

## 壮年期から高齢期の個人の健康診断受診に影響を与える要因について ——生活と支え合いに関する調査を用いて——

泉 田 信 行  
黒 田 有志弥

### I はじめに

個人が自らの健康を守るための機会として各種の健康診断が存在する。例えば、事業者に雇用される労働者については労働者に受診する義務が、事業者には、労働者に対し、医師による健康診断を行なう義務がある（労働安全衛生法第66条）。また、2008年4月以降は「高齢者の医療の確保に関する法律」の改正により後期高齢者医療制度が導入されたのと同時に特定健康診査・特定保健指導の制度が導入された。これは医療保険者が実施者となり、40歳～74歳の加入者を対象として実施される健康診断である。これらの制度上の担保により健康診断へのアクセスは着実に改善してきたと考えられる。

しかしながら、実際には健康診断というサービスへのアクセスは働き方によって異なるかも知れない。例えば、事業主健診であれば、労働安全衛生規則第44条で「事業主は、常時使用する労働者に対し、一年以内ごとに一回、定期に、次の項目について医師による健康診断を行わなければならない。」と規定されている。これに沿えば、事業者は、非正規就業者を構成する、パートやアルバイトという形態で働いている者に対しては健康診断の義務を負わないこととなる<sup>1)</sup>。この結果、これらの者は事業主が実施する健康診断の機会を享受できないかも知れない。さらには、非正規雇用の増大によりこれらの事業主が実施する健康診断の機会を享受できない者の人数は増加していると

考えられる。

他方で、厚生労働省保険局（2012）によれば、特定健康診査実施率は23年度の速報値において全体で45.0%となっている。また、医療保険別では、市町村国保：32.7%、国保組合：41.1%、全国健康保険協会：37.4%、船員保険：35.4%、健康保険組合：69.7%、共済組合：73.0%となっており、医療保険者によって実施率は大きな差がある。なぜこのように全体の実施率が高いとは言えない状況にあるのか、医療保険者ごとに実施率が異なるのかを明らかにすることは健康診断の受診を通じた国民の健康水準を改善するために重要である。そのためには個人が置かれている環境において健康診断を受診するか否かをどのように考えているかを分析する必要がある。

Grossman（1972）は個人が健康を改善するために健康投資を行うという健康資本モデルを提唱した。効率的な健康投資を行うためには自己の健康に関する情報が必要である。健康診断を受診すること自体では健康は増進されないと考えられるが、受診する事を通じて得られる自らの健康に関する情報には価値がある（山田武 2003, 山田直志 2003, 山田・山田 2000）。個人は健康診断を受診する際にコストとベネフィットを踏まえて受診の意思決定を行う。健康診断を受診するベネフィットが大きいのか、受診するためのコスト（機会費用）が小さければ健康診断を受診する者が多くなると考えられる。

このような個人の健康診断受診行動について、疫学分野では特定健康診査のみならずそれ以前

の健康診断についても受診に影響を与える要因は検討されてきた。しかしながら、その研究の多くは特定の地域のデータによるものであり（川口他 2010, 久保田他 2010, 後藤他 2011, 築島他 2012, 宮川他 2011, 諸井他 2012）、必ずしも全国の場合に一般化可能であるとは言い切れない。経済学の分野では、小椋・上山・角田（2004）、山田武（2003）、山田直志（2003）、山田・山田（2000）、渡辺・大日（2003）、渡辺（2003）などにより健康診断受診の分析が行われてきた。小椋・上山・角田（2004）、山田武（2003）は健康保険組合のデータを用い、渡辺・大日（2003）、渡辺（2003）は独自のアンケート調査結果を用いている。特に、山田直志（2003）、山田・山田（2000）は厚生労働省が実施する国民生活基礎調査の大調査年のデータを用いて分析を行っており、代表性のある分析であるといえる。しかしながら、これらの研究は特定健診実施前のデータを用いた分析であり、特定健診実施により受診構造が変化している可能性がある。そこで、本稿では国立社会保障・人口問題研究所が2012年7月に実施した「生活と支え合いに関する調査」を用いて健康診断受診の意思決定に関連する社会経済・家族的要因を明らかにすることを目的とする。同調査は健康診断の受診状況や個人の社会経済・家族的背景、社会的ネットワークなどの情報を調査しており、かつ、国民生活基礎調査のサンプル上で実施された後続調査であり、代表性があると考えられるデータである。同調査報告書概要版では20歳以上の男性10,138名のうち23.6%が、同女性11,035名のうち31.7%が過去1年間に健康診断を受診していないこと、その理由として必要があると思わないこと、多忙で時間が無いことなどが未受診の理由として挙げられている。本稿では、医療費が増大し始める壮年層（40～74歳）を対象を限定して健康診断未受診の要因を明らかにする事を試みる。

## II データと分析方法

「生活と支え合いに関する調査 2012年」は同年6月に実施された国民生活基礎調査の後続調査

として、福島県を除く全国300調査地区に居住する世帯主及び20歳以上の個人を対象として実施された。世帯票と個人票があり、前者の有効票は11,000票（有効回収率68.3%）、後者は21,173票（有効回収率80.6%）となっている<sup>2)</sup>。このうち壮年期から高齢期（40歳～74歳）のサンプルに限定して分析に用いる。

以下の分析において被説明変数として用いるのは過去1年間の健康診断受診状況についての回答である。「受診した」、「受診しなかった」の2選択肢が提示されている<sup>3)</sup>。次節では、「受診しなかった」と回答した者の割合について、性・年齢階級別の分類を基礎に、同調査で収集された他の項目「就業・非就業」、「介護の状況」、「子どもの有無」、「暮らし向きの状況」、「等価世帯所得階級」、「会話頻度」、「離婚経験」、「学歴」との関連性について図により簡単に確認する。

「就業・非就業」については現在の就業状況として同調査では質問され、選択肢は「仕事をしている（休業、求職中を含みます。学生のアルバイトは除きます）」、「仕事をしていない（仕事を探している）」、「仕事をしていない（仕事を探していない、または、学生である）」とされている。図示する際には、仕事をしていない場合をひとつにまとめて非就業としている。「介護の状況」については、「現在、介護をしている」、「介護をしたことがある」、「介護の経験はない」の3選択肢が与えられている。「子どもの有無」については子どもとの同別居に関わらず質問している。（現在の）暮らし向きについては、「大変ゆとりがある」、「ゆとりがある」、「普通」、「やや苦しい」、「大変苦しい」を選択する質問となっている。分析においては、「大変ゆとりがある」、「ゆとりがある」と回答した者を合わせて「相対的にゆとり」とし、「やや苦しい」、「大変苦しい」と回答した者を合わせて「相対的に苦しい」としている。「等価世帯所得階級」は世帯単位で所得を合算し、世帯人員数の平方根で除して算出した等価世帯所得を世帯ごとに10分位とし<sup>4)</sup>、世帯ごとに所属する個人にその値を割り当てている。「会話頻度」については「毎日」、「2～3日に1回」、「4～7日（1週間）

に1回]、「2週間に1回]、「1か月に1回]、「ほとんど話をしない」のうち、後3者を「2週間に1回以下」とし、それに該当するか否かで分類した。「離婚経験」については1回以上の離婚経験の有無について質問している。「学歴」についてはここでは「最後に通った(通っている)学校」についての結果を利用している<sup>5)</sup>。小学校から短大・高等専門学校およびその他(専修学校, 専門学校)と大学以上とで比較している。

分析では、データを概観した後に、「受診しなかった」を選択するか否かについて多変量ロジスティック回帰分析が行われる。ある調査対象者が「受診しなかった」を選択する確率を $p$ とすれば、「受診した」を選択する確率は $1-p$ となる。オッズは $p/(1-p)$ で示されることとなる。これを対数変換したものを被説明変数とし、 $k$ 個の説明変数 $x_1, \dots, x_k$ と誤差項 $\varepsilon$ からなる推定式

$$\ln \frac{p}{1-p} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

によりパラメータ $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ を推定する。第 $j$ 説明変数が二値変数 $x_j = \{0, 1\}$ である場合、推定されたパラメータ $\beta_j$ を用いてその説明変数にかかるオッズ比は $e^{\beta_j}$ と示される。オッズ比が1より大きい場合には被説明変数と説明変数は正の関連を持ち、1より小さい場合には負の関連を持つことになる。

使用する変数はデータを概観する際に用いられる変数とほぼ同様である。ただし、分析にあたっては2値変数のダミー変数とするためリファレンスグループを設定する必要がある。性別については男性を基準(値:0)とした女性の時に(値:1)となる女性ダミー変数とした。年齢階級については、40～44歳の個人をリファレンスとした年齢5歳ごとの年齢階級ダミー変数とした。等価世帯所得については第5十分位をリファレンスとして等価世帯所得階級ごとのダミー変数を作成した。就業状況については、「仕事をしている」と回答している個人をリファレンスとし、「仕事をしていない(仕事を探している)」と回答した者について「仕事をしていない(求職中)」ダミー変数を作成した。「仕事をしていない(仕事を探してい

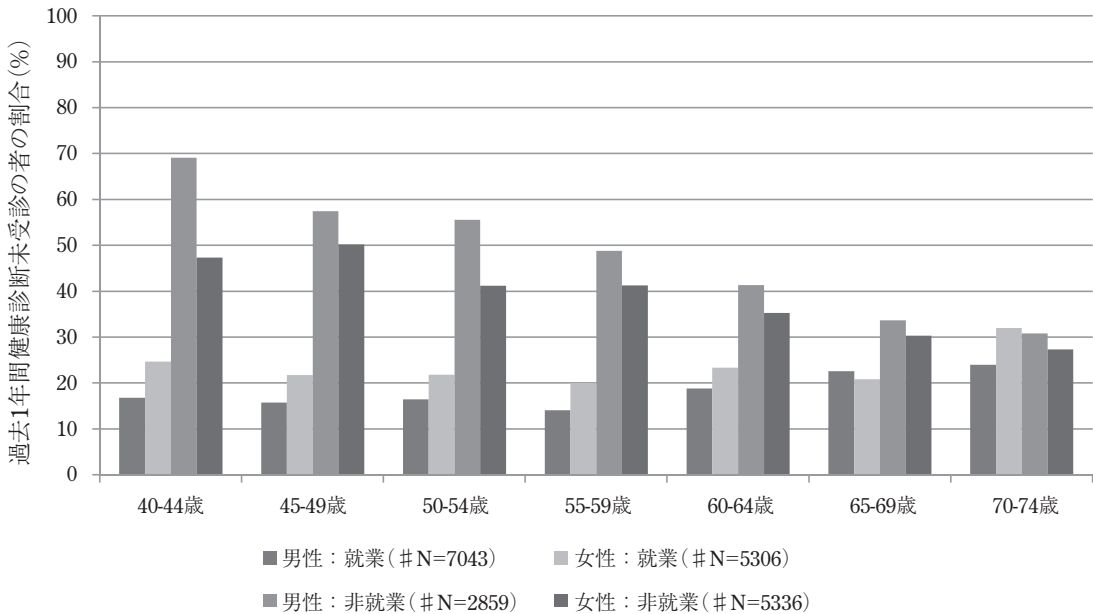
ない, または, 学生である)」と回答した者については、「仕事をしていない(求職していない)」ダミー変数を作成した。その他、「子どもあり」ダミー変数(リファレンス; 子どもなし), 「教育歴が大学以上」ダミー変数(リファレンス; 最後に通った学校でそれ以外を選択した者), 「会話が2週間に1回以下」ダミー変数(リファレンス; 会話が2週間に1回より多いと回答した者), 「現在介護をしている」ダミー変数(リファレンス; 介護をしたことがある, 介護の経験は無い, のいずれかと回答した者), 「離婚を経験している」ダミー変数(リファレンス; 離婚を経験していないと回答した者), をそれぞれ作成した<sup>6)</sup>。

次いで、非就業者である者に限定して同様の分析を行う。さらに非就業者かつ就業経験のある者に限定して最後についていた職についての退職した理由を説明変数として用いる。退職した理由は、「離職(倒産・解雇)」、「離職(雇用条件の悪化)」、「離職(定年・契約期間の満了)」、「離職(結婚・出産・育児)」、「離職(病気)」、「離職(家族の介護・看護)」、「離職(その他)」とされている。多重ロジスティック回帰においては、離職(定年・契約期間の満了)であるものをリファレンスとしてそれぞれの退職理由に関するダミー変数を作成し、分析に用いる。

### III 結果

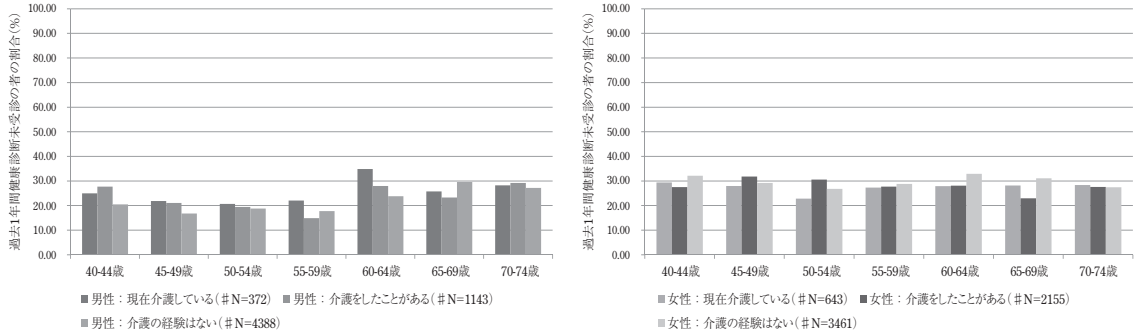
まずは健康診断を受診しなかったことと個人属性との関係性について概観する(図表1~図表8)。図表1は性・年齢5歳階級別、就業・非就業別に「昨年1年間で必要な健康診断を受診しなかったことがある」者の割合(以下、「受診しなかった者の割合」と略記する)を示している。男女ともに非就業である者の方が、就業している者よりも受診しなかった者の割合が高く、就業者と非就業者の差は若いほど大きかった。

図表2は介護の状況別に受診しなかった者の割合を示している。男女ともに現在介護をしている者とそうでない者の間ではあまり差がない結果となっていた。



出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表1 年齢階級別就業状況別必要な健康診断を受診しなかった者の割合



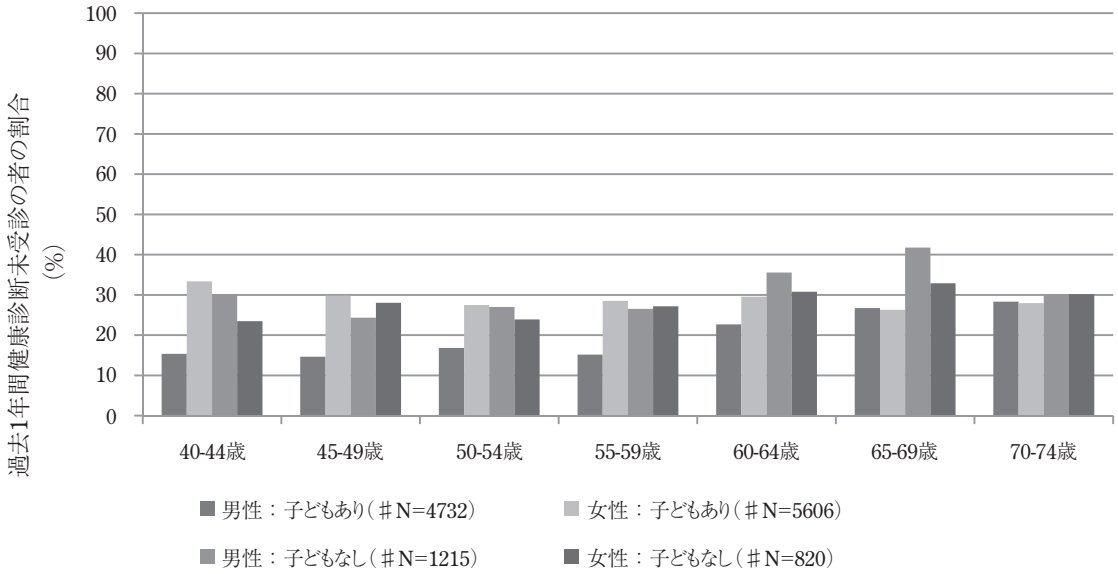
出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表2 介護の状況別必要な健康診断を受診しなかった者の割合

図表3は子どもの有無別に受診しなかった者の割合を示している。65歳以上、以下で異なる結果となっている。65歳以下では、男性は子どもありの者は子供なしの者よりも受診しなかった者の割合は低かった。他方、女性は逆に子どもありの者は子どもなしの者よりも受診しなかった者の割合が高かった。65歳以上では、男女ともに子どもありの者の方が子供なしの者よりも受診しなかった者の割合が低かった。

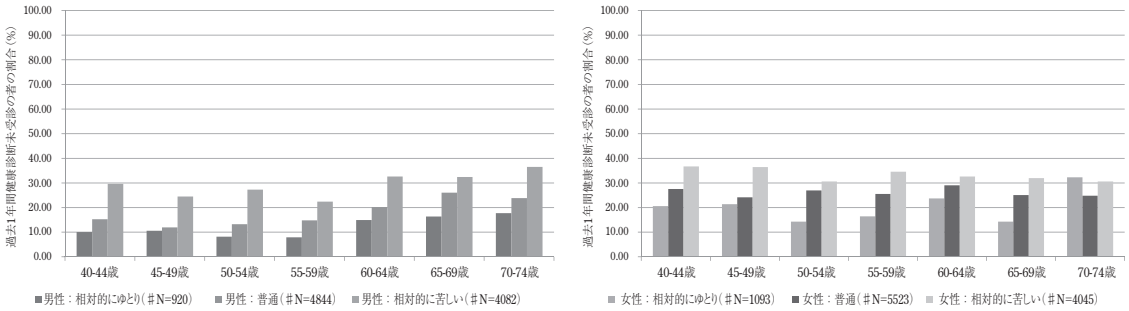
図表4は暮らし向きの状況別に受診しなかった者の割合を示している。女性の70-74歳階級を除いて、「相対的にゆとり」があると受診しなかった者の割合は低く、「相対的に苦しい」者の受診しなかった者の割合は高い。「普通」と回答している者は両者の中間に位置する。

等価世帯所得10分位別の個人を第1～第3, 第4～第7, 第8～第10分位にまとめると(図表5), 世帯所得階級第1～第3分位の者にて受診しな



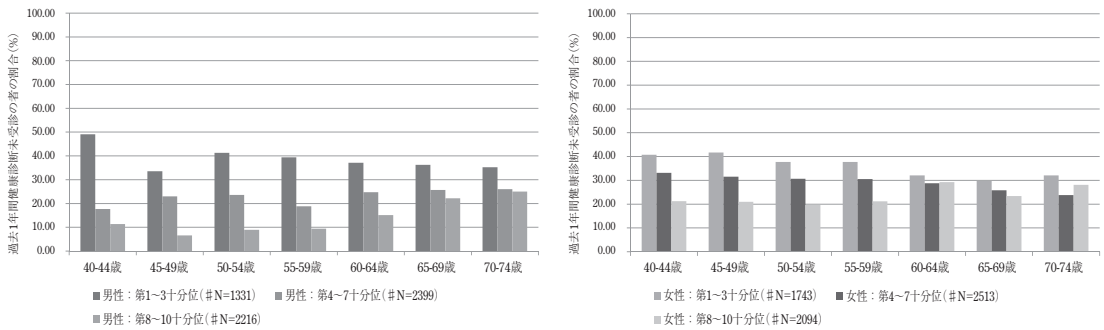
出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表3 子どもの有無別必要な健康診断を受診しなかった者の割合



出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

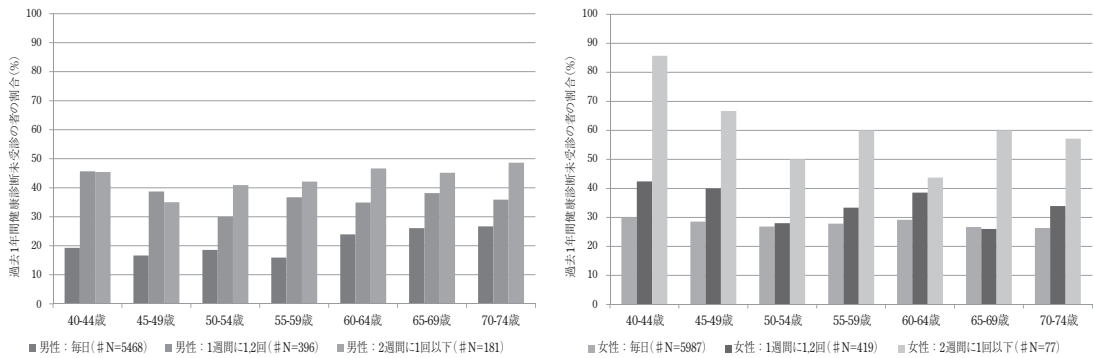
図表4 暮らし向きの状況別必要な健康診断を受診しなかった者の割合



出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

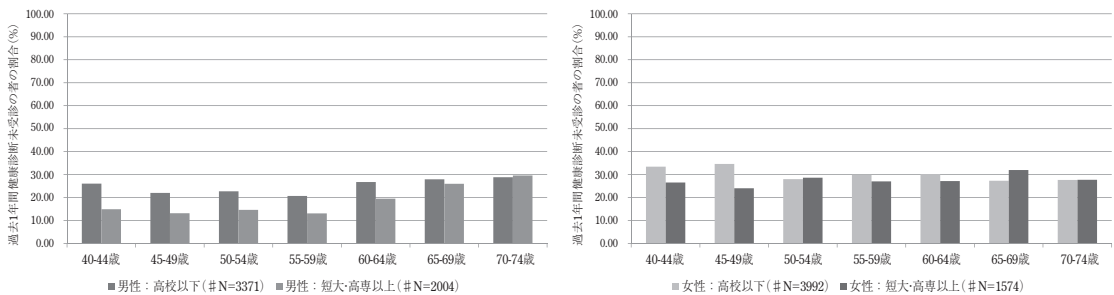
図表5 等価世帯所得階級別必要な健康診断を受診しなかった者の割合





出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表6 会話頻度別健康診断を受診しなかった者の割合



出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表7 学歴別必要な健康診断を受診しなかった者の割合

かった者の割合が最も高くなっていた。例外もあるが、ほぼ第8～第10分位の者において受診しなかった者の割合が最も低くなっていた。

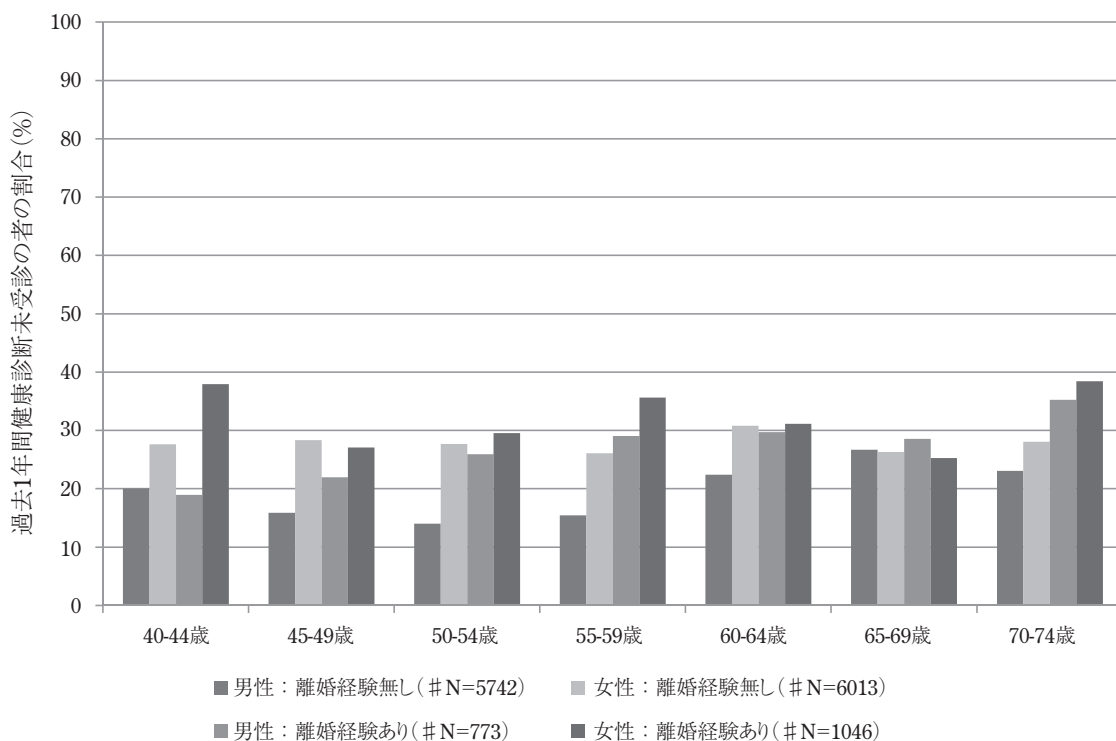
他者との会話頻度を「毎日」、「1週間に1,2回」、「2週間に1回以下」とまとめると、女性の65-69歳階級で例外となるものの、「毎日」会話する者において受診できない者の割合が最も低くなっていた (図表6)。また、男性の40代を除けば「2週間に1回以下」会話する者において受診できない者の割合が最も低くなっていた。

学歴を高校以下、短大・高専以上に2分類すると、ほとんどの場合において、短大・高専以上の方が受診できない者の割合が高かった (図表7)。

離婚経験の有無で2分類すると、男性40～44歳、女性45～49歳、女性65～69歳などの例外もあるが、離婚経験ありの群において健康診断未受診率が高かった (図表8)。

次に多変量ロジスティック回帰分析の結果を示す。分析に使用された変数の記述統計表は図表9にまとめられている。無回答となったケースを除外すると、サンプルサイズは10828となった。推定結果は図表10にまとめられている。大きく分けると男女計と男女別の結果となっている。それぞれについて性・年齢階級・所得階級だけを説明変数に投入した推定とその他説明変数を投入した推定結果が示されている。

性・年齢・所得だけを投入した分析においては、男女計の場合、女性ダミーも年齢ダミーも全く有意では無かった。等価世帯所得階級第5十分位をリファレンスグループとすると、第4、第6十分位ダミー変数は統計的に有意では無いが、第4十分位よりも世帯所得が低いことと健康診断の未受診は統計的に有意な正の関連を持つことが示された。逆に第6十分位よりも世帯所得が高いことと



出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

図表8 離婚経験別必要な健康診断を受診しなかった者の割合

健康診断の未受診に統計的に有意に負の関連性を持つことが示された。

男女別にわけて同様の推定を行うと、年齢65～69歳ダミー変数が男性では統計的に有意に正の、女性では統計的に有意に負の関連を示すことが示された。所得については極めて対照的な結果が得られた。男性については男女計の場合とほぼ同じ結果となったが、女性の場合は第1、第9、第10十分位ダミー変数のみが統計的に有意となった。

所得や人口学的変数以外にも変数を投入した場合にも男女別に対照的な結果が得られる。子どもがあることは男女計では有意な結果とならなかったが、男性の場合は有意に負の関連があった。女性の場合には有意な関連はなかった。離婚経験は男性では統計的に有意な正の関連があったが、女性の場合においては有意ではなかった。その他の変数では、職についていない(求職中)、職につ

いていない、変数は男女ともに統計的に有意であり、オッズ比がそれぞれ2を超えていた。会話が2週間一回未満であることは統計的に有意に正の関連を示しており、オッズ比も大きい。しかしながら、特に女性について、推定値の標準誤差が大きいため95%信頼区間が広く(2.09-6.42)になっていた。離婚経験があることは男性でのみ正の関連があることが示された。

年齢階級別のダミー変数は、男性についての推定では全く有意では無かった。女性についての推定においては、60～64歳、65～69歳、70歳以上の各年齢ダミー変数が有意となっていた。所得変数は女性では等価世帯所得階級第9、10十分位変数が統計的に有意な負の関連を持っていたが、男性では第1～4、第8～10十分位変数が有意となっていた。

次に、就業経験のある現在就業していない者に限った推定結果が図表12にまとめられている。ま

図表9 記述統計表

変数	Obs	Mean	SD	Min	Max
受診できなかった経験	10828	0.258	0.438	0.000	1.000
女性ダミー	10828	0.515	0.500	0.000	1.000
年齢45～49	10828	0.137	0.344	0.000	1.000
年齢50～54	10828	0.125	0.331	0.000	1.000
年齢55～59	10828	0.144	0.351	0.000	1.000
年齢60～64	10828	0.177	0.381	0.000	1.000
年齢65～69	10828	0.144	0.351	0.000	1.000
年齢70～74	10828	0.116	0.320	0.000	1.000
等価世帯所得階級第1十分位	10828	0.058	0.234	0.000	1.000
等価世帯所得階級第2十分位	10828	0.076	0.266	0.000	1.000
等価世帯所得階級第3十分位	10828	0.089	0.285	0.000	1.000
等価世帯所得階級第4十分位	10828	0.081	0.273	0.000	1.000
等価世帯所得階級第6十分位	10828	0.106	0.308	0.000	1.000
等価世帯所得階級第7十分位	10828	0.100	0.300	0.000	1.000
等価世帯所得階級第8十分位	10828	0.106	0.308	0.000	1.000
等価世帯所得階級第9十分位	10828	0.122	0.327	0.000	1.000
等価世帯所得階級第10十分位	10828	0.127	0.333	0.000	1.000
子どもあり	10828	0.832	0.374	0.000	1.000
職に就いていない（求職中）	10828	0.092	0.288	0.000	1.000
職に就いていない（求職していない）	10828	0.272	0.445	0.000	1.000
教育歴が大学以上	10828	0.205	0.404	0.000	1.000
会話が2週間に1回未満	10828	0.018	0.134	0.000	1.000
現在介護をしている	10828	0.082	0.275	0.000	1.000
離婚経験あり	10828	0.102	0.303	0.000	1.000

出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

ず離職理由についての変数を含まない推定について確認する。男性については、60～64歳、65～69歳、70歳以上の各年齢ダミー変数がそれぞれ統計的に有意な負の関連を、等価世帯所得階級第1、2十分位変数が統計的に有意な正の関連を持っていた。その他には会話が2週間に1回未満であることが統計的に有意な正の関連を持つだけであった。

女性については、60～64歳、65～69歳、70歳以上の各年齢ダミー変数、等価世帯所得階級第10十分位変数が統計的に有意な負の関連をそれぞれ持っていた。それ以外の変数では、会話が2週間に一回未満であることはやはり統計的に有意に正の関連を示しており、オッズ比も6.190と大きい。推定値の標準誤差も大きく、95%信頼区間が(2.897-13.23)と広がっていた。離婚経験は統

計的に有意な正の関連を示し、オッズ比は1.364であった。教育歴が大学以上であることは統計的に有意な負の関連を示し、オッズ比は0.707であった。

次に離職理由についての変数を含む推定結果について確認する(図表11)<sup>7)</sup>。男性については、離職理由についての変数を含まない場合と同じく、60～64歳、65～69歳、70歳以上の各年齢ダミー変数が統計的に有意な負の関連を、等価世帯所得階級第1十分位変数が統計的に有意な正の関連を持っていた。その他の変数で統計的に有意であるものは離職(家族の介護・看護)のみであった<sup>8)</sup>。オッズ比が3.909と大きくなっていった。ただし、標準誤差も1.578と大きいため、推定値の95%信頼区間は(1.773-8.622)と非常に広がっていた。



図表10 推定結果表-1

	男女計						男性						女性					
	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value			
子どもあり				0.922	0.058	0.196				0.717	0.063	0.000				1.198	0.112	0.053
仕事に就いていない(求職中)				2.490	0.191	0.000				2.510	0.306	0.000				2.201	0.219	0.000
仕事に就いていない(求職していない)				2.387	0.142	0.000				2.233	0.234	0.000				2.274	0.166	0.000
教育歴が大学以上				0.815	0.053	0.002				0.865	0.070	0.075				0.819	0.092	0.075
会話が2週間に1回未満				2.121	0.325	0.000				1.509	0.287	0.031				3.661	1.049	0.000
現在介護をしている				1.002	0.082	0.985				1.085	0.152	0.558				0.956	0.097	0.659
離婚経験あり				1.224	0.093	0.008				1.312	0.155	0.021				1.170	0.117	0.116
女性ダミー	1.390	0.063	0.000	1.134	0.057	0.012												
年齢45～49	0.924	0.077	0.347	0.937	0.080	0.443	0.890	0.118	0.378	0.921	0.124	0.540	0.947	0.104	0.619	0.944	0.106	0.609
年齢50～54	0.898	0.078	0.219	0.887	0.079	0.179	0.934	0.126	0.613	0.947	0.130	0.692	0.860	0.099	0.189	0.840	0.099	0.139
年齢55～59	0.919	0.077	0.313	0.858	0.074	0.074	0.935	0.123	0.608	0.936	0.126	0.623	0.910	0.099	0.385	0.817	0.092	0.073
年齢60～64	1.000	0.077	0.996	0.796	0.065	0.005	1.123	0.134	0.330	0.991	0.125	0.943	0.916	0.093	0.389	0.702	0.076	0.001
年齢65～69	1.005	0.081	0.946	0.682	0.060	0.000	1.335	0.161	0.017	0.997	0.136	0.980	0.795	0.087	0.036	0.534	0.063	0.000
年齢70～74	0.974	0.083	0.759	0.584	0.056	0.000	1.238	0.159	0.095	0.799	0.120	0.134	0.810	0.093	0.067	0.504	0.063	0.000
等価世帯所得階級第1十分位	1.819	0.183	0.000	1.335	0.139	0.006	2.396	0.373	0.000	1.630	0.267	0.003	1.521	0.200	0.001	1.196	0.163	0.189
等価世帯所得階級第2十分位	1.532	0.143	0.000	1.454	0.139	0.000	2.326	0.329	0.000	1.886	0.277	0.000	1.142	0.142	0.284	1.197	0.152	0.158
等価世帯所得階級第3十分位	1.450	0.130	0.000	1.399	0.128	0.000	1.697	0.227	0.000	1.569	0.215	0.001	1.263	0.152	0.053	1.256	0.155	0.064
等価世帯所得階級第4十分位	1.121	0.106	0.228	1.130	0.109	0.204	1.360	0.188	0.026	1.323	0.187	0.048	0.945	0.122	0.664	0.980	0.129	0.878
等価世帯所得階級第6十分位	0.949	0.085	0.557	1.003	0.091	0.971	0.916	0.123	0.513	1.015	0.139	0.915	0.982	0.118	0.881	0.997	0.122	0.980
等価世帯所得階級第7十分位	0.809	0.075	0.023	0.853	0.081	0.094	0.692	0.100	0.011	0.767	0.112	0.070	0.908	0.112	0.434	0.921	0.116	0.512
等価世帯所得階級第8十分位	0.711	0.067	0.000	0.780	0.075	0.010	0.617	0.090	0.001	0.706	0.104	0.019	0.792	0.099	0.061	0.838	0.106	0.164
等価世帯所得階級第9十分位	0.562	0.053	0.000	0.645	0.062	0.000	0.451	0.068	0.000	0.540	0.083	0.000	0.654	0.081	0.001	0.715	0.090	0.008
等価世帯所得階級第10十分位	0.463	0.045	0.000	0.545	0.055	0.000	0.359	0.056	0.000	0.429	0.068	0.000	0.551	0.070	0.000	0.627	0.082	0.000
定数項	0.328	0.027	0.000	0.302	0.030	0.000	0.291	0.035	0.000	0.300	0.042	0.000	0.502	0.053	0.000	0.322	0.044	0.000
Number of obs	10828			10828			5249			5249			5579			5579		
LR chi2	412.27			742.22			345.09			487.61			88.16			269.42		
Prob > chi2	0			0			0			0			0			0		
Log likelihood	-3801.797			-3815.806			-3906.079			-3504.818			-3328.737			-3238.106		
Pseudo R2	0.0333			0.06			0.0621			0.0877			0.0131			0.0399		

出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

女性については、年齢階級変数は60～64歳、65～69歳、70歳以上の各ダミー変数が統計的に有意に負の関連を示していた。所得階級変数は所得第10十分位変数のみが統計的に有意な負の関連を示していた。年齢と所得の変数以外では、会話が2週間に一回未満であることが統計的に有意な正の関連を示しており、オッズ比も5.899と大きい。やはり推定値の標準誤差が大きいため95%信頼区間が広く(2.582-13.48)なっていた。離婚経験も統計的に有意な正の関連を示し、オッズ比は1.383であった。定年・契約期間の満了をリファレンスとした離職にかかる変数は多くが統計的に有意な正の相関を持つ結果となっていた。有意な変数のオッズ比は、離職(倒産・解雇):2.008, 離職(雇用条件の悪化):1.764, 離職(結婚・出産・育児):1.498, 離職(病気):1.499, 離職(結婚・出産・育児):1.498, 離職(家族の介護・看護):1.955となっていた。

#### IV 考察

推定結果は次の通りまとめられるであろう。就業・非就業の者双方を含む推定では、仕事に就いていない(求職中)、仕事に就いていない(求職していない)、会話が2週間に1回未満が男女共通に健康診断未受診と正の関連があった。男性のみについては、さらに、離婚経験ありが正の関連を持ち、子どもがいることは負の関連を持っていた。年齢は女性については負の関連があったが、男性については関連が無かった。男性では所得が高いこと健康診断の未受診と負の関連があるが、女性については非常に所得が高い群であることのみが健康診断未受診と負の関連を持っていた。就業経験のある未就業者に限定すると、男女とも年齢が高いことが健康診断未受診と負の相関を持つが、所得については男性では最も低い層であること、女性ではもっと高い層であることが健康診断未受

図表11 推定結果表-2

	男女計						男性						女性					
	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value	Odds Ratio	S.E.	p-value			
子どもあり	0.900	0.090	0.294	0.950	0.103	0.636	0.768	0.126	0.109	0.893	0.157	0.522	1.049	0.142	0.725	1.018	0.150	0.905
仕事に就いていない(求職中)	0.922	0.075	0.318	0.892	0.079	0.200	0.917	0.131	0.542	0.983	0.150	0.910	0.914	0.093	0.378	0.862	0.096	0.183
教育歴が大学以上	0.834	0.090	0.093	0.851	0.099	0.165	0.954	0.142	0.753	0.946	0.151	0.729	0.707	0.117	0.035	0.715	0.129	0.063
会話が2週間に1回未満	2.738	0.556	0.000	2.484	0.546	0.000	1.721	0.438	0.033	1.560	0.431	0.108	6.190	2.398	0.000	5.899	2.486	0.000
現在介護をしている	1.108	0.126	0.367	1.134	0.136	0.293	1.102	0.234	0.648	0.999	0.223	0.996	1.116	0.152	0.419	1.179	0.171	0.254
離婚経験あり	1.410	0.175	0.006	1.373	0.181	0.016	1.388	0.298	0.126	1.319	0.300	0.223	1.412	0.216	0.024	1.383	0.226	0.047
離職(倒産・解雇)				1.828	0.272	0.000				1.465	0.351	0.111				2.008	0.397	0.000
離職(雇用条件の悪化)				1.659	0.269	0.002				1.505	0.397	0.121				1.764	0.375	0.008
離職(結婚・出産・育児)				1.436	0.179	0.004										1.498	0.216	0.005
離職(病気)				1.445	0.180	0.003				1.319	0.258	0.158				1.499	0.253	0.017
離職(家族の介護・看護)				1.523	0.239	0.007				3.909	1.578	0.001				1.354	0.251	0.101
離職(その他)				1.782	0.236	0.000				1.370	0.347	0.214				1.955	0.323	0.000
女性ダミー	0.840	0.067	0.028	0.713	0.066	0.000												
年齢45～49	0.949	0.164	0.761	0.922	0.169	0.658	0.571	0.250	0.201	0.519	0.251	0.175	1.084	0.207	0.671	1.051	0.210	0.805
年齢50～54	0.764	0.134	0.125	0.716	0.133	0.072	0.529	0.207	0.103	0.498	0.206	0.092	0.853	0.169	0.423	0.794	0.168	0.274
年齢55～59	0.782	0.122	0.116	0.725	0.122	0.056	0.591	0.215	0.148	0.556	0.216	0.131	0.859	0.150	0.384	0.782	0.148	0.195
年齢60～64	0.539	0.074	0.000	0.564	0.084	0.000	0.404	0.125	0.003	0.407	0.136	0.007	0.589	0.094	0.001	0.600	0.104	0.003
年齢65～69	0.422	0.059	0.000	0.455	0.070	0.000	0.336	0.104	0.000	0.338	0.114	0.001	0.459	0.075	0.000	0.486	0.087	0.000
年齢70～74	0.348	0.049	0.000	0.397	0.063	0.000	0.273	0.086	0.000	0.286	0.099	0.000	0.392	0.065	0.000	0.442	0.082	0.000
等価世帯所得階級第1十分位	1.449	0.188	0.004	1.419	0.198	0.012	1.959	0.440	0.003	1.759	0.426	0.020	1.267	0.204	0.142	1.331	0.230	0.097
等価世帯所得階級第2十分位	1.317	0.183	0.048	1.252	0.186	0.130	1.702	0.388	0.020	1.430	0.348	0.142	1.114	0.199	0.548	1.122	0.215	0.547
等価世帯所得階級第3十分位	1.213	0.159	0.140	1.167	0.163	0.269	1.035	0.229	0.876	0.960	0.227	0.862	1.361	0.223	0.060	1.336	0.235	0.100
等価世帯所得階級第4十分位	1.056	0.150	0.699	1.104	0.165	0.507	1.129	0.268	0.609	1.125	0.280	0.636	1.024	0.182	0.895	1.102	0.207	0.605
等価世帯所得階級第5十分位	0.985	0.135	0.915	0.943	0.138	0.692	0.897	0.223	0.661	0.736	0.198	0.255	1.017	0.168	0.917	1.054	0.187	0.767
等価世帯所得階級第6十分位	1.016	0.144	0.910	0.992	0.148	0.958	1.175	0.298	0.525	1.210	0.317	0.466	0.949	0.162	0.758	0.919	0.167	0.642
等価世帯所得階級第7十分位	0.898	0.134	0.472	0.901	0.141	0.508	0.784	0.222	0.391	0.740	0.220	0.310	0.936	0.166	0.708	0.977	0.183	0.902
等価世帯所得階級第8十分位	0.892	0.137	0.454	0.922	0.148	0.612	1.118	0.335	0.711	1.204	0.376	0.552	0.838	0.151	0.328	0.858	0.164	0.424
等価世帯所得階級第9十分位	0.583	0.098	0.001	0.576	0.104	0.002	0.478	0.180	0.050	0.513	0.198	0.084	0.610	0.117	0.010	0.605	0.126	0.016
等価世帯所得階級第10十分位	1.275	0.224	0.167	0.978	0.194	0.912	1.686	0.547	0.107	1.378	0.509	0.385	0.893	0.185	0.586	0.596	0.150	0.039
定数項	3935			3523			1279			1168			2656			2355		
Number of obs	209.73			209.07			105.17			112.71			130.28			128.09		
LR chi2	0			0			0			0			0			0		
Prob > chi2	-250.118			-225.082			-802.3781			-794.9695			-1684.1278			-1683.2866		
Log likelihood	0.0403			0.0449			0.0615			0.0721			0.0372			0.0414		

出所) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) の個票データの再集計により筆者作成

診と正の(負の)関連を持っていた。年齢や所得以外の変数で有意な変数は減少し、女性では教育歴が大学以上であること、会話が2週間に1回未満であることはそれぞれ統計的に有意に健康診断未受診と負の(正の)関連を持っていた。男性についてはこれらの変数は有意ではなかった。定年・契約期間の満了をリファレンスとした離職理由についての変数を投入すると、男性は家族の看護・介護の場合に統計的に有意に健康診断未受診と正の関連を持っていた。女性の場合は家族の看護・介護以外の全ての離職理由が健康診断未受診と正の関連を持っていた。

本稿の結果と先行研究の結果と比較していきたい。まず、年齢変数のうち、60～64歳、65～69歳、70歳以上ダミー変数は多くの場合有意であった。また、その符号は負であり、年齢が高いと健

康診断を受診できにくい傾向が少ない(受診しやすい)、というものであった。これは多くの先行研究と整合的な結果である。なお、小椋・上山・角田(2004)は年齢変数の重要性に指摘しつつも本研究や他の研究と異なる結果を得ている。

就業者と非就業者を合わせた分析においては、仕事に就いていないことは健康診断未受診と正の関連を持っていた。分析対象となる年齢層において仕事に就いていない者は国民健康保険加入者が被用者保険の被扶養者であると考えられる。前者の層は本稿冒頭でも示したとおり特定健診未受診者の割合が高い。本稿の結果は整合的な結果となっている。

山田・山田(2000)、山田直志(2003)、渡辺(2003)、渡辺・大日(2003)において組合健康保険加入者の健康診断受診率が高いことが指摘され、木村

(2013)では非就業者よりも就業者の方が健康診断受診率が高いことが指摘されており、本稿の結果はこれらの結果と整合的となっている。

就業者と非就業者を合わせた分析においては、子供があることは男性にとっては健康診断未受診と負の関連を、女性にとっては正の関連を持っていた。これは木村(2013)によっても指摘されている。他方、非就業者のみの分析においては、子供があることは男女ともに有意な効果を持たなかった。このことは、就業者と非就業者で、就業者の男女間で、子どもを持つことと健康診断の受診行動とで異なる関連があることを示唆していると考えられる。非正規雇用の比率が増大しているとはいえ、男性が正規雇用で働く者が多く、女性は非正規雇用で働く者が多い現状を考えると、男性については就業先で健康診断を受診でき、女性の場合はそうではないケースが多いかも知れない。その場合、男性は子どもの有無により健康診断を受診する機会費用はほとんどないが、女性の場合は就業、子育てを行うことが健康診断受診の機会費用を高めているかも知れない。実際、「生活と支え合いの調査」報告書概要版(国立社会保障・人口問題研究所2013)自体や、山田武(2003)、久保田他(2010)、後藤他(2011)、服部他(2012)でも指摘されているように「忙しい」ことが未受診の大きな理由として挙げられている。また、非就業者については子どもの有無は受診と有意に関連する要因では無かったことと考え合わせると、説明としては整合的である。ただし、既に疾患に罹患している場合は、健康診断未受診により疾患の発見が遅延することは本人が非常に大きな損失を負うことになる。このため、築島他(2012)にて示されているように、「検査への関心」、「意義の認識」、「意義や効果の理解」などをさらに周知することが必要かも知れない。また、非正規就業の場合、就業先で受診機会が無いために、そもそもどこで受診できるのかが理解されていないのかも知れない。これは築島他(2012)にて最も受診と関連する要因として指摘されている点である。これらの結果から、特に子どものいる、女性就業者の健康診断受診の機会費用を引き下げること

健康診断の意義をさらに周知することが必要かも知れない。

他方で、就業・非就業、性別にかかわらず、現在介護をしていることは健康診断受診に統計的に有意な関連を持っていなかった。この結果は子どもに関する結果とはきわめて対照的であり、介護をしていることが健康診断受診の機会費用を高めることにはなっていないことを示唆している。この点については離職理由変数の結果のところで述べる。

このほか、就業者と非就業者を合わせた分析では男女ともに、非就業者に限定した分析では女性において、会話が2週間に1回以下、であることが健康診断未受診と正の関連を示していた。会話の有無・回数は個人が持つネットワークを反映していると考えられ、ネットワークと健康診断未受診が関連を持つことを意味している。実際、岡村他(1999)や三弊他(2006)はそれぞれの論文にて定義されている社会的ネットワーク得点やソーシャルサポート・ネットワークが健康診断受診に関連すると指摘しており、本分析の結果はそれらと整合的であると言える。

女性については、定年・契約期間の満了をリファレンスとした離職理由のほとんどの変数が健康診断未受診と統計的に有意な正の関連を持っていたことは、定年や契約期間の満了という予定された形以外での就業状態の変化は健康診断未受診のきっかけになる可能性があることを示唆している。離職して非就業である者は国民健康保険が被用者保険の被扶養者となっていると考えられるため、一連の先行研究での指摘がここでも妥当なのかも知れない。ただし、この説明の難点は、結婚・出産・育児という他の離職形態と比較すれば、ある程度予定された離職行動の場合でも健康診断未受診と統計的に有意な正の関連を持っていることを説明できないことである。この点については今後の検討課題である。

男性については、家族の介護・看護による離職は統計的に有意な正の関連を健康診断未受診との間に持っていたが、上で述べたように、就業・非就業、性別にかかわらず、現在介護をしているこ

とは健康診断受診に統計的に有意な関連を持っていない。ふたつの結果に整合性を持たせるひとつの説明は、介護をすることが機会費用となるのではなく、家族の介護・看護という自分ではコントロールできない理由で離職することがその後の健康診断受診の機会費用を高めることになっている、というものであろう。しかしながら、介護・看護負担に影響する介護・看護の対象者の要介護度等の情報はデータに含まれていない。それゆえ、この点については今後の検討課題としたい。

本分析のひとつの限界としては、これまでの触れてきたとおり、就業者の就業形態についての情報が含まれていないことである。自営業か被用者か、正規か非正規か、加入する医療保険などで健診の受診機会や受診のための機会費用が異なると考えられる(山田・山田 2000, 山田直志 2003, 渡辺 2003, 渡辺・大日 2003, 川口他 2010, 諸井他 2012)。この点は国民生活基礎調査の情報と接合することによって解決できる。

もうひとつの限界としては、非就業者に限定した分析においてサンプルサイズが相対的に小さくなっていることである。特に男性についてはそもそも非就業である者が少ない年齢層であるためサンプルサイズが女性の半分ほどとなっている。欠損値のある変数を分析に使用することによりさらにサンプルサイズが減少するため、分析結果に影響を与えている可能性がある。前者の点は利用したデータが国民全体を対象とするデータであり、非就業者をターゲットとするデータではないことによる制約である<sup>9)</sup>。

## V 結語

本稿では「生活と支え合いに関する調査」の個票データを用いて壮年期(40～74歳)の個人の健康診断未受診と関連する要因について多変量ロジスティック回帰分析を行った。就業者と非就業者を合わせたサンプルでは、仕事に就いていないこと、子どもがいること、会話頻度が少ないこと、所得が低いことなどが、非就業者のみのサンプルでは就業していない女性のうち離婚経験があるこ

と、男性のうち等価世帯所得が第1十分位であることなどが、健康診断未受診と正に関連する要因として指摘された。このような具体的にどのような社会経済背景を持つ個人が健康診断未受診につながるかについて、引き続きデータを整備しつつ、さらに検討するべきと考えられた。

## 注

- 1) 行政解釈によれば、「常時使用する労働者」とは、期間の定めない契約により使用される者(期間の定めのある契約により使用される者の場合は、更新により1年以上使用されることが予定されている者、及び、更新により1年以上使用されている者)で、1週間の所定労働時間が当該事業場において同種の業務に従事する通常の労働者の1週間の所定労働時間数の4分の3以上であることとされている(平成19年10月1日基発1001016号)。
- 2) 詳細については同調査概要版(<http://www.ipss.go.jp/ss-seikatsu/j/2012/seikatsu2012summary.pdf>;平成26年2月15日アクセス)を参照されたい。
- 3) 無回答の者については、結果の項におけるクロス分析(図表X～図表Y)までは割合の計算の分母に含まれている。これは同調査の概要版の集計方法と整合的である。しかしながら、多変量ロジスティック回帰分析の際にはサンプルから除外されている。
- 4) 所得について無回答の世帯員がある場合は、所得はゼロとして集計している。
- 5) 中退のケースも含まれるので、いわゆる最終学歴の概念とは異なっている。
- 6) 離婚経験については無回答が非常に多かった(7,599サンプル)ため、別途離婚経験無回答ダミー変数を作成し、分析に投入している。ただし、その変数の係数の解釈は難しいこともあり、推定結果表等には記載していない。
- 7) 離職理由の欠損値が存在するため、サンプル数がさらに減少する。
- 8) 男性については、結婚・出産・育児の理由で退職した者は観察されなかった。
- 9) ただし、サンプルサイズの問題は実際には大きくない可能性もある。注viで示している通り、離婚経験については既に無回答ダミー変数を利用しているが、離職理由の無回答や不詳についてもダミー変数を作成して分析に投入することにより脱落サンプルを減少させた分析も行った。しかしながら、これにより有意となる変数は少数であり、推定結果は提示しているものとほとんど変わらなかった。

## 参考文献

小椋正立・上山美香・角田保「職場における健康診



- 断と医療機関の受診に関する分析-高血圧症のケース』『日本経済研究』No.49,117-139,2004.
- 木村好美「健康診断の受診と社会階層」『早稲田大学大学院文学研究科紀要第1分冊,哲学 東洋哲学 心理学 社会学 教育学』35-44, 2013.
- 山田直志「健康診断の需要と不確実性」小椋正立・デービッドワイズ編『日米比較医療制度改革 日本経済研究センター・NBER共同研究』日本経済新聞社,2002年.
- 山田武「健康診断の受診と情報としての健康診断の価値」『医療と社会』Vol.13 (1),39-52,2003.
- 山田直志・山田哲司 "Differentials in the Demand for Health Check-up,"『季刊社会保障研究』Vol.36 (3),391-422,2000.
- 渡辺励「がん検診受診行動に関する要因分析」『医療と社会』Vol.13 (2),113-132,2003.
- 渡辺励・大日康史「がん検診の経済分析」大日康史編著『健康経済学』第3章,93-122,東洋経済新報社,2003.
- 岡村智教・鈴木玲子・中川裕子・寺尾敦史・佐藤眞一・北村明彦・内藤義彦・今野弘規・田村嘉孝・飯田稔・小町喜男「質問紙調査による基本健康診査の受診に関連する要因の検討:社会的ネットワーク得点を含めた分析」『日本公衆衛生雑誌』Vol.46 (8),616-623,1999.
- 川口亜佑子・原田和弘・李恩兒・中村好男「40-59歳における健康診断未受診と特定健康診査・特定保健指導の認知及び人口統計学的要因との関連-自営業者と勤務者の比較」『スポーツ産業学研究』Vol.20 (2),217-225,2010.
- 久保田和子・大久保孝義・佐藤陽子・廣瀬卓男・今井潤「岩手県花巻市における特定健康診査未受診者の未受診理由と健康意識」『厚生学の指標』Vol.57 (8),1-6,2010.
- 厚生労働省保険局「平成23年度 特定健康診査・特定保健指導の実施状況 (速報値)」  
<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002wcts-att/2r9852000002wcv1.pdf>(2014年1月31日アクセス)
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2013)『生活と支え合いに関する調査』概要版.
- Grossman, Michael "On the concept of health capital and demand for health," *Journal of Political Economy*, Vol.80,223-255,1972.
- 後藤めぐみ・武田政義・開沼洋一・水上由美子「特定健康診査未受診者へのアンケート調査からみた未受診の要因と対策」『厚生学の指標』Vol.58(8),34-39,2011.
- 築島恵理・高橋恭子・矢野公一・森満「所得状況による特定健康診査の受診行動と関連する因子の検討:所得の指標として市民税課税層と非課税層の相違に着目して」『日本公衆衛生雑誌』Vol. 59 (11),810-821,2012.
- 服部真理子・柳修平・伊藤景一・中田晴美・犬飼かおり・遠藤直子・平井幸子「掛川市国民健康保険加入者の特定健康診査未受診者の実態と未受診要因の検討-40歳代未受診者の特徴-」掛川市健康調査報告書,2012.
- 三鶯雄・岸玲子・江口照子・三宅浩次・笹谷春美・前田信雄・堀川尚子「ソーシャルサポート・ネットワークと在宅高齢者の検診受診行動の関連性-社会的背景の異なる三地域の比較-」『日本公衆衛生雑誌』Vol.53 (2),92-104,2006.
- 宮川靖子・浅野章子・津田洋子・塚原照臣・野見山哲生「特定健康診査の未受診者理由解明のための調査研究:受診者との比較から」『信州公衆衛生雑誌』Vol.6 (1),38-39,2011.
- 諸井理世・今松友紀・田高悦子・田口理恵・臺有桂・河原智江・糸井和佳「国民健康保険加入者の健康診査未受診男性における健康診査を決定する要因」『横浜看護学雑誌』Vol.5 (1),87-92,2012.

(いずみだ・のぶゆき)

国立社会保障・人口問題研究所  
 社会保障応用分析研究部第1室長)

(くろだ・あしや)

国立社会保障・人口問題研究所  
 社会保障応用分析研究部研究員)