

とくに年収 103～130 万円未満の階級に入る確率は第 1 号の場合と比較して有意に低い。一方、夫が非加入である場合は、第 1 号である場合と有意な違いは認められない。

つぎに、高所得な夫をもつ妻は、103～130 万円未満の階級に入る確率が有意に低い半面、90～103 万円未満の所得を得る確率が有意に高い。一般的に大企業に勤務する夫ほど高所得で限界税率も高いから、こうした夫を持つ妻が就労する場合には、年収が 103 万円未満になるように調整するインセンティブは強いといえる。

借入金残高が多い世帯の妻は、年収 130 万円以上を稼得する傾向が有意に強い。所得税や社会保険料が賦課されても、ローン返済のためにより多くの所得を稼得したいのだとみられる。

妻の年齢の効果は 2 つに分かれ、年収 90～103 万円未満を稼得する確率と年収 130 万円以上を稼得する確率を高めている。これは中高年女性労働者の就業形態が、①短時間就業するパートタイム労働者と、②勤続年数の長い正規従業員や長時間パート労働者に 2 分化しているためではないかと思われる。

6 歳未満の子供数は有意に母親の年収を低める要因となっている。幼児がいる場合には時間的な制約が厳しく、就業時間が短くなるためではないかと解釈される。その半面、三世帯世帯であることは有意に妻の年収を高める要因となっており、家事・育児など家庭内労働の負担が有配偶女性の所得に及ぼす影響が強いことがわかる。

最低賃金が高い地域では 103～130 万円未満の所得を稼得する確率は有意に低い。安部(1999)でも指摘されているように、最低賃金の高い地域では短い労働時間で容易に夫の扶養を外れる所得を稼ぐことができる。世帯の手取り所得という観点からは、この 103～130 万円未満は最も稼ぎ甲斐がない階級であり、賃金水準の高い地域では少しだけ長時間（短時間）就労すれば手取りの世帯所得は高まるため、この階級に落ちないように就業調整する傾向が強いのだと考えられる。

有効求人倍率は有意に 130 万円以上の年収を稼ぐ確率を高めている。労働力需給が逼迫している地域では、良好な雇用機会に恵まれることが反映されているのだとみられる。

(2) 労働時間関数の推定結果

表 4 は、第 7 節でリンケージした有配偶女性パート、アルバイト 425 人を対象として労働時間関数を最小自乗法で推定した結果である。説明変数に含まれる対数賃金率は、前年の雇用者所得を週労働時間の 52 倍で除して算出した。したがって、前年の労働時間が調査時点と異なっている場合には、観測誤差が伴うこととなる。

労働供給の賃金弾力性は -0.38 で有意に負となっている。この結果は安部・大竹(1995)で指摘されているように、制度的な要因によって時間当たり賃金が上昇したときに労働時間を減らす行動からもたらされている可能性が高い。

夫が第 1 号被保険者である場合と比較して、第 2 号である場合には有意に労働時間は短くなる。その一方で、夫の所得や幼児数、三世帯世帯かどうかといった世帯属性の影響は有意には観察されない。最低賃金が高い地域では労働時間が有意に短い傾向にあるが、こ

これは前述したように短時間の就業でも夫の扶養をはずれる所得を稼得することが容易なため、就業調整している可能性が考えられる。

9. 結論

本研究の分析では、以下のような点が明らかになった。

- ・ 有配偶女性労働者の年収分布は、103 万円でスパイクをもち、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。

これらの発見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。

今後の研究課題としては、年収制限が変更された前後の複数年次のデータを使用し、**DID estimation** による制度変更の影響を把握することが考えられる。

以上

参考文献

安部由起子(1999)「女性パートタイム労働者の社会保険加入の分析」、『季刊社会保障研究』Vol. 35, No. 1, pp. 77-95.

安部由起子(2002)「パート労働者の年金保険・健康保険・雇用保険加入」, 小椋正立・デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』, 日本経済新聞社, pp. 87-131.

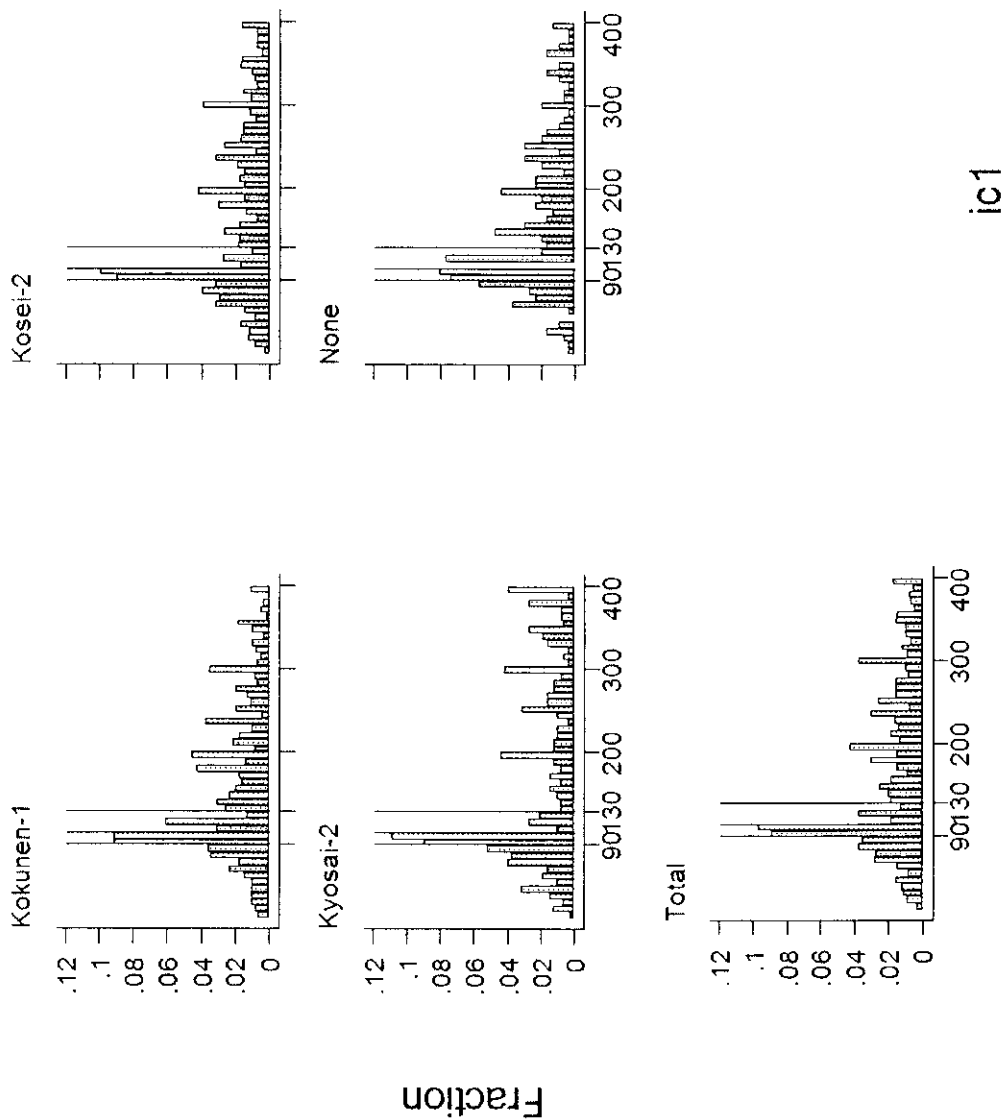
安部由起子・大竹文雄(1995)「税制・社会保障制度とパートタイム労働者の労働供給」, 『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 2, pp. 120-134.

樋口美雄(1995)「「専業主婦」保護政策の経済的帰結」, 八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』, 日本経済新聞社, pp. 185-219, .

樋口美雄・西崎文平・川崎暁・辻健彦(2001)「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 景気判断・政策分析ディスカッション・ペーパー, DP/01-4, 内閣府政策統括官(経済財政一景気判断・政策分析担当), 2001年8月.

図1 夫の年金タイプ別にみた有配偶女性労働者の年収分布
 (注) 『平成10年国民生活基礎調査』より筆者作成。

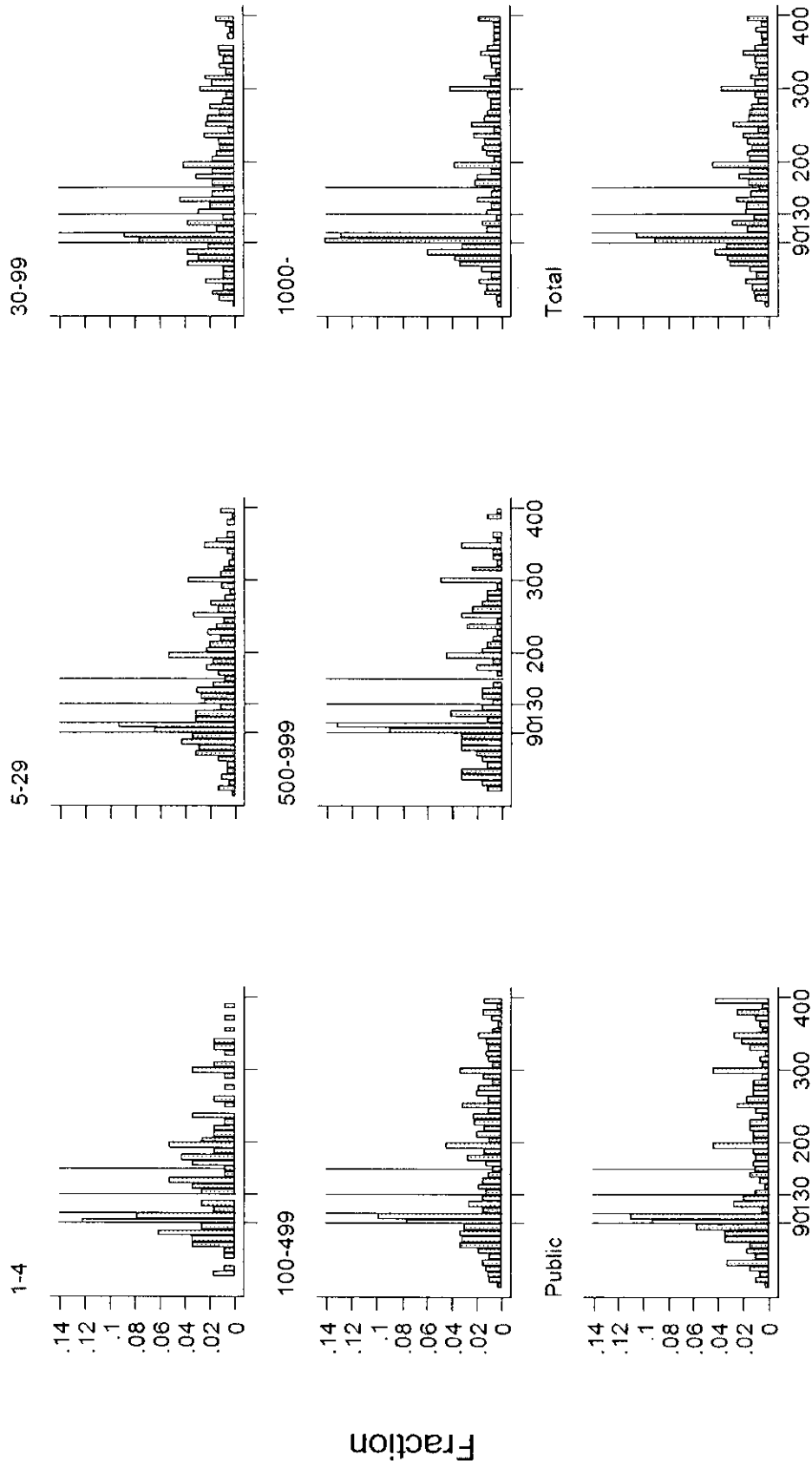
By husband's pension type
 Wives with jobs, ic1<=400, N=5156



Histograms by hus_pentype2

図2 夫の勤務先の企業規模別にみた有配偶女性労働者の年収分布
 (注) 『平成10年国民生活基礎調査』より筆者作成。

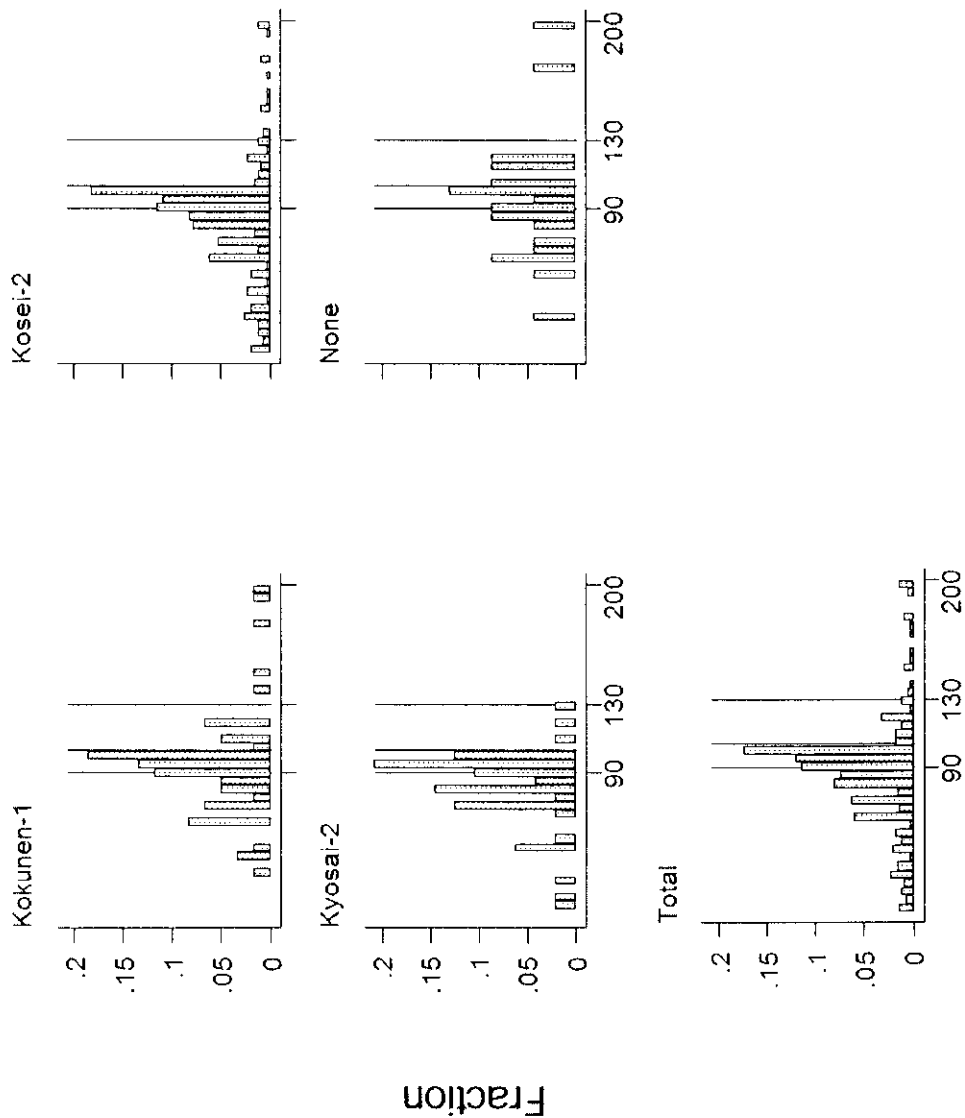
By husband's firm size
 Wives with jobs, ic1<=400, N=3402



ic1
 Histograms by hus_kibo

図3 夫の年金タイプ別にみた有配偶パートタイム女性労働者の年収分布
 (注) 『平成10年公的年金加入状況等調査』より筆者作成。

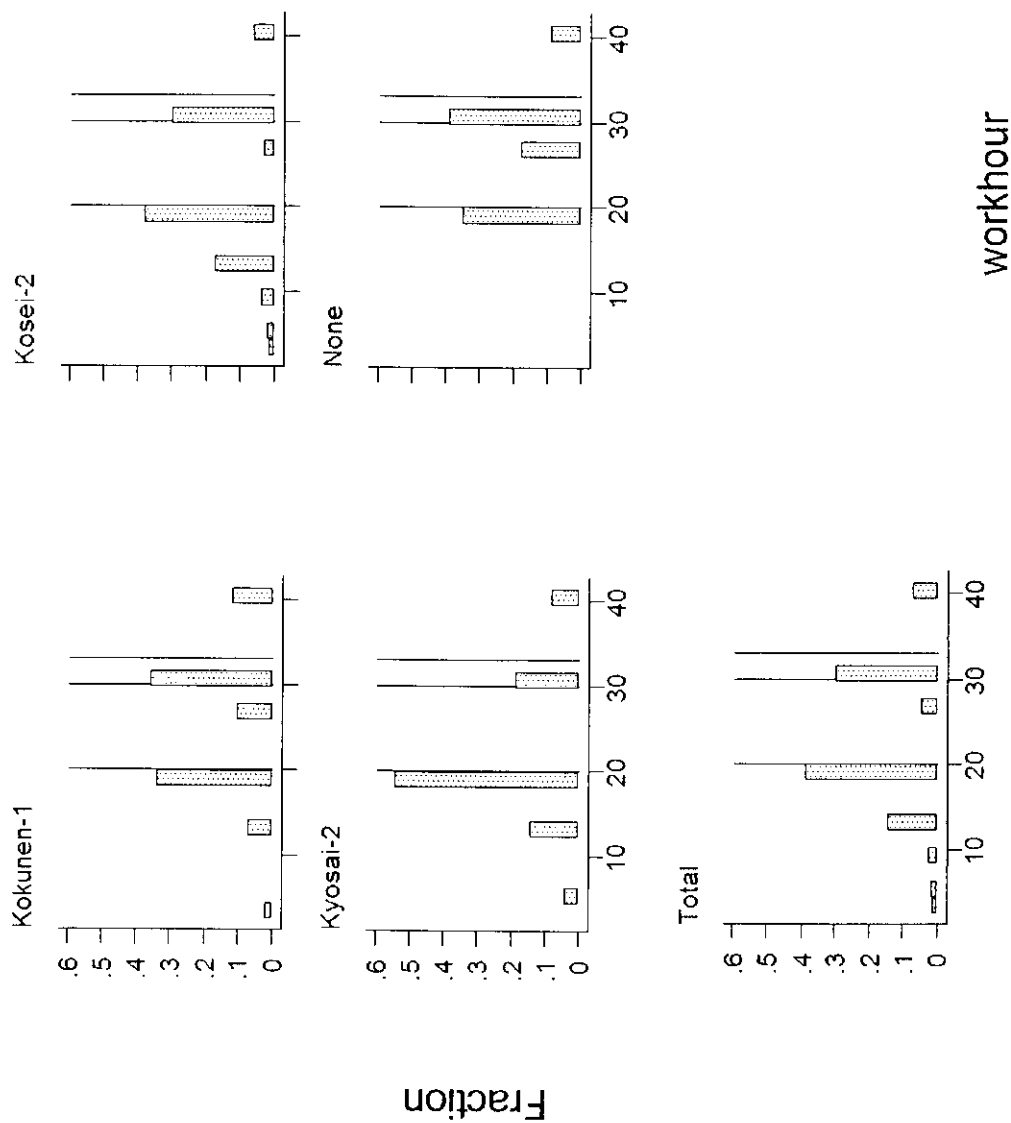
By husband's pension type
 Part-time & arubaito workers, ic1 <= 200, N=432



ic1
 Histograms by hus_pentype2

図4 夫の年金タイプ別にみた有配偶パートタイム女性労働者の労働時間分布
 (注) 『平成10年公的年金加入状況等調査』より筆者作成。

By husband's pension type
 Part-time & arubaito workers, ic1<=200, N=432



Histograms by hus_pentype2

表1 国民生活基礎調査(所得票)による有配偶女性(20～59歳)、勤めか自営かの別、公的年金加入状況

	国年第1号		第2号		第3号		非加入		合計	
	2,061 (53.0)	4,259 (98.5)	3,484 (98.4)	775 (99.2)	2,454 (27.9)	2,092 (28.2)	362 (26.5)	196 (32.3)	8,970 (50.9)	
仕事あり										
自営業主(雇人あり)	113	32	31	1	38	4	12	195		
自営業主(雇人なし)	184	23	22	1	106	19	15	328		
家族従業員	1,081	143	141	2	113	14	72	1,409		
会社・団体等の役員	39	204	202	2	29	1	2	274		
雇用人	521 (13.4)	3,819 (88.4)	3,056 (86.3)	763 (97.7)	1,798 (20.4)	261 (19.1)	73 (12.0)	6,211 (35.3)		
一般雇用人 1-4	65	101	99	2	137	21	10	313		
一般雇用人 5-29	150	792	762	30	382	50	24	1,348		
一般雇用人 30-99	66	768	734	34	222	34	14	1,070		
一般雇用人 100-499	30	757	701	56	131	10	4	922		
一般雇用人 500-999	5	216	201	15	25	5	2	248		
一般雇用人 1000-	18	398	388	10	64	6	2	482		
一般雇用人 官公庁	6	637	33	604	19	8	0	662		
1月以上1年未満契約雇用人	143	141	129	12	692	106	13	989		
日々または1月未満契約雇用人	38	9	9	0	126	18	4	177		
家庭内職者	42	4	4	0	146	25	7	199		
その他	81	34	28	6	224	38	15	354		
仕事なし	1,830 (47.0)	63 (1.5)	57 (1.6)	6 (0.8)	6,341 (72.1)	1,002 (73.5)	411 (67.7)	8,645 (49.1)		
合計	3,891 (100.0)	4,322 (100.0)	3,541 (100.0)	781 (100.0)	8,795 (100.0)	7,431 (100.0)	1,364 (100.0)	607 (100.0)	17,615 (100.0)	

(注)『平成10年国民生活基礎調査』から筆者が再集計したものの。

表2 国民生活基礎調査(所得票)による有配偶女性(20～59歳)、夫の公的年金加入状況別、公的年金加入状況

妻の公的年金加入状況 夫の公的年金加入状況	第2号		第3号		非加入	合計
	国年第1号	厚年第2号 共済第2号	第3号	厚年第3号 共済第3号		
国年第1号	2,869 (83.0)	494 (14.3)			93 (2.7)	3,456 (100.0)
第2号	279 (2.3)	3,372 (27.2)	8,693 (70.1)	7,353 (59.3)	49 (0.4)	12,393 (100.0)
厚年第2号	236	2,724	7,353	7,353	42	10,355
共済第2号	43	648	1,340	1,340	7	2,038
第3号		95			0	95
厚年第3号		75			0	75
共済第3号		20			0	20
非加入	690 (50.1)	251 (18.2)			435 (31.6)	1,376 (100.0)
不詳	53	110	102	78	30	295
合計	3,891 (22.1)	4,322 (24.5)	8,795 (49.9)	7,431 (42.2)	607 (3.4)	17,615 (100.0)

(注)『平成10年国民生活基礎調査』から筆者が再集計したものの。

表3 年収階級のMultinomial Logit Model 推定結果

	90-102万円	103-129万円	130万円以上
_lhus_pent~2 夫・厚生年金(第2号)*	-0.104 (0.128)	-0.529 *** (0.155)	-0.020 (0.103)
_lhus_pent~3 夫・共済年金(第2号)*	-0.256 (0.191)	-0.566 ** (0.256)	-0.263 * (0.155)
_lhus_pent~6 夫・公的年金非加入*	-0.056 (0.243)	-0.148 (0.276)	0.095 (0.194)
lnhus_ictot 対数(夫の年収)	0.215 ** (0.095)	-0.384 *** (0.105)	-0.090 (0.074)
s_loan_c100 世帯借入金残高(100万円)	0.008 (0.005)	0.009 (0.007)	0.010 ** (0.004)
age 年齢	0.017 *** (0.006)	0.011 (0.008)	0.011 ** (0.005)
s_6udj 6歳未満の子供数	-0.287 ** (0.114)	-0.316 ** (0.150)	-0.226 *** (0.083)
sansedai 三世代世帯*	0.178 (0.113)	0.287 ** (0.143)	0.397 *** (0.089)
saichin 最低賃金	0.000 (0.000)	-0.001 *** (0.000)	0.000 * (0.000)
yuko 有効求人倍率	-0.048 (0.298)	-0.082 (0.383)	0.943 *** (0.235)
_cons 定数項	-2.410 ** (1.137)	4.695 *** (1.434)	1.812 ** (0.905)
Log likelihood	-5454.316		
N	4786		
Pseudo R2	0.0174		

- (注) 1. 有配偶女性就業者、年収400万円以下。夫が第3号被保険者のケースを除く。
 2. 基準ケースは年収90万円未満。
 3. *印の変数はタミ変数。()内は標準誤差。

表4 対数労働時間の推定結果

	係数	標準誤差	t値
Inworkhour			
Inwagerate	-0.383	(0.033)	-11.520
_lhus_pent~2	夫・厚生年金(第2号)*	(0.061)	-3.010
_lhus_pent~3	夫・共済年金(第2号)*	(0.086)	-2.680
_lhus_pent~6	夫・公的年金非加入*	(0.108)	-0.190
Inhus_ictot	対数(夫の年収)	(0.043)	1.740
age	年齢	(0.003)	0.640
s_6udj	6歳未満の子供数	(0.056)	-0.350
sansedai	三世代世帯*	(0.051)	0.670
Insaichin	対数最低賃金	(0.455)	-3.740
_cons	定数項	(3.803)	5.180
Adj. R2	0.278		
N	425		

- (注) 1. 公的年金加入状況調査で「パート・アルバイト」と回答した有配偶女性
 2. 労働時間・本人の所得情報・夫の所得情報に欠値がないもの。
 3. *印の変数はダミー変数。

厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業
「社会経済変化への公的年金の対応のあり方に関する実証研究」
分担研究報告書

未納・未加入と無年金との関係に関する研究
分担研究者 阿部 彩 国立社会保障・人口問題研究所

研究要旨

本研究の目的は、公的年金の未加入の要因を個々人のライフサイクルにおけるイベントや、個々人のおかれる経済状況、健康状況などに関連させて分析することにある。平成14年度は、本研究事業の一環として行われた『女性のライフスタイルと年金に関する調査』と厚生労働省『平成10年公的年金加入状況等調査』のデータを使用して実証分析を行った。女性の疑似パネルデータによる未加入の分析の結果によると、加入者が未加入となる要因には年齢効果と共にコホート効果も検証することができた。

A 研究目的

本研究の目的は、公的年金の未加入の要因を個々人のライフサイクルにおける様々なイベント（結婚・出産・就職・離職など）と関連させて分析し、どのような個人がどのような条件下において未加入となったり、また未加入から加入に転じるのかを探ることである。さらに、分析の結果を基に、公的年金の未加入の問題をより構造的に把握し、コホート効果、年齢効果などを考慮した上で、どのような政策が未加入者の減少を促すかを検討する。

B 研究方法

第一に、平成13年度に本研究事業にて実施された『女性のライフスタイルと年金に関する調査』の個票を用いて、調査対象者の記憶を基にしたそれぞれの疑似パネルデータを作成し、公的年金とライフサイクル上のイベントとの関連を Time-Dependent な変数を説明変数とする Survival

Analysis の手法を用いて推計した。

『女性のライフスタイルと年金に関する調査』は、ある調査会社のモニター登録をしている首都圏に住む30歳から55歳の女性と、配偶者がいる場合はその配偶者を対象としている。サンプル数は、女性1,144人、男性1,011人である。

第二に、厚生労働省が行った『平成10年公的年金加入状況等調査』の個票を用いて、未加入の状況と等価世帯所得、健康状況、世帯属性などとの初期的分析を行った。

（倫理面への配慮）

調査は、無記名で行いプライバシーが厳守されるよう配慮した。また、個人が特定されるような情報はデータに加えられていない。

C 研究結果

大きくわけて、未加入の問題は二つに分けることができる。一つは、20歳となって第一号被保険者となる資格を得る若者が、

加入を引き延ばしにするケースである。また、もう一つは、いったん加入した人が、なんらかの理由によって未加入となるケースである。前者の未加入の理由は、学生である、収入が少ない、老後のことを考えていないなどの理由、後者については離職・離婚・収入の低下・傷病などの「やむをえない」理由、また25年の満期を満したのでもう加入する必要がないと判断した場合などが考えられる。前者については、現代若者のモラル問題として取り上げられることが多いが、後者は不況の犠牲者としてとらえられることが多い。本研究では、まず、いったん加入している女性が加入から未加入に転じる確率についてのモデルを推計した。推計の結果、コホートの影響、結婚状況などの変数をコントロールした上でも「当時の年齢」の変数に負の影響が認められた。これは、年齢が上がるとともに、未加入となる確率が下がることを意味している。また、コホート効果についても、負の影響がみられ、若い世代の方が年配の世代よりも未加入となる確率が下がる。つまり、一般にいわれるように、若い時期のほうが未加入となる確率は高いものの、若い世代のほうが未加入となる確率が低く、未加入問題を一概に「近頃の若者」の問題とみることはできない。また、結婚は、女性の未加入になるリスクを下げる。しかし、25年効果（加入期間が25年以上ある）の係数は有意ではなく、結論を出すことはできなかった。

D 考察・結論

未加入と一口にいても、未加入の時期や未加入となる要因は多種多様であり、一

筋縄の対応策がすべての未加入のケースに効果があるわけではない。特に女性に関しては、離職・離婚など人生の転機が未加入となる直接の要因である場合が多いと考えられる。そのため、未加入の問題を「年齢効果」だけで論じるのは危険である。

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」

ライフサイクルからみた公的年金未加入の分析

阿部 彩

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

公的年金における未加入・未納者の増加は、近年大きな問題として取り上げられてきた。社会保険庁(2000)の『平成10年公的年金加入状況等調査報告』によると、国民年金の未・非加入者は推定240万人であり、第一号被保険者1,932万人の12%にも上る。未加入の問題は、27%といわれる未納の問題（社会保険庁、2002）と並び、公的年金の「空洞化」を象徴する重要な問題である。公的年金未加入者と未納者の増大は、公的年金の財政を圧迫するだけではなく、公的社会保険の基本理念である『国民皆年金』の理念そのものを脅かしている。保険方式の現行制度の下では、未加入・未納年数分の年金を受給することができないからである。また、未加入者は、公的年金が担う老後の保障以外の様々な恩恵（例えば、障害に対する保障）も受けることができない¹。つまり、未加入・未納者の増加は、全ての国民が老後（およびその他）のリスクに備え安心した生活をおくることができるように公的制度を通じて貯蓄の奨励・再分配・リスクのプールを行うという公的年金の機能

¹ 例えば、学生期間中であり公的年金に加入していない期間中に障害をおった人々の問題などは、これに該当する。

の衰退を表していよう。

たとえ、公的年金による国民の生活を保障する機能が衰退してきたとしても、未加入・未納の要因が、自発的なものであり、個々人が公的年金に代わって私的な手段を老後やその他のリスクに対する備えとしているのであれば、未加入・未納の問題は単に公的年金制度の財政の問題となるであろう。しかし、もし、未加入・未納が他発的なものであり、個々人による代替手段を伴わないものであるのであれば、未加入・未納者の生活保障をどのように行っていくかという根本的な問題が発生する。また、たとえ未加入・未納が自発的であっても、個人が貯蓄を行わないままリスクに遭遇した場合に、社会保障制度がどこまで生活保障をするべきかという論点もあろう²。これは、公的年金の範疇に留まらず、例えば、生活保護などの公的扶助制度にも波及する問題である。このような「アリとキリギリス」的な論争は他稿に譲るとして、本稿では、特に未加入行動の規定要因を理解し、そしてこの問題の規模を推測することを目的とする。

未加入行動の規定要因を直接にとりあげた先行研究は少ないのが現状である。また、これまでの先行研究においては、1時点におけるデータを用いた分析しかないため、未加入の規定要因が世代の効果か年齢効果なのかを検証することができないことが指摘されている（大竹 2001）。さらに、一時点におけるデータにおいては、調査時に加入しているか、加入していないのかの分析は行うことができて、加入者が未加入になる契機と要因、また、未加入者が加入になる契機と要因など加入・未加入のダイナミックな動きを分析することはできない。

また、公的年金の分析において、ジェンダーの視点も忘れてはならない。女性は公的年金上の加入形態（第一号被保険者、第二号被保険者、第三号被保険者）が人生の契機と共に変化することが男性に比べ多いため、女性と男性の公的年金加入行動のパターンが同一と仮定することは無理がある。また、同じ世帯の中でも、まだ圧倒的に第一稼得者であることが多い男性と、所得を得ていても補完的な役割をすることが多い女性では、公的年金に加入するインセンティブも異なるであろう。

このような視点から、本稿では、対象者の記憶を基に再現した疑似パネル・データを用いて、ジェンダーの視点を取り入れながら公的年金の未加入行動に関する分析を試みる。分析の対象は以下の通りである：

²このような議論は多くの研究者が指摘している。例えば、駒村(2003)は、「未納者の多くが必要な貯蓄を行っていないため、老後、生活保護を受ける可能性がある」としている。

- ① コホート効果と年齢効果の検証；
- ② 未加入行動の諸相の規定要因の推計（Panel data）
 - A. 最初の加入年齢
 - B. 最初に加入してから未加入に転じるまでの加入期間

2. 未加入の要因：先行研究

未加入行動の規定要因など、未加入問題そのものを直接取り扱った論文は少ない。一般には、20歳代の若年者（特に学生）の未加入が未加入率に大きく寄与しているといわれており、これは公式データによっても確認されている。社会保険庁が行った『平成10年、平成7年公的年金加入状況等調査報告』（社会保険庁1997, 2000）においては、未加入率は20～24歳、25～29歳をピークとし、30歳代でいったん大きく減少し、その後緩やかに上昇する（図1）。

< 図1 >

しかし、このデータのみでは、未加入行動の真の要因はわからない。例えば、20代前半で未加入率が高いのは、この年代の個人の多くがまだ学生であり職がないことが関係していると考えられ、その他の年代における未加入率の増減もただ単に失業率と比例しているだけかもしれないからである。これよりも深い分析のためには、マイクロデータを用いた重回帰分析などが必要である。

マイクロデータによる分析を行った先行研究では、鈴木・周(2001)、阿部(2001)などが挙げられる。鈴木・周(2001)は、国民年金の未加入者となる動機として「流動性制約要因」、「世代間不公平要因」「予想死亡年齢要因」があり、国民年金と個人年金の間で「逆選択」が起こっていると仮説をたてている。また、国民年金の受給の最低加入年数が25年であることから、34～39歳の年齢階層にて予算制約線が屈折しているとしている。鈴木・周は、郵政研究所が行った『家計における金融資産選択に関する調査』の個票を用いて推計をし、逆選択要因のほうが流動性要因よりも大きいと結論づけ、年齢がさがるほど未加入率があがるとしている。しかし、鈴木・周のサンプルには世帯主しか含まれていないため、未加入者が多いと考えられる世帯主以外の世帯員が対象となっていないのが残念である。

阿部(2001)は、厚生労働省の『所得再分配調査』の個票を用いて、未加入の要因を推計

しており、保険料率（＝保険料／所得）は未加入に影響せず、この点で未加入行動と未納行動は異なることを指摘している。また、年齢要因では、加入する確率は「20代後半から40代前半にかけて徐々に上がり、その後、40代後半にかけて減少し、50代になってまた上昇するという『N字』構造」をしていると推計している。さらに、この年齢効果は世帯の中の「最多所得者」にサンプルを限ってみると検証することはできず、「最多所得者」において年齢は加入・未加入に影響しないとしている。

これらの先行研究に共通することは、1時点のサンプルをもって年齢の未加入行動への影響をみていることである。そのため、大竹(2002)が指摘するように、現在のデータを過去のデータと比較してみないことには、年齢要因を年齢効果か世代効果を判別することはできない。また、「未加入」という行動においても、20歳から継続して未加入である場合と、加入していたものが未加入に転じた場合ではその要因には違いがあると考えられる。さらに、前述のように、未加入行動にはジェンダーの視点が不可欠であると思われる。

本稿では、これらの視点を踏まえ、公的年金未加入行動を分析する。

3. データ

本稿で用いるデータは、『女性のライフスタイルと年金に関する調査』（2001）の個票である。本調査は、厚生労働科学研究費補助金政策科学推進事業「社会経済変化に対する公的年金制度のあり方に関する実証研究」の一環として国立社会保障・人口問題研究所が平成13(2001)年度に委託して行ったものである。調査対象者は、調査会社のモニターの中から首都圏に住む30歳から55歳の女性、および、その女性に配偶者がいる場合は、その配偶者である。調査においては、それぞれの対象者について、15歳以降の就業状況、年金加入状況を時系列に記憶から列記してもらった。本稿で用いられた有効サンプル数は、女性1,144人、男性1,020人である。

ここで本サンプルの特徴と留意点を述べておきたい。まず、調査の対象者が、女性とその配偶者であるため、男性のサンプルはすべて30歳～55歳の妻をもつ既婚者であり、そのことによってサンプルに偏りが生じている。また、回答者の年齢にばらつき（女性の場合、30歳～55歳、男性25歳～64歳）があるため、過去の公的年金加入状況、職歴などは、年齢の若い時期については、すべてのサンプルのデータが揃っているが、それ以降の時期は、回答者の年齢によってデータがないため、高年齢期になるほどサンプル数が減少してしまう。さらに、現在の年齢が高い人ほど過去の経歴が長く、若い時期のデータの信

憑性が薄れることは言うまでもない。

公的年金の加入・未加入行動に関する本サンプルの一般性を検証するために、本サンプルの現在の公的年金加入状況を『公的年金加入状況等調査』³のそれと比較したものが表1である。まず、全サンプルにおける現在の公的年金の未加入率は、配偶者・本人ともに、約3%であり、これは、社会保険庁(2000)の推計よりもやや高いものの、ほぼ一致した結果である。他の際立つ違いは、本調査のサンプルの方が男性・女性ともに第二号被保険者である割合が高く、第一号被保険者である割合が低いことが挙げられる。個々人と公的年金の関わりにおいては、第二号および第三号被保険者の資格は（本人または配偶者の）雇用に伴って得られる場合が多いが、第一号被保険者の資格は、本人が保険料を払うか、または払わずに未加入となるかの選択の余地がある。本調査のサンプルでは、この選択を迫られている人々の割合が小さいため、一般サンプルに比べ、未加入に陥るリスクは小さいと考えられる。そのため、本稿における分析の結果を解釈する際には、これを念頭に置いておく必要がある。

表1 公的年金加入状況の比較:本調査 vs. 平成10年公的年金加入状況等調査

	本調査		平成10年公的年金加入状況等調査	
	配偶者 (男性)	本人 (女性)	男性	女性
自分で厚生年金または共済年金に加入	82.9%	15.3%	70.6%	37.5%
厚生年金または共済年金加入者の被扶養配偶	0.0%	59.6%	0.3%	32.1%
国民年金のみに加入	14.2%	21.9%	26.7%	28.3%
まったく加入していない	2.9%	3.2%	2.5%	2.1%

出典:『平成10年公的年金加入状況等調査』個票より筆者計算。

4. 未加入行動の諸相

(1) 年齢効果 vs. コホート効果

一般的に、未加入者は若年層、特に20代において多いといわれており、一時点の調査においては年齢による未加入率の差がはっきりと現れることは前章の結果からも明らかである。しかし、一時点の調査では世代効果と年齢効果を個々にみることができない。そこ

³ 本稿で用いられる『平成10年公的年金加入状況等調査』およびそれに付随する『平成10年国民生活基礎調査』は、厚生労働省の承認（統発第0331003号、平成15年3月31日付）を得て集計されたものである。

で、図2（女性）と図3（男性）は、本調査から得られた過去の公的年金加入歴を基にコホート別、年齢別の未加入率を計算したものである。

<図2、図3>

まず、女性のコホート、年齢別未加入率をみると、どのコホートにおいても、20代前半から後半にかけて未加入率が減少しており、年齢効果が明らかになっている。しかし、世代効果については図からは読みとることはできない。例えば、サンプルの中で一番若い世代である1967～71年生まれのコホートは20代前半の未加入率は高いものの⁴、25歳以降はむしろ他の世代のほうが高い未加入率を示している。コホートによる未加入率の差は一貫性がなく、未加入行動における世代効果は、表からでは判定できない。次に男性のコホート別、年齢別の未加入率をみると、ここでも、はっきりとした年齢効果は特に20歳代において検証されるものの、コホート効果については見極めることができない。例えば、1967～71年生まれのコホートについていえば、20歳代前半の未加入率が高い時期においては、他の世代に比べの未加入率が低いにもかかわらず、20歳代前半から30歳代前半にかけては、他の世代に比べむしろ高い未加入率となっている。30歳代後半以降はどのコホートにおいても未加入率は低く、大きい差はない。

（2）ジェンダー

次に、図2（女性）と図3（男性）を比較すると、まず特徴的なのは、20・22歳においては、男性の未加入率が女性の未加入率を上回っているものの、その後、男性の未加入率は23・4歳にて急激に減少することである。女性の未加入率も25歳までに大きく減少するが、その度合いは男性のほうが激しい。20・22歳以前で男性の未加入率が女性より高いのは、男性の方が学生の期間が長く、職に就くのが女性に比べ遅れるからと考えられる。また、25歳以降になると、男性の未加入率は、女性に比べ低いレベルに留まっており、これは男性のほうが女性に比べより安定的な社会保険を伴う職に就く可能性が高いからとも推測できる。このように、単純な集計表による分析からも、女性と男性のライフサイクルに

⁴ 平成元（1989）年の改正により、20歳以上のすべての学生を国民年金の第一号被保険者とする事となった。平成元年に20歳以上の方は1969年以降のコホートであるため、1967～71年生まれのコホートの一部には、学生期間においても強制加入が適用されている。それにしても、このコホートの20歳代前半の未加入率が他のコホートよりも高いことは、特記すべきであろう。

おける未加入のパターンには違いがある可能性が示唆される。

(3) 未加入経験

最後に、ライフサイクルを通じての未加入の経験に焦点をあて、全未加入行動を集計すると、以下の通りである⁵。まず、女性においては、20歳以降一年でも未加入期間があったのは全体の30.7%(n=350)であった⁶。この殆どは、20歳当時から継続した期間のみに未加入であったケースであり、いったん加入した後に未加入に転じたのは全体の5.4%(n=61)である。未加入になってから加入に転じるまでの期間を1未加入回数と数えると、大多数の未加入回数は1回のみであり、2回以上の未加入回数の経験をもつサンプルは8ケースのみであった。また、未加入者の殆どはその後加入しており、オブザベーションの期間中を通じてずっと未加入であったのは20ケースであった。次に、男性のサンプルにおいては、20歳以降1年でも加入期間があったのは47.3%(n=436)であり、女性の約1.5倍の割合の人が未加入経験をもっている。そのうち加入から未加入に転じたことがある人々は、2.7%(n=25)であり、これは逆に女性の2分の1の割合である。また、未加入回数は、女性と同様に殆ど1回であり、2回以上は1サンプルのみであった。また、オブザベーション期間中を通じて未加入であったのは20ケースである。相対的に女性と男性の未加入のパターンを比べると、男性の方が女性より最初の加入の時期が遅れる傾向があるものの、いったん加入した後に未加入に転じる傾向は少ない。これは、前節における年齢別、コホート別の分析からもみてとれる傾向である。

5. モデル

IV節の初見から、未加入行動には、以下の二つの異なるパターンがあると考えられる：

- ① 成人となってから加入するまでの期間；
- ② いったん加入してからの未加入への転落；

この二つの未加入行動は、異なる規定要因が存在すると考えられる。前者は、学生であること、将来の設計について無頓着であることなどに起因する、いわゆる「若者の未加入

⁵ 男性については、年齢不詳、未記入などのサンプルを除いた922サンプルを使用。

⁶ 平成元年の改正以前は、20歳以上であっても学生である場合は、強制加入の対象とされていない。また、現在の年齢が高い人は、国民皆年金が確立される前に20歳になっていた場合も考えられるが、ここでは、20歳以降の未加入をすべて「未加入」と称している。1961年（国民皆年金）前に20歳となっているのは、男性の6サンプルのみである。