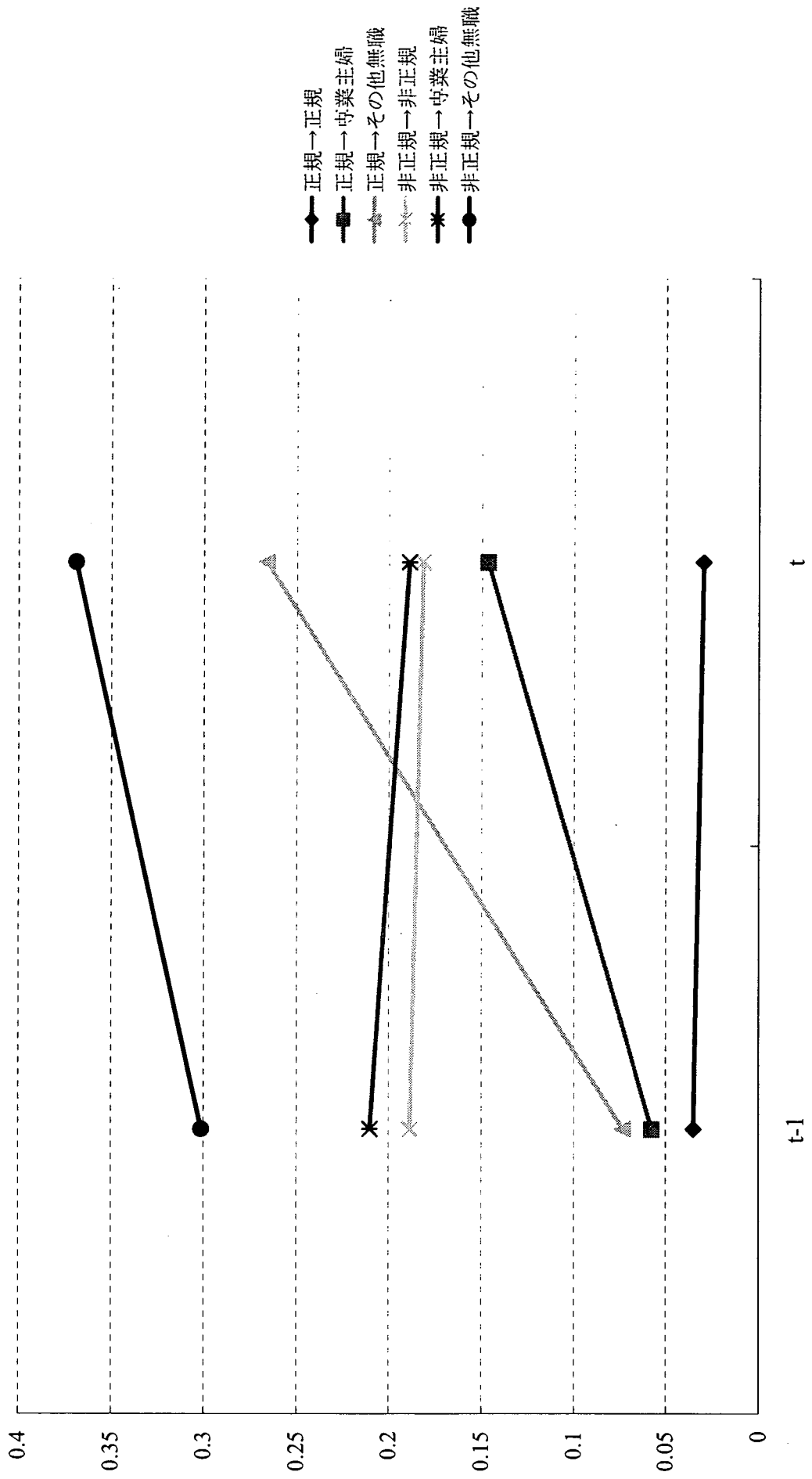


図表4 就業状態の変化ごとに見た公的年金非加入率の推移(2)



図表5a 社会保険への非加入要因分析 -推計結果(i)-

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
(公的年金への未加入に関する分析)														
有業	-0.540	0.046	***											
自営→自営 (ベース:「無業」)	-0.398	0.118	***	-0.455	0.120	***	-0.432	0.132	***	-1.072	0.310	***	-0.455	0.170
自営→雇用	-0.092	0.217		-0.032	0.220		0.120	0.235		-1.332	0.646	**	-0.030	0.220
自営→無業	0.028	0.242		-0.026	0.247		0.069	0.251		-1.138	1.232		-0.024	0.247
雇用→自営	0.274	0.260		0.248	0.264		0.405	0.298	*	-1.009	0.593	*	0.247	0.264
雇用→雇用	-0.644	0.059	***	-0.598	0.061	***	-0.392	0.071	***	-1.864	0.174	***	-0.598	0.061
雇用→無業	0.327	0.099	***	0.322	0.102	***	0.196	0.120		-0.149	0.236		-0.598	0.061
正規雇用→学生													1.636	1.421
正規雇用→専業主婦													-0.101	0.213
正規雇用→その他無職													0.661	0.226
非正規雇用→学生													0.465	1.123
非正規雇用→専業主婦													0.185	0.145
非正規雇用→その他無職													1.038	0.238
無業→自営	-0.201	0.228		-0.224	0.231		-0.134	0.240		-1.581	0.827	*	-0.225	0.231
無業→雇用	0.240	0.100	**	0.214	0.102	**	0.173	0.117		-0.429	0.250	*	0.214	0.102
年齢				0.027	0.206		-0.240	0.291		0.271	0.305		0.027	0.206
(ベース:				-0.201	0.208		-0.407	0.290		-0.147	0.320		-0.205	0.208
25歳以下)				-0.348	0.213		-0.576	0.294	**	-0.224	0.345		-0.354	0.213
35-37歳				-0.353	0.220		-0.561	0.300	*	-0.485	0.376		-0.364	0.220
38-40歳				-0.321	0.228		-0.555	0.308	*	-0.477	0.412		-0.330	0.228
41-44歳				-0.483	0.246	**	-0.790	0.324	**	-0.459	0.473		-0.503	0.246
コーポレート				-0.037	0.090		-0.013	0.097		-0.575	0.264	**	-0.041	0.091
(ベース:				-0.295	0.106	***	-0.214	0.115	*	-1.131	0.296	***	-0.306	0.106
60歳以前				-0.407	0.117	***	-0.291	0.127	**	-1.269	0.317	***	-0.413	0.117
生まれ)				-0.201	0.142		-0.055	0.158		-1.205	0.353	***	-0.222	0.142
70-71年生まれ				-0.336	0.148	**	-0.334	0.177	*	-1.073	0.345	***	-0.347	0.148
最終学歴				-1.086	0.080	***	-0.849	0.096	***	-1.538	0.163	***	-1.077	0.080
(ベース:				-1.539	0.099	***	-1.275	0.118	***	-1.966	0.202	***	-1.532	0.099
短大・専修卒				-1.472	0.112	***	-1.193	0.136	***	-1.988	0.213	***	-1.465	0.112
中学校卒)				-0.087	0.244		-0.222	0.320		2.028	0.484	***	-0.081	0.244
定数項	-1.563	0.033	***	-1.647	0.041	***	-0.087	0.244		2.028	0.484	***	-0.081	0.244
サンプル数	16602			13727			10334			3393			13727	4870
モデル等	ロジット・モデル			ロジット・モデル			ロジット・モデル(配属者有サ)			ロジット・モデル(配属者有サ)			ロジット・モデル	パネロ・ロジット(固定効果モデル)

\*\*\*<1%, \*\*<5%, \*<10%.

図表5b 社会保険への非加入要因分析 -推計結果(ii)-

	(8)		(9)		(10)		(11)		(12)		(13)		(14)	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
有業	-0.337	0.062	***											
自営→自営 (ベース:[無業]→[無業])	-0.355	0.171	**	-0.478	0.172	***	-0.538	0.199	***	-0.496	0.396	-0.479	0.172	***
自営→雇用	0.203	0.276		0.087	0.280		0.386	0.283		0.088	0.280	0.088	0.280	
自営→無業	-0.272	0.393		-0.345	0.395		-0.177	0.395		-0.344	0.395	-0.344	0.395	
雇用→自営	-0.309	0.463		-0.355	0.466		-0.237	0.520		-1.374	1.067	-0.355	0.466	
雇用→雇用	-0.244	0.079	***	-0.219	0.081	***	0.252	0.087	***	-2.378	0.260	***	-0.219	0.081
雇用→無業	0.616	0.126	***	0.663	0.128	***	0.497	0.153	***	0.343	0.295	0.497	0.153	***
正規雇用→学生														
正規雇用→専業主婦														
正規雇用→その他無職														
非正規雇用→学生														
非正規雇用→専業主婦														
非正規雇用→その他無職														
無業→自営	-0.108	0.317		-0.114	0.319		-0.156	0.350		-0.581	0.865	-0.115	0.319	
無業→雇用	0.324	0.137	**	0.310	0.138	**	0.398	0.151	***	-0.789	0.367	**	0.310	0.138
年齢				-0.173	0.287		-0.573	0.360		-0.049	0.523	-0.174	0.287	
(ベース:				-0.147	0.287		-0.668	0.358	*	0.111	0.532	-0.151	0.287	
25歳以下)				-0.207	0.293		-0.799	0.364	**	0.286	0.566	-0.210	0.293	
35-37歳				0.077	0.299		-0.565	0.370		0.566	0.599	0.069	0.300	
38-40歳				0.054	0.310		-0.607	0.380		0.235	0.673	0.051	0.311	
41-44歳				0.087	0.325		-0.598	0.394		0.335	0.779	0.073	0.326	
コーホート				-0.293	0.112	***	-0.268	0.117	**	-0.591	0.447	-0.295	0.112	***
(ベース:				-0.362	0.131	***	-0.290	0.139	**	-0.728	0.491	-0.370	0.131	***
60年以前				-0.377	0.148	**	-0.359	0.159	**	-0.204	0.512	-0.380	0.148	**
70-71年生まれ				-0.084	0.182		0.044	0.195		-0.552	0.596	-0.102	0.183	
生まれ)				-0.583	0.207	***	-0.687	0.243	***	-0.172	0.574	-0.590	0.207	***
最終学歴				-0.567	0.111	***	0.059	0.155		-2.067	0.228	-0.557	0.111	***
(ベース:				-1.034	0.136	***	-0.389	0.177	**	-2.018	0.300	-1.027	0.136	***
短大・高専卒				-1.233	0.163	***	-0.596	0.207	***	-2.075	0.326	-1.226	0.163	***
中学校卒)				-1.562	0.330	***	-1.680	0.406	***	0.156	0.753	-1.561	0.331	***
定数項	-2.442	0.046	***	-2.570	0.058	***	-1.680	0.406	***	0.156	0.753	-1.561	0.331	***
サンプル数	16653			13768			10357			3379		13766		3547
モデル等	ロジット・モデル			ロジット・モデル			ロジット・モデル(配偶者有/無)			ロジット・モデル(配偶者有/無)		ロジット・モデル		パネル・ロジット(固定効果モデル)

\*\*\*<1%, \*\*<5%, \*<10%.

## パート労働者の厚生年金保険適用の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）

研究要旨 本稿では1) sim1として0.18の比率で女性の第1号被保険者と第3号被保険者が第2号被保険者になる（その内訳は0.476と0.524）というケース、2) sim2として被保険者はsim1と同様だが、報酬の水準をパートタイマーのそれではなく、フルタイムの労働者なみ、すなわち、第2号被保険者なみにしたケース、3) sim3として、保険料賦課の際の標準報酬月額を55,000円まで引き下げたケースの3つの場合について積立金の推移のシミュレーションを行った。利回りの問題は無視するとして、改正案は将来の給付を引き上げることにより、積立金の蓄積にはマイナスの効果を持つことが示されたといえよう。一方、短時間労働者の賃金の効果は、sim2の推移を見れば良い。sim2は賃金を第2号被保険者なみとしたものだが、予想通りにsim1と比べれば短期的には積立金の蓄積が進む。しかし、2020年以降の給付の上昇効果により、積立金はsim1を下回って推移する。一方、標準報酬月額の下限設定の効果であるが、このケースは収入の水準はsim1と変わらないが、給付を減じることができる。それも、もともと第2号被保険者であった者のうち、低所得の者の”余分”な給付も減じることが出来るので、改正案による給付の上昇を部分的に相殺できるようである。

### A. 研究目的

本稿においては、パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループの報告書を踏まえて、短時間労働者への厚生年金保険への適用拡大の問題を年金財政収支の視点からシミュレーション分析を試みる。構成は以下の通り。まず2節でこの分野に

関する簡単な先行研究サーベイを行う。3節では本稿における年金財政シミュレーションの対象を明らかにする。4節では、シミュレーションの具体的な方法を提示する。5節ではシミュレーションを実行し、6節でシミュレーションの結果を踏まえた考察を行う。

## B. 研究方法

短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題を考えるには、

1 短時間労働者でかつ第1号被保険者であった者が第2号被保険者になるケース<sup>1</sup>

2 短時間労働者でかつ第3号被保険者であった者が第2号被保険者になるケース

のふたつの場合を考慮に入れて国民健康保険の被保険者（本人）と被用者健康保険の被保険者（被扶養者：配偶者）を推計してから上記二つのケースの人数を求める必要がある。

シミュレーションの方法は小椋・入船(1990)や小椋・山本(1993)に基づく<sup>2</sup>。ここでは短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題、すなわち第2号被保険者化の問題に関わる部分のモデルの説明のみを行う<sup>3</sup>。推計は国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来推計人口（平成18年12月推計）の中位推計を基礎に、「健

<sup>1</sup> これ以降、第1号被保険者、第2号被保険者、第3号被保険者はすべて公的年金制度の被保険者を指し示す。

<sup>2</sup> ただし、これらとの違いは、本稿では各歳別の推計を行なっていることである。

<sup>3</sup> 年金、その他のシミュレーションの方法の詳細は別論文「厚生年金保険保険シミュレーション」を参照。

康保険被保険者実態調査」のデータを用いて被保険者（本人）を按分し、扶養・被扶養クロス・テーブルから被保険者（被扶養者：配偶者）を推計するというプロセスを経る。

まず、被保険者（本人）の推計である。被保険者の推計は二つのプロセスに分かれる。その第一は新規労働力の加入であり、第二は既に制度にいる被保険者の加齢および脱退のプロセスである<sup>4</sup>。第一のプロセスについては、男・女、各年齢階層人口に対して、図表6のような一定比率で各制度の間に配分されると仮定している。

第二のプロセスについては以下のように設定している。組合健保と政管健保の二つの制度でカバーされている被保険者について、その性別、5歳ごとの年齢階層別、所得（標準報酬）階層別の情報は厚生労働省の「健康保険被保険者実態調査報告」から得ることができる。しかし、シミュレーションを年度毎に行うためには各

<sup>4</sup> ここでの残存確率の考え方は以下のようなものである。組合健保でカバーされるA社に勤める労働者がそこを辞めてB社に入ったとする。B社も健康保険組合が存在する大企業であれば、ここでは「在職」に含めることになる。B社が中小企業で政管健保であれば、「脱退」になる。したがって、この確率を引き下げるのは病気や死亡などの労働市場から脱落してしまう場合、「脱サラ」により国保でカバーされる自営業者になる場合などである。これに対して、家庭から労働市場に復帰する女性が集中する年齢階層や中途採用されるような年齢階層ではこの確率は上昇するだけでなく、1を超えることもありうるようになる。

制度の被保険者の年齢別構成が必要であるが、この情報を「健康保険被保険者実態調査報告」から直接に得ることはできない<sup>5</sup>。よって本稿では平成16年9月の調査結果にもとづいて各制度の男女それぞれの被保険者が5歳ごとのわが国の年齢階層別人口に占める比率を算出し、その比率をわが国の男女それぞれの年齢別人口に乗じて平成16年9月時点の各制度の性別・年齢別の被保険者数を推計した。その意味で、各年齢階層内の構造は一定と仮定していることになる。こうして健康保険の制度別に推計された平成16年現在の性別・年齢別の被保険者データから出発して将来の各年の被保険者を性別・年齢別に推計している。

(倫理面への配慮) 特になし。

### C. 研究結果

「パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書」資料編21ページに掲載されているパート人数は掲載されている。この表は軸として月収を上げているので問題を整理するのに都合がよい。短時間労働者を厚生年金保険に加入させるのには問題がいくつかあるが、財政上、最も問題となるのはパート労働者の所得であるが、便利なこの図表

<sup>5</sup> 個票データを使用しているわけではないので、データは5歳階級に集計されたものを使わざるを得ない。

も肝心なことが抜けている。それは、短時間労働者が厚生年金保険の適用になった場合の年金制度からの持ち出し分が描かれていないことである。月収98,000円以上というのは現行年金制度の標準報酬の下限であるから問題がないが、それ以下であると事実上、年金制度が負担することになるものと思われる。いま、仮に月収78,000円、88,000円、98,000円の者が年金制度に加入最低限の25年間だけ加入したとする。現行制度を仮定すれば、78,000円の者の年金給付額は(単純化のためにボーナスは無し、物価スライドなし、再評価も考えない。基礎年金は満額受給としよう)、

$$792,100 \text{円} + 78,000 \times (25 \text{年} \times 12 \text{月}) \\ 5.481 / 1000 = \text{約} 76696 \text{円}$$

になる。また、88,000円の場合は月額約78,067円であり、98,000円の場合は月額79,437円である。一方、払い込む保険料は厚生年金保険の被保険者となっただけ発生し、78,000円の者は171,752円、88,000円の者で193,772円、88,000円の者で193,772円である。

保険料の支払いと年金給付がバランスしないのは基礎年金の存在が原因である。基礎年金792,100円(平成19年)は定額で給付される。言い換えれば、報酬に関係なく給付される金額である。この定額給付部分は所得の再分配機能が高い部分として知られており、

その効果がここにも出ている。ちなみ、98,000円以上は98,000円、88,000円以下は88,000円、78,000円以下は78,000円として図表3の1年以上の勤続期間のある者の人数で98,000円、88,000円、78,000円それぞれの保険料収入の差額を計算すれば、88,000円の場合は約154億円、78,000円の場合は約661億円の減収となる。いわば、これらは年間年金制度からの持ち出し分となる。世代の重複を考えれば、その差額は大きくなっていくものと思われる。

#### D. 考察

ここで、本稿の主題である短時間労働者の厚生年金保険適用拡大問題を考えるには、繰り返しになるが、1)短時間労働者でかつ第1号被保険者であった者が第2号被保険者になるケースと、2)短時間労働者でかつ第3号被保険者であった者が第2号被保険者になるケースの両方を考察する必要がある。1)のケースは、例えば厚生労働省の「労働力調査」を考慮に入れた場合、短時間労働者は大半が女性であり、女性に議論を限定しても財政的な影響を考察する上では十分と考えられるからである。2)のケースもまた、女性に限定して議論しても問題は少ないものと考えられる<sup>6</sup>。よって、本

<sup>6</sup>例えば厚生労働省「公的年金被保険者実態調査」によれば、男性の第3号被保険者は平成4年、7

稿の分析の対象となるのは、 $kf_i$ ＝国民健康保険被保険者＝第1号被保険者または $df_{h,i}$ ＝健康保険被保険者（家族）＝第3号被保険者で、短時間労働に従事するものである。このような被保険者をどのように推計していくかが本稿のシミュレーションのポイントである。

そこで分析にあたっては、厚生労働省の「雇用と年金に関する研究会報告—多様な働き方に対応できる中立的な年金制度を目指して—」において提出された厚生労働省資料「厚生年金の適用を短時間労働者に拡大する場合の対象者数の推計」を参考にしている。この推計では、その他の経済的な関係は無視し、労働時間と年収のみから被保険者をクロス集計した上で適用拡大される可能性のある被保険者数を推計している。具体的には、3年に一度実施されている社会保険庁の「平成10年公的年金加入状況等調査」と「平成13年パートタイム労働者総合実態調査」から、20時間以上分が4,844千人×62.9%＝305万人で20時間未満かつ年収65万円以上分が4,844千人×18.8%＝91万人の合計で396万人となるとしている<sup>7</sup>。しかし、シミュレーションで用いて

年、10年でそれぞれ9.4万人、12.4万人、8.8万人であるが、女性は、1,193.2万人、1,166.1万人、1,148.9万人である。

<sup>7</sup>この算出根拠のURLは

<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2003/02/s0224-5g.html>である（アクセス日平成15年4月12日）。

いる「健康保険被保険者実態調査」のデータでは被扶養者の労働時間や年収のデータは備えていない。加えて適用拡大されるとするこの396万人の被保険者種別で見た内訳に関する情報は全くない。そこで、本稿においてはもう少し簡便な方法をとる。具体的には、まず、適用拡大される短時間労働者数は、396万人を平成10年の第1号被保険者数(1045万人)と第3号被保険者数(1149万人)の比率で按分し、この構成比は今後も変わらないものと仮定した。すなわち、 $396 / (1045 + 1149) = 0.18$ が適用拡大される人数比で、この内訳は、0.476<sup>8</sup>が元々の第1号被保険者、0.524が第3号被保険者であるものとし、この構造は将来にわたって一定としている。また、所得分布の構造は厚生労働省の「パートタイム労働者総合実態調査報告 平成13年版」を一定<sup>9</sup>として利用し、所得水準自体は後述する経済的仮定の賃金上昇率に従わせている。ちなみに平成13年の女子パートの平均年収は121.5万円である。

<sup>8</sup>  $1045 / (1045 + 1149) = 0.476$ となる。

<sup>9</sup> 本来、所得分布の構造は年齢階級によって異なる。しかし、パート労働者の年齢階級毎の所得分布は得られないので、図3に示したような所得構造が各年齢についても当てはまるものとし、かつ、その構造が将来にわたっても同一であると仮定した。パート賃金にも年功的な要素があるとすれば、年齢階級の低い方には過大、年齢階級の高い方には過小となる。

## E. 結論

年金財政を考えた場合、厚生年金保険の適用拡大によって1)短期的には保険料収入が上昇し、2)中・長期的には年金給付額が増加する。したがって、今回の改正案は、積立金に対して短期的にはプラスの力を、中・長期的にはマイナスの力を加えるものである。また、今回の改正案<sup>10</sup>では結果として1号被保険者が減り、2号被保険者が増加するため、厚生年金からの基礎年金拠出金が大きくなることになる。そこで、本稿では1) sim1として0.18の比率で女性の第1号被保険者と第3号被保険者が第2号被保険者になる(その内訳は0.476と0.524)というケース、2) sim2として被保険者はsim1と同様だが、報酬の水準をパートタイムのそれではなく、フルタイムの労働者なみ、すなわち、第2号被保険者なみにしたケース、3) sim3として、保険料賦課の際の標準報酬月額を55,000円まで引き下げたケースの3つの場合について積立金の推移のシミュレーションを行った。また、これはすべてのケースに共通することだが、移行先の制度で15年間以上拠出がない場合はもとの給付のまま、すなわち、基礎年金のみとした。

このような場合分けをしたのは以下の

<sup>10</sup> 基礎年金の按分率については、牛丸他(1999)の第4章を参考にした。



理由による。現行制度で国民年金の保険料（月額 13,300 円）を超える水準の保険料を 2 号被保険者が支払うためには（厚生年金保険の保険料率を 13.85% とする）年収 116 万円は必要ということになる<sup>11</sup>。これは労使折半の水準であるから、仮に被用者負担分のみで 13,300 円を超える保険料を課すとした場合、年収は倍の 232 万円を超える必要がある。実際、平成 13 年度の数字であるが第 2 号被保険者女子の平均標準報酬月額が 224,000 円<sup>12</sup>であり、12 ヶ月では 270 万円である（ボーナスを 3 ヶ月分として年収に直せば約 337 万円となる）。いわば、第 2 号被保険者なみの賃金をパートタイマーも得ることが出来れば、第 1 号被保険者との負担のバランスを取ることが出来る。この考え方に基づくのが sim2 である。一方、現行の標準報酬月額の下限が問題であるとの考え方に基づくのが sim3 である。現行の厚生年金保険の場合、平均標準報酬の下限は月額 98,000 円である。現行の厚生年金保険の加入に所得の制限（下限）はない。したがって、これが意味することは、例えば年収の月平均値が 80,000 円であった者も、90,000 円であった者も

<sup>11</sup>  $13,300 \times 12 = 159,600$  であり、これが収入の 13.85% となるのは 115.23 万円であることによる。

<sup>12</sup>

[http://www.sia.go.jp/statis/gaikyo2001/ga04\\_1.htm](http://www.sia.go.jp/statis/gaikyo2001/ga04_1.htm)

98,000 円の報酬があったものとして年金額が算定される。いわば、“余分”の給付がもらえるのである。実際、平成 13 年の女子パートの平均年収は 121.5 万円であるが、100 万円以下の者が 41% を越えている（パートタイム労働者総合実態調査報告 平成 13 年版）という現実がある。また、改正案では年収 65 万円をひとつの基準としてパートタイマーの厚生年金適用拡大を考えていることから、 $65 \text{ 万円} \div 12 = \text{約 } 54,200 \text{ 円}$  となり、これを越える額として 55,000 円を標準報酬月額の下限として設定した。シミュレーションの結果は図表 13 に示した。図中の MHLW は「方向性と論点」で示された厚生労働省の推計（保険料固定方式；短時間労働者適用無し）をプロットしたものである。まず、全体の印象としては、本稿のシミュレーションによる積立金は、すべて厚生労働省の推計を下回る結果となる。これは、2020 年以降、改正案による年金給付の上昇が起こること、そして運用利回りの設定が高いことにより少しの収支差が積立金の蓄積に拡大されて投影されることによる。利回りの問題は無視するとして、改正案は将来の給付を引き上げることにより、積立金の蓄積にはマイナスの効果を持つことが示されたといえよう。一方、短時間労働者の賃金の効果は、sim2 の推移を見れば良い。sim2 は賃金を第 2

号被保険者なみとしたものだが、予想通りにsim1と比べれば短期的には積立金の蓄積が進む。しかし、2020年以降の給付の上昇効果により、積立金はsim1を下回って推移する。一方、標準報酬月額の下限設定の効果であるが、このケースは収入の水準はsim1と変わらないが、給付を減じることができる。それも、もともと第2号被保険者であった者のうち、低所得の者の”余分”な給付も減じることが出来るので、改正案による給付の上昇を部分的に相殺できるようである。本稿においては、年金財政、とくに積立金の推移から短時間労働者の厚生年金加入問題を論じた。積立金のパスや保険料収入を基準とすればどの程度保険料を抑制することができるかという試算は今後の課題である。シミュレーションでわかったことは、年金制度の支え手を増やす手段であるパート労働の厚生年金適用は、必ずしも財政収支が好転するとは言えないということである。パートの厚生年金への適用は、むしろ、女性の年金権の確立、あるいは個人に立脚した年金制度への端緒と考えるべきなのかもしれない。その場合、次に問題となるのは給付水準である。例えばパート労働と密接な関係のある第3号被保険者を考えた場合、現在の厚生年金の給付水準は65歳以上の夫婦世帯で23万8000円(基礎年金6万7000円

の2人分プラス報酬比例部分10万4000円)と説明されるが、これは平均的賃金で40年勤続した夫と終身専業主婦であった妻の世帯がモデルである。実際にはこのような世帯は大多数ではなくなりつつあるといわれる。産業構造の変化・景気の後退に相まって夫婦の就労形態は多様化しており、例えば夫婦共働きで両方が平均賃金で40年勤続したケースでは、年金額は世帯合計で30万1000円となる。また現在、女性は平均5年以上の厚生年金加入期間を持っており、これは約8000円弱の報酬比例部分の年金を受ける権利を保有していることになるため、この世帯では、現行のモデル金額は23万8000円と8000円を合計した24万6000円となる。従って、専業主婦世帯モデルによる給付基準額は、現状を鑑みた基準とするべき給付額を過小評価しており、本来ならば複数の世帯形態を示しながら複数のモデル年金額を説明することが望ましい。いずれにしても、給付水準と財政収支の双方を勘案しながら制度改革を行うことが必要である。

#### F. 健康危険情報

なし

#### G. 研究発表

##### 1. 論文発表

なし

なし

2.学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得

なし

2.実用新案登録

なし

3.その他

## パート労働者の厚生年金保険適用のシミュレーション分析

山本克也（国立社会保障・人口問題研究所）

### 1 はじめに

政府は平成 19 年 4 月 13 日の閣議で、パート社員の厚生年金加入基準拡大も盛り込んだ年金一元化法案を決定した。具体的にパート社員の厚生年金加入基準拡大は、平成 23 年 9 月から実施され、

1. 週 20 時間以上勤務
2. 月収 9 万 8000 円以上
3. 勤務期間 1 年以上

のすべてを満たす者が対象で、従業員 300 人以下の中小企業や学生は除外される<sup>1</sup>。また、こちらの方が決定としては重い<sup>2</sup>が、公務員や私学教職員が加入する共済年金の優遇制度を廃止し、平成 22 年度から厚生年金に統合することも併せて決まった。年金制度の一元化が本格的に始まったといえよう。

パートタイマーに関して、従来から厚生年金保険の対象とすべきであると考えてきたことからすると一歩前進とも言えるが、対象者の限定が厳しく十分な適用拡大になっているかという問題がある。厚労省によれば、条件を 20 時間以上働くパートタイマーに広げた場合、新たに 250 万人が厚生年金の対象となるが、月収 9 万 8000 円以上という条件が加わると 40 万人に減る。さらに従業員 300 人以下の中小企業を除くと、16 万人まで減少するという。この 40 万人という結果までは、社会保障審議会年金部会のパート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループから平成 19 年 3 月 6 日に出された、「パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書」の資料編 21 ページで確認できる。言い換えれば、この後、4 月 13 日の上記閣議決定までに、従業員 300 人以下の中小企業を除くという文言が加わり、対象者が 16 万人まで落ち込む結果となった<sup>2</sup>。

本稿においては、パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループの報告書を踏まえて、短時間労働者への厚生年金保険への適用拡大の問題を年金財政収支の視点から

<sup>1</sup> 健康保険と介護保険も同じ基準で同時に拡大する。

<sup>2</sup> しかし、自民党の平成 19 年 3 月 13 日の社会保障制度調査会年金委員会・厚生労働部会合同会議では、厚生労働省からの説明が「適用基準は（1）週所定労働時間が 20 時間以上（2）勤務期間 1 年以上（3）給与が標準報酬月額の下限である 9 万 8 0 0 0 円以上—の 3 点とし、従業員 3 0 0 人以下の事業所に対しては経過措置として当面適用を猶予する<sup>2</sup>」となっていることからすると、自民党に持ち込む前に厚生労働省が何らの力に遠慮した可能性がある。

シミュレーション分析を試みる。構成は以下の通り。まず2節でこの分野に関する簡単な先行研究サーベイを行う。3節では本稿における年金財政シミュレーションの対象を明らかにする。4節では、シミュレーションの具体的な方法を提示する。5節ではシミュレーションを実行し、6節でシミュレーションの結果を踏まえた考察を行う。

## 2 先行研究

パート労働者、もう少し広くいえば非正規就業者の労働供給行動を経済的に分析した論文は驚くほど少ない。その中では安部・大竹（1995）と永瀬（1997）は出色である。

安部・大竹（1995）では、パートタイム労働者に関する税制、社会保障制度、配偶者手当制度がパートタイム労働者の労働供給行動に与える影響を分析している。具体的には、既婚女性でパートタイム労働者行動を「パートタイム総合実態調査」をもとに分析し、

1. 税制・社会保障制度の影響を未婚女性と既婚女性で比較して分析
2. 賃金の労働時間に対する弾力性を未婚女性と既婚女性で比較し分析

という上記の二つの分析を行い、以下の結果を出している。

- 本人所得に関して、税制により年間所得が100万円のところで就業調整の可能性があること。また、配偶者（特別）控除の存在は年間所得70万円のところに労働時間を調整する可能性をもたらすことと年間所得が135万円前後を得るというパートタイム労働は少なくなる可能性が高いこと。さらに、配偶者手当の打ち切りや健康保険の被保険者資格の喪失も労働供給に大きな影響を与えること。
- 特に夫が働いているグループにはパートタイム労働者の所得分布に偏りがみられ、所得税の課税最低限のところで年間所得が100万円を超えないように就業調整を行っていることが確認されたこと。
- 配偶者が働いていない者の賃金弾力性がより大きく、配偶者が働いている場合は賃金の上昇が労働時間短縮をもたらす程度が大きいことが示されている。これは、税制や社会保障制度のために労働時間を調整しているという仮説と整合的な結果であること。

この論文では、特に税制や社会保障制度によってパートタイム労働者の労働供給行動が歪んでいるという事実が重要である。

また永瀬（1997）は、既婚女性の労働供給行動を短時間労働者と長時間労働者の場合に分けて、自主的な労働時間選択モデルに従ったときの賃金関数と労働供給関数の推定を行っている。

- 賃金関数については『1983年職業移動と経歴（女子）調査』の個票データより説明変数として教育年数，就業年数，年齢ダミー，都市部ダミー，義務教育終了時の希望学歴を用いて推計を行っている。この分析によって短時間労働者の場合，教育年数と就業年数の要因が賃金関数に有意にプラスの影響を与えており，他の要因は有意に働いていないことが分かる。
- 労働時間供給関数については賃金関数の推計に用いたデータから未就学児数，子供数，祖母と同居ダミー，再就職志向ダミー，最初の分析で推計した推定賃金などを説明変数において推計を行っている。推計結果から女性の短時間労働者の労働時間の決定には未就学児数と祖母と同居ダミー，再就職志向ダミー，推定賃金が有意に大きなマイナスの影響を与えていることが分かった。

結果として，わが国における短時間労働者は，欧米と同様に夫の所得が多いほど，また幼い子供の数が多いほど労働時間が短くなるという標準的な労働供給モデルがあてはまることが分かった。しかし，強い負の賃金弾力性が確認されたことから，税制などの諸制度が労働供給行動に大きな歪みを与えている可能性があると考えられている。これも安部・大竹（1995）に共通する結果である。すなわち，非正規の短時間労働者の中には第3号被保険者でいられるならばそれに留まりたいと考える者（就業調整を行う者）が一定数いるということである。特に2004年から配偶者特別控除が見直されたこともあって，ますます103万円の壁は厚くなっているようである。

### 3 シミュレーションの対象

わが国の年金制度は，一階部分が基礎年金（国民年金）で定額給付部分であり，二階部分が給与比例部分である二階建て方式である。そして，一階部分は国民全員が加入するが二階部分は被用者だけである（厚生年金保険と共済制度の差異は，この二階部分に集中する）。言い換えれば，自営業者等は一階部分だけである。自営業者等と言っているのには理由があり，正確には自営業者に農業者，学生，無職，フリーター等の非正規雇用者<sup>3</sup>（20歳以上60歳未満）が加わるからである。引退がなく，所得の源泉を保有している自営業者や農業者にとって，年額792,100円（平成19年度）の国民年金の給付は小遣いとして申し分ないかもしれないが，所得の源泉を持たないフリーター等の非正規雇用者にとっては心許ない水準である。もともと自営業者の小遣的な性格を主にするのが国民年金であり，制度設計上，非正規雇用者の老後まで見るようには出来ていない。

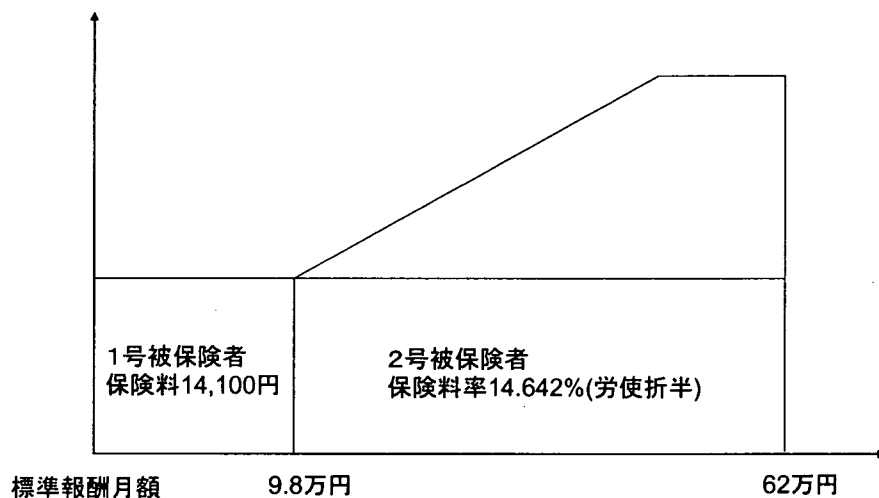
統計を見ると，1993年ごろから非正規就業が増加している。これは，ほぼバブル経済の崩壊と時期が同じである<sup>4</sup>。よく言われるように，大競争時代に入って労務費用の負担を企

<sup>3</sup> 対象となる年齢は20歳以上60歳未満である。

<sup>4</sup> 2005年の数字だが，雇用者総数の内パート労働者の割合は24.0%であり，女性雇用者のうちパート労働者の占める割合は40.6%である（男性は12.3%である）。

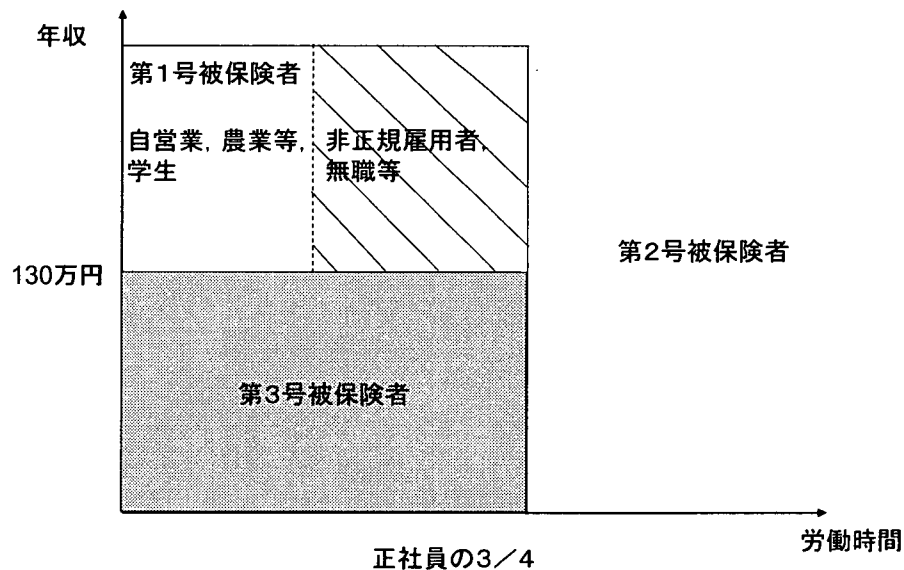
業が嫌がり、社会もこれを黙殺するという時代が始まった。例えばチェーンストアがパートタイム労働者でなく正規従業員を使用するようになれば、店頭に並ぶ商品の価格は確実に上がるだろう。経済が成熟し相互依存度が強まっているので、一部の価格の変更が大きな影響を与えることになる。

図表1 わが国の年金制度



注) 筆者作成

図表2 年収・労働時間と加入する年金制度



注) <http://www.yomiuri.co.jp/atmoney/special/43/kaikaku178.htm> を改変

図表2に年収・労働時間と加入する年金制度の関係を描いている。老後生計費としての年金を考えると、その水準が問題となるのは非正規雇用者（無職の者もいるのは承知している）の場合である。年額792,100円という水準は、これだけを老後生計費とするのには無理がある。今回のワーキンググループの意義が、「②労働者が安心・納得して働けるよう

に、労働契約法（仮称）を制定し、有期労働契約を含めた労働契約全般に係るルールを明確化し、また、パートタイム労働法の改正やパート労働者への社会保険の適用拡大などを進めて正規・非正規労働者間の均衡処遇を目指す。」<sup>5</sup>にあるのであれば、まず、非正規雇用の厚生年金保険適用拡大が検討課題となる。

ここで、第2号被保険者の配偶者であることが条件となっている第3号被保険者の場合、年金の水準でいえば十分といえる。2004年の数字であるが、男性の厚生年金受給者の平均年金受給額は月額189,989円（年度末現在、厚生年金保険計）である。第3号被保険者から見れば、これに月額約66,000円（満額である）を加えた255,989円の年金を夫婦で受け取るならば、これは十二分であろう。その意味で、第3号被保険者は今回の厚生年金の適用拡大問題から除外しても差し支えない<sup>6</sup>。したがって、まず第1に考えるべきは種々の理由から非正規就業に甘んじている者の救済である（図表2で言えば斜線部分の無業者を除く）。よって、ここではパート労働者という場合には非正規雇用者が第3号被保険者を兼ねた存在としてこれを使用し、短時間労働者という場合には第3号被保険者を除く非正規就業者を指すことにする。

図表3 パート労働者へ適用拡大した場合の影響の目安

週労働時間・賃金水準		週労働時間20時間以上				週労働時間20時間以上または年収65万円以上	制限なし
		月額98,000円以上 (年収117万円以上)	月額88,000円以上 (年収103万円以上)	月額78,000円以上 (年収88万円以上)	下限なし		
勤務期間	1年以上	適用拡大対象者数	40万人	70万人	150万人	250万人	-
	事業主の年金保険料負担増	400億円	600億円	1,200億円	1,800億円	-	-
制限なし	適用拡大対象者数	40万人	90万人	180万人	310万人	400万人	900万人
	事業主の年金保険料負担増	400億円	800億円	1,400億円	2,200億円	2,800億円	5,900億円

注) 「パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書」資料編21ページより転載。

次に対象者の人数である。大まかな数値が「パート労働者の厚生年金適用に関するワーキンググループ報告書」資料編21ページに掲載されている（平成13年パートタイム労働者総合実態調査から作成されている表を、本稿では図表3として用いる）。この表は軸として月収を上げているので問題を整理するのに都合がよい。短時間労働者<sup>7</sup>を厚生年金保険に加入させるのには問題がいくつかあるが、財政上、最も問題となるのはパート労働者の所得であるが、便利なこの図表も肝心なことが抜けている。それは、短時間労働者が厚生年

<sup>5</sup> 「再チャレンジ支援総合プラン」（抄）（平成18年12月26日「多様な機会のある社会」推進会議）

<sup>6</sup> 離婚を考慮しても、婚姻期間中の厚生年金保険に関する権利は（多くの場合）夫と折半にできるので、これまた第3号被保険者はパートタイマーの厚生年金保険適用拡大の主要なターゲットではないものと考えられる。第3号被保険者の問題は、むしろ共働き夫婦との比較において議論されることが多い。

<sup>7</sup> 繰り返しになるが、ここからの議論には第3号非保険者は除かれる。



金保険の適用になった場合の年金制度からの持ち出し分が描かれていないことである。月収 98,000 円以上というのは現行年金制度の標準報酬の下限であるから問題がないが、それ以下であると事実上、年金制度が負担することになるものと思われる。いま、仮に月収 78,000 円、88,000 円、98,000 円の者<sup>8</sup>が年金制度に加入最低限の 25 年間だけ加入したとする。現行制度を仮定すれば、78,000 円の者の年金給付額は（単純化のためにボーナスは無し、物価スライドなし、再評価も考えない。基礎年金は満額受給としよう）、

$$792,100 \text{ 円} + 78,000 \times (25 \text{ 年} \times 12 \text{ 月}) \div 5.481 \div 1000 = \text{約 } 76696 \text{ 円}$$

になる。また、88,000 円の場合は月額約 78,067 円であり、98,000 円の場合は月額 79,437 円である。一方、払い込む保険料は厚生年金保険の被保険者となっていてときだけ発生し、78,000 円の者は 171,752 円、88,000 円の者で 193,772 円、98,000 円の者で 215,791 円である。

図表 4 にそれぞれの金額を挙げたが、下段に表示しているのは 98,000 円の者に対してどれぐらいの値かという指数である。保険料は 78,000 円の者は 98,000 円の者に対して 80% の保険料しか支払わないが年金給付は 97% であり、88,000 円の者は保険料 90% に対して年金給付は 98% である。

図表 4 報酬別保険料と年金給付

	¥78,000	¥88,000	¥98,000
保険料	¥171,752	¥193,772	¥215,791
	0.80	0.90	
年金給付	¥76,696	¥78,067	¥79,437
	0.97	0.98	

注) 筆者計算

保険料の支払いと年金給付がバランスしないのは基礎年金の存在が原因である。基礎年金 792,100 円（平成 19 年）は定額で給付される。言い換えれば、報酬に関係なく給付される金額である。この定額給付部分は所得の再分配機能が高い部分として知られており、その効果がここにも出ている。

ちなみに、98,000 円以上は 98,000 円、88,000 円以下は 88,000 円、78,000 円以下は 78,000 円として図表 3 の 1 年以上の勤続期間のある者の人数で 98,000 円、88,000 円、78,000 円それぞれの保険料収入の差額<sup>9</sup>を計算すれば、88,000 円の場合は約 154 億円、78,000 円の

<sup>8</sup> 多少、無理な仮定だが報酬に関係なく、20 歳で結婚し 15 年間は第 3 号被保険者であった者が 35 歳のときパートで第 2 号被保険者となり、25 年間勤めたとする。

<sup>9</sup> この計算方法には問題がある。図表 3 にある人数は、年齢も第 3 号被保険者であるという点も分別なく挙げられた人数である。その意味で、ここでの数値は過剰であるかもしれない。

場合は約 661 億円の減収となる。いわば、これらは年間に年金制度からの持ち出し分となる。世代の重複を考えれば、その差額は大きくなっていくものと思われる。

以上の議論を整理すると、パート労働者を含む短時間労働者の厚生年金保険適用拡大問題とは、

- 短時間労働者でかつ第 1 号被保険者であった者が第 2 号被保険者になるケース
- 短時間労働者でかつ第 3 号被保険者であった者が第 2 号被保険者になるケース

の二つのケースを考えることである。しかし、以上の検討から、年金財政から見た場合に最も制度に中立的なのは月額 98,000 円以上のグループ（図表 3 のハッチ部分）である。このグループは 1 年以上の勤続が認められるし、かなり重要な仕事をこなしているに違いない。また先行研究から類推して、第 3 号被保険者はこのグループにほとんど入っていないものと考えられる。このグループに厚生年金保険を適用した場合、1 人当たりで月額約 161,400 円の報酬比例部分（厚生年金保険部分）は純増であるが、財政上の手当の必要が最も少ない。それに引き替え、この所得水準以下の者が加入すれば財政上の手当が大きくなり、その額は年間で 78,000 円の場合で約 1013 億円、88,000 円の場合で約 2039 億円<sup>10</sup>となる。そして、この金額は受給期間（65 歳支給開始として女性なら平均で 20 年）にわたって負担となる。考えてみれば、週 20 時間以上勤務、月収 9 万 8000 円以上、勤務期間 1 年以上の者たちに適用を拡大するというで終わっているワーキンググループの見識は、現状では穏当な線であったと思われる。その意味で、このグループが厚生年金保険の適用になったらということを中心にシミュレーションの設定を行うことにする<sup>11</sup>。

### 3 シミュレーションの方法

#### 3.1 被保険者数・受給者数の推計

短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題を考えるには、

- 1 短時間労働者でかつ第 1 号被保険者であった者が第 2 号被保険者になるケース<sup>12</sup>
- 2 短時間労働者でかつ第 3 号被保険者であった者が第 2 号被保険者になるケース

のふたつの場合を考慮に入れて国民健康保険の被保険者（本人）と被用者健康保険の被保険者（被扶養者：配偶者）を推計してから上記二つのケースの人数を求める必要がある。

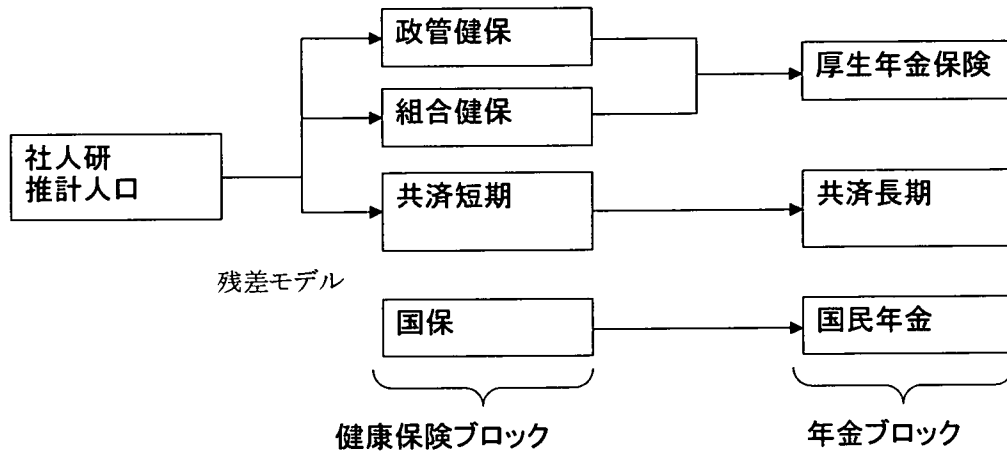
<sup>10</sup> 求め方は 78,000 円の場合の報酬比例部分 128,255 円に人数  $150-70 = 80$  万人を乗じた約 1013 億円と 88,000 円の場合の報酬比例部分 144,698 円に人数 70 万人を乗じた約 1026 億円から算出した。ただし、前の注参照。

<sup>11</sup> 繰り返しになるが、この後、4 月 13 日の閣議決定までに、従業員 300 人以下の中小企業を除くという文言が加わり、対象者が 16 万人まで落ち込む結果となった。言い換えれば 24 万人の将来の厚生年金受給権の行方が、この間の政治決着で左右されたことになる。

<sup>12</sup> これ以降、第 1 号被保険者、第 2 号被保険者、第 3 号被保険者はすべて公的年金制度の被保険者を指し示す。

シミュレーションの方法は小椋・入船(1990)や小椋・山本(1993)に基づく<sup>13</sup>。ここでは短時間労働者の厚生年金保険への適用拡大問題、すなわち第2号被保険者化の問題に関わる部分のモデルの説明のみを行う<sup>14</sup>。推計は国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来推計人口(平成18年12月推計)の中位推計を基礎に、「健康保険被保険者実態調査」のデータを用いて被保険者(本人)を按分し、扶養・被扶養クロス・テーブルから被保険者(被扶養者:配偶者)を推計するというプロセスを経る。

図表5 被保険者推計の流れ



注) 筆者作成

図表6 新規労働力の配分に関する仮定(万人)

年齢階層	医療保険	組合健保	政管健保	共済短期
	年金保険	厚生年金		共済長期
15-19歳	男性		4	5
	女性		6	6
20-24歳	男性		23	22
	女性		31	23

注) 労働力調査より筆者作成

まず、被保険者(本人)の推計である。被保険者の推計は二つのプロセスに分かれる。その第一は新規労働力の加入であり、第二は既に制度にいる被保険者の加齢および脱退のプロセスである<sup>15</sup>。第一のプロセスについては、男・女、各年齢階層人口に対して、図表

<sup>13</sup> ただし、これらとの違いは、本稿では各歳別の推計を行なっていることである。

<sup>14</sup> 年金、その他のシミュレーションの方法の詳細は別論文「厚生年金保険保険シミュレーション」を参照。

<sup>15</sup> ここでの残存確率の考え方は以下のようなものである。組合健保でカバーされるA社に勤める労働者がそこを辞めてB社に入ったとする。B社も健康保険組合が存在する大企業であれば、ここでは「在職」に含めることになる。B社が中小企業で政管健保であれば、「脱退」になる。したがって、この確率を引き下げるのは病気や死亡などの労働市場から脱落してしまう場合、「脱サラ」により国保でカバーされる自営業者になる場合などである。これに対して、家庭から労働市場に復帰する女性が集中する年齢階層

6のような一定比率で各制度の間に配分されると仮定している。

第二のプロセスについては以下のように設定している。組合健保と政管健保の二つの制度でカバーされている被保険者について、その性別、5歳ごとの年齢階層別、所得(標準報酬)階層別の情報は厚生労働省の「健康保険被保険者実態調査報告」から得ることができる。しかし、シミュレーションを年度毎に行うためには各制度の被保険者の年齢別構成が必要であるが、この情報を「健康保険被保険者実態調査報告」から直接に得ることはできない<sup>16</sup>。よって本稿では平成16年9月の調査結果にもとづいて各制度の男女それぞれの被保険者が5歳ごとのわが国の年齢階層別人口に占める比率を算出し、その比率をわが国の男女それぞれの年齢別人口に乗じて平成16年9月時点の各制度の性別・年齢別の被保険者数を推計した。その意味で、各年齢階層内の構造は一定と仮定していることになる。こうして健康保険の制度別に推計された平成16年現在の性別・年齢別の被保険者データから出発して将来の各年の被保険者を性別・年齢別に推計している。

すなわち、 $t$ 年にある健康保険制度  $h$  でカバーされている  $i$  歳の被保険者ひとりについて、次の年も変わらずにそのまま当該制度でカバーされる  $i+1$  歳の被保険者が何人いるかは、その被保険者の性別と年齢階層によって決まっていると仮定する。この比率(つまり、翌年の  $i+1$  歳の被保険者数 ÷ 今年の  $i$  歳の被保険者数)をここでは便宜的に「残存確率<sup>17</sup>」と呼ぶことにする。いま  $t$  年に  $h$  番目の健康保険制度 ( $h=1$  は組合,  $h=2$  は政管,  $h=3$  は共済)には  $i$  歳の男子労働者が  $mw_{h,i}(t)$  人いて、この残存確率が  $sv_{mw,h,s}$  とする<sup>18</sup>。この場合、次年度のこの制度の  $i+1$  歳男子労働者の数は、両者の積、すなわち

$$mw_{h,i+1}(t+1) = sv_{mw,h,s} \times mw_{h,i}(t)$$

となる。

$$fw_{h,i+1}(t+1) = sv_{fw,h,s} \times fw_{h,i}(t)$$

---

や中途採用されるような年齢階層ではこの確率は上昇するだけでなく、1を超えることもありうることになる。

<sup>16</sup> 個票データを使用しているわけではないので、データは5歳階級に集計されたものを使わざるを得ない。

<sup>17</sup> 一方、被保険者の加齢および脱退を規定する「残存確率」は平成元年、平成7年、平成12年の「実態調査」の年齢階層別の被保険者数の推移から算出している。これは、たとえば35~39歳の年齢階層について5年間残存確率を求めるには、まず平成元年について、30~34歳、35~39歳、40~44歳の3年齢階層の被保険者数の和をもとめ、それを3でわったものを分母とする。さらに平成7年について、35~39歳、40~44歳、45~49歳の3階層の被保険者数の和をもとめ、それを3でわったものを分子とするが、もし平成2年のこの制度の雇用者総数が平成元年のその  $x$  倍であるときには、各年齢階層の雇用水準にもひとしく  $x$  倍にするような力が働いたと考え、その影響力を除くために分子を  $1/x$  倍する。こうして計算した比率をもって、平成元年に35~39歳の階層に属した労働者の平成2年までの5年間の在職率とした。同様の操作を、平成7年から平成12年の5か年について繰り返し、この二つの変化率を平均したうえ、年間残存確率としてその5分の1乗を求めた。この残存確率は、組合健保、政管健保、共済の3つについて、それぞれ計算している。

<sup>18</sup> ここで、 $s$  が示すのは  $i$  歳を含む  $s$  番目の年齢階層である。例えば2歳(0-4歳階級)の場合の  $s$  は1であり、16歳(15-19歳階級)の  $s$  は4である。