

# INTRODUCTION

- Cost of HAI (COHAI) estimation studies have therefore become increasingly relevant, and this has been reflected in the proliferation in such studies in the past few years. These estimates can be used directly to assess the magnitude of the infection burden, or in downstream applications such as cost-effectiveness analyses of infection control measures.
- The accuracy of these estimates is of critical importance, as inaccuracies can introduce bias and affect intervention development (5~6). However, a review of the existing literature has shown a large degree of variation in COHAI estimation methodologies, ranging from simple comparisons between uninfected and infected patients to the highly complex using various statistical measures (7).

3

# INTRODUCTION & OBJECTIVE

- Graves et al (8) have emphasized the importance of accurate COHAI estimates, and the need for proper analytical methodologies. Different analytical methodologies may result in different COHAI estimates, thereby giving rise to problems of accuracy. However, the differences in COHAI estimates using different methods in a universal insurance-based health system like Japan remains unknown.
- In this study, we estimate the additional economic burden associated with HAIs in a large-scale multi-institutional analysis, and to explore the difference in unadjusted and case-mix adjusted COHAI estimates. Risk-adjustments were conducted using the regression analysis approach.

4

## METHODS

- We utilized hospital administrative data from the Quality Indicator/Improvement Project (QIP), which is a program administrated by our department. In this program, member hospitals from all around Japan voluntarily provide their administrative data for analysis. These data include claims data for diagnoses and procedures for each admission, with records of all medications administered on a daily basis.
- Our study sample included 14,282 patients with stomach cancer who were discharged from 257 QIP member hospitals from April 2007 to April 2010. Minors below 20 years of age at the point of admission, patients with below eight days and over 90 days of length of hospital stay (LOS), patients who had other surgeries before gastrectomy, and patients who were administered antibiotics before gastrectomy. Hospitals with fewer than 30 cases were also excluded from analysis.

5

## METHODS

- Post-surgical HAIs were identified using a novel method based on antibiotic utilization patterns that we had developed (9). This method was based on the daily antibiotic utilization and ICD-10 codes available from administrative data. Patients were identified as having HAIs if the reported ICD codes indicated that an infection had occurred (10). patients were also identified if they fell into any of the following categories:
  1. Antibiotic utilization episodes beginning from the day of gastrectomy that had durations longer than the modal duration for the hospital where the case was based
  2. Three or more antibiotic types used within a single episode of antibiotic utilization
  3. Antibiotic types changed or a second antibiotic added midway during a single antibiotic utilization episode
  4. Antibiotic utilization episodes unrelated to surgical procedures with durations of more than four days

6

# METHODS

- Hospital charges were measured in Japanese Yen, and converted to US Dollars using Purchasing Power Parities rates. We compared COHAI estimates produced using a simple comparison (with no case-mix adjustments), with those produced using regression analysis. Regression analyses were selected as they enable the inclusion of most patients in the sample, and can account for variations in patient casemix (11). These estimates were produced for the entire sample, as well as at the hospital level.
- The regression model utilized hospital charges as the dependent variable, and independent variables of age, sex, comorbidities upon admission, type of gastrectomy, pre-surgical length of stay, and surgery duration. The models were used to produce expected values. Risk-adjusted hospital charges were calculated by dividing the observed values by the expected values, and multiplying the result with the mean hospital charges of the entire sample. Differences in means were analyzed with Mann-Whitney U test.

7

# RESULTS

- After exclusions, the final sample size was 12,255 patients from 151 hospitals. Post-surgical HAI incidence was measured at 27.6%, with an inter-hospital range of 4.1% to 48.4%.

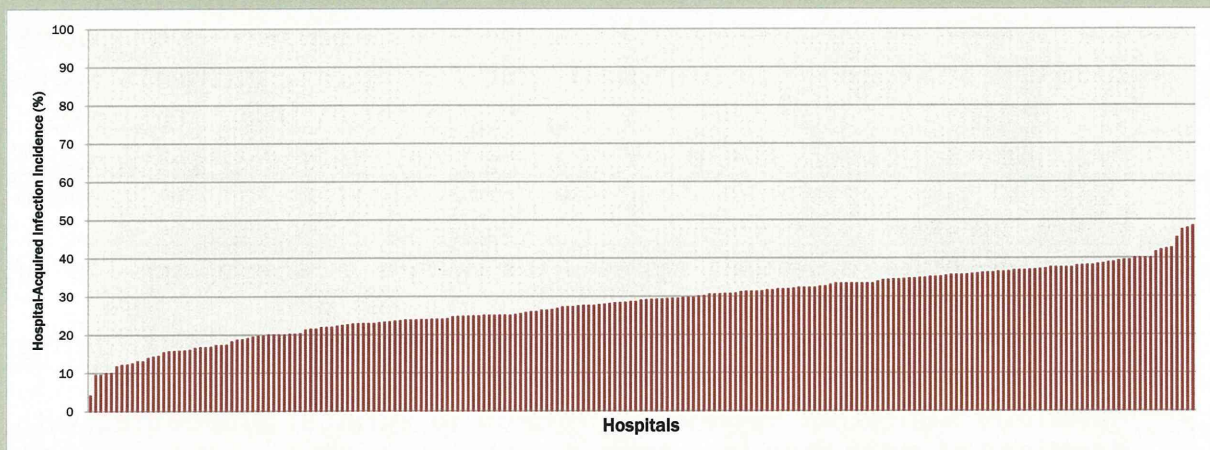


Figure : Hospital-Acquired Infection incidence at Hospital Level

8

# RESULTS

- Simple unadjusted COHAI estimates had a mean of US\$13,479 for uninfected patients and US\$17,555 for infected patients. Therefore, an HAI was associated with an increase of US\$4,076 per patient when unadjusted for variations in casemix.
- However, when patient case-mix was adjusted, the COHAI estimates had a mean of US\$14,442 for uninfected patients and US\$17,415 for infected patients. In this case, an HAI was associated with an increase of US\$2,973 per patient, which was significantly lower than the unadjusted costs ( $p < .001$ ).

9

# RESULTS

	Unadjusted Hospital Charges			Risk-Adjusted Hospital Charges		
	Minimum	Maximum	Mean	Minimum	Maximum	Mean
<b>Uninfected Patients</b>	10,913	17,943	13,479	11,909	17,768	14,442
<b>Infected Patients</b>	12,307	25,174	17,555	13,198	24,426	17,415

Table: Minimum, Maximum and Mean unadjusted and risk-adjusted hospital charges for uninfected and infected patients. Values are in US dollars.

10

## DISCUSSION

- The results show that failure to adjust for variations in patient case-mix produced a very different COHAI estimate, which produces misleading results. The unadjusted COHAI estimates showed an overestimation of US\$1,103 on average per patient, which can affect downstream decision-making and result in the overutilization of resources for infection control. This emphasizes the need for analysts to account for patient case-mix variations, as well as utilizing appropriate methodologies to estimate COHAI.
- We also observed that even after risk adjustments, there was a large degree of variation among the hospitals in spending. This may indicate the existence of practice variations, and deserves further analysis.

11

## DISCUSSION

- This study is the first to produce estimates of COHAI using a large-scale multi-institutional analysis based on administrative data in Japan. We have quantified the cost of these infections after adjusting for intrinsic variations in patient case-mix, which can support the decision-making process in infection control measure development.
- Furthermore, we have also quantified the COHAI at the hospital level, which can be given as feedback to each participating hospital, who can then evaluate their own performance.

12

## REFERENCES

1. Davey P, Hernanz C, Lynch W, Malek M, and Byrne D. Human and non-financial costs of hospital-acquired infection. *J Hosp Infect* 1991;18:79-84
2. Mahieu L, Buitenweg N, Beutels P, and De Dooy J. Additional hospital stay and charges due to hospital-acquired infections in a neonatal intensive care unit. *J Hosp Infect* 2001;47:223-229
3. Yalcin A. Socioeconomic burden of nosocomial infections. *Indian J Med Sci* 2003;57:450-456
4. Medicare program: changes to the hospital inpatient prospective payment systems and fiscal year 2008 rates. *Federal Register* 2007;72:47379-47428.
5. McGowan J Jr. Cost and benefit in control of nosocomial infection: methods for analysis. *Rev Infect Dis* 1981;3:790-797.
6. Haley R. Measuring the costs of nosocomial infections: methods for estimating economic burden on the hospital. *Am J Med* 1991;91:325-388.
7. Fukuda H, Lee J, Imanaka Y. Variations in analytical methodology for estimating costs of hospital-acquired infections: A systematic review. *J Hosp Infect* 2011;77(2):93-105.
8. Graves N, Harbarth S, Beyersmann J, Barnett A, Halton K, Cooper B. Estimating the cost of health care-associated infections. *Clin Inf Dis* 2010;50:1017-1021.
9. Lee J, Imanaka Y, Sekimoto M, Nishikawa H, Ikai H, Motohashi T. The QIP Expert Group for Clinical Evaluation. The validation of a novel method to identify healthcare-associated infections. *J Hosp Infect* 2011;77(4):316-320.
10. Stevenson K, Khan Y, Dickman J, et al. Administrative coding data, compared with CDC/NHSN criteria, are poor indicators of health care-associated infections. *Am J Infect Control* 2008;36:155-164.
11. Howard D, Cordell R, McGowan J Jr, Packard R, Scott R 2nd, Solomon S. Measuring the economic costs of antimicrobial resistance in hospital settings. *Clin Infect Dis* 2001;33:1573-1578.

13

## CONTACT INFORMATION

### Correspondence to:

- Professor Yuichi IMANAKA
- Department of Healthcare Economics and Quality Management,  
Kyoto University Graduate School of Medicine  
Yoshida Konoe-cho, Sakyo-ku, Kyoto, 606-8501,  
Japan  
Phone: [+81-75-753-4454](tel:+81-75-753-4454)  
Fax: [+81-75-753-4455](tel:+81-75-753-4455)  
E-mail: [imanaka-y@umin.net](mailto:imanaka-y@umin.net)

14

## 「医療経済学会」 第6回研究大会 構造化抄録 フォーマット

申込者	Sungchul Park、猪飼 宏、Jason Lee、宇川 直人、國澤 進、大坪 徹也、今中 雄一
所属	京都大学 大学院医学研究科 医療経済学分野
一般演題名	急性心筋梗塞診療の質と病院の競合状態および症例数との関係
1. 背景	病院間の競合状態が医療の質に与えるか否かについて、英米を中心に海外で知見があるものの論争の余地がある。一方、日本における病院の競合状態と医療の質に関する研究は見いだせなかった。また、医療の質との関係が知られている症例数が競合の程度と関係する可能性があり、競合状態の影響をみるためには症例数を考慮する必要があるだろう。
2. 目的	本研究では、急性心筋梗塞において病院間の競合状態と症例数が医療の質とどのような関係にあるかを検討する。
3. 方法	京都大学医療経済学分野での収集データ (QIP: Quality Indicator/Improvement Project)にて2008年4月から2010年3月までの2年間に急性心筋梗塞30症例以上のデータをもつ172病院のDPCデータを用いた。病院毎に、症例数を求め、さらに質に関連する指標として、リスク調整死亡率、プロセス臨床指標(アスピリン、 $\beta$ ブロッカー、ACEIもしくはARBが処方されたか否か)、30日以内再入院率ならびに在院日数を算出した。また、中医協DPC評価分科会から公表されたデータに基づいて急性心筋梗塞における二次医療圏毎のハーフィンダール・ハーシュマン指数(HHI)を計算し対数変換して-1をかけた値を競合度の指標(大きくなるほど競合度が高い)とした。病院の症例数の多・少、病院の二次医療圏の競合度の強・弱は、それぞれ中央値を基準に病院群を定めた。
4. 結果	調整死亡率は、競合強群6.13%、競合弱群7.03%であり、症例多群6.18%、症例少群7.00%であった。また、症例多・競合強群では6.04%、症例多・競合弱群6.29%、症例少・競合強群6.20%、症例少・競合弱群7.87%であり、有意ではないが( $p=0.079$ )、症例数および競合度の正の効果に整合する傾向が見られた。同じ病院郡内でも調整死亡率のばらつきがかなり大きいこともわかった。他の質関連指標の一部にも同様の傾向が見られた。症例レベルでの多重ロジスティック回帰分析では、死亡には症例数のみ有意(オッズ比 0.762~0.997)に関連した。再入院には競合度のみ有意(オッズ比 0.262~0.805)に関連した。
5. 考察	病院数にも限界があるためか、一貫した統計的有意性は得られなかったが、症例数に加えて、競合状態が質に関連する可能性は否定できない。交絡変数と考えられる症例数の影響を考慮しても、病院の競合状態が医療の質に正の影響を与える可能性がある。より大きなデータで検討することが望まれる。

# 急性心筋梗塞診療の質と 病院の競合状態 および症例数との関係

Sungchul Park、Jason Lee、宇川 直人、  
國澤 進、大坪 徹也、猪飼 宏、今中 雄一

京都大学 大学院医学研究科 医療経済学分野

1

## 背景①

### • ヘルスケア・マーケットの特徴

- 治療それ自体の不確実性と、消費者と医療提供者間の情報の非対称性からのMultiple imperfectionsが存在<sup>a</sup>
- 手術や治療における低い医療の質は命にかかわる

### 医療における内部改革の新しい動き

- 医療従事者や医療提供者(病院)から消費者と政府に力をシフトする必要がある
- 医療提供者側の内部、特に病院内から医療の質を上げる改革が必要である
- 医療保険における医療機関内部改革に先立ち、病院間の競合と医療の質との関係を知る必要がある

<sup>a</sup> Arrow, 1963; Gaynor, 1994

2



## 背景②

- 海外での先行研究

医療の質における病院間の競合の影響

- 正の関係<sup>a</sup>
- 負の関係<sup>b</sup>
- 無関係<sup>c</sup>
- 環境(医療保険の種類、年、所得水準)によりこの関係が変わる<sup>d</sup>

<sup>a</sup> Sari, 2002; Rogowski et al., 2007

<sup>b</sup> Propper et al., 2004; Volpp et al., 2005

<sup>c</sup> Mukamel et al., 2001

<sup>d</sup> Kessler and McClellan, 2000; Gowrisankaran and Town, 2003; Kessler and Geppert, 2005

## 背景③

- 日本

- 先行研究はない
- アメリカとは違う国民健康保険システム(Universal Health Insurance)
- 医療費は公定価格のため病院間の競合が価格へ影響しにくい

- もし医療の質と病院間の競合の関係が正の関係ならば、

- 病院間の競合を通じて、病院内部から医療の質に関する意識が高まり、医療の質を上げる
- 医療の質を上げる要因として考えられ、医療政策をたてる時、このアイデアを反映・応用させる

# 目的

急性心筋梗塞において病院間の競合状態  
および症例数が、医療の質とどのような関係に  
あるかを検討すること

5

# 方法：データ

- データ
  - QIP(Quality Indicator/ Improvement Project)データ
  - 中医協DPC評価分科会から公表されたデータ、2008年
- 対象
  - 2008年4月から2010年3月までに心筋梗塞の病名コード(主傷病名のICD-10が「I21」で始まる症例)の存在する患者18,366名(190病院)
- 除外基準
  - 在院日数が90日以上患者
  - 入院後24時間以内死亡した患者
  - 症例数が15以下の病院
  - データに欠損のあるもの

6

## 方法:変数①

- 目的変数

- 90日以内の入院死亡率<sup>a</sup>

- 独立変数

患者特性	病院特性
年齢	教育病院かどうか
性別	設立主体(民間、公的、公立)
副傷病名(Co-morbidities) <sup>b</sup>	病床数(300以上)
梗塞部位(Infarct location) <sup>b</sup>	心筋梗塞の症例数
	病院間の競合度(HHI)

<sup>a</sup> the Agency for Healthcare Research and Quality (AHRQ, 2000)

<sup>b</sup> the Ontario AMI Prediction Rules (Hayashida et al., 2007; Tu et al., 2001)

7

## 方法:変数②

- マーケット(市場あるいは地域)の定義: 地理的境界

- 348の二次医療圏<sup>a</sup>

- 測りやすく、わかりやすいため頻繁に使われる分割方法<sup>b</sup>

- 病院間の競合の指標: Herfindahl-Hirschman Index(HHI)

- マーケットの中の病院数と、それらによる市場支配力(Market power)を計る指標<sup>c</sup>

- 産業経済学で広く使われ、医療経済学でも病院間の競合度を計る指標として、使われている<sup>d</sup>

<sup>a</sup> 厚生労働省, 2008

<sup>b</sup> Gaynor and Vogt, 2000; Wong et al., 2005

<sup>c</sup> Zwanziger et al., 1994

<sup>d</sup> Wong et al., 2005

8

# 方法：変数③

## • HHIの計算

(例)

	病院					
	A	B	C	D	E	F
マーケットでの症例数の割合	0.35	0.25	0.20	0.15	0.03	0.02

$$\begin{aligned}
 \text{HHI} &= (0.35)^2 + (0.25)^2 + (0.20)^2 + (0.15)^2 + (0.03)^2 + (0.02)^2 \\
 &= 0.1225 + 0.0625 + 0.04 + 0.0225 + 0.0009 + 0.0004 \\
 &= 0.2488
 \end{aligned}$$

- 0に近づくと, 完全競合

- 1に近づくと, 独占・寡占

9

# 方法：統計分析①

## • Multilevel Logistic Regression

- Generalized Linear Mixed Model (GLMM)を使い、三つのMultilevel logistic regressions<sup>a</sup>

独立変数	<i>Empty Model</i>	<i>Model 1</i>	<i>Model 2</i>	<i>Model 3</i>
患者特性		年齢 性別 副傷病名 梗塞部位	年齢 性別 副傷病名 梗塞部位	年齢 性別 副傷病名 梗塞部位
病院特性			教育病院 設立主体 病床数(300以上) 心筋梗塞の症例数	教育病院 設立主体 病床数(300以上) 心筋梗塞の症例数
競合度				病院間の競合度

- 病院ごとの級内相関(intra-class correlation)が存在するため、患者レベルでのusual random error termと病院レベルでのrandom interceptを導入<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Bolker et al., 2009

<sup>b</sup> Goldstein, 1995; Merlo et al., 2005; Merlo et al., 2006

# 方法：統計分析②

- **Multilevel Logistic Regression Model Evaluation**
  - DIC (Deviance Information Criteria): モデルの適合度の指標としての検定<sup>a</sup>
  - *c* statistics: 平均的な正確度の指標としての検定<sup>b</sup>
- **Jonckheere-Terpstra (JT) Test**
  - 順序性のある多群間において、増加あるいは減少傾向にあるかどうかを検定<sup>c</sup>
- **統計ソフト**
  - IBM SPSS statistics version 19 & SAS version 9.2

<sup>a</sup> Spiegelhalter et al., 2002

<sup>b</sup> Centor, 1991

<sup>c</sup> Bewick, 2004

11

# 結果①：患者特性

Variable	Number.	%
Gender		
Female	5,065	27.6
Age (years)		
< 60	4,257	23.2
60-69	4,794	26.1
70-79	5,040	27.4
80 +	4,276	23.3
Co-morbidities		
Shock	1,545	8.4
Pneumonia	373	2.0
Cancer	379	2.1
Chronic renal failure	708	3.9
Co-morbidity group 1 <sup>a</sup>	2,312	12.6
Co-morbidity group 2 <sup>b</sup>	6,291	34.3
Infarct Location		
Anterior	5,963	32.5
Inferior	4,988	27.2
Subendocardial	146	0.8
More than one	32	0.2
Other	7,232	39.4
90-day In-hospital Mortality	1,784	9.7
N	18,366	

<sup>a</sup> Cerebrovascular disease; diabetes with complications; liver disease; pericarditis or endocarditis.

<sup>b</sup> Acute renal failure; cardiac dysrhythmia; congestive heart failure; pulmonary oedema.

12

## 結果②: 病院特性

Variable	Mean(SD) or Number.	%
Major teaching	161	84.7
Hospital ownership (reference: Municipal)		
Publicly-owned	81	42.6
Privately-owned	66	34.7
Beds over 300 (reference: beds≤300)	131	68.9
AMI case volume (reference: Low (≤88))		
Medium (89-157)	63	33.2
High (158+)	62	33.0
HHI	0.41 (0.29)	
N	190	

HHI, Herfindahl-Hirschman Index

AMI case volume is the estimated case volume over two years based on data utilized in our study

13

## 結果③: Multi-level Logistic Regression

Variables	Odds Ratio			
	Empty Model	Model 1	Model 2	Model 3
Gender (reference: male)		1.283***	1.274***	1.271***
Age (reference: <60)				
60-69		1.425**	1.423**	1.423**
70-79		2.633***	2.625***	2.620***
80+		6.959***	6.910***	6.896***
Co-morbidities				
Shock		4.894***	4.914***	4.914***
Pneumonia		2.773***	2.737***	2.757***
Cancer		1.370*	1.363	1.361
Chronic renal failure		2.545***	2.527***	2.529***
Co-morbidity group 1 <sup>a</sup>		1.303**	1.279**	1.279**
Co-morbidity group 2 <sup>b</sup>		1.786***	1.781***	1.781***
Infarct Location (reference: Anterior)				
Inferior		0.604***	0.599***	0.599***
Subendocardial		0.321*	0.309*	0.307*
More than one		2.056	2.038	2.022
Other		1.645***	1.649***	1.647***
Major teaching or not (reference: Major)			0.854	0.846
Hospital ownership (reference: Municipal)				
Publicly-owned			1.153	1.239
Privately-owned			0.997	1.092
Beds over 300 (reference: beds<300)			1.150	1.175
AMI case volume (reference: Low (≤88))				
Medium (89-157)			0.440***	0.437***
High (158+)			0.373***	0.369***
HHI				1.374*
Measures of variation or clustering				
Median Odds Ratio (MOR)	1.481	1.549	1.450	1.447
Intraclass Correlation (ICC)	0.146	0.125	0.122	0.121
c statistics		0.818	0.817	0.817
Deviance Information Criteria (DIC)	96,827.487	104,604.703	104,856.974	104,901.462

Notes: Statistical significance is indicated as follows: \* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

14

## 結果④：病院間の競合度ごとの患者特性

Variable	Quintile 1	Quintile 2	Quintile 3	Quintile 4	Quintile 5
N	3147	3288	4060	3519	4352
HHI	0.10 (0.03)	0.22 (0.03)	0.32 (0.02)	0.44 (0.06)	0.87 (0.17)
Gender	25.4	27.3	27.9	28.0	28.7
Age					
<60	23.1	24.0	22.5	23.9	22.6
60-69	28.3	26.7	25.9	25.6	24.6
70-79	26.7	27.3	27.0	27.5	28.4
80 +	21.8	22.0	24.6	23.0	24.3
Co-morbidities					
Shock	8.5	8.6	8.3	8.0	8.6
Pneumonia	3.8	1.4	2.0	1.5	1.6
Cancer	2.0	1.8	2.1	2.8	1.7
Chronic renal failure	24.6	18.7	22.0	23.0	25.1
Co-morbidity group 1 <sup>a</sup>	16.1	11.2	12.8	11.3	11.9
Co-morbidity group 2 <sup>b</sup>	35.6	31.8	33.6	34.4	35.6
Infarct location					
Anterior	35.1	34.9	31.8	28.8	32.4
Inferior	30.0	27.0	26.3	26.2	26.8
Subendocardial	1.3	0.5	1.5	0.3	0.4
More than one	0.1	0.2	0.1	0.3	0.2
Other	33.5	37.5	40.2	44.3	40.2

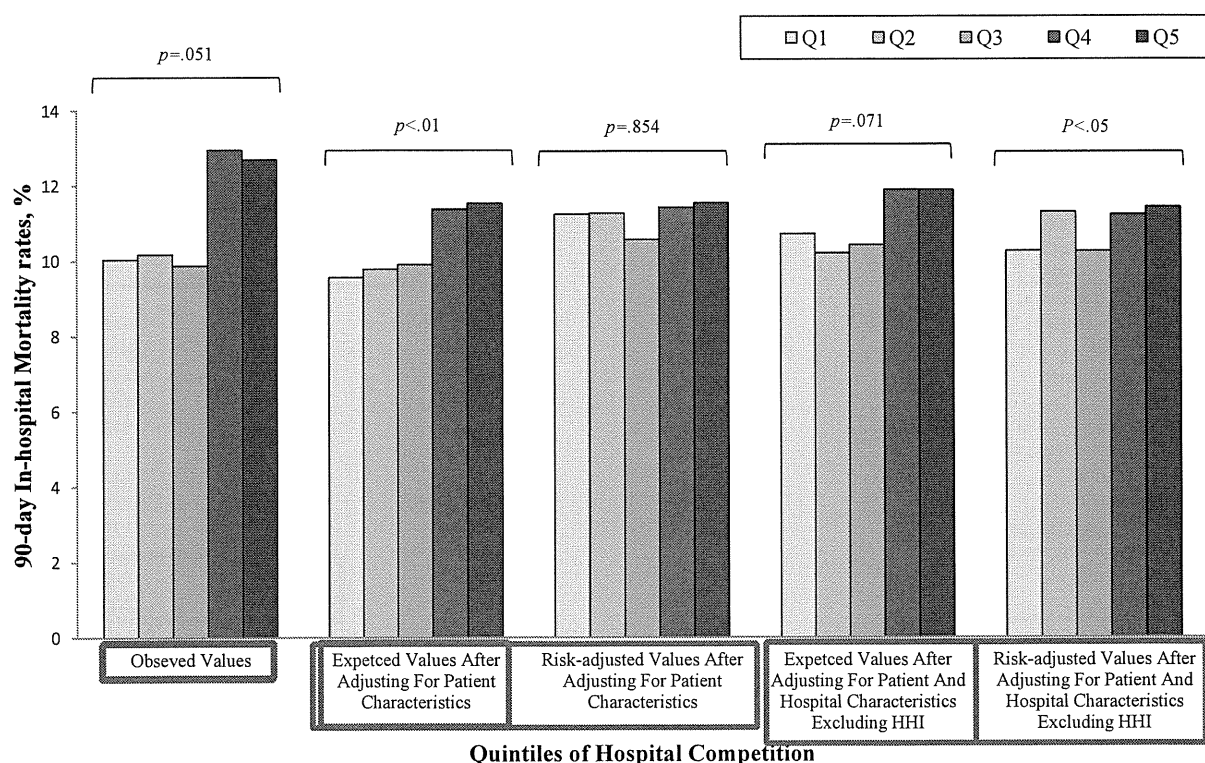
<sup>a</sup> Cerebrovascular disease; diabetes with complications; liver disease; pericarditis or endocarditis.

<sup>b</sup> Acute renal failure; cardiac dysrhythmia; congestive heart failure; pulmonary oedema.

HHI, Herfindahl-Hirschman Index

15

## 結果⑤：病院の競合度ごとの90日以内の死亡率



HHI, Herfindahl-Hirschman Index

P values were determined using Jonckheere-Terpstra testing for comparison within hospital competition.

16

## 考察①

- 医療の質における競合の影響

- 病院間の競合が高いことと質の高さが相関
- アメリカで行われた先行研究と一致する結果<sup>a</sup>
- 実際の死亡率は、病院間の競合度が高い群と低い群で大きな差が見られた
- 病院間の競合度が高い群では、患者年齢の低く、それが患者の死亡に影響を及ぼすと考えられる
- 調整死亡率は、競合度が高ければ、医療の質が良くなる傾向が統計的に有意である

<sup>a</sup> Kessler and McClellan, 2000; Gowrisankaran and Town, 2003; Sari, 2002; Rogowski et al., 2007; Kessler and Geppert, 2005

## 考察②

- 医療の質における症例数の影響

- 症例数と死亡率に負の関連が見られた
- 先行研究と一致する結果<sup>a</sup>

- そのほか病院特性の影響

- 教育病院かどうかの関連性は示されなかったが、対象病院のうち8割が教育病院であり、影響が薄く算出されたと考えられる
- 医療の質と教育病院の相関が見られた先行研究<sup>b</sup>

<sup>a</sup> Tu et al., 2001; Thiemann et al., 1999

<sup>b</sup> Allison et al., 2000; Rosenthal et al., 1997; Ayanian and Weissman, 2002



## 考察③

### Zero Sum Competition

価値を高めない競争、つまりパイを拡大するのではなく、再分割するに過ぎない競争



### Positive Sum Competition

医療の価値を向上させる競争

19

## 考察④

- 医療の価値を向上させる競争への移行 (Porter and Teisberg, 2004)
  - 適切な目標が設定され、適切な戦略と適切なシステムがたてなければならない
  - 適切なインセンティブが設定されてから、いかに競争を導入するかに焦点を置くべきである

- 病院における二つの競争

#### 病院内部での競争

例) 病院内部で質と安全管理プログラムを作ったり、医療提供者を教育したりする

#### クラスタ(地域)なかでの病院と病院の競争 (Porter, 1998)

例) 病院間で共同に質と安全管理プログラムを運営したり、セミナーしたりする

20

# 限界

- 自発的な病院の参加からの選択バイアス

しかし、参加病院の特性はそれぞれ多様であり、日本全国の病院の十分な代表であると考えられる

- マーケット定義に二次医療圏を用いる地理的境界の適切性<sup>a</sup>

しかし、医療政策は二次医療圏単位で行われており、この地理的区分は実用的だと考えられる

- 競合度を計るとき、地域におけるすべての病院を考慮していないこと
- 病院間の競合を計る指標の適切性<sup>b</sup>
- 質と関係があるほかの交絡因子<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Kessler and McClellan, 2000; Zwanziger et al., 1994

<sup>b</sup> Gaynor and Vogt, 2003

<sup>c</sup> Kessler and Geppert, 2005

# 結論

心筋梗塞症例において、二次医療圏内での競合度が高く、症例数が多い病院で90日以内の入院死亡率が低くなる関連が見られた

そして、病院間の競合は医療の質を上げ、さらに医療に関わる理解関係者に付加価値を創出できる一つの要因として考えられる

御静聴、有難うございました

## ミニ特集

第 81 回日本衛生学会  
健康増進・地域医療・医療費適正化計画とデータ活用  
～生活習慣病の予防・治療システムの戦略的構築へ～

## 医療システムにおける評価指標としての再入院率

大坪 徹也, 今中 雄一

京都大学大学院医学研究科医療経済学分野

## Readmission Rate for Health Care Delivery System Assessment

Tetsuya OTSUBO and Yuichi IMANAKA

Department of Healthcare Economics and Quality Management, Kyoto University

**Abstract Objectives:** The health care system in Japan has undergone major changes, with increasing focus on specialization and continuity of care in its organization and delivery. Reducing the average length of stay is central to this plan. Readmission is often seen as an avoidable consequence of early discharges. And therefore, the readmission rate is used to assess the quality and efficiency of care. In this study, the main subjects in the implementation of readmission rate as an indicator are laid out and the framework for readmission in acute myocardial infarction (AMI) patients is applied.

**Methods:** Literature review concerning readmission in AMI patients was conducted to understand the key points of the framework of the readmission. We then used insurance claims data to implement readmission as an indicator. The study sample consisted of 2,332 patients hospitalized due to AMI in Kyoto Prefecture from April 2009 to March 2010.

**Results:** The 30-day readmission rate after AMI discharge was 3.7% (87/2,332), with the majority of these admissions due to coronary disease (38%). This rate was extremely low compared to the results reported in other countries, with readmission rates as high as 20% observed in the US. However, we observed that countries with high readmission rates had correspondingly short lengths of stay (LOS), and countries such as Germany and Japan with low readmission rates had long LOS.

**Conclusions:** The readmission rate in Japan is low compared with those in other countries although mean LOS is long. The use of readmission rate may have applications in understanding trends in healthcare quality as Japan attempts to reduce LOS durations.

**Key words:** myocardial infarction (心筋梗塞), readmission rate (再入院率), insurance claims data (保険請求データ), health care quality assessment (医療の質評価)

## 緒 言

わが国の医療政策において、エビデンスに基づく医療の基礎をなす疫学を主とする科学的アプローチにより、明瞭な意思決定を行なうことが明示的に益々重要となってきた。そこでさまざまな医療情報の多施設、地域網羅的な活用が期待されるなか、DPCデータ (Diagnosis

procedure combination) など標準化フォーマットによるデータ収集、管理、活用が実践され、厚生労働省保険局による全国のレセプト情報等診療報酬データ利活用の基盤整備も行なわれてきた。これらにより、医療機関単位のみならず、地域単位といった広域な範囲で多角的、網羅的に、医療システム評価を実践する事が可能となる。医療システムの地域間比較は、病院レベルと同様、医療の質、資源、コストの指標化によりなされることが多い。なかでも再入院率は、アウトカムと効率を表す指標として、医療職者のみならず医療政策者や診療報酬の審査支払機関の関心も高い。その適用対象疾患としては、患者数が多く、高額な費用を要し、一定程度予防可能である点から、急性冠症候群などが挙げられてきた。

受付 2011 年 11 月 9 日, 受理 2011 年 11 月 18 日  
Reprint requests to: Yuichi IMANAKA  
Department of Healthcare Economics and Quality Management Graduate School of Medicine, Kyoto University, Kyoto 606-8501, Japan  
TEL: +81(75)753-4454, FAX: +81(75)753-4455  
E-mail: imanaka-y@umin.net