

表6 患者居住二次医療圏別に見た救急車搬送による入院症例の搬送距離

全症例	度数	平均値	標準偏差	標準誤差	平均値の 95% 信頼区間		最小値	最大値
					下限	上限		
4001福岡・糸島	7519	5.4	5.4	0.1	5.3	5.6	0.1	44.4
4002粕屋	1594	8.1	5.6	0.1	7.8	8.4	0.4	45.6
4003宗像	835	10.2	8.2	0.3	9.6	10.8	0.5	42.1
4004筑紫	2137	6.8	5.7	0.1	6.6	7.0	0.4	38.2
4005朝倉	586	14.2	9.7	0.4	13.4	15.0	1.0	37.6
4006久留米	2591	7.8	6.5	0.1	7.6	8.1	0.2	40.4
4007八女・筑後	1069	9.7	7.3	0.2	9.3	10.1	0.5	35.1
4008有明	885	8.3	7.9	0.3	7.8	8.8	0.2	33.9
4009飯塚	1230	7.3	6.0	0.2	7.0	7.7	0.3	42.2
4010直方・鞍手	539	15.0	6.5	0.3	14.4	15.5	0.3	41.8
4011田川	422	18.1	6.8	0.3	17.5	18.8	9.6	38.6
4012北九州	8393	6.5	6.0	0.1	6.4	6.7	0.2	43.0
4013京築	1163	12.5	8.0	0.2	12.1	13.0	1.4	37.5
15歳以下	度数	平均値	標準偏差	標準誤差	平均値の 95% 信頼区間		最小値	最大値
					下限	上限		
4001福岡・糸島	272	8.1	6.6	0.4	7.4	8.9	0.6	39.0
4002粕屋	101	10.8	6.9	0.7	9.4	12.1	1.0	34.6
4003宗像	32	13.2	7.7	1.4	10.4	15.9	2.7	33.3
4004筑紫	145	8.9	6.7	0.6	7.8	10.0	0.6	30.7
4005朝倉	26	16.5	10.2	2.0	12.4	20.6	1.0	32.5
4006久留米	130	9.2	7.0	0.6	8.0	10.4	0.8	31.6
4007八女・筑後	32	11.0	5.5	1.0	9.0	12.9	1.9	29.2
4008有明	34	14.5	10.3	1.8	10.9	18.1	1.5	33.4
4009飯塚	56	6.7	5.5	0.7	5.3	8.2	1.6	31.0
4010直方・鞍手	23	14.6	4.1	0.8	12.8	16.3	8.8	24.8
4011田川	25	15.0	4.1	0.8	13.3	16.6	9.7	24.4
4012北九州	266	7.4	6.0	0.4	6.7	8.1	0.2	30.7
4013京築	51	18.7	7.9	1.1	16.5	20.9	1.4	34.9

($p < 0.01$; 一元配置分散分析)

病院の地域医療への貢献度の評価方法に関する検討

研究分担者 石川 ベンジャミン 光一

国立がんセンター がん対策情報センター がん統計研究部 がん医療費調査室長

研究要旨

医療機関の機能を適切に評価し、診断群分類による包括評価に反映させていくためには、地域内に存在する医療機関の機能を把握し、その役割を明らかにしていく必要がある。本研究では、診療の内容、施設の特性、地域の特性の3つの観点から病院の機能を分析し、地域医療への貢献度についての評価を行なうことを目的として、医療機関の診療機能・実績についての分析と、2次医療圏、運転時間圏およびハフモデルを用いた地域医療への貢献度の数値化についての研究を行った。その結果、病院の地域医療への貢献度については、2次医療圏内のシェアにより一定の評価が可能であることを示すとともに、運転時間による診療圏のデータを活用することで、行政界による制約や都市部における需給のバランスを含めた精緻な評価が可能となることを示した。

A. 研究目的

医療機関の機能を適切に評価し、診断群分類による包括評価に反映させていくためには、地域内に存在する医療機関の機能を把握し、その役割を明らかにしていく必要がある。本研究では、診療の内容、施設の特性、地域の特性の3つの観点から病院の機能を分析し、地域医療への貢献度についての評価を行なうことを目的として研究を行った。

B. 研究方法

1. データ

診療の内容および施設の特性についての検討に当たっては、本研究班で収集したデータを利用した。分析に際しては研究班で独自に付加した DPC 分類コードを利用し、EF ファイルによる診療プロセス分析、様式1の診断情報を利用した傷病分析および診療圏分析を行った。

地域の特性についての検討に当たっては、研究班に参加していない施設についての情報を補完するために、厚生労働省保険局によるDPC調査結果報告を使用した¹。地域人口等の集計

に当たっては平成 17 年度国勢調査人口を利用し、将来の人口構成の変化に基づく医療需要の推計においては、国立社会保障人口問題研究所による『日本の市区町村別将来推計人口』（平成 20 年 12 月推計）²を使用した。また、2次医療圏については、2010 年時点のものを使用している。

なお、保険局 DPC 調査報告データおよび病院の診療圏分析用に用いた運転時間データについては、厚生労働省第3次対がん総合戦略研究事業(H22-3次がん一般-039)「国民に役立つ情報提供のためのがん情報データベースや医療機関データベースの質の向上に関する研究」（研究分担者：石川ベンジャミン光一、研究代表者：若尾文彦）による成果に本研究独自の集計を追加したものを利用した。

2. 分析の方法

研究で使用するデータは Microsoft SQL Server 上で管理し、SQL プログラムによる基礎集計を行った。統計解析およびグラフ等の集計資料の作成については、Stata および SAS

¹ <http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000001u23a.html>

² <http://www.ipss.go.jp/pp-shicyoson/j/shicyoson08/t-page.asp>

を利用した。また、地理情報システム(GIS)による可視化に際しては、ESRI社のArcGISを核として統合化されたプラットフォームである株式会社パスコのMarketPlanner GISを利用した。分析・集計後のデータは、Microsoft Active Server Pagesによるweb applicationとしてポートフォリオ化を行い、配布可能なPDFファイルとして保管している。

なお、移動時間の推定に当たっては、高速道路などの有料道路を使用しないルートによる最短の時間を計算した結果を利用している。

C. 研究結果

1. 入院薬剤使用実態ポートフォリオ

入院治療における薬剤使用の実態の可視化を目的として、研究班データに基づく傷病別・薬効分類別の薬剤使用実績を集計したポートフォリオを新規に開発した。(図1)

2. がん化学療法ポートフォリオ

がん化学療法において使用されている薬剤の組み合わせの実態の可視化を目的として、研究班データに基づく傷病別のポートフォリオを作成した。今年度は薬剤費用とがん種別の構成割合についての集計を追加した。(図2)

3. 複数の傷病を持つ患者についての分析

併存症を持つ患者への対応の実態についての可視化を目的として、研究班データに基づく傷病の組み合わせ集計を行なった。図3は、様式1に記載された傷病について、医療資源病名として報告された症例と副傷病として報告された症例の比率について示したものである。図4はMDC07におけるDPC6桁分類別の糖尿病の合併率と合併例の入院実績をもつ施設の割合との関係を示したものである。

4. 2次医療圏への貢献度についての分析

研究班が収集したデータの様式1に含まれる患者住所地の郵便番号を利用して、患者の居住する2次医療圏別の患者数を集計し、これに対する病院の貢献度について計算した結果を図5に示した。また、運転時間による診療圏(30分)に2次医療圏が占める割合と貢献度との関係についてのグラフを図6に示した。

5. 運転時間による診療圏への貢献度の分析

保険局DPC調査公開データを利用して、運転時間による30分診療圏を共有する病院の中での貢献度についての集計を行なった結果を図7～9に示した。なお、貢献度およびカバー率については、病院の傷病構成を i_{dpc6} 、全国の傷病構成を j_{dpc6} 、症例数についてはDPC6桁分類ごとに病院を N_{hosp} 、診療圏を共有する施設の合計を N_{region} 、全国の病院の合計を N_{all} として、次の式により計算した。

各施設の傷病構成に基づく貢献度

$$= \frac{\sum_{i_{dpc6}}^n N_{hosp}}{\sum_{i_{dpc6}}^n N_{region}}$$

全国の傷病構成に補正した場合の貢献度

$$= \frac{\sum_{i_{dpc6}}^n \frac{N_{hosp}}{N_{region}} \times N_{all}}{\sum_{j_{dpc6}}^m N_{all}}$$

全国の傷病構成のカバー率

$$= \frac{\sum_{i_{dpc6}}^n N_{all}}{\sum_{j_{dpc6}}^m N_{all}}$$

6. ハフモデルによる分析

保険局DPC調査公開データにおける病院の退院患者数と病院から1Kmメッシュまでの運転時間を利用して、修正ハフモデルによる分析を行なった結果の例を図10に示した。

D. 考察

病院の地域医療への貢献度を評価する際には、①評価の対象とする病院の機能、②評価を行なう地域の設定、③貢献度として取り上げる尺度の組み合わせにより評価の枠組みを明確化して取り組む必要がある。

本研究では、①の病院機能において、一般に用いられている診断群分類別の患者数に追加して適用可能な指標の開発に向けて、入院における薬剤使用の実態やがん化学療法レジメン、傷病の組み合わせについてのポートフォリオ資料を作成して、検討を行なった。その結果、特定の薬剤による治療や入院治療の対象としている傷病の組み合わせにおいて、病院間に機能の違いが認められた。今後はこうした微細で

はあるが患者の医療ニーズを反映した機能に着目して医療機関の類型化を行なうとともに、地域への貢献度の評価を進めていくことが必要であると考えられる。

また、②の評価を行なう地域の設定については、地域保健医療計画における2次医療圏および運転時間による診療圏の2つを候補として検討を行なった。

このうち、2次医療圏による分析では、患者住所地の郵便番号に基づく集計を実施することで、病院の地域への貢献の数値化が可能であり、診療資源が限定されている地域の評価に適用可能であることが示された。しかしながら図6で見られたように、運転時間から推測される診療圏に対して病院住所地に基づく2次医療圏の占める割合が5割未満となる施設も存在した。今後は、こうした地理的な位置の補正についても検討が必要であると考えられる。

また、運転時間による診療圏を用いた分析では、保険局DPC調査の公開データを利用して地域内の医療機関の配置に従った評価を行なった。その結果、行政界により制約されることなく、地理的な広がりの中での評価が可能となることが示された。しかしながら、病院の傷病構成には大きな差があり、全病院の傷病構成による補正だけでは、病院機能の評価に偏りが生じる可能性があることが明らかになった。本研究で利用した保険局DPC調査公開データでは、少数例セルのマスキング処理が行なわれているため、その影響も考慮する必要があるが、図9左下のグラフのように、DPC対象病床数が400床未満の施設では、補正前後の貢献度に大きな違いが認められた。これらの施設については、公開されている400のDPC6桁分類の中から、実際に病院が提供している傷病をサブセットとして切り出して評価する必要があるものと考えられる。

なお、2次医療圏あるいは運転時間による単純な診療圏を用いた評価では、人口が多く病院が多数存在する地域における貢献度を十分に評価することができない。そこで本研究では、ハフモデルを利用した医療機関の診療件数・規

模と移動時間に基づく診療圏の分析を行なった。その結果、病院が密集する地域での競合状況を可視化することが可能になった。また、こうした分析の結果と1Kmメッシュごとに計算した運転時間圏域人口を用いて人口10万人あたりの患者数、病床数を算出することで、人口と比較して医療機能の提供が不足していると想定される地域を明らかにすることができた。

今後は、研究班データから明らかになる傷病別の移動時間の期待値に基づいて診療圏の定義を精緻化すると共に、病院の特性を反映した傷病の組み合わせによる評価について検討を行なうことで、③の貢献度として取り上げる尺度を精緻化することができると期待される。

本研究による分析の結果は、病院の地域医療への貢献度の評価だけでなく、地域の医療提供体制の評価に向けても有用な知見をもたらすものであり、今後予定されている都道府県における地域医療計画の見直しの際にも十分に活用することが望まれる。

E. 結論

病院の地域医療への貢献の評価については、患者住所地の郵便番号と2次医療圏に基づくシェアの分析により一定の評価が可能となると共に、運転時間による運転時間による診療圏のデータを活用することで、行政界による制約や都市部における需給のバランスを含めた評価が可能となることが示された。

F. 健康危険情報

特になし

G. 研究発表

1. 論文発表

1. 石川ベンジャミン光一. DPC/PDPSと肺がん治療. 呼吸器内科;19(4):377-383;2011.
2. 石川ベンジャミン光一. DPCデータから地域の診療体制について考える. 月刊基金;52(7):2-4;2011.
3. 石川ベンジャミン光一. DPCからみた医療経済学. 大腸癌 Frontier;4(4):54-59;2011.

2. 学会発表

特になし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

特になし

2. 実用新案登録

特になし

3. その他

特になし

図1. 入院薬剤使用実態ポートフォリオの例

040080：肺炎、急性気管支炎、急性細気管支炎		H22(2010)					
薬剤分類 (症例数の多い順)		←戻る ↑DPC6 一覧 →グラフ					
順位	薬剤分類	症例数	←%	施設数	←%	%薬剤費	薬剤数
1	生理食塩液	98,683	73.4	931	99.7	2.2	185
2	ブドウ糖 塩化カリウム 塩化ナトリウム 乳酸ナトリウム	71,382	53.1	789	84.5	1.1	32
3	塩化ナトリウム	60,512	45.0	841	90.0	3.8	33
4	L-カルボシステイン	52,486	39.0	874	93.6	0.2	58
5	ブドウ糖 塩化ナトリウム 乳酸ナトリウム	47,334	35.2	782	83.7	0.3	22
6	アンピシリンナトリウム スルバクタムナトリウム	45,503	33.8	893	95.6	9.3	21
7	ヘパリンナトリウム	40,348	30.0	809	86.6	1.1	65
8	サルブタモール硫酸塩	30,398	22.6	604	64.7	0.1	6
9	アンプロキシオール塩酸塩	28,556	21.2	863	92.4	0.1	142
10	ツロプテロール	26,796	19.9	892	95.5	0.4	61
11	アミノ酸・糖・電解質・ビタミン (28)	26,098	19.4	765	81.9	3.6	4
12	塩酸リドカイン	25,307	18.8	908	97.2	0.1	9
13	プロムヘキシジン塩酸塩	24,606	18.3	817	87.5	0.3	4
14	セフトリアキソンナトリウム水和物	24,470	18.2	861	92.2	2.4	27
15	プロカテロール塩酸塩水和物	20,819	15.5	627	67.1	0.1	15
16	塩化カリウム 塩化カルシウム水和物 塩化ナトリウム 乳酸ナトリウム	20,735	15.4	633	67.8	0.2	36
17	チベジジンヒベンス酸塩	20,225	15.0	552	59.1	0.0	19
18	ブドウ糖	19,712	14.7	898	96.1	0.4	269
19	クラリスロマイシン	17,807	13.2	902	96.6	0.2	73
20	アセトアミノフェン	17,425	13.0	741	79.3	0.0	39
21	ブドウ糖 塩化カリウム 塩化カルシウム水和物 塩化ナトリウム 酢酸ナトリウム水和物	16,042	11.9	564	60.4	0.3	23

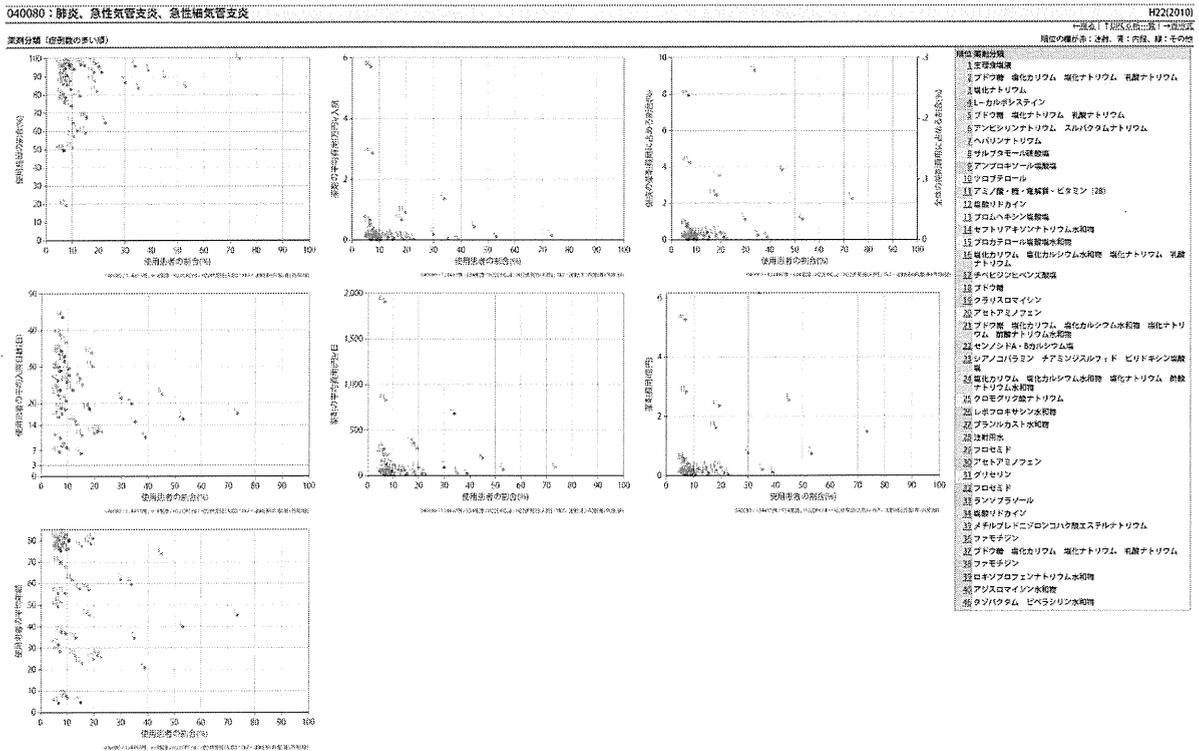


図3. 傷病別、医療資源病名と副傷病での症例数の関係

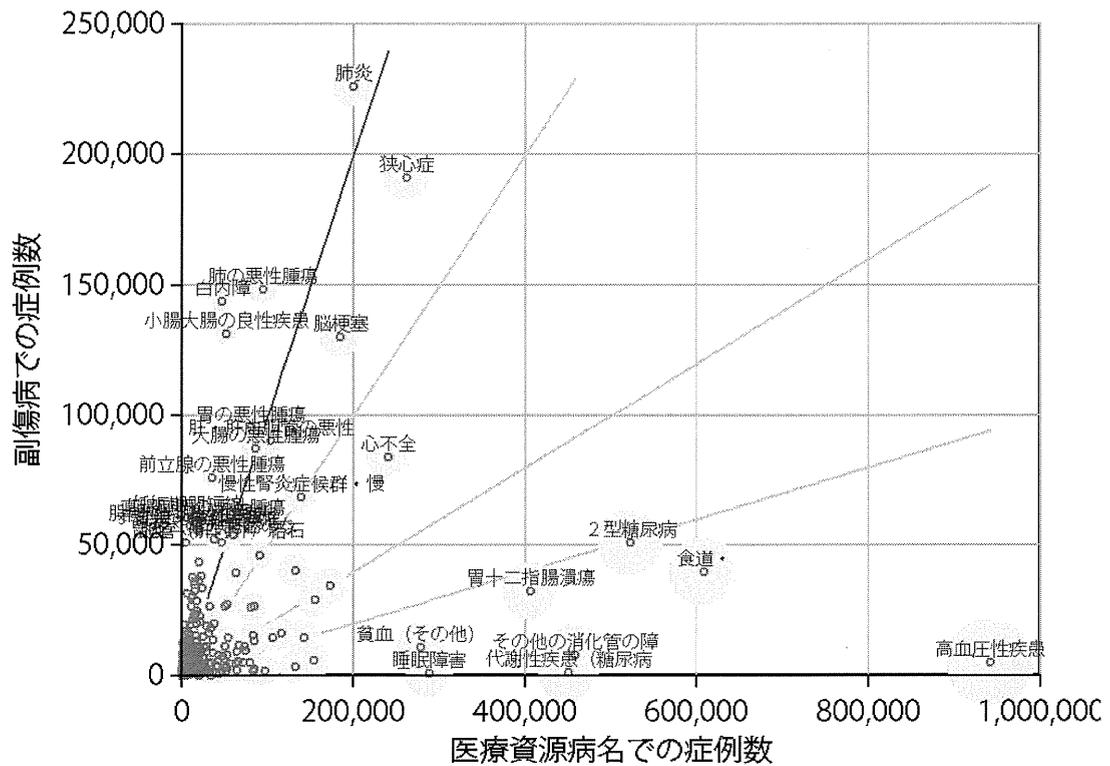


図4. MDC07におけるDPC6析分類別糖尿病合併率と治療施設の割合

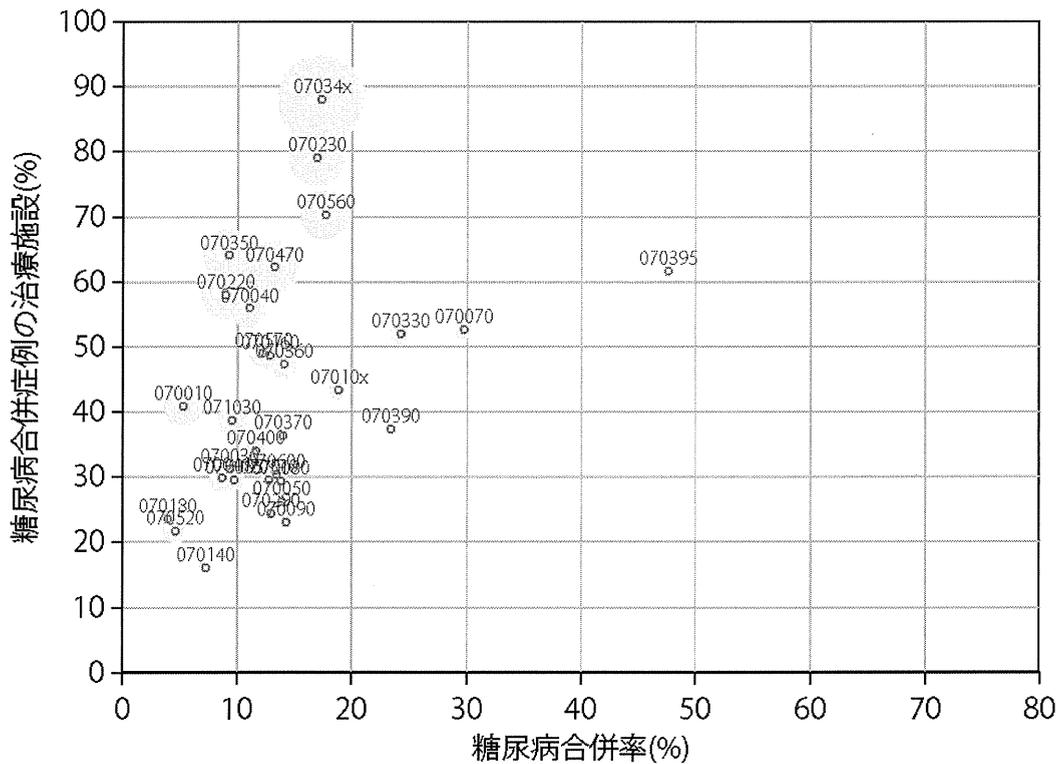
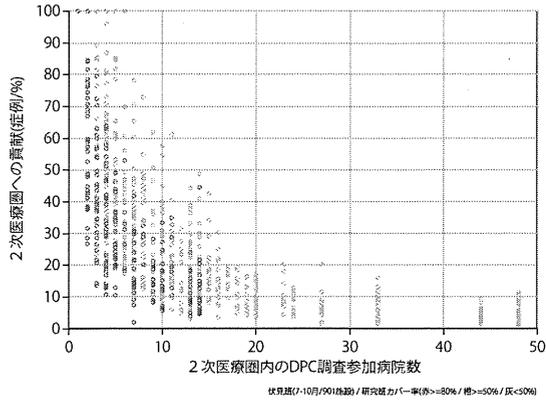


図5. 2次医療圏への貢献度と地域特性との関係



地域特性との関係

- ▶ 2次医療圏内の病院数・病床数が少ない地域を重点的に評価できるのではないかな？

備考：地域内からの研究班への参加率が低い地域については灰色で示している

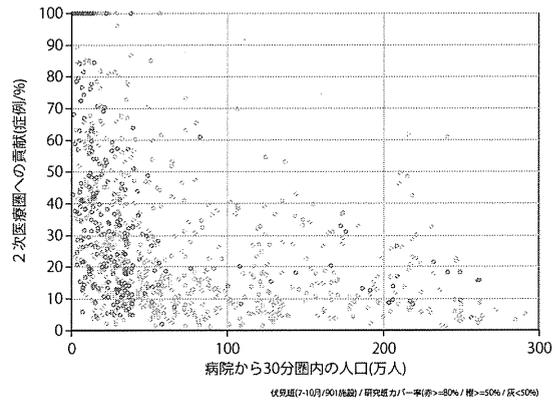
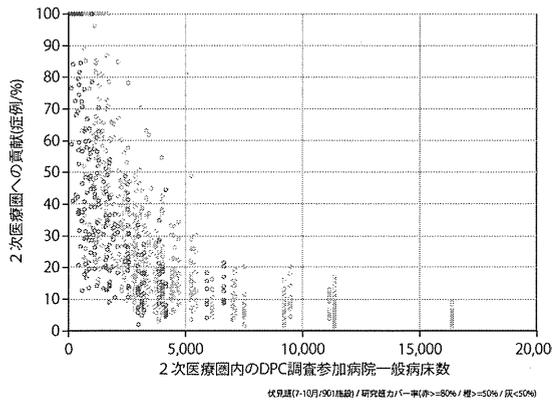


図6. 医療圏の境界近くにある施設の2次医療圏への貢献度

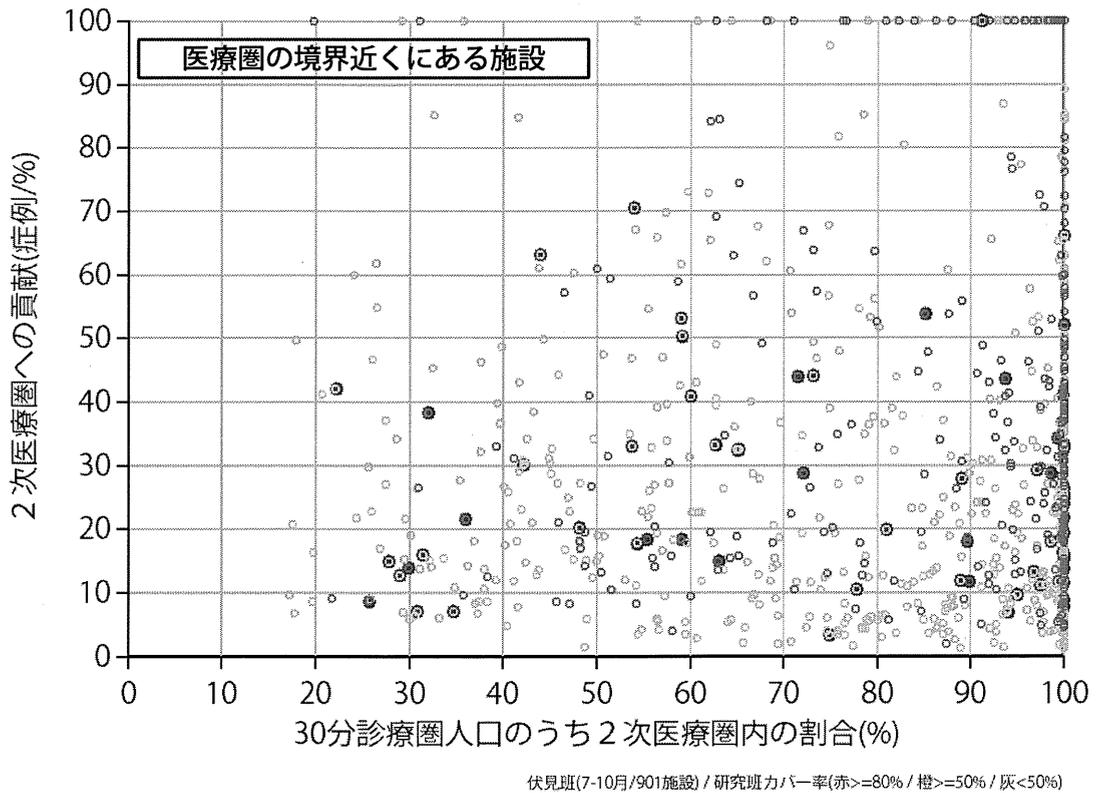


図7. 施設数・人口と30分診療圏における貢献度

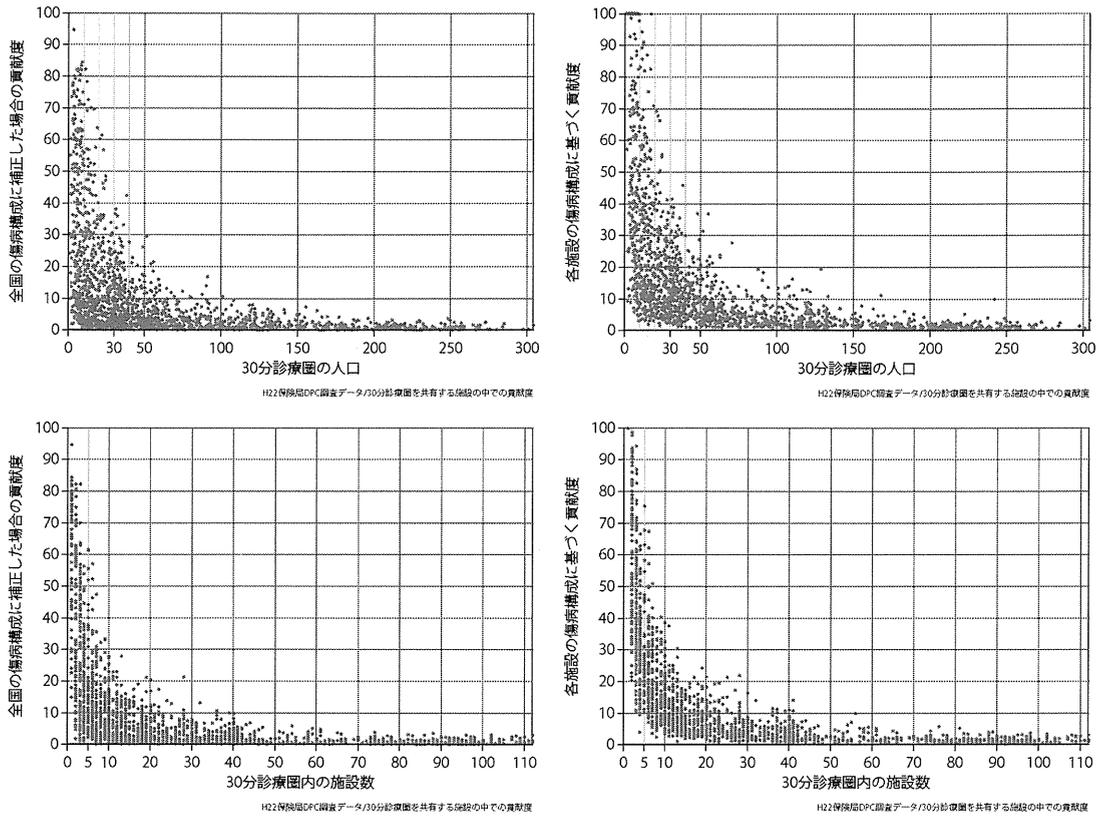


図8. 病床数・カバー率と30分診療圏における貢献度

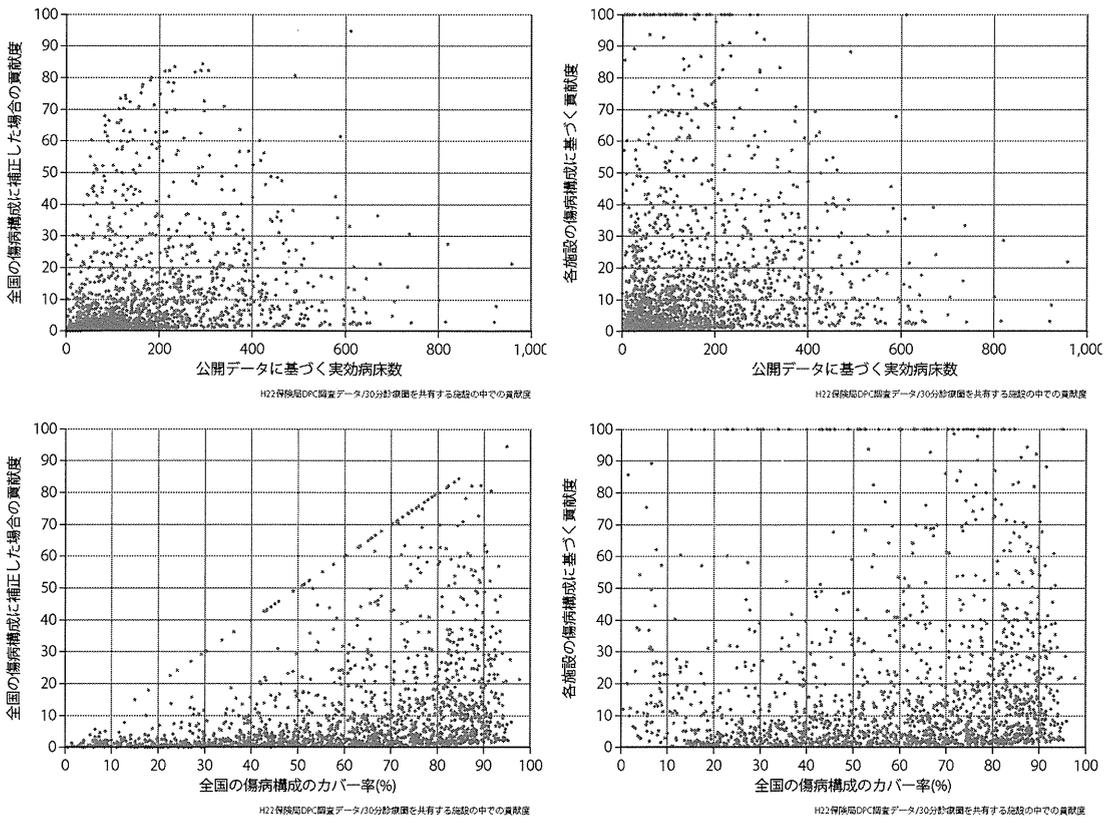


図9. カバー率(傷病構成の違い)と貢献度

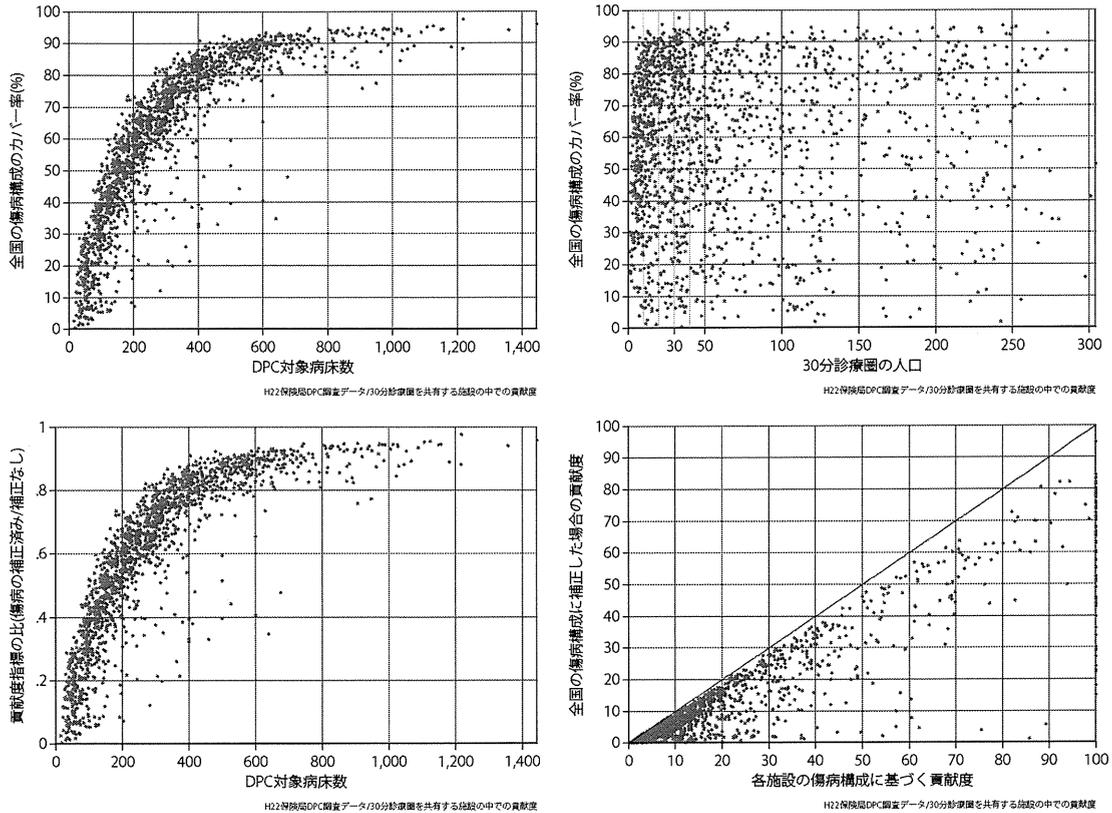
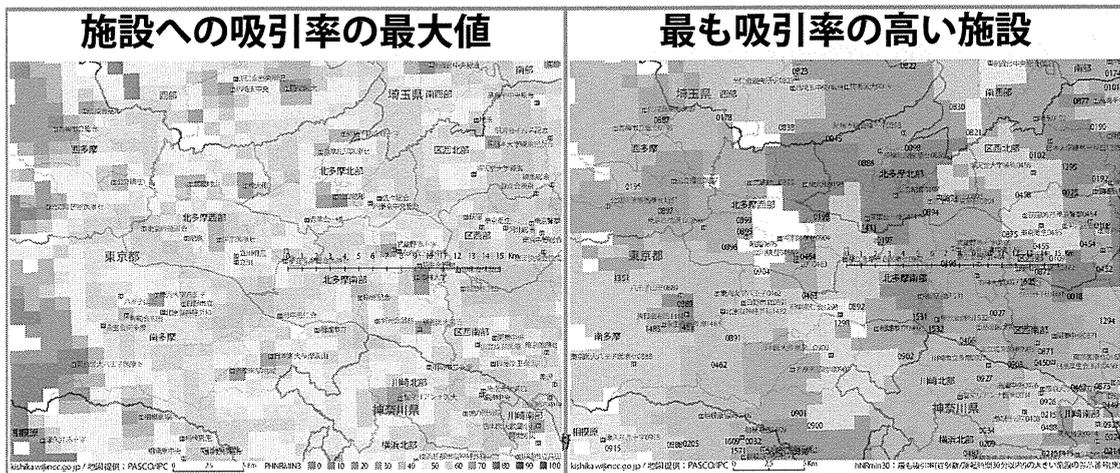


図10. ハフモデルによる診療圏分析

運転時間30分の範囲における
修正ハフモデルによる分析結果例

$$P_{ij} = \frac{\frac{S_j}{T_{ij}^2}}{\sum_{j=0}^n \frac{S_j}{T_{ij}^2}} = \frac{\text{病院単独の吸引率: } \frac{\text{病床数、症例数など}}{\text{距離、運転時間などの二乗}}}{\text{域内の全施設の吸引率の合計}}$$

i : 地域
j : 病院



病院の生産構造の指標としての固定効果の有効性に関する研究

研究分担者 河口洋行 成城大学 教授
 研究分担者 橋本英樹 東京大学 教授
 研究分担者 松田晋哉 産業医科大学 教授

研究要旨

背景：多くの国の医療保障制度においてケース・ミックス分類を用いた償還方式が採用されている。但し、この方式は教育病院か否か等の病院の生産構造を反映させるための補完的な調整が必要である。この生産構造の異質性を、個別病院の非効率性と峻別して数値として把握することは、計量経済学における新たな課題である。

手法：本研究では、二段階に分けてこの課題に対応している。第一に、新しい確率的フロンティア分析手法（SFA）を用いて、個別病院の非効率性を推定している。この新たなSFAはGreene(2004)の提案したTrue Fixed Effect Model(TFEM)で、非効率性と峻別して、個別病院の異質性をダミー変数を用いて固定効果として補足することが可能になっている。第二に、個別病院の固定効果の数値を、生産構造の決定要素を用いて回帰し、その関係を分析している。

研究結果：分析の結果、以下の3点が明らかになった。第一に第一段階で推定した効率性値は、約0.6と先行研究に比して低い水準となった。これは、本研究では、品質変数による制御が行われているためと考えられ、品質変数を除いたモデルでは効率性の平均値は0.74であった。第二に、同時に推定した病院毎の固定効果値は平均が0.78で標準偏差が0.437の単峰性の分布を持っていた。第三に、第二段階の回帰分析では、推定で得られた固定効果の数値が個別病院の生産構造の特徴を示す変数（高度な医療技術及び立地条件）と統計的に有意に相関していることが示された。

結論：本研究で推定した固定効果値は、非効率性を峻別した上で、個別病院の生産構造の特性を反映していることが示された。この固定効果値は、ケース・ミックス分類に基づいた償還方式における、第二段階の調整に有効であることが示唆された。

A. 研究目的

本研究では、DPCデータを用いて、Stochastic Frontier Analysis（確率的フロンティア分析、以下SFA）の1モデルであるGreene(2004,2005)のTrue Fixed Effect Model（以下、TFEM）を用いて算出する。ここで、SFAとはフロンティア分析を用いて、データ測定時のランダムエラーを考慮したうえで、効率性を測定する手法である。パネル・データを用いたSFAの1モデルであるTFEMの特徴は、個別サンプル毎のダミー変数を設定し、時間変化のないサンプルの観測されない異質性（施設特性や立地条件）を吸収することによって、より精緻なサンプルの同質化を可能とした点である。このサンプルの異質性を、パネル・データを用いることにより制御することを経済学では固定効果（fixed effect）と呼んでいる。この固定効果は、例えば費用関数においては個別サンプルの費用高（安）の原因を示すと考えられる。また、同様に生産関数においては、個別サンプルの生産を阻害（促進）する要因を示すと考えられる。このTFEMを用いて効率性測定を実施する際に、DPCデータを用いてより精緻な推計をすることが、本研究の目的である。

B. 研究方法（倫理面への配慮）

分析を実施する対象は、DPC対象病院のうち平成19-21年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「包括支払い方式が医療経済および医療提供体制に及ぼす影響に関する研究」（主任研

究者 松田晋哉産業医科大学公衆衛生学教室教授）にデータを提供している936病院のデータベースである。但し、TFEMを利用するには、パネル・データが必要とされる。更に、生産関数を理論モデルから推定するには、DPCデータに含まれる入院患者数の他に、病床数・医師数が必要となる。これらのデータが利用可能な127病院の2005年から2007年の3年間のパネル・データを分析対象とした。

表1 DPCデータを用いた今次分析モデル

	変数名	変数の定義
被説明変数	ウエイト付けした入院患者数（産出物）	DPC分類ごとの入院患者数にそれぞれの相対係数（注1）でウエイト付けした合計値
説明変数	医師数（投入：労働） 病床数（投入：資本） HSMR（品質変数）	病院に勤務する常勤換算の医師数（注2） 病院が保有する許可病床数（注3） 「実測死亡率」と「期待死亡率」の比率

注1) ウェイト付き入院患者数は、DPC分類ごとの入院患者数を相対係数でウェイト付けした合計値を算定した。

注2) 大学病院については「医育機関名簿」より各年度の医師数を算出した。

注3) 許可病床数は届出が行われた数値であり、実際の稼働病床数と異なる可能性がある。

出所) 筆者作成

具体的な分析モデルとしては、産出物(Y)を「ウェイト付けした入院患者数」とし、投入物の労働(L)を「医師数」、資本(K)を「病床数」とした。ウェイト付き入院患者数は、DPC分類ごとの入院患者数を相対係数でウェイト付けした合計値を算定した。医師数は労働投入を、病床数は資本投入を代表している。医師数は常勤換算の医師数を各種資料より引用した。但し、大学病院については「医育機関名簿」(羊土社)より掲載医師数をそのまま引用した。

表2 分析に使用した変数の基本統計

	ウェイト 付入院 患者数	医師 数	病床 数	H S M R	相対 係数 (参 考)
平均 値	2,528.67	108	600	1.180	0.920
標準 偏差	1,618.40	64	294	0.315	0.167
最大 値	7,043.48	266	1,475	2.243	1.309
最小 値	15.40	16	130	0.549	0.484

出所) 筆者作成

併せて、品質を制御する変数としてHSMR(hospital standardized mortality ratio)を説明変数として加えた。HSMRは、副傷病や入院時の状況などから、死亡確率を予測する式をロジスティックモデルで作成し、そこから患者毎に期待死亡率(expected probability of death)を求め、それを病院毎に集計したものを病院期待死亡率(expected hospital mortality)とした。この病院期待死亡率と観測された病院毎の死亡率(observed hospital mortality)の比率(observed/expected)である。HSMRの詳細な算出方法については、Miyata H, Hashimoto H, Horiguchi H, Matsuda S, Motomura N, Takamoto S. Performance of in-hospital mortality prediction models for acute hospitalization: hospital standardized mortality ratio in Japan. BMC Health Serv Res. 2008 Nov 7;8:229 を参照されたい。

それぞれの変数の定義と出所を表1に、基本統計を表2に示した。尚、分析対象病院の病床規模について見てみると、500床以上600床未満が最も

多く、24病院であった。一方で1000床超病院が15病院あり、100床以上200床未満病院が12病院あるなど、かなり分布が広いことに注意が必要である。

以上のデータ及びモデルを用いて、各病院の効率性を推定する。分析には、Limdep8.0(Econometric Software Inc)を用いた。

C. 研究結果

推計結果を表3に示した。コブ・ダグラス型のモデルでは、分析に使用した変数は全て統計的に有意で符合条件も想定された符合を有している。投入物である医師数及び病床数は、符号が正でともに統計的に有意であった。これは投入物を増加させると産出物も増加することを示している。一方で、品質を示すHSMRは符号が負で統計的に有意であった。これはその他の条件が同じであれば、低い死亡率(高い品質)は産出物を減少させる効果をもつことを示している。この結果は、米国の先行研究である、Mutter et al(2008)においてメディケア患者の死亡率が費用関数で負の符号を持っていること(つまり、品質が高い場合には費用が増加する)と同じ結果を示唆していると考えられる。

トランス・ログ型のモデルでも、コブ・ダグラス型の場合とほぼ同じ結果となっている。追加した医師数及び病床数の2乗項は係数が正で統計的に有意な結果を示している。一方で、「病床数」及び「病床数と医師数の交差項」の係数が負になっている。

尚、コブ・ダグラス型及びトランス・ログ型のモデルについて尤度比検定を実施したが、係数が全て0という帰無仮説は棄却され、モデルに大きな問題はないと考えられる。

表3 TFEMによる効率性の推定結果

	Cobb-Dugras (TFEM)		Trans-log (TFEM)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
ln医師数	0.3837 ***	0.019	2.8980 ***	0.304
ln病床数	0.6649 ***	0.034	-0.5250 **	0.211
HSMR	-0.2075 ***	0.022	-0.1723 ***	0.020
ln医師数(2乗)			0.4380 ***	0.108
ln病床数(2乗)			0.6911 ***	0.115
ln医師数ln病床数			-0.7115 ***	0.118
2006年度ダミー				
2007年度ダミー				
lambda	3.5454		5.1850	
sigma_u	0.59985		0.73525	
sigma_v	0.16919		0.1418	
Log likelihood	-66.85218		-88.1148	
尤度比検定量	365.41 ***		322.88 ***	

***:P<0.01 **:P<0.05 *:P<0.1

出所) 推定結果より筆者作成

コブ・ダグラス型のモデルで推定した効率性の平均値（3年間分）は0.61（トランスログ型では0.59）であった。推定された効率性のヒストグラムを見ると、ほとんどの病院が0.6程度の効率性となっている。

この効率性の水準は、サンプルは異なるものの、Fujii and Ohta(1999)の推計した0.84、高塚・西村(2006)の0.78、河口(2008)の0.83、高塚・西村(2008)に比して低い効率性となっている。この違いの要因としては、サンプルの違いに加えて、患者数へのウエイト付けや品質変数の追加により、サンプルの効率性の格差を拡大したという可能性が考えられる。同じコブ・ダグラス型のモデルで品質変数のみを除いて効率性を推定した結果、平均値（3年間分）は0.744と先行研究とほぼ同水準となった。

更に、効率性の平均値を年次推移としてみると、2005年～2007年の3年間では、最初の2005年の平均値が0.31（トランスログ型では0.26）と非常に小さく、その後2006年及び2007年で0.76（トランスログ型では0.75）と大幅に改善していることがわかる。別途分析モデルに、2006年度ダミー及び2007年度ダミーを加えた場合でも両変数ともに統計的に有意にならなかったことと併せて考えると、サンプル病院においてDPC/PDPS導入により大きな効率性の改善があったのかも知れない。

表4 推定された効率性（年次推移）

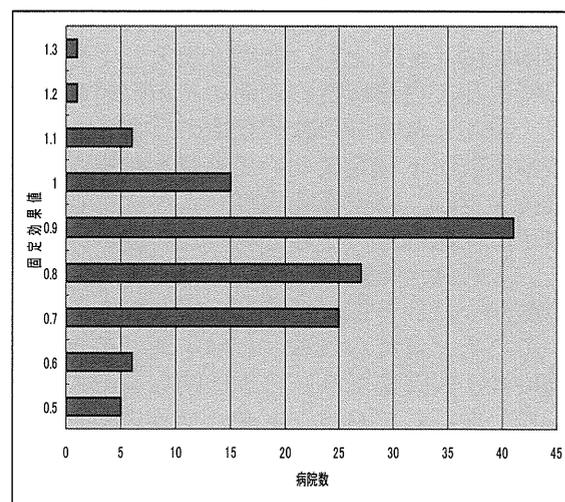
	Cobb-Dugras (TFEM)				Trans-Log (TFEM)			
	Av	SD	Min	Max	Av	SD	Min	Max
2005年	0.310	0.780	-0.477	0.724	0.256	0.763	-0.578	0.724
2006年	0.762	0.924	0.212	0.877	0.752	0.913	0.132	0.865
2007年	0.758	0.904	0.303	0.851	0.749	0.887	0.216	0.843
3年間平均	0.610	0.743	-0.477	0.877	0.586	0.718	-0.477	0.877

出所) 推定結果より筆者作成

一方で、表4に示した2005年の効率性の最小値がマイナスとなり、各年の最大値が1となっていない点を見ると、非効率性を補足する誤差項の分布の仮定が適切でない可能性もある。英国の国立病院を同じTFEMで分析したJacobs, Smith and Street(2006)においても、効率性がマイナスになることが確認されており、これらの点は今後の実証研究の蓄積を待って対処する必要があるだろう。

固定効果を補足するダミー変数(α_i)の病院毎の値を求めた結果、全病院での平均値が0.784（標準偏差0.137）となった。最小値は0.437で、最大値は1.212となり最小値の2.77倍であった。ヒストグラムを見ると、0.9付近を峰とする分布になっていることがわかった（図3）。

図3 推定した固定効果値のヒストグラム



出所) 推計結果より筆者作成

今次分析において固定効果値(α_i)は、サンプルの経年変化しない特性（施設特性や立地条件）を補足すると想定されている。この病院毎の固定効果の数値を、施設特性や立地条件を代表すると考えられる説明変数を用いて、二次的な回帰分析を実施する。

表5 分析に使用した変数名とその定義

	変数名	変数の定義
施設特性 (病院)	特定機能病院	特定機能病院の場合に1のダミー変数
	ケースミックス・インデックス	DPC毎の資源投入量の平均値による係数
立地条件 (市町村)	一般病院数(10万人当たり)	一般病院数を総人口10万人当たりで除した数
	医師数(10万人当たり)	医師数を総人口10万人当たりで除した数
	高齢化率	65歳以上人口の総人口に占める割合
	財政力指数(市町村財政)	基準財政収入額を基準財政需要額で除した指標

出所) 各種資料より筆者作成

まず、固定効果値の回帰分析に用いる変数としては、施設特性を示す変数として、「特定機能病院ダミー変数」「CMI」を採用した。

立地条件を示す変数としては、サンプル病院の立地する市町村の医療資源の特徴を示す「一般病院数（人口10万人当たり）」「医師数（人口10万人当たり）」、人口構成の特徴を示す「高齢化率」、自治体の財政状況を示す「財政力指数（市町村財政）」を採用した。尚、全ての変数の定義については表5に、基本統計は表6に示した。

表6 分析に使用した変数の基本統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値	病院数
特定機能病院ダミー	0.465	0.501	0.00	1.00	127
CMI	0.920	0.168	0.48	1.31	127
10万人当たり病院数	7.283	3.464	2.49	21.67	127
10万人当たり医師数	437.193	398.755	110.56	1891.03	127
高齢化率	0.194	0.034	0.11	0.31	127
財政力指数	0.747	0.200	0.26	1.63	112

注) 変数の定義については表5を参照

回帰分析の結果を表7に示した。サンプルとなった127病院について、被説明変数をそれぞれの病院の固定効果値 (α_i) とし、説明変数として当該病院の施設特性及び当該病院の立地する市町村の特徴を用いた。投入した6つの説明変数のうち、4つの説明変数の係数がt検定において有意な結果となった。施設特性では、特定機能病院ダミーは係数が負で、CMIは係数の符号が負で両方とも統計的有意となった。これは、特定機能病院では高度で対象となる患者数が少ない多様な医療サービスが多く供給されているためと考えられる。CMIは、患者当たり（正確には1入院あたり）の平均的な資源投入量が大きいことを示しており、生産にプラスの影響を及ぼしていると考えられる。立地条件では、10万人当たりの医師数が係数の符号が正で、財政力指数が係数の符号が負で、ともに統計的に有意であった。医師数は、確保が困難な医師の雇用しやすさを示し、医師数が生産のボトルネックになりがちな急性期病院においては、生産に良い影響を与えていると考えられる。逆に、立地する市町村の財政力指数が高いことは、補助金などによる赤字補填などの形で生産に悪い影響を与えていると考えられる。

表7 固定効果値に関する二次分析の結果

OLS	β	標準誤差	標準化係数	VIF
定数項	0.681 ***	0.156		
特定機能病院ダミー	-0.113 ***	0.034	-0.448	2.881
CMI	0.427 ***	0.092	0.578	2.476
10万人当たり病院数	0.000	0.003	-0.018	1.523
10万人当たり医師数	-0.001 ***	0.000	0.334	1.353
高齢化率	-0.633	0.434	-0.175	2.289
財政力指数	-0.215 ***	0.076	-0.340	2.322
調整済みR2乗	0.301			
F検定量	8.957 ***			

出所) 推計結果より筆者作成

尚、残った10万人当たり病院数は病院市場の競争状態を示し、高齢化率は急性期患者の割合の低さや過疎による患者獲得の困難さを示しているが、両方とも統計的に有意とならなかった。

分析の自由度調整済み決定係数は、0.3と、固定効果値の約3分の1程度を説明している。尚、F検定、VIFともに大きな問題は見られなかった。

D. 考察

本研究では、DPCデータを用いて、先行研究に比して生産物としての患者数にCMIでウェイト付けを行い、品質変数の制御を加えて正確な効率性推定を行った。その上で、病院毎に得られた固定効果の数値について施設特性と立地条件について回帰分析を実施した。その結果、以下の3点があきらかに

なった。

第一に、推定した効率性値は、約0.6と先行研究に比して低い水準となった。これは、本研究では、品質変数による制御が行われているためかも知れない。併せて、推定した年度毎の効率性値が2005年では0.3と低く、2006年及び2007年では0.7と大幅に改善していた。これを、年度ダミー変数を説明変数に加えたモデルによる効率性推定においては、当該年度ダミーは統計的に有意とならなかった点と併せて考えると、外的要因や制度改正というよりは、DPC導入による時間変化により効率性が向上したことが予想される。

第二に、病院毎の固定効果値は平均値が0.784で、最小値は0.437で最大値は1.212となり最小値の2.77倍であった。ヒストグラムを見ると、0.9付近を峰とする分布になっていることがわかった。

第三に、当該固定効果値に影響を及ぼす要因を探るため、被説明変数に固定効果値を、説明変数に施設特性及び立地条件を表す変数を用いて回帰分析を実施した。その結果、施設特性では「特定機能病院ダミー変数」及び「CMI」が統計的に有意となった。併せて、立地条件では、「10万人当たりの医師数」及び「財政力指数」が統計的に有意であった。このことは、固定効果値が、病院毎の施設特性や立地条件を反映しているためと考えられる。当該分析の決定係数は0.3程度であったが、残りの0.6程度は今回変数で捕捉できなかったきない異質性を反映していると考えられる。

但し、本研究は利用できるデータの制限を強く受けており、以下の3点の今後の課題を抱えている。第一に、DPC対象病院のうち、今次分析病院は217病院と少ないことである。更に多くの病院を分析対象として、より頑健な分析結果を得ることが望まれる。更に、分析対象病院数が拡大した際には、病院を開設者毎などのグループに分けて分析を実施することが望まれる。但し、このためにはサンプル病院のデータ（特に医師数）の正確な把握が必要となると考えられる。

第二に、データの制約からシンプルな生産関数を推計したが、今後はより多くの変数を得て費用関数も推定することが望まれる。この費用関数から得られる固定効果値は、病院のコスト構造の違いをより直接的に反映することが想定され、政策的に利用が期待される。併せて、今回の分析では生産関数としてコブ・ダグラス (Cobb-Douglas) モデル及びトランス・ログ (Trance-log) モデルを用いたが、トランスログモデルに比して多重共線性の問題が小さ

いCES (Constant Elasticity of Substitution) モデルを用いて推定し、結果の頑健性を確認することが望ましい。更に、2005年の効率性値がマイナス) になったり、各年の効率性の最大値が1となっていない点を見ると、非効率性を補足する誤差項の分布についても、半正規分布の他にいくつかの分布を検討するべきである。

第三に、より長い期間でのパネル・データ分析を実施することである。今回用いた分析モデルを提案しているGreene(2004)は、固定効果モデルでは比較的短い分析期間(5年程度では短いと指摘)では、推定したパラメーターにバイアスが生じる“incidental parameters problem”が生じる可能性があるとしている。但し、Greene(2005)では先の“incidental parameters problem”について鉄鋼業界のデータを用いた推定結果にモンテカルロ・シミュレーションを実施して、その問題が小さい事を主張している。いずれにせよ、今回はデータの制約から3年間のデータを用いたが、より安定的な固定効果値を得るためには、より長い期間での分析が望まれるところである。

E. 結論

本研究では、DPCデータを用いて、先行研究に比して生産物としての患者数に相対係数でウェイト付けを行い、品質変数の制御を加えてより正確な効率性推定を行った。分析手法には、サンプルの異質性を固定効果を用いて制御するTFEMを用いた。その上で、病院毎に得られた固定効果の数値について回帰分析を用いて検証した。その結果、固定効果値は、個別病院の生産構造の特性として、施設特性や立地条件を反映していることが示された。これにより、今後固定効果値をケース・ミックス分類を用いた償還方式における第二段階の調整に用いることが有効であることが示唆された。

G. 研究発表

1. 論文発表
なし
2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況 (予定を含む。)

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

以 上

「.9」: Unspecified(詳細不明、部位不明)コードから見るデータの質評価

分担研究者:独立行政法人国立病院機構九州医療センター医療情報管理センター

実務統括管理者 阿南 誠

研究協力者

1)アイネットシステムズ医療情報システム企画グループ マネージャ 久富 洋子

2)日本診療情報管理士会 DPC ワーキンググループ

(1)独立行政法人国立病院機構九州医療センター医療情報管理センター 秋岡美登恵

(2)独立行政法人大阪府立病院機構大阪府立母子保健総合医療センター

診療情報管理室 室長 枝光 尚美

(3)昭和大学病院 診療録管理室 主任 鎌倉 由香

(4)公立玉名中央病院 診療情報管理室 松浦 はるみ

(5)宗教法人 聖フランシスコ病院会 聖フランシスコ病院 診療情報管理科 科長 山岡 早苗

(6)社会福祉法人 恩賜財団 済生会横浜市東部病院 事務部 医療支援グループ 医事業務課

MA 室・院内がん登録室 主任 山本 真希

(7)健康保険医療情報総合研究所医療・保険情報調査研究企画部

シニアマネージャー 上田 京子

研究要旨:

我が国の ICD の普及は DPC 導入によって急激に進展した。それ故に過去のデータの検証から判断する限りは、データ精度に問題があると思われる病院が散見される。平成 20 年度の診療報酬改定でコーディング精度を改善するための委員会を院内に設置することが義務付けられたこと、中医協によるヒアリングの実施、詳細不明コードの出現比率によるペナルティ等が奏功し、総合的にはデータの改善がみられる。

平成 23 年度については、昨年度の報告対象とした提出データにその後のデータを加えて、引き続き、詳細不明コード、すなわち、「.9」選択について経年変化等を継続して分析した。また、平成 23 年度現在、詳細不明コードの評価対象として提示されている「留意点コード」は、簡略化のために「詳細不明、部位不明」のキーワードで抽出されたものであるが、医療現場では、頻用的に用いられているコードが多く含まれるという指摘があり、この見直しを実施した。「.9 コード」発生についての出現比率は急激に改善傾向にあるが、医療機関ごとの差異は大きなものがある。もともと、病院規模や特定機能病院等の病院群の差というよりも、病院固有の差異となっている傾向が強い。しかしながら、平成 20 年度の「委員会設置要件」と同時に明らかにされた「詳細不明コード 40%」のハードルは、極めて大きな改善効果をもたらしていることが明らかになっている、その一方で、「.8」コードの出現増加がみられる。「.8」については、「.9」出現との逆相関にある傾向がみられる。本来、考えにくい不適切なコーディングをしている傾向がみられる。「留意点コード」の見直しと併せて「.9」の出現比率についても、現在の「厚生労働省設定コード」、「見直し留意点コード」、「.9 コード」の 3 種のハードルを設定して検証してみた。

A. 目的

DPC における診断群分類の選択は、まず最初に Diagnosis、すなわち診断名(傷病名)の選択が行うべき事であり、その分類のルールは WHO の定める疾病分類、すなわち ICD に準拠しており、このルールは、基本的に平成 10 年の急性期入院医療の定額支払制度導入以来不変である。その間に適用する ICD は ICD-9 から ICD-10 へ、そして 2003 年版へと変化を遂げている。ルールが比較的安定している一方で、対象となる病院については、DPC が特定機能病院に平成 15 年度に導入されて以来、その範囲は急速に拡大しており、病院機能も広範に渡る。また、ICD の病院への本格的普及もそれに伴っている。データを分析検討している立場からすると、それは、過去の本研究班のデータ(以下、研究班データ)や厚生労働省の公開するデータ等によっても、病院規模や病院の性格の違いの他、設置されている地域による違いが拡大していることから明らかになっている。

DPC の議論に限らずわが国の病院機能による分類は十分ではなく、急性期病院という定義も明確でないことから、DPC 参入条件は、一般病床(正確にはその他病床)を持っていること等があるものの、それがそのままいわゆる急性期病院を表すとは言い難い。したがって、実際には、大学病院を中心とした高機能で主に急性期の患者を扱う病院から、リハビリや慢性疾患等、慢性期を対象とする機能をもった小規模なケアミックス病院まで含まれている。このような状況を考えるに、研究班データの傷病名に関するデータについては、急性期から慢性期、場合によっては、機能に関する障害や介護に渡る傷病名や症候が含まれると思われ、それ故に詳細に分類することが困難な群があるのではないかという指摘があった。しかしながら、これまでの研究班データから判断するに、例えば、そのような診断が困難で、「詳細不明」「性状不詳」等とせざるを得ない、いわゆる、「9」:ドット9コード(以下、9と略す)が、病院の機能によって異なるというような明確な結果は得ていない。逆に、過去の結果は、単純に病院ごとのコーディング能力に関連している、ということになっている。

実際、病院の機能等に強く関連するのが「9」コードであるとするならば、平成 20 年度の「適切なコーディングに関する委員会の設置」の義務付け等の方策等によって、それがそのまま改善することは考えにくい(結果は改善している)。したがって、「9」の出現率は病院機能による差、として説明するのは難しく、病院個別の問題であると言わざるを得ないのである。つまり、病院の努力によってデータが変動しているということを意識しておかなければならない。

平成 23 年度の研究においては、研究班データから、前年度までと同様に、様式1として提出された傷病名データにおける各病院の「8」、「9」コードの出現頻度やその要因を検証し、病院による傾向、MDCごとの傾向、地域(都道府県)ごとの傾向等を調査検討する。また、「9」と相反して増加傾向が見られる「8」コード出現についても検討する。さらに、既に基礎調査における ICD コーディングにかかる「留意点コード」についての見直しも行い提案したい。結論としては、平成 24 年度の診療報酬改訂による新たな分類が導入されることにあわせて、ICD コーディングにかかる現状把握と改善の提案、併せて、病院に対する支払にかかる係数決定の一部でもある、「詳細不明コード」の基礎となる、「留意点コード」を精緻化することによって、より適正な ICD コーディングを行うことを病院に促し、併せて適正な診療報酬請求を行うための ICD コーディングの基礎となる提案を行いたい。さらには、新たに提案した「留意点コード」を用いて、「9」発生比率の違い等を検証する。なお、留意点コードの検討については、本職員も加入する日本診療情報管理士会留意点コードワーキンググループの尽力によるものである。

B. 方法と結果

1. 対象データ

今年度の分析対象データは、平成 22 年 7 月から 12 月までの 6 ヶ月間の提出されたデータである。952 病院、3,181,847 件がベースとなる。ただし、各集計されたデータには、データの内容に不備があり、例えば分類出来ないデータ等が含まれるため、全ての対象が、前述の件数ではない場合がある。

1)まず、前述の対象データとは、研究範囲提出されたデータから仕様を満たしていない不正なデータをクリーニング

し適正としたデータ 952 病院、3,181,847 件である。ここでいう不正なデータとは、1 バイト、2 バイト文字の混同、仕様に規定されていないデータ様式等のデータのことである。不正なデータは、傷病名全てを含み、0.1%、単純に医療資源病名だけで考えると、0.02%であった。

2)本報告書にあるデータ(図表等を含む)は、本研究班に提出された調査データのみが分析対象であり、全てのデータの集計結果を本報告書に掲載しているわけではない。したがって、全 DPC 関連病院のデータではないので、厚生労働省から公開されるデータとは母集団が同一ではないことに注意が必要である。また、病院によっては、必ずしも全ての対象データが提出されていないと推察されるケースもある。

3)ここでいう、「.9」コードの定義

ICD コードの、4桁目 or5桁目が「9」のもの、すなわち、Unspecified なコード、「詳細不明」や「部位不明」とされているコードを「.9」コード(dot9 コード)と呼ぶ。

※ICD の構造により、他のコードに当該機能が割り当てられていることが希にあるがそれは考慮していない。

4)ここでいう、「.8」コードの定義

前述の2)と同様に、「その他の明示された部位」等とされたものを「.8」(dot8 コード)と呼ぶ。

※ICD の構造により、他のコードに当該機能が割り当てられていることが希にあるがそれは考慮していない。

2. 分析方法

前述、1. で概要を示した研究班データから、不正なデータを排除する手順を踏んだ上で、

- 1)病院ごとの基本となるデータに含まれるエラー(傷病名区分ごと)の比率等の検証
- 2)MDC ごとの「.9」コードの占める比率、出現比率の年度ごとの推移の検証
- 3)病院別データ提出データ数と「.9」コードの占める比率の検証
- 4)「.9」コードと「.8」コードとの出現についての相関
- 5)新たに提案する「留意点コード」を用いた精度の検証

等に着目して集計分析検証した。

3. 結果

※以下、順次、結果を記すが、スペースの関係上、膨大なデータ全てを表示することは不可能なので、掲示した結果はそのうちのごく一部である。

1)病院ごとの基本となるデータに含まれるエラー(傷病名区分ごと)の比率等の検証

集計した結果を図表1に表す。

なお、表中の病名区分は以下を表す。

01: 主傷病名

02: 入院の契機となった傷病名

03: 医療資源を最も投入した傷病名

04: 医療資源を2番目に投入した傷病名

11~14: 入院時併存症名1~4

21~24: 入院後発症疾患名1~4

表1-1. 分析対象データ(研究班提出データ)の概要: 病院数952、3,181,847名が対象

HP	ICD出現数(主~後4)														
	合計 ICD	01	02	03	04	小計11-14	11	12	13	14	小計21-24	21	22	23	24
合計	18,413,860	3,181,847	3,181,847	3,181,847	322,563	6,004,008	2,267,299	1,664,958	1,215,040	856,711	2,541,748	1,156,847	683,471	427,970	273,460
01病名比率					10.1%	188.7%	71.3%	52.3%	38.2%	26.9%	79.9%	36.4%	21.5%	13.5%	8.6%
平均	19,342	3,342	3,342	3,342	339	6,307	2,382	1,749	1,276	900	2,670	1,215	718	450	287
最大	89,593	13,798	13,798	13,798	6,264	30,264	9,613	8,102	6,750	5,799	22,115	7,835	6,162	4,568	3,550
最小	282	70	70	70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
中央値	15,288.5	2,732.0	2,732.0	2,732.0	59.5	1,939.0	1,390.0	1,000.5	669.5		868.5	451.0	252.5	143.0	
標準偏差	14,822	2,456	2,456	2,456	702	1,749	1,346	1,053	810		1,131	779	553	400	
変動係数	0.7663	0.7348	0.7348	0.7348	2.0719		0.7346	0.7698	0.8253	0.9002		0.9304	1.0855	1.2298	1.3924

※上記01病名比率については、全体の件数に対する出現比率を表す。

表1-2. エラー発生件数の概要

HP	ICD全角小文字等件数														
	合計 ICD	%	01	02	03	04	11	12	13	14	21	22	23	24	
合計	3,256	0.018%	647	612	1,445	42	173	148	59	39	46	21	13	11	
01病名比率	0.10%		19.87%	18.80%	44.38%	1.29%	5.31%	4.55%	1.81%	1.20%	1.41%	0.64%	0.40%	0.34%	
エラー比率			0.02%	0.02%	0.05%	0.01%	0.01%	0.01%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%	
平均	3,420	0.011%	0.680	0.643	1.518	0.044	0.182	0.155	0.062	0.041	0.048	0.022	0.014	0.012	
最大	282	0.720%	86	85	87	15	39	51	14	16	10	7	4	2	
最小	0	0.000%	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
中央値	0.0	0.000%	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
標準偏差	19,453	0.00	5.5	5.4	6.6	0.6	1.7	1.9	0.7	0.6	0.5	0.3	0.2	0.1	
変動係数	5.69	4.79	8.09	8.34	4.36	12.74	9.28	12.42	10.92	14.33	9.49	12.00	11.84	10.07	

※上記01病名比率については、全体の件数に対する出現比率を表す。エラー比率とはエラー件数の全体に対する比率である。

2) MDC ごとの「.9」コードの占める比率、出現比率の年度ごとの推移の検証

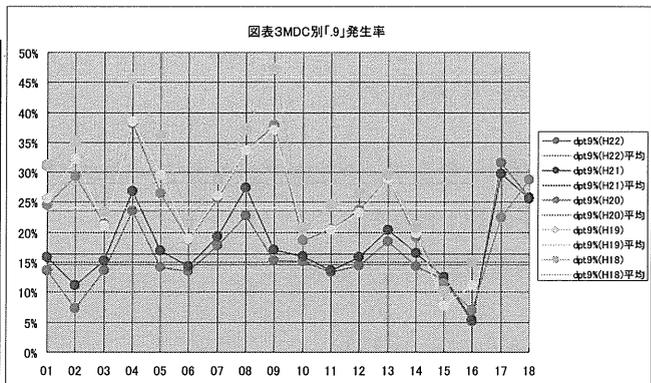
平成 18 年度からの「.9」コード出現比率の推移を図表2、図表3に示す。

※19 年度までは MDC は 16 分類であったこと等、含まれる疾病が同一ではないことは注意が必要。

図表2. MDC別dot9発生率(ALL): 年度別

MDC	dot9%(H22)	dot9%(H21)	dot9%(H20)	dot9%(H19)	dot9%(H18)
01	13.8%	15.8%	24.6%	25.6%	31.2%
02	7.1%	11.1%	29.4%	32.2%	35.1%
03	13.8%	15.2%	21.3%	21.1%	23.3%
04	23.4%	26.9%	38.2%	38.4%	45.6%
05	14.5%	17.0%	26.4%	29.6%	36.0%
06	13.1%	14.3%	18.8%	18.9%	21.7%
07	17.8%	19.3%	25.7%	26.0%	29.0%
08	22.9%	27.4%	33.6%	33.5%	37.2%
09	14.9%	17.1%	37.9%	37.1%	47.2%
10	15.4%	16.0%	18.6%	20.4%	20.6%
11	13.0%	13.7%	20.6%	20.4%	24.5%
12	14.3%	15.9%	23.6%	23.3%	26.5%
13	18.3%	20.3%	29.0%	28.9%	29.6%
14	14.2%	16.5%	19.2%	19.9%	20.8%
15	10.9%	12.5%	11.5%	7.8%	10.0%
16	5.0%	5.4%	7.1%	11.1%	15.1%
17	32.6%	29.7%	22.4%		
18	25.5%	25.6%	28.8%		

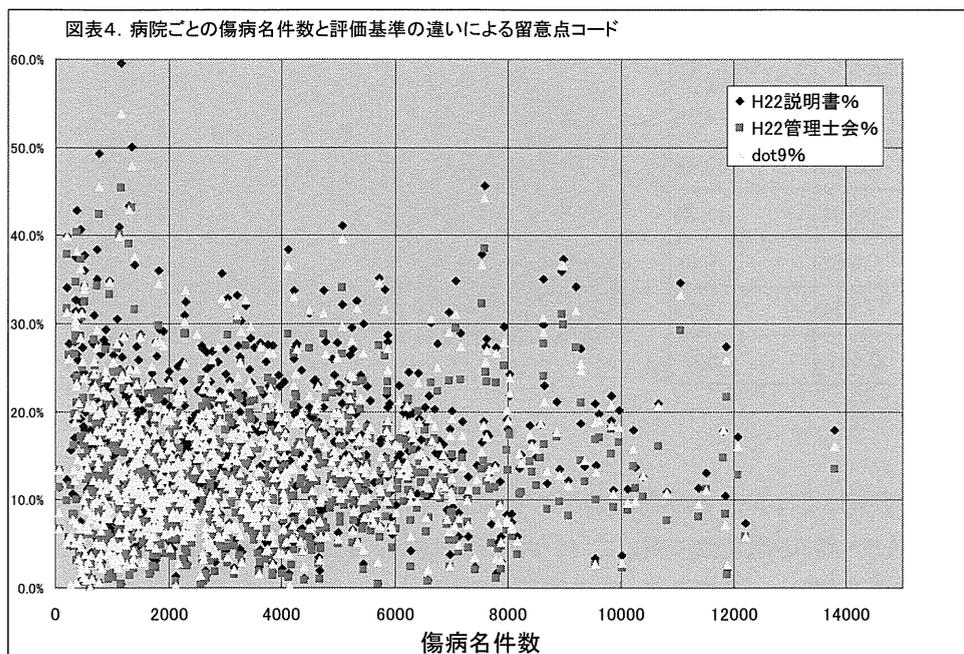
図表3MDC別「.9」発生率



3) 病院別データ提出データ数と「.9」コードの占める比率の検証

結果を図表4に示すが、ここでは、後述する「留意点コード」の違いによる数値も示す。本年度の研究においては、平成 22 年度からの様式 1 の作成時に留意点として提示されたものは、あくまでも「詳細不明」「部位不明」等のキーワード

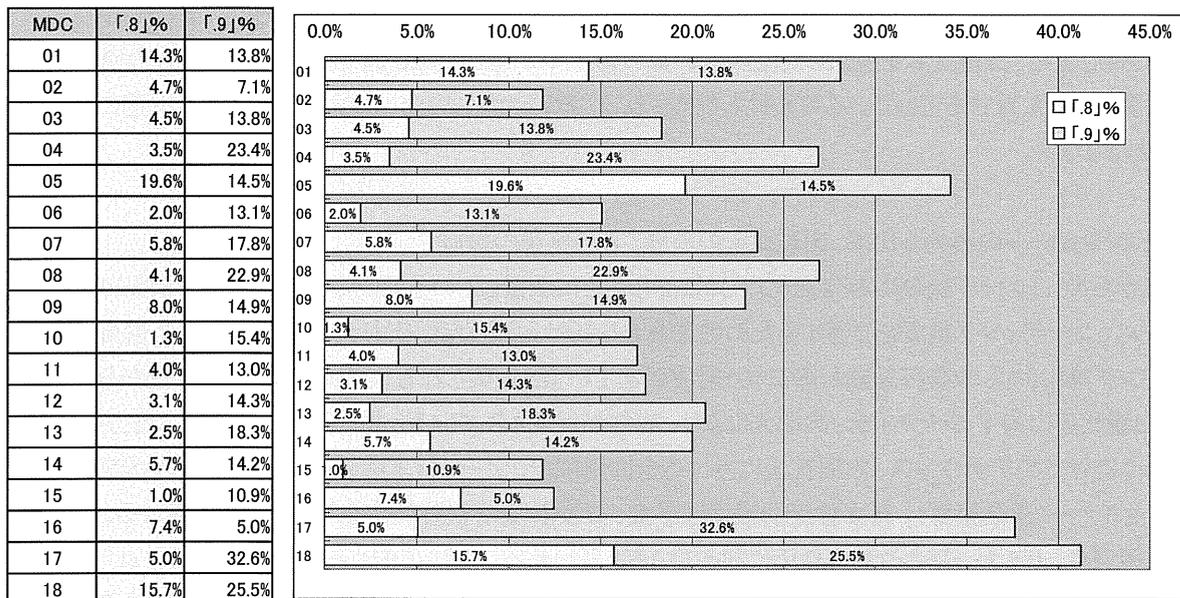
ードで示されたものであり、実際の現場での出現の可能性については配慮されていない。したがって、現場での出現の可能性を考慮して、「厚労省の示した留意点コード」、「管理士会留意点コード」、「9 コード」による評価と三種類の数値を検証した。ここでは、厚労省のコードを「H22 説明書」とし、前述の日本診療情報管理士会の提案のコードを「H22 管理士会」、さらに「9」によるものを dot9 と表現している。



4) 「9」コードと「8」コードとの出現についての相関

出現比率の詳細は図表5に示す。「8」はMDC01、05、18の比率が高く、「9」は04、17、18の比率が高い。

図表5. MDC ごとの「8」と「9」との出現比率比較



5) 新たに提案する「留意点コード」を用いた精度の検証

まず、日本診療情報管理士会の協力を得て、臨床現場で発生し得る「留意点コード」の検討と抽出を行った。そのコードについては、別表として添付する。ここでは、詳細不明や単純な「9」ということではなく「重み付け」を行ったことになる。これらの評価の視点を考慮して「留意すべきコード」の出現を検証した。