

## E 結論

本格的な少子高齢社会を迎え、財政的な限界がある中で、高齢者の生活保障を充実させるために高齢者全般をひとまとめにして対応することは非現実的である。これまで期待され、前提とされてきた家族機能が極めて限定的な高齢女性単身世帯に焦点を当てることで、個人が所属する世帯ごとに異なる経済状況に対して社会的にどう対応するべきかを考えることができた。

## F 健康危険情報

なし

## G 研究発表

### 1. 論文発表

なし

### 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

## 高齢单身女性の社会経済的状況

白波瀬 佐和子

国立社会保障・人口問題研究所

平成15（2003）年3月31日

### 1. はじめに

急速な高齢化は恒常的な出生率の低迷と相まって世代間の負担と給付のアンバランスをもたらし、社会保障制度の抜本的な見直しを緊急なものとしている。この高齢化は単なる人口構造の変化に留まらず、社会経済的な構造変化を伴う。例えば、大竹（1994）や大竹・斎藤（1999）は高齢化がわが国の経済格差の拡大と関連することを示し、西崎・山田・安藤（1998）も高齢化要因によって1984年からの10年間で所得格差が増加したことを明らかにした。しかし、これらの研究では、高齢化の中身について詳しい検討が充分になされていない。高齢化の中身を検討する一つの視点として、世帯構造の変容がある。白波瀬（2002）は、高齢男性単独、高齢女性単独、高齢夫婦のみ、その他の世帯の4カテゴリーを用いて世帯構造の時系列変化を示し、ジニ係数をもって高齢者のいる世帯の経済状況を検討している。ここでは、高齢者の世帯構造の変化が単身世帯と夫婦のみ世帯の増加に認められるとしている。そこで本稿では、65歳以上の高齢者がいる世帯（以降、高齢者世帯）の中でも特に増加傾向にある女性単身世帯に焦点をあて、彼女らの経済状況を同じ一人暮らしといえども男性の場合と比較しながら、高齢期を一人で生活することの経済的意味について検討する。

本稿で使用するデータは、1986年から1998年の5時点にわたる「国民生活基礎調査所得票」である<sup>1</sup>。ここで着目する所得は、拠出金を総所得から引いた等価可処分所得（ $=.5$ ）

---

<sup>1</sup> 本稿は、平成15年度厚生労働科学研究推進事業「家族構造や就労形態等の変化に対応した社会保障のあ

である。

## 2. 世帯構造の変化

表 1 は、1986 年から 1998 年にかけての高齢者世帯内の世帯構造分布である。ここでの世帯構造とは、(1)男性単身、(2)女性単身、(3)夫婦のみ世帯、(4)未婚の子どもからなる核家族世帯、(5)既婚の子どもと同居する三世代世帯、(6)その他、の 6 カテゴリーとした。1986 年から 1998 年にかけての最も大きな変化は、三世代世帯の減少である。1986 年に高齢者のいる世帯の半分は三世代世帯に属していたが、1998 年には 34.6%と高齢者世帯の約 3 分の 1 まで減少した。それに反し、1986 年から拡大した世帯タイプは、女性単身世帯と夫婦のみ世帯である。女性単身世帯は 1986 年の 9.7%から 1998 年の 13.6%へと増加し、夫婦のみ世帯にいたっては、1986 年 18.5%であったものが 1998 年には 26.8%と高齢者世帯の 4 分の 1 以上まで伸びた。男女別に平均寿命をみると、2001 年時点で男性 78.07 歳、女性 84.93 歳であり、男女差は 6.86 歳と拡大する傾向にある。男女ともに世界有数の長寿国となったが、この長寿化は女性の単身世帯あるいは夫婦のみ世帯の増加と共に実現されているようだ。平均寿命が伸び平均的に妻が夫よりも若い状況を考慮するならば、高齢期に女性が単身世帯となる確率は高くなる。

これまで、高齢期の生活保障は家族が同居という形をとって実現されていた側面がある。これは「家族の含み資産」、「日本型福祉社会」という言葉によって代表されるように、人々の生活保障を考えるうえに家族は中心的な機能を担ってきた。しかし、表 1 でも明らかのように、高齢者の中で単身世帯や夫婦のみ世帯が増えたということは、これまでのように若年世代と同居することで実現されていた生活保障機能が期待できなくなったともいえる。家族の変容がいわれ、これからの高齢者保障のあり方も変わっていくことは疑いないことである。そこで本研究では、1980 年代半ばから 1998 年にかけて高齢単身世帯に焦点をあてて、これまでの同居家族員によって担われていた支援がない状況の実態をつかみ、これからの社会保障と家族のあり方について検討を試みたい。

## 3. 高齢単身世帯の男女別平均年齢

表 2 は、男女別に高齢単身世帯の平均年齢を示した。1986 年では男性 74.3 歳、女性 73 歳で統計的に有意な差である。調査時点で単身世帯であるものの中では男性が女性に比べて平均的に年齢が高い。1989 年においても男性は女性よりも平均年齢が高く、それぞれ 75 歳、73 歳で、この年齢差は統計的に有意である。しかし、1992 年、1995 年と高齢単身世帯の中で男女間の平均年齢の差は縮まり、統計的には有意ではなくなった。高齢単身世帯

---

り方に関する総合的研究」の成果の一部を活用した。

の中で男性も女性も年齢的な違いは概してなくなったようだ。しかし、1998年になり、単身世帯の中で男女差が拡大し、平均年齢はそれぞれ男性で73.8歳、女性で74.6歳である。ここでの変化は、女性の単身者の平均年齢の方が男性単身者よりも高くなったことにある。

ただし同じ統計的に有意な男女間の年齢差も、1986年時と1989年時とでは、その中身が違うようだ。1986年の年齢差は60代の比較的若い年齢層で男女差が出ており、1998年には80歳以上の高齢層で年齢差が出ている。このように最近の高齢単身者の年齢差は後期高齢層に認められ、この高齢層における年齢差が単身世帯の長期化と伴っているのか、単身世帯となる年齢が高齢化しているのかについて本データから区別できない。

#### 4. 高齢単身世帯内の男女別経済格差

では、高齢単身世帯の経済状況をみてみよう。表3は、単身世帯の平均所得を男女別にみたものである。どの年度も男性単身者の方が女性単身者に比べて経済状況が平均して恵まれており、その差は統計的に有意である。1998年で男性の平均収入は233.77万円であるのに対し、女性は156.08万円である。平均収入は男女とも年齢が高くなるにつれ低くなり、80歳以上で男性187.72万円、女性134.14万円となる。この年齢と平均所得額が反比例する関係はおおよそどの年度でも認められる。

表4は、男性所得の中央値を100とした場合の女性所得をみたもので、単身世帯の経済状況の男女間格差の程度をみることができる。全体として、単身世帯における経済状況の男女格差は1986年(79.3)から1989年(86.4)に改善され、1992年には悪化(64.9)して1998年に向けて少し改善されている。このように高齢単身世帯内での男女格差の様な変化パターンは認められなかった。年齢階層別に男女格差をみると、年度によって異なる傾向が見られる。1986年には60歳代には83.8であったものが80歳以上では65.5と男女間格差が拡大する傾向がみられる。しかし1989年は逆に、60歳代では69.2で80代では88.3となって年齢が高くなるにつれて男女格差が改善される。1992年には70歳代(69.3)における男女格差が最も低く、80歳層(53.1)が最も悪い。1998年では逆に70歳代(66.2)における男女格差が最も悪く、80歳代(90.9)が男女格差が最も低い。

このように年齢ごとの様な経済状況に関する男女格差のパターンはみられなかったが、ここで注意しなければならないことは、どのようなものが高齢単身者として参入するかといったセレクション・バイアスの問題が混在していることである。もし年によって高齢単身者として参入するものの経済的属性に変化がなければ、男女間の経済的な格差についてのトレンドを検討することができるが、参入者の属性に変化がないかどうかについて本分析においてはデータがない。

#### 5. 配偶者と死別にすることでの経済的影響

これまでは単身世帯の中でのジェンダー差を検討してきたが、夫婦のみ世帯から単身世帯とを比較することで、配偶者を失うことがどの程度経済的な影響を受けるのかについて検討したい。具体的には、妻が夫を失う場合と夫が妻を失う場合を区別して比較した(表5)。

まず、1998年の結果をみてみよう。女性は男性に比べて、夫婦のみ世帯との格差が大きい。夫婦のみ世帯の所得を100とした場合に単身男性は81.3に対し単身女性は57.4である。年齢別にみると、男性は80歳以上の後期高齢者の間で妻をなくすことによる経済的逸失が最も高い。一方女性は70歳代において夫を無くすことによる経済的な損失が最も高く、夫婦のみ世帯所得約半分にまで落ちこむ。

時系列的な変化をみると、1992年以降高齢男性が妻をなくす事による経済的損失の程度が比較的改善されているようで、1986年には単身男性世帯は夫婦のみ世帯の69.6に過ぎなかった。しかし、80歳以上の後期高齢層において妻を無くすことによる経済的損失程度は低く、80歳以上男性単身世帯の所得は111.7と夫婦のみ世帯よりも相対的に恵まれた状況を想像することができる。1989年、1992年においても後期高齢層の男性単身世帯は夫婦のみ世帯に比べて恵まれている状況がある。一方女性についてはどうであろうか。女性が夫を無くすことによる経済的損失の傾向は一樣ではなく、1986年は55.2、1989年は63.8、1992年は54.6、1998年は57.4というように、ジグザグである。どの年においても、80歳以上の後期高齢層における配偶者を失ったことによる経済的損失の程度が低い。しかし、1986年73.2、1989年81.2、1992年61.6、1998年63.2と1989年をピークに後期高齢者の間でも格差が拡大する傾向にある。夫婦のみ世帯と経済的な格差が最も大きい年齢層は1980年代半ば頃は60歳代であったが、1990年代にはいつてからは70歳代となっている。繰り返しになるが、本分析に用いた調査はクロス・セクショナルなデータであるので、だれが新たに単身者として参入し、だれが単身者としての立場を継続しているかの違いは区別できない。この2つの効果が混在していることは、分析結果を見る上で注意しなければならない。

以上、夫婦のみ世帯と男性単身世帯、女性単身世帯との比較を通して、配偶者を失ったことによる経済的な効果を推測してみた。その結果、女性は男性に比べて配偶者を失うことによる経済的な損失が大きいことがわかった。もちろんここでもセレクション・バイアスがあり、配偶者がなくなったからといって単身世帯になるというわけではなく、若年世代と同居するものもいる。ただここでは、夫婦のみ世帯と単身世帯を比較することで、単身となることの経済的な意味を推測しようとした。この結果を見る限り、女性は夫を失うことで経済的に不利になる状況が明らかになった。

では、高齢単身女性の中での所得構造を検討しよう(表6)。65歳以上高齢者の単身世帯の間で大きなジェンダー差を認めることができたが、その経済状況のもととなる所得構造について検討したい。表6は、年代別に所得を、雇用所得、事業所得、年金、利子・配当金などの財産所得、仕送り、その他に分けてその構成比をみたものである。1998年をみると、65~69歳においては全体収入の77%、70~74歳においては86%、75歳以上では88%

が年金からの収入に頼っている。このように単身高齢女性の主たる収入源は年金であり、その構成割合は高齢化するにつれて増加していく。

時系列的にみると、年金の割合は特に 75 歳以上の後期高齢者の中で上昇の程度が高い。1986 年の 75 歳以上単身女性の中で 83.2%の収入を年金がしめているが、1989 年には 83.9%、1992 年には 83.0%、1995 年には 87.0%、1998 年には 88.5%と徐々に上昇している。一方構成割合が減少しているのは 75 歳以上層での雇用所得と仕送りである。割合自体は雇用所得も仕送りの割合も低い、特に仕送りにおいては 75 歳以上の後期高齢層において減少が見られる。1986 年には、75 歳以上層において仕送りが 7.6%を占めていたが、1989 年には 5.7%、1992 年には 5.9%、1995 年には 5.1%、そして 1998 年には 3.7%と一貫して減少している。本データをもってしては誰からの仕送りが特定化はできないが、一般には親族である場合が多いと考えられ、どの年度も年齢が高くなるにつれて仕送りの割合が高くなっている。経済的な保障として、年金と仕送りは公的支援と私的支援と捉えることができ、今後は仕送りについても詳細に見ていきたいと考えている。

日本の高齢者の就労率が高くことがいわれているが、女性単身者における雇用所得の割合は 1998 年の 65-69 歳で 10.6%であり、所得の 1 割程度を自らの雇用を通して獲得していることが明らかである。他の年度においても 70 歳未満層における雇用所得割合はそれほど大きな変化は認められず、65 歳以上といえども 1 割程度を雇用を通じた収入が占める。75 歳以上の後期高齢層では、雇用所得の割合が低下しており、1986 年には 2.4%が雇用所得であったものが、1998 年には 2%となっている。単身女性にとって就労はそれほど一般的でないこといえよう。また、我が国における高い高齢者就労と関連して、自営業のもつ意味の大きさが取り上げられるが、単身高齢女性については事業所得の占める割合は 1 割以下であった。高齢になるほど事業所得割合も低下している。例えば 1998 年時点で、事業所得割合は 65-69 歳層で 4.5%であるが、70-79 歳層で 2.2%、75 歳以上になると 1.6%とごくわずかになる。

このように年齢が上がるにつれて、雇用所得や事業所得といった稼得所得の割合が減少し、年金や仕送りの割合が増える傾向は、どの年度にもみとめることができた。しかし、近年単身高齢女性の所得構成に占める年金の割合が高まる傾向にあり、その一方で仕送り割合は低下傾向にあるので、高齢単身女性にとっては社会保障のもつ意味が高まっていることが明らかとなった。

## 6. 考察

以上、65 歳以上の高齢単身者をジェンダー差に注目して検討を進めた。年齢についてみると、1986 年時点では男性の方が女性よりも平均年齢が有意に高かったが、1998 年には女性の平均年齢の方が男性に比べて有意に高くなっていた。分析で用いたデータはクロスセクショナルであるので、女性単身者の高齢化が単身者となる年齢が高くなったのか、単身

者となった期間が長期化したのかを明らかにすることはできない。しかし、この点はセレクションバイアスを考慮に入れる上にも重要な点であるので、今後検討したいテーマである。

高齢単身者は、男性よりも女性の方が経済的に恵まれない状況にあり、また配偶者を失うことに伴う経済的損失も女性の方が高い。この結果は、女性の方が男性に経済的により依存している結果とも解釈することができよう。配偶者を無くしたことによる経済的な影響が女性にとってより大きいということは、公的な支援へのニーズがより高いとも解釈することができる。そこで女性単身者に焦点をあてて、所得構造をみると年金の占める割合が8割近くと高く、その割合は高齢になるほど高くなる。また、割合自体は小さいが仕送りも年齢が高くなるほど高い。しかし、近年高齢単身女性の収入構造において、年金割合が高まり仕送り割合が低下している。これは高齢単身女性が経済的に公的な保障への依存度が高まっており、家族員との同居という形で経済的保障を得られない分を社会的な保障によって補填されているとも解釈することができる。一方仕送り割合の低下は、高齢女性への私的支援の程度の低下とも解釈することができるが、割合自体低いので本分析結果のみをもって明確な結論を提示することはできない。

#### 参考文献

- 大竹文雄 1994年 「1980年代の所得・資産分配」『季刊理論経済学』第45巻第5号、385-402頁
- 大竹文雄・斎藤誠 1999年 「所得不平等化の背景とその政策的含意—年齢階層内効果、年齢階層間効果、人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』第35巻第1号、65-76頁
- 西崎文平・山田泰・安藤英祐 1998年 『日本の所得格差』経済企画庁経済研究所編
- 白波瀬佐和子 2002年 「日本の所得格差と高齢者世帯—国際比較の観点から」『日本労働研究雑誌』No.500、72-85頁

表1 高齢者のいる世帯構造分布

	1998年	1995年	1992年	1989年	1986年
男性単身世帯	3.4	3.2	2.6	2.5	2.2
女性単身世帯	13.6	12.6	12.0	11.1	9.7
夫婦のみ世帯	26.8	24.3	23.2	20.7	18.5
未婚の子どもからなる核家族世帯	13.3	13.2	11.6	10.4	10.6
既婚の子どもと同居する三世帯世帯	34.6	38.3	41.9	43.0	50.0
その他の世帯	8.3	8.3	8.7	12.4	9.0
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

表2 男女別単身世帯の平均年齢

	1986年		1989年		1992年		1998年	
	男	女	男	女	男	女	男	女
全体	74.25	72.95 **	74.90	73.43 **	73.53	73.75	73.76	74.58 *
60-69	66.82	66.88 *	66.82	66.99	67.01	66.99	66.97	67.14
70-79	74.45	73.80	74.68	74.17	73.92	74.11	73.90	74.22
80+	84.16	83.38	83.83	83.13	83.41	83.69	83.99	84.99 **

表3 男女別単身世帯の平均所得

	1986年		1989年		1992年		1998年	
	男	女	男	女	男	女	男	女
全体	162.35	94.22 **	175.26	124.00 **	231.30	138.98 **	233.77	156.08 **
60-69	187.79	105.36 **	226.80	139.16 **	241.03	150.15 **	263.12	181.39 **
70-79	161.30	93.02 **	163.64	118.45 **	234.61	130.54 **	231.84	153.24 **
80+	128.80	75.46 **	137.38	114.86 **	208.74	145.20 **	187.72	134.14 **



表4 男性単身を100とした場合の女性単身の経済状況

	1986年	1989年	1992年	1998年
全体	79.3	86.4	64.9	70.5
60 - 69	83.8	69.2	60.0	74.6
70 - 79	79.3	86.6	69.3	66.2
80 +	65.5	88.3	53.1	90.9

表5 夫婦のみ世帯との経済的格差

	1986年		1989年		1992年		1998年	
	男	女	男	女	男	女	男	女
全体	69.6	55.2	73.9	63.8	84.1	54.6	81.3	57.4
60 - 69	61.0	51.1	93.3	64.6	95.9	57.6	84.4	63.0
70 - 79	79.2	62.7	74.4	64.4	78.5	54.4	83.6	55.4
80 +	111.7	73.2	91.9	81.2	116.1	61.6	69.3	63.2

年齢階級別高齢単身女性の所得構成比(1986-1998)

		1998年					
		雇用所得	事業所得	年金	財産所得	仕送り	その他
65-69		0.106	0.0448	0.7701	0.0339	0.0189	0.0255
70-74		0.0514	0.0225	0.8595	0.0279	0.0213	0.0175
75-		0.0198	0.0164	0.8848	0.0343	0.0369	0.0081
		1995年					
		雇用所得	事業所得	年金	財産所得	仕送り	その他
65-69		0.118	0.0367	0.7524	0.0463	0.023	0.0233
70-74		0.0461	0.0191	0.8395	0.0401	0.0425	0.012
75-		0.0108	0.0182	0.8696	0.0375	0.0513	0.0127
		1992年					
		雇用所得	事業所得	年金	財産所得	仕送り	その他
65-69		0.0892	0.0538	0.7676	0.0436	0.0332	0.0127
70-74		0.04	0.0465	0.7875	0.0589	0.0566	0.0105
75-		0.0253	0.0205	0.83	0.0562	0.0585	0.0094
		1989年					
		雇用所得	事業所得	年金	財産所得	仕送り	その他
65-69		0.0728	0.0487	0.7766	0.0627	0.029	0.0102
70-74		0.0446	0.035	0.8225	0.0432	0.0451	0.0096
75-		0.0214	0.0207	0.839	0.0458	0.0567	0.0164
		1986年					
		雇用所得	事業所得	年金	財産所得	仕送り	その他
65-69		0.1162	0.0776	0.7082	0.0475	0.0375	0.013
70-74		0.0236	0.0405	0.7606	0.04813	0.0646	0.0038
75-		0.0243	0.0297	0.8324	0.0323	0.0757	0.0056

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業  
「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」  
分担研究報告書

公的年金が労働供給に及ぼす影響と所得保障のあり方に関する研究

分担研究者 大石 亜希子 国立社会保障・人口問題研究所

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

平成 14 年度は、『平成 10 年国民生活基礎調査』（厚生労働省）、『平成 10 年公的年金加入状況等調査』（社会保険庁）のデータに基づき、夫の公的年金上の地位によって有配偶女性の労働時間や稼働所得がどのように異なるかを実証的に把握した。いわゆる 103 万円の壁や被用者保険に加入する際の労働時間要件、第 3 号被保険者制度が有配偶女性の労働供給に有意な影響を及ぼしていることを確認した。

A 研究目的

本研究の目的は、夫の公的年金上の地位によって有配偶女性の労働時間や稼働所得がどのように異なるかを実証的に把握することにある。

B 研究方法

『平成 10 年国民生活基礎調査』（厚生労働省）、『平成 10 年公的年金加入状況等調査』（社会保険庁）のマイクロデータに基づき、夫の公的年金加入状況別に、有配偶女性の年収分布、労働時間分布を分析した。

（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、個人情報流出のないように細心の注意を払う。

C 研究結果

研究成果を「有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度」にとりまとめた。

主要な論点は以下の通り。

- ・ 有配偶女性労働者の年収分布は、103 万円をスパイクをもち、特に夫が第 2 号被保険者である場合、そのなかでも大企業や官公庁に勤務する場合に顕著である。
- ・ 夫が第 2 号被保険者である場合には、妻が年収 103～130 万円未満の所得階級に入る確率は（夫が第 1 号である場合と比較して）有意に低い。
- ・ 有配偶女性労働者の労働時間分布は、雇用保険の加入資格を満たさない週 20 時間未満の水準と厚生年金が適用されない正規労働者の 4 分の 3 未満の水準に集中する傾向がある。
- ・ 夫が第 2 号被保険者である場合には、パートタイム就業している妻の労働時間は有意に短くなる傾向にある。
- ・ 有配偶女性パートタイム労働者の労働時間の賃金弾力性は負値で、賃金が上昇すると労働時間を短縮する傾向にある。

## D 考察

本研究の分析結果は、いずれも既存研究と整合的であり、有配偶女性労働者について、夫の年金タイプや所得を明示的に取り込んだ形で税制や社会保障制度、配偶者手当による就業調整の実態を明らかにした点が新たな貢献といえる

## E 結論

有配偶女性の労働供給は、税制や社会保障制度に大きな影響を及ぼしている。現在、パートタイム労働者への社会保険適用の拡大が議論されているが、実施された場合にパート賃金や労働時間にどのような影響が生じるか、さらなる分析が必要である。

## F 健康危険情報

なし

## G 研究発表

### 1. 論文発表

なし

### 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

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業

「社会経済変化に対応する公的年金制度のあり方に関する実証研究」

## 有配偶女性の労働供給と税制・社会保障制度

大石亜希子

国立社会保障・人口問題研究所

平成15（2003）年3月31日

### 1. 問題意識

税制や社会保障制度が有配偶女性の労働供給に大きな影響を与えていることは、これまで多くの研究で指摘されてきた。妻の労働時間が長くなったり、年収が増加したりすると、世帯ベースで税金や社会保険料負担が増加したり、夫に支給されていた配偶者手当がうち切られたりするため、かえって世帯の手取り所得が低下する現象が生じる。このため有配偶女性は本格的な就業をするよりも一定範囲内の就業にとどめようとする傾向が強いといわれている。

次回の年金制度改正に向けて、政府は短時間労働者への厚生年金適用拡大を図るため、厚生年金加入に必要な年収要件や労働時間要件の見直しを検討している。加入条件の見直しが行われた場合に女性労働のパターンは変わるのかどうか、そのインパクトを予測する上でも、有配偶女性の労働時間や所得について現状を把握しておくことは重要である。

本研究では、『平成10年国民生活基礎調査』および『平成10年公的年金加入状況等調査』の個票を使用し、夫の公的年金上の地位によって有配偶女性の労働時間や稼働所得がどのように異なるかを実証的に把握する。

## 2. 制度概観

有配偶女性の就業に関わる重要な諸制度としてまず、(1)所得税制、(2)年金保険、(3)健康保険、(4)雇用保険、(5)法定労働時間が考えられよう。それぞれの制度を概観すると以下のようになる。

### (1) 所得税制

配偶者控除・配偶者特別控除の制度概要と就業調整の現状については、樋口ほか(2001)が詳しい。1987年に配偶者特別控除が創設されたことにより、いわゆる逆転現象はなくなった。しかしながら「103万円の壁」は実際上存在しないにもかかわらず、依然として女性パートタイム労働者の多くは就業調整を行っていることがさまざまなデータから示唆されている<sup>1</sup>。この理由として樋口ほか(2001)は、①企業の配偶者手当の適用所得限度額が配偶者控除に合わせて設定されていることが多い、②年収103万円を超えると妻本人に税負担が発生する、③配偶者特別控除制度があるとはいえ、実効限界税率がこの近辺の所得水準で大きく上昇する、ことを指摘している。

### (2) 年金保険

有配偶女性の公的年金加入状況は、本人の労働時間と年収、そして夫の加入する年金保険の種類によって異なる。

第1に、労働時間要件である。パートタイム労働者など正規従業員でない労働者であっても、その労働時間が同一事業所の常用労働者のおおむね4分の3以上に達する場合は、年収や夫の加入する年金保険の種類に関わりなく厚生年金に加入し、所得に対して定率の保険料を負担することになる。

第2に、労働時間が常用労働者の4分の3未満の場合であっても、年収が130万円を超える場合は国民年金の第1号被保険者となり、定額の保険料を負担することとなる。

第3に、労働時間が常用労働者の4分の3未満であり、かつ、年収が130万円未満である場合、夫が厚生年金や共済年金など被用者年金の加入者である場合には国民年金の第3号被保険者となり妻に保険料負担が求められることはないが、夫が国民年金の第1号被保険者であったり、被保険者の地位をはずれたりしている場合は、妻は国民年金の第1号被保険者となり、定額の保険料を負担しなくてはならない。

### (3) 健康保険

健康保険についても年金保険と同様に労働時間要件と所得要件がある。

### (4) 雇用保険

雇用保険に加入するためには、3つの要件すべてを満たす必要がある。すなわち、①週所定労働時間が20時間以上、②年収90万円以上が見込まれる、③1年以上雇用される見込みがある——ことである。さらに、週所定労働時間が30時間未満なら雇用保険の短時間

---

<sup>1</sup> たとえば厚生労働省(旧労働省)『パートタイム労働者総合実態調査報告』(平成7年)など。

被保険者となるが、30 時間以上の場合是一般被保険者となる。

#### (5) 法定労働時間

戦後ながらく続いてきた週 48 時間制から週 40 時間制への移行は段階的に進められた。その推移を示すと以下ようになる。

	1988.4	1990.4	1994.4	1997.4	2001.4.1
原則	48/w → 46/w	→ 44/w	→ 40/w		
猶予事業	48/w	→ 46/w	→ 44/w	→ 40/w	
特例事業場	48/w	→ 46/w			→ 44/w

本研究が分析対象とする 1998 年（平成 10 年）時点では、法定労働時間は 40 時間であるが、特例措置対象事業場では週 46 時間労働であった<sup>2</sup>。したがって、社会保険加入の際に「常用労働者の 4 分の 3 以上」とされる労働時間要件も、勤め先が通常の事業場である場合には 30 時間（40 時間×3/4=30）であったはずであるが、特例措置対象事業場である場合には 34.5 時間（46 時間×3/4=34.5）だったことになる。

### 3. 既存研究

#### (1) 樋口(1995)

ここで使用されたデータは旧労働省『パートタイム労働者総合実態調査』（1990 年）の個票である。サンプルは 1 万 5000 人の有配偶女性で、彼女らを対象として説明変数に就業調整ダミー含めて年間労働時間関数を OLS で推定し、税制や社会保険制度の就業調整効果を計測している。同様に時間当たり賃金率関数も OLS 推定し、就業調整が労働時間に与える影響と賃金率に与える影響を比較検討している<sup>3</sup>。その結果、

年間労働時間への短縮効果（12～25%）> 時間当たり賃金率の抑制効果（3～5%）となり、収入調整は労働時間短縮をもたらす効果のほうが大きいと述べている。

#### (2) 安部・大竹(1995)

使用したデータは樋口(1995)と同様、労働省『パートタイム労働者総合実態調査』（1990 年）である。分析対象としたサンプルは、DINKS（既婚・子供なし夫婦世帯の）パートが

<sup>2</sup> 特例措置対象事業場とは、常時 10 人未満の労働者を使用する商業、映画演劇業、保健衛生業、接客業を指す。

<sup>3</sup> 「労働時間が抑制される場合と時給が抑制される場合では、パートタイマー市場に与える影響は大きく異なる。労働時間の抑制される効果が大きければ、そのことは労働供給を削減する力として働くわけであるから、市場全体の均衡賃金にはプラスの、すなわち引き上げ効果が生じる。ところが時給を抑制する力のほうが大きいとなると、逆にこれは労働者間による時給の引き下げ競争をもたらす可能性が出てくる。」（樋口、1995 年）。

1612 人、未婚パートが 3167 人である。未婚パートをコントロール・グループとして、労働時間と賃金率についてグループ間で平均値の差の検定を行った上で、労働供給（年間労働時間）の賃金弾力性を OLS と操作変数法で計測している。

その結果、有配偶女性の年収や労働時間分布が税制・社会保障制度・配偶者手当によって実効税率が急上昇するポイントにスパイクを持つ構造であることが示され、賃金が上昇する際には、DINKS パートのほうが未婚パートよりも労働時間を短縮する度合いが大きいことが明らかになった。これは所得効果が代替効果を上回ったためというよりも、税制や社会保障制度のために労働時間を調整している可能性が高いからであると分析している。

### (3) 安部(1999)、安部(2002)

使用されたデータは旧労働省『パートタイム労働者総合実態調査』(1990 年、1995 年)2 年分の個票である。この分析では、所得要件や労働時間要件を満たしている場合には、湯配偶女性が未婚女性よりも社会保険に加入しない傾向はないと結論している。

### (4) 樋口・西崎・川崎・辻(2001)

使用されたデータは、家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」の 1993～1996 年分の個票である。このうち独身女性 251 人、既婚女性 589 人について配偶者控除制度の就業選択に及ぼす影響を把握するため、正社員、無業者、配偶者控除制度適用枠内パート、適用枠外パートのどの就業形態を選択するかを multinomial logit model で分析している。さらに、配偶者控除の拡充された 1995 年前後の期間を対象に、パートタイム労働者 65 人、正社員 (control group) 88 人をサンプルとして就業・不就業選択についての differences-in-differences estimation を probit model で行っている。同様に労働時間についても DID estimation を OLS で行っている。その結果、配偶者控除等の控除額増額・適用所得上限額の引き上げは有配偶女性の労働力化を高める半面、適用範囲内でのパート就業・労働時間の増加を促進すると分析している。

### (5) 既存研究の問題点

既存研究にまつわる最大の問題点は、夫の属性が妻の労働供給に及ぼす影響を把握していないことである。これは主な研究のデータソースとなっている『パートタイム労働者総合実態調査』が世帯情報をほとんど含んでいないため、夫の公的年金上の地位や夫の所得水準など、家計単位での労働供給の意志決定に大きな影響を及ぼすとみられる変数が欠けている。

## 4. 分析枠組み

本研究では、安部・大竹(1995)、樋口ほか(2001)で示されたような家計の実効限界税率が有配偶女性の労働供給に及ぼす影響を把握する。妻の収入に応じて家計の実効限界税率（社会保険料を含む）が非連続的に上昇するポイントとしては、以下の 3 つがある。第 1 は、妻の年収が 70 万円に達するポイントで、ここから配偶者特別控除の減額が始まる。第 2 は、年収 103 万円のポイントで、妻に対して所得税が課されるようになる。また、多くの企業



は妻の年収 103 万円を配偶者手当の支給を停止する限度額としているため、配偶者手当が支給されていた世帯ではここでの実効限界税率上昇がさらに大きくなる<sup>4</sup>。第3は、年収 130 万円のポイントで、ここから妻の社会保険加入に伴う保険料負担が発生する。

注意すべき点としては、これらの非連続なポイントは、もっぱら夫が被用者年金に加入する雇用者（国民年金の第2号被保険者）である世帯で生じることである。夫が国民年金の第1号被保険者であったり、すでに年金受給開始年齢に達して被保険者資格を喪失していたりする場合、妻は第3号被保険者になることはできないので、第1号あるいは第2号として就業状態や所得に関わりなく何らかの社会保険料負担をしているはずである。したがって、年収 130 万円で社会保険料賦課による実効限界税率の上昇に直面することはない。また、夫が被用者でなければ配偶者手当が支給されていない可能性が高いので、年収 103 万円での実効限界税率の上昇幅は夫が被用者である世帯と比較してはるかに小さくなる。

したがって、有配偶女性の年収分布については、つぎのような特徴が観察されるはずである。それらを仮説としてまとめておこう。

- H1：有配偶女性労働者の年収分布は、年収 70 万円、103 万円でスパイクを持つ。
- H2：103 万円でのスパイクは、夫が大企業・官公庁に勤務する世帯でより大きい。これらの世帯では配偶者手当が支給停止となる影響がより大きいためである。
- H3：夫が第2号被保険者でない場合、妻は就業状態や所得に関わりなく第3号被保険者になることができないので、年収 130 万円は「壁」とはならない。そのため年収 103～130 万円の間分布する割合は夫が第2号被保険者である場合よりも多い。

さらに、有配偶女性の労働時間分布については、以下のような仮説が考えられる。

- H4：有配偶女性の週間労働時間分布は、30 時間ないし 34.5 時間未満のところにスパイクをもつ。これは常用労働者の4分の3以上の労働時間に達すると、被用者保険に加入して社会保険料が賦課されるため世帯単位での実効限界税率が急上昇するためである。
- H5：夫が第2号被保険者でない場合、上述したスパイクはより小さい。こうした世帯では、妻は無業の場合でも国民年金の第1号被保険者として国民年金保険料を納付している。したがって、労働時間が常用労働者の4分の3を超えて厚生年金が適用されることになっても、世帯単位での社会保険料負担の増加幅は、夫が第2号被保険者である場合と比較して小さいと考えられるからである<sup>5</sup>。

---

<sup>4</sup> 『平成9年賃金労働時間制度等総合調査』（旧労働省）によると、配偶者手当の支給制限を設けている企業のうち76.4%は103万円を、15.4%は130万円を限度額としている。なお、企業規模1,000人以上の大企業では、86.7%が103万円に限度を設定している。

<sup>5</sup> 妻の所得水準が低い場合、世帯単位での社会保険料負担は減少する可能性もある。標準報酬等級の低いほうでは、厚生年金保険料は、定額で徴収される国民年金保険料より低いからである。

## 5. 使用データ

本研究では、2つの調査の個票を使用する。第1は、『平成10年国民生活基礎調査』（厚生労働省）、第2は、『平成10年公的年金加入状況等調査』（社会保険庁）である。各調査の概要は下表に示す通りである。

	国民生活基礎調査 世帯票・健康票	国民生活基礎調査 所得票・貯蓄票	公的年金加入状況等調査
	5,240 単位区内の全 世帯・世帯員 24万7,662世帯  72万1,478人	2,000 単位区内の全 世帯・世帯員 3万506世帯  9万0,059人	1,984 単位区内の約10万 世帯の15歳以上世帯員 6万1,337世帯（15～59 歳の世帯員がいる世帯） 12万1,759人（15～59 歳の世帯員）
調査実施日	H10.6.4	H10.7.16	H10.10.15
調査方法	面接聞き取り	自計式・密封回収	面接聞き取り
調査の系統	厚生省—都道府県— 保健所—指導員—調 査員	厚生省—都道府県— 福祉事務所—指導員 —調査員	社会保険庁—都道府県— 調査員—世帯

『公的年金加入状況等調査』は『国民生活基礎調査』世帯票の調査対象単位区の中から選ばれた単位区にある世帯を対象に調査されている。『公的年金加入状況等調査』には、パートタイマーとアルバイトについてのみではあるが、週当たりの就業日数や出勤した1日当たりの就業時間数というように、『国民生活基礎調査』では得られない労働時間に関する項目が含まれている。したがって、仮説H4とH5の検証にあたっては、両者のデータをリンケージして使用する。

## 6. 有配偶女性の公的年金加入状況

はじめに、有配偶女性の公的年金加入状況を就業状況との関係で概観してみよう（表1）。有配偶女性の約半分は第3号被保険者であるが、そのうち3割近く（27.9%）が所得を伴う仕事をもっている。従業上の地位としては、「1月以上1年未満の契約雇用者」が最も多く、「一般雇用者」である場合も小企業に勤めている割合が高い<sup>6</sup>。

<sup>6</sup> 『国民生活基礎調査』の用語解説によると、一般常雇者とは「雇用期間について別段の定めがないか、

夫と妻の公的年金加入状況をクロス集計してみると（表2）、夫が第2号被保険者である場合、妻の70%は第3号被保険者であり、第2号被保険者は27%いるものの、第1号は2.3%ときわめて少ない。なお、ここで「非加入」とあるのは、60歳に達して被保険者資格を喪失しているケースが多いとみられる。夫が60歳に達してから妻が60歳に到達するまでの期間、第3号であった妻は第1号被保険者として国民年金保険料を納付しなくてはならない。そのため夫が非加入である妻の50%は第1号被保険者となっている。

## 7. 有配偶女性の年収・労働時間分布

図1は夫が加入する公的年金の種類別に妻の年収分布をみたものである。対象は就業している妻で所得が把握可能で年収400万円未満、かつ、夫婦ともに公的年金加入状況が把握可能な5,156サンプルである。

注意しなくてはならないのは、『国民生活基礎調査』所得票で記録されている所得は、調査前年のものだけということである。そのため前年の雇用者所得の記録がない妻のサンプルは（例え現在、就業者であっても）除外されている。ここでのサンプルは、ある程度継続的に就業している就業者に限られている。

H1の仮説に従って検討してみると、いずれのグラフでも年収70万円でのスパイクは観察されないが、年収90～103万円の間で大きなスパイクを示している。H3の仮説との関係では、夫が厚生年金や共済年金に加入して第2号被保険者である場合（図では各々“Kosei-2”、“Kyosai-2”）と比較して、国民年金の第1号被保険者である場合（同、“Kokunen-1”）や非加入の場合（同、“None”）にはスパイクが低い半面、103～130万円未満の階級での分布はむしろ第2号の場合より多く、仮説と整合的である。

図2は、夫が雇用者である世帯に限定して、夫の勤務先の企業規模別に妻の年収分布をみたものである。H2の仮説で予想した通り、夫が大企業や官公庁に勤務している場合に、年収90～103万円でのスパイクは顕著である。『平成9年賃金労働時間制度等総合調査』（旧労働省）によると、調査対象企業のうち配偶者手当制度のある企業の割合は76.6%であるが、企業規模が大きいほどその割合は高く、1,000人以上の大企業では92.2%に達する<sup>7</sup>。また配偶者手当を支給する企業における1企業平均の「配偶者手当額」は平均10,500円だが、企業規模別にみると、1,000人以上17,400円、300～999人14,200円、100～299人11,100円、30～99人9,600円で、1,000人以上は30～99人の約1.8倍の額となっている。このように大企業になるほど配偶者手当打ち切りが世帯所得に及ぼす影響が大きく、図の分布はこうした制度的な誘因を反映したものと考えることができる。

同様のことを『公的年金加入状況等調査』で検証したのが図3である。同調査は『国民生活基礎調査』とリンク可能であるが、大半は（調査対象者の負担を軽減するため）基礎調査世帯票とのリンクにとどまっており、所得票までリンクが可能なのは、7,000世帯

あるいは1年を超える期間の契約で他に雇われている者」とされている。

<sup>7</sup> 同調査の調査対象は、本社の常用労働者が30人以上の民営企業である。

弱にとどまる。そうした世帯に属する 20～59 歳の有配偶女性で、パートタイマーやアルバイトとして就業しており、かつ、就業日数や就業時間、本人や夫の所得情報に欠値がないサンプルとなると、453 サンプルまで減少してしまう。図 3 はそれらのサンプルのうち、年収 200 万円未満の 432 サンプルについて、年収分布を観察したものである。サンプル数が少ないため、ばらつきは大きいですが、ほぼ図 1 の場合と同様に H1 や H3 の仮説と整合的な分布が観察される。

図 4 は H4 および H5 の仮説を検証するために有配偶女性パートタイム労働者の労働時間分布を夫の年金タイプ別にみたものである。ここでの労働時間は、『公的年金加入状況等調査』で調査されている「週あたりの就業日数」と「1日あたりの就業時間」から週労働時間を算出した。したがって、両方の変数についての観測誤差が含まれている可能性がある。サンプル数が少ないものの、有配偶女性パートタイム労働者の労働時間分布は、週 20 時間未満のポイントと、週 30～33 時間未満のポイントに集中している。夫が被用者年金に加入している第 2 号被保険者の場合、妻の労働時間は週 20 時間未満である割合が高いが、夫が第 1 号被保険者であったり、非加入であったりする場合には、わずかながら週 30 時間を超える割合が高く、H5 の仮説を支持する結果となっている。平成 10 年時点では、週労働時間が 30 時間（特例適用事業所は 34.5 時間）未満の場合は厚生年金の加入資格がなく、20 時間未満の場合は雇用保険の加入資格も満たすことができないが、第 2 号被保険者の妻は、厚生年金だけでなく雇用保険にも加入しないように労働時間を調整している可能性がある<sup>8</sup>。

## 8. 計量分析結果

上記の仮説をより厳密に検証するため、有配偶女性労働者の年収と労働時間について計量分析を行った。

### (1) 年収階級の Multinomial Logit Model による推定結果

推定対象サンプルは、『国民生活基礎調査』所得票の調査対象世帯に属する年収 400 万円未満の有配偶女性労働者 4,786 人で、夫が第 3 号被保険者のケースは除外している。これらのサンプルを①年収 90 万円未満、②年収 90～103 万円未満、③年収 103～130 万円未満、④年収 130 万円以上、の 4 つのグループに分け、それぞれのグループに属する確率がどのような要因によって異なるかを比較した（基準は年収 90 万円未満）。説明変数は、夫の公的年金タイプを示すダミー変数、夫の年収（対数）、世帯借入金残高、妻本人の年齢、6 歳未満の子供数、三世代世帯ダミー、県別最低賃金、県別有効求人倍率である。結果は表 3 にまとめられている。

夫が第 2 号被保険者であることを示すダミー変数の係数はおしなべてマイナスであり、夫が第 1 号被保険者である妻と比較して、これらの妻の年収は低くとどまる傾向にある。

---

<sup>8</sup> 安部(2002)によると、有配偶女性は雇用保険に加入しない傾向にあることに加え、被用者保険の加入基準を満たさないが雇用保険の加入基準を満たしている有配偶女性でも、雇用保険に加入する確率は高くない。