

診療・受療行為の習慣的な地域差と情報提供の在り方に関する分析*

野村 裕・堀 展子**

〈要旨〉

日本国内の一人当たり医療費には地域差が見られ、都道府県単位では高い県と低い県で3割程度の差がある。本稿は、この地域差を生じさせている要因について、診療者・受療者の行動をミクロ的に根拠付けるデーター医科レセプトデータと全国消費実態調査の個票データーを用いたパネルデータ分析によって、需要側要因、供給側要因、その他要因に分解して、それぞれの影響の程度を析出することを目的とする。分析の結果、3つの要因は、いずれかが特に強いとは言えないこと、またその他要因に含まれる数量的に測定困難だが固定効果モデルによってコントロールされる地域の固有差の影響が小さくないこと、この地域の固有差は供給側要因と相関性が高いことが導出された。また、近年利用可能となった豊富な個票データは、医療サービス市場における診療者と受療者の間に存在する情報の非対称性に起因する非効率性を緩和することに利活用できる可能性が示唆された。

JEL Classification Codes : I11, I12, D8

Keywords : 医療費、情報の非対称性、Two-part モデル

* 本稿作成に当たっては、本研究プロジェクトWG主査・松井彰彦先生、討論者の井伊雅子先生、隣接の研究プロジェクトWG主査・山重慎二先生、及び内閣府経済社会総合研究所マクロ経済分析ユニットのメンバー諸氏から、大変貴重な御助言をいただきました。また、個票データの取得及び分析環境の確保等について、西崎文平前所長、井野靖久所長、籠宮信雄前次長、増島稔次長より特に配慮いただきました。ここに記して深く感謝申し上げます。

** 野村 裕：内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官。堀 展子：内閣府経済社会総合研究所特別研究員。同所の北川諒研究官、間真実景気統計部研究専門職の協力を得た。本稿に残された誤りはすべて筆者らの責に帰するものである。また、本稿の内容はすべて筆者らの見解であり、所属組織の見解を示すものではない。

Habitual Regional Differences of Medical Treatment in Japan

By Hiroshi NOMURA and Nobuko HORI

Abstract

There are regional differences in per capita medical expenses in Japan. The purpose of this paper is to perform panel data analysis using micro data on the factors that cause this regional difference. As a result of the analysis, it was found that three factors, the demand side factors, the supply side factors, and other factors, have the same degree of influence. Other factors include regionally unique differences that are difficult to measure quantitatively. The analysis showed that these regionally unique differences were highly correlated with supply side factors. The analysis also suggests that the abundant individual data available in recent years alleviates the asymmetry of information that exists between practitioners and recipients in the healthcare services market.

JEL Classification Codes: I11, I12, D8

Keywords: medical expenses, information asymmetry, two-part model

1. はじめに

(本研究のねらい)

医療保険の保険料率（保険料／標準的な月収）は、2016年にはすべての保険制度で9%－10%超の水準に達した。国民医療費は、高齢化の進行によって強い増勢で増え続けており、今後も更なる増加は避けられないと各種機関が予測している¹。

これまでに政府は、社会保障制度の持続可能性を高めることを目的とした累次の検討、改革に取り組んできた。直近では、社会保障制度改革国民会議報告書が、団塊の世代が75歳以上となる2025年を念頭に置いた諸改革に関する提言を行っている²。医療分野に関しては、医療の機能分化、医療から介護までの提供体制の間のネットワーク構築等を進めることによって、医療の総体としての歪み、ズレや非効率を改革していくべきことなどが提言されており、これに沿った諸改革が進められている。

一人当たり医療費には大きな地域差があることが知られている。これも、歪み、ズレや非効率のひとつの端的な表れと解される。これまでも多くの先行研究が様々な観点から地域差の要因を分析している。医療機関数、病床数、医師数など、医療サービスの供給側の要因の影響が大きい（供給側からの誘発需要が存在する）ことを指摘する研究結果が比較的多くみられる。

本分析は、医療費の地域差の要因分析として、消費行動データの個票とレセプトデータの個票を併せた分析を通じて、診療者、受療者の行動の地域的な違いについて、合理的に理解される部分とそうではない習慣的なものと解される部分を析出することを試みるものである。そして、医療サービス市場の参加者の行動について、豊富なデータを用いるとどのように捉えることができるのかを分析したうえで、最終的には、豊富なデータ、情報がどのように提供され、共有化されると市場参加者にとって有益であり得るのかについて考察を進めたい。

この分析の試みの意図・背景は、以下のとおりである。上述のとおり、医療費の地域差分析に関しては、すでに多数の先行研究がある。ただ、そこで取り扱われているデータは、医療費は保険者データ（複数存在する保険制度のなかのひとつである国民健康保険の支払データ）、説明変数は行政データ（地域単位の病院数、病床数、医師数、老人福祉施設数、65歳以上人口、検診受診者数、死亡数、保健事業費等）である場合がほとんどである。そうではなく、医師が診察毎に記述したレセプトデータの個票、消費者（患者）が一定期間に家計簿に記帳した消費行動データの個票を分析対象として、診療者の行動、受療者の行動をより直截に捉えてみようというのが試みの意図である。

その背景は、データ利用環境の大きな変化である。

¹ 内閣官房・内閣府・財務省・厚生労働省「2040年を見据えた社会保障の将来見通し」（平成30年5月21日）は、現在約40兆円の国民医療費は2040年には70兆円程度まで増加するとしている。

² 平成25年8月6日。同会議は、消費税率10%引上げを含む社会保障・税一体改革関連法に基づいて、今後の社会保障制度改革を行うために必要な事項を審議するために設置された。

レセプトデータの電子化・収集は2009年にスタートした³。2011年以降、NDB（レセプト情報・特定健診等情報データベース）としてデータ蓄積され、行政機関、研究者等への提供が行われるようになり、2016年からは一部について広くオープンデータとして利用できる環境が整えられた。現在、2014-2018年の5ヵ年分のデータがオープン化されている。また、各種の経済統計のマイクロデータ（個票）についても、データ利活用の重要性に関する認識の広まりによって、近年急速に制度面、運用面で利活用促進が進展している⁴。本分析は、こうした環境変化を最大限活かそうとする試みでもある。

（先行研究）

医療費の地域差に関しては、今村・印南・古城（2015）は、都道府県別の国民健康保険医療費および34の関連指標の35年分のパネルデータを作成して分析を行い、時系列分析あるいはクロスセクション分析による先行研究と対比しながら、病床数や入院日数等が医療費増加率を増加させるとしている。山田（2002）は、国民健康保険の支払データから患者のエピソードデータ（患者毎の治療費、受診日数）を作成し、医療機関人口比率は1エピソード当たりの治療費を増加させる、すなわち医師誘発需要仮説が支持されるとしている。足立・赤井・植松（2012）は、長野県の国民健康保険レセプトデータと市町村別の関連指標の4年分のパネルデータを用いて、健康診断受診率などの保健事業の取組が医療費に対して有意に負の効果をもたらすとしている。

日本人の死亡原因の約6割、医療費の約3割は生活習慣病が占めている⁵。1990年代に「生活習慣病」という概念を提唱した公衆衛生審議会の提言書は、生活習慣は個人による行動、選択という面のほか、地域的な文化、風習などにも大きく影響を受けるものであり、地域における支援、集団を対象とした習慣改善の必要性を指摘した⁶。医療費の地域差の背景としても、受療者の生活習慣の違いが相当程度影響していると考えられる。田辺・鈴木（2015）は、都道府県別・男女別の平均寿命と健康寿命を、医療、経済、社会、生活などの多分野の60指標を用いて非線形回帰分析の手法によって分析し、生活習慣病罹患率が最も健康寿命に影響が大きい要因であるとしている。池田・上木（2001）は、都道府県別疾病別男女別平均死亡率比と国民健康栄養調査から得られる栄養関連指標から、食塩、動物性脂肪、食物繊維、トリグリセライド等の摂取状況と脳血管疾患及び癌の平均死亡率比の間に一定の相関を算出し得ることを指摘している。

一方、診療行為の地域差に関しては、細谷他（2002）は、国民健康保険の個票データを用いて、慢性腎不全に対する人工透析治療という診療行為に係る医療費を分析し、平均医療費の地域差が小さく、変動係数も小さいことから、標準的・定型的な診療方法が確立さ

³ 「高齢者の医療の確保に関する法律」（平成20年4月1日施行）に基づく。

⁴ 統計改革推進会議「最終取りまとめ」（平成29年5月）は統計マイクロデータの利活用促進を体系的に提言した。

⁵ 厚生労働白書平成26年度版

⁶ 公衆衛生審議会意見具申「生活習慣に着目した疾病対策の基本的方向性について」1996年12月

れており、そうした場合には医療費格差が是正されると考えられるとしている。松多(2020)は、初診関連診療行為のほうが再診関連診療行為よりも医療費の地域差への影響が大きいこと、初診関連診療行為のうちコンピューター断層診断は医師数やMRI台数との間に正の相関があること、またMRI台数が同じでも医師数が多いと撮影が多くなる関係にあることを指摘している。

NDBのデータを地域差という観点から分析しているOtsubo et al (2015)は、脳梗塞リハビリテーション実施率、tPA血栓溶解療法実施割合、脳梗塞患者平均入院日数等を二次医療圏単位で比較し、いずれでみても医療パフォーマンスが地域毎に広くばらつくことを明らかにしている。松田(2016)は、NDBとDPCから現在の各病床の稼働率を正確に求めることができること、これを用いることで地域医療構想における病床数について現状を踏まえたものとして推計することができることを示している。

医療データと経済データの個票をつないで医療費の地域差を分析するような先行研究は、上述のとおり、最近年になったようやくそれが可能な環境が整ってきた状況であり、いまのところ見当たらない。手法として参考になるものとして、小塩(2009)は、国民生活基礎調査の個票データとJGSS(Japanese General Social Survey)の個票データをマッチングさせるというデータ上の工夫をすることによって、都道府県別の所得格差と健康意識との間には有意な相関関係が認められるとの分析結果を得ている。野口(2011)は、国民生活基礎調査の個票データと社会保障実態調査の個票データをつないだデータセットを用いた分析によって、就労機会の多寡が健康状態に影響するとの分析結果を導いている。

(分析上の課題)

こうした先行研究を踏まえながら、本研究は、医療サービスに対する受療者・診療者の行動の地域差を分析対象として取り上げながら、情報の非対称性を中心とする医療サービスを巡る情報提供の在り方について考察しようとする。

上述のとおり、健康状態や疾患傾向の地域差と生活習慣の地域差に関する研究などはみられるものの、医療費の地域差に関する研究は、基本的に医療データ、行政データを基に行われており、受療者行動に関する情報が不十分である。たとえば、受療者の所得、消費支出、年齢、世帯構成といった情報である。ここに分析上のひとつの課題がある。医療データの個票と経済データの個票を併せることでデータ量は膨大になるが、これによって、受療者・診療者それぞれの行動の地域差をバランス良く解析することができるであろう。

第二は、医療データと経済データの個票を利活用し、時点をあわせて異時点間のデータを取得してパネルデータ化することである。パネルデータ分析の手法を用いることによって、数量的なデータとして必ずしも把握されない地域の固有差も変数としてコントロールして分析を行う。このことは、地域差の背景としてデータで把握しきれないものが存在していると考えて、そうした診療行為・受療行為の何らかの習慣的な地域差といったものの考慮にまで踏み込んで分析を行うということである。

医療サービスは、市場原理では効率的な資源配分が達成されない市場の失敗のケースとされる。その大きな理由のひとつにあげられるのが、医師と患者の間に知識の偏在が存在すること、いわゆる情報の非対称性に起因する非効率である。たしかに医療に関する知識、情報の専門性は著しく高い。しかし、情報の非対称性は、高い専門性の壁がある限り、およそ乗り越え難いものなのであろうか。上述のような近年急速に利用環境が整い始めている医療データ、経済データの膨大な個票を取得、分析することによって、情報の非対称性を緩和する方途を考えることはできないであろうか。これが分析上最も関心を置く課題である。

2. 消費支出パターンに表れる生活習慣と医療費の地域差

2.1 分析データと分析方法

(分析データ)

全国消費実態調査(2009年、2014年)の個票データ(5万7,059件および5万6,422件)を取得して分析データとする⁷。世帯属性や地域分布を国勢調査に可能な限り近づけて標本設計した調査の全個票データである。これを二次医療圏(340圏)単位に集計して分析する^{8,9}。二次医療圏単位に集計するのは、前述のとおり、生活習慣が、個人の行動、選択という面のほか、地域的な文化、風習などにも大きく影響されることが指摘されていることを踏まえている。二次医療圏単位に集計した場合、一つの医療圏のデータ数は22~845程度の大きさとなる。

総世帯(二人以上世帯、単身世帯)の世帯毎の1ヶ月の品目別(3ケタ)の支出データを用いて、医療費と、食生活に係る支出、運動習慣に係る支出、健康・予防に係る支出、介護に係る支出、また世帯属性として、世帯収入、65歳以上の世帯員がいる割合、要支援・要介護の世帯員がいる割合、のそれぞれのデータを編集して変数を作成する。データの編集については〔付論1(1)〕に詳述する。

医療サービスの供給に係る要因のデータとしては、医療施設調査および病院報告から、二次医療圏の病院数、診療所数、医師数、病床数のデータを得て¹⁰、地域人口で除して変数とする。分析の課題のひとつは、受療者側の情報の不十分さを補うことにあるので、供給

⁷ 調査時期は2009年9-11月(単身世帯は10-11月)、2014年9-11月(単身世帯は10-11月)。公表されている調査世帯数は、2009年5万6,806件、2014年5万6,352件である。取得データについて、ここで利用しようとするデータの項目の範囲では異常値、欠損値等は認められなかったためそのまま用いている。なお、本体集計と整合性があるとは限らない。

⁸ 第6次医療計画に基づく二次医療圏は344圏であるが、2009年、2014年調査では島嶼部等でサンプルがない地域があり、ここでは340圏で分析を進める。

⁹ レセプトに記載される医療機関コードを用いて二次医療圏単位に集計するため、全国保険医療機関(病院・診療所)一覧(平成26年度版、医療経済研究機構・清水沙友里氏作成)、保険医療機関指定一覧(平成23年3月、医科および医科併設、コード内容別医療機関一覧表、変換集計について株式会社ウェルネス社の協力を得た)を用いている。

¹⁰ データの制約から、医師数は2008年と2010年の平均と2014年、病院数、診療所数、病床数は2009年と2014年のデータを用いる。

側の変数は主なものに限定して用いる。

全国消費実態調査は、5年に1回実施されるサンプル調査である。時点の異なる調査に回答している世帯が一致しているものではない。その意味で、正確に言えばパネルデータではなく、繰り返しクロスセクションデータである。しかし、全国、都道府県、都道府県内経済圏、人口15万人以上市、都市階級のそれぞれでみて、世帯数や世帯属性が国勢調査に基づく母集団に可能な限り近くなるよう標本設計がなされている。すべての市と区は調査対象とされ、町と村は郡部の人口に応じて1~3町村が調査対象とされている。2009年、2014年ともに調査対象市町村は903である。また、二人以上世帯、単身世帯、勤労世帯、勤労世帯以外についても母集団に近づけて標本設計されている。このようにして、各地域の世帯の状況、所得や消費の特徴を把握しているデータである。それゆえ、受療者行動の地域差と医療費の地域差に焦点を当てようとするここでの分析において、パネルデータ分析を含めて、分析に用いるのに適したデータであると言えよう¹¹。

図表1 食生活、運動習慣等の地域差に関する基本統計量

	1. 原数値 (円)					2. 自然対数				
	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
2009年										
医療費	1805.41	1740.43	559.22	813.24	5937.83	7.46	7.46	0.28	6.70	8.69
食生活①	2681.93	2646.13	379.97	1851.20	4433.55	7.88	7.88	0.14	7.52	8.40
食生活②	3055.74	3033.46	437.92	1964.99	5243.04	8.01	8.02	0.14	7.58	8.56
運動	977.66	928.56	451.68	130.87	2714.52	6.77	6.83	0.51	4.87	7.91
介護	183.91	127.62	211.73	0	1388.48	4.40	4.85	1.74	0	7.24
健康関連	795.24	747.53	387.24	129.51	3224.79	6.57	6.62	0.47	4.86	8.08
世帯収入	217.62	215.38	29.90	134.59	311.32	5.37	5.37	0.14	4.90	5.74
65歳以上構成員がいる世帯割合	0.45	0.44	0.11	0.20	0.85					
要支援・要介護者がいる世帯割合	0.07	0.06	0.04	0	0.28					
人口10万人当たり病院・診療所数	83.18	80.93	20.36	41.84	280.78	4.40	4.39	0.22	3.73	5.64
人口10万人当たり病床数	1400.61	1332.45	472.16	451.41	3461.06	7.28	7.29	0.35	6.24	8.18
人口10万人当たり医師数	198.12	176.66	90.79	78.56	1291.60	5.22	5.17	0.34	4.36	7.16
医療費(上位25%点)	1749.15	1717.07	393.90	691.63	3337.80	7.44	7.45	0.23	6.54	8.11
2014年										
医療費	1720.66	1687.66	532.32	632.97	4969.19	7.40	7.43	0.31	6.45	8.51
食生活①	2715.47	2687.84	400.98	1634.76	4809.16	7.90	7.90	0.14	7.40	8.48
食生活②	3192.53	3191.76	436.18	1522.78	4832.19	8.06	8.07	0.14	7.33	8.48
運動	1032.05	1007.49	472.59	22.51	2803.68	6.81	6.92	0.56	3.11	7.94
介護	248.32	183.46	263.51	0	2539.62	4.90	5.21	1.52	-0.75	7.84
健康関連	789.88	736.08	410.29	153.99	4441.21	6.56	6.60	0.47	5.04	8.40
世帯収入	215.99	217.19	28.40	136.91	333.75	5.37	5.38	0.13	4.92	5.81
65歳以上構成員がいる世帯割合	0.50	0.49	0.10	0.04	0.80					
要支援・要介護者がいる世帯割合	0.02	0.02	0.02	0	0.10					
人口10万人当たり病院・診療所数	85.19	82.38	19.67	41.34	257.37	4.42	4.41	0.21	3.72	5.55
人口10万人当たり病床数	1398.23	1312.92	489.33	440.67	3563.57	7.26	7.25	0.36	6.20	8.21
人口10万人当たり医師数	210.95	189.01	94.82	81.49	1289.33	5.29	5.24	0.34	4.40	7.16
医療費(上位25%点)	1747.81	1707.65	453.38	682.56	4034.03	7.43	7.44	0.26	6.52	8.30

(注) 二次医療圏単位の集計値。費目の内容は付論1(1)参照。

以上の採用することとした変数は、変数の単位(円、人、%等)が様々であること、ま

¹¹ 個票データを二次医療圏に集計しないでそのまますべてを用いて後述する分析方法で推定する作業も行ったが、推定結果は不安定ではっきりした傾向を読み取ることは困難であった。地域単位の行政データも変数として用いている影響等が考えられる。

た推定するモデルを単純な線型モデルとは想定しづらいことから、推定作業では自然対数をとることとする。以上のデータの基本統計量は、図表1の通りである。全体的にデータのレベル、分布は整っている。

2014年の5万6,422世帯のうち、3(2)ヶ月間の調査期間中に医療費がゼロであった世帯は1万4,941世帯、26.5%である。要支援・要介護の世帯員がいる世帯は6,117世帯、10.8%である。医療費の地域差を分析する先行研究の多くが用いる国民健康保険の支払データは、医療機関が保険者に対して診療報酬点数表に基づいて診療行為の算定回数に応じて請求した点数を表している。これに対して、本分析データは、各世帯が調査期間中に支出した医療に係る支出額を表している。医療費がゼロであった世帯も含んでおり、医療機関を訪れる・訪れないという行動、選択まで反映されたものである。医療機関を訪れる・訪れない・どの程度訪れるという受療行動を直截的に捉えたデータであると言えよう。

(分析の方法)

一人当たり医療費について、主に医療サービスの需要側の要因、すなわち、①受療者の生活習慣（食生活、運動習慣等）、②世帯属性（世帯構成、世帯収入等）、③医療サービスへのアクセス（≒供給側要因）の影響の度合いをみるため、ここでは以下のような推定式を考える。

$$\ln Y_{it} = a_1 \ln X_{1it} + a_2 \ln X_{2it} + a_3 \ln X_{3it} + F_i + \mu_{it} \quad - (1)$$

Y：1人当たり医療費　X₁：生活習慣　X₂：世帯属性
X₃：医療サービスへのアクセス　F：地域の固有差　μ：誤差項　i：地域　t：時点

生活習慣X₁が疾病をひき起こす経路については、多くの先行研究によって明らかにされてきているが、その経路は複線的、多重的なものと考えられる。また、世帯属性X₂は、例えば、収入が多い世帯であれば医療費にお金をかける余裕があるという経路でYに影響することが想定されるが、収入は学歴や職業などとともに社会経済的要因とも呼ばれ、生活習慣X₁自体の形成に影響を及ぼす経路の存在も指摘されている。そうした観点からは、多重共線性の除去が推定に際して重要となる。X₁、X₂両方での推定、X₁のみでの推定、X₁、X₂に入れるデータの適切な組合せを統計的に比較考量して分析を進める。

医療サービスへのアクセスの良さは、供給側要因、医療サービスの供給体制の良さを意味する。ここでは、医療サービスに対する家計の習慣や属性に主たる関心があることから、医療サービスへのアクセスは、コントロール変数と解し、やはり適切な組合せを比較考量して分析を進める。

iは地域、tは時点を示しており、パネルデータ分析を念頭においている。パネルデータ分析において、基本的には以下のような固定効果モデルを考える。(2)式は、(1)式を単純化

して表したものである。

$$Y_{it} = a X_{it} + F_i + \mu_{it} \quad - (2)$$

i それぞれについての t 期間中の平均値を Y_i , X_i , μ_i とする。 F_i は地域の固有差であり、時間を通じて変化しないものとする。

$$Y_i = a X_i + F_i + \mu_i \quad - (3)$$

(2)式と(3)式の差をとり、 $Y_{it} - Y_i$, $X_{it} - X_i$, $\mu_{it} - \mu_i$ をそれぞれ \widetilde{Y}_i , \widetilde{X}_i , $\widetilde{\mu}_i$ で表すと(4)式が導かれる。これが基本的な推定式である。

$$\widetilde{Y}_i = a \widetilde{X}_i + \widetilde{\mu}_i \quad - (4)$$

固定効果モデルを採用しようとしているのは、 X_i と F_i の間には相関があると考えているからである。ここで F_i は、 X_i では説明されない、しかし誤差項 μ_{it} としてまとめてしまうには地域毎に固有性のある変数である。

また、医療費の地域差には多くの変数が関わっていることが先行研究から知られていることを踏まえると、生活習慣を中心的な説明変数とした上述のような式では、説明変数に含めるべき変数が足りておらず、 X_i と μ_i とが相関する欠落変数バイアスが生じる可能性がある。固定効果モデルでは、時間を通じて変化しない地域の固有差はすべて F_i として除去されるため、欠落変数バイアスが生じにくい。

F_i を構成する主な因子としては、主に2つが考えられる。一つは、先行研究が指摘しているのは、風土、衛生のような自然環境や社会環境などに関連した因子である。こうした因子は、定量的な観測が難しいが、その存在は否定できないであろう。もう一つは、ここで X_i について、生活習慣と医療機関へのアクセスを表すいくつかのデータを用いようとしているが、それだけで十分に表されていない医療サービスの需要・供給に関連した因子である。医療機関に頻繁に訪れるような受療者の習慣や、頻繁に診せに来るように薦める診療者の習慣などが考えられる。

一つ目の自然環境や社会環境などに関連した因子、二つ目の受療者・診療者の何らかの習慣も、地域における生活習慣や医療の提供体制等と一定の相関がある可能性が高いと考えられるが、両者を独立と考えることも可能である。ここでは X_i と F_i の間の無相関を仮定する変量効果モデルでの推定を併せて行って統計的に比較考量する。また、 F_i が存在しない、ないし微小であると仮定するのが適当であることも考えられることから、 F_i を想定しない重回帰分析とも比較考量する。

固定効果モデルは、(2)式と(3)式の差をとるプロセスが欠かせないため、非線型関数のか

たちをとることは難しい。このため、各被説明変数、説明変数の自然対数をとったうえで、上述のような線型モデルを仮定する。

また、推定するに際しては、タイムダミーを入れた推定を併せて行う。診療報酬改定と消費税率引き上げの影響をみるためである。

医療サービスの価格は公定価格であり、2年に1回、診療報酬改定が行われる。ここで分析に用いようとしているのは、2009年と2014年の全国消費実態調査の個票データであり、調査時期は2009年9-11月、2014年9-11月である。この期間に、2010年度改定、2012年度改定、2014年度改定の3回の診療報酬改定が行われている。改定率はそれぞれ、0.19%、0.004%、0.10%となっている。合わせて0.33%の価格上昇が、不連続的な支出水準の違いを生じさせていないかを確認する。

消費税率は2014年10月1日に5%から8%へ引き上げられた。保険適用の医療費は非課税だが、ここでの分析でいう医療費とは各世帯の家計簿上の医療費であり、保険適用・適用外は区別していないので、不連続的な支出水準の違いが生じている可能性がある。食事などの各説明変数は、奢侈品というよりも必需品に分類されると考えられるが、やはり不連続的な支出水準の違いが生じていないかについては確認する必要がある。

2.2 分析の結果

医療費の地域差には多くの変数に関わっているため、欠落変数バイアス、多重共線性等の推定上の課題をクリアしたモデルを構築する必要がある。

タイムダミー、65歳以上の構成員の有無に関するダミーの圏内集計値、要支援・要介護の構成員の有無に関するダミーの圏内集計値を順次追加して推定を行う。推定結果の詳細は〔付論2(1)〕のとおりである。

主な結果として、先ずタイムダミーを追加した場合と追加しない場合とを比較すると、推定結果にほとんど違いが生じなかった。2009年と2014年間の制度変更による価格の変化から所得効果や代替効果が生じることが考えられるが、複数の効果が相殺したということか、実際にはほとんど影響がなかったとみなされる結果となった。

世帯属性に関する変数をみると、世帯収入、65歳以上構成員がいる世帯割合、要支援・要介護者がいる世帯割合ともに有意な推定結果が得られる。いずれも比較的大きな値をとり、特に要支援・要介護のパラメーターが大きい。ただし、要支援・要介護者がいる世帯割合は2009年と2014年で大きく異なっておりサンプリングにおいて偏りが生じている可能性がある点には留意する必要がある。世帯属性に関する変数を追加する場合と追加しない場合を比較すると、他の有意に推定される変数のパラメーターにはほとんど変化は生じず、ただ決定係数が改善する結果となる。世帯属性に関する変数は、適切な推定のために落とすことができない変数だと解される。

次に、消費支出パターン、世帯属性、供給側要因を組み合わせて推定を行う。世帯属性は世帯収入、供給側要因は、病院・診療所数、病床数、医師数である。推定結果の詳細は

〔付論2（2）〕のとおりである。

消費支出パターンのみを説明変数にした推定では、自由度修正済決定係数は0.036-0.0601と非常に低い。世帯属性や供給側要因を追加すると、決定係数は改善幅は大きくないものの常に改善する。このことから、3つの要因はそれぞれの経路で医療費の動きに影響を及ぼしていると解される。このことは、消費支出パターンのパラメーターは、世帯属性を追加しても、供給側要因を追加しても変化するが、その変化の仕方は同じではなく、かつどちらかが格段に強く効くということではないことから推察される。

供給側要因として、病院・診療所数、病床数、医師数の3変数をすべて追加して推定すると、推定値の有意性が低くなり、パラメーターの符合が逆転してしまうケースも生じる。3変数間の相関関係が強く多重共線性を生じており、供給側要因を追加する場合、採用する変数をよく選択する必要があると理解される。

F検定の結果からは、消費支出パターンで表される生活習慣、世帯属性、供給側要因の3つの説明変数のパラメーターが同時にゼロであるという帰無仮説は棄却される。これらの推定結果から、先行研究を踏まえた上述の推定式をモデルとして採用することが支持される。

図表2で推定結果を詳しくみてみる。まず、消費支出パターンで表される生活習慣である。食生活に関しては、野菜・海藻（食生活②）は、医療費に対してプラスに作用するとの結果であった。食物繊維の摂取量と脳血管疾患死亡率の間には高い正の相関がみられ、食物繊維摂取量が味噌汁、漬物を中心とした食生活を表しているためと解されるとする先行研究と符合している¹²。食塩等（食生活①）に関してははっきりとした結果は得られなかった。食塩、醤油、味噌、油脂・調味料、酒類を合計して一つの変数としているため、それぞれの地域性が打ち消し合っている可能性が否めない。運動習慣に関しては、運動関連の支出は医療費に対してマイナスに作用するとの結果であった。健康保持用摂取品、健康・医療器具等から成る健康・予防に関連する支出は医療費に対してプラスに作用するとの結果であった。

地域差をより強調してとらえるために、中央値ではなく上位25%値¹³で推定した固定効果モデルでは、有意なパラメーターの値は大きくなり、統計量も改善する傾向がみられる。食生活や運動習慣には地域による差異があり、その差異が医療費の地域差に結び付いていると解釈することができる推定結果である。

供給側要因に関しては、病院・診療所数、病床数、医師数のいずれを説明変数としても、OLS、変動効果モデルでは医療費に対してははっきりと有意にプラスに作用する結果となる一方で、固定効果モデルでは有意性を満たさず、符合が逆転するケースも生じた。

¹² 池田・上木（2001）。

¹³ 二次医療圏それぞれの標本のなかで上位25%に位置する値をその圏の値として推定する。

図表2 消費支出パターンに表れる生活習慣等と医療費の地域差に関する分析結果

従属変数：一人当たり医療費	プール推定		変量効果モデル		固定効果モデル			
			平均値				上位25%点	
独立変数：	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
食生活①	0.149*	0.153*	0.149*	0.152*	0.138	0.160	0.114	0.103
	(0.085)	(0.084)	(0.085)	(0.084)	(0.140)	(0.138)	(0.101)	(0.103)
食生活②	-0.008	0.118	-0.008	0.120	0.221	0.470***	0.400***	0.566***
	(0.098)	(0.092)	(0.098)	(0.092)	(0.173)	(0.161)	(0.126)	(0.120)
運動関連	0.022	0.007	0.022	0.006	-0.043	-0.046	-0.016	-0.018
	(0.026)	(0.025)	(0.026)	(0.025)	(0.045)	(0.044)	(0.032)	(0.033)
介護関連	0.026***	0.024***	0.026***	0.024***	0.011	0.009	-0.008	-0.005
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.007)	(0.008)
健康関連	0.058**	0.064**	0.058**	0.064**	0.009	0.012	0.067**	0.069**
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.037)	(0.037)	(0.027)	(0.027)
人口10万人当たり病床数	0.109***	0.101***	0.109***	0.101***	-0.064	-0.510	0.147	0.059
	(0.035)	(0.035)	(0.035)	(0.036)	(0.376)	(0.392)	(0.272)	(0.291)
世帯収入	0.384***	0.319***	0.384***	0.319***	0.287	0.168	0.071	-0.040
	(0.108)	(0.106)	(0.108)	(0.106)	(0.193)	(0.184)	(0.140)	(0.137)
65歳以上構成員がいる世帯割合	0.333***		0.333***		0.469**		0.475***	
	(0.120)		(0.120)		(0.218)		(0.158)	
要支援・要介護者がいる世帯割合		1.064***		1.064***		1.319***		0.291
		(0.302)		(0.302)		(0.366)		(0.272)
定数項	2.660***	2.204**	2.660***	2.201**	3.456	5.338	1.347	1.551
	(0.895)	(0.899)	(0.895)	(0.900)	(3.233)	(3.247)	(2.343)	(2.409)
サンプル数	680	680	680	680	680	680	680	680
自由度修正済決定係数	0.079	0.085	0.0897	0.096	0.0519	0.0749	0.1273	0.1067
F検定ないしWaldカイ二乗検定	8.269	8.906	66.15	71.02	2.273	3.360	6.053	4.958

注：(a)は、65歳以上構成員の有無のダミーを、(b)は要支援・要介護者の有無のダミー
***p<0.01、**p<0.05、*p<0.1、係数下()内の値は推定値の標準誤差

多くの先行研究は、医療費の地域差には供給側要因の影響が大きいことを指摘している。上述の固定効果モデルの推定結果の解釈としては、固定効果モデルでは固有効果 F_i と誤差項の間に相関があると仮定しており、そのため(4)式のように固有効果 F_i を除去して推定する。この推定結果において供給側要因が非有意になるということは、固有効果と供給側要因の説明変数との間の相関性が特に高く、固定効果の除去によって供給側要因の説明力が弱くなるという関係が成り立っていることが考えられる。

固定効果モデルでは供給側要因の変数のパラメーターが不安定化する点に留意する必要があるが、上述の食生活、運動習慣のパラメーターと供給側要因のパラメーターの大きさを比較すると、後者の方が一人当たり医療費の地域差に対する寄与度が大きいとは言えない。本分析では、多くの先行研究のように保険者のデータに基づいた医療費の実績値を用いるのではなく、医療費ゼロの世帯も多数含んだ全国消費実態調査のデータを用いている。医療機関に訪れるか否か、訪れるとして頻繁に訪れるか否かの行動、選択においては、食生活、運動習慣などの生活習慣の地域差の影響が小さくないと理解することができる。

次に、世帯属性の説明変数について推定結果を見てみる。

65歳以上の構成員がいる世帯割合は、医療費に対してプラスに作用するとの結果であった。推定されるパラメーターは大きく、医療費の地域差に対する寄与度が本分析で取り上げている説明変数のなかで相対的に大きい。

要支援・要介護の構成員がいる世帯割合についてははっきりした結果が得られなかった。また、介護関連の支出についても、やはり同様の結果であった。ただし、先述のとおり要支援・要介護の構成員がいる世帯割合は限られており、全国消費実態調査の標本設計の説明のなかにおいてもサンプリング上の考慮事項に入れられているとの明示的な記述は見られないことから、医療費の地域差に対して影響を及ぼしていないと、このデータから言い切ることは難しい。

世帯収入については、医療費に対してプラスに作用する傾向がみられるものの、固定効果モデルでは非有意となる。所得が高いほど医療サービスを受診しやすくなり結果として医療費を増加させることが想定されそうだが、ここでの分析では先行研究と同様に、有意な結論は得られなかった¹⁴。

3. 消費データ／医療データを用いた医療費の地域差の分析の比較

3.1 分析データと分析方法

次に、NDBに登録された医科レセプトデータを用いた分析、及びその結果と全国消費実態調査の個票データを用いた分析との比較に進む。

2009年にスタートしたNDBの構築は着実に進展し、現在では、医科入院、医科入院外、DPC、歯科、調剤、特定健診のデータがほぼ悉皆的（約18億件/年）に蓄積されるようになってきている。このデータベースから抽出したデータを分析に用いるためには、利用目的、必要なデータ項目等を明確にしたうえで申出書を提出し、専門家による審査を受けその承諾を得る必要がある。ここでは、全国消費実態調査（2009年度、2014年度）との対比を念頭に置きながら、その他の関連データの利用可能性を考慮して¹⁵、2010年度と2015年度の医科入院・医科入院外のレセプトデータを申請・取得する。サンプリング方法としては、2016年から広く一般に公開されているNDBの第三者提供のサンプリングデータを参照しながら単純な作業ミスを生じさせないようにするという観点から、同サンプリングデータのサンプリング方法と同様の方法、すなわち、入院10%、入院外1%について、性別、5歳刻み年齢層で母集団と同じ構成比率となるよう抽出する方法をとる。サンプル数は、2010年度10,192,412件、2015年度11,138,810件となる。サンプル構成は、2015年度の場合、入院1,556,176件（14.0%）、入院外9,582,634件（86.0%）、最も多い年齢層は80-84歳・入院が入院全体の14%、最も少ない年齢層は5-9歳・入院が入院全体の0%である。

利用申請できるデータ項目のうち、ここでは、診療報酬点数、診療実日数、診療行為の種別、診療行為の回数等を取得して分析に用いる。

患者の診療に要する費用は、診療報酬点数表に基づいて、1点の単価を10円として算定

¹⁴ パネルデータによる今村・印南・古城（2015）は、所得は地域差ではなく医療費の増加率にプラスに作用するとする。

¹⁵ 関連データは、市町村別の行政データを時系列で整備している内閣府「経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベース」から取得して用いる。

される。これを集計することで、患者一人当たり、あるいは医療機関当たり、あるいは地域毎の医療費を把握することができる。ここでは、前節と同様に340圏の二次医療圏単位で分析を進める。なお、診療報酬点数は診療に要する費用を表しており、その費用を誰がどのように負担するかは、現行制度では患者の年齢、年収、診療内容の種別などによって細かく様々に規定される。この点は、世帯において実際にどれだけの医療に係る支出があったかを表している消費データとは異なっており分析結果の解釈に際しては留意する必要がある。

診療実日数は、入院では当月中の入院日数、入院外は外来、往診等で医師の診療を受けた日数のことである。レセプトは、患者単位、月単位、医療機関単位、入院／入院外、で作成される。レセプトに記載される診療実日数とは、ある患者に対する診療が始まってから完治するまでの期間を表すものではなく、一か月の診療・受療頻度を表すものである¹⁶。診療行為については、次節で述べる。

図表3は、全国消費実態調査における一人当たり医療支出／月を二次医療圏単位に集計して西日本と東日本を対比したものと、医科レセプトデータにおける診療報酬点数の二次医療圏単位の集計値を人口当たり・月平均値にして同様に西日本と東日本に対比したものである。前者は単位は円であり、一人当たり・一月に約2千円程度であること、西日本のほうが東日本より支出が多い傾向を示している。自己負担分であること、自己負担分の少ない高齢者や子どもも含めた世帯調査のデータであること、専ら入院中の者は調査対象に含まれ得ないこと等を考慮すると、国民医療費全体の水準・動向と概ね合致していると解される。

後者は単位は点であり、一人当たり・一月に約50～60点程度であること、西日本のほうが東日本よりも点数が高い傾向を示している。抽出サンプル上の診療報酬点数の単純合計値を人口当たり・月平均値にしているものであり、抽出率等を考慮すると、やはり国民医療費全体の水準・動向と概ね合致していると解される¹⁷。

両者は、ほぼ同様の傾向を示している。どちらも一人当たり・一月当たり医療費をとっているのであるから当然の結果とも言えるが、目的も調査方法も異なる全国消費実態調査と医科レセプトデータの個票データを用いて、二次医療圏単位に集計してみると、ほぼ同様の傾向を読み取ることができることが明らかとなり、両者を用いて、医療データにはない消費、所得、世帯構成などの経済データを組み合わせた分析や、経済データにはない診療実日数、診療行為などの医療データを組み合わせた分析などが可能となる。なお、前述のとおり、全国消費実態調査は地理的分布も国勢調査に基づく母集団に可能な限り近くなるように標本設計されているが、レセプトデータのサンプル抽出に際してはデータ取得の

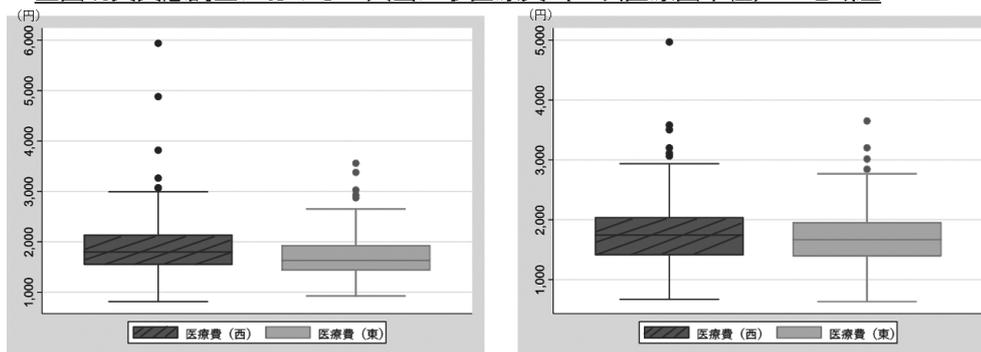
¹⁶ 厚生労働省「概算医療費データベース」によれば、医療機関全体でみた平均的な入院患者の入院日数は30日強程度と推計されている。ここでは月をまたいだ入院はリセットされてカウントされる診療実日数をそのまま用いている。

¹⁷ 一人当たり国民医療費は年間34万3,200円（平成30年度）である。西日本は36万1,400円、東日本は32万400円であり、西日本のほうが約13%高く、一番高い高知県が一番低い新潟県より約33%高い。

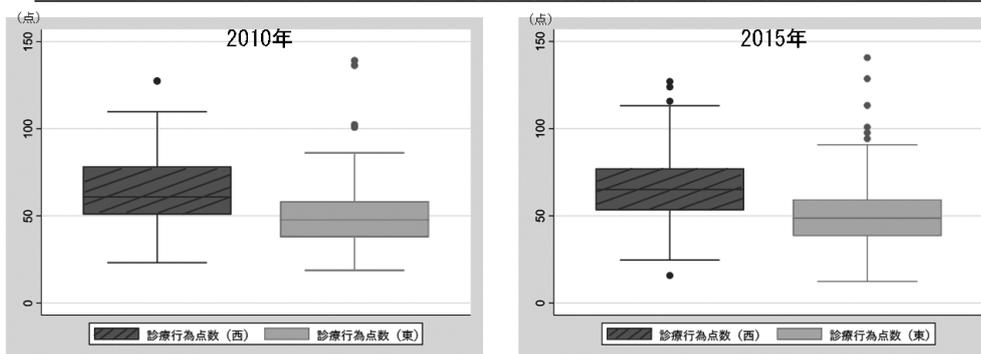
スピードを優先して地理的分布についてはランダムに抽出を行っている。この点を確認するために、レセプトの抽出率（抽出したレセプト全体に占める二次医療圏毎の枚数）と人口率（人口全体に占める二次医療圏毎の人口）の比率をとると、2015年の入院外で0.6～1.3、入院で0.6～2.9という値をとり、抽出に際して著しい地理的な偏りは生じていない。

図表3 経済データと医療データによる一人当たり医療費の比較

○全国消費実態調査における一人当たり医療費（2次医療圏単位）の地域差



○医科レセプトデータにおける一人当たり診療報酬点数（2次医療圏単位）の地域差



分析を進めるに当たっての大きな留意点として、全国消費実態調査は母集団に近似させているもののサンプル調査である一方、医科レセプトは悉皆的なデータである点があげられる。全国消費実態調査の調査期間は3ヶ月（単身世帯は2ヶ月）間であり、この期間中に医療機関を訪れなかったが他の期間には訪れている可能性はある。図表3において、医科レセプトデータによる西日本と東日本の対比の方が全国消費実態調査による対比よりもやや差が大きくなっていることには、こうした違いが影響していることが考えられる。また、データの観測地点も異なっている。全国消費実態調査は世帯主の住所地、医科レセプトデータは医療機関の住所地である。ここでは二次医療圏単位で分析を進めており、この違いの影響は大きくはないと考えられるが留意点として指摘できる¹⁸。

¹⁸ 厚生労働省「患者調査」（平成29年度）によれば、二次医療圏内で受診する推定入院者数は87.6%とされる。

図表4 診療報酬点数、診療日数等の地域差に関する基本統計量

2010年	1. 原数値					2. 自然対数				
	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
1人当たり医療費(2009年、全消)	1805.41	1740.43	558.81	813.24	5937.83	7.46	7.46	0.28	6.70	8.69
(入院外、入院計)										
人口当たり診療点数	56.06	53.24	20.05	18.75	139.11	3.96	3.97	0.36	2.93	4.94
人口10万人当たり診療日数	3399.80	3151.43	1196.41	1260.22	8346.14	8.07	8.06	0.34	7.14	9.03
(入院外)										
人口当たり診療点数	7.26	7.21	1.53	4.46	21.53	1.96	1.98	0.19	1.49	3.07
人口10万人当たり診療日数	955.94	932.15	168.72	544.10	2043.44	6.85	6.84	0.17	6.30	7.62
(入院)										
人口当たり診療点数	48.80	46.49	19.61	14.13	131.67	3.81	3.84	0.40	2.65	4.88
人口10万人当たり診療日数	2443.86	2250.95	1124.52	508.03	7438.99	7.70	7.72	0.46	6.23	8.91
2015年										
	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
1人当たり医療費(2014年、全消)	1720.66	1687.66	531.93	632.97	4969.19	7.40	7.43	0.31	6.45	8.51
人口当たり診療点数	58.34	55.26	20.97	12.43	140.70	4.00	4.01	0.36	2.52	4.95
人口10万人当たり診療日数	3312.95	3031.22	1180.27	870.77	8214.12	8.05	8.02	0.34	6.77	9.01
(入院外)										
人口当たり診療点数	8.24	8.16	1.78	2.76	24.26	2.09	2.10	0.20	1.02	3.19
人口10万人当たり診療日数	986.17	978.14	165.04	354.98	1981.25	6.88	6.89	0.17	5.87	7.59
(入院)										
人口当たり診療点数	50.10	47.06	20.43	7.75	132.10	3.83	3.85	0.42	2.05	4.88
人口10万人当たり診療日数	2326.78	2097.90	1114.56	360.54	7077.79	7.64	7.65	0.48	5.89	8.86

図表4は、レセプトデータの基本統計量をみたものである。前節の分析結果と比較しやすくするため、一人当たり医療費、一人当たり診療報酬点数ともに自然対数をとって桁を合わせる。レセプトデータは入院外と入院を分けることができ、入院の診療報酬点数は入院外の3~6倍程度の水準である。ここでは、両者を合算した点数で分析を進める¹⁹。

3.2 分析の結果

上述のとおり、一人当たり医療費の地域差をみた場合、ほぼ同様な傾向を示すものの、悉皆的なデータである医科レセプトデータとサンプル調査である全国消費実態調査とは水準、分布、地域差は完全には一致しない。地域差をより正確に捉えているのは医科レセプトデータのほうである。そこで、分析の方法としては、第2節(1)と同様な考え方に則って、被説明変数を医科レセプトデータから把握される一人当たり医療費に置き換えて分析を進める。

詳しい推定結果は、図表5のとおりである。自由度修正済決定係数等は比較的高い値をとっている。医科レセプトデータを用いた分析結果と全国消費実態調査を用いた分析結果の端的な比較として、固定効果モデルにより、世帯属性として世帯収入、65歳以上構成員がいる世帯割合、供給側要因として人口10万人当たり病床数を説明変数としたケースを

¹⁹ 図表4中、一人当たり医療費は全国消費実態調査による数値、すなわち家計による医療に係る支出(≒自己負担分)を表す。診療点数は、二次医療圏単位の診療報酬点数の合計値を人口で除した数値を示している。入院外は約10億件、サンプル抽出率は1%、入院は約1,600万件、サンプル抽出率は10%である。

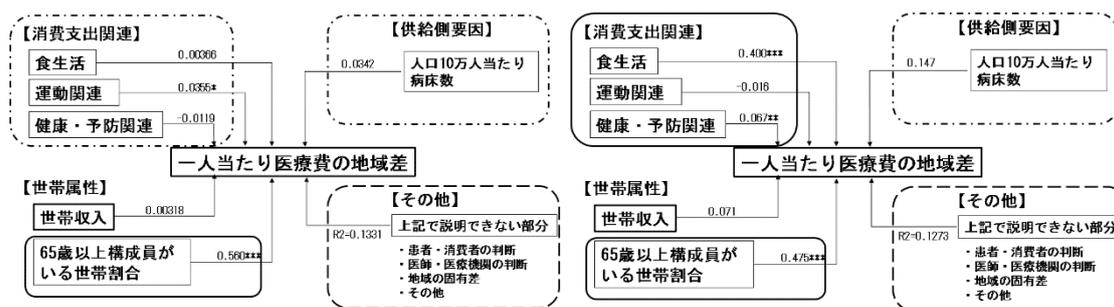
取り出したのが、図表6である。

図表5 医科レセプトデータを用いた一人当たり診療報酬点数の地域差に関する分析結果

統合 独立変数：	プール推定		変量効果モデル		固定効果モデル	
	(a)	(b)	(a)	(b)	(a)	(b)
食生活①	-0.0898 (0.0609)	-0.0995 (0.0613)	-0.0682 (0.0524)	-0.0881* (0.0533)	-0.0143 (0.0611)	-0.0550 (0.0636)
食生活②	-0.104 (0.0702)	-0.0306 (0.0669)	-0.0223 (0.0629)	0.0578 (0.0606)	0.00366 (0.0757)	0.132* (0.0741)
運動関連	0.0313 (0.0190)	0.00101 (0.0181)	0.0432*** (0.0163)	0.0206 (0.0162)	0.0355* (0.0195)	0.0330 (0.0203)
介護関連	0.000104 (0.00488)	0.00661 (0.00495)	0.00399 (0.00401)	0.0104** (0.00408)	0.00469 (0.00451)	0.0109** (0.00468)
健康関連	0.0132 (0.0180)	0.0103 (0.0181)	0.000571 (0.0147)	-0.00115 (0.0150)	-0.0119 (0.0163)	-0.0105 (0.0169)
人口10万人当たり病床数	0.863*** (0.0255)	0.864*** (0.0257)	0.839*** (0.0308)	0.850*** (0.0307)	0.0342 (0.164)	0.214 (0.180)
世帯収入	0.213*** (0.0777)	0.159** (0.0768)	0.106 (0.0697)	0.0193 (0.0686)	0.0318 (0.0844)	-0.0923 (0.0846)
65歳以上構成員がいる世帯割合	0.336*** (0.0863)		0.444*** (0.0777)		0.560*** (0.0954)	
要支援・要介護者がいる世帯割合		-0.551** (0.219)		-0.653*** (0.155)		-0.472*** (0.168)
定数項	-2.347*** (0.643)	-2.203*** (0.652)	-2.496*** (0.618)	-2.224*** (0.631)	3.196** (1.412)	2.109 (1.491)
サンプル数	680	680	680	680	680	680
自由度修正済決定係数	0.681	0.677	0.6805	0.6776	0.1331	0.0654
F検定ないしWaldカイ二乗検定	182.2	178.8	886.8	885.28	6.371	2.904

注：(a)は、65歳以上構成員の有無のダミーを、(b)は要支援・要介護者の有無のダミー
***p<0.01、**p<0.05、*p<0.1、係数下()内の値は推定値の標準誤差

図表6 図表5（左図）と図表2（右図）の主な結果の比較（固定効果モデル）



(備考) 数値は説明変数（自然対数）のパラメーター（弾性値）。***p<0.01、**p<0.05、*p<0.1。

両図表から、先ず見て取れる点は、医科レセプトデータを用いた分析では、消費支出パターンに表される生活習慣、医療サービスの需要側要因に係る説明変数の効き方が大幅に低下することである。プール推定、変量効果モデル、固定効果モデルのいずれで見ても、有意に推定されるパラメーターの数が大幅に減少し、あるいはパラメーターの値自体が小さな値となっている。

その一方で、供給側要因としている人口10万人当たり病床数の説明変数は、図表5と前節の図表2を比較してみると、プール推定、変量効果モデルの場合、パラメーターの値自体が0.1程度から0.85程度にまで大きくなっている。病床数ではなく、病院・診療所数、医師数に置き換えてみても同様な推定結果が得られる。なお、固定効果モデルでは、供給側要因のパラメーターは有意に推定されなくなる。この点は、前節と同じ結果であり、固有効果 F_i と供給側要因との間の相関性が高く、固有効果の除去によって供給側要因の説明力が弱くなるという関係がやはり成り立っていると考えられる。

全国消費実態調査のデータは、調査期間中に医療に係る支出がゼロであった世帯が約4分の1含まれており、医療に係る支出があった世帯となかった世帯の加重平均値としての一人当たり医療費である。医科レセプトデータは、医療機関を訪れた患者の診療に要した費用に関する悉皆的なデータであり、その費用の単純合計値を人口で除した値としての一人当たり医療費である。被説明変数としての一人当たり医療費について、どちらのデータを用いるかによって、なぜ上述のような違いが生じるのであろうか。その可能性としては、次の二点が考えられる。

第一には、医療機関を訪れない人は滅多に訪れないが、訪れる人は比較的頻繁に訪れるという確率の差である。そうすると、訪れる人・訪れない人の医療に係る支出の差は、3(2)ヶ月間よりも12か月間のほうがより大きくなる。そして、訪れないという選択、行動に日頃の生活習慣が大きく作用しており、訪れる人の訪れる頻度には供給側要因が大きく作用しているとしたならば、上述のような推定結果はそれを正しく反映したものと理解することができる。

第二には、全国消費実態調査では約4分の1の世帯が医療に係る支出ゼロであったが、医科レセプトデータでみた場合には年間を通じて医療機関を利用しない人口割合はもっと少ない可能性である。例えば、全国消費実態調査の調査期間である9-11月は比較的医療に係る支出が少ないことが考え得る。ある程度の期間に医療機関を訪れないという選択、行動には日頃の生活習慣が作用するが、年間を通じた場合に医療供給体制が充実している場合には訪れるという選択、行動が選ばれやすいということがあられるならば、やはり上述のような推定結果が導かれる。

ただし、データの置換によって上述のような違いが生じる可能性も否定はできない。前節の分析は全体として全国消費実態調査のデータでほぼ完結しているのに対して、ここでの分析は、被説明変数と説明変数の根拠データが異なっている。被説明変数は悉皆的なデータであるが、説明変数はサンプル調査のデータであるため、その母集団に関する代表性が不十分な場合には、サンプル調査のデータから作られている説明変数の説明力が弱くなり得る。また、医科レセプトデータは診療に係る費用のデータであって世帯が支出した医療費自体ではないため、被説明変数と説明変数の関係性が弱まることもあり得る。推定結果を比較してみたとき、データの置換の影響だとみなすには結果の違いは大きいと考えられるが、第一、第二のように合理的に根拠付けることができると必ずしも言い切れない可能

性は残るという留保事項ということになる。

そうした留保は残るものの、ここでの分析において、現時点において利用可能である最も大きな経済データと医療データを組み合わせて、診療者と受療者の行動をより直截に捉えた分析をすることによって、医療サービスに関する需要側要因、供給側要因、その他の要因が、それぞれにどの程度の強さで一人当たり医療費の地域差に影響を及ぼしているかについて、きめ細かく解析し、考察を進めることができることが確認できたと言えよう。

4. 診療実日数・診療行為の習慣的な地域差

第2、3節を通じて、消費データと医療データを用いた医療費の地域差の分析の比較を行った。両者の比較による違いの考察を行うとともに、固定効果モデルでは供給側要因のパラメーターは有意に推定されなくなる、という結果が安定的に得られることを確認した。地域の固有差は、供給側要因と相関性が高いと解される。そこで最後に、供給側要因として病院・診療所数、病床数、医師数をこれまで取り上げてきたが、医師がどのような診療行為を多く選択する傾向があるかという意味における供給側要因として、診療行為の地域差に関する分析を試みる。

(分析データ)

厚生労働省は、2011年からNDBデータの研究者利用向け提供を行うとともに、2016年からオープンデータ化を開始し、基礎的な集計結果については同省のホームページから誰でも閲覧できるようにし、現在5年度分が公開されている。このなかでは、診療行為の算定回数の上位のものについて都道府県別の集計値などを確認することができる。一年間の単純集計値であるが、ほとんどの診療行為で大きな地域差があること、その差異のパターンは一様ではないことがわかる。

診療行為の区分は、①医学管理等、②在宅医療、③検査、④画像診断、⑤投薬、⑥注射、⑦リハビリテーション、⑧精神科専門療法、⑨処置、⑩手術、⑪麻酔、⑫放射線治療、⑬病理判断、に大別される。ここでは、医師の判断、選択の裁量性が比較的高いことが考えられるリハビリテーション、画像診断、在宅医療を地域差分析の対象として取り上げる。なお、先行研究は確認できなかった。

診療行為の種別としては、以下の特徴的な5項目を抽出する。画像診断については、診療報酬点数が高く、算定回数も多数であるコンピューター断層撮影（CT、MRI）を分析対象として取り上げる²⁰。リハビリテーションについては、算定回数の最も多い脳血管疾患等リハビリテーション、運動器リハビリテーションを²¹、在宅療養指導管理について

²⁰ 診療報酬点数表（2017年）によれば、基本的なエックス線写真診断は85点、CT撮影は750点、MRI撮影は900点。

²¹ 第4回NDBオープンデータ（2020年）によれば、算定回数の多い順に、外来は、運動器、脳血管、総合、障害者、心大血管、入院は、脳血管、運動器、廃用、呼吸器、摂食。

は、診療報酬点数が最も高く、治療日数もかかると考えられる在宅透析を分析対象として取り上げる²²。

診療行為は、1行為を1回として算定される。一地域における1ヶ月間の全てのレセプトに記述されている算定回数を単純合計して当該地域の算定回数とする。データの編集については〔付論1(2)〕に詳述する。

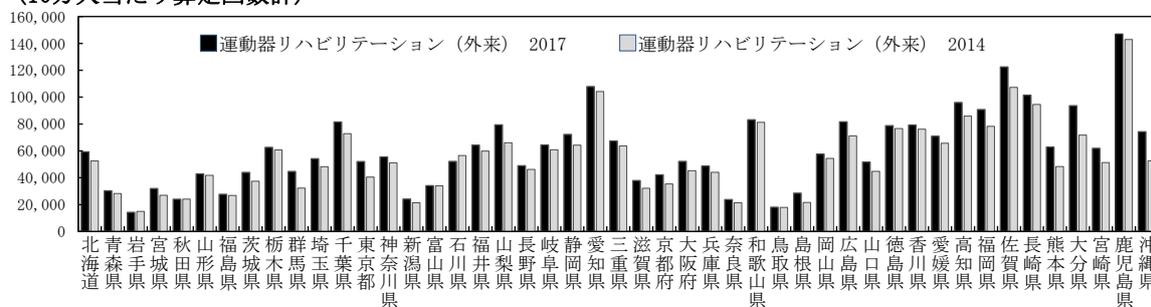
図表7は、これらの診療行為の基本統計量と運動器リハビリテーションと例として10万人人口当たりの算定回数を都道府県別にみたものである。運動器リハビリテーションの算定回数は、中国、四国、九州が多く、全国平均値の2～3倍程度に上っていることが分かる。

図表7 診療行為の算定回数の地域差（都道府県別）に関する基本統計量

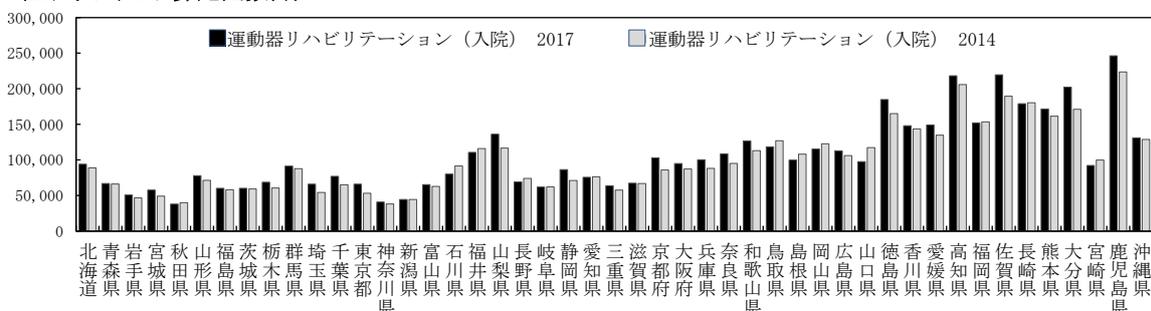
自然対数（10万人当たり）	平均値	標準偏差	最小値	最大値
在宅透析管理指導	1.771	1.102	-0.656	4.149
脳血管疾患等リハビリ（外来）	9.303	0.531	8.257	10.52
脳血管疾患等リハビリ（入院）	11.71	0.293	11.23	12.63
運動器リハビリテーション（外来）	10.85	0.503	9.562	11.90
運動器リハビリテーション（入院）	11.44	0.459	10.54	12.41
CT撮影（外来）	9.689	0.148	9.322	10.14
CT撮影（入院）	8.949	0.170	8.554	9.451
MRI撮影（外来）	9.165	0.162	8.783	9.677
MRI撮影（入院）	7.527	0.218	7.118	8.183

<運動器リハビリテーション>

(10万人当たり算定回数計)



(10万人当たり算定回数計)



²² 診療報酬点数表（2017年）によれば、在宅透析は8000点、在宅注射は750点、在宅酸素は520点、在宅栄養経管は2500点。

(分析の方法)

まず、第2、3節のパネルデータ分析のデータ、分析手法を、そのまま被説明変数を診療行為の地域差に置き換えて分析を試みたが、統計的に有意な推定結果は得られなかった。そこで、基本的には同様な考え方をとりながら、診療行為の地域差により直接的に影響を及ぼす可能性があると考えられる説明変数を用いるかたちにモデルを修正する。

$$Y_{it} = f(s_{it}, d_{it}) + F_i + \mu_{it} \quad - (5)$$

Y_{it} : 診療行為の算定回数の地域差

s_{it} : 供給側要因 (病院数、専門機器台数、専門士数等)

d_{it} : 需要側要因 (生活習慣病等の死亡率、介護利用率等)

F_i : 固定効果 (地域の固有差) μ_{it} : 誤差項 i : 地点 t : 時点

診療行為の地域差に影響を及ぼす可能性が考えられる供給側要因として、専門機器台数としては、医療機関の保有するCT台数、MRI台数、人口透析台数、専門士数としては、リハビリテーションに関わる理学療法士数、作業療法士数、視能訓練士数、言語聴覚士数の合計数を用いる。これらデータは医療施設(静態・動態)調査から得られるが、3年毎の調査であるため、ここでは2014年・2017年のデータを用いる。

需要側要因として、生活習慣病等の死亡率としては、人口透析に関連して腎不全死亡率、糖尿病死亡率、脳血管疾患に関連して脳血管疾患死亡率、運動器リハビリテーションに関連して介護利用率として、一人当たり介護給付費、介護認定率を用いる。疾病別・地域別死亡率のデータは人口動態統計特殊報告から得られるが、5年毎の調査であるため、ここでは2010年・2015年のデータを用いる。

データの制約上、時点を正確に揃えてパネルデータを作成することができないこと、また都道府県単位でしか得られないため、各指標とも大括りに集約されサンプル数も少なくなってしまうため、前節までに比してきめ細かな地域差分析とは言い難くなるが、ここまでの供給側・需要側要因等とは異なった観点から地域差を析出することに焦点をあてて分析を試みる。

(リハビリテーションに関する分析結果)

図表8は、リハビリテーションの地域差に関するパネルデータ分析の推定結果である。リハビリテーションについては、需要側の要因を表す代理変数として、脳血管疾患では脳血管死亡率、運動器機能低下では一人当たり介護給付費を説明変数に用いた。供給側の要因としては、リハビリテーションをサポートする専門士である理学療法士、作業療法士、視能訓練士、言語聴覚士の合計数と病院・診療所数、病床数、医師数を組み合わせて説明変数としている。簡単な定式化だが、自由度修正済決定係数はプール推定で0.536~0.767

とかなり高い値となる。先行研究がないため、モデルの妥当性を検討するため、ハウスマン検定、ワルド検定、BP検定を行う。これらから、外来の運動器リハビリテーションは変量効果モデル、その他は固定効果モデルが支持される。

図表8 リハビリテーションの算定回数の地域差に関する分析結果

(1) 脳血管疾患等リハビリテーション

VARIABLES	脳血管疾患等リハビリテーション(外来)								
	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果
脳血管死亡率(平均)	-0.0299 (0.225)	0.170 (0.168)	0.407*** (0.113)	-0.203 (0.235)	0.0486 (0.209)	0.304** (0.125)	-0.108 (0.252)	0.104 (0.177)	0.424*** (0.131)
理学療法士・作業療法士・視能訓練士・言語聴覚士の合計	0.517*** (0.0846)	-0.114 (0.244)	0.375*** (0.119)	0.507*** (0.0941)	-0.0417 (0.222)	0.362** (0.142)	0.546*** (0.0857)	-0.0405 (0.214)	0.423*** (0.123)
一人当たり介護給付費	0.173*** (0.0388)	-1.148 (0.850)	0.143** (0.0587)	0.391*** (0.103)	-0.433 (0.755)	0.529*** (0.155)	0.405*** (0.142)	-0.505 (0.801)	0.464*** (0.143)
病院・診療所数	0.683*** (0.240)	3.482 (2.544)	1.074*** (0.330)						
病床数				0.235* (0.133)	0.499 (1.332)	0.438** (0.195)			
医師数							0.215 (0.158)	0.123 (0.536)	0.293* (0.161)
Constant	4.633*** (1.351)	-3.579 (10.18)	1.769 (1.497)	5.337*** (1.812)	5.261 (13.24)	1.469 (2.166)	5.448** (2.206)	9.313* (4.716)	3.056 (2.069)
Adj R-sq (固定/変量はoverall)	0.573	0.039	0.529	0.556	0.134	0.496	0.552	0.195	0.499

VARIABLES	脳血管疾患等リハビリテーション(入院)								
	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果
脳血管死亡率(平均)	0.0799 (0.139)	-0.222*** (0.0737)	-0.101 (0.0728)	-0.0783 (0.118)	-0.208 (0.141)	-0.205*** (0.0671)	0.0867 (0.144)	-0.249*** (0.0667)	-0.0782 (0.0758)
理学療法士・作業療法士・視能訓練士・言語聴覚士の合計	0.277*** (0.0559)	0.000672 (0.104)	0.177** (0.0766)	0.175*** (0.0590)	0.00350 (0.111)	0.104 (0.0735)	0.267*** (0.0576)	0.0276 (0.112)	0.172** (0.0776)
一人当たり介護給付費	0.102*** (0.0284)	1.226** (0.577)	0.117*** (0.0377)	0.473*** (0.0780)	1.209** (0.452)	0.539*** (0.104)	0.401*** (0.127)	1.294** (0.529)	0.385*** (0.127)
病院・診療所数	0.358** (0.150)	-0.0188 (1.050)	0.413** (0.189)						
病床数				0.473*** (0.0996)	-0.149 (0.921)	0.548*** (0.133)			
医師数							0.317** (0.139)	-0.348 (0.350)	0.280* (0.146)
Constant	8.883*** (0.950)	9.351** (4.101)	9.480*** (0.888)	5.472*** (1.212)	10.78 (8.417)	5.144*** (1.504)	6.995*** (1.719)	12.08*** (2.309)	8.168*** (1.618)
Adj R-sq (固定/変量はoverall)	0.536	0.201	0.508	0.616	0.185	0.605	0.541	0.190	0.517

(2) 運動器リハビリテーション

VARIABLES	運動器リハビリテーション(入院)								
	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果
理学療法士・作業療法士・視能訓練士・言語聴覚士の合計	0.812*** (0.0444)	0.473** (0.220)	0.749*** (0.0635)	0.881*** (0.0534)	0.405*** (0.106)	0.786*** (0.0764)	0.851*** (0.0480)	0.583** (0.262)	0.799*** (0.0685)
一人当たり介護給付費	-0.113*** (0.0318)	0.128 (1.569)	-0.112*** (0.0433)	-0.372*** (0.0770)	-0.0569 (1.157)	-0.282*** (0.109)	-0.445*** (0.107)	0.510 (1.518)	-0.431*** (0.115)
病院・診療所数	-0.167 (0.198)	1.165 (2.137)	-0.0953 (0.250)						
病床数				-0.343*** (0.0951)	-2.106* (1.073)	-0.227* (0.136)			
医師数							-0.368*** (0.114)	-0.412 (0.945)	-0.357*** (0.126)
Constant	9.907*** (0.819)	4.140 (6.952)	9.739*** (1.021)	13.19*** (1.082)	31.58*** (10.39)	11.99*** (1.538)	13.07*** (1.188)	11.59** (4.905)	13.07*** (1.297)
Adj R-sq (固定/変量はoverall)	0.750	0.373	0.749	0.767	0.007	0.765	0.761	0.048	0.761

VARIABLES	運動器リハビリテーション(入院)								
	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果	プール	固定効果	変量効果
理学療法士・作業療法士・視能訓練士・言語聴覚士の合計	0.517*** (0.0672)	0.0740 (0.0862)	0.300*** (0.0695)	0.466*** (0.0746)	0.158** (0.0720)	0.310*** (0.0661)	0.496*** (0.0694)	0.0565 (0.0871)	0.274*** (0.0766)
一人当たり介護給付費	0.126*** (0.0321)	0.486 (0.681)	0.128*** (0.0491)	0.549*** (0.0881)	0.923 (0.578)	0.699*** (0.0937)	0.751*** (0.151)	0.712 (0.544)	0.727*** (0.136)
病院・診療所数	0.764*** (0.183)	2.014 (1.337)	1.016*** (0.267)						
病床数				0.518*** (0.101)	-0.0275 (0.515)	0.711*** (0.119)			
医師数							0.662*** (0.164)	0.712** (0.306)	0.614*** (0.149)
Constant	6.418*** (0.730)	0.964 (4.934)	5.819*** (1.093)	3.544*** (1.158)	8.901 (6.113)	1.558 (1.405)	2.609 (1.695)	3.356 (2.429)	3.623** (1.486)
Adj R-sq (固定/変量はoverall)	0.717	0.395	0.677	0.723	0.232	0.703	0.724	0.554	0.688

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

脳血管疾患リハビリテーションについては、固定効果モデルでは、プール推定に比べて療法士人数や病院・診療所数、病床数、医師数などの供給側要因のパラメーターが非有意ないし非常に小さい値となる。一人当たり介護給付費は、プール推定ではプラスのパラメーターが有意に推定されるが、固定効果モデルでは入院については同様の結果となるが、外来については非有意となる。脳血管死亡率は符合が不安定でありはっきりした傾向が得られない。固定効果に関するワルド検定量は十分に大きな値をとり、数量的に測定されない地域の固有差が存在していると考えることが妥当という推定結果となっている²³。

運動器リハビリテーションについては、外来では、プール推定と変量効果モデルの推定結果に大きな違いはない。療法士人数、病院・診療所数、病床数、医師数はプラスに有意に推定される。一人当たり介護給付費は外来ではマイナスに、入院ではプラスに推定される。外来のリハビリテーションの受療行為は、介護サービスの給付を受ける代替として機能する面があることが示唆される。入院では、固定効果モデルが支持されるが、プール推定で有意に推定される上述のすべてのパラメーターが非有意になる結果となる。

脳血管疾患、運動器リハビリテーションの診療行為の算定回数は、外来、入院ともに、大きな地域差が存在している。脳血管疾患（入院）は神奈川県と高知県で4.1倍の差、運動器（外来）は岩手県と鹿児島県で10.3倍の差がある。これだけの地域差について、統計的に支持されるパネルデータ分析によれば、傷病の傾向という需要側要因、療法士人数等の供給側要因の説明力はともに強くなく、何らかの地域の固有差が存在していると考えることが妥当という結果が得られる。

専門的な知識を要する診療行為の内容や回数の判断、選択を、受療者側で行うことはかなり難しい。それゆえ、このような地域の固有差を生じさせている要因としては、医療機関ないし医師による診療行為の判断、選択において習慣、クセのようなものが存在していることが考えられる。

（画像診断等に関する分析結果）

画像診断については需要側の要因を表す適当な変数が見当たらないことからここでは供給側の要因のみで推定を行った。CT撮影、MRI撮影の外来、入院の別に推定を行った。簡単な定式化であるが、自由度修正済決定係数はプール推定で0.346～0.517と比較的高い値となる。外来のMRI撮影は変量効果モデル、その他は固定効果モデルが支持される。

CT撮影については、固定効果モデルでは、プール推定に比べてCT台数、病院・診療所数、医師数のパラメーターが大きく推定される結果となる。撮影回数が、これら供給側要因に強く影響されることが示されている。しかし、供給側要因の説明力が高いと同時に、固定効果に関するワルド検定量は十分に大きな値をとり、人口当たりでみたCT台数が多

²³ 脳血管疾患リハビリテーションの固定効果に関するワルド検定量は18.9958～27.186、運動器リハビリテーションは6.584～25.409、地域の固有差は無いという帰無仮説は棄却される。

いほどCT撮影回数が多くなるというわかりやすい関係のほかに、数量的に測定されない地域の固有差、診療行為の習慣的な差異といったものが存在していると考えることが妥当と考えられる推定結果となる²⁴。

MRI撮影は、外来は変量効果モデル、入院は固定効果モデルが支持される。外来については、プール推定と変更効果モデルの推定結果に大きな違いはない。一方、入院については、プール推定と固定効果モデルでは大きく異なった推定結果となる。プール推定ではMRI台数や病院・診療所数が有意に推定されるのに対して、固定効果モデルではこれら説明変数のパラメーターは非有意ないし非常に小さい値となる。

基本統計量をみた図表7によると、CT撮影、MRI撮影の外来と入院の標準偏差は、0.148、0.170、0.162、0.218となっており、外来よりも入院のほうが若干地域差が大きく、MRI撮影の地域差が一番大きい。人口10万人当たりのMRI（入院）撮影回数は、一番少ない埼玉県は1,234回、一番多い北海道は3,580回と3倍近い差がある。全体的に、専用機器の台数といった供給側要因の説明力は強いが、一番地域差の大きい入院のMRI撮影において供給側要因の説明力が一番弱くなり、その他の何らかの習慣的な差異が存在していると考えることが妥当という結果となっている。

最後に、在宅透析指導管理の地域差に関するパネルデータ分析の推定結果である。在宅透析指導管理については、需要側の要因を表す代理変数として、腎不全死亡率を説明変数に用いた。供給側の要因としては、人口透析器の台数と病院・診療所数、病床数、医師数を組み合わせて説明変数としている。ハウスマン検定、ワルド検定、BP検定により、外来、入院ともに固定効果モデルが支持される。

画像診断、リハビリテーションと異なり、修正済決定係数は0.1にとどかない非常に弱い推定結果となった。プール推定と固定効果モデルを比較しても、パラメーターの符号が逆転するなど推定結果が不安定になった。在宅透析指導管理は近年広がり始めており、和歌山県では人口10万人当たりの算定回数は63.4回を数える。ゼロ回の県は岩手県、宮城県、愛媛県、高知県、宮崎県の5県ある。大きな地域差が存在しているが、他の診療行為に比してデータ数が少なく、地域差の要因についてはっきりとした推定結果は得られなかった。

（診療実日数の地域差と推論）

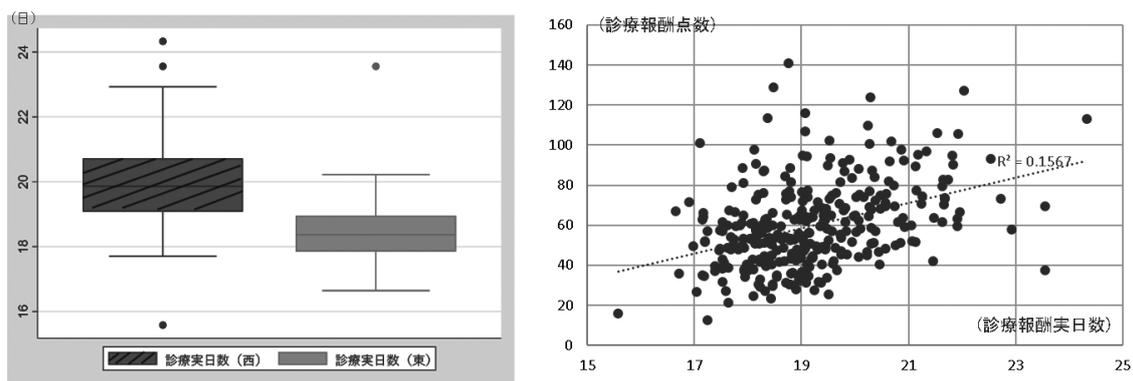
図表9は、医科レセプトデータから得られる診療報酬点数と診療実日数について、二次医療圏単位に集計した値の相関関係を見たものである。相関係数は0.40と非常に高い値をとる。一方、レセプト1枚当たりの点数の地域差と診療報酬点数の地域差との間の相関係数は0.08にとどまる。

医療費＝診療行為の単価×診療実日数、という関係式において、どのような診療行為（P）

²⁴ CT撮影の固定効果に関するワルド検定量は8.17～13.608、MRI撮影（入院）は10.071～10.471となり、地域の固有差は無いという帰無仮説は棄却される。

をどの程度行う・受けるか（Q）、PにもQにも診療者、受療者の選択、行動が反映し、地域差を生じさせる余地があろう。ただ、医療サービスの価格については診療報酬体系が存在しており、個々の診療行為の単価が詳細に定められている。サービス内容の選択、組み合わせは様々にあり得るとしても、Qのほうが医療費の地域差に影響を及ぼす程度が大きい傾向にあると考えられる。

図表9 診療報酬点数と診療実日数の相関関係



上述の分析のみから明確に因果関係を論ずることはできないが、リハビリテーションのように診療実日数がかかりやすい診療行為について、測定できない地域の固有差—医療機関ないし医師の判断、選択の習慣、クセのようなものが考えられる—が存在しており、それが診療実日数の長さに影響を及ぼし、更に医療費の地域差に影響を及ぼしているという推論を導くことは可能であろう。

更に、この診療行為の習慣的な差異は、どういう要因によって生じるものと考えられるであろうか。上述のような推論のうえで、第2、3節における分析結果、すなわち、医療費の地域差は需要側要因、供給側要因、その他要因がそれぞれに影響しており、その他要因に含まれる地域の固有差も小さくなく、この固有差は供給側要因と相関性が高い要因である、という分析結果と整合的に考えようとするならば、診療行為の背景となる供給側要因、例えば、医療機関や医師の多寡などの医療サービス市場の構造、先端技術の導入の程度、地域の医師会といったコミュニティや地域の医学部教育の考え方などにおいて、数量的な測定は難しいものの相当程度の地域差が存在しており、これら要因が診療行為の習慣的な地域差を生じさせていることが考えられる。

5. 考察

(まとめ)

受療者（消費者）の行動に着目した全国消費実態調査の個票データを用いた分析からは、

医療機関に訪れるか否か、訪れるとして頻繁に訪れるか否かの行動、選択において、食生活、運動習慣などの生活習慣、世帯の属性などの受療者側の要因が、医療機関数などの供給側の要因と同程度に影響しているとの結果が得られた。消費者が決定していると考える消費者主権モデルでも、医師・医療機関が決定していると考える医師誘発需要モデルでもなくて、いわゆる“Two Part Model”が支持される結果であった²⁵。また、両方の要因以外の地域の固有差が存在していると考えることが妥当である結果が導出された。

医科レセプトデータの個票データと全国消費実態調査の個票データを併せた分析からは、医療機関を訪れない人は減多に訪れず、その選択、行動には生活習慣の影響が大きく、一方、医療機関を訪れる人は比較的頻繁に訪れ、その頻度は供給側要因の影響が大きいことが示唆される結果が得られた。国民健康保険の支払データを用いた先行研究の多くが供給側要因の影響を指摘する結果と整合的である。医療データと経済データとの紐づけの重要性についてはこれまでも既に指摘されているところであるが、本分析では二次医療圏単位という限定的な分析ではあるものの、両者を紐づけることによって、よりきめ細かな分析、考察に進むことができることが確認できた。

医科レセプトデータから得られる診療行為の算定回数地域差に関する分析からは、受療者側の要因、供給側の要因以上に、それら要因以外の数量的に測定されない地域の固有差、診療行為の何らかの習慣的な地域差が存在していると考えることが妥当という結果が得られた。都道府県別でみて、リハビリテーションは約10倍、画像診断は約3倍の算定回数の地域差がある。これだけの地域差について、数量的に測定されない地域の固有差の存在が大きいということである。この情報は、受療者にとっても、診療者にとっても有益な情報だと考えられる。

(考察)

以上の分析結果を踏まえた考察は、以下のとおりである。まず第一に、医療サービスを巡る情報の非対称性というとき、通常、医療行為の専門性ゆえに消費者の側でサービスを選択することが難しく受動的にならざるを得ないことが言われるが、医療サービスの需要・供給の決定においては、受療者・消費者の側の選択、行動も当然ながら大きく影響しており、それに関する情報が医療サービス提供者側に的確に伝わること、すなわちかかりつけ医の普及やPHR（パーソナル・ヘルス・レコード）の整備などの重要性が改めて認識された。

第二に、診療行為の判断、選択に関して、専門性の高い診療者にとっても、数量的に測定できないために既知とは言えない情報、すなわち診療行為の何らかの習慣的な地域差が存在していることが、近時利用可能となった豊富なデータを用いると把握できることが分かった。こうした情報は、診療者が診療行為を標準化するための尺度としたり、受療者が

²⁵ 井伊・別所(2016)は、Two-partモデルを消費者主権モデルと医師誘発需要モデルの中間に位置付けられるものと述べる。

合理的な選択を行うための参照点としたりできるものと考えられる。

そして、こうした情報は、医療データと経済データを紐づけることによって、よりきめ細かく析出することができることが確認された。

医科レセプトデータが蓄積されているNDB（レセプト情報・特定健診等情報データベース）のデータは、利用者が必要と考える範囲や利用方法、利用環境を明確にして申請を行い、審査の手続きを経て、利用が許可される²⁶。2011年の提供開始から2016年までの6年間に許可された利用件数は94件である²⁷。極めて豊かな情報量を有したデータベースであるが、その利用はまだ限られている。

医療サービスに係るデータ、情報をはじめとして、統計や行政記録情報の利用環境の変化は著しい。新たなデータ、情報の利用環境が適切に活用されて共有が図られることによって、診療者・受療者の市場における行動がより適正化・効率化される余地は小さくないと考えられる²⁸。

参考文献

- 足立泰美・赤井伸郎・植松利夫（2012）「保健行政における医療費削減効果」、『季刊・社会保障研究』Vol.48 No.3、pp.334-348
- 井伊雅子・別所俊一郎（2006）「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」『フィナンシャル・レビュー』Vol.80、pp.117-156
- 医学通信社（2017）『診療点数早見表 2016年4月/2017年4月増補版－医科』医学通信社
- 池田一夫・上木隆人（2001）「日本における栄養摂取と生活習慣病との相関分析」『東京衛研年報』第52号、pp.293-298
- 今井信也・小川俊夫・赤羽学・今村知明（2014）「わが国における磁気共鳴画像装置（MRI）導入による採算性に関する一考察－病床規模別、都道府県別MRI一台あたり収支差の推計とその格差の要因分析」『医療情報学』34(3)、pp.141-149
- 今村晴彦・印南一路・古城隆雄（2015）「都道府県別国民健康保険医療費の増加率に関するパネルデータ分析」、『季刊・社会保障研究』Vol.51 No.1、pp.99-114
- 遠藤久夫（2008）「わが国の医療提供システムと準市場－ネットワーク原理に基づく医療提供システム」『季刊・社会保障研究』Vol.44.No.1、pp.19-29
- 大坪徹也・今中雄一（2011）「データに基づく地域医療政策・病院政策（その1）」『日本公衛誌』第58巻第5号、pp.391-394
- 小塩隆士（2009）「所得格差と健康：日本における実証研究の展望と課題」『医療経済研究』Vol.21 No.2、pp.87-96

²⁶ 本研究では、二次医療圏単位で分析を行うため、必要な項目を指定して申請を行う「特別抽出」の手続きを経たデータを用いている。

²⁷ 厚生労働省「第1回NDBオープンデータ【解説編】」。

²⁸ 松井（2018）は、市場の本質は価格メカニズムの有無というよりも、その分権的性質にあると述べる。

- 厚生労働省保険局医療介護連携政策課保険システム高度化推進室(2016)『第1回NDBオープンデータ【解説編】』
- 田辺和俊・鈴木孝弘(2015)「平均寿命および健康寿命の都道府県格差の解析－非線形回帰分析による決定要因の探索」『季刊・社会保障』Vol.51 No.2、pp.198-210
- 野口晴子(2011)「社会的・経済的要因と健康の因果性に対する諸考察－「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析」『季刊・社会保障』Vol.46 No.4、pp.382-402
- 細谷圭・林行成・今野広紀・鴫田忠彦(2002)「医療費格差と診療行為の標準化－腎不全レセプトデータを用いた比較分析」『医療と社会』Vol.12 No.2、pp.121-137
- 松井彰彦(2018)『市場って何だろう』、ちくまプリマー新書
- 松多秀一(2020)「コーホート及び診療行為に着目した年齢調整後医療費の地域差分析」『医療と社会』Vol.29 No.4、pp.511-525
- 松田晋哉(2016)「ナショナルデータベースの整備と地域医療構想」『社会保障研究』Vol.1 No.3、pp.552-566
- 山田武(2002)「国民健康保険支払業務データを利用した医師誘発需要仮説の検討」『季刊・社会保障研究』Vol.38 No.1、pp.39-51
- Baltagi B and Moscone F (2010) “Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data” *Economic Modelling* 27, pp.804-811
- Otsubo T, Goto E, Morishima T, Ikai H, Yokota C, Minematsu K, Imanaka Y. (2015) “Regional variations in in-hospital mortality, care processes, and spending in acute ischemic stroke patients in Japan” *Journal of Stroke and Cerebrovascular Diseases* 24(1), pp.239-51
- Sasaki N, Groenewoud S, Kunisawa S, Westert G, Imanaka Y. (2019) “Public needs for information disclosure on healthcare performance: Different determinants between Japan and the Netherlands” *Medicine* 98-43
- Yunjie Song, Jonathan Skinner, Julie Bynum, et al (2010) “Regional Variations in Diagnostic Practices” *The New England Journal of Medicine* 363, pp45-53

付論1 推定用データの作成方法

(1) 全国消費実態調査の個票データ

総世帯（二人以上世帯、単身世帯）の世帯毎の1ヶ月の品目別（3ケタ）の支出データを用いて、以下のようにデータを編集する。

医療費は、医科診療代、入院料を合計する。歯科診療代、出産入院料は含めない。これを各世帯の世帯人数で除して1人当たり医療費とする。

生活習慣病と関連する主な生活習慣を表していると考えられる支出として、まず、食生活に係る支出としては、先行研究を踏まえ、生活習慣病と正の相関があると考えられる、食塩、醤油、味噌、油脂・調味料、酒類を合計して一つの変数とし、負の相関があると考えられる食物繊維の代理変数として野菜、海藻を合計して一つの変数とする。生活習慣病と負の相関があると考えられる運動習慣の代理変数として、スポーツ活動（スポーツ月謝、スポーツクラブ使用料、ゴルフプレー料金、他のスポーツ施設利用料）とスポーツ用具・用品を合計して一つの変数とする。

そのほかに医療費に影響を及ぼすことが考えられるものとして、健康・予防に係る支出として、健康保持用摂取品、健康・医療器具（眼鏡、コンタクトレンズ、紙おむつ、保健用消耗品を除く）、整骨・接骨・鍼灸院治療代、マッサージ料金、他の保健医療サービスを合計して一つの変数とする。また、介護に係る支出として、訪問介護・通所サービス等費用、介護施設費用、介護機器等レンタル料を合計して一つの変数とする。

以上の支出を合計した変数についても、各世帯の世帯人数で除して1人当たりの変数とする。各世帯が属する二次医療圏毎に中央値、平均値、上位25%値を算出してそれぞれの二次医療圏の値とする。

生活習慣のほか、医療サービスの需要に係る要因として、先行研究では、所得、高齢化、世帯構成などがあげられる。所得については、全国消費実態調査の個票からは、各世帯の年間収入のデータが得られる。そのままの値と1人当たりの値の両方を用いて推定作業を行ったところ、前者のほうが推定結果は安定し、世帯の属性と解してデータを扱うこととする。

高齢化については、全国消費実態調査の個票からは、世帯主の年齢のデータが得られ、また65歳以上の世帯員が何人いるかのデータも得られる。世帯主の年齢をそのまま用いた推定と、65歳以上の世帯員がいる世帯を1、いない世帯を0とするダミー変数を用いた推定、換言すれば、二次医療圏内での65歳以上の世帯員がいる世帯数の割合を用いた推定作業を行ったところ、後者の方が推定結果は安定的であった。高齢化に伴う医療費の増加は、一次線型ではなく、65歳を超えるあたりから非線型的に増加していくことと整合的に考えられ、こちらを変数として採用する。

世帯構成については、世帯員数のデータが得られることから、65歳以上の単身世帯を1、その他の世帯を0とするダミー変数を用いた推定作業を行ったところ、およそ有意な推定

結果を得られなかった。単身世帯の高齢者の医療費の自己負担は、一割負担へ変更可能な基準収入額が低額に設定されているなどの様々な制度的な要因が影響していることなどが考えられるが、ここでは特に高齢者医療費をめぐる制度分析に焦点を当てようとするものではないので変数としては採用しない。その他に、要支援・要介護認定者である世帯員が何人いるかのデータも得られることから、要支援・要介護認定者がいる世帯を1、いない世帯を0とするダミー変数、すなわち二次医療圏内での要支援・要介護構成員のいる世帯割合を世帯構成と高齢化に関連した変数として採用する。

(2) 医科レセプトデータ

診療行為の算定回数については、診療報酬点数表上に特掲診療として定められている診療行為の算定回数を集計する。

リハビリテーションのうち、脳血管疾患等リハビリテーションについては、脳血管疾患等リハビリテーション(1)、(2)、(3)、運動器リハビリテーションについては、運動器リハビリテーション(1)、(2)、(3)の算定回数を二次医療圏単位で集計してデータとする。

画像診断のうち、コンピューター断層撮影 (CT、MRI) については、CT撮影 (64列以上、16-64列、4-16列、その他)、MRI撮影 (3テスラ以上、1.5-3テスラ、その他) の算定回数を二次医療圏単位で集計してデータとする。

在宅療養指導管理のうち、在宅透析については、在宅血液透析指導管理料、在宅血液透析頻回指導管理、透析供給装置加算の算定回数を二次医療圏単位で集計してデータとする。

付論 2 分析モデルの特定化

(1) 世帯属性変数、年次ダミーの組合せ

従属変数：一人当たり医療費	平均値											
	(a1)	(a2)	(b1)	(b2)	(c1)	(c2)	(d1)	(d2)	(e1)	(e2)	(f1)	(f2)
独立変数：												
食生活①	0.161*	0.161*	0.159*	0.158*	0.167**	0.167**	0.168**	0.168**	0.167**	0.165**	0.165**	0.164**
	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.084)	(0.083)	(0.083)	(0.084)	(0.084)
食生活②	0.046	0.046	0.098	0.101	-0.041	-0.041	0.084	0.085	-0.002	0.004	0.098	0.100
	(0.091)	(0.091)	(0.092)	(0.092)	(0.097)	(0.097)	(0.091)	(0.091)	(0.096)	(0.097)	(0.092)	(0.092)
運動関連	-0.011	-0.011	-0.008	-0.008	0.013	0.013	-0.001	-0.001	0.022	0.022	-0.003	-0.003
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.025)	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.025)	(0.025)
介護関連	0.028***	0.028***	0.032***	0.032***	0.025***	0.025***	0.023***	0.023***	0.028***	0.028***	0.027***	0.027***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
健康関連	0.059**	0.059**	0.055**	0.054**	0.059**	0.059**	0.065***	0.065***	0.054**	0.053**	0.060**	0.060**
	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)
人口10万人当たり病院数・診療所数合計	0.243**	0.243**	0.210**	0.210**	0.295***	0.295***	0.241**	0.241**	0.270***	0.270***	0.224**	0.224**
	(0.101)	(0.101)	(0.101)	(0.101)	(0.103)	(0.103)	(0.101)	(0.101)	(0.102)	(0.102)	(0.101)	(0.101)
世帯収入	0.146***	0.146***	0.157***	0.157***	0.141***	0.141***	0.142***	0.142***	0.153***	0.153***	0.149***	0.149***
	(0.051)	(0.051)	(0.050)	(0.051)	(0.051)	(0.051)	(0.050)	(0.050)	(0.050)	(0.051)	(0.051)	(0.051)
タイムダミー			-0.077***	-0.077***					-0.088***	-0.088***	-0.041	-0.042
			(0.022)	(0.022)					(0.022)	(0.022)	(0.031)	(0.031)
65歳以上構成員がいる世帯割合					0.316***	0.316***			0.388***	0.391***		
					(0.120)	(0.120)			(0.120)	(0.121)		
要支援・要介護者がいる世帯割合							1.090***	1.090***			0.700*	0.698*
							(0.302)	(0.302)			(0.419)	(0.419)
定数項	3.399***	3.399***	3.149***	3.138***	3.494***	3.494***	2.927***	2.924***	3.230***	3.207***	2.962***	2.956***
	(0.800)	(0.800)	(0.797)	(0.799)	(0.797)	(0.797)	(0.804)	(0.804)	(0.792)	(0.796)	(0.804)	(0.805)
サンプル数	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
自由度修正済決定係数	0.069	0.0783	0.084	0.0945	0.077	0.0876	0.085	0.0958	0.096	0.1083	0.086	0.0982
F検定ないしWaldカイ二乗検定	8.154	57.08	8.752	69.64	8.058	64.43	8.889	70.97	9.039	80.72	8.110	72.75

注：(b1)(b2)は平成 26 年度調査の場合に 1 を取るタイムダミー、(c1)(c2)は 65 歳以上構成員の有無のダミー、(d1)(d2)は要支援・要介護者の有無のダミー、(e1)(e2)はタイムダミー及び 65 歳以上構成員の有無のダミー、(f1)(f2)は、要支援・要介護者の有無のダミーを入れた。括弧内の数字が 1 の場合はプール推定、2 の場合は変量効果モデルの推計を行っている。

***p<0.01、**p<0.05、*p<0.1、係数下 () 内の値は推定値の標準誤差

(2) 消費支出関連変数、世帯属性変数、供給側変数の組合せ

従属変数：一人当たり医療費	需要側変数			需要+属性(世帯収入)			需要+供給(10万人当たり病院・診療所数)			需要+供給全部(10万人当たり病院・診療所数、病床数、医師数)			需要+属性(世帯収入)+供給(10万人当たり病院・診療所数)		
	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)	(a)	(b)	(c)
独立変数：															
食生活①	0.201**	0.201**	0.138	0.189**	0.188**	0.115	0.176**	0.176**	0.129	0.149*	0.149*	0.125	0.161*	0.161*	0.105
	(0.084)	(0.084)	(0.137)	(0.084)	(0.084)	(0.139)	(0.084)	(0.084)	(0.137)	(0.086)	(0.086)	(0.136)	(0.084)	(0.084)	(0.139)
食生活②	0.089	0.090	0.390**	0.034	0.035	0.364**	0.104	0.104	0.434***	0.148	0.150	0.498***	0.046	0.046	0.409**
	(0.088)	(0.089)	(0.157)	(0.092)	(0.092)	(0.159)	(0.088)	(0.088)	(0.158)	(0.092)	(0.092)	(0.159)	(0.091)	(0.091)	(0.160)
運動関連	0.012	0.012	-0.040	-0.012	-0.012	-0.045	0.015	0.015	-0.040	0.032	0.032	-0.039	-0.011	-0.011	-0.045
	(0.023)	(0.023)	(0.044)	(0.025)	(0.025)	(0.045)	(0.022)	(0.022)	(0.044)	(0.025)	(0.025)	(0.044)	(0.025)	(0.025)	(0.045)
介護関連	0.028***	0.028***	0.012	0.029***	0.029***	0.014	0.027***	0.027***	0.014	0.029***	0.029***	0.019*	0.028***	0.028***	0.016
	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.010)
健康関連	0.071***	0.070***	0.012	0.065***	0.065***	0.011	0.065***	0.065***	0.008	0.066***	0.066***	0.001	0.059**	0.059**	0.006
	(0.025)	(0.025)	(0.037)	(0.025)	(0.025)	(0.037)	(0.025)	(0.025)	(0.037)	(0.025)	(0.025)	(0.037)	(0.025)	(0.025)	(0.037)
世帯収入				0.225**	0.225**	0.180							0.243**	0.243**	0.188
				(0.102)	(0.102)	(0.187)							(0.101)	(0.101)	(0.186)
人口10万人当たり診療所・病院数							0.139***	0.139***	-0.871**	0.164**	0.164**	-0.281	0.146***	0.146***	-0.880**
							(0.051)	(0.051)	(0.430)	(0.068)	(0.068)	(0.463)	(0.051)	(0.051)	(0.430)
人口10万人当たり病床数										0.055	0.055	-0.357			
										(0.039)	(0.039)	(0.381)			
人口10万人当たり医師数										-0.062	-0.062	-1.025***			
										(0.046)	(0.046)	(0.320)			
定数項	4.455***	4.453***	3.345**	3.974***	3.972***	2.798*	3.944***	3.943***	6.917***	3.478***	3.474***	11.841***	3.399***	3.399***	6.382***
	(0.750)	(0.751)	(1.382)	(0.779)	(0.779)	(1.494)	(0.770)	(0.770)	(2.235)	(0.837)	(0.840)	(3.836)	(0.800)	(0.800)	(2.298)
サンプル数	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680	680
自由度修正済決定係数	0.053	0.0601	0.036	0.059	0.0669	0.0387	0.062	0.0704	0.0477	0.064	0.0745	0.0764	0.069	0.0783	0.0506
F検定ないしWaldカイ二乗検定	8.627	42.89	2.502	8.047	48.13	2.240	8.500	50.92	2.790	6.755	53.44	3.433	8.154	57.08	2.536

注：(a)はプール推定、(b)は変量効果モデル、(c)は固定効果モデルである。

***p<0.01、**p<0.05、*p<0.1、係数下 () 内の値は推定値の標準誤差

「診療・受療行為の習慣的な地域差と情報提供の在り方に関する分析」 に対するコメント

井伊 雅子***

本論文は、医療費の地域差の要因分析を、消費行動データの個票とレセプトデータの個票を併せたパネルデータ分析を用いて行った。経済データ（全国消費者実態調査（全消））と医療データ（NCDシステムに登録された医科レセプトデータ）を併せたパネルデータを分析したことがまず評価できる。

医科レセプトデータでは、受診した人のデータのみが入手可能であるが、全消を用いることで、医療機関を受診していない人の情報も入手できる。そのため受診の有無も分析できるのが、この論文の大きな特徴である。

消費者実態調査から、2014年の5万6,422世帯のうち、2ヶ月間の調査期間中に医療費がゼロの世帯は26.5%であった。医科レセプト分析からは入手できない日本人の受診行動に関する重要な情報である。

一方で、実際の分析では、2次医療圏（340圏）単位に集計して分析しており、個人単位の情報が分析に生かせないのは残念である。例えば、上記の世帯レベルでは医療費がゼロでも、2次医療圏単位では、最小の医療費は2009年は1,749.15円、2014年は1,747.81円となっている（図表1）。同様に個票では、2014年に要支援・要介護の世帯員がいる世帯は10.8%（本文p.6）であるが、2次医療圏単位では2%となっている。2009年の7%から減少している点など、現状を反映しているのか、その解釈に注意が必要である。

なお、医科レセプトデータは、診療報酬を請求するために収集されるデータであり、地域住民の医療ニーズを把握するには必ずしも適切なデータでない（例えば山田2016）。そのため、投薬の情報と紐づけて診療実態を把握するなどの工夫が必要である（井伊・関本2016）。

レセプトデータのこうした限界を考慮しても、NDBデータは様々な診療行為の地域差に関して重要な情報を提供している。例えば、画像診断の地域差（人口10万人当たり算定回数）として、CT撮影やMRI撮影は、外来も入院も2倍から3倍近い差がある。日本のCTやMRIの人口あたりの保有率は世界でも常に群を抜いて最大だが、国内でもこれだけの差があることは興味深い。

リハビリテーション（以下、リハビリ）の地域差（人口10万人当たり算定回数）はさらに顕著だ。脳血管疾患等リハビリは、外来では佐賀県が最大で、最小の県と比べると、9.59倍にもなる。入院では高知県が最小の県の4.05倍のリハビリを行なっている。

運動器リハビリでは、外来（10.34倍）と入院（6.49倍）共に、鹿児島県が最大である（カッコ内は最小県との比較）。二次医療圏間で分析できると地域差の理由がより明確にな

*** 井伊 雅子：一橋大学 国際・公共政策大学院教授。

と思うが、県内にリハビリに力を入れている医療機関が存在すると考えられる。計量分析からも「医科レセプトから得られる診療行為の地域差に関する分析からは、地域の固有差、診療行為のなんらかの習慣的な地域差が存在している」という重要な指摘がされているが、日本の医療提供体制は、適材適所になっていない（標準化されていない）ことが明らかだ。日本の診療現場は、患者のニーズより病院や医師のニーズが優先しているのである。

今回のコロナ禍でも明らかになったが、日本の多くの医療機関は民間のため、自分の病院の経営状況が地域医療のニーズよりも優先する（国公立病院も実は自院の経営状況の方が優先する場合も少なくない）。現行の出来高払いや DPC（1日あたりの定額払い）など病院が在院日数を適正化するなどの動機付けは弱く、また、個々の医療機関が、自主的に公共に資する医療を行うことは期待できない。この点からも日本の医療制度の見直しが必要だ。

最後に、地域差と情報提供のあり方という本論文のテーマの視点から日本の医療制度の大きな問題点を指摘しておきたい。患者は医療サービスの内容や質を的確に評価したり、理解したりすることが困難なため、医療の品質を確保するために医師は免許制になっている。しかし日本の医師は医師国家試験に合格した後に2年間の初期臨床研修が必修になっているだけで、各臨床分野の専門医になる研修は必修化されておらず、医師本人の努力義務でしかない。つまり、専門医研修を受けなくても専門分野の診療をすることができるため、品質がばらついている可能性がある。自由標榜制という日本独特の制度だ。

諸外国で臨床医として働くには、それぞれの分野での標準化された専門研修、専門医認定試験、そして一定期間ごとに（専門医として十分な能力が保たれることを示す）資格更新が必須だ。諸外国に遅れること数十年、2018年度から日本専門医機構が認定する19の基本領域の専門医研修制度ⁱが開始された。日本専門医機構の役割として期待されることは、専門医としての標準的能力を獲得できる専門研修プログラムの運営、専門医の能力を国民に対して保証する仕組みづくり、そして日本の人口動態や疾病予測などをもとに19の基本領域の専門医の定員を示すことだⁱⁱ。医療の偏在や地域差、そして情報提供の格差の解消には、日本専門医機構が医師の質を担保するためのボードとして機能すること、そして機構内での議論の過程を透明化することが必要条件である。そのように医師の質を担保する仕組みを作った上で、今回のような経済データと医療データを連結させた分析を行うことができれば、その価値が一層増すであろう。

ⁱ 19の基本領域は、次の通り。「総合内科専門医」「精神科専門医」「産婦人科専門医」「泌尿器科専門医」「麻酔科専門医」「救急科専門医」「小児科専門医」「外科専門医」「眼科専門医」「脳神経外科専門医」「病理専門医」「形成外科専門医」「皮膚科専門医」「整形外科専門医」「耳鼻咽喉科専門医」「放射線科専門医」「臨床検査専門医」「リハビリテーション専門医」「総合診療専門医」

ⁱⁱ 専門医制度が始まると、医師の偏在が進むという反対意見も強いがそれに対する論考は井伊（2016）を参照。

参考文献

- 井伊雅子（2016）「地域医療の支払い制度：医療は誰のためにあるのか」『医療・介護に関する研究会』報告書 財務省財務総合政策研究所，pp.5-32.
- 井伊雅子・関本美穂（2015）「日本のプライマリ・ケア制度の特徴と問題点」『フィナンシャル・レビュー』，pp.6-63.
- 山田隆司（2015）「地域での適切な外来診療機能について-ICPC（プライマリ・ケア国際分類）による分析と総合診療医の役割—『フィナンシャル・レビュー』123号，pp.100-128.