

위암환자에서 의무기록과 행정자료를 활용한 Charlson Comorbidity Index의 1년 이내 사망 및 재원일수 예측력 연구

경민호¹⁾, 윤석준¹⁾, 안형식¹⁾, 황세민¹⁾, 서현주^{1,2)}, 김경훈³⁾, 박형근⁴⁾

고려대학교 의과대학 예방의학교실¹⁾, 한국보건 의료연구원 보건 의료 분석실²⁾, 건강보험심사평가원³⁾, 제주대학교 의과대학 의료관리학교실⁴⁾

Prognostic Impact of Charlson Comorbidity Index Obtained from Medical Records and Claims Data on 1-year Mortality and Length of Stay in Gastric Cancer Patients

Min Ho Kyung¹⁾, Seok-Jun Yoon¹⁾, Hyeong-Sik Ahn¹⁾, Se-min Hwang¹⁾, Hyun-Ju Seo^{1,2)}, Kyoung-Hoon Kim³⁾, Hyeung-Keun Park⁴⁾

Department of Preventive Medicine, College of Medicine, Korea University¹⁾, Health Technology Assessment Research Division, National Evidence-based Health Care Collaborating Agency²⁾, Insurance Review and Assessment Service³⁾, Department of Health Policy and Management, School of Medicine, Cheju National University⁴⁾

Objectives : We tried to evaluate the agreement of the Charlson comorbidity index values (CCI) obtained from different sources (medical records and National Health Insurance claims data) for gastric cancer patients. We also attempted to assess the prognostic value of these data for predicting 1-year mortality and length of the hospital stay (length of stay).

Methods : Medical records of 284 gastric cancer patients were reviewed, and their National Health Insurance claims data and death certificates were also investigated. To evaluate agreement, the kappa coefficient was tested. Multiple logistic regression analysis and multiple linear regression analysis were performed to evaluate and compare the prognostic power for predicting 1 year mortality and length of stay.

Results : The CCI values for each comorbid condition obtained from 2 different data sources appeared to poorly agree (kappa: 0.00-0.59). It was appeared that the CCI

values based on both sources were not valid prognostic indicators of 1-year mortality. Only medical record-based CCI was a valid prognostic indicator of length of stay, even after adjustment of covariables ($\beta = 0.112$, 95% CI = [0.017-1.267]).

Conclusions : There was a discrepancy between the data sources with regard to the value of CCI both for the prognostic power and its direction. Therefore, assuming that medical records are the gold standard for the source for CCI measurement, claims data is not an appropriate source for determining the CCI, at least for gastric cancer.

J Prev Med Public Health 2009;42(2):117-122

Key words : Charlson comorbidity index, Stomach neoplasms, Claims data, Medical records, Length of stay, Mortality

서론

암환자에 있어 동반상병이 가지는 환자의 단기 및 장기 예후의 예측력이나 치료 전략의 결정에 대한 영향은 많은 기존 연구에 의해 알려져 있다 [1-8]. 이러한 연구 결과로 인해 암환자에게 있어 동반상병은 의료서비스 제공자 및 연구자 모두에게 매우 중요한 의미를 가지며 환자의 보다 나은 예후를 위해 통합적인 동반상병의 평가를 필요로 한다 [9]. 이 때 환자의 동반상병을 정량화하여 통합적으로 평가하는

도구로 주로 사용되는 것이 환자의 동반상병 정보를 요약·점수화하는 도구인 동반상병 지표로 현재 여러 종류의 동반상병 지표가 개발되어 사용되고 있으며 이러한 지표 중 대표적인 것으로 Charlson Comorbidity Index (CCI)가 있다. 이 CCI 지표는 각 상병에 따라 해당하는 점수가 부여되어 있으며 환자가 그 상병을 동반하였을 경우 부여된 점수를 모두 합산하여 총합 점수를 산출하는 방식으로 동반상병을 측정한다 [10].

이 도구는 최초 개발 시 환자의 의무기록

자료를 이용하도록 개발되었으나 동반상병의 '유/무'의 확인을 통해 점수를 부여하는 방식으로, 해당 상병의 경과에 대한 임상정보 및 연구자의 주관적인 판단을 필요로 하는 타 동반상병 지표에 비해 상대적으로 용이하게 점수를 산출할 수 있다. 이러한 특징으로 인해 행정자료를 통해서도 점수를 산출하는 것이 가능하여 도구 개발 이후 여러 연구자가 행정자료를 이용, CCI지표를 측정하는 알고리즘을 개발하고 이에 대한 타당도 평가를 시행하였으며 전립선암, 유방암 환자 등 암환자를 포함한 다수의 연구에 행정자료를

이용하여 측정된 CCI지표가 활용되고 있다. 이러한 연구결과에 따르면 실제 행정 자료를 이용 시 의무기록을 이용할 때와 비교하여 크게 떨어지지 않는 예측력을 보이는 것으로 나타났다 [11-18].

이처럼 행정자료를 이용한 CCI지표 측정 연구가 이루어지고 있는 이유 중의 하나는 의무기록자료에 비해 행정자료가 가지는 장점에서 기인하는데 정기적으로 수집된 행정자료를 이용할 때 의무기록자료보다 그 측정이 훨씬 용이하며 이는 특히 대상 인구집단이 대규모일 경우 더욱 더 큰 장점으로 작용하게 된다. 따라서 우리나라와 같이 전국민을 대상으로 의료이용 정보가 정기적으로 수집되는 건강보험 청구자료가 존재 할 때 CCI지표가 이를 이용하여 타당하게 측정될 수 있다면 동반상병을 평가하는데 많은 이점으로 작용할 수 있을 것이다.

이러한 이점에도 불구하고 국내에서 이루어진 기존의 암환자의 연구를 볼 때 암환자의 동반상병을 평가하는 데 있어 폐암 등 일부 암환자에 대해서 CCI지표를 이용한 건강결과 예측 연구가 이루어진 것 외에는 암환자에 대한 동반상병이 환자의 신체상태와 혼동하여 평가되거나 연구자 임의의 동반상병에 대한 파악에 그치는 경우가 대부분이었다 [19-22]. 또한 CCI지표를 이용한 연구에서도 그 지표의 측정 은 아직까지 의무기록조사가 원칙인 것으로 여겨져 행정자료를 이용하여 암환자의 동반상병을 측정하고 평가한 연구가 시도 된 바가 없다.

따라서 본 연구에서는 국내 위암 환자의 동반상병을 의무기록자료와 청구자료를 이용하여 CCI지표로 측정하여 이 결과를 비교하고 CCI지표 점수가 증가함에 따라 환자의 사망과 재원일수가 증가할 것이라는 가정하에 자료원에 따른 CCI지표 점수가 환자의 1년 이내 사망과 재원일수에 대해 가지는 예측력을 확인하고 비교하고자 하였다.

대상 및 방법

1. 연구 대상 및 자료

본 연구의 대상자는 2005년 1월부터 2007년 12월까지 3년 동안 K대학교 병원

에서 위암을 주소로 진료받은 환자 중 선암(adenocarcinoma)으로 근치적 위아전절제술 혹은 위전절제술을 받은 환자를 대상으로 하였다.

연구진은 이들 환자의 의무기록을 조회하였으며 6명의 조사원을 통해 전자의무기록 및 서면 의무기록을 모두 조회하였다. 의무기록에는 수술로 입원 당시의 기록 및 그 외의 입원기록, 외래내원기록을 조회하였다. 의무기록조회를 통해 CCI지표를 측정하고 환자의 위암 수술 시행 당시 재원일수를 산출하였다. 건강보험 청구자료는 건강보험심사평가원의 협조를 얻어 의무기록 조사가 완료된 상태에서 동일한 환자의 자료를 조회하였다. 이 때 동반상병의 누락을 최대한 방지하기 위하여 환자의 과거 입원 기록, 외래 기록 등을 모두 조회하도록 하였다.

청구자료는 외래자료를 제외한 입원자료만을 조회하였으며 환자의 청구자료 상 최초로 위암의 코드 C16로 청구된 이전의 시점으로부터 2년 전까지의 자료를 연구의 대상으로 하였다.

측정된 CCI지표에 대한 진단 후 1년 이내 사망률에 대한 예측력을 확인하기 위해 조사된 환자의 사망여부와 사망일 및 사망원인을 정보를 얻었다. 이 때 위의 환자 가운데 연구시점에서 통계청을 통해 사망원인자료를 구득 가능한 경우는 2008년 3월 이내에 사망한 경우로 제한되었기 때문에 2007년 4월 이내에 진단이 된 환자로 연구대상을 제한하였다. 이 중 284명이 최종적으로 연구대상에 포함되었다. 이 때 환자의 사망이 운수 사고, 추락사고 등의 사고와 재해 및 가해 등에 의한 것으로 위암과 직접적인 인과관계가 없을 것을 여겨지는 경우는 제외하였다.

2. 동반상병 지표 측정방법

본 연구에서는 동일한 환자에 대해 CCI를 이용한 동반상병을 의무기록과 건강보험 청구자료 2가지 자료원을 각각 이용하여 측정하였다. 의무기록을 통해 CCI지표를 측정하는 경우 주진단으로 인한 합병증과 구분하기 위하여 위암 진단 전 병력을 통해 CCI지표를 측정하였다. 상병의 동

반상병 정보의 누락을 최대한 방지하기 위하여 진료 시기별로 혹은 입·퇴원요약지 수술 전 평가기록 등 자료의 종류별로 동반상병의 기록이 다른 경우에 기록 상 한번이라도 확인된 상병은 동반상병으로 간주하였다. CCI지표는 타당도, 신뢰도가 검증된 한글 판 CCI지표를 사용하였다 [23].

국내의 청구자료에 ICD-10코드가 사용되기 때문에 청구자료를 이용한 CCI지표 측정에는 Quan 등이 제시한 ICD-10 코딩 알고리즘을 이용하였다 [15]. 환자의 청구자료 상 처음 위암 코드가 확인되기 전 시점에서부터 2년 전까지의 청구자료를 조회하여 해당 기간 내 자료에서 확인된 주 상병 또는 부상병을 이용해 CCI지표를 측정하였다. 또한 청구자료로 CCI를 측정할 경우 동반상병 진단 정확도를 높이고자 Klabunde 등 [24]의 rule-out algorithm을 적용하여 해당 기간 내 자료에서 2회 이상 확인된 상병만을 동반한 것으로 간주하여 측정하였다.

의무기록과 청구자료를 각각 이용하여 동반상병을 측정 한 것과 더불어 의무기록 및 청구자료의 동반상병 정보를 취합하여 동반상병을 측정하여 예측력을 확인하였다. 이 때 두 자료를 고려하는데 두 가지 방법을 이용하였다. 첫 번째는 두 자료 중 한 자료만이라도 특정 상병이 확인된 경우 있다고 동반상병으로 간주하여 측정하는 최대점수 측정방법이며 두 번째 두 자료 모두에서 특정 상병이 확인된 경우에만 동반상병으로 간주하여 CCI지표를 측정하는 최소점수 측정방법으로 CCI지표 점수를 산출하였으며 이에 대한 예측력을 확인하였다.

3. 기타 보정변수

위암 환자의 예후인자로 알려진 보우만형(Borrman type), 조직학적 분화도(differentiation), 종양의 위치, TNM병기 및 절제술의 종류를 의무기록조회를 통해 파악하여 진단 후 1년 이내 사망률 및 재원일수를 예측하는 데 보정변수로서 포함시켰다. 이 때 동일한 내용에 대해 기록이 상충하는 경우 작성자를 확인하여 의사가 기록

Table 1. General Characteristics and dependant variables

Variables	CCI		1-yr mortality [†]	Length of stay [‡] (day)	Total (N=284) [†]
	Medical record-based CCI [*]	Claims-based CCI [*]			
Age					
< 50	0.31 (0.92)	0.97 (1.78)	2 (3.4)	19.3 (4.70)	58 (20.4)
50 - 59	0.29 (0.78)	1.24 (1.45)	4 (4.2)	19.0 (4.68)	95 (33.5)
60 - 69	0.37 (0.72)	1.56 (2.09)	4 (4.3)	18.6 (4.39)	92 (32.7)
70 +	0.55 (0.76)	1.84 (2.41)	4 (10.5)	18.1 (4.44)	38 (13.4)
Gender					
Male	0.35 (0.80)	1.39 (1.94)	12 (5.5)	18.8 (4.70)	219 (77.1)
Female	0.38 (0.76)	1.29 (1.73)	2 (3.1)	18.6 (4.00)	65 (22.9)
Stage					
1	0.35 (0.614)	1.26 (1.331)	1 (0.6)	17.4 (4.81)	162 (57.0)
2	0.24 (0.561)	1.52 (2.123)	0 (0.0)	20.4 (3.40)	33 (11.6)
3	0.50 (1.174)	1.33 (2.365)	3 (7.1)	20.5 (3.31)	42 (14.8)
4	0.34 (1.027)	1.68 (2.759)	10 (21.3)	20.9 (3.59)	47 (16.5)
Borman Type					
Other than Type IV	0.35 (0.736)	1.37 (1.879)	11 (3.9)	18.5 (4.52)	256 (90.5)
IV	0.37 (1.214)	1.37 (2.078)	3 (11.1)	21.3 (4.12)	27 (9.5)
Differentiation					
Highly differentiated	0.30 (0.788)	1.06 (1.518)	6 (42.9)	19.4 (4.33)	108 (38.0)
Moderately differentiated	0.45 (0.917)	1.72 (2.190)	5 (35.7)	18.7 (4.83)	116 (40.8)
Low, un-differentiated	0.28 (0.454)	1.25 (1.810)	3 (21.4)	17.8 (4.22)	60 (21.2)
Location of Tumor					
Upper third	0.32 (0.653)	1.39 (1.783)	1 (3.2)	19.0 (4.70)	31 (10.9)
Middle third	0.42 (0.973)	1.56 (2.322)	3 (4.7)	17.9 (4.25)	64 (22.5)
Distal third	0.36 (0.784)	1.27 (1.698)	5 (3.2)	18.7 (4.48)	158 (55.6)
Whole	0.23 (0.504)	1.53 (2.047)	5 (16.1)	21.1 (4.91)	31 (10.9)
Type of Gastrectomy					
Subtotal gastrectomy	0.36 (0.838)	1.40 (2.007)	5 (2.4)	18.2 (4.42)	209 (73.6)
Total gastrectomy	0.35 (0.647)	1.28 (1.547)	9 (12.9)	20.5 (4.49)	75 (26.4)
Total	0.36 (0.792)	1.37 (1.897)	14 (100.0)	18.8 (4.55)	284 (100.0)

CCI: Charlson Comorbidity Index, *Unit= mean(SD), †Unit=no.(%)

한 내용을 우선하여 조사하도록 하였다.

4. 자료 분석 방법

1) 일치도

일치도를 확인하기 위하여 자료원에 따라 지표 내 17개 상병 각각의 상병 동반 '유무'의 비율과 카파(kappa)통계량을 산출하여 일치도를 확인하였다.

2) 1년 이내 사망 및 재원일수에 대한 예측력

CCI지표의 1년 이내 사망과 재원일수에 대해 로지스틱회귀분석과 선형회귀분석을 시행하여 예측력을 평가하였다. 종속변수 중 연속변수로 비교적 치우침없이 정규분포에 근사한분포를 보이는 재원일수에 대해서는 선형회귀분석을 시행하여 예측력을 평가하였다. 사망에 대한 예측력을 평가하기 위해 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 이 때 사망에 대한 로지스틱회귀분석의 경우, 본연구대상의 1년 이내 사망건수가 14명, 4.9%로 희박하며 이로 인한 연구결과의 도출의 영향이 있을 수 있으나 이의 분석 결과의 해석 시 이에

대해 주의한다면 예측력 보유 여부에 대해 판단이 가능할 것으로 판단하였다.

이 때 CCI지표 점수만을 고려한 모형1, CCI지표와 TNM병기 및 연령, 성별, 절제술 종류, 보우만형, 조직학적 분화도, 종양 위치의 보정변수를 포함한 모형2의 2종류의 모형을 적용하였다. 또한 각 모형 안의 CCI지표를 의무기록CCI, 청구자료CCI, 최대점수방법 CCI, 최소점수방법CCI의 4가지 다른 자료원을 이용한CCI를 각각 비교하였다. 각각의 모델은 아래와 같다.

모형 1:

$$\text{건강결과} = f[\text{자료원별 CCI}]$$

모형 2:

$$\text{건강결과} = f[\text{자료원별 CCI, 보정변수}]$$

결 과

1. 일반적 특성

연구대상자의 평균 연령은 58.1로 50세 미만의 환자가 20.4%를 차지하고 있었으며 50-59세 환자의 95명으로 33.5%, 60-69세의 환자가 93명으로 32.7%, 70세 이상의

환자가 38명으로 13.4%를 차지하고 있었다. 성별 분포는 남성이 219명으로 77.1%로 대부분을 차지하고 있었으며 TNM 병기는 1기의 환자가 162명으로 57%를 차지하고 있었으며 2기는 11.6%, 3기는 14.8%, 4기는 16.5%를 차지하고 있었다. 종양에 대한 육안적 분류인 보우만 형은 4형의 경우 27명으로 9.5%를 차지하고 있었으며 조직학적 분화도는 저분화 혹은 분화되지 않은 경우가 21.2%를 차지하였고 절제술의 종류는 위아전절제술이 209명, 73.6%로 대부분을 차지하고 있었다.

자료원별 환자의 CCI점수는 큰 차이를 보였는데 의무기록을 이용한 경우는 평균 0.36, 청구자료를 이용한 경우 1.37점으로 청구자료 이용 시 rule-out algorithm 이용하였음에도 CCI점수가 평균 1점 이상 높은 것으로 나타났다. 그 외 최대점수 방법은 평균 1.50점으로 최소점수 방법으로는 0.21점으로 측정되었다. 총 284명의 환자 중 1년 이내 사망환자는 14명으로 4.9%에 그쳤으며 재원일수는 평균 18.8일인 것으로 나타났다 (Table 1).

2. 자료원에 따른 CCI 지표 점수의 일치도

17개의 상병에 대해 각각 의무기록자료와 청구자료를 이용하여 동반 여부를 확인하고 이의 일치도를 비교하였다. 치매, 중등도 이상의 간질환, 후천성면역결핍증의 상병은 284 명에서 의무기록과 청구자료 모두 동반되지 않은 것으로 나타났다. 지표 내 17개 상병 중 소화궤양과 경증 간질환은 의무기록자료와 청구자료에서의 유병률의 차이가 가장 큰데 소화궤양은 전체 환자의 43%가 청구자료에서만 동반된 것으로 확인되었고 경증 간질환은 16.2%가 청구자료에서만 확인되었다. 또한 합병증이 없는 당뇨는 4.9%의 환자에서 의무기록에서만 동반이 확인되었다. Landis 와 Koch의 카파계수 분류법 [25]에 의하면 원발성 암과 합병증 없는 당뇨의 2개 상병의 경우 카파계수가 0.4 이상 0.6미만으로 중등도의 일치율을 나타내었으며 심근경색, 전이성 암, 뇌혈관질환의 경우 0.2이상 0.4미만으로 보통의 일치도를 나

Table 2. Agreement of CCI measured between data sources*

Comorbidity	Pattern of Agreement † (Medical record/claims data)				Percent agreement † (a/(a+b+c))	kappa
	Yes/Yes(a)	No/No(b)	Yes/No(c)	No/Yes(d)		
Myocardial infarction	1 (0.4)	280 (98.6)	1 (0.4)	2 (0.7)	25.0	0.3949
Congestive heart failure	0 (0.0)	280 (98.6)	0 (0.0)	4 (1.4)	0.0	0.0000
Peripheral vascular disease	0 (0.0)	277 (97.5)	0 (0.0)	7 (2.5)	0.0	0.0000
Cerebrovascular disease	3 (1.1)	268 (94.4)	3 (1.1)	10 (3.5)	18.8	0.2954 [‡]
Dementia	0 (0.0)	284 (100.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	-	-
Chronic pulmonary disease	2 (0.7)	246 (86.6)	5 (1.8)	31 (10.9)	5.3	0.0618
Rheumatic disease	0 (0.0)	277 (97.5)	0 (0.0)	7 (2.5)	0.0	0.0000
Peptic ulcer disease	5 (1.8)	151 (53.2)	5 (1.8)	123 (43.3)	3.8	0.0076
Mild liver disease	4 (1.4)	234 (82.4)	0 (0.0)	46 (16.2)	8.0	0.1253 [‡]
Diabetes without chronic complication	20 (7.0)	240 (84.5)	14 (4.9)	10 (3.5)	45.5	0.5776 [‡]
Diabetes with chronic complication	0 (0.0)	267 (94.0)	0 (0.0)	17 (6.0)	0.0	0.0000
Hemiplegia or paraplegia	0 (0.0)	282 (99.3)	0 (0.0)	2 (0.7)	0.0	0.0000
Renal disease	0 (0.0)	282 (99.3)	0 (0.0)	2 (0.7)	0.0	0.0000
Any malignancy, except malignant neoplasm of skin	6 (2.1)	270 (95.1)	5 (1.8)	3 (1.1)	42.9	0.5856 [‡]
Moderate or severe liver disease	0 (0.0)	284 (100.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	-	-
Metastatic solid tumor	2 (0.7)	275 (96.8)	0 (0.0)	7 (2.5)	22.2	0.3562 [‡]
AIDS/HIV	0 (0.0)	284 (100.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	-	-

CCI: Charlson Comorbidity Index

*Pearson's correlation coefficient of total CCI score between data sources is 0.556(p<0.01), †Unit=no.(%), ‡Unit=%, †p<0.05

Table 3. Prediction of 1 year mortality and length of stay according to data sources

Model	Data source	1 year Mortality			Length of stay		
		OR	95% CI	c-statistics	β	95% CI	R ²
1 CCIonly	Medical Record	1.003	[0.509, 1.975]	0.519	0.103	[-0.075, 1.265]	0.007
	Claims data	0.735	[0.444, 1.216]	0.611	-0.013	[-0.312, 0.251]	0.000
	Max Medical Record + Claims data*	0.767	[0.485, 1.213]	0.612	0.014	[-0.239, 0.306]	0.000
	Min Medical Record + Claims data†	1.014	[0.481, 2.137]	0.481	0.015	[-0.660, 0.852]	0.000
2 Confounder	Confounder						
	Medical Record	1.012	[0.491, 2.087]	0.899	0.112*	[0.017, 1.267]	0.171
	Claims data	0.707	[0.444, 1.124]	0.910	-0.020	[-0.314, 0.220]	0.158
	Max Medical Record + Claims data*	0.744	[0.493, 1.122]	0.907	0.013	[-0.229, 0.288]	0.158
Min Medical Record + Claims data†	0.937	[0.402, 2.182]	0.902	0.012	[-0.651, 0.800]	0.159	

CCI: Charlson Comorbidity Index

*To measure CCI when comorbid disease is identified either in Chart review or claims data.

†To measure CCI when comorbid disease is both in Chart review and claims data, †p<0.05

타내었고 나머지 상병은 모두 낮은 일치율을 보였다. 이 때 두 자료간의 CCI총점에 대한 Pearson 상관계수는 0.556 (p<0.01)으로 나타났다 (Table 2).

3. 1년 이내 사망률 및 재원일수에 대한 예측

위암 진단 후 1년 이내 사망에 대해 CCI 지표 점수만을 고려한 모형 1에서 의무기록CCI점수가 증가함에 따라 환자의 사망을 증가시키는 것으로 나타났으나 이는 통계적으로 유의하지는 않았다(OR=1.013, 95% CI=[0.509-1.975]). 청구자료 CCI와 의무기록자료 및 청구자료를 모두 이용하여 두 자료 중 하나에서 상병이 확인되면 동반상병으로 간주하는 최대점수 방법의 CCI 모두 점수가 증가할수록 오히려 환자의 진단 후 1년 이내 사망을 감소시키는 것

으로 나타났으나 이 역시 통계적으로 유의하지 않았다. 의무기록자료 및 청구자료를 모두 고려하여 두 자료에 모두 상병이 확인된 경우에 동반상병으로 간주하는 최소점수 방법의 경우에는 점수가 증가할수록 사망을 증가시키나 통계적으로 유의하지는 않았으며(OR=1.014, 95% CI=[0.481-2.137]). 모든 보정변수를 포함한 모형2에서는 의무기록CCI만이 점수의 증가에 따른 사망의 증가를 나타내었으나 이 역시 통계적으로 유의하지는 않았다(OR=1.012, 95% CI=[0.491-2.087])(Table 3). 이 때 여러 보정변수 중에서 병기 3기(OR=10.440, 95% CI=[0.961-113.433])와 4기(OR=41.237, 95% CI=[4.521-376.117])가 지속적으로 유의하게 사망을 증가시키는 것으로 나타났으며, 이는 다른 자료원의 CCI 점수 포함 모형에서도 동일하였다.

재원일수에 대해서는 모형1에서 의무기록 CCI가 증가할수록 재원일수가 증가하는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 청구자료 CCI는 CCI지표 점수가 증가할수록 오히려 재원일수를 감소시키는 것으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 최대점수 방법, 최소점수 방법은 지표 점수가 증가할수록 재원일수를 증가시키는 것으로 나타났으나 이 역시 통계적으로 유의하지 않았다. 모형2에서 의무기록CCI 점수가 증가할수록 재원일수가 유의하게 증가하는 것으로 나타나 예측력을 가지는 것으로 나타났으며($\beta = -0.112, 95\% CI = [0.017-1.267]$) 이 때 모형 안에서 보정변수 중 병기 만이 유의한 예측력을 가진 변수로 병기 2($\beta = 0.177, 95\% CI = [0.807-4.208]$), 병기 3($\beta = 0.187, 95\% CI = [0.825-3.965]$), 병기 4($\beta = 0.225, 95\% CI = [1.146-4.344]$)의 경우 각각 병기1에 비해 재원일수를 증가시키는 것으로 나타났다. 청구자료CCI는 점수 증가에 따라 재원일수를 감소시키는 것으로 나타났으며 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 그 외 두 가지 자료원을 모두 이용하여 측정된 CCI 지표 점수는 점수의 증가에 따라 재원일수를 증가시키는 것으로 나타났으며 이들은 모두 통계적으로 유의하지 않았다 (Table 3).

고찰

본 연구는 의무기록과 청구자료라는 다른 2개의 자료원을 통해 동반상병 지표 CCI의 점수를 산출하여 이의 일치도를 평가하였으며 이 두 가지 다른 자료원의 CCI 지표 점수가 가지는 1년 이내 사망률과 재원일수에 대한 예측력을 비교하였다. 이 때 일치도는 CCI지표 내 상병 각각의 동반여부에 대한 두 자료원의 일치도의 경우 5개 상병에서는 카파계수 0.2에서 0.4사이로 일치도의 다섯 단계 중 아래에서 두 번째에 해당하는 보통(fair)의 일치도를 보였으며 나머지 상병에서는 모두 카파계수 0.2미만의 낮은 일치도를 나타내었다. 이러한 결과는 기존의 의무기록과 행정자료 측정 CCI지표를 비교한 연구의 결과와 다르지 않다 [24,26-28](Table 2). 이러한 낮은

일치도의 원인 중 하나는 CCI 지표 내 상병에 대한 건강보험 청구자료의 진단 정확도가 높지 않기 때문일 것으로 여겨지며 특히 소화궤양 및 경증 간질환과 같은 경우 의무기록에 비해 유병률이 높게 나타난 것을 볼 때 이 가정을 뒷받침한다고 생각된다. 반대로 의무기록의 경우 청구자료와 달리 동반상병이 주로 고혈압, 당뇨 등 몇몇 질환에 대해서만 의료진에 의해 임의적으로 파악되기 때문에 CCI 지표가 과소측정되었을 가능성이 좀 더 클 것으로 생각된다 [24].

본 연구에서는 총재원일수를 결과변수로 고려하였으나 총재원일수 외 수술 후 재원일수가 중요한 결과변수로 의미를 가질 것으로 생각된다. 총재원일수는 진료비 등과 밀접한 관련이 있는 것으로 알려져 있지만 동시에 수술시행을 기준으로 수술 전의 재원일수는 질환 및 동반상병 외적 요인으로 크게 영향을 받을 수 있기 때문에 수술 후 재원일수가 중요한 의미를 가질 수 있다.

1년 이내 사망과 수술 시행 당시의 재원일수에 대한 예측력을 검증한 결과 진단 후 1년 이내의 사망에 대해서 비록 통계적으로 유의하지 않았으나 의무기록 CCI의 경우 점수가 증가할수록 사망률이 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 청구자료 CCI의 경우 오히려 점수가 증가할수록 사망률이 감소하는 양상을 나타내어 일관성을 보이지 않았다 (Table 3)

사망에 대한 예측력 분석의 결과는 유방암환자, 전립선 환자 등의 사망에 대해 의무기록 CCI와 청구자료 CCI가 모두 일관되게 유의한 예측력을 보인 기존의 연구결과와 일치하지 않는다 [18,24,26]. 그 이유가 단순히 의무기록 CCI 및 청구자료 CCI에서 단독 자료원의 이용으로 인한 동반상병 정보 누락 등에서 기인한다면 두 자료를 모두 측정에 이용한 최대점수 방법의 경우 이와 다른 결과를 보일 수 있을 것이나 본 연구의 결과에서는 최대점수 방법에서도 사망이나 재원일수에 대한 예측력을 보이지 않았다 (Table 3). 재원일수의 경우 기존의 의무기록 또는 행정자료를 이용 연구에서 CCI가 재원일수와 유의한 관련성을 보이는 선행 연구결과를 볼

때 본 연구결과는 의무기록에서만 유의한 예측력을 나타내는 차이를 보인다 [11,29,30].

그러므로 동반상병 정보의 누락보다는 연구의 대상 환자집단이 다른 것이 주요 원인인 것으로 생각된다. 특히 CCI 지표가 여러 질환에 보편적으로 적용되어 왔으나 개발 시 타당도 검증의 대상이 된 인구집단이 유방암 환자로 [10] 의무기록과 행정자료 모두 유의한 예측력을 보인 기존의 연구는 모두 위암 외에 유방암 등 다른 부위의 암을 대상으로 하였다는 것과 위암 환자를 대상으로 CCI 지표가 가지는 건강결과 예측력을 검증한 Lubke 등 [31]의 연구에서 CCI는 위암 환자의 수술 후 합병증 및 수술 후 질병의 부정적인 경과에 대한 예측력을 갖지 않는 것으로 나타난 결과가 이를 뒷받침한다. 더불어 두 자료원을 모두 고려한 최대점수 방법과 최소점수 방법 간 CCI 지표 점수는 평균이 1.5점이 상으로 컸으나 두 방법의 OR 은 모두 각각 의무기록자료와 행정자료에서 얻어진 값의 사이에 위치하는 것을 볼 때 이 같은 결과가 도출된 것은 자료원 외에 다른 요인에서 기인한 것으로 추정된다 (Table 3). 1년 이내 사망한 환자의 수가 연구대상 환자 중 14명, 4.9%로 적은 것도 원인의 하나일 것으로 여겨지는데, 앞서 인용한 Lubke 등 [31]의 연구에서는 사망환자가 총 연구대상의 3.6%, 5명으로 보고되었다. 재원일수의 경우 의무기록 CCI 지표 점수의 증가는 유의하게 재원일수의 증가를 예측하였다. 이 때 청구자료 CCI는 통계적으로 유의하지는 않으나 지표점수의 점수가 증가할수록 재원일수를 감소시키게 되어 두 자료원의 CCI 간 일관성을 보이지 않았다 (Table 3). 이처럼 사망 및 재원일수의 예측력에 대해 자료원에 따라 일관성을 보이지 않는 점은 동일한 대상에서 측정된 CCI 임에도 불구하고 자료원에 따라 CCI 점수 차이가 크며 일치도가 낮게 나타나기 때문인 것으로 생각된다 (Table 1,2).

최종적으로 본 연구의 결과에 의하면 CCI는 위암에서 1년 이내 사망에 대해 예측력을 갖지 않으나 의무기록 CCI 재원일수에 대해서 예측력을 가지는 것으로 나타났다. 청구자료 CCI의 경우 예측력을

가지지 못하였다. 이 때 의무기록자료를 CCI 측정의 기준이 되는 자료라고 한다면 청구자료는 의무기록자료와 비교하였을 때 의무기록과 다르게 예측력을 가지지 못하게 되어 청구자료는 CCI 측정의 적절한 자료원이 되지 못한다고 생각된다.

본 연구가 가지는 제한점은 다음과 같다. 우선 첫 번째, 연구대상이 한 대학병원에서 진료를 받은 위암환자만을 대상으로 하였기 때문에 다른 의료기관에서의 의료이용을 파악할 수 없었으며 따라서 결과를 해석하고 적용하는데 있어 보편성에 문제를 가질 수 있다.

두 번째 제한점은 CCI 지표가 1987년 미국에서 처음 개발되었으며 그 당시의 유방암 환자를 대상으로 하여 산출된 위험비로 가중치 점수를 부여한 것이기 때문에 이미 도구가 개발된 지 20년 이상 지난 현재 국내 환자에게 적용시키는데 적합하지 않을 가능성이 있다. 도구 내에 6점이 부여되어 있는 HIV/AIDS와 같은 경우도 최근의 데이터로 새로 점수를 부여한다면 이보다 낮은 점수가 부여될 것으로 생각된다. 실제 2000년 전립선 암 및 유방암 환자에 Charlson 등의 방법에 따라 동반상병 가중치 점수를 산출한 결과 Charlson 등이 제시한 최초의 결과와 몇몇 질환에서 차이가 있는 것을 보여준 연구결과가 있었다 [12].

세 번째는 연구대상 중 1년 이내 사망 환자가 5% 미만으로 매우 적기 때문에 작은 예측력의 차이를 판별할 수 있는 검정력이 떨어진다는 점이 있다.

마지막으로 본 연구에서는 청구자료의 진단 부정확성에 따른 비뚤림을 최대한 배제하고자 청구자료에서 입원자료만을 가지고 CCI 점수를 측정하였기 때문에 이로 인해 비교적 경증의 질환으로 주로 외래를 통해 진료가 이루어지는 소화성궤양, 경증 간질환들이 선택적으로 누락되었을 가능성이 존재한다는 한계점이 있다.

본 연구는 두 가지 다른 자료원으로 측정된 CCI 지표의 일치도와 예측력을 비교하여 CCI 지표 측정 기준으로 알려진 의무기록에 비해 청구자료가 CCI 지표의 측정자료로 적합한 지 여부에 대해 제시하고자 하였다. 이는 위와 같은 제한점에도 불구하고 국내에서 시행된 첫 시도로 그 의의

를 가진다고 본다. 또한 비록 연구결과에서 위암 환자의 1년 이내 사망과 재원일수에 대해 청구자료 CCI가 예측력을 갖지 못하는 것으로 나타났으나 장기 건강결과에 대해서는 이와 다른 결과를 기대할 수 있을 것으로도 여겨지며 원발부위가 다른 암과 다른 동반상병 지표에 대하여 추가적인 청구자료의 예측력 비교연구가 시행될 필요가 있을 것으로 생각된다.

참고문헌

- Greenfield S, Blanco DM, Elashoff RM, Ganz PA. Patterns of care related to age of breast cancer patients. *JAMA* 1987; 257(20): 2766-2770.
- Birim O, Kappetein AP, Bogers AJ. Charlson comorbidity index as a predictor of long-term outcome after surgery for nonsmall cell lung cancer. *Eur J Cardiothorac Surg* 2005; 28(5): 759-762.
- Birim O, Maat AP, Kappetein AP, van Meerbeeck JP, Damhuis RA, Bogers AJ. Validation of the Charlson comorbidity index in patients with operated primary non-small cell lung cancer. *Eur J Cardiothorac Surg* 2003; 23(1): 30-34.
- Hall SF, Rochon PA, Streiner DL, Paszat LF, Groome PA, Rohland SL. Measuring comorbidity in patients with head and neck cancer. *Laryngoscope* 2002; 112(11): 1988-1996.
- Hall WH, Jani AB, Ryu JK, Narayan S, Vijayakumar S. The impact of age and comorbidity on survival outcomes and treatment patterns in prostate cancer. *Prostate Cancer Prostatic Dis* 2005; 8(1): 22-30.
- Satariano WA, Ragland DR. The effect of comorbidity on 3-year survival of women with primary breast cancer. *Ann Intern Med* 1994; 120(2): 104-110.
- Soares M, Salluh JI, Ferreira CG, Luiz RR, Spector N, Rocco JR. Impact of two different comorbidity measures on the 6-month mortality of critically ill cancer patients. *Intensive Care Med* 2005; 31(3): 408-415.
- Sabin SL, Rosenfeld RM, Sundaram K, Har-el G, Lucente FE. The impact of comorbidity and age on survival with laryngeal cancer. *Ear Nose Throat J* 1999; 78(8): 578,581-574.
- Ogle KS, Swanson GM, Woods N, Azzouz F. Cancer and comorbidity. *Cancer* 2000; 88(3): 653-663.
- Charlson ME, Pompei P, Ales KL, MacKenzie CR. A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: Development and validation. *J Chronic Dis* 1987; 40(5): 373-383.
- Deyo RA, Cherkin DC, Ciol MA. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-CM administrative databases. *J Clin Epidemiol* 1992; 45(6): 613-619.
- Klabunde CN, Potosky AL, Legler JM, Warren JL. Development of a comorbidity index using physician claims data. *J Clin Epidemiol* 2000; 53(12): 1258-1267.
- Klabunde CN, Warren JL, Legler JM. Assessing comorbidity using claims data: An overview. *Med Care* 2002; 40(8 Suppl): IV-26-35.
- Li B, Evans D, Faris P, Dean S, Quan H. Risk adjustment performance of Charlson and elixhauser comorbidities in ICD-9 and ICD-10 administrative databases. *BMC Health Serv Res* 2008; 8: 12.
- Quan H, Sundararajan V, Halfon P, Fong A, Burnand B, Luthi JC, et al. Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-cm and ICD-10 administrative data. *Med Care* 2005; 43(11): 1130-1139.
- Romano PS, Roos LL, Jollis JG. Adapting a clinical comorbidity index for use with ICD-9-cm administrative data: Differing perspectives. *J Clin Epidemiol* 1993; 46(10): 1075-1079.
- Sundararajan V, Henderson T, Perry C, Muggivan A, Quan H, Ghali WA. New ICD-10 version of the Charlson comorbidity index predicted in-hospital mortality. *J Clin Epidemiol* 2004; 57(12): 1288-1294.
- Newschaffer CJ, Bush TL, Penberthy LT. Comorbidity measurement in elderly female breast cancer patients with administrative and medical records data. *J Clin Epidemiol* 1997; 50(6): 725-733.
- Lee JH, Hyung WJ, Noh SH. Randomized prospective trial of drain use after gastric resections for gastric cancer patients. *J Korean Sur Soc* 2002; 63(2): 123-128. (Korean)
- Lee TG, Noh SM, Lee TY. Assessment of peritoneal irrigation and drainage following elective gastric cancer surgery. *J Korean Sur Soc* 2002; 63(4): 292-297. (Korean)
- Suh HS, Lee KH, Kim HC, Yu CS, Kim JC. The postoperative impact of co-morbidity in colorectal cancer surgery. *J Korean Soc Coloproctol* 2003; 19(5): 299-306. (Korean)
- Lee JW, Seo IY, Rim JS. Surgical results of laparoscopic radical nephrectomy according to tumor size in renal cell carcinomas. *Korean J Urol* 2008; 49(3): 203-207. (Korean)
- Lee EK. A study on predict of health outcomes in patients undergoing operation for gastric cancer by Charlson comorbidity index [dissertation]. Seoul: Korea University; 2008. (Korean)
- Klabunde CN, Harlan LC, Warren JL. Data sources for measuring comorbidity: A comparison of hospital records and medicare claims for cancer patients. *Med Care* 2006; 44(10): 921-928.
- Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics* 1977; 33(1): 159-174.
- Humphries KH, Rankin JM, Carere RG, Buller CE, Kiely FM, Spinelli JJ. Co-morbidity data in outcomes research are clinical data derived from administrative databases a reliable alternative to chart review? *J Clin Epidemiol* 2000; 53(4): 343-349.
- Malenka DJ, McLerran D, Roos N, Fisher ES, Wennberg EJ. Using administrative data to describe casemix: A comparison with the medical record. *J Clin Epidemiol* 1994; 47(9): 1027-1032.
- Luthi JC, Troillet N, Eisenring MC, Sax H, Burnand B, Quan H, et al. Administrative data outperformed single-day chart review for comorbidity measure. *Int J Qual Health Care* 2007; 19(4): 225-231.
- Librero J, Peiro S, Ordina R. Chronic comorbidity and outcomes of hospital care: Length of stay, mortality, and readmission at 30 and 365 days. *J Clin Epidemiol* 1999; 52(3): 171-179.
- Matsui K, Goldman L, Johnson P, Kuntz K, Cook E, Lee T. Comorbidity as a correlate of length of stay for hospitalized patients with acute chest pain. *J Gen Intern Med* 1996; 11(5): 262-268.
- Lubke T, Monig SP, Schneider PM, Holscher AH, Bollschweiler E. Does Charlson-comorbidity index correlate with short-term outcome in patients with gastric cancer? *Zentralbl Chir* 2003; 128(11): 970-976. (German)