地域特性に見合った支援策が有意となる可能性を示している。

#### （医療制度）

医療制度については、多くの市町村で整備されており、中には、公立病院の存在がその地域のアピールポイントをなっている。もっとも、診療科目によっては当該地域にない場合もある。その場合には近隣に通院することも確認できた。この点で、子育て世代に必須を思われる小児科の存在は移住者の増加にプラスに寄与している。また、「産院・産科・助産院の存在」は域外からの移住者（40歳代まで）で有意となっており、計測結果も理解しやすい状況といえる（図表10）。

この傾向は、ランキング掲載地域でも同様の状況となっている。特に、域外からの年齢が若い世代ほど小児科及び産院・産科・助産院の存在は有意に大きなものとなっている。しかし、徳島県内では小児科の存在は同様に効果が確認できるが、産院・産科・助産院については有意ではない。

#### （結婚関連への支援）

結婚祝い金については移住者の増加に有意ではない。しかし、婚活イベントや結婚後の住宅取得や賃貸費用の支援については、有意となっている。

ランキング掲載地域では、同一域内からの移住者に対して婚活イベントの開催が有意となっている。また、結婚後の住宅取得や賃貸費用の支援については、有意となっている。他方、徳島県内での市町村では結婚関連への支援は有意とはいえない（図表10）。

#### （子育て世代への支援）

子育て支援策は多くの市町村で中心的な支援策に位置付けられている（総務省[2021]）。資金的な支援では、出産祝い金は有意である。但し、この効果は同一域内からの移住者に対してであり、域外からの移住者にとっては有意とはなっていない。他方、入学祝い金については、概ね有意ではない（図表11）。

子育てコストの軽減策として0～2歳児の保育料の無料化は、20歳代、30歳代の世代を中心に有意であり、「チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度」についてもランキング掲載地域では有意となっている。

大学進学者への独自の奨学金制度も有意となっている。ただし、返済不要な奨学金は必ずしも有意とはいえない。

図表 10 個別支援策の効果（医療制度、結婚関連への支援）

全調査対象		総計		20歳代		30歳代		40歳代		50歳代		60歳代	
収入者合計 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	0.404	0.369	0.093	0.287	0.049	0.471	0.024	0.529	-0.009	0.708	-0.035	0.302
	小児科がある	2.314	0.000	0.473	0.000	0.407	0.000	0.212	0.001	0.160	0.000	0.224	0.000
	高校生までの医療費がすべて無料である	0.920	0.063	0.139	0.026	0.136	0.006	0.076	0.019	0.013	0.509	-0.011	0.860
	婚活イベントを開催した	-0.771	0.128	-0.139	0.150	-0.100	0.258	-0.063	0.131	-0.039	0.213	-0.069	0.242
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.195	0.732	0.059	0.509	0.012	0.867	0.000	1.000	0.056	0.135	0.177	0.123
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.858	0.064	0.167	0.026	0.121	0.088	0.094	0.032	0.064	0.038	0.109	0.113
域外 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	0.844	0.083	0.197	0.004	0.147	0.001	0.069	0.024	0.018	0.333	0.028	0.290
	小児科がある	1.227	0.044	0.213	0.001	0.157	0.000	0.088	0.010	0.091	0.000	0.099	0.005
	高校生までの医療費がすべて無料である	0.713	0.246	0.097	0.190	0.065	0.173	0.044	0.127	0.011	0.662	-0.027	0.736
	婚活イベントを開催した	-0.435	0.430	-0.056	0.423	-0.042	0.445	-0.006	0.856	-0.020	0.326	-0.030	0.537
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.161	0.797	0.056	0.439	0.046	0.502	-0.013	0.778	0.045	0.224	0.138	0.273
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.364	0.415	0.038	0.530	0.044	0.414	0.041	0.186	0.020	0.348	0.047	0.330
域内 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	0.145	0.545	0.044	0.467	0.011	0.833	0.043	0.181	0.048	0.077	-0.010	0.883
	小児科がある	1.417	0.001	0.354	0.000	0.345	0.000	0.141	0.006	0.062	0.112	0.132	0.168
	高校生までの医療費がすべて無料である	0.821	0.015	0.148	0.051	0.149	0.007	0.108	0.011	0.081	0.024	0.178	0.032
	婚活イベントを開催した	-0.356	0.188	-0.089	0.186	-0.057	0.280	-0.064	0.066	-0.023	0.441	-0.042	0.289
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.183	0.601	0.059	0.487	0.006	0.920	0.070	0.203	0.044	0.289	-0.036	0.628
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.406	0.209	0.105	0.202	0.050	0.364	0.039	0.404	0.036	0.168	0.083	0.125

徳島県の状況		総計		20歳代		30歳代		40歳代		50歳代		60歳代	
収入者合計 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	-0.125	0.842	-0.047	0.768	0.024	0.846	-0.030	0.721	-0.036	0.501	0.011	0.895
	小児科がある	2.911	0.005	0.766	0.002	0.637	0.005	0.325	0.029	0.207	0.010	0.209	0.041
	高校生までの医療費がすべて無料である	-0.053	0.909	-0.026	0.801	0.015	0.901	0.028	0.756	-0.018	0.654	-0.027	0.698
	婚活イベントを開催した	-0.636	0.291	-0.146	0.283	-0.116	0.383	-0.098	0.149	-0.077	0.105	-0.053	0.662
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.605	0.642	0.036	0.895	0.016	0.942	-0.042	0.750	0.094	0.372	0.465	0.160
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.582	0.478	0.082	0.637	0.084	0.629	0.111	0.315	0.093	0.160	0.128	0.349
域外 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	-0.076	0.841	-0.028	0.796	0.031	0.666	-0.047	0.340	-0.048	0.244	0.044	0.542
	小児科がある	1.587	0.003	0.444	0.002	0.278	0.014	0.196	0.004	0.144	0.009	0.082	0.353
	高校生までの医療費がすべて無料である	-0.513	0.034	-0.121	0.039	-0.072	0.287	-0.050	0.059	-0.050	0.051	-0.098	0.454
	婚活イベントを開催した	-0.297	0.441	-0.058	0.539	-0.073	0.477	-0.037	0.278	-0.050	0.131	-0.022	0.815
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.091	0.931	-0.053	0.784	0.007	0.971	-0.148	0.073	0.035	0.728	0.303	0.406
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	-0.004	0.991	-0.076	0.266	0.013	0.898	0.041	0.245	0.041	0.293	0.053	0.612
域内 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	-0.049	0.898	-0.020	0.839	-0.007	0.950	0.018	0.711	0.012	0.641	-0.033	0.394
	小児科がある	1.324	0.052	0.323	0.054	0.359	0.018	0.129	0.160	0.064	0.088	0.127	0.133
	高校生までの医療費がすべて無料である	0.459	0.362	0.095	0.410	0.087	0.328	0.078	0.280	0.032	0.361	0.072	0.417
	婚活イベントを開催した	-0.339	0.242	-0.089	0.250	-0.043	0.447	-0.061	0.211	-0.026	0.166	-0.031	0.375
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	0.514	0.227	0.089	0.479	0.009	0.923	0.106	0.150	0.059	0.005	0.162	0.012
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.586	0.274	0.159	0.240	0.071	0.414	0.070	0.410	0.052	0.125	0.076	0.273

ランキング掲載地域		総計		20歳代		30歳代		40歳代		50歳代		60歳代	
収入者合計 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	0.720	0.389	0.010	0.951	-0.014	0.909	-0.022	0.706	0.002	0.961	-0.005	0.939
	小児科がある	1.444	0.152	0.492	0.010	0.324	0.020	0.225	0.001	0.131	0.028	0.206	0.020
	高校生までの医療費がすべて無料である	1.383	0.139	0.078	0.582	0.014	0.895	0.026	0.574	-0.017	0.754	-0.056	0.387
	婚活イベントを開催した	0.074	0.885	-0.143	0.188	-0.022	0.747	-0.035	0.158	-0.001	0.981	-0.029	0.518
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	-0.706	0.436	0.075	0.600	0.075	0.462	-0.004	0.919	0.041	0.412	0.073	0.186
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.739	0.160	0.206	0.054	0.154	0.061	0.074	0.010	0.063	0.096	0.129	0.025
域外 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	1.198	0.103	0.137	0.082	0.100	0.032	0.027	0.248	0.036	0.124	0.024	0.608
	小児科がある	0.437	0.647	0.221	0.002	0.138	0.008	0.109	0.001	0.051	0.044	0.120	0.047
	高校生までの医療費がすべて無料である	1.897	0.008	0.195	0.017	0.112	0.019	0.076	0.013	0.031	0.337	0.028	0.541
	婚活イベントを開催した	0.458	0.356	-0.030	0.651	0.030	0.391	0.026	0.412	0.021	0.397	-0.006	0.893
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	-1.376	0.059	-0.078	0.311	-0.083	0.080	-0.081	0.004	0.000	0.991	-0.016	0.695
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.102	0.809	0.050	0.296	0.027	0.357	0.015	0.527	0.011	0.613	0.043	0.255
域内 (水準)	産院・産科・助産院のいずれかがある	0.575	0.112	0.089	0.222	0.032	0.475	0.064	0.052	0.087	0.093	0.206	0.121
	小児科がある	0.200	0.729	0.161	0.148	0.134	0.050	0.029	0.536	-0.037	0.639	-0.231	0.250
	高校生までの医療費がすべて無料である	1.003	0.014	0.186	0.028	0.118	0.017	0.101	0.004	0.111	0.042	0.275	0.037
	婚活イベントを開催した	0.628	0.027	0.108	0.051	0.129	0.004	0.069	0.046	0.076	0.035	0.133	0.135
	結婚や新婚世帯への祝い金がある	-0.345	0.368	-0.051	0.586	0.031	0.551	-0.013	0.626	-0.062	0.223	-0.175	0.118
	結婚をして住宅を取得あるいは賃貸する費用を補助する制度がある	0.422	0.128	0.054	0.349	0.018	0.680	0.027	0.314	0.055	0.117	0.203	0.025

(注) ここでの推計対象は図表8と同じ、カッコ内の数値はp値を示す。

図表 11 個別支援策の効果（子育て世代への支援）

全調査対象		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
収入者合計（水準）	出産祝い金がある	1.793 0.000	0.323 0.000	0.267 0.000	0.147 0.000	0.102 0.000	0.179 0.000
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-0.285 0.509	0.033 0.776	-0.036 0.691	0.000 0.997	0.000 0.994	0.015 0.857
	0～2歳児の保育料を無料化している	1.128 0.021	0.260 0.026	0.132 0.109	0.044 0.396	0.032 0.362	-0.032 0.709
	入学祝い金を支援している	-0.865 0.168	0.040 0.733	0.112 0.277	0.066 0.344	0.044 0.363	0.119 0.284
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.792 0.000	0.220 0.022	0.210 0.003	0.112 0.010	0.058 0.037	0.072 0.126
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.766 0.278	0.041 0.694	0.065 0.473	0.022 0.709	0.067 0.084	0.151 0.119
域外（水準）	出産祝い金がある	1.242 0.003	0.195 0.021	0.164 0.033	0.073 0.132	0.060 0.028	0.102 0.027
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-0.292 0.500	0.022 0.709	-0.026 0.553	0.009 0.780	-0.006 0.799	0.017 0.773
	0～2歳児の保育料を無料化している	1.167 0.025	0.264 0.005	0.106 0.147	0.073 0.088	0.033 0.189	-0.007 0.920
	入学祝い金を支援している	-1.937 0.000	-0.217 0.003	-0.098 0.154	-0.074 0.043	-0.026 0.372	-0.019 0.839
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.648 0.002	0.187 0.014	0.155 0.003	0.097 0.002	0.058 0.006	0.063 0.076
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.678 0.397	0.031 0.762	0.084 0.380	-0.010 0.890	0.059 0.147	0.104 0.339
域内（水準）	出産祝い金がある	1.498 0.000	0.328 0.000	0.275 0.000	0.198 0.000	0.133 0.000	0.235 0.001
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-0.398 0.148	-0.070 0.336	-0.068 0.251	-0.065 0.170	-0.042 0.106	-0.072 0.043
	0～2歳児の保育料を無料化している	0.165 0.503	0.044 0.561	0.053 0.417	-0.010 0.798	0.025 0.247	0.019 0.716
	入学祝い金を支援している	-0.282 0.366	-0.055 0.504	-0.020 0.751	-0.023 0.679	-0.072 0.035	-0.046 0.371
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.064 0.006	0.262 0.007	0.211 0.010	0.130 0.004	0.100 0.000	0.089 0.114
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.747 0.098	0.135 0.234	0.099 0.344	0.088 0.116	0.053 0.161	0.180 0.007

徳島県		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
収入者合計（水準）	出産祝い金がある	1.621 0.000	0.385 0.000	0.370 0.000	0.169 0.001	0.109 0.000	0.203 0.001
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-1.135 0.079	-0.281 0.091	-0.265 0.058	-0.125 0.219	-0.093 0.057	-0.089 0.414
	0～2歳児の保育料を無料化している	0.377 0.370	0.214 0.045	0.159 0.102	0.008 0.910	-0.013 0.661	-0.207 0.104
	入学祝い金を支援している	0.344 0.589	-0.009 0.949	0.028 0.858	0.087 0.450	0.080 0.111	0.167 0.255
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	2.067 0.005	0.518 0.005	0.468 0.004	0.231 0.033	0.127 0.026	0.205 0.006
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	-0.100 0.884	-0.093 0.563	-0.115 0.372	-0.063 0.499	0.048 0.374	0.217 0.280
域外（水準）	出産祝い金がある	0.237 0.294	0.061 0.296	0.070 0.236	-0.004 0.911	0.012 0.544	0.036 0.531
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-0.251 0.561	-0.067 0.617	-0.041 0.707	-0.003 0.965	-0.035 0.376	-0.037 0.648
	0～2歳児の保育料を無料化している	0.450 0.317	0.238 0.019	0.073 0.523	0.060 0.278	-0.003 0.920	-0.156 0.322
	入学祝い金を支援している	-0.135 0.775	-0.131 0.199	0.011 0.931	0.000 0.997	0.033 0.455	0.084 0.644
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	0.944 0.086	0.247 0.084	0.171 0.148	0.095 0.212	0.073 0.130	0.140 0.168
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.017 0.980	-0.036 0.776	-0.011 0.914	-0.077 0.360	0.048 0.494	0.129 0.625
域内（水準）	出産祝い金がある	1.385 0.000	0.324 0.000	0.300 0.000	0.173 0.000	0.097 0.000	0.167 0.000
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	-0.884 0.031	-0.214 0.053	-0.224 0.044	-0.122 0.022	-0.058 0.041	-0.052 0.213
	0～2歳児の保育料を無料化している	-0.074 0.765	-0.024 0.720	0.087 0.284	-0.052 0.148	-0.010 0.543	-0.051 0.217
	入学祝い金を支援している	0.478 0.151	0.122 0.126	0.017 0.765	0.087 0.193	0.047 0.039	0.083 0.154
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.122 0.000	0.271 0.001	0.296 0.001	0.136 0.004	0.053 0.009	0.094 0.016
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	-0.116 0.662	-0.058 0.433	-0.104 0.273	0.014 0.531	0.000 0.998	0.089 0.212

ランキング上位地域		総計	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代
収入者合計（水準）	出産祝い金がある	1.207 0.015	0.199 0.108	0.087 0.355	0.065 0.210	0.065 0.135	0.080 0.174
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	1.166 0.038	0.314 0.007	0.170 0.012	0.136 0.000	0.111 0.000	0.174 0.000
	0～2歳児の保育料を無料化している	1.910 0.005	0.534 0.001	0.399 0.000	0.195 0.000	0.154 0.000	0.241 0.000
	入学祝い金を支援している	-1.846 0.073	-0.164 0.258	-0.053 0.638	-0.055 0.329	-0.085 0.078	-0.135 0.043
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.274 0.037	0.031 0.703	0.103 0.118	0.027 0.509	-0.003 0.917	-0.015 0.746
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	-0.838 0.333	-0.277 0.187	-0.216 0.157	-0.108 0.172	-0.075 0.257	-0.091 0.292
域外（水準）	出産祝い金がある	1.232 0.029	0.208 0.081	0.124 0.105	0.054 0.298	0.058 0.184	0.068 0.252
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	0.692 0.272	0.190 0.007	0.098 0.023	0.076 0.046	0.066 0.004	0.126 0.001
	0～2歳児の保育料を無料化している	0.802 0.147	0.267 0.010	0.156 0.053	0.079 0.132	0.073 0.004	0.104 0.009
	入学祝い金を支援している	-1.934 0.053	-0.199 0.109	-0.114 0.098	-0.045 0.389	-0.074 0.060	-0.113 0.036
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	1.243 0.111	0.030 0.728	0.056 0.342	0.038 0.477	0.004 0.903	-0.014 0.793
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.122 0.884	-0.048 0.616	0.004 0.950	-0.010 0.875	-0.005 0.908	0.023 0.720
域内（水準）	出産祝い金がある	0.971 0.006	0.189 0.024	0.123 0.205	0.145 0.025	0.116 0.003	0.204 0.005
	チャイルドシートの補助金や貸し出し支援制度がある	0.523 0.044	0.180 0.002	0.141 0.004	0.085 0.009	0.034 0.336	-0.086 0.326
	0～2歳児の保育料を無料化している	0.627 0.002	0.155 0.008	0.131 0.006	0.051 0.065	0.048 0.041	0.091 0.205
	入学祝い金を支援している	-0.524 0.154	-0.102 0.283	0.005 0.949	-0.076 0.066	-0.106 0.026	-0.151 0.135
	大学進学者に対して独自の奨学金がある	0.512 0.144	0.115 0.158	0.095 0.235	-0.002 0.970	0.039 0.345	0.140 0.121
	大学進学者に対して独自の返済不要の奨学金がある	0.352 0.381	0.015 0.837	-0.021 0.771	0.060 0.271	0.066 0.269	0.197 0.233

(注) ここでの推計対象は図表8と同じ、カッコ内の数値はp値を示す。

## 5. まとめ

本章では、各市町村が実施する定住・移住政策の状況とその効果について検討してきた。人口減少が続く中で、特定の市町村に移住者が集まることは他地域での移住者が減少することでもある。もっとも、移住者が増加している地域では現状では人口減少のペースが緩和もしくは維持されている地域が多い。このため、総務省（2021）の調査においても、移住者のターゲットが若者もしくは子育て世代となっており、その後の人口維持への期待の表れといえる。

こうした中で、今回調査した市町村については、政策的には世代別の移住者対応だけでなく、既存の定住者向けを意識した施策となっているとみられ、支援策のメニューでは大きな差異はない。また、資金的な施策では、計測結果でみるかぎり、個々の支援策の多くは移住者の増加施策として有意な状況にある。しかしながら、こうした施策が移住者を増加させる効果を持つかについては、受け入れ市町村の体制の充実度の影響が大きい可能性を示している。

移住者にとって、目的的な資金的な支援策は魅力であるものの、移住後に当該市町村で生活を営む時間は長く、その金銭面での移住コストの軽減策は時間とともに効果が薄れてくる。この点については、移住者が多い市町村の担当者からも、「移住支援金の多さ」での移住地選択はその後の生活を維持できるかは疑問との声もあった。

今後の課題としては、①調査数の増加、②需要側（移住者）のニーズとのマッチング、③質問票の改定の3点である。第1に、調査数を増加させる必要がある。今回は徳島県のほとんど全ての市町村並びに、宝島社調査のランキング掲載地域を中心に調査し、両地域における支援策の状況及びその効果の相違を確認してきた。ランキング掲載地域の状況を模倣することも重要であるが、地理的空間など各都道府県に所与となっている環境をどのように改善できるかを確認する必要がある。特に、市町村ごとに人口動態、産業構造が大きく異なる。たとえば、訪問先の大分県津久見市では域内の基幹産業（セメント業）の影響が大きくなっており、移住者施策も他地域とは異なる可能性が大きい。したがって、今後は、調査数を増加させることにより、支援策の効果の計測の頑健性を高めたい。

第2に、需要者側に状況である。移住を希望もしくは、移住者の方々へ、当該市町村を選択した背景などに関する情報を得られる方法を検討したい。その準備段階として、本章において「地域おこし協力隊」の任期終了後に、当該地域に引き続き滞留されるの方々への調査である。本章での調査は市町村の受け入れ体制や支援策の実施状況など、供給側の状況を確認したものである。つまり、政策を実施した側への調査であり、需要者側とのマッチング状況を確認していない。

第3に、質問票の改定である。本章で調査した移住支援策に関するデータは実施当否（0あるいは1）の数値を用いることから、その質（支援金額の規模、運営方法）は反映できて

いない。また、今回の調査では質問項目の定義があいまいであった。運営側の体制として、①役所主導型、②官民との協同型、③民間委託型で確認をとったが、民間団体の運営形態が移住関連の担当部署の内設型であり別法人化している場合や、地域おこし協力隊の受け皿を中心的な機能している場合など、種々の事例がみられた。また、ワンストップ窓口のワンストップの形態も種々のものがあり、どのパターンを典型的な例とすべきかがある。この点では、担当する職員が専任か、兼業かも大きな要素である。こうした運営形態は、本章でみた大きな影響を与える可能性が大きいと考える。

\*本章は、『令和4年度 分析実践！EBPM 推進事業委託業務』からの研究費をもとに調査を進めた。また、沖縄県を含む離島地域の市町村データについては、JSPS 科研費 JP18K01623 及び愛知大学総合研究所での調査で得られたデータも用いている。

#### 【参考文献】

- 一般社団法人移住・交流推進機構（2020）、「「コロナ禍の自治体移住調査」報告書」，2020年
- 総務省（2021）、「「地方への人の流れの創出」に向けた効果的移住定住推進施策事例集」，2021年3月。
- 宝島社（2022）、「住みたい田舎ベストランキング」，『田舎暮らしの本』，2022年
- NHK（2022）、「移住新時代から過疎地を選ぶ若者たち～」，クローズアップ現代，2022年8月3日。
- パーソナル総合研究所（2022）、「就業者の地方移住に関する調査報告書～移住意思決定に影響を与える要因構造の可視化の試み～」，2022年3月。



## 第4章 携帯端末位置情報データを用いた地域間交流の実態解明

徳島大学 大学院社会産業理工学研究部 教授 奥嶋 政嗣

### 【要約】

徳島県に関わる地域間交流の実態を解明することを目的として、携帯端末位置情報データを用いることで、休日ピーク時における徳島県内での滞在状況の特徴を整理するとともに、地域間交流の基本的な構造を特定した。新型コロナ禍以前に対して現状での休日ピーク時の滞在者数は4割減少となっている。県外居住者の滞在状況については、近隣府県からの滞在が多数であり、2時間未満が7割であった。県外居住者の滞在者数は、これらに加えて発地の都道府県人口に応じるとともに、所要時間により減少するモデル構造が検証された。県内居住者について、県内の他市町村での滞在状況は、居住地からの所要時間に応じて減少する傾向がみられる。また、その滞在者数には、第3次産業従業者数だけでなく、第3次産業の多様性が関係する可能性が示唆された。

### 1. 研究の背景と目的

徳島県においては人口減少が課題となっている。これに対して、交流による地域間の結びつきが居住地の選好にも関連し、人口移動にも影響を与えることが考えられる。人口減少下においては、交流人口の拡大が地域の持続可能性を高めることが想定される。したがって、地域間交流に関わる構造を把握することが重要となる。このため、その要因の影響を定量的に推定する既往研究も複数みられる。例えば三上ら(2008)は、効用最大化理論に基づいて地域間交流モデルを構築することで、観光目的での四国圏内における市町村単位での訪問先の地域に及ぼす効果を指標化している。

一方で、情報通信技術の進展もあり、携帯端末の位置情報に基づいて特定時刻での人口分布が推計可能となっている。このようなデータから、地区単位(4次メッシュ)での滞在者数を時間別に把握することが可能である。居住地市町村別に区分して地区滞在者数が得られているため、各市町村から地区への来訪状況も捕捉可能である。

そこで本研究では、携帯端末位置情報データを用いることで、徳島県に関わる地域間交流の実態を解明することを目的とする。このために、徳島県に関わる地域間交流として、県外居住者の滞在状況だけでなく、徳島県内における居住市町村から他市町村での滞在状況の実態をそれぞれ整理する。このとき、休日を対象とするとともに、新型コロナ禍以前と現状を比較することで、地域間交流の回復状況についても実態を把握する。また、県外居住者の来訪および県内居住者の他市町村への来訪のそれぞれを対象として、地域間交流モデルを

構築する。これにより、徳島県における詳細な地区単位での滞在行動に基づいて、休日における地域間交流の基本的な構造を特定するとともに、新型コロナ禍の現状への影響を把握することとする。

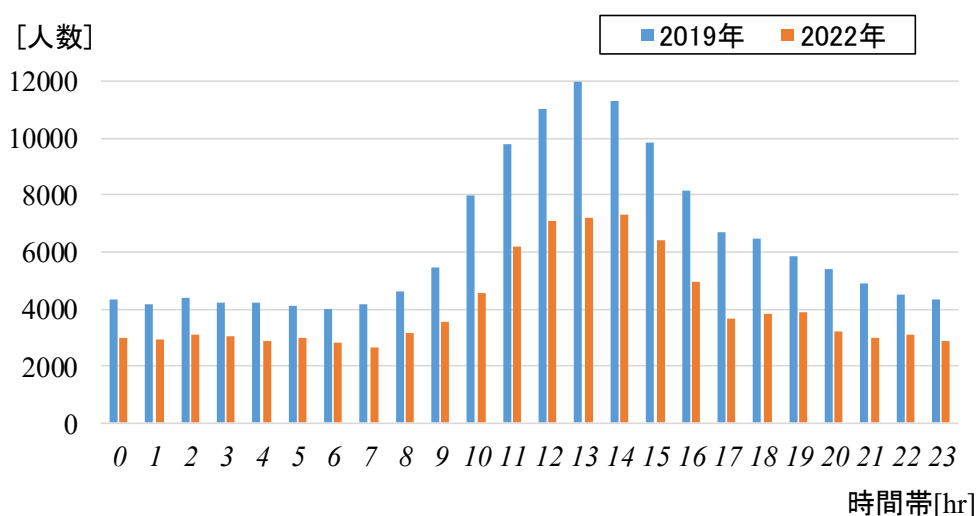
## 2. 携帯端末位置情報による時間帯別滞在人口分布データの概要

本研究では、携帯端末位置情報による時間帯別滞在人口分布データとして、モバイル空間統計データを用いる。モバイル空間統計データでは、24時間断面での対象区画（500mメッシュ）における滞在中者を把握できる。滞在中者には、滞留している居住者、対象区画への通勤者、通学者だけでなく、買物、旅行などの目的での来訪者も含まれている。なお、携帯端末の位置情報に基づいたデータであるため、携帯端末用の電波が届かない地域でのデータは含まれていない点には留意する必要がある。

対象とするデータは、徳島県内における新型コロナ禍以前の2019年11月および新型コロナ禍回復期である2022年11月の2時点における滞在人口分布の休日平均データとする。本研究では、24時間断面での対象区画における居住地別滞在中者を対象として分析する。居住地の区分については、都道府県と市町村の2種類がある。県外居住者については都道府県別データを用いることとし、県内居住者については市町村別データとする。ここで、各メッシュの位置する市町村と同一市町村に居住する滞在中者は、来訪者と居住者を区分することができない。このため、同一市町村に居住する滞在中者は対象外とし、県外および他市町村に居住する来訪者のみを対象として分析することとした。なお、県外および他市町村に居住する来訪者には、長期的に滞在している場合も含まれていることに留意する必要がある。

県外居住者について、徳島県内における休日の滞在中者の時間推移を図表1に示す。

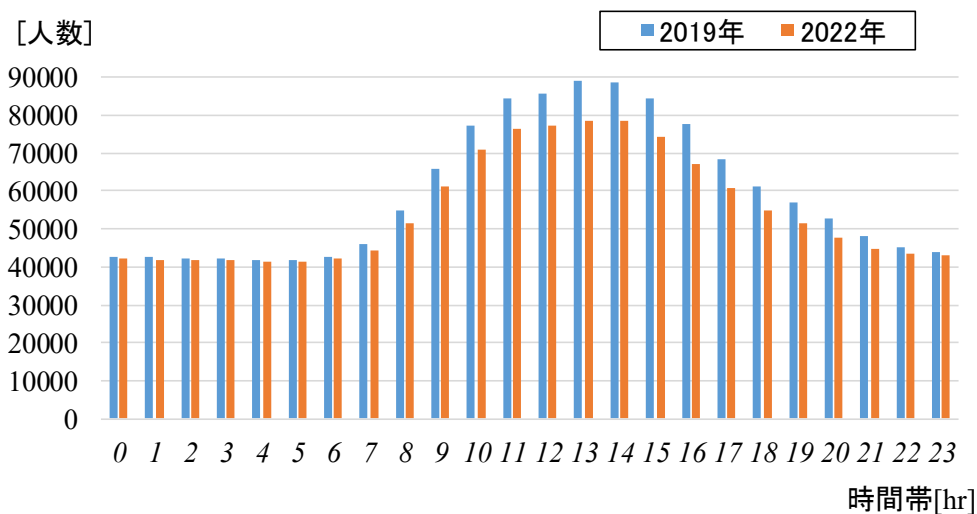
図表1 県外からの休日滞在中者の時間推移



いずれの時刻においても、2019年よりも2022年の滞在者数が少なく、13時においてはその差が4,769人と最多となっている。滞在者数が最も多い時間帯は、2019年では13時（11,978人）、2022年では14時（7,324人）である。2019年では14時と数百人に差があるのに対して、2022年では13時の来訪者数は7,209人であり、14時と百人未満の差に留まる。そこで、以後の分析対象とする時刻を13時と統一することとする。なお、平日における最小滞在者数について、2019年で2,444人（4時）、2022年で2,107人（7時）であることから、休日においても長期的な滞在者が含まれている可能性に留意する必要がある。

つぎに、県内居住者について、休日における他市町村からの滞在者数の時間推移を図表2に示す。いずれの時刻においても、2019年よりも2022年の滞在者数が少ない。滞在者数が最も多い時間帯は、両年ともに13時である。このため、県内居住者についても、以後の分析対象とする時刻をピーク時の13時とする。休日ピーク時の他市町村からの滞在者数は、2019年では88,799人、2022年では78,515人であり、その差が10,284人であり、12%(=10,284/88,799)減少となっている。なお、最小滞在者数について、2019年で41,906人（5時）、2022年で41,288人（5時）であることから、他市町村での長期的な滞在者が含まれている可能性に留意する必要がある。

図表2 県内の他市町村からの休日滞在者数の時間推移



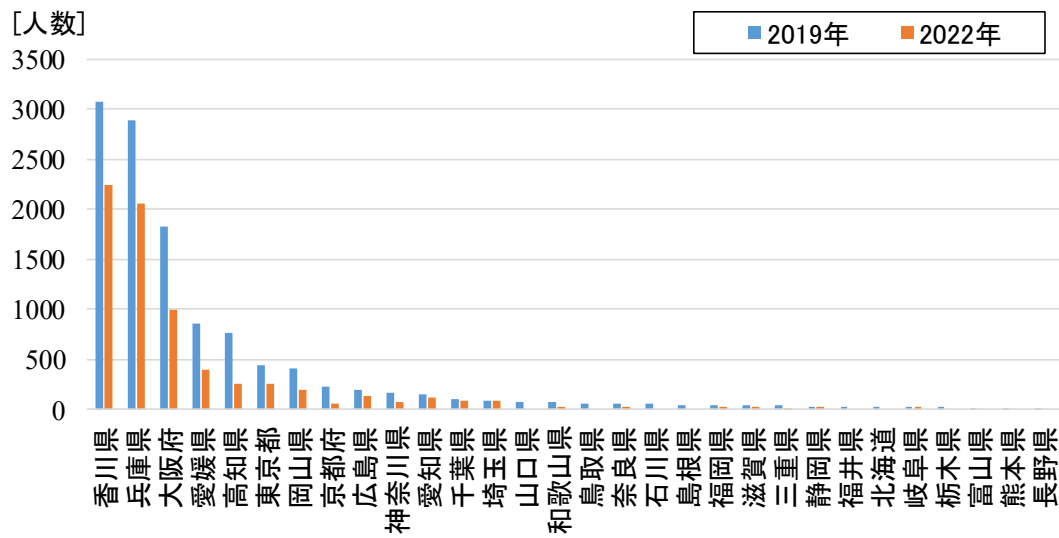
### 3. 休日ピーク時における地域間交流の特徴整理

徳島県に関わる地域間交流について、休日ピーク時を対象として、新型コロナ禍以前（2019年11月）と現状（2022年11月）を比較して、その実態を把握する。このため、徳島県外居住者の徳島県内における滞在の特徴を整理する。また、徳島県内居住者の県内他市町村における滞在についても、その特徴を示す。

### 3. 1 県外からの地域間交流の特徴整理

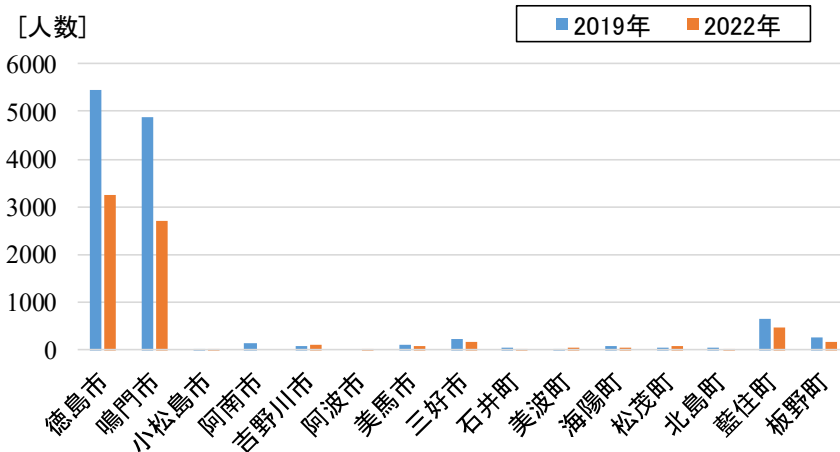
徳島県外居住者について、休日ピーク時における滞在者数を居住する都道府県別に整理して図表3に示す。2022年の滞在者数は、ほとんどの都道府県において2019年よりも減少している。2019年および2022年において、滞在者数が最も多いのは香川県であり、次点は兵庫県である。香川県と兵庫県からの滞在者数を合わせると、全滞在者数に対する割合は、2019年で50%、2022年で60%を占めている。第3位の大阪府まで含めると、2019年で65%、2022年で74%となっており、多くを近隣の府県で占めていることがわかる。ただし、東京都居住の滞在者数は、愛媛県、高知県に次ぐ第6位で4%となっている。

図表3 休日ピーク時における居住都道府県別滞在者数



県外居住者について、休日ピーク時における市町村別の滞在者数を図表4に示す。

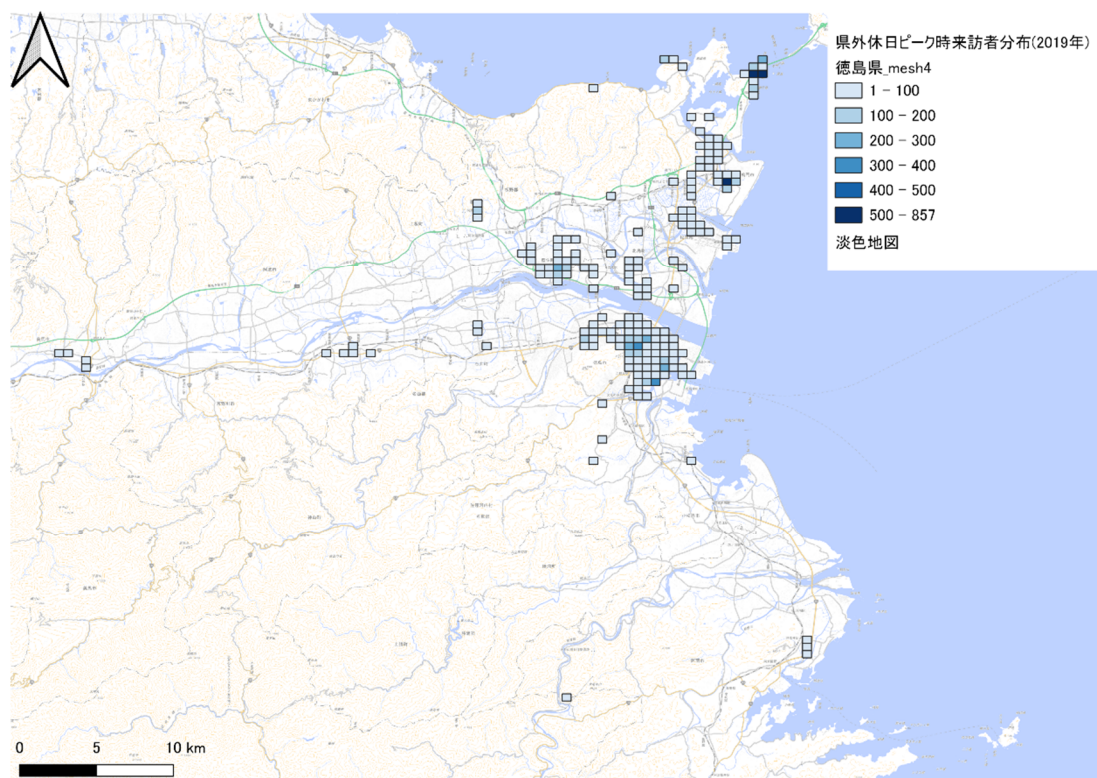
図表4 休日ピーク時における県外からの市町村別滞在者数



2019 年および 2022 年において、県外居住者の滞在者数が最も多いのは徳島市である。次点の鳴門市の滞在者数を合わせると、全滞在者数に対する割合は、2019 年で 86%、2022 年で 83%と大半を占めている。2022 年の滞在者数を 2019 年と比較すると、徳島市においては 40%減少、鳴門市においては 45%減少となっている。

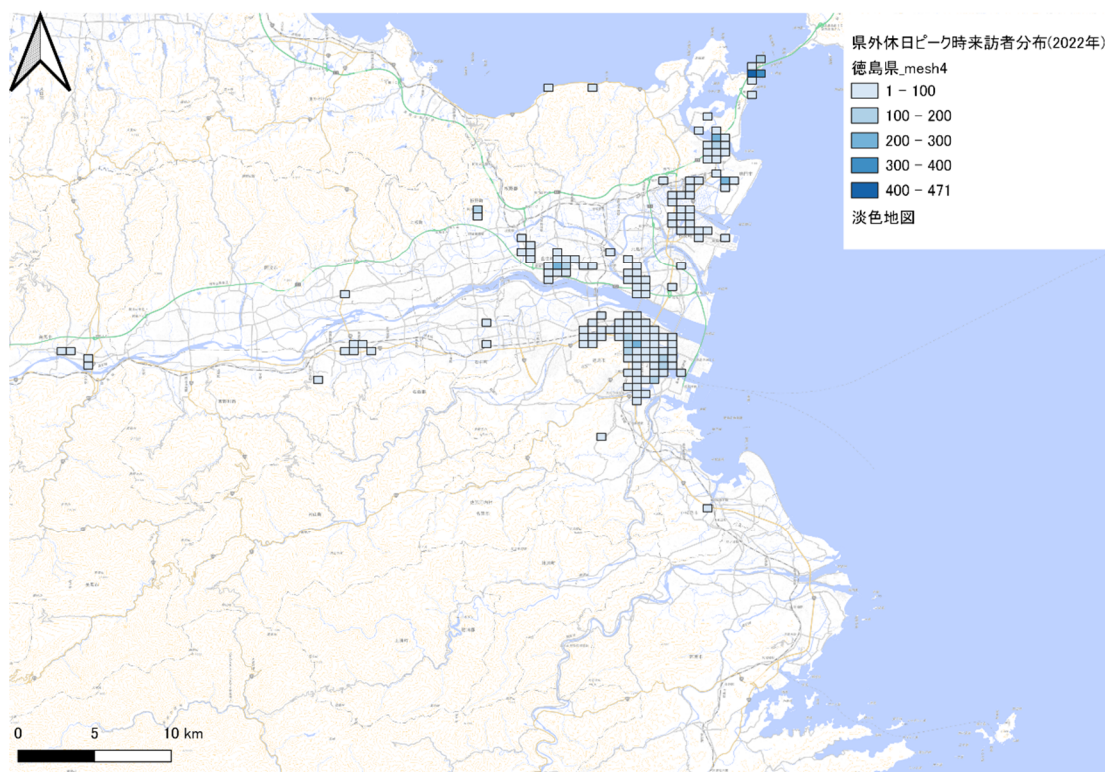
県外居住者の滞在者数が東部地域で大半を占めることから、2019 年における県東部地域での滞在空間分布を図表 5 に示す。徳島市中心市街地およびその周辺エリアでは、県外居住者の滞在空間が広く分布していることがわかる。徳島駅に加えて、大学、大規模商業施設付近での集中もみられる。鳴門市では中心部においても分布がみられるが、大鳴門大橋展望施設付近、大塚国際美術館などの観光スポットと、サッカースタジアムで 500 人以上の滞在者の集中がみられる。藍住町では大規模商業施設付近での分布がみられ、板野町ではテーマパーク付近での滞在が観測されている。他市町村でも商業施設付近、観光スポット付近での分布が点在している。

図表 5 休日ピーク時における県外居住者の滞在空間分布（2019 年県東部地域）



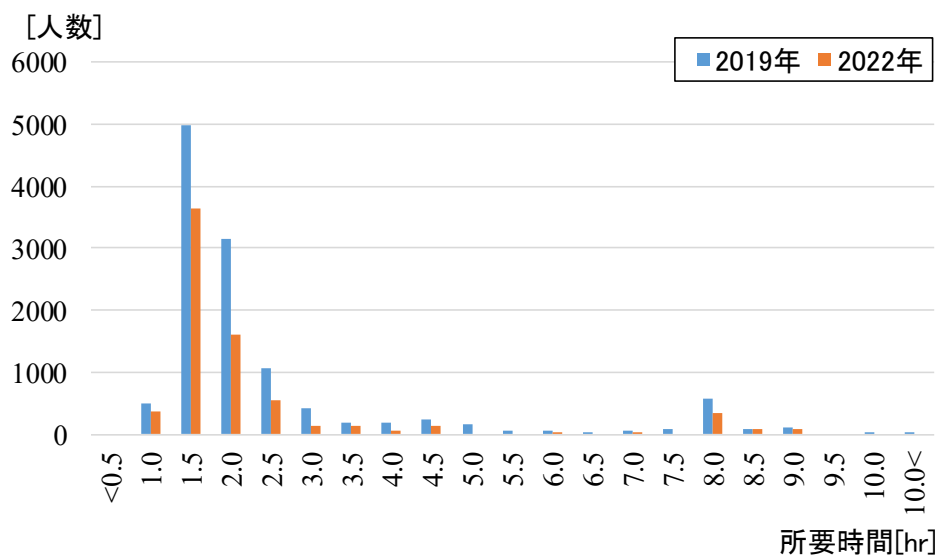
これに対して、2022 年における県東部地域での県外居住者の滞在空間分布を図表 6 に示す。2019 年と比較して、県外居住者の滞在が観測されているメッシュが減少し、分布範囲が縮小していることがわかる。また、滞在が観測されているメッシュについても、滞在者数が減少していることがわかる。

図表6 休日ピーク時における県外居住者の滞在空間分布（2020年県東部地域）



つぎに、県外居住者が居住都道府県から休日ピーク時に滞在しているメッシュまでの到達に必要な所要時間について分析する。ここで居住都道府県については、都道府県庁を起点とする。道路網における各起点から徳島県内における全メッシュへの経路探索結果より、所要時間を算定した。県外居住者が滞在メッシュへ来訪するための所要時間分布を図表7に示す。

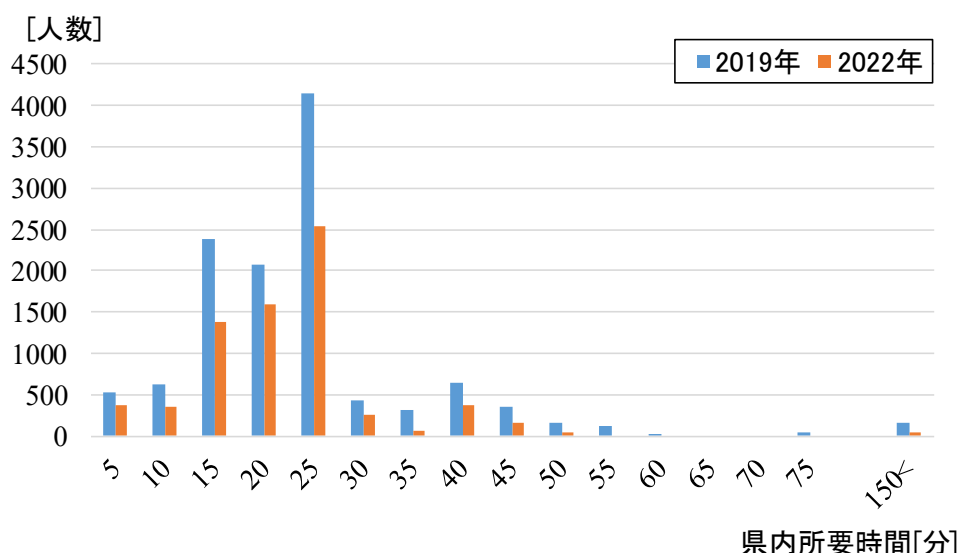
図表7 休日ピーク時における県外居住者の来訪のための所要時間分布



所要時間分布のピークは1時間以上～1.5時間未満であり、その割合は2019年で42%、2022年で50%である。近隣府県からの滞在が多数であり、2時間未満の割合が2019年で72%、2022年で78%である。ただし、都道府県庁を起点とする最短経路探索結果であることに留意する必要がある。

起点が同一都道府県であっても、滞在メッシュにより到達に必要な所要時間は異なる。そこで、徳島県内流入後の所要時間分布を図表8に示す。所要時間分布のピークは20分以上～25分未満であり、両年ともにその割合は35%である。また、25分未満の割合が2019年で81%、2022年で87%となっており、大半は県境からあまり移動時間を要しない範囲の区画に滞在していることがわかる。

図表8 休日ピーク時における県外居住者の来訪のための県内での所要時間分布



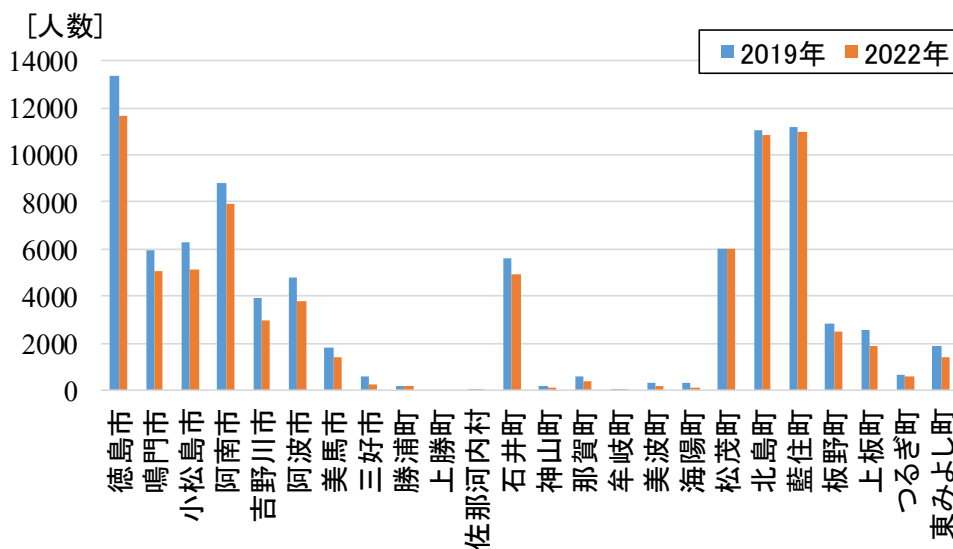
### 3. 2 県内市町村での地域間交流の特徴整理

徳島県内居住者について、休日ピーク時の県内他市町村における滞在者数を居住する市町村別に整理して図表9に示す。2019年および2022年において、他市町村への流出者数（他市町村での滞在者数）が最も多いのは、人口の多い徳島市である。これに次いで、藍住町および北島町においても、流出者数が1万人を超過している。2022年における他市町村への流出者数は、ほとんどの市町村において2019年よりも減少している。徳島市では1,698人減少しており、小松島市、阿波市でも千人以上の減少がみられる。

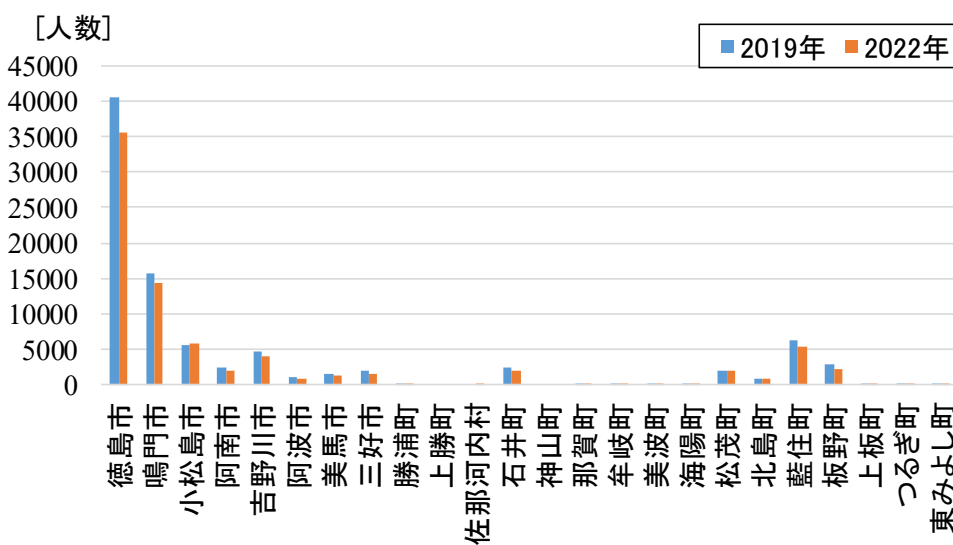
県内居住者について、休日ピーク時の県内の他市町村からの滞在者数を市町村別に整理して図表10に示す。2019年および2022年において、他市町村からの流入者数（他市町村からの滞在者数）が最も多いのも徳島市である。両年ともに、流入者数全体の45%以上を占めており、徳島市への集中がみられることがわかる。2022年における他市町村への流入

者数についても、多くの市町村において2019年よりも減少している。徳島市では4,930人減少しており、鳴門市でも千人以上の減少がみられる。

図表9 休日ピーク時における県内市町村への流出者数



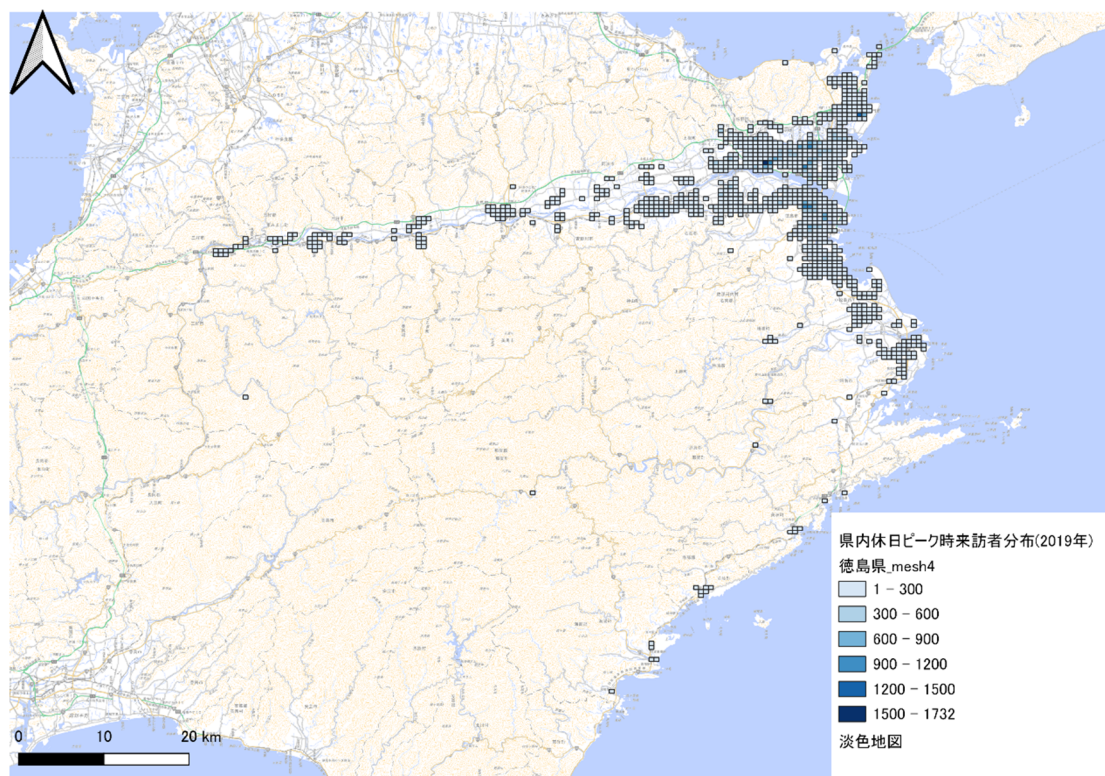
図表10 休日ピーク時における県内市町村からの流入者数



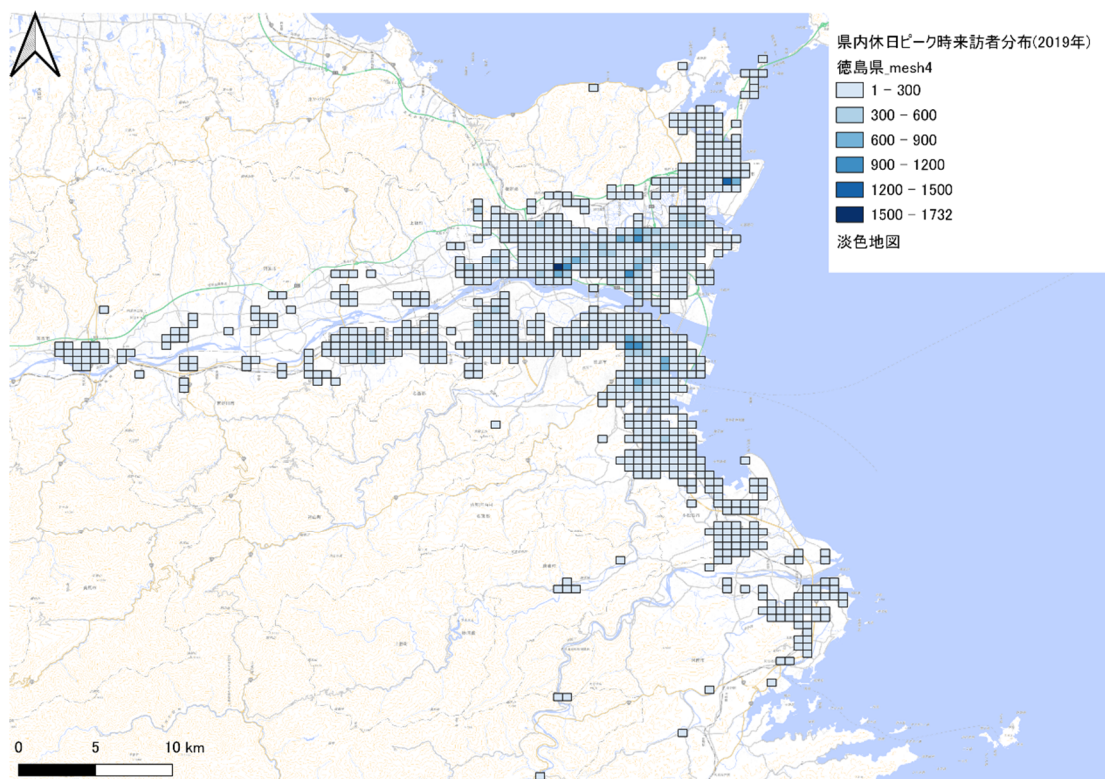
徳島県全域を対象として、2019年における休日ピーク時の県内の他市町村から流入する滞在者の空間分布を図表11に示す。徳島県東部の平野部においては、他市町村からの流入者が広く分布している。また、県西部においては各市町の中心部付近において、流入者の分布がみられる。県南部および中山間部においても、他市町村からの流入者が点在している。



図表 1 1 休日ピーク時における県内の他市町村からの流入者数分布（徳島県全域）



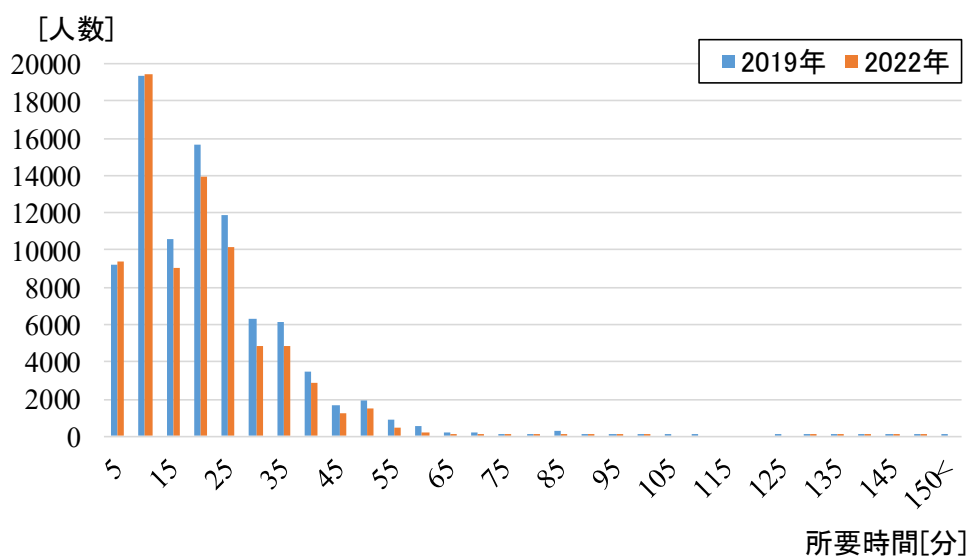
図表 1 2 休日ピーク時における県内市町村からの流入者数分布（県東部地域）



つぎに、県内の他市町村から流入者が大半を占める県東部地域を対象として、2019年における滞在空間分布を図表12に示す。藍住町の大規模商業施設が立地するメッシュへの流入者数が最も多く1,500人以上となっている。次いで鳴門市のサッカースタジアムが立地するメッシュで1,200人以上の流入者の集中がみられる。徳島市中心部付近では徳島駅付近および大規模商業施設付近での集中がみられる。

つぎに、県内居住者が居住市町村から休日ピーク時に滞在しているメッシュまでの到達に必要な所要時間について分析する。ここで居住市町村については、各市役所および各町村役場を起点とする。道路網における各起点から徳島県内における全メッシュへの経路探索結果より、所要時間を算定した。県内居住者が居住市町村以外の滞在メッシュへ来訪するための所要時間分布を図表13に示す。所要時間分布のピークは、2019年および2022年ともに5分以上～10分未満である。また、15分以上の範囲では、所要時間に応じて徐々に逓減する分布形状となっている。

図表13 休日ピーク時における県内市町村からの流出入者の所要時間分布



#### 4. 休日ピーク時における地域間交流モデルの構築

携帯端末位置情報データに基づいて、休日ピーク時における県外居住者の来訪および県内居住者の他市町村への来訪のそれぞれを対象として、地域間交流モデルを構築する。

##### 4. 1 県外からの地域間交流モデルの構造特定

徳島県外居住者の県内における滞在の特徴整理に基づいて、県外からの地域間交流モデルの構造を仮定するとともに、携帯端末位置情報データを用いてモデル構造を検証する。

県外からの地域間交流モデルの構造は、都道府県単位での来訪者数の推計および来訪者の滞在空間分布の推計の2段階で構成する。また、第1段階の来訪者数推計は、都道府県単位での来訪有無判定と来訪のある都道府県を対象とした来訪者数の推計に区分して構成することとした。

都道府県単位での来訪有無判定モデルを構成する。携帯端末位置情報データにおいて、県外居住者に関して、徳島県での滞在者数が休日ピーク時に観測されているのは、2019年において30都道府県であり、2022年では20都道府県である。これらは徳島県への到達に必要な所要時間が比較的大きくないことから、所要時間を用いて来訪の有無を区分することとする。有無を区分する二項選択モデルとして、ロジスティック回帰モデルを適用する。県外からの来訪有無判定モデルの推定結果を図表14に示す。尤度比については、2019年に0.291、2022年に0.386であり、モデルの適合度は十分とはいえないが、ある程度は確保されている。来訪固有定数はいずれも正值で統計的に有意である。また、所要時間の係数推定値はいずれも負値であり、統計的に有意である。2019年よりも2022年が低くなっており、来訪者がより時間的に限定されていることを表している。

図表14 県外からの来訪有無判定モデルの推定結果

指標	2019年		2022年	
	推定値	t 値	推定値	t 値
来訪固有定数	3.409	3.34 **	3.075	3.14 **
所要時間[hr]	-0.381	-2.98 **	-0.557	-3.49 **

\*\*:1%有意, \*:5%有意, .:10%有意

つぎに、来訪のある都道府県を対象として、徳島県への来訪者数推計モデルを構成する。東京都など首都圏からの来訪者も観測されていることから、発地人口（都道府県人口）が関わることを表すこととする。また、県外からの来訪者の所要時間分布において、ピーク以降は逓減する分布形状であったことから、モデル構造として着地固定の重力モデル型の関数形を想定する。これに加えて、香川県からの来訪者数が多いこと、2時間以内の圏域からの来訪者が多いことを表すため、式(1)に示すモデル構造を仮定した。

$$q_r = V_r^{\beta_1} \cdot \beta_2^{\delta_k} \cdot \beta_3^{\delta_{r<2}} \cdot \exp(-\beta_4 \cdot t_{rs}) \quad (1)$$

ここで、 $q_r$ :都道府県  $r$  からの来訪者数、 $V_r$ :都道府県  $r$  の人口[万人]、 $t_{rs}$ :都道府県  $r$  から徳島県境までの到達に必要な所要時間、 $\delta_k$ :都道府県  $r$  が香川県である場合のダミー変数、 $\delta_{r<2}$ :都道府県  $r$  からの所要時間  $t_{rs}$  が2時間未満である場合のダミー変数である。未知パラメータである  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  を推定するために、非線形最小二乗法を適用する。来訪者数推計モデルについて、2019年および2022年の推定結果を図表15に示す。

図表 1 5 県外からの来訪者数推計モデルの推定結果

指標	2019年		2022年	
	推定値	t 値	推定値	t 値
発地人口指数 $\beta_1$	1.157	30.11 **	1.205	51.39 **
香川県係数 $\beta_2$	5.058	11.64 **	4.669	22.86 **
2時間圏内係数 $\beta_3$	1.185	6.34 **	1.191	9.00 **
所要時間[hr]係数 $\beta_4$	1.517	6.20 **	2.067	8.88 **

\*\*:1%有意, \*:5%有意, .:10%有意

推定結果より、所要時間の係数値は統計的に有意であり、所要時間に応じて来訪者数が指数関数的に減少することが表せている。2019年よりも2022年の係数値は大きく、遠方からの来訪が抑制されていることが分かる。2時間圏内ダミーも有意となっており、2時間圏内ではさらに来訪者が多いことがわかる。発地の都道府県人口[万人]についても、その指数の推定値が正值で有意となり、人口に応じた来訪者数を仮定することが妥当であるといえる。香川県ダミーについても有意であり、2019年では他県と比較して5倍以上と大きく、一部の地域は日常生活圏に含まれていることを表せていると考えられる。

第2段階においては、県外からの来訪者の滞在空間分布モデルを構成する。ここで、県外からの来訪者数は、第1段階において推計されていることを前提とする。また、徳島県への来訪を、方面別に区分して表すこととする。具体的には、[方面1]兵庫県以東の居住者の兵庫県方面からの流入、[方面2]香川県、中国地方および九州地方の居住者の香川県方面からの流入、[方面3]愛媛県および高知県からの県西部からの流入に3区分する。一方で、休日ピーク時における滞在空間分布では、当該メッシュの第3次産業従業者数に応じて県外からの滞在者が多いと仮定する。また、徳島県内流入後の所要時間に応じて来訪者数は逡減すると仮定する。以上の仮定に基づいて、滞在空間分布モデルを式(2)に示す構造とした。

$$q_s = G_d^{\beta_1} \cdot \exp(\beta_3 \cdot W_s) \cdot \exp(-\beta_4 \cdot t_{ds}) \quad (2)$$

ここで、 $q_s$ :メッシュ  $s$  での滞在者数、 $G_d$ :方面  $d$  からの流入者数、 $W_s$ :メッシュ  $s$  の第3次産業従業者数、 $t_{ds}$ :方面  $d$  の徳島県境からメッシュ  $s$  までの到達に必要な所要時間である。非線形最小二乗法を適用して、未知パラメータを  $\beta_1, \beta_3, \beta_4$  を推定する。滞在空間分布モデルについて、2019年および2022年の推定結果を図表16に示す。

推定結果より、県内所要時間の係数値は統計的に有意であり、徳島県内流入後の所要時間に応じて滞在者数が指数関数的に減少することが表せている。滞在メッシュの第3次産業従業者数の係数値も有意となっており、第3次産業分布に応じて滞在者が多いことがわかる。方面別の流入量についても、その指数の推定値が正值で有意となっており、妥当な構造を表せていると考えられる。

図表 1 6 県外からの来訪者の滞在空間分布モデルの推定結果

指標	2019年		2022年	
	推定値	t 値	推定値	t 値
流入量指数 $\beta_1$	0.275	16.62 **	0.220	14.55 **
第3次産業従業者数[千人] $\beta_3$	0.562	25.25 **	0.577	28.78 **
県内所要時間[分] $\beta_4$	1.396	4.00 **	1.456	4.58 **

\*\*:1%有意, \*:5%有意, .:10%有意

#### 4. 2 県内市町村の地域間交流モデルの構造特定

徳島県内市町村での地域間交流の特徴整理に基づいて、地域間交流モデルの構造を仮定するとともに、携帯端末位置情報データを用いてモデル構造を検証する。

徳島県内居住者について、休日ピーク時の他市町村における滞在者数を地域間交流量  $q_{rs}$  とする。ここで地域間交流量には、発地人口(市町村人口)が関わることを表すこととする。また、休日ピーク時においての滞在空間分布では、県内居住者においても、当該メッシュの第3次産業従業者数に応じて滞在者数が多いと仮定する。さらに、県内市町村からの所要時間分布において、ピーク以降は逡減する分布形状であることから、モデル構造として重力モデル型の関数形を想定する。

ここで地域間交流に関する既往研究を参照すると、波床(2019)では都道府県単位の交流量について、高次産業の多様度との関係が示されている。そこではシャノンのエントロピー指標が用いられており、本研究においても多様度を表す指標として適用することとする。多様度を表す指標に関して、メッシュ  $s$  のエントロピー指標  $E_s$  を、第3次産業の業種  $i$  の有無の割合  $P_{s,i}$  を用いて以下のように定義する。

$$E_s = -\sum P_{s,i} \log_2 P_{s,i} \quad (3)$$

以上の仮定に基づいて、滞在空間分布モデルを式(4)に示す構造とした。

$$q_{rs} = G_r^{\beta_1} \cdot \exp(\beta_2 \cdot E_s) \cdot \exp(\beta_3 \cdot W_s) \cdot \exp(-\beta_4 \cdot t_{rs}) \quad (4)$$

ここで、 $V_r$ :市町村  $r$  の人口[人]、 $W_s$ :メッシュ  $s$  の第3次産業従業者数、 $t_{rs}$ :県内市町村  $r$  からメッシュ  $s$  までの到達に必要な所要時間である。未知パラメータである  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  を推定するために、非線形最小二乗法を適用する。徳島県内における他市町村での滞在空間分布モデルについて、2019年および2022年の推定結果を図表17に示す。

推定結果より、所要時間の係数値は統計的に有意であり、所要時間に応じて滞在者数が指数関数的に減少することが表せており、妥当な結果である。滞在メッシュの第3次産業従業者数の係数値も有意となっている。発地人口についても、その指数の推定値が正值で有意と

なっており、妥当である。これに加えて、第3次産業のエントロピー指標についても、2019年においては正值で有意となっており、多様性の高い区画で他市町村からの流入が大きくなる傾向がみられている。一方、2022年においては推定値の大きさは同程度であるが、有意ではない。地域間交流が抑制された状況では、必ずしも多様性が集中の誘因とならない可能性も示唆される。

図表 17 県内市町村からの地域間交流モデルの推定結果

指標	2019年		2022年	
	推定値	t 値	推定値	t 値
流入量指数 $\beta_1$	0.367	37.52 **	0.391	36.31 **
第3次産業エントロピー $\beta_2$	0.061	1.68 **	0.065	1.56
第3次産業従業者数[千人] $\beta_3$	0.244	7.85 **	0.160	3.22 **
所要時間[分] $\beta_4$	2.683	12.04 **	3.616	13.31 **

\*\*:1%有意, \*:5%有意, .:10%有意

## 5. まとめ

本研究では、徳島県に関わる地域間交流の実態を解明することを目的として、携帯端末位置情報データを用いて、休日ピーク時における県外居住者の滞在状況および県内居住者の他市町村への滞在状況のそれぞれを分析した。本研究の成果は以下のように整理できる。

1) 徳島県外から徳島県への来訪に関しては、来訪のための所要時間に応じて負で有意に影響することが検証された。特に、生活圏を共有する地域のある香川県からの地域間交流は明確に大きい。また、所要時間による逓減効果を考慮すると、都道府県人口に応じて徳島県への来訪者数が大きくなる妥当な構造が示された。

2) 県外居住者の徳島県内における滞在空間分布に関しては、徳島市および鳴門市に集中している。来訪する方面を考慮することで、徳島県内での移動に必要な所要時間に応じて滞在者数が指数関数的に減少することが明確となった。また、県内での所要時間による逓減効果を考慮すると、第3次産業従業者数で表される地域のサービス水準に応じて来訪者数が大きくなる妥当な構造が示された。

3) 徳島県内居住者について、他市町村における滞在に関しても、来訪のための所要時間に応じて負で有意に影響することが検証された。また、居住地側での人口および滞在地でのサービス水準を表す第3次産業従業者数を合わせた地域間交流モデルの妥当性が示された。ここで、滞在地でのサービスの多様性を表す第3次産業従業者のエントロピー指標とは正の関係がみられた。

4) 新型コロナ禍以前(2019年)に対して現状(2022年)での休日ピーク時の滞在者数は4割減少となっている。県外居住者の滞在および県内居住者の滞在ともに、現状では所要時間の負の影響が大きくなっている。また、県内居住者における滞在地でのサービスの多様性の影響も現状では明確でない。

今後の課題としては、道路交通センサス調査データなどを用いたモデルの検証があげられる。

#### 【参考文献】

三上千春・近藤光男・近藤明子・萬浪善彦(2008)「四国における観光を目的とした地域間交流モデルの構築と交流が地域に及ぼす影響の分析」, 都市計画論文集, Vol.43, No.3, 253-258.

波床正敏(2019)「地域間交流に関する多様度の計測と地域構造との関係に関する基礎分析」, 土木学会論文集, Vol.75, No.5, 201-212.





## 第5章 コロナ禍における徳島県の人口移動の変化

### －地方都市の「人口のダム」は機能しているか－

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】

2019 年末から予期せぬ形で生じた新型コロナウイルス感染症の拡大にともない、東京都への人口流入が大きく減少したが、それが地方における人口流出の抑制や拠点都市の形成につながるかは未解明である。本章では、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）の最新データを用いて、全国都道府県、四国4県および徳島市の人口移動の比較分析をおこなった。2020年に東京都の人口動態が転入超過から転出超過に転じたが、地方圏で転出超過が転入超過に転じた地域はほとんど見られないこと、四国4県では2020年と2022年に大都市圏への転出超過が縮小したが、2022年には再び拡大する兆しが見られること、徳島市では大都市圏への転出超過だけでなく県内市町村からの転入超過も縮小しており、全体として人口流出に歯止めがかかっていないことが明らかになった。こうした観点から、人口流出のダム機能はむしろ弱まっている可能性がある。

#### 1. 地方圏における人口移動と拠点形成

国内の人口移動パターンは、日本全体での東京一極集中、地方ブロックの中での広域中心都市への集中、地方県における県庁所在都市への集中が3つの層で同時に進行している点に特徴がある。国が進める地方創生政策において人口集中抑制は最大の目標であったが、その達成は難しくさらなる集中が加速していた。しかし、新型コロナウイルス感染症が拡大するなか、2020年に東京都の人口動態が転入超過から転出超過に転じたことは驚きをもって受けとめられた。リモートワークの普及により、都心のオフィスに通勤するという大都市の就業パターンに変化が生じ、地方圏ではサテライトオフィスの誘致により都市圏からの移住者が増加するのでないかという期待が高まった。

アフターコロナの社会変化を見通す上で、こうした人口移動の変化が長期的に継続するのか、一時的な現象に終わるのかは大きな関心事である。直近の分析では、東京都からの人口流出の受け皿となったのは、東京大都市圏の郊外部と山梨県や長野県の一部など都市へのアクセスが可能な地域であったことが指摘されている。しかし、3層の人口移動パターンの中で地方圏の人口移動にどのような影響が生じているかは未だ明らかでない。

2014年に日本創成会議が主張した地方都市の「人口のダム」機能とは、地方圏から大都市への人口流出を食い止める拠点都市を設け、地域の経済や住民生活を支えようというものである。そこで想定されているのは、県庁所在都市など20万人規模の都市圏であり、政

府が2018年に選定した中枢中核都市とも共通する面が多い。また、現在国土交通省において策定中の国土形成計画では、「国土構造の基本構想」において「中枢中核都市等を核とした広域圏の自立的発展」という目標が示されている。人口移動現象の複合的なレイヤにおいて、こうした拠点をどのように構築するかは大きな課題と言える。

本章では、徳島県の将来人口を予測する際に重要となる人口移動パターンの地域的構造を解明するため、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）の最新データを用いて、全国都道府県、四国4県および徳島市の人口移動の比較分析をおこなう。言うまでもなく、最も詳細で精度の高いセンサスデータは「国勢調査」（総務省）であり、公表済みの2020年調査結果から移動人口の分析が可能である。しかしながら、コロナ禍の最中の一時点における調査であること、現住地が5年前の居住地と異なる場合の人数であって各年の変化を追うことができないことから、ここでは「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）のデータを用いる。

## 2. 全国の動向

人口移動のパターンがコロナ禍の影響を受けてどのように変化したかを明らかにするために、2018～19年（コロナ禍前）の転入率と転出率の2018～19年（コロナ禍前）と2020～21年（コロナ禍期）のデータから都道府県別の社会増減率を示す（図表1）。2018～19年と2018～19年の値は、各年の人口移動率から2年ずつの平均値を求めた。なお、資料として用いる「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）は、調査対象の変更にともない2018年以降のデータに外国人を含んでいる点に留意が必要である。

一般に転入率が高い地域は転出率も高い。地域の転入率と転出率の和は総移動率と呼ばれ、人口流動の活発さを表す指標とされる。都道府県別に見ると、東京都、神奈川県、福岡県、愛知県など大都市圏と沖縄県で10%を超える一方、青森県、秋田県、山形県、新潟県、福井県、富山県、和歌山県、鳥取県など地方圏で6%を下回る（2018～19年）。この傾向は2020～21年においてもほとんど変化はないが、全国的にその水準が低下し人口移動が抑制されたことがわかる。

地域の社会経済状況を強く反映するのは、転入率と転出率の差で表される純移動率であり、ここでは転入超過率と呼んでおく。2018～19年の転入超過率が突出して高かったのは東京都の0.99%で、それに続くのが順に千葉県、埼玉県、神奈川県、愛知県、大阪府、福岡県であった。2020～21年に東京都の転入超過率は0.21%へ大きく低下したが、全体としては東京大都市圏で高いという基本的な構図は変わらない。

人口移動の鎮静化の中で生じた転入超過率の変化を詳しく見るため、転入率の変化と転出率の変化を見る。これは2020～21年の値から2018～19年の値を引いた差である。転入率、転出率とも全国的に大きく低下してマイナスの値を示す。その中で、東京都の転入率の低下幅が最も大きいこと、全国で唯一転出率がプラスとなり人口流出が増加したこと、その結果として転入超過率が低下したことがわかる。

図表1 都道府県別に見た転入率と転出率の変化

code	都道府県	転入率 2018・19	転入率 2020・21	転出率 2018・19	転出率 2020・21	転入超過率 2018・19	転入超過率 2020・21	転入率変化	転出率変化
0	全国	4.73	4.39	4.51	4.36			-0.34	-0.15
1	北海道	4.92	4.64	4.94	4.70	-0.02	-0.07	-0.28	-0.24
2	青森県	2.81	2.65	3.24	3.02	-0.44	-0.37	-0.15	-0.22
3	岩手県	3.09	2.88	3.39	3.17	-0.30	-0.29	-0.21	-0.22
4	宮城県	4.76	4.53	4.75	4.56	0.01	-0.03	-0.23	-0.19
5	秋田県	2.20	2.12	2.59	2.44	-0.39	-0.31	-0.08	-0.15
6	山形県	2.70	2.54	3.00	2.85	-0.30	-0.31	-0.15	-0.15
7	福島県	3.00	2.81	3.30	3.16	-0.31	-0.34	-0.18	-0.15
8	茨城県	4.09	3.79	3.98	3.67	0.11	0.12	-0.30	-0.31
9	栃木県	3.72	3.34	3.65	3.29	0.07	0.05	-0.38	-0.36
10	群馬県	3.74	3.42	3.56	3.33	0.18	0.09	-0.32	-0.22
11	埼玉県	4.96	4.74	4.42	4.32	0.55	0.42	-0.22	-0.10
12	千葉県	5.25	4.86	4.70	4.47	0.55	0.39	-0.39	-0.23
13	東京都	7.60	6.89	6.61	6.69	0.99	0.21	-0.71	0.08
14	神奈川県	5.48	5.25	5.04	4.88	0.44	0.37	-0.23	-0.16
15	新潟県	2.79	2.66	3.07	2.94	-0.27	-0.28	-0.13	-0.12
16	富山県	2.82	2.47	2.75	2.62	0.07	-0.15	-0.34	-0.13
17	石川県	3.55	3.22	3.54	3.36	0.01	-0.14	-0.33	-0.18
18	福井県	2.89	2.75	3.02	2.95	-0.12	-0.20	-0.15	-0.07
19	山梨県	3.95	3.77	4.08	3.76	-0.13	0.01	-0.18	-0.32
20	長野県	3.55	3.29	3.57	3.36	-0.02	-0.07	-0.26	-0.21
21	岐阜県	3.73	3.14	3.66	3.38	0.07	-0.24	-0.59	-0.28
22	静岡県	4.07	3.69	4.01	3.78	0.06	-0.09	-0.38	-0.23
23	愛知県	5.37	4.73	4.97	4.76	0.39	-0.02	-0.63	-0.22
24	三重県	3.78	3.27	3.78	3.46	0.00	-0.19	-0.51	-0.33
25	滋賀県	4.04	3.74	3.81	3.69	0.23	0.05	-0.31	-0.12
26	京都府	4.85	4.51	4.75	4.67	0.10	-0.16	-0.34	-0.08
27	大阪府	5.13	4.90	4.77	4.70	0.36	0.19	-0.23	-0.07
28	兵庫県	3.94	3.70	3.92	3.78	0.03	-0.07	-0.24	-0.14
29	奈良県	3.31	3.18	3.51	3.31	-0.20	-0.13	-0.13	-0.19
30	和歌山県	2.51	2.42	2.85	2.69	-0.34	-0.27	-0.09	-0.16
31	鳥取県	2.88	2.73	3.10	2.90	-0.22	-0.17	-0.15	-0.20
32	島根県	3.06	2.86	3.18	3.04	-0.12	-0.18	-0.20	-0.14
33	岡山県	3.91	3.54	3.84	3.62	0.07	-0.09	-0.37	-0.21
34	広島県	4.49	3.96	4.41	4.17	0.07	-0.21	-0.53	-0.24
35	山口県	3.32	3.11	3.49	3.35	-0.16	-0.24	-0.21	-0.13
36	徳島県	3.10	2.88	3.33	3.14	-0.22	-0.27	-0.23	-0.18
37	香川県	3.48	3.04	3.46	3.21	0.02	-0.17	-0.44	-0.25
38	愛媛県	3.00	2.74	3.20	2.99	-0.20	-0.25	-0.26	-0.22
39	高知県	3.02	2.93	3.31	3.19	-0.29	-0.27	-0.09	-0.11
40	福岡県	5.61	5.24	5.31	5.08	0.30	0.16	-0.37	-0.23
41	佐賀県	3.51	3.30	3.60	3.49	-0.08	-0.19	-0.22	-0.11
42	長崎県	3.55	3.28	3.96	3.75	-0.41	-0.48	-0.28	-0.21
43	熊本県	4.53	4.25	4.59	4.37	-0.07	-0.12	-0.27	-0.22
44	大分県	3.33	3.13	3.47	3.31	-0.14	-0.18	-0.20	-0.16
45	宮崎県	3.33	3.16	3.54	3.35	-0.20	-0.20	-0.18	-0.19
46	鹿児島県	3.84	3.65	4.04	3.80	-0.20	-0.15	-0.20	-0.25
47	沖縄県	5.46	5.14	5.31	5.11	0.16	0.03	-0.32	-0.20

資料：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）

注：転入率は2018～19年（コロナ禍前）および2020～21年（コロナ禍期）の平均

東京都のドラスティックな変化に対し、地方圏で人口が転出超過から転入超過に転じたという例は唯一、山梨県だけがわずかに転入超過になった以外ほとんど見られない。総移動率が減少する中で、広域中心都市を含む宮城県や広島県では転入超過からやや転出超過になったほか、福岡県は依然としてプラスだが転入超過は大幅に縮小している。これら地方ブロックの拠点となる都市でも、転入人口の減少が大きく作用している。

### 3. 四国地方の動向

「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）を用いて四国地方4県を対象に地域間移動を分析する。47都道府県の発地・着地行列から4県に關係する部分を抽出し、独自に定義した地域ブロック別に転入者と転出者を集計した。図表2に示したのは純移動（転入－転出）で

図表2 四国4県の対地域別人口移動率



資料：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）

ある。各県の人口規模が異なることから、当該年の期首における人口をもとに移動率を計算した。年次は2018～2022年であり、コロナ禍前からの直近5年年間の変化を表す。

4県中で唯一、四国他県からの転入超過となっているのは香川県である。高松市には国の出先機関や全国企業の支社・支店が多数立地し、四国地方における人口移動の受け皿の機能を果たしている一方、関東や近畿地方に対しては転出超過となっている。2018～19年に減少率が大きく縮小したのは、四国域内からの転入超過が増加したことで四国域外への転出超過が減少したことによる。しかし、2021年、2022年には減少率が再び拡大する傾向が見て取れる。

徳島県、愛媛県、高知県の3県はそれ以外の四国地域に対して転出超過となっている点で共通している。徳島県は4県中で減少率が最も大きく、2018年と2019年の減少率がほぼ同じであったが、その後2021年にかけて縮小が見られ、2022年に拡大している。地域別に関係を見ると、近畿との間の転出超過が関東との間の転出超過を上回っており、伝統的に徳島県と関西方面の結びつきが強いことがわかる。しかし、社会増加率（減少幅）への寄与率を計算すると、関東が2018年の27%から2022年に32%へ上昇しており、わずか5年ほどの間にも関西の地盤沈下と東京一極集中が進んでいることがうかがわれる。

香川県と徳島県を比べると2019年の社会減少率の縮小に時期的なずれがあったが、愛媛県と高知県を比べると2022年の社会減少率の拡大に違いが見られる。愛媛県では2021年から2022年にかけて減少率が拡大したが、高知県では2022年も減少率の縮小が続いている。これが一時的なタイムラグなのか、地域によって変化の方向が変わる兆しなのかはまだ判断できないが、コロナ禍の影響の現れ方には隣接する県でも違いが認められる点は注目されよう。

#### 4. 徳島市の動向

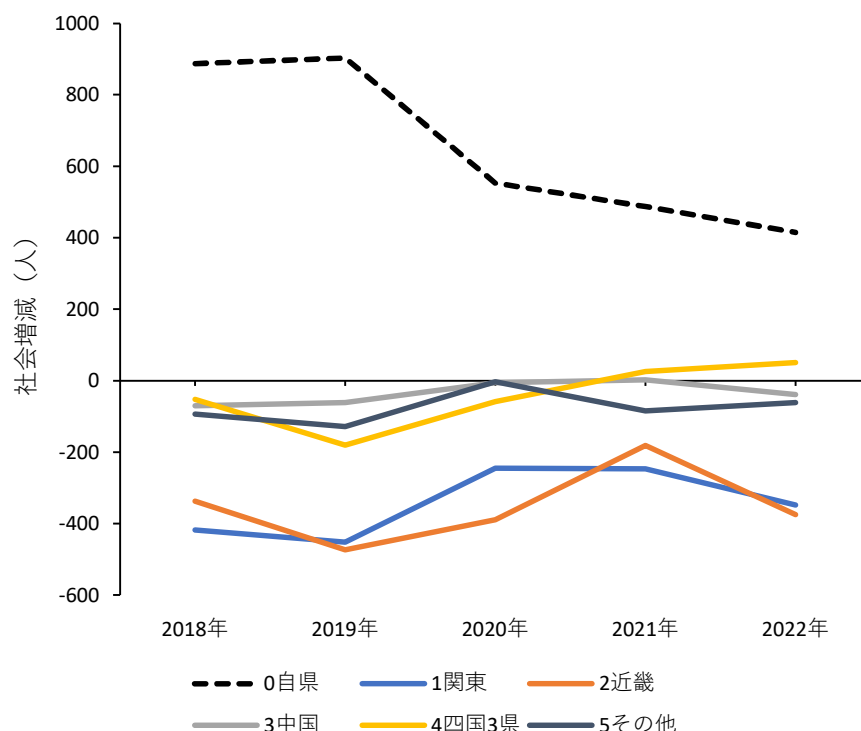
徳島市の人口移動について、上記の同じ資料と方法を用いて分析をおこなう。データは転入者と転出者の差にあたる人数で示す（図表3）。年次間の変化は徳島県の場合と同様に、2019年と2020年の間に大きな変化が生じている。緊急事態宣言が発出された2020年に関東方面への転出超過がまず大きく減少し、翌2021年にやや遅れて近畿地方への転出超過が減少した。しかし、2022年にはいずれもやり戻す形で転出超過の拡大が見られる。

徳島県を除く四国3県との関係を見ると、2019年以降転出超過が縮小し、2021年と2022年には転入超過となっている。徳島市からの転出先として多いのは香川県高松市であることから、四国圏域の人口流動が減少することは地域ブロックの中心都市の相対的な地位低下に結びつく可能性がある。

同じ構図は徳島県内の人口移動にも当てはまる。徳島市と県内市町村との間の人口移動を見ると、市の北に隣接する北島町と藍住町に対しほぼ一貫して転出超過であるが、それ以外の市町村からはほとんどの場合で転入超過となっている。コロナ禍における人口移動の

抑制は、こうした県内市町村から徳島市への転入を減少させた。その結果、県内市町村からの転入超過数は2018～19年には年間およそ900人であったが、2022年には半数以下の415人となった。

図表3 徳島市の社会増減の推移



資料：「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）

## 5. まとめ

日本の人口移動パターンは異なる3つのレイヤで把握することができ、日本全体での東京一極集中、地方ブロックの中での広域中心都市への集中、地方県における県庁所在都市への集中が同時に進行している。2019年末から生じた新型コロナウイルス感染症の拡大にとともに、東京都への人口流入が大きく減少したが、それが地方における人口流出の抑制や拠点都市の形成につながるかは予断を許さない。「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）の最新データを用いて、全国都道府県、四国4県および徳島市の人口移動の比較分析をおこなったところ、以下3点を確認できた。①2020年に東京都の人口動態が転入超過から転出超過に転じたが、地方圏で転出超過が転入超過に転じた地域はほとんど見られない。②四国4県では2020年と2022年に大都市圏への転出超過が縮小したが、2022年には再び拡大する

兆しが見られる。③徳島市では大都市圏への転出超過だけでなく県内市町村からの転入超過も縮小しており、全体として人口流出に歯止めがかかっていない。以上のことから、地方圏における拠点都市がダム機能を果たしているものの、その機能はむしろ弱まっている可能性があることを指摘できよう。





## 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4年9月20日

『コーホート出生率の決定要因(改訂版)－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性の就業の影響分析－』

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

『徳島県の初職時県内残留行動の実証分析』

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 八幡 菜摘

第2回 令和5年3月3日

『コーホート出生率の決定要因(改訂版)－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－』

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

『政策効果検証方法としての“essentially” DID の検討』

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 八幡 菜摘

※令和4年度第2回EBPM評価会議の評価対象としない。

## 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 名誉教授
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 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い, 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。また, エビデンスの活用状況について審議する。

### (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。

### 附 則

この要綱は, 令和3年4月1日から施行する。

## 令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書

コーホート出生率の決定要因（改訂版）

－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－

### 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 名誉教授
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 教授
小卷 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)



## 令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書

提出論文：「コーホート出生率の決定要因（改訂版）－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性の就業の影響分析－」

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会から提出された論文「コーホート出生率の決定要因（改訂版）－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－」（別添）の評価を行った。提出された論文は、令和3年度第2回とくしま EBPM 評価会議での指摘事項を踏まえた改訂版である。指摘にそって追加、修正が行われているものの、依然としていくつか検討を要する点があり、信頼に足る結論と言うにはなお不十分である。以下に評価の根拠を示す。

1. 令和3年度第2回とくしま EBPM 評価会議での指摘事項は、主に、①先行研究に照らしてなお不足している変数がある、②検討が不十分なコントロール変数が存在する、という2点であった。今回提出された論文では、この2点の指摘事項は改善されている。
2. 提出された論文は先行研究と異なる結論を主張しているだけに、先行研究の結論と何が異なっていて、その原因は何かということを明確にすることが重要である。提出された論文はこの点が依然として不十分である。
3. 提出された論文の結論の一つは、出産と女性の就業との競合関係が解消されたというものである。多くの先行研究の結論と異なるとともに関心も高いだけに、推定では頑健性の確保が重要である。変数のコントロールが十分でないために、女性就業率が他の変数を代理している可能性が考えられるなど、提出論文の推定はこの点の検討がやや不十分だと考えられる。
4. 今回提出された論文は、令和3年度第2回とくしま EBPM 評価会議に提出された論文で採用されていた生涯未婚率が説明変数から外されている。この理由は、生涯未婚率が被説明変数である完結出生力との間で時間的な順序性を満たしていないとの判断からである。しかし、両変数とも少なくとも35歳～39歳時点という同時点の変数であり、時間的順序性の適否を疑うほどの問題ではないように思われる。この点は再考を促したい。

以上





( 別 添 )



## コーホート出生率の決定要因（改訂版）

—都道府県別パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析—

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

### 【要約】

本稿では、完結出生力の決定要因を明らかにするために、1980年から2005年の間に20歳～24歳となる6つのコーホートを対象とした都道府県別のパネルデータを使って分析を行った。特に、完結出生力に対する結婚のタイミングと女性の就業との関係に焦点をあてて分析を行った結果、早いタイミングでの結婚は完結出生力にプラスに影響することがわかった。早いタイミングでの出産が多子出産を可能にしているためと考えられる。また、25歳～29歳の女性就業率の上昇が完結出生力を高める要因となっていることも明らかになった。出産と女性の就業は競合関係にあるとされ、近年の女性の就業率の上昇が出産にマイナスの影響があるのではないかと心配されたが、出生率の上昇要因になっている。

### 1. はじめに

「人口動態統計」（厚生労働省）によると、わが国の合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下した後は上昇に転じ、2015年に1.45まで回復した。しかし、これ以降は低下して推移しており、2021年には1.30（概数）となっている。政策目標として希望出生率1.8を掲げているものの、最近時の動きはこの目標から乖離しつつある。

合計特殊出生率は、ある年の15歳から49歳の出生率を合計した指標であるから、社会経済情勢の変化を受けて変化したとしても、出生コーホートの出生率でみると、単に一時的な変化によって出産のタイミングが変化しているだけで、結局は一生の間に産む出生数に変化は及ばない可能性がある。したがって、廣嶋（1999、2011）が指摘するように、出生率の現状の評価と将来を見通すためには合計特殊出生率の背景にあるコーホート出生率がどう変化したのかということが重要な論点の一つになる。

そこで本稿では、コーホート出生率の決定要因を明らかにし、合計特殊出生率の見通しに関する判断材料を提供したい。分析では、結婚のタイミングの影響に注目するとともに出生率と女性就業率との関係にも焦点をあてる。従来、出産と女性の就業は競合関係にあるとされてきたが、この関係に変化が生じているという研究結果もある。

本論文の構成は以下の通り。まず次節で先行研究を紹介する。出生率に関しては豊富な研究の蓄積があるが、ここでは主にコーホート出生率に関する比較的最近時の先行研究を紹介したい。続く3節では完結出生力と未婚化・晩婚化の関係を整理する。4節で推定方法について説明し、5節で推定結果について述べる。最後に結論と今後の課題についても簡単に触れたい。

## 2. 先行研究

コーホート出生率に関する最近の主な研究としては、「国勢調査」(総務省)、「人口動態統計」(厚生労働省)などの集計データを利用して都道府県ごとの完結出生力を分析した堤(2011)、足立・中里(2017)のほか<sup>1</sup>、マイクロデータを利用してコーホート別の有子確率を分析した是川(2019)がある。

堤(2011)は、完結出生率を生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率の3つの要因に分解し、さらにこの3つの変数を女性賃金率や女性失業率などで説明するというモデル体系を想定し、1970年に20歳～24歳になるコーホートから1990年に20歳～24歳となるコーホートまで、5つのコーホートを対象に都道府県別のクロスセクション回帰分析を行った。分析の結果、全てのコーホートについて、生涯未婚率および平均結婚年齢は有意にマイナス、有配偶出生率は有意にプラスとなり予想通りの結果が得られたとしている。

足立・中里(2017)は、生涯未婚率、平均結婚年齢、女性就業率、女性賃金率などを説明変数として採用し、1985年から1995年の間に20歳～24歳となる3つのコーホートを対象に完結出生力の分析を行っている。コーホートごとのクロスセクション回帰分析、3つのコーホートを統合したプールド回帰分析、二元配置固定効果モデルによるパネル分析を行った結果、全ての分析で有意な結果となった生涯未婚率と女性賃金率の2つの要因が、完結出生力の頑健な決定要因だとしている。なお、完結出生力と女性の就業の関係について、両者の競合関係を予想していたにもかかわらず、女性就業率の推定結果は総じて有意にプラスとなった。予想に反する結果となったのは、育児休業制度の充実などを通じて出産・育児と就業を両立させやすい環境が整い、女性の就業が産出を阻害する効果が低減しているためだと解釈している。

伊達・清水谷(2004)は、これまでの日本の実証分析のほぼ全てが、女性の就業によって産出が抑制されているという結果となっていると報告している。しかし、最近時点まで調べた横山(2021)によると、両者の関係に変化もみられ、例えば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、女性の就業の進展はむしろ出生力の上昇に寄与するという「ジェンダー革命仮説」を紹介している。足立・中里(2017)の解釈は、女性の就業環境の変化を踏まえてこの仮説に沿って解釈したものだとして理解できる。また、次に紹介する是

---

<sup>1</sup> 堤(2011)、足立・中里(2017)では、完結出生率(完結出生力)を20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の4つの年齢階級の出生率の合計(コーホート累積出生率)と定義している。一般の完結出生力とは異なっている点には注意が必要である。なお、堤(2011)では「完結出生率」という用語を使用し、足立・中里(2017)は「完結出生力」という用語を使用している。3節以降は「完結出生力」で統一することとする。

川 (2019) でも、より若い世代ではジェンダー革命仮説が妥当する可能性を示唆している。

是川 (2019) は、「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所) のマイクロデータを利用して、40 歳～49 歳時点の女性の有子確率を分析した。分析では、制度変更によって 1980 年代以降に女性の就業環境が大きく変化していることから、この変化に応じてコーホートを 4 つに区分し、40 歳～49 歳時点の子どもの有無と就業状態の 2 つの変数を被説明変数とした bivariate probit model による分析を行った<sup>2</sup>。子どもの有無に対して、高学歴で入職時に安定した就業状態を表す変数の符号がプラスであればジェンダー革命仮説と整合的で、マイナスであれば従来通りの競合関係が続いていると判断する。

分析の結果、コーホートによって、子どもの有無に対する学歴や結婚決定時の就業状態の影響が異なることが明らかになった。例えば、1964 年～70 年生コーホートでは、大卒者が有意にマイナス、就業状態では正規公務員が有意にマイナスとなった一方で、1970 年～75 年生コーホートでは統計的に有意な変数は見られない。1964 年～1970 年生コーホートは、男女雇用均等法成立に影響を受けた世代であり、同法によって就業継続が可能となったことで機会費用の多寡がその後の出生の有無に影響を与えるようになったと解釈している。一方で、1970 年～1975 年コーホートでは、追加的に行った 1970 年～1979 年コーホートで大卒者が有意にプラスになった結果も踏まえて、より若い世代でジェンダー革命仮説が妥当する可能性を示唆しているとしている。

以上のように、コーホート出生率を分析した最近時点の先行研究では、これまで競合関係にあると考えられてきた出産と女性の就業の関係に変化がみられることを明らかにしている。また、生涯未婚率でみた未婚化の影響については一致した結果が得られている一方で、女性の平均結婚年齢でみた晩婚化の影響については必ずしも一致した結果が得られている訳ではない。

本稿では、最近時点のデータを使用して出生率と女性の就業との関係を検証するとともに、完結出生力と未婚化、晩婚化との関係について改めて検討した上で実証分析を行いたい。

### 3. 完結出生力と未婚化・晩婚化

完結出生力は子どもを産み終わったコーホートの最終的な出生率であるから、年齢が出

---

<sup>2</sup> 是川 (2019) では「出生動向基本調査」の第 11 回から第 15 回のマイクロデータを、男女雇用機会均等法成立前に入職、育児休業法成立以前に第 1 子の出産・育児期となった 1947 年～55 年生コーホート、男女雇用機会均等法成立以前に入職、育児休業法成立前後に第 1 子の出産・育児期となる 1955 年～64 年生コーホート、入職時には男女雇用機会均等法が施行済み、第 1 子の出産・育児期には育児休業法が施行済みと考えられる 1964 年～70 年生コーホート、入職時に男女雇用機会均等法、育児休業法が施行済みの 1970 年～75 年生コーホートの 4 つのコーホートに分けて分析している。

生率のピークとなる 20 代後半から 30 代前半を超えれば、ほぼ決定されると考えられる。先行研究では分析の便宜上、35 歳～39 歳時点のコーホート累積出生率を完結出生力としている。例えば、「令和 2 年人口動態統計（確定数）の概況（参考資料）」（厚生労働省）によると、1981 年～1985 年コーホートの 35 歳～39 歳のコーホート累積出生率（完結出生力）は 1.44、30 歳～34 歳時点の累積出生率は 1.16 であるから、30 歳～34 歳の年齢階級の終了時点で完結出生力のおよそ 8 割が決まっていることがわかる。

一方で、未婚化の指標として採用されている生涯未婚率は、通常は 50 歳時点の未婚率であるが、先行研究では便宜的に 35 歳～39 歳時点の未婚率としており、この年齢の終了時に決まる。完結出生力と生涯未婚率の時間的な順序関係を考えると、完結出生力は 30 歳～34 歳時点でほぼ決まる一方で、生涯未婚率は 35 歳～39 歳の年齢終了時点で決定されることから、完結出生力が先に決定され、生涯未婚率はその後に決まると言える。

因果関係の条件の一つは、説明変数の決定が被説明変数の決定に先行することである<sup>3</sup>。完結出生力と生涯未婚率との時間的な順序関係はこの条件を満たしているとは言えず、生涯未婚率を完結出生力の説明変数として採用することは適切性に欠けると言えよう。コーホート出生率の決定要因の解明のためには、完結出生力が決定される前の婚姻状態、すなわち晩婚化、あるいは結婚のタイミングの影響を分析することが重要であろう。

牧田・水ノ上（2022）は、合計特殊出生率の高い県と低い県の出生順位別出生率を比較して、合計特殊出生率の高い県では第 1 子の出産年齢が比較的低い（若い）一方で、合計特殊出生率の低い県では第 1 子の出生年齢が比較的高いことを指摘している。また、合計特殊出生率の差は、主に第 3 子以降の出生率の差にあるということも示している。

早いタイミングで結婚すれば第 2 子、第 3 子の出産の可能性が高まり、逆に遅ければ体力的にもこの可能性が低くなる。どのタイミングで第 1 子を出産するのかが完結出生力に影響を与えると考えられることから、結婚のタイミングの影響が明確になる変数を採用することが重要であろう。先行研究では、平均結婚年齢を使用しているが、結婚のタイミングを分析するために、本稿では 20 代と 30 代に分けた指標を採用する。先行研究で使用された平均結婚年齢という指標は、年齢階級別の女性有配偶率の差分に、20、25、30、35 という年齢を表す値を掛けてウェイト付けし、これを 35 歳～39 歳から 15 歳～19 歳の有配偶率の差分で除して作成されている。本稿ではこれを 20 代と 30 代の有配偶率の差分に分けて使用する<sup>4</sup>。

---

<sup>3</sup> 高根（1979）によると、因果法則を確定させるためには次の 3 つの条件が満足されなければならない。すなわち、①まず独立変数の変化が従属変数の変化に先行するという時間的順序が確立されなければならない、②次に両変数間の共変関係を確かめなければならない、③そして最後に他の重要な変数が変化しないという条件を確立しなければならない、である。

<sup>4</sup> 実際の分析では、有配偶率の差分ではなく、有配偶者に離別者、死別者を加えた結婚経

## 4. 推定式とデータ

### 4. 1 推定式

本稿では、都道府県別の 6 つコーホートを使用して疑似パネルデータとした二元配置固定効果モデルによって①式を推定する<sup>5</sup>。

$$CFR_{it} = a_i + b_t + \gamma_1 MAR_{it-10}^{15-19 \rightarrow 25-29} + \gamma_2 MAR_{it}^{25-29 \rightarrow 35-39} + \theta_1 EMP_{it-15}^{20-24} + \theta_2 MAR_{it-10}^{25-29} + \theta_3 EMP_{it-5}^{30-34} + \theta_4 EMP_{it}^{35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{----- } \textcircled{1}$$

ただし、 $i = 1, 2, \dots, 47$  ,  $t = 1995 \text{ 年}, 2000 \text{ 年}, 2005 \text{ 年}, 2010 \text{ 年}, 2015 \text{ 年}, 2020 \text{ 年}$

$CFR$  : 完結出生力

$MAR$  : 女性結婚経験率変化 (変数の上付添字は年齢階級を表す)

$EMP$  : 年齢階級別女性就業率 (変数の上付添字は年齢階級を表す)

$X$  : コントロール変数

$a_i$  : 個別効果 ,  $b_t$  : 時点効果 ,  $\varepsilon_{it}$  : 誤差項

結婚のタイミングの影響を分析するために、説明変数として 20 代と 30 代に分けた結婚経験率変化を採用する。早いタイミングの結婚が多子出産を可能にし、完結出生力を高める効果が期待できることから、20 代の結婚経験率変化はプラスの符号が予想される。

また、M 字型カーブの変化の影響を分析するために、女性就業率は年齢階級別就業率を採用する。これらの係数の符号がプラスであれば競合関係は解消されていると考えられる一方で、マイナスであれば依然として競合関係が続いていると判断できる。

### 4. 2 分析対象となるコーホート

分析対象となるコーホートは、1980 年から 2005 年の間に 20 歳～24 歳となる 6 つのコーホートである。具体的には、1956 年～60 年生コーホート (1980 年に 20 歳～24 歳)、1961 年～65 年生コーホート (1985 年に 20 歳～24 歳)、1966 年～70 年生コーホート (1990 年に 20 歳～24 歳)、1971 年～75 年生コーホート (1995 年に 20 歳～24 歳)、1976 年～80 年

---

験者を人口で除した結婚経験率の差分を使用している。

<sup>5</sup> 足立・中里 (2017) では誤差項の分散が 35 歳～39 歳女性人口の逆数に比例するという設定による重み付けを利用した推定も行っている。本稿でも同様の重み付けを利用した推定も行った。

生コーホート（2000年に20歳～24歳）、1981年～1985年生コーホート（2005年に20歳～24歳）である（図表1）。

図表1 分析対象となる出生コーホート

	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年
20歳～24歳									
25歳～29歳									
30歳～34歳									
35歳～39歳									
各コーホートの生年				1956年～ 1960年生	1961年～ 1965年生	1966年～ 1970年生	1971年～ 1975年生	1976年～ 1980年生	1981年～ 1985年生

#### 4. 3 変数の作成方法

被説明変数として完結出生力、説明変数としては20代および30代の結婚経験率変化、年齢階級別女性就業率のほか、コントロール変数としては足立・中里（2017）で採用されていた女性賃金率、男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率を採用する。このほか、学歴、都道府県別有効求人倍率も採用する。学歴は是川（2019）でジェンダー革命仮説が支持されるかどうかを判断する変数として採用されていた。都道府県別有効求人倍率は、地域の景気循環の影響をコントロールするために採用する。変数の作成方法と記述統計は（補論）にまとめてある。

なお、女性就業率については、近年、女性の進学率の上昇によって20歳～24歳の就業率が低下していることから、非労働力人口の内訳項目である「通学」を就業者に加えて就業率を計算した<sup>6</sup>。また、潜在的保育所定員率は足立・中里（2017）が使用した統計とは異なることに留意が必要である<sup>7</sup>。

<sup>6</sup> 宇南山（2011）に倣って非労働力人口の内訳項目である「通学」を就業者に加えて、人口で除して就業率を計算した。「通学」者は学校を卒業すれば全員が就業者になることを前提にして分子に加えている。なお、データ作成の統一性の観点から、20歳～24歳の就業率だけでなく、25歳～29歳から35歳～39歳まで同じ方法で就業率を作成している。

<sup>7</sup> 足立・中里（2017）では、「社会福祉施設等調査」（厚生労働省）を使用しているが、本稿では「福祉行政報告例」（厚生労働省）を使用している。これは「社会福祉施設等調査」が調査方法を変更したことによる。ただし、2020年は「社会福祉施設等調査」を使用している。「福祉行政報告例」が2015年からの子ども・子育て支援制度に対応していないためである。



## 5. 推定結果

推定結果が図表2に示されている。図表2には、35歳～39歳女性人口による重み付けを行っていない場合（図表左側）と行った場合（図表右側）それぞれについて、推定（1）および推定（2）の結果を示した。推定（1）は20代の結婚経験率変化、30代の結婚経験率変化を採用した推定結果、推定（2）は、20代の結婚経験率変化を分子、30代の結婚経験率変化を分母とした比をとった変数を採用した推定結果である。

まず、女性人口による重み付けなしの推定結果を見てみよう。

推定（1）をみると、20代の結婚経験率変化が5%有意水準で有意にプラスとなった。一方で、30代の結婚経験率変化は有意な結果とはならなかった。20代での結婚が完結出生力を高める効果があると考えられる。

女性就業率では、25歳～29歳の就業率が1%有意水準で有意にプラスとなった。この年齢階級はM字型カーブのくぼみを形成していたが、出産と就業の競合関係が解消されているとみられる。

DID人口比率が5%有意水準で有意にマイナスとなった。人口密度の高い都市部では住宅コストや子どもの教育コストが高いために出産に抑制的に影響するとする見方がある（加藤（2017）、近藤（2014））。DID人口比率が有意にマイナスとなったことはこのような見方と整合的な結果と考えられる。

第一次産業就業者比率が5%有意水準で有意にプラスとなった。夫の職業が農業の場合には第3子を出産しやすい傾向にある（小島（1995））。また、第一次産業では、家計の構成員の多くが就業しており、出生率も高い可能性があるという指摘されている（加藤（2017））。第一次産業就業者比率が高いほど多子出産となる傾向を反映した結果と解釈できる。

次に学歴について、短大卒が1%有意水準で有意にマイナスとなった一方で、大卒者は5%有意水準で有意にプラスとなった。高学歴の女性ほど機会費用が大きいと考えられることからマイナスの符号が予想されたが、プラスという結果となった。女性の就業と同様に出産との関係が変化していると考えられる。なお、短大卒が有意にマイナスとなっているが、この解釈は難しい。

推定（2）をみよう。結婚経験率変化比は1%有意水準で有意にプラスとなった。推定（1）と同様に30代に比べて20代での結婚経験率が上昇することが完結出生力にプラスの影響を与えると考えられる。

女性就業率は25歳～29歳で、1%有意水準で有意にプラス、30歳～34歳で、5%有意水準で有意にマイナスとなった。年齢階級で符号が異なる結果となった。30歳～34歳という年齢は、会社組織の中で徐々に責任あるポジションに就く年齢だと考えられる。こうしたことから、この年齢階級では依然として出産と仕事の両立が難しい可能性があるだろう。

次に、女性人口による重み付けありの推定結果を見てみよう。

図表 2 推定結果

被説明変数：完結出生力	35歳～39歳女性人口による加重なし		35～39歳女性人口による加重：あり	
	推定（1）	推定（2）	推定（1）	推定（2）
説明変数				
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）	1.619 ** (0.638)		1.431 ** (0.622)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）	1.193 (0.754)		0.989 (0.785)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）		0.036 *** (0.011)		0.039 *** (0.011)
女性就業率 （20歳～24歳）	-0.054 (0.242)	0.207 (0.185)	0.224 (0.403)	0.755 *** (0.262)
女性就業率 （25歳～29歳）	0.530 *** (0.161)	0.533 *** (0.172)	0.670 *** (0.229)	0.557 ** (0.263)
女性就業率 （30歳～34歳）	-0.258 (0.172)	-0.488 ** (0.225)	-0.323 (0.257)	-0.449 (0.331)
女性就業率 （35歳～39歳）	-0.180 (0.160)	-0.225 (0.205)	-0.181 (0.120)	-0.233 (0.236)
実質女性賃金率	-0.048 (0.127)	0.039 (0.148)	0.000 (0.139)	0.278 ** (0.119)
男女所得比	0.097 (0.112)	0.174 (0.132)	0.130 (0.119)	0.337 *** (0.098)
潜在的保育所定員率	0.169 (0.256)	0.154 (0.363)	0.253 (0.273)	0.207 (0.313)
DID人口比率	-0.437 ** (0.181)	-0.472 ** (0.203)	-0.221 (0.210)	-0.198 (0.202)
第一次産業就業者比率	0.879 ** (0.395)	0.831 ** (0.370)	0.867 * (0.460)	0.791 * (0.411)
学歴 （短大卒）	-0.423 *** (0.144)	-0.573 *** (0.205)	-0.202 (0.142)	-0.291 * (0.170)
学歴 （大学・大学院卒）	0.165 ** (0.064)	0.234 *** (0.073)	0.078 (0.096)	0.175 (0.114)
有効求人倍率 （20歳～24歳）	0.011 (0.009)	0.015 (0.011)	0.011 (0.011)	0.020 (0.013)
有効求人倍率 （25歳～29歳）	0.020 ** (0.009)	0.015 (0.010)	0.026 ** (0.012)	0.026 * (0.014)
有効求人倍率 （30歳～34歳）	0.014 (0.010)	0.009 (0.009)	-0.002 (0.014)	-0.009 (0.012)
有効求人倍率 （35歳～39歳）	0.005 (0.014)	0.004 (0.017)	-0.007 (0.018)	-0.018 (0.022)
決定係数	0.806	0.797	0.999	0.998
observation	282	282	282	282
時点効果	yes	yes	yes	yes

注) 1. 表中下段のカッコ内はクラスター標準誤差を示す。

2. 表中\*\*\*印は1%有意水準、\*\*印は5%有意水準、\*印は10%有意水準を示す。

推定（１）は、女性人口による重み付けなしの結果とほぼ同じであるが、DID 人口比率、学歴（短大卒、大学・大学院卒）が有意な結果となっていない。

推定（２）も女性人口による重み付けありの結果とほぼ同じであるが、女性就業率（20 歳～24 歳）が有意にプラスとなった。また、実質女性賃金率と男女所得比が有意にプラスとなった。一方で、学歴（大学・大学院卒）が有意な結果ではなくなった。

以上のように、35 歳～39 歳の女性人口による重み付けあり・なし、推定（１）、推定（２）の全ての推定結果について有意で期待通りの符号のなった変数は、20 代の結婚経験率変化、20 代と 30 代の結婚経験率変化比、25 歳～29 歳の女性就業率という結果となった。

なお、足立・中里（2017）では、女性賃金率が完結出生力の決定要因として頑健であるとされていたが、本稿の分析結果では有意な結果とならなかった。就業率が上昇し、仕事と出産との両立も可能となっている可能性があることから、機会費用が低減しているためではないかと考えられる。

## 6. 結論

本稿では 1980 年から 2005 年の間に 20 歳～24 歳になる 6 つのコーホートを対象に 47 都道府県のパネルデータによる二元配置固定効果モデルによって、完結出生力の決定要因について分析した。二元配置固定効果モデルによる推定結果は次のようにまとめることができよう。

（１）結婚経験率変化でみた結婚のタイミングについては、20 代のタイミングでの結婚が有意にプラスとなった。早いタイミングでの結婚が多子出産を可能にし、完結出生力にプラスの影響があると考えられる。

（２）25 歳～29 歳の女性就業率が有意にプラスとなった。従来は出産と女性の就業は競合関係にあるとされてきたが、この関係が解消されていることを示している。

以上の結果は、35 歳～39 歳の女性人口の重み付けによる推定でも変わらず、この点から頑健な結果であると考えられる。

守泉（2015）は、少子化対策における新たな視点として結婚・出産のタイミングの問題を指摘し、結婚・出産タイミングの早期化に寄与する政策という観点も考慮すべきとしている。本稿の分析結果は、結婚や出産のタイミングを早める効果を持つ政策を実施することの根拠を提供することになると考えられる。

なお、出産と女性の就業の競合関係が解消されたとして、なぜ競合関係が解消されたのかという疑問に対して、本稿の分析は答えることができない。是川（2019）が指摘するように男女雇用機会均等法の成立などが影響している可能性はあろう。DID（Difference in Differences）など政策評価の検証方法によって制度変更の効果検証が可能かどうか、今後検討する必要がある。

#### (補論) 変数の作成方法と記述統計

推定に使用する変数の作成方法を説明する。なお、コーホートごとの変数の記述統計は図表 3～図表 8 に示されている。

#### 完結出生力

完結出生力は、「人口動態統計」(厚生労働省)の母親の年齢階級別出生数を「国勢調査」(総務省)の年齢階級別女性人口(日本人)で除して 5 倍した値を各年齢階級別出生率とし、同一コーホートの 20 歳～24 歳、25 歳～29 歳、30 歳～34 歳、35 歳～39 歳の 4 つの年齢階級の出生率を累積した値とする。なお、2015 年と 2020 年の女性人口は不詳補完値を使用している。

#### 結婚経験率変化

20 代の結婚経験率変化は、25 歳～29 歳の結婚経験率から同一コーホートの 15 歳～19 歳の結婚経験率を差し引いて求める。また、30 代の結婚経験率変化は、35 歳～39 歳の結婚経験率から同一コーホートの 25 歳～29 歳の結婚経験率を差し引いて求める。なお、結婚経験率は、「国勢調査」(総務省)の配偶関係を利用し、有配偶者数、死別者数、離別者数の合計(日本人)を女性人口(日本人)で除して求める。なお、2015 年と 2020 年の配偶関係および女性人口には不詳補完値を使用している。

#### 女性就業率

女性就業率は、年齢階級別として「国勢調査」(総務省)の年齢階級別女性就業者(日本人)を「国勢調査」(総務省)の年齢階級別女性人口(日本人)で除して算出した。なお、女性の進学率上昇によって 20 歳～24 歳の就業率が低下している。この低下を調整するために、分子の就業者に非労働力人口の内訳項目である「通学」を加えている。また、25 歳～29 歳、30 歳～34 歳、35 歳～39 歳も同様に「通学」を分子に加えている。なお、不詳補完値には国籍の別が作成されていないため不詳補完値は使用していない。

#### 実質女性賃金率

実質女性賃金率は、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)から得られる一般労働者(女性)の年齢階級別所定内給与額(企業規模計(10 人以上、産業計))を所定内実労働時間数で除して女性賃金率を作成し、消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合)で実質化した上で、コーホートの各年齢階級別実質賃金率の平均として求める。

#### 男女所得比

男女所得比は、「賃金構造基本調査」(厚生労働省)の企業規模計・産業計から得られる所定内給与額を所得の代理変数として、コーホートごとに給与額の平均をそれぞれ求め、男性

図表3 1956年～1960年生コーホート

1956年～60年生コーホート				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	1.968	0.134	1.481	2.277
結婚経験率変化 (20代)	0.700	0.048	0.546	0.798
(30代)	0.197	0.026	0.143	0.256
結婚経験率変化比 (20代/30代)	3.642	0.734	2.238	5.597
女性就業率 (20歳～24歳)	0.786	0.047	0.611	0.874
(25歳～29歳)	0.542	0.075	0.429	0.749
(30歳～34歳)	0.538	0.090	0.377	0.743
(35歳～39歳)	0.623	0.084	0.454	0.783
女性実質賃金率	0.994	0.139	0.792	1.359
男女所得比	1.356	0.053	1.223	1.455
潜在的保育所定員率	0.145	0.052	0.055	0.275
DID人口比率	0.476	0.185	0.240	0.975
第一次産業就業者比率	0.118	0.058	0.006	0.224
学歴 (短大卒)	0.220	0.037	0.138	0.297
(大学・大学院卒)	0.086	0.032	0.042	0.188
有効求人倍率 (20歳～24歳)	0.763	0.338	0.160	1.710
(25歳～29歳)	0.724	0.339	0.180	1.410
(30歳～34歳)	1.543	0.570	0.480	2.620
(35歳～39歳)	0.743	0.248	0.180	1.210

所得を女性所得で除して求める<sup>8</sup>。

#### 潜在的保育所定員率

潜在的保育所定員率は、「福祉行政報告例」（厚生労働省）から得られる保育所定員数を、「国勢調査」（総務省）から得られる20歳～39歳の女性人口で除して算出し、同一コーホートの20歳～24歳から35歳～39歳までの各年齢階級での潜在的保育所定員率を平均して算出される。例えば、1981年～1985年生コーホートの場合は、2005年に20歳～24歳

<sup>8</sup> 足立・中里（2017）では、本来は男性所得自体を利用することが望ましいが、男性所得と女性賃金率との間に高い相関関係があることから、小椋・ディークル（1992）に倣ってこの変数を採用したと説明している。本稿でもこれに倣って採用する。

図表4 1961年～1965年生コーホート

1961年～65年生コーホート				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	1.760	0.146	1.255	2.033
結婚経験率変化（20代）	0.609	0.044	0.448	0.700
（30代）	0.252	0.022	0.215	0.304
結婚経験率変化比（20代/30代）	2.450	0.360	1.518	3.262
女性就業率（20歳～24歳）	0.807	0.040	0.665	0.883
（25歳～29歳）	0.606	0.061	0.504	0.773
（30歳～34歳）	0.547	0.075	0.401	0.720
（35歳～39歳）	0.625	0.073	0.472	0.768
女性実質賃金率	1.100	0.135	0.884	1.470
男女所得比	1.313	0.043	1.212	1.402
潜在的保育所定員率	0.146	0.051	0.055	0.272
DID人口比率	0.488	0.186	0.243	0.977
第一次産業就業者比率	0.099	0.050	0.005	0.193
学歴（短大卒）	0.281	0.043	0.176	0.371
（大学・大学院卒）	0.103	0.036	0.051	0.213
有効求人倍率（20歳～24歳）	0.724	0.339	0.180	1.410
（25歳～29歳）	1.543	0.570	0.480	2.620
（30歳～34歳）	0.743	0.248	0.180	1.210
（35歳～39歳）	0.642	0.188	0.280	1.100

であるから、まず、2005年の保育所定員数を2005年の20歳～39歳の女性人口で除して2005年の潜在的保育所定員率を算出する。2010年、2015年、2020年も同様の方法によって各年の潜在的保育所定員率を算出する。そして、2005年、2010年、2015年、2020年の潜在的保育所定員率の平均を求める。これが1981年～1985年生コーホートの潜在的保育所定員率となる。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している。

足立・中里（2017）では、保育所定員数を「社会福祉施設等調査」（厚生労働省）から取得しているが、2009年および2012年に調査方法が変更されていることから時系列比較には適さない<sup>9</sup>。このため、「福祉行政報告例」を使用することとした。

<sup>9</sup> 宇南山・山本（2015）、朝井・神林・山口（2016）で指摘されている。このため、宇南山・山本（2015）、朝井・神林・山口（2016）で使用されている「福祉行政報告例」を使

図表5 1966年～1970年生コーホート

1966年～70年生コーホート				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	1.563	0.131	1.127	1.809
結婚経験率変化（20代）	0.530	0.037	0.381	0.596
（30代）	0.276	0.017	0.246	0.310
結婚経験率変化比（20代/30代）	1.933	0.215	1.238	2.247
女性就業率（20歳～24歳）	0.844	0.030	0.731	0.908
（25歳～29歳）	0.641	0.044	0.554	0.758
（30歳～34歳）	0.575	0.062	0.451	0.717
（35歳～39歳）	0.637	0.062	0.515	0.760
女性実質賃金率	1.211	0.128	0.997	1.577
男女所得比	1.283	0.034	1.211	1.348
潜在的保育所定員率	0.150	0.052	0.056	0.269
DID人口比率	0.500	0.187	0.245	0.979
第一次産業就業者比率	0.084	0.043	0.005	0.165
学歴（短大卒）	0.303	0.041	0.208	0.393
（大学・大学院卒）	0.124	0.036	0.072	0.243
有効求人倍率（20歳～24歳）	1.543	0.570	0.480	2.620
（25歳～29歳）	0.743	0.248	0.180	1.210
（30歳～34歳）	0.642	0.188	0.280	1.100
（35歳～39歳）	0.915	0.283	0.400	1.670

ただし、2020年については「社会福祉施設等調査報告」（厚生労働省）を使用する。これは、2015年に制度変更があったものの「福祉行政報告例」では新制度に対応したデータが取得できず、「社会福祉施設等調査報告」で取得可能なためだ<sup>10</sup>。

用した。

<sup>10</sup> 子ども・子育て支援新制度が2015年4月から開始された。新制度の主なポイントは、①認定こども園、幼稚園、保育所を通じた共通給付（「施設型給付」）および小規模保育所等への給付（「地域型保育給付」）の創設、②認定こども園の改善（幼保連携型認定こども園の改善等）、③地域の実状に応じた子ども・子育て支援（利用者支援、地域子育て支援拠点、放課後児童クラブなどの「地域子ども・子育て支援事業」）の充実、である。このうち、保育所整備に係るのは①と②である。「福祉行政報告例」（厚生労働省）には、保育

図表6 1971年～1975年生コーホート

1971年～75年生コーホート				
	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	1.455	0.118	1.081	1.743
結婚経験率変化（20代）	0.475	0.035	0.335	0.532
（30代）	0.295	0.019	0.260	0.330
結婚経験率変化比（20代/30代）	1.620	0.187	1.033	2.034
女性就業率（20歳～24歳）	0.831	0.028	0.712	0.879
（25歳～29歳）	0.673	0.036	0.599	0.762
（30歳～34歳）	0.615	0.055	0.523	0.731
（35歳～39歳）	0.657	0.062	0.531	0.766
女性実質賃金率	1.268	0.114	1.061	1.618
男女所得比	1.228	0.030	1.155	1.283
潜在的保育所定員率	0.159	0.054	0.063	0.270
DID人口比率	0.500	0.187	0.245	0.979
第一次産業就業者比率	0.073	0.038	0.004	0.144
学歴（短大卒）	0.326	0.041	0.240	0.415
（大学・大学院卒）	0.146	0.038	0.093	0.274
有効求人倍率（20歳～24歳）	0.743	0.248	0.180	1.210
（25歳～29歳）	0.642	0.188	0.280	1.100
（30歳～34歳）	0.915	0.283	0.400	1.670
（35歳～39歳）	0.533	0.104	0.310	0.790

#### DID 人口比率

都市化の程度を表す指標として、各都道府県人口の集中地区(DID)人口比率を採用する。これは、「国勢調査」から得られる各都道府県の人口集中地区人口を当該年次の各都道府県の人口で除して算出した。推定に利用する DID 人口比率は、各コーホートの女性が 20 歳～39 歳までの期間に実施された国勢調査から得られる各時点の DID 人口比率の平均とした。なお、2015 年と 2020 年の人口は不詳補完値を使用している。

所および幼保連携型こども園の定員数は掲載されているが、その他の施設の定員数が掲載されていない。「社会福祉施設等調査報告書」（厚生労働省）には、幼保連携型認定こども園、保育所型認定こども園、保育所、地域型保育事業所として家庭的保育事業所、居宅訪問型保育事業所、事業所内保育事業所、小規模保育事業所の定員数が掲載されている。







## 都道府県別有効求人倍率

地域の景気変動をコントロールするために都道府県別有効求人倍率を採用する。具体的には、都道府県別有効求人倍率を使用して、各コーホートの年齢階級ごとの有効求人倍率を作成する。例えば、1956年～1960年生コーホートは1980年に20歳～24歳、1985年に25歳～29歳、1990年に30歳～34歳、1995年に35歳～39歳であるから、それぞれの年齢階級にその年の都道府県別有効求人倍率を対応させる。すなわち、20歳～24歳には1980年、25歳～29歳には1985年、30歳～34歳には1990年というように対応させる。それぞれのコーホートについても同様に、各年齢階級時の都道府県別有効求人倍率を対応させる。こうして各コーホートの各年齢階級に対応する有効求人倍率となる。

### 【参考文献】

- 朝井友紀子・神林龍・山口慎太郎 (2016) 「保育所整備と母親の就業率」『経済分析』191,121-152.
- 足立泰美・中里透 (2017) , 「出生率の決定要因－都道府県別データによる分析」『日本経済研究』75,63-91.
- 宇南山卓 (2011) 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所整備」『日本経済研究』65,1-22.
- 宇南山卓・山本学 (2015) 「保育所の整備と女性の労働力率・出生率－保育所の整備は女性の就業と出産・育児の両立を実現させるか－」PRI Discussion Paper Series(No.15A-2).
- 岡崎陽一 (1993) , 『人口分析ハンドブック』古今書院.
- 小椋正立・ディークル,ロバート (1992) , 「1970年以降の出生率の低下とその要因」『日本経済研究』22,46-76.
- 加藤和久 (2017) , 「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』131,6-23.
- 小島宏 (1995) , 「第3子出生の要因」『厚生指標』42(2),一般財団法人厚生労働統計協会,9-14.
- 近藤恵介 (2014) , 「集積の経済による成長戦略と出生率回復は相反するか」RIETI Special Report.
- 高根正昭 (1979) , 『創造の方法学』講談社現代新書.
- 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－女性就業と出生力の関係の再検討－」『人口問題研究』75 (1) ,1-25.
- 伊達雄高・清水谷論 (2004) , 「日本の出生率低下の要因分析：実証研究のサーベイと政策的含意の検討」ESRI Discussion Paper Series No.94,内閣府経済社会総合研究所.
- 堤静子 (2011) , 「少子化要因としての未婚化・晩婚化－都道府県コーホートによる分析－」『季刊 社会保障研究』47 (2) ,159-174.
- 廣嶋清志 (1999) , 「結婚と出生の社会人口学」『講座社会学2 家族』(目黒・渡辺編) 21-57.

- 廣嶋清志（2011）,「近年の出生率反転の分析：結婚と産み方のどちらが変わったか」,ESTRELA,203,財団法人統計情報研究開発センター,2-9.
- 牧田修治・水ノ上智邦(2022)「合計特殊出生率の上位県と下位県の特徴」『分析実践！EBPM 推進事業報告書』（徳島県政策創造部）,5-22.
- 守泉理恵（2015）「日本における少子化対策の展開：エンゼルプランから子ども・子育てビジョンまで」『人口減少と少子化対策 人口学ライブラリー16』（高橋・大淵編著）原書房,27-48.
- 横山由紀子（2021）,「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－」『分析実践！EBPM 推進事業報告書』（徳島県政策創造部統計データ課）,79-88.

## 令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書

### 徳島県の初職時県内残留行動の実証分析

#### 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 名誉教授
	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 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)



## 令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議報告書

### 提出論文：「徳島県の初職時県内残留行動の実証分析」

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会から提出された論文「徳島県の初職時県内残留行動の実証分析」（別添）について、追加で提出された分析結果も踏まえて評価を行った。この結果、提出された論文は概ね妥当な結論であると評価できる。以下に評価の根拠を示す。

1. 提出された論文は、最終学校卒業時に徳島県内に居住していた者が、初職時に県内に残留するか県外に転出するのかという意思決定について、地域間人口移動の仮説である賃金格差仮説、就業機会格差仮説のほか、県内残留による経済的なメリットが誘因となる「親の持家仮説」を、2 項ロジットモデルによって男女別に検証している。また、「親の持家仮説」の検証として採用された親の持家ダミーが持つ意味について、高校生時の家族内の意識などを反映している可能性を2 項ロジットモデルによって検証している。
2. 分析の結果は、男女とも「親の持家仮説」が支持される一方で、賃金格差仮説と就業機会仮説は支持されないというものである。また、親の持家ダミーという変数が家族内の意識あるいはこれに類する要因を代理している可能性も示された。推定に採用された変数や推定方法などは概ね妥当であると評価できるものの、地域間人口移動の分野で支持されてきた賃金格差仮説や就業機会格差仮説が支持されないという結果については、結論に至るプロセスで説明が必要であろう。
3. この点に関連して、「親の持家仮説」の頑健性をチェックするために、実質賃金率格差、有効求人倍率格差という変数の代わりに初職年次ダミーを採用した推定結果の提出を要請した。推定結果は、「親の持家仮説」が支持されるというものであり、この仮説の頑健性が確認されたと考えられる。また、併せて、出身地域を考慮すれば賃金格差仮説も支持されるという推定結果が追加提出された。
4. 追加提出された推定結果も踏まえれば、提出された論文の結論は妥当であると評価できる。なお、県内残留者や県外転出者の初職時の雇用形態など基礎的な情報の提供が不足している。改めて提出を求めるものではないが、令和2年度第1回とくしま EBPM 評価会議で指摘したことでもあり、再度指摘しておきたい。

以上





( 別 添 )



## 徳島県の初職時県内残留行動の実証分析

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 八幡 菜摘

### 【要約】

本稿では「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」の結果を利用し、初職時の県内残留行動に関して、賃金格差仮説、就業機会格差仮説、親の持家仮説を男女別に検証した。検証の結果、男女ともに親の持家仮説が支持されるという結果となった。初職時に県外で生活するよりも、実家に住むことによって生活コストの負担が軽減されるなどの経済的なメリットを受けることが誘因になると考えられる。さらに、親の持家に家族内の地元残留意識の強さのような目に見えない要因の意味が含まれているかどうかについても検証した。間接的な検証方法であるが、結果は、親の持家が家族内の徳島県に対するプラスの評価を反映している可能性があるという結果となった。

### 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、東京圏への過度の人口集中を是正することが明記されたことを受け、国および地方公共団体では「まち・ひと・しごと創生総合戦略」「地方版総合戦略」を策定し、東京圏への人口集中の是正策や流出した人口の還流策、地元定着のための施策等に取り組んでいる。

地域経済学によると、地域間の人口移動が生じるのは、地域間で個人の効用に関する格差が存在し、住民が、自らの効用が最大になるようにより高い効用が得られる地域に移動するためだ。地域間格差の最も大きな要因は賃金格差であり、賃金の伸縮が完全でないと考えられるなら、その要因は就業機会の格差である(山田・徳岡編(2018))。これまで「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)や「国勢調査」(総務省)を利用して、地域間人口移動について賃金格差仮説や就業機会格差仮説を検証した研究が蓄積されてきた(玉田(2003)、伊藤(2006)、戸田・太田(2009)など)。

一方で、地域間人口移動の裏返しの関係になるためか、地元残留行動に関する研究の蓄積は乏しく、山口・荒井・江崎(2000)がある程度である。山口らは「人口移動調査(第3回)」(国立社会保障・人口問題研究所)の個票データを用いて、男女ともに1956年～60年生コーホート以降の出生コーホートで残留率が上昇していることを報告している。そして、この原因が大都市圏と地方圏の就業機会格差の縮小にあるとしている。ただし、データの制約から大卒者を分析対象から除外していることやグラフの観察のみから結論を導いていることなど、結論については検討の余地が残されていると思われる。

親の意識面から地元残留について分析する試みもある。山口・江崎・松山(2016)では、

山形県庄内地域の高校 3 年生の子どもを持つ親を対象にアンケート調査を行い、子どもに対する親の地元残留希望と親の属性や意識、世帯形態などとの関係について分析し、地域に魅力を感じている親の方が感じていない親よりも子どもに対する残留希望割合が高いことや、戸建持家世帯の土地取得について、親自身の代に土地を取得した世帯より、先代以前が取得した土地に住んでいる世帯の方が、残留希望が強いことなどを報告している。この分析では親の意識と子どもの実際の残留行動との関連は調査されていない。しかし要藤(2018)は、ソーシャル・キャピタルに関して、同一世帯内の親の考え方や意識が子の意識に影響を与えるという実証結果を報告しており、これらを併せて考えると、親の子どもに対する地元残留希望は、子どもの意識や実際の行動に影響を与える可能性も考えられる。

石倉(2009)は、高校卒業時に親の持家に居住していた者の U ターン率が非持家の者より高いことを発見し、親の実家に住むことの経済的メリットが U ターンの誘因になっていると解釈している。これを親の持家仮説と呼ぼう。ただ、要藤(2018)が指摘する通り、家族内に高い地元残留希望意識があるとすれば、「親の持家」という変数を通してこの残留意識の強さが U ターン率の高さとなって現れているという可能性も考えられる。

本稿では、「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」(2020 年実施)の結果を利用して、初職時の県内残留行動に関する仮説、すなわち、賃金格差仮説、就業機会格差仮説、親の持家仮説を実証的に検証することとする。また、「親の持家」が持つ意味について、石倉(2009)が指摘する経済的メリット以外に家族内の意識あるいはそれに類する要因が含まれている可能性についても(補論 1)で検討したい。

本稿の構成は以下の通り。まず、続く 2 章でアンケートの調査方法とデータについて簡単に説明した後、3 章で分析方法、変数の作成方法などを簡単に説明し、推定結果を報告する。そして最後に 4 章で(補論 1)の分析結果を踏まえて結論を述べる。

## 2. 調査方法とデータ

### 2. 1 調査方法

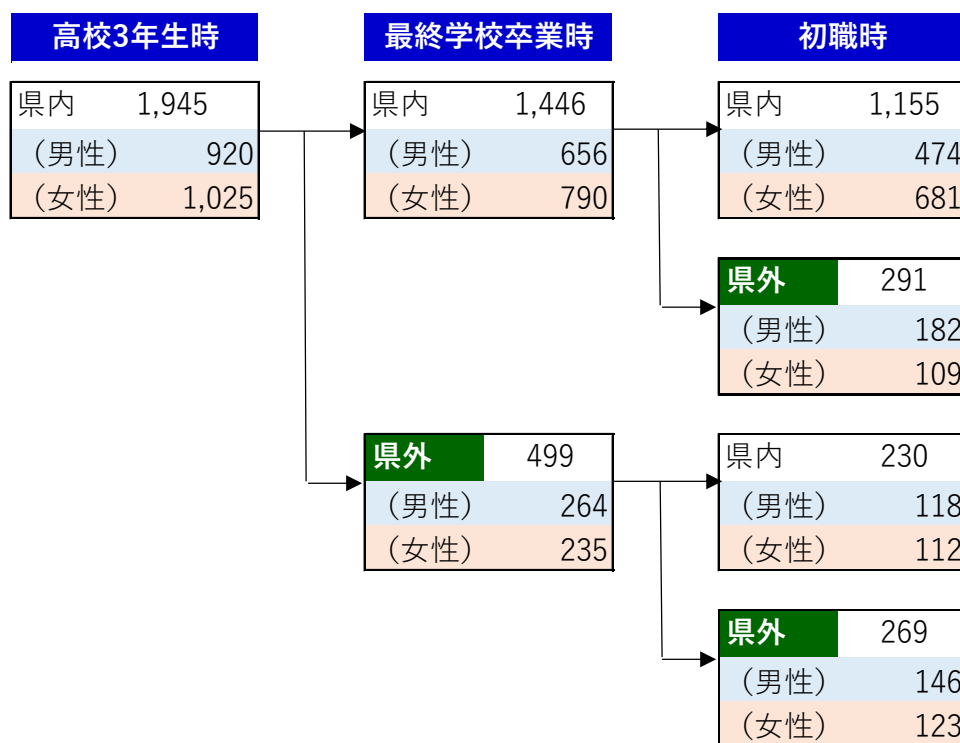
アンケート調査は、徳島県内の高等学校を卒業した者を徳島県出身者と定義し、調査時点で 25 歳から 59 歳の徳島県出身者を調査対象として、インターネット調査会社に委託して行った。調査期間は 2020 年 11 月 30 日から 12 月 3 日である。調査方法は、インターネット調査会社に登録しているモニターの中から調査開始時点で依頼可能な 25 歳～59 歳の全国の男女 236 万 2,852 人を対象として、まず、性別、年齢、出身地(卒業した高校の所在地)などを質問したスクリーニング調査を行い、回答のあった 37 万 9,270 人の中から、徳島県内の高等学校を卒業した 2,236 人がスクリーニング調査から本調査へ進むという方法で行われた。本調査へ進んだ回答者は全ての質問に回答しており、この 2,236 人の回答が有効回答となる。ただし、本稿の分析にとって重要な質問に回答していないなどの回答者を除

外し、結局、1,945 人を有効回答とした。

## 2. 2 初職時県内残留者の定義

アンケート調査では、「高校3年生時」「最終学校卒業時」「初職時」「現在」というライフステージと居住地を関連付けた回顧型の質問をしており、この回答によって個人の移動履歴を辿ることができる。高校3年生時に県内に居住した1,945人のうち、大学や専門学校などの最終学校卒業時に県内に居住した者が1,446人である。本稿ではこの1,446人を分析対象とし、このうち初職時もそのまま県内に居住した者を初職時県内残留者と定義する（以降、単に県内残留者と呼ぶ）。県内残留者は1,155人であり、県内残留率は79.9%（=1,155人/1,446人）となる。男女別では、男性が72.3%、女性が86.2%であり、男性に比べて女性の残留率が高い。

図表1 徳島県出身者の移動履歴



## 2. 3 回答者の年齢構成

分析対象となる1,446人の回答者の年齢構成を、25歳～39歳、40歳～49歳、50歳～59歳という3つの年齢階級に分けて構成比をみたものが図表2である。分析対象の構成比をみると、25歳～39歳の構成比が22.1%の一方で50歳～59歳が42.3%となっており、図表

## 2 回答者の年齢構成

	合計			男性			女性		
	(人)	年齢別 構成比 (国勢調査)		(人)	年齢別 構成比 (国勢調査)		(人)	年齢別 構成比 (国勢調査)	
		(%)	(%)		(%)	(%)		(%)	
合計	1,446	100.0	(100.0)	656	100.0	(100.0)	790	100.0	(100.0)
25歳～39歳 (1981年～95年生まれ)	320	22.1	(36.3)	99	15.1	(36.5)	221	28.0	(36.1)
40歳～49歳 (1971年～80年生まれ)	515	35.6	(33.3)	242	36.9	(33.4)	273	34.6	(33.2)
50歳～59歳 (1961年～70年生まれ)	611	42.3	(30.4)	315	48.0	(30.2)	296	37.5	(30.7)

(注) 表中の国勢調査の年齢別構成比は、日本人の不詳補完値を使用して算出した値である。

(出所) 「国勢調査」(総務省)

若年層の構成比が低くなっている。「令和2年国勢調査」(総務省)の日本人の年齢別構成比と比較すると、25歳～39歳の構成比は15ポイント程度低くなっている。男女別にみると、男女ともに25歳～39歳の構成比が「国勢調査」の構成比に比べて低い。特に男性では、15.1%と「国勢調査」の構成比に比べて20ポイント程度低くなっている。分析に当たっては若年層、特に男性若年層のサンプルが少ないことには留意する必要がある。

### 2.4 県外転出者の居住地域

図表3 県外転出者の転出先

転出先地域	初職時県外転出者					
			男性		女性	
	(人)	(構成比)	(人)	(構成比)	(人)	(構成比)
合計	291	100.0	182	100.0	109	100.0
東京圏	59	20.3	41	22.5	18	16.5
名古屋圏	13	4.5	11	6.0	2	1.8
大阪圏	136	46.7	76	41.8	60	55.0
非大都市圏	83	28.5	54	29.7	29	26.6

(注) 転出先地域は「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)の三大都市圏に倣って、東京圏は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、名古屋圏は愛知県、岐阜県、三重県、大阪圏は大阪府、京都府、奈良県、兵庫県とした。なお、非大都市圏は三大都市圏以外の地域を指す。

最終学校卒業時に県内に居住した1,446人のうち、初職時に県外に転出した者は291人

である。この 291 人の転出先を地域別にみたものが図表 3 である<sup>1</sup>。大阪圏への転出が最も多く、構成比は 46.7%で、特に女性が 55.0%と過半を超える人がこの地域へ転出している。次で 3 割弱が非大都市圏、東京圏は 2 割程度となっている。

### 3. 初職時の県内残留行動の実証分析

#### 3. 1 仮説と分析方法

初職時に県内に残留するかどうかという意思決定は、県外に転出するかどうかの意思決定と表裏一体の関係にある。したがって、検証する仮説としては地域間人口移動の仮説と同様に、賃金格差仮説、就業機会格差仮説および親の持家仮説とする。親の持家仮説は U ターンを想定したものだが、初職時に地元に残留して実家に住むことができれば、県外で生活する場合に比べてコスト負担が軽減されるなどの経済的なメリットは大きいと考えられる。

仮説の検証は、男女別に、初職時の居住地が県内の場合を「1」、県外の場合を「0」とするダミー変数を被説明変数とした 2 項ロジットモデルで行う。仮説検証のための変数として、実質賃金率格差、有効求人倍率格差、親の持家ダミーを採用する。また、アンケート調査から得られる個人属性、すなわち出生コーホート、出身地域、学歴についてダミー変数を作成し、コントロール変数として採用する。

#### 3. 2 変数の作成方法

ここでは、実質賃金率格差、有効求人倍率格差、親の持家ダミーの作成方法を説明する。また、図表 4 には記述統計が示されている。なお、この他の変数の作成方法については（補論 2）で説明する。

##### 実質賃金率格差

実質賃金率は、「賃金構造基本調査」（厚生労働省）から得られる所定内給与額（20 歳～24 歳、産業計、企業規模計、男女別）を所定内実労働時間（20 歳～24 歳、産業計、企業規模計、男女別）で除して賃金率を算出し、消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合、県庁所在地別（東京都は東京都区部））で除して実質化した。格差は大阪府の実質賃金率を分子、徳島県の実質賃金率を分母とした両者の比（＝大阪府/徳島県）として、これを実質賃金率格差とする。徳島県から大阪圏への初職時の転出が男女ともに全体のほぼ 5 割と高い

---

<sup>1</sup> ここでの地域は「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）で定義されている三大都市圏（東京圏、名古屋圏、大阪圏）を使用している。なお、三大都市圏以外を非大都市圏としている。

ことから、この地域の代表値として大阪府の値を用いることとした。なお、推定には、アンケート調査で回答されている初職時の年齢から計算した初職の年の前年の値を使用する<sup>2</sup>。期待される符号は、格差が拡大すると県内残留の阻害要因となることからマイナスとなる。

#### 有効求人倍率格差

有効求人倍率は、「一般職業紹介状況」（厚生労働省）から得られる有効求人倍率を使用する。格差は大阪府の有効求人倍率から徳島県の有効求人倍率を差し引いた値（＝大阪府－徳島県）を使用する。なお、推定には実質賃金率格差と同様に初職の年の前年の値を使用する。期待される符号は、実質賃金率格差と同様にマイナスとなる。

#### 親の持家ダミー

アンケート調査では、高校卒業時の住居形態を質問している。この質問に、親の持家と回答した場合は「1」それ以外を「0」とするダミー変数を親の持家ダミーとする<sup>3</sup>。期待される係数の符号はプラスで、親の持家は県内残留の誘因になると考えられる。

図表4 記述統計表

	男性（サンプル数：645）				女性（サンプル数：772）			
	平均	標準偏差	最大値	最小値	平均	標準偏差	最大値	最小値
初職時県内残留ダミー	0.719	0.450	1	0	0.863	0.344	1	0
実質賃金率格差（大阪府/徳島県）	1.171	0.062	1.26	1.00	1.222	0.096	1.39	1.06
有効求人倍率格差（大阪府－徳島県）	0.027	0.191	0.37	-0.33	0.013	0.189	0.37	-0.33
親の持家ダミー	0.772	0.420	1	0	0.785	0.411	1	0

（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）、「消費者物価指数」（総務省）

### 3. 3 推定結果

推定結果が図表5に示されている。なお、分析に使用したサンプルは、学歴に関する質問に「答えたくない」「覚えていない」といった回答や、初職時の年齢が空白になっている回

<sup>2</sup> アンケート調査では、初職時の年齢と生年を質問している。推定では、この質問の回答から計算される初職時の年の前年の値を使用する。

<sup>3</sup> アンケート調査では「高校卒業のときの住居について、該当する住居形式を教えてください」と質問している。回答の選択肢は、[1]一戸建て（親の持家）、[2]一戸建て（親の借家）、[3]集合住宅（親の持家）、[4]集合住宅（親の借家）、[5]社宅・社員寮、[6]一戸建て（自身の借家）、[7]集合住宅（自身の借家）、[8]その他、である。選択肢[1]と[3]を「親の持家」として「1」、[1]と[3]以外を「0」とした。



図表5 初職時県内残留の推定結果

説明変数	男性	女性	レファレンス
実質賃金率格差 (大阪府/徳島県)	0.657 (2.432)	-0.319 (2.173)	
有効求人倍率格差 (大阪府-徳島県)	-0.316 (0.676)	-0.446 (0.793)	
親の持家ダミー	0.819 *** (0.204)	0.810 *** (0.236)	
出生コーホートダミー			1961年～70年生
1981年～95年生 (25～39歳)	0.517 (0.384)	0.565 (0.475)	(50歳～59歳)
1971年～80年生 (40～49歳)	0.669 ** (0.272)	0.055 (0.391)	
出身地域ダミー			県北東部出身
県中西部	-0.243 (0.220)	-0.503 ** (0.257)	
県南部	-0.600 ** (0.238)	-0.705 *** (0.298)	
学歴ダミー			高等学校
高専	-0.486 (0.428)		
専修学校・専門学校	0.169 (0.300)	0.149 (0.314)	
短大		1.428 *** (0.448)	
大学・大学院	0.052 (0.227)	-0.374 (0.280)	
定数項	-0.562 (2.937)	1.612 (2.883)	
観測数	645	772	
疑似決定係数	0.055	0.069	

(注) 1. 表中の\*印は、\*は $p<0.1$ 、\*\*は $p<0.05$ 、\*\*\*は $p<0.01$ を示す。  
2. 表中の( )内の値は標準誤差を示す。

答は除外した。この結果、サンプル数は男性が645、女性が772となった。

まず、男性の推定結果をみると、親の持家ダミーが1%有意水準で有意にプラスとなった。県内に留まり実家に住むことによって経済的なメリットを受けることが県内残留の誘因に

なっていると考えられる。

実質賃金率格差および有効求人倍率格差は有意な結果とはならなかった。

コントロール変数では、1971年～80年生ダミーが5%有意水準で有意にプラスとなった。1961年～1970年生コーホートに比べて残留する傾向がある。この出生コーホートの就職時期は1990年代の景気低迷期と重なっていることから、レファレンスである一つ上の世代の1961年～1970年生コーホートに比べて県内残留を選択する者が増えた可能性がある。

出身地域ダミーは、県南部出身ダミーが5%有意水準で有意にマイナスとなった。県北東部地域出身者に比べて残留しない傾向がみられる。地元我希望する業種・職種が乏しいことが影響していることが考えられる。

次に女性の推定結果をみてみよう。親の持家ダミーが1%有意水準で有意にプラスの結果となった。男性と同様に、実家に住むことによって経済的なメリットを受けることが県内残留の誘因になると考えられる。

実質賃金率格差および有効求人倍率格差は有意な結果とはならなかった。

出身地域ダミーは県南部地域出身ダミーが1%有意水準で有意にマイナス、県中西部地域出身ダミーが5%有意水準で有意にマイナスとなった。県北東部地域出身者に比べて残留しない傾向がある。

学歴ダミーは短大ダミーが1%有意水準で有意にプラスとなった。高卒者に比べて残留傾向があるとみられる。

#### 4. 結論

本稿では、徳島県出身者を対象としたアンケート調査結果を利用して、賃金格差仮説、就業機会格差仮説、親の持家仮説を男女別に検証することによって、初職時の県内残留行動の意思決定に影響する要因を実証的に明らかにした。結果は以下のようにまとめられる。

- (1) 男女ともに親の持家仮説が支持された。初職時に県外に転出して家賃コストなどを負担するよりも、地元で実家に住むことによる経済的なメリットを享受することが誘因になると考えられる。
- (2) 男女ともに出身地域ダミーが有意にマイナスとなった。県北東部地域に比べて、男性では県南部地域が、女性では県中西部地域および県南部地域出身者は県内に残留しない傾向がみられる。
- (3) このほか、男性では1971年～1980年生コーホートが有意にプラス、女性では、短大ダミーが有意にプラスという結果となった。

親の持家が持つ意味について、経済的メリット以外の含意についても（補論1）で分析を行った。この結果、地元徳島に対する好ましい評価に親の持家がプラスに影響していることが明らかになった。親の持家には経済的メリットに加えて、家族内で共有される徳島に対す

る想いのような意識も含まれている可能性がある。

なお、男女ともに県南部や県中西部地域出身者は県北東部出身者に比べて県内に残留しない傾向がみられる。これは、就業機会格差を代理する変数として採用した有効求人倍率格差に、業種や職種といった就業機会を示す質的な要因が含まれていないことを反映している可能性がある。この点には留意する必要がある。

## (補論1) 「親の持家」が表す家族内の意識

### 1. 分析目的・分析方法

石倉(2009)では、実家に住むことによる経済上のメリットが誘因になると指摘していた。ここでは、経済的なメリットの意味以外に、親の持家という変数が家族内での親の子どもに対する残留意識の強さなど目に見えない要因を含んでいる可能性を検証したい。

「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」では、徳島県出身者が地元の魅力や暮らしやすさなどの居住環境を評価する質問を行っており、「地域への愛着がある」「家族や親戚と助け合える」や「地域の間人間関係は頼りになる」という項目に対して、回答者が7段階で評価している<sup>4</sup>。仮にこの評価に「親の持家」が影響を与えているとすれば、地域への愛着意識や家族・親戚との助け合い、地域の間人間関係に対する信頼感に関する家族内の何らかの要因が存在し、これが親の持家という変数を通して地元残留行動に影響を与えている可能性があると解釈できる。

そこで、「地域への愛着」「家族や親戚との助け合い」「地域の間人間関係への信頼感」の3つの評価結果を被説明変数とし、親の持家ダミーを説明変数とした推定式を推定し、親の持家ダミーの係数が有意にプラスとなるかどうかを検証する。仮に有意にプラスという結果となれば、親の持家という変数に、地域への愛着や家族・親戚との助け合い、地域の間人間関係に対する信頼に影響する何かが含まれていると考えることができる。

分析は、7段階の評価のうち「徳島がとてもよい」「徳島がまあまあよい」「徳島が少しよ

---

<sup>4</sup> 具体的な質問は次のとおり。「次の(1)～(4)のそれぞれの『居住地に対する想い・人間関係』について、徳島県内の居住地と徳島県外の居住地とを比較して、どちらが良いと思いますか。あなたの考えにあてはまるものをそれぞれ1つお答えください。徳島県内居住者は、現住所(徳島県内)と徳島県外の最後の居住地を比較してください。」この質問に対して、回答は「徳島がとてもよい」「徳島がまあまあよい」「徳島が少しよい」「同程度」「県外が少しよい」「県外がまあまあよい」「県外がとてもよい」「よくわからない」の8つであり、回答者はこのうち一つを選択する。なお、(1)～(4)の質問は、(1)友人と交流できる、(2)地域への愛着がある、(3)家族や親戚と助け合える、(4)地域への人間関係が頼りになる、でこのうち(2)と(4)の質問の回答を使用して分析した。豊田・奥嶋(2022)では回答の選択肢をスコア化した分析を行っている。

い」および「同等」を「1」、「県外が少しよい」「県外がまあまあよい」「県外がとてもよい」を「0」としたダミー変数を被説明変数とした2項ロジットモデルによって行う<sup>5</sup>。

なお、「よくわからない」と回答した回答者は分析対象から除外した。また、この質問の回答には県外に居住経験のない県民も含まれているが、何らかの情報に基づいて徳島がよいか県外がよいかを判断していると考えて、県外居住経験のない住民の回答もサンプルに含めた。

## 2. 変数の作成方法

徳島に関する評価に対して、親の持家ダミーのほかには、個人の属性である年齢、性別、学歴、出身地域のほか初職時の雇用形態をコントロール変数として採用した。ここでは、学歴と初職時の雇用形態のダミー変数の作成方法を説明する。

なお、出身地域ダミー変数は残留行動の実証分析で使用したダミー変数の作成方法と同じである。また、年齢は調査時点の回答者の年齢、性別は男性を「1」、女性を「0」としたダミー変数である。

### 学歴ダミー

アンケート調査では最終学校として、高等学校、高等専門学校、専修学校・専門学校、短期大学、大学、大学院、その他、回答したくない、を選択肢としている。学歴ダミーは、最終学校が高等学校の場合は「1」それ以外を「0」の高校ダミー、高等専門学校の場合は「1」それ以外が「0」の高専ダミー、専修学校・専門学校の場合が「1」それ以外が「0」の専修学校・専門学校ダミー、短期大学の場合が「1」それ以外が「0」の短大ダミー、大学・大学院の場合が「1」それ以外が「0」の大学・大学院ダミーを採用した。なお、選択肢のその他および回答したくないはサンプルから除外した。

### 初職時雇用形態ダミー

アンケート調査では、初職時の雇用形態について質問している。この回答を利用して、正社員・正規職員の場合を「1」それ以外を「0」とする正規ダミー、派遣社員・契約社員、臨時職員、パート・アルバイトの場合を「1」それ以外を「0」とする非正規ダミー、自営業（自宅）の場合を「1」それ以外を「0」とする自営業（自宅）ダミー、会社経営・自営業（自宅外）の場合を「1」それ以外を「0」とする経営者・自営業（自宅外）ダミー、仕事に就いていない場合を「1」それ以外を「0」とする無職ダミーとした。

---

<sup>5</sup> 7つの評価項目を被説明変数とした順序ロジットモデルによる分析も行った。ただ、有意でない閾値があったことから、評価項目を2つにくくって2項ロジットモデルによる分析を行った。

図表6 「地域への愛着」「家族・親戚の助け合い」「地域の間人間関係」の推定結果

説明変数	推定(1)	推定(2)	推定(3)	レファレンス
親の持家ダミー	0.534 ** (0.265)	1.208 *** (0.349)	0.865 *** (0.308)	
性別ダミー	0.080 (0.251)	-0.010 (0.368)	-0.334 (0.312)	
年齢	-0.008 (0.014)	-0.001 (0.020)	-0.033 (0.018)	
出身地域ダミー				県北東部地域
県中西部地域	0.047 (0.284)	0.097 (0.426)	0.455 (0.374)	
県南部地域	0.610 (0.423)	0.510 (0.571)	0.934 (0.556)	
学歴ダミー				高等学校
高専	0.178 (1.048)	-1.152 (0.811)	-1.328 * (0.693)	
専修学校・専門学校	-0.433 (0.406)	0.942 (1.051)	-0.504 (0.490)	
短大	-0.469 (0.406)	-0.704 (0.572)	-0.251 (0.546)	
大学・大学院	-1.022 *** (0.275)	-1.148 *** (0.393)	-0.661 * (0.344)	
初職時雇用形態ダミー				正規職員・正社員
非正規	0.000 (0.300)	0.354 (0.468)	-0.258 (0.364)	
自営業(自宅)	-0.738 (0.801)	-1.031 (1.129)	-0.752 (1.093)	
経営者・自営業(自宅外)	-1.181 (1.225)	-1.584 (1.486)	-1.232 (1.593)	
無職	-1.637 ** (0.716)	-1.099 (1.119)	-1.720 ** (0.857)	
定数項	2.750 *** (0.697)	2.838 *** (0.967)	4.215 *** (0.931)	
観測数	1018	1004	967	
疑似決定係数	0.047	0.093	0.061	

(注) 1. 表中の\*印は、\*は $p<0.1$ 、\*\*は $p<0.05$ 、\*\*\*は $p<0.01$ を示す。

2. 表中の( )内の値は標準誤差を示す。

### 3. 推定結果

推定結果が図表6に示されている。推定(1)は「地域への愛着」、推定(2)は「家族・親戚の助け合い」、推定(3)は「地域の間人間関係」の推定結果である。

推定結果をみると、推定（１）、推定（２）、推定（３）の全ての推定結果で親の持家ダミーが有意でプラスの結果となった。それぞれの評価項目について、親の持家が徳島に対してプラスの影響を及ぼしていると考えられる。

この他のコントロール変数については、大学・大学院卒ダミーが全ての推定で有意にマイナスとなった。大学・大学院卒者は高卒者に比べてどの項目についても徳島に対する評価が低くなる傾向を示している。また、初職の雇用形態については、推定（１）と推定（３）で無職ダミーが有意にマイナスとなった。初職時に職に就いていない状態であることは、正規職員・正社員に比べて徳島に対する評価が低くなる傾向があるといえる。

以上のように、間接的ではあるが、親の持家は経済的なメリットのほかにも、地域への愛着や家族・親戚との助け合い、地域の間人関係への信頼に対する好ましい評価に影響する何かを含んでいる可能性があるかと解釈できる。

## （補論２）出生コーホート、出身地域、学歴のダミー変数作成方法

### 出生コーホートダミー

出生コーホートダミーは、年齢階級を３つの階級に区分し、1981年～95年生まれ（25歳～39歳）を「1」それ以外を「0」、1971年～80年生まれ（40歳～49歳）を「1」それ以外を「0」、1961年～70年生まれ（50歳～59歳）を「1」それ以外を「0」とする３つのダミー変数を作成した。1961年～70年生まれをレファレンスとする。

### 出身地域ダミー

県内を県北東部、県中西部、県南部の３つの地域に分け、高校３年生時の居住地域が、県北東部の場合を「1」それ以外を「0」の県北東部ダミー、県中西部を「1」それ以外を「0」とする県中西部ダミー、県南部を「1」それ以外を「0」とする県南部出身ダミーとする。県北東部地域出身をレファレンスとする<sup>6</sup>。

### 学歴ダミー

最終学校の種類が高等学校の場合が「1」それ以外の場合が「0」を高校ダミー、高専の場合が「1」それ以外は「0」を高専ダミー、専修学校・専門学校の場合が「1」それ以外は「0」を専修・専門学校ダミー、短大の場合が「1」それ以外は「0」を短大ダミー、大学・大学院の場合は「1」それ以外は「0」を大学・大学院ダミーとする。レファレンスを高等学校とす

---

<sup>6</sup> 県北東部は徳島市、鳴門市、小松島市、松茂町、北島町、藍住町、板野町、県中西部は吉野川市、阿波市、美馬市、三好市、石井町、上板町、つるぎ町、佐那河内村、神山町、東みよし町、県南部は阿南市、勝浦町、上勝町、那賀町、牟岐町、美波町、海陽町としている。

る。なお、男性の場合は短大卒が少ないことから専修学校・専門学校に含め、女性では高専卒が少ないことから専修学校・専門学校に含める。

#### 【参考文献】

- 石倉義博（2009）「地域からの転出と『U ターン』の背景 誰がいつ戻るのか」『希望学3 希望をつなぐ 釜石からみた地域社会の未来』（東大社研・玄田有史・中村尚史編,東京大学出版会）,205-236.
- 伊藤薫（2006）「戦後日本の長距離人口移動に対する所得増大の作用-住民基本台帳人口移動報告を利用した分析-」『人口学研究』38,89-98.
- 玉田桂子（2003）「地域間経済格差は労働移動を促すのか？」『大阪大学経済学』53(3),436-449.
- 戸田淳仁・太田聰一（2009）「都道府県間労働移動の再検証-「国勢調査」による粗フロー分析」『労働経済学の新展開』（清家・駒村・山田編）,慶應義塾大学出版会.
- 豊田哲也・奥嶋政嗣（2022）「地方圏における U ターン者と居住環境評価の特徴－徳島県出身者のアンケート分析から－」『分析実践！ EBPM 推進事業報告書』（徳島県政策創造部）,35-52.
- 山口泰史・荒井良雄・江崎雄治（2000）「地方圏における若年者の出身地残留傾向とその要因について」『経済地理学年報』46(1),43-54.
- 山口泰史・江崎雄治・松山薫（2016）「山形県庄内地域における若年人口の流出と親世代の意識」『地学雑誌』125(4),493-505.
- 要藤正任（2018）『ソーシャル・キャピタルの経済分析 「つながり」は地域を再生させるか？』,慶應義塾大学出版会.





## 令和4年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書

コーホート出生率の決定要因（改訂版）

－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－

### 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 名誉教授
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 教授
小卷 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)



## 令和4年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書

提出論文：「コーホート出生率の決定要因（改訂版）－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性の就業の影響分析－」

とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会から提出された論文「コーホート出生率の決定要因（改訂版）－都道府県パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－」（別添）の評価を行った。提出された論文は、令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議での指摘事項を踏まえた改訂版である。指摘に応じて改訂されており、分析自体は十分に信頼に足るものだと評価できる。ただし、エビデンスとして政策立案に活用するにはなお克服すべき課題が残っていることは指摘しておきたい。以下に評価の根拠を示す。

1. 令和4年度第1回とくしま EBPM 評価会議での指摘事項は、①提出論文の結果と先行研究の結果が異なることの原因を明らかにすること、②女性就業率が所得効果を代理する可能性を排除すること、③生涯未婚率を説明変数から除外することは再考すること、の3点であった。今回提出された論文は、この指摘に応じて改められた分析となっている。
2. また、提出された論文は、当評価会議の指摘に基づいて数次にわたり修正、改善が行われており、使用するデータ、変数の選択および作成方法、推定式、推定方法などの点で、先行研究と比較しても十分に信頼できる水準に達していると評価できる。
3. ただ、結論が35歳～39歳の女性人口で加重しない推定結果に基づいてまとめられている。この点は改める必要があるだろう。推定効率を考えれば、加重した推定結果に基づいて結論をまとめることが妥当である。
4. なお、分析に採用されている推定式の右辺は、すべて外生的に決定されると想定されている。しかし、採用された変数の中には内生的に決定されると考えられるものもあり、検討の余地を残している。この内生性の問題は克服すべき課題であり、この課題を残したまま、提出論文の分析結果をエビデンスとして政策立案に活用することには慎重であるべきであろう。

以上



( 別 添 )



## コーホート出生率の決定要因（改訂版）

－都道府県別パネルデータを用いた結婚のタイミングと女性就業の影響分析－

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田 修治

### 【要約】

本稿では、完結出生力の決定要因を明らかにするために、1980年から2005年の間に20歳～24歳となる6つの出生コーホートによる都道府県別パネルデータを使って、結婚のタイミング、女性の就業、女性の賃金率との関係に焦点を当てて分析を行った。分析の結果、生涯未婚率が完結出生力を低下要因となっている一方で結婚のタイミングは影響しないことがわかった。また、女性の就業と出産は競合関係にあると考えられてきたがこの関係はみられなかった。ただし、女性就業率の上昇が完結出生力を上昇させるという関係にはなっていない。女性賃金率について、機会費用の増大による出生率の低下要因と考えられてきたが、このような関係もみられなくなっていることが明らかになった。

### 1. はじめに

「人口動態統計」（厚生労働省）によると、わが国の合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下した後は上昇に転じ2015年には1.45まで回復した。しかし、翌年から再び低下し2021年には1.30となっている。

合計特殊出生率は、ある年の15歳から49歳の出生率を合計した指標であるから、仮にその年の社会経済情勢変化の影響を受けたとしても、出生コーホートの出生率でみると、一時的な変化によって出産のタイミングが変化しただけで、結局は一生の間に産む出生数に変化は及ばないという可能性がある。したがって、廣嶋（1999、2011）が指摘するように、出生率の現状の評価のためには合計特殊出生率の背景にあるコーホート出生率がどう変化しているのかということが重要な論点の一つになる。コーホート累積出生率をみると、1986年～90年出生コーホート（2010年に20歳～24歳になるコーホート）以降の若い世代で出生率の低下がみられている。現下の合計特殊出生率の低下は、社会経済情勢の変化のほかにも、この若い世代の出生率の低下が反映している可能性がある。

そこで本稿では、コーホート出生率の決定要因を「人口動態統計」や「国勢調査」などの集計データを使って明らかにしたい。分析では、結婚のタイミングに注目するとともに、女性の就業と出産の関係にも焦点を当てる。わが国の女性就業率の特徴とされてきたM字型カーブのくぼみが解消し台形に近づいている。女性の就業と出産が従来通りの競合関係だとすれば女性就業率の上昇が出生率低下の一因になっている可能性が考えられる。しかし一方で、競合関係に変化が生じているとする研究も出始めており、仮にそうだとすれば、M字のくぼみ解消は出生率上昇の観点からも望ましい変化と評価できる。

本論文の構成は以下の通り。まず次節で先行研究を紹介する。出生率に関しては豊富な研究の蓄積があるが、ここでは主にコーホート出生率に関する比較的最近時の先行研究を紹介したい。続く3節では推定式と推定に使用する変数について説明する。4節で推定結果を報告し、最後に結論を述べたい。

## 2. 先行研究

コーホート出生率に関する最近の主な研究としては、「国勢調査」(総務省)、「人口動態統計」(厚生労働省)などの集計データを利用して完結出生力を分析した堤(2011)、足立・中里(2017)のほか、マイクロデータを利用してコーホート別の有子確率を分析した是川(2019)がある。

堤(2011)は、完結出生率を生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率の3つの要因に分解し、さらにこの3つの変数を女性賃金率や女性失業率などで説明するというモデル体系を想定し、1970年に20歳～24歳になるコーホートから1990年に20歳～24歳となるコーホートまで、5つのコーホートを対象に都道府県別のクロスセクション回帰分析を行った。分析の結果、全てのコーホートについて、生涯未婚率および平均結婚年齢は有意にマイナス、有配偶出生率は有意にプラスとなり予想通りの結果が得られたとしている。女性の就業については、女性雇用者比率が有配偶出生率に対して有意にプラスの結果となったことを報告している。

足立・中里(2017)でも都道府県別データを使用し、1985年から1995年の間に20歳～24歳となる3つのコーホートを対象に完結出生力の決定要因を分析している<sup>1</sup>。コーホートごとのクロスセクション回帰分析、3つのコーホートを統合したプールド回帰分析、二元配置固定効果モデルによる分析を行った結果、全ての推定で有意な結果となった生涯未婚率と女性賃金率が、完結出生力の決定要因だとしている。女性就業率については概ね有意にプラスの結果が得られたものの、一部の推定で有意な結果とならなかったことから、完結出生力の決定要因とみなすことは留保している。

是川(2019)は、「出生動向基本調査」(国立社会保障・人口問題研究所)のマイクロデータ

---

<sup>1</sup> 堤(2011)、足立・中里(2017)では、完結出生率(完結出生力)を20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の4つの年齢階級の出生率の合計(コーホート累積出生率)と定義している。岡崎(1993)によると、完結出生力は子どもを生み終わったコーホートの最終的な出生率と説明されるが、このような一般の完結出生力とは定義が異なっている点には注意が必要である。なお、堤(2011)では「完結出生率」という用語を使用し、足立・中里(2017)は「完結出生力」という用語を使用している。本稿では「完結出生力」で統一することとする。



を利用して、40歳～49歳時点の女性の有子確率を分析した。分析では、女性の就業環境が1980年代以降に制度変更によって大きく変化していることから、この変化に応じてコーホートを4つに区分し、40歳～49歳時点の子どもの有無と結婚決定時の就業状態の2つの変数を被説明変数とした bivariate probit model による分析を行った<sup>2</sup>。分析の結果、入職時に男女雇用機会均等法が施行済みであった1964年～70年出生コーホートでは女性の就業と出産は競合関係にあったものの、その後の出生コーホートではこのような関係はみられないことを報告している。

このように、最近時点の先行研究では、これまで競合関係にあると考えられてきた女性の就業と出産の関係がプラス方向に変化している可能性を示している。ただ、マイクロデータ分析ではデータの制約から、また、集計データによる分析では女性就業率を同一コーホート内の年齢階級別就業率の平均を使用していることから、M字型カーブの解消といったライフステージに応じて起こる変化が完結出生力にどのような影響を及ぼすのかということが明確に捉えられていない。本稿ではこの点を明らかにしたい。

晩婚化の影響について、堤(2011)では完結出生力に対してマイナスの影響、足立・中里(2017)では影響なしというように一致した結果が得られているわけではない。推定モデルや推定方法が異なっていることが影響している可能性がある。山口(2016)が指摘するように、クロスセクション回帰分析やプールド回帰分析という地域固有の要因を考慮していない推定では、これに起因する見せかけの相関が生じている可能性がある。本稿では、この点を考慮して二元配置固定効果モデルによって分析する。

### 3. 推定式とデータ

#### 3. 1 推定式

女性の就業と出産の関係に関する分析では、賃金上昇が女性の労働参加を促し出生率に影響するという Butz and Ward モデルが代表的な実証モデルとして使用されてきた。先行研究では、女性賃金率と女性就業率の交差項を説明変数として分析する例もあるが、ここでは交差項とせず、女性の年齢階級別就業率の変化が完結出生力にどのような影響を与える

---

<sup>2</sup> 是川(2019)では「出生動向基本調査」の第11回から第15回のマイクロデータを、男女雇用機会均等法成立前に入職、育児休業法成立以前に第1子の出産・育児期となった1947年～55年生コーホート、男女雇用機会均等法成立前に入職、育児休業法成立前後に第1子の出産・育児期となる1955年～64年生コーホート、入職時には男女雇用機会均等法が施行済み、第1子の出産・育児期には育児休業法が施行済みと考えられる1964年～70年生コーホート、入職時に男女雇用機会均等法、育児休業法が施行済みの1970年～75年生コーホートの4つのコーホートに分けて分析している。

のかということを確認するために、年齢階級別に賃金上昇による機会費用の影響と女性の就業を分けて分析する<sup>3</sup>。

結婚について、出生率の高い地域では、結婚のタイミングが比較的早く多子出産が多いという特徴を持つ。先行研究では、晩婚化の指標として平均結婚年齢を使用しているが、年齢的な結婚のタイミングの影響を確認するために、20代と30代の結婚経験率変化の比を説明変数として採用する。

推定は、都道府県別の疑似パネルデータを作成して二元配置固定効果モデルによって①式を推定する<sup>4</sup>。

$$CFR_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma UNMAR_{it} + \eta MAR_{it} + \theta_1 EMP_{it-15}^{20-24} + \theta_2 EMP_{it-10}^{25-29} + \theta_3 EMP_{it-5}^{30-34} + \theta_4 EMP_{it}^{35-39} + \lambda_1 WAGE_{it-15}^{20-24} + \lambda_2 WAGE_{it-10}^{25-29} + \lambda_3 WAGE_{it-5}^{30-34} + \lambda_4 WAGE_{it}^{35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{-----①}$$

ただし、 $i = 1, 2, \dots, 47$  ,  $t = 1995 \text{ 年}, 2000 \text{ 年}, 2005 \text{ 年}, 2010 \text{ 年}, 2015 \text{ 年}, 2020 \text{ 年}$

CFR：完結出生力

UNMAR：生涯未婚率

MAR：女性結婚経験率変化比

EMP：同一コーホートの年齢階級別女性就業率（上付添字は年齢階級を表す）

WAGE：同一コーホートの年齢階級別女性実質賃金率（上付添字は年齢階級を表す）

X：コントロール変数

$\alpha_i$ ：個別効果 ,  $\beta_t$ ：時点効果 ,  $\varepsilon_{it}$ ：誤差項

### 3. 2 分析対象となるコーホート

分析対象となるコーホートは、1980年から2005年の間に20歳～24歳（1995年から2020年の間に35歳～39歳）となる6つのコーホートである（図表1）。

<sup>3</sup> 例えば、大沢（1993）は、女性賃金率と女性就業率の交差項が、合計特殊出生率や母親の年齢階級別出生率に与える影響を二段階最小2乗法によって分析し、賃金上昇による女性就業率の上昇が出生率を抑制する方向に働いていることを実証的に明らかにした。また、松浦・滋野（1996）は、交差項とせず女性賃金率と就業率を分けて三段階最小2乗法によって分析し、女性の就業と出産が代替的な関係となっていることを明らかにしている。

<sup>4</sup> 足立・中里（2017）では誤差項の分散が35歳～39歳女性人口の逆数に比例するという設定による重み付けを利用した推定も行っている。本稿でも同様の重み付けを利用した推定も行う。具体的には、35歳～39歳の日本人女性の平方根の逆数を使用した。

図表 1 分析対象となる出生コーホート

	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年
20歳～24歳									
25歳～29歳									
30歳～34歳									
35歳～39歳									
各コーホートの生年				1956年～ 1960年生	1961年～ 1965年生	1966年～ 1970年生	1971年～ 1975年生	1976年～ 1980年生	1981年～ 1985年生

### 3. 3 データと変数の作成方法

推定では、被説明変数として完結出生力、説明変数として、生涯未婚率、結婚経験率変化比、女性就業率、女性賃金率のほか、コントロール変数として男女所得比、潜在的保育所定員率、DID 人口比率、第一次産業就業者比率、女性の学歴、有効求人倍率を採用する。以下で主要な変数である完結出生力、生涯未婚率、結婚経験率変化の比、女性就業率、女性賃金率の作成方法とデータの出所について説明する。これらの主要変数の平均が図表 2 に示されている。なお、そのほかの変数については文末の（補論）に示した。

#### 完結出生力

完結出生力は、「人口動態統計」（厚生労働省）の母親の年齢階級別出生数を「国勢調査」（総務省）の年齢階級別女性人口（日本人）で除して 5 倍した値を各年齢階級別出生率とし、同一コーホートの 20 歳～24 歳、25 歳～29 歳、30 歳～34 歳、35 歳～39 歳の各年齢階級の出生率を累積した値とする<sup>5</sup>。なお、2015 年と 2020 年の女性人口は不詳補完値を使用している。

#### 生涯未婚率

「国勢調査」（総務省）の 35 歳～39 歳の未婚者数（日本人）を同じ年齢階級の女性人口（日本人）で除して未婚率を求め、これを生涯未婚率とする<sup>6</sup>。結婚を出産の前提と考える

<sup>5</sup> 堤（2011）、足立・中里（2017）の定義と同じ定義とした。ただし、堤（2011）、足立・中里（2017）では、出生数を女性総人口で除している。出生率を算出する場合には、女性人口（日本人）で除すことが適切であろう。

<sup>6</sup> 生涯未婚率は 50 歳時点の未婚率と説明されることが多いが、ここでも堤（2011）、足立・中里（2017）と同じ定義とした。

図表2 主要変数の記述統計（平均）

	1956年～60年 生コーホート	1961年～65年 生コーホート	1966年～70年 生コーホート	1971年～75年 生コーホート	1976年～80年 生コーホート	1981年～85年 生コーホート
完結出生力	1.968	1.760	1.563	1.455	1.470	1.501
生涯未婚率	0.087	0.124	0.174	0.214	0.240	0.248
結婚経験率変化比	3.642	2.450	1.933	1.620	1.323	1.201
女性就業率 20歳～24歳	0.786	0.807	0.844	0.831	0.818	0.797
25歳～29歳	0.542	0.606	0.641	0.673	0.693	0.710
30歳～34歳	0.538	0.547	0.575	0.615	0.650	0.688
35歳～39歳	0.623	0.625	0.637	0.657	0.701	0.711
女性賃金率 20歳～24歳	0.761	0.676	0.889	1.035	1.081	1.110
25歳～29歳	0.778	1.024	1.176	1.224	1.255	1.291
30歳～34歳	1.109	1.284	1.346	1.363	1.373	1.345
35歳～39歳	1.327	1.415	1.433	1.449	1.406	1.457

（注）47都道府県の平均を示している。

（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省）、「賃金構造基本調査」（厚生労働省）

傾向が強いわが国では、生涯未婚率が上昇すれば完結出生力が低下すると予想されることから、予想される符号はマイナスである。

### 結婚経験率変化比

結婚経験率変化比は、20代の結婚経験率の変化と30代の結婚経験率の変化の比をとって作成する。20代の結婚経験率変化は25歳～29歳の結婚経験率と15歳～19歳の結婚経験率の差分をとって作成し、30代の結婚経験率変化も20代と同様に35歳～39歳と25歳～29歳の結婚経験率の差分をとって作成する。結婚経験率は、「国勢調査」（総務省）の年齢階級別配偶関係を利用し、有配偶者数、死別者数、離別者数の合計（日本人）を女性人口（日本人）で除して求める。20代という早いタイミングでの結婚が多子出産を可能にすると考えられることから、予想される符号はプラスとなる。

### 女性就業率

女性就業率は、年齢階級別に「国勢調査」（総務省）の女性就業者数に非労働力人口の内訳項目である「進学」を加えて、この合計を女性人口（日本人）で除して算出した。これは、20歳～24歳の女性就業率が進学率上昇によって低下していることに対応した修正である<sup>7</sup>。

<sup>7</sup> ここでは、宇南山（2011）に倣って非労働力人口の内訳項目である「通学」を就業者数に加えて人口で除して算出している。なお、「通学」者は学校を卒業すれば全員が就業者になることを前提にして分子に加えられている。

なお、変数の作成方法を統一させるために 25 歳～29 歳、30 歳～34 歳、35 歳～39 歳についても同様の作成方法を採用した。符号は先験的には定まらず、マイナスであれば女性の就業と出産との関係は競合的だと判断される。

#### 女性賃金率

女性賃金率は、「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)から得られる一般労働者(女性)の年齢階級別所定内給与額(企業規模計(10人以上、産業計))を所定内実労働時間数で除して名目女性賃金率を作成し、消費者物価指数(持家の帰属家賃を除く総合)で実質化した。符号がマイナスであれば機会費用の増大が出生率を低下させると解釈し、プラスであれば所得効果によって出生率を上昇させると解釈される。

### 4. 推定結果

#### 4. 1 推定結果

推定結果が図表 3 に示されている。35 歳～39 歳女性人口による重み付けなしの推定結果は左側、と重み付けありの場合は右側である。

生涯未婚率は、加重なし、加重ありともに 1%有意水準で有意にマイナスの結果となった。生涯未婚率の上昇が完結出生力を低下させるという予想通りの結果となった。

結婚経験率変化比は、符号はプラスであるが有意な結果とはならなかった。早期に結婚することが完結出生力にプラスの影響を与えることを予想していたが、影響しないという結果となった。

女性就業率は、全ての年齢階級で有意な結果は得られなかった。ただ、有意にマイナスという結果にもなっていないことから、女性の就業と出産との間の競合関係はみられないと判断される。

女性賃金率も全ての年齢階級で有意な結果が得られなかった。女性の賃金率の上昇は機会費用の増大によって出生率を低下させる要因と考えられてきたが、この関係にも変化があるとみられる。

DID 人口比率は、加重なしの場合が 1%有意水準で有意にマイナス、加重ありでは 5%有意水準で有意にマイナスとなった。人口密度の高い都市部では住宅コストや子どもの教育コストが高いために出産に抑制的に影響するとする加藤(2017)や近藤(2014)と整合的な結果となった。

学歴について、短大卒が加重なしの場合が 5%有意水準で有意にマイナス、大学卒では有意な結果とはならなかった。

最後に有効求人倍率は、25 歳～29 歳および 30 歳～34 歳で有意にプラスとなった。最も出生率の高くなる年齢階級での景気拡大は完結出生率を上昇させると解釈できる。

図表3 推定結果

被説明変数：完結出生力	35～39歳女性人口 による加重：なし	35～39歳女性人口 による加重：あり
説明変数		
生涯未婚率	-2.289 *** (0.264)	-2.578 *** (0.391)
結婚経験率変化比 (20代の変化)/(30代の変化)	0.008 (0.009)	0.004 (0.010)
女性就業率 (20歳～24歳)	-0.143 (0.275)	-0.373 (0.311)
(25歳～29歳)	0.344 (0.223)	0.699 *** (0.258)
(30歳～34歳)	-0.115 (0.165)	-0.255 (0.288)
(35歳～39歳)	-0.163 (0.165)	-0.127 (0.196)
女性賃金率 (20歳～24歳)	-0.090 (0.067)	-0.077 (0.088)
(25歳～29歳)	0.006 (0.069)	-0.029 (0.078)
(30歳～34歳)	-0.033 (0.046)	-0.092 * (0.052)
(35歳～39歳)	-0.045 (0.045)	-0.094 (0.056)
男女所得比	0.108 (0.144)	-0.058 (0.152)
潜在的保育所定員率	-0.188 (0.312)	-0.094 (0.335)
潜在的保育所定員率×ダミー変数	0.091 (0.098)	16.700 (11.613)
DID人口比率	-0.516 *** (0.165)	-0.423 ** (0.202)
第一次産業就業者比率	0.519 (0.352)	0.337 (0.441)
女性の学歴 (短大卒)	-0.320 ** (0.157)	-0.173 (0.204)
(大学卒)	0.147 (0.177)	0.248 (0.234)
有効求人倍率 (20歳～24歳)	0.013 (0.010)	0.006 (0.013)
(25歳～29歳)	0.035 *** (0.009)	0.039 *** (0.014)
(30歳～34歳)	0.028 *** (0.008)	0.023 * (0.012)
(35歳～39歳)	0.007 (0.015)	0.012 (0.020)
決定係数	0.9912	0.9998
observation	282	282
時点効果	yes	yes

注) 1. 表中下段のカッコ内はクラスター標準誤差を示す。

2. 表中\*\*\*印は1%有意水準、\*\*印は5%有意水準、\*印は10%有意水準を示す。

#### 4. 2 足立・中里 (2017) の推定結果との違い

足立・中里 (2017) では、生涯未婚率と女性賃金率が完結出生力の決定要因とされていたが、本稿の推定結果では、女性賃金率は全ての年齢階級で有意な結果とはならなかった。足立・中里 (2017) と本稿の推定結果の違いは何に起因するのだろうか。

本稿の推定と足立・中里 (2017) の推定では、推定期間が異なっている。足立・中里 (2017) では、1985 年から 1995 年の間に 20 歳～24 歳となる 3 つのコーホートを分析対象としているが、本稿では足立・中里 (2017) の分析対象を含んだ 1980 年から 2005 年の間に 20 歳～24 歳となる 6 つのコーホートを分析対象としている。また、このほかにも推定に使用している変数が異なっている。

そこで、本稿で使用した推定式の推定期間を 3 つのコーホートとして推定するとともに、足立・中里 (2017) で使用された推定式の推定期間を 6 つのコーホートとして推定し、推定結果を比較しよう。

仮に推定期間が異なっていることが原因で推定結果が異なっているのであれば、本稿の推定式を使った 3 つのコーホートでの推定結果では、足立・中里 (2017) の結果と同様に女性賃金率は有意にマイナスとなることが考えられる。また、足立・中里 (2017) の推定式による 6 つのコーホートでの推定は、本稿の推定結果と同様に有意にマイナスの結果とはならないはずである。

一方で仮に推定に採用している変数の違いによって推定結果が異なっているとすれば、本稿の推定式を使った 3 つのコーホートによる推定結果では、推定式が同じであるから推定期間が異なっても女性賃金率は有意にマイナスとはならないと考えられる。また、足立・中里 (2017) の推定式による 6 つのコーホートでの推定結果は、推定式が同じであるから女性賃金率の結果は 3 つのコーホートによる推定結果と同様に有意にマイナスとなると考えられる。

図表 4 には、足立・中里の推定結果と本稿で採用した推定式による 3 つのコーホートの推定結果が示されている。本稿の推定式による女性賃金率の推定結果は、30 歳～34 歳で有意にマイナスの結果となった。この他にも、女性就業率については 25 歳～29 歳で有意にプラス、また、結婚経験率変化比が有意にプラスになった。一方で、生涯未婚率は有意な結果となっていない。

図表 5 には、足立・中里 (2017) の推定式による 6 つのコーホートでの推定結果と、本稿の推定結果が示されている。足立・中里 (2017) の推定式による女性賃金率の推定結果は有意な結果となっていない。このほか、平均結婚年齢、女性就業率が有意な結果となっていない。一方で、生涯未婚率は 3 つのコーホートによる結果と同様に有意になった。

以上のように女性賃金率は 3 つコーホートによる推定では足立・中里 (2017) で有意にマイナス、本稿の推定式でも 30 歳～34 歳で有意にマイナスとなっていたものの、6 つのコーホートに拡張した場合には両者ともに有意な結果となっていない。このことから、推定期間図

表4 3つのコーホートによる推定結果

推定期間：1985年から1995年の間に20歳～24歳（2000年から2010年の間に35歳～39歳）になる3つのコーホート					
足立・中里（2017）の推定結果			本稿使用の変数による推定結果		
	30～39歳女性人口による加重なし	30～39歳女性人口による加重あり		30～39歳女性人口による加重なし	30～39歳女性人口による加重あり
（主要な説明変数）			（主要な説明変数）		
生涯未婚率	-1.151 ** (0.460)	-0.893 ** (0.348)	生涯未婚率	-0.526 (0.386)	-0.497 (0.665)
平均結婚年齢	-0.038 * (0.021)	-0.038 * (0.022)	結婚経験率変化比 (20代の変化)/(30代の変化)	0.102 *** (0.020)	0.092 *** (0.027)
女性就業率	0.591 ** (0.232)	-0.136 (0.206)	女性就業率（20歳～24歳）	0.407 (0.367)	0.441 (0.537)
女性賃金率	-0.651 *** (0.182)	-0.419 ** (0.175)	（25歳～29歳）	0.773 *** (0.239)	0.777 ** (0.371)
			（30歳～34歳）	-0.642 ** (0.283)	-0.373 (0.503)
			（35歳～39歳）	0.053 (0.252)	-0.184 (0.359)
			女性賃金率（20歳～24歳）	-0.071 (0.163)	0.032 (0.250)
			（25歳～29歳）	-0.129 (0.114)	-0.160 (0.143)
			（30歳～34歳）	-0.231 *** (0.053)	-0.268 *** (0.074)
			（35歳～39歳）	-0.040 (0.043)	-0.062 (0.063)
（その他の変数）			（その他の変数）		
男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率			男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率、女性の学歴（短大卒、大学卒）、有効求人倍率		

- （注）1. 表中の\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で有意であることを表している。  
 2. 表中の「足立・中里（2017）の推定結果」は、足立・中里（2017）表7(5)及び(10)の推定結果を使用している。  
 3. 表中下段のカッコ内は標準誤差を示している。「足立・中里（2017）の推定結果」は標準的な標準誤差、「本稿使用の変数による推定結果」はクラスター標準誤差である。

を拡張したために、足立・中里（2017）と本稿の推定結果の違いが生じたと考えられる。女性賃金率以外にも、結婚経験率変化比、女性就業率についても同様に、推定期間の拡張によって推定結果が異なることがわかった。

生涯未婚率については、足立・中里（2017）の推定式では推定期間に関わらず有意にマイナスとなったが、本稿の推定式によれば3つのコーホートでは有意ではない。推定式に採用している変数の違いが影響している可能性もあるが判断は難しい。



図表5 6つのコーホートによる推定結果

推定期間：1980年から2005年の間に20歳～24歳（1995年から2020年の間に35歳～39歳）になる6つのコーホート

	足立・中里（2017）の推定式による推定結果		本稿の推定結果	
	30～39歳女性人口による加重なし	30～39歳女性人口による加重あり	30～39歳女性人口による加重なし	30～39歳女性人口による加重あり
（主要な説明変数）			（主要な説明変数）	
生涯未婚率	-2.026 *** (0.352)	-2.216 *** (0.382)	生涯未婚率	-2.289 *** (0.264)
平均結婚年齢	0.023 (0.020)	0.014 (0.019)	結婚経験率変化比 (20代の変化)/(30代の変化)	0.008 (0.009)
女性就業率	0.364 (0.238)	0.576 *** (0.210)	女性就業率 (20歳～24歳)	-0.143 (0.275)
女性賃金率	-0.293 (0.231)	-0.492 * (0.252)	(25歳～29歳)	0.344 (0.223)
			(30歳～34歳)	-0.115 (0.165)
			(35歳～39歳)	-0.163 (0.165)
			女性賃金率 (20歳～24歳)	-0.090 (0.067)
			(25歳～29歳)	0.006 (0.069)
			(30歳～34歳)	-0.033 (0.046)
			(35歳～39歳)	-0.045 (0.045)
（その他の変数）			（その他の変数）	
男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率			男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率、女性の学歴（短大卒、大学卒）、有効求人倍率	

（注）1. 表中の\*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で有意であることを表している。

2. 表中下段のカッコ内はクラスター標準誤差を示している。

## 5. 結論

本稿では、1980年から2005年の間に20歳～24歳になる6つのコーホートを対象に、47都道府県のパネルデータによる二元配置固定効果モデルによって完結出生力の決定要因について分析した。分析の結果は次のようにまとめることができよう。

- （1）生涯未婚率が完結出生力を低下させる要因となっている。わが国のように結婚と出産が分かちがたく結びついている社会では、未婚率の上昇が完結出生力の低下に直結することが改めて示された。
- （2）女性就業率は、20歳～24歳から35歳～39歳の全ての年齢階級で有意な結果は得ら

れなかった。女性の就業と出産は競合関係にあるとされてきたが、有意にマイナスの結果が得られなかったことから、この競合関係がみられなくなったと考えられる。

(3) 女性賃金率は機会費用の増大によって完結出生力を低下させると考えられてきたが、このような関係もみられなかった。

(4) 結婚のタイミングは完結出生力に影響を与えないと考えられる。

本稿では、足立・中里(2017)の結果と異なる結果となった原因についても分析し、推定期間の拡張によるものであることがわかった。特に女性就業率の結果については、推定期間を拡張したことによって、25歳～29歳の就業率の符号が有意にプラスの結果から有意ではなくなった。この結果は、子育てと就業との両立支援の法制度の整備が進んだ状況に照らせばやや意外である。しかし、この疑問に答えることは本稿の射程を超えている。改めて、両立支援の法制度整備と女性の就業、出産の關係に焦点を絞って検討する必要がある。今後の課題としたい。

#### (補論) 変数の作成方法とデータ

本文で説明されていない男女所得比、潜在的保育所定員率、DID人口比率、第一次産業就業者比率、女性の学歴、有効求人倍率について説明する。また、記述統計は図表6に示されている。

図表6 コントロール変数の記述統計(平均)

	1956年～60年 生コーホート	1961年～65年 生コーホート	1966年～70年 生コーホート	1971年～75年 生コーホート	1976年～80年 生コーホート	1981年～85年 生コーホート
男女所得比	1.356	1.313	1.283	1.23	1.192	1.166
潜在的保育所定員率	0.145	0.145	0.149	0.15	0.171	0.199
DID人口比率	0.476	0.488	0.500	0.50	0.500	0.523
第一次産業就業者比率	0.118	0.099	0.084	0.07	0.065	0.060
女性の学歴						
短大卒	0.220	0.281	0.303	0.33	0.312	0.299
大学卒	0.086	0.103	0.124	0.15	0.202	0.257
有効求人倍率						
20歳～24歳	0.763	0.724	1.543	0.74	0.642	0.915
25歳～29歳	0.724	1.543	0.743	0.64	0.915	0.533
30歳～34歳	1.543	0.743	0.642	0.92	0.533	1.174
35歳～39歳	0.743	0.642	0.915	0.53	1.174	1.192

(注) 47都道府県の平均を示している。

(出所) 「賃金構造基本調査」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)、「社会福祉施設等調査報告」(厚生労働省)、「一般職業紹介状況」(厚生労働省)

## 男女所得比

男女所得比は、「賃金構造基本調査」（厚生労働省）の企業規模計・産業計から得られる所定内給与額を所得の代理変数として、コーホートごとに給与額の平均をそれぞれ求め、男性所得を女性所得で除して求める<sup>8</sup>。

## 潜在的保育所定員率

潜在的保育所定員率は、「社会福祉施設等調査報告」（厚生労働省）から得られる保育所定員数を、「国勢調査」（総務省）から得られる20歳～39歳の女性人口（総人口）で除して算出し、同一コーホートの20歳～24歳から35歳～39歳までの各年齢階級での潜在的保育所定員率を平均して算出される。例えば、1981年～1985年生コーホートの場合は、2005年に20歳～24歳（2020年に35歳～39歳）であるから、まず、2005年の保育所定員数を2005年の20歳～39歳の女性人口で除して2005年の潜在的保育所定員率を算出する。2010年、2015年、2020年も同様の方法によって各年の潜在的保育所定員率を算出する。そして、2005年、2010年、2015年、2020年の潜在的保育所定員率の平均を求める。これが1981年～1985年生コーホートの潜在的保育所定員率となる。なお、2015年と2020年の女性人口は不詳補完値を使用している。「社会福祉施設等調査」は2009年および2012年に調査方法が変更されている。この調査方法の変更に対して、2010年、2015年、2020年を含むコーホートの潜在的保育所定員率の場合は1、それ以外は0のダミー変数を作成し、ダミー変数と潜在的保育所定員率の交差項も推定に使用する。

## DID 人口比率

都市化の程度を表す指標として、各都道府県人口の集中地区(DID)人口比率を採用する。これは、「国勢調査」から得られる各都道府県の人口集中地区人口を当該年次の各都道府県の人口で除して算出した。推定に利用するDID人口比率は、各コーホートの女性が20歳～39歳までの期間に実施された「国勢調査」から得られる各時点のDID人口比率の平均とした。なお、2015年と2020年の人口は不詳補完値を使用している。

## 第一次産業就業者比率

第一次産業就業者比率は、それぞれの地域の産業構造を表す変数として採用し、「国勢調査」（総務省）から得られた各都道府県の第一次産業就業者数を当該都道府県の就業者数で除した値であり、DID人口比率と同様の手続きによってコーホートごとに計算した平均を

---

<sup>8</sup> 足立・中里（2017）では、本来は男性所得自体を利用することが望ましいが、男性所得と女性賃金率との間に高い相関関係があることから、小椋・ディークル（1992）に倣ってこの変数を採用したと説明している。本稿でもこれに倣って採用する。

使用した。

#### 女性の学歴

「国勢調査」(総務省)の最終学校の種類より、都道府県別の25歳～29歳の短大卒業者と大学・大学院卒業者を25歳～29歳の回答総数で除した比率をそのコーホートの学歴変数とした<sup>9</sup>。例えば、1981年～1985年生では2010年に25歳～29歳であるから、この2010年の「国勢調査」のデータを使用して算出する。なお、「国勢調査」の教育に関する調査が行われるのは10年に1度の調査で、西暦の下一桁が5年の「国勢調査」では調査が行われない。この場合は、前後の調査年の平均を用いた。例えば、1976年～1980年生コーホートは2005年に25歳～29歳であるから学歴データが存在しない。このため、2000年の25歳～29歳と2010年25歳～29歳の平均を用いる。

#### 都道府県別有効求人倍率

地域の景気変動をコントロールするために都道府県別有効求人倍率を採用する。具体的には、「一般職業紹介状況」(厚生労働省)の都道府県別有効求人倍率を使用して、各コーホートの年齢階級ごとの有効求人倍率を作成する。例えば、1956年～1960年生コーホートは1980年に20歳～24歳、1985年に25歳～29歳、1990年に30歳～34歳、1995年に35歳～39歳であるから、それぞれの年齢階級にその年の都道府県別有効求人倍率を対応させる。すなわち、20歳～24歳には1980年、25歳～29歳には1985年、30歳～34歳には1990年というように対応させる。それぞれのコーホートについても同様に、各年齢階級時の都道府県別有効求人倍率を対応させる。こうして各コーホートの各年齢階級に対応する有効求人倍率となる。

#### 【参考文献】

足立泰美・中里透(2017)、「出生率の決定要因－都道府県別データによる分析」『日本経済研究』75,63-91.

宇南山卓(2011)、「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所整備」『日本経済研究』65,1-22.

大沢真知子(1993)、『経済変化と女子労働 日米の比較研究』日本経済評論社.

岡崎陽一(1993)、『人口分析ハンドブック』古今書院.

小椋正立・ディークル,ロバート(1992)、「1970年以降の出生率の低下とその要因」『日本経済研究』22,46-76.

加藤和久(2017)、「市区町村別にみた出生率格差とその要因に関する分析」『フィナンシャル・レビュー』131,6-23.

---

<sup>9</sup> 教育に関する質問については不詳が多いことから、人口を使用しないで回答総数を使用した。

- 近藤恵介（2014）,「集積の経済による成長戦略と出生率回復は相反するか」RIETI Special Report.
- 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－女性就業と出生力の関係の再検討－」『人口問題研究』75（1）,1-25.
- 堤静子（2011）,「少子化要因としての未婚化・晩婚化－都道府県コーホートによる分析－」『季刊 社会保障研究』47（2）,159-174.
- 廣嶋清志（1999）,「結婚と出生の社会人口学」『講座社会学 2 家族』（目黒・渡辺編）21-57.
- 廣嶋清志（2011）,「近年の出生率反転の分析：結婚と産み方のどちらが変わったか」,ESTRELA,203,財団法人統計情報研究開発センター,2-9.
- 松浦克己・滋野由紀子（1996）,『女性の就業と富の配分』日本評論社.
- 山口慎太郎（2016）,「差の差法で検証する『保育所整備』の効果」『IWANAMI DATA SCIENCE』Vol.3,112-128.



令和4年度第2回とくしま EBPM 評価会議提出論文

政策効果検証方法としての“essentially” DID の検討

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 名誉教授
	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 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)





## 政策効果検証方法としての“essentially” DID の検討

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 牧田修治

徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 八幡菜摘

### 【要約】

本稿では政策効果の検証方法の一つである差分の差分法（DID）を説明するとともに、Asai et al(2015)で使用されている処置効果の推定方法を説明する。その上で、保育所整備の効果検証を2つの推定方法で行って結果を比較する。両者の推定結果は異なっており、DIDによって処置効果を測定する場合には、推定方法に対する正確な理解が必要であることを改めて確認する。

### 1. はじめに

わが国では1994年にエンゼルプランが策定されて以降、教育以外に少子化対策の観点からも保育所の整備が進められてきた。一方、保育所整備の政策効果検証の蓄積も進んでおり、最近時点の研究としては、Asai et al. (2015)がある。Asai et al. (2015)によると、保育所整備の効果検証の方法として、都道府県固定効果と年次効果を考慮した二元配置固定効果モデルの推定によって得られる政策変数の係数が “essentially the difference-in-differences estimator” だとして政策評価を行っている。

一方で、田中（2015）や西山・新谷・川口・奥井（2019）といった計量経済学の標準的なテキストによると、政策介入による処置効果を回帰分析の枠組で推定する場合には、政策介入を受けるかどうかのダミー変数と介入前と後を示す時間ダミーの交差項の係数を推定すると説明されている。

本稿では、二元配置固定効果モデルによる政策変数の係数を推定することが、なぜ処置効果とみなせるのかということ、山口（2016）に基づいて説明し、通常差分の差分法（DID: Difference in Differences）による平均処置効果（ATT: Average Treatment effect on the Treated）の推定方法と何が異なるのかを示す。その上で、2015年度から始まった「子ども・子育て支援新制度」を対象として、これらの推定方法で推定し両者を比較する。

2012年8月に子ども・子育て関連三法が成立し、これを受けて2015年4月から「子ども・子育て支援新制度」（以下、新制度と呼ぶ）が始まった<sup>1</sup>。この新制度の開始によって、幼保連携型認定こども園の数などが増加し、保育所定員数も増加傾向にある。「保育所等関連

---

<sup>1</sup> 子ども・子育て関連三法とは、「子ども・子育て支援法」「就学前の子どもに関する教育、保育等の総合的な提供の推進に関する法律の一部を改正する法律」「子ども・子育て支援法及び就学前の子どもに関する教育、保育等の総合的な提供の推進に関する法律の一部を改正する法律の施行に伴う関係法律の整備等に関する法律」である。

状況とりまとめ（令和4年4月1日）」（厚生労働省）によると、保育所等数は2015年の28,783カ所から2022年には39,244カ所に増加し、保育所等定員数も2015年の約250万人から2022年には304万人程度まで増加している。このように保育所整備は進んでいる状況である。

## 2. 政策効果の検証方法

### 2. 1 DIDによる平均処置効果（ATT）推定の基本的な考え方

政策介入を受ける地域を  $D_1$ 、受けない地域を  $D_0$  とする。アウトカムを  $Y$  とする。このような想定で、政策介入を受けた地域の政策効果を測る方法は、次のように説明される。

まず、地域  $D_1$  の政策介入後の  $Y$  から政策介入前の  $Y$  を差し引く。これを  $\Delta Y_1$  とする。次に地域  $D_0$  の政策介入時期の後の  $Y$  から政策介入時期の前の  $Y$  を差し引く。これを  $\Delta Y_0$  とする。 $\Delta Y_1$  には政策効果が含まれているが、これ以外にも社会経済情勢の変化に影響を受けた  $Y$  の変化も含まれている。一方で、 $\Delta Y_0$  は社会経済情勢の変化による  $Y$  の変化であり、ここには政策効果は含まれていない。したがって、 $\Delta Y_1$  から  $\Delta Y_0$  を差し引けば、 $\Delta Y_1$  のうちの政策効果のみが抽出できる。ただし、これには共通トレンドの仮定が成立していることが前提となる。すなわち、社会経済情勢の変化による  $Y$  の変化は地域  $D_1$  も地域  $D_0$  も同じである、という仮定が成立していなければならない。これが平均処置効果（ATT）を求める基本的な考え方である。時間を通じた変化（差）が、介入の有無によって異なる（差がある）かどうかをみることで政策効果を測ることから差分の差分法（DID）と呼ばれており、共通トレンドの仮定が成立していれば、DIDは平均処置効果（ATT）と一致する。

回帰分析によって平均処置効果を求めるには、①式のような回帰式で、ダミー変数の交差項の係数  $\beta_3$  を推定すればよい。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 T_t + \beta_3 (D_i \times T_t) + \varepsilon_{it} \text{ -----①}$$

なお、 $Y_{it}$  は個人  $i$  の  $t$  期のアウトカム、 $D_i$  は個人  $i$  が処置を受けた場合に「1」受けない場合を「0」とするダミー変数、 $T_t$  は処置の前後を示す時間ダミーで、処置後は「1」、処置前「0」である。

個人  $i$  が地域レベルで集計されたデータでも同様である。地域を  $p$  で表すとしよう。ダミー変数  $D_i$  は、地域で処置を受ける人の割合  $D_p$  になる。また、時点ダミー  $T$  は、 $s$  期が介入時期だとすると、 $t=s$  のときは「1」、それ以外は「0」となる。共通トレンドの仮定の下で②式を推定すれば、平均処置効果は  $\theta_s$  として推定される。

$$Y_{pt} = \beta_0 + \beta_1 D_{pt} + \sum_s \gamma_s T_s + \sum_s \theta_s (D_{pt} \times T_s) + \varepsilon_{pt} \text{ -----②}$$

## 2. 2 Asai et al. (2015) による政策効果の検証方法

Asai et al. (2015) で採用されている検証方法について山口 (2016) が説明している。ここでは、これに基づいて説明しよう。

p 県の t 年の母親の就業率を  $Y_{pt}$ 、p 県の t 年の保育所定員率を  $C_{pt}$  として、 $Y_{pt}$  を③式のように表す。なお、 $\gamma_t$  は全国共通の年次効果、 $\delta_p$  は都道府県固定効果である。

$$Y_{pt} = \alpha + \beta C_{pt} + \gamma_t + \delta_p + \epsilon_{pt} \quad \text{-----③}$$

このような想定で、処置効果を推定するための一つの方法は、まず、階差をとって、地域固有の要因  $\delta$  を取り除く。これが④式である。

$$\Delta Y_{pt} = \beta \Delta C_{pt} + \Delta \gamma_t + \Delta \epsilon_{pt} \quad \text{-----④}$$

そして、残った年次効果  $\Delta \gamma_t$  はダミー変数によって取り除く。処置効果  $\beta$  は処置変数の変化  $\Delta C_{pt}$  と被説明変数  $\Delta Y_{pt}$  の変化の相関によって識別される。これは、処置変数の変化 (差) の地域間での違い (差) により処置効果を推定するという差分の差分法の発想がそのまま表れた回帰式だと山口 (2016) では説明されている。

もう一つの方法は、年次効果、都道府県効果ともにダミー変数で統御するというものだ。年次効果に関するダミー変数を  $D_t$ 、都道府県に関するダミー変数を  $D_p$  とすれば、推定する回帰式は⑤式ようになる。処置効果は  $\beta$  として推定される。

$$Y_{pt} = \alpha + \beta C_{pt} + \sum_t \gamma_t D_t + \sum_p \delta_p D_p + \epsilon_{pt} \quad \text{-----⑤}$$

この回帰モデルにおける処置効果  $\beta$  は、都道府県固定効果と時間効果の影響を取り除いた上での保育所定員率の変動によって推定されている。言い換えれば、保育所定員率の伸びが都道府県ごとに違うことを利用して処置効果が推定されている。つまり、この回帰式も本質的には差分の差分法の応用と言える。

②式と⑤式を比較すると、⑤式にはダミー変数の交差項が存在しない。山口 (2019) によると、政策介入を受ける地域と受けない地域の区別がなく、全ての地域で政策介入を受けている場合に、政策の識別にはその規模や実施のタイミングが異なることを利用すると説明されている。地域によって介入のタイミングが異なっている場合、あるいはタイミングが明らかでない場合には、⑤式による推定で処置効果を推定するということであろう。

したがって、仮に⑤式によって処置効果を推定する場合には、(1)政策変数の変化が地域によって異なること、(2)政策介入が全ての地域で行われるが、政策介入のタイミングが不

明かあるいは地域によって異なることが条件になっているように思われる。

### 3. 保育所整備の効果検証

#### 3. 1 推定式

本稿では、Asai et al.(2015)と同様に、6歳未満の子どもを持つ夫婦のいる世帯の母親の就業率をアウトカムとして、処置変数、政策変数を「国勢調査」(総務省)で取得できる保育所利用割合とする<sup>2</sup>。「国勢調査」によって未就学者が通う施設を調査するのは10年に一度の大規模調査時である。このため、ここでの推定期間は2000年、2010年、2020年の3期間とする。この推定期間で、次の(1)式と(2)式を推定する。(1)式は2節の⑤式、すなわちAsai et al.(2015)で使用された推定式に対応し、(2)式は②式に対応している。

$$Y_{pt} = \alpha + \beta C_{pt} + \gamma X_{pt} + a_p + b_t + \varepsilon_{pt} \quad \text{-----(1)}$$

$$Y_{pt} = \alpha + \theta_1 C_{pt} + \theta_2 T_{2020} + \theta_3 (C_{pt} \times T_{2020}) + \gamma X_{pt} + a_p + \varepsilon_{pt} \quad \text{-----(2)}$$

$Y_{pt}$  : 6歳未満の子どもを持つ夫婦のいる一般世帯の都道府県別母親の就業率

$C_{pt}$  : 0歳～5歳の都道府県別保育園・保育所利用割合

$T_{2020}$  : 2020年を「1」、それ以外を「0」とする時点ダミー

$X_{pt}$  : コントロール変数  $a_p$  : 都道府県固定効果  $b_t$  : 年次ダミー  $\varepsilon_{pt}$  : 誤差項

#### 3. 2 データ

推定に使用される変数の作成方法とデータについて説明しよう。コントロール変数はAsai et al.(2015)と同じ変数とする。すなわち、6歳未満の子どもを持つ夫婦のある世帯の母親の平均年齢、同じく父親の平均年齢、6歳未満の子どもを持つ夫婦のある世帯の父親の就業率、完全失業率、核家族世帯比率である。以下で変数の作成方法を説明する。なお、図表1に変数の記述統計が示されている。

---

<sup>2</sup> Asai et al.(2015)では、「福祉行政報告例」(厚生労働省)から保育所定員数を取得しているが、新制度が始まって以降増加している認定こども園に関するデータが含まれていない。また、「社会福祉施設等調査」(厚生労働省)では調査方法の変更によって連続性がなくなっている。こうした統計データの制約があるために先行研究で使用されたデータの使用は諦めて「国勢調査」(総務省)を利用することとした。

図表1 変数の記述統計（平均）

	2000年	2010年	2020年
母親の就業率	0.392	0.471	0.608
保育所利用割合	0.307	0.374	0.507
母親の平均年齢	32.047	33.467	34.844
父親の平均年齢	34.454	35.333	36.718
父親の就業率	0.977	0.951	0.895
完全失業率	0.045	0.065	0.038
核家族比率	0.747	0.815	0.883

（注）47都道府県の平均を示している。

（出所）「国勢調査」（総務省）

### 母親の就業率

最年少の子どもが6歳未満の夫婦のいる一般世帯のうち、母親が就業している世帯の割合を母親の就業率とした。なお、父親の就業率も同様の作成方法である。

### 保育所利用割合

「国勢調査」（総務省）では、10年に1度、西暦の末尾が0の年に教育に関する調査を行っており、未就学者が通っている施設についてもこの調査で実施している<sup>3</sup>。0歳～5歳のうち、保育園・保育所および認定こども園に通う子どもの割合を保育所利用割合とした<sup>4</sup>。

### 母親の平均年齢・父親の平均年齢

「国勢調査」では、夫婦のいる一般世帯の子どものいる世帯について、子どもの年齢別に親の年齢階級別世帯数が集計されている。このデータを利用して子どもの年齢が0歳から5歳までの親の年齢階級別世帯数を、0歳から5歳までの親の年齢階級別世帯数に階級値を掛けた値を除すことによって親の平均年齢を求めた。

### 完全失業率

「国勢調査」（総務省）から取得できる都道府県ごとの完全失業者を労働力人口で除して求めた。

<sup>3</sup> 「国勢調査」では、未就学児が通う施設として「幼稚園」「保育園・保育所」という選択肢が設けられている。なお、2020年調査では、「認定こども園」が加えられた。

<sup>4</sup> 「認定こども園」が回答の選択肢に加えられたのは2020年調査である。2000年、2010年の調査ではこの選択肢はなかった。

## 核家族世帯比率

「国勢調査」(総務省)の夫婦のいる一般世帯の中で、0歳～5歳の子どもがいる核家族世帯を世帯総数で除して求めた。

### 4. 推定結果

推定結果が図表2に示されている。

図表2 推定結果

被説明変数：6歳未満の子どもを持つ夫婦のいる母親の就業率

	推定式 (1)		推定式 (2)
説明変数		説明変数	
保育所利用割合	0.194 ** (0.078)	保育所利用割合	0.226 *** (0.077)
		時点ダミー	0.163 *** (0.028)
		保育所利用割合×時点ダミー	-0.088 ** (0.036)
母親平均年齢	0.009 (0.036)	母親平均年齢	0.109 *** (0.014)
父親平均年齢	0.019 (0.033)	父親平均年齢	-0.065 *** (0.018)
父親就業率	0.497 *** (0.093)	父親就業率	0.532 *** (0.082)
完全失業率	-0.016 ** (0.078)	完全失業率	0.419 (0.282)
核家族世帯比率	-0.441 *** (0.078)	核家族世帯比率	-0.436 *** (0.096)
定数項	-0.656 *** (0.236)	定数項	-1.139 *** (0.263)
決定係数	0.9941	決定係数	0.9937
時点効果	yes	時点効果	-
固定効果	yes	固定効果	yes
observation	141	observation	141

(注) 1. 表中カッコ内はクラスター標準誤差を示している。

2. 表中の\*\*\*印は1%有意水準、\*\*印は5%有意水準、\*印は10%有意水準を示している。

推定式(1)が Asai et al(2015)で使われている推定式である。まずこの結果をみると、保育所利用割合は有意にプラスとなっており、保育所整備が子育て世帯の母親の就業率の上昇の一因となっており、政策効果があったと判断できる。その効果は、保育所利用割合 1 ポイントの上昇で、母親の就業率を 19.4 ポイント上昇させるという結果である。

推定式(2)の推定結果では、保育所利用割合と時点ダミーの交差項が平均処置効果である。推定結果は有意にマイナスとなっており、政策効果はないと判断される。

なぜマイナスとなるのか別途検討が必要であるが、この推定式が適切であるとすれば、どちらの推定式で推定するかによって、結果が異なることになる。

## 5. おわりに

本稿では、DID による平均処置効果の推定方法について、基本的な考え方と推定方法を説明するとともに、Asai et al(2015)で使用されている推定方法についても山口 (2016) に基づいて推定の考え方や推定の際の条件について整理した。その上で、2つの推定方法を用いて保育所整備の政策効果を推定した。推定結果は、Asai et al(2015)で使用されている推定式に基づけば「政策効果あり」となり、一般的な DID 推定によれば「政策効果なし」というもので、推定式自体が適切かどうか検討する必要があるが、適切に DID による平均処置効果の推定を行わなければ、ミスリーディングな結果を導くことになることが明らかになった。

Asai et al. (2015) で採用されている推定方法は実務者にとっては魅力的で、応用範囲は広いと思われる。実際に、出生率や女性の就業率に対する子育て支援策の効果測定などで使用されている<sup>5</sup>。それだけに、この推定方法がそもそも処置効果の推定として適切かどうか、適切だとすれば使用する際の条件等は何かといったことを正確に理解しておくことは必要であると思われる。

### 【参考文献】

宇南山卓・山本学 (2015), 「保育所の整備と女性の労働力率・出生率」, PRI Discussion Paper Series No.15A-2.

田中隆一(2015), 『計量経済学の第一歩』有斐閣.

西山慶彦・新谷元嗣・川口大司・奥井亮 (2019), 『計量経済学』有斐閣.

山口慎太郎 (2016), 「差の差法で検証する『保育所整備』の効果」, 『IWANAMI DATA

---

<sup>5</sup> 例えば、宇南山・山本 (2015) がある。また、西山他 (2019) でも「差の差推定」だと紹介されている (432 頁)。

SCIENCE』 Vol.3 112-128.

山口慎太郎 (2019) , 「保育の経済学 3 保育政策で母親就業は増える? 増えない?」, 『経済セミナー』 No.709,85-94.

Asai,Y.,Kanbayashi,R. and Yamaguchi,S.(2015),“Childcare availability, household structure, and maternal employment”, *Journal of The Japanese and International Economies*,38,172-192.



### 第 3 部 EBPM 研修会



#### 令和4年度第1回 EBPM 研修

- ① 日時 令和4年7月6日(水) 午後3時から午後4時まで
- ② 場所 オンライン
- ③ 研修内容 令和4年度第1回とくしまEBPM研究会研究成果報告会  
(徳島県出身者の初職時Uターン行動の実証分析)
- ④ 講師 徳島文理大学総合政策学部 教授 水ノ上 智邦  
徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 企画幹 牧田 修治

#### 令和4年度第2回 EBPM 研修

- ① 日時 令和4年8月29日(月) 及び30日(火)  
いずれも午後2時30分から午後3時30分まで
- ② 場所 オンライン
- ③ 研修内容 「プログラム評価(中級編)」－保育所整備の評価方法を例に－
- ④ 講師 大阪府立大学大学院 教授 鹿野 繁樹

#### 令和4年度第3回 EBPM 研修

- ① 日時 令和4年11月10日(木) 午後3時30分から午後4時15分まで
- ② 場所 オンライン
- ③ 研修内容 令和4年度第2回とくしまEBPM研究会研究成果報告会  
(徳島県の初職時県内残留行動)
- ④ 講師 徳島文理大学総合政策学部 教授 水ノ上 智邦  
徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 企画幹 牧田 修治

EBPM 研修 エクセルによる統計データ分析入門

- ① 日時 令和4年7月8日(金)、22日(金)、8月19日(金)、  
9月2日(金)、16日(金)、30日(金)、10月21日(金)、  
11月4日(金)、18日(金)、12月2日(金)、  
令和5年1月20日(金)、2月3日(金)、17日(金)  
いずれも午前9時から午前9時30分まで
- ② 場所 オンライン
- ③ 研修内容 第1回「データの記述と要約①－変数の分類、量的データの分布－」  
第2回「データの記述と要約②－分布の特徴を表す指標－」  
第3回「データの記述と要約③－2変数データの記述と要約－」  
第4回「データの記述と要約④－2変数データの記述と要約－」  
第5回「データの記述と要約⑤－2変数データの記述と要約－」  
第6回「確率と確率分布①－確率と事象－」  
第7回「確率と確率分布②－条件付確率－」  
第8回「確率と確率分布③－ベイズの定理－」  
第9回「確率と確率分布④－確率変数と確率分布－」  
第10回「確率と確率分布⑤－期待値と分散－」  
第11回「確率と確率分布⑥－2変数の確率分布－」  
第12回「確率と確率分布⑦－2変数の確率分布－」  
第13回「統計的推定①－母集団と標本、点推定と区間推定－」  
テキスト『統計検定2級対応 改訂版統計学基礎』東京図書(2015年)
- ④ 講師 徳島県デジタルとくしま推進課・統計データ課 企画幹 牧田 修治

EBPM 研修 統計分析ソフト「R」の操作方法習得研修

- ① 日時 令和4年8月2日(火)、3日(水)及び4日(木)  
いずれも午前10時15分から午前11時45分まで
- ② 場所 オンライン
- ③ 研修内容 「R」による統計学入門
- ④ 講師 徳島文理大学総合政策学部 教授 水ノ上 智邦

以上