

through co-residence with their children (Figure 6). Moreover, income distribution for the co-resident elderly has also improved since 1990 if we take only elderly income into consideration (Case E in Figure 6).

Table 4. Equivalized disposable income of aged population: 2002

	Single/couple elderly			Co-resident elderly					
	Total	Fully retired	With earnings	Total		Household head			
				Case T	Case E	-65		65+	
						Case T	Case E	Case T	Case E
Share of aged population (%)	49.2	34.8	14.4	50.8		19.1		31.7	
Average income as % of median ¹⁾	100	83	142	122	96	123	64	121	112
Gini coefficient	0.328	0.277	0.351	0.337	0.427	0.301	0.404	0.357	0.410

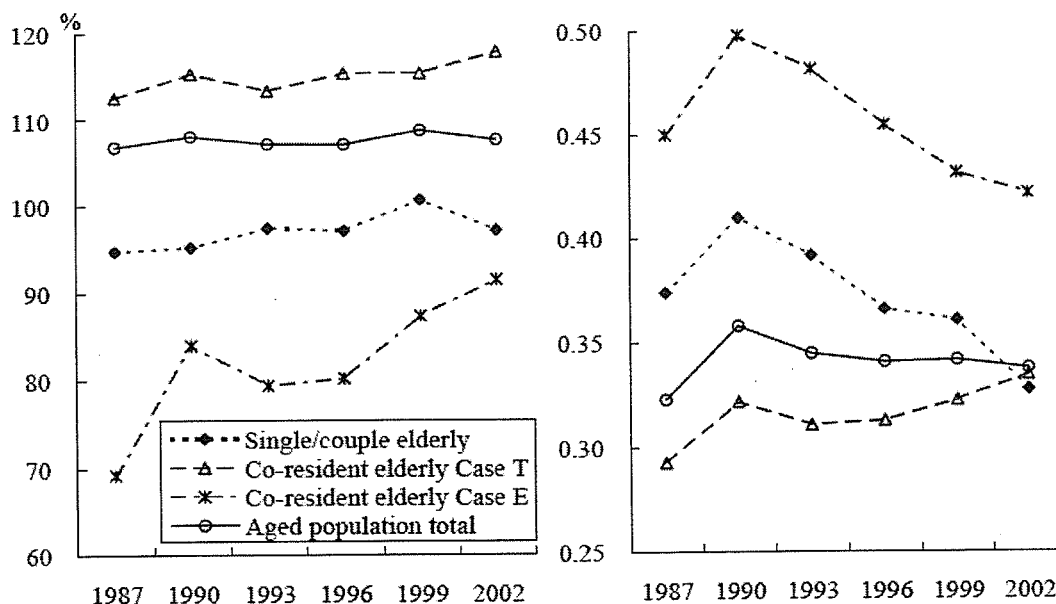
(Note) 1. Median for total population

2. Total household income is considered in Case T. In case E, only elderly income is taken into consideration, and non-elderly member of household is neglected also in adjustment for household size.

Figure 6. Equivalized disposable income and Gini coefficient for the aged population

(a) Equivalized disposable income as percent of median for total population

(b) Gini coefficient



(Note) Total household income is considered in Case T. In case E, only elderly income is taken into consideration, and non-elderly member of household is neglected also in adjustment for household size.

5. Simulations on structural changes of contributions and social security benefits

This section examines the effect of structural changes of contributions and social security benefits on the Gini coefficient of disposable income, by conducting four simulations using the 2002 data. Based on the decile of disposable income, we modify income taxes and social security contributions (both case a and b) as well as social security benefits (case b only) of each household as described below, and then recalculate disposable income accordingly:

Case 1 a: Modify income taxes and social security contributions by Multiple X1

b: a & modify social security benefits by Multiple Y1

decile	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Mult. X1	0.4	0.6	0.7	0.9	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0
Mult. Y1	1.6	1.4	1.2	1.1	1.0	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5

Case 2 a: Modify income taxes and social security contributions by Multiple X2

b: a & modify social security benefits by Multiple Y2

decile	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Mult. X2	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	1.3	1.6	1.9	2.2	2.5
Mult. Y2	1.6	1.4	1.2	1.1	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

The results are shown in Table 5. The Gini coefficient of the working-age population decreases 14 percent by modifying taxes and contributions progressively (Case 1a), and it decreases further by modifying social security benefits (Case 1b). If we modify taxes and contributions more progressively than Case 1, the Gini coefficient of the working-age population decreases 21 percent (Case 2a), and it decreases further by raising social security benefits for low income households (Case 2b).

The modification of taxes and contributions has also the similar effect on the aged population to lesser extent. However, the modification of social security benefits has remarkable impacts on the Gini coefficient of the aged population, and it becomes as

low as 0.232 in Case 1b. In Base Case, the Gini coefficient of the aged population is 5 percent higher than that of the total population, but the former is almost the same in Case 2b and lower in Case 1b compared to the latter.

Table 5. Gini coefficients under different assumptions: 2002

	Average equivalized disposable income					Gini coefficient				
	Base Case	Case 1		Case 2		Base Case	Case 1		Case 2	
		a	b	a	b		a	b	a	b
Total population	256.2	235.4	232.9	225.0	229.2	0.324	0.279	0.254	0.259	0.242
Working-age population	269.4	244.9	243.1	232.7	234.6	0.309	0.265	0.253	0.243	0.236
Aged population	238.4	225.0	219.8	218.3	229.5	0.339	0.304	0.232	0.287	0.244
Total contribution	100.0	153.3	153.3	180.0	180.0					
Total benefit	100.0	100.0	94.0	100.0	109.4					

(Note) Case 1 = To increase tax and social security contribution of each household progressively

Case 2 = To increase tax and social security contribution of each household more progressively than Case 1

We can point out two findings from these results, although we assume a relatively large change in contributions for an illustrative purpose. First, tax and current social security contributions are regressive in that they put a heavier strain on lower-income households, contributing to higher inequality in income distribution. Secondly, by reallocating social security benefits towards low-income families without a substantial change in the total amount of the benefits, we can improve income equality significantly.

6. Discussion

6-1 Causes for increasing income inequality

We have confirmed widening inequality in market income in recent years. As suggested by the analysis based on the kernel density estimation in section 3, this is considered to have been caused by lower economic growth: a higher unemployment rate, stagnant and deteriorated average income. At the same time, however, increased dualism in the labor market is also responsible for the rise in measured inequality. Although we have used the micro data from the SIR until 2002 in this paper, we can observe from other statistics a substantial increase in non-regular workers in recent years. The proportion of non-regular workers has risen from 19 percent of total employees a decade ago to over 30

percent, and part-time workers earn on average only 40 percent as much per hour as full-time workers, a gap which appears too large to be explained by productivity differences (OECD, 2006). The growing use of non-regular workers should be reversed by a comprehensive approach, including reducing employment protection for regular workers (OECD, 2006).

As shown by Förster and Mira d'Ercole (2005), however, market income inequality for the working-age population is relatively small in Japan, while disposable income inequality for them is as high as that in the UK. This UK-Japan comparison, however, suggests that income redistribution policies are not functioning well for the working-age population in Japan. In fact, the role of social security benefits in cash is rather limited and the progressiveness of contributions is mild: indeed, social security contributions are actually regressive in Japan as discussed in section 4.

We also have confirmed that population aging has substantially added to income inequality in section 3. It should be noted, however, that population aging affects income inequality in Japan differently than in other OECD countries. Population aging affects income inequality through the following two separate channels (Mira d'Ercole, 2006):

- First, the elderly have lower disposable income than the working-age population; when the share of the elderly in the total population rises, inequality will tend to widen because of larger inter-group income differences.
- The second effect relates to how income inequality among the elderly compares to that of the total population. In most OECD countries, disposable income is more equally distributed among the elderly than in the working-age population, and this dampens the increase in aggregate inequality.

In Japan, however, the situation is somewhat different because of high rates of co-residency and labor force participation among the elderly. The Gini coefficient for the aged population is larger than that for the total population, which is unique to Japan. However, the Gini coefficient for the retired elderly is smaller than that for the total population. Although the aged population has increased due to population aging and their income distribution has improved since 1990, interestingly this has not much influence on income distribution of the total population. This is not necessarily

contradictory to the view that market income inequality in Japan is mainly explained by aging of the population and changes in household structures, as analyzed by Ohtake (2005), Oshio (2006) and others. Although the co-resident rate of the elderly is declining, co-residency still plays an important role in economic security for at least two fifth of the co-resident elderly.

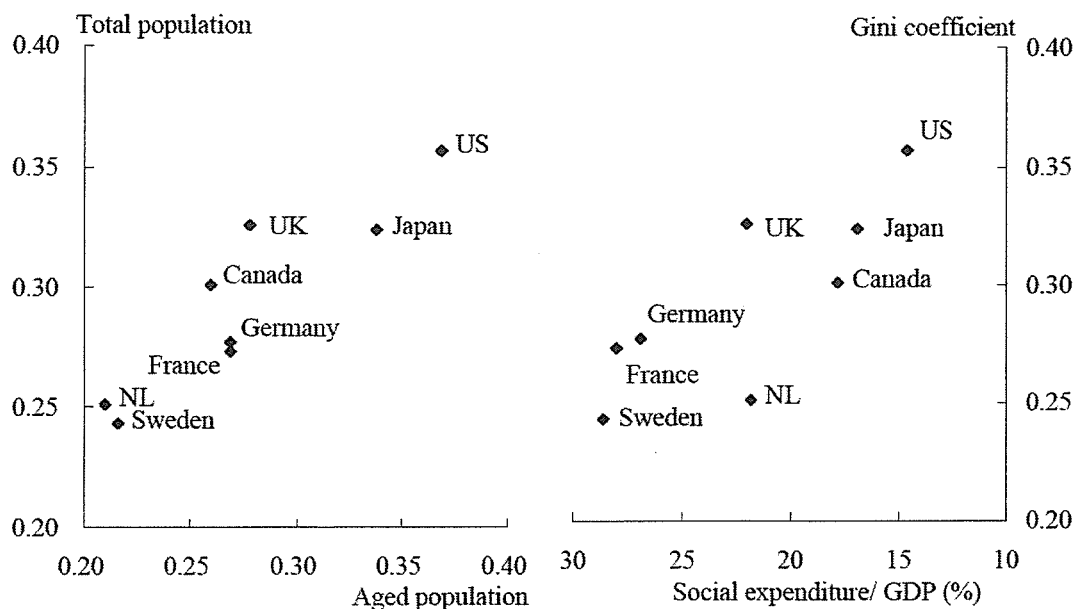
How does the current scheme of redistribution policies respond to widening income inequality? Japan spends less on social protection than many other OECD countries, and its spending is heavily tilted towards old-age pensions and health care, which disproportionately benefit the elderly population (Mira d'Ercole, 2006). It is true that the Japanese welfare system has been more biased towards the elderly and less redistributive towards the poor. Social benefits for the poor and family benefits have been traditionally small in Japan. However, this does not necessarily mean that there are plenty of rooms to curtail benefits for the elderly, because old-age and survivor's pensions as a percent of the GDP, for example, are small in Japan as compared to other developed countries (Fukawa, 2006).

Figure 7 shows the Gini coefficient of disposable income for eight countries. Income equality is high in Sweden and the Netherlands, followed by France and Germany, and Japan, the UK and the US are lagged behind. The correlation between the Gini coefficient of the total population and that of the aged population is high except in the UK or Canada (Figure 7(a)), which suggests that there may be some distributional problems for younger population in the UK. Although countries with the same level of social expenditure may have different Gini coefficients such as the UK and the Netherlands, income equality tends to be high in those countries where social expenditure/GDP is high (Figure 7(b)). Japan cannot complain about its income inequality with low social expenditure/GDP¹⁰.

¹⁰ It is possible that some individuals' income, especially that of co-resident elderly, were missing in the SIR.

Figure 7. Gini coefficients of equivalized disposable income for eight countries

(a) Gini coefficients of aged population (X Axis) and that of total population (Y Axis) (b) Social expenditure (Public) as percent of GDP (X Axis) and Gini coefficient of total population (Y Axis): Around 2000



(Source) Förster and Mira d'Ercole (2005), Fukawa (2006), OECD (2004)

Benefits in kind are not included in social security benefits in this paper. However, it is worthwhile reviewing the impact of benefits in kind on the Gini coefficient of disposable income. In general, benefits in kind have little but positive impact on Gini coefficient of disposable income. Health care is the largest item of benefits in kind, and per capita health expenditure (health expenditure per household divided by the average number of household members for each quintile) tends to be higher for lower income quintile (Fukawa, 2007b). The aged population tends to be in lower quintile, and the ratio of per capita health expenditure between 65+ and 0-65 is 4.3 to 1.0, it is quite natural that lower quintile has higher per capita health expenditure. Concerning elderly couple households, there is still age bias among income quintiles, and any clear-cut relation between income class and health expenditure is not found (Fukawa, 2007b).

In sum, market income inequality of working-age population and the weakened function of income redistribution through taxes and social security are considered to be major reasons for Japan's inequality in disposable income. Shrinking tax bases cause higher tax rates. The same argument applies to social security contributions. Moreover,

the regressive nature of social security contributions is persistent and troublesome. With regard to benefits, cash benefits in Japanese social security are not generous enough to bring Japan's income distribution up to international standards.

6-2 Policy implications

It is one of the reasons for increasing income inequality in Japan that low income people have been left behind. As often pointed out, Japanese social security benefits have been less redistributive towards the poor, and how to support the working poor has become a hot issue in Japan. It is shown in the simulation in section 5 that allocating more benefits towards low income has a remarkable impact on increasing income equality. The rising importance of non-regular workers, such as young people on temporary contracts and married women working part-time, may have an influence on Japanese market income distribution in the future that cannot be overlooked. Non-regular workers are not only paid less, but also receive less fringe benefit coverage than regular workers. Therefore, it is needed in Japan to expand safety net for the poor.

It is rather obvious that family-related benefits for the working-age population are scarce in Japan. It is one of the main reasons for disposable income equality in the working-age population, although their market income is not so unequal. Family-related benefits are not only useful to help younger generation to raise children but also effective to reduce income inequality among working-age population.

On the other hand, the progressiveness of direct taxes which has been weakening in recent years needs to be corrected and the regressive nature of social security contributions should be eliminated as soon as possible. Regressive contributions are not desirable in the first place, and correction of this regressive nature is all the more necessary if consumption tax is to be increased. It is useful towards this direction to change fixed-rate contributions to earnings-related contributions. It is also useful for higher compliance of the insured to unify collecting organizations of pension insurance and health insurance. Social security benefits will become more progressive by

reducing benefits for high-income elderly. Therefore it is rational to change benefit accrual rate according to income level like OASDI in the US (Fukawa, 2007a).

Japan is no longer an equal society, as it was once perceived to be. The issue is how to increase income equality by eliminating avoidable causes for income inequality. The key challenge posed by an aging society is to achieve a proper balance between the amount of time spent working and in retirement (OECD, 2002). Employment is increasingly considered an important alternative income source for the aged population in many developed countries. It is very important in this context to secure work opportunity for the elderly and to eliminate such incentives in the social security system which discourage the elderly continue working longer.

7. Conclusion

We have overviewed the long-term trend in income inequality during the 1980s and 1990s based on the micro data from the Surveys on Income Redistribution and discussed their challenges to redistribution policies in Japan. The key results are summarized as follows. First, widening disparity in market income for the working-age population has been a driving for rising income inequality for the overall society, while population aging has added to its uptrend. This pattern has become more evident in the 1990s, during which income growth has slowed substantially under the post-“bubble” economic slowdown. Second, wide income inequality for the aged population reflects high rates of co-residency and labor force participation among the elderly. This uniqueness to the Japanese elderly explains the fact that population aging has led to a rise in overall inequality measures. Third, the current scheme of redistribution policies is less effective in reducing income inequality compared to other OECD countries. This leaves distribution of disposable income relatively uneven. Especially, limited progressiveness of social security contributions has failed to mitigate a rise in income inequality for the working-age population.

References

- Burkhauser, R. V. and L. Rovba (2005), "Income inequality in the 1990s: comparing the United States, Great Britain and Germany" *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 4, 1-15.
- Burkhauser, R. V., K. A. Couch, A. J. Houtenville and L. Rovba (2004), "Income inequality in the 1990s: Re-forging a lost relationship?" *Journal of Income Distribution*, 12, 8-35.
- Cabinet Office (2006), *Annual Report on the Japanese Economy and Public Finance: 2006*.
- Duncan, G., T. Smeeding, and W. Rodgers (1993), "W(h)ither the middle class? A dynamic view," in *Economic Inequality at the Close of the 20th Century*, eds. by D. Papadimitriou and E. Wolff, Macmillan, New York.
- Förster, M. and Mira d'Ercole M. (2005), "Income distribution and poverty in OECD countries in the second half of the 1990s," *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 22.
- Fukawa, T. (2005), "Benefits and contributions in the Japanese public pension system using Income Redistribution Survey (IRS) 1996 & 1999," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 4, 33-41.
- Fukawa, T. (2006), "Income distribution in Japan based on IRS 1987-2002," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 5, 27-34.
- Fukawa, T. (2007a), "Sustainable structure of Japanese public pension system viewed from a Germany-Japan comparison," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 6, forthcoming.
- Fukawa, T. (2007b), "Health expenditure according to income class," *IPSS Discussion Paper*, forthcoming.
- Funaoka, F. (2002), "Japan's inequality in income distribution," *The Economic Review*, 52, 117-131 (in Japanese).
- Gottesshalk, P. and T. M. Smeeding (1997), "Cross-national comparisons of earnings and income inequality," *Journal of Economic Literature*, XXXV, 633-687.

- Hills, J. (2002), "The welfare state in the UK: evolution, funding and reform," *Journal of Population and Social Security*, Special Issue.
- Jacobs, D. (2000), "Low inequality with low redistribution? An analysis of income distribution in Japan, South Korea and Taiwan compared to Britain," *Centre for Analysis of Social Exclusion Papers*, 33, London School of Economics.
- Mira d'Ercole, M. (2006), "Income inequality and poverty in OECD Countries: How does Japan compare?" *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 5, 1-15.
- Mizoguchi, T. and N. Takayama (1984), *Equity and Poverty under Rapid Income Growth*, Kinokuniya, Tokyo.
- Mookherjee, D. and A. Shorrocks (1982), "A decomposition analysis of the trend in UK income inequality," *Economic Journal*, 92, 886-902.
- OECD (1995), *Income Distribution in OECD Countries*, Social Policy Studies, 18.
- OECD (2002), *Ageing and Income: Financial Resources and Retirement in 9 OECD Countries*.
- OECD (2006), *Economic Survey of Japan: 2006*.
- Ohtake, F. (2005), *Inequality in Japan*, Nihon Keizai Shinbunsha, Tokyo (in Japanese).
- Ohtake, F. and M. Saito (1999), "Background of income inequalities and policy implications: between-age effect, within-age effect, and effect of population aging," *Quarterly of Social Security Research*, 35, 65-75 (in Japanese).
- Oshio, T. (2006), "Income inequality and redistribution policies in Japan during the 1980s and 1990s," *Journal of Income Distribution*, 15, 119-146.
- Smeeding, T. M. (1997), "US income inequality in a cross-national perspective: why are we so different?" *Luxembourg Income Study Working Paper*, 157.
- Smeeding, T. M. (2002), "The LIS project: overview and recent developments." *Journal of Population and Social Security*, Special Issue.
- Tachibanaki, T. (2005), *Confronting Income Inequality in Japan: A Comparative Analysis of Causes, Consequences, and Reform*, MIT Press.
- Tachibanaki, T. and T. Yagi (1994), "The current situation and trend in income distribution," in *Income and Wealth Distribution in Japan*, ed. by T. Ishikawa, University of Tokyo Press, Tokyo, 279-320 (in Japanese).

Umenani, K. (2000), "Characteristics of income surveys and the Gini coefficients,"
The Japanese Journal of Labour Studies, 480, 21-32 (in Japanese).

Yamada, A. and B. Casey (2002), "The evolving retirement income package: trends in
adequacy and equality in nine OECD countries," *OECD Labor Market and Social
Policy Occasional Paper*, 63.

1. 定義等

- (1) I1=雇用者所得、I2=事業所得+農耕・畜産所得+家内労働所得、I3=財産所得（家賃・地代の所得+利子・配当金）、I4=企業年金+退職一時金、I5=仕送り+（生命保険金+損害保険金+雑収入+個人年金）

$I = I1 + I2 + I3 + I4 + I5$: 当初所得

B (社会保障給付) = B1 (年金・恩給) + B2 (生活保護法による扶助) + B3 (その他の社会保障給付金) + B4 (現物給付・措置費) + H (医療費)
= Bc (現金給付: B1+B2+B3) + Bk (現物給付: B4+H)

C (抛入) = C1 (税金) + C2 (短期保険料) + C3 (長期保険料) + C4 (その他の社会保険料)

税金は所得税と住民税の合計（固定資産税と自動車税は加えない）

$E = I + (B1 + B2 + B3)$: 課税前所得（現物給付は含めない）

$F = E - C$: 再分配所得（課税後所得）

- (2) 世帯人員調整：調整前n人（実人数）、調整後N人とする

18歳以上の1人目=1.0, 2人目=0.7, 3人目以降及び18歳未満=0.5

世帯人員調整後の所得：世帯所得をNで割る。

世帯の調整後所得をその世帯の全員に割り当てる。

*調整しない場合はORIGINALと書く。

- (3) データ・クリーニング

- ・世帯主の年齢が20歳未満の世帯は除く。
- ・単独&「配偶者がいる」データは除く。
- ・世帯のE, Fがゼロ又は負のデータは除く。
- ・世帯人員調整後でEの10分位値からFの10分位値への変化が+-2以上変化したデータを捨てる。
- ・世帯人員調整後で総人口のFの中央値の15倍を超えるデータは除く。

- (4) データの補正

- ・個々人のデータにおいて受け取りのうち a) 総人口のFの中央値以上の企業年金・個人年金・雑収入、及び b) 退職一時金、生命保険金、損害保険金、を10分の1におきかえた場合のシリーズをI*, E*, F*等と表記する（一時金補正を行わないが、ジニ係数を計算する際はI*, E*, F*シリーズを用いる）。

2. 低所得層の拡大

総人口の等価再分配所得のジニ係数は1987年の0.288から1999・2002年は0.32以上に上昇している。総世帯数のデータで等価再分配所得のジニ係数を計算すると、総人口を用いた場合より大きくなる（Table 1）。

Table 1. Gini coefficient of equivalized disposable income in Japan: 1987-2002

	1987	1990	1993	1996	1999	2002
Total population	0.288	0.316	0.304	0.311	0.325	0.324
sample size	25512	28256	27244	24258	22771	21089
Working-age population	0.285	0.311	0.297	0.302	0.316	0.316
Aged population	0.323	0.358	0.345	0.341	0.344	0.338
Total households	0.301	0.331	0.321	0.323	0.335	0.338
sample size	7442	8572	8582	7914	7614	7401

Note: Working-age population = individuals between 25 and 59 years old
 Aged population = individuals 65 years old or over

総人口の等価再分配所得の中央値を 100%として、総人口の所得階級別分布をみると、50%未満の人の割合は 1987 年の 10.6%から 1999・2002 年は約 14%と上昇している。反対に、180%以上の高所得の割合は 1987 年の 11.8%から 1999・2002 年には 14%台にふえている (Table 2)。

Table 2 Distribution of total population according to equivalized disposable income class:
Median = 100 %

	(In %)					
Income class relative to median	1987	1990	1993	1996	1999	2002
Median (million yen)	1.53	1.78	2.11	2.23	2.21	2.15
-50%	10.6	12.0	11.8	12.7	13.7	14.0
50 - 80 %	23.0	22.3	21.8	21.7	20.2	21.4
80 - 120 %	30.1	29.0	29.3	29.2	29.1	27.9
120 - 180 %	24.5	23.5	24.3	23.5	22.4	22.6
180 % +	11.8	13.1	12.8	13.0	14.6	14.1

3. 五分位別医療費

所得再分配調査では世帯の 1 か月医療費が得られるので、世帯単位で等価再分配所得五分位階級別再分配所得や医療費を集計した (Table 3)。ただし、医療費は等価尺度による調整を行わず、また、比較を容易にするため世帯 (実) 人員 1 人当たりに換算した。対象とした世帯は世帯主が 25-54 歳&65 歳以上の人が同居していない世帯及び非同居高齢者 (単独世帯, 夫婦のみ世帯) である。

世帯主が 25-54 歳&65 歳以上の人が同居していない世帯では低所得層ほど 1 人当たり医療費が高い傾向がみられる (Fig. 1 a)。高齢者夫婦世帯でも同様の傾向がみられるが、単身高齢者の場合には一定の傾向はなかった (Fig. 1 b)。

Table 3. Household health expenditure by equivalized disposable income quintile

(単位:万円)

世帯主が25-54歳&65歳以上の人が同居していない世帯

5分位	世帯数	世帯人員	当初所得	拠出	給付	課税前所得	再分配所得	医療費
計	7414	2.85	241.0	37.7	83.2	295.3	257.6	28.9
1	1483	2.59	53.0	8.5	75.1	92.2	83.7	35.8
2	1483	2.92	111.8	16.2	91.1	171.5	155.3	31.4
3	1483	3.04	178.3	26.4	93.4	243.7	217.3	27.9
4	1483	2.94	285.8	45.1	82.4	342.6	297.5	25.6
5	1482	2.76	576.4	92.4	73.7	626.5	534.1	23.7

非同居高齢者(単独世帯)

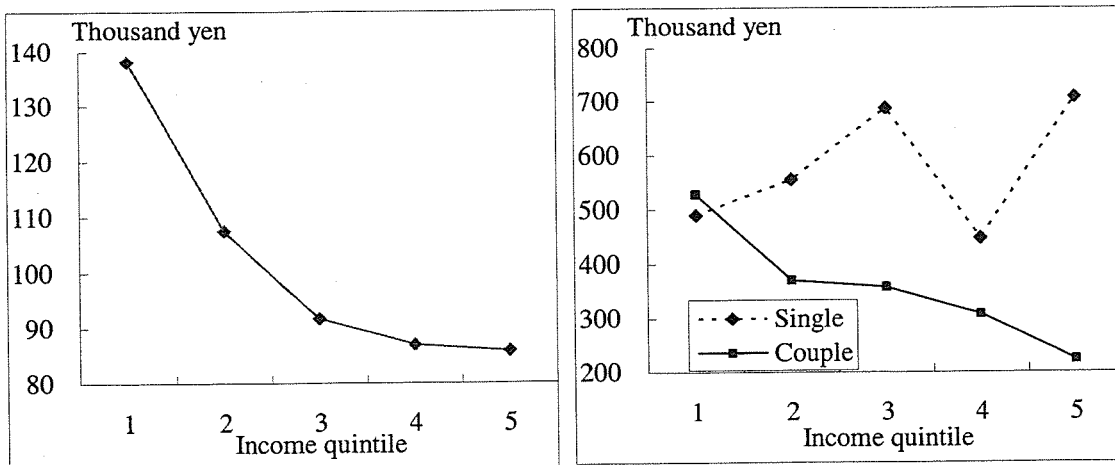
5分位	世帯数	世帯人員	当初所得	拠出	給付	課税前所得	再分配所得	医療費
計	617	1.00	55.6	9.6	202.2	199.9	190.3	57.8
1	123	1.00	6.9	2.4	102.4	60.3	57.9	49.1
2	124	1.00	12.9	2.0	153.9	111.2	109.1	55.6
3	124	1.00	18.7	3.5	206.2	156.1	152.7	68.8
4	123	1.00	29.0	7.1	234.9	219.1	212.0	44.8
5	123	1.00	211.1	33.2	313.9	454.2	421.0	70.8

非同居高齢者(夫婦のみ世帯)

5分位	世帯数	世帯人員	当初所得	拠出	給付	課税前所得	再分配所得	医療費
計	1617	2.00	80.3	15.6	231.2	239.9	224.3	71.7
1	323	2.00	11.4	3.8	179.5	85.1	81.3	105.8
2	324	2.00	18.8	7.4	207.7	152.2	144.8	74.2
3	324	2.00	20.6	9.2	251.3	200.1	191.0	71.8
4	323	2.00	47.8	13.3	267.4	233.5	240.0	61.7
5	323	2.00	303.5	44.1	250.1	508.7	464.6	44.8

Fig. 1 Per capita monthly health expenditure according to equivalized disposable income quintile: 2002

(a) 世帯主が25-54歳&65歳以上の人が同居していない世帯 (b) 非同居高齢者



3. 被排除者をめぐる分析

1. 研究目的

2002年の母子福祉改革により、児童扶養手当の受給開始後5年、あるいは母子世帯になって7年経過後の世帯に対して、児童扶養手当の支給額が最大2分の1まで減額されることになった。法施行時(2003年4月1日)に児童扶養手当を受給していた世帯は2008年4月より手当が減額される。減額率については各地方自治体で実施されている就業支援策の効果をみながら2007年度中に決定するとされており、5年ごとに行われてきた厚生労働省「全国母子世帯等調査」が2003年度に続いて2006年秋にも前倒しして実施されるなど、児童扶養手当の削減率をめぐる議論が本格的にスタートするところである。

児童扶養手当の満額支給を有期化する理由について、政府は、所得保障にウェイトのかかった従来施策を見直し、子育て支援、就業支援、養育費の確保策など、総合的な支援制度に再構築するためとし、児童扶養手当の支給を5年で制限する根拠については、2つのデータを挙げている。第一に、1999年3月時点で児童扶養手当を受給していた約62万人について、その平均受給期間を把握したところ、5.01年だったというものである。第二に、2000年8月の児童扶養手当現況調査において、本人の所得が所得限度額を超えたために手当の支給が停止された約1万人について、支給停止になるまでの平均受給期間を調べたところ、5.56年だったというものである。この「5.01年」と「5.56年」というデータを参考に「5年」という数字が導かれた。

しかし第一の理由を手当の支給制限の根拠とするのは論理的に無理がある。母子世帯になって間もない世帯は手当の受給期間も短いのは当然であり、現在手当を受けている全世帯の受給期間を平均化しても、手当支給を制限する根拠とはなりえない。第二の理由はなるほど手当から「自立」するために必要な平均受給期間と想定することは可能である。しかし重要なのは、児童扶養手当の受給資格喪失理由で最も多いのは「対象児童が18歳の年度末に達した」ことであり、本人の所得が所得限度額を超えたために手当から離れる人たちは全受給資格喪失者の約1割にすぎない。そういった少数の「自立できた」人たちの平均受給期間を全母子世帯に適用し、5年で児童扶養手当から自立するよう稼得の増加を促すのは無理があるのではないだろうか。

本研究はこのような背景をもとに、母子世帯になってあるいは児童扶養手当を受給して時間がたてば母子世帯の母の稼得は増加するのかを検証し、母子世帯になってからの期間によって生活水準がどのように変化するかを実証的に分析するものである。

2. 調査方法

母子世帯の母の就労・稼得状況を知るため、母子世帯を主な会員とする民間団体(以下、当事者団体とする)に対して、調査票の配布・回収を依頼した。調査対象は、母子世帯およびかつて母子世帯であった世帯(寡婦世帯)である。当事者団体の会員以外に、当事者団体のニュースレターの読者、当事者団体が地方自治体から委託されて実施している就労支援講座の参加者にも、調査票が配布されたが、母子世帯・寡婦世帯の母親のみに記入をお願いした。調査票は、当事者団体により郵送または手渡しで対象者に配布された。調査回答者には500円の謝礼が後日郵送される。

調査方法： 郵送または手渡し
調査日程： 平成18年8月下旬より9月
調査対象者： 母子または寡婦世帯の母親

¹ 本調査は、平成18年度厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「日本の社会保障制度における社会的包摂(ソーシャル・インクルージョン)効果の研究」(主任研究者 阿部彩)の一環として行われたものである。

² (本調査に関する問い合わせ先) 〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階
国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第2室長 阿部 彩
(Tel) 03-3595-2984 (Fax) 03-3591-4821 (E-mail) ayaabe@ipss.go.jp

3. 調査票回収状況

調査票の配布・回収状況は以下のとおりである。当事者団体8団体より、計1,922通の調査票が配布され、470通が返送された(10月6日現在)。うち、無効票が3通を除く、467通が有効票数である(有効回収率24.3%)。しかし、各当事者団体の会員の中には、調査対象者でない人々も含まれるため、配布数を対象者のみに限定すると、有効回収率は上昇すると見込まれる。

	配布数		合計	返送票数	無効票数	有効票数	有効回収率
	郵送	手渡し					
ハンドインハンドの会	598	0	598	117	0	117	19.6%
母子家庭共和国	470	0	470	102	1	101	21.5%
シングルマザーズフォーラム東京	307	23	330	104	0	104	31.5%
シングルマザーズフォーラム関西	221	61	282	56	1	55	19.5%
シングルマザーズフォーラム福岡	63	0	63	32	0	32	50.8%
母子寡婦福祉団体(3団体)	109	42	151	59	1	58	38.4%
合計	1,768	126	1,894	470	3	467	24.7%

4. 調査結果

有効票467通のうち、母子世帯(少なくとも一人の18歳未満の子と無配偶の母親を含む世帯。他の世帯員(母親の両親など)が同居する場合も含む)は397通、寡婦世帯(無配偶の母親と18歳以上の子を含む世帯。他の世帯員と同居している場合も含む)が57通、母子/寡婦の選別不可能なものが2通であった。また、11通が再婚していた。再婚者については、分析に異なる配慮が必要なことから、今回の分析からは除外した。

結果集計表(別添1)

5. 主なファインディングス

・当事者団体の会員を対象とした調査であり、日本の当事者団体がどのような母子世帯を構成しているかを知るうえで、価値ある調査である。就業支援、子育て支援、養育費の確保策など、国の総合的な自立支援施策を委託する団体として、これらの当事者団体が期待されており、当事者団体の会員の性格を知るとは、これからの母子福祉行政の担い手の特徴を明らかにすることにつながる。

・既存の母子世帯調査と比べると、本調査回答者の年齢構成は高く、学歴構成も高かった。当事者団体に組織されている母子世帯は一般の母子世帯と比べて高学歴層であることが確認できた。その結果、本調査の回答者の勤労収入は高く、暮らし向きの意識でも一般母子世帯よりゆとりがある層が回答していることに注意が必要である。

・母子世帯の勤労収入にまず影響するのは最終学歴と年齢であり、母子世帯となった年齢が若いほど勤労所得が低い。しかし、所得の伸びは、年齢が高い人のほうが緩い。典型的なモデル推計をみると、所得は6年目までは緩やかに伸びているが、その後は低迷期が続き、10年目以降にまた伸び始めている。

・母子世帯になって勤労収入は全体として増加しているが、子の成長にともない支出が増加するため、経済状況は改善していない。収入の増加だけに着目すると、子どもを育てている母子世帯の経済的な苦しさが把握できない問題が生じる。

・児童扶養手当から自立した世帯は、短大や大学など高学歴層に多く、低学歴層では児童扶養手当から自立できる収入を得ることが難しい。また自立した世帯は母子世帯になった初期に短い期間で自立している。母子世帯として暮らし始めたとき、収入の増加がみこめる安定した正規職に就けるかどうかは鍵であり、母子世帯になる前段階での相談体制や支援体制の充実が求められる。

・母子世帯の当事者団体に行政の支援策を委託することについて。当事者団体の会員がより情報を入手し施策にアクセスしやすくなれば、一定の効果が出るのは当然である。安定した職業に移行しやすい、

学歴が高く、権利意識も高い母子世帯が、そのような支援策の情報をより入手し、利用する可能性が高いからである。問題は、当事者団体の会員にならないような、若年の低学歴層であり、そういった母子世帯の階層が、国の総合的な支援策から外され放置されている可能性がある。児童扶養手当の支給制限は、そういった世帯への影響を踏まえる必要がある。

1. 問題意識

近年、母子世帯を取り巻く施策は大きく変容している。中でも、2002年の母子福祉改革においては、低所得の母子世帯に支給される児童扶養手当に段階的テーパリングが導入され、実質的に多くの受給者の給付額が削減された。また、同改革により、児童扶養手当の受給開始後5年、あるいは母子世帯になって7年経過後の世帯に対して、児童扶養手当の支給額が最大2分の1まで減額することが決定された。これにより、法施行時（2003年4月1日）に児童扶養手当を受給していた世帯は2008年4月より手当が減額される。実際にどのような世帯について、どれほどの減額をするのかについては現在のところ決められておらず、5年ごとに行われてきた厚生労働省「全国母子世帯等調査」が2003年度に続いて2006年11月に前倒しして実施され、その結果および就労支援策の効果などを見ながら、2007年度中に決定するとされている。

児童扶養手当の満額支給を有期化する理由について、政府は、所得保障にウェイトのかかった従来施策を見直し、子育て支援、就業支援、養育費の確保策など、総合的な支援制度に再構築するためとし、5年という期間については、2つのデータを挙げている。第一に、1999年3月時点で児童扶養手当を受給していた約62万人について、その平均受給期間を把握したところ、5.01年だったというものである。第二に、2000年8月の児童扶養手当現況調査において、本人の所得が所得限度額を超えたために手当の支給が停止された約1万人について、支給停止になるまでの平均受給期間を調べたところ、5.56年だったというものである。この「5.01年」と「5.56年」というデータを参考に「5年」という数字が導かれた。

しかし、第一の理由を手当の支給制限の根拠とするのは論理的に無理がある。現在手当を受けている全世帯の受給期間を平均は、当然のことながら、新しく参入する受給世帯の増減などに左右されており、現在受給している世帯が今後何年受給するかとは関係のなし数値である。第二の理由は、手当から「自立」するために必要な平均受給期間と想定することは可能であるが、児童扶養手当の受給資格喪失理由で最も多いのは「対象児童が18歳の年度末に達した」ことであり、本人の所得が所得限度額を超えたために手当から離れる人たちは全受給資格喪失者の約1割にすぎない。そういった少数の「自立できた」人たちの平均受給期間を全母子世帯に適用し、5年で児童扶養手当から自立するよう稼働の増加を促すのは無理があるのではないだろうか。

¹（問い合わせ先）〒100-0011 東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階
国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第2室長 阿部 彩
(Tel) 03-3595-2984 (Fax) 03-3591-4821 (E-mail) ayaabe@ipss.go.jp

本論文はこのような背景をもとに、母子世帯になってあるいは児童扶養手当を受給してから時間がたつにつれて、母子世帯の母の勤労収入がどのように変化するかを検証するものである。この分析を行うために平成18年9月に母子世帯の母親を対象とする独自の調査を行った。調査は、回答者に過去8年間の勤労所得を記入してもらうという手法をとり、回顧による擬似パネルデータを構築した。既存研究においては、ある一時点の母子世帯のサンプルをとって、その時点での勤労収入と母子世帯となってからの期間を分析したものは存在する。しかし、この方法だとX年目のサンプル集団とY年目のサンプル集団は別であるため、この二つの集団を厳密には比較することはできない。また、年齢効果、年代効果が混在するため、母子世帯になるというショックがどのように *disperse* していくのかを純粹にみることはできない。本調査は、同一人物の所得の履歴を追うことができるという点が新しく、本調査の分析により、母子世帯が実際に面している経済状況を把握し、児童扶養手当の有期化について重要な示唆が得られることが期待される。

2. データ

本稿で用いられるデータは、国立社会保障・人口問題研究所「母子世帯の生活の変化調査」²である。調査は、母子世帯を主な会員とする民間団体8団体（以下、当事者団体とする）に、調査票の配布・回収を依頼して行われ、平成18年8月から9月にかけて各団体の会員および各団体が実施する講座・講演などの参加者に郵送または手渡しで配布・回収された。調査対象は、母子世帯およびかつて母子世帯であった世帯（以下、寡婦世帯とする）である。

調査票の配布・回収状況は以下のとおりである。当事者団体8団体より、計1,922通の調査票が配布され、470通が返送された。うち、無効票が3通を除く、467通が有効票数である（有効回収率24.3%）。しかし、各当事者団体の会員の中には、調査対象者でない人々も含まれるため、配布数を対象者のみに限定すると、有効回収率は上昇すると見込まれる。

有効票467通のうち、母子世帯（少なくとも一人の18歳未満の子と無配偶の母親を含む世帯。他の世帯員（母親の両親など）が同居する場合も含む）は397通、寡婦世帯（無配偶の母親と18歳以上の子を含む世帯。他の世帯員と同居している場合も含む）が57通、母子／寡婦の選別不可能なものが2通であった。また、11通が再婚していた。再婚者については、分析に異なる配慮が必要なことから、今回の分析からは除外した。分析対象としたのは、有効回答票から再婚した世帯を除いた456サンプルである。母子世帯となってからの期間別にみると、5年未満、5～10年未満、10年以上がほぼ3分の1ずつ分布している（表1）。

² 本調査は、平成18年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「日本の社会保障制度における社会的包摂（ソーシャル・インクルージョン）効果の研究」（主任研究者 阿部彩）の一環として行われたものである。