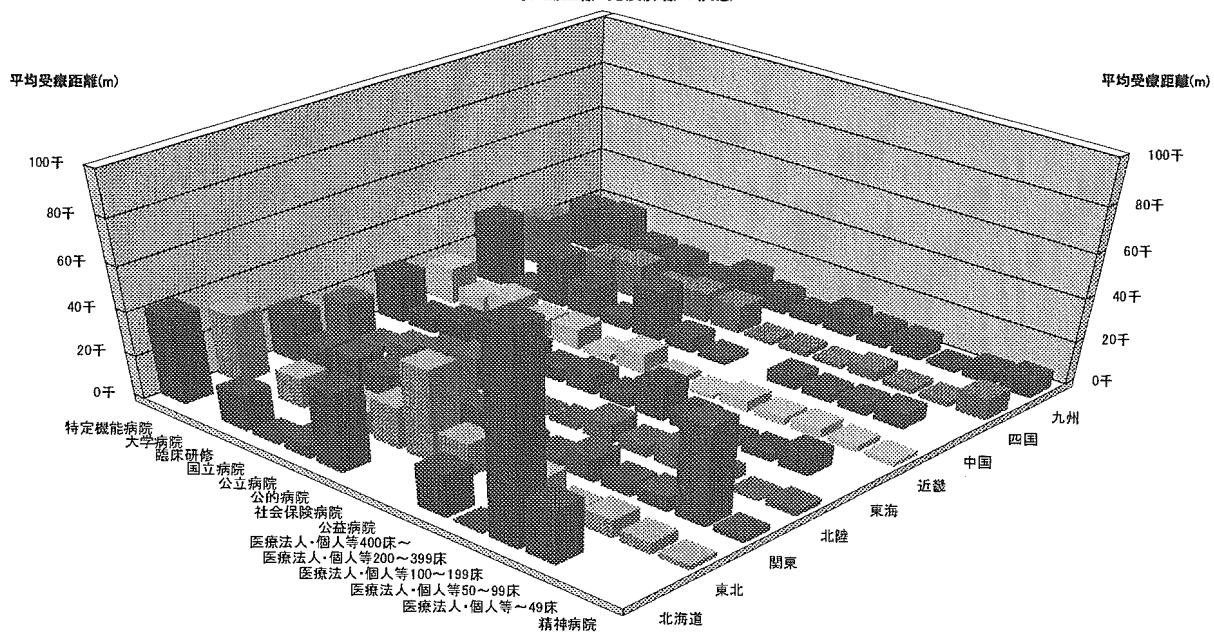


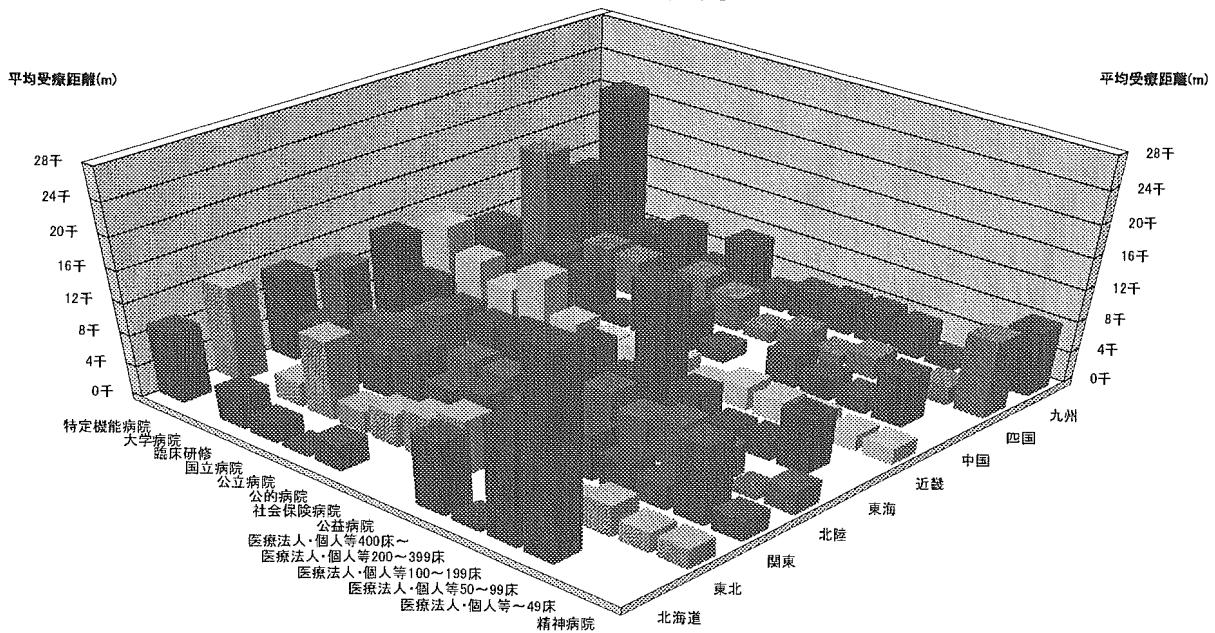
医療機関分類別地域別平均受療距離

再診
補正経路距離平均
13 血液・造血器・免疫臓器の疾患

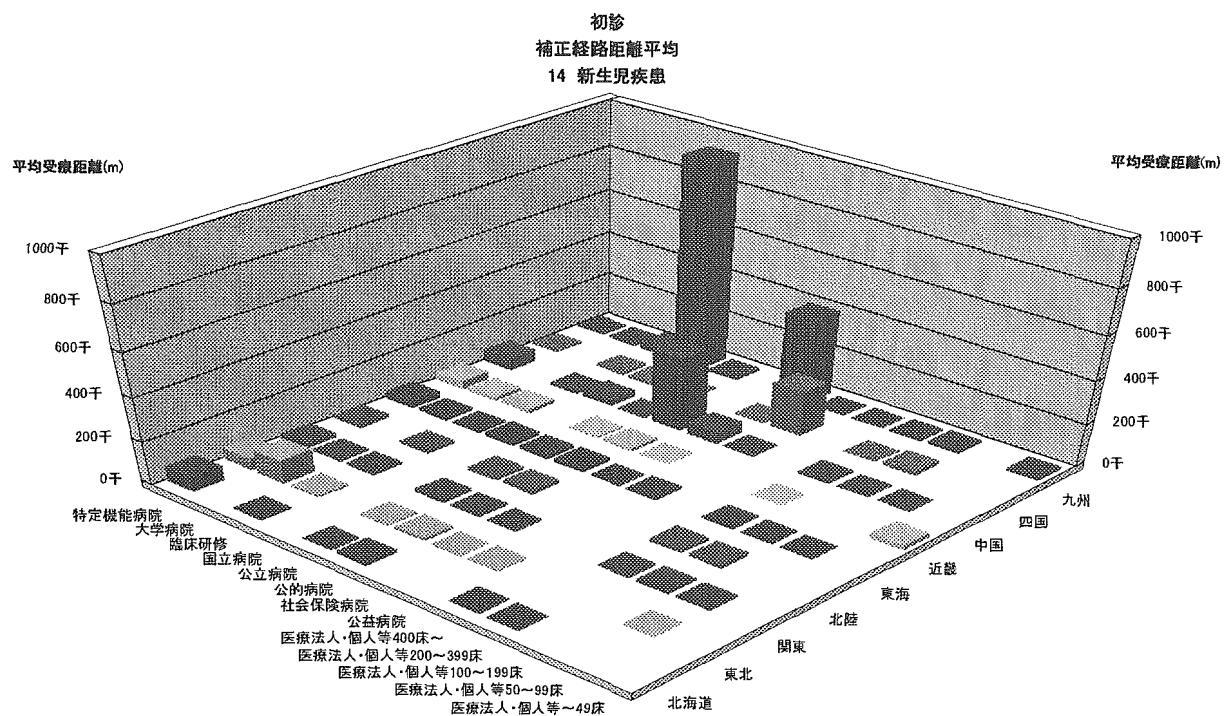


医療機関分類別地域別平均受療距離

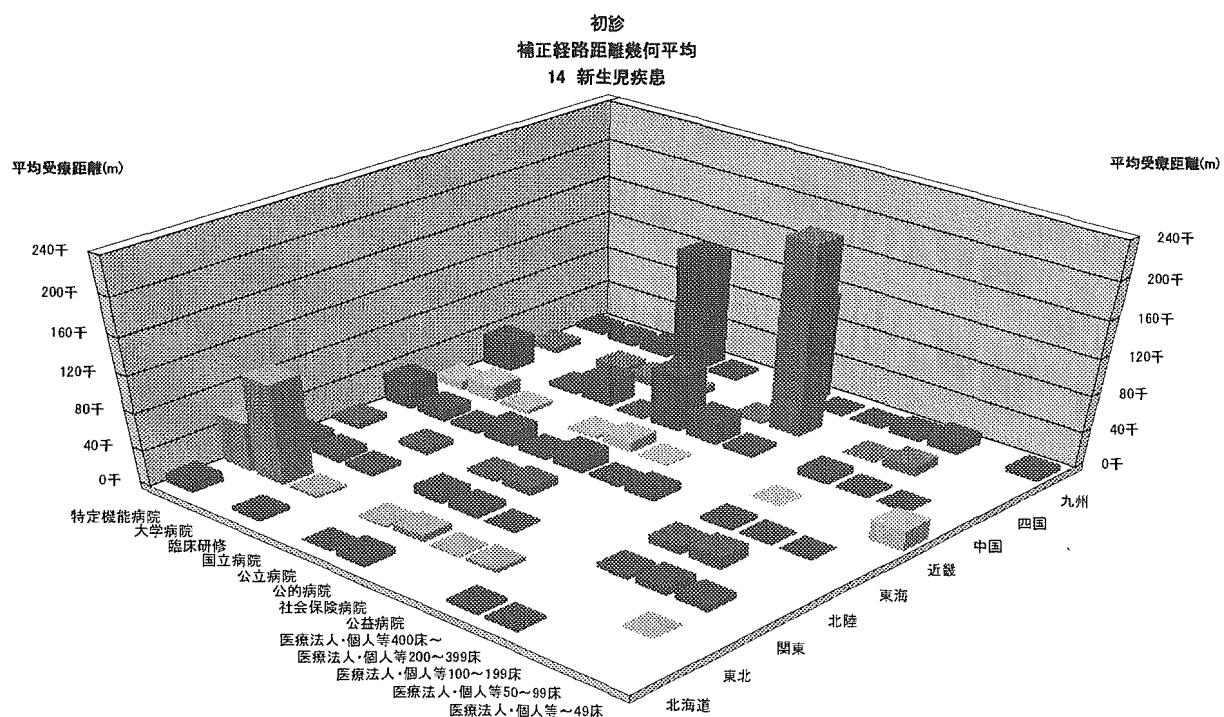
再診
補正経路距離幾何平均
13 血液・造血器・免疫臓器の疾患



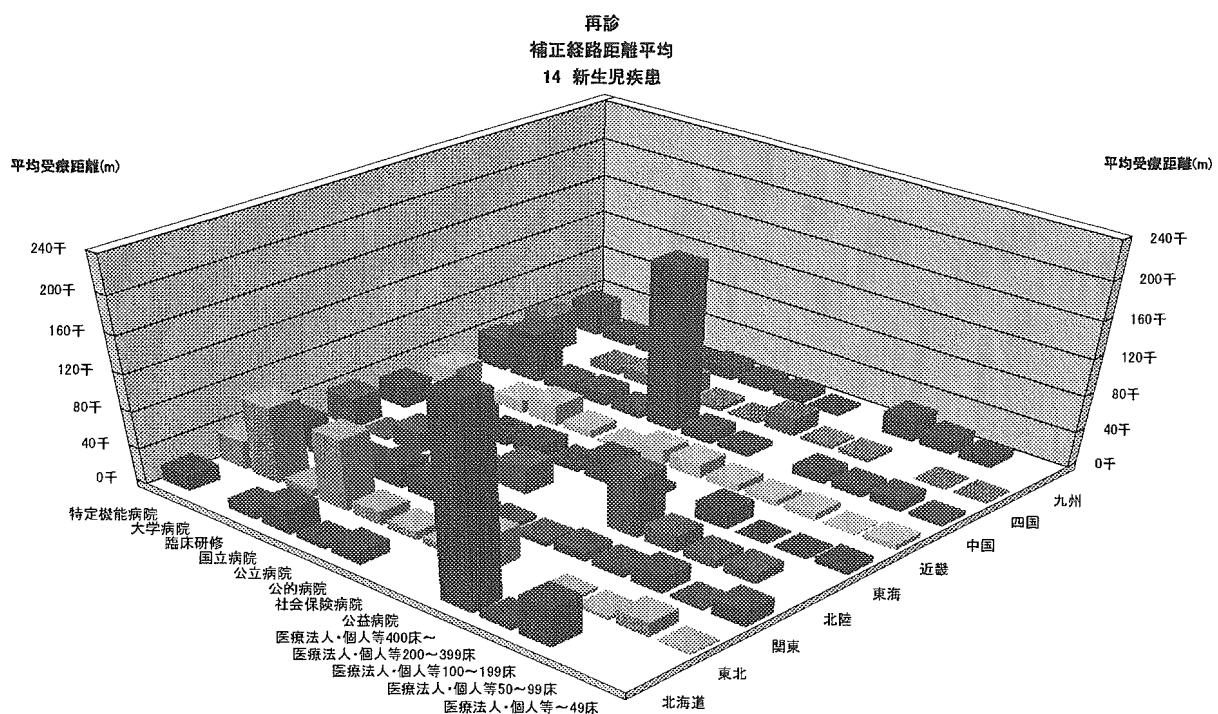
医療機関分類別地域別平均受療距離



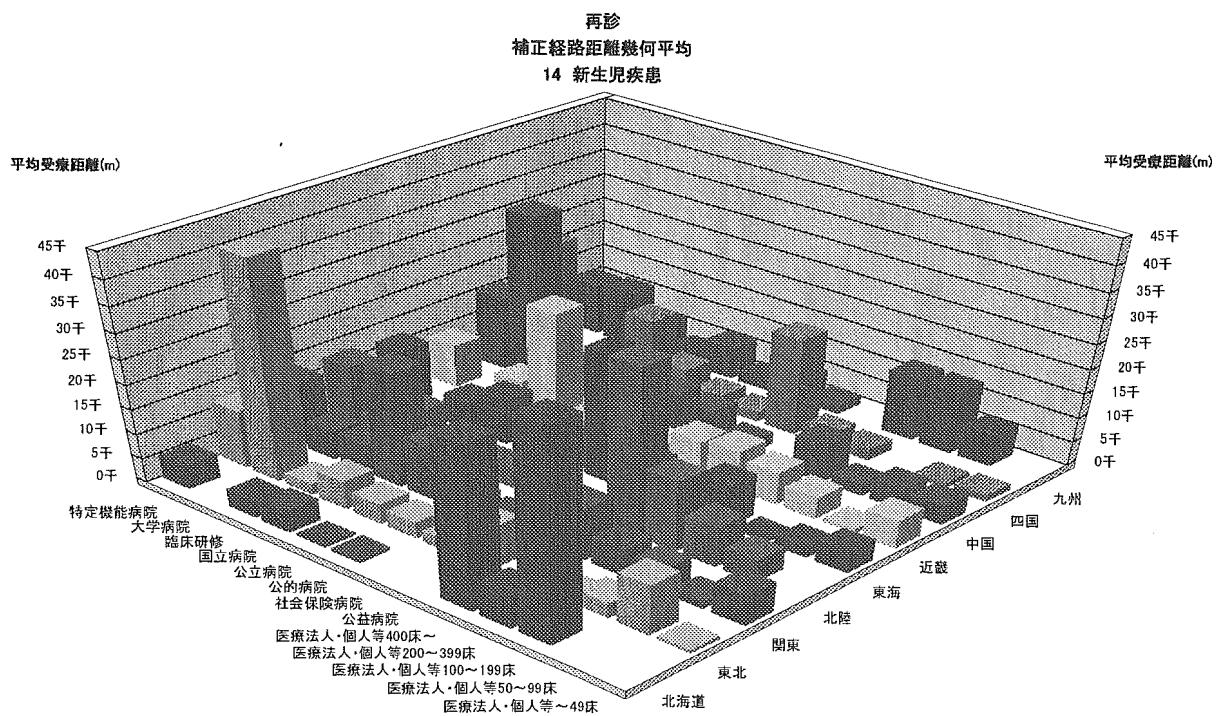
医療機関分類別地域別平均受療距離



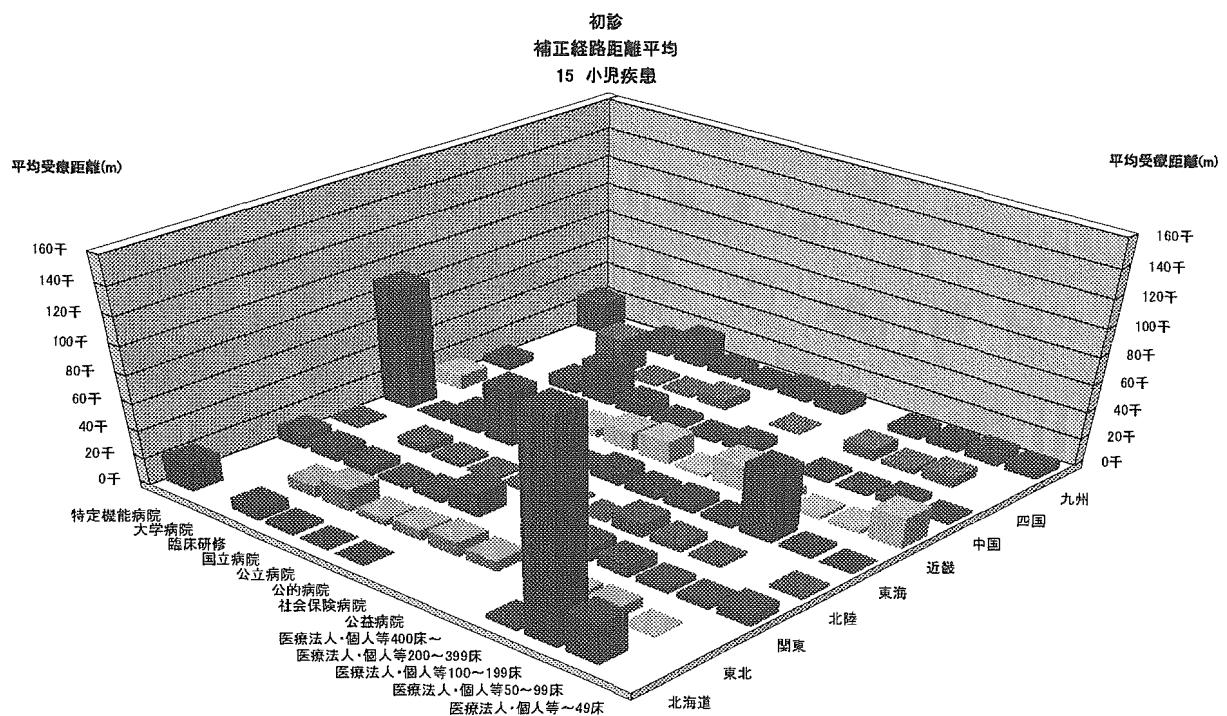
医療機関分類別地域別平均受療距離



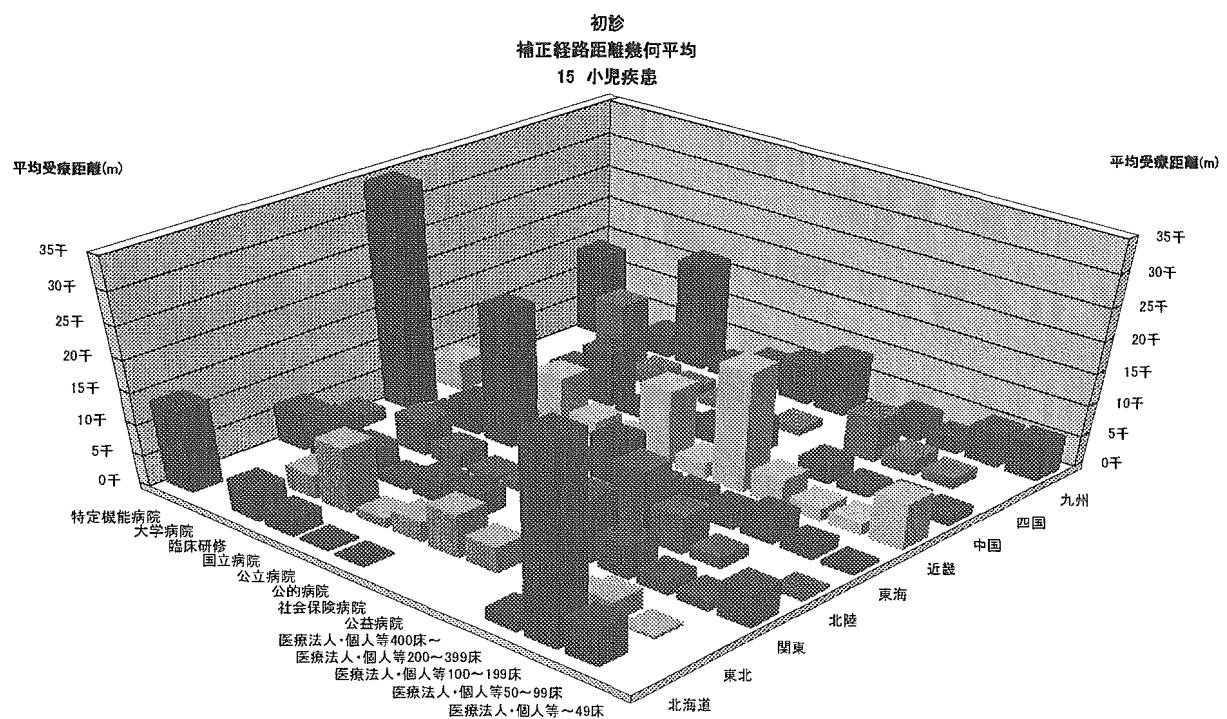
医療機関分類別地域別平均受療距離



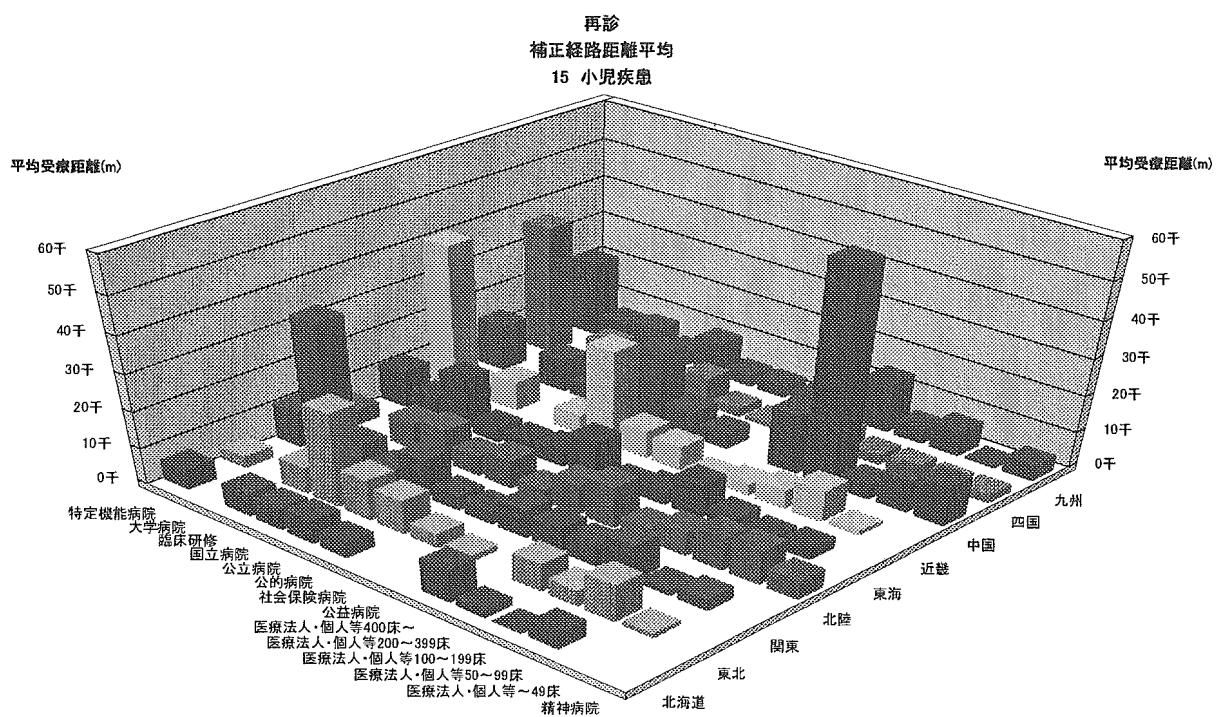
医療機関分類別地域別平均受療距離



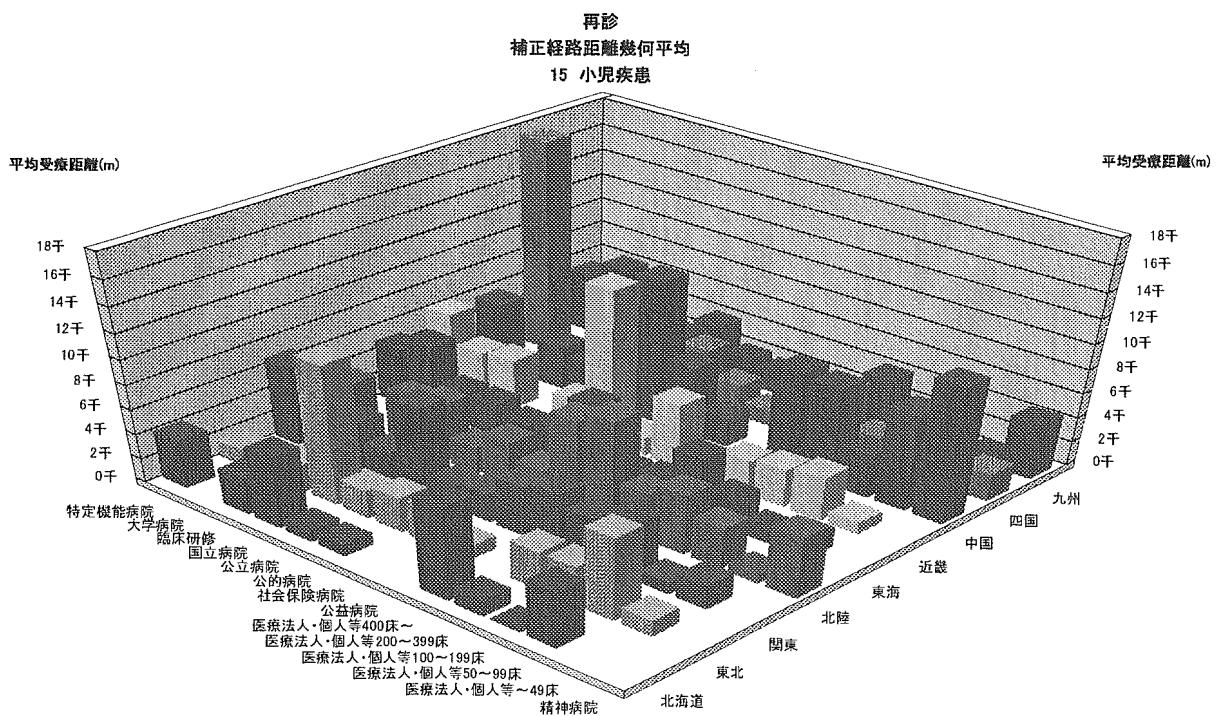
医療機関分類別地域別平均受療距離



医療機関分類別地域別平均受療距離

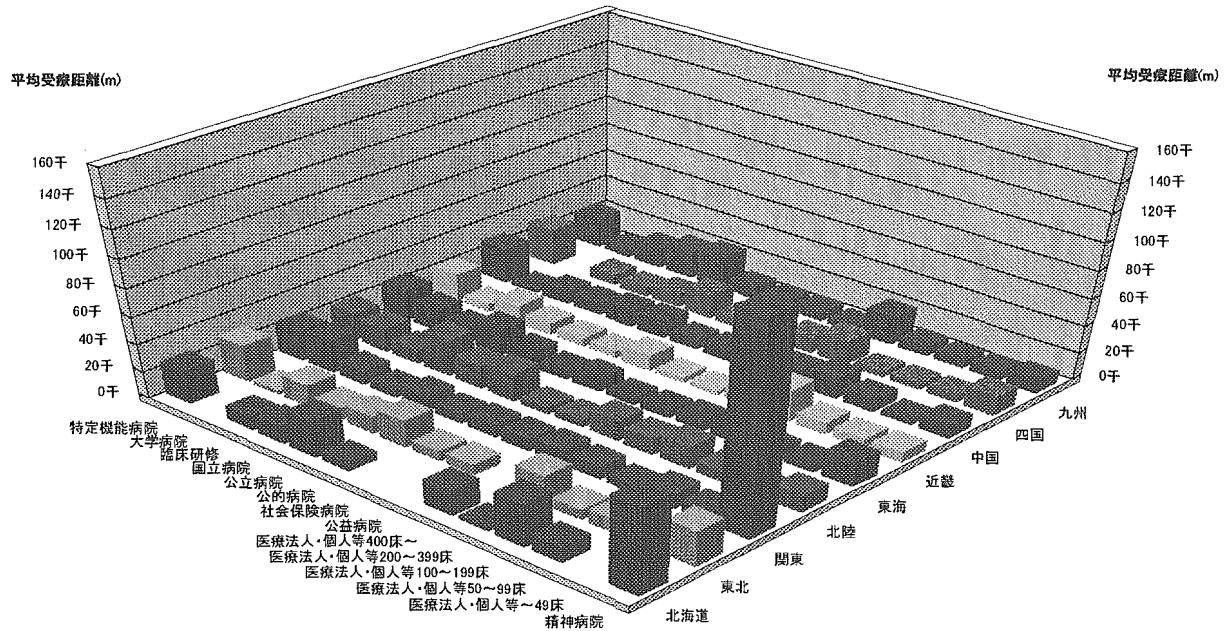


医療機関分類別地域別平均受療距離



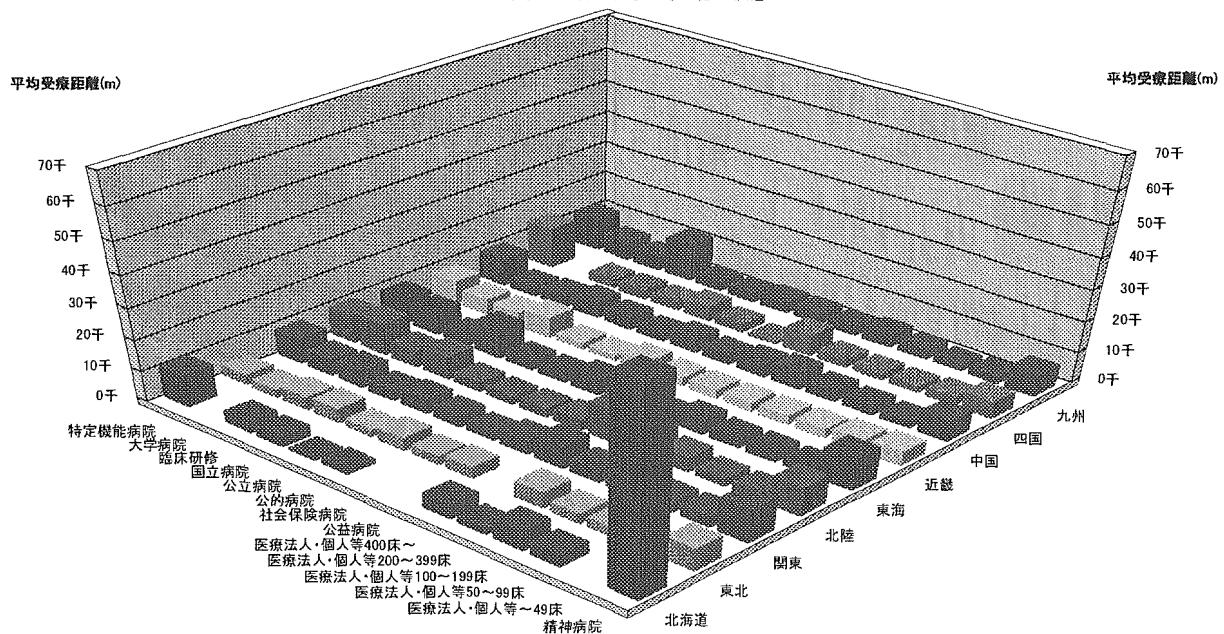
医療機関分類別地域別平均受療距離

初診
補正経路距離平均
16 以上項目に分類されないその他の疾患

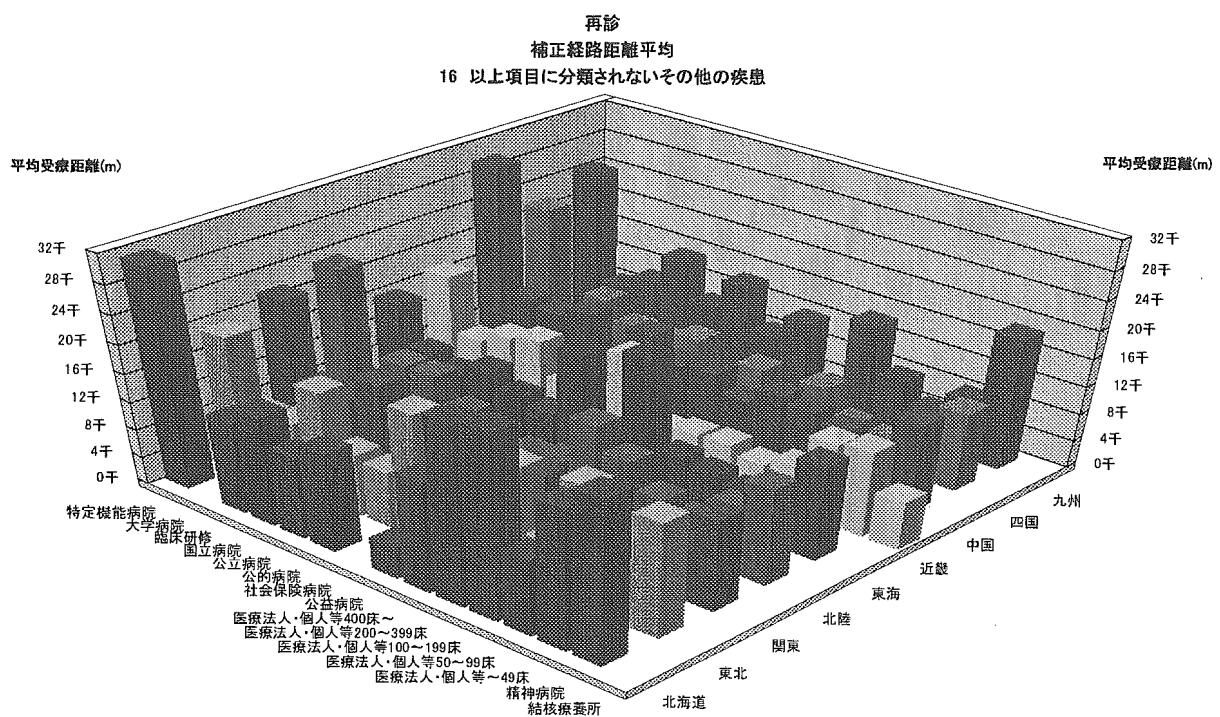


医療機関分類別地域別平均受療距離

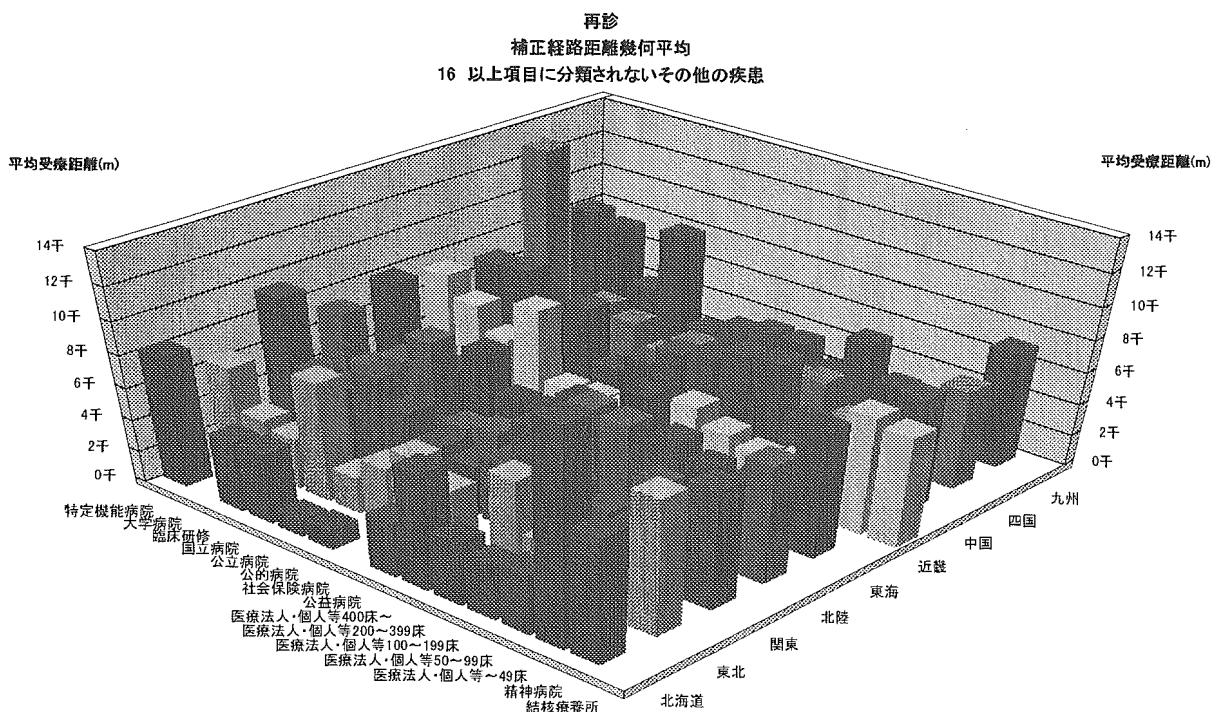
初診
補正経路距離幾何平均
16 以上項目に分類されないその他の疾患



医療機関分類別地域別平均受療距離



医療機関分類別地域別平均受療距離



D. 考察

疾病分類、医療機関機能特性、地域特性の3要因が外来受療距離にどのように影響しているかの多次元集計分析を行った。稀少疾患や高度医療機関においては平均受療距離が長い傾向があり、外来機能が高い医療機関にはより遠くから患者が来院している傾向を示唆した。一方、外来受療距離の地域差は大きく、特に北海道では外来受療距離の分布が広がっていることが示された。

これらの条件を組み合わせた解析では、疾病特性や医療機関の機能分類と外来受療距離の関係は地域差が大きいことなど、相互の複雑な関係性があり、外来機能を疾病特性と受療距離から評価する手法を検討する上では、地域特性を含めて、さらに地域特性と疾病特性との交互作用等も含めた解析が必要であると考えられた。今後、多変量モデル等を導入して、地域特性、疾病特性、受療距離等から外来機能を評価する方法を検討する必要があると考えられた。

E. 結論

疾病、地域特性を含めて検討することにより、平均受療距離が医療機関の外来機能の特性を反映している可能性が示された。

参考資料 4

**入院医療機関までの距離が外来診療感受性疾病の
入院率の地域格差に及ぼす影響に関する検討**

入院医療機関までの距離が外来診療感受性疾患の入院率の地域格差に及ぼす影響に関する検討

東京医科歯科大学大学院 医療情報・システム学 清水 沙友里
伏見 清秀

Introduction

GIS(Geographic Information System)は、空間データを総合的に管理・分析し、視覚的でわかりやすい情報の提供が可能である。近年の情報技術の発達により、疾病地図の描写にとどまらない、空間的分析による意思決定支援が可能になった。このため、情報化社会における基本的インフラとして、様々な分野でその普及と開発が急がれてきた。本邦では、1995年の阪神淡路大震災の復興事業を契機として、GISの導入が進んできた(1)。医療分野においても、その有望性が示唆され(2)、諸外国では、WHO,CDC,IDRCをはじめとする多数の機関や(3)、開発途上国の保険活動支援(4)等のGISへの取り組みが活発に行われている。しかしながら、日本において全国規模のHealth GISの取り組みは殆どなされてこなかった。本研究は、Health GISを用いた分析の一例として、厚生労働省統計情報部の患者調査のマイクロデータを利用し、地理的な情報の分析を試みた。

Background

我が国の医療の質と効率性に見られる地域格差の原因については不明な点が多い。国民医療費は対GDP比で増加を続け、都道府県あたりの一人当たり医療費は依然として大きい格差が存在している(4)。また、医療の質の向上に対する要望の高まり、高齢化の進展など、医療を取り巻く環境や国民の要望の変化に合わせた医療提供体制の整備や情報提供が求められてきた。

各国と比較した日本の医療提供体制の特徴の一つとして、外来受療率の高さがあげられる(5)。戦後の日本の医療機関体制の整備にあたり、医療機関、医療従事者の量的充実が図られた。しかしながら、量的充実の重視により、疾病構造が慢性期疾患主体へと変化した現代においても、医療の質の評価が十分実施してきたとは言い難

い。外来診療の質においても地域差の存在の可能性が示唆されてはいるが、その実態と原因是不明である。従来から、外来診療の質の評価として、Ambulatory Care Sensitive Conditions (ACSCs) の入院率が用いられてきている。しかし、患者が自由に医療機関を選択し受診でき、また、入院受療に対する経済的なしきいが非常に低い医療制度上の背景から、ACSCsの入院率の地域差に入院先病院への距離などが関与している可能性もある。本研究では、諸外国に比べて非常に高い外来受療率に特徴づけられる我が国の外来診療に焦点を当て、地理情報を用いて外来診療と入院外来診療の連携に関する質と効率性の地域格差の評価を試みた。Ambulatory Care Sensitive Conditions (ACSCs) として、代表的な慢性期疾患である喘息、糖尿病、高血圧のそれぞれの入院率の地域差に対して、入院先病院までの平均距離などの地理的条件を含む様々な要因がどのように影響しているかを、多変量解析を用いて分析した。

Methods

Data source

1996年と1999年の厚生労働省統計情報部の患者調査のマイクロデータを利用した。患者調査は3年毎に調査が行われている。全国の医療施設を利用する患者を対象とし、層化無作為により抽出した医療施設における患者を客体としている(6)。全患者数は2,446,738人。疾患別患者数は、喘息377,556人、高血圧184,759人、糖尿病221,593人。患者データは、ICD10コード、DPCコード、年齢、性別、居住地、在院日数、手術、転帰、受療間隔を用いた。医療機関データは、所在地、病床数を用いた。

Distance to hospital

患者住所と入院先病院の住所を平面直角座標系に変換し、2地点の緯度と経度のそれぞれの差の絶対値の合計を入

院距離とした。患者住所は市町村の粒度であるため、二点間距離の算出のために点データに置き換える必要があった。本研究では、日本の人口重心の基点とされている市区町村役場を代替点とした。市区町村役場、入院先病院の住所から、ゼンリン電子地図帳 Z Professional2 を用いて緯度・経度 (dddmmss.sss フォーマット) を取得した(7)。緯度・経度データは球面座標であるため、二点間距離の算出には不向きである。そのため、ガウス・クリューゲルの等角投影法による平面直角座標を用いて、平面直角座標系 X, Y を算出した。まず緯度経度の度分秒単位を 60 進法で整え、座標原点に縮尺係数 0.9999 を与え、19 の座標系に従い次の定義によって算出した。

1. 座標系のX軸は、原点において子午線に一致する軸とし、原点から真北に向かう値を正とする。Y軸は原点においてX軸に直交する軸とし、真東に向かう値を正とする。

2. 各座標系原点の値は、X=Y=0.000m. (8)

市区町村役場と入院先病院の入院距離の算出には、空間的距離の計測において望ましいとされるミンコフスキードイツ式距離を用いた(9)。ミンコフスキードイツ式距離は次の式で定義される。

$$d_{ij} = \left\{ \sum_{k=1}^m |x_{ik} - x_{jk}|^k \right\}^{1/k}$$

本研究の患者—医療機関距離の計算は、 $k=1$ として、マンハッタン距離を算出した。マンハッタン距離は市街地距離とも呼ばれ、経路距離の算出に適している(10)。

加えて、患者住所の代表点を市区町村とすることの妥当性の検討を行った。平成12年度の国勢調査の名古屋市16区と川崎市7区の地域メッシュ・データを用いて算出された各区の人口重心と、区役所の緯度経度を取得した(12,13)。緯度経度から平面直角座標系 X,Y を算出した。名古屋市各区の人口重心と各区役所の平面座標 X,Y から名古屋市の人団地重心点 (名古屋市、E35 度 08 分 53 秒, N136 度 55 分 47 秒) までのそれぞれの測地線長を求めた。同様に、川崎市各区の人口重心点と区役所の平面座標 X,Y から川崎市の人団地重心点 (N35 度 34 分 26 秒, E139 度 37 分 09 秒) までの測地線長を求めた。緯度経度から平面直角座標(x, y)は以下の式で定義される(11)。

$$x = \left[\begin{array}{l} (S-S_0) + \frac{1}{2} N \cos^2 \varphi \cdot t \cdot (\Delta \lambda)^2 + \frac{1}{24} N \cos^4 \varphi \cdot t (5-t^2+9\eta^4)(\Delta \lambda)^4 \\ - \frac{1}{720} N \cos^6 \varphi \cdot t (-61+58t^2-t^4-270\eta^2+330t^2\eta^2)(\Delta \lambda)^6 \\ - \frac{1}{40320} N \cos^8 \varphi \cdot t (-1385+311t^2+543t^4+t^6)(\Delta \lambda)^8 \end{array} \right] \cdot m_0$$

$$y = \left[\begin{array}{l} N \cos \varphi \cdot \Delta \lambda - \frac{1}{6} N \cos^5 \varphi (-5+18t^2-t^4-14\eta^2+58t^2\eta^2)(\Delta \lambda)^5 \\ - \frac{1}{5040} N \cos^7 \varphi (-61+479t^2-179t^4+t^6)(\Delta \lambda)^7 \end{array} \right] \cdot m_0$$

平面直角座標(x, y)からの測地線長は以下の式で定義される(11)。

$$S = \frac{\sqrt{(x_2 - x_1)^2 + (y_2 - y_1)^2}}{\frac{s}{S}}$$

$$\frac{s}{S} = m_0 \left\{ 1 + \frac{1}{6 R \frac{9}{2} m_0^2} (y_1^2 + y_1 y_2 + y_2^2) \right\}$$

但し、

x : 求める x 座標

y : 求める y 座標

φ : 緯度

λ : 経度

N : 卵西線曲率半径

m : 座標(x, y)の点における縮尺計数

m_0 : 座標系の原点における縮尺計数(=0.9999)

λ_0 : 座標系の原点の経度

S_0 : 赤道から座標系の原点の緯度 φ_0 までの子午線弧長

S : 赤道から緯度 φ までの子午線弧長

区の人口重心と区役所それぞれの測地線長から平均誤差を算出した。なお、患者—医療機関距離の算出には測地原子として平面直角座標系 1968 を用い、日本測地系 (Tokyo Datum) で座標を記述した。妥当性の検討には測地原子に平面直角座標系 2001 を用い、日本測地系 2000 (JDG 2000) で座標を記述した。

Ambulatory Care Sensitive Conditions

Ambulatory Care Sensitive Conditions (ACSCs) は、外来診療の総合的なパフォーマンスの指標として広く使用されている(12)。適切な外来診療が行われていた場合、その大半で入院が避けられる疾患であるため、高い

ACSCs 入院率は、医療機関への患者のアクセスの悪さや、医療資源の不足、不十分なスキルなどの問題を間接的に示している。本研究は、ACSC として、主要な慢性疾患である喘息、糖尿病、高血圧のそれぞれの入院率を、外来診療の質の指標として用いた。

Statistical analysis

入院先病院までの距離が ACSC の入院率の地域差にどのように影響しているかを明らかにするため、従属変数を全国 7 地域別の年間平均入院率、独立変数を入院先病院への距離の幾何平均、共変数を男女比、平均年齢、平均外来受療間隔、疾病ダミー変数とするモデルを作り、ステップワイズ重回帰分析を行った。その結果、二つの相関する要因が特定された。統計分析は STATA/SE 8.0 を用いた。

Result

患者住所の代表点を市区町村役場とすることの妥当性の検討を行った。川崎市 8 区の人口重心を起点とした市の人口重心点への平均測地線長は 6,167.95m、各区役所を起点とした平均測地線長は 6,376.6m であった。同様に、名古屋市 16 区の人口重心を起点とした平均測地線長は 5,537.47 m、各区役所を起点とした平均測地線長は 4,875.86m だった。川崎市と名古屋市における、人口重心と区役所を起点とした場合の測地線長の平均誤差は、4.72% であった。よって、市区町村役場を代表点に用いることは妥当であると考えられた。

外来診療の質の差はフィギュア 1 に示した。北海道、東北、関東、中部、近畿、中国四国、九州の七地域別の、喘息、糖尿病、高血圧の三つの ACSC 疾患の年間入院率をグラフにした。地域間の ACSC 入院率の最大差は約 2 倍となった。北海道地区で三つの疾患全てにおいて入院率が高いように思えるが、有意差はなかった。

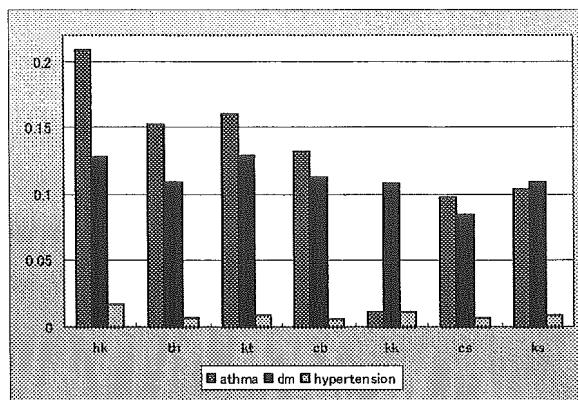


Figure 1, Regional differences in ambulatory care admission rate of three acute care sensitive condition diseases in 7 districts

受療間隔と 7 地域別の入院率の関係はフィギュア 2 で示した。相関関係は糖尿病で見られたが、他の疾患では見られなかった。糖尿病では、受療間隔が入院率の地域差を説明している可能性を示した。

患者表から得られたデータはテーブル 1 に示した。全患者数は 2,446,738 人、そのうち喘息患者数が 377,556 人、糖尿病患者数が 221,593 人、高血圧患者数が 184,759 人だった。

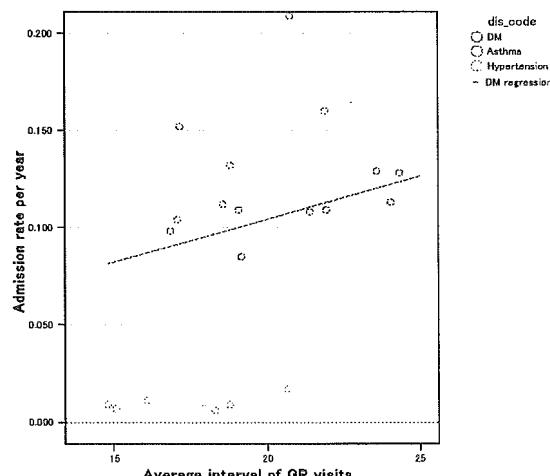


Figure 2, Regional difference of ASCS admission rate

全患者数の変数の平均値はテーブル 2 で示した。全患者中、平均年齢 56.1 ± 15.9 (mean \pm SD)、男女比 0.89 ± 0.23 、平均受療間隔 19.3 ± 2.7 日、年間平均入院率 0.086 回、平均入院距離 7.4 ± 1.4 km であった。

Table 1 Sample characteristics of the study population

variables	Patients (n)
total number of patients	2,446,738
prevalence	
asthma	377,556
diabetes	221,593
hypertension	184,759

Table 2 Descriptive statistics

variables	Mean (SD)
Age(years)	56.1±15.9
male-to-female ratio	0.89±0.23
GP visit interval (days)	19.3±2.7
admission rate per year	0.086±0.06
distance to physicians (km)	7.4±1.4

Table 3 Determinants of regional admission rates of ACSCs determined by stepwise multivariate regression analyses

Dependent variable	Independent Variable	partial regression coefficient	P-values
Regional average admission rate (admission/year)	Average distance	0.014	p=0.002
	Male to female ratio	0.19	p<0.001
	Age	-	
	GP visit interval (day)	-	
	Disease dummy	-	
	Constant	-0.19	p<0.001
	Adjusted r2	0.85	

P values are statistically significant (P<0.05).

重回帰分析の結果はテーブル3に示した。重回帰分析の結果、入院先病院への距離($\beta=0.014$, 95%CI:0.006-0.023, $p=0.002$)、男女比($\beta=0.19$, 95%CI:0.14-0.24, $p<0.001$)が有意であった。定数項は-0.19 $p<0.001$ 、自由度調整済み決定係数は0.85であり、モデルの当てはまりは良好だった。

全国47都道府県の、疾患別医療機関平均距離のヒストグラムをフィギュア3, 4で示した。フィギュア3は循環器系疾患、フィギュア4は呼吸器疾患を示している。分布や距離は疾患別にやや異なった傾向を示した。またフィギュア5で示す通り、地域によって入院先距離の傾向に差が見られた。

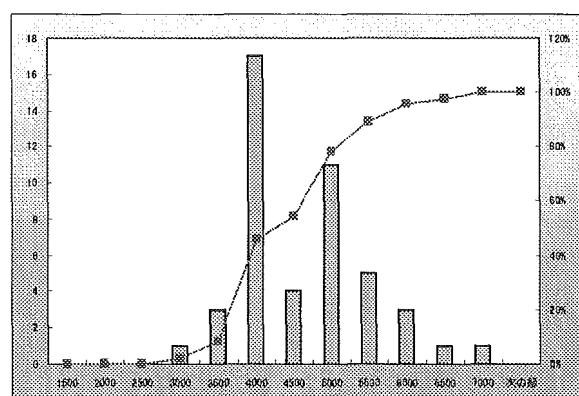


Figure 3, Average distance to clinics or hospital of cardiovascular disease histogram in Japan

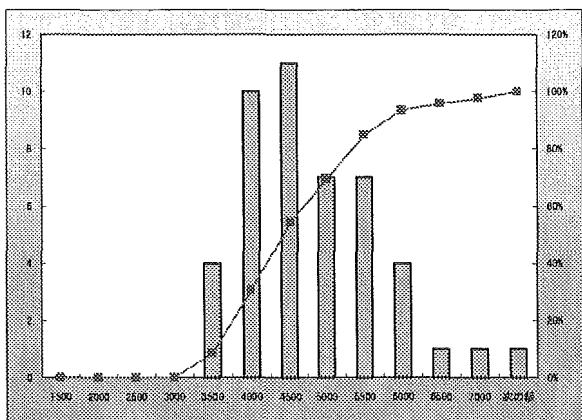


Figure 4, Average distance to clinics or hospital of respiratory disease histogram in Japan

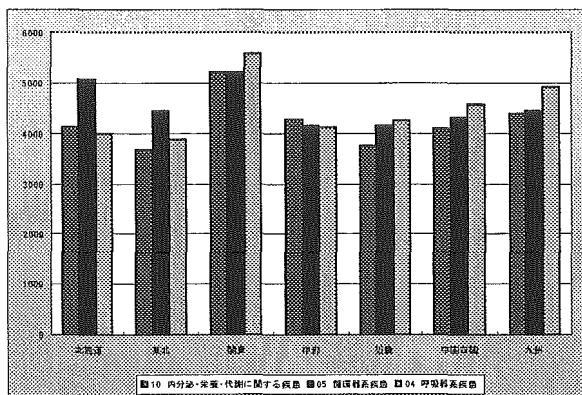


Figure 5, Average distance to clinics or hospital of endocrine disease, cardiovascular disease and respiratory disease in 7 districts

Discussion

本研究の結果は、入院先病院への距離が、ACSCs の入院率の地域差に影響を与えることを示した。入院先病院への距離が 1km 増加すると、ACSCs の入院率が 14% 増加することを示唆し、入院施設へのアクセスの悪さが入院を増大させる可能性が考えられた。この結果は、病院への距離の短縮によって、入院率を低下させることができる可能性を表している。一方でこの結果は、患者一医療機関距離の差が入院率の地域格差を形成している可能性を示している。地域格差の要因ははつきりとは明らかになっていないが、患者一医療機関距離に着目する必要があることを示した。また、外来診療の治療レベルの地域差が入院率に影響を及ぼしている可能性も考えられた。同様に、男女比も入院率の影響に有意であった。疾患の脆弱性の性差の影響などが影響している可能性も考

えられた(13)。今後の研究で、これらの因子を明らかにする必要がある。

患者一入院先病院間の医療機関距離の算出においては、患者住所の代表点として地域メッシュ・データを用いて人口重心を算出し、これを代表点とする方法も考えられた。地域メッシュ・データを用いた人口重心は、市区町村役場を代表点とする場合よりも、より正確に地域の重心を表しているため、距離の算出においてもより正確な算出が可能であると考えられた。よって、本研究では市区町村役場を代表点として用いたが、妥当性の検討として、この市区町村役場と人口重心の二点から、任意の点までの測地線長の比較を行い、誤差を検討した。

誤差の検討の結果、本研究では市区町村役場を代表点として用いたが、地域メッシュによる人口重心を代表点として用いる際には現実的にいくつかの問題点がある。

第一に、日本の人口重心の算出には市区町村役場が基点として用いられており、殆どの市区町村で人口重心の算出は行われていなかった。人口重心の算出のためのデータ同定には膨大な作業量が必要であり、1996～1999年当時の約 3250 市区町村全てにおいて算出することはほぼ不可能であると考えられた。また、仮に算出した場合においても、日本は近年活発に市町村合併が行われ、1996～1999 年において約 3250 あった市区町村数が、2006 年 1 月現在で 2056 まで減少した。そのため、調査年ごとに、合併市区町村を対象に再計算が必要となる。

第二に、地域メッシュは、統計調査地域とのデータの同定の過程で、データの精度の低下が起こることが確認されている(14)。

第三に、人口重心は、人口移動により位置が年々移動する(15)。そのため、経年データで用いる際には人口重心の移動について加味する必要がある。

二点間距離の算出における、代表点の選択や人口密度の地域差などの問題については、人口密度によって地域別に重み付けを行うなど、今後の研究で検討を行いたい。

Conclusion

日本における ACSCs の入院率の地域差は、患者一医療機関距離が関連していることが示唆された。医療機関距離の短縮は、入院率の低下につながる可能性がある。患者一医療機関距離の差を解明することは、医療の質の検討によって重要となるだろう。また、病床の機能分化と地域の医療連携が進められている中、医療の評価において地理情報を含めた多角的なデータ分析の必要性を強く示していると考えられた。

Reference

平面直角座標系
国土地理院 国土交通省告示第九号

Westholm, Anders (1997) "Distance versus Direction: The Illusory Defeat of the Proximity Theory of Electoral Choice." *American Political Science Review* 91: 865-83.

B.R.Bowring, TOTAL INVERSE SOLUTIONS FOR THE GEODESIC AND GREAT ELLIPTIC Survey Review, 33, 261 (July 1996) 461-476

患者調査 Patient Survey
厚生労働省大臣官房統計情報部 Ministry of Health and Welfare:

Bindman, Andrew B., Chattopadhyay, Arpita, Osmond, Dennis H. et al. (2005)
The Impact of Medicaid Managed Care on Hospitalizations for Ambulatory Care Sensitive Conditions. *Health Services Research* 40 (1), 19-38.

日本においてのG I S
矢野桂司 地理情報システムの世界—GIS で何ができるか ニュートンプレス

Gatrell, A. and Loytonen, M. (1998): GIS and Health research: an introduction. : GIS and Health. Taylor & Francis: London, 3-16.

Organization for Economic Cooperation and Development (OECD). 2005. OECD Health Data 2005: A Comparative Analysis of 30 Countries

名古屋市人口重心
名古屋のメッシュ統計 名古屋市総務局企画部統計課

川崎市人口重心
川崎市総合企画局企画部統計情報課 平成12年国勢調査

参考資料 5

年齢別医療資源必要度に基づく医療機関機能解析に関する検討

年齢別医療資源必要度に基づく医療機関機能解析に関する検討

東京医科歯科大学大学院 医療情報システム学分野 佐藤影美

伏見清秀

平成 12・13・14 年の各 6 月 (31 日分) の社会医療診療行為別調査の入院患者データを年齢グループ別に検討した。平成 12 年は介護保険が施行された年であり、入院患者の動向が変化し始めたことが考えられる。本稿では、入院患者を年齢グループ別の視点から、平成 12・13・14 年の入院患者の動向の推移を報告する。

入院患者のデータ数は、平成 12 年が 61,131 人、平成 13 年が 60,805 人、平成 14 年が 59,786 人であった(表 1)。同 3 年分の年齢グループ別の入院患者数を比率で示し、さらに年齢グループ別の総医療費を付加したのが、表 2 および図 2 である。図 2 からわかるように、3 年間は、年齢グループ別の入院患者数の比率は、50 歳以上のグループが多く、3 年分のデータはほぼ同様であった。また、年齢グループ別の総医療費もほぼ同様の傾向を示した。しかし、入院患者数の比率と総医療費は、40 歳以上のグループの患者数と総医療費の関係と同じで、40 歳未満のグループでは、患者数の比率と比較して総医療費が低い傾向を示した。特に、0-9 歳のグループの入院患者で顕著にその傾向が示された。

表 3 と図 3 は、3 年間の年齢グループ別の男女入院患者数である。男女の総入院患者数は、3 年間を通じて女性患者が男性患者よりも多い。年齢グループ別の男女の入院患者数は、どの年齢グループでもほぼ同じ傾向を示した。20-29 歳と 30-39 歳のグループは女性患者が男性患者よりも多かった。しかし、40-49 歳、50-59 歳、60-69 歳のグループは、男性患者が女性患者よりも多かった。そして、70-79 歳、80-89 歳、90 歳以上のグループは、女性患者が男性患者よりも多かった。男性入院患者は、60-69 歳のグループが最も多く、女性患者は 70-79 歳のグループが多かった。

表 4 と図 4 は年齢別の入院患者数と診療実日数を示した。図 4 からわかるように、3 年間はほぼ同様の傾向を示している。1-6 日が最も入院患者数が多く、次に 28-31 日の入院患者数が多い。最も多い 1-6 日から、7-13 日、14-20 日、21-27 日へと徐々に減少し、最後の 28-31 日に患者数が増える傾向がある。

表 5 と図 5 は、調査年と施設別の入院患者数の比率である。3 年間は、精神病院、結核療養所、特定機能病院については、入院患者数はほぼ同じ比率で推移している。療養型病床群を持つ病院の入院患者は減少している。12 年に特例許可老人病院にいた入院患者は、13 年と 14 年にゼロになった一方で、特例許可老人病院以外の病院の入院患者は増加している。一般病院と有床病院の入院患者は、やや増加傾向が認められる。

表 6 と図 6 は、療養型病床群をもつ病院、特例許可老人病院、特例許可老人病院以外の老人病院、一般病院、有床診療所と年齢グループ別の入院患者とその比率を示している。図 6 でわかるように、療養型病床群をもつ病院は入院患者が減少する傾

向が認められる。特例許可老人病院は入院患者がゼロになった、その一方で特例許可老人病院以外の老人病院の入院患者は、平成13年に急激に増加し、平成14年に減少している。一般病院の入院患者はやや増加傾向が認められる。有床診療所の入院患者は、80歳以上のグループでやや増加傾向が認められる。

表7と図7は、一般病院・有床診療所の年齢グループ別の入院患者と入院実日数の関係を示している。一般病院は、1-6日では入院患者が最も多い期間であった。その中で0-9歳のグループの入院患者が最も多いのが特徴的である。31日間を通して多いのが、50-59歳のグループの入院患者である。27-31日では50歳以上の入院患者が多いのが特徴的であった。有床診療所は、1-6日では一般病院と同様に入院患者が31日間で最も多かった。そしてやはり0-9歳のグループの入院患者が多かった。有床診療所は、28-31日に患者数の増加が認められ、また入院日数が長くなるにつれ、80-89歳の入院患者が増える傾向があつた。

平成12年に介護保険が施行された。介護保険は、社会的入院に代表される医療資源の非効率な利用を減少させる役割を期待されていた(池上、2002)。本稿では、介護保険以前の平成11年のデータと比較できないために、介護保険施行による変化をとらえることはできなかった。施行後の平成12・13・14年の入院患者のデータを分析した限りでは、施設別の入院患者数での変化を除いては、入院患者の動向の変化はほとんど認められない。

参考文献

池上直己(2002)『医療問題』日本経済新聞社

表1：調査年と入院患者

調査年	度数
H12	61,131
H13	60,805
H14	59,786

表2：3年間の年齢グループ別の入院患者(%)と年齢別の総医療費(円)

年齢グループ	H12(%)	H13(%)	H14(%)	H12	H13	H14
0-9	7.94	8.48	8.99	738,812,900	744,752,870	796,051,790
10-19	2.96	2.75	3.04	364,510,230	340,912,620	377,982,930
20-29	8.84	8.10	8.06	943,170,010	882,016,470	863,710,730
30-39	7.16	6.85	7.58	970,494,920	908,639,150	942,589,010
40-49	7.63	7.22	6.75	1,337,792,540	1,282,505,770	1,095,811,430
50-59	13.56	13.16	13.05	2,554,969,140	2,564,514,370	2,345,865,910
60-69	17.16	16.22	15.99	3,441,802,350	3,342,046,610	3,028,988,020
70-79	17.95	19.28	18.83	3,498,263,820	3,766,963,200	3,427,305,590
80-89	14.11	14.82	14.55	2,647,942,340	2,783,406,210	2,522,789,160
90<	2.68	3.11	3.16	499,992,390	589,595,190	535,718,160
	100.00	100.00	100.00	16,997,750,640	17,205,352,460	15,936,812,730

図2：3年間の年齢グループ別の入院患者(%)と年齢別の総医療費(円)

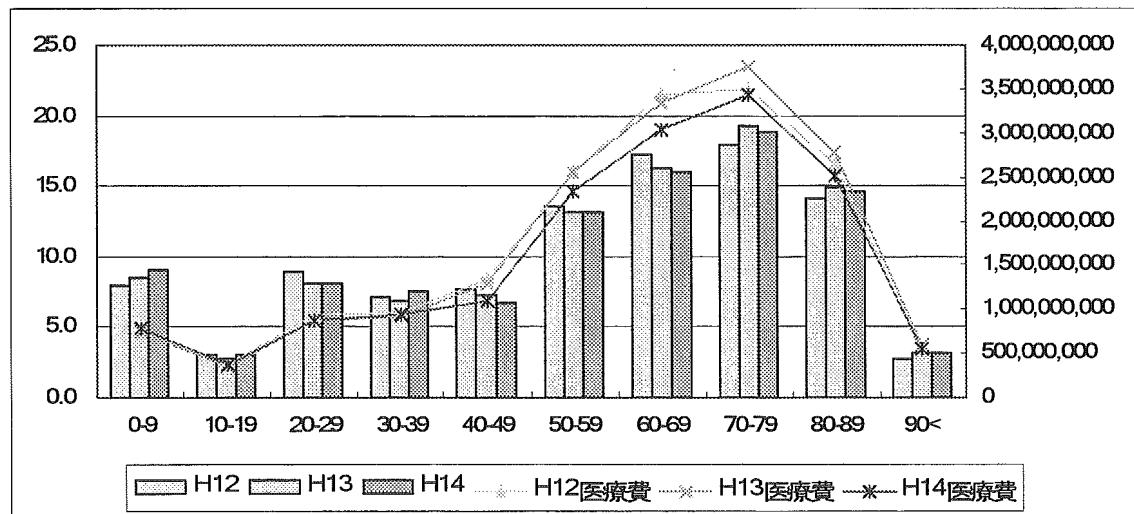


表 3 : 3 年間の年齢グループ別の男女入院患者数

	H12 男	H13 男	H14 男	H12 女	H13 女	H14 女
0-9	2787	2904	3008	2065	2253	2364
10-19	982	876	956	825	798	864
20-29	1725	1505	1488	3682	3421	3329
30-39	1774	1714	1815	2604	2451	2716
40-49	2637	2473	2330	2027	1917	1707
50-59	4872	4652	4657	3418	3352	3146
60-69	5800	5425	5305	4692	4437	4254
70-79	4660	5136	5091	6315	6586	6169
80-89	2567	2542	2561	6058	6471	6138
90<	348	414	401	1293	1478	1487
合計	28152	27641	27612	32979	33164	32174

図 3 : 3 年間の年齢グループ別の男女入院患者数

