

원 저

급성심근경색증 환자의 진료 질 평가를 위한 병원별 사망률 예측 모형 개발

박형근¹⁾, 안형식^{2)*}

한국보건산업진흥원¹⁾, 고려대학교 의과대학 예방의학교실^{2)*}

Development of a Model for Comparing
Risk-adjusted Mortality Rates of Acute
Myocardial Infarction Patients

Hyeung-Keun Park¹⁾, Hyeong-Sik Ahn^{2)*}

Korea Health Industry Development Institute¹⁾

Department of Preventive Medicine, College of Medicine, Korea University²⁾

Abstract

Objectives: To develop a model that predicts a death probability of acute myocardial infarction(AMI) patient, and to evaluate a performance of hospital services using the developed model.

* 본 연구는 1998년도 학술진흥재단 기초의학연구비 지원으로 이루어졌음.

* 교신저자 : 안형식, 고려대학교 의과대학 예방의학교실

Tel) 02-920-6406, E-mail) ahnhs@korea.ac.kr

Methods: Medical records of 861 AMI patients in 7 general hospitals during 1996 and 1997 were reviewed by two trained nurses. Variables studied were risk factors which were measured in terms of severity measures. A risk model was developed by using the logistic regression, and its performance was evaluated using cross-validation and bootstrap techniques. The statistical prediction capability of the model was assessed by using c-statistic, R^2 as well as Hosmer-Lemeshow statistic. The model performance was also evaluated using severity-adjusted mortalities of hospitals.

Results: Variables included in the model building are age, sex, ejection fraction, systolic BP, congestive heart failure at admission, cardiac arrest, EKG ischemia, arrhythmia, left anterior descending artery occlusion, verbal response within 48 hours after admission, acute neurological change within 48 hours after admission, and 3 interaction terms. The c statistics and R^2 were 0.887 and 0.2676. The Hosmer-Lemeshow statistic was 6.3355 (p -value=0.6067). Among 7 hospitals evaluated by the model, two hospitals showed significantly higher mortality rates, while other two hospitals had significantly lower mortality rates, than the average mortality rate of all hospitals. The remaining hospitals did not show any significant difference.

Conclusion: The comparison of the qualities of hospital service using risk-adjusted mortality rates indicated significant difference among them. We therefore conclude that risk-adjusted mortality rate of AMI patients can be used as an indicator for evaluating hospital performance in Korea.

Key words: Acute myocardial infarction, Risk adjustment, Hospital Mortality

I. 서론

우리 나라에서 이루어진 의료서비스의 질에 대한 접근은 병원의 의료 시설이나 의료진에 대한 것과 같은 구조(structure)의 측면이거나 또는 진료 행위의 내용에 대한 의료의 과정(process)에 관한 것이 대부분이었다. 구조 측면에서의 평가는 의료의 질을 단지 간접적으로 반영할 뿐이고, 과정에 관한 접근은 자원 사용의 적정성에 주로 초점을 맞추었다는 점에서 한계를 지니고 있는 반면, 결과평가는 의료 행위가 추구하는 결과 자체를 평가 대상으로 하기 때문에 의미가 명확하고 이해하기 쉽다는 장점을 갖고 있다.

결과평가 중에서도 사건 자체가 객관적이고 판단의 근거가 명확한 사망률 지표가 가장 많이 활용되고 있다. 특히, 의료기관에 따른 치료결과의 편차가 크며, 시술 건수가 높다고 알려진 관상동맥질환과 관련된 급성심근경색증(Acute Myocardial Infarction: AMI)이나 관상동맥우회술(Coronary Artery Bypass Graft: CABG)의 사망률에 관한 연구가 많이 이루어져 왔다(1-4). 대표적인 예로서 미국의 New York 주, California 주 등에서는 매년 각 병원의 급성심근경색증과 관상동맥우회술 시술 건수와 사망률을 집계하여 공식적으로 발표하고 있다(5). 국내에서도 관상동맥질환의 유병률이 높아지면서 관상동맥우회술을 시술하는 병원과 시술 건수가 증가하고 있으며 시술자별로 사망률의 차이가 크기 때문에 관상동맥우회술을 대상으로 한 결과평가의 시도가 이미 이루어져 왔다(6,7).

병원별로 입원하는 환자의 중증도가 다르기 때문에 병원별 혹은 제공자간 치료결과를 비교하기 위해서는 입원환자의 중증도가 통제되어야 한다. 중증도를 통제하기 위한 방법은 기존에 개발되어 있는 중증도 평가도구를 활용하는 것과 위험요인을 보정한 사망확률 예측모형을 직접 개발하는 것이 있다. 중증도 평가도구를 활용하는 경우 도구의 타당도가 검증되어 있다는 장점이 있으나 중증도 평가 방법과 내용이 공개되지 않는 단점이 있다. 모형을 개발하는 경우에는 중증도를 반영하는

위험요인을 선정하여 사망확률 모형을 새롭게 구축해야 되고 구축된 모형이 수용될 수 있는 타당도를 갖고 있음을 입증해야 하는 부담을 갖고 있지만, 중증도 평가 도구 이용에 대한 경제적 부담이 없으며 중증도 평가 목적과 조건에 따른 위험요인 선택의 범위가 확장되는 장점을 지니고 있다. 국내에서는 공개된 중증도 평가도구를 활용하여 관상동맥우회술 환자를 대상으로 제공자간의 서비스 질을 평가한 연구(6)와 모형을 개발한 연구(7)가 진행된 바 있으나 급성심근경색증 환자를 대상으로 한 연구는 아직 발표된 적이 없다.

이에 본 연구에서는 급성심근경색증으로 입원한 개별 환자에 대한 중증도를 보정한 사망확률 예측모형을 개발하고 이 모형을 기초로 대상병원의 중증도 보정사망률을 산출하여 병원간 급성심근경색증 환자에 대한 의료 서비스의 질을 평가하고자 하였다.

II. 연구 방법

1. 조사대상

본 연구의 대상은 1996년 1월 1일부터 1997년 12월 31일까지 급성 심근경색증의 진단 하에 서울, 인천, 충청도 지역에 소재한 7개 종합병원에 입원하여 치료를 받은 환자 전수를 대상으로 하였다.

2. 조사변수 및 자료수집

본 연구에서는 급성심근경색증 환자 치료의 결과변수를 사망으로 규정하였고, 재원기간 중 사망한 경우와 가망 없는 퇴원(hopeless discharge)으로 경과기록지(progress note)나 퇴원요약지(discharge summary)에 기록된 경우를 사망으로 정의하였다. 급성심근경색증 환자의 중증도 보정과 사망확률 예측모형을 구축하기 위한 위험요인은 급성심근경색증에 대한 중증도 평가도구로 개발되어 사용되고 있는 MedisGroups, Disease Staging, Computerized Severity Index 및 APACHEIII

에 포함된 변수 전체를 조사하였다.

대상 환자의 의무기록을 후향적으로 검토하여 수술 전 중증도 평가에 필요한 자료와 치료 결과평가에 필요한 자료들을 수집하였다. 임상경력이 있는 간호사 2인을 사전 교육시킨 후 조사원으로 활용하여 1차 자료를 수집하였고, 자료의 기록이 부족한 조사지에 대해서는 의사 1인이 추가로 보완조사를 실시하였다.

3. 자료 분석

1) 중증도 보정 사망확률 예측모형 개발

변수 선택 시 네 가지 중증도 평가도구에 포함된 위험요인 170개 변수 중에서 결손자료가 10% 이상인 변수는 유의한 위험요인으로 판단되는 몇몇 변수를 제외하고는 우선적으로 제외하였다. 그 다음으로는 선택된 변수들을 대상으로 단변량 분석을 실시하여 유의수준 0.05를 기준으로 유의한 변수를 선택하였다. 선택된 변수들 중 결측치가 있는 변수에 대해서는 변수 간 상관정도가 유의한 것으로 판단되는 변수들끼리 짝을 지어 두 변수의 일반화된 분산(*generalized variance*: 즉, 변수들의 공분산 행렬의 행렬식 값)을 최소화시켜주는 변수변환 방법을 기초로 결측치를 대체하였다(8,9). 이를 위해 SAS Prinqual procedure의 MGV(Minimum Generalized Variance) option을 사용하였다. 그 후 SAS Logistic Procedure의 변수선택 방법인 stepwise 방법을 사용하여 모형에 포함될 변수군을 설정하고, 선택된 변수군을 가지고 다변량 로지스틱회귀 모형을 적합하였다. 모형 적합에 포함된 변수들간의 교호작용 여부를 평가하기 위하여 독립변수들간의 교호작용을 의미하는 변수항(*interaction term*)을 포함하여 최종 변수를 선정하였으며, 유의수준 0.05를 기준으로 모형에 포함될 변수를 선정하였다.

2) 중증도보정사망확률 모형의 타당도 평가

본 연구에서는 모형의 판별능력(*measures of discrimination*)을 평가하는 지표로 *c* 통계량을 사용하

였고, 사망확률 예측모형의 적합도(*goodness-of-fit*)를 평가하는 지표로는 Hosmer-Lemeshow 통계량을 적용하였다(10).

자료수집의 어려움으로 인하여 타당도 평가 자료(*validation data*)를 따로 구축하지 못하고 모형 개발에 사용된 자료를 활용하여 타당도를 평가할 때 발생할 수 있는 모형의 과적합(*over-fitting*) 여부를 판별하기 위하여 교차타당법(*cross-validation*)과 붓스트랩 방법(*bootstrapping*)을 적용하였다(11-13). 30-fold 교차타당법(*cross-validation*)을 5회 반복 적용하였고, 모형의 과적합 여부를 평가하기 위하여, 100개의 *bootstrap* 표본에 대하여 개발된 모형을 적합하여 *c* 통계량을 계산하여 *c* 통계량의 95% 신뢰구간을 산출하였고, 그 신뢰구간과 개발된 모형의 *c* 통계량 값을 비교하여 과적합 여부를 평가하였다.

3) 병원별 사망률 비교

최종 선택된 모형에 포함된 위험요인을 독립변수로 하고 사망여부를 종속변수로 하는 로짓회귀모형을 구축하여 산출된 병원별 기대사망률로 병원별 실제사망률을 나눈 후 조사대상 전체사망률을 곱하여 개별 병원의 중증도 보정 사망률을 산출하였다. 산출된 중증도 보정사망률은 개별 병원에 내원 한 환자의 중증도가 전체 대상자의 중증도와 동일한 경우에 기대되는 사망률이다.

급성심근경색증 환자 진료의 질적 수준을 평가하기 위하여 전체 대상자의 실제사망률과 병원별 중증도 보정사망률의 신뢰구간을 비교하여, 신뢰구간의 범위가 전체 대상자의 실제사망률보다 낮은 수준인 경우 서비스의 질이 우수한 것으로, 높은 경우에는 서비스 질이 낮은 것으로 평가하였다. 중증도 보정사망률의 신뢰구간은 표준오차를 통하여 한 모집단의 신뢰구간을 추정하는 것과 동일한 방법을 적용하였다(14). 기대사망률이 π_i 인 경우의 표준편차는 $\sqrt{\pi_i \times (1 - \pi_i)}$ 이므로 기대사망자들의 표준편차를 이용하여 실제사망자 수의 95% 신뢰구간을 추정하면 '실제사망자수 $\pm 1.96 \times \sqrt{\sum \pi_i \times (1 - \pi_i)}$ '로 정의할 수 있다. 그리고, 실제사망자수 95% 신뢰구간의 양

끝 값과 중앙값을 기대사망자수로 나눈 후 조사대상자의 전체 사망률을 곱해서 신뢰구간의 양 끝 값과 중앙값의 중증도 보정사망률을 산출하였다.

III. 연구결과

1. 조사대상 특성

급성심근경색증 환자에 대한 응급 처치와 환자 치료가 가능한 병원들로 심장내과 및 흉부외과 전문의가 상주하는, 서울, 경기도 및 충청권에 위치한 500-1500명상 규모의 7개 대학병원을 대상으로 하였다. 연구대상 865명 중에서 3인은 퇴원 후 생존여부가 확인되지 않아 분석대상에서 제외하였고, 1인은 입원 후 24시간 이내에

타 병원으로 전원하여 분석대상에서 제외하였다. 분석 대상에 포함된 환자는 861명이었고, 병원별로는 83-166명이었으며, 이중 급성 심근경색증으로 사망한 환자는 125명으로 전체 연구 대상의 사망률은 14.5%이었다. 병원별 급성 심근 경색증 환자의 실제 사망률은 표 1과 같다. B병원이 10.0%로 가장 낮았으며, A 병원이 22.2%로 가장 높았다(Table 1). 연구대상 환자의 남녀 비는 2.59:1, 평균 연령은 60.6세(58.4 - 64.2)였다(Table 1).

2) 사망확률 예측모형 개발

모형개발을 위한 분석대상에 포함된 65개 변수에 대하여 단변량 분석을 시행한 결과 32개의 유의한 변수가 선택되었다(Table 2 & 3). 이들 변수의 결측치에 대한 대처 후 SAS Logistic Procedure의 stepwise방법을 사

Table 1. Actual mortalities of study patients by hospitals (%)

Hospital	A	B	C	D	E	F	G	Total
No. of study patients	109	160	166	138	83	93	112	861
Age								
Average age	64.2	58.4	61.5	60.6	58.1	60.8	60.4	60.6
≤45	6	28	20	17	14	11	21	117
45< ≤60	36	65	55	45	36	31	27	295
60< ≤75	48	56	74	67	24	42	50	361
75<	19	11	17	9	9	9	14	88
Sex								
Male	66	134	111	94	64	67	85	621
Female	43	26	55	44	19	26	27	240
No. of death	24	16	27	22	12	12	12	125
Mortality (%)	22.2	10.0	16.3	15.9	14.5	12.9	10.7	14.5

Table 2. Continuous variables involved in model development and frequency of missing values

Variables	No	Frequencies of missing value	Total
Heart rate	851	10	861
Respiration rate	845	16	861
Systolic pressure	851	10	861
Albumin	713	148	861
AST	762	99	861
BUN	816	45	861
Ejection fraction	653	208	861
Glucose in blood	791	70	861
Hematocrite	819	42	861
HCO ₃	861	0	861
Pco ₂	861	0	861
24hr urine output	644	217	861

Table 3. Categorical variables involved in model development and frequency of missing values

Variables	Frequency	Variables	Frequency
CHF in present		Hepatojugular Reflex	
yes	95	yes	10
no	756	no	840
missing value	10	missing value	11
Circumflex Artery involved		Ischemic Cerebral Infarction	
yes	233	yes	16
no	597	no	799
missing value	31	missing value	46
Cardiopulmonary Resuscitation		Left anterior descending artery involved	
yes	83	yes	394
no	772	no	435
missing value	31	missing value	32
Cyanosis		Neurological change	
yes	35	yes	64
no	819	no	578
missing value	7	missing value	219
Diabetes Mellitus		Peripheral Edema	
yes	190	yes	11
no	651	no	836
missing value	20	missing value	14
EKG ischemia		Acute mental change	
no change	109	yes	50
acute T-wave Change	655	no	581
missing value	97	missing value	230
Pericardial friction rub		Rale	
yes	32	yes	243
no	811	no	613
missing value	18	missing value	1
Right circumflex artery involved		ST elevation	
yes	319	yes	43
no	514	no	376
missing value	28	missing value	12
Dyspnea		Eye opening	
apnea	20	spontaneous	795
dyspnea in rest	176	to speech	16
dyspnea in activity	289	to pain	12
no dyspnea	360	none	33
missing value	16	missing value	5
Verbal response		Arrhythmia	
oriented	782	normal	536
confused	32	others arrythmia	283
inappropriate	3	runs of ventricula tachicardia	35
incomprehensible	6	missing value	7
none	33		
missing value	5		

Table 4. Developed multiple logistic regression model for Comparing Risk-adjusted Mortality Rates

Variables	β -Coefficient	P-value	Odds Ratio	95% confidence interval
Intercepts	-0.4897	0.6205		
Age				
≤ 45				
45 < ≤ 60	0.2402	0.6485	1.271	0.476-3.834
60 < ≤ 75	-0.7810	0.3738	0.458	0.081-2.574
75 <	1.2603	0.0305	3.526	1.172-11.726
Sex				
female				
male	0.1562	0.7116	1.165	0.528-2.673
Ejection fraction	-0.0196	0.0133	0.981	0.965-0.996
Systolic blood pressure	-0.0097	0.0520	0.990	0.98-1.000
CHF				
no				
yes	0.9958	0.0026	2.707	1.409-5.155
Cardiac arrest				
no				
yes	1.9151	0.0001	6.787	2.734-17.309
EKG ischemia				
ischemic change				
no change	-2.0522	0.0025	0.128	0.029-0.425
Arrhythmia				
arrhythmia				
normal rhythm	-0.5788	0.0469	0.560	0.316-0.996
LAD artery involved				
no				
yes	-0.6198	0.0236	0.538	0.312-0.915
Verbal response within 48hr				
oriented				
confused	0.5218	0.2938	1.685	0.616-4.370
inappropriate	2.6197	0.0887	13.732	0.785-452.678
incomprehensible	-0.8195	0.4232	0.441	0.048-3.072
none	1.7155	0.0142	5.56	1.448-22.636
Acute neurological change within 48hr				
no				
yes	1.0808	0.0122	2.947	1.226-6.705
neurological change \times cardiac arrest	-1.7788	0.0255	0.169	0.036-0.821
cardiac arrest \times arrhythmia	2.8439	0.0004	17.182	3.841-90.007
sex \times age ²	1.1171	0.0445	3.056	1.044-9.286

용하여 모형에 포함된 변수군을 선정한 결과 11개의 변수를 가진 최종모형이 적합되었다(Table 4).

3) 모형의 타당도 평가

급성심근경색증환자의 사망률을 예측하기 위해 개발된 통계적 모형의 타당도를 평가한 결과 모형개발에 사

용한 자료를 갖고 산출한 c 통계량이 0.887, R^2 값이 0.2676이었고, 30-fold 교차타당법을 5회 반복하여 실시한 결과 얻어진 c 통계량은 0.8912로 개발된 모형에서 얻어진 c 통계량 0.887과 비교하여 0.0042 크게 나타나 개발된 최종모형의 과적합은 없는 것으로 판단되었다. 붓스트랩 표본을 100개 산출한 후 개발된 최종 모형에

적합하여 얻어진 100개의 c 통계량을 순서대로 나열하여 5번째와 95번째 c 통계량으로 95% 신뢰구간을 설정한 결과, 그 범위는 0.86497-0.91371이었고, c 통계량의 최소값은 0.85473, 최대값은 0.91827이었다. 개발된 최종 모형의 c 통계량 0.887이 95% 신뢰구간에서 차지하고 있는 위치를 고려해 볼 때 최종모형의 과적합은 없는 것으로 판단된다(Table 5).

사망확률 예측모형의 적합도를 평가하는 지표인 Hosmer-Lemeshow 통계량은 6.3355($P=0.6097$)로, 적합된 모형에서 산출된 기대사망률을 10분위로 구분하여 살펴본 구간별 기대사망자수와 실제사망자수간의 분포는 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 또한 기대사망률이 증가함에 따라 실제 사망률이 증가하는 양상을 보여

주었다(Table 5).

4) 병원간 사망률 비교

병원별로 산출한 중증도보정사망률은 다음과 같다(Table 6). 중증도보정사망률의 범위는 11.29-17.84로 실제사망률의 범위 10-22.2보다 감소하였다. 중증도 보정사망률의 95%신뢰구간과 전체 대상자의 사망률을 비교할 때, A와 C 병원이 전체 사망률 14.52보다 높은 것으로 나타났으며, B와 G병원의 경우 전체 사망률보다 유의하게 낮은 수준인 것으로 나타났다. 그리고, D, E, F 세 개 병원의 중증도 보정사망률의 신뢰구간은 전체 사망률과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다(Figure 1).

Table 5. Ability of developed model to predict in-hospital death

Deciles by predicted Probability of Death	Subjects	Number of actual death	Number of expected death	Actual mortality rate	Expected mortality rate
1	86	0	0.52	0.0	0.6
2	86	2	1.56	2.3	1.8
3	86	1	2.44	1.2	2.8
4	86	5	3.21	5.8	3.7
5	86	2	4.10	2.3	4.8
6	86	5	5.27	5.8	6.1
7	87	9	7.50	10.3	8.6
8	86	7	10.94	8.1	12.7
9	86	28	24.87	32.6	28.9
10	86	66	64.58	76.7	75.1
c statistics			0.887		
cross-validated c statistics			0.891		
$R^2 \times 100$			26.76		
Hosmer-Lemeshow statistics			6.3355 (p value = 0.6097)		

Table 6. Risk-adjusted mortalities and confidence intervals

Hospital	No. of patients	No. of death	Actual mortality	Risk-adjusted mortality	Risk-adjusted mortality confidence interval(95%)
A	109	24	22.2	17.19	14.94 - 19.45
B	160	16	10.0	11.48	9.24 - 13.71
C	166	27	16.3	17.84	15.51 - 20.16
D	138	22	15.9	14.49	12.32 - 16.66
E	83	12	14.5	15.44	12.20 - 18.67
F	93	12	12.9	12.76	9.98 - 15.53
G	112	12	10.7	11.29	8.69 - 13.89

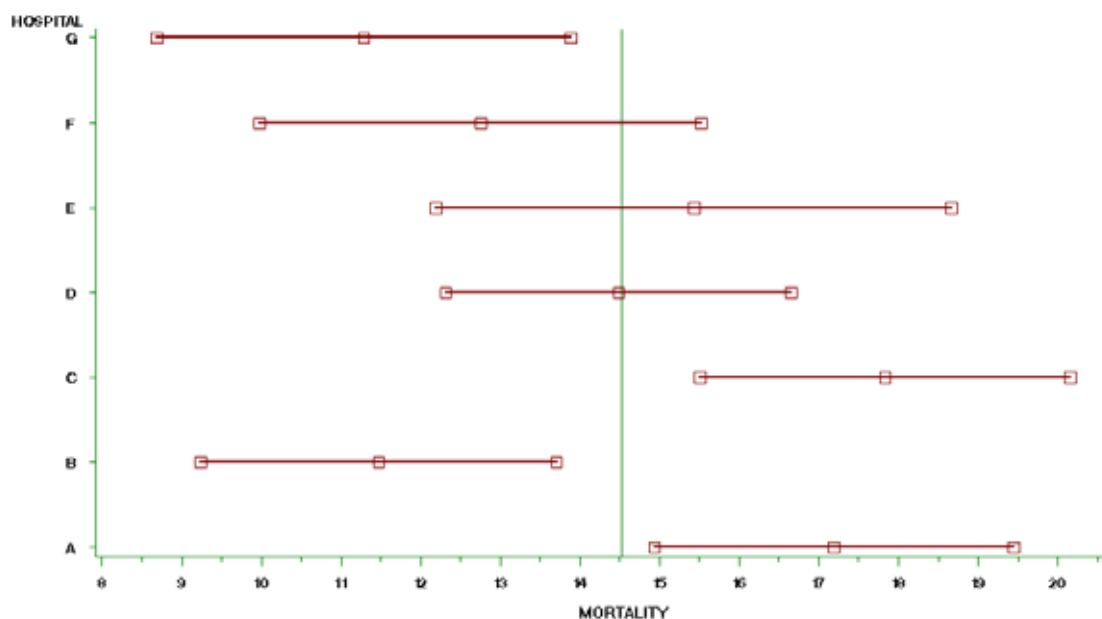


Figure 1. Risk-adjusted mortalities and confidence intervals

IV. 고찰

병원간 서비스의 질을 객관적으로 평가하기 위해서는 신뢰성과 타당성이 입증된 자료를 확보하는 것이 무엇보다도 중요하다. 우리나라의 경우 기존에 자료의 정확성이 객관적으로 입증된 자료원(dataset)이 부재하기 때문에 연구자의 직접 수집을 통하여 확보된 자료를 통하여 연구를 수행하였다. 그리고, 병원의무기록에 대한 접근성의 한계로 인하여 수집된 자료의 신뢰도와 타당도를 평가하지 못하였다. 이러한 점은 외국의 기존 연구에서 신뢰도와 타당도가 객관적으로 입증된 자료에서 산출된 중증도보정 결과지표를 활용하여 병원간 서비스의 질을 평가한 연구에 비하여 본 연구가 갖는 한계라고 지적할 수 있다. 향후 병원간 서비스의 질을 비교 평가하기 위해서는 객관적으로 신뢰도와 타당도가 입증된 자료의 확보를 위하여 연구자들의 세밀한 주위와 관심이 요구된다고 생각된다.

본 연구에서 자료를 수집한 결과 일부 변수를 제외하

고는 거의 모든 변수에서 결측치가 발생하였다. 결측치의 발생은 급성심근경색증으로 입원한 환자가 충분한 자료 수집이 이루어지기 전에 사망하여 발생할 수도 있으며, 기록자의 불성실로 인하여 자료가 누락될 수도 있고, 일부 자료의 경우 의무기록관리의 부실로 인하여 조사시점에서 해당 환자의 자료가 누락될 가능성이 존재하며, 조사자의 과오로 결측치가 발생할 수도 있다. 그런데, 결측치가 있는 대상자의 자료는 다변량 로지스틱 회귀분석 과정에서 누락되기 때문에 결측치는 모형적합 이전에 보정해 주어야만 변수의 탈락을 방지할 수 있다. 본 연구에서는 상관정도가 유의한 것으로 판단되는 변수들끼리 짝을 지어 두 변수의 일반화된 분산 (generalized variance)을 최소화시켜주는 변수변환 방법을 활용하여 결측치를 대체하였다. 그러나, 이러한 방법은 대부분 상관성이 높은 변수의 평균값에 해당하는 값으로 보정을 하였기 때문에 병원간 사망률의 차이를 줄이는 방향으로 편향(bias)을 초래할 가능성이 있다. 결측치의 비율이 적은 대부분의 변수에서는 그 영향이 미

미하리라고 생각되지만 결측치의 수가 100을 넘어가는 박출계수(ejection fraction) 등(Table 2 & 3)과 같은 일부 변수의 경우에는 일정정도 영향을 미쳤을 것으로 고려된다.

또한 병원간 결과기록 행태의 차이에 의하여 누락된 변수도 존재하였다. 예를 들면 관상동맥혈관의 폐색 정도를 나타내는 변수의 경우 일부 병원에서는 심도자시술 결과기록지에 %로 객관화하여 기록하는 반면, 다른 병원에서는 중증(severe) 또는 중등도(moderate) 등으로 시술자의 주관적 평가를 기록하여 놓았기 때문에 혈관 폐색 정도는 배제된 채, 혈관 폐색 여부만을 평가한 변수만 모형 개발에 포함되었다. 따라서, 실제 유의한 변수가 누락되었을 가능성도 존재한다. 조사변수로 관상동맥혈관조영술 소견을 근거로 해서 관상동맥혈관 각 부위인 좌전하행관상동맥 경색(left anterior descending artery occlusion) 등 경색 부위와 경색 정도를 포함시켰다. 그런데 고찰 앞부분에서 지적한 조사 과정에서 나타난 문제인 병원간 결과기록 행태의 차이에 의하여 혈관 경색 정도는 배제된 채, 혈관 경색 여부만 모형 개발에 포함되었다. 그리고 본 연구의 자료에서는 단변량 분석에서도 좌전하행관상동맥 경색이 있는 경우 사망의 가능성이 낮은 것으로 나타났고, 다변량 분석에서도 좌전하행관상동맥 경색이 있는 경우 통계적으로 유의하게 사망의 위험이 낮은 것으로 나타났다.

일반적인 예측과 달리 이와 같은 결과가 도출된 원인으로서는 경색 정도에 대한 정보가 포함되어 있지 않기 때문에 발생된 것으로 추정해 볼 수 있다. 예를 들면 본 연구 대상자의 경우 좌전하행관상동맥 경색이 있는 환자들의 경우 경색 정도가 심해 사망의 위험이 높은 환자수 보다 경색 정도가 경미한 환자의 비율이 많았기 때문에 나타난 결과로 해석해 볼 수도 있다. 또한, 좌전하행관상동맥 경색이 없는 사람들에서 다른 관상동맥혈관 부위에 경색의 정도가 심각한 경우가 많았기 때문에 생각해볼 수도 있다. 그러나, 이러한 해석이 가능하기는 하지만, 일반화에는 한계가 있으며, 향후 연구에서는 관상동맥혈관경색의 소견을 객관적으로 조사하기 위해서

는 조사지를 보다 세밀하게 작성할 필요가 있으며 관상동맥조영술 결과지를 객관적으로 평가할 수 있는 전문 인력에 의한 조사가 이루어져야 할 것으로 생각된다.

모형 적합에 포함된 변수들간의 교호작용을 평가하기 위해서 변수들 간 교호항을 작성하여 평가한 결과 통계적으로 유의한 것으로 판명된 교호항은 신경학적 변화와 심정지 변수간 교호항 변수, 부정맥과 심정지 변수 간에 설정된 교호항 변수, 연령과 성의 교호항 변수이었다(Table 4). 이것의 의미를 구체적으로 살펴보면 신경학적 변화가 이미 나타난 환자에서 심정지가 발생할 때 사망의 위험이 증가하지만, 신경학적 변화가 없었던 환자에서 심정지가 발생할 때 나타나는 위험보다 증가폭은 적은 것으로 나타났으며, 부정맥이 이미 나타난 환자에서 심정지가 발생할 때 사망의 위험이 증가하지만 부정맥이 없었던 환자에서 심정지가 발생할 때 나타나는 위험보다 증가폭은 적게 나타났다. 그리고, 61세 이상 75세 이하의 연령에서 여성의 사망위험보다 남성의 사망 위험이 더 큰 것으로 나타났다.

본 연구에서는 교차 타당법을 적용하여 모형의 타당도를 평가하였다. 본 연구에서 교차타당법을 적용하여 개발된 모형의 타당도를 평가한 근본적인 이유는 조사대상자 수의 부족 때문이었다. 따라서 별도의 타당도 평가 자료(validation dataset)를 구축하여 모형의 타당도를 평가한 연구결과에 비하여 모형의 과적합을 평가하는 능력이 상대적으로 취약한 점을 부인할 수는 없다. 그러나 본 연구에서는 교차타당법을 반복 시행하였고, 붓스트랩 방법을 동시에 적용하여 모형의 과적합 여부를 평가하였기 때문에 최종모형의 과적합 여부를 평가하는데 있어서 발생할 수 있는 약점은 극복되었다고 판단된다.

본 연구에서 병원간 사망률을 비교하는 방법으로 중증도보정사망률의 신뢰구간을 전체 사망률과 비교하여 그 결과를 제시하였다. 기존 연구에서 z-score를 사용하여 병원간 순위를 제시하거나 그 결과를 비교하는 방법을 사용하기도 하였고, 실제사망률과 기대 사망률의 신뢰구간을 비교하여 제시하기도 하였다. 그러나, z-score

는 병원간 순위를 쉽게 산정하여 제시해 줄 수 있지만 점 추정이라는 한계를 지니며, 기대 사망률의 신뢰구간과 실제 사망률을 제시하여 비교하는 방법은 기대사망률과 실제사망률의 차이를 통해서 해당 병원의 사망률의 수준이 기대값보다 높은지 혹은 낮은지 여부는 평가해줄 수 있지만 그 결과를 다른 병원과 비교하기는 어렵다고 판단되어 본 논문에서는 병원간 결과를 비교하기 위한 방법으로 중증도보정사망률의 신뢰구간을 제시하여 그 결과를 비교하였다.

급성심근경색증 환자의 중증도를 적절히 반영시키기 위하여 위험요인들로 사망확률 예측모형을 개발하여, 중증도 보정 사망률을 산출하여 연구 결과에 적용한 연구가 1990년대 이후 이루어져 왔다(8,15-17). 이 중에서 자체적으로 중증도 보정모형을 개발한 연구는 Lee 등(8)의 연구, Normand 등(15)의 연구, Marciniak 등(16)의 연구, Krumholz 등(17)의 연구이다. Lee 등(8)의 연구에서는 급성심근경색증환자의 사망확률예측모형에 16개의 위험요인이 독립변수로 채택되었고, Normand 등(16)의 연구에서도 20개의 독립변수가 포함되었고, Krumholz 등(17)의 연구에서는 7개의 변수가 포함되었으며, 본 연구에서는 11개의 독립변수가 선정되었다(Table 7). 기존연구와 본 연구에서 얻어진 모형을 비교해보면 Lee 등(8)의 연구는 킬립씨 분류(Killip class), 심근경색부위(location of infarction), 심근경색 과거력(previous infarction), 신장(height), 흡연력(smoking), 병원 내원 후 치료 개시 시간(time to treatment), 혈전용해제재관류치료 여부(choice of thrombolytic therapy), 과거 관상동맥우회로이식술 경험 여부(previous bypass surgery), 고혈압 과거력(hypertension), 뇌졸중 과거력(prior cerebrovascular disease) 과 같은 다른 위험요인들이 최종모형에 포함되었다. 이들 중 병원 내원 후 치료 개시 시간과 혈전용해제재관류치료 여부와 같은 서비스 과정에 발생하는 변수들은 본 연구에서는 처음부터 조사 대상에서 제외되었고, 신장, 흡연력, 킬립씨 분류는 본 연구에서 조사대

상변수 선정의 기준으로 삼은 네 가지 중증도 평가도구에 포함되지 않았기 때문에 제외되었으며, 심근경색부위는 본 연구에서는 경색이 발생한 혈관의 위치와 동일한 의미를 지니는 것으로 본 모형에 포함된 좌전하행관상동맥 경색(left anterior descending artery occlusion) 유무와 동일한 의미이며, 과거 관상동맥우회로이식술 경험 여부, 고혈압 과거력, 뇌졸중 과거력 등은 변수선택과정에서 제외된 변수들이다. Normand 등(15)의 연구모형과 비교해보면 암 과거력(history of cancer), mobility status, 체질량지수(body mass index), 심박수(heart rate), 평균심방압(mean atrial pressure), 속(shock), S3 분마음(S3 gallop rhythm), 울혈성 심부전 과거력(history of CHF), 혈중알부민(albumin), 혈중요소질소(BUN), 혈중크레아티닌(creatinine) 과 같은 본 연구결과에 없는 위험요인들이 포함되어 있다. 이들 중 체질량지수, 평균심방압, 속 변수는 본 연구대상에 포함되지 않았던 변수들이며, 나머지 변수들은 변수 선정 과정에서 탈락된 변수들이다. Krumholz 등(17)의 연구모형과 비교해보면 본 연구의 변수선택과정에서 누락된 WBC, Creatinine을 제외하면 다른 변수들은 모두 본 연구모형에 포함된 위험요인과 동일하다. 이상의 본 연구모형과 기존 모형의 위험요인을 비교해 본 결과 연구모형이 측정하고자하는 것을 정확히 측정하였는가를 나타내는 대면타당도(face validity)와 모형에 급성심근경색증 환자의 사망여부를 판정할 수 있는 위험요인이 충분히 포함되었는가를 나타내는 내용타당도(content validity)의 측면에서 본 연구결과가 기존 연구결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

기존 연구에서 얻어진 모형의 타당도 평가지표를 보면 Iezzoni 등(18)의 급성심근경색증 환자를 대상으로 중증도 도구를 비교 평가한 연구에서는 c 통계량과 R^2 값이 각각 MedisGroups 0.83, 0.227, APACHE II 0.83, 0.229, DS의 경우 0.79, 0.17이었고, Normand 등(15)의 연구에서 c 통계량은 0.79이었고, Krumholz 등(17)의 연구에서 c 통계량은 0.770, Hosmer-Lemeshow 통계량은 12.902이었다. 관상동맥 우회술 환자를 대상으로 한 기

Table 7. Risk factors for risk-adjusted models of AMI patients

This study	Lee et al., 1995	Normand et al., 1996	Krumholz et al., 1999
Age	Age	Age	Age
Sex	Systolic BP	History of cancer	Cardiac arrest
Ejection fraction	Killip class	Mobility status	Anterior or lateral location
Systolic BP	Heart rate	Body mass index	Systolic BP
CHF	Location of Infarction	Respiration rate	WBC count
Cardiac arrest	Previous Infarction	Heart rate	Creatinine
EKG ischemia	Age-by-Killip-class interaction	Mean arterial pressure	CHF
EKG rhythm	Height	Shock	
LAD artery involved	Time to treatment	Cardiac arrest	
Verbal response within 48hr	Diabetes	S3 gallop rhythm	
Neurological change within 48hr	Weight	History of CHF	
Neu-change×cardiac arrest	Smoking	CHF on admission	
Cardiac arrest×arrhythmia	Choice of thrombolytic therapy	Albumin	
Sex×Age ²	Previous bypass surgery	BUN	
	Hypertension	Creatinine	
	Prior cerebrovascular disease	Arrhythmia	
		Location of Infarction	
		No EKG reading	
		No MI on EKG	

본 연구에서는 0.73~0.83이었다(5, 19-22). 본 연구의 c 통계량 값은 0.887로 기존 연구결과와 비교할 때 사망률 예측모형의 판별력은 우수한 것으로 나타났다. 교차 타당법의 결과와 붓스트랩 결과를 고려할 때 본 연구모형이 과적합되어 있지는 않는 것으로 평가되었으나, 별도의 타당도 평가자료(validation dataset)를 활용하여 타당도를 검증하는 경우에 c 통계량은 감소할 가능성이 있다.

본 연구에서 개발된 모형을 이용하여 대상 병원서비스를 비교 평가한 결과 3개의 대상 병원에서는 중증도 보정사망률이 전체 사망률과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으나, A와 C 병원의 중증도 보정사망률의 95% 신뢰구간이 전체 대상자의 실제사망률 14.52%보다 높게 나타났고, B와 G 병원의 중증도 보정사망률의 신뢰구간이 실제사망률보다 낮은 수준인 것으로 나타났다. 따라서, 본 연구결과에 의하면 중증도 보정사망률이

대상병원에서 급성심근경색증 환자의 진료의 질을 대변한다고 할 때, 대상병원에서 급성심근경색증으로 입원하여 치료를 받은 환자의 중증도가 전체 환자의 중증도와 동일한 경우 B와 G 병원은 급성심근경색증 환자의 치료수준이 다른 대상병원에 비하여 유의하게 높으며, A와 C 병원의 치료수준은 유의하게 낮은 것으로 평가되었고, 나머지 세 병원간의 치료수준은 질적으로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

그러나, 아직 중증도 보정사망률의 차이가 대상 병원 간 서비스의 질의 차이를 반영하는 것인가에 대한 연구자들간의 논란이 명백히 해결되지 않고 남아있는 상태이기 때문에 이러한 결과를 해석하는데 있어서 주의를 필요로 한다. 기존 연구에 의하면 중증도만으로는 병원 간 서비스 질의 차이를 충분히 설명할 수 없다는 연구결과가 보고되기도 하였다(23,24). 그리고, 중증도 보정사망률에서 유의한 차이가 있는 병원을 대상으로 해당 병

원에서 제공되는 서비스의 내용을 비교한 결과에서 유의한 차이가 있는 것으로 보고된 연구결과(25-27)가 있는 반면에, 중증도 보정사망률과 병원서비스의 질과의 관계에 대하여 어떠한 관계도 없는 것으로 보고한 연구결과(28,29)도 제출되고 있다.

이러한 논란을 고려할 때, 우리나라에서 중증도 보정지표를 활용하여 병원 서비스의 질을 평가하기 위해서는 그 지표가 서비스 질의 차이를 반영하는 것인지에 대한 객관적인 검토가 선행되어야 할 것으로 판단되며, 향후 중증도 사망률에서 차이를 보인 병원에서 실제 진료과정상의 질적 차이가 존재하는지에 대한 추가적인 연구 검토가 필요하다고 생각된다.

V. 요약 및 결론

7개 병원에서 급성심근경색증으로 치료받은 861명의 환자를 대상으로 치료 시작 전 사망여부에 대한 중증도를 결정하는 자료를 수집하여 급성심근경색증으로 치료 받은 후 예측되는 사망확률을 산출하기 위한 모형을 개발하였고, 그 모형을 통해 산출한 병원별 중증도보정사망률을 근거로 하여 대상 병원의 서비스 질을 평가한 결과는 다음과 같다.

첫째, 연령, 성별, 박출계수, 수축기 혈압, 울혈성 심부전, 심정지, 심전도 상 허혈성 심근경색 소견, 부정맥 발생여부, 좌전하행관상동맥 폐색 유무, 입원 후 48시간 이내 평가한 음성반응 상태, 48시간 이내 발생한 급격한 신경학적 변화, 심정지와 급격한 신경학적 변화간의 교호작용, 심정지와 부정맥간의 교호작용, 성별과 60세 이상 75세 미만 연령의 교호작용이 급성심근경색증 환자의 사망여부에 대한 중증도 평가모형에 유의한 독립변수로 선정되었다.

둘째, 개발된 중증도 평가모형의 통계적 타당도를 평가한 결과 c 통계량은 0.887, R^2 는 0.2676이었고, Hosmer-Lemeshow 통계량은 6.3355(p value=0.6097)이었다.

셋째, 중증도 보정사망률이 대상병원에서 급성심근경

색증 환자의 진료의 질을 대변한다고 할 때, 대상병원에서 급성심근경색증으로 입원하여 치료를 받은 환자의 중증도가 전체 환자의 중증도와 동일한 경우 B와 G 병원은 급성심근경색증 환자의 치료수준이 다른 대상병원에 비하여 유의하게 높으며, A와 C 병원의 치료수준은 유의하게 낮은 것으로 평가되었고, 나머지 세 병원간의 치료수준은 질적으로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

참고문헌

1. Hannan EL, Kilburn H Jr, O'Donnell JF, Lukacik G, Shields EP. Adult open heart surgery in New York State. An analysis of risk factors and hospital mortality rate. *JAMA* 1990; 264(21): 2768-2774.
2. O'Connor GT, Plume SK, Olmstead EM, Coffin LH, Morton JR, Maloney CT, Nowicki ER, Tryzelaar JF, Hernandez F, Adrian L, Casey KJ, Soule DN, Marrin CAS, Nugent WC, Charlesworth DC, Clough R, Katz Saul, Leavitt BJ, Wennberg JE. A regional prospective study of in-hospital mortality associated with coronary artery bypass grafting. *JAMA* 1991; 266(6): 803-809.
3. Daley J. Criteria by Which to Evaluate Risk Adjusted Outcomes Programs in Cardiac Surgery. *Annals Thoracic Surgery* 1994; 58(6): 1827-1835.
4. Hannan EL, Kilburn H Jr, Racz M, Shields E, Chassin MR. Improving the outcomes of coronary artery bypass surgery in New York State. *JAMA* 1994; 271(10): 761-766.
5. New York State Department of Health. Coronary Artery Bypass surgery in New York State 1933-1995. 1997.
6. 권영대, 안형식, 신영수. 관상동맥우회술의 중증도 측정과 병원 사망률 비교에 관한 연구. 예방의학회

- 지 2001; 34(3): 244-252.
7. 박형근, 안형식, 권영대, 신유철, 이진석, 김해준. 관상동맥우회술 수술환자의 수술 후 사망률 예측모형의 개발. *예방의학회지* 2001; 34(1): 21-27.
 8. Lee KL, Woodlief LH, Topol EJ, Weaver WD, Betriu A, Col J, Simoons M, Aylward P, Van de Werf F, Califf RM. Predictors of 30-day mortality in the era of reperfusion for acute myocardial infarction results from an international trial of 41,021 patients. *Circulation* 1995; 91(6): 1659-1668.
 9. Kuhfeld WF. The prinqual procedure. In: SAS/Stat user's guide. Cary, nc: sas institute, inc; 1990. p. 1265-1323.
 10. Iezzoni LI. Risk adjustment for measuring healthcare outcomes, 2nd ed. Chicago: *Health Administration Press*; 1997. 427-469.
 11. Iezzoni LI. Risk adjustment for measuring healthcare outcomes, 2nd ed. Chicago: *Health Administration Press*; 1997. 352-354
 12. Efron B. Estimating the error rate of a prediction role: improvement on cross-validation. *J Am Statist Assn* 1983; 78: 316-331.
 13. Gong G. Cross-validation, the jackknife, and the bootstrap: excess error estimation in forward logistic regression. *J Am Statist Assn* 1986; 81: 108-113.
 14. Iezzoni LI. Risk adjustment for measuring healthcare outcomes, 2nd ed. Chicago: *Health Administration Press*; 1997. 487-490.
 15. Normand SLT, Glickman ME, Sharma R. G. R. K. et al. Using admission characteristics to predict short-term mortality from myocardial inafarction in elderly patients results from the cooperative cardiovascular project. *JAMA* 1996; 275(17): 1322-1328.
 16. Marciniak TA, Ellerbeck EF, Radford MJ et al. Improving the quality of care for medicare patients with acute myocardial infarction results from the cooperative cardiovascular project. *JAMA* 1998; 279(17): 1351-1357.
 17. Krumholz HM, Chen J, Wang Yet al. Comparing AMI mortality among hospitals in patients 65 years of age and older. *Circulation* 1999; 99: 2986-2992.
 18. Iezzoni LI, Ash AS, Shwartz M ea al. Judging hospitals by severity-adjusted mortality rates: the influence of the severity-adjustment method. *AJPH* 1996; 86(10): 1379-1387.
 19. Landon B, Iezzoni LI, Ash AS et al. Judging hospitals by severity-adjusted mortality rates: the case of CABG surgery. *Inquiry* 1996; 33(2): 155-166.
 20. Pons JM, Espinas JA, Borrás JM et al. Cardiac surgical mortality: comparison among different additive risk-scoring models in a multicenter sample. *Arch Surgery* 1998; 133(10): 1053-1057.
 21. William Ghali, Hude Quan, Rollin Brant. Coronary artery bypass grafting in Canada: hospital mortality rates, 1992-1995. *CMAJ* 1998; 159(8): 926-930.
 22. Iezzoni LI, Ash AS, Shwartz M et al. Predicting in-hospital deaths from coronary artery bypass graft surgery. *Medical Care* 1998; 36(1); 28-39.
 23. Dubois RW, Brook RH, Rogers WH. Adjusted hospital death rates. *AJPH* 1987; 77: 1162-1167.
 24. Green J, Passman LJ, Wintfeld N. Analyzing hospital mortality. *JAMA* 1991; 265: 1849-1853.
 25. Kahn KL, Rogers WH, Rubinstein LV, et al. Measuring quality of care with explicit process criteria before and after implementation of the DRG-based prospective payment system. *JAMA* 1990; 264: 1969-1973.

26. Thomas JW, Holloway JJ, Guire KE. Validating risk-adjusted mortality as an indicator for quality of care. *Inquiry* 1993; 30: 6-22.
27. Hartz AJ, Gottlieb MS, Kuhn EM et al. The relationship between adjusted hospital mortality and the results of peer review. *Health Serv Res* 1993; 27: 765-777.
28. Park RE, Brook RH, Kosecoff J et al. Explaining variation in hospital death rates, randomness, severity of illness, quality of care. *JAMA* 1990; 264: 484-490.
29. Best WR, Cowper DC. The ratio of observed-to-expected mortality as a quality of care indicator in non-surgical VA patients. *Med Care* 1994; 32: 390-400.