

表 1 基本等計量

| | Variable | Obs | Mean | Std.Dev. | Min | Max |
|-----------------------------|--------------|-----|---------|----------|---------|---------|
| 結婚経験率(男性、20-24歳、%) | marr_m20_24 | 235 | 8.336 | 1.905 | 3.472 | 15.442 |
| 結婚経験率(男性、25-29歳、%) | marr_m25_29 | 235 | 39.001 | 5.868 | 20.515 | 54.257 |
| 結婚経験率(男性、30-34歳、%) | marr_m30_34 | 235 | 69.605 | 8.200 | 45.785 | 85.912 |
| 結婚経験率(女性、20-24歳、%) | marr_w20_24 | 235 | 17.385 | 4.633 | 6.943 | 31.704 |
| 結婚経験率(女性、25-29歳、%) | marr_w25_29 | 235 | 62.673 | 11.563 | 34.633 | 86.645 |
| 結婚経験率(女性、30-34歳、%) | marr_w30_34 | 235 | 85.558 | 6.825 | 62.263 | 95.301 |
| 出生率(20-24歳) | birth_20_24 | 235 | 0.061 | 0.020 | 0.020 | 0.121 |
| 出生率(25-29歳) | birth_25_29 | 235 | 0.152 | 0.035 | 0.065 | 0.216 |
| 出生率(30-34歳) | birth_30_34 | 235 | 0.088 | 0.013 | 0.052 | 0.118 |
| 賃金(男性、20-24歳、千円) | wage_m20_24r | 235 | 204.385 | 23.075 | 150.798 | 249.100 |
| 賃金(男性、25-29歳、千円) | wage_m25_29r | 235 | 249.939 | 26.332 | 170.346 | 303.600 |
| 賃金(男性、30-34歳、千円) | wage_m30_34r | 235 | 296.931 | 33.098 | 216.356 | 377.767 |
| 賃金(女性、20-24歳、千円) | wage_w20_24r | 235 | 167.207 | 21.198 | 123.803 | 220.700 |
| 賃金(女性、25-29歳、千円) | wage_w25_29r | 235 | 188.398 | 26.553 | 132.048 | 254.700 |
| 賃金(女性、30-34歳、千円) | wage_w30_34r | 235 | 199.432 | 35.737 | 131.782 | 300.000 |
| 超過労働時間(男性、20-24歳、時間) | wtime_m20_24 | 235 | 19.940 | 3.677 | 11 | 31 |
| 超過労働時間(男性、25-29歳、時間) | wtime_m25_29 | 235 | 20.651 | 3.497 | 12 | 31 |
| 超過労働時間(男性、30-34歳、時間) | wtime_m30_34 | 235 | 19.843 | 3.086 | 13 | 30 |
| 超過労働時間(女性、20-24歳、時間) | wtime_w20_24 | 235 | 7.936 | 1.585 | 1 | 17 |
| 超過労働時間(女性、25-29歳、時間) | wtime_w25_29 | 235 | 7.570 | 1.563 | 2 | 12 |
| 超過労働時間(女性、30-34歳、時間) | wtime_w30_34 | 235 | 6.536 | 1.409 | 3 | 12 |
| 就業率(男性、20-24歳、%) | work_m20_24 | 235 | 73.877 | 7.186 | 52.900 | 87.206 |
| 就業率(男性、25-29歳、%) | work_m25_29 | 235 | 92.749 | 3.201 | 80.201 | 96.843 |
| 就業率(男性、30-34歳、%) | work_m30_34 | 235 | 94.699 | 2.410 | 84.452 | 97.821 |
| 就業率(女性、20-24歳、%) | work_w20_24 | 235 | 70.688 | 5.376 | 54.125 | 83.580 |
| 就業率(女性、25-29歳、%) | work_w25_29 | 235 | 58.953 | 8.529 | 37.249 | 77.118 |
| 就業率(女性、30-34歳、%) | work_w30_34 | 235 | 53.752 | 8.681 | 32.830 | 74.777 |
| 一世帯あたり延べ面積(m ²) | livarea_h | 235 | 82.970 | 25.901 | 32.670 | 146.400 |
| 一人当たり延べ面積(m ²) | livarea_p | 235 | 26.112 | 9.343 | 10.395 | 46.900 |

表2 地域分類

都道府県(id)

| | | | | | |
|----|-----|----|-----|----|-----|
| 1 | 北海道 | 21 | 岐阜 | 41 | 佐賀 |
| 2 | 青森 | 22 | 静岡 | 42 | 長崎 |
| 3 | 岩手 | 23 | 愛知 | 43 | 熊本 |
| 4 | 宮城 | 24 | 三重 | 44 | 大分 |
| 5 | 秋田 | 25 | 滋賀 | 45 | 宮崎 |
| 6 | 山形 | 26 | 京都 | 46 | 鹿児島 |
| 7 | 福島 | 27 | 大阪 | 47 | 沖縄 |
| 8 | 茨城 | 28 | 兵庫 | | |
| 9 | 栃木 | 29 | 奈良 | | |
| 10 | 群馬 | 30 | 和歌山 | | |
| 11 | 埼玉 | 31 | 鳥取 | | |
| 12 | 千葉 | 32 | 島根 | | |
| 13 | 東京 | 33 | 岡山 | | |
| 14 | 神奈川 | 34 | 広島 | | |
| 15 | 新潟 | 35 | 山口 | | |
| 16 | 富山 | 36 | 徳島 | | |
| 17 | 石川 | 37 | 香川 | | |
| 18 | 福井 | 38 | 愛媛 | | |
| 19 | 山梨 | 39 | 高知 | | |
| 20 | 長野 | 40 | 福岡 | | |

| 地域区分(area) | 構成都道府県(id) | | | | | |
|------------|------------|-------|-------|-------|--------|--------|
| 1 北海道・東北 | 1.北海道 | 2.青森 | 3.岩手 | 4.宮城 | 5.秋田 | 6.山形 |
| 2 南関東 | 7.福島 | 11.埼玉 | 12.千葉 | 13.東京 | 14.神奈川 | |
| 3 北関東・甲信 | 8.茨城 | 9.栃木 | 10.群馬 | 19.山梨 | 20.長野 | |
| 4 北陸 | 15.新潟 | 16.富山 | 17.石川 | 18.福井 | | |
| 5 東海 | 21.岐阜 | 22.静岡 | 23.愛知 | 24.三重 | | |
| 6 近畿 | 25.滋賀 | 26.京都 | 27.大阪 | 28.兵庫 | 29.奈良 | 30.和歌山 |
| 7 中国 | 31.鳥取 | 32.島根 | 33.岡山 | 34.広島 | 35.山口 | |
| 8 四国 | 36.徳島 | 37.香川 | 38.愛媛 | 39.高知 | | |
| 9 九州 | 40.福岡 | 41.佐賀 | 42.長崎 | 43.熊本 | 44.大分 | 45.宮崎 |
| | 46.鹿児島 | 47.沖縄 | | | | |

表3 結婚経験率と出生率の一元配置分散分析

| | | F | Prob > F | Bartlett's test for equal variances chi2(3) | Prob>chi2 |
|-------------|--------|-------|----------|--|-----------|
| 就業率別 | | | | | |
| 結婚経験率 | | | | | |
| (男性) | 20-24歳 | 14.36 | 0.0000 | 17.6725 | 0.001 |
| | 25-29歳 | 1.86 | 0.1364 | 11.8156 | 0.008 |
| | 30-34歳 | 0.11 | 0.9525 | 4.5236 | 0.210 |
| (女性) | 20-24歳 | 1.23 | 0.2994 | 10.2695 | 0.016 |
| | 25-29歳 | 1.04 | 0.3763 | 0.4248 | 0.935 |
| | 30-34歳 | 2.63 | 0.0512 | 2.5135 | 0.473 |
| 出生率 | | | | | |
| | 20-24歳 | 2.77 | 0.0426 | 9.0348 | 0.029 |
| | 25-29歳 | 1.77 | 0.1530 | 0.6737 | 0.879 |
| | 30-34歳 | 0.39 | 0.7603 | 13.4965 | 0.004 |
| 賃金別 | | | | | |
| 結婚経験率 | | | | | |
| (男性) | 20-24歳 | 26.64 | 0.0000 | 2.1837 | 0.535 |
| | 25-29歳 | 11.16 | 0.0000 | 3.8725 | 0.276 |
| | 30-34歳 | 1.99 | 0.0063 | 0.8103 | 0.847 |
| (女性) | 20-24歳 | 8.13 | 0.0000 | 0.4476 | 0.930 |
| | 25-29歳 | 1.15 | 0.3302 | 1.2410 | 0.743 |
| | 30-34歳 | 1.23 | 0.3010 | 2.5789 | 0.461 |
| 出生率 | | | | | |
| | 20-24歳 | 15.66 | 0.0000 | 0.0635 | 0.996 |
| | 25-29歳 | 3.65 | 0.0134 | 1.1094 | 0.775 |
| | 30-34歳 | 2.31 | 0.0771 | 13.8373 | 0.003 |
| 地域別 | | | | | |
| 結婚経験率 | | | | | |
| (男性) | 20-24歳 | 25.65 | 0.0000 | 53.9447 | 0.000 |
| | 25-29歳 | 7.95 | 0.0000 | 4.1231 | 0.846 |
| | 30-34歳 | 2.85 | 0.0049 | 1.4817 | 0.993 |
| (女性) | 20-24歳 | 4.12 | 0.0001 | 3.7279 | 0.881 |
| | 25-29歳 | 1.76 | 0.0867 | 4.0260 | 0.855 |
| | 30-34歳 | 2.58 | 0.0102 | 5.1928 | 0.737 |
| 出生率 | | | | | |
| | 20-24歳 | 6.25 | 0.0000 | 5.4699 | 0.706 |
| | 25-29歳 | 2.22 | 0.0269 | 1.8685 | 0.985 |
| | 30-34歳 | 5.63 | 0.0000 | 12.9830 | 0.112 |

注) 就業率: (各年齢階級における) 就業者総数 / (各年齢階級における) 総数 (『国勢調査報告』利用)
賃金: 「きまって支給する現金給与額及び所定内給与額」を利用 (『賃金構造基本統計調査報告書』)
地域: 表2参照

データ出所: 総務省(旧総務庁)統計局『国勢調査報告』
厚生労働省(旧労働省)大臣官房統計情報部『賃金構造基本統計調査報告書』

表4 結婚経験率と出生率の回帰分析

| 男性結婚経験率 | 20_24歳 | | 25_29歳 | | 30_34歳 | |
|---|--------------------------------------|-------|--------------------------------------|-------|--------------------------------------|-------|
| | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t |
| wage | -0.0059 | -0.47 | -0.0068 | -0.43 | -0.0038 | -0.26 |
| work | 0.1274 | 7.39 | 0.6452 | 6.23 | 1.0275 | 5.13 |
| wtime | -0.0392 | -1.10 | -0.1209 | -1.91 | -0.0299 | -0.36 |
| livarea_h | -0.0266 | -3.65 | -0.0385 | -2.57 | 0.0068 | 0.30 |
| d1985 | 0.4031 | 1.13 | -3.9527 | -6.82 | -5.9391 | -7.12 |
| d1990 | 0.1976 | 0.33 | -6.5982 | -6.03 | -11.7932 | -7.79 |
| d1995 | 0.7506 | 0.95 | -7.6049 | -5.51 | -14.7364 | -7.49 |
| d2000 | 2.3465 | 2.81 | -6.7916 | -4.08 | -16.3965 | -6.37 |
| area1 | 2.5286 | 5.13 | 8.8133 | 8.20 | 6.1026 | 5.46 |
| area3 | 1.2375 | 2.81 | 4.1600 | 4.60 | 3.2256 | 3.51 |
| area4 | 1.0011 | 2.09 | 6.8937 | 6.61 | 7.0470 | 5.26 |
| area5 | 0.6520 | 1.69 | 4.8985 | 5.29 | 6.1897 | 5.62 |
| area6 | 1.2544 | 3.45 | 5.6537 | 6.27 | 7.6951 | 7.19 |
| area7 | 2.3777 | 5.78 | 7.7420 | 8.22 | 7.6550 | 7.59 |
| area8 | 3.3765 | 7.51 | 9.8284 | 9.80 | 9.9452 | 8.93 |
| area9 | 2.9751 | 6.02 | 9.3679 | 9.25 | 8.7549 | 8.25 |
| _cons | 0.5247 | 0.19 | -15.2004 | -1.67 | -23.2699 | -1.33 |
| Number of obs | 235 | | 235 | | 235 | |
| F(16, 218) | 61.28 | | 138.99 | | 192.92 | |
| R-squared | 0.6565 | | 0.8993 | | 0.9246 | |
| Root MSE | 1.1566 | | 1.929 | | 2.3322 | |
| Ramsey RESET test | F(3,215) = 1.67 Prob>F = 0.1738 | | F(3,215) = 0.84 Prob>F = 0.4732 | | F(3,215) = 4.51 Prob>F = 0.0043 | |
| Cook-Weisberg test for heteroskedasticity | chi2(1) = 6.49 Prob>chi2 = 0.0109 | | chi2(1) = 0.09 Prob>chi2 = 0.7670 | | chi2(1) = 1.08 Prob>chi2 = 0.2987 | |

| 女性結婚経験率 | 20_24歳 | | 25_29歳 | | 30_34歳 | |
|---|--------------------------------------|-------|--------------------------------------|--------|---------------------------------------|--------|
| | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t |
| wage | -0.1416 | -8.29 | -0.0749 | -3.26 | -0.0625 | -4.67 |
| work | -0.1508 | -3.14 | -0.2111 | -4.21 | -0.1164 | -3.65 |
| wtime | 0.2429 | 2.43 | -0.0269 | -0.17 | 0.1878 | 1.68 |
| livarea_h | -0.0076 | -0.59 | 0.1132 | 5.68 | 0.1265 | 8.47 |
| d1985 | -2.7361 | -5.36 | -6.6139 | -9.30 | -1.8872 | -3.96 |
| d1990 | -4.8305 | -5.96 | -16.8077 | -12.24 | -7.3689 | -7.19 |
| d1995 | -3.2612 | -3.02 | -23.0445 | -12.67 | -11.5816 | -8.93 |
| d2000 | -3.6787 | -2.99 | -28.1059 | -13.74 | -18.4424 | -12.58 |
| area1 | 2.3299 | 3.05 | 1.0073 | 0.91 | -2.4847 | -3.49 |
| area3 | 1.7501 | 2.20 | 0.8670 | 0.80 | 0.2699 | 0.37 |
| area4 | 2.2821 | 2.55 | 3.7639 | 2.57 | 0.0865 | 0.09 |
| area5 | 2.5671 | 3.79 | 3.6715 | 3.88 | 1.5974 | 2.32 |
| area6 | 0.0090 | 0.01 | 0.4421 | 0.50 | -0.0638 | -0.10 |
| area7 | 2.2290 | 3.42 | 2.4944 | 2.55 | 0.0359 | 0.05 |
| area8 | 1.6666 | 2.19 | 1.6840 | 1.46 | -0.7747 | -0.99 |
| area9 | -0.1975 | -0.28 | -2.1237 | -1.92 | -2.9045 | -3.84 |
| _cons | 52.0113 | 11.54 | 93.9721 | 17.83 | 101.1660 | 30.21 |
| Number of obs | 235 | | 235 | | 235 | |
| F(16, 218) | 81.82 | | 294.71 | | 266.32 | |
| R-squared | 0.8497 | | 0.9521 | | 0.9452 | |
| Root MSE | 1.8609 | | 2.6213 | | 1.6556 | |
| Ramsey RESET test | F(3,215) = 5.52 Prob>F = 0.0011 | | F(3,215) = 9.89 Prob>F = 0.0000 | | F(3,215) = 2.28 Prob>F = 0.0800 | |
| Cook-Weisberg test for heteroskedasticity | chi2(1) = 8.44 Prob>chi2 = 0.0037 | | chi2(1) = 3.09 Prob>chi2 = 0.0786 | | chi2(1) = 12.59 Prob>chi2 = 0.0004 | |

| 女性出生率 | 20_24歲 | | 25_29歲 | | 30_34歲 | |
|---|---------------------------------------|-------|--------------------------------------|--------|--------------------------------------|-------|
| | Coef. | t | Coef. | t | Coef. | t |
| wage | -0.0007 | -9.69 | -0.0002 | -2.87 | 0.0000 | -0.41 |
| work | -0.0004 | -2.08 | 0.0000 | 0.02 | 0.0001 | 0.64 |
| wtime | 0.0016 | 3.96 | 0.0007 | 1.48 | 0.0003 | 0.56 |
| livarea_h | 0.0000 | -0.76 | 0.0005 | 8.67 | 0.0001 | 2.42 |
| d1985 | -0.0111 | -5.31 | -0.0082 | -3.36 | 0.0092 | 3.27 |
| d1990 | -0.0187 | -5.50 | -0.0560 | -12.26 | 0.0145 | 2.74 |
| d1995 | -0.0100 | -2.20 | -0.0773 | -12.91 | 0.0178 | 2.72 |
| d2000 | -0.0079 | -1.50 | -0.0981 | -14.38 | 0.0158 | 2.19 |
| area1 | 0.0089 | 2.70 | -0.0009 | -0.23 | -0.0094 | -2.93 |
| area3 | 0.0084 | 2.89 | 0.0102 | 3.76 | 0.0013 | 0.59 |
| area4 | 0.0138 | 3.72 | 0.0060 | 1.46 | -0.0150 | -4.36 |
| area5 | 0.0127 | 4.82 | 0.0168 | 5.94 | -0.0107 | -4.83 |
| area6 | 0.0046 | 1.69 | 0.0127 | 4.83 | -0.0062 | -3.64 |
| area7 | 0.0133 | 4.97 | 0.0176 | 5.61 | -0.0070 | -2.68 |
| area8 | 0.0109 | 3.48 | 0.0110 | 2.86 | -0.0132 | -4.44 |
| area9 | 0.0064 | 2.13 | 0.0147 | 3.81 | 0.0031 | 0.73 |
| _cons | 0.1996 | 11.04 | 0.1826 | 10.26 | 0.0698 | 4.96 |
| Number of obs | 235 | | 235 | | 235 | |
| F(16, 218) | 106.85 | | 318.6 | | 41.06 | |
| R-squared | 0.8726 | | 0.9495 | | 0.7025 | |
| Root MSE | 0.0074 | | 0.00814 | | 0.00708 | |
| Ramsey RESET test | F(3,215) = 7.16 Prob>F = 0.0001 | | F(3,215) = 2.76 Prob>F = 0.0432 | | F(3,215) = 1.94 Prob>F = 0.1246 | |
| Cook-Weisberg test for heteroskedasticity | chi2(1) = 11.65 Prob>chi2 = 0.0006 | | chi2(1) = 5.70 Prob>chi2 = 0.0170 | | chi2(1) = 2.11 Prob>chi2 = 0.1459 | |

3. 都道府県別に見た合計特殊出生率と保育所数

岸 智子

1. 序

現在の日本では、20歳台、30歳台の女性の雇用労働力率が上昇する一方で、合計特殊出生率が年々低下している。少子化対策として、保育所サービスをはじめとする子育て支援サービスを充実させることが急務であると、行政の側も認識するようになっている。2000年からは、新エンゼルプランのもとで、低年齢児の受け入れや延長保育の推進、短時間保育士の雇用に関する規制緩和などが進められている。

保育サービスの供給は今後拡大していくであろう。しかし、保育サービスを量的に拡大すれば少子化を食い止めることができるのかどうかは確実でない。なぜなら、少子化は、経済的・社会的な多くの要因が絡み合って進行してきた現象だからである。とくに経済の成熟の中で、人々の意識や社会のモラルが変化してきたことの影響は大きい。既存の研究の中にも、保育サービスの拡大から合計特殊出生率への効果を疑問視する成果もある。

仮に保育所サービスの拡大が合計特殊出生率を高める効果をもっているとしても、現在のような人口の地域的偏りや人口移動のパターンが続く限り、保育サービス拡大の効果が薄められるおそれもある。現状では保育サービスの供給には顕著な地域格差が見られ、さらにその格差が拡大しているのである。また、子どもの数に対して保育所の少ない地域に人口が流入し、反対に子どもの数に対して保育所の多い地域から人口が流出している。このような人口移動が続く限り、今までのようなペースで保育サービスを拡大しても、合計特殊出生率に対する効果は表れないというおそれもある。

本研究は、都道府県別の合計特殊出生率と保育所数に関するパネルデータを用いて保育所の量的拡大と合計特殊出生率との関係を分析し、大都市圏への人口移動が少子化に負の効果を及ぼす可能性を指摘することを目的としている。

2. 都道府県別の合計特殊出生率と保育所数

保育所の数は、時系列データで見ると高度成長期以降 1980年代まで増加を続けたが、1990年代にはいつてから統合などにより、頭打ちになっている。他方、合計特殊出生率は1970年代から減少を続けている。東京都のデータを示したのが図1であるが、保育所数と合計特殊出生率との間には、負の相関関係があるようにさえ見える。

他方、都道府県別のクロス・セクションデータで見ると、保育所数と合計特殊出生率の間には、正の相関関係があるように見える。たとえば、図2は2000年の47都道府県それぞれの0-4歳人口1,000人に対する保育所の数と合計特殊出生率をプロットしている。0-4歳人口1,000人に対する保育所の数と合計特殊出生率には地域格差があり、両者の間には、正の相関関係 ($r^2=0.441$) が見られる。

図1 東京都の0-4歳児1,000人あたり保育所数と合計特殊出生率、1970-2000年

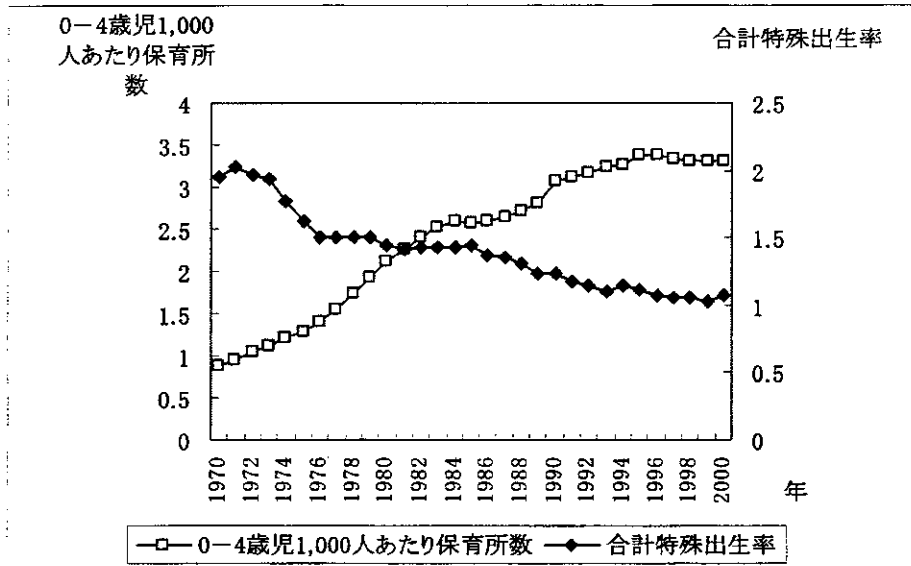
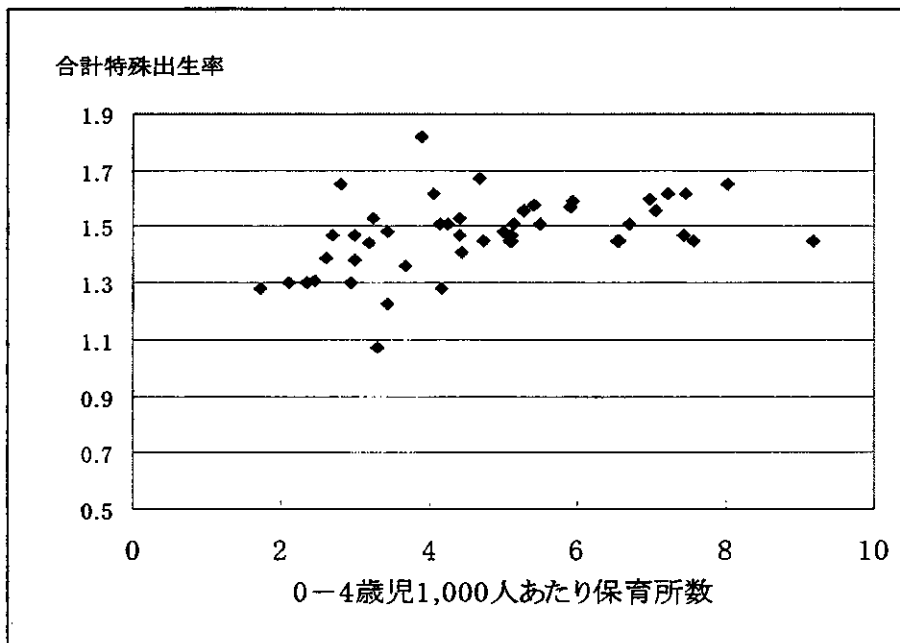


図2 47都道府県の0-4歳児1,000人あたり保育所数と合計特殊出生率、2000年



保育所の数と合計特殊出生率との関係は、時系列データで見たときと、クロス・セクションデータで見たときとは、全く異なってみえる。そこで以下では、47都道府県の合計特殊出生率と保育所数のデータを1970-2000年の31年間分累積したパネルデータを用いて保育所数と合計特殊出生率との関係を推定する。被説明変数は都道府県別の合計特殊出生率であり、説明変数は年次と0-4歳人口1,000人に対する保育所の数で推定式は以下のようである。

$$(1) \quad TFR_{jt} = c + d_1(\text{Daycare})_j + d_2(\text{Year})_t + e_{jt}$$

Daycare は 0-4 歳人口 1,000 人に対する保育所数で、Year は年次である。添え字の j は都道府県、 t は年次を表している。固定効果モデル、変動効果モデルのそれぞれで推定した結果は表 1 のようになる。

表 1 から、次のようなことがいえる。

- 1) 年次の係数推定値から、47 都道府県のすべてにおいて、過去 30 年間にわたり合計特殊出生率が年 0.027 ずつ低下してきたといえる。
- 2) 保育所の係数推定値から、0-4 歳人口 1,000 人に対し、保育所が一箇所多くなると、合計特殊出生率が 0.023 高くなるといえる。

この結果を見れば、合計特殊出生率の構造的な低下を除外しても、0-4 歳人口 1,000 人あたり保育所数と合計特殊出生率との正の相関関係があるといえる。ただし、変数 Daycare は都道府県の各々について計測される変数であるため、保育所以外の地域特性を代理している可能性がある。そこで、(1) 式の右辺に地域ダミーを加えた(1)' 式の推計を試みた。

(1)' 式において、Hokkaido、Tohoku などとはそれぞれ、0 または 1 の値をとるダミー変数である。関東地方が基準になっている。(1)' を変動効果モデルとして推定した結果は表 2 のようになる。

$$(1)' \quad TFR_{jt} = c + d_1(\text{Daycare})_j + d_2(\text{Year})_t + d_3(\text{Hokkaido}) + d_4(\text{Tohoku}) + d_5(\text{Hokuriku}) \\ + d_6(\text{Koshin}) + d_7(\text{Tokai}) + d_8(\text{Kinki}) + d_9(\text{Chugoku}) + d_{10}(\text{Shikoku}) \\ + d_{11}(\text{Kyushu}) + d_{12}(\text{Okinawa}) + e_{jt}$$

表 1 合計特殊出生率の変動要因、1970-2000 年

被説明変数：合計特殊出生率

| | 固定効果モデル | 変動効果モデル |
|-----------------------|------------------------|------------------------|
| 年 | -0.0270 (-40.15) ** | -0.0271 (-44.94) ** |
| 0-4 歳児 1,000 人あたり保育所数 | 0.0234 (3.78) ** | 0.0231 (4.29) ** |
| 定数 | 1.5499 (60.26) ** | 1.5599 (59.26) ** |
| σ_u | 0.1379 | 0.0937 |
| σ_e | 0.0884 | 0.0884 |
| ρ | 0.7087 | 0.5294 |

括弧内は z 値である。** 有意水準 1% で有意。

表2 合計特殊出生率の地域格差に関する変動効果モデルの推定値, 1970-2000年
被説明変数：合計特殊出生率

| | 1970-2000年 | 1980-2000年 |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 年 | -0.0270 (-42.59)** | -0.0251 (-45.01)** |
| 北海道ダミー | -0.1330 (-1.34) | -0.1004 (-0.95) |
| 東北ダミー | 0.0852 (1.64) | 0.1391 (2.51)* |
| 北陸ダミー | 0.0181 (0.30) | 0.0707 (1.08) |
| 甲信ダミー | 0.0418 (0.55) | 0.0958 (1.18) |
| 東海ダミー | 0.0225 (0.39) | 0.0579 (0.93) |
| 近畿ダミー | -0.0247 (-0.48) | 0.0053 (0.10) |
| 中国ダミー | 0.0583 (1.04) | 0.1318 (2.21)* |
| 四国ダミー | -0.0345 (-0.57) | 0.0292 (0.46) |
| 九州ダミー | 0.0698 (1.37) | 0.1224 (2.25)* |
| 沖縄ダミー | 0.7203 (7.09)** | 0.5637 (5.18)** |
| 0-4歳児1,000人あたり 保育所数 | 0.0232 (4.02)** | 0.0202 (3.50)** |
| 定数項 | 1.5212 (39.59)** | 1.4919 (37.02)** |
| σ_u | 0.0915 | 0.0984 |
| σ_e | 0.0884 | 0.0550 |
| ρ | 0.5177 | 0.7617 |

** 有意水準1%で有意。

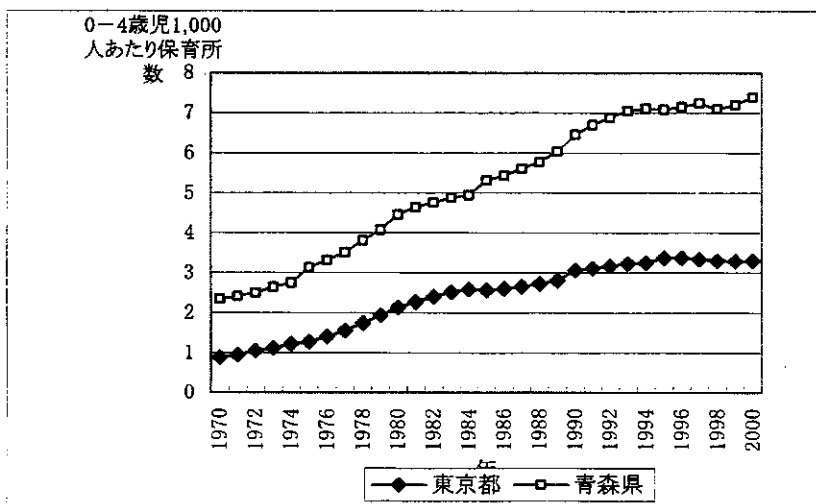
* 有意水準5%で有意。

表2より、次のようなことがいえる。

- 1) 合計特殊出生率は過去30年間にわたり、全国的に低下してきた。一人の女性が生む子ども数が全国平均で、年0.02人ずつ減少してきた。過去30年間にわたって進んできた日本経済および社会の構造変化と経済政策は出生率にマイナスの影響を及ぼしてきたと考えられる。
- 2) 合計特殊出生率は、0-4歳児1,000人あたり保育所数が一箇所多いと、0.02高くなる。
- 3) 合計特殊出生率には0-4歳児1,000人あたり保育所数によって説明することのできない地域差も見られる。1970-2000年のデータでは、沖縄の合計特殊出生率が他の地域のそれより有意に高いというほかには顕著な地域格差が見られなかったが、1980-2000年のデータでは、沖縄のほか、東北地方、中国地方、九州と関東地方との格差が有意になっている。この地域格差は、0-4歳児1,000人あたり保育所数によっては説明することができない。1980-2000年のデータでは、一人の女性が一生のあいだに生む子どもの数は、東北地方、中国地方、九州では関東地方より0.1人多く、沖縄では関東地方より0.6人多い計算となる。その他の地方の合計特殊出生率には関東地方との有意差が認められない。

この中で、0-4歳児1,000人あたり保育所数が一箇所多くなると、合計特殊出生率が0.02高くなるという推定値は、明るい希望を与えているように見える。しかし、現実には大都市部で0-4歳児1,000人あたり保育所数を一箇所増設するには時間がかかり、東京都では2箇所から3箇所に増えるのに約10年かかっている(図3)。他方、比較のために示した青森県ではもともと子どもの数に対して保育所が相対的に多かった上、保育所の増加率も高かった。このため、青森県と東京都とは0-4歳児1,000人あたり保育所数に大きな格差がある。保育所の密度が合計特殊出生率を高めることを前提とすれば、合計特殊出生率を高める一つの方法は、人々が東京都から青森県へ移動することかもしれない。しかし、そのような人口移動は現実には起こっていないのである。

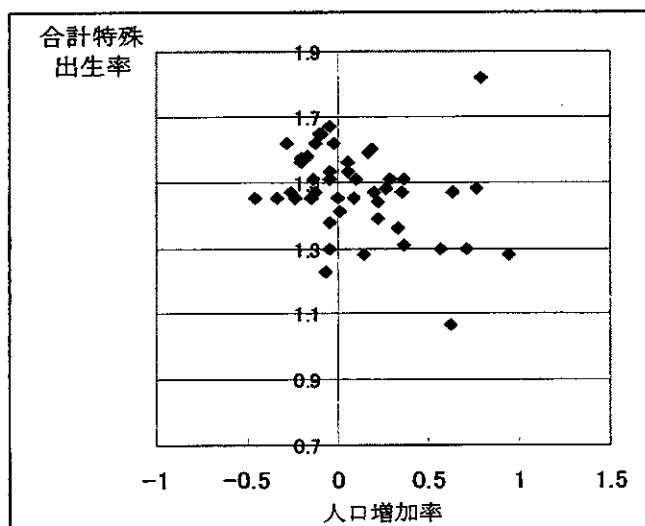
図3 0-4歳児1,000人あたり保育所数の推移、東京都と青森県



3. 合計特殊出生率と人口増加率

合計特殊出生率の低い地域は、当然人口の自然増加率は低い、転入人口が多く、そのため人口増加率が高いという傾向がある。図3は、47都道府県の合計特殊出生率と人口増加率をプロットしている。両者の間には弱い負の相関関係があり($r^2=-0.28$)、人口増加率の高い都府県で合計特殊出生率が低い傾向がある。大都市圏には子育てに向かないさまざまな要因があるにもかかわらず、雇用機会その他の要因で人々が大都市圏に向かう傾向を表していると考えられる。

図4 合計特殊出生率と人口増加率



大都市圏へ人口が集中している現状は、人々が限界生産性の低い地域から高い地域へと移動しているが、逆に生産性の高い地域から低い地域へと、子育ての環境を求めて移動することは稀であることを表している。限界生産性の低い地域から高い地域への移動というのは、経済合理性にかなった行動であり、これを止めることはできない。大都市圏への人口集中による育児環境の平均的な劣化を防ぐには、地方分権と地方の産業の振興をはかるべきであったが、政府にはそれができなかった。

大都市圏では保育所の数が少ないばかりではなく、核家族化も進み、かつ雇用者の通勤時間も長くなっている。そのような中での育児がいかに困難なことを考え、保育の施設や保育労働力を供給していかない限り、大都市圏を中心とする少子化は止まらないであろう。

4. 結びにかえて

本研究では、合計特殊出生率の都道府県パネルデータを用いて0-4歳児1,000人あたり保育所数と合計特殊出生率との関係について分析した。その結果、0-4歳児1,000人あたり保育所数と合計特殊出生率との間に正の相関関係があることがわかった。ただし、それは一つの地域で保育所が増えたことによって合計特殊出生率が上昇したという意味ではなく、保育所が子どもの数に対して相対的に多い地域では、少ない地域より合計特殊出生率が高いという意味である。

0-4歳児1,000人あたり保育所数は東京都よりも地方で高く、かつ東京都と地方の格差が拡大する傾向も見られる。過去の保育所の量的拡大が合計特殊出生率の増加につながらなかったのは、少子化にさまざまな原因があり、保育所の増設だけで食い止めることのできない問題であったためと考えられる。しかし、保育所の量的拡大が大都市圏で進まず、地方で進んだこと、それにもかかわらず保育所の多い地方から保育所の少ない大都市圏へと人口が移動したことに原因があったと考えられる。人々は雇用機会や先端的な情報その他を求めて東京都とその周辺に集中している。しかし、東京都の周辺に集まるために育児がますます難しいことになってしまう。少子化対策としては、地方分権や地方の産業の育成または再生も必要ではないだろうか。保育所が整っている、というだけでは人々を東京都から地方へ移動させることは難しい。人々が、仕事を求めておのずと地方へ移動するよう、地方の中核都市に独自の産業を興すことが望まれる。産業を興すためにはそれなりの社会資本を整備しなければならず、行政からの支援が必要である。地方の産業育成と地方分権を同時に進めていくことを提唱したい。

4. 都道府県間の出生力格差に関する要因分析

佐々井 司

はじめに

戦後4上回っていた合計特殊出生率（以下 TFR とする）は、1950年代半ばに一気に置き換え水準まで低下した後、1957年から1973年まではほぼ2.0～2.1の水準を維持しながら推移したが、1970年代半ばから再び低下を始め置き換え水準をはるかに下回りながら低迷が続いている。全国の出生率が大きく低下する過程で、各都道府県の出生率も概ね低下基調にあるが、その水準と変化のパターンは都道府県によって異なる（表1）。全国の TFR が置き換え水準前後で安定していた1950年代から1970年代半ばまでの間、都道府県間の TFR 格差は徐々に縮小する傾向にあったが、TFR の変化パターンは個々の都道府県において多様であった（図1）。1975年の国勢調査から沖縄が統計に入ってくるため、全国平均の数字は1975年を境に大きなトレンドの変化を示しているが、個々の都道府県の推移を見ると1980年代以降ほぼ一様に TFR が低下すると同時に、格差がわずかながら拡大する傾向にある。1980年代以降、TFR の都道府県順位に大きな変動はみられないことから（図2）、一定の格差を保ちながらすべての都道府県で一様に TFR が低下してきていると言える（注1）。

1. 出生率による都道府県分類

都道府県間の出生力格差を明示的に捉えるため、1980年から2000年までの合計特殊出生率の水準および変化パターンによって、47都道府県を6つに分類した。具体的には、1980年、1985年、1990年、1995年、2000年の5時点の TFR の値を変数とするクラスター分析（平方ユークリッド距離を用いた WARD 法）によって、TFR の水準と変化パターンの異なる6つのグループを得た（図3、図4）（注2）。各グループの特徴は以下のようになる。

第1グループ：全国平均の水準、変化速度に近似している。TFR は1980年の1.7前後から2000年の1.3前後へと低下している。

北海道、埼玉、千葉、神奈川、京都、大阪、兵庫、奈良、福岡

第2グループ：1980年時点で TFR が約1.8と全国水準よりやや高めであるが、その後の低下の速度が全国平均比べると遅く、2000年の TFR は1.5をやや下回る。

青森、宮城、秋田、富山、石川、岐阜、静岡、愛知、三重、和歌山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、高知、大分

第3グループ：1980年時点で全国より高い2弱の水準にあり、その後の低下も緩やかであることから、2000年のTFRは1.7前後。沖縄を除くと最も高い出生率を維持しているグループ。

岩手、山形、福島、福井、長野、滋賀、鳥取、島根、佐賀、長崎、宮崎、鹿児島

第4グループ：1980年時点でTFRは第2グループをやや上回る程度で1.8強あり、その後の過程でグループ2より若干低下の速度が速い。2000年のTFRはグループ2をやや上回る1.5前後。

茨城、栃木、群馬、新潟、山梨、岡山、群馬

第5グループ：他の都道府県と比較して、各年次で圧倒的にTFRが低い。

東京

第6グループ：他の都道府県と比較して、各年次で圧倒的にTFRが高い。

沖縄

グループごとに5歳階級別出生率の特徴をみると、全ての年齢階級で出生率の高い第3グループ、逆に全ての年齢階級で出生率の低い第1グループ、その中間の水準であるが、平均して比較的若い年齢で出生率水準の高い第2グループ、30歳以上で平均より出生率が高く晩産化が進んでいる第4グループ、全国と比較して1980年以降一貫して若年齢層での低い出生率、高年齢層での高い出生率というパターンを示している東京、10歳代および20歳代前半、および30歳代以上の出生率が他の都道府県を大きく上回っている沖縄、という違いが観測される（図5）。

グループ1とグループ2、3、4の間には年齢別出生率水準のおよびTFRの水準に有意な格差が認められるが、グループ2、3、4の間の格差は明確ではなく、各グループに属する都道府県の出生率を個別に比較すると、分類されているグループが3つのうちどれなのか明確でないケースも現れてくる。東京と沖縄とその他の都道府県との格差は明らかであり、都道府県格差を分析する場合、両地域の影響は十分に考慮される必要がある。

2. 年齢階級別出生率にみた都道府県間格差の要因分析

2-1 出生率と初婚年齢の相関

つぎに、出生率の都道府県格差がどのような要因によって生じているのかを検証する。

婚外子の少ない日本においては、ほとんどの出産が婚姻関係にある夫婦から生じており、かつ結婚時の妻の年齢が若いほど最終的な出生子ども数が多いことが知られている（注3）。出生力のマクロ分析において強い説明力をもつ結婚年齢が、都道府県間の出生力格差のマ

クロ分析においてどの程度有力な説明変数になっているのかをまず検証したい。

女子の平均初婚年齢は、戦後 TFR が置き換え水準前後で比較的安定していた 1950 年代半ばから 1970 年代半ばまで都道府県格差が大きかったものの、概ね安定していたと言える。1970 年半ば以降初婚年齢は再び上昇を始めるが、都道府県格差はそれ以前の時期に比べて大きく縮小している（注 4）。

出生率（TFR）と初婚年齢（SMAM）が比較的強い相関関係を示し始めるのは、1990 年代に入ってからのものであり、それ以前は出生率と初婚年齢の間に明確な関連は見られない（図 6）。これは、それぞれの都道府県が有していた地域特性が希薄化し全国的に収斂する傾向にあるなかで、出生力に影響を及ぼす要因もかつての多様性を失いつつあり、結果的に初婚年齢との関係が表面化していると考えられる。

2-2 社会経済的諸要因の寄与率

つぎに、都道府県間の出生力格差を説明しうる社会経済的諸要因に着目し分析をおこなうことにする。

結婚年齢の影響を排除し、出生力に影響を及ぼす社会経済的諸要因の寄与度を鮮明にするため、女子の年齢階級別出生率の都道府県格差を説明する重回帰モデルの構築を試みる。モデル作成にあたっては、各都道府県における女子の年齢 5 歳階級別出生率を目的変数に用い、婚姻関係、最終学歴、就業状態、就業時間、居住形態等の指標を説明変数として重回帰分析をおこなっている。

都道府県別に女子の年齢 5 階級別出生率と TFR の関係を見ると、20～24 歳、25～29 歳、30～34 歳の 3 階級で TFR のほとんどを説明していることから（図 7）（注 5）、目的変数として、この 3 つの年齢階級における出生率を用いる。また、説明変数として、同じく 2000 年における各年齢階級別の女子未婚者割合、女子の高卒者割合、有配偶女子の雇用者割合、有配偶女子の親との同居割合、有配偶男子正規雇用者の週平均就業時間等を用いている。目的変数の出生率は 2000 年の人口動態統計と国勢調査、説明変数は主として 2000 年国勢調査の結果から算出したものを用いている（注 6）。

説明変数の選択には変数減少法を用い、モデルの有意性、説明変数間の共線性の問題を考慮したうえで、各分析結果において複数のモデルを採用している。各都道府県人口における人口集中地区人口割合および市部人口割合といった地域の都市化を表す指標、産業構成、失業率をはじめとする労働力指標、その他の経済・社会関連諸指標のなかには、導入した他の説明変数との強い共線性が認められるため、モデルから除外されたものもある。

なお、東京と沖縄の出生率は他の都道府県と比較して著しく異なる場合があり、統計的にはずれ値として処理されるケースも少なくないことから、47 都道府県全てを用いた分析とは別に、東京と沖縄を除いた 45 都道府県を用いた分析をおこない、比較をおこなっている。

重回帰分析によるモデルは表2の通りである。また、各年齢階級における結果を概説すると以下ようになる。

20～24 歳における出生率

平均すると 85%が未婚者であるこの年齢階級では、有配偶か否かの影響が最も最も有意に出生率に寄与している。つまり、この年齢階級においては有配偶であれば高い確率で出産が生じている可能性を示している。

女子の最終学歴では、高校卒の割合が高い都道府県ほど出生率が高い。

有配偶女子の雇用者割合が高い地域ほど出生率は低い。ただし、出生率と有配偶女子の雇用者割合の2変数だけを用いたゼロ次の相関係数はプラスになっており、他の変数の影響をコントロールすると、出生率に対してネガティブに作用する変数であることが分かる。

常勤の有配偶男子の平均就業時間の影響をみると、強いマイナスの効果がみられる。夫の働き方が出生率に影響を及ぼしている可能性が伺える。表2に示した結果は、女子の年齢階級と同じ年齢階級(20～24歳)の就業時間を用いたものであるが、有配偶男子25～29歳の就業時間を用いても結果に大きな差はみられない。

東京と沖縄を除くと、有配偶女子の雇用者割合による説明力は低下する。

25～29 歳における出生率

約半数の女子が有配偶であるこの年齢階級でも、未婚者割合の高い都道府県ほど出生率は有意に低くなっている。しかし、当変数の寄与率は大きく低下している。この年齢においては都道府県間の有配偶出生率の差がそれ以前の若い年齢層に比べると大きいことを示唆している。

高い寄与率を示しているのは、有配偶男子の就業時間で、モデルに採用された変数のなかでは最も説明力が高くなっている。

有配偶女子の雇用者割合は有意確率が若干低いものの、出生率を下げる方向に作用している。前述の20～24歳と同様、出生率との2変数相関係数はプラスになっている。

有配偶女子の親との同居割合が高い都道府県が高い出生率を持つ傾向がみられる。

ただし、東京と沖縄を除くと、女子の雇用者割合と親との同居割合の説明力は低下する。

30～34 歳における出生率

この年齢階級ではモデル自体の有意性が大きく低下する。30歳以上での出生は、その要因もかなり多様化しており、導入した説明変数以外の要因が大きいことを示唆している。

しかしながら、女子の未婚者割合と有配偶男子の就業時間は弱い有意確率ながらもマイナスに作用している。

東京と沖縄を除くと、はっきりとした有意性をもつ説明変数は有配偶女子の親との同居のみとなる。

2-3 出生率と地域の特異性

前項での分析では、各都道府県において導入した説明変数が出生率に対してまったく同様のインパクトをもつことを前提にしている。言い換えると、採用された説明変数に属する客体の行動パターンは都道府県間で同質であるという仮定がしかれている。この項では、上記 2-2 項でおこなった同様の分析を、1 節で得た地域グループのダミー変数を導入しておこなう。これにより、地域特性の有無を検証するとともに、前項のモデルでは説明できなかった出生力格差の要因の解明を試みる。

地域グループのダミーを導入した重回帰モデルを表 3 に示す。

20～24 歳における出生率

2-2 項で示した通り、この年齢階級の出生率には、結婚、学歴、妻の雇用状況、夫の就業時間などが有意に寄与しているが、それらの変数をコントロールしたうえで地域グループ間格差を見ると、その差は有意に大きいことが分かる。具体的には、他変数の影響を取り除いたうえで、東京が 20～24 歳出生率の全国平均を 5%ほど下回るのに対し、グループ 2、3、4 ではそれぞれ全国平均を 2.5%、5%、4.5%ほど上回り、沖縄に至っては 18%ほど上回っている。

この結果は、都道府県間の出生率の違いを説明する上で、各グループの有する地域性が依然として重要なファクターであることを意味している。とりわけ、前節での考察結果が示すように、東京と沖縄の他地域との乖離が極めて大きい。

25～29 歳における出生率

この年齢階級では、地域グループ以外の変数をコントロールした結果、東京とグループ 3 の間には 50%以上の開きが生じている。

なお、地域グループのダミーの導入により、調整済み R^2 が約 0.25 ポイント上昇している。

30～34 歳における出生率

ここでも地域グループ間の格差が明確に現れており、出生力の最も低い東京と沖縄の差は、他の変数の要因をコントロールした場合、およそ 35%ある。この年齢階級におけるモデルでは、地域グループ変数の導入によってモデル自体の説明力が著しく上昇している（調整済み R^2 が約 0.2 から 0.7 強に上昇）。都道府県間の出生力格差は、出生年齢が高くなるにつれて地域固有の特性に起因する度合いを強めている可能性を示唆している。

おわりに

都道府県間の出生力には格差がみられる。出生率の水準と変化のパターンに基づいて 47

都道府県をいくつかのグループに分類することが可能である。合計特殊出生率の推移および年齢階級別の出生パターンの動向をみる限り、出生率の水準には全国的な収斂傾向がみられ、出生パターンにも都道府県間格差の縮小がみられる一方で、その差と地域特性は歴然と残っている。

都道府県間の出生力格差を生んでいる主な要因として、結婚が挙げられる。1980年代までは出生力格差を説明する上で初婚年齢による説明力はさほど大きくなかったとみられるが、1990年代に入るとその他の社会経済的諸要因のインパクトが急速に減退し、初婚年齢と出生率の相関関係が鮮明になりつつあると考えられる。

都道府県間の出生率格差を生じさせていると考えられる社会経済的要因に注目すると、妻の就業形態、夫の働き方等の変数が、特に20歳代での出生率に対して強い説明力を示している。また、出生力の都道府県間格差を説明する上で、各都道府県がもつ地域性の存在を否定することはできず、そのインパクトは年齢の高い出生率に対してより顕著である。

なお、出生タイミングやコーホートの影響、パリティ分析に関しては今後の課題としたい。

表1 合計特殊出生率の推移

| | TFR 1960 | TFR 1965 | TFR 1970 | TFR 1975 | TFR 1980 | TFR 1985 | TFR 1990 | TFR 1995 | TFR 2000 |
|-------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 全国 | 2.00 | 2.14 | 2.13 | 1.91 | 1.75 | 1.76 | 1.54 | 1.42 | 1.36 |
| 北海道 | 2.17 | 2.13 | 1.93 | 1.82 | 1.64 | 1.61 | 1.43 | 1.31 | 1.23 |
| 青森 | 2.48 | 2.45 | 2.25 | 2.00 | 1.85 | 1.80 | 1.56 | 1.56 | 1.47 |
| 岩手 | 2.30 | 2.22 | 2.11 | 2.14 | 1.95 | 1.88 | 1.72 | 1.62 | 1.56 |
| 宮城 | 2.13 | 2.08 | 2.06 | 1.96 | 1.86 | 1.80 | 1.57 | 1.46 | 1.39 |
| 秋田 | 2.09 | 2.03 | 1.88 | 1.86 | 1.79 | 1.69 | 1.57 | 1.56 | 1.45 |
| 山形 | 2.04 | 2.04 | 1.98 | 1.96 | 1.93 | 1.87 | 1.75 | 1.69 | 1.62 |
| 福島 | 2.43 | 2.31 | 2.16 | 2.13 | 1.99 | 1.98 | 1.79 | 1.72 | 1.65 |
| 茨城 | 2.31 | 2.35 | 2.30 | 2.09 | 1.87 | 1.86 | 1.64 | 1.52 | 1.47 |
| 栃木 | 2.22 | 2.27 | 2.21 | 2.06 | 1.86 | 1.90 | 1.67 | 1.52 | 1.48 |
| 群馬 | 2.03 | 2.21 | 2.16 | 1.99 | 1.81 | 1.85 | 1.63 | 1.56 | 1.51 |
| 埼玉 | 2.16 | 2.40 | 2.35 | 2.06 | 1.73 | 1.72 | 1.50 | 1.41 | 1.30 |
| 千葉 | 2.13 | 2.31 | 2.28 | 2.03 | 1.74 | 1.75 | 1.47 | 1.36 | 1.30 |
| 東京 | 1.70 | 2.00 | 1.96 | 1.63 | 1.44 | 1.44 | 1.23 | 1.11 | 1.07 |
| 神奈川 | 1.89 | 2.22 | 2.23 | 1.95 | 1.70 | 1.68 | 1.45 | 1.34 | 1.28 |
| 新潟 | 2.13 | 2.24 | 2.10 | 2.03 | 1.88 | 1.88 | 1.69 | 1.59 | 1.51 |
| 富山 | 1.91 | 1.94 | 1.94 | 1.94 | 1.77 | 1.79 | 1.56 | 1.49 | 1.45 |
| 石川 | 2.05 | 2.11 | 2.07 | 2.08 | 1.87 | 1.79 | 1.60 | 1.46 | 1.45 |
| 福井 | 2.17 | 2.25 | 2.10 | 2.06 | 1.93 | 1.93 | 1.75 | 1.67 | 1.60 |
| 山梨 | 2.16 | 2.30 | 2.20 | 1.98 | 1.76 | 1.85 | 1.62 | 1.60 | 1.51 |
| 長野 | 1.94 | 2.10 | 2.09 | 2.05 | 1.89 | 1.85 | 1.71 | 1.64 | 1.59 |
| 岐阜 | 2.04 | 2.22 | 2.12 | 2.00 | 1.80 | 1.81 | 1.57 | 1.49 | 1.47 |
| 静岡 | 2.11 | 2.21 | 2.12 | 2.02 | 1.80 | 1.85 | 1.60 | 1.48 | 1.47 |
| 愛知 | 1.90 | 2.23 | 2.19 | 2.02 | 1.81 | 1.82 | 1.57 | 1.47 | 1.44 |
| 三重 | 1.95 | 2.19 | 2.04 | 1.99 | 1.82 | 1.80 | 1.61 | 1.50 | 1.48 |
| 滋賀 | 2.02 | 2.19 | 2.19 | 2.13 | 1.96 | 1.97 | 1.75 | 1.58 | 1.53 |
| 京都 | 1.72 | 2.02 | 2.02 | 1.81 | 1.67 | 1.68 | 1.48 | 1.33 | 1.28 |
| 大阪 | 1.81 | 2.20 | 2.17 | 1.90 | 1.67 | 1.69 | 1.46 | 1.33 | 1.31 |
| 兵庫 | 1.90 | 2.15 | 2.12 | 1.96 | 1.76 | 1.75 | 1.53 | 1.41 | 1.38 |
| 奈良 | 1.87 | 2.09 | 2.08 | 1.85 | 1.70 | 1.69 | 1.49 | 1.36 | 1.30 |
| 和歌山 | 1.95 | 2.21 | 2.10 | 1.95 | 1.80 | 1.79 | 1.55 | 1.48 | 1.45 |
| 鳥取 | 2.05 | 2.08 | 1.96 | 2.02 | 1.93 | 1.93 | 1.82 | 1.69 | 1.62 |
| 島根 | 2.13 | 2.10 | 2.02 | 2.10 | 2.01 | 2.01 | 1.85 | 1.73 | 1.65 |
| 岡山 | 1.89 | 1.99 | 2.03 | 2.05 | 1.86 | 1.89 | 1.66 | 1.55 | 1.51 |
| 広島 | 1.92 | 2.07 | 2.07 | 2.05 | 1.84 | 1.83 | 1.63 | 1.48 | 1.41 |
| 山口 | 1.92 | 2.00 | 1.98 | 1.92 | 1.79 | 1.82 | 1.56 | 1.50 | 1.47 |
| 徳島 | 2.02 | 2.12 | 1.97 | 1.89 | 1.76 | 1.80 | 1.61 | 1.52 | 1.45 |
| 香川 | 1.84 | 1.99 | 1.97 | 1.96 | 1.82 | 1.81 | 1.60 | 1.51 | 1.53 |
| 愛媛 | 2.10 | 2.20 | 2.02 | 1.97 | 1.79 | 1.78 | 1.60 | 1.53 | 1.45 |
| 高知 | 1.94 | 2.02 | 1.97 | 1.91 | 1.64 | 1.81 | 1.54 | 1.51 | 1.45 |
| 福岡 | 1.92 | 2.00 | 1.95 | 1.83 | 1.74 | 1.75 | 1.52 | 1.42 | 1.36 |
| 佐賀 | 2.35 | 2.28 | 2.13 | 2.03 | 1.93 | 1.95 | 1.75 | 1.64 | 1.67 |
| 長崎 | 2.72 | 2.54 | 2.33 | 2.13 | 1.87 | 1.87 | 1.70 | 1.60 | 1.57 |
| 熊本 | 2.25 | 2.19 | 1.98 | 1.94 | 1.83 | 1.85 | 1.65 | 1.60 | 1.56 |
| 大分 | 2.05 | 2.08 | 1.97 | 1.93 | 1.82 | 1.78 | 1.58 | 1.55 | 1.51 |
| 宮崎 | 2.43 | 2.30 | 2.15 | 2.11 | 1.93 | 1.90 | 1.68 | 1.70 | 1.62 |
| 鹿児島 | 2.66 | 2.39 | 2.21 | 2.11 | 1.95 | 1.93 | 1.73 | 1.62 | 1.58 |
| 沖縄 | | | | 2.88 | 2.38 | 2.31 | 1.95 | 1.87 | 1.82 |
| 平均 | 2.08 | 2.17 | 2.09 | 2.01 | 1.83 | 1.83 | 1.62 | 1.52 | 1.47 |
| 標準偏差 | 0.22 | 0.13 | 0.12 | 0.16 | 0.13 | 0.13 | 0.12 | 0.13 | 0.13 |
| 変動係数 | 10.6 | 6.2 | 5.5 | 8.2 | 7.4 | 6.9 | 7.7 | 8.8 | 9.0 |
| Max. | 2.72 | 2.54 | 2.35 | 2.88 | 2.38 | 2.31 | 1.95 | 1.87 | 1.82 |
| Min. | 1.7 | 1.94 | 1.88 | 1.63 | 1.44 | 1.44 | 1.23 | 1.11 | 1.07 |
| 変動係数※ | 7.8 | 4.9 | 4.5 | 3.6 | 4.1 | 3.8 | 5.1 | 5.7 | 5.7 |

※東京と沖縄を除いた場合の変動係数