



が課題となるが、この点に関連して、特定保健指導に係る当面の需給バランスを確認しておく。昨年12月1日に厚生労働省が公表した「第4回特定健康診査及び特定保健指導のアウトソーシング先実態調査結果」<sup>7</sup>によれば、登録された実施機関の事業所分布には依然として都道府県間のバラツキが見られる一方、全体として実施可能な

図4 「動機付け支援」及び「積極的支援」対象者数推計（平成24年度）

	24年度人口数① ※1	健診の受診者数② (①×70%)	保健指導対象者数 (②×発生率×45%)
動機付け 支援	(40～74歳) 58,670,438人	41,069,307人	2,476,479人
積極的支 援	(40～64歳) 41,720,687人	29,204,481人	1,997,586人

(注) 厚生労働省「第4回特定健康診査及び特定保健指導のアウトソーシング先実態調査結果」から引用。

- ※1 平成24年度人口は「日本の将来推計人口(18年12月)」による。  
 ※2 保健指導対象者発生率については、動機付け支援で13.4%、積極的支援で15.2%としている(平成16年度国民健康・栄養調査、メタボリックシンドローム対策総合戦略事業より推計)。

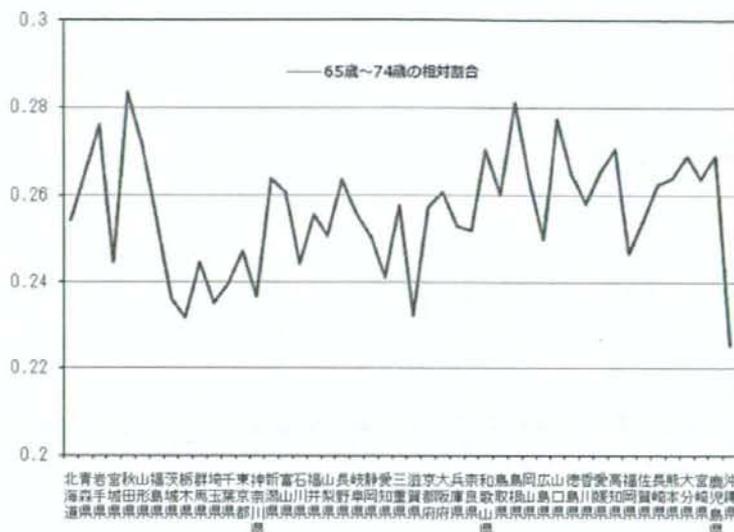
特定保健指導延べ人数は、動機付け支援で5,076,086人が確保され、積極的支援で3,545,916人が確保されている。さらに同調査結果においては、図4のような「動機付け支援」及び「積極的支援」対象者数推計(平成24年度)を示しつつ、上記の実施可能延べ人数は、動機付け支援及び積極的支援の対象者推計のそれぞれ約2倍、約1.8倍に当たるとしている。勿論、事業所の地域的な偏在やアクセスの問題等もあるため、このようなマクロ的な総数だけで評価することはできないが、後述するような集合契約の締結が円滑化されることを通じて、被扶養者に対するアプローチをはじめ、参酌標準の設定に際して懸念された課題に地域を超えて対応できるようになれば、目標達成に向けた実現性の高まりも期待される場所である。

最後に「メタボリックシンドローム該当者及び予備軍の減少率」について、地域特性等との関わりを見れば、やはり同様に、図2のような都道府県別のメタボリックシンドロームリスク保有者割合の違いが影響するものと考えられる。たとえ、一律に10%の減少率を目標設定するとしても、そのスタート台となる該当者及び予備軍の数や階層分布が異なっているため、最終的に減少すべき対象者の実数も異なる結果となり、取り組むべき課題も一様ではないと考えられる。さらに、特定保健指導の取組効果が該当者及び予備軍の減少率としてどのように現れるのかについては、当該都道府県における人口構成にも少なからず影響を受ける筈である。そもそも、特定保健指導の対象者の「階層化」に際しては、比較的若い時期(65歳未満)に生活習慣の改善を行った方が高い効果が期待できるとされて

<sup>7</sup> 本調査は国立保健医療科学院の「特定健康診査機関・特定保健指導機関データベース」に登録された事業者を対象に実施したもの。社会保険診療報酬支払基金への登録件数5万5,315件(20年11月4日)に対し、同データベースへの登録は1万4,946件であり約3割の機関が登録されている。

おり<sup>8</sup>、65歳から74歳までの者については動機付け支援で対応する方針となっている。ちなみに、本事業の対象である40歳から74歳までの者のうち、65歳以上の者の占める割合を都道府県別にみれば、図5の通り、25%という水準の前後でバラツキが見られるところであり、特定保健指導を通じた生活習慣の改善効果が高

図5 都道府県別にみた40歳～74歳の者のうち65歳以上の者が占める割合（平成18年度）



(注) 対象年齢人口数は総務省統計局「平成18年10月1日現在推計人口」による。

いと考えられるグループが全体に占めるウエイトも、都道府県によって自ずと異なってくると考えられるのである。

本稿で考察してきた「住民の健康の保持の推進」に関して達成すべき3つの目標値をめぐる留意点は、勿論上記のような内容だけで尽きるものではなく、今後とも様々な観点から議論が深められる必要があるが、ここでは各都道府県が全国標準に沿ってほぼ共通する目標を設定している背景には、本来、様々な地域別の要因が存在している筈であることを強調しておきたいのである。そして、平成22年度の進捗評価や平成25年度の実績評価に向けて、本稿で述べたような留意点をどのように位置付けて、それぞれの評価の中で考慮していくのかについても十分な議論が必要と考えられる。例えば、印南・古城（2008, pp. 8-10）では、医療費適正化計画における政策目標の設定方法について「地域によってターゲットにするべき対象者と期待される効果が異なるにも関わらず、画一的な対象者に対して全国一斉に取り組もうとしたことが問題点である」とした上で、都道府県によって生活習慣病医療費の水準が異なり都道府県財政に与える影響も異なるため、健診等を通じて期待される効果も異なることや、医療費を詳細に検討して重点的に対応すべき対象グループを都道府県が把握すべきことなどを指摘している。また、福田・今井（2008, p. 24）では、どれだけの人数に対してどのような保健指導を行えば目標数値が達成できるかを示すデータが無いこと、健診の有所見率が施設間や経年的に、地域によって大きくばらつく

<sup>8</sup> 厚生労働省「特定健康診査・特定保健指導の円滑な実施に向けた手引き（19年7月）」では、特定健康診査の階層化に関する「医療保険者による優先順位付け」の考え方として、「標準的な健診・保健指導プログラム」も引用しつつ、比較的年齢が若い時期（65歳未満）に生活習慣の改善を行った方が高い効果が期待されること等を示している。

ことなどを指摘しつつ、事業の目標達成を正しく評価できるかは未知であるとしている。ただし、筆者は、今回の医療制度改革で導入された仕組のように、都道府県が全国的なルール（「全国医療費適正化計画」や「基本的方針」における全国標準）に沿った目標を設定するという政策手法自体を疑問視する立場ではない。我が国の医療保険制度を安定的に運営していく上で、既に存在している地域差等を所与の前提とするのではなく、各都道府県が極力差の無い全国標準に取り組むことは、やはり意義が大きいものと考えられる。むしろ、各都道府県がほぼ同じルールに基づく目標水準を目指すとしても、具体的な取組を実施に移す段階では多様な対応が求められること、そしてその成果を評価する段階においても、事業実施のスタート台の違いや目標達成に至るまでのプロセスのあり方を含めて、多様な視点ときめ細かな配慮が重要となることをあらためて指摘しておきたいのである。

#### 4. 医療保険者における取組と後期高齢者支援金をめぐる議論等について

これまで各都道府県における取組について、地域の実情を踏まえた対応とその評価が必要であることを述べてきたが、具体的にどの程度の成果が達成できるかは、管下の医療保険者の取組によって左右されるところも大きい。言い換えれば、今回の特定健康診査や特定保健指導の実施は、都道府県の医療費適正化計画に目標値を設定する一方、各医療保険者の特定健康診査等実施計画にも個々の目標値が設定される仕組となっており、実際の事業実施義務は医療保険者が有するという「重層的な構造」を有している。したがって、先の3.で都道府県という視点から整理した問題意識や留意点は、各医療保険者における取組についても同様に議論が深められるべきであろう。特に「高齢者の医療の確保に関する法律」第120条及び第121条では、概算後期高齢者支援金及び確定後期高齢者支援金について、それぞれ各医療保険者の目標の達成状況等を踏まえて100分の90から100分の110の範囲内で、政令で定めるところにより算定するという、いわゆる後期高齢者支援金の加算・減算の措置が定められているため、実績を如何に評価するのかについては、医療保険財政への影響<sup>9</sup>という観点も含めて、関係者の関心が強いところである。

旧政府管掌健康保険の特定健康診査等実施計画を例にとり、その中で示された5か年間の実施率の推移等を整理すれば図6の通りであり、被扶養者に対する特定健康診査や特定保健指導の実施率を中心に、現状と比較すれば5年間で高いレベルアップが想定されている。これを受けて、全国健康保険協会の「平成21年度事業計画」においては、平成21年度から概ね2～3年程度を保険者機能の強化のための集中的な取組期間と位置付け、加入者の疾病の予防や健康増進、医療の質の向上、医療費の適正化のための取組を総合的に推進することとして「保険者機能アクションプラン」の確実な実施が掲げられている。事業スタート時における実施率と5年後の目標水準との間の乖離の大きさは、全国健康保険協会に限らず他の医療保険者も同様の状況にあると推察されるが、厳しい保険財政の下で、

<sup>9</sup> 松田（2008）では、16年度老人医療費等を用いて、後期高齢者支援金の加算・減算により「加入者1万人規模の保険者では最大で7,000万円程度の財政影響が出る」という試算結果を提示している。

それぞれの成果達成に向けて直面する課題は決して一様ではない<sup>10</sup>。しかしながら、後期高齢者支援金の加算・減算の評価に際して用いられる指標は「国の参酌標準」を使用する方向性<sup>11</sup>にあるため、「現実問題」としても、各医療保険者は参酌標準に沿った目標設定を行うことが基本となっているのが現状である。今後こ

図6 「政府管掌健康保険特定健康診査等実施計画」における目標設定等

		20年度	21年度	22年度	23年度	24年度
被保険者	特定健康診査実施率	60.0%	62.5%	65.0%	67.5%	70.0%
	特定保健指導実施率	28.2%	32.7%	37.1%	41.2%	45.0%
被扶養者	特定健康診査実施率	40.0%	47.5%	55.0%	62.5%	70.0%
	特定保健指導実施率	20.0%	26.2%	32.4%	38.6%	45.0%
総計	特定健康診査実施率	54.4%	58.4%	62.3%	66.2%	70.0%
	特定保健指導実施率	26.3%	31.1%	35.9%	40.5%	45.0%
メタボリックシンドローム該当者及び予備軍の減少率						10.0%

(注) 1. 「政府管掌健康保険特定健康診査等実施計画」に基づき作成。

2. 旧政府管掌健康保険は、20年10月より「全国健康保険協会」で運営されている。

うした高い目標の達成を目指す上で、年齢構成や扶養率の高低、事業主健診等の活用程度、中小零細企業の存在など、医療保険者が有するそれぞれの特性がどのように影響するのか、そしてその結果としてメタボリックシンドローム該当者及び予備軍の減少率に最終的にどのように影響するのかは、引き続き重要な論点である。既に国の参酌標準においても、各医療保険者の特性に配慮した考え方が盛り込まれているところではあるが<sup>12</sup>、成果に対する評価のあり方を検討する段階でも、上記のような観点から十分に議論が深められる必要がある。

後期高齢者支援金の加算・減算の具体的な仕組みに関する議論は、平成22年度からスタートする見通しであるが、施行準備段階における厚生労働省「保険者による健診・保健指導の円滑な実施方策に関する検討会」（以下「実施方策検討会」という。）でも、関係者の意見等を踏まえつつ、きめ細かな検討が進められてきた経過がある。本稿においては、当時の実施方策検討会で取り上げられた主な検討課題の中でも、特に「年齢補正」のあり方を重要なポイントと位置付けて、以下でその方向性を考察する。既に3.でも言及したように、特定保健指導の「階層化」に際しては、比較的若い時期（65歳未満）に生活習慣の改

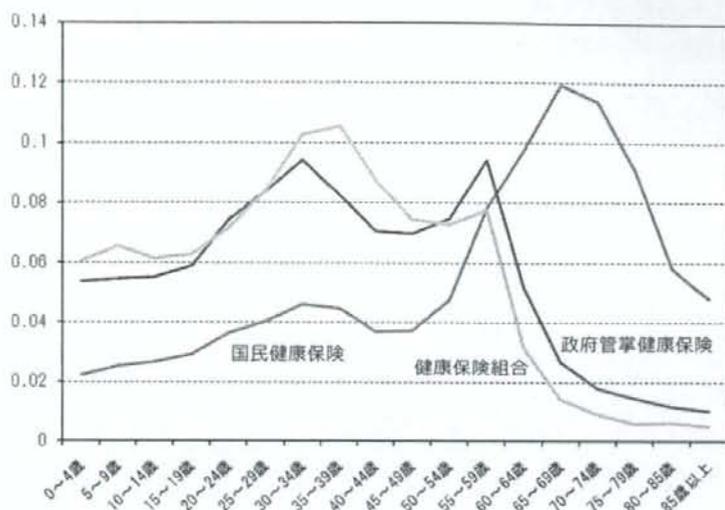
<sup>10</sup> 厚生労働省健康局保健指導室によれば、21年11月末時点での実施状況を踏まえれば、市町村国民健康保険における特定健康診査の平均実施率は21年度目標を下回る見込みであり、特定健康診査等実施計画を「見直す予定」「既に見直した」と回答した保険者は全体の35.0%に上ったと報告されている。

<sup>11</sup> 第6回「保険者による健診・保健指導の円滑な実施方策に関する検討会」（19年3月28日）における提出資料「目標に係る参酌標準及び加算・減算に関連してこれまでに挙げた論点」から引用。

<sup>12</sup> 国が示した参酌標準では、単一健保や共済については「被扶養者比率が25%以上」の場合に健診実施率を「実際の被保険者数・被扶養者数に基づき算定できる」とされているが、総合健保や政管等についてはこのような取扱が認められていないことに留意する必要がある。

善を行った方が高い効果が期待できるとされているが、平成18年度のデータに基づき、国民健康保険と旧政府管掌健康保険、健康保険組合について、加入者の年齢構成を比較すれば図7の通りであり、明らかに国民健康保険の加入者が65歳以上にシフトしている。さらに同じデータに基づき、本事業の対象である40歳から74歳までの者のう

図7 医療保険者別にみた加入者の年齢構成割合（国保、政管、組合）



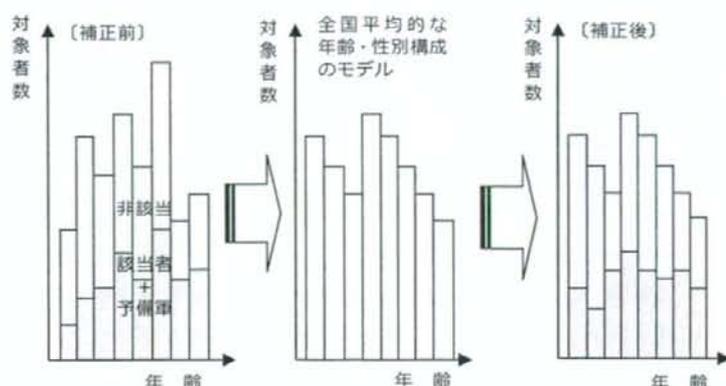
- (注) 1. 国民健康保険は「平成18年国民健康保険実態調査」における被保険者総数の年齢構成をみたもの。  
 2. 政府管掌健康保険及び健康保険組合は「健康保険被保険者実態調査(18年10月)」により、被保険者と被扶養者の合計の年齢構成をみたもの。

ち65歳以上の者の占める割合をみれば、国民健康保険で41.1%、旧政府管掌健康保険で11.0%、健康保険組合で6.3%となり、保険者間の差が大きく開く結果となる。したがって、医療保険者別に見ても、生活習慣の改善効果が高いと考えられるグループのウエイトが自ずと異なってくるのである。

かつて実施方策検討会の場合でも、メタボリックシンドローム該当者及び予備軍の減少率の評価に係る「年齢補正」という考え方が議論されてきたが、今後の具体化検討に際しても、この「年齢補正」のあり方は重要な論点となろう。当時の議論では図8のイメージ図にもあるように、メタボリックシンドロームの減少に向けた努力が被保険者の年齢構成の変化(高齢化効果)によって打ち消されないようにするという観点から「各保険者における年齢階級別(5歳階級)・性別での該当者・予備軍の割合を、全国平均的な年齢・性別構成のモデルに乗じ、その数(=補正後の該当者及び予備軍の推計数)で減少率をみる」という方向性であった。勿論、今後の具体化検討に際して新たに別の考え方が出てくる可能性も考えられるが、仮にこの方向性に立つとすれば、確かに図7でみたような医療保険者別の年齢構成の違いが補正された形で減少率を評価することになるものと考えられる。ただし、補正されたそれぞれの減少率を各医療保険者の年齢構成等に当てはめ直した場合には、たとえ同じ減少率(補正後)が達成された場合であっても、実際に減少するメタボリックシンドローム該当者及び予備軍の数は、それぞれの年齢構成等に応じた形で異なる結果となる点にも留意が必要である。言い換えれば、年齢・性別に配慮された「減少率」に基づき、それがどの程度達成されたかに着目した評価を行うのか、実際の「減少数」の実

績に着目した評価を行うのかという違いである。今後、この「年齢補正」のあり方については、今回の医療制度改革の趣旨や「何が公平な評価となるのか」という観点から、医療保険者間の意見調整を踏まえつつ、関係者で十分に議論が深められる必要がある。

図8 加算・減算の評価を公平に行うための年齢補正のイメージ



(注) 第6回「保険者による健診・保健指導の円滑な実施方策に関する検討会」(19年3月28日) 提出資料に基づき作成。

他方、このほかにも実施方策検討会においては、例えば「①特定保健指導の実施率については、積極的支援の実施率をより高く評価すべき」「②同じ参酌標準となっている保険者グループ内での相対評価としてグループ内で加算・減算すべき」「③該当者・予備軍の減少率だけでなく該当者から予備軍へ変わった率も評価すべき」など、関係者から様々な立場の意見が提示されている。これら3点の意見について留意すべき主な論点を述べれば、まず、①のように「積極的支援の実施率を高く評価する考え方」については、特定保健指導の実施を通じた達成効果を高めるという観点からは良い面もあるが、65歳以上は動機付け支援で対応する方針とされていることを踏まえれば、評価のあり方が各医療保険者の年齢構成の違いにも影響を受けざるを得ないことにも留意する必要がある。また②のように「同じ保険者グループ内での加算・減算を行う考え方」については、そもそも後期高齢者支援金の算定自体が、保険者グループの別にかかわらず同一方式で算定される仕組みであることと整合的かという議論があるとともに、たとえ同じグループ内であっても年齢構成が異なることや、加入者が居住する地域の特性等による影響を受けることをどのように考えるかという問題を考慮する必要がある。さらに③のように「該当者から予備軍へ変わった率を評価する考え方」については、該当者及び予備軍の減少率と、該当者から予備軍へ変わった率とを果たして同等に評価して良いのか、或いは一定のウエイト付けをすることかという技術的な問題があるとともに、②で述べたのと同様に、年齢構成の違いや地域特性等が各医療保険者における該当者と予備軍の分布自体を形作っていることとの関係をどのように整理できるか、という問題も考慮することが必要ではないかと考えられる。

最後に集合契約の締結による影響についても、言及しておきたい。平成20年度における被用者保険グループと市町村国民健康保険の実施機関との間の集合契約の締結については、制度施行年度ということもあって、契約関係者も慣れておらず、契約交渉自体も長期化したことが指摘されている。このため、地域によっては年度当初に契約が成立せず、契約の

成立や追加の作業が最も遅いところでは12月まで続くこととなり、検診等の実施時期が短くなったり、受診券等の発券のタイミングが遅れたりすることとなった<sup>13</sup>。しかしながら、集合契約自体は、全国各地の多数の実施機関との委託契約が締結できるため、被扶養者に対する特定健康診査等の実施をはじめ、制度施行前における参酌標準の設定等をめぐって懸念された諸課題への対応にも寄与することが期待される。特に平成21年度については、前年度の経験と反省を活かしつつ、年度当初からの集団健診に被用者保険の被扶養者も参加できるよう、年度初めの契約締結を前提として、それに協力できる実施機関とのみ優先的に契約をまとめていく方針が示されている。こうした集合契約の円滑化がもたらすプラス面での影響についても、今後の参酌標準のあり方の検討や、医療保険者の取組成果に対する評価方法の議論に際して考慮されるべきであろう。そして、このようなプロセスを経ることにより、最終的な評価段階で配慮されるべき課題内容やそのウエイト付けが整理され、例えば、本稿で取り上げた「年齢補正」のあり方など、幾つかの論点に重点化されていくことも想定されるのである。

## 5. おわりに

以上本稿では、各都道府県が策定した「第1期医療費適正化計画」のうち、特に「住民の健康の保持の推進」に関して達成すべき目標として掲げられた3つの数値に着目して、その全体状況を概観するとともに、「全国医療適正化計画」や「基本的方針」の全国標準に沿って設定された目標水準の背景には、それぞれの地域特性や医療保険者の状況、事業対象者の年齢構成等の相違などがあることを明らかにしつつ、今後の達成状況の評価に際して留意すべき点等を指摘した。

その上で、各医療保険者の取組と後期高齢者支援金の加算・減算をめぐる議論にも言及したが、この点については、既に述べたように平成22年度以降に具体的な検討がスタートする運びとなる。平成25年度の実施に向けて残された準備検討の時間は限られているが、制度の施行状況をきめ細かく踏まえつつ、本稿で指摘したような論点も含めた意見調整が進められ、然るべき合意が形成される必要がある。そして、その際には、単に加算・減算の具体的な仕組の検討にとどまらず、特定健康診査や特定保健指導の本来の目的、後期高齢者支援金との関連性など、そもそもの制度理念に立ち返った議論が深められ、あらためて関係者の認識が共有されることも重要と考えられる。

後期高齢者支援金の加算・減算の仕組を創設した考え方については「医療保険者が生活習慣病対策を推進すれば、糖尿病や高血圧症・脂質異常症等の発症が減少し、脳卒中や心筋梗塞等の重症患者の発症も減少するが、こうした重症患者は後期高齢者において発症することが多いことから、後期高齢者の医療費の適正化につながることを踏まえ、そうした医療保険者の努力を評価し、特定健康診査や特定保健指導のインセンティブとする」とい

<sup>13</sup> 保険者協議会中央連絡会「平成21年度の集合契約（被用者保険のグループと市町村国保の実施機関との契約）締結に向けた基本的な考え方について」（平成20年12月10日）から引用。

う説明がなされている<sup>14</sup>。既に述べたように、特定健康診査等を通じた医療費適正化効果については議論が分かれるところであり、中長期的視点から評価されるべき問題であるとともに、今後さらにエビデンスを蓄積していくことが重要である。一方では、事業のあり方自体についても、公衆衛生の一環として市町村が行ってきた老人保健事業の主要部分を新たに医療保険者が実施することの是非や、保険料財源による健診等の実施の義務付けが保険原理を超えるものであることなどに疑問を呈する指摘も見られるところである。このような観点から、たとえば石田（2009, p. 31）では、予防・保健活動は保険制度の枠を超えたものであり、社会保険として仕組むには無理があるとした上で、政策的には保健福祉や公衆衛生の範疇の事業であろうと指摘している。

施行後1年間を経つつある現段階においても、各方面から多くの意見や指摘が出される状況にあるが、筆者としては敢えてここで、特定健康診査や特定保健指導の実施が医療保険者の「保険者機能」として極めて重要な取組であることを、あらためて強調しておきたい。駒村（2005, p. 38）では「健康保持・促進、保健サービスの強化によって医療費そのものを小さくすることが保険者機能として期待されているとした上で、保険者機能を強化させるためには、保険者が財政に責任を持つことであり、必要の無い医療費を拡大させないように保険者に動機付けることが必要である」としている。また、辻（2008, p. 38）では「国民皆保険のシステムの中で医療費が増え続け、保険料、税金をどう調達するのか大変に苦しんでいることから、みんなが健康になってお互いの制度を守っていこうというのは保険制度の基本的な機能である」としている。そして、仮に後期高齢者支援金の加算・減算のような手法が存在しなければ、都道府県広域連合における高齢者医療制度の運営と、各医療保険者の個別の保険財政との間に直接的なリンクが生じないため、上記のような「保険者機能」の考え方を反映させるメカニズムも働きにくくなるのではないかと考えられるのである<sup>15</sup>。

一方、医療保険者の取組に対する「評価」のあり方という観点からは、何を主眼として評価するのが重要なポイントであろう。松田（2008, p. 44）では、評価の本来の目的は後期高齢者支援金の調整を行うことにあるのではないとした上で、あくまでも特定健康診査や特定保健指導の目的はリスクを持つ者に介入することで死や傷害に至るような病気を予防することであり、そのような活動によって対象集団の健康度を高め、結果として医療費が適正化されるという点を指摘している。福田・今井（2008, p. 25）では、参酌標準の達成、すなわちメタボリックシンドローム該当者及び予備軍の減少には、比較的軽い者を対象にすることが効果的かも知れないが、予防医学の観点からは、いかにハイリスクの者を保健指導に参加させるかが重要となると指摘している。これらの指摘にも象徴されるよ

<sup>14</sup> 国立保健医療科学院「保健医療科学」第57巻第1号に掲載された「特定健診・保健指導の参酌標準と後期高齢者支援金」（保険局医療費適正化対策推進室）から引用。

<sup>15</sup> 高齢者医療制度については、現在、厚生労働省の「高齢者医療制度に関する検討会」をはじめ、各方面で制度のあり方が検討されているところであり、その検討結果によっては、現在の制度の円滑な実施と評価のあり方等を考察した本稿の内容についても、その前提や方向性が変わり得るものである。

うに、本事業の本来の目的については、まずは加入者の健康、国民生活の質（QOL）の向上があり、医療費の適正化或いは伸びの緩和は結果的に寄与する効果であるという考え方に立つことが大切である。そして、医療保険者の取組成果に対する評価のあり方や、後期高齢者支援金の加算・減算の具体的な仕組の議論に際しても、そのスタートラインにおいて、こうした事業目的の考え方、「保険者機能」としての重要性に対する認識が、関係者間で共有されるべきであろう。

今回策定された都道府県の「第1期医療費適正化計画」や医療保険者の特定健康診査等実施計画は、それぞれ未だ計画の初年度を終えようとしているばかりである。これまで本稿で考察してきた点を含めて、今後の残された4年間における関係者の取組が一層効果的なものとして展開されるとともに、中間年である平成22年度の進捗評価や後期高齢者支援金の加算・減算に係る具体的な仕組の検討、さらには平成25年度の実績評価に向けて、各方面での議論が一層深まることを期待したい。

## 参考文献

- 池上直己（2008）「医療費の適正化」『医療白書2008』日本医療企画
- 池上直己（2006）「ベーシック医療問題（第3版）」日本経済新聞社
- 石田重森（2009）「時事評論”協会けんぽ”都道府県保険料率をめぐって」『週刊社会保障 No. 2521』法研
- 印南一路・古城隆雄（2008）「医療費適正化計画の問題点—全国統一的な目標設定よりも重点的な目標設定を—」『社会保険旬報 No. 2362』社会保険研究所
- 駒村康平（2005）「21世紀の社会保障制度を求めて」『社会保障制度の新たな制度設計』慶應義塾大学出版会
- 辻 哲夫（2008）「日本の医療制度改革がめざすもの」時事通信社
- 東 史人（2008）「特定健診・保健指導の参酌標準と後期高齢者支援金」『保健医療科学第57巻第1号』国立保健医療科学院
- 福田吉治・今井博久（2008）「地域における特定健診・保健指導の進め方—エビデンスと理論に基づく実践とスキルアップに向けて—」『保健医療科学第57巻第1号』国立保健医療科学院
- 松田晋哉（2008）「特定健診・特定保健指導は医療費抑制につながるのか」『医療白書2008』日本医療企画
- 松田晋哉（2007）「特定健診・特定保健指導ガイド—地域保険・職域保険のための事業展開のポイント—」社会保険研究所

医療資源の偏在が北海道中頓別町における患者の受診行動と医療費に与える影響について  
～過去5年間における国民健康保険レセプトデータに基づく実証分析～

国立社会保障・人口問題研究所  
社会保障基礎理論研究部・野口晴子

1. はじめに

過去数年間にわたって、高齢化に対応するための財源確保と持続可能な医療制度の確立を目的とした医療費適正化の議論が活発化する一方で、昨今、各方面で地域医療の崩壊に対する警鐘がならされている。こうした背景には、公立病院改革ガイドライン<sup>1</sup>に明示されているように、過疎地や不採算部門への医療サービスの提供、高度先進医療や地方への医師派遣など、民間医療機関では提供が困難な医療サービスの供給拠点として、これまで中心的役割を担っていた自治体病院が経営困難に陥っているという事情がある<sup>2</sup>。また、平成18年6月15日に成立した「地方公共団体の財政の健全化に関する法律」により、従来一般会計から切り離されてきた自治体病院を平成20年度決算から連結会計とすることで、とりわけ既に財政状況が悪化している地方において、自治体病院の経営悪化は地方財政に更なる負荷をかけることになる<sup>3</sup>。たとえば、今年9月末での銚子市立総合病院の閉鎖は、関東圏内の都市部からさほど距離も離れていなかっただけに衝撃的であった<sup>4</sup>。

地域医療の崩壊と一概にいつても、地域住民に対するその影響の深刻度は、当該地域及びその周辺部における医療資源の集中度や日常的な住民の受診行動パターンにより大きく異なる。たとえば、当該地域が医療資源の集中する都市部にあるか又は隣接しており、代替可能な医療サー

<sup>1</sup>総務省ホームページ、「公立病院改革ガイドライン」、

[http://www.soumu.go.jp/c/zaisei/hospital/pdf/191225\\_guideline.pdf](http://www.soumu.go.jp/c/zaisei/hospital/pdf/191225_guideline.pdf)。

<sup>2</sup>(株)帝国データバンクによって実施された「医療機関の倒産動向調査」では、公立の自治体病院のみならず、中小の民間医療機関も現在厳しい経営環境にさらされていると報告されている。今世紀に入ってからの医療機関倒産件数は210件で、年別では2007年が最も多く48件(前年比3.6倍)、施設別の内訳では「病院」が53件、「診療所」が94件、「歯科医院」が63件で、県別にみると病院では大阪府と本研究で分析対象とする北海道が各7件と最も倒産件数が多く、診療所と歯科医院ではそれぞれ東京都の20件と14件が最も多かった。同報告書の分析によれば、2007年までの倒産の直接的な要因は、バブル期における過剰な設備投資や各医療機関の経営事情などであった。病院経営悪化の主たる要因に関して、現在、慢性的な医師不足、診療報酬の引き下げ、そして、フリーアクセスが保障された医療体制のもとでの大規模病院への患者の集中といった点を中心に議論が展開されているが、帝国データバンクによる報告書では、こうした問題が直接要因となる医療機関の倒産ラッシュが、これから本格化する可能性が高いと分析されている(株式会社帝国データバンク、2008/02/05、「特別企画:医療機関の倒産動向調査:2007年の医療機関の倒産、48件で2001年以降最多～「病院」の倒産は前年比3.6倍に急増、帝国ニュース)。

<sup>3</sup>総務省ホームページ、「地方公共団体の財政の健全化に関する法律案の概要」

[http://www.soumu.go.jp/menu\\_04/pdf/166\\_070309\\_2\\_01.pdf](http://www.soumu.go.jp/menu_04/pdf/166_070309_2_01.pdf)。

<sup>4</sup>銚子市では市立総合病院休止について、平成16年に導入された新医師臨床研修制度などの影響による慢性的な医師不足が直接的原因であると説明している

(<http://www.city.choshi.chiba.jp/shisei/pdf/bvouin-kyuushi.pdf>)。

ビスを比較的安価な機会費用で得られる場合と、本研究が分析対象とした北海道中頓別町のように都市部から遠く離れて代替可能な医療サービスを得る機会費用が高い場合とでは、後者の方がはるかに深刻である。仮に、後者のような地域で、住民の受診率の高い、つまり、住民による依存度の高い医療機関が破綻すれば、受診に伴う患者の機会費用は著しく増加する。他方、たとえ遠隔地であっても日常的な患者の受診行動範囲が広く、いわゆる「町の病院」あるいは「町の診療所」に対する受診率が非常に低い地域であれば、地域住民に対する破綻効果はさほど深刻ではないかもしれない。無論、これは、住民の個人的属性を一定と仮定した場合の仮説であり、地域の機関病院が破綻した場合の効果は住民間においても大きく異なる。とりわけ、身近な医療機関を喪失することは、体力のない高齢者、乳幼児、あるいは重篤な患者や慢性疾病を抱えた患者、情報の収集能力が所得や教育に依存するならば所得や教育水準の低い者、あるいは、公共交通機関が発達していない場合は自動車免許を持っていない住民などにとって受診の機会費用を引き上げ、ひいては、健康状態を損なう結果につながらないとも限らない。したがって、地域医療の現状と課題を議論する際には、当該地域の属性や住民の属性分布を考慮した地域ごとに個別な検討が必要不可欠である。

本稿の目的は、以上のような問題意識を念頭に置き、北海道中頓別町における国民健康保険レセプトデータ(以下、国保レセプトデータと略す)を用いて、中頓別を中心とした広域地域における医療資源の偏在が患者の受診行動と医療費に与える効果を定量的に検証し、仮に中頓別町内に医療機関が無かった場合、患者の受診行動と医療費にどういった影響があるかについて単純なシミュレーションを行うことにある。

これまで、医療費適正化の観点から、患者による受診行動の決定要因や患者の受診行動と医療費との関係についていくつかの理論的・実証的研究が蓄積されている(井伊・別所(2006))<sup>5</sup>。こうした先行研究では、患者の医療機関へのフリーアクセスが保障されているわが国において、医療サービス市場に特有の不確実性が原因となって、施設の整備された大規模病院に患者が集中する傾向にあること(安西(1987)、島・仁田・岩崎・安達(1990)、知野(1994)、広井(1994)、吉岡・鈴木・渡邊・岡崎(1996)、中島(1998))、重篤度などの患者属性と医療機関の診療能力との間のミスマッチが医療費における非効率性を助長し、結果、大病院志向が高医療費に結びついていること(山本(2002))、医療費の地域差の無視できない部分がこうした患者行動による地域差によって説明できること(青木(2001))、山本(2002))、したがって、フリーアクセスに対する制限や中・小規模病院の利用促進に医療費抑制効果が認められること(中泉(1995))などが示されている。

しかしながら、受診に伴う機会費用のうち、本稿が着目するような患者の空間的・時間的な受診行動範囲を中心に患者による医療機関選択を分析した研究は数が少ない(関田・藤咲・太田・横山(1983)、塚原(2002)、知野(1994)、吉岡・鈴木・渡邊・岡崎(1996)、泉田(2000))。これらの先行

<sup>5</sup> その他の先行研究についても、井伊・別所(2006)に詳しい。本稿における先行研究は井伊・別所(2006)に多くを依拠している。

研究からは、わが国においても診療機関への距離や通院時間は医療機関選択の主要な要素であることがわかる。とりわけ、泉田(2000)は、市区町村の保険者機能という観点から、年齢・性別・診療日数・居住地域の属性など受診の機会費用が地理的な受診行動範囲に与える効果を分析し、そうした受診行動の蓄積として二次医療圏における実効性を検証した点で画期的である。

本稿では、第1に、泉田(2000)の問題意識に基づき、中頓別町、及び、中頓別町を含む宗谷医療圏の実効性について2つの方法を用いた検証を行う。1つ目の方法は、中頓別町の住民による自治体病院又は宗谷医療圏内の医療機関への依存度を受診率によって測る方法、2つ目は、患者の地理的な行動範囲を単純回帰によって推定させ地図上にマッピングする方法である。こうした方法により、当該地域における医療圏の設定が実際の患者の行動と整合的であるかどうかについて、数値としてだけでなく、視覚的に把握することができる。第2に、患者の受診行動範囲を第1段階、医療費と診療実日数を第2段階として、操作変数法による医療資源と患者属性の効果分析を行う。わが国における先行研究では、データ制約があり、患者の受診行動自体に対する分析や、患者の受診行動を所与とした医療費(又は入院日数などの診療日数)に対する分析はあるが、患者の受診行動の内生性を調整した研究は見当たらない。第3に、上記の定量分析の結果に基づき、地域における医療機関の喪失が中頓別町にもたらす影響を、患者の行動範囲と医療費(診療報酬点数)の観点から推計する。

したがって、本稿の貢献を要約すると、泉田(2000)の問題意識を引き継ぎ、中頓別町に患者の受診行動範囲を提示し、医療提供者に関する情報収集を補助するための基礎資料を提供すること、医療資源の偏在も含め地域や患者の属性と患者行動の内生性を考慮に入れた分析を行い、地域医療の崩壊がもたらす効果を定量的に検証することであるが、最後に、政策の事前・事後検証のための科学的エビデンスを構築するため、今後収集すべき医療情報について若干の考察を加える。次節では本稿が用いた分析方法についてさらに詳しく述べ、第3節では基本統計量に基づくデータの特性について概観する。第4節で推定結果について検証した後、最終節で結果の考察と今後の課題について述べる。

## 2. 分析の方法

本稿では、泉田(2000)と同じくクロス表などの記述統計的なアプローチとともに、医療資源の偏在と患者属性が患者の受診行動と医療費与える効果を定量的に検証するため、操作変数法による二段階推定法を用いる。ここで操作変数法による推定を用いるのは、仮に、患者の受診行動が医療費や診療日数へ与える効果を単純回帰分析(LS)で推定するならば、観察可能な又は観察不可能なさまざまな要因を通して受診行動と誤差項とが相関を持つ可能性が高く、LS推定量は一致性を持たない。つまり、患者の受診行動は内生的にモデル内部で決定されている可能性が高い。入院と入院外とで事情は異なるが、たとえば入院について高齢かつ重篤で所得の高い患者ほど、質の高い医療資源を求めて受診行動範囲が拡大すると仮定すると、LS推定による受診行動範囲

の医療費に対する効果は過剰に推計される。したがって、患者の受診行動とは相関をもつが、医療費の推計式における誤差項とは相関を持たない外生変数を操作変数として投入することで、誤差項と相関する効果をモデルから除去することが望ましい。

推定法は下記の通りである。

$$\text{第 1 段階} \quad d = Z\pi + \nu \quad \Rightarrow \quad \hat{d} = Z(Z'Z)^{-1}Z'd \quad (1)$$

$$\text{第 2 段階} \quad y = X\beta + \hat{d}\eta + \varepsilon \quad (2)$$

第 1 段階では、患者の受診行動を示す指標として、中頓別町内における患者の居住地区から受診した医療機関までの直線距離( $d$ )を用い、従属変数とする。先行研究では一般的に、受診の機会費用として医療機関までの時間が用いられている。本分析において時間ではなく距離を従属変数とした理由は、第 1 に、本稿が二次医療圏と患者の地理的移動範囲の整合性を検証することを目的としているためである。第 2 に、中頓別町のような北海道の過疎地域では<sup>6</sup>、都市部と比べて、電車やバスなどの公共交通機関の利便性が低く、主たる交通手段を自動車に依存し、近隣の主要都市までの道路網は比較的直線的で渋滞する確率も低いことから通院時間は距離と比例していると考えられる。推計を行うに当たり、患者の居住地区は患者属性に関わり無くランダムに配置されていると仮定して、患者の居住地区から町内の医療機関が集中する中頓別地区までの直線距離( $r$ )を第 1 段階における操作変数として用いた。したがって、(1)における  $Z$  は、 $r$ 、及び、医療資源を中心とした地域と患者の属性(第 2 段階(2)における  $X$ )を含む説明変数である。 $\pi$  はそれぞれの説明変数について推定される係数群であり、 $\nu$  は第 1 段階における誤差項である。

第 2 段階では、(1)から導出された患者の移動距離の推定値( $\hat{d}$ )を説明変数として投入し、医療費と診療実日数( $y$ )に与える効果を検証する。第 2 段階の従属変数( $y$ )は、患者の 1ヶ月当たり診療報酬合計点数、1ヶ月当たり診療実日数、1日当たりの診療報酬点数の 3つを用い、それぞれの従属変数についての回帰分析を個別に行う。患者の移動距離( $\hat{d}$ )が長くなるほど、医療サービスの需要に伴う機会費用としての通院時間は長くなるが、これはもっぱら患者側の負担する移動コストであって、医療費を示す診療報酬点数に直接的には反映されない。しかし、入院であれば家族による世話や見舞いにかかる機会費用が増加し入院日数を短縮し、入院外であれば通院回数を減らそうとするかもしれない。入院日数や通院回数の減少は 1日又は 1回当たりの診療内容を密にし、自動的に 1日又は 1回当たりの医療費を引き上げる可能性がある。あるいは、患者の移動距離( $\hat{d}$ )の長さは、患者がより質の高い医療資源を求めた結果の行動であるとするならば、入院日数や通院回数が減る以上に 1日又は 1回当たりの医療費が増加し、総医療費を引き上げることになる。さらに、移動距離の機会費用は入院よりも入院外における方が高いと考えられる。したがっ

<sup>6</sup>人口が 2,125 人の中頓別町は、2000 年に制定された過疎地域自立促進特別措置法第 2 条第 1 項(第 32 条により読み替え適用)の要件を満たし、過疎地域に指定されている。

て、 $\eta$  は  $\hat{d}$  に対する係数群、 $\beta$  はそれぞれの説明変数について推定される係数群であり、 $\varepsilon$  は第 2 段階における誤差項である。(2)における誤差項  $\varepsilon$  が操作変数と相関を持たず ( $E(\varepsilon|r) = 0$ )、他方、患者の受診行動範囲と操作変数とが相関を持つならば、( $E(d|r) \neq E(d)$ )、操作変数としての要件は完全に満たされるが、完璧な操作変数はなかなか存在しない。ここで用いる操作変数 ( $r$ ) の有効性については、実際の結果を見ながら第 3 節と第 4 節において検討する。

次に、説明変数 ( $X$ ) についての仮説を述べる。患者は、受診から得られる便益と受診にかかる直接・間接の費用の差が最も大きくなるように、医療機関に対する意思決定を行い、受診行動範囲を設定するだろう。患者が受ける便益は、医療機関が提供する医療サービスの量と質に依存している。医療サービスの量と質を何で測るかについては議論の余地があるが、ここでは、医療機関の保有する施設・設備を中心とした医療資源に焦点をあて、医療機関の病床数、救命救急入院料と特定集中治療室管理料の有無に加えて、検査・治療・手術に関する基準の有無に基づき計算した主成分得点を用いる<sup>7</sup>。こうした医療資源の地域的偏在が患者の受診行動をどのように誘引しているかを検証するため、こうした医療機関属性を説明変数として推定式に投入する<sup>8</sup>。

また、患者の受診行動や医療費は、患者個人の属性によっても影響を受ける。ここでは、性別、年齢、所得効果として非課税区分、退職医療資格者の一般受診による 1 割差額支給の有無、診療開始日からの月数が 90 日を越えているかどうか<sup>9</sup>、大分類による疾病コード<sup>10</sup>、年度ダミーを推定式に投入した。

尚、本稿で用いるデータは、北海道宗谷地区枝幸郡中頓別町における 5 年間 (2003 年 4 月 1 日 - 2007 年 3 月 31 日)、すなわち 60 時点 (月数) を含む国保レセプトデータである。中頓別町の人口及び人口構成から、とりわけ入院外に関しては定期的に通院する高齢者の比率が高く、本稿ではこれをパネルデータとして処理するが、レセプトデータの特性上、当該月において医療サービスを利用しなかった者は観察不可能なため、データは unbalanced panel である。

<sup>7</sup>検査に関しては、心臓カテーテル法による諸検査の血管内視鏡検査、画像診断管理加算 1、画像診断管理加算 2、遠隔画像診断、ポジトロン断層撮影 (PET)、単純 CT 撮影及び単純 MRI 撮影、特殊 CT 撮影及び特殊 MRI 撮影を、治療に関しては、心大血管疾患リハビリテーション料(I)、心大血管疾患リハビリテーション料(II)、脳血管疾患等リハビリテーション料(I)、脳血管疾患等リハビリテーション料(II)、運動器リハビリテーション料(I)、運動器リハビリテーション料(II)、呼吸器リハビリテーション料(I)、呼吸器リハビリテーション料(II)を、手術に関しては、内視鏡下推弓切除術、内視鏡下椎間板摘出(切除)術(後方切除術に限る)、脳刺激装置植込術、頭蓋内電極植込術又は脳刺激装置交換術、脊髄刺激装置植込術又は脊髄刺激装置交換術、経皮的冠動脈形成術(高速回転式経皮経管アテレクトミーカテーテルによるもの)、経皮的中等心筋焼灼術、ペースメーカー移植術、ペースメーカー交換術、両心室ペースメーカー移植術、両心室ペースメーカー交換術、埋込型除細動器移植術及び埋込型除細動器交換術、大動脈バルーンポンピング法 (IABP 法)、補助人工心臓、生体部分肝移植術、体外衝撃波胆石破砕術、体外衝撃波腎・尿管結石破砕術、腹腔鏡下前立腺悪性腫瘍手術を基準として主成分得点を計算した。

<sup>8</sup>本来、当該地域における医療資源の偏在とは、中頓別町の住民が利用した医療機関の存在する市区町村に存在する全ての医療機関についてのデータを突合せた上で市区町村ごとの主成分得点を算出し議論すべきであるが、ここでは、時間的制約により中頓別町の住民が利用した医療機関に限定して医療機関ごとの主成分得点を算出した。

<sup>9</sup> 90 日は中頓別町のレセプトデータより算出した診療開始日からの日数の中央値である。

<sup>10</sup> 疾病統計コードに関しては毎年 5 月のみ記録されているので、5 月に診療を受けた患者にサンプルを限定せざるをえない。したがって、患者の病態を示す指標として疾病コードを投入することは、患者の重症度を調整する意味でも望ましいが、データの制約上セクションバイアスの問題を回避することは難しい。

### 3. 基本統計量に基づくデータの特性

#### 3-1. データ

本研究で用いるデータは、北海道宗谷地区枝幸郡中頓別町における5年間(2003年4月1日・2007年3月31日)の国保レセプトデータ(N=84,364)とWAM NET(www.wam.go.jp)の病院・診療所情報である。ここでは、病院及び診療所での受診レセのみ(N=58,390)を対象とし、薬局(N=19,196)、歯科(N=5,338)、及び、針灸・整骨院(N=1,209)は分析から除外した。さらに、住所等の受診医療機関属性が特定できないサンプル(N=22,487)を除外すると、分析対象となるのは、延べで入院レセ数が2,069(入院レセ総数3,874:利用率53.4%)、入院外レセ数が34,065(入院外レセ総数80,490:利用率42.3%)である。国保レセプトデータの医療機関名に基づき、個々の患者の受診医療機関に関する情報を、WAM NETの病院・診療所情報から収集し突合せた。上記サンプルからさらに個人属性に関する情報などに欠損値があるサンプルは除外し、最終的に回帰分析に用いたのは、入院で1,967/2,069、入院外で30,516/34,065であった<sup>11</sup>。

最初に、患者の受診行動範囲を検証する基礎資料として、中頓別町と中頓別町内の国保レセプト患者が受診した地域の位置関係を示す(図表1)。ここでは、受診地域を、①中頓別町、②中頓別町以外宗谷医療圏<sup>12</sup>、③上川支庁内・上川中部医療圏<sup>13</sup>、④上川支庁内・上川北部医療圏<sup>14</sup>、⑤留萌支庁・留萌医療圏<sup>15</sup>、⑥道央<sup>16</sup>、⑦道南<sup>17</sup>、及び、⑧道東<sup>18</sup>の8つに区分し、国保レセプト患者の受診行動を考察する。

#### 3-2. 入院・入院外別、受診地域別の年間診療実日数総計と年間診療報酬合計点数総計

図表2-1～図表2-3は、入院・入院外について過去5年間における受診地域別の年間診療実日数総計と年間診療報酬合計点数総計との相関を示している。各バブルの大きさはレセプト件数と比例する。多くの先行研究と同様に、診療実日数と診療報酬点数とは正に相関しており、入院・入院外ともに、全レセプトの約5-7割弱は中頓別町内の医療機関、残りのレセプトの多くは中頓別町を含む宗谷支庁と隣接する上川北部医療圏と上川中部医療圏の医療機関で占められている。また、入院・入院外とも上川支庁の次は、札幌市をはじめ医療資源が集中する道央の診療実日数・診療報酬点数が、隣接する中頓別町以外の宗谷医療圏や留萌医療圏を上回っている。入院については、診療実日数・診療報酬点数ともに中頓別町が他の地区を大きく引き離れた2007年を

<sup>11</sup>患者の疾病分類を調整した回帰分析では、疾病統計コードを収集した月が毎年5月に限定されていたことから、サンプル数が大幅に減少し、入院で148、入院外で2456となる。

<sup>12</sup>宗谷医療圏は、中頓別町以外に稚内市、猿払村、浜頓別町、枝幸町、歌登町、豊富町、礼文町、利尻町、利尻富士町を含む。

<sup>13</sup>上川中部医療圏は、旭川市、鷹栖町、東神楽町、当麻町、比布町、愛別町、上川町、東川町、美瑛町を含む。

<sup>14</sup>上川北部医療圏は、士別市、名寄市、和寒町、剣淵町、風連町、下川町、美深町、音威子府村、中川町を含む。

<sup>15</sup>留萌医療圏は、留萌市、増毛町、小平町、苫前町、羽幌町、初山別村、遠別町、天塩町、幌延町を含む。

<sup>16</sup>道央は、石狩、空知の2支庁。

<sup>17</sup>道南は、後志、渡島、檜山、胆振、日高の5支庁。

<sup>18</sup>道東は、網走、十勝、釧路、根室の4支庁。

除き、上川支庁での受診による診療合計点数は中頓別町と同等か又は若干上回っており、とりわけ上川北部医療圏での受診による医療費が増加傾向にある。入院外に関しては、診療実日数・診療報酬点数でみた患者の受診行動が広範なばらつきを示した入院と異なり、accessibility の点で最も利便性の高いと考えられる中頓別町内での受診が他の地区を大きく上回ったが、一方、図表 2-3 より上川北部での受診による診療実日数・診療報酬点数も増加傾向にあることがわかる。

### 3-3. 入院・入院外別、居住地区別、医療機関所在地別の実効率及び越境受診率

次に、患者の受診行動範囲から中頓別町を含む宗谷医療圏の実効性を検証するため、過去 5 年間のレセプト件数、診療実日数総計、診療報酬点数総計から、中頓別町内における患者の居住地区別及び受診医療機関所在地別に受診率を示したのが、図表 3-1～図表 3-3 である。まず、単純にレセプト件数でみると、中頓別町全体では、入院で中頓別町内と中頓別町を含む宗谷医療圏での実効率はそれぞれ約 50%、約 53%、入院外で約 67%、約 70%となっている(図表 3-1)。したがって、入院では約半数が、入院外では約 3 割が第 2 次(宗谷)医療圏を越えた越境受診をしていることになる。この実効率は、たとえば泉田(2000)によって検証された千葉県・長野県・福岡県の都市部での約 8・9 割からみると低いが、3 県の農村部と比較すると大体同程度か又は比較的高い実効水準となっている。患者が中頓別町以外のどこへ誘引されているかという点、中頓別町の北側に広がる同一第 2 次(宗谷)医療圏内には殆ど向かわず(3%)、名寄市、士別市、旭川市等の都市部を要する南側の上川中部と上川北部へ、入院では 18%と 22%が、入院外では 6%と 21%が流出している。以上のことから中頓別町を含む第 2 次医療圏における、とりわけ入院外の実効性の高さは中頓別町内での受診に大きく依存していることがわかる。

しかしながら、医療圏の実質的な実効性は、発生したレセプト件数よりも治療内容や医療費を直接反映する診療実日数や診療報酬点数に基づいて計測する方が妥当である。図表 3-1 と図表 3-2 にはそれらが示されている。入院に関しては、宗谷医療圏内の実効率がレセ件数による値よりも低下し(実日数で約 50%、点数で約 34%)、上川中部(実日数で約 22%、点数で約 26%)や上川北部(実日数で約 23%、点数で約 28%)での越境受診率が大きく増加する傾向にある。逆に、入院外については、中頓別町内での受診率がレセ件数による値よりも高まることから、宗谷医療圏での実効率が上昇し(実日数で約 78%、点数で約 77%)、上川中部(実日数で約 4%、点数で約 5%)と上川北部(実日数で約 15%、点数で約 14%)での越境受診率が低下する傾向にある。このことから患者は入院と入院外とで明らかに受診行動を変化させており、おそらくは、入院に対してはより広域に存在する医療資源に、入院外の場合は accessibility に誘引された行動をとっていると考えられる。

さらに、泉田(2000)が実効率の都市部と農村部との違いに着目したように、全体が農村部である中頓別町内においてさえ、2 つの医療施設が存在する中頓別地区とそれ以外の 15 地区では患

者の受診行動に違いが見られる<sup>19</sup>。入院・入院外双方とも、中頓別地区の患者は町内受診率、したがって、医療圏内受診率が中頓別地区以外の患者に比較して相対的に高く、他方、中頓別地区以外の患者は相対的に町外受診率、したがって、越境受診の比率が高い傾向にある。図表 4-1～図表 5-3 は、入院・入院外別にレセプト件数から計測した実効率を用いて、中頓別地区からの患者居住地区までの距離とレセプト件数から計測した中頓別町内実効率、上川中部及び上川北部への越境受診率との相関とを図式化したものである<sup>20</sup>。入院の場合、中頓別地区から患者の居住地区までの距離と上川中部での受診率は、弥生、神崎、岩手、秋田を除けば若干負の(図表 4-2)、上川北部での受診率についてはわずかに正の相関が認められる(図表 4-3)。入院と比較して、入院外における距離と受診率との関係はより明確で、中頓別地区からの距離は、中頓別町内での実効率と負の相関が(図表 5-1)、中頓別町と隣接する上川北部への越境受診と正の相関が認められる(図表 5-3)。以上のことから、中頓別町内の医療機関が存在する中頓別地区から患者の居住地区までの距離が、患者の受診行動範囲に少なからず影響を及ぼしていることがわかる。

### 3-4. 入院・入院外別、受診地域別及び患者居住地区別の患者及び受診医療機関属性

図表 6-1 と図表 6-2 はそれぞれ、本研究の回帰分析で用いる、入院・入院外別に受診地域別及び患者居住地区別の患者及び受診医療機関の属性について基本統計量を要約した図表である。

図表 6-1 では、患者の受診行動範囲が移動距離の短い中頓別町内か、移動距離の遠い中頓別町外かによる、属性の違いを入院・入院外別に示した。入院では、中頓別町外の受診機関を選択した患者の方が、町内の医療機関を受診した患者と比較して、1ヶ月当たりの診療報酬点数(45,257点 versus 20,407点)と1日当たりの報酬点数(3,038点 versus 1,730点)が多く、1ヶ月の診療報酬実日数(19日 versus 15日)についても長い傾向にある。入院に対して入院外では全く逆の結果で、中頓別町外の受診機関を選択した患者の方が、町内の医療機関を受診した患者と比較して、1ヶ月当たりの診療報酬点数(1,490点 versus 1,878点)と1日当たりの報酬点数(846点 versus 923点)は少なく、1ヶ月の診療報酬実日数(1.8日 versus 2.3日)についても短い傾向にある。但し、1日当たりの診療報酬点数の差については統計的な有意性はなかった。

次に、受診した医療機関の属性については、中頓別町内には一般病床数50の1病院と入院施設の無い1診療所の2つの医療施設だけが存在することから町外受診と町外受診との差は大きく全て統計学的に有意である。居住地区から受診医療機関までの距離は無論中頓別外での受診の方が圧倒的に遠い。入院では、中頓別町外が112kmに対して中頓別町内では2km、入院外で

<sup>19</sup> 15地区とは、弥生(6.1)、寿(2.7)、旭台(2.3)、豊泉(2.5)、兵安(6.6)、神崎(9.5)、藤井(2)、上駒(1.6)、松音知(6.4)、敏音知(12.5)、豊平(13.1)、上頓別(12.8)、岩手(14.7)、小頓別(16.6)、秋田(17.8)。( )内は中頓別地区からの直線距離(km)を示す。中頓別地区との位置関係については、図表1を参照。

<sup>20</sup> 同様の図表を診療実日数及び診療報酬点数についても作成したが、分布に違いがなかったので、ここでは単純にレセプト件数を用いた図表を提示する。また、宗谷医療圏内の実効率は中頓別町内での実効率に大きく依存するので、ここでは、宗谷医療圏ではなく中頓別町内の受診率を用いた。

はそれぞれ 77km と 3km であった。病床数に関しては、入院・入院外ともに、500 床以上の医療施設以外では、病床数の規模に比例して受診率が増加する傾向にある。また、検査・治療・手術基準の有無による主成分得点をみると、いずれも入院の方が入院外の患者よりも得点が高い医療機関で受診しており、入院患者の方がより密度の高い医療資源を求めて町外受診をしていることがわかる。

一方、患者属性について、まず、入院・入院外ともに、町外受診を選択した患者の方が、町内受診者よりも、中頓別町内の 2 つの医療施設がある中頓別地区の居住者である確率が低く、その差は統計学的にも有意である(入院が 62% versus 73%、入院外が 46% versus 64%)。これは、患者の居住区から中頓別地区までの距離が ( $r$ )、本稿におけるトリートメントである患者の受診行動範囲 ( $d$ ) に有意に効いているというエビデンスであり、 $r$  が操作変数として有効であるための要件の 1 つ ( $E(d|r) \neq E(d)$ ) は満たしていることを示している。次に性別を示す女性ダミー変数について、入院については、町外受診を選択した者の方が、女性比率が低く(49% versus 61%)、入院外については、女性比率が若干低かったが、差はさほど大きくはなかった(59% versus 58%)。これは、先行研究による、常勤比率の高い男性に比較して女性の方が移動距離に対する機会費用が低いという仮説と反する結果であるが、本データが国保レセプトデータであることから、おそらく女性の方が男性よりも高齢である確率が高いことが予想される。年齢については、高齢であるほど移動距離に伴う機会費用が高いという先行研究と同様、入院・入院外ともに、町外受診を選択した者の方が、相対的に年齢層が低い(入院が 73 歳 versus 82 歳、入院外が 71 歳 versus 76 歳)。レセプトデータの大きな欠点でもあるが、本データには明示的な所得変数がない。そこで、非課税区分を所得変数の代理変数として用いる。非課税区分について、入院では統計学的な有意性は認められなかったが、入院外では町外受診者の方が、非課税区分となっている者の比率が低かった(52% versus 55%)。これは、低所得者にとって移動距離に伴う機会費用が高い傾向にあることを示していると考えられる。最後に、患者の罹患状況を示す変数群について検討する。まず、診療開始日からの日数が 90 日を越える比率は、入院・入院外ともに、町外受診者の方が町内受診者に比べ圧倒的に低い(入院が 20% versus 64%、入院外が 26% versus 71%)。これは、慢性的な病態をかかえた患者にとって、移動距離の機会費用が大きいことを示している。さらに、サンプルを 5 月にレセプトが存在する患者に限定して、疾病統計コードについて見てみると、入院・入院外ともに、町外受診者における良性・悪性新生物と精神及び行動障害の比率が高い一方で、町内受診者における循環器系疾患の比率が有意に高く、これは、医療資源として、中頓別町内の自治体病院の院長が循環器の専門医であることが大きく影響していると考えられる。また、全般的に、入院よりも入院外の方において、患者の受診行動範囲に与える疾病分類の効果が大きいことがわかる。内分泌、栄養及び代謝疾患を除けば、入院外で町外診療者における神経系疾患、耳疾患、筋骨格系及び結合組織の疾患、乳房及び女性性器の疾患、先天奇形、変形及び染色体異常の比率は、町内診療者より高く、自治体病院にはこうした疾患を担当する診療科がないことが影響してい

る。

それでは、次に、患者の居住区から中頓別地区までの距離が( $r$ )が操作変数としてもう1つの要件である  $E(\varepsilon | r) = 0$  を満たすかどうかを、図表 6-2 によって簡単に検証してみることにする。図表 4-1～図表 5-3 で示したとおり、国保患者の多くが中頓別地区内の住民であることから  $r$  の中央値は 0km である。したがって、入院・入院外ともにサンプルを中頓別地区の住民であるか否かで区分した。

図表 6-2 における医療費及び診療実日数の結果から、 $r$  が操作変数としての要件を満たす回帰分析は、入院・入院外で異なることがわかる。入院について、1ヶ月当たりの診療報酬点数をみると、中頓別地区の居住者と中頓別地区以外の居住者との間に統計学的な有意な差が無く、他方、入院外については、1日当たりの診療報酬点数において差が有意ではなく、したがって、これらの回帰分析については、 $r$  が操作変数として有効であることを示している。しかし言い換えるならば、この結果は、入院に関しては1ヶ月当たりの診療実日数と1日当たりの診療報酬点数、入院外については1ヶ月当たりの診療報酬点数と1日当たりの診療報酬点数については、 $r$  が  $E(\varepsilon | r) = 0$  という要件を満たしておらず、操作変数として必ずしも最適な変数ではない事を示している。入院・入院外で共通しているのは、いずれも地区外の住民の方が、診療実日数が短いという点である。入院に関しては1日当たりの診療報酬点数が地区外の住民の方が高いにも関わらず入院日数が地区外の住民の方が短いこと、入院外については1ヶ月当たりの診療報酬点数の総額が地区外の住民の方が低い上、診療実日数も短いことによる相殺効果が影響している。これは、地区外住民の方が、地区内住民に比べ相対的に若く、非課税区分比率が低く、また、診療開始日からの日数が短い、といった患者属性が、地区内外の住民でバランスしていないことの影響であると考えられる。さらに、疾病統計コードをみると、入院・入院外ともに、町外受診者における内分泌、栄養及び代謝疾患が高く、他方、町内受診者における循環器系疾患の比率が有意に高い。図表 6-1 と同様、入院については、地区内外で比較的バランスしているが、入院外については両者の差に有意性が認められる。

次に、受診した医療機関の属性については、特定集中治療室管理料の有無を除き、中頓別区内外の差は大きく全て統計学的に有意である。居住地区から受診医療機関までの距離は、区外の住民の方が遠い。入院では、区外が 65km に対して区内では 52km、入院外ではそれぞれ 28km と 17km であった。病床数に関しては、入院・入院外ともに、区内の住民は比較的中・小規模医療機関への受診率が高く、300床以上の大規模医療機関への受診率は区外住民で高い。検査・治療・手術基準の有無による主成分得点をみると、入院・入院外ともに区外の方が区内と比較して得点の高い医療機関で受診していることがわかる。これは、区外住民の受診行動範囲の方が区内住民と比較して広範にわたっていることを反映した結果である。