

医療資源の偏在が受診行動範囲、診療日数、医療費に与える影響について ——国民健康保険レセプトデータに基づく実証的検証——

野 口 晴 子

I はじめに

昨今、医療制度の持続可能性をめぐる医療費適正化についての議論が活発化する一方、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¹⁾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²⁾。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、既に財政状況が悪化している地方では、自治体病院の経営悪化が地方財政に更なる負荷をかけることになった³⁾。

一概に地域医療の崩壊といっても、地域住民に対するその影響の深刻度は、当該地域およ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。当該地域が医療資源の集中する都市部にあるかまたは隣接しており、代替可能な医療サービスを比較的安価な機会費用で得られる場合と、本稿が分析対象とする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」や「町の診療所」に対する受診率が低い地域であれば、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、住民の個人属性を同質とした場合の仮説であり、地域の基幹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。身近な医療機関を喪失することは、体力のない高齢者や乳幼児、重篤な患者や慢性疾患をかかえた患者、情報の収集能力が所得や教育に依存するならばこうした経済的・人的資源を持たない者、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、当該地域の特性や住民の属性分布を考慮した地域ごとの個別な検証が必要不可欠である。

これまでも、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））⁴⁾。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の地域差によって説明できること（青木（2001）），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））などが指摘されている。

しかしながら、受診に伴う機会費用のうち、患者の空間的・時間的な受診行動範囲に着目して医療機関の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興味深い。

本稿では、泉田（2000）と同じ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診療報酬点数でみた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なかった場合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。具体的には、まず、中頓別町と中頓別町を含む宗谷二次医療圏の実効性を検証するため、町内自治体病院と宗谷医療圏内医療機関への依存度を受診率によって測るとともに、住民の地理的な行動範囲を単純回帰によって推

定し地図上にマッピングする。第2に、患者の受診行動範囲を第1段階、診療実日数と診療報酬点数を第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、データに制約があり、患者の地理的な受診行動に対する分析や、行動範囲を所与とした診療報酬点数（または、入院日数などの診療日数）に対する分析はあるが、その内生性を調整した研究は筆者の知る限り見当たらぬ。最後に、地域における医療機関の喪失が当該地域にもたらす影響を、患者の行動範囲と診療実日数および診療報酬点数の観点から推計する。

以下、第II節では分析方法について述べ、第III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IV節で推定結果について検証した後、シミュレーションの結果を考察し、最終節では本稿の限界と今後の課題について述べる。

II 分析の方法

本稿では、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に与える効果を定量的に検証するため、操作変数法による2段階推定法を用いる。仮に、患者の受診行動が診療日数や医療費に与える効果を単純回帰分析（Least Square (LS)）で推定するならば、観察可能なまたは観察不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。患者の受診行動が、同居家族、所得、疾患の慢性度や重篤度など患者属性に依存し、内生的にモデル内部で決定されているならば、LS推定による受診行動範囲の診療日数や医療費への効果は過剰または過小に推計される。したがって、患者の受診行動とは相関を持つが、診療日数や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。

$$\begin{aligned} \text{第1段階} \quad d &= Z\pi + v \quad \Rightarrow \quad \hat{d} = Z(Z'Z)^{-1}Z'd \\ \text{第2段階} \quad y &= X\beta + \hat{d}\eta + \varepsilon \end{aligned}$$

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地区住所から受診した医療機関までの直線距離 (d) を用い、被説明変数とする。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。本稿において、時間ではなく距離を被説明変数とした理由は、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⁵⁾、都市部と比べ、電車やバスなどの公共交通機関の利便性が悪く、主たる交通手段は自家用車である。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、患者の地区住所は属性にかかわり無くランダムであると仮定して、緯度と経度から算出した、患者から町内の医療機関がある中頓別地区までの直線距離 (r) と方位角 (θ) を第1段階における操作変数として用いた。 θ は、中頓別町国民健康保険病院を出発点、患者の地区住所を到着点として、両者の緯度と経度から、北を0度、南を180度として算出した。第1段階における Z は、 r と θ 、患者および医療資源を中心とした地域属性（第2段階における X ）を含む説明変数である。 π 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、 v は第1段階における誤差項である。第2段階では、第1段階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、診療実日数と医療費 (y) に与える効果を検証する。第2段階の被説明変数 (y) は、1ヶ月当たり診療実日数、1日当たりの診療報酬点数と1カ月当たりの総診療報酬点数の3変数を用い、それぞれの被説明変数についての回帰分析を個別に行う。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コ

ストは高くなると考えられるが、これはもっぱら患者側の負担であって、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診療内容を密にし、自動的に1日当たりの医療費を引き上げる可能性がある。あるいは、患者の移動距離の長さ (\hat{d}) が、患者がより質の高い医療資源を求めた行動の結果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日当たりの医療費が増加し、総医療費を引き上げる可能性もある。さらに、移動距離の機会費用は、入院よりも「通院」が必要となる入院外における方が高いと考えられる。 β 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、 ε は第2段階における誤差項である。第2段階における誤差項が操作変数と相関を持たず ($E(\varepsilon|r, \theta)=0$)、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、 $(E(d|r, \theta) \neq E(d))$ 、操作変数としての要件は満たされるが、こうした条件を満たすことのできる操作変数はめったに存在しない。ここで用いる操作変数 (r, θ) の有効性については、第4節において実際の分析結果を参照しながら考察を加える。

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分かれる点であるが、本稿では、医療資源の地域的偏在が患者の受診行動をどう誘引しているかを検証するため、次のような説明変数を推定式に投入した。まず、中頓別町に住所を置く患者が受診した医療機関が設置されている全市区町村を識別する。結果、中頓別町を入れて道内計56市区町村の医療機関を利用していたことがわかった。次に、医療サー

ビスの量を測る指標として、当該市区町村ごとに、人口10万人当たりの病床数と医師数、および、設置された特定集中治療室（以下、ICUと略す）数を用いる。質的変数としては、当該市区町村について、医療機関ごとに、診療科・検査・治療・手術に関する基準の有無に基づき主成分得点を計算し⁶⁾、さらに、その値から市区町村全体での主成分得点の平均値を算出して、推定式に投入した。

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、世帯構成員数（ただし、国保加入者数のみ）、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、「慢性期」の病態を示す指標として診療開始日からの月数が90日を越えているかどうか⁷⁾、また、診療報酬点数の改定など時系列による効果を吸収させるため年度ダミーを推定式に投入した⁸⁾。

III 基本統計量に基づくデータの特性

1 データ

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）、60時点（月数）を含む国保レセ（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、病院およ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）、および、針灸・整骨院（N=1,209）は分析から除外した。さらに、住所などの受診医療機関属性が特定できなかったり、個人属性に欠損があつたりしたサンプル（N=15,757）を除外すると、分析対象となるのは、延べで各月に「入院のみ」のレセ数が677、「入院外のみ」のレセ数が38,832、「入院および入院外両方が発生した（入院・入院外両方）」レセ数が3,355である。1カ月間に入院と入院外の両方が発生したレセを区別したのは、医師の指示による受診行動が含まれる可能性を排除するためである⁹⁾。また、当該月に同一の患者が違う病院にかかったり、総合病

院で複数の診療科で受診したりした場合、複数のレセが観察される場合がある。本稿では、複数レセが発生した患者については、被説明変数となる診療実日数および診療報酬点数については患者ごとに各月の総計を求め、医療機関までの直線距離（d）と受診地域属性については平均値を算出し分析を行った。なお、dについては、国保レセ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住所情報を、WAM NETから収集・突合させ、当該住所の緯度と経度から計測を行った。

中頓別町の人口および人口構成から、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いと考えられるが、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能なため、本稿では、repeated cross-sectionの枠組みで処理する。したがって、ここでは、レセプトが存在する受診患者のみを分析対象としており、移動距離が受診をするか否かの意思決定に与える影響については分析しておらず、今後の検討課題とさせていただく。結果、回帰分析の対象となる患者数は、延べで「入院のみ」が638人、「入院外のみ」が29,187人、「入院および入院両方」が1,329人であり、この3つの入院・入院外区分別に回帰分析を行った。

2 入院・入院外区分別、地区住所別、医療機関所在地別の実効率

最初に、患者の受診行動範囲を検証する基礎資料として、WAM NETから抽出した北海道内における病院・診療所の分布を、市区町村ごとの人口10分位と重ね合わせ、地図上にプロットした図1を示す。病院・診療所とともに人口規模が大きく高齢化率の低い都市部への集中がみられる。こうした医療資源の偏在は、地理情報システム（Geographic Information System：GIS）のパターン分析により、いずれもランダムではなく何らかの法則性の下に凝集して分布していることが、有意水準1%で確認されている。ここでは、受診地域を、①中頓別町、②中頓別町以

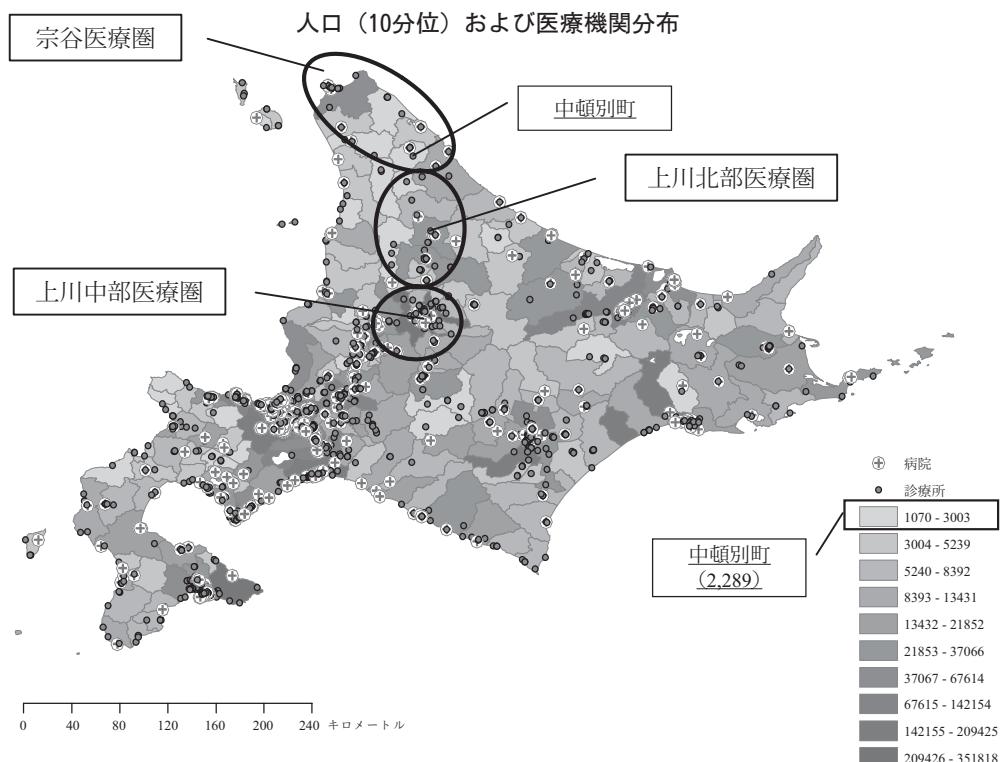


図1 北海道市区町村別人口（10分位）と医療機関分布

表1 入院/入院外区分・地区住所別・医療機関所在地別の実効率

診療報酬点数（単位：1,000点） 患者地区住所	入院のみ (N=677レセ)			入院外のみ (N=38,832レセ)			入院・入院外両方 (N=3,355レセ)		
	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外	中頓別 町全体	中頓別 地区	中頓別 地区外
(1) 医療機関所在地別診療報酬点数									
A.中頓別町内	8,843	6,931	1,912	47,211	31,043	16,167	14,065	10,398	3,668
B.中頓別町外	17,626	9,884	7,742	14,574	7,211	7,363	28,798	19,052	9,745
B-1.中頓別町以外宗谷医療圏内	1,243	64	1,178	844	447	396	593	297	297
B-2.上川中部医療圏	8,423	5,459	2,963	3,179	1,449	1,730	9,295	5,525	3,770
B-3.上川北部医療圏	6,549	3,519	3,030	8,080	3,950	4,130	12,534	8,842	3,692
B-4.その他	1,411	841	570	2,471	1,364	1,107	6,376	4,389	1,986
C.総計	26,469	16,815	9,654	61,785	38,254	23,531	42,863	29,450	13,413
(2) 診療報酬点数から計測した実効率									
中頓別町内(A/C)	33.41%	41.22%	19.81%	76.41%	81.15%	68.71%	32.81%	35.31%	27.34%
中頓別町外(B/C)	66.59%	58.78%	80.19%	23.59%	18.85%	31.29%	67.19%	64.69%	72.66%
同一第2次医療圏(宗谷)((A+(B-1))/C)	38.11%	41.60%	32.01%	77.78%	82.32%	70.39%	34.20%	36.31%	29.56%
上川中部医療圏(B-2/C)	31.82%	32.47%	30.69%	5.14%	3.79%	7.35%	21.68%	18.76%	28.11%
上川北部医療圏(B-3/C)	24.74%	20.93%	31.39%	13.08%	10.33%	17.55%	29.24%	30.02%	27.53%

注) 上川北部は士別市、名寄市、剣淵町、美深町、音威子府村、中川町を、上川中部は旭川市、東神楽町を含む。

外宗谷医療圏¹⁰⁾、③上川支庁内・上川中部医療圏¹¹⁾、④上川支庁内・上川北部医療圏¹²⁾、⑤その他¹³⁾の5つに区分し、国保レセ患者の受診行動を考察する。

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、当該5年間の診療報酬点数の総計から、中頓別町内における患者の地区住所と受診医療機関所在地別に受診率

を示したのが、表1である。「入院のみ」に関しては、中頓別町内の実効率は33%、宗谷医療圏内が38%、上川中部が32%、上川北部が25%となっている。他方、「入院外のみ」については、中頓別町内での受診率が入院よりも高まることから、中頓別町内が76%、宗谷医療圏が78%と同一医療圏内での実効率が上昇し、上川中部が5%、上川北部が13%と、越境受診率は低下する。

表2 入院/入院外区分別の診療実日数、診療報酬点数、患者および受診地域属性

(注1)	入院のみ (N=638)	入院外のみ (N=29,187)	入院・入院外両方 (N=1,329)
A.診療実日数と診療報酬点数			
1ヵ月当たり診療実日数合計（日）	27.43 (9.55)	2.60 (2.33)	15.54 (9.82)
1日当たり診療報酬点数（点）	1,639 (1,476)	904 (747)	2,136 (1,961)
1ヵ月当たり総診療報酬点数（点）	41,488 (37,848)	2,117 (2,213)	32,252 (38,235)
B.患者属性			
地区住所が中頓別地区（=1）	0.68	0.59	0.67
女性（=1）	0.49	0.58	0.59
年齢（歳）	75.34 (12.21)	74.17 (13.07)	78.60 (12.00)
国保加入世帯員数	2.40 (1.71)	3.63 (2.47)	4.98 (2.56)
非課税区分（=1）	0.74	0.54	0.58
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給（=1）	-	0.001	0.002
診療開始日からの月数>90日（中央値）（=1）	0.47	0.60	0.46
C.受診医療機関の設置された地域属性^(注2)			
地区住所から受診医療機関までの距離（km）	59.61 (63.07)	20.69 (38.72)	43.51 (50.03)
人口10万人当たり病床数	2,199 (362)	2,086 (495)	2,162 (429)
人口10万人当たり医師数	189 (122)	124 (79)	162 (104)
特定集中治療室設置数	0.29 (0.51)	0.06 (0.25)	0.17 (0.38)
診療科に関する基準による主成分得点	0.34 (1.42)	-0.61 (0.93)	-0.09 (1.02)
検査に関する基準による主成分得点	0.54 (1.04)	-0.11 (0.57)	0.23 (0.70)
治療に関する基準による主成分得点	-0.17 (0.65)	-0.39 (0.48)	-0.24 (0.50)
手術に関する基準による主成分得点	0.80 (1.04)	0.22 (0.74)	0.56 (0.77)

注) 1) () 内は標準偏差。連続変数についてのみ表示した。

2) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。地区住所から受診医療機関までの距離は直接距離で測定した。

「入院・入院外両方」のレセが発生した場合では、中頓別町内の実効率は33%，宗谷医療圏内が34%と、同一医療圏内への受診については入院とほぼ同じ結果であったが、上川中部が22%，上川北部が29%と「入院のみ」と比較すると上川北部の比率が高まっている。表1の結果から、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を優先した行動をとっていると考えられる。

この実効率は、例えば泉田（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また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と、中頓別町の北側に広がる同一二次（宗谷）医療圏内にはほとんど向かわらず、名寄市、士別市、旭川市などの都市部を要する南側の上川中部と上川北部へ流出している。以上のことから中頓別町を含む二次医療圏における、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。

また、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、町内の医療機関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¹⁴⁾。入院・入院外区分にかかわらず、中頓別地区の患者は町内受診率と宗谷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、つまりは越境受診の比率が高い傾向にある。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地区住所までの距離が、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。

IV 分析の結果

1 患者の受診行動範囲（移動距離）と二次医療圏（宗谷医療圏）の実効性

本節では、第2節で論じた回帰モデルに基づいた分析結果を示す。まず、表2は、入院・入院外区分別に分析に用いる被説明変数と説明変数の基本統計量を示している。表2をみると、患者の移動距離は「入院のみ」、「入院・入院外両方」、「入院外のみ」の順番で長く、また、人口10万人当たりの病床数・医師数、特定集中治療室設置数、診療科・検査・治療・手術に関する基準による主成分得点のいずれの指標についても、移動距離と同様の順番で医療資源の密度が高い傾向にあることがわかる。

表3は、地区住所から受診医療機関までの距離(d)を被説明変数、患者から町内の医療機関がある中頓別地区までの直線距離(r)と方位角(θ)を操作変数とした第1段階の推定結果を示している。決定係数が0.9を超えており、操作変数法第1段階の推定式の説明力としてはまず妥当な数値であった。結果、「入院のみ」と「入院外のみ」については r がともに有意に正で、この結果は、地区住所から町内病院の立地する中頓別地区までの距離が遠いほど、患者の受診行動範囲は拡大傾向にあることを示唆している。他方、1ヵ月間に入院レセと入院外レセが両方発生している場合では、 r の有意性は観察されなかった。方位角については、「入院のみ」で θ が有意に負、「入院外のみ」と入院・入院外では有意に正であった。つまり、前者では中頓別地区からみた地区住所が南側にあるほど受診行動範囲は縮小し、後者では拡大傾向にある。「入院・入院外両方」について、 r は有意でなく、 θ の効果が入院とは逆であったことから、医師の指示による影響が反映している可能性も十分考えられる。したがって、表3の推定値より、「入院のみ」と「入院外のみ」については操作変数 r と θ がともに、「入院・入院外両方」については θ が、移動距離(d)に対して有意な効果を持つことが示された。

表3 患者属性と地域属性が患者の受診行動範囲に与える効果

被説明変数：地区住所から受診医療機関までの距離 (km) ^{注2)}	入院のみ 注1)	入院外のみ 注1)	入院・ 入院外両方 注1)
<u>操作変数^{注3)}</u>			
地区住所から中頃別地区までの距離 (r)	1.06 *** (0.19)	0.28 *** (0.02)	-0.15 (0.13)
地区住所からみた中頃別地区の方位角 (θ)	-0.03 *** (0.01)	0.004 *** (0.001)	0.02 *** (0.01)
<u>B.患者属性</u>			
女性 (=1)	3.11 *** (1.15)	0.18 (0.12)	3.68 *** (0.72)
年齢 (歳)	-0.05 (0.05)	0.05 *** (0.00)	-0.08 ** (0.03)
国保加入世帯員数	0.75 ** (0.33)	0.01 (0.03)	-0.06 (0.16)
非課税区分 (=1)	-1.33 (1.28)	-0.39 *** (0.13)	1.88 ** (0.78)
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給 (=1)	- (-)	-1.32 (1.796)	-5.34 (9.012)
診療開始日からの月数>90日 (中央値) (=1)	0.49 (1.06)	-1.50 *** (0.15)	-3.11 *** (1.09)
<u>C.受診医療機関の設置された地域属性^{注4)}</u>			
人口10万人当たり病床数	0.02 *** (0.002)	0.02 *** (0.0002)	0.01 *** (0.001)
人口10万人当たり医師数	-0.15 *** (0.01)	-0.15 *** (0.00)	-0.14 *** (0.01)
特定集中治療室設置数	75.45 *** (3.44)	97.69 *** (0.69)	93.82 *** (2.91)
診療科に関する基準による主成分得点	118.87 *** (2.15)	119.68 *** (0.45)	116.76 *** (1.73)
検査に関する基準による主成分得点	-103.53 *** (3.15)	-95.73 *** (0.67)	-105.17 *** (2.77)
治療に関する基準による主成分得点	-65.38 *** (2.98)	-34.05 *** (0.39)	-48.07 *** (2.03)
手術に関する基準による主成分得点	1.32 (2.24)	-26.88 *** (0.35)	-7.24 *** (1.72)
constant	37.40 *** (5.34)	48.12 *** (0.57)	54.66 *** (3.65)
<u>操作変数の弱相関の検定</u>			
Anderson's CCLM statistic	29.18	759.82	34.58
p値	0.00	0.00	0.00
Cragg-Donald Wald F statistic	14.83	389.80	17.49
<u>モデルのtest statistic</u>			
F	929.44	20861.17	1020.94
Centered R ²	0.96	0.93	0.94
Uncentered R ²	0.98	0.95	0.96
N	638	29,187	1,329

- 注) 1) ***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。なお、すべての回帰分析は年ダミーにより調整済み。
 2) 居住地区から受診医療機関までの距離は直接距離で測定した。
 3) 患者から町内の医療機関がある中頃別地区までの直線距離と方位角については、緯度と経度から算出した。
 4) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。

さらに、弱相関の検定をみても、操作変数は患者の受診行動範囲と有意な相関を持つことが確認される。

次に、個人属性の移動距離への効果についてみてみると、まず性別については、「入院外のみ」を除いて、男性と比較して女性の方の受診行動範囲が広いことがわかる。これは、就労時間の面で女性の方が男性に比較すると移動距離（あるいは時間）に対する機会費用が低いことが起因していると予想される。年齢については、「入院のみ」については有意ではなく、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」で異なる結果を得た。前者ではより高齢な方が、移動距離が長く、後者では短い傾向にある。世帯人員数の代理変数である国保加入世帯員数については、「入院のみ」で世帯員数が多いほど受診行動範囲が広まる傾向がある。これは、世帯構成員が存在することにより、入院中の世話や見舞いを容易にし、受診行動を拡張しているのかもしれない。所得効果としての非課税区分は、「入院外のみ」で有意に負であり、これは低所得者層にとって移動の

機会費用が相対的に高いことを示唆していると考えられるが、他方で、「入院・入院外両方」では有意に正である。本稿では、重篤度を調整する指標がないことから、低所得者層を示す非課税区分が重篤度を示唆している可能性は否定できない。診療日からの日数が90日を越えている場合、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、移動距離が短い傾向にあるという結果である。この点に関しては、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唆している。

受診した医療機関がある地域属性については、人口10万人当たり病床数、ICU設置数、診療科からみた場合の医療資源の密度が、患者の受診行動範囲を拡大する誘因となっており、とりわけ、ICU設置数と診療科の影響が大きいことがわかる。他方、人口10万人当たり医師数、検査や治療でみた場合の医療資源の密度は有意に移動距離を短くする傾向にある。手術に関する医療資源については、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」で有意で負という結果であった。検

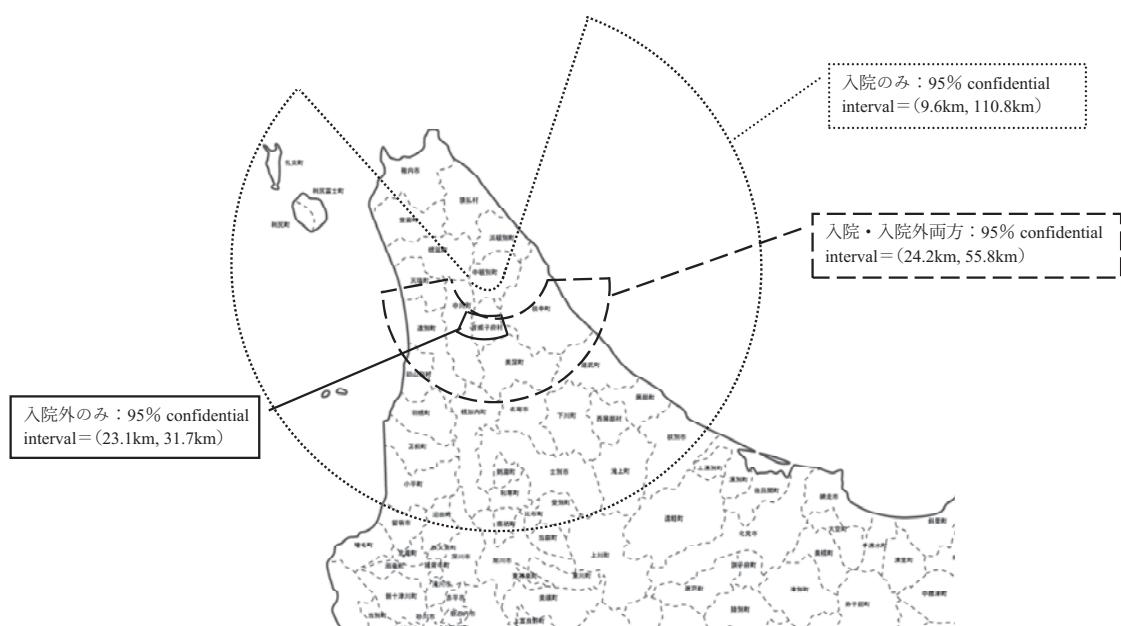


図2 医療施設選択の推定行動範囲

査基準と手術基準が移動距離に対して有意に負であったのはおそらく、こうした医療資源に対する患者のニーズが緊急性を持っているからではないかと考えられる。また、治療基準に対する主成分得点が受診行動範囲を狭めているのは、基準とした治療内容が患者にとって日常的なリハビリテーションを中心としたものであったために、地域における医療資源の密度よりも利便性を重視した結果ではないだろうか。ただし、相互に強い相関があると思われる医療資源の変数を同時に回帰分析に投入することは、多重共線性を引き起こす可能性があり、解釈には留保が必要である。

本稿では、二次医療圏の実効性を視覚的に検証するため、患者の移動距離と地区住所からみた受診した医療機関の方位角¹⁵⁾を被説明変数とする seemingly unrelated regression で入院・入院外区分別に同時推定させた。回帰分析で用いた説明変数は、表3と同じ変数群である。距離と方位角について得た推定値の95%信頼区間を図式的に示した結果が、図2である。この結果から、「入院のみ」の方が「入院外のみ」や「入院・入院外両方」よりも患者の受診行動範囲が広い傾向にあること、中頓別町を含む宗谷医療圏が中頓別町以北に設置されているのに対して、患者の受診行動は同一医療圏内よりもむしろ、中頓別町から南側に隣接する上川支庁、とりわけ、名寄市や士別市を含む上川北部と旭川市を要する上川中部へ広がっていることがわかる。この結果は、中頓別町に限っていえば、高度医療以外の提供について圏内で完結するように設置された二次医療圏の設定と患者の受診行動にズレが生じている、という基本統計量で得た結果を裏付けるものである。

2 診療実日数と診療報酬点数に対する効果

患者の受診行動範囲、および、患者属性、受診医療機関の所在地域属性が診療実日数と診療報酬点数に与える効果について入院・入院外区分別にそれぞれまとめたものが、表4である。回帰分析Iでは1ヶ月当たり診療実日数合計(日)、

回帰分析IIでは1日当たり診療報酬点数(点)、回帰分析IIIでは1ヶ月当たり総診療報酬点数(点)がそれぞれ被説明変数となっている。

まず、回帰分析Iをみると、患者の受診行動範囲が1km拡大すると、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、診療実日数は有意に1ヶ月当たり約0.12日と0.66日減少する傾向にあるが、「入院のみ」については有意な影響は観察されなかった。他方、診療報酬点数については、回帰分析IIをみると、患者の受診行動範囲が1km拡大すると、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」において、1日当たりの診療報酬点数は16点と48点高くなるが、「入院のみ」については有意な影響はない。1ヶ月当たりの総診療報酬点数については、「入院外のみ」について患者の受診行動範囲が有意であり、1km当たり64点減少傾向にあることがわかる。この結果から、「入院外のみ」については、患者の受診行動の拡大が、通院回数を減少させる一方で1日当たりの診療報酬点数を増加させるが、1ヶ月間の総額では医療費を抑制する傾向にあることがわかる。

紙幅の関係上、ここではLSの結果は示さないが、2SLSによって推定された \hat{d} の効果はLSよりも大きいことから、測定誤差による下方バイアスの問題や、診療実日数が少なかったために遠い医療機関での治療が可能であった、あるいは、1日当たりの診療報酬点数が高かったために近距離にある医療機関での治療が不可能であった、といった因果関係の影響が緩和された可能性がある。また、回帰分析Iでは「入院外のみ」と「入院・入院外両方」、回帰分析IIでは「入院・入院外両方」、回帰分析IIIでは「入院のみ」と「入院・入院外両方」について、過剰識別制約の検定結果から、操作変数が第2段階の推定式の誤差項(ε)と無相関であるという帰無仮説が棄却されなかった。したがって、過剰識別について若干の不安は残るもの、 r と θ の有効性が上記の推定については検証されたことになる。

次に患者属性について、入院については、年齢が1歳上がるごとに診療実日数が0.12日、1ヶ月の診療報酬点数が491点増え、国保加入世帯員数が

表4 受診行動範囲、患者属性、受診医療機関の所在地域属性の効果（操作変数法2SLS）^(注)

従属変数	回帰分析I			回帰分析II			回帰分析III		
	1カ月当たり診療実日数合計（日）		1日当たり診療報酬点数（点）	1カ月当たり総診療報酬点数（点）		回帰分析II	回帰分析III		
	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方	入院のみ	入院外のみ	入院・入院外両方
<u>受診行動範囲</u>									
地区住所から受診医療機関までの距離 (km) ^(注2)	0.06 (0.14)	-0.12 *** (0.01)	-0.66 *** (0.17)	-9 (20)	16 *** (3)	48 * (25)	735 (536)	-64 *** (8)	-510 (494)
<u>B.患者属性</u>									
女性 (=1)	-0.89 (0.97)	0.05 (0.03)	3.46 *** (0.92)	204 (139)	-47 *** (9)	-149 (137)	892 (3,715)	-18 (26)	4,222 (2,716)
年齢 (歳)	0.12 *** (0.04)	0.04 *** (0.001)	0.10 *** (0.04)	4 (6)	4 *** (0)	-7 (5)	491 *** (153)	38 *** (1)	70 (108)
国保加入世帯員数	-0.39 (0.28)	0.18 *** (0.01)	-0.24 (0.16)	66 (41)	-7 *** (2)	-43 * (24)	-307 (1,093)	128 *** (6)	-996 *** (467)
非課税区分 (=1)	2.87 *** (0.95)	0.64 *** (0.03)	2.64 *** (0.78)	-937 *** (137)	-78 *** (9)	-509 *** (116)	-15,256 *** (3,665)	260 *** (28)	4,215 * (2,308)
退職医療資格者の一般受診による1割差額支給 (=1)	-0.159 (-)	-0.159 (0.450)	1.872 (8,896)	- (-)	649 *** (129)	771 (1,328)	- (-)	2,400 *** (392)	8,377 (26,357)
診療開始日からの月数>90日 (中央値) (=1)	1.62 ** (0.79)	-0.26 *** (0.04)	-2.31 ** (1.15)	-570 *** (114)	105 *** (11)	437 ** (171)	-10,193 *** (3,054)	-15 (33)	1,998 (3,404)
<u>C.受診医療機関の設置された地域属性^(注3)</u>									
人口10万人当たり病床数	-0.004 (0.003)	0.002 *** (0.0001)	0.01 ** (0.002)	0.5 (0.4)	-0.1 *** (0.0)	-0.8 ** (0.4)	-4.3 (11.6)	1.4 *** (0.1)	7.2 (7.2)
人口10万人当たり医師数	0.02 (0.02)	-0.02 *** (0.001)	-0.07 *** (0.02)	-3 (3)	3 *** (4)	3 (92)	64 (56)	-12 *** (1)	-119 * (71)
特定集中治療室設置数	-5.36 (10.63)	11.93 *** (0.88)	56.41 *** (15.87)	397 (1,527)	-1,512 *** (252)	-3,169 (2,369)	-56,718 (40,876)	6,598 *** (768)	64,017 (47,025)
診療科に関する主成分得点	-9.31 (16.51)	14.51 *** (1.07)	78.90 *** (19.52)	1,308 (2,372)	-1,603 *** (306)	-4,851 * (2,914)	-77,195 (63,880)	8,711 *** (933)	87,391 (57,833)
検査に関する基準による主成分得点	9.84 (14.25)	-10.99 *** (0.87)	-64.94 *** (17.81)	-615 (2,046)	1,514 *** (247)	3,772 (2,659)	80,117 (54,768)	-6,082 *** (754)	-81,366 (52,770)
治療に関する基準による主成分得点	8.20 (9.49)	-3.35 *** (0.32)	-31.94 *** (8.14)	-832 (1,363)	266 *** (91)	1,289 (1,215)	48,848 (36,484)	-2,321 *** (278)	-47,018 * (24,122)
手術に関する基準による主成分得点	-1.03 (1.70)	-3.79 *** (0.25)	-7.02 *** (2.12)	92 (245)	199 *** (72)	1,716 *** (317)	-233 (6,552)	-2,503 *** (221)	12,882 *** (6,289)
constant	19.59 *** (6.00)	5.63 *** (0.49)	41.75 *** (10.32)	1,522 * (862)	-337 ** (140)	646 (1,340)	-23,700 (23,070)	2,607 *** (425)	51,873 * (30,575)
<u>過剰識別制約の検定</u>									
Sargan statistic	6.83 (0.01)	0.63 (0.43)	2.76 (0.10)	4.72 (0.03)	77.57 (0.00)	1.07 (0.30)	0.33 (0.56)	48.79 (0.00)	1.77 (0.18)
p値	0.90	0.62	0.54	0.64	0.61	0.59	0.60	0.49	0.45
モデルのtest statistic	Adj/Uncentered R ²								

注) 1) ***1%水準で有意。**5%水準で有意。*10%水準で有意。なお、すべての回帰分析はダミーにより調整済み。

2) 第1段階推定から得られた推定値 (\hat{d}_1)。

3) 受診医療機関に関する情報については、WAM NET (www.wam.go.jp) の病院・診療所情報に基づき集計を行った。

1人増えることで、入院外で診療実日数が0.18日増えることがわかる。興味深いのは、国保加入者世帯員の存在が、「入院・入院外両方」で1カ月当たりの総診療報酬点数を大幅に（996点）減少させることである。非課税区分ダミーは、いずれの場合も診療実日数を引き延ばすが、1日当たりの診療報酬点数には有意に負の効果があり、結果、「入院のみ」と「入院・入院外両方」において1カ月当たりの医療費総額を大幅に減少させている。退職医療資格者の一般受診による1割差額支給については、診療実日数に対しては影響がないものの、入院外において診療報酬点数を大きく引き上げている。診療日からの日数が90日を越えている場合、診療実日数は、「入院のみ」については増え、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」では減る傾向にある。逆に、1日当たりの診療報酬点数でみると、「入院のみ」では大幅に減り、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」では増える傾向にある。結果、慢性期の病態をかかえた患者は、入院日数は長いが1日当たりの診療密度は低く、1カ月の総額では総診療報酬点数は低い傾向にある。

医療資源の密度に関する結果で興味深いのは、「入院外のみ」について、受診地域における人口10万人当たりの病床数、ICU設置数、診療科の主成分得点が、診療実日数については有意に正、1日当たりの診療報酬点数に対しては有意に負の効果がある一方で、人口10万人当たりの医師数、検査・リハビリ中心の治療・手術の主成分得点が日数については有意に負、1日当たり点数に対しては有意に正の効果が認められたことである。1カ月当たりの総額でみると、いずれも1日当たりの点数よりもむしろ診療実日数への効果が影響し、前者については正、後者については負の効果が観察された。「入院・入院外両方」でも同様の結果が観察されるが、診療実日数以外では有意水準は高くない。また、表3で考察された通り、前者については患者の受診行動範囲拡大誘因であり、後者は縮小誘因である。仮に、医療資源の密度が当該地域における競争環境の過密さをあらわしているとするならば、1日当たりの

診療報酬点数が減り受診回数が増えるといった前者についての結果をみると、供給者誘発需要の発生も疑われる。他方、後者については、供給者間の競争の結果、1回当たりの診療密度を上げてサービス供給の回転率を高めているかもしれない。いずれにしても、本稿では、こうしたメカニズムが、供給者主導によるものなのか、あるいは、ここでは調整されていない重篤度などの患者側の要因であるのかを識別することはできない。さらには、患者の受診行動範囲に対する効果と同様に、多重共線性によるバイアスの影響も念頭おく必要がある。

3 中頓別町内に医療機関が無かった場合の患者受診行動と医療費に与える影響

ここでは、以上の回帰分析の結果を用いて、中頓別町内にある2つの医療機関がなかった場合、患者の受診行動と医療費にどういった影響があるにかについて単純なシミュレーションを行う。まず、レセプト・ベースのデータから、町内受診者と町外受診者とを識別し、町内受診ダミーを被説明変数、個人属性を説明変数とするプロビット推計を行いpropensity scoreを計算する。説明変数として用いた個人属性は、性別、年齢、世帯構成員数、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、である。算出されたpropensity scoreに基づき、最近隣マッチング（nearest-neighbor matching）を行い、町内受診者と類似したサンプルをone-by-oneで町外受診者の中から抽出し、マッチングされた町外受診サンプルによって選択された医療機関を町内受診者にimputeする¹⁶⁾。次に、こうした得られた患者の受診行動範囲（移動距離）を、再度操作変数法2SLSの回帰式に投入することによって、中頓別町内に医療機関が無かった場合の、患者1人の1カ月当たりの総診療報酬点数を推定する。そして、その結果を基にして、中頓別町全体の1ヶ月間・1年間の診療報酬点数を推計する¹⁷⁾。

結果は、図3（入院のみ）、図4（入院外のみ）、

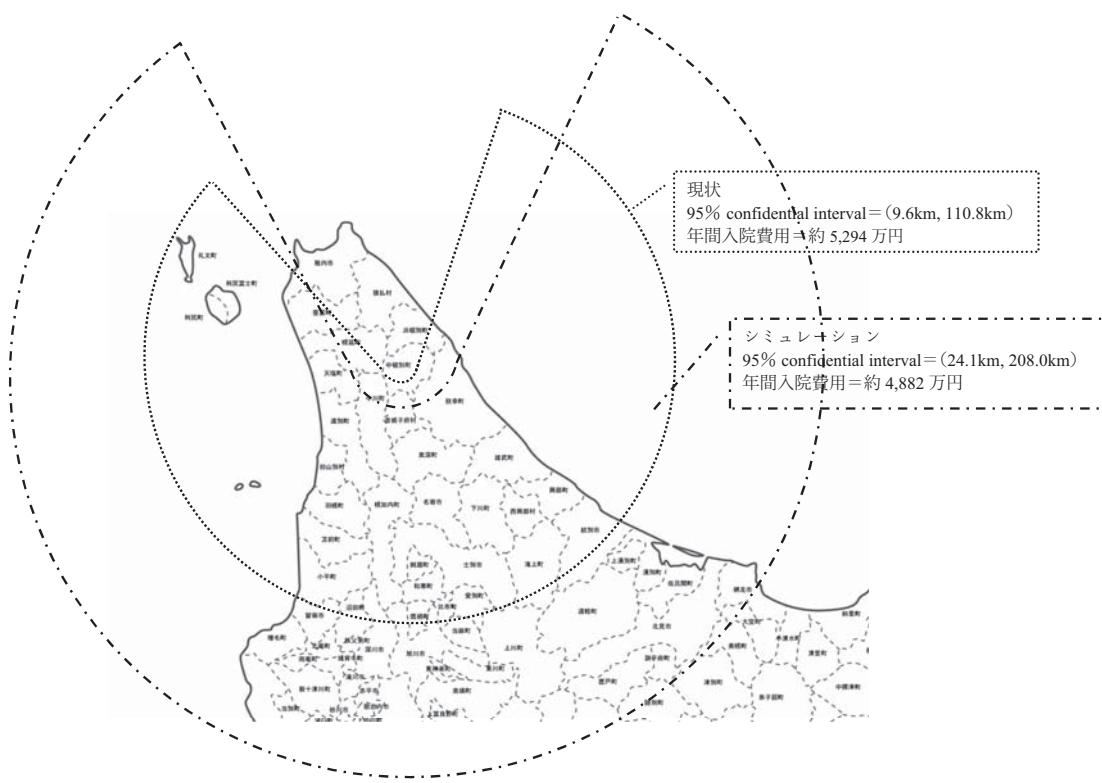


図3 シミュレーション結果 I (入院のみ)

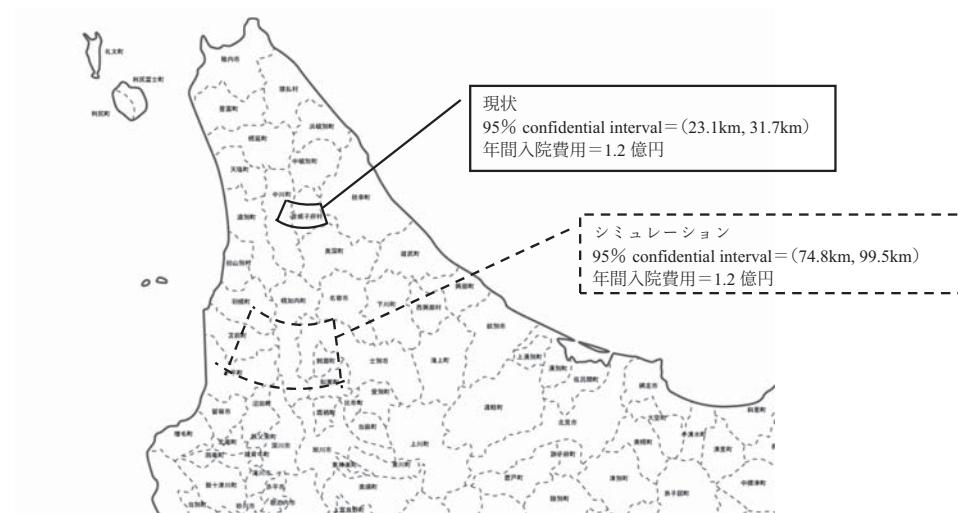


図4 シミュレーション結果 II (入院外のみ)

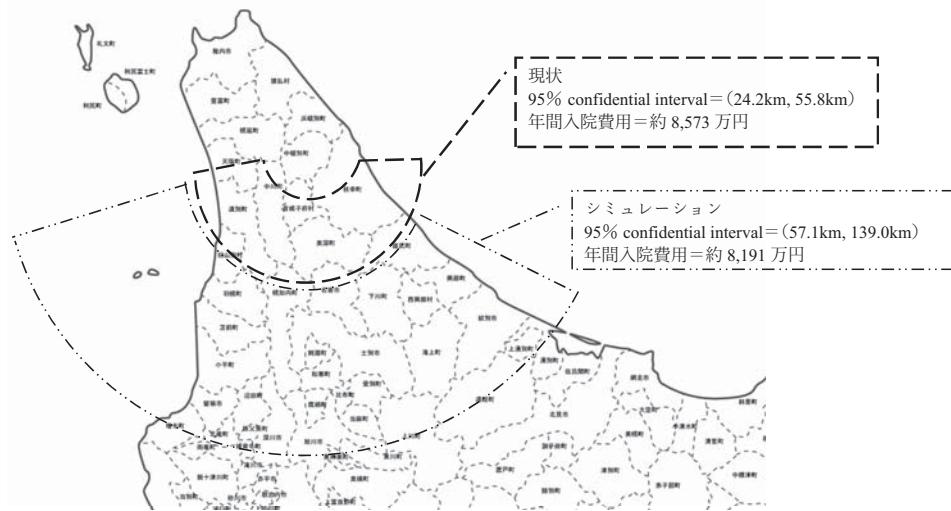


図5 シミュレーション結果III（入院・入院外両方）

図5（入院・患者両方）に示す通りである。留意すべきは、これは国保レセプトすべての診療報酬点数についてではなく、本稿で分析対象としている病院および診療所レセに限った数値であるため、薬局、歯科、および、針灸・整骨院はシミュレーションの対象には入っていない。また、入院に関しては、中頓別町内の診療所には入院施設がないため、シミュレーションにおいて病院と診療所を区別することはできなかった。

図3、図4、図5によると、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合、移動距離の平均値は、「入院のみ」で約60kmから約116km、「入院外のみ」では約21kmから約87km、「入院・入院外両方」で約44kmから約98kmまで広がるもの、診療報酬点数については、入院・入院外区分によらず、中頓別町全体で若干減少傾向にあることがわかる。ただし、ここでは、患者の機会費用については全く考慮に入れていないことを追記しておく必要がある。

V 考察と今後の課題

本稿では、北海道中頓別町における国保レセを用いて、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、診療実日数、および、診療報酬点数でみた場合の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なかった場合の効果について単純なシミュレーションを行った。結果は下記の6点に要約することができる。

- ① 中頓別町を含む宗谷医療圏の実効性は、例えば泉田（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または比較的高い水準にある。
- ② 中頓別町の国保患者の受診行動は、入院・入院外とともに、受診した医療機関がある地域属性のうち、人口10万人当たり病床数、ICU設置数、診療科からみた場合の医療資源の密度が、患者の受診行動範囲を拡大する誘因となっており、とりわけ、ICU設置数と診療科の影響が大きい。
- ③ 患者属性については、入院・入院外区分によって結果が異なる。「入院のみ」について、年齢や国保加入世帯員数は受診行動の拡張要因であるのに対して、「入院外のみ」と「入院・入院外両方」については、年齢、非

課税区分（ただし「入院外のみ」）、診療日からの日数が90日を越えているかどうかが、受診行動の縮小要因となっている。この結果から、日常的な通院に長い移動距離が伴うと、高齢者、低所得者、あるいは、慢性的な病態をかかえた患者にとっての機会費用が高まる危険性のあることが示唆される。

- ④ 二次医療圏の実効性を視覚的に検証した結果、入院の方が入院外よりも行動範囲が広いこと、また、中頓別町を含む宗谷医療圏が中頓別町以北に設置されているのに対して、患者の受診行動は同一医療圏内よりもむしろ、中頓別町から南側に隣接する上川支庁、とりわけ、名寄市や士別市を含む上川北部へ広がっていることがわかる。泉田（2000）が指摘するように、国民健康保険における市区町村の保険者機能を考えると、これは財政上非効率的であり、二次医療圏については設定の仕方を今一度検討する必要がある。
- ⑤ 操作変数法による2SLSの結果、「入院外のみ」では、患者の受診行動の拡大が、通院回数を減少させる一方で1日当たりの診療報酬点数を増加させるが、1ヵ月間の総額では医療費を抑制する傾向にある。他方、「入院・入院外両方」についても同様の結果を得たが、診療実日数以外ではあまり有意ではなく、「入院のみ」では患者の受診行動範囲の効果は全くなかった。こうした結果は、入院に比して、日常的な通院を伴う入院外の方が移動に伴う機会費用が高いことを示しているのかもしれない。また、入院外に関して、移動距離が伸びることで患者の機会費用が上がるため、診療実日数は減るが、その分1日の診療内容が密になることで単位当たりの診療報酬点数が増加していると考えられる。1日当たりの診療報酬が増加する理由としては、遠方まで来たのだからより密度の高い医療サービスを受けることで便益を上げようとする患者主導のものなのか、供給者によって需要が誘発されているのか、

この分析からは判断できない。しかし、こうした受診行動の効果と同様、病床数、ICU設置数、診療科で見た場合の医療資源の密度が受診地域の競争環境の過密さを反映するとして、資源密度の高さが1日当たりの診療報酬点数を減らし、受診回数を増やすという結果をみると、供給者誘発需要の発生も疑われる。

- ⑥ Propensity score 法による単純なシミュレーションを行った結果、仮に中頓別町内に医療機関がなかった場合、患者の移動距離は大幅に拡張するが、診療報酬点数については、入院・入院外区分によらず、中頓別町全体で若干減少傾向にあることがわかる。

以上の結果から、薬局、歯科、および、針灸・整骨院を除けば、中頓別町内から医療機関がなくなることが、国民健康保険の保険者としての中頓別町の財政に負荷をかけることにはならない。なぜならば、医療機関の不在による患者の受診行動範囲の必然的な拡大が、とりわけ入院外での通院回数を減少させる効果が大きいためである。このことは、とりもなおさず高齢者、低所得者、慢性的な病態をかかえた患者にとっての機会費用の増大を意味する。本稿でのシミュレーションでは、住民の健康状態やQOLに対する影響を観察することはできない。しかし、國民に長く医療サービスへの平等なアクセスを保証してきたわが國の健康保険制度にとって、人口動態と医療資源の偏在がもたらす物理的な効果については、今後も注視する必要があるだろう。

昨今、地域医療のあり方が各方面で問われているが、それぞれの地域によって医療資源や住民の属性それぞれに大きな特色があり、一概に普遍的な結論を下すことが適切ではない。本稿で得られた結論は、北海道宗谷地区の過疎地域である中頓別町固有の結果であって、一般化することは決してできない。さらにいえば、本稿における統計的な検証からもわかるように、患者の受診行動、診療実日数、医療費の内生性に

ついて完全に調整されているとはいはず、当該地域に限定しても断定的な結論は出しがたい。しかしながら、地域や住民の属性にかかわらず地域医療の実態と今後の課題を客観的・実証的に検討できるような普遍的な分析のフレームワークを構築する作業は今後とも行わなければならぬ。本稿はこうした試みの1つである。

最後に、政策評価のためのデータを整備する上で課題について触れる。まず、本稿は国保レセのみを対象としたため、そもそもサンプルに偏りがありselection biasの問題を避けることはできない。レセを対象とした分析を行う場合、現状では、各市区町村や健康保険組合との協力体制の下、その被保険者を対象とした分析を行うしかなく、ある地域の住民について、就労形態にかかわりなく網羅的に分析対象とすることはできない。本稿においても、国保加入世帯員数を世帯員数の代理変数とせざるをえなかったのは、世帯内に国保と社会保険加入者と両方がいた場合は把握ができないためである。また、国保レセだけでは、生活保護世帯などの把握も困難である。この課題については、今後の日本の医療保険制度のあり方とも深くかかわる問題であり、今後の議論が待たれる。第2に、当該地域における医療提供者および患者に関するより詳細な情報の収集である。例えば、サンプルが5月レセプトの存在する患者だけに限定されているためはっきりと結論付けることはできないが、仮に疾病分類の有無を調整した場合、回帰分析の結果が大きく変わる可能性がある。つまり、このことは、性別や年齢などに加えて、DPC（診断群分類：Diagnosis Procedure Combination）データのように、患者の疾病名や重症度を調整することは、より精緻な結果を得るためにには必要不可欠な情報であることを示唆している。同様に、レセだけの情報では、患者個人や世帯についての属性が十分に調整されているとはいえない。例えば、学歴、所得、資産などの人的・経済的資源にかかわる変数は、医療需要を分析する上で本来欠かすことのできない情報である。第3に方法論についてであるが、本稿

では、患者の居住区から中頓別地区までの距離(r)と方位角(θ)によって患者の受診行動範囲が変化することから、 r と θ を操作変数として利用したが、検定量を見る限りその有効性は脆弱である。より適切な操作変数をさがすか、操作変数法以外の統計的手法を用いるかは本稿の今後の課題とするが、ここで試みたように、患者の受診行動と医療費との関係性を解明するためには、omitted variablesや内生性という統計学上の諸問題のモデルへの影響をできるだけ小さくするような工夫をする必要がある。そういう統計学上の諸問題に対処する可能性を広げる意味でも、今後、レセに代表されるような医療資源の収集・整備・活用のあり方を検討していく必要があるだろう。

謝辞

本稿は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者：泉田信行）の一環として実施された研究に基づく。本稿の執筆に当たっては、多くの中頓別町民にご協力をいただいた。なかでも、中頓別町役場と中頓別町国民健康保険病院の方々には大変お忙しい中、われわれの訪問に対して、いつも心温かく出迎えていただき、感謝申し上げたい。本稿の発刊時期となる12月は、極寒の季節であろう。厳しい環境と調和し、自然と向き合いながら生き生きと生活しているいらっしゃる町民の方々に心より敬意を表しつつ、本稿が中頓別町の方々の生活にほんの少しでも資することを祈りたい。

本研究は、日本財政学会とInternational Health Economic Associationでの発表、青山学院大学・国際マネジメント研究科でのセミナーと東京大学でのシンポジウムにおいて多くの方々に貴重なご助言を頂戴した。また、国立社会保障・人口問題研究所にて開催された執筆者会議において、花岡智恵氏、西村周三氏、菅原琢磨氏から有益な御意見を多数頂戴した。記して御礼申し上げる。残るすべての誤りは筆者に帰す

るものである。

注

- 1) 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。
- 2) (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稿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)。
- 3) 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。
- 4) その他の先行研究については、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。
- 5) 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。
- 6) 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撮影および単純MRI撮影、特殊CT撮影および特殊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、内視鏡下椎弓切除術、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、頭蓋内電極植込術または脳刺激装置交換術、脊髄刺激装置植込術または脊髄刺激装置交換術、経皮の冠動脈形成術(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)、経皮的中隔心筋焼灼術、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および埋込型除細動器交換術、大動脈バルーンパンピング法(IABP法)、補助人工心臓、生体部分肝移植術、体外衝撃波胆石破碎術、体外衝撃波腎・尿管結石破碎術、腹腔鏡下前立腺悪性腫瘍手術を基準として、実施可能な医療機関を「1」、それ以外を「0」とする二項変数から、検査、治療、手術の3項目についてそれぞれ主成分得点を計算した。

- 7) 90日は中頓別町のセブ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。
- 8) 疾病統計コードに関しては毎年5月にのみ記録されているため、5月に診療を受けた患者に分析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、患者の重症度を一定程度調整する意味でも望ましいが、データの制約上セレクションバイアスの問題を回避することは難しく、特に入院患者についてはサンプルを著しく減らしてしまうため、本稿では説明変数からは除外することとした。
- 9) 入院と入院外レセ双方の発生を観察する期間として、1カ月間が妥当かどうかは検討の必要がある。しかし本稿では、半年間と1年間に観察期間を延長してrobustness checkを行い、結果が大きく変わらないことが確認された。
- 10) 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。
- 11) 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。
- 12) 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。
- 13) そのほかは、留萌支庁・留萌医療圏(留萌市、増毛町、小平町、苦前町、羽幌町、初山別村、

- 遠別町, 天塩町, 幌延町), 道央(石狩, 空知の2支庁), 道南(後志, 渡島, 檜山, 胆振, 日高の5支庁), 道東(網走, 十勝, 釧路, 根室の4支庁)を含む。
- 14) 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。
- 15) 患者の地区住所を出発点, 受診した医療機関を到着点として, 両者の緯度と経度から, 北を0度, 南を180度として角度を算出した。
- 16) propensity scoreを推定するための説明変数が不十分であるため, 町内受診者と類似した町外受診者は, 比較的重篤度が低いなど, 患者属性に偏りがある可能性は否定できない。
- 17) PS推定とマッチングに基づく2段階推定法の結果は, 著者による提供が可能である。
- 参考文献**
- 青木研 (2001)「患者の行動による地域差」地域差研究会編『医療費の地域差』, 東洋経済新報社, 第10章, pp.141-172。
- 安西将也 (1987)「最近10年間における病院・診療所別入院外患者の受診行動に関する研究」, 『病院管理』24, pp.27-33。
- 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」, 財務省財務総合政策研究所, ファイナンシャル・レビュー, pp.117-156。
- 泉田信行 (2000)「越境受診の分析」, 厚生化学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「総覧点検データによる医療受給の決定要因の分析」分担研究報告書, pp.119-133。
- (2004)「患者の受診パターンの変化に関する分析」, 『医療と社会』14 (3), pp.1-19。
- 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。
- 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。
- , 「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。
- 島正之・仁田善雄・岩崎明子・安達元明 (1990)「大病院入院外患者の受療行動に関する研究」, 『公衆衛生』54 (9), pp.648-652。
- 関田康慶・藤咲達・太田拓男・横山保 (1983)「患者訪医行動の分析一大都市周辺都市のケーススタディ」, 『病院管理』20 (2), pp.121-135。
- 知野哲朗 (1994)「タイムコストと受診行動」, 『医療と社会』4, pp.1-25。
- 塚原康博 (2002)「入院外患者による大病院選択の規定要因: 「国民生活基礎調査」の個票データを用いた実証分析」, 『医療経済研究』4, pp.5-16。
- 中泉真樹 (1995)「医療における外部性とプライマリケアの活用」, 鶴田忠彦編『日本の医療経済』, 東洋経済新報社, 第12章。
- 中島孝子 (1998)「不確実な状況における患者の病院選択行動の経済分析」, 『医療と社会』8 (3), pp.39-51。
- 野口晴子 (2008)「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」日本財政学会 京都大学, 京都 (2008.10.25)。
- 広井良典 (1994)「医療の経済学」, 日本経済新聞社。
- 山本克也 (2002)「患者の医療機関選択と診療費」, 『季刊社会保障研究』38 (1), pp.25-38。
- 吉岡恵美子・鈴木莊太郎・渡邊一平・岡崎勲 (1996)「医療提供システムの策定に関する研究」, 『病院管理』33 (1), pp.5-17。
- (のぐち・はるこ 国立社会保障・人口問題研究所
社会保障基礎理論研究部第2室長)