creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

보건학 박사학위논문

DRG 지불제도 참여가 재원일수에 미친 영향

2015년 2월

서울대학교 보건대학원
보건학과 보건정책관리전공
최숙자

DRG 지불제도 참여가 재원일수에 미친 영향

Impact of the Participation in DRG-based Prospective Payment System on Length of Stay

지도교수 권 순 만

이 논문을 보건학 박사학위논문으로 제출함

2014년 10월

서울대학교 보건대학원

보건학과 보건정책관리전공

최 숙 자

최숙자의 박사학위논문을 인준함

2014년 12월

위 원 장	이 태 진	(인)
부 위 원 장	김 호	(인)
위 원	김 창 엽	(인)
위 원	강 길 원	(인)
위 원	권 순 만	(인)

초 록

날로 증가하는 의료비 지출, 소득수준의 향상, 인구의 고령화와 의학기술의 발전, 의사수 및 병상수의 증가 등 보건의료체계를 둘러싼 이러한 변화요인들로 인해 1970년대부터 의료비 지출에 대한 규제가 시작되었고, 우리나라도 예외는 아니여서 의료서비스 제공의 효율성 제고 및 의료비 절감효과를 주요 목적으로 DRG지불제도를 적용하게 되었다. DRG지불제도는 1997년부터 2001년까지 5년간 시범사업을 실시하였고, 이후 2002년부터 (자발적)선택제 방식으로 10년동안 지속되었다. 그러나 도입이후 정책의 많은 왜곡이 발생하였고, DRG지불제도에 대한 제대로 된 평가가 없었다는 비판에 처해 있었다. 이러한 왜곡의 근원은 자발적 선택제라는 정책집행방식에 기인한 결과인데, 의료기관 나름대로 이해득실 따져보고 참여하는 것이 이익이 될지 여부를 판단한 후 각자 참여를 결정하다 보니, 참여기관과 비참여기관 간의 선택편의(selection bias)로 인해 참여효과가 감소되고 도입초기에 기대하였던 정책의 효과가 반감되었다는 의견이 팽배해 있다. 이에 본 연구는 DRG지불제도의 정책의 효과를 좀더 정확하고 엄밀하게 평가해 보고자 한다. 구체적인 연구의 목적은 첫째, 2007년 시점을 기준으로 DRG지불제도 참여기관과 행위별지불제도를 선택한 기관간 특성을 비교해보고, 지불제도 결정에 영향을 미치는 요인을 탐색한다. 둘째, DRG기반 포괄수가제의 정책효과를 준실험적 방법론을 적용하여 평가한다.

분석자료와 대상은 2002년~2007년 건강보험 청구자료와 2002년 및 2007년 요양기관현황자료를 이용하였다. 첫 번째 연구목적인 DRG지불제도 참여여부에 따른 기관특성을 분석하기 위해 2007년 기준시점에 DRG기관과 행위별기관의 병원수준 요양기관현황자료 및 병원별 집합적 환자특성자료를 가공하여 분석에 활용하였다. 두 번째 포괄수가제의 정책효과에 대한 계량분

석을 시행하기 위해 2002년~2007년동안 지속적으로 DRG를 적용하고 있는 기관(DRG기관), 동기간동안 지속적으로 행위별을 적용하고 있는 기관(행위별기관)을 발췌하여 연도별 자료를 구축하여 분석하였다.

본 연구는 선택편의에 의한 내생성 문제를 통제할 수 있는 대표적인 방법론 두 가지를 시도하였고, 연구대상군 역시 각 진료과마다 효과가 다를 것으로 판단되어 현재 DRG지불제도를 시행하고 있는 4개 진료과의 대표 질병군(수정체수술, 편도 및 아데노이드 수술, 항문수술, 제왕절개수술)을 선정하여 그 효과를 추정하였다. 분석에 사용된 변수 또한 의료기관 수준에서 의사결정에 영향을 미치는 변수와 의료이용(재원일수)에 영향을 미치는 변수를 기존 문헌을 참고로 하여 선택하였고, 개별환자의 특성뿐 아니라 의료공급자 변수들 중에서 공급자 개별변수(성별, 연령)뿐 아니라 조직의 특성(인력, 규모, 시설 및 장비)과 그 외에도 맥락적 특성이 강조된 조직의 집합적 환자특성변수들(65세이상환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율)까지도 고려하였다.

참여여부에 따른 의료기관의 특성을 비교한 결과, 가장 주요한 차이는 병원특성이었다. 특히 병원특성 중 종별차이가 대부분 질병군에서 유의했고, 의원의 참여가 높았던 질병군은 수정체수술, 항문수술이었으며, 편도수술은 행위별기관에서 더 선호되었다. 병원급에서는 제왕절개술 시행하는 병원들의 DRG참여율이 높았고, 수정체수술과 항문수술의 경우 병원급이상에서는 DRG지불제도의 참여율이 떨어졌으며, 편도수술은 상급종합병원에서는 DRG기관 참여율이 높았다.

DRG를 선택하는 의료기관의 의사결정은 어떤 한가지의 요인에 의해서 라기 보다는 여러 가지 요인들이 작용하여 결정되었다. 특히 공급자측의 집합적 환자특성 변수들이 병원의 규모, 인력, 시설 및 장비의 특성들 보다 지불제도

결정에 더 밀접하게 관련되어 있었다. 집합적 환자특성 중 모든 질병군에서 공통적으로 결정요인으로 작용하는 변수가 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율이었는데, 이들의 값이 낮은 기관일수록 행위별지불제도 보다는 DRG지불제도를 선호하였고, 병원의 특성 중 전문의수가 적을수록 DRG지불제도를 선택하는 경향을 보였다. 중증환자와 의료급여환자는 동일한 질병군이라 하더라도 자원소모량이 많고 재원일수가 긴 경향이 있다. 따라서 DRG를 선택한 기관들에서 이러한 변수가 선택의 결정요인이었다. 지불제도 선택시 고려하는 요인 중 전(全)질병군에 공통적으로 영향을 미치는 변수중 하나가 종별특성이다. 이것은 질병군에 따라 다른 방향과 크기로 영향을 주고 있다. 본래 DRG 수가는 2001년 행위별진료비 자료에 근거하여 책정되었고, "DRG 대상이 되는 7개 질병군이 상대적으로 단순한 질환들이므로 일차 및 이차 의료기관에서 진료하는 것이 바람직하다"는 차등수가의 개념을 적용하였고, 더욱이 새로운 제도에 대한 참여를 유도하기 위해 정책적 수단으로서 수가결정시 종별인센티브를 구성항목에 포함하도록 하였다. 따라서 종별로 체감하는 인센티브의 크기가 다르고, 이것이 결국 포괄수가제 참여결정에 중요한 결정 요인으로 작용했으리라 추정되고 이것은 의사들의 참여결정을 설명하는 이중시장이론에 따르면 경제적 인센티브가 의사결정의 가장 중요한 결정요인이라는 이론과 일치하는 결과이다.

포괄수가제가 재원일수에 어떠한 영향을 미쳤는지 혹은 포괄수가제가 우리나라에서는 효과가 있었는지를 확인하기 위해 준실험적방법론으로 헤크만처치효과분석과 '시범사업참여여부'와 '병의원 개설연한'을 도구변수로 활용하여 이단계추정분석을 시행하였다. 그 결과 지불제도 선택변수를 외생변수 및 내생변수로 각각 간주하고 구한 각 추정모형에서 산출된 지불제도의 계수값은 분석방법에 따라 대부분 통계적으로 유의하고 방향도 일관성이 있었으나, 전

반적으로 이단계추정모형에 의한 계수값이 외생변수 추정모형에 의한 계수값에 비해 절대값이 커지는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 내생성의 문제가 크게 작용하고 있고, 그로 인해 DRG의 효과가 제대로 측정되지 못하였다는 것을 증명하는 결과이기도 하다.

계량적 방법을 동원한 재원일수의 효과 분석에서는 의원에서 행해지는 편도수술과 병원에서 행해지는 제왕절개수술을 제외하고는 모든 질병군에서 DRG지불제도의 효과가 입증되었고, 그 크기와 영향요인은 질병군마다 다소 상이하였다. 수정체수술의 경우 평균재원일수가 단순평균값을 비교했을 때, 의원의 경우는 행위별기관과 DRG기관이 각각 1.0일, 1.04일로 차이가 없었으나 내생성을 통제한 상태에서는 17.9% (지불제도 추정계수값 -0.198) 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 짧아졌다. 한편, 병원의 경우 단순 평균비교시 행위별 기관이 2.74일, DRG기관이 2.05일로 DRG기관이 다소 짧은 것으로 분석되었고 내생성을 통제한 결과도 비슷한 수준으로 DRG를 선택한 기관의 재원일수가 유의하게 짧았다. 편도수술은 의원의 경우 행위별기관의 재원일수가 더 짧았고, 병원의 경우 지불제도 선택이 내생적이지 않은 것으로 검정되었고, 따라서 단순 평균을 비교하였을 때 DRG기관과 행위별기관의 평균재원일수가 각각 3.94일, 4.07일로 0.13일정도 DRG를 선택한 기관이 더 짧았다. 항문수술은 단순 평균비교에서도 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 의원은 1.04일 병원은 2.30일 짧았고, 내생성을 통제한 상태에서 의원은 89.5% (지불제도 추정계수값 -2.258), 병원은 88.2% (지불제도 추정계수값 -2.142)씩 감소하는 결과를 보였다. 따라서 다른 질병군들에 비해 외과에서 포괄수가제의 효과가 가장 크게 나타나고 있었다. 산부인과 수술인 제왕절개수술의 경우 지불제도별로 의원 단순평균값은 큰 차이가 없었으나, 내생성을 통제한 재원일수 추정모형에서는 DRG기관의 재원일수가 27.3% 감소하는

것으로 분석되었다. 그러나 병원의 경우 1일 이상 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 더 짧은 것으로 관찰되었으나, 여러 가지 요인들을 통제한 상태에서는 두 지불제도간 차이는 발견되지 않았다.

본 연구를 통해 DRG지불제도 도입이 우리나라 보건의료정책에 미친 함의를 찾아보면, DRG지불제도는 효과의 크기에 있어서는 기대했던 수준만큼은 아니지만 효과를 일부 달성하였다고 평가할 수 있겠다. 물론 다른 여러 가지 성과측면에서 분석이 필요하지만, 적어도 재원일수만을 가지고 정책의 효과를 평가하면 긍정적이라 할 수 있겠다. 그에 대한 근거로는 편도수술을 제외하고 나머지 질병군들은 의원이나 병원급에서 주로 DRG를 선택하고 있었고 이들 기관에서 주로 대부분의 의료비 청구가 발생하고 있다는 점에서는 본래 계획대로 종별 환자들의 분리가 잘 이루어지고 있다고 평가할 수 있겠다.

주요어: Diagnosis-Related Group (DRG), 사전지불보상제 (PPS),
내생성, 선택편의, 도구변수, 헤크만처치효과모형

학번: 2002-30842

목 차

I. 서론 ····· **1**

1. 연구의 배경 및 필요성 ····· 1
2. 연구목적 ····· 6

II. 문헌고찰 ····· **8**

1. 지불제도 선택과 관련된 문헌고찰 ····· 8
2. 의료이용 관련된 문헌고찰 ····· 15
3. 포괄수가제와 의료이용 ····· 22
4. 연구방법 관련 문헌고찰 ····· 28

III. 연구모형 및 방법 ····· **37**

1. 연구개요 ····· 37
2. 분석Ⅰ: DRG지불제도 참여여부에 따른 기관특성 ····· 40
3. 분석Ⅱ: 포괄수가제 정책(참여)효과에 대한 계량분석 ····· 48

IV. DRG지불제도 참여여부에 따른 기관특성 ····· **58**

1. DRG기관과 행위별기관의 특성 비교 ····· 58
2. Logistic Regression 결과 ····· 66
3. 고찰 ····· 72

V. 포괄수가제 정책(참여)효과에 대한 계량분석 ····· 83

1. 지불제도에 따른 분석대상의 일반적 특성 비교와 효과분석 · 83

2. Heckman treatment effect 분석결과 ····· 108

3. 도구변수를 이용한 분석결과 ····· 117

4. 고찰 ····· 126

VI. 결론 ····· 140

1. 연구결과의 함의 ····· 140

2. 연구의 한계 및 제언 ····· 147

VII. 참고문헌 ····· 150

<표 차례>

<표 1>포괄수가제가 재원일수에 미친 영향 ····· 25
<표 2>행위별 대비 DRG참여기관의 효과 ····· 27
<표 3>DRG기관과 행위별기관의 분포(2007년기준) ····· 42
<표 4>변수의 정의 및 설명 ····· 47
<표 5>분석대상기관의 2002년~2007년 동안 청구건수(기관 및 케이스 기준) 51
<표 6>수정체수술(039DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교59
<표 7>편도수술(059DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교 · 61
<표 8>항문수술(157DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교 · 63
<표 9>제왕절개수술(370DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교 ····· 65
<표 10>DRG 참여결정에 대한 수정체수술(039DRG)의 로지스틱 회귀분석결과 ····· 67
<표 11>DRG 참여결정에 대한 편도수술(059DRG)의 로지스틱 회귀분석결과69
<표 12>DRG 참여결정에 대한 항문수술(157DRG)의 로지스틱 회귀분석결과70
<표 13>DRG 참여결정에 대한 제왕절개수술(370DRG)의 로지스틱 회귀분석결과 ····· 72
<표 14>소재지별/질병군별 참여율 ····· 73
<표 15>포괄수가제 선택결정에 유의한 영향을 미친 변수들 ····· 74
<표 16>DRG 진료비의 구성요소별 진료비 ····· 78
<표 17>의원의 질병군별 행위별진료비 대비 DRG진료비 수준 ····· 80
<표 18>의원에서 행해지는 수정체수술(039DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 85

<표 19>병원에서 행해지는 수정체수술(039DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 86
<표 20>수정체수술(039DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 87
<표 21>수정체수술(039DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 ····· 89
<표 22>의원에서 행해지는 편도수술(059DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 92
<표 23>병원에서 행해지는 편도수술(059DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 93
<표 24>편도수술(059DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 94
<표 25>편도수술(059DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 ····· 95
<표 26>의원에서 행해지는 항문수술(157DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 98
<표 27>병원에서 행해지는 항문수술(157DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 99
<표 28>항문수술(157DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과100
<표 29>항문수술(157DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 ····· 102
<표 30>의원에서 행해지는 제왕절개수술(370DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 104
<표 31>병원에서 행해지는 제왕절개수술(370DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교 ····· 105
<표 32>제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 ····· 106

<표 33>제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과 ····· 107
<표 34>수정체수술(039DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과 ···· 109
<표 35>편도수술(059DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과 ····· 112
<표 36>항문수술(157DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과 ····· 114
<표 37>제왕절개수술(370DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과 116
<표 38>수정체수술(039DRG)의 도구변수를 활용한 2단계 분석결과 ····· 118
<표 39>편도수술(059DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과 ····· 121
<표 40>항문수술(157DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과 ····· 123
<표 41>제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과 ····· 125
<표 42>계량분석 방법에 의한 DRG참여여부에 따른 재원일수의 효과 비교127
<표 43>지불제도별 수정체수술 시행횟수 비교 ····· 131
<표 44>편도수술의 지불제도에 따른 종별 중증도분포 ····· 133
<표 45>지불제도별 항문수술 시행횟수 ····· 137
<표 46>제왕절개수술의 지불제도에 따른 종별 중증도분포 ····· 137

<그림 차례>

[그림 1]종별/연도별 DRG지불제도 참여율 추이 ····· 3
[그림 2]의원의 연도별 진료과별 참여율 추이 ····· 3
[그림 3]연구의 개념틀 ····· 38
[그림 4]분석Ⅰ의 연구모형 ····· 41
[그림 5]분석Ⅱ의 연구모형 ····· 50
[그림 6]7개 DRG질환별 청구건수의 변화 추이 (1995~2010) ····· 81
[그림 7]7개 DRG질환군의 진료비의 변화 추이(1995~2010) ····· 81

Ⅰ. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

우리나라 국민의료비는 GDP 대비 7.6%(2012년 기준)로 OECD회원국 평균 9.3%에 비해 낮은 수준이지만, 최근 10년간 1인당 의료비 증가율은 8.7%로 OECD 평균 4.0% 증가율에 비해 2배 이상 높은 수준으로 가장 빠른 속도로 증가하고 있다(보건복지부, e-나라지표[1]). 또한 조세연구원 자료에 의하면 건강보험 재정 지출의 경우도 2010년 34.9조원에서 2020년 71조원으로 향후 10년간 140% 증가할 것으로 전망하고 있다. 더욱이 소득수준의 향상, 인구고령화와 의학기술의 발전, 의사수 및 병상수의 증가 등으로 향후 의료비 문제를 낙관하기 어렵다는 것이 일반적인 견해이다. 한편, 이러한 보건의료체계를 둘러싼 변화요인의 대두는 전 세계적인 추세로서, 이미 미국이나 유럽 등 대부분의 국가들은 1960년대 폭발적인 의료비 증가를 경험하면서 공보험에 대한 압박을 받게 되었고, 이에 따라 1970년대부터 의료비 지출에 대해 규제를 시작하였다. 대부분의 국가에서 의료자원의 효율적 활용과 급여체계 개선을 위한 방안으로 지불체계의 변화를 단행하였고, 많은 국가에서 DRG기반 포괄수가제(Diagnosis-related Group based prospective payment system를 의미하고 이후 'DRG지불제도'로 기술)를 도입하기 시작하였다.

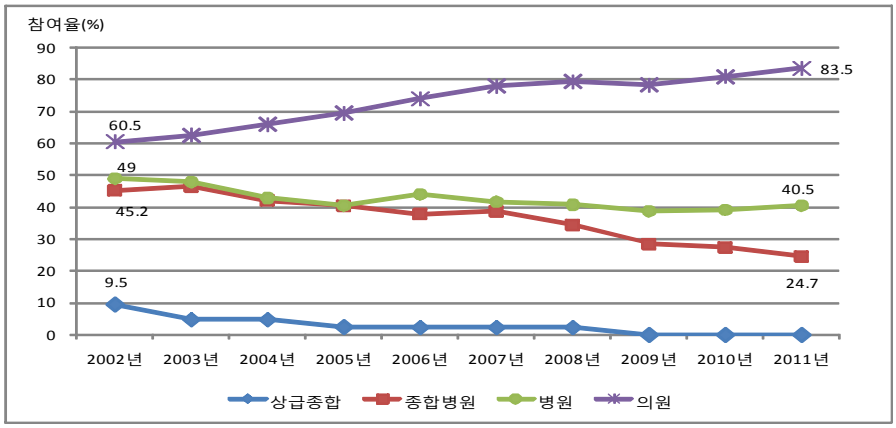
1980년대 미국에 DRG지불제도가 도입됨에 따라 국내에서도 도입가능성에 대한 논의가 제기되기 시작하였고(김일순 등, 1983), 1986년과 1987년 신영수 등이 미국의 DRG 분류체계를 그대로 번안한 한국형 DRG를 개발하고 이를 진료비 심사지불제도의 관리개선에 활용할 것을 제안하면서 구체화되었

1) http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1431

다. 이후 1991년 기존 DRG 분류의 문제점을 개선한 refined DRG 분류체계를 토대로 다시 K-DRG를 개발하게 되었고, 1994년 『의료보장개혁위원회』에서 도입을 건의한 이후에 1997년 2월부터 2001년 12월까지 5년간 3차례에 걸쳐 시범사업을 실시하였다. 그 후 2002년에는 8개 질병군을 대상으로 요양기관이 자발적으로 선택하는 방식의 본사업을 실시하였으나, 2003년 9월 질식분만을 제외한 총 7개 질병군에 DRG지불방식을 적용하여 10년 동안 지속되었다. 이후 2012년 2월 건강보험정책심의위원회는 2011년 정부의 미래위원회 및 포괄수가 발전협의체에서의 포괄수가제의 단계적 확대방안 논의를 토대로 2012년 7월부터 병원, 의원급에 당연적용제를 시행하게 되었고, 종합병원 및 상급종합병원은 2013년 7월부터 강제적용되었다. 그러나 우리나라에서의 도입은 순탄치 않았고, 도입초기부터 유독 높은 수준의 도입 진통을 겪었고, 이로 인해 본래 기대했던 정책의 효과를 반감시키는 운영의 미숙함과 정착의 어려움을 경험하였다.

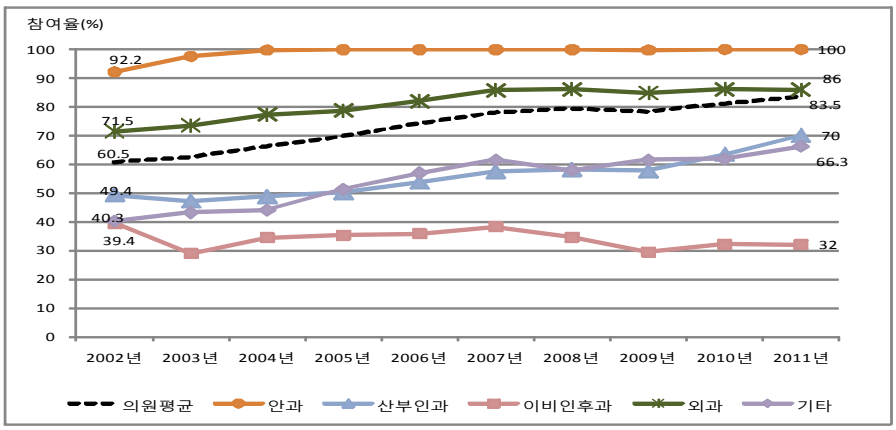
본래 DRG지불제도를 도입한 목적은, 첫째 서비스 제공의 효율성 제고 및 의료비 절감 둘째, 과잉진료 및 의료서비스의 오남용을 차단하여 진료행태의 정상화 셋째, 진료행태가 정상화되어 의료기관의 수입이 투명해지면 수가현실화를 위한 사회적 여건의 조성 등 이었다. 그러나 우리나라의 상황에서는 한정된 질병군에 대해, 개별 병원의 선택제 방식으로 운영됨으로써 본래의 효과를 기대하기 어려워 졌고, 자발적 참여방식을 허용하면서 정책의 많은 왜곡이 발생하였고, 특히 종별 및 진료과별 참여율 변화의 현격한 차이가 목격되었다. 2011년 기준으로 전체 대상의료기관의 71.5%(2,347개소)가 DRG지불제도에 참여하고 있고, 이중 의원은 83.5%, 병원 40.5%, 종합병원 24.7%에 해당된다([그림1] 참조). 그러나 DRG지불방식이 적용되는 입원건은 2011년을 기준으로 했을 때, 전체 입원건수의 7.3%(대략 76만건)이고, 진료비 규모면에서 보면 7,483억원으로 이는 건강보험 입원 총입원진료비의 4.8%에 불과하여

그 효과 및 기존 평가결과를 판단하기에 미흡한 점이 있다.



[그림 1] 종별/연도별 DRG지불제도 참여율 추이

자발적 선택참여 방식을 채택하고 있는 현재의 정책집행 방식에 따라, 의료기관 입장에서는 나름대로 이해득실을 따져보고, 각자 참여여부를 결정하게 되는 것이다. 더욱이 참여기관의 의료기관 종별 분포 비율 역시 전체 의료기관의 분포 비율과 동일하지 않기 때문에, 참여기관의 분포상의 차이에 의해서도 참여효과는 편의(bias)가 발생하게 된다([그림2] 참조).



[그림 2] 의원의 연도별 진료과별 참여율 추이

DRG지불제도에 대한 기존의 선행연구들은 주로 포괄수가제 개념과 도입

의 정책적 의의 및 기대효과를 소개하거나, 포괄수가제 도입의 타당성을 시론적 차원에서 검토하는 연구가 다수를 이루고 있다(남정모와 김한중, 1994; 박하영, 1995; 문옥륜, 1997; 최병호, 1999; 정우진 등, 2000; 이선희 등, 2000). 대부분의 DRG지불제도 실증연구에서는 한 개 병원을 대상으로 하거나 혹은 한 개의 질병군을 대상으로 DRG도입 후의 효과에 대해 평가를 하고 있다. 이것은 7개의 질병군이 비교적 단순한 질환임에도 불구하고, 각 질병군별로 유인효과가 다르기 때문이기도 하고, 실제로 단일질병군 수준에서 분석된 대부분의 연구는 주로 산부인과의 제왕절개수술을 대상으로 한 연구가 주를 이루고 있다(이귀진 등, 1999; 임준, 2001; 김진현, 2002; Song and Kim, 2010; 손창우 등, 2011).

그러나 실제 외국의 문헌들을 검토해보면, DRG지불제도의 효과에 대한 평가는 다양한 측면에서 변화가 관찰되었다. 즉, 재원일수, 입원율, 재입원율, 의료비용, 병원의 수익, 마진(margin), 폐원율, 환자구성지표(Case-Mix Index: CMI)의 변화, 다른 부분으로의 전이(외래, 퇴원 후 시설, 혹은 포괄수가제가 적용되지 않는 기관이나 진료과 등으로 전이), 의료의 질(사망율, 조기퇴원), 첨단의료기술 도입 및 확산, 병원의 관리 및 의료정보체계, 의사결정체계 등 여러 분야에서 직·간접적으로 그 영향을 관찰해 볼 수 있다(Feinglass et al., 1991; Coulam et al., 1991; Cam Donaldson et al., 1992; 이선희 등, 2000; Rosenberg et al., 2001). Medicare 환자를 대상으로 적용되었던 포괄수가제의 효과를 측정한 많은 논문들에서 그 효과에 대해 연구자(혹은 연구기관), 평가시점, 사용한 데이터 등에 따라 다양한 연구결과가 도출되었고, 의료의 질, 병원수익 측면, 환자의 전이 등 일부 지표에 대해서는 상반된 의견이 대립되었다. 그러나 재원일수의 변화에 대해서는 대부분의 연구결과에서 일관성있게 감소되었다는 유일한 지표였다. 이러한 결과가 도출된 이유는 역사적으로 미국에서는 재원일수는 1970년대 이후 지속적으로 감소하는 추세였

고, 다른 어떤 지표들보다 정의하고 측정하기가 명확하다는 장점이 있다. 그럼에도 불구하고 재원일수의 감소효과가 포괄수가제 도입에 의한 효과인지 혹은 역사적 추세(historical trend)의 결과인지에 대해서는 엇갈린 반응이 상충하였다.

우리나라의 경우 DRG지불제도 효과에 대한 연구는 주로 시범사업시기와 본사업 실시 이후 1~2년 기간동안 집중되었다. 그러나 주로 정부주도의 긍정적인 결과를 제시하는 연구결과에 대해 의료계와 일부 학계의 반론도 거세었다. 가장 첨예한 대척점은 연구설계와 방법론의 하자로 인한 연구결과의 과대평가 주장이었다. 즉, 전통적인 정책평가에서 정책의 기획단계에서부터 평가를 염두해 둔 정책평가 설계가 이루어졌어야 하나, DRG지불제도를 도입하는 과정에서 향후 객관적이고 타당한 평가까지 고려해서 정교한 설계를 하지 못하였고, 이것이 주요 비판의 대상이 되었다. 그러나 이후 이러한 방법론적 한계를 교정하고 실시한 재평가 논문들(김진현, 2002; 고영, 2003; 최숙자 등, 2010; 손창우 등, 2011)에서 재원일수의 변화에 관한 효과에 있어서도 일관적이지 않은 결과의 도출과 일부 질환(주로 제왕절개수술)에 한정된 평가만 이루어졌었다.

행위별지불제도를 적용받는 기관(이후 '행위별기관'으로 기술)과 포괄수가제를 적용받는 기관(이후 'DRG기관'으로 기술)간의 성과를 비교하기 위해서 가장 기본적으로 진료비와 재원일수의 두 지표를 사용할 수 있겠으나, 동일한 질병군에 대해서 포괄수가제와 행위별지불제도의 급여범위의 차이로 인해 진료비의 직접적인 비교가 어렵다. 따라서 본고에서는 상대적으로 안정적인 재원일수를 이용해 평가를 하고자 한다. 외국의 사례에서도 포괄수가제 적용에 따른 도덕적 해이(moral hazard) 효과에 관한 연구에서 평가지표로 주로 건당 재원일수의 변화를 분석하였고, 재원일수가 유의하게 감소하였다는 결과를 제시한 경우가 많다(Epstein et al, 1991; Westert et al, 1993; Liu et al,

2001; Norton et al, 2002; Shmueli et al, 2002). 그러나 우리나라의 사례에서 보면, 가장 안정적인 성과지표인 재원일수 조차도 질병군에 따라 또한 동일한 질병군을 비교하더라도 연구자와 연구설계 방법에 따라 그 효과가 다르게 측정되었다(김진현, 2002; 최숙자 등, 2010; 손창우 등, 2011).

본 연구는 그동안 문제가 되었던 방법론의 문제, 한정된 데이터, 한정된 질병군의 문제 등을 최소화하는 연구설계로 DRG지불제도의 정책효과를 재평가 하고자 한다. DRG정책의 평가에 있어서 가장 주의해야 할 점은 의료기관이 지불제도를 선택할 수 있다는 선택편의(selection bias)로 인해 지불제도가 의료이용에 미치는 효과를 측정할 때, 지불제도 변수가 갖는 내생성(endogeniety)의 문제이다. 안타깝게도 그동안 DRG 정책의 효과를 측정한 선행연구들에서는 기존 방법론을 비판하는 수준에 그쳤을 뿐 실제로 이를 고려하여 전체적인 분석이 이루어진 바가 없다. 따라서 본 연구는 기존 연구에서 제기되었던 평가방법과 적용기간의 문제를 보완하여 현재 적용되고 있는 포괄수가제 사업을 평가해 보고자 한다. 만약 포괄수가제 참여이전의 자료들이 수집되지 않았다면, 자기선택편향의 문제가 매우 심각하게 제기될 수 있으며, 이 경우 이중차이법은 자기선택편향을 제거할 수는 없다. 따라서 회귀분석에서는 헤크만의 자기선택편의모형(sample selection model)을 이용한 이단계 추정방법이나 도구변수를 이용하여 추정하는 방법 등 내생성과 선택편의의 문제를 교정하여 식별문제(identification problem)를 해결할 수 있는 계량분석 방법을 동원하여 가능한 엄밀한 방법으로 포괄수가제의 효과를 평가해보고자 한다.

2. 연구목적

DRG지불제도 관련한 국내외 연구를 검토한 결과 현재의 보건의료 환경에

서 포괄수가제로의 이행이 세계적인 추세임에도 불구하고 지불제도 변화에 대한 단기적 평가가 주를 이루고 있고, 더욱이 국내에서는 새로운 정책이 시행되어 정착한 지 십 여년이 지났음에도 불구하고, 전반적인 정책의 효과에 대한 평가가 미진한 실정이다. 일반적으로 순수한 정책의 효과를 구하는 가장 확실한 방법은 실험연구를 통해서이다. 그러나 안타깝게도 순수한 실험연구를 통해 정책의 효과를 산출할 수 있는 정책들은 거의 존재하지 않는다. 따라서 차선의 방법으로 준실험적(혹은 비실험적) 연구방법을 통해 진실에 가까운 정보를 얻으려는 시도들이 이루어지고 있고, 본 논문 역시 포괄수가제 적용의 정책효과를 준실험적 방법들을 통해 검증해보고자 한다.

본 논문의 기본취지는 새로운 이론 모형을 개발하는 것이 아니라 정책평가에 적합한 응용모형을 설정하고 기존방법과의 차이점을 비교·검토하는데 있다. 특히 본 논문에서는 기존논문에서 간과했던 방법론적인 문제점들과 포괄적이지 못했던 정책의 평가 등을 보완한 계량경제모형을 구축하여 신뢰할 수 있는 결과를 산출하고자 한다.

구체적으로 본 연구는 다음의 세부 연구목적을 갖는다.

첫째, 선택제의 상황에서 의료기관이 지불제도를 선택시 그 결정에 영향을 미치는 요인을 탐색한다.

둘째, DRG기반 포괄수가제의 정책효과를 준실험적 방법론을 적용하여 평가한다.

Ⅱ. 문헌고찰

1. 지불제도 선택과 관련된 문헌고찰

가) 이중시장이론(economic two-market theory)

지불제도 선택에 관한 의사결정을 설명하는 이론은 의사행태 혹은 병원행태의 이론으로 설명하기에는 다소 부적절하고 억지스러운 점이 있다. 보건의료 환경에서 의사 혹은 병원이 어떠한 정책이나 프로그램을 자발적으로 선택하고 참여를 결정했었던 선례로 미국의 Medicaid 프로그램의 참여결정에 관련된 연구들을 고찰해 봄으로써 지불제도 선택에 대한 현상을 이해하는데 도움이 될 수 있다.

Medicaid는 1965년 미국 내 저소득층의 의료에 대한 접근성을 향상시킬 목적으로 연방정부와 주정부의 협력 프로그램으로 시작되었고, 의료인들의 참여를 독려하였으나, 지금까지 민간시장에서 작동하던 의료의 수요공급을 제한하고 의료에 대한 정부의 통제 및 개입이 적용된다는 이유로 초기에 의사들의 집단적인 반대가 있었다. 더욱이 일부 의사들은 Medicaid와 Medicare 프로그램에의 참여는 결국 의사들의 봉급(salary) 수준을 낮추게 될 것이라는 우려로 인해 참여율이 매우 저조하였다. 초기에 이러한 의사들의 불신과 혼란을 불식시키기 위해 의회에서는 의사들에게 민간보험에서 제공하는 가격과 동일한 수준으로까지 지불수준을 높였고, 또한 관행수가(usual and customary fee)로 수가를 결정하기도 하였다. 이러한 정부의 노력으로 제도도입 초기에 많은 의사들이 Medicaid나 Medicare프로그램에 참여하는 효과를 보았으나, 많은 의사들이 이를 악용하여 의료이용을 남용하거나 오용하는 사례들이 빈번해지면서 결국 1967년과 1972년 두 차례의 개정을 통해 Medicaid 급여율을

재조정하였고, 이는 그간 비효율적으로 운영되던 시스템을 회복시키는 계기가 되었으나, 이로 인해 결국 의사들이 Medicaid환자들을 거부하는 결과를 초래하였다. 1980년 이후로 Omnibus Budget Reconciliation Act of 1981(OBRA), Tax Equity and Fiscal Responsibility Act of 1982(TEFRA), Balanced Budget Act of 1997(BBA) 등 Medicaid의 급여율, 대상자의 자격기준, 관리의료(managed care)와 관련된 조항들 등 Medicaid 급여율에 영향을 줄 수 있는 주요한 변화들을 포함한 법률 제정을 통해 Medicaid프로그램에 의사들의 참여율을 높이고자 시도하였다.

Medicaid 프로그램에 의사들의 참여결정은 오랫동안 주요 관심사항이었고, 이와 관련된 많은 연구결과들이 발표되었다. 특히, 의사들의 자발적 참여가 저조한 이유로 낮은 보상수준(Hadley, 1979; Held et. al, 1982; Davidson et. al., 1983; Cormwell and Burstein, 1985; Gabel and Rice, 1985; Cunningham and May 2006), 청구지불액의 지연(Cunningham and O'Malley 2009), 행정적 부담(Cunningham and May 2006) 등이 여러 연구에서 이미 밝혀졌지만, Medicaid 프로그램 참여율 저조에 대한 미국 의사들의 가장 큰 이유는 경제적 인센티브에 대한 우려(auspices of economic incentive)와 자율성에 대한 기대(desire for autonomy)가 떨어졌기 때문이다.

의사들은 Medicaid프로그램의 참여와 관련하여 몇 가지 의사결정을 하게 된다. 첫째, 그들은 이 프로그램에 참여할지 혹은 참여하지 않을지를 결정하다. 만약 참여한다면, 그 프로그램에서의 참여수준은 어느 정도로 할지를 결정한다. 대부분 일차의사들은 이 프로그램에 참여하였고, 어느 정도 참여할지에 대한 의사결정은 정책의 관점에서 더욱 중요한 문제가 될 수 있다(Sloan, Cromwell, and Mitchell 1978; Mitchell 1983; Mitchell and Schurman 1984; Gabel and Rice, 1985). Medicaid에 참여하는 의사는 그들과 만나는

모든 Medicaid환자를 치료할 수도 있고(full participation), 또는 어느 수준까지만 치료할 환자수를 제한(limited participation)할 수도 있다. 결과적으로 이러한 의사들의 의사결정은 Medicaid환자의 치료건수 자체를 본인이 원하는 수준까지로 제한할 수 있고, 이것은 일부 Medicaid 환자들은 정상적인 외래 방문[2]을 통해 의사의 치료를 받지 못할 수도 있다는 것을 의미한다[3].

Medicaid 프로그램에 대한 의사의 참여에 대한 연구는 여러 연구자들에 의해 시도되었다(Sloan, Cromwell, and Mitchell 1978; Davidson et al. 1983; Mitchell and Schurman 1984; Perloff, Kletke, and Neckerman 1986 1987; Tucker, 2002). 이 연구의 대부분은 Sloan과 동료들에 의해 제기된 경제적 이중시장이론(economic two-market theory or dual market theory)에 의해 의사들의 참여결정을 설명하고 있다. 이 이론에 의하면 일반적으로 의사들은 두 종류의 시장에서 의료서비스 수요와 직면하게 된다. 첫 번째 시장은 그들의 서비스에 대한 가격을 직접 결정할 수 있고, 환자들에 의해 서비스 비용이 지불되는 시장으로써, 여기에서 의사들은 본인이 제공하는 의료서비스에 대한 가격을 직접 결정하는 가격결정자(price setter) 역할을 한다. 한편 또 다른 시장은 Medicaid와 같은 제3지불자에 의해 가격이 결정된 시장으로써, 여기에서는 이미 결정된 가격을 따를 수밖에 없는 가격추종자(price taker)로서 역할을 한다. 일반적으로 가격결정자로서 역할을 하는 첫 번째 시장은 주로 민간시장(private market)으로 이는 두 번째 공공시장(public market)에서보다 지불보상수준이 더욱 관대하므로 의사들 입장에서는 덜 관대한 공공시장(Medicaid market)에 들어가기 전에 민간시장인

2) Medicaid환자를 제한하는 방법으로 의사들은 주로 응급이나 refer를 통해서 오는 Medicaid환자만을 받겠다고 참여의사를 밝히는 경우가 많다.

3) 1991년 25%의 의사가 Medicaid환자 치료를 거절한 것으로 보고되었다(Physician Payment Review Commission). 그러나 이보다 더 중요한 사실은 Medicaid환자를 치료하는 의사 중 2/3는 치료가능한 Medicaid환자수를 제한하고 있다는 점이 더 큰 문제였다.

non-Medicaid market에서 가능한 많은 의료서비스를 제공하려고 할 것이다. 경제적 관점에서 Medicaid의 수가가 민간시장의 유료환자로부터의 한계수익을 초과하면 비로소 의사들은 Medicaid 환자를 대상으로 한 공공시장에 참여하려 할 것이다. 따라서 이것이 발생하는 시점과 의사들이 참여를 어느 수준까지 지속할지에 대한 결정은 수요와 공급 요인 뿐 아니라 Medicaid의 급여범위와 지불보상수준에 따라 다르다(Adams, 1994; Fossett and Peterson, 1989; Hadley, 1979; Perloff et al., 1986,1987; Sloan et al., 1978). 민간시장에서 non-Medicaid 의 보상수준과 비교하여 상대적으로 높은 수준의 Medicaid 수가의 상승은 더 많은 의사들을 Medicaid 시장으로 참여하도록 유인을 제공하게 된다. 유사하게 Medicaid 프로그램의 적용을 받는 인구가 증가할수록 Medicaid 서비스에 대한 수요를 증가시키고, 이것은 결국 이 시장으로 의사들의 참여를 촉진시키게 된다.

민간시장 환자와 관련된 요인들, 가령 환자의 수입이나 교육수준이 높을수록 그리고 건강상태가 좋지 않을수록 민간시장에서의 의료수요는 증가한다. 이러한 수요의 증가는 Medicaid에 참여하는 의사의 공급을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있다. 반대로 Medicaid의 지불보상수준이 높아지거나 민간시장에서의 환자의 건강상태가 눈에 띄게 향상된다면, 이러한 요인들은 의사들에게 Medicaid 환자가 상대적으로 더욱 매력적이고 재정적 유인을 일으킴으로, 결국 Medicaid 시장으로의 참여율을 높이게 된다.

1) 지불보상수준(Reimbursement rates)

의사들은 Medicaid 프로그램에 있어 참여율이 낮은 이유로 낮은 지불보상수준을 주장해 왔다. 이러한 주장은 여러 연구에서 실증적으로 자료를 통해 근거자료로 활용되기도 하였다(Davidson et al., 1983; Mitchell, 1983; Weaver et al., 1986; Bushmann and Passmore, 1988; Smith et al.,

1991; Margolis et al., 1992; Adams, 1994; Fox and Phua, 1994; Perloff et al., 1995). Mitchell(1983)의 연구에 의하면, Medicaid의 수가가 10% 높아질 때마다 의사의 참여율이 3% 증가하는 것으로 추정하였고, 유사한 연구로 Held 등(1983)의 연구에 의하면 California에서 과거 8년 동안 동결상태였다가 1976년 대대적인 Medicaid 서비스의 수가 상승이 단행되었는데, 산부인과서비스에 대해서 30%, 일차의료서비스가 20%, 기타 다른 서비스에서 9.5%씩 증가하였고, 이로 인한 Medicaid 참여율을 분석한 결과 일차의사는 11%, 외과의사는 17% 각각 참여율이 증가하였으며 의사당 Medicaid환자수도 증가하였다. 한편 Perloff 등(1995)은 Medicaid의 지불액의 증가는 의사들의 부분 참여에서 전체 참여로의 전환에 매우 큰 기여를 하는 요인이었으나, 이것이 비참여자를 참여자로 전환시키는 데에는 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀냈다. 그러나 저자들도 언급하였지만, 참여율 상승에의 주요 변수인 수가의 상승은 정치적 경제적으로 실행하기 어려운 측면이 있는 제한요소임을 밝혔다. 또한 이러한 수가의 상승은 민간시장 환자와 상대적으로 비교했을 때, Medicaid 환자로부터 받는 지불보상수준의 가치가 평가절감 될 때, 의사들은 그들의 참여를 감소시키게 된다. 환경요인 중 인구당 수입과 의사의 경쟁정도가 참여율에 영향을 미치는 또 다른 변수들 이었다(Gifford, 1997). 경쟁정도는 의사의 공급에 의해 측정될 수 있는데, 부유한 지역일수록 의사수는 증가하는 경향이 있고, 이 두 변수는 Medicaid참여율을 감소시키는데 영향을 미치고 있었다. 즉, 인구당 수입이 높거나 의사의 경쟁정도가 심한 지역일수록 참여율이 더 낮았다(Ubokudom, 1997; Coburn et al, 1999).

나) 전문직 자율성에 관한 사회학적 이론(Sociological theories of professional autonomy)

앞서 언급하였듯이 의사들의 참여의 결정적인 요인 중 또 다른 하나가 자율성에 대한 문제이다. 의료전문직의 자율성에 관한 사회학 이론에 따르면, 의사들이 Medicaid 프로그램의 참여결정에 영향을 미치는 변수로 진료가 이루어지는 각자의 시장에서 어느 정도의 (자율)재량권(amount of discretion)을 갖느냐가 중요한 고려요인이었다(Anderson & Lyden, 1963; Freidson, 1988). 다른 모든 조건들이 동일하다면, Medicaid 참여율은 의사에게 주어진 전문직 자율성의 정도와 밀접한 관련이 있다. Medicaid프로그램에서 의사의 자율성이 침해되는 이유로는 환자 치료이전에 치료가능한 Medicaid 환자수에 대한 사전승인절차(prior authorization)가 필요하고, 또한 일반 민간시장에서는 의료서비스에 대한 댓가를 환자로부터 직접 받았으나, Medicaid프로그램에서는 환자 치료 후 청구심사 자료를 보건부(Department of Health Service: DHS)로 보낸 후 심사과정을 거쳐서 사후 지불되는 구조로 되어 있어 이에 대한 행정적 지연(administrative delay), 관료적 형식주의(bureaucratic red tape)등이 의사들의 참여를 저하시키는 요인이었다. 또한 의사의 연령이 높을수록, 전문의자격증 여부뿐만 아니라 경력이 높아질수록 그리고 외국 의과대학 출신이 아니라 국내 의과대학 출신일수록 자율성의 중요성은 더 커진다. 사회적 요인으로 자율성의 정도는 Medicaid 프로그램의 참여율과 양의 상관관계가 있고, 이것의 효과는 민간시장에서 그들의 서비스가 경쟁력있는 높은 가격으로 팔릴 수 없는 의사들(외국의과대학 졸업생, 젊고 경력이 짧은 의사, 전문의 자격증이 없는 의사들)의 경우 이러한 자율성의 효과는 거의 나타나지 않았다.

한편 일부 연구에서는 의사가 인지하는 자율성과 참여율간의 부정적 관계가 관찰되기도 하였는데(Weaver et al, 1986; Bushmann and Passmore, 1988; Smith et al., 1991; Margolis et al., 1992), Mitchell(1983)과 Davidson 등(1983)의 연구에서는 Medicaid 프로그램 참여결정 상황에서 자

율성과 의사가 국내대학 출신인지 여부와 양의 상관성을 증명해 내었고, 또한 연령과 전문의 자격증 취득유무와는 부의 관계가 있음을 실증분석을 통해 밝혀내었다. 그러나 놀랍게도 이러한 자율성에 대한 제한 요건은 초기 참여여부를 결정할 때에는 매우 중요한 고려요소가 되지만, 일단 참여하게 되면 어느 정도 참여할지를 결정할 때에는 주요한 변수로 작용하지 않았다(Mitchell 1983).

다) **목표소득가설(Target income hypothesis)**

이 가설은 의사들이 본인의 기대소득을 이미 상정해 놓고 만약 그들이 이 기대소득만큼 달성하지 못하면 소득을 채우기 위한 행태를 한다는 가설이다. 이것은 수가의 증가, 시술량의 증가, Medicaid환자수의 감소(만약 민간시장에서 충분히 많은 환자들을 볼 수 있다면), 그리고 의사수의 증가 등을 통해 달성될 수 있다. 그러나 의사의 소득수준과 참여율에 관련되어서 일관되지 않는 실증분석 결과가 있었으나, 의사소득의 간접 지표로써 지불보상율을 고려한 Medicaid환자수와 Medicaid프로그램의 참여율과는 양의 관계를 보여주고 있었다(Davidson et al., 1983; Mitchell, 1983; Perloff et al., 1986; Bushmann and Passmore, 1988; Adams, 1994).

이상으로 어떠한 정책의 참여여부를 결정하는 이론 및 연구와 관련된 문헌들을 탐색해 본 결과, 이러한 의사결정시 여러 가지 요인들이 작용하고, 또한 동일한 의사 혹은 병원이라도 변화하는 상황에 따라 결정내용이 바뀔 수도 있다는 것을 실증연구를 통해 짐작할 수 있었다. 다만 사례로 보았던 Medicaid프로그램의 참여는 우리나라의 지불제도의 참여의 의사결정과는 다소 다른 측면이 있는데, Medicaid 프로그램에는 참여여부도 결정할 수 있지만, 완전참여와 부분참여 등의 방법을 선택함으로써 앞서 살펴보았던 이론에

따라 참여여부뿐 아니라 참여율의 정도가 수시로 변경이 가능했다는 점이다. 가령, 의사들은 본인의 잠재적인 목표소득을 설정해 놓은 뒤, 이중시장모형에 따라 민간시장과 공공시장에서 환자의 치료에 참여하게 된다. 이런 상황에서 만약 민간시장에서의 환자수가 많지 않거나 환자들의 건강수준이 높아서 수요가 많지 않다면, 이러한 재정적 유인으로 인해 공공시장의 참여율을 높이면서 부족한 소득을 채울 수 있는 구조로 되어 있다.

우리나라의 지불제도의 경우 미국의 경우처럼 제3지불자의 존재 유무에 따라 시장이 나뉘는 것이 아니라, 질병의 종류에 따라 시장이 나뉘게 된다. 즉, 선지불제를 시행하고 있는 7개 질병군의 경우는 수가뿐만 아니라 수술을 위해 입원한 환자가 입원-수술-퇴원의 일련의 과정을 거치면서 이 환자의 총 서비스 가격이 이미 결정되어 있기 때문에 이들은 공공시장의 영역에 있다고 할 수 있겠고, 7개 질병군 이외의 수술들은 의사들이 주로 환자의 수술여부를 결정하고, 검사량, 투약 등을 결정하게 되므로 가격결정자로서의 역할을 담당하게 되므로 민간시장의 영역에 있다고 할 수 있다. 가령 외과의사의 경우 충수절제수술이나 허니아수술의 환자가 오면 DRG로 수가를 청구하고, 그 외의 다른 외과수술(하지정맥류 수술, 담낭수술, 유방절제수술)의 경우에는 행위별 수가제로 진료비를 청구할 수 있다.

2. 의료이용 관련된 문헌고찰

일반적으로 의료서비스 이용을 결정하는 데에는 인구의 특성, 의료체계의 성격이나 의학기술의 수준 등 여러 요인들이 복합적으로 관여하고 있으며 (Anderson and Newman, 1973), 각 요인들 사이의 관계와 상대적 중요도는 대상으로 하는 의료서비스의 종류에 따라 달라진다. 다음은 대표적인 의료이용 모형인 Andersen의 행동모형을 기본틀로 하여 여러 요인들에 대한 설명

을 기술하였다.[4)]

가) 환자 요인

개인의 의료이용(healthcare utilization)은 다양한 요인들에 의해 영향을 받는다.

어떤 개인들은 질병의 발병이전에 존재하였던 개인의 특성에 의해 의료이용의 경향을 예측할 수가 있는데, 이러한 요인들을 소인성 요인(predisposing factor)이라고 한다. 여기에는 인구학적 특성, 사회구조적 특성, 태도-신념 변수들이 해당되는데, 인구학적 특성은 연령, 성별, 결혼상태 등으로, 이중 연령과 성별은 건강-불건강과 매우 밀접하게 관련된 대표적인 변수이다. 또한 과거의 질병경험이 있었던 환자의 경우 미래에 보건의료서비스의 이용을 증가시킬 수 있는 요인으로 작용한다.

사회구조적 요인은 사회에서 개인의 지위(위치)를 반영하는 지표로 흔히 교육수준, 가장의 직업 등으로 측정될 수 있다. 그 외에도 가족구성원수, 종교 등도 고려해 볼 수 있는데, 이러한 특성들은 개인의 생활방식이 어떠한지를 알 수 있고, 또한 개인의 사회적 환경 뿐 아니라 물리적 환경과 개인의 보건의료서비스 이용과 관련된 행동양식도 알 수 있는 정보다.

이러한 인구학적 및 사회구조적 특성들은 소인성 요인 중 또 다른 요인인 신념 및 태도와 밀접하게 관련된다. 이것은 의료서비스, 의사나 혹은 병원, 그리고 질병에 대한 개인의 주관적인 태도와 신념인데, 이것은 개인이 건강에 대해 어떻게 생각하고 있는지에 대한 주관적인 판단으로 건강 혹은 질병관련한 개인의 행동에 궁극적으로 영향을 주게 된다. 이는 다른 소인성 요인들처

---

4) 여기에서 기술하는 Adersen 모형 이외에도, 개인이 소속된 사회계급의 구조로 설명하는 모형(Schuman, 1965), 문화적 규범(Maclachlan, 1958), 치료를 찾지 않는 결과와 인지된 질병의 심각성의 균형(Rosenstock, 1966), 질병의 특성(Greenlick et al., 1968), 경제적 수요(Wirick, 1966) 등으로 의료이용을 설명하고 있다.

럼 의료이용에 직접적인 이유는 되지 않지만, 의료서비스 이용에 대한 성향의 차이로 나타나게 된다. 가령 의사의 치료효과에 대해 매우 강하게 맹신하는 가족의 경우는 그렇지 않은 가족들에 비해 더 많은 의료서비스를 질병의 발병 초기부터 일찍 이용하는 경향이 있다.

비록 개인들이 의료서비스 이용의 소인을 갖고 있다고 할지라도, 그들이 서비스를 직접 이용하기 위해서는 가능하게 만드는 요인들이 있어야 한다. 즉, 보건의료서비스 이용과 관련하여 의료필요(needs)를 만족시키거나 가치에 따라 행동할 수 있게 해주는 것들을 가능요인이라고 한다. 가능요인은 수입, 의료보험의 보장수준, 다른 사보험 가입여부, 개인이 규칙적인 케어를 받을 수 있는지 여부, 이러한 자원에는 접근성 등과 같은 가족의 동원가능한 자원에 의해 측정될 수 있다. 또한 이러한 가족의 자원활용과는 별개로 가족이 살고 있는 지역의 보건의료서비스 이용과 관련된 특성들도 중요하다. 가령 지역사회 내 의료기관이나 인력의 규모, 그 지역내 경제수준 대비 의료서비스의 가격수준, 도시지역 거주자인지 여부 등도 의료이용과 관련된다. 질병의 수준(illness level)은 의료서비스 이용에 있어 가장 직접적이고 중요한 요인이 된다. 이것은 인지된 질병(perceived illness)과 실제로 평가된 질병(evaluated illness)으로 측정이 가능하고, 개인이 경험하는 불능기간, 혹은 개인이 경험하는 증상, 본인의 전반적인 건강상태에 관한 자가평가 등으로 인지된 질병여부는 측정할 수 있고, 개인이 경험하고 의사에 의한 진단이나 질병의 중증도 등은 평가된 질병을 측정할 수 있다.

나) **외부환경 요인**

초기 의료이용을 설명하는 대부분의 모형은 예측변수로 앞서 기술한 개별 환자의 인구사회학적 변수들을 주로 포함시켰고, 이후 건강과 관련된 대부분의 행태가 개별 사람들이 의료체계 내에서 의료이용을 하는 과정에서 문제가

된다는 점을 고려하면서 환경적 요인과 의료공급자 관련 요인들을 통합한 맥락적 관점을 포함하게 되었다. 환경변수는 보건의료전달체계, 외부환경, 보건의료정책, 지역사회 수준에서의 가능요인 등을 고려해 볼 수 있다. 이러한 변수들은 불과 얼마 전까지만 하더라도 의료이용 연구에서 거의 주목받지 못하였다가 근래에 들어 점차 중요하게 인식되고 있다. 특히 연구자나 정책결정자의 입장에서 이러한 환경요인들은 보건정책이나 조직이 의료이용에 어떠한 영향을 미치는지 이해하는데 있어서 중요한 정책적 이슈가 되기도 한다.

구체적으로 보건의료전달체계는 의료서비스의 접근성(accessibility), 수용성(acceptability), 가용성(availability)과 관련된 정책, 자원, 조직, 재정적 배열 등을 의미하고, 여기에는 의사의 진료행태, 환자의뢰행태, 단골의사 여부, 의사-환자의 관계, 재원조달 및 진료비 지불제도 등이 관련된다. 외부환경요인으로는 지역사회의 경제상태, 상대적인 부, 정치현안, 스트레스나 폭력 수준, 지역사회의 우세한 규범 등을 의미하고, 마지막으로 개인이 살고 있는 지역의 특성들 중 개인이 의료서비스를 얻을 수 있게 해주는 지역사회의 가능한 요인들로는 즉 지역사회 내 의사의 가용성 등이 해당될 수 있겠다. 이에 추가적으로 의료서비스에 대한 환자본인부담의 차이, 보험 급여율에 대한 환자의 지식정도, 지불보상정책에 대한 의료공급자의 인식 등도 중요한 외부환경요인이 된다(Broyles and Rosko 1988; Phillips et al., 1998).

다) **공급자 요인**

공급자 관련 변수들은 의료이용에 직접적인 영향을 주는 공급자의 요인(의사의 성별, 연령)과 더불어 공급자에 영향을 받는 환자요인도 포함된다. 구체적으로 서비스 대상환자가 규칙적으로 케어를 받을 수 있는 자원을 보유하고 있는지, 케어를 받는데 있어 편리성(convenience), 이전의 의료서비스 이용한 경험, 환자본인부담 수준 등이 대표적인 의료공급자에 의해 영향을 받는 환자

요인들이다. 환경변수들처럼 공급자 변수들도 의료이용이 일어나는 맥락적 관점에서 측정해야 하나 아직까지 그 영향에 대해서는 명확하게 제시된 것이 별로 없다. 일례로 성별이나 수련장소와 같은 의사의 특성은 예방서비스에 영향을 주었고(Lurie, Slater, McGovern, et al. 1993), 환자의 의료이용율의 변이에 있어서 많은 부분은 의사의 의사결정에 기인한다(Wennberg, Barnes, and Zubkoff 1982; Katz, Freund, Heck, et al. 1996). 더욱이 최근에는 환자의 선호를 임상적 의사결정에 적극 반영하는 추세의 결과로 의사와 환자가 임상적 의사결정을 함께 내릴 수 있도록 공유된 의사결정(shared decision-making)이라든지 의사행태에 대한 객관적 제약(constraint)의 중요성과 함께, 의료이용의 결정요인으로써 공급자 요인뿐 아니라 환자와 공급자 요인간의 상호작용도 그 중요성이 증가하고 있는 추세다.

라) 진료비 지불제도(payment system)

의료이용과 관련하여 간과할 수 없는 요인이 진료비 지불제도이다. 특히 자본주의 체계에서는 지불제도가 환자와 제공자를 막론하고 각 개인이나 조직의 행동을 결정하는 가장 중요한 유인체계로 작동한다(김창엽, 2009). 이는 지불보상제도를 통해 공급자의 수입이 결정된다는 점에서 직접적인 경제적 동기부여의 원천으로 작동하며, 결국 이것은 공급자의 의료제공 행태 및 의료자원의 배분을 결정하게 된다.

사전보상(prospective payment system)일 경우 의료제공자의 수입은 대체로 고정되어 있으나 만일 질병이 발생되어 제공되는 의료서비스량이 많아질수록 생산비용이 커지게 되어 상대적으로 이윤은 감소하게 된다. 따라서 사전보상방식에서는 대체로 비용이 많이 드는 입원진료 보다는 값싼 외래진료를 의사들이 선호할 것이며 꼭 입원이 필요한 경우는 가능한 입원기간을 줄이는 쪽으로 동기가 발생한다. 그러나 사후보상(retrospective payment system)일

경우 진료수입이 진료량이나 진료건수에 비례하게 되므로 예방서비스 보다는 수익성이 높은 진료업무에 치우치게 된다(양봉민 등, 2013). 이렇듯 진료비 지불체계와 경제적 유인이 의사들의 진료행위 패턴과 의료이용에 영향을 미치는 중요한 요소임이 다양한 수준에서 반복적으로 검증되고, 국가간 비교에서도 실증분석을 통해 지지되고 있다(Evans, 1974; Market, 1979; Luft, 1980; Hillman & Pauly et al., 1989; Bloomberg & Price, 1990; Busse et al, 2011).

지불제도 특히 포괄수가제가 의료이용에 어떠한 영향을 미쳤는지는 다음 절에서 좀더 자세히 기술하고자 한다.

마) **맥락적 관점이 강조된 의료이용**

보건의료이용과 연관된 여러 결정요인을 분석하는 것은 실제 정책결정에 매우 중요한 기여를 할 수 있지만, 아직은 불확실한 점이 많고, 특히 개인적 요인보다는 맥락적 관점에서 결정되는 경우가 많다. 더욱이 지금까지 연구를 통해서 알려진 모든 요인들을 포함하더라도 전체적인 의료이용에 대한 설명력은 매우 낮다는 것이 정설이다(김창엽, 2009). 이러한 상황에서 앤더슨의 여섯 번째 수정모형(Andersen, 2014)에 따르면, 본 모형은 의료서비스 이용의 결정요인과 관련하여 개인수준과 맥락적 관점을 동시에 결합하여 제시하는 다수준 모형이라고 소개하고, 기존의 모형에 맥락적 요인들을 추가한 모형을 소개하였다. 즉, 전통적으로 개인수준의 요인들을 소인성요인, 가능요인, 의료필요 등으로 나누었던 기준과 동일한 방법으로 맥락적 특성의 구성요소를 나누게 된다. 맥락적 관점에서 소인성 요인은 지역사회의 인구사회학적 및 사회적 구성, 지역사회 주민의 집합적 조직적 가치, 문화적 규범, 정치적 관점 등이 해당되고, 가능요인은 보건의료서비스를 위한 지역사회 내 가용자원을 의미하는 재정요인으로써, 지역사회의 인구당 소득수준, 지역사회의 전체적인 부의

수준, 보험가입율, 의료서비스의 상대적 가격, 공급자에 대한 지불보상방법, 보건의료의 지출수준 등이고, 조직요인으로는 보건의료시설과 인력의 양, 다양성, 위치, 구조와 분포 등이 해당된다. 그 외에도 인구당 의사의 밀도, 근무시간, 지역사회 내 의료공급자들의 배합, 의료의 질을 관찰, 감시, 교육하는 프로그램, 보건정책 등이 포함된다. 마지막으로 맥락적 관점에서 의료필요는 산업 재해율과 사망률, 교통사고 사망률, 범죄율 등 의료와 관련된 환경에 대한 필요와 함께, 인구집단의 전반적인 건강수준을 의미하는 유병률, 사망률, 장애율 등 인구집단의 보건지표가 포함된다. 따라서 기존 모형에서 설명되지 못했던 부분들을 이러한 맥락적 관점을 요인들을 추가함으로써 좀더 보완된 형태의 모형으로 발전하고 있다.

한편 연구자에 따라서는 의료이용변수를 환자 통제에 의한 의료이용과 의사 통제에 의한 의료이용으로 구분하여 분석하기도 한다(Andersen 1995). 가령 예방적인 건강검진이나 자각하는 질병의 증상에 대한 치료를 받을지 여부를 결정하는 초기의사결정은 환자 통제에 의한 의료이용이고, 추구방문이나 처방에 의한 의약품 이용은 의사 통제에 의한 의료이용으로 대별할 수 있다. 이러한 특성들은 환자와 의사에 다르게 영향을 미치기 때문에 보건의료체계에 의한 의료이용의 효과를 측정할 때는 구분하여 분석하는 것이 보다 정확한 효과를 평가할 수 있다. 특히 입원환자의 의료이용의 경우에는 외과적 시술, 입퇴원율, 재원일수, 의료비에 대해 제공된 의료서비스를 어느 정도 이용할지에 대한 성격이 강하므로 공급자 요인이 특히 중시되는데, 이는 입원 결정이 내려진 후 환자들이 받는 의료이용의 내용에 대해서 공급자가 절대적인 영향력을 끼치기 때문이다. 따라서 입원서비스를 대상으로 의료이용 연구를 수행할 때는 이와 관련된 요인들을 좀 더 포괄적으로 모형에서 추가하는 것이 필요할 것이다(Phillips et al, 1998).

3. 포괄수가제와 의료이용

1983년 최초의 포괄수가 지불제도가 미국의 Medicare프로그램에 처음 도입된 이후(Hsiao et al, 1986), 호주와 유럽 국가들로 확대되었다. 포괄수가제를 도입한 주요 기대효과는 병원의 진료행태의 변화를 유도하기 위해서다. 즉, 사후지불방식에서 사전지불방식으로 변화를 통해 병원들은 더욱 비용효과적인 행태변화를 할 것이라는 기대를 갖게 하였다. 행태변화와 관련해서 주로 측정했던 영역은 환자입원과 관련한 지표들, 주로 입원율(입원건수), 재원일수, 서비스의 강도, case mix/질병의 중증도 등이고, 외래환자로의 전이, 퇴원후 시설로의 전이에 대한 내용들이다.

그 중 대표적인 의료이용 지표인 재원일수를 중심으로 포괄수가제가 어떠한 행태변화를 일으켰고, 재원일수 변화와 어떤 영향을 미쳤는지 고찰해 보고자 한다. 미국에서 새로운 제도의 도입으로 가장 눈에 띄는 유인책은 병원들이 재원일수를 감소시키는 것이었고, 실제로 이러한 기대에 부합되는 결과가 나타났다. 실증자료를 이용하여 포괄수가제 도입 이후 재원일수의 변화를 분석한 거의 모든 논문에서 재원일수의 감소는 일관된 성과였다. 오직 몇 개의 연구에서는 긍정적이지 않은 결과를 (DesHarnais, Chesney, and Fleming, 1988; Morrisey, Sloan, and Valvona, 1988; Mayer-Oakes et al., 1988; Simons and Omundsen, 1988) 보였는데, 이러한 연구에서는 sample size가 작거나 혹은 어떤 특정한 질병군을 가진 집단만을 대상으로 하였거나, 혹은 전국데이터를 이용하여 분석하였더라도 결과가 통계적으로 유의하지 않는 그런 방법론적 혹은 연구설계의 제한점을 갖는 연구들이었다. 구체적으로 살펴보면, 포괄수가제 도입 전후의 평균재원일수를 비교한 연구들을 보면 대부분 도입초기에 급격한 재원일수의 감소가 있었고, 도입 2~3년후의 재원일수와 도입전 재원일수를 비교했을 때 약 9~25% 감소하였음을 보고 하였다

(Guterman & Dobson, 1986; Hsiao et al., 1986; Fitzerald et al, 1987; Rosko and Broyles, 1987; Kahn et al. 1990; Epstein et al. 1991).

그러나 포괄수가제 도입기간을 포함하여 전후 재원일수의 변화를 시계열적으로 측정한 연구들(Long, Chesney, Ament et al, 1987; Newhouse and Byrne, 1988; Chulis, 1990; Schwartz et al, 1991; Kominski et al, 1993)에 의하면 도입이전부터 재원일수는 감소되는 경향을 보이고 있었고, 이것이 포괄수가제 도입에 의한 순수한 효과인지에 대해서는 의문을 제기하였다. 즉, 재원일수에 영향을 미칠 수 있는 환자의 중증도, 병원 규모의 차이, 환자의 인구사회학적 특성의 분포차이, 의료시장의 경쟁정도 등 외생변수들을 제대로 통제하지 않은 경우가 많아 재원일수의 감소를 포괄수가제의 영향만으로 설명하기에는 제한적인 측면이 있다는 지적이다. 특히 Newhouse and Byrne(1988)는 포괄수가제 도입에 따른 재원일수의 도입전후 비교한 연구들에서 연구설계상 몇가지 문제점을 지적하였다. 첫째, 포괄수가제를 도입한 대부분의 병원들이 지불제도의 유인에 민감하게 반응하여 제도도입 직전에 장기입원환자들을 미리 퇴원시켜버리거나 혹은 포괄수가제를 적용 받지 않는 질병군으로 환자를 이전시키는 방법을 통해 재원일수를 단축시켰을 가능성이 있다. 둘째, 1983년 포괄수가제 도입당시 상대적으로 재원기간이 긴 정신병원이나 재활병원 등은 적용범위에 해당되지 않았기에 도입 전 평균재원일수 계산에서는 이러한 기관에 입원한 환자들이 포함된 반면, 도입 후 재원일수 계산에서는 상대적으로 단기 입원하는 도입병원들만을 대상으로 하다 보니 재원일수 감소효과가 과대평가되었을 가능성이 있다. 이러한 연구설계상의 문제점으로 인해 비교 대상기간을 동일하게 국한시키지 않고 도입시점만을 기준으로 전후 재원일수의 평균값을 단순비교하는 것은 타당하지 않다고 주장하였다.

한편 포괄수가제 도입으로 기대했던 재원일수 감소효과에 의문을 품는 주장들도 제기되었는데, 미국에서는 1960년대부터 이미 재원일수가 지속적으로

감소되고 있는 추세였고, 지불제도의 변화는 의료이용을 설명하는 여러 가지 요인들 즉, 의료기술의 발달, 더욱 경쟁적인 시장환경 등과 더불어 재원일수 감소를 설명하는 요인 중 하나로써 기여하였고, 실제로 제도 도입으로 인한 감소효과는 크지 않다는 평가도 있다(Schwatz et al., 1991; Kominski et al., 1993).

이러한 초기효과와 함께 지속효과에 관심을 둔 연구결과들도 주목할만한데, PPS도입 초기의 급격한 재원일수의 감소이후, 시간이 지남에 따라 감소폭은 완화되었다는 주장과 함께 지불제도의 변화가 재원일수에 미치는 중장기효과에 대해서 의문을 제기한 연구들도 있었다(Chulis, 1990; Schwartz and Mendelson, 1991; Muller, 1993). 대표적으로 재원일수의 감소효과의 지속성 여부에 관심을 둔 Chulis(1990)는 그 당시까지 출간된 문헌들을 검토한 결과, 포괄수가제 도입에 따른 재원일수 변화의 대부분 연구들이 주로 도입초기 2~3년기간동안의 변화만을 분석한 것으로서, 실제로 평균 재원일수의 감소가 포괄수가제 도입초기에는 뚜렷하였으나, 이후부터는 그 감소효과가 둔화되고 있음을 보고하여 단기효과임을 지지하였다. 이러한 주장을 재확인하기 위한 Muller(1993)의 연구에서도 Medicare환자의 초기 도입효과는 즉각적이고 드라마틱한 재원일수를 감소를 초래하였고, 이후에는 입원건수의 감소로 나타났고, 결론적으로 단기효과에 지나지 않았다고 Chulis(1990)와 Schwartz and Mendelson(1991)의 단기효과 주장을 지지하였다.이러한 재원일수 감소효과 둔화는 포괄수가제 도입초기 의료공급자들이 제도의 유인에 민감하게 반응하면서 나름대로 재원기간 단축을 위해 노력하였으나 점차 시간이 지나면서 제도에 대한 긴장이 완화되면서 제도의 영향이 감소한 것으로 해석된다.

미국 뿐아니라 유럽의 포괄수가제 운영 경험을 연구한 Busse 등(2011)의 결과에서도 포괄수가제를 도입한 모든 국가에서 재원일수의 감소가 일관되게 관찰되었으며, 총진료비는 증가, 평균비용은 대체로 감소하였고, 입원환자의

외래수술환자로의 전이 현상이 광범위하게 관찰되었다.

<표 1> 포괄수가제가 재원일수에 미친 영향

Authors	Description of study	Results
Rosko and Broyles (1987)	PPS 도입한 뉴저지주의 84개 병원과 펜실베니아 동부지역의 76개 병원(retrospective)의 자료를 이용하여 재원일수, 건당비용, 치료건수를 비교함. 뉴저지는 2개의 PPS(SHARE program vs. DRG-PPS)	LOS변화 -SHARE PPS: 변화없음 -DRG PPS: 6.5%감소 입원건당 비용 -SHARE PPS: 9.6%감소 -DRG PPS: 14.1%감소 입원건수 -SHARE PPS: 8.8%증가 -DRG PPS: 11.7%증가
Guterman and Dobson (1986)	Medicare DRG도입 1년 후 평가. Medicare환자 자료만을 포함한 병원청구자료 이용한 전후설계연구	재원일수 9%감소(1981~1984)
Sloan et al. (1988)	PPS도입하지 않은 주에 위치한 34개 병원과 non-Medicare환자 자료를 포함한 미국내 병원코호트 자료를 이용한 전후설계연구	DRG PPS도입후 -ICU의 재원일수: 변화없음 -CT scanning: 증가율 둔화됨 -non-surgical technique 사용 감소 -routine test 감소
Newhouse and Byrne (1988)	환자의 전이를 통제하기 위해 모든 병원의 모든 Medicare 환자를 포함하여 대표성 있는 자료를 이용한 전후설계연구	1981~1984년 재원일수 9%증가 1981~1985년 재원일수 3% 감소
Kahn et al.(1990)	병원규모, case-mix등이 통제된 상태에서 5개질환군 환자(울혈성심부전, MI, 폐렴, CVA, hip fracture)를 대상으로 도입전(1981~82년)과 도입후(1985~86년) 의료이용 양상비교	재원일수 24% 감소
Hsio et al.(1986)	New Jersey주의 1980년에 도입된 New Jersey DRG의 영향에 대해 보험자, 고용주, 정부관리 등과의 인터뷰 자료 분석과1971~1983년 통계자료 분석 DRG 효과분석시 병원의 재정상태에 따라 3개 그룹(surplus/break-even/deficit)으로 나누었음	voluntary budget기간(1971~1975년) 재원일수 평균 증가율 -0.6%, SHARE 프로그램적용(1976~1979)년: 0.7% DRG적용(1980~1983년) 재원일수 평균 증가율 -2.0%

Authors	Description of study	Results
Fitzerald et al. (1987)	Hip fracture 입원환자 코호트 자료를 이용하여 Medicare PPS도입 전후의 노인환자를 대상으로 재원기간 비교	DRG 도입후 평균 재원기간 (16.6 19.3일)10.3~16.6% 감소
Fitzerald et al. (1988)	Hip fracture의 노인환자를 대상으로 PPS도입후 규모가 큰 (1100병상) community hospital 입원환자를 대상으로 chart review	도입전(1981년) 21.9일 도입후(1986년) 12.6일로 재원일수의 대폭 감소
Epstein et al.(1991)	1982~1986년 사이 1개주의 재원기간과 재입원율의 경향을 분석	조사기간동안 평균 재원기간 25% 감소했으며, 이 중 20%는 DRG에 기인한 것임.
Morrisey (1988)	Medicare DRG가 적용된 병원과 적용되지 않은 병원들 간의 재원기간의 차이분석	중환자실 재원기간은 DRG 도입여부와 관련없이 재원일수의 변화가 관찰되지 않았음.
Chulis (1990)	Medicare DRG도입 후 초기효과를 다각도로 조사하였음. 정부측(HCFA) 공식보고서 내용을 토대로 매우 긍정적으로 기술하였음	-재원일수 변화: PPS 1년차 2년차에 대폭 감소함 PPS 4년차가 지난 상태에서도 pre-PPS기간보다 13%p 감소함
Kominski et al. (1993)	1981~1987년 Medicare 환자의 재원기간을 진료과목별, 지역별로 비교함	1981~1984년: 내과, 외과 모두 감소하였음(내과-연 5.0% 감소, 외과-연 3.8%감소) 1985~1987년: 내·외과 모두에서 감소율의 둔화가 나타남. 외과의 경우 오히려 재원기간이 늘어났음
Muller (1993)	PPS도입후 10년동안의 효과를 시계열분석(ARIMA)을 이용하여 Medicare와 Non-Medicare환자의 변화를 분석함.	선행연구들과 유사한 결과로, 도입초기 LOS, 입원건수 등이 감소하였음 1983,1984, 1985년 각각 입원환자수의 변화는 Medicare에서는 5%, 9%, 3%였고, Non-Medicare에서는 3%, 3%, 3% 였음

국내에서 포괄수가제 도입과 의료이용과의 관계를 실증자료를 이용하여 분석한 연구들로는 이선희 등(2000), 하범만 등(2000), 김진현(2002), 고영(2003), 채희율과 박지연(2003), 임재영(2004), 이기성 등(2006), 최숙자 등

(2010), 송정국 등(2010), 손창우 등(2011)이 있다. 특히, 김진현(2002)의 연구는 DRG포괄수가제 정책의 효과 측정시 선택편의의 문제점을 언급하고, 이러한 편의를 제거한 방법으로 이중차분법(Difference-in-Difference: DID)의 방법론을 최초로 제안한 연구이다. DRG시범사업 참여전후의 효과를 산부인과 질병군의 진료비와 재원일수의 변화에 대해 재평가 하였으며, 기존의 최소자승(OLS)추정방법과 DID로 추정한 결과 차이를 제시하였다. 그의 연구결과에 따르면 DRG지불제도 도입이후 건당진료비 상승 및 재원일수의 변화는 불확실하다고 평가하고 있다(<표2> 참조).

<표 2> 행위별 대비 DRG참여기관의 효과

	건당진료비의 변화(원)	재원일수 변화(일)
정상분만	59,427(p=0.000)	-0.0049(p=0.8267)
제왕절개	110,994(p=0.000)	-0.1067(p=0.0626)

이기성 등(2006)은 2003~2004년 건강보험 청구자료인 전국단위의 데이터를 가지고 DRG 참여 의료기관만을 대상으로 7개 질병군 전체의 재원일수의 변화를 측정하였다. 이 시기는 지불제도 도입 이후 2년차에서 3년차의 기간동안 재원일수 감소효과를 측정하였고, 분석대상을 17개 세부질병군으로 나누어 관찰하였다. 그 결과 소아양측탈장수술, 복강경 자궁적출술, 복강경 자궁 및 부속기수술과 제왕절개분만을 제외한 나머지 13개 질병군의 의료기관당 평균재원일수는 2003년에 비해 2004년에 통계적으로 유의하게 감소하였다. 또한 DRG참여기관에 따라 재원일수가 양의 관계로 늘어나는 것을 확인하였고, 일부 질병군(수정체수술, 편도수술, 자궁적출술)등에서는 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 그러나 이 연구 역시 DRG기관만을 대상으로 재원일수 변화를 분석하였기에, 동일기간 행위별 기관의 재원일수 변화에 비해 상대적으로 큰지 혹은 작은지를 판단하기 어려운 제한점이 있었다.

한편 최숙자 등(2010)은 2002년~2007년 청구데이터로 7개 질병군의 재원일수를 결과변수로 하여 참여효과와 참여기간에 따른 지속효과를 분석하였는데, 질병군별로 다소 다른 결과를 보였다. 충수절제술의 경우 DRG기관의 평균재원일수가 더 길었고, 제왕절개술은 두 지불제도에 따른 재원일수의 변화에 차이가 없었고, 나머지 질병군에 있어서는 DRG기관의 재원일수가 더 짧은 것으로 분석되었다. 또한 DRG참여기간에 따른 재원일수의 변화추세를 보면, 편도수술, 충수절제술, 자궁적출술은 참여기간이 짧을수록 재원일수가 유의하게 짧았고, 수정체수술, 탈장수술, 제왕절개술의 경우 참여기간에 다른 재원일수의 일관성 있는 변화가 관찰되지 않았다. 또한 손창우 등(2011)는 2004년~2007년 제왕절개 청구자료를 이용하여 실험군은 2005년~2007년 최초로 DRG기관이 된 25개 의료기관과 대조군은 2001년~2007년동안 행위별지불제도를 유지했던 기관 중 50개 의료기관을 선정하여 참여전후 자료로 그 효과를 측정하였다. 그 결과 재원일수는 DRG 지불제도 도입 후 오히려 2.2% 증가하였고, 퇴원후 외래방문일수에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다.

4. 연구방법 관련 문헌고찰

본 연구는 지불제도의 선택결정이 내생성(endogeniety)을 갖고 있음으로써 의료이용의 효과를 정확하게 측정해 내지 못하는 방법론적 한계를 안고 있다. 이럴 경우 선택편의(selection bias)의 통제가 필요한데(Berk, 1983), 이것이 문제가 되는 이유는 선택을 결정하는 요인이 정책의 성과에도 영향을 미치기 때문이다. 구체적으로는 선택을 결정하는 요인이 모두 관찰되지 않기 때문에, 관찰되지 않는 변수가 정책 혹은 프로그램 참여와 정책의 효과에 동시에 영향을 미치는 경우, 정책의 참여효과와 이러한 참여에 영향을 미치는 관

찰되지 않는 변수들의 영향을 분리할 수 없기 때문에 발생한다.

선택편의 제거를 위해서는 무작위 실험이 가장 간단하게 해결할 수 있는 방법인데, 일반적으로 주변에서 얻을 수 있는 데이터에서는 참여결정여부와 오차항이 독립이면서 통제변수들과도 독립인 형태의 자료를 찾기 힘들고, 연구자 혹은 정책수행자가 인위적으로 통제하기는 더욱 불가능하다. 결국, 이러한 불만족스러운 상태에서 효과를 추정할 수밖에 없고, 이럴 경우 추정치는 편의추정량(biased estimates)이 될 수밖에 없다. 따라서 불편추정량(unbiased estimates)을 얻기 위하여 다양한 준실험적 추정방법론이 개발되었으며, 대표적으로 Heckman's two stage모형, 성향점수매칭방법, 도구변수모형, 이중차분법, 회귀불연속모형 등이 있다.

보건의료 정책 평가에서는 이상의 선택편의의 문제를 해결하기 위해서 계량 모형을 선택하고, 필요한 가정을 제시한다. 선택이 관찰가능한 변수들에 의해 이루어진다고 가정하면 매칭(matching)과 최소자승회귀분석(OLS)의 모형을 쓸 수 있다. 두 모형은 관찰되지 않는 특성(변수)들의 영향이 관찰되는 특성(변수)들을 동일한 조건으로 가져감에 의해서 없어진다고 가정하는 것이다. 그러나 관찰되지 않는 변수들의 영향이 관찰되는 변수들에 의한 영향과 비례하는지, 아니면 반대로 작용하는지는 실증의 문제이다. 두 가지 형태의 변수들이 반대로 움직인다면 관측되는 변수들을 동일한 조건으로 가져가는 것이 오히려 관찰되지 않는 변수들의 영향에 대한 차이를 크게 만드는 결과를 가져올 것이다. Heckman, Ichimura, Smith, and Todd (1998)의 연구에서는 두 가지 형태 변수들의 움직임이 일정하지 않다는 연구 결과를 제시하고 있다. 이에 관찰되는 변수들에 의해서만 선택의 요인을 설명하는 것은, 평가에 있어서 중요한 선택의 요인을 놓칠 수 있으며, 관찰되지 않는 변수들의 영향을 고려하는 추정이 이루어져야 한다고 주장하였다.

정책의 선택이 관찰되지 않는 변수에 의해서 이루어진다고 할 때, 횡단면

자료에서 쓸 수 있는 계량 모형이 도구변수(Instrumental Variable: IV)를 이용한 추정모형과 Heckman's 2 stage 모형(혹은 'Sample Selection Model' 이라고도 한다) 이다. 도구변수를 이용한 추정모형은 특정 정책 선택과는 관련되지만, 정책시행의 성과와는 관련이 없는 도구변수를 이용하는 것이다. 이러한 도구변수에 의한 선택은 정책시행의 성과에 영향을 미치는 관찰되지 않는 변수들과는 관련이 없기 때문에, 도구변수에 따른 정책의 참여와 비참여의 구분은 관찰되지 않는 변수들의 영향을 우회하면서 정책의 참여/비참여 구분만으로 성과차이를 추정할 수 있게 한다. 관찰되지 않는 변수를 선택의 요인으로서 직접 고려하여 선택편의의 문제를 해결하는 방법이 Heckman's two stage model이다. 이는 참여의 선택을 결정하는 함수식을 구성하여 정책 참여와 관련되는 관찰되지 않는 변수들을 고려하고, 이러한 관찰되지 않는 요인들의 영향을 성과함수에 반영하여 선택편의를 통제하면서 정책시행의 효과를 추정하는 것이다. 관측되지 않는 변수들이 오차항에 들어가기 때문에 오차항의 구조 및 특성을 구체적으로 가정해야 한다.

따라서 본 논문에서는 지불제도 참여여부 변수가 내생성이 있다는 가정하에 이를 해결할 수 있는 방법으로 헤크만 처치효과모형과 도구변수를 활용한 모형을 적용하고자 하며, 이에 앞서 주요 관심변수인 지불제도 참여의 내생성 여부에 대한 판단은 Hausman 검정을 통해서이다(Baum, Schaffer, and Stillman 2003, 2007).

Hausman의 검정의 귀무가설 및 대립가설은 다음과 같다.

H0: Cov(X, u) = 0 (외생적)

H1: Cov(X, u) ≠ 0 (내생적)

즉, OLS 추정결과와 2SLS 추정결과 사이에 차이가 없다는 귀무가설을 검정한다. 검정결과 귀무가설을 기각하면 내생성이 있다고 판단하고 이럴 경우

IV추정계수가 OLS추정계수보다 더 정확하다고 판단한다.

가) Heckman-type model

선택편의 문제는 실제로 평가자가 관찰할 수 없는 요인에 의해 발생하는 경우가 더 많다. 이 경우 선택편의를 제거하기 위해서는 단순히 정책의 성과만을 분석하는 것이 아니라 정책에의 참여를 결정하는 요인 분석을 동시에 실시한다. 이같은 분석을 위해서는 정책의 성과를 결정해 주는 방정식에는 포함되어 있지 않지만, 정책의 참여를 결정해 주는 독립 변수가 최소한 하나 이상 필요하다(이와 같은 조건을 exclusion restriction이라고 부른다.). 이처럼 선택편의를 제거하기 위해 Heckman은 표본선택모형(sample selection model)을 적용하였다(1974,1977,1979) 그러나 Heckman의 초기 오리지널 모형은 여성들의 노동시장 임금 분석에서 여성들은 요구임금보다 시장임금이 높은 경우에 노동시장에 참가를 하게 되며, 요구임금보다 시장임금이 낮은 경우에는 노동시장에 참가를 하지 않게 되어, 결국 이들의 시장임금에 대한 자료가 결측이 되어 버린다는 특성을 관찰하고, 자기선택(self-selection)에 의해 자료가 자연 탈락되어 버리는 “incidental truncation" 혹은 ”sample selection" 에 초점을 맞추었다. 그러나 Maddala(1983)는 이러한 표본선택의 관점을 중재(treatment)효과 평가로 확대하는 방법을 제시하였다. 한편, 이러한 truncated 또는 censored[5] 데이터를 이용한 truncated distribution의 결과를 전체 인구의 untruncated 또는 uncensored distribution을 추정하는 것이 중요한데, 이러한 과정에 중요한 개념이 inverse Mills ratio(IMR: λ로 표기)

5) 제한된 종속변수의 가장 흔한 특징 중 하나가 censoring과 truncation이다. 두 가지 개념이 혼용되어 사용되기도 하나, 엄밀하게 구분하자면 하나는 데이터 생성과정에서 만들어진 개념이고 다른 하나는 데이터 수집과정에서 만들어진 개념이다. truncation은 데이터의 수집과정에서 발생하는 것으로 전체 모집단은 untruncated distribution이나 자료수집에서 일부 집단의 결측이 발생함으로써 나타나는 현상인 반면, censoring은 종속변수의 어떤 범위에 있는 모든 값들이 하나의 값으로 치환됨으로써 발생하는 개념이다.

혹은 hazard function이다. Heckman이 처음 제시하였던 여성들의 노동시장 임금분석 모형에서, 임금시장 모형을 2단계로 추정하되, 노동시장 참가의 조건이 임금함수 회귀식의 오차항을 규정하게 된다. 오차항을 정규분포로 가정하고 모형을 식별하여, 관측치가 샘플에 들어갈 확률의 단조감소 함수인 변수(Inverse Mill's Ratio: IMR)를 임금함수 회귀식에 넣어 참가에서의 관측되지 않는 변수들과 성과함수 회귀식의 오차항의 관련을 통제하는 2단계 추정법을 제시하였다(Heckman & Robb, 1985).

Maddala(1983)는 노조가입 유무와 임금의 함수 추정에서 노조가입유무가 내생성이 있다는 것을 발견하고, 이것을 Heckman의 표본선택모형으로 추정하였다. 그런데 이 모형은 Heckman이 이용하였던 여성의 임금시장 노동 모형과는 다르게 노조가입유무(가입원=1, 비가입원=0)으로 코딩한 후 표본선택모형을 2단계로 추정하면, 두 번째 단계에서는 노조에 가입한 사람들만을 대상으로 하여 임금을 추정하게 되는 문제가 발생하였다. 이를 해결하기 위해 Heckman's treatment effect model(헤크만 처치효과모형)을 제안하였는데, 이것은 기본적인 방법은 Heckman의 표본선택모형과 유사하게 추정하되, 표본선택모형에서는 2단계 결과변수추정에서 노조 가입원(D=1)의 경우만을 가지고 추정했다면, 처치효과모형[6]에서는 노조가입 유무(D=0과 D=1)인 두 경우 모두 두 번째 모형에서 계수추정이 가능하다. 일반적으로 이 두 모형을 통칭하여 Heckman-type model이라 한다.

나) Instrumental Variables Regression

앞서 설명한 Heckman의 선택모형과 마찬가지로 관찰되지 않는 특성으로 인하여 정책참여집단의 선정이 결정되는 경우에 사용되는 간단한 방법 중 하

6) STATA에서 sample selection model은 "*heckman*" command로 추정하고, treatment effect model에서는 "*treatreg*" command로 추정한다.

나는 도구변수방법이다. 필요한 조건을 만족시켜주는 도구변수를 찾을 수만 있다면 횡단면 자료로도 비교적 쉽게 정책의 효과를 파악할 수 있다. 도구변수가 되기 위한 조건을 살펴보기 위해서는 먼저 정책 효과를 측정하기 위해 회귀방정식을 설정 할 때의 문제점을 파악하여야 한다. 지불제도의 참여여부가 의료이용에 미치는 효과를 설명하는 회귀식을 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$Y_i = \alpha D_i + \beta X_i + u_i$$

여기서 D는 정책의 참여여부를 나타내는 더미변수이다. 따라서 이 변수의 계수인 α가 정책의 효과를 나타내게 된다. 그런데 정책의 참여여부를 결정하는 기준이 지불제도의 성과를 결정하는 요인과 무관하지 않다는 점이다. 즉, E(u |X, D) ≠ 0 이다. 이 경우 일반적인 OLS추정으로는 불편추정량을 구할 수 없다. 이 문제를 해결하기 위해서는 정책의 참여여부를 나타내는 내생변수(D) 대신 도구변수(instrumental variable)를 사용하는 방법이 있다. 이때 도구변수(Z)는 u(오차항)와는 독립적이고 내생변수인 D(참여여부를 나타내는 변수)와는 상관관계가 높은 특성을 지녀야 한다. 그러나 현실적으로 이러한 도구변수를 찾는 것이 쉽지 않다는 것이 본 모형을 적용하는데 가장 큰 장애요인이다. 그러나 연구에 활용될 도구변수가 결정되면 이것을 가지고 다음과 같이 2단계 추정으로 α 값을 구할 수 있다. 먼저 1단계에서는 정책의 참여여부와 관련이 있는 도구변수와 다른 결정요인들을 이용하여 $\widehat{D}_i$을 추정한다. 그리고 2단계에서 D 대신 $\widehat{D}_i$ 을 회귀식에 포함시켜 본래 의도하였던 성과를 추정한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

제1단계(reduced-form equation): $D_i = X_i\beta + Z_i\gamma + v_i$

제2단계(structural equation): $Y_i = X_i\beta + \alpha\widehat{D}_i + \epsilon_i$

실증적으로 도구변수 추정법을 사용시 타당성을 갖기 위해서는 두 가지 요건이 충족되어야 하는데, 도구변수의 외생성(exogeneity)과 도구변수의 적절성(relevance)이고, 이것이 도구변수를 이용한 분석의 핵심이라 할 수 있다.

도구변수의 적절성(relevance) : Corr(Z_i, D_i) ≠ 0

도구변수의 외생성(exogeneity) : Corr(Z_i, u_i) = 0

도구변수의 적절성은 도구변수가 추정모형 내 내생변수와 상당히 높은 상관관계가 유지되어야 한다는 조건으로써, 이 조건이 충족되지 않을 경우 약한 도구변수의 문제(weak IV problem)가 발생하여 도구변수 추정방법인 2단계 최소자승 추정법(Two Stage Least Squares: 2SLS 또는 TSLS)의 추정치에 편의가 발생하게 된다. 1단계 수식에서 D와 Z가 상관관계가 작으면 도구변수의 추정치가 매우 커진다는 문제가 발생하므로 D와 Z의 상관관계가 크면 클수록 모형의 식별(identification of model)을 더 잘 할 수 있다. 반대로 만약 도구변수가 내생변수와 상관성이 적은 경우 약한 도구변수로써 바람직하지 못한 추정을 하게 된다.

도구변수의 적절성은 여러 가지 방법으로 판단할 수 있다. 가장 쉬운 방법은 내생적 설명변수(내생변수)와 도구변수와 상관관계를 점검해 보고, 상관계수 값이 높으면 적절한 도구변수라고 판단하는 방법이다. 또한 Cragg-Donald F통계량을 이용하여 도구변수의 적절성(weakness)을 검정할 수 있다. 이는 도구변수들이 내생변수와 적절한 상관관계를 가지고 있는지, 즉 도구변수로서의 적절성을 판단하기 위한 방법으로 첫번째 단계의 F값, 즉 Cargg-Donald F통계량이 10 (혹은 t값이 3.3이상)이 넘을 경우[7] 도구변수는 신뢰할 만한 수준인 것으로 판단한다(Stock et al, 2002; Ajmani, 2009).

---

7) t값을 제곱하면 F값이 되므로 t값 기준으로는 약 3.2 정도가 된다.

최소자승법에서는 변수의 설명력을 판단하는 기준으로 R^2를 사용하고 있다. 마찬가지로 도구변수의 두 번째 조건을 검증하는 기준으로 R^2를 사용할 수도 있다. Stock et al.(2002)에 의하면, R^2값과 F값은 동일한 기준이어서 하나로부터 다른 하나를 수학적으로 도출할 수 있다. 따라서 굳이 R^2를 보기보다는 F값을 사용하는 것이 편리하다.

도구변수의 두 번째 조건인 외생성은 도구변수와 원 추정식의 종속변수가 서로 독립적이어야 한다는 것을 의미하며 만약 도구변수가 외생적이지 않다면 도구변수를 활용한 이단계 추정계수값이 일관성이 없게 된다(inconsistent). 도구변수의 외생성 가정은 적정식별(exactly identified) 상태에서는 통계적 검정이 불가능하다. 이럴 경우 도구변수의 외생성에 대한 판단은 전문가의 의견이나 연구자 개인의 판단에 의해서 평가하게 된다(Stock and Watson, 2012). 도구변수의 수는 내생변수의 수보가 크거나 같아야 하며, 적절한 도구변수의 수에 대한 과대식별(overidentification) 검정은 Sargan test나 Hansen's J-test를 통해 검정할 수 있다(Sargan 1958; Hansen 1982). 이러한 검정법은 도구변수의 overidentifying restriction(과대식별제약)을 검정하는 방법으로 귀무가설인 '도구변수 중 적어도 하나는 오차항과 상관관계가 없다'의 통계적 검정을 수행하여 p값을 가지고 귀무가설 기각여부를 결정한 후 판단한다. 이 검정은(m-k)의 자유도와 χ^2 분포를 갖는다. 여기서 m은 도구변수 개수이고 k는 내생변수 개수이다. 분석모형에 도구변수가 더 필요한지를 알아보는 방법이나(Wooldridge, 2002; Ajmani, 2009; Stock and Watson, 2012), 도구변수와 내생변수의 수가 같을 경우(즉, 적정식별의 경우)에는 사용할 수 없다(민인식, 2008). 이를 검정하는 구체적인 방법은 다음과 같다.

먼저 2SLS 추정방적식 $Y_i = \alpha + \beta \widehat{D}_i + \gamma X_i + u_i$ 의 잔차$\widehat{u}_i^{2SLS}$

를 구한 다음 OLS로 아래 회귀방정식의 계수를 추정한다.

$$\hat{u}_i^{2SLS} = \delta_0 + \delta_1 Z_{1i} + \cdots + \delta_m Z_{mi} + \delta_{m+1} X_{1i} + \cdots \delta_{m+r} X_{ri} + e_i$$

여기서 Z는 도구변수를 표시하고 X는 포함된 외생변수를 e는 오차항을 표시한다. m은 도구변수의 개수를 나타내고 r은 포함된 외생변수의 개수이다.

여기서 귀무가설 $H_O : \delta_1 = \cdots \delta_m = 0$으로 F통계치를 F라고 표시할 때, 과도실별제약 검정의 통계치 J=mF 이다. 여기서 J는 χ^2_{m-k}분포를 따르는데 m-k는 “과대식별의 자유도”이다.

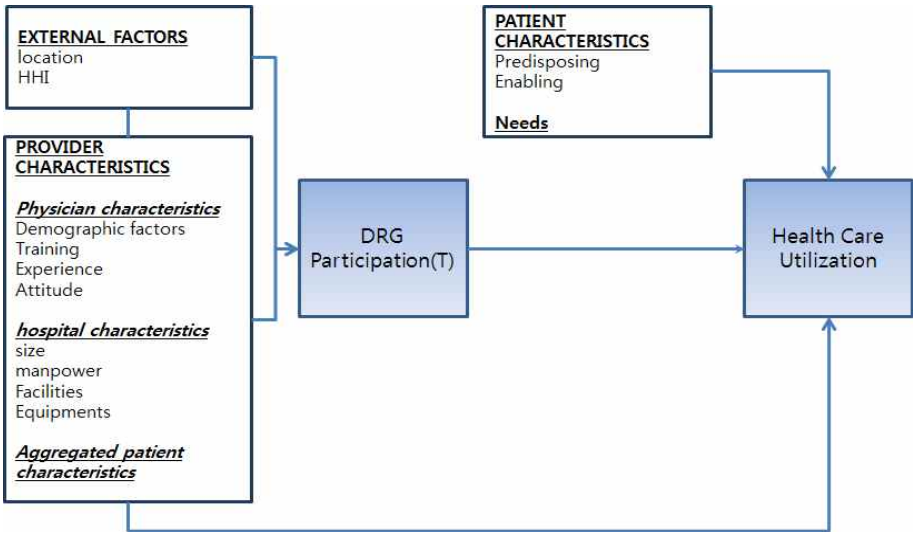
Ⅲ. 연구모형 및 방법

1. 연구개요

지불제도의 선택제방식의 운영이 성과에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하기 위해서 의료이용 변수 중 재원일수의 변화를 분석하였다. 포괄수가제를 선택한 의료기관의 재원일수 결정은 두 단계의 의사결정과정을 거친다. 첫 번째 단계의 의사결정은 지불제도의 선택의사결정(selection decision-making)과정으로, 주로 보건의료체계의 자원(resource), 조직(organization), 정책(policy) 등과 함께 의원의 경우 의사의 인구사회학적 특징들, 즉 성별, 연령, 교육기관, 훈련기관, 경력(experience), 태도(attitude), 선호(preference) 등에 의해, 또한 병원의 규모, 인력, 시설, 장비수준 등과 함께 병원의 문화(culture), 의사결정구조, 지역사회에서의 역할 등에 의해 영향을 받는다.

두 번째 단계의 의사결정은 DRG지불제도를 선택한 이후 환자의 의료이용(healthcare utilization)과 관련된 의사결정(utilization decision-making or frequency decision-making)과정이다. 이 단계에서는 기존 의료이용 관련한 여러 이론들에서 제시되었던 개별환자의 특성뿐 아니라 구조적 요인, 시간요인, 공급자 특성 등 다양한 요인들이 영향을 미치게 된다. 첫 번째 단계에서는 공급자인 의료기관의 요인에 의한 의사결정이 중요했다면, 두 번째 단계는 개별환자의 특성요인이 추가되면서 환자의 소인성 요인(predisposing factor), 가능요인(enabling factor), 의료필요(needs) 및 공급자측 요인들과 함께 의료이용의 횟수, 간격, 기간, 양 등을 결정하게 된다.

따라서 이러한 단계적 의사결정과 다양한 요인들에 의한 의료이용의 영향을 고려하여 다음 그림과 같이 연구의 개념틀을 구상하였다.



[그림 3] 연구의 개념틀

단계별 연구의 내용을 보면, 첫 단계에서 DRG지불제도의 선택 의사결정시 관련되는 변수와 영향의 크기 혹은 강도 등을 파악하기 위해 의료기관 수준에서 의료기관을 둘러싼 내외적 요인들을 고려한 분석을 시행하였다(분석Ⅰ). 두 번째 단계는 포괄수가제의 도입에 의한 효과를 분석하기 위해, 의료이용에 관여하는 여러 가지 요인들 중 공급자 측면에서 의료이용을 통제할 수 있는 유일한 지표인 지불제도의 변화가 의료이용에 어떤 영향을 미치는지 분석해 보고자 한다(분석Ⅱ). 이때 의료서비스 이용 혹은 성과변수로 재원일수의 변화를 측정한다. 그러나 재원일수 추정시 주요한 독립변수인 포괄수가제 참여 여부가 측정이 불가능하거나 혹은 연구자에 의해 관찰되지 않아 모형의 오차항에 포함된 변수들로 인해 오차항과의 상관관계로 편의(bias)가 생길 수 있고, 이는 결국 변수의 내생성 문제로 귀결된다. 따라서 두 번째 분석은 이러한 내생성 문제를 얼마나 잘 통제해서 추정값을 구하느냐가 중요한 관건이 되

므로, 가능한 정밀한 모형설계와 연구방법론을 적용하여 참값에 근사한 추정치를 구하고자 한다.

구체적으로 의료서비스 이용은 결국 지불제도의 선택에 의한 의사의 행태 변화와 관련이 있고, 이것에 관련된 변수들을 탐색하였다. 의료이용 모형과 Medicaid 참여결정 모형에서 제시되었거나 고려되었던 변수들을 탐색하였고, 우리나라 상황에 맞지 않는 변수들(종족, 외국의과대학 출신자 등)은 제외하였다. 본 연구의 주요관심사는 지불제도의 차이가 의료이용에 어떠한 영향을 미치는가이다. 따라서 이것을 기본 골격으로 하여 의료이용을 설명하는 개인수준의 환자의 특성들과 더불어, 외부환경 특성과 공급자요인을 고려하였다. 또한 지불제도 선택시 관련 요인으로 문헌고찰을 통해 정책의 참여결정에 중요했던 변수뿐 아니라 지불제도의 선택은 의료공급자의 진료행태 변화와 직결되므로, 진료행태와 관련된 변수들도 고려하였다.

보건의료이용에 영향을 주는 요인은 크게 개인요인, 제공자 요인, 그리고 체계요인으로 나누어 설명할 수 있다. 개인요인으로는 건강상태, 성, 연령, 인종, 사회경제적 지위, 교육, 태도와 문화, 가족 요인 등을 들 수 있다. 제공자 요인은 개인제공자와 조직으로서 제공자(조직요인 혹은 기관요인)으로 나누어진다. 개인 제공자 요인에는 개인의 연령과 성, 교육과 훈련, 전문영역, 태도 등이 영향을 미치고, 조직으로서 제공자 요인에는 규모, 위치, 소유 주체 등이 포함된다. 체계요인으로는 건강보장의 형태와 보장수준, 보건의료체계, 지역사회 요인 등을 들 수 있다.

의료공급자에 따라 지불제도의 선택에 차이가 나는 점을 설명하기 위해서 살펴야 할 주 대상은 서비스 제공기관인 병원의 특성 및 조직과 의사에 관한 사항이다. 병원의 성격이 의료서비스에 중요한 영향을 끼친다는 점은 여러 조사에서 일관성 있게 나타나는 사실이고, 병원의 행태를 설명하기 위해 몇 가지 이론이 개발되었고(Glaser, 1970 1987, Pauly et al, 1992), 병원의 수익

과 같은 재정적인 면이나 의사결정방식과 같은 병원의 조직특성이나 교육기능 여부, 그 외 병원의 규모 등도 주요한 역할을 하고 있는 것으로 실증분석을 통해 나타났다(Becker, 1983; Shortell et al., 1981; 정두채 1989).

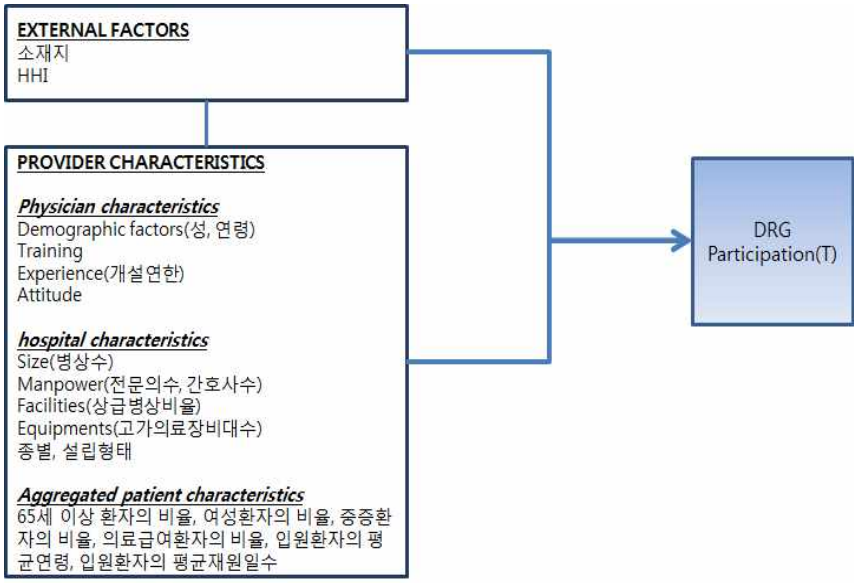
지불제도의 선택은 모든 진료과에 적용되는 것이 아니라 안과, 외과, 산부인과, 이비인후과에만 적용되는 것이여서 병원의 내부적인 조직 특히 다른 진료과의 의료진과의 관계 해당 진료과의 분위기나 신념 등도 중요하다. 일반적으로 병원 조직의 큰 특징 중 하나는 임상진료과로 대표되는 의사들의 조직운영과 업무수행에 대하여 병원으로부터의 간섭을 최소화하고 스스로 통제하는 경우가 많다. 따라서 일반 기업과는 다르게 병원은 병원 자체의 성격도 중요하지만, 각 임상진료과의 세부조직이 의사결정에 더 큰 영향을 미치기도 한다(Pauly, 1978; Shortell et al., 1981).

이러한 병원 특성들과는 별개로 또한 개별 의사의 특성이 의사결정에 있어 중요한 요인으로 작용한다. 병원 조직의 대표적인 전문직이라 할 수 있는 의사는 업무에서 많은 자율성과 재량권을 지니며(Freidson, 1988), 의료공급자 중에서 핵심적인 역할을 한다. 환자의 입원여부, 재원기간 및 각종 처치내용과 같은 병원서비스 이용에 관한 제반 사항에 대한 결정은 의사에 의해 내려진다.

2. 분석 Ⅰ: DRG지불제도 참여여부에 따른 기관특성

가) **분석개요**

본 연구는 2007년 기준으로 단면자료를 이용하여 DRG포괄수가제 참여기관과 행위별수가제기관의 특성을 비교하고 참여기관에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 병원수준에서 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.



[그림 4] 분석 I 의 연구모형

나) 분석대상

포괄수가제 도입시 진료과목별로 경제적 인센티브가 다를 것으로 판단되어 각 과목별로 대표 질병군(수정체수술, 편도수술, 항문수술, 제왕절개술)을 선정하였고, 분석기간동안 선정된 질병군으로 입원한 경험이 있는 모든 입원청구건을 분석대상으로 하였다. 이 중 수정체수술, 편도수술, 제왕절개술은 시범사업 때부터 꾸준히 DRG지불제도가 적용되었던 질병군이고, 외과계 질병군 중 항문수술은 다른 질병군(충수절제술, 탈장수술)에 비해 청구건수가 많고, 다른 외과계 질병군에 비해 수술건수가 증가하는 대표적인 질병군으로 우리나라 다빈도 입원건수 중 매년 3위 이내에 위치하는 질병군이여서 외과계 대표 질병군으로 선정하였다.

다) 분석자료

2007년 시점을 기준으로 당해연도의 의료기관 현황자료와 입원청구전체

자료를 기관단위로 재가공하여 dataset을 만들었으며, DRG참여기관과 행위별기관의 기관단위 특성을 분석하였다.

<표 3> DRG기관과 행위별기관의 분포(2007년기준)

	질병군	행위별기관	DRG기관	전체
의원	수정체수술	12(1.6)	721(98.4)	733
	편도수술	96(79.3)	25(20.7)	121
	항문수술	195(25.7)	564(74.3)	759
	자궁적출술	238(55.3)	192(44.7)	430
	제왕절개술	329(57.5)	243(42.5)	572
병원	수정체수술	114(68.3)	53(31.7)	167
	편도수술	159(70.0)	68(30.0)	227
	항문수술	423(66.7)	211(33.3)	634
	제왕절개술	157(58.1)	113(41.9)	270

라) **변수측정**

본 절에서는 의료기관 특성과 이를 둘러싼 환경요인들이 지불제도 선택에 영향을 미치는지를 알아보기 위한 목적으로 시행되었다. 이를 위해 2007년도 한 시점을 기준으로 포괄수가제 적용 기관(DRG기관)과 행위별수가제 적용기관(행위별기관)을 대상으로 두 기관의 외부환경적 요인, 기관의 특성요인을 비교하여 참여여부에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 규명하고자 한다. 분석에 이용한 변수에 대한 설명과 기호는 <표 4>에 정리되어 있고, 이중 개별환자 특성은 본 분석에서는 제외되었다.

DRG 참여에 영향을 미치는 요인들 중 일부는 의료이용 지표인 재원일수의 변화에 영향을 미치는 변수들이다. 본 연구는 DRG지불제도의 선택여부를 결정하는 요인들을 탐색하는 것이기에 의료기관의 조직적 측면에서 의사결정을 하는 요인들과 의료이용(재원일수) 변수에 영향을 미치는 요인들을 탐색하였다. 이들 요인은 크게 개별환자의 특성을 나타내는 변수, 제공자 측의 요인으로서, 개별 제공자의 특성, 기관제공자의 특성, 의료기관을 둘러싼 외부환경

의 특성으로 대별할 수 있겠다. 각각의 구체적인 변수에 대한 설명은 다음과 같다.

1) 집합적 환자특성

병원에 입원한 환자의 건강수준이 조직의 의사결정에 중요한 영향을 미친다. 환자의 건강수준는 일반적으로 질병의 단계로써 중증도, 진단명이나 진단명개수, 동반상병의 유무, 입원당시 상태, 고령여부 등으로 측정할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 65세 이상 환자의 비율, 중증환자의 비율, 입원환자의 평균연령, 평균재원일수를 고려하였다. 또한 남성환자에 비해 여성환자들이 의료이용을 더 많이 한다는 다수의 연구결과들(Cameron et al., 1998; Schofield, 1996; Windmeijer FAG and Santos Silva 1997; Winkelmann, 2004; Economou et al., 2008)을 근거로 여성환자의 비율을 추가하였다. 의료급여환자의 비율은 의료이용의 접근성 측면과 내원환자들의 사회경제적 수준의 간접지표로 측정하였다.

2) 제공자 특성

(1) 병원특성

병원의 특성 중 투입요소 규모, 인력, 장비에 대한 투입이 높을수록 경제적인 유인에 민감한 의사결정을 할 가능성이 높은 변수들이여서 추가하였다. 병상수, 의사수, 전문의수, 간호사수, 고가의료장비수, 상급병상비율 등이 그런 맥락에서 포함된 변수들이다.

일반적으로 동일한 질병군이라 하더라도 병원보다는 종합병원이나 상급병원일수록 중증도가 높은 환자를 진료하기 때문에 서비스 강도가 높아질 수 있고, 병원시장의 경쟁특성과 병원행태에 관한 박하영 등(2008)의 연구에 따르면 병상규모가 커질수록 진료비 고가도(costliness)도 높아지는 양의 상관성을

보여, 종별 특성을 의원/병원/종합병원이상으로 구분하였다.

설립주체 또한 영리냐 비영리냐 혹은 민간이냐 공공이냐에 따라 전략적 행동이 달라질 수 있다. 비영리병원은 영리병원에 비해 유능한 의사를 확보하기 위해 비용절감보다는 의료서비스 질을 높이는 경쟁한다(Anderson & Steinberg, 1994). 공공병원의 경우 병원의 시설 및 장비에 대한 정부나 공공기관의 지원을 받고 있고, 정기적인 감사를 통해 진료행태에 대한 관리를 받고 있기에 민간병원보다 제도변화에 더 긍정적인 반응을 보일 것이라 판단된다. 우리나라의 경우 민간 비영리와 민간 영리병원간의 실질적인 구분이 명확하지 않기 때문에 보건학 연구에서는 주로 공공과 민간으로 구분한다.

개원연수(개설연한)는 개원초기 높은 투자비용에 대한 회수동기가 매우 강해서 공격적인 진료를 할 가능성이 높다. 따라서 병원의 개설연수가 적을수록 경제적 동기가 강한 의사결정과 행태변화가 나타날 수 있어 이 변수를 추가하였다.

(2) 의사특성

대표의사의 연령과 성별도 조직의 특성을 반영하는 중요한 변수인데, 젊은 의사일수록 서비스 제공의 불확실성으로 인해 더 포괄적이고 집중적인 치료(검사량이나 처방량 등 서비스 제공량이 많음)를 하는 경향을 보이며, 재원일수도 상대적으로 더 긴 경향이 있다(Freeborn et al, 1972; Childs et al., 1972; Stolley et al, 1972; Wright et al, 1977). 반면 의사의 연령이 증가할수록 자신의 임상적 판단에 대한 확신이 커지며(Rhee, 1977) 따라서 불필요한 서비스 양을 감소시킬 수 있다(Heins et al, 1979). 그러나 구체적으로 의사로서의 경력이 어느 정도가 되면 임상적 판단이 확실해 지는지에 대한 명확한 기준은 없고, 다만 40~50대 의사의 경우 입원환자당 혹은 처방전당 제공하는 서비스량이 매우 많았다(Eisenberg and Nicklin,1981; Campbell, 1984; Goldfarb et al, 1983).

따라서 대표의사의 연령이 매우 높거나 혹은 낮을 경우, 그들은 경제적인 인센티브에 덜 민감한 연령대이므로 DRG 지불제도 도입에 소극적일 수 있다. 졸업후 의사경력이 20~29년 되는 연령(대략 40대 후반~50대)에서 가장 소득이 높았고, 졸업 후 30년 이상 되면 소득이 가장 낮았다(박웅섭 등, 1998). 대표의사의 성별과 관련되어서는 일반적으로 여성이 남성에 비해 위험회피적인 성향이 강하다(Engleman, 1974; Heins et al., 1979; Dutton 1986). 따라서 새로운 제도의 도입에 있어서도 대표의사가 남성일 경우 더 쉽게 적응할 것이다.

3) 환경요인

시장특성 및 기타 사회문화적 요인으로서 지역별 허쉬만-허핀달 지수(HHI: Herfindahl-Hirschman Index), 지역의 도시규모 변수(소재지)를 선정하였다. 경쟁수준의 증가는 병원들이 새로운 지불제도의 도입(특히 포괄수가제)에 더욱 민감하게 반응하도록 한다(Feder, Hadely, and Zuckerman 1987; Melnick and Zwanziger 1988; Hadely, Zuckerman, and Iezzoni 1996). 따라서 경쟁수준의 지표 중 가장 일반적으로 사용하는 허핀달-허쉬만 지표를 산출하여 변수에 포함하였다. 공급자간 경쟁의 정도를 측정하는 대표적인 방법은 집중도(concentration)인데 일반적으로 허핀달지수에 의해 측정된다. HHI는 병상수나 입원환자수를 기준으로 하여 의료시장 내에서 각 병원들의 시장점유율의 제곱합으로 계산할 수 있다. HHI값은 산술적으로 0~10,000의 값을 취할 수 있고, 만일 한 시장에 병원이 유일하게 1개만 존재한다면 그 병원의 시장점유율은 100%가 되어 HHI는 최대값인 10,000이 된다. 이런 경우 독점시장이라 정의한다. 따라서 HHI 값이 커질수록 그 시장의 집중도는 높으므로 병원간 경쟁의 정도가 낮음을 의미한다. 본 연구에서는 243개 행정구역을 기준으로 시장을 정의하였고, 병원간 경쟁의 정도는 병상

수를 기준으로 하여 허핀달 지수를 이용하여 산출하였다.

$$\text{HHI}= \sum_{i=1}^{n}(S_i)^2 \qquad S_i\text{=시장점유율}$$

도시화정도의 지표로서 지역변수를 고려하였다. 도시지역일수록 인력, 시설, 장비에 대한 투자를 많이 하고, 병원직원과 환자 등 외부이해관계자에게 가시적인 성격을 지닌 즉 관찰가능성이 높은 장비라든지 시설에 대한 투자가 더 많다(Meyer and Goes 1988). 따라서 도시지역에 있는 기관일수록 경제적 인센티브에 민감하게 반응할 것이다. 또한 의료이용의 측면에서 환자의 가능요인으로 지역사회의 사회경제적 수준, 그리고 보건의료에는 접근성을 간접적으로 반영하는 특징이 있고, 의료제공자의 교육수준이나 같은 지역에서 있는 의사들은 임상패턴(practice pattern)이 유사할 것이라는 가정 하에 대리지표로 사용하기도 한다. 대도시보다는 중소도시나 농어촌지역(군지역)에 위치한 군지역에 위치한 의료기관은 상대적으로 경쟁수준이 낮고, 정부정책의 변화에 덜 민감하게 반응할 가능성이 높고, 본인이 유지하던 임상패턴을 고수할 가능성이 높아, DRG지불제도의 참여에 소극적일 것이다.

4) 개별환자 특성

개별환자 특성은 일반적으로 의료이용에 영향을 미치는 요인들을 검토하였다. 즉, 소인성요인(predisposing factor)로 성별, 연령을 가능요인(enabling factor)로 건강보장의 형태(건강보험 vs. 의료급여)를 고려하였으나, 7개 질병군의 경우 건강보험환자만을 대상으로 적용하여 의료보장의 형태는 분석에서 제외시켰다. 그리고 의료필요(need)를 측정하기 위해 환자의 중증도를 변수로 선택하였다. 환자의 중증도는 각 질병군별로 부여된 DRG번호의 끝자리 값이 중증도를 나타내는 수치여서 이 값을 활용하였다.

<표 4> 변수의 정의 및 설명

변수		설명	기호	분석 I	분석 II
종속변수	재원일수	개별 입원건당 재원일수	LOS	X	○
	지불제도*	DRG기관=1,행위별기관=0	parti	○	○
개별환자특성	연령	개별환자의 연령	age	X	○
	성별	개별환자의 성별	sex	X	○
	중증도	질병군별 중증도(0,1,2)	severe	X	○
집합적환자특성	65세이상환자의비율	병원의 총입원환자 중 65세이상 환자의 비율	pold	○	○
	여성환자의비율	병원의 총입원환자 중 여성환자의 비율	psex	○	○
	중증환자의비율	전체입원환자 중 중증도'1'과 '2'인 환자의 비율	psevere	○	○
	의료급여환자의비율	총입원환자 중 의료급여환자의 구성비	pmedicaid	○	○
	입원환자의평균연령		ave_age	○	○
	입원환자의평균재원일수		ave_los	○	○
공급자특성(의사및병원특성)	종별	의원, 병원, 종합병원, 상급종합병원	jong	○	○
	설립주체	공공병원(국·공립·국립대학·특수법인), 재단병원(학교·종교·사회복지·재단·사단·회사법인), 개인병원(의료법인 및 개인)	built	○	○
	병상수	총 가동병상수	bed	○	○
	간호사수	총 간호사수	nurse	○	○
	전문의수	총 전문의수	specialist	○	○
	병원개설연한		hospage	○	○
	상급병상비율	전체 가동병상 중 상급병상이 차지하는 구성비	upperbed	○	○
	고가의료장비대수	CT, MRI, 혈관조영장치,체외충격파쇄석기, 초음파, 뇌종양치료기의 보유대수	highcost	○	○
	대표의사의연령		ceoage	○	○
	대표의사의성별		ceosex	○	○
	시범사업참여여부	시범사업기간동안(1997~2001년) DRG지불제도를 선택해 본 경험이 있는 기관=1, 그렇지 않은 기관=0	sibum	X	○
환경특성	HHI	경쟁지수(243개 시군구 기준으로 산출함)	HHI	○	○
	소재지	대도시, 중소도시, 군지역	region	○	○

주: 지불제도 변수는 분석Ⅰ에서는 종속변수로 이용되고, 분석Ⅱ에서는 설명변수로 사용됨.

분석Ⅰ의 모든 변수는 2007년 기준으로 작성함.
분석Ⅱ의 개별환자 특성은 각 연도(2002년~2007년) 환자특성을 그대로 사용하였고, 반면 집합적 환자특성, 공급자특성, 환경특성은 모두 2002년 기준으로 작성하였음.

마) 분석방법 및 모형

2007년 단면시점을 기준으로 1년 동안 전체 건강보험 청구건 중 당시 7개 질병군의 진단코드와 수술코드를 적용하여 해당질병군의 1년 동안 수술건수를 발췌한 후, 이를 DRG를 적용하고 있는 기관과 행위별을 적용하고 있는 기관으로 분류한 뒤, 병원수준 종속변수를 DRG참여여부로 하여 다중 로지스틱 회귀분석(multiple logistic regression)을 실시하였다.

$$\log[\frac{\Pr(Y=1)}{1-\Pr(Y=1)}] = \beta_0 + \beta_1 pold + \beta_2 psex + \beta_3 psevere + \beta_4 pmedicaid + \beta_5 aveage_{+} \beta_6 avelos + \beta_7 bed + \beta_8 nurse + \beta_9 specialist + \beta_{10} hospage + \beta_{11} ceoage + \beta_{12} ceosex + \beta_{13} jong + \beta_{14} built + \beta_{15} region + \beta_{16} HHI + \epsilon$$

Y=0: 행위별수가제 기관

Y=1: 포괄수가제 기관

ε: 오차항

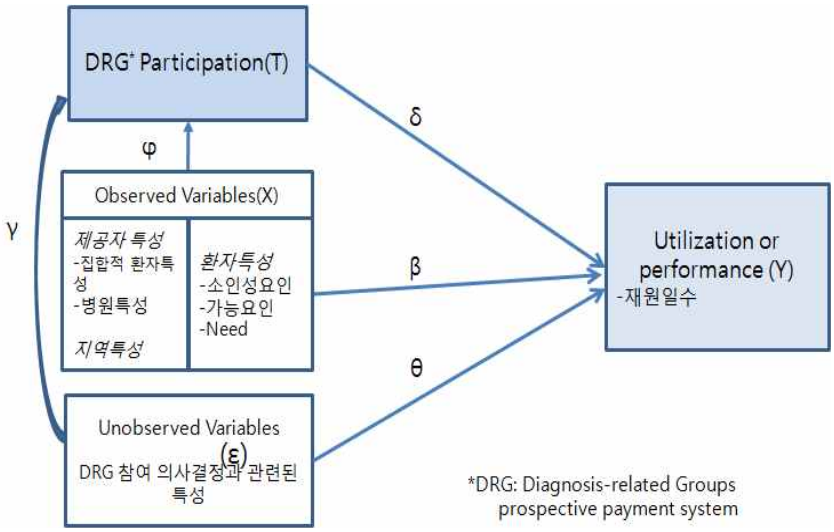
3. 분석Ⅱ: 포괄수가제 정책(참여)효과에 대한 계량분석

가) 분석개요

포괄수가제 도입이 의료기관의 재원일수에 어떠한 영향을 주었는지 평가하기 위해 제도도입 초기(2002년)부터 2007년까지 6년동안 지속적으로 포괄수가제를 유지한 기관과 동일기간동안 지속적으로 행위별수가제를 고수해 온 기관을 대상으로 분석을 실시하였다.

포괄수가제 참여여부(즉, 지불제도 선택)와 재원일수간의 인과관계를 규명하기 위한 추정 과정에서 반드시 고려해야하는 것은 추정 모형의 핵심 변수라고 할 수 있는 지불제도의 선택을 나타내는 변수(parti)의 내생성 존재여부이다. 이 변수에 내생성이 발생할 가능성이 존재하는 이유로 다음의 두 가지를 생각할 수 있는데, 첫 번째 이유로 재원일수 측정모형의 독립변수와 오차항간 상관관계의 존재 가능성을 들 수 있다. 재원일수를 추정하는 모형 중 측정이 불가능하거나 연구자에게 관찰되지 않아 모형의 오차항에 포함되는 조직내 의사결정구조, 지불제도에 대한 의료진의 선호, 기관의 재정상태, 정부정책에 대한 반응 등이 존재할 수 있는데, 이러한 측정할 수 없는 특성들이 지불제도 선택과 밀접한 상관관계가 존재할 수 있다. 이러한 부분들에 대한 통제를 하지 않았을 경우, 지불제도 선택이 재원일수에 미치는 영향을 추정한 모수값이 왜곡될 수 있다.

또한 두 번째 이유로, 재원일수추정모형의 종속변수와 독립변수간의 인과성 오류(Simultaneity bias)이다. 지불제도가 재원일수에 영향을 미칠 수 있지만, 역으로 동일한 질병군을 치료하더라도 평균재원일수가 낮았던 의료기관들이 포괄수가제를 더 선호하면서, 행위별지불제도보다 포괄수가제를 선택할 수 있다. 즉, 재원일수 추정모형의 종속변수와 독립변수간 역인과관계(reverse causality)가 존재할 가능성이 있다. 만일 이러한 역인과관계를 고려하지 못해 발생하는 지불제도 선택의 내생성을 통제하지 않게 되면 이 역시 왜곡된 모수값을 추정할 수밖에 없다. 따라서 본 장에서는 이러한 내생성의 문제를 통제할 수 있는 두 가지 계량분석방법(Heckman's treatment effect model과 IV-two stage model)을 적용하여 효과를 추정하였다.



[그림 5] 분석Ⅱ의 연구모형

[그림 5] 분석Ⅱ 개념모형을 보면, DRG참여가 성과에 미치는 직접적인 영향(impact)은 δ로 측정 가능하다. 그러나 실제 자료를 통한 분석에서 DRG 참여와 참여성과(재원일수)간의 총체적인 연관성은 DRG참여가 창출하는 직접적인 효과(δ)와 관찰가능한 통제변수를 통해서 간접적으로 영향을 미치는 효과(φβ), 관측할 수 없는 특성들을 통해서 간접적으로 미치는 영향(γθ)의 합이 된다. 따라서 통상적인 평가방법론에 의한 평가(비조정 평균차, OLS 등)에 의해 추정되는 효과인 δ+φβ+γθ 혹은 δ+γθ와 DRG참여로 인한 진정한 효과인 δ와의 차이인 φβ+γθ 혹은 γθ가 선택편의가 된다(Angrist & Krueger, 1999; Bloom et al, 2002; 이석원, 2008).

나) 분석대상

분석대상은 앞서 DRG 참여여부 결정에서 대상군이었던 각 과목별 대표질병군을 선정하였고, 선행 분석에서 질병군별로 종별 참여율의 분포가 매우 상

이하여 효과분석에서는 의원과 병원급이상(병원, 종합병원, 상급종합병원)으로 나누어서 분석하였다.

다) 분석자료

2002년~2007년 연도별 입원청구 자료 중 분석대상 질병군인 4개 질병군에 해당되는 수술입원건 전체[8)]를 발췌하였고, 그 중 2002년~2007년동안 행위별지불제도를 지속적으로 채택한 기관(행위별기관)과 동일기간동안 DRG지불제도를 지속적으로 유지한 기관(DRG기관)만으로 한정하여 연도별 자료를 분석건수로 활용하였다.

<표 5> 분석대상기관의 2002년~2007년 동안 청구건수(기관 및 케이스 기준)

	질병군	기관			케이스		
		행위별기관	DRG기관	전체	행위별기관	DRG기관	전체
의원	수정체수술	2(0.3)	305(99.7)	307	876(0.2)	584,414(99.8)	585,290
	편도수술	23(50.0)	23(50.0)	46	8,996(44.3)	11,322(55.7)	20,318
	항문수술	68(14.0)	419(86.0)	487	13,783(1.9)	702,442(98.1)	716,225
	제왕절개술	191(49.5)	195(50.5)	386	104,845(44.6)	130,035(55.4)	234,880
병원	수정체수술	79(62.2)	48(37.8)	127	132,153(53.4)	115,328(46.6)	247,481
	편도수술	105(64.4)	58(35.6)	163	98,699(78.5)	27,032(21.5)	125,731
	항문수술	185(59.9)	124(40.1)	309	48,164(21.7)	173,494(78.3)	221,658
	제왕절개술	110(53.6)	95(46.4)	205	106,820(35.4)	194,946(64.6)	301,766

8) 행위별기관과 DRG기관 전체의 청구자료 중 DRG에 해당되는 진료건마다 DRG번호가 부여되어 있음.

라) **변수측정**

본 데이터셑이 환자기준으로 되어 있어 연도변수와 종속변수인 재원일수는 각 해당연도의 값을 그대로 사용하였다. 그러나 그것 이외의 다른 변수들 즉, 개별환자의 변수(성별, 연령, 중증도)는 해당연도의 환자특성변수를 그대로 사용하였고, 병원의 집합적 환자특성변수 및 제공자 특성변수, 환경특성변수들 모두 2002년 기준으로 작성하여 분석에 이용하였다. 또한 상대적으로 긴 기간동안의 자료를 관찰하므로, 연도에 따른 효과를 보정하기 위해 연도변수를 더미처리하여 분석에 이용하였다. 계량분석에 필요한 변수로써, 시범사업기간동안 한번이라도 시범사업에 참여해 본 경험이 있는 의료기관을 이분화하여(시범사업 참여여부) 도구변수로 사용하였다(이용변수와 변수에 대한 설명은 분석 I 의 변수설명 참조).

마) **분석방법 및 모형**

1) count regression model(외생변수를 가정한 추정)

종속변수인 재원일수는 의료이용에서 흔히 사용하는 외래방문횟수, 입원일수와 같은 속성을 지닌 계수데이터(count data)여서 포아송(Poisson)이나 음이항(Negative binomial) 모형이 주로 사용된다. 1차로 포아송 회귀분석을 실시하였고, 종속변수의 분포와 overdispersion test를 거쳐 분산이 평균보다 과도하게 큰 경우 음이항 회귀분석을 실시했다. 포아송 회귀분석은 조건부 평균(conditional mean)과 조건부 분산(conditional variance)이 같다는 동분산성(equidispersion)을 가정한다.

$$P(y_i|\chi_i) = \frac{\exp(-\mu_i)\mu_i^{y_i}}{y_i!}$$

$$E(y_i|\mu_i) = Var(y_i|\mu_i) = \mu_i$$

포아송회귀분석(Poisson regression model: PRM)에서 계수는

maximum likelihood estimates(MLE)에 의해 추정된다

$$P(y|x) = \exp[-\sum_{i=1}^{N}\exp(x_i^{'}\beta)]\prod_{i=1}^{N}\frac{[\exp(x_i^{'}\beta)]^{y_i}}{y_i!}$$

여기에서 독립변수 x_i는 모두 heterogenous하다고 가정하고 $\mu_i = \exp(\chi_i\beta)$이다.

계수데이터 모형에서 포아송모형(PRM)이 기본이긴 하나 현실에서 이 모형을 강력한 조건(평균과 분산이 동일하다)을 만족시키는 경우가 많지 않고, 대부분 분산이 평균보다 큰 overdispersion인 경우가 많다. 이 경우 PRM으로 추정하게 되면 추정치가 일관성은 있으나 비효율적인 값이 되므로 (Gourieroux et al., 1984), 이때는 다음과 같이 $\tilde{\mu} = \exp(\chi_i\beta + \epsilon_i) = \mu_i\delta_i$대체하여 음이항회귀분석(NBRM)으로 추정하게 된다.

NBRM에서 계수추정은 감마분포를 따르게 된다.

$$g(\delta_i) = \frac{\nu_i^{\nu_i}}{\Gamma(\nu_i)}\delta_i^{\nu_i - 1}\exp(-\delta_i\nu_i) \quad \text{for}\, \nu_i > 0$$

음이항 분포의 확률분포와 y의 기댓값 및 분산은 다음과 같이 구해진다.

$$\Pr(y_i|x_i) = \frac{\Gamma(y_i|\nu_i)}{y_i!\Gamma(\nu_i)}(\frac{\nu_i}{\nu_i + \mu_i})^{\nu_i}(\frac{\mu_i}{\nu_i + \mu_i})^{y_i}$$

$$E(y_i|\chi_i) = \exp(\chi_i\chi\beta) = \mu_i$$

$$Var(y_i|\chi) = \mu_i(1 + \frac{\mu_i}{\nu_i}) = \exp(\chi_i\beta)(1 + \frac{\exp(\chi_i\beta)}{\nu_i})$$

2) Heckman treatment effect model

Heckman의 처치효과모형은 표본선택모형과 다른데, 가장 중요한 차이점

은 중재(treatment)상태를 나타내는 더미변수인 w_i가 2단계 방정식에 직접 들어간다는 점이다. 즉, 1단계 선택방정식(selection equation)에서 w_i가 treatment 상태이면 w_i=1, 그렇지 않으면 w_i=0 으로 하여 2단계 회귀방정식(regression equation)에서 각각의 상태에 따른 y_i 추정량이 구해진다.

2단계(regression equation): $y_i = x_i\beta + w_i\delta + \epsilon_i$

1단계(selection equation) :

$$w_i^* = z_i\gamma + u_i, w_i = 1 \text{ if } w_i^* > 0, otherwise\ w_i = 0$$

$$\mathrm{Prob}(w_i = 1|z_i) = \Phi(z_i\gamma)$$

$$\mathrm{Prob}(w_i = 0|z_i) = 1 - \Phi(z_i\gamma)$$

따라서 1단계의 w_i 에 따라 2단계 회귀방정식에서 서로 다른 회귀방정식을 얻게 된다. 즉,

$w_i^* > 0, w = 1$ 일때, $y_i = x_i\beta + (z_i\gamma + u_i)\delta + \epsilon_i$

$w_i^* \leq 0, w_i = 0$ 일 때 : $y_i = x_i\beta + \epsilon_i$

본 모형에서는 1단계 모형에서는 DRG참여여부(parti)를 종속변수로 하여 DRG기관은 w_i=1, 행위별기관은 w_i=0 으로 하여 분석 I 에서 지불제도 선택에 유의한 영향을 주었던 변수들(여성환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 평균재원일수, 전문의수, 고가의료장비수, 종별, 설립형태, 지역)을 방정식에 포함하여 selection regression을 수행하고, 여기서 추정된 w_i^* 값을 각각의 방정식에 넣어 2단계의 회귀방정식에서 재원일수를 추정하게 된다. 2단계 재원일수를 종속변수로 한 회귀방정식에는 앞서 의료이용과 관련된 모든

변수들 즉, 개별환자의 특성들, 집합적 환자의 특성들, 공급자(의원, 병원)의 특성, 지역특성들을 모두 포함하여 재원일수를 추정한다.

3) 도구변수(Instrumental Variable)를 이용한 효과추정

DRG참여여부와 재원일수 간의 관계에 있어 중요하게 고려해야 할 점은 DRG참여 유무에 미치는 요인들은 재원일수에도 영향을 미칠 것이라는 점이다. 이는 DRG 참여 유무가 내생성을 가진다는 것을 의미한다. 일반적으로 연구에서 주로 이용하는 최소자승추정(Ordinary Least Square)분석방법의 기본가정 중 하나는 설명변수와 오차항이 독립적이라는 것이다. 그러나 내생성을 가진 설명변수(내생변수)를 포함하는 선형모형에서는 오차창과 설명변수가 상관관계를 가지면서 동시에 종속변수에 영향을 미치게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위한 방법으로 도구변수를 이용한 이단계최소자승법(Two-Stage Least Squares: 2SLS)을 활용할 수 있다. 이는 첫 단계에서 도구변수를 이용하여 내생변수를 추정하고, 여기서 구한 내생변수의 추정치를 두 번째 단계의 회귀식에 포함하여 추정하는 방법이다. 이 때 사용될 수 있는 도구변수는 회귀식의 오차항과는 상관관계가 없으면서 내생변수와는 상관성이 있어야 한다(Wooldridge, 2002; Ajmani, 2009).

먼저 count 변수(재원일수)의 구조방정식은 포아송 분포를 따른다.

y_2 는 내생성을 가진 변수로 DRG참여여부(parti)를 가리키는 변수이고, x_1 은 외생변수들, u_i 는 내생변수인 y_2 와 관련이 있는 관찰불가능한 이질성으로 해석될 수 있는 오차항이다.

$$y_{1i} \sim Poisson(u_i)$$

$$u_i = E(y_{1i}|y_{2i}, x_{1i}, u_{1i}) = \exp(\beta_1 y_{2i} + x'_{1i}\beta_2 + u_{1i})$$

다음 단계로 y_2 와 u_1 사이의 상호의존성의 특징을 명확하게 하기 위해

y_2 의 linear reduced form 방정식은 다음과 같다.

$$y_{2i} = x'_{1i}\gamma_1 + x'_{2i}\gamma_2 + \epsilon_i$$

$$u_{1i} = \rho\epsilon_i + \eta_i$$

x_2 는 y_1 에는 직접적으로 영향을 미치지는 않지만 y_2 에 영향을 미치는 외생변수의 벡터로서, x_2 는 exclusion restriction에 의한 excluded variables 또는 instrumental variables라고 한다. 이때 오차항 u와 ε 는 위의 수식처럼 관련되어 있고, ε 의 계수인 ρ=0이면 y_2 는 외생변수로 취급하고 그렇지 않은 경우 즉 ρ≠0 이면 내생변수로 취급한다.

본 모형에서는 1단계에서는 내생성 있는 변수는 DRG지불제도 참여여부(parti)로 이것은 의료기관 수준에서의 의사결정이므로, 개별환자의 특성들(성별, 연령, 환자의 중증도) 등은 모형추정에서 제외시켰고, 또한 병원의 특성과 환경특성 중에서 분석Ⅰ에서 DRG지불제도의 참여에 유의한 변수만을 포함하여 linear reduced form 방정식을 구하였고, 여기서 구해진 DRG지불제도 참여여부의 추정치를 2단계 포아송(혹은 Negative binomial)분포의 방정식에 포함하여 재원일수 추정식에 사용하였다. 이것은 Cameron & Trivedi(2009)가 내생성을 통제한 상태에서 내생변수가 연속변수가 아닐 경우 적용했던 방법(Nonlinear IV 2SLS estimator for Poisson)을 참고로 하여 효과를 추정하였다.

도구변수의 선정은 매우 어려운 작업인데, 도구변수는 반드시 회귀모형의 오차항과는 상관관계가 존재하지 않고, 내생적 설명변수와는 상관관계가 있어야 한다. 즉, 지불제도 결정과 매우 밀접한 상관관계를 갖고, 그러면서 성과변수인 평균재원일수와 무관한 변수를 찾는 것이다. 또한 도구변수를 이용한 추

정에서 도구변수의 개수는 반드시 내생적 설명변수의 개수보다 많거나 같아야 하므로, 본 논문에서는 도구변수 후보군으로 다음의 세 가지 변수를 고려해 보았다.

첫 번째로 고려했던 도구변수는 시범사업기간동안 DRG지불제도 참여여부이다. 즉 시범사업기간(1997년~2001년) 동안 참여를 경험해 본 기관은 선택제 하에서 과거에 경험해보지 않은 의료기관에 비해 포괄수가제에 대해 더 호의적일 수 있고, 이러한 경험이 지불제도의 결정에 밀접한 영향을 미칠 것이라 판단되어, 시범사업 참여여부를 도구변수로 선정하였다. 둘째 대표의사(혹은 원장의사)의 연령이다. 일반적으로 연령이 증가할수록 경제적인 유인에 민감해 진다는 연구결과(이애경 등, 2004; 정은경 등, 1993) 또한 연령에 따라 진료행태의 차이가 존재한다(Cambell DM, 1984)는 연구 등에서 대표의사의 연령이 지불제도 선택과 관련이 있을 것이라고 판단하여 도구변수로 선정하였다. 셋째 기관의 개설연한을 도구변수로 고려해 보았다. 일반적으로 병의원 개설은 초기 시설투자비가 높고 많은 운영인력이 필요하므로, 초기 개설에 막대한 초기 투자금과 운영비용이 소요된다. 따라서 개설된 지 얼마되지 않은 기관일수록 보다 적극적인 기관 운영을 통해 이익을 창출하여 초기투자금을 회수하려는 노력을 하게 될 것이고, 결국 병원은 수익에 매우 민감한 반응을 하게 되므로, 개설연한이 짧은 기관일수록 경제적 인센티브에 민감한 의사결정을 할 가능성이 있다.

Ⅳ. DRG지불제도 참여여부에 따른 기관특성

1. DRG기관과 행위별기관의 특성 비교

가) 수정체수술(039DRG)

수정체수술을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성을 비교한 결과가 다음 <표6>에 제시되어 있다. 집합적 환자특성, 병원특성 등의 대부분의 항목에서 두 기관의 뚜렷한 차이가 관찰되었는데, DRG를 시행하고 있는 기관의 경우 65세이상 환자의 비율이 높고, 환자들의 평균 연령이 행위별기관에 비해 10세 이상 높았고, 중증환자의 비율은 낮았으며 평균재원일수는 행위별기관에 비해 2.5일 정도 더 짧았다.

수정체수술을 시행하는 안과의원의 98%가 포괄수가제에 참여하고 있었고, DRG기관의 94%는 의원에서 반면 행위별 기관의 82%는 종합병원급 이상에서 수정체 수술을 시행하고 있었다. 이러한 종별 불균등한 분포의 차이가 두 기관의 전체적인 병원특성 및 집합적 환자특성에 반영되어 행위별기관이 DRG기관에 비해 병상수, 간호사수, 전문의수, 고가의료장비대수 등 규모, 인력, 장비 등에서 모두 유의하게 많았으며, 병원의 개설연한, 대표의사의 연령 등도 행위별기관이 높으면서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 설립주체별 차이를 보면 DRG기관은 개인소유가 95%인 반면, 행위별기관은 공공병원이 55%를 차지하고 있었다. 의료기관을 둘러싼 환경특성에서 소재지의 분포나 경쟁정도에 있어서는 두 기관의 뚜렷한 차이는 발견되지 않았다.

<표 6> 수정체수술(039DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교

		FFS기관 (n=191)	DRG기관 (n=781)	t(p) or χ^2(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
집합적 환자특성	65세이상환자비율	0.47(0.26)	0.73(0.16)	-13.79(<.0001)
	여성환자비율	0.61(0.11)	0.61(0.09)	-0.75(0.4534)
	중증환자비율	0.11(0.13)	0(0.02)	21.93(<.0001)
	의료급여환자비율	0.06(0.09)	0.03(0.05)	6.01(0.0001)
	평균연령	57.82(10.68)	68.64(5.65)	-19.41(<.0001)
	평균재원일수	3.77(2.45)	1.26(1.05)	21.74(<.0001)
병원특성	병상수	333.41(375.34)	23.6(96.94)	11.39(<.0001)
	간호사수	178(240.57)	9.34(40.61)	9.71(<.0001)
	전문의수	58.27(79.55)	3.65(11.17)	9.52(<.0001)
	개설연한	14.49(15.8)	8.22(7.65)	5.36(<.0001)
	상급병상비율	0.3(0.19)	0.27(0.4)	0.72(0.4729)
	고가의료장비수	14.32(19.27)	1.27(3.4)	19.76(<.0001)
	대표의사연령	60.63(20.7)	46.38(9.98)	13.85(<.0001)
	대표의사성별			8.41(0.0037)
	남성	171(88.6)	746(94.43)	
	여성	22(11.4)	44(5.57)	
	종별			508.49(<.0001)
	의원	78(40.41)	737(93.29)	
	병원	12(6.22)	11(1.39)	
	종합병원이상	103(53.37)	42(5.32)	
	설립주체			310.53(<.0001)
	공공	70(55.56)	28(3.62)	
	재단	12(9.52)	6(0.78)	
	개인	44(34.92)	740(95.61)	
의료환경 특성	HHI	1944.3(1683.1)	1852.8(1477.7)	0.75(0.4538)
	소재지			4.81(0.092)
	대도시	102(52.85)	365(46.2)	
	중소도시	72(37.31)	363(45.9)	
	군지역	19(9.84)	62(7.9)	

나) **편도수술(059DRG)**

편도수술의 경우 절대적인 수치로는 행위별 기관이 더 많은데, 두 기관간의 집합적 환자특성에 있어서 중증환자의 비율이 행위별기관에서 유의하게 높았던 것을 제외하고는 다른 차이는 없었다. 유의수준(α)를 0.05기준으로 했을 때, 병상수, 간호사수, 전문의수, 고가의료장비수는 행위별기관의 평균값이 유의하게 더 큰 차이를 보였고, 소재지별로 행위별기관의 52%가 대도시에 집중된 반면, DRG기관은 중소도시에 58%가 분포되어 있었다. 그 외의 대표의사의 성별이나 연령, 종별, 설립주체 등에서는 두 기관간 뚜렷한 차이가 발견되지는 않았다.

<표 7> 편도수술(059DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교

		FFS기관 (n=265)	DRG기관 (n=93)	t(p) or χ^2(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
집합적 환자특성	65세이상환자비율	0.2(0.14)	0.22(0.15)	-1.24(0.215)
	여성환자비율	0.51(0.14)	0.5(0.14)	0.94(0.349)
	중증환자비율	0.13(0.14)	0.04(0.04)	8.91(<.0001)
	의료급여환자비율	0.05(0.06)	0.04(0.05)	0.58(0.562)
	평균연령	44.25(10.25)	44.43(8.74)	-0.06(0.951)
	평균재원일수	4.46(2.93)	4.55(1.98)	-0.29(0.775)
병원특성	병상수	297.23(340.29)	229.84(203.02)	2.28(0.023)
	간호사수	145.74(215.76)	89.07(91.54)	3.48(0.0006)
	전문의수	47.48(71.2)	23.8(25.57)	4.64(<.0001)
	개설연한	14.6(13.98)	17.5(15.73)	-1.59(0.113)
	상급병상비율	0.44(0.34)	0.38(0.3)	1.62(0.1054)
	고가의료장비수	11.94(15.59)	7.39(7.81)	2.71(0.007)
	대표의사연령	60.74(18.93)	64.18(15.75)	-1.58(0.114)
	대표의사성별			0.82(0.365)
	남성	240(90.6)	88(93.6)	
	여성	25(9.4)	6(6.4)	
	종별			3.80(0.149)
	의원	103(38.87)	26(27.66)	
	병원	25(9.43)	10(10.64)	
	종합병원이상	137(51.7)	58(61.7)	
	설립주체			1.58(0.453)
	공공	76(28.68)	32(34.04)	
	재단	15(5.66)	7(7.45)	
	개인	174(65.66)	55(58.51)	
의료환경 특성	HHI	1718.5(1367.2)	1857.8(1370.5)	-0.85(0.396)
	소재지			7.16(0.027)
	대도시	138(52.08)	35(37.23)	
	중소도시	110(41.51)	54(57.45)	
	군지역	17(6.42)	5(5.32)	

다) 항문수술(157DRG)

외과계 질병군의 경우, DRG관과 행위별 기관의 개수는 비교적 균형있게

분포하였으나, 종별로는 DRG기관의 72%가 의원이었고, 반면 행위별 기관은 비교적 종별로 고르게 분포하고 있었다.

두 기관의 집합적 환자특성 중 DRG기관은 65세이상 환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 평균재원일수 등은 DRG기관에 비해 행위별기관의 평균값이 더 크거나 많았다. 병원의 특성은 앞서 언급하였듯이 DRG기관과 행위별기관의 종별 분포의 차이가 그대로 반영되어 병원특성의 모든 변수들에 대해 통계적으로 유의한 차이를 나타내었다. 즉, 병사수, 간호사수, 의사수, 고가의료장비대수 등은 행위별기관의 평균값이 유의하게 더 컸으며, 상급병상의 비율은 행위별기관에 비해 DRG기관의 비율이 더 높았다. 또한 여성이 대표의사인 비율은 행위별기관이 DRG기관에 비해 더 높았고, 대표의사의 평균연령은 행위별기관이 더 높았다. 병원의 소유형태별 분포에서도 DRG기관은 92%가 개인 소유인데 비해 행위별기관은 개인소유가 83% 공공 및 재단소유가 17%를 차지하고 있었다. 또한 의료환경 특성에서는 소재지에서는 큰 차이를 보이지는 않았으나, DRG기관이 더 경쟁적인 환경에 노출되어 있는 것으로 나타났다.

<표 8> 항문수술(157DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교

		FFS기관 (n=708)	DRG기관 (n=775)	t(p) or χ^2(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
집합적 환자특성	65세이상환자비율	0.13(0.12)	0.11(0.12)	3.64(0.003)
	여성환자비율	0.47(0.15)	0.46(0.13)	1.02(0.31)
	중증환자비율	0.16(0.18)	0.02(0.03)	20.17(<.0001)
	의료급여환자비율	0.06(0.08)	0.02(0.03)	11.26(<.0001)
	평균연령	43.03(7.69)	43.1(5.95)	-0.19(0.846)
	평균재원일수	6.32(3.06)	3.83(1.82)	19.22(<.0001)
병원특성	병상수	182.1(239.41)	62.9(113.52)	12.45(<.0001)
	간호사수	68.38(154.37)	18.39(46.92)	9.07(<.0001)
	전문의수	21.56(48.06)	6.01(12.8)	8.7(<.0001)
	개설연한	9.98(10.69)	9.85(8.94)	0.25(0.799)
	상급병상비율	0.26(0.23)	0.46(0.36)	-11.88(<.0001)
	고가의료장비수	6.42(10.57)	2.65(4.8)	9.0(<.0001)
	대표의사연령	56.47(15.72)	51.54(11.54)	6.95(<.0001)
	대표의사성별			16.92(<.0001)
	남성	654(92.11)	756(96.92)	
	여성	56(7.89)	24(3.08)	
	종별			224.93(<.0001)
	의원	243(34.23)	567(72.69)	
	병원	274(38.59)	108(13.85	
	종합병원이상	193(27.18)	105(13.46)	
	설립주체			28.42(<.0001)
	공공	86(12.11)	46(5.9)	
	재단	32(4.51)	14(1.79)	
	개인	592(83.38)	720(92.31)	
의료환경 특성	HHI	2115.3(1727.8)	1790.3(1443)	3.96(<.0001)
	소재지			7.87(0.019)
	대도시	288(40.56)	352(45.13)	
	중소도시	336(47.32)	365(46.79)	
	군지역	81(12.11)	63(8.08)	

라) 제왕절개술(370DRG)

제왕절개술을 시행하는 행위별기관과 DRG기관의 특성을 살펴보면, 전체

기관 중 65%이상이 의원에서 시행하고 있었고, 행위별기관은 전체 기관 중 22%가 종합병원 혹은 상급종합병원이었고 DRG기관은 병원급이 전체 DRG기관 중 18%였다.

두 집단의 집합적 환자특성을 보면, DRG기관이 65세 이상 환자의 비율, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 입원환자의 평균 연령 등이 통계적으로 유의하게 더 낮았고, 반면 여성환자의 비율은 행위별기관이 더 높았다. 병원의 특성에 있어서 두 기관의 규모, 인력, 장비 등에서 유의한 차이가 관찰되었고, 대체로 행위별기관들의 평균값이 더 크거나 많았다. 설립형태에서는 행위별기관의 16%는 공공 혹은 재단소유였으며, 반면 DRG기관은 90%는 개인소유 의료기관이었다. 행위별기관은 대도시와 중소도시에 분포하는 비율이 비슷했으나, DRG기관은 중소도시 분포비율(62.75%)이 대도시 분포비율(보다 더 높았다. 중 48%가 대도시에 소재하고 있는 반면, DRG기관의 62%가 중소도시에 위치하고 있었다.

<표 9> 제왕절개수술(370DRG)을 시행하는 DRG기관과 행위별기관의 특성비교

		FFS기관 (n=535)	DRG기관 (n=354)	t(p) or χ^2(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
집합적 환자특성	65세이상환자비율	0.06(0.11)	0.03(0.09)	4(<.0001)
	여성환자비율	0.63(0.13)	0.68(0.2)	-1.98(0.05)
	중증환자비율	0.16(0.18)	0.09(0.1)	7.93(<.0001)
	의료급여환자비율	0.03(0.06)	0.01(0.03)	4.54(<.0001)
	평균연령	37.18(6.99)	35.04(5.1)	4.98(<.0001)
	평균재원일수	6.56(1.11)	6.47(0.84)	1.52(0.128)
병원특성	병상수	143.54(275.32)	69.17(14)	4.73(<.0001)
	간호사수	71.06(167.45)	26.11(60.45)	4.86(<.0001)
	전문의수	23.76(54.61)	8.96(16.87)	4.96(<.0001)
	개설연한	11.23(11.37)	9.84(7.6)	2.03(0.042)
	상급병상비율	0.54(0.35)	0.55(0.32)	-0.56(0.575)
	고가의료장비수	7.6(11.81)	5.24(6.66)	3.43(0.0006)
	대표의사연령	53.84(15.36)	52.3(12.32)	1.58(0.113)
	대표의사성별			0.161(0.688)
	남성	471(88.2)	318(89.04)	
	여성	63(11.8)	39(10.96)	
	종별			33.52(<.0001)
	의원	366(68.5)	244(68.35)	
	병원	47(8.8)	65(18.21)	
	종합병원이상	121(22.6)	48(13.45)	
	설립주체			12.76(0.001)
	공공	71(13.3)	21(5.88)	
	재단	19(3.56)	15(4.2)	
	개인	444(83.15)	321(89.9)	
의료환경 특성	HHI	1590.9(986.4)	1631.2(1104.3)	-0.57(0.569)
	소재지			22.90(<.0001)
	대도시	260(48.69)	118(33.05)	
	중소도시	249(46.63)	224(62.75)	
	군지역	25(4.68)	15(4.2)	

2. Logistic Regression 결과

7개 질병군에 한해 의료기관들은 지불제도를 선택할 수 있게 되어 있다. 즉, 의료기관 입장에서 기관의 주요 의사결정자의 선호, 기관의 정부정책에 대한 입장 혹은 경제적인 이해득실 등 다양한 선택기준을 적용하여 지불제도를 결정할 수 있게 되어 있다. 따라서 이러한 의료기관의 지불제도 선택결정에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 그리고 고려했던 변수들이 어떠한 방향과 강도로 지불제도 선택에 관련되어 있는지 규명하고자 DRG 지불제도 선택여부(DRG기관=1, 행위별기관=0)를 종속변수로 하여 Logistic regression을 수행하였다. 독립변수는 앞서 단변량 분석에서 사용하였던 변수들 즉, 집합적 환자특성, 병원특성, 의료환경특성 변수를 추정에 사용하였다. 상급병상비율(upperbed) 변수는 의원의 경우 결측값이 많아 분석에서 제외하였고, 종별, 소재지, 설립형태는 더미변수 처리하였다.

가) **수정체수술(039DRG)**

DRG참여 여부를 결정하는 요인을 추정한 결과, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 전문의수, 의료기관의 개설연한, 대표의사의 연령 등이 유의한 영향을 미치고 있었고, 그 외에서 65세이상 환자의 비율과 전문의수, 소재지 등도 유의수준을 관대하게 했을 때(α=0.05)에서 의미있는 영향을 미치는 변수였다. 특히, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 전문의수 등은 DRG지불제도 선택과 부(-)의 관계여서, 이들 변수의 값이 커질수록 DRG참여 승비는 감소하였고, 대도시지역보다는 중소도시에 위치한 의료기관일수록 DRG지불제도 참여를 증가시켰다. 구체적인 추정계수를 살펴보면, 의료급여환자의 비율이 한 단위 증가할수록 DRG에 참여할 승비(Odds ratio)는 EXP(-4.682)인

0.009배 감소하게 된다고 추정할 수 있겠고, 승산(odds)의 퍼센트 변화를 보면 100*(0.009-1)=-99.1 이므로 승산은 약 99.1%만큼 감소하게 된다. 또한 병원의 개설연한이 한 단위 증가할수록 DRG에 참여할 승비는 EXP(0.054)인 1.056배 증가하게 되고, 이러한 승산의 퍼센트 변화는 5.6%만큼 증가하게 된다.

<표 10> DRG 참여결정에 대한 수정체수술(039DRG)의 로지스틱 회귀분석결과

Parameter	Estimate	SE	Wald Chi2	p	Odds Ratio	percentage change on the odds
65세이상환자비율	4.358*	1.949	4.997	0.025	78.070	7707.0
여성환자비율	-0.110	1.288	0.007	0.932	0.896	-10.4
중증환자비율	-30.542***	7.192	18.036	<.0001	0.000	-100.0
의료급여환자비율	-4.682**	1.668	7.883	0.005	0.009	-99.1
평균연령	-0.101	0.068	2.216	0.137	0.904	-9.6
평균재원일수	-0.114	0.318	0.129	0.720	0.892	-10.8
병상수	0.003	0.003	0.857	0.355	1.003	0.3
간호사수	-0.004	0.006	0.386	0.534	0.996	-0.4
전문의수	-0.043*	0.021	3.967	0.046	0.958	-4.2
개설연한	0.054	0.019	8.210	0.004	1.056	5.6
고가의료장비수	0.026	0.064	0.173	0.677	1.027	2.7
대표의사연령	0.048**	0.018	7.066	0.008	1.049	4.9
대표의사성별	-0.434	0.432	1.008	0.316	0.648	-35.2
종별(ref=의원)						
병원	-1.356	0.823	2.714	0.100	0.258	-74.2
종합병원이상	-0.121	1.386	0.008	0.930	0.886	-11.4
설립주체(ref=공공)						
재단	-0.047	0.896	0.003	0.958	0.954	-4.6
개인	-0.212	0.782	0.073	0.787	0.809	-19.1
지역(ref=대도시)						
중소도시	0.500*	0.256	3.809	0.051	1.648	64.8
군지역	0.065	0.567	0.013	0.909	1.067	6.7
HHI	0.000	0.000	0.308	0.579	1.000	0.0
절편	4.253	4.042	1.107	0.293		
Log-likelihood			407.02 (p<.0001)			

*p<0.05, ** p<0.01, ***p<0.001

나) 편도수술(059DRG)

편도수술의 경우 집합적 환자특성 중 여성환자의 비율, 중증환자의 비율이 그리고 병원의 특성 중 전문의수, 대표의사의 연령, 종별 구분이, 환경변수 중 소재지 변수가 포괄수가제 참여결정 모형에서 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수였다.

여성환자의 비율이 높을수록, 의원에 비해서 병원급 혹은 종합병원 일수록, 그리고 대도시에 비해 중소도시에 위치한 의료기관일수록 행위별지불제도보다는 DRG지불제도를 선택하는 것으로 추정되었다. 반면, 중증환자의 비율이 높을수록 전문의수가 많을수록 포괄수가제보다는 행위별수가제를 선택하는 경향이 강하였다. 대표의사의 연령이 1년 증가할수록 DRG에 참여할 승비(Odds ratio)는 EXP(0.039)인 1.04배 증가하게 된다고 추정할 수 있겠고, 승산(odds)의 퍼센트 변화를 보면 100*(1.04-1)=4 이므로 대표의사의 연령이 1년씩 증가할수록 DRG를 선택할 승산은 약 4%만큼 증가하게 된다. 그러나 전문의수는 DRG참여와 부(-)의 관계를 보이는데, 전문의수가 한명씩 증가살수록 DRG의 참여할 승비는 0.943으로 이것의 승산의 퍼센트 변화는 5.7%감소한다고 해석할 수 있겠다.

<표 11> DRG 참여결정에 대한 편도수술(059DRG)의 로지스틱 회귀분석결과

Parameter	Estimate	SE	Wald Chi2	p	Odds Ratio	percentage change on the odds
65세이상환자비율	4.873	3.634	1.798	0.180	130.739	12973.9
여성환자비율	3.597*	1.658	4.708	0.030	36.500	3550.0
중증환자비율	-31.075***	5.410	32.991	<.0001	0.000	-100.0
의료급여환자비율	-8.542	4.727	3.266	0.071	0.000	-100.0
평균연령	-0.066	0.054	1.486	0.223	0.936	-6.4
평균재원일수	0.133	0.182	0.537	0.464	1.143	14.3
병상수	0.001	0.003	0.312	0.576	1.001	0.1
간호사수	0.003	0.006	0.179	0.672	1.003	0.3
전문의수	-0.059*	0.023	6.523	0.011	0.943	-5.7
개설연한	-0.002	0.016	0.012	0.915	0.998	-0.2
고가의료장비수	0.033	0.063	0.272	0.602	1.033	3.3
대표의사연령	0.039*	0.019	4.058	0.044	1.040	4.0
대표의사성별	-0.614	0.911	0.453	0.501	0.541	-45.9
종별(ref=의원)						
병원	1.569	0.863	3.301	0.069	4.799	379.9
종합병원이상	2.876**	1.007	8.162	0.004	17.748	1674.8
설립주체(ref=공공)						
재단	0.112	0.891	0.016	0.900	1.118	11.8
개인	-1.398	0.736	3.607	0.058	0.247	-75.3
지역(ref=대도시)						
중소도시	1.025**	0.394	6.755	0.009	2.787	178.7
군지역	0.310	1.296	0.057	0.811	1.364	36.4
HHI	0.000	0.000	0.500	0.480	1.000	0.0
절편	-1.885	2.238	0.710	0.400		
Log-likelihood			179.06 (p<.0001)			

*p<0.05, ** p<0.01, ***p<0.001

다) 항문수술(157DRG)

항문수술의 DRG지불제도 선택결정에 영향을 미치는 변수들은 집합적 환자특성과 관련된 변수들(여성환자의 비율, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 평균재원일수)과 병원특성 변수들(전문의수, 개설연한, 고가의료장비수,

종별) 이었다. 여성환자의 비율, 의료기관의 개설연한, 고가의료장비수는 DRG 선택에 정(+)의 관계로 영향을 주었고, 반면 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 평균재원일수, 전문의수 등은 부(-)의 관계롤 영향을 미치고 있었다. 의원에 비해 종합병원일수록 포괄수가제를 선택하는데 주요한 요인으로 작용하고 있었다.

<표 12> DRG 참여결정에 대한 항문수술(157DRG)의 로지스틱 회귀분석결과

Parameter	Estimate	SE	Wald Chi2	p	Odds Ratio	percentage change on the odds
65세이상환자비율	0.861	1.491	0.333	0.564	2.366	136.6
여성환자비율	3.086***	0.663	21.689	<.0001	21.892	2089.2
중증환자비율	-13.274***	1.317	101.582	<.0001	0.000	-100.0
의료급여환자비율	-7.175***	2.216	10.481	0.001	0.001	-99.9
평균연령	0.019	0.025	0.615	0.433	1.020	2.0
평균재원일수	-0.378***	0.052	53.672	<.0001	0.686	-31.4
병상수	0.001	0.001	0.304	0.582	1.001	0.1
간호사수	-0.006	0.004	2.665	0.103	0.994	-0.6
전문의수	-0.042**	0.014	8.645	0.003	0.959	-4.1
개설연한	0.029*	0.011	6.355	0.012	1.029	2.9
고가의료장비수	0.065*	0.032	4.148	0.042	1.067	6.7
대표의사연령	0.010	0.009	1.194	0.275	1.010	1.0
대표의사성별	-0.505	0.348	2.108	0.147	0.603	-39.7
종별(ref=의원)						
병원	-0.052	0.252	0.043	0.837	0.949	-5.1
종합병원이상	1.222**	0.393	9.692	0.002	3.394	239.4
설립주체(ref=공공)						
재단	-0.750	0.539	1.933	0.165	0.473	-52.7
개인	-0.536	0.428	1.566	0.211	0.585	-41.5
지역(ref=대도시)						
중소도시	0.217	0.165	1.713	0.191	1.242	24.2
군지역	0.791	0.417	3.598	0.058	2.205	120.5
HHI	0.000	0.000	1.351	0.245	1.000	0.0
절편	0.792	1.255	0.399	0.528		
Log-likelihood			789.49 (p<.0001)			

*p<0.05, ** p<0.01, ***p<0.001

라) **제왕절개술(370DRG)**

제왕절개수술을 시행하는 기관들을 대상으로 지불제도 참여에 영향을 미치는 요인을 추정한 결과, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 입원환자 평균 연령, 전문의수, 고가의료장비수, 종별특성, 지역 등이 유의한 영향을 미치고 있었다. 중증환자의 비율과 의료급여환자의 비율, 입원환자의 평균연령, 전문의수는 포괄수가제 선택과 부(-)의 방향으로 , 고가의료장비수는 정(+)의 방향으로 영향을 미쳤다.

한편 의원에 비해 병원일수록 포괄수가제를 선택할 가능성이 높았고, 대도시에 비해 중소도시에 위치한 의료기관일수록 행위별지불제도 보다는 DRG지불제도를 선택하고 있었다. 특히 종별 특성과 지역특성, 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율은 그 영향을 미치는 정도가 매우 큰 변수로 추정되었다.

<표 13> DRG 참여결정에 대한 제왕절개수술(370DRG)의 로지스틱 회귀분석결과

Parameter	Estimate	SE	Wald Chi2	p	Odds Ratio	percentage change on the odds
65세이상환자비율	4.019	2.722	2.180	0.140	55.645	5464.5
중증환자비율	-4.311*	0.764	31.856	<.0001	0.013	-98.7
의료급여환자비율	-15.470***	4.308	12.895	0.000	0.000	-100.0
평균연령	-0.107**	0.040	7.291	0.007	0.898	-10.2
평균재원일수	-0.170	0.096	3.123	0.077	0.844	-15.6
병상수	0.001	0.002	0.551	0.458	1.001	0.1
간호사수	-0.004	0.004	1.204	0.273	0.996	-0.4
전문의수	-0.046**	0.015	9.144	0.003	0.955	-4.5
개설연한	0.004	0.013	0.103	0.748	1.004	0.4
고가의료장비수	0.099***	0.028	12.123	0.001	1.104	10.4
대표의사연령	0.020	0.011	3.243	0.072	1.020	2.0
대표의사성별	-0.135	0.247	0.298	0.585	0.874	-12.6
종별(ref=의원)						
D_jong1	1.234***	0.276	20.00	<.0001	3.436	243.6
D_jong2	1.116	0.574	3.785	0.052	3.054	205.4
설립주체(ref=공공)						
D_built1	-0.258	0.582	0.197	0.657	0.773	-22.7
D_built2	-1.003	0.541	3.434	0.064	0.367	-63.3
지역(ref=대도시)						
D_region1	0.689***	0.164	17.778	<.0001	1.992	99.2
D_region2	-0.101	0.461	0.048	0.827	0.904	-9.6
HHI	0.000	0.000	0.868	0.352	1.000	0.0
절편	4.148	1.530	7.346	0.007		
Log-likelihood			153.18 (p<.0001)			

*p<0.05, ** p<0.01, ***p<0.001

3. 고찰

참여여부에 따른 의료기관의 특성을 비교한 결과, 가장 주요한 차이는 병원특성이었다. 특히 병원특성 중 종별차이에 의한 부분이 대부분 질병군에서 유의했고, 의원의 참여가 높았던 질병군은 수정체수술, 항문수술이었고, 반면

편도수술은 행위별기관을 더 선호하였다. 병원급에서는 제왕절개술 시행하는 병원들의 DRG참여율이 높았고, 수정체수술과 항문수술의 경우 병원급이상에서는 DRG 지불제도에 참여율이 떨어졌다. 오히려 편도수술은 상급종합병원에서는 DRG기관 참여율이 높았다.

소재지별/질병군별 참여율에 있어 차이가 있었다. 대도시에서 DRG참여율이 높았던 질병군은 수정체수술, 항문수술이었고, 중소도시에서는 수정체수술, 항문수술 이었다. 반면 편도수술은 대도시와 중소도시 모두 행위별수가제를 선택하였고, 제왕절개수술의 경우도 대도시에서는 행위별수가제를 더 선호하였다.

<표 14> 소재지별/질병군별 참여율

		FFS기관	DRG기관	합계
수정체수술	대도시	72(16.83)	356(83.17)	428(100.0)
	중소도시	45(11.23)	356(88.77)	401(100.0)
	군지역	9(13)	62(87.00)	71(100.0)
편도수술	대도시	133(79.7)	34(20.3)	167(100.0)
	중소도시	105(66.04)	54(33.96)	159(100.0)
	군지역	17(77.3)	5(22.7)	22(100.0)
항문수술	대도시	243(41.05)	349(58.95)	592(100.0)
	중소도시	294(44.75)	363(55.25)	657(100.0)
	군지역	81(56.25)	63(43.75)	144(100.0)
제왕절개술	대도시	237(66.77)	118(33.23)	355(100.0)
	중소도시	226(50.34)	223(49.66)	449(100.0)
	군지역	23(60.53)	15(39.47)	38(100.0)

설립형태별 분포에 있어서도 차이가 있었는데, DRG를 선택한 기관들은 대부분 질병군에서 개인소유의 기관이 다수였고, 편도수술의 경우 공공병원의 참여율(34.41%)이 다른 질병군에 비해 높았는데 이것은 행위별기관도 비슷한 비율(29.8%)이었다. 이것은 병원특성 때문에 편도수술을 선택했다기 보다는 오히려 편도수술이 대규모의 종합병원 이상에서 행해지다보니, 공공병원들이 다수 포함되어 있기 때문인 것으로 해석된다. 참여결정요인에서 다른 병원특

성들에 비해 설립형태는 중요한 요인은 아닌 것으로 판단할 수 있겠다.

<표 15> 포괄수가제 선택결정에 유의한 영향을 미친 변수들

			수정체수술	편도수술	항문수술	제왕절개수술
공급자특성	집합적 환자특성	65세이상환자비율	+			
		여성환자비율		+	+	
		중증환자비율	—	—	—	—
		의료급여환자비율	—		—	—
		평균연령				—
		평균재원일수			—	
	병원특성	종별	—(병원)	+(병원, 종합병원)	+(종합병원)	+(병원, 종합병원)
		설립주체			+(재단)	
		병상수				
		간호사수				
		전문의수	—	—	—	—
		병원개설연한	+		+	
		상급병상비율				
		고가의료장비수			+	+
		대표의사연령	+	+		
		대표의사성별				
환경특성		HHI				
		소재지	+(중소도시)	+(중소도시)		+(중소도시)

*위 표의 부호는 logistic regression에서 DRG기관(parti=1), 행위별기관(parti=0)로 코딩된 지불제도(parti)변수 추정에서 산출된 계수의 부호임.

위의 <표15>에서 보여지듯이 DRG를 선택하는 의료기관의 의사결정은 어떤 한가지의 요인에 의해서 라기 보다는 여러 가지 요인들이 작용하여 결정된다. 특히 공급자측의 집합적 환자특성 변수들이 병원의 규모, 인력, 시설 및 장비의 특성들 보다 지불제도 결정에 더 밀접하게 관련되어 있었다.

집합적 환자특성 중 모든 질병군에서 공통적으로 결정요인으로 작용하는 변수가 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율이었는데, 이들의 값이 낮은 기

관일수록 행위별지불제도 보다는 DRG지불제도를 선호하였고, 병원의 특성 중 전문의수가 적을수록 DRG지불제도를 선택하는 경향을 보였다. 중증환자와 의료급여환자는 동일한 질병군이라 하더라도 자원소모량이 많고 재원일수가 긴 경향이 있다. 따라서 DRG를 선택한 기관들에서 이러한 변수가 선택의 결정요인이 되었을 가능성이 충분히 있다. 다만, 지금까지 이러한 가정을 실증분석을 통해 검토하지 못했었는데, 안과, 외과, 이비인후과, 산부인과 등 전 질병군에 대해 이러한 기준이 결정요인으로 전반적인 영향을 미친 것을 보면, 지불제도를 선택하는 상황에서 해당의료기관을 이용하는 환자의 특성을 검토한 후, 상대적으로 경증환자가 많고 의료급여환자의 비율이 낮다고 판단되면, 포괄수가제를 선택했으리라 생각된다.

병원의 특성 중 전문의수도 전체 질병군에서 의미있는 결정요인인 것으로 실증분석을 통해 확인되었는데, 동일한 질병군을 치료하는데 전문의수가 적다는 것은 규모가 작은 병원이거나 혹은 동일한 질병을 치료하더라도 의사의 수가 덜 필요한 케이스들이 많은 의료기관일 수 있다는 추측이 가능하다. 즉, 이것은 결국 그 의료기관을 이용하는 환자의 중증도를 반영하는 간접지표로서 의미를 해석할 수 있겠다. 그런 점에서 앞서 유의한 변수였던 중증환자의 비율과 같은 방향으로 영향을 주는 요인으로 작용했으리라 생각된다.

한편 외부환경 요인 중에서 항문수술을 제외한 3개 질병군에서 대도시에 비해 중소도시에 위치한 의료기관의 포괄수가제 선택 경향이 높았는데, 이것은 의원에 비해 병원에서 포괄수가제 선택을 증가시키는 요인과도 관련이 되어 있을 것이다. DRG지불제도 시행시 정책의 수용성을 높이기 위해 같은 종류의 수술을 하더라도 행위별보상에 비해 포괄수가제로 보상되는 수가가 더 높게 책정되었다. 1990년대부터 몇 개의 일부 병원들이 대형화되고, 교통시설의 발달로 이런 대형병원들이 전국의 환자들을 흡수하는 상황에서 중소규모의 병원들의 재정상태가 극도로 악화되기 시작하면서 파산되거나 혹은 그 직전의

상태까지 도달한 많았다. 특히 이러한 경향은 대도시보다는 중소도시에 있는 경우 더 심각했다. 그런 상황에서 정부가 경제적 인센티브를 주는 새로운 정책을 시행하다보니, 경제적인 어려움을 겪고 있거나 가능성이 높은 지역에 있는 병원들은 쉽게 포괄수가제를 선택했으리라 생각된다.

수정체수술을 시행하는 의료기관들이 DRG지불제도 선택시 노인환자의 비율을 고려하는 것으로 나타났는데, 수정체 수술은 노인성 백내장의 진단명을 갖는 환자들의 주요 대상자가 노인이므로, 노인환자의 비율이 지불제도 선택의 결정요인으로 작용한 것으로 추측할 수 있겠다. 또한 병원의 특성 중 병원보다는 의원에서 주로 포괄수가제를 선택하고, 대도시에 위치한 병원보다는 중소도시에 있는 병원들로서 비교적 개설연한이 길고 대표의사의 연령이 높을수록 행위별지불제도 보다는 DRG지불제도를 선택하는 것으로 나타났다.

지불제도 선택시 고려하는 요인 중 전(全)질병군에 공통적으로 영향을 미치는 변수중 하나가 종별특성이다. 이것은 질병군에 따라 다른 방향과 크기로 영향을 주고 있다. 이러한 종별 차이가 전체 질병군에 영향을 주고, 다른 병원의 특성들을 모두 설명할 수 있을 정도로 결정적인 변수이기에 이에 대해서 좀 더 자세히 기술해 보고자 한다.

앞서 문헌고찰에서 Medicaid 프로그램의 저조한 참여율의 원인으로 연구자마다 여러 가지 요인들을 제시하였으나 대부분의 연구에서 공통적이면서 가장 중요한 의사결정 요인으로 경제적 인센티브와 의사의 자율권 이었다(Hedely, 1979; Davison, Perloff, Kletke et al., 1983; Cormwell and Burstein, 1985; Freidson, 1988; Tucker, 2002; Cunningham and May, 2006). 즉, 지불보상수준이 중요한 참여 결정요인이었는데, 우리나라 역시 종별에 따라 수가수준의 차이가 결국 지불보상수준의 차이와 동일한 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다.

본래 DRG수가는 2001년 행위별진료비 자료에 근거하여 책정되었고,

“DRG 대상이 되는 7개 질병군이 상대적으로 단순한 질환들이므로 일차 및 이차 의료기관에서 진료하는 것이 바람직하다“는 차등수가의 개념을 적용하였고, 더욱이 새로운 제도에 대한 참여를 유도하기 위해 정책적 수단으로서 종별인센티브를 수가 결정시 구성항목에 포함하도록 하였다. 이러한 수가결정의 논리에는 그 당시 대기업들이 병원산업에 뛰어들기 시작하면서 대형병원으로의 환자쏠림 현상이 심하였고, 전체 진료비 증가율이 기하급수적으로 늘어나고 있던 상황이 반영된 결과이다. 따라서 DRG지불제도를 적용하는 과정에서 진료비가 비싼 종합전문요양기관이나 종합병원에서 DRG 환자를 진료하기 보다는 상대적으로 진료비가 싼 병원이나 의원에서 DRG환자를 많이 진료하게 함으로써, 전체적인 재정절감 효과와 대형병원에 집중되었던 환자들을 분산시킬 목적으로 수가결정시 인센티브 부여가 결정된 것이었다. DRG 수가는 다음의 공식으로 결정되었다.

DRG 기준 수가 = 행위별 급여 진료비 평균(A)
+ DRG 수가에 포함된 행위별 비급여진료비 평균(B)
+ 비보험진료비 평균(C) × 0.5
+ 종별 인센티브(D)

A: 행위별로 청구하는 기관의 DRG별 진료비 평균값

B: 행위별에서는 100/100 혹은 비급여로 인정되지만, DRG에서는 급여로 간주되는 항목들의 진료비 평균값

C: 건강보험에서는 인정하지 않는 임의 비급여진료비 평균값으로 그 값의 50%만 인정함.

D: 종별인센티브는 개별병의원의 해당 DRG 평균값은 종합전문요양기관의 해당 DRG 진료비 평균값에서 뺀 후 그 값의 50%만 인정함

이러한 산식에 의해 수가가 결정되다 보니, 종별로 체감하는 인센티브의 크기가 다르고, 이것이 결국 포괄수가제 참여결정에 중요한 의사결정 요인으로 작용했으리라 생각된다. 실제로 DRG진료비의 구성요소별 구성비를 분석해 본 결과, 종별수준이 높아질수록 행위별급여진료비 및 비급여진료비의 비중이 증가하는 반면, 종별인센티브는 의원의 경우 전체 진료비 중 13.4%나 차지한다. 이것은 동일한 질병군의 환자를 치료하고 환자의 총진료비가 100만원이라고 했을 때, 의원급에서 수술한 경우 이 환자의 총진료비 100만원 중 의원에서 치료했기 때문에 인센티브로 지급되는 보상액이 13만 4천원에 이르고, 동일한 환자가 상급종합병원에서 수술했을 경우, 인센티브 보상액이 0원이다.

<표 16> DRG 진료비의 구성요소별 진료비

구분	행위별 급여 진료비 (A)	DRG 포함 행위별 비급여진료비 (B)	비보험진료비 평균*0.5 (C)	종별 인센티브 (D)	진료비 합계
상급종합	92.70%	2.20%	5.10%	0.00%	100.00%
종합병원	87.80%	1.90%	6.40%	3.80%	100.00%
병원	83.50%	1.70%	5.90%	8.90%	100.00%
의원	81.10%	0.80%	4.60%	13.40%	100.00%
전체	83.00%	1.30%	5.30%	10.40%	100.00%

자료: 2004년 청구지급자료를 기준으로 구성요소별 진료비 규모를 추정하였음

이러한 종별 경제적 인센티브의 차이는 결국 참여율에도 영향을 미치게 되어 앞서 보았던 <그림1>의 종별 참여율을 보면, 포괄수가제 도입 초기에는 상급종합병원 9.5%, 종합병원 45.2%, 병원 49%, 의원 60.5% 이었으나 10년이 지난 시점에서는 각각 0%, 24.7%, 40.5%, 83.5% 참여율을 나타내었다. 이러한 경제적 인센티브의 영향은 동일한 의원급에서도 진료과별로 상이한 참여율의 차이를 야기하였는데, 행위별 진료비에 비해 DRG의 진료비 수준이 높

은 경우(안과, 외과)에는 참여율이 높았고, 그렇지 않은 기관은 참여율이 낮아지는 경향을 보였다(표 참조). 그러나 진료비를 통해 직접 비교시 주의가 필요하다. 일반적으로 DRG 수가와 행위별 수가는 급여범위가 달라 진료비의 직접적인 비교는 어렵다. 그러나 DRG 수가 구성요소별 비중을 참고로 하면, DRG 기관과 행위별기관의 DRG진료비 수준은 청구된 건당 총진료비를 비교했을 때, 7.3%(상급종합병원)~19%(의원) 정도 DRG 수가가 더 높게 책정되었다고 계산할 수 있다.

이런 점을 감안해서 청구된 자료를 이용하여 건당 진료비를 비교해 보면 의원의 경우 동일한 질병군에 대해 행위별수가에 비해 DRG진료비 수가가 20%정도 높게 책정되었다. 따라서 이런 방식으로 추정을 했을 때, DRG기관의 제왕절개수술은 정책적으로 의도했던 수가수준과 실제 발생하는 진료비의 관계가 비교적 일치하는 질병군이었고, 수정체 수술과 항문수술의 의원진료비는 DRG기관이 행위별기관에 비해 각각 52%, 83%로 과다하게 높게 책정된 질병군이며, 이와는 반대로 DRG기관의 편도수술은 현재 책정된 DRG수가가 행위별 진료비에도 미치지 못하는 수준에서 결정된 것으로 추정할 수 있겠다(<표17> 참조).

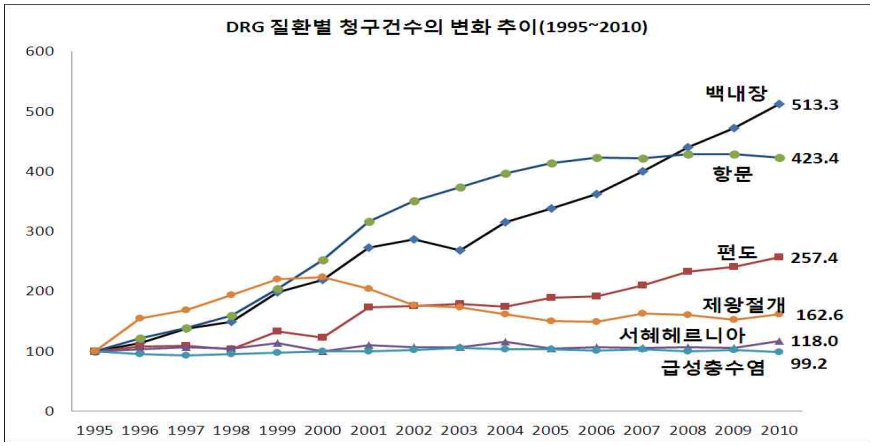
이러한 수가수준의 불균형이 결국 진료과별 참여율의 차이에 영향을 미치고, 청구건수의 변화에도 영향을 미치고 있었다. 즉, 앞서 보았던 <그림 2> 의원의 진료과별 참여율의 추이를 보면, 안과의원의 경우 거의 모든 기관들이 포괄수가제를 선택하여 참여하고 있었고, 반면 이비인후과 의원의 경우에는 초기에도 낮았지만(39%), 지속적으로 참여율이 낮아지면서 의원의 32%만 포괄수가제를 선택하여 참여하고 있었다.

<표 17> 의원의 질병군별 행위별진료비 대비 DRG진료비 수준

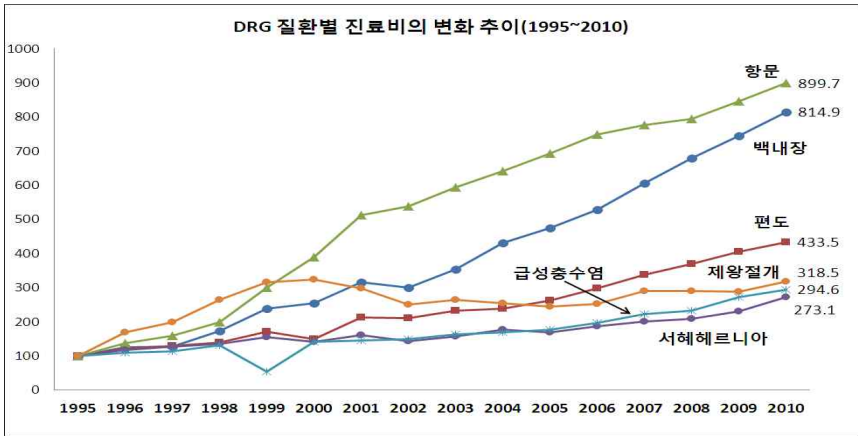
질병군	진료과	DRG건당진료비(원)	행위별건당진료비(원)	DRG 진료비수준(%)
수정체수술	안과	937,555	616,248	152
편도수술	이비인후과	509,596	565,666	90.1
항문수술	외과	737,824	403,222	183
제왕절개수술	산부인과	1,201,797	993,244	121

자료: 건강보험공단 내부회의자료(2011년 전체 청구자료를 집계해서 구한 수치임)
DRG 진료비 수준은 'DRG 진료비/행위별 진료비'를 백분율로 나타낸 값임.

또한 다음의 <그림 6>와 <그림 7>를 보면, 지난 15년동안 포괄수가제에 해당되는 질병군의 수술청구건수와 진료비의 추이를 분석해 보면, 포괄수가제를 도입하기 위해 시범사업을 하는 시점부터 다른 질환군에 비해 수정체수술에 해당되는 백내장과 항문수술 관련한 청구건수가 폭증하고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 현상을 단순히 그동안 숨어있던 잠재수요가 증가해서 혹은 의료기술의 발달로는 설명이 안되는 부분이 있다. 이에 대한 설득력 있는 가정 중 하나가 지불제도의 안정적 정착을 위한 고수가정책에 따른 서비스 공급의 증가이다. 즉, 서비스 가격의 증가에 따른 공급곡선의 우상향으로 인해 공급이 증가한 것을 확인할 수 있다.



[그림 6] 7개 DRG질환별 청구건수의 변화 추이 (1995~2010)



[그림 7] 7개 DRG질환군의 진료비의 변화 추이(1995~2010)

전문가로서의 자율재량권도 참여를 결정하는 중요한 요인으로, 이것이 판단의 근거로 중요했던 이유로 그동안에는 환자를 치료하면 전액 본인부담형태로 환자로부터 비용을 청구하던 패턴에서 Medicaid 프로그램에 참여할 경우, 전체 환자중 몇 퍼센트를 Medicaid환자를 볼 수 있는지 사전승인을 받아야 하고, 환자 진료후 사후적으로 진료비를 청구하고 심사후 보상을 받는 형태로

전환되게 된다. 이러한 변화는 미국의 의사들에게는 너무나 큰 충격이고, 자율성의 침해로 인식하게 되었을 것이다. 따라서 경제적 인센티브와 이러한 자율성의 침해라는 두 가지 조건을 나름대로 평가하고 무게를 따져보아 참여여부 및 그 정도를 결정했으리라 생각된다.

그에 반해 우리나라 의사들이 포괄수가제 참여여부 결정은 이러한 자율성의 침해 요소가 덜 고려되었을 가능성이 있다. 이미 행위별수가제의 지불제도하에서도 건강보험제도를 운영하고 있는 시스템이므로, 본인이 진료한 내용을 청구 및 심사한 후 급여부분에 해당되는 보상을 받고 있었기에 미국의 의사만큼 큰 문화적 충격은 아니었으리라 판단된다. 이에 대한 근거로 미국의 실증분석에서 연령이 낮거나 전문의 자격증이 없거나 외국대학출신 의사들일 경우, 다른 의사들과의 경쟁에서 뒤쳐질 수 있기에 자율성의 가치를 덜 고려하므로 이들의 Medicaid 참여율이 높았다. 그러나 우리나라의 분석결과를 보면, 유의성은 별개로 하더라도 의사의 연령이 높을수록 오히려 DRG참여율이 높았다. 이러한 현상은 자율성이 참여율의 중요한 요건이었다는 가정을 지지하지 못한 결과이다.

Ⅴ. 포괄수가제 정책(참여)효과에 대한 계량분석

1. 지불제도에 따른 분석대상의 일반적 특성 비교와 효과분석

가) 수정체수술

1) 지불제도간 일반적 특성비교

수정체수술은 지불제도에 따른 종별 분포가 확연히 구분되는 질병군이다. 의원급에서는 거의 모든 의료기관(99.7%)에서 DRG지불제도를 선택하고, 병원급에서는 다소 고르게 분포(행위별기관 62.2%, DRG기관 37.8%)하였으나, 병원급에서도 행위별진료건의 대부분은 병원(98.37%)수준에서 수술이 이루어지고, DRG기관의 진료건 중 약 78%는 종합병원이나 상급종합병원에서 시술이 이루어지고 있었다. 결국 환자가 수정체수술을 받을 경우, 의원에서는 대부분 포괄수가제의 적용을 받게 되고, 병원급에서는 행위별수가제를, 종합병원에서는 포괄수가제의 적용을 받는다.

특히 의원의 경우 환자자료의 99.8%가 DRG기관에 해당되는 자료이여서 두 집단간 균형있는 비교가 어려워 DRG기관과 행위별기관의 특성을 분리해서 설명하기가 어렵다. 병원의 경우에도 두 집단의 진료건수에는 큰 차이가 없으나, 종별분포에서 양분화 됨으로써 DRG지불제도는 주로 종합병원에서, 행위별지불제도은 주로 병원에서 적용됨으로써, 종별구성의 차이가 병원특성이나 환자의 특성에 강하게 영향을 미치고 있다. 특이한 점은 DRG를 시행하는 종합병원보다 행위별 지불제도를 적용받는 병원급의 규모(병상수), 인력(간호사수, 전문의수), 시설 및 장비(고가의료장비)등이 더 많거나 크다는 점이다.

두 기관의 집합적 환자특성 중 두드러지는 점은 65세이상 노인환자의 비율이 높고, 상대적으로 병원의 역사가 짧으면서 대도시에 있는 개인소유의 종합병원인 경우 DRG지불제도를 주로 선택하였고, 반면 65세 이상 노인환자의 비율이 낮고, 대도시뿐 아니라 지방의 중소도시에 위치한 설립연도가 평균 20년이상 된 공공병원이나 재단병원의 경우에는 행위별수가제를 선택하고 있었다. 이러한 소재지역의 차이는 두 기관의 경쟁지수에도 영향을 미치어 행위별기관보다 DRG기관이 훨씬 경쟁적인 환경에 노출되어 있는 것으로 나타났다.

DRG기관과 행위별기관의 평균재원일수는 의원의 경우 1.00일, 1.04일로 전체 자료의 96%가 재원일수 1일이었고, 99.99%가 5일미만으로 분포하였다. 병원의 경우에도 평균 재원일수가 각각 2.74일, 2.05일로 전체 자료의 99%가 재원일수 8일 미만이었다. 또한 현재 행위별 기관의 자료중 의원의 경우는 전체 진료건은 과거에도 포괄수가제 시범사업을 참여하지 않았던 의원의 자료이고, 반면 DRG기관의 전체 진료건 중 단지 36%만이 과거 시범사업에 참여해본 경험이 있는 의원의 데이터이다. 그러나 병원의 경우에는 현재 행위별기관과 DRG기관 각각 시범사업때 동일한 선택을 했었던 기관의 자료가 다수를 차지하고 있었다.

<표 18> 의원에서 행해지는 수정체수술(039DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=876)	DRG기관 (n=584,409)	x2 or t(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
재원일수		1.00(0.06)	1.04(0.23)	-18.84(<.0001)
연령		66.32(10.61)	68.46(10.37)	-6.09(<.0001)
성별	남	325(37.10)	210095(35.95)	0.50(0.47)
	여	551(62.90)	374314(64.05)	
중증도	0	875(99.89)	584339(99.99)	7.52(0.006)
	1	1(0.11)	70(0.01)	
65세이상환자비율		0.76(0.05)	0.84(0.06)	-39.7(<.0001)
여성환자비율		0.54(0.06)	0.63(0.05)	-52.48(<.0001)
의료급여환자비율		0.05(0.02)	0.03(0.04)	19.23(<.0001)
중증환자비율		0.013(0.008)	0.0001(0.0008)	48.37(<.0001)
병상수		0.73(0.44)	5.53(5.79)	-286.36(<.0001)
간호사수		0.53(0.88)	1.69(2.81)	-38.62(<.0001)
전문의수		1.73(0.44)	1.74(1.19)	-359.63(<.0001)
고가의료장비수		1(0)	0.93(1.03)	55.75(<.0001)
상급병상비율		0	0.31(0.70)	-308.15(<.0001)
개설연한		6.46(0.88)	6.38(5.85)	2.51(0.012)
대표의사연령		41.33(2.21)	42.38(5.86)	-13.99(<.0001)
대표의사성별	남	876(100)	555216(95.0)	46.05(<.0001)
	여	0(0)	29193(5.0)	
지역	대도시	876(100)	279933(47.9)	951.25(<.0001)
	중소도시	0(0)	278773(47.7)	
	군지역	0(0)	25703(4.4)	
HHI		1089.6(414.3)	1930.9(1182.4)	-59.73(<.0001)
연도	2002	72(8.22)	80302(13.74)	52.05(<.0001)
	2003	135(15.41)	94720(16.21)	
	2004	113(12.9)	101469(17.36)	
	2005	191(21.8)	100906(17.27)	
	2006	189(21.58)	99771(17.07)	
	2007	176(20.09)	107241(18.35)	
시범참여여부	불참	876(100)	370624(63.42)	504.86(<.0001)
	참여	0(0)	213785(36.58)	

<표 19> 병원에서 행해지는 수정체수술(039DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=132,151)	DRG기관 (n=115,328)	x2 or t(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
재원일수		2.74(2.27)	2.05(1.01)	99.91(<.0001)
연령		64.13(14.71)	66.54(11.78)	-44.52(<.0001)
성별	남	55020(41.63)	48976(42.47)	17.51(<.0001)
	여	77131(58.37)	66352(57.53)	
중증도	0	118247(89.48)	114829(99.57)	11450(<.0001)
	1	10734(8.12)	486(0.42)	
	2	3170(2.4)	13(0.01)	
65세이상환자비율		0.24(0.07)	0.65(0.22)	-593.12(<.0001)
여성환자비율		0.68(0.05)	0.60(0.08)	294.56(<.0001)
의료급여환자비율		0.03(0.02)	0.05(0.06)	-32.29(<.0001)
중증환자비율		0.22(0.13)	0.01(0.02)	585.88(<.0001)
병상수		936.3(479.6)	149.5(173.5)	556.12(<.0001)
간호사수		577.6(410)	58.75(81.46)	449.97(<.0001)
전문의수		162.8(99.34)	20.11(20.46)	510(<.0001)
고가의료장비수		31.08(23.85)	4.70(5.07)	391.95(<.0001)
상급병상비율		0.33(0.14)	0.38(0.13)	-105.25(<.0001)
개설연한		23.22(13.79)	12.18(6.37)	261.54(<.0001)
대표의사연령		64.71(10.18)	61.42(10.64)	77.24(<.0001)
대표의사성별	남	125570(95.02)	115328(100.0)	5900.12(<.0001)
	여	6581(4.98)		
종별	병원	129992(98.37)	25312(21.95)	153866(<.0001)
	종합병원	2159(1.63)	90016(78.05)	
설립주체	공공	96876(73.31)	17080(14.81)	129115(<.0001)
	재단	21166(16.02)	3024(2.62)	
	개인	14109(10.68)	95224(82.57)	
지역	대도시	102973(77.92)	102654(89.01)	5549.71(<.0001)
	중소도시	26936(20.38)	12159(10.54)	
	군지역	2242(1.7)	515(0.45)	
HHI		2596.7(1084.1)	1396.5(851.8)	307.98(<.0001)
연도	2002	14401(10.9)	17342(15.04)	1016.8(<.0001)
	2003	22401(16.95)	17939(15.55)	
	2004	22638(17.13)	20070(17.40)	
	2005	24340(18.42)	19558(16.96)	
	2006	22375(17.97)	19645(17.03)	
	2007	24621(18.63)	20774(18.01)	
시범사업 참여여부	불참	97854(74.05)	21168(18.35)	76515.96(<.0001)
	참여	34297(25.95)	94160(81.65)	

2) 카운트 회귀분석결과

종속변수가 재원일수로 양의 정수(nonnegative integer) 형태이고 분포를 확인해 본 결과 오른쪽 긴꼬리 분포를 보이고 있어, 음이항 회귀분석 모형으로 추정하였다(<표 20>).

지불제도 선택의 계수값이 의원과 병원 모두 음의 값을 갖고, 통계적으로 유의한 것은 개별환자특성, 병원특성, 환경특성 등 고려했던 모든 변수들을 통제한 상태에서 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 더 짧다는 것을 의미한다. 구체적으로 기대재원일수의 모수를 추정하면, 행위별 기관에 비해 DRG기관에 입원한 경우 의원에서는 12.9% (1-exp(-0.138)=0.129), 병원에서는 17.4% (1-exp(-0.191)=0.174) 각각 더 낮았다. 회계모형의 적합도와 계수값을 봤을 때, 의원은 지나친 자료의 불균형으로 DRG지불제도의 효과를 설명하기가 어렵고, 병원의 결과로 기술해 보겠다.

재원일수에 영향을 미치는 요인들로 개별환자의 특성 중에서는 예상했듯이 환자의 중증도가 가장 크게 영향을 주고 있었고, 병원단위의 환자특성에서는 노인환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율이 높을수록 재원일수에 정(+)의 방향으로 영향을 주었고, 반면 의료급여환자의 비율은 낮을수록 재원일수가 늘어나는 역상관의 관계를 나타내었다. 종합병원에 비해 병원의 재원일수가 더 짧았고, 전문의수, 고가의료장비수는 재원일수에 부(-)의 관계로 영향을 미치고 있었다. 공공병원에 비해 개인병원의 재원일수가 유의하게 더 짧았고, 대도시에 소재한 병원보다 중소도시의 병원에서 재원일수가 더 짧은 경향을 보였다. 모든 연도더미변수가 음의 방향으로 유의한 것으로 나타나 시간의 흐름에 따라 재원일수가 감소하고 있는 추세임을 확인할 수 있었다.

<표 20> 수정체수술(039DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

변수		의원			병원		
		Coef	SE	p>¦z¦	Coef	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)		**-0.138**	**0.004**	**0.000**	**-0.191**	**0.008**	**0.000**
연령		0.000	0.000	0.036	-0.002	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.005	0.001	0.000	0.051	0.003	0.000
중증도(ref='0')	1	0.019	0.037	0.614	0.474	0.010	0.000
	2		(omitted)		0.443	0.020	0.000
65세이상환자비율		-0.133	0.004	0.000	0.816	0.021	0.000
여성환자비율		0.284	0.005	0.000	0.694	0.028	0.000
의료급여환자비율		-0.092	0.005	0.000	-0.597	0.046	0.000
중증환자비율		-7.425	0.208	0.000	0.482	0.018	0.000
병상수		0.006	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
간호사수		0.014	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		-0.008	0.000	0.000	-0.004	0.000	0.000
고가의료장비수					-0.008	0.000	0.000
상급병상비율		0.002	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
개설연한		0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
대표의사연령		-0.044	0.001	0.000	0.064	0.011	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.556	0.015	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.004	0.010	0.705
	개인				-0.029	0.008	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.014	0.001	0.000	-0.052	0.006	0.000
	군지역	0.051	0.001	0.000	0.016	0.026	0.542
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.051	0.001	0.000	-0.059	0.005	0.000
	2004	-0.072	0.001	0.000	-0.124	0.005	0.000
	2005	-0.082	0.001	0.000	-0.194	0.005	0.000
	2006	-0.090	0.001	0.000	-0.252	0.005	0.000
	2007	-0.098	0.001	0.000	-0.356	0.005	0.000
Pseudo-R^2			0.19%			6.75%	

다음은 포괄수가제 도입 후 재원일수 감소의 지속효과를 좀 더 명확하게 알아보고자 참여여부변수와 각 연도더미변수의 상호작용변수를 추가하여 회귀분석을 실시한 결과이다(<표 21>참조). 의원의 경우 DRG기관의 연도별 재원일수는 지속적으로 감소하는 추세를 보였고, 그 크기도 증가하였다. 그러나 병원에서 이루어지는 수정체수술의 경우 행위별기관의 재원일수는 지속적으로

감소하고 그 크기가 커지는 경향을 보이는 반면, DRG기관의 경우에는 DRG 도입 4년차(2005년)때까지 재원일수 감소의 경향과 크기가 증가하다 이후 감소율이 둔화되었다.

또한 지불제도와 연도변수의 교호작용을 고려하지 않았을 때보다 지불제도의 선택에 따른 재원일수의 변화를 설명하는 추정계수값이 의원의 경우에는 매우 크게 감소하여(-0.138→ -0.061) 지불제도에 따른 시간의 효과가 크게 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 즉, 행위별기관은 연도별로 재원일수의 변화가 거의 없으나, DRG기관의 경우는 연도별로 재원일수의 감소가 크게 나타나고 있었다. 그러나 병원의 경우에는 계수값의 변화가 그리 크지 않아(-0.191 → -0.148) 시간의 흐름에 따른 지불제도의 효과가 덜 영향을 미치고 있었다.

<표 21> 수정체수술(039DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

	의원			병원		
	Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)	-0.061	0.006	0.000	-0.148	0.010	0.000
연도(ref=2002년)						
D_2003	0.000	0.007	0.956	-0.050	0.008	0.000
D_2004	0.000	0.007	0.972	-0.087	0.008	0.000
D_2005	0.008	0.009	0.369	-0.154	0.008	0.000
D_2006	0.005	0.008	0.530	-0.225	0.009	0.000
D_2007	0.007	0.006	0.293	-0.362	0.008	0.000
지불제도* D_2003	-0.051	0.007	0.000	-0.013	0.009	0.129
지불제도* D_2004	-0.072	0.007	0.000	-0.086	0.009	0.000
지불제도* D_2005	-0.091	0.009	0.000	-0.097	0.009	0.000
지불제도* D_2006	-0.095	0.008	0.000	-0.059	0.010	0.000
지불제도* D_2007	-0.105	0.007	0.000	0.021	0.010	0.031
상수항	0.079	0.010	0.000	0.972	0.032	0.000

주: parti=DRG참여여부(parti=0 행위별기관, parti=1 DRG기관)
모형에 포함되었던 다른 변수들의 계수값은 지면관계상 생략하였음.

나) **편도수술**

1) 지불제도간 일반적 특성비교

편도수술은 다른 질병군에 비해 수술받는 환자의 평균연령이 비교적 낮고, 수술건수도 다른 질병군에 비해 많지 않은 특징이 있고, 또한 주로 병원급 이상에서 수술이 이루어지고, 의원에서 행해지는 수술은 점차 감소하고 있는 추세이다. 연간 의원에서 이루어지는 수술건수는 대략 3,000~4000여건이고, 병원급이상에서는 20,000건 정도 매년 행해지고 있다.

의원에서는 행위별기관과 DRG기관의 진료건수가 비교적 비슷한 분포를 보인 반면, 병원의 경우에는 DRG기관보다는 행위별기관에서 행해지는 진료건수가 3배 이상 많았다. 의원에서는 지역특성이 지불제도 선택시 가장 큰 차이는 보이는 변수였고, 대도시 지역에 위치한 의원일수록 포괄수가제를 더 선호하였다. 편도수술을 하는 의원들의 지불제도 선택시, 개별환자의 특성보다는 병상수, 간호사수, 전문의수, 고가의료장비수 등 공급자특성과 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율 등 공급자의 집합적 환자특성의 차이가 관찰되었다. DRG기관의 경우 병상수, 전문의수 등이 더 많았고, 간호사수나 고가의료장비수는 행위별기관이 더 많았다.

한편 편도수술을 시행하는 병원들의 특성을 살펴보면, 환자특성보다는 병원특성이 유의하게 차이가 있었다. 특히 설립주체, 지역, 병원의 규모, 인력, 시설 및 장비 등에 있어 행위별기관과 DRG기관의 차이가 있었고, 65세이상 환자비율, 의료급여환자 비율, 중증환자 비율, 병상수, 전문의수, 간호사수, 고가의료장비수 모두 행위별기관이 더 크거나 많았다. 대도시에 위치하고, 공공병원인 경우 행위별지불제도를 선택하고 있었다. 반면, 개인 소유이고, 중소도시에 위치한 병원일수록 DRG지불제도를 선호하였다.

편도수술의 종별 평균 재원일수를 보면, DRG기관과 행위별기관의 평균재

원일수는 의원의 경우 2.01일, 2.2일로 전체 자료의 96%가 재원일수 4일 미만이었고, 병원의 경우에도 평균 재원일수가 4.07일, 3.94일로 전체 자료의 98%가 재원일수 8일 미만이었으며 병원의 입원한 전체 환자의 68%가 재원일수 3일 혹은 4일이었다. 이전의 시범사업 참여 여부와 현재 포괄수가제 참여여부를 분석한 결과, 의원의 경우 현재 행위별 기관은 모두 시범사업에 참여해 본 경험이 없었고, DRG기관의 경우는 과거 불참했었다 현재에는 참여하고 있는 기관의 자료가 64%로 월등히 높았고, 병원의 경우 현재 행위별 기관의 81%에 해당하는 건수는 과거 불참했던 병원에 해당되고, 현재 DRG기관 청구건의 77%에 해당하는 진료건은 과거 시범사업에 참여하지 않았던 병원의 자료이다.

<표 22> 의원에서 행해지는 편도수술(059DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관(n=8,996) Mean(SD)/n(%)	DRG기관(n=11,322) Mean(SD)/n(%)	x2 or t(p)
재원일수		2.01(1.36)	2.20(1.21)	-10.35(<.0001)
연령		17.02(12.96)	17.72(13.37)	-3.79(<.0001)
성별	남	5142(57.16)	6437(56.85)	0.19(0.66)
	여	3854(42.84)	4885(43.15)	
중증도	0	8906(99)	11311(99.9)	82.69(<.0001)
	1	90(1)	11(0.1)	
65세이상환자비율		0.007(0.017)	0.009(0.02)	-5.62(<.0001)
여성환자비율		0.45(0.11)	0.45(0.05)	1.79(0.074)
의료급여환자비율		0.005(0.00)	0.01(0.01)	-33.97(<.0001)
중증환자비율		0.014(0.04)	0.0008(0.005)	30.58(<.0001)
병상수		4.66(2.73)	10.46(5.60)	-96.53(<.0001)
간호사수		1.71(1.27)	0.95(0.82)	49.4(<.0001)
전문의수		2.69(0.84)	3.77(2.10)	-49.97(<.0001)
고가의료장비수		0.70(0.74)	0.47(0.56)	24.06(<.0001)
상급병상비율		0.89(0.26)	0.52(0.43)	75.68(<.0001)
개설연한		3.43(5.99)	4.96(4.88)	-19.56(<.0001)
대표의사연령		39.97(4.49)	41.87(3.25)	-33.63(<.0001)
대표의사성별	남	8996(100)	11322(100)	
	여	0(0)	0(0)	
지역	대도시	4029(44.79)	7134(63.01)	672.47(<.0001
	중소도시	4967(55.21)	4188(36.99)	
	군지역	0(0)	0(0)	
HHI		1684.7(855.6)	1697.9(787.5)	-1.13 (0.25)
연도	2002	855(95)	1595(14.09)	192.01(<.0001)
	2003	1903(21.15)	2326(20.54)	
	2004	2004(22.28)	1949(17.21)	
	2005	1552(17.25)	1719(15.18)	
	2006	1285(14.28)	1928(17.03)	
	2007	1397(15.53)	1805(15.94)	
시범참여여부	불참	8996(100.0)	7333(64.77)	3943.77(<.0001)
	참여	0(0)	3989(35.23)	

<표 23> 병원에서 행해지는 편도수술(059DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=98,697) Mean(SD)/n(%)	DRG기관 (n=27,032) Mean(SD)/n(%)	x2 or t(p)
재원일수		4.07(1.79)	3.94(1.22)	-13.51(<.0001)
연령		15.72(12.93)	16.72(12.53)	-11.58(<.0001)
성별	남	58630(59.4)	15431(57.08)	47.17(<.0001)
	여	40067(40.6)	11601(42.92)	
중증도	0	92203(93.42)	26844(99.3)	1460.08(<.0001)
	1	6494(6.58)	188(0.7)	
65세이상환자비율		0.20(0.06)	0.12(0.18)	137.38(<.0001)
여성환자비율		0.66(0.07)	0.66(0.10)	-4.64<.0001)
의료급여환자비율		0.04(0.11)	0.02(0.02)	56.49(<.0001)
중증환자비율		0.24(0.13)	0.05(0.02)	405.72(<.0001)
병상수		819.5(423.1)	466.6(174.5)	205.82(<.0001)
간호사수		458.5(342.8)	209.3(105.6)	196.87(<.0001)
전문의수		125.5(83.28)	51.04(29.4)	232.65(<.0001)
고가의료장비수		24.96(20.68)	13.33(9.79)	131.09(<.0001)
상급병상비율		0.31(0.12)	0.32(0.13)	-5.08(<.0001)
개설연한		22.13(12.66)	18.37(9.66)	52.74(<.0001)
대표의사연령		64.93(11.28)	66.11(12.43)	-13.94(<.0001)
대표의사성별	남	87304(88.46)	26977(99.8)	3297.13(<.0001)
	여	11393(11.54)	55(0.2)	
종별	병원	98294(99.59)	25986(96.13)	2231.48(<.0001)
	종합병원	403(0.41)	1046(3.87)	
설립주체	공공	71486(72.43)	8558(31.66)	15248.73(<.0001)
	재단	10199(10.43)	7046(26.07)	
	개인	16912(17.14)	11428(42.28)	
지역	대도시	60902(61.71)	10441(38.62)	4672.71(<.0001)
	중소도시	37313(37.81)	16241(60.08)	
	군지역	482(0.49)	350(1.29)	
HHI		2638.2(1200.1)	2305.9(988.5)	46.64(<.0001)
연도	2002	9961(10.09)	4902(18.13)	1353.41(<.0001)
	2003	18493(18.74)	4574(16.92)	
	2004	17391(17.62)	4725(17.48)	
	2005	17238(17.47)	4065(15.04)	
	2006	18202(18.44)	4491(16.61)	
	2007	17412(17.64)	4275(15.81)	
시범사업 참여여부	불참	80904(81.97)	6095(22.55)	35155.27(<.0001)
	참여	17793(18.03)	20937(77.45)	

2) 카운트 회귀분석결과

지불제도 선택을 외생변수로 취급하고, 음이항회귀분석 모형을 적용한 결과, DRG기관인 의원의 경우 행위별기관에 비해 기대재원일수가 1.03(exp(0.03)=1.03)배 더 높았고 통계적으로 유의했다. 그러나 병원의 경우, 행위별기관에 비해 DRG기관에 대한 log(LOS)의 변화가 -0.153으로, 이것은 다른 조건이 모두 동일한 상태에서 행위별기관에 비해 DRG기관에 입원환 환자의 기대재원일수가 14.2%(1-exp(-0.153)=0.142) 감소하였다는 것을 의미한다.

의원의 특성 중 의료급여환자의 비율, 여성환자의 비율과 재원일수와는 부(-)의 관계가, 반대로 병원의 특성에서는 정(+)의 관계가 관찰되었다. 개별 환자의 특성 중 환자의 중증도의 계수값이 가장 크고, 양의 관계를 보여 중증도가 높을수록 유의하게 환자의 재원일수를 증가시켰다. 그 외에도 의원의 경우에는 간호사수가 재원일수와 정의 관계를 보였고, 대도시 지역에 비해 중소도시에 있는 의원의 환자인 경우 재원일수가 더 길었다. 병원의 경우에는 대표의사의 성별이 여성인 경우 재원일수가 더 짧았고, 설립주체가 공공병원인 경우보다 재단병원인 경우와 대도시 지역에 있는 병원보다는 군지역에 위치한 병원의 경우 재원일수가 유의하게 더 길었다.

<표 24> 편도수술(059DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

변수		의원			병원		
		Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)		**0.030**	**0.010**	**0.002**	**-0.153**	**0.004**	**0.000**
연령		0.002	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000
성별(ref=남)		-0.004	0.007	0.585	-0.005	0.002	0.011
중증도(ref='0')	1	0.351	0.075	0.000	0.270	0.008	0.000
	2	(omitted)			(omitted)		
65세이상환자비율		1.413	0.106	0.000	0.098	0.022	0.000
여성환자비율		-0.514	0.044	0.000	0.080	0.016	0.000
의료급여환자비율		-5.711	0.223	0.000	0.206	0.013	0.000
중증환자비율		0.998	0.243	0.000	0.197	0.012	0.000

병상수		0.031	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
간호사수		0.152	0.005	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		0.038	0.002	0.000	-0.002	0.000	0.000
고가의료장비수					0.002	0.000	0.000
상급병상비율		0.003	0.001	0.006	0.000	0.000	0.000
개설연한		0.031	0.001	0.000	-0.002	0.000	0.000
대표의사연령			(omitted)		-0.106	0.005	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.026	0.016	0.107
설립주체(ref=공공)	재단				0.146	0.004	0.000
	개인				0.032	0.003	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.363	0.008	0.000	-0.024	0.003	0.000
	군지역		(omitted)		0.199	0.023	0.000
HHI		0.000	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	0.002	0.012	0.879	-0.024	0.004	0.000
	2004	-0.068	0.012	0.000	-0.032	0.004	0.000
	2005	0.000	0.012	0.970	-0.032	0.004	0.000
	2006	0.009	0.012	0.453	-0.016	0.004	0.000
	2007	0.102	0.012	0.000	-0.019	0.004	0.000
Pseudo-R^2			10.09%			3.88%	

편도수술의 DRG도입이후 연도별 지속효과에 대한 변화를 분석한 결과를 보면, 의원에서 행해지는 편도수술의 경우 DRG기관은 DRG도입 5년차까지 재원일수가 감소경향이 나타나다 그 이후 감소율이 둔화되는 양상이었고, 연도별 효과를 통제한 상태에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 유의하게 더 긴 것임이 명확하게 추정되었다(지불제도 효과를 나타내는 계수값이 0.03에서 0.23으로 변함).

한편, 병원의 편도수술의 재원일수 변화는 DRG기관에서 연도별 일관성있는 추세가 관찰되지 않았고, 연도별 효과를 통제한 상태에서도 지불제도의 효과가 크게 변화되지 않았다(-0.153 → -0.152).

<표 25> 편도수술(059DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

	의원			병원		
	Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)	0.230	0.022	0.000	-0.152	0.007	0.000
연도(ref=2002년)						

D_2003	0.055	0.020	0.007	-0.022	0.004	0.000
D_2004	0.077	0.021	0.000	-0.031	0.005	0.000
D_2005	0.221	0.022	0.000	-0.035	0.005	0.000
D_2006	0.253	0.023	0.000	-0.015	0.005	0.002
D_2007	0.257	0.023	0.000	-0.019	0.005	0.000
지불제도* D_2003	-0.057	0.024	0.020	-0.012	0.007	0.111
지불제도* D_2004	-0.214	0.025	0.000	-0.004	0.007	0.560
지불제도* D_2005	-0.358	0.026	0.000	0.017	0.008	0.028
지불제도* D_2006	-0.379	0.027	0.000	-0.008	0.008	0.301
지불제도* D_2007	-0.231	0.027	0.000	0.003	0.008	0.716
상수항	-1.357	0.068	0.000	1.635	0.026	0.000

주: parti=DRG참여여부(parti=0 행위별기관, parti=1 DRG기관)
모형에 포함되었던 다른 변수들의 계수값은 지면관계상 생략하였음.

다) **항문수술**

1) 지불제도간 일반적 특성비교

일반적으로 항문수술은 치질수술을 일컫는다. 항문수술 역시 수정체수술과 유사한 분포를 보이는 질병군으로 종별 불균형이 심하다. 항문수술 건수 전체 중 2/3 정도가 의원에서 행해지고 있고, 의원의 대부분은 DRG지불제도를 선택하고 있다. 반면, 나머지 1/3 정도는 행위별지불제도를 선택한 병원급과 DRG 지불제도를 선택한 종합병원급에서 행해지고 있다. 의원의 경우, DRG기관과 행위별기관의 가장 두드러진 차이는 평균재원일수와 개별환자의 중증도의 분포이다. DRG기관에 입원한 환자들의 대부분(99%)는 중증도가 0인데 반해, 행위별기관에 입원환 환자의 25%이상은 중증도 1이상으로 분포하였고, 그 밖에도 소재지에 따른 차이가 관찰되었는데 대도시 지역에 위치한 의료기관일수록 DRG의 건수가 더 많았다.

병원에서 행해지는 항문수술건수의 지불제도별 차이에서도 의원과 비슷한 양상이 관찰되었는데, 행위별기관에 입원환 환자일수록 중증도가 높은 환자의 비율이 더 많았다. 종별분포에서는 DRG건수 중 86%가 종합병원에서 시행되

었고, 행위별건수의 80%가 병원에서 시행되고 있음에도 불구하고, 행위별기관이 DRG기관에 비해 규모(병상수), 인력(전문의수, 간호사수), 장비(고가의료장비수)는 더 많거나 크다는 특징이 관찰되었다. 또한 수정체 수술에서와 같이 DRG를 선택한 기관은 주로 대도시에 위치하면서 개인이 설립한 병원이 많았다.

병원대표의 연령과 성별 차이도 유의했는데, DRG기관의 대표의사 연령이 평균 8세가량 더 낮았고, 대표의사는 남성이 대다수였다. 이에 반해 행위별기관은 대표의사의 연령이 평균 58세이고 병원의 평균개설연한도 17년 된 안정적인 상태를 유지하는 병원들이 많았고, 여성 대표의 비율도 전체 청구건수의 8% 차지하였다. 항문수술의 종별 평균 재원일수를 보면, 행위별기관과 DRG기관의 평균재원일수는 의원의 경우 4.17일, 3.13일로 전체 자료의 90%가 재원일수 4일 이하였고, 병원의 경우에도 평균 재원일수가 6.08일, 3.78일로 DRG기관에 비해 행위별기관의 재원일수가 2.3일 정도 더 길었다.

<표 26> 의원에서 행해지는 항문수술(157DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

		FFS기관(n=13,783)	DRG기관(n=702,440)	x2 or t(p)
		Mean(SD)/n(%)	Mean(SD)/n(%)	
재원일수		4.17(2.66)	3.13(1.49)	45.71(<.0001)
연령		42.20(13.68)	40.36(12.79)	15.68(<.0001)
성별	남	7549(54.77)	370665(52.77)	21.74(0.00)
	여	6234(45.23)	331775(47.23)	
중증도	0	10223(74.17)	696512(99.16)	68478.15(<.0001)
	1	3249(23.57)	5852(0.83)	
	2	311(2.26)	76(0.01)	
65세이상환자비율		0.11(0.07)	0.08(0.03)	42.23(<.0001)
여성환자비율		0.45(0.10)	0.46(0.05)	-11.18(<.0001)
의료급여환자비율		0.03(0.03)	0.008(0.009)	68.2(<.0001)
중증환자비율		0.20(0.22)	0.01(0.04)	93.95(<.0001)
병상수		17.19(8.15)	12.53(7.78)	66.47(<.0001)
간호사수		1.28(1.94)	0.97(1.29)	18.81(<.0001)
전문의수		1.40(0.78)	1.53(0.67)	-20.19(<.0001)
고가의료장비수		0.79(0.58)	0.88(0.54)	-17.15(<.0001)
상급병상비율		0.39(0.35)	0.47(0.62)	-25.3(<.0001)
개설연한		4.81(4.07)	5.54(5.19)	-20.66(<.0001)
대표의사연령		40.23(5.08)	41.96(5.85)	-39.5(<.0001)
대표의사성별	남	13425(97.4)	700901(99.78)	2894.5(<.0001)
	여	358(2.6)	1539(0.22)	
지역	대도시	5085(36.89)	328822(46.81)	5448.43(<.0001)
	중소도시	7354(53.36)	362452(51.6)	
	군지역	1344(9.75)	11166(1.59)	
HHI		2051.6(1067.4)	1774(1067.5)	30.24(<.0001)
연도	2002	1955(14.18)	109125(15.54)	379.15(<.0001)
	2003	3033(22.01)	116727(16.62)	
	2004	2540(18.43)	118923(16.93)	
	2005	2311(16.77)	120772(17.19)	
	2006	2079(15.08)	120613(17.17)	
	2007	1865(13.53)	116280(16.55)	
시범참여여부	불참	13783(100.0)	448883(63.9)	7701.76(<.0001)
	참여	0(0)	253557(36.1)	

<표 27> 병원에서 행해지는 항문수술(157DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=48,134) Mean(SD)/n(%)	DRG기관 (n=173,494) Mean(SD)/n(%)	x2 or t(p)
재원일수		6.08(5.20)	3.78(1.84)	95.08(<.0001)
연령		42.44(15.84)	41.85(13.26)	7.48(<.0001)
성별	남	30281(62.91)	96269(55.49)	847.73(<.0001)
	여	17853(37.09)	77229(44.51)	
중증도	0	35596(73.95)	171665(98.95)	38940.3(<.0001)
	1	10781(22.4)	1772(1.02)	
	2	1757(3.65)	57(0.03)	
65세이상환자비율		0.16(0.08)	0.10(0.05)	144.14(<.0001)
여성환자비율		0.57(0.13)	0.46(0.11)	170.87(<.0001)
의료급여환자비율		0.05(0.09)	0.008(0.01)	91.55(<.0001)
중증환자비율		0.22(0.16)	0.01(0.03)	275.19(<.0001)
병상수		488.6(408.2)	137.4(125.3)	186.34(<.0001)
간호사수		247.2(300.5)	43.12(57.7)	148.24(<.0001)
전문의수		66.42(76.69)	18.72(17.13)	135.53(<.0001)
고가의료장비수		13.89(15.90)	3.88(3.85)	136.96(<.0001)
상급병상비율		0.29(0.14)	0.44(0.10)	-222.35(<.0001)
개설연한		17.49(12.05)	10.58(7.05)	120.08(<.0001)
대표의사연령		58.21(12.34)	50.47(9.16)	127.2(<.0001)
대표의사성별	남	43952(91.13)	172462(99.41)	10744.04(<.0001)
	여	4182(8.69)	1032(0.59)	
종별	병원	38774(80.55)	23639(13.63)	83431.69(<.0001)
	종합병원	9360(19.45)	149855(86.37)	
설립주체	공공	18587(38.62)	9277(5.35)	40523.33(<.0001)
	재단	3459(7.19)	6114(3.52)	
	개인	26088(54.2)	158103(91.13)	
지역	대도시	24649(51.21)	130073(74.97)	13025.82(<.0001)
	중소도시	20968(43.56)	42432(24.46)	
	군지역	2517(5.23)	989(0.57)	
HHI		2335.4(1426)	1967.5(913.6)	53.64(<.0001)
연도	2002	5702(11.85)	29406(16.95)	737.58(<.0001)
	2003	8665(18)	29654(17.09)	
	2004	8280(17.2)	29552(17.03)	
	2005	9003(18.7)	29419(16.96)	
	2006	8523(17.71)	28267(16.29)	
	2007	7961(16.54)	27196(15.68)	
시범사업참여여부	불참	41932(87.12)	77446(44.64)	27356.67(<.0001)
	참여	6202(12.88)	96048(55.36)	

2) 카운트 회귀분석결과

음이항회귀분석 모형을 적용한 결과, 의원에 비해 병원에서의 지불제도별 재원일수의 차이가 더 크게 나타났다. 의원과 병원 각각 exp(los) 음이항 회귀분석의 모수 추정치가 0.955(exp(-0.046)), 0.734(exp(-0.309))으로서, 이것은 모든 동일조건하에서 행위별기관에 비해 DRG기관에 입원한 환자의 기대재원일수가 의원은 4.5%, 병원은 26.6% 감소한 것을 의미한다.

재원일수에 영향을 미치는 개별환자의 특성 중 환자의 중증도가 가장 크게 영향을 주었고, 의원의 특성들 중에서 구조적인 특성보다는 집합적인 환자의 특성들(노인환자의 비율, 여성환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율) 등이 상대적으로 더 크게 정(+)의 방향으로 재원일수를 늘리는데 영향을 미치고 있었다.

의원의 특성 중 대표의사의 성별이 여성인 경우 재원일수에 부(-)의 영향을 주었다. 한편 병원의 경우 의원과는 다르게 의료급여환자의 비율이나 중증환자의 비율은 오히려 재원일수에 부(-)의 방향으로 영향을 미치고 있었고, 공공병원에 비해 개인병원인 경우 또한 대도시에 비해 중소도시에 위치한 병원일수록 재원일수에 부의 영향을 주었다.

<표 28> 항문수술(157DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

변수		의원			병원		
		Coef.	SE	P>¦z¦	Coef.	SE	P>¦z¦
지불제도(ref=FFS)		**-0.046**	**0.006**	**0.000**	**-0.309**	**0.007**	**0.000**
연령		0.003	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.013	0.001	0.000	0.005	0.003	0.048
중증도(ref='0')	1	0.124	0.007	0.000	0.366	0.008	0.000
	2	0.539	0.040	0.000	0.665	0.022	0.000
65세이상환자비율		0.393	0.020	0.000	0.418	0.028	0.000
여성환자비율		0.709	0.012	0.000	0.511	0.016	0.000
의료급여환자비율		0.984	0.066	0.000	-0.138	0.038	0.000
중증환자비율		0.255	0.015	0.000	-0.210	0.018	0.000
병상수		0.019	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

간호사수		0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.820
전문의수		-0.065	0.001	0.000	-0.003	0.000	0.000
고가의료장비수					-0.001	0.001	0.012
상급병상비율		0.002	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
개설연한		0.004	0.000	0.000	-0.006	0.000	0.000
대표의사연령		-0.438	0.012	0.000	0.077	0.011	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.025	0.007	0.001
설립주체(ref=공공)	재단				0.012	0.009	0.185
	개인				-0.108	0.007	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.009	0.001	0.000	-0.033	0.004	0.000
	군지역	0.306	0.005	0.000	0.129	0.015	0.000
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.019	0.002	0.000	-0.029	0.004	0.000
	2004	-0.053	0.002	0.000	-0.076	0.004	0.000
	2005	-0.055	0.002	0.000	-0.093	0.004	0.000
	2006	-0.055	0.002	0.000	-0.071	0.005	0.000
	2007	-0.053	0.002	0.000	-0.048	0.004	0.000
Pseudo-R^2			2.96%			5.54%	

항문수술의 재원일수 변화에 대해 연도별 DRG지속효과를 분석한 결과(<표 29>)에 의하면, 의원에서는 통계적으로 유의한 변화가 관찰되지 않았고, 병원의 경우 DRG기관은 연도별로 유의한 변화가 없었으나, 행위별기관은 의원과 병원 모두 연도별로 꾸준히 감소하는 추세를 유지하였고, 그 감소율은 점차 줄어들었다.

<표 29> 항문수술(157DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

	의원			병원		
	Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)	-0.024	0.015	0.111	-0.319	0.012	0.000
연도(ref=2002년)						
D_2003	-0.012	0.019	0.537	-0.052	0.013	0.000
D_2004	-0.019	0.020	0.357	-0.101	0.013	0.000
D_2005	-0.049	0.020	0.015	-0.105	0.014	0.000
D_2006	-0.012	0.021	0.552	-0.042	0.014	0.003
D_2007	-0.009	0.021	0.668	-0.064	0.014	0.000
지불제도* D_2003	-0.008	0.019	0.685	0.032	0.014	0.022
지불제도* D_2004	-0.035	0.020	0.083	0.034	0.014	0.016
지불제도* D_2005	-0.006	0.020	0.766	0.016	0.014	0.266

지불제도* D_2006	-0.043	0.021	0.041	-0.043	0.014	0.003
지불제도* D_2007	-0.045	0.021	0.031	0.022	0.014	0.123
상수항	0.725	0.040	0.000	1.371	0.032	0.000

주: parti=DRG참여여부(parti=0 행위별기관, parti=1 DRG기관)
모형에 포함되었던 다른 변수들의 계수값은 지면관계상 생략하였음.

라) **제왕절개수술**

1) 지불제도간 일반적 특성비교

제왕절개수술은 비교적 종별에 따른 지불제도별 진료건수가 고르게 분포한 질병군이다.

전체 수술건수 중 50% 이상은 병원급 이상에서 이루어지고 있었고, 의원급에서도 행위별기관과 DRG기관의 수술건수가 비교적 균등하였다. 개별환자의 중증도 분포에 있어 행위별기관은 DRG기관에 비해 중증도가 높은 환자를 진료하고 있었다(15% vs. 6%). 의원의 특성 중 대표의사의 성별분포도 다소 차이가 있었는데, 행위별기관은 상대적으로 여성 대표의사의 비율이 DRG기관에 비해 더 높았고, 지역별로 DRG기관은 중소도시에 위치한 경우 더 선택할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

병원급 이상에서 시술되는 제왕절개 수술건수를 비교해 본 결과, 가장 두드러진 차이는 개별환자의 중증도의 분포이다. 행위별기관을 선택한 기관에 입원한 환자의 중증도는 DRG기관에 입원한 환자들에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타났다(중증도1 이상의 비율이 행위별기관은 40% 차지함). 또한 병원급 이상에서 시행되는 제왕절개수술 중 DRG기관의 수술은 종별 분포가 고른데 비해, 행위별기관에서의 수술은 주로 병원급(92%)에서 이루어지고 있었다. 이러한 종별분포의 차이에도 불구하고 두 기관의 병원특성을 비교해 보면, 행위별기관을 선택하고 있는 의료기관의 규모, 인력, 장비 등이 더 크거나

많은 특징이 관찰되었다. 설립형태의 분포에서도 DRG기관은 주로 개인소유의 병원에서 행위별기관은 공공 및 재단 소유의 병원에서 우세하였다. 그 외에도 행위별기관을 선택한 병원은 DRG기관을 선택한 병원들보다 개설연한이 10년 정도 더 오래되었고, 대표의사의 연령도 DRG기관은 50대인데 반해 행위별기관은 선택한 병원의 대표의사 연령은 60대였다.

제왕절개수술의 종별 평균 재원일수를 보면, 행위별기관과 DRG기관의 평균재원일수는 의원의 경우 6.81일, 6.56일로 전체 자료의 95%가 재원일수 5일~8일에 분포하였고, 병원의 경우에도 평균 재원일수가 8.21일, 7.11일로 DRG기관에 비해 행위별기관의 재원일수가 1.1일 이상 더 길었다. 이러한 재원일수의 차이 역시 입원환자의 중증도의 분포를 일부 반영한 결과로 해석된다.

<표 30> 의원에서 행해지는 제왕절개수술(370DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=104,845) Mean(SD)/n(%)	DRG기관 (n=130,034) Mean(SD)/n(%)	x2 or t(p)
재원일수		6.84(1.42)	6.56(1.23)	50.26(<.0001)
연령		30.31(3.97)	30.13(4.04)	11(<.0001)
중증도	0	88824(84.72)	122072(93.88)	5716.33(<.0001)
	1	14836(14.15)	7891(6.07)	
	2	1185(1.13)	71(0.05)	
65세이상환자비율		0.00(0.02)	0.00(0.01)	75.9(<.0001)
의료급여환자비율		0.01(0.03)	0.00(0.01)	125.77(<.0001)
중증환자비율		0.14(0.17)	0.02(0.04)	209.37(<.0001)
병상수		16.66(9.48)	19.17(9.25)	27.23(<.0001)
간호사수		3.42(4.73)	4.83(7.16)	55.55(<.0001)
전문의수		3.67(2.60)	4.63(3.15)	35.61(<.0001)
고가의료장비수		2.47(1.72)	2.46(1.58)	1.14(0.256)
상급병상비율		0.53(0.36)	0.53(0.33)	5.19(<.0001)
개설연한		9.70(5.19)	7.67(4.81)	5.39(<.0001)
대표의사연령		48.57(5.38)	47.58(5.96)	15.07(<.0001)
대표의사성별	남	95872(91.44)	123353(94.86)	1091.69(<.0001)
	여	8973(8.56)	6681(5.14)	
지역	대도시	52473(50.05)	30086(23.14)	19124.58(<.0001)
	중소도시	50029(47.72)	97935(75.31)	
	군지역	2343(2.23)	2013(1.55)	
HHI		1821.1(1008.6)	1835.7(1042.8)	-3.43(<.0001)
year	2002	14786(14.1)	23943(18.41)	1462.76(<.0001)
	2003	23396(22.31)	25003(19.23)	
	2004	21956(20.94)	22517(17.32)	
	2005	14406(13.74)	19593(15.07)	
	2006	13793(13.16)	18735(14.41)	
	2007	16508(15.75)	20243(15.57)	
시범참여여부	불참	101018(96.35)	83006(63.83)	36176.69(<.0001)
	참여	3827(3.65)	47028(36.17)	

<표 31> 병원에서 행해지는 제왕절개수술(370DRG)의 DRG기관과 행위별기관 환자의 특성비교

변수		FFS기관 (n=106,806) Mean(SD)/n(%)	DRG기관 (n=194,924) Mean(SD)/n(%)	x2 or t(p)
재원일수		8.21(5.02)	7.11(2.47)	67.60(<.0001)
연령		31.82(4.30)	31.18(3.92)	40.41(<.0001)
중증도	0	62610(58.62)	169808(87.11)	34430.82(<.0001)
	1	38320(35.88)	24751(12.7)	
	2	5876(5.5)	365(0.19)	
65세이상환자비율		0.19(0.08)	0.02(0.05)	599.98(<.0001)
여성환자비율		0.70(0.10)	0.94(0.10)	-625.47(<.0001)
의료급여환자비율		0.04(0.11)	0.004(0.01)	110.35(<.0001)
중증환자비율		0.24(0.14)	0.04(0.03)	442.71(<.0001)
병상수		797.5(474.6)	175(167.9)	414.66(<.0001)
간호사수		458.9(386)	93.07(102)	303.95(<.0001)
전문의수		126.2(93.16)	30.31(31.32)	326.36(<.0001)
고가의료장비수		24.65(20.74)	14.61(16.18)	136.97(<.0001)
상급병상비율		0.34(0.13)	0.42(0.12)	-174.11(<.0001)
개설연한		21.64(12.54)	12.01(8.49)	224.21(<.0001)
대표의사연령		63.43(11.64)	57.04(13.92)	132.76(<.0001)
대표의사성별	남	98381(92.11)	183607(94.19)	489.25(<.0001)
	여	8425(7.89)	11317(5.81)	
종별	병원	98328(92.06)	82786(42.47)	70718.66(<.0001)
	종합병원	8478(7.94)	112138(57.53)	
설립주체	공공	65029(60.89)	12093(6.2)	115360(<.0001)
	재단	15671(14.67)	28327(14.53)	
	개인	26106(24.44)	154504(79.26)	
지역	대도시	73588(68.9)	115357(59.18)	2784.1(<.0001)
	중소도시	32490(30.42)	77797(39.91)	
	군지역	728(0.68)	1770(0.91)	
HHI		2433.8(1215.1)	1918.5(1212)	111.57(<.0001)
연도	2002	17117(16.03)	35185(18.05)	593.16(<.0001)
	2003	22569(21.13)	35929(18.43)	
	2004	19955(18.68)	33524(17.2)	
	2005	15889(14.88)	29513(17.2)	
	2006	15056(14.1)	29425(15.1)	
	2007	16220(15.19)	31348(16.08)	
시범사업참여여부	불참	86737(81.21)	73088(37.5)	52927.63(<.0001)
	참여	20069(18.79)	121836(62.5)	

2) 카운트 회귀분석결과

지불제도 선택을 외생변수로 취급한 후 추정한 음이항회귀분석 모형에 따르면, 병원에서는 지불제도의 선택에 따라 재원일수의 차이가 통계적으로 유의하지 않았고, 의원 또한 exp(los) 포아송 모수 추정치가 0.984(exp(-0.016))로 이것은 모든 조건이 동일한 상황에서 행위별기관에 비해 DRG기관에 입원한 환자의 기대재원일수가 1% 감소한 것으로 추정되어 지불제도간 재원일수의 차이는 거의 없었다.

의원에서 집합적 환자의 특성이 재원일수를 가장 크게 설명하고 있었는데, 65세이상환자의 비율, 의료급여환자의 비율 등이 재원일수와 정(+)의 관계를 나타내고 있었다. 한편 병원의 경우에는 개별환자의 중증도가 재원일수에 가장 큰 영향을 미치고 있었다.

<표 32> 제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

변수		의원			병원		
		Coef.	SE	P>¦z¦	Coef.	SE	P>¦z¦
지불제도(ref=FFS)		**-0.016**	**0.001**	**0.000**	**-0.001**	**0.004**	**0.853**
연령		-0.001	0.000	0.000	-0.003	0.000	0.000
중증도(ref='0')	1	0.050	0.002	0.000	0.163	0.003	0.000
	2	0.013	0.011	0.236	0.309	0.009	0.000
65세이상환자비율		0.784	0.048	0.000	0.063	0.022	0.004
의료급여환자비율		1.362	0.064	0.000	0.136	0.023	0.000
중증환자비율		0.099	0.004	0.000	0.045	0.010	0.000
병상수		0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
간호사수		0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.951
고가의료장비수					0.000	0.000	0.002
상급병상비율		0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.020
개설연한		0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
대표의사연령		-0.017	0.002	0.000	0.010	0.003	0.002
종별(ref=종합병원)					-0.017	0.002	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				-0.070	0.004	0.000
	개인				-0.049	0.003	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.002	0.001	0.048	-0.060	0.002	0.000
	군지역	-0.017	0.003	0.000	-0.131	0.006	0.000

HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	0.001	0.001	0.448	-0.004	0.003	0.112
	2004	0.000	0.001	0.727	-0.012	0.003	0.000
	2005	-0.005	0.001	0.001	-0.003	0.003	0.266
	2006	-0.008	0.001	0.000	0.003	0.003	0.301
	2007	-0.018	0.001	0.000	-0.010	0.003	0.001
Pseudo-R^2			0.36%			1.85%	

의원에서 행해진 제왕절개수술의 경우 행위별기관은 시간이 지남에 따라 재원일수가 지속적으로 감소하는 추세를 보인 반면, DRG기관은 오히려 재원일수가 증가하고 그 크기 역시 시간이 지남에 따라 더 커지고 있었다. 의원에서의 이러한 변화와는 다르게 병원급이상에서는 DRG도입 이후 지속기간에 따른 일관된 변화추세가 관찰되지 않았다.

<표 33> 제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 지속효과에 대한 카운트 회귀분석 결과

	의원			병원		
	Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
지불제도(ref=FFS)	-0.042	0.002	0.000	0.007	0.006	0.228
연도(ref=2002년)						
D_2003	-0.007	0.002	0.000	-0.008	0.006	0.180
D_2004	-0.011	0.002	0.000	-0.024	0.006	0.000
D_2005	-0.023	0.002	0.000	0.000	0.007	0.983
D_2006	-0.035	0.002	0.000	0.017	0.007	0.017
D_2007	-0.053	0.002	0.000	-0.004	0.007	0.604
지불제도* D_2003	0.011	0.003	0.000	0.006	0.006	0.286
지불제도* D_2004	0.017	0.003	0.000	0.021	0.006	0.001
지불제도* D_2005	0.031	0.003	0.000	-0.004	0.007	0.610
지불제도* D_2006	0.047	0.003	0.000	-0.020	0.007	0.007
지불제도* D_2007	0.060	0.003	0.000	-0.008	0.007	0.259
상수항	-0.277	0.196	0.156	2.151	0.019	0.000

주: parti=DRG참여여부(parti=0 행위별기관, parti=1 DRG기관)
모형에 포함되었던 다른 변수들의 계수값은 지면관계상 생략하였음.

2. Heckman treatment effect 분석결과

가) **수정체수술**

헤크만처치효과모형(Heckman treatment effect model)을 활용하여 재원일수 함수를 추정하는 것이 바람직한가를 보여주는 λ(inverse Mills ratio)는 1%수준에서 유의한 것으로 나타나 해당 계량모형의 선택이 바람직했음을 보여준다. 1단계의 분석결과는 지불제도 선택여부(포괄수가제 vs. 행위별수가제)를 결정하는 변수에 대한 추정이며, 2단계의 분석결과는 재원일수에 대한 변수들의 영향을 추정한 것이다.

1단계 선택방정식에서 수정체수술을 하는 의원의 특성 중 여성환자의 비율이 높을수록, 그러나 의료급여환자의 비율이 낮고, 고가의료장비 보유율이 낮을수록 DRG 지불제도를 선택하였고, 병원의 경우에는 여성환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 평균재원일수, 전문의수 등이 낮거나 적을수록 포괄수가제를 선택하였다. 그러나 고가의료장비수가 많거나 대도시보다는 중소도시나 군지역에 위치한 병원일수록 DRG를 선택하였고, 종합병원보다는 병원급에서 그리고 공공병원보다는 개인병원일수록 행위별수가제를 선택하였다.

결과변수인 재원일수에 영향을 미치는 변수를 보면, 의원은 환자의 연령, 중증도 등 개별적인 환자특성보다는 병원의 특성과 환경특성이 유의했다. 재원일수를 감소시키는 변수는 중증환자의 비율이 가장 크게 영향을 미치고 있었고, 지불제도 형태, 여성환자의 비율, 노인환자의 비율 등이 비교적 큰 영향을 미치는 변수였다. 병원의 경우 개별환자의 특성 뿐 아니라 병원특성, 환경특성 모두 재원일수에 통계적으로 유의한 영향을 주고 있었고, 특히 환자의 중증도가 높을수록, 남성보다는 여성환자의 비율, 중증환자의 비율, 노인환자의 비율 등이 높을수록 재원일수가 증가하였고, 반면 의료급여환자의 비율이

높고, 행위별보다는 DRG기관일수록, 또한 종합병원보다는 병원급에서 재원일수가 감소하였다. 연도별 계수값을 보면, 시간이 지날수록 재원일수가 유의하게 감소하는 경향을 나타내고 있었다. 구체적인 계수에 대한 해석은 병원의 노인환자의 비율을 가리키는 변수의 추정계수가 2.012로 이것은 다른 모든 조건이 동일할 때 노인환자비율이 한 단위 증가하면 재원일수는 2.012 증가한다는 의미이다. 병원에서 행해진 수정체 수술의 경우 병원의 집합적 환자특성(노인환자비율, 중증환자비율, 여성환자비율)이 특히 재원일수와 양의 관계를 가지면서 큰 영향을 미치고 있었고, 반면 의료급여환자의 비율과 종별 특성은 음의 관계로 재원일수와 관련되어 있었다. 그밖에 개별환자의 특성 중 환자의 중증도는 중증도가 높아질수록 재원일수가 길어지는데 큰 영향을 주고 있었다.

본래 의도했던 지불제도 선택이 갖는 내생성으로 인한 문제를 통제한 순수한 정책효과는 지불제도 변수의 계수값으로 확인할 수 있다. 다른 모든 조건이 동일할 때 수정체수술을 하는 의원에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 0.198일만큼 더 짧았고, 병원은 0.584일 만큼 더 짧았으며 이러한 차이는 유의수준 0.001에서 통계적으로 유의했다.

<표 34> 수정체수술(039DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
2nd step: Regression equation							
지불제도(ref=FFS)		**-0.198**	**0.010**	**0.000**	**-0.584**	**0.017**	**0.000**
연령		0.000	0.000	0.012	-0.004	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.006	0.001	0.000	0.122	0.007	0.000
중증도(ref='0')	1	0.019	0.026	0.465	1.604	0.017	0.000
	2		(omitted)		1.655	0.030	0.000
65세이상환자비율		-0.134	0.006	0.000	2.012	0.045	0.000
여성환자비율		0.293	0.006	0.000	1.701	0.056	0.000
의료급여환자비율		-0.094	0.006	0.000	-1.786	0.082	0.000
중증환자비율		-8.590	0.341	0.000	1.341	0.042	0.000
병상수		0.006	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000

간호사수		0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.004
전문의수		-0.009	0.000	0.000	-0.012	0.000	0.000
개설연한		0.002	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000
대표의사연령		0.000	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)		-0.047	0.001	0.000	0.272	0.024	0.000
종별(ref=종합병원)					-1.350	0.029	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.284	0.020	0.000
	개인				-0.101	0.015	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.014	0.001	0.000	-0.159	0.012	0.000
	군지역	0.053	0.002	0.000	-0.021	0.037	0.563
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.055	0.001	0.000	-0.154	0.013	0.000
	2004	-0.078	0.001	0.000	-0.330	0.012	0.000
	2005	-0.088	0.001	0.000	-0.502	0.012	0.000
	2006	-0.096	0.001	0.000	-0.634	0.012	0.000
	2007	-0.104	0.001	0.000	-0.837	0.012	0.000
상수항		1.225	0.034	0.000	2.645	0.065	0.000
1st step: selection equation							
여성환자비율		39.477	2.516	0.000	-3.458	0.225	0.000
의료급여환자비율		-35.192	2.406	0.000	-53.401	0.933	0.000
중증환자비율		-862.312	6973.08	0.902	-137.730	2.426	0.000
평균재원일수		-0.426	18.919	0.982	-3.708	0.075	0.000
전문의수		1.626	18.903	0.931	-0.224	0.003	0.000
고가의료장비수		-0.366	0.055	0.000	0.539	0.009	0.000
종별(ref=종합병원)					-13.284	0.256	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				5.990	.	.
	개인				-8.756	0.148	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	12.116	.	.	3.907	0.063	0.000
	군지역	6.600	.	.	12.107	0.253	0.000
상수항		-13.815	.	.	57.019	0.937	0.000
ρ		0.557			0.184		
σ		0.221			1.644		
λ		0.123	0.010	0.000	0.304	0.032	0.000
N			585115			240172	

나) 편도수술

6년동안의 전체 편도수술건수를 가지고 의원과 병원급이상으로 나누어 헤크만처치효과모형을 적용한 결과, 의원의 경우 λ(inverse Mills ratio)는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타나 해당 계량모형의 선택이 바람직한 것으로 평가되었으나, 병원의 경우는 그렇지 않았다. 따라서 의원의 편도수술의 경우에

는 지불제도 참여여부가 내생성이 있는 변수여서 본 모형을 적용하는 것이 더 정확한 추정값을 기대할 수 있으나, 병원의 경우에는 지불제도의 변수가 내생성이 없으므로 외생성으로 간주하고 모형을 설정하여 그 관계를 추정하여도 무방하다고 할 수 있다.

1단계 선택방정식의 결과에 의하면, 편도수술을 하는 의원들의 특성 중 중증환자의 비율이 낮고, 여성환자의 비율이 낮은 의원일수록 또한 의료급여환자의 비율이 높은 의원일수록 행위별지불제도보다는 DRG지불제도를 선택하고 있었다. 또한 평균재원일수, 전문의수 등이 많고 고가의료장비수가 적은 기관이고 중소도시에 위치한 의원보다는 대도시에 위치한 의원일수록 포괄수가제를 선택하였다. 결국 1단계에서 고려했던 모든 변수들이 통계적으로 유의하게 지불제도 변수 추정에 영향을 주었다. 2단계의 재원일수에 영향을 주는 변수와의 관계를 분석한 회귀방정식의 결과, 개별환자의 특성이나 병원의 조직특성보다는 해당 의원의 집합적 환자의 특성변수(노인환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율 등)가 재원일수에 더 크게 영향을 미치고 있었다. 즉, 중증환자의 비율이나 노인환자 비율이 높을수록 그리고 의료급여환자의 비율이 낮은 기관일수록 재원일수가 더 길었고, 행위별 기관에 비해 DRG 기관의 재원일수가 더 길었고 이것은 통계적으로 유의했다. 간호사수나 병상수가 많을수록 재원일수가 더 길었고, 대도시에 비해 중소도시에 위치한 의원일수록 평균재원일수가 더 길었다. 개별환자의 특성 중 환자의 중증도는 중증도가 높아질수록 재원일수가 길어지는데 큰 영향을 주고 있었다.

지불제도 선택이 갖는 내생성을 통제한 상태에서 순수하게 지불제도가 재원일수에 미친 영향을 평가하자면, 다른 모든 조건이 동일할 때 편도수술을 하는 의원에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 0.545일만큼 더 길었다. 따라서 편도수술의 경우 본모형을 적용한 결과를 의원에 국한해서 평가하면, 포괄수가제 도입으로 인해 기대했던 재원일수의 감소효과는 나타나지

않았다.

<표 35> 편도수술(059DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
2nd step: Regression equation							
지불제도(ref=FFS)		**0.545**	**0.045**	**0.000**	**-0.566**	**0.016**	**0.000**
연령		0.004	0.001	0.000	0.013	0.000	0.000
성별(ref=남)		-0.006	0.014	0.664	-0.023	0.009	0.009
중증도(ref='0')	1	1.041	0.098	0.000	1.375	0.020	0.000
	2		(omitted)			(omitted)	
65세이상환자비율		2.847	0.363	0.000	0.381	0.080	0.000
여성환자비율		-0.312	0.107	0.003	-0.084	0.060	0.163
의료급여환자비율		-15.059	0.748	0.000	1.164	0.054	0.000
중증환자비율		3.862	0.288	0.000	0.908	0.042	0.000
병상수		0.076	0.002	0.000	0.000	0.000	0.010
간호사수		0.386	0.010	0.000	-0.001	0.000	0.000
전문의수		-0.004	0.006	0.524	-0.006	0.000	0.000
개설연한		0.016	0.002	0.000	0.002	0.000	0.000
대표의사연령		0.042	0.003	0.000	-0.008	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)			(omitted)		-0.379	0.019	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.145	0.043	0.001
설립주체(ref=공공)	재단				0.670	0.017	0.000
	개인				0.209	0.013	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.808	0.017	0.000	-0.074	0.011	0.000
	군지역		(omitted)		1.292	0.057	0.000
HHI		0.000	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	0.007	0.025	0.790	-0.096	0.016	0.000
	2004	-0.122	0.025	0.000	-0.124	0.016	0.000
	2005	0.014	0.026	0.591	-0.124	0.016	0.000
	2006	0.026	0.026	0.318	-0.059	0.016	0.000
	2007	0.245	0.026	0.000	-0.069	0.016	0.000
상수항		-1.685	0.138	0.000	5.007	0.080	0.000
1st step: selection equation							
여성환자비율		-4.854	0.171	0.000	15.597	0.331	0.000
의료급여환자비율		37.365	0.907	0.000	-35.566	0.791	0.000
중증환자비율		-69.065	1.410	0.000	-114.841	1.688	0.000
평균재원일수		0.278	0.015	0.000	-3.023	0.037	0.000
전문의수		0.254	0.008	0.000	-0.047	0.002	0.000
고가의료장비수		-0.251	0.019	0.000	0.039	0.004	0.000

종별(ref=종합병원)					-1.059	0.180	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				3.433	0.191	0.000
	개인				-1.604	0.073	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.443	0.025	0.000	3.172	0.061	0.000
	군지역		(omitted)		1.942	0.149	0.000
상수항		1.230	0.086	0.000	19.287	0.291	0.000
ρ		-0.288			-0.016		
σ		0.990			1.493		
λ		-0.285	0.022	0.000	-0.024	0.021	0.262
N			20318			121208	

다) 항문수술

inverse Mills ratio인 λ가 항문수술을 하는 의원 및 병원 모두 통계적으로 유의하게 나와, 해당 분석모형이 적절함을 확인하였고, 1단계 선택방정식에서 지불제도 선택에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과 고려했던 모든 변수들이 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있었다. 이것은 지불제도 선택에 있어 고려했던 모든 변수들이 선택편의를 발생하는데 기여했다는 것으로, 의료급여환자의 비율 및 중증환자의 비율이 낮을수록, 평균재원일수가 짧을수록 포괄수가제를 선택할 확률이 높았고, 중소도시나 군지역에 위치한 병의원보다는 대도시에 위치한 기관일수록 포괄수가제를 선택하였다. 종합병원보다는 병원급에서 그리고 공공병원에 비해 재단병원일수록 포괄수가제를 선택할 확률이 높았다. 그러나 개인병원보다는 공공병원일수록 포괄수가제 선택에 더 호의적인 것으로 나타났다. 한편, 여성환자의 비율, 전문의수, 고가의료장비수 등은 지불제도 선택에 있어 의원과 병원이 서로 다른 방향으로 작용하고 있었다.

지불제도 선택에 따른 기관의 평균재원일수 추정시 항문수술은 다른 수술에 비해 절대값이 매우 크게 추정되었고, 의원이나 병원 모두 행위별기관에 비해 DRG기관의 평균재원일수가 유의하게 감소하였다(-2.258과 -2.142).

가장 눈에 띄는 계수값은 개별환자의 중증도에 따른 재원일수의 변화이다. 기준변수인 “중증도0” 그룹에 비해 중증도가 높아질수록 계수값의 절대값이

매우 커지고, 병원의 경우 중증도가 2인 환자인 경우 재원일수가 5일 이상 길어졌고, 의원도 2.7일 길어지는 것으로 나타나났다. 또한 65세이상 환자의 비율이 높을수록, 여성환자의 비율이 높은 병의원일수록 재원일수가 2일 이상씩 길어지는 것으로 추정되었다. 반면, 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율이 증가하는 것은 오히려 재원일수를 감소시키는 것으로 나타났다. 항문수술의 연도별 재원일수는 꾸준히 감소하는 추세를 보이고 있었다. 내생성을 통제한 순수한 정책효과를 측정한 결과를 보면, 다른 모든 조건이 동일할 때 항문수술을 하는 의원에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 2.258일 만큼 더 짧았고, 병원은 2.142일 만큼 더 짧았으며 이러한 차이는 유의수준 α =0.001에서 통계적으로 유의했다.

<표 36> 항문수술(157DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과

		의원			병원		
		Coef	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
2nd step: Regression equation							
지불제도(ref=FFS)		**-2.258**	**0.031**	**0.000**	**-2.142**	**0.032**	**0.000**
연령		0.008	0.000	0.000	0.019	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.042	0.003	0.000	0.028	0.012	0.019
중증도(ref='0')	1	0.461	0.015	0.000	2.306	0.028	0.000
	2	2.769	0.061	0.000	5.229	0.067	0.000
65세이상환자비율		1.117	0.048	0.000	2.06	0.115	0.000
여성환자비율		2.129	0.033	0.000	2.362	0.065	0.000
의료급여환자비율		-1.072	0.174	0.000	-0.830	0.141	0.000
중증환자비율		-1.091	0.044	0.000	-2.437	0.083	0.000
병상수		0.061	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
간호사수		0.024	0.001	0.000	-0.001	0.000	0.001
전문의수		-0.191	0.003	0.000	-0.014	0.001	0.000
개설연한		0.005	0.000	0.000	0.009	0.001	0.000
대표의사연령		0.012	0.000	0.000	-0.027	0.001	0.000
대표의사성별(ref=남)		-1.204	0.033	0.000	0.375	0.042	0.000
종별(ref=종합병원)					0.120	0.027	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.237	0.038	0.000
	개인				-0.493	0.027	0.000

지역(ref=대도시)	중소도시	-0.035	0.004	0.000	-0.186	0.016	0.000
	군지역	1.243	0.014	0.000	0.543	0.057	0.000
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.060	0.006	0.000	-0.119	0.020	0.000
	2004	-0.166	0.006	0.000	-0.321	0.020	0.000
	2005	-0.171	0.006	0.000	-0.384	0.020	0.000
	2006	-0.169	0.006	0.000	-0.283	0.021	0.000
	2007	-0.165	0.006	0.000	-0.193	0.021	0.000
_cons		3.873	0.074	0.000	3.205	0.115	0.000
1st step: selection equation							
여성환자비율		-0.874	0.077	0.000	3.159	0.068	0.000
의료급여환자비율		-26.377	0.226	0.000	-15.133	0.291	0.000
중증환자비율		-8.089	0.052	0.000	-10.603	0.093	0.000
평균재원일수		-0.276	0.004	0.000	-1.036	0.008	0.000
전문의수		0.062	0.007	0.000	-0.032	0.001	0.000
고가의료장비수		-0.074	0.008	0.000	0.039	0.002	0.000
종별(ref=종합병원)					0.816	0.020	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				1.078	0.046	0.000
	개인				-1.128	0.026	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.054	0.010	0.000	-0.152	0.016	0.000
	군지역	-0.117	0.023	0.000	-0.794	0.042	0.000
_cons		4.438	0.040	0.000	6.517	0.073	0.000
ρ		0.773			0.364		
σ		1.435			2.743		
λ		1.109	0.014	0.000	1.000	0.025	0.000
N			716209			219196	

라) 제왕절개수술

헤크만 처치효과 모형을 활용하여 재원일수 함수를 추정하는 것이 바람직한가를 보여주는 λ값이 의원의 경우 1%수준에서 유의하였으나, 병원은 통계적으로 유의하지 않아 의원의 경우에만 본 계량모형의 선택이 바람직했음을 보여준다. 1단계의 분석결과는 제왕절개수술을 하는 의료기관을 대상으로 지불제도 선택여부(포괄수가제 vs. 행위별수가제)를 결정하는 변수에 대한 추정한 결과, 고려했던 모든 변수들이 통계적으로 유의했다. 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 평균재원일수, 전문의수 등의 포괄수가제를 선택할 확률과 부(-)의 관계를 보였고, 고가의료장비 보유율이 높고, 대도시보다는 중소도시

에 위치한 의원일수록 DRG 지불제도를 선택하고 있었다. 2단계 재원일수에 대한 변수들의 영향을 추정한 분석결과를 보면, 행위별지불제도를 선택한 기관에 비해 DRG지불제도를 선택한 기관의 평균재원일수가 통계적으로 유의하게 더 짧았다. 선택편의(selection bias)통제한 상태에서 순수한 정책효과를 측정한 결과를 보면, 다른 모든 조건이 동일할 때 제왕절개수술을 하는 의원에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 0.319일만큼 더 짧았고, 이것은 통계적으로 유의했다.

<표 37> 제왕절개수술(370DRG)의 Heckman treatment effect 분석결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>¦z¦	Coef.	SE	p>¦z¦
2nd step : Regression equation							
지불제도(ref=FFS)		**-0.319**	**0.007**	**0.000**	**-0.039**	**0.036**	**0.281**
연령		-0.005	0.001	0.000	-0.023	0.002	0.000
중증도(ref='0')	1	0.371	0.010	0.000	1.290	0.017	0.000
	2	0.103	0.037	0.005	2.706	0.047	0.000
65세이상환자비율		3.003	0.298	0.000	0.560	0.154	0.000
의료급여환자비율		7.150	0.379	0.000	1.139	0.114	0.000
중증환자비율		0.366	0.024	0.000	0.284	0.080	0.000
병상수		0.016	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
간호사수		0.008	0.001	0.000	-0.002	0.000	0.000
전문의수		0.010	0.002	0.000	0.000	0.000	0.436
개설연한		0.012	0.001	0.000	0.002	0.001	0.018
대표의사연령		0.000	0.001	0.590	0.007	0.001	0.000
대표의사성별(ref=남)		-0.092	0.011	0.000	0.066	0.029	0.022
종별(ref=종합병원)					-0.083	0.023	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				-0.546	0.028	0.000
	개인				-0.413	0.026	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.050	0.006	0.000	-0.438	0.016	0.000
	군지역	-0.134	0.021	0.000	-0.987	0.077	0.000
HHI		0.000	0.000	0.125	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.009	0.009	0.316	-0.029	0.021	0.174
	2004	-0.014	0.009	0.132	-0.091	0.022	0.000
	2005	-0.048	0.010	0.000	-0.023	0.023	0.321
	2006	-0.071	0.010	0.000	0.026	0.023	0.268
	2007	-0.137	0.009	0.000	-0.075	0.023	0.001

상수항		-4.797	0.624	0.000	7.997	0.139	0.000
1st step : selection equation							
의료급여환자비율		-19.671	1.169	0.000	-13.071	0.283	0.000
중증환자비율		-5.013	0.099	0.000	-11.048	0.105	0.000
평균재원일수		-1.759	0.007	0.000	-0.837	0.008	0.000
전문의수		-0.014	0.004	0.001	-0.034	0.000	0.000
고가의료장비수		0.129	0.004	0.000	0.068	0.001	0.000
종별(ref=종합병원)					0.070	0.026	0.006
설립주체(ref=공공)	재단				0.975	0.025	0.000
	개인				0.477	0.021	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	1.051	0.013	0.000	0.331	0.016	0.000
	군지역	-1.119	0.047	0.000	0.607	0.049	0.000
상수항		9.522	0.041	0.000	7.116	0.061	0.000
ρ		0.403			0.007		
σ		1.295			3.516		
λ		0.523	0.007	0.000	0.026	0.029	0.378
N			234879			296441	

3. 도구변수를 이용한 분석결과

가) 수정체수술

도구변수 후보군이었던 시범사업 참여여부, 병원개설연한, 대표의사 연령을 고려하여 각각을 도구변수로 하여 분석한 결과, 의원은 시범사업참여여부를, 병원은 시범사업참여여부와 병원개설연한이 도구변수로 적절한 것으로 판단되어 이 결과를 가지고 도구변수 추정을 시행하였다.

먼저 지불제도 참여여부 변수가 내생성 있는지 실증적으로 검증하기 위해 하우스만검정을 시행한 결과, 의원과 병원에서 모두 내생변수인 것으로 판단되었다.

2단계추정모형의 재원일수 추정식에 대한 1단계 프로빗 추정결과에서 도구변수인 시범사업 참여여부와 병원의 개설연한은 예상한 바와 통계적으로 유

의했고, 시범사업 참여여부는 DRG 참여여부와 정의 관계를 그리고 병원의 개설연한은 부의 관계를 나타내고 있었다. 그러나 의원의 경우 도구변수의 계수값이 0.003으로 도구변수로서의 타당성을 만족시키기 어려운 절대값으로 추정되었다. 따라서 여기서는 병원의 결과를 가지로 기술하도록 하겠다. DRG 참여확률에 대한 1단계 프로빗 추정결과에 따르면 여성환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 평균재원일수가 낮은 기관일수록 포괄수가제를 선택하였고, 공공병원에 비해 재단병원이나 개인병원인 경우 또한 대도시보다는 중소도시에 위치한 병원이고 병원급보다는 종합병원일수록 DRG지불제도를 선택할 확률이 높았다.

두 번째 단계인 각 변수가 재원일수에 미치는 효과를 추정한 결과에 따르면, DRG기관의 재원일수가 통계적으로 유의하게 더 짧았고, 의료급여환자의 비율이 낮을수록, 종합병원에 비해 병원급의 의료기관 일수록 더 짧았다. 그러나 개별환자의 특성 중 환자의 연령이 낮을수록, 환자의 중증도가 낮은 경우 그리고 남성환자일수록 재원일수가 더 짧게하는데 영향을 미치고 있었다. 또한 수정체수술은 병의원 모든 종별에서 시간이 지남에 따라 재원일수가 감소하는 경향성을 보이고 있었고, 특히 병원급인 경우 그 감소율의 크기가 연도별로 더 커졌다.

<표 38> 수정체수술(039DRG)의 도구변수를 활용한 2단계 분석결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>|z| or t	Coef.	SE	p>|z| or t
instrumental variables regression							
지불제도(ref=FFS)		**6.270**	**0.102**	**0.000**	**-0.668**	**0.020**	**0.000**
연령		0.000	0.000	0.061	-0.002	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.005	0.001	0.000	0.051	0.003	0.000
중증도(ref='0')	1	0.029	0.036	0.424	0.479	0.010	0.000
	2		(omitted)		0.449	0.020	0.000
65세이상환자비율		-0.227	0.004	0.000	1.075	0.021	0.000
여성환자비율		0.024	0.012	0.000	0.474	0.031	0.000

의료급여환자비율		0.437	0.007	0.000	-0.942	0.049	0.000
중증환자비율		115.30	5.060	0.000	0.062	0.028	0.027
병상수		0.004	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
간호사수		0.015	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		-0.009	0.000	0.000	-0.006	0.000	0.000
대표의사연령		-0.001	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)		-0.012	0.001	0.000	0.087	0.012	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.549	0.015	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.105	0.010	0.000
	개인				-0.023	0.008	0.004
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.025	0.001	0.000	-0.030	0.006	0.000
	군지역	-0.115	0.002	0.000	-0.187	0.028	0.000
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	-0.050	0.001	0.000	-0.059	0.005	0.000
	2004	-0.071	0.001	0.000	-0.124	0.005	0.000
	2005	-0.080	0.001	0.000	-0.194	0.005	0.000
	2006	-0.088	0.001	0.000	-0.251	0.005	0.000
	2007	-0.097	0.001	0.000	-0.353	0.005	0.000
v3hat		-6.454	0.103	0.000	0.527	0.023	0.000
상수항		-6.031	0.099	0.000	1.300	0.031	0.000
1st stage regression							
여성환자비율		0.040	0.002	0.000	-0.892	0.010	0.000
의료급여환자비율		-0.015	0.001	0.000	-0.370	0.008	0.000
중증환자비율		-17.503	0.483	0.000	-0.387	0.006	0.000
평균재원일수		0.002	0.000	0.000	-0.102	0.001	0.000
전문의수		0.000	0.000	0.238	-0.003	0.000	0.000
고가의료장비수		-0.001	0.000	0.000	0.007	0.000	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.022	0.004	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.177	0.002	0.000
	개인				0.032	0.003	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.001	0.000	0.000	0.072	0.002	0.000
	군지역	0.004	0.000	0.000	-0.249	0.008	0.000
IV_1 : 시범사업 참여여부(ref=불참)		**0.003**	**0.000**	**0.000**	**0.145**	**0.001**	**0.000**
IV_2 : 개설연한					**-0.002**	**0.000**	**0.000**
상수항		0.974	0.001	0.000	1.723	0.010	0.000
1st adjusted R^2		0.244			0.839		
도구변수에 대한 F값(p)		879.25(0.000)			5595.04(0.000)		
2nd Pseudo-R^2		0.002			0.07		
Hansen's J-test: χ^2(p)					2172.31(0.000)		
Hausman test for endogeniety		3919.20(0.000)			22.71(0.000)		

v3hat은 1단계에서 구한 예측치임.

나) 편도수술

도구변수를 활용한 추정의 유효성은 도구변수의 적절성이 매우 중요한 판단기준이 되므로, 1단계 추정에서 도구변수의 결합 유의성 검정을 실시하였다. 도구변수인 시범사업 참여여부는 종별에 따라 포괄수가제 선택유무의 설명에 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였고, 양(+)의 부호로 나타나 포괄수가제 시범사업에 참여했었던 기관일수록 DRG포괄수가제를 선택할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 병원급 의료기관에 추가적 도구변수로 병원의 개설연한을 사용하였는데, 이것은 음(-)의 부호로써 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 개설연한이 짧은 기관일수록 포괄수가제를 선택할 가능성이 높았다. 포괄수가제 참여여부를 가리키는 변수대신 1단계 추정에서 얻은 참여여부의 예측치를 사용하여 2단계에서 재원일수를 종속변수로 모형의 추정한 결과를 보면, 지불제도가 재원일수에 미친 효과를 분석해보 면 의원에 있어서는 포괄수가제를 선택한 의료기관이 행위별수가제를 선택한 기관에 비해 재원일수가 더 길었고, 병원의 경우에는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수를 감소시키는 방향으로 영향을 미치고 있었다.

1단계 지불제도 선택과 관련된 추정식에서 의원의 경우 중증환자의 비율과 여성환자의 비율이 낮을수록, 그러나 의료급여환자의 비율은 높을수록 포괄수가제를 선택할 확률이 높았고, 또한 중소도시보다는 대도시에 있는 의원일수록 또한 고가의료장비수가 적을수록 포괄수가제를 더 선택하는 것으로 나타났다. 한편 병원의 경우에는 의료급여환자의 비율 및 중증환자의 비율은 낮을수록 그러나 여성환자의 비율이 높을수록 DRG 지불제도를 선호하였고, 종합병원보다는 병원급의 경우 그리고 공공병원보다는 재단이나 개인병원일수록 포괄수가제를 선택할 확률이 높았다. 1단계에서 도출된 지불제도의 추정치를 이용해서 구한 2단계 재원일수 추정모형에 의한 결과에 따르면, 각각 1% 유

의수준에서 의원에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 더 길었고, 병원의 경우는 DRG기관의 재원일수가 유의하게 더 짧았다. 의원에서 재원일수의 추정에 큰 영향을 미치고 있는 변수는 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율, 그리고 노인환자의 비율로 중증환자는 양의 방향으로 그리고 나머지 변수는 음의 방향으로 재원일수에 영향을 미치고 있었다. 병원의 2단계 분석결과에 따르면 개별환자의 특성(특히 환자의 중증도)가 재원일수에 가장 큰 영향을 미치고 있었다. 편도수술은 의원과 병원의 재원일수 추정 모형이 변수에 따라 상이한 패턴을 보이고 있고, 병원의 경우 시간이 지남에 따라 재원일수가 짧아지는 경향을 보이는 반면, 의원은 DRG 지불제도 도입 4년차부터는 재원일수가 길어지는 경향으로 나타났다.

<표 39> 편도수술(059DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>|z| or t	Coef.	SE	p>|z| or t
instrumental variables regression							
지불제도(ref=FFS)		**1.201**	**0.024**	**0.000**	**-0.304**	**0.008**	**0.000**
연령		0.001	0.000	0.000	0.003	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.002	0.006	0.752	-0.006	0.002	0.007
중증도(ref='0')	1	0.377	0.075	0.000	0.269	0.008	0.000
	2		(omitted)			(omitted)	
65세이상환자비율		-1.499	0.160	0.000	0.160	0.023	0.000
여성환자비율		0.523	0.044	0.000	0.186	0.017	0.000
의료급여환자비율		-10.928	0.222	0.000	0.066	0.015	0.000
중증환자비율		5.050	0.259	0.000	-0.003	0.015	0.843
병상수		0.013	0.001	0.000	0.000	0.000	0.026
간호사수		0.297	0.005	0.000	0.000	0.000	0.504
전문의수		-0.047	0.002	0.000	-0.002	0.000	0.000
대표의사연령		0.027	0.001	0.000	-0.002	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)			(omitted)		-0.072	0.005	0.000
종별(ref=종합병원)					0.010	0.016	0.529
설립주체(ref=공공)	재단				0.195	0.005	0.000
	개인				0.069	0.004	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.443	0.007	0.000	-0.008	0.003	0.001
	군지역		(omitted)		0.164	0.022	0.000

HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
연도(ref=2002)	2003	0.012	0.009	0.176	-0.025	0.003	0.000
	2004	-0.003	0.011	0.787	-0.033	0.004	0.000
	2005	0.073	0.011	0.000	-0.034	0.004	0.000
	2006	0.071	0.011	0.000	-0.017	0.004	0.000
	2007	0.153	0.011	0.000	-0.019	0.004	0.000
v3hat		-1.210	0.019	0.000	0.225	0.010	0.000
상수항		-2.114	0.077	0.000	1.552	0.027	0.000
1st stage regression							
여성환자비율		-0.771	0.038	0.000	0.425	0.011	0.000
의료급여환자비율		10.134	0.244	0.000	-0.399	0.004	0.000
중증환자비율		-2.538	0.213	0.000	-0.521	0.006	0.000
평균재원일수		0.076	0.004	0.000	-0.144	0.001	0.000
전문의수		0.025	0.001	0.000	-0.004	0.000	0.000
고가의료장비수		-0.173	0.006	0.000	0.007	0.000	0.000
종별(ref=종합병원)					0.175	0.010	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.281	0.002	0.000
	개인				0.117	0.002	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.117	0.009	0.000	0.080	0.002	0.000
	군지역		(omitted)		-0.079	0.013	0.000
IV_1 : 시범사업 참여여부(ref=불참)		**0.473**	**0.007**	**0.000**	**0.203**	**0.002**	**0.000**
IV_2 : 개설연한					**-0.002**	**0.000**	**0.000**
상수항		0.657	0.021	0.000	0.897	0.016	0.000
1st adjusted R^2		0.377			0.653		
도구변수에 대한 F값		4845.53(0.000)			3584.92(0.000)		
2nd Pseudo-R^2		0.119			0.039		
Hansen's J-test: χ^2(p)					34.16(0.000)		
Hausman test for endogeneity		1924.24(0.000)			160.81(0.000)		

다) 항문수술

지불제도의 내생성을 검증한 하우스만검정결과 지불제도가 내생변수임을 확인하였다.

2단계 재원일수 추정모형에 대한 1단계 프로빗 추정결과에서 도구변수인 시범사업 참여여부와 병원의 개설연한은 통계적으로 유의했고, 시범사업 참여유무와 병원의 개설연한 모두 DRG 참여유무와 양의 관계를 나타내고 있었다. 그러나 의원의 시범사업 참여여부와 병원의 개설연한의 변수 모두 추정치가

0.018, 0.002로 통계적으로 유의하나 절대값이 매우 작아 도구변수로서의 적절성이 떨어진다고 할 수 있다. 따라서 결과는 병원급의 추정결과를 중심으로 기술하겠다. 1단계 지불제도 선택의 추정식의 결과에 따르면, 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율, 평균재원일수가 낮을수록 포괄수가제를 선택할 확률이 높았고, 반면 여성환자의 비율이 높은기관일수록 종합병원보다는 병원일수록 설립주체에서는 공공병원보다는 재단병원일수록 포괄수가제 선택에 양의 영향을 주고 있었다. 2단계 재원일수 추정모형의 결과에 따르면, 행위별지불제도 보다는 포괄수가제를 선택할 경우 재원일수가 유의하게 더 짧아졌고, 그 외에도 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율이 높아질수록 재원일수는 더 짧아졌다. 그 외의 중증도와 65세이상 환자의 비율, 여성환자의 비율 등은 재원일수를 양의 방향으로 영향을 미치고 있었다.

<표 40> 항문수술(157DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>¦z¦ or t	Coef.	SE	p>¦z¦ or t
instrumental variables regression							
지불제도(ref=FFS)		**-12.251**	**0.048**	**0.000**	**-0.750**	**0.011**	**0.000**
연령		0.003	0.000	0.000	0.004	0.000	0.000
성별(ref=남)		0.013	0.001	0.000	0.006	0.003	0.027
중증도(ref='0')	1	0.123	0.007	0.000	0.365	0.008	0.000
	2	0.504	0.038	0.000	0.665	0.022	0.000
65세이상환자비율		0.247	0.018	0.000	0.444	0.030	0.000
여성환자비율		0.216	0.011	0.000	0.579	0.016	0.000
의료급여환자비율		-23.926	0.116	0.000	-0.553	0.041	0.000
중증환자비율		-11.591	0.047	0.000	-0.933	0.023	0.000
병상수		0.008	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
간호사수		-0.007	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		0.036	0.001	0.000	-0.003	0.000	0.000
대표의사연령		0.007	0.000	0.000	-0.004	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)		-0.341	0.010	0.000	0.045	0.012	0.000
종별(ref=종합병원)					0.079	0.008	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.105	0.010	0.000
	개인				-0.120	0.007	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.060	0.001	0.000	-0.055	0.004	0.000

	군지역	-0.165	0.005	0.000	-0.070	0.015	0.000
HHI		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.156
연도(ref=2002)	2003	-0.024	0.002	0.000	-0.030	0.004	0.000
	2004	-0.055	0.002	0.000	-0.078	0.004	0.000
	2005	-0.056	0.002	0.000	-0.093	0.005	0.000
	2006	-0.058	0.002	0.000	-0.069	0.005	0.000
	2007	-0.060	0.002	0.000	-0.050	0.005	0.000
v3hat		12.326	0.048	0.000	0.679	0.014	0.000
상수항		13.177	0.058	0.000	1.545	0.031	0.000
1st stage regression							
여성환자비율		-0.033	0.005	0.000	0.550	0.006	0.000
의료급여환자비율		-1.941	0.039	0.000	-0.635	0.012	0.000
중증환자비율		-0.952	0.007	0.000	-0.879	0.009	0.000
평균재원일수		-0.010	0.000	0.000	-0.149	0.001	0.000
전문의수		0.006	0.000	0.000	-0.004	0.000	0.000
고가의료장비수		-0.005	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000
종별(ref=종합병원)					0.177	0.002	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.157	0.003	0.000
	개인				-0.072	0.003	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	-0.004	0.000	0.000	0.017	0.001	0.000
	군지역	-0.020	0.002	0.000	-0.155	0.006	0.000
IV_1 : 시범사업 참여여부(ref=불참)		**0.018**	**0.000**	**0.000**	**0.140**	**0.001**	**0.000**
IV_2 : 개설연한					**0.002**	**0.000**	**0.000**
상수항		1.063	0.002	0.000	1.036	0.008	0.000
1st adjusted R^2		0.238			0.779		
도구변수에 대한 F값		6686.16(0.000)			13059.94(0.000)		
2nd Pseudo-R^2		0.051			0.079		
Hansen's J-test: χ^2(p)					53.98(0.000)		
Hausman test for endogeneity		811.42(0.000)			797.34(0.000)		

라) 제왕절개수술

지불제도의 내생성을 검증한 하우스만검정결과 지불제도가 내생변수임을 확인하였다.

제왕절개수술의 2단계 추정모형 결과를 보면, 먼저 도구변수로 사용한 시범사업 참여유무와 병원의 개설연한은 통계적으로 유의했고, 예상한 바와 같

이 시범사업 참여유무는 정의 관계로 개설연한은 부의 관계를 보였다. 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율이 낮고, 평균재원일수가 짧을수록 DRG를 선택할 가능성이 높았고, 고가의료장비수가 많을수록 또한 대도시지역의 위치한 기관보다는 중소도시에 있는 의료기관에서 DRG를 선택할 확률이 더 높았다.

2단계추정모형에 의한 결과에 의한 재원일수에 각 변수가 미치는 효과를 살펴보면, 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 병원과 의원 모두 더 짧았다. 의원의 분석에서는 의료급여환자의 비율과 지불제도의 선택이 재원일수의 추정에 가장 큰 영향을 주고 있었고, 병원에서는 개별환자의 중증도가 재원일수 늘리는 중요한 변수였다. 그 외에도 중증환자의 비율이 높을수록 그리고 행위별기관에 비해 포괄수가제를 선택한 기관일수록 재원일수가 짧아졌다.

<표 41> 제왕절개수술(370DRG)의 재원일수 효과에 대한 도구변수 이용한 2단계 추정 결과

		의원			병원		
		Coef.	SE	p>|z| or t	Coef.	SE	p>|z| or t
instrumental variables regression							
지불제도(ref=FFS)		**-0.106**	**0.001**	**0.000**	**-0.267**	**0.008**	**0.000**
연령		-0.001	0.000	0.000	-0.003	0.000	0.000
중증도(ref='0')	1	0.055	0.002	0.000	0.164	0.003	0.000
	2	0.014	0.011	0.206	0.301	0.009	0.000
65세이상환자비율		0.000	0.047	0.998	-0.036	0.023	0.114
의료급여환자비율		0.499	0.057	0.000	-0.002	0.023	0.922
중증환자비율		-0.030	0.003	0.000	-0.305	0.014	0.000
병상수		0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
간호사수		0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
전문의수		0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
대표의사연령		0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000
대표의사성별(ref=남)		-0.003	0.002	0.035	-0.004	0.003	0.221
종별(ref=종합병원)					-0.054	0.003	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				-0.007	0.004	0.057
	개인				-0.010	0.004	0.005
지역(ref=대도시)	중소도시	0.022	0.001	0.000	-0.032	0.002	0.000
	군지역	-0.023	0.003	0.000	-0.087	0.007	0.000
HHI		0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000

연도(ref=2002)	2003	-0.003	0.001	0.004	-0.006	0.003	0.017
	2004	-0.003	0.001	0.018	-0.015	0.003	0.000
	2005	-0.009	0.001	0.000	-0.005	0.003	0.064
	2006	-0.013	0.001	0.000	0.000	0.003	0.968
	2007	-0.022	0.001	0.000	-0.013	0.003	0.000
v3hat		0.271	0.002	0.000	0.354	0.010	0.000
상수항		-0.536	0.090	0.000	2.144	0.019	0.000
1st stage regression							
의료급여환자비율		-1.373	0.072	0.000	-0.351	0.005	0.000
중증환자비율		-0.122	0.004	0.000	-0.837	0.006	0.000
평균재원일수		-0.304	0.000	0.000	-0.103	0.001	0.000
전문의수		0.009	0.000	0.000	-0.003	0.000	0.000
고가의료장비수		0.020	0.001	0.000	0.006	0.000	0.000
종별(ref=종합병원)					-0.110	0.001	0.000
설립주체(ref=공공)	재단				0.134	0.002	0.000
	개인				0.074	0.002	0.000
지역(ref=대도시)	중소도시	0.102	0.001	0.000	0.074	0.001	0.000
	군지역	-0.099	0.003	0.000	0.156	0.006	0.000
IV_1 : 시범사업 참여여부(ref=불참)		**0.029**	**0.001**	**0.000**	**0.124**	**0.001**	**0.000**
IV_2 : 개설연한					**-0.004**	**0.000**	**0.000**
상수항		-5.564	0.903	0.000	0.869	0.009	0.000
1st adjusted R^2		0.764			0.842		
도구변수에 대한 F값		566.5(0.000)			11415.30(0.000)		
2nd Pseudo-R^2		0.008			0.023		
Hansen's J-test: χ^2(p)					52.59(0.000)		
Hausman test for endogeneity		17(0.000)			138.66(0.000)		

4. 고찰

<표 42>는 재원일수를 종속변수로 하여 지불제도 선택을 외생변수로 간주하여 모형을 추정한 음이항회귀분석 결과와 내생성 문제를 고려하여 2단계 방법으로 추정한 결과(2단계추정모형)를 보여준다. 각 추정모형에서 산출된 주요 관심변수인 지불제도의 계수값은 분석방법에 따라 대부분 통계적으로 유의하고 방향도 일관성이 있으나, 전반적으로 2단계추정모형에 의한 추정값이 외생변수 추정모형에 의한 추정값에 비해 절대값이 커지는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 내생성의 문제가 크게 작용하고 있고, 그로 인해 DRG의

효과가 제대로 측정되지 못하였다는 것을 증명하는 결과이기도 하다.

또한 병원의 경우에는 도구변수로 시범사업 참여여부, 병원의 개설연한 등을 고려해 볼 수 있었고, 시범사업 참여여부만을 도구변수로 구한 계수값과 두 변수를 모두 도구변수로 활용하여 구한 계수값과 비교했을 때 각 변수의 유의성 뿐만 아니라 부호와 절대값에서 큰 차이는 없어, 병원의 개설연한이나 대표의사의 연령 보다는 시범사업 참여여부가 도구변수로써의 타당성이 더 높은 변수였던 것으로 확인되었다. 구체적으로 지불제도의 선택이 재원일수에 어떠한 영향을 미치고 있는지 각 방법론별로 산출된 연구결과를 바탕으로 질병군별 종별로 나누어서 해석하면 다음과 같다.

<표 42> 계량분석 방법에 의한 DRG참여여부에 따른 재원일수의 효과 비교

		Exogenous 가정	Endogenous 가정	
		Negative Binomial	Heckman treatment effect	Count-IV
의원	수정체수술	-0.138(0.000)	-0.198(0.000)	~~31.56(0.000)*~~
	편도수술	0.029(0.002)	0.544(0.000)	1.201(0.000)
	항문수술	-0.045(0.000)	-2.258(0.000)	~~-12.248(0.000)*~~
	제왕절개수술	-0.015(0.000)	-0.318(0.000)	~~-0.107(0.000)~~
병원	수정체수술	-0.191(0.000)	-0.585(0.000)	-0.668(0.000)
	편도수술	-0.152(0.000)	~~-0.566(0.000)**~~	~~-0.304(0.000)~~
	항문수술	-0.309(0.000)	-2.141(0.000)	-0.750(0.000)
	제왕절개수술	-0.001(0.853)	~~-0.038(0.281)**~~	~~-0.266(0.000)~~

*도구변수회귀분석 결과 중 의원의 수정체수술과 항문수술은 도구변수로 사용하였던 "시범사업 참여유무" 변수의 타당도가 떨어지므로, 모형의 설정오류로 인해 계수값의 유의성이 떨어진다.

**헤크만처치효과모형을 적용한 결과 병원급의 편도수술과 제왕절개수술은 내생성이 없는 것으로 나와 헤크만 모형이 적합하지 않은 것으로 판단된다.

수정체수술은 의원과 병원의 경우 지불제도 선택이 모두 내생성이 있는 변수인 것으로 확인되었고, 다만 의원에서 도구변수로 사용하였던 시범사업참여여부는 적절한 도구변수로써의 역할을 하지 못한 것으로 나타났다. 따라서 이러한 모형설정의 결과를 토대로 결과를 비교해 보면, 의원과 병원 모두에서 행위별수가제를 선택한 의료기관에 비해 포괄수가제를 선택한 의료기관의 재원일수가 통계적으로 유의한 수준에서 짧아진 것을 확인할 수 있었다. 의원의 경우 지불제도 참여를 외생변수로 취급하든지 혹은 내생변수로 취급하든지 포괄수가제를 선택한 기관의 재원일수가 행위별기관보다 유의하게 짧았고, 절대값도 크게 변하지 않았다. 그러나 병원의 경우 지불제도를 내생변수로 가정하고 그 효과를 추정한 결과, 외생변수로 가정했을 때보다 그 절대값이 3~4배 커지는 것으로 보아, 병원급의 경우에는 지불제도 선택이 내생성이 큰 문제였음을 확인할 수 있었다.

의원의 경우 재원일수에 영향을 미치는 요인은 해당의원의 집합적 환자특성 변수들(65세이상환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율) 이었고, 특히 중증환자의 비율은 모든 분석에서 재원일수에 부(-)의 방향으로 큰 영향을 미치고 있었고, 그 외에도 노인환자의 비율이 낮을수록, 그리고 여성환자의 비율이 높을수록 재원일수가 더 길어지는데 영향을 미치고 있었다. 그 외의 병원 특성과 지역특성 및 개별환자의 성, 연령, 중증도 등은 큰 영향을 미치지 않았다.

한편 병원급에서 시술되고 있는 수정체수술의 재원일수의 영향 요인을 분석한 결과는 의원급과는 다소 다른 양상을 보인다. 병원급에서도 역시 집합적 환자특성 변수들이 유의하게 큰 영향을 미치고 있으나, 그에 못지않게 개별환자의 중증도가 모든 분석방법의 결과에서 재원일수를 설명하는 영향력이 큰 변수였고, 환자의 연령이나 성별로 재원일수에 영향을 미치고 있었다. 65세이상환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율이 높은 기관일수록 재원일

수가 유의하게 길었고, 반면 의료급여환자의 비율이 높은 기관일수록 재원일수가 짧아지는 부의 관계로 큰 영향을 미치고 있었다. 일반적으로 수정체수술은 렌즈를 부분적 혹은 완전히 흐리게 하는 백내장이 발생한 안구의 렌즈를 제거하고 이를 인공렌즈로 대체하는 시술로써, 생명의 위협을 다루는 수술이 아니라 삶의 질을 높이는 성격이 강한 elective procedure의 특징을 지닌다. 따라서 대부분의 국가에서 90%이상이 당일수술로 이루어지고, 우리나라도 예외는 아니다(OECD, 2013). 의학적 관점에서도 수정체 수술은 전신마취 혹은 중증 동반상병이 있는 경우를 제외하고는 입원을 요하지 않는다라고 명시하였고(Lundtstrom et al., 2012), 인구 고령화와 함께 백내장의 당일수술에 대한 성공의 입증, 안전성, 비용효과성 등으로 급격하게 수술건수가 증가하고 있는 요인으로 지적되고 있다(Fedorowicz et al., 2004). 따라서 입원기간이 길지 않기 때문에 병상수, 전문의사, 간호사수 등 병원의 구조적인 특성변수의 영향보다는 개별환자의 중증도가 재원일수에 가장 크게 영향을 미치고, 또한 그 병원의 임상패턴(practice pattern)이 주요한 영향요인이었으리라 판단된다.

그러나 이러한 의료기술의 발달과 수정체 수술을 시행하는 진료양상의 변화에도 불구하고, 최근 10여년 동안 우리나라에서 목격되어지는 단기간동안 수술건수의 과도한 급증을 설명하는데 있어 여전히 미진함이 남아있다. 더욱이 지불제도를 공급자의 자발적 선택에 맡겨 놓은 상황에서 수정체수술을 시행하는 대부분의 안과의원들이 행위별지불제도 보다는 포괄수가제를 선택하는 것은 어떤 기전 혹은 유인이 작용한 것일까? 그나마 가장 설득력 있는 설명은 포괄수가제의 경제적 인센티브(즉, 가격상승)가 서비스의 공급을 증가시키고, 이것은 공급자들로 하여금 포괄수가제를 선택하게 만들었을 것이라는 점이다. 더욱이 병원급의 경우 행위별기관 보다는 포괄수가제를 선택하고 있는 병원들이 훨씬 경쟁적인 환경에 노출되어 있는 것으로 확인되어 서비스 공급의 증가와 함께 의사의 유인수요가능성도 배제할 수 없으리라 판단된다.

따라서 이를 실증적으로 확인해보기 위해 행위별기관과 DRG기관들을 대상으로 하여 동일한 환자가 동일한 의료기관에서 특정연도[9] 각각에 대해 수정체수술을 받은 횟수를 조사해 보았다. 일반적으로 수정체 수술은 한쪽을 먼저 시술하고 필요하다면 일주일정도 후에 나머지 한쪽 눈을 시술하도록 되어 있다. 따라서 대부분 1회 수술 혹은 2회 수술로 시술이 종결되어야 하는데, DRG기관의 경우 3회이상 수술한 경우가 행위별기관에 비해 2배이상 많았고, 고, 특히 병원급에서 동일환자가 동일병원에서 같은 수술을 3회 이상 받은 경우가 3.79%나 되었다. 지불제도만 다를 뿐이지 행위별기관이나 DRG기관이나 종별로 평균재원일수도 비슷하고, 개별환자의 중증도는 오히려 행위별기관에 입원했던 환자의 중증도가 더 높았던 점(중증도 1이상의 비율이 행위별기관은 10%, DRG기관은 0.4%로 <표19>에 제시됨)을 감안하면 환자측 요인에 의해 발생되었다고 설명하기는 어렵고, 공급자측에 의한 유인된 수요로 해석할 수 밖에 없다. 이미 많은 연구에서 수정체 수술과 의사수와 밀접한 관련이 있고, Fuchs등(1978)은 이를 의사측 요인에 의한 공급자유인수요와 관련이 있다고 하였다. 더욱이 3회이상 시행한 경우는 명백히 과도한 수술로 해석할 수 있지만, 2회 시행한 경우에도 의학적 필요에 의한 시술인지여부가 명확하지 않아 불필요한 처치(unnecessary procedure)가 포함된 횟수일 가능성도 있다.

9) 각자 수술을 받은 환자마다 첫수술시점부터 일정기간동안 동일하게 추적하는 것이 정확한 결과값을 도출할 수 있는 방법이나, 이용할 수 있는 자료의 제한으로 2002년~2007년 각 연도별로 끊어서 분석하였다. 따라서 원래 발생할 수 있는 수술건수보다 과소추정되었을 가능성이 있다.

<표 43> 지불제도별 수정체수술 시행횟수 비교

종별	행위별기관(%, 일)				DRG기관(%, 일)			
	1회	2회	3회이상	평균재원일수	1회	2회	3회이상	평균재원일수
종합병원	84.09	15.08	0.83	2.76	76.87	21.98	1.15	2.37
병원	67.2	32.49	0.31	1.91	72.82	23.39	3.79	1.96
의원	75.18	24.25	0.57	1.00	66.3	32.11	1.59	1.04

주. 동일환자가 동일의료기관에서 특정연도에 같은 수술을 받은 횟수의 분포임

편도수술은 의원은 지불제도 선택이 내생성 있는 변수였으나, 병원의 경우에는 헤크만처치모형 1단계에서 내생성 여부를 판정한 결과 본 모형이 적합하지 않는 것으로 나타나, 외생변수로 가정하고 지불제도의 효과를 추정해도 무방하다는 결론을 얻었다. 의원의 경우 본 논문에서 수행한 계량분석 방법들 모두 결과가 일치했는데, 행위별기관보다 DRG기관의 재원일수가 더 길었고, 통계적으로 유의했다. DRG참여여부를 외생변수로 보고 분석한 결과에 비해 내생성을 가정하고 분석한 결과에서 그 절대값이 더 커진 것을 확인할 수 있었다(0.03 vs. 0.545와 1.201). 의원에서 행해지는 편도수술의 각 지불제도를 선택한 의원의 특성 중 재원일수와 가장 밀접하게 관련된 변수는 병원의 집합적 환자특성 변수들(의료급여환자의 비율, 65세이상환자의 비율, 중증환자의 비율, 여성환자의 비율 등) 이었고, 특히 의료급여환자의 비율은 재원일수와 음의 관계, 중증환자의 비율은 양의 관계로 설명하였다. 그러나 65세이상환자의 비율은 분석방법별로 일관성있는 방향으로 설명하지 못하였다.

이러한 집합적 환자특성 이외에 의원의 특성 중 간호사의 비율이 재원일수와 양의 방향으로 또한 지역변수 중 대도시에 비해 중소도시에 위치한 의원일수록 재원일수가 길어지는 방향으로 영향을 미치고 있었다. 앞서 설명한 제공자 및 지역변수의 특성보다는 작지만 개별환자의 특성도 재원일수의 설명에

영향을 주었는데, 환자의 중증도가 높을수록 재원일수가 길어졌고 이것은 통계적으로 유의했다. 병원급에서 시술되는 편도수술의 경우 각 분석방법별로 모두 DRG기관의 재원일수가 행위별기관의 재원일수에 비해 더 짧은 것으로 일관성있는 결과가 도출되었다.

외생변수들 중에서 가장 큰 영향력이 가지면서 일관성있는 설명이 가능한 변수는 개별환자의 중증도였다. 중증도가 낮은 환자에 비해 중증도가 높은 환자의 재원일수가 유의하게 길었고, 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율도 재원일수의 증가에 양의 방향으로 영향을 미치고 있었다. 그 외의 공급자관련 특성들은 큰 영향을 주지 않았고, 다만 병원의 설립주체가 재단병원일 경우 공공병원에 입원한 환자들보다 재원일수가 더 길었고, 대도시에 위치한 병원보다는 군지역에 있는 병원들의 재원일수가 유의하게 길었다.

편도수술의 결과를 보면 수정체 수술과 비교했을 때, 지불제도의 영향이나 혹은 재원일수를 설명하는 변수들이 다소 상이한데 이것은 편도수술의 특성 때문인 것으로 사료된다. 일반적으로 편도 및 아데노이드 수술은 편도 및 아데노이드의 비대 혹은 편도선염, 수면무호흡증 등의 진단을 받을 경우 적출술을 시술하게 된다. 따라서 필수적인 처치(nondiscretionary procedures)의 특징이 강하며, 그 통증이 심하고 수술시 다량의 출혈이 있을 수 있고 상대적으로 시술연령도 낮기 때문에 의원보다는 병원급 이상에서 수술건수가 더 많다. 따라서 특히 병원급에서 포괄수가제를 선택한 경우는 비교적 간단하고 중증도가 낮은 환자들만을 선택했을 가능성이 높다(patient selection).

<표 44> 편도수술의 지불제도에 따른 종별 중증도분포

종별	중증도	행위별기관		DRG기관	
		건수	백분율	건수	백분율
병원	0	91850	93.44%	25812	99.33%
	1	6446	6.56%	174	0.67%
종합병원	0	354	87.84%	1032	98.66%
	1	49	12.16%	14	1.34%

항문수술은 지불제도 선택이 강한 내생변수였고, 이것을 통제했을 때 효과의 크기가 가장 드라마틱하게 변화를 보인 질병군으로, 내생성의 문제가 매우 심각했던 모형이었음을 확인할 수 있었다. 지불제도를 외생변수로 보고 추정하였을 때 행위별기관에 비해 DRG 기관의 재원일수가 의원은 0.04일, 병원은 0.309일 짧은 것으로 추정되었으나, 내생성을 통제한 헤크만 분석에서는 행위별지불제도에 비해 포괄수가제를 선택한 의원은 2.258일, 병원은 2.142일 더 짧은 것으로 추정되었다.

그러나 의원의 경우 본 연구에서 또 다른 계량분석방법인 도구변수 추정법에 의하면, 도구변수로 사용하였던 시범사업 참여여부는 적절한 도구변수로써의 역할을 하지 못하는 것으로 판단되었다. 의원급에서 재원일수를 추정한 모형에서 65세이상 환자의 비율, 여성환자의 비율, 의료급여환자의 비율, 중증환자의 비율 등 집합적 환자특성변수와 개별환자의 중증도가 주요한 결정요인 이었다. 그러나 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율은 외생성을 가정하고 분석한 모형에서는 재원일수에 양의 방향으로 영향을 주었으나, 지불제도의 선택을 내생변수로 가정하고 분석한 헤크만 처치효과 모형에서는 두 변수 모두 재원일수와 음의 관계를 가지면서 재원일수에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 차이는 DRG수술건수와 행위별 수술건수의 분포의 차이 때문에 발생하였을 것이다. 즉, 항문수술의 수술건수를 비교해보면 의원의 경우

행위별 수술건수에 비해 DRG수술건수의 비율이 월등히 많고, 두 기관의 집합적 환자 특성 중 특히 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율이 DRG기관에 비해 행위별기관의 평균값이 매우 크게 차이가 나고 있었다(0.03 vs. 0.0008 그리고 0.20 vs. 0.01).

지불제도 선택을 외생변수로 취급하고 재원일수의 효과를 추정한 식에서는 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율의 치우친 분포의 특성이 결국 통제되지 못한 채 그대로 반영되어 pooling된 상태에서 재원일수를 추정하다 보니 두 변수의 특징이 그대로 반영된 결과이다.

한편 헤크만의 처치효과 모형에서는 1단계에서 먼저 이러한 두 기관은 분포의 차이가 지불제도 선택에 미치는 영향을 통제한 이후로, 2단계에서 재원일수를 추정하게 되므로, 반대의 결과가 나왔으리라 추측된다. 그러나 병원에서 행해지는 항문수술을 대상으로 재원일수를 추정한 모형들을 비교해 보면, 지불제도를 외생변수 혹은 내생변수로 취급했느냐에 관계없이 해당병원의 의료급여환자의 비율과 중증환자의 비율은 재원일수 추정에 있어 부의 방향으로 영향을 주고 있었다. 이렇게 병원과 의원의 결과 차이는 결국 해당건수의 분포의 차이가 가장 크게 영향을 주었으리라 판단된다. 의원에 비해 병원의 경우 상대적으로 두 지불제도간 분포의 불균형이 덜 심하기 때문에 부호의 변화까지는 나타나지 않았던 것으로 추측된다.

이 외에도 의원의 경우에는 전문의수가 적을수록 또한 대표의사가 여성인 경우 재원일수가 더 짧은 경향을 보였고, 대도시에 비해 군지역에 있는 의원일수록 환자의 재원일수를 증가시키는 경향이 있었다. 그 밖에 병원에서 행해지는 항문수술의 재원일수 추정에 있어 집합적 환자특성들(65세이상 환자의 비율, 여성환자의 비율)도 중요한 요인들이었지만, 가장 강력한 설명변수는 개별환자의 중증도였다.

항문수술은 여러가지 면에서 수정체수술과 유사한 경향을 보인 질병군이

다. 필수적이지 않고 선택적이면서 응급을 요하지 않는 수술로, 의원급에서는 대부분 포괄수가제를 선택하여 적용하고 있다. 이렇듯 항문수술의 종별분포의 차이는 결국 동일한 자원소모량을 가정하고 하나의 질병군으로 묶인 항문수술의 분류체계의 이질성의 문제 때문이다.

항문수술은 분류체계에서 세부적으로 들어가면, 주요항문수술과 기타항문수술로 이분된다. 주요항문수술은 직장항문주위농양수술(심부수술), 치루수술, 치핵수술(치핵근치술, 교액성환상치핵수술) 등의 수술로 요양기관 종별과는 무관하게 수술 후 일정기간의 재원기간이 요구되는 질병군인 반면, 기타항문수술은 직장항문주위농양수술(표재성 수술), 치열수술, 치핵수술(혈전성치핵절제술)로 구성된다 되며 주요항문수술에 비해 상대적으로 간단하게 시술된다. 하나의 질병군내에서 이렇게 자원소모가 상이한 시술들이 묶이다 보니, 의원에서는 기타항문수술을 주로 시술하고 병원급 이상에서는 주요항문수술에 해당하는 환자들로 양분되어 종별, 지불제도별 환자의 분포차이를 야기하였을 것이다(이기성 등, 2006). 따라서 이러한 차이는 결국 종별로 환자를 선택하고, 이것은 의원급과 병원급간의 평균재원일수의 차이를 야기하였으리라 판단된다. 그러나 행위별지불제도를 선택하고 있는 기관들은 그러한 추측이 맞아떨어져 의원급의 평균재원일수는 4.17일, 병원급은 6.08일이었으나, 포괄수가제를 선택하고 있는 기관들은 의원은 3.17일 병원은 3.78일로 큰 차이가 없었다.

그렇다면, 왜 이런 종별 및 지불제도별 재원일수의 차이가 나는 것일까? 만약 이기성의 주장대로 동일한 항문수술의 질병군이라 하더라도 좀더 복잡하고 자원소모가 많은 시술들은 병원에서 시행되고, 그렇지 않은 간단하고 단순한 시술들은 의원에서 시행되었다면 의원급보다 병원급의 재원일수가 더 길어야 한다. 그러나 그러한 차이 외에서 병원급에서 보여지는 지불제도별로 평균재원일수가 이틀이상씩 차이나는 것은 설명하기가 어렵다.

이를 설명할 수 있는 첫 번째 가능성은 중증환자의 분포이다. DRG기관에 비해 행위별기관의 환자 중증도가 훨씬 높다. 이러한 증증환자 분포의 불균형이 재원일수의 차이를 일부 설명할 수 있을 것이다. 그러나 여기서 드는 또 다른 의문은 과연 중증도가 높은 환자들이 지불제도에 따라 병의원의 선택하여 입원하고 수술을 받았을까라는 점이다. 오히려 포괄수가제를 선택하고 있는 의료기관들은 상대적으로 자원소모가 적게 드는 경한 환자들을 선택하여 수술하고, 복잡하거나 기타 동반질환이 있는 환자들은 다른 기관(주로 행위별기관)으로 전원(transfer)시켰을 가능성이 매우 높다.

또 다른 가능성 중의 하나가 한번에 시행할 수 있는 수술은 여러번 나누어서 수술하는 경우이다. 실증적으로 이를 확인하기 위해 동일한 환자가 동일한 기관에서 특정연도별로 시술받은 건수를 분석한 결과, 행위별기관들은 97.5%이상이 1회 시행하였으나, DRG 기관 중 의원과 종합병원은 행위별기관과 유사한 패턴을 보이나, 병원은 83%만이 1회 시행을 하였고, 13.2%는 2회 시행, 3.5%는 3회이상 시행하고 있었다. 이것은 결국 김윤미(2003)의 연구에 의하면 항문수술은 경쟁이 심한 의료시장에 개설된 의원 중에서 진료비지불제도로 포괄수가제를 선택한 의사들 사이에서 선호도가 높은 수술로, 일반외과에 대한 집중도가 낮아서 일반외과 의사수와는 관련은 없고, 오히려 의료기관간 경쟁이 치열한 지역의 의사들이 전공에 크게 구애받지 않고 많이 시술하는 경향이 있는 질병군이란 특성이 있었다. 따라서 특히 외과전문병원들이 다수 포진해 있는 병원급에서 의사들에 의한 유인수요의 가능성을 확인할 수 있는 결과라고 판단된다.

<표 45> 지불제도별 항문수술 시행횟수

종별	행위별기관(%, 일)				DRG기관(%, 일)			
	1번	2번	3번이상	평균재원일수	1번	2번	3번이상	평균재원일수
종합병원	97.55	2.29	0.16	6.15	96.98	1.44	1.58	4.4
병원	98.53	1.44	0.03	6.55	83.32	13.21	3.47	3.69
의원	97.76	2.16	0.08	4.17	94.92	4.74	0.34	3.14

주. 동일환자를 동일기관에서 1년동안 항문수술을 한 케이스 분포

제왕절개수술은 의원급에서는 지불제도 선택이 내생성을 지닌 변수였으나 병원급에서는 외생변수의 특성을 보이고 있었다. 또한 시범사업 참여여부는 도구변수로써 적절성이 떨어지는 것으로 판단되어 의원의 경우 헤크만처치효과모형을 적용하여 추정하였다. 그 결과 외생성을 가정한 경우에 비해 내생성을 가정하였을 때, 즉 포괄수가제를 적용하였을 때 27.3%까지 재원일수가 짧아지는 효과(0.01에서 0.32)가 관찰되었고, 재원일수 추정에 있어 의원은 다른 대부분의 요인들의 영향력은 상대적으로 약하였고, 집합적 환자의 특성 중 의료급여환자의 비율과 개별환자의 중증도가 재원일수를 설명하는 중요한 변수였다. 병원의 경우에는 지불제도에 따른 재원일수 차이를 설명하지는 못하였고, 개별환자의 특성 중 중증도가 가장 중요한 설명요인이었다.

<표 46> 제왕절개수술의 지불제도에 따른 종별 중증도분포

종별	중증도	행위별기관		DRG기관	
		건수	백분율	건수	백분율
병원	0	56414	57.37%	67859	81.95%
	1	36909	37.53%	14627	17.67%
	2	5019	5.10%	315	0.38%
종합병원	0	6199	73.12%	101959	90.92%
	1	1421	16.76%	10127	9.03%
	2	858	10.12%	59	0.05%

이상으로 각 질병군별로 DRG지불제도의 효과를 측정하기 위해 재원일수를 종속변수로 하여 내생성을 통제유무에 따른 계량분석방법들의 결과를 비교해 보면, 병원에 입원한 환자들의 재원일수 추정 및 예측에는 개별환자의 특성이 매우 중요했다. 특히 환자의 중증도는 재원일수의 증가에 절대적인 영향을 주고 있었고, 이것은 Heyden 등(2003)과 Gerdtham(1997)의 연구결과와 일치한다. 한편 의원의 경우에는 개별환자의 특성보다는 의료제공자인 의원의 집합적인 환자의 특성이 중요한 설명변수로 작용하였다. 특히 의료급여환자의 비율(편도수술, 항문수술, 제왕절개수술), 65세이상 환자의 비율(수정체수술, 편도수술, 항문수술), 중증환자의 비율(수정체수술, 편도수술), 지역변수(편도수술, 항문수술), 간호사수(편도수술), 대표의사의 성별(항문수술) 등이 주요 설명변수였는데, 질병군에 따라 영향을 미치는 정도에 있어서는 다소 차이가 있었다.

항문수술과 제왕절개수술의 경우 의원과 병원급 이상에서 수술한 경우, 행위별기관이 DRG기관에 비해 전반적으로 중증도가 높은 환자의 비율이 높았는데, 이러한 차이는 행위별 청구와 DRG청구 패턴의 차이에 기인한 결과이다. DRG의 경우 진료비 청구가 간단하고 비교적 코딩의 오류가 적은데 반해, 행위별은 청구자체가 복잡하고 진료비 심사시 삭감을 최소화 하기 위해 가능한 모든 진단코드와 시술코드 등을 빠짐없이 기록하는 청구행태의 특징이 있다. 따라서 이러한 지불제도간 청구패턴의 차이로 인해 중증도의 차이가 일부 나타났을 것이라 예상된다.

또 하나의 가능성은 환자의 입장에서 현재 포괄수가제가 적용되는 질병군으로 입원하기 위해 의료기관을 선택할 때, 해당기관이 DRG기관이냐 혹은 행위별기관이냐를 선택기준으로 삼기보다는 본인이 자각하는 질병의 중증도에 따라 종합병원, 병원, 의원을 선택할 가능성이 높다. 그런 상황에서 항문수술의 경우 의원이나 병원급 모두에서 DRG기관에 비해 행위별기관의 중증도가

높은 환자의 비율이 높았고, 병원급에서 행해지는 제왕절개수술의 경우 행위별기관 청구건수의 50% 가까이 중증도가 높은 환자로 구성되었다. 이것은 DRG지불제도 도입과 함께 병원이 전문화, 특성화가 이루어지면서 특히 외과와 산부인과의 경우 전문병원들이 개원하면서 병원급이라 하더라도 종합병원급의 중증도를 갖는 환자들을 치료하고 시설, 장비, 인력 측면에서 종합병원 못지않는 진료능력을 갖고 있는 경우가 많아 이러한 현상이 반영되었으리라 생각된다.

한편, 우리보다 먼저 포괄수가제를 도입했던 사례들에서 재원일수의 지속적인 감소효과에 대해 의문을 품는 주장들이 제기되었는데(Schwatz et al., 1991; Kominski et al., 1993; Chulis, 1991; Muller, 1993), 본 연구에서는 의원의 경우 재원일수 감소효과가 제왕절개수술을 제외한 모든 질병군에서 행위별기관에 비해 두드러졌는데, 병원급의 경우에는 행위별기관과 DRG기관 모두 감소되는 추세여서 이러한 경향이 포괄수가제의 도입으로 인한 기대효과로 보기에는 어려운 상황이었다. 전반적으로 그동안 비효율적으로 길었던 재원일수가 점차 감소하는 추세와 함께 일부 포괄수가제 도입으로 의료공급자들이 제도의 유인에 민감하게 반응하면서 일시적으로 나타난 효과가 반영된 복합적 결과로 추론할 수 있을 것이다.

Ⅵ. 결론

1. 연구결과의 함의

가) 연구방법론적 함의

본 연구는 DRG 지불제도를 도입시 선택제의 상황에서 의료기관의 지불제도 선택에 영향을 미치는 요인인 무엇이지를 탐색하였고, DRG 지불제도의 정책효과를 평가하기 위해 내생성을 통제할 수 있는 방법론인 Heckman treatment effect 분석과 도구변수를 이용한 2단계 분석을 시행하였다.

그동안 포괄수가제의 효과를 검증하는데 있어서 주요한 장애요인이 참여여부를 결정하는 변수의 내생성(endogeniety) 문제였다. 몇몇 연구자들이 이러한 문제를 통제한 상태에서 효과분석을 시행하였으나, 대부분 한정된 질병군(주로 제왕절개수술)만을 대상으로 분석하였고 방법 또한 이중차이분석(Differenc in Difference: DID)을 사용하여 결과를 도출하였다. 그러나 연구자마다 그 결과가 다소 상이하였다. 본 연구는 선택편의에 의한 내생성 문제를 통제할 수 있는 대표적인 방법론 두 가지를 시도하였고, 연구대상군 역시 각 진료과마다 효과가 다를 것으로 판단되어 현재 DRG지불제도를 시행하고 있는 4개 진료과의 대표 질병군을 선정하여 그 효과를 추정하였다. 일반적으로 내생성의 문제와 표본선택편의의 문제를 해결하기 위해서 헤크만의 표본선택 모형이 선호되어 왔으나, 이 모형에서는 지불제도를 선택할 확률을 추정하는 선택방정식(selection equation)과 재원일수의 영향을 설명하는 결과방정식(outcome equation)으로 구성된 연립방정식의 식별문제(identification problem)가 발생할 가능성이 존재하며 첫 번째 단계의 추정에서 얻어지는 'Inverse Mills Ratio'를 회귀식의 설명변수에 포함시키면서 설명변수들 간 다

중공선성 문제를 야기하는 한계점이 존재하여 이를 극복한 모형인 헤크만의 처치효과모형(Heckman's treatment effect model)을 채택하여 수행하였다. 또한 시범사업기간의 참여여부와 기관개설연한을 도구변수로 하여 내생성이 의심되는 변수인 지불제도 참여여부를 첫 번째 단계에서 추정하였고, 이를 두 번째 회귀식의 설명변수로 사용하였다.

분석에 사용된 변수 또한 의료기관 수준에서 의사결정에 영향을 미치는 변수와 의료이용(재원일수)에 영향을 미치는 변수를 기존 문헌을 참고로 하여 선택하였고, 개별환자의 특성 뿐아니라 의료공급자 변수들 중에서 공급자 개별변수(성별, 연령) 뿐아니라 조직의 특성(인력, 규모, 시설 및 장비)과 그 외에도 맥락적 특성이 강조된 조직의 집합적 환자특성변수들(65세이상환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율)까지도 고려하였다.

이러한 다양한 변수선정 및 모형설정을 근거로 현실가능한 준실험적 연구를 정교화하여 참값에 근사한 포괄수가제의 도입효과 및 지속효과를 측정하고자 하였다. 그 결과 4개 질병군 모두 의원급에서는 지불제도변수가 내생변수였으나, 병원급이상에서는 수정체수술과 항문수술만이 내생변수인 것으로 확인되었다. 또한 도구변수로 고려했었던 시범사업 참여여부, 대표의사의 연령, 병원개설연한 등을 가지고 분석했으나 시범사업 참여여부가 도구변수로써 가장 타당성이 높았던 변수였다. 따라서 이러한 내생성 존재여부, 도구변수의 타당성 등을 근거로 분석한 결과에 의하면 의원급의 편도수술과 병원급의 제왕절개수술을 제외하고 모든 질병군에서 행위별수가제 보다는 포괄수가제를 도입하였을 때, 재원일수의 감소효과가 있었던 것으로 추정되었고 의원급에서는 일부 지속효과도 확인되었다.

나) 정책적 함의

본 연구는 지불제도의 변화에 따른 그 효과를 측정하고자 하는 것이 궁극적인 목적이다. 지불제도의 효과를 정확히 측정하기 위해서는 정책의 설계단계에서부터 제도의 순효과를 측정할 수 있는 여건이 갖추어 졌어야 하나, 여러 가지 제한점으로 인해 한정된 자료를 이용하여 분석모형과 방법을 정교화하여 참값(true value)에 가까운 결과를 얻기 위한 분석을 시도하였다. 선행연구들은 행위별수가제에서 포괄수가제로의 전환으로 여러 가지 효과를 기대할 수 있음을 보여주는데, 비교적 가장 일관성있는 효과가 재원일수의 감소였다. 그러나 우리나라의 경우에는 일부 한정된 질병군을 대상으로 의료기관의 자발적인 참여로 포괄수가제를 운영하다보니 제도도입의 본래 효과가 나타나지 않거나 혹은 반감되었다는 주장이 많았고, 실증적인 자료분석에서도 일부는 전혀 효과가 없었던 것으로 분석되었다(김진현, 2002; 손창우 등, 2010). 그러나 이러한 연구들은 주로 한 개의 질병군을 대상으로 하거나 혹은 몇 개의 sample자료만으로 한정하여 분석한 결과여서, 제도도입의 효과를 거시적인 관점에서 평가할 필요가 있겠다는 판단 하에, 본 연구는 전체 진료과의 대표 질병군을 대상으로 2002년~2007년까지 6년동안의 자료를 이용하여 지불제도가 재원일수의 변화에 어떠한 영향을 미쳤는지 분석하였다.

이러한 효과분석에 앞서 한 시점(2007년)을 기준으로 현재 포괄수가제와 행위별수가제를 적용하고 있는 의료기관의 특성이 어떠한지 또한 이러한 결정에 영향을 미치는 요인들은 무엇인지를 확인해 보기 위해 의료기관 수준에서 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 그 결과 포괄수가제를 선택하는 의료기관의 의사결정은 어떤 한 가지 요인에 의해서라기보다는 여러 가지 요인들이 복합적으로 작용하여 이루어진다. 일반적으로 고려하는 병원의 규모, 인력, 시설 및 장비 등 조직외적 특성 보다는 공급자측의 집합적 환자특성들(65세이상 환자의 비율, 여성환자의 비율, 중증환자의 비율, 의료급여환자의 비율)이 주

요한 변수였고, 그 외에도 전문의수, 병원의 개설연한, 고가의료장비수, 대표의사의 연령 등이 주요 설명변수였다. 그 외에도 의료이용의 수요측 변수인 의료기관의 소재지나 얼마나 경쟁적인 환경에 노출되어 있는지 등을 알 수 있는 경쟁지수 등을 고려하였으나, 실제 지불제도 결정에는 대도시냐 중소도시냐 정도가 영향을 미치고 있었다.

또한 이론적으로 검토해 보았던 이중시장이론에 따른 경제적 인센티브와 의사의 자율재량권, 목표수입가설 중 우리나라의 의사들은 주로 경제적 인센티브에 영향을 많이 받고, 이것이 주요한 의사결정의 기준이 되었다. 이에 대한 근거는 지불제도 선택시 여러 가지 고려요인들 중 전(全)질병군에 공통적으로 영향을 미치는 변수 중 하나가 종별특성이었다. 본래 DRG수가는 차등수가 개념을 도입하여 의원이나 병원의 수가에 종별인센티브를 추가하여 이들의 참여를 유도하였다. 즉, 동일한 질병군의 환자가 종합병원에서 수술을 받는 것보다는 의원이나 병원에서 수술을 받도록 하는 것이 병의원 입장에서는 이익이 되도록 제도가 설계되었다. 이러한 수가의 차이로 수정체수술과 항문수술은 의원들의 DRG참여율이 급격하게 증가하였으나, 편도수술이나 제왕절개수술과 같은 필수적이거나 덜 선택적인 수술의 경우에는 의원의 참여율이 높지 않고, 오히려 병원이나 종합병원에서의 수술이 많이 이루어지고 있었다.

수정체수술과 항문수술은 임의적(discretionary)이며 선택적인(elective) 성격이 강한 특징과 함께 차등수가의 효과로 인해 포괄수가제의 적용을 받을 경우 행위별기관에 비해 수가가 높다보니 일부 병원급에서는 분리청구 혹은 의사의 유인수요와 같은 왜곡된 진료행태가 관찰되기도 하였다. 이와 함께 항문수술과 제왕절개수술의 경우에는 동일한 질병군 내에 다소 상이한 자원소모량을 갖는 수술들이 혼재되어 있어 DRG기관에서는 중증도가 경한 환자만을 수술하고 중증도가 높은 환자는 행위별기관으로 의뢰해 버리는 단물빨기(cream skimming) 혹은 환자선택(patient selection)을 의심하게 하는 행태들

이 관찰되었다.

계량적 방법을 동원한 재원일수의 효과 분석에서는 의원에서 행해지는 편도수술과 병원에서 행해지는 제왕절개수술을 제외하고는 모든 질병군에서 DRG지불제도의 효과가 입증되었고, 그 크기와 영향요인은 질병군마다 다소 상이하였다. 수정체수술의 경우 의원과 병원 각각 단순 평균값을 비교하였을 때, 의원의 경우는 당일수술건수가 많아 평균재원일수가 행위별기관과 DRG기관 각각 1.0일, 1.04일로 차이가 없었으나 내생성을 통제한 상태에서는 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 17.9%(지불제도 추정계수값 -0.198) 짧아졌다. 병원의 경우 단순 평균 비교시 행위별 기관이 2.74일, DRG기관이 2.05일로 DRG기관이 다소 짧은 것으로 분석되었고 내생성을 통제한 결과도 비슷한 수준으로 DRG를 선택한 기관의 재원일수가 유의하게 짧았다.

편도수술은 의원의 경우 행위별기관의 재원일수가 더 짧았고, 병원의 경우 지불제도 선택이 내생적이지 않은 것으로 검정되었고, 따라서 단순 평균을 비교하였을 때 DRG기관과 행위별기관의 평균재원일수가 각각 3.94일, 4.07일로 0.13일정도 DRG를 선택한 기관이 더 짧았다. 항문수술은 단순 평균비교에서도 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 의원은 1.04일 병원은 2.30일 짧았고, 내생성을 통제한 상태에서 의원은 89.5% (지불제도 추정계수값 -2.258), 병원은 88.2% (지불제도 추정계수값 -2.142)씩 감소하는 결과를 보였다. 따라서 다른 질병군들에 비해 외과에서 포괄수가제의 효과가 가장 크게 나타나고 있었다. 산부인과 수술인 제왕절개수술의 경우 지불제도별로 의원 단순평균값은 큰 차이가 없었으나, 내생성을 통제한 재원일수 추정모형에서는 DRG기관의 재원일수가 27.3% 감소하는 것으로 분석되었다. 그러나 병원의 경우 행위별기관에 비해 DRG기관의 재원일수가 1일 이상 더 짧은 것으로 관찰되었으나, 여러 가지 요인들을 통제한 상태에서는 두 지불제도간 차이는 발견되지 않았다.

이상의 결과를 보면, 통계적으로 유의한 차이가 대부분의 질병군에서 관찰되었다. 그러나 그 크기를 보면 수정체수술(0.19), 편도수술(0.56), 제왕절개수술(0.31)로 항문수술(2.14)을 제외하고 그 크기가 매우 작다. 물론 이것이 통계적으로는 유의하지만 결국 행위별지불제도를 선택하든지 혹은 포괄수가제를 선택하든지 하루 미만의 차이라는 의미이다. 선행연구로 관찰했던 미국의 경우는 포괄수가제 도입효과 중 재원일수의 효과가 가장 컸었고, 일관성이 있었던 점과는 사뭇 다른 양상이다. 이것은 우리나라와 미국의 보건의료체계에서 재원일수가 갖는 의미가 다르기 때문인 것으로 사료된다. 미국의 경우 입원일수를 하루 늘리는 비용이 우리나라에 비해 매우 고가이므로, 재원일수의 감소가 결국 병원의 효율성 지표를 대표하게 된다. 한편 우리나라에서는 4인실 기준으로 재원일수를 하루 늘릴 경우 상급종합병원의 경우 평균 7만원, 종합병원도 평균 4만원 정도 본인이 부담하므로, 병원에서도 재원일수의 증가가 큰 부담이 되지 않는다. 이런 이유로 재원일수의 감소 효과가 크게 나타나지 않았던 것으로 보인다.

본 연구를 통해 DRG지불제도 도입이 우리나라 보건의료정책에 미친 함의를 찾아보면, DRG지불제도는 효과의 크기에 있어서는 기대했던 수준만큼은 아니지만 효과를 일부 달성하였다고 평가할 수 있겠다. 물론 다른 여러 가지 성과측면에서 분석이 필요하지만, 적어도 재원일수만을 가지고 정책의 효과를 평가하면 긍정적이라 할 수 있겠다.

1990년대 대형병원들의 등장과 함께 이들 병원 위주로 병상수가 급격하게 늘어나고 무분별한 경쟁으로 비효율적인 진료로 의료비 증가율이 가팔랐던 상황에서 이를 극복하기 위한 방안으로 포괄수가제 도입을 검토하였고, 3차에 걸친 시범사업기간동안 내과계를 포함한 다양한 질병군을 시범적용하여 도입 가능성을 타진하였었다. 이후 본사업에서 비교적 간단하고 단순하면서 변이가 적은 외과계 수술군을 대상으로 7개 질병군을 선정하였고, 일차 의료기관에서

의 진료를 유도하기 위해 질병군별 수가책정시 종별인센티브를 적용하여 도입 초기에 의원급에 보다 유리하게 수가를 책정하였다. 이러한 인센티브는 새로운 제도에 대한 참여를 유도하기 위한 정책적 수단으로서의 의미 뿐아니라 DRG 대상이 되는 7개 질병군이 단순 질병군으로서 일차 및 이차 의료기관에서 진료하는 것이 바람직하다는 차등수가 개념을 적용하여 결정된 것이었다.

본 연구에서 검토해 본 결과 편도수술을 제외하고 나머지 질병군들은 의원이나 병원급에서 주로 DRG를 선택하고 있었고 이들 기관에서 주로 대부분의 의료비 청구가 발생하고 있다는 점에서는 본래 계획대로 종별로 환자들의 분리가 잘 이루어지고 있다고 평가할 수 있겠다.

또 다른 효과로, 비록 DRG지불제도가 의원과 병원급에 한정되어 적용이 되었지만, 이것의 도입을 둘러싼 논의가 의료계 전체로 확산되었다는 점이다. 물론 이렇게 이슈화가 되면서 정부측 보고서에 대한 객관성, 타당성을 문제삼으면서 병원협회 및 의사협회를 중심으로 반박 보고서가 나오고 수차례에 걸친 공청회가 이루어지고 각자 언론 플레이를 하기도 하였다. 그 결과 정치나 정책에 관심이 없고 오로지 환자 진료만 담당했었던 촌부의사들 조차도 포괄수가제에 대해 나름 견해를 피력하고 학습하는 계기가 되었다. 이런 학습효과는 이후 지불제도 관련한 정책결정시 이미 기본적인 지식수준을 가지고 있기 때문에 처음 시범사업하고 본사업 실시할 때만큼 강한 거부반응이나 불신을 보이지 않는다는 것이 측정할 수 없었던 또 다른 효과이다. 이러한 효과는 최근 시행한 종합병원의 포괄수가제 강제적용 과정에서 초기에는 의료계의 반발이 심한 듯 보였고, 의사들이 파업도 불사하겠다고 언론에 보도되었으나, 결국은 여론을 주도했던 의사협회 집행부가 전체 의사들의 동의를 얻는데 실패하고 투쟁의 동력을 얻지 못하여 결국 정부정책에 따를 수밖에 없는 형국이 되었다. 이러한 현상은 결국 의사들이 포괄수가제를 시행에 따른 학습효과와 주변의 포괄수가제를 적용하는 동료의사들의 영향도 매우 컸으리라 생각된다.

그러나 DRG 지불제도가 긍정적인 효과의 언급과 함께 기대했던 효과가 반감됨 원인에 대한 분석이 필요하다. 가장 일반적으로 인식되고 있는 것이 선택제로 시행됨으로 인해 기대했던 지불제도의 효과가 나타나지 않았다는 점이다. DRG 지불제도를 도입했던 궁극적인 목적은 비합리적인 진료행태의 교정과 의료비의 적정화를 달성하는 것이었다. 그러나 선택제 방식을 채택함으로써 진료행태의 합리화가 필요한 기관들, 즉 수입증가를 위해 진료내역을 불필요하게 늘린 기관들은 행위별수가제에 남아있고, 이미 진료행태가 합리적인 의료기관들만이 DRG지불제도에 민감하게 반응하면서 채택하게 되었다. 또한 간단하고 단순한 7개 질병군 간에도 수가의 불균등함으로 인해 일부 질병군에 있어서는 청구건의 급증으로 유인수요의 가능성이 확인되었다.

2. 연구의 한계 및 제언

선택제라는 상황에서 지불제도가 갖는 내생성을 통제한 후 포괄수가제 도입효과를 분석한 본 연구는, 국내의 선행연구에 비해 이론적 틀과 자료의 정확성과 분석의 엄밀성이 향상되었다는 의의가 있지만 다음과 같은 몇 가지 제한점을 언급하지 않을 수 없다.

첫째, 연구방법과 관련된 제한점이다. 지불제도 도입의 효과를 가장 정확하게 측정할 수 있는 방법은 행위별기관과 DRG기관의 DRG도입 전과 후의 자료를 모두 수집하여 DID비교를 하는 것이 가장 정확하게 측정할 수 있는 방법이다. 그러나 안타깝게도 포괄수가제 도입 이전의 자료를 구해서 분석하는 것이 쉽지 않아, 본 연구에서는 도입이후 6년동안 지속적으로 DRG를 유지한 기관과 동일기간동안 지속적으로 행위별지불제도를 유지하고 있는 행위별기관만을 발췌하여 DRG의 효과를 제한적으로 추정하였다[10]. 따라서 이러한

10) 실제로 연도별 신규참여기관수는 2002년도 1192개소, 2003년 231개소, 2004년 199

기관들의 수치가 본 연구에서 사용한 기관수 못지 않게 다수여서 이들을 포함했을 때 효과 또한 달라질 수 있을 것이다.

둘째, 연구시기와 관련된 제한점이다. 앞서 배경 및 필요성에서도 언급했지만, 포괄수가제가 선택제로 10년동안 운영되어 오다가 7개 질병군만을 대상으로 병원급 및 종합병원급 강제적용은 각각 2012년과 2013년에 단행되었다. 초기 의료계의 거부로 진통을 앓았지만, 현재는 모든 의료기관에서 선택제가 아닌 강제적용 방식으로 운영되고 있어 선택제로 인해 DRG효과를 추정하는 것이 다소 시의성이 떨어진다는 비판이 있을 수 있다. 그러나 비록 시의적절하지는 않지만, 의료기관의 선택에 의해 정책을 결정하고 참여를 경험해보지 못했던 우리나라 상황에서는 이번 포괄수가제 선택제 운영이 공급자, 보험자, 소비자뿐 아니라 정책담당자에게 큰 교훈을 준 계기였음이 틀림없다. 따라서 앞으로도 이러한 정책의 결정상황에서 어떻게 공급자가 반응하고 정책의 효과가 어떻게 나타나는지에 대한 선행학습의 차원에서 교훈적이었고, 비록 운영에 있어서는 실패한 정책이라는 수식어가 따라붙기는 하지만, 포괄수가제의 경험을 토대로 향후 어떠한 정책을 도입할 때에는 정책설계에서부터 효과를 측정할 준비가 되어져야 할 것이다.

셋째, 사용 가능한 자료의 제한점이다. 본 연구의 분석은 건강보험 청구데이터에 의존하다 보니, 자료의 양은 방대하지만, 사용할 수 있는 변수가 극히 제한적이었다. 따라서 포괄수가제의 효과를 진료비, 재원일수, 재입원율, 검사 및 투약 횟수, 환자의 만족도 등 다양한 측면에서 측정했어야 하나, 청구데이터를 자료를 활용하여 가장 객관적이라고 판단되는 재원일수만 가지고 평가를 하였다. 따라서 향후 다른 측면에서의 후속연구가 필요하겠다.

넷째, 분석방법과 관련된 문제이다. 본 연구에서는 지불제도 선택이 내생

개소, 2005년 226개소, 2006년 213개소 2007년 64개소로 1000개소 가까운 기관이 2003년부터 2007년 사이 포괄수가제를 도입하였다.

변수의 특성이 있다고 가정하고 이를 해결할 수 있는 방법론으로 추천되는 헤크만의 선택모형의 변형인 헤크만처치효과 모형과 도구변수를 활용한 분석법 등 계량분석을 수행하였다. 그러나 많은 논문에서 지적하였듯이 적절한 도구변수를 찾아내는 것이 쉽지 않다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 세 가지 도구변수 후보를 선정하였고, 이들 각각을 대상으로 도구변수를 활용한 분석을 시행한 결과 시범사업참여여부가 도구변수로써 가장 타당도가 높았고, 이것과 병원의 개설연한을 추가하여 분석을 시도하였다. 그러나 일부 질병군(의원의 수정체수술과 항문수술)에서는 이 도구변수가 적절하지 않아 분석결과를 이용할 수 없었다.

또 다른 분석방법의 문제로 지적할 수 있는 것이 본 연구의 분석수준이 일부 변수는 개별환자 수준에서 수집된 자료이고, 공급자와 관련된 집합적 특성이나 공급자 특성변수들은 의료기관 수준에서 수집된 자료이다 보니, 이러한 분석수준의 차이로 표준오차가 과다추정되는 오류가 발생하여 다수준(multi-level) 분석의 필요성을 언급하지 않을 수 없다.

Ⅶ. 참고문헌

고영. DRG 지불제도의 적용기간에 따른 진료행태 분석: 서울대학교 보건대학원 석사학위논문; 2003. 서울.

김윤미. 다빈도 수술의 소규모 지역간 변이에 관한 연구: 서울대학교 대학원 박사학위논문; 2003. 서울.

김일순, 유승흠, 김한중. 의료보험 진료비 심사 및 지불절차 개선방안연구. 연세대학교 인구 및 보건개발연구소;1983

김진현. DRG 지불제도 시범사업의 재평가: 평가방법론을 중심으로. 보건경제와 정책연구 2002;8(1):59-89.

김창엽. 건강보장의 이론: 한울아카데미; 2009.

남정모, 김한중. DRG도입이 메디케어 의료비 증가억제에 미친 효과. 예방의학회지 1994;27(1):107-116.

문옥륜. DRG지불제도가 의료의 질에 미친 영향. 대한병원협회지 1997;26(1,2):4-12.

민인식. STATA에서 도구변수(IV) 추정법. The Korean Journal of STATA, 2008;1(2):58-68

박웅섭, 김한중, 손명세, 박은철. 개원 전문의 소득에 영향을 미치는 요인분석. 대한예방의학회 가을학술대회 연제집: 대한예방의학회; 1998.

박지연, 채희율. 건강보험 본인부담률의 인상이 건강보험재정에 미치는 영향. 보험학회지 2003;64:109-136.

박하영. 포괄수가제의 개요. 한국카톨릭의료협회 세미나 자료 1995.

박하영, 권순만, 정영호. 병원시장의 경쟁특성과 병원행태 보건행정학회지 2008;18(1):1-20.

손창우, 정설희, 이선주, 권순만. DRG 지불제도가 재원일수와 퇴원 후 외래방

문일수에 미치는 영향: 2004-2007 년도 제왕절개술을 중심으로. 예방의학회지 2011;44(1):48-55.

양봉민, 김진현, 이태진, 배은영. 보건경제학: 나남출판사; 2013.

이귀진, 유승흠. 질병군별 포괄수가제 시범사업에서 제왕절개 산모의 의료서비스. 병원경영학회지 1999;4(2): 21-40.

이기성, 강희정, 남정모, 조우현, 강혜영. DRG 지불제도 참여기관의 재원일수 변이에 관한 연구. 보건행정학회지 2006;16(2):77-95.

이석원. 장애인 직업재활서비스의 이용 결정과정 및 사업성과 분석. 한국정책학회보 2008;17(4):89-112.

이선희, 최귀선, 조희숙, 채유미, 한은아. DRG에 의한 포괄수가제 적용경험의 연구동향 분석. 보건행정학회지 2000;10(4):20-56.

이애경, 정현진. 의약분업 전후 의원의 건강보험 진료비 분포변화 및 결정요인분석. 보건행정학회지 2004;14(3):20-44.

임재영. 지불보상체계가 의사의 진료행태에 미치는 영향. 보건행정학회지 2004;14(4):48-74.

임준. DRG도입후 제왕절개술에서의 의료의 질 변화 연구: 서울대학교 석사학위논문;2001. 서울.

정두채. 의료보험 입원 진료비 수준에 영향을 미치는 병원조직 특성요인의 분석 연구: 서울대학교 대학원 박사학위논문;1989.

정우진, 오영호, 이선희. 주요 국가의 DRG지불제도 도입현황과 국내도입에 따른 쟁점 연구: 한국보건사회연구원;2000

정은경, 문옥륜, 김창엽. 의사 특성에 따른 외래 진료내용의 변이. 예방의학회지 1993;26(4):614-627.

최병호. DRG 지불제도에 대한 미국의 운영경험과 우리나라 시범사업 평가. 보건경제와 정책연구1999;5(1):133-154.

최숙자, 권순만, 강길원, 문상준, 이진석. DRG(Diagnosis-Related Group)를 이용한 포괄진료비 지불제도의 선택 참여에 따른 재원일수 변화. 보건행정학회지 2010;20(2):17-39.

하범만, 강길원, 박형근, 김창엽, 김용익. DRG 지불제도 도입에 따른 의료보험청구 행태 변화. 예방의학회지 2000;33(4):393-401.

Adams EK. Effect of Increased Medicaid Fees on Physician Participation and Enrollee Service Utilization in Tennessee, 1985-1988. Inquiry 1994;31(2):173-187.

Ajmani V. Applied Econometrics Using the SAS System :Wiley-Interscience; 2009

Andersen RM. Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? Journal of Health and Social Behavior 1995;36(1):1-10.

Andersen RM, Davidson PL, Baumeister SE. Improving Access to Health Care. in Changing The US Health Care System: Key Issues in Health Services Policy and Management(4th ed.): 2014:33-69. John Wiley & Sons.

Anderson RM, Newman JF. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society 1973;51(1):95-124.

Anderson OW, Lyden FJ. Physicians, Third Party Payments, and Professional Prerogatives. Journal of Health and Human Behavior 1963;4:195-206.

Anderson GF, Steinberg EP. Role of the Hospital in the Acquisition of Technology. In: Adopting New Medical Technology: Institute of Medicine 1994: 61-70.

Angrist JD, Krueger AB. Empirical Strategies in Labor Economics. Handbook of Labor Economics 1999;3:1277-1366.

Epstein AM, Bogen J, Dreyer P, Thorpe KE. Trends in Length of Stay and Rates of Readmission in Massachusetts: Implications for Monitoring Quality of Care. Inquiry 1991;28:19-28.

Baum CF, Schaffer ME, Stillman S. Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. Stata Journal 2003;2:1-31

Becker ER. Structural Determinants of Union Activity in Hospitals. Journal of Health Politics Policy and Law 1983;7(4):889-910.

Berk RA. An Introduction to Sample Selection Bias in Sociological Data. American Sociological Review 1983;48(June):386-398.

Bloom HS, Michalopoulos C, Hill CJ, Lei Y. Can Nonexperimental Comparison Group Methods Match the Findings from a Random Assignment Evaluation of Mandatory Welfare-to-Work Programs? MDRC Working Paper;2002. New York.

Bloomberg J, Price MR. The Impact of the Fee-for-Service Reimbursement System on the Utilization of Health Services. Part I. A Review of the Determinants of Doctors' Practice Patterns. South African Medical Journal 1990;78(3):130-132

Broyles RW, Rosko, MD. The Demand For Health Insurance and Health Care: A Review of the Empirical Literature. Medical Care Research and Review 1988;45(2):291-338.

Burstein PL, Cromwell J. Relative Incomes and Rates of Return for us Physicians. Journal of Health Economics 1985;4(1):63-78.

Bushmann C, Passmore G. Physician Participation in the Missouri Medicaid Program. Missouri Medicine 1988;85(10):659-665.

Busse R, Geissler A, Quentin W, Wiley M. Diagnosis-Relate Groups in Europe: McGrawHill; 2011.

Cam Donaldson C, Magnussen J. DRGs: the Road to Hospital Efficiency. Health Policy 1992;21:47-64.

Cameron AC, Trivedi PK. Microeconometrics using STATA(revised ed.): STATA Press;2009.

Cameron AC, Trivedi PK, Milne F, Piggott J. Microeconometric Model of The Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. Review Of Economic Studies 1998 LV:85-106

Campbell DM. Why Do Physicians in Neonatal Care Units Differ in Their Admission Thresholds? Social Science & Medicine 1984;18(5):365-374.

Childs AW, Hunter ED. Non-Medical Factors Influencing Use of Diagnostic X-Ray by Physicians. Medical Care 1972;10(4):323-335.

Chulis GS. Assessing Medicare's Prospective Payment System for Hospitals. Medical Care Review1990;48(2):167-206.

Coburn AF, Long SH, Marquis MS. Effects of Changing Medicaid Fees on Physician Participation and Enrollee Access. Inquiry 1999;36(3):265-279.

Coulam RF, Gaumer GL. Medicare's Prospective Payment System: A Critical Appraisal. Health Care Financing Review Annual Supplement 1991:45-77.

Cragg JG, Donald SG. Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models. Econometric Theory 1993;9(2): 222-240

Cunningham PJ, May J. Medicaid Patients Increasingly Concentrated among Physicians: Center for Studying Health System Change 2006(16).

Cunningham PJ, O'Malley AS. Do Reimbursement Delays Discourage Medicaid Participation by Physicians? Health Affairs 2009; 28(1):W17-W28.

Davidson SM, Perloff JD, Kletke PR, Schiff DW, Connelly JP. Full and Limited Medicaid Participation among Pediatricians. Pediatrics 1983;72(4):552-559.

Desharnais S, Chesney J, Fleming S. Trends and Regional Variations in Hospital Utilization and Quality During the 1st 2 Years of the Prospective Payment System. Inquiry1988;25(3):374-382.

Donaldson C, Magnussen J. DRGs: The Road to Hospital Efficiency. Health Policy1992;21(1):47-64.

Dutton D. Financial, Organizational And Professional Factors Affecting Health Care Utilization. Social Science & Medicine 1986;23(7):721-735.

Economou A, Nikolaou A, Theodossiou I. Socioeconomic Status and Health-Care Utilization: A Study of The Effects of Low Income, Unemployment and Hours of Work on The Demand for Health Care in The European Union. Health Services Management Research 2008;21(1): 40-59.

Edward C. Norton, Courtney Harold Van Houtven, Richard C. Lindrooth et al. Does Prospective Payment Rduce Inpateint Length of Stay? Health Economics 2002;11:377-387.

Eisenberg JM, Nicklin D. Use of Diagnostic Services by Physicians in Community Practice. Medical Care 1981;19(3):297-309.

Engleman EG. Attitudes Toward Women Physicians: A Study of 500 Clinic Patients. Western Journal of Medicine 1974;120(2):95-100.

Epstein AM, Bogen J, Dreyer P, Thorpe KE. Trends in Length of Stay and Rates of Readmission in Massachusetts: Implications for Monitoring Quality of Care. Inquiry 1991; 28:19-28

Evans RG. Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications. The Economics of Health and Medical Care1974;6:

162-173.

Feder J, Hadley J, Zuckerman S. How Did Medicare's Prospective Payment System Affect Hospitals? The New England Journal of Medicine 1987;317(14):867-873.

Fedorowicz Z, Lawrence D, Gutierrez P. Day Care Versus In-Patient Surgery for Age-Related Cataract. Cochrane Database Systematic Review 2005, 1. DOI: 10.1002/14651858.CD004242.pub4

Feinglass J, Holloway JJ. The Initial Impact of the Medicare Prospective Payment System on Us Health Care: A Review of The Literature. Medical Care Research and Review 1991;48(1):91-115.

Fitzgerald JF, Fagan LF, Tierney WM, Dittus RS. Changing Patterns of Hip Fracture Care Before and After Implementation of the Prospective Payment System. JAMA 1987;258(2):218-221.

Fossett JW, Peterson JA. Physician Supply and Medicaid Participation: The Causes of Market Failure. Medical Care1989;27(4):386-396.

Fox M, Phua K. Using Medicaid Claims Data to Evaluate a Large Physician Fee Increase. Health Services Research 1994;29(3):315-340.

Freeborn DK, Baer D, Greenlick MR, Bailey JW. Determinants of Medical Care Utilization: Physicians' Use of Laboratory Services. American Journal of Public Health1972;62(6):846-853.

Freidson E. Profession Of Medicine: A Study of The Sociology of Applied Knowledge: University Of Chicago Press; 1988.

Fuchs VR. The Supply of Surgeons And The Demand for Operations: National Bureau of Economic Research Cambridge;1978.

Gabel JR, Rice TH. Reducing Public Expenditures for Physician Services: The Price of Paying Less. Journal of Health Politics, Policy and Law 1985;9(4):595-609.

Gerdtham UG. Equity in Health Care Utilization: Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data. Health Economics 1997;6(3):303-319.

Gert P. Westert A, Nieboer P et al. Variation in Duration of Hospital Stay Between Hospitals and Between Doctors within Hospitals. Social Science & Medicine 1993; 37(6):833-839

Gifford B. Obstetricians' Receptiveness to Teen Prenatal Patients Who are Medicaid Recipients. Health Services Research 1997;32(3):265-282.

Glaser WA. Paying the Doctor: Systems of Remuneration and their Effects.: Johns Hopkins Press;1970

Glaser WA. Paying the Hospital: the Organization, Dynamics and Effects of Differing Financial Arrangement: Jossey-Bass Inc;1987

Goldfarb MG, Hornbrook MC, Higgins CS. Determinants of Hospital Use: A Cross-Diagnostic Analysis. Medical Care 1983;21(1):48-66.

Gourieroux C, Monfort A, Trognon A. Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models. Econometrica 1984;52(3):701-720.

Guterman S, Dobson A. Impact of The Medicare Prospective Payment System for Hospitals. Health Care Financing Review1985;7(3): 97-114.

Hadley J. Physician participation in Medicaid: evidence from California. Health Services Research 1979;14(4):266-280

Hadley J, Zuckerman S, Iezzoni LI. Financial Pressure and Competition: Changes in Hospital Efficiency and Cost-Shifting Behavior. Medical Care 1996;34(3):205-219.

Hansen LP. Large Sample Properties Of Generalized Method of

Moments Estimators. Econometrica 1982;50(4):1029-1054.

Heckman JJ, Ichimura H, Smith J, Todd P. Characterizing Selection Bias Using Experimental Data: National Bureau of Economic Research;1988.

Heckman JJ. The Common Structure Of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models Annals of Economic and Social Measurement 1976;5(4):475-492.

Heckman JJ. Sample Selection Bias as a Specification Error. Econometrica 1979;47(1):153-161.

Heckman JJ, Robb R Jr. Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions: An overview. Journal of Econometrics 1985;30(1-2):239-267

Held PJ, Holahan J, Carlson C. The Effect of Medicaid and Private Fees on Physician Participation in California's Medicaid Program, 1974-1978. Urban Institute Working Paper 1306-02-01;1982.

Heins M, Hendricks J, Martindale L, Smocks S, Stein N, Jacobs J. Attitudes of Women and Men Physicians. American Journal of Public Health 1979;69(11):1132-39.

Hillman AL, Pauly MV, Kerstein JJ. How Do Financial Incentives Affect Physicians' Clinical Decisions and The Financial Performance of Health Maintenance Organizations? The New England Journal of Medicine 1989;321(2):86-92.

Hsiao WC, Sapolsky HM, Dunn DL, Weiner SL. Lessons of The New Jersey DRG Payment System. Health Affairs 1986;5(2):32-45.

Mitchell JB. Medicaid Participation By Medical and Surgical Specialists. Medical Care1983; 21(9):929-938.

Kahn KL, Keeler EB et al. Comparing Outcomes of Care Before and

After Implementation of the DRG-based Prospective Payment System. JAMA 1990;264(15):1984-1988.

Katz BP, Freund DA, Heck DA, Dittus RS, Paul JE, Wright J. et al. Demographic Variation in The Rate of Knee Replacement: A Multi-Year Analysis. Health Services Research1996;31(2):125-140.

Kominski GF, Witsberger C. Trends in Length o Stay for Medicare Patients: 1979-87. Health Care Financing Review 1993;15(2):121-135.

Liu Y, Phillips M, Codde J. Factors Influencing Patients' Length of Stay. Australian Health Review 2001;26(2):63-70.

Long MJ, Chesney JD, Ament RP, Desharnais SI, Fleming ST. et al. The Effect of PPS on Hospital Product and Productivity. Medical Care 1987;25(6):528-538.

Luft HS. The Relation Between Surgical Volume and Mortality: An Exploration of Causal Factors and Alternative Models. Medical Care 1980;18(9):940-959.

Lurie N, Slater J, Mcgovern P, Ekstrum J, Quam L, Margolis K. Preventive Care For Women--Does The Sex of The Physician Matter? New England Journal of Medicine 1993;329(7):478-482.

Maddala GS. Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics: Cambridge University Press;1983

Margolis PA, Cook RL, Earp JA, Lannon CM, Keyes LL, Klein JD. Factors Associated with Pediatricians' Participation in Medicaid in North Carolina. JAMA 1992;267(14):1942-1946.

Mayeroakes SA, Oye RK, Leake B, Brook RH. The Early Effect of Medicares Prospective Payment System on The Use of Medical Intensive-Care Services in 3 Community Hospitals. JAMA 1988;260(21): 3146-3149.

Meyer AD, Goes JB. Organizational Assimilation of Innovations: A Multilevel Contextual Analysis. Academy of Management Journal 1988;31(4):897-923.

Mitchell JB, Schurman R. Access to Private Obstetrics/Gynecology Services under Medicaid. Medical Care 1984;22(11):1026-1037.

Morrisey MA, Sloan F, Valvona J. Shifting Medicare Patients out of the Hospital. Health Affairs 1988;7(5):52-64.

Newhouse JP, Byrne DJ. Did Medicare'S Prospective Payment System Cause Length of Stay To Fall? Journal of Health Economics 1988;7(4):413-416.

Pauly MV. Is Medical Care Different. Paper Presented at the Competition In The Health Care Sector: Past, Present, and Future: Proceedings of a Conference Sponsored by the Bureau of Economics, Federal Trade Commission, March 1978.

Pauly MV. Medical Staff Characteristics and Hospital Costs. Journal of Human Resources1978;13(supplements):77-111.

Pauly MV, Eisenberg JM, Radany MH, Erder MH. Paying physicians: Options for Controlling Cost, Volume, and Intensity of Services: Health Administration Press;1992.

Perloff JD, Kletke P, Fossett JW. Which Physicians Limit Their Medicaid Participation, and Why. Health Services Research 1995;30(1), 7-26.

Perloff JD, Kletke PR., Neckerman KM. Recent Trends in Pediatrician Participation in Medicaid. Medical Care 1986;24(8):749-760.

Perloff JD, Kletke PR, Neckerman KM. Physicians' Decisions to Limit Medicaid Participation: Determinants and Policy Implications. Journal of Health Politics, Policy and Law 1987;12(2):221-236.

Phillips KA, Morrison KR, Andersen R, Aday LA. Understanding The

Context of Healthcare Utilization: Assessing Environmental and Provider-Related Variables in The Behavioral Model of Utilization. Health Services Research 1998;33(3 Pt1):571-596.

Rosenberg MA, Browne MJ. The Impact of The Inpatient Prospective Payment System and Diagnosis-Related Groups: A Survey of the Literature. North American Actuarial Journal 2001;5(4):84-94.

Rosko MD, Broyles RW. Short-Term Responses of Hospitals to the DRG Prospective Pricing Mechanism in New Jersey. Medical Care 1987;25(2):88-99.

Sargan JD. The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. Econometrica 1958;26(3):393-415

Schofield D. The Impact of Employment and Hours of Work on Health Status and Health Services Use. Discussion Paper No.11 National Centre For Social And Economic Modelling, University Of Canberra, Australia, 1996

Schwartz WB, Mendelson DN. Hospital Cost Containment in The 1980s: Hard Lessons Learned and Prospects for the 1990s. New England Journal of Medicine 1991;324(15):1037-1042.

Shmueli A, Intrator O, Israeli A. The Effects of Introducing Prospective Payments to General Hospitals on Length of Stay, Quality of Care, and Hospitals' Income: The Early Experience of Israel. Social Science & Medicine 2002;55(6):981-989.

Shortell SM, Evashwick C. "The Structural Configuration of U.S. Hospital Medical Staffs," Medical Care 1981;19(4):419-430.

Simons RJ, Omundsen BA. Impact of The Diagnostic-Related Group Prospective Payment System on The Outcome and Quality of Care of Elderly Patients Hospitalized with Pneumonia. American Journal of Medical Quality 1988;3(3):71-74.

Sloan F, Mitchell J, Cromwell J. Physician Participation in State

Medicaid Programs. Journal of Human Resources 1978;13(supplements): 211-245.

Smith DB, Telles JL. Discharges Against Medical Advice at Regional Acute Care Hospitals. American Journal of Public Health 1991;81(2):212-215.

Smith JC, Hartwing L, Laufer RH, Cole WQ, Larsen JG et al. Physician Participation in the Mississippi Medicaid Program:1989-90. Journal of the Mississippi State Medical Association 1991;32(1):1-8.

Song JK, Kim CY. Participation Determinants in the DRG Payment System of Obstetrics and Gynecology Clinics in South Korea. 예방의학회지 2010;43(2):117-124.

Stock JH, Yogo M. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas; 2005.

Stock JH, Wright JH, Yogo M. A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. Journal of Business and Economic Statistics 2002;20(4):518-529.

Stock JH, Watson MM. Instrumental Variables Regression. in Introduction To Econometrics; 2012.

Stolley PD, Becker MH, Lasagna L, Mcevilla JD, Sloane LM. The Relationship between Physician Characteristics and Prescribing Appropriateness. Medical Care 1972;1(D1):17-28.

Tucker Iii JL. Factors Influencing Physician Participation in Medicaid in The USA. International Journal of Social Economics 2002;29(9):753-762.

Ubokudom SE. Physician Participation in a Medicaid Managed Care Program, The Kansas Primary Care Network. Health Policy 1997; 41(2):139-156.

Van Der Heyden JH, Demarest S, Tafforeau J, Van Oyen H. Socio-economic Differences in The Utilization of Health Services in Belgium. Health Policy 2003;65(2):153-165.

Weaver M, Weaver RB, Abney RL 3rd, Watson D. Mississippi Physician Participation in Medicaid. Journal of the Mississippi State Medical Association 1986;27(6):159-162.

Wennberg JE, Gittelsohn A. Variations in Medical Care among Small Areas. Scientific American 1982;246(4):120-134.

Wennberg JE, Barnes BA, Zubkoff M. Professional Uncertainty and The Problem of Supplier-Induced Demand. Social Science & Medicine 1982;16(7):811-824.

Windmeijer F, Silva JS. Endogeneity in Count Data Models : An Application to the Demand For Health Care. Journal of Applied Econometrics 1997;12(3):281-294.

Winkelmann R. Health Care Reform and The Number of Doctor Visits-An Econometric Analysis. Journal of Applied Econometrics 2004; 19(4):455-472

Wooldridge J. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data: MIT Press;2002

Wright DD, Kane RL, Snell GF, Woolley FR. Costs and Outcomes for Different Primary Care Providers. JAMA 1977;238(1):46-50.

Zwanziger J, Melnick, GA. (1988). The Effects of Hospital Competition and the Medicare PPS Program on Hospital Cost Behavior in California. Journal of Health Economics 1988;7(4):301-320.

Abstract

Impact of the Participation in DRG-based Prospective Payment System on Length of Stay

CHOI, Sookja
Department of Health Care Management and Policy,
Graduate School of Public Health, Seoul National University

Because the Diagnosis Related Group (DRG) payment system (PPS) implemented in South Korea in 1997 is based on voluntary participation, the positive impact from this system depends on the participation of physicians. Therefore, it is necessary to examine factors that affect the decision-making of physicians or hospitals to participate in a DRG-based payment system.

The aim of this study was to examine the impact of participating in the DRG-based payment system in terms of endogeniety and selection bias as well as do a comprehensive investigation of factors that influence the participation of four clinical departments (ophthalmology, otorhinolaryngology, general surgery and obstetrics & gynecology) in the system. A more specific purpose is that this study was to examine the impact of the DRG payment system on length of stay (LOS) with voluntary participants.

This study consists of two empirical analyses. The first part examined the factors that affect decision-making in prospective

payment system participation by applying the logistic regression model, using the National Health Insurance Corporation (NHIC) claims database in 2007. For the second part, the effect of the DRG-PPS on LOS was investigated with data from the longitudinal claims database from 2002 to 2007. To determine whether there is an effect and to what extent on LOS shortening, the Heckmans' treatment effect model and Instrumental Variable regression model were used in this study. On the other hand, Fee-for-service (FFS) institutions (non-participating groups) were the counterpart which had never participated.

The results of the analysis show that the DRG-based PPS was selected based on a number of factors rather than just any one factor. In particular, the aggregated patients' characteristic variables of the provider (e.g. personnel, facilities, and equipment) were more closely related to decision-making. The factors affecting participation in DRG-based PPS were as follows: the proportion of severe patients per institution, the proportion of Medicaid patients per institution, the number of specialists per institution, and the separation of clinic and hospital.

In the analysis, even after controlling for endogeniety, the coefficients of the LOS estimation were statistically significant and had a consistent direction; however, the overall values of the two-stage endogenous models were much larger.

From the econometric analysis, with the exception of Tonsillectomy and Adenoidectomy (059DRG) in clinics and Cesarean Section (370DRG)

in hospitals, an effect from length of stay was observed for all disease groups as follows: (1) for Cataract (039DRG) in clinics, LOS for DRG was 17.9% shorter than that of FFS (coefficient: −0.198); (2) for Tonsillectomy and Adenoidectomy (059DRG) in hospitals, LOS for DRG compared to FFS, respectively, was 3.94 and 4.07; (3) Hemorrhoid procedures (157DRG) in clinics and hospitals were lower at 89.5% (coefficient: −2.258) and 88.2% (coefficient: −2.142), respectively, and (4) Cesarean Section (370DRG) in clinics decreased by 27.3% for LOS.

This study shows that the DRG-based Prospective Payment system to some degree had some effect. However, further study is necessary to examine the effect of cost containment and other performance indices (e.g. medical expenditure, mortality, quality of care, patient satisfaction etc.) as well.

Keywords: Diagnosis-Related Group (DRG), Prospective Payment system(PPS), Endogeniety, Selection Bias, Instrumental Variable (IV), Heckman's treatment effect model

Student Number: 2002-30842