

茨城県における診療所間の空間的競争

吉 田 あつし*, 幸 野 聡**

Spatial Competition among Clinics in Ibaraki Prefecture

Atsushi Yoshida* and Satoshi Kohno**

本稿では、茨城県の医師会名簿から得られた既存診療所および新規参入診療所の位置データを用いて、診療所が新規参入するときの立地場所の決定要因、および既存診療所の空間的均衡の決定要因を明らかにした。診療所が直面している市場における潜在的需要が大きい、近くに大病院が存在すると、新規参入の場合であっても既存診療所の場合であっても、その市場内の競争相手の数が増えることが示された。さらに、医師が開業前に働いていた病院の近くに診療所を開設する場合には、たとえ競争相手が多い市場でも新規立地することが示された。これらの事実、病院と診療所間の相互紹介によりお互いに需要が確保でき、また大病院は診療所の診療リスクを軽減するという点で、大病院と診療所は補完的な関係にあることから説明できる。その結果、大病院が立地する一部地域に診療所が集中して立地する傾向にあることが示された。

In this paper we examine what determines the locations of new-entry clinics and spatial equilibrium of existing clinics using the data from the list of enrolled doctors on the Ibaraki medical association. We find that the bigger the potential demand of the market is or the larger the neighboring hospital is, the more clinics will newly intrude into the market or the more the competitors of a clinic locate at the spatial equilibrium. Furthermore, we also find that a physician will open a clinic even in severely competitive market when the clinic locates near the large hospital he/she worked for. These facts can be explained by the complementary relation between hospitals and clinics: locating near large hospitals mitigates the severity of the competition among clinics partly because cross-referral between large hospitals and clinics will reduce the volatility risk of demand and partly because it will also reduce the diagnostic risk for clinics. This causes the agglomeration of clinics in areas where large hospitals locate.

Key Words and Phrases: agglomeration, externality, spatially autoregressive model

1. はじめに

厚生労働省の実施している医療施設静態調査の結果を見ると、全国の歯科診療所を除く一般診療所の数は、1990 年の 80852 から 1999 年の 91500 へと大きく増加し、また人口 10 万人あたりの一般診療所数で見ても、65.4 から 72.2 と増加しており、一般診療所間の競争は厳しくなっている。通常のサービス市場であれば、競争が厳しくなりサービス供給量が増えれば、サービス価格は低下する。しかしながら、医療サービス市場では、自由診療のみを行っている

* 筑波大学大学院システム情報工学研究科：〒305-8573 つくば市天王台 1-1-1

** 陸上自衛隊幹部候補生学校：〒839-8505 福岡県久留米市高良内町 2728

整形外科などの一部の診療科を除いて、ほとんどの診療所は公的保険のもとで医療サービスを提供している。公的保険の下では診療報酬表によって診療単価が定められているために、価格競争を行うことができない。他方、診療所の立地に対しては、競合診療所との間の距離制限や開設許可のような競争を制約するような法的規制はないので、医師は原則として自由に診療所の立地場所を決定することができる。従って、価格競争のできない診療所は、立地場所についての競争を行っていると考えられる。本稿では、どのような要因が診療所の立地選択に大きな影響を与えているのかを検証する。特に、外部性などの市場の需要以外の要因の影響について着目する。というのも、立地選択において正の外部性が存在する場合には、それが存在する地域へ診療所が集中立地しがちであり、その結果社会厚生上の損失が生じる可能性があるからである。

表1には茨城県の市・郡別の診療所の新規参入数と退出数、総人口、期初の診療所あたりの人口、および医療施設医師あたり人口を掲載している。診療所の新規参入数、退出数は、「茨城県医師会名簿」の90年、96年、2000年版を用いて、90年から95年までの6年間の診療所数の変化および96年から2000年まで4年間の診療所数の変化を市・郡ごとに集計している。確かに、鹿島郡、東茨城郡や猿島郡など、競争の厳しさの程度を表す診療所当たりの人口や医療施設医師あたり人口が少ない地域には、一般的に新規立地が多く見られる。他方で、一見すると競争が厳しいはずの水戸市、土浦市およびつくば市にも診療所の新規立地が多いことが見て取れる。図1、2は表1と同じ期間での茨城県における既存診療所の位置と新規参入診療所の位置とを地図上で示したものであり、表1と同じ傾向が見て取れる。そこで次のような疑問が生じる。何故、競争が厳しい地域で新規参入が進むのであろうか、どのような要因が競争の厳しさを緩和するのであろうか？

サービス施設の立地については、理論的に Hotelling (1929) によって議論されて以降、均衡において施設立地がどうなるかを多くの研究者が理論的に議論してきた。例えば、移動のためのコストの形状 (d'Aspremont et al., 1979) の違いや消費者の異質性 (De Palma et. al., 1985) の程度によって、集中立地するか分散立地になるかが問題とされてきた。他方、サービス施設立地の実証研究については、ガソリンスタンドの立地について Pinkse and Slade (1998) や Netz and Taylor (2002) があるが、いまだ研究の数は少ない。Netz and Taylor (2002) は、ガソリンスタンドがマーケット・シェアを求めて需要の多いところに集中するのではなく、価格競争を避けるために分散して立地していることを明らかにした。さらに、ガソリン販売以外のサービスを提供することによって、提供するサービスを多様化して価格競争を緩和できる場合には、ガソリンスタンド同士がより近接して立地することを明らかにした。これらの研究が対象にする市場では外部性がないために、外部性によるサービス施設の集中については言及されていない。

診療所は、脳外科や産婦人科などの特殊な技術を必要とする医療サービスを提供する場合を除いて、一般的には1次的な医療サービス (primary care) を提供する。すなわち、診療所は患者が体に不調を感じたときに最初に訪れるところであり、診療所の医師は、必ずしも診療所ですべての治療をする必要はなく、診療所で処理できる疾病か、病院でなければ処理できないもののかの診断を下し、後者であれば病院を紹介すればよい。また、診療所は必ずしも高額な医療設備を必要としないので、比較的小さな初期投資で開業することが可能である。つまり、病院と比べると診療所を開設する際の参入障壁は低いと言える。

医師がある場所に診療所を開業するかどうかを決断する際に、どのような要因が重要になるか考えてみよう。一般に、医師は医師免許を取ってからどこかの病院で勤務医として働くが、勤務医としての一定レベルの経験をつんだ後は、勤務医として働き続けるのか、それとも独立

表1 市・郡別診療所データ

	参入	退出	総人口	期初の診療 所数	診療所あた り人口	医療施設医 師あたり人 口	参入	退出	総人口	期初の診療 所数	診療所あた り人口	医療施設医 師あたり人 口
水戸市	34	2	245525	131	1874	478	23	10	246347	163	1511	411
日立市	15	4	202141	59	3426	835	3	8	199244	70	2846	689
土浦市	18	3	127471	69	1847	538	14	6	132243	85	1556	445
古河市	4	1	58231	31	1878	924	2	2	59093	34	1738	856
石岡市	8	0	50618	20	2531	920	6	2	52714	28	1863	850
下館市	8	0	66028	29	2277	1000	6	3	66062	37	1785	869
結城市	4	1	53288	24	2220	987	5	2	53777	27	1992	1015
龍ヶ崎市	8	0	57238	25	2290	1331	5	1	69163	33	2096	1330
下妻市	5	0	33731	11	3066	1205	0	0	36115	16	2257	976
水海道市	2	1	42340	13	3257	941	0	0	42683	14	3049	908
常陸太田市	2	1	37624	8	4703	1344	0	0	39545	9	4394	1130
高萩市	1	0	35320	10	3532	1009	1	2	35604	11	3237	890
北茨城市	3	1	51093	9	5677	1043	4	3	52074	11	4734	1108
笠間市	1	0	30811	10	3081	2201	6	1	30337	11	2758	2334
取手市	7	0	81665	32	2552	686	0	4	84477	39	2166	608
岩井市	1	0	43102	10	4310	1959	0	0	44325	11	4030	1927
牛久市	9	0	60693	19	3194	948	5	4	66338	28	2369	684
つくば市	27	0	143396	47	3051	234	10	1	156012	74	2108	218
ひたちなか市	22	0	142402	30	4747	1582	6	3	146750	52	2822	1254
鹿嶋市	4	1	45227	14	3231	1103	2	1	60667	17	3569	1264
東茨城郡	5	1	134536	27	4983	2170	8	8	138538	31	4469	1522
西茨城郡	6	0	72891	12	6074	579	5	2	76674	18	4260	536
那珂郡	8	2	127340	35	3638	1516	5	6	131713	41	3213	1480
久慈郡	1	0	49201	10	4920	1892	0	0	47584	11	4326	1487
多賀郡	4	0	12928	1	12928	12928	1	1	13060	5	2612	2612
鹿島郡	7	1	141584	23	6156	1151	6	3	134028	29	4622	964
行方郡	3	1	73853	21	3517	2051	2	4	74523	23	3240	1818
稲敷郡	7	2	138137	28	4933	1023	5	4	153112	33	4640	669
新治郡	3	0	89978	17	5293	1836	4	2	94320	20	4716	2050
筑波郡	1	0	38537	6	6423	4817	1	0	40495	7	5785	4499
真壁郡	5	0	80448	23	3498	1387	5	3	80501	28	2875	1278
結城市	3	0	55328	16	3458	2128	0	1	57705	19	3037	2308
猿島郡	8	1	132995	24	5541	1267	5	3	139879	31	4512	1137
北相馬郡	8	1	89682	23	3899	1359	4	1	99828	30	3328	1203
全体	252	24	2845382	867	3282	57373	149	91	2955530	1096	2697	43331
平均	7.4	0.7	83688	26	4059	1687	4.4	2.7	86927	32	3192	1274
中央値	5.0	0.0	63361	22	3507	1178	4.5	2.0	67751	28	3043	1119
標準偏差	7.6	1.0	52683	24	2045	2139	4.6	2.5	53260	30	1133	809

(注) 参入、退出数はI期は90年～95年、II期は96年～00年。表の左側がI期、右側がII期である。
人口など地域の変数はI期は90年、II期は95年の国勢調査データ。

して開業するかを考えることになる。医師が開業を考える際に考慮する要因は以下の3点である。

第1には、勤務医と比べて同程度以上で確実な所得を得られるだけの需要が予測できるところに開業するであろう。少なくとも勤務医をしていたときと同じ効用水準を実現するためには、競合する診療所の数に比較して需要が多く、高い所得が見込めるところに立地することが必要になる。

第2には、診察に伴うリスクを軽減するためや、高血圧や糖尿病などの慢性的な疾病を持つ患者を病院から紹介してもらうために、比較的大きな病院の近くに立地することが考えられる。診療所には重篤な患者が来る可能性がある。そのときに、治療が可能な設備と病床を持ちその患者を引き受けてくれる病院を即座に紹介することができれば、診察に伴い発生する様々な

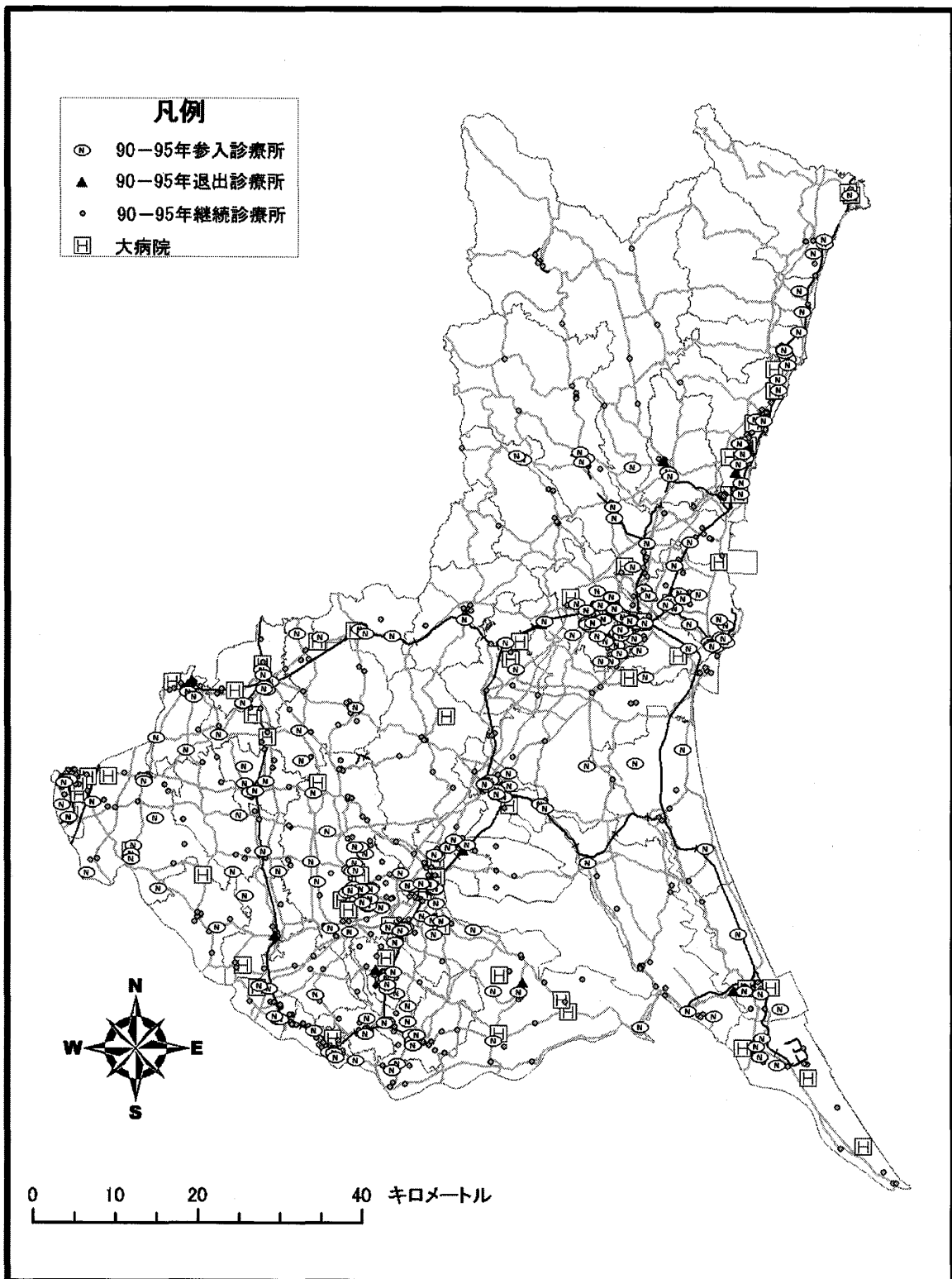


図1 既存診療所及び参入・退出診療所の分布（茨城県全体：1990年—1995年）

スクを回避することができる。さらに、もし開業する前に勤務していた病院の近くを開業することができれば、病院で勤務していたときに診察していた患者をそのまま引き継ぎ、開業した時点での需要の不確実性を避けることも可能であろう。また、自分で勤務していた病院ではないが、比較的大きな病院の近くに立地することにより需要の不確実性を回避することができる。というのも、現在の診療報酬制度の下では、比較入院期間の短い患者を次々と入院させ、急

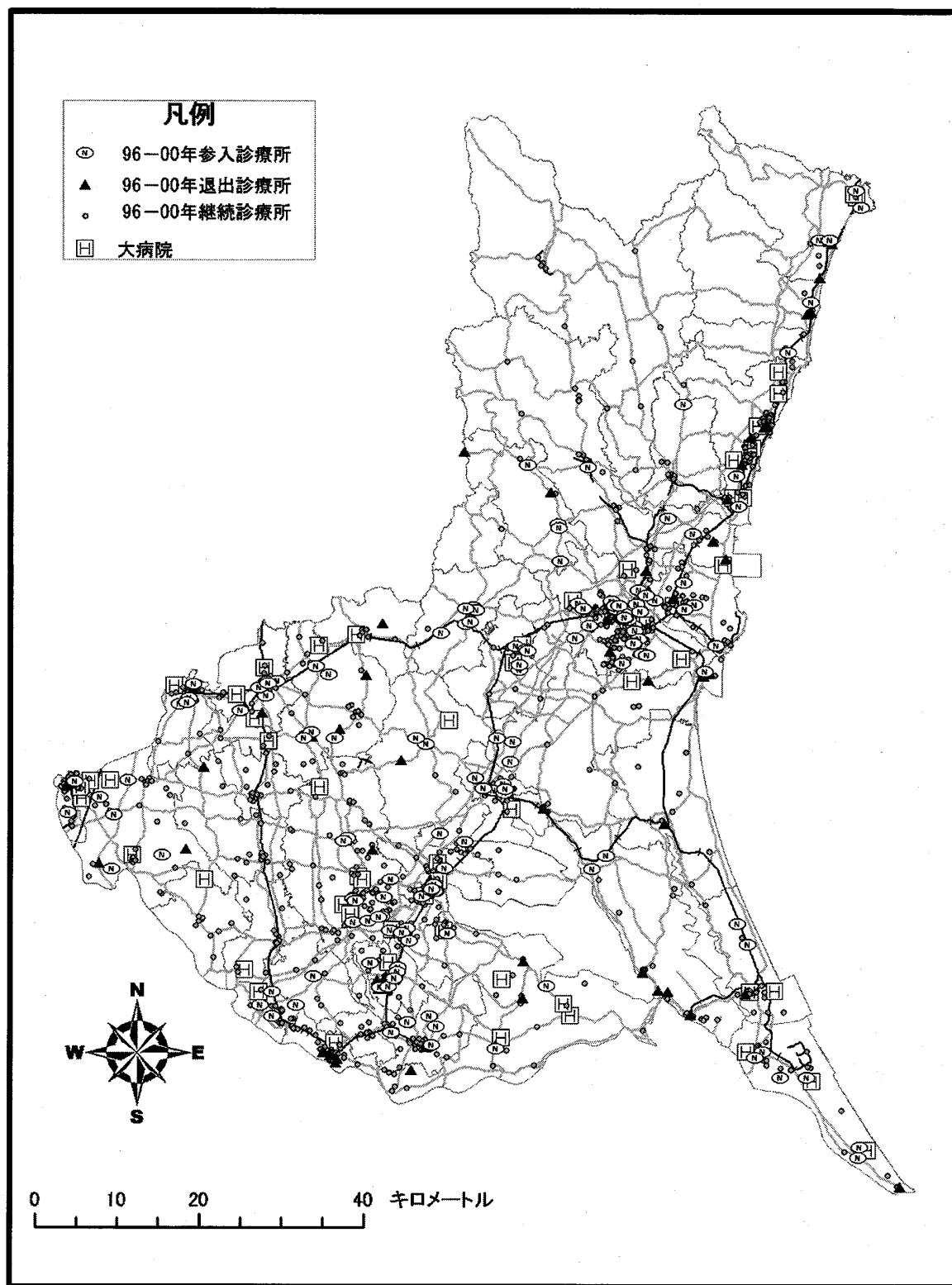


図2 既存診療所及び参入・退出診療所の分布（茨城県全体：1996年—2000年）

性期がすぎれば診療所に患者を引き取ってもらうことが病院の利益を上げることになるので、病院と診療所は補完的な関係にあるからである。

第3には、家族の効用を考えて立地することも考えられる。多くの診療所は医師が一人で運営しており、診療所が住宅を兼ねているか、診療所のすぐ近くに住宅がある場合が多い。この場合は、診療所の立地を選択することは、住宅の立地を選択することに等しい。開業を考える

医師は、配偶者や子供のことを考えて、配偶者の暮らしやすいところ、子供の教育に適したところでの開業を考えるであろう。すなわち、日立、水戸、土浦、つくばのような、ある程度の人口規模があり、商業が発達し美術館や図書館などの公共施設が整っており、かつ子供にさまざまな教育サービスを与えることが可能なところに診療所を開設しようとするであろう。

これらの要因のうち、第2と第3の要因は、診療所の立地にとっての正の外部性といえる。大病院や自分の出身病院の近くに立地すること、またはアメニティーの高い地域に立地することによってこれらの外部経済を享受することができる。

本稿の目的は、第1に、このような三つの立地要因のうちいずれが診療所の新規参入立地に影響を持っているかを明らかにすることである。同じ市場で競争する競合相手が多くても、潜在的な需要が多かったり、需要の不確実性が小さかったり、診療リスクを回避できたり、家族の効用を高めることになる場合には、その市場に新規参入すると考えられる。そこで、競合する診療所の数を被説明変数とし、このような競争を緩和する要因を説明変数とするポアソン回帰分析を行う。特に、開業する前の出身病院がわかっているサンプルについて、出身病院からの新規立地診療所までの距離を説明変数に加え、出身病院の近くに立地する場合には、そこが競合相手の多い市場であっても立地するかどうかを検証する。

本稿の第2の目的は、上記の要因のうちどの要因が既存の診療所の空間的立地均衡について大きな影響を持ち、その結果、診療所を特定の地域に集中させているのかについて検証することである。どこに立地している診療所をとっても、上記の三つの要因で構成される医師の効用が等しくなっている状態を、診療所が空間的に均衡している状態と考える。すると、空間的均衡が成立している状態では、ある程度の需要が期待でき、近くに大きな病院があり、かつアメニティーの高い都市部に診療所が集中的に立地することになる。本稿では特に、正の外部性のひとつとして大病院の存在が診療所の空間的均衡に及ぼす影響の大きさについて関心がある。仮に需要のみで診療所数が決定されているのであれば社会厚生上の問題はないであろう。しかしながら、外部性が存在することにより診療所が特定地域に集中する傾向があるとすれば、社会厚生上の損失が生じている可能性がある。もし大病院の存在が診療所をひきつけ、その結果特定地域への診療所の過度の集中につながっているということであれば、消費者の厚生水準の向上のために診療所を分散させるには、大病院から遠く離れた地域に立地する診療所に対して、大病院が提供しているリスク回避機能や需要保障機能を金銭的に補償するだけの診療報酬の増加が必要になるだろう。

既存診療所の空間的均衡を実証的に分析する際には、どのように市場を定義するかが特に重要になる。本稿では、Netz and Taylor (2002) にならい診療所を中心にした一定半径の円の中を市場としている。しかしながら、半径を小さく取ると、このように定義された市場は、真の市場よりも小さくなる可能性がある。そのときには、被説明変数である市場内の競争相手の数は、そのように定義された市場の需要要因のみならず、隣接した市場の需要要因の影響も受けることが考えられる。すなわち、推定モデルにおける説明変数はこのような空間的な lag を持つ可能性がある。この空間的な lag を少ないパラメータで表現するモデルとして Spatially Autoregressive Model モデルが提案されてきた（例えば Anselin (1988)）。本稿でも既存診療所の空間均衡の分析では、このモデルを用いる。以下、第2節では用いたデータについて説明し、第3節では推定結果を議論し、第4節では結論を述べ、本研究の政策的含意について言及する。

2. データ

本稿文では茨城県医師会名簿の三年間分（90年、96年、2000年）から診療所の所在地、診

療所名および診療科目に関するデータを得た。すべての医師が医師会に加入しているとは限らない。例えば勤務医の多くは、医師会に加入しているわけではない。しかし、診療所の医師に限って言えば、ほぼすべての医師が医師会に加入している。このことから、診療所の参入、退出行動や診療所の空間的均衡を議論するときに医師会名簿を用いることに大きな問題はないであろう。

1990年から2000年の間に病院から診療所に変わっている病院や、逆に診療所から病院に変わっている診療所があるが、両方とも分析期間のすべてにわたって診療所と定義した。医療法の定義（医療法第1条の5）により、病床数が20床以上である医療機関は病院、19床以下の医療機関は診療所と定義されるが、これらの転換した病院、診療所は、病床数の少ない病院か診療所と考えられ、転換した前後で、診療所とほとんど変わらない医療サービスを提供し、近隣の診療所と競合していると考えられるからである。

本稿の目的のひとつは、診療所の新規参入の要因分析を行うことであるが、診療所の開業の形態としては、あたらしく診療所を建てる方法（新規開業）と、既存の診療所を引き継ぐ方法（承継開業）がある。本稿では、新規開業を新規参入とし、承継開業については新規参入とみなさない。他方、ある診療所が別の場所に移った場合は、移った場所については新規参入、出ていった場所については退出と定義した。というのも新しく移転した先で他の診療所と競合するからである。しかし、診療所の名称の変更のみがあって診療科目が変わっていない場合には新規参入と定義しない。3年分の医師会名簿から、96年または2000年に医師会名簿に新たに記載された医師で、上記の条件を満たすものを新規参入とした。また、医師会名簿から、同じ場所に診療所がなくなっていたら退出と定義した。例えば、90年の名簿にあり、96年の名簿になければ、その期間に退出したと考える。

ここで、医療機関の新規参入が自由に行えるかどうかについて確認をする必要がある。確かに病院については、都道府県が設定した二次医療圏ごとに設置病床合計の上限が設けられており、それを超えることになる新規病院の開設や既存病院の増床は原則として認められていないという医療法上の規制が存在する。しかし、診療所については、原則的に参入規制はない。したがって、診療所を開設しようとする医師は自由にどこにでも診療所を開設することができる。また、茨城県の場合には、どの二次医療圏をとっても病床規制の上限に達していないので、小規模の病院の開設であるならば原則的に自由に行える。

最後に、診療所間の空間的競争を考えるとときに診療所が直面する市場を定義しよう。われわれが空間的な経済データとして利用可能な最小の単位のものとは国勢調査の町丁大字別データである。ここでは、診療所を中心として、半径1km、1.5km、2kmおよび3kmの円を書き、その中にそれらの町丁大字の中心点が含まれる場合には、それらの区域を診療所が直面する市場とし、それらの区域の人口的特徴を市場の需要を構成する要因と考える。

図3および図4は水戸市とその近郊の診療所の、96年、2000年時点の既存診療所分布および参入・退出の状況を表した地図である。診療所が鉄道路線および幹線道路沿いに多く集まっていることがわかる。また、200床以上の病院（図中では「大病院」と表記）の周りにも多く集まっていることがわかる。さらに新規参入診療所は、既存の診療所の近くに立地する場合と、既存の診療所からは離れて立地する場合があるが、90年—95年では、診療所が集中する水戸の旧市街地よりは郊外に立地する傾向がある一方で、96年—2000年では水戸市の中心部により多く立地する傾向が見られる。

3. 推定結果

「1. はじめに」でも述べたように、本稿はいかなる要因が診療所の立地場所を決定してい

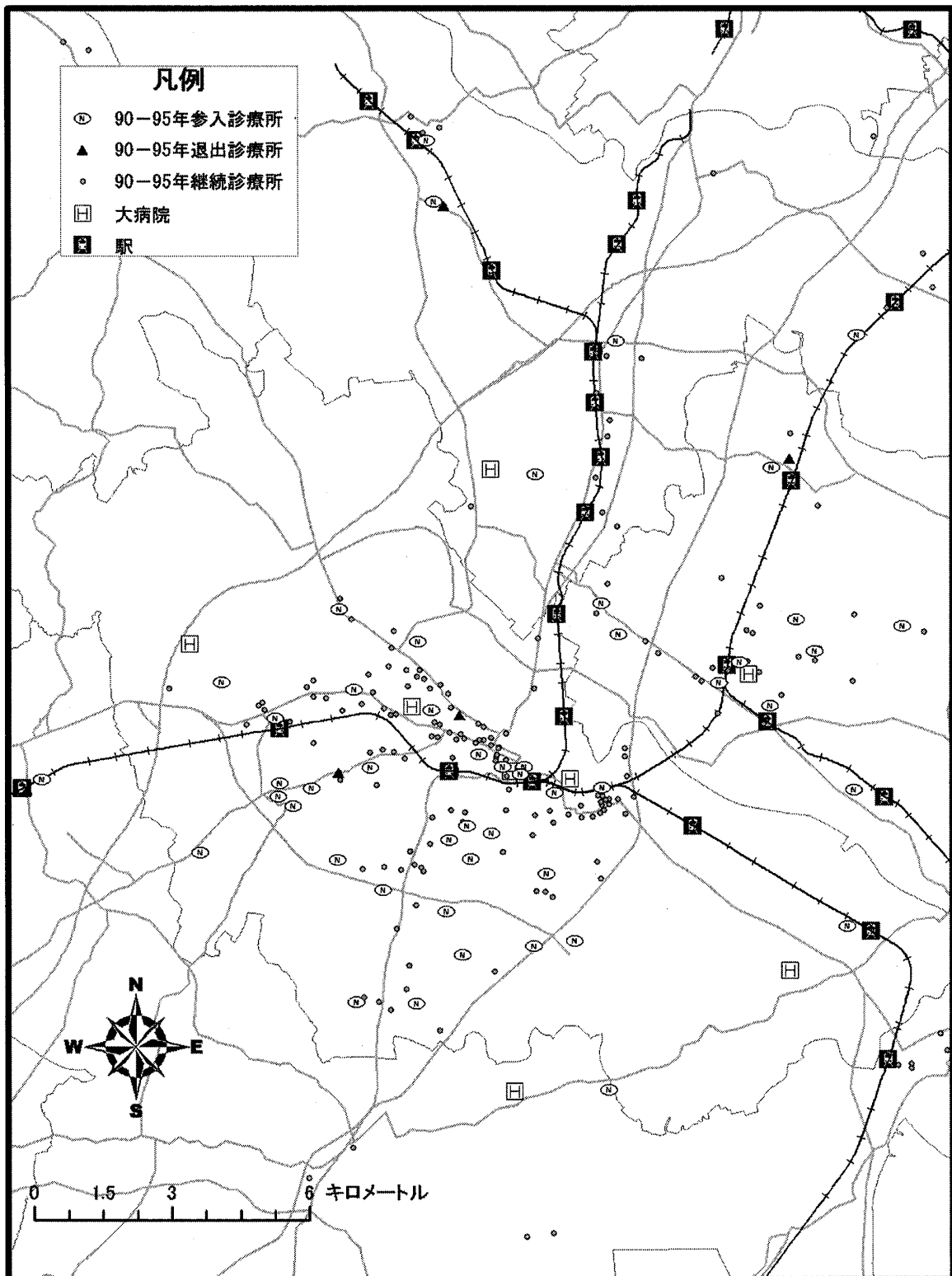


図3 既存診療所及び参入・退出診療所の分布（水戸市：1990年—1995年）

るのかを分析しようとしている。最初に、新規立地の場合を考え、次に既存の診療所の空間的均衡について考える。

3.1 新規参入の要因分析

新しく医師が新規開業を考えるとときには、直面する市場の競争の厳しさはどの程度か、その市場での需要はどの程度あるのか、開業したときに発生する需要の変動や診療に関するリスク

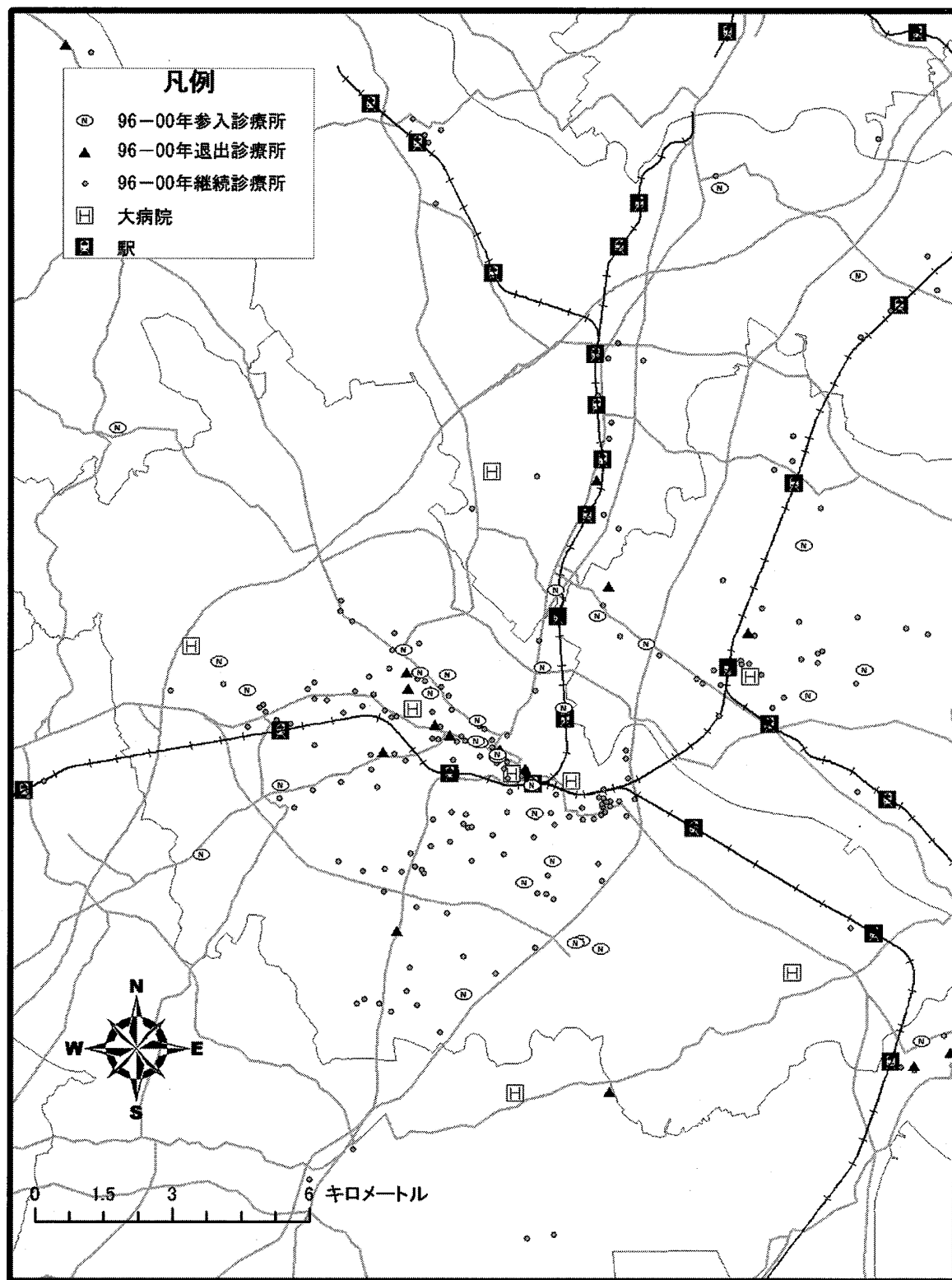


図4 既存診療所及び参入・退出診療所の分布（水戸市：1996年—2000年）

をどの程度回避できるか、その地域のアメニティーの高さはどの程度か、を立地選択要因として考えるであろう。そこで、競争の厳しさを被説明変数とし、(1) 需要要因、(2) リスク回避要因、(3) 競争における優位性要因および(4) 地域要因を説明変数とする分析を考える。競争の厳しさを指標として、前節で定義された4種類の市場（新規立地した地点を中心とする1 km 圏、1.5 km 圏、2 km 圏および3 km 圏）における、自分以外の既存診療所数、すな

わち競争相手の数を用いる。ただし、既存診療所以外に 200 床未満の中小病院を競争相手に含むケースも考えた。というのも、中小病院では一般的な疾病の外来診療が収益の柱であり、診療所と競合する可能性が高いからである。立地しようとする市場の需要が大きく、診療のリスク回避がたやすく、その市場が属する地域のアメニティーが高ければ、たとえその市場の競争が厳しいとしても、診療所はその市場に新規立地するであろう。

需要要因として、診療所が直面する市場における、人口、高所得者比率、高齢者比率を用いている。これらの変数は、町丁大字別に集計された国勢調査から作られている。高所得者比率であるが、これは、国勢調査のなかの職業大分類の中の「管理的職業従事者＋専門的職業従事者」の全職業従事者に対する比率として求めた。これらの職業従事者の所得が他の職業の所得に比べて有意に高いことは吉田・遠藤（1999）において確認されている。高齢者比率は、市場内の全人口に占める 70 歳以上の人口の比率である。直面する市場における人口が多いほど、高所得者比率が高いほど、高齢者比率が高いほど医療サービスに対する需要は大きく、その市場ではより多くの診療所が医療サービスを提供しているであろう。

リスク回避要因として、新規開業地点を中心として半径 5 km 以内に存在する 200 床以上でかつ一般病床数がその半数以上ある病院の病床数を用いた。近くに一般病床を持つ病院があれば、自分のところでは治療することができない緊急を要する患者が来た場合でも、病院に転送することによって、診療所は自分のところで治療できなかったことにより生じる訴訟リスクや悪い評判による患者減のリスクを小さくすることが可能である。同時に、近くの病院と良好な関係を保つことにより、診療所と病院の診療報酬の差から、病院では治療費用が診療収入を上回ってしまうが、診療所なら診療収入が上回るような患者を紹介してもらえらる。すなわち、病院との連携により、需要リスクも回避することができる。実際、厚生労働省は 90 年代に入ってから、いわゆる「かかりつけ医」を養成するという名目で、病院と診療所の機能分化を進めるために、一部の慢性疾病について診療所の診療報酬が病院よりも高くなるように設定してきた。また、病院には診療所から紹介の患者が全患者の一定割合以上にならないと診療報酬が減額される制度が 90 年代後半から導入され、病院の側にも診療所と積極的に連携するというインセンティブが生じた。これらの点を考えると、病床数はリスク回避要因の代理変数であるばかりでなく、需要の変動リスクを小さくする要因とも考えることができる。いずれにしても、近くに一定規模以上の病院があることは、競争の厳しさを緩和することになるから、リスク回避要因の係数は正になることが期待される。

リスク回避要因として選択した半径 5 km 以内に存在する病院の病床数を 200 床以上とした理由は、それ以上の規模を持つ病院が診療所とは異なる機能を持つように制度上予定されているからである。平成 8 年に、厚生省が、病院と診療所の機能分担を計る目的で、『200 床以上の病院は、他の医療機関などからの紹介なしに初診で受診した場合、初診料等のほかに各病院の定めた金額を徴収できる』とする制度を設けた。この制度の目的は、普段の健康維持の相談・診療は診療所の医師、すなわち「かかりつけ医」が行い、専門的な検査や入院が必要な治療は病院が行うという病状に応じた役割分担を促すことにあった。つまり、200 床以上の病院の機能と診療所の機能とを分離させようとしたのである。

病院の病床数のデータは「病院要覧」から得た。また本研究で用いる病院のデータは 1997 年の時点のものをを用いる。90 年代前半の病院の病床については利用できなかったが、90 年代前半に 200 床以下の病院で、その後 200 床以上の病院になったものは例外的であり、90 年代前半においても 200 床以上の病院と類似した機能を担っていたと考えられるからである。

競争における優位性要因として、駅ダミー変数および道路ダミー変数を用いた。駅ダミー変数は、新規参入診療所が駅から 1 km 以内に立地していれば 1、そうでなければ 0 を取る変数

である。また、道路ダミー変数は、新規参入診療所が主要道路（国道および県道）から 200 m 以内に立地していれば 1、そうでなければ 0 を取るダミー変数である。いずれにしても、交通の利便性の代理変数であり、これらの係数は正になることが期待される。

地域要因については、これは市・郡ダミーを用いた。水戸市をベースケースにしたので、ある市の市・郡ダミーが正であれば、水戸市よりもそれらの地域が立地において選好されていることになる。市・郡分類については表 1 の通りである。

また、診療科による新規立地場所選択の違いをコントロールするために、診療科ダミーを用いた。医師会名簿には、医師ごとに診療科目が記載されている。しかし、今回は分析の都合上、1 診療所 1 診療科目と設定した。原則的に、医師会名簿に載っている最初の診療科目をその診療所の診療科とする。診療所の医師は一人のところが多いが、二人以上いる診療科では、医師会会員種別によって、医療機関管理者の診療科を採用した。診療科は下記の 12 診療科に分類した。内科、小児科、外科、胃腸科外科、産科、整形外科、皮膚科、眼科、耳鼻科、精神神経科、肛門科、脳外科である。ベースケースは内科である。より専門的な診療になるほど、直面するマーケットが広く、新規立地場所には競争相手が少ない可能性が高い。

表 2 には、新規参入診療所に関するデータの記述統計量が記載されている。診療科ダミーは省略されているが、48%が内科であり、整形外科（10%）、眼科（7%）の順になっている。表 1 のデータからも明らかなように、両期間（90 年から 95 年、96 年から 2000 年）において、前半では 252、後半では 149 の合計 401 診療所が参入している。人口については、市場をどう定義するかによって値が異なるが、高所得者比率や高齢者比率はほとんど変わらない。新規参入者の 44%は駅近くに、35%は主要道路沿いに立地していることがわかる。競争相手を診療所のみとした場合と中小病院も含めた場合とでは、競争相手の数は多少異なってくる。特に市場の範囲を広く取るほど、その開きは大きくなる。

表 3 にはポアソン回帰分析を用いた推定結果が記載されている。4 通りに定義された市場の範囲の中に入る 2 通りの競争相手の合計 8 通りについて作られた被説明変数を用いて推定を行っている。市・郡ダミーおよび診療所ダミーも推定には用いられたが、表 3 からは省略されている。いずれの組み合わせについても、人口および高所得者比率の需要要因が正で有意であることが確認される。高齢者比率についても、3 km の市場範囲を除いて正で有意であることが確認されている。リスク回避要因である大病院病床数については、すべての組み合わせにおいて正で有意である。近隣の大病院の病床数が多いほど、たとえ競争相手が多くいたとしても診療所は新規に立地することがわかる。競争における優位性要因については、駅ダミーが 3 km の市場範囲を除いて正で有意である一方、道路ダミーは多くの場合有意ではない。駅に近ければ、競争相手が多くとも立地していることがわかる。地域ダミーについては、下館市、結城市および笠間市ではほとんどすべての組み合わせで有意に正である一方、つくば市はすべての組み合わせで有意に負であった。下館市、結城市および笠間市は水戸に比べて医師の開業をひきつける高いアメニティーがあると考えられる。他方つくばは、水戸と比較して開業を躊躇させるディスアメニティーがあるのかもしれない。

以上の推定結果から、医師が新規に診療所を開業する際には、開業しようとする市場の需要およびリスク回避要因が重要であることが明らかになった。そこで、このリスク回避要因について、出身病院がわかっている新規開業者について、新規開業した診療所と出身病院との距離が短ければ、競争が厳しい市場にも立地しているかどうかを次節で検証する。

3.2 茨城県内の病院出身者の新規参入

前節の推定結果から診療所を新規開業するときにはリスク回避要因が重要であることが明らかになった。特に、開業する前に働いていた病院の近くに立地することができれば、勤務医で

表2 記述統計

	市場範囲(km 平均	標準偏差	最小	最大
人口(千人)	1.0	7.214	4.724	0.345
	1.5	13.236	8.512	0.843
	2.0	20.792	12.899	1.490
	3.0	37.662	22.789	1.854
高所得者比率	1.0	0.181	0.080	0.044
	1.5	0.183	0.083	0.044
	2.0	0.180	0.081	0.044
	3.0	0.178	0.079	0.051
老人(70歳以上)比率	1.0	0.139	0.055	0.018
	1.5	0.137	0.050	0.021
	2.0	0.137	0.046	0.025
	3.0	0.137	0.043	0.033
近隣大病院病床数(x100床)		5.742	6.309	0.000
駅ダミー		0.436	0.497	0.000
道路ダミー		0.349	0.477	0.000
期間ダミー(96-00を1)		0.372	0.484	0.000
同じ診療科を持つ診療所数 (ケース1)	1.0	0.885	1.731	0.000
	1.5	1.546	2.722	0.000
	2.0	2.232	3.643	0.000
	3.0	3.711	6.065	0.000
同じ診療科をもつ診療所数 + 中小病院数 (ケース2)	1.0	1.292	2.372	0.000
	1.5	2.262	3.649	0.000
	2.0	3.284	4.952	0.000
	3.0	5.474	8.300	0.000

注1) 90-95年、96-00年の二つの期間をプールしたデータの記述統計である。全サンプル数は401である。

注2) 高所得者比率は、国勢調査の管理的職業従事者と専門的職業従事者の全体の就業者に対する比率である。

あった当時に自分が診察していた患者を診療所でも継続して診察することも可能であり、また、病院との連携もしやすくなる。

本稿では、「茨城県勤務医名簿(1995年、1998年、2000年)」を用いて、「茨城県医師会名簿」と突合せ、新規開業した医師がどの病院で働いていたのかを特定した。その結果、開業前勤務病院がわかったのは、96年以降に開業した149診療所のうち68診療所であった。他の81診療所は、他都道府県から移ってきて茨城県で新規に開業したか、あるいは「茨城県勤務医名簿」には記載されていない勤務医が開業したかのいずれかである。一部の大病院では、大学からの派遣医師を名簿に登載していないからである。

表4には、データの記述統計が記載されている。開業前勤務病院から新規開業診療所までの平均距離は約11.5 kmであり標準偏差が12.7 kmであることから、必ずしも開業前勤務病院のすぐ近くに開業しているわけではなく、新規開業地点のばらつきが大きいことがわかる。すべての新規開業のデータを記述した表2と比較してみると、立地点の人口、高所得者比率および高齢者比率に大きな差がないことがわかる。表4には記述されていないが、診療科別に見ると、内科が54%と最も多く、続いて小児科(12%)、整形外科(6%)、皮膚科(6%)、眼科(6%)、

表3 ポアソン回帰分析の推定結果

サンプル数: 401

	1000				1500			
	ケース(1)	s.e.	ケース(2)	s.e.	ケース(1)	s.e.	ケース(2)	s.e.
人口	0.153 ***	0.020	0.115 ***	0.016	0.078 ***	0.009	0.065 ***	0.007
高所得者比率	8.792 ***	2.305	11.596 ***	1.804	9.964 ***	1.944	11.677 ***	1.579
高齢者比率	7.513 ***	1.582	7.923 ***	1.288	5.843 ***	1.463	5.454 ***	1.196
大病院病床数	0.072 ***	0.021	0.060 ***	0.017	0.040 **	0.016	0.031 **	0.013
駅ダミー	0.637 ***	0.134	0.587 ***	0.110	0.391 ***	0.095	0.404 ***	0.079
道路ダミー	0.208	0.127	0.253 **	0.105	0.114	0.091	0.151 **	0.075
期間ダミー	0.159	0.133	0.273 **	0.108	0.187 *	0.101	0.283 ***	0.083
定数項	-5.173 ***	0.650	-4.855 ***	0.518	-3.663 ***	0.505	-3.232 ***	0.407
対数尤度	-325.0		-421.7		-443.4		-561.1	
Pearson's カイニ乗値	6.544		7.382		12.952		25.822	
擬似決定係数	0.502		0.495		0.533		0.528	

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーが含まれる。ベースケースは、内科で水戸市の診療所である。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

注3) ***, ** および * はそれぞれ 1%, 5% および 10% 有意をあらわしている。

表3 ポアソン回帰分析の推定結果(続き)

	2000				3000			
	ケース(1)	s.e.	ケース(2)	s.e.	ケース(1)	s.e.	ケース(2)	s.e.
人口	0.045 ***	0.005	0.039 ***	0.004	0.024 ***	0.002	0.023 ***	0.002
高所得者比率	6.767 ***	1.639	8.164 ***	1.448	3.941 **	1.662	3.247 **	1.458
高齢者比率	6.446 ***	1.487	5.088 ***	1.226	2.290	1.650	-0.644	1.373
大病院病床数	0.031 **	0.013	0.028 ***	0.011	0.040 ***	0.011	0.042 ***	0.009
駅ダミー	0.134 *	0.076	0.194 ***	0.063	0.010	0.059	0.055	0.049
道路ダミー	-0.006	0.077	0.026	0.063	0.016	0.059	-0.020	0.049
期間ダミー	0.293 ***	0.086	0.377 ***	0.072	0.296 ***	0.069	0.434 ***	0.058
定数項	-2.352 ***	0.426	-1.857 ***	0.353	-0.742 *	0.438	0.163	0.366
対数尤度	-527.5		-649.6		-608.2		-743.1	
Pearson's カイニ乗値	32.750		42.731		42.973		51.767	
擬似決定係数	0.555		0.561		0.651		0.659	

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーが含まれる。ベースケースは、内科で水戸市の診療所である。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

注3) ***, ** および * はそれぞれ 1%, 5% および 10% 有意をあらわしている。

脳外科(6%)の順である。胃腸科外科、産科および肛門科については0%である。

表5には、出身病院がわかっている新規開業者について、出身病院からの距離を新たに説明変数に入れてポアソン回帰分析を行った結果が記載されている。ただし、サンプルの数が少ないので、地域ダミー、診療科ダミーおよび期間ダミーは説明変数に含まれていない。1 km の市場を取ったときのケース(1)の場合を除いて、出身病院からの距離の係数は負で有意である。これは、出身病院から離れれば離れるほど、より競争が緩やかなところに立地する傾向があることを示している。この推定結果は、出身病院の近くに開業することができれば、患者の相互紹介や重篤患者の病院への搬送などによって、診療のリスクを回避することができるという新規開業者のインセンティブと整合的である。

しかしながら、リスク回避要因の代理変数である大病院病床数の係数の推定値が、市場範囲を1 km, 1.5 km としたときは負で有意であり、それ以外の時には有意ではないが負の値をとるという結果は、表3の推定結果とは異なる。これは、大病院病床数と出身病院からの距離という二つのリスク回避要因を同時に説明変数の中に入れたからと考えられる。これらのサンプ

表4 出身病院がわかっている新規開業者の記述統計

変数	サンプル数: 68			
	平均	標準偏差	最小	最大
平均距離(m)	11552.3	12743.4	104.1	62550.8
大病院病床数(100床)	6.887	6.593	0	19.85
駅ダミー	0.500	0.504	0	1
道路ダミー	0.265	0.444	0	1
人口(千人)	1.0	7.463	4.684	0.345
	1.5	13.678	8.337	1.721
	2.0	21.894	13.137	2.042
	3.0	42.564	24.908	2.355
高所得者比率	1.0	0.183	0.065	0.055
	1.5	0.183	0.064	0.093
	2.0	0.180	0.065	0.093
	3.0	0.176	0.059	0.091
高齢者比率	1.0	0.157	0.053	0.037
	1.5	0.159	0.048	0.048
	2.0	0.158	0.046	0.044
	3.0	0.157	0.041	0.051
同じ診療科を持つ診療所数 (ケース1)	1.0	1.162	2.134	0
	1.5	2.118	3.397	0
	2.0	3.265	4.883	0
	3.0	5.838	8.744	0
同じ診療科をもつ診療所数+ 中小病院数 (ケース2)	1.0	1.809	3.063	0
	1.5	3.294	4.859	0
	2.0	5.059	6.934	0
	3.0	8.926	12.250	0

注1) 90-95年、96-00年の二つの期間をプールしたデータの記述統計である。全サンプル数は68である。

注2) 高所得者比率は、国勢調査の管理的職業従事者と専門的職業従事者の全体の就業者に対する比率である。

ルの出身病院は大病院であるから、そこからの新規立地した地点までの距離が長くなれば、他の大病院に近づいていない限り、大病院病床数は小さくなる。すなわち、これらの変数は負の相関がある。従って、出身病院からの距離をリスク回避要因として用いた場合、大病院病床数の効果は出身病院からの距離の係数で表現されてしまい、大病院病床数の係数は負の値を取る可能性がある。また、高齢者比率の係数が表2と比較して高くなっている。すなわち、このサンプルの医師は、高齢者が多い地域により積極的に立地していることになる。

以上より、出身病院がわかっている医師の新規開業について見ても、需要要因およびリスク回避要因が重要であることがわかる。

3.3 既存の診療所の空間的均衡

最後に、既存の診療所の空間的均衡を考えてみよう。診療所が空間的に均衡していれば、診療所を経営する医師の効用はすべての診療所で等しくなっているはずである。とすると、これまでに議論してきた市場の競争を緩和する要因をコントロールすれば、ある診療所が直面している市場の競争の厳しさは、均衡において等しくなっているはずである。そこで問題になるのは、われわれが利用可能なデータからはある診療所が直面している市場を正確に確定できない

表5 出身病院からの距離を説明変数に用いたポアソン回帰分析

	1000				1500			
	ケース(1) Coef.	s.e.	ケース(2) Coef.	s.e.	ケース(1) Coef.	s.e.	ケース(2) Coef.	s.e.
出身病院からの距離	-0.090	0.153	-0.292 **	0.140	-0.330 ***	0.125	-0.376 ***	0.106
人口	0.139 ***	0.033	0.106 ***	0.026	0.068 ***	0.014	0.058 ***	0.011
高所得者比率	4.584	3.453	5.517 **	2.598	4.949 *	2.960	5.633 ***	2.136
高齢者比率	15.325 ***	2.772	16.163 ***	2.226	19.772 ***	2.550	17.779 ***	2.037
大病院病床数	-0.056 **	0.026	-0.051 **	0.020	-0.042 **	0.021	-0.030 *	0.016
駅ダミー	0.075	0.307	-0.099	0.239	-0.293	0.206	-0.277 *	0.164
道路ダミー	-0.028	0.277	0.022	0.219	-0.105	0.206	-0.058	0.164
定数項	-4.146 ***	0.924	-3.489 ***	0.711	-3.838 ***	0.767	-3.090 ***	0.601
サンプル数	68		68		68		68	
Pearson's カイ二乗値	36.705		84.206		41.414		50.009	
対数尤度	-96.709		-118.917		-126.567		-152.400	
擬似決定係数	0.263		0.309		0.321		0.364	

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーは含まれない。また期間ダミーも含まれない。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

表5 出身病院からの距離を説明変数に用いたポアソン回帰分析 (続き)

	2000				3000			
	ケース(1) Coef.	s.e.	ケース(2) Coef.	s.e.	ケース(1) Coef.	s.e.	ケース(2) Coef.	s.e.
出身病院からの距離	-0.394 ***	0.107	-0.443 ***	0.090	-0.208 ***	0.071	-0.230 ***	0.059
人口	0.033 ***	0.007	0.029 ***	0.006	0.034 ***	0.003	0.031 ***	0.003
高所得者比率	5.698 ***	2.195	5.766 ***	1.696	-2.893	2.784	-2.416	2.101
高齢者比率	19.235 ***	2.225	17.944 ***	1.824	9.849 ***	2.386	8.680 ***	1.942
大病院病床数	-0.022	0.017	-0.015	0.013	-0.007	0.016	-0.002	0.012
駅ダミー	-0.370 **	0.152	-0.340 ***	0.122	-0.084	0.113	-0.068	0.091
道路ダミー	-0.126	0.165	0.014	0.130	-0.276 **	0.121	-0.179 *	0.097
定数項	-3.154 ***	0.635	-2.477 ***	0.511	-0.711	0.701	-0.082	0.553
サンプル数	68		68		68		68	
chi square	64.895		85.737		95.215		150.450	
対数尤度	-171.471		-199.366		-240.078		-278.054	
擬似決定係数	0.307		0.366		0.394		0.443	

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーは含まれない。また期間ダミーも含まれない。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

という点である。実際の市場よりも小さい範囲で市場を確定した場合、実際にはその外側の地域の需要の大きさも、その市場における競争の厳しさの程度に影響してくるであろう。

そこで、各診療所が直面している市場における競争の厳しさの程度を、以下のような空間的な spill-over を含んだモデルで表現することにしよう。

$$y_i = \rho w_i y + x\beta + u_i, | \rho | < 1, i = 1, \dots, n \quad (3.1)$$

被説明変数 y はこれまでと同じように、 i 番目の診療所が直面する市場の中の競争相手の数である。 $w_i (1 \times n)$ は i 番目の要素が 0 であり、すべての他の要素は正でその総和が 1 になるような既知のベクトルである。具体的には、 i 番目の診療所から $j (j \neq i)$ 番目の診療所までのユークリッド距離の逆数を d_{ij} とするとき、 w_i の $j (j \neq i)$ 番目の要素を、 $w_{ij} = d_{ij} / \sum_j d_{ij}$ とした。すなわち $j (j \neq i)$ 番目の診療所が i 番目の診療所に近ければ近いほど、ウェイト w_{ij} は大きくなるのであるが、1 より小さく、かつ $\sum_j w_{ij} = 1$ である。このモデルを行列形式で表現すると、

$$y = \rho W y + X\beta + u, \quad W = (w'_1, \dots, w'_n)' \quad (3.2)$$

となる。\$|\rho| < 1\$ および、\$W\$ の定義から、一般的に \$(I - \rho W)^{-1}\$ が存在し、式 (3.2) は、

$$\begin{aligned} y &= (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} u \\ &= (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots) X\beta + (I - \rho W)^{-1} u \end{aligned} \quad (3.3)$$

と書くことができる。 (3.3) 式 より、 (3.2) 式 で表現されるモデルでは、ある診療所が直面する市場の特徴以外に、周辺の市場の特徴が spill-over してその市場における競争の程度に影響を及ぼしていることがモデル化されていることがわかる。仮に、市場の範囲を正確に捉えることができたならば、このような spill-over 効果を考慮する必要はないであろう。しかしながら、ある診療所が現実には直面する市場よりも推定のために想定されている市場が小さい場合には、想定された市場の外側の市場も実際の市場であるから、それらの市場の特徴が正の影響を \$y\$ にもつと予想される。すなわち、\$\rho > 0\$ と予想される。また、市場を小さく取るほど \$\rho\$ は大きくなることも予想できる。

われわれは、新規参入の場合と同じように、既存診療所の空間的均衡が実現している場合でも、(1) 需要要因、(2) リスク回避要因、(3) 競争における優位性要因および (4) 地域要因が、診療所が直面する市場の競争の程度にどのような影響を与えているかに関心がある。したがって、説明変数の \$x_i\$ は新規参入の場合と同じものを用いた。

表 6 には推定結果が記載されている。96 年版と 2000 年版の医師会名簿を用いて、4 通りの市場の定義 (1 km, 1.5 km, 2 km および 3 km)、2 通りの競争相手 (同一診療科の診療所のみか中小病院も含むか)、2 通りの調査年 (96 年および 2000 年) について推定を行った。市場範囲 3 km のケースを除いて、他のすべてのケースで、人口、高所得者比率、高齢者比率などの需要要因は有意に正である。需要が多い市場では、それだけ競争相手が多くなるという結論は、これまでの新規参入の推定結果と同じである。高所得者比率のみが、市場範囲 3 km のケースで有意でない場合がある。他方、大病院病床数は、96 年のサンプルについては、市場範囲 1 km のケース (1) (同一診療科の診療所のみを競争相手としたケース) および市場範囲 3 km のケース (1) で有意ではないが、その他のケースでは有意に正であり、2000 年のサンプルでも、市場範囲 1 km のケース (1) を除き有意に正である。これらの推定結果から、リスク回避要因である大病院病床数も、空間的な均衡において、競争の厳しさを緩和していると言えることができる。

表 6 では診療科ダミーと地域ダミーの推定値が省略されているが、診療科ダミーの係数は、肛門科のいくつかのケースを除いて、すべての組み合わせで有意に負である。それらの係数の大きさは、精神神経科が比較的大きなマイナスの値をとることを除いて、さほど異ならない。すなわち、内科以外の診療科の診療所は、その診療所が直面する市場における競争相手の数は内科に比べると少なくなっている。これは、内科に比べて他の診療科が提供するサービスへの需要が小さいことが予想されるからである。競争相手を同じ診療科に限定したケース (1) では、2000 年のデータについては、すべての市場範囲の取り方で、日立市、常陸太田市、取手市、ひたちなか市、西茨城郡、那珂郡、新治郡で地域ダミーが有意にマイナスになっている。また、競争相手に中小病院も含めたケース (2) では、すべての市場範囲の取り方で、日立市、那珂郡で地域ダミーが有意にマイナスになっている。96 年のデータについても同じ傾向が見られる。これらの地域には、何らかのディスアメンティが存在している可能性がある。

近隣の市場からの spill-over 効果を表すパラメータ \$\rho\$ は、予想通りすべての組み合わせで正の値をとり、市場の範囲を大きく取るほどその値は小さくなっていき、市場範囲を 3 km とす

表6 空間均衡の推定

	1km				1.5km			
	ケース(1)		ケース(2)		ケース(1)		ケース(2)	
	Coef.	s.e.	Coef.	s.e.	Coef.	s.e.	Coef.	s.e.
1996年(サンプル数:1096)								
人口	0.127 ***	0.013	0.155 ***	0.016	0.125 ***	0.013	0.165 ***	0.017
高所得者比率	4.598 ***	0.947	6.822 ***	1.208	6.967 ***	1.556	9.242 ***	2.002
高齢者比率	8.034 ***	1.204	11.203 ***	1.535	11.168 ***	2.300	14.762 ***	3.186
大病院病床数	0.018	0.029	0.239 ***	0.037	0.071 **	0.032	0.280 ***	0.050
駅ダミー	0.501 ***	0.098	0.737 ***	0.124	0.438 ***	0.139	0.792 ***	0.174
道路ダミー	0.179 **	0.084	0.254 **	0.107	0.082	0.118	0.128	0.148
定数項	-2.437 ***	0.340	-3.682 ***	0.441	-2.879 ***	0.608	-3.635 ***	0.940
ρ	0.903 ***	0.083	0.892 ***	0.077	0.707 ***	0.201	0.608 **	0.250
対数尤度	-1455		-1719		-1829		-2076	
2000年(サンプル数:1154)								
人口	0.119 ***	0.013	0.143 ***	0.017	0.128 ***	0.012	0.150 ***	0.015
高所得者比率	4.710 ***	0.956	7.252 ***	1.269	8.473 ***	1.535	11.294 ***	1.999
高齢者比率	6.160 ***	1.062	9.382 ***	1.379	10.324 ***	1.835	13.222 ***	2.379
大病院病床数	0.016	0.028	0.239 ***	0.037	0.080 ***	0.028	0.285 ***	0.037
駅ダミー	0.214 ***	0.082	0.276 **	0.110	0.093	0.116	0.098	0.151
道路ダミー	0.371 ***	0.096	0.556 ***	0.128	0.279 **	0.135	0.575 ***	0.176
定数項	-2.199 ***	0.342	-3.602 ***	0.459	-2.780 ***	0.589	-4.058 ***	0.792
ρ	0.898 ***	0.092	0.919 ***	0.050	0.593 ***	0.121	0.695 ***	0.103
対数尤度	-1536		-1872		-1928		-2238	

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーは含まれるが、省略されている。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

表6 空間均衡の推定(続き)

	2km					3km				
	ケース(1)		ケース(2)			ケース(1)		ケース(2)		
	Coef.	s.e.	Coef.	s.e.		Coef.	s.e.	Coef.	s.e.	
1996年(サンプル数:1096)										
人口	0.139 ***	0.018	0.181 ***	0.015		0.176 ***	0.013	0.242 ***	0.019	
高所得者比率	6.907 **	2.807	6.816 **	2.839		7.885 *	4.550	1.660	5.739	
高齢者比率	12.811 **	5.284	13.886 ***	3.906		23.162 ***	5.618	22.911 ***	7.573	
大病院病床数	0.086 *	0.049	0.351 ***	0.045		0.021	0.052	0.258 ***	0.068	
駅ダミー	0.298	0.181	0.733 ***	0.228		-0.118	0.283	0.054	0.361	
道路ダミー	-0.061	0.154	-0.064	0.194		-0.090	0.246	-0.117	0.311	
定数項	-2.894 *	1.564	-2.141 *	1.176		-2.684 *	1.582	0.694	2.399	
ρ	0.566	0.546	0.417 ***	0.123		0.115	0.070	-0.014	0.160	
対数尤度	-2121		-2373			-2631		-2885		
2000年(サンプル数:1154)										
人口	0.138 ***	0.012	0.161 ***	0.016		0.181 ***	0.013	0.223 ***	0.018	
高所得者比率	8.778 ***	2.339	9.616 ***	3.085		2.333	4.924	-3.852	6.272	
高齢者比率	10.799 ***	2.812	11.320 ***	3.857		12.737 **	5.477	9.575	7.067	
大病院病床数	0.099 ***	0.033	0.350 ***	0.052		0.126 **	0.051	0.398 ***	0.068	
駅ダミー	-0.040	0.156	-0.082	0.203		-0.026	0.260	-0.108	0.330	
道路ダミー	0.137	0.181	0.524 **	0.235		-0.380	0.297	-0.212	0.376	
定数項	-2.331 **	0.925	-2.564 *	1.530		0.397	1.726	3.148	2.472	
ρ	0.498 ***	0.124	0.572 ***	0.203		0.065	0.054	0.134	0.120	
対数尤度	-2121		-2373			-2631		-2885		

注1) 説明変数には診療科ダミーおよび地域ダミーは含まれるが、省略されている。

注2) ケース(1)は競争相手を同一診療科の診療所とした場合、ケース(2)は中小診療所も含む場合である。

るといづれの年次においても有意ではなくなり、2 km とすると、96 年のケース (1) のデータについて有意ではなくなる。パラメータ ρ が正で有意であるのは、市場を小さく設定しすぎた結果であると考えられるから、これらの結果から、2 km から 3 km が市場の範囲として妥当であると思われる。

4. 結論

本稿では、茨城県の医師会名簿から得られた既存診療所および新規参入診療所の位置データを用いて、診療所が新規参入するときの立地場所の決定要因、および既存診療所の空間的均衡

の決定要因を明らかにした。診療所が直面している市場における潜在的需要が大きいのか、近くに大病院が存在すると、新規参入の場合であっても既存診療所の場合であっても、その市場内の競争相手の数が増えることが示された。さらに、医師が開業前に働いていた病院の近くに診療所を開設する場合には、たとえ競争相手が多い市場でも新規立地することが示された。これらの事実は、病院と診療所間の相互紹介によりお互いに需要が確保でき、また大病院は診療所の診療リスクを軽減するという点で、大病院と診療所は補完的な関係にあることから説明できる。その結果、大病院が立地する一部地域に診療所が集中して立地する傾向にあることが示された。

診療報酬制度により医療サービスの価格が固定されている現行制度の下では、診療所を開設するときの重要な要因は立地場所である。Hotelling で用いられる線形市場における複占企業の立地競争モデルでは、企業は市場の中心に集中して立地する可能性があるが、市場が円環の場合には均等に分布し市場を分け合うことが知られている。2次元の市場の場合には、一般的な結論は得られていないが、集中立地するためには何らかの求心力が必要である。本稿の結果は、大病院の存在がこの求心力の源になっていることを示している。消費者の厚生を考えると、消費者の需要の大きさに応じて診療所が立地していることが望ましいが、大病院がある市場では需要と比較して相対的に多い診療所が立地する傾向がある。需要に対して相対的にサービス供給が少ないところでは、受診のための機会費用や移動コストが大きくなる結果社会厚生上の損失が生じている一方で、診療所が集中している地域では診療設備や院内環境の充実度を競う medical arms race が生じたり、過大な医療サービスが提供される可能性がある（医師誘発需要仮説；代表的な実証研究として Gruber and Owings (1996)）。診療所ごとの設備投資額や診療報酬のデータは一般的に利用可能でないため、果たしてこのような過剰なサービス供給による非効率性が生じているのかは明らかではない。しかしながら、もし社会厚生上の損失や非効率が生じているならば、診療所が少ない地域への診療報酬制度を見直すことによって、社会厚生を改善できるかもしれないことを本研究は示唆している。

謝 辞

この研究は科学研究費補助金（基盤(A)15200021）、科学研究費補助金（基盤(B)17330045）および(独)日本学術振興会「人文・社会科学振興プロジェクト」により研究費補助を受けた。

参 考 文 献

- 吉田あつし、遠藤秀紀（1999）。「東京大都市圏の所得と職業の分布」、『応用地域学研究』, 4, 15-25.
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers.
- d'Aspremont, C., J. J. Gabszewicz and Thisse, J.-F. (1979). On Hotelling's 'stability in competition', *Econometrica*, 47, 1145-1150.
- De Palma, A., Ginsburgh, V., Papageorgiou Y. Y. and Thisse, J.-F. (1985). The Principle of minimum differentiation holds under sufficient heterogeneity, *Econometrica*, 53, 767-781.
- Gruber, J. and Owings, M. (1996). Physician financial incentives and cesarean section delivery, *RAND Journal of Economics*, 27, 99-123.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition, *The Economic Journal*, 39, 41-57.
- Netz, J. S. and Taylor, B. A. (2002). Maximum or minimum differentiation? Location and patterns of retail outlets, *Review of Economics and Statistics*, 84, 162-175.
- Pinkse, J., and Slade, M. E. (1998). Contracting in space, *Journal of Econometrics*, 85, 125-154.