

4. 分析の結果

4-1. 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。図表7は、居住地区から受診医療機関までの距離(d)を従属変数、患者の居住地区から中頓別地区までの距離(r)を操作変数とした第1段階(1)の推定結果を示している。疾病コードの調整を行った場合と行わなかった場合との決定係数がそれぞれ、入院で0.8と0.9、入院外では0.6と若干入院外で低いものの、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。

最初に、受診医療機関の医療資源が患者の行動範囲に与える効果について検証する。疾病コードによる調整の有無に関わらず、入院に関しては、100床以上～300床未満で移動距離がピークに達し、300以上では病床規模に反して移動距離が短くなる傾向にある。また、入院外に関しては、100床以上では、病床数の規模に比例して患者の受診距離が比例的に伸びていることがわかる。救命救急入院については、入院に関してのみ受診行動範囲を拡大させるが、特定集中治療室については、入院・入院外ともに移動距離を伸ばす誘因となっている。検査基準に対する主成分得点は、入院と入院外で逆の効果をもつ。入院では検査基準が患者の受診行動範囲を拡大し、入院外では逆に行動範囲を狭めている。リハビリテーションを中心とする治療基準に対する主成分得点は、疾病コードによる調整を行った入院に対する回帰分析以外では、患者の移動距離を伸ばす傾向にある。他方、入院・入院外を問わず、手術基準に対する主成分得点は患者の受診行動範囲を狭める傾向にあることがわかる。入院外の検査基準と入院・入院外における手術基準が移動距離に対して有意にマイナスであったのは、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。但し、この結果は図表6-1で見た基本統計量の結果とは大きく異なるため、強い相関があると思われる医療資源を同時に回帰分析に投入したことによる多重共線性を引き起こしている可能性もある。

次に、個人属性の移動距離への効果であるが、性別、年齢、非課税区分ダミーについて、疾病分類を調整する場合としない場合とで結果が安定的でない。但し、本データでは、疾病統計コードは毎年5月のみが記録されており、サンプル数が大幅に減少していることに留意をしなければならない。比較的結果が安定的であるのは、診療日からの日数が90日を越えている場合は、医療距離が短い傾向にあることがわかる。この結果は図表6-1の基本統計量とも整合的な結果であった。疾病分類については、入院・入院外ともに、良性・悪性新生物と筋骨格系及び結合組織の疾患が患者の受診行動範囲を広げる傾向にある。また、入院よりも入院外で疾病分類が有意に効く傾向があり、内分泌、栄養及び代謝疾患、精神及び行動障害、神経系疾患、循環器系疾患、呼吸器系疾患、乳房及び女性性器の疾患が、患者の移動距離を伸ばす傾向にあることがわかる。

最後に、操作変数である中頓別地区からの距離(r)をみると、入院・入院外ともに、中頓別地区から最も遠い、小頓別地区と秋田地区において、患者の受診行動範囲が広範であることがわかる。入院については、 r と移動距離との関係は必ずしも明確ではないが、入院外については、明らか

に r が遠ければ遠いほど患者の移動距離が長くなっている。

本稿では、第2次医療圏の実効性を視覚的に検証するため、中頓別町以外の医療機関を利用した患者にサンプルを限定し、患者の移動距離、及び、中頓別町から見て東を0度とした角度を従属変数とする *seemingly unrelated regression* で入院・入院外別に同時推定させた。回帰分析で用いた説明変数は、疾病分類を除いて図表7と同じ変数群である。但し、疾病分類についてはサンプル数が極めて限定されたものになるため投入しなかった(Appendix1参照)。距離と角度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、入院については図表8(患者の居住地区ごとの結果はAppendix図表8-1~8-16)に、入院外については図表9(患者の居住地区ごとの結果はAppendix図表9-1~9-16)である。居住地区ごとの結果は地区ごとのサンプル数が限られているため解釈には留意が必要ではあるが、この結果から、第1に、入院の方が入院外よりも患者の受診行動範囲が広い傾向にあること、第2に、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、基本統計量で得た、入院外よりも入院のための移動に伴う機会費用の方が低いこと、また、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、という結果を裏付けるものである。

4-2. 入院における診療報酬点数及び診療実日数に対する効果

患者の受診行動範囲、及び、受診医療機関属性と患者属性が入院における診療報酬点数及び診療実日数に与える効果についてまとめたものが、図表10-1(疾病分類による調整なし)と図表10-2(疾病分類による調整あり)である。回帰分析Iでは1ヶ月当たり診療報酬点数合計(点)が、回帰分析IIでは1ヶ月当たり診療実日数合計(日)が、そして、回帰分析IIIでは1日当たり診療報酬点数(点)がそれぞれ従属変数となっている。また、回帰分析I~IIIについて、2種類の静学パネル推計を行った。1つはランダム効果推定で、もう1つはTwo Step GMM法による同時決定パネル推計である。固定効果推定を用いなかった理由は、年齢以外の全ての患者属性は固定効果として吸収されてしまうため、個人属性の医療費と診療実日数への影響が観察不能になるのを回避するためである。操作変数法による結果は、後者のTwo Step GMM法によって示されている。疾病分類を調整した図表10-2の回帰分析II以外の全てのTwo Step GMMにおいて、過剰識別制約はほぼ1%有意水準で棄却された。以下、分析結果について、Two Step GMM法による1ヶ月当たりの診療報酬点数に対する効果を中心に議論を行う。

まず、居住地区から受診医療機関までの距離(ランダム効果推定では d 、Two Step GMMでは \hat{d})の効果をみると、推定方法に関わりなく回帰分析IとIIIにおいて有意に正の値をとっている。Two Step GMM法による推定の結果、患者の移動距離が1km伸びると、1ヶ月当たりの診療報

酬点数が約 132 点(ランダム効果推定では 114 点)、1 日当たりの診療報酬点数が 9 点(ランダム効果推定では 8 点)増える。また、統計学的に有意ではないが、回帰分析Ⅱの結果は、患者の移動距離が 1 ヶ月当たりの診療実日数へ与える効果がマイナスであることを示している(移動距離 1km に対して-0.036 日入院日数が短縮される)。次に病床規模の効果であるが、回帰分析Ⅱにおいて、病床数の規模が大きくなるほど診療実日数は伸びているが、回帰分析Ⅲにおける 1 日当たりの診療報酬点数には有意に効かず、結果的に 1 ヶ月当たりの医療費には有意な効果がない。医療資源のうち、1 ヶ月当たりの医療費に対する効果が最も明確な変数は、手術基準による主成分得点の効果である。手術基準による主成分得点が相対的に高ければ、1 ヶ月当たりの診療実日数は短縮化されるが、1 日当たりの診療報酬点数が上がるため、最終的に 1 ヶ月当たりの医療費を押し上げる結果となった。

患者属性について、1 歳年齢が上がると 1 ヶ月の診療報酬点数が 254 点増え、また、診療実日数も 0.071 日長引くことがわかるが、1 日当たりの診療報酬点数については有意な結果は得られなかった。年齢以外に安定的な結果としては、診療開始日からの月数で、慢性的な病態である人はそうでない人と比較して 1 日当たりの診療報酬点数が 388 点低く、結果的に 1 ヶ月当たりの点数が約 5,000 点低い。

次に、疾病分類を調整した場合の図表 10-2 についてまず留意しなければならないのは、疾病統計コードを記録したレセプトが毎年 5 月 1 ヶ月間に限定されているため、図表 10-2 で分析対象となっているレセプト件数は 5 月に偶然入院した 148 件(調査対象者では 119 人)と著しく偏っているということである。したがって、ここで掲載した数値はあくまでも参考程度である。結論からいえば、限定的なサンプルを抽出して疾病分類を調整した場合、受診医療機関属性、患者属性ともに全く有意な結果が得られなかった。唯一、投入した疾病分類ダミーが、1 ヶ月当たりの診療報酬点数を増加させ、1 ヶ月当たりの診療実日数を伸ばす傾向にあることがわかる。

4-3. 入院外における診療報酬点数及び診療実日数に対する効果

図表 11-1(疾病分類による調整なし)と図表 11-2(疾病分類による調整あり)は入院外についての結果である。図表の構造は入院と全く同じである。入院外については、全ての Two Step GMM において、過剰識別制約はほぼ 1%有意水準で棄却された。以下、入院の場合と同様、Two Step GMM 法による 1 ヶ月当たりの診療報酬点数に対する効果を中心に議論を行う。

まず、居住地区から受診医療機関までの距離(ランダム効果推定では d 、Two Step GMM では \hat{d})の効果を見ると、推定方法に関わりなく回帰分析ⅠとⅢにおいて有意に正の値をとっている。Two Step GMM 法による推定の結果、患者の移動距離が 1km 伸びると、1 ヶ月当たりの診療報酬点数が約 7 点(ランダム効果推定では 9 点)、1 日当たりの診療報酬点数が 4 点(ランダム効果推定では 3 点)増える。他方、回帰分析Ⅱの Two Step GMM 推定の結果を見ると、患者の移動距離が 1 ヶ月当たりの診療実日数へ与える効果がマイナスであることを示している(移動距離 1km

に対して-0.005日診療実日数が短縮される)。したがって、この結果から、患者の受診行動範囲の拡大は、診療実日数を有意に短縮するが、1日当たりの診療報酬点数を引き上げる効果があるため、結果的に1ヶ月当たりの入院外医療費を増加させる。次に病床規模の効果であるが、有床・無床の診療所と比較して、 $20 \leq \text{病床数} < 100$ で426点、 $100 \leq \text{病床数} < 300$ で1,324点、 $300 \leq \text{病床数} < 500$ で1,350点、 $\text{病床数} \geq 500$ で2,405点と、病床数の規模に比例して1ヶ月当たりの診療報酬点数が増加する傾向にある。入院において手術基準による主成分得点が有意に正であったのに対して、入院外では、検査基準による主成分得点が相対的に高い医療機関への受診が、1ヶ月当たりの診療報酬点数を押し上げている。これは、検査基準による主成分得点が高い医療機関において、1日当たりの診療報酬点数は低いものの、1ヶ月当たりの診療実日数が多いためである。逆に、治療及び手術基準による主成分得点の高い医療機関での受診は、1ヶ月の診療実日数を有意に短縮させ、そのため、入院外医療費を引き下げる傾向にある。

患者属性については、年齢、非課税区分、退職医療資格の一般受診による1割差額支給が1ヶ月の診療報酬点数を有意に引き上げている。1歳年齢が上がると1ヶ月の診療報酬点数が33点増え、非課税区分では非課税者以外に比較すると131点高く、退職者差額支給は2,496点1ヶ月の診療報酬点数を引き上げる傾向にある。とりわけ、退職者差額支給は1日当たりの診療報酬点数を646点と大きく引き上げていることが1ヶ月当たりの医療費を増加させる主因となっている。

次に、疾病分類を調整した場合の結果についてであるが(図表11-2)、入院と同様、分析対象者が5月に偶然通院した2,456件(調査対象者では650人)と著しく偏っている。したがって、図表11-2についてもあくまでも参考値として提示する。患者の受診行動範囲も含めて医療資源、患者属性ともあまり有意な結果は得られなかった。しかし、医療資源のうち病床数の規模に関しては、回帰分析IとIIにおいて有意な結果が得られた。疾病分類を調整した結果、1ヶ月当たりの診療実日数が100床以上の病院において比例的に長くなっていることがわかる。結果的に、診療実日数の伸びが、小規模病院を除けば、1日当たりの診療報酬点数に有意な影響がなかったものの、1ヶ月当たりの医療費を規模に比例して押し上げる結果となっている。患者属性については年齢のみ有意な結果であった。入院と全く同様に、投入した疾病分類ダミーが、1ヶ月当たりの診療報酬点数を増加させ、1ヶ月当たりの診療実日数を伸ばす傾向にあることがわかる。

4-4. 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のかについて単純なシミュレーションを行ってみることにする。第1段階として、第4-1節で述べた中頓別町以外の医療機関を利用した患者にサンプルを限定した *seemingly unrelated regression* の結果を用いて、仮に中頓別町内に医療機関が無かった場合の患者の行動範囲(移動距離)を推定する。*seemingly unrelated regression* の

結果はAppendix1の推定式で示す通りである。第2段階として、Appendix1から得られた患者の推定受診行動範囲(移動距離)を、入院に関しては図表10-1、入院外に関しては図表11-2で回帰分析IのTwo Step GMM推定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人当たりと中頓別町全体の1ヶ月間の診療報酬点数、及び、中頓別全体での1年間の診療報酬点数を推計する。結果は、図表12に示す通りである。留意すべきは、これは国保レセプト全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及び診療所レセプトに限った数値である。したがって、薬局、歯科、及び、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。

図表12によると、仮に中頓別町内に医療施設が無かった場合、患者の移動距離は、入院で56kmから109kmまで広がり、患者1人当たり1ヶ月間の診療報酬点数が33,488点から40,499点に、金額でいうと約33万円から40万円に約21%増加する。入院外についても同様に、移動距離は21kmから61kmまで広がり、診療報酬点数は2,138点から2,414点まで、金額でいうと約21,000円から24,000円に約13%増加する。入院外については、診療所のみが無かった場合と病院のみが無かった場合も推計を行った。診療所のみがなくなった場合は、患者の移動距離・医療費ともにほとんど影響がないが、病院のみがなくなった場合は、医療施設が全てなくなるよりも影響が大きいことがわかる。以上の結果から、中頓別町全体では、入院で1ヶ月あたり、1,097,845点から1,327,681点(金額では、約1,100万円から1,300万円)へ、入院外では1,087,432点から1,227,861点(金額では、約1,100万円から1,200万円)へ診療報酬が増加し、年間では、入院で13,200,000点が15,900,000点(金額では、約1.3億円が1.6億円)に、入院外で13,000,000点が14,700,000点(金額では、約1.3億円が1.5億円)まで増加することになる。

5. 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プトデータを用いて、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の、患者の受診行動と医療費に対する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、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水準にある。
- ② 中頓別町の国保患者については、宗谷医療圏における実効率のほとんどを中頓別町内の医療機関、とりわけ、中頓別町国民健康保険病院が担っている。
- ③ 中頓別町の国保患者の受診行動は、入院・入院外ともに、病床数や検査・治療・手術等の医

療資源に有意に依存している(図表 7)。入院に関しては、病床数 100 床以上の中・大病院、救命救急、特定集中治療室、検査と治療の主成分得点の高さが受診行動範囲を拡大する誘因になっている。また、入院外に関しても、病床数 100 床以上の中・大病院、特定集中治療室、リハビリを中心とした治療の主成分得点の高さが受診行動範囲を拡大する誘因になっている。逆に、入院・入院外ともに、20 床以上 100 床未満の病院や手術の主成分得点については、移動距離を短縮させる傾向にある。また、患者属性では、入院・入院外ともに、診療日からの日数が 90 日を越えている慢性的な病態の場合に、医療距離が短い傾向にあることがわかる。

- ④ 第 2 次医療圏の実効性を視覚的に検証した結果、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(泉田(2000))。
- ⑤ 操作変数法による二段階推定の結果、入院・入院外ともに、患者と医療機関属性を調整した上で、患者の移動距離が 1 ヶ月当たり診療報酬に対して有意に正の効果があることがわかる(図表 10、図表 11)。図表 10-1 の回帰分析 I をみると、入院については、患者の移動距離が 1km 広がると、単純パネル回帰で 114 点、同時決定パネル回帰では 132 点医療費が増加することがわかる。図表 11-1 の回帰分析 I から、入院外については、患者の移動距離が 1km 広がるとそれぞれ 9 点と 7 点医療費が増加することがわかる。この結果は、おそらく、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が若干下がるが、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、結果的に 1 ヶ月間の医療費を押し上げ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、あるいは、医療資源の集中した都市部での受診により需要が誘発されているのか、この結果からは判断できない。
- ⑥ 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施設が無かった場合、患者の移動距離は、入院で 56km から 109km まで広がり、患者 1 人当たり 1 ヶ月間の医療費が約 33 万円から 40 万円、中頓別町全体では約 1,100 万円から 1,300 万円、1 年間で約 1.3 億円が 1.6 億円まで増加する。また、入院外についても、移動距離は 21km から 61km まで広がり、患者 1 人当たり 1 ヶ月間の医療費が 21,000 円から 24,000 円、中頓別町全体では約 1,100 万円から 1,200 万円、1 年間で約 1.3 億円が 1.5 億円まで増加することになる。

以上の結果から、中頓別町内から医療施設が無くなることは、患者の受診行動範囲を必然的に拡大し、患者にとって機会費用が大きくなるばかりではなく、国民健康保険の保険者としての中頓

別町の財政に更なる負荷をかけることになる。したがって、中頓別町の国保患者に限って言えば自治体病院を存続させることが町民の利益と町の財政の双方を維持することにつながるであろう。

昨今、地域医療のあり方が各方面で問われているが、地域医療の難しさは、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からである。したがって、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。しかし、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ない。本稿はそうした試みの1つである。

普遍的な実証の方法論を確立する上で重要なのは、当該地域における医療提供者及び患者に関する情報の収集である。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、たとえば、疾病分類の有無により回帰分析の結果が大きく左右される。つまり、このことは、性別や年齢などに加えて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は必要不可欠な情報であることを示唆している。また、本稿では、患者の居住区から中頓別地区までの距離(r)によって患者の受診行動範囲が変化することから、 r を操作変数として利用したが、とりわけ入院のモデルについて r の有効性は疑わしい。より適切な操作変数を模索するか、あるいは、操作変数法以外の統計的手法を用いるかは本研究の今後の課題としたい。しかしながら、本稿で試みたように、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。そういった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、レセプトデータ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。

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、pp117-156.

泉田信行(2000)「越境受診の分析」、厚生科学研究費補助金(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、p.119-133.

泉田信行(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

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

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・藤咲暎・太田拓男・横山保(1983)「患者訪医行動の分析・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(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.

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・鈴木荘太郎・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.

Appendix 1

/* 入院:仮に中頓別内に医療施設が無かった場合の移動距離 */

```
kyori_hat1=63.43526*m_fac_bed_1+89.01679*m_fac_bed_2+21.57286*m_fac_be  
d_3-5.036407*m_fac_bed_4+52.49848*m_kyumei+83.64684*m_icu+10.5156*m_fa  
c_med_2+21.17492*m_fac_med_3-12.32729*m_fac_med_4+-9.374072*m_female+.  
3850609*m_age-.6665178*m_zei_1+106.4487*m_taishoku-2.40998*m_var11m_1-  
.2320255*m_n_kyori_2-30.66604*m_n_kyori_3-2.231676*m_n_kyori_4-6.91248  
7*m_n_kyori_5+.1048643*m_n_kyori_6-1.982427*m_n_kyori_7+6.447217*m_n_k  
yori_8+9.908372*m_n_kyori_9-1.477132*m_n_kyori_10+1.865172*m_n_kyori_1  
1-.5103583*m_n_kyori_12-.888671*m_n_kyori_13-2.761089*m_n_kyori_14+1.1  
90542*m_n_kyori_15-.6674036*m_n_kyori_16+1.395436*year_2-9.399451*year  
_3-4.878217*year_4-3.951113*year_5+40.75713
```

/* 入院外:仮に中頓別内に医療施設が無かった場合の移動距離 */

```
kyori_hat21=-11.14104*m_fac_bed_1-6.757389*m_fac_bed_2+8.481986*m_fac_  
bed_3+40.91748*m_fac_bed_4-5.54376*m_kyumei+75.81492*m_icu-7.241432*m_  
fac_med_2+39.86898*m_fac_med_3-14.01758*m_fac_med_4-2.985332*m_female-  
.1906808*m_age-5.493869*m_zei_1-.053049*m_taishoku-2.41594*m_var11m_1-  
3.389233*m_n_kyori_2-1.257938*m_n_kyori_3-5.079927*m_n_kyori_4-3.12741  
6*m_n_kyori_5+.7459152*m_n_kyori_6-1.369931*m_n_kyori_7-5.542271*m_n_k  
yori_8-1.209294*m_n_kyori_9-2.021249*m_n_kyori_10+.9600468*m_n_kyori_1  
1-2.046782*m_n_kyori_12-2.123391*m_n_kyori_13-3.67932*m_n_kyori_14-2.2  
81825*m_n_kyori_15-1.812602*m_n_kyori_16-1.423435*year_2-2.0404*year_3  
-3.267059*year_4-4.110075*year_5+110.6352
```

/* 仮に中頓別内に診療所が無かった場合の移動距離(facility_id=4) */

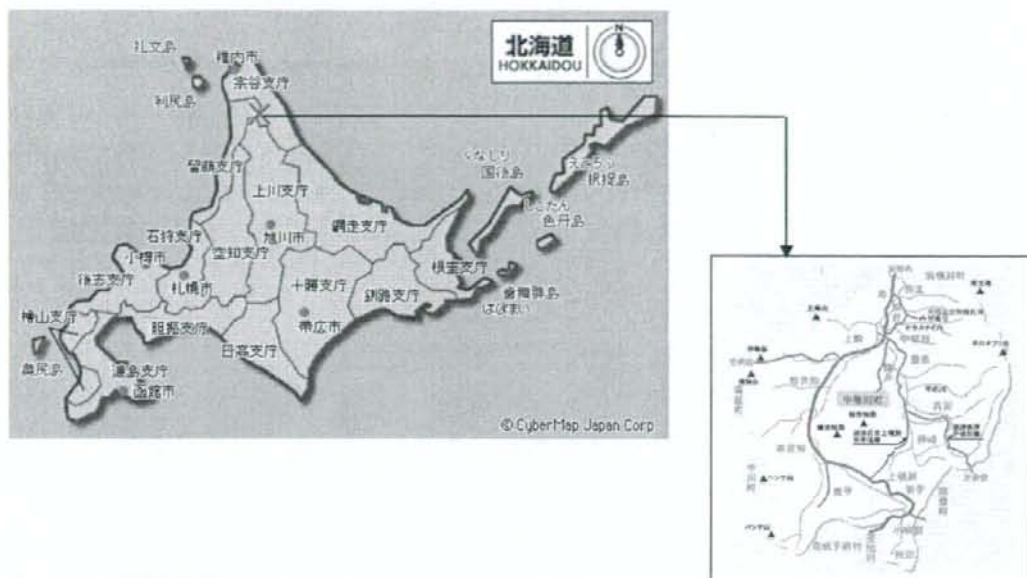
```
kyori_hat22=-59.73103*m_fac_bed_1-6.400384*m_fac_bed_2+7.935735*m_fac_  
bed_3+20.13318*m_fac_bed_4+7.588803*m_kyumei+81.91691*m_icu-1.297314*m_  
_fac_med_2+37.75789*m_fac_med_3-15.91951*m_fac_med_4+.0154044*m_female  
-.0455927*m_age-1.245639*m_zei_1-4.120435*m_taishoku-3.853215*m_var11m  
_1-.5657401*m_n_kyori_2-.25197*m_n_kyori_3-.5945675*m_n_kyori_4-.09489  
82*m_n_kyori_5+.709481*m_n_kyori_6+.4198016*m_n_kyori_7-.6773317*m_n_k  
yori_8-.0237794*m_n_kyori_9+.3527264*m_n_kyori_10+1.519208*m_n_kyori_1  
1-.5388455*m_n_kyori_12+.2611943*m_n_kyori_13-2.928358*m_n_kyori_14-1.  
289147*m_n_kyori_15-.8583274*m_n_kyori_16-.5533153*year_2-.855855*year
```

_3-1.660899*year_4-2.008487*year_5+91.86032

/* 仮に中頓別内に病院が無かった場合の移動距離(facility_id=1) */

kyori_hat23=32.35329*m_fac_bed_1+27.49213*m_fac_bed_2+49.3216*m_fac_bed_3+88.97052*m_fac_bed_4-10.71486*m_kyumei+77.1528*m_icu-10.0484*m_fac_med_2+43.84874*m_fac_med_3-14.54504*m_fac_med_4-1.682871*m_female+.1024078*m_age-.1275516*m_zei_1-9.908068*m_taishoku-13.59741*m_var11m_1-1.31079*m_n_kyori_2+3.977462*m_n_kyori_3-2.918388*m_n_kyori_4-1.38213*m_n_kyori_5+2.844463*m_n_kyori_6+.1569038*m_n_kyori_7-.9458045*m_n_kyori_8+1.443333*m_n_kyori_9+.6272123*m_n_kyori_10+2.657098*m_n_kyori_11+.3337289*m_n_kyori_12-.5975873*m_n_kyori_13-.8241843*m_n_kyori_14-.2049509*m_n_kyori_15-.0066933*m_n_kyori_16+1.432229*year_2+43.84874*year_3+3.892294*year_4+3.580231*year_5+39.25477

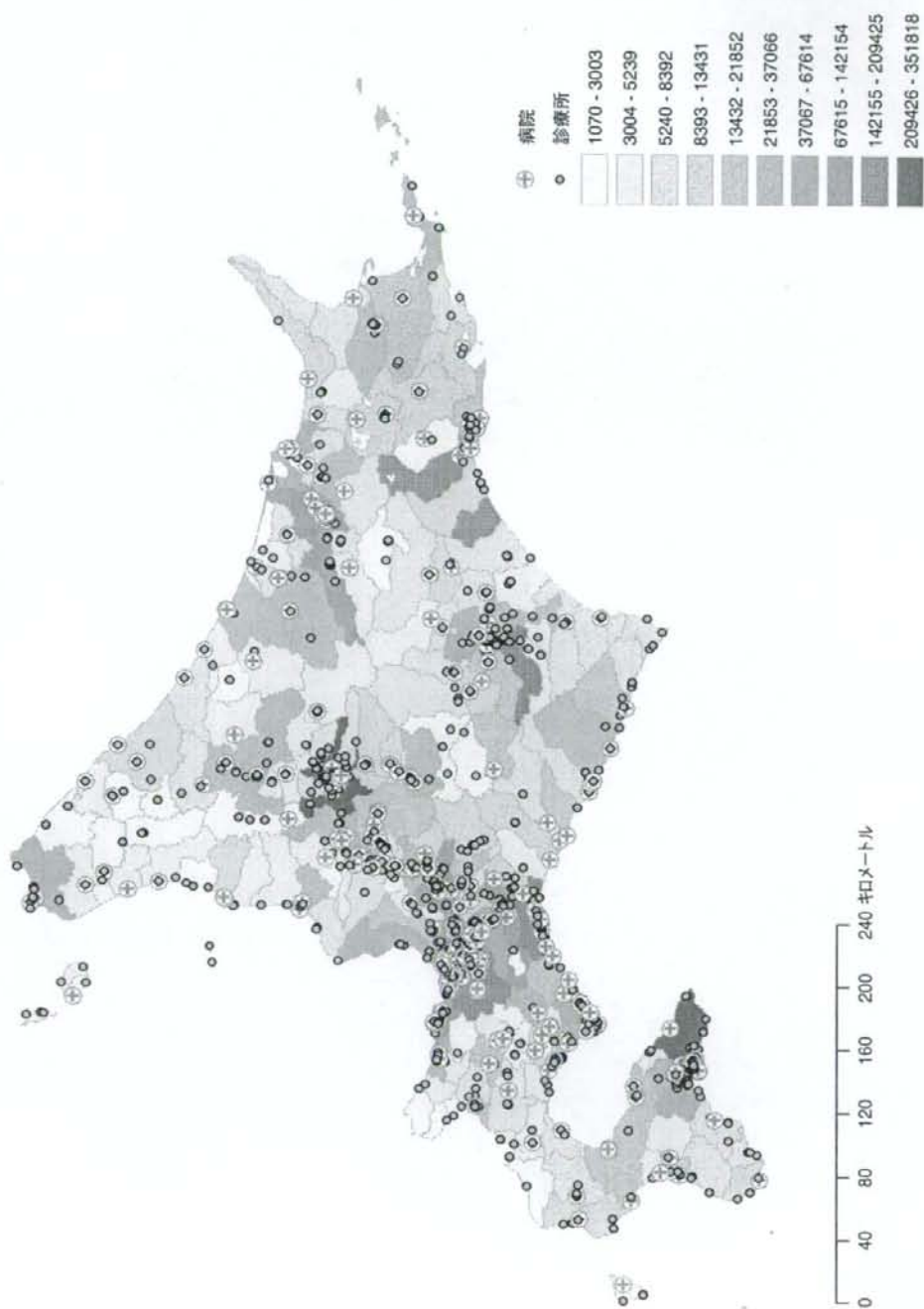
図表 1: 中頓別町と国保レセプト患者の受診地域の位置関係



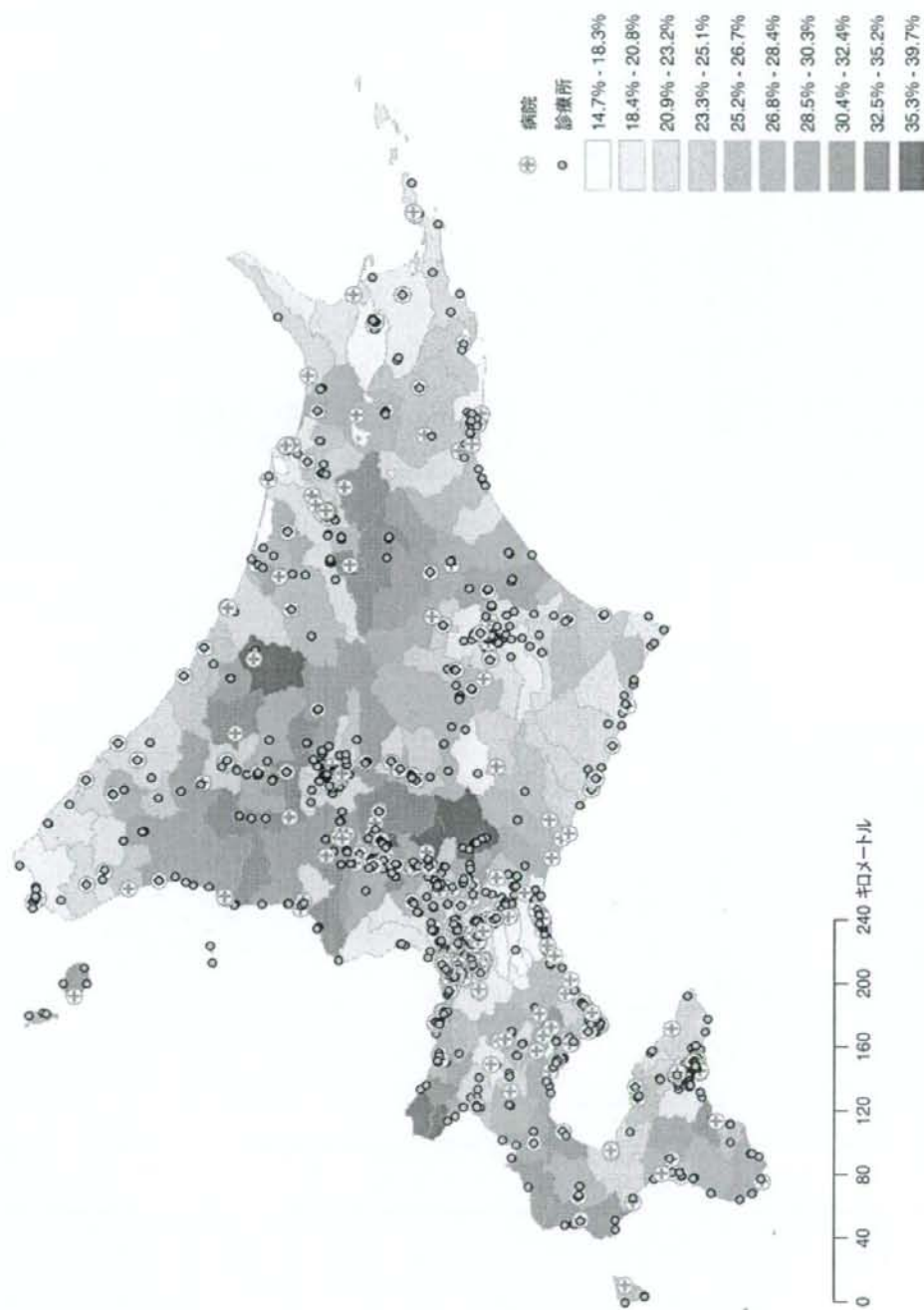
出所: Mapion 都道府県地図、<http://www.mapion.co.jp/map/admi01.html>

中頓別町ホームページ、<http://www.town.nakatombetsu.hokkaido.jp/nakatombetsu.nsf/doc/gaiyo?OpenDocument>

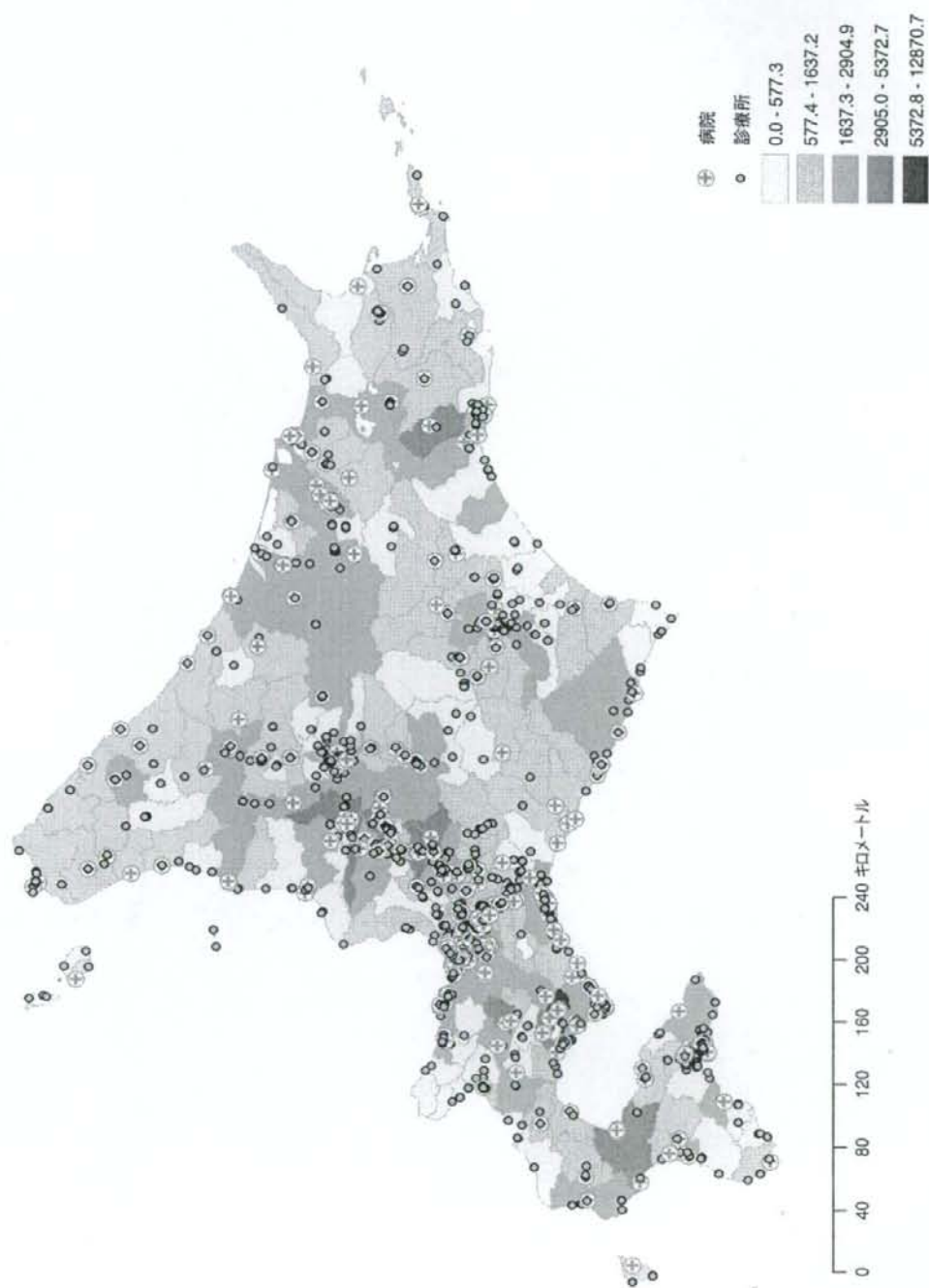
人口(10分位)及び医療機関分布



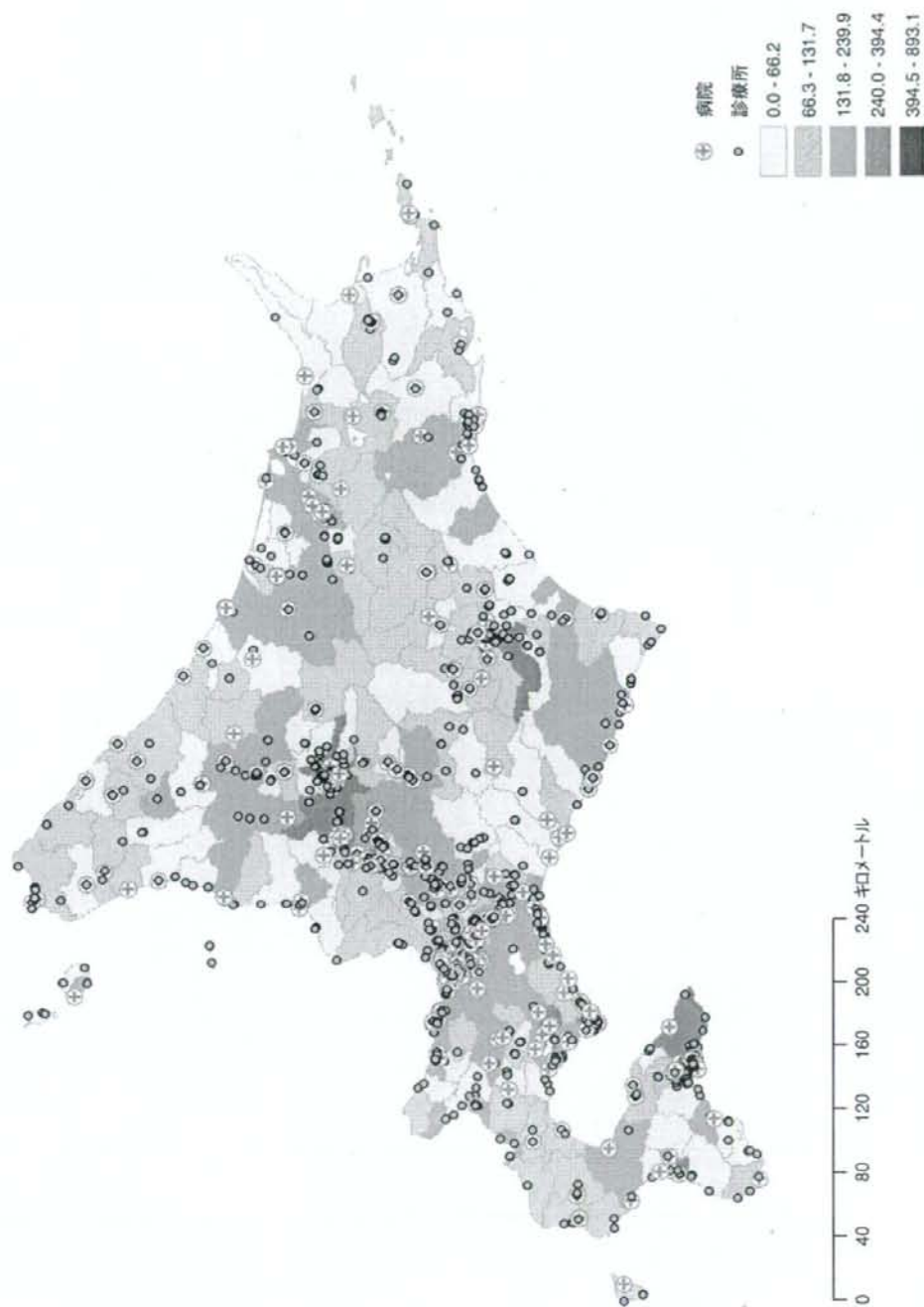
高齢化率(65歳以上人口比率:10分位)及び医療機関分布



人口10万人当たり病床数(5分位)及び医療機関分布



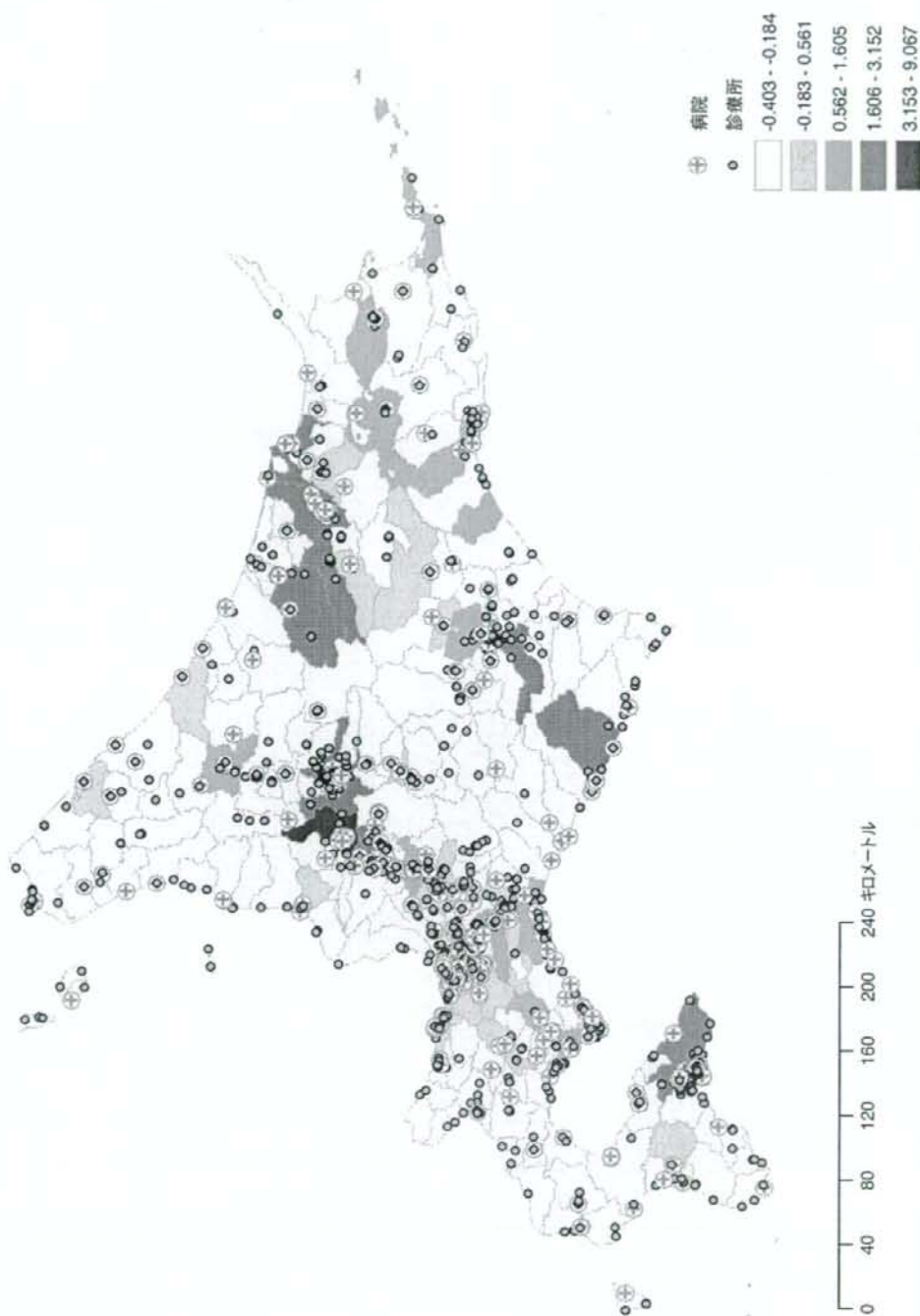
人口10万人当たり医師数(5分位)及び医療機関分布



主成分得点による診療科充実度(5分位)及び医療機関分布



主成分得点による検査密度(5分位)及び医療機関分布



主成分得点による治療リハ密度(5分位)及び医療機関分布



主成分得点による手術密度(5分位)及び医療機関分布



主成分得点による総得点(診療科以外:5分位)及び医療機関分布

