

総務省令和3年度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4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 合計特殊出生率の上位県と下位県の特徴.....	5
1. はじめに.....	5
2. 2020年の年齢別出生率.....	5
3. 出生順位別年齢別出生率.....	12
4. まとめ.....	18
(補論) コーホート出生率の状況.....	19
第2章 徳島県出身者の初職時Uターンの特徴.....	23
1. はじめに.....	23
2. 調査方法とデータ.....	23
3. 徳島県出身者の初職時Uターン行動.....	26
4. まとめ.....	33
第3章 地方圏におけるUターン者と居住環境評価の特徴.....	35
1. はじめに.....	35
2. 先行研究のレビュー.....	36
3. 徳島県の人口動態.....	38
4. 研究の方法.....	39
5. Uターン率.....	40
6. 居住環境評価.....	43
7. まとめ.....	50
第4章 地方圏から都市圏への若年層の転出率*.....	53
1. はじめに.....	53
2. 地方圏から都市圏への転出率の状況.....	54
3. 都道府県間人口移動の仮説と実証分析モデル.....	55
4. 地方圏から都市圏への転出率の実証分析.....	56
5. 推定結果.....	62
6. まとめ.....	65
第2部 とくしまEBPM評価会議.....	67
令和3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	
－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－.....	71
令和3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－.....	97

令和3年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書	
徳島県出身者の初職時 U ターン行動 .....	135
第3部 EBPM 研修会 .....	167
地域別将来人口推計の手法の概要と国勢調査と比較した残差の傾向 .....	171
統計的因果推論入門の入門 .....	183



## 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3年5月27日

1. とくしまEBPM評価会議設置要綱及びとくしまEBPM研究会設置要綱の変更
2. 今年度の研究内容

第2回 令和3年6月29日

1. 「就業構造基本調査」マイクロデータ利用申請の状況（報告）
2. 結婚・出生率の実証分析①
3. とくしまEBPM研究会提出資料のオープンデータ化について

第3回 令和3年7月30日

1. エビデンス活用の課題と対応
2. 結婚・出生率の実証分析②
3. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析①

第4回 令和3年8月27日

1. 結婚・出生率の実証分析③
2. 学歴別に見たUターン移動と所得の地域格差－徳島県出身者のアンケート分析－

第5回 令和3年9月10日

1. 結婚・出生率の実証分析④

第6回 令和3年9月24日

1. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析②
2. 都道府県間人口移動の実証分析①

第7回 令和3年10月29日

1. 令和3年度第1回とくしまEBPM評価会議報告
2. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析③
3. 都道府県間人口移動の実証分析②

第8回 令和3年12月3日

1. 結婚・出生率の実証分析⑤
2. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析④
3. とくしまEBPM研究会ニュースレター

第9回 令和3年12月24日

1. 結婚・出生率の実証分析⑥
2. とくしまEBPM研究会ニュースレターVol.1 No.5・No.6
3. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析⑤

第10回 令和4年1月26日

1. 徳島県出身者の初職時の居住地選択に関する実証分析⑥
2. 結婚・出生率の実証分析⑦

第11回 令和4年2月21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（改訂）

第12回 令和4年3月22日

1. 令和3年度分析実践！EBPM推進事業報告書
2. 令和3年度第2回とくしまEBPM評価会議報告

## 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准教授

(50音順、敬称略)



# 第 1 章 合計特殊出生率の上位県と下位県の特徴

徳島県デジタルとくしま推進課 企画幹 牧田 修治  
徳島文理大学総合政策学部 准教授 水ノ上 智邦

## 【要約】

本章では、2020 年の都道府県別合計特殊出生率の上位県と下位県について、年齢別出生率、出生順位別出生率のグラフを観察することによってその特徴を明らかにした。上位県には沖縄県、九州地方の県が多く、下位には都市部、東北地方の県が多い。グラフによる観察および簡単な分析の結果、上位県と下位県では第 1 子の出生率に大きな差は見られないものの、第 3 子以降の出生率では両者の差が比較的大きいことが明らかになった。上位と下位を分ける要因には、第 3 子以降の出生率が関係していると考えられる。ただ、出生率の水準が何に規定されているのか、その要因に関する分析は本章の射程を超える。なお、徳島県についても上位県との比較を行った。この結果、第 1 子出生率や第 2 子出生率は上位県との差は比較的小さいものの、第 3 子以降の出生率で差が開いていることがわかった。

### 1. はじめに

「人口動態統計」（厚生労働省）によると、わが国の 2020 年の合計特殊出生率は 1.33 となった。合計特殊出生率を都道府県別に見ると、沖縄県の 1.86 から東京都の 1.12 まで少なからず差が開いており、最近話題の『人口戦略法案』（山崎史郎著、日本経済新聞社、2021 年）でも、合計特殊出生率の高い沖縄県や島根県がスウェーデンやフランスと、水準の低い東京都や神奈川県がイタリアや韓国の年齢階級別出生率と似ていることをグラフで示して、わが国の出生率の地域差が大きいことを「日本の中に世界がある」と表現している（428 頁）。

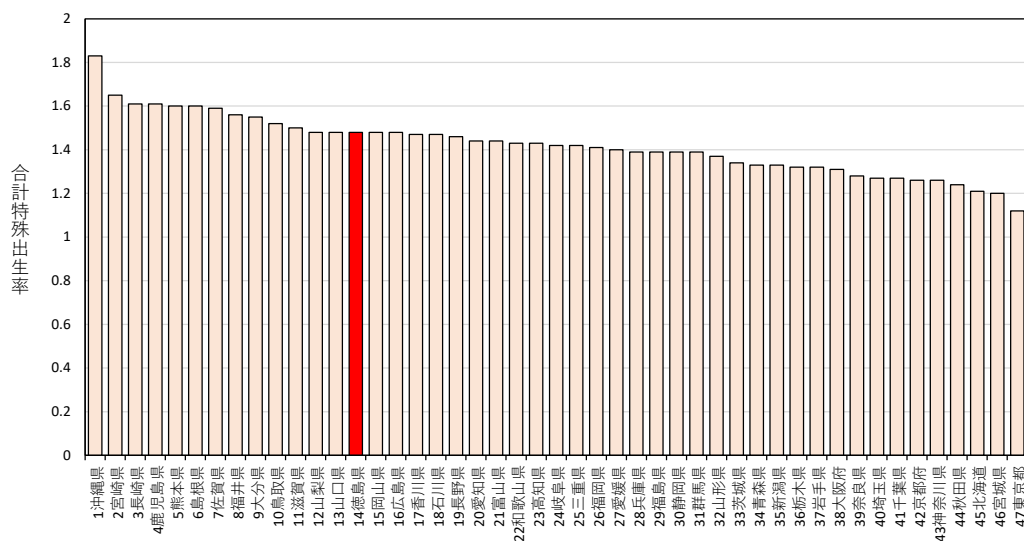
山崎（2021）で示されている年齢階級別出生率は 2019 年のデータに基づいているが、本章では最新の 2020 年の確定値を使って、合計特殊出生率の上位県と下位県並びに徳島県の年齢別出生率の特徴を明らかにしたい。さらに、出生率は第 1 子出生率、第 2 子出生率というように、出生順位別出生率に分解できることから、上位県および下位県の出生順位別出生率も観察することとする。これによって上位県と下位県の出生率の特徴や上位県と徳島県の出生率の違いが一層明確になり、徳島県の出生率を上昇させるためのヒントが得られるのではないかと思われる。

### 2. 2020 年の年齢別出生率

#### 2. 1 2020 年の都道府県別合計特殊出生率

2020年の都道府県別の合計特殊出生率で、最も高い県は沖縄県で1.83、2位は宮崎県で1.65、3位は長崎県で1.61となっており、上位10位以内を見ると九州地方の県が多いことがわかる。一方で、最も低いのは東京都で1.12、次いで46位が宮城県で1.20、45位は北海道で1.21であるが、下位10位以内をみると、43位に神奈川県（合計特殊出生率：1.26）、42位が京都府（同：1.26）など都市部の府県が多い。また、岩手県が37位（合計特殊出生率：1.32）、青森県が34位（同：1.33）など東北地方の県が比較的下位に位置していることもわかる（図表1）。

図表1 都道府県別合計特殊出生率（2020年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）

## 2. 2 全国の年齢別出生率

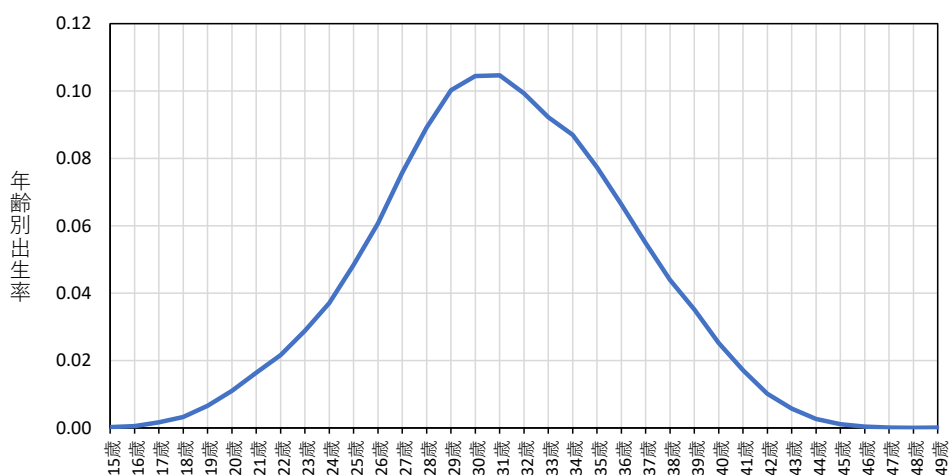
合計特殊出生率は母親の年齢が15歳から49歳までの年齢ごとの出生率を合計した値である。全国の15歳から49歳までの年齢別出生率をみると、比較的美丽な山型をしており、山頂の年齢は31歳でその高さは0.105である。30歳の高さが0.104で31歳とほとんど変わらないから、グラフでは30歳と31歳が山頂に見える。この山の曲線の下側の面積が合計特殊出生率1.33に相当する<sup>1</sup>。山の形は30歳、31歳を中心にほぼ左右対称となっているが、よく見ると20歳台半ばの辺りがへこんでいる一方で、30歳台半ばはやや膨らんで

<sup>1</sup> 合計特殊出生率は母親の年齢が15歳から49歳までの各歳の出生率の合計である。ただ、母親の年齢が14歳以下あるいは50歳以上の出産もあることから、母親の年齢が14歳以下の出生数は15歳に、50歳以上の出生数は49歳の出生数に加えて出生率を算出している。なお、分母は日本人女性人口（不詳補完）である。

いる（図表2）。

底辺は15歳から49歳に固定されていることから、このグラフを見る際のポイントは山の高さと山の斜面のへこみあるいは膨らみである。山頂が高いと面積は大きくなり、山の斜面がへこんでいけば、その分だけ面積は小さく、膨らんでいけばその分面積が大きくなる。山のへこみ具合や膨らみ具合をみて、晩婚化や晩産化の影響だといった解釈はできるが、山頂の高さや斜面の高さ、すなわち、出生率の水準について、なぜ高いのか、なぜ低いのかといった疑問に対しては、このグラフを見ただけではわからない。出生率の水準には、結婚・出産のタイミングも関係があるが、女性の就業状況や世帯の所得状況など様々な要因が影響するからだ。ここでは、合計特殊出生率の上位県、下位県ならびに徳島県の年齢別出生率のグラフを観察することによって、それぞれどのような特徴があるのか確認したい。

図表2 全国の年齢別出生（2020年）



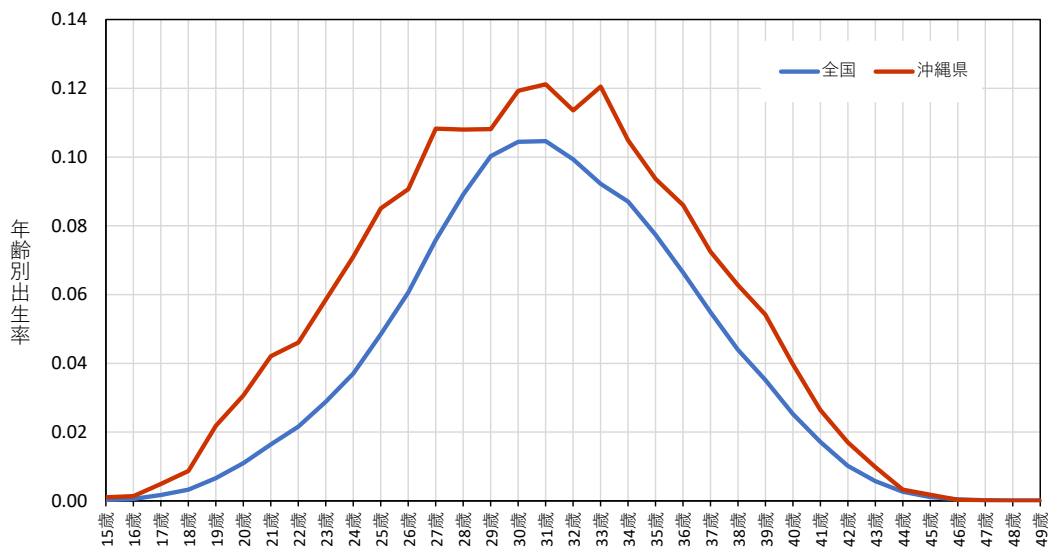
（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

### 2. 3 上位県の年齢別出生率

合計特殊出生率が最も高い県は沖縄県である。図表3には、沖縄県の年齢別出生率に全国の年齢別出生率を重ねたグラフを示している<sup>2</sup>。沖縄県の年齢別出生率の山頂は31歳と33歳の年齢でともに高さは0.12と、全国の山頂に比べて0.01ポイント高い。15歳から49歳までのすべての年齢にわたって全国の出生率を上回っており、山の形は全国よりも一回り大きな形となっている。最も差が開いている年齢は25歳であるから、どちらかと言えば左

<sup>2</sup> 比較の対象として、47都道府県の年齢別出生率の平均を使用するのが適切であろうが、紛らわしさを避けるために全国の年齢別出生率を使用することとした。全国の年齢別出生率は47都道府県平均に比べて、都市部の出生数、女性人口に影響を受けることに留意する必要がある。

図表3 沖縄県の年齢別出生率（2020年）

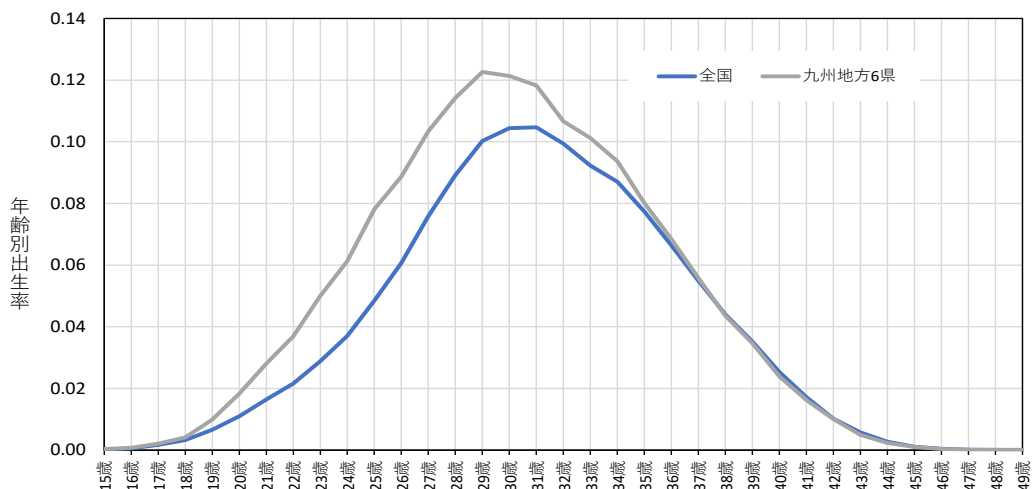


（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

方向、20歳台でやや膨らみが大きいと言える。

合計特殊出生率の上位10位以内を見ると、福岡県を除く九州地方の6つの県が入っている。そこで、福岡県を除く6県の年齢別出生率の平均を九州地方6県として全国の年齢別出生率と比較しよう（図表4）。これを見ると、九州地方6県の山頂の年齢は29歳でその高さは0.123と全国に比べて高く、15歳から35歳まで全国の出生率を上回っている。最も差が開いている年齢は25歳であり、全国に比べて左方向に膨らんだ山の形となっている。九州地方6県の合計特殊出生率は1.60で、全国の1.33との差0.27ポイントは15歳から35歳までの出生率の差に起因している。

図表4 九州地方6県の年齢別出生率（2020年）

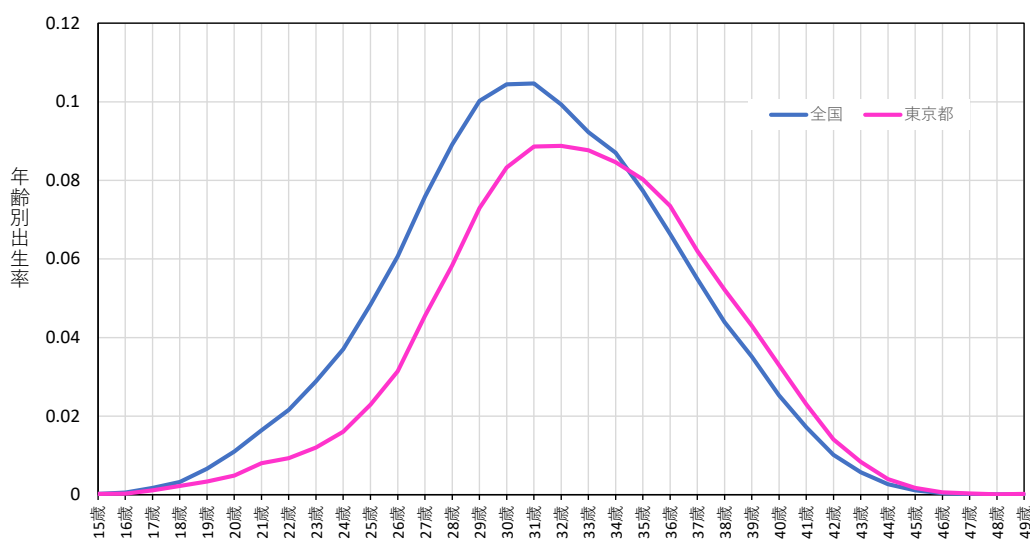


（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

## 2. 4 下位県の年齢別出生率

東京都の合計特殊出生率は1.12と、47都道府県の中で最も低い。東京都の年齢別出生率が図表5である。東京都の山頂の年齢は31歳で、その高さは0.089と全国よりも低い水準となっている。出生率は15歳から34歳まで全国の水準を下回っている一方で、35歳以降は全国を上回っているというように、山の形は全国と比較して右方向にシフトしている。合計特殊出生率が全国に比べて0.21ポイント低いのは、15歳から34歳までの出生率の低さに起因している。

図表5 東京都の年齢別出生率（2020年）



(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

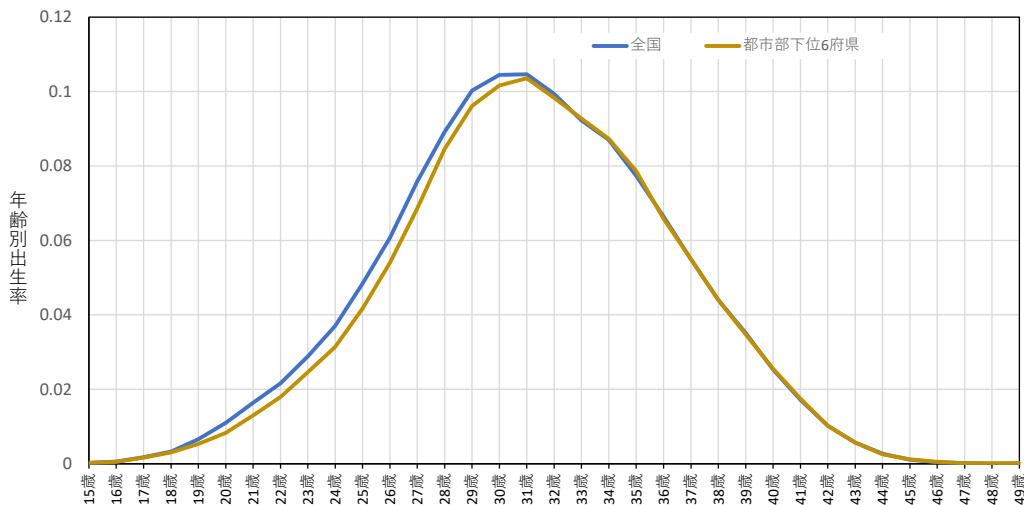
下位10位以内には、大阪府(38位)、奈良県(39位)、埼玉県(40位)、千葉県(41位)、京都府(42位)、神奈川県(43位)という都市部の6府県が入っている。この6府県の年齢別出生率の平均を算出し、これを都市部下位6府県として全国と比較しよう(図表6)。

山頂の年齢は31歳で全国と同じであり、その高さは0.104でほぼ全国と同じ水準である。15歳から31歳までの出生率は全国を下回っている一方で、32歳以降は全国とほぼ同じ水準となっており、山の左側の斜面が全国に比べてへこんだ形になっている。都市部下位6府県の合計特殊出生率は1.28で、全国の1.33との差は15歳から31歳までの出生率の低さにある。

下位県の中には、46位の宮城県、44位の秋田県のほか、岩手県が37位、青森県が34位、山形県が32位と、東北地方の県も多い。そこで、これら東北地方5県の年齢別出生率の平均を東北地方5県として、全国の年齢別出生率を比較してみよう(図表7)。

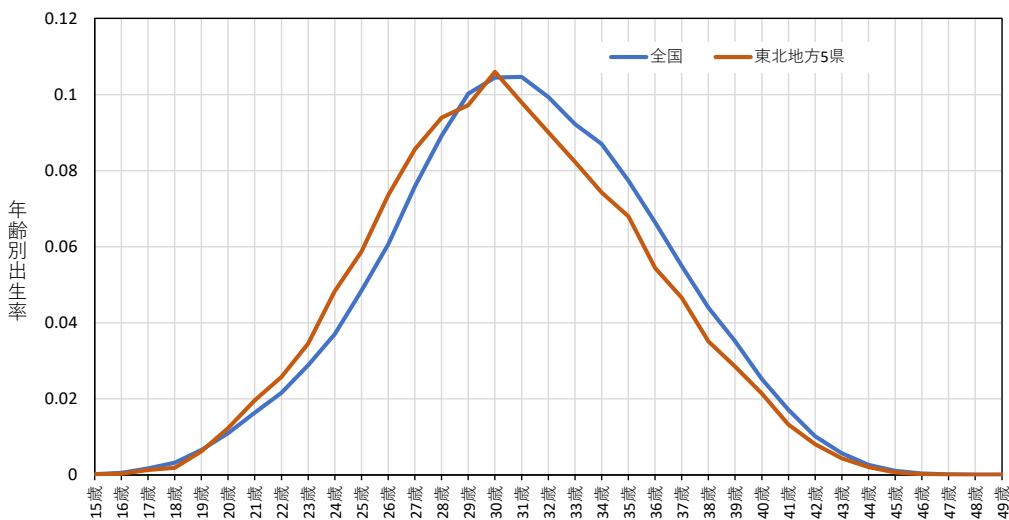
これを見ると、東北地方5県の山頂の年齢は30歳で、その高さは0.106と、全国とほぼ同じである。15歳から30歳までの出生率は概ね全国の出生率を上回っている一方で、31

図表 6 都市部低位 6 府県の年齢別出生率（2020 年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

図表 7 東北地方 5 県の年齢別出生率（2020 年）



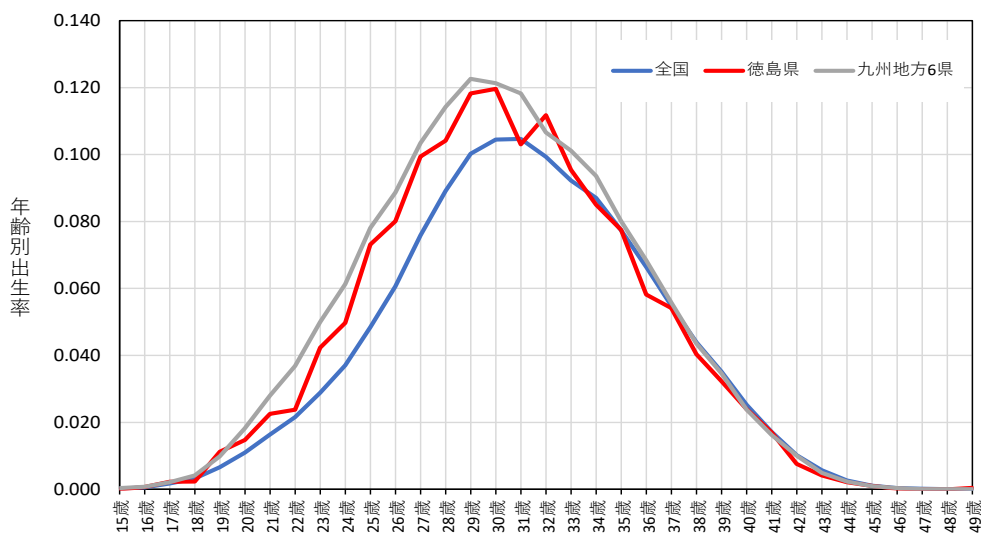
（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

歳以降は全国を下回っており、山の形は全国に比べて右方向にシフトした格好となっている。東北地方 5 県の合計特殊出生率は 1.29 であり、全国の 1.33 との差は 31 歳以下の出生率が全国に比べて低いことに起因している。

## 2. 5 徳島県の年齢別出生率

最後に徳島県と全国、九州地方 6 県の年齢別出生率を比較しよう（図表 8）。徳島県の山頂の年齢は 30 歳で、その高さは 0.120 と全国の山頂の高さに比べてやや高い水準、九州地

図表 8 徳島県の年齢別出生率（2020年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

方6県の0.121とほぼ同じ高さである。15歳から33歳まで概ね全国の出生率を上回っているが、34歳以降はほぼ同じか年齢によっては下回っている。山の形は山の左側の斜面が全国に比べて膨らんでおり、合計特殊出生率の1.48と1.33の差は、この20歳台の出生率の高さに起因している。一方で、九州地方6県と比較すると、概ね全ての年齢にわたって徳島県の出生率が下回っているが左側斜面の方がへこみが大きい。

## 2. 6 上位県と下位県の年齢別出生率の特徴

合計特殊出生率の上位県と下位県および徳島県の年齢別出生率の特徴は、図表9のようにまとめることができよう。

上位県のうち、沖縄県は全国に比べて、山頂が高く、山の斜面は左方向、右方向の両方向に膨らんでいる。九州地方6県も山頂が高く、山の斜面は左方向に膨らんでいる一方で、右側斜面はほぼ同じ水準となっている。

下位県のうち、東京都は、山頂の高さは低く、山の斜面は左側でへこんでいる一方で、右側では膨らんでいる。都市部下位6府県は、山頂の高さはほぼ同じで、山の斜面が左側でへこんでいる一方で、右側はほぼ同じ水準である。東北地方5県は、山頂の高さはほぼ同じで、山の左側斜面は膨らんでいる一方で、右側斜面がへこんでいる。

徳島県は、九州地方6県と似た山の形で、山頂の高さは高く、山の左側斜面が膨らんでいる。しかし、九州地方6県と比べて左側の膨らみが小さい、すなわち、20歳台の出生率が低い水準になっている。

山の左側斜面が膨らんでいるのは出産のタイミングが早いことを意味し、へこんでいる

図表9 合計特殊出生率の上位県・下位県および徳島県の特徴

	合計 特殊出生率	山頂		斜面のへこみ・膨らみ（全国比）	
		高さ	年齢	左側（20歳台）	右側（30歳台）
				膨らみ：○ へこみ：×	膨らみ：○ へこみ：×
全国	1.33	0.105	31歳		
沖縄県	1.83	0.120	31歳・33歳	○	○
九州地方6県	1.60	0.123	29歳	○	—
東京都	1.12	0.089	31歳	×	○
都市部下位6府県	1.28	0.104	31歳	×	—
東北地方5県	1.29	0.106	30歳	○	×
徳島県	1.48	0.120	30歳	○	—

（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

のは出産のタイミングが遅いことを意味すると考えられる。上位県は出産のタイミングが早いことから、同じ母親が二人目、三人目を出産しやすい一方で、下位県の東京都や都市部下位6府県は出産のタイミングが遅いことから多子出産が難しくなると考えられる。東北地方5県は解釈が難しいが、出産のタイミングは比較的早い、多子出産にはなっていないのではないかと考えられる。徳島県は、九州地方6県に比べて左側斜面の膨らみが小さいので、第1子、第2子の出生率が総じて九州地方に比べて低いという状況ではないだろうか。次節で確認しよう。

### 3. 出生順位別年齢別出生率

#### 3.1 全国の出生順位別出生率

出生順位とは、同じ母親から生まれた子どもの数による出生順序であり、一人目の子どもを第1子、二人目の子どもを第2子などと呼ぶ<sup>3</sup>。したがって、出生数は、第1子、第2子、第3子、第4子など多子の合計と捉えることができる。前節では、合計特殊出生率の上位と下位について年齢別出生率の特徴を見たわけだが、沖縄県や九州地方のように20歳台の出生率が比較的高い場合は第2子、第3子の出生率が高いことが予想される一方で、20歳台の出生率が低い場合は第2子、第3子などの出生率が低いことが予想される。予想通りになっているかどうか、出生順位別出生率のグラフを見てみよう。

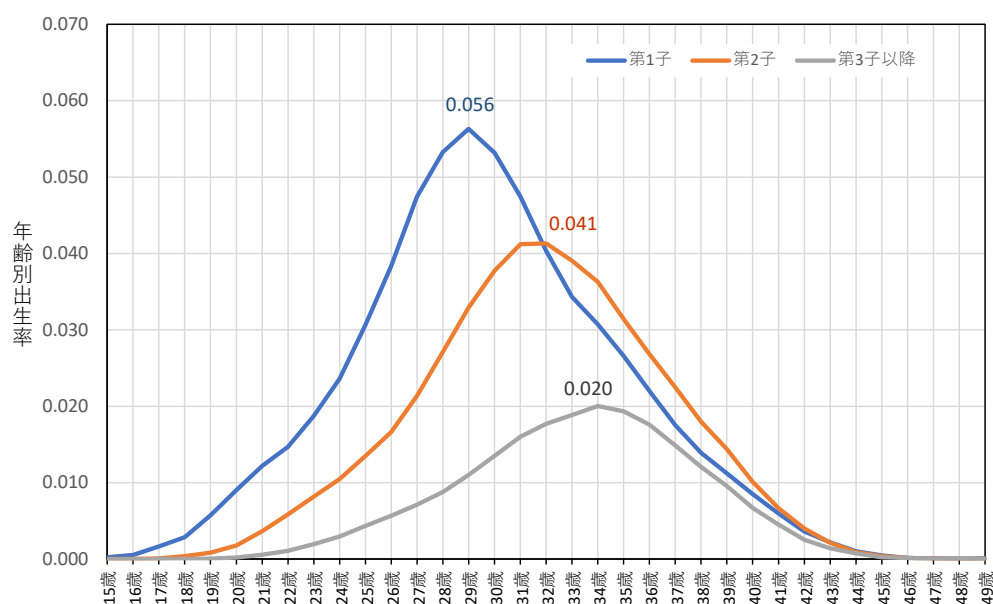
<sup>3</sup> 出生順位では死産を除いていることには注意を要する。死産を含む場合は出産順位と呼ばれる。



まず、全国の第1子、第2子、第3子以降の年齢別出生率をみてみよう。第1子の次に第2子、その次に第3子と続くので、山頂の年齢は第1子が最も若く、第2子、第3子の順に右方向にシフトすることとなる。また、山頂の高さは第1子出生率が高く、第2子、第3子以降の順に低くなると考えられる。ここでは、山頂の高さのみに注目して見てみよう。

全国の第1子出生率の山頂となる年齢は29歳でその高さは0.056である。第2子出生率の山頂の年齢は31歳と32歳で、その高さは0.041である。第3子以降出生率はさらに山頂が左側によって34歳となり、その高さは0.020と低くなっている（図表10）。

図表10 全国の出生順位別年齢別出生率（2020年）



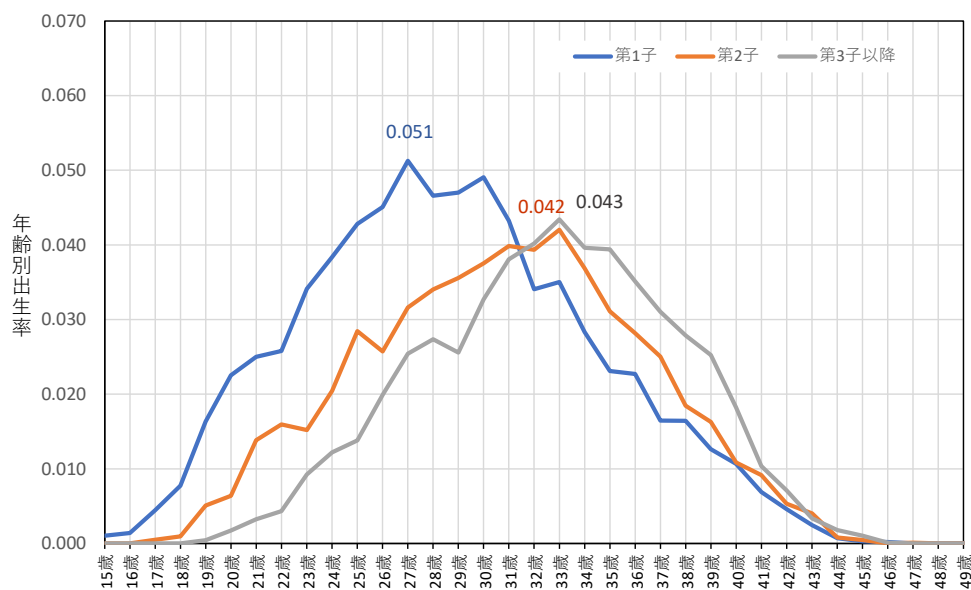
（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

### 3. 2 上位県の出生順位別出生率

沖縄県の出生順位別出生率をみてみよう。沖縄県の第1子出生率は、山頂が27歳で0.051と、全国の0.056に比べてやや低い水準となっている。第2子出生率は、33歳が山頂の年齢でその高さは0.042と全国の水準とほとんど同じである。第3子以降の出生率の山頂の年齢も第2子と同じで33歳、山の高さは第2子出生率を上回る0.043となっており全国に比べて0.02ポイントも上回っている（図表11）。

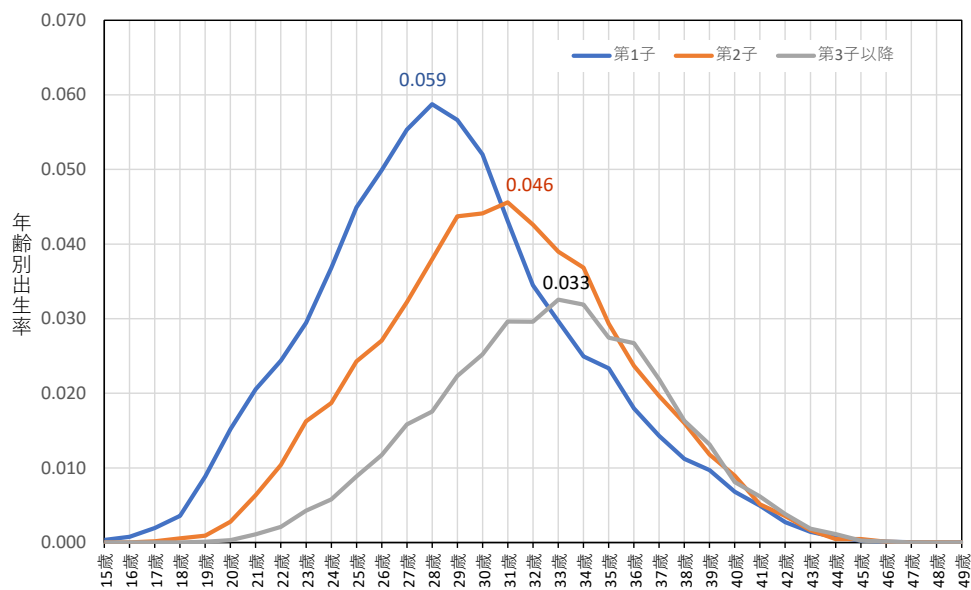
次に九州地方6県の出生順位別出生率を見てみよう（図表12）。第1子出生率は、山頂が28歳で高さが0.059で全国とほとんど変わりはない。第2子の山頂の年齢は31歳でその高さは0.046とわずかに全国を上回る水準である。第3子以降出生率は山頂の年齢は33歳で、その高さは0.033と、全国を上回る水準である。ただ、沖縄県に比べれば第3子以降出生率が低い。

図表 11 沖縄県の出生順位別出生率（2020年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

図表 12 九州地方 6 県の出生順位別出生率（2020年）

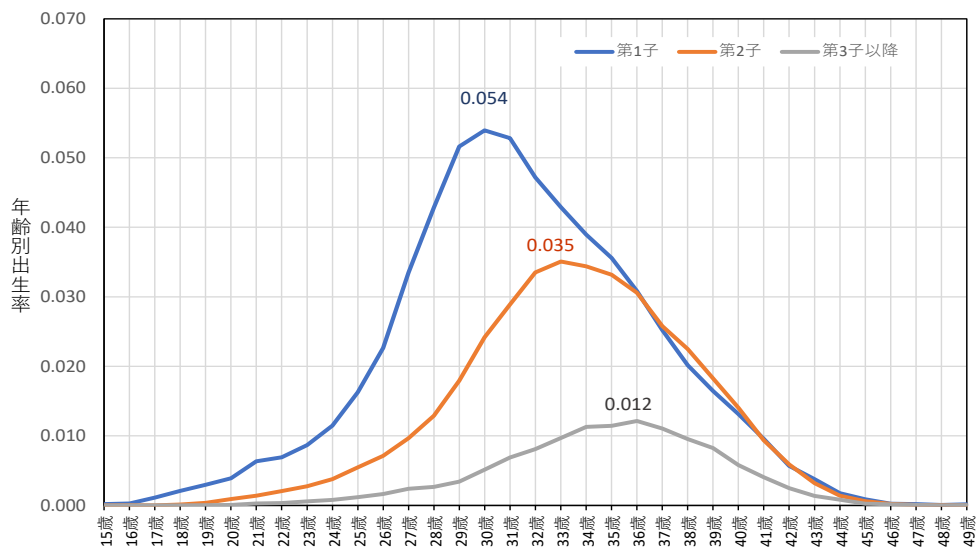


（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

### 3. 3 下位県の出生順位別出生率

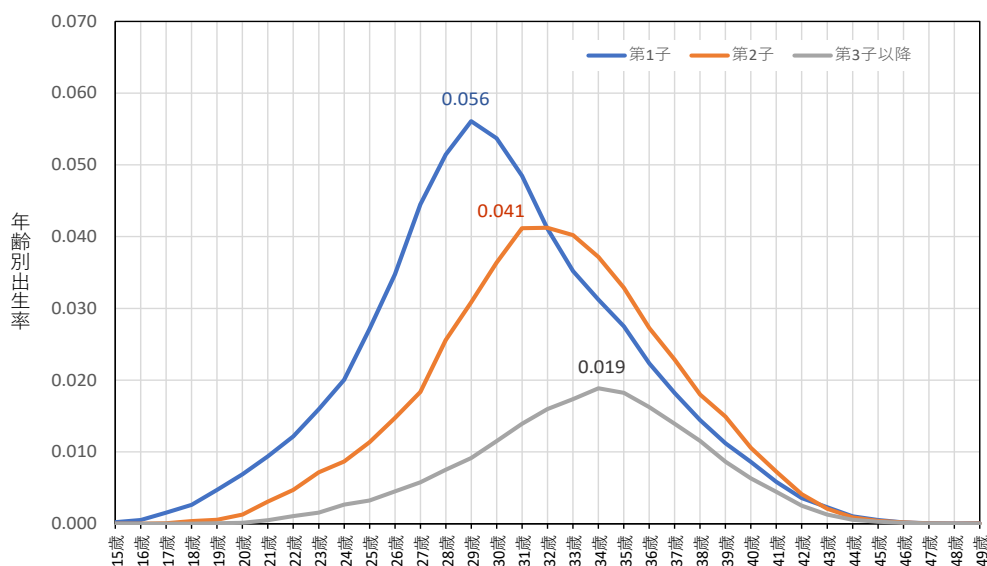
次に、下位県について見てみよう。まず、東京都である（図表 13）。東京都の第 1 子出生率の山頂の年齢は 30 歳でその高さは 0.054 と、全国とほぼ同じ水準である。しかし、第 2 子出生率は山頂の年齢が 33 歳で、山頂の高さは 0.035 と全国を下回っている。第 3 子以降

図表 13 東京都の出生順位別出生率（2020年）



(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

図表 14 都市部下位 6 府県の出生順位別出生率（2020年）

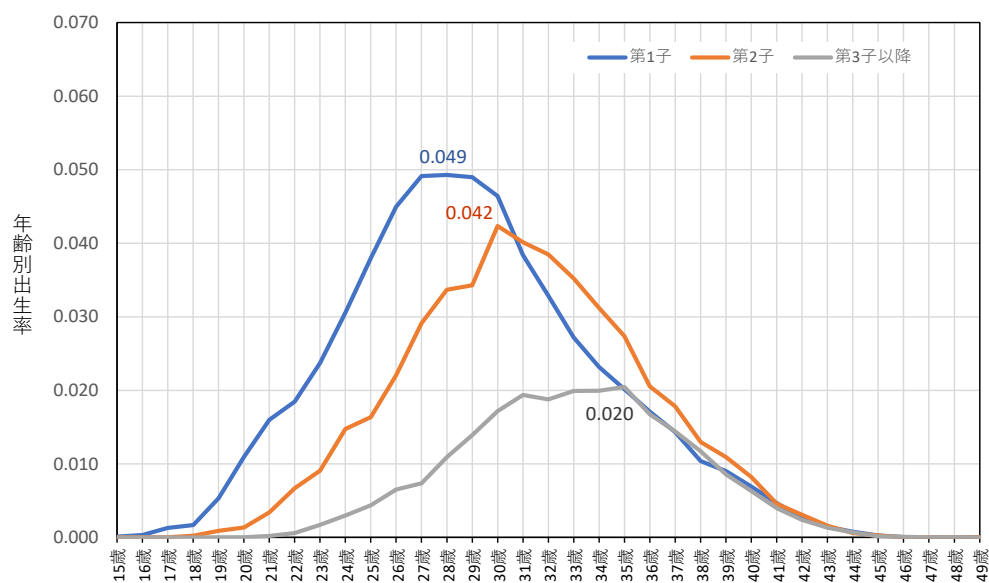


(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

出生率は、山頂の年齢が 36 歳で、その高さは 0.012 となっており、やはり全国の水準を下回っている。

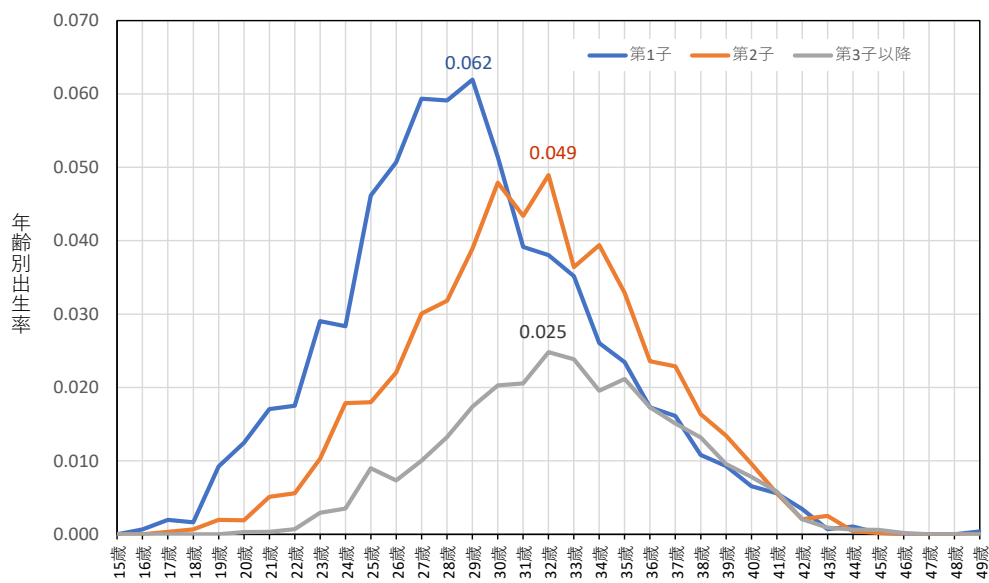
都市部下位 6 府県の第 1 子出生率の山頂の年齢は 29 歳で、その高さは 0.056 と全国と同水準である。第 2 子出生率の山頂は 31 歳であるが 33 歳までほぼ同水準となっており、高さは 0.041 とこれも全国と同水準となっている。第 3 子以降出生率の山頂の年齢は 34 歳で、高さは 0.019 と全国と同じ水準である (図表 14)。

図表 15 東北地方 5 県の出生順位別出生率（2020 年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

図表 16 徳島県の出生順位別出生率（2020 年）



（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

東北地方 5 県の第 1 子出生率の山頂の年齢は 27 歳から 29 歳で、やや平たい形となっている。山頂の高さは 0.049 で全国に比べて水準が低い。第 2 子出生率は、全国とほぼ同じ水準の 0.042 である。また、第 3 子以降出生率も全国と同水準の 0.020 となっている（図表 15）。

### 3. 4 徳島県の出生順位別出生率

徳島県の第1子出生率の山頂の高さは0.062と全国に比べて高い。この水準は九州地方6県と比較してもわずかに高くなっている。第2子出生率の高さは0.049と全国とほぼ同水準である。第3子以降出生率は0.025と全国をわずかに上回る水準となっている。ただし、沖縄県や九州地方6県と比較するとやや低い水準である（図表16）。

### 3. 5 上位県と下位県の出生順位別出生率の特徴

以上のように、山頂の高さに注目して、上位県、下位県の出生順位別出生率のグラフを観察した。上位県と下位県の第1子出生率の山頂の高さは、上位県では沖縄県の0.051、九州地方6県の0.059、下位県では東京都の0.054、都市部下位6府県の0.056、東北地方5県の0.049と、東北地方5県を除いて、上位県でも下位県でも大きな差はないように思われる。一方で、第3子以降出生率の山頂の高さは、順に上位県が0.043、0.033、下位県が0.012、0.019、0.020と、上位県と下位県の差がやや開いているように見受けられる。

そこで、上位県と下位県の出生順位別合計特殊出生率を計算して比較してみよう。図表17には、上から全国、上位県、下位県、徳島県の順に、合計特殊出生率、その右には出生順位別の合計特殊出生率が示されている。なお、出生順位別出生率の合計が合計特殊出生率に一致する。

図表17 上位県・下位県および徳島県の出生順位別合計特殊出生率

	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
東京都	1.12	0.610	0.386	0.122
都市部下位6府県	1.28	0.614	0.464	0.198
東北地方5県	1.29	0.595	0.468	0.231
徳島県	1.48	0.680	0.530	0.268

（出所）「人口動態統計」（厚生労働省）、「国勢調査」（総務省統計局）

上位県の沖縄県と下位県の東京都の合計特殊出生率の差は0.71ポイントであるが、このうち第1子合計特殊出生率の差は0.106ポイント、第2子合計特殊出生率の差は0.193ポイント、第3子以降合計特殊出生率の差は0.416ポイントとなっており、0.71ポイントの差の概ね6割程度は第3子以降合計特殊出生率の差に起因していることがわかる。

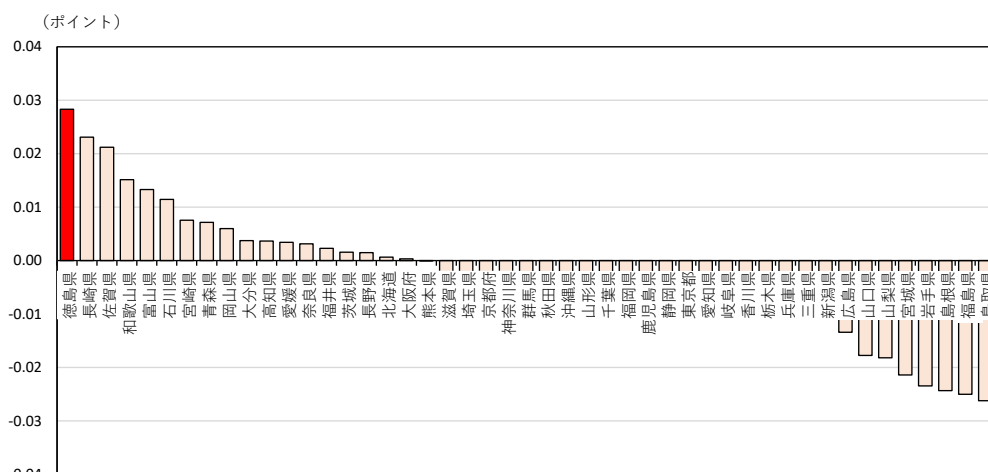
沖縄県と東京都の比較はやや極端かもしれないので、九州地方6県と都市部下位6府県

を比較してみよう。両者の合計特殊出生率の差は0.32ポイントである。このうち第1子合計特殊出生率の差は0.071ポイント、第2子合計特殊出生率の差が0.086ポイントである。第3子以降特殊出生率は0.168ポイントとなっており、やはり第3子以降合計特殊出生率の差の影響が大きいことがわかる。これは、九州地方6県と東北地方5県との比較でも同様である。このように、合計特殊出生率の上位と下位を分けているのは、第3子以降合計特殊出生率の高低であることがわかる。

最後に、徳島県と上位県との比較をしておこう。沖縄県と徳島県の合計特殊出生率の差は、0.35ポイントである。第1子合計特殊出生率の差は0.036ポイント、第2子合計特殊出生率の差は0.049ポイント、第3子以降合計特殊出生率の差は0.27ポイントとなっており、約8割が第3子以降合計特殊出生率の差によっている。また、九州地方6県との間でも、合計特殊出生率の差は0.12ポイントであるが、第1子合計特殊出生率の差が0.005ポイント、第2子合計特殊出生率の差は0.020ポイントと、ほとんど差が開いていないが、第3子以降合計特殊出生率の差は0.098ポイントとなっており、第3子以降合計特殊出生率の差が合計特殊出生率の差に反映されているとみられる。

なお、参考までに、2015年と2020年の第3子以降合計特殊出生率を比較したところ、徳島県の第3子以降の合計特殊出生率は47都道府県の中で最も上昇している（図表18）。この変化が続けば、上位県との差も縮小していくのではないかと。

図表18 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」(総務省統計局)

#### 4. まとめ

本章では、2020年の合計特殊出生率の上位県として、沖縄県、福岡県を除く九州地方6県、下位県として、東京都、都市部下位6府県、東北地方5県の年齢別出生率、出生順位

別出生率のグラフを観察することによって特徴を明らかにした。この結果、年齢別出生率の山の形について、上位県は主に山の左側斜面、すなわち 20 歳台で膨らんでいるという特徴があり、出生順位別出生率では、第 3 子以降の合計特殊出生率で差が大きいことが明らかになった。上位県では、出産のタイミングが比較的早いことが多子出生率を高くしている可能性が考えられよう。

徳島県の合計特殊出生率を上位県、特に九州地方 6 県と比較したところ、年齢別出生率の山の形は、特に山の左側斜面が九州地方 6 県よりもへこんでおり、出産のタイミングがやや遅いことが伺われる。また、第 1 子、第 2 子の合計特殊出生率の差はわずかである一方で、第 3 子以降合計特殊出生率で差が開いていることがわかった。九州地方 6 県の合計特殊出生率 1.60 と徳島県の 1.48 の差は、主に第 3 子以降の合計特殊出生率の差によるとみられる。

本章では、グラフによる観察や合計特殊出生率の比較による単純な分析であることから、出生率を規定する要因を明らかにすることはできない。出生率の決定要因は、出産のタイミング以外にも、女性の就業状況や所得が影響していると考えられる。また、もう少し広く、地域の産業構造や都市化も影響しているとする先行研究もある。出生率の決定要因を明らかにするためにはさらに計量経済学的な分析が必要であろう。

#### (補論) コーホート出生率の状況

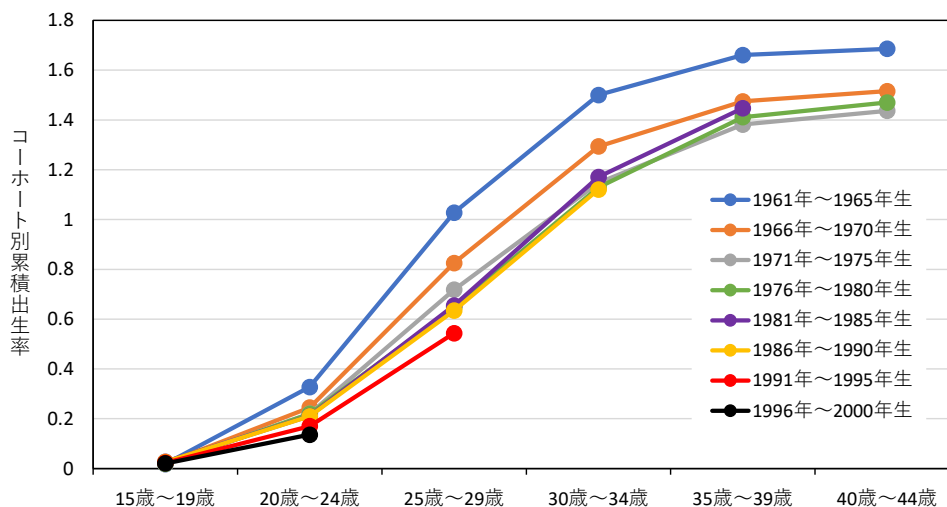
わが国の合計特殊出生率は 2015 年に 1.45 となって以降低下しており、2020 年には 1.33 (確定値) となっている。山崎 (2021) はこの低下について、1991 年生まれ以降の世代、年齢で言えば 20 代の出生率が過去最低水準となっており、上の世代に比べて出生率が低下していることが影響していると指摘し、この世代がこれから 30 代に入っても低い出生率のままだと、出生率はもう一段下がる可能性があるかと懸念している。

合計特殊出生率は、ある年の 1 年間の年齢別出生率を合計したものであるから、異なるコーホートのある年の出生率を合計した値と捉えることができる。したがって、仮に、若い世代になるにつれてコーホート出生率が低下しているとすれば、これは時間経過とともに合計特殊出生率に対してマイナス方向に反映されると考えられる。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、期間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が重要な論点の一つになるのはこのためだ。山崎 (2021) もこのことを指摘していると考えられる。

そこで、補論としてコーホート別累積出生率をグラフによって確認しておきたい。

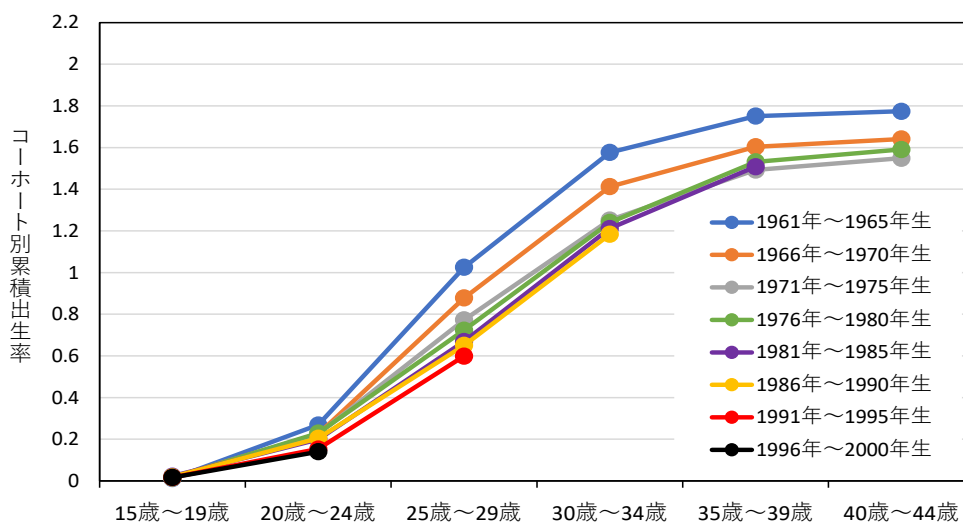
図表 19 は、1961 年～1965 年生コーホートから 1996 年～2000 年生コーホートまで、コーホートの年齢階級別出生率を積み上げた累積出生率である。45 歳～49 歳までの累積出生率がコーホート合計特殊出生率で、女性が一生のうちに出産する平均的な子どもの数を表すとされる。なお、図表では見やすさを優先して 40 歳～44 歳までとしている。

図表 19 全国のコーホート別累積出生率



(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

図表 20 山梨県のコーホート別累積出生率



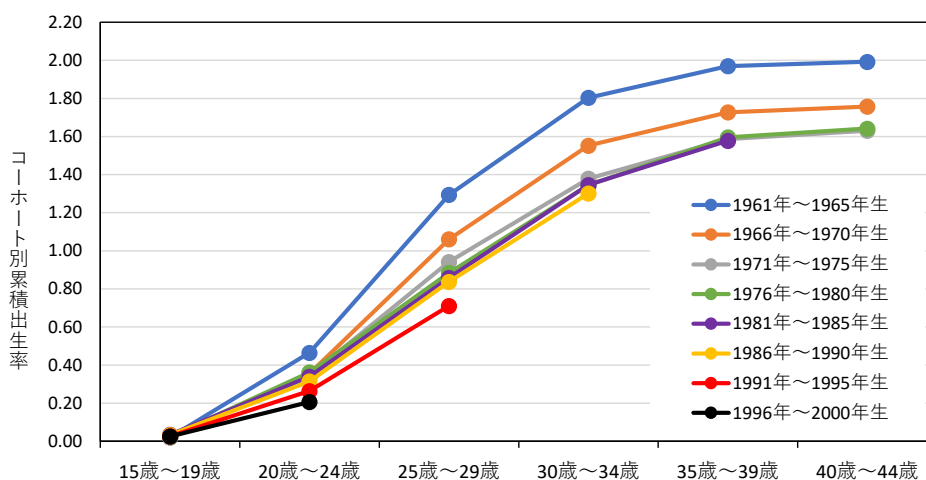
(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

1991年～1995年生コーホートは2020年時点で25歳～29歳である。山崎(2021)で指摘されている通り、一つ上の世代、1986年～1990年生コーホートの25歳～29歳の累積出生率(黄色線)とこの1991年～1995年生コーホートの累積出生率(赤色線)を比較すると、明らかに低下していることがわかる。また、1996年～2000年生コーホートは2020年時点で20歳～24歳であるが、この累積出生率(黒色線)と1991年～1995年生コーホートの20歳～24歳時点の累積出生率(赤色線)との比較でも低下していることが分かる。

2015年と2020年の合計特殊出生率を比較して、低下が最も小さい山梨県と、最も大き

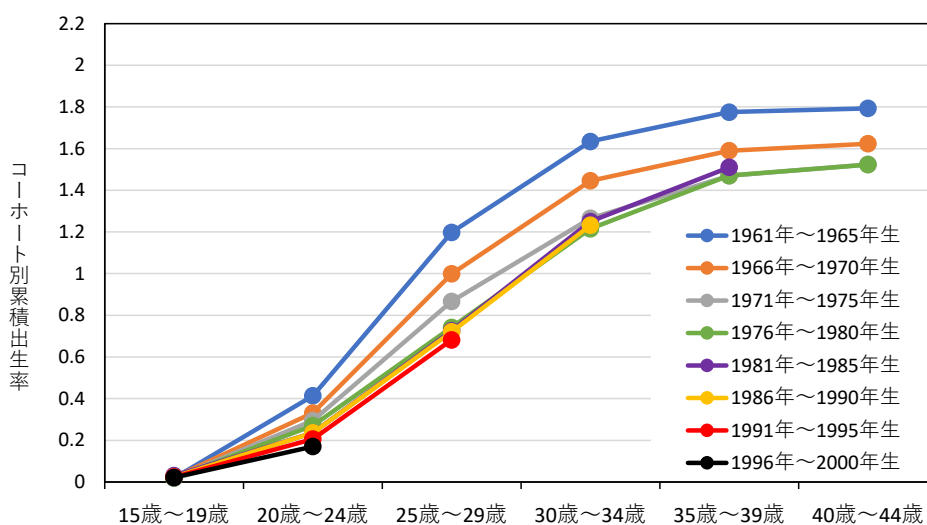


図表 21 福島県のコーホート別累積出生率



(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

図表 22 徳島県のコーホート別累積出生率



(出所)「人口動態統計」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省統計局)

な福島県のコーホート累積出生率のグラフが図表 20、図表 21 である。山梨県、福島県ともに、1991 年～1995 年生コーホートおよび、1996 年～2000 年生コーホートの出生率は低下しているが、山梨県の場合は軽微な低下であり、これに比べて福島県は明確に低下していることが分かる。仮に、この世代がこのまま 30 代に入るとすると、都道府県の合計特殊出生率の格差が広がる可能性も考えられよう。なお、参考までに徳島県のコーホート別累積出生率のグラフも掲載しておく (図表 22)。

**【参考文献】**

- 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.
- 山崎史郎（2021）,『人口戦略法案』日本経済新聞出版.

## 第2章 徳島県出身者の初職時 U ターンの特徴

徳島県デジタルとくしま推進課 企画幹 牧田 修治

徳島文理大学総合政策学部 准教授 水ノ上 智邦

### 【要約】

「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)を利用して、徳島県出身者の初職時 U ターンの特徴を分析した。分析の結果、最終学校卒業時の居住地や県内出身地域によって初職時 U ターン率に差異があることが明らかになった。また、親の持家が初職時 U ターンの誘因になっている可能性も明らかになった。家賃負担などの経済的なコスト軽減のメリットがあることなどが考えられる。なお、本章での分析は表やグラフを観察したナイーブな分析である。より確かな結論を得るためには計量経済学的な分析が必要であろう。

### 1. はじめに

わが国の代表的な人口移動統計は「国勢調査」(総務省)と「住民基本台帳人口移動報告」(総務省)の2つであるが、両統計とも出身地や居住履歴までは捕捉されていないことから、出身地、出身県への帰還行動(Uターン)を統計データによって明らかにすることは難しい。これまで、Uターンに関する研究は、主に高校の同窓会名簿を利用したアンケート調査に基づいて、地理学や人口学の分野で蓄積されてきたが、名簿を利用したアンケート調査の実施は環境変化もあって困難になってきているのが実状である。

そこで、本県ではインターネットによるアンケート調査「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)を実施し、徳島県出身者のUターン行動の分析を行っている。回答者が過去を振り返って回答する回顧型のアンケート調査であることからUターンの最近時の状況を捉えることはできないが、25歳から59歳という幅広い年齢層のサンプルを分析することによってUターン行動を明らかにするとともに、どのような要因がUターンの意思決定に影響を与えるのかという要因分析を行うことができる。本章では、このアンケート調査結果を利用して、Uターンの中でも特に初職時のUターン行動の特徴を記述統計的な分析によって明らかにしたい。

### 2. 調査方法とデータ

#### 2. 1 調査方法

アンケート調査は、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 歳の徳島県出身者の男女を調査対象として、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。調査方法は次の通り。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、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った結果、37 万 9,270 人から回答があり、このうち卒業した高校が徳島県内であった 2,236 人が本調査へ進み、すべての質問に回答した。したがって、この 2,236 人の回答が有効回答となる。ただ、本章の目的に照らして、最終学校卒業時の居住地および初職時の居住地の質問に対して「答えたくない」「覚えていない」「その他」と回答した者の他、高校 3 年生時に「県外居住」と回答した者、最終学校卒業時の居住地の質問に「県外」と回答したにもかかわらず最終学歴が「高等学校」となっている者を除いた 1,981 人の回答を有効回答とした。

## 2. 2 回答者の年齢構成

回答者の年齢構成を確認しておこう（図表 1）。25 歳～39 歳、40 歳～49 歳、50 歳～59 歳の 3 つの階級に分けた回答者の年齢階級別構成比は、順に 23.3%、35.2%、41.4%である。「国勢調査」（総務省）による 2020 年の日本人の年齢階級別構成比と比較すると、25 歳～39 歳の階級で回答者の方が 10 ポイント程度低い一方で、50 歳～59 歳では 10 ポイント程度高い構成比である。男女別に分けてみると、男性の 25 歳～39 歳が 16.6%で、「国勢調査」の 36.2%と比較して 20 ポイント程度低い。一方で 50 歳～59 歳は 48.0%で、「国勢調査」と比較すると 20 ポイント程度高い構成比となっている。女性の年齢階級別構成比は、「国勢調査」と比較して大きな乖離があるようには見受けられない。分析に当たって、男性の 25 歳～39 歳のサンプルが少ないことには留意する必要があるだろう。

図表 1 アンケート回答者の男女別・年齢階級別の構成

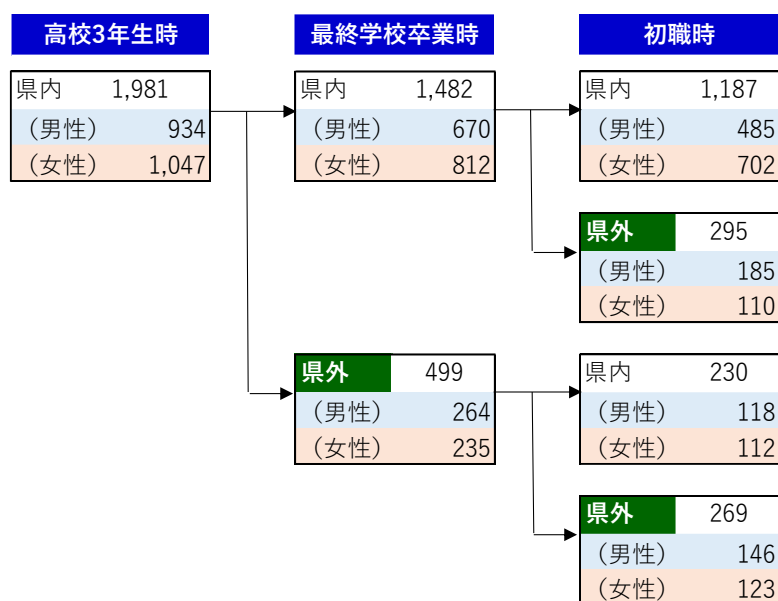
	合計			男性			女性		
	年齢別 構成比 (人)	構成比 (%)	(国勢調査) (%)	年齢別 構成比 (人)	構成比 (%)	(国勢調査) (%)	年齢別 構成比 (人)	構成比 (%)	(国勢調査) (%)
合計	1,981	100.0	(100.0)	934	100.0	(100.0)	1047	100.0	(100.0)
25歳～39歳	462	23.3	(36.0)	155	16.6	(36.2)	307	29.3	(35.9)
40歳～49歳	698	35.2	(33.5)	331	35.4	(33.5)	367	35.1	(33.4)
50歳～59歳	821	41.4	(30.5)	448	48.0	(30.3)	373	35.6	(30.8)

(出所) 「国勢調査 (2020年)」 (総務省統計局)

## 2. 3 初職時 U ターンの定義

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（図表 2）。

図表 2 アンケート回答者の移動履歴



高校 3 年生時に県内に居住した 1,981 人のうち、大学や専門学校等の最終学校卒業時の居住地が県内の者が 1,482 人、県外居住の者が 499 人である。この 499 人のうち、初職時に県内に居住していた者は 230 人、県外に居住した者が 269 人である。

本章では、この 499 人を分析対象とし、最終学校卒業時に県外に居住、そして初職時に県内に居住した者を初職時 U ターン者と定義する。以降 U ターン者はこの初職時 U ターン者を指すこととする。この定義に従えば、徳島県出身者の初職時 U ターン率は 46.1%となる。男女別では、男性が 44.7%、女性が 47.7%でほぼ同レベルの U ターン率である。

## 2. 4 最終学校卒業時の居住地域

最終学校卒業時の居住地の分布状況を地域別に確認しておこう。「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）で定義されている東京圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、名古屋圏（愛知県、岐阜県、三重県）、大阪圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県）の三大都市圏と、この三大都市圏以外の地域を非大都市圏として、徳島県出身者の最終学校卒業時の居住地分布を男女別にみたものが図表 3 である。

図表3 最終学校卒業時の居住地分布

最終学校卒業時の居住地	男性		女性	
	(人)	(%)	(人)	(%)
東京圏	53	20.1	39	16.6
名古屋圏	16	6.1	11	4.7
大阪圏	93	35.2	104	44.3
非大都市圏	102	38.6	81	34.5
合計	264	100.0	235	100.0

(注) 東京圏、名古屋圏、大阪圏を構成する都道府県は以下の通り。  
 なお、非大都市圏は東京圏、名古屋圏、大阪圏以外の道県を表す。  
 東京圏：東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県  
 名古屋圏：愛知県、岐阜県、三重県  
 大阪圏：大阪府、兵庫県、京都府、奈良県

これをみると、男性で最も構成比が高い地域が非大都市圏で 38.6%、次いで大阪圏が 35.2%、東京圏が 20.1%、名古屋圏が 6.1%となっている。高校卒業後県外へ転出した者の 6 割が大都市圏への転出である。ただ、名古屋圏への転出はわずかである。なお、非大都市圏では岡山県と広島県の構成比が高く、それぞれ 7.2%である。

女性では、最も構成比が高い地域が大阪圏で 44.3%、次いで非大都市圏が 34.5%、東京圏が 16.6%、名古屋圏が 4.7%となっている。女性でも大都市圏への転出が 6 割を超えるが、男性と比較すると大阪圏への転出者の割合が高い。なお、非大都市圏では香川県への転出割合が 11.1%と高く、岡山県、広島県はそれぞれ 4.3%、2.6%で男性ほどではない<sup>4</sup>。

### 3. 徳島県出身者の初職時 U ターン行動

#### 3. 1 出生コーホート別 (年齢階級別)

先行研究によると、出生コーホートによって U ターン率に違いがあることを指摘している<sup>5</sup>。そこで、出生年を 1981 年～95 年 (25 歳～39 歳)、1971 年～80 年 (40 歳～49 歳)、

<sup>4</sup> 香川県の 11.1%に次いで愛媛県が 4.7%、高知県が 4.3%となっており、非大都市圏の中では四国地方が比較的高い構成比となっている。

<sup>5</sup> 江崎・荒井・川口 (1999、2000) や江崎・山口・松山 (2007) では、長野県や宮崎県、山形県を対象としてアンケート調査を実施し、最終学校卒業後の U ターン率 (学卒 U ター

1961年～70年（50歳～59歳）の3つに分けてUターン率に差異があるかどうか確認しておこう（図表4）。

出生コーホートの古い順にみると、男性では順に44.4%、51.8%、34.5%となっており、1981年～95年生コーホートのUターン率は、上の世代である1961年～70年生コーホート、1971年～80年生コーホートよりも低くなっている。一方、女性のUターン率は順に52.9%、44.3%、46.8%と、1971年～1980年コーホートと1981年～1995年コーホートのUターン率はほぼ同じ水準である。

図表4 出生コーホート別Uターン率

	男性				女性			
	合計	初職時		Uターン率	合計	初職時		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)	
合計	264	118	146	0.447	235	112	123	0.477
1981年～95年生まれ (25歳～39歳)	55	19	36	0.345	79	37	42	0.468
1971年～80年生まれ (40歳～49歳)	85	44	41	0.518	88	39	49	0.443
1961年～70年生まれ (50歳～59歳)	124	55	69	0.444	68	36	32	0.529

### 3. 2 最終学校卒業時の居住地域別

先行研究によると、最終学校卒業時の居住地が東京圏の場合は、他の居住地域に比べて初職時Uターン率が低いこと、出生コーホートによってUターン率に差異があることを指摘している<sup>6</sup>。

ン率)が世代によって異なっていることを報告している。

<sup>6</sup> 中川(2019)は、「人口移動調査」(国立社会保障・人口問題研究所)の第8回調査を利用して初職時のUターン行動を分析している。この結果、最終学校卒業時に東京圏、その他の大都市圏(大阪圏および名古屋圏)、非大都市圏(3大都市圏以外の県)に居住していた者の初職時Uターン率を比較して、男女ともに世代にかかわらず東京圏居住者のUターン率が最も低いこと、男性では1971年～80年生コーホートのUターン率に比べて1981年～90年生コーホートのUターン率が低下していること、女性については東京圏、その他の大都市圏、非大都市圏ともに1971年～80年生コーホートのUターン率に比べて1981

図表 5 には、徳島県出身者の三大都市圏及び非大都市圏の U ターン率が示されている。男性の U ターン率を東京圏、名古屋圏、大阪圏、非大都市圏の順位にみると、24.5%、43.8%、49.5%、50.0%で、東京圏が最も低く、大阪圏と非大都市圏はほぼ同じ水準となっている。女性でも順に 35.9%、27.3%、43.3%、61.7%となっている。サンプル数の少ない名古屋圏を除けば、東京圏の U ターン率が最も低くなっている。このように最終学校卒業時の居住地によって U ターン率に差がみられる<sup>7</sup>。

図表 5 最終学校卒業時居住地別 U ターン率

最終学校卒業時の居住地	男性				女性			
	合計	初職時の居住地		Uターン率	合計	初職時の居住地		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/ (①+②)	①+②	①	②	①/ (①+②)
東京圏	53	13	40	0.245	39	14	25	0.359
名古屋圏	16	7	9	0.438	11	3	8	0.273
大阪圏	93	46	47	0.495	104	45	59	0.433
非大都市圏	102	52	50	0.500	81	50	31	0.617
合計	264	118	146	0.447	235	112	123	0.477

(注) 東京圏：東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県

名古屋圏：愛知県、岐阜県、三重県

大阪圏：大阪府、兵庫県、京都府、奈良県

非大都市圏：東京圏、名古屋圏、大阪圏以外の道県

出生コーホート別に最終学校卒業時の居住地別 U ターン率を男女別にみたものが図表 6、図表 7 である。ただし、名古屋圏はサンプル数が少ないために含めていない。男性は出生コーホートに依らず大阪圏と非大都市圏の水準は同程度、東京圏は大阪圏、非大都市圏より低い水準となっている。出生コーホート別では、1971 年～80 年コーホートに比べて 1981 年～95 年コーホートの U ターン率が 3 つの地域で低下している (図表 6)。

女性は、東京圏と大阪圏、非大都市圏で動きが異なる。東京圏と大阪圏では 1961 年～70 年コーホートの U ターン率に比べて 1971 年～81 年コーホートの U ターン率が低下し、次の 1981 年～95 年コーホートの U ターン率は上昇する。非大都市圏では、1971 年～80 年

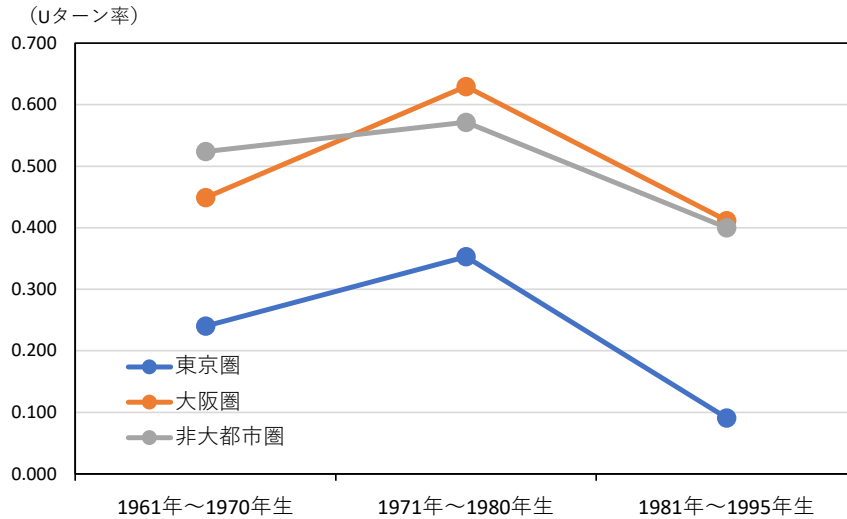
年～90 年生コーホートの U ターン率が低下していることを明らかにしている。

<sup>7</sup> 東京圏と非大都市圏の U ターン率の検定を行ったところ男女ともに有意な差があるという結果となった。なお、女性の大阪圏と非大都市圏との差の検定では有意な差はなかった。

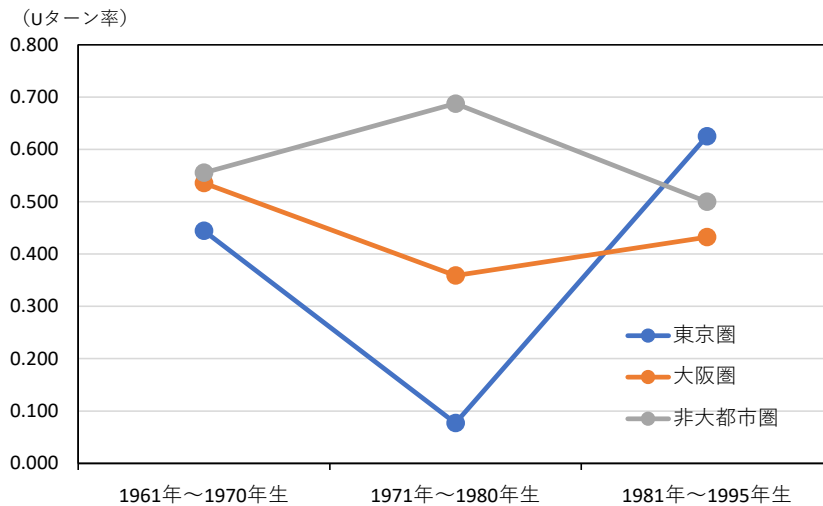


コーホートの U ターン率が上昇し、1981 年～95 年コーホートの U ターン率は低下している（図表 7）。

図表 6 最終学校卒業時居住地域別・出生コーホート別 U ターン率（男性）



図表 7 最終学校卒業時居住地域別・出生コーホート別 U ターン率（女性）



### 3. 3 高校 3 年生時の居住形態別

アンケート調査では高校 3 年生時の住居形態を質問している<sup>8</sup>。この結果を利用して、住

<sup>8</sup> アンケート調査では、「a 高校卒業のとき、b 最後の学校卒業後初めて仕事に就いた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

居形態を持家と非持家に分けて、それぞれの U ターン率を示したのが図表 8 である。先行研究によると、初職時に限定しているわけではないが、実家が持家であるかどうか、U ターンして親の持家に住めるかどうか U ターン率に影響している<sup>9</sup>。

図表 8 持家・非持家別 U ターン率

	合計 ①+②	初職時		U ターン率 ①/(①+②)
		県内	県外	
		①	②	
合計	499	230	269	0.461
持家	410	209	201	0.510
非持家	89	21	68	0.236

(注) 高校卒業のときの住居形式の質問に、一戸建て(親の持家)、集合住宅(親の持家)の回答を「持家」とし、それ以外の回答を「非持家」とした。

図表 9 初職時の居住形態

	初職時の居住地			
	県内		県外	
	構成比(%)	構成比(%)	構成比(%)	構成比(%)
合計	230	100.0	269	100.0
親の持家	176	76.5	11	4.1
自分自身の借家	28	12.2	149	55.4
社宅・社員寮	13	5.7	90	33.5
その他	13	5.7	19	7.1

以下のとおり。[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。ここでは選択肢[1]と[3]を「持家」、[1]と[3]以外の回答を「非持家」とした。

<sup>9</sup> 石倉(2009)は、岩手県釜石市を対象にしたアンケート調査で、高校時代に親の持家に住んでいた者の方が、非持家に住んでいた者に比べて U ターン率が高いことを発見している。例えば、「1965 年以降」コーホートの場合は、持家の U ターン率は 43.2%、非持家の U ターン率は 23.0%である(224 頁、表 7-6 参照)。また、李・杉浦(2017)でも青森県弘前市とその周辺市町村を含む中南津軽地域を対象にアンケート調査を行い、住むことができる実家の存在、実家の経済援助が地方回帰の誘因になっていることを報告している。

図表 8 をみると、持家の場合の U ターン率が 51.0%、非持家の場合が 23.6%であり、高校 3 年生時に親の持家に住んでいた者の U ターン率の方が高い結果となり、先行研究とほぼ同様の結果となった。なお、初職時の居住形態をみると、実際に 76.5%の U ターン者が親の持家に居住している（図表 9）。

非持家には親の勤務先の都合により徳島県に居住するという、いわゆる「転勤族」の場合が含まれていると思われる。転勤族の場合には、高校 3 年生時に徳島県に居住（居住形態は非持家）し、数年後には再び転勤で県外に居住している可能性がある。つまり、やや極端な想定をすれば、非持家ということは転勤族とほぼ同義であり、「持家」「非持家」による分類は、親が転勤族か転勤族でないか分類して U ターン率を比較しているという可能性がある。

この可能性を排除するために、親が（調査時点で）徳島県に居住している回答者のみを対象として、持家・非持家別の U ターン率を求めたが、この結果は図表 8 と大きく変わらなかった<sup>10</sup>。

### 3. 4 県内出身地域別

奥嶋・豊田（2021）では、高校 3 年生時の居住地が県南部の町村や三好市の場合には、県外に転出した後そのまま県外に居住し U ターンしない割合が県内の他の地域に比べて高いことを示している。このように出身地によって U ターンの傾向に差が生じることも考えられる<sup>11</sup>。そこで、徳島県内を県北東部、県中西部、県南部の 3 つの地域に分けて U ターン率をみたものが図表 10 である<sup>12</sup>。

男性では県中西部が最も高く 53.6%、次いで県北東部で 42.8%、最も低いのが県南部で 33.3%となった。女性では県北東部が最も高く 54.1%、次いで県中西部で 43.8%、最も低いのが県南部で 36.1%であった。男女とも県南部の U ターン率が最も低いという結果となった。なお、男性では県北東部と県中西部との間で、10%有意水準で有意に差があるとい

---

<sup>10</sup> アンケート調査では、調査時点で「徳島県に居住されている『親』、『きょうだい』はいらっしゃいますか」という質問をしている。回答の選択肢は[1]父親、[2]母親、[3]兄、[4]弟、[5]姉、[6]妹、[7]いない、として複数回答としている。この回答で[1]または[2]および両方の回答者のみを対象として「持家」「非持家」別の U ターン率を求めた。この結果、「持家」の U ターン率が 51.9%、「非持家」の U ターン率が 27.3%であった。

<sup>11</sup> 高校 3 年生時の居住地と出身地が同一とは限らないが、ここでは高校 3 年生時の居住地を出身地とする。

<sup>12</sup> 県内の三地域を構成する市町村は以下の通り。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。

う結果になったが、県北東部と県南部との間では有意な差はみられなかった。女性の場合は、県中西部、県南部ともに県北東部との間で有意な差があるという結果となった。

図表 10 出身地域別 U ターン率

県内出身地域	男性				女性			
	合計	初職時の居住地		Uターン率	合計	初職時の居住地		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)
県北東部	152	65	87	0.428	135	73	62	0.541
県中西部	84	45	39	0.536	73	32	41	0.438
県南部	36	12	24	0.333	36	13	23	0.361

(注) 各地域を構成する市町村は以下の通り。

県北東部：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：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：阿南市、勝浦町、上勝町、那賀町、牟岐町、美波町、海陽町

### 3. 6 初職の業種

最後に初職時の業種について確認しておこう。山口・江崎・松山（2010）では、男女とも大卒の学歴を持つ新規学卒の U ターン者は初職が公務員・教員の割合が比較的高いことを報告している。

図表 11 には男女別に初職時の居住地が県内と県外とに分けて、徳島県出身者が初職時に就いた業種がまとめてある。男性では、U ターンした者の中で最も構成比が高い業種は公務で 31.4%、次いで製造業が 11.9%、サービス業が 11.0%という順になっている。一方で、県外居住者では最も多い業種が製造業で 24.7%、次いでサービス業の 13.0%、情報通信業の 11.6%となった。

女性について、県内の場合は医療・福祉が 19.6%、次いで公務が 17.0%、サービス業が 14.3%と続いている。県外の場合は、最も構成比の高い業種がサービス業で 25.2%、次いで、医療・福祉が 15.4%、金融・保険業が 11.4%となっている。

図表 11 初職時の業種

業種	男性（264人）				女性（235人）			
	初職時の居住地				初職時の居住地			
	県内		県外		県内		県外	
	（人）	構成比（%）	（人）	構成比（%）	（人）	構成比（%）	（人）	構成比（%）
	118	100.0	146	100.0	112	100.0	123	100.0
農林水産業	2	1.7	0	0.0	0	0.0	1	0.8
建設業	8	6.8	8	5.5	3	2.7	1	0.8
製造業	14	11.9	36	24.7	4	3.6	10	8.1
情報通信業	4	3.4	17	11.6	1	0.9	8	6.5
運輸・運送業	3	2.5	5	3.4	1	0.9	2	1.6
卸売業	6	5.1	8	5.5	2	1.8	1	0.8
小売業	10	8.5	7	4.8	10	8.9	9	7.3
金融・保険業	7	5.9	12	8.2	13	11.6	14	11.4
不動産業・物品賃貸業	1	0.8	3	2.1	0	0.0	1	0.8
宿泊業・飲食業	3	2.5	4	2.7	0	0.0	3	2.4
医療・福祉	5	4.2	7	4.8	22	19.6	19	15.4
電気・ガス・水道業	0	0.0	1	0.7	0	0.0	1	0.8
サービス業	13	11.0	19	13.0	16	14.3	31	25.2
公務	37	31.4	9	6.2	19	17.0	10	8.1
その他	3	2.5	8	5.5	14	12.5	11	8.9
覚えていない	2	1.7	1	0.7	5	4.5	1	0.8
空白	0	0.0	1	0.7	2	1.8	0	0.0

#### 4. まとめ

本章ではアンケート調査結果に基づいて徳島県出身者の初職時 U ターン行動を分析した。この結果以下のことが明らかになった。なお、これらの特徴はいずれも単純な数値の観察に基づいていることから、より確実に評価するために統計学的な分析が必要であろう。

- (1) 初職時 U ターン率は男女でほとんど差異はなく、男性が 44.7%、女性が 47.7%、全体では 46.1%であった。進学時に県外に転出してもおよそ半数が初職時に U ターンしている。
- (2) 出生コーホート別に初職時 U ターン率をみると、男性では最も若い世代（1981 年～95 年生コーホート：25 歳～39 歳）で初職時 U ターン率が低下している一方で、女性は世代による差異はあまりみられなかった。
- (3) ただし、女性の初職時 U ターン率を最終学校卒業時の居住地別にみると、最終学校卒業時に東京圏と大阪圏に居住している場合は、最も若い世代（1981 年～95 年生コーホート：25 歳～39 歳）の初職時 U ターン率が上昇していることがわかった。
- (4) 高等学校卒業時に親の持家に住んでいた者の初職時 U ターン率が非持家の場合に比

べて高いことがわかった。家賃負担などのコストを払う必要がなく、経済上のメリットがUターンの誘因になっていると考えられる。

(5) 出身地域によって初職時 U ターン率に差異があり、男女ともに県南部出身者の初職時 U ターン率が低いことがわかった。

(6) U ターンした者の初職時の業種をみると、男性では公務、女性では医療・福祉の構成比が比較的高いことが明らかになった。

#### 【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.

江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (1999) , 「人口還流現象の実態とその要因ー長野県出身男性を例にー」, 『地理学評論』 72A, 645-667.

江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (2000) , 「地方圏出身者の還流移動ー長野県および宮崎県出身者の事例ー」, 『人文地理』 52(2), 80-93.

江崎雄治・山口泰史・松山薫 (2007) , 「山形県庄内地域出身者の U ターン行動」, 『人口減少と地域 地理学的アプローチ』(石川義孝編著, 京都大学学術出版会) , 171-190.

奥嶋政嗣・豊田哲也 (2021) , 「徳島県出身者の U ターン行動に関する分析」, 『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) , 63-78.

中川雅貴 (2019) , 「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」, 『人口問題研究』 75(4), 381-400.

李永俊・杉浦裕晃 (2017) , 「地方回帰の決定要因とその促進策-青森県弘前市の事例から-」, 『フィナンシャル・レビュー』 131, 123-143.

山口泰史・江崎雄治・松山薫 (2010) , 「新規大卒者の U ターン移動と就職」, 『季刊地理学』 62, 211-221.

## 第3章 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－

徳島大学 大学院社会産業理工学研究部 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 奥嶋 政嗣

### 【要約】

地方圏で進む人口減少の緩和策として、Uターンの推進が重要性を増している。Uターンの意思決定には経済的要因だけでなく、ライフコースと居住地選択における社会的要因や心理的要因が作用する。一方、居住環境は人口の維持や社会の持続可能性に深くかかわっているが、個人の主観や居住環境評価は過去の経験によって影響を受けるという指摘がある。本章では、徳島県出身者を対象に実施したインターネットアンケート調査の分析をもとに、人口移動履歴とUターンの実態を把握した上で、Uターン者の居住環境評価の特徴を考察した。その結果、県外流出者の半数以上がUターンしていると推定されること、関東地方からのUターン率はやや低く、中国・四国地方のUターン率はやや高いことが示された。徳島県の居住環境に対する評価は、県外に比べて生活利便性の面で劣るが、自然の豊かさや感染症からの安全性では優れていること、Uターン者によって高く評価されているのは地域への愛着や親族との助け合いなど人間関係に関する面であることが明らかになった。

### 1. はじめに

政府が取り組む地方創生政策では、東京一極集中の是正と地域格差の縮小が大きな目標となっている。日本創成会議は若年女性人口が急減する地域を「消滅自治体」と呼び、地域社会の空洞化に警鐘を鳴らした(増田2014)。その一方、近年では大都市圏から地方圏へ田園回帰の流れも見られるほか(小田切・筒井2016)、2020年の新型コロナウイルス感染症拡大をきっかけに地方移住が増加するか動向が注目される。日本の人口流動は欧米先進国に比べて国内・国外とも活発といえないが、人口減少が進む中で地域間人口移動がどう展開するかは政策的に重要な関心事である(Inoue et al.2021)。

地方圏における人口減少と経済衰退という負のスパイラルを緩和させるには、流出した人口の帰還を促すUターン推進が有力な方策の一つである。進学、就職、結婚などライフコースと居住地選択は結びついており(荒井ほか2002)、現に居住する地域や移住先の候補地の魅力は重要な意味を持つと考えられる。地方圏における人口誘導政策としては、受け皿となる良質な雇用の創出が最も重要な条件になるのはもちろんであるが、経済的要因以外の社会的・心理的要因も考慮しつつ、暮らしやすさなど居住環境の向上や有効な情報発

信に努めることが求められる。

本章では、徳島県出身者を対象として実施したアンケート調査をもとに、人口移動と U ターンの実態を把握するとともに、帰県者が地域の利便性、快適性、安全性、人間関係など居住環境をどのように評価しているか、一貫して県内在住のグループや転出後県外に居住するグループと比較しながら、その特徴を明らかにする。分析結果は U ターン推進政策を検討するための基礎的な情報となり得る。

## 2. 先行研究のレビュー

### 2. 1 人口移動と U ターン研究

地域経済学の労働市場と人口移動に関する理論によると、地方圏から大都市圏への人口移動の要因は主に就業機会や賃金格差によって説明される（黒田ほか 2008）<sup>13</sup>。実際のデータを都道府県別に見たとき、所得が高い大都市地域では人口の社会増加が、所得が低い地方圏では社会減少が生じており、その相関は景気拡大期になるほど強まることが示されている（豊田 2013）。しかし、経済的要因だけではなぜ U ターン現象が生じるのか説明することができない。あえて逆向きの帰還移動を決断する動機には、本人にとって損失を補う何らかの効用、例えば郷土愛や生活環境への期待があると考えらるべきであろう。

U ターンの実証分析にはアンケート調査など居住経歴に関するデータが不可欠である。江崎ら（2000）は、U ターンのきっかけは親に関する理由が多く、妨げとなるのは就業機会の不足であること、配偶者が同郷出身者かどうかで U ターン率に大きな差がある点を指摘した。若者の就職移動を分析した山口（2018）は、山形県出身者へのインタビュー調査から、U ターン者は仕事と趣味の両立によるゆとり中心のライフスタイルを重視しているのに対し、非 U ターン者は仕事を通じた自己実現に価値を見いだしていると述べている。

近年の研究では、吉田（2018）が国立社会保障・人口問題研究所が実施する「人口移動調査」のデータをもとに若年女性の都道府県別 U ターン率を推計し、女性の働きやすい地域では U ターン率が高いことを認めている。労働政策研究・研修機構（2016）がおこなった調査では、出身県外に居住する若年者を中心に U ターン希望が少なからず存在することから、行政支援として「仕事情報の提供」「転居費用の支援」「無料職業紹介」などの潜在的ニーズがあると提言している。

民間の調査では、電通（2018）が「全国 U ターン移住実態調査」を実施し、U ターン移住のきっかけとしてストレス、親、郷土愛と大きく 3 つの要因が影響していること、移居前

---

<sup>13</sup> 主流派経済学の労働市場モデルの考え方では、労働力が低所得地域から高所得地域へ（あるいは衰退産業から成長産業へ）移動すれば、需給の均衡が達成され国民経済全体の成長を促すことになる。



の不安材料は「仕事」や「お金」に関するものが多いものの、移住後は不安度が軽減されていくことを指摘している。これとは反対に、LIFULL HOME'S 総研（2021）の報告書では、地方から東京圏へ出てきた若者が地元に戻らない理由として、出身地域からの「離脱意向」に着目する。共同体の結びつきの強さと地域の寛容性は必ずしも両立しないことから、親族関係や社会関係がUターンの促進要因になるか阻害要因になるかはなお検討の余地がある。

日本における基幹的人口統計である国勢調査や住民基本台帳人口は、個人の出身地や居住履歴に関するデータを欠くため、Uターンのように長期にわたり複数回の移動を伴う現象は把握が難しく、実態の解明は遅れている。それゆえ、地方創生のための人口誘導政策に向け、人口移動の中でUターンがどの程度の割合で生じているか、どのような属性の人口がどの地域から多くUターンしているのかを知ることは重要な手がかりとなるだろう。

## 2. 2 人口移動と居住環境研究

WHO が示す居住環境の基本理念には、安全性、保健性、利便性、快適性の4条件があるが、これに加え環境や文化・社会の持続可能性を含めて居住環境を定義することができる（浅見 2001）。また、その測定方法には物的指標による客観的な評価と、心理的指標による主観的な評価がある。例えば、最寄り駅までの距離や時間は前者に当たり、交通が便利と思うかどうかを居住者に質問した結果は後者に属する。さらに、居住環境評価の対象空間スケールには住戸内部から近隣街区、自治体レベルまで大きな幅がある。このように、居住環境の研究は多様な概念、指標、スケールを含みつつ、地域計画学、地理学、経済学などの分野で進められてきた。

人口移動現象は移動する個人の居住地変更を伴うことから、現に居住する地域や移住先として検討される候補地の居住環境は、移動の意思決定に大きな意味を持つと考えられる。全国約 18 万人の大規模アンケートをもとに分析をおこなった宗（2020）によると、987 自治体の居住満足度と人口増減の間には高い相関関係があることが報告されている。

徳島県における研究では、阿部ら（2010）が地方部への人口移動を対象とした人口移動モデルを構築し、転入者へのアンケート調査からU I J ターン人口移動の移動要因を解明するとともに、移動要因として人間関係の重要度と居住環境の魅力度が及ぼす効果を測定している。また、奥嶋ら（2020）は新築戸建住宅の居住世帯を対象に、近隣地価、居室数、交通利便性だけでなく、津波災害リスクを回避しようとする傾向や地域への愛着が影響していることを指摘している。

個人のライフコースと居住環境の関係については、過去の居住経験や価値観がその後の主観的な評価に影響を及ぼす可能性がある（刀根・浅見 2007）。ただし、過去に経験したのと似た環境が好まれるのか、それとは異なる環境が好まれるのかは一概にいけない。首都圏の新規住宅購入者を調査した結果からは、子ども時代に交通の便のよい環境に住んでいた経験が、将来は自然環境のよい住環境を選ぶ行動につながるという後者のパターンが見

出されている。

もし、地方圏においても個人のライフコースや居住経験がその後の居住地選好や環境評価に影響しているとするならば、両者にいかなる関係があるだろうか。一貫して出身地域で居住している者、ある時から県外に移住した者と比較したとき、Uターン者は地域環境のどのような要素を高く（低く）評価しているか明らかにできれば、人口誘導政策の有効性検証やエビデンスに基づく立案に役立つと考えられる。

### 3. 徳島県の人口動態

#### 3. 1 人口減少と政策的対応

徳島県の人口は1986年の84.4万人をピークとして微減に転じた後、2000年代に入ると減少が加速化し、2021年に73.5万人となった（住民基本台帳人口）。2005年以降は人口が毎年平均約6,500人減少しており、国立社会保障・人口問題研究所の将来推計では、2040年に60万人、2050年には50万を下回ると推測されている。

人口減少が続く徳島県では「vs 東京『とくしま回帰』総合戦略～未知の世界への挑戦～」を策定し、転入者・転出者数の均衡を図ることを政策目標に掲げている。2014年からは「VS 東京」をキャッチフレーズに積極的なプロモーション活動を展開してきた。これまで取り組まれてきた対策はあらゆる分野にわたるが、農林水産業の6次産業化やLED関連産業の集積、サテライトオフィスの進出支援などの産業政策、結婚・出産・子育て支援の充実や「デュアルスクール」のモデル化、南海トラフ地震に向けた防災体制の充実などが挙げられる。

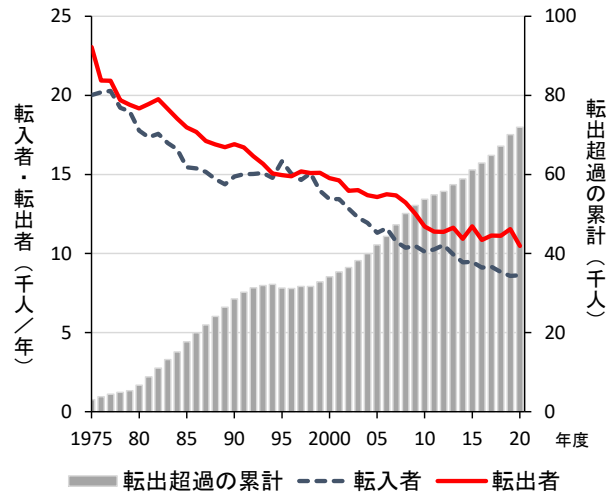
#### 3. 2 社会増減の推移

図表1は、全国規模で「人口移動転換」が生じた1970年代半ば以降の徳島県の人口動態を示したものである。

長期的に転入者・転出者とも減少傾向で人口移動は沈静化してきた。その主たる要因は、人口移動が活発な若年層人口が少なくなったことによる。転入者と転出者の差である社会増減を見ると、1990年代の一時期を除き転出超過が続いてきた。その幅はおおよそ1980年代と2000年代で大きい。これは景気回復局面で雇用情勢が改善すると、地方圏から大都市圏への人口移動が増加するためである。

近年ではリーマンショックや東日本大震災の影響を受け転出超過は縮小したが、2013年以降再び拡大し、2019年は3000人近くに達した。これは高度経済成長期を除いて最大の規模であり、かつてなく深刻な事態といえる。なお、図中には1975年以降の徳島県からの転出超過数の累計を棒グラフで示している。その数は2019年に7万人を上回った。仮に、このうち1～2%が毎年Uターンするとしたら、人口減少の大幅な緩和が期待できるであろう。

図表1 徳島県の人口動態



出所「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)

#### 4. 研究の方法

##### 4. 1 使用するデータ

アンケート調査は、2020年11月30日から12月3日、インターネット調査会社に委託して実施した。全国の登録モニターから25～59歳の男女約236万人を対象にスクリーニング調査を行い、卒業した高校の所在地が徳島県内と答えたモニター2,236人を選んで本調査を行った。今回の分析では、回答に不備や矛盾のある者を除く2,051人を対象とする。

サンプルの男女別構成比は、男性47.2%、女性52.8%と概ね等しい。年齢別構成をみると、25～39歳が23.3%と若い年齢階級でやや少ない。さらにその男女別構成比は、男性33.5%、女性66.5%で、若年層では女性に偏っている点に留意が必要である<sup>14</sup>。

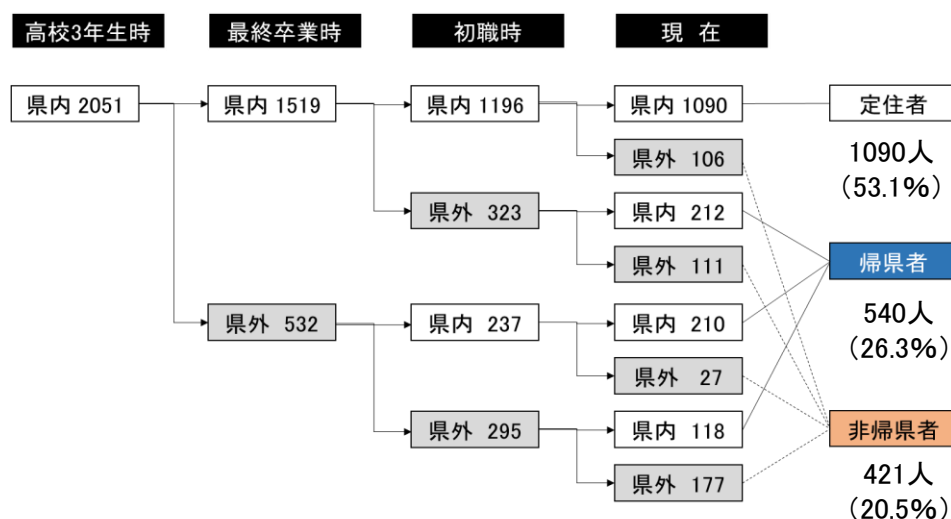
##### 4. 2 移動タイプの分類

今回のデータでは、個人のライフステージと居住地移動の履歴を関連づけることができる。基準時点を最終学校卒業時、初職時、現在の3つとし、居住地を県内か県外かで区分すると、2の3乗で8通りの移動パターンが考えられる(図表2)。

<sup>14</sup> なお、今回調査のサンプルサイズの制約により、これ以降の分析では多くの場合に統計的な有意差を確認することはできず、記述的な説明によって進める点に留意されたい。

ここでは、①徳島県内に進学・就職し現在も県内に居住する者（定住者）、②県外に進学または就職したのち現在は県内に居住する者（帰県者）、③いずれかの時点から現在まで県外に居住する者（非帰県者）の3つの移動タイプを定義し、分析をおこなう<sup>15</sup>。

図表2 居住地移動履歴から見た3つのタイプ



分析対象について移動タイプ別にサンプル数を見ると、定住者は1,090人(53.1%)、帰県者は540人(26.3%)、非帰県者は421人(20.5%)である。帰県者と非帰県者の比は56:44と推計され、県外で進学または就職した者の過半がUターンしていることになる。最終学校卒業時に県外で居住していた者に限ると、帰県者は328人で非帰県者は204人となり、その比は62:38と高まる。以上から、進学や就職をきっかけに県外に転出した者のうち、現在県内に居住する者は6割程度に上がることがわかる<sup>16</sup>。

## 5. Uターン率

### 5.1 Uターンのきっかけ

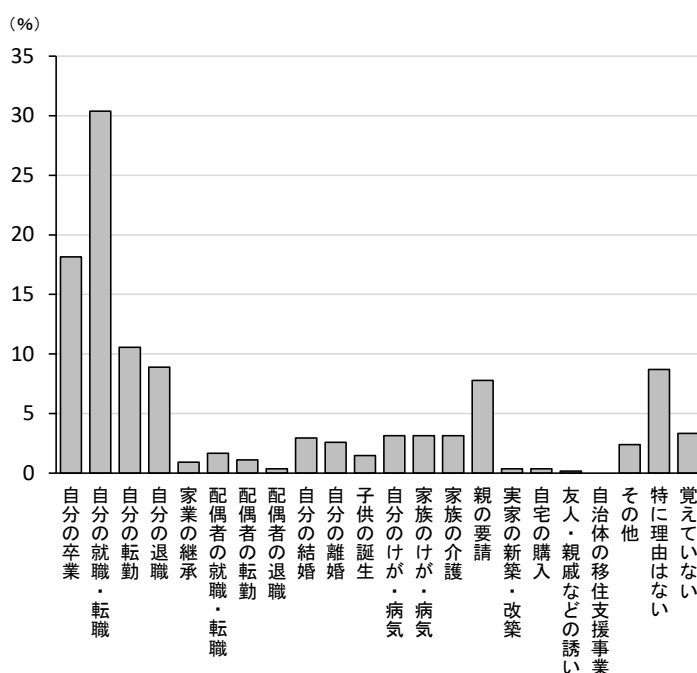
アンケートでは、「あなたが、徳島県外で生活された後、徳島県内に戻り生活を始めた理

<sup>15</sup> ここでは居住地の移動履歴を徳島県内か県外かで判断しているため、いわゆるJターン移動は区別できず、Uターン者（帰県者）に含め処理している。

<sup>16</sup> 厚生労働省の厚生労働省の「第8回人口移動調査報告書(2016年)」によると、県外移動経験者に占めるUターン者の割合は全国値で43.7%、徳島県は43.9%とされ、ほぼ同水準となっている。ただし、本研究と定義や調査方法が異なるため結果を単純に比較できない。

由・きっかけは何ですか」という質問を設け、複数選択で回答を求めた。帰県者に限定し各選択肢の回答割合を求め図表3に示す。Uターンのきっかけとして多いのは、「自分の就職・転職」30%、と「自分の卒業」18%など職業に関する理由である。それに次いで、「親の要請」や「家族の介護」など親族関係の要因、「自分の結婚/離婚」「配偶者の転勤」など配偶関係によるものが続く。なお、「自治体の移住支援事業」への回答がほぼ皆無であった点は、県内出身者へのはたらきかけや情報発信に工夫の余地があることを示す。

図表3 Uターンのきっかけ（複数回答）

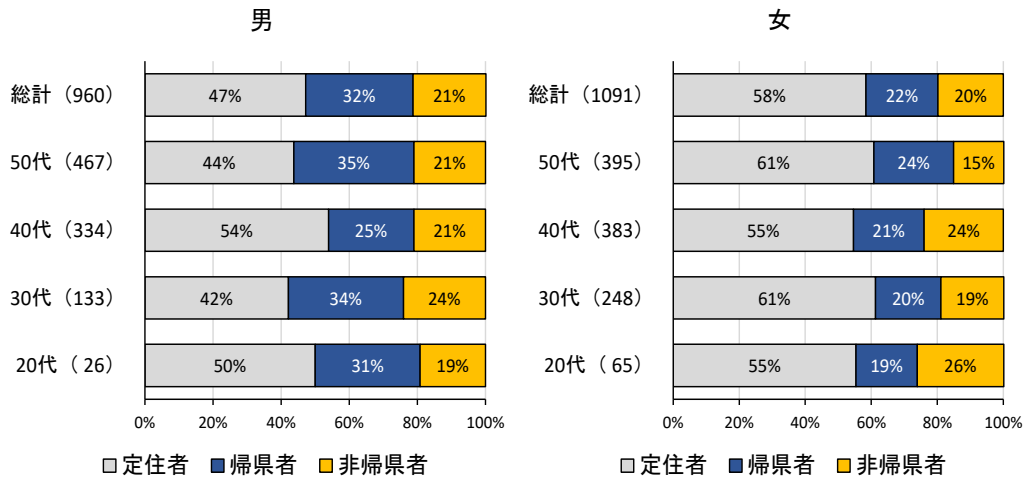


## 5. 2 男女年齢別の移動

分析対象の男女、年齢別に移動タイプ3区分の割合を図表4に示す。総計で定住者の割合を比較すると、男性47%、女性58%で、女性の方が10%ポイント程度高い。帰県者の割合は男性が女性より高く、非帰県者の割合は男女でほとんど差が見られない。女性は進学や就職で県外へ移動する割合が少なく、男性は県外へ移動した後にUターンする割合が高いというジェンダー差が見られる。

対象者の年齢別に移動タイプの割合を見ると、男女とも年齢による大きな差はない。ただし、40歳代に注目すると、男は定住者の割合がやや高い。この世代が大卒就職時にあたる1992～2002年の期間は「就職氷河期」と呼ばれる景気後退時期を含むため、その影響で県外での就職者が少なかった可能性がある。一方、同年代の女性の場合はむしろ定住者の割合がやや少なく非帰県者の割合が高い。

図表4 男女・年齢別に見た移動タイプの割合



(注) カッコ内の数値はサンプル数

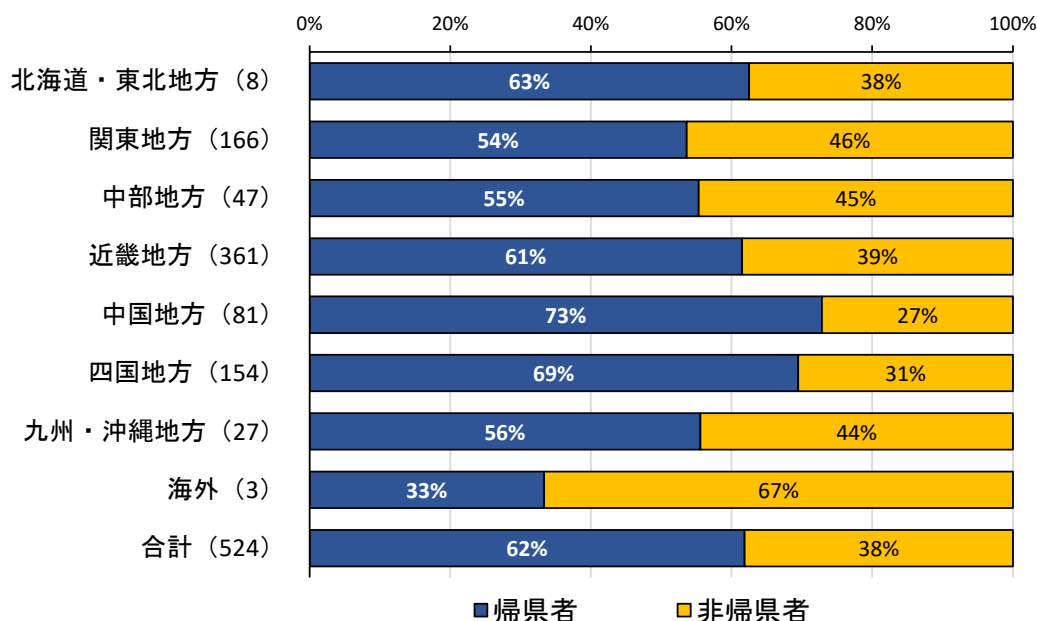
### 5. 3 転出先地域別の移動

一般に、人口移動は進学先や雇用機会など目的地の吸引力に強く規定され、そのことはUターン率にも影響を与えると考えられる。そこで、若年期に県外へ転出する場合、その目的地によって将来Uターンする割合に違いがあるか検討をおこなう。移動のきっかけを進学または就職と想定し、最終卒業時か初職時に県外に居住したことがある855サンプルを対象とする(図表2の8パターンでは上から3~8番目に該当し2番目のパターンを含まない)。最終卒業時または初職時に居住する都道府県が異なる場合は、先行する最終卒業時を転出先とする。転出先は国内7地方と海外の計8地方とし、帰県者と非帰県者の比を図表5に示す。このうち、帰県者の割合を地域別Uターン率とみなす。

Uターン率は全体で62%であるが、関東地方、中部地方、九州・沖縄地方で55%を下回る。大都市圏でUターン率が低いのは、就業機会の豊富さや期待される所得水準の高さによるものと考えられる。Uターン率が高いのは中国地方や四国地方で65%を上回る。近畿地方のUターン率は61%と合計値にほぼ等しく、関東地方や中部地方よりやや高い。京阪神エリアは就業地としての吸引力に違いがあるに加え、地理的距離の近さによる交流の多さが影響していると考えられる<sup>17</sup>。

<sup>17</sup> 地域間の人口移動分析を説明する古典的理論として、ニュートンの重力法則を適用し人口規模と地域間の距離を変数とする重力モデルがあり、より柔軟な空間的相互作用モデルへと発展した(石川1994)。また、就職を目的とする移動の場合、到着地までに存在する機会数に反比例すると考える介入機会モデルが有効である。徳島県から近畿地方への移動が

図表5 転出先地域から見た移動タイプの割合



(注) カッコ内はサンプル数

## 6. 居住環境評価

### 6. 1 評価の項目と尺度

上記の説明から徳島県出身者の居住履歴とUターンの実態がある程度明らかになったが、帰県者が地元の魅力や暮らしやすさをどのように評価しているか、居住環境をいくつかの要素に分けて分析をおこなう。浅見(2001)や山口(2018)等を参考に、A 交通や買物など生活利便性、B 自然の豊かさや災害に対する安全性、C 子育てや教育の環境や文化施設、D 郷土愛や人間関係の4つのカテゴリーに分け、アンケートではそれぞれ4~5の項目、計17項目について質問をおこなった。

今回の分析では、これまでの居住履歴が現在の居住環境評価に及ぼす影響について明らかにすることが目的であるから、単純に「住みやすいと思うかどうか」を問うのではなく、「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」という質問形式とした。もちろん、回答者が想定する「県外」が大都市圏か他の地方圏か、またその居住期間や実態がどうであったかによって評価の基準が異なるだろう。しかし、ここではそれを細かく区別することはせず、徳島県の大まかなイメージを描き出すことにした<sup>18</sup>。

多いのはこうした効果によると考えられる。

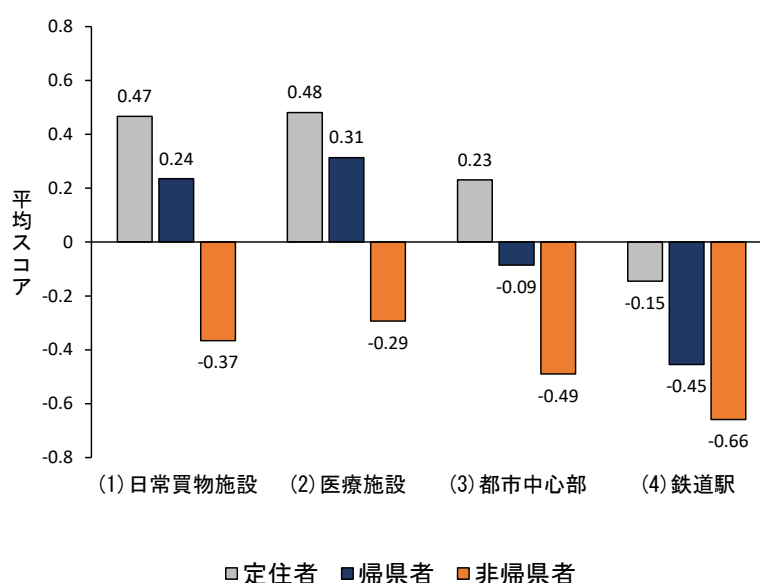
<sup>18</sup> アンケートの質問文に、「※徳島県内にお住まいの方は、現住所(徳島県内)と徳島県外で

各項目に関する回答はリッカート法による7段階の相対評定尺度を用いる。「同程度」を基準とし、「徳島がよい」を「とてもよい」「まあまあよい」「少しよい」の3段階、「県外がよい」を同様に3段階、計7個の選択肢から一つを選択する形式である。以下の分析では「同程度」を0とし、「徳島がとてもよい」が1、「県外がとてもよい」が-1になるよう等間隔でスコア化した上で、回答者の平均値を求めた。さらに、定住者(サンプル数1,090)、帰県者(同540)、非帰県者(同421)のタイプ別にクロス集計をおこない、帰県者の居住評価の特徴を読み取っていく。

## 6.2 施設までのアクセス

生活利便性を表す施設を4つ挙げ、アクセスの良さを質問した。移動タイプ別に求めた平均スコアを図表6に示す。いずれの項目でも、定住者より非帰県者の評価が低く、帰県者はその中間の値を示す。

図表6 居住環境評価(施設までのアクセス)



後述する他のカテゴリーと比べたとき、全般的に評価点が低く、とりわけ非帰県者のマ

住まわれた最後の場所を比較してお考え下さい」「※徳島県外にお住まいの方は、Q30で徳島県内に居住してみたい場所と、現住所(徳島県外)を比較してお答えください」と注記を加えた。その理由は、短期間であっても県外に居住した経験があれば比較評価が可能と考えられること、現在県外に居住している者はUターン先を想定したときの比較評価が重要と考えたためである。



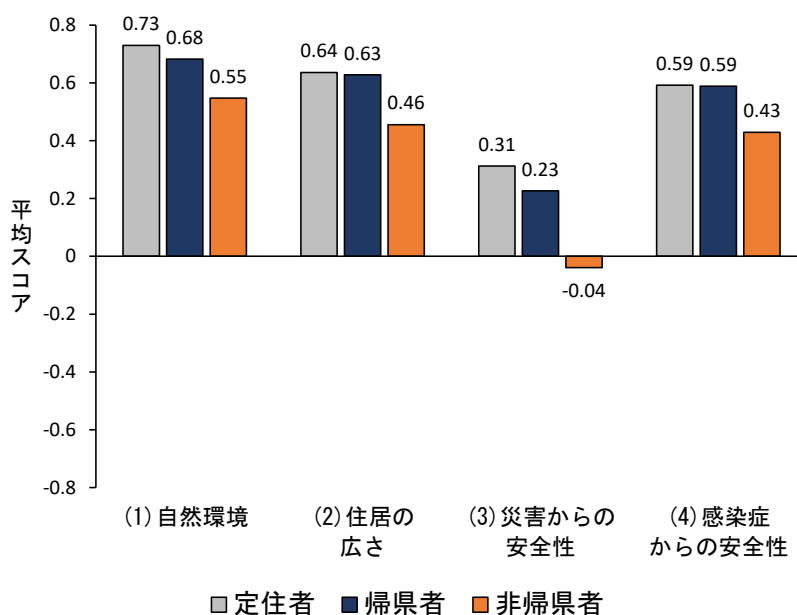
イナス評価が顕著である。個別の項目を見ると、「(1) 日常買物施設」と「(2) 医療施設」のスコアは類似しており、定住者と帰県者はプラス、非帰県者はマイナスと分かれている。さらに、「(3) 都市中心部」では帰県者がややマイナスになり、「(4) 鉄道駅」では定住者もマイナスを示す。

こうした都市的拠点の少なさや公共交通の不便さは地方圏に共通する弱みであるが、日常的な自家用車利用によって補われる面があろう。逆に、非帰県者は徳島県の生活の不便さをネガティブに評価する傾向が強く、両者のギャップが大きな値の差となって表れている。注目される帰県者の買物や医療などアクセスに関する評価は、どちらかといえば定住者のそれに近い。帰県者は過去の居住経験と比べ不満はあるものの、日常生活の中で環境に適応しようとしていることがうかがわれる。

### 6. 3 地域環境

地域の自然や住宅に関する環境および地域の安全性について、4つの項目で質問した。図表7に示す結果は、いずれもおおむねプラスで高い評価となっている。「(1) 自然環境」と「(2) 住居の広さ」は、定住者と帰県者で評価がほぼ同じ水準を示すが、非帰県者ではやや低い。それに比べて「(3) 災害からの安全性」は三者とも値が低く、非帰県者はややマイナスを示す。2020年から全国で拡大した新型コロナウイルス感染症を念頭に設けた項目「(4) 感染症からの安全性」では、三者のスコアがいずれもプラスとなった。

図表7 居住環境評価（地域環境）



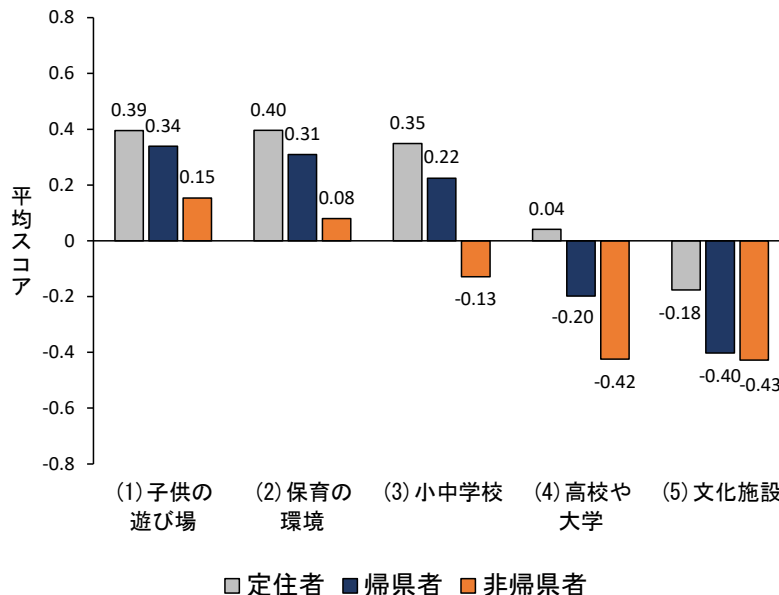
自然の豊かさや住宅コストの低さは、地方圏での生活の重要なメリットといえ、徳島県

の評価は高い。また、感染症リスクに対しても人口稠密な都市圏より地方圏の方が安全性は高いものと認識されている。これら 3 つの項目で、定住者と帰県者の平均スコアがほぼ一致した点は興味深い。実際の生活経験を通じ、帰県者の満足度が高まったか、あるいは過度に高かった期待が調整されたものと考えられる。一方、災害リスクについては、今後予想される南海トラフ地震への不安を反映しており、帰県者は定住者よりリスクを強く意識する傾向が認められる。

#### 6. 4 教育・文化環境

子育てや学校、文化施設についての 5 つの項目について徳島県の居住環境の優劣を尋ねた（図表 8）。県内の子育てに関する評価はおおむね高いが、高等教育や文化施設に関する評価は低い。「(1) 子供の遊び場」「(2) 保育の環境」はほぼ同じ値を示し、定住者はおよそ 0.4、帰県者は 0.3、非帰県者は 0.1 前後となった。ところが、「(3) 小中学校」では非帰県者のスコアがマイナスに低下し、「(4) 高校や大学」では帰県者のスコアもマイナスに転じる。「(5) 文化施設」については、定住者も含めマイナス評価を示す。

図表 8 居住環境評価（教育・文化地域環境）



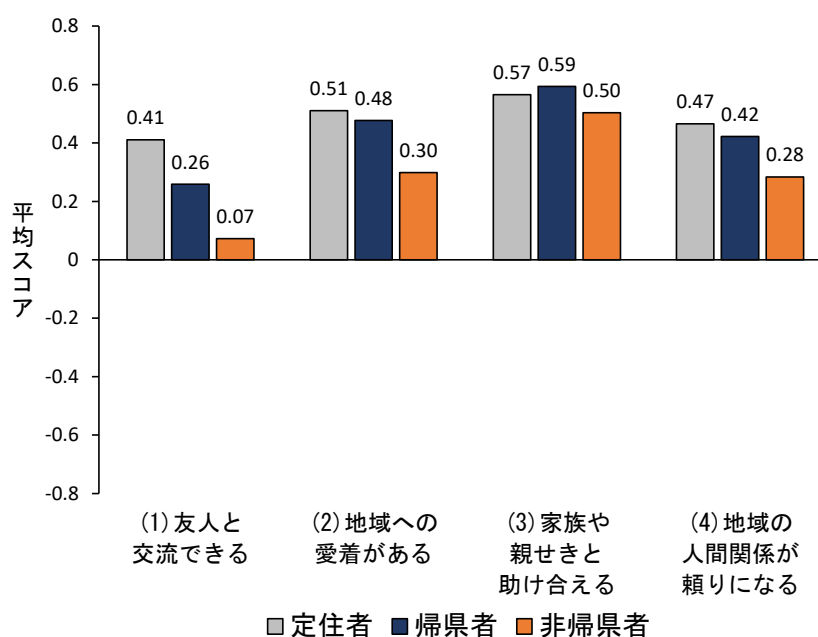
幼児期から小学校までの子どもの教育環境に関し、帰県者の評価は定住者より低いものあまり不満がない点は、実際に居住体験から得られた感覚であろう。これに対し、高校や大学について評価が目立って低いのは、県内に立地する有力な私立学校や高等教育機関が少ないためと考えられる。さらに、文化施設の質や量については都市圏との差が大きく、

帰県者と非帰県者がきびしい評価で一致している<sup>19</sup>。

## 6. 5 居住に対する思い・人間関係

Uターン行動の大きな要因として、経済的理由以外に郷土愛など社会的理由がある。そこで、徳島県出身者が郷土愛や地域の人間関係をどう評価しているか 4 つの項目を設け質問をおこなったところ、いずれもプラスの結果となった（図表9）。

図表9 居住環境評価（居住に対する思い・人間関係）



最もベーシックな質問項目「(2) 地域への愛着がある」については、定住者と帰県者のスコアがいずれも 0.5 前後とほぼ等しい値を示す点が注目される。これに比べると「(1) 友人と交流できる」はやや値が低く、かつ帰県者と非帰県者のスコアが定住者を大きく下回った。一方、血縁的つながりを表す「(3) 家族や親せきと助け合える」は人間関係の項目中最もスコアが高く、どのタイプも 0.5 を越えている。「(4) 地域の人間関係が頼りになる」は地域コミュニティの社会関係資本（ソーシャルキャピタル）について問うものであり、評価の値は血縁に関する質問よりやや低い。平均スコアは定住者・帰県者とも 0.4 台であり、「(2) 地域への愛着がある」と同程度であった。

<sup>19</sup> 徳島県内内定住者の文化施設に関する評価が低い点は、県内で最も催し物が多い有力ホールである徳島市立文化センターや鳴門市文化会館が、調査時点において建て替えや改修工事のため使用できない状態が続いていることが影響している可能性がある。

Uターンのきっかけを尋ねた質問で、自分のキャリアに次いで多いのが「親の要請」であったことは、郷土愛と人間関係の結びつきを予想させる。帰県者の居住環境評価が定住者を上回って高いのは、唯一「(3) 家族や親せきと助け合える」の項目のみであったことは、これと整合的な結果といえる。こうした人間関係を積極的に評価する人はUターン行動を起こしやすく、その結果に満足していると考えられる。また、非帰県者のスコアもほぼ同水準の0.5と高い点は、将来のUターン行動を促す潜在的要因となる可能性がある。

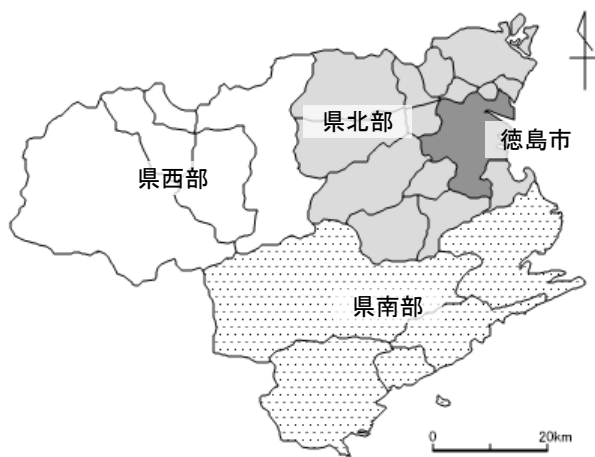
一方、郷里の友人関係は定住者だけでなく帰県者にとっても生活の質を高める要素になりうると予想されたが、帰県者・非帰県者にそれほど高く評価されていない。むしろ、地域コミュニティのつながりを想定した項目(4)の方が高い値を示している。これらの結果から、人間関係で重視されているのは、まず家族との紐帯であり、次いで地域コミュニティの社会関係資本であることがわかる。ただし、これら人間関係に対する肯定の度合いは、自然環境の豊かさへの高い満足度には及ばず、郷土愛は微妙なバランスの上に成り立っているともいえよう。

## 6. 6 県内地域別に見た評価

以上の分析は、移動タイプ別に定住者、帰県者、非帰県者の居住環境評価を比較したものであるが、いずれも徳島県内を一括して集計した結果である。当然、都市部と農村部では条件に相当な差が存在することから、改めて現住地域別に評価の傾向を分析してみよう。ここでは、集計の対象を現に県内に居住している定住者と帰県者に限り(非帰県者を除く)、上記と同様の方法で平均スコアを計算した。

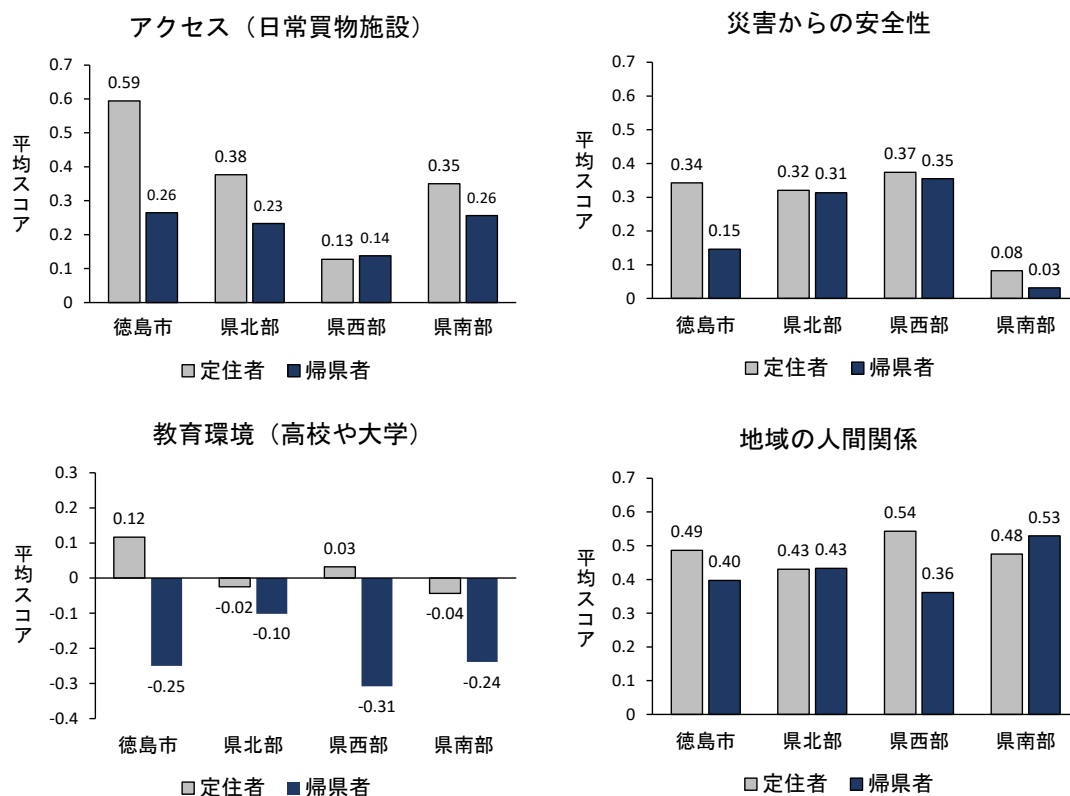
まず、県内市町村を4つに再区分する(図表10)。区分された地域には、①県庁所在都市である徳島市(サンプル数681)、②鳴門市、小松島市など比較的都市化が進んだ県北部(同703)、③過疎化が進む中山間地域および漁村地域を含む県西部(同138)や県南部(同188)という特性がある。

図表10 徳島県内の地域区分



次に、先述の4つのカテゴリーから重要と判断される項目を1つずつ選び、地域区別にスコアの平均値を求めた(図表11)。

図表11 県内地域別に見た居住環境評価



「A アクセス」から項目「(1) 日常買物施設」に注目すると、定住者の評価は徳島市で0.59と高く、県西部で0.13と低い(図11)。県北部と県南部はその中間を示す。大型ショッピングモールなどの立地は徳島市を中心とする都市圏とその郊外に集中する傾向があり、県西部とは生活利便性に大きな差があるためと考えられる。ところが、帰県者のスコアは徳島市でも0.26にとどまり、都市部と農村部との差が小さい。県外での居住経験に照らせば、地方圏の生活利便性はおしなべて低く感じられるためであろう。

「B 地域環境」のうち項目「災害からの安全性」については、定住者・帰県者とも県西部のスコアが高く、利便性と逆の傾向が見られるほか、県南部の値が非常に低い。これらは南海トラフ地震に伴う被害が想起され、とりわけ海岸部で津波への不安が大きいためと考えられる。なお、徳島市では定住者と帰県者の間で値に開きがあり、帰県者の値が低い、つまり帰県者の方が災害リスクを強く意識していることがわかる。

「C 教育・文化環境」からは項目「高校や大学」について再集計した。結果は定住者のスコアが徳島市のみ0.12とプラスであるが、それ以外の地域ではほぼ中立を示す。その要因は、高等教育機関が県庁所在都市に偏って立地しているためと考えられる。これに対し、

帰県者のスコアはいずれもマイナスで、徳島市でも-0.25 ときびしい評価となった。このように評価が分かれたのは、県内の条件を基準とし徳島市は恵まれた環境にあると考える定住者と、県外を含めた選択肢を念頭に比較する帰県者の間で、認識にギャップが生じたためかもしれない。

「D 居住地に対する思い・人間関係」からは項目「(4) 地域の間人間関係が頼りになる」に注目する。これは社会関係資本を表す指標であり、地域社会のつながりと言い換えることもできるが、そこにも地域性による多少の濃淡が見いだされる点は興味深い。地域区分別に見た定住者のスコアは県西部で最も高いが、帰県者のスコアでは県南部が最も高い<sup>20</sup>。こうした地域の間人間関係に関する評価が U ターンを促進あるいは阻害する要因となりうるかは、さらなる検討が必要と思われる。

## 7. まとめ

地方圏で進む人口減少を緩和する方策として、U ターンの推進が重要性を増している。人口移動現象としての U ターンは、就業機会や賃金格差など経済的要因だけでは説明できず、意思決定にはライフコースと居住地選択における社会的要因や心理的要因が作用する。一方、地域の利便性、快適性、安全性、人間関係などから構成される居住環境は、人口の維持や社会の持続可能性に深く関わっているが、個人の主観的な居住環境評価は過去の経験によって影響を受けるという指摘がある。本章では、徳島県出身者を対象に実施したインターネットアンケート調査の分析により、人口移動履歴と U ターンの実態を把握した上で、U ターン者の居住環境評価の特徴を考察した。その結果は以下のようにまとめられる。

- ①徳島県出身者で一貫して地元に住居する定住者の割合は 53%、県外に進学または就職したのち現在は県内に居住する帰県者は 26%、進学や就職をきっかけに県外に居住する非帰県者は 21%であり、県外流出者の半数以上が U ターンしていると推定される。
- ②県外への転出先でみると、関東地方からの U ターン率はやや低く、中国・四国地方の U ターン率はやや高い。近畿地方はその中間的な値である。
- ③徳島県の居住環境に対する評価は、生活利便性の面で県外（特に都市圏）に比べて劣るが、自然の豊かさや感染症からの安全性では優れている。U ターン者によって高く評価されているのは、地域への愛着や親族との助け合い、および地域の社会関係資本に関する項目である。
- ④帰県者と定住者で居住環境評価を県内の地域別に比較すると、生活利便性に関する帰県者の評価は徳島市など都市部でも低い。一方、県南部の農山漁村的な地域では社会関係資本

---

<sup>20</sup> ここで想起されるのは、自殺率が際立って低い地域として徳島県南部の町に注目し、地域社会に形成された「ゆるやかな紐帯」に要因を求めた研究（岡 2013）である。その中で県南部の漁村では帰県者への寛容性が高いが、他地域の農山村では伝統的な上下関係が強く残っているという指摘が見られる。

に関する帰県者の評価が相対的にやや高いことが見いだされる。

以上の分析から導かれる知見と政策的含意は以下のようにまとめられよう。第一に、徳島県出身の U ターン者は、自治体の移住支援ではなく、自分自身のライフステージに応じ帰県の意味決定をしている。政策的に U ターン促進を図るためには、こうした実態をふまえて情報発信チャンネルやアピール方法を検討すべきである。第二に、公共交通や生活利便性、教育や文化の水準、災害リスクなどの点で、県外と比べたときの居住環境への評価が低い。こうした不満や不安のマイナスイメージを軽減しうる施策の展開が望まれる。

残された課題の第一は、性別、年齢、学歴など個人の属性によってライフコースや環境評価の基準が異なる可能性があるため、属性変数を入れた詳細な分析が求められる。第二に、人口移動の経済的要因と主観的な地域の環境評価との関係がなお明確でないことから、職業や所得など経済的要因と家族や地域など社会的要因の分析を深める必要がある。

#### 【参考文献】

- 浅見泰司編著 (2001) 『住環境—評価方法と理論』 東京大学出版会.
- 阿部正太郎、近藤光男、近藤明子 (2010) 「地方圏への U I J ターン人口移動の要因分析と促進施策に関する研究」『土木計画学研究・論文集』 Vol. 27、pp. 219-230.
- 荒井良雄、川口太郎、井上孝編 (2002) 『日本の人口移動—ライフコースと地域性』 古今書院.
- 石川義孝 (1994) 『人口移動の計量地理学』 古今書院.
- 江崎雄治、荒井良雄、川口太郎 (2000) 「地方圏出身者の還流移動—長野県および宮崎県出身者の事例」『人文地理』、52 (2)、pp. 190-203.
- 岡 檀 (2013) 『生き心地の良い町 この自殺率の低さには理由がある』 講談社.
- 奥嶋政嗣、豊田晃太郎、渡辺公次郎、山中英生 (2020) 「徳島都市圏での新築戸建住宅立地における災害リスク・近居・まちへの想いの影響分析」『土木学会論文集 D3 (土木計画学)』、75 (6)、pp. 171-180.
- 黒田達朗、中村良平、田淵隆俊 (2008) 『都市と地域の経済学 新版』 有斐閣.
- 小田切徳美、筒井一伸編著 (2016) 『田園回帰の過去・現在・未来：移住者と創る新しい農山村』 農山漁村文化協会.
- 宗健 (2020) 「地域の居住満足度と人口増減の関係—住みこち調査データを用いた全国 987 自治体の人口増減の分析」『都市計画論文集』、55 (3)、pp. 422-427.
- 電通 (2018) 「NEWS RELEASE 全国 U ターン移住実態調査」 (2018/2/21) <https://www.dentsu.co.jp/news/release/pdf-cms/2018014-0221.pdf> (2021 年 11 月 20 日アクセス)
- 徳島県「vs 東京「とくしま回帰」総合戦略～未知の世界への挑戦～」(2021 改定版)、<https://www.pref.tokushima.lg.jp/ippanokata/kurashi/chihososei/2015013000013> (2021 年 11 月 20 日アクセス)

- 刀根令子、浅見泰司(2007)「居住者の価値観と住環境履歴が将来の住環境選好傾向に及ぼす効果」『建築学会計画系論文集』、72(616)、pp. 23-30.
- 豊田哲也(2013)「日本における所得の地域間格差と人口移動の変化－世帯規模と年齢構成を考慮した世帯所得の推定を用いて」『経済地理学年報』Vol. 59-1、pp. 4-26.
- 増田寛也(2014)『地方消滅－東京一極集中が招く人口急減』中公新書.
- LIFULL HOME'S 総研(2021)『地方創生のファクターX－寛容と幸福の地方論』, <https://www.homes.co.jp/souken/report/202108/> (2021年11月20日アクセス)
- 山口泰史(2018)『若者の就職移動と居住地選択：都会志向と地元定着』古今書院.
- 吉田肇(2018)「人口移動と女性Uターンからみた地域特性に関する研究」『宇都宮共和大学都市経済研究年報』Vol. 18、pp. 111-125.
- 労働政策研究・研修機構(2016)「U I J ターンの促進・支援と地方の活性化－若年期の地域移動に関する調査結果－」, <http://www.jil.go.jp/institute/research/2016/documents/152.pdf> (2021年11月20日アクセス)
- Inoue,T., Koike,S., Yamauchi,M. and Ishikawa,Y.(2021), "Exploring the impact of depopulation on a country's population geography: Lessons learned from Japan.",『Population, Space and Place』e2543.



## 第4章 地方圏から都市圏への若年層の転出率\*

徳島県デジタルとくしま推進課 企画幹 牧田 修治  
徳島文理大学総合政策学部 准教授 水ノ上 智邦

### 【要約】

本章では、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）を利用して、20歳～24歳男女の地方圏から都市圏への転出率の状況を概観するとともに、その決定要因を計量経済学的手法によって分析した。人口移動の仮説として、賃金が高い地域へ移動するという賃金格差仮説、就業機会が豊富な地域へ移動するという就業機会格差仮説のほか、自然環境などにも影響を受けるというアメニティ仮説などがある。これらの仮説を検証した結果、男女ともに賃金格差仮説、就業機会仮説が支持されるという結果となった。ただし、就業機会仮説の検証に関してはより適切な変数を検討することが必要だと思われる。一つの試みとして、「就業構造基本調査」（総務省）のマイクロデータを取得し、徳島県から都市部へ転出した男女の勤め先についての業種別・企業規模別の分布を観察した。秘匿情報であり確定的なこととは言えないが、集計データ（マクロデータ）の分析では得られない知見が得られた。分析に当たってはマイクロデータの分析の蓄積も重要であると思われる。なお、本章での実証分析結果は、とくしま EBPM 評価会議の評価を受けていない。この意味でいまだ試行的な分析であることには留意されたい。

### 1. はじめに

わが国の代表的な人口移動統計である「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）は、ここ数年で公表される統計データが豊富になってきており、これまで明らかにできなかった人口移動の実態が把握できるようになってきている。その一つが、年齢階級別の移動後の住所地別転出者数である。2018年からのデータが公表されており、これによって、どの県からどの県へ、どの程度の人が移動しているのかということが年齢階級別男女別にわかるようになった。なお、外国人が含まれていることには注意を要する。

都道府県の境界をまたぐ人口移動は、進学や就職、結婚などのライフステージに応じて生じることが多く、年齢によって移動者数は変化するものと考えられる。特に、20代前半は専門学校や大学を卒業し、就職する年齢であることから移動者数も多く、また、企業が多く集まる都市圏へ移動する傾向が見られると思われる。そこで本章では、20歳～24歳という

\*本章の分析では「就業構造基本調査」（総務省）のマイクロデータ（調査票情報）を使用している。マイクロデータ取得に当たって、独立行政法人統計センターならびに総務省統計局統計データ利活用センターに大変お世話になりました。記して謝意を表します。

年齢階級に焦点を絞って転出の状況を概観するとともに、この年齢階級の転出にどのような要因が影響しているのかということについても計量経済学的な分析手法を用いて試行的な分析を行うこととする。

人口移動に関する理論では、個人の効用、すなわち満足度が高まるように移動すると説明される。例えば、賃金が低い地域から高い地域に移動する、あるいは、就職先が豊富にある地域に移動するという説明がなされる。このような経済的な要因以外にも、自然環境などが影響しているという仮説もある。

例えば、玉田（2003）では、移動元と移動先の平均賃金率格差や労働市場の需給状況を示す有効求人倍率格差などを説明変数として、賃金の高さや就業機会の豊富さが人口移動の仮説として妥当かどうかを計量経済学的な手法を用いて検証している。また、當間（2016）は、自然環境の変数として、地域の年間平均気温や年間降水日数を使って仮説の検証を行っている。ただ、年齢階級別のデータが公表される前の研究のために、15歳未満や60歳以上という賃金や就業機会とはほとんど関係がないと考えられる移動者も分析対象に含まれている。本章では、こうした先行研究を参考に、2018年から2021年の20歳～24歳の男女を対象にこれらの仮説を検証する。

## 2. 地方圏から都市圏への転出率の状況

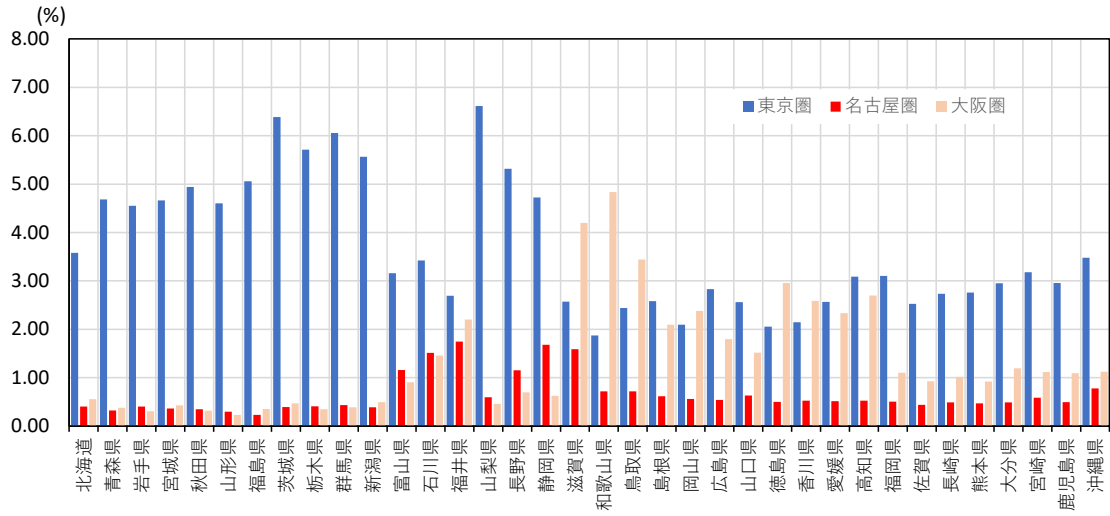
「住民基本台帳人口移動報告」（総務省統計局）では、地域区分として東京圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、名古屋圏（愛知県、岐阜県、三重県）、大阪圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県）を3大都市圏と定義している。本章でもこの地域区分を使用し、3大都市圏以外の道県は地方圏と呼ぶこととする。

2021年の地方圏から都市圏への転出状況を男女別の転出者数を人口で除した転出率によって確認しておこう。総じて東京圏への転出率が高いが、移動元となる地域によって若干異なる。

図表1には男性の転出率が示されている。これを見ると、北海道、東北地方や北関東（茨城県、栃木県、群馬県）、甲信越（山梨県、長野県、新潟県）では東京圏への転出率が概ね4%から6%程度と高い一方で、名古屋圏、大阪圏への転出率は1%未満の低い水準となっている。しかし西日本になると滋賀県、和歌山県、鳥取県では大阪圏への転出率が東京圏への転出率を上回っている。このほか、北陸地方の福井県も大阪圏への転出率が高くなっている。さらに西に進むと、鳥取県以外の中国地方や四国地方では、東京圏と大阪圏への転出率がほぼ同じ水準となり、九州地方、沖縄県では東京圏への転出率の方が再び高くなっている。ただ、その水準は東北地方ほどではなく3%程度である。なお、名古屋圏への転出率は総じて低い水準である。

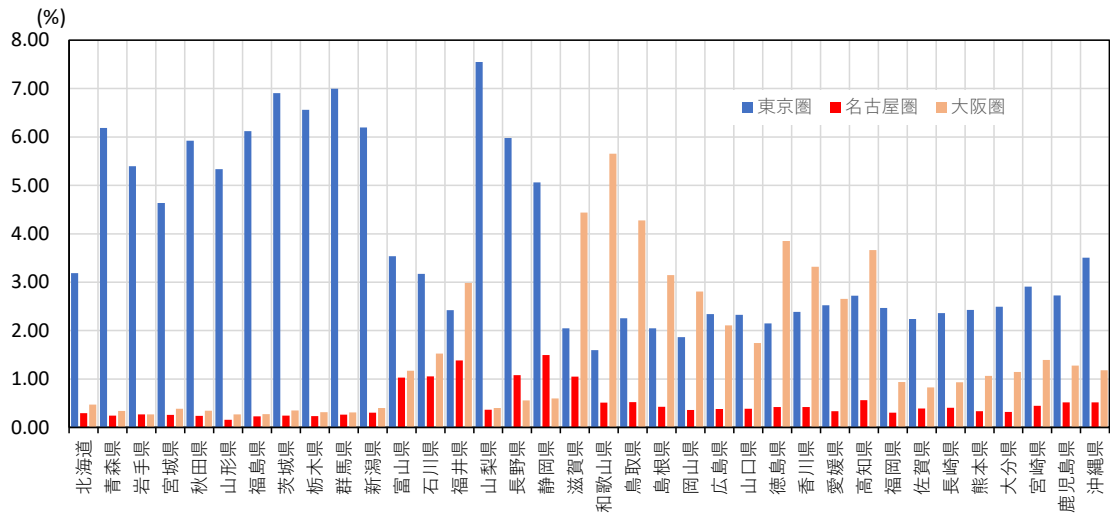
図表2には女性について、男性と同様に地方圏から都市圏への転出率が示されている。女性も男性とほぼ同じ傾向が見られるが、中国地方や四国地方の大阪圏への転出率が男性

図表1 地方圏から都市圏への転出率（2021年、男性）



(出所)「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)

図表2 地方圏から都市圏への転出率（2021年、女性）



(出所)「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)

に比べて高く、東京圏への転出率を上回る状況となっている。

### 3. 都道府県間人口移動の仮説と実証分析モデル

山田・徳岡(2018)によると、人口移動を説明する経済学の理論では、個人の効用最大化が前提とされ、効用が最大になるように移動すると説明される。地域間の労働市場を考

えると、地域間の効用格差の主たる要因は賃金格差であり、人は賃金の低い地域から高い地域へ移動する。これが賃金格差仮説である。労働市場で賃金が伸縮的でない場合には、地域の就業機会の差が人口移動の要因となり、就業機会の豊富な地域へ移動すると説明される。これが就業機会格差仮説である。

このような経済的な要因以外に、自然環境や社会環境にも影響されるとする仮説もある。いわゆるアメニティ仮説と呼ばれる仮説で、伊藤（2007）によると、就職・結婚のために安定した住居を求める30歳前後の年齢層では、居住地の選択において、所得ではなく、平均気温や年間降水日数などの自然環境アメニティや医師数や公園などの社会環境アメニティという経済的な要因以外の要因を重視すると説明している。

これらの仮説で示されている要因以外にも人口移動に影響を与える要因としては様々なものが考えられる。人口移動の決定を、現住地を離れる決定と移動先の決定に分けて考えると、現住地を離れる要因はプッシュ要因、移動先の決定に影響を与える要因はプル要因と呼ばれている。転出者数という集計データに基づく実証分析では、様々なプッシュ要因とプル要因を変数として取り込むことができる重力モデルが用いられることが多い。重力モデルとは物理学の引力の法則を応用したモデルで、2地域間の人口移動は、2地域の人口規模や経済規模の積に比例し、2地域間の距離に反比例するというモデルである。実際に実証分析を行う場合には、人口規模や距離以外にプッシュ要因、プル要因を推定式に加えて推定する。例えば、現住地の賃金と移動先の賃金をプッシュ要因とプル要因として、2地域の賃金比を説明変数に加えるなどして仮説を検証できる。

#### 4. 地方圏から都市圏への転出率の実証分析

##### 4. 1 推定式と推定方法

ここでは、重力モデルに基づいた玉田（2003）の推定式を参考にして、20歳～24歳の男女別の転出率を計量経済学的に分析しよう。玉田（2003）で使用されている推定式は次の通りである。

$$\ln\left(\frac{m_{i,j,t}}{1-m_{i,j,t}}\right) = \alpha_i + \sum \beta_k \ln\left(\frac{X_{j,t-1}}{X_{i,t-1}}\right)_k + \gamma T_{i,j,t} + \omega t + e$$

$m_{i,j,t}$ : t年の地域iから地域jへの転出者をt年の人口で除した転出率

X: 転出率に影響する要因、 $X_i$ は地域iの要因X、 $X_j$ は地域jの要因X

$T_{i,j}$ : 移動費用

$\alpha_i$ : 固定効果ダミー、t: 時点ダミー、e: 誤差項

この推定式では、転出率に影響を与える  $k$  個の要因 ( $X$ ) の格差を、地域  $j$  と地域  $i$  の比として採用している。また、2 地域間の距離の代わりに移動費用を用いているが、人口規模や経済規模の変数は採用していない。本章では、この推定式を参考にして、要因  $X$  として実質賃金率、就業機会の代理変数として有効求人倍率と DID 人口比率という経済的要因を採用する。このほか、自然環境に関する変数として、年間降水日数、年間平均気温、年間日照時間を採用する。また、2020 年から新型コロナ感染症が流行し感染者数が増加、人の移動も制約を受けた。こうしたことから、新型コロナ感染者数も変数として採用する。説明変数は 1 年のラグをとることとする。ただし、新型コロナウイルス感染者数についてはラグをとらないこととする。

地域  $i$  は移動元となる地方圏の 36 道県で、地域  $j$  は移動先となる東京圏、名古屋圏、大阪圏の 3 つの都市圏である。  $t$  年は 2018 年、2019 年、2020 年、2021 年である。したがって、地域  $ij$  について 4 年間のパネルデータとなり、サンプル数は 432 ( $=36 \times 3 \times 4$ ) である。推定は、固定効果と時点効果を考慮した二元配置固定効果モデルとするが固定効果ダミーは  $\alpha_i$  ではなく  $\alpha_{ij}$  で表される<sup>21</sup>。

#### 4. 2 変数の作成方法

ここでは、被説明変数である転出率と説明変数として採用する変数と変数の作成方法について説明する。

##### 転出率

転出者数を人口で割った値が転出率である。ここでは「住民基本台帳人口移動報告」(総務省) から得られる 20 歳～24 歳の男女別の転出者数を、「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」(総務省) の 20 歳～24 歳の男女別人口で割って転出率を求める。

##### 実質賃金率

実質賃金率は、まず、一人当たり時間当たり賃金(賃金率)を作成し、次いでこの賃金率を消費者物価指数で実質化したものとする。賃金率は「賃金構造基本調査」(厚生労働省)

---

<sup>21</sup> ここでは地域  $i$  ではなく、地域  $ij$  と考えるので、固定効果ダミーは 108 ( $=36 \times 3$ ) の設定となる。例えば、移動元が北海道の場合、移動先として東京圏、名古屋圏、大阪圏の 3 地域あることから、固定効果ダミーは、移動元が北海道で移動先が東京圏を「1」それ以外を「0」とするダミー変数、移動元が北海道で移動先が名古屋圏を「1」それ以外を「0」とするダミー変数、移動元が北海道で移動先が大阪圏を「1」それ以外を「0」とするダミー変数を設定する。移動元がほかの地域圏についても同様のダミー変数の設定方法により固定効果ダミーを設定する。

の20歳～24歳の所定内給与額（産業計、企業規模計、男女別、都道府県別）を、20歳～24歳の所定内実労働時間（産業計、企業規模計、男女別、都道府県別）で除して求める<sup>22</sup>。この賃金率を消費者物価指数（帰属家賃を除く総合、県庁所在地別）で除して実質化する。なお、東京圏、名古屋圏、大阪圏の実質賃金率は、それぞれの都市圏を代表する都府県として、東京圏が東京都、名古屋圏が愛知県、大阪圏は大阪府の実質賃金率を使用する。移動先の東京圏、名古屋圏、大阪圏の実質賃金率を移動元の地方圏の実質賃金率で除した実質賃金率比を格差を表す変数として、実質賃金率格差とする。分子の都市圏の実質賃金率が上昇して格差が拡大すれば地方圏からの転出率は上昇するため、期待される符号はプラスとなる。

#### 有効求人倍率

有効求人倍率は、有効求人数を有効求職者数で除した値であり、「一般職業紹介状況」（厚生労働省）から取得される。有効求人倍率格差は、移動先の都市圏の有効求人倍率を分子として、移動元の地方圏の有効求人倍率を分母とした比とする。都市圏の有効求人倍率が上昇して格差が拡大すれば転出率が上昇するため、期待される符号はプラスである。

#### DID人口比率

DID人口比率は「国勢調査」（総務省）の人口集中地区の人口を総人口で除して求める<sup>23</sup>。ただし、「国勢調査」は5年に1度の調査であるから、2017年、2018年、2019年のデータは、2015年と2020年の「国勢調査」を利用して線形補間によって求めた値を使用する。DID人口比率は、人口の集中度を表す指標であり「都市化率」と呼ばれることもある。この指標の持つインプリケーションは幅広く考える必要があるが、土屋（2009）によるとサービス業の生産性に対してプラスの関係があることから、ここではサービス産業の発達など産業構造を示す指標として捉え、就業機会を表す変数とする。DID人口比率格差は、都市圏のDID人口比率を地方圏のDID人口比率で割ることによって求める。都市圏のDID人口比率が上昇して格差が拡大すると転出率が上昇すると考えられることから、期待される符号はプラスとなる。

---

<sup>22</sup> 「所定内給与額」とは、「きまって支給する現金給与額」のうち、時間外勤務手当などの超過労働給与額を差し引いた額をいう。「きまって支給する現金給与額」とは、労働契約、労働協約あるいは事業所の就業規則などによってあらかじめ定められている支給条件、算定方法によって6月分として支給された現金給与額をいう。手取り額ではなく、所得税、社会保険料などを控除する前の額である。なお、超過労働給与額も含まれている。

<sup>23</sup> 人口集中地区とは、国勢調査の調査区を基本単位として、原則として次の2つの条件、①人口密度4,000人/k㎡以上の調査区が市町村内で隣接し（密度基準）、②全体として人口5,000人以上の規模で構成される地域（規模基準）、の両方の条件を満たす地区のこと。

#### 自然環境アメニティ変数

自然環境要因としては、年間降水量、年間平均気温、年間日照時間を使用する。いずれのデータも「統計でみる都道府県のすがた」（総務省統計局）で取得できる。それぞれ都市圏の変数を地方圏の変数で除して格差とする。なお、符号は先験的には決まらない。

#### 新型コロナウイルス感染者数

2020年から国内感染者数が増加し始め、人の移動が強い制約を受けた。このため、都市圏の新型コロナ感染者数を地方圏の感染者数で除して、新型コロナウイルス感染者数格差とする。新型コロナウイルス感染者数は「NHK 特設サイト 新型コロナウイルス」（NHK（日本放送協会））から取得する。都市圏の感染者数が増加し格差が拡大すれば、感染リスクを回避するために転出率は低下すると考えられることから、期待される符号はマイナスとなる。

### 4. 3 変数の記述統計

分析に使用する変数の記述統計を概観しておこう。図表 3 には、移動先となる東京圏、名古屋圏、大阪圏ごとに各変数の平均、標準偏差、最大値、最小値が示されている。なお、転出率と新型コロナ感染者数格差は 2018 年、2019 年、2020 年、2021 年の値であるが、実質賃金率格差、有効求人倍率格差、DID 人口比率格差、降水日数格差、平均気温格差、日照時間格差は 1 年のラグをとっていることから 2017 年、2018 年、2019 年、2020 年の値が示されている。

転出率（男性）について、東京圏の平均は 2018 年から 2021 年まで 3.7% から 3.8% 程度となっている。最大値は 4 年とも山梨県で 7% を少し上回る程度の水準であるが、2021 年は 6% 台に低下している。最小値は 4 年間とも和歌山県で 2% 弱の水準である。名古屋圏の平均は 0.6% 程度である。最大値は 2020 年に 1.576%（静岡県）とやや低下したが、2021 年には 1.746%（福井県）と回復している。最小値も 0.2% 程度で、移動元の県が山形県、青森県、福島県と入れ替わりがあるが、最小値自体に大きな変化はみられない。大阪圏への転出率は 1.3% 程度となっている。最大値は 5% 弱で、移動元はいずれも和歌山県である。最小値は 0.2% 程度で、移動元は、2018 年は福島県だが、2019 年から 2021 年は山形県となっている。

転出率（女性）は、東京圏への転出率の平均は 4% 前後となっている。最大値は 8% 前後の水準で、移動元はいずれも山梨県である。最小値は 1.3% から 1.7% で移動元はどの年も和歌山県である。名古屋圏への転出率の平均は 0.4% 程度である。最大値はいずれの年も静岡県である。最小値は 0.15% 程度で移動元は 2019 年の福島県を除いて山形県となっている。大阪圏への転出率の平均は 1.5% 程度である。最大値は 5% 台後半となっており、移動元は和歌山県で変わらない。最小値は 0.2% 程度で 2020 年が青森県だが、この年以外は山

図表3 実証分析に使用する変数の記述統計

	東京圏				名古屋圏				大阪圏				
	2018年	2019年	2020年	2021年	2018年	2019年	2020年	2021年	2018年	2019年	2020年	2021年	
	(2017年)	(2018年)	(2019年)	(2020年)	(2017年)	(2018年)	(2019年)	(2020年)	(2017年)	(2018年)	(2019年)	(2020年)	
(男性) 転出率	平均	3.701	3.891	3.805	3.673	0.697	0.680	0.613	0.653	1.303	1.365	1.362	1.387
	標準偏差	1.485	1.532	1.496	1.357	0.414	0.408	0.361	0.401	1.091	1.155	1.148	1.159
	最大値	7.141	7.491	7.281	6.616	1.759	1.785	1.576	1.746	4.491	4.642	4.900	4.838
	最小値	1.977	1.785	1.982	1.871	0.254	0.242	0.253	0.230	0.221	0.273	0.242	0.231
(女性) 転出率	平均	3.788	4.004	3.902	3.793	0.446	0.452	0.433	0.493	1.508	1.567	1.584	1.594
	標準偏差	1.902	2.037	1.948	1.840	0.317	0.318	0.311	0.335	1.411	1.486	1.506	1.461
	最大値	7.635	8.049	8.007	7.547	1.338	1.370	1.349	1.496	5.491	5.846	5.962	5.655
	最小値	1.346	1.534	1.715	1.594	0.150	0.153	0.144	0.159	0.223	0.208	0.232	0.270
実賃金率格差(男性)	平均	1.222	1.197	1.205	1.169	1.122	1.130	1.093	1.104	1.128	1.145	1.127	1.123
	標準偏差	0.064	0.055	0.060	0.048	0.058	0.052	0.054	0.045	0.059	0.053	0.056	0.046
	最大値	1.357	1.322	1.311	1.266	1.246	1.248	1.189	1.196	1.252	1.264	1.226	1.216
	最小値	1.131	1.116	1.110	1.099	1.039	1.053	1.007	1.038	1.044	1.067	1.038	1.055
実賃金率格差(女性)	平均	1.273	1.236	1.250	1.180	1.145	1.136	1.078	1.178	1.133	1.189	1.185	1.128
	標準偏差	0.065	0.059	0.062	0.053	0.058	0.054	0.053	0.053	0.058	0.057	0.058	0.051
	最大値	1.418	1.365	1.387	1.290	1.275	1.255	1.196	1.288	1.262	1.313	1.314	1.234
	最小値	1.145	1.141	1.150	1.088	1.030	1.049	0.992	1.086	1.019	1.098	1.090	1.041
有効求人倍率	平均	1.442	1.382	1.374	1.232	1.262	1.265	1.263	1.028	1.089	1.142	1.165	1.096
	標準偏差	0.215	0.209	0.201	0.185	0.188	0.191	0.185	0.154	0.162	0.173	0.170	0.165
	最大値	1.874	1.821	1.765	1.790	1.640	1.667	1.622	1.494	1.414	1.504	1.496	1.593
	最小値	1.035	1.029	1.024	0.884	0.905	0.942	0.941	0.738	0.781	0.850	0.868	0.787
D1D人口比率	平均	2.272	2.257	2.242	2.228	1.801	1.794	1.788	1.781	2.210	2.196	2.182	2.169
	標準偏差	0.580	0.575	0.569	0.564	0.460	0.457	0.454	0.451	0.565	0.559	0.554	0.549
	最大値	3.972	3.930	3.890	3.850	3.149	3.124	3.101	3.078	3.864	3.824	3.786	3.748
	最小値	1.303	1.301	1.298	1.296	1.033	1.034	1.035	1.036	1.268	1.266	1.264	1.262
降水日数	平均	0.839	0.896	0.971	0.917	0.928	0.966	0.954	0.951	0.751	0.835	0.805	0.866
	標準偏差	0.207	0.201	0.194	0.200	0.229	0.216	0.190	0.208	0.185	0.187	0.161	0.189
	最大値	1.218	1.272	1.423	1.271	1.346	1.370	1.397	1.318	1.090	1.185	1.179	1.200
	最小値	0.495	0.557	0.645	0.557	0.547	0.600	0.634	0.577	0.443	0.519	0.535	0.526
平均気温	平均	1.074	1.097	1.063	1.061	1.080	1.104	1.096	1.093	1.142	1.136	1.134	1.138
	標準偏差	0.207	0.203	0.192	0.184	0.208	0.204	0.198	0.190	0.220	0.210	0.205	0.197
	最大値	1.736	1.768	1.684	1.650	1.747	1.779	1.735	1.700	1.846	1.832	1.796	1.770
	最小値	0.669	0.715	0.690	0.693	0.674	0.719	0.711	0.714	0.712	0.740	0.736	0.744
日照時間	平均	1.055	1.053	0.972	0.987	1.143	1.162	1.124	1.157	1.124	1.130	1.070	1.123
	標準偏差	0.124	0.121	0.072	0.128	0.134	0.133	0.084	0.151	0.132	0.129	0.080	0.146
	最大値	1.318	1.384	1.146	1.230	1.427	1.527	1.326	1.443	1.404	1.484	1.262	1.400
	最小値	0.870	0.883	0.861	0.818	0.942	0.975	0.997	0.959	0.927	0.947	0.948	0.931
新型コロナウイルス感染者数格差	平均	0	0	111.534	61.782	0	0	30.650	17.328	0	0	55.543	33.261
	標準偏差	0	0	113.198	51.613	0	0	31.107	14.476	0	0	56.372	27.786
	最大値	0	0	506.824	208.359	0	0	139.277	58.438	0	0	252.395	112.172
	最小値	0	0	4.488	4.903	0	0	1.233	1.375	0	0	2.235	2.640

(注) 転出率および新型コロナウイルス感染者数格差以外の変数は、2017年、2018年、2019年、2020年の値である。

(出所) 「住民基本台帳人口移動報告」(総務省統計局)、「国勢調査」(総務省統計局)、「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)、「統計でみる都道府県のすがた」(総務省統計局)、「NHK 特設サイト 新型コロナウイルス」(NHK)



形県である。

男性の実質賃金率格差は、東京圏との格差は平均で 1.2 倍程度、名古屋圏、大阪圏は 1.1 倍程度である。最大値は東京圏で 1.3 倍程度、名古屋圏、大阪圏は 1.2 倍程度で、実質賃金率の低い沖縄県、東北地方との間で格差が大きくなっている。一方、最小値は 1 倍程度で北関東地方の茨城県や群馬県である。

女性の実質賃金率格差も、男性とほぼ同じような格差となっている。格差が大きな地域は東北地方である。一方で、格差が小さい地域は滋賀県や広島県となっている。

有効求人倍率格差の平均は、東京圏での平均は概ね 1.3 倍程度、名古屋圏では 1.2 倍、大阪圏は 1.1 倍となっている。地方圏で有効求人倍率が最も低いのは沖縄県で、沖縄県と各都市圏との格差が最大値となる。

DID 人口比率格差は、平均では東京圏および大阪圏が 2 倍程度、名古屋圏が 1.8 倍程度の格差となっている。最大値は 3 倍から 4 倍弱の格差である。47 都道府県の中で最も DID 比率が低い県は島根県で、2020 年で 0.25 である。一方で、都市圏で高く、東京都で 0.98、愛知県が 0.78、大阪府が 0.95 となっている。

降水日数格差の平均は、東京圏および名古屋圏で 0.9 倍、大阪圏では 0.8 倍程度となっている。東京都の年間降水日数は 100 日～110 日程度、愛知県が 110 日程度、大阪府が 90 日～100 日程度である。降水日数が多いのは北陸地方や東北地方で年間 180 日程度である。一方、少ないのは岡山県や広島県、香川県で 80 日～90 日程度である。

平均気温格差の平均は、東京圏、名古屋圏、大阪圏で 1.0 倍から 1.1 倍程度である。東京都は 16℃程度、愛知県、大阪府は 17℃程度である。平均気温が最も高いのは沖縄県で概ね 23℃程度で、九州地方の各県が 18℃程度である。一方で、平均気温の低いのは北海道で 9℃から 10℃程度、東北地方が 11℃程度である。

年間日照時間格差の平均は、東京圏、名古屋圏、大阪圏ともほぼ 1 倍程度となっている。東京都の年間日照時間は 2,000 時間程度、愛知県が 2,200 時間程度、大阪府が 2,100 時間程度である。日照時間の長い県は山梨県で 2,300 時間程度、一方で短いのは秋田県や山形県など東北地方で 1,500 時間から 1,600 時間である。

新型コロナウイルス感染者数格差の平均は、2020 年では東京圏で 111 倍、名古屋圏で 30 倍、大阪圏では 55 倍であるが、2021 年では東京圏で 62 倍、名古屋圏で 17 倍、大阪圏で 33 倍となっており、2021 年には都市圏と地方圏の格差が縮小している。東京都の感染者数は 2020 年に 6 万 312 人であったが、2021 年には 32 万 2,748 人となった。愛知県でも 2020 年は 1 万 6,574 人で 2021 年には 9 万 521 人、大阪府は 3 万 35 人が 2021 年は 17 万 3,755 人と急増している。一方で、少ないのは鳥取県や島根県である。2020 年は鳥取県が最も少なく 119 人、2021 年は島根県が最も少なく 1,549 人であった。

## 5. 推定結果

図表4に推定結果が示されている。男性の推定結果について、実質賃金率格差は1%有意水準で有意にプラスとなった。実質賃金率格差の拡大が地方圏からの転出率を上昇させると考えられる。有効求人倍率格差も1%有意水準で有意にプラスとなった。有効求人倍率でみた就業機会格差の拡大が地方圏から都市圏への転出率を上昇させると考えられる。また、DID人口比率格差も5%有意水準で有意にプラスという結果となった。

自然環境に関する要因は、年間平均気温格差が10%有意水準で有意にマイナスとなり、平均気温の格差拡大が地方圏から都市圏への転出の抑制要因になると考えられる。ただ、年間降水日数格差と年間日照時間格差については統計的に有意とはならなかった。また、新型コロナ感染者数格差は5%有意水準で有意となったものの期待に反して符号はプラスとなった。

女性については、実質賃金率格差は1%有意水準で有意にプラスとなり、男性と同様に賃金格差仮説が支持された。DID人口比率格差も1%有意水準で有意にプラスとなった。しかし、有効求人倍率格差は統計的に有意な結果とはならなかった。なお、自然環境に関する変数と新型コロナ感染者数については統計的に有意な結果とならなかった。

図表4 推定結果

(説明変数)	男性	女性
実質賃金率格差	0.645 *** (0.198)	0.710 *** (0.139)
有効求人倍率格差	0.191 *** (0.074)	-0.115 (0.089)
DID人口比率格差	0.646 ** (0.271)	1.024 *** (0.338)
年間降水日数格差	0.039 (0.060)	0.022 (0.064)
年間平均気温格差	-0.655 * (0.377)	-0.616 (0.409)
年間日照時間格差	-0.104 (0.121)	0.098 (0.141)
新型コロナ感染者数格差	0.020 ** (0.009)	0.006 (0.009)
定数項	-4.886 *** (0.198)	-5.302 *** (0.250)
決定係数	0.171	0.128
サンプル数	432	432

(注) 1. 表中のカッコ内はクラスター標準誤差。

2. 表中の\*\*\*、\*\*、\*印は1%、5%、10%有意水準で有意であることを示している。

以上のように、男女ともに賃金格差仮説が支持されることとなった。また、DID 人口比率でみた産業構造面からの就業機会格差も支持された。ただし、有効求人倍率でみた就業機会仮説は男性で支持されたものの女性では支持されなかった。自然環境に関する変数は男性で平均気温格差が有意になったものの、その他の変数については有意な結果とはならなかった。新型コロナ感染者数についても期待通りの結果とはならなかった。これについては、関数型も含めて検討する必要があるだろう。

20 歳～24 歳という年齢階級は、学校を卒業して就職する年齢であることから、実質賃金率や産業構造といった経済的な要因が人口移動の決定要因になっていると考えられる。ただ、DID 人口比率は幅広い解釈が可能な変数である。また、有効求人倍率は就業機会仮説の検証で使用される代表的な経済指標であるが、就業機会を労働市場の需給状況というやや限定的な面からしか捉えていないと言える。就業機会を表す変数として、有効求人倍率のほかに民営事業所数や地域の大企業割合なども考えられる。より適切な変数を幅広く検証することが望ましいと言えよう。

#### (補)「就業構造基本調査」でみる徳島県の若年層転出者の勤め先企業

一つの試みとして「就業構造基本調査（平成 29 年）」（総務省）を利用して、徳島県から東京圏、大阪圏、岡山県、広島県など都市部へ転出した 20 歳～24 歳の男女の勤務先に関するマイクロデータを取得した<sup>24</sup>。

「就業構造基本調査」（総務省）は、国民の就業および不就業の状態を調査し、全国および地域別の就業構造に関する基礎資料を得ることを目的とした調査である。調査対象は、層化 2 段抽出法によって抽出された約 52 万世帯の 15 歳以上の世帯員約 108 万人である。

「就業構造基本調査」は、質問の中に「居住について」の質問、具体的には「現在の場所に住み始めたのはいつですか」および「現在の場所に住む前はどこに住んでいましたか」があり、この質問の回答と現在の住所地を利用して転出者を把握できる。そこで、徳島県から東京圏、大阪圏、岡山県、広島県という都市部に転出した 20 歳～24 歳の男女を対象に、転出先での勤め先企業の業種、企業規模に関するマイクロデータ（調査票情報）を取得した。このマイクロデータを利用して、転出者の勤務先の業種別企業規模別の分布を見れば、就業機会仮説の妥当性に関する知見が得られると思われる。

ただ、108 万人を対象としていると言っても、20 歳～24 歳の年齢で徳島県からの転出者となると極めて人数が少なくなり、また、質問の回答もすべての調査項目について回答されているわけではなく、空白となっている項目もあることから、該当する人数は極めて少なくなる。調査対象の秘密の保護の観点から、サンプル数が 10 未満の場合は秘匿するルールに

---

<sup>24</sup> 公的統計のマイクロデータ（調査票情報）とは、世帯単位や事業所単位と言った、集計する前の個票形式のデータを指す。提供される際には、調査対象の秘密の保護が図られる。

図表 5 徳島県から都市部への転出者の勤務先分布（業種別・企業規模別、20歳～24歳）

業 種	従業員規模でみた企業規模								
	10人未満	10人～49人	50人～99人	100～299人	300～499人	500～999人	1000人以上	官公庁など	不詳
農業、林業									
漁業									
鉱業、採石業、砂利採取業									
建設業									
製造業									
プラスチック製品製造業（別掲を除く）						x			
その他のゴム製品製造業				x					
農業・建設・鉱山機械製造業							x		
電気・ガス・熱供給・水道業									
情報通信業									
運輸業、郵便業									
卸売業、小売業									
その他の飲食料品小売業									x
他に分類されない小売業							x		
金融業、保険業									
不動産業、物品賃貸業									
学術研究、専門・技術サービス業									
宿泊業、飲食サービス業									
生活関連サービス業、娯楽業									
浴場業									x
旅行業	x								
教育、学習支援業									
医療、福祉									
病院						x			
複合サービス事業									
サービス業（他に分類されないもの）									
職業紹介業				x					
公務（他に分類されるものを除く）									
分類不能の産業									

（注）「x」印は10人未満のために「秘匿」となることを示している。「×（黒色）」印は男性の秘匿情報、「×（赤色）」印は女性の秘匿情報を示す。

（出所）「就業構造基本調査（平成29年）」（総務省）マイクロデータ（調査票情報）

なっていることから、取得したデータはすべて秘匿情報となる。これが図表5である。

この秘匿情報の分布をみると、男性の場合の勤め先企業は主に従業者500人を超える規模の大きな企業に勤務していることがわかる。また、業種についてはサービス業が少ないこともわかる。第2章の「図表11 初職時の業種」でも県外居住者の初職時の業種で、製造業が24.7%と意外に高いことは既に紹介した。本章の集計データによる分析で、都市圏でDID人口比率が上昇すれば地方圏からの転出率が上昇するという仮説が支持されたが、この結果に照らせば、この業種別・企業規模別分布やアンケート調査というマイクロデータの観察結果は意外に思われる。スモールサンプルであるから確定的なことは言えないものの、マイクロデータを利用することによって、集計データ（マクロデータ）を利用したデータ分析からは得られない知見が得られると言えよう。

## 6. まとめ

本章では、「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）を利用して、20歳～24歳の年齢階級に絞って、男女の地方圏から都市圏への転出率の状況を概観し、次いでその決定要因について、二元配置固定効果モデルによって賃金格差仮説、就業機会格差仮説、自然環境アメニティ仮説を検証した。本県ではEBPM推進体制として、とくしまEBPM評価会議で研究結果の信頼性評価を行う体制を構築しており、特にエビデンスとして活用する場合には、この会議で評価されることを前提としている。本章の実証分析結果は、このとくしまEBPM評価会議の評価を受けていない点で試行的な分析に留まることは強調しておきたい。

その上で、分析の結果は、賃金格差仮説および産業構造面からみた就業機会仮説は男女ともに統計的に有意で、格差が拡大すれば転出率が上昇するという関係がみられたが、有効求人倍率でみた就業機会格差は男性のみで統計的に有意であった。自然環境アメニティ仮説については、概ね有意な結果とはならなかった。

20歳～24歳という年齢階級が、学校卒業後の就職の年齢に該当することから、地方圏から都市圏への転出には経済的な要因が影響すると考えられる。なお、就業機会に関する変数については、さらに検討が必要であろう。

一つの試みとして、「就業構造基本調査」（総務省）のマイクロデータを取得して、徳島県から東京圏、大阪圏、岡山県、広島県へ転出した20歳～24歳男女の勤め先企業の業種別・企業規模別の分布を観察した。サンプル数が少ないために全て秘匿となるが、その分布をみると、男性は比較的大規模な企業に勤務する傾向が見受けられた。また、思いのほかサービス業への勤務が少ないということもわかった。ただ、サンプル数が少なく確定的なことは言えない。しかし、このような傾向はマクロデータの分析のみでは得られない知見である。マイクロデータとマクロデータを活用し、相互に分析結果を補うことは結果の妥当性を検討する上でも重要であり必要だと考えられる。

### 【参考文献】

- 伊藤薫（2007）、「国内長距離人口移動に対する地価の作用」地域額研究 37(1),157-173.
- 玉田桂子（2003）、「地域間格差は労働移動を促すか？」『大阪大学経済学』53(3),436-449.
- 土屋宰貴（2009）、「わが国の『都市化率』に関する事実整理と考察－地域経済の視点から－」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.09-J-4.
- 當間雅章（2016）、「人口移動要因としての地域アメニティ近接性」『大阪大学経済学』66(3),1-22.
- 山田浩之・徳岡一幸編（2018）、『地域経済学入門 第3版』有斐閣.



## 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3年9月21日

『コーホート出生率の決定要因－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－』

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 原 純也  
徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

第2回 令和4年3月4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  
徳島県デジタルとくしま推進課 原 純也  
徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

『徳島県出身者の初職時Uターン行動』

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 原 純也  
徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

## とくしまEBPM評価会議メンバー

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

(50音順、敬称略)

## とくしまEBPM評価会議設置要綱

### (目的)

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

### (審議事項)

第2条 評価会議は, とくしまEBPM研究会長の要請に基づき, とくしまEBPM研究会で検討された事項の適切性, 信頼性についての評価及び助言を行い, 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3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

—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—

### とくしま EBPM 評価会議

議長 浅子 和美（一橋大学名誉教授／立正大学経済学部 教授）

鹿野 繁樹（大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授）

小巻 泰之（大阪経済大学経済学部 教授）

豊田 哲也（徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授）

村澤 康友（甲南大学経済学部 教授）

横山由紀子（兵庫県立大学国際商経学部 教授）

（50音順、敬称略）



とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会会長から提出された論文『コーホート出生率の決定要因－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－』（別添）の評価を行った。分析に用いられたデータ、変数、推定方法などの観点から検討した結果、論文の結果が信頼できるものだという評価を下すためには、なお修正すべき点、追加すべき点があるという結論となった。以下に評価の根拠を示す。

1. 提出された論文は、先行研究で一致した結論が得られていない出生力と結婚および女性の就業との関係の解明に焦点を絞り、都道府県のパネルデータを用いて完結出生力の決定要因を二元配置固定効果モデルによって分析している。先行研究と比較した分析を行う場合は、できる限り先行研究と条件を揃えて分析することが重要である。条件を揃えた分析結果を示すことが、結果の頑健性を高めることになるからだ。
2. この点に照らして提出論文を評価すると、まず、説明変数について、提出された論文には先行研究で採用された生涯未婚率、DID 人口比率、第 1 次産業就業者比率、学歴、男女所得比などのコントロール変数が採用されていない。先行研究と同じ変数をコントロールしておかなければ、分析結果を評価する際に解釈の余地を残してしまう。
3. 推定方法についても同様である。先行研究では、誤差項の分散が 35 歳～39 歳の女性人口の逆数に比例するという設定による重みづけを利用して推定を行っているが、提出された論文では、この推定方法による推定が行われていない。同じ推定方法による推定を試みることを望ましい。
4. 推定に使用しているデータについて 2 点指摘しておきたい。まず、被説明変数の完結出生力を算出するために使用している母親の年齢階級別出生数の「母親」には離婚経験者が含まれている。一方で、説明変数として採用されている結婚率を算出するための未婚者には離婚経験者は含まれていない。推定式の左辺と右辺でデータの整合性が欠けていると考えられる。次に、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。このように、使用するデータに十分に注意を払ったうえで推定することが必要である。

以上



(別 添)





コーホート出生率の決定要因  
—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—

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 原 純也  
徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

【要約】

本論文では、完結出生力の決定要因を明らかにするために、1980年から2000年に20歳～24歳となる5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、晩婚化が完結出生力にどのような影響を与えるのか、また、競合関係とみられていた出産と女性の就業の関係に変化がみられるのか、という点を明らかにするために年齢階級別の変数を使用して分析を行った。分析の結果、30歳～34歳から35歳～39歳になるタイミングでの結婚は完結出生力に影響を与えない可能性があること、女性の就業との関係については確定的な判断は難しいが、35歳～39歳の就業は出産に抑制的な影響を及ぼしている可能性があることがわかった。結婚・出産のタイミングの早期化という視点が必要であることが示された。2015年を境に合計特殊出生率の低下がみられるが、完結出生力は長い目で見てこの出生率に影響を与える。若い世代ではわずかながら結婚率の低下が続いており、結婚・出産の早期化の視点は、合計特殊出生率の低下を防ぐ点からも重要であると思われる。

1. はじめに

「人口動態統計」（厚生労働省）によると、合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下した後には上昇に転じ、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、2019年には1.36（確定数）、2020年には1.34（概数）となっている。

この合計特殊出生率は、ある年の1年間の15歳から49歳までの年齢別出生率の合計として算出され、正確には期間合計特殊出生率と呼ばれる指標である。2005年から2019年までの合計特殊出生率の上昇と低下を年齢別出生率で見ると、2015年までは20代で出生率が低下する一方で主に30代の出生率が上昇しており、この年齢層の出生率の上昇が全体の上昇をけん引したことがわかる。しかし、2015年と2019年を比較すると、20代から30代前半の出生率が低下した一方で、30代後半および40代の出生率にほとんど変化はみられない。20代から30代前半の出生率の低下が全体の低下につながったとみられる。

合計特殊出生率には、期間合計特殊出生率のほかにもう一種類ある。コーホート合計特殊出生率と呼ばれる指標である。これは、同じ年に生まれた同一世代の15歳から49歳までの出生率を積み上げたものである。このコーホートという視点で期間合計特殊出生率を

みると、これは、異なるコーホートの年齢別出生率を、ある年について合計したものとみることができる。この視点に立つと、2015年と比較した2019年の年齢別出生率の低下については、若い世代が上の世代よりも低い出生率となっており、この低い出生率を持つ世代が、時間経過とともに、15歳から30代前半までを占めるようになったとみることができる。晩婚化・晩産化による30代の出生率上昇というような年齢と出生率を結びつけた見方ではなく、コーホートの特徴が現れていると考えれば、晩婚化・晩産化にもかかわらず30代前半の出生率が低下していることも説明がつくのではないかと思われる。仮に、コーホートの出生率が低下しているとすると、(期間)合計特殊出生率は、今後低下基調で推移する可能性も考えられよう。

そこで本論文では、コーホート出生率を分析対象として、この決定要因を明らかにしたい。このことは、(期間)合計特殊出生率が今後どのように推移していくのか、基調的な推移の判断材料を提供することになると思われる。一般に、期間合計特殊出生率はその時々社会経済情勢に影響を受けて振幅が大きくなる一方でコーホート合計特殊出生率は安定した推移を辿るとみられている<sup>25</sup>。コーホート出生率の決定要因を解明することは、期間合計特殊出生率の基調的な推移を考える上でも重要であろう。また、(期間)合計特殊出生率は政策目標の達成状況を判断する指標にもなっていることから、この基調に影響を与える要因を明らかにすることは政策的にも重要である。

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節では推定方法とデータについて説明する。4節では推定結果と解釈について説明し、最後にまとめとして政策的インプリケーションに触れることとする。

## 2. 先行研究

コーホート出生率に関する主な研究としては、「人口動態統計」(厚生労働省)と「国勢調査」(総務省)を利用して都道府県ごとの完結出生力を算出し、これを分析した堤(2011)、足立・中里(2017)があるほか、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、晩婚化、未婚化、有配偶出生率が完結出生率にどのような影響を与えるのかということ明らかにするために、都道府県別の生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率を説明変数としてクロスセクション回帰分析を行った<sup>26</sup>。分析対象は1970年から1990年

---

<sup>25</sup>例えば、河野(2007)79ページを参照。

<sup>26</sup>岡崎(1993)によると、コーホート出生率は、それぞれのコーホートが再生産年齢を通じて一生涯に子どもを生んだ経過を追跡するものである。特に子どもを生み終わったコーホートについては、そのコーホートの最終的な出生率(完結出生力)を明らかにすること

に20歳～24歳となる5つのコーホートで、コーホートごとに推定された標準偏回帰係数の変化を観察することによって、若い世代になるにつれて有配偶出生率の影響が低下する一方で、生涯未婚率の影響が高まっていること、若い世代の有配偶出生率の影響力がやや回復しているものの、古い世代ほどではないことなどを明らかにした。また、生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率についても、それぞれを被説明変数として、完結出生率と同様にコーホートごとにクロスセクション回帰分析を行い、例えば、有配偶出生率に対して、平均結婚年齢や女性失業率が有意にプラスになっていることなどを明らかにしている。

足立・中里(2017)は、堤(2011)と同様の方法で算出した完結出生力を用いて、この決定要因を解明している。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年に20歳～24歳となる3つのコーホートを対象に、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、パネル分析を行った。この結果、生涯未婚率と女性賃金率が出生率の決定に影響を与えていると結論付けている。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と報告している。予想に反する結果となった解釈として、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、女性の就業が産産を阻害する効果が低減しているのではないかとしている。ただし、固定効果モデルによる推定を行ったにもかかわらず地域要因が十分にコントロールできていない可能性があるとして、推定結果に対しては慎重な姿勢をとっている。すなわち、都道府県別の出生率と女性就業率の関係は、特に既婚女性の就業について、都市部では出生率と女性就業率がともに低い水準の一方で、地方では逆に双方が高い水準となっているために両者は正の相関関係となる。推定ではこの地域要因が十分にコントロールされていない可能性があるとして説明している。

伊達・清水谷(2004)の出生率の実証研究に関するサーベイによると、日本の実証結果のほぼ全てが、女性の就業によって産産が抑制されているという結果である。しかし、最近時点までサーベイした横山(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率の上昇に寄与する「ジェンダー革命仮説」という仮説もある。足立・中里(2017)の解釈は、この仮説に沿ったものだと理解できる。堤(2011)でも女性雇用就業者比率の上昇が有配偶出生率を上昇させる推定結果となり、予想に反して女性の就業が必ずしも出生率低下を

---

ができる」と説明されている(46頁)。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」を使用し、足立・中里(2017)は「完結出生力」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。

招かなくなってきたと報告している。また、次に紹介する是川（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、出生力が女性のライフコース全体を通して達成されるという視点が先行研究には欠けていたとして、「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、初期キャリアや人的資本を表す入職時の就業状態や学歴を説明変数として40歳～49歳時点の女性の有子確率を分析した。また、女性の就業環境が1980年代以降に大きく変化していることから、出産と女性の就業環境の変化を明らかにするために、入職時の年齢とコーホートが対応するように4つに区分し、コーホートごとのクロスセクションデータによる分析を行った<sup>27</sup>。具体的には、40歳～49歳時点の子どもの有無と就業状態を被説明変数として同時決定する bivariate probit model によって分析した。

分析の結果、40歳～49歳時の有子確率に対して、1947年～1955年生コーホートでは結婚決定時の就業状態が正規公務員、民間大企業・中小企業が有意にプラスとなったが、1964年～1970年生コーホートでは、大卒者の係数が有意にマイナス、正規公務員も有意にマイナス、1970年～1975年生コーホートでは再び統計的に有意な変数はないというように、コーホートによって推定結果が異なったことを報告している。この結果の解釈として、まず、1947年～1955年生コーホートについては、結婚決定前に安定的就業をしたことが経済的に安定した夫との出会いを意味し、より多くの子どもを持つことにつながったとしている。一方で、1964年～1970年生コーホートでは、男女雇用均等法成立によって初めて女性の就業継続が可能となったことで女性の人的資本や初期キャリアによって代表される機会費用の多寡がその後の出生の有無に影響を与えたのではないかと解釈している。さらに、より若い1970年～1975年生コーホートで再び有意な結果が得られなくなったことについて、追加的に行った1970年～1979年生コーホートでの分析結果と併せて、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のではないかと解釈している。

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、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。

本論文では、堤（2011）および足立・中里（2019）で使用された変数を参考にして、最

---

<sup>27</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。

近時点のデータまで使用して女性の就業との関係を検証するとともに、晩婚化の影響についても改めて検証したい。1990年から2012年までのわが国の少子化対策を概観した守泉（2015）では、少子化対策の課題として結婚・出産のタイミングの早期化に寄与する政策という観点を考慮すべきと指摘している。晩婚化に関して一致した実証結果が得られない状況で、最近時点のデータを使用し、結婚のタイミングが出生率に与える影響を改めて分析することにも意義があると思われる。

### 3. 推定式とデータ

#### 3. 1 推定式

本論文では、足立・中里（2017）で用いられた推定式を参考にして、完結出生力を被説明変数として、女性結婚率、女性就業率などを説明変数とした以下の推定式を推定する。

なお、女性就業率について足立・中里（2017）では、同一コーホートの20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳、35歳～39歳の平均値を説明変数として採用していた。しかし、わが国の女性の労働力率や就業率は、M字型カーブとして知られているようにライフステージに応じて変化している。平均値ではこのような就業状況の変化の影響が明らかにできないことから、年齢階級別就業率を採用する。また、堤（2011）、足立・中里（2017）で使用されていた平均結婚年齢についても、年齢階級別の変化を説明変数とすることによって晩婚化の影響を明らかにしたい。

$$CFR_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma_1 MAR_{it-15}^{20-24} + \gamma_2 MAR_{it-10}^{25-29} + \gamma_3 MAR_{it-5}^{30-34} + \gamma_4 MAR_{it}^{35-39} \\ + \theta_1 EMP_{it-15}^{20-24} + \theta_2 EMP_{it-10}^{25-29} + \theta_3 EMP_{it-5}^{30-34} + \theta_4 EMP_{it}^{35-39} + \delta WAGE_{it} + \varepsilon_{it}$$

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

$CFR$  : 完結出生力

$MAR$  : 年齢階級別女性結婚率（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）

$WAGE$  : 実質女性賃金率、男女賃金比

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

#### 3. 2 変数の定義

分析対象となるコーホートは、1980年から2000年に20歳～24歳となる5つのコーホ

ートである。具体的には、1956年～1960年生コーホート（1980年に20歳～24歳）、1961年～1965年生コーホート（1985年に20歳～24歳）、1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳）、1971年～1975年生コーホート（1995年に20歳～24歳）、1976年～1980年生コーホート（2000年に20歳～24歳）である<sup>28</sup>（図表1）。

-----図表1 挿入-----

次に変数の定義および推定結果で予想される符号について説明する。まず、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する。そして、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て求める。

結婚率は、「国勢調査」（総務省）の年齢階級別女性未婚者（日本人）を年齢階級別女性人口（日本人）で除して年齢階級別未婚率を算出し、同一コーホートで年齢階級別未婚率の差分をとる。この値に-1を乗じて符号をプラスにした値を結婚率とした。例えば、1956年～1960年生コーホートは1980年に20歳～24歳、5年前の1975年に15歳～19歳である。このコーホートの20歳～24歳の結婚率は、1980年の20歳～24歳の未婚率から1975年の15歳～19歳の未婚率を差し引き、これに-1を乗じた値としている<sup>29</sup>。結婚率の予想される符号は年齢階級にかかわらずプラスである。

女性就業率は、「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。女性就業率の予想される符号は、先験的には定まらない。女性の就業が出産と競合関係にあれば符号はマイナスになるし、女性の就業環境が出産と両立するように好転しているとすれば、符号はプラスになると考えられる。

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た。予想される符号は、

---

<sup>28</sup> 堤（2011）では、1945年～1950年生コーホート（1970年に20歳～24歳）、1951年～1955年生コーホート（1975年に20歳～24歳）を分析対象に含んでいる。わが国は1960年代、1970年代に都道府県間の大規模な人口移動が生じたことから、本論文ではこの2つのコーホートは分析対象から外した。

<sup>29</sup> ここで使用している20歳～24歳の結婚率とは、15歳～19歳から20歳～24歳になる5年の間に、配偶関係が未婚者から結婚経験者に移ったという意味である。20歳～24歳で結婚したという意味ではないことには留意する必要がある。また、「国勢調査」（総務省）を利用して作成していることから、都道府県間の人口移動の影響を受けることにも留意が必要である。

女性賃金が機会費用の代理変数と考えられることからマイナスである。

男女賃金比は、男性について女性賃金と同様の方法で名目賃金率を作成し、男性名目賃金率を女性名目賃金率で除して算出する。予想される符号は、男性名目賃金が増加すれば世帯収入が増加することが期待できることからプラスとなる。

### 3. 3 変数の記述統計

分析で使用する変数について、パネルデータ全体の記述統計は図表 2 に示されている。47 都道府県で、期間はそれぞれのコーホートが 35 歳～39 歳になる 1995 年、2000 年、2005 年、2010 年、2015 年であるから、サンプル数はすべての変数で 235 となる。

-----図表 2 挿入-----

図表 3 には完結出生力のコーホートごとの記述統計が示されている。1956 年～1960 年生コーホートの完結出生力の平均は 1.968 で、コーホートの中では最も高く、コーホートが若くなるにつれて低下している。ただし、分析対象中で最も若い 1976 年～1980 年生コーホートは 1.474 と、一つ前の世代（1971 年～1975 年生コーホート）の完結出生力をやや上回っている。

-----図表 3 挿入-----

図表 4 は、コーホートごとの年齢階級別累積出生率である。1956 年～1960 年生コーホートから 1971 年～1975 年生コーホートまでは低下してきたが、1976 年～1980 年生コーホートで下げ止まっている。

-----図表 4 挿入-----

図表 5 には年齢階級別結婚率のコーホートごとの記述統計が示されている。20 歳～24 歳および 25 歳～29 歳の平均は若いコーホートになるにつれて低下している一方で、30 歳～34 歳および 35 歳～39 歳の結婚率は若いコーホートになるにつれて上昇しており、結婚のタイミングが 30 代に移りつつあることを示している。図表 6 はこれをグラフにしたものだ。

-----図表 5、図表 6 挿入-----

図表 7 には女性就業率のコーホートごとの記述統計が示されている。20 歳～24 歳を除く 3 つの年齢階級の就業率は、若いコーホートになるにつれて上昇している。しかし、20 歳～24 歳の就業率は、1966 年～1970 年生コーホートまでは若いコーホートになるにつれて上昇し 74.0% となったが、その後は 1971 年～1975 年生コーホートで 70.9%、1976 年～1980 年生コーホートで 67.3% と低下している。この 2 つのコーホートは 20 歳～24 歳が 1995 年、2000 年であり、就職時期がいわゆる「就職氷河期」と重なっている。就業困難な労働環境であったことが就業率の低下につながった可能性がある<sup>30</sup>。あるいは、女性の大学進学率の

---

<sup>30</sup> 櫻井（2018）によると、過剰雇用を抱えた企業部門は、1990 年代末から 2000 年代前半にかけて賃金の抑制・削減や雇用リストラをせざるを得ず、この時期に若年の雇用問題が

上昇が影響している可能性もある。

図表 8 は、コーホートごとの年齢階級別女性就業率をグラフにしたもので、M 字型カーブのくぼみにあたる年齢階級である。コーホートが若くなるにつれて M 字のくぼみが浅くなっている。なお、最も若い 1976 年～1980 年生コーホートでは、このくぼみがほとんどみられなくなっている。

-----図表 7、図表 8 挿入-----

図表 9 は、コーホートごとの実質女性平均賃金率および男女賃金比の記述統計が示されている。実質女性賃金率はコーホートが若くなるにつれて上昇している。男女賃金比は、コーホートが若くなるにつれて低下しており、男女の賃金差が小さくなっていることを示している。

-----図表 9 挿入-----

#### 4. 推定結果と解釈

分析方法は、都道府県ごとの地域要因をコントロール可能なパネル分析とする。推定では、説明変数に実質女性賃金率を採用したものと、男女賃金比を採用したものと分けて推定した。時点効果に関する仮説検定の F 値、ロバスト・ハウスマンテストの結果は、ともに 1%有意水準で有意であった<sup>31</sup>。この結果は、推定結果を示した図表 10 および図表 11 の最下段に示されている。これらの検定結果により、二元配置固定効果モデルによる推定を採用する。

推定結果は図表 10 の通りである。推定結果(1)は、説明変数に実質女性賃金率を採用し、推定結果(2)は男女賃金比を採用した結果である。

推定結果(1)では、結婚率の係数の符号はすべてプラスで、20 歳～24 歳、25 歳～29 歳、30 歳～34 歳では 1%有意水準で有意、35 歳～39 歳では 10%有意水準で有意な結果となった。

女性就業率の結果は、20 歳～24 歳から 30 歳～34 歳の年齢階級では符号はプラスであったが有意とはならなかったが、35 歳～39 歳の就業率の符号がマイナスで、10%有意水準で有意な結果となった。

実質女性賃金率は、符号がマイナスで、1%有意水準で有意な結果となった。

推定結果(2)では、20 歳～24 歳から 30 歳～34 歳の年齢階級では推計結果(1)と同様に符号がプラスで、1%有意水準で有意な結果となった。ただ、35 歳～39 歳では有意な結果とはならなかった。

女性就業率では、20 歳～24 歳および 25 歳～29 歳で符号がプラスで、10%有意水準で有

---

深刻化し就職氷河期といった言葉が社会的に注目を集めたのもこの頃だと説明している。

<sup>31</sup> ロバスト・ハウスマンテストは Cameron and Trivedi(2010)(pp.267-268)を参考にした。



意となった一方で、35歳～39歳では符号はマイナスだが有意な結果とはなっていない。

男女賃金比は、符号がプラスで、1%有意水準で有意な結果となった。

以上のように、結婚率については、20歳～24歳、25歳～29歳、30歳～34歳では1%有意水準で符号も予想されたプラスであったが、35歳～39歳は安定していない。30歳～34歳から35歳～39歳でのタイミングの結婚は、完結出生力に対して影響を与えない可能性もある。また、女性の就業については、20代では競合関係から出産と就業が両立するように変化している可能性がある一方で、35歳～39歳で競合関係になっている可能性がある。ただし、採用する説明変数が異なれば係数の有意性が異なる結果になっており安定しない。

足立・中里（2017）は、女性就業率に既婚者の就業者が含まれているために、地域要因が十分にコントロールされていない可能性を指摘していた。そこで、未婚者のみの女性就業率を説明変数に採用して推定を行った<sup>32</sup>。この結果が図表11である。図表11の推定結果(3)は説明変数として実質女性賃金率を採用し、推定結果(4)は男女賃金比を採用したものだ。

女性就業率は、推定結果(3)、(4)ともに25歳～29歳で、10%有意水準で有意にプラス、35歳～39歳が1%有意水準で有意にマイナスとなった。

35歳～39歳のマイナスは、結婚のタイミングが30歳～34歳から35歳～39歳へ移行する30代という年齢は、仕事では徐々に責任ある立場になる時期と重なっていることなどから、就業が出産に抑制的に影響しているのではないかと解釈できる。一方で、25歳～29歳でプラスとなった結果の解釈は難しい。是川（2019）は、男女雇用機会均等法成立以前のコーホートで就業状態がプラスという結果について、就業が経済的に安定した夫と知り合い、結果として有子確率を上昇させる効果があると解釈していた。推定結果(3)および(4)の分析対象が、是川（2019）の区分では男女雇用機会均等法成立以降の世代であることを考えると、就業によって女性自ら経済的な安定性を確保することが、結局は完結出生力にプラスに影響していると考えられないだろうか。なお、ジェンダー革命仮説が妥当するという解釈もあり得ようが、35歳～39歳でのマイナスと併せて考えると、この解釈をとることは難しいのではないかとと思われる。

## 5. まとめ

本論文では、1980年から2000年に20歳～24歳になる5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の分析を行った。

分析の結果、30代のタイミングでの結婚は完結出生力に影響を与えていない可能性が示

---

<sup>32</sup> 配偶関係別の就業者は1985年以前の国勢調査では公表されておらず、変数として作成可能なコーホートは、1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳）より若い3つのコーホートである。したがって、サンプル数は141となる。

唆された。晩婚化が進んでいる状況の中で、晩産化が晩婚化にもつながり「生みそびれ」のリスクを上昇させることが考えられる。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、この早期化に寄与する政策という観点を考慮すべきとしているが、本論文での分析結果は、この根拠を提供することになると考えられる。

女性の就業と出産の関係については確定的な結果は得られなかった。ただし、1966年～1970年生から1976年～1980年生のコーホートを対象とした推定結果からは、35歳～39歳の年齢階級で出産と女性の就業が競合関係にあることが示された。晩婚化の進展がこの年齢階級での競合関係を生んでいる可能性がある。一方で、20歳～34歳までの年齢階級では出産と女性の就業との関係が競合関係から両立できる関係に変化している可能性がある。ただし、現時点では確定的なことは言えず、データの蓄積を待って分析を行う必要がある。

最後に、本論文の対象よりも若い世代の結婚率の47都道府県平均をみると、1976年～1980年生、1981年～1985年生、1986年～1990年生の順に20歳～24歳が0.125、0.118、0.116、25歳～29歳が0.298、0.297、0.291と僅かではあるが低下が続いている。本論文で得られた結果に照らせば、期間合計特殊出生率の基調的な推移を考える上でも若年層の結婚を考慮することが必要であろう。

#### 【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.
- 岡崎陽一（1993）,『人口分析ハンドブック』古今書院.
- 河野稠果（2007）,『人口学への招待 少子・高齢化はどこまで解明されたか』,中公新書.
- 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.
- 櫻井宏二郎（2018）,『日本経済論 史実と経済学で学ぶ』日本評論社.
- 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.
- 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－」『総務省令和2年度統計技術の研究、統計情報の収集等のための業務委託 実践！EBPM推進事業報告書』所収,徳島県政策創造部統計データ課,79-88.
- Cameron,A.Colin, and Pravin K.Trivedi(2010),“Microeconometrics Using Stata Revised Edition”, STATA Press.

(補論) クロスセクション回帰分析による推定結果

堤 (2011)、足立・中里 (2017) では、コーホートごとのクロスセクション回帰分析を示している。完結出生力の分析とは別に、推定結果の頑健性を保証する意味でも、これを論文中に掲載していると思われる。すなわち、堤 (2011) ではすべてのコーホートで推定結果が有意となった変数を頑健な決定要因だとみなしている。また、足立・中里 (2017) ではクロスセクション回帰分析、プールド回帰、パネル分析の全ての推定方法で有意となった要因を完結出生力の決定要因だとしている。

本論文ではクロスセクション回帰分析の結果は示さなかったが、パネル分析の結果とは異なっていることから、(補論) としてクロスセクション分析の結果を示しておきたい。

ここで示されているクロスセクション分析の推定結果は、本論文では推定結果(1)と同様で実質女性賃金率を採用したものである。なお、東京都と沖縄県のダミーを加えている。

5つのコーホートで有意となっている説明変数は、20歳～24歳および30歳～34歳の結婚率のみであった。

	1980年に 20歳～24歳	1985年に 20歳～24歳	1990年に 20歳～24歳	1995年に 20歳～24歳	2000年に 20歳～24歳
被説明変数：完結出生力					
説明変数					
結婚率 (20歳～24歳)	3.435 *** 1.073	2.936 ** 1.319	4.646 *** 1.413	2.778 *** 0.941	4.502 ** 1.703
結婚率 (25歳～29歳)	3.373 *** 1.007	1.586 1.204	1.085 0.888	0.985 0.749	1.404 1.401
結婚率 (30歳～34歳)	3.259 ** 1.583	5.560 *** 1.378	5.795 *** 1.697	3.708 *** 1.228	4.449 ** 1.715
結婚率 (35歳～39歳)	8.580 6.176	-2.437 4.907	1.714 3.373	2.232 2.607	3.199 2.527
女性就業率 (20歳～24歳)	0.673 0.472	0.789 * 0.426	-0.213 0.413	0.408 0.490	-0.120 0.496
女性就業率 (25歳～29歳)	-1.215 1.028	-1.848 * 0.915	0.330 1.154	-2.716 ** 1.079	0.251 0.925
女性就業率 (30歳～34歳)	1.447 1.740	2.761 * 1.487	-0.741 1.398	1.731 1.240	-1.013 1.288
女性就業率 (35歳～39歳)	-0.388 1.226	-1.049 1.092	1.284 0.892	0.529 0.776	1.252 1.046
実質女性賃金率	-0.146 0.158	-0.116 0.158	-0.274 * 0.153	-0.043 0.167	-0.199 0.260
東京ダミー	-0.104 0.103	-0.082 0.087	-0.030 0.126	-0.015 0.106	-0.102 0.117
沖縄ダミー	0.493 *** 0.078	0.452 *** 0.076	0.244 ** 0.104	0.322 *** 0.093	0.317 ** 0.134
決定係数	0.857	0.892	0.852	0.853	0.793
observation	47	47	47	47	47

注) 1. 表中下段は標準誤差を示す。

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。

図表1 分析対象となるコーホート

	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015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

図表2 パネルデータ全体の記述統計

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	235	1.644	0.234	1.081	2.277
結婚率 (20歳～24歳)	235	0.164	0.046	0.053	0.294
(25歳～29歳)	235	0.383	0.069	0.227	0.554
(30歳～34歳)	235	0.207	0.030	0.123	0.300
(35歳～39歳)	235	0.068	0.025	0.018	0.142
女性就業率 (20歳～24歳)	235	0.707	0.054	0.541	0.836
(25歳～29歳)	235	0.625	0.073	0.424	0.771
(30歳～34歳)	235	0.582	0.080	0.376	0.750
(35歳～39歳)	235	0.647	0.075	0.453	0.814
実質女性平均賃金率	235	1.157	0.151	0.803	1.629
男女賃金比	235	1.249	0.070	1.095	1.435

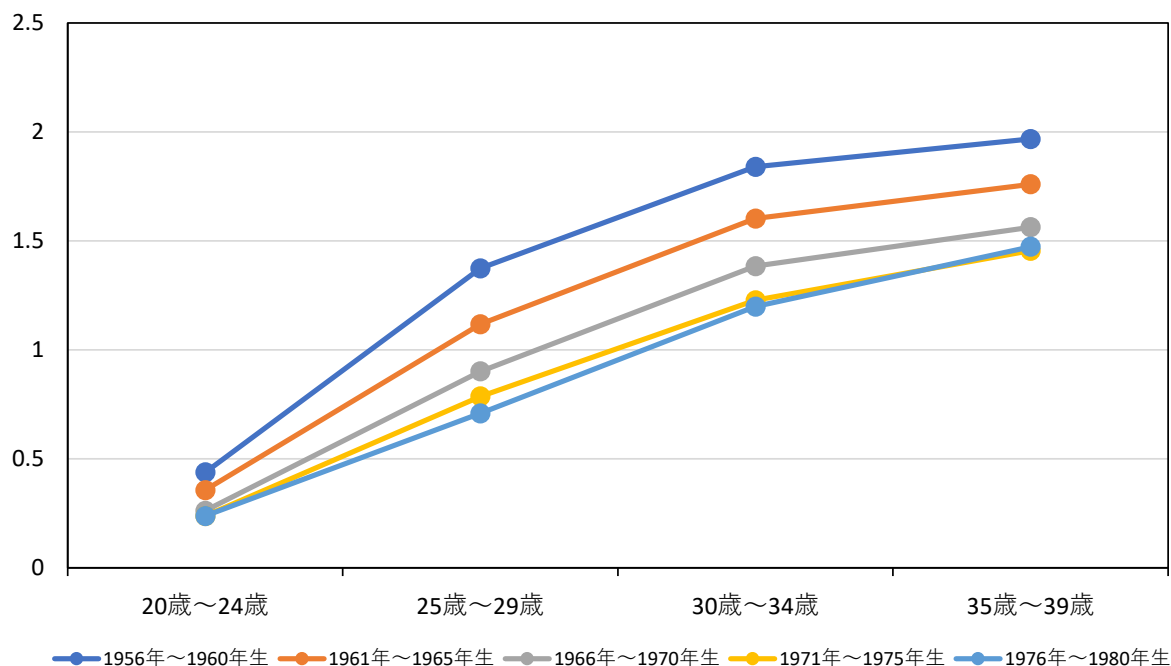
(出所) 「人口動態調査」(厚生労働省)、「国勢調査」(総務省)、  
「賃金構造基本調査」(厚生労働省)、「消費者物価指数」(総務省)

図表3 完結出生力の記述統計（コーホートごと）

		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
完結出生力	平均	1.968	1.760	1.563	1.455	1.474
	標準偏差	0.134	0.146	0.131	0.118	0.117
	最小値	1.481	1.255	1.127	1.081	1.150
	最大値	2.277	2.033	1.809	1.743	1.818
	サンプル数	47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート（1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳）  
 1961年～1965年生コーホート（1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳）  
 1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳）  
 1971年～1975年生コーホート（1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳）  
 1976年～1980年生コーホート（2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳）

図表4 年齢階級別累積出生率（コーホートごと）

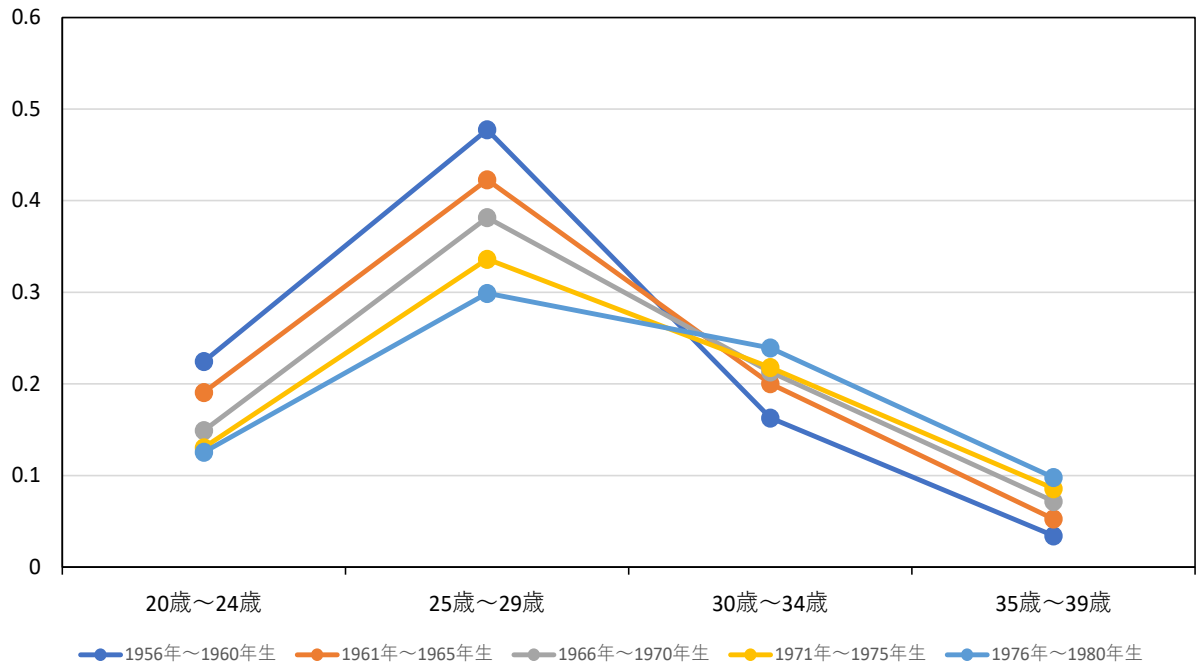


図表5 結婚率の記述統計（コーホートごと）

		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ	
結婚率	(20歳～24歳)	平均	0.225	0.191	0.149	0.130	0.125
		標準偏差	0.033	0.026	0.019	0.023	0.026
		最小値	0.137	0.116	0.092	0.069	0.053
		最大値	0.294	0.247	0.186	0.174	0.177
	(25歳～29歳)	平均	0.477	0.423	0.381	0.336	0.299
		標準偏差	0.037	0.033	0.028	0.024	0.020
		最小値	0.350	0.338	0.294	0.252	0.227
		最大値	0.554	0.500	0.442	0.378	0.338
	(30歳～34歳)	平均	0.163	0.200	0.213	0.218	0.239
		標準偏差	0.020	0.016	0.012	0.014	0.020
		最小値	0.123	0.175	0.190	0.188	0.198
		最大値	0.214	0.244	0.239	0.245	0.300
	(35歳～39歳)	平均	0.034	0.053	0.072	0.086	0.098
		標準偏差	0.008	0.009	0.013	0.011	0.011
		最小値	0.018	0.036	0.053	0.068	0.069
		最大値	0.057	0.088	0.138	0.142	0.142
	サンプル数		47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート（1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳）  
 1961年～1965年生コーホート（1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳）  
 1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳）  
 1971年～1975年生コーホート（1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳）  
 1976年～1980年生コーホート（2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳）

図表6 年齢階級別結婚率（コーホートごと）



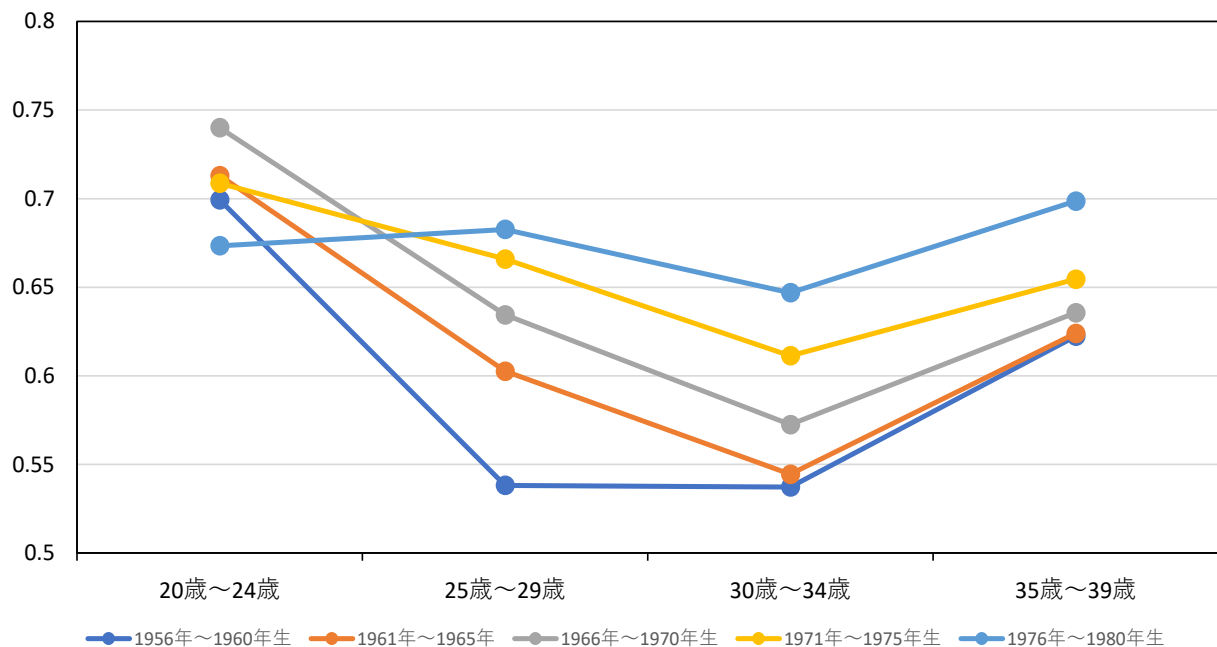
図表7 女性就業率の記述統計（コーホートごと）

		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
女性就業率（20歳～24歳）	平均	0.699	0.713	0.740	0.709	0.673
	標準偏差	0.056	0.053	0.047	0.045	0.047
	最小値	0.541	0.571	0.609	0.559	0.544
	最大値	0.822	0.818	0.836	0.791	0.745
（25歳～29歳）	平均	0.538	0.603	0.634	0.666	0.683
	標準偏差	0.075	0.061	0.045	0.037	0.036
	最小値	0.424	0.501	0.549	0.595	0.607
	最大値	0.747	0.771	0.753	0.757	0.759
（30歳～34歳）	平均	0.537	0.544	0.572	0.611	0.647
	標準偏差	0.090	0.075	0.063	0.055	0.052
	最小値	0.376	0.398	0.448	0.519	0.556
	最大値	0.743	0.719	0.716	0.729	0.750
（35歳～39歳）	平均	0.622	0.624	0.636	0.655	0.699
	標準偏差	0.085	0.073	0.063	0.062	0.063
	最小値	0.453	0.470	0.513	0.529	0.550
	最大値	0.783	0.768	0.759	0.764	0.814
	サンプル数	47	47	47	47	47

（注）1956年～1960年生コーホート（1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳）  
 1961年～1965年生コーホート（1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳）  
 1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳）  
 1971年～1975年生コーホート（1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳）  
 1976年～1980年生コーホート（2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳）



図表8 年齢階級別女性就業率（コーホートごと）



図表9 実質女性賃金率の記述統計（コーホートごと）

		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
実質女性賃金率	平均	1.011	1.107	1.181	1.234	1.252
	標準偏差	0.138	0.133	0.122	0.109	0.113
	最小値	0.803	0.889	0.979	1.054	1.081
	最大値	1.363	1.460	1.526	1.564	1.629
	サンプル数	47	47	47	47	47
男女賃金比	平均	1.324	1.286	1.257	1.205	1.171
	標準偏差	0.061	0.049	0.040	0.035	0.031
	最小値	1.178	1.179	1.173	1.123	1.095
	最大値	1.435	1.396	1.332	1.275	1.233
	サンプル数	47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート（1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳）  
 1961年～1965年生コーホート（1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳）  
 1966年～1970年生コーホート（1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳）  
 1971年～1975年生コーホート（1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳）  
 1976年～1980年生コーホート（2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳）

図表 10 推定結果

被説明変数：完結出生力		
	(1)	(2)
説明変数		
結婚率（20歳～24歳）	2.420 *** (0.476)	2.072 *** (0.420)
結婚率（25歳～29歳）	1.790 *** (0.408)	1.678 *** (0.378)
結婚率（30歳～34歳）	2.247 *** (0.485)	1.948 *** (0.452)
結婚率（35歳～39歳）	1.355 * (0.752)	1.115 (0.669)
女性就業率（20歳～24歳）	0.418 (0.258)	0.426 * (0.251)
女性就業率（25歳～29歳）	0.333 (0.214)	0.353 * (0.206)
女性就業率（30歳～34歳）	0.082 (0.183)	0.080 (0.203)
女性就業率（35歳～39歳）	-0.524 * (0.268)	-0.434 (0.265)
実質女性賃金率	-0.408 *** (0.102)	
男女賃金比		0.335 *** (0.100)
決定係数	0.881	0.810
observation	235	235
時点効果	yes	yes
時点効果=0（F検定）	36.27 ***	46.52 ***
ロバスト・ハウスマンテスト	14.79 ***	19.96 ***

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。

図表 11 推定結果

被説明変数：完結出生力		
	(3)	(4)
説明変数		
結婚率（20歳～24歳）	1.095 ** (0.428)	0.881 * (0.444)
結婚率（25歳～29歳）	2.136 *** (0.392)	2.086 *** (0.402)
結婚率（30歳～34歳）	2.082 *** (0.433)	1.769 *** (0.429)
結婚率（35歳～39歳）	0.900 * (0.462)	0.716 (0.507)
女性就業率（20歳～24歳） （未婚者）	0.382 (0.324)	0.364 (0.332)
女性就業率（25歳～29歳） （未婚者）	0.409 * (0.223)	0.435 * (0.222)
女性就業率（30歳～34歳） （未婚者）	0.227 (0.162)	0.268 * (0.158)
女性就業率（35歳～39歳） （未婚者）	-0.888 *** (0.182)	-0.907 *** (0.188)
実質女性賃金率	-0.288 ** (0.115)	
男女賃金比		0.230 ** (0.099)
決定係数	0.557	0.367
observation	141	141
時点効果	yes	yes
時点効果=0（F検定）	13.63 ***	16.40 ***
ロバスト・ハウスマンテスト	6.02 ***	9.24 ***

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。



## 令和3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 教授）

鹿野 繁樹（大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授）

小巻 泰之（大阪経済大学経済学部 教授）

豊田 哲也（徳島大学大学院社会産業理工学研究部 教授）

村澤 康友（甲南大学経済学部 教授）

横山由紀子（兵庫県立大学国際商経学部 教授）

（50音順、敬称略）



とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会会長から提出された論文「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。指摘にそって追加、修正が行われているものの、なお十分ではないという結論となった。以下に評価の根拠を示す。

1. 令和3年度第1回とくしま EBPM 評価会議では、提出された論文が先行研究と比較した分析であることを踏まえて、①コントロール変数を先行研究に倣って追加すること、②推定方法についても先行研究との比較可能性を考慮すること、③説明変数について被説明変数との整合性を考慮した修正および地域の景気循環を考慮した変数を追加すること、の3点を指摘した。
2. 提出された改訂版では、指摘事項に沿って追加、修正されているものの、なお推定に必要な変数が不足している。不足している変数を加えて推定した結果、今回の提出論文の結果とは異なる結果となる可能性は排除できない。提出論文の結果が先行研究の結果とは異なるだけに、その根拠について先行研究の主張を否定できるだけの説得力のあるものを提示することが望ましい。また、導き出される結論は頑健であることを示すことが必要であろう。
3. コントロール変数の解釈について、検討がやや不十分と思われる変数がある。先行研究に倣うことは比較する観点から必要であるが、より適切な変数を検討することも結論を導き出すうえで重要であろう。
4. なお、提示された推定結果について、必要ないと思われるものが散見される。中心的な結果と結論の頑健性を示す推定結果を提示すれば十分である。同じ情報を持つと思われる説明変数を採用した推定結果や検討段階では必要であっても結論を主張するためには必要性の薄い推定結果が提示されている。結論に至るプロセスを整理し、このような点についても配慮することが必要であろう。

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

徳島県デジタルとくしま推進課 原 純也

徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

### 【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2000年に20歳～24歳となる5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、結婚のタイミングが完結出生力にどのような影響を与えるのか、また、競合関係にあるとみられていた出産と女性の就業の関係に変化がみられるのか、という点を明らかにするために年齢階級別の変数を使用して分析を行った。分析の結果、20代での結婚は完結出生力を上昇させる効果がある一方で、30代での結婚は完結出生力に影響を与えない可能性が示された。また、出産と就業の関係については、依然として両者が競合関係にあると考えられる。政策的なインプリケーションとして、結婚・出産のタイミングの早期化という視点が必要であり、例えば、KPIの設定等について検討することが考えられよう。なお、2015年度以降に制度変更によって、これまでの就業と子育て環境との関係に変化が生じている可能性もある。最近時点のデータを加えて両者の関係を分析することも必要であろう。

### 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、2020年には1.33となった。徳島県でも2015年に1.53まで回復したものの2020年は1.48となっており、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。

ただ、この合計特殊出生率は、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、出生コーホートの観点からは、異なる出生コーホートの、ある年の15歳から49歳の出生率を合計した指標と見ることができる。したがって、その年の社会経済情勢の変化を受けて合計特殊出生率が変化したとしても、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<sup>33</sup>。したがって、廣嶋（1999、2011）が指摘するように、

---

<sup>33</sup> 廣嶋（1999）では、このような例として丙午による一時的な合計特殊出生率の低下を挙げている。

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分析し、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。また、分析では、晩婚化が進む中で結婚のタイミングがコーホート出生率にどのような影響をおよぼしているのかということに注目するとともに、女性の就業との関係にも焦点を当てる。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。こうした点を明らかにすることによって政策的なインプリケーションを得ることもできると考えられる。

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節では推定方法とデータについて説明する。4節で推定結果を示し、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、「人口動態統計」（厚生労働省）と「国勢調査」（総務省）を利用して都道府県ごとの完結出生力を算出し、これを分析した堤（2011）、足立・中里（2017）があるほか、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、晩婚化、未婚化、有配偶出生率が完結出生率にどのような影響を与えるのかということをも明らかにするために、都道府県別の生涯未婚率、平均結婚年齢、有配偶出生率を説明変数としてクロスセクション回帰分析を行った<sup>34</sup>。分析対象は1970年から1990年に20歳～24歳となる5つのコーホートで、コーホートごとに推定された標準偏回帰係数の変化を観察することによって、若い世代になるにつれて有配偶出生率の影響が低下する一方で、生涯未婚率の影響が高まっていること、若い世代の有配偶出生率の影響力がやや回復しているものの、古い世代ほどではないことなどを明らかにした。また、生涯未婚

---

<sup>34</sup> 岡崎（1993）によると、コーホート出生率は、それぞれのコーホートが再生産年齢を通じて一生涯に子どもを生んだ経過を追跡するものである。特に子どもを生み終わったコーホートについては、そのコーホートの最終的な出生率（完結出生力）を明らかにすることができる（46頁）。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」を使用し、足立・中里（2017）は「完結出生力」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。

率、平均結婚年齢、有配偶出生率についても、それぞれを被説明変数として、完結出生率と同様にコーホートごとにクロスセクション回帰分析を行い、例えば、有配偶出生率に対して、平均結婚年齢や女性失業率が有意にプラスになっていることなどを明らかにしている。

足立・中里（2017）は、堤（2011）と同様の方法で算出した完結出生力を用いて、この決定要因を解明している。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年に20歳～24歳となる3つのコーホートを対象に、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、パネル分析を行った。この結果、生涯未婚率と女性賃金率が出生率の決定に影響を与えていると結論付けている。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と報告している。予想に反する結果となった解釈として、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、女性の就業が産産を阻害する効果が低減しているのではないかとしている。ただし、固定効果モデルによる推定を行ったにもかかわらず地域要因が十分にコントロールできていない可能性があるとして、推定結果に対しては慎重な姿勢をとっている。

伊達・清水谷（2004）の出生率の実証研究に関するサーベイによると、日本の実証結果のほぼ全てが、女性の就業によって産産が抑制されているという結果である。しかし、最近時点までサーベイした横山（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「ジェンダー革命仮説」という仮説もある。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と理解できる。堤（2011）でも女性雇用就業率の上昇が有配偶出生率を上昇させる推定結果となり、予想に反して女性の就業が必ずしも出生率低下を招かなくなってきたと報告している。また、次に紹介する是川（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、出生力が女性のライフコース全体を通して達成されるという視点が先行研究には欠けていたとして、「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、初期キャリアや人的資本を表す入職時の就業状態や学歴を説明変数として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年代以降に大きく変化していることから、産産と女性の就業環境の変化を明らかにするために、就業環境の変化に応じてコーホートを4つに区分し、コーホートごとのクロスセクションデータによる分析を行った<sup>35</sup>。具体的には、40歳～49歳時点の子どもの有無と

---

<sup>35</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子の産産・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

就業状態の2つの変数を被説明変数として、これが同時に決定されるとする bivariate probit model によって分析した。

分析の結果、40歳～49歳時の有子確率に対して、1947年～55年生コーホートでは結婚決定時の就業状態が正規公務員、民間大企業・中小企業が有意にプラスとなったが、1964年～70年生コーホートでは、大卒者の係数が有意にマイナス、正規公務員も有意にマイナス、そして1970年～75年生コーホートでは統計的に有意な変数はないというように、コーホートによって推定結果が異なったことを報告している。この結果の解釈として、まず、1947年～1955年生コーホートについては、結婚決定前に安定的就業をしたことが経済的に安定した夫との出会いを意味し、より多くの子どもを持つことにつながったとしている。一方で、1964年～1970年生コーホートでは、男女雇用均等法成立によって初めて女性の就業継続が可能となったことで女性の人的資本や初期キャリアによって代表される機会費用の多寡がその後の出生の有無に影響を与えたのではないかと解釈している。さらに、より若い1970年～1975年コーホートで有意な結果が得られなくなったことについて、追加的に行った1970年～1979年コーホートでの分析結果と併せて、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と解釈している。

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、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。

本論文では、堤(2011)および足立・中里(2019)で使用された変数を参考にして、最近時点のデータまで使用して女性の就業との関係を検証するとともに、晩婚化の影響についても改めて検証したい。1990年から2012年までのわが国の少子化対策を概観した守泉(2015)では、少子化対策の課題として結婚・出産のタイミングの早期化に寄与する政策という観点を考慮すべきと指摘している。晩婚化に関して一致した実証結果が得られない状況で、最近時点のデータを使用し、結婚のタイミングが出生率に与える影響を改めて分析することにも意義があると思われる。

### 3. 推定式とデータ

#### 3. 1 推定式

堤(2011)、足立・中里(2017)では、晩婚化および女性の就業の変数として平均結婚年

---

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。

年齢、平均女性就業率という同一コーホートの平均を使用していた。本稿では、完結出生力と結婚のタイミングおよび女性就業率との関係を分析するために、足立・中里（2017）の推定式を参考に、結婚と就業については年齢階級別の変数を採用して推定する。

結婚のタイミングについては、これを結婚経験率の変化で捉えることとし、年齢階級別の結婚経験率を求め、同一コーホートでの年齢階級別結婚経験率の差分を説明変数に採用する。晩婚化によって、20代での結婚経験率の増分は低下する一方で、30代での結婚経験率の増分は上昇している。このような結婚経験率の変化が完結出生力にどのように影響しているのか分析する。

女性の就業について、わが国の年齢別女性就業率は、M字型カーブとして知られるようにライフステージによって変化する。すなわち、学校卒業後に新卒一括採用によって就業率が上昇し、結婚・出産による離職の増加によって低下、出産後には復職によって再び上昇するという傾向が見られてきた。しかし、近年、このM字型カーブのくぼみの部分が解消されつつある<sup>36</sup>。平均ではこの変化を捉えることが難しいことから、年齢階級別就業率を採用することによって、このような変化が出産と女性の就業との間の競合関係に変化をもたらしているのかどうか明らかにしたい。その際に、完結出生力と離職や復職との関係をより明確にするために、女性就業率の同一コーホートでの年齢階級別の変化を説明変数として採用する。さらに、20歳～24歳の就業率の水準を採用した場合と採用しない場合に分けて推定する<sup>37</sup>。推定式は次の①～③式となる。

$$CFR_{it} = a_i + b_t + \beta UMAR_{it} + \gamma_1 MAR_{i,t-15}^{15-19 \rightarrow 20-24} + \gamma_2 MAR_{i,t-10}^{20-24 \rightarrow 25-29} + \gamma_3 MAR_{i,t-5}^{25-29 \rightarrow 30-34} + \gamma_4 MAR_{it}^{30-34 \rightarrow 35-39} + \theta_1 EMP_{i,t-15}^{20-24} + \theta_2 EMP_{i,t-10}^{25-29} + \theta_3 EMP_{i,t-5}^{30-34} + \theta_4 EMP_{it}^{35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{①}$$

$$CFR_{it} = a_i + b_t + \beta UMAR_{it} + \gamma_1 MAR_{i,t-15}^{15-19 \rightarrow 20-24} + \gamma_2 MAR_{i,t-10}^{20-24 \rightarrow 25-29} + \gamma_3 MAR_{i,t-5}^{25-29 \rightarrow 30-34} + \gamma_4 MAR_{it}^{30-34 \rightarrow 35-39} + \theta_0 EMP_{i,t-15}^{20-24} + \theta_1 EMP_{i,t-10}^{20-24 \rightarrow 25-29} + \theta_2 EMP_{i,t-5}^{25-29 \rightarrow 30-34} + \theta_3 EMP_{it}^{30-34 \rightarrow 35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{②}$$

<sup>36</sup> 例えば、「国勢調査」（総務省）によると、2000年の30歳～34歳の女性就業率は53.7%、35歳～39歳は57.7%であったが、2015年では30歳～34歳が63.3%、35歳～39歳が64.1%となっており、M字のくぼみは浅くなっていることがわかる。

<sup>37</sup> 是川は（2019）は、結婚直前の就業について、1945-47年出生コーホートでは完結出生力プラスに影響し、1955-60年出生コーホートではマイナスに働き、より若い世代では再び変化している可能性を指摘している。このように、学卒後の就業がライフコースを通じて完結出生力に影響を与えることが考えられることから、20歳～24歳の女性就業率の水準を説明変数に加えたケースも推定式②として推定する。

$$CFR_{it} = a_i + b_t + \beta UMR_{it} + \gamma_1 MAR_{i,t-15}^{15-19 \rightarrow 20-24} + \gamma_2 MAR_{i,t-10}^{20-24 \rightarrow 25-29} + \gamma_3 MAR_{i,t-5}^{25-29 \rightarrow 30-34} + \gamma_4 MAR_{it}^{30-34 \rightarrow 35-39} + \theta_1 EMP_{i,t-10}^{20-24 \rightarrow 25-29} + \theta_2 EMP_{i,t-5}^{25-29 \rightarrow 30-34} + \theta_3 EMP_{it}^{30-34 \rightarrow 35-39} + \delta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{③}$$

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

$CFR$  : 完結出生力

$MAR$  : 年齢階級別女性結婚経験率 (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

### 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2000年に20歳～24歳となる5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年生コーホート(2000年に20歳～24歳)である<sup>38</sup>(図表1)。

-----図表1 挿入-----

### 3. 3 変数の定義

被説明変数となる完結出生力、説明変数として採用する生涯未婚率、結婚経験率変化、女性就業率、女性就業率変化のほか、コントロール変数の作成方法および期待される符号について説明する。

#### 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する。そして、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を完結出生力とする<sup>39</sup>。

<sup>38</sup> 堤(2011)では、1945年～1950年生コーホート(1970年に20歳～24歳)、1951年～1955年生コーホート(1975年に20歳～24歳)を分析対象に含んでいる。わが国は1960年代、1970年代に都道府県間の大規模な人口移動が生じたことから、本論文ではこの2つのコーホートは分析対象から外した。

<sup>39</sup> 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



## 生涯未婚率

「国勢調査」(総務省)のデータを利用して、各調査時点における35歳～39歳の女性の未婚者数(日本人)を当該年の女性人口(日本人)で除して未婚率を求める。この35歳～39歳の未婚率を生涯未婚率とする<sup>40</sup>。結婚を出産の前提に考えるわが国では、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

結婚経験率変化は、出生コーホートごとに結婚経験率を算出し、同一コーホートのある年齢階級の結婚経験率から、当該年齢階級の一つ下の年齢階級の結婚経験率との差分をとることによって求める。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。例えば、1956年～1960年生コーホートは1980年に20歳～24歳、5年前の1975年に15歳～19歳である。このコーホートの20歳～24歳の結婚経験率変化は、1980年の20歳～24歳の結婚経験率から1975年の15歳～19歳の結婚経験率を差し引いて求める<sup>41</sup>。結婚経験率変化の予想される符号は年齢階級にかかわらずプラスである。

なお、結婚経験率変化は生涯未婚率と強い相関がある。また、各年齢階級の結婚経験率変化どうしても強い相関を持っている(図表2)。このため、年齢階級を20代と30代でまとめた変数も作成する。すなわち、25歳～29歳の結婚経験率から15歳～19歳の結婚経験率を差し引いた結婚経験率変化を20代の結婚経験率変化とし、35歳～39歳の結婚経験率から25歳～29歳の結婚経験率を差し引いた結婚経験率変化を30代の結婚経験率変化とした。また、20代の結婚経験率変化を分子とし30代の結婚経験率変化を分母として比をとった変数も作成し結婚経験率変化比とした。

-----図表 2 挿入-----

---

率とされるが、ここでは、堤(2011)、足立・中里(2017)と同様の定義によって完結出生力を作成している。

<sup>40</sup> ここでも、堤(2011)、足立・中里(2017)に倣って生涯未婚率を35歳～39歳時点の未婚率と定義している。

<sup>41</sup> ここで使用している20歳～24歳の結婚経験率変化とは、15歳～19歳から20歳～24歳になる5年の間に、配偶関係が結婚未経験者から結婚経験者に移ったという意味である。20歳～24歳で結婚したという意味ではないことには注意を要する。また、「国勢調査」(総務省)を利用して作成していることから、都道府県間の人口移動の影響を受けることにも留意が必要である。

## 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。女性就業率の予想される符号は、先験的には定まらない。女性の就業が出産と競合関係にあれば符号はマイナスになるし、女性の就業環境が出産と両立するように関係が変化しているとなれば、符号はプラスになると考えられる。

## 女性就業率変化

女性就業率変化は、結婚経験率変化と同様に、同一コーホートで年齢階級別就業率の差分をとった変数とする。年齢階級別女性就業率は、30歳～34歳まで離職のために低下し、35歳～39歳から復職するために上昇する。同一コーホートで各年齢階級の差分をとることによってこの変化がより明確になる。また、完結出生力と35歳～39歳の女性就業率の同時性の問題も解消されることが考えられる。

符号は先験的に決まらず、マイナスであれば、離職の増加が完結出生力を上昇させる一方で復職の増加は完結出生力を低下させると解釈できる。符号がプラスであれば逆の解釈となる。

## 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。女性賃金は機会費用の代理変数と考えられることから、予想される符号はマイナスである。

## 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。この変数は男性所得の代理変数として採用することから、男性所得が増加すれば世帯収入が増加すると考えて、予想される符号はプラスとなる<sup>42</sup>。

## DID 人口比率

---

<sup>42</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。

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。都市化が進めば完結出生力は低下すると考えられるので、予想される符号はマイナスとなる。

#### 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使用した。DID 人口比率とミラーイメージとなることから符号はプラスとなることが予想される。

#### 都道府県別実質経済成長率

女性就業率は女性の就業状態を表す変数であるが、地域の循環的な景気変動に連動する側面もあると考えられる。この地域の景気変動をコントロールするために都道府県別実質経済成長率を採用する。

具体的には、都道府県別実質経済成長率（都道府県別実質県内総生産の前年度比）を使用して、各コーホートの年齢階級ごとの実質経済成長率を作成する。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度の実質経済成長率を対応させる。すなわち、20 歳～24 歳には 1980 年度の実質経済成長率、25 歳～29 歳には 1985 年度の実質経済成長率、30 歳～34 歳には 1990 年度の実質経済成長率を対応させる。それぞれのコーホートについても同様に、各年齢階級時の実質経済成長率を対応させる<sup>43</sup>。

### 3. 3 変数の記述統計

ここでは、使用する変数の記述統計を概観しよう。まず、完結出生力の記述統計が図表 3 に示されている。1956 年～60 年生コーホートの完結出生力の平均が 1.968 と 5 つのコーホートの中では最も高く、コーホートが若くなるにつれて低下している。ただ、最も若い 1976

---

<sup>43</sup> なお、福島県、岡山県、沖縄県で必要な年度の実質県内総生産が計算されていない。名目県内総生産は公表されていることから、これら 3 県について不足する年度の実質系県内総生産は、各県の名目県内総生産を全国の GDP デフレーターで除して作成する。不足する年度は、福島県は 1980 年度、岡山県は 1980 年度から 1985 年度、沖縄県は 1980 年度と 1981 年度である。

年～80年生コーホートの完結出生力は1.474となっており、一つ前の世代である1971年～75年生コーホートの完結出生力をやや上回っている。

-----図表 3 挿入-----

生涯未婚率のコーホートごとの記述統計が図表4に示されている。1956年～60年生コーホートの生涯未婚率は8.7%で、コーホートが若くなるにつれて上昇し、1976年～80年生コーホートでは22.9%まで上昇している。ただ、1976年～80年生コーホートの最大値は26.5%で、1971年～75年生コーホートの28.9%に比べて低下している。

-----図表 4 挿入-----

年齢階級別結婚経験率変化のコーホートごとの記述統計が図表5に示されている。20歳～24歳の結婚経験率変化および25歳～29歳の結婚経験率変化の平均はコーホートが若くなるにつれて低下している一方で、30歳～34歳および35歳～39歳の平均はコーホートが若くなるにつれて上昇しており、いわゆる晩婚化が続いていることがわかる。1956年～60年生コーホートでは25歳～29歳のタイミングでの結婚が多かったが、コーホートが若くなるにつれて、結婚のタイミングとして30歳～34歳が増えており、結婚のタイミングが変化していることがわかる。

-----図表 5 挿入-----

女性就業率のコーホートごとの記述統計が図表6に示されている。20歳～24歳を除く3つの年齢階級の就業率は、若いコーホートになるにつれて上昇している。特に25歳～29歳の就業率は、1956年～60年生コーホートの53.8%から1976年～80年生コーホートで68.3%まで上昇、30歳～34歳の就業率では53.7%から64.7%まで上昇し、M字型のくぼみが浅くなっていることがわかる。この年齢階級の最大値と最小値をみると、コーホート間で最大値に大きな変化は見られない一方で、最小値は25歳～29歳で18.3ポイント、30歳～34歳で18.0ポイント上昇している。

-----図表 6 挿入-----

女性就業率変化の記述統計が図表7に示されている。25歳～29歳および30歳～34歳の女性就業率変化の平均がマイナスとなっている。これは、都道府県で異なるものの、20歳～24歳から25歳～29歳の間、および25歳～29歳から30歳～34歳の間に、都道府県で違いがあるものの平均的には離職していることを表していると考えられる。一方で、35歳～39歳ではプラスとなっている。これも都道府県で異なるものの平均的には復職している

ことを示している。

-----図表 7 挿入-----

図表 8 にはコーホートごとに実質女性平均賃金率、男女所得比、DID 人口比率、第一次産業就業者比率、都道府県別実質経済成長率の記述統計が示されている。実質女性賃金率はコーホートが若くなるにつれて上昇している。男女所得比は、コーホートが若くなるにつれて低下している。DID 人口比率は、コーホート間で特に変化はみられない。第一次産業就業者比率は、コーホートが若くなるにつれて低下している。都道府県別実質経済成長率は、データ作成上、異なる出生コーホートの異なる年齢階級で同じ経済成長率となる。例えば、1956 年～60 年生コーホートが 35 歳～39 歳となるのは 1995 年で、この年齢階級の平均は 2.2%である。1995 年に一つ若い世代である 1961 年～65 年生コーホートは 30 歳～34 歳で、この出生コーホートの 30 歳～34 歳時点の実質経済成長率の平均は 1956 年～60 年コーホートの 35 歳～39 歳時の実質経済成長率と同じ 2.2%となる。このようにコーホート間で図表の一つ右上の出生コーホートの年齢階級と同じ値となる。

-----図表 8 挿入-----

#### 4. 推定結果

分析は、推定式①から③式について、都道府県ごとの地域要因と各コーホート要因をコントロール可能な二元配置固定効果モデルによって、推定（1）から推定（6）の 6 つのパターンの推定を行う。

推定（1）から推定（3）は、説明変数として生涯未婚率、結婚経験率変化、女性就業率のほかコントロール変数として実質女性賃金率、男女所得比、DID 人口比率、第一次産業就業者比率、実質経済成長率を採用して推定する。なお、推定（1）は結婚経験率変化について 4 つの年齢階級を採用した推定、推定（2）は結婚経験率変化を 20 代と 30 代にまとめた変数を説明変数に採用した推定、推定（3）は 20 代と 30 代の結婚経験率変化の比を説明変数に採用した推定である。

生涯未婚率と結婚経験率変化は強い相関があることから、生涯未婚率を説明変数から外した推定を行った。これが推定（4）から推定（6）である。結婚経験率変化の 3 つのパターンは推定（1）から（3）と同じである<sup>44</sup>。

足立・中里（2017）では、誤差項の分散の大きさが都道府県の人口規模などに依存して

---

<sup>44</sup> 結婚経験率変化を説明変数から外して、生涯未婚率を残した推定も行ったが、推定（1）から推定（3）の結果とほぼ同じであったことから図表には示していない。

不均一になる可能性に配慮して、35歳～39歳の女性人口をウェイトとした加重最小2乗法による推定を行っている。本稿でも35歳～39歳の女性人口でウェイト付けした加重最小2乗法による推定を行う。また、異なる時点の誤差項間で相関している可能性に配慮してクラスター構造に頑健な標準誤差も使用する。したがって、標準誤差については加重なしの標準誤差、35歳～39歳の女性人口で加重した場合の標準誤差、クラスター標準誤差の推定結果を示す。

加重なしの標準誤差の推定結果が図表9から図表11、加重あり（WLS）の推定結果が図表12から図表14、クラスター標準誤差の推定結果が図表15から図表17に示されている。

-----図表9～図表17を挿入-----

#### 4. 1 加重なしの標準誤差を使用した推定結果

加重なしの標準誤差を使用した推定結果のうち、推定式①の推定結果が図表9、推定式②の推定結果が図表10、推定式③の推定結果が図表11である。

まず、図表9をみると、推定（1）から推定（3）では、生涯未婚率が1%有意水準で有意にマイナスの一方で、結婚経験率変化は3つのパターンすべてで有意ではない。しかし、生涯未婚率を説明変数から外した推定（4）から推定（6）の結果は、どのパターンでも結婚経験率変化は有意でプラスという結果となった。

女性就業率は、20歳～24歳の女性就業率は推定（1）から推定（6）で5%有意水準で有意にプラスとなる一方で、35歳～39歳では推定（4）から推定（6）で10%有意水準で有意にマイナスとなった。

なお、コントロール変数については、DID人口比率、第一次産業就業者比率、25歳～29歳の実質経済成長率で有意な結果となった。

次に図表10には推定式②の推定結果が示されている。未婚率、結婚経験率変化は推定式①と同じ結果となった。女性就業率について、20歳～24歳の女性就業率は、推定（1）から推定（3）は5%有意水準で有意にプラスであったが、推定（4）から推定（6）では有意な結果となっていない。また、就業率変化の結果は、推定（1）から推定（3）ではすべての年齢階級で有意な結果とはなっていない。しかし、推定（4）から推定（6）は、35歳～39歳で10%有意水準で有意にマイナスのほか、推定（6）では25歳～29歳で5%有意水準で有意にマイナス、30歳～34歳でも10%有意水準で有意にマイナスの結果となった。

最後に図表11によって推定式③の結果をみると、未婚率、結婚経験率変化の結果は、推定式①および②と概ね同じ結果となった。ただ、推定（3）で、20代と30代の結婚経験率変化比が10%有意水準で有意にプラスの結果となったこと、推定（4）で結婚経験率変化（30歳～34歳）が有意ではなくなった点が異なっている。

女性就業率変化については、推定（1）から推定（6）まで女性就業率変化（30歳～34）、同（35歳～39歳）で1%ないし5%有意水準で有意にマイナスの結果となった。また、推

定（5）および推定（6）では25歳～29歳でも5%、1%有意水準で有意にマイナスとなった。

#### 4. 2 WLSによる推定結果

35歳～39歳の女性人口で加重した加重最小2乗法による推定結果が図表12から図表14に示されている。

まず、図表12によって推定式①の結果をみると、推定（1）から推定（3）で、未婚率が1%有意水準で有意にマイナスとなったが、結婚経験率変化は有意な結果とはならなかった。推定（4）から推定（6）では結婚経験率変化は概ね有意にプラスという結果となったが、推定（4）では35歳～39歳で有意な結果とならなかった。女性就業率については、全ての年齢階級で有意な結果とならなかった。

次に図表13で推定式②の結果をみると、生涯未婚率と結婚経験率変化の結果は推定式①と同じ結果となった。

女性就業率については、女性就業率（20歳～24歳）は推定（1）から推定（3）で有意にプラスとなったほか、推定（5）でも10%有意水準で有意にプラスとなった。なお、女性就業率変化については有意な結果とはならなかった。

推定式③の結果を図表14でみると、生涯未婚率、結婚経験率変化の結果は、推定式①、推定式②と概ね同じ結果となった。ただ、推定（4）で30歳～34歳の結婚経験率変化が有意でなくなった。

女性就業率変化をみると、35歳～39歳が推定（1）から推定（6）の全てで有意にマイナスという結果となった。また、推定（1）から推定（3）では30歳～34歳で有意にマイナスの結果となった。

#### 4. 3 クラスター標準誤差を使用した推定結果

最後にクラスター標準誤差を使用した結果を図表15から図表17によってみてみよう。

推定式①の結果が図表15に示されている。推定（1）から（3）は未婚率が1%有意水準で有意にマイナスであるが、結婚経験率変化は有意な結果となっていない。推定（4）から推定（6）では、結婚経験率変化は概ね有意にプラスの結果となった。ただ、推定（4）の30歳～34歳、および推定（5）の30代の結婚経験率変化は有意な結果とならなかった。

女性就業率は、20歳～24歳が推定（1）から推定（6）で有意にプラスの結果となったほか、推定（4）から推定（6）で35歳～39歳が有意にマイナスの結果となった。

次に推定式②の結果を図表16によってみてみよう。生涯未婚率および結婚経験率変化の結果は推定式①と同じ結果となった。

女性就業率について、20歳～24歳の女性就業率は推定（1）から（3）で10%有意水準で有意にプラスとなったが、推定（4）から（6）では有意な結果とはならなかった。女性就業率変化では推定（4）から推定（6）で35歳～39歳で有意にマイナスの結果とな

ったほか、推定（6）では25歳～29歳および30歳～34歳の女性就業率変化が10%有意水準で有意にマイナスの結果となった。

最後に推定式③の結果を図表17でみてみよう。生涯未婚率、就業率変化の推定結果は推定式①および推定式②とほぼ同じであったが、推定（4）で30歳～34歳の結婚経験率変化が有意な結果となっていない。

女性就業率変化については、推定（1）から推定（6）では30歳～34歳および35歳～39歳の就業率変化で有意にマイナスの結果となった。また、推定（6）では25歳～29歳でも有意にマイナスの結果となった。

## 5. 結論

本稿では1980年から2000年に20歳～24歳になる5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を明らかにした。分析に当たっては、特に結婚のタイミング、女性の就業と出産との関係に焦点を当てた。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ており、このタイミングでの結婚が完結出生率を上昇させる一方で、30代のタイミングでは有意になっていない推定結果もあることから、完結出生力に対して影響を与えない可能性がある。
- （2）生涯未婚率については全ての推定結果で有意にマイナスとなった。生涯未婚率の上昇が完結出生力を低下させると考えられる。
- （3）女性就業率変化については、35歳～39歳で有意にマイナスの結果となった。この年齢階級の就業率の変化は復職を意味していると考えられることから、復職の増加が出産を抑制するという関係になっていると考えられる。
- （4）また、30歳～34歳の女性就業率変化については、一部を除いて有意にマイナスとなった。この年齢階級での変化は結婚・出産による離職を意味していると考えられることから、離職の増加が完結出生率を上昇させる関係だと解釈できる。
- （5）コントロール変数について、DID 人口比率と第一次産業就業者比率が有意な結果となった。都市化の影響と産業構造が完結出生率に影響を与えており、直接的な因果関係は想定しづらいが、少なくとも出生率を分析する際には第3の変数として考慮する必要があると思われる。また、25歳～29歳時の実質経済成長率が有意な結果になっているケースもあり、この年齢階級の景気情勢が影響を与えている可能性がある。

結婚のタイミングとして、20代での結婚は完結出生率を上昇させる要因となる一方で、30代での結婚は影響しない可能性があることがわかった。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が、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。

出産と女性の就業との関係について、30代での就業率の上昇が出産を抑制していること、また、25歳～29歳から30歳～34歳に移る段階での就業率の低下が完結出生力を上昇させる可能性も示された。先行研究では、出産と女性の就業の競合関係が解消される方向に変化していることが示されたが、本稿の分析結果からは、両者の両立は難しく、競合関係が依然として解消されていない可能性が示されたといえる。特に近年、女性就業率が上昇し、M字型カーブのくぼみが浅くなりつつあるが、この女性就業率の変化が完結出生力を抑制する可能性がある。なお、本稿の分析で使用したデータは2015年までのデータである。一方で、2015年度から「子ども・子育て支援制度」が開始され、わが国の保育制度が大きく変化していることなど、出産と就業の関係に変化が生じていることも考えられる。最近時点のデータを加えて分析することも必要であろう。

#### 【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.
- 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.
- 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・清水谷諭（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.
- 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－」『実践！EBPM 推進事業報告書』（徳島県政策創造部統計デー

夕課) ,79-88.

図表1 分析対象となるコーホート

	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015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

図表2 生涯未婚率と結婚経験率変化の相関係数マトリックス

変数名	生涯未婚率	結婚経験率変化 (20歳～24歳)	結婚経験率変化 (25歳～29歳)	結婚経験率変化 (30歳～34歳)	結婚経験率変化 (35歳～39歳)
生涯未婚率	1.000				
結婚経験率変化 (20歳～24歳)	-0.810	1.000			
結婚経験率変化 (25歳～29歳)	-0.959	0.713	1.000		
結婚経験率変化 (30歳～34歳)	0.706	-0.885	-0.715	1.000	
結婚経験率変化 (35歳～39歳)	0.916	-0.824	-0.936	0.811	1.000

(出所) 「国勢調査」 (総務省)

図表3 完結出生力の記述統計

完結出生力	1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
平均	1.968	1.760	1.563	1.455	1.474
標準偏差	0.134	0.146	0.131	0.118	0.117
最小値	1.481	1.255	1.127	1.081	1.150
最大値	2.277	2.033	1.809	1.743	1.818
サンプル数	47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)  
 1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)  
 1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)  
 1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)  
 1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「人口動態統計」 (厚生労働省)、「国勢調査」 (総務省)

図表4 生涯未婚率の記述統計

生涯未婚率	1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
平均	0.087	0.124	0.174	0.214	0.229
標準偏差	0.024	0.026	0.023	0.024	0.019
最小値	0.049	0.078	0.124	0.166	0.195
最大値	0.184	0.224	0.243	0.289	0.268
サンプル数	47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)  
 1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)  
 1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)  
 1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)  
 1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「国勢調査」 (総務省)

図表 5 結婚経験率変化の記述統計

結婚経験率変化		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ	
20歳～24歳	平均	0.222	0.189	0.144	0.136	0.129	
	標準偏差	0.036	0.026	0.020	0.022	0.025	
	(15歳～19歳)	最小値	0.127	0.114	0.084	0.073	0.062
	→ (20歳～24歳)	最大値	0.293	0.246	0.178	0.179	0.179
25歳～29歳	平均	0.477	0.420	0.387	0.339	0.298	
	標準偏差	0.037	0.034	0.028	0.023	0.020	
	(20歳～24歳)	最小値	0.348	0.332	0.297	0.262	0.226
	→ (25歳～29歳)	最大値	0.553	0.499	0.448	0.380	0.338
30歳～34歳	平均	0.162	0.203	0.215	0.217	0.231	
	標準偏差	0.019	0.016	0.013	0.014	0.018	
	(25歳～29歳)	最小値	0.123	0.177	0.190	0.187	0.191
	→ (30歳～34歳)	最大値	0.213	0.249	0.240	0.244	0.262
35歳～39歳	平均	0.035	0.049	0.061	0.078	0.097	
	標準偏差	0.007	0.007	0.006	0.007	0.010	
	(30歳～34歳)	最小値	0.019	0.034	0.047	0.064	0.070
	→ (35歳～39歳)	最大値	0.055	0.072	0.079	0.100	0.129
サンプル数		47	47	47	47	47	

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)  
 1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)  
 1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)  
 1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)  
 1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「国勢調査」 (総務省)

図表6 女性就業率の記述統計

女性就業率		1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
20歳～24歳	平均	0.699	0.713	0.740	0.709	0.673
	標準偏差	0.056	0.053	0.047	0.045	0.047
	最小値	0.541	0.571	0.609	0.559	0.544
	最大値	0.822	0.818	0.836	0.791	0.745
25歳～29歳	平均	0.538	0.603	0.634	0.666	0.683
	標準偏差	0.075	0.061	0.045	0.037	0.036
	最小値	0.424	0.501	0.549	0.595	0.607
	最大値	0.747	0.771	0.753	0.757	0.759
30歳～34歳	平均	0.537	0.544	0.572	0.611	0.647
	標準偏差	0.090	0.075	0.063	0.055	0.052
	最小値	0.376	0.398	0.448	0.519	0.556
	最大値	0.743	0.719	0.716	0.729	0.750
35歳～39歳	平均	0.622	0.624	0.636	0.655	0.699
	標準偏差	0.085	0.073	0.063	0.062	0.063
	最小値	0.453	0.470	0.513	0.529	0.550
	最大値	0.783	0.768	0.759	0.764	0.814
サンプル数		47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)  
 1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)  
 1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)  
 1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)  
 1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「国勢調査」 (総務省)

図表7 女性就業率変化の記述統計

女性就業率変化		1956年～	1961年～	1966年～	1971年～	1976年～	
		1960年生まれ	1965年生まれ	1970年生まれ	1975年生まれ	1980年生まれ	
25歳～29歳	平均	-0.161	-0.110	-0.106	-0.043	0.009	
	標準偏差	0.053	0.049	0.038	0.034	0.030	
	(20歳～24歳)	最小値	-0.240	-0.202	-0.165	-0.102	-0.047
	→ (25歳～29歳)	最大値	-0.030	0.010	-0.010	0.069	0.084
30歳～34歳	平均	-0.001	-0.058	-0.062	-0.055	-0.036	
	標準偏差	0.035	0.031	0.027	0.026	0.028	
	(25歳～29歳)	最小値	-0.083	-0.130	-0.126	-0.136	-0.119
	→ (30歳～34歳)	最大値	0.050	-0.002	-0.018	-0.015	0.017
35歳～39歳	平均	0.085	0.080	0.063	0.043	0.052	
	標準偏差	0.022	0.022	0.025	0.018	0.021	
	(30歳～34歳)	最小値	0.036	0.011	-0.033	-0.016	-0.034
	→ (35歳～39歳)	最大値	0.121	0.136	0.119	0.077	0.087
サンプル数		47	47	47	47	47	

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)

1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)

1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)

1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)

1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「国勢調査」 (総務省)

図表 8 実質女性賃金率・男女所得比・DID 人口比率・第一次産業就業者比率、都道府県別実質経済成長率の記述統計

実質女性賃金率	1956年～	1961年～	1966年～	1971年～	1976年～
	1960年生まれ	1965年生まれ	1970年生まれ	1975年生まれ	1980年生まれ
平均	1.011	1.107	1.181	1.234	1.252
標準偏差	0.138	0.133	0.122	0.109	0.113
最小値	0.803	0.889	0.979	1.054	1.081
最大値	1.363	1.460	1.526	1.564	1.629
サンプル数	47	47	47	47	47

男女所得比	1956年～	1961年～	1966年～	1971年～	1976年～
	1960年生まれ	1965年生まれ	1970年生まれ	1975年生まれ	1980年生まれ
平均	1.356	1.313	1.283	1.228	1.192
標準偏差	0.053	0.043	0.034	0.030	0.028
最小値	1.223	1.212	1.211	1.155	1.118
最大値	1.455	1.402	1.348	1.283	1.253
サンプル数	47	47	47	47	47

DID人口比率	1956年～	1961年～	1966年～	1971年～	1976年～
	1960年生まれ	1965年生まれ	1970年生まれ	1975年生まれ	1980年生まれ
平均	0.476	0.488	0.500	0.500	0.500
標準偏差	0.185	0.186	0.187	0.187	0.187
最小値	0.240	0.243	0.245	0.245	0.245
最大値	0.975	0.977	0.979	0.979	0.979
サンプル数	47	47	47	47	47

第一次産業就業者比率	1956年～	1961年～	1966年～	1971年～	1976年～
	1960年生まれ	1965年生まれ	1970年生まれ	1975年生まれ	1980年生まれ
平均	0.118	0.099	0.084	0.073	0.065
標準偏差	0.058	0.050	0.043	0.038	0.035
最小値	0.006	0.005	0.005	0.004	0.004
最大値	0.224	0.193	0.165	0.144	0.132
サンプル数	47	47	47	47	47

(出所) 「国勢調査」(総務省)、「賃金構造基本調査」(厚生労働省)、「消費者物価指数」(総務省)



図表 8 (つづき)

都道府県別実質経済成長率	1956年～ 1960年生まれ	1961年～ 1965年生まれ	1966年～ 1970年生まれ	1971年～ 1975年生まれ	1976年～ 1980年生まれ
<hr/>					
(20歳～24歳)					
平均	0.032	0.041	0.045	0.022	0.030
標準偏差	0.034	0.030	0.019	0.013	0.018
最小値	-0.035	-0.040	0.012	-0.003	-0.011
最大値	0.156	0.105	0.091	0.050	0.072
<hr/>					
(25歳～29歳)					
平均	0.041	0.045	0.022	0.030	0.011
標準偏差	0.030	0.019	0.013	0.018	0.019
最小値	-0.040	0.012	-0.003	-0.011	-0.027
最大値	0.105	0.091	0.050	0.072	0.045
<hr/>					
(30歳～34歳)					
平均	0.045	0.022	0.030	0.011	0.028
標準偏差	0.019	0.013	0.018	0.019	0.024
最小値	0.012	-0.003	-0.011	-0.027	-0.020
最大値	0.091	0.050	0.072	0.045	0.084
<hr/>					
(35歳～39歳)					
平均	0.022	0.030	0.011	0.028	0.017
標準偏差	0.013	0.018	0.019	0.024	0.022
最小値	-0.003	-0.011	-0.027	-0.020	-0.065
最大値	0.050	0.072	0.045	0.084	0.070
<hr/>					
サンプル数	47	47	47	47	47

(注) 1956年～1960年生コーホート (1980年に20歳～24歳、1995年に35歳～39歳)

1961年～1965年生コーホート (1985年に20歳～24歳、2000年に35歳～39歳)

1966年～1970年生コーホート (1990年に20歳～24歳、2005年に35歳～39歳)

1971年～1975年生コーホート (1995年に20歳～24歳、2010年に35歳～39歳)

1976年～1980年生コーホート (2000年に20歳～24歳、2015年に35歳～39歳)

(出所) 「県民経済計算」 (内閣府)

図表9 推定結果（加重なし、推定式①）

【推定式①：加重なし標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.807 *** (0.447)	-1.702 *** (0.423)	-2.039 *** (0.309)			
結婚経験率変化（20歳～24歳） （15歳～19歳）→（20歳～24歳）	0.393 (0.331)			1.189 *** (0.279)		
結婚経験率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	0.347 (0.377)			1.444 *** (0.273)		
結婚経験率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.096 (0.407)			0.665 * (0.377)		
結婚経験率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	0.877 (0.622)			1.398 ** (0.636)		
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）		0.418 (0.324)			1.318 *** (0.245)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）		0.183 (0.357)			0.866 *** (0.328)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.011 (0.008)			0.030 *** (0.008)
女性就業率 （20歳～24歳）	0.470 ** (0.214)	0.416 ** (0.199)	0.433 ** (0.201)	0.452 ** (0.224)	0.502 ** (0.207)	0.609 *** (0.223)
女性就業率 （25歳～29歳）	0.259 (0.200)	0.213 (0.195)	0.244 (0.192)	0.151 (0.207)	0.086 (0.201)	0.074 (0.213)
女性就業率 （30歳～34歳）	-0.052 (0.245)	0.011 (0.241)	-0.079 (0.245)	0.137 (0.251)	0.172 (0.248)	0.013 (0.273)
女性就業率 （35歳～39歳）	-0.236 (0.239)	-0.212 (0.238)	-0.171 (0.235)	-0.471 * (0.242)	-0.453 * (0.241)	-0.482 * (0.257)
実質女性賃金率	-0.247 (0.151)	-0.205 (0.141)	-0.240 * (0.137)	-0.033 (0.178)	-0.055 (0.141)	0.000 (0.148)
男女所得比	-0.021 (0.124)	0.004 (0.115)	-0.019 (0.113)	0.131 (0.123)	0.101 (0.117)	0.140 (0.124)
DID人口比率	-0.796 *** (0.269)	-0.770 *** (0.268)	-0.815 *** (0.265)	-0.693 ** (0.279)	-0.666 ** (0.278)	-0.744 ** (0.296)
第一次産業就業者比率	0.882 *** (0.312)	0.957 *** (0.302)	0.831 *** (0.269)	1.444 *** (0.292)	1.445 *** (0.289)	1.437 *** (0.281)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	-0.002 (0.083)	0.003 (0.082)	0.009 (0.082)	0.023 (0.087)	0.015 (0.086)	0.058 (0.092)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.193 * (0.110)	0.224 ** (0.108)	0.225 ** (0.108)	0.205 * (0.115)	0.214 * (0.113)	0.240 ** (0.121)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.132 (0.117)	0.163 (0.115)	0.178 (0.114)	0.114 (0.122)	0.124 (0.119)	0.195 (0.127)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.068 (0.111)	-0.054 (0.110)	-0.049 (0.110)	-0.033 (0.115)	-0.024 (0.115)	0.041 (0.122)
決定係数	0.730	0.732	0.729	0.742	0.744	0.748
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）1．表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 10 推定結果（加重なし、推定式②）

【推定式②：加重なし標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.807 *** (0.447)	-1.702 *** (0.423)	-2.039 *** (0.309)			
結婚経験率変化（20歳～24歳） （15歳～19歳）→（20歳～24歳）	0.393 (0.331)			1.189 *** (0.279)		
結婚経験率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	0.347 (0.377)			1.444 *** (0.273)		
結婚経験率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.096 (0.407)			0.665 * (0.377)		
結婚経験率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	0.877 (0.622)			1.398 ** (0.636)		
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）		0.418 (0.324)			1.318 *** (0.245)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）		0.183 (0.357)			0.866 *** (0.328)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.011 (0.008)			0.030 *** (0.008)
女性就業率 （20歳～24歳）	0.440 ** (0.212)	0.427 ** (0.207)	0.426 ** (0.207)	0.269 (0.217)	0.306 (0.214)	0.213 (0.229)
女性就業率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	-0.030 (0.163)	0.011 (0.158)	-0.006 (0.164)	-0.183 (0.165)	-0.196 (0.157)	-0.396 ** (0.171)
女性就業率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.288 (0.239)	-0.202 (0.231)	-0.250 (0.239)	-0.334 (0.249)	-0.282 (0.240)	-0.470 * (0.265)
女性就業率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	-0.236 (0.239)	-0.212 (0.238)	-0.171 (0.235)	-0.471 * (0.242)	-0.453 * (0.241)	-0.482 * (0.257)
実質女性賃金率	-0.247 (0.151)	-0.205 (0.141)	-0.240 * (0.137)	-0.033 (0.148)	-0.055 (0.141)	0.000 (0.148)
男女所得比	-0.021 (0.124)	0.004 (0.115)	-0.019 (0.113)	0.131 (0.123)	0.101 (0.117)	0.140 (0.124)
DID人口比率	-0.796 *** (0.269)	-0.770 *** (0.268)	-0.815 *** (0.265)	-0.693 ** (0.279)	-0.666 ** (0.278)	-0.744 ** (0.296)
第一次産業就業者比率	0.882 *** (0.312)	0.957 *** (0.302)	0.831 *** (0.268)	1.444 *** (0.292)	1.446 *** (0.289)	1.437 *** (0.281)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	-0.002 (0.083)	0.003 (0.083)	0.009 (0.082)	0.023 (0.087)	0.015 (0.086)	0.058 (0.092)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.193 * (0.110)	0.224 ** (0.108)	0.225 ** (0.108)	0.205 * (0.115)	0.214 * (0.113)	0.240 ** (0.121)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.132 (0.117)	0.163 (0.115)	0.178 (0.114)	0.114 (0.122)	0.124 (0.119)	0.195 (0.127)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.068 (0.111)	-0.054 (0.110)	-0.049 (0.110)	-0.033 (0.115)	-0.024 (0.115)	0.041 (0.122)
決定係数	0.730	0.732	0.729	0.742	0.744	0.748
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）1．表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 11 推定結果（加重なし、推定式③）

【推定式③：加重なし標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.622 *** (0.442)	-1.576 *** (0.423)	-1.940 *** (0.308)			
結婚経験率変化（20歳～24歳）	0.405 (0.335)			1.145 *** (0.277)		
結婚経験率変化（15歳～19歳）→（20歳～24歳）						
結婚経験率変化（25歳～29歳）	0.474 (0.376)			1.453 *** (0.274)		
結婚経験率変化（20歳～24歳）→（25歳～29歳）						
結婚経験率変化（30歳～34歳）	-0.091 (0.411)			0.619 (0.375)		
結婚経験率変化（25歳～29歳）→（30歳～34歳）						
結婚経験率変化（35歳～39歳）	0.902 (0.628)			1.381 ** (0.637)		
結婚経験率変化（30歳～34歳）→（35歳～39歳）						
結婚経験率変化（20代）		0.459 (0.327)			1.299 *** (0.245)	
結婚経験率変化（15歳～19歳）→（25歳～29歳）						
結婚経験率変化（30代）		0.178 (0.361)			0.824 ** (0.328)	
結婚経験率変化（25歳～29歳）→（35歳～39歳）						
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.014 * (0.008)			0.030 *** (0.008)
女性就業率変化（25歳～29歳）	-0.155 (0.153)	-0.129 (0.145)	-0.153 (0.149)	-0.252 (0.155)	-0.288 ** (0.143)	-0.461 *** (0.156)
女性就業率変化（20歳～24歳）→（25歳～29歳）						
女性就業率変化（30歳～34歳）	-0.554 *** (0.204)	-0.474 ** (0.192)	-0.533 *** (0.198)	-0.500 ** (0.211)	-0.477 ** (0.199)	-0.609 *** (0.218)
女性就業率変化（25歳～29歳）→（30歳～34歳）						
女性就業率変化（35歳～39歳）	-0.485 ** (0.209)	-0.460 ** (0.208)	-0.414 ** (0.205)	-0.614 *** (0.214)	-0.622 *** (0.211)	-0.599 *** (0.224)
女性就業率変化（30歳～34歳）→（35歳～39歳）						
実質女性賃金率	-0.305 ** (0.150)	-0.288 ** (0.136)	-0.329 ** (0.131)	-0.084 (0.142)	-0.124 (0.133)	-0.051 (0.137)
男女所得比	-0.028 (0.125)	-0.024 (0.115)	-0.050 (0.114)	0.117 (0.123)	0.076 (0.116)	0.120 (0.122)
DID人口比率	-0.846 *** (0.270)	-0.819 *** (0.270)	-0.871 *** (0.266)	-0.731 *** (0.278)	-0.708 ** (0.278)	-0.775 *** (0.294)
第一次産業就業者比率	0.872 *** (0.315)	0.918 *** (0.305)	0.776 *** (0.269)	1.401 *** (0.290)	1.391 *** (0.287)	1.393 *** (0.277)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	0.023 (0.083)	0.023 (0.083)	0.029 (0.083)	0.037 (0.086)	0.028 (0.086)	0.068 (0.091)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.160 (0.110)	0.185 * (0.107)	0.185 * (0.107)	0.182 (0.114)	0.186 * (0.111)	0.219 * (0.119)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.121 (0.118)	0.148 (0.116)	0.163 (0.114)	0.108 (0.122)	0.115 (0.120)	0.187 (0.126)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.048 (0.111)	-0.035 (0.111)	-0.029 (0.111)	-0.022 (0.115)	-0.011 (0.115)	0.049 (0.122)
決定係数	0.738	0.740	0.737	0.746	0.749	0.750
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注）1. 表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 12 推定結果 (WLS、推定式①)

【推定式①：WLS】

被説明変数：完結出生力	推定 (1)	推定 (2)	推定 (3)	推定 (4)	推定 (5)	推定 (6)
説明変数						
生涯未婚率	-1.971 *** (0.468)	-1.869 *** (0.421)	-2.009 *** (0.311)			
結婚経験率変化 (20歳～24歳) (15歳～19歳) → (20歳～24歳)	0.107 (0.290)			0.849 *** (0.241)		
結婚経験率変化 (25歳～29歳) (20歳～24歳) → (25歳～29歳)	0.037 (0.389)			1.231 *** (0.279)		
結婚経験率変化 (30歳～34歳) (25歳～29歳) → (30歳～34歳)	-0.195 (0.395)			0.639 * (0.358)		
結婚経験率変化 (35歳～39歳) (30歳～34歳) → (35歳～39歳)	0.280 (0.660)			0.823 (0.678)		
結婚経験率変化 (20代) (15歳～19歳) → (25歳～29歳)		0.128 (0.286)			0.985 *** (0.223)	
結婚経験率変化 (30代) (25歳～29歳) → (35歳～39歳)		-0.044 (0.338)			0.647 ** (0.316)	
結婚経験率変化比 (20代の変化) / (30代の変化)			0.006 (0.007)			0.020 ** (0.008)
女性就業率 (20歳～24歳)	0.339 (0.216)	0.303 (0.204)	0.312 (0.204)	0.249 (0.226)	0.347 (0.214)	0.335 (0.227)
女性就業率 (25歳～29歳)	0.250 (0.227)	0.234 (0.224)	0.225 (0.200)	0.169 (0.237)	0.133 (0.234)	0.112 (0.244)
女性就業率 (30歳～34歳)	0.155 (0.290)	0.192 (0.285)	0.186 (0.288)	0.279 (0.303)	0.265 (0.300)	0.197 (0.320)
女性就業率 (35歳～39歳)	-0.309 (0.237)	-0.303 (0.236)	-0.303 (0.235)	-0.361 (0.248)	-0.358 (0.248)	-0.336 (0.261)
実質女性賃金率	-0.317 * (0.163)	-0.292 ** (0.148)	-0.315 ** (0.144)	-0.121 (0.164)	-0.203 (0.154)	-0.182 (0.158)
男女所得比	-0.123 (0.138)	-0.103 (0.118)	-0.115 (0.117)	0.028 (0.139)	-0.065 (0.124)	-0.076 (0.130)
DID人口比率	-0.811 *** (0.273)	-0.789 *** (0.269)	-0.827 *** (0.264)	-0.632 ** (0.283)	-0.660 ** (0.282)	0.873 *** (0.294)
第一次産業就業者比率	1.017 *** (0.372)	1.076 *** (0.357)	0.973 *** (0.319)	1.462 *** (0.374)	1.396 *** (0.369)	1.315 *** (0.350)
実質経済成長率 (20歳～24歳)	0.080 (0.089)	0.083 (0.089)	0.086 (0.088)	0.079 (0.094)	0.077 (0.093)	0.115 (0.098)
実質経済成長率 (25歳～29歳)	0.023 ** (0.111)	0.252 ** (0.108)	0.251 ** (0.108)	0.252 ** (0.117)	0.238 ** (0.113)	0.241 ** (0.120)
実質経済成長率 (30歳～34歳)	0.160 (0.119)	0.170 (0.117)	0.169 (0.116)	0.169 (0.124)	0.172 (0.123)	0.265 ** (0.128)
実質経済成長率 (35歳～39歳)	-0.071 (0.110)	-0.068 (0.109)	-0.073 (0.108)	-0.044 (0.116)	-0.021 (0.114)	0.044 (0.118)
決定係数	0.9998	0.9998	0.9999	0.9998	0.9998	0.9998
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注) 1. 表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 13 推定結果 (WLS、推定式②)

【推定式②：WLS】

被説明変数：完結出生力	推定 (1)	推定 (2)	推定 (3)	推定 (4)	推定 (5)	推定 (6)
説明変数						
生涯未婚率	-1.971 *** (0.468)	-1.869 *** (0.421)	-2.009 *** (0.311)			
結婚経験率変化 (20歳～24歳) (15歳～19歳) → (20歳～24歳)	0.107 (0.290)			0.849 *** (0.241)		
結婚経験率変化 (25歳～29歳) (20歳～24歳) → (25歳～29歳)	0.037 (0.389)			1.231 *** (0.279)		
結婚経験率変化 (30歳～34歳) (25歳～29歳) → (30歳～34歳)	-0.195 (0.395)			0.639 * (0.358)		
結婚経験率変化 (35歳～39歳) (30歳～34歳) → (35歳～39歳)	0.280 (0.660)			0.823 (0.678)		
結婚経験率変化 (20代) (15歳～19歳) → (25歳～29歳)		0.128 (0.286)			0.985 *** (0.223)	
結婚経験率変化 (30代) (25歳～29歳) → (35歳～39歳)		-0.044 (0.338)			0.647 ** (0.316)	
結婚経験率変化比 (20代の変化)/(30代の変化)			0.006 (0.007)			0.020 ** (0.008)
女性就業率 (20歳～24歳)	0.434 ** (0.203)	0.426 ** (0.198)	0.420 ** (0.199)	0.336 (0.211)	0.386 * (0.208)	0.308 (0.221)
女性就業率変化 (25歳～29歳) (20歳～24歳) → (25歳～29歳)	0.095 (0.163)	0.123 (0.157)	0.108 (0.163)	0.087 (0.170)	0.039 (0.164)	-0.027 (0.179)
女性就業率変化 (30歳～34歳) (25歳～29歳) → (30歳～34歳)	-0.154 (0.258)	-0.111 (0.250)	-0.116 (0.256)	-0.082 (0.270)	-0.093 (0.263)	-0.139 (0.285)
女性就業率変化 (35歳～39歳) (30歳～34歳) → (35歳～39歳)	-0.309 (0.237)	-0.303 (0.236)	-0.303 (0.235)	0.361 (0.248)	-0.358 (0.248)	-0.336 (0.261)
実質女性賃金率	-0.317 * (0.163)	-0.292 ** (0.148)	-0.315 ** (0.144)	-0.121 (0.164)	-0.203 (0.154)	-0.182 (0.158)
男女所得比	-0.123 (0.138)	-0.103 (0.118)	-0.115 (0.117)	0.028 (0.139)	-0.065 (0.124)	-0.076 (0.130)
DID人口比率	-0.811 *** (0.273)	-0.789 *** (0.269)	-0.827 *** (0.264)	-0.632 ** (0.283)	-0.660 ** (0.282)	-0.873 *** (0.294)
第一次産業就業者比率	1.017 *** (0.372)	1.076 *** (0.358)	0.973 *** (0.319)	1.462 *** (0.374)	1.396 *** (0.369)	1.315 *** (0.350)
実質経済成長率 (20歳～24歳)	0.080 (0.089)	0.083 (0.089)	0.086 (0.088)	0.079 (0.094)	0.077 (0.093)	0.115 (0.098)
実質経済成長率 (25歳～29歳)	0.233 ** (0.111)	0.252 ** (0.108)	0.251 ** (0.108)	0.252 ** (0.117)	0.238 ** (0.113)	0.241 ** (0.120)
実質経済成長率 (30歳～34歳)	0.160 (0.119)	0.170 (0.117)	0.169 (0.116)	0.169 (0.124)	0.172 (0.123)	0.265 (0.128)
実質経済成長率 (35歳～39歳)	-0.071 (0.110)	-0.068 (0.109)	-0.073 (0.108)	-0.439 (0.116)	-0.021 (0.114)	0.044 (0.118)
決定係数	0.9998	0.9999	0.9999	0.9998	0.9998	0.9998
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注) 1. 表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 14 推定結果 (WLS、推定式③)

【推定式③：WLS】

被説明変数：完結出生力						
説明変数	推定 (1)	推定 (2)	推定 (3)	推定 (4)	推定 (5)	推定 (6)
生涯未婚率	-1.857 *** (0.470)	-1.827 *** (0.425)	-1.952 *** (0.313)			
結婚経験率変化 (20歳～24歳)	0.095 (0.292)			0.805 *** (0.241)		
(15歳～19歳) → (20歳～24歳)						
結婚経験率変化 (25歳～29歳)	0.136 (0.390)			1.255 *** (0.280)		
(20歳～24歳) → (25歳～29歳)						
結婚経験率変化 (30歳～34歳)	-0.219 (0.399)			0.582 (0.358)		
(25歳～29歳) → (30歳～34歳)						
結婚経験率変化 (35歳～39歳)	0.337 (0.666)			0.843 (0.681)		
(30歳～34歳) → (35歳～39歳)						
結婚経験率変化 (20代)		0.122 (0.289)			0.962 *** (0.224)	
(15歳～19歳) → (25歳～29歳)						
結婚経験率変化 (30代)		-0.088 (0.341)			0.594 * (0.317)	
(25歳～29歳) → (35歳～39歳)						
結婚経験率変化比			0.008 (0.007)			0.021 *** (0.008)
(20代の変化) / (30代の変化)						
女性就業率変化 (25歳～29歳)	-0.015 (0.156)	0.001 (0.148)	-0.022 (0.152)	0.001 (0.162)	-0.070 (0.154)	-0.120 (0.167)
(20歳～24歳) → (25歳～29歳)						
女性就業率変化 (30歳～34歳)	-0.416 * (0.229)	-0.380 * (0.219)	-0.393 * (0.223)	-0.291 (0.237)	-0.338 (0.230)	-0.343 (0.246)
(25歳～29歳) → (30歳～34歳)						
女性就業率変化 (35歳～39歳)	-0.517 ** (0.219)	-0.512 ** (0.217)	-0.508 ** (0.216)	-0.522 ** (0.228)	-0.546 ** (0.228)	-0.487 ** (0.239)
(30歳～34歳) → (35歳～39歳)						
実質女性賃金率	-0.385 ** (0.162)	-0.389 *** (0.142)	-0.411 *** (0.138)	-0.183 (0.160)	-0.293 ** (0.147)	-0.256 * (0.150)
男女所得比	-0.127 (0.139)	-0.136 (0.118)	-0.149 (0.117)	0.019 (0.140)	-0.095 (0.124)	-0.101 (0.129)
DID人口比率	-0.884 *** (0.273)	-0.877 *** (0.269)	-0.916 *** (0.264)	-0.697 ** (0.281)	-0.743 *** (0.280)	-0.937 *** (0.291)
第一次産業就業者比率	0.965 ** (0.375)	0.993 *** (0.359)	0.894 *** (0.320)	1.401 *** (0.374)	1.314 *** (0.369)	1.250 *** (0.348)
実質経済成長率	0.101 (0.090)	0.105 (0.089)	0.106 (0.089)	0.096 (0.093)	0.097 (0.093)	0.129 (0.098)
(20歳～24歳)						
実質経済成長率	0.202 * (0.111)	0.218 ** (0.108)	0.215 ** (0.107)	0.226 * (0.116)	0.207 * (0.113)	0.215 * (0.119)
(25歳～29歳)						
実質経済成長率	0.147 (0.120)	0.158 (0.118)	0.154 (0.117)	0.158 (0.125)	0.162 (0.124)	0.252 ** (0.128)
(30歳～34歳)						
実質経済成長率	-0.570 (0.111)	-0.048 (0.110)	-0.053 (0.108)	-0.034 (0.116)	-0.004 (0.115)	0.056 (0.118)
(35歳～39歳)						
決定係数	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998	0.9998
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	yes	yes	yes	yes

注) 1. 表中下段のカッコ内は標準誤差を示す。

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。

図表 15 推定結果（クラスター標準誤差、推定式①）

【推定式①：クラスター標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.807 *** (0.463)	-1.702 *** (0.480)	-2.039 *** (0.308)			
結婚経験率変化（20歳～24歳） （15歳～19歳）→（20歳～24歳）	0.393 (0.448)			1.189 * (0.698)		
結婚経験率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	0.347 (0.418)			1.444 *** (0.406)		
結婚経験率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.096 (0.437)			0.665 (0.613)		
結婚経験率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	0.877 (0.648)			1.398 * (0.815)		
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）		0.418 (0.416)			1.318 ** (0.570)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）		0.183 (0.404)			0.866 (0.610)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.011 (0.008)			0.030 *** (0.008)
女性就業率 （20歳～24歳）	0.470 * (0.237)	0.416 * (0.226)	0.433 * (0.229)	0.452 * (0.252)	0.502 ** (0.227)	0.609 ** (0.243)
女性就業率 （25歳～29歳）	0.259 (0.201)	0.213 (0.192)	0.244 (0.188)	0.151 (0.205)	0.086 (0.206)	0.074 (0.226)
女性就業率 （30歳～34歳）	-0.052 (0.201)	0.011 (0.187)	-0.079 (0.205)	0.137 (0.170)	0.172 (0.162)	0.013 (0.197)
女性就業率 （35歳～39歳）	-0.236 (0.236)	-0.212 (0.244)	-0.171 (0.246)	-0.471 ** (0.213)	-0.453 ** (0.214)	-0.482 ** (0.210)
実質女性賃金率	-0.247 (0.160)	-0.205 (0.155)	-0.240 (0.145)	-0.033 (0.175)	-0.055 (0.163)	0.000 (0.166)
男女所得比	-0.021 (0.131)	0.004 (0.130)	-0.019 (0.126)	0.131 (0.157)	0.101 (0.145)	0.140 (0.157)
DID人口比率	-0.796 ** (0.345)	-0.770 ** (0.358)	-0.815 ** (0.361)	-0.693 * (0.356)	-0.666 * (0.355)	-0.744 ** (0.348)
第一次産業就業者比率	0.882 ** (0.382)	0.957 ** (0.384)	0.831 *** (0.336)	1.444 *** (0.403)	1.445 *** (0.401)	1.437 *** (0.360)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	-0.002 (0.068)	0.003 (0.070)	0.009 (0.069)	0.023 (0.071)	0.015 (0.066)	0.058 (0.070)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.193 * (0.126)	0.224 * (0.132)	0.225 (0.135)	0.205 (0.129)	0.214 * (0.125)	0.240 * (0.137)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.132 (0.147)	0.163 (0.147)	0.178 (0.148)	0.114 (0.155)	0.124 (0.150)	0.195 (0.160)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.068 (0.131)	-0.054 (0.129)	-0.049 (0.128)	-0.033 (0.131)	-0.024 (0.127)	0.041 (0.139)
決定係数	0.730	0.732	0.729	0.742	0.744	0.748
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	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。



図表 16 推定結果（クラスター標準誤差、推定式②）

【推定式②：クラスター標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.807 *** (0.463)	-1.702 *** (0.480)	-2.039 *** (0.308)			
結婚経験率変化（20歳～24歳） （15歳～19歳）→（20歳～24歳）	0.393 (0.448)			1.189 * (0.698)		
結婚経験率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	0.347 (0.418)			1.444 *** (0.406)		
結婚経験率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.096 (0.438)			0.665 (0.613)		
結婚経験率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	0.877 (0.648)			1.398 * (0.815)		
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）		0.418 (0.416)			1.318 ** (0.570)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）		0.183 (0.404)			0.866 (0.610)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.011 (0.009)			0.030 *** (0.009)
女性就業率 （20歳～24歳）	0.440 * (0.248)	0.427 * (0.249)	0.426 * (0.246)	0.269 (0.259)	0.306 (0.247)	0.213 (0.257)
女性就業率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	-0.030 (0.190)	0.011 (0.199)	-0.006 (0.204)	-0.183 (0.207)	-0.196 (0.220)	-0.396 * (0.224)
女性就業率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.288 (0.268)	-0.202 (0.271)	-0.250 (0.270)	-0.334 (0.265)	-0.282 (0.258)	-0.470 * (0.268)
女性就業率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	-0.236 (0.236)	-0.212 (0.244)	-0.171 (0.246)	-0.471 ** (0.213)	-0.453 ** (0.214)	-0.482 ** (0.210)
実質女性賃金率	-0.247 (0.160)	-0.205 (0.155)	-0.240 (0.145)	-0.033 (0.175)	-0.055 (0.163)	0.000 (0.166)
男女所得比	-0.021 (0.131)	0.004 (0.130)	-0.019 (0.126)	0.131 (0.157)	0.101 (0.145)	0.140 (0.157)
DID人口比率	-0.796 ** (0.345)	-0.770 ** (0.358)	-0.815 ** (0.361)	-0.693 * (0.356)	-0.666 * (0.355)	-0.744 ** (0.348)
第一次産業就業者比率	0.882 ** (0.382)	0.957 ** (0.384)	0.831 ** (0.336)	1.444 *** (0.403)	1.446 *** (0.402)	1.437 *** (0.360)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	-0.002 (0.068)	0.003 (0.070)	0.009 (0.069)	0.023 (0.070)	0.015 (0.066)	0.058 (0.070)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.193 (0.126)	0.224 * (0.132)	0.225 (0.135)	0.205 (0.129)	0.214 * (0.125)	0.240 * (0.137)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.132 (0.147)	0.163 (0.148)	0.178 (0.148)	0.114 (0.155)	0.124 (0.150)	0.195 (0.160)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.068 (0.131)	-0.054 (0.129)	-0.049 (0.128)	-0.033 (0.131)	-0.024 (0.127)	0.041 (0.139)
決定係数	0.730	0.732	0.729	0.742	0.744	0.748
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	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。

図表 17 推定結果（クラスター標準誤差、推定式③）

【推定式③：クラスター標準誤差】

被説明変数：完結出生力	推定（1）	推定（2）	推定（3）	推定（4）	推定（5）	推定（6）
説明変数						
生涯未婚率	-1.622 *** (0.490)	-1.576 *** (0.541)	-1.940 *** (0.337)			
結婚経験率変化（20歳～24歳） （15歳～19歳）→（20歳～24歳）	0.405 (0.485)			1.145 * (0.674)		
結婚経験率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	0.474 (0.445)			1.453 *** (0.408)		
結婚経験率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.091 (0.457)			0.619 (0.590)		
結婚経験率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	0.902 (0.716)			1.381 (0.825)		
結婚経験率変化（20代） （15歳～19歳）→（25歳～29歳）		0.459 (0.479)			1.299 ** (0.576)	
結婚経験率変化（30代） （25歳～29歳）→（35歳～39歳）		0.178 (0.457)			0.824 (0.612)	
結婚経験率変化比 （20代の変化）/（30代の変化）			0.014 * (0.008)			0.030 *** (0.009)
女性就業率変化（25歳～29歳） （20歳～24歳）→（25歳～29歳）	-0.155 (0.170)	-0.129 (0.167)	-0.153 (0.170)	-0.252 (0.185)	-0.288 (0.188)	-0.461 ** (0.196)
女性就業率変化（30歳～34歳） （25歳～29歳）→（30歳～34歳）	-0.554 *** (0.197)	-0.474 ** (0.182)	-0.533 *** (0.190)	-0.500 ** (0.204)	-0.477 *** (0.178)	-0.609 *** (0.201)
女性就業率変化（35歳～39歳） （30歳～34歳）→（35歳～39歳）	-0.485 ** (0.192)	-0.460 ** (0.193)	-0.414 ** (0.195)	-0.614 *** (0.185)	-0.622 *** (0.182)	-0.599 *** (0.193)
実質女性賃金率	-0.305 * (0.166)	-0.288 * (0.156)	-0.329 ** (0.141)	-0.084 (0.189)	-0.124 (0.170)	-0.051 (0.174)
男女所得比	-0.028 (0.133)	-0.024 (0.130)	-0.050 (0.124)	0.117 (0.159)	0.076 (0.148)	0.120 (0.163)
DID人口比率	-0.846 ** (0.358)	-0.819 ** (0.369)	-0.871 ** (0.374)	-0.731 ** (0.363)	-0.708 * (0.364)	-0.775 ** (0.355)
第一次産業就業者比率	0.872 ** (0.368)	0.918 ** (0.372)	0.776 ** (0.323)	1.401 *** (0.396)	1.391 *** (0.391)	1.393 *** (0.351)
実質経済成長率 （20歳～24歳）	0.023 (0.074)	0.023 (0.075)	0.029 (0.073)	0.037 (0.073)	0.028 (0.069)	0.068 (0.071)
実質経済成長率 （25歳～29歳）	0.160 (0.128)	0.185 (0.131)	0.185 (0.134)	0.182 (0.130)	0.186 (0.124)	0.219 (0.136)
実質経済成長率 （30歳～34歳）	0.121 (0.153)	0.148 (0.150)	0.163 (0.151)	0.108 (0.158)	0.115 (0.152)	0.187 (0.162)
実質経済成長率 （35歳～39歳）	-0.048 (0.136)	-0.035 (0.134)	-0.029 (0.134)	-0.022 (0.135)	-0.011 (0.131)	0.049 (0.142)
決定係数	0.738	0.740	0.737	0.746	0.749	0.750
observation	235	235	235	235	235	235
時点効果	yes	yes	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。

## 令和3年度第2回とくしま EBPM 評価会議報告書

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

議長 浅子 和美（一橋大学名誉教授／立正大学経済学部 教授）

鹿野 繁樹（大阪府立大学大学院経済学研究科 准教授）

小卷 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）



とくしま EBPM 評価会議は、とくしま EBPM 研究会会長から提出された論文「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 ターンの意思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 ターンの意思決定モデルで、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



(別 添)





## 徳島県出身者の初職時 U ターン行動

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 原 純也

徳島県デジタルとくしま推進課 久保 竜太

### 【要約】

本稿では、徳島県が実施した「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」の調査結果を利用し、徳島県出身者の初職時の U ターン行動を分析した。実証分析の結果、男女ともに親の持家、あるいは実家に住めることが初職時 U ターンの誘因になっていることがわかった。また、試算によって、雇用形態が非正規雇用の場合には U ターン確率が高まることもわかった。この他、女性の場合は徳島県の実質賃金率が相対的に低いことが U ターンの阻害要因になっていること、出身地域によって U ターン傾向に違いもあることが明らかになった。

分析結果から得られる政策的インプリケーションとしては、生活コストの軽減など県外では得られない経済的なメリットを享受できるような政策が U ターンを促進すると考えられる。また、非正規雇用の場合には高い確率で U ターンすることから就職支援も有効な対策と考えられる。なお、現状の統計で U ターン者の雇用状況を把握することは難しい。統計を整備することも重要であろう。

### 1. はじめに

徳島県では地方版総合戦略「vs 東京『とくしま回帰』総合戦略」の目標の1つとして「転入転出者数の均衡」を掲げており、県外へ転出した徳島県出身者が帰県するという帰還移動（U ターン）を促進することは重要な政策課題の一つである。この点から、U ターンの状態を把握することが必要であるが、これを統計データによって捉えることは難しい。U ターンを把握するためには、出生地あるいは出身地と現在地、そしてその間の居住履歴を知ることが必要だが、よく指摘される通り、わが国の代表的な人口移動統計である「国勢調査」（総務省）や「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）ではこのデータが得られないためだ。したがって、重要な政策課題であるにもかかわらず U ターンがどのような要因に規定されるのかという実証分析についても十分な蓄積があるとは言い難い状況である。

そこで、徳島県では U ターンの実態を明らかにするために「徳島県出身者のライフステージと居住地についてのアンケート調査」を実施した。回答者が過去を振り返って回答する回顧型のアンケート調査であることから U ターンの最近時の状況を捉えることはできないが、U ターン行動を明らかにするとともに、どのような要因が U ターンの意味決定に影響を与えるのかという要因分析を行うことができる。本稿では、このアンケート調査結果を利用して、U ターンの中でも特に初職時の U ターン行動を明らかにし、計量経済学的な

分析によって何が影響を与えているのかということを知りたい。

本稿の構成は以下の通り。次節で U ターンに関する先行研究のうち、特に学卒時あるいは初職時の U ターンに関する研究を概観し、3 節でアンケート調査から得られるデータについて説明する。続く 4 節では、アンケート調査結果に基づいて初職時の U ターン行動の記述統計的な分析を行う。その上で、5 節で初職時 U ターンを決定する要因について男女別に計量経済学的な分析を行い、最後に結論を述べる。

## 2. 先行研究

U ターンに関する研究は、これまで、高等学校の卒業名簿などに基づいたアンケート調査によって地理学や人口学の分野で蓄積されてきた。江崎・荒井・川口 (1999) は長野県、江崎・荒井・川口 (2000) では宮崎県を対象に、1956 年～58 年、1966 年～68 年、1976 年～78 年に高等学校を卒業した男性を対象にしたアンケート調査を行い U ターンの実態を明らかにした。U ターン者のうち、高等学校卒業後に県外に進学し、大学などを卒業後に U ターンして就職した者を学卒 U ターン者として、学卒 U ターン率の世代間比較を行った。この結果、長野県、宮崎県ともに 1976 年～78 年卒の世代で学卒 U ターン率が上昇していることを明らかにした<sup>45</sup>。一方で、江崎・山口・松山 (2007) では山形県庄内地域を対象に調査を行い、1976 年～78 年卒、1986 年～88 年卒、1996 年～98 年卒の男女を対象に、学卒 U ターン率を分析した結果、1996 年～98 年卒の世代の学卒 U ターン率が上の世代に比べて低下していること、また、世代間で共通して男性の学卒 U ターン率が女性に比べて高いことを明らかにした<sup>46</sup>。

石倉 (2009) は、学卒 U ターンないしは初職時 U ターンに焦点を絞っているわけではないが、岩手県釜石市を対象にしたアンケート調査で、高校時代に親の持家に住んでいたの方が非持家に住んでいた者に比べて U ターン率が高いことを発見した。李・杉浦 (2017) でも青森県弘前市とその周辺市町村を含む中南津軽地域を対象にアンケート調査を行い、住むことができる実家の存在、あるいは実家の経済援助が地方回帰の誘因になっていると

---

<sup>45</sup> 江崎・荒井・川口 (1999、2000) では、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県を東京大都市圏、岐阜県、愛知県、三重県を名古屋大都市圏、京都府、大阪府、兵庫県を京阪神大都市圏として、これら三大都市圏から長野県、宮崎県に最終学校卒業後に U ターンした者を学卒 U ターンと定義している。

<sup>46</sup> この他、山口・江崎・松山 (2010) が江崎・山口・松山 (2007) と同じアンケート調査結果を用いて、新規大卒者の U ターン行動を分析し、入試難易度の高い大卒者の U ターン率が若い世代で低下していること、初職の職業について公務員・教員の占める割合が高いこと、若い世代では無業者のまま U ターンする者の割合が高まっていることを報告している。

している。

国立社会保障・人口問題研究所では、出生、学校卒業、初職、初婚といったライフイベントごとの個人の移動履歴を辿ることができる全国規模の標本調査「人口移動調査」を1976年に始め、1986年の第2回調査以降、5年おきに実施している。この調査に基づいたUターンの研究も蓄積されつつある。

中川（2019）は、第5回（2001年実施）から第8回（2016年実施）までの調査を利用しているが、このうち特に第8回調査のみを使用して初職時Uターン率を分析した。最終学校卒業時に東京圏、その他の大都市圏、非大都市圏に居住していた者の初職時Uターン率を比較して、男女ともに世代にかかわらず東京圏居住者のUターン率が最も低いこと、男性では1981年～90年生コーホートのUターン率が、一つ上の世代である1971年～80年生コーホートに比べて低下していることを明らかにしている<sup>47</sup>。また、女性については、東京圏、その他の大都市圏、非大都市圏ともに1981年～90年生コーホートのUターン率が1971年～80年生コーホートに比べて低下していることを報告している。

太田・梅溪・北島・鈴木（2017）は、第6回（2006年実施）と第7回（2011年実施）の個票データを利用して初職時の居住地選択の実証分析を行った。非東京圏出身者が東京圏の大学等に進学した後、初職時のタイミングで東京圏に留まる場合を「1」、東京圏から転出して非東京圏に居住する場合を「0」とするダミー変数を被説明変数とした2項プロビットモデルによって分析した結果、次の知見を得ている。すなわち、男性に比べて女性が東京圏から転出しにくい傾向にあること、1980年代前半生まれコーホートが1960年代後半生まれコーホートに比べて東京圏から転出していく傾向にあること、より高学歴な者が東京圏から転出する傾向にあること、出身地における就業機会の乏しさが東京圏残留に働いていること、すなわち求人倍率格差（出身地/東京都）が有意にマイナスとなっていることである。

以上のように、先行研究から明らかになった初職時のUターン行動の特徴は、男性のUターン率が女性のUターン率に比べて高い、最終学校卒業時の居住地によってUターン率が異なり男女や出生コーホートにかかわらず東京圏からのUターン率が低い、高学歴でUターン率が高い、出身地の就業機会が乏しいことがUターンの阻害要因となっている、とまとめることができよう。また、初職時ではないものの、親の持家の存在、住むことができる実家の存在がUターンの誘因となっていることから、初職時でもUターンの誘因となるのではないかと考えられる。なお、若い世代でUターン率が低下している可能性があるが、先行研究で一致した結論とはなっていない<sup>48</sup>。

---

<sup>47</sup> 中川（2019）では「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）に倣って、東京圏を東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、名古屋圏を愛知県、岐阜県、三重県、大阪圏を大阪府、京都府、兵庫県、奈良県とし、「大都市圏」をこの三大都市圏の一都二府八県とし、これ以外を「非大都市圏」としている。

<sup>48</sup> これは比較の対象や検証方法が異なるためだと考えられる。中川（2019）ではグラフに

### 3. データ

#### 3. 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歳の徳島県出身者の男女を調査対象として、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、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った結果、37万9,270人から回答があり、このうち卒業した高校が徳島県内であった2,236人が本調査へ進み、すべての質問に回答した。したがって、この2,236人の回答が有効回答となる。ただ、本稿の目的に照らして、最終学校卒業時の居住地および初職時の居住地の質問に対して「答えたくない」「覚えていない」「その他」と回答した者の他、高校3年生時に「県外居住」と回答した者、最終学校卒業時の居住地の質問に「県外」と回答したにもかかわらず最終学歴が「高等学校」となっている者を除いた1,981人の回答を有効回答とした。

#### 3. 2 回答者の年齢構成

回答者の年齢構成を確認しておこう（図表1）。25歳～39歳、40歳～49歳、50歳～59歳の3つの階級に分けた回答者の年齢階級別構成比は、順に23.3%、35.2%、41.4%である。「国勢調査」（総務省）による2020年の日本人の年齢階級別構成比と比較すると、25歳～39歳の階級で回答者の方が10ポイント程度低い一方で、50歳～59歳では10ポイント程度高い構成比である。男女別に分けてみると、男性の25歳～39歳が16.6%で、「国勢調査」の36.2%と比較して20ポイント程度低い。一方で50歳～59歳は48.0%で、「国勢調査」と比較すると20ポイント程度高い構成比となっている。女性の年齢階級別構成比は、「国勢調査」と比較して大きな乖離があるようには見受けられない。分析に当たって、男性の25歳～39歳のサンプルが少ないことには留意する必要があるだろう。

-----図表1 挿入-----

---

よるナイーブな観察によって1971年～80年生コーホートと1981年～90年生コーホートを比較して1981年～90年生コーホートのUターン率の方が低いとしている。太田他(2017)では、2項プロビットモデルの説明変数に出生コーホートダミーを採用し、1966年～70年生コーホートをレファレンスとして、1981年～85年生コーホートが1%水準で有意にマイナス（東京圏から転出する傾向）となっていることに基づいている。なお、1986年～95年生コーホートの符号はマイナスであるが有意な結果とはなっていない。

### 3. 3 初職時 U ターンの定義

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（図表 2）。

-----図表 2 挿入-----

高校 3 年生時に県内に居住した 1,981 人のうち、大学や専門学校等の最終学校卒業時の居住地が県内の者が 1,482 人、県外居住の者が 499 人である。この 499 人のうち、初職時に県内に居住していた者は 230 人、県外に居住した者が 269 人である。

本稿では、この 499 人を分析対象とし、最終学校卒業時に県外に居住、そして初職時に県内に居住した者を初職時 U ターン者と定義する。以降 U ターン者はこの初職時 U ターン者を指すこととする。この定義に従えば、徳島県出身者の初職時 U ターン率は 46.1%となる。男女別では、男性が 44.7%、女性が 47.7%でほぼ同レベルの U ターン率である。

### 3. 4 最終学校卒業時の居住地域

最終学校卒業時の居住地の分布状況を地域別に確認しておこう。「住民基本台帳人口移動報告」（総務省）で定義されている東京圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、名古屋圏（愛知県、岐阜県、三重県）、大阪圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県）の三大都市圏と、この三大都市圏以外の地域を非大都市圏として、徳島県出身者の最終学校卒業時の居住地分布を男女別にみたものが図表 3 である。

-----図表 3 挿入-----

これをみると、男性で最も構成比が高い地域が非大都市圏で 38.6%、次いで大阪圏が 35.2%、東京圏が 20.1%、名古屋圏が 6.1%となっている。高校卒業後県外へ転出した者の 6 割が大都市圏への転出である。ただ、名古屋圏への転出はわずかである。なお、非大都市圏では岡山県と広島県の構成比が高く、それぞれ 7.2%である。

女性では、最も構成比が高い地域が大阪圏で 44.3%、次いで非大都市圏が 34.5%、東京圏が 16.6%、名古屋圏が 4.7%となっている。女性でも大都市圏への転出が 6 割を超えるが、男性と比較すると大阪圏への転出者の割合が高い。なお、非大都市圏では香川県への転出割合が 11.1%と高く、岡山県、広島県はそれぞれ 4.3%、2.6%で男性ほどではない<sup>49</sup>。

---

<sup>49</sup> 香川県の 11.1%に次いで愛媛県が 4.7%、高知県が 4.3%となっており、非大都市圏の中では四国地方が比較的高い構成比となっている。

#### 4. 徳島県出身者の初職時 U ターン行動

##### 4. 1 出生コーホート別（年齢階級別）

出生年を 1981 年～95 年（25 歳～39 歳）、1971 年～80 年（40 歳～49 歳）、1961 年～70 年（50 歳～59 歳）の 3 つに分けて U ターン率をみたものが図表 4 である。

出生コーホートの古い順にみると、男性では順に 44.4%、51.8%、34.5% となっており、1981 年～95 年生コーホートの U ターン率は、上の世代である 1961 年～70 年生コーホート、1971 年～80 年生コーホートよりも低くなっている<sup>50</sup>。一方、女性の U ターン率は順に 52.9%、44.3%、46.8% と、1971 年～1980 年コーホートと 1981 年～1995 年コーホートの U ターン率はほぼ同じ水準である<sup>51</sup>。

-----図表 4 挿入-----

##### 4. 2 最終学校卒業時の居住地域別

中川（2019）では、最終学校卒業時の居住地が東京圏の場合は、他の居住地域に比べて初職時 U ターン率が低いことを指摘していた。図表 5 には、三大都市圏及び非大都市圏の U ターン率が示されている。男性の U ターン率を東京圏、名古屋圏、大阪圏、非大都市圏の順位にみると、24.5%、43.8%、49.5%、50.0% で、東京圏が最も低く、大阪圏と非大都市圏はほぼ同じ水準となっている。女性でも順に 35.9%、27.3%、43.3%、61.7% となっている。サンプル数の少ない名古屋圏を除けば、東京圏の U ターン率が最も低くなっている。このように最終学校卒業時の居住地域によって U ターン率に差がみられる<sup>52</sup>。

-----図表 5 挿入-----

出生コーホート別に最終学校卒業時の居住地域別 U ターン率を男女別にみたものが図表 6、図表 7 である。ただし、名古屋圏はサンプル数が少ないために含めていない。男性は出生コーホートに依らず大阪圏と非大都市圏の水準は同程度、東京圏は大阪圏、非大都市圏

---

<sup>50</sup> ただし、比率の差の検定を行ったところ統計的に有意な差はない。

<sup>51</sup> 女性の U ターン率についても出生コーホートで比率の差の検定を行ったが有意な差はないという結果となった。

<sup>52</sup> 東京圏と非大都市圏の U ターン率の検定を行ったところ男女ともに有意な差があるという結果となった。なお、女性の大阪圏と非大都市圏との差の検定では有意な差はなかった。

より低い水準となっている。出生コーホート別では、1971年～80年コーホートに比べて1981年～95年コーホートのUターン率が3つの地域で低下している（図表6）。

女性は、東京圏と大阪圏、非大都市圏で動きが異なる。東京圏と大阪圏では1961年～70年コーホートのUターン率に比べて1971年～81年コーホートのUターン率が低下し、次の1981年～95年コーホートのUターン率は上昇する。非大都市圏では、1971年～80年コーホートのUターン率が上昇し、1981年～95年コーホートのUターン率は低下している（図表7）。

-----図表6挿入-----

-----図表7挿入-----

#### 4. 3 高校3年生時の居住形態別

アンケート調査では高校3年生時の住居形態を質問している<sup>53</sup>。この結果を利用して、住居形態を持家と非持家に分けて、それぞれのUターン率を示したのが図表8である。

これをみると、持家の場合のUターン率が51.0%、非持家の場合が23.6%であり、高校3年生時に親の持家に住んでいた者のUターン率の方が高い結果となった。初職時のUターンでも、石倉（2009）、李・杉浦（2017）が指摘したように実家があること、住むことができる場所があることがUターンの誘因となる可能性がある<sup>54</sup>。なお、図表9で初職時の居住形態をみると、実際に76.5%のUターン者が親の持家に居住している。

非持家には親の勤務先の都合により徳島県に居住するという、いわゆる「転勤族」の場合が含まれていると思われる。転勤族の場合には、高校3年生時に徳島県に居住（居住形態は非持家）し、数年後には再び転勤で県外に居住している可能性がある。つまり、やや極端な想定をすれば、非持家ということは転勤族とほぼ同義であり、「持家」「非持家」による分類は、親が転勤族か転勤族でないか分類してUターン率を比較しているという可能性がある。

この可能性を排除するために、親が（調査時点で）徳島県に居住している回答者のみを対象として、持家・非持家別のUターン率を求めたが、この結果は図表8と大きく変わら

---

<sup>53</sup> アンケート調査では、「a 高校卒業のとき、b 最後の学校卒業後初めて仕事に就いた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。回答の選択肢は以下のとおり。[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。ここでは選択肢[1]と[3]を「持家」、[1]と[3]以外の回答を「非持家」とした。

<sup>54</sup> 石倉（2009）では出生コーホート別に高校時住居形態別のUターン率を示している。本稿の出生コーホートに近い「1965年以降生」の場合、持家のUターン率は43.2%、非持家のUターン率は23.0%である（224頁、表7-6参照）。

なかった<sup>55</sup>。

-----図表 8 挿入-----

-----図表 9 挿入-----

#### 4. 4 県内出身地域別

奥嶋・豊田（2021）では、高校 3 年生時の居住地が県南部の町村や三好市の場合には、県外に転出した後そのまま県外に居住し U ターンしない割合が県内の他の地域に比べて高いことを示している。このように出身地によって U ターンの傾向に差が生じることも考えられる<sup>56</sup>。そこで、徳島県内を県北東部、県中西部、県南部の 3 つの地域に分けて U ターン率をみたものが図表 10 である<sup>57</sup>。

-----図表 10 挿入-----

男性では県中西部が最も高く 53.6%、次いで県北東部で 42.8%、最も低いのが県南部で 33.3%となった。女性では県北東部が最も高く 54.1%、次いで県中西部で 43.8%、最も低いのが県南部で 36.1%であった。男女とも県南部の U ターン率が最も低いという結果となった。なお、男性では県北東部と県中西部との間で、10%有意水準で有意に差があるという結果になったが、県北東部と県南部との間では有意な差はみられなかった。女性の場合は、県中西部、県南部ともに県北東部との間で有意な差があるという結果となった。

#### 4. 5 学歴別

学歴については、太田ほか（2017）が高学歴者で U ターンの傾向が強いという報告をしている。アンケート調査では、最後に卒業した学校の種類を質問している<sup>58</sup>。この回答結果

---

<sup>55</sup> アンケート調査では、調査時点で「徳島県に居住されている『親』、『きょうだい』はいらっしゃいますか」という質問をしている。回答の選択肢は[1]父親、[2]母親、[3]兄、[4]弟、[5]姉、[6]妹、[7]いない、として複数回答としている。この回答で[1]または[2]および両方の回答者のみを対象として「持家」「非持家」別の U ターン率を求めた。この結果、「持家」の U ターン率が 51.9%、「非持家」の U ターン率が 27.3%であった。

<sup>56</sup> 高校 3 年生時の居住地と出身地が同一とは限らないが、ここでは高校 3 年生時の居住地を出身地とする。

<sup>57</sup> 県内の三地域を構成する市町村は以下の通り。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。

<sup>58</sup> アンケート調査では、「あなたが最後に卒業した学校の種類を回答ください。」と質問し



を、「大学・大学院卒」と「その他」に分けて、それぞれ U ターン率を示したものが図表 11 である。

男性の大学・大学院卒の U ターン率は 45.0%、その他の U ターン率は 42.9%、女性ではそれぞれ 48.8%と 46.3%となった。男女ともに大卒・大学院卒の U ターン率がやや高い結果となったが、検定では統計的に有意な差はないという結果となった。

-----図表 11 挿入-----

#### 4. 6 初職の業種と雇用形態

最後に初職時の業種と正規雇用か非正規雇用かという雇用形態について確認しておこう。山口・江崎・松山（2010）では、男女とも大卒の学歴を持つ新規学卒の U ターン者は初職が公務員・教員の割合が比較的高いことを報告している。

図表 12 には男女別に初職時の居住地が県内と県外とに分けて、徳島県出身者が初職時に就いた業種がまとめてある。男性では、U ターンした者の中で最も構成比が高い業種は公務で 31.4%、次いで製造業が 11.9%、サービス業が 11.0%という順になっている。一方で、県外居住者では最も多い業種が製造業で 24.7%、次いでサービス業の 13.0%、情報通信業の 11.6%となった。

女性について、県内の場合は医療・福祉が 19.6%、次いで公務が 17.0%、サービス業が 14.3%と続いている。県外の場合は、最も構成比の高い業種がサービス業で 25.2%、次いで、医療・福祉が 15.4%、金融・保険業が 11.4%となっている。

-----図表 12 挿入-----

アンケート調査では初職の雇用状態も質問している。図表 13 では、この回答を正規雇用と非正規雇用、その他に分けて男女別に構成比を示している<sup>59</sup>。

まず、男性では、県内の正規雇用割合が 72.9%、県外が 91.1%と両者の間に 20 ポイント程度の差がある。非正規割合でも県内が 23.7%であるのに対して県外は 6.8%と低い水準と

---

ている。回答の選択肢は次の通りである。[1]高等学校、[2]高等専門学校、[3]専修学校・専門学校（高校卒業後）、[4]短期大学、[5]大学、[6]大学院、[7]その他、[8]答えたくない。大学および大学院以外をその他としてまとめた。

<sup>59</sup> アンケート調査では「最後に学校を卒業したあと、初めて仕事に就いたときの契約形態を回答ください。」という質問をしている。回答の選択肢は次の通り。[1]正社員・正規職員、[2]派遣社員・契約社員、[3]臨時職員、[4]パート・アルバイト、[5]自営業（自宅）、[6]会社経営・自営業（自宅外）、[7]その他、[8]仕事には就いていない、[9]覚えていない。ここでは[1]を正規雇用、[2]から[4]を非正規雇用、[5]から[9]をその他と分類した。

なっている。

出生コーホート別に見ると、1971年～80年コーホートで県外の正規割合が87.8%と、1961年～70年コーホートに比べて10ポイント弱低下している。非正規割合でも12.2%と上昇している。ただし、県内では1971年～80年コーホートと1961年～70年コーホートを比較しても県外ほど大きな変化があるようにはみえない。1971年～80年コーホートは、初職の就職時期がいわゆる「就職氷河期」と重なっていることが特に県外での雇用状況に影響した可能性が考えられる。

女性について全体では、県内の正規割合が62.5%、県外が76.4%と15ポイント程度、県外の正規割合が高い水準となっている。非正規割合でも、県内が33.9%の一方で県外は22.8%と県内の非正規割合の方が10ポイント程度高い。

出生コーホート別に見ると、県外の1971年～80年コーホートの正規割合、非正規割合は1961年～70年コーホートに比べて大きな変化があるようには見えない。なお、県内では正規割合が55.6%から66.7%に上昇しているが、これは女性の就業に対する考え方の違いが反映されているのではないかと考えられる。

-----図表 13 挿入-----

## 5. 初職時 U ターンの実証分析

### 5. 1 仮説

山田・徳岡編（2018）によると、個人の効用に関する格差が地域間で存在すれば、住民はそれぞれ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。このために地域間人口移動が生じると説明している。そして、地域間格差の最も大きな要因は所得あるいは賃金であり（賃金格差仮説）、賃金の伸縮が完全ではないと考えるなら、その要因は就業機会の格差である（就業機会仮説）。初職時 U ターンについても、この地域間格差が初職時 U ターンの意味決定に影響すると考えて、賃金格差仮説、就業機会仮説を検証する。

石倉（2009）や李・杉浦（2017）では、高校時代の住居が親の持家かどうか、あるいは住む家があるかどうかということが U ターンに重要な要因だとしている。石倉（2009）が指摘するように、U ターンして実家に住むことができれば、県外に居住する場合に必要な家賃負担といったコストを支払う必要がなく、経済上の大きなメリットとなる。U ターンの誘因となり得ると考えられる。

以上のように、初職時 U ターンの意味決定に与える要因として、ここでは賃金格差仮説、就業機会仮説、そして親の持家が U ターンの誘因となるかどうかということを検証する。

### 5. 2 分析方法

本稿では、初職時の U ターンの意味決定を、U ターンするかかどうかという2つの選択肢

から最適なものを選ぶ離散選択問題と捉えて、2項選択モデルで分析する。

2項選択モデルとは次のようなものである。ある個人*i*がUターンする場合の効用を $U_{1i}$ 、県外に留まる場合の効用を $U_{0i}$ とする。この個人にとって、Uターンを選択するのは、Uターンする効用がUターンしないで県外に留まる効用を上回る場合、すなわち $U_{1i} > U_{0i}$ の場合と考えられる。この効用水準は、意思決定に影響する要因 $X_i$ の線形関数として体系的に説明可能な部分とそれ以外の誤差項 $u_i$ として表せるとする。この効用水準は観測できないが、もしUターンしていれば $U_{1i} > U_{0i}$ だったと考えると「1」を、Uターンしなかった場合は $U_{1i} \leq U_{0i}$ だったと考えると「0」というダミー変数を作成する。このダミー変数を被説明変数として、これに影響を与える $X$ が何かということを分析するのが2項選択モデルである。

なお、被説明変数を「1」、「0」としていることから、モデルの期待値が0から1の範囲に収まるような関数を想定する必要がある。この関数として標準正規分布を用いたものがプロビットモデルで、ロジスティック分布を用いたものがロジットモデルである。

ここでは、初職時にUターンした場合を「1」、しなかった場合を「0」とする初職時Uターンダミーを被説明変数として、2項ロジットモデルによって男女別に検証する。

### 5. 3 説明変数

賃金格差仮説、就業機会仮説を検証するための変数としては、実質賃金率格差、有効求人倍率格差を用いることとする。また、持家・非持家の変数は持家ダミーを、この他のコントロール変数として、出生コーホートダミー、最終学校卒業時の居住地ダミー、出身地域ダミー、大学・大学院卒ダミーを採用する。以下でこれらの説明変数の作成方法と期待される符号について説明する。

#### 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））で除して実質化する。

格差は最終学校卒業時の居住地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（最終学校卒業時の居住地/徳島県）とする。これを実質賃率格差として説明変数に採用する。なお、アンケート調査の質問に初職の年齢と生年があることから、生年に初職の年齢を加えた年を初職の年とし、この前年の値を推定に使用する。

最終学校卒業時の居住地として大都市圏の構成比が高い。実質賃金率は徳島県に比べて大都市圏の方が高いことから、実質賃金率格差が大きいとUターンの阻害要因となる。期待される符号はマイナスとなる。

#### 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。徳島県と比較するのは最終学校卒業時の居住地とし、両者の差（最終学校卒業時の居住地－徳島県）を使用する<sup>60</sup>。なお、推定には実質賃金率格差と同様に計算した初職の年の前年の値を使用する。なお、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。

#### 持家ダミー

持家ダミーは、アンケート調査の質問で、高校3年生時の住居形態の質問に親の持家と回答した場合は「1」それ以外を「0」とするダミー変数である。期待される係数の符号はプラスで、親の持家はUターンの誘因になると考えられる。

また、初職時の雇用形態が非正規と回答した場合は「1」それ以外を「0」とする非正規ダミーを作成し、持家ダミーとの交差項を作成して説明変数として採用する。仮に非正規雇用となった場合にはUターンする傾向が強まるのではないかと考えられる。

#### 出生コーホートダミー

出生コーホートダミーは、1981年～95年生まれを「1」それ以外を「0」、1971年～80年生まれを「1」それ以外を「0」、1961年～70年生まれを「1」それ以外を「0」とする3つのダミー変数を作成し、1961年～70年生まれをレファレンスとする。係数の符号がプラスであれば、1961年～70年生まれに比べてUターンする傾向があり、マイナスであれば逆の解釈になる。

#### 最終学校卒業時居住地域ダミー

最終学校卒業時の居住地域ダミーとして、最終学校卒業時に東京圏に居住した場合は「1」それ以外を「0」とした東京圏ダミー、大阪圏に居住した場合は「1」それ以外を「0」とした大阪圏ダミー、名古屋圏と非大都市圏に居住した場合は「1」それ以外を「0」としたその他地域ダミーを作成し、その他地域ダミーをレファレンスとした。係数の符号がプラスであればその他地域に比べてUターンする傾向があり、マイナスであればその逆の解釈となる。

なお、最終学校卒業時居住地域別のUターン率は出生コーホートによって異なる可能性がある。このため、出生コーホートダミーと最終学校卒業時居住地域ダミーの交差項を作成し説明変数として採用する。

#### 出身地域ダミー

出身地域ダミーとして、高校3年生時の居住地域が県北東部を「1」それ以外を「0」とする県北東部ダミー、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

---

<sup>60</sup> 両者の比（最終学校卒業時居住地/徳島県）でも推定を行ったが、特に違いはなかった。

「1」それ以外を「0」とする県南部出身ダミーを作成し、県北東部出身をレファレンスとする。係数がプラスであれば県北東部に比べて U ターンする傾向があり、マイナスであれば逆の解釈となる。

#### 大学・大学院卒ダミー

最後の学校の種類が大学・大学院卒の場合は「1」それ以外は「0」のダミー変数とする。符号がプラスであれば、大学・大学院卒の学歴を持つ者はその他の学歴を持つ者に比べて U ターンする傾向があるという解釈になる。

### 5. 3 記述統計

図表 14 には、推定で使用する変数の記述統計が示されている。ダミー変数についてはすでに 4 節でみていることから、ここでは、実質賃金率格差と有効求人倍率格差の 2 つの変数についてみておこう。なお、推定に使用するサンプル数は、男性が 260、女性が 231 である<sup>61</sup>。

男性の実質賃金率格差について、時系列でみて最も格差が拡大した時期は 1980 年代後半、最も格差が縮小した時期は 1990 年代後半である。2000 年から 2015 年の間は 2000 年代後半でやや振れがあるがほぼ横ばいの推移となっている。東京都、大阪府、岡山県、広島県と徳島県との格差をみると、東京都との格差が最も大きく、次いで大阪府、岡山県と広島県となっている。岡山県と徳島県、広島県と徳島県との格差はほぼ同じである。分析対象のサンプルでは、平均は 1.119、最小値は 0.877、最大値は 1.299 である。最小値の最終学校卒業時の居住地は鳥取県で、最大値の最終学校卒業時の居住地は神奈川県となっている。

女性の徳島県と他県との実質賃金率格差も、概ね男性と同様であるが、最も格差が縮小した時期は 2000 年代前半である。東京都、大阪府、香川県との格差をみると、格差の大きさは東京都、大阪府、香川県の順で、2000 年代に入ってから、香川県と徳島県はほぼ同じ水準となっている。分析対象のサンプルでは、平均が 1.127、最小値が 0.905、最大値が 1.461 である。最小値の最終学校卒業時の居住地は宮崎県、最大値の最終学校卒業時の居住地は東京都である。

有効求人倍率の時系列的な推移は、1980 年代後半に上昇した後 1990 年代に入って低下し、概ね低い水準で推移、2000 年代に入って上昇するもののリーマンショック後に再び低下し、その後は上昇傾向で推移している。東京都、大阪府、岡山県、香川県と徳島県との格差を時系列でみると、東京都と大阪府は、1990 年代前半から徳島県の水準を下回って推

---

<sup>61</sup> 男性の 264 のサンプル数の内、初職時の年齢が 18 歳、あるいは空白、最終学校卒業時の居住地が外国となっているサンプルを除いた結果、サンプルは 260 となった。女性の場合もサンプル数 235 の内、初職時の年齢が 18 歳、44 歳あるいは空白となっているサンプルを除いた結果、サンプルは 231 となった。

移していたが 2000 年代に入って徳島県の水準を上回り格差が拡大している。岡山県、香川県は徳島県の水準を下回った時期はない。両県と徳島県の格差が最も縮小した時期は 2000 年前後とリーマンショック後の 2010 年前後で、この後は再び格差が拡大している。

このような状況下で、男性の平均は 0.145、最小値は-0.35、最大値は 1.24 である。最小値の最終学校卒業時の居住地は青森県、最大値の最終学校卒業時の居住地は愛知県である。女性の平均は 0.118、最小値は-0.43、最大値は 1.25 である。また、最小値の最終学校卒業時の居住地は愛媛県、最大値の最終学校卒業時の居住地は香川県となっている。

-----図表 14 挿入-----

#### 5. 4 推定結果

2 項ロジットモデルによる推定は、男性が図表 15、女性が図表 16 に示されている。推定（1）は、説明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、出生コーホートダミー、出身地域ダミー、最終学校卒業時居住地域ダミー、学歴ダミーを採用した推定結果、推定（2）は推定（1）の説明変数に、親の持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項を加えた推定結果、推定（3）は推定（2）の説明変数に、出生コーホートと最終学校卒業時居住地域ダミーとの交差項を加えた推定結果である。なお、表の最右欄にダミー変数のレファレンスが示されている。出生コーホートダミーのレファレンスは 1961 年～70 年生コーホート、出身地域ダミーでは県北東部、最終学校卒業時居住地域ダミーではその他地域をレファレンスとしている。

まず、図表 15 で男性の推定結果をみると、推定（1）では持家ダミーが 1%有意水準で有意にプラスとなっている。持家が U ターンの誘因になっていると考えられる。また、最終学校卒業時居住地域ダミーで、東京圏が 10%有意水準で有意にマイナスとなっている。最終学校卒業時に東京圏に居住している者は、その他地域に居住している者に比べて U ターンしない傾向がある。

次に推定（2）では、持家ダミーおよび持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項が 1%有意水準で有意にプラスとなった。持家がありかつ非正規雇用であることが U ターン確率を高める効果を持っている。雇用形態が非正規雇用の場合には実家に住むことで経済的な負担を軽減できることなどから U ターン確率が高まると考えられる。

推定（3）では持家ダミーおよび持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項のみが 1%有意水準で有意にプラスという結果となった。

次に、女性の推定結果をみてみよう（図表 16）。推定（1）では、実質賃金率格差が 10%有意水準で有意にマイナスとなった。徳島県の実質賃金率の低さが U ターンの阻害要因になっていると考えられる。持家ダミーが 1%有意水準で有意にプラスとなった。女性でも親の持家が U ターンの誘因となっている。1981 年～95 年生コーホートダミーが 5%有意水準で有意にマイナスとなった。この世代では 1961 年～70 年生コーホートに比べて U ターン

しない傾向にあるとみられる。出身地域ダミーでは、県中西部および県南部が 10%有意水準で有意にマイナスとなった。県北東部に比べて県中西部、県南部出身者は U ターンしない傾向がある。

推定（2）では、持家ダミーと非正規雇用ダミーの交差項が 10%有意水準で有意にプラスとなっている。親の持家があり非正規雇用であることが U ターン確率を高めると解釈できる。

推定（3）では、1971 年～80 年生コーホートダミーと東京圏ダミーの交差項では 5%有意水準で有意にマイナス、大阪圏ダミーとの交差項では 10%有意水準で有意にマイナスとなった。一方で、推定（1）と推定（2）で有意であった 1981 年～95 年生コーホートダミーは有意でなくなった。

以上のように男女ともに親の持家ダミーおよび親の持家ダミーと非正規雇用ダミーとの交差項が有意にプラスの結果となった。女性では賃金格差仮説が支持される結果となった。また、出身地域で U ターンの傾向が異なっており、県北東部に比べて県中西部と県南部では U ターンしない傾向があることが明らかになった。

-----図表 15、図表 16 挿入-----

#### 5. 5 持家、非正規雇用の限界効果

男女ともに、親の持家ダミーおよび親の持家ダミーと非正規雇用ダミーとの交差項が U ターンにプラスの影響を与えることが明らかになった。ここでは、推定（3）の係数を利用して、男女別にこの要因がどの程度 U ターン確率を高めるのかということを試算する。

男女ともに次の条件の下で試算する。出生コーホートは 1981 年～95 年生コーホート、最終学校卒業時の居住地は大阪圏、出身地域は県北東部、学歴は大学・大学院卒である。また、実質賃金率格差と有効求人倍率格差は便宜的に平均を使用する。

この設定で、男性について試算すると、非持家の場合には U ターン確率が 18.1%であるが、持家の場合は 42.2%に上昇する。この差、すなわち限界効果は 24.0 ポイントである。さらに、仮に非正規雇用であれば U ターン確率は 69.2%まで上昇する結果となる。この限界効果は 27.0 ポイントである。

女性の場合は、非持家の場合の U ターン確率は 23.9%である。持家の場合の U ターン確率は 47.5%に上昇する。限界効果は 23.6 ポイントである。さらに非正規雇用であれば U ターン確率は 64.4%に上昇する。限界効果は 16.9 ポイントである。

以上のように、親の持家の限界効果、さらに非正規雇用であることの限界効果はそれぞれ 20 ポイント程度で、仮に非正規雇用だとすると高い確率で U ターンすることがわかった。

#### 6. 結論

本稿ではアンケート調査結果に基づいて徳島県出身者の初職時 U ターン行動を分析した。まず、初職時 U ターンの特徴を記述統計的に分析した結果、男性では、最終学校卒業時の居住地域別では非大都市圏に比べて東京圏からの U ターン率が低いこと、出生コーホートに分けてみると、1981 年～95 年生コーホートの U ターン率が一つ上の世代である 1971 年～80 年生コーホートに比べてどの地域でも総じて低下していることがわかった。女性については、最終学校卒業時の居住地域では男性と同様に非大都市圏に比べて東京圏の U ターン率が低いことがわかった。出生コーホート別では、1981 年～95 年生コーホートの U ターン率が 1971 年～80 年生コーホートに比べて東京圏と大阪圏で上昇している一方で、非大都市圏では低下していた。また、出身地域別では県中西部と県南部出身者の U ターン率が県北東部に比べて低いということが明らかになった。

また、男女ともに高校 3 年生時に親の持家に住んでいた者は、非持家の場合に比べて U ターン率が高いことも明らかとなった。

次に U ターンの意思決定に影響を与える要因を明らかにするために、賃金格差仮説、就業機会仮説および親の持家の影響を 2 項ロジットモデルによって分析した。この結果、男女ともに親の持家が誘因になっていること、親の持家があり非正規雇用の場合には U ターン確率が男女とも 60%を上回り、男性は 70%近くになることが明らかになった。女性の場合には、この他に賃金格差仮説が支持されたことから徳島県の賃金の低さが U ターンの阻害要因となっている。出身地域によって U ターン傾向に差があり、県北東部出身者に比べて県中西部および県南部地域の出身者は U ターンしない傾向があることが明らかになった。一方で、男女ともに先行研究にみられるような、最終学校卒業時の居住地域や世代による U ターン行動の違いがあるという結果とはならなかった。

政策的なインプリケーションとしては、家賃負担など経済的コストの負担軽減につながる政策が U ターンを促進することになると考えられる。また、非正規の場合には高い確率で U ターンすることが明らかになった。このことから、雇用状況も重要な要因であり、U ターン者が非正規雇用の場合は、本人の希望にもよるが、就職支援を行うことが U ターンの促進になると考えられる<sup>62</sup>。ただ、実際に U ターン者の雇用状況を把握することは難しい。そこでまず、統計を整備し U ターン者の雇用状況を把握することが必要になるとわれ、このことも検討する価値があると思われる。

---

<sup>62</sup> 非正規雇用者に対する就職支援は、U ターン促進の観点からのみならず、結婚の観点からも重要である。趙・水ノ上 (2014) は「就業構造基本調査」(総務省) のマイクロデータを分析し、男性が非正規雇用の場合は結婚確率を低下させることを実証的に明らかにしている。



#### 【参考文献】

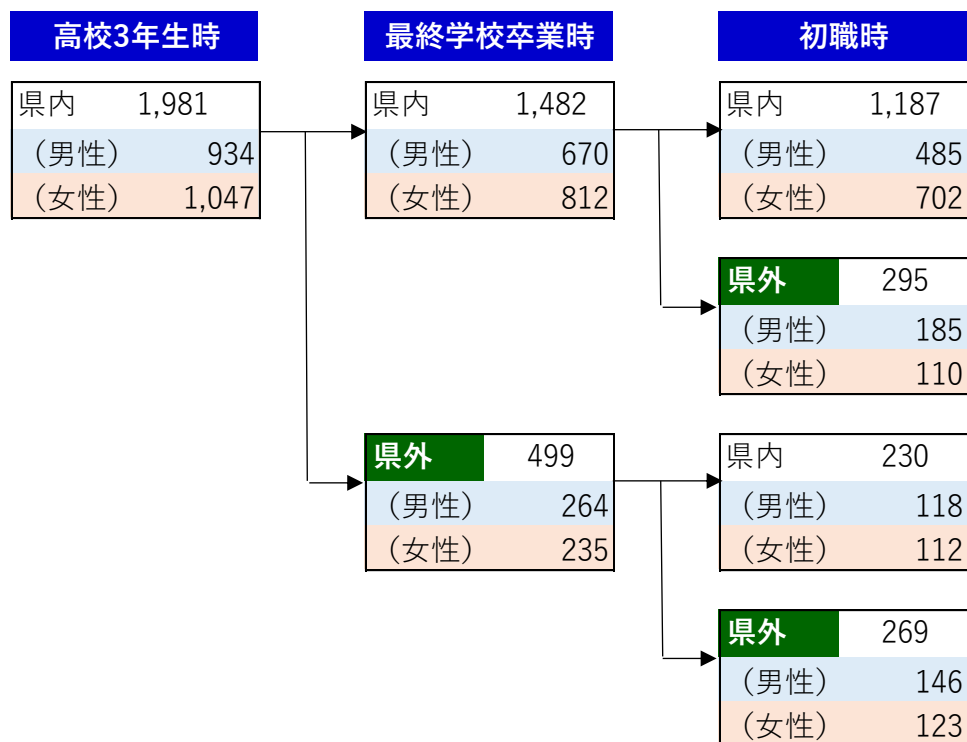
- 石倉義博 (2009) , 「地域からの転出と『U ターン』の背景 誰がいつ戻るのか」『希望学 3 希望をつなぐ 釜石からみた地域社会の未来』(東大社研・玄田有史・中村尚史編,東京大学出版会) ,205-236.
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (1999) , 「人口還流現象の実態とその要因ー長野県出身男性を例にー」, 『地理学評論』 72A,645-667.
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (2000) , 「地方圏出身者の還流移動ー長野県および宮崎県出身者の事例ー」, 『人文地理』 52(2),80-93.
- 江崎雄治・山口泰史・松山薫 (2007) , 「山形県庄内地域出身者の U ターン行動」, 『人口減少と地域 地理学的アプローチ』(石川義孝編著,京都大学学術出版会) ,171-190.
- 太田聰一・梅溪健児・北島美雪・鈴木大地 (2017) , 「若年の東京移動に関する分析」, 『経済分析』 195,117-152.
- 奥嶋政嗣・豊田哲也 (2021) , 「徳島県出身者の U ターン行動に関する分析」, 『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) ,63-78.
- 趙彤・水ノ上智邦(2014) , 「雇用形態が男性の結婚に与える影響」, 『人口学研究』37(1),75-89.
- 中川雅貴 (2019) , 「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」, 『人口問題研究』 75(4),381-400.
- 李永俊・杉浦裕晃 (2017) , 「地方回帰の決定要因とその促進策-青森県弘前市の事例から-」, 『フィナンシャル・レビュー』 131,123-143.
- 山口泰史・江崎雄治・松山薫 (2010) , 「新規大卒者の U ターン移動と就職」, 『季刊地理学』 62,211-221.
- 山田浩之・徳岡一幸編 (2018) , 『地域経済学入門 第3版』,有斐閣.

図表1 アンケート回答者の年齢階級別構成

	合計			男性			女性		
	年齢別 構成比		(国勢調査)	年齢別 構成比		(国勢調査)	年齢別 構成比		(国勢調査)
	(人)	(%)	(%)	(人)	(%)	(人)	(%)	(%)	
合計	1,981	100.0	(100.0)	934	100.0	(100.0)	1,047	100.0	(100.0)
25歳～39歳	462	23.3	(36.0)	155	16.6	(36.2)	307	29.3	(35.9)
40歳～49歳	698	35.2	(33.5)	331	35.4	(33.5)	367	35.1	(33.4)
50歳～59歳	821	41.4	(30.5)	448	48.0	(30.3)	373	35.6	(30.8)

(出所) 「国勢調査(2020年)」(総務省統計局)

図表2 徳島県出身者の移動履歴



図表3 最終学校卒業時の居住地分布

最終学校卒業時 の居住地	男性		女性	
	(人)	(%)	(人)	(%)
東京圏	53	20.1	39	16.6
名古屋圏	16	6.1	11	4.7
大阪圏	93	35.2	104	44.3
非大都市圏	102	38.6	81	34.5
合計	264	100.0	235	100.0

(注) 東京圏、名古屋圏、大阪圏を構成する都道府県は以下の通り。

なお、非大都市圏は東京圏、名古屋圏、大阪圏以外の道県を表す。

東京圏：東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県

名古屋圏：愛知県、岐阜県、三重県

大阪圏：大阪府、兵庫県、京都府、奈良県

図表4 出生コーホート別 U ターン率

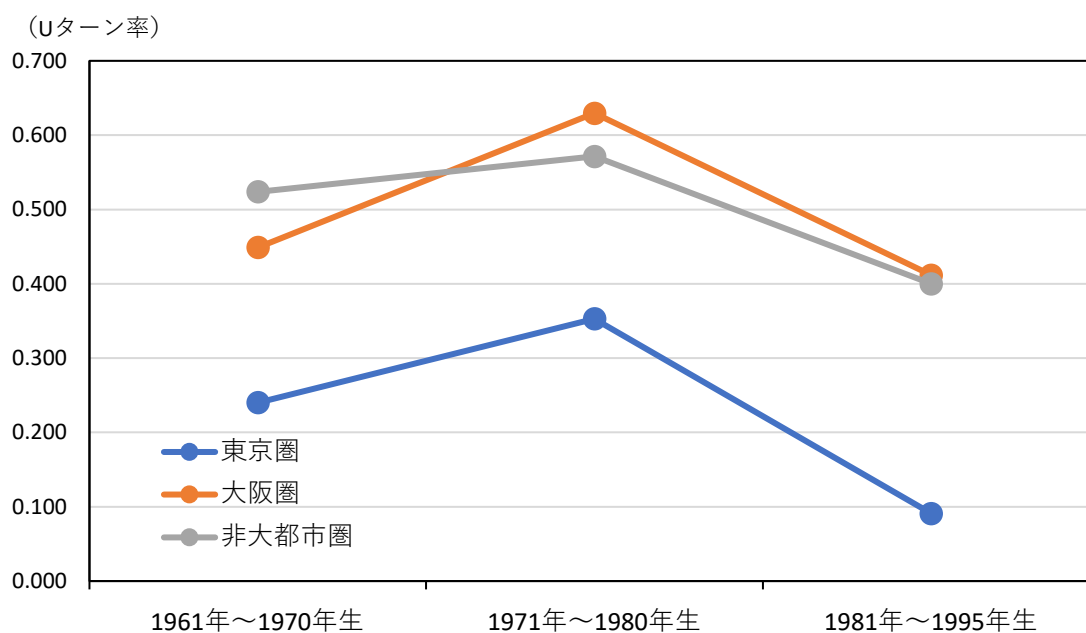
	男性				女性			
	合計	初職時		Uターン率	合計	初職時		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)
合計	264	118	146	0.447	235	112	123	0.477
1981年～95年生まれ (25歳～39歳)	55	19	36	0.345	79	37	42	0.468
1971年～80年生まれ (40歳～49歳)	85	44	41	0.518	88	39	49	0.443
1961年～70年生まれ (50歳～59歳)	124	55	69	0.444	68	36	32	0.529

図表5 最終学校卒業時の居住地別 U ターン率

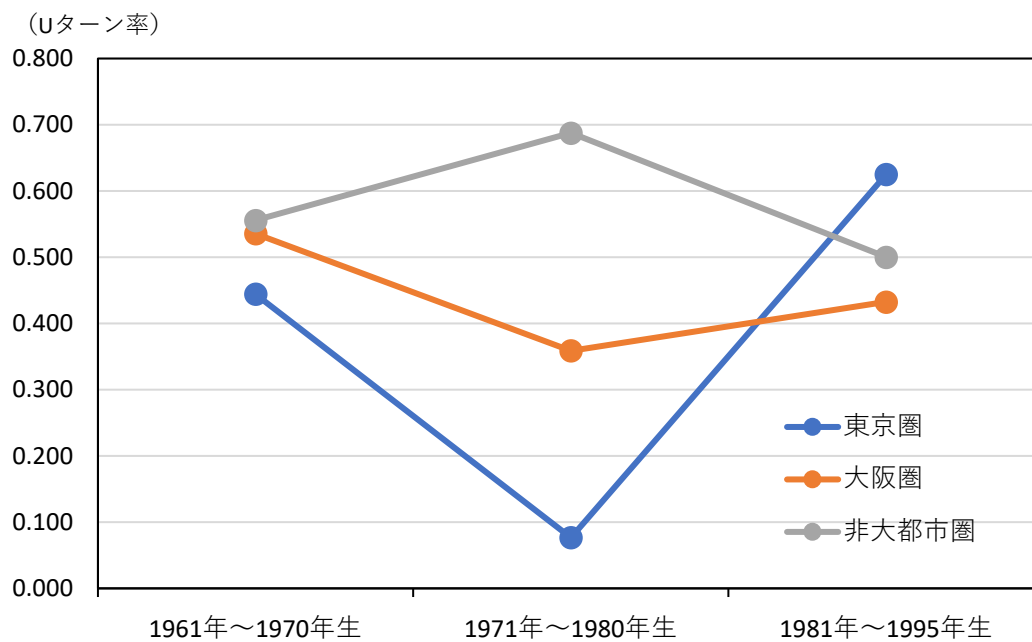
最終学校卒業時の居住地	男性				女性			
	合計	初職時の居住地		Uターン率	合計	初職時の居住地		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)
東京圏	53	13	40	0.245	39	14	25	0.359
名古屋圏	16	7	9	0.438	11	3	8	0.273
大阪圏	93	46	47	0.495	104	45	59	0.433
非大都市圏	102	52	50	0.500	81	50	31	0.617
合計	264	118	146	0.447	235	112	123	0.477

(注) 東京圏：東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県  
 名古屋圏：愛知県、岐阜県、三重県  
 大阪圏：大阪府、兵庫県、京都府、奈良県  
 非大都市圏：東京圏、名古屋圏、大阪圏以外の同県

図表6 最終学校卒業時の居住地別出生コホート別 U ターン率 (男性)



図表7 最終学校卒業時の居住地別出生コホート別 U ターン率 (女性)



図表8 高校3年生時の住居別 (持家・非持家別) U ターン率

	合計 ①+②	初職時		Uターン率 ①/(①+②)
		県内 ①	県外 ②	
合計	499	230	269	0.461
持家	410	209	201	0.510
非持家	89	21	68	0.236

図表 9 初職時の住居形態

	初職時の居住地			
	県内		県外	
	構成比(%)		構成比(%)	
合計	230	100.0	269	100.0
親の持家	176	76.5	11	4.1
自分自身の借家	28	12.2	149	55.4
社宅・社員寮	13	5.7	90	33.5
その他	13	5.7	19	7.1

図表 10 県内出身地域別 U ターン率

県内出身地域	男性				女性			
	合計	初職時の居住地		Uターン率	合計	初職時の居住地		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)
県北東部	152	65	87	0.428	135	73	62	0.541
県中西部	84	45	39	0.536	73	32	41	0.438
県南部	36	12	24	0.333	36	13	23	0.361

(注) 各地域を構成する市町村は以下の通り。

県北東部：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：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：阿南市、勝浦町、上勝町、那賀町、牟岐町、美波町、海陽町

図表 11 学歴別 U ターン率

学歴	男性				女性			
	合計	初職時		Uターン率	合計	初職時		Uターン率
		県内	県外			県内	県外	
	①+②	①	②	①/(①+②)	①+②	①	②	①/(①+②)
合計	264	118	146	0.447	235	112	123	0.477
大卒・院卒	222	100	122	0.450	153	74	79	0.484
その他	42	18	24	0.429	82	38	44	0.463

図表 12 初職時の業種

業種	男性 (264人)				女性 (235人)			
	初職時の居住地				初職時の居住地			
	県内		県外		県内		県外	
	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)	(人)	構成比(%)
	118	100.0	146	100.0	112	100.0	123	100.0
農林水産業	2	1.7	0	0.0	0	0.0	1	0.8
建設業	8	6.8	8	5.5	3	2.7	1	0.8
製造業	14	11.9	36	24.7	4	3.6	10	8.1
情報通信業	4	3.4	17	11.6	1	0.9	8	6.5
運輸・運送業	3	2.5	5	3.4	1	0.9	2	1.6
卸売業	6	5.1	8	5.5	2	1.8	1	0.8
小売業	10	8.5	7	4.8	10	8.9	9	7.3
金融・保険業	7	5.9	12	8.2	13	11.6	14	11.4
不動産業・物品賃貸業	1	0.8	3	2.1	0	0.0	1	0.8
宿泊業・飲食業	3	2.5	4	2.7	0	0.0	3	2.4
医療・福祉	5	4.2	7	4.8	22	19.6	19	15.4
電気・ガス・水道業	0	0.0	1	0.7	0	0.0	1	0.8
サービス業	13	11.0	19	13.0	16	14.3	31	25.2
公務	37	31.4	9	6.2	19	17.0	10	8.1
その他	3	2.5	8	5.5	14	12.5	11	8.9
覚えていない	2	1.7	1	0.7	5	4.5	1	0.8
空白	0	0.0	1	0.7	2	1.8	0	0.0

図表 13 初職時の雇用状況

年齢階級	雇用形態	男性				女性			
		初職時の居住地				初職時の居住地			
		県内		県外		県内		県外	
		(人)	(構成比)	(人)	(構成比)	(人)	(構成比)	(人)	(構成比)
合計	計	118	1.000	146	1.000	112	1.000	123	1.000
	正規	86	0.729	133	0.911	70	0.625	94	0.764
	非正規	28	0.237	10	0.068	38	0.339	28	0.228
	その他	4	0.034	3	0.021	4	0.036	1	0.008
1981年～1995年生まれ (25歳～39歳)	計	19	1.000	36	1.000	37	1.000	42	1.000
	正規	13	0.684	31	0.861	24	0.649	31	0.738
	非正規	5	0.263	2	0.056	11	0.297	11	0.262
	その他	1	0.053	3	0.083	2	0.054	0	0.000
1971年～1980年生まれ (40歳～49歳)	計	44	1.000	41	1.000	39	1.000	49	1.000
	正規	32	0.727	36	0.878	26	0.667	38	0.776
	非正規	12	0.273	5	0.122	13	0.333	10	0.204
	その他	0	0.000	0	0.000	0	0.000	1	0.020
1961年～1970年生まれ (50歳～59歳)	計	55	1.000	69	1.000	36	1.000	32	1.000
	正規	41	0.745	66	0.957	20	0.556	25	0.781
	非正規	11	0.200	3	0.043	14	0.389	7	0.219
	その他	3	0.055	0	0.000	2	0.056	0	0.000

(注) 表中の「正規」は正社員・正規職員、「非正規」は派遣社員・契約社員、臨時職員、パート・アルバイトの合計、「その他」は「正規」「非正規」以外の合計とした。

図表 14 変数の記述統計

変数名	男性					女性				
	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
Uターンダミー	260	0.454	0.499	0	1	231	0.472	0.500	0	1
実質賃金率格差 (最終学校卒業時居住地/徳島県)	260	1.119	0.094	0.877	1.299	231	1.127	0.119	0.905	1.461
有効求人倍率格差 (最終学校卒業時の居住地-徳島県)	260	0.145	0.312	-0.350	1.240	231	0.118	0.307	-0.430	1.250
持家ダミー	260	0.831	0.376	0	1	231	0.818	0.387	0	1
1981年～95年出生コーホートダミー (25歳～39歳)	260	0.204	0.404	0	1	231	0.333	0.472	0	1
1971年～80年出生コーホートダミー (40歳～49歳)	260	0.327	0.470	0	1	231	0.377	0.486	0	1
1961年～70年出生コーホートダミー (50歳～59歳)	260	0.469	0.500	0	1	231	0.290	0.455	0	1
県東北部出身ダミー	260	0.542	0.499	0	1	231	0.532	0.500	0	1
県中西部出身ダミー	260	0.319	0.467	0	1	231	0.316	0.466	0	1
県南部出身地ダミー	260	0.138	0.346	0	1	231	0.152	0.359	0	1
東京圏ダミー	260	0.204	0.404	0	1	231	0.165	0.372	0	1
大阪圏ダミー	260	0.354	0.479	0	1	231	0.450	0.499	0	1
その他地域ダミー	260	0.442	0.498	0	1	231	0.385	0.488	0	1
大学・大学院卒ダミー	260	0.846	0.361	0	1	231	0.654	0.477	0	1
非正規ダミー	260	0.146	0.354	0	1	231	0.281	0.451	0	1



図表 15 推定結果（男性）

被説明変数：初職時の居住地が徳島県=1、県外=0となるダミー変数

説明変数	推定（1）		推定（2）		推定（3）		レファレンス
	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	
実質賃金率格差 （最終学校卒業地/徳島県）	-0.760 (2.400)	-0.187	-0.750 (2.445)	-0.185	-0.167 (2.506)	-0.041	
有効求人倍率格差 （最終学校卒業地-徳島県）	0.584 (0.554)	0.144	0.674 (0.567)	0.166	0.619 (0.577)	0.152	
親の持家ダミー	1.281 *** (0.423)	0.316	1.121 *** (0.428)	0.276	1.191 *** (0.439)	0.293	
親の持家ダミー×非正規雇用ダミー			1.101 *** (0.424)	0.271	1.127 *** (0.434)	0.277	
1981年～95年生コーホートダミー （25歳～39歳）	-0.543 (0.419)	-0.134	-0.541 (0.428)	-0.133	-0.566 (0.563)	-0.139	1961年～70年生まれ （50歳～59歳）
1971年～80年生コーホートダミー （40歳～49歳）	0.420 (0.354)	0.103	0.417 (0.360)	0.103	-0.014 (0.477)	-0.003	
県中西部出身ダミー	0.316 (0.301)	0.078	0.243 (0.307)	0.060	0.258 (0.316)	0.063	県北東部出身
県南部出身ダミー	-0.561 (0.422)	-0.138	-0.513 (0.427)	-0.126	-0.514 (0.433)	-0.127	
最終学校卒業時居住地ダミー （東京圏）	-0.916 * (0.525)	-0.226	-0.958 * (0.536)	-0.236	-1.004 (0.717)	-0.247	最終学校卒業時居住地 （その他地域）
最終学校卒業時居住地ダミー （大阪圏）	0.297 (0.446)	0.073	0.382 (0.456)	0.094	-0.098 (0.599)	-0.024	
1981年～95年生ダミー×東京圏ダミー （25歳～39歳）					-0.748 (1.299)	-0.184	
1981年～95年生ダミー×大阪圏ダミー （25歳～39歳）					0.330 (0.821)	0.081	
1971年～80年生ダミー×東京圏ダミー （40歳～49歳）					0.200 (0.880)	0.049	
1971年～80年生ダミー×大阪圏ダミー （40歳～49歳）					1.133 (0.698)	0.279	
大学・大学院卒	-0.059 (0.393)	-0.015	-1.002 (0.397)	-0.025	-0.053 (0.403)	-0.013	
定数項	-0.461 (2.648)		-0.467 (2.688)		-1.023 (2.720)		
観測数	260		260		260		
疑似決定係数	0.093		0.113		0.123		

(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. 限界効果は説明変数が1単位変化した場合に、確率がどの程度変化するのかわかることを示した値。表中では平均値まわりの限界効果を示している。

図表 16 推定結果（女性）

被説明変数：初職時の居住地が徳島県=1、県外=0となるダミー変数

説明変数	推定 (1)		推定 (2)		推定 (3)		レファレンス
	係数	限界効果	係数	限界効果	係数	限界効果	
実質賃金率格差 (最終学校卒業地/徳島県)	-4.995 *	-1.243	-4.648 *	-1.157	-5.420 *	-1.345	
	(2.566)		(2.587)		(2.832)		
有効求人倍率格差 (最終学校卒業地-徳島県)	0.736	0.183	0.493	0.123	0.285	0.071	
	(0.668)		(0.687)		(0.706)		
親の持家ダミー	1.281 ***	0.319	1.110 ***	0.276	1.056 **	0.262	
	(0.402)		(0.414)		(0.432)		
親の持家ダミー×非正規雇用ダミー			0.596 *	0.148	0.693 *	0.172	
			(0.346)		(0.693)		
1981年～95年生コーホートダミー (25歳～39歳)	-0.994 **	-0.248	-1.016 **	-0.253	-0.935	-0.232	1961年～70年生まれ (50歳～59歳)
	(0.495)		(0.498)		(0.657)		
1971年～80年生コーホートダミー (40歳～49歳)	-0.758	-0.189	-0.782	-0.195	0.194	0.048	
	(0.480)		(0.483)		(0.650)		
県中西部出身	-0.619 *	-0.154	-0.629 *	-0.156	-0.637 *	-0.158	県北東部出身
	(0.324)		(0.327)		(0.334)		
県南部出身	-0.713 *	-1.774	-0.711 *	-0.177	-0.813 *	-0.202	
	(0.417)		(0.419)		(0.438)		
最終学校卒業時居住地 (東京圏)	0.034	0.009	-0.055	-0.014	0.796	0.197	最終学校卒業時居住地 (その他地域)
	(0.699)		(0.707)		(0.998)		
最終学校卒業時居住地 (大阪圏)	0.252	0.063	0.160	0.040	0.977	0.242	
	(0.552)		(0.558)		(0.951)		
1981年～95年生ダミー×東京圏ダミー (25歳～39歳)					0.803	0.199	
					(1.108)		
1981年～95年生ダミー×大阪圏ダミー (25歳～39歳)					-0.478	-0.119	
					(0.885)		
1971年～80年生ダミー×東京圏ダミー (40歳～49歳)					-3.103 **	-0.770	
					(1.346)		
1971年～80年生ダミー×大阪圏ダミー (40歳～49歳)					-1.564 *	-0.388	
					(0.858)		
大学・大学院卒	0.057	0.014	0.036	0.009	0.024	0.006	
	(0.306)		(0.308)		(0.324)		
定数項	5.125		4.485		5.329		
	(2.837)		(2.855)		(3.001)		
観測数	231		231		231		
疑似決定係数	0.084		0.093		0.131		

(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. 限界効果は説明変数が1単位変化した場合に、確率がどの程度変化するかということを表した値。表中では平均値まわりの限界効果を示している。

### 第3部 EBPM 研修会



#### 第1回EBPM研修会

- ①日時 令和3年6月8日(火)、6月22日(火)及び7月6日(火)  
いずれも午前10時15分から午前11時45分まで
- ②場所 徳島文理大学徳島キャンパス(徳島市)
- 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 准教授 水ノ上 智邦

#### 第2回EBPM研修会

- ①日時 令和3年7月13日(火) 午後3時から午後4時30分まで
- ②場所 オンライン及び徳島県職員会館(徳島市)
- ③研修内容 EBPM研究会成果発表会(徳島県出身者のUターン行動に関する分析)
- ④講師 徳島大学大学院社会産業理工学研究部 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 奥嶋 政嗣

#### 第3回EBPM研修会

- ①日時 令和4年2月4日(金) 午後2時から午後3時30分まで
- ②場所 オンライン
- ③研修内容 地域別将来人口推計の手法の概要と国勢調査と比較した残差の傾向
- ④講師 国立社会保障・人口問題研究所 人口構造研究部長 小池 司朗

#### 第4回EBPM研修会

- ①日時 令和4年3月15日(火) 午後1時30分から午後3時まで
- ②場所 オンライン
- ③研修内容 統計的因果推論入門の入門
- ④講師 大阪府立大学大学院 准教授 鹿野 繁樹



「地域別将来人口推計の手法の概要と国勢調査と比較した残差の傾向」\*

国立社会保障・人口問題研究所  
人口構造研究部長 小池 司朗

\*本稿は、研修会「地域別将来人口推計の手法の概要と国勢調査と比較した残差の傾向」（令和4年2月4日）の講演内容のうち、「地域別将来人口推計の手法の概要」部分を講演録としてまとめたものである。

1. 国立社会保障・人口問題研究所における地域別将来人口推計

国立社会保障・人口問題研究所（以下、社人研と記す）では、全国の将来人口推計（全国推計）と同様に、毎回の「国勢調査」（総務省統計局）による人口を基準として、都道府県別・市区町村別の将来人口推計を実施している。都道府県別の将来人口推計は、1985年（昭和60年）国勢調査を基準とした推計、市区町村別の将来人口推計は2000年（平成12年）国勢調査を基準とした推計がそれぞれ最初であり、以降概ね5年ごとに推計を公表してきた。全国推計は、非常に歴史が古くて1940年に行った推計が最初の推計であった。これに比べると地域別将来人口推計は随分と新しく、最初の都道府県別将来推計人口は1987年（昭和62年）に公表、最初の市区町村別人口は2003年（平成15年）に公表された。

2010年国勢調査を基準とした推計からは、従来別々に実施されていた都道府県別人口と市区町村別人口の将来推計が統合され、市区町村別人口の将来推計から都道府県別の将来人口が得られるようになった（図表1）。

図表1 これまでの社人研の地域別将来人口推計

基準年 (国勢調査)	全国将来人口推計	地域別将来人口推計	
		都道府県別	市区町村別
昭和60(1985)年	昭和61年12月推計	昭和62年1月推計	—
平成2(1990)年	平成4年9月推計	平成4年10月推計	—
平成7(1995)年	平成9年1月推計	平成9年5月推計	—
平成12(2000)年	平成14年1月推計	平成14年3月推計	平成15年12月推計
平成17(2005)年	平成18年12月推計	平成19年5月推計	平成20年12月推計
平成22(2010)年	平成24年1月推計	平成25年3月推計	
平成27(2015)年	平成29年推計	<b>平成30年推計</b>	

「\*\*年\*\*月推計」・「\*\*年推計」は、\*\*年\*\*月または\*\*年に推計結果を公表したことを意味する。

2. 地域別将来人口推計の基本的な考え方

地域別将来人口推計の基本的な考え方は、全国推計と同様に、推計は人口学的な投影、すなわち、推計結果は原則として直近で観察されている地域別出生・死亡・人口移動の趨

勢が今後も継続すると仮定した場合の将来人口である。

ここで人口学的な「投影」という考え方についてやや詳しく説明しよう。将来人口には投影と予測の2つがあり、この2つには共通するところと異なるところがある。投影と予測に共通するのは、いずれも明確に定式化された方法に基づいて将来人口を算出するところである。換言すれば両者は共に再現性、すなわち同一のデータと計算手続きをとるならば常に同じ結果が得られるという特徴を持っている。

他方、投影と予測では未来を予知できるかどうかについての考え方が異なっている。投影の場合、未来を予知することは不可能と考える。したがって投影では、未来を見通すのであれば、過去から現在に至るまでの趨勢をそのまま延長することが有力な選択肢という立場に立つ。ただし、一口に過去から現在に至るまでの趨勢をそのまま延長すると言っても、延長の仕方にも様々な可能性があり得るので、通常は多数の可能性の中から妥当と考えられる延長の仕方を選び（この一連の手続きを仮定設定と呼ぶ）、その結果として算出されたものを将来人口とみなす。その場合の将来人口は、必ずしも唯一無二というわけではなく、妥当と考えられる範囲内で複数あることも珍しくない。つまり、投影としての将来人口は一種のシミュレーションの結果に過ぎないのであり、複数の存在を含めて計算上の誤りがなければ常に「正しい」将来人口推計ということになる。

予測の場合は、未来を予知することは簡単ではないものの原則として可能であると考えられる。すなわち、予測では、過去から現在に至るまでの趨勢を含む様々な情報を踏まえることで将来人口を予知できるとの立場に立つ。したがって、予測としての将来人口は唯一無二ということになる。

社人研が実施する将来人口推計は、投影の考え方に基づく推計である。したがって、将来起こりうる社会経済的な変化、例えば地域経済状況の変化や交通インフラの整備、住宅開発や商業施設などの施設の立地といったことに起因する変化は、原則として推計結果の中には盛り込まれていない。なお、投影としての将来人口を算出するための方法を総称したものを将来人口推計、それにより算出された結果を将来推計人口と呼んでいる。

### 3. 日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」の枠組み

推計の枠組みとは、推計の対象となる地域単位（都道府県や市区町村など）、推計期間（基準時点から何年後までの推計が行われているか）、推計間隔（各年、5年など）、人口の属性区分（性別や年齢別など）等の将来人口推計を行う際に必要となる項目のことである。

平成30年推計（2018年推計）の基本的な枠組みは次の通りである。まず、基準人口は、2015年の国勢調査による人口で、推計期間は2015年～2045年の5年ごと30年間としている。推計対象地域は、平成30年3月1日時点の市区町村だが、福島県だけは東日本大震災の関係で市町村別の推計は行わず、県全体の推計としている。推計手法はコーホート要因法で、男女、年齢5歳階級別に推計を行っており、地域別・男女年齢別人口の合計は「日



本の将来推計人口（平成 29 年推計）」（出生中位・死亡中位仮定）による推計値に合致するように推計値を最終調整している。

#### 4. 将来人口推計の手法 - コーホート要因法 -

##### 4. 1 コーホート要因法の優れた点

将来人口推計の手法には、関数当てはめ法、コーホート変化率法、コーホート要因法、マイクロシミュレーション、社会経済モデルなどがあるが、人口学の基本的な概念、すなわち人口学的方程式に基づいており、推計の考え方が理論的に明解であることから、今日ではコーホート要因法が最も優れていると考えられている。

人口学的方程式とは、ある期間において、任意の地域の人口は、出生数の分増加し、死亡数の分減少し、転入数の分増加し、転出数の分だけ減少するということを表した式で、人口学では非常に重要な式ある。

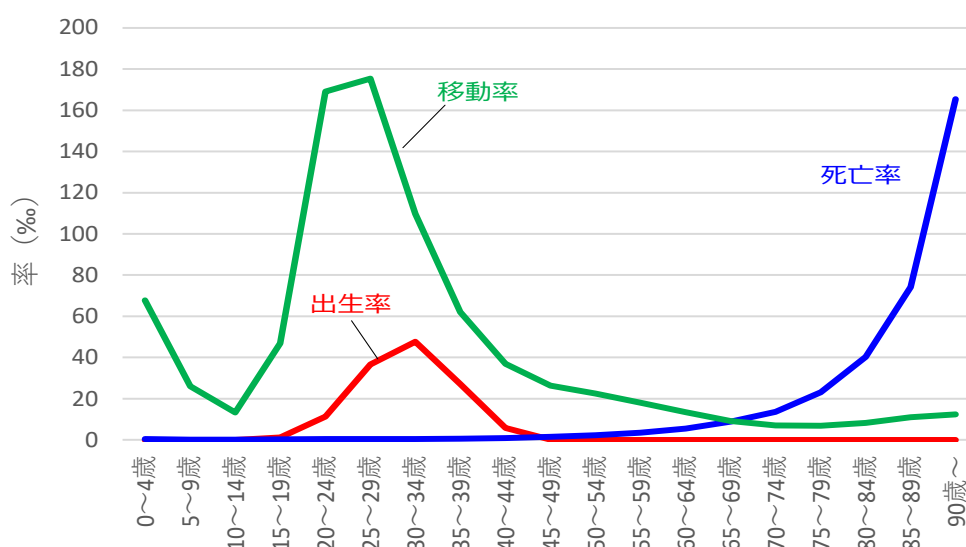
##### 【人口学的方程式】

$$\text{人口増減} = \text{出生数} - \text{死亡数} + \text{転入数} - \text{転出数}$$

出生数から死亡数を差し引いたものを自然増減、転入数から転出数を差し引いたものを社会増減という。

なお、出生、死亡、移動は年齢によってパターンが大きく異なる一方で、時点によってそのパターンは大きく変化しないという特徴がある。

図表 2 年齢別の人口動態率（全国：2020 年）



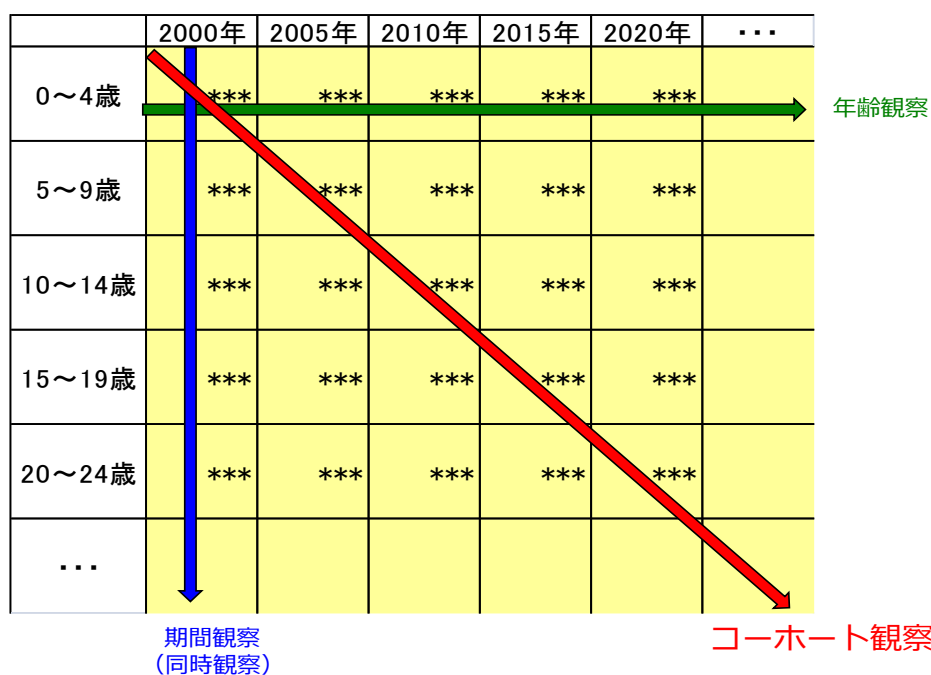
※資料：総務省「国勢調査」・「住民基本台帳人口移動報告」、厚生労働省「人口動態調査」  
出生率は女性について。死亡率と移動率は男女計。移動率は市区町村間の移動について。

図表2は、全国の2020年の年齢別人口動態率をみたものである。出生率は女性だけに発生するもので、30歳～34歳を山とする正規分布に近い形になっている。死亡率は、若いころはほぼゼロに近くて高齢者になると急速に上昇するというカーブを描く。移動率は、20歳台、30歳台という進学、就職、結婚というイベントが発生する年齢で多く発生する。このようなパターンが2020年以外の年でも安定してみられる。したがって、コーホート要因法は、これらの率が安定していれば、かなり正確な推計が可能になるという点でも優れた推計方法だといえる。

#### 4. 2 人口統計の観察手法

人口統計の観察手法には、期間観察（同時観察）、年齢観察、コーホート観察の3種類の方法がある（図表3）。

図表3 人口統計の観察手法



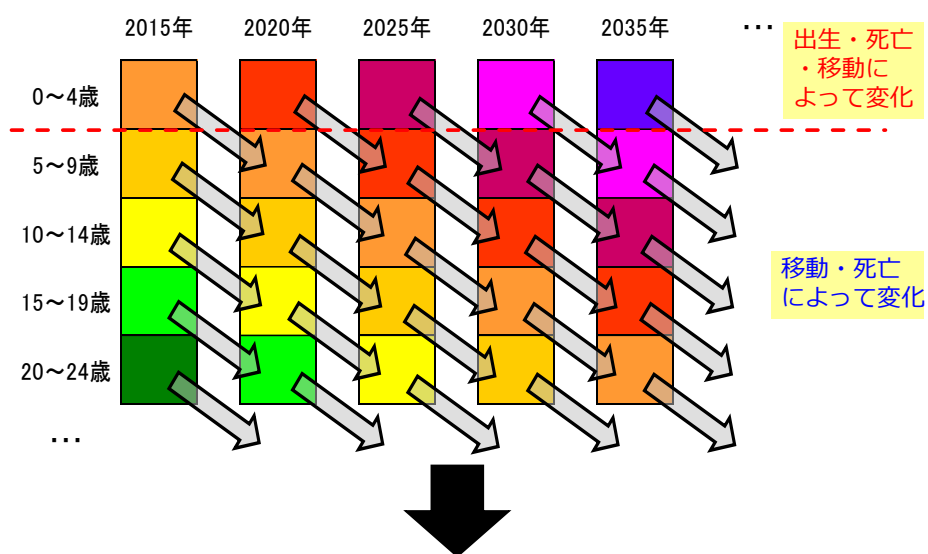
期間観察（同時観察）は、データを縦に見ていく方法である。年齢観察は、同じ年齢について時系列で見ていく方法である。例えば、小学校関係者であれば6歳人口がどうなるのか、大学関係者であれば18歳人口がどうなるのかということに関心があるだろう。このように特定の年齢について、表を横に時系列で見て行ってどのように変化しているのかという見方をする。これが年齢観察である。

そして、斜めに見る見方がコーホート観察で、将来人口推計をする上では、このコーホート観察で見る方法をとる。例えば、2015年に0歳～4歳の人には2020年には5歳～9歳に

なるし、2025年には10歳～14歳になる。要するに人はだれしも平等に年を取っていくことを表している。

仮に、2015年に0歳～4歳の人（図表4のオレンジ色）が、5年後、10年後に誰も亡くならない、誰も移動しないということであれば、人口に変化は生じない。図表4のオレンジ色の部分はずっと同じ人口ということになる。しかし実際には、死亡や移動が発生するので、その分を、ある一定の仮定をおいて推計するということになる。

図表4 コーホート別にみた人口の動き



コーホート要因法は、ある年の男女年齢別人口を基準として、将来の出生・死亡・移動に関する仮定を立てることによって将来人口を推計する方法。

コーホート観察に基づけば、例えば任意の地域における2020年の5歳～9歳人口は次のように表せる。

$$\begin{aligned}
 &2020 \text{ 年 } 5 \sim 9 \text{ 歳人口} = (2015 \text{ 年 } 0 \sim 4 \text{ 歳人口}) \\
 &\quad - (\text{当該地域における } 2015 \text{ 年の } 0 \sim 4 \text{ 歳人口の}) 5 \text{ 年間死亡数} \\
 &\quad + (\text{当該地域以外からの } 2015 \text{ 年の } 0 \sim 4 \text{ 歳人口の}) 5 \text{ 年間転入数} \\
 &\quad - (\text{当該地域における } 2015 \text{ 年の } 0 \sim 4 \text{ 歳人口の}) 5 \text{ 年間転出数}
 \end{aligned}$$

このように、死亡数、転入数、転出数が正確に推計できれば、2015年の0～4歳の2020年の人口、すなわち2020年5～9歳人口は正確に推計できる。死亡数、転入数、転出数を推計するために必要となるのが仮定値である。なお、5歳以上の人口はこのような方法で推計できるが、2020年の0～4歳人口は、2015年から2020年の間に生まれてくる人たちで

あるから、別途、出生の仮定が必要になってくる。

以上のように、コーホート要因法というのは、ある年の男女の年齢別人口を基準として、将来の出生・死亡・移動に関する仮定を立てることによって将来の人口を推計する方法と言える。

#### 4. 3 仮定値設定の考え方

##### 4. 3. 1 死亡

死亡の仮定値は男女年齢別生残率を使用する。社人研の地域別将来人口推計における生残率とは、ある  $t$  年に  $x \sim x+4$  歳の人が 5 年後の  $t+5$  年に  $x+5 \sim x+9$  歳として生き残る率のことをいう。

なお、平成 30 年推計の生残率の仮定値では、55～59 歳→60～64 歳以下については、市区町村間の差が極めて小さいために都道府県別に一律の生残率を設定している。一方で、60～64 歳→65～69 歳以上については市区町村間の生残率の差異が大きいため、市区町村別の生残率を設定した。この設定方法については、後で説明する子ども女性比の仮定値の設定方法と同じ考え方で設定している。

##### 4. 3. 2 移動

地域別の将来人口推計を行う上で非常に重要になる仮定である。平成 30 年推計では、従来の転入超過数（純移動数）を用いた推計方法を変更して、転入数と転出数に分けて推計した。

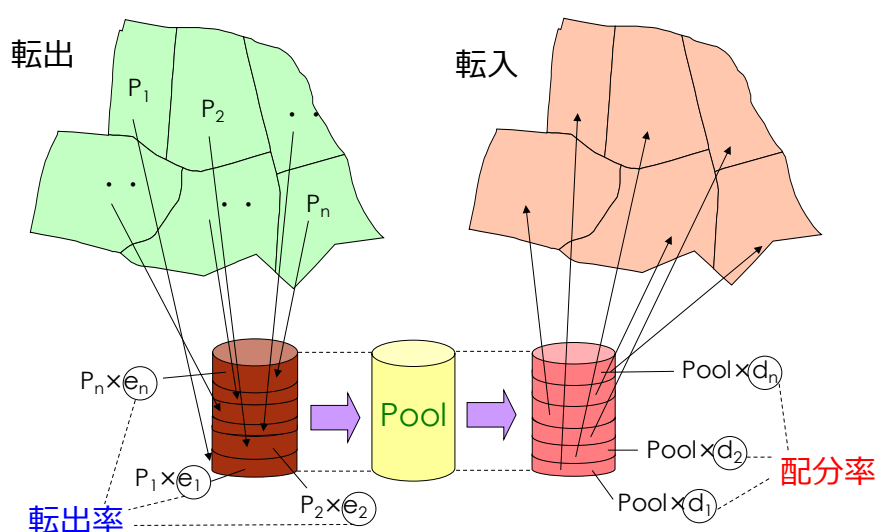
転出については、男女年齢別転出率を用いて転出数を求めている。すなわち、ある  $t$  年に  $x \sim x+4$  歳の人が 5 年後の  $t+5$  年に  $x+5 \sim x+9$  歳に別の地域に転出している率のことを転出率といい、これを人口に乗じて求めている（図表 5 では  $P_n$ （人口） $\times e_n$ （転出率）で表記されている）。

転入については、男女年齢別配分率を使用する。配分率とは、全国に発生する市区町村に発生する転入数を分母として、例えば徳島県徳島市に発生する転入数を分子とする、というように各地域の転入数を分子として算出される。したがって、男女年齢別の配分率を全ての市区町村について合計すると 1 となる。

平成 30 年推計で採用された方法は、人口に転出率を掛けて転出数を求めて、それを積み上げる。この積みあがったものを「プール」という言葉で表現している。このプールを今度は、各地域の配分率を使って配分して転入数を求めるという方法である。すなわち、次の 2 段階のプロセスにより人口移動数を推計する。第 1 に、各地域における地域外への転出率を設定して地域別の転出数を求め、得られた転出数をすべての地域について足し上げ

ることにより、全地域における地域外への転出者総数（プール）を求める。第 2 に、得られたプールを配分率によって各地域に転入者として配分する（図表 5 では  $\text{Pool} \times d_n$ （配分率）で表記されている）。配分率はプールがすべていずれかの地域に割り振られるために、各地域の合計が 1 となるように設定される。この措置により、地域間の転出数と転入数は一致することが約束されている。

図表 5 60～64 歳→65～69 歳以上の推計方法（プールモデル）

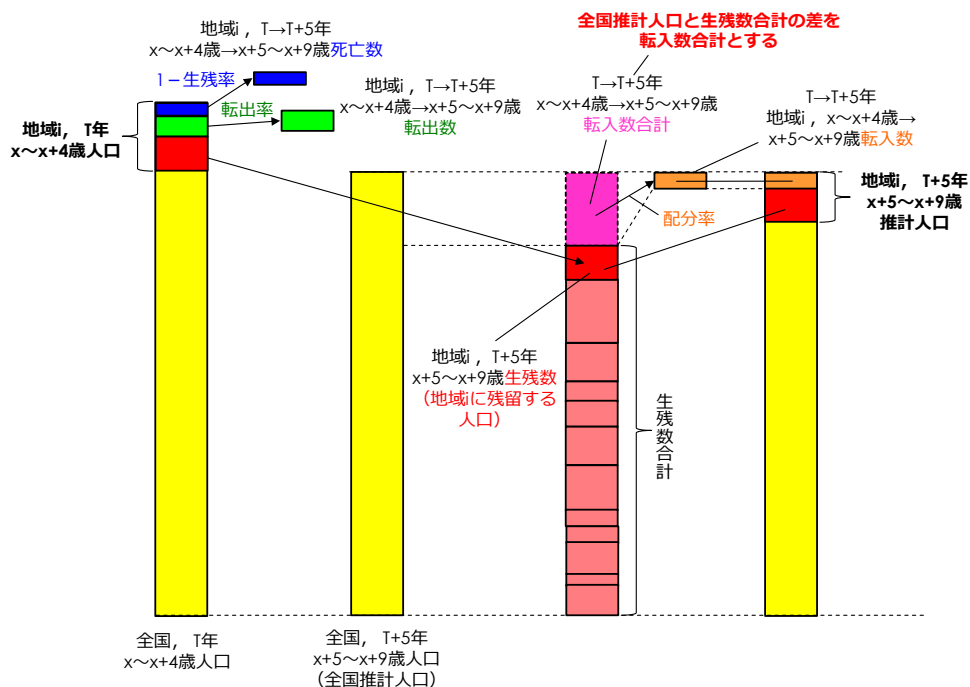


国際人口移動が無視できる場合はこの方法で問題はないことから、平成 30 年推計において「60～64 歳→65～69 歳」以上の年齢階級の推計ではこの方法にしたがっている。

しかし、「55～59 歳→60～64 歳」以下の推計方法ではもう少し工夫が必要となる。具体的には次の通り。ある地域の  $t$  年の人口は、5 年後の  $t+5$  年には亡くなる人（死亡数）、県外に転出する人（転出数）、同じ地域に留まる人（生残数）の 3 種類に分類される。このうち、死亡数は生残率を用いることで推計できる。転出数についても  $t$  年の人口に転出率を掛けて  $t \sim t+5$  年の転出数を求めることができる。 $t$  年の人口から死亡数と転出数を引いた値が生残数となる。

問題は、地域別転入数の推計方法だ。全国推計によって、あらかじめ日本全体の人口は推計されており、地域別人口推計の合計と日本全体の人口推計が一致する必要がある、ということを利用して、日本全体の推計人口と各地域の生残者の合計との差を求め、これを転入数の合計と考える。そして、この転入数の合計に地域ごとの配分率を乗じることによって各地域の転入数を求める、という方法を採用している（図表 6）。

図表6 55～59歳→60～64歳以下の推計方法

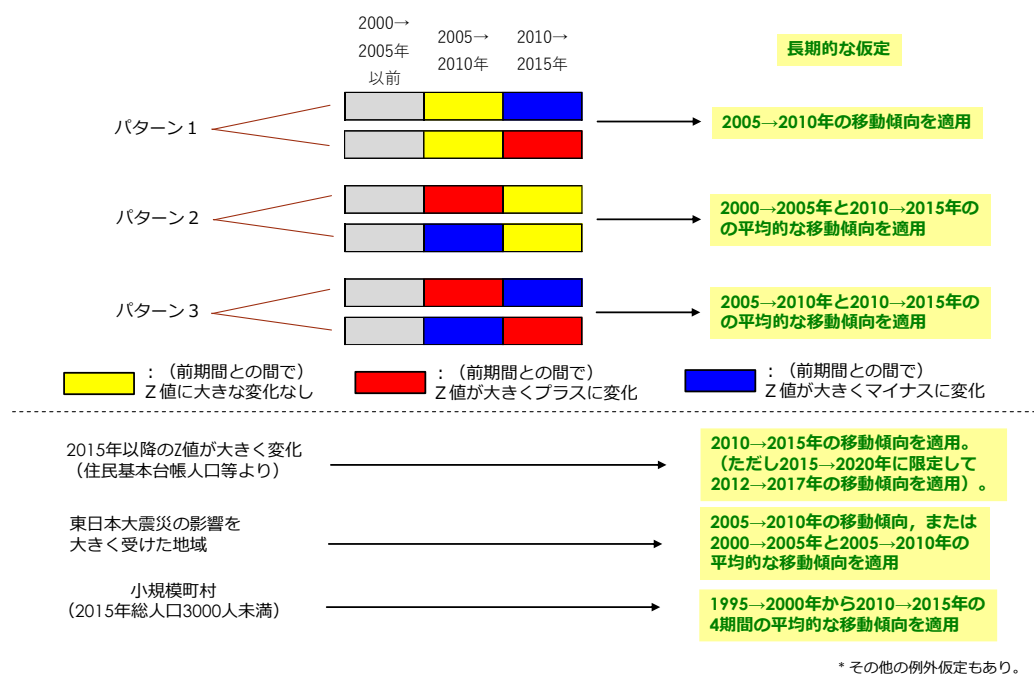


投影という観点からは、2010年から2015年の傾向をそのまま仮定値として使用するということになるが、実際には社会経済情勢の変化等の影響を受けて2010年から2015年の傾向が過去の趨勢から大きく変化している場合も考えられる。この他にも、そもそも人口規模が概ね3千人未満の小規模町村では人口動態が安定していないということもいえる。このような場合にどのように仮定値を設定するのか、ということが問題になる。

このような問題への対応としては、複数の期間の平均的な傾向を仮定値として使用するという方法が考えられる。例えば、直近期間に観察された人口移動傾向が長期的な趨勢から乖離している場合には、直近期間を除いた複数期間の移動平均値などを仮定値とする。

図表7では、いくつか考えられるパターンを示している。複数期間の平均値を利用する場合には、長期間にわたる統計が必要になるなどの留意点はあるが、仮定値の設定方法としては有効な方法であると考えられる。

図表7 移動に関する例外仮定設定のイメージ



#### 4. 3. 3 出生

平成30年推計では、出生率の代替指標として子ども女性比を仮定値として使用している。子ども女性比とは、あるt年の15歳～49歳女性人口に対する0歳～4歳人口の比である。生まれてから4歳になるまでの移動や死亡の影響が含まれるものの、出生率の代替指標となるものだ。

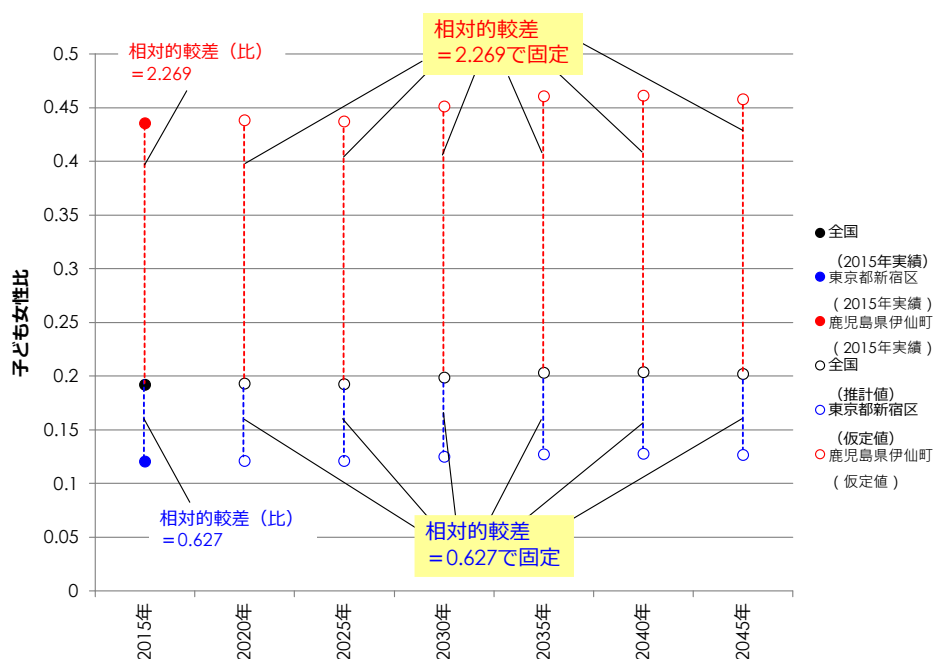
人口規模が小さい自治体では年間の出生数がゼロになることも考えられる。こうした場合には出生率を使用した推計は難しいことから、0歳～4歳の子ども数をプールして5年分の出生率のような形になる子ども女性比を使用する。推計の精度の点からも、出生率を使用した場合と遜色はないという分析結果もある。

子ども女性比を使って算出されるのは0歳～4歳の子ども数であるから、次にこれを男女に振り分ける必要がある。このために0歳～4歳性比という指標を使用する。これは、0歳～4歳女性人口に対する0歳～4歳男性人口の比である。

平成30年推計では、2015年の地域別子ども女性比をベースに、2045年までの全国の子ども女性比と連動させるように仮定値を設定している。また、0～4歳性比は各地域一律の値とした。

全国の子ども女性比と連動させるように仮定値を設置するというを、東京都新宿区と鹿児島県伊仙町を例に説明しよう(図表8)。

図表 8 子ども女性比の仮定値設定方法



東京都新宿区は出生率の低い地域として知られており、同時に子ども女性比も低くて、2015年の全国の子ども女性比に対する比をとると0.627となる。一方で鹿児島県伊仙町は出生率の高い地域として知られており、2015年の全国の子ども女性比に対する比は2.269となる。将来の子ども女性比については、全国の将来推計から2045年までの全国の子ども女性比は推計されているので、この0.627と2.269を固定することによって東京都新宿区と鹿児島県伊仙町の2045年までの子ども女性比が算出される。全国の推計結果をベンチマークとして使用し、これに2015年における全国と各地域の子ども女性比の比を乗じることによって仮定値を設定するという方法を採用している。

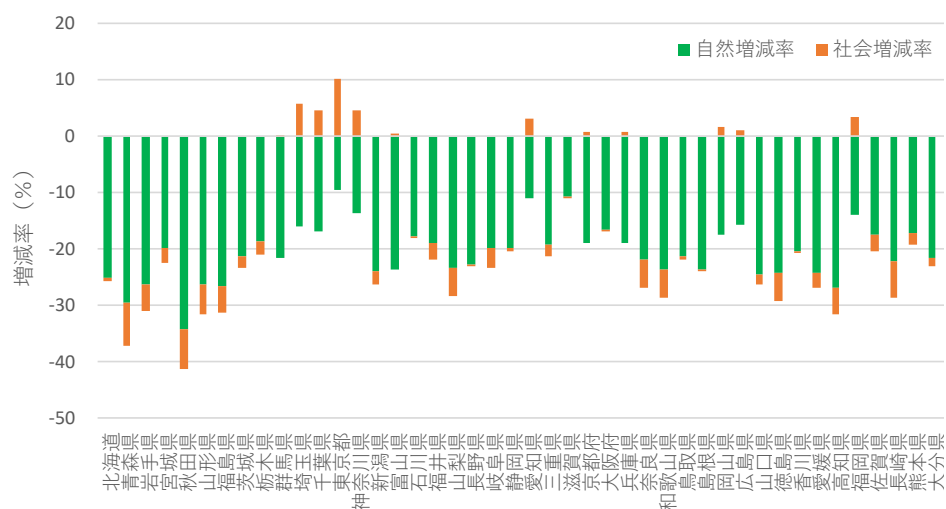
なお、生残率についても、概ね同様の方法により仮定値を設定している。

## 5. 将来推計人口にみる自然増減率と社会増減率

2015年から2045年までの人口増減を自然増減率と社会増減率に分けてみると、今後は社会増減による変動よりも、自然増減が減少になることによって人口減少が進んでいくと考えられる(図表9)。



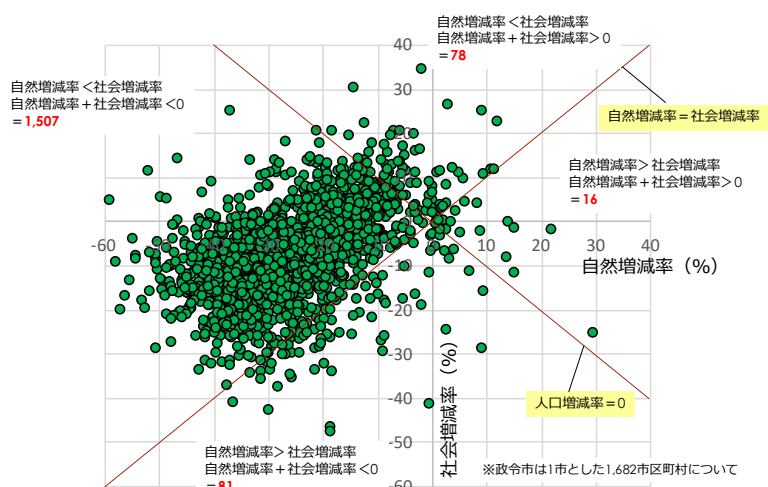
図表9 都道府県別の自然増減率と社会増減率



国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」より推計

市区町村別にみても同様のことがいえる。2015→2045年の全国1682地域の自然増減率と社会増減率の分布を図表10によって見ると、社会増減率に比べて自然増減率の方が小さく（自然増減率<社会増減率）、しかも、自然増減率と社会増減率を加えた値がゼロを下回る（自然増減率+社会増減率<0）、すなわち、人口が減少するという地域が1682地域のうち1507地域もある。ほとんどの地域で自然減を主因として人口減少が進んでいくという姿になるとみられる。

図表10 市区町村別の自然増減率と社会増減率の分布



国立社会保障・人口問題研究所「日本の地域別将来推計人口（平成30年推計）」より推計



# 統計的因果推論入門の入門

大阪府立大学大学院 准教授 鹿野 繁樹

## 1. 統計的因果推論の概要

### 統計的因果推論とは？

統計的因果推論とは、一言で言えば、因果関係を統計的に明らかにするということだ。政府や地方自治体が政策を実施する、あるいは社会経済上のイベントが発生したとして、これが原因となって、その結果、個人の行動や政策の成果指標、すなわちアウトカムがどのように影響を受けるかということ、統計データを用いてその効果を推定する。これが統計的因果推論である。政策効果の推定という点に絞ればプログラム評価とほぼ同じ意味だ。

例えば、公的職業訓練に参加したことによって、参加した労働者の生産性（賃金）が上昇するかどうか、あるいは、あるフィットネスジムで入会金無料というキャンペーンを実施した場合に、このキャンペーンのおかげで入会者が増えるのかどうか、といったことを検証するのが統計的因果推論である。

統計的因果推論あるいはプログラム評価の由来は医療の分野である。医療分野ではevidence-based medicine（根拠に基づく医療）ということが言われており、例えば、ある治療方法について、本当に効果があるのかどうかをデータで検証して、効果があるものだけを採用するという考え方を指している。現在は、学術分野はもちろん、実務でも統計的エビデンスが求められる。ここ数年EBPM(Evidence-Based Policy Making)という言葉をよく耳にするが、医療分野と同じように、政策介入の効果があつたかどうかをデータで評価して、効果が認められた政策を採用しようということだ。

効果があつたかどうかをデータで検証する場合に、統計的因果推論あるいはプログラム評価は必須の技術である。

### 平均的処置

統計的因果推論で、非常に重要な概念として「平均処置効果」というものがある。この概念の説明として、「大卒」という学歴の金銭的なリターンを求めることを考えよう。「大卒」を処置あるいは介入と考えて、その効果を大学教育のリターン（賃金）で測ろうということを考える。これは多くの人が関心を持つテーマであるが、何をもって大学教育のリターンとするのかということは案外難しい。まずは、このリターンの定義あるいは、「教育の効果がある」という場合の効果の定義を考えよう。

統計的因果推論では、リターンの定義、効果の定義として平均処置効果（Average Treatment Effect：ATE）という概念を使う。大卒のリターンはATE では次のように定義される。

$$\bullet \text{ ATE} = \underbrace{\text{大卒者平均賃金}}_{(A)} - \underbrace{\text{仮に大学に行かなかった平均賃金}}_{(B)}$$

この式の第 1 項「大卒者平均賃金」は実際に大卒の人たちのデータを集めればよい。少し難しいとかイメージしにくいのが第 2 項の (B) である。これは、もし大卒者の人たちが大学に行っていないとすれば、その場合には賃金がいくらになるのか、ということの意味している。つまり、現実の世界では大学を卒業しているのであるが、仮に同じ人が大学を卒業していないとすれば賃金がいくらなのか、という「if」の世界を想定して賃金を考えるわけである。これは現実の世界ではないから、反事実 (counter-factual) と呼ばれる。もちろん現実の世界ではないからデータは得られない。このことを模式的に表したのが図 1 である。

図1:大卒賃金と反事実(イメージ)

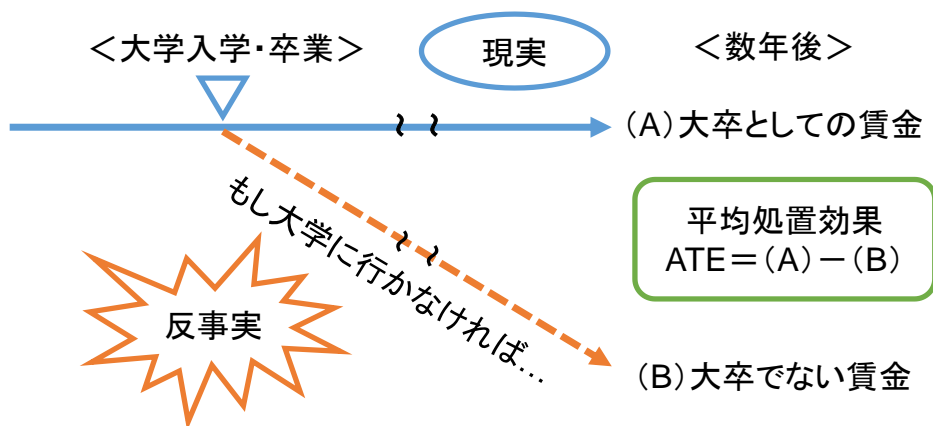


図 1 の青いラインが現実の世界を表していて、ある人たちが大学に入学して卒業する。そして就職して大卒者として賃金をもらう。5 年後あるいは 10 年後のこの人たちの平均賃金は、現実の世界なので統計データとして得ることができる。これが (A)「大卒としての賃金」だ。

茶色のラインは、この同じ人たちがもし大学に行っていなければ、という世界を表してい

る。現実の世界では大卒者であるが、同じ人たちが大卒者でなかったとしたらという世界が「反事実」の世界、すなわち茶色ラインの世界で、(B)の大卒でない賃金だ。そして、平均処置効果というのはこのAとBの差として定義されている。平均処置効果というのは、誰かに何かの介入を行った場合と、その同じ人に介入を行わなかった場合を比較した差を指しているのである。したがって、この両者に違いがあるとすれば、それは介入あるいは処置だけであるから、エビデンスとしては非常に強力である。しかし、この反事実のデータを得ることはできない。統計的因果推論のポイントは、入手可能なデータから、いかにして反事実のデータを得るのかということである。

### 交絡因子と選択バイアス

仮に大学に行かなかったらという反事実のデータをいかにして得るのかということだが、すぐに思いつく方法としては、実際に大学に行っていない人たち、学歴が高卒の人の平均賃金を反事実とするというアイデアである。つまり、ATE を単純な次の引き算のようだと考える。

#### • $ATE(?) = \text{大卒平均賃金} - \text{高卒平均賃金}$

ATE (?) というように、クエスチョンマークを付しているのは、問題があることを示すためである。一見するとこれでいいのではないかと思ってしまうが、これではATEにはならない。ここで重要になるのが交絡因子と呼ばれるものだ。この単純な引き算は、交絡因子を考慮していないために問題がある。

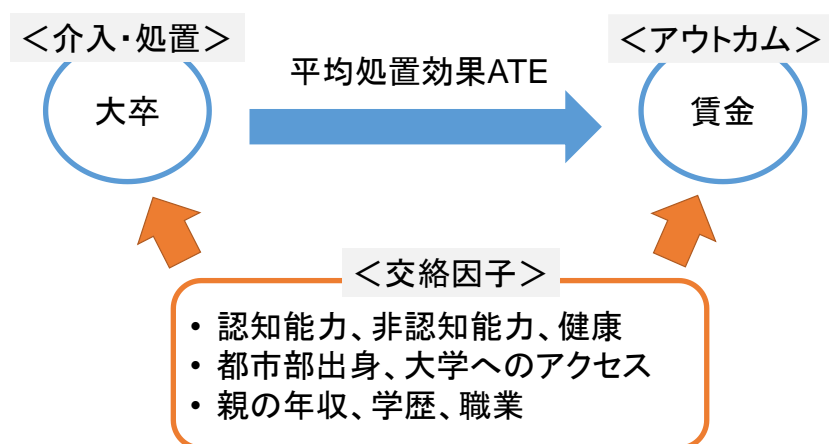
交絡因子とは、一般的に言うと、介入とアウトカムの両方に影響を与える個人属性とか環境属性である。大卒のリターンの例では、例えば、実際の大卒者と高卒者では、その人の認知能力や非認知能力が異なっていたり(個人属性)、家庭環境が異なっていたりする(環境属性)。このことを模式的に示したのが図2である。

介入・処置は大卒で、アウトカムは賃金である。それで、実際の世界では、「大卒である」ということと賃金の両方に影響している要因があるということが考えられる。この双方に影響している要因を交絡因子と呼んでいる。たとえば、本人の認知能力(計算が早いとか記憶力がよいなど)、非認知能力(人付き合いなど)、健康状態、大都市で育ったのか否か、あるいは家庭環境、親の年収や職業などが交絡因子の候補である。このように、学歴から賃金への因果効果をかく乱する要因が交絡因子だ。

つまり、交絡因子が学歴に影響しているために、大卒と高卒とを分けて賃金の差をとっているつもりが、実は、交絡要因の違い、例えば育った家庭環境の違いのために賃金の差が生じていたということが起こり得る。大卒と高卒の差なのか、家庭環境の差、つまり交絡因子の差なのか識別ができなくなってしまうのである。このことを選択バイアスという。

したがって、介入があったグループとなかったグループを分けた単純な比較はやってはいけないのである。交絡因子の影響を考えていないので、真の平均処置効果を過大評価あるいは過小評価してしまう可能性が捨てきれないのだ。

図2: 交絡因子の問題



#### 交絡因子のコントロール

選択バイアスの原因は、交絡因子の偏りである。介入と非介入に分けたつもりが、実は交絡因子の偏りを反映したものだということがあるということだ。それでは、どのようにこの問題を解決すればよいのだろうか。この偏りをうまく処理する方法、コントロールする統計的な手法は既に確立されており、例えば、マッチング法とか回帰調整法、逆確率ウェイト法と呼ばれる手法が存在している。

ただし問題もある。まず、交絡因子がデータとして観測できない場合は、このような統計的手法ではコントロールできない。大卒と高卒の例に引き寄せて考えれば、親の年収などはデータが手に入るが、本人の非認知能力などのデータは手に入らない。非認知能力が交絡因子である場合には、統計的手法によるコントロールは難しいのである。

次に、どのようなモデルを想定しているかということがある。介入がどのように起こるのかとかアウトカムがどのように決定されるのか、交絡因子がどのように影響を与えるのかということについて、あるモデルを想定する必要がある。しかし、想定したモデルが誤っていると、ATEの推定結果にも誤りが生じてしまう。これが2つ目の問題である。このような問題点があるということには留意が必要であろう。

#### 2. 自然実験による因果推論

## 無作為化比較実験と社会実験

実験を行うことも交絡因子をコントロールする方法である。この方法が、無作為化比較実験 (Randomized Controlled Trial : RCT) と呼ばれるものだ。被験者に対して、その人が介入を受けるのか受けないのかということをランダムに与えるということだ。介入がランダムであるという状況を作り出して、被験者の中で交絡因子に偏りが出ないようにするのである。交絡因子に偏りがないようにして、その後、介入と非介入のグループに分けて介入の効果を比較すれば、交絡因子の影響のない効果が推定できるということになる。この方法は平均処置効果を推定する上で、最もよいとされる方法である。

これは医療分野においては標準的な手法である。この RCT を実際に行うことは社会実験と呼ばれている。ただ、社会実験を実際に行うには、倫理上の問題が発生する場合があるほか、多額の予算が必要な場合もあることから実行が限定される。大卒リターンを正しく推定するために、大学進学をランダム化するを考えれば、このような社会実験が非現実的なことが理解できるであろう。また、部分的な限られた実験の結果を、社会全体の不特定多数の人たちに適用できるのかという問題も生じる。そこで登場するのが自然実験と呼ばれる考え方だ。

## 自然実験

2021 年のノーベル経済学賞は、統計的因果推論の分野の 3 人、David Card(U.California,Barkrey)、Joshua Angrist(MIT)、Guido Imbens(Stanford) という経済学者に授与された。Card は労働経済学に因果推論を初めて適用したことが受賞理由である。Angrist と Imbens は、因果推論にかかわる様々な分析手法において、計量経済学の理論上、様々な貢献をしたのが受賞理由である。この 3 人の共通項は自然実験 (natural experiment) による因果推論だ。疑似実験という言い方もされる。

自然実験というのは、制度上のルールあるいは法律の変更、特定の地域での政策の実施という現象を実験的な環境が生まれていると捉えて、これを平均処置効果の推定に利用することだ。いわば自然に組み込まれた意図せざる RCT だと言える。

この自然実験を使った代表的な分析方法として、回帰不連続デザイン (regression-discontinuity design : RDD) と差分の差分 (difference-in-differences : DID) という手法があるのでこれを紹介しよう。ちなみに、これらの手法は経済学者が提案したものではなくて、RDD は教育学、DID は疫学で提案されたものだ。

## 回帰不連続デザイン (RDD) の例

RDD の例として Carpenter and Dobkin(2009)のアメリカにおける飲酒規制と死亡率の

分析を紹介したい。

飲酒による不注意、粗暴化、運転技術の低下などによって交通事故が発生する。あるいは、交通事故以外にも、飲酒による自殺や他殺、転落事故、水難事故などの増加が考えられる。この論文は、米国の飲酒規制、すなわち法的に飲酒可能となる年齢が21歳以上という規制である minimum legal drinking ages (MLDA) に着目して分析したものだ。21歳という年齢の前と後で飲酒に関して不連続になっており、これによって RDD が適用可能となる。つまり、21歳の直前・直後で飲酒が増加しているかどうか、また、21歳の直前・直後で各種の死亡率が上昇しているかどうかということを検証したのである。もし21歳の直前・直後で飲酒が増加していれば MLDA の効果であるし、21歳の直前・直後で死亡率が上昇していれば、飲酒が原因になると考えられる。この分析は、介入のタイミングが21歳であり、ほんの数カ月の誕生日の違いで、介入を受ける・受けないという2つのグループに分かれる。21歳の近傍であるから、交絡因子は均質だとみなしても差し支えない。このように考えると、非常に局所的ではあるが、バイアスのない平均処置効果が推定可能である。これが RDD である。

図3はお酒に関する個人の行動で、横軸に年齢、縦軸がお酒に関する個人の行動が示されている。図3の黒い点に注目してみよう。この黒い点は、1年間に12回以上飲酒をしていますかという質問に「はい」と答えた人達の割合を示している。21歳のところで不自然なジャンプをしていることから、飲酒規制が解除されることによって、飲酒をするようになることがわかる。20.5歳と21.5歳は年齢が近く、飲酒規制以外のことはほとんど同じであると考えられる。したがって、21歳で不自然なジャンプをしているということは、飲酒規制の効果があるとみることができるのである。

図3: MLDAの飲酒への影響

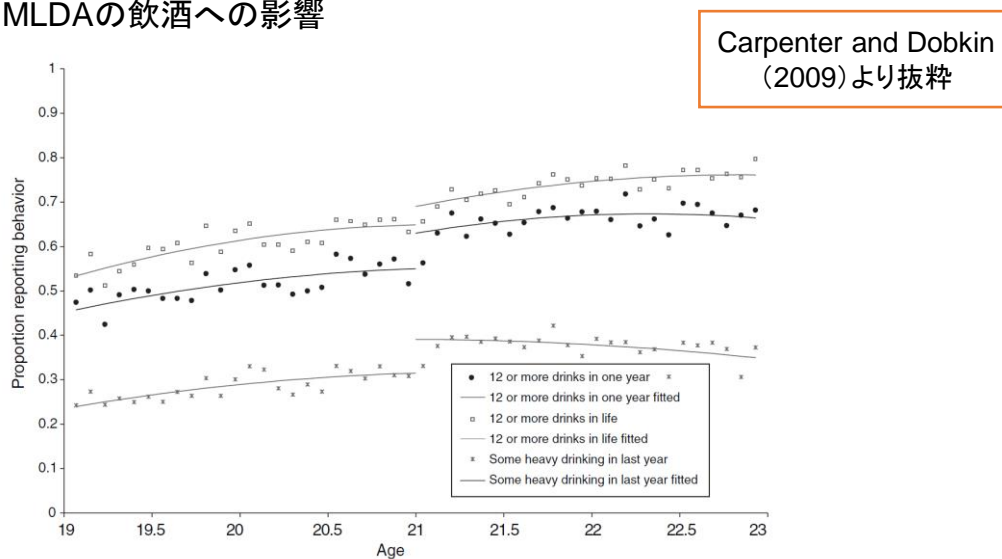


FIGURE 1. AGE PROFILE OF DRINKING PARTICIPATION



次に、図4をみてみよう。縦軸は死亡率である。黒いひし形に注目してほしい。21歳に不自然にジャンプしているが、これは自動車事故による死亡（MVA）が増えていることを表している。つまり、MLDAが解除されることによって、交通事故による死亡が急が増えていると解釈できるのだ。このことによって、MLDAが若年の交通事故による死亡の抑止につながっているということが主張できる。なお、実際の効果の計算は回帰分析によって行っている。

図4:MLDAが死因別死亡率へ与える影響

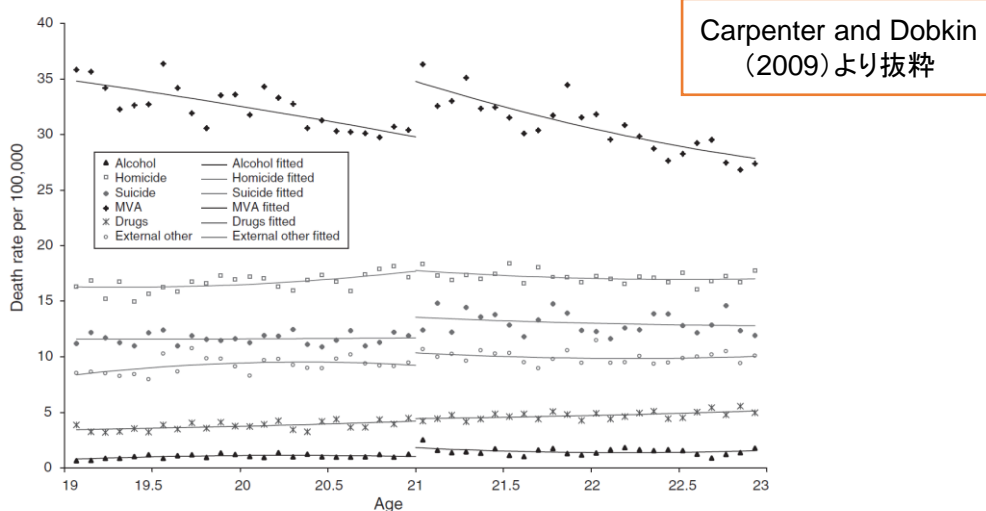


FIGURE 4. AGE PROFILES FOR DEATH RATES BY EXTERNAL CAUSE

#### 差分の差分（DID）の例

次に DID の分析例を紹介しよう。これは Card and Kruger(1994)の有名な分析で、最低賃金引き上げが労働需要に与える影響を分析したものだ。教科書的な労働市場モデルでは、最低賃金の引き上げは、労働需要の減退、失業の増加につながる。つまり、最低賃金の引き上げは労働者を保護することが目的で行われるわけだが、その効果はむしろ逆の結果を生むということがこれまで言われてきたことだ。

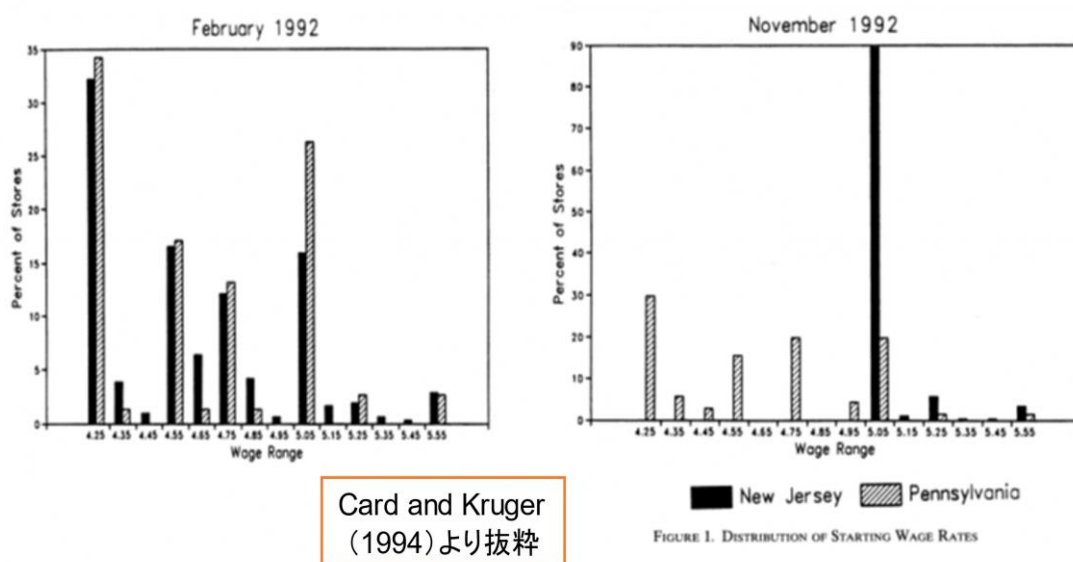
このことを検証するために、Card and Kruger(1994)は 1992 年 4 月 1 日にニュージャージー州が最低賃金を 4.25 ドルから 5.05 ドルに引き上げたことに着目して、最低賃金上昇の影響を大きく被るとされるファストフード店の従業員数を分析することによって、この効果を推定したのである。

Card and Kruger(1994)では、電話によるヒアリングなどによって 1992 年 2 月～3 月のファストフード店の平均従業員が 20.44 人、1992 年 11 月～12 月では 21.03 人という結果を得て、最低賃金の改訂前後で 0.59 人の変化があったと報告している。ただ、この差では、最低賃金の上昇が雇用に与える ATE とは言えない。注意しなければならないが、介入前後

の単純比較は ATE とは認められないのである。この理由は、マクロ経済効果と言われるものだが、景気循環やその他の外的要因に影響を受けて従業員数が変化していることが考えられるからである。

それではどうするかということだが、実は、このときに隣のペンシルベニア州では、最低賃金を改定していない。この 2 つの州は隣接しており、地理的によく似ている。また、最低賃金改定前はこの 2 つの州の賃金分布もよく似ている (図 5)。図 5 の左 (February 1992) が引き上げ前、右 (November 1992) が引き上げ後の賃金分布だ。左のグラフをみると 2 つの州ほぼ同じ分布になっていることがわかる。右のグラフは最低賃金引き上げ後であるから、ニュージャージー州の賃金が 5.05 ドルに集中していることがわかる。一方で、ペンシルベニア州の賃金分布は左と右で大きな変化は見られない。

図5:ニュージャージー州とペンシルベニア州の賃金分布



Card and Kruger (1994)より抜粋

FIGURE 1. DISTRIBUTION OF STARTING WAGE RATES

加えて、ファストフード店というのは、どこでも同じようなサービスを行っており業務内容はほとんど同じである。したがって、ペンシルベニア州は「もし最低賃金の上昇がなかったら」というニュージャージー州の反事実として利用できるものであり、Card and Kruger(1994)はこのことを利用して ATE を推定したのである。

このように DID のポイントは、制御群 (比較対象) を利用するということである。すなわち「介入があったグループが、仮に介入がなかったらどうなっていたのか」ということを、介入がなかったサンプル・制御群から推定するのである。こうすることによってマクロ効果をコントロールすることができる。つまり、介入のあったサンプルの「そっくりさん」を探し、これを制御群とするということがポイントである。いかに信頼に足る制御群

かということが重要である。

この分析の結果は、ペンシルベニア州は改正前後で雇用が2.16人減少(-2.16人)、ニュージャージー州では0.59人増加(+0.59)であった。DIDではATEをどのように求めるかということ、 $0.59 - (-2.16) = 2.75$ 人と求める(表1)。

表1: DIDの結果

	PA (制御群)	NJ (最低賃金改定)
改正前	23.33	20.44
改正後	21.17	21.03
差分	-2.16	0.59
差分の差分(NJ-PA)		2.75

### 3. おわりに

統計的因果推論・プログラム評価のために必要な知識は、まず、確率統計・データ分析の基礎的な知識である。例えば、推定・検定、標準誤差の考え方を習得する必要がある。次に、プログラム評価で使う特有な分析手法を知ることが重要だ。そして、どのような問題に適用できるのか、どのようなデータが必要かなどを知ることが重要である。最後に、計算は、分析用のソフトウェアを使用するから、この使い方を習得しなければならない。

プログラム評価を自習するためのアドバイスとしては、常に意味ある比較をしているのかということに気を付けること。そして、まずは回帰分析とその周辺分野をマスターすることが重要である。一方で、自分の興味ある分野以外にも関心を持ち、できれば英語の論文やレポートも読んでみることを勧めたい。要約だけでも読んでみることも。最後に、参考文献で挙げた書籍も是非参考にしてほしい。

#### —参考文献(英語)—

1. Angrist, J.D. (1990). Lifetime earnings and the Vietnam era draft lottery: evidence from social security administrative records. *The American Economic Review* 80(3), 313-336.
2. Card, D., & Krueger, A.B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the

fast food industry in New Jersey and Pennsylvania, *The American Economic Review* 84(4),772-793.

3. Carpenter, C. , & Dobkin, C. (2009). The effect of alcohol consumption on mortality: regression discontinuity evidence from the minimum drinking age. *American Economic Journal: Applied Economics*, 1(1), 164-182.
4. Imbens, G. , & Angrist, J.D. (1995). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica* 62(2), 467-475.
5. The Royal Swedish Academy of Sciences (2021). Press release: The Prize in Economic Sciences 2021.  
<https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2021/press-release/>

－参考文献（日本語）－

1. 伊藤 公一朗 (2016)、『データ分析の力』、光文社新書。
2. 鹿野 繁樹 (2015)、『新しい計量経済学』、日本評論社。
3. 田中 隆一 (2015)、『計量経済学の第一歩』、有斐閣。
4. 中室・津川 (2017)、『「原因」と「結果」の経済学』、ダイヤモンド社。
5. 安井 翔太 (2020)、『効果検証入門』、技術評論社。

