

国民年金の未納に関する一考察

都市部を中心として

関 根 美 貴

Miki SEKINE

家政教育講座

1. はじめに

本稿では、国民年金の未納について分析を行う。社会保険庁によれば、2006年度の国民年金の第1号被保険者の保険料の納付率は66.3%である¹。

支払われるべき国民年金保険料のうち、約3分の1が納付されていないこのような状況は、約18万人いるとされる第1号未加入者の存在とともに、国民年金の空洞化という社会的問題として、大きな関心を集めている。

国民年金の空洞化は、年金財政に悪い影響を与えるだけでなく、未加入・未納者本人にとっても高齢となったときに、無年金や低年金となり、生活不安を引き起こす要因につながりかねないものであると考えられる。

それゆえ、国民年金の空洞化を解消する対策を講ずることは大変重要であるといえよう。そのためにはまず、その要因を分析することが必要である。

国民年金の空洞化の要因について考察した先行研究をみていこう。未加入について分析したものとしては、まず鈴木・周(2001)があげられる。彼らは失業や所得・貯蓄低下により、家計が流動性制約下にあり、保険料が支払えずに未加入者になるという流動性制約要因、健康状態が悪い等の理由で予想死亡年齢が低く、年金の期待受取額が低いことから国民年金に加入しないという予想死亡年齢要因、将来保険料上昇や受取額低下が見込まれる中で特に若い世代で国民年金が見合わなくなり、加入を拒否するという世代間不公平要因の3つを国民年金の未加入者となる動機として取り上げ、分析を行っている。また、さらに鈴木・周(2006)では同様の分析を出生コーホートに着目して行っている。阿部(2003)は国民年金の未加入行動を未加入期間の観点、ジェンダーの観点から分析を行っており、未加入行動における男女差は両者の雇用とのかかわり方に大きく左右されているとしている。佐々木(2005)は大学生を対象としたアンケート調査を行い、国民年金の未加入行動には年金不信などの制度的要因ではなく、

近視眼的傾向、老後の備えの必要性に対する考え方など個人サイドの要因が深く影響しているとしている。

また、阿部(2001)は1999年国民年金改正に盛り込まれた保険料の免除制度の改正が、未加入者、未納者の行動に与える影響等を分析し、未加入と未納の決定要因は構造的に異なっており、保険料率は未加入に対して大きな影響力が認められないが、未納に対しては大きな影響力があることを見出している。

未納を対象とした分析は、未加入行動を対象としたものに比してあまり多くない。丸山・駒村(2005)は、県別データを用いて分析を行い、県民所得水準とともに高卒無業者率、大卒一時的な仕事率、大卒無業者率などの要因が未納に影響を与えているとしている。また、市町村別データを用いた分析も行っており、完全失業率、所得水準、単身世帯比率、第3次産業比率、30歳台比率を説明変数として取り入れており、これらすべてが影響を及ぼしていることを見出している。

これらをふまえ、本稿では国民年金の空洞化問題において、未加入ともに重要であり、決定要因について構造的にこれと異なるとされているにもかかわらず、これまであまり分析されてこなかった、未納に焦点をあて、要因分析を行うこととする。

都市部では町村部に比べ納付率が低く、また近年の低下傾向も顕著であることはよく知られている。また、筆者はこれまでに都市部の生活保護率に影響を与える要因について分析を行い、全国を対象とした分析と異なる知見を見出している。国民年金の納付率についても同様に差異がある可能性がある。そこで本稿では都市部を対象に分析を進めていくことで、国民年金の未納に対する第一次接近としたい。

2. 分 析 1

(1) 分析方法と資料

本稿で用いた計測モデルは以下のとおりである。

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} \quad (i = 1, 2, 3)$$

各変数は下記のとおりである。

y_i : 検認率 (%)

x_{1i} : 一人当たり実質課税対象所得 (百万円)

x_{2i} : 持ち家率 (%)

x_{3i} : 未婚率 (%)

x_{4i} : 20~34歳人口比率 (%)

x_{5i} : 完全失業率 (%)

x_{6i} : 臨時雇用者比率 (%)

なお、 β_1 及び $\beta_2 \sim \beta_6$ は推定すべきパラメータである。また i は都市の種類を示している。

対象年は2001年度で、対象とした市は当該年度における政令指定都市及び東京都区部(以下指定都市とする)13市と中核市28市の計41市である。なお計測は指定都市と中核市を合わせた(以下都市総計とする)場合、指定都市のみの場合、中核市のみの場合の3つに分けて行った。対象年を2001年度としたのは、資料の制約もあるが、2002年度以降では、地方分権一括法により、国民年金保険料の徴収主体がそれまでの市町村から国(社会保険事務所)に変更されたことによる影響が含まれてしまう可能性が高いためである。

被説明変数としては各市の検認率を用いた。資料は「数字でみる年金」(2003年版)である。

説明変数としては、これまでの先行研究を参考に所得、持ち家率、未婚率、若年者人口比率、完全失業率、臨時雇用者比率を取り上げた。

所得としては、一人当たり実質課税対象所得を用いた。課税対象所得は各年度個人の市町村民税の所得割の課税対象となった前年の所得金額で、各所得控除を行う前のものである。本稿では2002年度の課税対象所得(2001年度の所得を示す)を使用した。資料は総務省「統計でみる市町村のすがた」に記載されている総務省「市町村税課税状況等の調」によるデータである。これを総務省「国勢調査報告」(2000年版)の当該市の人口総数で除して1人当たりとした。なお実質化に際してのデフレーターとして、総務省「消費者物価指数年報」の2001年の平均消費者物価地域差指数(東京都区部=100・総合)を用いた。これに記載されていない市については、同一都道府県の都道府県庁所在市の指数を用いることとした。

また実物資産保有を示す変数として持ち家率についても取り上げた。資料は同じく「国勢調査報告」(2000年版)である²⁾。

未・既婚状況を示す変数として、先行研究では単身世帯比率が用いられていたが、都市部では単身赴任等既婚の単身世帯も多く存在すると考えられるため、本稿では「国勢調査報告」(2000年版)の当該市の未婚者数を15歳以上人口総数で除して算出した、未婚率を用いることとした。

若年者人口比率は、20~34歳人口数を20~59歳人口数で除したものをを用いた。本稿では内閣府のフリー

ターの定義で取り上げられた年齢を参考に、34歳以下を若年者とする事とした。資料は「国勢調査報告」(2000年版)である。

完全失業率は「国勢調査報告」(2000年版)の当該市の完全失業者数を労働力人口で除したものをを用いた。

臨時雇用者比率は同じく「国勢調査報告」(2000年版)の当該市の臨時雇の雇用者数を雇用者総数で除したものをを用いた。ただし、臨時雇用者数に関するデータは指定都市しかないため、指定都市のみ説明変数として取り入れることとした。

(2) 分析結果と考察

計測結果は表1-1~1-3に示すとおりである。

表1-1で都市総計の計測結果についてみていこう。

説明変数のうち、パラメータに0との有意差(以下有意差とする)が認められたのは、20~34歳人口比率及び完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。

都市総計では国民年金の検認率には、一人当たり実質課税対象所得、持ち家率といった経済的要因の影響はみられず、完全失業率という雇用状況が影響を及ぼしている結果となった。

未婚率は影響を及ぼしていないという結果となった。

また、20~34歳人口比率という、若年者人口比率が影響していることもわかった。この年齢階級は20歳到達時に手帳送付による職権適用がなされるようになった世代で、これが影響している可能性も考えられるが、若年者の国民年金に対する不信感や将来不安、また老後にはかなり時間があるといった近視眼的な考えが影響しているとも読みとれる。しかしこの結果からだけでは年金不信等か近視眼的考えのいずれが影響しているのかは明確でない。また若年といった年齢効果によるものなのか、世代効果によるものなのかも、今後確かめる必要があるだろう。

表1-2によっていわゆる大都市である指定都市の計測結果についてみていこう。なお指定都市では自由度の制約から説明変数の影響を全て同時に考慮することは行えず、説明変数を最大3つまでとして組合せを考慮しながら計測を行った。

その結果、説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、一人当たり実質課税対象所得、20~34歳人口比率及び完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。

都市総計では有意差が認められなかった所得変数のパラメータについて有意差が認められる結果となったが、その値は負で、所得が高いほど検認率が低いという結果となった。これは所得変数として用いた一人当たり実質課税対象所得が、国民年金第1号被保険者の

国民年金の未納に関する一考察

表 1 - 1 計測結果（都市総計）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	122.4016		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）	- 0.8136	- 0.3251	*** - 3.0625
完全失業率（％）	- 4.4776	- 0.7186	*** - 6.7698
自由度調整済み決定係数	0.5537		

注) t 検定で *** は 1%水準で、** は 5%水準で、* は 10%水準で 0 との有差があるものを示す。

表 1 - 2 計測結果（指定都市）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	159.4829		
一人当たり実質課税所得（百万円）	- 16.1581	- 0.6148	** - 3.1054
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）	- 0.8143	- 0.3126	* - 2.0919
完全失業率（％）	- 6.2667	- 1.1356	*** - 5.9702
臨時雇用者比率（％）			
自由度調整済み決定係数	0.7620		

注) 表 1 - 1 に同じ。

表 1 - 3 計測結果（中核市）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	89.8995		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）			
完全失業率（％）	- 4.2047	- 0.6417	*** - 4.2665
自由度調整済み決定係数	0.3892		

注) 表 1 - 1 に同じ。

みを対象としたデータではないことも影響していると考えられるが、指定都市では、国民年金と個人年金の代替等がなされている可能性を示唆しているのかもしれない。

また、臨時雇用者比率のパラメータには有意差は認められなかった。本稿では正規・非正規雇用の割合といった、就業構造の状況は検認率に影響を与えていないという結果となった。

表1-3で、中核市の計測結果についてみていこう。

説明変数のうちパラメータに有意差が認められたのは完全失業率のみで、その値は負を示していた。都市総計や指定都市と異なり、20～34歳人口比率のパラメータについては有意差が認められなかった。このことから同じ都市部でも、大都市部とそれ以外では決定要因について異なる構造があることがわかる。

都市総計、指定都市、中核市いずれを対象とした計測結果でも、完全失業率のパラメータに有意差が認められ、標準化係数の絶対値も他の説明変数のそれよりも大きい値を示しており、検認率に完全失業率が大きな影響を与えていることが明らかになった。ところでこの失業による影響は年齢によって異なるのであろうか。次節ではこのことを明らかにするため、完全失業率を若年と中年以降に分離して分析を行うこととする。

3. 分析 2

(1) 分析方法と資料

分析2の計測モデルは以下のとおりである。

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{4i} + \alpha_5 Z_{1i} + \alpha_6 X_{6i}$$

$$y_i = \alpha_3 + \alpha_1 X_{1i} + \alpha_2 X_{2i} + \alpha_3 X_{3i} + \alpha_4 X_{4i} + \alpha_5 Z_{2i} + \alpha_6 X_{6i} \quad (i = 1, 2, 3)$$

新しく追加された変数は次のとおりである。

Z_{1i} : 20～34歳完全失業率(%)

Z_{2i} : 35～59歳完全失業率(%)

$\alpha_2, \alpha_3, \alpha_1 \sim \alpha_6$, 及び $\alpha_1 \sim \alpha_6$ は推定すべきパラメータである。

多重共線性の問題を回避するために、20～34歳完全失業率、35～59歳完全失業率をそれぞれ別個に取り入れることとした。

20～34歳完全失業率は総務省「国勢調査報告」(2000年版)の当該市の20～24歳、25～29歳、30～34歳の各年齢階級別完全失業者数を合計し、当該年齢階級労働力人口を合計したもので除して算出した。35～59歳完全失業率も同様に求めてきた。

(2) 分析結果と考察

計測結果は表2-1～3-3に示すとおりである。

表2-1及び3-1で都市総計の計測結果についてみていこう。

計測モデル においては説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、20～34歳人口比率及び20～34歳完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。

計測モデル では説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、20～34歳人口比率及び35～59歳完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。これらの結果は全年齢の完全失業率を取り入れた分析1の計測結果と共通するものである。

計測モデル の20～34歳完全失業率と計測モデル の35～59歳完全失業率のパラメータの絶対値の違いは、労働人口数の差異を考慮すると説明可能な部分が大いと考えられる。また標準化係数の値にも大きな違いはみられない。言い換えれば、20～34歳の若年者においても、35～59歳の中年者においても失業状態にあることによって年金未納となる確率には大きな違いがないと考えることもできる。

表2-2及び3-2で指定都市の計測結果についてみていこう。

計測モデル においては説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、20～34歳人口比率及び20～34歳完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。

計測モデル では説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、一人当たり実質課税対象所得及び35～59歳完全失業率で、その値はいずれも負を示していた。この結果は全年齢の完全失業率を用いた分析1の計測結果とやや異なるものとなっている。

計測モデル の20～34歳完全失業率よりも計測モデル の35～59歳完全失業率のパラメータの絶対値は大きく、労働人口数の違いだけでは説明できないものとなっている。また標準化係数の値にも違いがみられる。これは都市総計の結果と異なり、若年者よりも中年者が失業状態にあることは年金未納となる確率が高いのではないかと考えることもできるだろう。

表2-3及び3-3で中核市の計測結果についてみていこう。

計測モデル においては説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、20～34歳完全失業率のみで、その値は負を示していた。

計測モデル では説明変数のうち、パラメータに有意差が認められたのは、35～59歳完全失業率のみで、その値は負を示していた。これらの結果は全年齢の完全失業率を用いた分析1の計測結果と共通するものである。

計測モデル の20～34歳完全失業率と計測モデル の35～59歳完全失業率のパラメータの絶対値の違いは、労働人口数の違いによって説明できる部分が大き

国民年金の未納に関する一考察

表 2 - 1 計測結果（都市総計・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	129.3926		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）	- 1.0209	- 0.4079	- 3.6102 ^{***}
20～34歳完全失業率	- 3.2994	- 0.7049	- 6.2393 ^{***}
自由度調整済み決定係数	0.5137		

注) 表 1 - 1 に同じ。

表 2 - 2 計測結果（指定都市・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	139.8116		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）	- 1.2834	- 0.4927	- 2.2439 ^{**}
20～34歳完全失業率（％）	- 3.2295	- 0.7059	- 3.2152 ^{***}
臨時雇用者比率（％）			
自由度調整済み決定係数	0.4638		

注) 表 1 - 1 に同じ。

表 2 - 3 計測結果（中核市・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	86.3390		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）			
20～34歳完全失業率（％）	- 2.6509	- 0.6041	- 3.8656 ^{***}
自由度調整済み決定係数	0.3405		

注) 表 1 - 1 に同じ。

表3 - 1 計測結果（都市総計・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	117.6802		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）	- 0.8011	- 0.3201	*** - 2.9114
35～59歳完全失業率（％）	- 5.1812	- 0.6960	*** - 6.3311
自由度調整済み決定係数	0.5209		

注) 表1 - 1 に同じ。

表3 - 2 計測結果（指定都市・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	117.5923		
一人当たり実質課税所得（百万円）	- 15.7853	- 0.6006	** - 3.1149
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）			
35～59歳完全失業率（％）	- 6.8560	- 1.0832	*** - 5.6178
臨時雇用者比率（％）			
自由度調整済み決定係数	0.7118		

注) 表1 - 1 に同じ。

表3 - 3 計測結果（中核市・計測モデル）

	非標準化係数	標準化係数	t 値
定数	84.7984		
一人当たり実質課税所得（百万円）			
持ち家率（％）			
未婚率（％）			
20～34歳人口比率（％）			
35～59歳完全失業率（％）	- 4.5046	- 0.5597	*** - 3.4437
自由度調整済み決定係数	0.2868		

注) 表1 - 1 に同じ。

いと考えられる。また標準化係数の値にも大きな違いはみられない。

4. おわりに

本稿では国民年金保険料の検認率に影響を与える要因について都市部を対象に分析を行った。

その結果、検認率には完全失業率が負の影響を与えていることがわかった。完全失業率を若年と中年に分けて分析した結果、失業することによって未納となる確率は、都市総計、中核市を対象とした分析においては両者に大きな差異が認められない結果となったが、大都市である指定都市においては中年者の確率がより大きいと読みとれる結果となった。若年者の完全失業率の高さが検認率の低さに寄与していることは明らかであるが、その反応は若年者独自の大きさであるとはいえない結果であるともいえるだろう。

一人当たり実質課税対象所得は、都市総計、中核市を対象とした分析では検認率に対してその影響が認められず、指定都市では負の影響を与えていることがわかった。指定都市においては、個人年金との代替が示唆される結果であるともいえよう。またこのように所得要因が正の影響を与えていないという結果と、上記の完全失業率に関する結果をあわせて考えると、第2号被保険者であった雇用者が失業して第1号被保険者になった後に未納になることが多いのではないかと読みとれることもできるだろう。このように考えると、指定都市のような雇用者比率の高い大都市において中年の完全失業率の影響が大きい結果となったことも説明がつく。今後、未納の解消には、第2号、第3号被保険者から第1号被保険者となった人に対して、納付を促進させるような対策も必要なのかもしれない。

資料の制約上指定都市でしか取り入れることができなかったが、臨時雇用者比率のパラメータは有意差が認められなかった。

また20～34歳人口比率という、若年者人口比率が影響していることもわかった。これは若年者の国民年金に対する不信感や将来不安によるものなのか、老後にはかなり時間があるといった近視眼的な考えが影響しているのかはこの結果からだけでは明確でなく、今後明らかにしていきたい。後者であれば、学校教育などで、こどものころから生涯生活設計能力を身につけさせる必要があるといえるだろう。

注

1. 社会保険庁によれば、納付率は当該年度分の保険料として納付すべき月数（全額免除・学生納付特例月数を含まない。）である納付対象月数のうち当該年度中（翌年度4月末まで）に実際に納付された月数の比率（％）で定義されている。2001年度以前は、納付率ではなく、検認率という用語が用

いられていた。なお、本稿の計測対象とした年度は2001年度であり、被説明変数は資料で用いられている用語に合わせ検認率とした。

2. 金融資産を示す変数として純金融資産現在高も取り上げたが、これを含めた計測結果は選択されなかった。純金融資産現在高は、当該市の金融機関における預金から貸出金を差し引いたものを人口総数で除したものを用いた。預金及び貸出金の資料は全国市長会編「日本都市年鑑」(2003年版)に記載されている日本金融通信社刊「日本金融年鑑」(2003年版)のデータである。なお期首データとするため、平成2001年3月現在の値を用いた。これは、各個人のデータではなく、法人の預金及び貸出金も含まれていること、郵便局は除かれているなど、留意するところは多く、参考とするに留めたい。なお資料の制約上静岡市の純金融資産現在高が算出できず、純金融資産現在高を説明変数として用いる場合は静岡市を除いて計測を行った。

引用・参考文献

- 阿部彩 (2001), 国民年金の保険料免除制度改正 - 未加入, 未納率と逆進性への影響 -, 日本経済研究 No.43, pp.134-154.
- (2003), 公的年金における未加入期間の分析 - パネル・データを使って -, 季刊社会保障研究, Vol.39, No.3, pp.268-280.
- 丸山桂・駒村康平 (2005), 国民年金の空洞化問題と年金制度のありかた, 城戸喜子, 駒村康平編著『社会保障の新たな制度設計 - セーフティ・ネットからスプリング・ボードへ -, 慶應義塾大学出版会, pp.223-250.
- 佐々木一郎 (2005), 国民年金未加入行動に影響する要因の分析 - 大学生対象のアンケート調査から -, 季刊社会保障研究, Vol.41, No.3, pp.263-277.
- 関根美貴 (2007), 都市部の生活保護率に影響を与える要因について, 愛知教育大学研究報告, Vol.56, pp.63-68.
- 鈴木巨・周燕飛 (2001), 国民年金未加入者の経済分析, 日本経済研究, No.42, pp.44-60.
- (2006), コホート効果を考慮した国民年金未加入者の経済分析, 季刊社会保障研究, Vol.41, No.4, pp.385-395.
- 湯田道生 (2006), 国民年金・国民健康保険未加入者の計量分析, 経済研究, Vol.57, No.4, pp.344-357.

(平成19年9月18日受理)

