

自分の妊娠が胎児が受け入れられないと、自分が悪くなる	-0.027 (0.331)	-0.020 (0.301)	0.102*** (0.001)
誰かとのあると、胸が苦しくなったり、息を吸いにくくなる	-0.100*** (0.001)	-0.001 (0.388)	0.182*** (0.000)
自分は特別な役割を持って生まれてきたのではないかと、と思うことがある	-0.007 (0.818)	-0.026 (0.402)	0.059* (0.058)
私の理想は人からとてと理解されないと思ふ	-0.021 (0.509)	-0.006 (0.861)	0.047 (0.133)
自分の叫ぶことが周りの人に見逃がされてしまうように思える	-0.025 (0.257)	-0.026 (0.415)	0.109*** (0.001)
周りの人が私のことを助したり、悪口を言っている	-0.072** (0.032)	0.008 (0.808)	0.117*** (0.000)
下流層なことは考えたことない	-0.023 (0.463)	0.005 (0.867)	0.032 (0.310)
お酒(ビール、ウイスキーなど)を飲み始めること、呑みかきややらねない	-0.028 (0.217)	0.011 (0.737)	0.068** (0.019)
ひとりでお酒を飲むことがよくある	-0.025 (0.264)	-0.012 (0.705)	0.081*** (0.007)
周囲の偏見、社説はいつも目を通す	0.037 (0.213)	-0.055* (0.079)	0.030 (0.230)
少し酒が覚めと思ふ	-0.186*** (0.000)	0.080*** (0.006)	0.184*** (0.000)
精神科にストレスが大きい	-0.216*** (0.000)	0.128*** (0.000)	0.165*** (0.000)
家族の親戚が同居がすれているので、そのため私は睡眠不足	-0.084*** (0.007)	0.011 (0.731)	0.133*** (0.000)
仕事を多すぎて睡眠不足に思ふ	-0.029 (0.207)	-0.006 (0.838)	0.082*** (0.008)
生活全般とても満足	0.078** (0.015)	0.050 (0.107)	-0.048 (0.123)
生活全般まあ満足	0.171*** (0.000)	-0.118*** (0.000)	-0.102*** (0.001)
生活全般どちらともいえない	-0.103*** (0.001)	0.134*** (0.000)	-0.048 (0.141)
生活全般やや不満	-0.084*** (0.007)	0.019 (0.553)	0.120*** (0.000)
生活全般とても不満	-0.129*** (0.000)	0.009 (0.770)	0.201*** (0.000)
Cronbach's 係数 0.7項目による Cronbach's 係数	-0.296*** (0.000)	0.129*** (0.000)	0.290*** (0.000)

注1) Self-rating Depression Scale(自己評価抑鬱尺度)。

注2) 四半因子(200)「産後うつ」尺度(産後うつ)尺度(産後うつ)の女性について(パネルデータ分析)。産後うつ研究チーム, No.21, pp.29-41.

注3) Center for Epidemiologic Studies Depression Scale の時点、標準化(精神医学)のための自己記入尺度の上で、他にも General Health Questionnaire(GHQ)や State-Trait Anxiety Inventory (STAI) がある。

注4) 産後抑鬱(1)は、1,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30,31,32,33,34,35,36,37,38,39,40,41,42,43,44,45,46,47,48,49,50,51,52,53,54,55,56,57,58,59,60,61,62,63,64,65,66,67,68,69,70,71,72,73,74,75,76,77,78,79,80,81,82,83,84,85,86,87,88,89,90,91,92,93,94,95,96,97,98,99,100,101,102,103,104,105,106,107,108,109,110,111,112,113,114,115,116,117,118,119,120,121,122,123,124,125,126,127,128,129,130,131,132,133,134,135,136,137,138,139,140,141,142,143,144,145,146,147,148,149,150,151,152,153,154,155,156,157,158,159,160,161,162,163,164,165,166,167,168,169,170,171,172,173,174,175,176,177,178,179,180,181,182,183,184,185,186,187,188,189,190,191,192,193,194,195,196,197,198,199,200,201,202,203,204,205,206,207,208,209,210,211,212,213,214,215,216,217,218,219,220,221,222,223,224,225,226,227,228,229,230,231,232,233,234,235,236,237,238,239,240,241,242,243,244,245,246,247,248,249,250,251,252,253,254,255,256,257,258,259,260,261,262,263,264,265,266,267,268,269,270,271,272,273,274,275,276,277,278,279,280,281,282,283,284,285,286,287,288,289,290,291,292,293,294,295,296,297,298,299,300,301,302,303,304,305,306,307,308,309,310,311,312,313,314,315,316,317,318,319,320,321,322,323,324,325,326,327,328,329,330,331,332,333,334,335,336,337,338,339,340,341,342,343,344,345,346,347,348,349,350,351,352,353,354,355,356,357,358,359,360,361,362,363,364,365,366,367,368,369,370,371,372,373,374,375,376,377,378,379,380,381,382,383,384,385,386,387,388,389,390,391,392,393,394,395,396,397,398,399,400,401,402,403,404,405,406,407,408,409,410,411,412,413,414,415,416,417,418,419,420,421,422,423,424,425,426,427,428,429,430,431,432,433,434,435,436,437,438,439,440,441,442,443,444,445,446,447,448,449,450,451,452,453,454,455,456,457,458,459,460,461,462,463,464,465,466,467,468,469,470,471,472,473,474,475,476,477,478,479,480,481,482,483,484,485,486,487,488,489,490,491,492,493,494,495,496,497,498,499,500,501,502,503,504,505,506,507,508,509,510,511,512,513,514,515,516,517,518,519,520,521,522,523,524,525,526,527,528,529,530,531,532,533,534,535,536,537,538,539,540,541,542,543,544,545,546,547,548,549,550,551,552,553,554,555,556,557,558,559,560,561,562,563,564,565,566,567,568,569,570,571,572,573,574,575,576,577,578,579,580,581,582,583,584,585,586,587,588,589,590,591,592,593,594,595,596,597,598,599,600,601,602,603,604,605,606,607,608,609,610,611,612,613,614,615,616,617,618,619,620,621,622,623,624,625,626,627,628,629,630,631,632,633,634,635,636,637,638,639,640,641,642,643,644,645,646,647,648,649,650,651,652,653,654,655,656,657,658,659,660,661,662,663,664,665,666,667,668,669,670,671,672,673,674,675,676,677,678,679,680,681,682,683,684,685,686,687,688,689,690,691,692,693,694,695,696,697,698,699,700,701,702,703,704,705,706,707,708,709,710,711,712,713,714,715,716,717,718,719,720,721,722,723,724,725,726,727,728,729,730,731,732,733,734,735,736,737,738,739,740,741,742,743,744,745,746,747,748,749,750,751,752,753,754,755,756,757,758,759,760,761,762,763,764,765,766,767,768,769,770,771,772,773,774,775,776,777,778,779,780,781,782,783,784,785,786,787,788,789,790,791,792,793,794,795,796,797,798,799,800,801,802,803,804,805,806,807,808,809,810,811,812,813,814,815,816,817,818,819,820,821,822,823,824,825,826,827,828,829,830,831,832,833,834,835,836,837,838,839,840,841,842,843,844,845,846,847,848,849,850,851,852,853,854,855,856,857,858,859,860,861,862,863,864,865,866,867,868,869,870,871,872,873,874,875,876,877,878,879,880,881,882,883,884,885,886,887,888,889,890,891,892,893,894,895,896,897,898,899,900,901,902,903,904,905,906,907,908,909,910,911,912,913,914,915,916,917,918,919,920,921,922,923,924,925,926,927,928,929,930,931,932,933,934,935,936,937,938,939,940,941,942,943,944,945,946,947,948,949,950,951,952,953,954,955,956,957,958,959,960,961,962,963,964,965,966,967,968,969,970,971,972,973,974,975,976,977,978,979,980,981,982,983,984,985,986,987,988,989,990,991,992,993,994,995,996,997,998,999,1000,1001,1002,1003,1004,1005,1006,1007,1008,1009,1010,1011,1012,1013,1014,1015,1016,1017,1018,1019,1020,1021,1022,1023,1024,1025,1026,1027,1028,1029,1030,1031,1032,1033,1034,1035,1036,1037,1038,1039,1040,1041,1042,1043,1044,1045,1046,1047,1048,1049,1050,1051,1052,1053,1054,1055,1056,1057,1058,1059,1060,1061,1062,1063,1064,1065,1066,1067,1068,1069,1070,1071,1072,1073,1074,1075,1076,1077,1078,1079,1080,1081,1082,1083,1084,1085,1086,1087,1088,1089,1090,1091,1092,1093,1094,1095,1096,1097,1098,1099,1100,1101,1102,1103,1104,1105,1106,1107,1108,1109,1110,1111,1112,1113,1114,1115,1116,1117,1118,1119,1120,1121,1122,1123,1124,1125,1126,1127,1128,1129,1130,1131,1132,1133,1134,1135,1136,1137,1138,1139,1140,1141,1142,1143,1144,1145,1146,1147,1148,1149,1150,1151,1152,1153,1154,1155,1156,1157,1158,1159,1160,1161,1162,1163,1164,1165,1166,1167,1168,1169,1170,1171,1172,1173,1174,1175,1176,1177,1178,1179,1180,1181,1182,1183,1184,1185,1186,1187,1188,1189,1190,1191,1192,1193,1194,1195,1196,1197,1198,1199,1200,1201,1202,1203,1204,1205,1206,1207,1208,1209,1210,1211,1212,1213,1214,1215,1216,1217,1218,1219,1220,1221,1222,1223,1224,1225,1226,1227,1228,1229,1230,1231,1232,1233,1234,1235,1236,1237,1238,1239,1240,1241,1242,1243,1244,1245,1246,1247,1248,1249,1250,1251,1252,1253,1254,1255,1256,1257,1258,1259,1260,1261,1262,1263,1264,1265,1266,1267,1268,1269,1270,1271,1272,1273,1274,1275,1276,1277,1278,1279,1280,1281,1282,1283,1284,1285,1286,1287,1288,1289,1290,1291,1292,1293,1294,1295,1296,1297,1298,1299,1300,1301,1302,1303,1304,1305,1306,1307,1308,1309,1310,1311,1312,1313,1314,1315,1316,1317,1318,1319,1320,1321,1322,1323,1324,1325,1326,1327,1328,1329,1330,1331,1332,1333,1334,1335,1336,1337,1338,1339,1340,1341,1342,1343,1344,1345,1346,1347,1348,1349,1350,1351,1352,1353,1354,1355,1356,1357,1358,1359,1360,1361,1362,1363,1364,1365,1366,1367,1368,1369,1370,1371,1372,1373,1374,1375,1376,1377,1378,1379,1380,1381,1382,1383,1384,1385,1386,1387,1388,1389,1390,1391,1392,1393,1394,1395,1396,1397,1398,1399,1400,1401,1402,1403,1404,1405,1406,1407,1408,1409,1410,1411,1412,1413,1414,1415,1416,1417,1418,1419,1420,1421,1422,1423,1424,1425,1426,1427,1428,1429,1430,1431,1432,1433,1434,1435,1436,1437,1438,1439,1440,1441,1442,1443,1444,1445,1446,1447,1448,1449,1450,1451,1452,1453,1454,1455,1456,1457,1458,1459,1460,1461,1462,1463,1464,1465,1466,1467,1468,1469,1470,1471,1472,1473,1474,1475,1476,1477,1478,1479,1480,1481,1482,1483,1484,1485,1486,1487,1488,1489,1490,1491,1492,1493,1494,1495,1496,1497,1498,1499,1500,1501,1502,1503,1504,1505,1506,1507,1508,1509,1510,1511,1512,1513,1514,1515,1516,1517,1518,1519,1520,1521,1522,1523,1524,1525,1526,1527,1528,1529,1530,1531,1532,1533,1534,1535,1536,1537,1538,1539,1540,1541,1542,1543,1544,1545,1546,1547,1548,1549,1550,1551,1552,1553,1554,1555,1556,1557,1558,1559,1560,1561,1562,1563,1564,1565,1566,1567,1568,1569,1570,1571,1572,1573,1574,1575,1576,1577,1578,1579,1580,1581,1582,1583,1584,1585,1586,1587,1588,1589,1590,1591,1592,1593,1594,1595,1596,1597,1598,1599,1600,1601,1602,1603,1604,1605,1606,1607,1608,1609,1610,1611,1612,1613,1614,1615,1616,1617,1618,1619,1620,1621,1622,1623,1624,1625,1626,1627,1628,1629,1630,1631,1632,1633,1634,1635,1636,1637,1638,1639,1640,1641,1642,1643,1644,1645,1646,1647,1648,1649,1650,1651,1652,1653,1654,1655,1656,1657,1658,1659,1660,1661,1662,1663,1664,1665,1666,1667,1668,1669,1670,1671,1672,1673,1674,1675,1676,1677,1678,1679,1680,1681,1682,1683,1684,1685,1686,1687,1688,1689,1690,1691,1692,1693,1694,1695,1696,1697,1698,1699,1700,1701,1702,1703,1704,1705,1706,1707,1708,1709,1710,1711,1712,1713,1714,1715,1716,1717,1718,1719,1720,1721,1722,1723,1724,1725,1726,1727,1728,1729,1730,1731,1732,1733,1734,1735,1736,1737,1738,1739,1740,1741,1742,1743,1744,1745,1746,1747,1748,1749,1750,1751,1752,1753,1754,1755,1756,1757,1758,1759,1760,1761,1762,1763,1764,1765,1766,1767,1768,1769,1770,1771,1772,1773,1774,1775,1776,1777,1778,1779,1780,1781,1782,1783,1784,1785,1786,1787,1788,1789,1790,1791,1792,1793,1794,1795,1796,1797,1798,1799,1800,1801,1802,1803,1804,1805,1806,1807,1808,1809,1810,1811,1812,1813,1814,1815,1816,1817,1818,1819,1820,1821,1822,1823,1824,1825,1826,1827,1828,1829,1830,1831,1832,1833,1834,1835,1836,1837,1838,1839,1840,1841,1842,1843,1844,1845,1846,1847,1848,1849,1850,1851,1852,1853,1854,1855,1856,1857,1858,1859,1860,1861,1862,1863,1864,1865,1866,1867,1868,1869,1870,1871,1872,1873,1874,1875,1876,1877,1878,1879,1880,1881,1882,1883,1884,1885,1886,1887,1888,1889,1890,1891,1892,1893,1894,1895,1896,1897,1898,1899,1900,1901,1902,1903,1904,1905,1906,1907,1908,1909,1910,1911,1912,1913,1914,1915,1916,1917,1918,1919,1920,1921,1922,1923,1924,1925,1926,1927,1928,1929,1930,1931,1932,1933,1934,1935,1936,1937,1938,1939,1940,1941,1942,1943,1944,1945,1946,1947,1948,1949,1950,1951,1952,1953,1954,1955,1956,1957,1958,1959,1960,1961,1962,1963,1964,1965,1966,1967,1968,1969,1970,1971,1972,1973,1974,1975,1976,1977,1978,1979,1980,1981,1982,1983,1984,1985,1986,1987,1988,1989,1990,1991,1992,1993,1994,1995,1996,1997,1998,1999,2000,2001,2002,2003,2004,2005,2006,2007,2008,2009,2010,2011,2012,2013,2014,2015,2016,2017,2018,2019,2020,2021,2022,2023,2024,2025,2026,2027,2028,2029,2030,2031,2032,2033,2034,2035,2036,2037,2038,2039,2040,2041,2042,2043,2044,2045,2046,2047,2048,2049,2050,2051,2052,2053,2054,2055,2056,2057,2058,2059,2060,2061,2062,2063,2064,2065,2066,2067,2068,2069,2070,2071,2072,2073,2074,2075,2076,2077,2078,2079,2080,2081,2082,2083,2084,2085,2086,2087,2088,2089,2090,2091,2092,2093,2094,2095,2096,2097,2098,2099,2100,2101,2102,2103,2104,2105,2106,2107,2108,2109,2110,2111,2112,2113,2114,2115,2116,2117,2118,2119,2120,2121,2122,2123,2124,2125,2126,2127,2128,2129,2130,2131,2132,2133,2134,2135,2136,2137,2138,2139,2140,2141,2142,2143,2144,2145,2146,2147,2148,2149,2150,2151,2152,2153,2154,2155,2156,2157,2158,2159,2160,2161,2162,2163,2164,2165,2166,2167,2168,2169,2170,2171,2172,2173,2174,2175,2176,2177,2178,2179,2180,2181,2182,2183,2184,2185,2186,2187,2188,2189,2190,2191,2192,2193,2194,2195,2196,2197,2198,2199,2200,2201,2202,2203,2204,2205,2206,2207,2208,2209,2210,2211,2212,2213,2214,2215,2216,2217,2218,2219,2220,2221,2222,2223,2224,2225,2226,2227,2228,2229,2230,2231,2232,2233,2234,2235,2236,2237,2238,2239,2240,2241,2242,2243,2244,2245,2246,2247,2248,2249,2250,2251,2252,2253,2254,2255,2256,2257,2258,2259,2260,2261,2262,2263,2264,2265,2266,2267,2268,2269,2270,2271,2272,2273,2274,2275,2276,2277,2278,2279,2280

図3. 本稿で用いる17項目の心理的指標に対する多次元尺度法分析結果

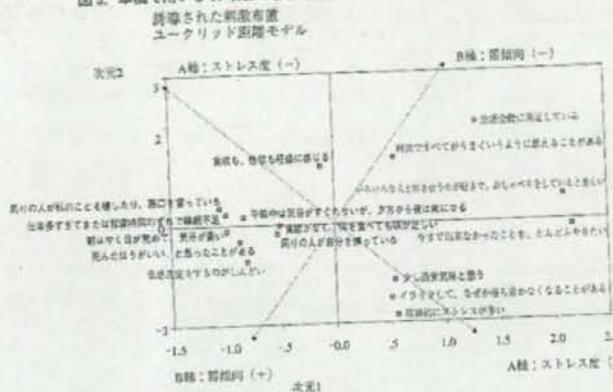
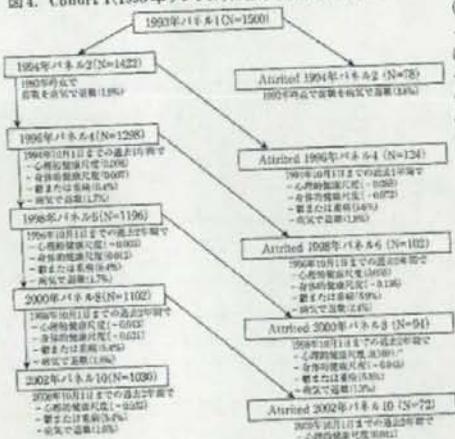


図4. Cohort I(1993年サンプル)における脱落者の健康上の特性



注1) ()内の数値は、心理的健康尺度と身体健康尺度については主成分得点を、「鬱または憂鬱」と「病気で退院」については比率を示している。
注2) * /グループ間での平均の差が10%未満で有意。

していることがわかった。第5コラムは、19尺度のうち、ふだんの健康状態との相関が有意に強い、本稿で用いる16尺度を示している。これら16尺度に生活全般に対する満足度指標を加え、当該の心理的指標がある場合を1点、ない場合を0点(但し、逆転項目については、ない場合を1点、ある場合を0点)として主成分分析を行い、第1主成分をとった指標を総合的な心理的健康尺度(総主成分得点)として用いる⁷⁾。表1の最終行に示した通り、上記で確定した心理的健康尺度と主観的健康尺度とは有意に相関

があることがわかる。

具体的にふだんの健康状態別の心理的健康尺度の分布を見ると、健康状態が「とても健康」または「まあ健康」と回答した「健康状態(+)」は、心理的健康尺度がポジティブ傾向を意味するマイナス方向(左側)に偏った分布をしている(図2a)。それに対して、健康状態が「ふつう」と回答した女性は平均値や中央値がプラス方向に偏り、「健康状態(+)」と比べると分散が若干大きくなっている(図2b)。「消費パネル調査」が

出生・育児期にある比較若い女性を対象としていることから、「健康状態(-)」つまり、「あまり健康ではない」または「まったく健康ではない」と回答した人は少なく散らばりが大きい(図2c)。しかし、「健康状態(+)」や「ふつう」に比べ、心理的健康尺度の分布は全体的にネガティブ傾向を意味するプラス方向(右側)に移行している。こうした主観的健康感の違いによる心理的健康尺度における平均値の差をF値により検定した結果も1%水準で有意であった。

図3は、本稿で用いることを確定した17項目の心理的指標における関係が整合的であるかどうかを最終的に確認するため、多次元尺度法を用いてマッピングを行った結果である。A軸方面にはストレス度を示唆する尺度群が図3の上方から下方にストレスが低い順に並び、B軸方面には鬱傾向の強さを示す尺度群が図3の上方から下方に鬱傾向が低い順に並んだことから、本稿で確定した尺度群は、ふだんの健康に対する主観的健康尺度との相関が高いという点からも、調査対象者の心理的健康状態を示す尺度としてある程度の信憑性を持つと考えられる⁸⁾。とはいえ、本稿で用いる心理的健康尺度はすべからず主観的な情報に依存して作成されたものであり、Bound, Brown, Mathiowetz (2001)が指摘する測定誤差から逃れることは無論不可能である。仮に、健康上発生した「出来事」(events)の有無についての質問については、調査対象者が本人が回答したとしてもある程度の客観性が担保されるとすると、「消費パネル調査」において、こうした主観的尺度にかわりうる客観的尺度となりうる変数は、過去1年間に「手術や長期的療養が必要な重い病気にかかった」「鬱など精神的な問題があった」という質問項目と、過去1年間の退職理由として「自分が病気になるから」という質問項目であろう。しかし、本調査が対象としたのが初

図 5a. 世帯資産 4 分位階層・第 1 分位 (Quartile 1) における年齢別の心理的健康状態 (N=256)

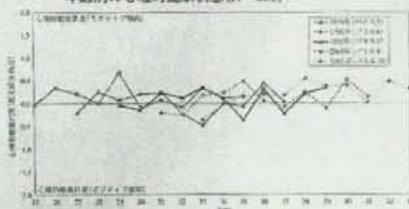


図 5b. 世帯資産 4 分位階層・第 2 分位 (Quartile 2) における年齢別の心理的健康状態 (N=246)

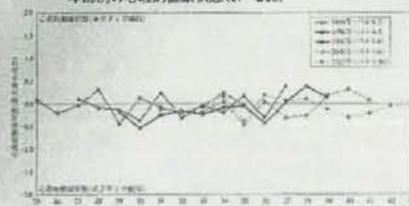


図 5c. 世帯資産 4 分位階層・第 3 分位 (Quartile 3) における年齢別の心理的健康状態 (N=255)

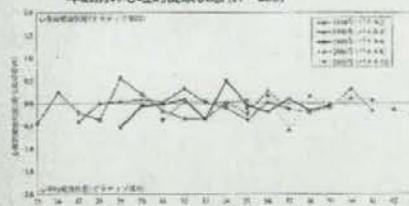


図 5d. 世帯資産 4 分位階層・第 4 分位 (Quartile 4) における年齢別の心理的健康状態 (N=253)

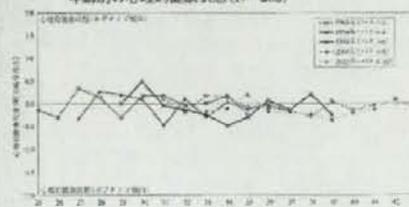


図 6a. 世帯所得 4 分位階層・第 1 分位 (Quartile 1) における年齢別の心理的健康状態 (N=252)

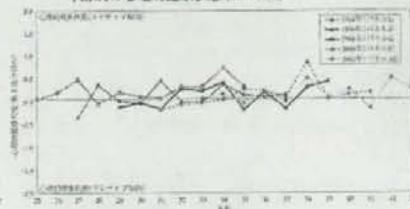


図 6b. 世帯所得 4 分位階層・第 2 分位 (Quartile 2) における年齢別の心理的健康状態 (N=247)

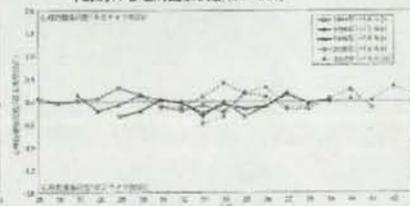


図 6c. 世帯所得 4 分位階層・第 3 分位 (Quartile 3) における年齢別の心理的健康状態 (N=260)

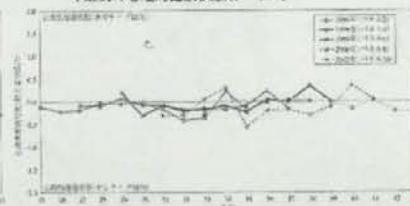
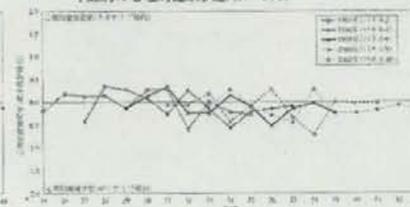


図 6d. 世帯所得 4 分位階層・第 4 分位 (Quartile 4) における年齢別の心理的健康状態 (N=251)



年度 24-34 歳という若年層の女性であったために、健康上の諸問題を抱える対象者数が少なく、ここではこうした指標を被説明変数として用いることを断念せざるをえなかった。

2.2 脱落 (attrition) の問題

健康尺度とならんで懸念されるのは、追跡調査というパネルデータの特性上、調査からの脱落者に健康上の問題を抱えた人が多いのではないかと問

題である。仮に、SES が相対的に低い層や健康状態の悪い対象者ほど調査から脱落する傾向にあるのであれば、サンプルには selection-bias がかかる。「消費パネル調査」については、村上 (2003) および坂本 (2003) が脱落に関する分析を行っている。村上の分析から、死亡や転居先不明は別として、婚姻形態の変化、転居や家族の反対を脱落の理由にしている対象者には復活するものが少ない一方で、自分や家族の病気、多忙、出産、就労形態の変化を理由にして

いる対象者は復活する傾向にある。また、坂本は、脱落者と継続者の特徴を比較し、若年、未婚、低学歴、有業、高所得、子どもの数が少ない、結婚予定者、核家族に脱落者が多い傾向にあることを指摘している。

図4は、2.1節で確定した心理的健康尺度と24項目に基づく身体的健康尺度の総主成分得点、過去1年間の鬱または重病の発症と病気で退職といった健康尺度について、脱落者と継続者の平均値を比較したものである。結果、健康尺度に関しては、脱落者と継続者の平均値はほぼ差がないことが確認され、この結果は病気を理由に一時的に脱落しても復活する傾向にあるという村上の得た結論とも整合的である。無論、坂本によって指摘されたようなSES指標や観察不能な脱落要因と、個人の健康状態(履歴)や健康上の「出来事」と相関が強ければ、脱落により間接的にサンプル内の selection-bias が大きくなることも考えられるが、本稿では、図4の結果から、分析を単純にするため balanced panel を作成することを優先させ、脱落者については分析の対象外とした。さらに、最終的な回帰分析には、できる限り長期間にわたるパネルの検証のため、1997年のコーホートを除き2002年まで調査に継続的に参加した1,030名を分析の対象とする。

2.3 データの特性-SES と心理的健康尺度との関係

本項では、世帯資産・所得を中心としたいくつかのSESと心理的健康尺度との関係性について基本統計量を概観する。図5a～図5dと図6a～図6dはそれぞれ、世帯資産階層および世帯所得階層の第1分位(Quartile 1)～第4分位(Quartile 4)ごとに、年齢による心理的健康尺度の変化を各調査年別に示した図である。世帯資産については、「消費パネル調査」で調査されている自宅およびセカンドハウスとそれ以外に保有している不動産の市場価格、保有する預貯金の総額、有価証券の市場価格の合計を用いた。世帯所得は世帯構成員全員の過去2年間における所得を合算し、年間平均世帯所得を算出した。世帯資産および世帯所得については、平成14年度を100とした場合の消費者物価指数により調整済みである。横軸は年齢、縦軸は主成分得点化した心理的健康尺度を示しており、心理的健康はプラスにいけばいくほどネガティブ傾向を、マイナスにいけばいくほどポジティブ傾向を示している。

各年齢層を4つの資産・所得階層に分けることで各クラスターのサンプル数が減少するため、両者ともデータにノイズが多いことは否めないが、図5a～図5dと図6a～図6dから、最も世帯資産・所得の低い階層である Quartile1 から最も高い階層である Quartile4 にかけて、心理的健康尺度がネガティブからポジティブに若干移行する傾向にあることがわかる。したがって、心理的健康尺度の単純な時系列動向をみる限り、世帯資産・所得が低い者は高い

者に比べて心理的健康状態が若干悪く、これは数多くの先行研究が得た結果と整合的である。

表2は、それぞれのパネルにおける心理的健康状態別のSES上の属性を、調査時点間(すなわち過去2年間の)履歴と出来事の観点からみた基本統計量を示している。健康状態については、各調査時点における心理的健康尺度(総主成分得点)の中央値をとり、中央値より大きい場合を「ネガティブ傾向」、中央値以下の場合を「ポジティブ傾向」とした。各調査時点間における健康またはSES上の出来事として、鬱状態など精神的問題の発生の有無、退職、結婚、離婚、出産を、各調査時点におけるSESの履歴として、世帯資産、世帯所得、ローン・クレジットなどの債務総額、本人の年間労働時間、親との同居状況、年齢、学歴を用いる。

まず各調査時点間における健康またはSES上の出来事については、鬱状態など精神的問題の発生在心理的健康状態に与える影響は大きい。2000年を除く全ての時点において、ネガティブ傾向にある方が、ポジティブ傾向に比べ、過去2年間に精神的問題が発生した比率が有意に高い。興味深いのは、とりわけ、本調査の調査対象者のうち1993年(パネル1)時点で20代(24～29)であった女性が高い確率で出産・育児期にさしかかったと考えられる1998年(パネル6)時点において、退職というeventが心理的健康状態に有意にプラスに作用している点である。この傾向と呼応するかのように、有意ではないが全般的に女性の心理的健康にネガティブに作用する傾向にある出産というeventが、同時点においてのみ有意にプラスに作用している。また、調査年次が進み加齢に伴い、結婚が女性の心理的健康状態に与える影響が強まり、本稿で利用可能な最終調査時点(2002年)において有意にプラスになっている。したがって、基本統計量をみる限りにおいても、その時々ライフステージで起こりうるさまざまな健康またはSES上の出来事(events)が女性の心理的健康状態に与える影響を一定程度観測することができる。

次に各調査時点でのSESの履歴について、世帯資産と所得をみると、さほど有意性は大きくないものの、心理的健康状態がポジティブ傾向な方がネガティブ傾向に比較して経済資源に恵まれている傾向が若干認められる。世帯の経済状況に反比例して、調査対象者本人の年間労働時間を見ると、ネガティブ傾向にある方がポジティブ傾向に比べ長時間働いているが、1994年以外でその差に有意性は観測されなかった。

3. 分析の方法と推定結果

3.1 静学モデルによる効果分析

本節では、世帯資産および所得を中心としたSESが女性の心理的健康に与える効果をスタンダードな静学および動学モデルで分析する。静学モデルの基本的な推計モデルは下記の通りである。

$$h_{it} = \alpha + \Delta y_{it} \beta + x_{it} \gamma + z_{it} \mu + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

h_{it} は i 番目の個人の t 年における心理的健康尺度(総主成分得点)の大きさを示している。 Δy_{it} は、図1で示した健康との因果関係のメカニズムにおいて内生的に決定される潜在的可能性のある変数群で、健康状態が問われた調査時点間、つまり $t-2$ 年から t 年にかけての SES と健康上の変化、すなわち events を示しており、世帯資産の変化率、鬱状態など精神的な問題の発生、退職、結婚、離婚、出産とした¹⁾。他方、 x_{it} と z_{it} は、健康との因果関係のメカニズムに対する外生変数で、時間経過により変化するものと不変なものを示している。ここでは、 x_{it} は、 Δy_{it} の発生する初期時点(つまり、 $t-2$ 年)における世帯資産、年間世帯所得、ローンまたはクレジットなどの債務総額、本人の年間労働時間、本人の親との同居の有無、および、各調査時点(t 年)の年齢を示している。 z_{it} は本人の学歴(短大卒以上)と不動産資産の購入が1993年以降であるかどうかのダミー変数を投入した。本来、教育水準は健康との因果関係メカニズムにおいて内生的に決定される変数であるが、調査期間中、学歴に変動があったサンプルがほとんどなかったため、ここでは時間により不変な外生変数として取り扱った。「消費パネル調査」が開始された1993年は、バブル崩壊によって公示地価の全国平均値が前年比-8.7%にまで最も落ち込んだ年であり¹⁰⁾、この年を境に全国住宅地公示価格の年平均変化率はマイナスに転じる。本稿が分析対象とする期間は、いわゆる「失われた10年」と言われる時期に相当する。マクロ経済におけるこうした状況変化は、SESの履歴や events を通じて人々の健康に作用する可能性はあるが、逆に個人の健康要因によって誘導されることはありえないため、不動産資産の購入が地価暴落前後いずれであるかを示すダミー変数を外生変数として投入することにより、資産の主要な部分を形成する不動産価値の変動が健康状態に与える効果を検証することができるとする(Smith(2007))。但し、 z_{it} については時間による変動が無い場合、固定効果モデルでは推定から除外される。 μ_i は固定効果、 $\varepsilon_{it} \sim IN(0, \sigma^2)$ は擾乱項を示す。以下、全ての推定結果において、係数がプラスである場合は心理的健康状態に対する効果がポジティブ(悪化)、マイナスである場合はポジティブ(改善)と解釈する。

表3aは、(1)式を、全調査対象者と各調査時点における有配偶者のそれぞれを対象として、固定効果推定とランダム効果推定によって推定した結果を示している¹¹⁾。被説明変数である心理的健康尺度の性質上、推定法によって係数の有意性に若干違いがあり、推定方法がパラメータにバイアスを与えている可能性は完全には否定できない。ここでは、全調査対象者と有配偶者を対象とした推定式ともに、F-testにより固定効果が有意でないという帰無仮説が、そして Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test により OLS 推定が棄却され、さらに Hausman test

の結果から、ランダム効果が説明変数とシステムティックに相関していないという帰無仮説が棄却される。したがって、本データの特性上は固定効果推定法が最も望ましい推定法として残る。まず、全調査対象者についての分析を見ると、女性の心理的健康尺度を押し上げている要因として、過去2年間における鬱状態など精神的な問題の発生、出産、年間労働時間、本人の親との同居が有意でありそれぞれ、精神的な問題が起こった場合は起こらなかった場合と比較して0.102ポイント、出産した場合はしなかった場合に比較して0.085ポイント、1%年間労働時間が増えると0.008ポイント、本人の親と同居している場合はしていない場合に比べて0.151ポイント、心理的健康尺度が悪化するという結果であった。他方、心理的健康状態を改善する要因は、過去2年間における退職と初期時点における年間世帯所得で、退職した場合は0.167ポイント、世帯所得が100万円増えると0.007ポイント、心理的健康尺度が改善させる。次に分析対象を有配偶者に限定し、本人の属性以外に夫の親との同居ダミー、夫の年齢と学歴を推定式に投入すると、出産、夫の親との同居ダミー、そして、本人の年齢が心理的健康状態に対するネガティブ要因となっている。出産は0.117ポイント、夫の親との同居は0.245ポイント、本人の年齢が1歳上がると0.012ポイント、心理的健康状態が悪化する。それに対して、全調査対象者に対する推定と同様に、過去2年間で退職した場合は0.176ポイント、世帯所得が100万円増えると0.009ポイント、心理的健康尺度が改善する傾向にある。しかしながら、固定効果モデルでは、いずれの分析対象についても世帯資産の変化率と初期時点における世帯資産については有意性が見られなかった。

次に、 Δy_{it} のうちの世帯資産の変化率を内生変数、当該時点間における不動産と有価証券の市場価格の変化率がそれぞれ住宅地平均公示価格と日経平均株価の変化率を下回ったかどうかを示すダミー変数、本人の親、および、結婚している場合は夫の親からの生前贈与と遺産の総額、そして本人、および、夫の両親の学歴をIVとする操作変数法を用いて、(1)式を同時決定モデルにより推定する。日経平均株価は、1990年代を通して2003年に最安値を記録するまで下落し続ける。地価の下落と同様、こうした株価の動向は、世帯の保有する有価証券の価値総額、したがって世帯資産に影響を与え、それが人々の健康に外生的に作用する可能性がある。一方、Meer, Miller, and Rosen(2003)が検証しているように、親からの生前贈与や遺産のIVとしての有効性については議論の余地がある。たとえば、生前贈与や遺産の総額が大きいのことは、親の所得や教育水準などSESが高く、そうした世帯の構成員は必然的に健康水準が良好である可能性が高い。逆に、「消費パネル調査」が対象とするような若年期における遺産の授受は、親が早世したことを意味しており、それはそうした親の遺任子をもつ調査対象者

の健康にとって潜在的にネガティブな効果があるかもしれない。ここでは、親のSESの高さからくる内生性を調整するため、親の教育水準をIVとして同時に投入する。しかし、本調査においては、調査開始時点において親が既に死亡している場合、その死亡年齢は明らかではなく、親からの遺伝的影響の可能性については排除することができなかった。

表3bは、IVを用いた操作変数法による推定結果を示している。表3aと同様、F-testとHausman testの結果から同時決定モデルにおいても固定効果推定法が最も望ましい推定法として残る。まず、内生変数として扱った世帯資産の変化率を見ると、符号が表3aのプラスからマイナスに転じている。これは、世帯資産の変化率がプラスであれば心理的健康状態が改善されるといういくつかの先行研究による結果と整合的であり、単純な静学モデルにおけるバイアスが解消された結果であると考えられるが、有意性は認められなかった。固定効果モデルでは、全調査対象者と有配偶者双方において、過去2年間の出産は女性の心理的健康状態にマイナスに働いている(つまり、心理的健康尺度をそれぞれ0.083と0.116押し下げ)。反対に、退職はポジティブに働いている(心理的健康尺度をそれぞれ0.16と0.146引き下げている)。また、全調査対象者については、過去2年間に精神的な問題が起こり、本人の親と同居している方が、有配偶者については夫の親と同居している方が、心理的健康状態がネガティブ傾向にある。

表3aと表3bの固定効果モデルでは、モデルの特性上、不動産資産の購入が1993年以降であるかどうかのダミー変数、本人と夫の教育水準の効果について個々に識別することはできない。参考までに、IV法によるランダム効果推定法による両者の係数を見ると、夫の学歴は妻の心理的健康尺度を0.188ポイント引き下げて、心理的健康状態に有意にプラスに作用している。外生的な資産変動指数として投入した不動産資産の購入時点ダミーについては、統計的に有意な結果は得られなかった。

3.2 動学モデルによる効果分析

次に、被説明変数である心理的健康尺度(h_{it})のラグ項を説明変数に加え、動学モデルの推定を行う。ここでは、1期のラグを用いて次のような推定を行う。尚、健康状態に対する調査期間の制約上、この場合の1期とは2年を意味する。

$$h_{it} = \alpha + h_{it-2} + \Delta y_{it} \beta_1 + \Delta y_{it-2} \beta_2 + x_{it-2} \delta_1 + x_{it-4} \delta_2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

h_{it} と h_{it-2} は i 番目の個人の t 年および $t-2$ 年における心理的健康尺度の大きさを示している。 Δy_{it} と Δy_{it-2} はそれぞれ、(1)式と同様に、 $t-2$ 年から t 年および $t-4$ 年から $t-2$ 年にかけてのSESと健康上のeventsを示している。 x_{it-2} と x_{it-4} は、 Δy_{it} および Δy_{it-2} それぞれの初期時点($t-2$ 年と $t-4$ 年)における先決変数を示しており、(1)式で用いた係数の他に年ダミーを投入した。 α_i は(1)式と

同じ定義である。 μ_i は固定効果、 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ で擾乱項を示す。

図1のメカニズムが示すように、Smith(1999, 2007)とAdams, Hurd, McFadden *et al.*(2003)の推定モデルに従い、 t 年における心理的健康状態(h_{it})は、④、⑤、⑥、⑦で示されるような、健康上あるいはSES上の出来事(Δy_{it} , Δy_{it-2})と履歴(x_{it-2} , x_{it-4})と動学的な経路で直接的または間接的に影響を受け合っているという仮定の下、1期のラグを持つ健康(h_{it-2})同時に、これらと同様に投入する。そこで、(2)式において着目すべき点の1つは、 $t-2$ 年より前の出来事や履歴(Δy_{it-2} と Δy_{it-4})の起こる初期時点での x_{it-2} の係数について、 $\beta_2 \neq 0$ や $\delta_2 \neq 0$ という仮説が有意か否かである。 $t-2$ 年における健康状態(h_{it-2})の制約下において、仮に $\beta_2 \neq 0$ と $\delta_2 \neq 0$ を棄却できれば、それは Δy_{it-2} および x_{it-2} と、 t 年の健康状態(h_{it})に直接の因果関係がないことを示唆しており、これは、両者に相関する観測不能な要因が存在しないことを意味する。この点に関しては、Smith(2007)が警告を鳴らすように、いかに充実したデータを用いようと、累積的な過去のSESと健康状態の因果関係を完全にコントロールし、SESの健康資本に対する“真の”効果を識別することは現実的には不可能である。しかし、少なくとも $\beta_2 \neq 0$ と $\delta_2 \neq 0$ の有意性を検証することで、過去のSESと健康資本との動学的な因果関係において、この“真の”効果が過剰(または過少)に推計されている可能性の有無を示唆することは可能であろう。

表4aは、全調査対象者と各調査時点における有配偶者別に、固定効果推定とランダム効果推定による(2)式の結果を示している。推定法による係数の違いが大きく、さらに、全調査対象者については固定効果推定法が最も望ましい推定法として残るが、有配偶者についてはHausman testの結果から固定効果モデルが残らない。表4aの結果では、静学モデルと比較すると動学モデルは安定性を欠いたため、ここでは全調査対象者を対象とした固定効果モデルのみ議論することにする。まず、仮に $t-2$ 年における心理的健康尺度(h_{it-2})が0.1ポイント高ければ、それは1年の心理的健康尺度(h_{it})を0.022ポイント有意に押し上げる。ラグのある h_{it-2} を制約条件とすることで、 $t-2$ 年から t 年にかけての精神的問題の発生(Δy_{it})の効果は、先決要因である $t-2$ 年における健康履歴(h_{it-2})によって吸収される。したがって、 Δy_{it} の h_{it} に対する効果は有意ではない。他方、 h_{it-2} を終点とする2年間($t-4$ 年から $t-2$ 年)の精神的問題の発生(Δy_{it-2})は、 h_{it} を有意に引き上げ、健康状態を悪化させる。 $t-2$ 年の健康履歴である h_{it-2} を調整しても尚、その時点より過去における健康上のevents(Δy_{it-2})が h_{it} に影響を及ぼすということは、推定モデルに図1の④に示される健康上のeventsと履歴との因果関係によるバイアスが内在していることを意味している。静学モデルと同様に、過去4年間に起こる退職は女性の心理的

表 3b. SES の心理的健康状態に与える効果の非線形決定ハネル法推定 (IV)

	固定効果推定		ランダム効果推定		固定効果推定		ランダム効果推定	
	Coef. Robust Std. Err.	注 1) Std. Err.						
過去 2 年間に与える世帯資源の変化率 (z)	-0.043 (0.011)	-0.250 (0.009)	-0.004 (0.009)	-0.410 (0.009)	-0.001 (0.009)	-0.090 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.510 (0.007)
鬱状態など精神的問題有り (z)	0.087 (0.053)	1.630* (0.050)	0.169 (0.050)	3.250*** (0.050)	0.163 (0.062)	1.390 (0.062)	0.183 (0.062)	2.960*** (0.062)
哀嘆 (z)	-0.140 (0.049)	-3.250*** (0.045)	-0.139 (0.045)	-3.516*** (0.045)	-0.116 (0.065)	-2.250** (0.065)	-0.132 (0.058)	-2.410*** (0.058)
孤独 (z)	-0.045 (0.063)	-0.080 (0.062)	-0.025 (0.062)	-0.400 (0.062)	-	-	-	-
離婚 (z)	0.118 (0.127)	0.930 (0.099)	0.141 (0.099)	1.420 (0.099)	-	-	-	-
出家 (z)	0.083 (0.036)	2.290** (0.035)	0.080 (0.035)	2.200** (0.035)	0.116 (0.040)	2.880*** (0.040)	0.115 (0.039)	2.930*** (0.039)
世帯資源 (100 万円) (z-2)	-0.001 (0.002)	-0.400 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.850 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.190 (0.002)	-0.001 (0.001)	-1.140 (0.001)
年間世帯所得 (100 万円) (z-2)	-0.006 (0.004)	-1.590 (0.004)	-0.007 (0.003)	-2.150** (0.003)	-0.008 (0.003)	-1.350 (0.003)	-0.008 (0.003)	-1.830** (0.003)
ローンまたはクレジットなどの借付総額 (100 万円) (z-2)	-0.003 (0.002)	-0.180 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.100 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.680 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.180 (0.002)
本人の年間労働時間 (自然対数) (z-2)	0.143 (0.007)	1.040 (0.006)	0.062 (0.006)	1.120 (0.006)	0.087 (0.007)	0.950 (0.007)	0.065 (0.006)	0.900 (0.006)
本人の親との同居ダミー (z-2)	0.173 (0.072)	1.980** (0.053)	0.169 (0.053)	2.080** (0.053)	-	-	-	-
夫の親との同居ダミー (z-2)	-	-	-	-	-	-	-	-
未入年齢 (z)	0.002 (0.006)	0.390 (0.005)	0.003 (0.005)	0.740 (0.005)	0.192 (0.143)	1.300 (0.143)	0.040 (0.092)	0.550 (0.092)
夫の年齢 (z)	-	-	-	-	0.273 (0.156)	1.700* (0.084)	0.226 (0.084)	2.700*** (0.084)
本人の学歴：短大等以上	-	-	-	-	0.014 (0.053)	0.240 (0.053)	0.014 (0.050)	1.470 (0.050)
夫の学歴：短大等以上	-	-	-	-	0.004 (0.029)	0.060 (0.029)	0.001 (0.008)	0.170 (0.008)
不動産資産の額人が 1993 年以降	-	-	-0.008 (0.056)	-1.570 (0.056)	-	-	-	-
失業者	-	-	-	-	-	-	-	-
失業者：短大等以上	-	-	-	-	-	-	-	-
失業者：短大等以上	-	-	-	-	-	-	-	-
不動産資産の額人が 1993 年以降	-	-	0.016 (0.341)	-0.310 (0.341)	0.016 (0.059)	0.770 (0.059)	0.085 (0.060)	1.420 (0.060)
_cons	-0.106 (0.341)	-0.310 (0.341)	-0.125 (0.327)	-0.530 (0.327)	-0.761 (0.403)	-1.300 (0.403)	-0.574 (0.234)	-2.460 (0.234)
観察値	2,947	2,947	2,947	2,947	2,928	2,928	2,928	2,928
調査対象家族	1,065	1,065	1,065	1,065	783	783	783	783
全体の対数変数	0.007	0.012	0.012	0.012	0.009	0.009	0.001	0.001
F-test	F(1004,2629) = 6.74, Prob > F = 0.0000	F(1004,2629) = 6.74, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000	F(782,2122) = 6.67, Prob > F = 0.0000
Hausman test	chi2(13) = 23.18, Prob > chi2 = 0.0286	chi2(13) = 23.18, Prob > chi2 = 0.0286	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152	chi2(13) = 26.46, Prob > chi2 = 0.0152

注 1) ***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。

表 4a. SES の心理的健康状態に与える効果の数字(本表は注 1)

	全調査対象者 (balanced)		ランダム効果固定型		各調査時点において「配偶者あり」(unbalanced)		ランダム効果固定型	
	Coef. Robust Std. Err.	t						
心臓病発症内訳(修正成分項目)(t-2)	0.224 (0.019)	11.730***	0.623 (0.015)	41.030***	0.217 (0.025)	9.280***	0.663 (0.018)	32.770***
過去 3 年間ににおける世帯資産の増加率(t)	0.0001 (0.0005)	0.150	0.001 (0.001)	1.230	-0.004 (0.003)	-0.830	0.001 (0.001)	0.150
過去 3 年間ににおける世帯資産の減少率(t-2)	-0.0003 (0.0004)	-0.250	-0.002 (0.001)	-0.400	-0.002 (0.001)	-0.230	-0.001 (0.001)	-0.180
健康状態など精神的な問題有り(t)	0.001 (0.070)	1.470	0.004 (0.084)	1.550	0.001 (0.081)	1.540	0.001 (0.120)	1.470
健康状態など精神的な問題有り(t-2)	0.003 (0.073)	2.860***	0.012 (0.068)	1.930**	0.015 (0.061)	3.340***	0.020 (0.061)	2.250**
退職(t)	0.312 (0.096)	4.720***	-0.226 (0.061)	-3.700***	-0.274 (0.079)	-3.470***	-0.283 (0.077)	-3.870***
退職(t-2)	0.268 (0.059)	4.500***	0.050 (0.058)	-0.850	-0.206 (0.069)	-4.460***	-0.053 (0.071)	-0.770
結婚(t)	0.057 (0.109)	-0.520	-0.340 (0.114)	-2.970***	-	-	-	-
結婚(t-2)	0.041 (0.089)	0.520	-0.123 (0.079)	-1.550	-	-	-	-
離婚(t)	0.036 (0.149)	0.240	0.055 (0.123)	0.410	-	-	-	-
離婚(t-2)	0.034 (0.131)	1.270	0.023 (0.129)	0.100	-	-	-	-
出産(t)	0.102 (0.050)	2.050**	0.153 (0.050)	3.270***	-	-	-	-
出産(t-2)	0.115 (0.042)	2.780***	0.011 (0.042)	0.260	0.076 (0.050)	1.280	0.128 (0.058)	2.280**
世帯資産(100万円)(t-2)	-0.0003 (0.0004)	-0.630	-0.003 (0.003)	-1.180	0.0003 (0.004)	0.060	-0.014 (0.046)	-0.320
世帯資産(100万円)(t-4)	-0.0005 (0.0004)	-1.140	-0.001 (0.003)	-0.430	0.0004 (0.003)	0.120	-0.001 (0.003)	-0.540
年間世帯所得(100万円)(t-2)	-0.004 (0.005)	-0.950	-0.009 (0.004)	-2.360**	-0.002 (0.006)	-6.340	-0.011 (0.003)	-2.340**
年間世帯所得(100万円)(t-4)	0.002 (0.005)	0.490	0.005 (0.004)	1.210	-0.003 (0.006)	-0.140	0.007 (0.005)	1.400
ロニオまたはクレジットカードなどの信託総額(100万円)(t-2)	-0.001 (0.001)	-0.530	0.003 (0.002)	0.230	-0.003 (0.002)	-0.130	-0.001 (0.002)	0.010
ロニオまたはクレジットカードなどの信託総額(100万円)(t-4)	0.000 (0.002)	0.160	0.001 (0.002)	0.590	-0.002 (0.002)	-0.190	0.001 (0.002)	0.900
本人の年間労働時間(自然対数)(t-2)	0.010 (0.005)	1.570	0.005 (0.005)	0.920	0.006 (0.007)	0.750	0.006 (0.006)	1.050
本人の年間労働時間(自然対数)(t-4)	0.003 (0.005)	0.910	0.002 (0.005)	0.030	0.005 (0.006)	0.850	-0.003 (0.006)	-0.430
本人の妻との同居ヤミー(t-2)	0.116 (0.055)	1.220	0.015 (0.037)	0.410	0.430 (0.201)	2.140**	0.071 (0.061)	1.170
夫の妻との同居ヤミー(t-2)	-	-	0.255 (0.113)	2.250**	-	-	0.059 (0.042)	1.400
本人年齢(t)	0.005 (0.008)	0.660	0.006 (0.004)	1.470	-	-	0.001 (0.007)	0.100

		0.016	1.690*	0.880
女の子の年齢(<i>t</i>)		(0.010)		(0.005)
本人の学歴: 短大以上				0.380
本人の学歴: 短大以下				-2.160**
不動産資産の購入が1993年以降				0.300
_cons				-0.820
親交係				2.200
親交係乗数				802
全体の決定係数				0.159
Breusch-Pagan Lagrangian multiplier test				0.410
F-test				ch2(1) = 6.77, Prob > ch2 = 0.0093
Hausman test				F(80) = 1378 = 3.16, Prob > F = 0.0000
				ch2(19) = 5.46, Prob > ch2 = 0.9959
				ch2(1) = 14.13, Prob > ch2 = 0.0002
				F(1025, 1929) = 2.24, Prob > F = 0.0000
				ch2(22) = 226.90, Prob > ch2 = 0.0000

(注) 全ての回帰分析は有変異1-1による調整済み、
 (注2) 標準偏差、*t* 値、 χ^2 値は White の修正済み、
 (注3) **, *, ***, * それぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。

健康状況にポジティブに作用し(*t*-2年から1年では0.312, *t*-4年から*t*-2年では0.268)、同期間における出生はネガティブに作用している(*t*-2年から1年では0.102, *t*-4年から*t*-2年では0.115)、つまり、退職と出産においても、 h_{it-2} の制約下において、過去のSES上のevents(Δy_{it-2})が h_{it} に対し有意に作用することから、図1の⑤に示されるSES上のeventsと履歴との因果関係によるバイアスが内在している可能性が高い。

最後に動学モデルを同時決定化し、Anderson-Hsiao IV 推定と Two Step GMM 推定を用いて(2)式を推定した結果が表4bである。*t*-2年~1年と*t*-4年~*t*-2年における世帯資産の変化率(Δy_{it-2} と Δy_{it-4})を内生変数として、当該時点間における不動産と有価証券の市場価格の変化率がそれぞれ住宅地平均公示価格と日経平均株価の変化率を下回ったかどうかを示すダミー変数、親からの生前贈与と遺産の総額、そして本人の両親の学歴をIVとする操作変数法を用いた。但し、静学モデルと異なるのは、全くの先決変数である両親の学歴以外の操作変数について、変化率ダミーは*t*-2年~1年と*t*-4年~*t*-2年の2時点間のダミー変数を、また、その起点となる*t*-2年と*t*-4年の生前贈与・遺産総額を全てIVとして投入した。分析対象はこれまでと同様、全調査対象者と有配偶者別に行ったが、有配偶者のみを分析対象とした結果をみると、推定法により結果が大きく異なりrobustではないため、ここでは、全調査対象者に対する結果のみを考察する¹⁰⁾。

まず、 h_{it-2} が h_{it} を有意に引き上げる点については表4aの固定効果推定と同じである。しかし、固定効果推定が約0.2であるのに対して、IVとGMMでは約0.64ポイントと約3倍強と、効果の大きさが異なっている。これは前者では内生性が調整されていないことが原因となっていると考えられる。内生変数として扱った世帯資産の変化率を見ると、おそらくはバイアスが調整された結果、*t*-2年から1年で符号が表4aのプラスからマイナスに転じているが、有意ではなかった。 h_{it-2} を終点とする2年間(*t*-4年から*t*-2年)の精神的健康の問題の発生は固定効果推定と同じく、 h_{it} を約0.14有意に引き上げ、健康状態を悪化させる。したがって、同時決定モデルにおいても健康上のeventsと履歴との因果関係によるバイアスが内在している可能性が高い。一方、直近2年間の退職と結婚はそれぞれ0.22~0.23ポイント、0.35~0.36ポイント心理的健康尺度を改善し、出生は約0.17ポイント心理的健康尺度を悪化させる。興味深いことに、同時決定モデルでは退職と出産について、 Δy_{it-2} は h_{it} に直接の因果関係がない確率が高く、したがって、Anderson-Hsiao IV 推定と Two Step GMM 推定では、固定効果モデルに内在した図1の⑤の相関メカニズムが解消された形になっている。さらに、ここでは、*t*-2年における年間世帯所得が心理的健康状態に対して有意に作用して

表 4b. SES の心理的状態変態に与える効果の型平均決定係数 (注 1)
 全生涯歩数 (balanced) Anderson-Hsiao 推定
 全生涯歩数 (unbalanced) Two Step GMM 推定
 配偶者あり (unbalanced) Two Step GMM 推定

	Anderson-Hsiao IV 推定		Anderson-Hsiao IV 推定		Anderson-Hsiao IV 推定		Anderson-Hsiao IV 推定	
	Coef. Std. Err.	z						
心理的状態変態(主成分式) (t-2)	0.636 (0.013)	42.430***	0.637 (0.017)	37.950***	0.602 (0.014)	20.660***	0.538 (0.019)	33.900***
過去 2 年間に於ける世帯所得の変化率 (t)	-0.005 (0.005)	-1.030	-0.012 (0.012)	-0.690	-0.011 (0.005)	-2.500***	0.005 (0.008)	0.540
過去 2 年間に於ける世帯所得の変化率 (t-2)	0.004 (0.004)	1.020	0.009 (0.012)	0.770	0.007 (0.004)	1.880*	-0.001 (0.010)	-0.100
世帯型など精神的な問題有り (t)	0.087 (0.060)	1.430	0.090 (0.062)	1.400	0.096 (0.083)	1.150	0.104 (0.077)	1.350
世帯型など精神的な問題有り (t-2)	0.139 (0.061)	2.200**	0.128 (0.063)	2.200**	0.220 (0.082)	2.760***	0.182 (0.077)	2.370**
退職 (t)	-0.223 (0.060)	-3.710***	-0.238 (0.071)	-3.340***	-0.296 (0.073)	-3.780***	-0.347 (0.085)	-2.890***
退職 (t-2)	-0.069 (0.056)	-1.230	-0.077 (0.062)	-1.250	-0.109 (0.073)	-1.460	-0.057 (0.067)	-0.850
結婚 (t)	-0.358 (0.099)	-3.620***	-0.346 (0.107)	-3.230***	-	-	-	-
結婚 (t-2)	-0.114 (0.075)	-1.520	-0.109 (0.078)	-1.300	-	-	-	-
離婚 (t)	0.053 (0.053)	0.170	0.045 (0.145)	0.080	-	-	-	-
離婚 (t-2)	0.025 (0.139)	0.180	0.029 (0.145)	0.200	-	-	-	-
出稼 (t)	0.168 (0.050)	3.370***	0.171 (0.052)	3.270***	-	-	-	-
出稼 (t-2)	0.018 (0.013)	0.420	0.015 (0.045)	0.330	0.142 (0.062)	2.270**	0.145 (0.060)	2.440**
世帯所得 (100 万円) (t-2)	-0.001 (0.001)	-1.500	-0.007 (0.007)	-0.920	-0.026 (0.052)	-0.510	-0.005 (0.049)	-0.090
世帯所得 (100 万円) (t-4)	0.001 (0.001)	1.040	0.0018 (0.0023)	0.780	-0.003 (0.001)	-2.730***	-0.001 (0.002)	-0.040
年間世帯所得 (100 万円) (t-2)	-0.009 (0.004)	-2.010**	-0.010 (0.005)	-1.850*	0.002 (0.015)	2.040**	-0.004 (0.008)	-0.210
年間世帯所得 (100 万円) (t-4)	0.004 (0.004)	1.050	0.002 (0.004)	1.060	0.007 (0.005)	1.200	-0.008 (0.005)	-1.280
ローマまたはフレッチャーなどの債券総額 (100 万円) (t-2)	-0.00004 (0.0002)	-0.020	-0.0005 (0.0023)	-0.250	-0.001 (0.002)	-0.600	0.002 (0.002)	0.090
ローマまたはフレッチャーなどの債券総額 (100 万円) (t-4)	0.001 (0.002)	0.540	0.002 (0.002)	0.660	-0.002 (0.002)	0.780	0.001 (0.002)	0.640
本人の年間労働時間 (自給自給) (t-2)	0.004 (0.005)	0.710	0.002 (0.007)	0.330	-0.003 (0.007)	-0.650	0.007 (0.007)	1.050
本人の年間労働時間 (自給自給) (t-4)	0.002 (0.006)	0.290	0.0038 (0.007)	0.510	0.005 (0.007)	0.070	-0.002 (0.008)	-0.230
本人の親との同居 (t-2)	0.015 (0.029)	0.380	0.020 (0.042)	0.460	-0.043 (0.070)	-0.610	-0.192 (0.083)	-1.000
天の親との同居 (t-2)	-	-	-	-	0.100 (0.042)	2.030**	0.017 (0.040)	0.340
本人年齢 (t)	0.006 (0.004)	1.430	0.007 (0.005)	1.430	-	-	0.100 (0.007)	0.210

についての客観的指標が必要となつてこよう。「消費パネル調査」の今後の発展に期待するとともにである。

本稿が用いたパネルデータは隔年で5時点(10ヵ年)と極めて限定的であり、おそらく今後本調査のコホートが高齢化するれば世帯資産や世帯所得など経済資源の心理的健康状態に与える効果にも大きな変化があると予想される。したがって、現時点で対象とした出産・育児期の女性の健康、しかも心理的健康状態に限ってみた場合の解釈ではあるが、金銭面での援助よりもむしろ、就学前児童を抱えながらの就労に対するより踏み込んだ施策が必要であると考えられる。出産・育児期にある女性の健康を守ることは、女性自身の幸福につながることはもちろん、その潜在的な重要性がますます高まりつつある人的資本への投資であり、社会全体にとって極めて重要なインシューであると考えられる。

(国立社会保障・人口問題研究所、
社会保障基礎理論研究部)

注

1) 本研究は、著者が2006年に一橋大学経済研究所・日本・アジア経済研究部門において客員助教授を務めさせていただいた際の研究成果をまとめたものである。本研究を行うにあたってご助言をいただいた中村二朗氏、阿部修人氏、神林龍氏、黒崎卓氏、小西葉子氏、青木玲子氏、坂本和靖氏、羽生朋子氏に心より感謝したい。また、本研究を一橋大学・経済研究所・定例研究会で報告する機会をいただいた際にも数多くの方から貴重なご意見を賜ったことをここに感謝申し上げる。わが国においてまだ若年層のパネルデータを十数年にわたって構築されてきた財団法人家計経済研究所の皆様に敬意を表するとともに、貴重なデータをご提供いただいたことに感謝申し上げます。本稿におけるデータの誤りは著者によるものである。

2) 主観的健康感と罹患率や死亡家などの客観的健康尺度との関係については、Idler and Kasl(1995)、McCallum, Shadbolt, Wang(1994)やGertham, Johannesson, Lundberg *et al.*(1999)などが両者に有意な相関があることを指摘している一方で、主観的健康感の信頼性は、調査の実施方法(自記式か聞き取り方式か)(Tourangeau and Smith(1996)、Grootendorst, Feeny, and Furlong(1997))や年齢、所得、職業などの個人属性に依存している(Crossley and Kennedy(2002))。あるいは、同じ質問を繰り返すことで、調査目的などについての調査対象者による学習効果が回答に影響を与える可能性がある(Tversky and Kahneman(1998))。などの実証結果が得られている。

3) 2006年現在、1993年から2002年までの10パネルが一般に公開されているが、本稿では、心理的健康を含む健康状態についての質問が含まれている5年の調査を中心を用いる。但し、説明変数となるSES指標については各中間時点のパネルデータからも情報を得ている。

4) 主観的健康尺度の信頼性についての研究については文庫注1を参照。また、労働経済学における主観的データの活用方法についての詳細なレビューは、富岡(2006)に詳しい。

5) 心理的徴候尺度の36項目については表1に示す通り、身体的徴候尺度は、「めまいがする」、「目が眩むや辛い」、「歯茎から血が出る」、「空腹時に胃が痛む」、「関節が痛む」、「便秘がち」、「よく下痢をする」、「背中や腰が痛む」、「動悸がする」、「朝起きたときを抜けた感じがす

る」、「顔がむくむ」、「貧血」、「痔」、「尿がでにくいことがある」、「生理は不順」、「生理になるとイライラする」、「ときどき頭痛がする」、「風邪をひきやすい」、「悪寒が出る」、「もう少し少くしたい」、「もう少し太りたい」、「足が腫れる」、「過去に思い病気をしたことがある」、「今も病気の治療をしている」の24項目を含む。

6) 著者は1994年から2年ごとに1998年まで継続的に調査された身体的徴候についても分析を試みたが、統計学的に有意な結果が見出せなかった。

7) 生活全般に対する満足度については、「とても満足」および「まあ満足」を1点、それ以外を0点として主成分分析にかけた。

8) 1998年までのサンプルを用いて、本稿で用いる心理的健康尺度と文庫注4で示した24項目の身体的徴候との相関を調べた結果、やはり有意に正の相関が数多く確認された。また、本稿ではサンプル数が少ないことから被説明変数としては用いなかったが、過去1年間に「平衡や長期の療養が必要な重い病気にかかった」、「腎臓など精神的な問題があった」という質問項目と、過去1年間の退職理由として「自分が病気になったから」という質問項目との相関も有意であった。

9) Δg_{it} の初期時点における履歴一階導関数と就学前児童の存在を示すダミー変数を推定式に同時に投入したところ、多重共線性により有意な結果が得られなかったため推定式から除外した。

10) 1993年における住宅地の公示価格は、三大都市圏で14.5%、東京圏で14.6%、大阪圏で17.1%、名古屋圏で8.6%と、1992年において22.9%を下げた大減額を除けば、過去最大の落ち込みであった(国土交通省「地価公示」)。

11) 全調査対象者については完全なbalanced panelであるが、有配偶者については各調査時点における既婚者のみを抽出したためunbalanced panelとなっている。

12) 有配偶者モデルにおいては、健康モデルと同様に、夫の親との同居については心理的健康状態にネガティブな効果が、夫の教育水準についてはポジティブな効果がみられる。これらは、全調査対象者には投入されなかった変数であるため特記しておく。

参考文献

- 馬場康彦・近藤克則・末盛康(2003)「結婚と心理的健康——背景としての社会経済的地位」『季刊家計経済研究』No.58, pp.77-85.
- 中馬宏之・大石重希子(1998a)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『国民生活基礎調査』による分析「高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業の調査研究報告書II」長寿社会開発センター。
- 中馬宏之・大石重希子(1998b)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『高齢者就業実態調査』による分析「高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業の調査研究報告書II」長寿社会開発センター。
- 深谷太郎(2001)「健康と心身機能」平岡公一編『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会, pp.51-60.
- 平岡公一(2001)「高齢期と社会的な不平等」東京大学出版会、職業開発(1995)「有配偶女性の心理的ディストレス」『総合都市研究』56号, pp.93-111.
- 職業開発(1998)「ジェンダーとストレス」『季刊家計経済研究』第37号, pp.32-40.
- 職業開発(1999)「有配偶女性のディストレスの概念——大都市近郊」石原邦雄編『妻たちの生活——ストレスとサポート——関係——家族・職業・ネットワーク』東京大学出版会, pp.87-119.
- 職業開発(2002)「結婚とディストレス」『社会学評論』Vol.53, No.2, pp.214-229.
- 岩本康志(2000)「健康と所得」国立社会保障・人口問題

- 研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会, pp. 95-117.
- 泉田啓行(2006)「生活習慣病罹患と労働時間の関係」2006年日本経済学会秋季大会報告論文.
- 近藤克典(2000)「要介護高齢者は低所得者層になぜ多いか」『社会保障旬報』No. 2073, pp. 6-11.
- 松岡英子(1999)「有配偶女性のディストレスとその規定要因——地方都市の分析」石原邦雄編『妻たちの生活ストレスとサポート関係——家族・職業・ネットワーク』東京都立大学出版会, pp. 121-150.
- 村上あかね(2003)「なぜ脱落したのか:『消費生活に関するパネル調査』における脱落理由の分析」『家計・仕事・暮らしと女性の現在:消費生活に関するパネル調査(第10年度)』(財)家計経済研究所編, pp. 115-122. 国立印刷局.
- 西村純子(2006)「就業変化とディストレス——産後・育児期の女性についてのパネルデータ分析」『家族研究年報』No. 31, pp. 29-41.
- 大石亜希子(2000)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No. 481, pp. 51-62.
- 坂本和靖(2003)「誰が脱落するのか:『消費生活に関するパネル調査』における脱落サンプルの分析」『家計・仕事・暮らしと女性の現在:消費生活に関するパネル調査(第10年度)』(財)家計経済研究所編, pp. 123-136. 国立印刷局.
- 杉澤秀博・深谷太郎(2002)「後期高齢期における健康の階層差の存在とその要因」(財)東京都老人総合研究所『後期高齢者における健康・家族・経済のダイナミクス』pp. 105-118.
- 鈴木亘(2007)「肥満と長時間労働」2007年日本経済学会秋季大会報告論文.
- 武川正吾(2002)「健康の不平等」社会政策学第104回大会報告要旨.
- 富岡淳(2006)「労働経済学における主観的データの活用」『日本労働研究雑誌』No. 551, pp. 17-31.
- Adams P., Hurd M.D., McFadden D., Merrill A. and Ribeiro T. (2003) "Healthy, Wealthy, and Wise? Tests for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status." *Journal of Econometrics*, Vol. 112, Issue 1, pp. 3-56.
- Benzeval M., Taylor J. and Judge K. (2000) "Evidence on the Relationship between Low Income and Poor Health. Is the Government Doing Enough?" *Fiscal Studies*, Vol. 21, No. 3, pp. 375-399.
- Benzeval M. and Judge K. (2001) "Income and Health: The Time Dimension." *Social Science and Medicine*, Vol. 52, Issue 9, pp. 1371-1390.
- Bound J., Brown C., and Mathiowetz N. (2001) "Measurement Error in Survey Data," in *Handbook of Econometrics* 5, ed. Heckman J.J. and Leamer E. E., Chapter 59; pp. 3705-3843, Elsevier.
- Case A., Fertig A. and Paxson C. (2005) "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance." *Journal of Health Economics*, Vol. 24, Issue 2, pp. 365-389.
- Chandola T. (1998) "Social Inequality in Coronary Heart Disease: A Comparison of Occupational Classifications." *Social Science and Medicine*, Vol. 47, Issue 4, pp. 525-533.
- Chandola T. (2000) "Social Class Differences in Mortality Using the New UK National Statistics Socio-Economic Classification." *Social Science and Medicine*, Vol. 50, Issue 5, pp. 641-649.
- Crossley T.F. and Kennedy S. (2002) "The Reliability of Self-Assessed Health Status." *Journal of Health Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 643-658.
- Ettner S. (1996) "New Evidence on the Relationship between Income and Health." *Journal of Health Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 67-85.
- Frijters P., Haisken-DeNew J.P. and Shields M.A. (2005) "The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification." *Journal of Health Economics*, Vol. 24, No. 5, pp. 997-1017.
- Gerdtham U.G., Johannesson M., Lundberg L. and Isacson D. (1999) "A Note on Validating Wagstaff and Van Doorslaer's Health Measure in the Analysis of Inequalities in Health." *Journal of Health Economics*, Vol. 18, No. 1, pp. 117-124.
- Grootendorst P., Feeny D. and Furlong W. (1997) "Does It Matter Whom and How You Ask? Inter and Intra-Rater Agreement in the Ontario Health Survey." *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol. 50, No. 2, pp. 127-136.
- Idler E.L. and Kasl S.V. (1995) "Self-ratings of Health: Do They Also Predict Change in Functional Ability?" *Journal of Gerontology*, Vol. 50B, Issue 6, S344-353.
- Lindahl, M. (2005) "Estimating the Effect of Income on Health and Mortality Using Lottery Prizes as Exogenous Source of Variation in Income." *Journal of Human Resources*, Vol. 40, No. 1, pp. 144-168.
- Marmot M. (1999) "Multilevel Approaches to Understanding Social Determinants." in *Social Epidemiology*, ed. Berkman L. and Kawachi I., pp. 349-367, Oxford University Press.
- McCallum J., Shadbolt B. and Wang D. (1994) "Self-rated Health and Survival: 7 Years Follow-up Study of Australian Elderly." *American Journal of Public Health*, Vol. 84, No. 7, pp. 1106-1105.
- Meer J., Miller D. and Rosen H. (2003) "Exploring the Health-Wealth Nexus." *Journal of Health Economics*, Vol. 22, No. 5, pp. 713-730.
- Smith J.P. (1998) "Socioeconomic Status and Health." *American Economic Review*, Vol. 88, No. 2, pp. 192-196.
- Smith J.P. (1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status." *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 13, No. 2, pp. 145-166.
- Smith J.P. (2007) "The Impact of Socioeconomic Status on Health over the Life-Course." *Journal of Human Resources*, Vol. 42, No. 4, pp. 739-764.
- Tourangeau R. and Smith T. W. (1996) "Asking Sensitive Questions: The Impact of Data Collection Mode, Question Format, and Question Context." *Public Opinion Quarterly*, Vol. 60, No. 2, pp. 275-304.
- Tversky A. and Kahneman D. (1998) "Rational Choice and the Framing of Decisions." in *Decision Making: Descriptive, Normative, and Prescriptive Interactions*, ed. Bell D., Raiffa D. and Tversky A. Cambridge University Press.

Stable Wage Distribution in
Japan 1982-2002:
A Counter Example for SBTC?

川口 大司
森 悠子

一橋大学大学院経済学研究科
統計研究会 労働市場研究会
2008年4月25日

先進諸国における近年の賃金格差の
動向

- 賃金分布は不平等化
 1. アメリカ (Autor, Katz and Kearney (2007))
 2. イギリス (Goos and Manning (2007))
 3. カナダ (Boudarbat, Lemieux and Riddell (2003))
- 賃金分布は安定的
 1. フランス (Piketty (1999))
 - 労使交渉による制度的な賃金決定
 2. 日本 (玄田(1994), Genda (1998), 篠崎(2001), Shinozaki (2002), Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming), 櫻井(近刊))
 - 高技能労働者の供給増加

英語圏における近年の賃金格差拡大に関する
説明と論争

- 技能偏向的な技術進歩
 - Autor, Katz and Kearney (2007)
 - Goos and Manning (2007)
- 賃金制度の変化
 - 実質最低賃金率の低下 Lee (1999)
 - 労働組合組織率の低下 DiNardo, Fortin and Lemieux (1996) and Card and DiNardo (2002)
- 高技能労働者の供給変化
 - アメリカ、イギリス、カナダにおける大卒労働者伸び率の低下 Card and Lemieux (2002)
- 賃金格差が大きいグループ(高齢者・高学歴者)への人口シフト Lemieux (2006)

いくつかの仮説を検証する場としての
日本経済

- 制度化された中央集権的な賃金決定制度を持たない
 - 春闘が存在するが、直接的な影響を受けるのは大企業の組合労働者のみ。2007年の推定組織率は18.1% (平成19年労働組合基礎調査)。
 - 組合が使用者と結ぶ契約は非労働組合員には及ばないため、組合契約の労働者カバー率は先進諸国の中で米国と並んで低率 (Ehrenberg and Smith (2003))。
 - いわゆる「スビルオーバー」効果については理論的にも実証的にもその存在は疑問。
- 人的資源モデルに基づくミンサー型賃金方程式は日本のデータによく当てはまる。(Hashimoto and Reisan (1985), Mincer and Higuchi (1988), Ogawa and Clark (1992), Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008))

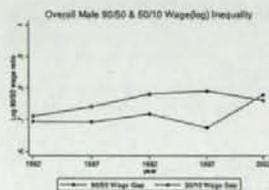
この論文の目的

- 賃金構造基本統計調査には含まれない非直接雇用の労働者も含めた賃金分布の推移をしらべ、Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008)の結果の頑健性を検証。
- Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (2008)で発見された安定的な賃金分布について理由を解明する。
- 高卒・大卒賃金格差の動向について、需要・供給要因によって説明する。

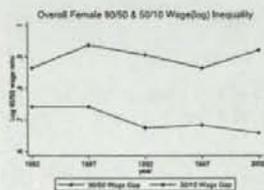
データ

- 就業構造基本調査
- 各調査年 44万世帯、100万個人のデータ
- 1982, 1987, 1992, 1997, 2002年の観察値を利用する。
- 年収階級値、週当たり労働時間階級値、年間労働週階級値より時間当たり賃金率を計算。
- 時間当たり賃金率には誤差が含まれる。

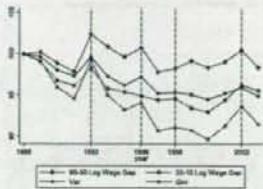
男性賃金分布



女性賃金分布

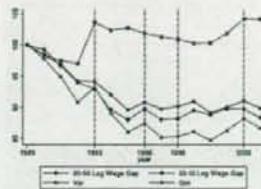


賃金センサスに基づく分析との比較
(男性)



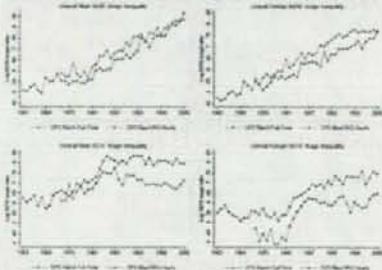
Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming)

賃金センサスに基づく分析との比較
(女性)



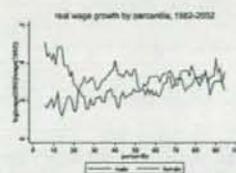
Kambayashi, Kawaguchi and Yokoyama (forthcoming)

アメリカとの比較



Autor, Katz and Keany (2007) Figure 3

パーセンタイルごと賃金伸び率



アメリカとの比較

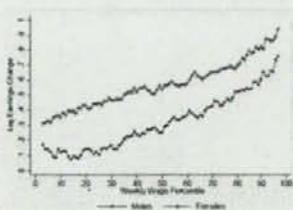


Figure 5. Change in Log Real Hourly Wage by Percentile, Full Time Workers, 1963 - 2005.

Autor, Katz and Keany (2007) Figure 1

DiNardo, Fortin and Lemieux

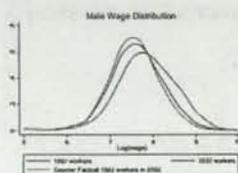
- 1982年の賃金分布 $f^{1982}(y) = \int f^{1982}(y|x)h(x|t=1982)dx$
- 2002年の賃金分布 $f^{2002}(y) = \int f^{2002}(y|x)h(x|t=2002)dx$
- 労働者構成が1982年のままで、賃金構造が2002年の場合の仮想的な賃金分布

$$f_{\theta}^{2002}(y) = \int f^{1982}(y|x)h(x|t=1982)dx$$

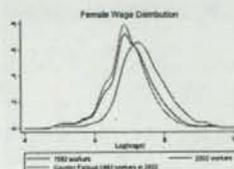
$$= \int \theta f^{2002}(y|x)h(x|t=2002)dx$$

$$\theta = \frac{P(t=1982|x) P(t=2002)}{P(t=2002|x) P(t=1982)}$$

男性時間あたり賃金率(自然対数値)分布のノンパラメトリック推定



女性時間あたり賃金率(自然対数値)分布のノンパラメトリック推定



ここまでの発見

- 1982年から2002年にかけて日本の賃金分布は驚くほど安定的であった。
- 例外は女性の賃金分布の下すその部分。この部分に関しては賃金分布は圧縮した。

確認: 男性賃金方程式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1982	1987	1992	1997	2002
教育年数	0.091	0.093	0.079	0.095	0.092
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.001)
教育経験年数	0.004	0.003	0.002	0.003	0.003
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
教育経験年数 ² /100	-0.079	-0.073	-0.072	-0.073	-0.064
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
勤続年数	0.012	0.013	0.013	0.010	0.014
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
勤続年数 ² /100	-0.010	-0.012	-0.010	-0.011	-0.012
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
定数項	4.504	4.604	4.916	4.112	4.016
(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.006)
サンプルサイズ	20976	17262	14079	12104	20049
R ²	0.27	0.27	0.27	0.28	0.24

確認: 女性賃金方程式

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	1982	1987	1992	1997	2002
教育年数	0.098	0.094	0.097	0.094	0.095
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
教育経験年数	0.004	0.003	0.001	0.003	0.004
(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
教育経験年数 ² /100	-0.019	-0.017	-0.018	-0.014	-0.015
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
勤続年数	0.043	0.045	0.042	0.045	0.038
(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
勤続年数 ² /100	-0.077	-0.082	-0.072	-0.077	-0.078
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
定数項	5.479	5.622	5.896	5.985	5.933
(0.014)	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.014)
サンプルサイズ	14764	15119	11984	10323	18011
R ²	0.14	0.14	0.14	0.16	0.15

安定的な教育収益率の裏にあるメカニズムは？

- 技能偏向的な技術進歩仮説への反証か？
- ただし、1966-1975と1991-2005の急激な4大進学率の上昇に着目する必要がある。
- 1976-1990年の期間は4大進学率が緩やかに下降。
- 需要シフトを推定するためには供給シフトを制御する必要がある。