

投稿：論文

## 介護保険法の2005年改正と要介護認定における評価バイアス

高塚 創<sup>\*1</sup>, 石浜 実花<sup>\*2</sup>

## 抄 録

介護保険法の2005年改正によって、従前の要介護度区分における「要支援」は「要支援1」と呼ばれるようになり、給付限度額の引き下げがなされた。本研究では、香川県高松市の介護給付費レセプトデータを用いて、こういった制度改正が要介護認定の評価および介護費用に与えた影響を検証する。改正前に初回の要介護認定を受け要支援と認定された被保険者を、再度の認定を改正前に受けた群と、改正後に受けた群に分け、再認定時に要支援（要支援1）と評価される確率をプロビット推定したところ、後者において有意に低くなった。また、これらの二群について、再認定前後の介護費用変化額を比較したところ、後者において介護費用が軽減されるという事実は観察されなかった。これらの結果は、給付限度額の引き下げ等を回避するために要介護認定評価にバイアスに加えられ、そのために改正による介護費軽減効果が発揮されなかったことを示唆している。

キーワード：要介護認定, 評価バイアス, 介護保険, 2005年改正

社会保障研究 2016, vol. 1, no. 3, pp. 623-641.

## I はじめに

2000年に始まった介護保険制度は、2005年に大きな改正が行われた（施行は2006年度から）。その改正のポイントの一つは、給付費膨張抑制のための予防重視型のシステムへの変更である（厚生労働省, 2006a）。具体的には、従来の要介護認定における「要支援」を「要支援1」、従来の「要介護1」のうち状態の維持・改善可能性の高い者を「要支援2」（そうでない者を「要介護1」）とし、両者を対象に「介護予防給付」を開始したことがまず挙げられる。一方で給付費抑制のため、支給限

度額の削減や介護報酬の定額制が導入された。支給限度額については、要支援から要支援1への移行においては月61,500円から49,700円で2割減、要介護1から要支援2への移行においては月165,800円から104,000円へと4割減とされている。また、介護報酬の定額制によって利用回数は制限されることになり、介護予防訪問介護や介護予防通所介護においてはこれによって複数の事業所を利用することができなくなっている。

このような改正について、近年、介護給付費レセプトデータを用いてその影響を検証する研究がなされてきている。例えば、徐・近藤（2010）は、上述の改正点のうち直接的な給付費抑制策に焦点

\*1 香川大学大学院地域マネジメント研究科 教授

\*2 プライマリケア株式会社 専務取締役 作業療法士

を当て、利用回数の抑制は、特に通所系サービスの利用者の要介護度を悪化させた可能性があることを示している。一方、湯田ほか(2013)は、福井県のレセプトデータを用いて、介護予防サービスの利用が要介護度の悪化を有意に抑制することを示している。

本研究は、2005年の改正によって生じる別の効果、すなわち「要介護認定における評価バイアス」について検証する。上述したとおり、従来の「要支援」の者は「要支援1」に認定され、支給限度額の削減や定額制によって利用回数の制限を余儀なくされる。このような状況において要支援に認定されている者は、給付費や利用回数の削減を回避するために、要介護認定を実際より重度に(例えば要支援2に)評価してもらおうとする誘因を持つかもしれない。これが、何らかのかたちで実際の評価に影響を与えるならば、評価バイアスを生むことになる(このような評価バイアスの可能性は次節で詳述する)。

要介護認定における評価バイアスを検証する際には、(改正前後における)要介護度の変化が評価バイアスによるものか、それとも単に被保険者の状態変化に由来するものかを判別することが重要となる。この問題に対して、本研究では、改正前に初回の要介護認定を受け「要支援」と認定された被保険者を、再度の認定を改正前に受けた群と、改正後に受けた群に分け、両群の再認定の結果を比較することで対処を図る。この方法は以下の点から適切だと考えられる。第一に、初回の判定結果(改正前評価で「要支援」)によって、サンプルを条件付けることで、被保険者の状態を均質化できる。第二に、認定結果の有効期間は、新規認定の場合は半年、更新の場合は1年が基本となっており、2回目以降の判定を改正前に受けるか、改正後に受けるかは、改正前の初回認定をいつ受けたかによって基本的に決まってくる<sup>1)</sup>。初回認定をいつ受けるかは、被保険者の状態と無関係と考えられるので、2回目以降の評価結果を両群で比較すれば、両者の違いは被保険者の状態に

由来するものではなく、制度改正(がもたらした評価バイアス)に由来するものだと考えることができる。なお、改正前に「要介護1」に認定された者についても、同様の理由から改正後に評価バイアスが発生する可能性がある。しかし、それらの者が改正後、「要支援2」と「要介護1」に適切に区分されたか否かについては評価が困難である。したがって、本研究ではそれらの者は分析対象外とした。

本論文の構成は以下のとおりである。まず、Ⅱ節では要介護認定のプロセスを概観し、先行研究等に依拠しながら評価バイアスの可能性について整理する。Ⅲ節では、本研究で用いる香川県高松市のデータの概要を説明する。Ⅳ節では、上述した方法にしたがって、2005年改正が要介護認定の評価および介護費用に与えた影響について検証する。Ⅴ節では、検証された評価バイアスの原因や他地域での可能性等について議論する。Ⅵ節は本研究のまとめである。

## Ⅱ 要介護認定のプロセスと評価バイアスの可能性

### 1 要介護認定のプロセス

要介護認定のプロセスは全国一律に定められている。具体的には、介護保険を利用しようとする場合、まず認定調査を受ける必要がある。この認定調査は全国共通の調査票を用いて、市町村職員や事務受託法人が実施することになっている。次に、この認定調査(のうち基本調査)と主治医意見書の結果を、「樹形図」と呼ばれる要介護認定等基準時間の算出プロセス(コンピューター処理)にかけ、一次判定がなされる。例えば、要介護認定等基準時間が25分以上32分未満、またはこれに相当すると認められる状態であれば、要支援(2005年改正後の場合は要支援1)と判定される。最後に、この結果と主治医意見書等をもとにして、市町村等に設置されている介護認定審査会で二次判定が行われる。介護認定審査会は保健・医療・福祉の学識経験者によって構成される。

<sup>1)</sup>ただし、区分変更申請によって有効期間を短縮できる場合もある。Ⅱ節を参照。

このようにして決定された要介護認定の結果は、基本的に新規認定の場合は半年、更新の場合は1年が有効期間とされている。しかし、心身の状態が著しく変化した場合には、認定有効期間内でも更新時期を待たずに「区分変更申請」を行うことができ、介護認定審査会の意見に基づいて、有効期間を短縮することができる（新規認定の場合は3-5カ月の範囲、更新認定の場合は3-11カ月の範囲）。また、要介護認定の結果に対して不服がある場合には、「不服申し立て」を行うことができる。これは、行政不服審査法に定められた行政の処分に対する不服申立制度に基づくものであり、要介護認定通知を受け取った翌日から60日以内に、都道府県に設置されている介護保険審査会に対して行う必要がある。

## 2 評価バイアスの可能性

要介護認定における評価バイアスが意図的に引き起こされるとしたら、いつ（when）、誰が（who）、何のために（why）、どうやって（how）バイアスを引き起こすのだろうか。荒見（2013）は福井県内の認定調査員（20名）、認定審査会委員（15名）に2012年にインタビュー調査を実施し、バイアス発生のいくつかの可能性を示唆している。

第一は、認定調査で発生する評価バイアスである。前節でも述べたように、認定調査においては、被保険者自身が低い給付限度額を回避するために、実際よりも重度の容体を申告することでバイアスを引き起こす可能性が考えられる。しかしこのような事実を被保険者自身からインタビューによって聞き出すことは難しいだろう。一方、被保険者自身ではなく、認定調査員が被保険者や介護を行う家族に同情的感情を抱き、彼らに代わってバイアスを引き起こす可能性も考えられる。実際、認定調査員の中には、要介護認定等基準時間を算出する「樹形図」を相当程度分析している者がいることは確かである。荒見（2013）の調査に

おいては、「（認定調査において）このチェックが外れると支援2が支援1に、という項目がある」と認識し、そうならないように「頑張る」と答えている認定調査員がいること、「デイ（著者注：通所介護）が週2が週1でどれだけ困るか。家族の負担が大きくなる。（そのために特記事項を）詳しく書く」と答えている認定調査員がいること等が示されている。

なお、被保険者を担当しているケアマネジャーが認定調査を行う場合もあり、その場合には現在受けられているサービスが減らないよう配慮されることもあるという。また、ケアマネジャーが認定調査を行わなくても調査に同行する場合があります。「ケアマネ（著者注：ケアマネジャーの略称）さんに同行してもらった時、いいよいいよ、って介護度低かったら変更申請かけるから」と認定調査員に対してプレッシャーをかけるケアマネジャーも存在する（荒見、2013）。

第二は、介護認定審査会（二次判定）で発生する評価バイアスである。上述の通り、介護認定審査会は、医師や保健師等を含む保健・医療・福祉の学識経験者によって構成されている。荒見（2013）によれば、こういった専門家の判断においても同情的感情が働く場合があり、認定評価は下方硬直的になりがちであることを示している。具体的には、「軽度変更はやりにくい」、「（軽度になったとしても）限りなくそっち（=境界線上）のほうに近ければ、現状通り」といった声が審査員から得られている。さらに、「介護から支援（に要介護度を変更すること）が一番迷惑。本当は（サービスの給付内容を）考えてはいけなけれど、考えていく」といった声も審査員から聞かれている<sup>2)</sup>。

認定調査員、認定審査会委員に加えて、要介護認定の結果に影響を与える主体として保険者である自治体が考えられる。自治体は、介護認定審査会（二次判定）において事務局という中立的役

<sup>2)</sup> また、荒見（2014）においては、かつて厚生労働省の内部文書において、二次判定での不適切な重度変更が給付増の一因に位置付けられていた事実が紹介されている。具体的には、「介護認定審査会委員が判定基準を拡大解釈している」、「審査会委員が認定されないとサービスが受けられないと考え、認定されるように重度変更している」といった認識が、厚生労働省内部においてもなされていたとのことである。

割を担うことになっているが、審査会の現場においては、得られた情報の判定をめぐって審査会委員とせめぎ合いを行うことも少なくない（荒見，2013）。実際，清水谷・稲倉（2006），Hayashi and Kazama（2008）は，財政的に厳しい自治体は評価を厳しくする傾向があることを集計データから示している。これが事実であるとするれば，自治体の意向によって評価バイアスが起きうることになる。また，自治体が意図的に評価を甘くするように働きかける可能性もある。上述の通り，被保険者は要介護認定の結果が自身に合わないと感じれば，区分変更申請や不服申し立てを行うことができる。また感情的な被保険者であれば，自治体の担当窓口で苦情を言う場合もある。これらに対処するためには非常にコストがかかる。したがって，認定結果によって当該被保険者のサービス給付水準や給付限度額が大きく低下すると見込まれる場合には，このようなコストを回避するために，自治体が評価を甘めに修正するよう促す可能性がある<sup>3)</sup>。

### Ⅲ データ

本研究の対象地域は香川県高松市である。具体的には，高松市が保険者となっている被保険者の介護保険給付費レセプトデータを用いる。介護保険制度開始以降，いわゆる「平成の大合併」によって，いくつかの町が高松市に編入している点に留意が必要である。具体的には，2005年9月26日に塩江町が，2006年1月10日には牟礼町，庵治町，香川町，香南町，国分寺町が編入している。したがって，合併前にこれらの町において要介護認定を受けた者は，合併後も続けて被保険者となる場合，保険者が高松市に引き継がれることになる。そのような被保険者においては，引き継がれる前の情報は今回得ることができなかった。本研究では，被保険者の介護サービス給付の履歴と要

介護度の関係性を分析するため，給付の履歴がはっきりしないこれらの被保険者は分析の対象外とした。

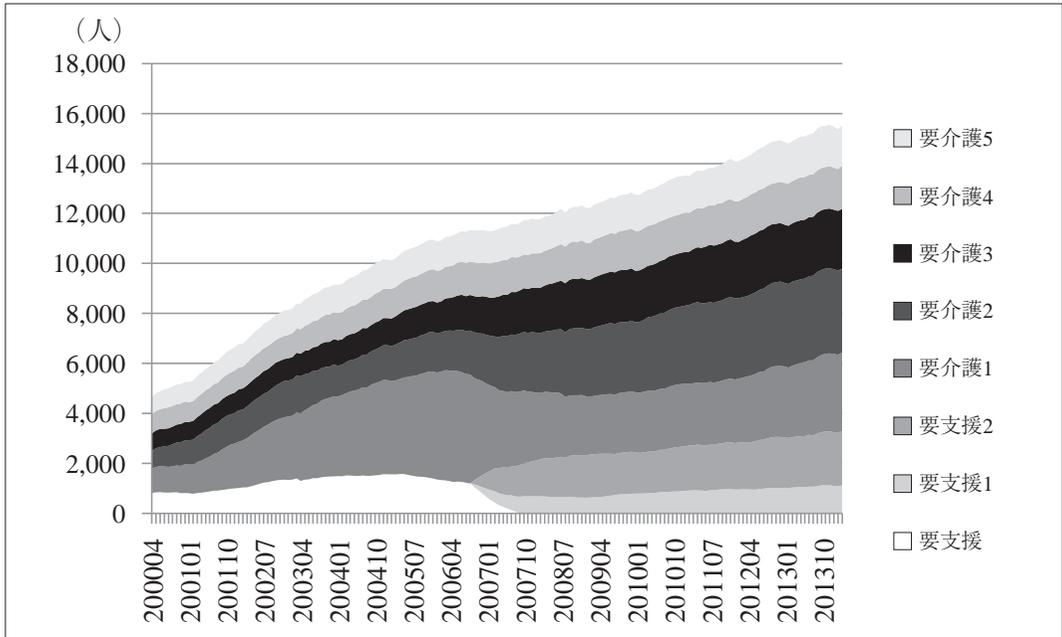
このようにして得られた対象被保険者の数は，2000年4月の介護保険制度開始から2014年3月末までで計39,353人となる。これらの被保険者が，実際にサービスを利用した月数の合計を算出すると1,845,547人月となる。

レセプトデータから用いた情報は以下の通りである。①個人番号，②サービス提供年月，③要介護状態，④サービス提供時の年齢，⑤性別，⑥認定有効期間開始年月日，⑦認定有効期間終了年月日，⑧費用額，⑨利用日数・回数。ただし，①個人番号については，個人情報保護の観点から，被保険者番号とは異なるランダムな番号となっている<sup>4)</sup>。サービスについては，高額費，福祉用具費，住宅改修費を除くすべてのサービスを対象としている。

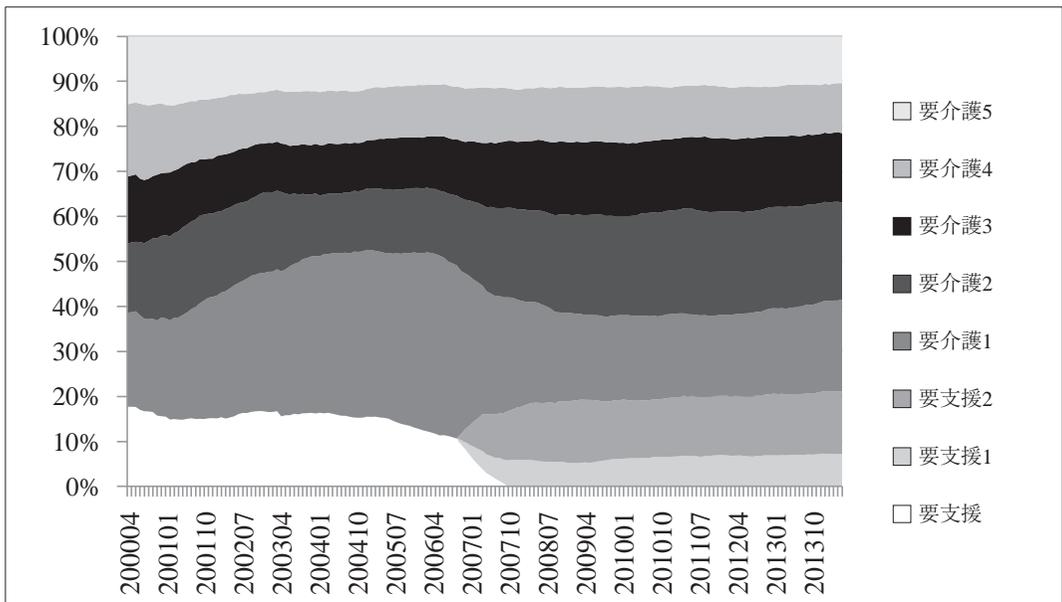
介護保険制度が始まった2000年においては，一カ月における介護保険の利用者は5,000名前後であった（図1（a））。その後，利用者数は増加の一途をたどり，2013年には約3倍の毎月15,000人まで増えている。ただし，2005年改正を境に，若干増加のスピードが低下したようにも見受けられる。構成比の変化を見ると，「要支援-要支援1」の割合が減少していることが分かる（図1（b））。これは一部には認定時年齢の高齢化によるものかもしれない。高齢化によって，最も軽度な「要支援-要支援1」の割合が減少したという可能性である。一方，前節でも述べたように，2005年の改正によって，要介護認定の評価にバイアスがかかるようになった可能性が考えられる。

<sup>3)</sup> 平成27年8月に実施した著者ら自身によるヒアリング（関西地方での認定審査委員会経験者）では，こういった事実があったことが確認された。

<sup>4)</sup> したがって，本研究ではすでに連結不可能匿名化された形で提供されたデータを利用しており，このデータから個人が特定化されることはない。また，データ提供自治体と当該データ利用に関する同意書を交わしている。



(a) 実数の変化



(b) 構成比の変化

図1 要介護度別利用者数の変化 (2000.4-2014.3)

#### Ⅳ 要介護認定における評価バイアスの検証

##### 1 要支援（要支援1）維持率への影響

###### (1) グラフによる分析

Ⅱ節で述べたとおり、認定結果の有効期間は、新規認定の場合は半年が基本となっている<sup>5)</sup>。この事実は、2006年3月から2006年9月の間に初回の認定を受けた者は、初回の認定は改正前、2回目の認定は改正後に行われることを意味している（図2(a)を参照）。つまりこの群は制度改正のいわば「境界」に位置する。したがって、この期間内に初回の認定を受け、要支援と認定された者を「境界群」と呼ぼう。Ⅱ節でその可能性を述べたように、改正後、もし実際よりも重度に評価しようとする誘因が関係者に働き、評価バイアスが発生するならば、境界群の2回目の要支援（要支援1）維持率は、他の群の要支援（要支援1）維持率よりも有意に低くなるであろう。なぜなら、境界群より前に初回の認定を受けた者は2回目の認定も改正前となり、このような誘因は生じないからである。また、境界群より後に初回の認定を受けた者は初回の認定から改正後であり、このような誘因に基づく評価バイアスが生じるならば初回から生じているであろう。よって、2回目の認定において、要支援1維持率は境界群ほど低くならない。

図3(a)は、初回に要支援（要支援1）の認定を受けた者の、初回認定から7カ月後の要支援（要支援1）維持率の推移を示したグラフである。上述の予想は見事に的中している。すなわち境界群の要支援（要支援1）維持率は平均25%程度であるのに対し、それより前は平均60%程度、それより後は平均50%程度となっている。また、図3(b)は、図3(a)におけるサンプルサイズを示している。興味深いのは、改正法が施行された2006年10月以降の数が、それ以前の数よりも顕著に少ない点である。具体的には、改正前の18カ月間に要支援に認定された者は月平均34人であるが、改正後の18

カ月間に要支援1に認定された者は月平均21人に減っている。このことは、改正後に要支援1の判定を回避するような評価バイアスが発生したというわれわれの仮説と整合的なものとなっている。

同様の議論を3回目の認定に適用することもできる。認定結果の有効期間は、更新の場合は1年が基本となっている。よって、2005年3月から2006年2月の間に初回の認定を受けた者は、2回目の認定までは改正前、3回目の認定は改正後に行われることになり（図2(b)を参照）これらを「境界群」と呼ぶ。

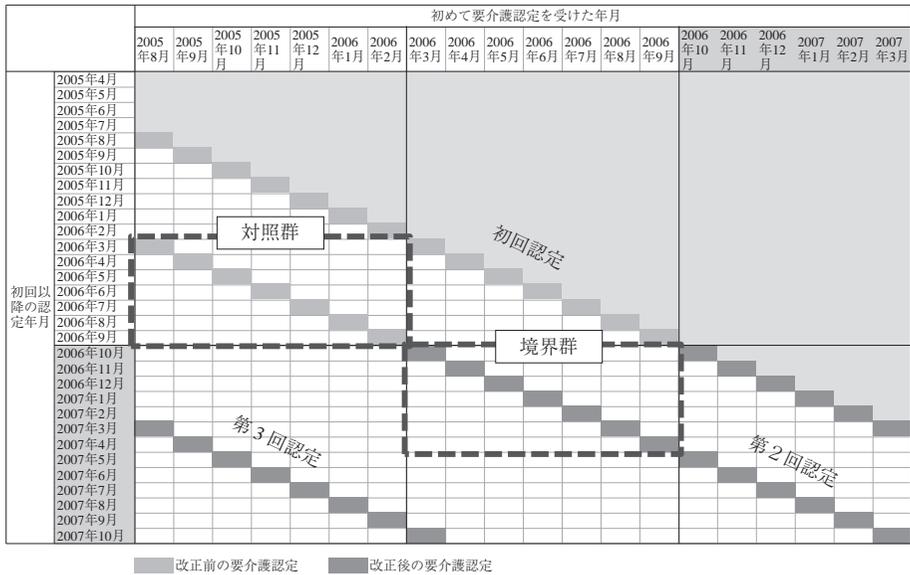
図3(c)によれば、境界群の要支援（要支援1）維持率は平均25%程度であるのに対し、それより前は平均35%程度となっており、境界群の維持率の低さが表れている（サンプルサイズは図3(d)に示している）。なお、境界群の直後7カ月も境界群と同程度に維持率が低くなっているが（平均20%）、これは図3(a)で見たように、2回目の要介護認定から改正後に受けるようになっていたためである。この群の維持率が、その直前7カ月の境界群の維持率（平均23%）と大きな差がないという事実は、評価バイアスが「改正後初めて受ける認定」で生じる傾向が強く、その後の認定や区分変更申請、不服申し立て等によって生じることが主ではないことを示している。なお、初回から改正後に認定を受けている（2006年10月以降に初回認定を受けている）者になると、維持率は相対的に高くなっている（平均32%）。

###### (2) プロビット推定

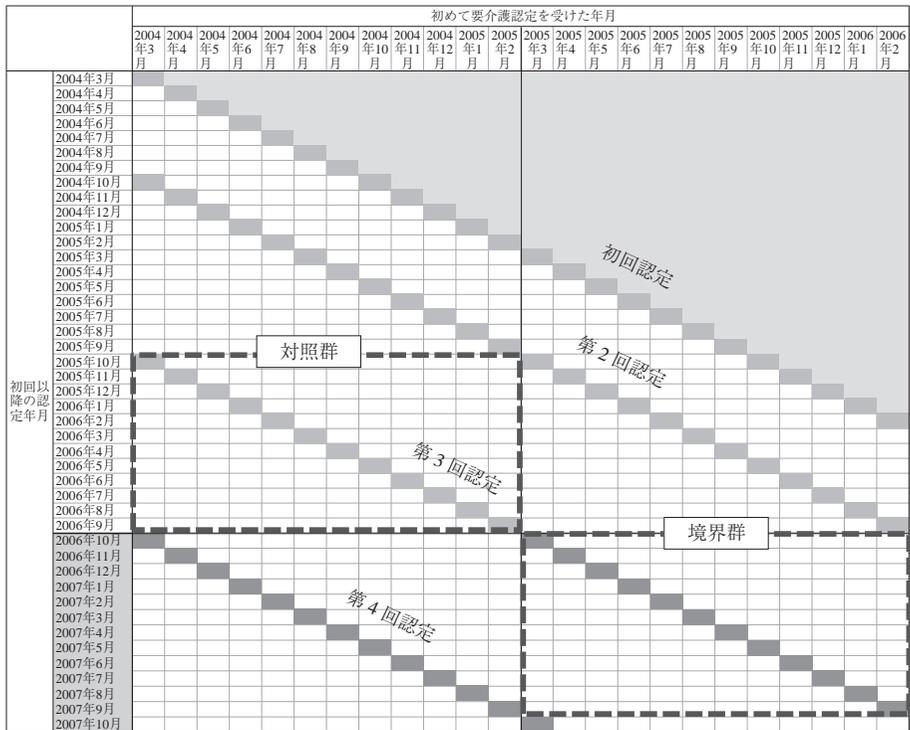
以上は、グラフによる視覚的分析である。ここでは、2回目および3回目の要介護認定で、要支援（要支援1）を維持するかしないかをプロビット推定し、われわれの仮説を統計的に検証する。2回目の要介護認定の分析に用いる境界群サンプルは以下のように条件付けた。

①改正法施行直後の2006年10月から2007年4月の各月初日（一日）に要介護認定がなされている。

<sup>5)</sup> 初回の認定が月の開始日（一日）ならばちょうど6カ月後に2回目の認定がなされるが、それより後（二日以降）ならば6カ月後の日の翌月（つまり7カ月後）の開始日（一日）に2回目の認定がなされる。したがって、7カ月後の維持率をみれば2回目の認定状況を把握できるので、ここでは7カ月後の維持率を用いている。

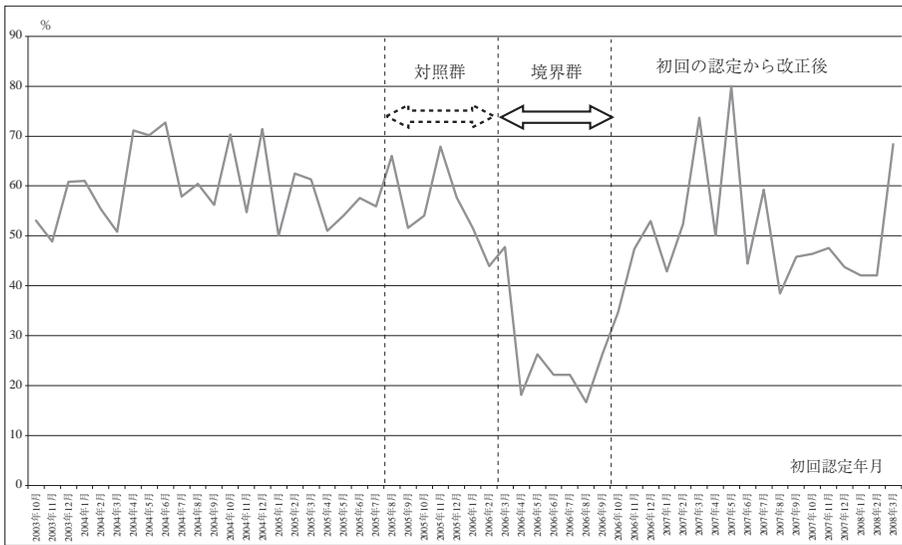


(a) 初回認定年月が2005.8-2007.3の期間の場合

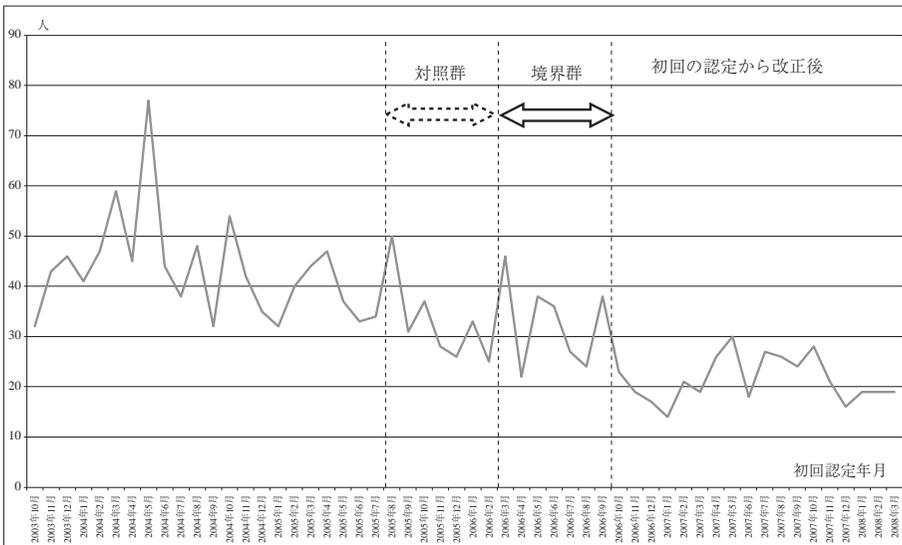


(b) 初回認定年月が2004.3-2006.2の期間の場合

図2 初回認定年月とそれ以降の認定年月および境界群・対照群の設定



(a) 初回認定月から7カ月後の要支援（要支援1）維持率（初回認定年月が2003.10-2008.3の期間）



(b) 上記グラフ (a) におけるサンプルサイズ

図3 要支援（要支援1）維持率の変化

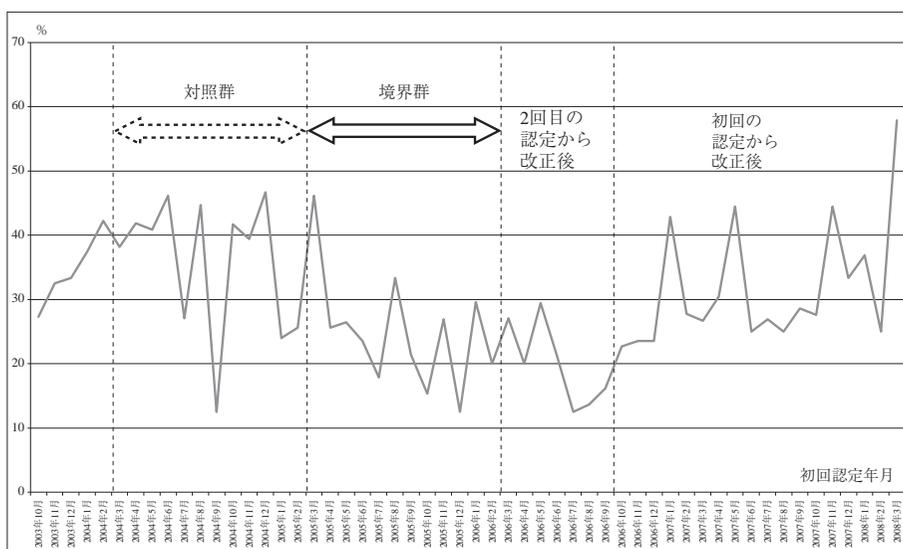
②上記の認定の7カ月前（各月初日の場合は6カ月前）、すなわち改正法施行前の2006年3月2日から2006年9月30日の間に、要介護度の初回認定がなされ、要支援の認定を受けている<sup>6)</sup>。

一方、対照群サンプルは以下のように条件付け

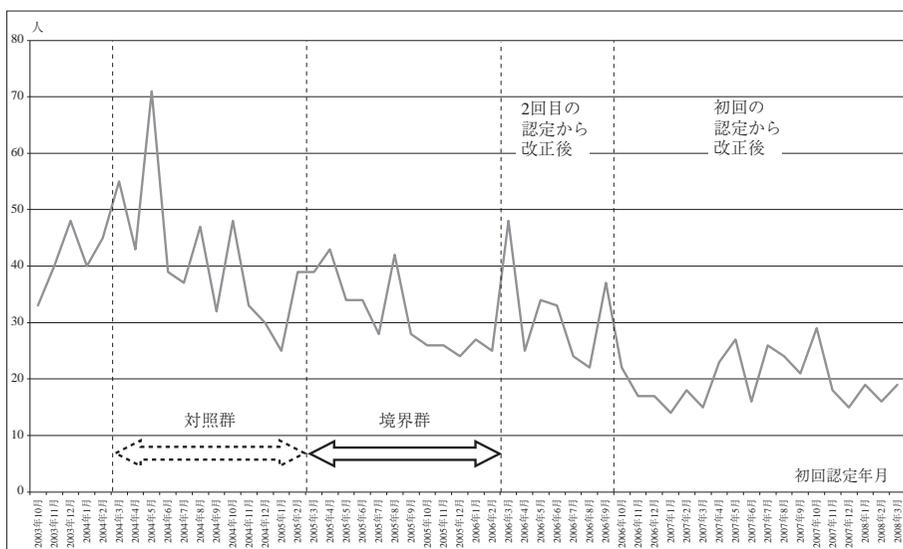
た。

①'改正法施行直前の2006年3月から2006年9月の各月初日（一日）に要介護認定がなされている。

②'上記の認定の7カ月前（各月初日の場合は6カ月前）、すなわち改正法施行前の2005年8月2日



(c) 初回認定月から19カ月後の要支援（要支援1）維持率（初回認定年月が2003.10-2008.3の期間）



(d) 上記グラフ (c) におけるサンプルサイズ

図3 要支援（要支援1）維持率の変化（続き）

<sup>6)</sup> 2006年3月1日に初回認定された場合は、丁度6カ月後の2006年9月1日（すなわち改正法施行前）に2回目の認定を受けることになるので（脚注5を参照）、2006年3月2日以降に初回認定を受けた者に限定している。また、レセプトデータから分かるのは、介護サービス利用時の被保険者の状態である。したがって、ここで言う「初回の認定」とは、厳密には「保険の初回利用時の要介護度の認定」である。しかし、7カ月後（もしくは6カ月後）に認定の更新が行われているという条件①を付すことで、「初回の認定」となっていることが担保される。

表1 境界群・対照群サンプルの記述統計と両群の比較

	(a) 2回目の要介護認定時							
	全サンプル		対照群		境界群		Welch's test	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差	t値
要介護度悪化ダミー	0.580	0.024	0.429	0.034	0.727	0.030	0.298	6.516 ***
累積費用	176,842	4,359	173,670	6,197	179,926	6,138	6,256	0.717
累積回数	43.859	1.862	49.124	3.058	38.741	2.104	-10.383	-2.797 ***
経過月数	6.965	0.009	6.971	0.012	6.958	0.014	-0.013	-0.734
男性ダミー	0.249	0.021	0.243	0.030	0.255	0.030	0.012	0.280
年齢	79.000	0.302	78.924	0.430	79.074	0.425	0.150	0.249
観測値数 (個人数)	426		210		216			

	(b) 3回目の要介護認定時							
	全サンプル		対照群		境界群		Welch's test	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差	t値
要介護度悪化ダミー	0.522	0.022	0.451	0.029	0.616	0.032	0.166	3.863 ***
累積費用	602,780	12,662	596,684	15,286	610,767	21,351	14,082	0.536
累積回数	171.187	5.915	191.586	8.544	144.457	7.503	-47.129	-4.145 ***
経過月数	18.899	0.013	18.908	0.017	18.888	0.021	-0.020	-0.751
男性ダミー	0.209	0.018	0.230	0.024	0.181	0.025	-0.049	-1.406
年齢	79.866	0.262	79.951	0.345	79.754	0.404	-0.196	-0.369
観測値数 (個人数)	536		304		232			

注) \*\*\*は、1%有意水準で有意であることを示す。

から2006年3月1日の間に、要介護度の初回認定がなされ、要支援の認定を受けている。

対照群サンプルを、改正法施行直前7カ月間に2回目の認定を受けた者としたのは、時間的に境界群サンプルに近いサンプルを取ることで、タイムトレンドによる差異を極力排除するためである。また、境界群サンプルよりも時間的に前のサンプルをとったのは、初回の認定をとともに「改正前」にすることで、被保険者の均質化を図るためである。もし改正後、初回の認定から評価バイアスが生じるならば、境界群サンプルよりも時間的に後のサンプルを対照群サンプルとすると、被保険者の均質化は保証されない。

表1 (a) は、境界群と対照群の第2回認定時における記述統計と両群の平均を比較した結果であ

る。年齢や性別といった基本属性、および累積費用については差がないことが確認できる。しかしながら、介護サービスの累積回数については境界群の方が有意に少なくなっている。この点は、定額制になると従来通りの通所回数を受け入れれば採算が合わなくなるので、事業者側が回数を抑制するよう、早めに利用者説明を行ったことに起因するものと思われる<sup>7)</sup>。したがって、この累積利用回数の差については外生的な要因と考えてよいと思われる。

3回目の要介護認定の分析に用いるサンプルも同様に条件付けを行った。表1 (b) は、境界群と対照群の第3回認定時における記述統計と両群の平均を比較した結果である。傾向は表1 (a) と同様で、基本属性および累積費用については差がな

<sup>7)</sup> 高松市では2006年4月からではなく、同年10月から新制度に移行している。したがって、定額制が適用されるのは10月以降であるが、それ以前に回数の抑制を促すよう事業者側から説明があったとのことである。実際、高松市のデータからは、2006年4月以降、要支援者の通所介護利用数が有意に減少していることが観察された。なお厚生労働省は定額制導入に当たって、一律に上限や標準利用回数を定めることは考えていないものの、2005年改正におけるQ&A (想定問答集) では、要支援1は通所系サービスを利用する場合、週1回程度の利用を参考値として挙げている。

表2 プロビット推定結果

(a) 2回目の要介護認定時サンプル

	モデル1				モデル2			
	係数	標準誤差	t 値	有意確率	係数	標準誤差	t 値	有意確率
境界サンプルダミー	0.783	0.126	6.220	0.000 ***	0.804	0.130	6.170	0.000 ***
男性ダミー					0.126	0.151	0.830	0.406
年齢					0.055	0.219	0.250	0.802
年齢2乗					-0.026	0.140	-0.180	0.855
累積費用					-1.0E-06	0.000	-0.330	0.742
累積費用2乗					7.0E-12	0.000	0.990	0.321
累積回数					6.3E-03	0.007	0.870	0.386
累積回数2乗					-3.1E-05	0.000	-0.870	0.382
定数項	-0.180	0.087	-2.070	0.039 **	-3.224	8.562	-0.380	0.707
観測値 (個人数)			426				426	
擬似決定係数			0.068				0.096	
対数尤度			-270.07				-262.03	

(b) 3回目の要介護認定時サンプル

	モデル1				モデル2			
	係数	標準誤差	t 値	有意確率	係数	標準誤差	t 値	有意確率
境界サンプルダミー	0.420	0.110	3.800	0.000 ***	0.515	0.120	4.290	0.000 ***
男性ダミー					-0.094	0.142	-0.660	0.507
年齢					0.012	0.189	0.060	0.950
年齢2乗					0.002	0.119	0.010	0.989
累積費用					-1.8E-06	0.000	-2.240	0.025 **
累積費用2乗					1.1E-12	0.000	2.180	0.029 **
累積回数					5.4E-03	0.002	2.530	0.011 **
累積回数2乗					-6.8E-06	0.000	-2.140	0.033 **
定数項	-0.124	0.072	-1.720	0.085 *	-0.999	7.536	-0.130	0.895
月次ダミー			Yes				Yes	
観測値 (個人数)			536				536	
擬似決定係数			0.020				0.080	
対数尤度			-363.70				-341.31	

注) \*\*\*は、1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

いものの、介護サービスの累積回数については境界群の方が有意に少なくなっている。

プロビット推定にあたっては、境界群サンプルと対照群サンプルをプーリングして用いる<sup>8)</sup>。被

説明変数は、前節と同様に、要介護度が維持されている(要支援あるいは要支援1)ならば0、悪化しているならば1とする「要介護度悪化ダミー」を用いる。説明変数の設定は以下の2通りで行った。

<sup>8)</sup> 本研究では、初回認定から半年後の2回目の要介護認定、および1年半後の3回目の要介護認定の結果を用いたクロスセクション分析となっている。それ以外の時期のデータを活用しパネル分析を行うことも考えられる。しかし、II節で述べたように、定期的な再認定以外の時期は、区分変更申請等の例外を除けば、要介護度は変化しない。明らかに要介護度の変更確率に大きな差異が生じるので、ここではパネル分析ではなく、クロスセクション分析を行うこととした。

モデル1は、境界サンプルダミー（境界群サンプルならば1、そうでなければ0）のみを説明変数とするプロビットモデルである。一方、モデル2は、これに年齢、累積費用、累積回数、およびそれらの2乗項を説明変数として加えたものである<sup>9)</sup>。

2回目の要介護認定についてのプロビット推定の結果は表2 (a) に示している。いずれのモデルにおいても境界群サンプルダミーは1%水準で有意であり、改正後はより重度に評価するというバイアスの存在を支持している。またモデル2の結果より、ここでの分析では境界群サンプルダミー以外の説明変数は有意でないことが分かる。累積費用や累積回数といった変数が効かないのは、初回認定から約半年後という比較的短期の状態変化を分析しているからだと推察される。一方、3回目の要介護認定についてのプロビット推定の結果は表2 (b) に示している。ここでは季節変動を考慮するため、月次ダミーも説明変数に加えている。ここでも2つのモデルで境界群サンプルダミーは1%水準で有意となっている。また2回目の要介護認定を分析した表2 (a) とは異なり、モデル2において累積費用、累積回数、およびそれらの2乗項が有意となっている。この場合は、初回認定から約1年半が経過しており、こういった介護給付実績が要介護度に影響を及ぼしているものと考えられる<sup>10)</sup>。

## 2 介護費用への影響

前節の分析から、2005年の法改正は、要介護度をより重度に評価するようバイアスがかけられた可能性があることが示された。しかし、このような評価バイアスの存在は政策に効果がなかった、

あるいは政策が負の効果をもたらしたことを必ずしも意味するものではない。例えば、要介護度が悪化する者が増えたとしても、彼らが（改正がない場合と比較して）介護費を増やさず、一方で要介護度を維持した者が（改正がない場合と比較して）介護費を減少させるならば、全体として介護費が節約される可能性がある。つまり、評価バイアスが起きたとしても、介護費を節約するという政策の目標は達成される可能性はある。

そこで、本節では2005年の法改正が介護費用にもたらした影響について見る。まず、前節で用いたサンプルについて、再認定直前の月と再認定が行われた月の両方で介護保険を利用している者だけを抽出し、再認定直前・直後の介護費用に着目する。図4は2回目の要介護認定の分析サンプル、図5は3回目の要介護認定の分析サンプルについてこのような抽出を行い、横軸に再認定直前の月の介護費用、縦軸に再認定が行われた月の介護費用をとり、各個体をプロットしたものである<sup>11)</sup>。それぞれの図において、上側のパネル (a) が対照群、下側のパネル (b) が境界群であり、プロットの○印は再認定で要介護度が維持された個体、×印は要介護度が悪化した個体を示している。また、要支援（要支援1）の給付限度額は61,500円（49,700円）であるが、保険の給付対象はかかった介護費の9割であるから、要支援（要支援1）の場合、月の介護費が68,333円（55,222円）までであれば9割分全額支給されることになる。この金額を超えると、超過分はすべて被保険者の個人負担になるので、この金額が要支援（要支援1）の者にとっての一つの目安になると考えられる。そこで、パネル (a) では横軸・縦軸双方に68,333円の

<sup>9)</sup> これらの説明変数に加えて、例えば家族構成や経済状況を表す変数を入れるべきではないかという意見もあるかもしれない。しかし、少なくとも現行の制度においては、要介護度は基本的に被保険者自身の身体的状況によって判断されるべきであり、例えば住環境や介護者の有無などを認定において加味すべきではないとされている（厚生労働省、2016）。したがって、本研究ではそれらの変数を説明変数には加えず、それらが維持率に影響を与えるとする見れば、それは評価バイアスであるという立場をとる。もっとも、そのような加味の「是非」については様々な意見があり得るが、それは本研究の範疇を超える。

<sup>10)</sup> サンプルをさらに均質化することを考え、2回目の認定で要支援の判定を受けた者に限定して同様の分析を行ったが、ほぼ同様の結果が得られた（高塚ほか、2015）。

<sup>11)</sup> 再認定において要介護度が悪化した者の中には、月の介護費用が10万円を超える者も数名いた。図4、図5ではそれらの者については省略されている。

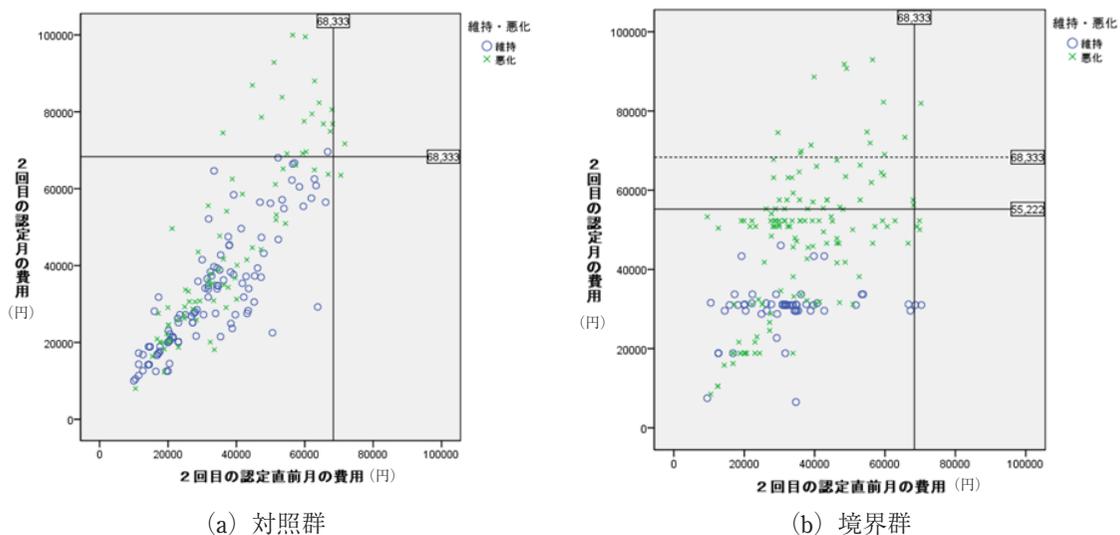


図4 再認定直前・直後の月額介護費用：2回目の要介護認定の場合

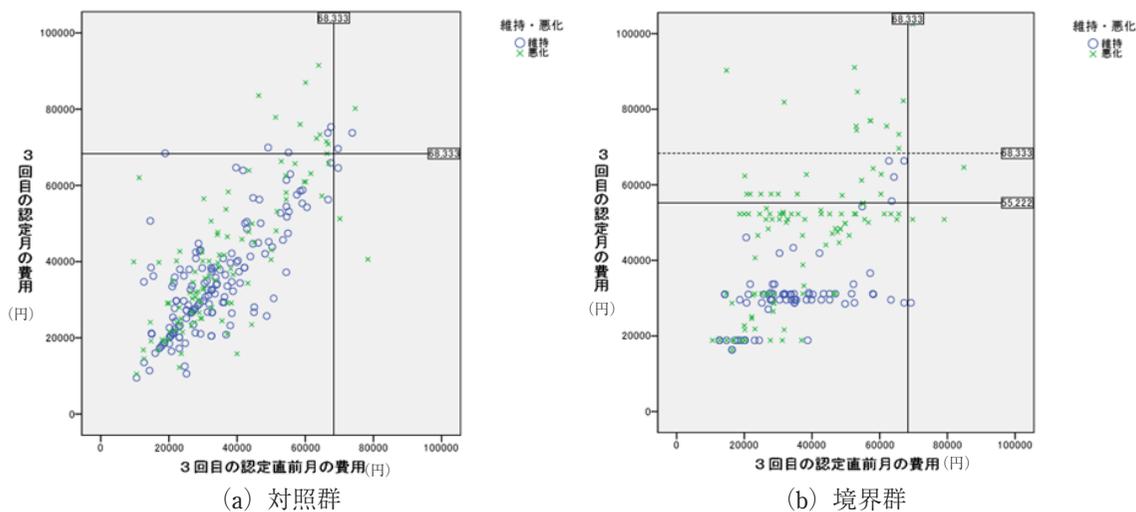


図5 再認定直前・直後の月額介護費用：3回目の要介護認定の場合

参照線を、パネル (b) では横軸については同様に 68,333 円の参照線を、縦軸については再認定後なので 55,222 円の参照線を実線で、68,333 円の参照線を点線で入れている。

これらの図から以下のことが読み取れる。第一に、被保険者の中には給付金を限度額近くまで（場合によっては限度額全額）受け取っている者が少なからずいるということである。これは、再

認定直前月に 68,333 円付近の費用をかけている者がいること、再認定が行われた月に要支援（要支援1）を維持し、68,333 円（55,222 円）付近の費用をかけている者がいることから分かる。第二は、要介護度を維持した者（○印の者）の、対照群と境界群における分布の違いである。パネル (a) の対照群においては図4でも図5でも、45度線の周りにプロットが集中している。つまり、改正の影響

がなければ、認定直前・直後で介護費用に大きな変化は見られない。しかし、パネル (b) の境界群においては、明らかにこのような関係性は崩れている。その理由は二つある。一つは給付限度額が低下したことで、介護費を節約した者の存在である。図4、図5においても、認定直前月では限度額いっぱいまで利用していたが、翌月には介護費を

減らした者がいることが示されている。二つ目の理由は、要介護度の悪化である。前節の分析でもわかるように、境界群では要介護度の悪化が顕著に生じており、これが45度線の関係性を崩したより大きな理由である。実際、図4でも図5でも、5～6万円付近の45度線上では、明らかに要介護度を維持している者が減っていることが分かる。そ

表3 介護費用変化の対照群・境界群間比較

(a) 再認定前後の月額介護費用変化：2回目の要介護認定の場合							
	対照群		境界群		Welch's test		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差		
維持 (個人数)	-17 112	8,489	-2,497 57	14,047	-2,479	-1.224	
悪化 (個人数)	15,478 87	33,143	15,402 148	30,162	-77	-0.018	
全体 (個人数)	6,757 199	24,019	10,425 205	27,827	3,668	1.420	
(b) 再認定前後の月額介護費用変化：3回目の要介護認定の場合							
	対照群		境界群		Welch's test		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差		
維持 (個人数)	1,339 154	9,628	-4,053 76	12,071	-5,392	-3.397	***
悪化 (個人数)	7,147 110	23,341	12,582 118	24,730	5,435	1.707	*
全体 (個人数)	3,759 264	16,969	6,065 194	22,218	2,306	1.209	
(c) 再認定後12カ月間の累積介護費用：2回目の要介護認定の場合							
	対照群		境界群		Welch's test		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差		
維持 (個人数)	465,929 84	340,542	348,270 51	83,333	-117,660	-3.021	***
悪化 (個人数)	851,199 68	691,084	732,413 135	549,631	-118,786	-1.234	
全体 (個人数)	638,287 152	559,105	627,083 186	500,217	-11,203	-0.192	
(d) 再認定後12カ月間の累積介護費用：3回目の要介護認定の場合							
	対照群		境界群		Welch's test		t 値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均の差		
維持 (個人数)	426,375 133	161,820	354,671 72	132,857	-71,704	-3.410	***
悪化 (個人数)	651,165 99	471,820	608,856 109	399,948	-42,310	-0.694	
全体 (個人数)	522,298 232	349,028	507,743 181	344,240	-14,555	-0.424	

注) \*\*\*は、1%有意水準、\*は10%有意水準でそれぞれ有意であることを示す。

れでは、トータルとして、改正は介護費用をどのように変化させたのであろうか。

表3 (a)、表3 (b) は、再認定前後の月額介護費用の変化が、対照群と境界群でどの程度異なるかを示したものである。2回目の要介護認定前後の変化を見ると(表3 (a))、境界群の方が3,668円高くなっているが、この差は有意ではない。また、要介護度を維持した者、悪化した者ごとに比較してもともに有意な差は見られない。同様に3回目の要介護認定前後の変化を見ると(表3 (b))、要介護度を維持した者については境界群の方が5,392円安くなっており、この差は1%で有意である。要介護度を維持すれば、給付限度額が抑制されるので、この結果は予想通りの結果である。またこの結果は、もし要支援(要支援1)維持率が対照群と同程度であり、かつ悪化した者の介護費用変化も両群で同程度であるならば、境界群全体の平均介護費用変化が、対照群全体のそれよりも小さくなることを意味する。しかし、前節で示したように、境界群の要支援(要支援1)維持率は対照群のそれと比較して有意に低い。要介護度悪化にともなう費用増が、維持者内部での費用減を打ち消してしまうならば、全体として介護費用変化が小さくなることはないだろう。実際、全体でみると、費用変化は両群で有意な差は見られない。以上の結果をまとめると、改正によって介護費用が節約された事実は認められない。

上の分析は、再認定前後の短期的な変化を見たものであった。より長期的な変化についてはどうだろうか。そこで次に、再認定を受けた月からその次の再認定が行われる12カ月間の間に累積でどの程度介護費用がかかったかを見ることにしよう。表3 (c)、表3 (d) は、その12カ月間の累積介護費用が、対照群と境界群でどの程度異なるかを示したものである。2回目の要介護認定後(表3 (c))でも、3回目の要介護認定後(表3 (d))でも、結果は上述した表3 (b)の結果に似通っている。すなわち、どちらのケースでも、要介護度を維持した者については境界群の方が累積介護費用は安

くなっており、その差は1%で有意である。維持した者については給付限度額が抑えられた結果、予想通り費用は低下している。しかし、要介護が悪化した者および全体では有意な変化が見られていない。具体的には、2回目の要介護認定後12カ月の累積介護費用は、境界群の方が11,203円安くなっているものの、これは対照群の平均累積介護費用638,287円の1.8%程度でしかなく、統計的に有意な差ではない。同様に、3回目の要介護認定後12カ月の累積介護費用は、境界群の方が14,555円安くなっているものの、これは対照群の平均累積介護費用522,298円の2.8%程度でしかない。やはりここでも、要介護度悪化にともなう費用増が、維持者内部での費用減を打ち消しているのである。以上の結果をまとめると、再認定後12カ月の累積費用というより長期の変化で見ても、改正が介護費用の節約をもたらしたという事実は認められない<sup>12)</sup>。

費用節約効果が認められないという事実は、前節で得られた評価バイアスとつなげて理解することが自然であろう。すなわち、給付限度額削減のため、要介護度を維持すれば、保険で利用できるサービスは減ってしまう。一方Ⅱ節で見たように、サービスの減少に配慮する認定調査員や認定審査会委員は少なからず存在している。サービスの減少を回避するために要介護認定の評価にバイアスが生じ、その結果として意図された費用節約効果は生じなかったと考えられる。

## V ディスカッション

これまでの結果から、高松市の介護保険事業においては、2005年改正によって、要支援の被保険者が重度に判定されるようになった可能性が高いことが示唆された。またその原因としては、利用介護サービスの減少を回避することが有力だと考えられた。ここでは、評価バイアスを生じさせるそれ以外の可能性を考えてみよう。

第一に考えられるのは、認定方法自体の変更で

<sup>12)</sup> ここでの分析では個人属性や再認定までのサービス利用状況等をコントロールしていないが、これらをコントロールしたとしても結果は変わらなかった。

ある。要介護認定方法は介護報酬の改定に合わせて3年に一度変更が行われてきており、2006年度にも一部変更がなされている。東京都介護福祉士会編（2003）、厚生労働省（2006b）、宮崎（2010）によれば、2006年度の変更点は大きく二点である。一点目は、これまで主治医意見書は二次判定（介護認定審査会による審査）でしか考慮されなかったのに対し、2006年度より一次判定（コンピュータによる要介護認定等基準時間の推定）にも用いられるようになった点である。二点目は、要介護認定調査における基本調査の項目が79項目から82項目に増えた点である。具体的には「廃用の程度に関連する項目」として、「10-1日中の生活」、「10-2外出頻度」、「10-3家族・居住環境、社会参加の状況などの変化」の3項目が追加された。10-1については、「よく動いている、座っていることが多い、横になっていることが多い」の3段階で、10-2については「週1回以上、月1回以上、月1回未満」の3段階で、10-3については「ない、ある」の2段階で聞き取ることとなっている。しかしこれらの認定方法の変更が、要介護認定を甘くしたとは考えにくいだろう。主治医の意見書が一次判定で考慮されるようになったことは、被保険者の意向が（主治医を通して）反映されやすくなった可能性はあるかもしれない。もしそうならば、この変更点はわれわれの考えるサービス減少回避による評価バイアスを助長させるように働く可能性はあるかもしれない。一方、二点目の調査項目の追加は、要介護認定等基準時間の算定をよりきめ細かく行うためだと思われるが、この変更が認定を一方的に甘くしたとは考えにくい。

第二は、市町合併の影響である。Ⅲ節でも述べたとおり高松市には、2005年9月26日に塩江町が、2006年1月10日には牟礼町、庵治町、香川町、香南町、国分寺町の5町が編入している。今回のデータからは、合併前にこれらの町で認定を受けた被保険者の情報は抜いている。しかし、これらの町に住み、合併後に初めて（新高松市住民として）認定を受けた被保険者は、データに含まれており、それを除外することはデータの性質上できなかった。これらの合併時期は、図3（a）でいうと

対照群の期間内ということになる。仮に吸収合併された周辺町の被保険者特性が旧高松市のそれと異なっていたとしても、図3（a）で示されているように、（その前後と比べて）境界群のみで要支援維持率が顕著に低下していることを説明するのは難しいだろう。

第三に、清水谷・稲倉（2006）、Hayashi and Kazama（2008）が主張した財政状況の影響はどうだろうか。結論から言えば、高松市は改正当時、特別厳しい財政状況にはなかったといえる。改正法施行の前年である2005年度は経常収支比率が88.9%で中核市の平均87.1%を若干上回っているものの、2006年度は87.2%、2007年度は90.0%といずれも中核市平均の87.9%、90.5%を下回っている。したがって、財政状況から要介護認定評価を厳しくしていたということは考えにくい。もちろん、このことは甘い評価バイアスを発生させる十分条件にはならないが、必要条件は満たされていたと考えることができるかもしれない。

今回観察されたような評価バイアスは、他地域でも起きている可能性は十分ある。Ⅲ節の図1（a）、図1（b）で、要支援-要支援1の認定者・利用者が2005年改正を境に大きく減少しているのが示されていた。『平成26年版高齢社会白書』（内閣府、2014、p.25）によれば、同様の傾向は全国でも見て取ることができる。もちろんこれは集計された値での話であって、本稿で行ったようなミクロな分析を行っているわけではない。しかしながら、もしこのような評価バイアスとそれに伴う改正の節約効果の減減が全国レベルで生じているのならば、2005年改正は意図せざる方向に働いたことになる。高松市だけでなく、他の地域でも同様の分析が望まれる。

最後に、本研究では改正前に初回の認定を受けている人を対象とし、彼らの再認定の際のバイアスおよび介護費用の変化に着目してきた。これはⅠ節でも述べた通り、評価バイアスの検証を客観的に行うための本研究独自の工夫である。一方、改正後に介護保険を利用し始めた被保険者の介護費用が、旧制度で利用していたらかかっていたであろう費用と比較して減少したか否かについて

は、客観的な検証は困難であり、できていない。ただし、今回「すでに介護保険制度を利用している人」において検証された評価バイアスは、「改正後に新たに介護保険の利用を始める人」についても同様に発生している可能性は十分にある。実際、既に指摘しているように、図3の (b) と (d) によれば、改正法が施行された2006年10月以降に初回認定を受け要支援1と認定された数は、それ以前の数よりも顕著に少なくなっている<sup>13)</sup>。改正後に初回認定を受けた人についても同様の評価バイアスが起きているのであれば、それらの人についての介護費節約効果も十分期待することは難しいだろう。

## Ⅵ おわりに

本研究では、介護保険制度の2005年改正に着目し、それが要介護認定の評価および介護費用に与えた影響について分析してきた。その結果、高松市において改正前要支援と認定された被保険者については、改正後、給付限度額引き下げ回避に起因する評価バイアスが生じ、そのために改正による介護費軽減効果が発揮されなかったことが示唆された。

介護費用の圧縮が望まれる中、本稿で示された結果は重要な意味を持つと思われる。折しも、介護保険制度は2014年度に新たな改正が定まり、2015年度より新制度が施行されるが、その中でも、要介護度に応じた介護費用の削減策が盛り込まれている。例えば、要支援1・2の訪問介護と通所介護は、介護保険本体の給付（予防給付）からは外し、地域支援事業によって対応することとなった。また、特別養護老人ホームの入所対象者は、原則要介護3以上となった。こういった施策は、要介護認定が客観的に行えていることが大前提であり、もし本稿で議論したような評価バイアスが発生すれば、期待通りの成果は出ないであろう。今後の介護政策を有効かつ持続的なものにし

ていくためにも、要介護認定の客観性について再検討していく必要があるのではないだろうか。

## 謝辞

本研究に対して、本誌の2名のレフェリー、荒見玲子、磯博康、稲倉典子、岩田龍郎、角谷快彦、北平直樹、澁谷圭作、島根哲哉、白石久富、菅沼一平、田近栄治、中谷比呂樹、湯田道生の各氏、日本経済学会2015年秋季大会、香川大学および大阪大学でのセミナー参加者、高松市介護保険課および香川県国民健康保険連合会の方々から貴重なコメントを頂いた。また、データの利用にあたっては、高松市介護保険課および香川県国民健康保険連合会の協力を得た。記して感謝の意を表したい。なお、本稿における見解はすべて著者に帰するものであり、上述の協力団体や著者が所属する組織の見解を表わすものではない。

(平成28年4月投稿受理)

(平成28年8月採用決定)

## 参考文献

- 荒見玲子 (2013) 『社会保障の受給資格認定と委任：要介護認定の行政学的分析』、東京大学大学院法政学政治学研究所・博士論文。
- (2014) 「政策実施に関わるアクターの応答性の規定要因とそのメカニズム：福井県の要介護認定調査の分析から」、『社会科学研究』、65巻、1号、pp.135-178。
- 厚生労働省 (2006a) 『介護保険制度改革の概要：介護保険法改正と介護報酬改定』。
- (2006b) 『認定調査員テキスト2006』。
- (2016) 『要介護認定 介護認定審査会委員テキスト2009 改訂版』。
- 清水谷論・稲倉典子 (2006) 「公的介護保険制度の運用と保険者財政：市町村レベルデータによる検証」、『会計検査研究』、No.34、pp.83-95。
- 徐東敏・近藤克則 (2010) 「新予防給付導入による介護サービス利用回数変化とアウトカム」、『季刊社会保障研究』、Vol.46、No.3、pp.264-273。
- 東京都介護福祉士会編 (2003) 『要介護認定調査ハンドブック：79項目のポイントと特記事項の記入例』、エルゼビア・ジャパン。
- 内閣府 (2014) 『平成26年版高齢社会白書』。

<sup>13)</sup> より長い経年的変化で見ると、初回の認定時に要支援（要支援1）に認定された数およびそのシェアは、2001年から2005年までは年平均694人、26.8%だったが、2006年から2013年までは年平均372人、15.6%まで減少している（高塚ほか、2015、p.8）。

- 高塚創・石浜実花・岩田龍郎（2015）『介護保険制度の改正と被保険者の要介護状態の変化に関する実証調査・報告書』。
- Hayashi, Masayoshi and Haruka 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*, Vol.15, Issue 3, pp.257-276.
- 宮崎妙子（2010）「要介護認定方法の変更が認定率に与える影響について」, 東京大学公共政策大学院リサーチペーパー。
- 湯田道生・鈴木亘・両角良子・岩本康志（2013）「介護予防給付の導入が要支援者の要介護状態の変化に与える影響」, 『季刊社会保障研究』, Vol.49, No.3, pp.310-325。

(たかつか・はじめ)

(いしはま・みか)

## **The 2005 Reform of Public Long-Term Care Insurance and Certification Biases in Japan**

Hajime TAKATSUKA <sup>\*1</sup> and Mika ISHIHAMA <sup>\*2</sup>

### Abstract

By the 2005 reform, classification of recipients of long-term care insurance (LTCI) in Japan was reconsidered. Specifically, prior “Support Required (SR)” was renamed “Support Required 1 (SR1)” and upper limit of their benefits was lowered. In this study, we examine the effects of this reform on the certification of recipients and care expenditure by use of data of receipt for LTCI benefit in Takamatsu City. For this aim, the recipients who firstly obtain LTCI certification before the reform and judged as SR are divided into two groups; namely, the recipients whose second (or third) assessment is before the reform and the recipients whose second (or third) assessment is after the reform. By estimating the probability that they are judged as SR (or SR1) in the reassessment, we find that it is significantly lower for the latter group than the former one. Furthermore, comparing differences of care expenditure before and after the reassessment, we do not observe the fact that care expenditure is reduced in the latter group. These results suggest that certification biases are generated for recipients to avoid the reduction of upper limit of their benefits and then the reform does not expectedly contain care expenditure.

Keywords : certification biases, public long-term care insurance, 2005 reform, Japan

---

<sup>\*1</sup> Professor, Graduate School of Management, Kagawa University

<sup>\*2</sup> Director, Occupational therapist, Primary Care Co., Ltd.