

employed part-time, and 3.5 percent are continuously employed in other employment.

We classify the employment sequence into the following five categories: (1) continuously working as a full-time employee; (2) continuously working but not as a full-time employee; (3) continuously housewife; (4) reentry; (5) exit; and (6) others. In the sample here, the fraction of the “exit” group (i.e., those who stopped working during the 8 years and were not working for the remaining sample period) is 7 percent.

## 2.2. Husband’s long-term earnings and the wife’s employment sequence

In this section, we examine the relationship between the husband’s long-term earnings and the wife’s employment pattern. To do so, we first calculate the present discounted value (PDV) of the earnings of each spouse. Then, we relate the PDV of the husband to the wife’s employment sequence.

The PDV for wage/salary earnings and for work-related earnings (including self-employed income) are calculated separately. The values of deciles of the PDVs are shown in Table 2. Corresponding to the fraction of continuously non-working wives in Table 1, the PDV of work-related earnings is zero for 30 percent of the wives. As a result, the HSCVs (the Half of the Squared Coefficient of Variations) of the wife’s earnings are much higher than those of the husband.

In static labor supply models, the income effect from the husband’s earnings is expected to result in less labor supply by the wife. Several recent studies using the Japanese data (Kohara, 2001; Takeuchi, 2004) argue that the income effect has become weaker over time, meaning that wives of high income husbands are more likely to work.<sup>3</sup> However, these studies use contemporaneous earnings of the husband or the 3-year averages of them as a measure of the husband’s earnings. Here, we use the present discounted value from 8 years of data as a measure of the long-term earnings capacity of the husband. Furthermore, the wife’s employment status is coded as the 8-year sequence, instead of that in a single year.

Panel A and B of Table 3 report the fraction of the wife’s employment status sequence by the quintiles of the PDV of the husband’s earnings. Clearly, high earnings by the husband increase the likelihood that the wife is in the continuously housewife. The proportion that the wife is in the continuously housewife category is 20-26 percent for quintile 1 to quintile 4 of the husband’s earnings, but it is 35 percent for the top quintile. Another noticeable difference by the husband’s earnings quintile is the likelihood of working full-time continuously. It is high for the third and fourth quintiles and low for the top and the bottom quintiles. Interestingly, the proportion of

---

<sup>3</sup> Both of these papers use the JPSC data, the same data used for the analysis in this section.

reentry (i.e., the wife moving from non-work to work during the sample period) is not low for the households where the husband's income is high. Rather, reentry is common for the third and fourth quintiles.

Are these findings consistent with the notion that high earnings by the husband have become less likely to be associated with the wife's participation? It seems that the wife's non-participation for 8 years is related to the high earnings of the husband. On the other hand, the wife's reentry into the labor market is observed for households where the husband's earnings are relatively high. Previous research that found a weak relationship between husband's earnings and wife's participation may have picked up the latter effect.

### 2.3. Family earnings and share of wife's earnings in family earnings

To assess the differences in the wife's employment sequence on a couple's earnings in 8 years, the means of the PDV of the wife's earnings, the husband's earnings, and the sum of earnings of the husband and the wife are calculated for each pattern of the wife's employment sequence. The results are shown in panel C of Table 3.

The mean PDV of the husband's earnings is highest for the households where the wife continues to be a housewife. The mean PDV of the husband's earnings is high for the "exit" group as well, but the sample size is small for this group. The mean PDV of the husband's earnings is also high for the reentry group, which is consistent with the fact that reentry occurs in the households with high husband's earnings.

The mean of the PDV of family earnings is highest for households where the wife works full-time. For the other groups of wife's employment sequence, the means of the family earnings are more or less similar. In that sense, the wife's earnings seem to equalize family earnings for these groups. In particular, equalization of family earnings is quite apparent for the "reentry," "no-work," and "other" groups. However, the wife's earnings are very high for the household where the wife is in continuous full-time employment: the family earnings for that group are about 30 percent higher than others. Inequality measures for years 1994, 1997, 2001 and the PDV of husband's earnings, wife's earnings, and family earnings are reported in Panel A of Table 4.

Next, we look at the movement of the share of the wife's earnings in the sum of a couple's earnings in 8 years, by the wife's employment pattern. Panel B of Table 4 shows the results. Overall, the wife's share increases from 10.3 percent in year 1 to 14.0 percent in year 8. However, there is substantial heterogeneity depending on the wife's employment status. The wife's share is above 40 percent for wives

continuously employed full-time, while it is around 20 percent for those continuously working but not at full-time status. It increases steadily for the reentry group and declines steadily for the exit group.<sup>4</sup>

#### 2.4. The cross-tabulation of husband's earnings and household earnings

In this subsection, we calculate the two-way distribution of the husband's earnings quintile and the couples' earnings quintiles to see how the wife's earnings contribute to the household earnings distribution. Here, we report the results for the PDV of the husband's earnings and the PDV of the sum of each spouse's earnings. The results are shown in Table 6. For a household to locate at the household income quintiles that are the same or above the husband's earnings quintile, the wife's income is important. For example, 41.2 percent of the households where the husband's earnings are in the top quintile are in the 60-80 percentile of family earnings distribution. For all quintiles, for the family (couple) to locate a higher quintile than the husband's quintile, the wife's employment rate must be very close to 100 percent. Furthermore, to keep the same household quintile as the husband's quintile, the wife's employment rate has to be reasonably high. For example, for the second, middle, and fourth quintiles of the husband's earnings distribution, the wife's employment rate for the cell where the household quintile is the same as the husband's quintile is twice as high as the cell where the household quintile is below the husband's quintile. In that sense, for the middle of the husband's earnings distribution, employment by the wife makes a significant contribution to maintaining the location of the household earnings distribution at the husband's quintile.

### 3. Conclusion

In this article, we empirically examine the impact of the increased participation by the wife on family earnings distribution. The analysis of panel data suggests that the wife's employment has a strong persistence, which has a significant impact on the level of family earnings. Wife's reentry into the labor market occurs for households where the husband's earnings are relatively high. The mean of the present discounted value of family earnings is highest for households where the wife works full-time: the family earnings for that group are about 30 percent higher than other households.

---

<sup>4</sup> For these two groups, there is a mechanical rise and fall in the wife's share because the timing of reentry and exit is not the same among the observations within the "reentry" group and the "exit" group.

## References

- Goldin, C. (1990) *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women* Oxford University Press
- Haider, S. (2001) "Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967-1991." *Journal of Labor Economics*, 19:4, 799-836
- Haider, S. and G. Solon (2006) "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings." *American Economic Review*, 96:4, 1308-20
- Higuchi, Y., M. Hosen, M. Suzuki, R. Iijima, M. Kawade and K. Sakamoto (2003) "Panel data de miru shotokukaisou no koteisei to ishikihenka." [Stability in income class and changes in perception from panel data] in Higuchi, Y. and Ministry of Finance Research Institute eds: *Nihon no shotoku kakusa to shakai kaiso* [Income inequality and social class in Japan] Nihon Hyoron sha, Tokyo
- Hyslop, D. (2001) "Rising U.S. Earnings Inequality and Family Labor Supply: The Covariance Structure of Intrafamily Earnings." *American Economic Review* 91(4): 755-777
- Kohara, M. (2001) "Sengyo shufu ha yufuku na setai no shocho ka? Tuma no shugyo to shotoku fubyodo ni zeisei ga ataeru eikyo" [Is the full-time housewife a symbol of a wealthy family?] *The Japanese Journal of Labour Studies*, 493:15-29
- Takeuchi, M. (2004) "Jyosei shugyo no panel bunseki: Haigusha shotoku koka no kensho" [Panel analysis of women's decision to work: Re-examination of the effects of the husband's income] *The Japanese Journal of Labour Studies*, 527: 76-88

Table 1  
Distribution of employment sequence of continuously married women

(1)	(2)	(3)	(4)
Employment sequence	Employment status sequence	Number of observations	Fraction
00000000	00000000	129	0.251
00000001	00000002	13	0.025
00000011	00000022	14	0.027
00011111	00022222	12	0.023
00111111	00222222	11	0.021
11111111	11111111	56	0.109
11111111	22222222	35	0.068
11111111	66666666	18	0.035

N	514
---	-----

Source: Authors' calculations from the JPSC

Table 2  
Percentiles of PDVs of earnings and Wage-salary earnings by husbands and wives

Percentile	Wage-salary earnings of wives	Wage-salary earnings of husbands	Earnings of wives	Earnings of husbands
10	0.0	932.3	0.0	2,433.7
20	0.0	2,275.0	0.0	2,874.0
30	0.0	2,762.3	3.3	3,206.1
40	60.9	3,175.9	108.9	3,564.9
50	149.8	3,631.1	212.6	3,901.0
60	281.8	3,944.2	400.0	4,255.8
70	480.5	4,424.1	651.7	4,613.3
80	730.1	4,882.0	891.6	5,142.1
90	1,959.6	5,460.5	2,027.6	5,770.0
Mean	571.9	3,528.6	645.6	4,061.4
S.D.	994.0	1,739.1	1,020.0	1,392.7
HSCV	1.511	0.121	1.248	0.059

Source: Authors' calculations from the JPSC

Table 3

A. Distribution of the wife's employment sequence by the quintile of the PDV of the husband's earnings (%)  
(N=514)

Wife's employment sequence	Quintile of the husband's earnings					total
	lowest 20%	20%-40%	40%-60%	60%-80%	over 80%	
Continuous full-time	8.7	10.7	13.6	16.5	4.9	10.9
Continuous work, not full-time	20.4	17.5	13.6	14.6	13.7	16.0
Continuous housewife	19.4	26.2	24.3	20.4	35.3	25.1
Reentry	20.4	16.5	28.2	21.4	18.6	21.0
Exit	5.8	6.8	5.8	8.7	7.8	7.0
Other	25.2	22.3	14.6	18.5	19.6	20.0

X <sup>2</sup> test for independence (p-value)	24.33(0.228)
--	--------------

## B. Distribution of the wife's employment sequence by the quintile of the PDV of the husband's wage-salary earnings (%)

(N=514)

Wife's employment sequence	Quintile of the husband's wage-salary earnings					total
	lowest 20%	20%-40%	40%-60%	60%-80%	over 80%	
Continuous full-time	1.9	11.7	12.6	20.4	7.8	10.9
Continuous work, not full-time	27.2	15.5	18.5	8.7	9.8	16.0
Continuous housewife	21.4	25.2	20.4	24.3	34.3	25.1
Reentry	19.4	17.5	24.3	24.3	19.6	21.0
Exit	6.8	5.8	3.9	8.7	9.8	7.0
Other	23.3	24.3	20.4	13.6	18.6	20.0

X <sup>2</sup> test for independence (p-value)	45.42(0.001)
--	--------------

C. Mean and standard deviation of husband's earnings, wife's earnings, and couple's earnings:  
By the wife's employment sequence

Wife's employment sequence	Wife's earnings (in 10,000 yen)	Husband's earnings (in 10,000 yen)	Couple's earnings (in 10,000 yen)	N
Continuous full-time	3044.6 [987.90]	3942.6 [990.98]	6987.3 [1708.99]	56
Continuous work, not full-time	997.7 [658.69]	3849.4 [1410.64]	4847.1 [1570.18]	82
Continuous housewife	0.0 [0]	4327.4 [1524.18]	4327.4 [1524.18]	129
Reentry	280.8 [256.47]	4037.2 [1298.16]	4318.0 [1306.86]	108
Exit	376.6 [472.91]	4237.5 [1362.48]	4614.2 [1303.13]	36
Other	346.1 [415.48]	3925.5 [1470.31]	4271.6 [1542.41]	103

Note: The top entries are means, and inside parentheses are standard deviations.

Source: Authors' calculations from the JPSC

Table 4  
Inequality measures and the share of wife's earnings in family earnings

A. HSCV

	wife's earnings	husband's earnings	sum of husband's and wife's earnings
1994	1.677	0.068	0.078
1997	1.448	0.105	0.104
2001	1.220	0.106	0.103
PDV	1.248	0.059	0.066

B. Mean share of the wife's earnings in family earnings by wife's employment sequence

	Continuous full-time	Continuous work, not full-time	Continuous housewife	Reentry	Exit	Other	Total
Year 1	42.8	19.7	0.0	0.0	15.7	6.7	10.3
Year 2	40.7	19.8	0.0	1.5	12.9	8.2	10.4
Year 3	42.7	20.3	0.0	2.9	12.7	7.8	10.9
Year 4	43.1	20.9	0.0	5.8	6.8	7.0	11.1
Year 5	43.5	23.0	0.0	7.0	6.5	6.9	11.7
Year 6	43.0	22.5	0.0	8.7	7.6	6.1	11.9
Year 7	42.8	24.3	0.0	12.8	2.7	7.4	12.9
Year 8	44.0	22.6	0.0	16.3	0.0	10.6	14.0

Note: The figures are calculated from the sample of 514 observations of continuously married couples for 8 years.  
Source: Authors' calculations from the JPSC

Table 5  
 Cross-tabulation of the husband's earnings quintile and couple's earnings quintile  
 Panel data results

Present Discounted Value

Husband's quintile	Couple's quintile					Fraction of movement	
	1	2	3	4	5		
1	75.7	9.7	7.8	4.9	1.9	24.3	—
	42.8	93.8					
	9.6	27.4					
2	24.3	51.5	13.6	6.8	3.9	24.3	24.3
	18.0	44.6	91.1				
	2.1	7.5	25.1				
3	0.0	38.8	41.8	7.8	11.7	19.4	38.8
		15.9	56.7		100.0		
		1.4	9.4		43.9		
4	0.0	0.0	36.9	39.8	23.3	23.3	36.9
			23.4	58.5	95.8		
			1.8	7.0	37.6		
5	0.0	0.0	0.0	41.2	58.8	—	41.2
				28.6	47.3		
				2.1	8.4		

Note: The number shown at the top of each cell is the fraction of being in the cell (%), the number in the middle is the wife's average employment rate from 1994 to 2001, and the number at the bottom is the share of the PDV of the wife's earnings in the PDV of couple's earnings.

Earnings in 1994

Husband's quintile	Couple's quintile					Fraction of movement	
	1	2	3	4	5		
1	75.7	10.3	6.5	5.6	1.9	24.3	—
	29.6	100.0					
	7.6	23.0					
2	23.2	46.5	10.1	14.1	6.1	30.3	23.2
	0.1	8.7	30.4	100.0			
	0.0	4.4	26.0	40.6			
3	0.0	55.3	28.2	4.9	11.7	16.5	55.3
		5.3	55.2		100.0		
		0.1	8.3		45.4		
4	0.0	0.0	49.6	33.3	17.1	17.1	49.6
			5.5	59.5	100.0		
			0.1	6.6	37.3		
5	0.0	0.0	0.0	33.0	67.0	—	33.0
				12.9	44.4		
				0.5	7.7		

Note: The number shown at the top of each cell is the fraction of being in the cell (%), the number in the middle is the wife's employment rate in 1994, and the number at the bottom is the share of the wife's earnings in the couple's earnings in 1994.

Earnings in 2001

Husband's quintile	Couple's quintile					Fraction of movement	
	1	2	3	4	5	upward	downward
1	70.2	19.2	6.7	1.9	1.9	29.8	—
	49.3	100.0					
	14.5	30.2					
2	27.1	50.0	12.7	6.8	3.4	22.9	27.1
	9.4	67.8	100.0				
	0.4	11.6	24.4				
3	0.0	26.1	46.6	18.2	9.1	27.3	26.1
		26.1	73.2	100.0			
		1.9	8.9	26.2			
4	0.0	0.0	41.2	35.3	23.5	23.5	41.2
			14.3	63.9	100.0		
			0.7	8.1	43.2		
5	0.0	0.0	0.0	37.3	62.8	—	37.3
				28.9	60.9		
				1.9	10.2		

Note: The number shown at the top of each cell is the fraction of being in the cell (%), the number in the middle is the wife's employment rate in 2001, and the number at the bottom is the share of the wife's earnings in the couple's earnings in 2001.

The figures are calculated from the sample of 514 observations of continuously married couples for 8 years. The wife's employment rate, the share of the wife's earnings in the couple's earnings are shown for the case where the number of sample for the cell defined by the husband's quintile and the couple's quintile is 10 or more.

Source: Authors' calculations from the JPSC



厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業  
「社会保障の制度横断的な機能評価に関するシミュレーション分析」  
分担研究報告書

社会保障の機能に関するシミュレーション分析

分担研究者 山本 克也 国立社会保障・人口問題研究所  
分担研究者 佐藤 格 国立社会保障・人口問題研究所  
研究協力者 菊池 潤 国立社会保障・人口問題研究所

**研究要旨**

本研究では、今後の社会保障制度を検討する際の基礎資料を提示することを目的として、政策の選択肢が社会保障制度の各種機能に与える影響について、シミュレーション分析による定量的把握を試みた。

平成 18 年度の研究内容は以下のとおり。第 1 に、先進国、特にアメリカの年金給付算定方法と日本の給付算定方法が所得再分配機能に与える影響に関してシミュレーション分析を行った。また、次年度以降の分析の基礎となる情報を収集することを目的として、アンケート調査を実施した。第 2 に、厚生労働省「所得再分配調査」個票を用いて、わが国におけるベーシック・インカムの実現可能性について検討した。第 3 に、労働供給を内生化したライフサイクル一般均衡モデルを用いて、年金支給開始年齢の引上げが家計の厚生や年金財政、マクロ経済に与える影響について検討した。第 4 に、高齢期の介護リスクを確率的に記述する介護費用推計モデルを構築し、介護保険と基礎年金が高齢期の介護リスクに対して果たしている機能について検討した。第 5 に、非正規雇用の拡大が所得格差に与える影響についてマイクロ・シミュレーションの手法を用いて検討した。

**A 研究目的**

本研究では、政策の選択肢が社会保障の各種機能に与える影響をシミュレーション分析から明らかにし、今後の社会保障制度のあり方について検討する際の基礎資料を提示することを目的としている。

**B 研究方法**

第 1 に、先進国、特にアメリカの年金給付算定方法と日本の給付算定方法が再分配所得に与える影響に関してシミュレーショ

ン分析を行った。また、次年度以降の分析の基礎となる情報を収集することを目的として、アンケート調査を実施した。

第 2 に、厚生労働省「所得再分配調査」個票を用いて、わが国へのベーシック・インカムの実現可能性について検討した。

第 3 に、労働供給を内生化したライフサイクル一般均衡モデルを用いて、年金支給開始年齢の引上げが家計の厚生、年金財政、および、マクロ経済に与える影響についてシミュレーション分析をした。

第4に、高齢期の介護リスクを確率的に記述する介護費用推計モデルを構築し、高齢期の介護リスクに対して介護保険と基礎年金が果たしている機能について、シミュレーション分析を行った。

第5に、非正規雇用の拡大が所得格差に与える影響についてマイクロ・シミュレーションの手法を用いて検討した。

(倫理面への配慮)

マイクロデータを使用の際には、個人が特定されないように十分留意するとともに、個人情報の流出のないように細心の注意を払った。

## C 研究結果 と D 考察

本年度の研究成果を以下の5論文にとりまとめた。

### (1)「先進各国の給付算定方法—スウェーデン、アメリカ、日本の方式—」(山本論文)

先進国、特にアメリカの年金給付算定方法と日本の給付算定方法についての比較検討を行った。具体的には、両国の年金給付算定方法をそれぞれの国の所得分布に適用することによって比較を行った。

日本の給付代替率(年金額/標準報酬)についてみると、標準報酬月額が98,000円の場合、年金額の理論値が92,420円となり、給付代替率は0.94となる。同様に、標準報酬月額が620,000円の者は年金額の理論値が233,100円となり給付代替率は0.38となる。単純な比較はできないが、所得階層によって給付乗率が変化するバンドポイント方式を採用するアメリカでは、第1バンドポイントまでの値が0.9であるので日本の

0.98が上回る。しかし、給付算定の上限であるAIMEでは0.22(これ以上の所得のある者はさらに下がる)以下であり、こちらの方はアメリカが勝ることになる。

日本の年金制度では、定額給付である基礎年金が存在するために、所得再分配機能が強いものとなっている。一方で、アメリカの給付算定方式では、バンドポイントの設定と(バンドポイントで規定される)それぞれの所得階層における給付乗率の設定が再分配機能の程度を決定することになる。また、スウェーデンの給付算定方式では、最低保障年金の範囲と水準が再分配機能に大きな影響を与えることになる。

本年度に実施したアンケート調査「社会保障に関する調査」問6では、今後の年金給付の算定方法に関する意識調査を行っている。次年度以降では以上のアンケート調査結果を踏まえて、それぞれの給付算定方式について検討する。

### (2)「『所得再分配調査』を用いた Basic Income の検討」(山本論文)

厚生労働省「所得再分配調査」個票を用いて、わが国におけるベーシック・インカムの実現可能性について検討した。ベーシック・インカムとは、資力調査を行うことなく全ての個人に無条件で与えられる所得のことであり、以下の給付形態をとる。①家計全体よりもむしろ個人に支払われる。②他の所得源泉に関係なく支払われる。③労働に対する能力や提供された労働を受ける意思に関係なく支払われる。わが国にベーシック・インカムを適用した場合の給付水準を検討した結果、月額4万円以上をベーシック・インカムとして支給しないと効

果が小さいことが明らかとなった。また、ベーシック・インカムを導入するのであれば全国民を包括し、かつ一律の給付にすべきであることが明らかとなった。ただし、ベーシック・インカムの考え方にも二通りあり、前述の結果を受ける普遍的なベーシック・インカムを主張する者がいる一方で、年齢による給付やベーシック・インカムの時限立法など、柔軟な考え方をする者がある。後者の柔軟な考え方をとれば、わが国で増加しつつある単身で、かつ、若年期にフリーターや非正規就業しか行ってこなかった者の救済にベーシック・インカムが活用される可能性がある。

### (3)「年金支給開始年齢の変化が経済に与える影響のシミュレーション分析」(佐藤論文)

労働供給を内生化したライフサイクル一般均衡モデルを用いて、年金支給開始年齢の引上げが家計の厚生や年金財政、マクロ経済に与える影響について検討した。以上の分析を行う際には、余暇に対する選好パラメータの影響も同時に考慮した。

年金支給開始年齢を現在の65歳から70歳に引上げた場合、1970年代前半頃までに生まれた世代では労働供給量を減少させる一方、それ以降の世代では労働供給量を増加させるという傾向が見られる。また、余暇に対する選好パラメータが大きいほど、年金支給開始年齢の変更が労働供給に与える影響が大きいことが明らかとなった。

年金支給開始年齢が遅れば、従前と同じ労働供給量・賃金水準である限り、生涯所得は減少することになる。したがって、その分を補うべく、労働供給を増加させるのは自然なことと考えられる。しかし、既

に労働供給を行っている世代については、余暇が減少することによる不効用が、生涯所得の減少（生涯消費の減少）に伴う不効用を上回る可能性があり、所得の減少分を補うよりも余暇を選択する可能性がある。1970年代前半より前に生まれた世代に見られる労働供給の減少はこのような理由によるものと考えられる。

また資本労働比率を見ると、余暇に対する選好が非常に低く、ほぼ非弾力的に労働を供給するケースを除いては、年金支給開始年齢を引き上げることが資本労働比率を低下させていることになる。余暇に対する選好がある程度大きな値をとる場合には、年金支給開始年齢の引き上げにより余暇を減少させ、時間を労働へと振り分けるといふ動きが生じる。支給開始年齢の引上げに伴う資本労働比率の低下はこのような理由によるものと考えられる。

一方で、余暇に対する選好が非常に小さいケースでは、労働供給はほぼ非弾力的に行われていると考えることができる。したがって、年金支給開始年齢が変化したとしても、労働供給にはそれほど大きな影響与えず、かえって所得の増加に伴って貯蓄が増加することから、資本労働比率が上昇していると考えられる。

### (4)「基礎年金と介護保険給付のバランスに関する予備的考察ーリスク・プーリング機能と貧困抑制機能の視点からー」(菊池論文)

一定期間の間の要介護状態の推移の確率を表す遷移確率を用いた介護費用推計モデルを構築し、高齢期の介護リスクに対して、介護保険と基礎年金が果たす機能について検討した。遷移確率の設定においては、要

介護度とともに、介護場所（在宅・施設）を考慮した。以上の遷移確率に基づいた介護費用推計モデルによって、①介護給付率の変化、②食費給付率の変化、および、③基礎年金水準の変化、の3つの政策パラメータの変更が介護保険と基礎年金のリスク・プーリング機能と貧困抑制機能に与える影響について検討した。分析の結果、以下の点が明らかとなった。

第1に、遷移確率を用いた状態別・被保険者数の推計結果からは、女性が直面する介護リスクが男性に比べて非常に大きいことが明らかとなった。第2に、2005年10月に導入された食費の原則全額自己負担化が貧困抑制機能に与える影響は、同じ規模の財政効果を持つ基礎年金の削減に比べて、小さいものとどまることが明らかとなった。第3に、介護給付率の削減は、基礎年金の削減に比べて、貧困抑制機能、リスク・プーリング機能をより低下させることになることが明らかとなった。同じ財政効果を持つ政策であっても、その組合せによってリスク・プーリング機能や貧困抑制機能に与える影響は異なり、更なる検討が必要とされる。

#### (5) "The impact of the Increase in Non-regular Employment on income disparities" (稲垣論文)

非正規雇用の拡大に象徴される若年層の雇用形態の変化、あるいは、生活スタイルの変化によって、わが国の所得格差は将来拡大する可能性がある。しかしながら、若年非正規労働者の多くは親と同居しているために、非正規雇用の拡大に伴う所得格差の拡大は潜在的なものとなっていると考え

られる。このような潜在的な所得格差を以下の二つの方法で明らかにすることを試みた。

第1に、親と同居する成人を別世帯に分解した仮想世帯に基づいてジニ係数の測定を行った。第2に、マイクロ・シミュレーションの手法を用いて、将来の所得格差について検討した。いずれの手法を用いた場合でも、潜在的な所得格差が実在することが明らかとなった。また、所得格差は今後拡大していくことが予想され、税制や社会保障制度による所得再分配効果を考慮した場合でも、所得格差の拡大は不可避と考えられる。将来の所得格差の拡大は以下の二つの段階で考えることができる。

第1段階は、同居の親が後期高齢期に至る時期に発生する。この段階では、同居の親の医療費や介護費用が拡大するとともに、世帯収入は親の年金と子の不安定な収入のみとなる。

第2段階は、同居の親が死亡し、子自身が高齢期に達する段階である。この段階で世帯収入は子の年金収入のみとなり、年金収入は基礎年金のみとなる。さらに、若年時の拠出が十分でない場合には、基礎年金額がさらに小さいものとなる。

非正規雇用の拡大に伴う世代内所得格差の拡大は高齢期にまで持ち越されると同時に、教育を通じて次世代にまで継続する可能性がある。このように、若年非正規雇用の拡大が将来の所得格差に重要な影響を与えると考えられ、正規雇用への就労支援などが重要と考えられる。

## E 結論

厳しい保険財政の下で社会保障制度を持

続可能なものとするためには、社会保障の規模の削減は避けられない。しかしながら、求められているのは社会保障の単なるスリム化ではなく、合理化である。その意味で、政策パラメータの変更が社会保障の機能や経済全体に与える影響を定量的に把握することが重要な課題となる。

先の介護保険制改革により、施設入所に伴う食費・居住費は原則保険適用外となったが、このことが介護保険のリスク・プーリング機能に与える影響は限定的であることを示唆する結果が得られた。また、年金支給開始年齢の引上げは、労働供給に大きな影響を与えることが明らかとなった。しかしながら、年金支給開始年齢の引上げによる影響は余暇に対する選好の度合いにも大きく依存しており、更なる検討が必要とされる。

また、近年注目されている非正規雇用の拡大により、今後所得格差が拡大する可能性が示された。若い世代の非正規雇用が拡大する場合、社会保険料拠出が不十分となり、拠出に基づく社会保険制度では十分な対応が取れなくなる可能性がある。このような問題に対処するためには、ベーシック・インカムを導入も一つの選択肢と考えられる。

公的年金の所得再分配機能に関する分析からは、給付水準や給付乗率などのパラメータの設定により、再分配効果は大きく異なることが明らかとなった。公的年金制度を代表とする社会保障制度にどの程度の所得再分配機能を求めるかは国民の合意のもとに決定されるべきである。次年度以降は、制度の持続可能性を考慮すると同時に、本年度に実施したアンケート調査の結果をシ

ミュレーションモデルに取り入れた分析を行う。

## F 健康危険情報

なし

## G 研究発表

### 1. 論文発表

山本 克也(2006)「『所得再分配調査』を用いた Basic Income の検討」『海外社会保障研究』第 157 号、pp.48-59

### 2. 学会発表

なし

## H 知的所有権の出願・登録状況

### 1. 特許取得

なし

### 2. 実用新案登録

なし

### 3. その他

なし

## 先進各国の給付算定方法—スウェーデン方式、アメリカ、日本の方式<sup>1</sup>—

山本克也（国立社会保障・人口問題研究所）

### 要約

先進国、とくにアメリカの年金給付算定方法と日本の給付算定方法を比較検討し、単にどちらかが優れているといったことを結論付けるのではなく、年金給付算定方法の必要な改変を試みた。これらの国々は年金給付に所得再分配機能を備えていることが今回の検討理由である。方法としては、アメリカ年金給付方法と日本の給付方法を、アメリカの所得分布と日本の所得分布に当てはめて比較した。日本の給付代替率（年金額を標準報酬で割ったもの）は98,000円の者は年金額の理論値が92,420円となり0.94である。また、620,000円の者は年金額の理論値が233,100円となり0.38である。単純に比較はできないが、アメリカでは第1バンドポイントまでの値が0.9であるので日本の0.98が勝る。しかし、給付算定の上限であるAIMEでは0.22(これ以上の所得のある者はさらに下がる)以下であり、こちらの方はアメリカが勝ることになる。ただし、アメリカ方式の年金を給付するには、バンドポイントが必要である。アメリカではAverage Wage Indexは所得分布のメディアン（中央値）に一致し、第1のバンドポイントはメディアンに対して1.84%水準におかれ、第2のバンドポイントはメディアンに対して11.09%の水準におかれている。このバンドポイントの水準を変えただけでも結果は大きく変わる。日本の年金給付方法にしてもその所得再分配機能において基礎年金の役割が大きく、この水準如何では結果が変わる。このあたりは次年度の課題でもある。

### はじめに

本研究においては、先進国、とくにスウェーデンとアメリカの給付算定方法を題材に日本の年金制度改革に資する制度案の考察を行う。1999年に実施されたスウェーデンの年金改革はわが国においても大きなブームとなった。特に、公明党、民主党、社会経済生産性本部のスウェーデンへの傾倒は興味深いものであった。スウェーデン改革の柱を4つあげると、1)完全報酬比例の給付算定方式（最低保障付き）、2)Notional Accountの導入、3)自動均衡メカニズム、4)部分的な私的運用の導入である。後述されるがスウェーデンモデルは給付と拠出の関係が見きわめやすい。

一方のアメリカの給付算定方法であるが、いわゆるバンドポイント方式を取っている。バンドポイント方式とは、年金給付の基準となる所得で任意の点で

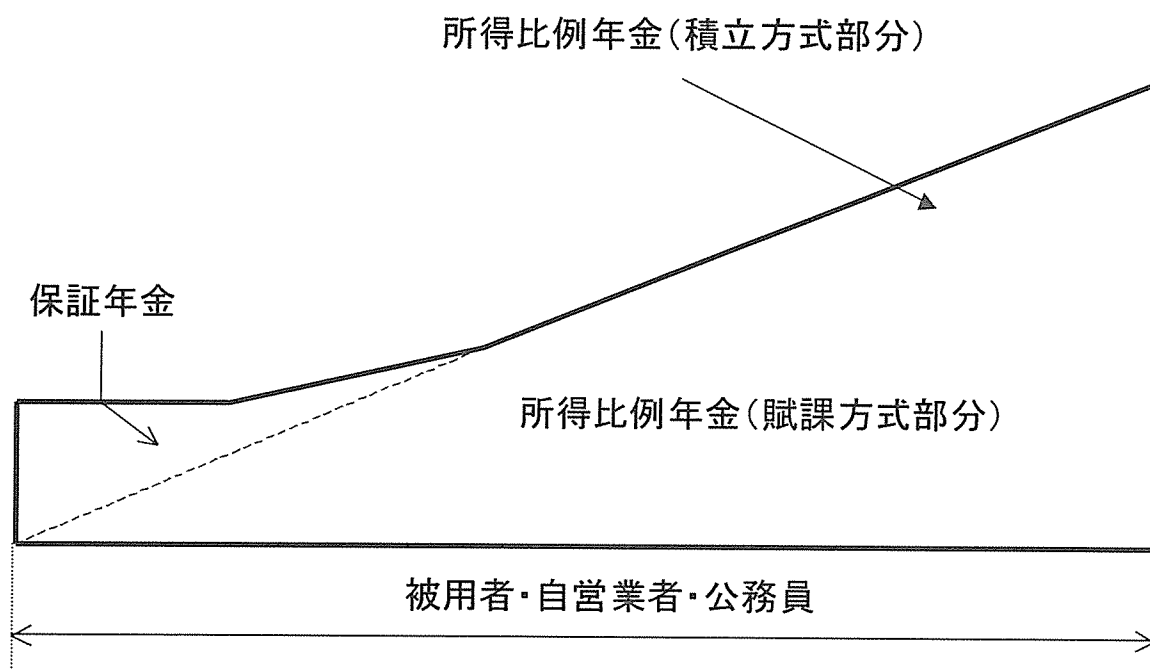
<sup>1</sup> 試算に関しては慶應義塾大学大学院理工学研究科の杉田知格氏のお世話になった。また、本プロジェクトのメンバーからは貴重なコメントをいただいた。もちろん、本稿に残される誤りのすべては筆者の責任である。また、本稿は筆者らの個人的な見解であり、筆者らの所属する機関とは何ら関係のないことをお断りしておく。

給付乗率を変化させることで所得と年金の関係を変化させる方法である。アメリカでは、2007年の値では、バンドポイントを2点（\$680と\$4100）設け、そこに至るまでの給付乗率を0.9、0.32とし、\$4100を越える部分の給付乗率を0.15とすることで、いわば低所得者の方の年金額を高く設定している。保険料の方は定率で賦課しているので、ここには所得の再分配が生じることになる。

## 2 スウェーデン方式

スウェーデンの公的年金制度は、持続可能な年金制度を構築する観点から1999年に改革が行われた<sup>2</sup>。

図表1 スウェーデンの給付算定方法の模式図



この改革の特徴は、

- ① 所得比例年金（Earning-Related Pension）と低・無年金者に対する税財源による保証年金（Guaranteed Pension）とを組み合わせた体系に再編。
- ② 現役時に拠出した保険料の額をもとに、賃金上昇率を「みなし運用利回り」として計算上の年金原資を計算し、これを平均余命で割って、年金額を求める「概念上の拠出建て（Notional Defined Contribution System）」を採用。

<sup>2</sup> <http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/nenkin/nenkin/shogaikoku-sweden.html>、「スウェーデンの年金制度の概要」、厚生労働省

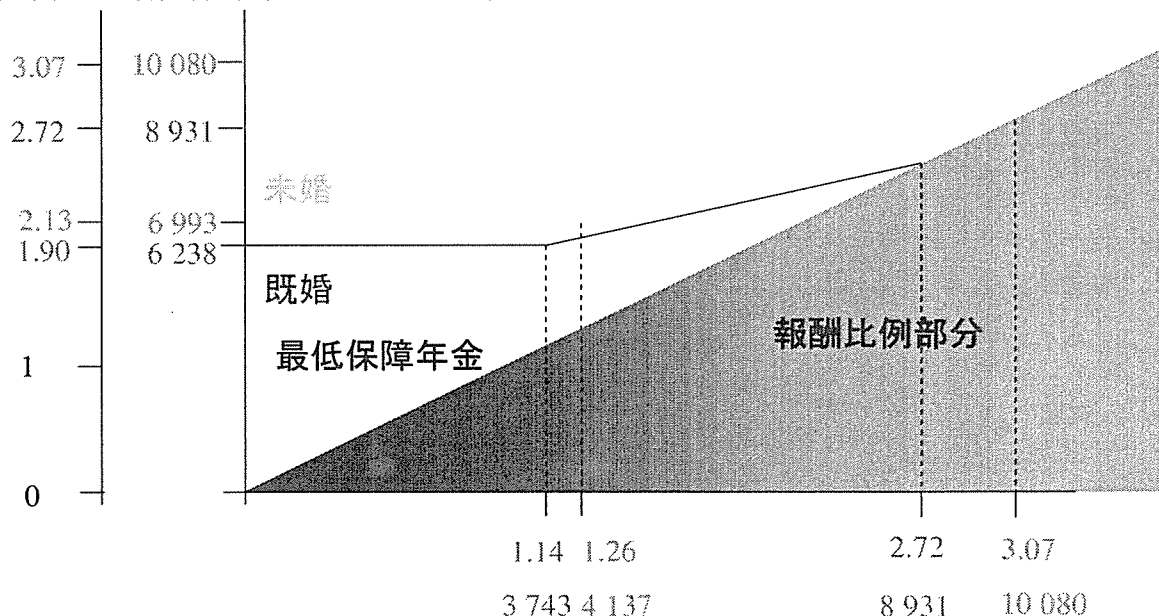
③ 保険料率を固定して、その範囲内で給付を行うこととし、少子化等の社会経済の変動に応じて給付が自動的に調整される「自動財政均衡メカニズム (Automatic Balance Mechanism)」を導入。

④ 保険料率 (保険料控除後所得に対する割合は 18.5%) の 16% を賦課方式部分、2.5% を積立方式部分に充当である。

## 2.2 給付算定方法

給付の算定方法は基本的に所得比例年金 (賦課方式で賄われる) であるが、最低保障年金と所得比例年金 (積立方式で賄われる) が付く。わが国でも注目が集まっているのが最低保障部分である。最低保障年金は、1938 年以降に生まれたすべての居住者を対象としている。もし、仮にフルで最低保障年金を取得するには 25 歳以降に 40 年間にわたって年金制度に加入し続けることが必要である (居住期間が 40 年に満たない場合は、居住年数に比例した減額となる)。

図表 2 最低保障年金と報酬比例年金の関係



注) Swedish Social Insurance Agency (2005), p42

しかし、実際には所得による制限がある。最低保証年金は、単身者については、所得比例年金が物価基礎額 (旧制度における基礎額に相当し、2005 年現在、



月額 3,283 クローネ：約 5 万 4242 円<sup>3)</sup> の約 3.07 倍(月額 10,080 クローネ：約 16 万 6,522 円) 未満のときに、夫婦については、一人当たり 2.72 倍(月額 8,931 クローネ：約 14 万 7540 円) 未満のときに支給される。また、支給される最低保証年金額は、所得比例年金の受給額により異なる。単身者、夫婦一人当たりの最低保証年金額(2005 年) は、次の通りである。(夫婦一人当たりの数字は[] 内に表示。図表 2 参照)

- ・所得比例年金が 0 又は物価基礎額の 1.26 倍[夫婦 1.14 倍] 以下のときのとき：物価基礎額の 2.13 倍(月額 6993 クローネ：11 万 5,524 円)[夫婦 1.90 倍(6,238 クローネ：約 10 万 3051 円)] から、所得比例年金額を差し引いた額の全額(100%)。
- ・所得比例年金が物価基礎額の 1.26 倍[夫婦 1.14 倍] を超え約 3.07 倍[夫婦 2.27 倍] 未満のとき：所得比例年金の額が高くなるに従い、最低保証年金額が徐々に低くなるように設計され、所得比例年金が物価基礎額の約 3.07 倍[夫婦 2.27 倍] になると 0 となる。

「物価基礎額」は消費者物価上昇率により毎年改定され、これに伴い最低保証額も自動的に物価スライドされる。保険料算定の対象となる所得は、下限が物価基準額(39、400 クローネ)の 42.3%で 16,942 クローネ(約 279,882 円)、上限が所得基準額(2005 年の数値で 43,300)の 8.07 倍で 349,431 クローネ(約 5,772,600 円)である。最低保障年金は強調されている割には少ない金額である。合わせても約 507 億円であり、総給付の約 3.12 パーセントに過ぎない。

また、報酬比例部分(所得比例年金)の給付は、①賦課方式部分(概念上の拠出建て)と②積立方式部分(通常の拠出建て)に分けられる。①の部分は、

$$(\text{個人納付保険料総額} + \text{みなし運用益}^4) / \text{除数}$$

で求められる。②の部分は、

$$(\text{個人納付保険料総額} + \text{運用益}^5) \text{ を保険数理的に計算したもの}$$

で求められる。残念ながら、実際の試算を行うにはデータが不足している。ス

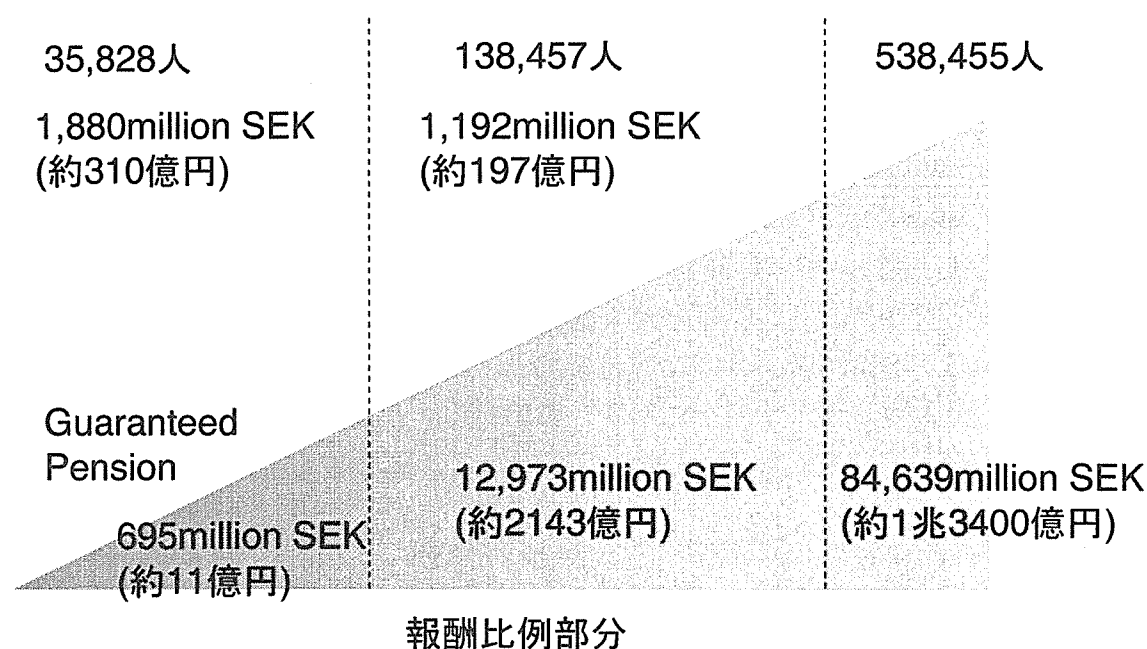
<sup>3</sup> 1 クローネ (=16.52 円、平成 19 年 3 月 8 日) で換算。

<sup>4</sup> みなし運用益とは名目所得上昇率を基本とし、受給開始前に死亡した被保険者が納付した保険料を同年齢の被保険者に分配し、管理費を差し引いたもので、除数とは退職時の平均余命を基本として、さらに、将来における実質所得の上昇を考慮したもの。直近では 15.4 の見通し。

<sup>5</sup> この場合の運用益は実際の運用利回りに受給開始前に死亡した被保険者が納付した保険料からの分配を加え、管理費を差し引いたもの。

ウェーデンの年金給付は試算が困難であるが、それでも最低保障部分の総額と受給者がわかっているので一人当たりの最低保障年金の額はわかる。図表3にあげたように、この最低保証年金は最低保証の金額の上限がフラットになっている部分と、報酬の増加にしたがって逡減していく部分に分けられる。Swedish Social Insurance Agency (2005)によればフラットな部分で約 310 億円を 352,828 人に給付しており、一人当たり直せば約月 72,103 円である。この部分全体では 322 億円であるから、一人当たり直せば約月 74,662 円である。これは、日本の基礎年金の理論値、約月 66,008 円よりも少し多い。一方、最低保障分が低減する部分は最低保障部分が一人当たりで約月 11,857 円、この部分の全給付が約月 140,838 円であるから、この部分の最低保障額は総給付の 8.4 パーセントに過ぎない。ちなみに最低保障を全く受けない部分は、約月 207,385 円の年金をもらうことになる。

図表3 最低保障年金 (Minimum Guaranteed Pension, 2005 年)



注) Swedish Social Insurance Agency (2005), p39

### 3 アメリカ方式

アメリカの年金給付算定方法社会保障年金の給付額<sup>6</sup>は、賃金スライドさせた平均賃金をベースに、次の計算式で求められる<sup>7</sup>。

<sup>6</sup> PIA とは、Primary Insurance Amounts (退職給付基本年金額) の略で、被保険者が通常の支給開始年齢で老齢年金を受給した場合の老齢年金額に相当する。

<sup>7</sup> SSA(2006)、p.100

$$\text{給付額} = 0.9A + 0.32B + 0.15C^8$$

Aはスライド済平均賃金月額のうち 656 ドルまでの部分、Bはスライド済平均賃金のうち 656 ドルを超えて 3955 ドルまでの部分、Cはスライド済平均賃金のうち 3955 ドルを超える部分である。上記の計算式から明らかに、

$$A\text{の乗率} > B\text{の乗率} > C\text{の乗率}$$

となっているので、低所得であった者ほど退職前の収入に対する代替率が高くなり、所得再分配が図られる仕組みとなっている。

毎年の年金額については、消費者物価スライド制により毎年物価上昇率だけ引き上げられる。「656 ドル」、「3955 ドル」といった数字は 2006 年のものであり、このような分岐点（バンドポイント）は、平均賃金の上昇率に合わせて毎年改定される。例として 2007 年のバンドポイントを小さい方から求めてみよう。2007 年のバンドポイントを求めるには、基準となる Average Wage Index が 2005 年のものとなり、次のように計算される。

$$180 \text{ドル} \times 36,952.94 \text{ドル} \div 9,779.44 = 680.15 \text{ドル} \cong 680 \text{ドル}$$

ここで、36,952.94 ドルは 2005 年の Average Wage Index、9,779.44 は 1977 年の Average Wage Index である。同様に次のバンドポイントは

$$1085 \text{ドル} \times 36,952.94 \text{ドル} \div 9,779.44 = 4099.82 \text{ドル} \cong 4,100 \text{ドル}$$

のように決まる。

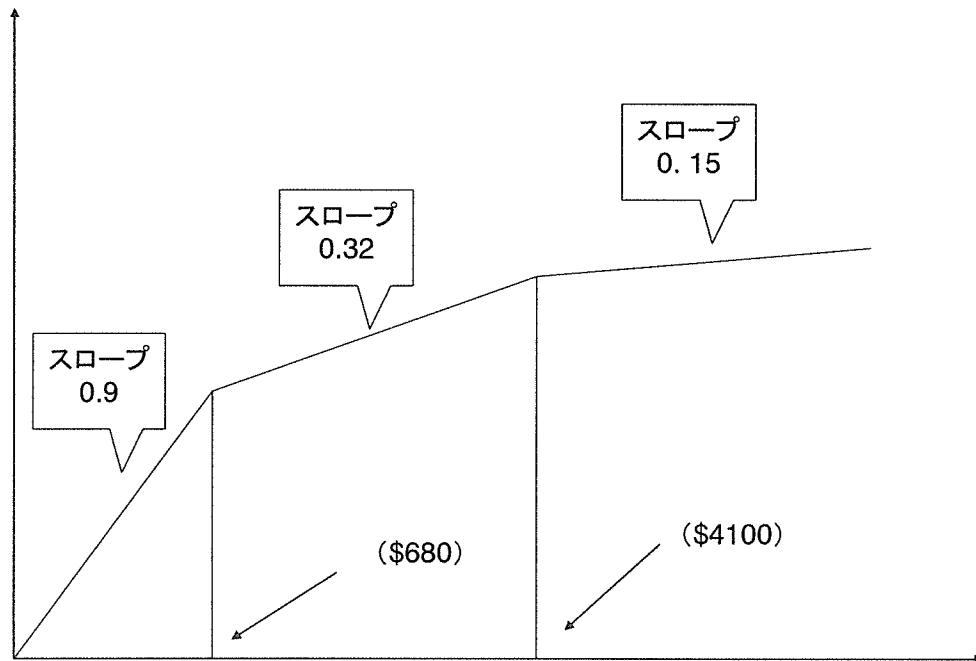
すなわち、この方法が導入された 1977 年に決まった 180 ドルと 1085 ドルという基準が、各年の Average Wage Index によって改訂されていくという仕組みになっている。ちなみに、Average Wage Index は所得分布のメディアン（中央値）に一致する。第 1 のバンドポイントはメディアンに対して 1.84%水準におかれ、第 2 のバンドポイントはメディアンに対して 11.09%の水準におかれている。つまり、バンドポイントはかなり低い位置にあることがわかり、その意味で低所得者に対して所得の再分配を大きく使用とする配慮が見られる。ここで

---

<sup>8</sup>この計算式によって計算された給付額の満額支給開始年齢は、1999 年までは 65 歳であったが、2000 年から 2027 年にかけて段階的に 67 歳に引き上げられることとなっている。また、62 歳からの繰上げ支給や 70 歳までの繰下げ支給も認められている。これらの場合の給付額については、62 歳から繰上げ支給を開始した場合には減額率 30%、70 歳から繰下げ支給を開始した場合には増額率 15%となっている。

注意すべきは、バンドポイントを作成する時のメディアンは年収であることである。この誤解は大きく、第1バンドポイント、第2バンドポイント、メディアンの順番ではなく、第1バンドポイント、メディアン（月収ベース）、第2バンドポイントとなる。

図表4 アメリカの給付算定方式の模式図



図表5 アメリカの年金給付額

