

表2 集約化が行われた場合の施設当たり分娩数・医師数・助産師数の推計値

| 産科医療機関数 (全国推計値) | 985 (1,000) | 788 (800) | 591 (600) | 405 |
|--------------------|----------------|--------------|--------------|-------|
| 集約対象医療施設 | 90 | 287 | 484 | 670 |
| 集約割合(医療機関%) | 92% | 73% | 55% | 38% |
| 集約化後の推計値 | | | | |
| 施設当たり分娩数 | 47.7 | 58.8 | 78.3 | 114.3 |
| 施設当たり医師数 | 5.9 | 7.3 | 9.8 | 14.3 |
| 施設当たり助産師数 | 16.4 | 20.5 | 27.3 | 39.9 |
| 集約対象となる医療機関の状況 | | | | |
| シナリオ1 | | | | |
| 分娩数 | 3.1 | 11.6 | 20.6 | 36.1 |
| 医師数 | 1.8 | 2.4 | 3.0 | 3.6 |
| 助産師数 | 5.1 | 7.7 | 9.3 | 11.0 |
| シナリオ2 | | | | |
| 分娩数 | 4.6 | 14.5 | 26.2 | 36.1 |
| 医師数 | 1.9 | 2.7 | 3.4 | 3.6 |
| 助産師数 | 5.3 | 8.0 | 10.3 | 11.0 |
| シナリオ3 | | | | |
| 分娩数 | 37.1 | 44.3 | 37.7 | 36.1 |
| 医師数 | 4.3 | 4.3 | 3.8 | 3.6 |
| 助産師数 | 11.1 | 12.1 | 10.9 | 11.0 |

表3 内科系専門医が2010年-2012年間で専門医を維持する要因に関するロジスティック回帰

| | オッズ比 | 95% 信頼区間 | | P 値 |
|---------------|------|----------|--------|--------|
| 性別 | | | | |
| 男性 | 1.00 | 参照値 | | |
| 女性 | 0.87 | 0.79 | – 0.97 | 0.01 |
| 医籍登録後年数 | | | | |
| 0–9 | 1.00 | 参照値 | | |
| 10–19 | 1.53 | 1.32 | – 1.77 | <0.001 |
| 20–29 | 1.69 | 1.46 | – 1.96 | <0.001 |
| 30–39 | 1.28 | 1.10 | – 1.50 | <0.001 |
| 40–49 | 0.54 | 0.45 | – 0.64 | <0.001 |
| ≥ 50 | 0.22 | 0.18 | – 0.28 | <0.001 |
| 勤務先市町村 | | | | |
| 市部 | 1.00 | 参照値 | | |
| 町村部 | 0.93 | 0.80 | – 1.08 | 0.31 |
| 勤務先種別 | | | | |
| 医育機関 | 1.00 | 参照値 | | |
| 病院 | 0.75 | 0.67 | – 0.84 | <0.001 |
| 診療所その他 | 0.65 | 0.57 | – 0.74 | <0.001 |
| 主たる診療科 | | | | |
| 内科 | 1.00 | 参照値 | | |
| 内科サブスペシャリティ領域 | 1.51 | 1.40 | – 1.64 | <0.001 |

表4 病院勤務内科系専門医の診療所への移行状況・専門医保有状況

| 医籍登録後 年数(年) | 2010年 | | 2012年 | | |
|----------------|-----------------|-----------------|-------|---------------|------|
| | 病院勤務内科系 専門医数 | 診療所移行 (n, %) | | 専門医保有者 (n, %) | |
| 0-9 | 2712 | 115 | 4.2 | 97 | 84.3 |
| 10-19 | 9953 | 501 | 5.0 | 447 | 89.2 |
| 20-29 | 7551 | 266 | 3.5 | 242 | 91.0 |
| 30-39 | 3439 | 121 | 3.5 | 99 | 81.8 |
| 40-49 | 939 | 50 | 5.3 | 40 | 80.0 |
| ≥50 | 194 | 10 | 5.2 | 7 | 70.0 |
| 計 | 24788 | 1,063 | 4.3 | 932 | 87.7 |

表5 医師数を増加させた医療機関の特質

| 医療機関の特質 | H20-H23間の医師増加割合 | | | 多重比較 | | |
|---------------|-----------------|-------|-------|------|----|----|
| | 上位3分位 | 中位3分位 | 下位3分位 | 上下 | 上中 | 中下 |
| 医育機関 | 2.5% | 2.1% | 1.4% | ** | | * |
| 地域支援 | 6.2% | 4.7% | 2.4% | ** | * | ** |
| 災害拠点 | 8.7% | 8.1% | 5.4% | ** | | ** |
| 開放型 | 12.2% | 10.7% | 7.5% | ** | * | ** |
| 病床数 | 202.3 | 193.7 | 161.6 | *** | | ** |
| 外来患者数/日 | 294.6 | 263.0 | 191.6 | ** | ** | ** |
| 医師1人当り外来患者数/日 | 13.1 | 15.0 | 17.5 | ** | ** | ** |
| 分娩数/月 | 45.6 | 43.6 | 42.0 | | | |
| 全身麻酔手術数/月 | 72.0 | 61.4 | 38.7 | ** | ** | ** |
| 医師事務有無 | 36.0% | 31.7% | 25.0% | ** | ** | ** |
| 院内保育の有無 | 31.3% | 30.3% | 23.5% | ** | | ** |
| 退院調整支援員の有無 | 42.5% | 38.4% | 32.3% | ** | ** | ** |

* p < 0.05 ** p < 0.01

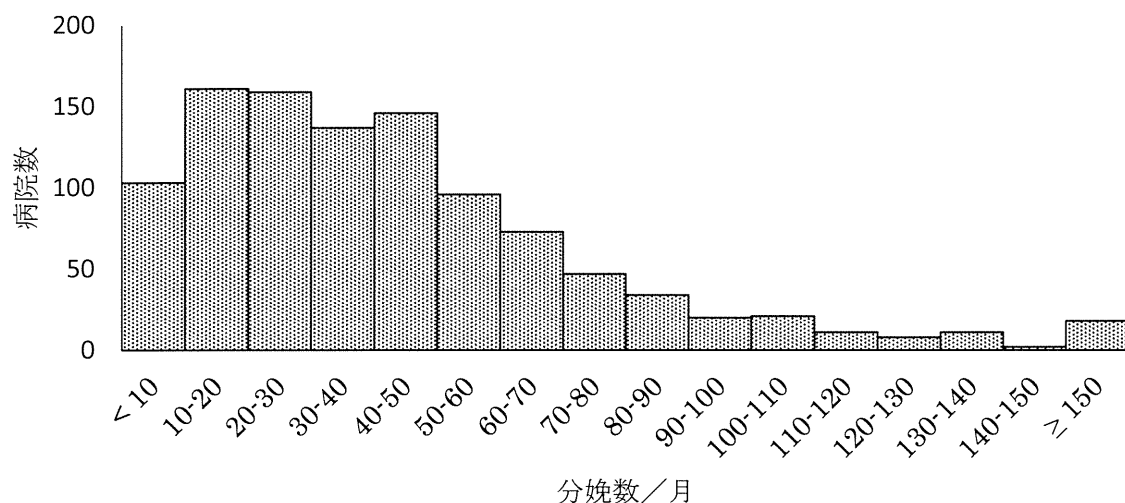
表6 研修医を増加させた医療機関の特質

| 医療機関の特質 | H20・H23 間の研修医増加割合 | | | 多重比較 | | |
|---------------|-------------------|---------|---------|------|----|----|
| | 上位3分位 | 中位3分位 | 下位3分位 | 上下 | 上中 | 中下 |
| 医育機関 | 10.3% | 14.3% | 8.8% | | | * |
| 地域支援 | 29.4% | 38.6% | 28.8% | | * | * |
| 災害拠点 | 51.2% | 51.4% | 48.0% | | | |
| 開放型 | 43.7% | 45.8% | 42.8% | | | |
| 病床数 | 446.9 | 522.7 | 438.2 | | ** | ** |
| 外来患者数/日 | 848.9 | 1,019.6 | 792.1 | | ** | ** |
| 医師1人当り外来患者数/日 | 11.3 | 9.7 | 11.0 | | * | * |
| 救急外来患者数/日 | 103.2 | 344.4 | 88.9 | | | |
| 救急車搬送数/日 | 19.9 | 55.6 | 45.3 | | | |
| 医師数合計 | 104.0 | 137.1 | 92.3 | | ** | ** |
| 研修医人数(H20) | 12.4 | 22.3 | 16.1 | * | ** | ** |
| 研修医人数(H23) | 17.4 | 22.3 | 10.5 | ** | ** | ** |
| 全身麻酔手術数/月 | 141.4 | 190.8 | 141.3 | | ** | ** |
| 分娩件数/月 | 41.5 | 50.5 | 41.0 | | | * |
| 当直数/月 | 3.8 | 3.9 | 3.7 | | | |
| 年間剖検件数 | 11.8 | 19.0 | 10.2 | | ** | ** |
| 年間CPC実施数 | 5.6 | 7.1 | 5.6 | | * | |
| 月収見込額 | 377,351 | 338,273 | 376,573 | | ** | ** |
| 医師事務有無 | 91.3% | 90.0% | 89.6% | | | |
| 院内保育の有無 | 65.5% | 66.9% | 60.4% | | | |
| シミュレータの整備 | 76.2% | 78.1% | 78.0% | | | |

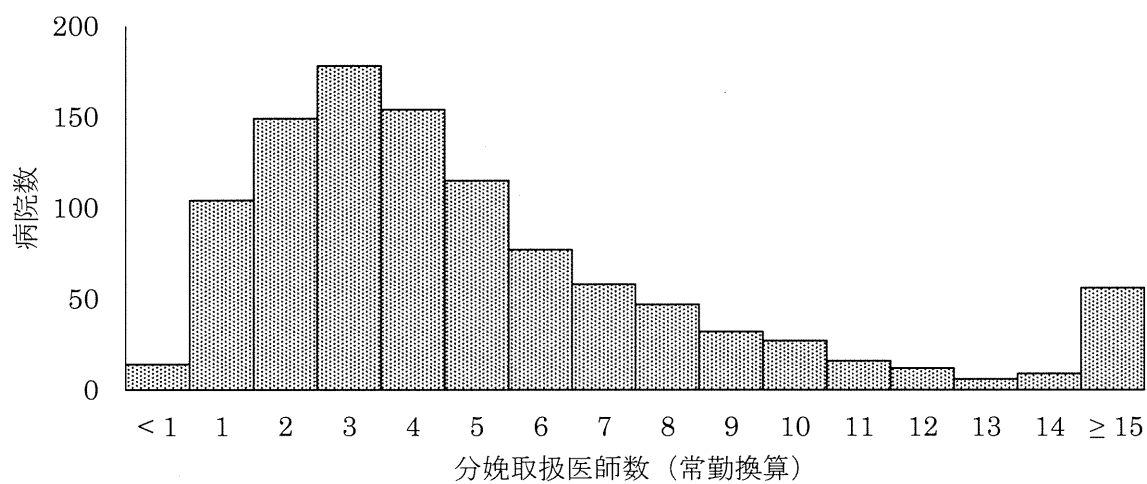
* p < 0.05 ** p < 0.01

図1 産科病院1施設あたり分娩数、スタッフ数の分布

施設あたり分娩数(a)



分娩取扱医師数



助産師数(常勤換算)

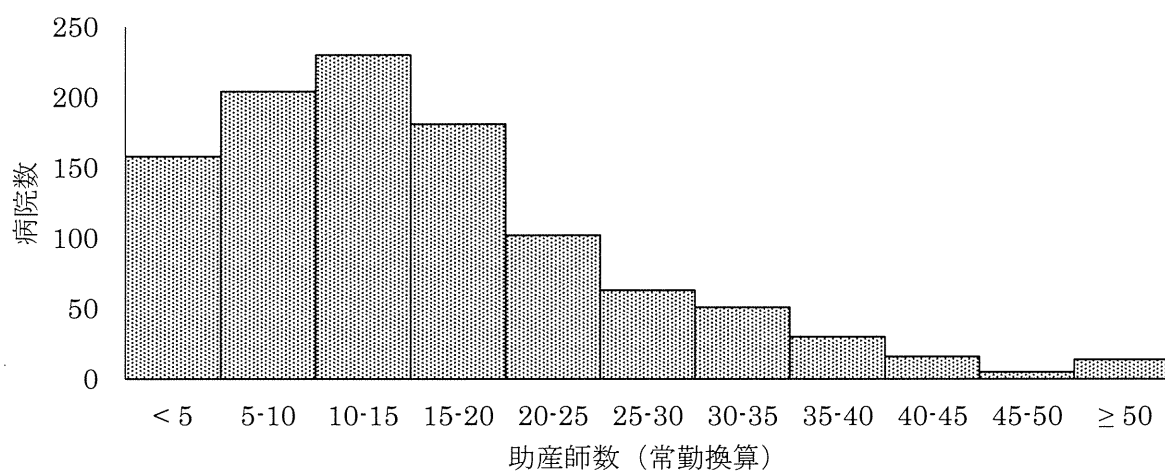
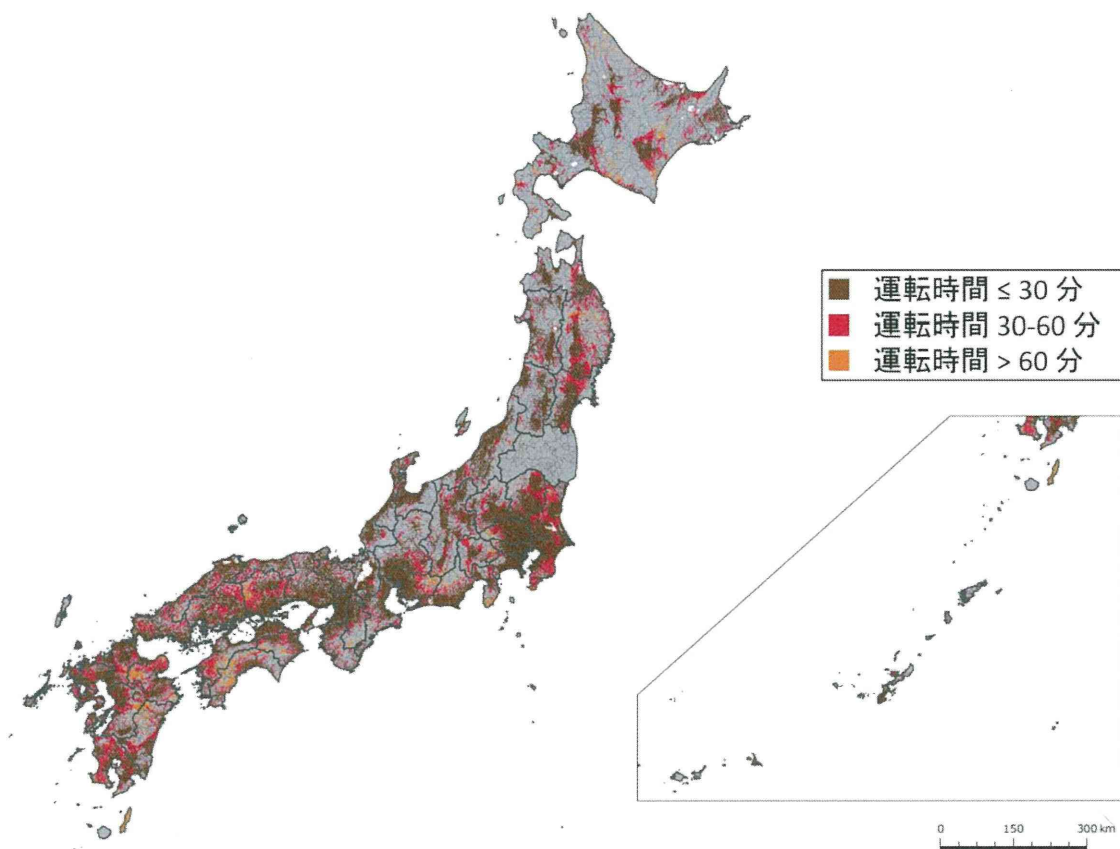
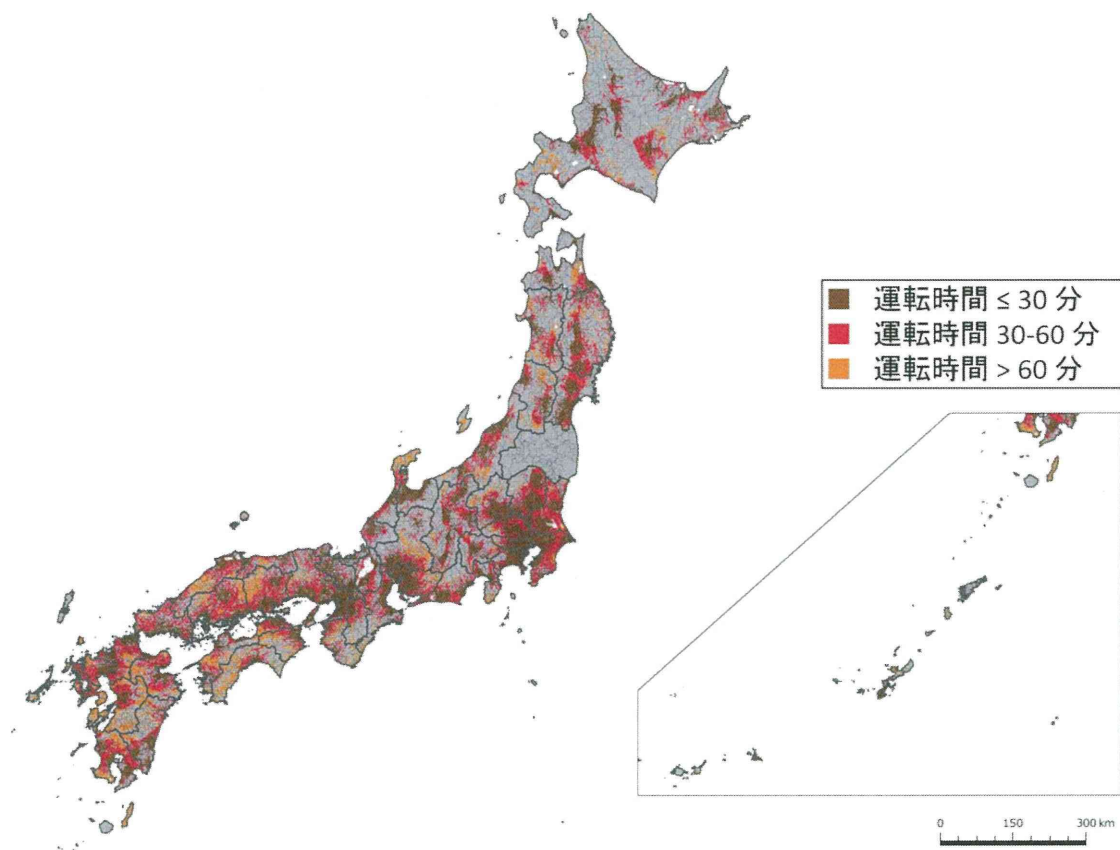


図2 分娩取扱病院へのアクセス状況



(C) PASCO

図3 医育機関・周産期母子医療センターへのアクセス状況



(C) PASCO

図4 産科医療機関の集約化と15-49歳女性人口のカバー率

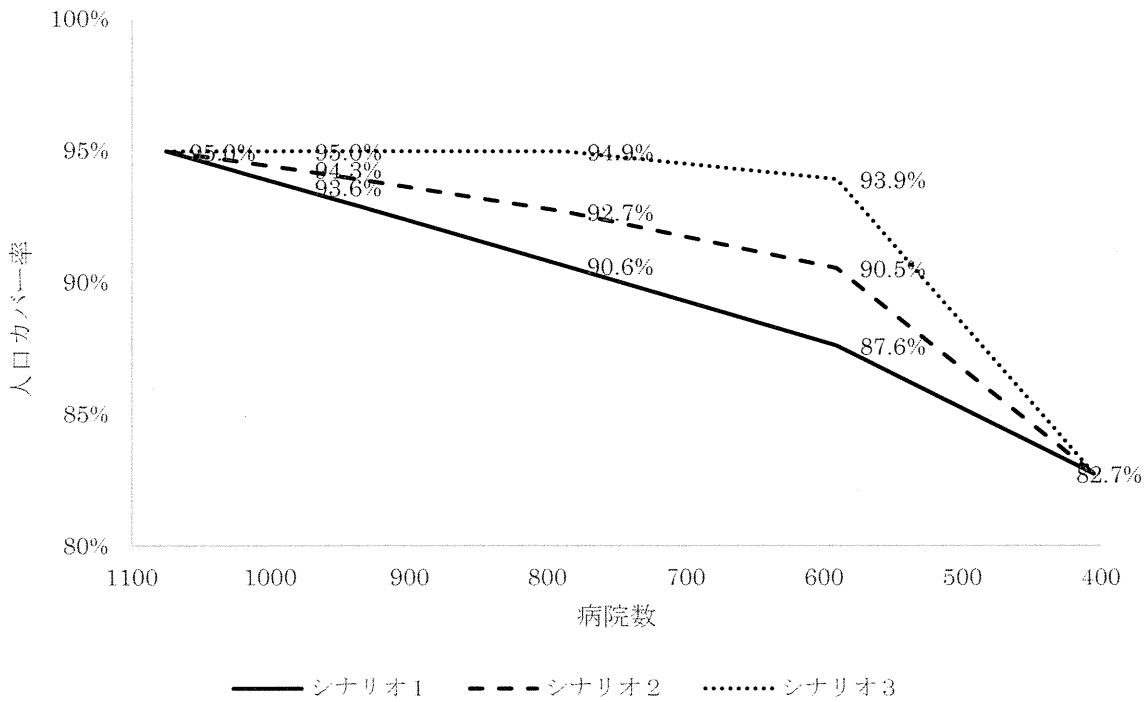


図5 集約化による市町村間の分布の状況の評価

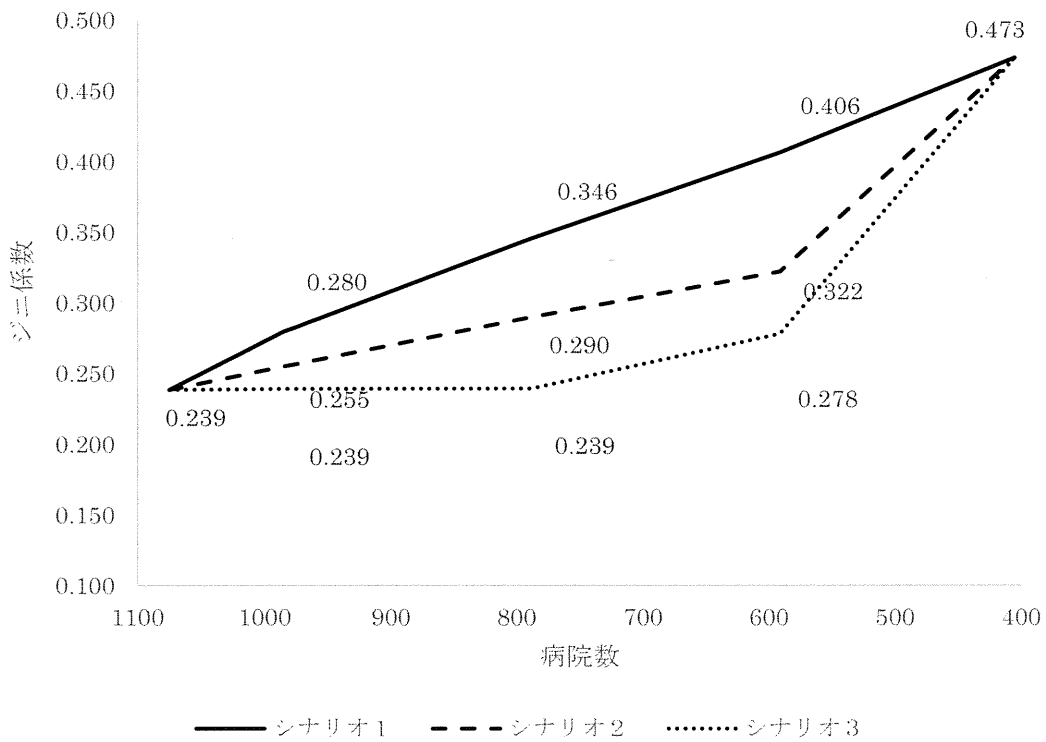


図6 内科系専門医の2010年-2012年間の動態

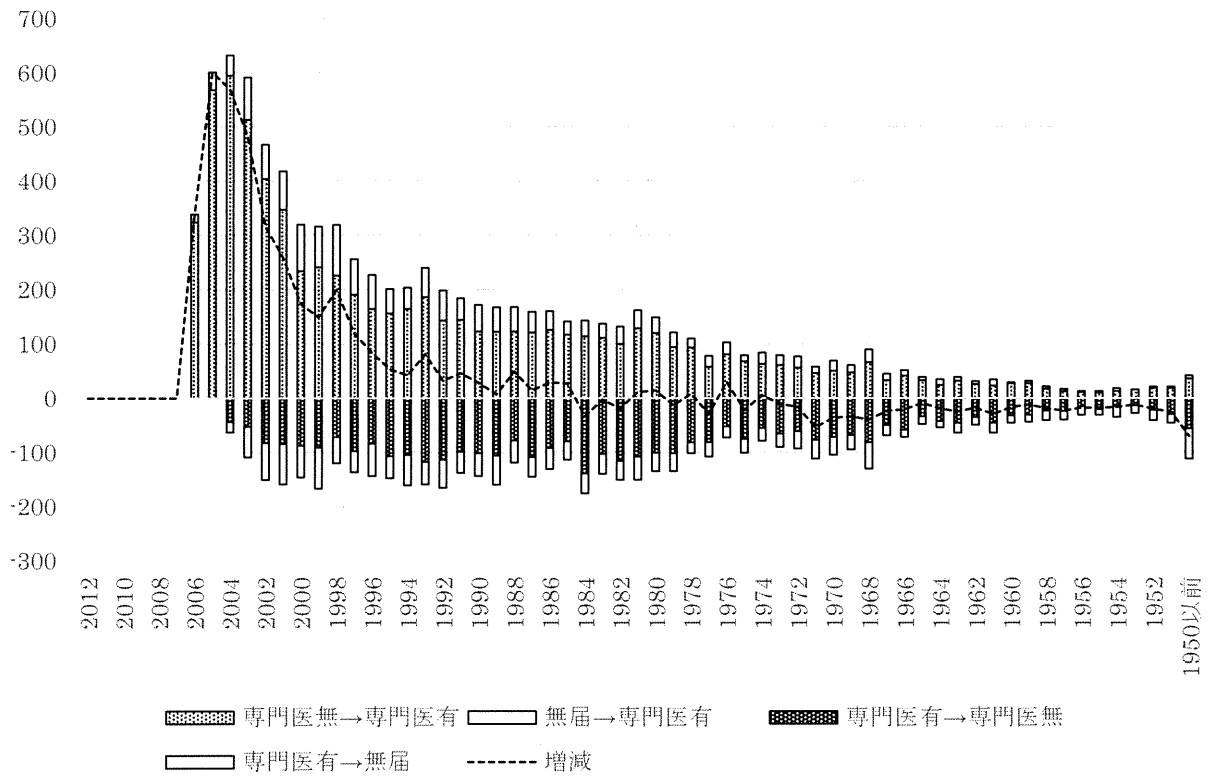
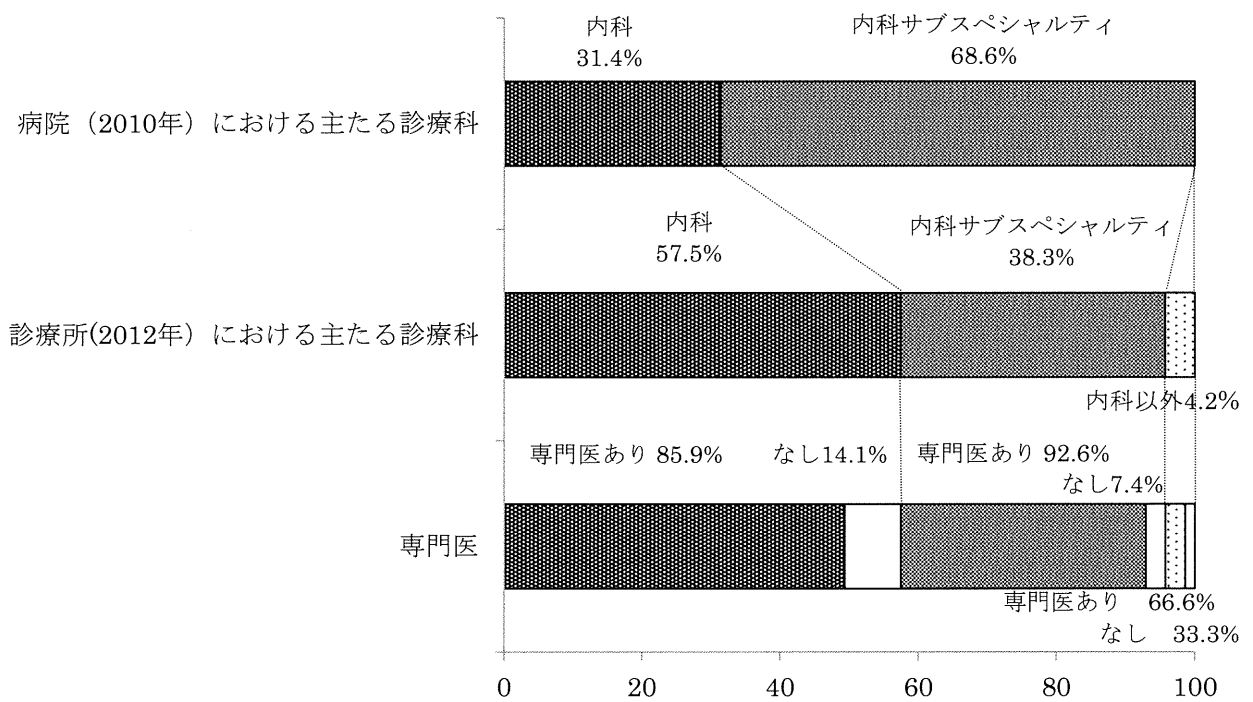


図7 病院勤務専門医が診療所に移行する場合の主たる診療科の変化・専門医取得状況



新臨床研修制度下で養成された医師の地域分布に関する研究

佐藤 敏信 日本医師会総合政策研究機構 医療政策部長

小池 創一 自治医科大学地域医療学センター（地域医療政策部門）教授

研究要旨

医師は、キャリアの各段階において様々な医療機関で勤務を行いながら経験を積んでゆくことが知られているが、市町村や都道府県間の移動という観点で、新臨床研修制度下での医師がどのように地域分布をしてゆくかについては十分に明らかにされていない。

そこで我々は、医師・歯科医師・薬剤師調査のデータを用いて、2004年に医籍登録を行った医師が2012年までに、経験年数に応じて勤務先の分布をどのように（医籍登録年と同一市町村、同一二次医療圏、同一都道府県、他都道府県、無届）変えてゆくかについて検討を行なった。

その結果、医籍登録年に従事していた都道府県に引き続き勤務している割合は、医籍登録後1年目、3年目、5年目、7年目、9年目でそれぞれ100.0%、69.0%、58.3%、54.3%、52.6%、同一市町村に引き続き勤務している割合は、100.0%、42.1%、28.5%、25.1%、22.3%であったことが明らかとなった。また、その割合は都道府県ごとに大きく異なることも明らかとなった。

医籍登録年に届出があってもその後無届になっている者が5～10%程度いるため、今回得られた勤務者数・割合は過小評価されている可能性があるが、若手医師の地域間の流動性は高く、医師確保策を検討するにあたっては医師のキャリア段階に応じた地域的移動の状況についても考慮する必要性が改めて確認される結果となった。

A. 研究目的

多くの医師は、キャリアの各段階において、様々な医療機関で勤務を行いながら経験を積んでゆくことが知られている。このため、医師確保の問題を考えるに当たって、医師がキャリアの各段階で勤務先市町村や都道府県間をどのように変えてゆくかのパターンを知ることは重要である。

2004年に臨床研修制度の見直しが行われた結果、医師のキャリアパスについては大きく変化した。医師の地域移動についても様々な調査が実施されている。代表的なものには、全国医学部長病院長会議が各大学に対して、診療科別に初期臨床研修を修了して大学へ

帰学した医師に関して行なった調査、厚生労働省が臨床研修修了者にアンケート調査を行い、出身地、大学、臨床研修、臨床研修後の地域分布について行われた調査、桐野らの2009～2010年度厚生労働科学研究「初期臨床研修制度の評価のあり方に関する研究」で医師・歯科医師・薬剤師調査の個票を分析し、研修終了後の市町村分布について明らかにした研究等が知られている。

ただ、これらはいずれも初期臨床研修制度に焦点を当てているため、医籍登録後3年目までの状況を調査しているものであった。その後、堀田らが2012年度厚生労働科学研究「医師臨床研修制度の評価と医師のキャリアパスの動向に関する調査研究」で「初期臨

床研修制度の評価のあり方に関する研究」と同様の手法を用いた解析を2010年までの医師・歯科医師・薬剤師調査を用いた解析を行っているが、その後の状況については把握されていない。

本研究の目的は、新臨床研修制度が開始された2004年に医籍登録を行った医師について、医籍登録後年数別にどのように勤務市町村を変えてゆくかを、2004年から2012年医師・歯科医師・薬剤師調査データを解析することで明らかとすることにある。

B. 研究方法

医師・歯科医師・薬剤師調査のデータを用いて、2004年における勤務先医療機関の所在する市町村を基点に、2006年、2008年、2010年、2012年と経験を重ねるに従って勤務先市町村をどのように変更してゆくか(同一市町村、同一二次医療圏内、同一県内にとどまるか否か)について集計を行い、都道府県別にも集計を行った。また、2004年の都道府県別医師養成数に対する各年における都道府県内勤務医師との比も参考値として求めた。さらに、医育機関のある市区町村と医育機関のない市町村から医師としてキャリアを開始することがその後の分布の違いにつながるかについても検証を行った。

本研究では、対象期間中に市区町村合併が起こっている場合にも2004年～2012年の比較が可能となるよう境界域の調整を行っている。医育機関のある市町村は2004年医師・歯科医師・薬剤師調査の閲覧表「業務の種類・従業地による二次医療圏・市区町村別」において「医育機関附属の病院の勤務者」が1以上の市町村とした。都道府県別医師養成数は、2004年の大学別医師国家試験合格者数のうち、認定および予備試験による者を除

き、大学の所在都道府県をその都道府県で養成された医師とみなすこととした。

なお、医師・歯科医師・薬剤師調査の調査票情報の利用にあたっては、統計法第33条の規定に基づき利用申請を行い、許可(平成27年5月12日厚生労働省発統0512第2号)を得ている。

C. 研究結果

1. 医籍登録者の地域移動状況について

医籍登録年に勤務している市町村に引き続き勤務している医師数(割合)は、1年目、3年目、5年目、7年目、9年目でそれぞれ7,063(100.0%)、2,972(42.1%)、2,014(28.5%)、1,771(25.1%)、1,577(22.3%)であった。また、同一県に引き続き勤務している医師数(割合)は7,063(100.0%)、4,874(69.0%)、4,121(58.3%)、3,833(54.3%)、3,712(52.6%)であった。また、医籍登録年に届出がありながらその後無届になった者は、3年目、5年目、7年目、9年目で373(5.3%)、456(6.5%)、700(9.9%)、792(11.2%)となった。(図1、表1)

図1 2004年医籍登録者の勤務先市町村

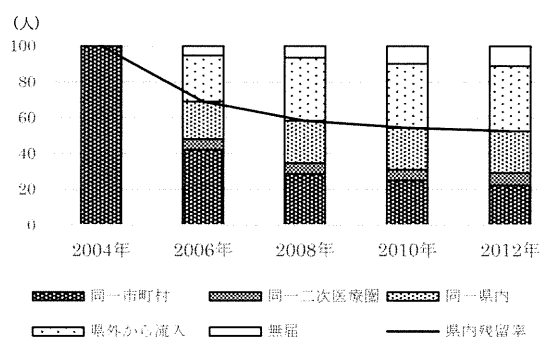


表1 2004年医籍登録者の勤務先市町村

| 医籍登録年における市区町村との関係 | | 2004年 | 2006年 | 2008年 | 2010年 | 2012年 |
|-------------------|----|-------|-------|-------|-------|-------|
| 登録年と同一市町村 | 人数 | 7,063 | 2,972 | 2,014 | 1,771 | 1,577 |
| | 割合 | 100.0 | 42.1 | 28.5 | 25.1 | 22.3 |
| 同一二次医療圏 | 人数 | 0 | 422 | 438 | 425 | 486 |
| | 割合 | 0.0 | 6.0 | 6.2 | 6.0 | 6.9 |
| 同一県内 | 人数 | 0 | 1,480 | 1,669 | 1,637 | 1,649 |
| | 割合 | 0.0 | 21.0 | 23.6 | 23.2 | 23.3 |
| 計 | 人数 | 7,063 | 4,874 | 4,121 | 3,833 | 3,712 |
| | 割合 | 100.0 | 69.0 | 58.3 | 54.3 | 52.6 |
| 無届者 | 人数 | 0 | 373 | 456 | 700 | 792 |
| | 割合 | 0.0 | 5.3 | 6.5 | 9.9 | 11.2 |

図2 2012年時点で2004年と同一都道府県に勤務する割合

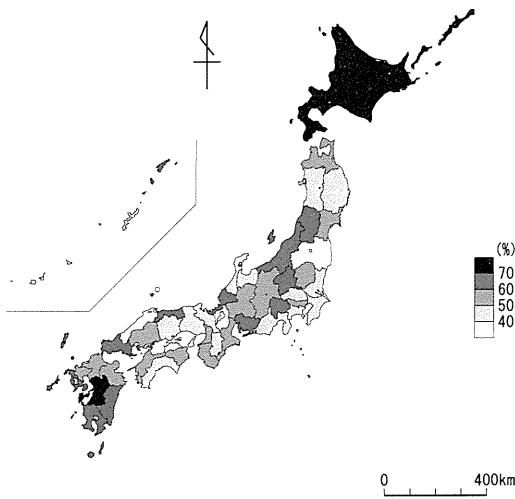


図3 流入含む2012年勤務者/2004年勤務者

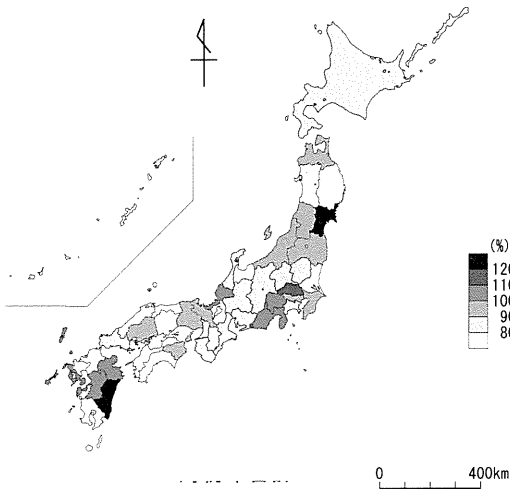
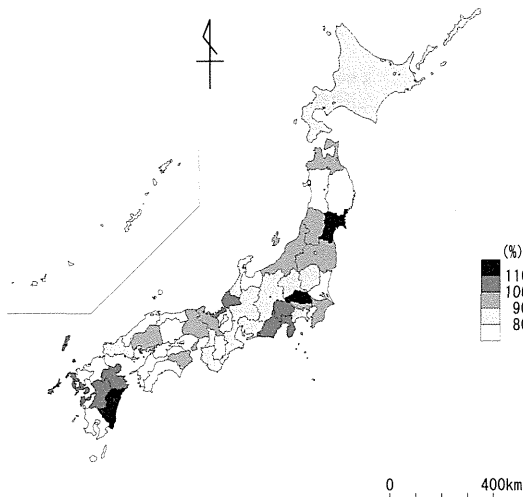


図4 2012年勤務者計/2004年医師国家試験合格者数



2. 医籍登録年における勤務市町村とその後の勤務先市町村分布について

医籍登録年(2004年)において、医育機関がある市町村に勤務する医師(n=4,338)と、医育機関がない市町村に勤務する医師(n=2,680)に分けて、1年目、3年目、5年目、7年目、9年目における1年目と同一都道府県内に勤務する数・割合をみると、医育機関がある市町村の場合は、それぞれ4,383(100%), 3,006(68.6%), 2,302(52.5%), 2,475(56.5%), 2,382(54.3%)、医育機関がない市町村から場合は、2,680(100%), 1,674(62.5%), 1,518(56.6%), 1,069(39.9%), 989(36.9%)となった。

また、県外から流入者を含めた合計医師数について、数・割合をみると、医育機関がある市町村では、4,383(100%), 4,026(91.9%), 3,464(79.0%), 3,815(87.0%), 3,685(84.1%)、医育機関がない市町村では2,680(100%), 2,362(88.1%), 2,594(96.8%), 1,983(74.0%), 1,941(72.4%)と、いずれも医育機関がある市町村で高くなっていた。(図6、図7)

D. 考察

初年度勤務都道府県に継続して勤務する医師の割合について調査したものには、平成25年度厚生労働科学研究(統計情報総合研究)「医師の地域別・診療科別分布及びキャリアパスに関する研究」がある。これは、1970年～1990年の遇数年に医籍登録年を行った医師がその後も同一都道府県に勤務しているかどうかを20年後まで調査したものであるが、10年後の同一都道府県勤務者割合は65.2%であった。今回のわれわれの研究では8年後(2004年医籍登録者の2012年におけ

図5 2012年に初期研修実施都道府県と同一都道府県に勤務する割合と2012年勤務者/2004年勤務者

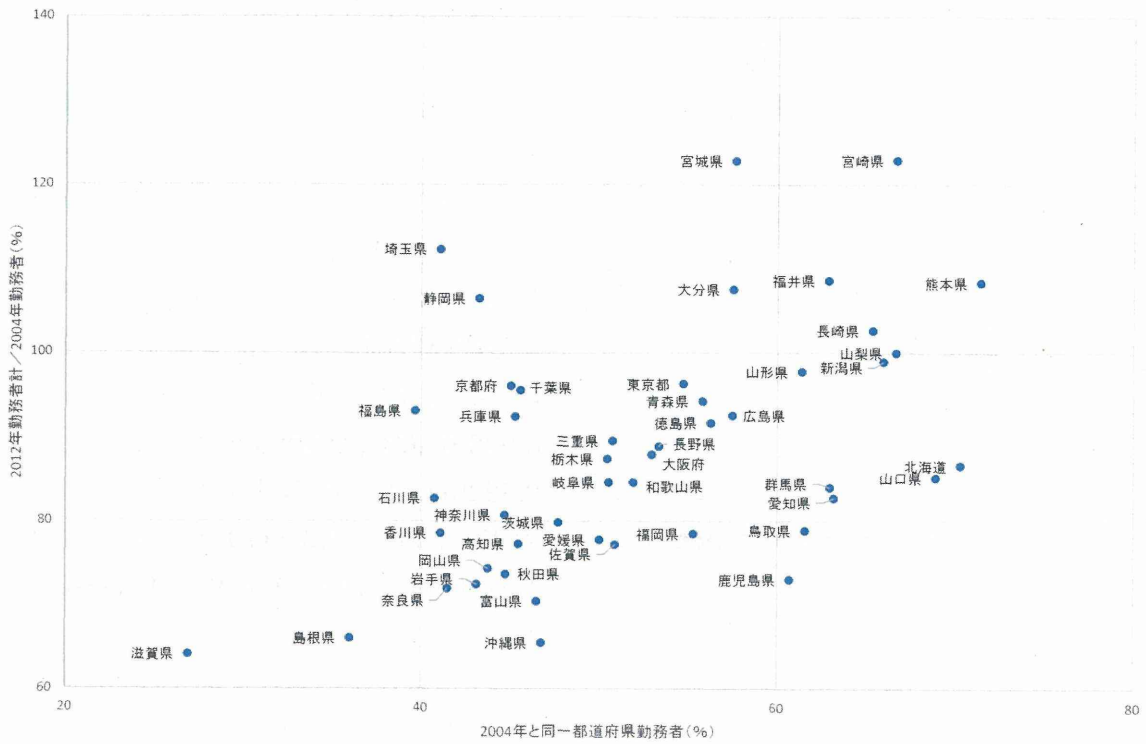


図6 2012年に初期研修実施都道府県と同一都道府県に勤務する割合と2012年医師数/2004年県内国家試験合格者数

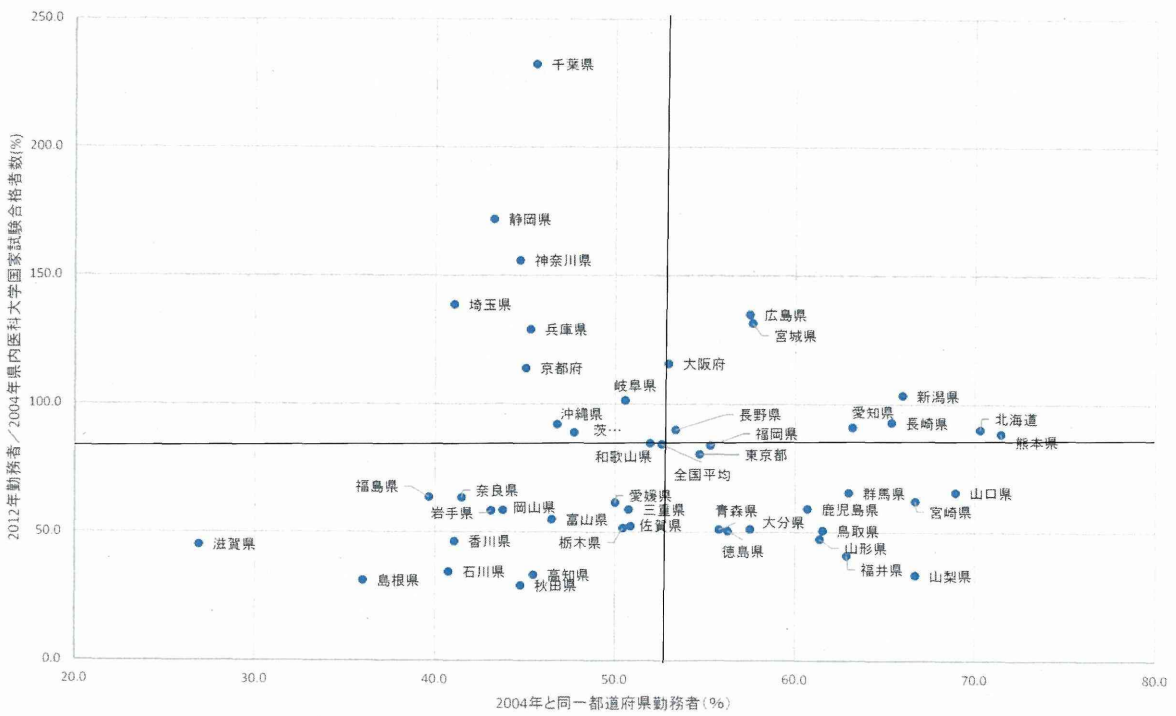


図6 医育機関あり市町村

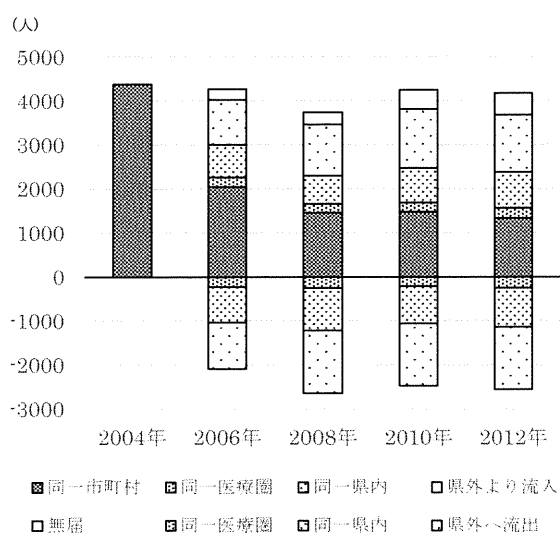
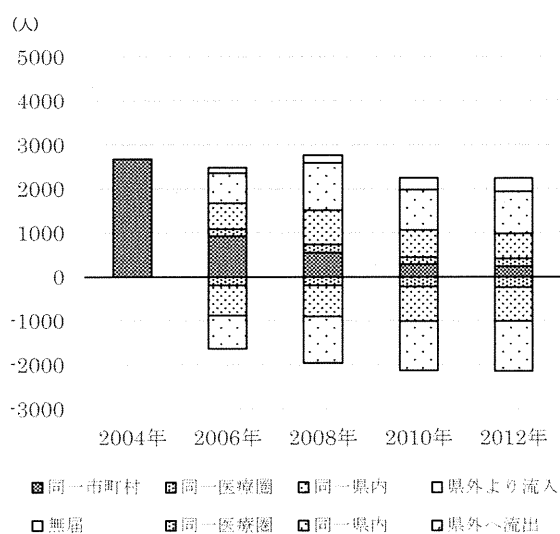


図7 医育機関なし市町村



る同一都道府県勤務者割合)が 52.6%であるという結果であったことは、単年度のものであり、また、制度の移行期であることについては考慮する必要があるが、医師の流動性が高まっている可能性を示唆する結果であったと考えられる。

また、医育機関が所在する市町村の方が、所在しない市町村よりも医籍登録年に勤務していた医師がその後も勤務を続けている割合は高く、他地域から流入してきた医師を含めても、より多くの医師を確保していることは、初期研修を終え、専門医の取得などを

視野に入れる医師にとって、トレーニングの場としての医育機関の役割が大きいことを示した所見である可能性がある。一方、二次医療圏外に 884 人、県外にも 3773 人の医師が移動しており、地域における医師の供給機能を医育機関が果たしていることを示唆する所見である可能性もある。

また、都道府県によって、同一都道府県内にとどまる割合には大きな違いがあることが明らかになったことは、今後、初年度に勤務している都道府県にとどまる医師が多い地域の特徴をより深く解析をすることを通じて、医師がより多く地域に定着するための方策を得ることができる可能性を示唆したものと考えられる。

これまで地域における医師確保策としては、医学部卒業生をより多く、その地域における初期研修につなげてゆくというアプローチが考えられていたが、地域で研修を始めた医師が中長期的に定着するための方策についても考慮することで、医師確保のための政策オプションの幅がより広げることにつながるものと考えられる。

本研究にはいくつか限界が存在している、2004 年に届出を行なった医師がその後無届となる者の割合が、5.3%、6.5%、9.9%、11.2%となっており、1 割近く存在する無届者が全体の傾向と異なった動向を示していた場合に、結果に影響を与えた影響は否定できない。また、都道府県別の医師養成数として 2004 年医師国家試験の合格者数は 7,457 名であるのに対して、本研究に用いた 2004 年時点の届出数は 7,063 名である点にも留意が必要である。さらに今回は 2004 年に医籍登録を行った医師のみを対象にしているが、2004 年には、初期臨床研修制度の必修化が行なわれた年であり、キャリアパスの傾向について特定の傾向があった可能性がある。

E. 結論

医師確保策を考えるにあたっては、医師のキャリア段階に応じた地域間の移動という要素について考慮に入れて検討を行うことが重要である。

F. 研究発表

該当なし

G. 知的財産権の出願・登録状況

該当なし

分担研究報告書

男女差に着目した医師の地域偏在・勤務地の移動に関する研究

研究分担者 千葉大学医学部附属病院 地域医療連携部 井出博生

研究協力者 千葉大学医学部附属病院 地域医療連携部 竹内公一

研究協力者 千葉大学医学部附属病院 地域医療連携部 土井俊祐

研究要旨

本研究では、男女差に着目しながら、医師がキャリアの過程でどのような地理的な移動を行っているかを定量的に明らかにした。地理情報システムを用いて移動の距離、時間距離を計算し、集計、解析を行った。主要な結果は 1) 当初の勤務地として都市部を選択する医師の割合が高くなっている、2) 男性医師と比較して女性医師の移動は小さい、3) 医師は当初勤務を開始した場所から大きくは離れない、4) 移動が最も大きいのは 2 年目から 4 年目の期間であるが、臨床研修必修化以降、移動が小さくなる傾向にある、5) age-period-cohort model による分析の結果、最近になるほど移動に対する「時点」の効果が大きくなっている、ということであった。これらの結果から考察すると、都市部に医師が集中する傾向はより強まると思われる、臨床研修必修化の影響、移動に関する医師全体での共通性を踏まえた政策立案が必要である。

A. 研究目的

一般人口と比べて、医師は女性の割合が低い。OECD 諸国間でも性比の違いがあり、東欧諸国で女性の割合が高く、日本や韓国ではかなり低い[OECD, 2015]。近年、多くの国で女性の割合が高くなる傾向にある。

これまでに性差を対象として多くの研究が行われてきた。第一の対象は性差と職場の関係である。特に女性の割合が低いのは医学部の教員であり[Page et al., 2012; Wehner et al., 2015]、女性医師のロールモデルの不足が指摘されている[Ferris et al., 1996; Park et al., 2005; McCord et al., 2009]。また、女性医師は男性医師とは異なる専門性、職場に対する選好を持っているという報告もある[Dorsey et al., 2003; Dorsey et al., 2005; Newton et al., 2005]。第二に性差と労働力の供給量に関する研究である。女性医師に

は就労について「M 字カーブ」が存在するという報告がある[Kaneto et al., 2009; Kodama et al., 2012]。M 字カーブとは、妊娠、出産、育児のために女性医師が一時期労働市場から退出し、労働市場への参加割合が一時低下する現象であり、その結果、実質的な労働力の減少を招く。その他に女性医師が増加すると診療科偏在、地理的偏在が進むと日本では考えられているが、診療科偏在について Koike et al. は外科系の専門を選択する女性医師の割合は低いいため、外科医が減少しうることを報告している[Koike et al. 2009]。

第三に性差と地理的偏在に関する研究である。地理的偏在は人的資源の研究において最も大きな関心がもたれているトピックであり、多くの研究が行われている。しかしながら、地理的偏在と性差の関係を調べた研究は

少ない。一般に男性と比較して女性は都市部で従事および居住する傾向が強く、この傾向は女性医師にもあてはまると考えられている。このことから日本では女性医師の増加が地理的偏在の度合いを強くすることが懸念されている。しかし、Wenghoferらはカナダにおける逆の現象を報告している[Wenghofer et al., 2011]。

地理的偏在に関連する研究でこれまでなかった視点は、地理的な移動自体を測定することである。地理的偏在はある時点における横断的な分布を示したものである。医師のキャリアを考えてみると、キャリアの中で一貫して同じ場所で働く医師は稀であろう。地理的偏在は、医師による働き場所の選択の結果であり、その選択には地理的な移動が伴うのである。移動の動機としてはスキルの向上、出身地、所得、ライフスタイル等の要素が考えられ[Pang et al., 2002; Chen et al., 2004; Narasimhan et al., 2004]、働く場所は継時的に変動する。地理的偏在に関する研究では、医師が働く場所と医師の属性の関連を検討してきたが、地理的偏在という現象を理解するために地理的な移動も分析する必要があるのである。また性別、医師が属する世代や時点も移動に影響を与える要素であると予想される。

本研究の目的は、医師がキャリアの過程でどのように地理的な移動を行っているのかを定量的に明らかにすることである。分析では性別などの属性、時点と移動の関連も確認する。このことから移動に関する性差があるのか、女性医師が増加することにより地理的偏在が進むのかを検討できると考えられる。

B. 研究方法

厚生労働省の承認を得て、医師・歯科医師・薬剤師調査の個票を利用した。我々が利用したデータは1978年から2012年までの期間であり、この中から1978年から2008年の偶数年に医師免許を取得した者を対象とした。個々のレコードから「医籍登録番号」、「性」、「調査年」、「医籍登録年」、「従事する自治体」の項目を利用した。医籍登録番号をキーにして医師のデータを経年的に連結した。なお分析では医籍登録年をコホートとみなした。また調査年はある時点で届出を行った全ての医師に対して働く効果であり、言い換えると時点の効果である。さらに調査年と医籍登録年を用いて医籍登録後年数を計算した。過去に市町村が合併し、市町村の地理的範囲が変わってきたことを考慮し、全てのデータにおいて従事する自治体を2010年時点の所属市町村に統一した。代表地点は2010年時点の役場の所在地とした。

次に地理情報システム ArcGIS (ESRI Inc., CA, USA) を利用し、それぞれの医師が従事していた自治体の代表地点を起点および終点とし、1978年、1988年、1998年、2008年の医籍登録者を対象として、移動を計算した。移動は「距離」と「道程」で計算し、その後道程を「時間距離」に換算した。時間距離に変換した理由は、直線距離や道程で表すと移動のためのコストが捨象されるためである。こうすることによって、例えば人口密度が低く、単位時間あたりの移動距離が長い地域と、人口密度が高く、単位時間あたりの移動距離が短い地域を比較することができる。なお日本の法律で定められた移動速度を基準とし、時間距離に変換した。具体的には

時間距離は ArcGIS Network Analyst を利用して計測した。変換後の上限値は 240 分とし、240 分を超えた場合の値は 240 分とした。

最初に勤務を開始した自治体を、「都市部」と「それ以外の地域」に分け、性別、医籍登録年別に集計した。代表的な医籍登録年を 1978 年、1988 年、1998 年、2008 年として選択し、女性の割合、都市部で勤務を開始した者の割合を計算した。なお都市部とは主要な都市を含む 6 都府県(東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、福岡県)であり、医師の地理的偏在を検討する時に厚生労働省はしばしばこの定義を用いている。さらに生涯(2012 年まで)の移動の距離を積算し、その中央値を性別に比較した。

医籍登録年が 1978 年から 2008 年までの者を対象として 2 年毎の移動の時間距離を計算し、医籍登録年毎および性別に中央値を表示した。1978 年から 2002 年の間に医籍登録した者を対象として医籍登録年から 10 年後、1978 年から 1992 年に医籍登録した者を対象として医籍登録から 20 年後の勤務地と医籍登録年における勤務地の距離(ユークリッド距離)の中央値、75 パーセンタイル値、25 パーセンタイル値を性別に求めた。である。さらに医師の移動と属性の関連について一般化線形モデルを用いて調べた。この研究で用いたデータは、2 年毎の登録データであり、2 年の期間で移動しない医師も多く、データは正規分布しない。そこで時間距離を対数変換した後、一般化線形モデルでのリンク関数に正規分布を仮定した。性、医籍登録年(コホート)、調査年を説明変数とし、ダミー変数を作成した。説明変数は性別、医籍登録年、被説明変数は対数変換後の距離である。

以上の分析では医籍登録年、調査年を被説明変数として取り入れた。これは医師の移動に対して、コホート、時点の影響があるという仮説に基づいている。しかし、医籍登録後年数が移動に与える影響もあると思われる。これらの 3 つの要素を取り入れた分析を行いたいが、年齢(age、ここでは「医籍登録後年数」に相当)、時点(period、ここでは「調査年」に相当)、コホート(cohort、ここでは「医籍登録年」に相当)を同時に扱うと、識別可能性問題(identifyability problem)が発生することが知られている。つまり、

$$age = period - cohort$$

として計算できるので、これらの変数を同時に一般化線形モデルに投入すると、いずれかの変数は省かれてしまう。しかし、がんを例にして考えればわかるように、罹患は年齢に依存するし、ある時点で起きた環境要因(例えば何らかの因子に対する曝露)にも依存するし、また肝炎ウイルスに感染している割合はコホートによって異なる。結局、がんへの罹患割合についてはコホート間で差がある。したがって、age、period、cohort を同時に取り扱えるコホート分析の方法が必要で、age-period-cohort model の解き方が提案された。この方法では一定の効果(drift)が存在するものと仮定し、period と cohort について drift からの差異を測り、それぞれの効果を識別する。このモデルはがんを中心として今日では広く応用されるようになった。現在では計算機の能力が上がったため、いくつかの方法が統計ソフトウェア上で実行できるようになっている。本研究では STATA 14.1 (StataCorp LP., TX, USA) 上で実行できる

スプライン回帰を利用した方法を用いた [Sesieni et al., 2010]。

$$N \sim \text{Poisson}(\mu)$$

$$g\left(\frac{\mu}{\text{exposure}}\right) = f_a(\text{age}) + f_p(\text{period})$$

$$+ f_c(\text{cohort}) + \beta \text{drift}$$

μ は移動の頻度であり、その分布はポアソン分布に従う。 g はリンク関数であり、 f_a, f_p, f_c は自然スプライン曲線 (natural cubic spline)、 β は drift の係数である。ここでは age-period-cohort model を用い、ある調査の時にその 1 回前の調査の時から「従事する自治体」を変更した者の割合を被説明変数とし、医籍登録後年数、調査年、医籍登録年、性別を説明変数とした解析を行い、医籍登録後年数、調査年、医籍登録年の効果を表示した。

2 群間の割合の比較にはカイ二乗検定、中央値の比較には Mann-Whitney's U test を用いた。統計解析には STATA を用い、統計的有意水準は 5% とした。

C. 研究結果

分析対象とした医師の総数は 122,150 人で、そのうち女性医師は 27,423 人 (22.5%) である。1978 年、1988 年、1998 年、2008 年の医籍登録者は、それぞれ 5456 人、7866 人、7807 人、7728 人で、女性の割合は 11.4%、16.7%、25.5%、34.4% だった。最初の勤務地として都市部を選択する割合は、女性医師の方が男性医師よりも高い。1978 年の医籍登録者中、都市部で就業を開始した者の割合は、男性 34.7%、女性 37.7% であった。この割合は男女の双方で上昇し、2008 年の医

籍登録者では男性 42.4%、女性 45.9% が都市部を選択した。都市部の選択割合について男女差はあるが ($p < 0.05$)、都市部を選択する傾向が強くなっていることは男女で共通している (図 1)。女性医師の生涯の移動の時間距離は、男性医師よりも小さい。例えば 1978 年の医師免許取得者のうち、生涯の時間距離の中央値は全体 265 分、男性 279 分、女性 158 分だった ($p < 0.05$)。対象とした 4 つのコホートで男性よりも女性の時間距離の方が小さいことは一貫していた (図 2)。

医師免許を取得して以降、2 年毎の移動の時間距離を測定したところ、2 年毎の時間距離が最も大きいのは 2 年目から 4 年目の区間であった (図 3)。この期間の移動は 2000 年頃に医籍登録した者が最も大きく、近年再び小さくなった。1998 年に医籍登録した者の時間距離の中央値は 46 分であり、2 年目から 4 年目の移動の測定が可能な最後のコホートである 2008 年に医籍登録した者では 22 分だった ($p < 0.05$) (図 4)。

移動は医師免許を取得してから 10 年目までが大きく、それ以降は小さくなる。この傾向は男女で共通であり、コホート間でも共通である。10 年目時点で就業場所と最初の就業場所の距離の中央値は、全体で 15.0km、男性 15.6km、女性 12.5km だった ($p < 0.05$)。同様に 20 年目では全体 24.9km、男性 25.9km、女性 19.1km だった ($p < 0.05$) (表 1)。つまり医師は当初勤務を開始した場所からそれほど大きくは移動しない。10 年目の距離に対する一般化線形モデルの分析では、「女性」の他にいくつかの医籍登録年 (コホート) が有意であった。係数を逆変換すると、例えば男性と比較して女性は 0.69km だけ最初の就業場所から遠く、1978 年の医籍登録者と比