

3. 高齢化のインパクト

<不平等度の要因分解>

大竹・斎藤(1999)にならい、不平等度の要因分解を行う。t年次におけるサンプル全体の不平等度を対数分散 $\text{Var ln } y_{it}$ で計測すると、以下のように分解することができる。

$$\begin{aligned} \text{Var ln } y_{it} &= V(s_t, \sigma_t, Y_t) \\ &= \sum_{j=25}^{75} s_{tj} \sigma_{tj}^2 + \sum_{j=25}^{75} s_{tj} Y_{tj}^2 - \left(\sum_{j=25}^{75} s_{tj} Y_{tj} \right)^2 \end{aligned}$$

ただし y_{it} は t年における第 i 世帯の消費（あるいは所得）、 s_t は年齢階層別人口シェア、 σ_t は対数消費（所得）の年齢階層内分散、 Y_t は対数消費（所得）の年齢階層内平均を示している。ここで t年と t+m年の2時点間の対数分散の変化を、以下のような特定化により年齢別人口効果、年齢階層内効果、年齢階層間効果の3つの要因に分解する。

$$\begin{aligned} \text{年齢別人口効果} &= V(s_{t+m}, \sigma_t, Y_t) - V(s_t, \sigma_t, Y_t) \\ \text{年齢階層内効果} &= V(s_t, \sigma_{t+m}, Y_t) - V(s_t, \sigma_t, Y_t) \\ \text{年齢階層間効果} &= V(s_t, \sigma_t, Y_{t+m}) - V(s_t, \sigma_t, Y_t) \end{aligned}$$

対数分散で計測した不平等度の変化のうち、人口構成変化の寄与率をみると『全国消費実態調査』を使用した大竹・斎藤(1996)が51%と最も大きく、『所得再分配調査』を使用した大竹・斎藤(1999)の24%や、『国民生活基礎調査』を使用した岩本(2000)の19%と比較して大きな違いがある²。

こうした違いは、 σ_t 、 Y_t を一定として、高齢化の進展度合 ($s_{t+m} - s_t$) が大竹・斎藤(1996)で最も大きいことを意味している。その理由としてまず第1に、大竹・斎藤(1996)の分析対象が2人以上の普通世帯で、世帯主が農林業従事者である世帯を除外しているのに対し、大竹・斎藤(1999)や岩本(2000)は単身世帯や農家を含んだ総世帯を分析対象にしている点がある。

第2の理由としては、世帯主の定義が統計間で異なっていることがある。すなわち、『全国消費実態調査』では「世帯主とは、名目上の世帯主ではなく、その世帯の家計の主たる収入を得ている人をいう」と定義されているのに対し、『国民生活基礎調査』（『所得再分配調査』と共通）では「世帯主とは、世帯を主宰する世帯員をいう」と規定されている³。後者の場合、大多数の世帯が経済的地位と関係なく住民票上の世帯主を「世帯主」として回答しているものとみられる。

Deaton and Paxson (1994)でも指摘されているように、所得水準に関するデータは個人レベルで入手できるが、消費水準は世帯単位でしか把握しようがない。そのため実証分析

では、個々人のライフサイクルにおける経済厚生（消費水準）の変化を、世帯単位の消費水準の変化で近似している。また、実証分析における年齢には、世帯主の年齢を用いている。したがって、世帯構成の変化が激しい高齢者層や若年者層においては、サンプル・セレクション・バイアスに十分注意しなければならない。

図1は、世帯主年齢階級別世帯数の分布を比較したものであるが、『国勢調査』の2人以上世帯と比較して、『全国消費実態調査』の2人以上全世帯の世帯主はより若い年齢階層に分布していることがわかる。

図2は、1990年と1996年の『国民生活基礎調査』を用い、世帯主年齢構成の変化を比較したものである。既存研究との比較のため、世帯主年齢20歳以上80歳未満の世帯を対象とし、『国民生活基礎調査』ベースの世帯主年齢構成の変化幅を基準とした。図をみると、大竹・斎藤(1996)の分析対象とした「2人以上非農家世帯」の年齢構成は、若年層はより大きく減少し、高齢層はより大きく増加している。すなわち、高齢化のインパクトがより大きく現れている。『全国消費実態調査』の世帯主の定義にならい、「2人以上非農家世帯の最多所得者」を対象とすると、その度合いはより大きくなる。したがって、大竹・斎藤(1996)が分析に用いた対象世帯や世帯主の定義では、高齢化のインパクトがより強く現れることになる。

サンプル・セレクション・バイアスは、最多所得者を世帯主と定義する『全国消費実態調査』を用いた大竹・斎藤(1996)でより深刻な影響を及ぼしているとみられる。例えば、彼らの分析において「高齢者が世帯主となる世帯（2人以上非農家世帯）」の具体的なイメージとしては、

- ・ 高齢夫婦世帯で、夫（妻）が最多所得者
- ・ 三世代世帯で子供よりも親の所得が高い
- ・ 高齢夫婦＋未婚成人子からなる世帯で、親の所得のほうが高い（年功賃金のため？）

といったものが考えられるが、こうした経済力に優れた高齢者が同世代のコーホートをどれだけ代表しているかは疑問である。同様に、大学進学率が高まり初婚年齢が高まるなかで、20歳代ですでに2人以上世帯の最多所得者となっている人が、同世代のコーホートの消費水準を代表しているかどうかは疑問である。どちらの世帯主の定義が優れているかといった優劣はつけられないが、人口分布と類似した分布をもつ定義を用いたほうが分析上、適当ではないかと考えられる。

4. 50歳以降の不平等度の動向

『国民生活基礎調査』1990、93、96年のマイクロ・データを用い、岩本(2000)にならって消費分散を推計したところ、岩本(2000)と同じく、50歳以降も不平等度はゆるやかに拡

大する傾向が見られた(図3)。大竹・斎藤(1996)との相違は、前節で指摘したように世帯主の定義の差によって生じている可能性がある。

5. コーホート効果

『国民生活基礎調査』1990、93、96年および同年次の『所得再分配調査』のマイクロ・データを用い、既存研究と比較するために①対数消費支出、②対数所得、③対数修正再分配所得、④対数可処分所得の4つについてコーホート効果を検討した。このうち、①と②は大竹・斎藤(1996)、岩本(2000)と比較するために、また、③と④は大竹・斎藤(1999)との比較を念頭に行ったものである⁴。

表1にみるように、推計や用いる所得の定義により、コーホート効果が検出される場合とされない場合がある。①の対数消費支出については、統計上有意にコーホート効果が検出された。

6. 不平等度の上昇度合い

横断面でも、他の統計と比較して、『所得再分配調査』では、1980年代におけるジニ係数の上昇が著しい(表2)。橘木(1998)はこれをもとに日本における所得格差の拡大をしている。

ライフサイクルでみた不平等度の研究においても、既存研究のなかでは『所得再分配調査』を使用して1981年と1993年を比較した大竹・斎藤(1999)の不平等度の変化幅は19.3%ポイントと大きい。

こうした傾向が現れる理由の一つとして、分析のもととなる1981年の『所得再分配調査』のサンプル・セレクション・バイアスが考えられる⁵。表3は、各年における『国民生活基礎調査』(所得票)と『所得分配調査』を比較したものである。両調査の対象となる世帯は同じ単位区に所属する世帯であるので対象範囲はほぼ重複しており、調査実施日も同じである。しかしながら、1978年、1981年調査に関しては、『国民生活基礎調査』と比較して『所得再分配調査』の対象世帯が少なく、とくに高齢者世帯が4割程度少なくなっている。

高齢者世帯は一般に所得が少なく、また、世帯間での所得格差も大きいことから、サンプルに占める高齢者世帯の割合が少ない場合には、ジニ係数はより低く出る傾向にあると見られる。実際、両年の『所得再分配調査』のジニ係数は、1984年と比較して大幅に低い。

大竹・斎藤(1999)は1981、93年の『所得再分配調査』を使用しているため、この2時点間における不平等度の上昇度合は、サンプル・セレクション・バイアスによって実際以上に強調されている可能性がある。時点間の比較をする上で、1978、81年の『所得再分配調査』の使用には慎重であるべきだと考えられる。

以上

参考文献

- 大竹文雄・斎藤誠(1996)「人口高齢化と消費の不平等度」『日本経済研究』No.33。
- 大竹文雄・斎藤誠(1999)「所得不平等化の背景とその政策的含意」『季刊・社会保障研究』Vol.35, No.1
- 岩本康志(2000)「ライフサイクルから見た不平等度」『家族・世帯の変容と社会保障』東京大学出版会。
- 茂木優寿(1999)「年齢構成、世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響」『郵政研究所月報』6月。
- 小林正人(1998)「所得不平等の計測と制度評価」『所得再分配の評価手法に関する研究』平成9年度厚生科学研究費補助金厚生行政科学研究事業報告書。
- 所得再分配検討会(1985)『所得再分配検討会報告書』。
- 大石亜希子・伊藤由樹子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」『日本経済研究センター会報』7月1日号。
- 吉田あつし・高木真吾(1999)「コーホート・年齢ダミー変数モデルの最適な階層化」『日本経済研究』No.39。

¹ このほかに集計データに基づく分析として茂木(1999)がある。

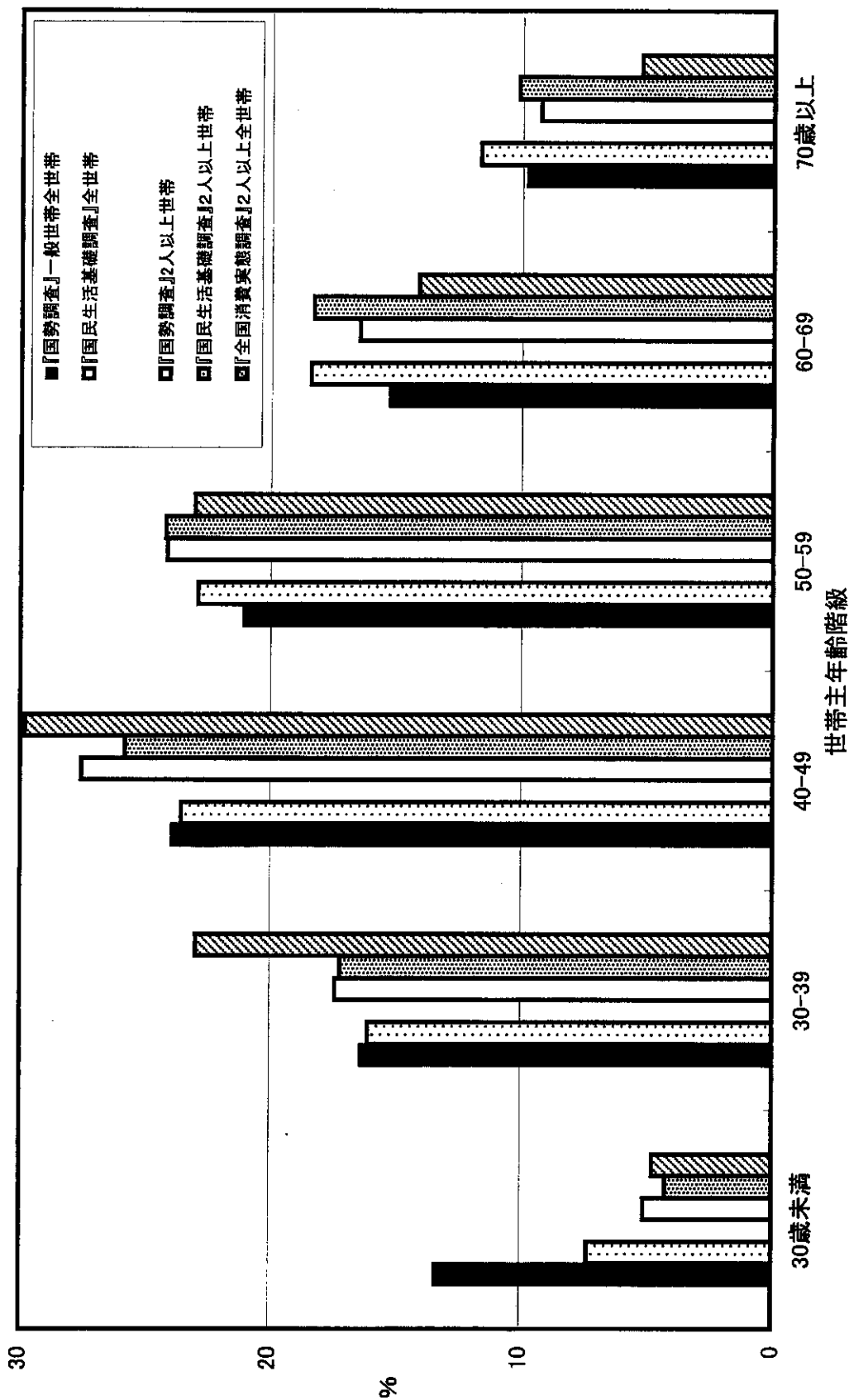
² ただし不平等度の変化幅では、大竹・斎藤(1996)が最も小さいことに注意。

³ 国民生活基礎調査規則（昭和61年7月8日厚生省令第39号）第3条第3項。

⁴ コーホートダミー、年齢ダミーに関する問題点については吉田・高木(1999)の重要な指摘があるが、本稿では既存研究との比較を優先させた。

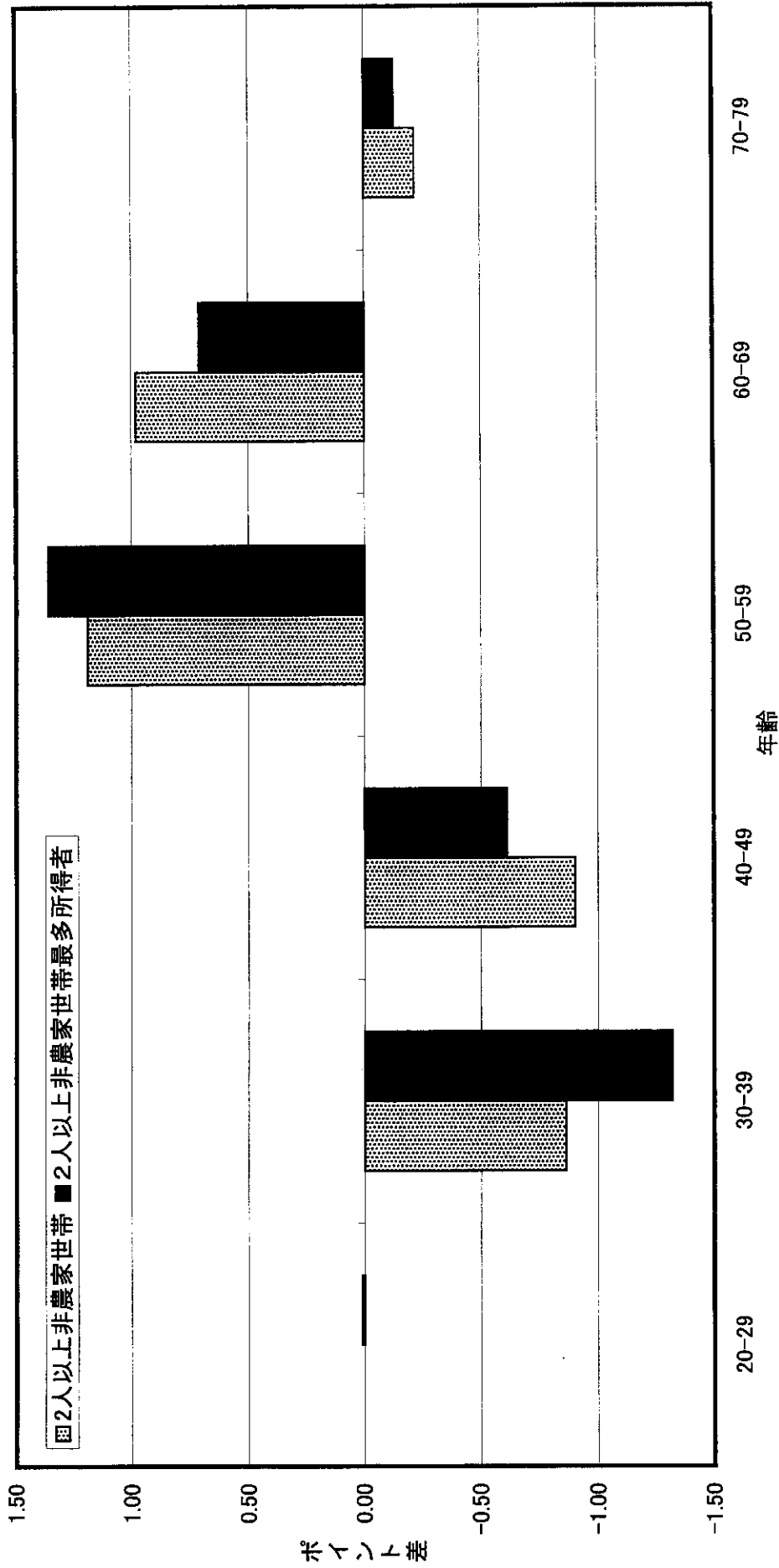
⁵ 小林(1998)、「所得再分配検討会報告書」も同様の指摘をしている。

図1 世帯主年齢階級別世帯数分布の比較



(資料) 総務庁『国勢調査』1990年、『全国消費実態調査』1989年、厚生省『国民生活基礎調査』1990年

図2 年齢分布の比較:1990～96年



(注)「ポイント差」は1990～96年にかけての全世帯(世帯主年齢20歳以上80歳未満)の年齢構成変化幅を基準とした場合の差を示している。

図3 推定結果に基づく対数消費分散の年齢効果

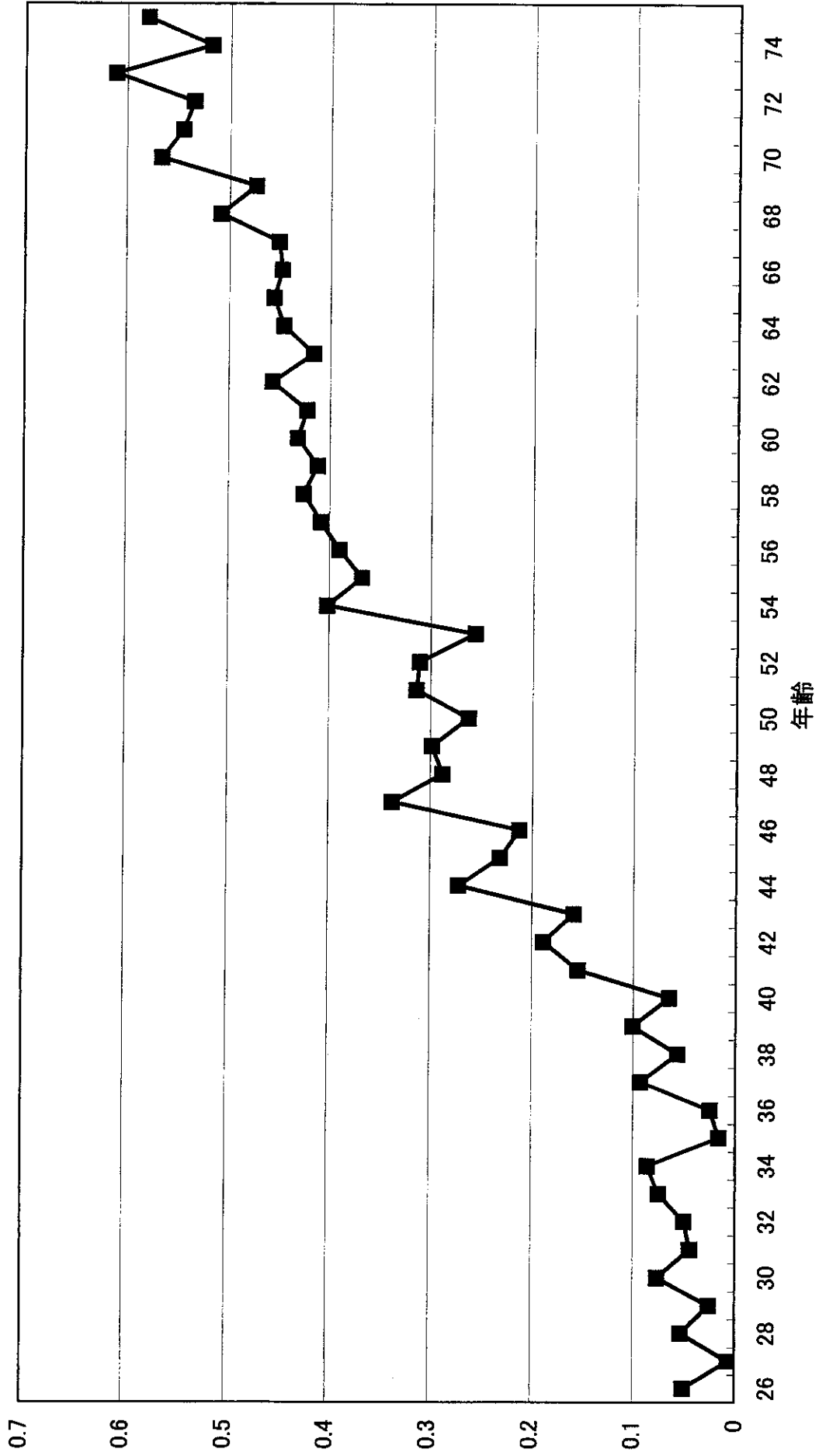


表1 年齢効果・コーホート効果についての推計結果

①対数消費支出（『国民生活基礎調査』データ）

. reg lexp_tot age cohort

Source	SS	df	MS			
Model	.557188971	2	.278594485	Number of obs =	126	
Residual	.495702951	123	.004030105	F(2, 123) =	69.13	
Total	1.05289192	125	.008423135	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5292	
				Adj R-squared =	0.5215	
				Root MSE =	.06348	

lexp_tot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
age	.0118933	.001487	7.998	0.000	.0089499	.0148368
cohort	.0078875	.0016015	4.925	0.000	.0047175	.0110574
_cons	-15.60528	3.174706	-4.916	0.000	-21.88941	-9.32114

②対数所得（『国民生活基礎調査』データ）

. reg lsictotk age cohort

Source	SS	df	MS			
Model	4.75278611	2	2.37639306	Number of obs =	126	
Residual	1.10121907	123	.008953001	F(2, 123) =	265.43	
Total	5.85400519	125	.046832041	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.8119	
				Adj R-squared =	0.8088	
				Root MSE =	.09462	

lsictotk	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
age	.0145125	.0022164	6.548	0.000	.0101254	.0188997
cohort	-.0015226	.0023869	-0.638	0.525	-.0062474	.0032022
_cons	2.722248	4.731836	0.575	0.566	-6.644131	12.08863

③対数修正再分配所得（『所得再分配調査』データ）

. reg lsictots age cohort

Source	SS	df	MS			
Model	4.53895907	2	2.26947953	Number of obs =	126	
Residual	1.88368118	123	.015314481	F(2, 123) =	148.19	
Total	6.42264024	125	.051381122	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7067	
				Adj R-squared =	0.7019	
				Root MSE =	.12375	

lsictots	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
age	.0163256	.0028987	5.632	0.000	.0105877	.0220634
cohort	.0009363	.0031218	0.300	0.765	-.0052432	.0071157
_cons	-2.128818	6.188658	-0.344	0.731	-14.37889	10.12125

④対数可処分所得（『所得再分配調査』データ）

. reg lsicdisp age cohort

Source	SS	df	MS			
Model	4.45824457	2	2.22912228	Number of obs =	126	
Residual	1.75747771	123	.014288437	F(2, 123) =	156.01	
Total	6.21572227	125	.049725778	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.7173	
				Adj R-squared =	0.7127	
				Root MSE =	.11953	

lsicdisp	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
age	.0148959	.0027999	5.320	0.000	.0093536	.0204382
cohort	-.0005285	.0030154	-0.175	0.861	-.0064974	.0054403
_cons	.7639945	5.97775	0.128	0.899	-11.06859	12.59658

表2 ジニ係数の比較

出所 注記	国民生活基礎調査 厚生省		所得再分配調査 厚生省		全国消費実態調査 総務庁		家計調査 総務庁		Current Population Reports アメリカ商務省センサス局	
	全世帯* 2人以上世帯*	2人以上世帯* 年間所得	全世帯 再分配所得	2人以上一般世帯 年間収入	農林漁家世帯・単 身者世帯除く*	年間収入	年間収入(Money Income)	全世帯	家族	個人
計算の対象とした所得 所得分位	四分位	四分位	十分位	十分位	十分位	十分位	十分位	十分位	十分位	十分位
年										
1979	0.315	0.284	0.349	0.314		0.273	0.260	0.404	0.365	0.435
1980						0.272	0.259	0.403	0.365	0.435
81						0.277	0.264	0.406	0.369	0.444
82						0.275	0.262	0.412	0.380	0.443
83	0.325	0.295	0.398	0.343	0.280	0.272	0.260	0.414	0.382	0.451
84						0.285	0.271	0.415	0.383	0.445
1985						0.291	0.277	0.419	0.389	0.443
86	0.328	0.297	0.405	0.338		0.286	0.273	0.425	0.392	0.450
87						0.281	0.268	0.426	0.393	0.451
88						0.290	0.273	0.427	0.395	
89	0.346	0.308	0.433	0.364	0.293	0.291	0.277	0.431	0.401	
1990						0.296	0.282	0.428	0.397	
91						0.292	0.278	0.434	0.404	
92	0.347	0.301	0.439	0.365		0.292	0.278	0.454	0.429	
93						0.293	0.279	0.456	0.426	
94						0.296	0.281	0.450	0.421	
1995	0.346	0.303			0.297	0.296	0.282	0.455	0.425	
96						0.297	0.283	0.459	0.429	
97										

- (注) 1. 『所得再分配調査』の「当初所得」は、雇用者所得、事業所得、農産所得、畜産所得、財産所得、家内労働所得、雑収入、仕送りなどの私的給付の合計額。
 2. 『所得再分配所得』の「再分配所得」は、当初所得から税・社会保険料を控除し、社会保障給付を加えたもの(医療の現物給付含む)。
 3. アメリカの1987年以降の個人のジニ係数は得られなかった。
 4. *印のジニ係数の系列は筆者ら計算。他は表記の各統計による。
 (出所) 大石・伊藤(1999)

表3 『国民生活基礎調査』と『所得再分配調査』の比較

調査実施日	1978	1981	1984	1987	1990	1993
	S53.9.1	S56.9.1	S59.9.1	S62.7.15	H2.7.19	H5.7.15
調査世帯数						
『国民生活基礎調査』(a)	7,589	7,636	7,236	7,803	9,059	8,866
『所得再分配調査』(b)	7,117	7,200	7,165	7,617	8,856	8,814
(b)/(a)	93.8	94.3	99.0	97.6	97.8	99.4
被保護世帯数						
『国民生活基礎調査』(a)	114	121	101	93	118	79
『所得再分配調査』(b)	65	n.a.	117	113	134	94
(b)/(a)	57.0		115.8	121.5	113.6	119.0
母子世帯数						
『国民生活基礎調査』(a)	89	81	86	102	128	109
『所得再分配調査』(b)	80	78	85	100	125	109
(b)/(a)	89.9	96.3	98.8	98.0	97.7	100.0
高齢者世帯数						
『国民生活基礎調査』(a)	493	609	585	770	1066	1219
『所得再分配調査』(b)	293	392	578	769	1055	1216
(b)/(a)	59.4	64.4	98.8	99.9	99.0	99.8
当初所得のジニ係数	0.3652	0.3491	0.3975	0.4049	0.4334	0.4394
再分配所得のジニ係数	0.3476	0.3143	0.3426	0.3382	0.3643	0.3645

I. はじめに

国民年金の保険料免除制度（詳細は付録1参照）は、日本の社会保障における低所得者対策の代表的なものである。「国民皆年金」を政策として掲げたものの、その担い手である国民年金制度は、社会保険という形をとり、しかも定額という逆進的な設定となっているため、これを低所得者を含めた全ての国民に普及させるためには、保険料の免除制度が必要であった。政府発表によると平成10年の免除率²は19.9%であり、実に第1号被保険者の5人に1人が免除制度の便益を受けていることになる。

一方、社会保険庁の調査によると、国民年金未加入者（推定240万人、社会保険庁2000）と保険料未納者（推定172万人、同1997b）は、現在約412万人にも登る。免除制度があるにもかかわらず、これら未加入者と未納者の多くが「保険料が高く、経済的に払うのが困難」を未加入・未納の理由として挙げており、国民年金の保険料の設定や免除制度の基準・運用が少なからずも、未加入と未納の要因となっていると考えられる。

このような状況の中、政府は、国民年金の免除制度につき、以下の改正を行う予定である。

①保険料半額免除制度導入（1999年改正）

政府は、2002年度から、低所得世帯を対象とする国民年金保険料の半額免除制度を開始している。保険料半額免除期間は、老齢基礎年金の額の算定にて、保険料納付済期間の3分の2とする（厚生省1999）。対象世帯は、夫婦子供二人の標準世帯で年収約440万円以下の世帯としている（日経6/17/00）。

②学生に対する特例措置（1999年改正）

2000年度から、国民年金の第1号被保険者である学生であって本人所得が一定の所得以下のものについては、保険料納付を要しない。しかし、この学生特例期間については、10年間は追納可能であり、追納されない場合は老齢基礎年金の額には反映せず、年金受給資格期間には算入する（厚生省1999）。対象となる学生は、大学(大学院)、短大、高等専門学校、専修学校及び各種学校その他の教育施設の一部に在学する学生等(それぞれ夜間、通信教育の課程を除く)であって、学生本人の前年の所得³が68万円以下であるものである。

③特例免除・判別指数による免除の廃止

特例免除や、判別指数による免除（以下、「判別免除」）を廃止し、免除基準（市町村税課税最低限と所得税課税最提言の間に設定）を一律化する（日経6/11/00）。

これら改正によって、三つの効果が期待される。第一は、半額免除制度導入による未加入者の

¹ 国立社会保障・人口問題研究所 国際関係部第二室長

² 免除率＝第1号被保険者（任意加入被保険者を除く）数に対する免除者数の割合。

³ 学生に扶養親族等があればその有無及び数に応じて加算される。

加入、未納者の納入促進効果である。これは、多くの未加入者・未納者が「保険料が高い」を未加入・未納の理由として挙げていることから、ある程度の効果はあると考えられる。しかし、その度合いは、未加入・未納の要因分析を行い保険料がどれ程の影響力を持つかを分析しなければ、予測することができない。第二に期待される効果は、保険料の逆進性の改善である。国民年金の保険料は、現行の免除制度をもってしても、逆進的であることが指摘されており（阿部 2000）、半額制度を低所得者層に導入することによって逆進性が改善される可能性がある。しかし、判定・特例免除が廃止されることにより、現在免除が適用されていても改正後に適用されなくなるケースも考えられ、その影響は一概には言えない。これらについては、現在、どのような加入者が、どのタイプの免除を受けており、保険料の負担がどれくらいであるのかがわからなければ判断できない。改正による第三の効果として、現場の個別判断による所の多い特例免除を廃止することによる、市町村による運用上のばらつきの軽減があげられる。しかし、特例免除や地域毎に決められる判別指数による免除を無くすことにより、地域格差や、個人の特殊事情（被災、倒産、失業など）を考慮したきめ細かい対応が難しくなる懸念がある。

本研究の目的は、上にあげた第一と第二の効果を予測することである。そのために、まず、未加入・未納・免除の現状を把握し、その後、未加入者・未納者の決定要因を探り出す。次に、その結果をもとに、上記改正による未加入率・未納率・保険料収入の改善効果と、保険料逆進性の改善効果を、シミュレーションをもって予測する。

本稿は、II 章において、公的調査からわかる未加入・未納の実態把握と先行研究を紹介し、III 章にてモデルと推定方法の説明、IV～V 章にて、データと推計結果の説明、VI 章にてシミュレーション結果を報告する。

II. 未加入・未納者の実態

本章では、まず、社会保険庁が行っている『公的年金加入状況等調査』（平成 10 年版、以下、『加入調査』、社会保険庁 2000）、『国民年金被保険者実態調査』（平成 8 年版、以下『被保険者実態調査』、社会保険庁 1997b）および他の先行研究から把握できる、国民年金未加入者と未納者の実態を述べ、それを元に未加入・未納行動の決定要因の仮説を提示する。

1. 未加入の現状と決定要因

『加入調査』によると、平成 10 年には、約 240 万人（20～59 歳の人口の 3.4%）の公的年金未加入者がおり、その内訳は、第一号未加入者 99.3 万人、第三号未届者 2.6 万人、その他の未加入者⁴138.4 万人である⁵。

同調査によると、第 1 号未加入者の 15.6%と 4.5%が「保険料が支払うことが経済的に困難な

⁴ 調査時点では、たまたま未届であったが、基礎年金番号の付番が確認されているか又は調査結果で基礎番号が付番されていると断定できる者であり、その時点で各種別（第 1 号被保険者、第 2 号被保険者又は第 3 号被保険者）の届出の提出がたまたま遅れている者。具体的には転職者、短期的な失業者、届出中のものなどが考えられる（社会保険庁、2000）。

⁵ 学生（263.6 万人）では、21.2 万人が非加入者であり、その内訳は第一号未加入者 11.4 万人、第三号未届者 0.1 万人、その他の未加入者 9.6 万人である。

ため「保険料が高いから」の理由から「加入したくない」と答えており、保険料率の高さが未加入の要因であることを示唆している（表1）。実際に、第1号被保険者の世帯の所得階級の間値が550～599万円なのに対し、第1号未加入者のそれは450～499万円である。

また、「貯蓄や個人年金の方が得だから」も3.7%に昇り、貯蓄や個人年金が公的年金を代替している可能性も考えられる。しかし、第1号未加入者と被保険者の中で、生命保険か個人年金のいずれかに加入しているものは、それぞれ61.1%と75.2%であり、むしろ被保険者のほうが生命保険・個人年金に多く加入している。

このほかに、割合が高かった回答は「年金制度の将来が不安だから」（15.6%）であり、これは前回（平成7年）の割合（8.1%）から大幅に上昇している。さらに、「加入の届出をする必要はないと思った」（15.9%）、「制度の仕組みを知らなかった」（14.2%）も高い割合で挙げられており、加入する意志はあるものの制度の周知徹底がなされていなかったため未加入となっている場合も多い。また、第1号未加入者の67.9%が免除制度があることを知らないと答えており、制度の周知徹底によって加入率があがる可能性を示唆している。

さらに個人の属性別に未加入率を比較すると、年齢が若く、大都市居住者ほど未加入率が高い。若年層において年金への加入意欲が少ないのは自明であるが、都市規模によって異なるのは、小さい自治体の方が制度の周知が徹底している、コミュニティ意識が高く未加入になりにくい、など、社会的な要因が加入に影響していることを示唆している。

鈴木・周(2000)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『家計と貯蓄に関する調査』の個票を用いて推計をし、流動性制約仮説と逆選択仮説が支持されると結論づけている。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。

2. 未納の現状と決定要因

『被保険者実態調査』によると、保険料の未納の理由として挙げられたのは、「保険料が高く経済的に払うのが困難」が複数回答で63.8%、主要回答で55.4%と圧倒的に多数である。これに「学生であり、親に負担をかけたくない」（複数回答10.2%主要回答6.9%）を合わせると経済的理由が大多数である。また、「個人年金に入っているから」は、複数回答3.9%主要回答2.6%で比較的少ない（表2）。

また、未加入と同じように、年齢、都市規模が未納率に影響していると考えられる。未納者の割合は、大都市、中都市、小都市・町村で15.4%、13.5%、7.9%と大都市になるほど高い。年齢別にみると30代前半までは14～15%代であり、その後は年齢が上がると共に未納者の割合は減少する。

小椋・角田(2000)は、1986年から1995年(4回)の『国民生活基礎調査』の世帯票を使い、社会保険料の納付実態について分析している。「国保加入世帯⁶」について、社会保険料を払ったかどうかの Probit 推計において、1%水準有意で正の影響を及ぼす説明変数は、 $\ln(\text{所得})$ 、 $\ln(\text{去年の所得})$ 、単身世帯(以下ダミー変数)、居住地(北海道、近畿II、北九州、南九州)、5万未満の都市、世帯主生年(高齢)であり、負の影響を及ぼすのは、配偶者無職、世帯人員数、世帯主生年(若年)である。また払った世帯における納付率を推定する Tobit モデルでは、(世帯所得/完全保険料)が大きな正の影響を持つが、(1/完全保険料)と(貯蓄/完全保険料)は負の影響を持ち、貯蓄が社会保険の代替効果を持つことを示唆している。また世帯属性では、世帯主職業(無職、一般常雇30人未満)、世帯人員数などが有意となっている。

小椋・角田(2000)の研究は、社会保険庁の調査(1997b、2000)の結果を裏付けており興味深い。しかし、分析単位を世帯としているので、社会保険庁調査から示唆される(世帯主以外の)個人属性による未加入・未納行動への影響については分析されていない。また、「世帯の納付率=各世帯が実際に払った保険料/(国年加入者数×保険料)」を推計しているが、世帯は個人の集まりであり、各個人の納付行動は「全く払わないか、払うか」の dichotomous モデルのほうが現実に近いと思われる。また、国保加入世帯のみを対象としているので、被用者世帯に属する国保加入者は対象から外れることとなる。さらに、小椋・角田は完全保険料を(国保加入者数×保険料)としているので、未加入者は視野に含めていない。

III. モデル

1. モデル

まず、上記の先行研究を参考に、一般的な未加入・未納行動の要因を以下のように定式化した。

(未加入・加入行動) = f (流動性制約要因、制度要因、コミュニティ要因、逆選択要因)

(未納・納付行動) = f (流動性制約要因、コミュニティ要因、逆選択要因)

ここでいう流動性制約要因は、生涯的にみれば国民年金に加入するほうが得であるが保険料の負担が現在高すぎるため加入できないというものである(鈴木・周 2000)。「制度要因」は、国民年金の給付を受けることができる最低加入期間が25年であることを踏まえ、35歳以上の人は加入のインセンティブがないという制度上の制約から発生する要因である。「コミュニティ要因」は、大都市ほど個人が無名化し自治体の影響力が少なくなることから起こる要因、「逆選択要因」は個人年金や生命保険が国民年金を代替してしまうことから起こる要因である。本稿で注目するのは、保険料免除制度の改正が影響する「流動性制約要因」である。未納行動も、未加入行動と同様の要因が考えることができる。しかし、未納の場合は最低加入期間が影響しないので、「制度要因」はないと考えられる。

⁶ 被保護世帯以外の世帯で、国民健康保険の被保険者が1人でもおり、かつ、他の医療保険の被保険者又は被扶養者がいない世帯をいう。(厚生省 1998)

本稿では、個人はまず国民年金に加入するか否かを決定し、加入するとしたものが、後に保険料を払うか否かを決定すると仮定する。ここで、加入については、加入するか未加入になるかの選択しかないので、dichotomous choice とみることができる。しかし、保険料の納付については、保険料を払うか・払わないかの dichotomous choice とみることでもできるし、「いくら払うか」という continuous choice とみることでもできる。本稿では、前者を選択する。その理由は、1) 本稿が対象とするサンプルの中の加入者（国民年金第一号被保険者）では、1円でも保険料を支払った人の 91.5%は全額かそれ以上を支払っていること⁷、2) 残り 8.5%の不完全納付者は、未納分があるわけではなく、年の途中で第一号被保険者となったために全額（12ヶ月分）の何ヶ月分のみしか支払う必要がなかった可能性があること、3) もともと保険料の額とは個人が自由に決定できる性質のものではなく、最高でも全額（12ヶ月分）、不完全に支払う場合でも月毎となり continuous choice が使えるかどうか疑問があること、である。これらを勘案すると、dichotomous choiceの方がより現実に近いと考えられる⁸。

2. 推定方法

推定には、加入するか否かの Selection を伴う、納付するか否かの Probit 推計 (Heckprob) を用いる。モデルは以下の通りである。個人 i が、保険料を納付するか否か (y_i^{probit}) は、以下の式で決定される。

$$y_i^{\text{probit}} = ((y_i^* = X_i \beta + \mu \varepsilon_i > 0) \quad (\text{Probit 部分})$$

$$y_i^{\text{probit}} = \begin{cases} 1 & \text{if 納付} \\ 0 & \text{if 未納} \end{cases}$$

y_i^{probit} は、個人 i が加入した時 ($y_i^{\text{select}}=1$) のみ、観測できるものとする。

$$y_i^{\text{select}} = (Z_i \gamma + \mu \eta_i > 0) \quad (\text{Selection 部分})$$

$$y_i^{\text{select}} = \begin{cases} 1 & \text{if 加入} \\ 0 & \text{if 未加入} \end{cases}$$

$$\mu \varepsilon_i = \text{誤差項 (Selection 部分)} \sim N(0,1) \quad \mu \eta_i = \text{誤差項 (Probit 部分)} \sim N(0,1)$$

⁷ 全額（12ヶ月分）以上の保険料を支払っている人は、国民年金に全額以上の価値を見いだしているわけではなく、前年からの滞納分を支払っているにすぎない。従って、全額以上の支払いは全額とみなすべきである。

⁸ この他に、dichotomous choice モデルを選択する理由として、データ上の制約がある。データの該当する年（平成7年）の保険料全額（12ヶ月分）は13.83万円だが、本稿で用いた『所得再分配調査』の保険料の欄は万単位であるため、記入者によって万以下を切り下げたり、繰り上げたりしたものと考えられる。実際に当該年の保険料のデータは、13、14、15万に集中しており、これらの違いは恣意的なものであり厳密にとらえるべきものではない。さらに、保険料が万単位であることを考慮すると、「いくら払ったか」という変数は厳密性に欠けると考えられる。

$$\text{corr}(\mu^{K_i}, \mu^{N_i}) = \rho$$

β = 保険料率、個人属性（性別、年齢）、生命保険ダミー（ B_i ）、個人年金ダミー（ C_i ）、居住地ダミー（ L_{ij} ）⁹

γ = 保険料率、個人属性（性別）、年齢ダミー（ A_{ij} ）、職業ダミー（ P_{ij} ）、生命保険ダミー（ B_i ）、個人年金ダミー（ C_i ）、居住地ダミー（ L_{ij} ）

IV. データと仮説

1. サンプル

国民年金の加入者となるべき者（以下、「想定第一号被保険者」）は、厚生年金や共済組合の加入者（第2号被保険者）と、第2号被保険者の配偶者（第3号被保険者）を除く20歳から59歳の国民である。この中には、男女を問わず、①自営業等を営むもの、②①の配偶者で専業主婦（夫）のもの、③①の配偶者で共働きかつ自営業的な仕事をしているもの、④学生、⑤無職のもの、⑥2号の配偶者であるが、3号枠からはずれるほどの収入があり、かつ2号被保険者とならないもの、が含まれる。これら様々な人々の加入・納付行動の要因は多様であり、一概に論ずることは出来ない。特に、学生や専業主婦（夫）は、本人の所得がないため、年金に対する考え方や、それに影響される加入、納付行動が他と異なる可能性がある。そこで、本稿では分析の対象を、②（①の配偶者の専業主婦）と、④（学生）を除く、「想定第一号被保険者」とする¹⁰。

本稿では、さらに、全サンプル（モデル1）と、サンプルを世帯の中の最多所得者とそれ以外の世帯員に分けたモデル（モデル2）の、二つのモデルを用いて推定を行う。モデルを二つに分けたのは、世帯の中の最多所得者とそれ以外の世帯員では年金への加入・納付インセンティブが違ふと考えられるためである。これは、人々の国民年金への加入・納付の考え方が、個人単位でなく世帯単位であること（「世帯の中で、1人が加入していればよい」とう考え方）を仮定している。

使用するデータは、平成8年『再分配調査』の個人票より、20～59歳であり、被保護世帯に

⁹ H_i = 保険料率 = 想定保険料 / 総所得 総所得 = 世帯の総所得を等価所得比率で調整したもの
 P_{ij} = 職業ダミー (j=1~4: 1 if 自営業者、2 if 契約従業者、3 if 無職、4 if 一般常雇者・役員・その他)
 A_{ij} = 年齢ダミー (j=1~8: 1 if 20~24歳、2 if 25~29歳、3 if 30~34歳、4 if 35~39歳、5 if 40~44歳、6 if 45~49歳、7 if 50~54歳、8 if 55~59歳)
 L_{ij} = 居住地ダミー (j=1~5: 1 if 大都市⁹、2 if 人口15万以上の市、3 if 人口5万以上15万以下の市、4 if 人口5万以下の市、5 if 郡部)
 B_i = 生命保険加入ダミー (1 if 生命保険料>0, 0 otherwise)
 C_i = 個人年金ダミー (1 if 個人年金保険料>0, 0 otherwise)

¹⁰ 本稿では、「流動性制約要因」を表す指標として用いる「保険料率」を、保険料が世帯所得に占める割合と定義しているため、モデル上では、学生（親元同居学生のみ）や専業主婦も同じモデルで説明できる。しかし、実際にこれらを含めた推計も行ったが、整合性のとれる結果が得られなかった。学生、専業主婦は、上記モデルで説明できない要因によって加入、納付行動を行っていると考えられる。

属しておらず、年金受給者でないものを抽出し、更に、その中から「国民年金第1号被保険者」¹¹と「国民年金未加入者」¹²を抽出し、さらに専業主婦、学生を除いたものである。このサンプルを「想定第1号被保険者」とし、彼らの個人票とそれに対応する世帯票を使用した。第1号被保険者と未加入者のサンプル数は、それぞれ2,320人、494人であり、計2,814人(2,006世帯)である。内、最多所得者は、1,146人、その他の世帯員は1,668人であった。表3に記述統計量を示す。

2. 変数の説明

まず、被説明変数について説明すると、加入(Selection)部分の被説明変数($y_{i\text{select}}$)は、『再分配調査』にて自己申告で第1号被保険者としたものを「加入者」、未加入とした場合を「未加入者」とした。納付(Probit)部分の被説明変数($y_{i\text{probit}}$)については、『再分配調査』からは個人が未納であるのか特例免除されているかは断定できないため、所得税課税であり保険料を1円も払っておらず、かつ、下記の基準により普通免除、判定免除と判断されないものを「未納者」と定義した¹³。

次に説明変数を説明する。「流動性制約要因」を表す変数としては、保険料負担の度合いを示す「保険料率」(=想定保険料/総所得¹⁴)を用いた。「保険料率」の分子にあたる「想定保険料」は、その個人が支払うべき保険料で、免除に該当すれば0、そうでなければ全額(14万円¹⁵)である。免除に該当するか否かは、当該年の所得税と住民税の課税状況等から当時の免除制度にあてはめて判断した。実際の免除基準は前年の所得の課税状況等から判断されるが、前年の課税の情報がないため、当該年のもので代替とした(未加入、未納、免除の判別の詳細について付録2参照)。これは、個人が自分が免除に該当するか否かを予め認識しており、その上で加入するか否かを決定するとの仮定に基づいている。後節で行う保険料改定の影響のシミュレーションは、この変数を調整したものである。「保険料率」の分母の「総所得」は、世帯の中では家計がシェアされていると仮定し、世帯所得を世帯人員数で調整したもの(等価世帯所得¹⁶)を用いた。「流動性制約」をこのように定義することにより、パートで働く妻など、世帯の中で相対的所得が低い世帯員の行動もよりよく推計することができると考えられる。

11 ここでいう「第1号被保険者」とは、「国民生活基礎調査」の調査票の「公的年金の加入状況」の欄で、「1.国民年金第1号被保険者」、「2.厚生年金」、「3.共済組合」、「4.配偶者が厚生年金の被保険者」、「5.配偶者が共済組合の組合員」、「6.加入していない」の項目の中で1.と答えたものである。『加入調査』でいう「第3号見届者」は、4.ないし5.と答えると考えられるため、ここでいう「第1号被保険者」には含まれていない。

12 「未加入者」の定義は、同上調査票の「公的年金加入状況」の欄に「6.加入していない」と答えたもので、調査時点(6月)で国民年金、厚生年金、共済組合に本人又は配偶者のいずれも加入していないものである。これに対し、「国民年金保険料」は前年のものなので、「未加入者」でも「国民年金保険料」がゼロであるとは限らない。

13 この定義によって「未納者」には「特例免除」を受けた人も含まれることとなる。

14 保険料率=想定保険料/等価世帯所得(ただし、世帯所得=0、想定保険料≠0の時は1、想定保険料=0の時は0)。

15 該当年(1995年)の国民年金保険料は、11,000円(1~3月)11,700円(4~12月)であり、計138,300円(社会保障年鑑1995年、1996年)『再分配調査』の個票の保険料の欄は万単位なので14万円となる。

16 等価所得比率は、八木・橘木(1996)が1984年度『全国消費実態調査』のデータを用いて計算したものをを用いた。

3. 仮説

未加入、未納の要因が流動性制約要因であるならば、納付 (Probit) 部分と加入 (Select) 部分の両方において、保険料率 (H_i) の係数が有意に正であるはずである。また、一般常雇者と比べて、無職・契約従業者であることは、必ずしも流動性制約が高いことと直結しないが、この係数も有意で正になると考えられる。もし、鈴木・周(2000)が指摘するように国民年金を受給する資格がとれる最低加入年数が25年であることが未加入の要因(制度要因)であるならば、加入(Selection)部分にて35-39歳階級ダミーとその前後の年齢階級の係数が大きく違うはずである。さらに、自治体の規模ダミー (L_i) の係数が、小さい自治体ほど小さくなると考えられる(コミュニティ要因)。最後に、「逆選択要因」があるとするれば、生命保険ダミー (B_i) と個人年金ダミー (C_i) の係数が、有意で正となる。また、人々の加入・納付行動が個人単位でなく、世帯単位で決定されている場合は、モデル3の両サンプルにおける係数に違いがみられるはずである。

V. 推計結果

推計結果を表4に示す。まず特記すべきなのは、加入(Selection)部分と納付(Probit)部分における保険料率の係数の違いである。いずれのモデルにおいても、納付部分では、この係数が負で有意であるのに対し、加入部分では負ではあるが有意とならない。係数の絶対値の大きさも納付部分の方が大きい。これは、「流動性制約要因」は、未加入行動に影響を与えないことを示唆しており、半額免除制度を導入しても、未加入者の加入を促す効果は少ないと考えられる。逆に、未納者に関しては、半額免除制度が納付を促す効果が期待できる。また、モデル3の分割サンプルにおけるこの係数を比べてみると、「最多所得者」よりも「それ以外の世帯員」の方がより大きい係数を示しており、「それ以外の世帯員」の方が「流動性制約」が大きく働いているという仮説を裏付けている。職業ダミーでは、無職ダミーの係数は負で有意であり、仮説を裏付けているが、契約従業者ダミーの係数は、負であるも有意でないため、職の有無は未加入に影響しているも、職の形態は影響しているとはいえない。

次に未加入行動における「制度要因」に着目すると、モデル1とモデル3の「それ以外の世帯員」では、年齢ダミーの係数は、すべて正で有意であり、20~24歳階級に比べ、他の階級の方が加入する確率が高い。しかし、仮説にあるように、35~39歳階級で、前階級に比べ急激に係数が変化しているとは認められない。むしろ、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」構造をみせている。加入行動における年齢階層の影響は、他の調査を用いた研究の結果を含めて今後さらに検討すべきである。また、モデル3の「最多所得者」のみの推計においては、年齢階級の係数が有意でない場合も多く、係数も他のモデルに比べ小さいことは興味深い。このことは、「最多所得者」の場合は、年齢にさほど影響されることなく加入動機が高いことを憶測させる。「コミュニティ要因」については、加入においては、大都市になるほど係数が大きく負となり、大きな都市に住む人ほど、未加入の可能性が高いという仮説と一致している。しかし、納付においては、その傾向は確認されず、むしろ、中都市に住む人ほど納付確率が低いという結果が出た。これは、加入に関しては「コミュニティ要因」が影響するとしても、実際に保険料を納付する段階になると、「コミュニティ要因」よりも「流動性制約要因」の方が影響していると考えられる。

最後に、「逆選択要因」については、モデル1と3の②においては、加入部分、納付部分両方において生命保険加入ダミーの係数が正で有意である。これは生命保険に加入しているほうが、加入・納付することを示しており、生命保険は国民年金を代替しているのではなく補完していると考えられる。個人年金加入については、どのモデルにおいても、両部分において有意な結果が出ておらず、個人年金が国民年金を代替しているという仮説は検証できなかった。

VI. シミュレーション

上記の結果を元に、保険料免除制度の改正の影響を検討する。検討内容は、1) 改正の影響を受ける人数、2) 未加入・未納率に与える影響、3) 保険料収入に与える影響、4) 保険料体系の逆進性に与える影響、の四つである。改正措置の詳細は、厚生労働省の発表等から以下のように仮定した。

- ①全額免除の所得基準を、所得税課税最低限とする、
- ②半額免除の基準を、世帯人員4人の標準世帯で年収431万（1995年価格）とし、等価所得比率を使って世帯人員数毎に各世帯の基準を決定する、
- ③学生の場合、本人の所得が68万円以下の場合、免除とする。

平成8年の想定第一号被保険者に、この新保険料体系が課せられたと想定して、免除制度該当者人数、未加入率、未納率および世帯の所得階級別保険料率を求めた。なお、本稿では「未納者」を「所得税課税であり、保険料を1円も払っていないもの」としているため、「未納者」の定義に「特例免除」を受けたものも含まれる。このため、免除制度改正のなかでも、「特例免除」廃止の効果は、ここの結果に含まれない。

1. 免除制度の対象者数の変化

表5は、個人票の課税・所得情報等を、改正前の免除基準と改正後の免除基準に照らし合わせ、それぞれの対象者数を比較したものである¹⁷。免除基準を満たす人と、実際に免除される人、また、保険料を払っていない人は必ずしも一致しないが、これにより改正前と後の制度上の比較が可能である。学生免除の基準が緩やかになったことにより、殆どの学生が「免除なし」から「全額免除」となっている。半額免除制度の影響を受けるのは計689人（24.5%）であり、その殆どが「免除なし」から「半額免除」となっており負担が軽減されている。

2. 未加入率、未納率、保険料収入

次に、V章の推計結果を使って改正が未加入率と未納率に与える影響を推計した。表6は、3つのモデルによる改正前の推計値と改正後の推計値¹⁸の変化率である。未加入率の変化は、両モ

¹⁷ 前述したように当該年(1995年)の免除基準は前年(1994年)の課税・所得情報によって決定されるが、ここでは当該年(1995年)の情報しかないので、それで代替している。

¹⁸ 推計においては、免除制度改正によって保険料が変化したものみの加入・納付行動をモデルを使って推計した。保険料が変化していないものは、実際値を使用した。加入、納付の判断は、推計値が0.5以上と以下で判断している。

デルにおいて殆ど見られない。未納率は、両モデルにおいて 10%前後減少しており、これは改正前には免除に該当せず未納であったが、改正によって半額を免除される人が保険料を納入するようになる効果を示唆している。この効果は、最多所得者に比べ、それ以外の世帯員により大きくみられる。しかし、未納者が減少しても、保険料が全額から半額に減額された人も多いため、これらサンプル全員が支払う保険料の総額は、横這いか、若干の減少が推計された。

3. 逆進性の軽減

図 1 は、第 1 号被保険者が属する世帯の納付者一人当たり国民年金保険料率（＝世帯の第一号被保険者の保険料の合計／納付者数／世帯等価所得）を、世帯等価所得 10 分位階級別に示したものである。等価所得を用いたのは、その世帯の保険料支払い能力を表す指標として適当であると判断したためである。図には、保険料率の実際値¹⁹と、改正前の推定保険料率、改正後の推定保険料率（モデル 2）を示す。実際値と、推計値が得に低所得層にて大きく異なるのは、実際に免除を受けた人と免除されたと推計された人が違うためである。実際の保険料体制は、推計よりも逆進的であり、得に第 I、II 十分位階級にては高い率となっている。改正前と改正後の推計保険料率を比較すると、第 II～IV 階級においては、負担の軽減が認められ、半額免除制度の効果を見ることが出来る。このため、全体的により均一な保険料体制となっており、推計上では、半額免除制度は、保険料の逆進性を軽減していることがわかる。

VII. 結論

本稿では、『再分配調査』からみる国民年金保険料の未加入・未納・免除の状況と、免除制度の改正がもたらす影響を試算したものである。まず、未加入と未納の行動モデルを構築したところ、未加入と未納の決定要因は構造的に違うことが認められた。推計によると、保険料率は未加入率に殆ど影響しないが、未納率においてははいくらかの影響が検証された。このため、今回の国民年金保険料半額免除制度の導入によって、想定第 1 号被保険者の 20%強が恩恵を受けると推計されるが、未加入率は殆ど変化せず、未納率は、10%前後改善するのみと予測される。保険料収入は、若干ではあるが逆に減少する可能性が示唆された。保険料体系の逆進性は、特に低所得層にて改善する可能性が高い。

今後の課題として、未加入・未納の要因分析のさらなる改善が挙げられる。『再分配調査』の複数年の個票を使うことにより、世代効果や未加入の最低加入年数効果を「保険料率が高いため未加入・未納になる」という流動性制約要因から分けて分析することが可能になると考えられる。更に、免除制度の適用について、『再分配調査』からは詳しい情報が得られず、免除制度の効率性については分析をすることが出来なかった。免除制度の捕捉率等を推測するには、個人が免除を受けたか否かの情報と、その判定理由を含んだマイクロ・データを使う必要がある。

付記

本稿の執筆にあたっては、レフェリーの先生方、大竹文雄助教授（大阪大学）、橋木俊詔教授、西村周三教授（京都大学）、田近栄治教授（一橋大学）、寺崎教授（東京理科大学）、小塩隆士助教授（東京学芸大学）鈴木亘先生（大阪大学）および社人研の先輩方に、日本財政学会や研究会

¹⁹ ただし、実際に保険料の全額（年間 14 万円）以上の保険料を支払った個人の保険料は 14 万円に TopCode した。