

平成26年度厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（統計情報総合研究事業）

医師・歯科医師・薬剤師調査や医療施設調査等を用いた医師確保対策に関する研究

(H26-統計一般-001)

平成26年度分担研究報告書

## 脳神経関連専門医の配置と脳梗塞の予後の関連

研究分担者 康永秀生

(東京大学大学院医学系研究科公共健康医学専攻臨床疫学・経済学 教授)

研究協力者 松居宏樹

(東京大学大学院医学系研究科公共健康医学専攻臨床疫学・経済学 助教)

### 研究要旨

本研究は脳神経関連専門医の配置が脳梗塞の急性期アウトカムに与える影響を検討した。専門医に関するデータは医師調査個票を用いた。病院別の病床数・医師数・看護師数やCT台数・MRI台数などのデータは医療施設調査・病院報告を用いた。これらのデータを平成22年度7月～平成23年度3月のDPCデータと突合した。対象は58837名の脳梗塞症例。脳神経関連専門医が3名以上配置された病院(レベル1病院)とそれ以外の病院(レベル2病院)における在院死亡を比較する混合効果ロジスティック回帰モデルおよび、Differential Distance を操作変数とした二段階最小二乗法を実施した。混合効果ロジスティック回帰で推計されたレベル1病院の在院死亡への効果はオッズ比で0.85(95%CI, 0.77-0.95; P=0.006)、二段階最小二乗法で推計されたリスク差は-3.4%(95%CI; -6.6%--0.2%; P=0.037)であった。脳神経関連専門医の手厚い配置は脳梗塞症例の在院死亡率の低下と有意に関連することが明らかとなった。

### A. 研究目的

諸外国では認定専門医が医療の質の尺度として扱われ、医療費支払いの要件となっている場合もある。国内では、専門医制度の見直しが行われ平成29年度から新たな専門医制度がスタートする。しかし、医師の専門性と疾患アウトカムの関連に関する研究は少ない。

医師の専門性と脳梗塞による死亡率との関連は国際的な議論がある。脳神経関連専門医による治療が他の専門領域の医師による治療に比べ、脳梗塞による死亡率を低下させたという報告と、脳神経関連

専門医による治療と他の専門領域の医師による治療に差が無かったという報告が混在している。これらの研究の多くが観察研究によって実施されており、その限界として未測定の交絡因子の影響を排除できていない問題がこれらの結果不一致の原因と推察できる。

近年、未測定の交絡因子に対応する解析手法として経済学領域で用いられてきた操作変数法が、臨床疫学領域でも用いられるようになってきた。

本研究では、脳神経関連専門医の配置が急性期脳梗塞患者の短期死亡率を低下さ

せるかどうかを、従来の回帰分析に加えて、操作変数法を用いて病院単位・患者単位の交絡因子を補正した上で検証した。

## B. 研究方法

### データ取得元

本研究では、DPCデータ調査研究班（平成26年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）診断群分類の持続的な精緻化に基づく医療機能および医療資源必要量の適正な評価のあり方に関する研究）が収集した2010年7月1日～2012年3月31日までの全国1119のDPC病院を退院した症例データを用いた。DPCデータには、国内の急性期疾患症例の約50%の退院症例が含まれている。データベースには、病院IDに加え、年齢、性別、居住地の郵便番号、診断名、入院時併存症、入院後合併症、入院中の投薬・処置に関する情報などが含まれる。また、脳梗塞の疾患重症度として重要な脳梗塞発症時期、入院時のADL（modified Rankin Scale: mRS）、入院時の意識状態（Japan Coma Scale: JCS）が含まれている。

本研究では、2011年度医療施設調査及び病院報告の個票データと、2010年度医師歯科医師薬剤師調査の個票データを厚生労働省より取得し解析に用いた。医療施設調査及び病院報告からは、病院特性として病床数、医師数、看護師数、CT・MRIの有無などを取得した。医師調査からは、医師の勤務先と専門医資格の取得状況を収集し病院単位で集計したデータを用いた。病院特性は病院IDと病院名を元にDPCデータに突合した。

### 症例選択

2010年7月1日から2012年3月31日までに退院した、発症から1日以内に救急搬送さ

れ入院した脳梗塞症例（ICD10:I63\$）を対象症例とした。在院日数が180日以上 の症例及び、他病院からの紹介を受け搬送された症例は除外した。

患者居住地から30km以上離れた医療機関へ搬送された症例は、居住地以外で発症した脳梗塞を発症した可能性が高いためこれらを除外した。また、患者居住地の30km以内にレベル1病院、レベル2病院いずれの医療機関も存在しない患者はヘリコプターなどで搬送されている可能性があるためこれらを除外した。

上記に加え、2011年度医療施設調査が東日本大震災によって免除された福島県在住の症例についても除外した。

### 曝露（専門医の配置状況）

本研究では、神経内科専門医（日本神経学会）、脳外科専門医（日本脳神経外科学会）、日本脳神経血管内治療学会認定専門医（脳神経血管内治療学会）を脳神経関連専門医とした。対象とした医療機関の約半数が3名以上の脳神経関連専門医を配置していたため、脳神経関連専門医が3名以上所属する病院をレベル1病院、3名未満所属する病院をレベル2病院と定義した。

### アウトカム

在院死亡をアウトカムとして解析した。

### 共変量

解析には、症例単位・施設単位の特徴を共変量として投入した。症例単位の共変量としては、年齢、性別、入院時の人工呼吸器の有無、入院時のmRS（0-2, 3-4, 5）、JCS（0, 1-3, 10-30, 100-300）、脳梗塞の詳細分類（アテローム型、心原性、ラクナ型、その他）、Charlson comorbidity index (CCI)、脳卒中ケアユニット（Stroke Care Unit）への入室、rt-PA

の使用, 入院時のMRI実施有無, 入院時のCT実施有無, 患者居住地を解析に投入した.

施設単位の共変量としては病床数, 病院のタイプ (大学病院, それ以外), 看護師数, 医師数, 理学療法士・作業療法士・言語聴覚士のリハビリテーションスタッフの数, 年間の脳梗塞症例の数, 病院所在市町村の人口密度を解析に投入した.

#### 統計解析

2グループ間の差は標準化効果量 (%) を用いて表した. 標準化効果量10%以上の差は2グループ間の有意な差を示す. 在院死亡の非調整のオッズ比はFisher の正確検定を用いて算出した. 脳神経関連専門医の配置状況がアウトカムに与える影響を, 病院単位の患者クラスターを調整した上で解析するため, 混合効果ロジスティック回帰モデルを用いた. 解析にはR 3.02 とlme4 パッケージを用いた.

#### 操作変数法

レベル1病院へ入院するかどうかは, 未測定の交絡因子に依存している可能性がある. 例えば, より重度の機能障害を有する症例はよりレベル1病院へ搬送されやすいかもしれない. これらの患者選択は脳神経関連専門医配置とアウトカムとの関連をバイアスする. 従来から用いられる, 傾向スコアを用いた解析や上記の混合効果ロジスティック回帰モデルを用いた解析では, これらの未測定の交絡因子の影響は十分に補正できない. このため近年, 経済学領域で用いられてきた操作変数法が, 未測定の交絡因子の影響を補正するために疫学領域でも利用されつつある.

操作変数とは(i)治療の割付に強い関連を有する(ii)アウトカムに直接影響しな

い(iii)アウトカムと交絡因子を持たない, の3つの条件を有する変数であり, これを用いることで未測定交絡因子の影響を除外した治療効果を推計出来る. 本研究では操作変数として患者居住地とその周辺病院の所在地元に算出した, Differential Distance (DD) を用いた. DDは(i)患者居住地から直近の医療機関までの距離(D1)と(ii)患者居住地から直近のレベル1病院への距離(D2)の差(D1-D2)で定義した. もしも患者がレベル2病院に比して, レベル1病院の近くに住んでいれば患者は脳神経関連専門病院へ入院する可能性が高くなる. さらに, 患者居住地は直接的には在院死亡には関連を有さず, 在院死亡との間に交絡因子も共有しないと考えられる事から, DDは操作変数としての条件を満たしている. 脳神経関連専門医配置の効果の推定には二段階最小二乗法を用いた. 1段階目のF値をweak-instrument のチェックに用いた. また, Hausman specification test を脳神経関連専門医配置が内生変数であるかどうかの確認に用いた. 二段階最小二乗法はStata 13.0 のivreg2パッケージを用いて行った.

#### C. 研究結果

対象期間中に, 218,393名の症例が脳梗塞の診断で入院していた. それらの症例のうち85,393症例が発症から1日以内に救急車にて病院へと搬送されていた. 21,557症例を除外基準に従い除外し, 4999症例をデータの欠測のため除外した. 最終的に58,837症例を対象として解析を行った.

表1は対象とした症例の特性を示す. レベル1病院に入院した症例はレベル2病院

と比較して年齢が若く・ADLの障害が小さく、意識障害が軽度な状態で入院していた。レベル1病院に入院した症例はStroke Care Unit に入院する割合が高く、rt-PA による治療を受ける割合も高かった。レベル1病院は病床数が大きく、医師・看護師・リハビリテーションスタッフの配置人数もレベル2病院に比べて多かった。表1の右側は症例をDDが1km以上あるかどうかで症例を分けた場合の症例の特性を示した。症例の特性は標準化効果量で10%を下回り、2群間で特性の偏りは縮小した。

レベル1病院で治療された症例は、レベル2病院で治療された症例と比べて未調整死亡率が低かった (11.6% vs 9.2%; オッズ比, 0.77; 95%信頼区間, 0.73-0.83)。

表2は在院死亡をアウトカムにした混合効果ロジスティック回帰で算出された各共変量のオッズ比を示す。レベル1病院で治療された症例は、レベル2病院で治療された症例と比べて調整済死亡率が低かった (オッズ比, 0.85; 95%信頼区間, 0.77-0.95;  $P=0.006$ )。本研究では、リハビリテーションスタッフの数は在院死亡率に有意な正の相関を示した (オッズ比, 1.53; 95%信頼区間, 1.21-1.94;  $P<0.001$ )。

表3は在院死亡をアウトカムに、DDを操作変数にした二段階最小二乗法の結果を示す。レベル1病院での治療は在院死亡率と有意な負の関連を有した (平均リスク差, -3.4%; 95%信頼区間, -0.066~-0.002;  $P=0.037$ )。一段階目回帰のF値20を大きく上回った事は、DDが操作変数として十分な強さを有する事を意味する。Hausman テストはレベル1病院への入院

が外生的であるという仮説を棄却しなかった。

#### D. 考察

本研究で我々は、脳神経関連専門医が3名以上配置されている病院における治療は2名以下の病院での治療に比べ、脳梗塞症例の在院死亡率を有意に低下させることを示した。脳神経関連専門医3名以上配置病院における在院死亡率の低下は症例背景や脳梗塞重症度、受けた治療、医療施設の他の因子を調整しても依然有意であった。操作変数法を用いた解析により、脳神経関連専門医3名以上配置病院における治療の効果は未測定の交絡因子を調整しても消失しなかった。解析方法により結果が大きく変わらなかったことは本研究の結果が頑健である事を示している。本研究の成果は国内においても重要な政策的含意がある。国外では種々のガイドラインに基づいて脳血管疾患を集約化する脳卒中センター(Stroke Center)の整備が進んでいる。国内では、各都道府県単位での脳卒中センターの認定が行われているものの国内統一の認定基準やガイドラインは整備されていない。本研究の結果は、脳神経関連専門医の配置が脳梗塞症例のアウトカムを改善することを示している。脳卒中センターの認定基準として専門医配置を基準に取り込むことの根拠となると考えられる。

本研究の成果は国際的に見ても重要な意味を持つ。European Stroke Organizationの作成したガイドラインではStroke Centerへの脳神経関連専門医配置を推奨しているが、Brain Attack Coalitionが作成したPrimary Stroke Centerガイドラインでは脳神経関連専門医配置に関

する言及はない。今回の結果は、過去の先行研究では不明であった未測定交絡因子の影響を補正しても専門医配置が脳梗塞症例のアウトカムを改善することを示しており、European Stroke Organizationのガイドラインの記載を支持する結果となった。

本研究の結果から、脳卒中センターの施設基準として専門医配置の有無を基準の一つとして含めることの科学的妥当性を示したといえる。

#### E. 研究発表

##### 1. 論文発表

投稿中

##### 2. 学会発表

なし

#### F. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表 1. 脳神経関連専門医の配置状況と **Differential distance** での患者背景の分布

	脳神経関連専門 医の配置<3 (n = 12120)	脳神経関連専門 医の配置 ≥ 3 (n = 46717)	標準化効 果量 (%)	DD < 1 km (n= 30 291)	DD ≥ 1 km (n=28 546)	標準化効 果量(%)
死亡, n (%)	1414 (11.7)	4342 (9.3)	7.8	2864 (9.5)	2892 (10.1)	2.3
年齢 (歳), 平均(標準偏差)	76.8 (11.8)	75.4 (12.1)	11.8	75.7 (12.1)	75.7 (12.1)	0.4
性別 (女性), n (%)	5437 (44.9)	19931 (42.7)	4.4	13115 (43.3)	12253 (42.9)	0.8
在院日数 (日), 平均(標準偏差)	35.2 (34.1)	31.1 (29.2)	12.9	31.7 (29.9)	32.1 (30.8)	1.4
入院時 mRS, n (%)			5.5			2.1
0-1	981 (8.1)	3904 (8.4)		2585 (8.5)	2300 ( 8.1)	
2-3	2851 (23.5)	12026 (25.7)		7561 (25.0)	7316 (25.6)	
4-5	8288 (68.4)	30787 (65.9)		20145 (66.5)	18930 (66.3)	
JCS, n (%)			9.3			2.8
0	4792 (39.5)	17064 (36.5)		11193 (37.0)	10663 (37.4)	
1-3	4476 (36.9)	19056 (40.8)		12259 (40.5)	11273 (39.5)	
10-30	1717 (14.2)	6863 (14.7)		4426 (14.6)	4154 (14.6)	
100-300	1135 (9.4)	3734 (8.0)		2413 (8.0)	2456 ( 8.6)	
CCI, n (%)			8.2			1.0
0-1	8143 (67.2)	33149 (71.0)		21325 (70.4)	19967 (69.9)	
2-3	3520 (29.0)	12055 (25.8)		7953 (26.3)	7622 (26.7)	
4-	457 (3.8)	1513 (3.2)		1013 ( 3.3)	957 ( 3.4)	
脳梗塞分類, n (%)			18.3			1.7
アテローム型	3784 (31.2)	13989 (29.9)		9173 (30.3)	8600 (30.1)	
心原性	2584 (21.3)	13555 (29.0)		8256 (27.3)	7883 (27.6)	
ラクナ型	2380 (19.6)	8070 (17.3)		5322 (17.6)	5128 (18.0)	
その他	3372 (27.8)	11103 (23.8)		7540 (24.9)	6935 (24.3)	
脳卒中ケアユニット入院, n (%)	591 (4.9)	4511 (9.7)	18.5	2640 (8.7)	2462 (8.6)	0.3
rtPA, n (%)	646 (5.3)	3654 (7.8)	10.1	2275 (7.5)	2025 (7.1)	1.6
入院時 MRI, n (%)	7415 (61.2)	31358 (67.1)	12.4	19621 (64.8)	19152 (67.1)	4.9

入院時 CT, n (%)	7718 (63.7)	33051 (70.7)	15.1	21339 (70.4)	19430 (68.1)	5.2
入院時の人工呼吸, n (%)	135 (1.1)	636 (1.4)	2.2	391 (1.3)	380 (1.3)	0.4
病床数, 平均(標準偏差)	276 (139)	495 (250)	108.1	460 (240)	439 (256)	8.2
医師数, 平均(標準偏差)	46 (34)	134 (130)	92.8	120 (122)	113 (122)	5.8
看護師数, 平均(標準偏差)	207 (122)	438 (247)	118.6	400 (238)	380 (253)	8.0
リハスタッフ数, 平均(標準偏差)	18 (14)	27 (22)	49.0	25 (21)	26 (21)	4.0
大学病院, n (%)	354 (2.9)	7184 (15.4)	44.3	3847 (12.7)	3691 (12.9)	0.7
年間症例数			85.8			13.0
0-12	1796 (14.8)	412 (0.9)		780 (2.6)	1428 (5.0)	
13-45	4722 (39.0)	7918 (16.9)		6416 (21.2)	6224 (21.8)	
46-	5602 (46.2)	38387 (82.2)		23095 (76.2)	20894 (73.2)	
入院病院までの距離 (km), 平均(標準偏差)	5.1 (4.81)	6.1 (5.45)	18.1	4.3 (4.12)	7.5 (5.94)	63.4
居住地の人口密度 $\leq$ 249 人/km <sup>2</sup> , n (%)	2651 (21.9)	5755 (12.3)	25.6	3062 (10.1)	5344 (18.7)	24.7
Differential Distance (km), 平均(標準偏差)	4.8 (6.30)	1.9 (3.24)	59.1			
脳神経関連専門医配置 $\geq$ 3 (%)				26398 (87.1)	20319 (71.2)	40.1

mRS, modified Rankin Scale; JCS, Japan Coma Scale; CCI, Charlson Comorbidity Index; rtPA, recombinant tissue plasminogen activator; MRI, magnetic resonance imaging; CT, computed tomography

表 2. 在院死亡をアウトカムとした混合効果ロジスティック回帰の結果

	調整済みオッズ比 (95% CI)	P 値
脳神経関連専門医の配置		
< 3	Ref.	
≥ 3	0.85 (0.77–0.95)	0.006
年齢	1.03 (1.03–1.03)	< 0.001
性別		
男性	Ref.	
女性	0.87 (0.82–0.93)	< 0.001
CCI		
0–1	Ref.	
2–3	1.02 (0.95–1.09)	0.672
4–	1.72 (1.50–1.97)	< 0.001
mRS		
0–1	Ref.	
2–3	1.14 (0.90–1.46)	0.274
4–5	3.41 (2.73–4.24)	< 0.001
JCS		
0	Ref.	
1–3	2.09 (1.88–2.33)	< 0.001
10–30	4.88 (4.37–5.46)	< 0.001
100–300	12.50 (11.14–14.03)	< 0.001
脳梗塞分類		
アテローム型	Ref.	
心原性	1.82 (1.67–1.98)	< 0.001
ラクナ型	1.18 (1.06–1.32)	0.004
その他	1.68 (1.53–1.84)	< 0.001
入院時人工呼吸	3.66 (3.09–4.33)	< 0.001
rtPA	0.97 (0.87–1.08)	0.575
脳卒中ケアユニットへ	0.71 (0.61–0.84)	< 0.001



入院時 MRI	0.78 (0.73–0.84)	< 0.001
入院時 CT	1.15 (1.07–1.25)	< 0.001
患者居住地と病院までの距離	0.99 (0.99–1.00)	0.036
病床数 (/100)	1.06 (1.00–1.12)	0.064
医師数 (/100)	0.92 (0.84–1.01)	0.068
看護師数 (/100)	0.95 (0.89–1.01)	0.094
リハスタッフ数 (/100)	1.53 (1.21–1.94)	< 0.001
大学病院	1.04 (0.84–1.27)	0.731
年間症例数		
0–12	Ref.	
13–45	0.93 (0.78–1.11)	0.445
46–	0.88 (0.73–1.06)	0.168
居住地人口密度 ≤ 249 人/km <sup>2</sup>	1.09 (0.99–1.21)	0.088

---

CI, 信頼区間; mRS, modified Rankin Scale; JCS, Japan Coma Scale; CCI, Charlson Comorbidity Index; rtPA, recombinant tissue plasminogen activator; MRI, magnetic resonance imaging; CT, computed tomography

表 3. 患者の測定・未測定の特徴を補正した二段階最小二乗法の結果

	係数 (95% CI)	P 値
脳神経関連専門医の配置 $\geq$ 3	-0.034 (-0.066, -0.002)	0.037
F 値(1, 922)	100.60	<0.001
Durbin-Wu-Hausman specification test	2.292	0.130

CI, 信頼区間

産科医療および画像診断機器の地理的分布と集約度の研究

研究分担者 広島大学医歯薬保健学研究院地域医療システム学講座 松本正俊

研究協力者 広島大学医歯薬保健学研究院公衆衛生学講座 鹿嶋小緒里

**研究要旨**

医療資源の分布と集約化の現状とトレンドを平成 17 年から平成 23 年までの医療施設調査のデータをもとに分析した。特に我が国において資源不足が深刻化している産科医療、および国際的にみて極めて恵まれた状況にある画像診断機器の分布にフォーカスした。その結果、まず産科医療については分娩実施病院の数は 6 年間で 20%減少していたが、一病院あたりの分娩件数は 26%増加していた。病院に勤務する産科医数は平成 20 年から 23 年までの 3 年間で 16%増加し、一病院あたりの産科医数も 19%増加した。各病院の分娩件数のジニ係数は有意に減少していたが、産科医数のジニ係数は微増、産科医一人あたりの分娩件数のジニ係数は有意に増加していた。産科医の増加と産科医一人あたりの分娩件数の減少は全分娩に占める帝王切開の割合が高い病院ほど顕著であった。平成 20 年に産科医数と分娩件数が日本産婦人科学会の目標値を超えている病院は全分娩実施病院のうち 4%であったが、平成 23 年には 8.1%に増加していた。これらの結果から、産科医療の集約化は急速に、しかも効果的に進行していることが明らかとなった。続いて画像診断機器については平成 17 年から 23 年の 6 年間で、CT、MRI、PET の台数は 47%、19%、70%の増加率であった。市町村ごとの台数のジニ係数は PET、MRI、CT の順に大きくその差は有意であった。PET、MRI、CT のすべてにおいて 6 年間の市町村ごと台数のジニ係数に有意な減少傾向がみられた。シングルスライス CT、1.5 テスラ未満の MRI、通常 PET のような旧式機器の台数は減少していたが、マルチスライス CT、1.5 テスラ以上の MRI、PET-CT のような新式機器の台数は増加していた。平成 20 年から 23 年にかけて旧式 3 機器の市町村ごと台数のジニ係数は有意に増加あるいは不変であったのに対し、新式 3 機種 of それらは有意に減少していた。同様の結果が各機器の使用回数についても得られた。これらの結果から台数の多い機器ほどその地理的分布は均等になり、台数が増加している機器ほど地理的分布は均等化の方向に向かうことが明らかになった。結論として、産科医のような人的資源は数の増加と分布の集約化が同時に起こりうるのに対し、画像診断機器のような物的資源については数の増加が分布の均等化を引き起こすことが判明した。

**A. 研究目的**

本研究の目的は次の 2 点である。まず現在供給不足が社会問題化している産科医療について、分娩数と産科医師数の集約化がどの程度進

んでいるかを明らかにすること。特に数の増減と集約レベルの変化に注目する。次に国際的にみて日本の所有する量が極めて多い画像診断機器について、その台数と撮影回数の地理的分布を明らかにすることである。この 2 つをもと

に産科医のような人的医療資源、および画像診断機器のような物的医療資源の量と分布の関係を論じる。

現在我が国では産科医不足による産科医療の需給ミスマッチが社会問題化している。過去30年間の長期トレンドでは、日本の医師数は116%増加しているにも関わらず、産婦人科医数は5%減少している(Ide et al 2009)。特に新卒の産婦人科医数の減少傾向が顕著である。これをうけて国および都道府県レベルで産科医の確保の取り組みが行われており、2008年以降の短期トレンドでみると産婦人科医の総数は増加傾向に転じている(厚生労働省 2013)。産婦人科医が増えなかった原因として産婦人科医の過重労働、特に病院勤務産科医の勤務時間の長さが指摘されている。これに対して日本産婦人科学会は声明を発表し、分娩施設の大規模化と交代勤務制の導入により産科医の労働条件を改善すべきとしている(海野 2010)。具体的には分娩取扱い病院の勤務医数を年間500分娩あたり6-8名にすることを目標としている。つまり、各病院において年間分娩数は500件以上、医師:分娩数比は6-8:500を目指すという内容である。国も産科医療の集約化を進めることを推奨しており(厚生労働省 2005)、そのための予算措置もとっている。

産科医療に限らず医療資源および症例を集約化することは医療の効果的、効率的な提供につながる可能性がある。限られた数の医療機関に対して限られた人的・物的資源を集中的に投入し多くの症例が集まる high volume 施設にすることで、これら施設において技術集積が進み、治療や診断の成績が向上する可能性が示唆されている(Birkmeyer et al 2002, Halm et al 2002, Urbach et al 2004)。さらに資源を分散させる場合に比べて集約化する場合はより効率的に医療サービスを提供することができ、医療費も抑制できる可能性がある(Regenbogen et al 2012)。このように医療資源

の集約化、症例の集約化は医学的にも経済的にも望ましいことかもしれないが、一方で医療の地理的格差を助長するという問題も抱えている。特定の少数の医療機関だけである治療が行われている場合、その治療を必要とする患者の多くは地理的にアクセスしにくくなる。このように医療の集約化にはメリットとデメリットがある。

産科医療において目標とされている集約化がどの程度進んでいるのかは不明である。一般に自由市場において資源はニーズの分布に従って分布していく。この前提にたったのが空間競争仮説である(Newhouse 1990)。この仮説では、サービス提供者が総数として少ないときはその分布は大都市や大規模医療機関に偏るが、総数が増えるにつれてこれらの場所での顧客獲得競争が激しくなり、より人口の少ない地域や規模の小さい医療機関へと拡散していく。つまり総数が増えるにしたがってサービスの分布はニーズの分布に近づいていく。この空間競争仮説は医療資源の量と分布を考えるうえでも魅力的な仮説である。

ところが医療資源のうち、量と分布の関係が最もよく調べられている医師の場合、必ずしもこの仮説どおりになっていないことが多く報告されている(Kobayashi et al 1992, Matsumoto et al 2010)。総数として医師が急速に増えても、その地理的格差はほとんど影響を受けない。これはおそらく医師には都会を好む傾向があり、市場原理にある程度逆らった分布をとってしまうためと推測されている。

産科医の場合、これに加えて政府や学会が集約化を推し進めているため、数の増加にもかかわらず施設間格差や地理的格差が増大している可能性がある。格差の増大と集約化の進行は同じことである。したがって本研究の第一の目的として産科医、特に病院産科医の数がどう推移しているか、またそれに伴って分布が拡散傾向にあるのか集約化傾向にあるのかを調べる。

また、日本産婦人科学会が目標としている集約化レベルにどの程度到達しているのかも明らかにする。

一方、画像診断機器のような物的資源には人的資源のような都会を好む傾向はないので、空間競合仮説が成り立ちやすいのではないかと推測されるが、物的医療資源について量と分布を詳細に調べた研究はほとんどない。画像検査の量と地理的分布の関係を調べるのに、日本は適している。まず国民皆保険制度と全国一律の診療報酬体系により患者間での機器へのアクセス格差が少ない。次に日本は画像診断機器が多い。2011年時点で人口10万人あたりのCT台数は101とOECD諸国中トップであり、2位のオーストラリア(人口10万あたり44)に2倍以上の差をつけている。人口10万人あたりMRI台数も日本は48とトップであり、他国を圧倒している(OECD 2014)。したがって日本ではCTやMRIの供給システムが整っており市場も成熟しているため、数の変動と分布の変動が市場原理に従いやすいと推測される。一方で日本の人口10万人あたりPET台数は3.7であり、OECD諸国中4位と、CTやMRIほどの圧倒的数量ではない(OECD 2014)。よってCTのようにかなり拡散している機器とPETのように導入しはじめたばかりの機器の分布のコントラストを観察することも可能である。加えて日本には医療機関が機器を導入するにあたって法的・制度的な規制が無い。どのような場所のどのような規模の医療機関であっても、費用さえ払えば機器を購入あるいは借用することができる。これらの理由により、日本は自由市場下における機器の量と分布の関係を調べるのに適している

よって本研究の二番目の目的として日本におけるCT、MRI、PETの台数、撮影件数、地理的分布の推移を明らかにする。この3機種を選んだ理由は、いずれも画像診断機器を代表する機種であり、また全身をスキャンし多様な病

変を見つけるという目的において一致していること、その一方で普及開始時期や普及台数が機種ごとに異なっており比較するのに都合が良いことが挙げられる。得られた結果から検査機器の数と分布の関係を吟味し、空間競合仮説が成り立っているかどうかを考察する。

この産科医療の分析および画像診断機器の分析により得られた結果を比較することで、医療資源の地理的分布に関して人的資源と物的資源とでどのような違いが生じるかを考察する。そのうえで専門医等の人的資源の適正配置についてどのような政策が望ましいかを、高度診断機器のような物的資源の適正配分と対比させながら論じる。

## B. 研究方法

本研究は平成25年度厚生労働科学研究費補助金(地域医療基盤開発推進研究事業)分担研究「悪性腫瘍手術、分娩、および画像診断件数の地理的分布と集約度の研究」で集計した結果をさらに詳しく解析することにより行った。

### データ

データは厚生労働省「医療施設調査(静態調査)」の病院票および一般診療票の平成17年、平成20年、平成23年個票データを使用した。分析は分娩、画像診断の2分野に分けて行い、それぞれ上記データのすべてあるいは一部を使用した。具体的には平成17年、平成20年、平成23年の病院票および診療所票を使用した。これらデータに入っている分娩、検査件数は各医療機関におけるその年の9月分の件数である。

### 産科医療の分析

産科医療の分析では、上記データ中の「分娩(正常分娩を含む)」および「分娩担当医師数(常勤換算)」の項目を扱った。「分娩(正常分娩を

含む)は自然分娩と帝王切開の両方を含んでいる。平成 17 年のデータには「分娩担当医師数(産科医数)」の項目が無いので、分娩担当医師を使った分析は平成 20 年と平成 23 年に限った。基本統計として病院と診療所それぞれについて日本全体での総実施施設数、総件数、一施設あたりの件数、総担当医師数、一施設あたりの担当医師数、担当医一人あたりの件数を求めた。医療施設調査(静態調査)のデータ補足率を推定するために、データ中の分娩数を、出生届に基づく人口動態統計の当該年 9 月の出生数と比較した。

分娩を実施している施設のうち施設間で分娩件数にどの程度格差があるかをジニ係数で求めた。このジニ係数は分娩件数の少ない順に施設を並べ、各施設の累積件数割合をプロットし、これを結んだ曲線(ローレンツ曲線)から求めた。同様に産科医数のジニ係数および産科医一人あたり分娩数のジニ係数も求めた。ジニ係数の差の検定は bootstrap 法により行った。

また、病院での分娩については日本産婦人科学会が「産婦人科医療改革グランドデザイン 2010」において勤務医の負担を適正なものとするため「分娩取扱病院の年間分娩数は 500 件以上および分娩 500 件あたりの産科医数は 6-8 名と」を目標としている。よって本分析においてはこの数値をクリアしている病院数を求めた。

## 画像診断の分析

画像診断の分析では、平成 17 年データ中の「スパイラル CT」、「MRI」、「PET」の項目を、平成 20 年および 23 年データ中の「マルチスライス CT (multi-detector CT)」、「その他 CT (single-detector CT)」、「MRI (1.5 テスラ以上)」、「MRI (1.5 テスラ未満)」、「PET (conventional PET)」、「PET-CT」の項目を扱った。平成 17 年から 23 年までの 6 年間の比較の際には「マルチスライス CT」と「その他

CT」の件数を合計し「CT」とし、「MRI(1.5 テスラ以上)」と「MRI(1.5 テスラ未満)」の件数を合計し「MRI」とし、「conventional PET」と「PET-CT」を合計し「PET」とした。これらの項目の台数と撮影回数のデータを、各医療機関に割り振られている市町村コードを用いて市町村単位に集計し、市町村人口のデータと接続することによりデータセットを作成した。市町村人口は総務省「統計でみる市区町村のすがた 2013」から抽出した。2005 年から 2011 年まで大規模な市町村合併があったため、各年の市町村境界および人口は 2012 年のものに固定した。よって本研究の地理単位はすべて 2012 年時点の市区町村である。このデータセットをすべての分析に使った。各市区町村ごとの分析に加えて、全市区町村を「大都市(metropolis)」、「市(city)」、「町村(town/village)」の 3 群に分けた分析も行った。「大都市」は政令指定都市の区と東京 23 区、「市」は政令指定都市以外の市、「町村」は町と村を含む。

市町村間の機器台数や撮影件数の格差としてジニ係数を求めた。まず市町村を検査台数(件数)/人口比の小さい順に並べ、各市町村の累積人口割合を横軸に、累積台数(件数)割合縦軸にプロットし、これを結んだ曲線(ローレンツ曲線)からジニ係数を算出した。ジニ係数の差の検定は bootstrap 法により行った。

## 使用ソフトウェア

すべての統計解析は SPSS version 21 (IBM-SPSS Japan, Tokyo)を使用した。ジニ係数の差の検定は STATA (version 12, College Station, TX, USA)を用いた。結果に示した地図は ArcGIS version 10.0 (ESRI Japan Inc.)で作成した。

## C. 研究結果

### 産科医療

人口動態統計における9月の出生数と本研究データと差から、本研究に用いた医療施設調査(静態調査)の分娩補足率は平成17年が91.8%、平成20年が93.8%、平成23年が92.3%であった。

分娩実施施設数、分娩件数、産科医数、産科医一人あたり分娩数の基本統計を表1・1と表1・2に示す。病院については平成17年から20年にかけて分娩実施施設数は15%減っており、20年から23年にかけて7%減っていた。分娩件数は平成17年から23年にかけてほぼ横ばいだった。したがって一病院あたりの分娩件数は26%増加しており、より少ない施設への分娩の集約化が起きていることが伺えた。病院の産科医については平成20年から23年にかけて16%増加しており、一病院あたりの産科医数も19%増加していた。つまり産科医についても集約化の進行がみられた。診療所については平成17年から23年にかけて分娩実施施設数は減っており、分娩件数は横ばいだった。そして一診療所あたりの分娩件数は21.7%増加しており、病院同様に分娩集約化が進んでいた。一方産科医については総数で5.1%減少しており、一診療所あたりの分娩担当医は平均で4.7%増加していた。

分娩実施施設間の分娩件数格差、産科医数格差、産科医一人あたり分娩数格差をジニ係数で示す(表1・3および表1・4)。病院においても診療所においても平成17年から平成23年にかけて分娩件数のジニ係数が有意に減少していた。これは分娩数についての施設間格差が縮小していることを示している。産科医数については病院でも診療所でもジニ係数の経度増加が見られたが有意なものではなかった。産科医一人あたり分娩数については病院においてのみジニ係数の有意な増加が見られた。これは産科医が取り扱う分娩数について病院間での格差が広がっていることを示している。

表1・5に帝王切開率で3分位に分けた病院

群の平均分娩数、産科医数、産科医一人あたり分娩数を示す。平成20年から23年にかけて分娩件数が最も増加したのは帝王切開率が低い病院群においてであった。一方産科医数の増加が最も著しかったのは帝王切開率が高い病院群においてであった。その結果、高帝王切開率群において産科医一人あたり分娩数が著明に減少した。つまりハイリスク分娩を多く扱う病院に産科医が集中する傾向が強まっていた。

分娩を取りやめた病院数、および新規に開始した病院数を表1・6と表1・7に示す。平成17年に分娩を行っていたが平成20年には取りやめた病院は240あり、これは平成17年に分娩を行っていた病院の18.2%に該当する。逆にこの期間に分娩取扱いを開始した病院は平成20年に分娩を行っていた病院の4%であった。同様に平成20年から平成23年にかけて分娩を取りやめた病院は10.3%であり、新規に開始した病院は3.9%であった。

病院の分娩数および産科医数が日本産婦人科学会の目標値をクリアしている病院数を表1・8に示す。全分娩実施病院のうち日本産婦人科学会の目標分娩数を超えていたのは平成20年が36.2%で平成23年が38.3.9%であり増加していた。そのうえ産科医も目標値を超えていた病院は平成20年が全体の4%あるいは2%、平成23年が8.1%あるいは4.2%であり2倍以上の増加を示した。

## 画像診断

各画像診断機器の台数および撮影回数の推移を図1Aと図1Bに示す。平成17年から23年にかけてすべての機器において台数および撮影回数の増加が見られた。台数および撮影回数の増加率はPET(70および191%)において最も大きく、続いてCT(47%および48%)、MRI(19%および23%)の順であった。各画像診断機器を新旧の型に分けたときの台数と撮

影回数推移を表 2・1 に示す。旧式の機器 (single-detector CT、MRI<1.5 tesla および conventional PET) は台数も撮影回数も減少傾向であった。一方新式の機器 (multi-detector CT、MRI≥1.5 tesla および PET-CT) の台数と撮影件数は増加していた。つまり旧式が新式に置き換わりつつあることが伺えた。

各市区町村の人口 10 万人あたり台数と撮影回数を図 2 B から図 2 D で示す。比較対照として市町村の人口および人口密度を図 2 A で示している。いずれの診断機器においても市町村間で格差がみられた。特に PET ではほとんどの市区町村が所有しておらず、ごく一部の限られた市区町村のみに存在していた。

市区町村を 3 群 (大都市、市、町村) に分けたときの各群の人口 10 万人対台数および撮影回数を図 3 A~C および図 4 A~C に示す。CT は大都市よりも市や町村に偏った分布をしていた。一方、MRI はやや大都市や市に偏った分布になっており、PET はかなり大都市偏重の分布になっていた。PET 台数の増加率は大都市において最も大きい。CT と MRI 台数の増加率は群間で大きな差はなかった。撮影回数については、CT、MRI、PET のすべてにおいて大都市に偏った分布を示していた。これは図 2 B~D の主要都市拡大図においても視覚的に確認できる。撮影回数の増加率については台数の増加率と同じパターンであった。台数についても撮影回数についても 3 群間の格差は PET において最大であった。

各診断機器の市町村間格差を示すジニ係数を図 5 A (台数) と図 5 B (回数) に示す。またこれらジニ係数の算出に用いたローレンツ曲線も図 5 C (台数) と図 5 D (回数) に示す。台数のジニ係数は PET が最大で CT が最少であった (2008 年の PET-MRI 差の p 値: <0.001; MRI-CT 差の p 値: <0.001)。これは分布が CT、MRI、PET の順に均等であることを示している。時系列でみると、すべての診断機器台数においてジニ係

数が低下傾向であり、分布が均等化しつつあることを示している (CT の 2011-2005 差の p 値: <0.001; MRI の p 値 0.003; PET の p 値 <0.001)。ジニ係数の減少率については CT (16%)、PET (12%)、MRI (4%) の順に大きかった。撮影回数についても同様の傾向が見られ、ジニ係数は PET、MRI、CT の順に大きく、(2008 年の PET-MRI 差の p 値 <0.001, MRI-CT 差の p 値 <0.001)、いずれの機器も時系列では減少傾向であり (CT の 2011-2005 差の p 値 <0.001; MRI の p 値 0.003; PET の p 値 <0.001)、減少率は CT (16%)、PET (9%)、MRI (4%) の順に大きかった。

旧式機器と新式機器の台数のジニ係数とローレンツ曲線を図 6 A~D に示す。新旧いずれも台数の少ない機器ほどジニ係数は大きくなる傾向が認められた (conventional PET と MRI<1.5 tesla の差の p 値 <0.001; MRI<1.5 tesla と single-detector CT の差の p 値 <0.001; PET-CT と MRI≥1.5 tesla の差の p 値 <0.001, MRI≥1.5 tesla と multi-detector CT の差の p 値 <0.001)。旧式機器 3 機種 (single-detector CT, MRI<1.5 tesla, conventional PET) のジニ係数は軽度増加あるいは不変であったのに対し (増加率 9%, 3%, -1%; 2011-2008 格差の p 値 <0.001, 0.072, 0.562)、新式 3 機種 (multi-detector CT, MRI≥1.5 tesla, PET-CT) のジニ係数は減少傾向であった (増加率 -10%, -9%, -10%; 2011-2008 差の p 値 <0.001, <0.001, <0.001)。

#### D. 考察

結果をまとめると以下ようになった。

1. 分娩件数は横ばいであるが、病院産科医数は急速に増加していた。分娩件数についても産科医数についても特定の施設への集約化が進んでいた。産科医の多い施設と少ない施設の格差は分布は大きくなる傾向



があり、また産科医一人当たり分娩数について施設間格差が拡大している。しかしこの格差の拡大はハイリスク分娩を多く行う施設に産科医が集中するために起きており、望ましい集約のパターンと言える。日本産婦人科学会の示す目標分娩数と目標産科医数を超えている病院はまだ少ないものの、急速に増加しており、病院産科医の勤務環境は概ね改善していると推測された。

2. 画像診断機器の台数や撮影件数には地理的なばらつきが見られるが、CTのように台数の多い機器はPETのように台数の少ない機器に比べて分布が均等であった。またCT、MRI、PETのいずれも経時的にみると台数が増加しておりかつ分布は均等化していた。各機種を新式と旧式のモデルに分けて分析しても、やはり数の増えている新式モデルでは分布が均等化の方向に向かい、数が減っている旧式モデルでは分布が不均等化に向かっていた。市場原理に伴う空間競合が画像診断機器の分布に影響を与えている可能性が示された。

空間競合仮説によると、資源が最大限に使われる（最大限の利益をあげる）よう合理的に配置されると仮定すると、資源の総量が少ないうちはその資源は大都市や大施設に偏った分布になるが、資源量が増えるにしたがって需要の分布に一致した分布をとるようになってくる。これは資源が少ないときは大都市等に集中したほうが効率よく資源が使われる（利益をあげられる）のに対し、資源が増えてくると需要をめぐって大都市等で過当競争がおき、より小規模な地域のほうが利益を得やすくなるためである。

本研究の結果、画像診断機器についてこの空間競合仮説が概ね成り立っていることが明らかになった。資源量の増加が分布の均等化を起

こしていた。しかしながら産科医については総数の急速な増加は分布の均等化を起こしていなかった。むしろ集約化、つまり分布の不均等化が進行していた。

この差異の原因としてまず考えられるのが、画像診断機器は物的資源であり、産科医は人的資源だという点である。物的資源の価格は全国一律であり、それを支払えばどのような場所にあるどのような規模の医療機関であっても原則所有することができる。よって物的資源の場合、量と分布の関係は空間競合仮説によって説明しやすい。一方、産科医のような人的資源は医療機関の場所、規模、その他条件によって確保しやすさが著しく異なる。一般に医師をはじめとする人的資源は都市部を好む傾向があるため、へき地等の医療機関は大都市の医療機関に比べ人的資源の確保が困難である。このような条件下では空間競合は理論通りには起こりにくい。つまり資源量の増加が分布の均等化を引き起こしにくい。実際、先行研究によると我が国で過去30年間に医師が急速に増加しているにもかかわらずその地理的偏在の程度はほぼ不変である (Kobayashi et al 1992, Matsumoto et al 2010)。

これに加えて、産科医の場合は一般の医師よりも強い集約化圧力がかかっているため、その分布はさらに空間競合に逆らったものになりやすいと予想される。日本産婦人科学会、日本産婦人科医会といった専門医団体は産科医の配置の重点化・集約化を提唱しており、国や都道府県もそれを財政的に支援している。具体的には先述したように日本産婦人科学会は分娩取扱病院の分娩件数を年間500件以上、勤務医数を500分娩あたり6-8名にすることを目標としている(海野 2010)。国や都道府県の政策では、例えば診療報酬において、ハイリスク分娩を扱う病院、産科救急を受け入れる病院、NICUを有する病院の優遇、総合周産期母子医療センターや地域周産期母子医療センターへ

の補助金支給、周産期医療機関同士のネットワーク構築への補助金支給などがある。

## E. 結論

画像診断機器のような物的資源は量と分布の関係に市場原理が働きやすく、総量をコントロールすることで分布もコントロールできる可能性がある。つまり均等化を目指す場合、量を増やすことができれば分布に介入する必要性はあまりないかもしれない。CTのような一般診療でもよく使用されるような機器については特にこれが当てはまる。一方産科医のような人的資源については、数をコントロールして分布は市場に任せるといったアプローチでは望ましい分布になりにくいと推測される。産科医のように集約化を目指すのであれば現在行われているような集約化促進政策、および専門団体の活動の継続が必要である。多くの病院勤務専門医についても同じことがあてはまると思われる。一方プライマリ・ケア医のように均一化を目指すべき人的資源に対しては均等化を促すような介入がおそらく必要である。

## 参考文献

Birkmeyer JD, Siewers AE, Finlayson EV, Stukel TA, Lucas FL, et al. Hospital volume and surgical mortality in the United States. *The new England journal of medicine* 346: 1128-37, 2002.

OECD. OECD Health Statistics 2014.

Halm EA, Lee C, Chassin MR. Is volume related to outcome in health care? A systematic review and methodologic critique of the literature. *Annals of internal medicine* 137: 511-20, 2002

Ide H, Yasunaga H, Kodama T, Koike S, Taketani Y, Imamura T. The dynamics of

obstetricians and gynecologists in Japan: a retrospective cohort model using the nationwide survey of physicians data. *The journal of obstetrics and gynaecology research* 35: 761-6, 2009.

Kobayashi Y, Takaki H. Geographic distribution of physicians in Japan. *Lancet* 340: 1391-3, 1992.

Matsumoto M, Inoue K, Bowman R, Noguchi S, Toyokawa S, Kajii E. Geographical distributions of physicians in Japan and US: Impact of healthcare system on physician dispersal pattern. *Health policy* 96: 255-61, 2010.

厚生労働省. 平成 24 年医師歯科医師薬剤師調査の概要, 2013.

厚生労働省・文部科学省・総務省. 小児科産婦人科における医療資源の集約化重点化の推進について, 2005.

Newhouse JP. Geographic access to physician services. *Annual review of public health* 11: 207-30, 1990.

Regenbogen SE, Gust C, Birkmeyer JD. Hospital surgical volume and cost of inpatient surgery in the elderly. *Journal of the American college of surgeons* 215: 758-65, 2012.

海野信也(日本産婦人科学会). 産婦人科医療改革グランドデザイン 2010, 2010.

Urbach DR, Baxter NN. Does it matter what a hospital is "high volume" for? Specificity of hospital volume-outcome associations for surgical procedures: analysis of administrative data. *BMJ* 328: 737-40, 2004.

## F. 健康危険情報

該当なし

## G. 研究発表

Matsumoto M, Koike S, Matsubara S, Kashima S, Ide H, Yasunaga H. Selection and concentration of obstetric facilities in Japan: Longitudinal study based on national census data. The journal of obstetrics and gynaecol research. doi: 10.1111/jog.12663. [Epub ahead of print]

## H. 知的財産権の出願・登録状況

該当なし

表1・1 我が国における分娩実施病院の基本統計

		年		
		2005	2008	2011
分娩病院	合計	1321	1126	1051
	推計年間合計*	514216	532328	511810
分娩	9月の合計	44865	46404	45052
	一病院あたり平均	34.0	41.2	42.9
	標準偏差	28.7	33.2	32.9
	合計		4910	5689
産科医	一病院あたり平均		4.7	5.6
	標準偏差		3.7	4.6
	産科医一人あたり分娩数		9.5	7.9

\*人口動態統計における各月の出生数をもとに本研究データから推計

表1・2 我が国における分娩実施診療所の基本統計

		年		
		2005	2008	2011
分娩診療所	合計	1612	1441	1327
	推計年間合計*	461287	490893	457928
分娩	9月の合計	40247	42792	40309
	一診療所あたり平均	25.0	29.7	30.4
	標準偏差	19.3	21.1	20.8
	合計		2240	2126
産科医	一診療所あたり平均		1.7	1.7
	標準偏差		1.0	1.1
	産科医一人あたり分娩数		19.1	19.0

\*人口動態統計における各月の出生数をもとに本研究データから推計

表1・3 分娩実施病院の分娩数、産科医数、産科医一人分娩数のジニ係数

	2005	2008	2011	P1	P2
分娩	0.425	0.402	0.395	<b>0.01</b>	0.536
産科医		0.375	0.389		0.27
産科医一人あたり分娩数		0.330	0.357		<b>0.022</b>

ジニ係数は施設間での値の変動に応じて0(完全な平等)から1(完全な不平等)まで変化する

P1: 2005-2011の差に関するP値

P2: 2008-2011の差に関するP値