

요추 추간판제거술 환자의 일일진료비에 영향을 주는 요인 - 선형회귀와 다수준 선형회귀 모델의 비교

김상미*, 이해종**†

한국폴리텍대학 의료정보과*, 연세대학교 보건행정학과**

〈Abstract〉

Factors Affecting the Daily Charges in Patients with Lumbar Discectomy - A Comparison of linear regression versus Multilevel Modeling

Sang-Mi Kim, Hae-Jong Lee[†]

Dept of Health administration Yonsei University

Our objective was to evaluate differences in linear regression versus multilevel(cross-level interaction model) modeling for affecting factors lumbar discectomy. The data were used in 2011 patients with HIRA sample data. Total number of analysis is 3,641 patients and 248 hospitals.

The results of research model showed that the type and location of the hospital-level factors were significant. However, all factors of patient-level were similar in the two models. Therefore, it requires the selection of an appropriate model for a more accurate analysis of the influencing factors in the daily medical charge.

Key word : daily medical charge, lumbar discectomy, multilevel linear regression model, cross-level interaction model

I. 서 론

1. 연구배경

2007-2012년 한국의 의료비 증가율은 한 해 평균 6.6%로 OECD 국가 중 증가율이 가장 높았고, 2012년 환자 1인당 평균 재원일수는 16.1일로 OECD 평균 8.4

일의 약 2배에 이른다(OECD, 2014). 따라서 정부는 진료비를 통제하려고 노력하는 반면에, 의료계는 이러한 정부통제 하에서 이익의 극대화를 위한 노력을 하고 있다. 진료비는 의료수가, 진료량과 재원일수에 의해 결정된다. 의료수가는 의료계와 협상 후 보험자에 의해 결정되기 때문에 의료기관 입장에서는 진료량과 재원일수관리를 통해 진료수익을 극대화하고자 한다. 이때 일일진료비는 진료

* 투고일자 : 2015년 02월 18일, 수정일자 : 2015년 03월 05일, 게재확정일자 : 2015년 03월 15일

† 교신저자 : 이해종, 연세대학교, 보건행정학과, 전화 : 033-760-2416, Email : haejongl@yonsei.ac.kr

본 자료는 건강보험심사평가원의 표본자료(HIRA-NIS-2011-0089)를 활용하였으며, 연구의 결과는 보건복지부 및 건강보험심사평가원과 무관함

비와 재원기간을 이용하여 도출되며 의료기관의 병상당 수익을 잘 나타내는 지표이다(조우현, 1986).

한편, 이 연구대상인 요통은 전 인구의 60-80% 가량이 일생동안 적어도 한번쯤은 심한 통증을 경험할 정도로 매우 흔하다(Ashan et al, 2012). 요통의 주된 증상은 통증과 다리 저림으로 성인의 2% 가량이 요추 추간판수핵 탈출증(lumbar disc herniation)을 경험한다(Hanley, 1996). 2013년 입원환자 순위 1위이며, 수술 순위 5위인 기타 추간판장애(M51) 질환은 고령화와 IT기기의 보급에 따른 잘못된 자세, 운동부족 등으로 급증하고 있다(건강보험 심사평가원, 2014). 따라서 이러한 요통과 관련된 일일진료비에 영향을 미치는 요인을 정확히 파악할 필요가 있다.

일일진료비는 환자 개인요소 뿐 만 아니라, 의료기관에 의해서도 영향을 받는 위계적 또는 다수준 구조(hierarchical or multilevel structure)라는 특징을 갖는다. 이러한 자료를 단일수준으로 분석하는 경우 의료기관 내 환자들 간의 동질성이 무시된 채 분석된다. 또한 환자 특성과 의료기관특성의 상호작용이 종속변수에 미치는 영향력을 동시에 고려할 수 없는 되는 문제점이 있다. 환자 수준의 개별 특성과 의료기관수준의 집단 특성을 동시에 고려하는 다수준 모델은 기존의 회귀분석 방법에 비해 보다 더 효율적으로 모수를 추정할 수 있다(Grieve et al, 2005).

좀 더 정확한 모수를 추정하며 환자 및 의료기관 특성을 동시에 고려하는 다수준 모델의 연구결과는 의사결정자에게 일일진료비에 영향을 주는 요인을 파악함으로써 효율적인 자원관리를 위한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 따라서 이 연구는 요추 추간판제거술 환자의 일일진료비에 영향을 주는 요인을 선형 회귀모델과 다수준 모델을 이용하여 분석하여 두 모델의 차이를 분석하고자 한다.

II. 문헌 고찰

1. 진료비 및 재원기간에 영향을 미치는 요인 연구

입원환자의 진료비는 재원기간과 환자의 개인특성, 질병특성, 의료기관의 특성과 의료체계 등의 요인에 영향을 받는다(Cairns & Munro, 1992). 환자의 진료비에 영향

을 주는 개인과 질병특성에 관한 연구로, Arnold et al(2011)는 경추 디스크제거술 환자를 대상으로 성, 연령, 키, 체중, 흡연, 음주, 이전수술여부, 동반질환의 환자요인과 수술시간, 고정 level 수, 출혈, 약물과 합병증의 진료관련 요인을 사용하였다. 연구결과 성, 연령, 심장, 비뇨기, 호흡기계의 합병증이 유의한 요인이었다.

재원기간은 진료비를 가장 많이 설명하는 요인으로 분석되고 있다. Deyo et al(2010)의 요추부 수술환자를 대상으로 한 연구에서는 동반질환과 전년도 입원력이 재원기간에 영향을 미치는 요인이었다. Zheng et al(2002)은 요추부 재수술환자 대상으로 재원기간, 수술시간, 혈액손실과 수혈에 영향을 미치는 요인을 연구하였다. 성, 나이, 결혼여부, 직업 유무, 주된 동반질환, 동반질환수, 이전 수술 종류, 척추측만증 여부, 수술전 빈혈, 수술 후 헤마토크리트 수치, 합병증, 자택으로의 퇴원, 수혈을 사용한 변수 중에서 나이와 수술 level 수가 재원기간의 유의한 영향요인이었다. Shamji et al(2009)의 연구에서 경추수술 환자의 level 수가 많아질수록 합병증이 많아졌고, 따라서 재원일수가 길어졌다. Collins et al(1999)의 연구에서는 요추 척추후궁절제술(lumbar laminectomy)에서 ASA class4, 60세 이상, 수혈, 수술실의 재방문이 재원기간을 연장하는 요인이었다.

병원의 환자량(hospital volume)이 재원기간, 진료비에 영향을 미친다는 연구가 다수 있다. 슬관절 전치환술 환자를 대상으로한 Mäkelä et al(2010)의 연구에서는 환자량이 많을수록 재원기간이 단축되었고 진료비도 줄어든다고 하였으며, Kreder et al(2003)의 연구에서는 의사의 환자량이 적을수록 합병증이 많았고 재원기간이 길었다. Lavernia et al(1995)의 연구에서는 환자수가 적을수록 사망률이 높고 진료비가 많으며 재원기간이 길었다.

전문화 수준이 병원경영 성과에 미치는 영향을 연구(유해원, 2013)에는 병원의 전문화 수준이 높아질수록 건당 재원기간과 총진료비가 올라갔다. 임미선(2013)은 추간판제거술 환자를 대상으로 재원일수, 입원환자 당 진료비와 입원일당 진료비 차이를 이중차이분석 및 다수준 회귀분석을 이용하여 분석하였다. 환자수준 변수에서 여자인 경우, 연령이 많을수록, 경증도가 높을수록 재원일수와 진료비가 증가하였고, 의료기관수준에서는 병상 점유율이 클수록, 소유형태가 개인인 경우 재원일수가 증가하였다. 100병상 당 정형외과 또는 신경외과 전문의가 많을수록

재원일수와 입원일당 진료비가 감소하였고, 100명당 간호사 수가 많을수록 입원환자 당 진료비가 증가하였다.

2. 다수준 모델에 대한 고찰

다수준 모델은 한 의료기관에 여러 환자가 있는 것처럼, 한 개체가 몇 단계의 수준으로 구분되는 구조를 말한다. 이러한 다수준 모델은 자료가 속한 상·하단위의 다양성과 특성을 반영할 수 있는 통계기법이다(Raudenbush & Bryk, 2002). 다수준 모델은 각 개인들은 그가 속한 집단의 특성으로부터 영향을 받고, 특정 집단에 속한 개인들은 다른 집단에 속하는 개인과는 구별되는 특성을 갖고 있다고 간주한다(Diez-Roux, 1998). 환자가 분석의 단위이지만 환자의 차이에 영향을 미치는 의료기관의 특성도 고려되는 것이다.

하위수준인 환자개별수준과 상위수준인 의료기관수준을 분석 단위에 함께 포함하고 있기 때문에 기존의 회귀 분석 방법에 비해 더 효과적으로 모수를 추정할 수 있다. 단일수준의 일반회귀모델에 비해 잔차들의 독립성이라는 가정에서 자유로우며, 종속변수의 분산을 각 수준별로 구분하여 산출해낼 수 있다. 또한 환자 진료비와 재원기간의 차이가 환자 개인 특성 또는 의료기관 특성에 의해 어느 정도 영향을 받는지를 분산량을 통해 파악할 수 있으며, 각 수준별 오차항의 독립성 가정을 만족시킴으로 회귀계수를 정확하게 추정하여 신뢰성을 높일 수 있다(Sanagou et al, 2012). 동시에 변수들의 직접적인 효과뿐 아니라 각 수준 간 교차 및 상호작용 효과도 고려할 수 있다(Snijders & Bosker, 2012). 다수준 모델의 데이터 구조는 연구자의 목적에 따라 여러 수준으로 구분할 수 있다.

III. 연구방법

1. 연구대상

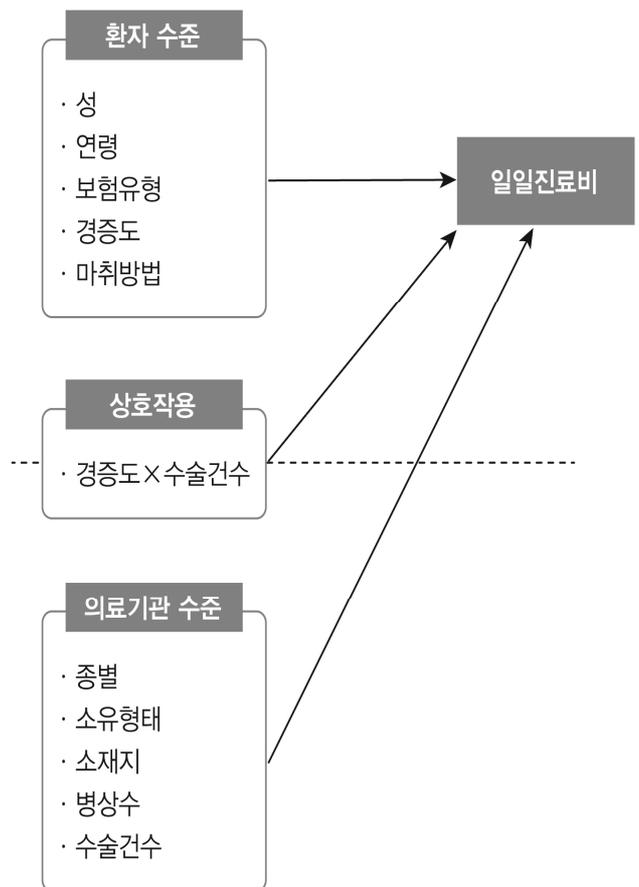
이 연구는 건강보험심사평가원의 2011년 환자표본자료 중 요추 추간판제거술(척추후궁절제술 포함, N1493) 환자를 대상으로 하였다. 우선 신경외과 환자 중에서 주진단이 '신경뿌리병증을 동반한 요추 및 기타 추간판 장애'

(KCD code M51.1, 이하 신경뿌리병증)이면서, 단독으로 요추 추간판제거술을 시행한 환자를 선정하였다. 다음으로 중복청구와 분리청구 등으로 인해 재원기간에 차이가 있는 12월 데이터는 제외하였다. 이 중에서 상·하단 열외군(outlier) 각각 1%를 제외한, 총 248곳 의료기관의 3,641명 환자를 최종 선정하여 분석하였다.

2. 연구모델

요추 추간판제거술 환자의 일일진료비를 종속변수로 하고, 영향요인으로는 환자수준과 의료기관수준, 그리고 상호작용으로 구분하였다(그림 1).

환자수준 변수로는 성, 연령, 보험유형, 경증도, 마취방법을 선택하였고, 의료기관수준 변수로는 의료기관 종별, 소유형태, 소재지, 병상수, 수술건수를 채택하였다. 이 중 핵심연구변수는 환자수준의 경증도와 의료기관수준의 수술건수이며, 다른 변수는 통제변수로 사용하였다. 이에 따라 두 변수는 상호작용효과도 같이 분석하였다.



<그림 1> 연구모델

다수준 모델에서 수준간 상호작용 변수는 환자수준의 설명변수가 종속변수에 미치는 영향력이 의료기관수준의 설명변수에 의해 달라진다. 환자특성에서 동반질환과 합병증이 진료비와 재원기간을 가장 잘 설명하는 요인 (Styron et al, 2011; Basques et al, 2014)이며 의료기관수준에서는 환자량(volume)이 재원기간과 진료비에 영향을 미친다는 선행연구(Lavernia et al, 1995; Kreder et al, 2003; Mäkelä et al(2010)를 참조하였다.

3. 변수의 정의

종속변수인 일일진료비는 환자당 진료비를 재원기간으로 나누어 계산하였다. 환자당 진료비는 요양급여명세서의 진찰료, 입원료, 투약료, 주사료, 마취료, 이학요법료, 정신요법료, 처치 및 수술료, 검사료, 영상진단 및 방사선 치료료의 합이다. 실제로 행해지고 있는 진료양상을 보다 정확하게 반영하기 위하여 요양기관 종별 가산률을 적용하지 않았다. 재원기간은 환자가 진료를 받기위해 요양기관에 실제로 내원해 있는 일수(퇴원일-입원일+1)이다.

독립변수 중 환자수준 변수의 세부내역은 다음과 같다. 성은 남자와 여자이며, 연령은 입원시 나이로 44세 이하, 45-64세, 65세 이상으로 구분하였다. 보험유형은 건강보험과 의료급여로 구분하였다. 경증도는 KDRG의 PCCL(Patient Clinical Complexity Level 환자단위 중증도 점수)를 이용하였다. PCCL 0은 합병증 및 동반상병의 영향이 없음, 1은 합병증 및 동반상병의 영향이 작음, 2는 합병증 및 동반상병의 영향이 보통임, 3은 합병증 및 동반상병의 영향이 심함, 합병증 및 동반상병의 영향이 극단적임을 의미한다. 자료에서 경증도 3인 경우가 6건이므로 이 연구에서는 경증도를 0, 1, 2 이상으로 구분하였다. 마취방법은 부분마취와 전신마취로 구분하였다.

의료기관수준 변수 중 의료기관 종별은 상급종합병원, 종합병원, 병원으로 구분하였고, 소유형태는 개인, 의료법인과 기타로 구분하였다. 소재지는 특별시·광역시와 도지역으로 구분하였다. 병상수는 100병상을 단위로 100병상 이하, 101-200병상, 201-300병상, 301-400병상, 401-500병상, 501병상 이상으로 구분하였다.

의료기관 특성 중 전문화 지수가 높은 의료기관이 효율성이 높다(이광수와 전기홍, 2008; Meyer et al, 1998).

이 연구에서는 전문화 지수를 측정하는 다양한 지표 중 수술건수(진료량)를 사용하였다(Lavernia et al, 1995; Kreder et al, 2003; Mäkelä et al, 2010). 수술건수는 전체 평균을 중심으로 53건 미만, 53건 이상으로 구분하였다. 이는 건강보험심사평가원 ‘요양급여적정성평가’에서 일부질환의 시술량이 기준 수술건수 이상인지 여부와 건당 입원일수 및 건당 진료비와 사망률을 비교한 연구(건강보험심사평가원, 2013)를 참조하였다.

4. 분석방법

첫 단계로 환자 및 의료기관변수들에 대한 빈도, 백분율, 평균, 표준편차 등의 기술 분석을 한 후 이들 각각의 변수에서 일일진료비에 차이가 있는 지를 보기 위해 t-test 및 F-test을 실시하였다. 두번째 단계로 환자수준과 의료기관수준의 영향을 정도를 파악하기 위한 다수준 모델을 5단계로 구분하여 영향요인을 분석하였다. 마지막 단계로 이를 회귀모델과 비교하였다. 다수준 모델의 추정은 무제약모델, 환자수준과 의료기관수준이 추가로 투입된 임의절편모델, 임의계수모델, 수준간 상호작용이 추가된 상호작용모델의 5단계를 거치면서 점차 모수를 추가시켜나가는 상향식 방법을 이용하였다(Hox, 2010).

사용된 변수 중에서 일일진료비는 정규분포를 유지하기 위하여 로그(log)로 치환하였고, 연령, 병상수, 수술건수는 연속변수로 중심(centering)보정한 변수를 투입하였다. 연령은 집단평균으로 중심보정을, 병상수와 수술건수는 전체평균으로 중심보정 하였다.

IV. 연구결과

1. 분석대상의 특성

분석대상 특성으로 환자수준에서는 남자가 여자보다 많으며, 분석대상의 평균 연령은 49.7세로 45-64세의 환자가 44.1%를 차지하였다. 건강보험환자가 대부분이었고, 경증도 0이 71.5%, 경증도 1이 24.1%, 경증도 2 이상이 4.4%이었다. 66.1%의 환자가 전신마취를 하였다 <표 1>.

<표 1> 환자수준 특성

| 구분 | | 환자수 | (%) |
|------|---------|-------|--------|
| 성 | 남자* | 2,136 | (58.7) |
| | 여자 | 1,505 | (41.3) |
| 연령 | 44세 이하* | 1,367 | (37.5) |
| | 45-64세 | 1,605 | (44.1) |
| | 65세 이상 | 669 | (18.4) |
| 보험유형 | 건강보험* | 3,523 | (96.8) |
| | 의료급여 | 118 | (3.2) |
| 경증도 | 0* | 2,602 | (71.5) |
| | 1 | 877 | (24.1) |
| | 2이상 | 162 | (4.4) |
| 마취방법 | 부분마취* | 1,233 | (33.9) |
| | 전신마취 | 2,408 | (66.1) |

주) * 준거변수

<표 2> 의료기관수준 특성

| 구분 | | 환자수 | (%) | 기관수 | (%) |
|------|-----------|-------|--------|-----|--------|
| 종별 | 상급종합병원* | 73 | (2.0) | 21 | (8.5) |
| | 종합병원 | 685 | (18.8) | 96 | (38.7) |
| | 병원 | 2,883 | (79.2) | 131 | (52.8) |
| 소유형태 | 개인* | 2,978 | (81.8) | 128 | (51.6) |
| | 의료법인 | 484 | (13.3) | 59 | (23.8) |
| | 기타 | 179 | (4.9) | 61 | (24.6) |
| 소재지 | 특별시·광역시* | 2,293 | (63.0) | 121 | (48.8) |
| | 도 | 1,348 | (37.0) | 127 | (51.2) |
| 병상수 | 100병상 이하* | 892 | (24.5) | 44 | (17.7) |
| | 101-200병상 | 1,425 | (39.1) | 54 | (21.8) |
| | 201-300병상 | 967 | (26.6) | 51 | (20.6) |
| | 301-400병상 | 119 | (3.3) | 24 | (9.7) |
| | 401-500병상 | 20 | (0.5) | 10 | (4.0) |
| 수술건수 | 501병상 이상 | 218 | (6.0) | 65 | (26.2) |
| | 53건 미만* | 1,807 | (49.6) | 231 | (93.1) |
| | 53건 이상 | 1,834 | (50.4) | 17 | (6.9) |

주) * 준거변수

의료기관은 병원 131곳(52.8%), 종합병원 96곳(38.7%), 상급종합병원 21곳(8.5%) 순이며, 병원이 2,883건(79.2%)로 분석 건수가 가장 많았다. 소유형태는 개인이 128곳(51.6%)로 총 2,978건(81.8%)이었다. 소재지는 특별시·광역시, 도지역이 유사하게 분포하였으나 분석건수로는 특별시·광역시가 2,293건(63.0%)로 많았다. 병상규모는 101-200병상 규모가 54곳(21.8%)로 가장 많았고, 총 1,425건(39.1%)이었다. 수술건수가 53건 이상인 기관이 17곳(6.9%)이었으며, 분석대상 건수

는 1,834건(50.4%)이었다(표 2).

2. 환자 및 의료기관 특성별 일일진료비 차이

환자수준과 의료기관수준 특성에 따라 일일진료비의 차이가 있는지를 분석하였다(표 3). 환자수준과 의료기관수준의 모든 변수에서 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

환자수준에서는 남자가 여자보다, 연령별로는 65세 이상이 일일진료비가 가장 많았으나 44세 이하와 45-64세

간에는 통계학적으로 유의한 차이가 없었다. 건강보험 환자가 의료급여 환자보다 일일진료비가 많았다. 경증도가 0일 때 일일진료비가 가장 많았으나, 경증도 1과 2이상은 유의한 차이가 없었다. 전신마취인 경우 부분마취보다 일일진료비가 많았다.

의료기관수준에서는 종별이 높을수록, 소유형태가 기

타인 경우에 일일진료비가 통계적으로 유의하게 높았으나, 개인과 의료법인인 경우에는 차이가 없었다. 소재지가 특별시·광역시인 경우에, 병상수는 501병상 이상일 때 일일진료비가 가장 많았고, 다음으로 201-300병상의 일일진료비가 많았다. 수술건수가 53건 이상일 때 53건 미만 일때보다 일일진료비가 많았다.

<표 3> 환자수준과 의료기관수준의 일일진료비 차이

| | | | 평균 | 표준편차 | t/F | | Bonferroni |
|----------|------|------------------------|---------|--------|--------|-----|----------------|
| 환자 수준 | 성 | 남자 | 180,627 | 57,315 | 1.962 | *** | |
| | | 여자 | 176,745 | 60,937 | | | |
| | 연령 | 44세 이하 ^a | 177,337 | 54,976 | 9.71 | *** | a=b<c |
| | | 45-64세 ^b | 176,699 | 54,293 | | | |
| | | 65세 이상 ^c | 188,039 | 74,304 | | | |
| | 보험유형 | 건강보험 | 179,580 | 58,357 | 3.133 | ** | |
| | | 의료급여 | 162,340 | 70,625 | | | |
| | 경증도 | 0 ^a | 182,079 | 56,536 | 14.880 | *** | b=c<a |
| | | 1 ^b | 173,110 | 66,621 | | | |
| | | 2이상 ^c | 161,927 | 43,734 | | | |
| | 마취방법 | 부분마취 | 178,153 | 50,007 | -0.637 | *** | |
| | | 전신마취 | 179,466 | 62,921 | | | |
| 의료 기관 수준 | 종별 | 상급종합병원 ^a | 228,458 | 75,195 | 127.25 | *** | c<b<a |
| | | 종합병원 ^b | 205,540 | 68,199 | | | |
| | | 병원 ^c | 171,469 | 53,337 | | | |
| | 소유형태 | 개인 ^a | 178,430 | 57,746 | 7.01 | *** | a=b<c |
| | | 의료법인 ^b | 176,798 | 57,990 | | | |
| | | 기타 ^c | 194,880 | 75,400 | | | |
| | 소재지 | 특별시·광역시 | 185,019 | 60,202 | 8.089 | *** | |
| | | 도 | 168,820 | 55,051 | | | |
| | 병상수 | 100병상 이하 ^a | 163,843 | 53,358 | 35.47 | *** | b<c=f, e=d=a<b |
| | | 101-200병상 ^b | 177,743 | 51,785 | | | |
| | | 201-300병상 ^c | 194,698 | 67,241 | | | |
| | | 301-400병상 ^d | 154,734 | 43,737 | | | |
| | | 401-500병상 ^e | 154,474 | 43,205 | | | |
| | | 501병상 이상 ^f | 195,463 | 69,251 | | | |
| | 수술건수 | 53건 미만 | 167,696 | 53,079 | -11.74 | *** | |
| | | 53건 이상 | 190,181 | 62,077 | | | |

주) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

3. 일일진료비에 영향을 미치는 다수준분석

병상수와 소유형태의 상관계수가 0.7 이상이였다. 따라서 소유형태를 다수준 회귀분석에서 고려하지 않았다.

다수준 모델의 1단계로 무제약모델을 추정하였다. 총 분산에 대한 진단간 분산비율을 통해 다수준 모델에서 상위집단의 분산을 나타내는 집단내 상관(Intra-Class Correlation, ICC)값은 0.354 [=0.0058/(0.0058+0.0105)]로, 이는 일일진료비 분산의 35.4%가 의료기관 수준에 의해 설명됨을 의미한다.

2단계로 환자수준의 설명변수를 투입한 임의절편모델을 추정하였다. 임의절편모델은 의료기관간 기울기는 동일하고 절편이 다르다고 가정한 모델이다. 경증도를 제외한 나머지 변수들이 통계적으로 유의하였다. 환자수준에 의해 설명된 분산량은 1.9% [(0.0105-0.0103)/0.0105] 감소하였고 의료기관에 의해 설명된 분산량은 동일하였다. 환자수준의 변수가 투입된 임의절편모델이 무제약모델에 비해 적합모델인지를 판단하기위하여 편향도(deviance) 차이에 대한 카이제곱 검정을 시행한 결과, 편향도 감소량이 통계적으로 유의 ($\chi^2 = 58.74$, $p=0.0000$)하였다. 이를 통해 환자수준의 변수가 투입된 임의절편모델이 무제약모델보다 더 적합한 모델임을 알 수 있다.

3단계로 의료기관수준 설명변수가 추가된 임의절편모델을 측정하였다. 의료기관수준에서는 병상수와 수술건수가 유의하였다. 환자수준의 변수가 투입된 임의절편모델과 비교하여 환자수준의 분산량은 동일하였고 의료기관수준의 분산은 19.0% [(0.0058-0.0047)/0.0058] 감소하였다. 환자 및 의료기관수준의 변수가 투입된 임의절편모델이 환자수준의 변수만 투입된 임의절편모델에 비해 적합모델인지를 보기위해 편향도(deviance) 차이에 대한 카이제곱 검정을 시행하였다. 검정결과 편향도 감소량이 통계적으로 유의 ($\chi^2 = 42.49$, $p=0.0000$)하여 의료기관수준의 변수가 투입된 임의절편모델이 환자수준의 변수만 투입된 임의절편모델보다 더 적합한 모델임을 알 수 있다.

4단계로 의료기관간 기울기와 절편이 다르다고 가정한 임의계수모델을 추정하였다. 경증도에 따른 일일진료비 기울기가 의료기관별로 서로 다를 것을 뜻하는 경증도 계수는 -0.0136로 통계적으로 유의하였다. 환자수준의 분산은 0.0101(\leftarrow 0.0103)로 감소하였고 의료기관수준의 분산은 0.0048(\leftarrow 0.0047)로 증가하였다. 임의계수모델이 임의절

편모델에 비해 적합모델임을 카이제곱 검정결과 편향도 감소량이 통계적으로 유의 ($\chi^2 = 18.72$, $p=0.0001$)하여 임의절편모델이 환자수준과 의료기관수준이 투입된 임의절편모델보다 더 적합한 모델임을 알 수 있다.

5단계로 수준간 상호작용 모델을 추정하였다. 수준간 상호작용 변수인 경증도×수술건수는 0.0241로 통계적으로 유의하였고, 경증도×수술건수 변수가 투입되면서 환자수준과 의료기관수준의 분산이 동일하였다. 경증도 분산은 0.012(\leftarrow 0.0150)로 감소하였다. 수준간 상호작용 모델과 임의계수모델을 비교한 편향도(deviance) 및 카이제곱 검정에서는 통계적으로 유의 ($\chi^2 = 3.66$, $p=0.0559$)하지 않았다.

다수준 모델에서 단계별 모델의 적절성을 평가하는 편향도(deviance)는 작은 값을 가질수록 적절한 모델이다. 이 연구에서는 편향도 값이 가장 작으며 수준간 상호작용 변수의 영향력을 파악하기 위해 5단계의 수준간 상호작용 모델을 최종모델로 선정하였다.

분산감소 비율을 이용하여 수준간 상호작용 모델이 무제약 모델에 비해 감소된 분산은 환자수준은 3.8% [(0.0105-0.0101)/0.0105], 의료기관수준은 17.2% [(0.0058-0.0048)/0.0058] 감소하였다. 전체적으로 총 분산은 약 9.0% [(0.163-0.0161)/0.0163] 감소하였다.

4. 회귀모델과 다수준 모델의 결과비교 및 영향요인

선형회귀모델과 수준간 상호작용모델을 비교하였다(표 5). 두 모델의 환자수준 변수의 방향과 통계적 유의성은 유사하였으나, 의료기관수준 변수에서 종별과 소재지 변수의 경우, 다수준 모델에서는 통계적으로 유의하지 않았다.

상호작용모델을 토대로 일일진료비 영향요인을 설명하면 다음과 같다. 환자수준에서 남자보다 여자의 일일진료비가 적었으며, 나이가 많을수록 일일진료비가 많아졌고, 건강보험을 기준으로 의료보호 환자일 때 일일진료비가 적었다. 경증도에서는 차이가 없었으나 마취방법은 부분 마취를 기준으로 전신마취일 때 일일진료비가 많았다.

의료기관수준에서는 병상수가 많을수록, 수술건수가 많을수록, 경증도×수술건수 값이 높을수록 일일진료비가 많았으나, 종별과 소재지에서는 일일진료비 차이가 없었다.

<표 4> 일일진료비의 단계별 다수준 모델 분석

| 고정효과 | 무제약모델 | | | 임의절편모델 (환자수준) | | | 임의절편모델 (의료기관수준) | | | 임의계수모델 | | | 수준간 상호작용모델 | | |
|-----------|----------|--------|--------|------------------|--------|--------|--------------------|--------|--------|----------|--------|--------|---------------|--------|--------|
| | 추정계수 | 표준편차 | | 추정계수 | 표준편차 | | 추정계수 | 표준편차 | | 추정계수 | 표준편차 | | 추정계수 | 표준편차 | |
| 환자수준 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 절편 | 5.2072 | *** | 0.0060 | 5.2071 | *** | 0.0060 | 5.2153 | *** | 0.0091 | 5.2177 | *** | 0.0090 | 5.2151 | *** | 0.0091 |
| 성 | | | | -0.0191 | *** | 0.0037 | -0.0191 | *** | 0.0037 | -0.0193 | *** | 0.0036 | -0.0196 | *** | 0.0036 |
| 연령 | | | | 0.0006 | *** | 0.0001 | 0.0006 | *** | 0.0001 | 0.0006 | *** | 0.0001 | 0.0006 | *** | 0.0001 |
| 보험유형 | | | | -0.0323 | ** | 0.0103 | -0.0324 | ** | 0.0102 | -0.0305 | * | 0.0102 | -0.0300 | ** | 0.0102 |
| 경증도 | | | | -0.0039 | | 0.0038 | -0.0039 | | 0.0038 | -0.0136 | * | 0.0059 | -0.0078 | | 0.0061 |
| 마취방법 | | | | 0.0268 | * | 0.0080 | 0.0270 | * | 0.0080 | 0.0274 | * | 0.0080 | 0.0272 | ** | 0.0080 |
| 의료기관수준 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 종별 | | | | | | | -0.0141 | | 0.0077 | -0.0145 | | 0.0078 | -0.0131 | | 0.0077 |
| 소재지 | | | | | | | -0.0117 | | 0.0113 | -0.0099 | | 0.0112 | -0.0101 | | 0.0112 |
| 병상수 | | | | | | | 0.0066 | *** | 0.0010 | 0.0067 | *** | 0.0010 | 0.0066 | *** | 0.0010 |
| 수술건수 | | | | | | | 0.0458 | * | 0.0186 | 0.0526 | ** | 0.0184 | 0.0467 | * | 0.0187 |
| 상호작용 | | | | | | | | | | | | | | | |
| 경증도×수술건수 | | | | | | | | | | | | | 0.0241 | * | 0.0121 |
| 임의효과 | 분산성분 | 표준편차 | | 분산성분 | 표준편차 | | 분산성분 | 표준편차 | | 분산성분 | 표준편차 | | 분산성분 | 표준편차 | |
| 환자수준 분산 | 0.0105 | 0.0003 | | 0.0103 | 0.0003 | | 0.0103 | 0.0002 | | 0.0101 | 0.0006 | | 0.0101 | 0.0002 | |
| 의료기관수준 분산 | 0.0058 | 0.0008 | | 0.0058 | 0.0008 | | 0.0047 | 0.0006 | | 0.0048 | 0.0002 | | 0.0048 | 0.0006 | |
| 경증도 분산 | | | | | | | | | | 0.0015 | 0.0006 | | 0.0012 | 0.0006 | |
| 편향도 | -5895.47 | | | -5954.22 | | | -5996.70 | | | -6015.43 | | | -6019.08 | | |
| χ^2 | | | | 58.74 | | | 42.49 | | | 18.72 | | | 3.66 | | |
| p 값 | | | | 0.0000 | | | 0.0000 | | | 0.0001 | | | 0.0559 | | |

주) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

<표 5> 일일진료비에 영향을 주는 요인에 대한 선형회귀와 다수준 분석

| 구 분 | 선형회귀 | | | 다수준 회귀 | | |
|----------|----------|------|--------|----------|------|--------|
| | 추정계수 | 표준편차 | | 추정계수 | 표준편차 | |
| 환자수준 | | | | | | |
| 절편 | 5.2325 | *** | 0.0021 | 5.2151 | *** | 0.0091 |
| 성 | -0.0196 | *** | 0.0045 | -0.0196 | *** | 0.0036 |
| 연령 | 0.0006 | *** | 0.0002 | 0.0006 | *** | 0.0001 |
| 보험유형 | -0.0309 | * | 0.0127 | -0.0300 | ** | 0.0102 |
| 경증도 | -0.0041 | | 0.0046 | -0.0078 | | 0.0061 |
| 마취방법 | 0.0274 | ** | 0.0099 | 0.0272 | ** | 0.0080 |
| 의료기관수준 | | | | | | |
| 종별 | -0.0283 | ** | 0.0087 | -0.0131 | | 0.0077 |
| 소재지 | -0.0151 | ** | 0.0046 | -0.0101 | | 0.0112 |
| 병상수 | 0.0065 | *** | 0.0006 | 0.0066 | *** | 0.0010 |
| 수술건수 | 0.0519 | *** | 0.0046 | 0.0467 | * | 0.0187 |
| 상호작용 | | | | | | |
| 경증도×수술건수 | 0.0244 | ** | 0.0090 | 0.0241 | * | 0.0121 |
| 편향도 | -4779.51 | | | -6019.08 | | |

주) * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

V. 고찰 및 결론

1. 연구방법에 대한 고찰

이 연구는 다음과 같은 연구방법 상의 제한점으로 결과 해석의 일반화에 신중을 기할 필요가 있다.

첫째, 건강보험심사평가원의 환자표본 자료를 이용하여 요추 추간판제거술을 단독으로 시행한 환자만을 대상으로 하였기 때문에 연구 결과를 다른 질환에 일반화하는데 주의를 기한다. 둘째, 건강보험 청구명세서는 진료비 청구 목적의 자료로 비급여 진료비가 포함되지 않아 실제 진료비와는 차이가 있다. 셋째, 환자의 의무기록 등을 통한 과거력, 통증 정도, 재수술등의 임상적 특성과 환자 가족 특성, 직업 유무 등을 파악할 수 없다. 넷째, 의료기관의 전문화 정도를 수술건수를 이용하여 측정하였다. 전문화 측정 지표는 실제 전문병원 지정 유무 또는 정보이론 지수, 내부허핀달 지수, 고유한 DRGs 수, 최빈도 DRGs 5개의 비율 등(김원중, 1999; 이광수와 전기홍, 2008)을 이용하기도 한다. 따라서 전문화 측정 도구에 따라 다른 연구 결과가 도출될 수 있다.

2. 연구결과에 대한 고찰

이 연구는 단일수준의 선형회귀모델과 다수준 모델을 이용하여 환자의 일일진료비에 미치는 영향 요인을 추정하였다. 무제약 모델은 일일진료비 총 분산의 35.4%를 의료기관 수준에서 설명하였다. 이 연구에서 ICC 값은 35.4%로 사회과학의 경우 5~25% 수준임을 감안하면 높은 편이다. 즉, 일일진료비 분산의 35.4%가 의료기관수준에 의해 설명되므로 일일진료비의 효율적 관리를 위해서는 환자 개개인별 접근도 중요하지만 의료기관 특성도 함께 고려해야 한다는 것을 시사한다.

환자수준에서 여자일 때 일일진료비가 낮았으나 연령이 많을수록 일일진료비는 높았다. 요추를 포함한 경추, 흉추의 관혈적추간판제거술과 내시경하추간판제거술 환자를 대상으로 한 임미선(2013) 연구에서 환자의 평균 연령은 49.9세로 남자가 여자보다 많은 것은 이 연구와 비슷하였다.

건강보험보다는 의료보험일 때 일일진료비가 낮았다. 건강보험 환자가 전체의 96.8%로 대부분을 차지하였다.

선택적 정형외과 수술인 고관절부분치환술과 슬관절전치환술을 대상으로 한 연구(장원모 등, 2010; 정희숙, 2012; 하재임, 2012)에서 의료보호 환자의 재원기간이 건강보험 환자보다 재원기간이 길었다. 장원모 등(2010)의 연구에서는 의료보호는 재원기간은 높이고, 진료비는 낮게 하는 요인으로, 입원시 의료보호 환자의 중증도가 건강보험 환자보다 높았기 때문이라고 하였다. 추가분석에서 두 군간의 중증도가 통계적으로 유의한 차이($\chi^2=1.1670$, $p=0.280$)가 없었다. 그러나 재원기간이 건강보험 11.4일, 의료급여 15.9일로 통계적으로 유의한 차이($t=-7.69$, $p=0.000$)가 있었다. 따라서 의료보호 환자의 재원기간은 중증도가 아닌 다른 요인에 영향을 받고 있음을 추정할 수 있다.

이 연구에서 중증도가 높을수록 일일진료비가 낮았으나 통계적으로 유의한 차이는 없었다. 임미선(2013)의 연구에서 중증도에 따른 일일진료비는 중증도 0, 2, 1 순서로 많았다. Zheng et al(2002)와 Deyo et al(2010)의 연구에서 중증도가 높을수록 재원기간이 길었으며, Nandyala et al(2014) 연구는 교육병원이 동반질환이 많은 환자를 진료함에도 비교육병원과 평균진료비에 차이가 없었다. 슬관절치환술과 고관절치환술 환자를 대상으로 한 Styron et al(2011)의 연구에서 동반질환 지수가 높을수록 재원기간이 급격히 증가하였다. 추가분석에서 중증도에 따른 재원기간($F=88.92$, $p=0.000$)과 총진료비($F=131.01$, $p=0.000$) 분석과 집단간(Bonferroni) 분석에서 유의한 차이가 있었다. 일일진료비는 총진료비와 재원기간의 평균값으로 병상당 수익을 나타내는 지표이다. 따라서 병상당 수익이 중증도에 따라 차이가 없는 것이다.

부분마취보다는 전신마취일 때 일일진료비가 높았다. 임홍안(2013)의 요추간판 탈출증을 부분 마취와 전신마취로 구분하여 현미경적 요추간판 절제술을 시행한 연구에서 마취방법에 따라 수술시간, 임상결과 및 환자 만족도에 유의한 차이가 없었다. 그러나 수술 후 회복기간 및 재원기간은 부분마취 군이 짧았다. 이 연구의 추가분석에서 전신마취 군이 부분마취 군보다 재원기간($F=95.95$, $p=0.000$)과 총진료비($F=208.53$, $p=0.000$) 모두 통계적으로 유의하게 높았다. 이는 임홍안(2013)의 연구와 같이 부분마취 군의 재원기간은 전신마취 군보다 짧은 것이 일치한 결과이다.

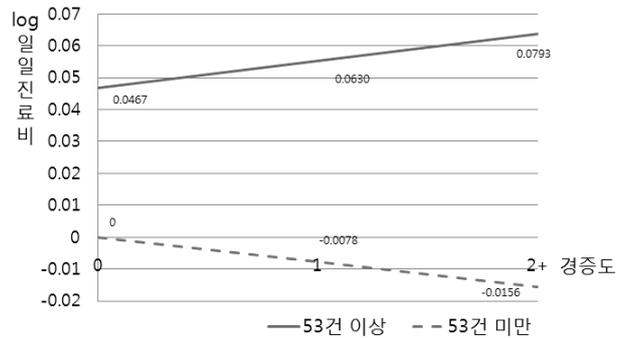
의료기관 수준에서 병상수가 많을수록 일일진료비가

높았다. 진료비는 의료수가, 진료량과 재원일수에 의해 결정된다. 의료기관으로서는 진료량과 재원일수관리를 통해 진료수익을 극대화하고자 한다. 진료량과 관련하여 건강보험심사평가원은 2010년부터 현재까지 척추수술을 진료비 증가항목으로 선정하여 적극적 보존치료 여부와 사전예고를 통한 의료기관의 적정청구 및 의료의 질향상을 도모하기 위한 선별집중심사를 하고 있다. 전체 척추수술 15만 여건 중 15%를 과잉수술로 진료비를 삭감하였으며 삭감된 척추수술의 81%가 중소병원에서 이루어졌다(건강보험심사평가원, 2013). 따라서 의료기관의 진료비를 최대화하기 위한 방안은 재원기간을 단축시키는 것으로 이는 일일진료비를 높이게 되는 것이다.

수술건수가 많을수록 일일 진료비가 높았다. 근골격계 관련 선택적 수술로 Martineau et al(2005)은 고관절치환술, Wei et al(2010)은 슬관절치환술을 대상으로 의료기관의 환자수(volume)에 따른 진료비와 재원기간을 연구하였다. 동일질환군의 환자수가 많은 기관의 진료비가 환자수가 적은 기관보다 적었다. 그러나 Goodney et al(2003)의 고위험 수술환자 대상 연구에서 병원의 수술환자수는 수술 후 사망을 예측하는 변수이지만, 재원기간과 재입원률을 예측하지는 못한다고 하였다.

이 연구에서는 추간판제거술 환자수에 따른 일일진료비에 영향을 파악하면서 다수준분석의 수준간 상호작용 변수가 미치는 영향을 분석하였다. 환자수준과 의료기관 수준의 상호작용인 경증도×수술건수는 양(+)의 계수이며, 이는 수술건수가 많은 의료기관일수록 환자의 경증도 차이에 따른 영향력이 높다는 것을 의미한다. 즉, 일일진료비 수익이 많은 것이다. 따라서 의료기관의 동일한 유형의 환자를 반복 취급하여 숙달됨으로써 병원의 비용과 의료의 질에 긍정적인 영향을 미친다는 Barro & Huckman(2006)의 연구와 같이 의료기관의 특정질환 환자의 증가는 일일진료비 향상에 긍정적 효과가 있음을 시사하고 있다.

전체 수술건수의 평균을 기준으로 53건 이상과 미만의 의료기관으로 구분하여 중증도에 따른 log일일진료비는 <그림 2>와 같이 경증도가 높아질수록 수술건수가 53건 이상인 의료기관의 log일일진료비는 높아졌으나, 53건 미만 의료기관의 일일진료비는 낮아졌으며 기울기의 간격도 넓혀졌다. 따라서 동일질환군의 환자를 많이 진료하는 의료기관은 진료수익을 향상시킨다.



<그림 2> 수술건수 구분에 따른 경증도별 의료기관의 log일일진료비

의료기관의 종별과 소재지 변수가 분석 방법에 따라 통계적 유의성이 다르게 도출되었다. 이와 같은 차이의 원인은 데이터를 단층구조로 구축한 기존의 통계모델은 각 표본간에 상관성이 없으며 독립적이고, 잔차들도 독립적이라고 가정한다. 그러나 다층구조의 자료를 단층구조의 모델로 추정하면 표준오차가 상당히 작아지게 되어 귀무가설을 기각할 확률이 매우 높아지기 때문이다(Austin et al, 2001; Sanagou et al, 2012). 또한 기존의 회귀모델과 다수준 모델을 비교한 Austin et al(2001)의 연구에서는 1수준과 2수준 변수의 방향성과 통계적 유의성에 차이가 있었다. 따라서 데이터 구조를 무시한 분석은 잘못된 모수를 추정하게 된다.

V. 결 론

현재 우리나라의 의료기관들은 의료의 질을 유지하면서 경영상의 효율성을 높여야 하는 요구에 직면하고 있다. 동일 질환군의 환자수를 늘리는 전문화 전략이 의료기관의 진료수익을 향상시키는지를 단일수준의 선형회귀 모델과 다수준 회귀모델을 이용하여 비교 분석하였다.

두 모델의 분석결과 의료기관의 종별과 소재지 변수에서 차이가 있었다. 따라서 데이터 구조에 맞는 연구모델을 선정하는 것은 매우 중요하다.

일일진료비에 영향을 주는 변수 중 환자수준에서는 여성일 때, 건강보험을 기준으로 의료급여 일 때, 경증도가 낮을수록 일일진료비가 낮았으며, 연령이 높을수록, 부분마취를 기준으로 전신마취일 때 일일진료비가 높았다. 의료기관수준에서는 병상수가 많을수록, 수술건수가 많을수

록 일일진료비가 많았다. 수준간 상호작용 변수인 경증도 × 수술건수가 높을수록 일일진료비가 높았다. 이러한 결과는 의료기관의 일일진료비를 증가시키기 위해서는 동일 질환의 환자수를 늘리는 전문화 전략의 중요성을 제시한다고 볼 수 있다. 따라서 의료기관은 동일 질환군의 환자수를 증가시키는 전문화전략 등의 병원 경영정책을 수립하는 것이 필요하다.

<참고문헌>

김원중, 이용철, 강성홍(1999), 중소병원의 전문화와 경영 성과-수익성 분석을 중심으로, 병원경영학회지, 4(2)85-105

유혜원(2013), 의료서비스 제공의 전문화 수준이 병원 경영 성과에 미치는 영향, 한양대학교, (박사). 96

이광수, 전기홍(2008), 의료기관 서비스 전문화 수준의 측정 및 분석. 보건행정학회지, 18(2)67-85

임미선(2013), 척추전문병원제도 시행이 추간판제거술을 받은 환자의 재원일수와 진료비에 미치는 영향, 연세대학교, (석사). 89

임홍안, 서형연(2013), 요추간판 탈출증 환자에서 부분 마취하와 전신 마취하에 시행한 현미경적 요추간판 절제술의 비교, 대한척추외과학회지, 20(4)129-134

장원모, 은상준, 사공필용, 이채은, 오무경, 오주환, 김 윤 (2010), 고관절 부분 치환술 시술정보 공개에 따른 재입원율, 입원일수 및 진료비의 변화, 대한예방의학회지, 43(6)523-534

정희숙(2012), 슬관절 전치환술에서의 재원일수 관련 요인 분석, 연세대학교, (석사). 73

조우현(1986), 병원 재원기간 및 진료비에 영향을 미치는 요인, 연세대학교 (박사). 82

하재임(2012), 슬관절치환술 진료량-진료결과 관계 분석 연구, 고려대학교, (석사). 45

건강보험심사평가원(2013), 2013년도 진료량 평가 결과 보고서

건강보험심사평가원(2014), 목, 허리의 통증과 저림 증상, '디스크' 의심해봐야

국민건강보험(2014), 2013년 건강보험통계연보

Ahsan K, Najmus-Sakeb, Hossain A, Khan SI, Awwal M(2012). Discectomy for primary and

recurrent prolapse of lumbar intervertebral discs. Journal of Orthopaedic Surgery, 20(1):7-10

Arnold PM, Rick LR, Anderson KK, McMahon JK, Connelly LM, Norvell DC(2011). Factors affecting hospital length of stay following anterior cervical discectomy and fusion. Evidence-Based Spine-Care J, 2(3):11-18

Austin PC, Goel V, Walraven CV(2001). An Introduction to Multilevel Regression Models. Canadian J Public Health, 92(2):150-154

Barro JR, Huckman RS, Kessle DP(2006). The effects of cardiac speciality hospitals on the cost and quality of medical care. Journal of Healthcare Economics, ;52(4):702-721

Basques BA, Fu MC, Buerba RA, Bohl DD, Golinvaux NS, Grauer JN(2014). Using the ACS-NSQIP to identify factors affecting hospital length of stay after elective posterior lumbar fusion. Spine, 39(6):497-502

Cairns JA, Munro J(1992). Why does Length of Stay vary for Orthopaedic Surgery? Health Policy, 22:297-306

Collins TC, Daley J, Henderson WH, Khuri SF(1999). Risk Factors for Prolonged Length of Stay After Major Elective Surgery. Annals Of Surgery, 230(2):251-259

Deyo RA, Mirza SK, Martin BI, Kreutler W, Goodman DC, Jarvik(2010). Trends, Major Medical Complications, and Charges Associated With Surgery for Lumbar Spinal Stenosis in Older Adults. JAMA, 303(13):1259-1265

Diez-Roux(1998). Bringing context back into epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. American journal of Public Health, 88:216-222

Goodney PP, Stukel TA, Lucas FL, Finlayson EV, Birkmeyer JD(2003). Hospital volume, length of stay, and readmission rates in high-risk surgery. Ann Surg, 238(2):161-167

Grieve R, Nixon R, Thompson SG, Normand C(2005). Using multilevel models for assessing the

- variability of multinational resource use and cost data. *Health Economics*, 14:185–196
- Kreder HJ, Grosso P, Williams JI, Jaglal S, Axcell T, Wai EK, Stephen DJ.G(2003). Provider volume and other predictors of outcome after total knee arthroplasty: a population study in Ontario. *Can J Surg*, 46(1):15–22
- Lavernia CJ, Guzman JF(1995). Relationship of Surgical Volume to Short-term Mortality, Morbidity, and Hospital Charges in Arthroplasty. *The Journal of Arthroplasty*, 10(2):133–140
- Martineau P, Filion KB, Huk OL, Zukor DJ, Eisenberg MJ, Antoniou J(2005). Primary Hip Arthroplasty Costs Are Greater in Low-volume Than in High-volume Canadian Hospitals. *Clinical Orthopaedics And Related Research*, 437:152–156
- Mäkelä KT, Häkkinen U, Peltola M, Linna M, Kröger H, Remes V(2010). The effect of hospital volume on length of stay, re-admissions, and complications of total hip arthroplasty—A population-based register analysis of 72 hospitals and 30,266 replacements. *Acta Orthopaedica*, 81(6):20–26
- Meyer H(1988). Focused factories. *Hospital & Health Networks*, 72(2):24–30
- Nandyala SV, Marquez-Lara A, Fineberg SJ, Hassanzadeh H, Singh K(2014). Complications after lumbar spine surgery between teaching and nonteaching hospitals. *Spine*, 39:417–423.
- OECD(2014). *OECD Health Data 2014*
- Raudenbush, SW, Bryk AS(2002). *Hierarchical Linear Models: Application and data analysis methods* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage
- Sanagou M, Wolfe R, Forbes A, Reid CM(2012). Hospital-level associations with 30-day patient mortality after cardiac surgery: a tutorial on the application and interpretation of marginal and multilevel logistic regression. *BMC Medical Research Methodology*, 12:28
- Shamji MF, Cook C, Pietrobon R, Tackett S, Brown C, Isaacs RE(2009). Impact of surgical approach on complications and resource utilization of cervical spine fusion: a nationwide perspective to the surgical treatment of diffuse cervical spondylosis. *Spine J*, 9(1):31–38
- Snijders T, Bosker R(2012). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Applied Multilevel Analysis*, 2nd edition, Sage.
- Styron JF, Koroukian SM, Klika AK, Barsoum WK(2011). Patient vs Provider Characteristics Impacting Hospital Lengths of Stay After Total Knee or Hip Arthroplasty. *J Arthroplasty*, 26(8):1418–1426
- Wei M-H, Kin Y-L, Shi H-Y, Chiu H-C(2010). Effects of Provider Patient Volume and Comorbidity on Clinical and Economic Outcomes for Total Knee Arthroplasty. *The Journal of Arthroplasty*, 25(6):906–912
- Zheng F, Cammisa FP, Sandhu HS, Girardi EFP, Khan SN(2002). Factors Predicting Hospital Stay, Operative Time, Blood Loss, and Transfusion in Patients Undergoing Revision Posterior Lumbar Spine Decompression, Fusion, and Segmental Instrumentation. *Spine*, 27:818–824