

広島県における少子化要因調査分析
報告書

平成31年3月
広島県

目次

I 広島県の合計特殊出生率地域格差要因の分析

- 1. 分析の要領 1
- 2. 女性合計特殊出生率地域差の出生構造要因による分析 4
- 3. 女性合計特殊出生率変化の出生構造要因による分析 22

II 県内市町ごとの合計特殊出生率の分析

- 1. 広島県の市町別にみた合計特殊出生率と地域差 35
- 2. 広島県市町別合計特殊出生率の時系列変化量による要因別寄与 37
- 3. 広島県市町別合計特殊出生率（2011～2015年）の全国差と要因別寄与 39

III 広島県の合計特殊出生率地域格差の社会経済特性による要因分析

- 1. 女性有配偶率地域格差の社会経済特性による要因分析 45
- 2. 有配偶出生率地域格差の社会経済特性による要因分析 73

IV 広島県の産業別出生率

- 1. 問題意識と分析手法 89
- 2. 分析結果 89

I 広島県の合計特殊出生率地域格差要因の分析

1. 分析の要領

(1) 分析方針

広島県の合計特殊出生率の特徴について、有配偶率、有配偶出生率等の「出生構造要因」による分析と、各出生構造要因に影響を及ぼす「社会経済要因」等の分析による二段階で把握する。

すなわち、広島県の出生構造上の特徴を分析した上で、それぞれの出生構造に対して影響を及ぼしている社会経済特性を分析する。

出生構造要因による分解は「全国値との差」を地域差の基準にする。これは、地域の合算値である「全国」はすべての地域にとって共通基準であることによるが、全国の出生率が目指すべき適正な水準でないことには注意が必要である。

(2) 分析の対象年

分析の出発点である合計特殊出生率の算出は、日本人の男女と日本国籍の出生を対象とする。したがって、国勢調査に基づく基準人口から5歳階層別女性数を把握し、国勢調査年の人口動態調査から日本人出生数を得ることが必要である。

このため、広島県と他県との比較分析は、最新の国勢調査年である2015年を対象とした。特に、有配偶女性数は国勢調査でしかデータを得られないため、有配偶率と有配偶出生率に分けて格差要因を探ろうとする2015年の国勢調査データに依拠することが必要である。

合計特殊出生率の変化の分析は、上記と同様の理由から、2010年から2015年の5年間の変化を対象とした。

(3) 期間合計特殊出生率の出生構造による分解方法

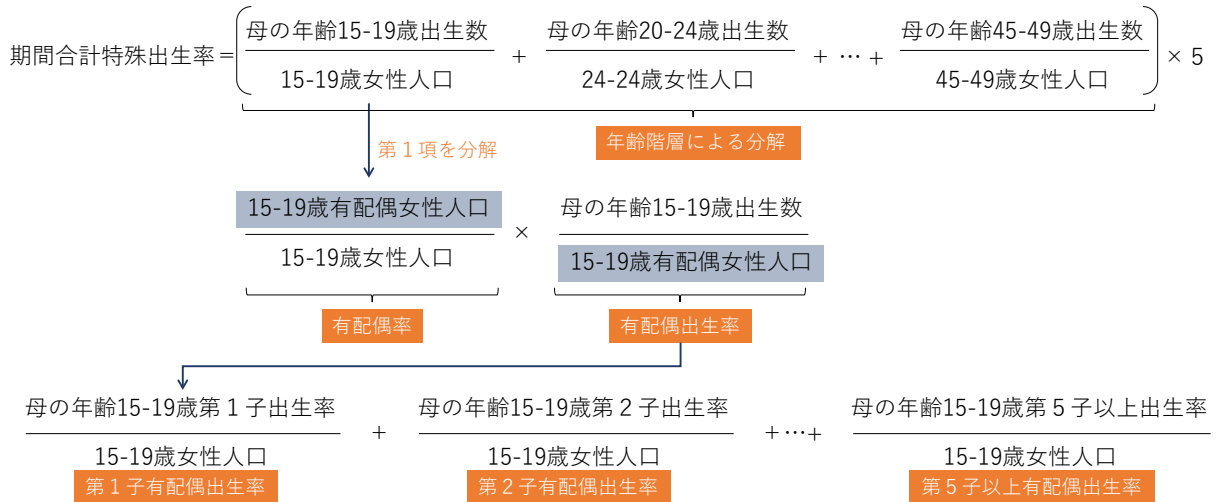
コーホート合計特殊出生率と異なり、期間合計特殊出生率は図I-1に示す通り、ほとんどが和の形（線形）に出生構造を分解できる。

年齢階層別出生率は有配偶率と有配偶出生率の積であるものの、本分析では図I-2の通り、和による分解に変換した。

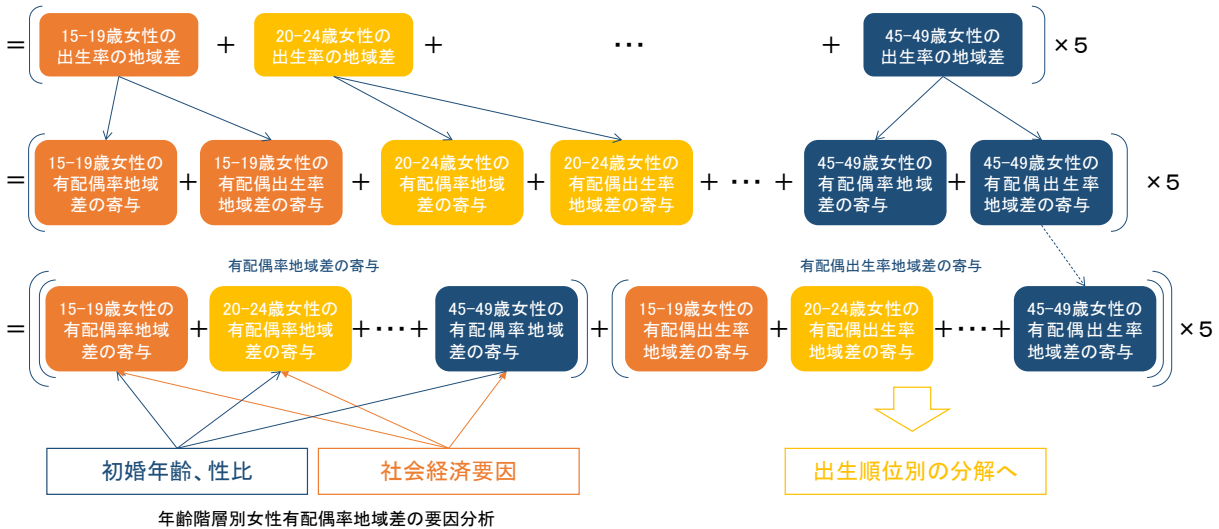
地域差の分解手法は、まったく同じ形で合計特殊出生率の異時点間変化量の出生構造要因分解に適用することができる。

図に示す通り、本分析では、全体の差や変化に占める部分の大きさを、当該部分の全体対する「寄与」という。

図 I - 1 合計特殊出生率の定義と要因分析の進め方



合計特殊出生率の地域差



有配偶出生率地域差の寄与

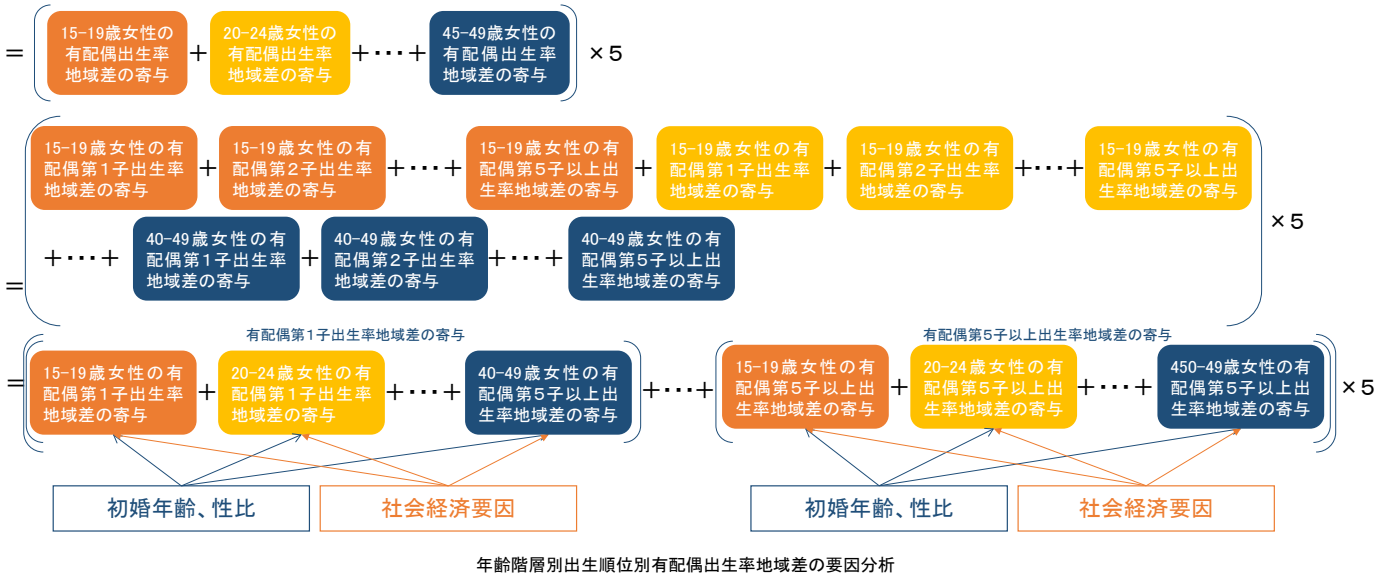
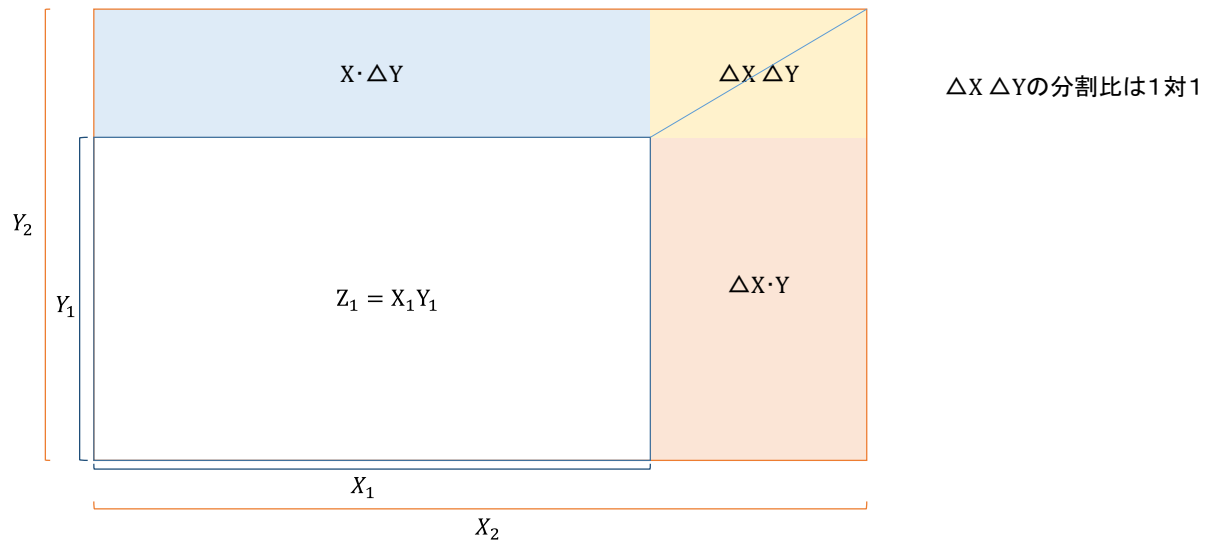


図 I - 2 2 要因の積で表される変数の変化に対する寄与分解のイメージ

$$Z = XY$$

$$\Delta Z = \Delta X \cdot Y + X \cdot \Delta Y + \Delta X \Delta Y$$



2. 女性合計特殊出生率地域差の出生構造要因による分析

(1) 合計特殊出生率の地域差

広島県の合計特殊出生率は全国と同様、2005年から2015年にかけて上昇しており、2015年の合計特殊出生率1.60は全国値1.45を0.15ポイント上回る。

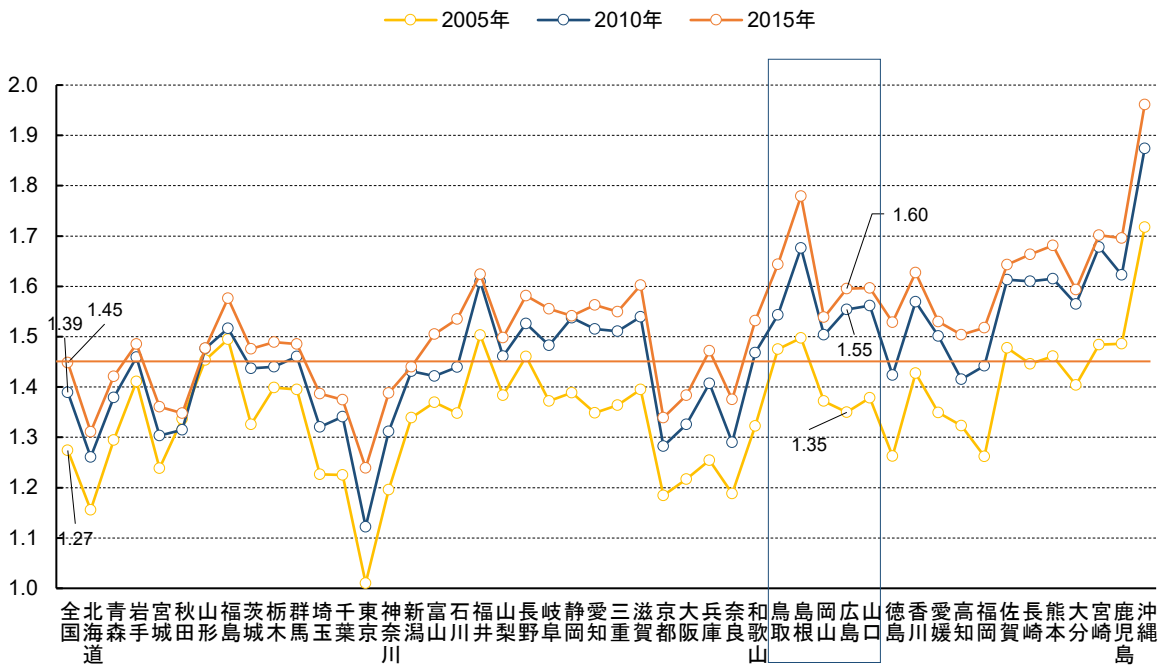
しかしながら、先進国において人口を維持するために必要といわれる出生率2.07（人口置換水準）や、広島県の「人口ビジョン」の希望出生率）1.85を大きく下回っている。

全国的にみて出生率が高い地域は、沖縄県を除けば、九州の一部（佐賀県、長崎県、熊本県、宮崎県、鹿児島県）と、鳥取県および島根県の山陰地域等である。2015年では、沖縄県を合わせて、これらの県で出生率上位8位までを占める（広島県は第13位）。

上記の九州各県との比較や、隣県でありながら広島県よりも出生率が高い状態が続く島根県、あるいは産業構造の類似性が高く、出生構造にも共通点がみられる東海地域等との比較は、広島県の出生構造を理解する上で鍵になると考えられる。

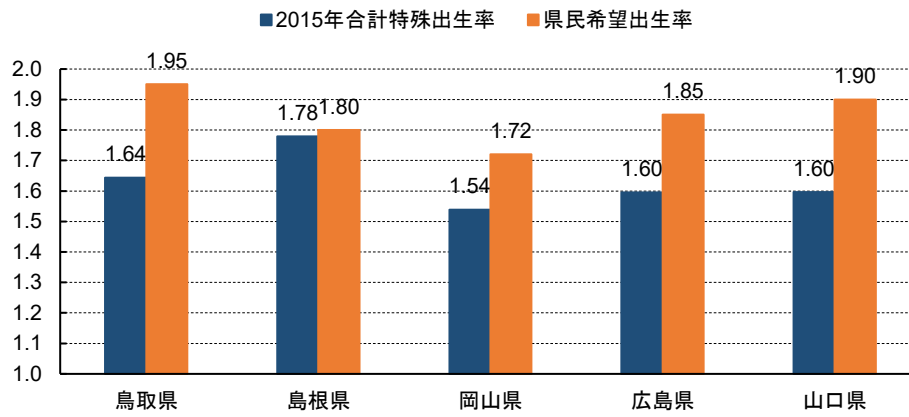
なお、人口ビジョンの希望出生率は住民アンケート調査の実施方法の違いなどから単純には比較できないところもあるものの、広島県は中国地域5県の中で、人口ビジョンの希望出生率と2015年の合計特殊出生率の0.25ポイントあり、比較的乖離が大きい。

図 I - 3 都道府県の合計特殊出生率の推移



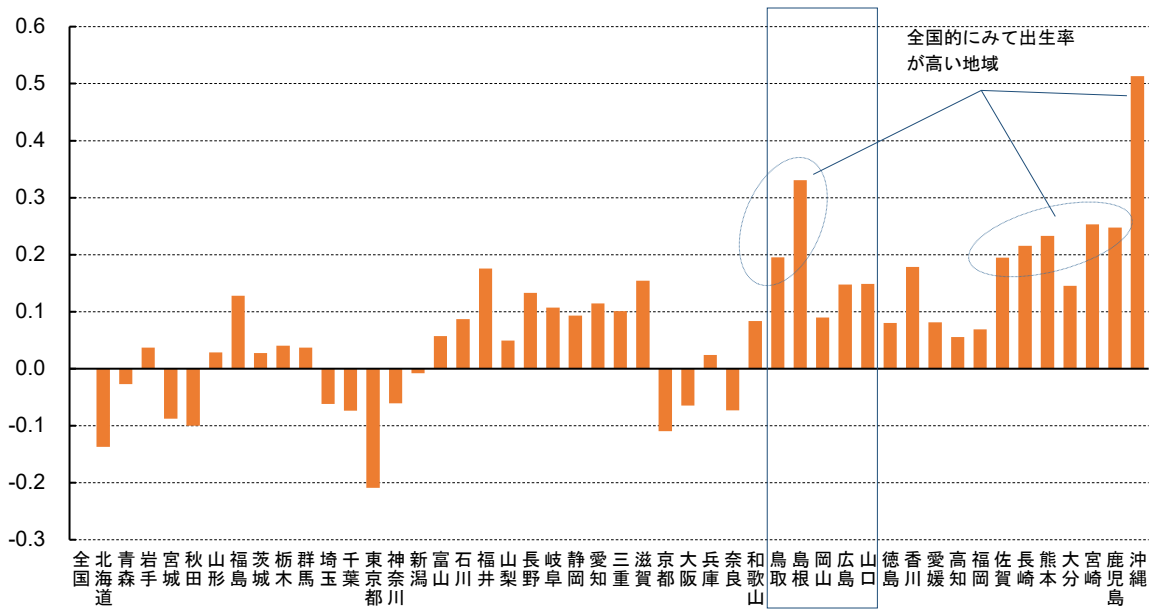
資料：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「国勢調査」（以下、同様）

図 I - 4 中国地域5県の2015年合計特殊出生率と人口ビジョンの県民希望出生率



資料：厚生労働省「人口動態調査」、総務省「国勢調査」、各県「人口ビジョン」

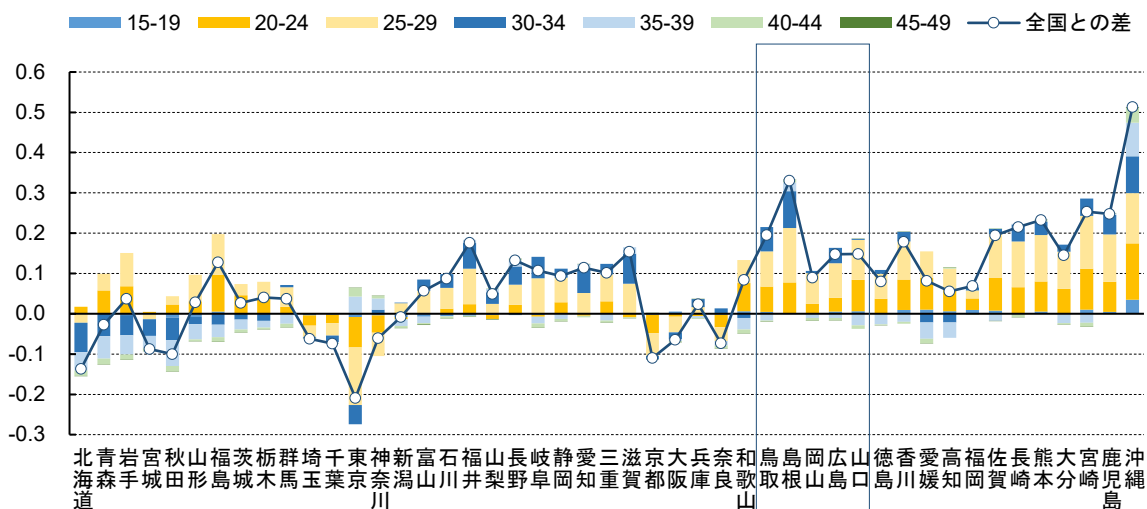
図 I - 5 合計特殊出生率の地域差（全国値との差分、2015年）



(2) 合計特殊出生率地域差の年齢階層別出生率による分解

最初に、合計特殊出生率の地域差（全国値との差、以下同様）を女性の年齢階層別出生率地域差で分解すると、広島県は、九州の上位県や島根県に対して 20-24 歳の寄与が半分程度であり、25-29 歳の寄与もやや小さい。島根県との比較では 30-34 歳の寄与の差が大きい。

図 I - 6 合計特殊出生率地域差の年齢階層別出生率地域差による分解 (2015 年)

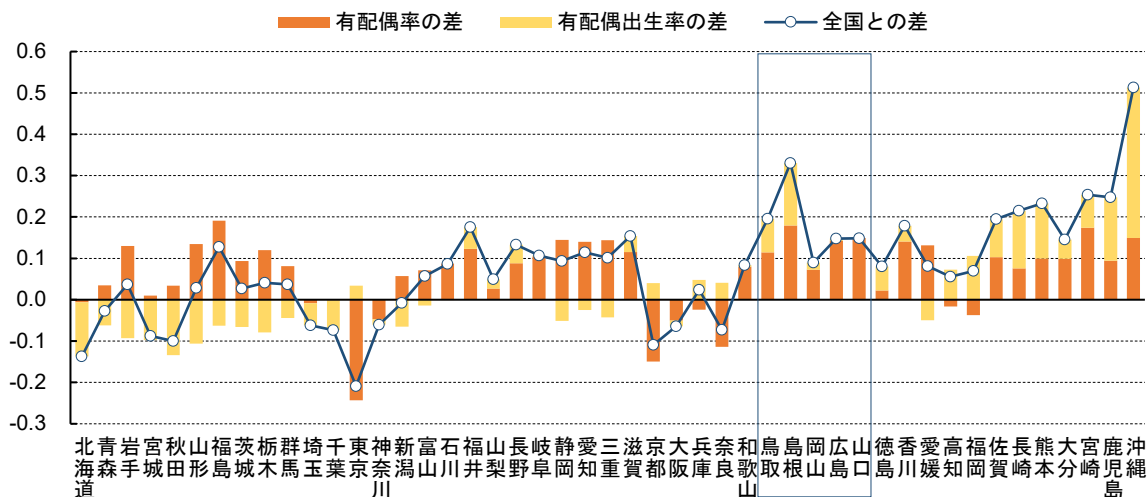


(注) 本分析では、全体の差や変化に占める部分の大きさを、当該部分の全体に対する「寄与」という

(3) 合計特殊出生率地域差の有配偶率と有配偶出生率による分解

合計特殊出生率の地域差を、女性の有配偶率と有配偶出生率の二つの要因により分解し、それぞれの寄与をみると、広島県は、九州上位県や鳥取県に対しては有配偶率の寄与は同程度かそれ以上である。一方、有配偶出生率の寄与がほとんどなく（全国水準と同じ）、九州上位県や山陰地域との違いになっている。どちらかと言えば、静岡、愛知、三重といった東海地域の県に近い。

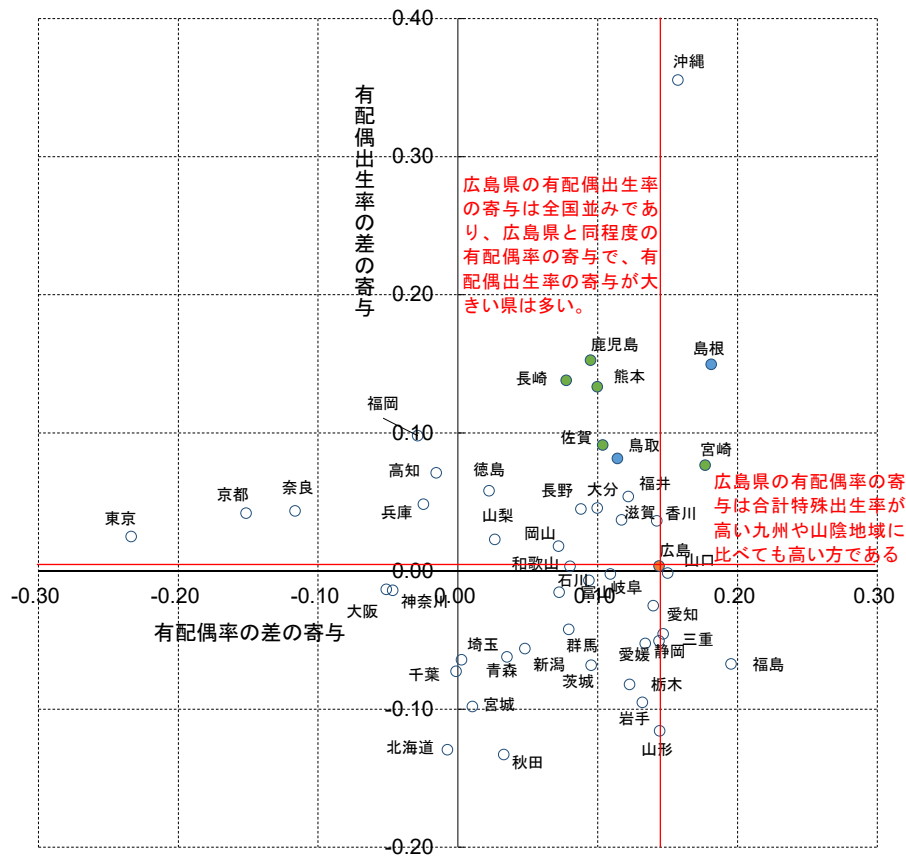
図 I - 7 合計特殊出生率地域差の女性有配偶率地域差と有配偶出生率地域差による分解 (2015 年)



広島県の特徴は「九州上位県や山陰地域に比較しても有配偶率が高い地域であるものの、有配偶出生率は大都市圏の都府県を含めた全国値と同程度」ということができる。広島県の有配偶出生率の寄与は、東京都、京都府、兵庫県といった大都市圏の都府県よりも低く、地方圏の中では出生率が低い福岡県や岡山県を下回っている。

広島県の有配偶率は高いと言っても人口置換水準や希望出生率を達成できる水準ではなく、また、先行研究から有配偶率の上昇は合計特殊出生率の上昇に結び付きやすいということがわかっている。このため、有配偶率を一層高める取り組みは必要であると考えられる。ただし、下図からは、「広島県は高い有配偶率を生かして有配偶出生率をもっと高めることができるのではないか」「島根県は、広島県より有配偶率と有配偶出生率の両方が高く、広島県も双方を高めることができるのではないか」という見方もできる。

図 I - 8 合計特殊出生率地域差の有配偶率地域差と有配偶出生率地域差による分解
(2015 年)

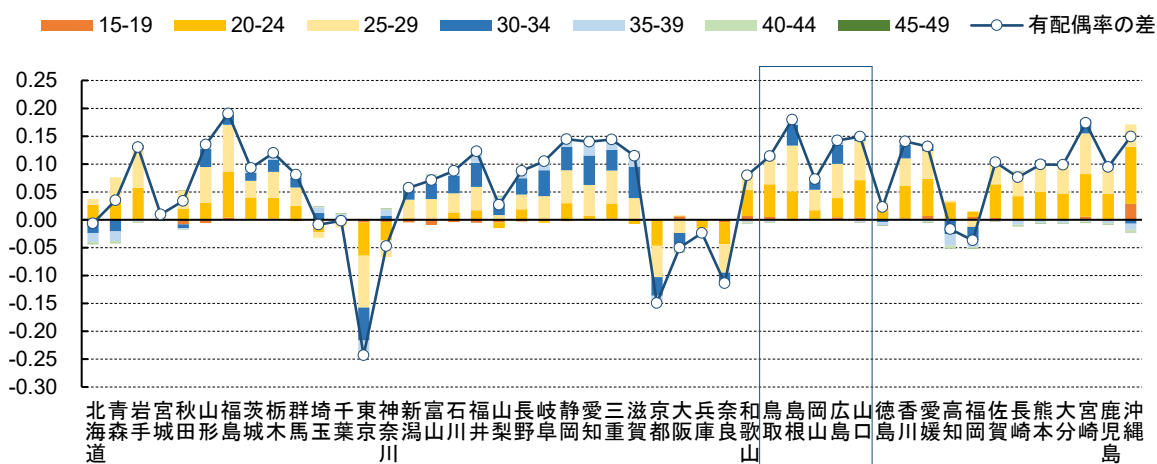


(4) 有配偶率地域差の年齢階層別有配偶率地域差による分解

有配偶率の地域差を年齢階層別にみると、九州上位県と比較して大きな差はみられないものの、島根県のほか、合計特殊出生率では広島県を下回る山形県、福島県、三重県、福井県等と比較しても25-29歳有配偶率の寄与が小さい。

さらに、広島県の30-34歳の寄与はプラスであるものの、出生構造が似ている岐阜、静岡、愛知、三重といった東海地域の県を下回っている。

図 I - 9 女性有配偶率地域差の年齢階層別有配偶率地域差による分解 (2015年)

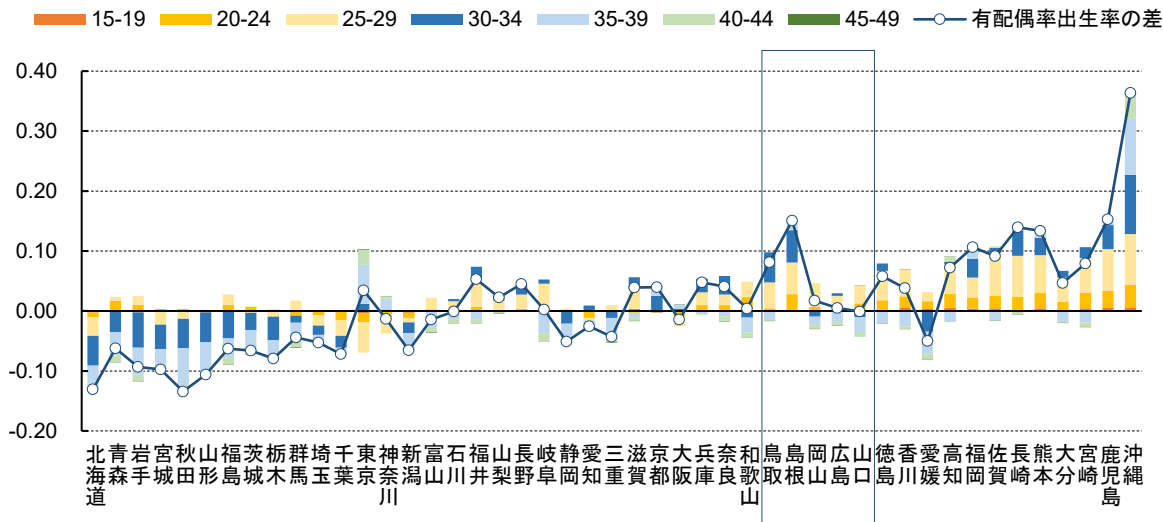


(5) 有配偶率出生率地域差の年齢階層別有配偶出生率地域差による分解

全国的には、有配偶率出生率は西高東低の傾向が顕著であるが、九州の上位県は特に25-29歳の有配偶出生率が高いことが特徴である。広島県の25-29歳有配偶出生率はプラス寄与であるものの、九州の上位県や山陰地域を大きく下回る。

30-34歳有配偶出生率の寄与はわずかにプラスであるが、上位県との大きな差になっている。

図 I - 10 有配偶出生率地域差の年齢階層別有配偶出生率の地域差による分解 (2015年)



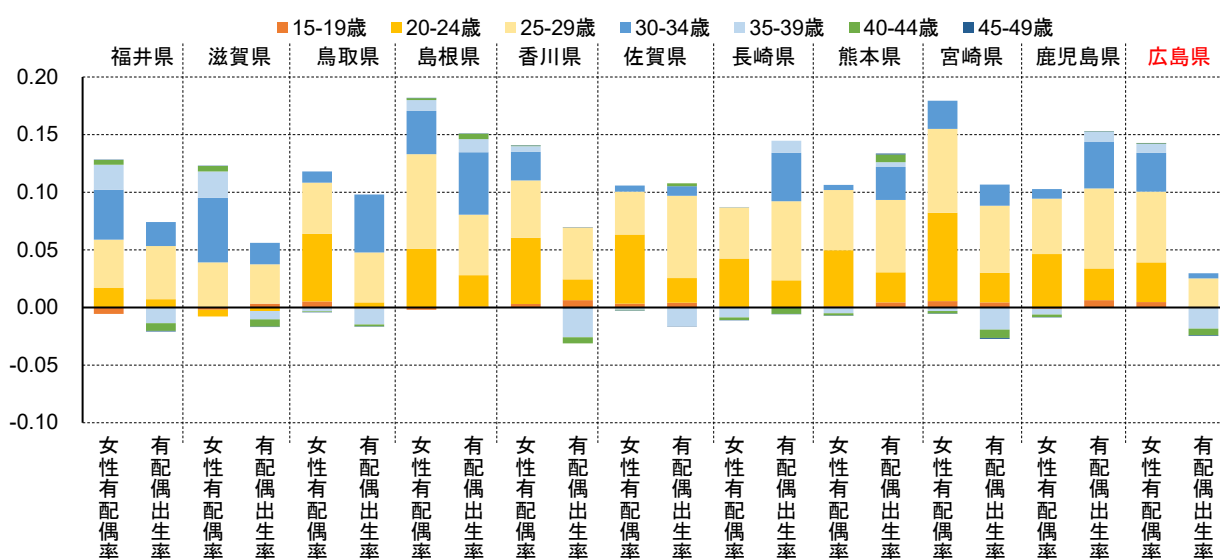
■年齢階層別有配偶率と年齢階層別有配偶出生率による分析のまとめ

ここまでの要因分析を総合化して、図 I - 7 で合計特殊出生率地域差を有配偶率および有配偶出生率の二つに分解したものを、さらに年齢階層別に分解した図が図 I - 11 である。

沖縄県を除く合計特殊出生率第 10 位までの県と比較すると、広島県は有配偶率の寄与はあまり変わらないことがわかる。年齢階層別の特徴は 20 歳代と 30 歳代の両方で寄与が大きいことである。福井県と滋賀県は 20 歳代、九州の各県は 30 歳代の寄与が小さい。

一方、有配偶出生率の寄与が上位県と比較してかなり小さい。20 歳代前半の寄与も小さいが、30 歳代にプラス寄与がみられないことが響いている。

図 I - 11 合計特殊出生率地域差の年齢階層別有配偶率地域差と年齢階層別有配偶出生率地域差による分解 (2015 年、沖縄県を除く合計特殊出生率第 10 位までの県及び広島県)



■出生構造要因の都道府県順位

合計特殊出生率地域差に対する寄与を、有配偶率と有配偶出生率のそれぞれについて年齢階層別に都道府県の順位を比較した。

有配偶率では、20-24 歳は 19 位であるが、25-29 歳と 30-34 歳は 7 位と 8 位である。30 歳代の有配偶率は愛知、岐阜、静岡、三重等の東海地域と、福井、富山等の北陸地域が上位に位置していることが特徴であり、その中で広島県の 30 歳代前半は 8 位である。35-39 歳では 16 位と順位を下げている。

広島県の有配偶出生率は、25-29 歳以上では広島県は 20 位前半にある。ただし、25-29 歳から 35-39 歳に向けて順位を下げている。

表 I - 1 合計特殊出生率地域差に対する年齢階層別有配偶率地域差の寄与（都道府県順位）

順位	20-24 歳		25-29 歳		30-34 歳		35-39 歳	
1	沖縄	0.1022	福島	0.0835	滋賀	0.0563	滋賀	0.0229
2	福島	0.0826	島根	0.0823	愛知	0.0529	福井	0.0217
3	宮崎	0.0767	宮崎	0.0727	岐阜	0.0461	愛知	0.0208
4	山口	0.0671	山口	0.0701	福井	0.0432	岐阜	0.0178
5	愛媛	0.0663	岩手	0.0687	静岡	0.0421	三重	0.0154
6	佐賀	0.0600	山形	0.0640	三重	0.0375	静岡	0.0140
7	鳥取	0.0586	広島	0.0612	島根	0.0373	長野	0.0138
8	岩手	0.0576	静岡	0.0588	広島	0.0338	富山	0.0119
9	香川	0.0575	三重	0.0588	山形	0.0325	山梨	0.0115
10	島根	0.0508	愛知	0.0556	石川	0.0305	石川	0.0110
11	熊本	0.0484	熊本	0.0524	長野	0.0291	山形	0.0109
12	大分	0.0469	大分	0.0513	富山	0.0280	栃木	0.0103
13	和歌山	0.0466	愛媛	0.0504	香川	0.0247	神奈川	0.0101
14	鹿児島	0.0465	香川	0.0497	宮崎	0.0246	島根	0.0096
15	長崎	0.0421	鹿児島	0.0481	栃木	0.0216	埼玉	0.0094
16	青森	0.0413	栃木	0.0465	山梨	0.0199	広島	0.0075
17	茨城	0.0381	鳥取	0.0444	新潟	0.0185	茨城	0.0073
18	栃木	0.0376	長崎	0.0444	福島	0.0181	群馬	0.0071
19	広島	0.0346	岐阜	0.0427	群馬	0.0172	新潟	0.0059
20	山形	0.0307	福井	0.0420	岡山	0.0151	千葉	0.0058
21	高知	0.0303	沖縄	0.0399	茨城	0.0145	香川	0.0049
22	静岡	0.0300	滋賀	0.0390	埼玉	0.0128	岡山	0.0032
23	三重	0.0272	佐賀	0.0371	山口	0.0125	福島	0.0024
24	北海道	0.0257	岡山	0.0368	愛媛	0.0124	宮城	-0.0002
25	群馬	0.0254	富山	0.0366	鳥取	0.0098	兵庫	-0.0008
26	徳島	0.0203	青森	0.0350	鹿児島	0.0083	奈良	-0.0019
27	秋田	0.0194	石川	0.0349	岩手	0.0079	佐賀	-0.0019
28	長野	0.0190	新潟	0.0336	神奈川	0.0075	秋田	-0.0026
29	福井	0.0169	秋田	0.0328	大分	0.0068	岩手	-0.0029
30	岡山	0.0157	群馬	0.0326	佐賀	0.0053	愛媛	-0.0031
31	石川	0.0129	和歌山	0.0315	熊本	0.0044	宮崎	-0.0032
32	福岡	0.0096	茨城	0.0298	千葉	0.0038	鳥取	-0.0033
33	愛知	0.0061	長野	0.0262	和歌山	0.0004	山口	-0.0037
34	新潟	0.0026	徳島	0.0129	長崎	0.0000	和歌山	-0.0044
35	宮城	0.0015	北海道	0.0099	宮城	-0.0011	鹿児島	-0.0049
36	大阪	0.0013	宮城	0.0097	兵庫	-0.0021	大分	-0.0051
37	富山	0.0007	山梨	0.0086	徳島	-0.0028	熊本	-0.0051
38	岐阜	-0.0026	高知	0.0028	秋田	-0.0069	徳島	-0.0060
39	滋賀	-0.0059	千葉	-0.0052	沖縄	-0.0071	長崎	-0.0086
40	千葉	-0.0072	兵庫	-0.0061	奈良	-0.0176	大阪	-0.0106
41	山梨	-0.0104	埼玉	-0.0106	青森	-0.0204	沖縄	-0.0107
42	兵庫	-0.0137	福岡	-0.0127	大阪	-0.0217	京都	-0.0119
43	埼玉	-0.0190	大阪	-0.0235	福岡	-0.0236	福岡	-0.0128
44	神奈川	-0.0325	神奈川	-0.0304	北海道	-0.0238	北海道	-0.0158
45	奈良	-0.0392	奈良	-0.0516	高知	-0.0258	青森	-0.0171
46	京都	-0.0458	京都	-0.0565	京都	-0.0329	高知	-0.0199
47	東京	-0.0600	東京	-0.0931	東京	-0.0593	東京	-0.0222

(注) 15-19 歳、40-44 歳、45-49 歳は掲載を省略した

表 I - 2 合計特殊出生率地域差に対する年齢階層別有配偶出生率地域差の寄与（都道府県順位）

順位	20-24 歳		25-29 歳		30-34 歳		35-39 歳	
1	沖縄	0.0380	沖縄	0.0845	沖縄	0.0985	沖縄	0.0939
2	鹿児島	0.0276	佐賀	0.0712	島根	0.0540	東京	0.0653
3	島根	0.0272	鹿児島	0.0693	鳥取	0.0503	神奈川	0.0180
4	熊本	0.0262	長崎	0.0687	長崎	0.0420	福岡	0.0172
5	宮崎	0.0254	熊本	0.0628	鹿児島	0.0403	京都	0.0152
6	長崎	0.0231	宮崎	0.0585	福岡	0.0317	島根	0.0115
7	和歌山	0.0231	島根	0.0525	奈良	0.0312	長崎	0.0107
8	高知	0.0226	高知	0.0497	熊本	0.0286	鹿児島	0.0091
9	佐賀	0.0213	徳島	0.0495	京都	0.0240	大阪	0.0067
10	福岡	0.0189	福井	0.0460	兵庫	0.0223	熊本	0.0042
11	香川	0.0181	岐阜	0.0454	福井	0.0207	長野	0.0011
12	青森	0.0162	香川	0.0449	滋賀	0.0186	山梨	-0.0025
13	徳島	0.0154	鳥取	0.0433	宮崎	0.0182	兵庫	-0.0034
14	大分	0.0153	大分	0.0404	長野	0.0160	滋賀	-0.0072
15	愛媛	0.0129	岡山	0.0397	東京	0.0119	千葉	-0.0087
16	山口	0.0103	滋賀	0.0341	徳島	0.0118	奈良	-0.0092
17	岩手	0.0102	福岡	0.0329	大分	0.0110	埼玉	-0.0098
18	福島	0.0091	山口	0.0297	山梨	0.0087	愛知	-0.0108
19	奈良	0.0077	和歌山	0.0254	愛知	0.0085	石川	-0.0120
20	兵庫	0.0077	広島	0.0246	佐賀	0.0083	岡山	-0.0135
21	茨城	0.0073	長野	0.0239	岐阜	0.0073	福井	-0.0136
22	岡山	0.0071	兵庫	0.0218	広島	0.0044	鳥取	-0.0138
23	福井	0.0067	富山	0.0192	大阪	0.0041	佐賀	-0.0160
24	鳥取	0.0044	奈良	0.0177	高知	0.0040	大分	-0.0166
25	長野	0.0034	福島	0.0170	石川	0.0036	広島	-0.0183
26	宮城	0.0033	石川	0.0164	神奈川	0.0024	高知	-0.0183
27	秋田	0.0032	群馬	0.0159	富山	-0.0006	宮崎	-0.0192
28	栃木	0.0022	山梨	0.0159	香川	-0.0010	徳島	-0.0201
29	三重	0.0021	愛媛	0.0155	岡山	-0.0094	新潟	-0.0227
30	山梨	0.0009	岩手	0.0145	山口	-0.0102	和歌山	-0.0246
31	富山	0.0008	三重	0.0076	和歌山	-0.0107	山口	-0.0247
32	広島	0.0002	青森	0.0064	三重	-0.0111	香川	-0.0249
33	山形	-0.0001	静岡	0.0023	群馬	-0.0116	静岡	-0.0261
34	石川	-0.0002	山形	0.0020	埼玉	-0.0156	栃木	-0.0267
35	京都	-0.0003	京都	0.0013	新潟	-0.0173	富山	-0.0277
36	静岡	-0.0015	茨城	-0.0018	静岡	-0.0197	北海道	-0.0297
37	岐阜	-0.0017	愛知	-0.0041	千葉	-0.0198	群馬	-0.0302
38	滋賀	-0.0031	新潟	-0.0075	茨城	-0.0289	宮城	-0.0304
39	埼玉	-0.0061	栃木	-0.0075	愛媛	-0.0343	茨城	-0.0317
40	北海道	-0.0081	秋田	-0.0118	青森	-0.0357	三重	-0.0320
41	群馬	-0.0081	大阪	-0.0156	栃木	-0.0395	福島	-0.0328
42	新潟	-0.0085	埼玉	-0.0173	宮城	-0.0405	岐阜	-0.0347
43	大阪	-0.0087	宮城	-0.0216	福島	-0.0457	愛媛	-0.0370
44	神奈川	-0.0106	千葉	-0.0263	秋田	-0.0493	青森	-0.0384
45	愛知	-0.0108	神奈川	-0.0272	北海道	-0.0493	岩手	-0.0442
46	千葉	-0.0135	北海道	-0.0313	山形	-0.0495	山形	-0.0489
47	東京	-0.0150	東京	-0.0502	岩手	-0.0586	秋田	-0.0612

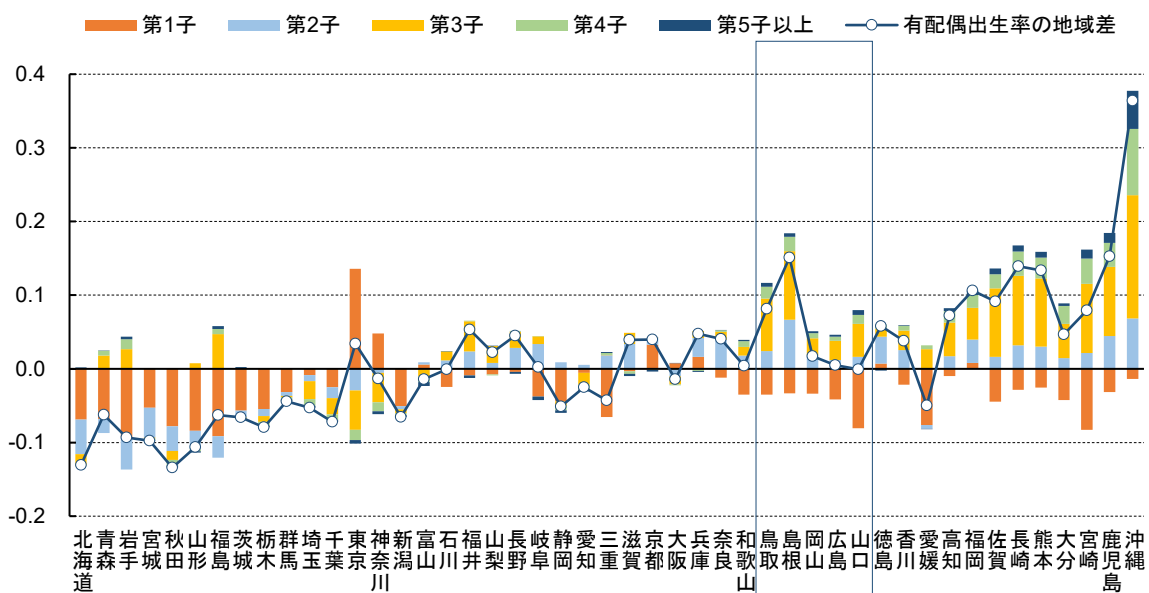
(注) 15-19 歳、40-44 歳、45-49 歳は掲載を省略した

(6) 有配偶率出生率地域差の出生順位別有配偶出生率地域差による分解

有配偶出生率地域差を出生順位別出生率に分解したものが図 I - 1 2 である。図からは、どの出生順位別の子供を生んでいる有配偶女性が多いかがわかる。出生順位別出生率の分母が「有配偶女性全体」であることには注意が必要である※。

広島県は第1子の寄与が大きくマイナスであり、これを第3子のプラス寄与でカバーしている。第1子がマイナスであることは九州上位県や山陰地域も同様であるが、第2子に寄与がない（全国と同程度）ことと、第三子の寄与が上位県に比べて小さい。

図 I - 1 2 有配偶出生率地域差の出生順位別有配偶出生率地域差による分解（2015年）



※出生順位別有配偶出生率の留意点

出生順位別出生率で、第2子や第3子の出生率が高い地域で、第1子出生率が低くなる傾向がみられる理由は、出生順位別出生率の分母が「有配偶女性全体」であるためである。

有配偶出生率には、有配偶女性全体を分母にする方法とは別に「パリティ別出生率」という算出方法がある。パリティ別出生率では、第1子出生率の分母は「第1子を出生していない有配偶女性数」を用い、第2子出生率の分母は「第1子を出生し、第2子を出生していない有配偶女性数」を用いる。

出生順位別出生率を比較するためには、パリティ別出生率が正確であると考えられるが、公表されている統計データでは、分母に用いる有配偶女性数が得られない。反対に、有配偶女性全体を用いる出生順位別出生率は、その合計が全体の合計特殊出生率に一致するというメリットがある。

表 I - 3 出生順位別有配偶出生率の数値例による説明

区分		女性数				10年間の子供数			有配偶出生率			有配偶率	合計特殊出生率
		20歳代	30歳代	有配偶者	女性数計	第1子	第2子	合計	第1子	第2子	合計		
A市	30歳代で結婚して1人を生む	6	6	6	12	6	0	6	1.0	0.0	1.0	0.50	1.0
B市	20歳代で結婚して、20歳代で1人、30歳代で0.5人を生む（2人に一人が1人を生む）	6	6	12	12	6	3	9	0.5	0.3	0.75	1.00	1.5

参考として、都道府県の比較で東京都の第1子出生率が高い状況により確認すると、下図の通り第1子は、出生数で見ると東京都が最も多いことがわかる。ところが、東京都では、第1子は、母の年齢階層 25-29歳より 30-34歳の出生数の方が多く、35-39歳も 25-29歳と同程度に達する。

このため、東京都で、有配偶女性全体を分母にして出生順位別出生率を算出すると、第1子出生率が他の都道府県より高く、第2子、第3子の出生率が低くなる。この理由は、東京都において上記のように晩婚化・晩産化が著しく進行しているためである。

図 I - 13 母の年齢階層別第1子出生数（2015年）

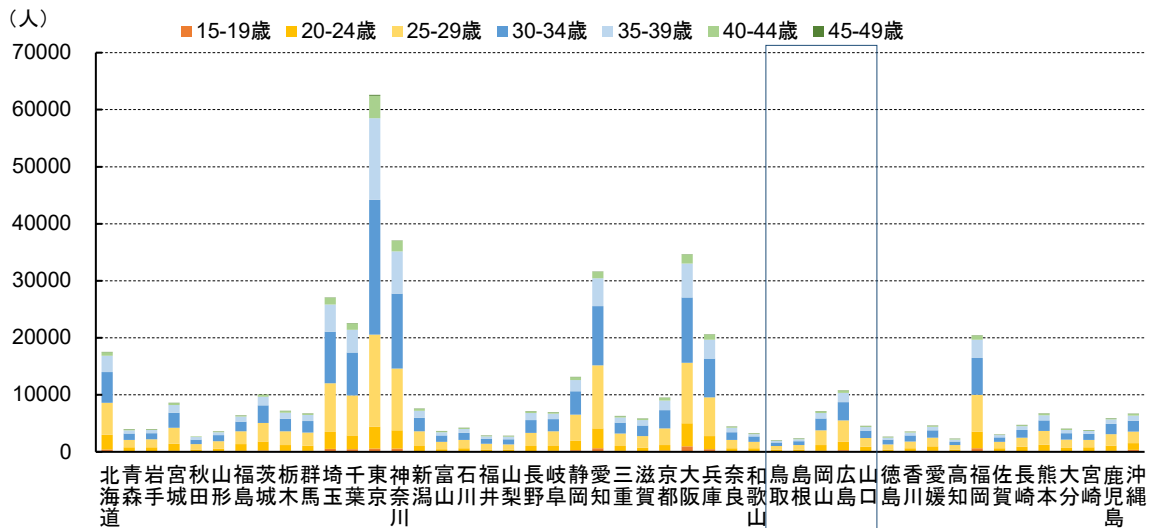


図 I - 1 4 では、出生順位ごとに、その地域差を年齢階層別有配偶出生率により分解した。この分析では、各出生順位の出生率が高い地域でどの年齢階層の出生が寄与しているかがわかる。

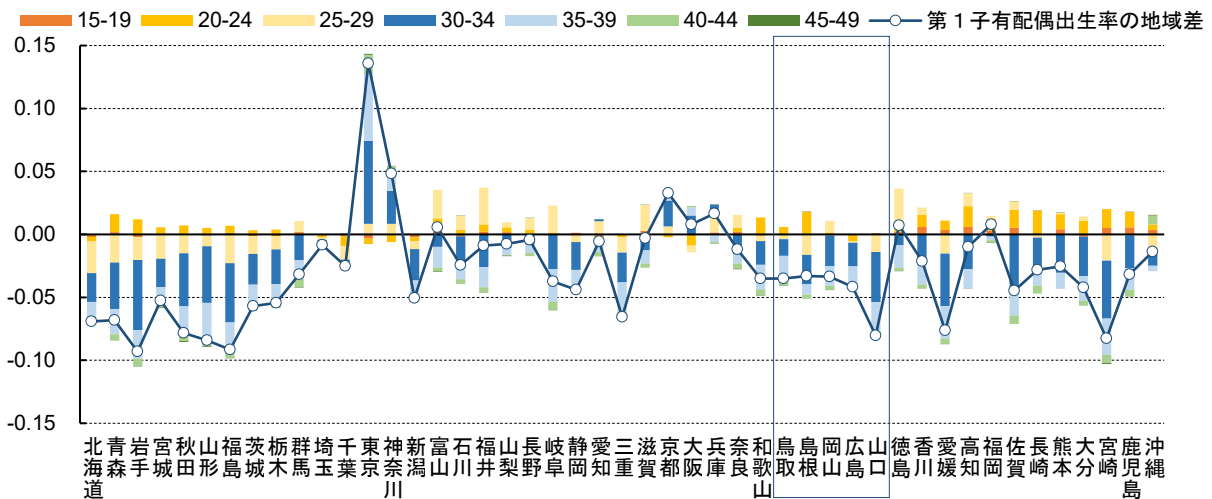
第 2 子の出生率が高い地域では、概ね 25-29 歳での出生が寄与している。九州上位県や島根県はこの傾向が顕著であり、広島県との差が大きい。さらに 30-34 歳の第 2 子の寄与は、山陰地域のほか、愛知県、岐阜県、滋賀県でも大きく、広島県との違いになっている。

有配偶出生率の高さに最も強く影響する第 3 子出生率をみると、第 3 子出生率が高い地域では 30-34 歳の寄与が最も大きい。広島県は、九州上位県や山陰地域に対して、30-34 歳の第 3 子出生率が低くなっている。

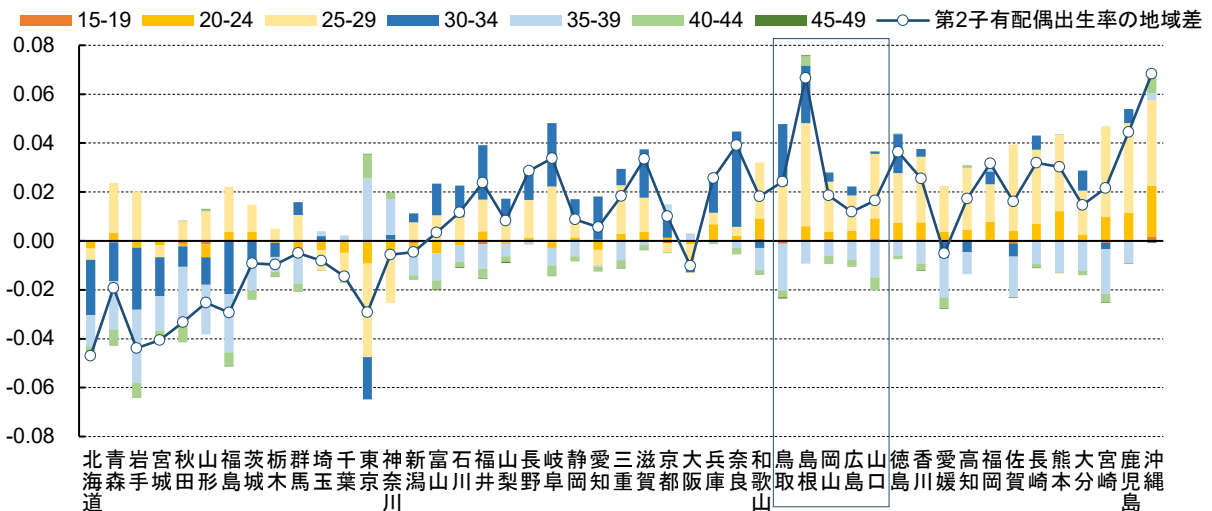
また、有配偶出生率が高い県では、35-39 歳の第 3 子出生率がプラスに寄与しているところも多いが、広島県では 35-39 歳にほとんど寄与はみられない。

図 I - 1 4 出生順位別出生率地域差の年齢階層別有配偶出生率地域差による分解 (2015 年)

(第 1 子)



(第 2 子)



(7) 出生順位別出生率に対する年齢階層別有配偶率の影響

出生順位別出生率の地域差を理解するために、同じ出生構造要因である年齢階層別有配偶率との関係を分析した。

表 I - 4 出生順位別出生率の年齢階層別有配偶率による単回帰分析の結果 (P 値)

変数		年齢階層別有配偶率 (独立変数)						
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
出生順位別 出生率 (従属変数)	第1子	0.3171	0.0000	0.0000	0.0077	0.5572	0.9216	0.7887
	第2子	0.0361	0.2061	0.3290	0.1151	0.4589	0.5820	0.9212
	第3子	0.0000	0.0000	0.0007	0.6176	0.0838	0.0212	0.0180
	第4子	0.0000	0.0000	0.0190	0.5449	0.0091	0.0010	0.0005
	第5子以上	0.0000	0.0000	0.1161	0.3699	0.0199	0.0027	0.0012

表 I - 5 出生順位別出生率の年齢階層別有配偶率による単回帰分析の結果 (回帰係数)

変数		年齢階層別有配偶率 (独立変数)						
		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
出生順位別 出生率 (従属変数)	第1子		-0.81	-0.86	-0.66			
	第2子	1.37						
	第3子	4.17	0.88	0.55			-5.90	-212.6
	第4子	2.19	0.34	0.16		-0.57	-3.30	-122.0
	第5子以上	1.19	0.15			-0.26	-1.51	-56.70

図 I - 15 出生構造における年齢階層別有配偶率地域差と出生順位別出生率地域差の関係

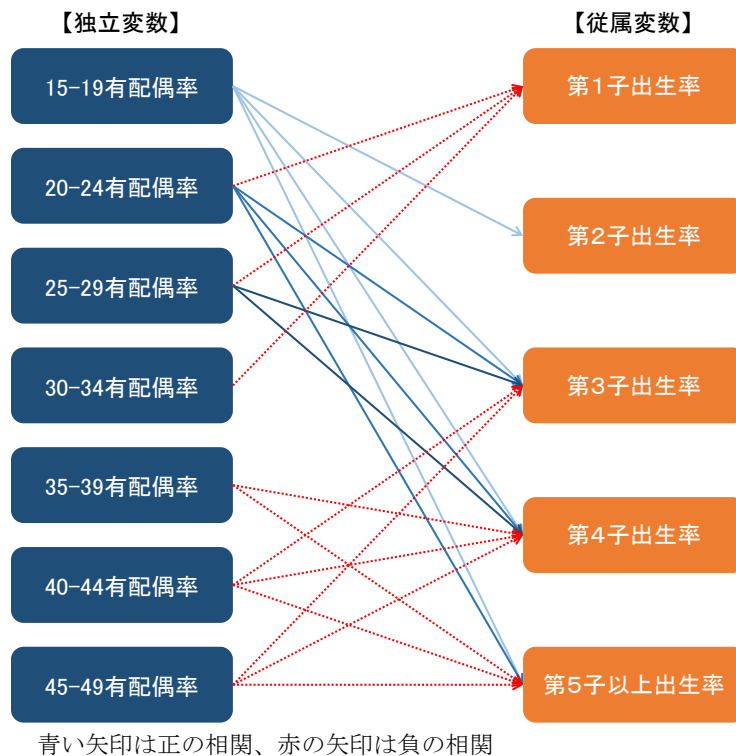


図 I - 1 7 40-44 歳女性有配偶率地域差と第 4 子有配偶出生率地域差との関係 (2015 年)

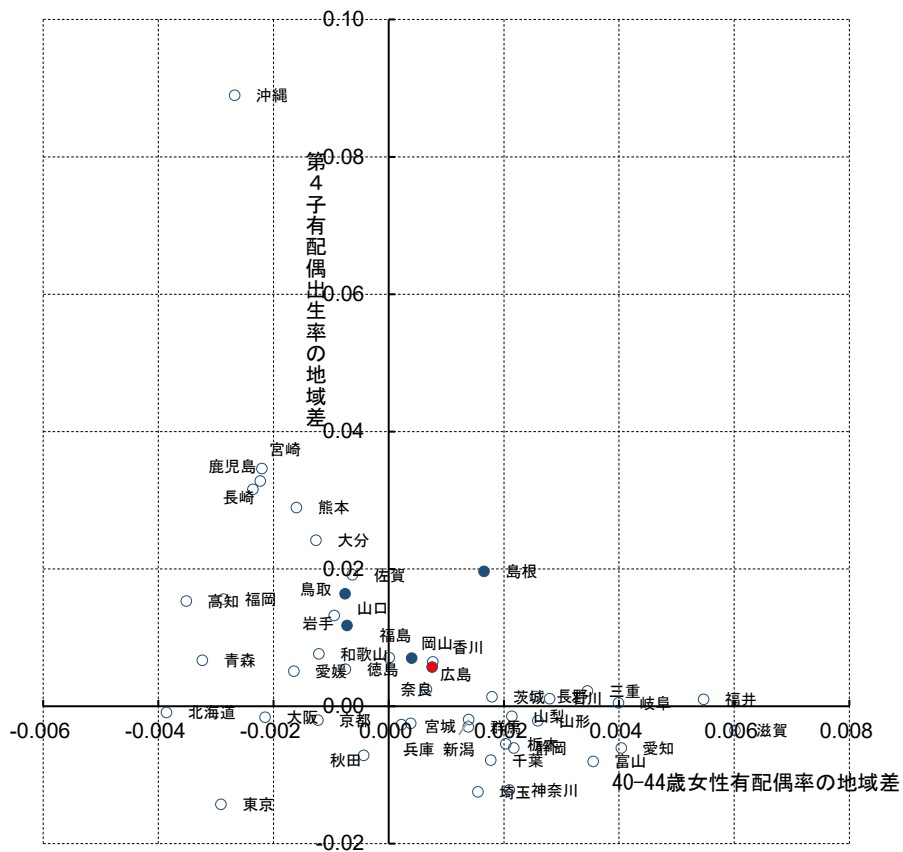
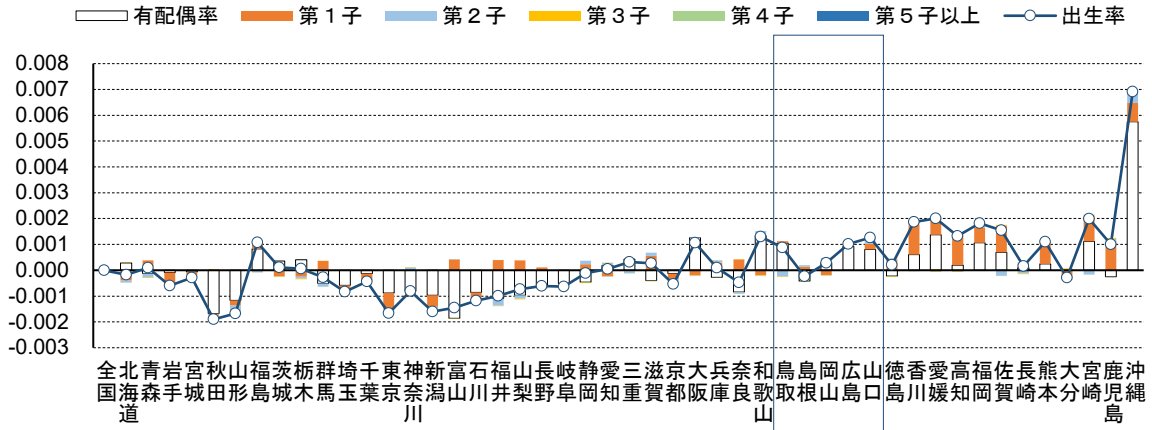
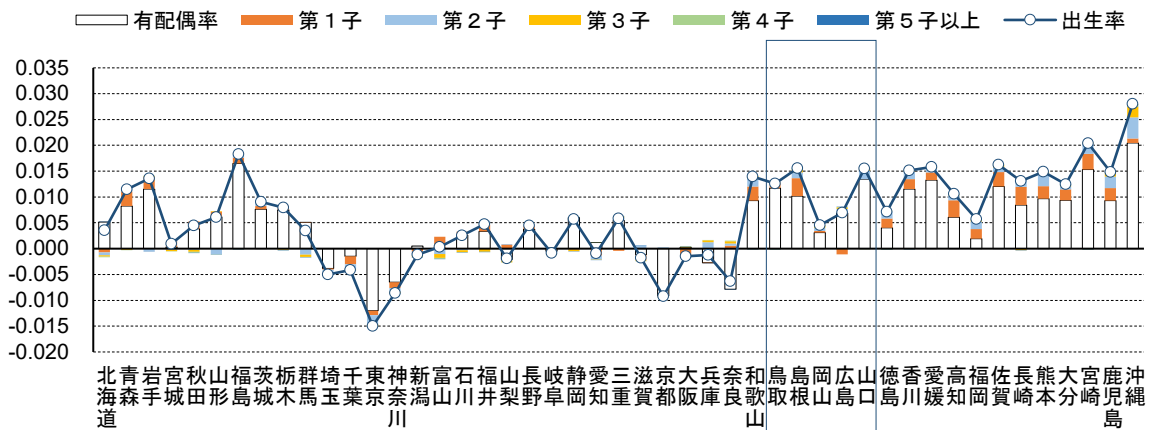


図 I - 18 年齢階層別出生率地域差の有配偶率地域差および出生順位別有配偶出生率地域差による分解(2015年)

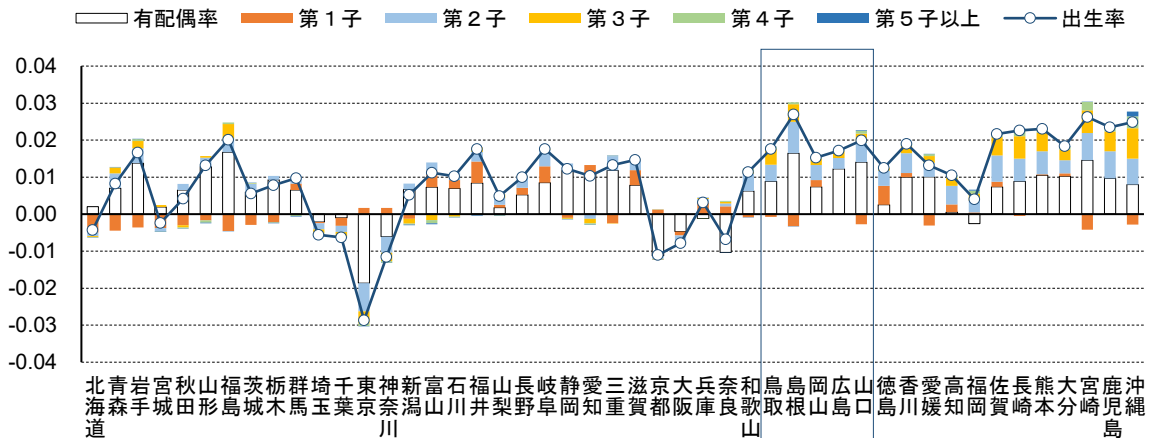
(15-19 歳)



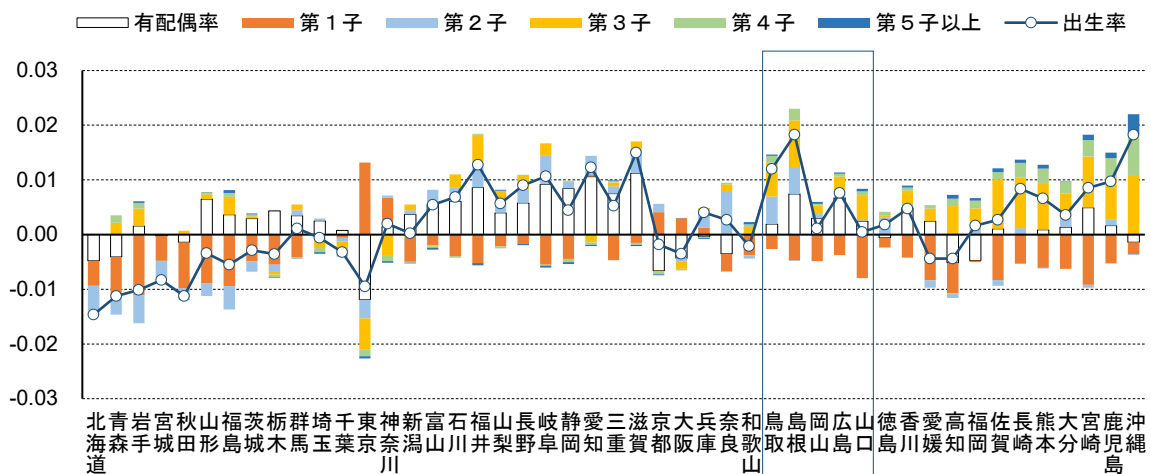
(20-24 歳)



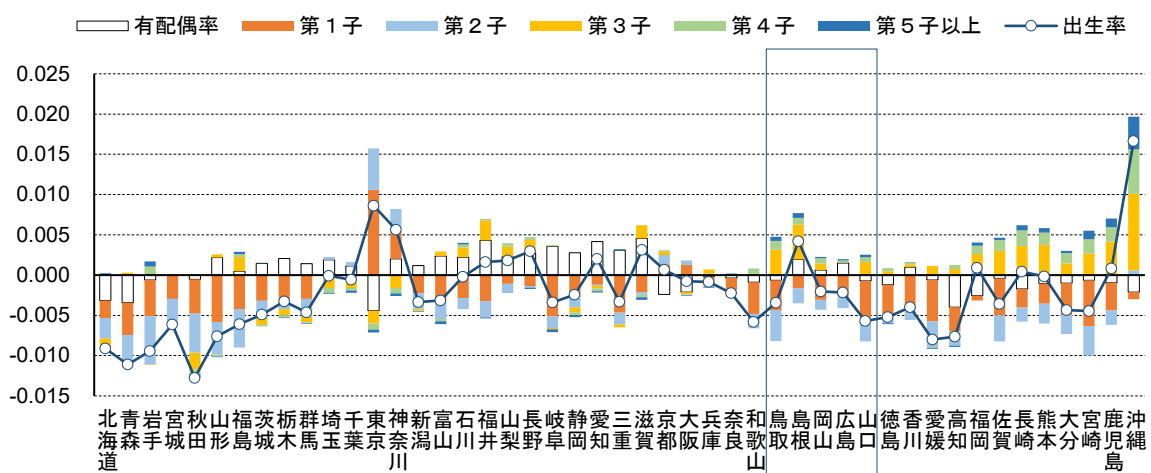
(25-29 歳)



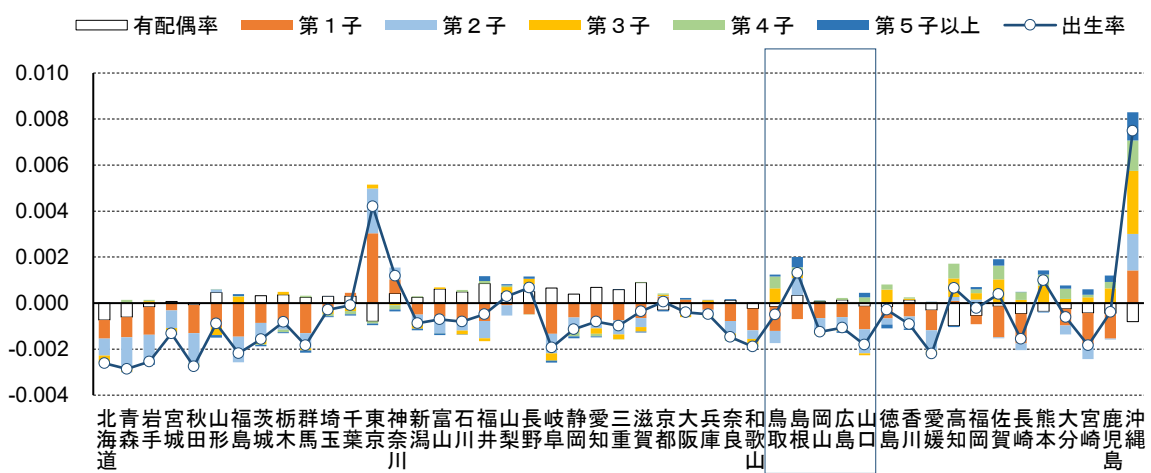
(30-34 歳)



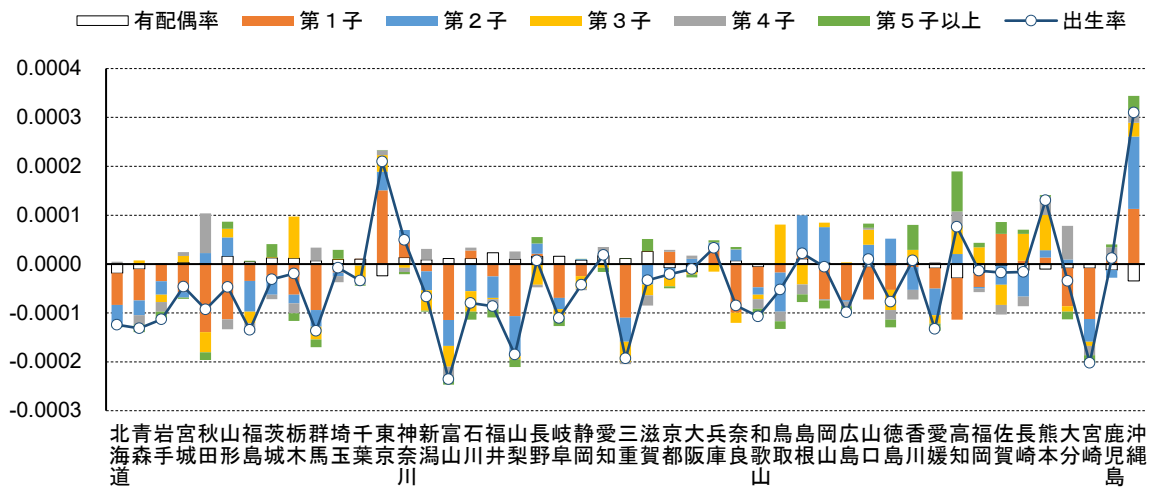
(35-39 歳)



(40-44 歳)



(45-49 歳)



3. 女性合計特殊出生率変化の出生構造要因による分析

(1) 合計特殊出生率の変化

2010年と2015年を比較して、広島県の合計特殊出生率変化量を出生構造要因により分解を行う。この期間、全国の合計特殊出生率が0.059ポイントの上昇であったのに対して、広島県の上昇は0.042ポイント（都道府県中30位）であり、全国を下回る。

わが国の合計特殊出生率は2000年代後半から回復傾向にあり、このうち、国勢調査の基準人口が利用できる直近2010年～2015年の期間を分析対象とした。

図 I - 19 都道府県の合計特殊出生率変化量（2010年～2015年）

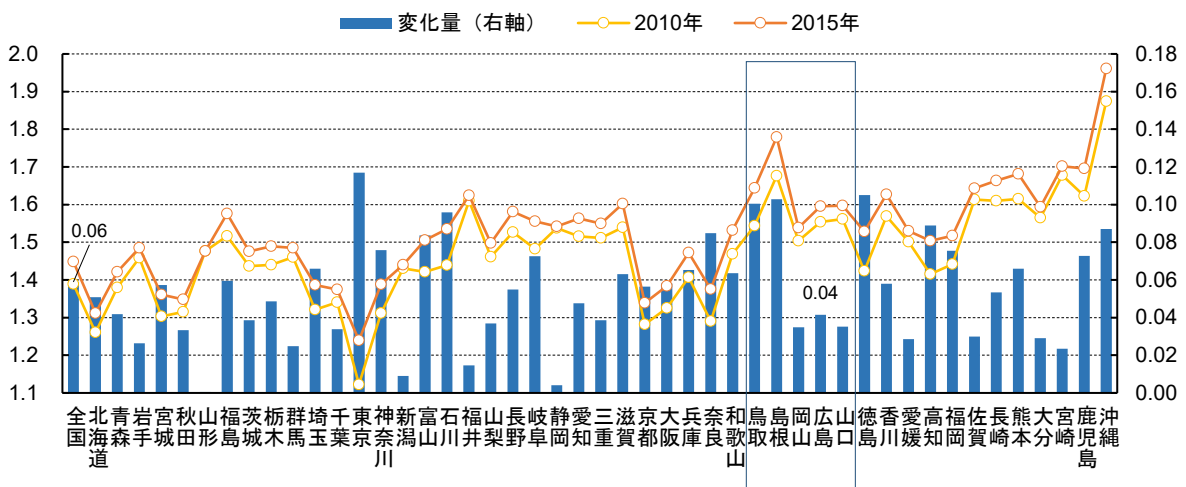
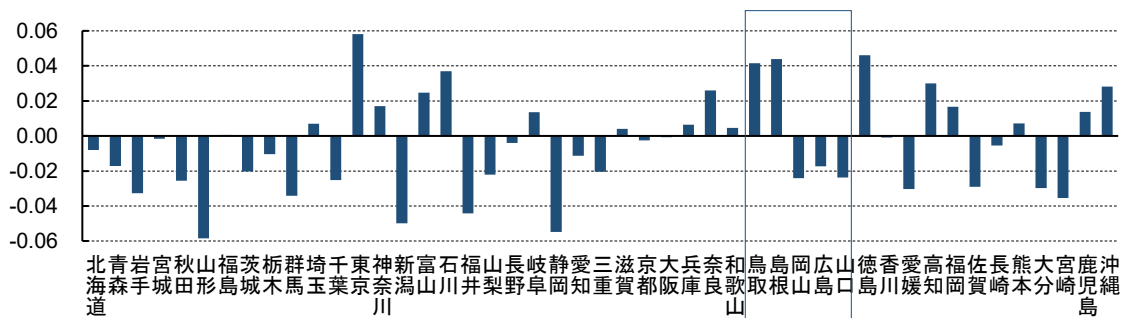
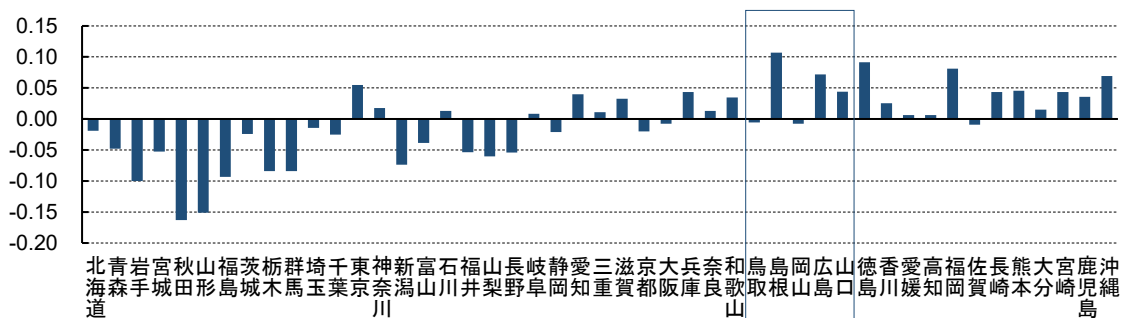


図 I - 20 合計特殊出生率変化量の地域差

(2010年～2015年)



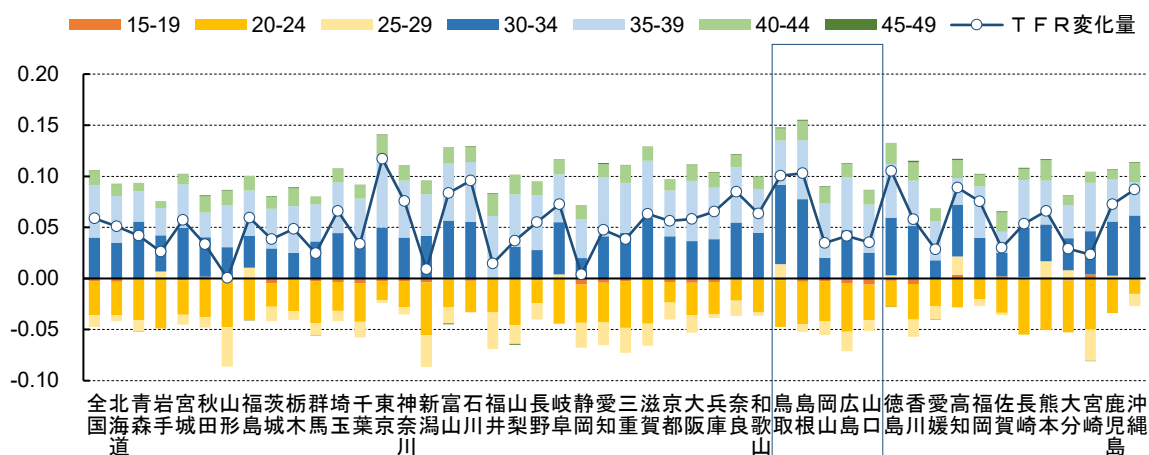
(2005年～2015年)



(2) 合計特殊出生率変化量の年齢階層別出生率による分解

合計特殊出生率変化量を、女性の年齢階層別出生率変化量により分解すると、広島県は20歳代のマイナス寄与が大きい。関西以西では宮崎県に次いで20歳代の低下量が大きくなっている。一方で、30歳代の寄与は全国的に大きい方である。

図 I - 2 1 合計特殊出生率変化量の年齢階層別出生率変化量による分解 (2010年～2015年)

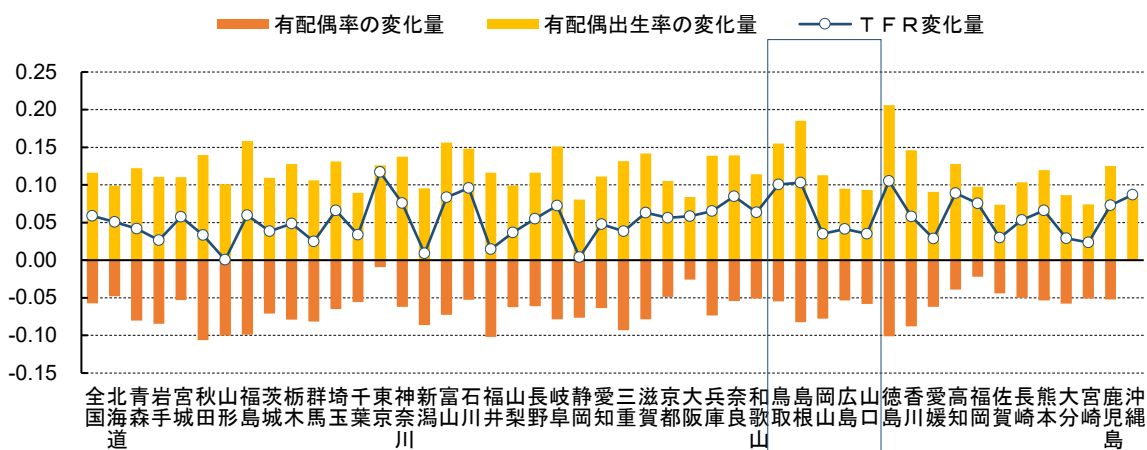


(3) 合計特殊出生率変化量の有配偶率と有配偶出生率による分解

合計特殊出生率変化量を、女性の有配偶率と有配偶出生率の二要因に分けて、それぞれの寄与をみた。有配偶率は全都道府県で低下しているが、既に有配偶率が低水準にある大都市圏の都府県の低下量は小さい。関西以西では広島県よりも有配偶率の低下量が大きい地域は多くみられ、全国と同程度である。

広島県の合計特殊出生率の変化量が小さいのは、全国と比べて有配偶出生率の変化量が小さいためである。広島県は、有配偶率低下量が平均的（全国値と同程度）であったことに対して、有

図 I - 2 2 合計特殊出生率変化量の女性有配偶率変化量と有配偶出生率変化量による分解 (2010年～2015年)

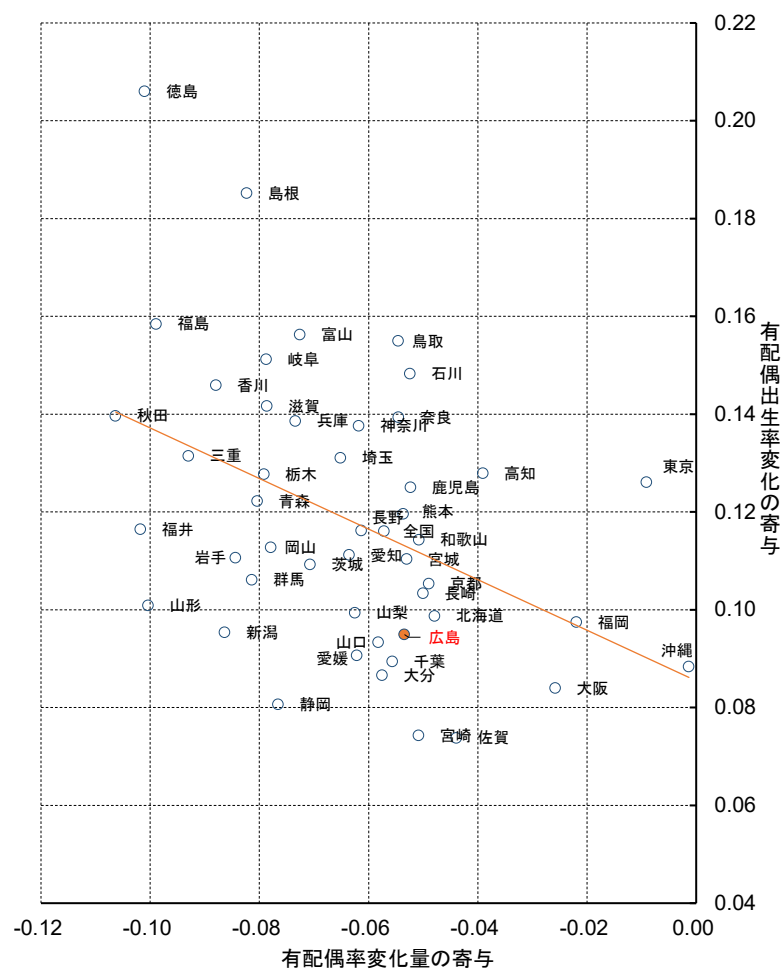


配偶出生率があまり伸びなかったことが、合計特殊出生率の上昇が全国的よりも小さかった理由である。

図 I - 5 は、図 I - 4 を散布図にしたものであり、有配偶率の変化と有配偶出生率の変化の間に緩やかな逆相関がみられる。後の分析でみるように、有配偶率の低下は主に 20 歳代、有配偶出生率の上昇は主に 30 歳代で生じており、20 歳代の有配偶率の低下が 30 歳代での有配偶出生率の上昇をもたらしていると考えられる。

図からは、広島県と有配偶率の低下が同程度の地域の中では、広島県の有配偶出生率の上昇量は小さいことがわかる。

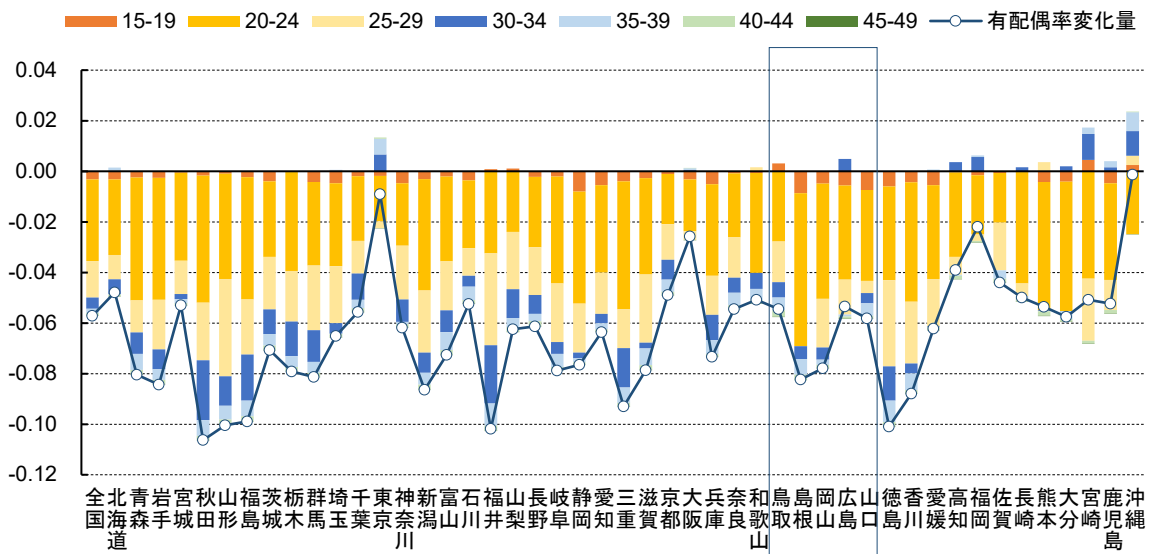
図 I - 2 3 合計特殊出生率変化量の女性有配偶率変化量と有配偶出生率変化量による分解
(2010 年～2015 年)



(4) 有配偶率変化量の年齢階層別有配偶率変化量による分解

有配偶率変化量を年齢階層別にみると、全国的に20歳代の低下がほとんどを占めている。広島県も全国とほぼ同様の傾向にあるが、30-34歳がプラスになっていることが特徴になっている。

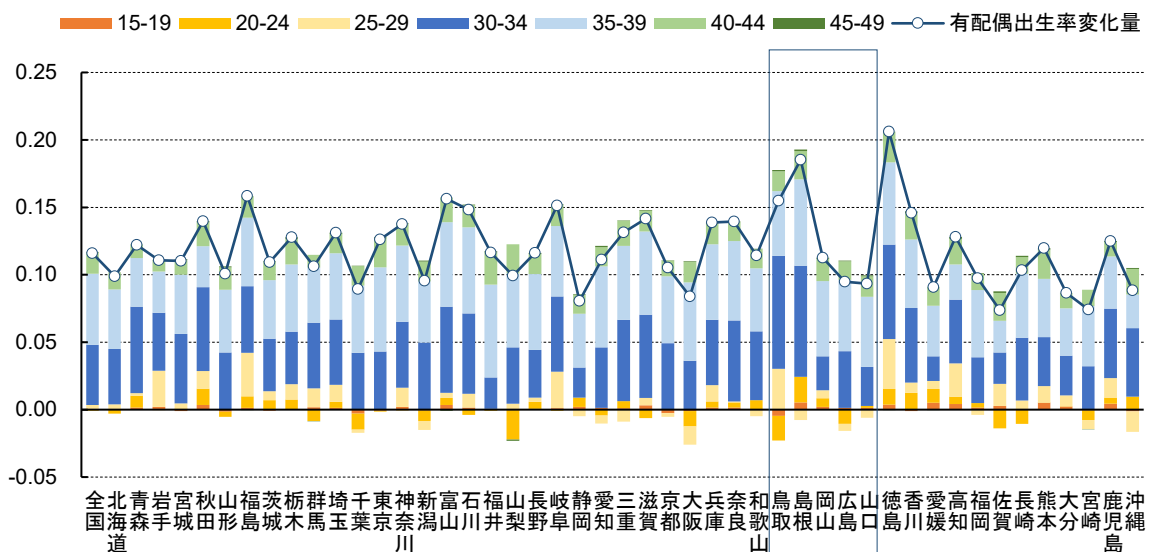
図 I - 2 4 女性有配偶率変化量の年齢階層別有配偶率変化量による分解 (2010年~2015年)



(5) 有配偶出生率変化量の年齢階層別有配偶出生率変化量による分解

有配偶出生率変化量を年齢階層別に分解すると、全国的に30歳代の上昇が大きい。広島県は30-34歳の上昇量が全国に比べて小さくなっている。

図 I - 2 5 有配偶出生率変化量の年齢階層別有配偶出生率変化量による分解 (2010年~2015年)



合計特殊出生率の上昇量が大きかった上位 10 都県を取り上げて、広島県と比較する形で、ここまでの要因分析を図 I-26 によりまとめた。

広島県の出生率の上昇量があまり大きくなかった理由が、女性有配偶率の低下に対して、有配偶出生率がそれほど上昇しなかったことであると確認できる。年齢階層別では、合計特殊出生率の上昇が大きかった県に比べ、20 歳代の有配偶出生率がマイナスになったことが響いている。

これらは、変化量の年齢階層別の寄与を都道府県順位でみた表 I-6、表 I-7 からわかる。

図 I-26 合計特殊出生率変化量の年齢階層別有配偶率変化量と年齢階層別有配偶出生率変化量による分解（2010 年～2015 年、合計特殊出生率変化量第 10 位までの都県及び広島県）

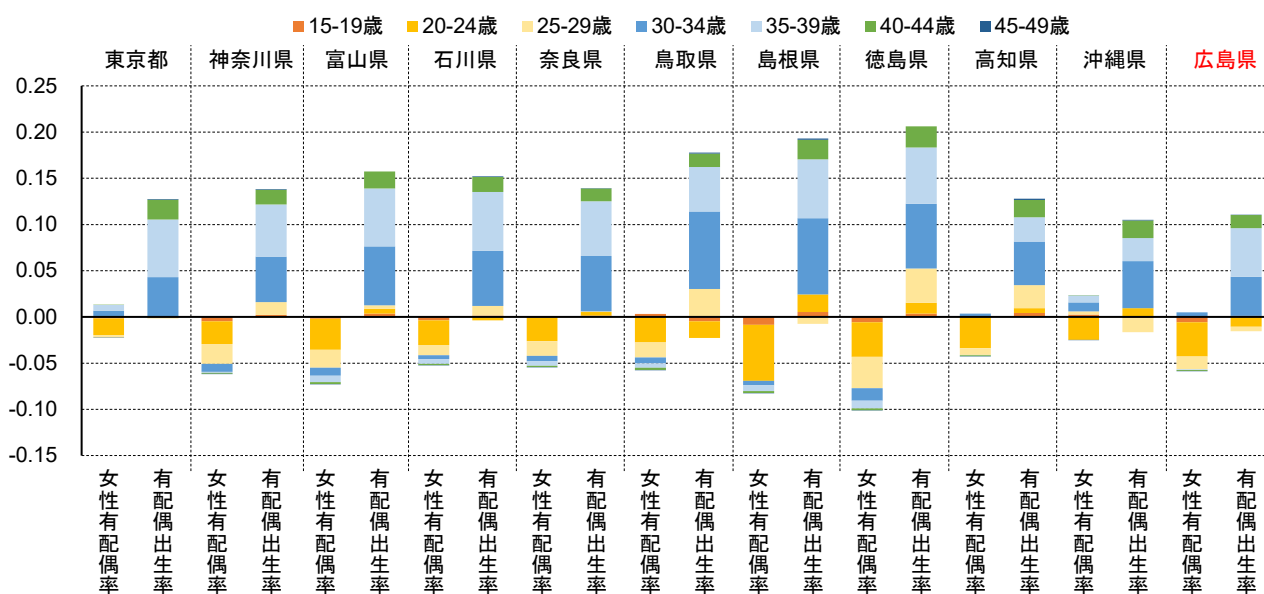


表 I - 6 合計特殊出生率変化に対する年齢階層別有配偶率変化の寄与（都道府県順位）

順位	20-24 歳		25-29 歳		30-34 歳		35-39 歳	
1	東京	-0.0180	沖縄	0.0036	宮崎	0.0101	沖縄	0.0075
2	佐賀	-0.0197	熊本	0.0036	沖縄	0.0097	東京	0.0062
3	京都	-0.0200	和歌山	0.0015	東京	0.0067	宮崎	0.0026
4	大阪	-0.0206	島根	0.0002	福岡	0.0056	鹿児島	0.0024
5	福岡	-0.0234	大分	0.0000	広島	0.0049	北海道	0.0015
6	山梨	-0.0240	福岡	-0.0026	高知	0.0036	大阪	0.0007
7	神奈川	-0.0247	東京	-0.0026	大分	0.0020	愛媛	0.0007
8	沖縄	-0.0248	大阪	-0.0033	鹿児島	0.0016	福岡	0.0007
9	奈良	-0.0253	山口	-0.0048	長崎	0.0016	埼玉	0.0006
10	千葉	-0.0256	長崎	-0.0050	大阪	0.0005	熊本	-0.0002
11	石川	-0.0268	高知	-0.0071	佐賀	0.0001	高知	-0.0004
12	鳥取	-0.0278	北海道	-0.0095	熊本	-0.0003	長崎	-0.0006
13	長野	-0.0279	石川	-0.0109	愛媛	-0.0003	広島	-0.0007
14	茨城	-0.0299	鹿児島	-0.0118	宮城	-0.0021	神奈川	-0.0009
15	北海道	-0.0299	青森	-0.0126	静岡	-0.0022	宮城	-0.0014
16	福井	-0.0325	千葉	-0.0129	滋賀	-0.0024	静岡	-0.0015
17	埼玉	-0.0329	宮城	-0.0132	愛知	-0.0037	岡山	-0.0021
18	群馬	-0.0330	広島	-0.0139	香川	-0.0039	愛知	-0.0025
19	高知	-0.0335	京都	-0.0140	山口	-0.0040	長野	-0.0029
20	富山	-0.0335	三重	-0.0153	埼玉	-0.0041	大分	-0.0031
21	愛知	-0.0345	兵庫	-0.0156	石川	-0.0043	佐賀	-0.0033
22	宮城	-0.0348	奈良	-0.0160	岐阜	-0.0046	千葉	-0.0034
23	山口	-0.0359	鳥取	-0.0161	岡山	-0.0048	山梨	-0.0036
24	兵庫	-0.0362	愛知	-0.0164	島根	-0.0050	岩手	-0.0041
25	徳島	-0.0371	愛媛	-0.0188	奈良	-0.0059	群馬	-0.0043
26	愛媛	-0.0372	長野	-0.0188	北海道	-0.0060	栃木	-0.0043
27	広島	-0.0372	佐賀	-0.0188	鳥取	-0.0061	和歌山	-0.0044
28	滋賀	-0.0380	岡山	-0.0192	和歌山	-0.0063	茨城	-0.0045
29	鹿児島	-0.0382	静岡	-0.0194	長野	-0.0075	新潟	-0.0047
30	栃木	-0.0391	富山	-0.0194	京都	-0.0078	京都	-0.0048
31	和歌山	-0.0396	岩手	-0.0197	岩手	-0.0078	奈良	-0.0049
32	山形	-0.0417	栃木	-0.0200	新潟	-0.0079	山口	-0.0049
33	岐阜	-0.0424	茨城	-0.0207	青森	-0.0085	鳥取	-0.0051
34	宮崎	-0.0425	神奈川	-0.0213	富山	-0.0086	岐阜	-0.0052
35	新潟	-0.0440	福島	-0.0218	神奈川	-0.0089	石川	-0.0054
36	長崎	-0.0441	埼玉	-0.0225	茨城	-0.0098	兵庫	-0.0054
37	静岡	-0.0443	山梨	-0.0227	兵庫	-0.0100	山形	-0.0054
38	岡山	-0.0456	秋田	-0.0228	千葉	-0.0104	三重	-0.0060
39	香川	-0.0472	岐阜	-0.0232	山梨	-0.0113	福島	-0.0062
40	岩手	-0.0482	宮崎	-0.0245	山形	-0.0117	島根	-0.0062
41	福島	-0.0483	香川	-0.0245	群馬	-0.0126	秋田	-0.0063
42	青森	-0.0487	新潟	-0.0246	徳島	-0.0135	青森	-0.0063
43	秋田	-0.0502	群馬	-0.0255	栃木	-0.0137	滋賀	-0.0066
44	三重	-0.0506	滋賀	-0.0269	三重	-0.0156	香川	-0.0067
45	熊本	-0.0508	徳島	-0.0341	福島	-0.0182	富山	-0.0070
46	大分	-0.0511	福井	-0.0363	福井	-0.0231	徳島	-0.0085
47	島根	-0.0606	山形	-0.0384	秋田	-0.0236	福井	-0.0088

(注) 15-19 歳、40-44 歳、45-49 歳は掲載を省略した

表 I - 7 合計特殊出生率変化に対する年齢階層別有配偶出生率変化の寄与（都道府県順位）

順位	20-24 歳		25-29 歳		30-34 歳		35-39 歳	
1	島根	0.0190	徳島	0.0370	鳥取	0.0838	福井	0.0689
2	香川	0.0125	福島	0.0323	島根	0.0825	石川	0.0640
3	秋田	0.0121	鳥取	0.0302	徳島	0.0699	島根	0.0640
4	徳島	0.0118	岐阜	0.0271	青森	0.0641	富山	0.0627
5	愛媛	0.0102	岩手	0.0266	富山	0.0639	東京	0.0623
6	沖縄	0.0096	高知	0.0249	秋田	0.0620	滋賀	0.0618
7	福島	0.0087	佐賀	0.0165	滋賀	0.0617	徳島	0.0611
8	青森	0.0086	鹿児島	0.0145	三重	0.0604	愛知	0.0600
9	栃木	0.0071	神奈川	0.0141	奈良	0.0600	奈良	0.0590
10	和歌山	0.0070	群馬	0.0141	石川	0.0595	大阪	0.0581
11	茨城	0.0069	秋田	0.0131	岐阜	0.0557	神奈川	0.0565
12	静岡	0.0069	埼玉	0.0126	香川	0.0553	長野	0.0563
13	岡山	0.0066	熊本	0.0124	宮城	0.0515	兵庫	0.0559
14	高知	0.0053	兵庫	0.0121	鹿児島	0.0515	岡山	0.0556
15	長野	0.0052	栃木	0.0115	和歌山	0.0511	山梨	0.0549
16	富山	0.0052	石川	0.0104	沖縄	0.0508	三重	0.0549
17	三重	0.0051	大分	0.0080	新潟	0.0496	広島	0.0527
18	埼玉	0.0046	香川	0.0075	福島	0.0494	岐阜	0.0522
19	兵庫	0.0045	長崎	0.0067	京都	0.0492	山口	0.0520
20	鹿児島	0.0045	茨城	0.0067	神奈川	0.0490	香川	0.0509
21	奈良	0.0038	愛媛	0.0059	群馬	0.0487	福島	0.0507
22	福岡	0.0032	岡山	0.0059	埼玉	0.0485	福岡	0.0499
23	山口	0.0014	滋賀	0.0054	兵庫	0.0485	栃木	0.0498
24	宮城	0.0009	山梨	0.0045	高知	0.0471	千葉	0.0498
25	大分	0.0003	北海道	0.0039	長崎	0.0465	京都	0.0497
26	熊本	0.0001	富山	0.0038	愛知	0.0449	埼玉	0.0489
27	京都	-0.0002	宮城	0.0036	東京	0.0431	鳥取	0.0481
28	岩手	-0.0002	長野	0.0030	岩手	0.0430	長崎	0.0475
29	神奈川	-0.0006	青森	0.0019	千葉	0.0422	和歌山	0.0467
30	東京	-0.0007	奈良	0.0008	広島	0.0422	山形	0.0466
31	福井	-0.0009	福井	0.0007	山形	0.0422	新潟	0.0455
32	岐阜	-0.0009	山形	0.0001	山梨	0.0416	宮崎	0.0446
33	北海道	-0.0029	東京	-0.0002	北海道	0.0410	北海道	0.0441
34	山形	-0.0036	千葉	-0.0024	茨城	0.0391	宮城	0.0439
35	石川	-0.0038	京都	-0.0026	栃木	0.0387	茨城	0.0433
36	愛知	-0.0043	福岡	-0.0039	大阪	0.0362	熊本	0.0431
37	滋賀	-0.0063	和歌山	-0.0046	熊本	0.0362	群馬	0.0407
38	宮崎	-0.0070	静岡	-0.0049	長野	0.0354	静岡	0.0397
39	新潟	-0.0077	広島	-0.0052	福岡	0.0340	鹿児島	0.0385
40	群馬	-0.0084	愛知	-0.0059	宮崎	0.0323	愛媛	0.0376
41	広島	-0.0105	山口	-0.0061	大分	0.0294	青森	0.0361
42	長崎	-0.0107	宮崎	-0.0066	山口	0.0292	大分	0.0352
43	大阪	-0.0113	新潟	-0.0066	岡山	0.0252	岩手	0.0308
44	千葉	-0.0119	島根	-0.0076	佐賀	0.0232	秋田	0.0304
45	佐賀	-0.0138	三重	-0.0090	福井	0.0231	高知	0.0262
46	鳥取	-0.0182	大阪	-0.0136	静岡	0.0223	沖縄	0.0249
47	山梨	-0.0218	沖縄	-0.0153	愛媛	0.0181	佐賀	0.0234

(注) 15-19 歳、40-44 歳、45-49 歳は掲載を省略した

(6) 有配偶出生率変化量の出生順位別有配偶出生率変化量による分解

有配偶出生率変化量を出生順位別に分解したものが図 I - 27 である。

広島県の特徴は、第1子と第2子の上昇量が小さいことである。一方、第3子の上昇は全国よりもかなり大きい。

図 I - 27 有配偶出生率変化量の出生順位別有配偶出生率変化量による分解
(2010年～2015年)

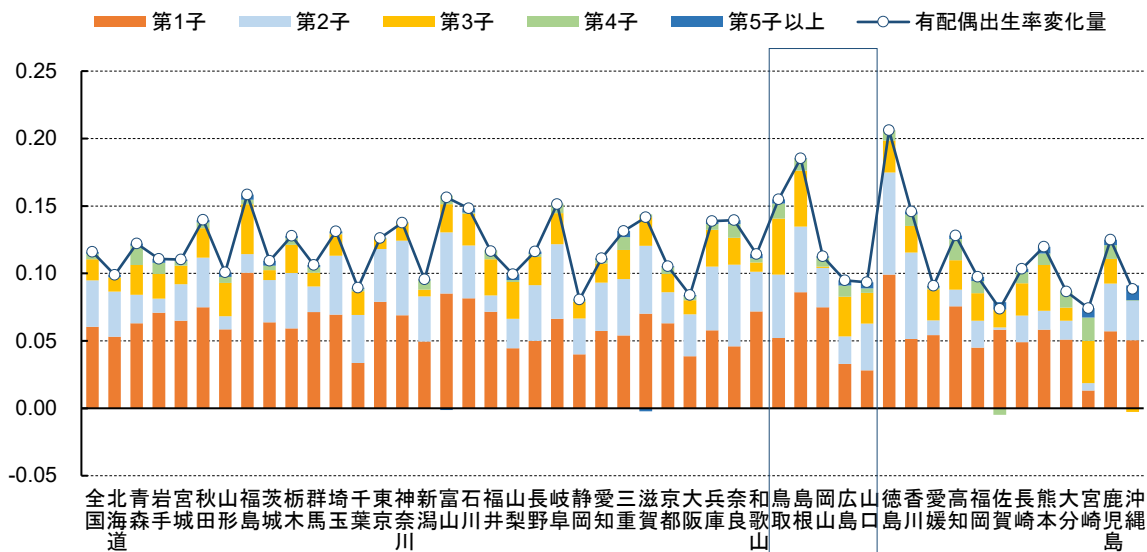


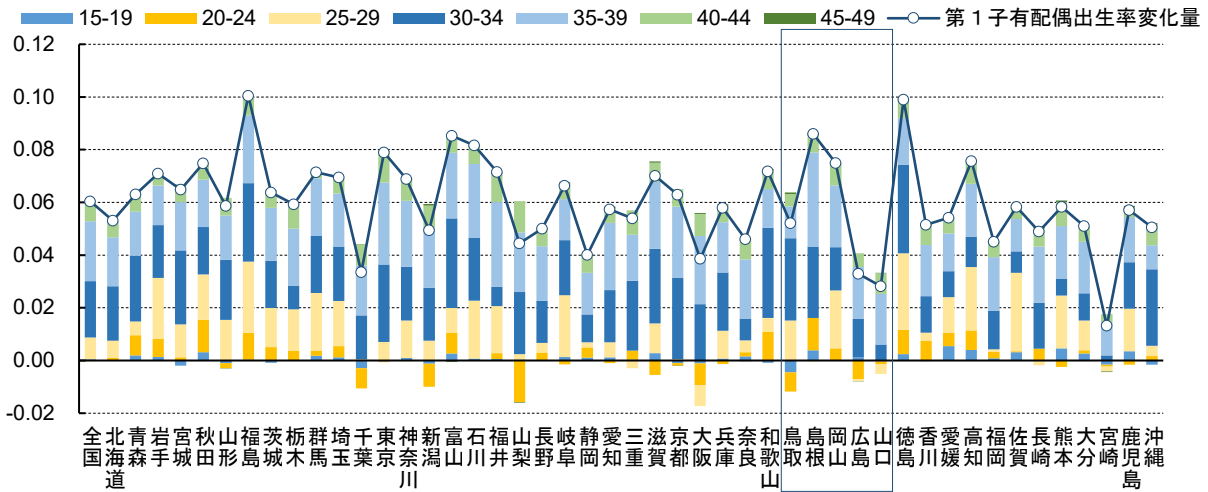
図 I - 28 では、出生順位ごとに、その変化量を年齢階層別有配偶出生率により分解した。

まず、広島県は第1子出生率の上昇量が小さかったが、これは20歳代の寄与がマイナスになっていることが影響している。

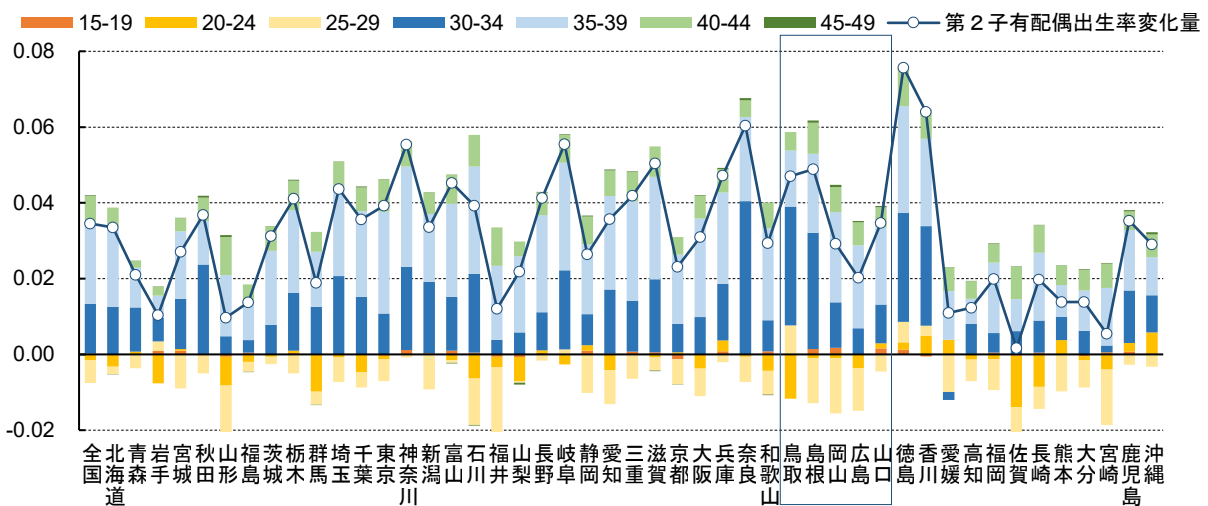
第2子出生率の上昇量も小さいが、これは30-34歳のプラス寄与が小さいことが響いている。第3子の上昇量は大きいですが、30-34歳のプラスが大きく寄与している。

図 I - 28 出生順位別有配偶出生率変化量の年齢階層別有配偶出生率変化量による分解
(2010年～2015年)

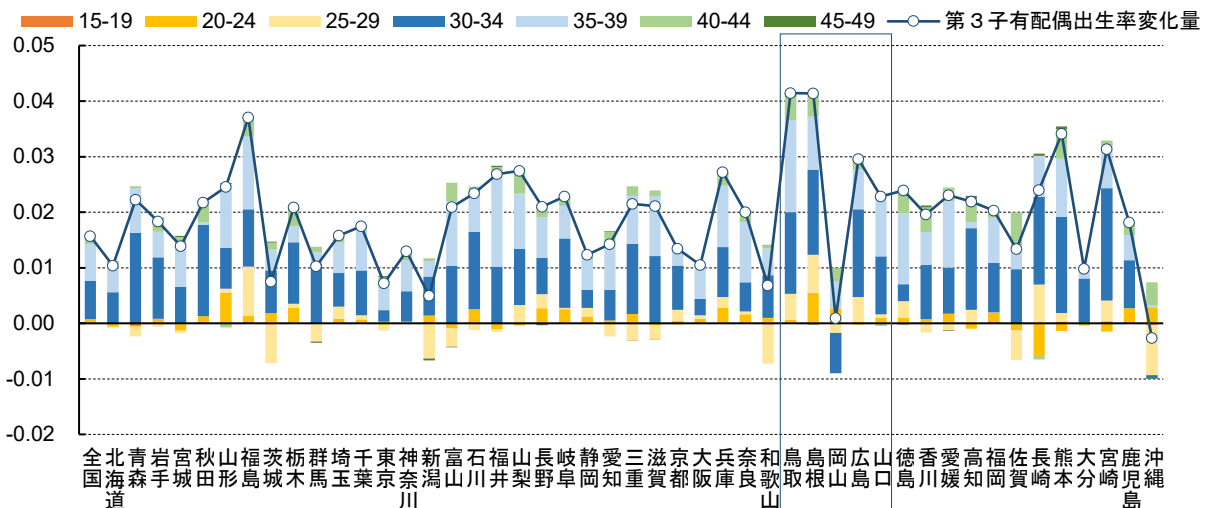
(第1子)



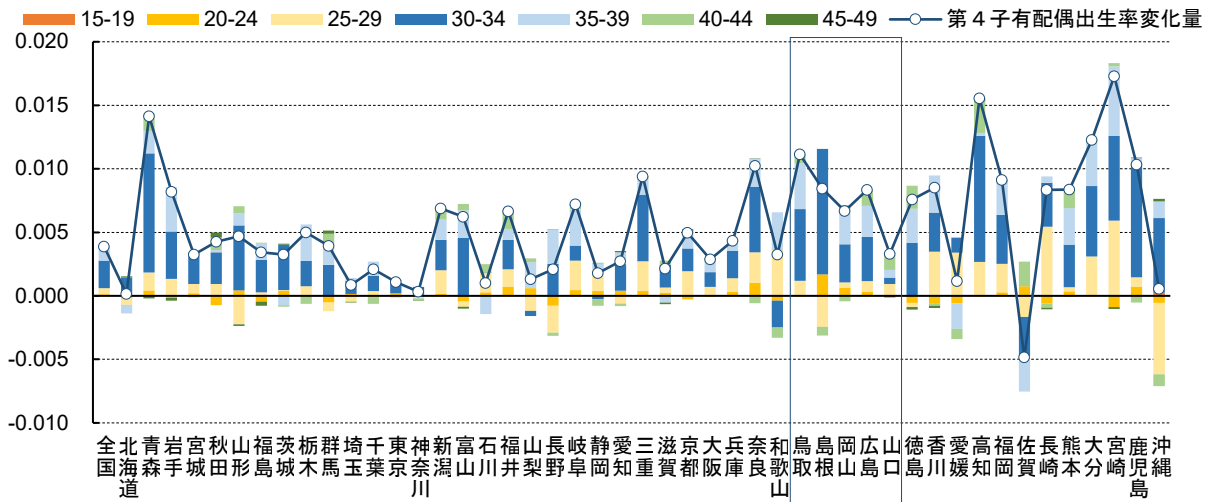
(第2子)



(第3子)



(第4子)



(第5子以上)

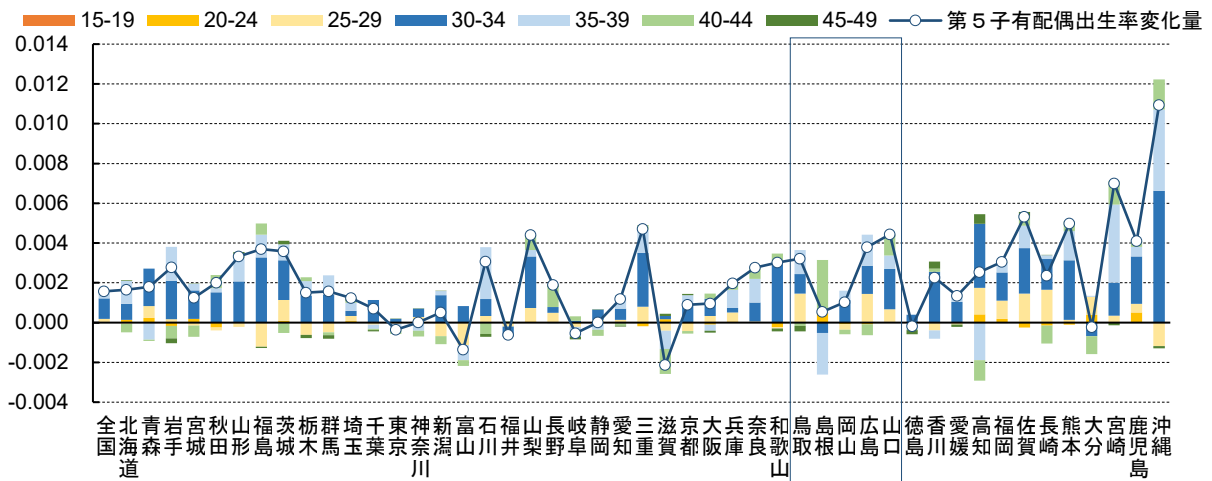
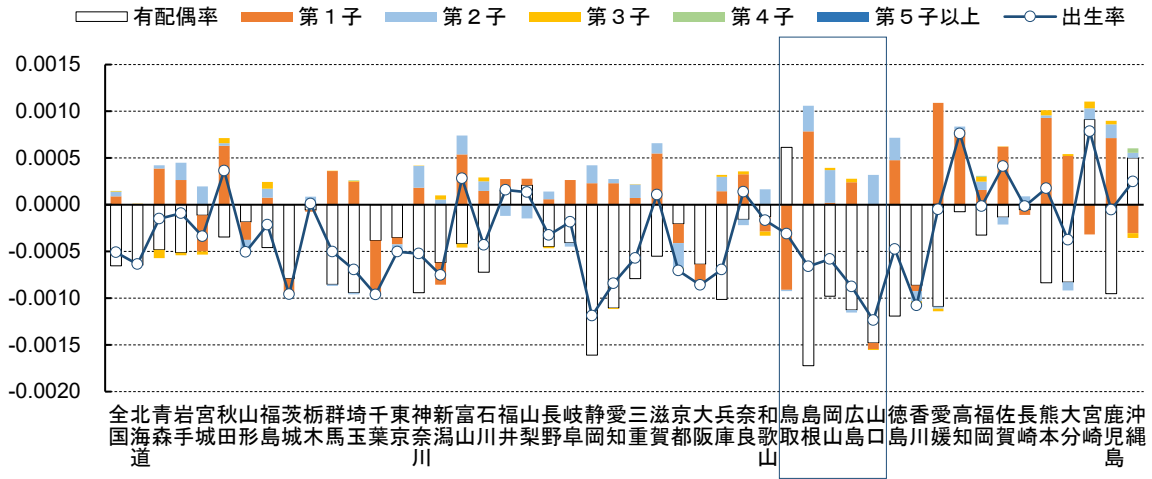
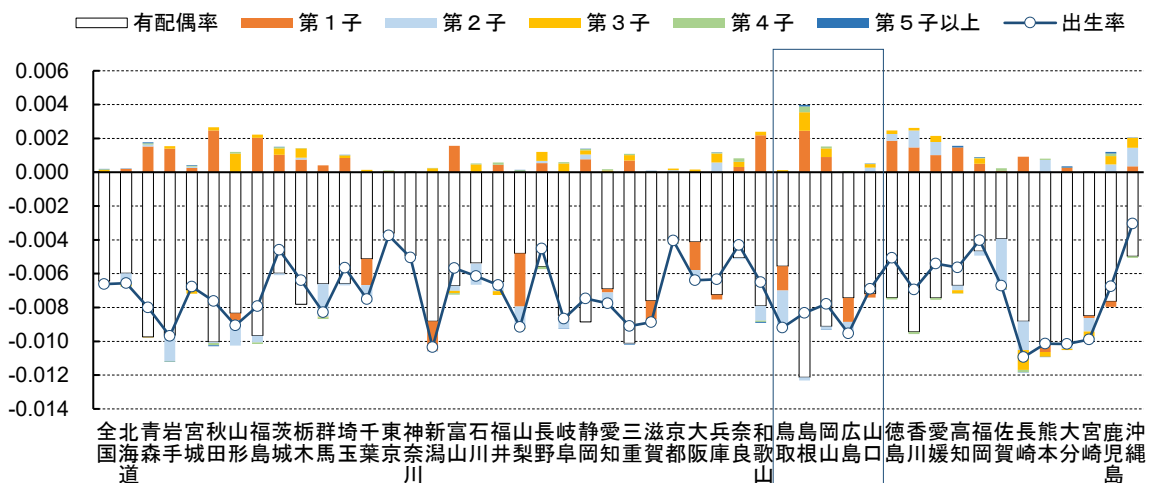


図 I - 29 年齢階層別出生率変化量の有配偶率変化量および出生順位別有配偶出生率変化量による分解 (2010 年~2015 年)

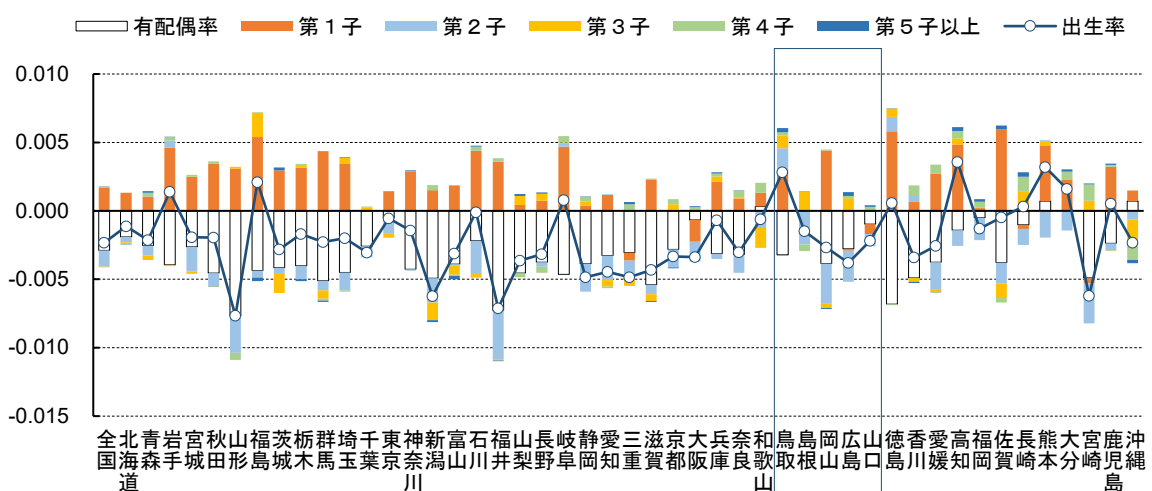
(15-19 歳)



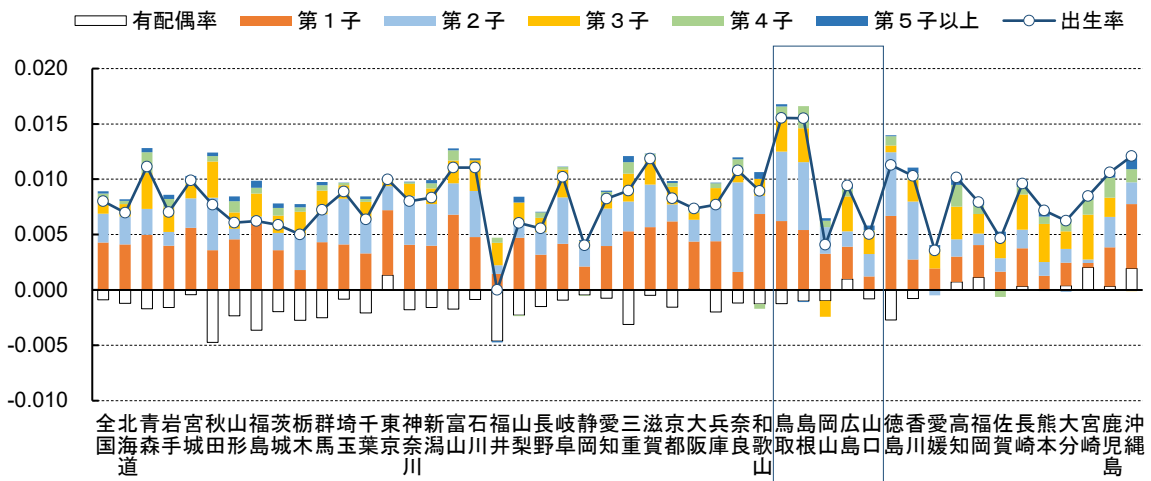
(20-24 歳)



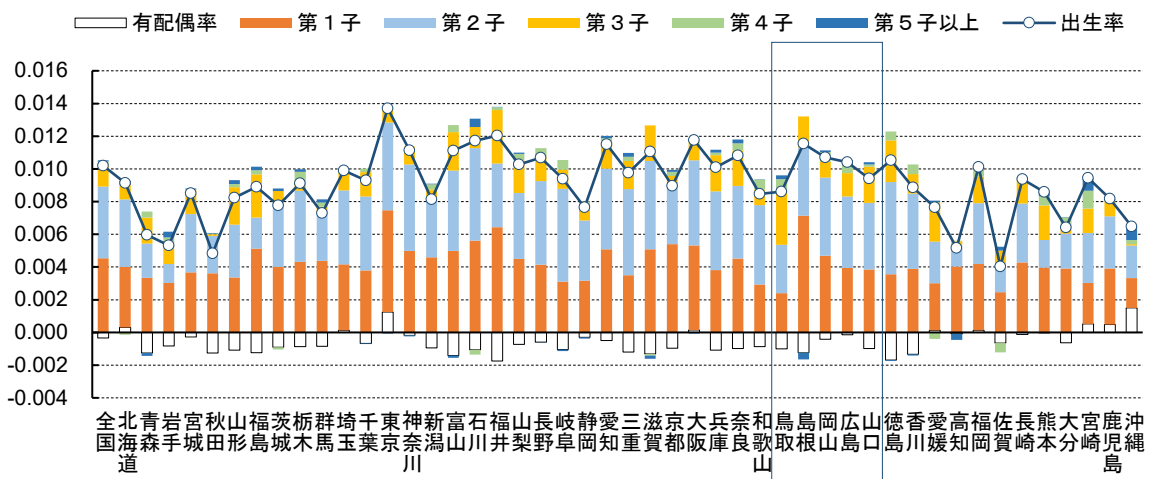
(25-29 歳)



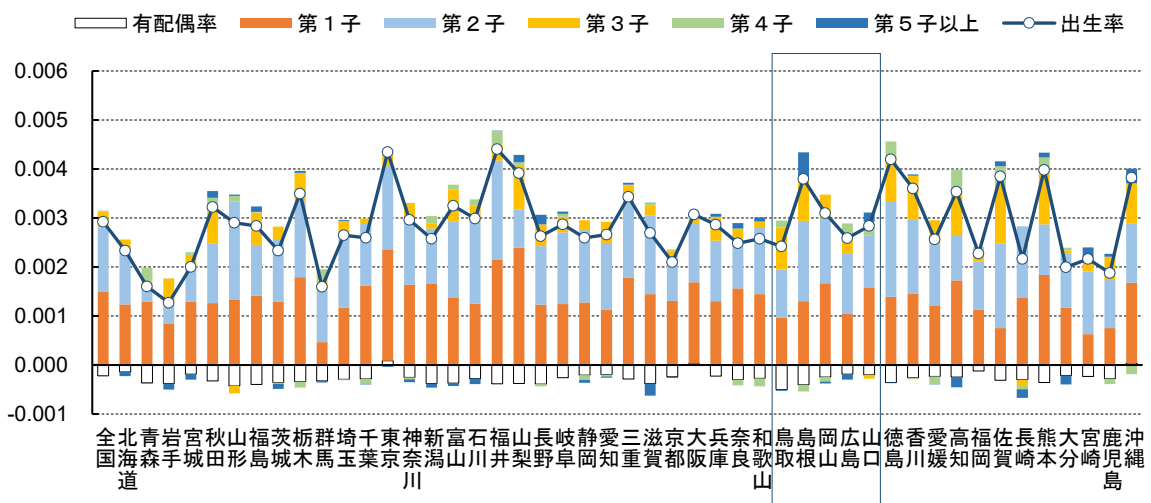
(30-34 歳)



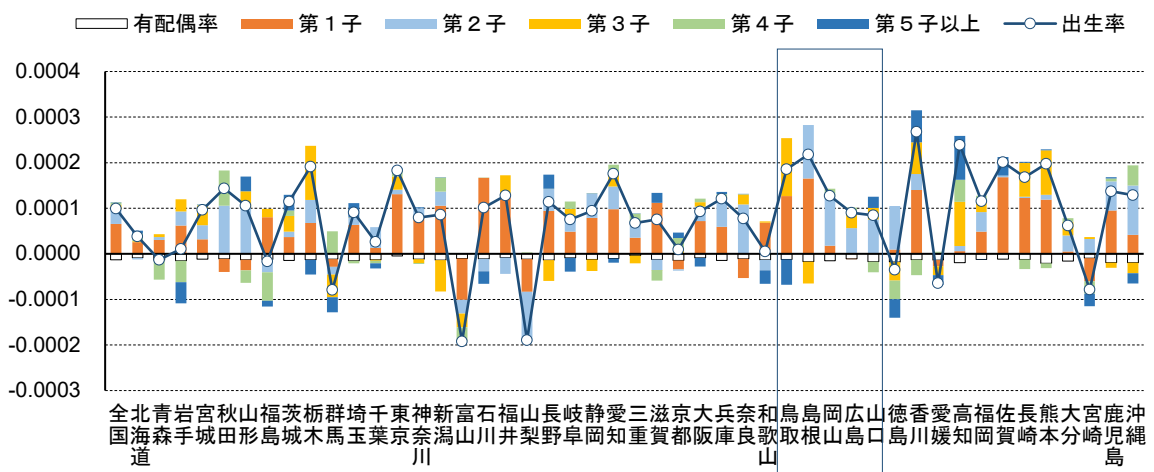
(35-39 歳)



(40-44 歳)



(45-49 歳)



II 県内市町ごとの合計特殊出生率の分析

1. 広島県の市町別にみた合計特殊出生率と地域差

(1) 2010年と2015年の時点比較

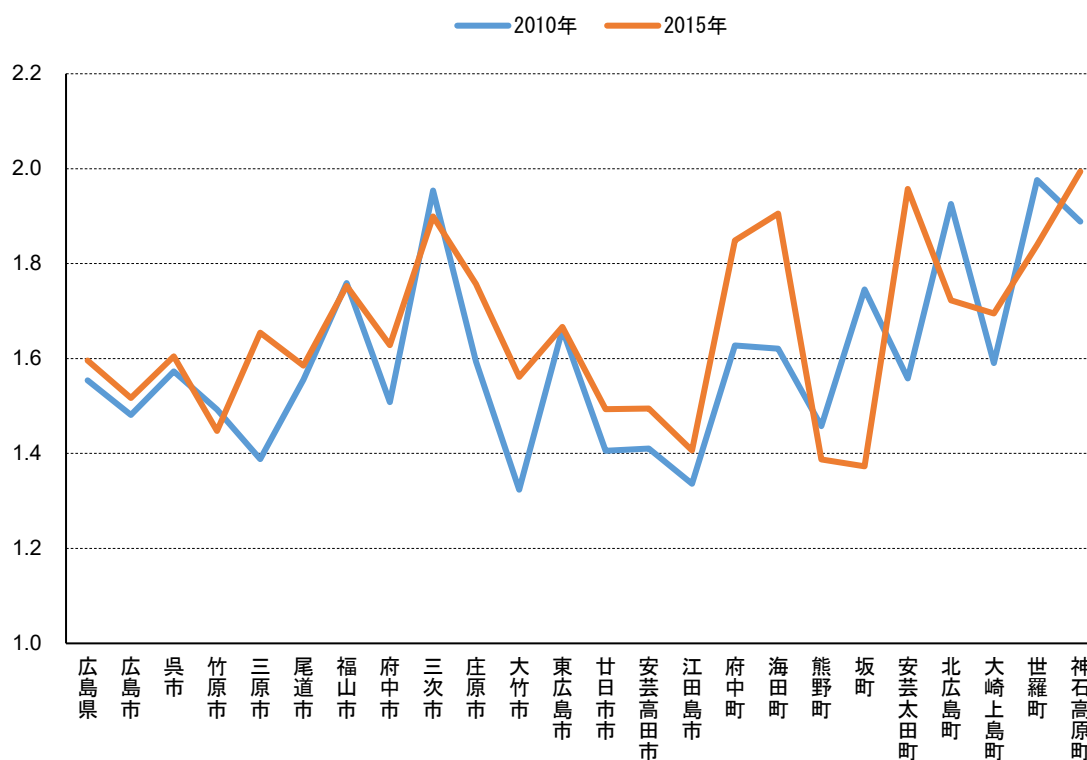
広島県の合計特殊出生率は2010年から2015年にかけて上昇している。自治体別にみると、三原市、大竹市、府中町、海田町などでの上昇が目立っている。

県内では総じて上昇傾向がみられる中で、竹原市、三次市、熊野町、坂町、北広島町など出生率が低下している市町もある。

2015年の合計特殊出生率は、三次市、府中町、海田町、安芸太田町、神石高原町において1.9から2.0に迫る高水準となっている。このほかにも、福山市、東広島市、北広島町、大崎上島町、世羅町などの自治体は広島県平均の水準を上回っている。

一方、県内最大の都市である広島市に加え、竹原市、廿日市市、安芸高田市、江田島市、熊野町、坂町は県平均を下回る水準にとどまっている。

図Ⅱ－1 2010年および2015年の単年（基準人口ベース）による合計特殊出生率の比較



(2) 2011～2015年平均による全国値・県値との比較

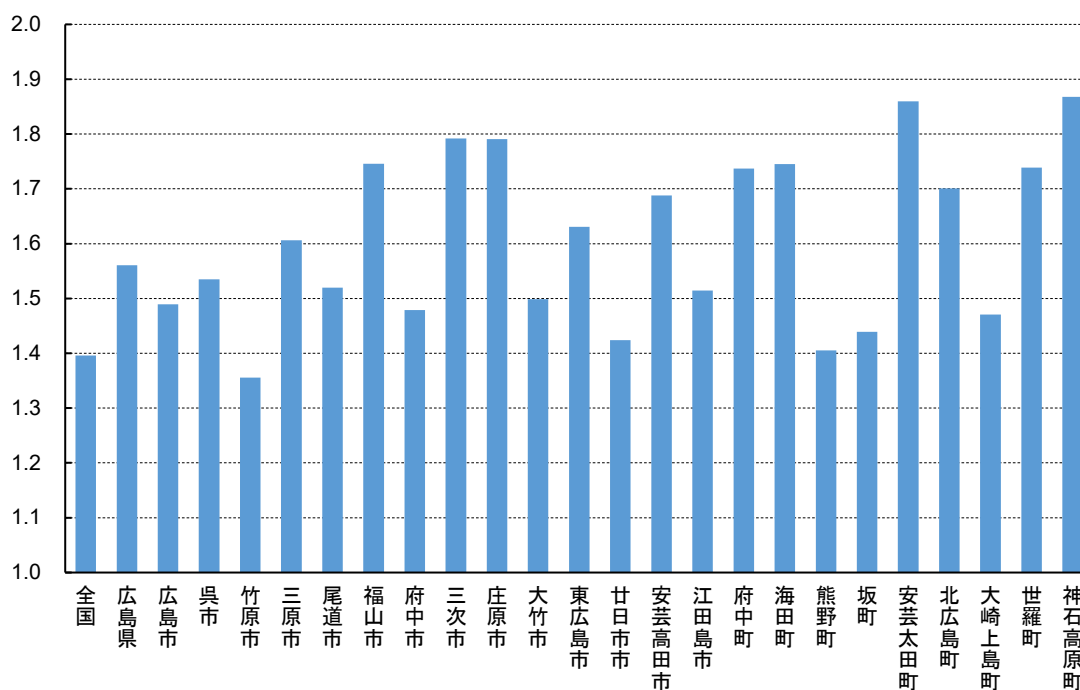
単年の数値による数値のばらつきを平準化するため、2011年から2015年までの出生数を集約し、これを2010年・2015年の平均人口で除した合計特殊出生率によれば、広島県は1.56で全国の1.40を上回っている。

自治体別には、竹原市が全国平均を下回っているほかは、いずれの市町も全国平均を上回っている。

広島県平均との比較では、県内2番目の都市である福山市に加え、三次市、庄原市、安芸太田町、神石高原町といった山間部の市町で県平均を大きく上回っている。府中町、海田町、世羅町、北広島町なども県平均をかなり上回る。

一方、広島市、呉市、竹原市、尾道市、府中市、大竹市、廿日市市、江田島市は県平均を下回り、市部においては県平均を下回る自治体が目立つ結果になっている。郡部では、熊野町、坂町、大崎上島町といった自治体が県平均を下回るが、県平均を上回る自治体のほうがやや多いことが特徴となっている。

図Ⅱ-2 2011年～2015年の平均出生数と2010年と2015年の平均人口（基準人口ベース）による合計特殊出生率



2. 広島県市町別合計特殊出生率の時系列変化量による要因別寄与

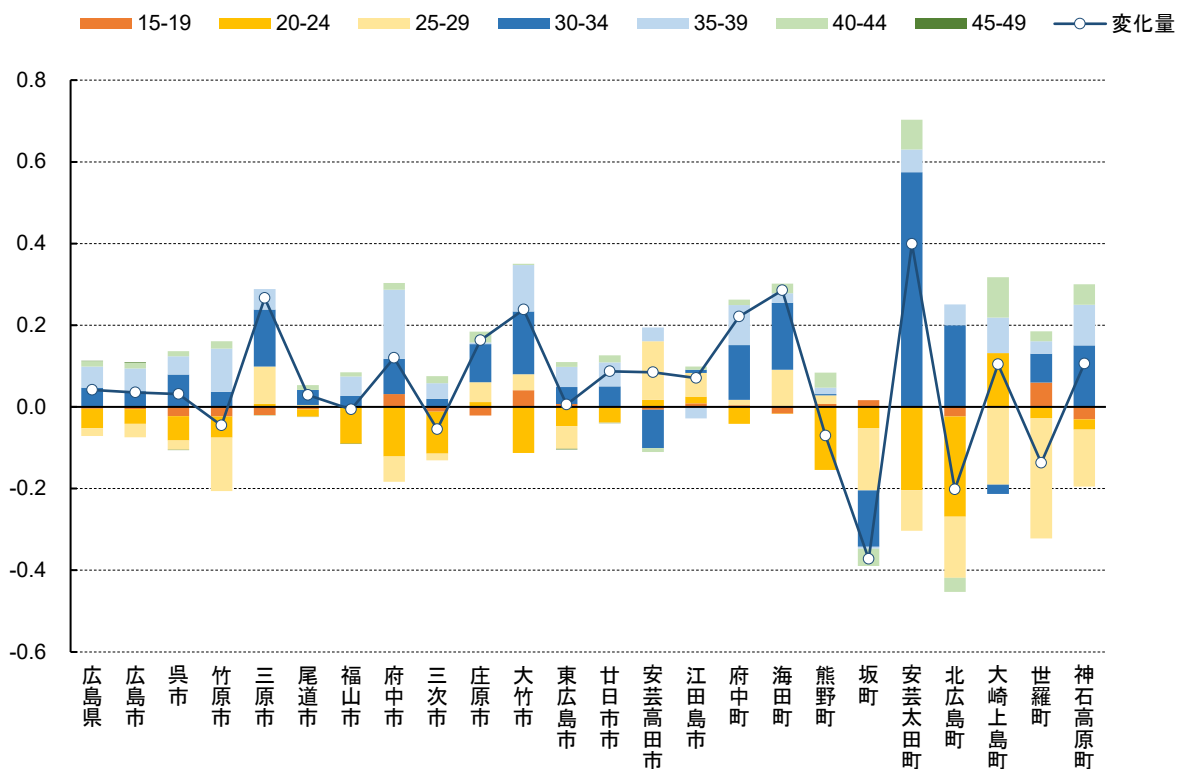
(1) 年齢別寄与

2010年から2015年にかけて広島県では出生率が上昇しているが、これは30-34歳、35-39歳といったやや年齢が高い階層での出生率の上昇が寄与していて、20-24歳などの若年層はマイナス寄与となっている。出生の中心となる年齢階層が上昇していることがその背景にあると考えられる。

自治体別には、広島市、呉市、竹原市、福山市などでも似たような傾向を示しており、市部の中では三原市、庄原市、大竹市、安芸高田市、江田島市では30歳代に加え25-29歳などの若年層がプラス寄与となっているといった特徴がある。

郡部においても、30-34歳、35-39歳がプラス寄与となっている自治体が多いが、坂町、大崎上島町は30-34歳がマイナス寄与で、特に変化量のマイナス幅が最も大きい坂町はほとんどの年齢階層でマイナスとなっている。同じく、変化量がマイナスとなっている北広島町、世羅町については、30-34歳、35-39歳はプラス寄与であり、20歳代のマイナス寄与が大きいことが出生率全体を引き下げていることがわかる。

図Ⅱ-3 合計特殊出生率変化量の年齢階層別出生率による分解



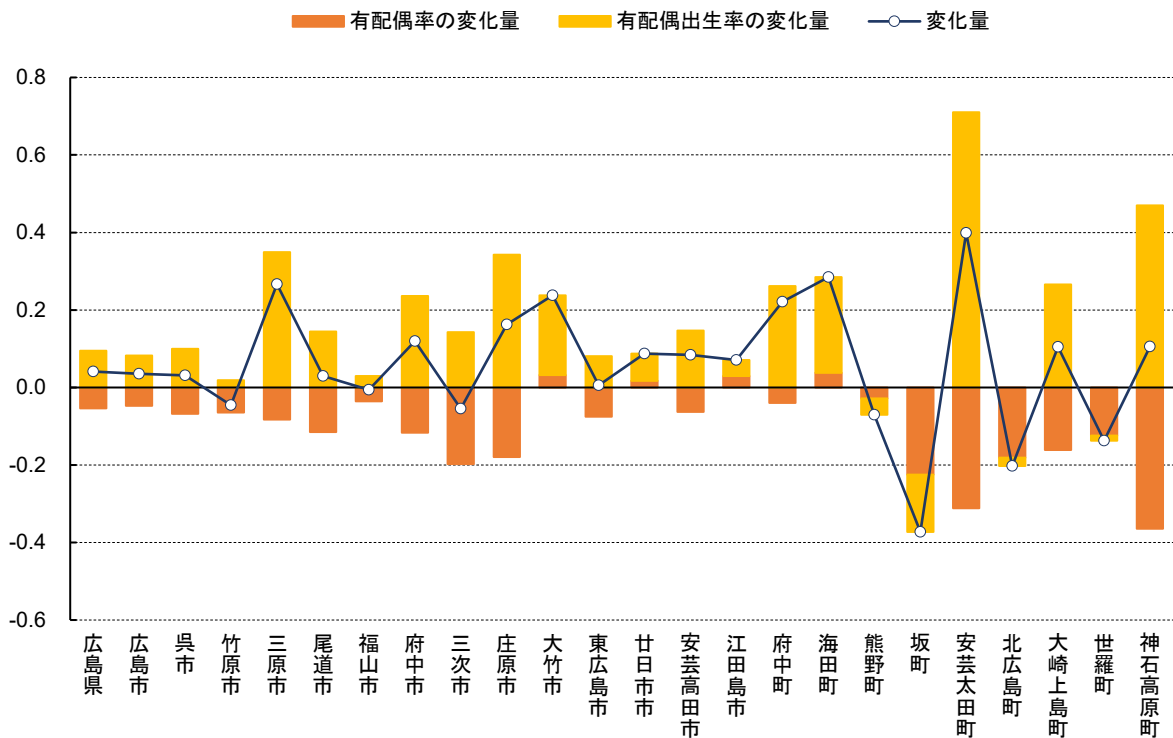
(2) 有配偶率・有配偶出生率による変化量の寄与分解

2010年から2015年にかけての出生率の変化において、広島県では有配偶率がマイナス寄与となる一方で有配偶出生率が上昇しており、出生率の上昇は有配偶者の出生が増えていることによるものであることがわかる。

自治体別にみても、有配偶率はマイナス寄与となっているところが多い。有配偶率の寄与がプラスとなっているのは、大竹市、廿日市市、江田島市、海田町の4自治体にとどまっており、これらの市町でも有配偶出生率の寄与に比べれば低い水準である。

合計特殊出生率の上昇率が唯一0.4を超えている自治体である安芸太田町は、有配偶率のマイナス寄与は神石高原町に次いで大きいものの、有配偶出生率の寄与が出生率全体を押し上げている。なお、県内では有配偶率のマイナス寄与が最も大きい神石高原町も、有配偶出生率が高いため出生率の変化自体はプラスとなっている。

図Ⅱ－4 合計特殊出生率変化量の有配偶率および有配偶出生率別出生率による分解



3. 広島県市町別合計特殊出生率（2011～2015年）の全国差と要因別寄与

（1）年齢別寄与

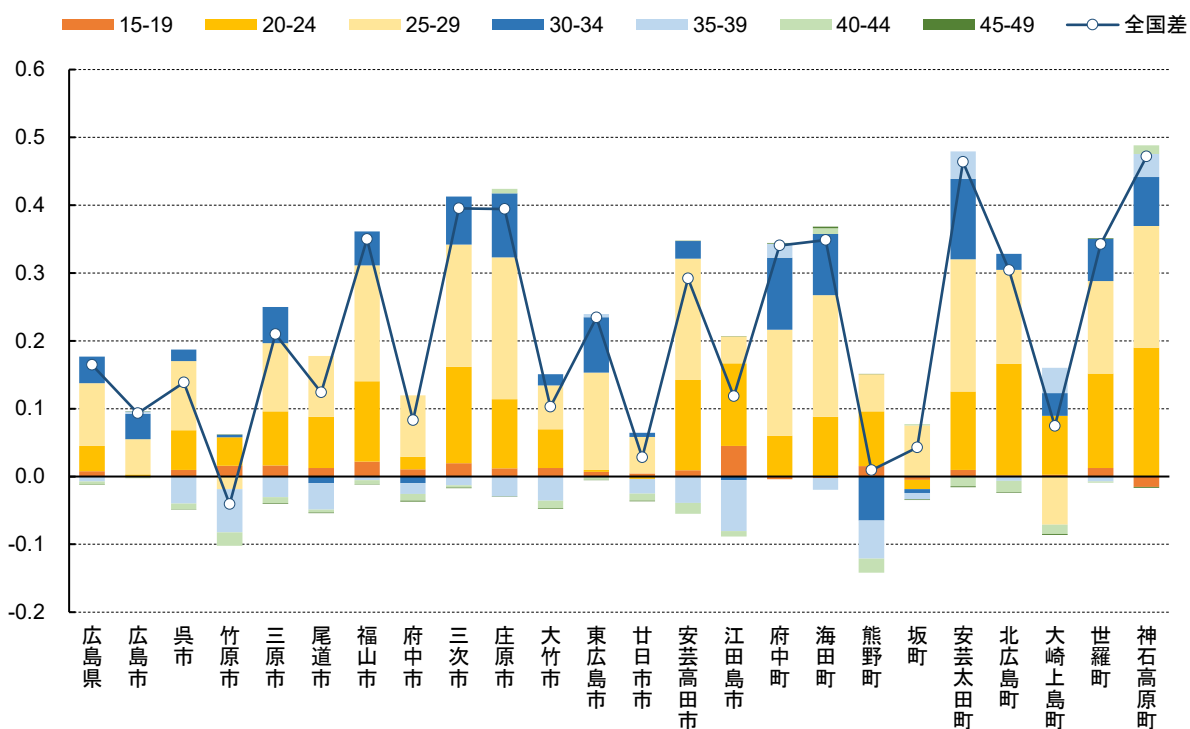
自治体別合計特殊出生率の全国差を年齢階層別の寄与に分解すると、県全体では25-29歳のプラス寄与が最も大きく、次いで30-34歳、20-24歳がプラス寄与となっている。2010年から2015年にかけての変化では20歳代の若年層の出生率に対する寄与がマイナスとなっているが、それでも全国と比較すれば、これら若年層の寄与は高いことがわかる。

自治体別にみても、総じて20-24歳、25-29歳のプラス寄与が目立っており、全国に比べ出生率の高い安芸太田町、神石高原町、三次市、庄原市をはじめ、多くの市町で20歳代の寄与が全体の7～8割ほどを占めていて、出生率を押し上げる要因となっている。

最も全国差の大きい安芸太田町、神石高原町は20歳代の寄与が大きいことに加え、30-34歳、35-39歳の寄与も他自治体に比べ大きい。なお、35-39歳については、多くの自治体でマイナス寄与となっており、プラス寄与となっているのは上記2町ほか数市町にとどまる。

広島県より全国差の小さい広島市は25-29歳、30-34歳はプラス寄与であるものの、20-24歳の寄与がほぼゼロである。20-24歳の寄与がゼロに近い、もしくはマイナスの自治体はほかにも廿日市市、坂町があるが、いずれも全国差は小さい。なお、全国に対しマイナスとなっている竹原市は、20-24歳はプラス寄与であるものの、35-39歳のマイナス寄与が大きい。

図Ⅱ-5 合計特殊出生率全国差の年齢階層別出生率による分解



(2) 有配偶率・有配偶出生率による寄与分解

広島県については、有配偶出生率の寄与はそれほど高くはないもののプラス寄与となっており、これに加えて有配偶率の寄与が大きい、すなわち結婚している人が多いことが全国差を押し上げている。

自治体別には、有配偶率の寄与は大小あるもののマイナスとなっている市町はなく、いずれも有配偶率の高さが全国差の押し上げ要因となっている。全般的に沿岸の都市部などよりも、三次市、庄原市、北広島町、世羅町、神石高原町といった内陸部に位置する自治体で有配偶率の寄与が高い傾向にあるといえる。

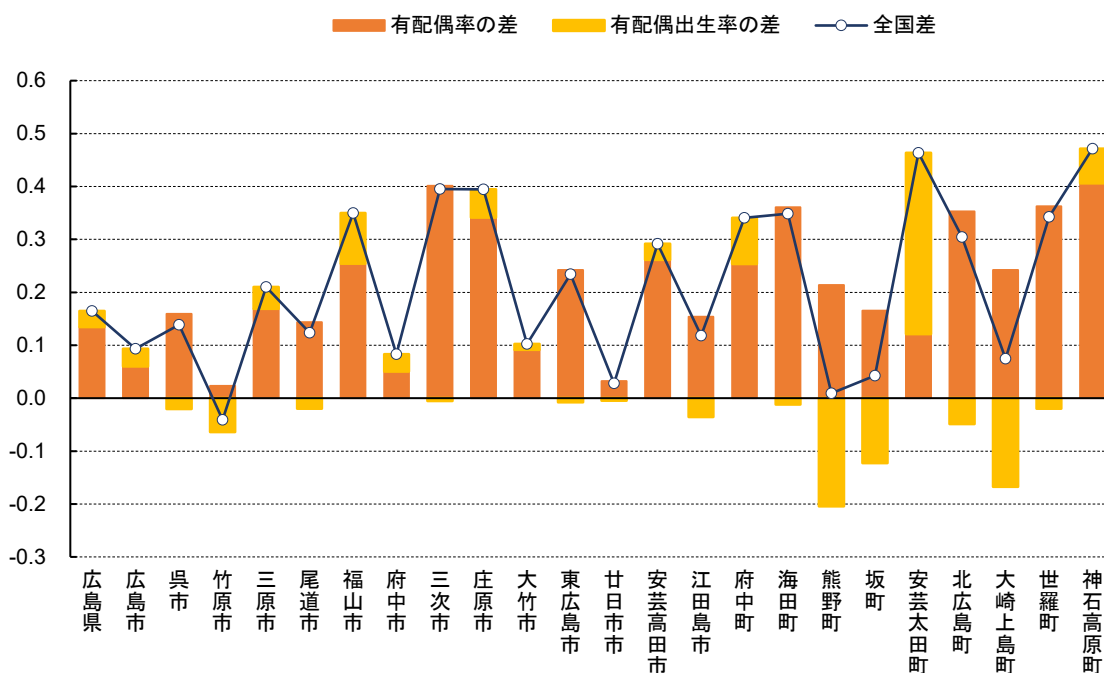
全国差が大きい自治体の中でも、三次市、海田町、北広島町、世羅町などはほぼ有配偶率の寄与のみが合計特殊出生率を押し上げていることがわかる。

有配偶出生率の寄与は自治体によって大きな違いがあり、有配偶率より寄与が大きい安芸太田町を筆頭に、福山市、府中町などで高めとなっている。安芸太田町は有配偶出生率の寄与が全国差を高めているユニークな自治体となっている。

広島市は、有配偶出生率は広島県より大きいものの、有配偶率が小さいため全国差は県全体より低い水準にとどまっている。

竹原市、熊野町、坂町、大崎上島町は有配偶出生率がかなりのマイナス寄与となっている。特に熊野町、坂町、大崎上島町は有配偶率の寄与は自治体の中でも高めであるにもかかわらず、有配偶出生率の寄与が大幅マイナスであることが、出生率の全国差を引き下げている。

図Ⅱ－6 合計特殊出生率全国差の有配偶率および有配偶出生率別出生率による分解



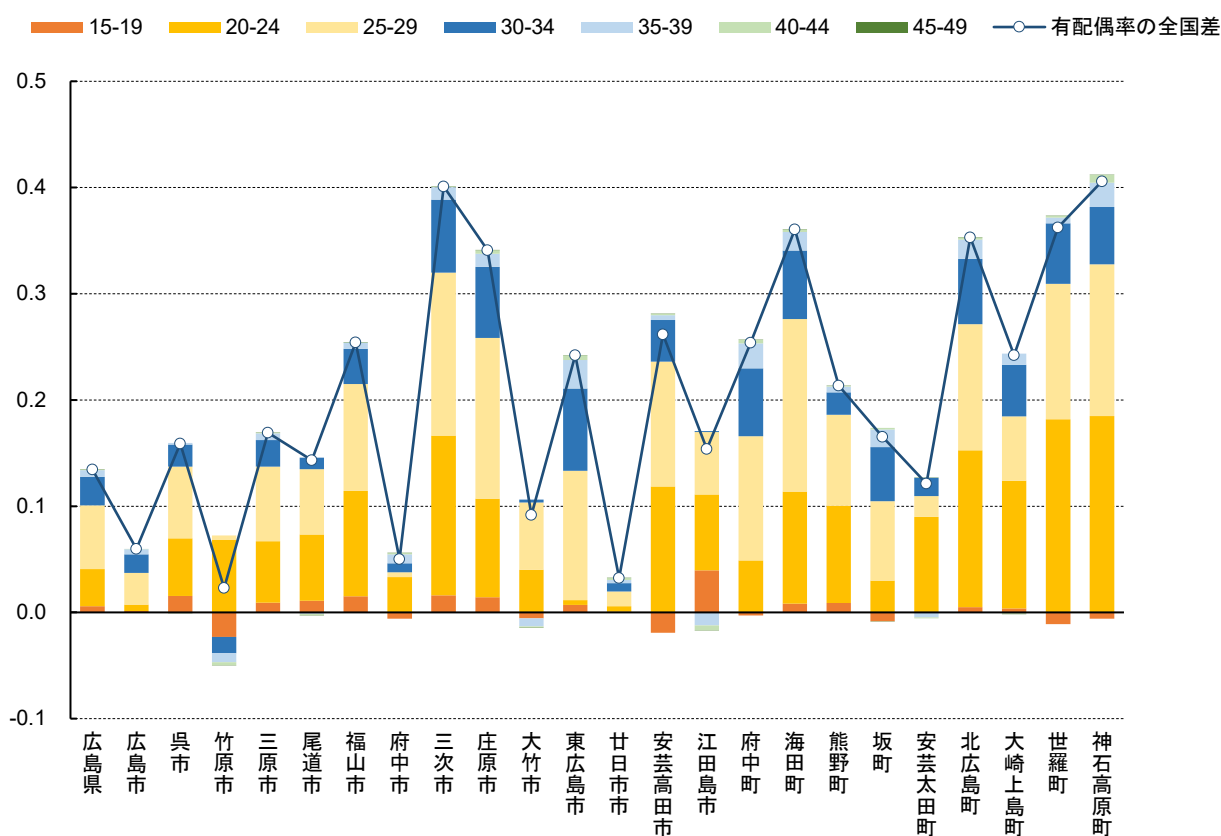
(3) 有配偶率全国差の年齢別による寄与分解

(2) で示した出生率全国差の有配偶率・有配偶出生率による寄与のうち、有配偶率について年齢別に分解すると、有配偶率の寄与の高さは 20-24 歳、25-29 歳に大きな影響を受けていることがわかる。全国に比べ有配偶率の高い三次市、庄原市、海田町、北広島町、世羅町、神石高原町はいずれも 20-24 歳、25-29 歳の寄与が大きく、全国に比べ若年層で結婚している女性の割合が高いことを示している。

広島市、府中市、廿日市市の 3 市が広島県平均より有配偶率の全国差（寄与）が低いのは、いずれの年齢階層においても寄与が小さいことによるもので、特定の年齢の寄与が低い、あるいはマイナスであるといった傾向はみられない。

他の自治体とは異なる様相を示しているのが竹原市であり、20-24 歳の寄与は比較的高めであるものの、他の年齢階層がマイナス寄与となっていることが有配偶率を引き下げている。

図Ⅱ-7 2011年～2015年有配偶率全国差の年齢階層別有配偶率による分解



(4) 有配偶出生率全国差の年齢別による寄与分解

有配偶出生率の全国差を年齢別に分解すると、広島県については 25-29 歳、30-34 歳がプラス寄与となっているのに対し、20-24 歳はほぼゼロ、35-39 歳はマイナス寄与となっている。

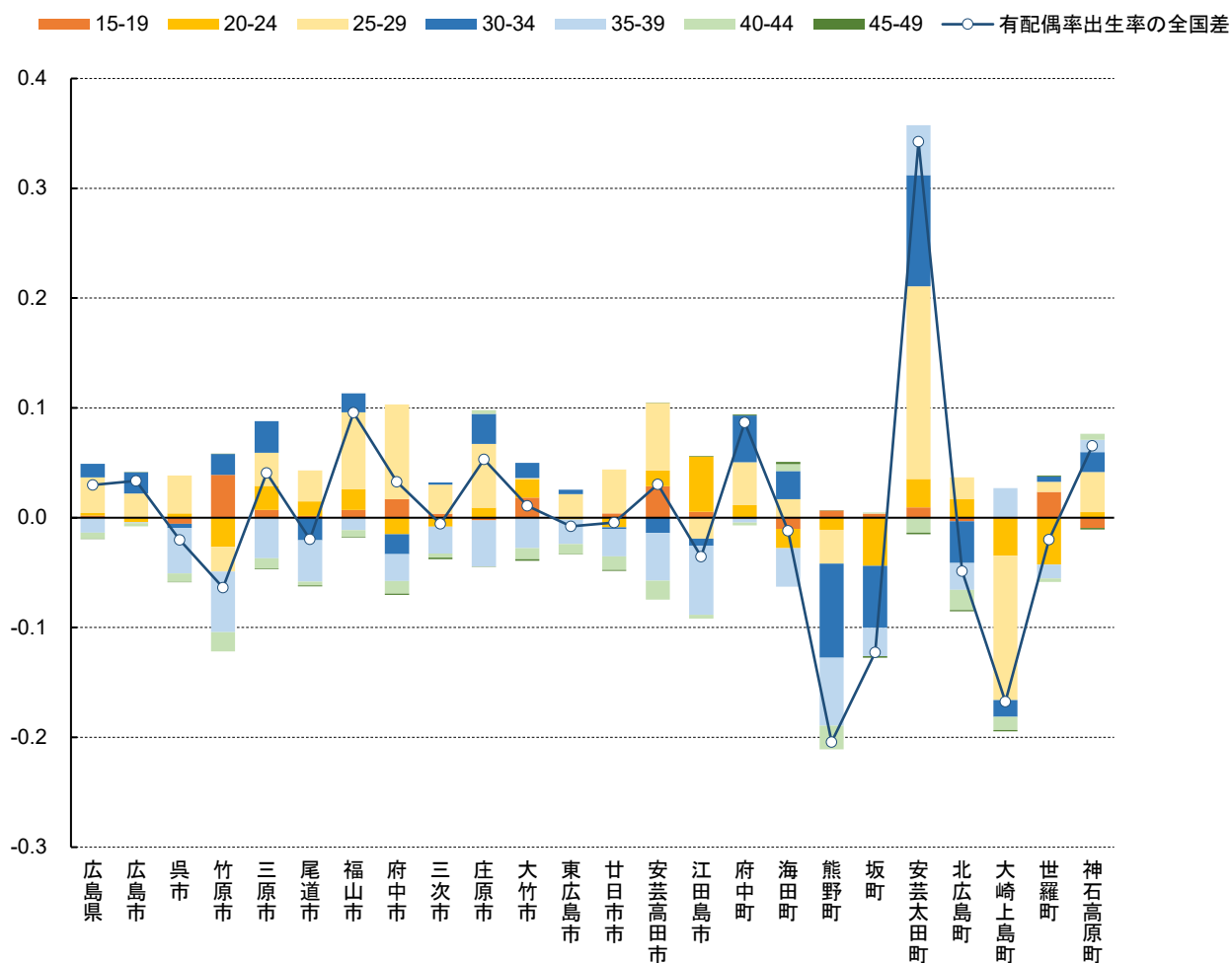
自治体別にみても、25-29 歳はプラス寄与となっている自治体が多い一方、35-39 歳はほぼすべての自治体でマイナス寄与となっている。

県内で最も有配偶出生率の全国差の大きい安芸太田町は、25-29 歳の寄与の高さが目立っているほか、30-34 歳やほかの市町ではほぼマイナス寄与となっている 35-39 歳についてもプラス寄与となっている。

有配偶出生率の全国差が県全体に比べ高めとなっている福山市、庄原市、府中町、神石高原町といった自治体は、いずれも 25-29 歳の寄与が大きいことに加え、30-34 歳がプラス寄与となっている。

一方、全国差のマイナス幅が大きい竹原市、熊野町、坂町、大崎上島町などについては、25-29 歳がほぼマイナス寄与となっていることに加え、30-34 歳などのマイナス幅が大きい。

図Ⅱ－8 2011年～2015年有配偶出生率全国差の年齢階層別有配偶出生率による分解



(5) 有配偶出生率全国差の出生順位別寄与分解

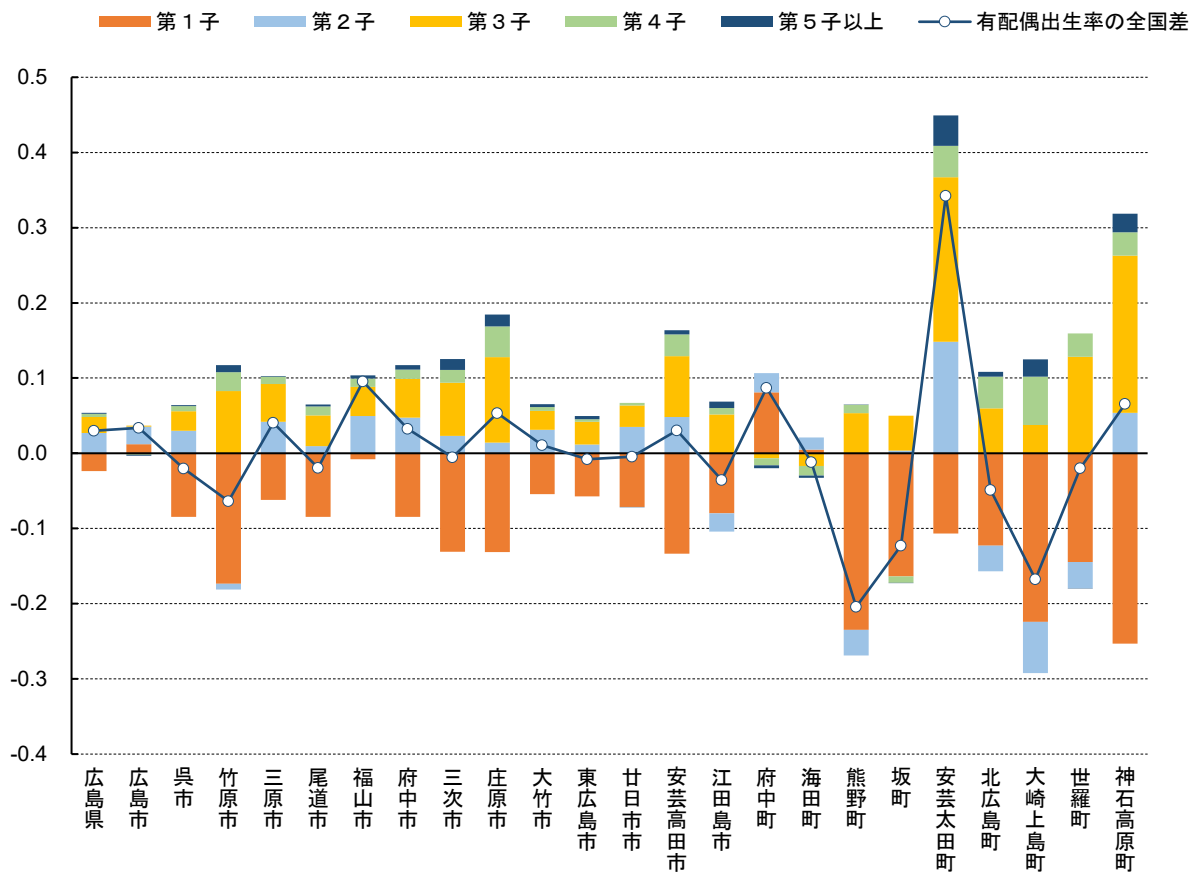
有配偶出生率の全国差を出生順位別の寄与で見ると、広島県については、第1子はマイナス寄与となっているものの、それ以外の出生順位はいずれもプラス寄与である。

自治体別にみても、第1子がプラス寄与となっている市町は少なく、広島市、府中町、海田町という大都市とその近隣周辺地域のみとなっている。

これに対し、第2子以降はプラス寄与となっている自治体が多く、多くの市町で第3子の寄与の高さが目立っている。特に、内陸部に位置する庄原市、安芸高田市、安芸太田町、世羅町、神石高原町などは第3子の寄与がかなり高めである。

有配偶出生率全国差のマイナス幅が大きい熊野町、坂町、大崎上島町などについては、第1子、第2子がマイナスであることが影響しており、第3子、第4子、第5子以上についてはむしろプラス寄与となっている。安芸太田町、神石高原町などにおいても第4子や第5子以上のプラス寄与が他の自治体に比べ高めであることから、多産地域であるといえる。

図Ⅱ-9 2011年～2015年有配偶出生率全国差の出生順位による分解

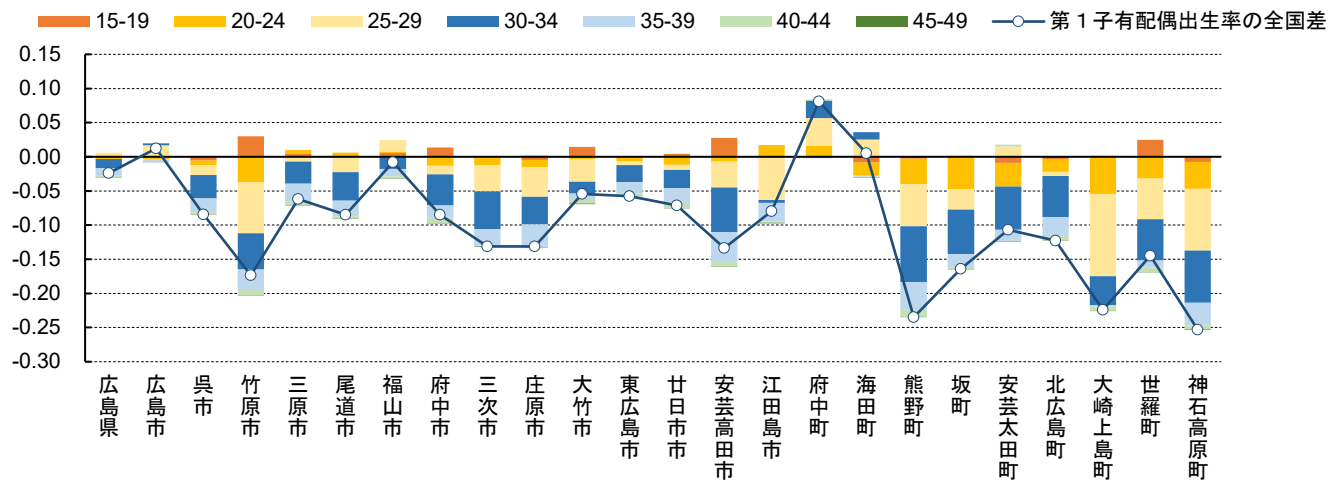


第1子～第3子までの有配偶出生率全国差を年齢階層別に分解すると、第1子はほとんどの年齢階層でマイナス寄与となっている自治体が多い。全国差がプラスである広島市、府中町、海田町は25-29歳、30-34歳などがプラス寄与となっている。

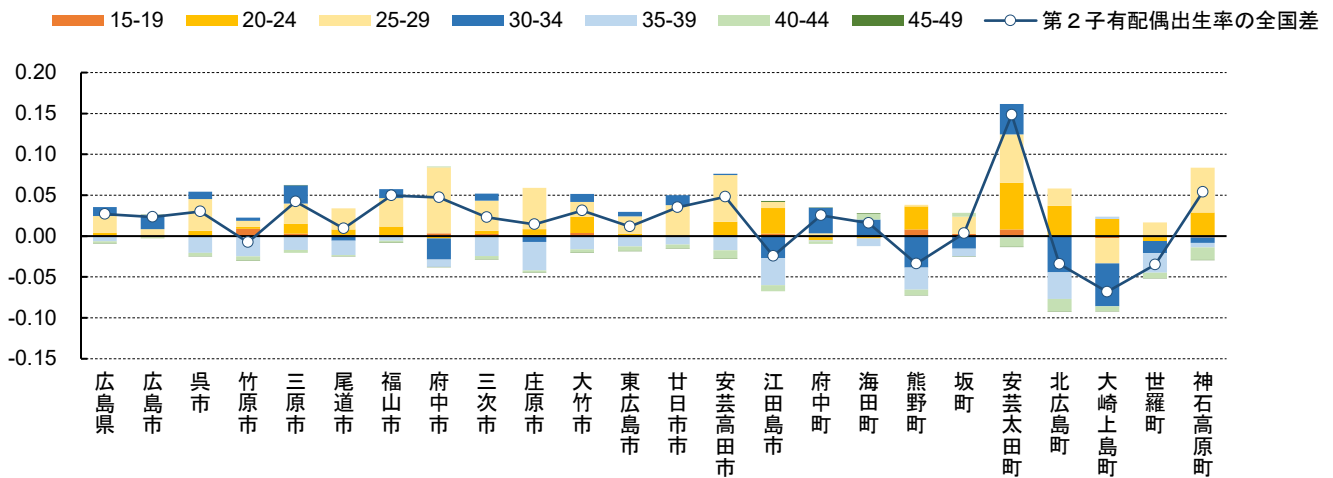
第3子ではほとんどの自治体が全国を上回っている。年齢別には30-34歳のプラス寄与が目立つほか、安芸太田町など内陸部では35-39歳がプラス寄与となっている。

図Ⅱ-10 2011年～2015年出生順位別有配偶出生率全国差の年齢階層別による分解

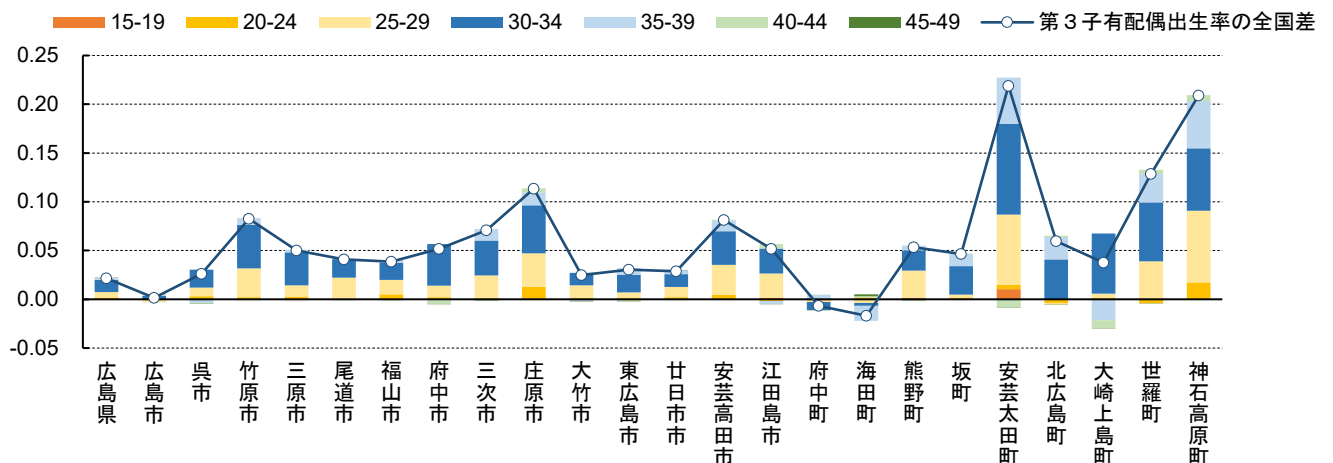
(第1子)



(第2子)



(第3子)



Ⅲ 広島県の合計特殊出生率地域格差の社会経済特性による要因分析

1. 女性有配偶率地域格差の社会経済特性による要因分析

(1) 回帰分析モデル

女性の年齢階層別有配偶率の格差に対して社会経済特性による要因分析(重回帰分析)を行い、広島県の特徴を把握する。

分析の結果、女性の有配偶率地域格差の要因を分析するモデルは、「学生割合と所得」、「所得と労働時間」、「転入超過とUターン」、「家族と地域のきずな」の四つが得られた(表Ⅲ-1)。

女性の有配偶率を説明する独立変数として、女性の所得や雇用の指標ではなく、男性のものをを用いた。これは、女性の所得や雇用の指標では、女性の有配偶率に対して有意なモデルが構築できなかったためである。なお、転入超過率は、男性ではなく、女性の数値を用いている。

①学生割合と所得を中心とするモデル(モデル1)

20歳代で説明力を持つモデルであり、「15-24歳に占める学生割合」と、「就業者一人当たり雇用者所得」や「年間給与額」といった所得指標を中心に、「男性正規雇用割合」、「サービス産業従業者割合」、「多子世帯割合」を独立変数として組み合わせた。

「15-24歳に占める学生割合」が高いと有配偶率が低下することは自明であるが、「15-24歳に占める学生割合」を独立変数に入れても他の変数が有意になることが重要である。

分析の結果、都道府県では、所得の高さは有配偶率を低下させるように作用する。このことは理論的には所得が高い地域ほど結婚による機会費用が大きくなることにより説明される。これから進む、あるいは今歩んでいるライフコースの経済的価値の高さや、高い消費水準を達成している独身生活の経済的価値が結婚による機会費用を大きくし、有配偶率を低下させると考えられる。

この分析結果は、地方圏の多くの地域で、所得が低いことがかえって有配偶率を高めていると読むこともできるものの、実際は、大都市圏と地方圏の対比において主に大都市圏の有配偶率の低さを説明している。地方圏からみると、専門性の高い職業への就業機会や、雇用者の所得上昇に寄与する生産資源(高度な設備、情報アクセス性、本社等の組織、都市集積等)の賦存量が大都市圏に比較して少ない中で、家族や子供を持つことに対する高い価値観が生まれていると解釈される。

機会費用により所得が有配偶率を低める効果を、本分析では「所得の逆効果」という。

②所得と労働時間を中心とするモデル(モデル2)

すべての年齢階層で有効なモデルであり、所得水準を表わす「年間給与額」と「月間実労働時間」を中心に、「人口性比」、「正規雇用割合」、「多子世帯割合」を独立変数に用いて分析を行った。30-34歳では決定係数が0.87に達するなど、モデル全体の説明力は高い。

厚生労働省「賃金構造基本統計調査」から算出した年間給与額を所得指標にするとモデル1と同様に有配偶率を低める方向に強く影響するが、このモデルの特徴は、同時に、同じ調査の実労働時間(所定内実労働時間+超過実労働時間)が有配偶率を上昇させるよう作用することである。

結婚の希望の実現には一定の所得が必要であると考えられる。ところが、都道府県の分析では、主に大都市圏と地方圏の差異により所得は有配偶率を低める変数として表れる。重回帰分析でこの所得の逆効果の影響が除かれて、一定の所得が結婚の実現を促す面があることが実労働時間として出現したと考えられる。

実労働時間は、年間給与額等の一人当たり所得指標との逆相関（所得が低いと労働時間が長い）がみられず、失業率や非正規雇用割合と緩やかな逆相関にある。このため、実労働時間が長い地域は、就業者が所得の不足を補うため長く働いているというより、産業活動の水準の高さや良好な雇用環境が実労働時間に反映されていると考えられる。

③ 転入超過とUターンを中心とするモデル（モデル3）

都道府県間の人口移動は転入先地域の有配偶率を低め、転出元地域の有配偶率を上昇させるように影響を及ぼすと考えられる。その理由は、大学等への進学のほか、初婚年齢が遅くなるような職業やライフコースを選択する者が、地方圏から大都市圏へ移動する結果、転入先地域では有配偶率が低下し、そうでない者が残る傾向がある転出元地域では出生率が、見かけ上、上昇するためと考えられている（補論3）。そこで本分析では、この効果を、有配偶率に対する「転入超過の見かけの上昇効果」と呼ぶ。

都道府県の「転入超過率」と「県外移動者のUターン率」を中心に、「月間実労働時間」、「正規雇用割合」、「未婚女性有配偶率」、「新規事業所従業者割合」、「多子世帯割合」、を独立変数として組み合わせた分析を行った。独立変数に若干の違いはあるものの、すべての年齢階層に有効なモデルであり、決定係数は25-29歳で0.591、30-34歳で0.648であった。

転入超過率が都道府県の所得の差異に影響を受け、男女の転入超過率の差異が人口性比に影響するため、所得と人口性比は独立変数として有意ではなかった。

モデルの特徴は、転入超過率が有配偶率を低下させるのに対して、Uターン率が有配偶率を高める方向に影響していることである。分析結果は、主に大都市圏と地方圏の対比により、地方圏で就学機会や多様で専門性の高い就業機会等が不足することがかえって地方圏の有配偶率を高めっていると解釈できるものの、実は地方圏の中でのUターン者の多寡が、転入超過率と分離されて独立変数として有効になるほど有配偶率に影響を持っており、政策的含意が大きい。

Uターン率が有配偶率を高める理由は、大都市圏の大学等を修了した者などの所得獲得力が高い可能性や、Uターン者を受け入れられる経済基盤が地域に存在して結婚を後押ししていることなどが考えられる（補論4）。また、「Uターン者割合」と「家族と地域のきずな」の間には緩やかな正の相関がみられ、Uターン者は結婚や家族を持つことに対する価値観が強い可能性も考えられる。

④ 「家族と地域のきずな」を中心とするモデル（モデル4）

三世代同居率、人口当たり消防団員数、人口当たり窃盗犯犯罪認知件数を主成分分析により合成した指標「家族と地域のきずな」を中心として、「人口性比」、「多子世帯割合」を独立変数としたモデルである。

25-29歳以上の年齢階層で有効であった。決定係数は、最も高い25-29歳でも0.548にとどまるが、社会関係性や地域における社会活動の水準を示すと考えられる「家族と地域のきずな」が

有配偶率を高める確かな影響力を持っていることを説明するモデルである。

このモデルにより「家族と地域のきずな」が有配偶率を高める直接的効果を持つことを確認できるが、「家族と地域のきずな」はUターン者にも影響しており、二通りの経路で有配偶率に影響していることが考えられる。

⑤その他の留意点

30歳代のいくつかのモデルで、独立変数として「男性有配偶率上昇量」を採用すると有意な結果が得られた。「男性有配偶率上昇量」を男性の結婚力を示す指標として解釈して、男性の結婚力が女性の有配偶率に影響することを分析したものである

35-39歳では「男性有配偶率上昇量」が実労働時間と合わせて有効であることを、モデル2の派生型として分析を行った。

なお、年間給与額、月間実労働時間、正規雇用割合は、従属変数である有配偶率と年齢階層が合致している。

表Ⅲ－１ 年齢階層別女性有配偶率に影響を及ぼす社会経済要因等の分析結果

項目	独立変数		従属変数（女性有配偶率）																
			20-24 歳			25-29 歳			30-34 歳			35-39 歳							
			モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 2-1	モデル 2-2	モデル 3	モデル 4				
P 値	人口構造	人口性比（男／女）				0.004		0.001		0.000		0.000		0.000		0.000		0.000	
		15-24 歳に占める学生割合	0.001			0.003													
		女性転入超過率			0.000		0.000				0.000							0.001	
		県外移動者Uターン率			0.007		0.003				0.006							0.007	
	所得	就業者一人当たり雇用者所得	0.006					0.042											
		男性年間給与額		0.000		0.000				0.003				0.018			0.012		
	雇用	男性月間実労働時間		0.025		0.019				0.000	0.019		0.010	0.000		0.002			
		男性正規雇用割合	0.048			0.005				0.000	0.001		0.001	0.002					
		未婚女性就業率			0.006		0.004				0.000						0.003		
		新設事業所従業者割合			0.007														
		サービス産業従業者割合	0.013																
	地域と家族のきずな							0.011				0.037							0.004
	多子世帯割合（2010年）		0.005			0.009		0.027	0.000		0.018	0.004	0.000						0.001
男性有配偶率上昇量								0.000				0.000	0.013					0.000	
標準偏回帰係数	人口構造	人口性比（男／女）				0.338		0.382	0.551		0.597	0.509	0.639					0.597	
		15-24 歳に占める学生割合	-0.412			-0.307													
		女性転入超過率			-0.890		-0.710				-0.633							-0.593	
		県外移動者Uターン率			0.284		0.298				0.273							0.281	
	所得	就業者一人当たり雇用者所得	-0.306						-0.308										
		男性年間給与額		-0.496		-0.446				-0.244	0.372		0.234			0.503			
	雇用	男性月間実労働時間		0.286		0.225				0.423	0.381		0.279	0.260		0.343			
		男性正規雇用割合	0.358			0.306				0.417			0.417	0.258					
		未婚女性就業率			0.326		0.295				0.418						0.326		
		新規事業所従業者割合			0.507														
		サービス産業従業者割合	0.313																
	地域と家族のきずな							0.360				0.253							0.281
	多子世帯割合（2010年）		0.303			0.254		0.263	0.501		0.310	0.358	0.456						0.331
男性有配偶率上昇量								0.341				0.473	0.343					0.704	
自由度修正済み決定係数		0.744	0.297	0.558	0.763	0.591	0.548	0.868	0.649	0.391	0.660	0.855	0.615					0.681	

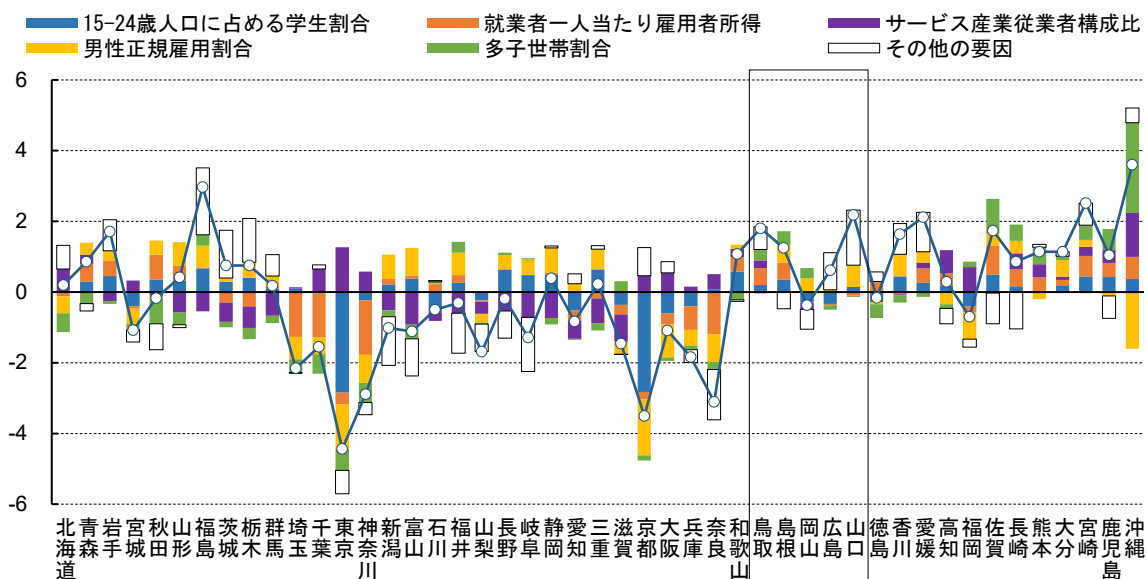
①20-24 歳

i) モデル 1

モデル 1 の中心である 15-24 歳に占める学生割合は、広島県ではマイナスに働いている（学生割合が高い）。その他の効果も、寄与は小さいながらマイナスである。

ところが、広島県の 20-24 歳の有配偶率は平均よりも高い。これは、モデル 1 では説明できない要因（その他の要因）が大きくプラスになっているためである。

図 III - 1 20-24 歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル 1）

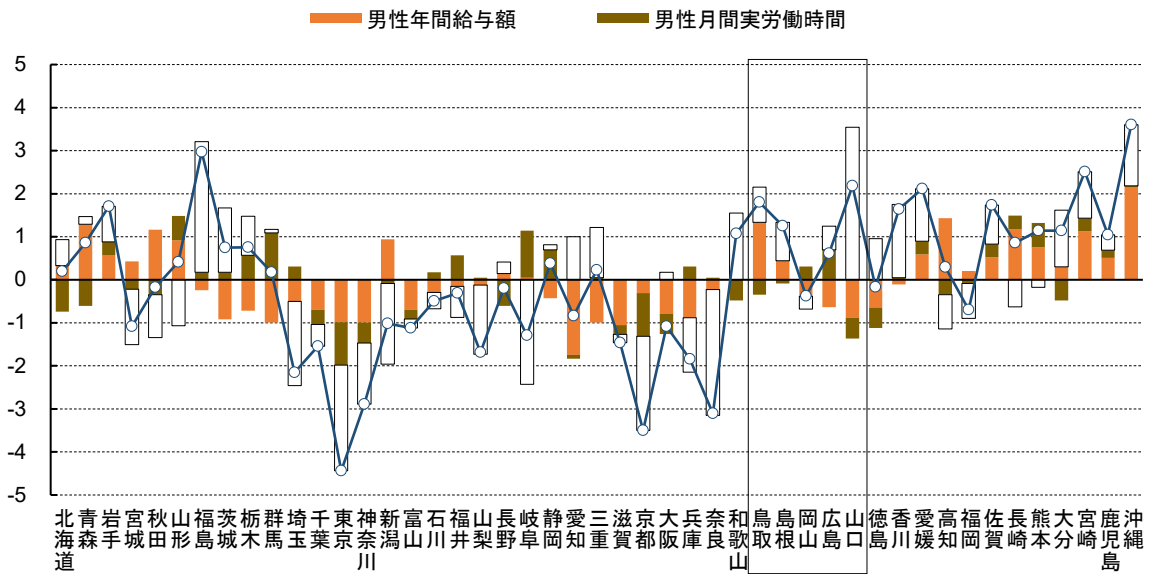


ii) モデル 2

所得と労働時間を中心とするモデル 2 では、広島県は、男性年間給与額がマイナス、男性実労働時間はプラスに寄与している。

男性年間給与額は結婚の機会費用を表わし、有配偶率を低下させる。広島県の男性年間給与額は都道府県平均よりも高いため、マイナスになったものと考えられる。また、モデルの分析結果では、男性実労働時間は有配偶率にプラスに作用する（多重共線性が発生していないことは確認済み）。これは、男性実労働時間が生産水準の高さ等を表わしているためと推察される。広島県は、実労働時間が長いことが特徴であり、有配偶率を高めるように影響を及ぼしている。

図Ⅲ－２ 20-24 歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル2）

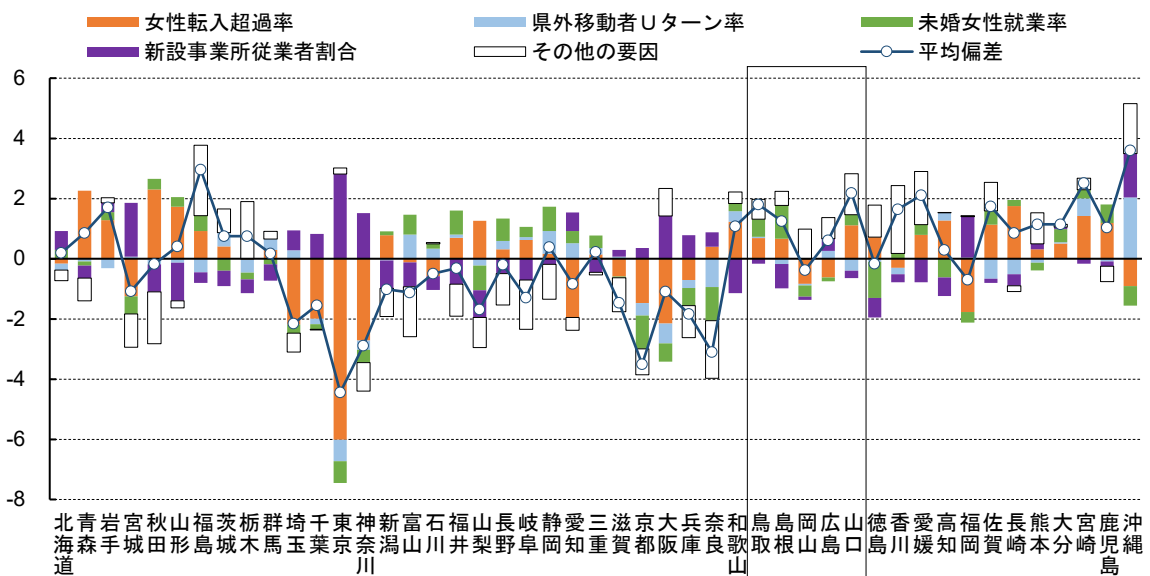


iii) モデル3

転入超過とUターンを中心とするモデル3では、女性転入超過率は有配偶率を低めるように働く。この「転出超過の見かけの上昇効果」の影響力を標準偏回帰係数でみると-0.890 に達する。就学・就職やライフコースに関わる人口移動が女性の有配偶率に強く影響していると考えられる。

広島県について転出超過の見かけの上昇効果はマイナスである。都道府県平均よりも転出超過率が低く（転入超過率が平均よりも高い）、広島県の女性有配偶率にマイナスに働いている。

図Ⅲ－３ 20-24 歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル3）



県外移動者Uターン率は女性有配偶率を高めるが、島根県や九州上位県の一部（佐賀、長崎、熊本）は有配偶率に対してマイナスに寄与している。その中で、広島県の県外移動者Uターン率はいくらかプラスになっており、特徴になっている。

この他では、広島県の25-29歳有配偶率を高める要因として、新設事業所従業者割合がプラスになっていることが注目される。

②25-29 歳

15-24 歳に占める学生割合は、「所得と労働時間」のモデルでも独立変数として有効であったため、25-29 歳有配偶率においては 15-24 歳に占める学生割合はモデル 2 に含めて分析した。

i) モデル 2

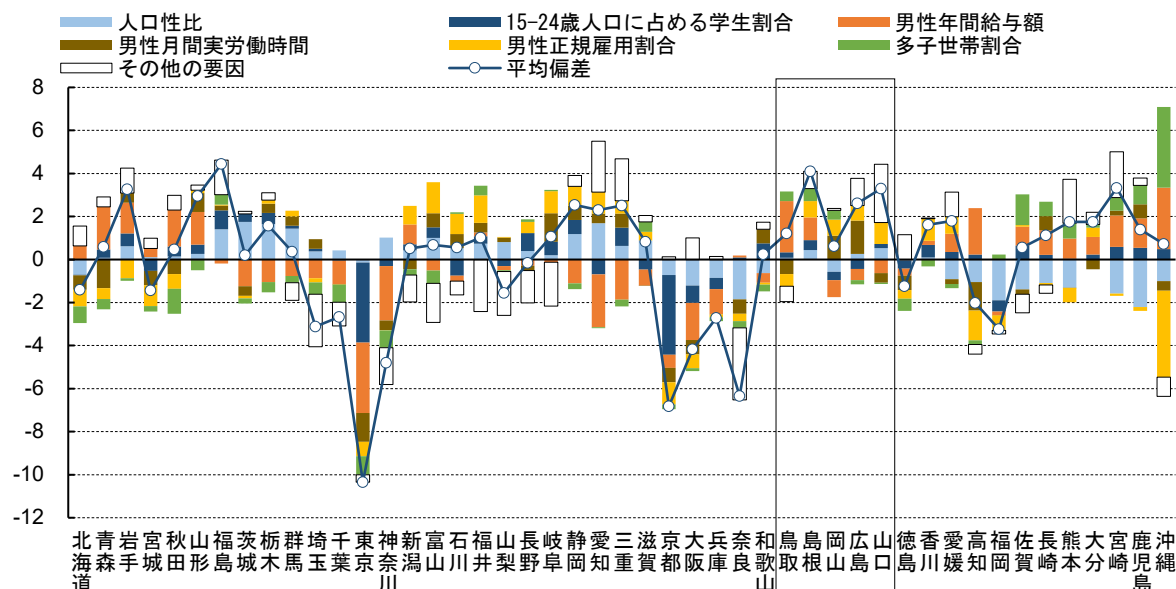
25-29 歳になると九州上位県の女性有配偶率は都道府県順位を低下させる。一方で、中国地域では、広島県や島根県が高い有配偶率を維持していることが特徴である。ただし、広島県と島根県では、有配偶率を高めている要因が大きく異なる。

広島県の 25-29 歳有配偶率に強く影響している変数は男性月間実労働時間である。先のモデルと同様、所得の高さは広島県では有配偶率を低めるように働いているが、生産水準の高さ等を表わすと考えられる実労働時間の長さは有配偶率にプラスに寄与している。この傾向は、静岡県、愛知県、三重県等の東海地域で製造業が集積している地域と共通である。

また、男性正規雇用割合の寄与もプラスになっており、先の東海地域や山陽 3 県と共通した特徴である。

九州上位県の 25-29 歳有配偶率を低めている最も大きな要因は人口性比である。九州上位県は 25-29 歳で人口性比が 1 を下回る（女性の方が多）。この人口性比が広島県はわずかにプラス（男性の方が多）になっているが、東海地域の県ほどではない。広島県は比較的、性比のバランスがとれた地域になっている。

図 III-4 25-29 歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル 2）



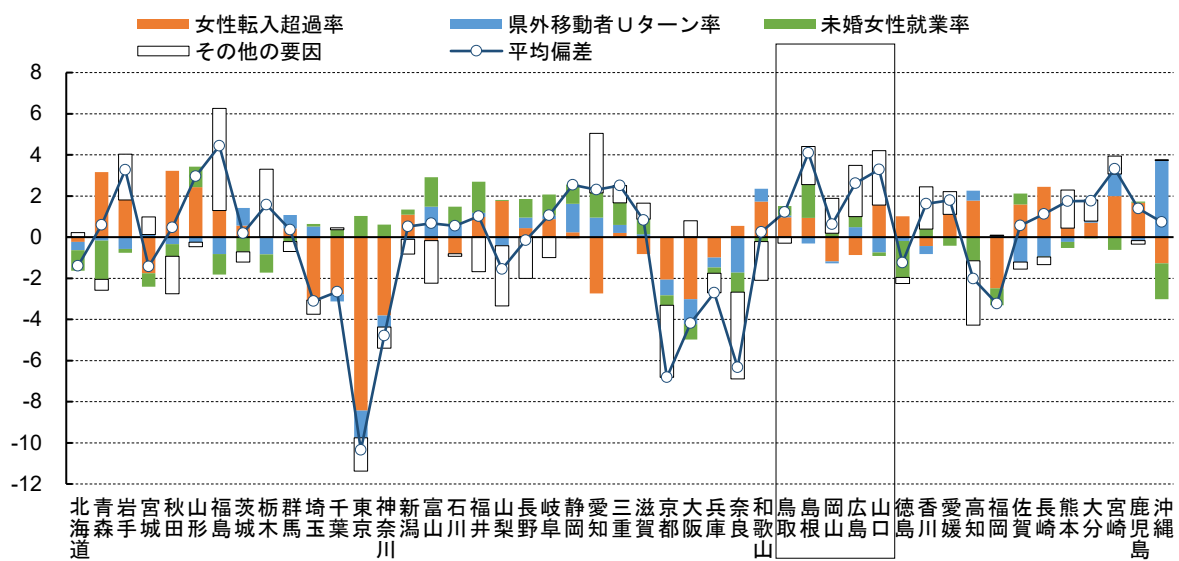
ii) モデル3

転入超過率とUターンを中心とするモデル3では、転入超過率の影響力が非常に大きくなっている（標準偏回帰係数は-0.710）。広島県の転入超過率は都道府県平均を上回るため、広島県では有配偶率を低めるように働いている。

広島県の県外移動者Uターン率は都道府県平均をいくらか上回る。関西以西では県外移動者Uターン率がプラスになっている地域は少なく、広島県の特徴になっている。

25-29歳のモデル3では未婚女性就業率の効果が表れた。未婚女性有配偶率の効果は広島県ではプラスになっている。

図III-5 25-29歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル3）

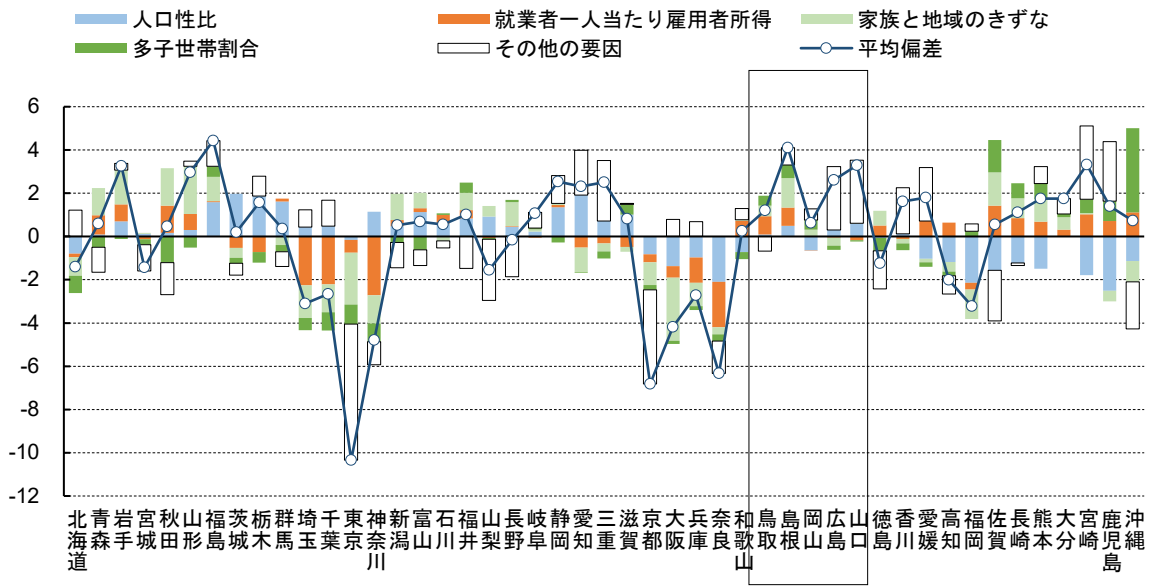


iii) モデル4

「家族と地域のきずな」を中心とするモデル4は、女性でも25-29歳以上の年齢階層で有効である。

ただし、広島県では「その他の要因」が大きな割合を占めており、モデルの有効性は低い。ポイントになる「家族と地域のきずな」は広島県ではマイナスになっており、25-29歳女性有配偶率を低めるように影響を及ぼしている。

図Ⅲ－6 25-29歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル4）



③30-34 歳

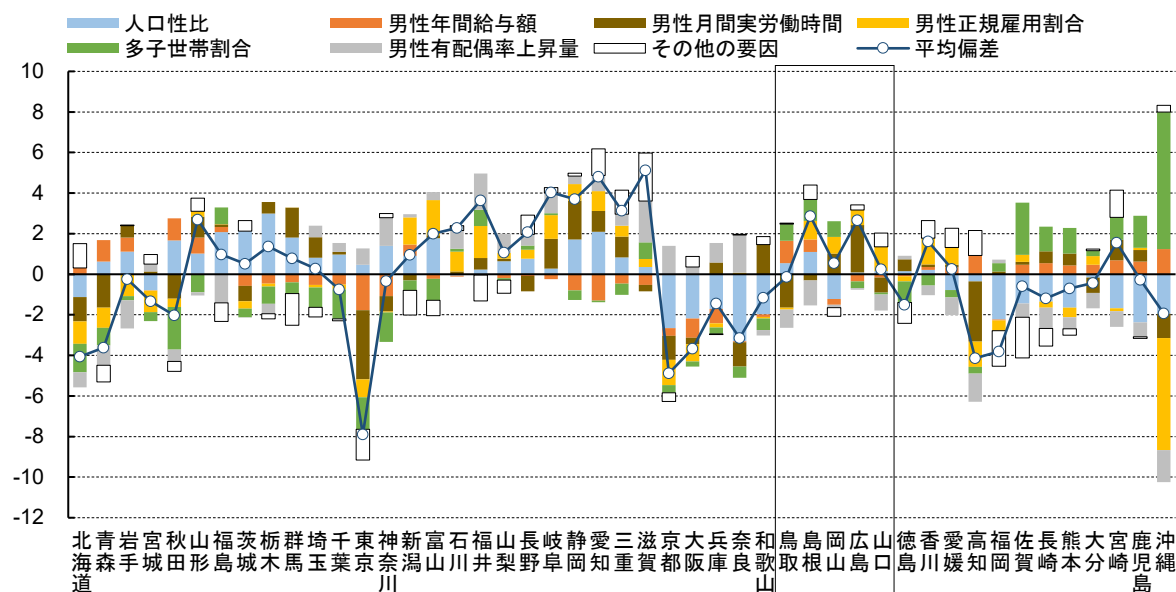
i) モデル 2

広島県の女性有配偶率は 30-34 歳でも都道府県平均を大きく上回っている。九州上位県は一部を除き順位の低下が大きい。東海地域や北関東で有配偶率が高まるが、中国地域では島根県の有配偶率も高い。

広島県の 30-34 歳有配偶率が平均を大きく上回る理由は、20 歳代と同様に、男性月間実労働時間の寄与によるものである。東海地域や北関東等の製造業が集積した地域と共通した傾向が表れている。また、これらの地域と同様、広島県でも正規雇用割合の寄与がプラスになっている。男性実労働時間が生産水準の高さ、あるいは雇用水準の高さを表わすとすると、正規雇用割合を含め、広島県の有配偶率の高さには雇用環境が寄与していると推察される。

また、このモデルでは男性有配偶率上昇量が有効であったが、東海地域等の県ではこの変数のプラス寄与が大きい。つまり、男性の 25-29 歳から 35-39 歳にかけて有配偶率を上昇することにより、女性有配偶率が高まっている。広島県はこの変数の都道府県平均に近く、その寄与はほとんどゼロになっている。

図Ⅲ-7 30-34 歳女性有配偶率平均偏差の要因 (モデル 2)



ii) モデル3

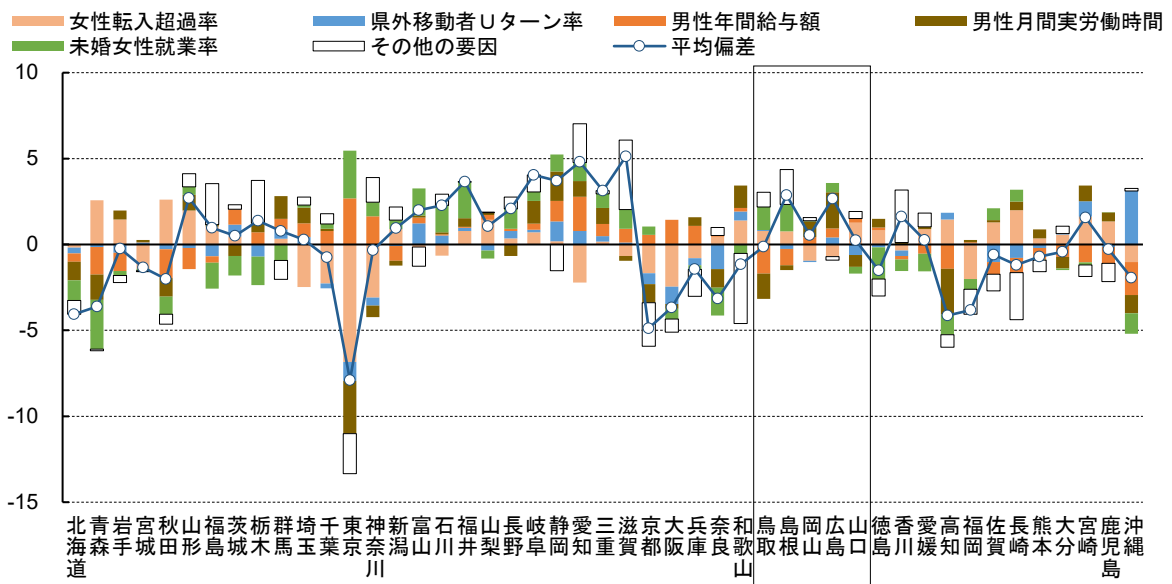
有配偶率に対する転出超過の見かけの上昇効果は30-34歳でも標準偏回帰係数が-0.663に達しており、10歳代後半から20歳代の人口移動期の影響が30歳代の有配偶率にも強く表れている。一方、広島県のUターン率は都道府県平均を上回るためプラス寄与になっているものの、30-34歳ではあまり大きくはない。

モデル3の特徴は、30歳代になると男性年間給与額がプラスに寄与する変数として表れることである。所得の逆効果は、女性有配偶率への影響が大きい転入超過率によりキャンセルされて、地域に残った女性の結婚に対して所得がプラスの効果をもつことが表れたと考えられる。加えて、男性給与と所得額と同時に、男性実労働時間も女性有配偶率にプラスに影響する変数として有意になっている。

広島県は、男性給与と所得額と男性実労働時間の両方が、30-34歳女性有配偶率に対してプラスに影響している。とりわけ、実労働時間の寄与が大きい。

未婚女性就業率はこのモデルでも、広島県において有配偶率を高める方向に寄与している。

図III-8 30-34歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル3）

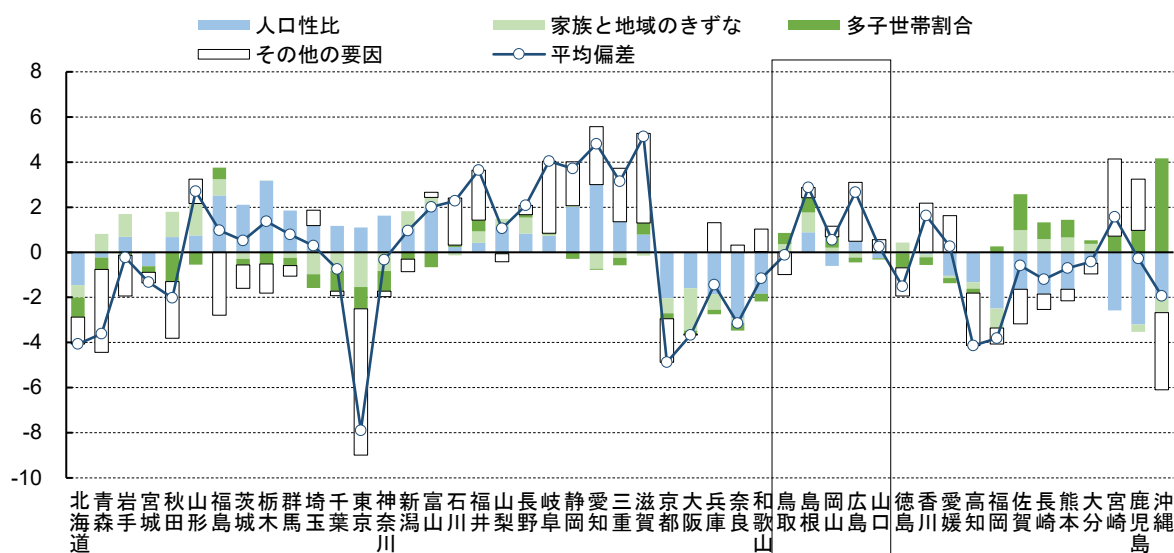


iii) モデル4

30-34 歳女性有配偶率に対する「家族と地域のきずな」を中心とするモデルは決定係数が 0.391 と低く、全体にその他の要因の割合が大きい。

中部等の有配偶率を高めている地域では「家族と地域のきずな」がマイナスの地域も多いが、広島県と島根県の比較では「家族と地域のきずな」の差により説明できる部分が多い。

図Ⅲ-9 30-34 歳女性有配偶率平均偏差の要因 (モデル4)



④35-39 歳

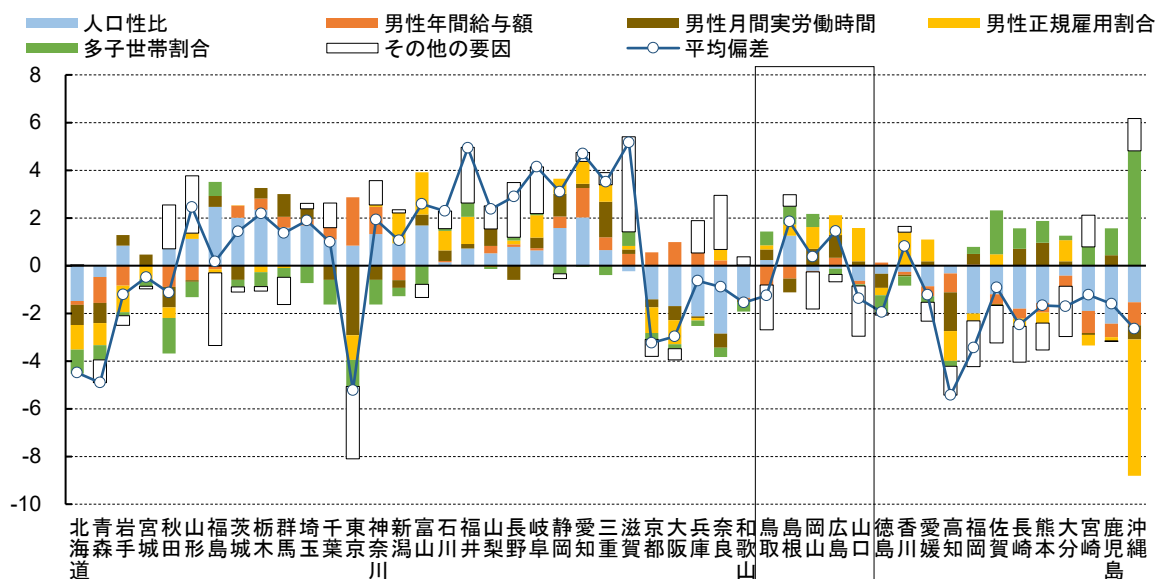
i) モデル 2-1

35-39 歳女性有配偶率のモデル 2 では、男性有配偶率上昇量の有無により二通りの分析を行った。

所得と実労働時間を中心とするモデル 2 は、35-39 歳の男性では所得の逆効果が消失したが、女性では 30-34 歳までとは反対に、男性年間給与額が女性有配偶率を高める指標に変化する。また、男性給与額と同時に男性実労働時間も有効である。

広島県では男性給与額と男性実働時間の両方が女性有配偶率にプラスに寄与している。

図Ⅲ-10 35-39 歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル 2-1）



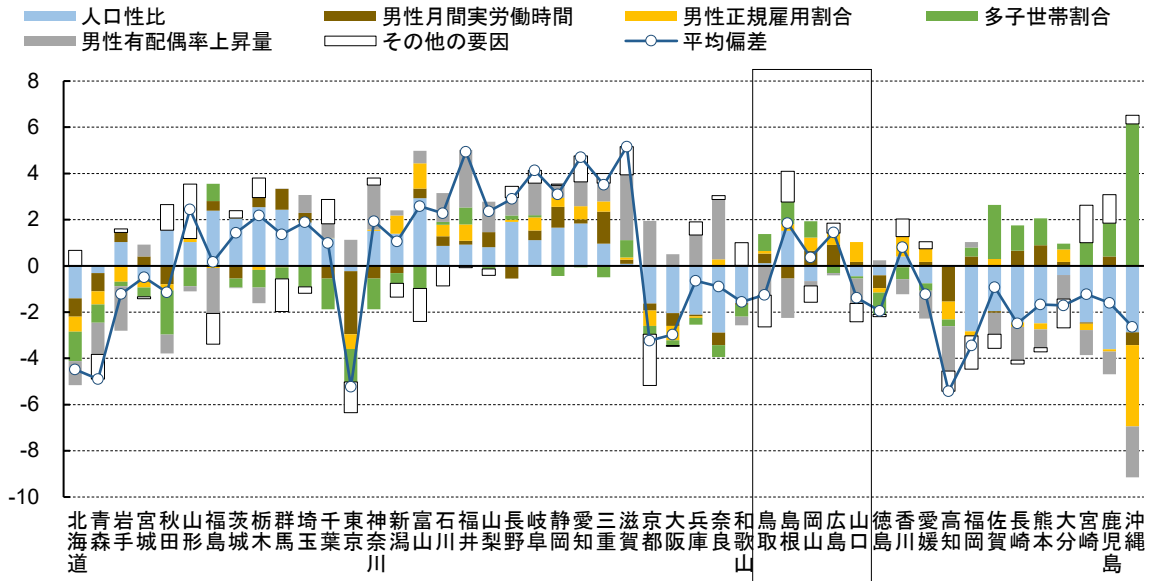
ii) モデル 2-2

モデル 2-1 では、35-39 歳有配偶率が高い中部等の県でその他の要因の割合が大きかった。ところが、男性有配偶率上昇量を独立変数に採用するとこれらの県に対する説明力が大きく上昇する（決定係数はモデル 2-1 が 0.660、モデル 2-2 が 0.855）。

25-29 歳から 35-39 歳にかけての男性有配偶上昇には所得が強く関わっているため、男性有配偶上昇量を独立変数に入れると男性年間給与額が有意でなくなる。

広島県では、この男性有配偶率上昇量が都道府県平均値との差がない。一方で、出生構造が広島県と類似している東海地域の県は、この男性有配偶率上昇量が大きくプラスに寄与している。

図Ⅲ－１１ 35-39歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル2-2）



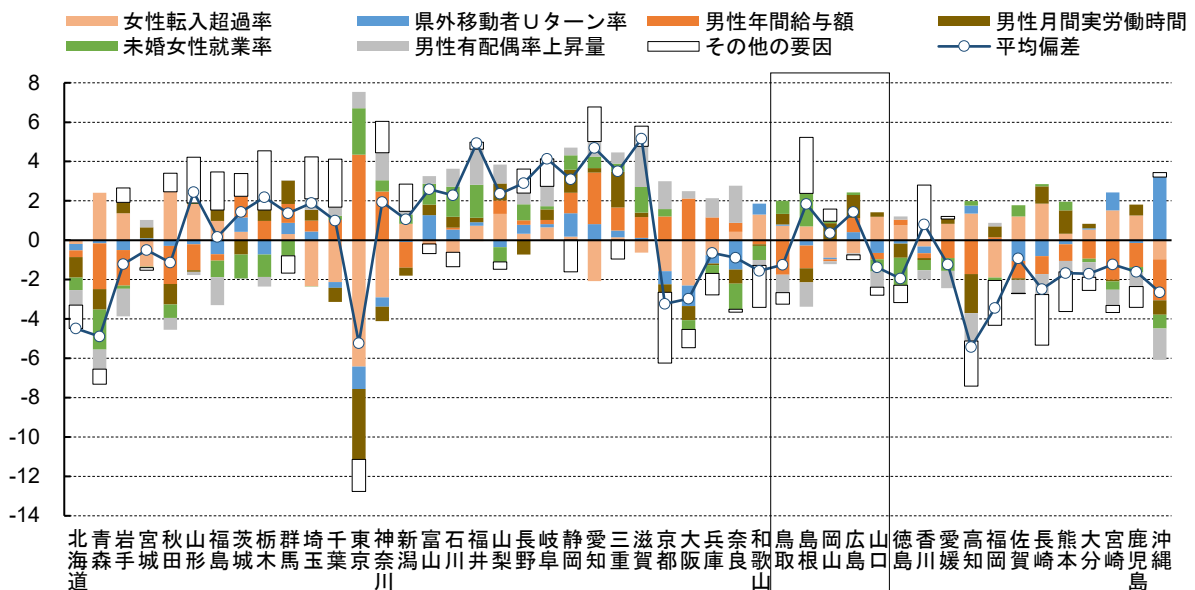
iii) モデル3

転入超過とUターンを中心とするモデル3の結果をみると、転出超過の見かけの上昇効果は広島県ではマイナスに寄与している（転入超過率が都道府県平均より高い）。その一方で、広島県のUターン率がいくらかプラスに働いていることは中国地域以西でも広島県の特徴になっている。

35-39歳のモデル3の特徴は、30-34歳に引き続き、所得の効果がプラスで表れることである。この結果、広島県の35-39歳女性有配偶率を引き上げる方向に男性給与額が影響している。

35-39歳でも未婚女性就業率は有配偶率を高めるように働くが、広島県はこの未婚女性就業率が都道府県平均並みであり、寄与がほとんどみられない。

図Ⅲ－１２ 35-39歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル3）

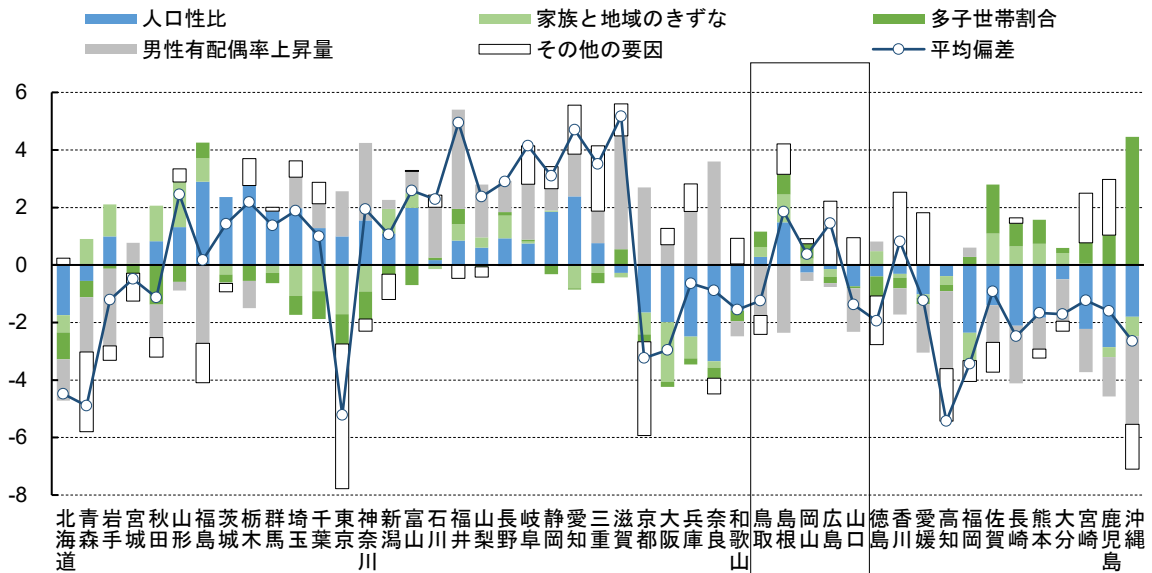


iv) モデル4

35-39歳でも「家族と地域のきずな」は有効である。多子世帯割合と男性有配偶率上昇量も有意であるため、決定係数は0.681と比較的高くなっている。

広島県では「家族と地域のきずな」が、マイナスに寄与していることがわかる。しかし、「その他の要因」の割合が大きく、モデルの説明力は高くない。

図Ⅲ-13 35-39歳女性有配偶率平均偏差の要因（モデル4）



⑤各モデルに用いたその他の独立変数の広島県の特徴

i) 人口性比

人口性比は 20-24 歳を除き、モデル 2 とモデル 4 で有効な変数であり、女性有配偶率を説明する独立変数としても頑強性が高い。男／女で算出した人口性比は、男性有配偶率とは反対に女性有配偶率を高める方向に働く。

広島県の人口性比は 20 歳代、30 歳代を通じて都道府県平均に近く、有配偶率に寄与はグラフに表れない。しかし、関西以西では人口性比が女性に偏り、女性の有配偶率を低くなっている地域が多くみられる中で、広島県の人口性比のバランスは特徴であるといえることができる。

ii) 正規雇用割合

正規雇用割合は、分析を行った 13 のモデルのうち 5 つで有効であった。男性の雇用状況が女性有配偶率に対しても影響を及ぼしている。

すべての年齢階層で有配偶率を高めるように働き、男性有配偶率ほどの影響力はないものの、30 歳代では標準偏回帰係数が 0.4 を超えるモデルもある。

広島県の正規雇用割合は都道府県平均を上回り、男性実労働時間の影響と合わせて、生産活動の活発さや雇用環境の良さが女性有配偶率にプラスに影響している可能性がある。

iii) 未婚女性就業率

未婚女性就業率は、女性有配偶率を高める方向に影響している。女性全体の就業率、有配偶女性就業率も独立変数として試したが、未婚女性就業率だけが重回帰分析で有効であった。各年齢階層で用いた未婚女性有配偶率のデータは当該年齢階層のものである。

未婚女性就業率は、男性所得の影響を除いた上で女性の所得が結婚を後押しする効果を持つことを表わすと考えられるが、職場での出会いの機会を示している可能性もある。

広島県の未婚女性就業率は都道府県平均を上回り、女性有配偶率にプラスに寄与している。

iv) サービス産業従業者比率、新設事業所従業者割合

女性では、サービス産業従業者比率は 20-24 歳のモデル 1 だけで有意であった。

男性有配偶率のモデル 3 で有意であった新設事業所従業者割合は、女性では説明力を持たなかった。女性では純転入超過率の影響力が極めて強く、新設事業所従業者割合の効果が純転入超過率に統合された可能性が考えられる。

広島県のサービス産業従業者比率はほぼ平均値、新設事業所従業者割合は平均をやや上回っている。

v) 多子世帯割合

多子世帯割合は 13 のモデルのうち 8 つに表れ、独立変数として頑強性を示している。

多子世帯割合は広島県の女性有配偶率にマイナスに寄与してものの、その影響力はあまり大きくない。

vi) 男性有配偶率上昇量

男性有配偶率上昇量については補論 2 で説明を行ったが、30 歳代になって東海地域等で女性有配偶率の都道府県順位が上昇する理由を説明している。

補論の通り、広島県の男性有配偶率上昇量はほぼ都道府県平均である。

補論1 女性有配偶率に対する所得・雇用の影響分析に男性指標と女性指標を用いた場合の比較

都道府県の女性有配偶率の要因分析において、所得と労働時間を中心とするモデル(モデル2)の独立変数として男性指標と女性指標のどちらを利用する方が、説明力が高いか分析を行った。

女性の対象年齢は30-34歳で、年間給与額、月間実労働時間、正規雇用割合について、男性指標と女性指標を利用する2ケースを比較した。これらの三つの独立変数はすべて30-34歳のデータである。

結果、年間給与額、月間実労働時間、正規雇用割合の三つとも、女性指標のP値は男性指標よりも大きくなり、年間給与額と正規雇用割合ではP値は0.05を上回る(有意判定が付かない)。

さらに、女性正規雇用割合の標準偏回帰係数は負になり、想定した仮説(正規雇用割合は有配偶率を高めるように影響する)と合致しない。

モデル全体の説明力を表わす決定係数は、男性指標を用いた場合は0.868に達するのに対して、女性指標では0.525であった。

表Ⅲ-2 女性有配偶率に対する所得・雇用の影響分析において
男性指標と女性指標を用いた場合の比較

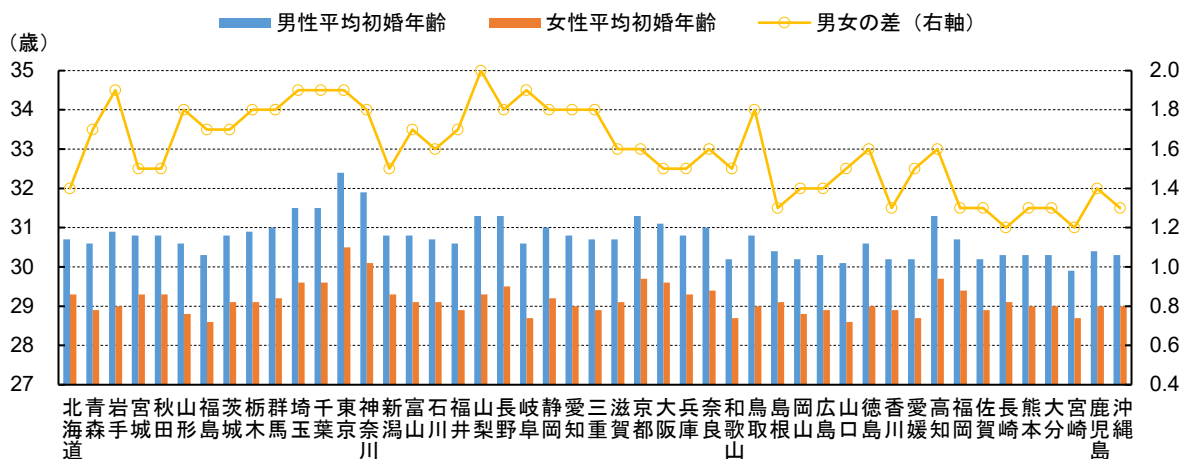
独立変数		従属変数 (30-34歳女性有配偶率)					
		P値		有意判定		標準偏回帰係数	
		男性指標	女性指標	男性指標	女性指標	男性指標	女性指標
人口構造	人口性比(男/女)	0.000	0.000	**	**	0.551	0.611
	男性年間給与額 女性年間給与額	0.003	0.063	**		-0.244	-0.297
雇用	男性月間実労働時間 女性月間実労働時間	0.000	0.041	**	*	0.423	0.244
	男性正規雇用割合 女性正規雇用割合	0.000	0.199	**		0.417	-0.141
多子世帯割合(2010年)		0.000	0.015	**	*	0.000	0.501
男性有配偶率上昇量		0.000	0.002	**	**	0.000	0.341
自由度修正済み決定係数		0.868	0.525				

補論2 男性有配偶率上昇量

2015年の初婚年齢をみると、男性は1.2歳～2.0歳ほど女性より年齢が高い（図Ⅲ－14）。

男女の初婚年齢の差は都道府県で違いがある。広島県は1.4歳であり、全国的には九州の各県と並んで差が小さい方である。

図Ⅲ－14 男女別の平均初婚年齢（2015年）

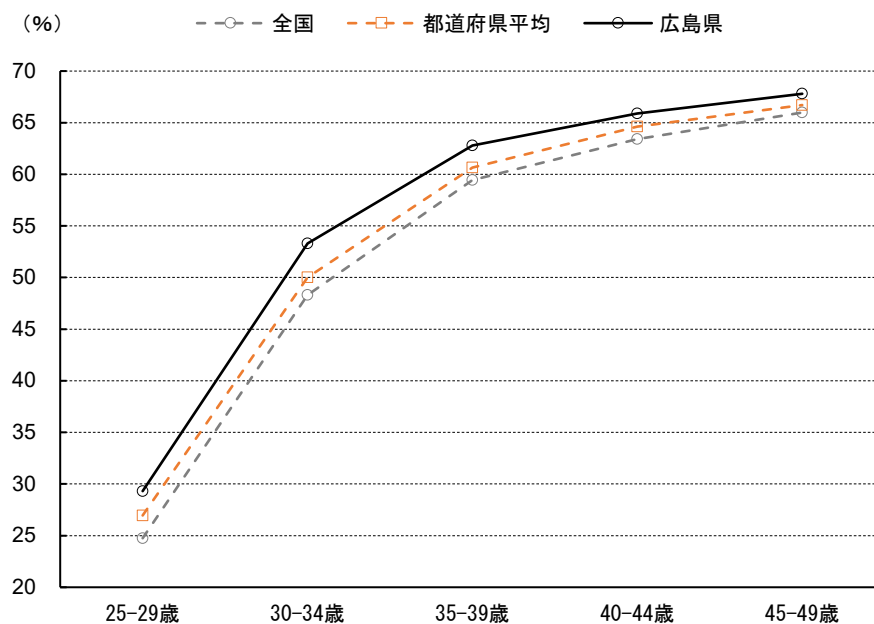


(注) 1. 2015年に結婚生活に入った者が対象である
2. 男女の差は男性－女性

資料：厚生労働省「人口動態統計」

男性の有配偶率の年齢階層による推移を、広島県、全国、都道府県平均と比較すると、広島県はすべての年齢階層で男性の有配偶率が高く、特に30-34歳で差が大きい（図Ⅲ－15）。

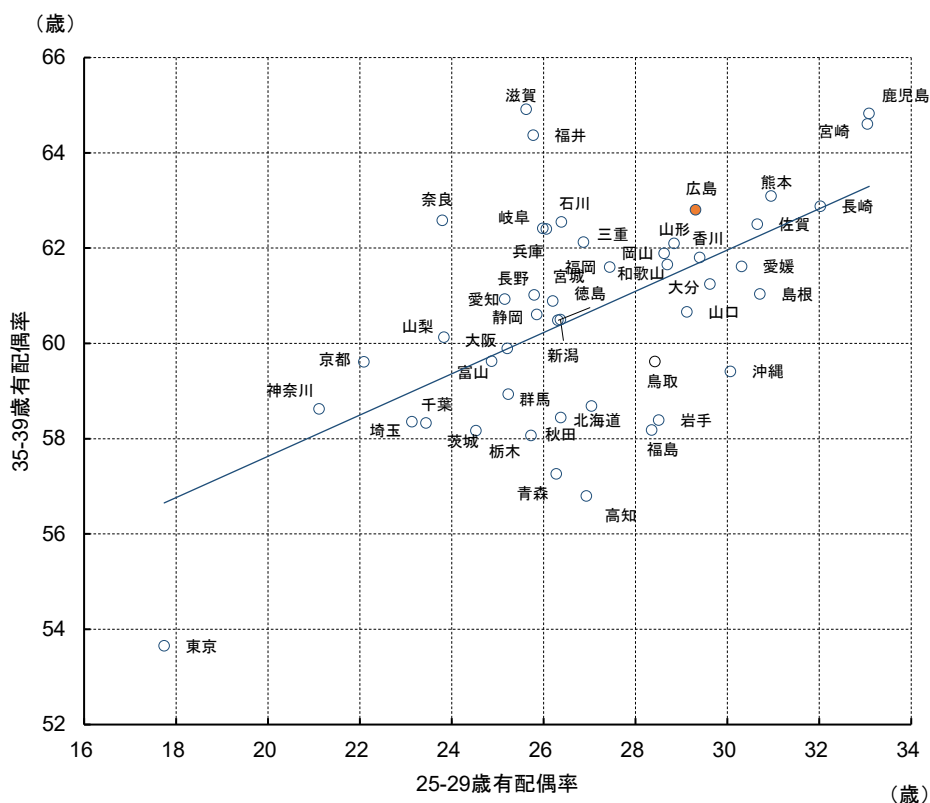
図Ⅲ－15 男性の年齢階層別有配偶率



25-29 歳と 35-39 歳の男性有配偶率を比較すると、もともと 25-29 歳で男性有配偶率が高い県は 35-39 歳でも上位に入る傾向があるが、その傾向線から広島県はやや上方にずれていることがわかる（図Ⅲ－16）

つまり、広島県の 25-29 歳男性有配偶率は平均に比べ高く、その後は都道府県平均以上に有配偶率が伸びている。25-29 歳までに結婚する男性が平均よりも多く、他の都道府県に比較して、その後に結婚できる者も多いと考えられる。

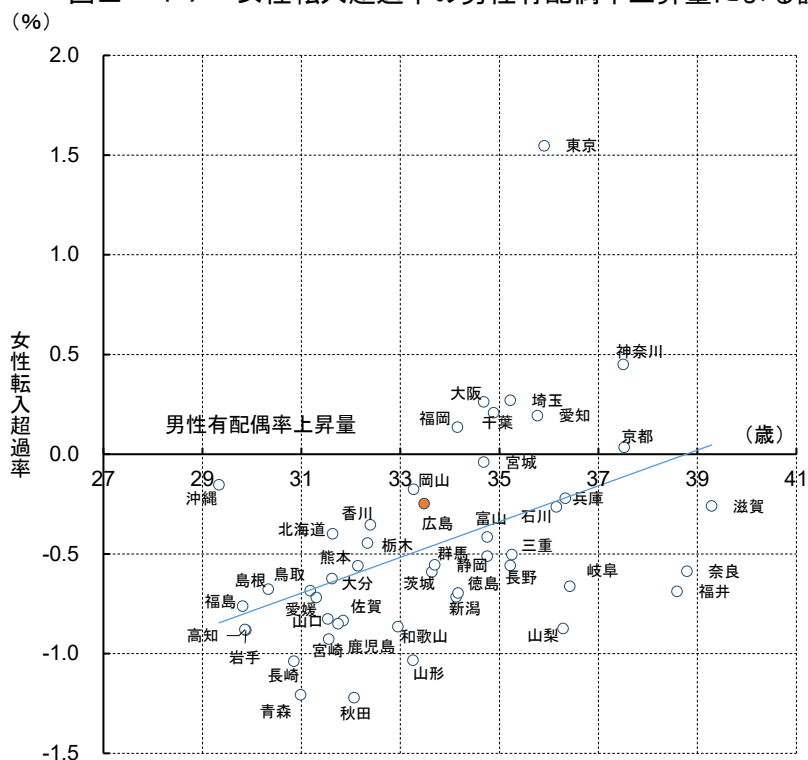
図Ⅲ－16 男性有配偶率の 25-29 歳と 35-39 歳の比較



男性の 25-29 歳から 35-39 歳までの有配偶率上昇量と女性の転入超過率との関係を見ると、緩やかな正の相関がみられる。つまり、25-29 歳からの 10 年間で男性の有配偶率が上昇する地域ほど、女性の転入超過率が高い傾向がみられる。（ただし、女性が地域に残る地域ほど男性が結婚できるという因果が逆の可能性もある）（図Ⅲ－17）。

女性の純転入超過率を説明する重回帰分析の結果では、男性有配偶率上昇量は就業者一人当たり雇用者所得と入れ替わって独立変数として有意になっており、高い所得をもたらす高度な仕事の有無が男性有配偶率上昇量に影響していることが考えられる（補論 2）。実際に、就業者一人当たり雇用者所得が高いほど男性有配偶率上昇量は大きい（図Ⅲ－18）。これらのことから、男性有配偶率上昇量は、25-29 歳から 35-39 歳にかけての男性の「結婚力」を表わすと解釈できる可能性がある。

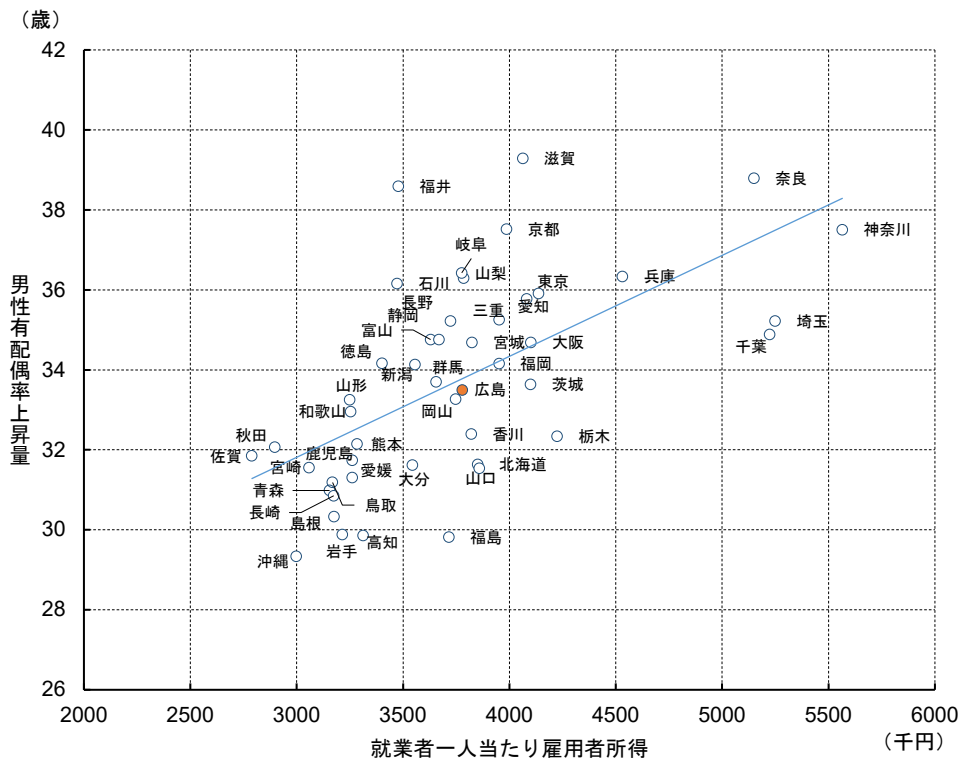
図Ⅲ－１７ 女性転入超過率の男性有配偶率上昇量による説明



女性転入超過率 = 0.086 男性有配偶率上昇量 - 3.4747 決定係数 0.1874

(注) 男性有配偶率上昇量は、35-39歳有配偶率から25-29歳有配偶率を差し引いた。

図Ⅲ－１８ 男性有配偶率上昇量の就業者一人当たり雇用者所得による説明



男性有配偶率上昇量 = 147.9 就業者一人当たり雇用者所得 - 1240 決定係数 0.3595

(注) 男性有配偶率上昇量は、35-39歳有配偶率から25-29歳有配偶率を差し引いた。

補論3 社会移動に影響を及ぼす社会経済要因の分析

①分析目的

都道府県間の人口移動は転入先地域の有配偶率を低め、転出元地域の有配偶率を上昇させるように影響を及ぼしていた。その理由は、大学進学のほか、初婚年齢が遅くなるような職業、ライフコースを選択する者が、地方圏から大都市圏へ移動する結果、転入先地域では有配偶率が低下し、そうでない者が残る傾向がある転出元地域では出生率が、見かけ上、上昇するためと考えられている。

さらに、移動率に男女で違いがあると、女性の転入が男性より多い地域では、初婚年齢が遅くなるような職業、ライフコースを選択しているわけではない地元の女性を巻き込む形で人口性比にズレが生じて、女性の有配偶率がさらに低下すると考えられる。反対に、女性の転出が男性よりも多い転出元地域では、男性の有配偶率が低下する要因になる。

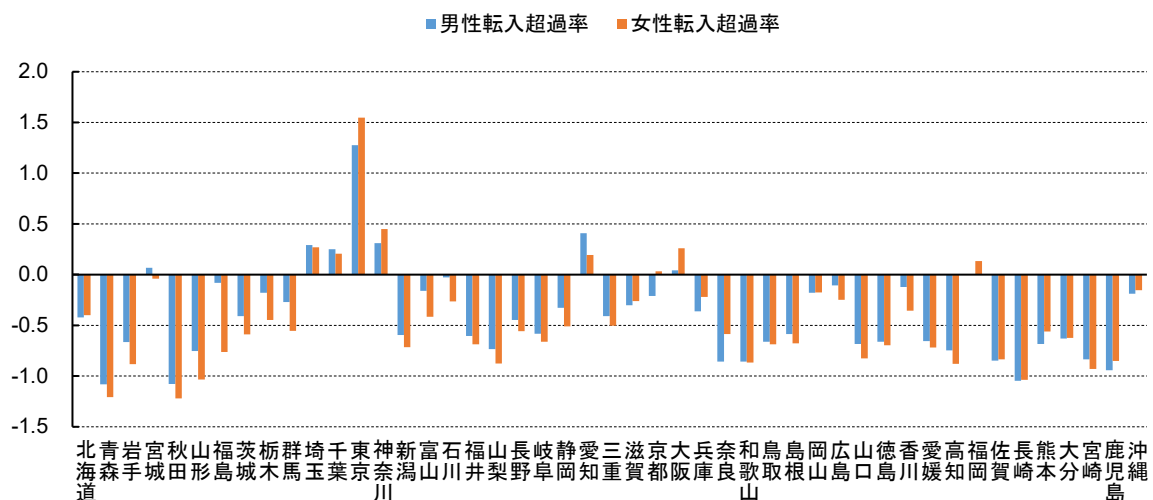
こうした人口移動の有配偶率への影響について理解を深めるため、人口移動に影響を及ぼす社会経済要因を、出生構造に対する社会経済要因の影響を分析したように回帰分析により把握した。

②都道府県間の男女年齢別社会移動の状況

地方圏のほとんどの地域では男女とも転入超過率はマイナス(転出超過)である(図Ⅲ-19)。ただし、転入超過率の男女差をみると、東北、甲信越、四国では女性の転出超過が男性を大きく上回っているところが多い。一方、九州では、男女の転入超過率はほとんど同じか、男性の転出超過が女性をやや上回っている。

広島県は男女とも転出超過であるものの、中国地域以西では福岡県に次いで転入超過率が小さい。男女の比較では女性の転出超過率が男性を上回っている。

図Ⅲ-19 男女別の転入超過率(2014年と2015年の平均、日本人の15-49歳)



(注) 日本人の移動が把握できる2014年と2015年を対象とした
資料：総務省「住民基本台帳人口移動報告」「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」

③分析内容

都道府県の転入超過率を説明する独立変数は、分析のわかりやすさを重視して、人口移動に影響を与える様々な社会経済要因の縮約化は行わず、良好な回帰分析の結果が得られる代表指標を選択する方法を採用した（出生構造の都道府県分析と合わせた）。

男女共通に利用する独立変数は、15-24歳人口に占める学生割合、就業者一人当たり雇用者所得、有効求人倍率、新設事業所従業者割合である（図Ⅲ-20）。

15-24歳人口に占める学生割合は、有配偶率の分析にも利用する変数であり、ここでは地域の就学機会の大きさを示す。

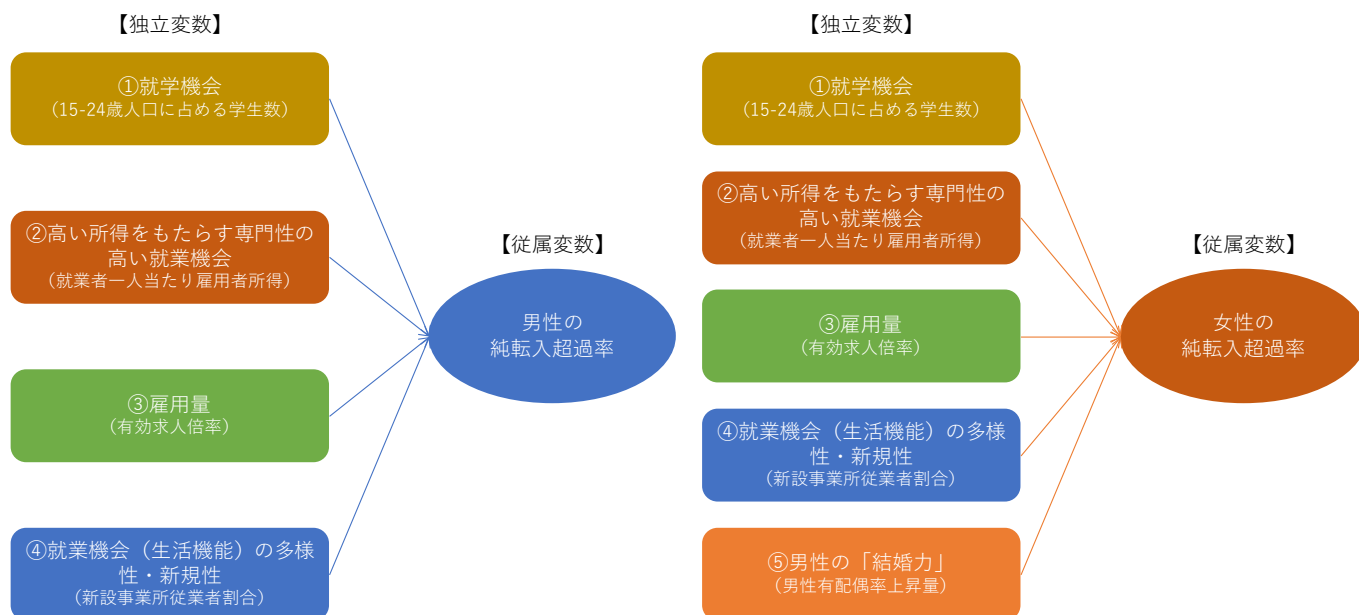
就業者一人当たり雇用者所得は、各地域の生産活動により生み出され、雇用者に分配される所得を就業者一人当たりでみたものである。この変数が大きな地域は、地域の就業者が従事する仕事の高度さ（高度な人的資本が必要とされる）や、労働の他に高度な生産資源（高度な設備、情報アクセス性、本社等の組織、都市集積等）が存在して労働と組み合わせられることにより高い労働生産性を実現している。

なお、雇用者所得は雇用者一人当たりで算出すべきであるものの、県民経済計算の雇用者数は県民雇用者数であり、県内概念の雇用者数が得られない。そこで、県内値が得られる県内就業者で除して県内概念の一人当たり雇用者所得を用いる。

有効求人倍率は、求職数に対する相対値であるものの雇用量の大きさ（仕事の質とは関係が薄い）を示している。

新設事業所従業者割合は、経済センサスで総事業所に占める新設事業所の割合を従業者数により算出したものである。事業所開業率に近い数値であり、地域における仕事の多様さ、新しさ・面白さを示すと考えられる。また、住民からみれば、事業所が提供する生活機能の多様さ、新しさ・面白さとして捉えなおすこともできる。

図Ⅲ-20 都道府県の純転入超過率を説明する回帰分析モデル



(注) 括弧の中は分析に用いた社会経済指標

女性では、先の変数に加えて、「男性有配偶率上昇量」を独立変数にした重回帰分析も行った。男性の25-29歳から35-39歳までの有配偶率の上昇量であり、地域の男性の「結婚力」を表わす指標と考えた。

④分析結果

分析の結果、男性、女性とも、15-24歳人口に占める学生数、就業者一人当たり雇用者所得、有効求人倍率、新設事業所従業者割合が上昇すると、都道府県の転入超過率が高まることがわかる。

モデル全体の説明力である決定係数は、特に女性で0.8を上回る結果が得られた。

標準偏回帰係数をみると、男性では有効求人倍率（雇用量）と新設事業者割合（仕事の多様性・新しさ）が高く、これらの指標が変化したとき他の変数に比較して純転入超過率が大きく変化することがわかる。女性では、新設事業所従業者割合の標準偏回帰係数が際立って大きくなっている。

男女で比較すると、有効求人倍率の標準偏回帰係数が男性の方が大きく、15-24歳人口に占める学生数（就学機会）と新設事業所従業者割合は女性の方が大きい。

女性の分析で用いた男性有配偶上昇量も純転入超過率を説明する指標として有意であった。男性有配偶上昇量を独立変数に入れると就業者一人当たり雇用者所得が有意でなくなるため、これらの二変数は代替関係にある可能性がある（男性有配偶上昇量に対して就業者一人当たり雇用者所得が部分的に影響している）。

表Ⅲ－３ 男女別純転入超過率の重回帰分析の結果

区分	独立変数	純転入超過率		
		男性	女性①	女性②
有意判定	15-24歳人口に占める学生数	*	**	**
	就業者一人当たり雇用者所得	**	**	
	有効求人倍率	**	**	**
	新設事業所従業者割合	**	**	**
	男性有配偶率上昇量			*
偏回帰係数	15-24歳人口に占める学生数	0.0098	0.0161	0.0124
	就業者一人当たり雇用者所得	0.0002	0.0002	
	有効求人倍率	0.9110	0.5182	0.4816
	新設事業所従業者割合	9.6810	10.9119	13.3804
	男性有配偶率上昇量			0.0149
標準偏回帰係数	15-24歳人口に占める学生数	0.2075	0.3093	0.2386
	就業者一人当たり雇用者所得	0.2590	0.2611	
	有効求人倍率	0.4037	0.2080	0.1934
	新設事業所従業者割合	0.5598	0.5717	0.7011
	男性有配偶率上昇量			0.1611
自由度修正済み決定係数		0.7411	0.8430	0.8074

(注) 転入超過率は15-49歳を対象とし、2014年と2015年の平均値である。

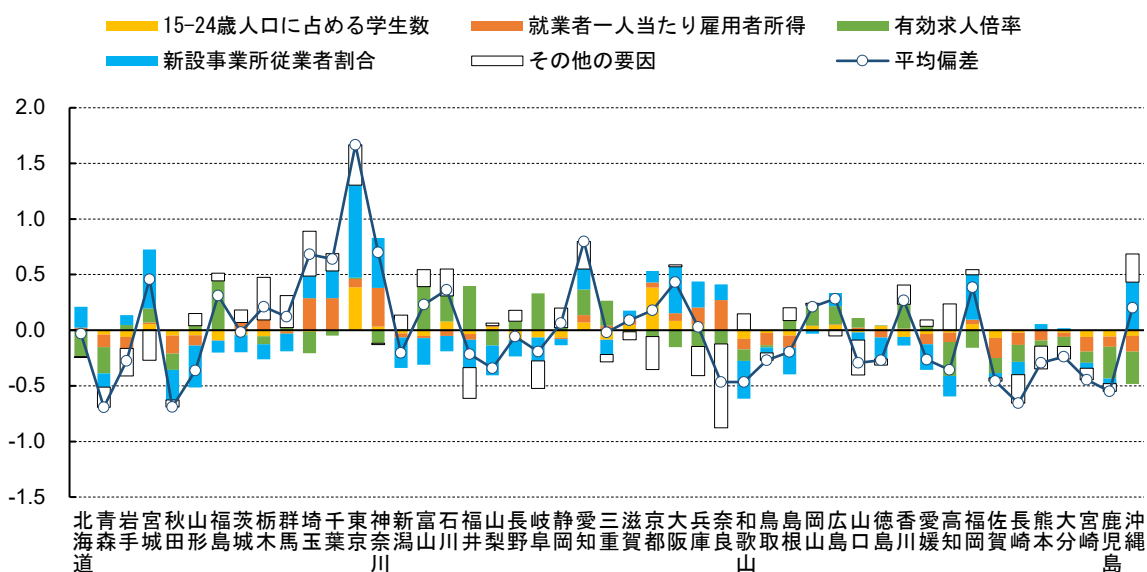
⑤広島県の特徴

独立変数に用いた四つの指標のいずれも広島県では転入超過率を高める方向に働いている（転出超過が都道府県平均を下回る要因になっている）。男女とも「有効求人倍率」の影響が大きく表れており、雇用環境の良さがプラスに影響している。このことは、正規雇用割合や実労働時間が有配偶率にプラスに働いている結果と一致する。次いで、新設事業所従業者割合の影響が大きく、仕事の多様性や新規性が平均に比べて高いと考えられる。しかしながら、東京圏、あるいは地方圏においては福岡県や宮城県の寄与を大きく下回っている。

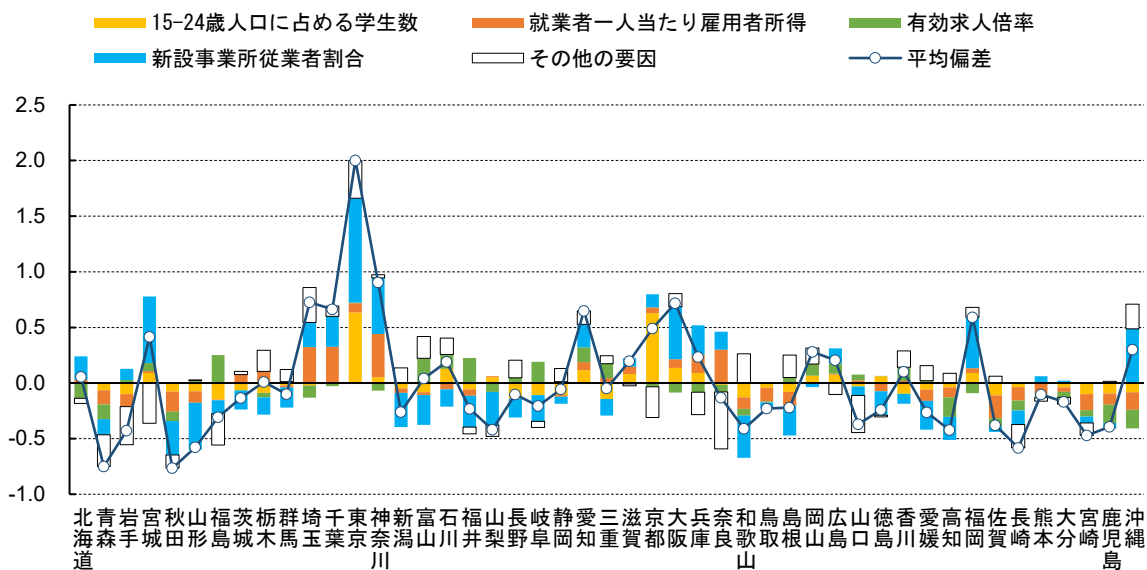
なお、広島県は「その他の要因」が小さく、このモデルによる説明力は高い。

図Ⅲ－２１ 転入超過率平均偏差の要因①

(男性)



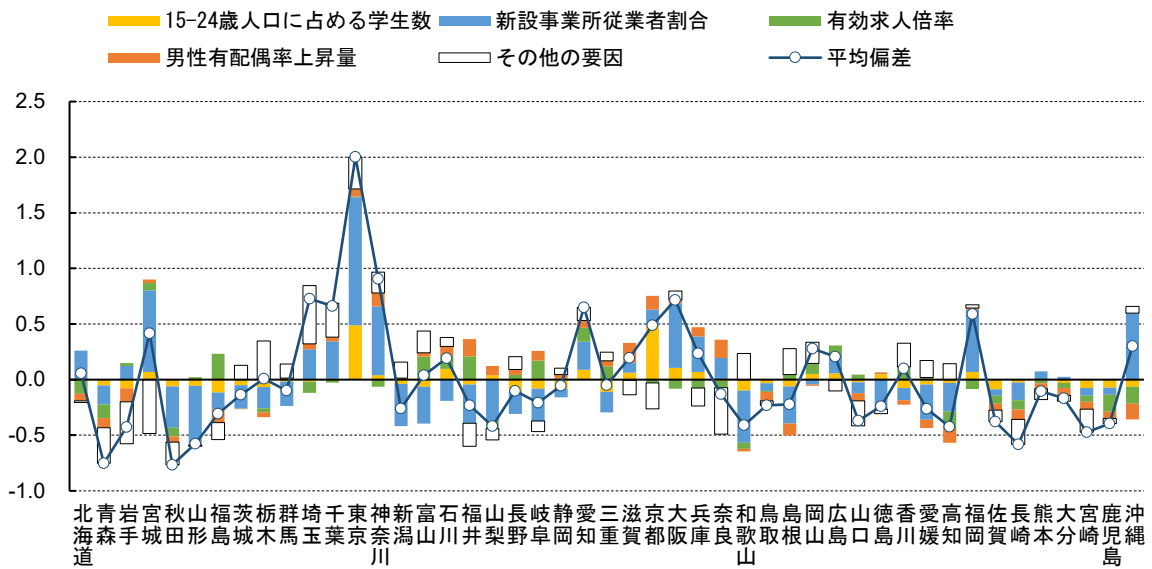
(女性)



女性の転入超過率を男性有配偶率上昇量で説明した分析結果をみると、広島県は都道府県平均に近い値のため、ほとんど影響力が表れていない。

図Ⅲ－２２ 転入超過率平均偏差の要因②

(女性)

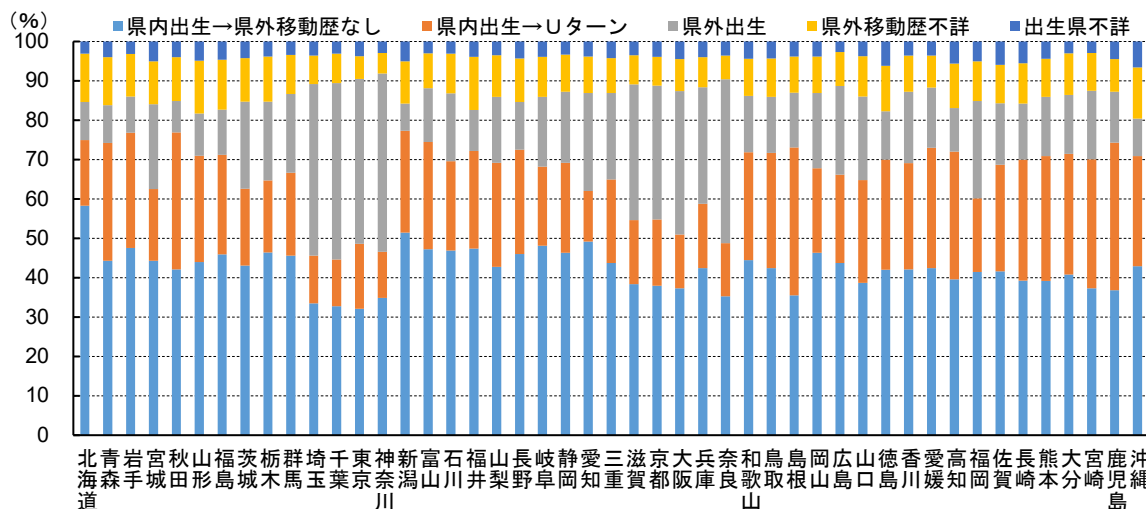


補論4 Uターンの要因分析

有配偶率の要因分析に用いた現住者に占めるUターン者の割合は、図Ⅲ-23に示す国立社会保障・人口問題研究所「人口移動調査」のデータである。

現住者に占めるUターン者の割合に影響を及ぼす要因を調べるため重回帰分析を実施したところ、転入超過率、「家族と地域のきずな」、「男性のゆとりと家事・育児参加（有配偶出生率の要因分析に利用）」の3指標が独立変数として有意であった。

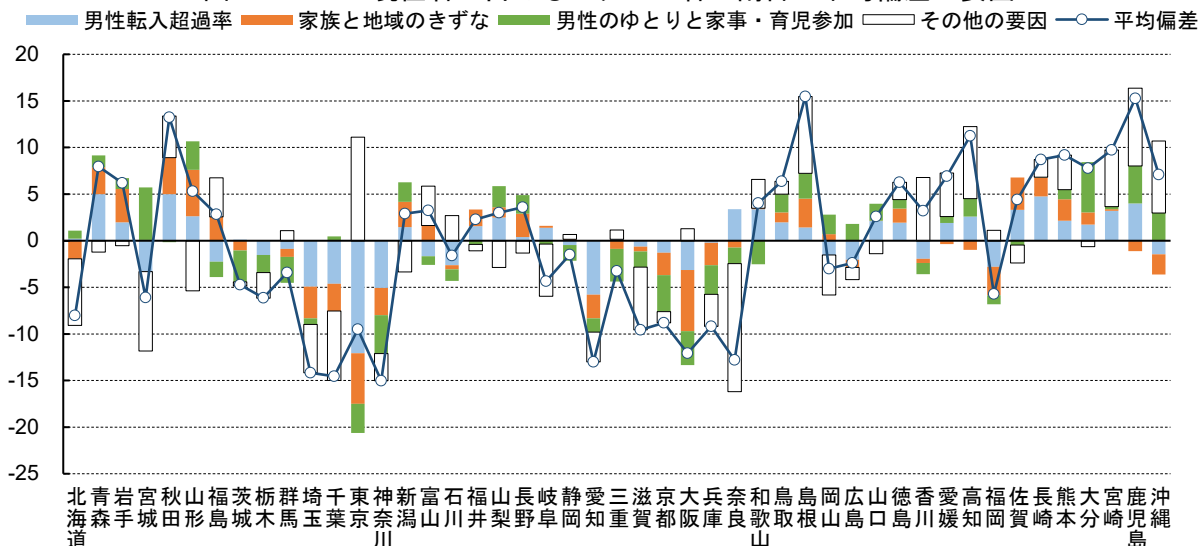
図Ⅲ-23 現住都道府県別県外移動歴



(注) 第8回人口移動調査では熊本地震の影響に配慮して熊本県および大分県の一部地域の調査が中止されたため、本調査の統計分析では熊本県に隣接する県（福岡県を除く）の平均値を熊本県の値として採用した（上図の熊本県の数値は本業務で算出し、統計分析に利用した値）

資料：国立社会保障・人口問題研究所「第8回人口移動調査」（2016年）より作成

図Ⅲ-24 現住者に占めるUターン者の割合の平均偏差の要因



Uターン者の割合 = -7.24 男性転入超過率 + 1.67 家族と地域のきずな + 2.04 男性のゆとりと家事・育児参加 + 24.9

(0.0031)

(0.0345)

(0.0084)

(0.0000)

自由度修正済み決定係数：0.6098

2. 有配偶出生率地域格差の社会経済特性による要因分析

(1) 回帰分析モデル

女性の年齢階層別・出生順位別有配偶出生率における都道府県の格差に対して、有配偶率と同様の手法により社会経済特性による要因分析を行い、広島県の特徴を把握する。

対象とした女性の年齢階層は出生の大半を占める 25-29 歳と 30-34 歳とし、同じ理由から分析対象の出生順位は第 1 子から第 3 子とした。

分析を行った重回帰分析モデルは、以下の 4 通りである（表Ⅲ-4）。いくつかのモデルでは、有配偶率の分析にはなかった社会経済指標が有効であった。女性平均初婚年齢、0-5 歳児保育所入所率、子供 1 万人当たり小児科医師数、消費者物価地域差指数である。

①所得・雇用を中心とするモデル（モデル 1）

すべての年齢階層と出生順位で説明力を持つモデルであり、「就業者一人当たり雇用者所得」、「男性年間給与額」、「男性正規雇用割合」といった所得・雇用指標に、「女性平均初婚年齢」のほか、子育て環境に関わる指標（0-5 歳児保育所入所率、子供 1 万人当たり小児科医師数、消費者物価地域差指数）と、「多子世帯割合」、「男性有配偶率上昇率」を組み合わせた。

所得・雇用指標のうち、男性正規雇用割合はすべての年齢階層・出生順位で出生率を高めるように働いている。一方、所得指標は、25-29 歳の第 2 子・第 3 子、30-34 歳第 3 子でマイナスに作用し、30-34 歳の第 1 子・第 2 子ではプラスの影響が表れる。

初婚年齢による影響を除いた上で（重回帰分析の独立変数に初婚年齢が含まれている）、25-29 歳では多子の傾向にある第 2 子・第 3 子の出生に所得がマイナスに影響する理由は、結婚と同様に、子供を持つことに対して機会費用要因（本分析は、有配偶率と同様に所得の逆効果という）が作用していることが考えられる。出生率にマイナスに働く機会費用要因も、有配偶率と同じように、大都市圏と都市圏の対比により主に大都市圏の 25-29 歳有配偶出生率の低さを説明している。

30-34 歳では第 1 子・第 2 子で所得が出生率を高める方向に作用するのは、主に所得が高い大都市圏で出生率が高まるためであり、機会費用要因により 25-29 歳の出生率が低かったことによる反動の面が強いと考えられる。30-34 歳第 3 子のマイナスは、25-29 歳の第 1 子・第 2 子に続く形で機会費用要因が働いていると考えられる。

男性正規雇用割合は、25-29 歳第 1 子と 30-34 歳第 2 子で有効であった。25-29 歳第 1 子では所得指標は有効でなく、正規雇用割合だけが強い説明力（標準偏回帰係数 0.577）を持っている。25-29 歳で第 1 子の出生がないと、同年齢階層での第 2 子、あるいは 30-34 歳での第 3 子の出生につながることを考えると、有効である年齢階層・出生順位は限られているものの正規雇用割合は出生構造全体に影響を与える要因である可能性が考えられる。

また、有配偶率に対する実労働時間のように、有配偶出生率にプラスに寄与する所得要因はみられなかった。しかし、「子育て環境」に区分した 0-5 歳児保育所入所率は、有配偶女性就業率（共働き世帯率）と高い相関がある（補論 5）。したがって、0-5 歳児保育所入所率は子育て世帯においてプラスに作用する所得要因と考えることもできる。

なお、モデル1は、25-29歳第1子と30-34歳第2子を除いて決定係数が0.80~0.88に達し、全般にモデル全体の説明力が高い。

②女性転入超過率を中心とするモデル（モデル2）

有配偶率にみられた「転出超過の見かけの上昇効果」が有配偶出生率にも存在するか確認するモデルである。すなわち、女性の人口移動が、転入超過の地域で有配偶出生率にマイナスの影響を与え、転出超過の地域の有配偶出生率を高める傾向があるかを把握した。「女性転入超過率」の他の独立変数として、「女性平均初婚年齢」、「男性年間給与額（就業者一人当たり雇用者所得）」、「0-5歳児保育所入所率」、「子供1万人当たり小児科医師数」、「多子世帯割合」が有効であった。なお、有配偶率で重要な役割を果たしたUターン関係の指標については有配偶出生率に対する影響はみられなかった。

女性転入超過率は25-29歳の第2子・第3子、30-34歳の第1子に対してマイナスに影響しており、かつ25-29歳第2子と30-34歳第1子では女性初婚年齢と同時に有効であるため、転入先地域での職業やライフコースの選択等が、有配偶率とは別に、有配偶出生率にも直接影響しているものと考えられる。つまり、職業やライフコースによっては、高い希望出生率が形成されにくい、あるいは希望しても子供を持ちにくい場合がある可能性が考えられる。転入超過の地域だけでなく、転出超過となっている地域でも職業やライフコースが与える有配偶出生率への影響について検討すべきであることを示唆している。

モデル2も、決定係数は0.79から0.88と高い。

③「男性のゆとりと家事・育児参加」を中心としたモデル（モデル3）

「男性のゆとりと家事・育児参加」を中心としたモデルであり、「平均初婚年齢」、「多子世帯割合」を組み合わせた。「男性のゆとりと家事・育児参加」は、総務省「社会生活基本調査」における25-34歳の男性を対象にした通勤時間、就業時間、家事時間、育児時間を主成分分析により合成したものである。合成指標に対して通勤と就業はマイナス、家事と育児はプラスに寄与している。

有配偶率にはないモデルであり、両方の年齢階層の第3子で有効であった。どちらも独立変数が3個のモデルであるが、多子世帯割合の説明力が強いこともあり、決定係数は0.8に近い。

④「地域と家族のきずな」を中心としたモデル（モデル4）

有配偶率に対して有効であった「地域と家族のきずな」を中心に、「0-5歳児保育所入所率」、「消費者物価地域差指数」、「多子世帯割合」を組み合わせたモデルである。

30-34歳第3子だけに有効であった。多子世帯割合の寄与が大きく、決定係数はほぼ0.8に達する。

なお、有配偶率と同様、年間給与額、正規雇用割合は、従属変数である有配偶出生率と年齢階層が合致している。

表Ⅲ－４ 年齢階層別・出生順位別有配偶出生率に影響を及ぼす社会経済要因等の分析結果

項目	独立変数		従属変数（有配偶出生率）										
			25-29 歳						30-34 歳				
			第1子	第2子		第3子			第1子	第2子	第3子		
			モデル 1	モデル 1	モデル 2	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 1、2	モデル 1	モデル 1	モデル 3	モデル 4
P 値	人口構造	平均初婚年齢（女性）	0.002	0.000	0.001	0.025		0.006	0.000			0.008	
		女性転入超過率			0.000		0.022		0.001				
	所得雇用	就業者一人当たり雇用者所得								0.002			
		男性年間給与額		0.042		0.000	0.022		0.000		0.000		
		男性正規雇用割合	0.000							0.006			
	子育て環境	0-5 歳児保育所入所率		0.000	0.003					0.002	0.000		0.002
		子供1万人当たり小児科医師数	0.001						0.000	0.004			
		消費者物価地域差指数		0.049						0.014			0.041
			男性のゆとりと家事・育児参加					0.021				0.024	
			地域と家族のきずな										0.035
		多子世帯割合（2010年）	0.007	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.035	0.000	0.000	0.000	0.000
		男性有配偶率上昇量								0.003			
標準偏回帰係数	人口構造	平均初婚年齢（女性）	0.482	-0.456	-0.313	-0.171		-0.245	0.448			-0.243	
		女性転入超過率			-0.382		-0.226		0.396				
	所得雇用	就業者一人当たり雇用者所得								0.488			
		男性年間給与額		-0.175		-0.418	-0.251		0.221		-0.352		
		男性正規雇用割合	0.577							0.313			
	子育て環境	0-5 歳児保育所入所率		0.278	0.219					0.378	0.217		0.267
		子供1万人当たり小児科医師数	0.408						0.226	0.284			
		消費者物価地域差指数		-0.153						-0.251			-0.156
			男性のゆとりと家事・育児参加					0.199				0.203	
			地域と家族のきずな										0.180
		多子世帯割合（2010年）	0.421	0.247	0.382	0.535	0.654	0.654	0.141	0.493	0.594	0.637	0.661
		男性有配偶率上昇量							0.379				
		自由度修正済み決定係数	0.392	0.828	0.851	0.799	0.794	0.727	0.882	0.669	0.820	0.701	0.795

(2) 分析結果における広島県の特徴

①25-29 歳第 1 子

i) モデル 1

所得・雇用指標を中心とするモデル 1 では、所得・雇用指標のうち男性正規雇用割合だけが有効であった。しかし、正規雇用割合の標準偏回帰係数は 0.577 であり、25-29 歳第 1 子出生率に強い影響力を持っている。決定係数は 0.392 と低いが、子供 1 万人当たり小児科医師数等、他の独立変数の標準偏回帰係数も 0.4 を超えている。

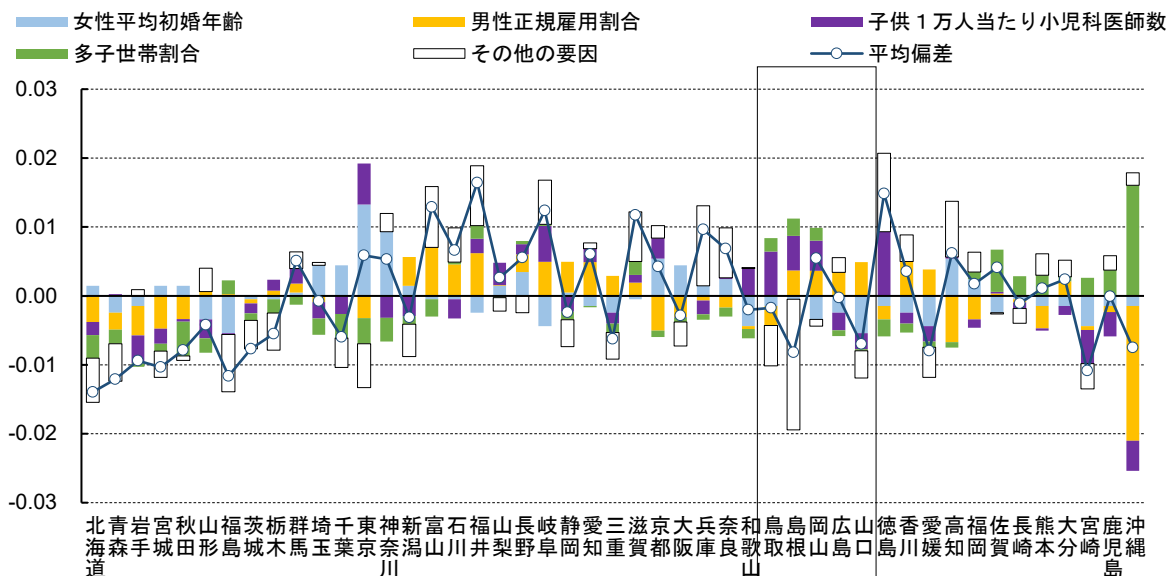
男性正規雇用割合は 25-29 歳で第 1 子を設けるかどうかに対して強く影響しているため、25-29 歳での第 2 子、あるいは 30-34 歳での第 2 子・第 3 子といった第 2 子以降の出生率に影響している可能性がある。

25-29 歳第 1 子は主に平均初婚年齢の影響で大都市圏の都府県等で出生率が高い（初婚年齢が高いため第 1 子の出生が 25-29 歳になる女性が多い）。本分析で取り扱う出生率がパリティ別出生率でないことに注意が必要である（補論 6）。このように平均初婚年齢の影響を除いた上で、正規雇用割合は地域の有配偶出生率に影響を与えている。

広島県の平均初婚年齢は 28.9 歳であり、都道府県平均（29.1 歳）よりもわずかに低いこともあって広島県の 25-29 歳第 1 子出生率を低下させるように働いている。これに対して、男性正規雇用割合が大きくプラスに影響していることが広島県の特徴である。

この他、子供 1 万人当たり小児科医師数と多子世帯割合が、マイナスの寄与になっている。なお、子供当たり小児科医師数は東京都のように出生数の多いところ（東京都は第 1 子出生率が高く、出生数は全国で最も多い）でプラス要因になっていることから、第 1 子出生率が高く出生数が多いから子供当たり小児科医師数が多い（因果が逆）と解釈することもできる。ところが、鳥取県や島根県で子供当たり小児科医師数がプラスに寄与していることから、子供当たり小児科医師数が多いか、あるいは背後で別の変数が作用している可能性もある。

図Ⅲ-25 25-29 歳第 1 子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル 1）



②25-29 歳第 2 子

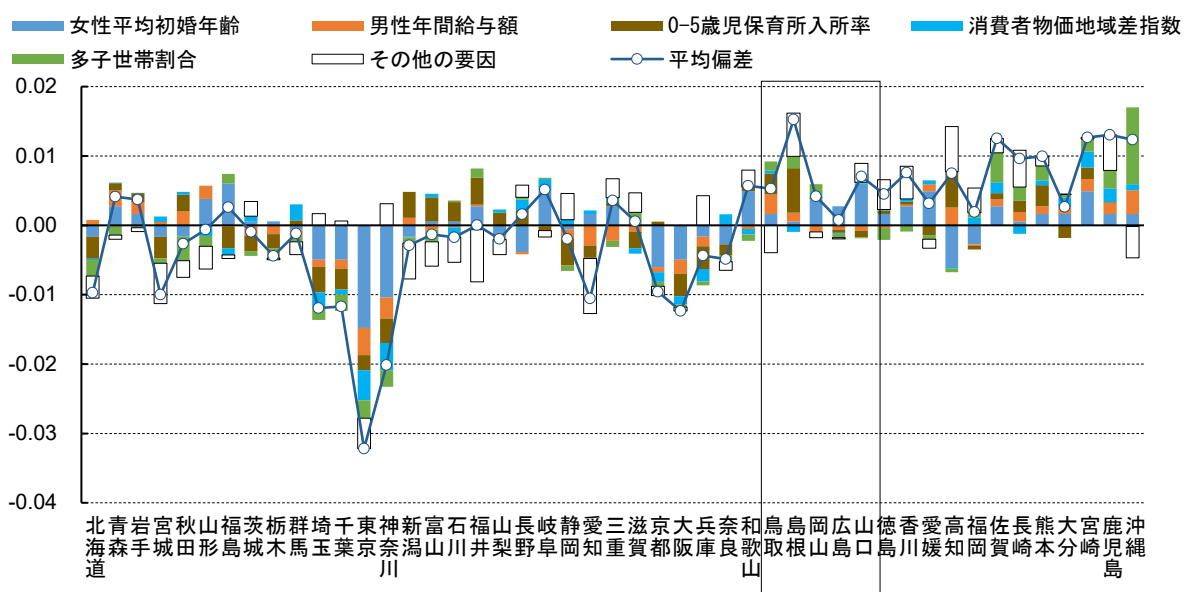
i) モデル 1

男性給与額が出生率にマイナスに影響する「所得の逆効果」が表れるモデルであり、広島県は、他の山陽側と並んで「所得の逆効果」は出生率を低める方向に働いている。

また、25-29 歳は第 2 子から平均初婚年齢がマイナスに影響するようになり、東京都では初婚年齢が出生率の低さの半分程度を説明している。広島県の初婚年齢は都道府県平均よりわずかに低いため出生率の寄与はプラスになっている。

この他の要因は、広島県ではマイナスになっているが寄与量は小さい。

図 III - 2 6 25-29 歳第 2 子有配偶出生率平均偏差の要因 (モデル 1)



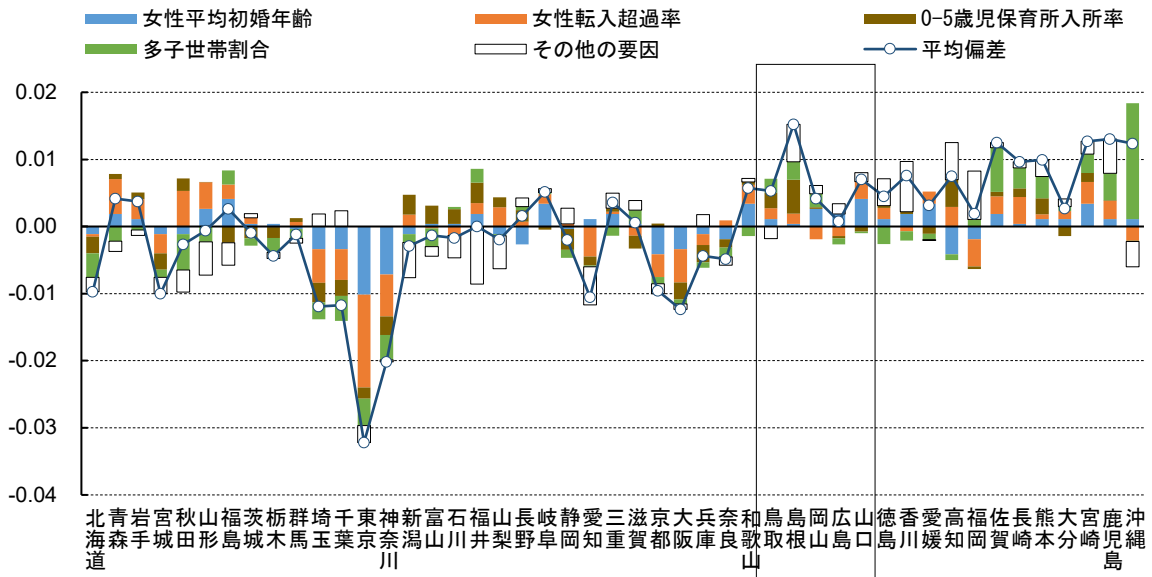
ii) モデル 2

モデル 2 は転入超過が出生率を低める方向に影響するモデルであり、25-29 歳第 2 子では、大都市圏の都府県を中心に、初婚年齢とともに出生率を大きく低下させている。一方、地方圏の多くの県では「転入超過の見かけの上昇効果」が表れている。

広島県では、転入超過率が都道府県平均を上回るため、「転入超過の見かけの上昇効果」はマイナスに寄与している。

このモデルでも初婚年齢が低いことが、広島県の出生率にプラスに働いている。

図Ⅲ－２７ 25-29 歳第 2 子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル 2）



③25-29 歳第 3 子

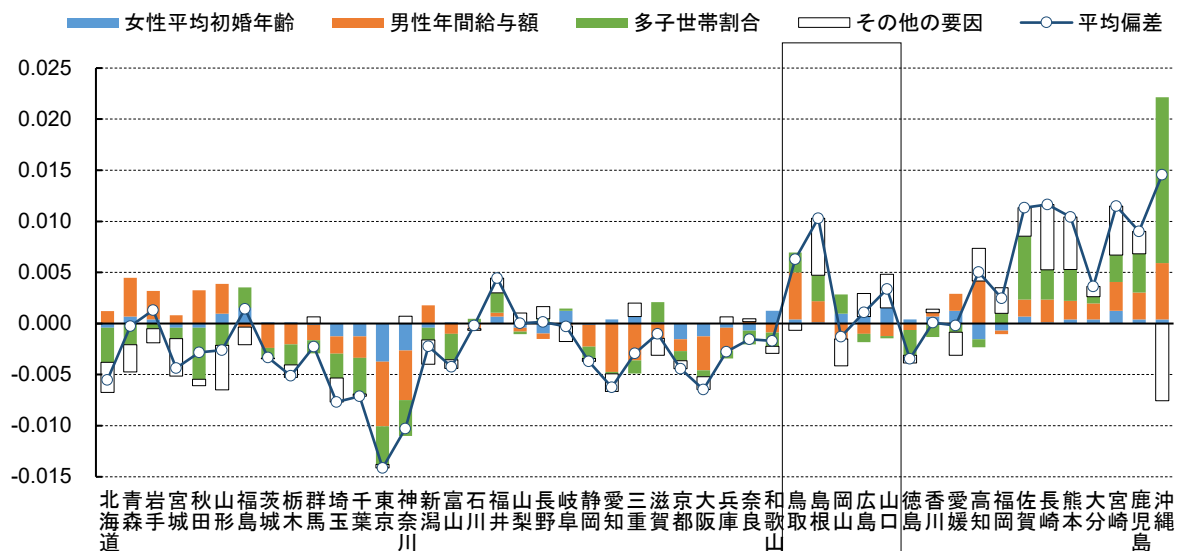
i) モデル 1

25-29 歳第 3 子出生率は、第 1 子・第 2 子に比較して出生率が小さく、どのモデルでも少ない独立変数で出生率地域差を説明できる傾向がある。

所得・雇用指標を中心とするモデル 1 でも、初婚年齢、男性給与額、多子世帯割合の 3 変数では決定係数は 0.799 に達する。

広島県の 25-29 歳第 3 子有配偶出生率は都道府県平均よりも高いが、プラスに寄与しているのは平均初婚年齢である。逆に男性年間給与額の高さ、多子世帯割合の低さがマイナスの影響を及ぼしている。

図Ⅲ－２８ 25-29 歳第 3 子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル 1）



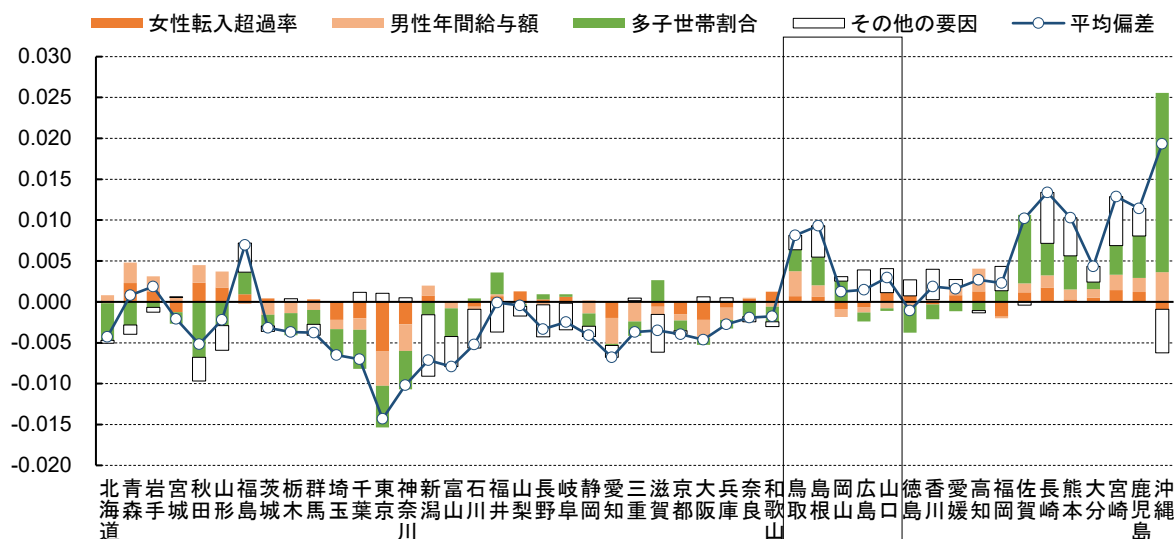
ii) モデル2

女性転入超過率に焦点を当てたモデル2も3変数で決定係数は0.794となる。女性に転入超過率とともに男性給与額が有効であり、モデル1にモデル2の要素を組み合わせたものとなった。

広島県では、すべての変数がマイナスに寄与しているが、中でも多子世帯割合のマイナス寄与が大きい。

このモデルの広島県は「その他の要因」の割合が大きく、モデルの当てはまり方は低い。

図Ⅲ-29 25-29歳第3子有配偶出生率平均偏差の要因(モデル2)

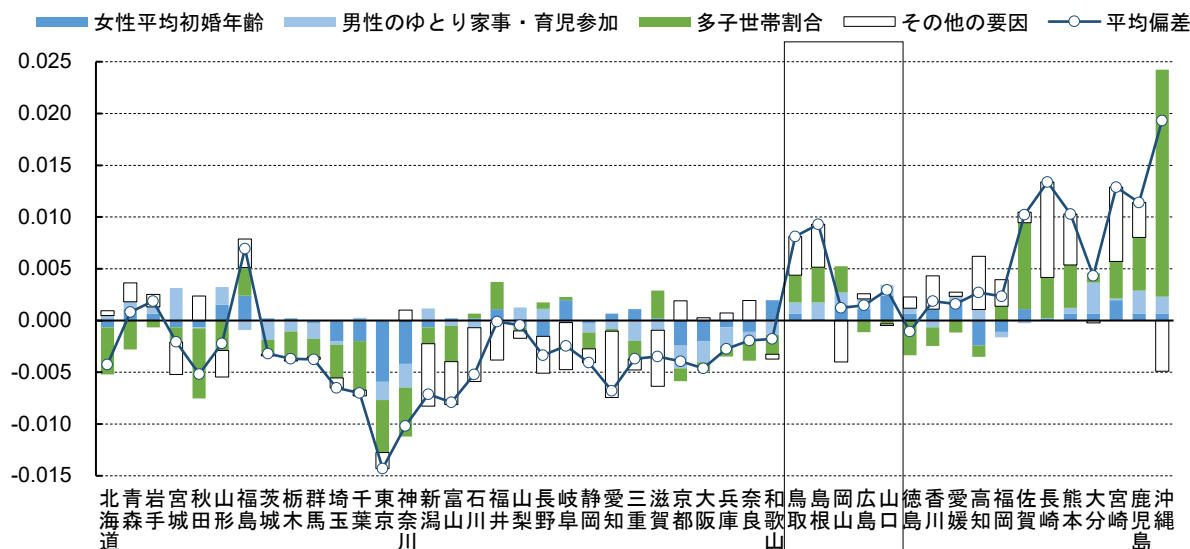


iii) モデル3

25-29歳第3子の特徴は、「男性のゆとりと家事・育児参加」が影響力を持っていることである。「男性のゆとりと家事・育児参加」は第3子出生率を高める方向に作用している。

広島県の「男性のゆとりと家事・育児参加」は都道府県平均よりも大きく、プラスに寄与しているものの、中国地域の中では寄与量が最も小さい。

図Ⅲ-30 25-29歳第3子有配偶出生率平均偏差の要因(モデル3)



④30-34 歳第 1 子

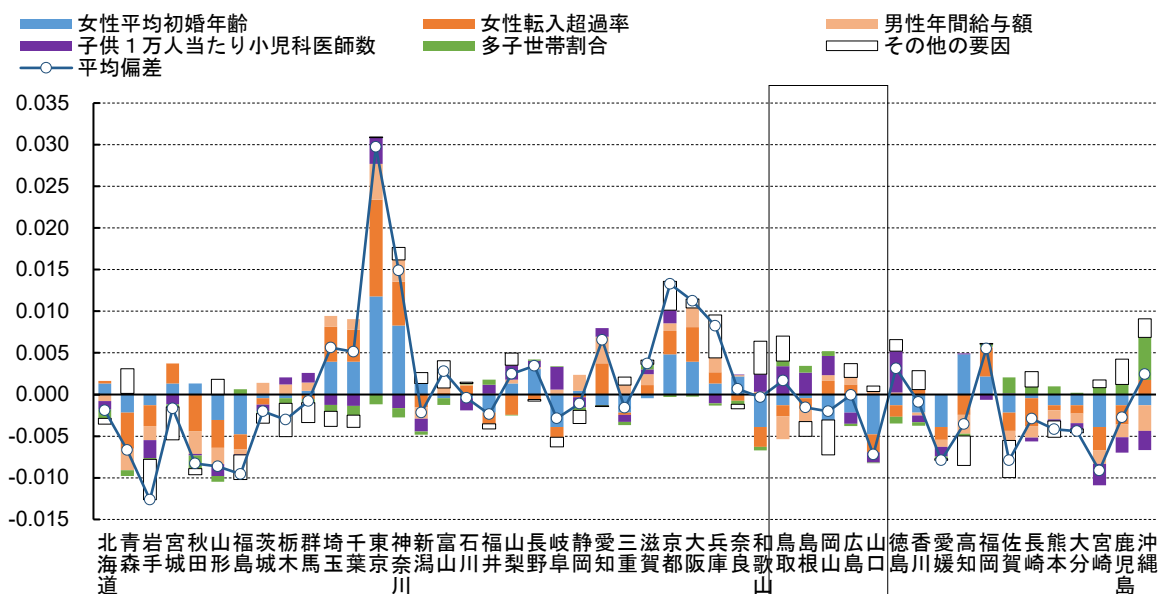
i) モデル 1 (モデル 2)

30-34 歳第 1 子は、所得・雇用指標のモデル 1 と女性転入超過率のモデル 2 のどちらも独立した構築することができず、両者の合併モデルとなった。

30-34 歳第 1 子出生率は、25-29 歳以上に、第 1 子出生の年齢が遅くなるという意味で東京都等の大都市圏が高い。これらの地域の出生率の高さの大半は、平均初婚年齢、女性転入超過率、男性給与額により説明される。ここでも、平均初婚年齢の寄与は大きいものの、他の要因が直接有配偶出生率に影響している点に注意が必要である。

広島県の 30-34 歳第 1 子出生率はほぼ都道府県平均と同等である。その中でプラスに寄与しているのは、女性転入超過率と男性年間給与額、一方、マイナスに寄与しているのは平均初婚年齢と子供 1 万人当たり小児科医師数である。

図Ⅲ-31 30-34 歳第 1 子有配偶出生率平均偏差の要因 (モデル 1、モデル 2)



⑤30-34 歳第 2 子

i) モデル 1

30-34 歳第 2 子出生率の所得・雇用に焦点を当てたモデル 1 では、今回の分析で最も多い 7 つの独立変数が有効であった。しかしながら、決定係数は 0.669 と他のモデルに比較して低い。これらのことは、30-34 歳第 2 子出生率に影響する社会経済特性が多く複雑であることを示している。30-34 歳第 2 子においてはモデル 2（女性転入超過率を中心とするモデル）が成立せず、モデル 1 では女性初婚年齢が有効でないなど、他にない特徴が多い。

30-34 歳第 2 子の全体的傾向をみると、北海道・東北や東京都の出生率が低く、九州各県や沖縄県は平均的である。出生率が高いのは、奈良県のほか、山陰地域、そして中部、甲信越の県である。

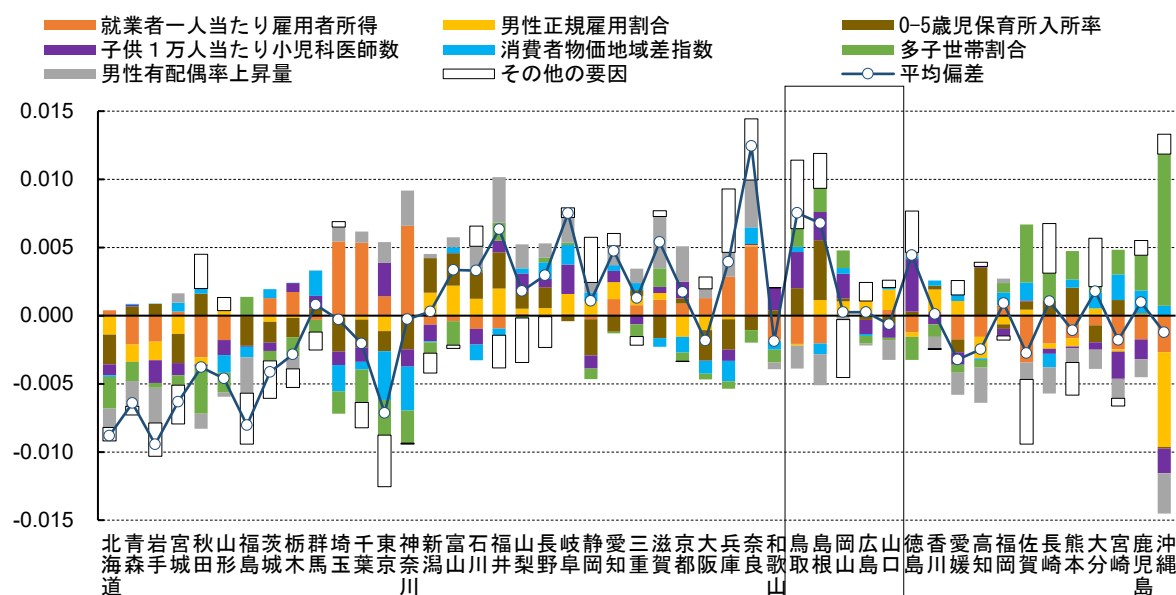
就業者一人当たり雇業者所得の効果はプラスであるが、大都市圏でプラス寄与していることから、25-29 歳第 2 子に所得の逆効果が働いた反動で 30-34 歳第 2 子の出生に対してプラスの寄与が表れたと考えられる。つまり、30-34 歳第 1 子と同じように、第 2 子出生率も第 2 子出生の年齢が遅くなったという意味で所得がプラスに寄与していると考えられる。広島県はほぼ都道府県平均であり、出生率に対する寄与は表れていない。

モデル 1 では 0-5 歳児保育所入所率が有効であった。この変数を夫婦の所得獲得力と解釈すると、雇業者所得が所得の逆効果が表わしているのに対して、保育所入所率が第 2 子の出生に一定の所得が必要であることを示していると考えられる。広島県の保育所入所率はわずかにマイナス寄与になっている。

雇用面では男性正規雇用割合が有効であった。男性正規雇用割合は 25-29 歳では第 1 子にだけ表れ、30-34 歳ではこの第 2 子に表れるため影響の仕方に連続性がある。広島県ではプラスに寄与している。

子育て環境に関わる変数として、子供 1 万人当たり小児科医師数もプラスに影響している。広島県ではマイナス寄与になっている。

図 III-32 30-34 歳第 2 子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル 1）



消費者物価地域差指数も有効であった。主に、大都市圏の出生率の低さを説明しているが、広島県ではわずかにマイナス寄与がみられる。

多子世帯割合がプラスに寄与しているほか、男性有配偶率上昇量が 30-34 歳第 2 子に対して有効であり、男性の結婚状況の影響がみられる。これらの変数の広島県における寄与は小さい。

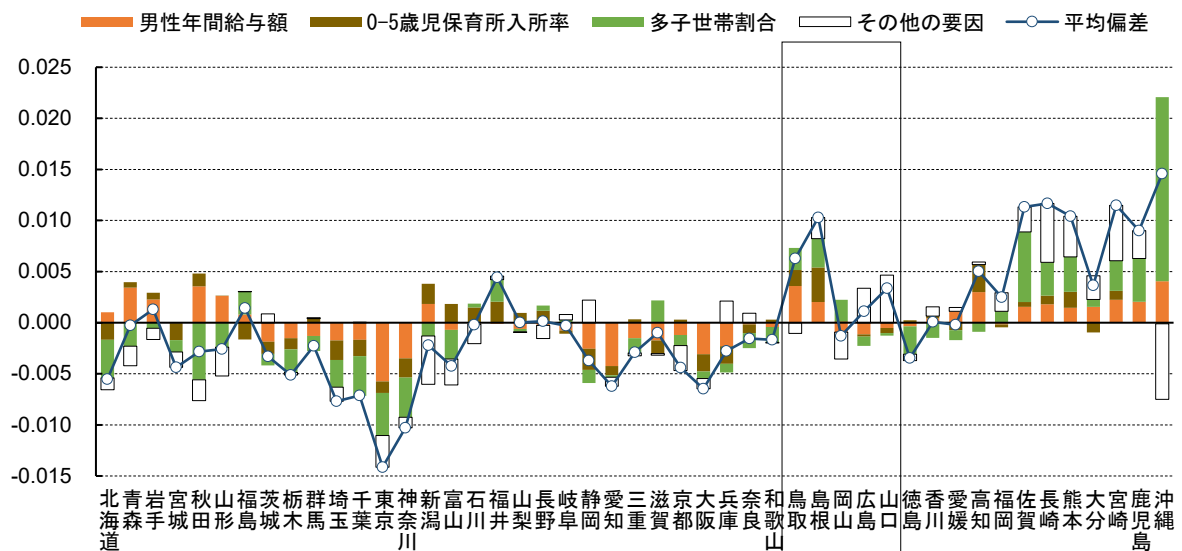
⑥30-34 歳第 3 子

i) モデル 1

30-34 歳第 3 子のモデル 1 では、所得の逆効果が直接的に表れている。一方で、第 2 子に続いて 0-5 歳児保育所入所率が有効であり、夫婦の所得獲得力が第 3 子出生率にプラスに影響している。

30-34 歳でも広島県の第 3 子出生率は都道府県平均を上回る。しかしながら、これは「その他の要因」によるところが大きく、男性年間給与額（所得の逆効果）と多子世帯割合はマイナスに寄与になっている。

図Ⅲ-33 30-34 歳第 3 子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル 1）

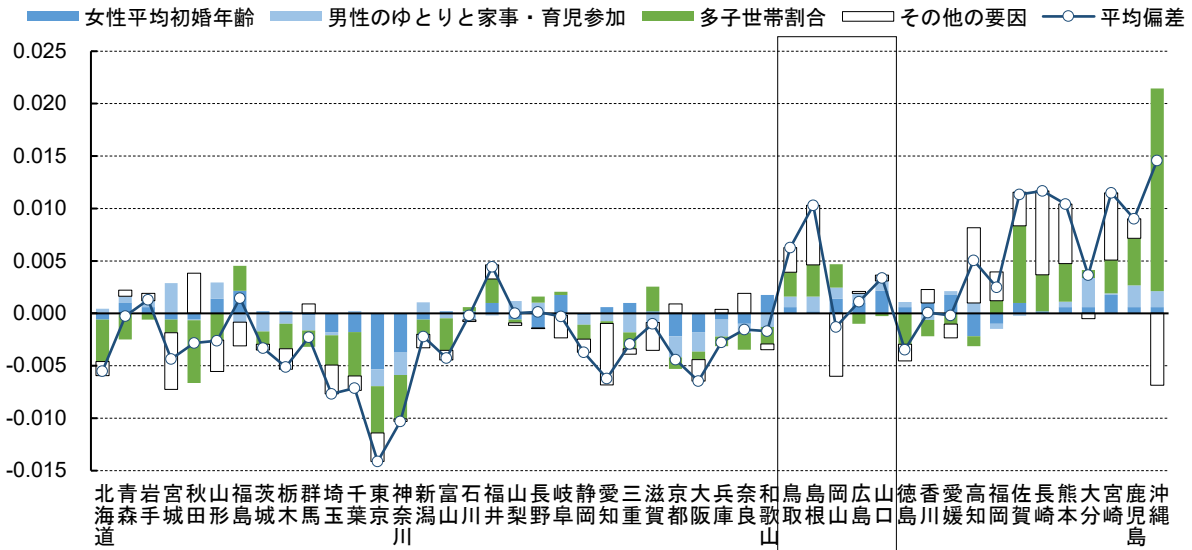


ii) モデル 3

25-29 歳第 3 子と同様に、30-34 歳第 3 子でも「男性のゆとりと家事・育児参加」は出生率にプラスに寄与している。

「男性のゆとりと家事・育児参加」は、広島県ではプラスに寄与しているも。

図Ⅲ－34 30-34歳第3子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル3）

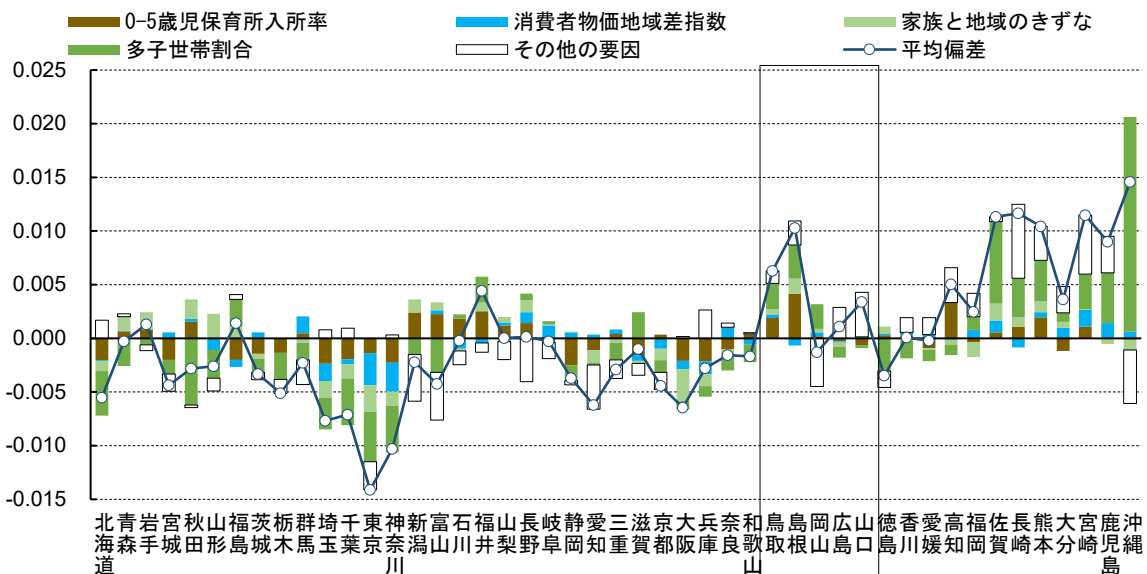


iii) モデル4

「家族と地域のきずな」は、30-34歳第3子に対してだけ影響力がみられた。出生率を高める方向に働き、広島県ではマイナスに作用している。

「家族と地域のきずな」を中心とするモデル4では、0-5歳児保育所入所率と消費物価地域差指数といった子育て環境に関する指標も有効であった。「家族と地域のきずな」も広い意味では子育て環境を形成すると考えると、これらは広島県の30-34歳第3子出生率を低めるように作用している。広島県の出生率が都道府県平均を上回るのは、「その他の要因」のプラス寄与が大きいことによる。

図Ⅲ－35 30-34歳第3子有配偶出生率平均偏差の要因（モデル4）



⑦各モデルに用いたその他の独立変数の広島県の特徴

i) 女性平均初婚年齢

女性平均初婚年齢は、25-29歳のほとんどのモデル、30-34歳第1子（モデル1）と30-34歳第3子（モデル3）で有効であった。

25-29歳、30-34歳の両方で第1子にはプラスに寄与し、第2子と第3子にはマイナスに寄与する。初婚年齢が高く、晩婚化が進んでいる地域では、各年齢階層の女性人口に対して第1子の出生の割合が高くなることを示している（補論6）。反対に、初婚年齢が低く、若い有配偶女性が多い地域ほど女性人口に対して第2子、第3子の出生が多くなる。

上記の女性初婚年齢と出生順位別出生率の関係は自明であるが、初婚年齢がモデルで有効であることの重要な意味は、初婚年齢をモデルに入れても他の独立変数が有効であることを確認できる点である。

若い年齢階層での有配偶率の上昇は有配偶出生率を高めることに直結すると考えられるが、初婚年齢が有効なモデルでは、結婚年齢の要因を除いた上で有配偶出生率に影響する要因が他に存在し、結果として、有配偶率に働きかける政策のほかには有配偶出生率に影響を及ぼす有効な政策がある可能性を示唆している。

広島県の2015年の女性平均初婚年齢は28.9歳であり、都道府県平均の29.1歳に比べわずかに若い。このため、25-29歳、30-34歳の両方で第2子、第3子の出生率を高めるように寄与している。

ii) 0-5歳児保育所入所率

0-5歳児保育所入所率は、分析対象とした両方の年齢階層で第2子と第3子の出生率を高める方向に寄与している。

0-5歳児保育所入所率の特徴は、有配偶女性就業率（あるいは共働き世帯率）と高い相関を有していることである（補論5）。このため、子育て世帯を支援する環境整備の水準を表わすだけでなく、有配偶女性が働くことによる夫婦の所得獲得力アップを示している。都道府県の所得水準を表す一般的な指標は有配偶出生率に対して「所得の逆効果」としてモデルの中で作用するため、第2子・第3子の出生のために一定以上の所得が必要なことを0-5歳児保育所入所率が表わしているとも考えることもできる。

広島県の0-5歳児保育所入所率は都道府県平均と差がなく、第2子・第3子出生率に対する寄与は表れていない。

iii) 子供1万人当たり小児科医師数

子供1万人当たり小児科医師数は、25-29歳・30-34歳の第1子と、30-34歳の第2子の出生率を高めるように影響している。

25-29歳・30-34歳の第1子と30-34歳の第2子は出生数で見れば全体の中で大きな割合を占めており、医療ニーズの大きな地域で子供当たり小児科医師数が高くなっている可能性がある（因果が逆）。実際、東京都では子供当たり小児科医師数が第1子出生率にプラスに寄与している。

一方で、広島県は子供当たり小児科医師数の寄与がマイナスになっている。小児科医師数に代

表される子育てに関する保健・医療水準が出生率を低めるように影響していると分析結果に表れるが、どのようなメカニズムで保健・医療水準が出生に影響しているか詳しく把握する必要がある。

iv) 消費者物価地域差指数

消費者物価地域差指数は総務省「消費者物価指数（C P I）」が出典であり、持ち家の帰属家賃を除く総合的な物価指数について全国を 100 にして各都道府県の水準を示している。分析結果は、指数が小さい、すなわち消費者物価が低いと、25-29 歳第 2 子、30-34 歳第 2 子・第 3 子の有配偶出生率が高まることを示している。

一般に、地域間の養育費・教育費は所得水準と連動するため、所得指標を独立変数に含むモデルで物価指標が有意になることは少ない。その中で、養育費・教育費の家計支出に占める割合が大きくなると考えられる第 2 子以上では、地域の物価水準が出生率に影響を及ぼす分析結果となった。

広島県の消費者物価地域差指数（2015 年）は 99.2 であり、出生率に対する影響は大きく表れない。また、消費者物価地域差指数の標準偏回帰係数は小さく、出生率に対する影響力は他の変数に比べ小さくなっている。

v) 多子世帯割合

2010 年の多子世帯割合は、すべての年齢階層・出生順位の全モデルで有効であった。多子世帯割合は個人の出生行動が過去における自分の周りの人たちの行動に影響を受けることを表わしている。主に西高東低の有配偶出生率を説明するものであるが、高い頑強性を持つ変数である。加えて、第 3 子出生率では標準偏回帰係数が高く、影響力も大きい。

広島県では出生率に対してマイナスに寄与している。

vi) 男性有配偶率上昇量

男性の結婚が女性の有配偶出生率に影響を与えるかどうかを検証する指標であり、30-34 歳第 2 子で有効であった。30-34 歳第 2 子は多くの要因が複雑に影響しており、男性有配偶率上昇量も要因の一つとして表れた。

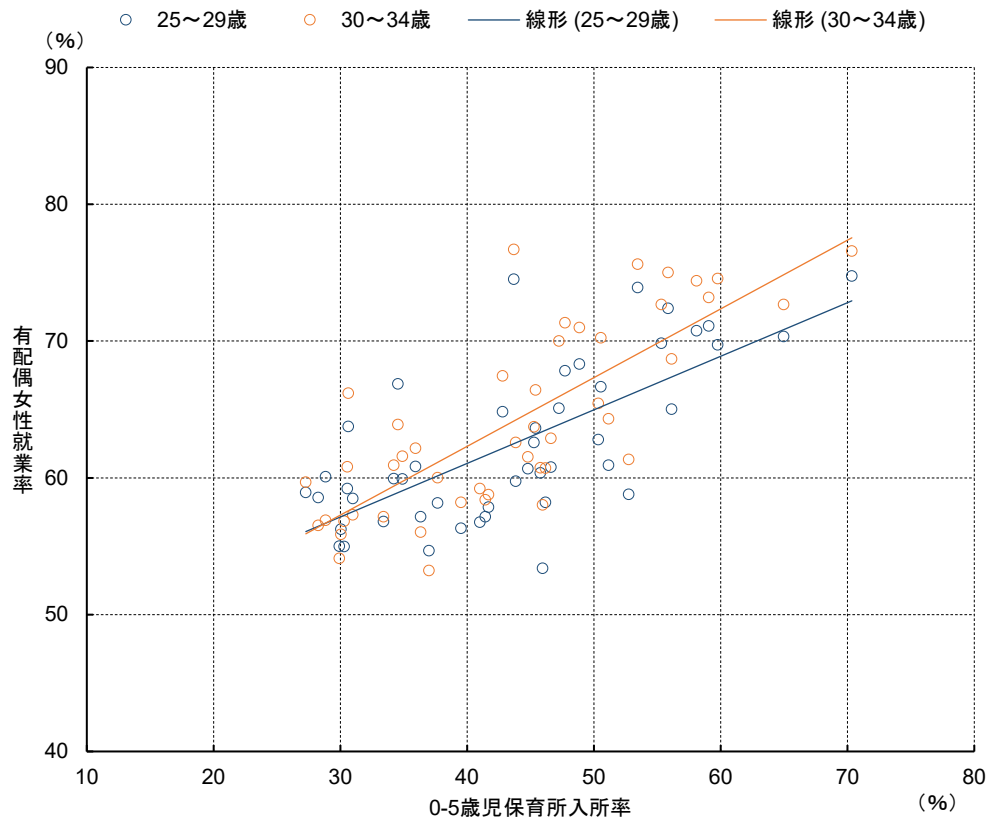
東京圏や中部に男性有配偶上昇量のプラス寄与が大きくなっている地域が多い。男性有配偶上昇量は所得との相関があり、所得が高いことが 30 歳以降の男性の有配偶率に影響し、女性 30-34 歳第 2 子の出生率にプラスに作用していることが考えられる。

広島県の男性有配偶率上昇量はほぼ都道府県平均並みである。

補論5 0-5歳児保育所入所率と有配偶女性就業率の相関

0-5歳児保育所入所率と有配偶女性就業率の間には高い相関がみられる。どちらが原因であるとはいえないものの、有配偶女性就業率を従属変数とする単回帰分析を行うと、決定係数は25-29歳で0.483、30-34歳では0.603であった。

図Ⅲ-36 0-5歳児保育所入所率と有配偶女性就業率（2015年）



$$\text{有配偶女性就業率 (25-29歳)} = 0.392 \text{ 保育所入所率} + 45.392 \quad \text{決定係数 } 0.483$$

$$(0.000) \quad (0.000)$$

$$\text{有配偶女性就業率 (30-34歳)} = 0.502 \text{ 保育所入所率} + 42.206 \quad \text{決定係数 } 0.603$$

$$(0.000) \quad (0.000)$$

括弧の中はP値

補論6 パリティ別出生率と母の年齢階層別第1子出生数

出生順位別出生率で、第2子や第3子の出生率が高い地域で、第1子出生率が低くなる傾向がみられる理由は、出生順位別出生率の分母が「有配偶女性全体」であるためである。

有配偶出生率には、有配偶女性全体を分母にする方法とは別に「パリティ別出生率」という算出方法がある。パリティ別出生率では、第1子出生率の分母は「第1子を出生していない有配偶女性数」を用い、第2子出生率の分母は「第1子を出生し、第2子を出生していない有配偶女性数」を用いる。

出生順位別出生率を比較するためには、パリティ別出生率が正確であると考えられるが、公表されている統計データでは、分母に用いる有配偶女性数が得られない。反対に、有配偶女性全体を用いる出生順位別出生率は、その合計が全体の合計特殊出生率に一致するというメリットがある。

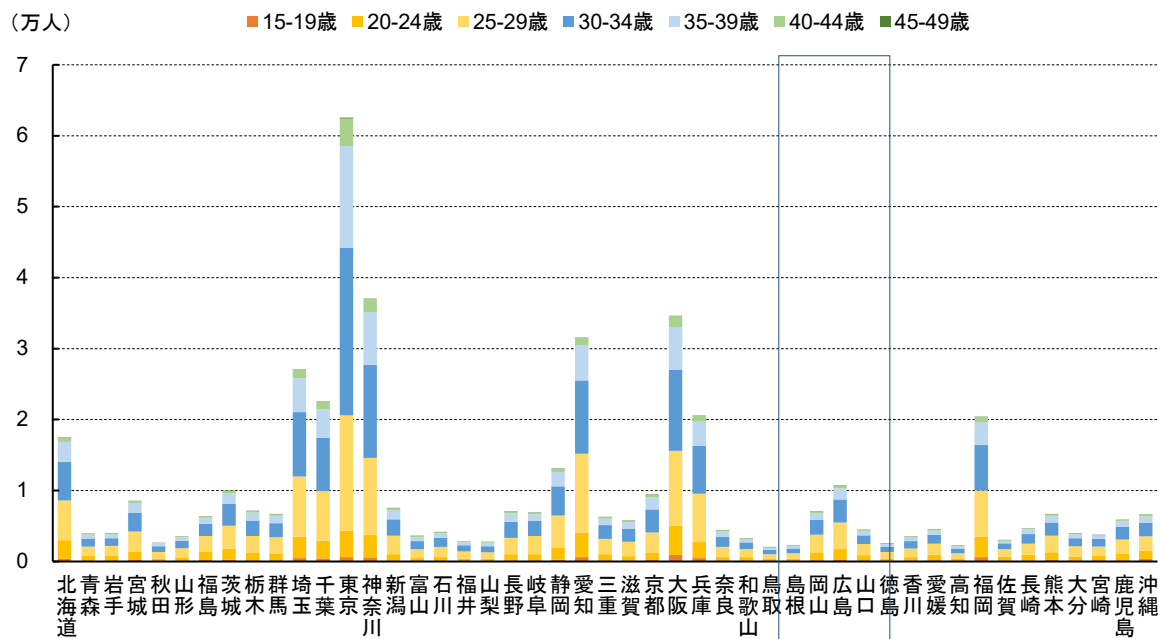
表Ⅲ-5 出生順位別有配偶出生率の数値例による説明

区分		女性数				10年間の子供数			有配偶出生率			有配偶率	合計特殊出生率
		20歳代	30歳代	有配偶者	女性数計	第1子	第2子	合計	第1子	第2子	合計		
A市	30歳代で結婚して1人を生む	6	6	6	12	6	0	6	1.0	0.0	1.0	0.50	1.0
B市	20歳代で結婚して、20歳代で1人、30歳代で0.5人を生む（2人に一人が1人を生む）	6	6	12	12	6	3	9	0.5	0.3	0.75	1.00	1.5

参考として、都道府県の比較で東京都の第1子出生率が高い状況を確認すると、**エラー！参照元が見つかりません**。の通り第1子は、出生数で見ると東京都が最も多いことがわかる。ところが、東京都では、第1子は、母の年齢階層25-29歳より30-34歳の出生数の方が多く、35-39歳も25-29歳と同程度に達する。

このため、東京都で、有配偶女性全体を分母にして出生順位別出生率を算出すると、第1子出生率が他の都道府県より高く、第2子、第3子の出生率が低くなる。この理由は、東京都において上記のように晩婚化・晩産化が著しく進行しているためである。

図Ⅲ－３７ 母の年齢階層別第1子出生数（2015年）



IV 広島県の産業別出生率

1. 問題意識と分析手法

出生率は各人の置かれた立場や周辺環境によって変化する。例えば、安定した収入があるかどうか、居住環境は良好か、子育てを行う時間的な余裕があるかどうかといったような点が大きくかかわってくる。

収入や労働時間を含む雇用環境は産業によってかなりの違いがあり、このことが出生率にも影響を与えていると考えられる。安定した収入、育児への配慮がある職場環境、福利厚生の充実、精神的な負担の少ない業務運営など、出生にかかわる要素は多々あり、同一産業だからといって必ずしもすべての企業・職業が同じ条件とは限らないものの、産業特有の要因もあることを考慮し、産業別の出生率を試算した。

試算に当たっては、国勢調査年の0歳同居児と非同居児（年齢・産業別の同居児数で按分）を当該年次の出生数と考える。これを国勢調査による年齢別・産業別の女性就業者数で除することで出生率を求める。

2. 分析結果

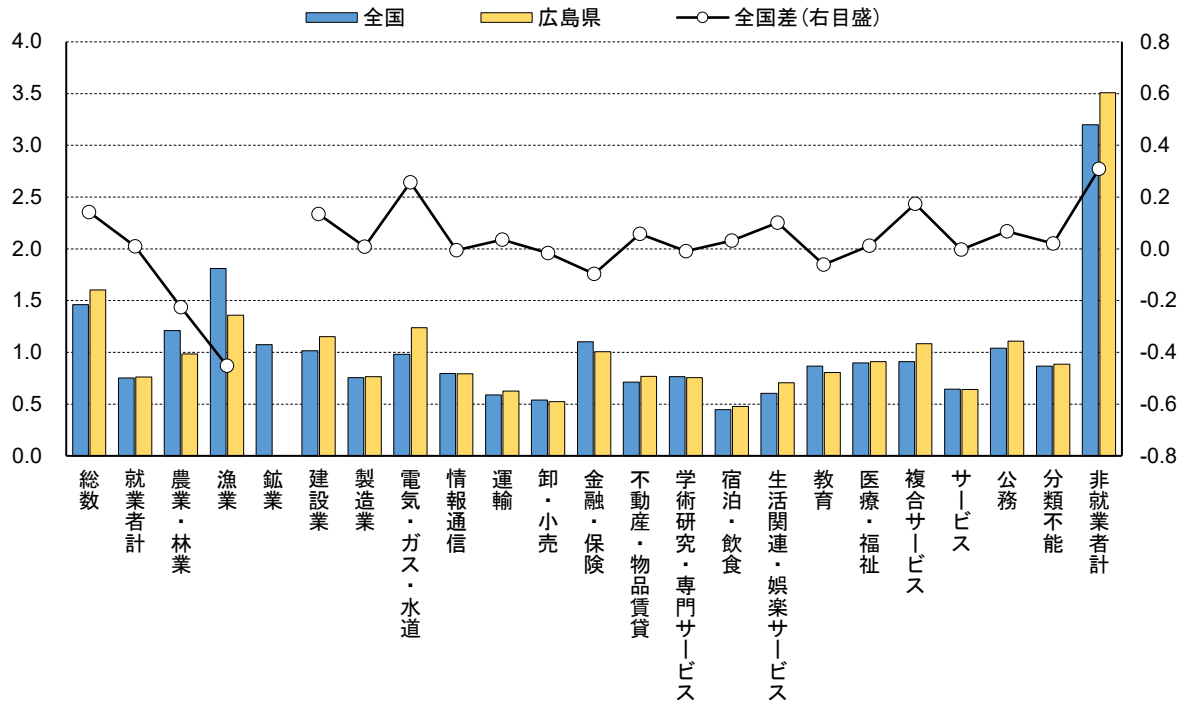
産業別の出生率については、全国、広島県とも農業・林業、漁業が高めであるが、広島県は全国に比べ低い。事業規模や就労形態によって違いが出ている可能性がある。

第一次産業を除けば、建設業、電気・ガス・水道、金融・保険、複合サービス（郵便局等）、公務などの出生率が高く、特に電気・ガス・水道は広島県で高い。これら産業は雇用環境や収入環境が比較的安定していることによるものとみられる。

一方で、運輸、卸・小売、宿泊・飲食といった産業は出生率が低い。不規則な勤務形態やこれら産業では非正規雇用の割合が高いことなども、その要因として考えられる。

職についていない非就業者の出生率は非常に高い。ただし、ここには出産のために仕事をやめた元就業者が含まれている可能性はある。

図IV-1 広島県の産業別合計特殊出生率と全国差（2015年）



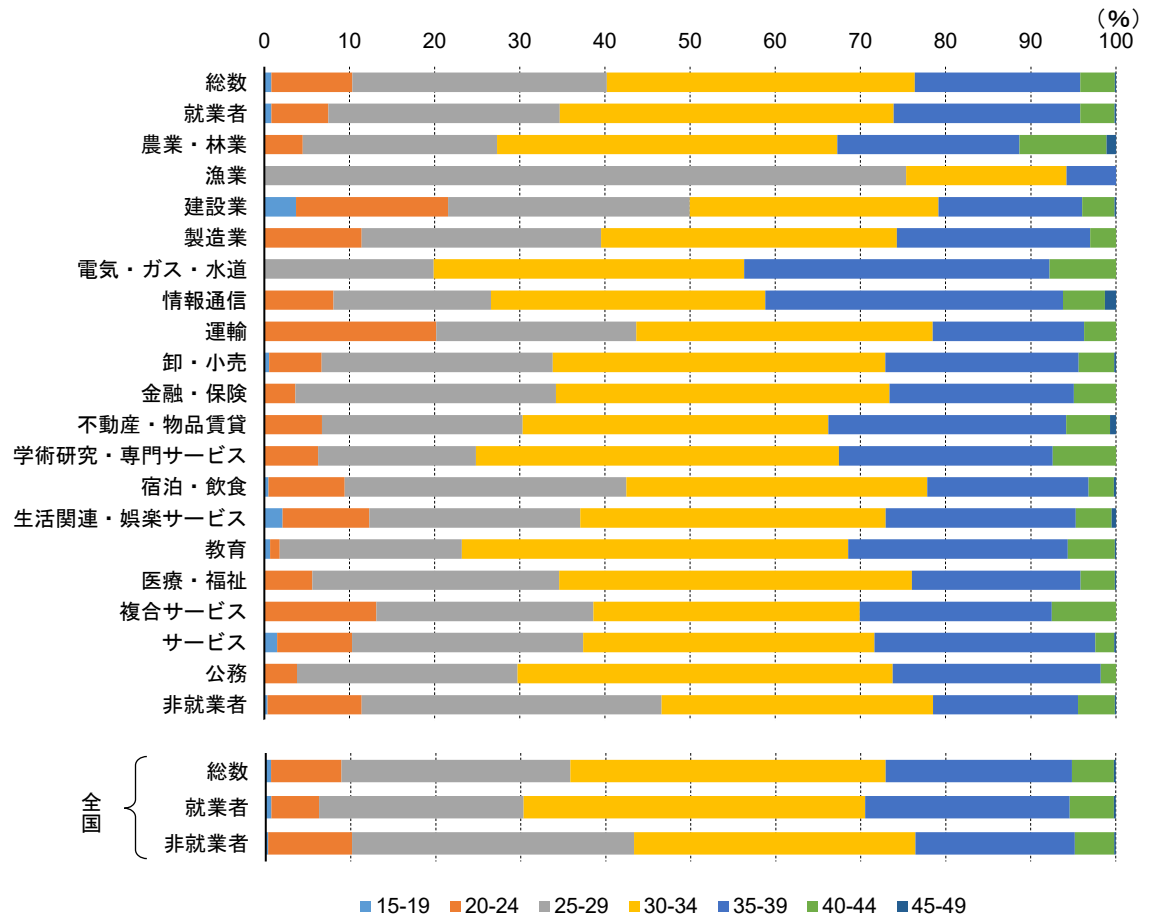
産業別の合計特殊出生率を100とした年齢階層別の出生構成をみると、就業者、非就業者の違いや産業によって年齢構成にかなりの相違がある。

就業者に比べ、非就業者においては20-24歳、25-29歳の20歳代の割合が高い。つまり、非就業者の合計特殊出生率が高いのは、若年層の出生率が高いことによるものである。

産業別には、合計特殊出生率が高い産業の中でも建設業は29歳以下が全体の5割を占めている一方、同じく出生率が高い電気・ガス・水道、公務については20歳代に比べ30歳代以上の割合が高いといった違いがある。特に、電気・ガス・水道は産業の中でも35-39歳、40-44歳といった比較的高い年齢層が出生率を押し上げているなど、出生率が高い産業をひとまとめにして特徴付けることは難しいといえる。

最も出生率の低い産業である卸・小売や宿泊・飲食については、20歳代の割合がやや低い傾向にはあるものの、特定の年齢階層に出生が偏っているともいえない。すなわち、年齢層によらず全体として出生率が低いといえる。これら産業は女性労働力の割合が高いため、産業内で結婚・出産しやすい環境を整えることで出生率が大きく上昇する可能性はある。

図IV-2 広島県の産業別出生率の年齢別構成（2015年）



表IV－1 都道府県別の産業別合計特殊出生率（2015年）

	総数	就業者										
		計	農業・ 林業	漁業	鉱業	建設業	製造業	電気・ガ ス・水道	情報通 信	運輸	卸・小 売	金融・ 保険
全国	1.46	0.75	1.21	1.81	1.07	1.02	0.76	0.98	0.80	0.59	0.54	1.10
北海道	1.30	0.58	1.36	1.66	0.00	0.72	0.40	0.43	0.52	0.52	0.38	0.65
青森県	1.39	0.82	1.13	1.56	0.00	1.15	0.85	0.64	0.68	0.70	0.60	0.90
岩手県	1.48	0.89	1.13	1.89	0.00	0.96	0.88	0.86	0.77	0.73	0.67	0.94
宮城県	1.41	0.73	1.14	2.22	2.54	0.84	0.74	0.54	0.62	0.47	0.58	0.84
秋田県	1.35	0.89	0.92	0.00	1.01	0.72	0.86	0.77	0.60	0.71	0.68	0.76
山形県	1.46	0.99	1.14	0.00	0.51	1.05	1.01	0.28	1.00	0.61	0.81	1.09
福島県	1.58	0.88	1.15	0.51	0.51	0.93	0.84	1.37	0.65	0.64	0.67	1.08
茨城県	1.49	0.73	1.11	0.69	0.00	0.99	0.67	0.90	0.71	0.55	0.50	0.97
栃木県	1.52	0.77	1.13	0.35	1.05	1.29	0.70	1.11	0.96	0.64	0.54	0.95
群馬県	1.49	0.73	1.23	0.00	0.00	1.14	0.66	1.71	0.81	0.56	0.50	0.97
埼玉県	1.39	0.67	0.94	0.52	1.94	0.95	0.67	0.81	0.78	0.44	0.48	0.92
千葉県	1.40	0.69	0.84	2.31	0.48	0.92	0.69	0.86	0.80	0.51	0.50	0.87
東京都	1.26	0.81	1.00	0.26	0.98	1.00	0.90	1.32	0.90	0.74	0.65	1.14
神奈川県	1.40	0.74	1.22	1.04	0.78	0.99	0.85	1.46	0.89	0.62	0.53	1.05
新潟県	1.43	0.84	0.94	2.87	1.69	1.01	0.78	0.62	0.60	0.58	0.67	0.95
富山県	1.49	0.85	1.33	0.00	0.00	1.05	0.82	0.96	0.86	0.58	0.59	0.95
石川県	1.57	0.96	1.13	0.00	0.00	0.93	0.81	1.09	0.87	0.78	0.89	1.02
福井県	1.65	0.95	0.95	0.51	0.00	0.76	1.02	0.98	0.86	0.81	0.72	1.19
山梨県	1.51	0.72	1.13	0.00	0.00	0.95	0.65	0.94	0.87	0.60	0.49	0.75
長野県	1.58	0.66	1.24	1.02	1.02	1.03	0.68	0.39	0.69	0.46	0.44	0.73
岐阜県	1.55	0.65	1.15	0.00	0.00	1.09	0.63	0.70	0.74	0.42	0.41	0.91
静岡県	1.54	0.73	1.01	1.45	0.52	0.99	0.75	1.19	0.70	0.56	0.47	0.98
愛知県	1.58	0.72	1.26	3.04	2.10	1.10	0.77	1.28	0.79	0.59	0.47	1.06
三重県	1.55	0.70	0.73	0.11	1.04	1.12	0.72	0.79	0.75	0.68	0.47	0.74
滋賀県	1.62	0.77	1.13	2.06	0.00	1.04	0.76	1.12	0.77	0.53	0.55	0.96
京都府	1.37	0.72	1.31	0.00	1.04	0.87	0.65	0.92	0.67	0.52	0.51	1.00
大阪府	1.43	0.69	1.06	1.05	0.00	0.97	0.64	1.00	0.67	0.54	0.48	0.89
兵庫県	1.50	0.66	0.86	1.20	0.00	0.99	0.65	0.92	0.85	0.55	0.47	0.95
奈良県	1.39	0.64	1.18	0.00	0.00	0.71	0.55	1.00	0.62	0.52	0.42	0.76
和歌山県	1.55	0.60	1.08	0.34	1.02	0.83	0.49	1.10	0.42	0.49	0.38	0.69
鳥取県	1.62	1.04	1.18	0.00	0.00	1.06	0.93	0.20	0.81	1.23	0.78	1.04
島根県	1.76	1.14	1.20	1.87	0.00	1.19	1.16	0.81	0.92	0.69	0.88	1.56
岡山県	1.58	0.81	1.09	2.13	0.00	1.20	0.72	0.51	0.69	0.79	0.53	1.17
広島県	1.60	0.76	0.99	1.36	0.00	1.15	0.76	1.24	0.79	0.62	0.52	1.00
山口県	1.59	0.72	0.73	1.41	0.00	1.10	0.70	1.14	0.70	0.53	0.43	0.80
徳島県	1.55	0.83	1.13	0.51	0.00	1.02	0.88	0.66	0.58	0.51	0.61	1.06
香川県	1.64	0.82	0.84	1.79	0.00	0.96	0.91	1.60	0.68	0.57	0.59	1.09
愛媛県	1.55	0.71	1.10	1.68	1.01	1.01	0.65	0.41	0.55	0.66	0.49	0.74
高知県	1.51	0.88	0.94	0.90	1.02	1.06	0.87	1.71	0.67	0.75	0.70	1.04
福岡県	1.54	0.74	1.61	1.88	1.54	1.11	0.70	0.69	0.72	0.60	0.56	0.77
佐賀県	1.64	0.90	1.88	1.65	0.00	1.28	0.83	0.48	0.81	0.77	0.74	0.89
長崎県	1.67	0.88	1.88	1.72	1.01	1.12	0.84	1.45	0.60	0.63	0.67	0.85
熊本県	1.68	0.92	1.58	2.61	0.00	1.39	0.90	0.87	0.70	1.01	0.69	1.12
大分県	1.58	0.77	1.16	1.14	0.00	0.85	0.81	0.78	0.75	0.60	0.51	0.92
宮崎県	1.71	0.95	1.22	1.00	1.01	1.36	0.98	0.72	0.68	0.88	0.70	1.94
鹿児島県	1.71	0.80	1.44	1.53	1.85	1.16	0.84	0.44	0.59	0.69	0.56	0.86
沖縄県	1.95	1.13	1.39	2.78	0.68	1.85	0.96	1.42	0.86	1.28	0.94	2.56

表Ⅳ－２ 都道府県別の産業別合計特殊出生率（2015年）（続き）

	就業者										非就業者
	不動産・ 物品賃 貸	学術研 究・専門 サービス	宿泊・飲 食	生活関 連・娯楽 サービス	教育	医療・福 祉	複合 サービス	サービス	公務	分類不 能	
全国	0.71	0.76	0.45	0.60	0.87	0.90	0.91	0.64	1.04	0.87	3.20
北海道	0.47	0.47	0.35	0.47	0.70	0.82	0.50	0.40	0.74	0.66	2.93
青森県	0.73	0.68	0.53	0.68	0.75	1.00	0.82	0.65	1.03	0.88	2.72
岩手県	0.90	0.56	0.75	0.79	0.81	1.09	1.10	0.69	0.81	0.90	3.15
宮城県	0.63	0.70	0.40	0.68	0.78	0.95	0.98	0.55	0.92	0.78	2.92
秋田県	0.79	0.77	0.67	0.76	0.70	1.14	1.05	0.81	0.99	0.74	2.70
山形県	0.79	0.92	0.65	0.81	1.03	1.20	1.30	0.83	0.98	0.89	3.12
福島県	0.95	0.71	0.58	0.72	0.90	1.12	1.14	0.84	0.95	1.02	3.06
茨城県	0.69	0.67	0.44	0.58	0.88	0.93	0.78	0.60	0.96	1.00	3.10
栃木県	0.54	0.97	0.45	0.62	0.92	0.95	0.84	0.75	0.90	0.93	3.23
群馬県	0.63	0.64	0.42	0.56	0.90	0.85	0.69	0.83	1.03	1.02	3.39
埼玉県	0.63	0.70	0.37	0.50	0.84	0.78	0.77	0.58	1.11	0.84	3.01
千葉県	0.69	0.75	0.39	0.52	0.92	0.81	0.63	0.60	1.12	0.84	2.99
東京都	0.85	0.89	0.43	0.63	0.94	0.91	0.83	0.69	1.26	0.76	2.81
神奈川県	0.72	0.82	0.37	0.54	0.88	0.82	0.90	0.60	1.23	0.90	2.99
新潟県	0.68	0.84	0.49	0.82	0.89	1.04	1.23	0.65	1.00	0.84	3.34
富山県	0.66	0.80	0.53	0.69	0.92	1.08	0.84	0.72	1.20	1.14	3.76
石川県	0.93	1.02	0.54	0.86	0.98	1.11	1.16	0.67	1.26	1.19	3.61
福井県	0.55	0.84	0.51	0.83	0.98	1.14	1.12	0.89	1.07	1.13	3.95
山梨県	0.53	0.53	0.57	0.59	0.82	0.87	0.78	1.04	0.71	1.22	3.44
長野県	0.44	0.72	0.41	0.57	0.74	0.79	0.78	0.60	0.74	0.98	3.89
岐阜県	0.66	0.69	0.34	0.52	0.87	0.75	0.89	0.64	1.10	0.88	3.68
静岡県	0.65	0.83	0.43	0.60	0.92	0.86	1.07	0.66	1.08	1.03	3.47
愛知県	0.82	0.78	0.36	0.53	0.94	0.78	0.84	0.64	1.18	0.92	3.55
三重県	0.52	0.77	0.48	0.60	0.86	0.79	0.82	0.68	0.83	1.07	3.65
滋賀県	0.82	0.73	0.48	0.55	0.95	0.91	1.33	0.72	1.04	1.05	3.46
京都府	0.65	0.60	0.45	0.62	0.85	0.86	0.94	0.57	0.96	0.91	2.95
大阪府	0.66	0.69	0.37	0.54	0.95	0.78	0.74	0.53	1.07	0.92	2.98
兵庫県	0.57	0.78	0.37	0.49	0.83	0.75	0.92	0.62	0.94	0.77	3.12
奈良県	0.85	0.65	0.34	0.53	0.84	0.75	0.61	0.99	0.92	0.90	2.82
和歌山県	0.37	0.52	0.39	0.52	0.76	0.73	0.78	0.59	0.78	0.81	3.43
鳥取県	0.64	1.03	0.74	0.85	1.00	1.29	1.12	1.08	0.96	0.95	3.58
島根県	0.61	1.26	0.71	1.15	0.94	1.37	1.59	1.16	0.93	1.23	4.06
岡山県	0.70	0.81	0.45	0.64	0.90	0.98	0.84	0.67	1.02	1.15	3.33
広島県	0.77	0.75	0.48	0.71	0.81	0.91	1.08	0.64	1.11	0.89	3.51
山口県	0.40	0.70	0.48	0.67	0.76	0.88	0.72	0.68	0.93	0.94	3.45
徳島県	0.75	0.94	0.52	0.70	0.96	0.93	0.80	0.73	1.05	0.68	3.08
香川県	0.68	0.74	0.48	0.60	0.93	1.02	0.92	0.67	0.89	0.97	3.40
愛媛県	0.72	0.71	0.42	0.52	0.81	0.83	0.94	0.66	0.83	1.00	3.29
高知県	0.66	0.64	0.60	0.82	0.82	1.03	1.23	0.75	0.96	0.93	3.28
福岡県	0.75	0.66	0.53	0.59	0.73	0.90	1.00	0.58	1.04	0.93	3.27
佐賀県	0.73	0.69	0.59	0.71	0.89	1.04	1.24	0.87	1.18	0.96	3.68
長崎県	0.65	0.80	0.54	0.71	0.80	1.04	1.11	0.99	1.08	0.95	3.52
熊本県	0.74	0.85	0.67	0.86	0.79	1.07	0.95	0.68	1.12	1.00	3.73
大分県	0.69	0.78	0.52	0.58	0.73	0.94	0.64	0.66	0.91	0.90	3.46
宮崎県	0.90	0.58	0.75	0.98	0.79	1.10	1.11	0.87	0.95	1.04	3.74
鹿児島県	0.84	0.62	0.63	0.79	0.72	0.92	0.68	0.59	0.91	0.97	3.83
沖縄県	1.01	0.95	0.76	1.07	1.03	1.29	1.31	1.04	1.28	1.33	3.89

広島県における少子化要因調査分析報告書

平成 31 年 3 月（2019 年）3 月初版

発行：広島県健康福祉局子育て・少子化対策課

〒730-8511

広島県広島市中区基町 10-52

TEL 082-513-3171 / FAX 082-502-3674

編集：公益財団法人中国地域創造研究センター