

소규모 지역간 의료이용의 변이로 인한 사회적 후생손실 추정

- 내과계 다빈도 상병의 입원을 변이를 중심으로 -

신현웅

한국보건사회연구원

안형식

고려대학교

이충섭

건강보험심사평가원

본 연구는 소규모 지역별 의료이용 변이의 정도를 파악하고, 변이 발생에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 또한 변이를 발생시키는 요인(즉, 수요자 요인, 공급자요인 등)들로 설명 가능한 변이의 정도가 어느 정도인지를 파악하고, 이러한 요인들을 모두 통제한 상태에서도 설명되지 않는 부적절성과 불확실성 등으로 인한 의료이용의 변이를 측정하였다. 마지막으로 지역 간 의료이용 변이로 인해 발생되어지는 사회적 후생 손실을 표준화된 경제모델(Phelps 등, 1990)을 통해 화폐단위로 파악해 보았다.

상병별 분석결과, 내과계 상병의 표준화 전 변이계수는 '만성폐쇄성 폐질환(chronic obstructive pulmonary disease)'이 0.6676으로 가장 높았고, 표준화 후 변이계수는 '호흡기 감염 및 염증(respiratory infection and inflammation)'이 0.5188로 가장 높았다. 반면 '신부전(renal failure)'이 표준화 전 변이계수가 0.3167로 가장 낮았고, 표준화 후 변이계수는 '뇌졸중(cerebrovascular accident)'이 0.2856으로 낮았다.

상병별 후생손실 계산 결과, 내과계 중 '단순폐렴 및 흉막염(simple pneumonia and pleuritis)'의 손실금액이 221억원으로 가장 컸고, 손실률은 '고혈압(hypertension)'이 39.34%로 가장 높았다. 그리고 '소화기 악성종양(malignant neoplasm of gastrointestinal tract)'의 경우 손실률이 5.57%로 가장 낮았다. 내과계 20개 상병을 합한 결과 총 진료비 8864억 중 1366억원(15.41%)가 설명되어 지지 않는 변이로 인한 후생손실로 나타났다.

본 연구는 지역간 의료이용의 변이가 어느 정도인지 그리고 변이의 원인이 무엇인지 등을 파악하는 것뿐만 아니라 그 변이로 인한 사회적 후생손실이 얼마인지를 산출해 냈다는 점에서 선행 연구들과 구별된다. 이러한 후생손실 계산은 변이를 줄이는 비용과 연계하여 정책의 우선순위를 설정하는데 중요한 근거가 될 것이다.

주요용어 후생손실, 소규모 지역간 변이, 의료이용, 입원율, 부적절성, 불확실성

I. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

보건의료 정책에 있어서 의료이용의 수준을 파악하고 의료이용에 영향을 미치는 요인들을 파악하는 것은 보건의료 정책수립에 필수적인 사항이다. 이러한 의료이용에 관한 연구는 한정된 보건의료 자원을 의료서비스를 필요로 하는 사람들에게 효율적으로 제공하기 위한 정책의 기초자료로서 연구되어야 할 필요가 있다. 이러한 의료이용에 대한 연구들은 개인이 의료이용을 하는 수준을 파악하고, 개인의 의료이용에 영향을 미치는 요인들을 규명하는 연구들이 많았다. 개인별 의료이용 분석은 개인의 건강상태, 사회경제적 요인 등 수요자 중심의 원인을 중심으로 이루어져 의료이용과 의료공급 간의 관계를 설명하기에는 한계를 가지고 있다. 그러나 개인단위의 의료이용이 아닌 지역단위의 의료이용 변이에 대한 연구는 지역을 분석 단위로 설정함으로써 개인단위의 의료이용 연구에서 파악하기 어려운 의료공급 요인과 의료이용과의 관계를 연구하는데 적합한 방법으로 알려지고 있다(이선희, 1994). 왜냐하면 지역단위를 분석 대상으로 하는 것은 지역 단위 내의 주민들의 특성이 지역간에 비슷하다고 가정하는 경우 의료이용의 차이를 공급자 요인 중심으로 설명하기가 용이하기 때문이다(조우현, 1991).

소규모 지역간 변이(small area variation)는 다른 조건들이 비슷한 시장 영역에서 인구당 수술률, 의사방문회수, 병원 입원율 등에서 큰 차이를 보이는 현상을 말한다. 소규모 지역간 변이 연구의 시발점은 1938년 영국의 Glover가 학령기 아동의 편도절제술이 지역별로 변이가 매우 크다는 결과를 발표한 이후이며, 현대 소규모 지역간 변이 관련 연구는 Wennberg 등(1973, 1982)의 뉴잉글랜드 병원시장 연구가 그 시발점이라 할 수 있다(Folland 등, 2003).

소규모 지역간 변이는 그 지역의 소득, 교육, 그리고 보험적용 범위 등과 같은 사회경제적인 요인뿐만 아니라, 성, 연령 등 건강상태를 통제한 상태에서도 남아있다(Phelps 등, 1990). 이러한 의료이용의 변이에 대한 가능한 설명으로는 치료에 대한 효능과 적절성에 관하여 의학전문가들 사이에서도 혼란스러운 의견차이가 있다는 것이다. 최근 소규모 지역간 연구에서 가장 논란이 많은 주제는 지역들 사이의 의료이용률의 변이가 부적절한 의료가 제공되는지 여부이다.

이처럼 보건경제학 분야에서는 불필요한 의료이용으로 인한 사회적 후생손실을 계산하여 의료비 지출의 절약 가능한 정도를 측정하는 것이 중요하였다. Phelps(1995)는 소비자 잉여의 개념을 이용하여 의료이용률의 변이로 인한 사회적 후생손실의 양을 측정할 수 있다고 하였다. 그리고 Phelps(1990, 1992)에서 회귀분석을 이용한 실제 한계편익곡선을 추정하는 방식으로 후생손실을 계산하였다.

우리나라의 소규모 지역간 의료이용의 변이에 관한 연구는 입원율과 수술률 등 의료이용에 있어서 지역간 변이가 있는지를 보여주는 연구들이 많았으며 지역간 의료이용 변이에 영향을 미치는 요인을

파악하는 연구들이 대부분이었다. 그리고 기존의 국내 연구에서는 조사대상자를 지역의료보험 적용자로 한정하거나, 특정 질병 중심으로 설명하는 경향이 있고, 분석 자료의 기간도 짧아 여러 가지 편향(Bias)(예: 계절적 요인 등)이 있을 개연성이 많았다. 그리고 이론적 측면에서는 지역별 변이의 주된 원인으로 논의되고 있는 의료의 불확실성이나 부적절성에 대한 논의가 부족했다. 그리고 지역간 의료이용의 변이로 인해 발생하는 사회적 후생손실이 어느 정도인지에 대하여는 전혀 연구된 바가 없었다. 따라서 지역간 의료이용의 변이를 사회경제적 요인, 수요자 요인(즉, 건강상태, 성, 연령 등), 그리고 공급량 등에 의해 설명되어지는 정도를 파악하고, 이러한 모든 변수를 통제된 상태에서도 설명되어지지 않는 변이 정도를 파악하여 이로 인한 사회적 후생손실이 얼마인지 화폐단위로 측정하는 것이 필요할 것으로 판단된다.

이러한 사회적 후생손실 계산은 불확실성이나 부적절성으로 인한 사회적 후생손실이 클 경우, 후생손실을 절약하는 방안 모색에 도움이 될 것이다. 궁극적으로는 지역간 변이를 줄이기 위해 보건의료의 성과를 분석하고, 임상진료 지침과 의료의 질 평가를 위한 표준을 개발하는 연구에 있어 우선 순위를 선정하는 기준이 될 수 있다.

2. 연구의 목적

본 연구는 건강보험 지역가입자, 직장가입자 그리고 의료급여 대상자를 모두 포함한 전 국민을 대상으로 2003년 1년간 입원한 전체 입원건을 가지고, 거주 지역을 중심으로 설정한 소규모 지역별로 KDRG(Korean Diagnosis Related Group) 상병별 의료이용 변이의 정도를 파악하고자 하는 연구이다. 그리고 지역별 의료이용이 변이가 존재한다면 변이의 특성을 살펴보고 변이 발생에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 한다.

또한 변이를 발생시키는 요인(즉, 수요자 요인, 공급자요인 등)들로 설명 가능한 변이의 정도가 어느 정도인지를 파악하고, 이러한 요인들을 모두 통제된 상태에서도 설명되지 않는 부적절성과 불확실성 등으로 인한 의료이용의 변이를 측정하고자 한다. 마지막으로 지역간 의료이용 변이로 인해 발생되어지는 사회적 후생 손실을 표준화된 경제모델(Phelps 등, 1990)을 통해 화폐단위로 파악해 보고자 한다.

II. 이론적 고찰

1. 지역간 변이의 원인

소규모 지역간 변이의 원인으로는 여러 가지가 지적될 수 있으나, 크게 수요자 요인과 공급자 요인으로 나눌 수 있다. 그리고 공급자 요인은 부적절성(inappropriateness), 불확실성 (uncertainty),

그리고 의료자원 공급량으로 볼 수 있다.

가. 수요자 요인

지역간 의료이용의 수요자 요인은 지역주민의 건강상태, 지역주민의 사회경제적 위치, 그리고 보험적용 범위 등으로 구분할 수 있다. 먼저 지역주민의 건강상태는 의료이용을 결정하는 가장 중요한 요인으로 연령과 성이 건강을 결정하는 가장 중요한 기본요소이다(Phelps, 1993). 대부분의 선행연구에서는 직접표준화법을 사용하여 지역주민의 연령과 성을 표준화 후 지역별 의료이용 차이를 비교하였다. 그리고 건강상태를 나타내는 대리변수로 지역간 사망률이 많이 사용되었는데, 특히 건강형평성(equity in health) 연구 등에서 계층별 건강수준의 측정도구로써 많이 사용되었고, 입원율의 지역간 변이 요인을 분석한 국내 연구 등에서도 건강수준의 대리변수로 표준화 사망률을 사용하였다(신영전 등, 1998; 김윤미, 2003). 이러한 표준화 사망률은 지역주민의 건강수준은 잘 반영할 수 있지만, 각 수술과 관련된 건강문제를 반영하기에는 한계가 있다고 제시하고 있다(김윤미, 2003).

지역사회 주민의 사회경제적 특성은 의료 필요(medical need)의 차이를 야기할 뿐만 아니라 의료서비스에 대한 구매력과 지리적, 시간적 접근도의 차이를 가져오는 요인으로 알려져 있다. 이 가운데 소득과 교육수준이 특히 중요하다. 그리고 개인적 수준에서도 사회경제적 요인이 건강에 영향을 미친다는 연구들은 많으며, 이러한 사회경제적 변수로서 소득수준, 교육수준, 직업, 연령, 성, 결혼상태 그리고 지역 등이다(Victor R. Fuchs, 2004)

그리고 개인의 의료이용 수준에서 보험의 적용범위, 즉 본인부담 수준에 따라 변이가 크게 발생하는 것으로 나타났다(Phelps, 1990). 그러나 지역간 변이에서는 가격이나 보험적용 범위의 차이가 일차적인 원인이라고 할 수 없는데, 이러한 근거로 지역간 변이 패턴이 민간보험 시스템의 미국과 국가보장시스템인 영국이나 캐나다와 같이 나타나기 때문이라고 설명하고 있다(Phelps, 1993).

나. 공급자 요인

1) 의료공급량 및 지불제도

Wennberg와 Gillelsohn(1973)은 지역간 주민들의 인구학적 특성이나 사회경제적 특성을 동일하다고 가정하고 의료이용의 차이는 의료공급량 때문으로 설명하였다. 이처럼 소규모 지역간 의료이용차이를 설명하는데 많은 학자들이 관심을 갖고 있는 요인이 의료공급과 관련된 부분이다. 특히 의료공급 자원과 관련된 요인으로 가장 많이 논의되는 것이 그 지역의 병상수와 의사수이며, 많은 선행연구에서 1인당 의사 수나 병상수와 같은 공급자원 증가에 비례하여 의료이용량이

증가한다는 것이 검증된 바 있다(Wennberg & Gillelsohn, 1973; Wennberg 등, 1987; Fisher 등, 2000).

2) 부적절성

소규모 지역간 변이 연구에서 가장 논란이 많은 주제는 지역간 의료이용의 차이가 부적절한 의료에 의한 것인가 하는 것이다. 부적절성 관점에서는 지역별 변이가 발생하는 원인을 의료이용이 높은 지역에서 해당 의료서비스를 부적절하게 과다하게 사용하는 것에 있다고 본다(Chassin, 1993). 이러한 경우 이용률이 높은 지역에서는 이용률이 낮은 지역의 수준만큼 절약할 수 있을 것으로 판단되며, 이러한 관점에 많은 경제학자들이 관심을 기울였다. 예를 들어 보스톤과 뉴헤븐 지역의 의료이용량 비교에서 두 지역이 인구학적으로 유사한 특성을 가지고 있음에도 보스톤 지역이 뉴헤븐 지역보다 1인당 병상수가 더 많고, 1인당 의료비가 80%이상 높았으며 이러한 차이는 20여년간 지속되었다. 그러나 두 지역의 사망률 비교에서는 두 지역간 사망률의 차이가 없었다. 따라서 보스톤 지역의 보건의료비 지출을 상당히 줄일 여지가 있다고 주장하였다(Wennberg 등, 1989). 이처럼 부적절성 가정이 더욱 주목을 받게 되는 것은 의료공급 자원과 의료이용량이 많은 지역이라고 하여 건강결과(health outcome)까지 더 좋은 것은 아니라는 사실과 심지어 과다한 의료공급이 건강결과에 악영향을 준다는 연구결과들과 관련이 있다고 할 수 있다.

3) 불확실성(Uncertainty)

Arrow(1963)는 의료에 있어서 수요측면과 공급측면 모두에 불확실성이 광범위하게 존재한다고 밝히고 있다. 소비측면에서는 소비자들이 자신의 건강상태에 대해 확신이 없으며 어떤 경우에 의료가 필요한지 잘 알지 못한다는 것으로 의료수요가 개인적 관점에서 볼때 원래 불규칙하다는 것을 의미한다. 공급측면에서도 불확실성은 광범위하게 존재하는데, 통상적인 상품구매(예, 고기, 우유, 영화티켓 등)는 아주 쉽게 알 수 있고 예견된 효용을 가져다 주는 반면, 보건의료분야에서는 생산물에 몇 가지 불확실성이 존재한다. 이는 소비자들은 의사들의 조언이 없다면 다양한 치료법의 예견되는 효과에 대해 대개 알지 못하며, 의사들 스스로도 치료법의 결과에 대해 확신을 갖고 예견할 수 없는 경우가 많다는 것이다.

부적절성은 환자와 의사 사이에 정보의 격차에서 파생된 문제인 반면, 소규모 지역간 변이는 의사의 무지 및 확신부족에서 비롯된 문제라고도 할 수 있다. 모든 의사들이 완전한 대리인의 역할을 충실히 수행할지라도, 의사들이 여러 기술들이 가지는 생산성들에 무지하다면 환자에게 후생손실을 발생시킬 수 있고 이러한 원인은 의학정보의 불충분한 보급 즉 불확실성에 원인을 찾아볼 수 있다(Phelps, 2000).

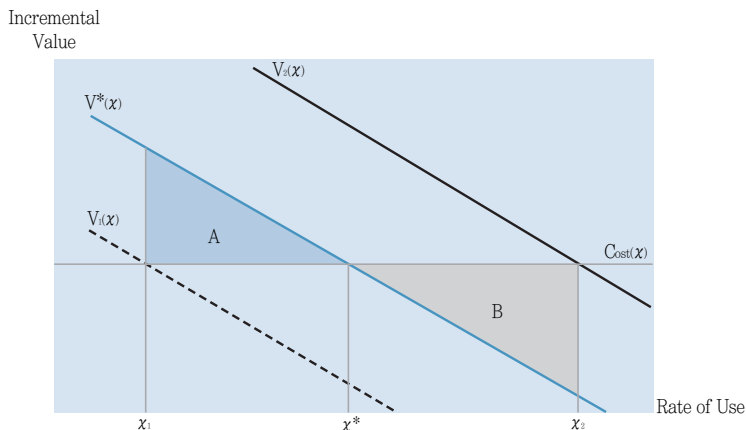
2. 변이로 인한 사회적 후생손실

가. 사회적 후생손실

보건학자와 정책입안자들이 지역간 변이에 관심을 집중하는 것은 의료이용의 지역간 변이로 인한 사회적 후생손실(social welfare loss)의 가능성 때문이다. 미국의 보건경제학자 Phelps와 Parente(1990)에 의해 최초로 시도된 지역간 변이로 인한 후생손실 추정은 경제학의 소비자 잉여(consumer surplus) 개념에서 출발하고 있다. 즉, 그림 1에 나타나 있는 바와 같이, 전 지역의 평균 이용율(X^*)을 벗어나는 변이는 그것이 과소 이용(X_1) 혹은 과다이용(X_2)으로 나타나게 되는 데, 이는 각각 와의 넓이에 해당하는 소비자 잉여에 의한 손실에 해당하며, 이들 면적의 총합이 사회적 후생손실이라는 것이다(Folland 등, 2003). Phelps(1995)는 이러한 지역간 변이로 인한 후생손실은 의료보험으로 인한 도덕적 해이(moral hazard)로 인한 손실보다 그 규모가 아마도 클 것이라고 지적하였다.

Dranove는 2000년 그의 저서 “The Economic Evolution of American Health Care”에서 Phelps의 사회적 후생 손실과 관련된 내용을 인용하며, 실질적으로 Phelps를 중심으로 한 사회적 후생 손실 계산을 하나의 방식으로 인정한 바 있다. 한편, Phelps와 Mooney(1992)는 Phelps와 Parente (1990)의 후생손실 계산에 있어서 보험의 유무에 따라 개별 질환의 수요 함수가 이동(shift)할 수 있다는 점을 간과하고, 고정된다는 가정은 올바른 결과를 도출할 수 없다고 밝히고 있다. 따라서 이들은 대안으로서 개별 질환의 가격 탄력성을 구하기보다는 전체 가격 탄력성을 단일하게 적용할 것을 권고하면서, 이러한 방법을 적용한 결과가 개별 탄력성을 적용한 것과 크게 다르진 않으나 논리적 오류(logical error)를 벗어나는 길이라고 밝히고 있다.

그림 1. 소비자 잉여와 후생 손실



나. 입원율의 가격 탄력치

후생손실 계산에 있어 입원율의 가격 탄력치는 필수적인 요소이다. 그러나 우리나라에서는 입원율의 가격탄력치를 계산한 연구가 부족한 상태이다. 우리나라 선행연구로는 “의료보험 하에서의 의료수요의 가격탄력성에 관한 실증분석”(김춘배 등, 1995)에서 외래의 가격탄력성을 구한 결과가 있다. 김춘배(1995)의 연구에서는 외래의 법정 본인부담률의 변화에 따라 의료이용량의 변화를 대수 변환하여 계산하였다. 하지만 가격변화에 있어 큰 부분을 차지하는 비급여 부분을 제외한 법정본인부담만을 가지고 가격탄력치를 계산하였다는 한계와 입원은 법정 본인부담율이 변하지 않아 그것마저도 계산해 내지 못했다는 한계가 있다. 또 다른 연구로는 1989년 “전국민 의료보험 실시에 따른 사회전체 순편익”(김한중, 이해중)에서는 1977년 건강보험 도입이후 건강보험에 가입한 사람과 가입하지 않는 사람 사이에 일반수가와 건강보험수가 차이에 따른 의료이용량의 변화를 가지고 가격 탄력치를 구한 연구가 있다. 이 연구는 일반수가와 보험수가의 차이를 가격의 차이로 보았으나, 실질적으로 환자가 부담하고 느끼는 가격은 수가가 아닌 실질 본인부담임을 감안할 때 한계가 있음을 알 수 있고, 20년 전의 연구 결과를 본 연구에 참조하기에는 적절하지 않다고 판단하였다. 미국의 경우는 RAND의 HIE(Health Insurance Experiment)에서는 보험에 가입한 사람과 가입하지 않은 사람의 본인부담의 차이에 따른 의료이용량의 차이를 무작위 임상실험을 통해 가격탄력치를 계산하였다. Phelps와 Parente(1990)에서도 RAND 연구에서 구한 가격탄력치 0.15를 활용하여 계산하고 있다. 가격탄력치와 관련된 다른 연구들은 표 1과 같다.

표 1. 다양한 연구의 가격탄력치

연구자	종속변수	가격탄력치
Fuchs and Kramer(1972)	1인당 의사 방문 회수	0.15~0.20
Feldstein(1971)	1인당 병원입원 회수	0.63
Newhouse and Phelps(1976)	병원 재원 기간	0.06
Manning et al.(1987)	병원 입원 회수	0.14~0.17
Chiswick(1976)	노인 1인당 요양원 재원자수	0.69~2.40

자료: Folland S, Goodman AC, Stano M(2003). The economics of health and Health Care: 4th Edition, Pearson Education.

Ⅲ. 연구 방법

1. 연구설계 및 이용자료

가. 연구설계

본 연구에서는 지역간 의료이용 변이에 따른 후생손실추정을 위해 첫째, 소규모 지역을 설정하였다. 둘째, 내과계 입원 다빈도 상위 20개 상병에 대한 변이 정도를 파악하였다. 셋째, 변이를 설명할 수 있는 변수들을 통제한 상태에서의 변이 정도를 파악하였다. 넷째, 여러 통제변수로도 설명되어지지 않는 변이로 인한 후생손실에 대하여 Phelps의 표준화된 경제모델을 이용하여 후생손실을 계산하였다.

나. 소규모 지역설정

소규모 지역설정은 138개 중진료권을 분석단위로 하여, 서울 등 대도시의 경우 지역별 입원환자 중심 친화도(RI: relevance index)와 지역중심 환자구성비(CI: commitment index)를 토대로 몇 개의 소규모지역으로 추가 분할하여 전국을 158개 소규모지역으로 구분하였다.

다. 이용자료

연구에 사용된 주요 자료는 건강보험 및 의료급여 대상자에 대한 입원진료비 청구 자료이다. 조사 대상자는 건강보험심사평가원에서 청구되어 심사 완결된 입원 자료 중 진료개시일이 2003년 1월 1일부터 2003년 12월 31일 사이인 자료를 색출하였다. 심사평가원 입원건수는 청구된 청구건수 개념으로 실제 입원건과 다르다는 한계가 있었다. 따라서 청구 건을 진료 건으로 합산하는 기준을 정하여 합하였다.

대상자들의 시·군·구 거주지역과 관련된 정보는 국민건강보험공단에서 보유하고 있는 가입자들의 행정전산망 상의 주민등록 거주지역 정보를 활용하였다. 그리고 입원율에 모수가 되는 지역별 인구수는 행정자치부 행정전산망 주민등록자료(2003년)를 활용하였다. 지역별 교육수준과 관련된 자료는 통계청 인구주택 총조사 자료(2000) 이외에는 다른 자료 없다는 자료상의 한계로 인해 인구센서스자료를 활용하였다.

지역별 소득변수는 건강보험 보험료를 대리변수로 사용하였으며, 이는 자영업자의 소득과악이 미진한 상태에서 부득이한 선택으로 본 연구의 제한점이다.

주민의 건강수준을 대신할 변수로 사망률은 통계청 사망원인 통계자료(2003)를 활용하였으며,

성별 연령별 표준화 사망률을 사용하였다.

공급요인 변수인 공급자와 관련된 자료는 건강보험심사평가원이 보유하고 있는 요양기관 관련 정보(2003)를 활용하여 지역별 의사수, 병상수, 간호사수 및 장비보유 현황 등의 자료를 구하였다.

표 2. 수집정보 및 활용자료

수집정보	활용자료
조사대상자의 거주지 정보	건강보험 자격 D/B(2003년)
청구 명세서 관련 정보	건강보험 개인급여 D/B(2003년)
지역별 연령별 성별 인구	행정전산망상의 주민등록 자료(2003년)
지역별 연령별 성별 사망률	통계청 사망원인통계자료(2003년)
지역별 소득수준 자료	건강보험 부과 D/B(2003년)
지역별 주민의 교육수준	통계청 인구센서스자료(2000년)
요양기관 관련 정보 - 소재지, 인력, 병상수, 장비 등	건강보험 요양기관 D/B(2003년)
가격 탄력치 계산을 위한 상병별 가격자료	한국보건사회연구원 조사자료(2003년)

사회적 후생손실 계산을 위해 가격의 탄력치를 구하여야 하는데, 이때 가격의 차이를 계산하기 위한 자료로써 2005년 한국보건사회연구원에서 수행된 “의료급여환자 의료지출실태 및 급여개선방안” 연구 중 건강보험과 의료급여 대상자들의 비급여를 포함한 본인부담 실태 파악을 위해 27개 공급자를 대상으로 조사한 자료(2003년 기준)를 활용하였다.

2. 분석모형

가. 소규모 지역별 변이 분석모형

본 연구에서는 소규모 지역별 변이 정도는 분석대상 상병별 최대, 최소, 그리고 EQ(최대, 최소의 비)로 제시하였다. 그리고 사회적 후생손실 계산 시 사용되는 CV를 같이 제시하였다. 이때 가장 먼저 연령, 성별 요인 등도 전혀 고려하지 않은 상태에서의 입원율의 변이를 제시하였고, 입원율의 가장 결정적인 요인인 성과 연령을 직접 표준화한 상태에서의 입원율의 변이를 파악하고자 하였다. 이후 소규모 지역간 변이에 영향을 미치는 요인들에 대하여 선행 연구들에서 제시된 변수를 선택하여, 회귀분석에 의해 이 변수들을 통제한 상태에서의 변이의 정도를 파악하고자 하였다. 지역간 변이에 영향을 주는 요인으로 크게 수요자 요인과 공급자 요인 그리고 시장적 요인으로 구분하였으며, 요인별 변수는 다음표 3과 같다.

먼저 지역간 의료이용의 변이에 수요자 요인으로 수요자의 성, 연령, 교육수준, 소득수준 그리고 건강수준 등을 들 수 있다.

공급자 요인으로는 각 지역별 전문의 수와 병상수, 간호사수 그리고 고가 의료장비 수 등을 들 수 있으며, 변수로는 각 지역별 인구 1,000명당 의사수, 병상수, 간호사수 그리고 고가 의료장비수를 사용하였다.

시장적 요인으로는 의료이용의 지역간 이동을 보정하기 위하여 의료이용 자체 총족률과 각 지역 병원의 환자 구성비를 사용하였다.

최종적으로 성·연령을 직접 표준화한 입원율을 종속변수로 사용하고 위에서 제시한 소규모 지역별 변이에 영향을 미치는 요인들을 독립변수로 하여 회귀분석을 실시하였다. 여기서 다른 요인들이 입원율을 설명하는 정도를 회귀분석의 R²로 간주하고, 다른 요인들을 통제된 상태에서의 변이 정도를 보정된 변이계수 즉, 보정된 변이계수(CV) = $\sqrt{(1 - R^2) * CV^2}$ 를 계산하여 제시하였다.

표 3. 소규모 지역간 변이에 대한 분석변수

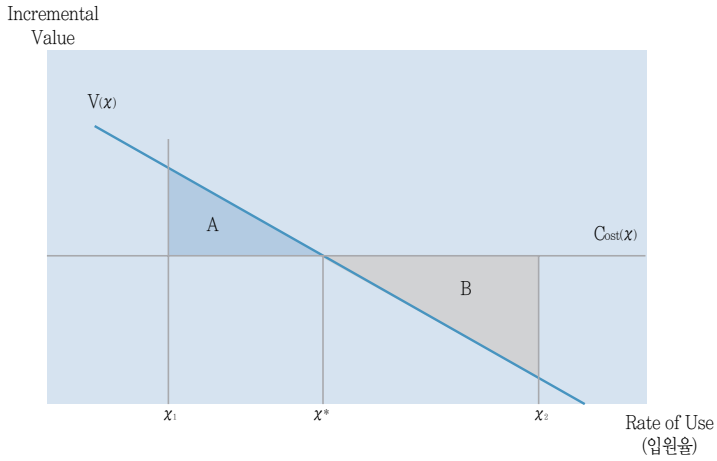
변수	조작적 정의
종속변수 소규모 지역별 입원율	지역별 입원율 성, 연령 표준화 입원율
독립변수 수요자 요인 소득수준 교육수준 건강수준	주민의 부담능력 수준(건강보험 부과자료) 전문대 이상 가구주의 비율 표준화 사망비
공급자 요인 전문가의 수 병상수 간호사수 고가 장비 보유수준(CT, MRI, EMG 등)	인구 1,000명당 해당 전문의 수 인구 1,000명당 병상수 인구 1,000명당 간호사수 인구 1,000명당 고가장비 보유대수
시장적 요인 자체총족률 환자구성비	입원서비스의 자체총족률 입원서비스의 환자구성비

나. 사회적 손실 추정 모형(표준화된 경제모델)

미국의 보건경제학자 Phelps와 Parente(1990)에 의해 최초로 시도된 지역간 변이로 인한 후생손실 추정은 경제학의 소비자 잉여(consumer surplus) 개념에서 출발하고 있다.

또한 후생손실 추정은 의료이용에 있어 의료 이용률이 증가함에 따라 한계가치는 결국 감소하게 된다는 간단한 이론이며, 많은 의료개입에 대한 분석이 같은 이론을 따르고 있다.

그림 2. 의료이용 변이에 따른 후생 손실



X가 0으로부터 의료개입 X까지의 한계가치곡선 아래의 영역은 총환자의 후생복지를 나타낸다. 소비자의 건강(후생)을 최대화하는 이용률은 한계가치(V(x))와 한계가격(the incremental cost of undertaking the activity)이 같은 지점(그림 2, X*)이다(Phelps & Parente, 1990).

이 지점으로부터 각 방향으로의 편차는 환자의 후생손실이다. 만약 어떤 지역이 X1과 같이 의료개입 X를 너무 적게 사용했다면, 환자는 자기가 부담한 비용보다도 적게 의료를 거부당한 것이며, 그 정도는 A 면적 만큼이다. 만약에 어떤 지역이 X2와 같이 의료개입 X를 너무 많이 사용한다면, 환자는 사용할 수 있는 부분보다 너무 많은 치료를 받은 것이며, 손실정도는 B 면적 만큼이다. 즉, 모든 $X > X^*$ 인 경우이다.

그러나 적절한 이용량($V(x)=MC$)은 현재 이용의 평균과 일치할 수도 일치하지 않을 수도 있다. 그러나, 첫째로 모든 지역의 의료개입 X에 대한 평균이 옳다는 가정에 의존하여 분석을 발전시킨다. 이 방법은 잠재적인 오류가 있을 수 있지만, 이용율에 대한 전체적인 편향에 대한 직접적인 완전한 기술평가나 추정 없이 할 수 있는 최선의 방법이다.

사회적 후생손실의 양은 삼각형(그림 2에서 A와 B)의 합이며, 이를 계산하는 산식은 다음과 같다.

사회적 후생손실을 평가할 지표 산식:

$$W = 0.5 \times (\text{total spending on X}) \times (\text{Coefficient of Variation})^2 \times \epsilon$$

다. 계산방식

1) 후생손실 계산방법

먼저, 상병j의 총 후생손실은 전 지역에서 발생된 손실을 모두 더해준 것이므로, i 지역에서의 j 상병에 이용된 의료량을 X_{ij} 라고 하고, 이에 따른 가치수준을 V_{ij} 라 할 때, N개 지역에서 발생한 총 손실 W_j 는 적정수준을 벗어나는 정도로서 다음과 같이 정의될 수 있다 (그림 2 참조).

$$\text{식 1) } W_j = 0.5 \times \sum_{i=1}^N \Delta X_{ij} \times \Delta V_{ij}$$

이때, ΔX 와 ΔV 는 그림 2에서와 같이 적정수준 X^* 와 V^* 를 벗어난 크기를 나타낸다.

전 지역의 j 상병 평균 이용률 μ_j 가 적정수준을 나타낸다고 가정하면 식 1)은 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다 (이때, 표기의 단순화를 위해 하첨자 j를 생략한다).

$$\text{식 2) } W = 0.5 \times \sum_{i=1}^N \Delta(X_i - \mu) \times \Delta V_i$$

여기서 ΔV_i 를 추정하기 위해 가치곡선(value curve) V의 기울기를 β 라 하면, $\Delta V_i = \beta(X_i - \mu)$ 가 되고, 따라서 식 2)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{식 3) } W = 0.5 \times \beta \times \sum_{i=1}^N (X_i - \mu)^2 = 0.5 \times \beta \times \sigma_x^2 \times N$$

$$\text{이때, 분산(variance) 공식에 의해 } \sigma_x^2 = \sum_{i=1}^N (X_i - \mu)^2 / N.$$

이상의 개념을 가용자료와 연계시키기 위해서는 몇 가지의 단순한 대수적 조정이 필요하다. 즉, ε 를 X가 1% 변할 때 V가 변하는 백분율을 나타내는 탄력도(elasticity)로 정의하면, $\varepsilon = (dV/V)/(dX/X) = \beta X/V$ 이 된다. 한편, 분산(σ_x^2)을 평균(average)의 제곱(μ^2)으로 나누어 변이계수(coefficient of variation)의 곱의 형태로 나타낼 수 있다 (즉, $CV^2 = \sigma^2/\mu^2$). 또한 암묵적으로 아래의 수식에서는 $\varepsilon = \beta X^*/V^*$ 와 $\mu = X^*$ 로 가정한다. 이들을 적용하면 식 3)은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{식 4) } W &= 0.5 \times \beta(X^*/V^*)(V^*/X^*) \times \mu^2 \times CV^2 \times N \\ &= 0.5 \times \varepsilon \times V^* \times X^* \times CV^2 \end{aligned}$$

이제 $V^* \times X^* = \text{total spending on X}$ 라고 표기하면, 다음과 같이 최종적으로 정리될 수 있다.

$$\text{식 5) } W = 0.5 \times (\text{total spending on X}) \times (\text{coefficient of variation})^2 \times \varepsilon$$

2) 탄력치 계산방식

식 5)의 ε 은 우리나라 입원율의 가격탄력치를 이용하여 구해야 하는데, 우리나라 선행연구 중 본 연구의 취지에 맞는 입원의 가격탄력치를 구하기 어려웠다. 따라서 본 연구에서는 새로운 입원율의 가격탄력치를 구하고자, 미국 RAND 연구에서와 Phelps와 Parente(1990)의 연구 등에서 사용했던 보험에 가입한 사람과 가입하지 않은 사람의 본인부담의 차이에 따른 의료이용량의 차이를 통한 가격탄력치 계산방법을 인용하였다. 이를 위해 우리나라에서 보험적용 범위가 다른 건강보험대상자와 의료급여대상자간의 본인부담의 차이에 따른 의료이용량의 차이를 가지고 의료가격 탄력치를 계산하였다. 이를 위해 2005년 한국보건사회연구원에서 “의료급여환자 의료지출실태 및 급여개선방안” 연구 중 건강보험과 의료급여 대상자들의 비급여를 포함한 본인부담 실태 파악을 위해 27개 공급자를 대상으로 조사한 연구결과가 거의 유일한 자료였기에 이 자료를 활용하였다.

두 번째로 의료이용량의 차이를 계산함에 있어 미국의 경우는 보험가입한 사람과 가입하지 않은 사람들 간의 다른 요인들은 동일하다는 전제하에 계산되었으나, 우리나라의 경우 건강보험과 의료급여 대상자간에는 성, 연령 그리고 건강상태 등이 원칙적으로 달라 의료이용량의 차이가 단순히 가격효과에 의한 것만이라고 하기 어려운 한계가 있다. 따라서 의료급여 대상자의 성, 연령 등 의료급여대상자의 특성을 보정한 상태에서의 의료이용률을 계산하기 위하여 간접표준화방법(indirect standardization)을 활용하여 이를 보정하였다.

최종적인 ε 은 위 손실계산식의 분해과정에서 나타난 바와 같이 가격탄력치의 역수를 의미하고, 이에 대한 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \varepsilon &= \% \Delta \text{Price} \div \% \Delta X \\ &= (\text{건강보험 본인부담액} - \text{의료급여 본인부담액}) / \text{건강보험 본인부담액} \\ &\div (\text{건강보험 입원율} - \text{보정한 의료급여 입원율}) / \text{건강보험 입원율} \end{aligned}$$

IV. 분석결과

1. 지역간 변이의 정도

가. 전체 질병에 대한 지역간 변이

전체 질병의 입원율에 대한 지역간 변이를 보면, 먼저 성·연령 표준화 입원율은 포천시가 1년에 10만명당 2,955건을 입원하여 가장 적은 지역이었고, 양평은 12,459건으로 가장 많았다. 따라서

최대와 최소의 배수인 EQ는 4.2164배이었다. 그리고 표준화하기 전에 변이계수는 0.2369이었으며, 표준화 후는 변이계수가 0.2048로 떨어졌다.

표 4. 전체 질병의 성·연령 표준화 입원을 지역간 변이

(단위: 1년 입원건수/10만명)

측정항목	최소	최대	EQ	표준화전 CV	표준화후 CV
값	2,955	12,459	4,2164	0,2369	0,2048

나. 상병별 입원을 추이결과

상병별 입원율의 추이에서 상병은 입원 빈도가 많은 내과계 상병을 기준으로 하였으며, 단 분만관련 상병은 제외하였다. 최종 선택된 내과계 상병과 DRG 코드는 표 5와 같다.

표 5. 최종 선택된 내과계 다빈도 상병 20개

구분번호	상병명	코드*
1	뇌졸중	B66
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	B68
3	간질 및 두통	B74
4	평형장애	D61
5	중이염 및 상기도 감염	D64
6	단순폐렴 및 흉막염	E612,E613
7	호흡기 감염 및 염증	E611,E614,E615,E616
8	만성폐쇄성 폐질환	E68
9	천식 및 기관지염	E69
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	F60,F61
11	심부전 및 속	F63
12	고혈압	F68
13	소화기 악성 종양	G60
14	위장관 출혈	G61
15	염증성 장관질환	G67
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	H64
17	비수술적 척추 질환	I68
18	상박 및 소퇴부의 외상	I74,I75
19	당뇨병	K60
20	신부전	L60

주: *KADRG ver. 3.0

내과계 상병별 입원율의 지역간 변이는 '만성폐쇄성 폐질환' 이 변이계수가 0.6676으로 가장 높았고, EQ는 '고혈압' 이 25.56배로 가장 높았다. 표준화한 변이계수는 '호흡기 감염 및 염증' 이 0.5188로 가장 높았다. 반면 '신부전' 이 변이계수가 0.3167로 가장 낮았고, 표준화 변이계수는 '뇌졸중' 이 0.2856으로 낮았다.

표 6. 내과계 다빈도 상병 20개 상병별 입원율의 지역간 변이

(단위: 1년 입원건수/10만명)

구분번호	상병명	최소	최대	EQ	표준화전 CV	표준화후 CV
1	뇌졸중	92	516	5.59	0.4243	0.2856
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	15	125	8.57	0.4801	0.3898
3	간질 및 두통	22	119	5.34	0.3416	0.3335
4	평형장애	10	118	11.89	0.4851	0.4305
5	중이염 및 상기도 감염	39	430	10.97	0.4370	0.4289
6	단순폐렴 및 흉막염	79	846	10.66	0.4357	0.4112
7	호흡기 감염 및 염증	21	294	13.84	0.5572	0.5188
8	만성폐쇄성 폐질환	19	249	13.02	0.6676	0.4670
9	천식 및 기관지염	46	565	12.35	0.5400	0.5019
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	10	120	11.79	0.4867	0.4212
11	심부전 및 속	14	187	13.61	0.5903	0.4332
12	고혈압	15	393	25.56	0.6454	0.5049
13	소화기 악성 종양	59	254	4.32	0.3247	0.2577
14	위장관 출혈	35	198	5.74	0.4318	0.3592
15	염증성 장관질환	99	638	6.42	0.3580	0.3467
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	38	247	6.56	0.3873	0.3489
17	비수술적 척추 질환	124	1,066	8.62	0.4423	0.3712
18	상박 및 소퇴부의 외상	38	356	9.30	0.4254	0.4008
19	당뇨병	27	242	9.04	0.4337	0.3819
20	신부전	12	104	8.44	0.3167	0.3160

2. 지역간 변이로 인한 후생손실

가. 전체 상병의 후생손실

전체 상병을 하나로 통합하여 손실을 계산하는 것은 각 상병별 변이의 특성을 전혀 고려하지 않아 지역간 변이로 인한 전체 후생손실이라고 보기 어렵다. 하지만 하나로 통합한 결과를 제시하는 것은 지역간 변이로 인한 후생손실을 계산하는 절차와 전체적인 흐름을 파악하는데 도움이 될 것으로 판단되어 계산하는 방식 순으로 결과를 제시하였다.

전체 상병의 후생손실을 계산하기 위하여 전체 상병의 총 진료비와 성·연령 표준화전 변이계수, 표준화 후 변이계수, 다른 요인을 보정하기 위한 회귀분석의 결정계수(R²), 보정된 변이계수 그리고 마지막으로 전체 상병의 입원율에 대한 가격 탄력치를 구하여야 한다. 먼저 전체 상병의 총진료비는 치과, 한의과, 그리고 정신질환을 제외한 2003년도 입원 총진료비는 4조 4724억원이었다. 그리고 성·연령 표준화 전 변이계수와 표준화 후 변이계수는 표 5에서 제시한 바와 같이 각각 0.2369와 0.2048이었다.

그리고 성·연령을 제외한 지역간 변이에 영향을 주는 다른 변수들을 통제하기 위해 소득수준, 교육수준, 건강상태, 공급자 요인 그리고 시장적 요인들을 독립변수하고 성·연령을 표준화한 지역별 입원율을 종속변수로 하여 회귀분석을 실시하였으며 결정계수(R²)는 0.2670이었다. 회귀분석 결과, 건강상태, 간호사수, 자체충족률과 환자구성비 등은 95% 신뢰구간 안에서 통계적으로 의미가 있었고 교육수준, 병상수 그리고 고가장비보유수준은 90% 신뢰구간에서 의미를 가졌다. 그런데 소득수준과 의사수의 경우 90% 신뢰구간을 벗어나고 있지만 이론적 고찰 부분 중 여러 선행연구 등에서 입원율에 영향을 주는 요인으로 충분히 검증된 변수이므로 이 두 변수를 모두 포함하여 회귀모형을 구하였다.

표 7. 입원율에 대한 회귀분석 결과

변수	회귀계수	t-값	p-값
상수	6.9604	5.13	<0.0001
수요자 요인			
- 소득수준	0.04206	1.65	0.1018
- 교육수준	-8.4118	-1.94	0.0546
- 건강수준	0.1893	2.37	0.0192
공급자 요인			
- 전문의 수	7.3578	1.38	0.1698
- 병상수	0.5563	1.81	0.0717
- 간호사수	2.4741	2.27	0.0250
- 고가 장비 보유수준	25.5554	1.82	0.0707
시장적 요인			
- 자체충족률	-7.0262	-2.73	-0.0071
- 환자구성비	28.3965	3.30	0.0012

Model: F-value = 5.67, P <0.0001, R² = 0.2670

본 회귀식에서 오차항의 독립성, 즉, 자기상관(autocorrelation)을 검정하기 위해 더빈-왓슨 통계량 검정을 실시한 결과 1.770으로 2에 가까워 인접한 오차항들은 독립성을 만족하는 것으로 나타났다. 그리고 독립변수들 간의 선형종속 관계, 즉 어느 독립변수가 다른 독립변수와 밀접한 관계를 가지고 있는 정도를 나타내는 다중공선성(multicollinearity)을 검정하기 위해 분산확대 인자(variance inflation factor, VIF)와 모수추정치에 대한 허용도(tolerance) 검정을 실시하였다. 그 결과 전문의 수 변수를 제외한 변수들은 VIF가 2 미만으로 다중공선성이 없는 것으로 판단되었으나, 전문의 수의 경우 VIF가 8.65이고 tolerance가 0.1155로 다중 공선성이 있을 개연성이 있는 것으로 판단되었다. 하지만 통제변수를 줄일 경우 설명력이 떨어지고, 결과적으로 설명되지 않은 후생손실이 큰 것으로 나타게 된다. 따라서 약간의 다중공선성과 t-value가 적게 나타났지만 전문의 수를 독립변수로 포함하여 최종 모형을 선정하였다.

이상의 최종 회귀분석 결과 소득수준, 공급자 요인 등의 변수들은 소득수준이 높을수록 지역 공급량이 높을수록 입원율이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 교육수준의 경우 계수가 음의 값으로 나타나 교육수준이 높을수록 전체 입원율이 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 조우현 등(1994)과 김윤미(2003)의 연구에서도 같은 결과를 보여주고 있다.

다음으로 이 회귀분석에 의해 산출된 결정계수(R²)로 보정한 변이계수를 다음과 같이 계산하였다.

$$\begin{aligned} \text{보정된 변이계수 (CV)} &= \sqrt{(1 - R^2) * CV^2} \\ &= \sqrt{(1 - 0.2670) * 0.2048} \\ &= 0.1753 \end{aligned}$$

마지막으로 전체 상병의 입원율에 대한 가격 탄력치를 계산하기 위해 건강보험과 의료급여대상자들의 비급여를 포함한 실제 본인부담차이로 가격의 변화를 구하였다. 그리고, 건강보험과 의료급여 대상자들의 특성을 제외한 상태에서의 입원율의 변화를 구하기 위해 간접표준화 방법을 통해 입원율의 변화를 구하였다. 이에 대한 결과는 다음 표 8과 같으며, 최종적으로 입원율의 가격 탄력치는 0.2840이었고, 후생손실에 사용되는 ε는 가격탄력치의 역수인 3.5222이었다. 전체 상병의 입원율에 대한 가격탄력치 0.2840은 RAND 연구의 0.15보다는 크지만, Feldstein(1971)의 1인당 병원입원 회수의 탄력치 0.63보다는 적은 수치이다.

표 8. 전체 상병 입원율의 가격 탄력치 계산 결과

항목	%Δprice	%Δx	가격탄력치	ε
값	0.5171	0.1468	0.2840	3.5222

최종적으로 후생손실을 계산하기 위한 기초 값들은 표 14와 같다.

표 9. 전체 상병의 후생 손실 계산을 위한 기초 값

(단위: 백만원)

항목	spending on X	ε	표준화전 CV	표준화 후 CV	보정 CV
값	4,472,442	3.522	0.2369	0.2048	0.1753

이 기초값 들을 가지고 후생손실을 계산하기 위한 식은 다음과 같으며, 후생손실은 전체 변이로 인한 손실(표준화 전 CV 사용)과 성·연령에 의한 변이를 제외한 손실(표준화 후 CV 사용) 그리고 공급자요인을 포함한 다른 요인에 의한 변이를 제외한 설명되어지는 않는 손실(보정 CV)로 구분하여 계산하였다.

$$W = 0.5 \times (\text{total spending on X}) \times (\text{coefficient of variation})^2 \times \epsilon$$

모든 요인을 통제한 상태에서 설명되지 않는 변이로 인한 후생손실은 2,420억원으로 총진료비 중 5.41%를 차지하였다. 그리고 성·연령 만을 표준화 한 상태에서의 손실은 3303억원으로 7.39%이었으며, 아무 것도 통제하지 않은 상태에서의 변이로 인한 손실은 4420억원으로 9.88%에 달하였다.

표 10. 전체 상병의 변이로 인한 후생손실 추정

(단위: 백만원, %)

항목	총진료비	보정 시		표준화 후		표준화 전	
		손실액	손실률	손실액	손실률	손실액	손실률
값	4,472,442	242,004	5.41	330,307	7.39	441,966	9.88

하지만 앞서도 언급한 바와 같이 전체 상병을 통합하여 손실을 계산하는 것은 각 상병별 변이의 특성을 전혀 고려하지 않아 실질적인 후생손실이라고 보기 어렵다. 즉 전체 상병을 통합하여 계산함으로써 전체 변이계수가 적게 나타남으로써 상병별 변이를 반영하지 못하여 후생손실을 적게 추정하는 결과를 나타냈다. 따라서 다음에서 제시하는 바와 같이 DRG 상병별 지역간 변이에 따라 후생손실을 계산하여 살펴보는 것이 필요할 것이다.

나. 상병별 후생손실 결과

상병별 후생손실을 계산하기 위하여는 위에서 제시한 전체상병의 후생손실을 계산과 마찬가지로 각각 상병별 총진료비와 성·연령 표준화전 변이계수, 표준화 후 변이계수, 다른 요인을 보정하기 위한 회귀분석의 R², 보정된 변이계수 그리고 마지막으로 각각 상병의 입원율에 대한 가격 탄력치를 구하여야 한다.

상병별 성·연령별 표준화전 변이계수와 표준화의 변이계수는 표 13에서 제시하였으며, 상병별 총진료비도 표 13에 제시하였다.

다음으로 다른 요인을 보정하기 위한 회귀분석의 결정계수(R²)를 구하기 위하여 각각 상병별로 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 상병의 종류에 따라서 선택된 변수들 중 통계적으로 무의미한 변수들이 조금씩 차이가 있었으나, 전체 상병에서 설명한 바와 같이 선행연구들에서 선택된 변수들은 모두 입원율과 의미가 있는 것으로 판단되어 모델 식에 포함시켜 분석하였다.

표 11. 내과계 다빈도 상병 20개의 상병별 회귀분석 결과

구분번호	상병명	F-값	P-값	R ²
1	뇌졸중	5.40	<.0001	0.2578
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	10.64	<.0001	0.3681
3	간질 및 두통	7.87	<.0001	0.2932
4	평형장애	2.52	0.0104	0.1395
5	중이염 및 상기도 감염	3.46	0.0007	0.1818
6	단순폐렴 및 흉막염	3.33	0.0010	0.1762
7	호흡기 감염 및 염증	4.52	<.0001	0.1754
8	만성폐쇄성 폐질환	11.41	<.0001	0.3860
9	천식 및 기관지염	4.05	0.0001	0.1555
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	3.25	0.0013	0.1729
11	심부전 및 속	10.34	<.0001	0.3608
12	고혈압	3.34	0.0010	0.1239
13	소화기 악성 종양	8.42	<.0001	0.3513
14	위장관 출혈	9.09	<.0001	0.3281
15	염증성 장관질환	5.64	<.0001	0.2662
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	11.37	<.0001	0.3850
17	비수술적 척추 질환	9.74	<.0001	0.3851
18	상박 및 소퇴부의 외상	10.66	<.0001	0.4066
19	당뇨병	6.35	<.0001	0.2899
20	신부전	6.6	<.0001	0.2978

다음으로 각 상병별 입원율에 대한 가격탄력치를 계산하였는데, 전체 상병의 입원율에 대한 가격탄력치를 계산과 마찬가지로 건강보험과 의료급여대상자로 구분하여 각 상병별 가격 변화와 입원율의 변화를 통해 각각 상병별 가격탄력치를 구하였다. 그리고 구한 가격탄력치의 역수로 ϵ 를 구하였다. 여기서 내과계 질환 중 ‘평형장애’, ‘단순 폐렴 및 흉막염’, ‘급성 심근경색을 동반한 순환기 지 질환’, ‘상박 및 소퇴부의 외상’은 이용자로에서 가격변화를 구하지 못해 부득이하게 전체 상병의 가격탄력치를 활용하였다.

표 12. 내과계 다빈도 상병 20개의 가격탄력치에 대한 계산 결과

구분번호	상병명	% Δ price	% Δ x	가격탄력치	ϵ
1	뇌졸중	0.4065	0.1867	0.4593	2.1772
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	0.5031	0.1624	0.3228	3.0978
3	간질 및 두통	0.4792	0.1930	0.4027	2.4831
4	평형장애	0.5171	0.1468	0.2840	3.5222
5	중이염 및 상기도 감염	0.3876	0.1116	0.2878	3.4744
6	단순폐렴 및 흉막염	0.5171	0.1468	0.2840	3.5222
7	호흡기 감염 및 염증	0.4468	0.1594	0.3569	2.8021
8	만성폐쇄성 폐질환	0.4940	0.1543	0.3123	3.2021
9	천식 및 기관지염	0.4278	0.1271	0.2972	3.3650
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	0.5171	0.1468	0.2840	3.5222
11	심부전 및 속	0.4577	0.1625	0.3550	2.8167
12	고혈압	0.4111	0.1419	0.3452	2.8971
13	소화기 악성 종양	0.4884	0.1889	0.3867	2.5858
14	위장관 출혈	0.4015	0.1296	0.3229	3.0970
15	염증성 장관질환	0.3783	0.1378	0.3642	2.7456
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	0.3559	0.1592	0.4472	2.2361
17	비수술적 척추 질환	0.4819	0.1169	0.2425	4.1232
18	상박 및 소퇴부의 외상	0.5171	0.1468	0.2840	3.5222
19	당뇨병	0.4754	0.1468	0.3089	3.2375
20	신부전	0.5238	0.1889	0.3606	2.7733

다음으로 각 상병별로 총진료비를 산출하였고, 상병별 회귀분석 결과를 활용하여 보정된 변이계수도 구하였다. 이에 대한 결과와 후생손실을 계산하기 위한 기초 값들은 표 13과 같다. 내과계에서는 ‘염증성 장관질환’과 ‘비수술적 척추질환’, 그리고 ‘단순 폐렴 및 흉막염’이 입원건수도 많은 것으로 나타났고, 전체진료비는 ‘뇌졸중’이 가장 많은 것으로 나타났으며, 보정된 변이계수도 낮은 것으로 나타났다.

표 13. 내과계 다빈도 상병 20개의 상병별 후생손실 계산을 위한 기초값

(단위: 건, 백만원)

구분 번호	상병명	입원 건수	spending on X	ϵ	표준화전 CV	표준화후 CV	보정된 CV
1	뇌졸중	91,256	154,851	2.18	0.4243	0.2856	0.2460
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	15,231	14,758	3.10	0.4801	0.3898	0.3098
3	간질 및 두통	25,689	17,730	2.48	0.3416	0.3335	0.2804
4	평형장애	17,898	6,311	3.52	0.4851	0.4305	0.3994
5	중이염 및 상기도 감염	57,646	18,270	3.47	0.4370	0.4289	0.3880
6	단순폐렴 및 흉막염	130,605	90,162	3.52	0.4357	0.4112	0.3732
7	호흡기 감염 및 염증	28,557	40,515	2.80	0.5572	0.5188	0.4711
8	만성폐쇄성 폐질환	21,825	29,128	3.20	0.6676	0.4670	0.3659
9	천식 및 기관지염	63,485	37,728	3.36	0.5400	0.5019	0.4612
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	16,204	22,386	3.52	0.4867	0.4212	0.3830
11	심부전 및 속	14,808	16,527	2.82	0.5903	0.4332	0.3464
12	고혈압	23,069	13,131	2.90	0.6454	0.5049	0.4726
13	소화기 악성 종양	43,809	111,887	2.59	0.3247	0.2577	0.2075
14	위장관 출혈	31,898	32,206	3.10	0.4318	0.3592	0.2944
15	염증성 장관질환	138,544	52,714	2.76	0.3580	0.3467	0.2970
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	36,522	33,783	2.24	0.3873	0.3489	0.2736
17	비수술적 척추 질환	133,067	81,386	4.12	0.4423	0.3712	0.2911
18	상악 및 소퇴부의 외상	46,188	26,102	3.52	0.4254	0.4008	0.3088
19	당뇨병	34,556	28,658	3.24	0.4337	0.3819	0.3218
20	신부전	20,025	58,238	2.77	0.3167	0.3160	0.2648

이 기초 값들을 가지고 각 상병별 후생손실을 계산하였는데, 후생손실은 전체 변이로 인한 손실(표준화 전 CV 사용)과 성·연령에 의한 변이를 제외한 손실(표준화 후 CV 사용), 그리고 공급자요인을 포함한 다른 요인에 의한 변이를 제외한 설명되어지는 않는 손실(보정 CV)로 구분하여 각각 계산하였다.

각 상병별 후생손실 계산 결과 내과계 중 ‘단순폐렴 및 흉막염’의 손실금액이 221억원으로 손실이 가장 큰 것으로 나타났으며, 손실률에서는 ‘고혈압’이 39.34%로 가장 높았다. 그리고 ‘소화기

악성종양'의 경우 손실률이 5.57%로 가장 낮았고 다음으로 '뇌졸중'이 6.59%로 낮았다. 내과계 20개 상병을 합한 결과 20개 상병 총 진료비 8864억 중 1,366억원(15.41%)이 설명되어 지지 않는 변이로 인한 후생손실로 나타났다. 그리고 소득수준, 교육수준, 건강상태 및 공급자 요인 등으로 인한 손실은 498억원으로 전체 진료비용 중 5.63%의 손실을 야기하고 있다.

표 14. 내과계 다빈도 상병 20개의 상병별 후생손실 결과

(단위 : 백만원, %)

구분 번호	상병명	총 진료비	보정후		표준화전 CV		표준화후 CV	
			손실액	손실율	손실액	손실율	손실액	손실율
1	뇌졸중	154,851	10,204	6.59	13,748	8.88	30,351	19.60
2	뇌신경 및 말초신경의 장애	14,758	2,194	14.87	3,472	23.53	5,268	35.70
3	간질 및 두통	17,730	1,730	9.76	2,448	13.81	2,568	14.49
4	평형장애	6,311	1,773	28.09	2,060	32.64	2,615	41.44
5	중이염 및 상기도 감염	18,270	4,777	26.15	5,839	31.96	6,061	33.17
6	단순폐렴 및 흉막염	90,162	22,113	24.53	26,843	29.77	30,141	33.43
7	호흡기 감염 및 염증	40,515	12,596	31.09	15,276	37.70	17,626	43.51
8	만성폐쇄성 폐질환	29,128	6,245	21.44	10,170	34.92	20,784	71.35
9	천식 및 기관지염	37,728	13,504	35.79	15,990	42.38	18,511	49.06
10	급성 심근경색을 동반한 순환기 질환	22,386	4,625	20.66	5,592	24.98	7,468	33.36
11	심부전 및 속	16,527	2,872	17.38	4,493	27.19	8,344	50.48
12	고혈압	13,131	5,166	39.34	5,896	44.90	9,632	73.35
13	소화기 악성 종양	111,887	6,231	5.57	9,605	8.58	15,251	13.63
14	위장관 출혈	32,206	4,322	13.42	6,433	19.97	9,300	28.88
15	염증성 장관질환	52,714	6,382	12.11	8,697	16.50	9,276	17.60
16	악성종양, 간경화, 알콜성 간염을 제외한 간 질환	33,783	2,828	8.37	4,598	13.61	5,664	16.77
17	비수술적 척추 질환	81,386	14,217	17.47	23,121	28.41	32,822	40.33
18	상박 및 소퇴부의 외상	26,102	4,382	16.79	7,385	28.29	8,317	31.86
19	당뇨병	28,658	4,805	16.77	6,767	23.61	8,727	30.45
20	신부전	58,238	5,664	9.73	8,066	13.85	8,101	13.91
20개 상병의 합계		886,471	136,629	15.41	186,499	21.04	256,827	28.97

V. 고찰 및 결론

우리나라의 소규모 지역간 의료이용의 변이 연구는 입원율과 수술률 등 의료이용에 있어서 지역간 변이가 있는지를 보여주는 연구들이 많았으며 지역간 의료이용 변이에 영향을 미치는 요인을 파악하는 연구들이 대부분이었다. 그리고 이론적 측면에서는 지역간 변이의 주된 원인으로 논의되고 있는 의료의 불확실성이나 부적절성에 대한 논의가 부족했다. 그리고 지역간 의료이용의 변이로 인해 발생하는 사회적 후생손실이 어느 정도인지에 대하여는 전혀 연구된 바가 없었다. 따라서 본 연구는 지역간 의료이용의 변이가 어느 정도인지 그리고 변이의 원인이 무엇인지 등을 파악하는 것뿐만 아니라 그 변이로 인한 사회적 후생손실이 얼마인지를 산출해 냈다는 점에서 선행 연구들과 구별된다.

먼저 지역간 의료이용의 변이에 있어서 전체상병에 대한 성·연령을 표준화하기 전 변이계수는 0.2369이었으며, 표준화 후 변이계수가 0.2048로 나타났다. 이는 우리나라 선행연구 중 조우현(1991)의 경우 표준화 전 변이계수가 0.15이고 김윤미(2003) 연구에서 표준화 변이계수가 0.18로 유사한 결과를 보인 반면, 지역의료보험 대상자만을 연구대상으로 한 신영전(1998) 연구에서는 표준화 전 변이계수가 1.325로 차이가 크게 나타났다. 이러한 우리나라 선행연구는 조우현(1991)의 경우 전국이 아닌 지역을 51개로 한정된 점과 김윤미(2003)의 경우 분석대상 기간을 1개월로 한정된 점 등을 볼 때, 본 연구의 결과가 분석대상 기간(1년) 및 전체건수 등을 연단위로 확대한 자료에 근거함으로 보다 안정적인 결과라고 보여진다.

상병별로는 크게 내과계 상병과 수술을 중심으로 한 외과계 상병으로 구분하여 살펴볼 수 있는데 먼저 내과계 상병을 살펴보면 ‘신부전’, ‘소화기 악성종양’ 등과 같이 진단이 명확하고 치료결과를 환자들이 잘 알 수 있으며 대안적 치료방법이 없는 상병들이 변이가 적은 반면, ‘고혈압’, ‘만성폐쇄성 폐질환’ 등과 같이 상대적으로 간단한 상병 들이 변이가 큰 것으로 나타났다. 이러한 현상은 외국의 사례에서도 나타나는데, (Wennberg 등, 1984)에서 입원율 변이계수가 0.4이상인 상병들로는 기관지염, 중이염, 상기도염, 소아폐렴 등으로 상대적으로 간단한 상병 등이 변이가 높은 것으로 나타났다. Phelps와 Parente(1990)의 연구에서는 내과계 상병별 변이계수가 0.1173에서 0.5736이며 평균적으로는 본 연구와 차이가 없는 것으로 나타났다. 하지만 각 상병별로는 다른 양상을 보이고 있는데, 예를 들어 ‘중이염 및 상기도 감염’ 과 ‘간질 및 두통’ 의 경우 우리나라 CV가 0.4370과 0.3416이고 미국은 0.5736과 0.4578로 미국의 변이가 큰 것으로 나타났다. 반면 ‘만성폐쇄성 폐질환’, ‘천식 및 기관지염’, 그리고 ‘고혈압’ 의 경우 우리나라가 0.6676, 0.5400, 0.6454이고 미국이 0.4312, 0.4806, 0.3125로 우리나라 변이가 큰 것으로 나타났다.

이러한 변이 중 부적절하고 불확실성에 의해 발생된 변이로 인한 후생손실 계산에 있어 경제학적으로 한계효용과 한계비용이 만나는 점에서 결정되는 소비량을 벗어나는 어떠한 변이도

사회적 후생손실을 가져온다는 것이 정설로 자리 잡고 있다. 본 연구는 이러한 개념에서 Phelps(1990)의 소비자 잉여의 개념을 이용하여 의료이용률의 변이로 인한 사회적 후생손실의 양을 측정한 모델을 활용하여 사회적 후생손실을 추정해 보았다.

사회적 후생손실 결과는 내과계 중 '단순폐렴 및 흉막염'의 손실금액이 221억원으로 가장 컸고, 손실률은 '고혈압'이 39.34%로 가장 높았다. 그리고 '소화기 악성종양'의 경우 손실률이 5.57%로 가장 낮았다. 내과계 20개 상병을 합한 결과 총 진료비 8864억 중 1366억원(15.41%)가 설명되어 지지 않는 변이로 인한 후생손실로 나타났다.

사회적 후생손실은 상병별 변이의 정도와 상병별 진료량의 정보를 동시에 반영하고 있어 변이가 높지만 전체 진료량이 적어 손실액이 적을 수 있고, 반대로 변이는 적으나 진료량이 커 손실액이 클 수 있다. 따라서 후생손실 추정 후 변이해소를 위한 우선 순위 결정 시에는 후생손실 규모에 따른 순위와 상병당 손실율에 따른 순위에 의거 변이해소책을 강구하는 것은 양자 모두가 의미를 지닐 것으로 판단된다. 전자는 변이 해소에 따른 사회 전체적 손실을 축소한다는 거시적 의미를, 후자는 상병당 손실율이 크다는 것은 그에 따른 진료의 역효과(adverse effects)가 그만큼 클 수 있다는 것을 시사하는 것이기도 하여, 개인별 진료효과를 증진 시킨다는 미시적 의미를 지니는 것으로 해석할 수 있다.

편차해소의 방안으로는 HTA(health technology assessment)등을 통한 집중적이고, 심도 있는 방법이 상정될 수 있으나, 이에 따른 비용 등은 본 연구에서 다루지 않아 CB(cost-benefit)에 입각한 HTA적용 기전은 제시되지 못하였다.

편차해소 시 주목해야 할 측면은 후생손실(welfare loss)이라는 단어가 직관적으로 의미하는 것은 줄여야 할 그 무엇(loss)이라는 것이다. 그러나 줄이는 방법은 양쪽 모두에 적용되어야 하며, 따라서 과다이용을 줄이는 것 못지않게 과소이용을 줄이는 것 또한 중요하다는 것이 간과되어서는 안 될 것이다. 그러나 재정절감, 나아가 의료비지출 절감이라는 명제와 맞물리는 '줄이는' 방향만이 선정적으로 부각되어 건강보험 정책 방향의 진지한 성찰 기회를 잃어버릴 수 있다. 심사나 평가 어디에서도 과소이용에 관한 고려를 찾기 어렵다. 지역적 변이로 인한 후생손실을 밝히는 것이 자칫 이러한 편향된 시각에 보다 강력한 근거로만 해석되어서는 안 될 것이다. 즉, 지역간 변이로 인한 후생손실의 의미는 과소이용에 따른 후생손실 또한 중요한 손실(loss)임을 극명하게 나타내 준다. 따라서 과소이용을 줄이려는 노력 또한 과다이용을 줄이려는 경제적 동인 만큼 중요하다는 점이 강조되어야 할 것이다.

마지막으로 본 연구에서 추정된 후생손실은 건강보험과 의료급여에서 적용하고 있는 보험적용 범위내의 진료비를 대상으로 하였기 때문에 비급여를 포함한 실제 진료비를 대상으로 추정할 경우에는 후생손실의 규모가 더욱 커질 것으로 판단된다.

신현웅은 고려대학교에서 보건정책 박사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원 부연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 건강보험, 의료급여, 보건정책 등이다(E-mail: shinhw@kihasa.re.kr).

안형식은 서울대학교 의과대학에서 박사학위를 받았으며, 현재 고려대학교 의과대학 정교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 EBM, 임상진료지침, 보건정책 등이다.(E-mail: ahnhs@korea.ac.kr).

이충섭은 영국 요크대학교에서 보건경제학 박사학위를 받았으며, 현재 건강보험심사평가원 상대가치개발단 단장으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 보건경제, 보건정책, 의료수가 등이다(E-mail: csl1045@naver.com).

참 고 문 헌

- 강영호(2005). 센서스인구 대 주민등록인구 : 지역별 사망률 연구에서 어느 인구를 분모로 사용하여야 하나? *예방의학회지*, 38(2), 147-153.
- 김윤미(2003). 다빈도 수술의 소규모 지역간 변이에 관한 연구. 서울대학교 보건대학원 박사학위논문.
- 김윤미, 양봉민(2004). 일반외과 영역 다빈도 수술률의 소규모 지역간 변이. *보건행정학회지*, 14(2), 138-162.
- 김춘배, 이도성, 김한중. (1995). 의료보험하에서의 의료수요의 가격탄력성에 관한 실증분석. *예방의학회지*, 28(2), 450-461.
- 김한중, 이해중(1989). 전국민 의료보험 실시에 따른 사회전체 순편의. *예방의학회지*, 22(3), 398-405.
- 남정모, 이선희, 조우현. (1999). 지역간 의료이용 변이지표의 통계학적 분포와 검정에 대한 연구. *예방의학회지*, 32(1), 80-87.
- 신영석, 최병호, 신현웅 황도경, 윤석준(2005). 의료급여환자 의료지출실태 및 급여개선방안. 서울: 한국보건사회연구원.
- 신영전(1998). 의료이용의 지역간 격차에 관한 연구 : 3차성 내과계 진단군을 중심으로. 서울대학교 보건대학원 박사논문.
- 이선희, 조우현, 남정모(1994). 일부 다빈도 진단명들의 지역간 의료이용변이. *보건행정학회지*, 4(1), 49-76.
- 조우현, 김한중(1991). 소규모 지역간 의료이용 차이에 관한 문헌고찰. *보건행정학회지*, 1(1), 42-53.
- 조우현, 이선희, 박은철. (1994). 지역간 입원이용 변이에 관한 연구. *예방의학회지*, 27(3), 609-626.
- Arrow, Kenneth J. (1963). Uncertainty and the welfare Economics of Medical care. *American Economic Review*, 53: 941-973.
- Chassin M. (1993). Explaining geographic variations. *Medical Care*, 31:5, YS37-Y544.
- Diehr P, Cain KC., Connel F et al. (1990). What is too much variation? The null hypothesis in small-area analysis, *Health Services Research*, 24, 741-71.
- Dranove D. (1995). A problem with consumer surplus measures of the cost of practice variations, *Journal of Health Economics*, 14(2), 243-51.
- Dranove D. (2000). *The Economic evolution of American health care: From Marcus Welby*

to managed care. Princeton University.

- Feldman R., & IB Dowd. (1991). A new estimate of the welfare loss of excess health insurance, *American Economic Review*, 81: 297-301.
- Feldman R., & IB Dowd. (1993). What does the demand curve for medical care measure? *Journal of Health Economics*, 12: 193-200.
- Folland S., Goodman AC., & Stano M. (2003). *The economics of health and Health Care: 4th Edition*. Pearson Education.
- Fuchs VR. (2004). Reflections on the socio-economic correlates of health. *Journal of health economics*, 953-961.
- Glover J. A. (1938). The incidence of tonsillectomy in school children. *Proceeding of the Royal Society of Medicine*. 31: 1219-36.
- Phelps CE. (2000). Information diffusion and best practice adoption. *Handbook of Health Economics, volume 1A*, 223-264.
- Phelps CE. (1995). Welfare loss from variations : further considerations. *Journal of Health Economics*, 14:253-260.
- Phelps CE. (1993). The methodological foundations of studies of the appropriateness of medical care. *New England Journal of Medicine*, 329(17), 1241-45.
- Phelps CE. (1992). Diffusion of information in medical care. *Journal of Economic Perspectives*, 6(3), 23-42.
- Phelps CE., & Mooney C. (1992). Correction and Update 'Priority setting for medical technology and medical practice assessment': Communication. *Medical Care*, 30(8), 744-751.
- Phelps CE., & Parente ST. (1990). Priority setting for medical technology and medical practice assessment. *Medical Care*, 28(8), 703-23.
- Wennberg JE., & Gittelsohn A. (1973). Small area variations in health care delivery. *Science*, 182(117), 1102-108.
- Wennberg JE., & Gittelsohn A. (1975). Health Care Delivery in Maine I: Patterns of Use of common Sugical Procedures. *Journal of the Maine Medical association*. 66, 123-130.
- Wennberg JE., & Gittelsohn A. (1982). Variation in medical care among small areas. *Scientific America*, 246, 120-134.

- Wennberg JE., & Mcpherson K. & Caper P. (1984). Will payment based on diagnosis-related groups control hospital costs? *New England Journal of Medicine*, 311, 295-300.
- Wennberg JE., Freeman JL. & Culp WJ. (1987). Are hospital services rationed in New Haven or over-utilized in Boston? *Lancet*, 1(8543), 1185-87.
- Wennberg. (1987). Population illness rates do not explain population hospitalization rates. *Medical Care*, 25(4), 354-359.
- Wennberg JE., Freeman JL, & Shelton RM et al. (1989). Hospital use and mortality among medicare beneficiaries in Boston and New Haven. *New England Journal of Medicine*, 321(17), 1168-73.
- Wennberg JE. (1999). Understanding geographic variations in the health care delivery. *New England Journal of Medicine*, 340(1), 52-53.

Estimation of Social Welfare Loss Due to Small Area Variations in Health Care Utilization

Hyun-Woong Shin

Korea Institute for Health and Social Affairs

Hyung-sik Ann

Korea University

Chung-Sub Lee

Health Insurance Review & Assessment Service

This study looks into small area variations in health care utilization and analyzes determinant factors conventionally known to be responsible for the emergence of such variations. Further, this study explores how much of the variations can be explained by socio-economic factors (e.g., the user factors and the provider factors) and how much is due to the inappropriateness and uncertainties that remain unexplained even when the socio-economic factors are controlled. Also, an attempt is made, following a standardized economic model (Phelps, 1990), to calculate the monetary value of social welfare loss arising from variations in health care utilization in terms of monetary value.

By disease, the pre-standardized coefficient of variation was highest for chronic obstructive pulmonary disease at 0.6676 and lowest for renal failure at 0.3167. The standardized coefficient of variation was highest for respiratory infection and inflammation at 0.5188 and lowest for cerebrovascular accident at 0.2856.

Among the disease fields, the welfare loss was greatest in the case of simple pneumonia and pleuritis at 22.1 billion won, while the rate of loss was highest for hypertension at 39.34% and lowest for malignant neoplasm of gastrointestinal tract at 5.57%. The total spending on the 20 diseases were estimated to be 886.4 billion won, of which 136.6 billion won was thought to be a welfare loss due to unexplainable variation.

This study differs from previous studies not only in that it examines the extent and causes of small area variations in health care utilization but also in that it estimates the welfare loss arising from such variations. This estimation will lay a foundation for setting policy priorities in connection with the cost-effectiveness of reducing variations in health care. Although what methods to use to reduce the variations at what cost and whether they will be effective have not been substantially discussed, the priority-setting per se based on the absolute value or the rate of loss may be a testament to how serious the present situation is.

Attention should also be paid to the fact that what welfare loss implies is something that needs to be reduced by redressing not only over-utilization but also under-utilization of health care.

KEY WORD

Welfare loss, Small area variation, Health care utilization, Rate of use, Inappropriateness, Uncertainty