

certain characteristics. The results for workers in the manufacturing sector are shown in Figure 1. The figure consists of four panels showing the wage profiles for individuals with different sets of characteristics. Each panel compares the profiles for individuals who started working in 1975, 1990, and 2000, the reference years for cohorts (I), (II), and (III), respectively.

The panels show that regardless of the combination of characteristics, the slopes of the wage profiles are steeper for workers who started working in 1975. On the other hand, for those that started working in 1990 or 2000, we generally find a flattening of the wage profiles. In particular, we find that for college-educated white collar workers, wages for those that started working in 1990 or later stopped increasing after about 10 to 15 years of tenure. On the other hand, while there is no clearly discernible flattening in the wage profile for high school educated blue-collar workers that started working in 1990, such a flattening – in other words, an erosion in seniority wages – can be found for those that started working in 2000.

Figure 2 provides similar wage profiles for two non-manufacturing industries, finance and wholesale and retail. Again, we find that the wage profiles for white collar workers appear to be flattening from about 10 to 15 years of tenure onward, providing further evidence of an erosion of seniority wages. On the other hand, for blue-collar workers we find no clear indication of a flattening of wage profiles, although seniority-based wage increases for blue-collar workers were small to begin with.

3.3 Lifetime labor income

Finally, we look at our calculation for the present value of individuals' lifetime labor income (over a 35-year period). To save space, we focus on only the manufacturing

sector. The results are shown in Table 4, with the upper half showing the results when using the 0 percent time discount factor, and the lower half showing those when using the 5 percent factor. In each half, the upper part labeled (i) reports the results based on the first of the two approaches described in Section 2.3, which is likely to understate actual lifetime wages, while the lower part labeled (ii) reports those based on the second approach, which is likely to overstate lifetime wages.

The figures in column *a* show the calculated lifetime wages of individuals (relative to the annual wage in the first job they held) who started working in 1975. For example, the value of 120 in the first row means that the lifetime wages of a college-educated white-collar worker in a large manufacturing firm amount to about 120 years' worth of his entry-level salary. Multiplying this figure by the annual wage in the first job given in column *b*, we obtain the estimate of the lifetime labor income, 317 million yen in column *c* in this case, for an individual with the specified characteristics.

The results for individuals who started working in 1990, and for those who started working in 2000, are reported in columns *d* to *g* and *h* to *k*, respectively. Comparing the figures in columns *c*, *f*, and *j*, we find that the lifetime labor income of individuals who are going to retire in years to come will not (substantially) exceed those of individuals who have just retired. While the exact results all depend on the choice of the approach, we find that, generally speaking, the estimated wages of individuals who started working in 1990 are more or less in the same range as those for those who started working in 1975; i.e., comparing these two cohorts, lifetime labor income have more or less stagnated. Moreover, comparing those who started working in 2000 with those who started working in 1975, estimated lifetime labor income in most cases are lower by a margin of around 10-30 percent.

While the levels of estimated lifetime labor income vary substantially depending on the characteristics of individuals – i.e., lifetime labor income are generally lower for less educated workers, blue-collar workers, and for those in smaller firms – and on the choice of the time discount factors – i.e., a larger discount factor leads to lower lifetime income – the pattern that lifetime labor income are decreasing for later cohorts remains generally unaffected by these factors. Therefore, we can conclude that the gradual flattening of the wage-age profile over the working life of a lifetime employee in the manufacturing sector in Japan in recent years appears to have decreased workers' lifetime labor income by about 10 to 30 percent.

4. Conclusion

Using data from the *2011 Longitudinal Survey on Employment and Fertility (LOSEF): Internet Version*, which contains accurate wage records for individuals collected for administrative purposes that were hitherto unavailable to the public, this paper examined the impact of the erosion of seniority-based wages on individual's lifetime income. We confirmed a gradual flattening of the wage profile over the working life of lifetime employees in Japan in recent years. The flattening is particularly pronounced among college-educated middle-aged or older white-collar workers with more than 10 to 15 years of tenure, and it appears to have decreased their lifetime labor income by about 10–30 percent.

Although estimating wage profiles for individuals' working careers and calculating their lifetime wages may sound like trivial undertakings, doing so is impossible without reliable long-run panel survey data such as that provide by *LOSEF*. Given that the analysis in this paper has shown that the erosion of the seniority wage system in Japan

appears to have had a significant impact on people's lifetime income, an important question is how this affects consumption behavior. This is a topic we hope to address in future research.

Acknowledgements

We are grateful to Professor Takayama and Professor Inagaki for providing us with their dataset. The views expressed are ours and should not be attributed to any of the organizations with which we are affiliated. Any errors and omissions are our own.

References:

- Hamaaki, J., M. Hori, S. Maeda, and K. Murata (2012) "Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades," *Industrial and Labor Relations Review*, forthcoming.
- Inagaki, S. (2012) "Income Disparities and Behavior of People Born in the 1950s—Outline and Analysis of Internet Survey on the Individual Records of Regular Pension Coverage Notice" (sic), *Nihon Tokei Gakkai Shi* (Journal of the Japan Statistical Society), 41(2) (in Japanese).
- Kato, T. and M. Morishima (2002) "The Productivity Effects of Participatory Employment Practices: Evidence from New Japanese Panel Data" *Industrial Relations* 41 (4), 487-520.
- Rebick, M. (2005) *The Japanese Employment System: Adapting to a New Economic Environment*, Oxford: Oxford University Press.
- Takayama, N., S. Inagaki, and T. Oshio (2012) "The Japanese Longitudinal Survey on

Employment and Fertility (LOSEF): Essential Features of the 2011 Internet Version and a Guide to Its Users,” CIS Discussion paper series 546, Center for Intergenerational Studies, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

Table 1. Sample structure

Unit: Number of observations

| | | | | |
|-----------------------------|-----|--------|-------------------------------------|------------|
| Total number of individuals | 780 | (1.00) | | |
| <u>Education</u> | | | <u>Job type</u> | |
| High school | 174 | (0.22) | White-collar | 604 (0.77) |
| College or higher | 606 | (0.78) | Blue-collar | 167 (0.21) |
| | | | Unknown | 9 (0.01) |
| <u>Size of firm</u> | | | <u>Industry</u> | |
| 99 employees or less | 119 | (0.15) | Manufacturing | 300 (0.38) |
| 100 to 999 employees | 204 | (0.26) | Wholesale and retail trade | 79 (0.10) |
| 1,000 to 4,999 employees | 208 | (0.27) | Finance, insurance, and real estate | 104 (0.13) |
| 5,000 employees or more | 249 | (0.32) | Other | 297 (0.38) |

Note: Figures in parentheses show the share in the total number of observations that are used in our analysis.

Table 2. Basic statistics and number of observations for the wage slope

| Year | Full sample (Male, regular, no job change) | | | Subsample: Cohort (I) (Started working in 1973-1984) | | | Subsample: Cohort (II) (Started working in 1985-1996) | | | Subsample: Cohort (III) (Started working in 1997-2008) | | |
|------|---|-----------|-------------|---|-----------|-------------|--|-----------|-------------|---|-----------|-------------|
| | Mean | Std. dev. | No. of obs. | Mean | Std. dev. | No. of obs. | Mean | Std. dev. | No. of obs. | Mean | Std. dev. | No. of obs. |
| 1st | 1.000 | 0.000 | 780 | 1.000 | 0.000 | 208 | 1.000 | 0.000 | 332 | 1.000 | 0.000 | 230 |
| 2nd | 1.092 | 0.175 | 780 | 1.119 | 0.170 | 208 | 1.100 | 0.206 | 332 | 1.051 | 0.104 | 230 |
| 3rd | 1.247 | 0.257 | 770 | 1.302 | 0.264 | 208 | 1.254 | 0.275 | 327 | 1.185 | 0.210 | 225 |
| 4th | 1.331 | 0.305 | 760 | 1.398 | 0.313 | 208 | 1.330 | 0.316 | 320 | 1.259 | 0.264 | 223 |
| 5th | 1.415 | 0.340 | 748 | 1.540 | 0.359 | 204 | 1.386 | 0.324 | 317 | 1.326 | 0.307 | 218 |
| 6th | 1.497 | 0.396 | 734 | 1.625 | 0.401 | 204 | 1.482 | 0.397 | 315 | 1.375 | 0.343 | 206 |
| 7th | 1.591 | 0.442 | 716 | 1.766 | 0.468 | 201 | 1.557 | 0.414 | 312 | 1.438 | 0.379 | 194 |
| 8th | 1.684 | 0.493 | 694 | 1.914 | 0.531 | 199 | 1.619 | 0.448 | 307 | 1.516 | 0.416 | 179 |
| 9th | 1.788 | 0.549 | 669 | 2.038 | 0.561 | 199 | 1.719 | 0.509 | 303 | 1.567 | 0.459 | 158 |
| 10th | 1.902 | 0.600 | 647 | 2.166 | 0.628 | 199 | 1.813 | 0.553 | 302 | 1.668 | 0.485 | 137 |
| 11th | 2.004 | 0.641 | 624 | 2.280 | 0.638 | 198 | 1.914 | 0.607 | 298 | 1.715 | 0.517 | 119 |
| 12th | 2.104 | 0.690 | 603 | 2.429 | 0.693 | 198 | 1.972 | 0.631 | 297 | 1.778 | 0.554 | 99 |
| 13th | 2.199 | 0.745 | 571 | 2.535 | 0.759 | 197 | 2.037 | 0.664 | 294 | 1.819 | 0.597 | 71 |
| 14th | 2.296 | 0.784 | 547 | 2.647 | 0.759 | 196 | 2.110 | 0.706 | 291 | 1.830 | 0.678 | 51 |
| 15th | 2.401 | 0.808 | 504 | 2.737 | 0.787 | 196 | 2.178 | 0.725 | 279 | 1.786 | 0.624 | 20 |
| 16th | 2.508 | 0.828 | 475 | 2.843 | 0.794 | 196 | 2.227 | 0.735 | 270 | | | |
| 17th | 2.609 | 0.878 | 450 | 2.945 | 0.825 | 195 | 2.292 | 0.777 | 246 | | | |
| 18th | 2.706 | 0.918 | 426 | 3.064 | 0.853 | 190 | 2.345 | 0.798 | 227 | | | |
| 19th | 2.791 | 0.953 | 397 | 3.127 | 0.858 | 188 | 2.399 | 0.836 | 200 | | | |
| 20th | 2.911 | 0.968 | 361 | 3.196 | 0.878 | 188 | 2.490 | 0.849 | 164 | | | |
| 21th | 3.015 | 1.006 | 331 | 3.264 | 0.919 | 189 | 2.546 | 0.877 | 133 | | | |
| 22th | 3.152 | 1.043 | 297 | 3.335 | 0.958 | 185 | 2.663 | 0.907 | 103 | | | |
| 23th | 3.279 | 1.077 | 264 | 3.425 | 0.981 | 183 | 2.690 | 0.931 | 72 | | | |
| 24th | 3.380 | 1.086 | 241 | 3.482 | 0.969 | 180 | 2.731 | 1.038 | 52 | | | |
| 25th | 3.436 | 1.084 | 226 | 3.494 | 0.977 | 178 | 2.769 | 1.069 | 39 | | | |
| 26th | 3.482 | 1.136 | 208 | 3.510 | 1.013 | 175 | 2.581 | 1.155 | 24 | | | |
| 27th | 3.616 | 1.138 | 187 | 3.532 | 1.052 | 172 | 3.051 | 0.756 | 6 | | | |
| 28th | 3.690 | 1.122 | 175 | 3.599 | 1.054 | 166 | | | | | | |
| 29th | 3.744 | 1.187 | 153 | 3.635 | 1.113 | 144 | | | | | | |
| 30th | 3.826 | 1.198 | 136 | 3.696 | 1.103 | 127 | | | | | | |
| 31th | 3.886 | 1.215 | 107 | 3.741 | 1.142 | 98 | | | | | | |
| 32th | 4.015 | 1.283 | 81 | 3.849 | 1.217 | 73 | | | | | | |
| 33th | 4.179 | 1.216 | 67 | 4.006 | 1.142 | 60 | | | | | | |
| 34th | 4.207 | 1.308 | 57 | 4.018 | 1.226 | 51 | | | | | | |
| 35th | 4.137 | 1.255 | 44 | 3.880 | 1.097 | 38 | | | | | | |

Note: The "wage slope" here is defined as the ratio of the real standard monthly remuneration in the n th year to that in the first year.
The statistics here are for male Category II insured persons who were regular employees and did not change their job.

Table 3. Median regression results for wage profiles

| (Male Category II insured persons who were regular employees and did not change their job) | | | | | | | | | |
|---|---|-----------------------|-----------------------|---------------------|--|-----------------------|-----------------------|---|----------------------|
| Dependent variable: | | | | | | | | | |
| Ratio of real standard monthly wage | Cohort (I) (Started working in 1973–1984) | | | | Cohort (II) (Started working in 1985–1996) | | | Cohort (III) (Started working in 1997–2008) | |
| in the <i>n</i> th year to that in the first year | 5th year | 10th year | 20th year | 30th year | 5th year | 10th year | 20th year | 5th year | 10th year |
| Predicted wage slopes for reference group (college-educated white-collar workers in large manufacturing firms) | 1.571 (0.116) | 2.181 (0.219) | 3.443 (0.287) | 4.357 (0.634) | 1.542 (0.057) | 2.098 (0.150) | 2.666 (0.181) | 1.449 (0.073) | 1.851 (0.211) |
| Estimated coefficients | | | | | | | | | |
| Education dummy (Reference: College-educated workers) | | | | | | | | | |
| High school-graduated workers | -0.087 (0.070) | -0.199 (0.141) | -0.285 (0.174) | -0.270 (0.669) | -0.047 (0.040) | -0.014 (0.110) | 0.234 (0.167) | -0.012 (0.075) | -0.067 (0.211) |
| Firm size dummies (Reference: 5,000 persons or more) | | | | | | | | | |
| 99 persons or less | -0.160 (0.104) | -0.444 *** (0.205) | -0.718 ** (0.291) | -1.188 * (0.476) | -0.184 *** (0.054) | -0.489 *** (0.151) | -0.956 *** (0.237) | -0.338 *** (0.071) | -0.545 ** (0.210) |
| 100 to 999 persons | -0.247 *** (0.073) | -0.444 *** (0.144) | -0.649 *** (0.183) | -0.433 (0.402) | -0.143 *** (0.045) | -0.300 ** (0.122) | -0.470 *** (0.171) | -0.205 *** (0.061) | -0.431 ** (0.201) |
| 1,000 to 4,999 persons | -0.087 (0.067) | -0.213 (0.129) | -0.168 (0.162) | -0.494 (0.587) | -0.089 ** (0.044) | -0.327 *** (0.119) | -0.225 (0.171) | -0.133 ** (0.061) | -0.172 (0.182) |
| Industry dummies (Reference: Manufacturing) | | | | | | | | | |
| Wholesale and retail trade | -0.195 ** (0.094) | -0.296 (0.192) | -0.307 (0.260) | -0.433 (0.487) | -0.140 ** (0.057) | -0.103 (0.162) | -0.268 (0.255) | 0.128 (0.086) | 0.384 (0.254) |
| Finance, insurance, and real estate | 0.051 (0.079) | 0.239 (0.149) | 0.214 (0.191) | -0.155 (0.443) | -0.027 (0.054) | 0.432 *** (0.145) | 0.680 *** (0.202) | 0.069 (0.088) | 0.312 (0.252) |
| Other | -0.101 (0.068) | -0.128 (0.137) | 0.050 (0.166) | 0.116 (0.448) | 0.033 (0.040) | 0.093 (0.107) | 0.299 (0.155) | 0.086 (0.049) | 0.161 (0.155) |
| Job type dummy (Reference: White-collar) | | | | | | | | | |
| Blue-collar | 0.011 (0.070) | 0.043 (0.142) | -0.293 (0.181) | -0.292 (1.059) | 0.018 (0.041) | -0.049 (0.108) | -0.001 (0.151) | -0.085 (0.061) | -0.140 (0.192) |
| Number of observations | 204 | 199 | 188 | 127 | 317 | 302 | 164 | 218 | 137 |
| Pseudo R2 | 0.123 | 0.166 | 0.228 | 0.199 | 0.092 | 0.133 | 0.224 | 0.146 | 0.169 |

Notes: 1. All regressions also include year dummies, which take one if the individual started working in the specified year.

2. The reference group consists of college-educated white collar-workers in large firms (with more than 5000 employees) in the manufacturing sector that started working in 1975, 1990, or 2000.

3. Standard errors are in parentheses. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Table 4. Comparison of lifetime labor income of individuals who started working in 1975, 1990, and 2000

| | | | Individuals who started working in 1975 | | | Individuals who started working in 1990 | | | | Individuals who started working in 2000 | | | |
|---|-------------|------------------------------------|---|---|--|---|---|--|--|---|---|--|--|
| | | | Lifetime wages relative to annual wage in the first job | Annual wage in individual's first job (real, JPY million) | LW(J) Lifetime wages (real, JPY million) | Lifetime wages relative to annual wage in the first job | Annual wage in individual's first job (real, JPY million) | LW(J) Lifetime wages (real, JPY million) | Lifetime wages relative to those who started in 1975 | Lifetime wages relative to annual wage in the first job | Annual wage in individual's first job (real, JPY million) | LW(J) Lifetime wages (real, JPY million) | Lifetime wages relative to those who started in 1975 |
| | | | <i>a</i> | <i>b</i> | <i>c = a × b</i> | <i>d</i> | <i>e</i> | <i>f = d × e</i> | <i>(g = f / c)</i> | <i>h</i> | <i>i</i> | <i>j = h × i</i> | <i>(k = j / c)</i> |
| Discount rate (ρ) = 0.00 | | | | | | | | | | | | | |
| (i) Using the last value of $WS(n, J)$ before the truncation up until the 35th year | | | | | | | | | | | | | |
| Manufacturing | Large firms | College-educated & white-collar | 120 | 2.64 | 317 | 94 | 3.21 | 301 | (0.95) | 68 | 3.39 | 231 | (0.73) |
| | | High school-educated & blue-collar | 110 | 2.14 | 236 | 94 | 2.57 | 241 | (1.02) | 60 | 2.87 | 172 | (0.73) |
| | Small firms | College-educated & white-collar | 88 | 2.43 | 213 | 61 | 2.97 | 181 | (0.85) | 51 | 2.85 | 145 | (0.68) |
| | | High school-educated & blue-collar | 82 | 1.77 | 145 | 66 | 2.11 | 139 | (0.96) | 43 | 2.28 | 99 | (0.68) |
| (ii) Using the rate of change in $WS(n, J)$ of the preceding cohort | | | | | | | | | | | | | |
| Manufacturing | Large firms | College-educated & white-collar | 120 | 2.64 | 317 | 102 | 3.21 | 327 | (1.03) | 92 | 3.39 | 313 | (0.99) |
| | | High school-educated & blue-collar | 110 | 2.14 | 236 | 110 | 2.57 | 282 | (1.19) | 88 | 2.87 | 253 | (1.07) |
| | Small firms | College-educated & white-collar | 88 | 2.43 | 213 | 63 | 2.97 | 189 | (0.88) | 57 | 2.85 | 162 | (0.76) |
| | | High school-educated & blue-collar | 82 | 1.77 | 145 | 75 | 2.11 | 159 | (1.10) | 57 | 2.28 | 130 | (0.89) |
| Discount rate (ρ) = 0.05 | | | | | | | | | | | | | |
| (i) Using the last value of $WS(n, J)$ before the truncation up until the 35th year | | | | | | | | | | | | | |
| Manufacturing | Large firms | College-educated & white-collar | 49 | 2.64 | 128 | 41 | 3.21 | 131 | (1.02) | 31 | 3.39 | 107 | (0.83) |
| | | High school-educated & blue-collar | 45 | 2.14 | 96 | 41 | 2.57 | 105 | (1.10) | 28 | 2.87 | 80 | (0.84) |
| | Small firms | College-educated & white-collar | 37 | 2.43 | 90 | 28 | 2.97 | 84 | (0.94) | 24 | 2.85 | 68 | (0.76) |
| | | High school-educated & blue-collar | 34 | 1.77 | 61 | 30 | 2.11 | 63 | (1.04) | 21 | 2.28 | 48 | (0.78) |
| (ii) Using the rate of change in $WS(n, J)$ of the preceding cohort | | | | | | | | | | | | | |
| Manufacturing | Large firms | College-educated & white-collar | 49 | 2.64 | 128 | 43 | 3.21 | 138 | (1.08) | 39 | 3.39 | 132 | (1.03) |
| | | High school-educated & blue-collar | 45 | 2.14 | 96 | 45 | 2.57 | 115 | (1.20) | 36 | 2.87 | 104 | (1.09) |
| | Small firms | College-educated & white-collar | 37 | 2.43 | 90 | 29 | 2.97 | 86 | (0.96) | 26 | 2.85 | 74 | (0.83) |
| | | High school-educated & blue-collar | 34 | 1.77 | 61 | 33 | 2.11 | 69 | (1.13) | 25 | 2.28 | 57 | (0.93) |

Notes: 1. Annual wage of individual's first job = Contractual cash earnings (a) × 12 + Annual special cash earnings (b). (a) and (b) are taken from the Basic Survey on Wage Structure and are the values for those aged 20-24 or 18-19.
2. All wage data are real values deflated using the 2005 base CPI.

Figure 1. Patterns of wage profiles for individuals in the manufacturing industry.

Fig. 1-1-1 Large manufacturing firms; college-graduated white-collar workers.

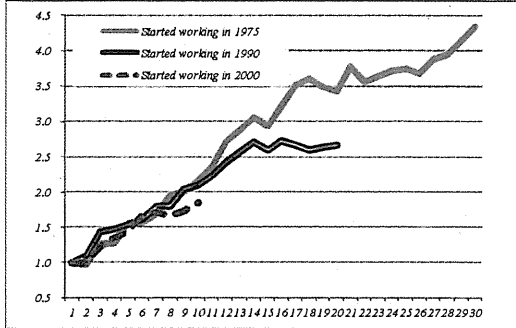


Fig. 1-1-2 Small manufacturing firms; college-graduated white-collar workers.

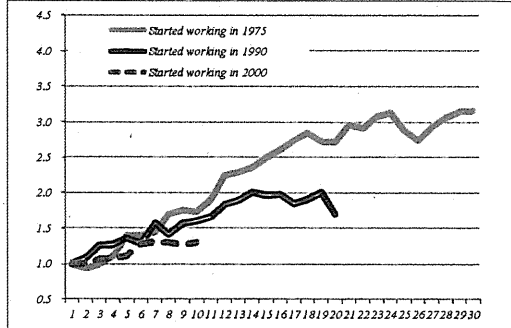


Fig. 1-2-1 Large manufacturing firms; high school-graduated blue-collar workers.

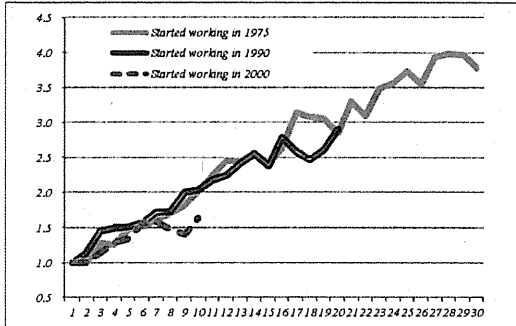


Fig. 1-2-2 Small manufacturing firms; high school-graduated blue-collar workers.

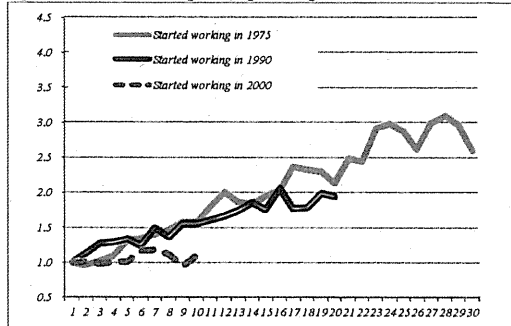


Figure 2. Patterns of wage profiles for individuals in some selected nonmanufacturing industries.

Fig. 2-1-1 Large financial firms; college-graduated white-collar workers.

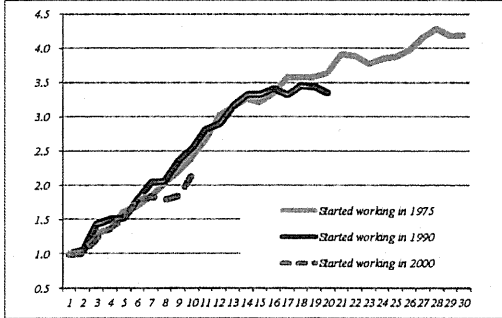


Fig. 2-1-2 Small wholesale and retail trade firms; college-graduated white-collar workers.

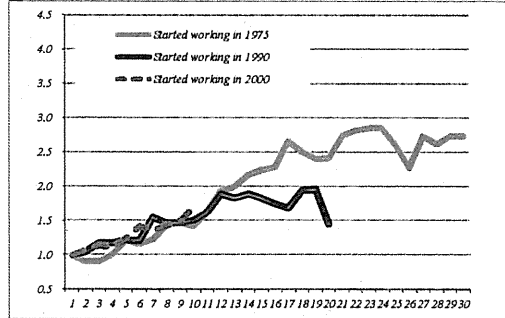


Fig. 2-2-1 Large financial firms; high school-graduated blue-collar workers.

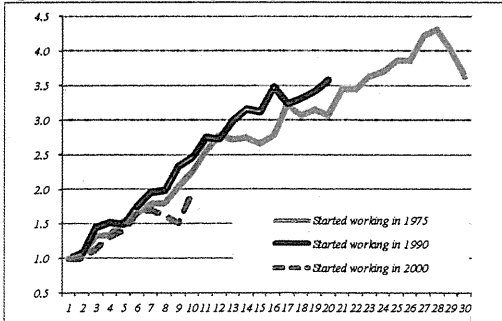
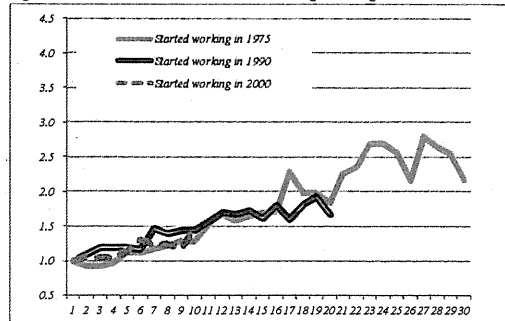


Fig. 2-2-2 Small wholesale and retail trade firms; high school-graduated blue-collar workers.



1950 年代生まれの所得格差と就業行動
—ねんきん定期便の加入履歴等に関するインターネット調査の概要と分析—

稲垣 誠一*

Income Disparities and Behavior of People Born in 1950s – Outline and Analysis of Internet
Survey on the Individual Records of Regular Pension Coverage Notice –

Seiichi Inagaki*

要旨

ねんきん定期便には、年金加入履歴や賃金履歴などが正確に記録されている。これらの行政データと、確実に記憶していると考えられる結婚・出産などのライフイベント等を併せて調査することにより、超長期にわたる正確なパネルデータの作成を試みた。本稿は、この調査方法が効率的に実施でき、かつ、パネルデータ作成に有効であることを示すとともに、1950 年代生まれに焦点を絞って、所得格差や就業行動などについて詳細な分析をしたものである。分析の結果、①生涯の保険料納付総額と年金受給総額のばらつきは大きいこと、②現役時代は年齢が高くなるほど所得格差が大きい年金受給時には縮小すること、③給与所得の相対順位はかなり変動していたこと、④国民年金の納付行動は固定的ではないこと、⑤年金加入区分は男子の初婚行動に影響を与えていなかったこと、⑥第 1 子出産が女子の就業継続を大きく阻害したことなど、一般的に知られている個々人の経済行動だけでなく、1950 年代生まれ特有の傾向も明らかとなった。

The *Nenkin Teikin Bin* (Regular Pension Coverage Notice), which is sent to the residents in Japan on a regular basis, includes the pension participation, wage, and the payment history of the pension premium from the first job to present. I attempted to compile an accurate long-term panel data by conducting an Internet survey in order to correlate it with the administrative data and life events such as marriage, child bearing, and living with parents that it was thought that memorized surely. This paper shows that the Internet survey method is very effective for compiling panel data and further, it analyzes income disparity and behavior of people who were born in the 1950s. The analysis shows not only the well-known behavior of all generations but also special tendencies of the 1950s' generation.

* 一橋大学経済研究所, 〒186-8601, 東京都国立市中 2 - 1

1. はじめに

わが国の公的年金制度は、全国民共通の基礎年金（国民年金）の上に、被用者を対象とした報酬比例の厚生年金や共済組合、個々の企業が独自に実施している企業年金から構成される三層構造の仕組みとなっている。また、日本に住所のある 20 歳以上 60 歳未満の者はすべて国民年金の加入の義務があり、就業状態や配偶関係等により、第 1 号被保険者、第 2 号被保険者及び第 3 号被保険者に分けられている。

第 2 号被保険者は、厚生年金や共済組合に加入しているいわゆる正社員¹であり、被保険者数は約 3900 万人である。これらの人たちの保険料は、賃金に比例した保険料で労使折半となっており、その支払い手続きは勤め先がすべて実施しており、この保険料には、国民年金の保険料も含まれている。

第 3 号被保険者は、第 2 号被保険者に扶養されている配偶者であり、被保険者数は約 1000 万人である。正社員の妻で専業主婦などが主にこの区分に該当している。これらの人たちは、保険料を支払う必要はなく、扶養している配偶者の加入している厚生年金や共済組合がその費用を負担している。なお、扶養されているかどうかの基準は、年収 130 万円未満であり、パート勤めなどで年収がこれを上回っている場合には、第 3 号被保険者に該当しない。

第 1 号被保険者は、第 2 号被保険者でも第 3 号被保険者でもないすべての人で、被保険者数は約 2000 万人である。自営業者や農業者のほか、正社員でない勤め人や無業の者などが含まれている。これらの人たちは、自ら加入の手続きをし、定額の保険料（平成 22 年 4 月現在で月額 15,100 円）を自分で支払う必要がある。また、所得の低い人や学生には、免除制度や納付猶予制度の仕組みがあり、申請によって、保険料の全部または一部が免除されたり、納付が猶予されたりする。ただし、保険料の未納も多く、免除制度や納付猶予制度の対象者を除いた者のうち、約 40%が未納（平成 21 年度分保険料）となっている。

これらの年金制度の加入記録や保険料納付記録は、日本年金機構（旧社会保険庁）が管理しているが、すべての加入者に送付される「ねんきん定期便」²により、個々人がこれらの記録を容易に確認することができる仕組みとなっている。この「ねんきん定期便」は、年金制度の加入記録を通知し、誤り等がないか確認してもらうためのものであるが、勤め人には就職してから現在までの就業履歴や賃金の履歴、第 1 号被保険者には保険料の納付記録がすべて記載されているだけでなく、これまでに納付した保険料の総額や公的年金の受給見込額³が記載されており、自分自身の人生の記録を正確に確認するだけでなく、今

¹ 正確には、厚生年金保険の適用事業所に使用されている者で、短時間労働者や臨時雇いなどいくつかの適用除外要件がある。現実には、正社員が大半を占めていることから、ここでは、便宜的に正社員としている。

² 「ねんきん定期便」は、平成 21 年 4 月より、誕生月に年金加入者に送付されている。なお、共済組合の加入期間については、「ねんきん定期便」に記載されていない。

³ 50 歳以上の者については、現在加入している制度の年金記録等を 60 歳まで延長して算定した年金受給見込額が、50

後の人生設計にも役立つ内容となっている。

昨今の計量経済学の分野では、マイクロデータを使った実証分析が広く行われており、そのための調査が政府機関だけでなく、拠点大学や民間の研究所などでも盛んに行われている。とりわけ、同一の者を毎年追跡調査するパネル調査は、マイクロレベルでの変動をとらえるなど経済分析にとって重要な価値があるが、時間的・金銭的なコストが大きいことや調査結果データの欠落が生じやすいという欠点が指摘されている。

そこで、本研究では、「ねんきん定期便」の情報を活用し、確実に記憶していると考えられる人生の重要なイベント（結婚、離別・死別、出産、親との同居、学歴）を合わせて調査することにより、このパネルデータを短期間に、安価に、かつ正確に入手することを試みた。具体的には、インターネット調査の手法により、まず、「ねんきん定期便」を保管している者を選別し、次いで、年金の加入履歴や標準報酬の履歴、保険料の納付総額や年金受給見込額等を転記してもらい、ライフイベントの発生時期や現在の個々人のプロフィールを調査する方法を採用した。スクリーニング調査では、「ねんきん定期便」を保管しているかどうかを調査したが、64.7%の者が保管していると答えており、サンプルの確保に問題が生じることはなかった。また、このことは、多くの国民が「ねんきん定期便」を重要な通知として認識していることの証左と考えることができる。

インターネット調査では、モニターに事前に登録している者だけが対象となり、そのうち早く回答した者が調査客体になるなど、そのために回答にバイアスが生じる恐れがあること、また、不誠実な回答が多くみられるなどの恐れがあることなどが指摘されている。本調査では、インターネット調査のモニターに事前登録している者だけでなく、「ねんきん定期便」を保管していることが条件となっており、どちらかといえば、年金制度に対して意識が高い者が対象となっている可能性がある。この点については、調査結果を分析する上で留意を要する点と考えられる。サンプルの属性分布については後述するが、高学歴が多いことや保険料の納付状況が良好であるなどの特徴がみられる。

一方、不誠実な回答については、調査時点でのウェブ上でのチェックや回収後の関連チェックなどによって、ほとんど排除できたものと考えている。これは、各年度の加入記録や標準報酬の履歴と同時に、加入期間の合計、保険料の納付総額を同時に転記してもらっているため、精度の高い関連チェックができるためである。さらに、標準報酬は、年度ごとに上下限のある離散値であり、転記の際にいい加減な数値の入力を排除することができるからである。また、保険料の納付総額と年金の受給見込額には一定の相関関係があり、この関係を利用することによって、入力ミスによる異常値を排除することもできたと考えている。

すなわち、本調査では、行政記録を活用していることから、就職時点から現在まで数十年に及ぶ賃金

歳未満の者については、これまでの加入実績に見合う年金額が通知されている。

の履歴、公的年金の加入種別の履歴⁴が正確に調査されているという他のパネル調査にはない特徴を有している。さらに、人生の重要なライフイベントの発生時期、現在の家族構成や年収・貯蓄、年金の受給見込額、今後の保険料の納付意欲や就業継続意欲などを合わせて調査していることから、これらの経済学的な分析に十分に活用することができると考えられる。

本稿では、まず、第2章において、調査の概要を示すとともに、調査客体に関する基本的な集計を行い、他の調査と比較することなどによって、調査客体の特徴を明らかにする。次に、第3章では、50歳以上のサンプルを分析対象とし、長期にわたるパネルデータの特徴を生かした分析結果を紹介する。第4章では、結びにかえて、今回の調査結果を利用する上での留意点や改善方法、また、行政データを利用した調査・分析の可能性について述べることとする。

⁴ 少なくとも、正社員であったかそうでなかったか、被扶養配偶者であったかどうかについては把握できる。

2. 調査の概要と基本的な集計結果

2.1. 「ねんきん定期便の加入履歴等に関するインターネット調査⁵」の概要

2.1.1. 調査の目的

本調査は、公的年金の加入履歴や国民年金の納付行動について調査を行い、個々人の納付行動・就業行動を分析することによって、マイクロシミュレーションモデルの遷移確率の作成のための基礎資料を得ることを目的とする。

2.1.2. 調査の対象及び客体

「ねんきん定期便」が送付される全国の公的年金の加入者（共済組合の加入者を除く）を対象とし、インターネット調査のモニターとして登録している者のうち、「ねんきん定期便」（すべての加入記録が記載されているもの⁶に限る）を保管している者を2000人程度（男女それぞれ、20歳代170人、30歳代170人、40歳代170人、50歳代490人を割りつける）を調査客体とした。

表1は、性別・年齢階級別の回収件数と有効回答数である。無効とした回答は、主として、①転記された年金加入期間と各年度4月の加入記録から推計した加入期間が著しく乖離しているもの、②これまでの国民年金保険料納付額と各年度4月の納付記録から推計した保険料納付額が著しく乖離しているもの、③第3号被保険者や段階免除など施行前にそれらの記録があるもの、④標準報酬の記録が当該年度の上下限の範囲外となっているものなどである。有効回答率は84.7%であり、性別・年齢別に、大きな無効回答の偏りは見られなかった。

⁵ 本調査は「年金保険料の納付行動及び就業行動に関する調査」としてインターネット調査を行ったが、本稿では、調査内容をより分かりやすく表現するため、「ねんきん定期便の加入履歴等に関するインターネット調査」とした。

⁶ 加入記録等すべてが記載された詳細版（共済組合の加入記録を除く）は、35歳、45歳、58歳の節目年齢の者のみに送付され、その他の年齢の者には直近1年の加入記録等を記載した簡易版が送付される。ただし、平成21年度の第1回の「ねんきん定期便」は、すべての加入者に詳細版が送付されている。したがって、本調査の各項目は、平成21年度に送付された「ねんきん定期便」（詳細版）（ただし、4-7月生まれの者で、節目年齢の者については平成22年度に送付された「ねんきん定期便」）から、過去の加入履歴等が転記されたものである。

表 1 性別・年齢階級別 回収件数・有効回答数

| | 回収件数 | | | 有効回答数 | | | 有効回答率(%) | | |
|---------|-------|-------|-------|-------|-----|-----|----------|------|------|
| | 合計 | 男子 | 女子 | 合計 | 男子 | 女子 | 合計 | 男子 | 女子 |
| 合計 | 2,071 | 1,035 | 1,036 | 1,754 | 901 | 853 | 84.7 | 87.1 | 82.3 |
| 20 - 24 | 79 | 40 | 39 | 71 | 35 | 36 | 89.9 | 87.5 | 92.3 |
| 25 - 29 | 278 | 138 | 140 | 254 | 124 | 130 | 91.4 | 89.9 | 92.9 |
| 30 - 34 | 155 | 69 | 86 | 132 | 61 | 71 | 85.2 | 88.4 | 82.6 |
| 35 - 39 | 206 | 113 | 93 | 164 | 87 | 77 | 79.6 | 77.0 | 82.8 |
| 40 - 44 | 191 | 83 | 108 | 158 | 68 | 90 | 82.7 | 81.9 | 83.3 |
| 45 - 49 | 197 | 113 | 84 | 158 | 96 | 62 | 80.2 | 85.0 | 73.8 |
| 50 - 54 | 537 | 254 | 283 | 452 | 221 | 231 | 84.2 | 87.0 | 81.6 |
| 55 - 59 | 428 | 225 | 203 | 365 | 209 | 156 | 85.3 | 92.9 | 76.8 |

(出所) 筆者集計

2.1.3. 調査の期日

平成 22 年 7 月 29 日 (木) から 8 月 1 日 (日) まで

2.1.4. 調査項目

(1) 「ねんきん定期便」からの転記項目

- ① 加入記録の時点
- ② これまでの年金加入期間 (第 1 号、第 3 号、国民年金計、厚生年金、船員保険、加入期間合計)
- ③ 50 歳未満は、これまでの加入実績に応じた年金額 (老齢基礎年金、老齢厚生年金、合計額)
- ④ 50 歳以上は、老齢年金の見込額 (老齢基礎年金、老齢厚生年金 (報酬比例と定額部分の別)、合計額)
- ⑤ これまでの保険料納付額 (国民年金 (第 1 号被保険者期間分)、厚生年金保険 (本人負担分)、合計額)
- ⑥ 国民年金被保険者期間における未納月数
- ⑦ 厚生年金保険の各年度の 4 月の標準報酬
- ⑧ 国民年金保険料の各年度の 4 月の納付状況 (納付済み、未納、全免など 13 区分)

(2) 通常調査項目

- ① 性別、生年月、最終学歴、現在の就業状態、年間収入
- ② 世帯人員、同居家族の続柄、世帯の年間収入、貯蓄
- ③ 配偶関係、結婚した年齢、離別・死別した年齢
- ④ 子どもの人数 (別居を含む)、第 1 子の年齢、末子の年齢
- ⑤ 配偶者の年齢、最終学歴、現在の就業状態、年間収入 (有配偶の場合)
- ⑥ 結婚時に両親と同居していたかどうか (未婚以外)

⑦ 結婚時に両親と別居でその後同居したかどうか、その理由と時期（有配偶の場合）

(3) 今後の就業継続・保険料納付に関する意識

- ① 正社員としての退職年齢（第2号被保険者）
- ② パート・嘱託などとしての継続就業に関する意識（第2号被保険者）
- ③ 国民年金保険料についての納付の意思（第1号被保険者）

2.2. 基本的な集計結果からみた本調査のサンプルの特徴

本調査は、公募モニターを使ったインターネット調査⁷であり、労働政策研究・研修機構（2005）によると、その回答者には、郵送調査と同様な特徴（高学歴、労働時間が短い、不安・不満等が強い等）が観察されたとしている。さらに、本調査では、「ねんきん定期便」を保管しており、その転記に同意した者のみを対象としているため、サンプルバイアスには十分に留意する必要がある。そのため、本調査のサンプルとなった者の特徴を整理しておくことは、この調査結果を分析する上で極めて重要である。そこで、性別、配偶関係、最終学歴、就業状態、年金加入種別について、信頼のおける公的な統計との比較を行うことにより、本調査のサンプルの特徴を整理した。

表2は、性別・配偶関係別のサンプル数（有効回答数。以下同じ。）である。これを平成17年国勢調査の結果（表3）と比較すると、大きな差は見られず、配偶関係別の分布に大きな偏りは見られない。

表2 性別・配偶関係別 サンプル数

| | 20-49歳 | | | | 50-59歳 | | | | | |
|-----|--------|-----|--------|-----|--------|-----|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | 女子 | 合計 | 男子 | 女子 | | | | |
| 合計 | 938 | 472 | 100.0% | 466 | 100.0% | 817 | 430 | 100.0% | 387 | 100.0% |
| 有配偶 | 511 | 213 | 45.1% | 298 | 63.9% | 657 | 342 | 79.5% | 315 | 81.4% |
| 未婚 | 387 | 242 | 51.3% | 145 | 31.1% | 88 | 59 | 13.7% | 29 | 7.5% |
| 離別 | 38 | 17 | 3.6% | 21 | 4.5% | 55 | 27 | 6.3% | 28 | 7.2% |
| 死別 | 2 | 0 | 0.0% | 2 | 0.4% | 17 | 2 | 0.5% | 15 | 3.9% |

(出所) 筆者集計

⁷ 平成22年通信動向調査によると、インターネットの利用者は、20歳代97.4%、30歳代95.1%、40歳代94.2%、50歳代86.6%となっている。また、本調査を委託した株式会社マクロミルの国内有効モニター数（2011年3月末現在）は1,014,000人、うち50歳代は85,000人（8.4%）である。（マクロミル、2011）

表 3 性別・配偶関係別 人口 (単位：万人)

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|-----|--------|-------|--------|-------|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 4,935 | 2,484 | 100.0% | 2,450 | 100.0% | 1,874 | 925 | 100.0% | 948 | 100.0% |
| 有配偶 | 2,671 | 1,240 | 49.9% | 1,431 | 58.4% | 1,514 | 747 | 80.7% | 768 | 80.9% |
| 未婚 | 2,045 | 1,171 | 47.1% | 874 | 35.7% | 165 | 111 | 12.0% | 54 | 5.7% |
| 離別 | 200 | 70 | 2.8% | 131 | 5.3% | 130 | 53 | 5.7% | 77 | 8.2% |
| 死別 | 19 | 4 | 0.2% | 15 | 0.6% | 64 | 14 | 1.5% | 50 | 5.2% |

(注) 配偶関係不詳を除く。

(出所) 平成 17 年国勢調査 (総務省)

表 4 は、性別・最終学歴別のサンプル数である。これを平成 19 年就業構造基本調査 (表 5) と比較すると、本調査のサンプルでは、高学歴が多くなっていることがわかる。たとえば、50-59 歳の男子で大学卒以上の比率をみると、本調査では 63.1%であることに対して、全国調査では 30.4%にとどまっている。このような傾向は、女子や 20-49 歳の年齢層でも同様であり、本調査では高学歴に著しく偏ったサンプルの構成になっていることに留意が必要である。

表 4 性別・最終学歴別 サンプル数

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|------|--------|-----|--------|-----|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 938 | 472 | 100.0% | 466 | 100.0% | 817 | 430 | 100.0% | 387 | 100.0% |
| 中学 | 13 | 6 | 1.3% | 7 | 1.5% | 12 | 6 | 1.4% | 6 | 1.6% |
| 高校 | 226 | 95 | 20.1% | 131 | 28.1% | 255 | 107 | 24.9% | 148 | 38.2% |
| 専門学校 | 110 | 46 | 9.7% | 64 | 13.7% | 59 | 28 | 6.5% | 31 | 8.0% |
| 短大高専 | 98 | 14 | 3.0% | 84 | 18.0% | 111 | 19 | 4.4% | 92 | 23.8% |
| 大学 | 419 | 255 | 54.0% | 164 | 35.2% | 352 | 245 | 57.0% | 107 | 27.6% |
| 大学院 | 72 | 56 | 11.9% | 16 | 3.4% | 28 | 25 | 5.8% | 3 | 0.8% |

(出所) 筆者集計

表 5 性別・最終学歴別 人口 (単位: 万人)

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 4,603 | 2,305 | 100.0% | 2,298 | 100.0% | 1,799 | 895 | 100.0% | 904 | 100.0% |
| 中学 | 247 | 151 | 6.6% | 96 | 4.2% | 253 | 135 | 15.1% | 119 | 13.1% |
| 高校 | 1,840 | 937 | 40.6% | 904 | 39.3% | 899 | 413 | 46.2% | 486 | 53.7% |
| 専門学校 | 700 | 309 | 13.4% | 391 | 17.0% | 141 | 49 | 5.4% | 93 | 10.3% |
| 短大高専 | 564 | 78 | 3.4% | 486 | 21.1% | 153 | 26 | 2.9% | 127 | 14.0% |
| 大学 | 1,147 | 745 | 32.3% | 402 | 17.5% | 333 | 255 | 28.5% | 78 | 8.6% |
| 大学院 | 105 | 85 | 3.7% | 20 | 0.9% | 19 | 17 | 1.9% | 2 | 0.2% |

(注) 在学中・不詳を除く。

(出所) 平成 19 年就業構造基本調査 (総務省)

表 6 は、性別・就業状態別のサンプル数である。これを平成 19 年就業構造基本調査 (表 7) と比較すると、本調査のサンプルでは、正社員の割合が低く、求職中・無業の割合が高くなっている。たとえば、50-59 歳の男子で正社員の比率をみると 55.1% であることに對し、就業構造基本調査では 69.6% に上っている。ただし、共済組合の加入者 (公務員等、50-59 歳の男子では人口の 10.3%) を調査対象から除外しているため、それほど大きな偏りが生じているわけではない。一方、求職中・無業はサンプルが 16.9% であることに對して就業構造基本調査では 8.3% である。このような傾向は、女子や 20-49 歳の年齢層でも程度の差こそあれ同様であり、本調査では求職中・無業の割合が高くなっていることに留意が必要である。また、比較対象とした就業構造基本調査がリーマンショック (2008 年 9 月) 前のものであり、本調査の諸調査時点では就業状態の構成が変化している可能性があり、この点についても留意が必要である。

表 6 性別・就業状態別 サンプル数

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|------|--------|-----|--------|-----|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 938 | 472 | 100.0% | 466 | 100.0% | 817 | 430 | 100.0% | 387 | 100.0% |
| 自営業主 | 34 | 23 | 4.9% | 11 | 2.4% | 78 | 62 | 14.4% | 16 | 4.1% |
| 家族従業 | 15 | 3 | 0.6% | 12 | 2.6% | 22 | 5 | 1.2% | 17 | 4.4% |
| 正社員 | 403 | 312 | 66.1% | 91 | 19.5% | 274 | 237 | 55.1% | 37 | 9.6% |
| パート等 | 209 | 65 | 13.8% | 144 | 30.9% | 175 | 53 | 12.3% | 122 | 31.5% |
| 求職中 | 102 | 44 | 9.3% | 58 | 12.4% | 62 | 35 | 8.1% | 27 | 7.0% |
| 無業 | 175 | 25 | 5.3% | 150 | 32.2% | 206 | 38 | 8.8% | 168 | 43.4% |

(出所) 筆者集計

表 7 性別・就業状態別 人口 (単位: 万人)

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|------|--------|-------|--------|-------|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 4,964 | 2,509 | 100.0% | 2,455 | 100.0% | 1,847 | 917 | 100.0% | 930 | 100.0% |
| 自営業主 | 193 | 136 | 5.4% | 57 | 2.3% | 164 | 123 | 13.5% | 41 | 4.4% |
| 家族従業 | 54 | 18 | 0.7% | 36 | 1.5% | 41 | 3 | 0.3% | 38 | 4.1% |
| 正社員 | 2,590 | 1,795 | 71.6% | 795 | 32.4% | 871 | 638 | 69.6% | 233 | 25.1% |
| パート等 | 1,100 | 295 | 11.8% | 805 | 32.8% | 374 | 76 | 8.3% | 298 | 32.0% |
| 求職中 | 274 | 100 | 4.0% | 175 | 7.1% | 70 | 26 | 2.8% | 44 | 4.8% |
| 無業 | 752 | 165 | 6.6% | 587 | 23.9% | 326 | 50 | 5.5% | 276 | 29.7% |

(出所) 平成 19 年就業構造基本調査 (総務省)

表 8 は、性別・年金加入種別別のサンプル数である。これを社会保障審議会事務局年金数理部会で調査したデータ (表 9) と比較すると、サンプルでは第 1 号被保険者の割合が全体的に少なくなっているほか、50-59 歳の女子の年金加入種別別の構成割合が大きく異なっている。とりわけ、第 3 号被保険者の比率は、サンプルでは 53.0%となっていることに対して、実際の比率は 33.6%であり、50-59 歳の女子は第 3 号被保険者にかなり偏っていることがわかる。なお、サンプルには共済組合の加入者が含まれないにもかかわらず、第 2 号被保険者の割合がほぼ同じになっていることから、50-59 歳の女子を除いて、第 1 号被保険者より第 2 号被保険者にやや偏っているものと考えられる。

表 8 性別・年金加入種別別 サンプル数 (2008 年 4 月現在の加入種別で分類)

| | 20-49歳 | | | | | 50-59歳 | | | | |
|-------|--------|-----|--------|-----|--------|--------|-----|--------|-----|--------|
| | 合計 | 男子 | | 女子 | | 合計 | 男子 | | 女子 | |
| 合計 | 938 | 472 | 100.0% | 466 | 100.0% | 817 | 430 | 100.0% | 387 | 100.0% |
| 第 1 号 | 197 | 110 | 23.3% | 87 | 18.7% | 211 | 110 | 25.6% | 101 | 26.1% |
| 第 2 号 | 512 | 321 | 68.0% | 191 | 41.0% | 372 | 302 | 70.2% | 70 | 18.1% |
| 第 3 号 | 149 | 3 | 0.6% | 146 | 31.3% | 214 | 9 | 2.1% | 205 | 53.0% |
| 非加入 | 80 | 38 | 8.1% | 42 | 9.0% | 20 | 9 | 2.1% | 11 | 2.8% |

(注) 非加入は、ねんきん定期便に記録の記載がないと答えたサンプルである。また、第 2 号は厚生年金保険の被保険者のみであり、共済組合は含まない。

(出所) 筆者集計