

# 国民健康保険加入者の健康状態の 向上に向けて<sup>1</sup>

---

慶應義塾大学 山田篤裕研究会 医療介護分科会

中山雄介

杉村和宏

高橋侑子

山崎健

2015 年 11 月

---

<sup>1</sup> 本稿は、2015年12月5日、12月6日に開催される、ISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2015」のために作成したものである。本稿の作成にあたっては、山田篤裕教授（慶應義塾大学）をはじめ、4年生のコメンテーターの方など多くの方々から有益且つ熱心なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

# 要約

国民健康保険<sup>2</sup>は成立当初、主に自営業者向けで国民皆保険達成の役割を担ったが、近年加入者の構造及び属性の多様化とともに市町村国保は大きく変化した。現在、主な市町村国保が直面する問題点としては主に以下の五つが挙げられる。第一に、高齢者・低所得者の比率が多いこと。第二に、小規模保険者が多く保険財政が悪化していること。第三に、保険料収納率が低いこと。第四に、近年、被用者や無職者割合が増加していること。さらにより重要な五つ目の問題点として、以上のような構造的な問題を国民健康保険は抱える一方、他保険者に比べて、多くの加入者が悪い健康状態にあることが挙げられる。こうした市町村国保加入者への具体的医療政策については各自治体に任されており、現在厚生労働省では、2018年度より現在市町村で行われている財政運営を都道府県単位の拡大させる政策が進んでいるが、市町村国保加入者の「不健康」問題は解決されていない。

本稿の目的は、国民健康保険加入者の健康状態改善のために何が有効かを明らかにした上で、一人でも多くの自治体内の加入者の健康水準が改善する効果が高い標準的政策を提示することである。検証する分析として、『慶應義塾家計パネル調査』から寄託したパネルデータに基づき、市町村国保加入者の健康状態に焦点を当てた分析を2つ行う。第一の分析では、健康診断受診確率を被説明変数とした「健康診断受診確率分析」、第二の分析では、健康診断によって異常が発見されたダミーを被説明変数とし、本稿で焦点を当てた市町村国保加入かつ雇用労働者を説明変数と置く「健康診断受診による異常発見確率分析」の変量効果プロビット分析の2つの分析を行った。この結果、第一の分析では市町村国保加入者の健診受診確率が非市町村国保加入者と比較して30%ほど有意に低いこと、また第二の分析では、国保加入かつ雇用労働者は非国保加入と比較して、健診受診によって異常が発見される確率が平均して約50%高くなることが分かった。これを踏まえ、国保加入者の中、被用者が増大している現状に鑑み、第一に企業に対し現在国保に加入している被用者の健診の責任を持たせること、第二にそのための企業側の健診促進のためのインセンティブ設計について、政策提言を行った。本稿の構成は以下の通りである。

---

<sup>2</sup> 国民健康保険は「市町村国保」と「国保組合」が含まれているが、本稿では「市町村国保」を国民健康保険とする。

第1章では、市町村国民健康保険の構造的問題及び、現在市町村国保加入かつ雇用労働者数が上昇している現状、さらに政府によって行われている政策を概観する。

第2章では、生活習慣病罹患の決定要因に関する先行研究と市町村国保加入者の健康診断受診行動に関する先行研究を踏まえ、本稿の位置づけを述べる。市町村国保加入者を雇用労働者と非雇用労働者に分け分析を行った研究は筆者が知る限り行われていない。

第3章では、パネルデータ分析によって、市町村国保加入者の健診受診確率は低い一方で健診受診による異常発見確率は上昇した。このことより、市町村国保加入者は体に異常が出て初めて健診を受診することが検証された。

第4章では、市町村国保加入雇用労働者の健康状態を改善するためにモデルを構築し、彼らの特定健診受診率向上に向けた政策提言を行う。1つ目に、各保険者の非正規雇用労働者数の割合に応じて、市町村国保加入雇用労働者を企業での職域健診に組み込むための費用を納付・交付される財源調整モデルを、2つ目に健診受診促進のための企業側へのインセンティブ設計モデルについて政策提言を行う。

キーワード：「市町村国保」「特定健診」「非正規雇用労働者」

# 目次

## はじめに

### 第1章 現状分析及び問題意識

第1節(1.1) 国民健康保険の構造的問題

第2節(1.2) 市町村国保加入者の特徴について

第3節(1.3) 政策の現状

第4節(1.4) まとめ

### 第2章 先行研究及び本稿の位置づけ

第1節(2.1) 生活習慣病罹患要因に関する先行研究

第2節(2.2) 健康診断受診行動要因に関する先行研究

第3節(2.3) 本稿の位置づけ

### 第3章 分析

第1節(3.1) 仮説

第2節(3.2) 使用データ及び分析の枠組み

第3節(3.3) 変数選択及び分析の枠組み

第4節(3.4) 推定結果及び解釈

### 第4章 政策提言

第1節(4.1) 企業が市町村国保加入雇用労働者に対し健診を実施する義務

第2節(4.2) 財源調整モデル

第1節(4.3) インセンティブモデル

## おわりに

### 先行論文・参考文献・データ出典

# はじめに

日本の社会保険は、職域保険と地域保険に分類される。職域保険は同種職業に働いている者同士の保険だ。職域保険の被用者保険には一般被用者と特定職種がある。一般職種については中小企業の被用者は協会けんぽ、大企業の被用者は事業者単位で形成されている健康保険組合に加入する。公務員・教員の特定職種は共済組合を形成している。地域保険は同一地域内において保険集団を形成する医療保険で市町村が保険者となっているが、一部自営業者保険は国民健康保険組合を組織し、医師、弁護士、理容師などが独自の保険集団を組織している。2011年度予算案の協会けんぽ、国保、国保組合、後期高齢者医療制度への国庫負担の総額は10.6兆円になるが、その配分には格差がある。配当割合は、国民健康保険が32.3%、協会けんぽが10.4%、後期高齢者医療制度が54.5%であり、国民健康保険への国庫支出が多額になっている。

成立当初、市町村国保は主に自営業者向けで国民皆保険達成の役割として機能したが、近年加入者の特徴の多様化とともに市町村国保自体の特徴も変化した。現在、主な市町村国保の特徴としては主に5点挙げられる。第一に、高齢者・低所得者の比率が多いこと。第二に、小規模保険者が多く経営が不安定になりがち<sup>3</sup>であること。第三に、保険料収納率が他の社会保険と比較して低いこと。第四に、近年無職者割合が増加していること。さらにより重要な五つ目の問題点として、以上のような構造的な問題を国民健康保険は抱える上に、他保険者に比べて、多くの加入者が悪い健康状態にあることが挙げられる。こうした市町村国保加入者への具体的医療政策については各自治体に任されており、現在厚生労働省による都道府県単位での広域化に向けた動きはあるが、市町村国保加入者の「不健康」問題は解決されていない。

本稿は、このような市町村国保の特徴の中、加入者の健康状態に焦点を当て、『「慶應義塾家計パネル調査」(Keio Household Panel Survey, KHPS) 2009, 2010, 2011, 2012』慶應義塾大学大学パネルデータ設計・解析センター(Panel Data Research Center at Keio University)から寄託したパネルデータに基づき、その実態を明らかにすることを目的とする。市町村国保加入者の雇用形態別の健診受診率ないし健康状態は、まだほと

---

<sup>3</sup>横浜市や大阪市は加入者が100万人を超えているが、数百人しかいない保険者も多く存在する。

んど分析されておらず、本稿はこれらの効果を検証した数少ない分析であると考えられる。

本稿の「健診受診率分析」「健診による異常発見率分析」2つの分析の結果、「国保加入者が国保非加入者と比較して、健診受診率が低く、いざ受診すると異常が発見される確率が高くなる」という仮説を検証した。健診受診率分析においては、市町村国保加入者の健診受診率が有意に下がることが明らかになった。健診による異常発見率分析では、国保加入者かつ雇用労働者は、国保加入者かつ非雇用労働者と比較すると、健診によって異常が発見される率がより高くなることが分かった。

第3章の分析結果より、市町村国保加入者の中でも企業で働く雇用労働者(以下、市町村国保加入雇用労働者)は健診受診率が低く、また受診した際の異常発見率が高い、つまり健康状態が悪いことが確認された。平成25年度「国民生活基礎調査」によると、非正規雇用労働者が健診等を受診しなかった理由の上位に「時間がなかったから」「費用がかかるから」が挙げられている。これは、市町村国保加入雇用労働者はわざわざ個別健診を受診しに行かなければならないこと、受診費用が自己負担であることが原因であると考えられる。つまり、組合健保や協会けんぽに加入している正規雇用労働者は企業での健診受診機会があり、かつ費用は企業負担である一方で、市町村国保加入雇用労働者はそのような機会が与えられていない上に健診受診費用は自己負担なのである。それを踏まえ、市町村国保加入雇用労働者の健康状態を改善するために、彼らの特定健診受診率向上に向けた政策提言を行った。

# 第1章 現状分析及び問題意識

---

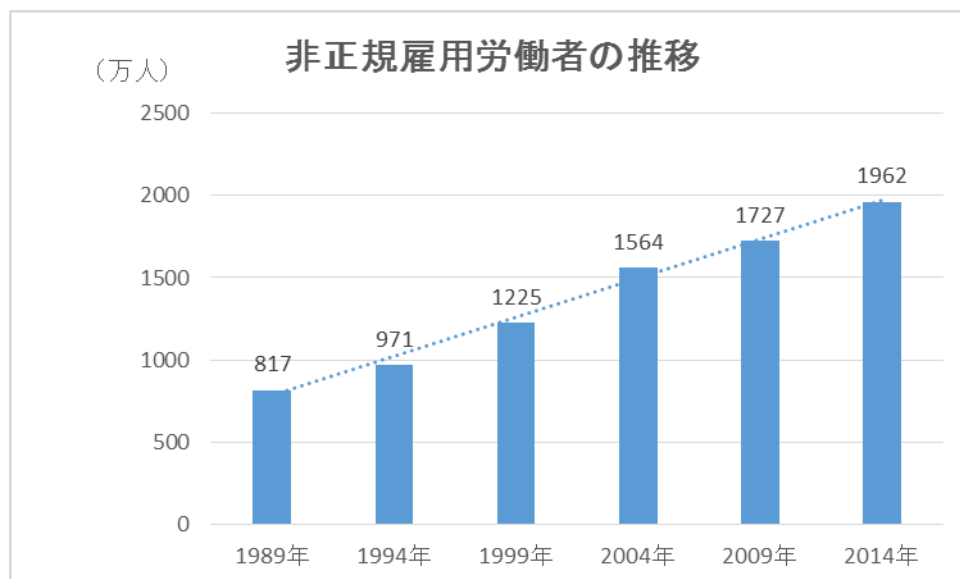
本章では、なぜ今回国民健康保険加入者に研究の焦点を当て実証分析を行うことを決めたのか、その要因となる現在の国民健康保険の構造的問題、さらに加入者側の問題を分析したうえで今行われている国民健康保険に対する政府の政策を概観する。そして以上のことを踏まえ現在雇用者に占める非正規雇用労働者数が増加し続けている問題を取り上げる。

## 第1節(1.1)国民健康保険の構造的問題

成立当初、市町村国保は主に自営業者向けで国民皆保険達成の役割として機能したが、近年加入者の特徴の多様化とともに市町村国保自体の特徴も変化した。現在、主な市町村国保の特徴としては主に5点挙げられる。第一に、高齢者・低所得者の比率が多いこと。第二に、小規模保険者が多く経営が不安定になりがちであること。第三に、保険料収納率が他の社会保険と比較して低いこと。第四に、近年無職者割合が増加していること。加えて五つ目として、先ほど述べたように、他保険者に比べて、多くの加入者が悪い健康状態にあることが挙げられる。

その中で現在非正規雇用者数が年々増加していることが問題として挙げられる。(図1) 彼らの雇用環境は正規労働者と同じである一方、健康診断となると社会保険に加入できていないため職域健診を受けることができず市町村の定期健診を受診しなければならない。そのためアクセスコストと仕事を天秤にかけ、目先の収入を得るために健診を受診しない可能性がある。これは木村(2003)で述べられるように「健康診断」を受診する個人レベルでの意義とされる自身の健康状態を把握し、問題がある場合は早期に対応できること。また国家レベルでは、予防医学の領域で二次予防に分類される健康診断を国民に受診してもらうことで病気に罹患する前に疾病を予防し、健康維持や増進してもらうことで、長期的な医療費の抑制効果をはかるといえるものがある。

図1. 非正規雇用労働者の推移



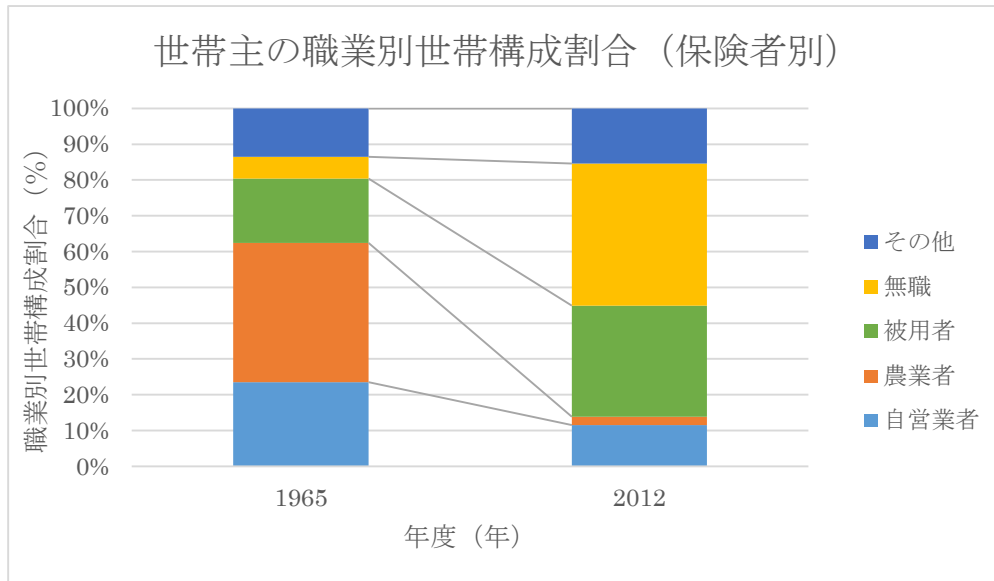
出典：平成11年までは総務省「労働力調査（特別調査）」（2月調査）長期時系列表9、平成16年以降は総務省「労働力調査（詳細集計）」（年平均）長期時系列表10より筆者作成

## 第2節(1.2)市町村国保加入者の特徴について

近年、国民健康保険加入者（以下、市町村国保加入者）の職業別世帯構成は変化している。世帯主の職業別世帯構成割合について、1965年と比べ、2012年では被用者の占める割合は18.0%から31.1%に上昇している（図2）。また、健診受診率も市町村国保加入者は他社会保険加入者と比較すると低い。厚生労働省によると、各保険者の特定健診受診率は平成20年度～平成25年度にかけて上昇傾向にあるものの、市町村国保加入者の受診率は最低となっている（図3）。

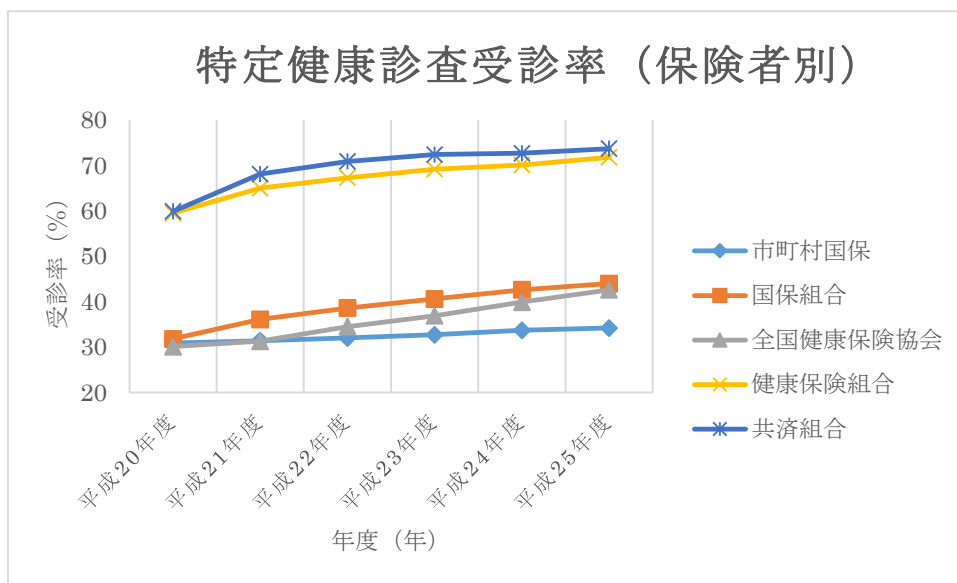


図2. 市町村国民健康保険世帯主の職業別世帯構成割合



出典：厚生労働省「国民健康保険実態調査」より筆者作成

図3. 特定健康診査受診率（保険者別）



出典：厚生労働省「特定健康診査・特定健康指導の実施状況」より筆者作成

加えて、市町村国保加入者の一人当たり医療費は高額である。週刊国保実務（2015）では、市町村国保の一人当たり医療費の高さは、年齢構成の高さ、精神系疾患の高さが原因となっているとしている。また、週刊社会保障（2015）では、市町村国保の一人当たり医療費は健康保険組合の2.32倍だと概算し、医療費の高さを説明している。厚生労働省

「平成25年度 医療給付実態調査」をもとに、組合健保・協会けんぽ<sup>4</sup>・共済組合<sup>5</sup>・市町村国保加入の0～64歳までの男女を対象に、5歳ごとに年齢階級を設けて一人当たり医療費を比較したのが図4である。図4に示すように、どの年齢階級でも市町村国保加入者の医療費が他保険加入者の医療費に比べ高く医療費のギャップが存在している<sup>67</sup>。この特徴は、30代・40代と年齢が上がるごとに顕著となる。このような各階級における医療費ギャップからは、市町村国保加入者の健康状態が他保険加入者の健康状態に比べ悪いことが窺える。

---

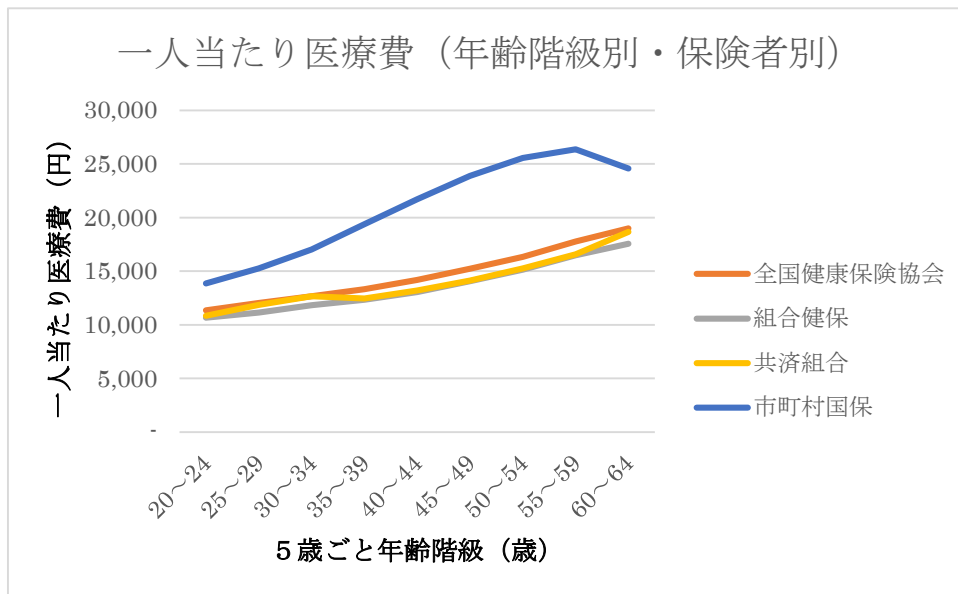
<sup>4</sup> 中小企業等で働く従業員やその家族が加入する健康保険（政府管掌健康保険）は、2008年10月1日、新たに全国健康保険協会が設立され、この協会が運営する健康保険の愛称を「協会けんぽ」と呼ぶ。

<sup>5</sup> 公務員および私立学校教職員を対象とした公的社会保険を運営する保険者団体である。

<sup>6</sup> 2014年5月28日、第76回社会保障審議会（医療保険部会）によれば、協会けんぽ（一般）、健保組合、共済組合、国保の年齢階級別1人当たり医療費を比べると、国保の入院医療費が高めとなっている。

<sup>7</sup> 国保加入者の一人当たり医療費が相対的に高いということは、国保加入者が他の保険加入者よりも疾病にかかる傾向がある。つまり、国保加入者の健康水準は相対的に低いと言える。

図 4. 一人当たり医療費（年齢階級別・保険者別）



出典：厚生労働省「平成25年度 医療給付実態調査」より筆者作成

### 第3節(1.3)政策の現状

我が国は1961年以降、「国民皆保険<sup>8</sup>」「フリーアクセス」「現物給付」の特徴を持つ医療保険制度を通じて世界最高レベルの平均寿命と保険医療水準を達成してきた。図5によれば日本の高齢化率が最高であるにもかかわらず、社会支出の保健事業に占める割合は低く、さらに図5からは日本がOECD各国と比較した際、保健にかかる社会支出の割合が低いことがわかる。このように日本は高い高齢化率を背景にする一方、財政的観点で見ると世界の中でも低予算で効率的な保険運営を行っている。

<sup>8</sup>全国民をなんらかの医療保険に加入させる制度。医療保険の加入者が保険料を出し合い、病気やけがの場合に安心して医療が受けられるようにする相互扶助の精神に基づく。日本では1961年に国民健康保険法（昭和33年法律192号）が改正され、国民皆保険体制が確立された。

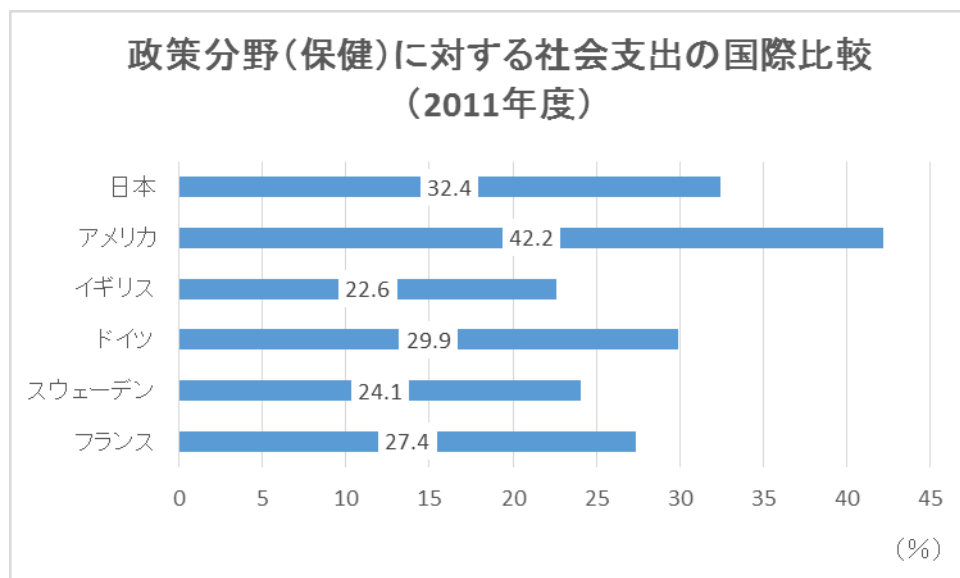
図 5. 高齢化率（65 歳以上人口比率）の国際比較

単位（％）

年次	日本	アメリカ	ドイツ	スウェーデン	イギリス	フランス
1850	…	…	…	4.78	4.64	6.47
1860	…	…	…	5.22	4.68	6.89
1870	…	…	…	5.43	4.79	7.41
1880	<b>5.72</b>	…	4.72	5.9	4.62	8.11
1890	<b>5.49</b>	…	5.1	7.68	4.77	8.28
1900	<b>5.49</b>	4.07	4.88	8.37	4.69	8.2
1910	<b>5.25</b>	4.3	5.04	8.44	5.22	8.36
1920	<b>5.26</b>	4.67	5.77	8.4	6.03	9.05
1930	<b>4.75</b>	5.41	7.36	9.2	7.4	9.35
1940	<b>4.8</b>	6.85	8.86	9.41	8.97	11.42
1950	<b>4.94</b>	8.26	9.72	10.25	10.73	11.38
1960	<b>5.73</b>	9.19	11.52	11.97	11.68	11.64
1970	<b>7.06</b>	9.84	13.69	13.67	13.04	12.87
1980	<b>9.1</b>	11.2	15.6	16.29	14.93	13.97
1990	<b>12.05</b>	12.22	14.96	17.78	15.73	13.99
2000	<b>17.34</b>	12.31	16.35	17.24	15.82	16.27
2005	<b>20.16</b>	12.26	18.78	17.23	16.07	16.33
2010	<b>23.13</b>	12.76	20.48	18.44	16.64	16.54
2020	<b>29.25</b>	15.84	22.39	21.14	18.87	20.17
2030	<b>31.82</b>	19.4	27.27	22.79	21.6	23.17
2040	<b>36.45</b>	20.46	30.27	24.23	23.72	25.26
2050	<b>39.56</b>	21.03	30.18	24.14	24.05	25.93

出典：国立社会保障・人口問題研究所（2014）『平成 24 年度社会保障費用統計』より  
筆者作成

図 6. 政策分野（保健）に対する社会支出の国際比較（2011 年度）



出典：国立社会保障・人口問題研究所（2014）『平成 24 年度社会保障費用統計』より  
筆者作成

現在、現行の社会保険方式による国民皆保険を堅持し、国民の安全・安心な暮らしを保障する必要があるとされるなか、様々な政策が行われている。そこで、市町村国保加入者に対する政府の医療保険制度への取り組みについて概観する。

厚生労働省「持続可能な医療保険制度を構築するための国民健康保険法等の一部を改正する法律案の概要」では、第一に予防・健康作りの促進の一環として、都道府県が地域医療構想と、医療の効率的提供などの整合的目標を計画すること、第二に保険者が行う保険事業に、予防・健康づくりに関する被保険者の自助努力への支援をすることとしている。そして具体的な政策として2018年度より、現在市町村で行われている財政運営を都道府県単位の拡大させる。

しかし、市町村と同様に財政難に苦しむ都道府県側は、国民健康保険の構造的な問題の解決のためには、すべての公的医療保険の全国レベルでの一本化を必要としている。次節で、国民健康保険の構造的な問題について説明する。また、市町村国保加入者への具体的医療政策については各自治体に任されているが、図4からも明らかなように、全国レベルで見たとき、市町村国保加入者の不健康の問題は解決されていない。

## 第4節(1.4)まとめ

以上より、市町村国保の加入者のより、構造的な問題医療費が高額であり、健康状態が悪いことが示唆された。また、構造的な問題を深刻にする非正規雇用労働者数が近年増加傾向にあることが挙げられた。第二章で生活習慣病罹患に関する先行研究と健康診断受診に関する先行研究について概観し、第三章で市町村国保加入者の雇用形態別の健診受診率ないし彼らの健康状態が、他保険加入者に比較して悪い水準にあるかどうかを、パネルデータを用いて実証分析する。第四章では、運営母体の変更以外の観点から市町村国保加入者の健康状態改善のための政策提言を行う。

## 第2章 先行研究及び本稿の位置づけ

---

本稿では、市町村国保の構造的不安定要素<sup>9</sup>によって加入者の健康状態が低い水準にあることを問題意識とし、市町村国保加入者の健康水準を健診受診率の向上によって改善させることを目的としている。そこで本章では、健康状態を測る代理指標として生活習慣病を取り上げ、罹患決定要因に関する先行研究と市町村国保加入者の健康診断受診行動に関する先行研究について概観する。

### 第1節(2.1)生活習慣病罹患要因に関する先行研究

第一章では、市町村国保加入者の健康状態が低い水準にあること、またその要因を客観的なデータによって示したが、本節では実証分析を行って示した研究によっても裏付ける。Yoshida and Kawamura (2008) は、国保と介護保険の財政構造の違いを利用して、それらの費用効率化のインセンティブに差があるか否かを検証している。検証の結果、事後的に多くの保険料を受け取ることができる国保では、保険者はソフトな予算制約に直面しているため、モラルハザードを起こしやすく、結果としてより多くの超過需要をもたらすことを確認している。この分析を踏まえ、湯田 (2010) では保険者別データを用いて国保支出の費用関数を推定した結果、特に加入者の高齢化による影響が国保財政の非効率性の拡大に最も大きな影響を与えていることが分かった。この二つの分析により、市町村国保の構造的不安定要素が要因とされ健康状態の悪化が引き起こされていることが裏付けられた。

---

<sup>9</sup> 構造的不安定要素とは、高齢者・低所得者の比率が高いこと、小規模保険者が多く経営が不安定になりがちであり、低い保険料収納率であることだ。

## 第 2 節(2. 2)健康診断受診行動要因に関する先行研究

Yamada&Yamada (2000) では、健康診断の受診行動分析を「国民生活基礎調査」の 20 歳から 64 歳のマイクロデータを用いて行っている。分析の結果、年齢、性別、所得、健康保険の種類、企業規模、職業など個人の健康診断需要に対して統計的に有意な影響を及ぼしていることが分かり、日本の就業者の健康診断の需要は、健康を害することによる損失と健康診断を受ける機会費用によって決まるとした。

この先行研究を基にし、健診受診行動の決定要因について、個人属性要因と保険者要因に分類する。その理由として Yamada&Yamada (2000) において有意とされた年齢、性別、所得、健康保険の種類、企業規模、職業は、個人属性要因と保険者要因に分別することができるからだ。

個人属性要因に関する先行研究として井伊・大日 (2002) がある。この研究では独自のアンケート調査を用いて、予防行動がどのようにして決定されたかについて分析した結果、所得や学歴が高い者、被用者は健康診断や人間ドックの受診確率が高いことを確認している。さらに木村 (2013) においては、収入が高いほど、またさらに就業者は非就業者と比較してより健康診断受診確率が高まることを確認している。この二つの先行研究より、健康診断は日本において企業の福利厚生の一環として行われているため自営業がその恩恵を受けにくいことを指摘している。

山田 (2003) では 1995 年の「国民生活基礎調査」を用いて、20 歳 - 64 歳の半数程度しか健康診断を受診していないことを明らかにし、その上で大企業の男性従業員に焦点を当て、職場の定期健康診断の受診行動を分析した。その結果、所得が高いほど受診確率が低くなることを確認している。また、性別、年齢、既婚か否かといった個人の属性が重要な要因である一方で、医療保険制度の相違が受診行動に影響を与えることが明らかになった。

保険者集団に関する先行研究として渡辺 (2003) においては、胃がん・肺がん・大腸がん検診の受診行動に関する要因分析が行われており、組合健保加入者の受診確率が高いことを明らかにしている。

健診受診率決定要因における保険者要因では、山田（2003）渡辺（2003）のように医療保険制度の相違が受診行動に影響を与えていることが明らかであるため、続いて市町村国保加入者における健診受診と、健診受診による健康水準向上に関する先行研究を見る。

春山他（2012）では、市町村国保加入者における特定保健指導後のメタボ改善効果を多変量ロジスティック回帰モデルを用いて分析をしている。その結果6か月間の積極的支援及び動機づけ支援によって健康状態の改善が見受けられたと結論付けている。さらに村木（2010）では、特定健診後の支援効果が翌年健診受診時まで持続していることが分かり、健診とセットで受ける特定保健指導の積極的推進が市町村国保加入者の健康状態を向上させると述べている。加えて、厚生労働省の第6回保険者による健診・保健指導等に関する検討会（2011）によれば、同一者を追跡し、特定保健指導を受けた前後の比較を行った結果、検査値等が改善した<sup>10</sup>。また、特定保健指導実施群と未実施群の比較によっても、検査値等が改善されたことを明らかにしている。

### 第3節(2.3)本稿の位置づけ

第1節、第2節より、市町村国保加入者は他保険者と比較し健康水準が低いこと、さらに特定健診後の保健指導を受けた場合、高い確率で健康状態が向上することが分かった。しかし、健診受診確率や健康水準分析において、市町村国保加入者を雇用労働者と非雇用労働者に分類し分析を行っている研究は筆者が知る限り行われていない。そのため本稿では、市町村国保加入者の中でも雇用形態に着目した分析を行う。第一に、健診受診率が低いことを先行研究と異なるデータセットを用いて追試したのち、第二に、いざ健診を受診すると異常が発見されやすい、つまり異常が体に現れてから初めて健診を受診するようになる、という仮定を立て、健康状態が非市町村国保加入者と比較して低い水準にあることを、パネルデータを用いて検証する。

---

<sup>10</sup>項目は体重、BMI、腹囲、SPB、DBP、TG、HDL-C、LDL-C、Hb1Ac、AST、ALT、 $\gamma$ GTP



## 第3章 分析

---

### 第1節(3.1)仮説

本研究では、問題意識および先行研究を受け、市町村国保加入者の健康状態がその他の社会保険加入者と比較して低い水準にあることを二段階において検証する。

第一の分析では、まず国保加入者が非国保加入者と比較して、健診受診率が低いことを分析する。この分析によって国保加入者が予防の一環である健診受診という選択肢をとらないことで健康状態が悪化している可能性があるという仮定を導く。

第二の分析では、第一の分析によって導き出された仮定を検証するため、市町村国保加入者の健康状態を分析する。健康状態は、主観的健康観と客観的健康指標を用いて表すことができるが、本稿では目に見える形で体に悪影響が現れた段階である客観的健康指標を用いて健康状態を表す代理変数とする。その方法として市町村国保加入者かつ健診を受診した人がその健診によってどの程度異常が発見されたかを分析する。この分析の仮説として、国保加入者はもともと健診受診率が低い、いったん健診を受診すると、高血圧や糖尿病などの異常が多く発見されるとされ、国保加入者の健康状態が他の社会保険加入者と比較して低いと考える。

### 第2節(3.2)使用データ及び分析の枠組み

本稿では上記の仮説を検証するため『「慶應義塾家計パネル調査」(Keio Household Panel Survey, KHPS) 2009, 2010, 2011, 2012』慶應義塾大学大学パネルデータ設計・解析センター (Panel Data Research Center at Keio University) からの寄託で使用した。

分析のモデルでは、バイオマーカーである血圧、糖尿病、肥満といった生活習慣病発症に係る異常が健診を受診することで発見されたことを示すダミー変数を被説明変数とするプロビット分析を行った。また国保加入者の内訳として、自営業・アルバイト・パート労働者・非正規雇用労働者・無職者・被扶養者であるが第3号被保険者である人などが含ま

れる。様々な雇用形態が含まれているため、今回は国保加入者を雇用労働者と非雇用労働者に分類した。この結果、多様にわたる国保加入者の中で、雇用労働者と非雇用労働者に分類し、効果を測ることができる。

今回、実証分析のデータとして「慶應義塾家計パネル調査」を採択した理由は、主要な変数として扱った健診受診によって高血圧、糖尿病、肥満といった生活習慣病発症に係る異常が発見されたことを示す変数が同一個人について数年次にわたり得られることができ、さらにコントロール変数として対象者の本人属性等の変数を使用することが可能かつ信頼できるデータであるため本データを利用した。実証分析にあたって、統計解析ソフト「Stata ver. 13」を使用した。

### 第3節(3.3)変数選択及び分析の枠組み

ここで、変数の設定理由を述べる。

#### 1. 被説明変数

##### 分析1：健診受診ダミー

市町村健診や職域健診など何かしらの形で健診を受診している人を調べるため「あなたは、昨年1年間に健康診断やがん検診などを受けましたか。(〇はいくつでも)」という質問に対して「まったく受けていない」と回答した人を0、していない人を1、とする変数を設定した。

##### 分析2：血圧関係ダミー・糖尿病関係ダミー・肥満関係ダミー

生活習慣病に罹る確率を昨年1年間で健康診断を受け、かつ健診の結果に高血圧・脂質異常症・糖尿病・肥満といった項目を問題として指摘されたダミーを代理変数として用いて分析を行う。「健診の結果どのような問題をされましたか。」という質問に対して、「血圧関係」「糖尿病関係」「肥満関係」の項目にチェックを入れた場合に1を、チェックを入れていない場合0、とする変数と設定した。

#### 2. 説明変数及び推定式

## 分析1：国保加入（本人）ダミー

「あなたあるいはご一緒に住んでいる家族で国民健康保険(市町村の国保・国保組合)に加入している人はいらっしゃいますか。国民健康保険に加入している方すべてに○をつけてください。」という質問に対して「本人」という回答に○をつけている人を1、つけていない人を0、とする変数を設定した。

## 分析2：国保加入（本人）×雇用労働者ダミー

国保加入（本人）ダミーと、「あなたの就業形態は、次のどれにあてはまりますか」という質問に対して、勤め人（会社、団体などに従業・勤務している人（雇用主と雇用関係にある人））と回答した人を1、つけていない人を0、とする変数の交差項を設定した。

## 分析2：国保加入（本人）×非雇用労働者ダミー

国保加入（本人）ダミーと、「あなたの就業形態は、次のどれにあてはまりますか」という質問に対して、勤め人（会社、団体などに従業・勤務している人（雇用主と雇用関係にある人））と回答した人を0、つけていない人を1、とする変数の交差項を設定した。

## コントロール変数：

年齢、性別ダミー、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数である。

年齢：高齢になればなるほど生活習慣病に罹るリスクが増加することは Berkman and Kawachi (2000) 畑中他 (2015) や様々な先行研究によってすでに自明であるため扱った<sup>11</sup>。

性別ダミー：男女による性別差異は生活習慣の差異を導くのは明らかであり、多くの先行研究において男女別で分析を行っているため本稿でも扱った。

学歴ダミー：先行研究でもすでに述べたように井伊・大日 (2001) では、高学歴な人ほど健診受診率が高くなるという結果が出た一方で、山田 (2003) では高学歴な人ほど健診受診率が低くなるという結果が出たため、本稿では扱った。変数の設定においては、「あ

---

<sup>11</sup>変数の設定においては、当該年度から出生年度を引くことで対象者の年齢を算出した。

あなたが最後に通学した学校はつぎのどれですか。現在通学中の方は、その学校をお答えください。」という質問に対して「中学」「高校」「短大・高専」「大学」「大学院」それぞれのダミーを作成した。

喫煙・飲酒ダミー：「愛知老年学的評価研究プロジェクト(AGES)」の大規模個票データを用いた Kondo (2010) において、運動、喫煙、飲酒など日々の生活習慣と健康との相関があり、健康に悪い影響を与えることが自明であるので本稿においても扱った。変数の設定においては、「あなたはタバコは吸われますか。」という質問に対して「毎日吸う」「ときどき吸う」「以前吸っていたが今は吸わない」「以前から吸わない」という選択肢があるなか、「毎日吸う」「ときどき吸う」と回答した人を1、しなかった人を0と置くダミー変数である。飲酒においては、「あなたの最近の飲酒の習慣についてあてはまるものをお選びください。」という質問に対して「全く飲まない」「月に数回飲酒する」「週に1~2回飲酒する」「週に3回以上飲酒する」という選択肢がある中、「週に1~2回飲酒する」「週に3回以上飲酒する」と回答した人を1、しなかった人を0と置くダミーである。

所得：社会経済要因などによって表現される (Socio-economic position) と健康状態の間に関連が見いだされることについては近藤 (2010) をはじめとして国内外で多くの先行研究が存在するためコントロールすべき要因であるとして扱った。変数の設定においては、「あなたの世帯の昨年1年間(1月~12月)の税込みの年収は、おおよそいくらでしたか。なお、資産(金融、実物とも)売却は除いてお答えください。」という質問に対して回答した数値を所得と設定した。

分析に使用した変数及び記述統計量は以下のとおりである。

表1. 変数設定 (分析1)

被説明変数	
健診受診ダミー	健診受診した=1、その他=0、とする変数
説明変数	
国保加入(本人)ダミー	国保加入(本人)=1、その他=0、とする変数
コントロール変数	
性別ダミー	男性=1、女性=0、とする変数
年齢	回答者の年齢
中卒ダミー	中卒である=1、中卒でない=0、とする変数
高卒ダミー	高卒である=1、高卒でない=0、とする変数
短大・高専卒ダミー	短大・高専卒である=1、 短大・高専卒でない=0、とする変数
大卒ダミー	大卒である=1、その他=0、とする変数
大学院卒ダミー	大学院卒である=1、大学院卒でない=0、 とする変数
喫煙ダミー	吸う=1、吸わない=0、とする変数
飲酒ダミー	飲む=1、飲まない=0=1、その他=0、とする変数
所得	回答者の所得

表2. 変数設定 (分析2)

被説明変数	
血圧関係ダミー	1 血圧関係=1、その他=0、とする変数
糖尿病関係ダミー	7 糖尿病関係=1、その他=0、とする変数
肥満関係ダミー	11 肥満関係=1、その他=0、とする変数
説明変数	
国保加入(本人)ダミー× 雇用労働者	国保加入(本人)ダミーと雇用労働者ダミーの交差項
国保加入(本人)ダミー× 非雇用労働者	国保加入(本人)ダミーと非雇用労働者ダミーの交差項
コントロール変数	
性別ダミー	男性=1、女性=0、とする変数
年齢	回答者の年齢
中卒ダミー	中卒である=1、中卒でない=0、とする変数
高卒ダミー	高卒である=1、高卒でない=0、とする変数
短大・高専卒ダミー	短大・高専卒である=1、 短大・高専卒でない=0、とする変数
大卒ダミー	大卒である=1、その他=0、とする変数
大学院卒ダミー	大学院卒である=1、大学院卒でない=0、 とする変数
喫煙ダミー	吸う=1、吸わない=0、とする変数
飲酒ダミー	飲む=1、飲まない=0=1、その他=0、とする変数
所得	回答者の所得

表 3. 記述統計量 (分析 1 : 男性)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
健診受診ダミー	3949	0.793	0.404	0	1
年齢	3949	52.202	12.268	22	74
喫煙ダミー	3949	0.634	0.482	0	1
飲酒ダミー	3949	0.125	0.331	0	1
国保加入(本人)ダミー	3949	0.491	0.499	0	1
所得	3949	703.081	495.133	0	9300
中卒ダミー	3949	0.079	0.271	0	1
高卒ダミー	3949	0.455	0.498	0	1
短大・高専卒ダミー	3949	0.067	0.250	0	1
大卒ダミー	3949	0.329	0.470	0	1
大学院卒ダミー	3949	0.031	0.174	0	1

表 4. 記述統計量 (分析 1 : 女性)

変数名	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
健診受診ダミー	3727	0.761	0.427	0	1
年齢	3727	52.383	12.638	23	74
喫煙ダミー	3727	0.886	0.3176	0	1
飲酒ダミー	3727	0.112	0.315	0	1
国保加入(本人)ダミー	3727	0.531	0.499	0	1
所得	3727	661.640	457.154	0	7000
中卒ダミー	3727	0.080	0.272	0	1
高卒ダミー	3727	0.519	0.499	0	1
短大・高専卒ダミー	3727	0.217	0.412	0	1
大卒ダミー	3727	0.126	0.333	0	1
大学院卒ダミー	3727	0.001	0.033	0	1

表5. 記述統計量 (分析2: 男性)

変数名	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
血圧異常ダミー	2934	0.240	0.427	0	1
糖尿病異常ダミー	2934	0.103	0.303	0	1
肥満異常ダミー	2934	0.222	0.415	0	1
年齢	2934	51.117	11.838	22	74
喫煙ダミー	2934	0.622	0.485	0	1
飲酒ダミー	2934	0.148	0.355	0	1
所得(万円)	2934	758.989	485.789	0	8000
中卒ダミー	2934	0.054	0.226	0	1
高卒ダミー	2934	0.452	0.498	0	1
短大・高専卒ダミー	2934	0.069	0.254	0	1
大卒ダミー	2934	0.349	0.477	0	1
大学院卒ダミー	2934	0.036	0.187	0	1
国保加入(本人)ダミー× 雇用労働者	2934	0.149	0.356	0	1
国保加入(本人)ダミー× 非雇用労働者	2934	0.212	0.409	0	1

表6. 記述統計量 (分析2: 女性)

変数名	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
血圧異常ダミー	2293	0.169	0.375	0	1
糖尿病異常ダミー	2293	0.056	0.229	0	1
肥満異常ダミー	2293	0.135	0.342	0	1
年齢	2293	52.293	12.130	23	74
喫煙ダミー	2293	0.886	0.318	0	1
飲酒ダミー	2293	0.135	0.342	0	1
所得(万円)	2293	716.795	453.312	0	5600
中卒ダミー	2293	0.068	0.251	0	1
高卒ダミー	2293	0.517	0.499	0	1
短大・高専卒ダミー	2293	0.216	0.412	0	1
大卒ダミー	2293	0.137	0.344	0	1
大学院卒ダミー	2293	0.001	0.036	0	1
国保加入(本人)ダミー× 雇用労働者	2293	0.150	0.358	0	1
国保加入(本人)ダミー× 非雇用労働者	2293	0.272	0.445	0	1

第1節でも述べた通り、本稿では二つの分析を行っている。第一の分析では、まず国保加入者が非国保加入者と比較して、健診受診率が低いことを検証する。第二の分析では、第一の分析によって導き出された仮定を検証するため、市町村国保加入者の健康状態を分

析する。今回はパネルデータかつ、被説明変数にダミー変数を置くため、変量効果プロビットモデルを用いて検証した。

変量効果モデルでは、個体間の異質性は、変量効果  $\rho$  の分散の大きさによって表現される。また、分析1の健診受診有無、分析2の異常発見の有無では、個体  $i$  の市町村国保加入状況や、個体  $i$  の時間  $t$  の変化によって異なることが考えられる。そこで、個体  $i$  と時間  $t$  の影響を除去することで個体の異質性と時間が与えるバイアスを考慮することができる。

モデルの推定式では北村（2000）を参考にし、以下の通りである。

#### ・分析1

$$Y_{it}^* = \beta X_{1it} + \beta C_{1it} + \beta C_{2it} + \beta C_{3it} + \beta C_{4it} + \beta C_{5it} + \beta C_{6it} + \beta C_{7it} + \beta C_{8it} + \beta C_{9it} + C_{10it} + \varepsilon_{it}, \quad (i=\text{個人}, t=2009\sim 2012)$$

$$Y_{it} = 1 \text{ if } Y_{it}^* > 0, \text{ and } Y_{it} = 0 \text{ otherwise}$$

$\varepsilon_{it}$  = 誤差項

$Y_{it}^*$  = 健診受診ダミー

$X_1$  = 国保加入（本人）ダミー

$C_1$  = 回答者の年齢

$C_2$  = 回答者の性別

$C_3$  = 中卒ダミー

$C_4$  = 高卒ダミー

$C_5$  = 短大・高専卒ダミー

$C_6$  = 大卒ダミー

$C_7$  = 大学院卒ダミー

$C_8$  = 飲酒ダミー

$C_9$  = 喫煙ダミー

$C_{10}$  = 所得

#### ・分析2



$$Y_{it}^* = \beta X_{2it} + \beta X_{3it} + \beta C_{1it} + \beta C_{2it} + \beta C_{3it} + \beta C_{4it} + \beta C_{5it} + \beta C_{6it} + \beta C_{7it} + \beta C_{8it} + \beta C_{9it} + C_{10it} + \varepsilon_{it}, \quad (i=\text{個人}, t=2009\sim 2012)$$

$$Y_{it} = 1 \text{ if } Y_{it}^* > 0, \text{ and } Y_{it} = 0 \text{ otherwise}$$

$\varepsilon_{it}$  = 誤差項

$$Y_{it}^* = \text{血圧関係ダミー} \cdot \text{糖尿病関係ダミー} \cdot \text{肥満関係ダミー}$$

$$X_2 = \text{国保加入(本人)} \times \text{雇用労働者ダミー}$$

$$X_3 = \text{国保加入(本人)} \times \text{非雇用労働者ダミー}$$

$$C_1 = \text{回答者の年齢}$$

$$C_2 = \text{回答者の性別}$$

$$C_3 = \text{中卒ダミー}$$

$$C_4 = \text{高卒ダミー}$$

$$C_5 = \text{短大・高専卒ダミー}$$

$$C_6 = \text{大卒ダミー}$$

$$C_7 = \text{大学院卒ダミー}$$

$$C_8 = \text{飲酒ダミー}$$

$$C_9 = \text{喫煙ダミー}$$

$$C_{10} = \text{所得}$$

## 第4節(3.4)推定結果及び解釈

分析結果は以下のとおりである。

表7. 分析1

被説明変数:健診受診ダミー	model1	model2
推定方法: 変数効果プロビット(限界効果)	男性	女性
年齢	0.041*** [0.005]	0.020*** [0.006]
喫煙ダミー	0.101 [0.147]	0.375*** [0.127]
飲酒ダミー	0.336* [0.181]	0.826*** [0.238]
国保加入(本人)ダミー	0.318*** [0.117]	0.251*** [0.156]
所得	.0003*** [0.001]	0.001*** [0.001]
中卒ダミー	0.421** [0.212]	0.655*** [0.247]
高卒ダミー	[Reference]	[Reference]
短大・高専卒ダミー	0.007 [0.145]	-0.062 [0.293]
大卒ダミー	0.106 [0.183]	-0.081 [0.161]
大学院卒ダミー	[omitted]	[omitted]
定数項	0.540* [0.295]	1.782*** [0.357]
p	0.718*** [0.118]	1.083*** [0.126]
サンプル数	3727	3949

有意水準:\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

### (1) 国保加入者の健診受診確率に関する分析結果

説明変数とおいた国保加入ダミー(男性)は、被説明変数である健診受診確率を31.8%有意に引き下げている(-0.318, \*\*\*p<0.01)。また国保加入ダミー(女性)は被説明変数である健診受診確率を25.1%有意に引き下げている(-0.251, \*\*\*p<0.01)。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数である。男性と女性に分け、以下に結果をまとめる。男性においては1歳年を取ると健診受診確率は41.1%有意に上昇した(0.411\*\*\*p<0.01)。学歴では高卒ダミーをレファレンスとしておいて分析を行った結果、中卒ダミーは高卒ダミーと比較して、健診受診確率を42.1%有意に引き下げた(-0.421, \*\*p<0.05)。女性においては1歳年を取ると健診

受診確率は 20.0%有意に上昇した (0.020\*\*\* $p<0.01$ )。飲酒ダミーは健診受診確率を 82.6%有意に引き上げた (0.826\*\*\* $p<0.01$ )。学歴では高卒ダミーをレファレンスとしておいて分析を行った結果、中卒ダミーは健診受診確率を 65.5%有意に引き下げた (-0.655, \*\*\* $p<0.01$ )。

表 8. 分析 2 (男性)

被説明変数:異常発見ダミー 推定方法: 変数効果プロビット(限界効果)	model1 血圧異常ダミー	model2 糖尿病異常ダミー	model3 肥満異常ダミー
年齢	0.066*** [0.008]	0.086*** [0.013]	0.002 [0.006]
喫煙ダミー	-0.038 [0.126]	0.482*** [0.183]	0.263** [0.113]
飲酒ダミー	0.944*** [0.196]	0.594** [0.285]	0.16 [0.177]
国保加入(本人)ダミー× 雇用労働者	0.496*** [0.172]	0.640** [0.259]	0.268* [0.155]
国保加入(本人)ダミー× 非雇用労働者	0.228 [0.168]	-0.028 [0.254]	-0.119 [0.158]
所得	-0.001 [0.000]	-0.001 [0.001]	0.003*** [0.001]
中卒ダミー	0.059 [0.292]	-0.689 [0.436]	-0.484 [0.299]
高卒ダミー	[Reference]	[Reference]	[Reference]
短大・高専卒ダミー	0.134 [0.313]	-0.413 [0.537]	0.437* [0.276]
大卒ダミー	0.262 [0.166]	0.132 [0.247]	0.121 [0.143]
大学院卒ダミー	0.054 [0.436]	0.258 [0.679]	-0.41 [0.379]
定数項	5.228*** [0.471]	7.477*** [0.841]	1.512*** [0.344]
p	1.017*** [0.138]	1.565*** [0.168]	0.748*** 0.1337871
サンプル数	2934	2934	2934

有意水準:\*  $p<0.1$ , \*\*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$

## (2) 健診受診による異常発見確率に関する分析結果

### 1. 血圧異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入（本人）ダミー×雇用労働者では健診受診による異常発見確率は49.6%有意に上昇した（0.496\*\*\* $p < 0.01$ ）一方、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者では統計的に有意な結果は出なかった。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数では1歳年を取ると健診受診による異常発見確率は66.2%有意に上昇した（0.662\*\*\* $p < 0.01$ ）。また、飲酒ダミーは健診受診による異常発見確率を94.4%有意に引き上げた（0.994\*\*\* $p < 0.01$ ）。

### 2. 糖尿病異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入（本人）ダミー×雇用労働者では健診受診による異常発見確率は64.0%有意に上昇した（0.640\*\* $p < 0.05$ ）一方、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者では統計的に有意な結果は出なかった。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数では1歳年を取ると健診受診による異常発見確率は85.6%有意に上昇した（0.856\*\*\* $p < 0.01$ ）。また、喫煙ダミーは健診受診による異常発見確率を48.2%有意に引き上げた（0.482\*\*\* $p < 0.01$ ）また、飲酒ダミーは健診受診による異常発見確率を59.4%有意に引き上げた（0.594\*\* $p < 0.05$ ）

### 3. 肥満異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入（本人）ダミー×雇用労働者では健診受診による異常発見確率は26.8%有意に上昇した（0.268\* $p < 0.1$ ）一方、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者では統計的に有意な結果は出なかった。

その他コントロール変数では高血圧、糖尿病どちらにおいても有意であった年齢は有意な結果にならなかった。喫煙ダミーは健診受診による異常発見確率を26.8%有意に引き上げた（0.268\* $p < 0.1$ ）。所得が1万円増加すると健診受診による異常発見確率は0.03%有意に上昇した（0.0003\*\*\* $p < 0.01$ ）。短大・高専卒ダミーはレファレンスである高卒ダミーと比較して健診受診による異常発見確率を43.7%有意に引き下げた（-0.437\* $p < 0.1$ ）。

表 9. 分析 2 (女性)

被説明変数:異常発見ダミー 推定方法: 変数効果プロビット(限界効 果)	model1	model2	model3
	血圧異常ダミー	糖尿病異常ダミー	肥満異常ダミー
年齢	0.084*** [0.012]	0.056*** [0.014]	0.020* [0.010]
喫煙ダミー	-0.1 [0.281]	0.093 [0.340]	-0.005 [0.289]
飲酒ダミー	0.685** [0.267]	-0.02 [0.400]	-0.019 [0.287]
国保加入(本人)ダミー× 雇用労働者	0.480** [0.243]	0.252 [0.314]	0.517** [0.238]
国保加入(本人)ダミー× 非雇用労働者	0.18 [0.228]	0.201 [0.270]	-0.064 [0.240]
所得	0.001 [0.001]	0.001 [0.001]	-0.001 [0.001]
中卒ダミー	0.319 [0.343]	0.067 [0.388]	0.015 [0.388]
高卒ダミー	[Reference]	[Reference]	[Reference]
短大・高専卒ダミー	-0.261 [0.275]	-0.442 [0.365]	0.515* [0.273]
大卒ダミー	0.632* [0.363]	-0.017 [0.394]	-0.458 [0.330]
大学院卒ダミー	[omitted]	[omitted]	[omitted]
定数項	6.890*** [0.779]	6.594*** [1.033]	3.474*** [0.634]
p	1.342*** [0.174]	1.142*** [0.241]	1.459*** [0.163]
サンプル数	2290	2290	2290

有意水準:\* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01

## 1. 血圧異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入(本人)ダミー×雇用労働者では健診受診による異常発見確率は48.0%有意に上昇した(0.480\*\*\*p<0.01)一方、国保加入(本人)ダミー×非雇用労働者では統計的に有意な結果は出なかった。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数では1歳年を取ると健診受診による異常発見確率は83.6%有意に上昇した(0.836\*\*\*p<0.01)。飲酒ダミーは健診受診による異常発見確率を68.5%有意に引き上げ

た ( $0.685***p<0.01$ )。大卒ダミーはレファレンスとおいた高卒ダミーと比較して健診受診による異常発見率を 63.2%有意に引き下げた ( $0.632*p<0.1$ )。

## 2. 糖尿病異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入（本人）ダミー×雇用労働者、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者両方とも有意な結果は出なかった。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数では1歳年を取ると健診受診による異常発見確率は5.6%有意に上昇した ( $0.056***p<0.01$ )。

## 3. 肥満異常ダミーを被説明変数に置いた場合

説明変数と置いた国保加入（本人）ダミー×雇用労働者では健診受診による異常発見確率は51.7%有意に上昇した ( $0.517*p<0.1$ ) 一方、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者では統計的に有意な結果は出なかった。

コントロール変数として扱った年齢、学歴ダミー、喫煙ダミー、飲酒ダミー、所得といった変数では1歳年を取ると健診受診による異常発見確率は83.6%有意に上昇した ( $0.836***p<0.01$ )。高血圧、糖尿病どちらにおいても有意であった年齢は有意な結果にならなかった。喫煙ダミーは健診受診による異常発見確率を19.9%有意に引き上げた ( $0.199*p<0.1$ )。所得が1万円増加すると健診受診による異常発見確率は0.03%有意に上昇した ( $0.0003***p<0.01$ )。短大・高専卒ダミーはレファレンスである高卒ダミーと比較して健診受診による異常発見確率を51.5%有意に引き下げた ( $-0.515*p<0.1$ )。

解釈は以下の通りである

国保加入者が予防の一環である健康診断受診という選択肢をとらないことで健康状態が悪化している可能性があるという仮定は第一の分析及び第二の分析によって検証した。

第一の分析の説明変数である国保加入ダミーが、被説明変数である健診受診確率を男女両方とも約30%有意に引き下げていることで、市町村国保加入者が非市町村国保加入者と比較して健診受診確率が低い水準であることが分かった。また、コントロール変数といた年齢では、男女両方とも1歳年を取ると、健診を受診する確率は3%上昇することが分か

った。このように高齢になるにつれて健診受診確率が上昇することは、Yamada&Yamada (2000) においても同様の結果がでていた。

第二の分析の説明変数の国保加入（本人）ダミー×雇用労働者、国保加入（本人）ダミー×非雇用労働者と設定した理由として第一節でもすでに述べたように国保加入者の内訳として、自営業・アルバイト・パート労働者・非正規雇用労働者・無職者・被扶養者であるが第3号被保険者である人など様々な雇用形態が含まれており、さらに第一章ですでに述べたように現在非正規雇用労働者として働く人の割合が増加しているため、かれらの健康状態を検証するには、雇用関係がどのように市町村国保加入者の中で影響を与えているのかを分析する必要があるからだ。その結果、国保加入（本人）ダミー×雇用労働者（男性）においては、血圧異常・糖尿病異常・肥満異常が健診受診によって発見される確率は、非国保加入者と比較して約40%有意に上昇していた。また、国保加入（本人）ダミー×雇用労働者（女性）においては、血圧異常・糖尿病異常・肥満異常が健診受診によって発見される確率は、非国保加入者と比較して約30%有意に上昇していた。

## 第4章 政策提言

第3章の分析結果より、市町村国保加入者の中でも企業で働く雇用労働者(以下、市町村国保加入雇用労働者)は健診受診率が低く、また受診した際の異常発見率が高い、つまり健康状態が悪いことが確認された。平成25年度「国民生活基礎調査」によると、非正規雇用労働者が健診等を受診しなかった理由の上位に「時間がなかったから」「費用がかかるから」が挙げられている。これは、市町村国保加入雇用労働者はわざわざ個別健診を受診しに行かなければならないこと、受診費用が自己負担であることが原因であると考えられる。つまり、組合健保や協会けんぽに加入している正規雇用労働者は企業での健診受診機会があり、かつ費用は企業負担である一方で、市町村国保加入雇用労働者はそのような機会が与えられていない上に健診受診費用は自己負担なのである。それを踏まえ、市町村国保加入雇用労働者の健康状態を改善するために、彼らの特定健診受診率向上に向けた政策提言を行う。

### 第1節(4.1)企業が市町村国保加入雇用労働者に対し健診を受診させる義務

第3章における分析結果、そしてその解釈・考察より、市町村国保加入雇用労働者に対し企業での職域健診を受診する義務を持たせることを提言する。これにより前文にある健診等を受診しなかった理由の上位を解消することができ、市町村国保加入雇用労働者の健診受診率の向上が期待できる。そこでまず、企業が非正規雇用労働者に対しても健診を受診させる義務がある根拠について述べる。

企業での職域健診<sup>12</sup>に関して、その義務対象となる労働者は正規雇用労働者と、1週間の所定労働時間が正規雇用労働者の4分の3以上勤務する非正規雇用労働者に限られている。1週間の所定労働時間が正規雇用労働者の4分の3未満の非正規雇用労働者は、企業で健診を受診する機会が与えられていない。健診を受診するためには個別で医療機関に行き受診

---

<sup>12</sup>職域健診とは年に1度、正規雇用労働者及び法定週労働時間の3/4以上の労働を行う非正規雇用労働者を対象にした健診である。現在、職域健診において特定健診と一緒に受診できる仕組みになっている

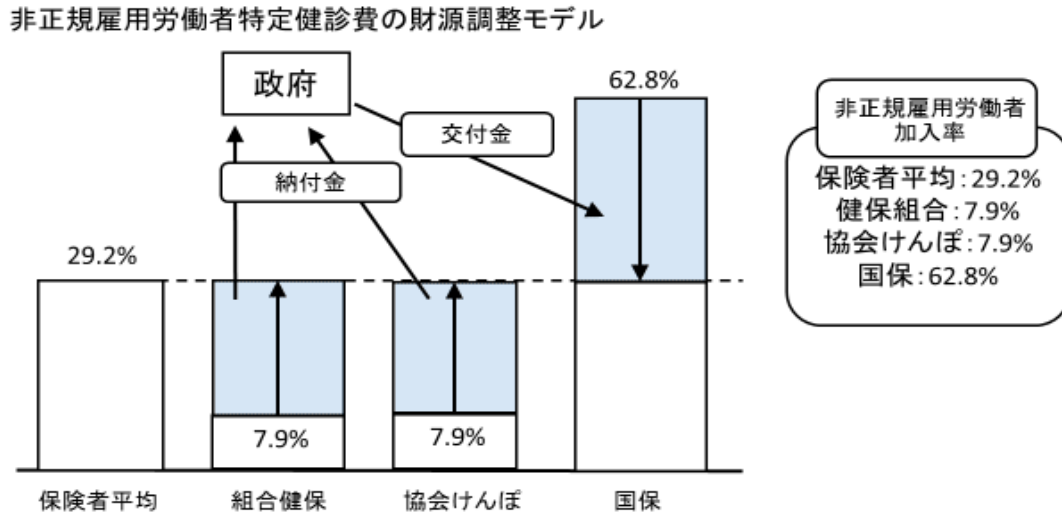


しなければならず、自己負担がかかってしまう。また、その自己負担費用を避けるために健診を受診せず健康状態が悪化してから病院に受診した場合、さらなる医療費負担が非正規雇用労働者にのしかかる。さらに、このように市町村国保加入雇用労働者が病院などで受診をした場合、その保険給付は組合健保や協会けんぽではなく、市町村国保の財源からおりる。これは企業側が本来担うべき義務・負担を市町村国保へ押し付けていると言える。

## 第2節(4.2)財源調整モデル

本節では、政策の実現に向けたモデルの構築を行う。1つ目に、各保険者の非正規雇用労働者数の割合に応じて、市町村国保加入雇用労働者を企業での職域健診に組み込むための費用を納付・交付される財源調整モデルを、2つ目に健診受診促進のための企業側へのインセンティブ設計モデルについて政策提言を行う。モデルの構築にあたってはすでに政策として存在する前期高齢者医療制度を参考にした。

図7. 非正規雇用労働者特定健診費の財源調整モデル



出典：健康保険組合連合会「新高齢者医療制度の負担のしくみについて」を参考に筆者作成

第一のモデルとして図7. 図8を取り上げる。モデルの仕組み及び数値の設定根拠は以下の通りである。

保険者平均の非正規雇用労働者加入率(以下、平均加入率)を基準とする。組合健保と協会けんぽは非正規雇用労働者加入率(以下、加入率)が平均加入率を下回っているため、平均加入率から各保険者加入率を差し引いた分を納付金として政府に納付する。一方、国保は加入率が平均加入率を上回っているため、その加入率から平均加入率を差し引いた分が交付金として政府から交付される仕組みである。

市町村国保の非正規雇用労働者加入率と、保険者全体の平均非正規雇用労働者加入率は以下のように算出した。平成25年度『国民生活基礎調査』の統計表、第6表「性・年齢階級別にみた15歳以上の仕事の状況」を参照し、「仕事あり」の「非正規の職員・従業員」およそ1790万人を市町村国保加入雇用労働者とする。また、「その他」およそ1440万人から「会社・団体等の役員」を差し引いたものを市町村国保加入非雇用労働者とする。この「会社・団体等の役員」数は、平成25年度『総務省統計局』の統計表、第1表「雇用形態別雇用者数」を参照におよそ340万人と算出した。その結果、市町村国保加入雇用労働者は国保の62.8%を占め、保険者全体平均の非正規雇用労働者加入率は29.2%となった。

また組合健保及び協会けんぽにおける非正規雇用労働者加入率については、保険者別の正規、非正規雇用労働者割合が算出できなかったため、以下のように概算した。まず組合健保及び協会けんぽの加入者総数がおよそ6500万人であり、総務省「労働力調査」によると2010年度現在の被用者保険の非正規雇用労働者数はおよそ1800万人、そのうち1週間の所定労働時間の3/4を上回る者はおよそ1000万人であることから、組合健保及び協会けんぽに占める非正雇用労働者割合は約15%となるが、平成22年度厚生労働省「就業の多様化に関する総合実態調査の概況」では彼らのうち52.9%しか実際には組合健保及び協会けんぽに加入適用されていないため、実際には約7.9%で計算した。組合健保及び協会けんぽの非正規雇用労働者加入率とした。

図8. 各保険者の非正規雇用労働者特定健診費の財源調整算定式

## 各保険者の非正規雇用労働者特定健診費の財源調整算定式

$$\begin{array}{c}
 \boxed{\text{各保険者非正規雇用労働者}} \\
 \boxed{\text{納付金・交付金}} = \boxed{\text{各保険者1人当たり}} \\
 \boxed{\text{特定健診費用}} \times \boxed{\text{各保険者の特定健診}} \\
 \boxed{\text{対象者数(40～64歳)}} \\
 \\
 \times \left[ \boxed{\text{保険者平均の}} \right. \\
 \boxed{\text{非正規雇用労働者加入率}} - \boxed{\text{各保険者の}} \\
 \left. \boxed{\text{非正規雇用労働者加入率}} \right]
 \end{array}$$

出典：健康保険組合連合会「新高齢者医療制度の負担のしくみについて」を参考に筆者作成

算定式における「各保険者1人当たり特定健診費用」×「各保険者の特定健診対象者数(40～64歳)」の部分は、当該保険者の特定健診対象者数がすべて特定健診を受診すると仮定した場合の、当該保険者にかかる特定健診費である。これに、保険者全体の非正規雇用労働者平均加入率を乗じることにより、当該保険者に非正規雇用労働者が全体平均割合で加入していると仮定した場合の、当該保険者にかかる非正規雇用労働者特定健診費を算出することができる。

以上より、非正規雇用労働者数の割合に応じた保険者別の納付額及び交付額について下記算定式を用いて算出した。その際、各保険者1人当たりの特定健診にかかる費用は、特定健診費用の1/3が国庫補助額であり約1400円であることから、残りの2/3の2800円とし、また組合健保及び協会けんぽ、市町村国保の特定健診対象者数は、平成25年度厚生労働省「特定健康診査・特定保健指導の実施状況」からそれぞれ約1080万人、1220万人、620万人とした。

(組合健保の非正規雇用労働者納付金)

$$= 2800 \text{ (円)} \times 1080 \text{ (万人)} \times [29.2 \text{ (\%)} - 7.9 \text{ (\%)}]$$

= およそ 64 億円

(協会けんぽの非正規雇用労働者納付金)

$$= 2800 \text{ (円)} \times 1220 \text{ (万人)} \times [29.2 \text{ (\%)} - 7.9 \text{ (\%)}]$$

= およそ 73 億円

(市町村国保の非正規雇用労働者交付金)

$$= 2800 \text{ (円)} \times 620 \text{ (万人)} \times [29.2 \text{ (\%)} - 62.8 \text{ (\%)}]$$

= およそ 115 億円

上記シミュレーションにより、組合健保からはおよそ 64 億円、協会けんぽからはおよそ 73 億円を納付金として徴収し、一方で市町村国保にはおよそ 115 億円を交付する結果となった。組合健保と協会けんぽ合わせた 137 億円により市町村国保に対する交付金を十分賄うことができ、これにより企業側が非正規雇用労働者を切り捨て、安易に市町村国保への実質的な負担を押し付けることを抑え、また企業側に非正規雇用労働者に対する健診を受診させる義務を明確にできる。

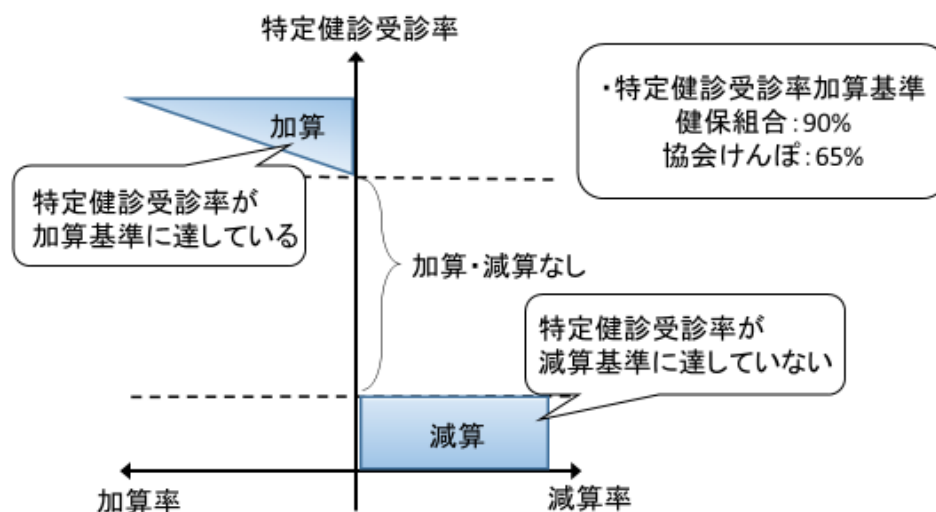
### 第3節(4.3)インセンティブモデル

次に市町村国保加入雇用労働者を含めた企業の特定健診受診率が高い場合は、国庫補助額の割合を加算するという企業側の受診率向上インセンティブモデルを設ける。加算に関してはよりインセンティブを高めるために、特定健診受診率が高ければ高いほど加算額も大きくする累進制とした。逆に、特定健診受診率が著しく低い場合は、国庫補助額を減算するというペナルティを与える。この加算・減算額は一致するよう調整を行う。

厚生労働省保険局総務課医療費適正化対策推進室によると、2017年度に特定健診受診率を組合健保は90%、協会けんぽは65%まで引き上げることを目標としていることから、この目標値を加算・減算基準とした。減算基準については、その該当年度の加算額に応じて変化することとなる。また、減算基準は達成しているが、加算基準までは達成していない企業に関しては、加算・減算は行わないこととする。

図9. 企業側への受診率向上インセンティブモデル

## 企業側への受診率向上インセンティブモデル



出典：平成24年度厚生労働省保険局総務課医療費適正化対策推進室「第2期特定健康診査等実施計画における保険者の目標について」を参考に筆者作成

第二のモデルとして図9を取り上げる。モデルの仕組みは以下の通りである。

このモデルにおいて、仮に特定健診受診率の加算基準を達成した企業が大半を占めた場合、減算基準を達成できなかった企業に対する負担が過度に大きくなってしまう可能性がある。よってそのような場合には加算基準を達成した企業の中でもさらに上位の企業に加算対象を絞ることとする。

# おわりに

本稿では、市町村国保加入者の医療費が高額であり健康状態が悪いこと、さらに市町村国保の構造的問題について第1章、第2章において俯瞰し、非正規雇用労働者として企業で働く市町村国保加入者に着目した。市町村国保かつ雇用労働者の健康状態の向上を目的とし、第3章では市町村国保加入者が健診受診率が低いにも関わらず、いざ健診を受診すると異常が発見される確率が上昇されることを検証した。そして第4章では市町村国保加入労働者の特定健診受診率を向上させるために、非正規雇用労働者特定健診費財源調整モデルと企業側の受診率向上インセンティブモデルを構築した。非正規雇用労働者特定健診費財源調整モデルでは、各保険者の非正規雇用労働者数の割合に応じた各保険者間での財源調整により、企業側が本来非正規雇用労働者に対して担うべき義務・負担の市町村国保へ押し付けの問題を解消し、企業に対し非正規雇用労働者に対して健診を受診させる義務を明確化できる。

さらに、市町村国保加入雇用労働者を含めた企業の特定健診受診率が高い場合は、国庫補助額の割合を加算するという企業側の受診率向上インセンティブモデルを設けた。加算に関してはよりインセンティブを高めるために特定健診受診率が高ければ高いほど加算額も大きくする累進制とした。逆に、特定健診受診率が著しく低い場合は、国庫補助額を減算するというペナルティを与える。この企業側の受診率向上インセンティブモデルにより市町村国保加入非正規雇用労働者の健康状態改善を促進させることができる。

政策提言における今後の課題として、2つ挙げられる。1つ目は、組合健保と協会けんぽにおける非正規雇用労働者の割合が入手できるデータだけでは正確には算出できなかった点である。本稿では組合健保と協会けんぽ、どちらも同率としたが、本来はそれぞれの非正規雇用労働者加入率を求める必要がある。2つ目は、企業側へのインセンティブモデルにおいて、こちらも入手できるデータだけでは受診率の調整、加算率・減算率の細かい基準が設定できなかった点である。保険者の規模によって受診率に差がでることが考えられる。そのため、本来は保険者種別内で同程度に努力をしている保険者が同程度の評価となるよう、受診率の調整を行う必要がある。そしてそのうえで加算率・減算率の基準を設定するべきである。

先行研究にも挙げたように、特定健診受診後の特定保健指導まで実施されて、健康状態の向上がみられることが明らかになっているが、本稿では特定健診のみに着目している。これ

は、そもそも特定健診を受診しなければ特定保健指導が行われることはないため、健康状態向上への第一段階として特定健診に着目したためである。今後の研究の課題として、特定健診に加え、特定保健指導の実施率を向上させるための施策も考える必要がある。

本稿では、市町村国保加入雇用労働者を企業での職域健診に組み込むことで、健康状態向上を目指すという政策提言を行った。しかし、最終的には正規・非正規に関わらず、被用者であれば雇用形態にかかわらず社会保険に皆適用すべきことは明らかであり、そのための政策立案の急務が求められる。

# 先行研究・参考文献・データ出典

---

## 《先行研究》

- ・井伊雅子・大日康史（2002）「予防行動の分析」『医療サービス需要の経済分析』、日本経済新聞社、第9章、pp173-194.
- ・木村好美（2013）「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58巻、pp35-44.
- ・春山康夫・武藤孝司・中出麻紀子・山崎章子・樽見文子（2012）「市町村国民健康保険加入者における特定健診指導後のメタボリックシンドローム改善効果」『日本公衛誌』第59巻、第10号、pp731-741.
- ・村木あき子、加藤綾子、鈴木順子、津下一代（2010）「市町村国保におけるメタボリックシンドローム対策のための積極的支援型保健指導プログラムの一年後の効果評価」『日本健康教育学雑誌』18(3):175-185.
- ・山田武（2003）「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』第13巻、第1号、pp39-52.
- ・湯田道生（2010）「国民健康保険における被保険者の最小効率規模」『医療経済研究』, Vol. 21, No. 3, pp. 305 - 325.
- ・湯田道生（2010）「国民健康保険制度が抱える諸問題が国保財政に及ぼす影響：予備的分析」『中京大学経済学論叢』第21号、pp.1-21.
- ・渡辺励（2003）「がん検診受診行動に関する要因分析」『医療と社会』第13巻、第2号、pp113-132.
- ・Tadashi Yamada & Tetsuji Yamada (2000) “Differential in the Demand for Health Check-up” 『季刊・社会保障研究』、Vol. 36, No. 3, pp. 391-422
- ・Yoshida, Atsushi and Akira Kawamura (2008) “Budget systems and moral hazard in the national health insurance and the long-term care insurance”, 日本経済学会秋季大会報告論文



## 《参考文献》

- ・井伊雅子（2008）「日本の医療保険制度の歩みとその今日的課題」『医療と社会』、Vol. 18, No. 1, pp205-217
- ・上村一樹（2014）「生活習慣と健康に関する計量分析」
- ・浦川邦夫（2013）「経済学は健康にどのようにアプローチしてきたか」『理論と方法』28(1):35-52.
- ・大津唯（2015）「国民健康保険の加入・脱退状況と医療費」『医療経済研究』、Vol. 27, No. 1, pp40-54
- ・笠巻純一（2015）「大学生の食・飲酒・喫煙行動の分析による健康支援策に関する研究：性・年齢・居住形態別による生活習慣病リスク要因の検討から」『日衛誌』、Vol. 70, pp. 81-94
- ・『全国健康保険協会』  
(<https://www.kyoukaikenpo.or.jp/g7/cat710/sb7030/1787-1484>)
- ・厚生労働省保険局（平成 21 年度）「国民健康保険実態調査」  
([http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryuhoken/database/seido/kokumin\\_jitai.html](http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryuhoken/database/seido/kokumin_jitai.html))
- ・厚生労働省（平成 27 年度）「持続可能な医療保険制度を構築するための国民健康保険法等の一部を改正する法律について」  
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000087166.html>)
- ・厚生労働省（平成 24 年度）「市町村国保の現状について」  
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r985200000210oo-att/2r985200000210rp.pdf>)
- ・厚生労働省（2011）第 6 回保険者による健診・保健指導等に関する検討会「特定健診・保健指導の効果の検証について」  
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001y23e-att/2r9852000001y288.pdf>)
- ・『週刊社会保障』（2015）p 20-25
- ・『週刊国保実務』（2015）p 10-13
- ・総務省「労働力調査（特別調査）」（2 月調査）長期時系列表 9
- ・総務省「労働力調査（詳細集計）」（年平均）長期時系列表 10
- ・畑中 陽子他（2015）「働き盛り世代の男性における 8 年間の追跡からみた年代別 虚血性心疾患の発症リスク」産衛誌，57（3）：67-76

- ・平谷恵・中村繁美・中西早百合・木村悦子（2015）「特定健診指導の効果に関する検討 - 4年後の状況 -」『日農医誌』、64 巻 1 号、pp34-40.
- ・横山徹爾・藤井仁（2014）「特定健診・特定保健指導の評価と PDCA の基本的な考え方」『保健医療科学』Vol. 63 No. 5 pp432-437.
- ・Kondo, K. ed. (2010.) Health Inequaliteis in Japan: An Empirical Study of Older People, Trans Pacific Press

## 《データ出典》

『「慶應義塾家計パネル調査」 (Keio Household Panel Survey, KHPS) 2009, 2010, 2011, 2012』慶應義塾大学大学パネルデータ設計・解析センター (Panel Data Research Center at Keio University) (2015/10/2 データ取得)

厚生労働省「国民健康保険実態調査」

([http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryouhoken/database/seido/koku\\_min\\_jitai.html](http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryouhoken/database/seido/koku_min_jitai.html))

厚生労働省「特定健康診査・特定健康指導の実施状況」

(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshoh/iryouseido01/info02a-2.html>)

厚生労働省(平成 25 年度)「医療給付実態調査」

(<http://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryouhoken/database/zenpan/iryokuyufu.html>)

厚生労働省 (平成 22 年度) 「就業形態の多様化に関する総合実態調査の概況」

(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/keitai/10/>)

厚生労働省 (平成 25 年度) 「国民生活基礎調査」

(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/>)

総務省 (平成 25 年度) 「総務省統計局労働力調査」

(<http://www.stat.go.jp/data/roudou/report/2013/index.htm>)

(URL はすべて 2015/11/2 アクセス)