

DPC データから計測される医療安全指標の多施設間比較

研究分担者	森脇睦子	東京医科歯科大学医学部附属病院	クオリティ・マネジメント・センター
	鳥羽三佳代	東京医科歯科大学医学部附属病院	クオリティ・マネジメント・センター
	堀口裕正	国立病院機構本部	診療情報分析部
	後 信	九州大学病院	医療安全管理部
	小松康宏	聖路加国際病院	
	尾林聡	東京医科歯科大学大学院	生殖機能協関学
		東京医科歯科大学医学部附属病院	医療安全管理部
	長谷川友紀	東邦大学医学部	
研究協力者	安樂真樹	東京大学医学部附属病院	呼吸器外科
		東京大学大学院医学系研究科	医療安全管理学講座
研究責任者	伏見清秀	東京医科歯科大学大学院	医療政策情報学分野

研究要旨

本研究では、DPC データにより算出可能な医療安全に関する臨床指標 6 つを選定し、急性医療機関の指標の算出を行うことで我が国の医療安全に関する実態を把握した。その結果、「脳卒中患者に対する静脈血栓塞栓症の予防対策の実施率」が 36.7% (SD=25.2)、「手術ありの患者の肺血栓塞栓症の予防対策の実施率」が 91.8% (SD=9.94)、「手術ありの患者の肺血栓塞栓症の発生率」が 0.38% (SD=2.92)、「中心静脈注射用カテーテル挿入による重症な気胸・血胸の発生率」が 0.30% (SD=0.78)、「75 歳以上退院患者の入院中の予期せぬ骨折発症率」が 0.65% (SD=1.03)、「経皮的心筋焼灼術に伴う心タンポナーデ発生率」が 0.31% (SD=0.90) であった。心タンポナーデ発生率を除く 5 つの指標で特定機能病院区分別の結果に有意差を認めた。患者の重症度等リスク調整に関する検討の必要性や DPC データの限界はあるものの、臨床指標を活用することで求められる医療安全モニタリング体制の構築に寄与すると考えられる。

A. 研究目的

医療技術の高度化や国民意識の変化により医療の透明性、質・安全保証に対する社会的要請が高まっている。また、臨床指標の活用により質管理と改善活動を導き出すことが可能になってきている。世界

的には¹⁾各病院の管理データにより臨床指標を算出し質管理が行われている。しかし、わが国の現状は、OECD の評価²⁾によると質に関するイニシアチブが制度レベルでほとんど取り込まれておらず、制度レベルを離れると医療の質に関する活動

の拡大は見られるものの無計画であり、質保証の構造化が確立されていないことが指摘されている。

一方で、近年、我が国では特定機能病院における重大な医療事故が相次ぎ、国は、特定機能病院に対し、医療安全管理体制におけるガバナンス体制の再編・整備・強化が急務であることを打ち出し³⁾、特定機能病院の承認要件に医療安全に特化した内容が組み込まれた⁴⁾。また、平成27年10月からは医療事故調査制度が発足し、平成28年の医療法施行規則の一部改正に伴い医療安全に対する平時からのモニタリング体制の整備も求められ⁴⁾、医療の質の評価の中でも医療安全については特に重要視されている。

このような状況から、医療安全に特化した指標に注目して我が国の現状を探ることは意義深い。

本研究では、DPCデータで算出可能な医療安全指標により急性期医療機関の医療安全の実態を把握する。

B. 研究方法

1) 対象指標の選定

DPCデータで算出可能な医療安全指標として、AHRQ¹⁾、国立病院機構⁵⁾、全日本病院協会⁶⁾等で活用されている既存指標から①ある程度活用されている、②目的の事象を反映できている、③患者にとって重要なアウトカムにつながる、④介入によって改善可能である、の観点から5指標を選定した。更に、術後合併症モニタリングのために新規に開発した指標を加え合計6つの指標を対象とした。6指標のうちプロセス指標が2指標、アウトカム指標が4指標である。算出ロジックについては、詳細な仕様が公表されている国立病院機構の臨床評価指標⁵⁾を主に参考にした。「指標1」、「指標4」、「指標5」

は国立病院機構の臨床評価指標の算出ロジックを使用した。「指標2」と「指標3」については、国立病院機構の臨床評価指標の同種の指標があるものの、肺血栓塞栓症のリスクが低い手術が含まれているため、主に手術室で実施される手術に限定するために全身麻酔、硬膜外麻酔、脊椎麻酔を実施した手術に限定するロジックを追加した。今回対象とする6つの指標を表1に示す(仕様については、分担研究報告書「医療安全指標の開発- 他施設間比較用外部公表指標と内部管理指標 -」参照)。

2) 分析データ

DPCデータ調査研究班がデータを収集している施設(約1500施設)に2014年4月1日以降に入院し、2015年3月31日までに退院した患者を対象とした。ただし、病床数が10症例未満または分母の対象症例数が10件未満の施設については分析から除外した。

指標算出にあたっては、「DPC導入の影響評価に関する調査」の様式1、統合EFファイルを使用した。

3) 分析方法

特定機能病院区分別、病床規模別(200床未満、200~399床、400~599床、600床以上)、症例規模別に指標の実施率及び発生率を算出した。特定機能病院区分別ではMann Whitney U検定を行い、病床規模別及び症例規模別の比較では、Kruskal Wallisの検定後多重比較を行った。病床規模と症例規模については相関係数を算出し、相関が高いものについては病床規模別の分析とした。また、症例規模別の分析については、症例数を3分位に分割し群間比較を行った。

なお、使用したデータの特性上、病床数

データを持たないことから、1日入院患者数を病床数として分析を行った。

指標3は指標2のアウトカム指標であるため、両指標の実施率と発生率の相関係数を算出した。統計解析にはSPSSVer. 23を使用した。

4) 倫理的配慮

本研究は、東京医科歯科大学医学部倫理審査委員会の承認を得て実施した(承受付番号M2016-160,承認日2015年10月21日)。

C. 研究結果

1) 各指標の結果と特定機能病院区分別の比較

本調査では、「指標1」は896施設(68,472人)、「指標2」および「指標3」は1097施設(1,113,185人)、「指標4」は1092施設(360,993人)、「指標5」は1126施設(2,499,617人)、「指標6」は338施設(40,198人)を対象に分析を行った(表2)。

全体の指標の算出結果は、「指標1」が36.70%(SD=25.15)、「指標2」が91.78%(SD=9.94)、「指標3」が0.38%(SD=2.92)、「指標4」が0.30%(SD=0.78)、「指標5」が0.65%(SD=1.03)、「指標6」が0.31%(SD=0.90)であった。特定機能病院区分別では「指標6」を除く5つの指標で実施率および発生率に有意差を認めた(表3)。

症例数と率との間には相関を認めなかったが、「指標6」については発生率が>0の施設では、弱い負の相関を認めた($r=-0.47, p<0.01$)(表3)。

2) 病床規模および症例規模による比較

病床規模、症例規模による比較を行うにあたり、両項目が同義でないことを確認するため、相関係数を求めた。その結果、

「指標2」、「指標3」、「指標4」、「指標5」において強い相関を認め($r=0.84-0.86$)、症例規模別の検討を「指標1」および「指標6」で行うこととした(表3)。

病床規模別にみると、群間比較により「指標6」を除く5指標で有意差を認め(表3,図1)、病床規模により実施率および発生率の違いが明らかとなった。

指標を個別にみると、「指標1」の実施率については、病床規模別の実施率にばらつきを認めた。400-599床群と600床以上群との間に有意差を認めなかったがその他の群間では有意差を認めた。更に、実施率が低い400床未満に焦点を当てると、200床未満群、200-399床群のいずれの群でも症例規模別の実施率に有意差を認めていないが、200床未満群では症例規模少群と多群に、200-399床群少数群に実施率が低い傾向を認めた(表4,図1)。

「指標2」の実施率については、600床以上群に対して、200床未満群と200-399群に有意差を認めたが、各群の実施率はいずれも90%を越えていた(表3,図1)。

「指標3」は「指標2」のアウトカム指標であり、両者の率との間には相関を認めなかった($R=0.00, p=0.99$)。「指標3」については、400-599床群と600床以上群で発生率に有意差を認めなかったがその他の群間では有意差を認めた(表3)。400床を境に発生率に差があることが明らかになった。

「指標4」については、200-399床群と400-599床群、400-599床群と600床以上群では有意差を認めなかったが、200床未満群に対してはその他全ての群で有意差を認めた(表3)。

「指標5」については、200床未満群と200-399床群、400-599床群と600床以上群との間に有意差を認めなかった(表3)。400床を境に発生率に差があることが明

らかになった

「指標 6」については、病床数と症例数との間に相関を認めなかった。症例規模別にみると、症例数多群と中群では有意差を認めなかったものの、少群と比較して中群および多群の心タンポナーデ発生率は有意に高かった（表 3）。

D. 考察

1) 特定機能病院区分別

特定機能病院では、それ以外の病院と比較してプロセス指標である「指標 1」と「指標 2」の実施率は有意に高く、アウトカム指標である「指標 3」、「指標 4」、「指標 5」の発生率が有意に低い結果となった。特定機能病院は高度な医療が求められ、承認要件の中にも手厚い人員配置や安全管理体制が求められている。それが反映された結果となっていると考えられる。「指標 6」については特定機能病院区分、病床規模での発生率に差を認めなかった。その理由としては、他の指標とは異なり非常に専門特化した内容であり、症例件数に影響する指標であると考えられる。

2) プロセス指標について

「指標 1」は 400 床を境に実施率に差を認めた。400 床未満の施設については症例規模で実施率に差がないことから 400 床未満の施設においては、この予防策が定着していないことが伺える。一方で、400 床以上であっても実施率は 40-50%、特定機能病院でも 53.9%に留まっており、この指標の実施率は高いとはいえない。脳卒中治療ガイドラインによると⁷⁾「脳出血急性期の患者で麻痺を伴う場合、間欠的空気圧迫法により深部静脈血栓および肺塞栓症を予防することが進められるが（グレー簿 B）、弾性ストッキング単独の

深部静脈血栓予防効果はないため、行わないよう進められる（グレード D）。間欠的空気圧迫が行えない患者においては、抗凝固療法を行うことを考慮してもよい（グレード C1）」とされ、推奨グレード B に位置づけられている。また、脳出血患者に対する弾性ストッキングと間欠的空気圧迫法との併用により弾性ストッキング単独使用と比較して無症候性の深部静脈血栓症の発症を減少されたという報告⁸⁾や間欠的空気圧迫法により DVT の発生を減少させたという報告⁹⁾もある。このように弾性ストッキングや間欠的空気圧迫法による予防対策が進められる一方で、結果に示されるように実施率が低い背景として考えられることとしては、以下のことが考えられる。今回の分析で使用している DPC データでは発症時期が特定できないため、急性期以外の患者や入院後早い段階での死亡など深部静脈血栓の効果が期待できない患者が分母に計上されている可能性がある点、再出血を認めない片麻痺を合併した脳出血での発症 3-4 日後の低用量のヘパリン投与を認める報告¹⁰⁾や弾性ストッキングは深部静脈血栓の発症を減少させず皮膚トラブルが増大する報告^{9, 11)}もあり、診療報酬で認められている以外の予防対策があることが考えられる。

「指標 2」については、前述の「指標 1」と同種のプロセス指標である。全体、特定機能病院区分別、病床規模別のいずれにおいても実施率が 90%を越えており、我が国における手術患者に対する予防対策の定着の高さを示すものであった。

3) アウトカム指標について

「指標 3」は「指標 2」のアウトカム指標であるが、「指標 2」の実施率と「指標 3」発生率の相関を認めなかった。日本麻

酔科学会が行った質問紙調査の結果によると、2004年に肺血栓塞栓症予防管理料が診療報酬に認められてから、周術期の肺血栓塞栓症の発生率が低下し肺血栓塞栓症は10,000件あたり2.2-4.4人と報告されている¹¹⁾。一方で、「指標3」の発生率は全体でも0.38%であり、日本麻酔科学会の報告とかなり乖離する。その原因として考えられるのがDPCのデータの問題が挙げられる。本指標では、分子を肺塞栓症の病名がDPCデータの様式1の入院後発症疾患に入力されていた患者としている。様式1の入院後発症疾患として入力できる病名数の上限は4つまでであり、明確に診断されていない場合は入力されない。DPCデータをはじめとして診療報酬情報の病名の入力精度については、疾患によって異なることが報告されており¹²⁻¹⁶⁾、米国のAHRQの指標の1つである中心静脈ライン関連血流感染の発生率の結果でもコーディングの影響が指摘されている¹⁷⁾。また、無症候性の肺塞栓については施設によって病名を付すまでの診断に至っていない場合も考えられることから、データの精度に疑義があり、本指標の値が高いことは、疾患名の入力精度の良さもしくは診断率の高さを示している可能性がある。

「指標4」については、特定機能病院とそれ以外を比較すると発生率に有意差を認め、明らかに特定機能病院のほうが発生率が低いことを示した。病床規模別にみると200床未満群と比較してそれ以外についての発生率に有意差を認めたものの、その解釈が非常に難しい。この指標に関しては、病床規模だけで検討するには限界があり、患者の重症度や疾患などを補正し細かく分析する必要がある。一方で、この指標は入院中に比較的高頻度で実施される医療処置に対する合併症をモ

ニタリングする指標である。分子の算出ロジックとして病名もしくは医療行為である「持続的胸腔ドレナージ」により医原性気胸を明らかにしている。病名が付与されておらず胸腔ドレナージも実施されなかった軽度な気胸については明らかにできないものの重症気胸を検出する指標としては有効であると考えられる。先行研究において本指標の精度について検討した報告¹⁸⁾では、診療報酬情報における疾患の入力精度が算出結果に影響を与えることに加え中心静脈カテーテル挿入とは関連しない医原性気胸も分子に計上される可能性を指摘している。しかしながら、疾患の入力精度がよい施設であれば高い感度が期待できる上、インシデントレポートの提出率などの評価も可能であることから本指標の限界を踏まえた上で医療安全上のモニタリングに有用であることが報告されている¹⁸⁾。

「指標5」については、特定機能病院とそれ以外を比較すると発生率に有意差を認め、更に病床規模別にみても400床を境に発生率に有意差を認めている。本研究では、病床規模別の患者像についての検討を十分行っていないため重症度やADLの検討は必要であるものの、比較的規模が大きい施設は発生率が抑えられており、高齢者の転倒に対する方策が整っている可能性が高い。本指標も入院後発症疾患を使った算出ロジックが採用されているため、転倒・転落に起因しない骨折が含まれている可能性は否定できないものの、入院後の骨折は在院日数が延長し誤嚥性肺炎などの合併症の誘因になることから患者にとっても医療経済的にも望ましいことではない。また、この指標については、「指標4」と同様にインシデントレポートの提出率などの評価にも使えることから、医療安全をモニタリングする指

標として有用である。

「指標6」については、他のアウトカム指標と比較してかなり専門特化した指標であるため、病床規模の検討ではなく症例規模の検討が適している。今回の分析は、症例少群に対して中群、多群は発生率に有意差を認めた。先行研究では、症例数¹⁹⁾や初期研修の施設の影響²⁰⁾がカテーテルアブレーションによる合併症に影響するという報告や、適応や手術時間、併存症が発生率に影響するという報告^{21, 22)}がある。専門性の高い医療行為に対する合併症であることから、症例が少ない施設では比較的风险の少ない患者に対して実施されている医療行為であることも否定できないことから、患者個別の検討が必要である。近年カテーテルアブレーションの実施は増加してきており^{23, 24)}、合併症の減少を報告する研究^{20, 23)}がある一方で増加したと報告する研究²³⁾や、一定の傾向を認めないとする報告¹⁹⁾もある。患者要素やリスク調整をふまえた算出ロジックが考案できれば、本指標は、医療行為の合併症に対して比較的限定した医療処置が施される手技に注目したものであり、administrative data を使って経皮的心筋焼灼術における合併症合併症をモニタリングする上では有用な指標であると言える。

4) 研究の限界

本研究では、DPC データで算出可能な医療安全に関する指標を選定・開発し全国の急性期医療機関のデータで算出した。既に述べているが、この算出については、ロジックの精度、DPC データ入力精度、支払いベースで取得できる情報に依存していることが算出結果の限界として挙げられる。このようなデータがもつ限界を踏まえた上で結果を解釈していくことが必

要となる。また、今回の分析では、患者の重症度等の補正を行っておらず、病床規模や症例規模による検討にとどめている。今後は、それぞれの指標に対する重症度に関する検討を行うことで指標の算出精度を上げる検討が必要である。

E. 結論

本研究では、DPC データで算出可能な医療安全に関する指標を選定・開発し全国の急性期医療機関のデータで算出した。その結果、特定機能病院の有無、病床規模や症例規模により実施率や発生率が異なるものがあった。重症度補正等の細かい検討や、診療報酬情報データの限界を踏まえた解釈が必要であるが我が国の医療安全の実態を概観することができた。指標の精度を上げる課題はあるものの、このような指標を活用することで、医療安全をモニタリングし国レベルでの課題を抽出していく上で有用であるととともに、医療機関に求められる平時からのモニタリング体制の構築に寄与できるものと考ええる。

参考文献

- 1) Agency for Healthcare Research and Quality: Toolkit for Using the AHRQ Quality Indicators, <https://www.ahrq.gov/professionals/systems/hospital/qitoolkit/index.html> (2017年1月17日アクセス)
- 2) OECD, OECD Reviews of Health Care Quality JAPAN RAISING STANDARDS ASSESSMENT AND RECOMMENDATION, 2014
- 3) 大学附属病院等の医療安全確保に関するタスクフォース、特定機能病院に対する集中検査の結果および当該結果を踏まえた対応について、[- 61 -](http://www.mhlw.go.jp/file/05-</div><div data-bbox=)

- Shingikai-10801000-Iseikyoku-Soumuka/0000104108.pdf, (2017年1月17日アクセス)
- 4) 厚生労働省医政局長通知「医療法施行規則の一部を改正する省令の施行について」(平成28年6月10日医政発0610第18号)
 - 5) 独立行政法人国立病院機構, 臨床評価指標 Ver. 3 計測マニュアル, https://www.hosp.go.jp/cnt1-1_000084.html, (2017年1月17日アクセス)
 - 6) 公益社団法人全日本病院協会, 医療の質評価・公表等推進事業, <http://www.ajha.or.jp/hms/qualityhealthcare/>, (2017年1月17日アクセス)
 - 7) 日本脳卒中学会脳卒中ガイドライン委員会(編集). 脳卒中治療ガイドライン2015, 協和企画(東京), 149-150, 2016
 - 8) Lacut K, Bressollette L, Le Gal G, et al, VICTORIAh (Venous Intermittent Compression and Thrombosis Occurrence Related to Intra-cerebral Acute hemorrhage) Investigators. Prevention of venous thrombosis in patients with acute intracerebral hemorrhage, *Neurology*, 65(6), 865-9, 2005
 - 9) Dennis M, Sandercock P, Reid J, et al, Effectiveness of intermittent pneumatic compression in reduction of risk of deep vein thrombosis in patients who have had a stroke (CLOTS 3): a multicentre randomised controlled trial, *Lancet*, 382(9891), 516-24, 2013
 - 10) Hemphill JC, Greenberg SM, Anderson CS, et al, Guidelines for the Management of Spontaneous Intracerebral Hemorrhage: A Guideline for Healthcare Professionals From the American Heart Association/American Stroke Association, *Stroke*, 46(7), 2032-60, 2015
 - 11) Kuroiwa M, Morimatsu H, Tsuzaki K, et al, Changes in the incidence, case fatality rate, and characteristics of symptomatic perioperative pulmonary thromboembolism in Japan: Results of the 2002-2011 Japanese Society of Anesthesiologists Perioperative Pulmonary Thromboembolism (JSA-PTE) Study, *J Anesth*, 29(3), 433-41, 2015
 - 12) Yamana H, Moriwaki M, Horiguchi H, et al, Validity of diagnoses, procedures, and laboratory data in Japanese administrative data. *Journal of Epidemiology*, 2017, doi: 10.1016/j.je.2016.09.009.
 - 13) Humphries KH, Rankin JM, Carere RG, et al, Co-morbidity data in outcomes research: Are clinical data derived from administrative databases a reliable alternative to chart review?, *J Clin Epidemiol*, 53, 343-9, 2000
 - 14) Quan H, Parsons GA, Ghali WA, Validity of information on comorbidity derived from ICD-9-CCM administrative data, *Med Care*, 40: 675-85, 2002
 - 15) Wilchesky M, Tamblyn RM, Huang A, Validation of diagnostic codes within medical services claims, *J Clin Epidemiol*, 57, 131-41, 2004
 - 16) Quan H, Li B, Saunders LD, Parsons GA, Nilsson CI, Alibhai A, et al, Assessing validity of ICD-9-CM and

- ICD-10 administrative data in recording clinical conditions in a unique dually coded database, *Health Serv Res*, 43, 1424-41, 2008
- 17) Cevasco M, Borzecki AM, O'Brien WJ, et al, Validity of the AHRQ Patient Safety Indicator "central venous catheter-related bloodstream infections", *J Am Coll Surg*, 212(6), 984-90, 2011
- 18) 鳥羽三佳代, 森脇睦子, 佐瀬裕子, 尾林聡, 伏見清秀. 診療報酬情報を用いた中心静脈カテーテル挿入に伴う重症気胸事例検出法～内部監査における診療報酬情報利用の可能性～, *日本医療・病院管理学会誌*, 53(4), 15-23, 2016
- 19) Deshmukh A, Patel NJ, Pant S, et al, In-hospital complications associated with catheter ablation of atrial fibrillation in the United States between 2000 and 2010: analysis of 93,801 procedures, *Circulation*, 128(19), 2104-12, 2013
- 20) Yang E, Ipek EG, Balouch M, et al, Factors impacting complication rates for catheter ablation of atrial fibrillation from 2003 to 2015, *Europace*, 19, 241-249, 2017
- 21) Bertaglia E, Stabile G, Pappone A, et al, Updated national multicenter registry on procedural safety of catheter ablation for atrial fibrillation, *J Cardiovasc Electrophysiol*, 24(10), 1069-74, 2013
- 22) Bohnen M, Stevenson WG, Tedrow UB, et al, Incidence and predictors of major complications from contemporary catheter ablation to treat cardiac arrhythmias, *Heart Rhythm*, 8(11), 1661-6, 2011
- 23) Cappato R, Calkins H, Chen SA, et al, Updated worldwide survey on the methods, efficacy, and safety of catheter ablation for human atrial fibrillation, *Circ Arrhythm Electrophysiol*, 3(1), 32-8, 2010
- 24) Spragg DD, Dalal D, Cheema A, et al, Complications of catheter ablation for atrial fibrillation: incidence and predictors, *J Cardiovasc Electrophysiol*, 19, 627-631, 2008

表1 対象とした医療安全指標

No.	指標名称
	プロセス指標
指標1	脳卒中患者に対する静脈血栓塞栓症の予防対策の実施率
指標2	手術ありの患者の肺血栓塞栓症の予防対策の実施率
	アウトカム指標
指標3	手術ありの患者の肺血栓塞栓症の発生率
指標4	中心静脈注射用カテーテル挿入による重症な気胸・血胸の発生率
指標5	75歳以上退院患者の入院中の予期せぬ骨折発症率
指標6	経皮的心筋焼灼術に伴う心タンポナーデ発生率

表2 施設機能及び規模別施設数および対象患者数

項目	指標1		指標2		指標3							
	施設数, %	患者数, %	施設数, %	患者数, %	施設数, %	患者数, %						
全体	896	100.0	68,472	100.0	1,097	100.0	1,113,185	100.0				
特定機能病院 (>=10)	78	8.7	6,501	9.5	81	7.4	195,619	17.6				
1日入院患者数(症例数)>=10)												
>200	259	28.9	13,014	19.0	404	36.8	155,841	14.0				
200-399	375	41.9	26,087	38.1	423	38.6	407,293	36.6				
400-599	171	19.1	18,006	26.3	179	16.3	315,227	28.3				
>=600	91	10.2	11,365	16.6	91	8.3	234,824	21.1				
項目	指標4		指標5		指標6							
	施設数, %	患者数, %	施設数, %	患者数, %	施設数, %	患者数, %						
全体	1,092	121.9	360,993	527.2	1,126	102.6	2,499,617	224.5	338	30.8	40,198	3.6
特定機能病院 (>=10)	81	9.0	83,795	122.4	81	7.4	285,159	25.6	74	6.7	12,685	1.1
1日入院患者数(症例数)>=10)												
>200	398	44.4	43,184	63.1	432	39.4	468,868	42.1	29	2.6	3,098	0.3
200-399	424	47.3	123,828	180.8	424	38.7	991,770	89.1	110	10.0	8,552	0.8
400-599	179	20.0	98,899	144.4	179	16.3	644,914	57.9	116	10.6	13,479	1.2
>=600	91	10.2	93,082	138.9	91	8.3	394,065	35.4	83	7.6	15,069	1.4

表3 全体と特定機能区分・病床規模・症例規模別の算出結果及び各項目との相関

	指標1		指標2		指標3		指標4		指標5		指標6	
	値	標準偏差	値	標準偏差	値	標準偏差	値	標準偏差	値	標準偏差	値	標準偏差
全体	36.70	25.15	91.78	9.94	0.38	2.92	0.30	0.78	0.65	1.03	0.31	0.90
特定機能病院	53.90	22.53	90.86	7.66	0.20	0.21	0.20	0.32	0.33	0.27	0.27	0.53
それ以外	35.06	24.79	91.85	10.10	0.39	3.03	0.31	0.80	0.68	1.07	0.32	0.98
病床規模												
<200	26.48	26.18	91.01	12.46	0.41	2.74	0.31	1.00	0.82	1.36	0.22	0.79
200-399	35.96	23.56	92.47	7.90	0.46	3.86	0.33	0.73	0.63	0.85	0.31	0.90
400-599	45.89	21.47	92.25	9.14	0.19	0.32	0.24	0.39	0.45	0.55	0.38	1.12
>=600	51.61	21.51	91.07	6.67	0.18	0.17	0.28	0.36	0.37	0.34	0.25	0.53
症例規模 ²⁾												
少	18.49	20.98	90.37	13.54	0.26	1.10	0.31	0.12	0.80	1.20	0.21	1.06
中	40.84	22.87	92.75	7.98	0.68	4.89	0.33	0.14	0.71	1.19	0.45	0.97
多	51.08	19.51	92.22	6.82	0.19	0.55	0.26	0.16	0.45	0.53	0.28	0.59
病床規模×症例数(相関 ³⁾)	0.42		0.86		0.86		0.83		0.84		0.31	
症例数×率(相関 ³⁾)												
全体	0.47		0.06		-0.03		-0.03		-0.14		<0.01	
率0<	0.37		0.06		-0.13		-0.36		-0.19		<0.01	

1) 値: 率の平均値または相関係数

2) 指標1: <= 41.00, 42.00 - 90.00, 91.00+

指標2: <= 506, 507 - 1205, 1206+

指標3: <= 506, 507 - 1205, 1206+

指標4: <= 138, 139 - 357, 358+

指標5: <= 1490, 1491 - 2628, 2629+

指標6: <= 45, 46 - 125, 126+

3) Pearson の相関係数

2群はMann-WhitneyU検定, 3群以上はKruskal-Wallisの検定

表4 指標1の400床未満群の症例規模別実施率

病床規模	症例規模	施設数	実施率	標準偏差	p値
<200	少	282	19.2	24.8	0.31
	中	87	25.1	27.4	
	多	7	20.3	30.4	
200-399	少	65	20.4	20.9	0.63
	中	239	33.9	23.6	
	多	113	41.1	25.0	

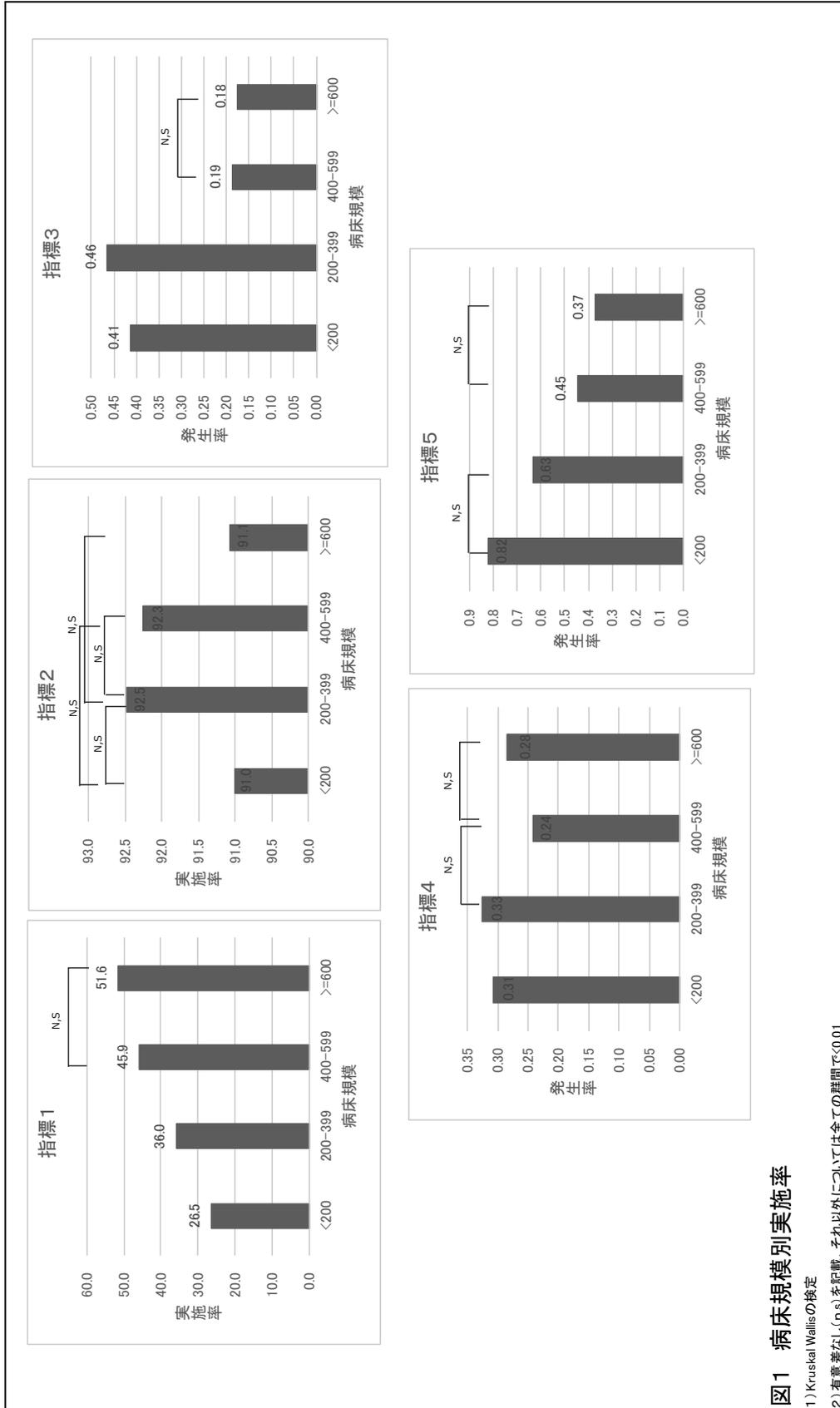


図1 病床規模別実施率

1) Kruskal Wallisの検定

2) 有意差なし(n.s.)を記載、それ以外については全ての群間で<0.01

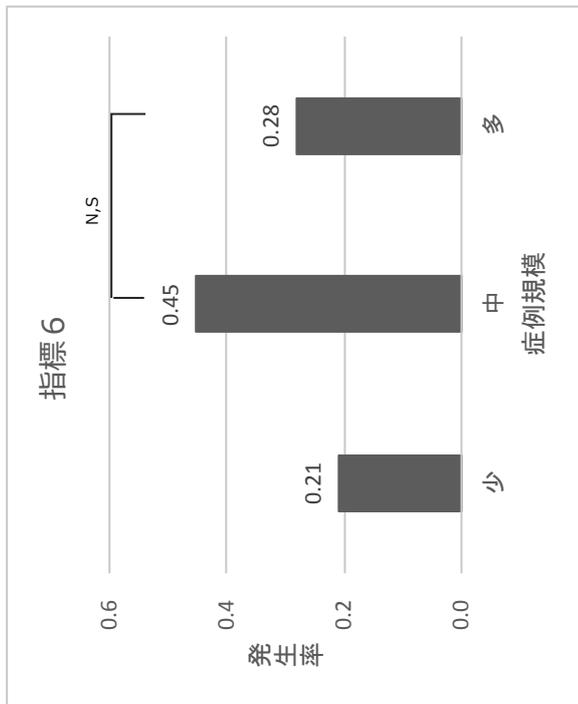
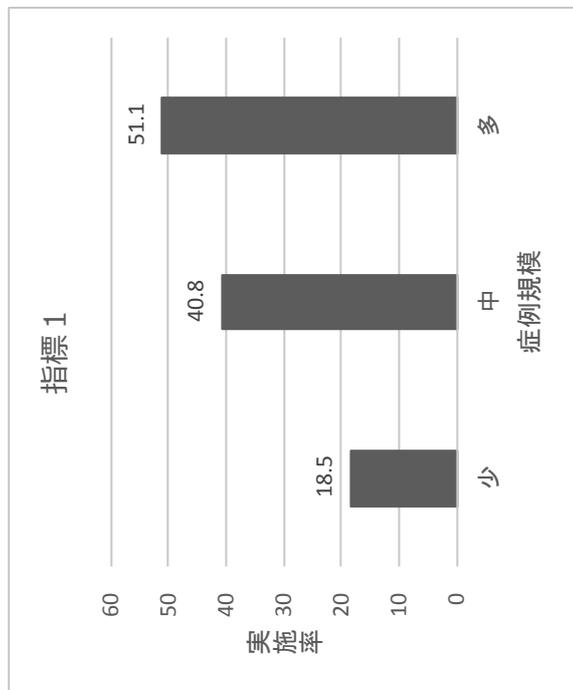


図2 症例規模別実施率および発生率

1) Kruskal Wallisの検定

2) 有意差なし(n.s)を記載、それ以外については全ての群間で<0.01