

図 10 職業別の医療保険任意加入意欲

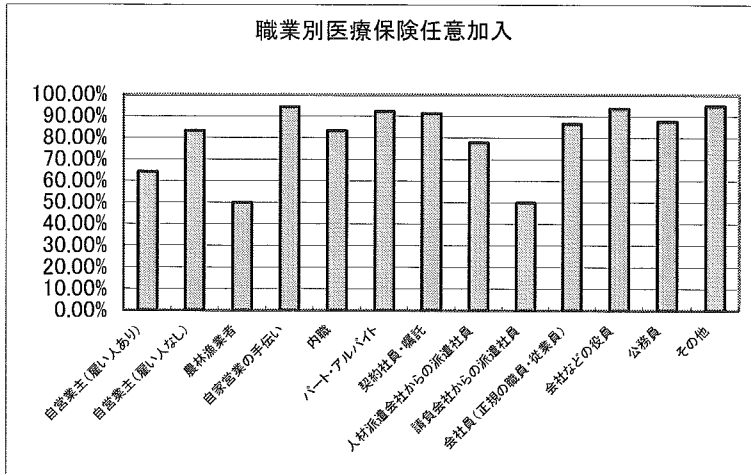
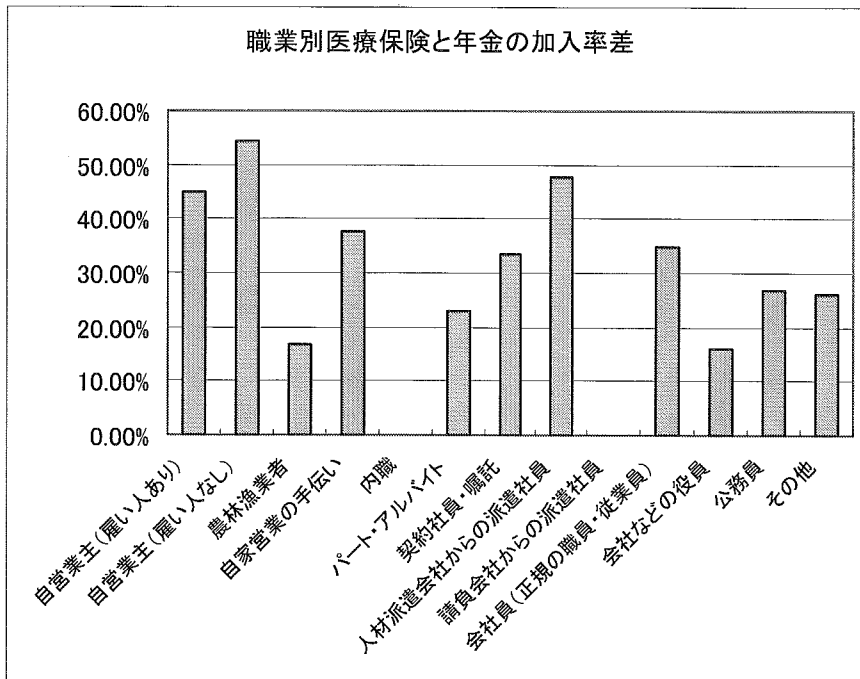


図 11 医療保険任意加入意向と年金任意加入意向の差



現実の年金加入形態別に年金の任意加入意向を見ると、国民年金未加入者の任意加入意向は低い(図 12)。

同様に、医療保険任意加入意向を見ると、国民年金加入者の医療保険任意加入は相対的に低い一方、国民年金未加入者の医療保険任意加入意欲は高い(図 13)。

図 12 年金加入形態別の年金任意加入意向

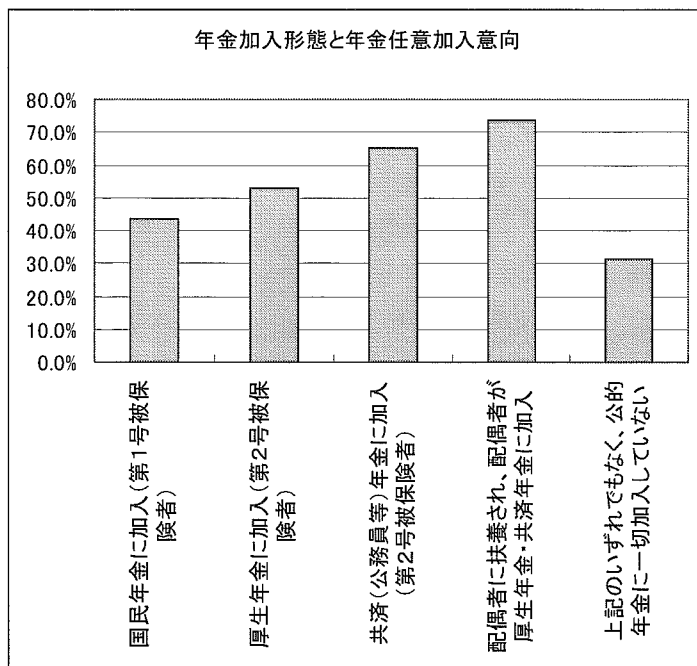
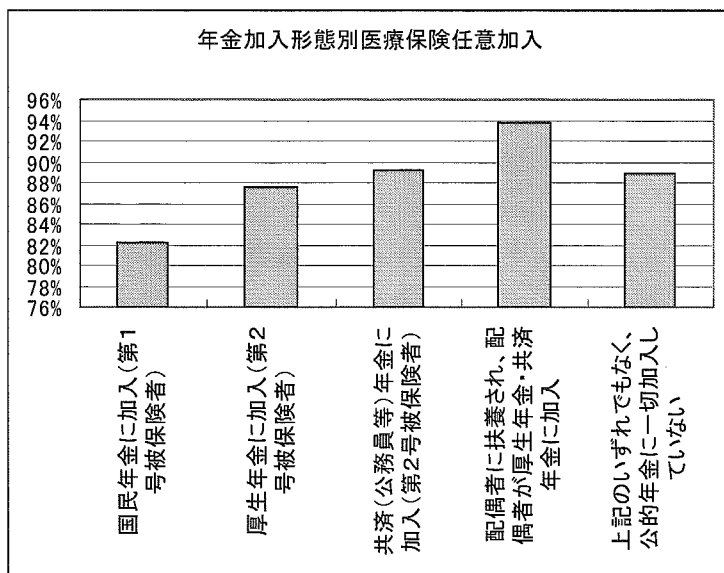
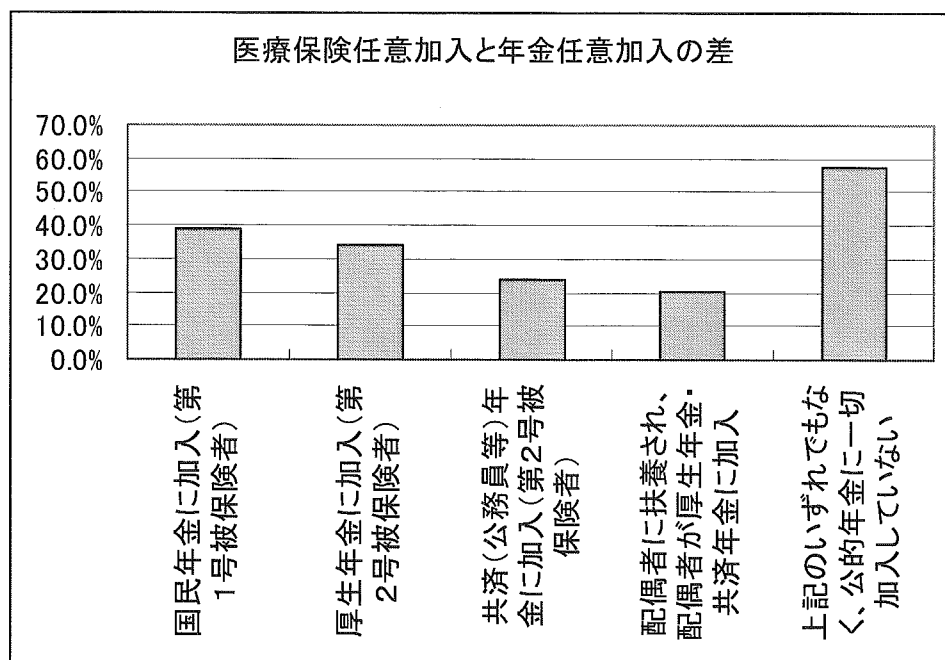


図 13 年金加入形態別の医療保険任意加入意向



職業間の比較と同様に医療保険任意加入と年金任意加入の差を「保険の選別」と考えると、未加入者、自営業者の順番で保険選別の程度が強いことが分かる (図 14)。

図 14 年金加入形態別の医療保険任意加入と年金任意加入率の差



### III. 近視眼性が年金の加入行動に与える影響

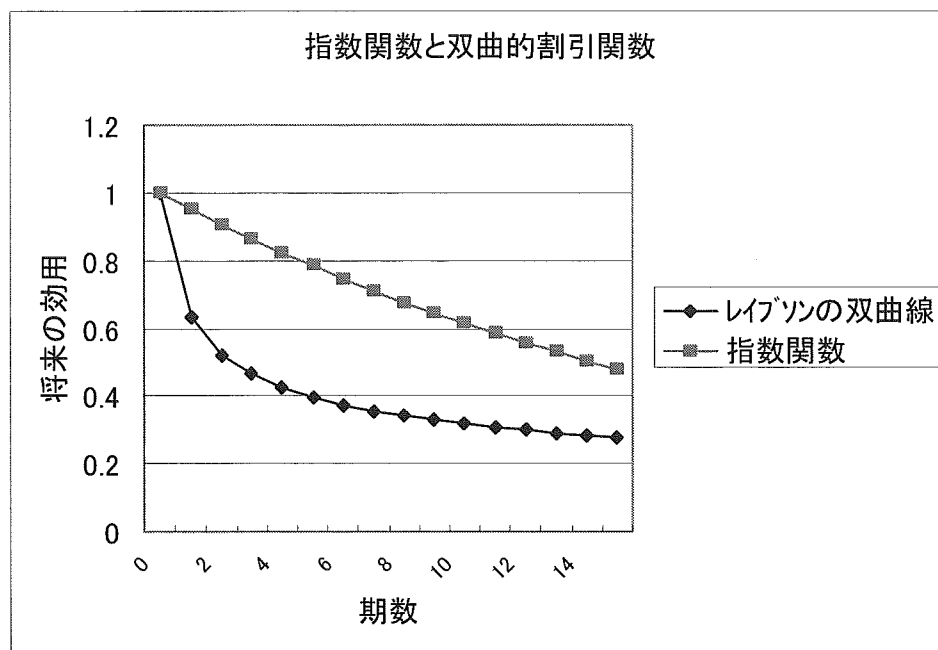
#### 1. 近視眼的行動について

本研究では、以下の2つの時間選好を近視眼的行動とみなし、これが年金・医療保険任意加入に与える影響を分析する。

①著しく高い時間割引率：現在の消費を将来の消費に配分する異時点間での消費配分において、現在の消費を放棄する不効用は当然ながら人によって異なる。この不効用が高い人ほど時間選好が高く、すなわち我慢の対価としての金利を求めるであろう。時間選好の大きな人は現在の消費を大きく評価している人ということになる。

②双曲的時間割引：経済学では、割引率が一定の指数関数  $D(t) = e^{-t \ln(1 + \alpha)}$  がよく用いられるが、行動経済学の研究において時間とともに割引率が変化することが観測され、そこに対応した時間割引関数として双曲線関数は  $D(t) = (1 + \alpha t)^{-\beta} / \alpha$  が提案されている(図 16)。

図 15 指数関数と双曲線



注：多田(2003)より作成

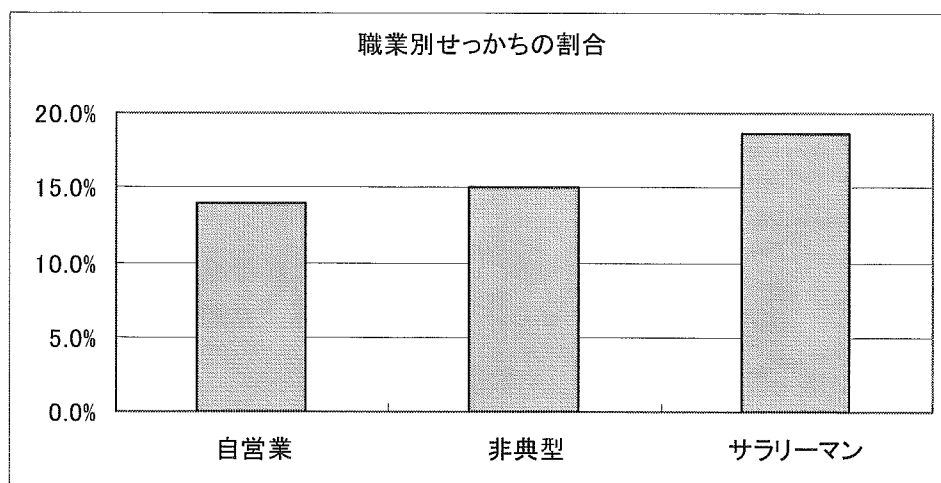
## 2. アンケート調査から判明したこと

アンケート調査では、1週間後という短期、1年後という中期、10年後という将来時点において、それぞれ、現在の1万円と各将来時点に1万円に0%、2%、6%、10%、20%、20%以上（常に現在を選択する）という金利を反映させた金額表示のいずれを選択するかを求めた（問 27, 28, 29）。この回答は、1期当たり、どの程度の利回りで我慢できるのかという時間選好、割引率を示していると考えられる。

3時点でのそれぞれ6つの選択肢があるため、 $6 \times 6 \times 6$  の 216 通りの組み合わせが可能である。先に述べたように、通常の経済学の想定では割引率因が常に一定である指数的割引関数が想定されている。したがって、短期で2%の割引率を選択した人は、時間の長さにかかわらず同じ割引率を維持すると想定されている。もしその通りならば組み合わせは6通りに集約される。

実際の回答者の選択結果は、表7のようにになっている。期間にかかわらず同一の割引率を選択したのは、タイプ1とタイプ2の合計約23%にとどまった。タイプ1のように常に20%以上という回答をした人が約16%存在している。こうした高い割引率については、他の研究結果と整合的である。この高い割引率をすべての時点で維持したものがタイプ1であり、我慢するコストが常に高いタイプと言えるため、ここでは「せっかち型」とした。

図 16 職業別せっかちの割合<sup>21</sup>



せっかち型の割合を職業別に比較するとサラリーマンが最も高い（図 16）。ただし、詳細は示さないが、サラリーマンのなかでもバラツキが大きく、会社役員、公務員のせっかち型の割合は5%以下である。

次に多かったタイプは常に割引率 2%というタイプ 2 であり、これを「我慢型」とする。これ以外に、長期化とともに、割引率が低下していくタイプ（タイプ 3, 4, 5, 6）が存在していることも確認できた。近いほど割引率が高く遠い将来になるほど割引率が低下するこれらのタイプは、双曲的割引率の性格をもっており、合計約 19%存在している。この 4 タイプを「双曲型」とした。

表 7 様々な時間割引のタイプ

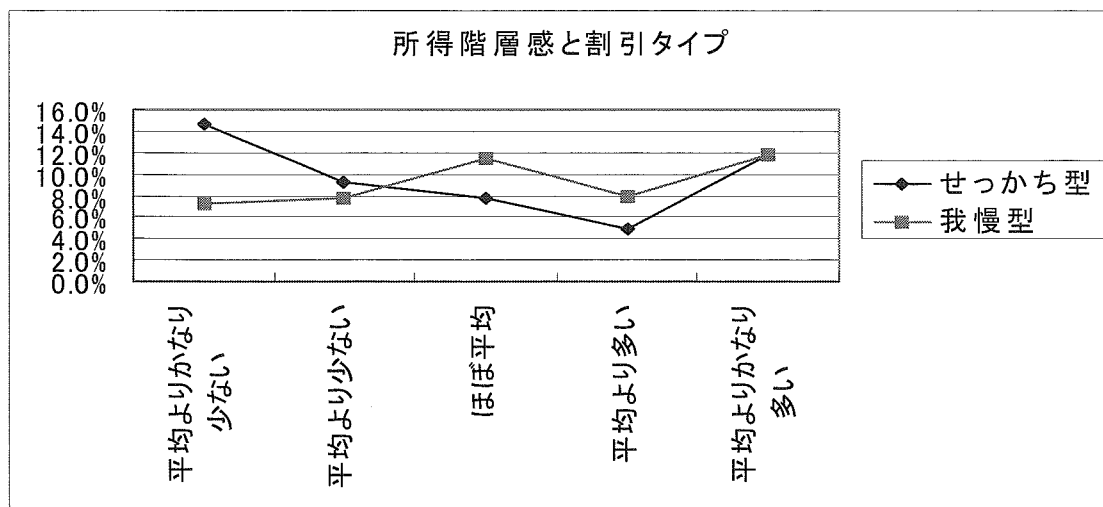
	短期	中期	長期	構成比	分類
タイプ1	20%以上	20%以上	20%以上	15.56%	せっかち型
タイプ2	2%	2%	2%	8.07%	我慢型
タイプ3	20%以上	20%以上	20%	7.59%	双曲型
タイプ4	20%以上	20%以上	10%	4.09%	双曲型
タイプ5	20%以上	10%	10%	3.99%	双曲型
タイプ6	20%以上	10%	6%	3.89%	双曲型
その他				53.35%	

図 17 で、所得階層感とせっかち型・我慢型の関係を見ると、自分自身を低所得層と考えている人ほどせっかち型に分類される人が多い。ただし、せっかち型の背景には、手持ちの

<sup>21</sup>注：自営業には、自営業主（雇い人あり）、自営業主（雇い人なし）、農林漁業者、自営業手伝いを分類した。非典型労働者には内職、パート・アルバイト、契約社員・嘱託、人材派遣会社からの派遣社員、請負会社からの派遣社員を分類した。サラリーマンには会社員、役員、公務員を分類した。

現金が少ないという流動性制約があることに留意しておく必要がある。

図 17 所得階層感とせっかち型・我慢型の割合



### 3. 実証分析

#### (1) 年金任意加入に関する実証分析 - 年金任意加入プロビットモデル

被説明変数：公的年金を任意加入できる場合、加入するか否かについて、「する=1」、「しない=0」として、以下の説明変数でプロビット分析を行った。

説明変数

性別：男性1、女性0

年齢：数値

所得：各選択肢の中央値で代表

寿命予測：数値

双曲型ダミー：該当する=1、それ以外=0

せっかち型ダミー：該当する=1、それ以外=0

年金保険料未納ダミー：年金保険を未納、時々未納を1、それ以外を0

学歴ダミー：小学校、高校、短大、大卒ダミー。高校=0

婚姻状態：未婚、死別ダミー。既婚=0

個人年金加入：加入している=1、いない=0

就業タイプ：ダミー、非典型ダミー。正規労働者を基準

年金理解度：理解している=1、以外を0

扶養家族数：数値

所得階層感：かなり少ないダミー=1、それ以外は0

なお、データは参考資料の間27、28、29についてすべて回答しているものに限定し、さらに、これらの回答がランダムに行われているものはデータから削除した。

推計結果は表8のようになった。年金任意加入確率に対して、所得、所得階層感、学歴、年金理解度は影響を与えていない。

職業ダミーとしては、自営業ほど年金任意加入は少ない。このことは、老後も就業できる自営業者は年金必要度を低く考えているためであろう。

一方、長寿を予測している人は任意加入確率が高い。平均値の周辺でのマージナル効果を計算すると、寿命予測 10%の長期化は、年金任意加入確率を 2.2%引き上げる可能性がある。公的年金が任意加入であり、保険者がリスクに応じた保険料を設定できなければ、逆選択が発生する可能性がある。

せっかち型は、任意加入確率が低い。これは、国民年金の収益率が低いと評価した結果を示している可能性もある。せっかち型が 10%増加すると、年金加入率は 1.04%低下すると予測できる。これらの結果は、中嶋・臼杵・北村(2005)と類似した結果になった。さらに、中嶋・臼杵・北村(2005)では確認されなかった点であるが、双曲型割引率を持った人の任意加入確率が低いことも確認した。

このほか、年齢の上昇に従って、任意加入意欲は高まることが確認できた。また、現在未納の人は納付している人に比較して、任意加入でも加入しない確率が高く、現在制度にコミットメントしていない人は任意でも加入しないことが確認できた。

## (2) 医療保険任意加入に関する実証分析—医療保険任意加入プロビットモデル

年金同様に医療保険任意加入に関する実証分析も行った。

被説明変数: 公的医療保険を任意加入できる場合、加入するか否かについて、「する=1」、「しない=0」として、以下の説明変数でプロビット分析を行った。

説明変数

性別: 男性1、女性0

年齢: 数値

所得: 各選択肢の中央値で代表

双曲型ダミー: 該当する=1、それ以外=0

せっかち型ダミー: 該当する=1、それ以外=0

医療保険料未納ダミー: 医療保険を未納、時々未納を1、それ以外を0

学歴ダミー: 小学校、高校、短大、大卒ダミー。高校=0

婚姻状態: 未婚、死別ダミー。既婚=0

個人年金加入: 加入している=1、いない=0

就業タイプ: ダミー、非典型ダミー。正規労働者を基準

健康状態: 極めて、病気しないを基準にし、病気がちダミー、時々病気ダミー

扶養家族数: 数値

所得階層感: かなり少ないダミー=1、それ以外は0

推計結果は表9のようになった。この結果、年齢、性別、所得、職業タイプ、健康状態は加入確率に影響を与えない。年金とは異なり、逆選択の可能性は確認できなかった。

一方、せっかち型、双曲型は、年金同様に医療保険の任意加入を引き下げることが確認で

きる。また医療保険未納は任意加入確率を有意に引き下げている。

表8 年金任意加入推計式

Variable	推計式1			推計式2			推計式3		
	Coefficient	z-Statistic		Coefficient	z-Statistic		Coefficient	z-Statistic	
C	-0.834433	-3.068527	**	-0.877113	-3.236808	**	-1.278687	-3.77131	**
性別	-0.017906	-0.176239		-0.028266	-0.26565		-0.043213	-0.356409	
年齢	0.010488	2.297659	*	0.00995	2.153664	*	0.019335	3.376498	
せっかち型	-0.264147	-1.997833	*						
双曲型									
長寿	0.162196	2.834953	*	0.172994	3.043877	*	0.158641	2.692308	**
所得				-3.67E-05	-0.182667		-0.000164	-0.735636	
小学校							-0.286692	-1.349837	
短大							-0.024972	-0.184584	
大学							0.201147	1.609588	
未婚							0.283187	2.298208	*
死別							-0.379237	-1.625947	
個人年金							0.096916	0.926721	
自営業							-0.45908	-2.92378	**
非典型労働者							0.087949	0.673739	
年金理解							0.150312	1.390008	
年金未納							-1.225302	-4.070162	**
Mean dependent var	0.526241			0.526241			0.526241		
S.E. of regression	0.492958			0.494408			0.479283		
Sum squared resid	170.105			171.1074			158.5014		
Log likelihood	-476.3049			-478.2922			-451.2032		
Restr. log likelihood	-487.6974			-487.6974			-487.6974		



推計式4

推計式5

Variable	Coefficient	z-Statistic		Coefficient	z-Statistic	
C	-1.280557	-3.78749	**	-0.786475	-2.872163	**
性別	-0.005036	-0.041868		-0.020204	-0.197846	
年齢	0.019894	3.500974	**	0.010923	2.376843	
せつから型	-0.192401	-1.40605		-0.31864	-2.344328	
双曲型				-0.248366	-1.827769	
長寿	0.146631	2.508378	*	0.157801	2.739791	**
所得	-0.00015	-0.672831				
小学校	-0.324725	-1.564123				
短大	-0.014531	-0.108278				
大学	0.199947	1.600551				
未婚	0.219141	1.808304				
死別	-0.315819	-1.345069				
個人年金	0.127156	1.229008				
自営業	-0.537157	-3.480482	**			
非典型労働者	0.098501	0.762373				
年金理解	0.132883	1.241762				
年金未納						
Mean dependent var	0.526241			0.527221		
S.E. of regression	0.490006			0.492042		
Sum squared resid	165.9133			167.5371		
Log likelihood	-467.6243			-469.7541		
Restr. log likelihood	-0.663297			-482.7818		

標本数 629

注：主な推計結果の示した。\*\*は1%で有意、\*は5%で有意。

表9 医療保険任意加入推計式

標本数 629

	推計式1		推計式2		推計式3				
	Coefficient	z-Statistic		Coefficient	z-Statistic		Coefficient	z-Statistic	
C	1.578357	6.322504	**	1.562008	6.215486	**	1.53107	6.133216	**
性別	-0.19697	-1.505124		-0.220443	-1.69432		-0.160903	-1.294084	
年齢	-0.009368	-1.652702		-0.009884	-1.74987		-0.005068	-0.915748	
時々病気				0.084383	0.551425		0.094875	0.6181	
病気がち				0.093179	0.338735		0.048	0.176109	
所得	0.000265	1.010531		0.000299	1.136408				
医療保険未納	-0.950561	-3.173384	*	-0.978072	-3.29601	**			
せつから型	-0.126121	-0.815963					-0.319407	-2.04764	*
双曲的選好							-0.452175	-3.03167	**
Mean dependent var	0.870513			0.870513			0.870466		
S.E. of regression	0.332878			0.333414			0.334279		
Sum squared resid	85.76544			85.93059			85.48315		
Log likelihood	-292.8822			-293.0164			-290.545		
Restr. log likelihood	-300.6203			-300.6203			-297.6054		

注：主な推計結果の示した。\*\*は1%で有意、\*は5%で有意。

## IV. 要約

本章の要約をしよう。年金、医療保険を任意加入にした場合、年金については任意加入しないが、医療については加入するという割合が多く、短期リスクについては危険回避的な行動をとっている。一方、年金（老齢年金）は、給付が将来のことであり、若い世代ほど任意加入意欲が低い。また老後の収入を期待できる自営業者の任意加入意欲は低い。この一方、自分の寿命が長いと予想している人ほど任意加入意欲が高く、完全な任意加入にすると逆選択が発生する可能性も確認できた。さらに、年金、医療ともに時間割引率が高い人、時間割引率が双曲線の形をしている人、すなわち近視眼的な人ほど、年金も医療保険も未加入を選択することが明らかになった。

年金の未加入・未納の増加による空洞化の原因に世代間の負担と給付の差があり、空洞化を食い止めるためには負担と給付の見直しが不可欠であるという指摘もあるが、本研究のインプリケーションは、これと異なる。むしろ、近視眼的な人や若い世代はもともと加入・納付意欲が低く、潜在的な未納候補集団であった。こうした問題が顕在化しなかったのは、正規労働者から保険料が給与天引徴収されていたためである。しかし、労働市場の流動化、非典型労働者の増加により強制徴収対象者が減少し、自発的納付義務者が増加したことにより、非加入者、未納者グループが空洞化という形で顕在化したものである。

しかし、双曲的な割引率の近視眼的な人は、現在の消費を過大に行い、老後の所得保障は不十分になることから生活保護の受給対象者になる可能性もあり、本人にとっても社会にとっても望ましくない結果をもたらす。このように個人の選択が時間不整合になる場合、公的年金加入を、一種の「価値財」として強制的に消費者に購入を義務づけること、すなわち強制徴収の強化が、長期的には未納者にとっても望ましい結果となる。今日の年金の空洞化は、労働市場の変化に社会保険が十分対応できなかったためであり、強制徴収の可能な範囲を拡大することが最優先の課題である。

### <参考文献>

多田洋介(2003)『行動経済学入門』日本経済新聞社.

中嶋邦夫・臼杵政治・北村智紀(2005)「第3章 国民年金1号被保険者の加入・納付行動と効果的な情報提供のあり方」臼杵政治『個人レベルの公的年金の給付と負担等に関する情報を各人に提供する仕組みに関する研究厚生労働科学研究費補助政策科学推進研究事業』.

広田すみれ・増田真也・坂上貴之編著(2002)『心理学が描くリスクの世界』慶応義塾出版会.

俊野雅司(2004)『証券市場と行動ファイナンス』東洋経済新報社.

# 第3章 就業形態多様化と国民年金未納

山田 篤裕

## I. はじめに

本章の目的は、わが国における就業形態の多様化が国民年金未納に与えた影響を明らかにすることである。そのために、まず過去 20 年間に就業形態がどのように多様化してきたのかを男女別・各歳別に見ていく。そこでは就業形態間の移動についても簡単に言及する。また、就業形態の多様化の背景と考えられる雇用保護規制の動向についても国際的な観点から日本の特徴について明らかにする(第II節)。その上で、過去 15 年間にわが国において行われてきた国民年金未納に関する先行研究(実証分析結果)をサーベイし、就業形態の多様化についてどのような知見が得られていたのか、また就業形態多様化という要因以外に、どのような要因が国民年金未納に影響を与えているのかについてまとめる(第III節)。その上で、今回のプロジェクトで収集された独自データ『年金等に関する意識調査(2005年)』(個票データ)を用い、最近の国民年金未納の要因分析を行う(第IV節)。最後に、本章のまとめと残された課題について述べる(第V節)。

## II. 就業形態の多様化の動向

### 1. 就業形態の多様化をどのように把握するのか

就業形態の多様化といっても、既存データに基づきその動向を示そうとする場合、様々な分類が考えられる。ここではわが国における代表的な就業構造把握のための基礎データ、総務省「就業構造基本調査」でどのように把握できるのかを説明する。「就業構造基本調査」は5年に一度行われる指定統計である。就労状況はまず「ふだん何か収入になる仕事をしていませんか」という設問で把握される<sup>22</sup>。

その次に「就業構造基本調査」では「雇用者」、「役員」、「自営業者」、「内職」に分類され、さらに「雇用者」は、図表1にあるように、2つのベンチマークによって分類される。①従業上の地位による分類と②雇用形態による分類である。

従業上の地位による分類は雇用契約期間に注目した分類であり、1ヶ月以上1年以内だと「臨時雇」、1ヶ月未満だと「日雇」として分類される。また、雇用形態による分類は、勤め先における呼称に注目した分類である。

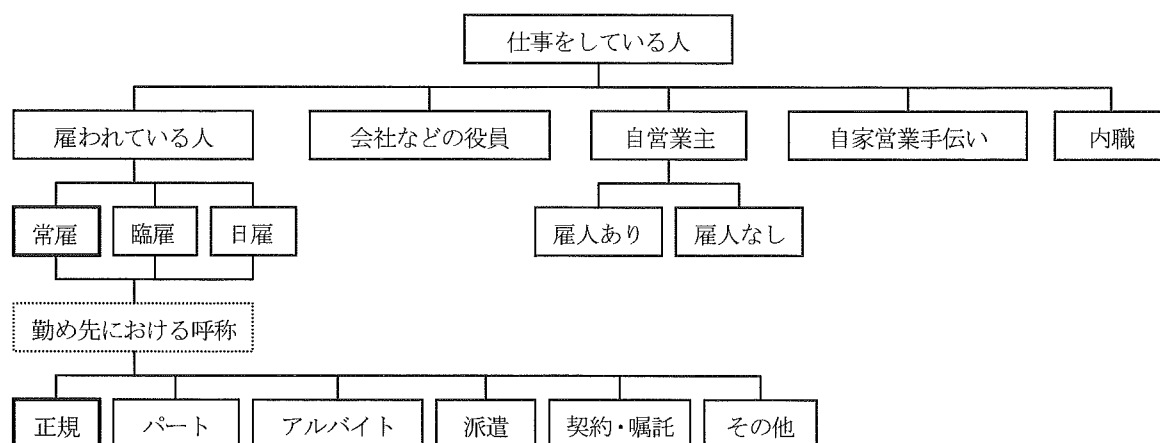
なお、図表1で示されている雇用形態は、2002年調査票における分類で、過去20年間に於いて徐々に細分化されてきた。例えば1982年の調査票だと、「正規の職員・従業員」「パート・アルバイトなど」「嘱託など」「その他」の4分類である。一方で雇用契約期間による

---

<sup>22</sup> したがって、「月末1週間に収入をとまらぬ仕事をしたかどうか」という設問で把握される「労働力調査」とは異なっている。

分類は、過去 20 年間、変化がない。

【図表 1】 総務省「就業構造基本調査」における分類



(注) 分類は 2002 年調査票に基づく。

こうした分類の中で、何をもって「就業形態の多様化」の指標とするかは議論の余地がある。例えば、1980 年代終わりから 1990 年代終わりにかけて就業者全体に占める非農林業部門の自営業者が増大している国もあり、非典型労働における新しい動向として注目されている（大沢・ハウスマン編, 2003, pp.2-4）<sup>23</sup>。

しかしながら、日本ではこの間、その割合は減少しているため、本章では雇用者の中の非典型労働に注目する。具体的には、「就業構造基本調査」における 2 分類、①雇用契約期間における分類「臨時雇」と「日雇」及び②勤め先における呼称による分類「正規の職員・従業員」以外を「非正規」として、その雇用者に占める割合に注目する。また、①と②をクロスさせたカテゴリー、すなわち「常雇の中の『非正規』」及び「非常雇の中の『正規』」割合にも注目する。時系列としては、1982 年から 2002 年までの 20 年間、5 時点の動きを追う。年齢層としては、多くの者が高等教育を卒業していると考えられる 25 歳以上、多くの者がまだ引退期に差し掛かっていないと考えられる 55 歳以下に焦点を当てる。

## 2. 過去 20 年間における非典型雇用の動向

### (1) 雇用契約期間からみた非典型雇用の動向

まず雇用者に占める非常雇（臨時雇と日雇）の雇用者に占める割合を年齢別・男女別に見てみよう（図表 2）。

男性の非常雇割合は年齢に対して U 字型を描く。すなわち若年層と中高年齢層で非常雇割合は高くなっている。また、男性の 25-35 歳層に注目すると、1982 年から 1992 年にかけて非常雇割合は減少しているが、その後、2002 年まで上昇を続けている。特に直近 5 年間に

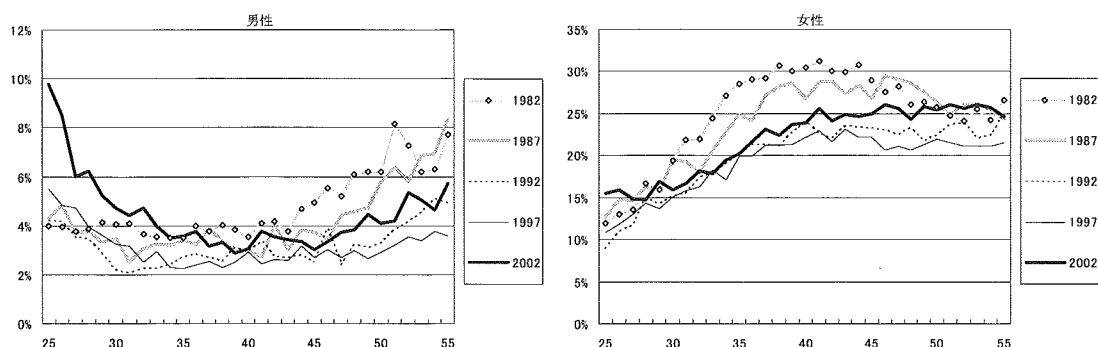
<sup>23</sup> 非典型労働の国際的な定義についても参考になる。

において、ほぼ 1.5～2 倍に割合が上昇している。男性 40～55 歳層では、1982 年から 1997 年まで非常雇割合は減少していたが、直近 5 年間に於いて上昇を始めている。ただし、その割合は 1982 年や 1987 年と比較すれば、まだ低い。

女性の非常雇割合は年齢に対して逆 U 字型を描く。全体的に非常雇割合は同じ年齢の男性より 10 - 20% 以上高くなっている。トレンドに関して言えば、1982 年の 30～45 歳において非常雇割合が最も高くなっており、その後 1997 年にかけて割合が全般的に下がってきている。これは、就業率における M 字型パターンの緩和と関係があると考えられる。25 歳、26 歳を除けば、男性と異なり、1997～2002 年において若年層における急激な非常雇割合の上昇は見られない。

まとめれば、非常雇割合の急激な上昇は男性 35 未満においてのみ認められる。また 1997 年にかけて非常雇割合が下がった年齢層も多い。

【図表 2】 雇用者に占める非常雇の割合(%) - 年齢階層別



(出所) 総務省「就業構造基本調査」各年版に基づく相澤・山田(2006)の推計。

## (2) 勤め先における呼称からみた非典型雇用の動向

次に、勤め先における呼称からみた非典型雇用の動向について見てみよう。

総務省「就業構造基本調査(平成 14 年)」結果の要約によれば、雇用者に占める非正規就業者の割合は 1997 年から 2002 年の過去 5 年間に於いて、男性は 10.1% から 14.8% に、女性は 42.2% から 50.7% へいずれも大きく上昇したという。

こうした動向を年齢別・男女別に見たのが図表 3 である。非常雇の年齢に対する割合と同様、非正規の年齢に対する割合も、男性は U 字型、女性は逆 U 字型を描く。

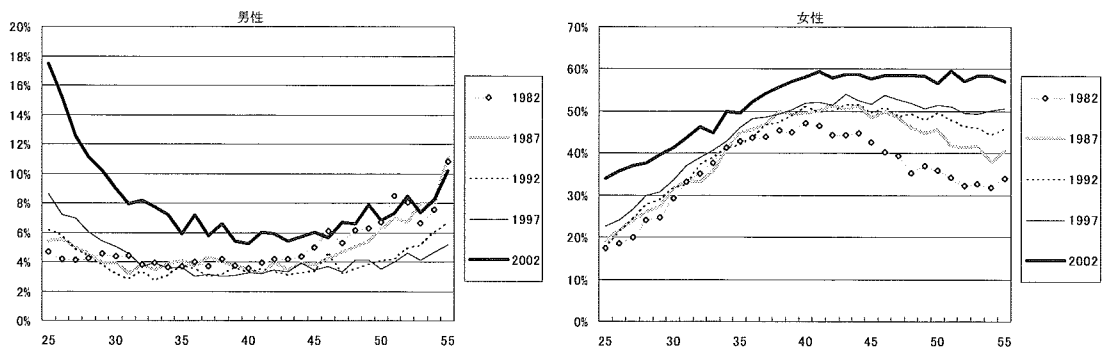
男性 25～45 歳においては趨勢的に過去 20 年間に於いて非正規比率が上昇してきているが、特に 1997～2002 年の 5 年間に、男性 25～35 歳層で非正規割合が 2 倍に膨らんでいることが注目される。また、女性に関しても、1982～1997 年までは 40～55 歳層で顕著な非正規割合の上昇がみられたのであるが、1997～2002 年について前年齢層で非正規割合が上にシフトしている。

ただし、注意しなくてはならないのは、「就業構造基本調査」の勤め先における呼称の選

択肢の Wording に、1997 年から 2002 年にかけて僅かではあるが変更を加えたことである。1997 年調査票の「人材派遣企業の派遣社員」「嘱託など」という選択肢は、2002 年調査票においてそれぞれ「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」という選択肢に修正された。図表 3（及び後に示す図表 4）では、これらは「その他」と共に「非正規」に計上されているのでそれほど大きな影響があるとは考えられないが、とはいえこうした僅かな Wording 変更の影響の度合いは未知数であるので、なお慎重な解釈が求められるかもしれない。

まとめると、男性 45-55 歳のみ、1992 年、1997 年において一時的に非正規比率は下がっているが、それを除けば、男女ともどの年齢層においても非正規割合の趨勢的上昇が認められる。特に 1997-2002 年において（選択肢の僅かな変更が大きな影響を与えていないとすれば）、男性では 25-45 歳層で、女性では全年齢層で大幅に非正規割合が上昇したことが注目に値する。

【図表 3】 雇用者に占める非正規の割合(%)一年齢階層別



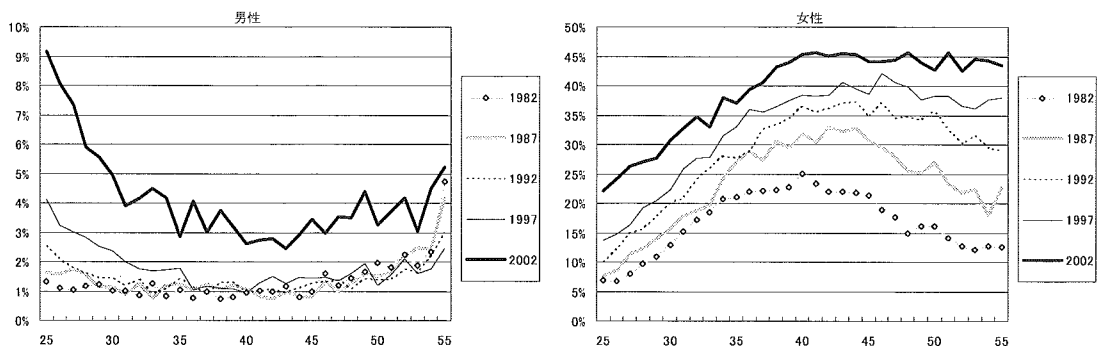
(出所) 総務省「就業構造基本調査」各年版に基づく相澤・山田(2006)の推計。

### (3) 期間の定めのない雇用における非典型雇用の動向

前述したように、雇用契約期間に基づく非常雇の概念と勤め先での呼称（雇用形態）に基づく非正規の概念は重なってはいるが一致はしていない。そこで、非常雇に占める非正規割合を見たのが図表 4 である。

傾向は、雇用者に占める非正規の割合と似ている。ただし、男性に関しては、1992 年から 1997 年にかけて 25-35 歳層において常雇に占める非正規割合が急激に高まり、さらに 1997 年から 2002 年にかけてそれに上乗せして全年齢層で常雇に占める非正規割合が急激に高まった。女性に関して言えば、40-55 歳層を中心としながらも、どの年齢層においても一貫して過去 20 年間に常雇に占める非正規の割合が高まってきている。

【図表4】 常雇に占める非正規の割合(%)—年齢階層別



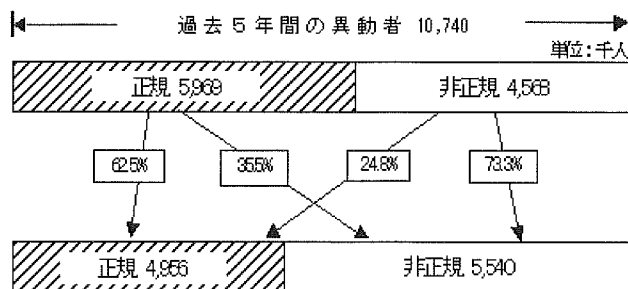
(出所) 総務省「就業構造基本調査」各年版に基づく相澤・山田(2006)の推計。

(4) 正規・非正規間のフロー

総務省の集計(図表5)によれば、過去5年間の雇用者の雇用形態間のフローを見ても、正規から非正規への転換が進んでいる。

過去5年間に正規から転籍した者のうち、36%が非正規に移った一方、非正規から転籍した者のうち、正規に移行できたのは25%で、10%の差があり正規の「出超」となっている。すなわち、一度、非正規プールに落ち込むと、正規にはなかなか移ることのできない状況がうかがえる。

【図表5】 過去5年間の正規・非正規間異動 1997-2002年



注) 雇用形態が「その他」の者が除かれているため、合計に一致しない。

(出所) 総務省「『就業構造基本調査結果』の要約」平成14年。

3. 背景となる要因—雇用保護規制の動向

以上のように、いくつかの指標に基づき、日本では直近5年間で非典型雇用割合が急激に上昇したことを確認したが、この制度的要因は何であろうか。国際比較分析(OECD, 2004)によれば、日本においては、典型雇用と非典型雇用間における雇用保護規制の強さのアンバランスが発生しており、このアンバランスが急激な非典型雇用比率の上昇を招いたものと考えられる。

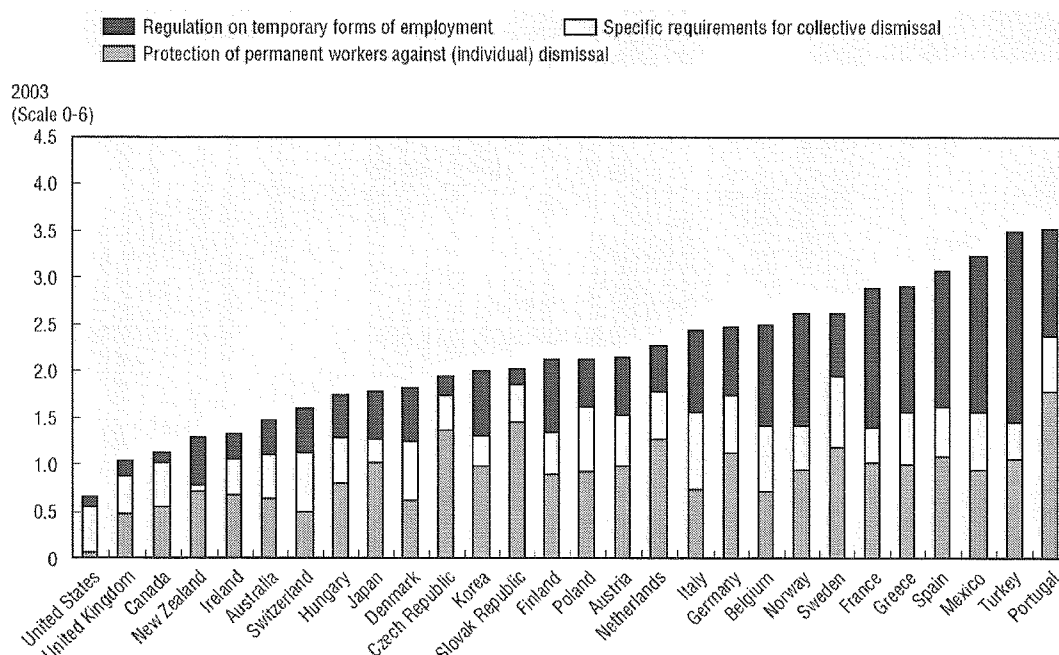
OECD（2004）では雇用保護規制の強さを、①非常雇に関するもの、②整理解雇に関するもの、③常雇（個別労働者）に関するもの、の三つに分けて数値化している。数値が大きいほど、雇用保護規制が強い、すなわち解雇から守られている、ということの意味する。この三種類の指標の合計が、労働市場の全般的な雇用保護規制の強さを示している。図表 6 は、OECD 加盟国を雇用保護規制の弱い順に（すなわち解雇しやすい順に）左から並べ、三指標の内訳を色分けしている。Box の上から順に、各指標①～③に対応している。

全般的な雇用保護規制の強さに関して日本は、OECD 加盟国の中 9 番目で、雇用保護規制の弱い国（すなわち解雇しやすい国）に入る。特に日本より雇用保護規制の弱い国は、ほとんどが英語圏諸国であり、むしろ日本は、福祉の 3 レジームである大陸ヨーロッパ、北欧、英語圏諸国の中で、英語圏諸国に近い国であることが分かる。

しかしながら、各指標に注目すると、一番下の Box が示している③常雇（個別労働者）に関する雇用保護規制の強さは、かなり強い部類に入り、むしろ大陸ヨーロッパや北欧の水準に近い。

日本では、一番上の Box に示されるように①非常雇に関する雇用保護規制の弱さが、雇用保護規制の弱さの順位を上げることに寄与している。すなわち、日本の特徴は、常雇にたいする強い保護規制と非常雇に対する弱い雇用保護規制のアンバランスさにある。実際、日本は制度的に派遣労働などにかんする規制緩和を 1990 年代に行っており、それがこのように OECD の指標にも反映されている。

【図表 6】雇用保護規制の 3 指標の国際比較 2003 年



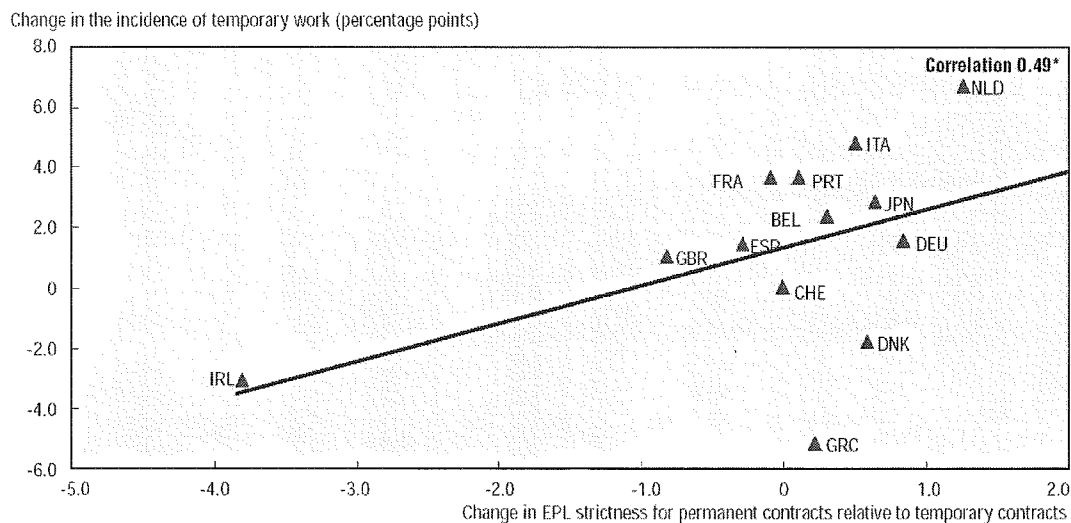
(注) 上の Box から順に、非常雇に対する規制 (Regulation on temporary forms of employment)、整理解雇にたいする要件 (Specific requirements for collective dismissal)、常雇 (個別労働者) に対する解雇規制 (Protection of permanent workers against (individual dismissal))



(出所) OECD(2004) *Employment Outlook*, p.72.

この非典型（非常雇）に対する規制緩和に伴う、常雇・非常雇間の雇用保護規制のアンバランスはどのような結果を生み出したのだろうか。それを端的に示しているのが、図表7である。この図表は、横軸に1990-2003年の2時点における非常雇に対する常雇の雇用保護規制指標の相対的割合の変化を、縦軸に非常雇率の変化（パーセンテージポイント）をとっている。明らかに、相対的に常雇より非常雇に対する規制が弱くなった国では、非常雇率が上昇していることが分かる（OECD, 2004）。

【図表7】 雇用保護規制改革と非常雇率の変化(PP) 1990-2003年



(注) 常雇及び非常雇に対する雇用保護規制の強さ（解雇のしにくさ）の指標を、各々「EPLR」、「EPLT」とおけば、横軸は「(EPLR-EPLT) / EPLT」で計算される。なお、アイルランドを除くと、Pearsonの相関係数は0.3となる。

(出所) OECD(2004) *Employment Outlook*, p.88.

【図表8】 二重労働市場化を招いた非常雇に対する雇用保護規制緩和

常雇・非常雇の雇用保護規制の相対的な強さの差の影響

	Prime-age men	Prime-age women	Youth	Older	Low skilled	Total
Random effects	0.718 (0.87)	0.531 (0.94)	7.196*** (2.32)	0.296 (0.62)	3.341*** (0.95)	1.640* (0.87)
Fixed effects	0.951 (0.93)	0.748 (1.00)	9.261*** (2.45)	0.517 (0.75)	3.497*** (0.98)	2.444** (0.97)
Pooled OLS	-0.764 (0.77)	-0.119 (0.84)	-4.957** (1.97)	0.101 (0.39)	-3.293*** (1.18)	-0.361 (0.70)
F-test	97.77***	103.77***	91.39***	31.68***	149.45***	96.95***
B-P LM test	772.86***	749.77***	645.03***	464.93***	472.51***	893.38***
Hausman test	3.87	57.01***	8.37	4.57	5.52	6.47
No. of observations	168	168	168	168	122	190
No. of countries	14	14	14	14	14	16

(注) \*\*\*, \*\*, \*は各々、1%、5%、10%水準で統計的に有意である事を意味する。常雇及び非常雇に対する雇用保護規制の強さ（解雇のしにくさ）の指標を、各々「EPLR」、「EPLT」とおくと、相対的な差は「(EPLR-EPLT)

「EPLT」で計算される。推計式はすべて、税の楔 (tax wedge)、生産ギャップなどの変数をコントロールしている。

(出所) OECD(2004) *Employment Outlook*, p.89.

さらに常雇・非常雇間の雇用保護規制の相対的な強さの差は全ての労働者に等しく影響するのではない。OECD (2004) の推計 (図表 8) によれば、若年層及び低熟練労働者などの特定グループに、非常雇率の上昇として影響している。

以上をまとめれば、日本の若年男性を中心とした非典型雇用率の上昇の背景には、1990年代を通じた非常雇にたいする雇用保護規制の緩和、またその緩和によりもたらされた常雇・非常雇間の雇用保護規制のアンバランスさが存在していたことが強く示唆される。

### III. 国民年金未納に関する先行研究

#### 1. これまでの先行研究の概観

こうした非典型雇用の急激な上昇、すなわち就業形態の多様化は、国民年金の未納にはどのような問題を生じせしめているのであろうか。ここでは就業形態の多様化だけではなく、従来行われてきた国民年金未納 (あるいは未加入) の要因分析に関する研究蓄積について概観しよう。

これまで行われた国民年金未納に関する実証分析をまとめたのが、図表 9 である。筆者が知りうる限り、現時点で 12 本の研究論文が入手可能である。

小椋・千葉 (1991) では全国レベル集計データが使用されていたが、その後、都道府県・市町村レベル集計データ、個票データなど、より詳細なデータが使用されるようになってきている。また、注目される国民年金未納の要因も、①流動性制約 (収入や資産に対して年金保険額が高いという仮説) ばかりでなく、研究が蓄積されるにつれ、②就業形態多様化要因 (非典型雇用者は加入しないという仮説) や、③世代間不公平要因 (コーホートの若い世代ほど世代間の不公平を感じるため未加入となるという仮説)、④制度的要因 (25 年加入ができる 35 歳近辺で加入率が急激に上がるという仮説)、最近の研究ではさらに、⑤逆選択要因 (予想寿命が長い人々が加入しているという仮説) や⑥双曲割引要因 (遠い将来ほど、時間割引率が低くなる) に注目するものも出てきている。

次の節では、これらの仮説についてどのような結果が得られているのか、仮説毎に見ていこう。

【図表9】国民年金未納等に関する実証分析

	(a) 小椋・千葉(1991)	(b) 小椋・角田(2000)	(c) 鈴木・岡(2001)	(d) 阿部(2001)	(e) 駒村(2001)	(f) 阿部(2003)
目的	医療保険、年金保険の保険料負担の仕組み・問題点を幅広く検討。その上で、国民年金・国民健康保険の未納の要因分析。	非源泉徴収世帯の社会保険料の納付行動とその変化を世帯の属性と関連付けて分析し、源泉徴収世帯(被用者世帯)の負担と比較。	未加入の要因分析。具体的には①流動性制約(金融資産除個人年金所得)、失業率・無業、世帯所得除本人所得、②予想死亡年齢(健康状態)、③世代間不公平(若年層)が未加入にどのような影響を与えているかを定量的に分析。なお、②と③をまとめて「逆選択要因」と呼ぶ。	国民年金の加入・納付が、①流動性制約要因(保険料率=規定保険料/個人所得)、②制度要因(28年加入率=38-39歳タミー)、③コミュニティ要因(自治体規模タミー)、④逆選択要因(生命保険タミー、個人年金)により影響されているかどうかを分析。	制度的に、加入単位、保険料計算式、市町村財政への影響が異なること。国民年金と国民健康保険の未納要因は異なるかどうかを検証。	国民年金の未加入期間を分析。未加入期間におけるコーホート効果が存在するかを確認。ただし、未加入行動は①成人となつてから初めて加入を延期、②加入後未加入に転落、の二種類があるが、①が圧倒的に多いので、①を分析対象とする。
データ	①国民年金非納付率の分析、「国民所得統計」、「労働力調査」、「専業主婦世帯調査」、「健康保険被保険者実態報告」、「労働力調査」などの全国レベル集計データ。	厚生労働省「国民生活基礎調査」個別データ(1986、1989、1992、1995年)。	郵政総合研究所「家計における金融資産選択に関する調査(1996年)」個別データ。調査対象は20歳以上の世帯主がいる6000世帯。	厚生労働省「所得再分配調査(平成8年)」個別データ。	①国民年金未納率の分析、「職業安定業務統計」、「職業基本台帳」、「国勢調査」、「国民健康保険事業年報」、「家計調査」、「国勢調査」などの都道府県レベル集計データ。	独自調査「女性のライフスタイルと年金に関する調査(2001年)」個別データ。回顧調査項目に基づき、疑似パネルデータに再構成。女性1083サンプル(イベント数160)、男性796サンプル(イベント数111)。
分析対象サンプル	①国民年金非納付率:1972-1988年、②非加入率:1973-1988年度(※全国レベル集計データ)	所得層別対象者の中、世帯主20-59歳。さらに、その中の①国保加入世帯(非源泉徴収世帯)2897サンプル(除けば、すべての世帯主は国保の加入者ではない)および②被用者世帯(源泉徴収世帯38216サンプル)。	①世帯主かつ②年齢20歳以上60歳未満(該当サンプル611)の中、未加入者が多くと考えられる世帯主以外の世帯主が対象となっていない。	①年齢20歳以上60歳未満、②被保険者で専業主婦を除く、③想定除く、④年金受給者を除く、⑤国民年金第1号被保険者(本人または配偶者が国民年金、厚生年金、共済年金に加入していない(若加入者))を抽出。2814サンプル(内494サンプル未加入者)。	①国民年金未納率:1991-1998年、②国民健康保険未納率:1991-1997年(※都道府県レベル集計データ)。	調査対象者全体が女性とその他の配偶者であるため、男性サンプルはすべて1-55歳の妻をもつ既婚者となっている。なお、サンプルは雇用者(第二号被保険者)と専業主婦の妻が多い。
計測モデル	①非納付率:OLS推計およびコグライン・オーカー法によるOLS推計、②非加入率:OLS推計	①納付率:GLS推計、②規定保険料:1円でも払うかどうか(Probit)と保険料のどちらか一方を払うかどうか(Heckmanモデル(納付率が100%以上の場合は100%で右側打ち切り))。	個人年金加入と国民年金加入を同時考慮したBivariate Probit Modelによる推計。	国民年金加入と納付を考慮したProbit with Selection Modelによる推計。なお、最も所得者とそれ以外の世帯主を分けて計測を行っている。	Pooled OLS推計(年ダミーを使用)。	20歳を時間T=0とするStratified Modelによる未加入期間(イベントは国民年金加入)のHazard Modelによる推計。男女別、コーホート別で推計(後者をStratified Modelで推計)。
被説明変数	非納付率=免除率+(1-免除率)×(1-検認率)、非加入率(各年によって推計式異なる)	A) 非源泉徴収世帯 ①納付率(支払保険料÷全世帯の源泉徴収世帯の保険料)が請求されると仮定した場合の推定社会保険料率(社会保険料率)、②規定保険料率(支払保険料を1円でも支払っているかどうか)と上世帯 ③徴収率(支払社会保険料負担額÷推定社会保険料)	①個人年金加入、②国民年金加入	国民年金加入と納付の有無(納付金額ではない)。なお、未納者の定義は「所得税課税であり、保険料を1円も払っていないもの(※特例免除は含まれる)」。	①国民年金未納率(=100-検認率)、②国民健康保険未納率(=100-検認率)	20歳以降、加入するまでの期間。分析対象者は、①第一号被保険者(イベント発生)、②第二号被保険者(切断)、③第三号被保険者(切断)、④未加入のまま(イベント未発生)の4種類に分類できる。

【図表9】 国民年金未納等に関する実証分析（つづき）

	(a) 小椋・千葉(1991)	(b) 小椋・角田(2000)	(c) 鈴木・岡(2001)	(d) 阿部(2001)	(e) 駒村(2001)	(f) 阿部(2003)
説明変数	① 非納付率：相対的な国民年金保険料率、1/完全保険料、貯蓄(推定値)料率、相対的な国民年金保険料率、厚生年金補助加入率、求人倍率、厚生年金と国民年金の平均給付額の比、1985年(年金改革)ダミー	① 納付率：社会保険料/完全保険料、1/完全保険料、貯蓄(推定値)料率、相対的な国民年金保険料率、厚生年金補助加入率、求人倍率、厚生年金と国民年金の平均給付額の比、1985年(年金改革)ダミー ② 規定保険料：(Probit推計)所得、前年所得(？)、世帯主職種ダミー以下同じ、(Tobit推計)納付率の推計式に同じ。	年齢、失業率、無業者、世帯所得除本人所得、金融資産除個人年金、実物資産、病氣、病気がち、学歴、性別、都市規模(※国民年金加入モデルのみ)	① 加入：保険料率、性別、年齢階級、職業上の地位、民間保険加入、居住人口比、人口集中度、② 納付：保険料率、性別、年齢階級でない、民間保険加入、居住人口規模	① 国民年金未納率：消費額、有効求人倍率、大学進学率、20歳台前半人口比、人口集中度、② 国民健康保険未納率：①の被説明変数から、大学進学率、20歳台前半人口比を除いたもの。	学生状況ダミー、平成元年後学生ダミー(学生強制適用)、第一号の配偶者有無ダミー、第二号の配偶者有無ダミー(ベネズは配偶者なし)、または、第一号・第二号以外の配偶者あり、正規職ダミー、非正規職(=パート、アルバイト・派遣労働者・契約・嘱託社員)ダミー
結果	非納付率：相対的な国民年金保険料率の1%上昇は4%の非納付率上昇、非加入率：相対的な国民年金保険料率の1%の上昇は0.6%減少、求人倍率の1%の上昇は3.5%減少、厚生年金と国民年金の平均給付額の比が1倍拡大すると7%減少(?)。	A) 非納付率：世帯所得(+)、納付率(+)、世帯の金融資産(+)、一般常雇、有期契約雇用者、家庭内職者、その他、無職(-)、自営(-)、専業主婦(-)、健康悪化(-)、② 所得(+)、対数前年所得(+)、無職(-)、新しいコーホートほど社会保険料を1円も支払わない傾向、(Tobit部分)世帯所得が最も大きい(+)、貯蓄(+)、無職、30人未満企業、有期契約雇用者、家庭内職者、その他職種(-)、ただし若いコーホートであっても、1円でも納付している場合は、(+)、B) 源泉徴収世帯取率：世帯所得は極めて小さく有意に負なのは、給付所得以外の収入と保険料徴収限度額以上の所得の影響。世帯人員数(-)。コーホート間の相違はない。	① 流動性制約(納付)のみ影響、② 制度要因(加入)について年齢N字型)、③ コミュニティ要因(未加入)は系統的影響、未納にはU字型)、④ 逆選択要因(加入・納付双方に生命保険はプラス、個人年金は有意でない(=代替仮説否定))。	① 流動性制約(納付)のみ影響、② 制度要因(加入)について年齢N字型)、③ コミュニティ要因(未加入)は系統的影響、未納にはU字型)、④ 逆選択要因(加入・納付双方に生命保険はプラス、個人年金は有意でない(=代替仮説否定))。	① 国民年金未納率：消費額、有効求人倍率、大学進学率、20歳台前半人口比、人口集中度の高さは未納率を有意に下げ、人口集中度の上昇は有意に上げる。1997年と98年との急激な未納率上昇。② 国民健康保険未納率：消費額は影響を与えていない、人口集中度は有意に負の影響。	コーホート効果認められず。正規職ダミーは加入ハザード下げる(第二号になるから)。非正規職ダミーは加入ハザード上げる(第一号になるから)。第二号配偶者ありは男性のみ正で有意(加入ハザード上げる)で仮説と逆(※加入の抑制にはならない)。
政策含意	保険料率上昇が主な要因なので、実質任意加入制を維持すれば今後国民年金の保険料が引き上げられるたびに非納付率は増大。	25年加入要件の厳格化、減免措置の拡大、流動性制約の緩和、任意加入期間の延長。	未加入と未納は構造的に異なる。流動性制約は納付のみに影響するのではなく、半額免除制度の導入は、保険料率体系の逆進性を低所得層において改善する可能性(シミュレーションで示唆)。	未加入と未納は構造的に異なる。流動性制約は納付のみに影響するのではなく、半額免除制度の導入は、保険料率体系の逆進性を低所得層において改善する可能性(シミュレーションで示唆)。	負担能力の代理指標である消費額が低い理由はない理由は、健康は負担に反映しない、無業・正規・非正規の影響の差が大きい、強制的加入の要約性が高い、若者が早く公的年金に加入できる状況に導いていく理由で、保険料の負担率率上昇だけが、未加入率を下げる要因ではない。	コーホート効果より(コーホート効果は30歳以降については確認されないう)、無業・正規・非正規の影響の差が大きい、若者が早く公的年金に加入できる状況に導いていく理由で、未加入率を下げる要因ではない。

(注) 当該表では「国民年金の未納」の実証分析に関する部分のみを注目しており、それ以外の知見については例え重要なものでも捨象している。