

(論文)

公的介護保険における調整交付金の再検討

若 松 泰 之[†]

【要 約】

第1号被保険者の年齢階級別分布や所得分布の格差によって、第1号被保険者の介護保険料は地域間で格差が生じる。そのため国庫負担のうちの5%は、市町村の介護保険財政の格差を調整するために交付されている。それが公的介護保険における調整交付金である。本稿は各市町村に交付される普通調整交付金を決める一要素である後期高齢者加入割合補正係数に焦点をあて、調整交付金について再検討を行った。つまり、後期高齢者加入割合補正係数の精緻化が、調整交付金割合に及ぼす影響について定量的に検討した。分析の結果、本稿で提示した算定式のほうが、現行の算定式よりも、各市町村における第1号被保険者の年齢階級別構成割合に応じて、市町村間の介護保険財政を調整できることを確認できた。

【キーワード】 第1号被保険者の介護保険料、調整交付金

1. はじめに

介護保険料（第1号被保険者の保険料）には保険者間で格差が存在する。第5期（2012年度～2014年度）第1号保険料の月額基準額では、最大が関川村（新潟県）の6,680円に対し、最小が奥尻町（北海道）、津別町（北海道）、三島村（鹿児島県）の2,800円となっており、約2.4倍の格差がある¹⁾。また表1に見られる保険料の分布のように、1,566保険者の第1号保険料は4,501円以上～5,000円以下の範囲を中心に保険料が高い保険者と低い保険者が存在している。

現行の介護保険制度下では、保険料負担の公平

性は一般的に確保されていると考えられているが、それは給付水準が高ければ（低ければ）、保険料が高く（低く）なる仕組みだけを根拠にしているわけでない。市町村間にある条件の有利・不利に起因する保険料格差が、調整交付金によって是正された上で、保険料が決まると理解されているからである²⁾。

こうした保険料格差の一般的な理解には「調整交付金が保険者にとって裁量の及ばない要因に起因する保険料格差を調整している」ことが前提にある。しかし、その前提は成立しているのだろうか。

こうした問題意識から調整交付金を通じた保険料格差の是正効果（財政調整効果）に関する評価、及びそれを踏まえた制度設計のあり方に関しては、ほとんど議論されていない³⁾。そこで本稿は、そのためのファースト・ステップとして、調整交付金の算定式にある後期高齢者加入割合補正係数（以下、後期補正係数）に改善すべき余地があることを指摘し、後期補正係数の精緻化が調整交付金割合に及ぼす影響を定量的に検討する。

本稿の構成は次の通りである。第2節では調整交付金を中心とした保険料格差を是正する現在の仕組みを説明する。第3節では、各保険者に交付される調整交付金を決定する後期高齢者加入割合補正係数に焦点をあて、保険料格差を是正する仕

[†] 広島大学地域経済システム研究センター助教
x28280@hiroshima-u.ac.jp

1) いずれも厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000026sdd-att/2r98520000026seu.pdf>) を参照。なお本稿で保険料という場合、第1号保険料を指す。

2) 条件の有利・不利の内容や調整交付金については次節で具体的に説明する。ちなみに調整交付金には普通調整交付金と特別調整交付金があるが、格差調整は普通調整交付金の役割であり、以下では普通調整交付金に焦点をあてる。特別調整交付金は災害など特別な事情がある場合に交付され、普通調整交付金の残額が特別調整交付金の総額になる。調整交付金の仕組みに関しては、厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0309-6m.html>) を参照。

表1 1,566保険者の保険料分布 (2012年度～2014年度)

区分	保険者数(割合)
2,500円以上～3,000円未満	10 (0.6%)
3,001円以上～3,500円以下	28 (1.8%)
3,501円以上～4,000円以下	142 (9.1%)
4,001円以上～4,500円以下	348 (22.2%)
4,501円以上～5,000円以下	532 (34.0%)
5,001円以上～5,500円以下	333 (21.3%)
5,501円以上～6,000円以下	155 (9.9%)
6,001円以上～6,500円以下	15 (1.0%)
6,501円以上～	3 (0.2%)
合計	1,566

資料：厚生労働省HP (『第5期計画期間における介護保険の第1号保険料について』) より引用。

組みに位置づける。第4節では、後期補正係数の算定を精緻化する意味を指摘し、現行の算定式と精緻化した算定式から求めた後期補正係数を比較検討する。そして第5節で後期補正係数の算定式の精緻化が、調整交付金割合に及ぼす影響を検証する。

2. 現行の保険料格差に関する評価

(1) 第1号保険料の決まり方

介護保険は給付と財政運営が市町村レベルで行われる。介護サービスは居宅サービス、地域密着型サービス、そして介護3施設（介護老人福祉施

設・介護老人保健施設・介護療養型医療施設）から構成されるが、市町村は在宅重視で介護サービスを供給するのか、施設重視で供給するかを決定し、それを受けて必要な財源規模とともに第1号保険料が決まる。

第1号保険料の算定式は①式の通りである。ただし添え字の*i*は各保険者を表している。

平均的な第1号保険料:

$$= \frac{\text{介護給付費}_i (1 - 0.45 - \alpha - \beta_i)}{\text{第1号被保険者数}_i} \dots \textcircled{1}$$

①式の α と β_i は

α : 介護給付費に占める第2号被保険者の負担割合
 β_i : 調整交付金割合

3) 調整交付金に関する議論は、厚生労働省HP、小塩 (2005)、そして棕野・田中 (2013) などの社会保障の一般的なテキストで制度解説がなされる程度であり、公平性の視点からそのあり方自体に関する研究はこれからという段階である。一方で調整交付金は公費負担割合の一部でもあることから、効率性の視点から分析する視点も重要である。例えば、木村 (1996) や田近・油井 (1999) は公費負担割合が市町村のコスト意識を阻害する恐れがあると指摘し、Hayashi & Kazama (2008) は調整交付金も含めた公費負担割合と保険者の要介護認定の関係を検証している。確かに調整交付金は事後的な財政調整というよりも、事前的な財政調整を目的としているが、しかしだからといって交付される調整交付金が保険者のコスト意識を希薄化しても良い、ということにはならない。この意味で調整交付金を効率性の視点から分析するのも重要なテーマであり、稿を改めて検討したい。

各保険者の平均的な第1号保険料は、介護給付費から調整交付金を除いた公費負担（給付費_{*i*} × 0.45）、第2号被保険者の負担額（給付費_{*i*} × α ）、そして調整交付金（給付費_{*i*} × β_i ）のそれぞれを控除した額を、第1号被保険者数_{*i*} で除して決まる。また①式は右辺分子の介護給付費が増加（減少）すれば、左辺の第1号保険料も増える（減る）ことから、介護給付水準が高い（低い）保険者は第1号保険料も高く（低く）なるように、介護給付費と第1号保険料が（部分的に）連動している⁴⁾。

(2) β_i (調整交付金割合) の仕組み

しかし単純に「給付と負担が連動する」仕組みでは、「保険料が同じ保険者どうしは、同じ給付水準を享受する」という意味での公平性が果たされない。保険者間には介護保険を運営する際に条件面に有利・不利が存在するためである。

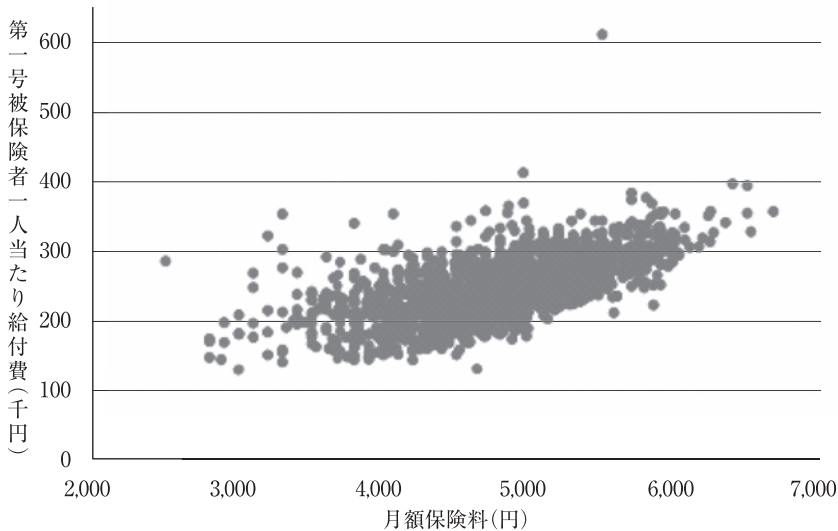
条件の有利（不利）な保険者とは、全国平均に比べて後期高齢者割合が低く（高く）、所得水準の低い第1号被保険者が少ない（多い）保険者を指す。後期高齢者割合が高い（低い）保険者は、要介護認定者が多い（少ない）結果、相対的に介護費用が多く（少なく）なり、保険料が高く（低く）なる。また所得水準が低い第1号被保険者は保険料が軽減されるため、それ以外の第1号被保険者が負担する保険料基準額が高くなる。

こうした保険者にとって裁量の及ばない後期高齢者割合や所得階級別被保険者割合を要因として、（保険者間で）保険料に格差が生じる。この種の保険料格差を是正するのが、①式の β_i (調

整交付金割合) である。全国平均に比べて所得水準が低い（高い）被保険者が多く、かつ後期高齢者割合が高い（低い）不利（有利）な保険者ほど、 β_i は高く（低く）算定される。そして国庫負担の5%の金額が β_i を通じて各保険者に調整交付金として交付され、結果的に保険料格差が是正される仕組みになっている。

以上のように、給付と負担は単純に連動するのではなく、 β_i を通じて保険者間に存在する条件の有利・不利が是正された上で、連動する。図1の散布図で示した第1号被保険者一人当たり給付費と月額保険料に見られる正の相関には、こうした意味がある。そのため保険料に格差が見られても、高い（低い）保険料は高い（低い）給付水準を反映した結果と考えられている。しかし β_i (調整交付金割合) の算定式にある後期高齢者加入割合補正係数に注目すれば、保険料格差の調整方法について改善すべき余地がある。

図1 給付と保険料の（部分的）連動



資料：『介護保険事業状況報告（2012年度）』と『第5期計画期間における介護保険の第1号保険料について』から筆者作成。

4) そのため介護サービスの生産性を高めるインセンティブや、介護給付費を決定する主要な要因とされる要介護認定率（被保険者の中で介護が必要な人の割合）を引き下げるインセンティブを促進させる仕組みになっている。そうしたインセンティブを働かせて介護給付費を抑制できれば、保険料もその分だけ抑制できるからである。

3. 後期高齢者加入割合補正係数の仕組み

β_i の算定式は②式のように決まる⁵⁾。

$$\beta_i = 26\% - (21\% \times \gamma_i \times \delta_i) \quad \dots \dots \quad \text{②}$$

γ_i ：後期高齢者加入割合補正係数

δ_i ：所得段階別加入割合補正係数

β_i を決定する γ_i と δ_i が、それぞれ後期高齢者割合や所得段階別被保険者割合に起因する保険料格差を調整する。①式と②式から示唆されるのは、全国平均的な保険者（ $\gamma_i = \delta_i = 1$ ）に比べて γ_i や δ_i が大きい（小さい）保険者ほど、 β_i は小さく（大きく）なり、保険料の軽減効果が小さく（大きく）なるかたちで保険料格差が調整されることである。

以下では、 γ_i （後期高齢者加入割合補正係数）に焦点を絞り、そのあり方を考える。その γ_i は③式で算定される⁶⁾。

$$\gamma_i = \frac{A_{65-74} \times X_{65-74} + B_{75} \times Y_{75}}{C_{i,65-74} \times X_{65-74} + D_{i,75} \times Y_{75}} \quad \dots \dots \quad \text{③}$$

A_{65-74} ：全国平均の前期高齢者加入割合⁷⁾

B_{75} ：全国平均の後期高齢者加入割合⁸⁾

$C_{i,65-74}$ ：当該市町村の前期高齢者加入割合⁹⁾

5) 厚生労働省HP『調整交付金による財政調整効果について』(<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0309-6m.html>) 及び厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0309-6l.html>)『調整交付金の仕組み』を参照。なお②式の26%と21%はそれぞれ第5期の場合であり、第6期以降の値は人口構成の推移に応じて変わってくる。

6) なお以下の後期高齢者加入割合補正係数の説明は国立国会図書館HPにある日本法令引『介護保険の調整交付金の交付額の算定に関する省令』(http://law.e-gov.go.jp/cgi-bin/idxselect.cgi?IDX_OPT=4&H_NAME=&H_NAME_YOMI=%82%A0&H_NO_GENGO=H&H_NO_YEAR=&H_NO_TYPE=2&H_NO_NO=&H_FILE_NAME=H12F03601000026&H_RYAKU=1&H_CTG=47&H_YOMI_GUN=1&H_CTG_GUN=1)を参照した。

7) 当該年度におけるすべての市町村に係る第1号被保険者の総数に対する当該年度におけるすべての市町村に係る前期高齢者の総数の割合。

8) 当該年度におけるすべての市町村に係る第1号

$D_{i,75}$ ：当該市町村の後期高齢者加入割合¹⁰⁾

X_{65-74} ：全国平均の前期高齢者の補正要介護発生率（以下、前期要介護者発生率）¹¹⁾

Y_{75} ：全国平均の後期高齢者の補正要介護発生率（以下、後期要介護者発生率）¹²⁾

①式、②式、そして③式を用いて、 γ_i を出発点とした保険料格差が是正される過程は、以下のように説明できる。③式から当該市町村の前期・後期高齢者割合が全国平均的な保険者に比べて高い（低い）保険者は、分母（分子）が分子（分母）を上回り、 $0 < \gamma_i < 1$ （ $\gamma_i > 1$ ）となる。

その結果、前者の不利な条件にある保険者であれば、②式を通じて5%より β_i は大きくなり、 γ_i だけを考慮すれば、①式から保険料の軽減効果は（全国平均および有利な保険者よりも）大きくなる。逆に後者の条件が有利な保険者であれば、同様に①式と②式を通じて保険料の軽減効果は相対的に小さい。こうして個々の保険者の保険料は、後期高齢者割合に応じて軽減される結果、保険料格差が調整される。

4. 後期高齢者加入割合補正係数の再検討

(1) 年齢階級別区分の論点

以上のように γ_i は保険料格差を調整する要因の一つとして位置づけられる。問題は③式の γ_i

被保険者の総数に対する当該年度におけるすべての市町村に係る後期高齢者の総数の割合。

9) 当該年度における当該市町村に係る第1号被保険者の数に対する当該年度における当該市町村に係る前期高齢者の割合。

10) 当該年度における当該市町村に係る第1号被保険者の数に対する当該年度における当該市町村に係る後期高齢者の割合。

11) 当該年度におけるすべての市町村に係る前期高齢者の総数に対する当該年度に係るすべての市町村に係る前期高齢者であって要介護者又は要支援者であるものの総数の割合を、前期高齢者に係る要介護状態区分ごとの分布状況等を踏まえて補正して算定した割合。

12) 当該年度におけるすべての市町村に係る後期高齢者の総数に対する当該年度に係るすべての市町村に係る後期高齢者であって要介護者又は要支援者であるものの総数の割合を、後期高齢者に係る要介護状態区分ごとの分布状況等を踏まえて補正して算定した割合。

の算定方法で保険料格差が適切に是正できるかどうかである。現行制度では、年齢階級を前期高齢者（65～74歳）と後期高齢者（75歳以上）に2区分して γ_i を算定している。そのため γ_i の算定式のあり方を考える一つのポイントは、65歳以上を2つの年齢階級に区分する方法が、 β_i （調整交付金割合）の算定基礎の一要因として適切な方法なのかどうかである。

この問題について、現行の年齢階級を2区分した③式と、以下で試論的に示す④式を比較して、考えてみたい。④式は③式をベースにして、65歳以上を5歳刻みで6区分（前期高齢者2区分・後期高齢者4区分）した算定式である¹³⁾。その④式は以下の通りである。

$$\gamma_i = \frac{A_{65-69} \times X_{65-69} + A_{70-74} \times X_{70-74}}{C_{i,65-69} \times X_{65-69} + C_{i,70-74} \times X_{70-74}} + \frac{B_{75-79} \times Y_{75-79} + B_{80-84} \times Y_{80-84}}{D_{i,75-79} \times Y_{75-79} + D_{i,80-84} \times Y_{80-84}} + \frac{B_{85-89} \times Y_{85-89} + B_{90} \times Y_{90}}{D_{i,85-89} \times Y_{85-89} + D_{i,90} \times Y_{90}} + \dots \quad \text{④式}$$

- 13) 5歳刻みというのは一例であって、他の年齢階級区分のあり方もあるだろう。5歳刻みに区分したのは利用できる市区町村別将来人口データが5歳刻みになっているからである。
- 14) 添え字の y は65歳以上を5歳刻みで6区分した各年齢階級を意味している。つまり、前期高齢者は65-69歳と70-74歳、後期高齢者は75-79歳、80-84歳、85-90歳、そして90歳以上であり、当該年度におけるすべての市町村に係る第1号被保険者の総数に対する当該年度におけるすべての市町村に係る前期高齢者の年齢階級別総数の割合。例えば、 A_{70-74} はすべての市町村の第1号被保険者の総数に占めるすべての市町村の70～74歳の割合。
- 15) 当該年度におけるすべての市町村に係る第1号被保険者の総数に対する当該年度におけるすべての市町村に係る後期高齢者の年齢階級別総数の割合。例えば、 B_{75-79} はすべての市町村の第1号被保険者の総数に占めるすべての市町村の75～79歳の割合。
- 16) 当該年度における当該市町村に係る第1号被保険者の数に対する当該年度における当該市町村に係る前期高齢者の年齢階級別の総数の割合。例えば、 $C_{i,70-74}$ は当該市町村の第1号被保険者に占める当該市町村の前期高齢者の70～74歳の割合。
- 17) 当該年度における当該市町村に係る第1号被保険者の数に対する当該年度における当該市町村に

- A_y ：全国平均の年齢階級別・前期高齢者加入割合¹⁴⁾
- B_y ：全国平均の年齢階級別・後期高齢者加入割合¹⁵⁾
- $C_{i,y}$ ：当該市町村の年齢階級別・前期高齢者加入割合¹⁶⁾
- $D_{i,y}$ ：当該市町村の年齢階級別・後期高齢者加入割合¹⁷⁾
- X_y ：全国平均の年齢階級別・前期高齢者の補正要介護発生率（前期要介護者発生率）¹⁸⁾
- Y_y ：全国平均の年齢階級別・後期高齢者の補正要介護等発生率（後期要介護者発生率）¹⁹⁾

まず③式の X_{65-74} 及び Y_{75} と、④式の X_y 及び Y_y を比較したのが表2である。③式にあたる X_{65-74} 及び Y_{75} は『介護保険事業状況報告（2012年度）』を使って求めた。また④式にあたる X_y 及び Y_y の前期・後期要介護者発生率は以下の方法で求めた。

第一に、『介護給付費実態調査月報（2012年5月～2013年4月）』にある年齢階級別・要介護者（要支援者）の平均値を要介護（要支援）者の総数で除して、年齢階級別・要介護（要支援）者の割合を求める²⁰⁾。第二に、求めた年齢階級別・要介護

- 係る後期高齢者の年齢階級別の総数の割合。例えば、 $D_{i,75-79}$ は当該市町村の第1号被保険者に占める後期高齢者の75～79歳の割合。
- 18) 当該年度におけるすべての市町村に係る前期高齢者の総数に対する当該年度に係るすべての市町村に係る年齢階級別・前期高齢者であって要介護者又は要支援者であるものの総数の割合を、前期高齢者に係る要介護状態区分ごとの分布状況等を踏まえて補正して算定した割合。例えば、 X_{70-74} はすべての市町村の前期高齢者のうちの70～74歳に占めるすべての市町村の70～74歳のうちの要介護または要支援の認定を受けた人数の割合。
- 19) 当該年度におけるすべての市町村に係る後期高齢者の総数に対する当該年度に係るすべての市町村に係る年齢階級別・後期高齢者であって要介護者又は要支援者であるものの総数の割合を、後期高齢者に係る要介護状態区分ごとの分布状況等を踏まえて補正して算定した割合。例えば、 Y_{75-79} はすべての市町村の後期高齢者のうちの75～79歳に占めるすべての市町村の75～79歳のうちの要介護または要支援の認定を受けた人数の割合。
- 20) 『介護給付費実態調査月報（2012年5月～2013年4月）』にある年齢階級別・要介護者（要支援者）の平均値を用いたのは、使用するデータを2012年度に統一するためである。

(要支援)者の割合を『介護保険事業状況報告(2012年度)』の要介護(要支援)者の総数に乗じて、年齢階級別の要介護(要支援)者数を求める。そして第三に、その年齢階級別の要介護(要支援)者数を年齢階級別の第1号被保険者数で除して、 X_y 及び Y_y を求めた。年齢階級別の第1号被保険者に関しては政府統計の総合窓口HPにある『人口推計』のデータを使用した。

表2を見ると、5歳刻みで6区分した前期・後期要介護者発生率のほうが、年齢に比例して高くなり、特に90歳以上の後期要介護者発生率(Y_{90})は75-79歳の発生率(Y_{75-79})の約5.5倍になっている。こうした年齢階級区分の違いが、前期・後期要介護者発生率の違いとなって表れることから、年齢階級を6区分する X_y 及び Y_y のほうが、現行の2区分(X_{65-74} 及び Y_{75})よりも各保険者の実態に即した γ_i を計測できるだろう。

この点を③式と④式を比較した簡単なモデルで説明する(表3参照)。まず、2つの保険者(PとQ)

があり、どちらも年齢階級を2区分した時の $C_{i,65-74}$ (前期高齢者加入割合)や $D_{i,75}$ (後期高齢者加入割合)がそれぞれ52.6%と47.4%と同じであるため、現行の算定式(③式)では γ_i が同じであるとする。

しかし2つの保険者は年齢階級を5歳刻みで6区分すると、前期・後期高齢者加入割合の分布は異なっているとすると、つまり、保険者Pは $C_{i,65-74}$ に関して65-69歳の年齢階級は0%であり、また70-74歳は52.6%(④式右辺の $C_{i,70-74}=52.6\%$)、 $D_{i,75}$ に関しては90歳以上の年齢階級で47.4%(④式右辺の $D_{i,90}=47.4\%$)、それ以外の年齢階級では0%とする。それに対し保険者Qは $C_{i,65-74}$ に関しては、65-69歳の年齢階級は52.6%(④式右辺の $C_{i,65-69}=52.6\%$)であるのに対し70-74歳では0%、 $D_{i,75}$ に関しては75-79歳の年齢階級で47.4%(④式右辺の $D_{i,75-79}=47.4\%$)、それ以外の年齢階級では0%とする。

表2 年齢階級区分別の前期・後期要介護者発生率

	前期高齢者		後期高齢者			
年齢階級	X_{65-74}		Y_{75}			
2区分	44%		31.4%			
年齢階級	X_{65-69}	X_{70-74}	Y_{75-79}	Y_{80-84}	Y_{85-89}	Y_{90}
6区分	2.9%	6.0%	13.8%	29.2%	50.1%	75.8%

(注)『介護給付費実態調査月報(2012年5月～2013年4月)』、『介護保険事業状況報告(2012年度)』、『人口推計』より筆者作成。

表3 モデル：2つの保険者間で年齢階級別構成割合が異なるケース

年齢階級区分	保険者	前期高齢者加入割合		後期高齢者加入割合			
2区分		C_{65-74}		D_{75}			
	P	52.6%		47.4%			
	Q	52.6%		47.4%			
6区分		C_{65-69}	C_{70-74}	D_{75-79}	D_{80-84}	D_{85-89}	D_{90}
	P	0%	52.6%	0%	0%	0%	47.4%
	Q	52.6%	0%	47.4%	0%	0%	0%

(注)筆者作成。

保険者P (Q) のほうが、年齢階級が高い (低い) 階級に前期・後期高齢者が分布しているの、保険者PとQとの関係で言えば、保険者Pのほうが不利で、保険者Qのほうが有利となる。これら2つの保険者PとQの③式と④式の γ_i (後期高齢者加入割合補正係数) の分母を比較すると、表2にある前期・後期高齢者の年齢階級別要介護者発生率の値に規定されて、以下ようになる。

③式では分母に関して、いずれの保険者にも、 $C_{i,65-74}$ (=52.6%) と $D_{i,75}$ (=47.4%) にそれぞれ4.4%と31.4%が乗じられる。それに対し④式では、保険者Pには $C_{i,70-74}$ (=52.6%) に6.0%が、 $D_{i,90}$ (=47.4%) に76.9%がそれぞれ乗じられ、保険者Qには $C_{i,65-69}$ (52.6%) に2.9%が、また $D_{i,75-79}$ (47.4%) に13.6%が乗じられる。

この結果、③式ではどちらも γ_i が同じ値だったPとQだが、④式では保険者Pのほうが保険者Qよりも分母の値が大きくなり、その結果 γ_i の値が小さくなる。表3は極端なモデルだが、5歳刻みなど小刻みに年齢階級を区分した④式のほうが、年齢階級を2区分する③式よりも、各保険者の有利・不利の程度 (年齢階級別構成割合) に応じて γ_i を算定できる。つまり、④式のほうが各保険者の年齢階級別構成割合に応じて保険料を軽減できる。この点を以下で検証する。

(2) γ_i (後期高齢者加入割合補正係数) の推計

表4は2015年、2020年、2025年を対象に③式と④式の γ_i の最大値、最小値、平均値、そして変動係数の推移を示している。将来人口データは国立社会保障・人口問題研究所の『日本の地域別将来推計人口 (2013年3月推計)』にある1,477市区町村別・(5歳)階級別の推計結果を用いた²¹⁾。

2015年以降の③式と④式の γ_i は、直近の2012年度データを使って求めた表2の年齢階級区分別の前期・後期要介護者発生率が一定で推移すると想定し、計測した。本来であれば、2015年以降の γ_i の推計には、当該年の年齢階級区分別の前期・後期要介護者発生率を用いるべきである。そのためには各年の要介護認定率の推計値が必要になるが、その将来推計自体、チャレンジングなテーマである。そこで本稿では、一次接近として2012年度の年齢階級区分別の前期・後期要介護者発生率を用いている²²⁾。ただ直近の推計年 (例えば2015年) ほど、2012年の発生率との乖離は小さいと考えて良いかもしれない。

γ_i の推計結果を整理した表4を見ると、③式と④式のそれぞれの最大値と最小値は、2015年以外は④式の最大値のほうが大きく、かつ④式の最小値のほうが小さい。つまり、④式に関する各保険者の γ_i のほうが、分布する範囲は広いと予想

表4 ③式と④式の γ_i (後期高齢者加入割合補正係数) の最大値、最小値、平均値、変動係数

		2015年	2020年	2025年
③式	最大値	1.614	1.477	1.416
	最小値	0.746	0.790	0.847
	平均値	0.967	0.995	1.011
	変動係数	0.126	0.078	0.059
④式	最大値	1.441	1.624	1.868
	最小値	0.586	0.629	0.681
	平均値	0.946	0.966	0.988
	変動係数	0.239	0.189	0.142

(注)『日本の地域別将来推計人口 (平成25年3月推計)』などを用いて筆者作成。

21) 1,477市町村には『日本の地域別将来推計人口 (2013年3月推計)』で推計されていない福島県下の市町村は含まれていない。またここでは広域連合を形成している市町村なども除外している。

22) 要介護認定率の将来推計を試みた先行研究として、鈴木 (2002) や清水谷・野口 (2005) などが挙げられる。

される²³⁾。実際、③式と④式の γ_i の変動係数を比較すると、④式のほうが値自体は大きいことから、保険者間の γ_i は幅広い範囲に分布していると考えられる。こうした③式と④式の推移に関する相違は、④式にすることによって、③式では考慮できない各保険者の条件の有利・不利（年齢階級別構成割合の違い）を γ_i に反映でき、より精緻な保険料格差是正に繋がると言える。

しかし調整交付金割合（ β_i ）は②式にもある通り γ_i だけでなく、 δ_i も決定要因であり、かつ（2つの要因で決まる） β_i の下限は0%で固定されている。さらに第2節でも触れたように、国庫負担の5%の枠内の金額が β_i を通じて調整交付金として各保険者に交付される。したがって、④式による γ_i の変動係数の変化だけで保険料格差の調整について議論するのは十分ではない²⁴⁾。

5. β_i （調整交付金割合）の推計

そこで③式と④式のそれぞれに対応した2015年、2020年、2025年の β_i （調整交付金割合）について推計を行った。推計方法及び推計結果は次の通りである。

(1) β_i （調整交付金割合）の推計方法

③式と④式に基づいた2015年、2020年、そして2025年の β_i を推計するには、②式にもあるように各年の δ_i （所得段階別加入割合補正係数：以下、所得補正係数）が必要である。 δ_i に関しては、後期補正係数と同様に算定式があるが、ここでは以下の方法で2012年度の δ_i の実績値を求め、それが各年一定の値をとると仮定して、 β_i の推計に用いた。

まず『介護保険事業状況報告（2012年度）』の「介護保険特別会計経理状況 保険事業勘定」にある調整交付金を歳入合計で除して、2012年度の実績値にあたる β_i を求める。一方、前節と同じ方法で現行の③式から2010年の γ_i が得られる。そこで2012年度の実績値にあたる β_i と、③式から得

られている2010年の γ_i を②式に代入すれば、 δ_i が求められる。これを2012年度実績値の δ_i とし、2015年、2020年、そして2025年に渡り一定の値をとると仮定した。

δ_i についても、本来であれば、各年の所得階級別被保険者分布を市町村別に推計して求めた値を用いるべきだが、ここでは一次接近的な方法を採用した²⁵⁾。こうして求めた2012年度の δ_i と各年の③式の γ_i を②式に代入して、③式に基づいた β_i を2025年まで推計した²⁶⁾。各年の④式に基づいた β_i も、同様に2012年度の δ_i と④式の γ_i を②式に代入して求めた。

(2) β_i （調整交付金割合）の推計結果

表5が推計結果を整理したものである。市町村によっては推計した β_i が負の値をとるケースもある。 β_i の下限は0%であることから、負の値をとる市町村の β_i は0%として、以下のように最大値、最小値、平均値、そして変動係数を求めた。

③式と④式の β_i の最大値を比較すると、いずれも④式のほうが大きくなっている。変動係数は2015年以降、④式の β_i の変動係数のほうが大きくなっており、④式の β_i の分布が、③式に基づいた β_i よりも幅広い範囲に分布していることが読み取れる。つまり表5の結果は、先述した推計方法に依拠していることに留意しなければならないが、④式のように γ_i の算定式を精緻化することによって、各市町村の年齢階級別構成割合に応じた β_i が算定され、保険料軽減効果、ひいては保険料格差の是正が、より適切に実施できる可能を示唆している。

6. おわりに

第1号被保険者の介護保険料には市町村間で格差が存在するが、一般的に負担の公平性は確保されていると考えられている。その根拠に調整交付金によって保険料格差が是正されていることが挙

23) 2015年の最大値は③式のほうが④式を上回っている。これは年齢階級が2区分された③式の後期補正係数の最大値と、その次の2番目に大きい後期補正係数が、際立って大きいことが要因として考えられる。

24) この点に関してレフェリーから詳細なコメント

をいただいた。記して感謝します。

25) δ_i の精緻な将来推計は今後の課題としたい。

26) 2015年～2025年までの期間は、各年の第1号被保険者と第2号被保険者の割合を考慮して δ_i を求めている。

表5 ③式と④式の β_i （後期高齢者加入割合補正係数）の最大値、最小値、平均値、変動係数

		2015年	2020年	2025年
③式	最大値	13.25%	11.56%	10.33%
	最小値	0.00%	0.00%	0.00%
	平均値	5.46%	4.82%	4.44%
	変動係数	0.4640	0.4432	0.4290
④式	最大値	14.78%	14.55%	13.71%
	最小値	0.00%	0.00%	0.00%
	平均値	5.96%	5.54%	5.04%
	変動係数	0.5500	0.5497	0.5295

(注) 筆者作成。

げられる。本稿は「現行の調整交付金には、保険料格差を適切に調整できているのか」という問題意識から、調整交付金の再検討を試みた。

具体的には、調整交付金割合の一要素である後期高齢者加入割合補正係数 (γ_i) の算定式に注目し、その算定式の精緻化が調整交付金割合 (β_i) に及ぼす影響について定量的な分析を行った。その方法として、年齢階級区分を5歳刻みに区分する方法で算定式を精緻化して、 γ_i を2015年、2020年、そして2025年のそれぞれにつき推計し、それらの結果を用いて β_i の推計を行い、現行方式よりも保険者の有利・不利をより反映した β_i の算定が可能かどうかを検証した。

分析の結果、各年とも γ_i の算定を精緻化した場合のほうが、年齢階級が高い第1号被保険者が多いという意味で不利な市町村と、それが少ないという意味で有利な市町村により対応するかたちで、 β_i の算定が可能になることを確認できた。つまり、精緻化した γ_i の算定式は、現行方式よりも年齢階級別構成割合の違いに応じて、保険料を軽減できる可能性を示唆している。ただし各年の δ_i （所得補正係数）を2012年の実績値で一定と仮定した結果であることから、比較的直近の2015年の結果はともかく、2020年と2025年の結果は一定の留保を付けて解釈しなければならない。

今後の課題としては、まず δ_i の将来値をより客観的に推計することが挙げられる。また分析に用いた市区町村別・（5歳）階級別の将来人口データは、いくつかの仮定に基づいた結果であるため、今後推計される最新の市区町村別・（5歳）階級

別の将来人口や、より精度の高い推計作業を行って得た結果を用いるなど、対応の余地があるかもしれない。

そして何より本稿の分析範囲は、個別市町村の調整交付金割合の将来推計までであり、具体的に後期補正係数の算定式の精緻化によって得られた調整交付金割合が、市町村の保険料をどの程度軽減でき、保険料格差をどの程度是正できるのかまでは、分析が及んでいない。ファースト・ステップと位置づけられる本稿の分析を踏まえた上で、調整交付金の財政調整効果に関する検証を行うことが、課題として残されている。

【謝辞】

今回の投稿に際して2人の匿名レフェリーから数多くの貴重なコメントをいただきました。記して感謝いたします。なお、本稿の内容に関する不備は筆者の責任です。

【参考文献】

Hayashi & Kazama, (2008) "Horizontal Equity or Gatekeeping? Fiscal Effects on Eligibility Assessments for Long-term Care Insurance Programs in Japan", *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 15, 257-276.

木村陽子 (1996) 「公的介護保険と財政調整のあり方」『季刊社会保障研究』、第32巻第3号、pp.250-262.

国立国会図書館HP (<http://law.e-gov.go.jp/cgi->

bin/idxselect.cgi?IDX_OPT=4&H_NAME=&H_NAME_YOMI= % 82 % A0&H_NO_GENGO=H&H_NO_YEAR=&H_NO_TYPE=2 &H_NO_NO= &H_FILE_NAME=H12F03601000026&H_RYAKU=1&H_CTG=47&H_YOMI_GUN=1&H_CTG_GUN=1)「介護保険の調整交付金の交付額の算定に関する省令」.

厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0309-6m.html>)「調整交付金による財政調整効果について」.

厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0309-6l.html>)「調整交付金の仕組み」.

厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000026sdd.html>)「第5期計画期間における介護保険の第1号保険料について」.

厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/kaigi/020212/4-1siryos3-1.html>)「第1号被保険者の保険料の推計のワークシートの考え方」.

厚生労働省HP (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/>

list/45-1.html)「介護給付費実態調査」.

棕野美智子・田中耕太郎 (2013)『はじめての社会保障 福祉を学ぶ人へ 第10版』、有斐閣アルマ。

小塩隆士 (2005)『社会保障の経済学』、日本評論社。

清水谷論・野口晴子 (2005)「要介護者世帯調査に基づく在宅介護サービスの将来需要予測 - 2003年度データによる再推計-」、ESRI Discussion Paper Series No.128.

鈴木亘 (2002)「介護サービス需要増加の要因分析：介護サービス需要と介護マンパワーの長期推計に向けて」日本労働研究雑誌、第44巻第5号、pp 6-17.

政府統計の総合窓口HP (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001118081>)「人口推計」。

田近栄治・油井雄二 (1999)「高齢化と国民健康保険・介護保険-財政の視点から-」、『季刊社会保障研究』、第35号第2巻、pp128-140.

* 本稿は投稿時に2人の匿名レフェリーによる査読という要件を満たしたものである。

An Empirical Reexamination of Adjusting Subsidies in Long-Term Care Insurance Premiums for Primary Insured Persons

Yasuyuki Wakamatsu [†]

Abstract

Key words: Long-term care insurance premiums for primary insured persons; Adjusting Subsidies

There are regional imbalances in long-term care insurance premiums for primary insured persons because of the difference of the distribution by age group of primary insured persons, and the distribution of income of primary insured persons. Therefore 5% of the public expenditure from the national government shall be appropriated for the adjustment of gaps of municipalities' finance of long-term care insurance. That expenditure is Adjusting Subsidies. This paper reexamines the effect of Adjusting Subsidies. This study focuses on the mechanism which the regular adjusting subsidies for each municipality is calculated through, and analyzes the participation ratio correction coefficient for the latter-stage elderly to adjust the gaps of the proportion of later elderly persons' participation. The results suggest that the proposed mechanism is adjusted the finances of long-term care insurance in accordance with the distribution by age group of primary insured persons better than the present mechanism.

[†] Center for Research on Regional Economic Systems, the Graduate School of Sciences, Hiroshima University
x28280@hiroshima-u.ac.jp