

defined as the share of the elderly and young living below the 40% of the mean income of the young in 1980. This figure reflects the combination of the results shown in Figures 1 and 2, and indicates that an uptrend of household income has more than offset an upward momentum of income inequality for both the elderly and young.

- (3) Figure 4 examines the time series evolution of the average health care benefit. There is a widening gap between rising benefits by the elderly and relatively stable ones by the young. This does not necessarily evidence a relative deterioration in health status of the elderly. An increasing share of the very old (aged 70 and above), probably adds to average health care benefit among the elderly.

## **2. Simulated benefits**

Next, we present our simulated benefits. Figure 5 depicts the partially- and fully-simulated social security benefits measures, along with the actual benefit in each survey year. For the simulated benefits, we first calculate those values (in 2001 euro terms) for the EPI and NPI, and the males and females at each age, based on the earnings history of the 1926 cohort, and then get their weighted average in each calendar year. As seen from this chart, they showed a steady increase during the 1980s and leveled off thereafter. This probably reflects a slowdown of a rise in “generosity” of the benefit formula in the EPI; In fact, along with a rise in the average period of contributions, the MHLW lowered the actuarial rate for the earnings-related benefit to hold down growth of total benefits. In addition, both of two types of simulated benefits have been moving in almost parallel fashion to the actual benefit, while they have been higher than the latter probably because our base cohort is relatively young among the cohorts that appear in the survey and its higher wage profile makes the simulated benefits relatively high.

Figure 6 shows the time series evolution of the social security benefit initially claimed at

ages 60, 62, and 65 by year of birth for the 1926 cohort median make earnings history<sup>11</sup>. The top three curves are for the EPI, while the bottom three are for the NPI. In the case of the EPI, the benefit growth has been decelerating and even turned negative for the younger generations reflecting less generosity incorporated in recent pension reforms. In comparison, there were some small jumps in the NPI benefit, which were caused by increases in the flat benefit in recent pension reforms. In addition, this figure demonstrates a wide gap in benefit levels between the EPI and NPI, making the sector one of key sources of variation.

## **VI. Regression results**

### **1. Impact on household income**

In this section we discuss regression results, the core of our empirical analysis. Tables 1-4 contain the results of Models I-IV for each well-being measure. First, we assess the impact of the social security benefit on household income, which is summarized in Table 1. The top part of the table shows the estimated coefficients on the actual, partially-simulated, and fully-simulated benefits, controlling for age and year, based on Model I. In all of three equations, we find a significant, positive effect of the benefit on household income. However, one euro of extra benefits adds to household income by only 29-38 eurocents, suggesting that an increase in benefits substantially “crowds out” other income. This result is consistent with the results of preceding empirical studies that show a negative impact of the public pension benefit on working incentives of the elderly.

The second part of the table presents the results of Model II, in which we control for first level fixed effects of sector and gender. We do not observe any significant effect of benefits on household income: instead, sector and gender dummies have substantially significant, negative

---

<sup>11</sup> We can also present a women’s version of Figure 1, which shows almost the same pattern of evolution as seen in the case of men.

effects on it, meaning that the females as well as NPI beneficiaries tend to get lower income. One possible reason for no significant effect of the benefit in the equations of Model II is that there is some multicollinearity between at least two of the benefit, sector and gender dummies. In fact, we find a high correlation between the benefit and the sector dummy (0.785), compared to that between the benefit and the gender dummy (0.105) and between the two dummies (-0.01) (not reported in the table). This makes sense, since the EPI has both the flat and earning-related components whereas the NPI has only the flat component, making the levels of the two benefits quite different. As a result, the variation in benefits is reflected largely in the coefficient on the sector dummies. We also estimate Model I', which exclude the sector dummy, and obtain significant coefficients on the benefits.

In the bottom two parts of the table, we show the results of Models III and IV, in which we control for both the first and second level fixed effects. Whether including the cross term of age and year dummies (in Model III) or not (in Model IV), we fail to find any significant effect of the benefit (except for a 10% significant effect of the actual benefit in Model IV). The multicollinearity between the benefit and the sector dummy seems to make the estimation results unstable here again. For these models, we also estimate the modified versions – Models III' and IV', respectively – which exclude the sector dummy, and observe a significant, positive effect of the benefit but no significant coefficient on the gender dummy.

All in all, we can confirm the social security benefit significantly adds to household income of the elderly (using some types of equations) but that the benefit crowds out other forms of income. While the extent of crowding out depends on model specifications, it is in the range of 20% and 52%.

## **2. Impact on other well-being outcomes**

Tables 2 and 3 explore the impact on income poverty of the elderly. We present the results

of Models I-IV and Models II'-IV' as in Table 1, taking into account of the possible multicollinearity between the benefit and the sector dummy. Table 2 examines the impact on relative poverty rates. Except for the simulated benefits in Models III and IV, we find that the benefit significantly lowers the poverty rates of the elderly. This is probably because pension benefits, which are mainly financed by income transfer from the young, raised average income of the elderly on an after-tax basis. In addition, based on the results of Model II, which includes the first-level fixed effects only, we find that the females as well as NPI beneficiaries face higher income poverty rates. It looks reasonable, since their incomes are relatively low. Meanwhile, Table 3 shows the results for the absolute income poverty. The overall pattern is almost the same as observed in Table 2, suggesting that the benefit lowers income poverty. The size of the impact of the benefit, however, is somewhat smaller than in the case of relative poverty.

Table 4 examines the result for the health care benefit, which we take as a proxy of health status due to limited information from the SIR. Unfortunately, we find little consistent pattern of the social security benefit on health care benefit. This implies that the health care benefit cannot tell precisely about health status of the elderly, since the health care benefit depends heavily on health care policies as well as demographic factors. Moreover, the social security benefit has two opposing effects on health care benefit; on the one hand, a higher benefit may improve the elderly's health status and thus reduce their dependence on health care, and on the other hand, the income effect may raise their spending on it.

## **VI. Conclusion**

We have investigated the impact of the social security benefits on some well-being measures of the elderly in Japan during the past two decades, based on the cross-sectional data

from the Surveys on Income Redistribution. We confirm that the social security programs have improved the welfare of the elderly at least in terms of household income and poverty. However, three things should be noted.

First, the social security benefit crowds out other sources of the elderly's income. This is consistent with the result of the preceding studies that shows a negative impact of the public pension eligibility and benefits on working incentives of the elderly. Accordingly, growth of equivalized income of the elderly has been lower than of the young despite a long-term increase in the benefit.

Second, our empirical results imply that additional sources of variation – gender and sector (public pension group) – significantly affect the evolution of well-being of the elderly. The female elderly as well as the beneficiaries of the National Pension Insurance program face significantly lower income and high poverty rates than other groups. We thus have to explicitly take into account these sources of variation to precisely identify the effect of benefit changes.

Third, to assess the impact of social security on well-being of the elderly more precisely, we need more evidence on the effects on well-being measures – consumption, consumption poverty, health status and subjective assessment of happiness – which are not available in our dataset. Our tentative results regarding the impact on health care spending, even if not an approximate proxy of health status, imply that the impact of social security programs is so complicated that it should be analyzed in as many aspects as possible.

## References

- Iwamoto, Y. & Fukui, T. (2001). "The impact of income on the choice of coresidence with parents," *JCER Economic Journal*, 42, 21-43 (in Japanese).
- Ohtake, F. (1991), "Bequest motives of aged households in Japan," *Ricerche Economiche*, 45 (2-3),

283-306.

Oshio, T. and A.S. Oishi (2003), "Financial Implications of Social Security Reforms in Japan," *Quarterly of Social Security Research*, 39 (3), 216-233 (in Japanese).

Oshio, T. (2005), "Income inequality and redistribution policies in Japan during the 1980s and 1990s," *mimeo*.

Oshio, T. and A.S. Oishi (2004), "Social security and retirement in Japan: an evaluation using micro-data," *Social Security Programs and Retirement around the World*, ed. by J Gruber and D. Wise, The University of Chicago Press, 399-460.

Shimizutani S. (2005), "Long-term Care Insurance and Precautionary Saving," *mimeo*.

Yashiro, N. and T. Oshio (1999), "Social Security and Retirement in Japan," *Social Security and Retirement around the World*, ed. by J. Gruber and D. Wise, The University of Chicago Press, 239-267.

Figure 1. After-tax household income

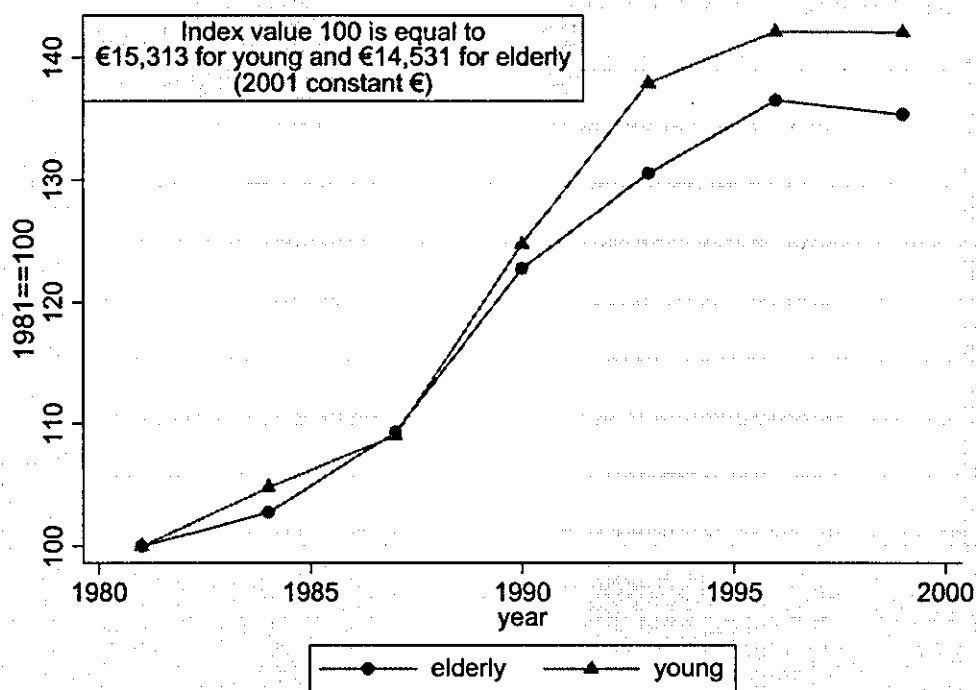


Figure 2. Relative income poverty

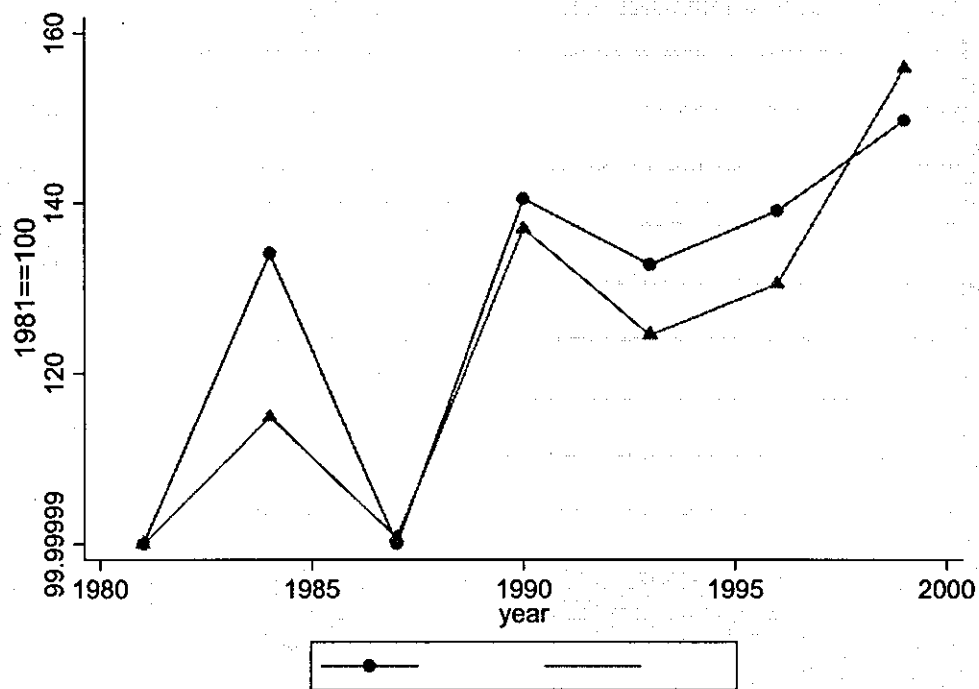


Figure 3. Absolute income poverty

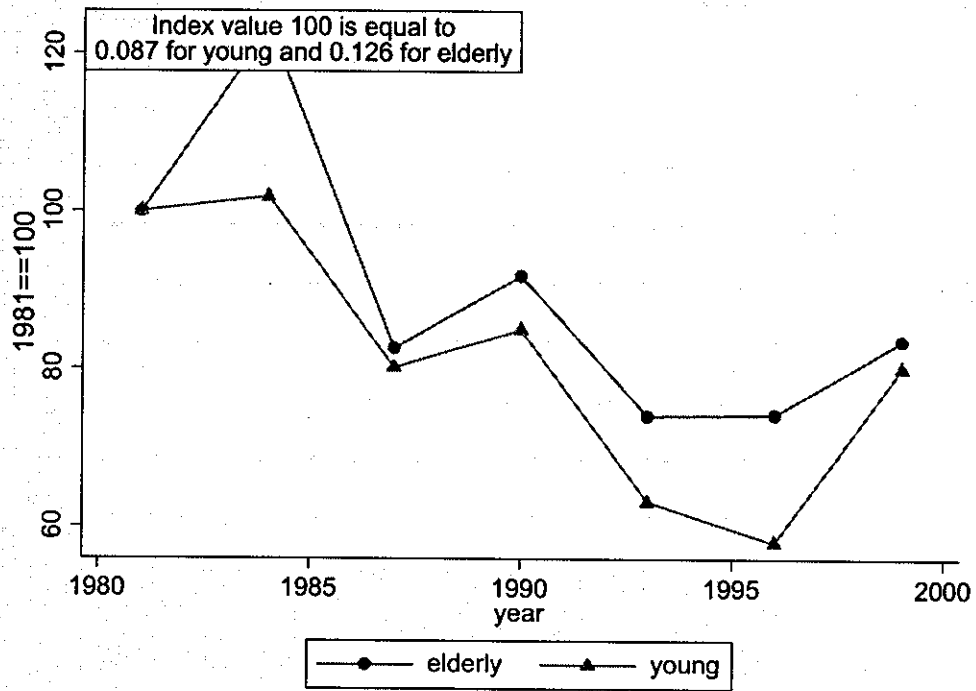


Figure 4. Health care benefit

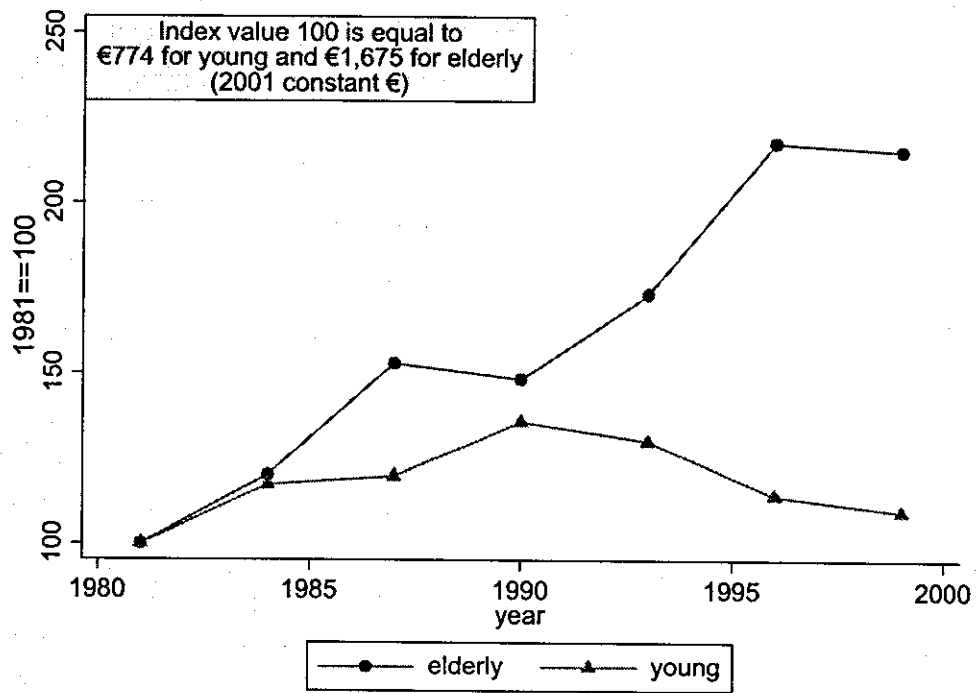




Figure 5. Average actual and simulated social security benefits

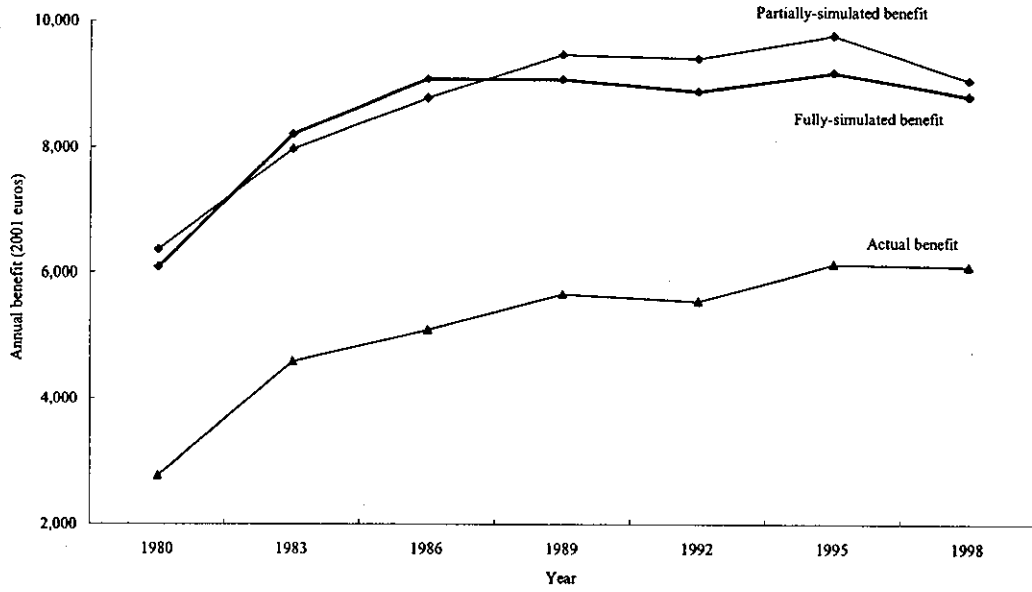


Figure 6. Average social security benefit initially claimed at different ages by year of birth for the 1926 cohort median male earnings history

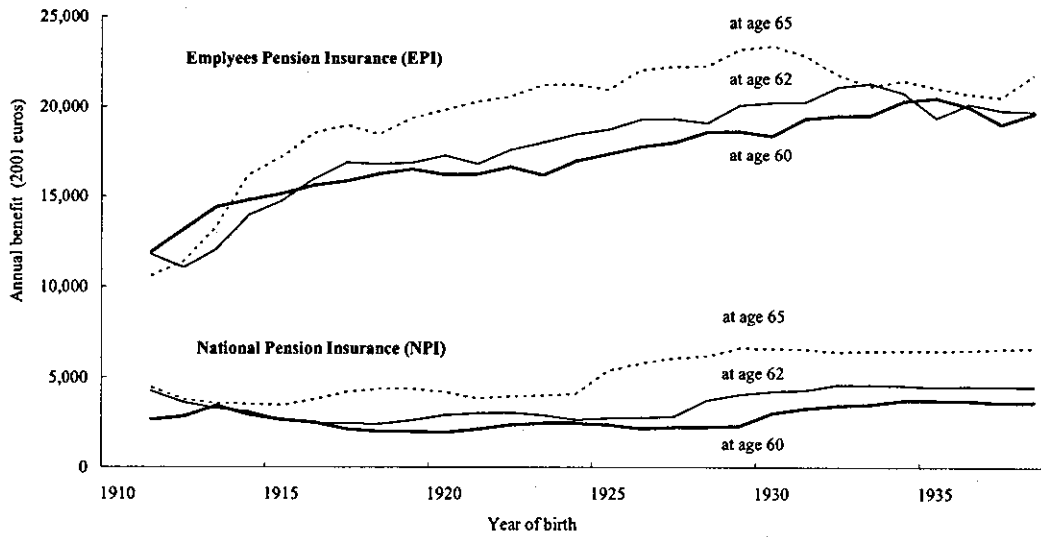


Table 1. Regression results: Total household income

Model I	
	Benefit
Actual	0.382 *** (0.066)
Partially-simulated	0.293 *** (0.039)
Fully-simulated	0.295 *** (0.039)

Model II: controlling for first-level fixed effects			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.144 (0.126)	-4360.2 *** (449.3)	-2553.3 *** (907.1)
Partially-simulated	-0.054 (0.060)	-4456.3 *** (500.1)	-3946.6 *** (708.0)
Fully-simulated	-0.067 (0.061)	-4504.5 *** (501.1)	-4050.3 *** (703.5)

Model III: controlling for first- and second-level fixed effects (except for age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.065 (0.138)	-3554.6 (2364.3)	-2798.9 (2515.5)
Partially-simulated	0.018 (0.155)	-675.6 (2646.1)	-4436.0 (2503.0)
Fully-simulated	-0.037 (0.171)	-2454.8 (2658.9)	-4676.2 (2530.4)

Model IV: controlling for first- and second-level fixed effects (including age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.284 * (0.167)	-2948.5 (2351.1)	-1919.1 (2566.1)
Partially-simulated	-0.023 (0.162)	-827.6 (2640.6)	-4550.2 * (2540.6)
Fully-simulated	-0.049 (0.176)	-2533.1 (2653.1)	-4671.1 * (2567.6)

Model II'		
	Benefit	Gender
Actual	0.455 *** (0.061)	-4645.8 *** (440.5)
Partially-simulated	0.205 *** (0.039)	-3486.8 *** (482.0)
Fully-simulated	0.204 *** (0.040)	-3496.2 *** (483.5)

Model III'		
	Benefit	Gender
Actual	0.452 *** (0.061)	-3826.4 (2331.2)
Partially-simulated	0.238 *** (0.040)	-1029.6 (2617.2)
Fully-simulated	0.239 *** (0.041)	617.4 (2622.1)

Model IV'		
	Benefit	Gender
Actual	0.516 *** (0.062)	-3376.5 (2300.4)
Partially-simulated	0.237 *** (0.041)	-1019.7 (2623.5)
Fully-simulated	0.238 *** (0.041)	635.6 (2628.0)

(Note) The numbers in the parentheses are standard errors. \* means

\*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

**Table 2. Regression results: relative income poverty**

Model I	
	Benefit
Actual	-0.189 *** (0.014)
Partially-simulated	-0.125 *** (0.008)
Fully-simulated	-0.128 *** (0.008)

Model II: controlling for first-level fixed effects		
	Benefit	Sector
Actual	-0.151 *** (0.027)	1003.2 *** (95.2)
Partially-simulated	-0.054 *** (0.013)	661.1 *** (105.6)
Fully-simulated	-0.055 *** (0.013)	657.0 *** (105.8)

Model III: controlling for first- and second-level fixed effects (except for age*year)		
	Benefit	Sector
Actual	-0.120 *** (0.028)	741.1 (479.4)
Partially-simulated	0.014 (0.032)	793.0 (538.0)
Fully-simulated	0.002 (0.035)	1196.9 ** (540.7)

Model IV: controlling for first- and second-level fixed effects (including age*year)		
	Benefit	Sector
Actual	-0.178 *** (0.033)	621.6 (467.3)
Partially-simulated	0.014 (0.032)	804.8 (524.2)
Fully-simulated	0.007 (0.035)	1220.4 ** (526.8)

Model II'		
	Benefit	Gender
Actual	-0.206 *** (0.013)	1054.0 *** (93.2)
Partially-simulated	-0.114 *** (0.008)	435.5 *** (102.4)
Fully-simulated	-0.117 *** (0.008)	428.2 *** (102.6)

Model III'		
	Benefit	Gender
Actual	-0.205 *** (0.013)	-45.5 (489.2)
Partially-simulated	-0.120 *** (0.008)	308.8 (550.6)
Fully-simulated	-0.123 *** (0.009)	-152.9 (550.9)

Model IV'		
	Benefit	Gender
Actual	-0.211 *** (0.013)	-171.1 (479.1)
Partially-simulated	-0.120 *** (0.084)	310.8 (544.3)
Fully-simulated	-0.122 *** (0.086)	-147.0 (545.6)

(Note) The numbers in the parentheses are standard errors. \* means \*\*, \*\*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Table 3. Regression results: absolute income poverty

Model I	
	Benefit
Actual	-0.148 *** (0.012)
Partially-simulated	-0.092 *** (0.007)
Fully-simulated	-0.094 *** (0.007)

Model II: controlling for first-level fixed effects		
	Benefit	Sector
Actual	-0.107 *** (0.022)	691.2 *** (79.9)
Partially-simulated	-0.033 *** (0.010)	450.6 *** (87.2)
Fully-simulated	-0.036 *** (0.011)	441.2 *** (87.3)

Model III: controlling for first- and second-level fixed effects (except for age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	-0.099 *** (0.024)	937.9 (403.3)	581.2 (429.0)
Partially-simulated	0.020 (0.026)	633.1 (446.3)	189.8 (446.3)
Fully-simulated	0.008 (0.029)	1437.0 *** (448.7)	139.6 (427.0)

Model IV: controlling for first- and second-level fixed effects (including age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	-0.118 *** (0.028)	815.2 ** (399.9)	594.3 (436.5)
Partially-simulated	0.022 (0.027)	641.3 (432.1)	143.5 (415.7)
Fully-simulated	0.020 (0.029)	1472.9 *** (434.3)	136.7 (420.3)

Model II'		
	Benefit	Gender
Actual	-0.160 *** (0.011)	740.1 *** (78.3)
Partially-simulated	-0.085 *** (0.007)	256.4 *** (84.7)
Fully-simulated	-0.088 *** (0.007)	248.4 *** (84.7)

Model III'		
	Benefit	Gender
Actual	-0.159 *** (0.011)	18.5 (414.8)
Partially-simulated	-0.089 *** (0.007)	658.2 (461.1)
Fully-simulated	-0.092 *** (0.007)	-202.3 (460.2)

Model IV'		
	Benefit	Gender
Actual	-1.670 *** (0.113)	-93.1 (416.6)
Partially-simulated	-0.894 *** (0.070)	652.9 (454.5)
Fully-simulated	-0.914 *** (0.072)	-202.9 (454.5)

(Note) The numbers in the parentheses are standard errors. \* means

\*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Income poverty rates are multiplied by 10,000.

Table 4. Regression results: health care expenditure

Model I		Benefit	
Actual	0.066 ***		
	(0.022)		
Partially-simulated	-0.001		
	(0.013)		
Fully-simulated	-0.001		
	(0.014)		

Model II: controlling for first-level fixed effects			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.088 *	135.2	204.8
	(0.047)	(166.5)	(336.1)
Partially-simulated	-0.038 *	95.9	-655.4 **
	(0.022)	(183.3)	(259.5)
Fully-simulated	-0.037 *	100.9	-636.3 **
	(0.022)	(183.8)	(258.0)

Model III: controlling for first- and second-level fixed effects (except for age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.114 **	1221.1	-2.3
	(0.052)	(881.8)	(938.2)
Partially-simulated	-0.119 **	2147.8 **	-1259.1
	(0.057)	(973.6)	(920.9)
Fully-simulated	-0.128 **	1107.5	-1315.3
	(0.063)	(978.6)	(931.3)

Model IV: controlling for first- and second-level fixed effects (including age*year)			
	Benefit	Gender	Sector
Actual	0.037	1202.054	-503.746
	(0.063)	(871.406)	(951.070)
Partially-simulated	-0.117 **	2208.058 *	-1455.064
	(0.059)	(954.557)	(918.396)
Fully-simulated	-0.132 **	1149.587	-1543.542 *
	(0.064)	(958.752)	(927.877)

Model II'		Benefit		Gender	
Actual	0.063 ***				158.1
	(0.022)				(162.1)
Partially-simulated	0.005				256.9
	(0.014)				(172.7)
Fully-simulated	0.006				259.3
	(0.014)				(173.0)

Model III'		Benefit		Gender	
Actual	0.064 ***				-473.8
	(0.023)				(859.0)
Partially-simulated	0.012				1350.1
	(0.014)				(944.6)
Fully-simulated	0.013				2353.6 **
	(0.015)				(944.8)

Model IV'		Benefit		Gender	
Actual	0.049 **				-447.6
	(0.023)				(845.7)
Partially-simulated	0.017				1425.3
	(0.014)				(927.3)
Fully-simulated	0.018				2427.1 ***
	(0.015)				(927.6)

(Note) The numbers in the parentheses are standard errors. \* means \*\*, \*\*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. Income poverty rates are multiplied by 10,000.

# 日本の所得税・住民税負担の実態<sup>1</sup> —マイクロ・シミュレーションによる分析—

田近栄治（一橋大学大学院経済学研究科）<sup>2</sup>

八塩裕之（財務省財務総合政策研究所）<sup>3</sup>

## 1. 分析の目的と結果の概要

本稿の目的は日本の所得税・住民税の負担の実態とその問題点を示すことである。後述のように日本の所得税の問題は所得控除が大きすぎ、その負担が一部の階層にかたよっていることであると考えられる。この点の是正の一環として 2004 年に控除が一部見直され、また現在定率減税の廃止が検討されている。本稿ではこうした税制の現状と、これらの税制改革が負担にあたるインパクトについて検証する。また今後の人口高齢化に備え所得税の増税が不可避と考えられる中で、増税、特に所得控除の縮小が負担にどのような影響を与うるかについても分析する。

税負担の実態や家計に及ぼす効果については、家計のさまざまな違いを考慮することができる個票を用いたマイクロ・シミュレーション分析が多くの国で行われており、それによって、税制改革や社会保障改革の効果が検証されてきた<sup>4</sup>。代表的な家族形態を用いた分析と異なり、この方法を用いると税負担の実態を経済全体や所得階級ごとに分析できるという利点がある。本稿でもこの手法を用いて分析をおこなう。用いるデータは平成 13 年度の国民生活基礎調査の個票である。

マイクロ・シミュレーションによる日本の税負担の分析は、これまで田近・古谷(2003a)、(2003b)によってなされており、本稿でもこれに準じた方法を用いる。分析では個人ではなく、世帯の税負担に着目する。まず全世帯を 10 の所得階級に分類した上で、階級ごとに税負担の現状と、税制改革がそれに及ぼす影響について分析する。一方日本では給与所得控除や公的年金等控除のために、所得額が同じでも所得の形態によって税負担が大きく異なる。そこで分析では全世帯を給与世帯（世帯所得のうち給与収入が 50%以上を占める世帯）、年金世帯（世帯所得のうち公的年金収入が 50%以上を占める世帯）、その他世帯の 3 タイプに分類し、タイプによって税負担がどの程度違うかについても検証する。

次に分析結果を説明する。結果は以下の 5 点にまとめられる。まず第 1 点に、日本の税制の大きな問題点とされる所得控除の実態について調査した。分析によると日本では全所得のうち 60%以上が所得控除として課税ベースから除外されており、課税ベースが非常に

<sup>1</sup> 本稿の内容はすべて著者個人の見解であり、著者が属する機関の見解を示すものではない。

<sup>2</sup> 連絡先 tajika@econ.hit-u.ac.jp

<sup>3</sup> 連絡先 hiroyuki.yashio@mof.go.jp

<sup>4</sup> たとえば Duncan & Weeks (1997)、Wagenhals (2000)、Gupta & Kapur (2000) など多数の先行研究がある。これまでの研究成果は田近・古谷(2003a)にまとめられている。

せまくなっている。控除のうち大きいのは給与に対する給与所得控除と、年金に対する公的年金等控除であり、特に年金世帯では公的年金等控除のために、10階級のうち所得上位第3階級である第Ⅷ階級でも所得全体に占める課税所得の比率はわずか20%しかない。

このように大きな控除の結果、所得階級間・(所得発生形態による)世帯タイプ間で税負担の大きなかたよりが発生している。まず所得階級間の税負担の違いをみると、所得最上位階級以外では、一般的に税負担は軽いことが示された。負担が重いのは税でなくむしろ社会保険料であると考えられる。これが分析結果の2点目のポイントである。こうした傾向は所得下位ほど顕著であり、たとえば給与世帯の第Ⅰ階級(所得最下位)では税負担はほとんどゼロであるのに対し、保険料負担は世帯所得全体の13%にもなる。また中位階級である第Ⅳ階級では、給与世帯の半数以上で世帯所得に占める税負担比率は2%以下にとどまっており、税負担は重いとはいえない。一方累進的な税率構造を反映して、所得最上位階級(第Ⅹ階級)だけは税負担が保険料負担を上回っており、この階級に税負担が集中する結果となっている。

次に分析の3点目のポイントとして、税負担を(所得発生形態による)3つの世帯タイプ別にみると、年金世帯の税負担が非常に軽いことが示された。年金世帯の税負担が軽いのは公的年金等控除のためである。また年金世帯では社会保険料負担も少ない結果、税と保険料をあわせた負担は、大きく軽減されている。年金世帯はおもに高齢世帯であり、これは日本では税・保険料負担の世代間の格差が大きいことを意味する。

次に4点目として、2004年の税制改正と、2006年に予定されている定率減税廃止が税負担に及ぼす効果を分析した。先に述べたような、税・保険料負担の世代間アンバランスの是正の一環として2004年では老年者控除が廃止され、公的年金等控除が縮小された。分析によると改革によって所得中・上位の年金世帯で税負担がやや増大したが、それでも公的年金等控除は依然大きく、改革の効果は限定的であったと考えられる。一方定率減税廃止の影響をみると、減税廃止によって負担が増大するのはおもに所得上位階級であり、所得下位階級の税負担はあまり変化しないことがわかった。このようになるのは、この階級には所得控除のためにもともと税負担がゼロであるものが多く含まれるからである。この結果減税廃止による税負担の増加は全体で1%程度にとどまることが示された。

今後高齢化社会を迎えるにあたって、日本では所得税の増税が不可避であると考えられる。しかし定率減税廃止が大きな負担をもたらさないことからわかるように、課税ベースが大きく侵食されたまま税率変更のみによって増税をおこなうことには限界があると考えられる。そこで分析の第5点目に、所得控除の縮小、特に給与所得控除と公的年金等控除の縮小がもたらす効果について分析した。たとえば、2つの控除をそれぞれ、現状の控除最低額(給与所得控除は65万円、公的年金等控除は70万円)にまで大きく縮小した場合、税負担は給与世帯・年金世帯を中心に増大し、これらの世帯全体で2~3%程度の税負担増加となる。しかしこの場合でも所得下位2階級の税負担はほとんど増えず、負担が増大するのは所得上位8階級であった。給与所得控除と公的年金控除は単なる減税効果に

とどまらず税制を大きくゆがめていると考えられ(田近・古谷(2003b)、田近・八塩(2004))、こうした歪み是正の点からも今後縮小が検討されるべきであると考えられる。

本稿の構成は以下である。まず第2節で分析方法を説明し、第3節で2004年税制改正前の所得控除、税負担の状況を示す。続いて第4節で2004年税制改正および定率減税が税負担に与える効果、第5節で所得控除、特に給与所得控除と公的年金等控除の縮小がもたらす効果について示す。第6節で議論を総括する。

## 2. 分析の方法

本稿の分析は平成13年度の国民生活基礎調査の個票を用いたマイクロ・シミュレーション分析であり、その方法は基本的に田近・古谷(2003a)、(2003b)と同じである。まず各世帯の所得税・住民税負担を、データの所得情報・家族形態情報を使って計算する<sup>5</sup>。次に上記で計算した所得税・住民税額とデータに示された社会保険料額、所得額、家族形態の情報を使って、各世帯の調整済可処分所得(= 世帯可処分所得  $\div$   $\sqrt{\text{世帯人員数}}$ )を計算し、

これに基づいて全世帯を10の所得階級に分類する。そしてこの所得階級ごとに税負担の実態と税制改革の効果を分析した。基礎調査の所得票には30386世帯のデータがあるが、そのうち社会保険料額が不明である世帯を分析から除外したため、分析対象は29110世帯である。手元のデータには各世帯が支払った所得税額の情報も示されているが住民税額は示されていないため、分析ではこの情報を使わず、データの所得情報から税額を計算する方法をとった(田近・古谷(2003a)、(2003b))。本稿では所得控除がどれだけ課税ベースを侵食しているかにも興味があるが、こうした方法をとることで所得控除の実態についても分析できる(なおこの方法で計算した所得税額とデータに示された所得税額がどれだけ異なるか、またこうして計算した所得税収がマクロの所得税収とどれだけ異なるかを検証した結果を、表2-1、2-2に示した)。

一方日本では給与所得控除や公的年金等控除のために、所得額が同じであってもその発生形態によって税負担が大きく異なる。こうした実態を示すために、分析では全世帯を給与世帯(給与収入が世帯所得の50%を超える世帯)、年金世帯(公的年金収入が世帯所得の50%を超える世帯)、その他世帯の3タイプに分類して、それぞれのタイプの税負担について分析した。

まず表2-3に10の所得階級の概要を示した。各階級は2911世帯を含み、所得最下位である第I階級の世帯平均所得は60万円、最上位の第X階級は1577万円であり、全世帯の平均世帯所得は580万円であった。表には各所得階級を給与・年金・その他の3タイプに分類しその内訳を示している<sup>6</sup>。ここでその他世帯には、所得がゼロであった650世帯が含

<sup>5</sup>分析の際に考慮した所得控除や税額の計算方法は、すべて田近・古谷(2003a)、(2003b)に準じた。詳細はこれらの文献を参照のこと。

<sup>6</sup>各タイプの平均世帯所得は給与世帯・年金世帯でそれぞれ714万円、216万円であった。



まれている。表によると給与世帯が 18389 世帯で多く、分布的にも上位階級にかたよっている一方で、年金世帯は分布の下位 5 階級に集中している。そして世帯の多くは給与・年金世帯に分類される結果、その他世帯は非常に少なく、税額ゼロの 650 世帯を除くとそれは全体の 10%以下の 2900 世帯程度しかない。以下ではここで示した所得階級・タイプ別に税負担の実態や税制改革の効果について分析する。

### 3. 2004 年税制改正前の税負担と所得控除の実態について

まず 2004 年税制改正前の税負担の実態を示す。日本の税制の問題点は所得控除が大きく、そのために課税ベースが大きく侵食されていることであるとされるが、最初にその実態を分析する。分析では実際に課税所得を計算するときの手順にしたがって、所得控除を順番に適用していったときに、所得の控除額が全体の世帯所得の何%を占めるか（以下ではこれを所得控除比率とよぶ）を、3つの世帯タイプ別、所得階級別に計算した。

結果は表 3-1 に示した。それによると全体の所得のうち 60%以上が控除によって課税ベースから除外されており、課税ベースは狭くなっている。ただし控除の大きさやその内容は世帯タイプや所得階級によって大きく異なる。それを具体的にみるために、この表から給与世帯と年金世帯の第Ⅲ階級と第Ⅷ階級の結果を抜き出して、図 3-1 に示した。まず図の給与世帯をみると、所得控除比率は第Ⅲ階級で約 94%、第Ⅷ階級でも約 62%であり、所得控除比率はかなり高い。特に給与所得控除が大きく、2つの階級ともにその比率は世帯所得全体の 1/3 になっている。

一方年金世帯の所得控除比率はさらに大きく、それは第Ⅲ階級では 98%、第Ⅷ階級でも 80%に及ぶ。年金世帯の課税所得が大きく縮小している原因は公的年金等控除が大きいからであり、それが所得全体に占める比率は第Ⅲ階級で 70%近く、第Ⅷ階級で 40%にもなっている。図 3-1 によると控除の中でも特に給与所得控除と公的年金等控除が重要であることは明らかである。

次に、2004 年税制改正前における税負担の状況を分析した。また分析ではデータから得られる社会保険料負担の実態についても示した。結果は表 3-2、3-3 に示したが、以下ではそれを抜粋した図 3-2、3-3 を使って説明する。まず図 3-2 は所得階級別・世帯タイプ別の税負担・社会保険料負担である。税負担については給与世帯の第Ⅴ階級でも 4%に満たず、所得最上位である第Ⅹ階級以外は税負担よりも社会保険料負担のほうが重い結果となっている。この傾向は所得下位階級ほど強く、たとえば給与世帯の第Ⅰ階級（最下位階級）では税負担はほとんどゼロであるのに対し、社会保険料負担は 13%にも達しており、保険料負担は非常に逆進的になっている。また税率構造が累進的であることを反映して、所得最上位の第Ⅹ階級では税負担が社会保険料負担を上回っている。表 3-2 に示したように第Ⅹ階級の税額シェアは全体の 60%近くと飛びぬけて高く、税負担が集中する結果となっている。

一方世帯タイプ別では年金世帯の税負担が非常に低いが、これは先にみたように公的年金等控除が大きいためである。たとえば年金世帯では第Ⅴ階級でも税負担は世帯所得の 1%

しかない。またこの世帯は社会保険料負担も軽く、このため税・社会保険料をあわせた負担では、ほかのタイプにくらべて負担が大きく軽減されている。年金世帯はおもに高齢世帯であるから、これは税・保険料負担に関して世代間の格差が大きいことを意味している。

図 3-3 では同じことを別の角度から示した。図には世帯タイプ別・所得階級別に、税額ゼロ世帯がしめる比率と、税負担が世帯所得の 2%以下にとどまる世帯の比率を示している。特に年金世帯では第Ⅳ階級でも 80%が税額ゼロ世帯であり、税負担が大きく軽減されていることがわかる。また給与世帯でも、第Ⅳ階級では 50%が税負担率 2%以下であり、社会保険料負担と比べると、税負担は重いとはいえない状況である。

#### 4. 2004 年税制改正と定率減税廃止が税負担に与える効果

次に 2004 年の税制改正と、2006 年から実施されると考えられる定率減税廃止が税負担に与える影響について分析する。まず 2004 年改正の効果から説明する。先にみたように日本では高齢世帯の負担が大きく軽減されており、これを是正するため、この年には老年者控除が廃止され公的年金等控除が縮小された。また控除縮小の一環として配偶者特別控除の上乗せ部分が廃止された。この改正が税負担に与えた影響について表 4-1、4-2 に示した。また表の結果は図 4-1 に抜粋した。

2004 年改正によって所得中・上位の年金世帯で課税ベースが拡大し（表 4-1 によると改革によってこれらの世帯の所得控除比率は 10~15%減少した）、その税負担比率は 2%程度増大した。また年金世帯の税額ゼロ世帯比率も大きく減少し、たとえば 2004 年以前では、第Ⅳ階級でそれは 80%だったのが、改正後には 30%程度にまで下がった。このように改革によって、年金世帯の税負担は所得中・上位においてやや増大した。

しかし公的年金等控除は改正後も依然大きく、その改正の効果は限定的であったと考えられる。たとえば所得中位の第Ⅴ階級でさえ所得控除比率は依然 85%であり、給与世帯と比べても高い。また図 4-1 に示した税額ゼロ世帯比率や税負担比率 2%以下世帯比率も、年金世帯では給与世帯よりかなり高い。つまり年金世帯の税負担は依然軽減されている状況であるといえる。

次に 2006 年から実施されると考えられる定率減税廃止が及ぼす影響について表 4-3、4-4 に示した。表の結果は図 4-2 に抜粋した。これらによると減税廃止によって税負担が増大するのはおもに所得上位階級であり、たとえば所得最上位である第Ⅹ階級ではだいたい 1.5%強税負担が増大する。しかし所得下位の階級の税負担増加は 0.5%以下であり、負担の増加は比較的少ない。所得控除が非常に大きいため、所得下位ではもともと税額ゼロの個人が多く、そうした個人には減税廃止の影響は及ばないことから、その影響が小さくなったと考えられる。分析によると減税廃止が全体の税負担比率に及ぼす影響は、2004 年改正後の税制に対して 1%増大程度にとどまると考えられる。

#### 5. 所得控除の縮小が及ぼす効果

今後高齢化社会を迎えるにあたって税負担増大が避けられないと思われる。そのひとつの手段は消費税増税であるが、その逆進性を考えると税負担をすべて消費税でまかなうことは難しく、今後所得税の増税も避けられないと考えられる。そこで以下では所得税増税が所得階級別の税負担に及ぼす影響について考察する。定率減税廃止の効果が比較的限定的であったことからわかるように、現状の所得控除を維持しつつ税率構造の見直しだけで増収をはかることには限界があると考えられる。そこで以下では控除の縮小、特に給与所得控除と公的年金等控除の縮小がもたらす効果について分析する。先にみたようにこの2つの控除は非常に大きいため、単なる減収に加えて、税制全体にゆがみを与えていることが指摘されている（田近・古谷（2003b）、田近・八塩（2004））。こうした点からも今後2つの控除の見直しが必要であると考えられる。

まずもっとも極端なケースとして、給与所得控除と公的年金等控除を全廃した場合の税負担を、定率減税廃止後の税制と比較して表5-1、5-2に示した。その結果は図5-1に抜粋している。まず控除廃止によって給与世帯全体の所得控除率は約30%、年金世帯全体の控除率は約50%も縮小する。2つの控除は、所得額とともに控除額も増大する構造になっているため、控除廃止によって所得控除比率は所得下位階級だけでなく上位階級でも大きく減少する。注目されるのは廃止によって、ほとんどすべての階級で年金世帯の所得控除率が給与世帯を下回ることである。これは現在年金世帯の所得控除率が高い原因が寛大な公的年金等控除にあることを端的に示している。控除廃止によって税負担はほとんどすべての階級でまんべんなく増大し、税負担率は給与世帯、年金世帯ともに7~8%程度増大する。

2つの控除を全廃すると所得下位の階級でも税負担が大きく増大し、たとえば表5-1によると給与世帯、年金世帯では第Ⅱ階級でも世帯あたり90000円程度税負担が増加する。これはあまりに非現実的であり、実際には控除の一部を残すことが妥当と考えられる。たとえば現状の控除最低額（給与所得控除65万円、公的年金等控除70万円）のみを残した場合の結果を、表5-3と5-4に示した。表の結果は図5-2に抜粋している。これらからわかるように、控除の最低額を残した場合、所得最下層の第Ⅰ・Ⅱ階級の税負担はほとんど増大せず、それは数千円にとどまる。また図5-2に示したように第Ⅱ階級の大半の世帯は、税負担率2%以下にとどまる。一方それより上位階級では所得控除率が10~15%程度減少し、その税負担は給与世帯、年金世帯で1~4%程度増大する。その結果給与世帯全体で3%強、年金世帯全体で2%程度の税負担が増加することが示された。控除を縮小する場合でも、低所得階級への配慮として、現状の控除最低額を残すといった措置は不可欠と思われる<sup>7</sup>。

## 6. おわりに

本稿では、平成13年度の国民生活基礎調査を用いたマイクロ・シミュレーション分析により、日本の所得税・住民税負担の実態と問題点について分析した。また2004年税制改

<sup>7</sup> 本稿では給与所得控除や公的年金等控除の縮小が税負担に及ぼす効果について、さまざまなケースについて分析をした。それらの結果は表5-5以下の図表に示している。

正や定率減税廃止が負担にもたらす効果や、給与所得控除や公的年金等控除の縮小がもたらす効果について分析した。

分析を通じて、日本では所得控除が非常に大きく、その結果課税所得が大きく侵食されており、定率減税の廃止も税負担の大きな増大にはつながらないと考えられることが示された。高齢化社会にそなえて所得税増税が避けられないと考えられる中で、今後所得控除の見直しが必要であると考えられる。たとえば本稿の分析によると、現状の給与所得控除と公的年金等控除の控除最低額部分だけを残して、2つの控除を大きく縮小した場合、所得下位2階級の税負担を大きく増大させることなく、税収を増やすことができる。給与所得控除と公的年金等控除は税制全体にゆがみを与えているとの指摘もあり、その点からも今後縮小が検討されるべきであると考えられる。

注記：

本研究で使用した「国民生活基礎調査」は、総務省統計局長の承認を得て再集計を行ったものである（総統審第31号、平成16年1月27日）。

参考文献

田近栄治・古谷泉生「税制改革のマイクロ・シミュレーション分析」『現代経済学の潮流 2003』東洋経済新報社,2003a。

田近栄治・古谷泉生「年金課税の実態と改革のマイクロ・シミュレーション分析」,一橋大学 21 世紀 COE プログラム 現代経済システムの規範的評価と社会的選択 ディスカッション・ペーパー,2003b。

田近栄治・八塩裕之「税制と事業形態選択 -日本のケース-」,第61回日本財政学会報告論文,2004。

Duncan,A. & Weeks,M., ``Behavioural Tax Microsimulation with Finite Hours Choice'', *European Economic Review* 41, 1997, 619-626.

Gupta,A. & V. Kapur (eds.) ,*Microsimulation in Government Policy and Forecasting*, North Holland,2000.

Wagenhals,G., ``Incentive and Redistribution Effects of the German Tax Reform 2000'', *FinanzArchiv* 57(3), 2000, 316-332.