

表2 地域ブロック別に見た一人当たり平均所得とジニ係数(平成8年)

地域ブロック	人当たり所 (万円)			ジニ係数		
	当初所得	可処分所得	再分配所得	当初所得	可処分所得	再分配所得
平均	197	189.1	207.4	0.402	0.325	0.327
北海道	177.5	179.9	205.6	0.425	0.326	0.340
東北	175.8	174.3	195.3	0.397	0.329	0.331
関東 I	240.1	220.9	235.2	0.381	0.325	0.323
関東 II	190.2	182.2	196.9	0.406	0.333	0.329
北陸	190.4	185.1	208	0.365	0.300	0.304
東海	212.3	199.2	211.8	0.394	0.331	0.326
近畿 I	233.4	197.3	216.6	0.406	0.315	0.313
近畿 II	172.8	177.8	195.4	0.373	0.301	0.294
中国	171.8	170.9	192.3	0.333	0.310	0.320
四国	172.3	176.7	196	0.432	0.343	0.332
北九州	156.5	157.7	184.4	0.427	0.335	0.346
南九州	142.1	141.1	160	0.437	0.354	0.363

資料:厚生労働省「所得再分配調査」の再集計結果

注:地域ブロック別区分の定義は以下の通り。

北海道:北海道

東北:青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

関東 I:埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

関東 II:茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県

北陸:新潟県、富山県、石川県、福井県

東海:岐阜県、静岡県、愛知県、三重県

近畿 I:京都府、大阪府、兵庫県

近畿 II:滋賀県、奈良県、和歌山県

中国:鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国:徳島県、香川県、愛媛県、高知県

北九州:福岡県、佐賀県、長崎県、大分県

南九州:熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

出所 小島(2002)

表2のように、わが国においても所得格差が時系列的に変化するのみならず地域間でも相異なる変化を示していることは、Ross and Berthelot(2002)が行ったような地域別に見た所得格差と医療制度のパフォーマンスとの関連性を視点とした実証分析を行う必要性があることを示唆している。

具体的には、「社会医療診療行為別調査」の分析対象となる診療行為を受ける人の割合を年齢階級別・地域別(または都道府県別)に再集計し、これと「国民生活基礎調査」の世帯主の年齢階級別・地域別(または都道府県別)の平均所得を組み合わせることにより、図2(または図3)に類似した所得の大小による診療行為を受ける人の割合に関する散布図とその回帰直線を描くことができる。さらに、これと「人口動態統計」の年齢階級別・地域別(または都道府県別)の死亡原因別死亡率の中で診療行為に対応する死亡率をクロスさせることにより、所得格差がもたらす診療行為の偏りと、それが原因となって生じる死亡率の格差との関係を見いだすことができると考えられる。

参考文献

- 池上直己・金子能宏「医療の質の経済的評価に資するデータ・ベースと解析方法の開発に関する研究の意義と課題」平成11年度厚生科学研究報告書『社会保障の改革動向に関する国際共同研究』（研究代表 池上直己）
- 厚生省監修(1999)『平成11年版 厚生白書』（ぎょうせい）
- 小島克久(2002)「地域ブロック別所得格差に関する分析」平成12～平成13年度厚生科学研究報告書『日本の所得格差の現状と評価に関する研究』（研究代表 松浦克己）
- Ben 1 Shlomo Y, White IR, Marmot M. Does the variation in the socioeconomic characteristics of an area affect mortality? *BMJ* 1996;312:1013 1 4.
- Bourne LS. Social inequalities, polarization, and the redistribution of income within cities: a Canadian example. In: Badcock BA, Browett MH, eds. *Developing small area indicators for policy research in Australia*. Adelaide: National Key Centre for Social Applications of Geographical Information Systems, University of Adelaide, 1997.
- Fiscella K, Franks P. Poverty or income inequality as predictors of mortality: longitudinal cohort study. *BMJ* 1997;314:1724 1 8.
- Gravelle H. How much of the relation between population mortality and unequal distribution of income is a statistical artefact? *BMJ* 1998;316:382 1 5.
- Kaplan GA, Pamuk E, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL. Income inequality and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *BMJ* 1996;312:999 1 1003.
- Kennedy BP, Kawachi, Prothrow 1 Stith D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *BMJ* 1996;312:1004 1 7.
- Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow 1 Stith D. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *BMJ* 1998;317:917 1 21.
- Le Grand J. Inequalities in health: some international comparisons. *Eur Econ Rev* 1987;31:182 1 91.
- Lynch JW, Kaplan GA, Pamuk ER, Cohen RD, Heck KE, Balfour JL, et al. Income inequality and mortality in metropolitan areas of the United States. *Am J Public Health* 1998;1074 1 80.
- Luxembourg Income Study(2002) LIS Key Figures: Income Inequality Measures, www.lisproject.org/keyfigures/ineqtable.htm
- Mahler, Vincent A.(2002)"Exploring The Subnational Dimension of Income Inequality", Luxembourg Income Study Working Paper, No.292
- Murdie RA. The welfare state, economic restructuring, and immigrant flows: impacts on socio 1 spatial segregation in urban Toronto. In: Musterd S, Ostendorf W, eds. *Urban segregation and the welfare state*. New York: Routledge, 1998:64 1 93.
- OECD Conference on "Measuring Up: Improving Health Systems Performance in OECD Countries"
- Rodgers GB. Income and inequality as determinants of mortality: an international cross 1 section analysis. *Popul Stud* 1979;33:343 1 51.
- Wolfson MC, Murphy BB. New view on inequality trends in Canada and the United States. *Monthly Labor Rev* 1998;April:3 1 23.
- Wolfson MC Kaplan G, Lynch J, Ross NA, Backlund E. The relationship between income inequality and mortality is not a statistical artefact: an empirical assessment. *BMJ* 1999;319:953 1 7.

第7章 医師の開業の実態と分析

国立社会保障・人口問題研究所 研究員 泉田信行

1 はじめに

1.はじめに

これまで医療費適正化の議論は経済学者を中心としてすすめられてきた。医療費適正化の議論は、当然のことながら、政策に反映された場合には医療提供者の行動を変容させるものとなる。医療提供者の行動について、制度との関連や、経済的な誘因の観点から研究がなされてきたが、医師の開業や立地選択についてはこれまで分析の対象とされてこなかった。しかしながら、医療費の適正化は医療提供者の所得や医療機関の採算性に対して重要な影響を与えるのは明らかであり、それによって医療提供体制の根幹である医師の開業や立地の選択もまた影響を受けることは明らかである。このため、短期的な医療費適正化対策が長期的な医療提供者の供給に影響を与える可能性があるのか否かを検討し、もし影響があればそれを考慮に入れて施策を行わなければならない。

医療供給体制の根幹の部分には医療サービス供給を支える医師の供給体制である。医療需要に対してアンバランスな医療サービス供給、ひいてはアンバランスな医師の供給が行われている場合には適切な医療提供体制が確保されるとは考えにくい。

このような問題のひとつが医療提供者、特に医師の、長期的な供給の問題である。医師はこれまでその供給が過剰であると言われてきた。しかしながら、その立地の地域的な偏在や研修医の待遇の低さの問題、さらには医局制度の問題などが放置されたまま残ってきた。これらは全て医師の供給に影響を与える要因である。本研究で取り扱うのはこのうち、医師の開業及び立地の問題である。尾形・泉田(2000)が指摘しているとおおり、医師の診療所開設や事業承継は難しくなってきた。これは政府の医療費適正化の方針により事業としての診療所の採算性が見通しが立たないことなどが原因と考えられる。この一方で考えられなければならないことは、医師数が過剰とされていながらも、医師が必要数に達していない可能性がある地区がいまだにあることである。(将来)医師数の過剰はこれまでも厚生省の研究会において指摘されてきた。

医師需給の問題は当初、医師の不足という形でとらえられていた。昭和44年の自民党の国民医療対策大綱において、昭和60年までに人口10万対150人の医師を必要とすることを打ち出される。医師の教育を所管するのは厚生省ではなく、文部省である。そこで厚生省医務局長は自民党の意向を受けて、文部省大学学術

局長に対して昭和49年までに医学部の定員を1700人増員し、6000人程度とすることを要請した。次いで昭和48年2月には「経済社会基本計画」が閣議決定され、無医大県解消に向けて動き始めた。

医師の過剰感が最初に厚生行政に反映されたのが厚生省が1984年に設置した「将来の医師需給に関する検討委員会」である。この検討会は①医療の供給だけを考えるのではなく、需要の面も検討する。②地域医療、医学教育など幅広い視点で検討する。③将来の医師供給については二十一世紀までの短期的なものではなく、それ以降の見通しもふまえて議論していく。ことを目標としていた。

この検討会は1986年7月に委員会意見を公表した。結論は昭和70年（平成7年）を目途に医師の新規参入を最小限10%削減するというものであった。これに対して賛否両論が起こったが、医師養成数の削減が実施された。しかしこの削減は実効的ではなかった。医師需給の見直し等に関する検討委員会¹が1993年に設置された理由のひとつとして、先の検討会以来、医学部の入学定員数が7.7%程度しか削減されていなかったことがあげられる。

医師需給の見直し等に関する検討委員会はこの点をふまえて、1994年に検討結果を提出した。当該委員会では医師需要・医師供給に対して3種類の仮定（上位・中位・下位）をおき、それぞれの仮定を組み合わせ推計を行った。この推計結果を元に、医師需給の見直し等に関する検討委員会では佐々木委員会が公表した10%入学定員削減案の完全実施について再度要望している。

新規参入する医師数を削減する形で一国全体の医師数を全体的に削減した場合、最も医師にとって望ましくない条件にある地域から医師の供給が減少する。何が医師にとって望ましくないことであるかは種々の議論があると考えられる

¹医師需給の見直し等に関する検討委員会意見（概要・要旨）の抜粋

1. 昭和59年の佐々木委員会中間意見公表後、入学定員（募集人員を含む。）は7715人（削減率7.7%）となっているが、全体として当初目標の10%に達していない。
2. 医師数の現状を見ると、平成4年の届け出医師数は219704人（人口10万対176.5人）であり、その96.5%が医療施設の従事者である。
3. 既に医師過剰が問題となっている諸外国では、概ね人口10万対医師数が200人を超える時点で医学部入学定員の削減等の対策が講じられている。なお、わが国の将来の医師数は、佐々木委員会最終意見に従い平成7年までに入学定員を10%削減を行っても、これら諸外国の現状を上回るものと推計される。
4. 本検討委員会では、平成37年（2025）年までの供給医師数および必要医師数についてマクロ推計による試算を行った。その結果、将来的には医師過剰が起こる可能性は高いと考えられるものの、この推計にあたっていくつかの前提条件を設置しているので、これらの前提条件の動向を今後慎重に見極め、若干の期間をおいて再度推計値を検証し必要であればその適正化のための対策をたて速やかに実行することが望ましい。
5. また、これらの前提条件は将来の医師の量的なバランスの確保のみならず、国民の健康と生命を預かる質の高い医師を養成・確保することとも関わるものであり、今後、卒臨床研修等の充実・改善、非臨床系の分野における医師充実、かかりつけ医の普及・定着等についても速やかに取り組む必要がある。
6. なお、佐々木委員会最終意見で要望し、大学関係者も昭和62年に合意した、医学部入学定員の10%削減が達成できるよう、公立大学医学部をはじめ大学関係者の最大限の努力を要望するものである。

が、最も強い理由は患者数であろう。患者数が少ないと即医療機関の収入が減少し、それが医師の所得にも反映されるから、患者数が少ない地域には新規の医師の供給がまず減少すると考えられる。これは直接的な医師数の減少を必ずしも意味するわけではない。しかしながら長期的には当該地域の医師数を減少させる要因として働くものと考えられる。

医師数の分布について経済学的な観点から分析を行ったのが、漆(1986)である。彼はその先駆的な論文において、人口当たり医師数の変動係数を分配の指標として利用した。その値の時系列的な推移を観察することにより、人口当たり医師数の変動係数の指標が小さくなっていることから分配の指標として見た場合には改善していると指摘した。

彼は、分配の指標としての変動係数の使用する際に、背景となる社会厚生関数を明示して導いている。しかしながら変動係数はその定義から明らかなように対象となる変数の平均値（この場合は人口当たり医師数の全国平均値）が大きくなると値が小さくなる性質がある。それゆえ、他の条件を一定にすれば、全人口に対する医師数が増加すれば自然と社会厚生関数の値が増加することを意味する。しかしながら、人口当たり医師数の平均値の増加は地域別の人口当たり医師数の一律な増加を意味しない。それゆえ、仮に、全国平均で人口に対する医師数が増加した場合に地域別の人口当たり医師数が大きく変化する場合には社会厚生が低下する場合も考えられる。この点をより深く検討するためには医師の立地選択の問題を検討しなければならない。

しかしながら医師の立地選択については十分な研究の蓄積があるとは言えない。これはひとつには医局制度という大学医学部独特の人事慣行が医師の就業行動に影響を与えているが、医局制度を分析するための情報が少なく、実際の効果について測りかねてきたためと言えよう。

医師の人事慣行、特に大学の卒後教育について行われた論考及び研究として、菅谷(1974)と猪飼(2000)があげられる。菅谷(1974)はインターン問題についてその問題の起源とその性質について実体面と法的側面の双方を整理している。猪飼(2000)は医局制度についてヒアリング調査の結果等をまじえながら、その実態を明らかにしている。

これらの研究によって医師の人事制度については徐々に明らかにされてきたが、未だ不明な点も多い。特に実態として医師がどのように立地選択を行っているのか、開業の時期はどのような要因によって決定されるのか、については実態がよく知られていない。この点が本稿の分析対象となる点である。これら二つの点は医療サービス供給に対して大きな影響を与えていると考えられる。それゆえ、その実態を明らかにすることは今後の医療政策の立案に対して重要な意義を与えるものと考えられる。

本稿では医師・歯科医師・薬剤師調査の個票データを1986年度調査分から2000年度調査分までリンケージすることによって医師の立地選択及び開業行動について記述統計による実態把握と開業のタイミングについてのハザード分析を行

うものである。分析の結果から、次のことが明らかとなった。

記述統計的なアプローチにより少なくない数の医師が都道府県境を超えて就業している実態について明らかにした。また、主たる診療科目を変更している医師数の実態についても明らかにした。survival analysisによって世代別の医師の開業に至る期間の長さについて推定を行った。この結果、①女性医師の方が開業に至るまでの期間が長くなること、②医師・人口比率が高いほど開業までの期間が長くなること、③高齢化率の高い地域ほど開業までの期間が長くなること、④開業まで期間について地域差が見られることが理解された。

本稿は以下において次のように構成される。次節においてはデータの性質の説明と記述統計的なアプローチによって医師の立地選択と開業についての実態把握を行う。第3節においてはハザード分析の方法についての概要が示され、第4節においてその結果が与えられる。最後の節において結語が与えられる。

2 記述統計による実態把握

2-1 基本的な実態把握

本研究では、医師・歯科医師・薬剤師調査の1986年調査分から2000年調査分を利用した。当該調査の調査対象となる医師は医籍登録番号を持つ者である。それゆえ、同一の医籍登録番号を持つ者であれば、最大で14年間の立地や医師としての活動の変化の概要を把握することが可能となる²。

医籍登録番号をキーとして個票データをリンケージし、エラーデータを除去するとサンプル数は32万9528人となった。(別表1参照。)これは1986年の調査から2000年の調査までにおいて、一度でも調査対象としてデータに登録された者の実数となる。1986年の調査対象人数が最も多く、19万1385人である。これは、1986年以前に医師免許登録を行って、その後も免許を保有している者が全員1986年の調査対象となっているためである。1988年以降においては、各年に新規に医師免許を登録した者のネットの数となり、1万6000人から2万7000人程度であることがわかる。

医師数の分布を1986年当時の10歳階級別のコホート別に見ると、別表2のとおりとなる。最も多いのは20歳コホートであり、8万人程度である。10歳コホートは5万8000人、30歳コホートは6万6000人となっており、以下コホートの階級が上がるほど人数が少なくなっていく。これは1986年から2000年に医師として活動する世代がデータの中心となるためである。

性別では、男性の医師が27万9556人であり、女性の医師が4万9972人と圧倒

²本節の内容は医師・歯科医師・薬剤師調査の医師票に記載されている医籍登録番号をキーとして調査対象者のデータをリンケージしたデータによっている。データ作成の際に、医籍登録番号等の不明な者等エラーデータをクリーニングした。それゆえ、以下の統計数値は公表されている数値と完全に一致することが保証されるわけではない。

的に男性の医師の方が多くなっている。女性医師の総数に占める割合は全体で15.16%であるが、20歳コホートでは16.43%、10歳コホートでは27.75%とその比率が高い。若年層ほど女性医師の比率が高い³。

従業地が所在する都道府県別の医師数については全体像は公表されている医師・歯科医師・薬剤師調査の報告書に記載されている。ここでは従業地のある都道府県を変更するケースの有無、つまり、医局人事等によって都道府県境を超えて勤務地が変わるケースや現在の都道府県とは異なる都道府県に開業するケースの程度を把握する。医師の都道府県境を超えた移動がどの程度発生しているかは人事異動による勤務地の変更や医師の立地選択による医師供給の実態を明らかにする。各時点での従業地がある都道府県と前時点での調査で従業地があると申告した都道府県が異なるか否かをデータから判定し、その数を係数した。ただし、前回調査時点で医籍登録がされていない場合や、前回調査時点では医籍登録されていたが、今回調査時点ではされていないケースも含んでいる。

別表3からわかるとおり、各年6万人から7万人程度の医師が都道府県境を超えて移動していると考えられる。表中には記載されていないが、1998年度と2000年度を比較すると、1998年度に東京都に従業していたもの31252人のうち、2000年度も従業地として東京都にとどまっている者は23191人である。残りの者は全国にまんべんなく散らばっているが、関東の茨城県・埼玉県・千葉県・神奈川県にそれぞれ248人、706人、552人、855人程移動している。この4県に移動した医師数の合計は東京にとどまっている者のおおよそ1割程度の水準となる。2000年度に医籍登録がなされていない者は4146人であった。それゆえ、新規に医籍登録されたり医籍登録が抹消されているケースを含めても一定程度の就業地都道府県の変更が行われている実態がわかる。

主たる診療科目についても全体像は公表されている医師・歯科医師・薬剤師調査の報告書に記載されている。そこで、主たる診療科目の変更について状況を把握しよう。診療科目の選択も医師サービスの供給について考える場合には重要な内容である。主たる診療科目については1992年度実施分から調査内容とされている。それゆえ、別表4には1994年度調査分から対前年調査時点との変化が記載されている。それによると、1994年と1996年には7万5000人及び7万8000人となっている。ただし、1994年調査と1996年調査では調査における診療科目の分類が異なっているので比較は不能であると考えられる。1998年と2000年においては5万人程度の医師が主たる診療科目を変更している。このように見てくると、毎回の調査において全体の2割程度の医師が主たる診療科目を変更している。もともと、調査に対する申告ベースでの回答であるので、診療科目の変更が実際の臨床の現場でそれほど大きく起こっているのか否かは定かではないかも知れない。

³ただし、女性医師の就業行動と男性医師のそれは異なるかも知れない。例えば、女性医師がもし結婚退職などによって医師免許を(仮に)返納することがあれば女性医師の構成率は年齢階層が高くなると低くなるかもしれない。いずれにせよ、女性医師の就業行動にはより深い分析が必要であろう。

2-2 開業に関する実態

医療機関及び老人保健施設の開設者及び法人の代表者となることをここでは開業と定義する。それゆえ、実際に新規の診療所の開設以外に、病院・診療所の承継等も含む概念である。しかしながら、診療に従事する医師が被用者から雇用者(ないしは自営業者)にその就業形態を変更するという観点からは分析上有用な定義の仕方となる。別表5より、1986年から2000年の調査の全調査対象医師数は32万9538人であったが、このうち21万5040人が調査対象期間内に開業することがなかった。同表の最下段の合計を見ると、6万5344人は1986年ないしはそれ以前に開業していた。その後、1988年から2000年にかけては年に応じて変動はあるものの、5000人後半から8000人後半の人数の医師が開業している。

コホート別では1986年時点では30歳から60歳のコホートが開業者の中心であったが、徐々に低い年齢のコホートの開業者が多くなり、2000年には20歳コホートと30歳コホートが中心と変化することがわかる。性別ではこのうち、開業しているのが男性は10万3458人で(37.01%)である。他方、女性は1万1000人で、22.07%である。(別表6参照。) 年度別都道府県別に見ると、例えば、2000年度は東京都で1153人、神奈川県で528人の開業者が発現したことがわかる。大都市を含む都道府県において多く、その他の県では少ないことがわかる。これは元々の医師数が異なることや、「開業」の概念に事業の承継を含むので、医師数の多い地域ほど承継等の要因が大きく影響することなどが考えられる。(別表7参照。)

開業に対して影響を与える要因については、次節以降 hazard function の推定という形で分析していくこととする。

3 推計方法とデータセット

開業までの期間をハザード分析によって推定する。ある医師が T 時点で開業するものとする。それが0時点から t 時点の間にある確率は、

$$F(t) = \int_0^t f(s)ds = Prob(T \leq t) \quad (1)$$

と表すことが可能である。ただし、 $f(t)$ は T の確率密度関数である。

(1) 式の表現を用いると、少なくとも t 時点までは開業しない確率が

$$S(t) = 1 - F(t) = Prob(T \geq t) \quad (2)$$

と与えられる。これらの準備の下に、時点 t まで開業しなかった医師が $t + \delta$ の期

間に開業する確率 $l(t, \delta)$ が次のように与えられる。

$$\begin{aligned}\lambda(t) &= \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T \leq t + \delta | T \geq t)}{\delta} & (3) \\ &= \lim_{\delta} \frac{F(t + \delta) - F(t)}{\delta S(t)} \\ &= \frac{f(t)}{S(t)}\end{aligned}$$

これをハザード関数とよぶ。以下においては良く使用される Weibull 型の hazard function を前提する。これはハザード関数の関数型が $\lambda(t) = \lambda p (\lambda t)^{p-1}$ となるものである。

今、hazard rate $\lambda(t)$ が外生変数 x_i によって $\lambda_i = e^{-\beta' x_i}$ という形で影響を受けるものと仮定し、 $\sigma = 1/p$ 及び

$$w_i = p \ln(\lambda_i t_i) = \frac{1}{\sigma} (\ln t_i - \beta' x_i) \quad (4)$$

とした上で変数変換を行なうと、

$$f(w_i) = \frac{1}{\sigma} \exp(w_i - e^{w_i}) \quad (5)$$

$$S(w_i) = \exp(-e^{w_i}) \quad (6)$$

を得る。医師が観察期間内に開業した場合に $\delta_i = 1$ 、開業しなかった場合に $\delta_i = 0$ とすれば、対数尤度関数は

$$\ln L = \sum_{i=1}^n [\delta_i \ln f(w_i) + (1 - \delta_i) \ln S(w_i)] \quad (7)$$

となる。この対数尤度関数を利用して以下の推定を行っていく。

医師の開業期間の推定にあたって、前節において概観したデータから変数を表 1 のとおり作成した。性別ダミー変数は性別によって就業行動が異なるか否かを測定するために導入する。記述統計でわかるとおり、一般的に男性と女性では就業行動が異なっているとされているが、医師のような専門性の高い職業においても就業行動が異なる可能性を考慮に入れてこの変数を導入する。性別ダミー変数の符号は先験的に確定しない。もし、医局人事から離れて開業する速さが女性のほうが男性よりも早ければ符号は正となる。逆であれば負の符号をとる。

医師・人口比率は医師誘発需要の論文において医師の競争の程度を表す変数として利用されている。この変数の数が大きいほど所得稼得機会が低いことを意味する。本稿ではこの変数の符号が負であることが期待される。つまり、所得機会が低い地域においては開業するまでに経過する時間が長いと予想される。

高齢化率変数は医療サービスの需要側の状態をコントロールする変数である。一般に高齢者は受診率が高い。それゆえ、高齢者の多い地域は医師の所得稼得機

会が多いものと考えられる。しかしながら、長期的には出生数の低さなどから所得稼得機会が少なくなるとも考えられる。いずれにせよ、医師の開業に対して影響を与えるのではあるが、その効果の符号は先験的には予想できない。

地域ダミーは医師・人口比率、高齢化率をコントロールした上で開業のスピードに与える地域的な効果があるか否かを確認するために導入される。この変数が有意であれば地域によって開業に与える何らかの効果が存在することを意味する。

表 1: 変数の定義

変数名	定義及びデータ出所
開業までの期間	観察開始から開業までの期間 (開業しない場合には観察期間全体)
性別ダミー	男性=0、女性=1
医師・人口比率	都道府県別人口10万人あたり医師数 (人口は総務省統計局編推計人口各年版を利用。)
高齢化率	都道府県別65歳以上人口 (総務省統計局編推計人口各年版を利用。)
地域ダミー	関東地方を基準(例、北海道ダミー: 北海道のデータ=1 それ以外=0)

4 推定結果

記述統計は表2のとおりである。推定結果は表3にまとめられている。推定にあたっては、24歳を基準点としてhazard functionを推定した。つまり、24歳時点(時点0とする)から観察時点の年齢までに開業したか否かを判定していることとなる。観察度数は108万5667であるが、これは元々の観察対象となっている医師について、1986年度から2000年度までの各時点でデータが観察された場合には度数1と計数するため、医師数よりも観察度数が多くなる。医師数自体は24万6818人である。このうち開業に至った人数は4万1292人である。なお、観察期間以前、1986年度以前に開業した医師のデータについてはサンプルに使用していない。既に開業するという事象が生起していて、それがどの時点で実現したかの情報が存在しないためである⁴。

個別の変数の効果は次のとおりである。性別ダミーについては係数が1を下回る。その結果、hazard rateに負の効果を与える。つまり、女性医師は男性医師よりも開業が遅くなることを意味している。医師・人口比率、高齢化率も医師の開

⁴この点については左打ち切りモデルを利用した推定を行うべきかも知れない。しかしながら、ある年齢において開業するか否かの決定に関する限界的な効果を推定しているため、左打ちきりの効果は大きくないと考えられる。

表 2: 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
女性	.1383685	.3452865	0	1
医師・人口比率	.0192394	.0045452	.0040873	.0393012
高齢化率	.1411933	.0354287	.0259897	.2480315
北海道	.046013	.2095134	0	1
東北	.0710039	.2568315	0	1
中部	.1751238	.3800731	0	1
近畿	.1681071	.3739615	0	1
中国	.0703887	.2558011	0	1
四国	.0410921	.1985034	0	1
九州	.1247496	.3304349	0	1
沖縄	.0096893	.0979562	0	1

業を遅らせる要因であることが推定結果から示されている。医師・人口比率が高い地域ほど医師の開業が遅くなることより、医師が開業を選択する場合に、他の診療所・医療機関との競争を考慮に入れていることが考えられる。この事実は医師の開業行動が経済的な要因に影響を受けることを意味している。高齢化率についても負の効果が示されている。高齢者の数が多いことによる短期的な所得稼得機会よりも長期的な要素によって開業を選択していることを示唆しているかも知れない。

関東地方を基準とした地域ダミー変数も全て有意である。沖縄ダミーだけ関東地方よりも有意に開業が遅いことを示すが、その他の地域では全て開業が関東地方よりも早いことを示している。

推定された hazard function から計算された survival function を図に示す。survival function は時点 0 から開業しないままの確率を示している。横軸は年数である。図より男性 (sex 0 と表示されている) は女性よりも早く開業することがわかる。ただし、当初数年はその速さは同一であるが、10 年を過ぎる頃から乖離が大きくなることがわかる。

5 結語

本稿では医師の就業行動について記述統計的なアプローチと開業に至る期間の長さに関する survival analysis の手法を用いて分析を行った。医師・歯科医師・薬剤師調査の医師票個票を 1986 年度調査分から 2000 年度調査分までリンケージしてデータセットを作成し分析した結果、医師が従業地である都道府県を変更することや主たる診療科目を変更するケースについての実態を把握した。

表 3: 記述統計

変数	Haz. Ratio	Std. Err.	z	$P > z $	[95%Conf.	Interval]
女性	.7651783	.0128451	-15.94	0.000	.7404121	.7907729
医師・人口比率	3.79e-09	5.78e-09	-12.72	0.000	1.91e-10	7.53e-08
高齢化率	5.33e-12	1.15e-12	-120.26	0.000	3.49e-12	8.14e-12
北海道	1.064075	.0290422	2.28	0.023	1.008649	1.122547
東北	1.877094	.0413258	28.60	0.000	1.79782	1.959864
中部	1.473929	.0226306	25.27	0.000	1.430234	1.518958
近畿	1.306466	.0200215	17.44	0.000	1.267808	1.346302
中国	3.159765	.0700202	51.92	0.000	3.025465	3.300026
四国	3.852854	.106149	48.96	0.000	3.650323	4.066621
九州	2.582538	.0460148	53.25	0.000	2.493907	2.674318
沖縄	.8868528	.0477764	-2.23	0.026	.7979868	.985615
No. of subjects	246818					
Number of obs	1085667					
No. of failures	41292					
Time at risk	4445740					
Wald chi2(11)	27872.84					
Log likelihood	-474738.97	<i>Prob > chi2</i>	0.0000			

survival analysisによって世代別の医師の開業に至る期間の長さについて推定を行った。この結果、①女性医師の方が開業に至るまでの期間が長くなること、②医師・人口比率が高いほど開業までの期間が長くなること、③高齢化率の高い地域ほど開業までの期間が長くなること、④開業まで期間について地域差が見られること、⑤①から④の効果をコントロールした上で後世代ほど開業までの期間が長くなることが理解された。

本稿の分析の限界点としてはデータの利用可能性の限界から医師の開業の意思決定についてより詳細な分析が行えなかった点にある。データの観察期間が現在よりも長期間とすることが可能となり、かつ、出身大学等の情報が付与することが可能となればより緻密に医師の就業行動についての分析が可能となろう。特にデータの観察期間の制約は厳しく、世代間の医師の就業行動の差異について分析するためにはより長期間の観察期間が必要とされる。この点は今後改善されるべき課題であろう。しかしながら、本稿で行った分析ですら一定程度の貢献があると考えられる。

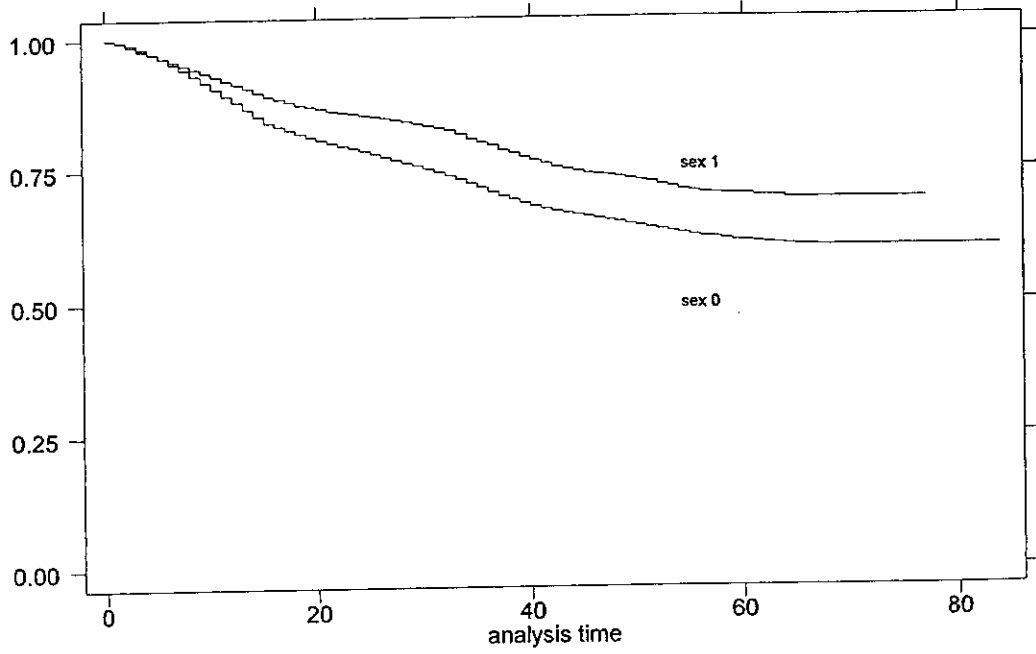
本稿の成果は、医師が開業する場合に経済的な条件を考慮に入れて行動している可能性があることをしめしたことである。これは重要な成果である。これまで、

医療制度に関わる政策については供給サイドの行動に対して短期的な影響を与えるために実施されてきたと言って良いであろう。しかしながら、長期的な意思決定問題である医師の開業行動も経済的な条件に影響を受けるのである。このため、短期的な効果を狙った政策が長期的な効果を与えてしまう可能性がある。つまり、医療費適正化策などの施策によって医師の開業行動が影響を受ける可能性が考えられる。医療費適正化策等を実施する場合には医療供給体制に対して長期的な効果をもたらす可能性を考慮に入れられねばならない。

参考文献

- [1] 猪飼周平、(2001)「日本における医師のキャリア」、『季刊社会保障研究』36 (2) :269-278
- [2] 泉田信行、(2002)、「医師の開業の実態と分析」、平成13年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「個票データによる医療・介護サービスの需給に関する研究」報告書所収。
- [3] 漆博雄 (1986)「我が国における医師の地理的分布について」『季刊社会保障研究』22 (1) :51 - 63.
- [4] 尾形裕也・泉田信行 (1999)「我が国の医療供給の現状と展望」『季刊社会保障研究』35 (2) :180-191.
- [5] 菅谷章、(1974)「インターン問題の史的考察」『季刊社会保障研究』10 (3) :24-33.
- [6] 西三郎、(1977)「システムダイナミックスによる医師および看護婦数の動態分析」、『日本公衆衛生雑誌』、pp.453-461.
- [7] 西田在賢、(1995)「わが国の医師数増大の経済分析」、『医療経済研究』vol.2、

Kaplan-Meier survival estimates, by sex



STATA™

別表1

観察開始時点のサンプル数
度数

有効	1986	191385
	1988	26954
	1990	21063
	1992	18996
	1994	19582
	1996	17378
	1998	16382
	2000	17788
	合計	329528

別表2

コーホートと性別のクロス表
度数

		性別		合計
		男性	女性	
コーホート	10	41999	16130	58129
	20	68051	13377	81428
	30	58920	7345	66265
	40	29000	3100	32100
	50	35246	3822	39068
	60	30576	3982	34558
	70	12717	1950	14667
	80	2836	258	3094
	90	211	8	219
	合計		279556	49972

別表3

従業地のある都道府県の変更
度数

	1988年度	1990年度	1992年度	1994年度	1996年度	1998年度	2000年度
有効							
変更有り	61495	65784	68900	72143	72709	73129	80397
変更無し	268033	263744	260628	257385	256819	256399	249131
合計	329528	329528	329528	329528	329528	329528	329528

別表4

主たる診療科目の変更
度数

	1994年度	1996年度	1998年度	2000年度
有効				
変更有り	75979	78034	53845	57832
変更無し	253549	251494	275683	271696
合計	329528	329528	329528	329528

別表5

コーホートと開業のクロス表
度数

	開業 なし	1986	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	合計
コーホート 10	57457				1	37	91	215	328	58129
20	71782	73	174	377	794	1215	1766	2379	2868	81428
30	41708	3847	2482	2795	3674	3184	3064	2814	2697	66265
40	14423	10441	1480	1074	1588	967	752	641	734	32100
50	12647	21036	1105	555	1415	720	555	422	613	39068
60	10101	20426	970	486	1068	415	199	154	739	34558
70	5283	8041	447	180	339	112	44	26	195	14667
80	1502	1406	104	33	37	7	3	1	1	3094
90	137	74	6	1					1	219
合計	215040	65344	6768	5501	8916	6657	6474	6652	8176	329528

別表6

開業と性別のクロス表
度数

	性別		合計
	男性	女性	
開業 なし	176098	38942	215040
1986	59683	5661	65344
1988	5962	806	6768
1990	4831	670	5501
1992	8143	773	8916
1994	5945	712	6657
1996	5761	713	6474
1998	5936	716	6652
2000	7197	979	8176
合計	279556	49972	329528