

# 가구가 느끼는 의료비 부담의 이질성: 취약성의 정책적 함의

도영경\*

가구의 의료비 부담 문제는 우리나라를 비롯한 여러 나라에서 중요한 정책 문제가 되어 왔으나 기존의 접근법은 다양한 한계를 지니고 있다. 이 연구는 가구가 느끼는 의료비 부담, 즉 주관적 의료비 부담을 통해 기존의 연구가 확장될 수 있는지를 검토한다. 이를 위해 필요한 개념적, 방법론적 문제를 정식화하고, 한국노동패널 자료의 가구 패널 특성을 이용하여 실증분석을 수행한다. 세 가지 구체적 목적에 따른 연구 결과에서, 가구는 의료비에 대해 이질적 취약성을 보이며, 이질적 취약성은 사회경제적 지표를 통해서 계량화될 수 있으며, 주관적 의료비 부담은 기존 연구에서 사용된 지표에 의해서 예측될 수 있음을 확인하였다. 마지막으로 연구의 학술적 가치와 정책적 함의를 기술하였다.

## 1. 들어가는 글

우리나라에서 의료비 부담은 가계 경제에 가장 심각한 위협을 미치는 요인 중의 하나이다. 전국민을 포괄하는 건강보험 제도를 운영하고 있음에도 이런 현상이 발생하는 이유는, 우리나라 총 보건 의료비에서 민간부문의 비중이 비슷한 경제수준을 가진 다른 나라들에 비해 압도적으로 높기 때문이다(OECD 2003). 1998년 시점에서 우리나라 총 보건의료 중 공공부문의 비중은 46.2%로서, 이는 경제협력개발기구(Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) 비교 대상 21개국 평균인 75.2%에 훨씬 못 미치고 있다. 공공부문의 비중이 우리나라보다 더 낮은 나라는 미국이 유일하였다. 그러나 미국은 민간의료보험이 주도적인 보건의료비 조달 기전이므로 우리나라와는 비교의 의미가 크지 않다. 따라서 우리나라 보건의료비의 높은 민간부문 의존도는 거의 전적으로 의료비의 직접부담(out-of-pocket spending)이 크다는 것으로 설명이 가능하다(OECD 2003). 이는 우리나라 건강보험제도에서 보장하는 서비스 범위가 좁고 보장 범위 내에서도 본인부담률이 높기 때문이다. 실제로 본인 직접부담 비율은 일부 질병에서는 50% 내외에 이르고 있다. 따라서 중병 환자가 생기면 저소득층 가구는 물론 중산층 가구에서도 가계 경제는 심각한 위협을 맞을 수밖에 없다. 2005년의 한 조사에서 질병은 중산층이 빈곤층으로 전락하는 원인으로 사업실패, 가정해체에 이어 세 번째 원인으로 나타났다(Ministry of Health and Welfare 2005).

---

\* 노스캐롤라이나대 박사과정

이는 우리나라 건강보험제도에 대한 불신으로 이어져 “감기 의료보험” 또는 “반쪽 할인 의료보험”이라는 용어까지 생겨났다. 비슷한 경제 수준의 동아시아 국가를 대상으로 최근의 한 비교 연구에서도, 가구의 소득 수준을 고려한 재난성(catastrophic) 의료비 부담의 발생률은 우리나라가 현저하게 높은 것으로 나타났다(Wagstaff 2006). 이처럼 가계 의료비 부담은 우리나라의 시급한 정책 과제일 뿐만 아니라 국제적으로도 중요한 관심을 모으고 있다. 우리나라 건강보험제도의 경험은 연구 차원에서도 흥미롭기도 하지만 많은 나라들이 우리나라로부터 정책적 교훈을 얻고자 하기 때문이다.

의료비로 인한 가계의 경제적 부담을 줄이고자 하는 정책적 노력은 1989년 의료보험 제도의 본격적 시행 이후 괄목할 만한 진전이 없었다. 그러나 문제의 심각성이 커지면서 최근 들어 몇 가지 정책적 방안이 모색되어 왔다. 이는 2005년 발표된 정부의 ‘건강보험 보장성 강화방안’으로 집약되고 있다(Ministry of Health and Welfare 2005). 정부 방안의 골자는 암, 중증심장질환, 중증뇌혈관질환, 이른바 우선순위 질병으로부터 시작하여 건강보험 보장 범위를 확대하고 본인부담률을 줄이는 것이다. 이와 같은 질병 혹은 서비스 범주 기준 접근법(disease or service category-based approach)은 고액진료비로 부담을 겪는 많은 환자들에게 분명 커다란 도움이 될 것이다. 그러나 이와 동시에 환자 가구의 소득수준이나 사회경제적 상태를 고려한 접근법이 필요하다는 주장도 오래 전부터 있어 왔다. 그러한 주장은 가구마다 동일한 의료비라도 부담 정도가 다르고 취약계층 가구가 느끼는 의료비 부담은 더 클 것이라는 가정에 기초하고 있다. 또한, 현재 질병 혹은 서비스 범주 기준 접근법은 우선순위 중증질환, 즉 단기간에 고액진료비를 유발하는 일부 질환이 아닌 다른 만성질환 환자들은 포괄하기가 어렵다. 또한 자원배분의 우선순위라는 관점에서 정책의 효율성에 대한 문제제기도 존재한다. 더 나아가 현재 의료급여제도가 저소득층 일부에 국한되어 있고 그마저도 보장성이 충분하지 않은 점을 고려할 때 (Shin 2006), 의료비 부담은 정부 방안이 그대로 실현된다고 하더라도 여전히 중요한 문제로 남아 있게 될 가능성이 있다. 이와 같이, 가계의 의료비 부담은 정부 정책의 효과성, 효율성, 및 형평성이라는 세 가지 측면에서 공히 중요한 연구 주제를 제시하고 있다.

한편, 우리나라와 비슷한 경제수준을 가진 다른 나라들과의 비교에서 우리나라의 높은 직접부담 비율이 특별한 주목을 받기는 하였으나 의료비 부담은 국가의 경제수준을 막론하고 중요한 정책적 관심사이다. 많은 연구들이 국제적 수준에서 개별 국가 수준에서 수행되어 왔다(Arredondo and Najera 2005; Chu et al. 2005; Hotchkiss et al. 1998; Hwang et al. 2001; Kim et al. 2005; Monheit 2003; O'Hara 2004; Pannarunothai and Mills 1997; Shen and McFeeters 2006a; Skarbinski et al. 2002; Van Damme et al. 2004; van Doorslaer et al. 2006; Waters, Anderson, and Mays 2004; Xu et al. 2003). Wagstaff은 이 주제와 관련된 다수 연구를 세 가지 규범적 기준에 따라 구분, 요약하였다. 그 규범적 기준은 첫째, 의료비 부담은 소득 역진적이어서는 안 되며, 둘째, 의료비가 소득의 일정 비율을 넘어서서는 안 되며, 셋째, 의료비로 인해 가구가 빈곤층으로 전락하거나 빈곤이 심화되어서는 안 된다는 것이다(Wagstaff 2002). 먼저 두 범주에 속하는 연구들은 대부분 가구 소득 혹은 가구 소비 대비 의료비를 기본적 척도로 삼았다. 그 척도가 일정 역치를 초과하는 의료비는 재난성 의료비로 정의되어 사용되었다(Wagstaff 2002; Wagstaff and van

Doorslaer 2003). 세 번째 범주에 속하는 연구들은 의료비로 인해 일정 빈곤선 이하로 내려 간 가구의 비율 또는 빈곤선과 가구의 현재 자원과의 격차를 주요 척도로 이용하였다(van Doorslaer et al. 2006). 이러한 척도들은 기존 연구에서 필수적인 척도로 유용하게 활용되어 왔으나 다음과 같은 몇 가지 한계 또한 잘 밝혀져 왔다.

첫째, 소득 혹은 소비 대비 의료비 비중이 얼마 이상이 되어야 재난성 의료비로 정의할 것인가에 관한 합의가 약하다는 점이다. 1986년, Wyszewianski는 연간 가구 소득의 5, 10, 20%를 초과하는 직접부담 의료비를 기준으로 사용하였는데(Wyszewianski 1986a), 현재까지도 합의는 미약한 상황이다. 그 결과 재난성 의료비의 역치 기준을 선택하는 것은 아직도 다소 자의적인 선택에 맡겨져 있다(van Doorslaer et al. 2005). 실제로 최근의 연구는 분모의 선택에 따라 의미가 다르기는 하나 아직 상당히 폭넓은 범위의 역치 기준을 사용하고 있다(Shen and McFeeters 2006; van Doorslaer et al.; Xu et al. 2003). 흔히 사용되는 역치는 총 소득의 10%이다(van Doorslaer et al. 2005).

둘째, 위의 문제와 관련된 것으로서 재난성 의료비의 역치가 소득 이외에도 가구마다 상이한 의료비에 대한 대응 역량(coping capacity) 혹은 완충 역량(buffering capacity)을 충분히 고려하지 못한다는 점이다. Wyszewianski가 1986년 연구에서 고액 진료비("high cost")와 경제적 재난성("financially catastrophic") 의료비를 구분하고자 하였던 핵심적 의미는 바로 재난성 의료비를 정의할 때 개별 가구의 지불 능력을 고려해야 한다는 점이었다(Wyszewianski 1986b). 당시 연구에서 선행 연구 및 자료의 제약으로 소득 기준 접근법을 채택하기는 하였으나, 자산이나 기타 가구의 필수적 비용을 고려하여 가구의 지불 능력에 대한 정의를 발전시켜야 할 필요성은 인식되었었다(Wyszewianski 1986a).

셋째, 재난성 의료비 역치가 다소 임의적 기준이라는 한계는 척도의 특성으로 인해 더욱 심화된다. 많은 연구들이 의료비 대비 소득의 비(ratio) 척도에 대해 비율(proportion)이라는 용어를 사용하고 있으나 엄밀한 의미에서 이는 비율이 아니다. 가구가 직접 부담하는 의료비가 동일 기간 소득으로부터만 지불되는 것이 아니기 때문이다. 가구는 의료비 부담에 대해 소득 외에도 기존 저축액, 자산, 대출 등 가구 내외로부터 다양한 물질적 자산을 동원한다(Sauerborn, Adams, and Hien 1996; Skarbinski et al. 2002). 또한 전체 인구집단 수준에서 분자가 되는 의료비 지출은 전형적으로 오른쪽으로 치우친(right-skewed) 분포를 보인다. 이 경우 의료비가 매우 큰 일부 집단이 존재하고 되고, 이는 적지 않은 숫자의 영향력이 과도하게 큰 열외군을 형성한다. 분모가 되는 소득은 두 가지 방향의 문제를 모두 갖는다. 의료비와 마찬가지로 소득이 전형적으로 오른쪽으로 치우치는 분포를 보인다는 점도 문제가 된다. 또한 일부 저소득 가구의 경우 분모가 되는 소득이 일정 기간 동안 없거나 극히 낮을 수 있다. 소득이 0인 가구는 의료비 대비 소득의 비(ratio) 척도의 산출에서 제외될 수밖에 없다(Wyszewianski 1986a). 소득이 아주 작은 경우 분모의 영향만으로도 비 척도는 매우 크게 나타날 수 있다. 실제로 두 개의 치우친 분포를 각각 분자, 분모로 이용하는 비 척도가 갖는 문제는 실증 연구에서 지적되어 왔다(Goldman and Smith 2001; Ringel and Sturm 2001).

이상의 세 가지 한계점은 재난성 역치 접근법(catastrophic threshold approach)에 관한 것이다. 이에 비해 빈곤화 접근법(impoverishment approach)에서는 일정 빈곤선 이하로 내려 간 가구의 비율 또는 빈곤선과 가구의 현재 자원과의 격차를 주요 척도로 활용한다(Wagstaff and van Doorslaer 2003). 일정 빈곤선 이하로 내려 간 가구의 비율은 그러한 경험을 하는 가구(poverty headcount)에 기반한 척도로서 발생률(incidence)의 규모를 파악할 수 있다. 빈곤선과 가구의 현재 자원과의 격차(poverty gap)는 그러한 가구들의 직면하고 있는 문제의 강도(intensity)를 보여 줄 수 있다. 이들 척도는 위에서 서술한 재난성 역치 비 척도에 비해 그 자체에 빈곤화라는 실질적인 의미를 담고 있어서 척도의 자의성 면에서는 문제가 되지 않는다. 물론 일반적으로 빈곤과 관련된 연구에 내재하는, 빈곤선을 어떻게 정의하는가의 문제는 여전히 남는다. 이 접근법에 기초한 연구들은 주로 의료보장, 사회보장체계가 약한 가난한 나라를 대상으로 하였으나, 우리나라를 비롯한 다른 나라에도 확장, 적용될 수 있다. 이는 미국에서는 특히 의료파산(medical bankruptcy)이라는 문제로 알려져 있다(Himmelstein et al. 2005). 의료파산에서 관해서는 의료적 요인이 얼마나 독립적으로 기여하는가를 밝혀내는 것이 필요하다는 비판이 있다(Dranove and Millenson 2006). 그러나 이 접근법에서 더 중요한 한계점은 인구집단 전체에서 의료비 부담을 전체적으로 기술하지 못한다는 점에 있다. 즉, 척도의 민감도(sensitivity) 측면에서 한계가 있다는 점이다. 또한 빈곤 전략이나 파산은 이미 발생한 결과로서의 현상이다. 그 결과의 발생 이전 단계에서 활용될 수 있는 중간 결과 지표(intermediate outcome indicator)가 있다면, 이러한 낮은 민감도와 사후 지표라는 두 가지 한계를 동시에 보완할 수 있을 것이다. 이는 정책적 함의 측면에서는 정책적 개입과 모니터링의 효과가 높아질 수 있다는 장점으로 이어진다.

지금까지 서술한 문제의식에 기초하여 이 연구에서는 가구가 주관적으로 느끼는 의료비 부담(이하 주관적 의료비 부담)을 연구 대상으로 삼는다. 위에서 서술한 한계점 각각과 비교해서, 주관적 부담 접근법(perceived burden approach)이 갖는 잠재적 장점은 다음과 같다.

첫째, 가구의 의료비 부담을 대리 척도에 의존하지 않고 직접 다룬다는 점이다. 가구의 관점에서 궁극적으로 중요한 것은 소득 대비 의료비의 비라기보다는 의료비 부담 여부이다. 정책의 관점에서 국민 중에서 의료비 부담을 느끼는 비율이 어느 정도인가가 더 실질적인 의미를 담고 있다. 어떤 의미에서는 기존 연구에서 널리 사용되고 있는 재난성 역치 비 척도는 가구의 의료비 부담의 대리 척도라고도 볼 수 있다.

둘째, 가구가 느끼는 의료비 부담은 그 본질상 주관적이다. 이러한 주관적 특성의 척도를 이용하기 위해서는 가구의 이질적인 취약성을 고려하지 않을 수 없다. Wyszewianski(1986b)의 표현을 빌어 말하자면, 고액(high cost) 진료비가 경제적 재난성(financially catastrophic) 의료비로 전화되는 가구의 여건을 고려하는 것이 중요하다.

셋째, 주관적 의료비 부담은 가장 간단하게는 예 또는 아니오의 이분형 척도로 구성될 수 있다. 따라서 비 척도가 갖는 여러 전술한 한계점들로부터 자유롭다.

넷째, 주관적 의료비 부담은 빈곤선과 같은 미리 설정된 한계치를 갖고 있지 않다. 또한 빈곤 전략이나 의료 파산보다는 민감하다. 더 폭넓은 인구집단을 대상으로 더 이른 시기의 중간 결과를

대상으로 삼는 것이 가능하다.

지금까지 기존 지표들의 한계점과 그에 대해 주관적 의료비 부담 지표가 가질 수 있는 장점을 서술하였다. 그러나 이 연구의 목적은 앞으로 주관적 의료비 부담 지표의 우월성을 입증하고자 하는 것이 아니다. 오히려 주관적 의료비 부담 지표를 통해 기존 연구의 성과를 확장할 수 있을까를 탐색하는 것이다. 주관적 의료비 부담을 실증적으로 연구하는 데는 많은 난점이 따를 수밖에 없다. 이 연구에서는 그러한 난점을 개념적, 방법론적 측면에서 정식화하고 실증적으로 탐색함으로써 기존 연구 성과에 기여하고자 한다. 그러한 난점 중 가장 주요한 두 가지로는 다음을 들 수 있다.

먼저 주관적 속성의 척도에 관한 실증적 연구는 필연적으로 다양한 차원의 이질성(heterogeneity)을 다루어야만 한다. 그렇지 않으면 그러한 척도에 대한 회의적 태도를 불식하기 어렵기 때문이다. 가구가 느끼는 의료비 부담의 실증 연구와 관련해서는 개념적으로 세 가지 종류의 이질성을 들 수 있다. 먼저, 의료비가 미치는 효과에 대한 완충 역량이 가구마다 다를 수 있을 것이다. 또한 가구가 의료비 부담을 느끼는 심리적 역치가 다를 수 있다. 마지막으로 실제 설문에 대한 응답에서 부담을 느낀다고 답하는 태도가 다를 수 있다. 이 모든 종류의 이질성은 대부분 관측하기 어렵고, 따라서 통제하기가 어렵다. 그렇지만 이러한 관측되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)이 통제되지 않는다면 실증 연구는 연구 결과의 바이어스(bias)와 회의적 반응을 벗어나기 어렵다.

다른 하나의 난점은 의료비가 종속변수인 의료비 부담에 대해 잠재적 내생변수(endogenous variable)라는 점이다. 두 가지 다른 이론적 관점에 따라 두 종류의 내생성 바이어스(endogeneity bias)가 발생할 수 있다. 먼저 사회경제적 건강 불평등의 관점에서 보면, 의료비는 의료비 부담을 느낄 가능성이 더 높은 가구에서 더 높을 수 있다. 의료비 부담을 느낄 가능성이 더 높다는 점은 다양한 차원의 사회경제적 취약성과 관련이 되고, 이는 다시 낮은 건강수준과 상관을 맺게 된다. 이 관점에 따르면, 의료비 부담을 느낄 가능성이 더 높은 가구는 가구 구성원들이 더 아프거나 아픈 사람이 더 많을 가능성이 크다. 반면, 의료수요 이론의 관점에서 보면 의료비는 의료비 부담을 느낄 가능성이 더 높은 가구에서 적게 나타날 것이다. 그런 가구들은 의료비에 대한 지불용의가 낮거나, 쉽게 이용가능한 의료자원이 상대적으로 부족한 곳에 거주하거나, 심지어는 가구 구성원들의 이미 저하된 건강수준에 적응을 하였을 수도 있다(Groot and van den Brink 2006; Kawabata, Xu, and Carrin 2002). 결과적으로, 의료비 부담을 느낄 가능성이 더 높은 가구는 그러한 가능성이 낮은 가구가 다른 조건이 동일하다면 지출하게 될 의료비보다 적게 지출하게 될 것이다(James et al. 2006; Yang, Prescott, and Bae 2001). 모형에서 이 두 종류의 내생성 바이어스를 통제하지 않는다면 의료비가 주관적 의료비 부담에 미치는 효과의 추정치는 바이어스를 포함하게 될 것이다.

이러한 문제점에 대처하면서 주관적 의료비 부담을 연구하기 위해서, 이 연구는 한국노동패널연구 자료의 가구패널 자료 특성을 활용할 것이다. 이 연구의 구체적 목표는 다음과 같다.

첫째, 주관적 의료비 부담의 실증 연구에 필요한 개념적, 방법론적 문제들을 제시하고, 실제 모형의 추정을 통해 결과를 제시한다. 구체적으로는, 의료비 부담에 대한 가구의 취약성(vulnerability)을 개념적 틀로 삼고, 위에서 서술한 관측되지 않는 가구별 이질성과 의료비의 내생성이라는 방법

론적 문제를 연결한다. 분석 모형으로 가구 고정효과 로짓 모형(household fixed effects logit model)을 적용한다. 이 모형에서 주요 관심변수로는 의료비와 소득이며, 가구의 취약성이 통제되었을 때와 그렇지 않은 일반적 분석에서의 이 변수들이 주관적 의료비 부담에 미치는 영향을 비교한다.

둘째, 관측되지 않은 가구별 이질성(즉, 취약성)에 따라 의료비의 효과가 달라질 수 있는지를 보인다. 첫째 목표가 가구별 이질성을 ‘통제’함으로써 독립변수의 타당한 추정치를 얻을 수 있음을 보이는 것이 목표였다면, 둘째 목표는 가구의 취약성이 갖는 효과를 ‘가시화’하는 데 있다. 이를 위해 가구 임의효과 로짓 모형(household random effects logit model)의 제한적 가정을 최대한 활용하며, 소득 및 교육 수준에 따른 주관적 의료비 부담의 취약성을 실증 결과로 제시한다.

셋째, 소득 대비 의료비 수준의 재난성 역치에 대한 실증적 근거를 제시한다. 이를 위해 실증 모형에서 의료비/소득 비(ratio) 스플라인(spline)의 통계적 유의성을 검토한다.

아래 글의 서술 순서는 다음과 같다. 먼저 개념적 틀을 먼저 다룬 뒤, 분석 모형을 세 가지 구체적인 목표에 따라 서술한다. 자료와 변수를 기술한 뒤 분석 결과를 기술적 연구와 모형 추정의 두 부분으로 나누어 제시한다. 다음으로 연구 결과가 갖는 함의를 서술하며 요약한다.

## II. 개념적 틀

개념적 출발점으로 우리는 단일단위 가구 의사결정 이론 모형(unitary model of household decision-making)을 채택한다. 이 모형의 핵심은 가구는 하나의 개체로 행동한다는 것이다. 즉, 모든 가구 구성원들이 소득을 하나의 가구 총 소득으로 합치며, 가구 총 소득과 가구의 물질적 자산은 하나로 결합된 가구의 효용함수를 극대화하기 위해 사용된다. 가구의 어떤 구성원에 대해서라도 가구가 부담하는 의료비는 가처분 소득을 감소시키고, 이는 가구의 효용을 저하시키는 효과로 이어진다. 이 과정에서 가구는 하나의 단위로서 주관적 의료비 부담을 느낀다.

가구가 느끼는 의료비 부담의 이질성을 개념화하기 위해, 이 연구는 여러 학문 분야에서 발전되고 있는 취약성의 개념을 도입한다(Alwang, Siegel, and Jorgensen 2001). 취약성 개념에 대한 정의는 아직 분명한 합의를 이루지는 못하고 있으나, 어떤 체계가 충격(shock) 또는 위험사건(risky event)에 대해 민감한 정도로 정의하는 데는 크게 무리가 없다. 취약한 체계는 동일한 충격에 대해 그렇지 않은 체계에 비해 여러 불량한 결과를 경험하게 될 것이다. 본 연구에 이 개념을 적용시켜 보자면, 새로 발생하거나 증가한 의료비는 가계 경제에 대한 충격으로 볼 수 있다. 의료비 충격에 대해 가구는 경제적 부담을 느낄 수 있고, 다른 필수 재화의 소비를 줄여야 할 수도 있으며, 그 충격이 큰 경우에는 정상적인 기능이 마비되거나 빈곤층으로 전락할 수 있다. 이런 의미에서 주관적 의료비 부담은 여러 다른 부정적 결과에 선행하는 민감한 지표로 간주할 수 있다. 취약성은 의료비 충격과 부정적 결과 사이에서 작용한다. 취약성이 큰 가구는 동일한 크기의 의료비 충격에 대해서도 부담을 쉽게 느끼게 다른 부정적 결과를 경험할 확률도 높다. 이와 같은 방식으로 의료비

에 대한 취약성을 개념화하는 것은 중요하다. 왜냐하면, 가구 취약성 개념의 핵심적 요소는 위험사건이 사회의 규범적 기준 이하로 미래의 후생 감소를 야기하는("future loss of welfare below socially accepted norms caused by risk events") 것이기 때문이다(Alwang, Siegel, and Jorgensen 2001). 또한, 가구의 후생 수준에서 평균적인 소비 수준만이 아니라 가구에 가해지는 잠재적 위험까지를 고려해야 한다는 관점도 이와 관련성이 있다(Ligon and Schechter 2003).

그렇다면 가구 의료비 부담에 대한 취약성은 어떤 요인들과 관련이 있을까? 사실 이러한 물음은 현재 많은 분야에서 취약성 연구의 핵심적 연구 주제와 관련되어 있다(Eakin and Luers 2006). 물론 소득이 가장 중요한 역할을 할 것이다. 고소득 가구는 저소득 가구보다 의료비 부담을 덜 느낄 것이다. 소득 외에도 가구의 금융 자산이나 부동산 보유도 의료비가 가구에 미치는 충격 효과를 완충할 수 있다. 따라서 이 물질적 요인들은 가구의 주관적으로 느끼는 의료비 부담에 보호 요인으로 작용한다.

비물질적 요인도 가구가 주관적으로 느끼는 의료비 부담에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 그러한 요인들로는 가구원의 수, 가족의 생애 단계, 가장의 결혼 및 고용 상태 등을 들 수 있다. 이 요인들은 가구의 물질적 자산 정도에 의해 포괄되지 않는, 가구의 의료비에 대한 대응, 완충 역량에 영향을 미칠 것이다. 이 요인들은 그 효과에 따라 보호 요인이 될 수도 있고 취약성 요인이 될 수도 있다. 또한 보호 요인의 결여는 취약성 요인으로 간주될 수 있다. 다른 조건이 동일하다면, 보호 요인은 가구가 주관적으로 의료비 부담을 느낄 확률을 감소시킬 것이고, 취약성 요인은 그 확률을 증가시킬 것이다.

그러나 이와 같은 관측가능한 요인들이 다 고려된다 하더라도 의료비에 대한 가구의 반응은 여전히 이질성을 보일 수 있다. 개별 가구들이 채택하는 복잡한 대응 전략의 효과나 심리적 태도가 위의 관측가능한 변수들에 의해 전적으로 대변된다고 보기는 어렵다. 따라서 이 연구에서는 관측되지 않는, 가구별로 이질적인 효과가 주관적 의료비 부담에 영향을 미친다고 가정한다. 따라서 이제 관측되지 않는 이질성을 관측되지 않는 취약성(unobserved vulnerability)으로 등치할 수 있다. 이 연구에서는 이 관측되지 않는 취약성이 관측가능한 요인들과 상관관계를 맺고 있다고 가정한다. 관측되지 않는 취약성은 관측가능한 취약성 요인과는 양의 상관관계를 맺고, 보호 요인과는 음의 상관관계를 맺을 것이다. 하나의 단적인 예로, 소득이 높을수록 관측되지 않는 취약성은 감소할 것이다. 그러한 상관관계를 무시하게 되면 관측가능한 요인의 효과를 추정하는 데 있어 누락변수 바이어스(omitted variable bias)가 발생한다. 관측되지 않는 이질성을 고려할 수 없는 통상적인 횡단 연구에서는, 관측가능한 요인의 효과가 상관관계의 방향에 따라 과대 또는 과소 추정될 것이다. 이로부터 도출되는 이 연구의 가설 하나는, 가구의 관측되지 않는 취약성이 독립변수의 효과추정에 실제로 영향을 미친다는 것이다.

다음으로는 위와 같이 개념화한 가구의 관측되지 않는 이질성(취약성)과 의료비의 내생성과 어떻게 개념적으로 관련을 맺는지를 살펴 볼 것이다. 앞에서 기술한 바와 같이, 사회경제적 건강 불평등의 관점에 따르면, 관측되지 않는 취약성은 의료의 필요(health needs)와 양의 상관관계이다. 따라서 취약성이 높은 가구에서 의료비가 높게 나타난다. 반면, 의료수요 이론의 관점에 따르면, 관

측되지 않는 취약성은 의료 수요와 음의 상관관계이므로, 취약성이 높은 가구에서 의료비가 낮게 나타난다. 여기서 중요한 점은 두 가지 가능성 중 어떤 것이든 간에 의료비는 가구별로 고정된, 관측되지 않는 취약성(household-fixed, unobserved vulnerability)과의 상관관계에 의해서 내생성이 발생한다는 점이다. 따라서 여기서 가구별로 고정된, 관측되지 않는 취약성과 상관관계를 통해 내생성이 발생하는 경로는 가구 의료비의 전반적 수준이지 단기적 변화가 아니다. 이는 비교적 합리적인 개념화이다. 왜냐하면 첫째, 의료비의 전반적 수준을 결정하는 의료추구 행태는 단기적으로 변화한다기보다는 가구의 사회경제적 지위, 문화적 규범 등 시간에 따라 변하지 않으며, 둘째, 단기적 의료비의 변화는 내생적이라기보다는 대개가 외생적(exogenous)이기 때문이다. 만약 의료비가 단기적인 변화에 따라 영향을 받아 결정된다면 내생성 문제는 현재의 개념적 틀보다는 훨씬 복잡한 양상을 띠게 될 것이다.

위의 논의를 종합하면 이 연구에서 다루는 의료비의 내생성 문제는 본질적으로 일종의 시간에 따라 변하지 않는, 관측되지 않는 가구의 취약성이 누락되었을 때 발생하는 일종의 누락변수 바이어스이다. 이러한 개념적 틀은 의료비의 내생성과 위에서 제기한 가구별 관측되지 않는, 이질적 취약성 문제가 외양은 서로 다를지라도 본질적으로 동일한 방법론적 해법을 갖게 될 것임을 말한다. 즉 그 양자는 공히 가구별 관측되지 않는 취약성을 통제함으로써 가능하다. 두 가지 방법론적 문제를 하나의 방법론적 교정을 통해 다룰 수 있다는 점은 여러 모로 유리하다. 특히 하나의 추정 모형을 통해 의료비 변수와 소득 등 변수의 효과 추정치를 바이어스 없이 구할 수 있다는 점이다. 의료비와 소득 변수의 추정치 사이의 크기를 비교함으로써, 보상소득변이(compensating income variation), 즉 의료비로 인해 가구가 주관적으로 느끼는 부담을 상쇄할 수 있는 소득의 증가분을 구할 수 있다(Groot and van den Brink 2006).

내생성에 대한 이와 같은 개념적 틀은 이 연구의 두 번째 가설을 제공한다. 의료비 부담에 관한 모형에 있어 의료비는 내생적이다. 관측되지 않는 취약성의 통제는 바이어스가 없는 효과의 추정치를 제공할 것이다. 건강불평등 관점에 따라 관측되지 않는 취약성이 의료비의 전반적 수준과 양의 상관을 맺고 있다면 내생성이 통제되지 않은 모형에서는 상향 바이어스(upward bias)를 보일 것이다. 반면, 의료수요 이론에 따라 음의 상관을 맺고 있다면 내생성이 통제되지 않았을 때 의료비 효과 추정치는 하향 바이어스(downward bias)를 보이게 될 것이다. 문제는 두 가지 이론이 상충하는 방향의 바이어스를 지시하기 때문에 내생성의 교정 효과가 크지 않거나 없는 것으로 나타날 수도 있다는 점이다. 따라서 이 두 번째 가설은 한 쪽 방향의 바이어스가 우세할 때에만 입증될 수 있을 것이다.

개념적 틀의 세 번째 요소는 의료비에 대한 가구의 취약성을 두 가지 다른 방식으로 개념화할 수 있을 것이라는 점이다. 지금까지의 논의에서는 가구의 관측되지 않는 취약성은 의료비의 충격 효과에 가구별로 다르게 가산되는 효과(additive effect)를 전제하고 있었다. 그 효과의 합계가 일정한 역치를 넘게 되면 가구는 의료비 부담을 느끼고 그렇지 않으면 느끼지 않는다는 것이 기본적인 개념적 바탕이었다. 또한 독립변수들을 타당한 추정치를 얻기 위해서는 그 이질적인 취약성을 통제해야만 했다. 다른 방식의 개념화도 가능하다. 통계적 상호작용의 개념은 독립변수의 효과가 다

른 변수의 수준에 따라 변화한다는 것을 기초로 한다. 이러한 개념에 따라, 의료비의 충격 효과 자체가 가구의 취약성 수준 별로 다를 것이라고 생각해 볼 수 있다. 즉, 취약성을 의료비의 충격 효과에 곱해지는 효과(multiplicative effect)로 볼 수 있다는 점이다. 즉 사회경제적 지위가 낮은 가구는 의료비의 효과가 더욱 증폭되어 나타날 것이며, 이는 경사 취약성(slope vulnerability)이라는 말로도 표현될 수 있다. 이에 대해, 앞에서 다루어 온 가산되는 효과로서의 취약성은 역치 취약성(threshold vulnerability)으로 생각할 수 있다. 이로부터 도출되는 이 연구의 세 번째 가설은 의료비의 효과 변화가 취약 가구에서 더욱 크게 나타난다는 것이다. 취약성을 경사로 표현하는 것은 사회경제적 지위에 따라 그 크기를 분명히 드러낼 수 있어 정책적 함의 면에서 더욱 가치가 있다. 그러나 가구의 취약성을 실증 모형에서 경사로 나타내기 위해서는 별도의 고려가 필요하며, 이는 아래 절에서 서술될 것이다.

### III. 모형

이상의 개념적 틀에 적합한 모형을 구축하기 위해 먼저 가구가 느끼는 의료비 부담이 연속변수로 표현된 잠재변수  $y_{it}^*$ 로부터 출발하자.

$$y_{it}^* = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

여기서  $X_{it}$  는 가구  $i$ 의 시기  $t$ 에서, 직접 부담하는 의료비, 소득 등 관측가능한 시간에 따라 변하는 가구 특성을 나타내는 독립변수 전체의 벡터,  $\beta$ 는 그 독립변수 각각에 해당하는 계수,  $\varepsilon_{it}$  는 임의 오차항을 나타낸다.  $\alpha_i$ 가 포함하고 있는 것이 가구별로 관측되지 않는 취약성이다.  $y_{it}^*$ 는 직접 관찰되지 않으며, 대신 관찰되는 것은 가구가 의료비 부담을 느끼는가, 그렇지 않은가의 이분변수인  $y_{it}$ 이다. 잠재변수  $y_{it}^*$ 가 가구에 고유한 역치  $T_i$ 를 초과하면 가구는 의료비 부담을 느낀다고 대답하고( $y_{it}=1$ ), 그렇지 않으면 부담을 느끼지 않는다고 대답한다( $y_{it}=0$ ).

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* > T_i \\ 0 & \text{if } y_{it}^* \leq T_i \end{cases}$$

이를 종합하면,  $y_{it}^* > T_i$  가 일어날 확률은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} & \Pr(X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} > T_i) \\ &= \Pr(\varepsilon_{it} < X_{it}\beta + \mu_i) \end{aligned}$$

취약성  $\alpha_i$ 와 역치  $T_i$ 는 개별 가구에 고유한 값이므로 가구의 고정효과를 나타내는 하나의 항  $\mu_i$ 로 합쳐질 수 있다. 이를 통해 가구의 관측되지 않는 고정효과  $\mu_i$ 는 지금까지 취약성으로 표현해 온  $\alpha_i$ 에 추가로 가구별로 이질적인 역치 수준  $T_i$ 를 새롭게 포괄하게 됨을 볼 수 있다. 이것이 두 가지를 재미있는 사실을 함축한다. 첫째, 가구의 관측되지 않는 취약성  $\alpha_i$ 와 역치 수준  $T_i$ 를 분리하는 것이 불가능하며, 둘째, 낮은 역치는 기존의 취약성의 새로운 일 요소임을 보여 줄 수 있다는

점이다. 이제 가구의 고정효과  $\mu_i$ 는 낮은 역치를 포함하는 취약성으로 이해될 수 있다.

임의 오차항  $\varepsilon_{it}$ 가 로지스틱 분포를 따른다고 가정하면 가구가 의료비 부담을 느낄 확률은 다음과 같은 로지스틱 함수로 표현할 수 있다.

$$\Pr(y_{it} = 1 | X_{it}, \mu_i) = \frac{1}{1 + e^{-(X_{it}\beta + \mu_i)}}$$

Chamberlain은 이와 같은 고정효과 로짓 모형을 추정하기 위해 조건부 우도함수(conditional likelihood function)를 사용할 수 있음을 관찰하였다. 핵심은 로짓 모형의 최소 충분 통계량(minimal sufficient statistic)을 사용하여 조건화함으로써 관측되지 않는 이질성  $\mu_i$ 를 제거할 수 있다는 것이다(Frees 2004; Greene 2003). Chamberlain 고정효과 로짓 모형은, 패널자료를 이용한 연구들에서 주관적 속성의 이분형 종속변수가 존재하는 모형을 추정하기 위해 흔히 이용되었다(Baltagi 1995). 실업 상태가 정신 증상에 미치는 영향(Bjorklund 1985)이나 만족도(Winkelmann and Winkelmann 1998)를 실증적으로 분석한 연구들이 좋은 예가 된다. 정신 증상이나 만족은 개인별 이질성이 클 것이 분명하고 그 이질성을 어떻게 통제하는가가 타당을 분석을 위한 관건이 될 수밖에 없다. 이 연구에서 가구가 느끼는 의료비 부담도 기본적으로 동일한 성격이다.

앞에서, 관측되지 않는 이질성  $\mu_i$ 를 통제하는 것은 첫 번째, 두 번째 가설에 공히 관련되는 것임을 보았다. 만약 관측되지 않는 이질성이 전혀 중요하지 않다면, 통제를 한 모형과 그렇지 않은 모형 사이에 유의한 차이를 낳지 않을 것이다. 이 점에 기반하여, Hausman test는 관측되지 않는 이질성  $\mu_i$ 를 통제한 모형의 추정치(conditional maximum likelihood estimator, CMLE)와 그렇지 않은 모형의 추정치(usual maximum likelihood estimator, MLE)를 비교함으로써 관측되지 않는 이질성의 효과를 통계적으로 검증한다. 그 통계량은 다음 식을 통해 구해지면, 두 모형에 공통된 변수의 개수를 자유도로 갖는 카이제곱 분포를 따른다(Greene 2003).

$$\chi^2 = (\hat{\beta}_{CMLE} - \hat{\beta}_{MLE})'(Var[CMLE] - Var[MLE])^{-1}(\hat{\beta}_{CMLE} - \hat{\beta}_{MLE})$$

Hausman test의 귀무가설은 두 모형 사이에서 계수의 추정치가 체계적인 차이를 보이지 않는다는 것이다. 이 연구에서 귀무가설이 기각되지 않으면, 그것은 가구의 관측되지 않는 취약성이 존재하지 않는다는 것을 의미하며( $\mu_i = \mu$ ), 효율적이지 않은 고정효과 모형을 사용할 이유가 없게 된다. 그러나 귀무가설의 기각되면, 고정효과 모형만이 타당한 효과 추정을 가능케 한다. 전술한 개념적 틀에 따르면, 귀무가설은 기각될 것이며 고정효과 모형만이 타당한 것으로 나타날 것이다.

이 연구에서 Chamberlain 고정효과 모형의 실제 적용과 관련하여 몇 가지 언급할 사항은 다음과 같다. 첫째, 조사에 참여한 시기 동안 가구의 주관적 의료비 부담 상태가 변화하지 않았다면 그런 가구는 분석에 포함되지 않는다. 즉, 전 기간 내내 부담을 한 번도 느끼지 않은 가구나, 혹은 전 기간 내내 부담을 느낀 가구는 분석에서 제외된다. 이는 고정효과 모형이 비효율성의 한 원인이 된다(Greene 2003). 둘째, 선형 고정효과 모형에서와 마찬가지로 시간에 따라 변하지 않는 변수들은 가구의 고정효과로 흡수된다. 따라서 그런 변수들은 효과를 추정할 수 없다. 셋째, 고정효과 로짓은 가구별 고정효과  $\mu_i$ 의 존재로 개별 관찰치의 확률을 예측하거나 독립변수의 한계효과를 구하는 것이 가능하지 않다. 로그 오즈(log odds) 방식의 해석이 더 적절한 해석이다. 넷째, 고정효과 로짓

모형이 가구별 고정효과와의 상관을 통해 발생하는 내생성은 통제할 수 있다 하더라도, 시간에 따라 변하는 누락변수(time-varying omitted variable)에 의해 발생하는 내생성은 통제할 수 없다. 각 시기별로 종속변수인 주관적 의료비 부담이 독립변수에 역의 방향으로 영향을 미칠 가능성은 충분하다. 예를 들어, 주관적 의료비 부담이 증가할수록 가구 소득이 그에 따라서 증가할 수도 감소할 수도 있다. 주관적 의료비 부담을 줄이고자 가구원들이 소득을 늘이려고 노력할 수도 있고, 관측되지 않는 악화된 건강상태로 인해 가구 소득은 더욱 감소할 수 있기 때문이다. 마찬가지로 자산도 감소할 수 있다. 이와 관련하여 가장 큰 우려는 이분변수인 결혼 및 고용상태이다. 기술통계와 모형 추정에서 이러한 유형의 내생성 가능성을 검토할 것이다.

세 번째 가설 검증을 위한 모형 구축은 위의 모형을 발전시켜, 의료비의 계수가 가구 취약성의 대리 지표인 사회경제적 지위에 따라 변할 수 있도록 허용하는 것이다. 사회경제적 지위로는 가구의 조사기간 평균 소득 수준의 5분위( $HINC_i$ )와 네 단계의 가장의 교육 수준( $HEDU_i$ )을 고려한다.

$$(P(y = 1)) = (\beta_{HINC} HINC_i + \beta_{HEDU} HEDU_i) \times OOP_{it} + X_{it} \beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \log$$

it

이 모형은 상위 수준이 임의효과를 갖지 않고 고정효과만 갖는 가장 간단한 형태의 다수준 모형으로 이해할 수도 있다. 패널자료는 하나의 관찰 대상(subject)을 종적으로 반복 관찰하는 특성상, 기본적으로 다수준적 성격을 갖는다. 두 가지 가구 수준의 구성변수(compositional variables)를 새롭게 도입함으로써 의료비의 충격 효과가 가구의 사회경제적 지위에 따라 어떻게 변하는지에 관한 수준간 상호작용 효과(cross-level interaction effect)를 관찰할 수 있다(Snijders and Bosker 1999).

이 모형의 추정을 위해서는 임의모형의 제한적 가정을 최대한 활용한다. 즉, 임의모형에서는 가구별 고정효과  $\mu_i$ 가 독립변수와는 상관관계가 없이 임의적 분포를 따른다고 가정하는데, 이 모형에서 이 가정을 활용함으로써 가구별 취약성 효과가 더 이상  $\mu_i$ 에 남아 있지 않도록 한다. 그렇게 되면 취약성의 효과는 온전히 의료비의 충격 효과의 변화로만 흡수될 것으로 기대할 수 있다. 개념적 틀에서 경사 취약성(slope vulnerability)과 역치 취약성을 구분한 것은 이런 맥락이다. 평균 가구 소득이 낮고 가장의 교육 수준이 낮은 가구는, 잠재변수의 값이 커지는 방향으로 의료비의 충격 효과가 훨씬 크게 나타날 것이고, 결국 모형의 추정에서는 통계적으로 유의한 양의 계수로 드러날 것이다. 반면, 동일한 변수들이 고정효과에서는 유의하지 않게 나타날 것으로 예상된다. 그 이유는 고정효과 모형의 추정 과정에서 이미 가구별 이질성  $\mu_i$ 를 통하여 취약성이 통제되었기 때문이다.

그 상호작용 변수항(interaction terms)들의 계수 추정치를 해석하는 데에는 별도의 어려움이 따른다. 왜냐하면 비선형 모형에서는 상호작용 변수들의 계수가 곧바로 효과 변형(effect modification)의 크기와 방향을 말해 주지 않기 때문이다(Ai and Norton 2003). 이런 어려움을 피하기 위해 확률 예상에서는 연속변수의 한계효과가 아닌 구분변수의 incremental effect만 고려하기로 한다. 임의모형의 추정 결과를 이용한 예상 확률(predicted probability)을 구하기 위해서는 가구별 효과  $\mu_i$ 의 임의분포를 무시한다. 기술적으로는 Stata xtlogit command에서 pu0 option을 사용한다.

마지막으로, 소득/의료비의 비를 스플라인으로 구성하여 그 비 척도의 구간별 한계효과 (piecewise marginal effect)의 통계적 유의성을 검토한다. 기존 문헌에서 흔히 사용되어 온 5개 (5, 10, 20, 30, 40%)를 매듭(knot)으로 삼아 스플라인을 구성하여 모형을 추정한다. 일정 역치 이상의 스플라인에서 계수가 더 이상 통계적으로 유의하지 않다면, 그 역치는 현재의 자료에서 재난성 역치의 최대치에 대한 실증적 근거를 제공한다.

## IV. 실증자료

### 1. 『한국노동패널』

이 연구의 실증자료는 한국노동연구원에서 제공한 한국노동패널 자료이다. 한국노동패널 자료는 도시지역에 거주하는 우리나라 대표 가구와 그 가구의 15세 이상 가구원에 대해 매년 반복관찰이 이루어지는 패널자료이다(한국노동연구원, 2006). 한국노동패널은 1998년에 5,000 가구, 13,321명의 가구원을 대상으로 시작된 이래 2005년 8회차에 이르기까지 선진 외국의 대표적인 가구패널조사 이상의 높은 원가구 유지율을 보여 왔다. 또한 원가구 이외에도 분가가구 역시 조사집단에 포함되어 추적관찰이 이루어지고 있다. 한국노동패널 조사의 기본 목적이 급변하는 사회경제적 환경에서 가구와 개인의 경제활동을 이해하고 이를 기반으로 효과적인 정책을 수립하는 데 기여하는 데 있는 만큼, 가구와 개인의 경제활동에 대한 풍부한 정보를 각각 가구용 자료와 개인용 자료에 포함하고 있다. 가구용 자료는 기본적인 인구학적 변수, 소득, 자산, 소비, 경제적 부담을 느끼는 소비항목을 주로 포함하고, 개인용 자료는 노동시장에서 개인의 경제활동에 대한 정보를 주로 포함하고 있다.

개념적 틀과 모형에 근거하여 이 연구는 한국노동패널 자료를 가구 단위 패널자료로서 활용한다. 그런데 안타깝게도 1, 3회차 자료는 이 연구의 핵심 독립변수인 의료비 지출을 포함하고 있지 않기 때문에 사용할 수가 없었다. 그 결과, 2, 4-8회차 가구 자료만을 포함하였다. 가장의 결혼 및 고용 상태 파악을 위해 가구용 자료와 해당 연도 개인용 자료를 가구번호를 매개로 연계하였고, 나머지 모든 변수는 가구용 자료로부터 선정되었다. 이 연구에서는 균형 패널(balanced panel)이 반드시 요구되어야 할 이유가 없으므로, 상기 6개 회차 중 한번이라도 설문에 참여한 가구는 잠재적 표본으로 포함되었다. 기본 모형의 분석에 필요한 변수에 결측치가 있는 관찰치를 제외하고 남은 최종 표본의 크기는 26,056이었고 이는 1, 3회차 조사 가구수를 제외한 원자료 대비 94.7%에 해당하는 것이었다(<표 1>). 소득 및 자산 자료는 극히 상세한 정보를 담고 있어 상대적으로 다른 변수에 비해 결측치가 많이 발생하였다. 종속변수인 가구가 느끼는 의료비 부담의 회차별 비율을 토대로 한국노동패널 원자료와 연구의 표본을 비교한 결과, 표본이 원자료의 특성으로부터 크게 다르다는 근거를 발견할 수 없었다(<표 1>).

<표 1> 한국노동패널 자료 및 표본의 선정

조사 회차	1	2	3	4	5	6	7	8	N
한국노동패널	5,000	4,508	4,266	4,248	4,298	4,592	4,762	4,850	36,524
의료비 부담 느낌(%)	12.45	12.27	12.52	10.35	8.25	9.28	11.23	9.73	
선정된 표본	-	4,365	-	4,116	4,163	4,178	4,586	4,648	26,056
의료비 부담 느낌(%)	-	12.28	-	10.48	8.19	8.95	11.21	9.74	

주: 가구 의료비 부담 느낌(%)은 각 조사 회차별 가구 횡단면 가중치가 적용된 결과임.

## 2. 변수

이 연구의 종속변수는 의료비로 인해 가계에 부담을 느끼는가, 그렇지 않은가의 이분변수이다. 이 변수는, 기본적으로 한국노동패널의 설문 중 “아래 항목 중 \_\_\_\_\_님 덕에서 가계에 부담을 느끼는 항목에 대해 모두 답해 주십시오.”에 ‘의료비’ 항목이 포함되어 있으면 가계에 부담을 느끼는 것으로( $y=1$ ), 포함되어 있지 않으면 그렇지 않은 것으로( $y=0$ ) 정의되었다. ‘의료비’ 항목의 순서는 2 회차에서는 (1)식비(식료품비), (2)교육비, (3)각종 빛(채무)의 원리금 상환, (4)의료비, (5)주거비(관리비, 월세 등), 개방형 추가 답변의 순서로 제시되었으나, 4-8회차에서는 (1) 식비(식료품비), (2) 의료비, (3) 교육비, (4) 주거비(관리비, 월세 등), (5) 각종 빛(채무)의 원리금 상환 등의 순서로 제시되었다.

개념적 틀에 따라 이 연구에 필요한 변수는 주요 4개 범주로 나뉜다(<표 2>). 첫째, 충격 인자의 크기로서의 의료비이다. 의료비는 조사 수행 각 연도의 작년 한해(예: 200\*년) 동안 월평균 보건의료비(의료보험료 제외)로 정의되었다.

둘째, 보호 효과를 갖는 것으로 가정된 가구의 물질적 요인은 소득, 금융자산, 소유부동산자산 시가총액의 세 가지를 포함하였다. 여기서 소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험 수급액, 사회보험 수급액 제외 이전 소득, 기타소득의 합계로 정의되었다. 금융자산은 은행예금, 주식/채권/신탁, 저축성 보험, 아직 타지 않은 계, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈, 기타의 합계로 정의되었다. 소유부동산자산 시가총액은 직접 연속형 변수로 보고하도록 한 설문과 함께 답변의 어려움을 예상하여 구간 범주형 설문을 포함하고 있었다. 연속형 변수로 보고된 경우는 그 값을 그대로 쓰고, 구간 범주형으로 답변이 이루어진 경우는 각 구간의 중위치(median)를 대입하여 소유부동산자산 시가총액을 하나의 연속형 변수로 만들었다.

이상 변수들에 대하여 두 가지 공통적으로 언급해 둘 점은 다음과 같다. 첫째, 의료비를 포함하여 소득, 금융자산, 소유부동산자산 시가총액의 네 변수는 열외 관찰치의 과도한 영향력을 줄이기 위해 자연로그 변환되었다. 둘째, 의료비와 소득은 조사가 현재 시점이 아니라 이루어진 해의 작년 연도에 관해 설문이 이루어졌다. 이는 우려스럽기보다는 이 연구의 개념적 틀에 비추어 보면 오히려 더 적절하다. 왜냐하면, 조사 시점에 따라 불균등하게 마련인 일 시점 또는 당해 연도에서의 의료비 지출보다는, 의료비의 일정 기간 지속적 혹은 누적적 효과가 주관적 의료비 부담을 초래한다고 가정하는 것이 더 적절하기 때문이다. 소득의 보호 효과 역시 그렇게 이해하는 적절하다. 또한 의료비 부담이 역으로 단기적인 의료비 지출액과 소득에 영향을 미칠 수 있는 경로를 차단하는 내

생성을 막는 효과도 있다고 볼 수 있다.

세 번째 범주는 물질적 요인 외 가구 특성이다. 가구원의 수, 가장의 나이, 결혼 및 고용 상태를 포함하였다. 가구원의 수와 가장의 나이는 해석의 용이성과 추정되는 비선형적 효과를 고려하여 범주형 변수화하였다.

네 번째 범주는 가구의 사회경제적 지위를 나타내는 변수를 포함한다. 소득 5분위 더미 변수를 위해서는 먼저 가구 평균 소득을 가구 단위로 조사에 참여한 기간 동안의 평균으로 구하고, 표본 내 분포에 따라 5분위로 나누었다. 가구별로 조사 참여 시점이 무작위적이라는 가정, 연구의 포괄 기간이 비교적 단기적이라는 점, 소득 5분위로의 범주화를 고려하면 시기별 소득 추이는 문제되지 않는다고 보았다. 가장의 교육 수준도 범주형 변수로 구성되었다. 가구의 가장은 조사 기간 중 바뀔 수도 있고 교육 수준이 증가하는 경우도 있을 수 있으므로, 가구별로 조사 참여 기간 중 가구의 교육 수준이 가장 높게 보고된 것을 택하였다. 이렇게 가구의 소득 5분위와 가장의 교육 수준 변수를 정의하면 이들은 시간에 따라 변하는 변수가 아니다. 따라서 이 연구의 첫 번째 모형에서는 포함될 수 없고 두 번째 모형에서만 포함 가능하다.

여기에 덧붙여 모든 모형에서 한국노동패널 회차의 더미 변수를 포함한다. 이는 표본 전체에 기간별로 공통적으로 영향을 미치는 기간 효과(period effect)를 통제할 수 있다. 이 연구에서는 주요 관심사가 아니지만 정책적 모니터링의 관점에서는 이 역시 중요할 수 있을 것이다. 더미 변수의 기준 회차는 우리나라에 외환 경제위기 효과가 지속되고 있던 2회차(1999년)이다.

<표 2> 변수의 기술

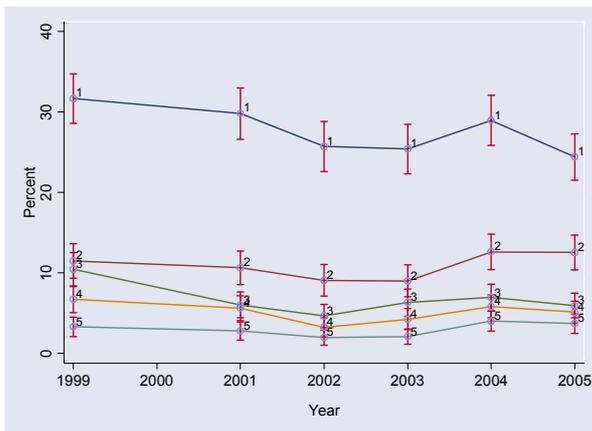
변수	변수 종류	변수 기술
OOP health spending	<i>Continuous</i>	Average monthly out-of-pocket spending (logged)
<i>Material factors</i>		
Income	<i>Continuous</i>	Average monthly income (logged)
Financial assets	<i>Continuous</i>	Sum of financial assets (logged)
Current value of real estate owned	<i>Continuous</i>	Current value of real estate owned (logged)
<i>Non material factors</i>		
Number of household members	<i>Dummy</i>	1 if the number of household members is 1, 2, 3, or 4, otherwise 0 (Ref.: 5+)
<i>Household head</i>		
Age group	<i>Dummy</i>	1 if household head's age lies for each age group 40-49, 50-59, 60-69, or 70+, otherwise 0 (Ref.: less than 40).
Currently married	<i>Dummy</i>	1 if currently married with spouse, 0 otherwise.
Currently employed	<i>Dummy</i>	1 if currently employed, 0 otherwise.
<i>Household-level socioeconomic position</i>		
Household head's education level	<i>Dummy</i>	1 if household head's education level lies for each of the following education levels: Less than middle school graduation, Less than high school graduation, High school graduation, Some college or more, otherwise 0.
Income quintile	<i>Dummy</i>	1 for each income quintile, otherwise 0 (Ref.: 5+)
<i>KLIPS Wave</i>	<i>Dummy</i>	1 for each of the waves, otherwise 0 (Ref. Wave 2)

## V. 결과

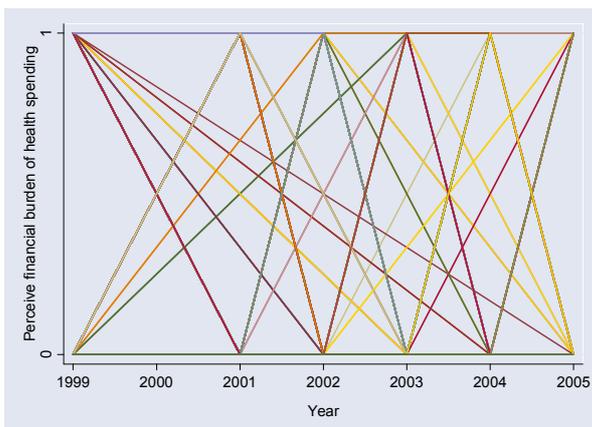
## 1. 기술통계

앞에서 제시한 <표 1>에서 1998년부터 2005년까지의 기간 동안, 우리나라 가구의 8.25-12.52%가 주관적 의료비 부담을 보고한 것을 알 수 있다. 외환 경제위기 여파가 지속되던 한국노동패널 초기 회차에서 이 비율이 더 높게 나타난다는 점은 주목할 만하다. [그림 1]은 소득 5분위에 따라 가구가 느끼는 의료비 부담 비율의 추이를 보인다. 최하위 5분위가 30% 내외로 지속적으로 높은 비율을 보이고 있으며, 그 다음 5분위가 나머지 상위 3개 군보다 그 비율이 조금 높게 나타난다. [그림 2]는 가구가 느끼는 의료비 부담 상태가 변화하는 패턴을 전반적으로 보여 준다. 연구의 기본 모형인 고정효과 모형은 이처럼 의료비 부담 상태가 변화하는 가구만을 대상으로 추정하며, 그런 가구들의 독립변수의 변화가 변수의 효과를 추정할 수 있는 변이(source of variation)를 제공한다.

[그림 1] 소득 5분위에 따른 가구가 느끼는 의료비 부담 추이



[그림 2] 가구가 느끼는 의료비 부담 상태 변화의 전반적 유형



다음으로는 두 가지 다른 방식으로 선정된 가구 표본의 기술통계를 제시하였다. <표 3>은 3가지

주관적 의료비 부담 상태에 따라, 그리고 <표 4>는 소득 5분위에 따라 제시하였다. 먼저 <표 3>을 보면, 표본에 포함된 5,934 가구 중 75%(4,439)는 참여한 조사에서 한번도 주관적 의료비 부담을 보고하지 않았다(‘전혀’ 유형). 반면 2%(92)는 참여한 모든 조사에서 주관적 의료비 부담을 보고하였다(‘항상’ 유형). 한번이라도 상태가 변화한 가구(‘변화’)는 전체의 21%(1,403)였고 이들이 [그림 2]에서 나타난 가구는 이러한 가구들이다. 그러나 이들 비율은 자료의 맥락에서만 이해되어야 한다. 왜냐하면, 조사 참여 회수에 크게 의존할 것이기 때문이다. 조사 참여 회수가 적을수록 주관적 의료비 부담을 ‘항상’(Always) 보고하는 것으로 나타날 가능성이 높기 때문이다. <표 3> 마지막 줄에 제시된 숫자는 그런 경향을 뚜렷이 보여 주고 있다. 반면, <표 4>의 동일한 정보는, 최하 5분위가 약한 낮은 경향을 보이기는 하나, 현재 표본 가구들이 소득 5분위에 따라 조사 참여율이 크게 다르지 않음을 보인다.

다시 <표 3>을 보면, 모든 독립변수에 대하여 세 유형의 가구에 걸쳐 일관된 경향이 나타나는 것을 볼 수 있다. 즉, 의료비는 ‘항상’ 가구에서 가장 높고 ‘전혀’ 유형 가구에서 가장 낮았다. 반면, 소득, 금융자산, 부동산은 모두 ‘전혀’ 유형 가구에서 가장 높고 ‘항상’ 유형 가구에서 가장 낮았다. 비물질적 요인들도 유사한 경향을 보이는 것은 주목할 만하다. ‘항상’ 유형 가구는 가구원 수가 적고, 가장이 고령이고, 유배우 결혼 및 고용 상태일 가능성이 낮으며, 교육 수준도 낮았다. 모든 독립변수에서 ‘변화’ 유형 가구는 다른 두 유형 가구의 중간에 위치하였다. 전반적으로 이러한 기술 통계는 가구가 느끼는 의료비 부담이 이러한 관측가능한 가구 요인들과 관련되어 있음을 시사한다.

<표 4>는 전체적으로 소득 계층이 의료비 부담에 관한 보호 요인 또는 취약성 요인들의 훌륭한 대리 지표임을 보여 준다. 소득이 낮은 가구들은 물질적 요인이 낮은 수치를 보이는 것은 물론, 비물질적인 취약성 요인들은 높게 나타났다. 최하 5분위 가구들은 1인 가구의 비율이 높고, 가장이 유배우 결혼 상태, 고용 상태로 있는 비중이 상대적으로 낮았다. 가장 주목할 만한 것은 최하 5분위 가구의 21.31%가 가장이 70세 이상이라는 점이다. 다른 네 그룹이 모두 5% 미만이라는 점을 고려할 때, 저소득과 고령이 깊은 상관을 맺음을 보인다.

<표 4>에서 한 가지 흥미로운 결과는 의료비의 소득 5분위간 분포이다. 최상 5분위는 가장 많은 의료비를 지출하나, 그렇다고 해서 최하 5분위가 가장 적게 지출하는 것은 아니다. 이는 의료비의 내생성에 관련한 앞의 논의를 지지하는 근거가 될 수 있다. 최상 5분위에서는 높은 수요가, 최하 5분위에서는 높은 필요가 각기 기여하였을 가능성이 있다.

<표 3>과 <표 4>에서 공히 의료비/소득의 비(ratio)에 주목한다. 이는 현재 관련 연구에서 가장 쉽게 쓰이고 있는 재난성 의료비를 정하는 기준이기 때문이다. 이를 세 가지 다른 방식으로 검토한다.

첫째, 소득이 없었으나 의료비가 있었던 가구의 수와 비율이다. <표 4>에서 최하 소득 5분위 가구의 16%가 소득 없이 의료비가 발생한 것을 보고하고 있다. 이들 가구에 대해서는 비 척도를 구하는 것이 불가능해진다. 결코 무시할 수 있는 작은 비율이 아님을 알 수 있다.

둘째, 그 비의 평균치를 보면, 표준편차가 전반적으로 매우 크다는 사실을 알 수 있다. 특히 <표 4>의 두 번째로 높은 소득 5분위의 평균은 6.01로서 다른 변수들의 소득 계층층간 일관성 경

향성에 맞지 않게 특별히 높게 나타나고 표준편차도 111.61로서 매우 크다. 확인 결과, 이는 한 가구의 한 회차에서 소득이 0에 가깝게, 의료비가 그다지 크지 않은 일정액으로 보고되어 그 비가 24,000으로 나타났기 때문이었다. 이는 극단적인 경우이지만, 이 자료 전체 관찰 26,056의 1%(264)가 100이상의 의료비/소득 비를 기록하였다. 이러한 열외군의 문제는 제시된 바와 같이 언제라도 중위치를 쓸 수는 있지만, 이는 재난성 의료비 부담이 갖는 심각성을 낮게 평가할 것으로 보인다. 달리 말해, 열외군의 비 값이 과도하게 나타나는 경향이 있을지라도 측정하고자 하는 취지에 비추어 전혀 의미없는 수치가 아닌 것이다.

셋째, 의료비/소득의 비의 일정 역치를 넘는 가구의 비율을 측정하는 것이다. 이 방식에서는 소득 없이 의료비가 발생한 가구나 비 값의 열외군 가구들도 가장 높은 역치를 초과하는 것으로만 나타나기 때문에 크게 문제가 되지 않는다. <표 4>를 보면 결과들이 대부분 예상되는 경향을 따르고 있다. 저소득 가구들은 고소득 가구들보다 어떤 역치도 잘 넘어 감을 보여 주고 있다. 한 가지 주목할 만한 것은 <표 3>에서 각각 ‘전혀’ 유형 가구의 9.75, 7.57, 6.87%가 각각 20, 30, 40% 역치를 넘어 갔다는 점이다. 또한 ‘항상’ 유형 가구에서 5, 10, 40% 역치를 넘어 간 비율이 ‘변화’ 유형 가구보다 낮았다. 즉, 어떤 가구들은 높은 의료비/소득 비에도 불구하고 의료비 부담을 느끼지 않는 반면, 어떤 가구들은 비교적 낮은 비에도 지속적으로 부담을 보고하고 있다. 이런 결과들을 종합적으로, 의료비/소득의 비 외에도 가구가 부담을 느끼는 다른 요인들이 많을 것임을 시사한다.

<표 3> 가구 기술통계: 주관적 의료비 부담 상태별

Variables		Total sample	Perceived financial burden		
			전혀	변화	항상
<i>Number of households</i>	<i>N (%)</i>	5,934 (100)	4,439 (75)	1,403 (21)	92 (2)
OOP health spending (10K KRW/month)	<i>Mean</i>	4.84	3.57	8.45	11.00
	<i>(S.D.)</i>	(7.49)	(6.29)	(8.89)	(13.65)
Income (10K KRW/month)	<i>Mean</i>	202.32	226.43	133.55	87.64
	<i>(S.D.)</i>	(162.06)	(168.52)	(114.91)	(97.15)
<i>Income share of OOP health spending</i>					
Has had OOP during no income period	<i>n (%)</i>	352 (6)	176 (4)	174 (12)	2 (2)
Average income share of OOP <sup>1)</sup> (%)	<i>Mean</i>	8.16	3.63	21.39	42.09
	<i>(S.D.)</i>	(64.65)	(20.54)	(125.98)	(135.44)
	<i>Median</i>	1.80	1.33	7.16	16.21
<i>Has been over the following thresholds</i>					
5%	%	46.48	32.55	88.10	83.70
10%	%	31.28	16.94	74.20	68.48
20%	%	20.69	9.75	53.10	54.35
30%	%	15.96	7.57	40.70	43.48
40%	%	13.65	6.87	34.07	29.35
Financial assets (1M KRW)	<i>Mean</i>	15.24	17.20	9.83	3.14
	<i>(S.D.)</i>	(40.22)	(44.35)	(23.78)	(6.38)
Real estate (1M KRW)	<i>Mean</i>	31.85	34.84	24.18	4.58
	<i>(S.D.)</i>	(100.96)	(109.71)	(69.81)	(22.02)
Number of household members (continuous)	<i>Mean</i>	3.24	3.33	2.98	2.40
	<i>(S.D.)</i>	(1.29)	(1.25)	(1.35)	(1.46)
1	%	12.66	12.14	13.40	26.09
2	%	17.26	15.52	21.45	36.96
3	%	20.19	19.96	21.17	16.30
4	%	32.05	35.14	23.73	9.78
5+	%	17.85	17.23	20.24	10.87
<i>Household head</i>					
Age (continuous)	<i>Mean</i>	47.33	43.67	58.03	60.83
	<i>(S.D.)</i>	(14.01)	(12.10)	(13.59)	(14.66)
-40	%	40.87	49.45	15.47	14.13
40-49	%	24.12	26.22	18.46	8.70
50-59	%	17.04	15.21	22.74	18.48
60-69	%	11.90	6.98	26.30	29.35
70+	%	6.08	2.14	17.03	29.35
Currently married (%)	<i>Mean</i>	75.09	78.01	67.51	49.46
	<i>(S.D.)</i>	(41.13)	(39.66)	(43.54)	(49.07)
Currently employed (%)	<i>Mean</i>	74.59	81.88	54.02	36.72
	<i>(S.D.)</i>	(37.62)	(32.58)	(42.41)	(46.88)
<i>Education</i>					
Less than middle school graduation	%	18.98	10.79	42.41	56.52
Less than high school graduation	%	12.89	11.60	16.89	14.13
High school graduation	%	35.29	38.14	27.23	20.65
Some college or more	%	32.84	39.47	13.47	8.70
<i>Household income quintile</i>					
1 (lowest)	%	20.00	12.39	40.77	70.65
2	%	19.99	19.58	22.02	8.70
3	%	20.02	21.56	15.75	10.87
4	%	19.99	22.28	13.76	4.35
5 (highest)	%	20.00	24.19	7.70	5.43
<i>Average number of waves responded</i>	<i>Mean</i>	4.39	4.13	5.31	2.70

Notes: KRW is Korean Won. OOP denotes out-of-pocket. S.D. is standard deviation. Percents for education and income quintiles are column percents. Calculated excluding households that had out-of-pocket spending during no income period. Household income quintile categories do not show exact 20.00% because of households with income at cut-off values.

<표 4> 가구 기술통계: 소득 5분위별

Variables	Total sample	Income quintile (1: lowest, 5: highest)					
		1	2	3	4	5	
<i>Number of households</i>	<i>N</i>	5,934	1,187	1,186	1,188	1,186	1,187
OOP health spending (10K KRW/month)	<i>Mean</i>	4.84	4.47	4.40	4.40	5.09	5.83
	<i>(S.D.)</i>	(7.49)	(6.33)	(6.35)	(9.44)	(7.69)	(7.07)
Income (10K KRW/month)	<i>Mean</i>	202.32	44.45	114.01	172.42	239.04	441.66
	<i>(S.D.)</i>	(162.06)	(22.65)	(18.26)	(16.70)	(24.11)	(193.31)
<i>Income share of OOP health spending</i>							
Has had OOP during no income period	<i>n (%)</i>	352 (6)	191 (16)	90 (8)	34 (3)	22 (2)	15 (1)
Average income share of OOP <sup>1)</sup> (%)	<i>Mean</i>	8.16	25.42	6.83	3.12	6.01	1.82
	<i>(S.D.)</i>	(64.65)	(77.94)	(26.14)	(6.79)	(111.61)	(3.25)
	<i>Median</i>	1.80	7.63	2.52	1.66	1.66	1.08
<i>Has been over the following thresholds</i>							
5%	%	46.48	77.59	56.75	40.99	34.15	22.91
10%	%	31.28	68.24	38.11	19.95	18.80	11.29
20%	%	20.69	55.18	23.78	11.36	8.18	4.97
30%	%	15.96	45.24	18.04	8.08	5.56	2.86
40%	%	13.65	39.76	15.43	6.23	4.55	2.27
Financial assets (1M KRW)	<i>Mean</i>	15.24	4.72	8.25	10.31	16.61	36.31
	<i>(S.D.)</i>	(40.22)	(15.99)	(26.28)	(16.94)	(34.48)	(70.99)
Real estate (1M KRW)	<i>Mean</i>	31.85	8.53	16.94	17.32	29.40	87.05
	<i>(S.D.)</i>	(100.96)	(28.69)	(61.52)	(49.90)	(81.98)	(182.07)
Number of household members (continuous)	<i>Mean</i>	3.24	2.16	3.02	3.43	3.67	3.89
	<i>(S.D.)</i>	(1.29)	(1.13)	(1.21)	(1.15)	(1.11)	(1.06)
1	%	12.66	31.26	14.42	9.51	5.73	2.36
2	%	17.26	30.16	17.88	13.05	13.58	11.63
3	%	20.19	18.28	25.97	22.39	18.04	16.26
4	%	32.05	13.48	27.99	36.62	39.80	42.38
5+	%	17.85	6.82	13.74	18.43	22.85	27.38
<i>Household head</i>							
Age (continuous)	<i>Mean</i>	47.33	56.59	46.47	43.91	44.32	45.36
	<i>(S.D.)</i>	(14.01)	(17.19)	(14.12)	(11.92)	(10.98)	(10.68)
-40	%	40.87	23.08	44.35	47.98	46.88	42.04
40-49	%	24.12	13.56	21.16	26.18	27.99	31.68
50-59	%	17.04	14.74	16.61	16.25	18.04	19.55
60-69	%	11.90	27.30	13.83	7.24	5.65	5.48
70+	%	6.08	21.31	4.05	2.36	1.43	1.26
Currently married (%)	<i>Mean</i>	75.09	43.49	68.03	82.41	88.64	92.86
	<i>(S.D.)</i>	(41.13)	(47.00)	(44.17)	(35.78)	(29.27)	(23.77)
Currently employed (%)	<i>Mean</i>	74.59	42.15	73.65	83.39	85.96	87.82
	<i>(S.D.)</i>	(37.62)	(42.79)	(36.28)	(30.27)	(28.38)	(27.81)
<i>Education</i>							
Less than middle school graduation	%	18.98	47.18	21.25	11.78	9.27	5.39
Less than high school graduation	%	12.89	14.32	16.61	15.49	11.64	6.40
High school graduation	%	35.29	23.42	41.06	41.33	41.06	29.57
Some college or more	%	32.84	15.08	21.08	31.40	38.03	58.64
<i>Average number of waves responded</i>	<i>Mean</i>	4.39	4.13	4.33	4.31	4.69	4.50

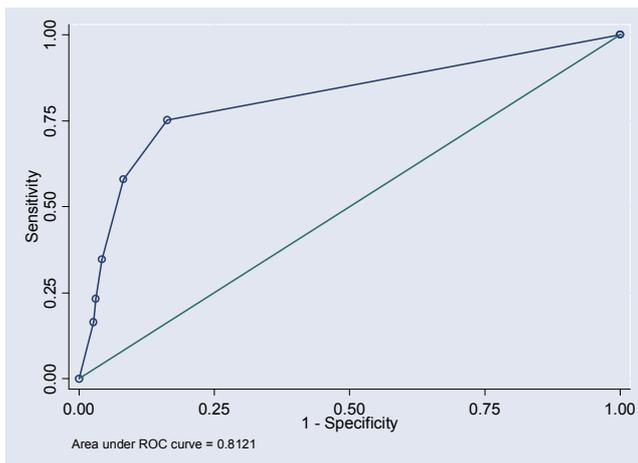
Notes: KRW is Korean Won. OOP denotes out-of-pocket. S.D. is standard deviation. Percents for education and income quintiles are column percents. 1) Calculated excluding households that had out-of-pocket spending during no income period. Household income quintile categories do not make up the exact 20.00% because of households with income at cut-off values.

객관적인 의료비/소득 비 척도와 주관적 의료비 부담 사이의 이러한 부정합성은 재난성 의료비의 역치를 설정하기가 어려운 점과 밀접하게 관련된다. 이 부정합성을 더 탐색하기 위해 Receiver-Operating-Characteristic (ROC) 분석을 실시하였고 그 결과를 <표 5>와 [그림 3]에서 제시하였다. 주관적 의료비 부담을 포착해 내는 민감도(sensitivity)는 역치가 높아질수록 급하게 감소한다. 의료비/소득 비의 역치 5%를 기준으로 하더라도 이미 24.79%(=100.00-75.21)의 주관적 의료비 부담을 보고한 가구를 포착하지 못함을 보인다. 반면, 역치가 20%로 상승하더라도 특이도(specificity)는 95.78%밖에 되지 않는다. 이는 4.22%는 여전히 주관적 의료비 부담을 보고하지 않는다는 것이다. ROC 분석을 위해 주관적 의료비 부담을 황금척도(gold standard)로 사용하기는 하였으나, 이러한 결과는 두 가지 척도 공히 불완전함을 보여 주는 것으로 이해되어야 할 것이다.

<표 5> Receiver-Operating-Characteristic (ROC) 분석

의료비/소득 비의 구간	의료비 부담을 느끼는가?			의료비/소득 비의 역치	민감도 (%)	특이도 (%)	정분류율 (%)
	총계	아니오	예				
x<5	20,213	19,541	672	-	100.00	0.00	10.40
5≤x<10	2,367	1,900	467	5≤x	75.21	83.71	82.82
10≤x<20	1,549	918	631	10≤x	57.99	91.84	88.32
20≤x<30	581	271	310	20≤x	34.71	95.78	89.42
30≤x<40	286	101	185	30≤x	23.28	96.94	89.27
40≤x	1,060	614	446	40≤x	16.45	97.37	88.95
				-	0.00	100.00	89.60
	26,056	23,345	2,711				

[그림 3] Receiver-Operating-Characteristic (ROC) 곡선



<표 6> 가구가 느끼는 의료비 부담 상태에 따른 독립변수 값의 변화

Perceived financial burden in <i>t</i> -1	Perceived financial burden in <i>t</i>		
	예	아니오	
예	2.50 (0.83, 4.17)	-6.59 (-7.71, -5.47)	$\Delta$ Out-of-pocket spending
	5.40 (-9.76, 20.55)	10.50 (-.89, 21.90)	$\Delta$ Income
	94.63 (-180.03, 369.28)	139.23 (-67.36, 345.83)	$\Delta$ Financial assets
	217.87 (-167.3, 603.05)	74.75 (-379.01, 528.51)	$\Delta$ Real estate
	-0.09 (-.12, -.06)	-0.13 (-0.17, -0.09)	$\Delta$ No. of household members
	1.75 (0.81, 2.69)	5.94 (4.54, 7.34)	% of change in marital status <sup>1)</sup>
	3.15 (1.05, 5.26)	0.94 (1.17, 3.04)	% of change in employment status <sup>2)</sup>
	856 ( <i>n</i> <sub>11</sub> )	1,279 ( <i>n</i> <sub>10</sub> )	No. of observations
아니오	8.06 (6.69, 9.43)	0.23 (-0.15, 0.20)	$\Delta$ Out-of-pocket spending
	13.19 (0.35, 26.02)	25.95 (22.47, 29.42)	$\Delta$ Income
	39.56 (-105.37, 184.49)	140.44 (64.58, 216.31)	$\Delta$ Financial assets
	16.14 (-555.29, 587.57)	542.00 (354.12, 729.87)	$\Delta$ Real estate
	-0.12 (-0.16, -.08)	-0.04 (-0.05, -0.03)	$\Delta$ No. of household members
	1.24 (0.12, 2.34)	0.55 (0.31, 0.79)	% of change in marital status <sup>1)</sup>
	4.78 (2.69, 6.87)	0.89 (0.41, 1.37)	% of change in employment status <sup>2)</sup>
	1,214 ( <i>n</i> <sub>01</sub> )	16,773 ( <i>n</i> <sub>00</sub> )	No. of observations

Notes: 95% confidence interval in parentheses.  $\Delta$  OOP is the change in out-of-pocket spending between immediate two periods and the same for other variables. Unit for continuous variables is the same as in Table 3. 1) incidence of change in marital status from currently married with spouse to other status. 2) incidence of change in employment status from currently employed to other status. The number of observations in four cells (*n*<sub>11</sub> + *n*<sub>10</sub> + *n*<sub>01</sub> + *n*<sub>00</sub>) and the number of households (5,934, first appeared survey for each household) add up to the total number of observations (26,056) in the study sample.

<표 6>에서는 주관적 의료비 부담 상태의 전이 유형 네 가지에 따라 독립변수의 변화를 검토한다. 제시된 수치들은 각 유형 내의 총합 평균(aggregate mean) 또는 발생률(incidence)이지만 세 가지 변수를 주목할 필요가 있다.

첫째, 의료비의 증가는 (아니오→예) 전이 유형에서 가장 크게 나타났고, (예→아니오) 전이 유형에서 음의 평균을 보였다. 이는 예상된 결과이며, 의료비 크기와 효과 추정을 위한 변이의 원천이 된다. 또한 지난 해 의료비를 변수로 사용하는 것과 관련된 우려를 일부 완화할 수 있다.

둘째, 유배우 결혼에서 다른 상태로 변화가 (예→아니오) 전이 유형에서 높게 나타났다. 이는 이 변수가 내생변수일 가능성을 시사하는 결과이다. 가능한 설명은 다음과 같다. 먼저 결혼 상태에 관해 생각해 보면, 가장 가능성 높은 설명은 이전 시기 배우자를 사별함으로써 현재 시점에서 부담이 완화된 것이다. 이러한 내생성을 무시하게 되면 유배우 결혼 상태가 아닌 다른 상태가 의료비 부담에 보호 효과를 갖는 것으로 나타날 가능성이 있다.

셋째, 고용에서 다른 상태로 변화가 (아니오→예) 전이 유형에서 가장 높았고, (예→예)에서 두

번째로 높았다. 새로이 또는 지속적으로 주관적 의료비 부담을 보고하는 것과 노동시장 참여 감소가 관련되어 있음을 시사한다. 주관적 의료비 부담과 노동시장 참여 저하가 관련되어 있음은 빈곤 문제의 관점에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 현재, 연구에서는 고용 상태 변수의 내생성을 의미한다. 이러한 연관을 무시하면 의료비 부담에 대한 고용상태의 보호 효과가 상향 바이어스를 보일 수 있다.

한국노동패널 자료는 두 가지 변수의 내생성과 관련하여 추가적인 분석 가능성을 제공하고 있으나 이 연구에서는 이 문제를 본격적으로 다루지 않는다. 다만 이 두 변수의 잠재적 내생성을 염두에 두고 주요 관심 변수의 효과 추정에서 이들 변수의 포함 여부가 어떤 영향을 미치는가만을 볼 것이다.

## 2. 모형 추정 결과

아래에서는 세 가지 구체적 목적에 따라 모형 추정 결과를 제시하며, 각 가설에 대한 결론을 내릴 것이다.

### 가. 가구의 관측되지 않는 취약성은 실재하는가?

<표 7>은 일반적인 모형과 고정효과 모형 추정 결과를 세 가지 다른 독립변수의 조합 각각에 대하여 제시하고 있다. 결과표 해석에서, 의료비의 양의 계수는 충격 효과를, 다른 변수의 계수에 대해서는 양의 부호는 그 변수가 취약성 요인임을, 음의 부호는 보호 요인임을 뜻한다.

첫 번째 두 모형은 의료비에 소득, 가구원 수, 연도 더미만을 포함한 가장 간단한 모형이다. 예상대로 의료비는 양의 부호를, 소득은 음의 부호를 보인다. 그러나 계수의 크기를 해석하는 것은 쉽지 않은데, 고정효과 모형의 경우에는 특히 로그-오즈 해석이 유용하다. 즉, 독립변수 한 단위의 증가에 따라 계수의 크기만큼 로그-오즈가 증가한다. 이에 따라 오즈비(odds ratio)를 구할 수 있다. 첫 번째 고정효과 모형 추정에서, 로그(의료비) 계수 1.122의 해석은 다음과 같다. 로그(의료비)가 한 단위 증가에 따른 오즈비는  $3.07(=e^{1.122})$ 이다.

의료비의 효과 크기가 갖는 의미를 더욱 잘 이해하기 위해서는 소득과의 관련 속에서 살펴 보는 것이 유용하다. <표 7>에서 가장 아래에 각 모형에서 추정된 계수에 근거하여 로그(의료비)와 로그(소득)의 비를 제시하였다. 이 값이 크면 클수록 의료비의 증가가 초래하는 부담을 상쇄하기 위하여 더 많은 소득이 필요하다는 것을 뜻한다. 의료비와 소득이 공히 로그 전환된 변수이므로 로그 전환되지 않은 일반적인 경우와는 달리 계수의 비 자체가 보상소득을 뜻하지 않는다. 고정효과 모형의 비, 6.75에 대한 해석은 다음과 같다. 의료비 1%의 증가에 대해 소득 6.95% ( $=1.01^{6.75}$ )의 증가는 주관적 의료비 부담을 상쇄한다.

나머지 네 개의 모형은 잠재적으로 내생성이라고 의심되는 결혼 상태, 고용 상태 변수가 각각 있는 모형과 없는 모형이다. 유배우 결혼이 보호 요인일 것이라는 상식과는 다르게 고정효과 모형

에서는 비교적 큰 크기의 양의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 반면, 일반 모형에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 이와 같은 반직관적인 결과는 기술통계를 해석하며 의심한 결혼 상태 변수의 내생성과 관련 속에서 해석해 볼 수 있다. 일반 모형에서 암시되는 것처럼 유배우 결혼의 보호 효과가 크지 않은 반면, 유배우 결혼 상태에서 사별, 이혼, 별거 등의 다른 상태로 전화하는 과정이 의료비 원천의 소멸과 관련되는 것이라면, 이들 유배우 결혼 외 상태가 보호 요인인 것처럼 나타날 수 있다. 현재 고용 상태에 있는 것은 보호 요인이나, 일반 모형과 고정효과 모형 사이에 차이가 크지 않다.

세 번째와 다섯 번째의 두 개의 일반 모형 사이에서 비교를 해 보면, 부호나 크기, 통계적 유의성 면에서 의료비와 소득의 계수는 큰 변화가 없다. 두 개의 고정효과 모형에서도 가구원 수 변수의 추정치가 현저한 차이를 보이는 것 외에는, 의료비와 소득의 계수는 큰 변화가 없다. 최종 모형으로는 결혼 상태와 고용 상태의 내생성 우려가 있다 하더라도 모든 독립변수를 포함하고 있는 일반 모형과 고정효과 모형 사이에서 선택한다. 그 근거는, 첫째, 주요 관심 독립변수의 효과 추정치가 두 변수의 포함 여부에 거의 차이를 드러내지 않으며, 둘째, 혼인 상태나 고용 상태 변수가 연구의 일차적 관심사가 아니며, 셋째, 결혼 상태 변수가 누락된다면 가구원 수 효과의 추정치가 누락변수 바이어스를 보일 것이기 때문이다.

연구 가설 검증을 위해 Hausman test 결과를 보면, 세 경우 모두 일반 모형과 고정효과 모형 사이에 체계적인 차이가 있음을 뜻한다. 또한 이는 관측되지 않는 취약성이 독립변수들과 상관관계에 있음을 말한다. 실제로 물질적 요인(소득, 금융자산, 부동산) 변수들은 일반 모형보다 해당 고정효과 모형에서 음의 부호에서 그 크기가 감소하였다. 관측되지 않는 취약성과 이들 보호 요인들은 음의 상관관계를 맺고 있을 것으로 가정되었고, 따라서 관측되지 않는 취약성을 통제하지 않는 일반 모형은 (음의 방향으로) 하향 바이어스를 갖는 것으로 해석할 수 있다. 이것이 갖는 실질적인 의미는 가구별 관측되지 않는 이질성을 통제하면 물질적 요인이 갖는 보호 효과가 감소한다는 것이다. 취약성 요인의 효과 크기 또한 감소하였다. 예를 들어, 가장의 고령이 갖는 위험효과는 고정효과 모형에서 크기가 현저히 감소하였다.

세 개의 일반 모형에서 더 많은 통제변수를 포함해 감에 따라 소득의 보호 효과는 조금씩 감소한다. 그러나, 가장 많은 통제변수를 가진 일반 모형에서 추정된  $-0.309$ 조차 가장 간단한 고정효과 모형에서 추정된  $-0.166$ 에 비하면 음의 방향으로 큰 편이다. 반면, 고정효과 모형 사이에서 비교해 볼 때, 일단 관측되지 않는 이질성이 통제되고 난 후에는 통제변수가 추가되어도 소득의 보호 효과는 크게 감소하지 않음을 알 수 있다.

Hausman test와 위의 결과들을 종합할 때, 첫 번째 가설과 관련해서는 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 관측되지 않는 취약성을 통제하는 것이 중요하며, 통제가 이루어지지 않은 일반 모형에서는 보호 요인의 효과를 과대평가(downward bias of negative coefficients)하고 취약성 요인의 효과 역시 과대평가(upward bias of positive coefficients)한다고 결론을 내릴 수 있다.

다음으로, 의료비 효과 추정치를 일반 모형과 고정효과 모형 사이에서 비교해 보면 상향 바이어스를 보임을 알 수 있다. 이를 통해 관측되지 않는 이질성과 의료비의 전반적 수준은 양의 상관관

계를 갖고 있는 것을 추론하는 것이 가능하다. 이는 의료비의 내생성에 관한 두 가지 이론 중, 사회경제적 건강불평등 관점에 근거한 효과가 더 우세함을 시사한다. 즉, 관측되지 않는 취약성과 의료의 필요가 양의 상관관계에 있고, 증가된 의료의 필요에 의해 의료비의 전반적 지출 수준이 높음을 시사한다. 따라서 두 번째 가설인 의료비의 내생성도 입증되었다. 하지만 감소의 크기는 소득 등 다른 변수의 계수가 변화하는 것만큼 크지 않으므로, 바이어스 자체가 작은 것인지, 의료수요 이론에 근거한 경로의 바이어스가 공존하여 크기가 상쇄되었는지를 평가하는 것은 어렵다.

이제 소득과 의료비의 효과 양자 모두에서 바이어스가 교정되었으므로 보상소득변이를 통해 그 종합적 효과를 타당하게 평가할 수 있다. <표 7>에서 제시된  $\beta_1/\beta_2$  값을 보면, 가장 간단한 고정효과 모형의 6.75도 가장 많은 통제변수를 포함하고 있는 일반 모형의 4.03보다 큰 것을 알 수 있다. 고정효과 모형에서의 그러한 증가는, 의료비의 충격 효과가 감소하였음에도 불구하고 소득의 보호 효과가 더 크게 감소한 데에서 기인하였다. 이것이 의미하는 바는, 보상소득으로 측정된 의료비 증가가 갖는 부담의 효과는 가구의 관측되지 않는 취약성을 통제하면 훨씬 크게 나타난다는 것이다.

이와 같은 결과는 강건할(robust) 것인가? 이 검토를 위한 대체 추정방식으로 선형확률모형(linear probability model)을 이용한다. 여기에는 두 가지 큰 장점이 있다. 첫째, 전혀 다른 추정 방식을 사용하는 비선형과 선형 모형 사이에서 비교를 할 수 있다. 둘째, 선형 고정효과 모형은 이 연구의 Chamberlain 고정효과 모형과는 달리, 종속변수의 변화가 없더라도 관찰치를 누락하지 않고 모두 관찰치를 사용한다. 즉 자동적으로 전체 표본을 적용한 결과와 비교를 하게 되는 것이다. 두 가지 모형에서 계수의 해석은 전혀 다르지만, 보상소득변이와  $\beta_1/\beta_2$  비가 갖는 의미는 동일하다. 그 비를 이용하여 <표 7>과 <표 8> 사이에서 비교해 보면, 그 비는 대개 유사하게 나타나는 것을 볼 수 있다. 특히, <표 8>의 가장 간단한 선형확률모형에 고정효과를 통해 추정된 결과 나타난  $\beta_1/\beta_2$  비(7.04)가 모든 통제변수를 포함하고 있는 일반 선형모형의 3.82보다 크다는 사실도 일관성이 있다. 또한, 고정효과와 임의효과 모형 사이의 수행된 Hausman test는 가구별 고정효과와의 존재를 선형확률모형에서도 증명하고 있다. 종합하면, <표 7>에서 제시된 핵심적 결과들은 다른 추정방식과 표본을 적용하였을 때에도 강건하다고 결론을 내릴 수 있다.

<표 7> 가구가 느끼는 의료비 부담의 로지스틱 회귀분석

Variables	Pooled	FE	Pooled	FE	Pooled	FE
Log of out-of-pocket spending (10K KRW per month)	1.302** (0.029)	1.122** (0.044)	1.256** (0.031)	1.127** (0.045)	1.246** (0.031)	1.122** (0.041)
Log of household income (10K KRW per month)	-0.451** (0.016)	-0.166** (0.032)	-0.334** (0.019)	-0.153** (0.032)	-0.309** (0.020)	-0.139** (0.031)
Log of financial assets (100M KRW)			-1.95** (0.23)	-0.61* (0.27)	-2.03** (0.23)	-0.63* (0.25)
Log of real estate (100M KRW)			-0.603** (0.081)	-0.16 (0.13)	-0.556** (0.080)	-0.15 (0.13)
<i>Number of household members</i>						
1 (Ref.: 5+)	1.281** (0.092)	0.51 (0.27)	0.856** (0.098)	0.52 (0.27)	0.91** (0.12)	1.13** (0.28)
2	0.909** (0.082)	0.43* (0.20)	0.522** (0.086)	0.39 (0.20)	0.544** (0.088)	0.53** (0.20)
3	0.251** (0.084)	-0.11 (0.19)	0.221* (0.086)	0.13 (0.19)	0.227** (0.087)	-0.04 (0.19)
4	-0.299** (0.083)	-0.13 (0.18)	-0.113 (0.085)	-0.12 (0.18)	-0.098 (0.085)	-0.13 (0.18)
<i>Household head</i>						
Age 40-49 (Ref.: 40)			0.710** (0.095)	0.19 (0.21)	0.701** (0.096)	0.20 (0.23)
Age 50-59			0.972** (0.093)	0.21 (0.28)	0.921** (0.094)	0.18 (0.28)
Age 60-69			1.496** (0.087)	0.80* (0.32)	1.353** (0.090)	0.69* (0.31)
Age 70+			1.919** (0.093)	0.99** (0.35)	1.687** (0.100)	0.81* (0.34)
Currently married					0.082 (0.075)	0.93** (0.19)
Currently employed					-0.384** (0.060)	-0.37** (0.11)
<i>KLIPS (Ref.: Wave 2 (1999))</i>						
Wave 4 (2001)	-0.213** (0.081)	-0.318** (0.095)	-0.265** (0.083)	-0.352** (0.096)	-0.265** (0.083)	-0.339** (0.093)
Wave 5 (2002)	-0.723** (0.084)	-0.83** (0.10)	-0.813** (0.085)	-0.88** (0.10)	-0.808** (0.086)	-0.87** (0.10)
Wave 6 (2003)	-0.610** (0.083)	-0.60** (0.10)	-0.681** (0.084)	-0.68** (0.10)	-0.678** (0.084)	-0.66** (0.10)
Wave 7 (2004)	-0.218** (0.078)	-0.272* (0.098)	-0.326** (0.080)	-0.37** (0.10)	-0.331** (0.080)	-0.343** (0.100)
Wave 8 (2005)	-0.341** (0.079)	-0.43** (0.10)	-0.451** (0.081)	-0.54** (0.11)	-0.470** (0.082)	-0.52** (0.11)
Constant	-2.30** (0.12)	- -	-3.37** (0.15)	- -	-3.21** (0.17)	- -
Number of observations	26,056	7,445	26,056	7,445	26,056	7,445
Number of households	-	1,403	-	1,403	-	1,403
Hausman test	$\chi^2_{d.f.=11}=172.43$ ( $p < 0.001$ )		$\chi^2_{d.f.=17}=227.44$ ( $p < 0.001$ )		$\chi^2_{d.f.=19}=233.31$ ( $p < 0.001$ )	
$\beta_1/\beta_2$	2.89	6.75	3.76	7.35	4.03	8.06

Notes: Robust standard errors in parentheses. \* Statistically significant at the 5% level. \*\* Statistically significant at the 1% level. KRW is Korean Won.  $\beta_1/\beta_2$  is the ratio of the coefficients in the first two variables in each model.

<표 8> 가구가 느끼는 의료비 부담 확률의 선형분석

Variables	Pooled <sup>1)</sup>	FE <sup>1)</sup>	Pooled <sup>2)</sup>	RE <sup>2)</sup>	FE <sup>2)</sup>
Log of out-of-pocket spending (10K KRW per month)	0.1126** (0.0024)	0.0807** (0.0022)	0.1011** (0.0024)	0.0962** (0.0019)	0.0802** (0.0022)
Log of household income (10K KRW per month)	-0.0444** (0.0019)	-0.0115** (0.0021)	-0.0265** (0.0019)	-0.0231** (0.0017)	-0.0095** (0.0021)
Number of observations	26,056	26,056	26,056	26,056	26,056
Number of households	-	5,934	-	5,934	5,934
Hausman test	-	-	-	$\chi^2_{d.f.=19} = 373.72 (p < 0.001)$	
$\beta_1/\beta_2$	2.53	7.04	3.82	4.17	8.48

Notes: Robust standard errors in parentheses for pooled regressions. \*\* Statistically significant at the 1% level. KRW is Korean Won.  $\beta_1/\beta_2$  is the ratio of the coefficients in the first two variables in each model. 1) Other covariates not shown are the number of household members and KILIPS waves in the simplest model in Table 7. 2) Other covariates not shown are those in the full model in Table 7.

#### 나. 관측되지 않는 취약성은 관측가능한 사회경제적 지표의 효과로 표현될 수 있는가?

<표 9>에서는 관측되지 않는 취약성이 관측가능한 사회경제적 지표를 통해, 의료비의 효과가 차별적으로 증폭되는 경사 취약성으로 표현될 수 있는가를 검토한다. 첫 번째 모형은 <표 7>에서 최종 모형으로 선택한 고정효과 모형을 비교를 위해 옮겨 온 것이다. 나머지는 7개의 사회경제적 지위 더미 변수와 의료비의 상호작용 항이 추가된 동일한 독립변수 구성에 세 가지 다른 추정 방식을 적용한 결과이다.

두 번째 고정효과 모형의 7개 추가변수에 대해 Wald test를 수행한 결과 추정된 계수가 모두 0이라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 즉, 이는 일단 관측되지 않는 이질성(역치 취약성)이 통제되고 나면 의료비의 충격 효과가 사회경제적 지위에 따라 차별적으로 나타나지 않음을 뜻한다. 달리 말하면, 고정효과 모형에서는 의료비에 대한 취약성이 역치 취약성으로 효과적으로 통제되고 있다.

고정효과 모형과 일반 모형에 대해 Hausman test를 수행한 결과 귀무가설이 기각되었다. 이것은 일반 모형에 7개의 상호작용 항을 추가한다고 해서 관측되지 않는 이질성의 효과가 제거되지 않음을 의미한다.

관측되지 않는 이질성이 존재하나 임의분포를 따른다는 가정 하에서 추정한 모형의 결과가 바로 가장 오른쪽의 임의효과 모형이다. 관측되지 않는 이질성은 더 이상 가구별로 고유한 효과를 갖는 취약성이 아니라 임의분포를 따르는 이질성일 뿐이다. 이제는 기존 취약성 효과가 7개의 상호작용 항의 차별적 효과로 흡수되어 뚜렷한 경향을 보이고 있다. 이 결과는 연구의 세 번째 가설을 확인한다.

<표 10>에서는 이상의 추정 결과를 바탕으로 간단한 시뮬레이션을 수행하였다. 월 10만원과 월 20만원 각각의 의료비 지출 수준에서, 가구가 의료비로 인해 부담을 느끼게 될 확률에 대한 소득

및 교육 수준의 독립적 효과를 확률의 평균(average of the probabilities) 방법을 통해 구해진 것이다. 패널 A의 첫 번째 확률 증가치를 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 먼저 표본에 포함된 26,056개의 관측 수를 개별 가구로 간주하고 모두 매달 10만원을 의료비로 지출한다고 가정한다. 다른 모든 조건은 현상태와 동일하게 유지하되, 그 모든 가구가 가구 소득 최상 소득5분위, 가장의 대학 교육 경험이 있다고 가정할 때 의료비 부담을 느낄 확률을 먼저 구한다. 다음으로는 그 모든 가구가 가구 소득 최하 5분위, 가장의 교육 수준 중졸 이하로 가정할 때 의료비 부담을 느낄 확률을 구한다. 그 두 확률의 증가치의 평균이 바로 19.99%point가 된다. 패널 B는 동일한 방식으로 매달 20만원을 지출하는 경우에 대해 확률의 증가 효과를 구한 것이다. 패널 C는 기본적으로 위의 방식으로 구하되 모든 가구가 10만원을 지출하다가 20만원으로 지출이 증가하였을 때를 가정한다. 각 사회경제적 수준별로 가구가 부담을 느낄 확률의 증가분에서 최상 소득 및 교육 수준 가구가 부담을 느낄 확률의 증가분을 뺀 것이다. 의료비의 증가에 대해 부담을 느끼는 확률의 증가가 사회경제적 수준별로 차이를 보여 주는 것이다.

<표 9> 가구가 느끼는 의료비 부담의 로지스틱 회귀분석

Variables	FE	FE	Pooled	RE
Log of out-of-pocket spending (10K KRW per month)	1.122** (0.041)	1.15** (0.18)	0.873** (0.051)	0.898** (0.056)
× (income quintile 1) (Ref.: income quintile 5)		0.15 (0.17)	0.441** (0.051)	0.508** (0.060)
× (income quintile 2)		0.20 (0.18)	0.243** (0.045)	0.292** (0.055)
× (income quintile 3)		-0.02 (0.18)	0.184** (0.045)	0.224** (0.053)
× (income quintile 4)		0.07 (0.19)	0.117** (0.046)	0.144** (0.052)
× (education level 1) (Ref.: education level 4)		-0.03 (0.15)	0.260** (0.042)	0.281** (0.050)
× (education level 2)		-0.33* (0.16)	0.138** (0.044)	0.132** (0.053)
× (education level 3)		-0.20 (0.15)	0.103** (0.039)	0.103** (0.045)
Log of household income (10K KRW per month)	-0.139** (0.031)	-0.140** (0.033)	-0.228** (0.022)	-0.235** (0.025)
Log of financial assets (100M KRW)	-0.63* (0.25)	-0.61* (0.27)	-1.55** (0.23)	-1.53** (0.21)
Log of real estate (100M KRW)	-0.15 (0.13)	-0.15 (0.13)	-0.442** (0.084)	-0.418** (0.093)
<i>Number of household members</i>				
1 (Ref.: 5+)	1.13** (0.28)	1.17** (0.30)	0.73** (0.12)	0.82** (0.15)
2	0.53** (0.20)	0.55** (0.21)	0.315** (0.092)	0.36** (0.11)
3	-0.04 (0.19)	-0.03 (0.19)	0.085 (0.088)	0.05 (0.10)
4	-0.13 (0.18)	-0.13 (0.18)	-0.152 (0.085)	-0.186 (0.098)
<i>Household head</i>				
Age 40-49 (Ref.: <math>-40</math>)	0.20 (0.23)	0.22 (0.21)	0.565** (0.095)	0.60** (0.11)
Age 50-59	0.18 (0.28)	0.23 (0.28)	0.716** (0.096)	0.76** (0.11)
Age 60-69	0.69* (0.31)	0.73* (0.33)	1.047** (0.095)	1.17** (0.11)
Age 70+	0.81* (0.34)	0.83* (0.36)	1.31** (0.11)	1.47** (0.13)
Currently married	0.93** (0.19)	0.97** (0.20)	0.193* (0.078)	0.258* (0.093)
Currently employed	-0.37** (0.11)	-0.37** (0.11)	-0.389** (0.061)	-0.473** (0.070)
<i>KLIPS Waves (not shown)</i>				
Constant	-	-	-3.38** (0.17)	-3.79** (0.19)
Number of observations	7,445	7,445	26,056	26,056
Number of households	1,403	1,403	-	5,934
Hausman test	-	$\chi^2_{d.f.=26}=199.51$ ( $p<0.001$ )	-	-
Wald test	-	$\chi^2_{d.f.=7}=12.08$ ( $p=0.10$ )	-	$\chi^2_{d.f.=7}=154.23$ ( $p<0.001$ )

Notes: Robust standard errors in parentheses for fixed effects results. \* Statistically significant at the 5% level. \*\* Statistically significant at the 1% level. KRW denotes Korean Won, and OOP is out-of-pocket spending. KLIPS wave dummies are included but not shown in the results. The null hypothesis for the Wald test is that coefficients for the seven interaction terms are all equal to zero.

<표 10> 가구가 느끼는 의료비 부담 확률의 증가 효과

(단위: %point)

*패널A: 매달 10 만원을 의료비로 지출하는 경우 소득 및 교육 수준에 의한 증가 효과*

Education level	Income quintile				
	1(최하)	2	3	4	5(최상)
Less than middle school graduation	19.99	12.60	10.59	8.41	4.99
Less than high school graduation	14.74	8.38	6.69	4.88	2.08
High school graduation	13.82	7.66	6.03	4.28	1.60
Some college or more	10.69	5.24	3.82	2.30	기준

*패널B: 매달 20 만원을 의료비로 지출하는 경우 소득 및 교육 수준에 의한 증가 효과*

Education level	Income quintile				
	1(최하)	2	3	4	5(최상)
Less than middle school graduation	37.31	24.42	20.67	16.50	9.83
Less than high school graduation	28.30	16.45	13.17	9.60	4.08
High school graduation	26.65	15.06	11.88	8.43	3.13
Some college or more	20.86	10.31	7.51	4.51	기준

*패널C: 매달 10 만원에서 20 만원으로 늘어나는 경우 소득 및 교육 수준에 의한 추가적 증가 효과*

Education level	Income quintile				
	1(최하)	2	3	4	5(최상)
Less than middle school graduation	17.32	11.82	10.08	8.09	4.84
Less than high school graduation	13.56	8.07	6.48	4.73	2.00
High school graduation	12.83	7.39	5.84	4.15	1.53
Some college or more	10.16	5.07	3.69	2.21	기준

다. 가구가 느끼는 의료비 부담을 의료비/소득의 비로 예측할 수 있는가?

마지막으로, 이 연구에서 탐색해 온 주관적 부담을 종속변수로 하고 기존의 재난성 의료비 역치를 이용한 스플라인을 독립변수로 포함한 모델을 추정하였다. <표 11>에서 주목할 사항은 세 가지이다. 첫째, 두 개의 Hausman test 결과는, 관측되지 않는 취약성이 스플라인만을 포함한 모형 뿐 아니라 스플라인 외 통제변수를 포함한 모형에서도 여전히 중요함을 가리킨다.

둘째, 두 개의 고정효과 모형을 비교해 볼 때, 스플라인 추정치의 크기는 거의 변화가 없고 금융자산이나 부동산 보유는 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 일단 관측되지 않는 취약성이 통제되고 나면 스플라인은 안정된 추정치를 갖게 될 뿐만 아니라, 금융자산이나 부동산보다 주관적 의료비 부담을 훨씬 더 잘 설명한다. 고령 가장이 취약성 요인으로 여전히 남는 것은 주목할 필요가 있다.

셋째, 고정효과 모형에서 마지막 세 개의 스플라인은 통계적으로 유의하지 않다. 20%까지는 주관적 의료비 부담 확률이 증가하지만, 일단 20%에 이르고 나면 그 이후로는 더 이상 확률이 증가하지 않음을 의미한다. 두 개의 Wald test는 스플라인의 계수가 모두 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 즉, 가구의 관측되지 않는 취약성을 고려하였을 때, 소득 대비 의료비 20% 이상에 설정된 역치는 가구의 주관적 부담을 효과적으로 예측하지 못한다.

<표 11> 가구가 느끼는 의료비 부담의 로지스틱 회귀분석

Variables	Pooled	FE	Pooled	FE
<i>OOP/Income Ratio</i>				
Spline 1 (0-5 %)	0.443** (0.020)	0.249** (0.026)	0.365** (0.021)	0.248** (0.026)
Spline 2 (5-10 %)	0.244** (0.020)	0.179** (0.026)	0.211** (0.020)	0.179** (0.026)
Spline 3 (10-20 %)	0.081** (0.012)	0.081** (0.017)	0.068** (0.013)	0.076** (0.017)
Spline 4 (20-30 %)	0.035* (0.017)	0.009 (0.023)	0.041* (0.018)	0.011 (0.023)
Spline 5 (30-40 %)	-0.024 (0.016)	-0.019 (0.021)	-0.033* (0.016)	-0.021 (0.021)
Spline 6 (40 % +)	-0.000058 (0.000062)	0.000109 (0.000068)	-0.000105 (0.000070)	0.000106 (0.000069)
Log of financial assets (100M KRW)			-1.21** (0.20)	-0.24 (0.26)
Log of real estate (100M KRW)			-0.408** (0.080)	-0.04 (0.13)
<i>Number of household members</i>				
1 (Ref.: 5+)			0.098 (0.12)	0.45 (0.30)
2			0.062 (0.089)	0.17 (0.21)
3			-0.036 (0.088)	-0.14 (0.19)
4			-0.239** (0.085)	-0.17 (0.18)
<i>Household head</i>				
Age 40-49 (Ref.: <40)			0.600** (0.096)	0.32 (0.22)
Age 50-59			0.882** (0.095)	0.35 (0.31)
Age 60-69			1.194** (0.094)	0.83* (0.36)
Age 70+			1.27** (0.11)	0.85* (0.40)
Currently married			0.160* (0.077)	0.82** (0.21)
Currently employed			-0.285** (0.061)	-0.29* (0.11)
<i>KLIPS Waves (not shown)</i>				
Constant	-3.973** (0.088)	-	-4.08** (0.15)	-
Number of observations	25,662	7,103	25,662	7,103
Number of households		1,364	-	1,364
Hausman test		$\chi^2_{df=11}=353.19$ ( $p<0.001$ )		$\chi^2_{df=22}=238.57$ ( $p<0.001$ )
Wald test		$\chi^2_{df=3}=0.99$ ( $p=0.61$ )		$\chi^2_{df=3}=3.84$ ( $p=0.30$ )

Notes: Robust standard errors in parentheses. \* Statistically significant at the 5% level. \*\* Statistically significant at the 1% level. OOP is out-of-pocket spending, and KRW denotes Korean Won. KLIPS wave dummies are included in each model but not shown in the results. The null hypothesis for the two Wald tests is that three coefficients for Spline 4, 5, and 6 are all equal. Fewer observations are used than in previous estimations because households that had out-of-pocket spending during no income period were not included.

## VI. 토론 및 요약

이 연구에서는 우리나라 가구의 주관적 의료비 부담을 주제로 삼아 실증적 분석을 수행하였다. 이 연구는 여러 중요한 학술적 가치와 정책적 함의가 있다. 먼저 학술적 기여를 열거하면 다음과 같다.

첫째, 의료비 부담에 관한 기존 국내외 연구에서 큰 공백으로 남아 있었던 주관적 의료비 부담을 다루었다. 이와 관련한 세부적인 기여 사항은 다음과 같다. 먼저 기존 의료비 부담 지표와 접근법의 한계를 체계적으로 요약하며 주관적 부담 접근법이 요청되는 배경을 제시하였다. 연구에 필요한 개념적 정식화를 위하여 취약성에 관한 다학제적 이론 연구 성과를 적용하였고, 계량경제학적 분석방법론에 입각하여 주요 방법론적 문제를 정식화하였다. 양질의 가구 패널자료를 이용하여, 풍부한 기술통계를 통해 연구주제에 관한 포괄적 이해를 도왔고, 또한 타당한 실증분석을 통해 적용의 예를 제시하였다. 사회경제적 수준에 따라 취약성을 계량화하고 소득 대비 의료비 비 지표의 역치값에 대한 경험적 근거를 제시한 것은 연구와 정책의 구체적 관련성을 보여 주었다는 면에서도 가치가 있다. 이런 세부적인 기여로 인해 기존 연구에서 거의 다루어지지 않은 주제임에도 불구하고 많은 연구 성과를 거둘 수 있었다.

둘째, 이 연구는 우리나라가 국제적으로 학술적 기여를 할 수 있는 중요한 주제를 다루었다. 우리나라의 경제수준과 사회보험의 역사에 비추어 볼 때, 높은 의료비 직접 부담이나 재난성 의료비의 발생은 관련 국제 연구자들로부터 흥미로운 관심거리이다(Wagstaff 2006). 뿐만 아니라, 아시아 다른 나라들의 보건의료개혁과 관련하여 우리나라는 최근 들어 더욱 중요한 검토 대상이 되고 있다. 이 연구를 기반으로 한 후속 연구는 우리나라의 문제를 통해 국제 학술계에 크게 기여할 수 있는 기회가 될 것이다.

셋째, 이 연구는 건강과 보건의료 형평성(equity) 연구에 기여할 것이다. 먼저 건강과 보건의료 형평성 연구 주제의 범위를 확대하는데 기여할 것이다. 또한, 아직까지 형평성 연구 전반에서 양질의 패널자료가 그 잠재적 가치만큼 충분히 활용되지 못하였음을 감안할 때, 이 연구는 하나의 분석 예시가 될 수 있을 것이다. 이 연구는 취약성의 개념을 보건의료 문제에 적용하였다. 형평성 연구에서 절대적 수준이나 평균적 차이만이 아닌 변이성(variability)을 주목해야 한다는 지적은 오래 전부터 있어 왔다. “취약성 문제는 본질적으로 윤리와 형평에 관한 것”(Eakin and Luers 2006)이라는 주장은 취약성 연구의 이러한 가치 지향을 잘 드러낸다. 이 연구는 이런 측면에서도 하나의 연구 사례가 될 것이다.

넷째, 이 연구는 새로운 주제를 포괄적으로 다룬 만큼 여러 분야에 걸친 다수의 중요한 연구 과제를 발견하였다. 먼저 이 연구를 통해 가구의 의료비 부담에 대해 결혼상태와 고용상태가 잠재적 내생변수로 의심되었다. 이는 우선 방법론적으로 흥미로운 주제이다. 또한 건강상태와 의료비 부담이 노동시장 참여에 긍정적, 부정적 영향을 어떻게 미치는가는 노동공급, 빈곤에 관한 중요한 연구 주제를 제시한다. 결혼상태 변수의 내생성에 관한 기술통계 탐색은 말기 의료에 의한 가구의 부담을 강력히 시사하였는데 이 역시 추가적인 실증연구가 필요한 부분이다. 이 연구의 모든 분석에서

일관되게 고령은 의료비 부담의 강력한 취약성 요인으로 나타났다. 그것이 의미하는 바가 무엇인지에 관해서는 심층적인 연구가 필요할 것이다. 예를 들면, 소득 요인, 심리적 요인, 건강 및 의료 체계 요인, 가족관계 요인 등에 관한 여러 방향의 접근을 필요할 것이다.

다음으로는 연구의 정책적 함의를 살펴보자. 첫째, 의료비 부담에 관한 정책적 접근에서 주관적 부담 접근법의 필요성을 제시하였다는 점이다. 의료비 부담은 기존 정책에서는 주로 의료정책, 더 협소하게는 의료보험정책의 시야에서 접근되었다. 현재 질병 범주 중심의 보장성 강화 전략도 기본적으로는 그 연장선에 있다. 그러나 이 연구에서 밝힌 바와 같이 가구는 의료비 부담에 대해 이질적인 취약성을 보인다. 그렇다면 질병 범주 중심의 전략만으로는 의료비 부담을 완화하는 데 한계가 있다. 심지어는 관점의 부재는 정부 정책 간에도 실질적인 모순을 보인다. 하나의 예로, 건강보험의 보장성 강화 전략이 추진되는 것과 동시에, 의료급여 환자의 이른바 도덕적 해이 억제책이 적극 추진되는데, 이는 의료급여 환자에게는 큰 부담을 낳고 있다. 따라서 의료비 부담이라는 정책 문제를 어떤 관점에서 어떻게 정의하는가는 매우 중요하다. 2000년, 세계보건기구는 의료체계의 세 가지 근본 목적으로 건강 향상과 함께 재원부담의 공평성(fairness in financing), 의료체계의 반응성(system responsiveness)을 설정하였다(World Health Organization 2000). 취약성 개념에 기초한 주관적 부담 접근법은 우리나라 의료체계에서 재원부담의 공평성과 의료체계의 반응성, 두 가지를 동시에 개선하는 데 기여할 수 있을 것이다.

둘째, 주관적 의료비 부담이 모니터링 지표로 사용될 수 있을 것이다. 기술통계에서 제시하였듯이 의료비 부담은 그 주관적 속성에 대한 회의에도 불구하고 소득계층별로 일관된 경향성을 보였다. 특히 한국노동패널 자료는 가구 수준의 관측되지 않는 이질성을 효과적으로 통제할 수 있도록 함으로써, 시간적 추이를 파악할 수 있도록 한다. 한국노동패널 자료의 지속적 축적은 의료비 부담에 대한 다면적 분석을 통해 정책의 효과, 사회경제적 지위의 효과, 기간효과, 연령효과, 코호트효과 등을 식별할 수 있도록 할 것이다. 건강보험의 보장성 강화, 민간의료보험 비중 확대 등의 정책 변화가 우리나라 가구의 의료비 부담에 미치는 긍정적, 부정적 영향은 중요한 평가 과제의 일부일 뿐이다.

셋째, 이 연구의 기본 목표는 아니었을지라도 소득 및 다른 통제변수를 보정한 상태에서도 고령이 일관되게 독립적 효과의 크기가 큰 취약성 요인으로 나타났다. 실제로 고령 인구집단에서 의료비 부담이 높다는 사실은 관련 선행 연구를 통해서 잘 밝혀져 있다(Crystal et al. 2000; Goldman and Zissimopoulos 2003; Gross et al. 1999). 미국에서는 특히 직접부담 의료비가 연령 증가와 함께 꾸준히 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 직접부담 의료비의 증가는 대부분 장기요양 서비스로 인한 비용 증가로 설명되었다(Norton, Wang, and Stearns 2006). 다른 일반적인 의료서비스는 대개 Medicare나 민간 의료보험을 통해서 상당 부분이 보장을 받기 때문이다. 이는 비단 미국만의 현상이 아닐 가능성이 높다. 의료공급체계, 재원조달체계 여러 면에서 고령 인구의 의료수요는 제도적으로 해결되지 못한 채 개인적 부담으로 맡겨져 있는 경우가 많다. 이는 우리나라 국민의 의료비 부담의 완화를 위해서는 현재의 건강보험 급여 확대 외에도 더욱 포괄적인 접근이 필요함을 시사하는 근거이다.

마지막으로, 취약성을 의료비에 대한 경사 취약성으로 정의하였을 때, 해당 시점의 물질적 요인을 통제한 후에도 사회경제적 수준별로 존재하는 뚜렷한 경향성을 관찰하였다. 이는 의료비 부담에 대한 취약성이 더욱 폭넓은 사회정책의 시야 속에서 조망될 필요가 있음을 시사한다.

이 연구의 한계를 간단히 언급하면 다음과 같다. 첫째, 선행 이론적 연구의 부족은 개념적 틀의 적실성에 대한 평가를 어렵게 한다. 단일 단위 가구 의사결정 모형을 통해 모든 가구 구성원의 소득이나 의료비에 기여하는 것으로 가정하지만, 이 이타적 모형은 많은 이론적 문제점을 지닌다. 고령의 독립적인 취약성 효과가 다른 이론적 모형을 통해 더욱 잘 설명될 수 있을 가능성도 있다. 또한 이 연구에서는 취약성이 가구에 고정된 효과로 가정하였으나 취약성은 정적이르기보다는 동적인 특성을 지닌다는 비판도 고려되어야 한다.

둘째, 방법론적 측면의 한계도 지적되어야 한다. 고정효과 모형이 시간에 따라 변하지 않는, 관측되지 않는 이질성을 통제하는 데는 효과적이거나, 시간에 따라 변하는 변수에 의한 내생성 바이어스는 오히려 증폭될 위험이 있는 점, 의료비 부담이 독립적인 현상이 아니라 상관된 현상이라면 모형의 가정에 맞지 않는 점 등은 적용에 주의를 요한다. 자료 면에서도 의료비, 소득 등이 모두 자기보고에 의존하고 있기 때문에 그에 따르는 일반적인 회상 바이어스, 측정 오류의 가능성을 내포한다. 대개 가구가 직접 부담하는 의료비는 양질의 자료를 확보하기 어렵지만, 조사 자료의 신뢰도, 타당도 제고는 더욱 정확한 연구 결과의 산출을 가능케 할 것이다.

전체 연구를 요약하면 다음과 같다. 가구의 의료비 부담 문제는 우리나라를 비롯한 여러 나라에서 중요한 정책 문제가 되어 왔으나 기존의 접근법은 다양한 한계를 지니고 있다. 이 연구는 이러한 문제의식 위에서 가구가 느끼는 의료비 부담, 즉 주관적 의료비 부담을 통해 기존의 연구가 확장될 수 있는지를 검토하였다. 이를 위해 필요한 개념적, 방법론적 문제를 정식화하고, 한국노동패널 자료의 가구 패널 특성을 이용하여 실증분석을 수행하였다. 세 가지 구체적 목적에 따른 연구 결과에서, 가구는 의료비에 대해 이질적 취약성을 보이며, 이질적 취약성은 사회경제적 지표를 통해서 계량화될 수 있으며, 주관적 의료비 부담은 기존 연구에서 사용된 지표에 의해서 예측될 수 있음을 확인하였다.

## 참고문헌

- 한국노동연구원. 2006. 『한국노동패널 1-7차년도 조사자료 User's Guide』. 서울: 한국노동연구원.
- Ai, C. and E.C. Norton. 2003. "Interaction terms in logit and probit models." *Economic Letters* 80 : 123-9.
- Alwang, J., P.B. Siegel, and S.L. Jorgensen. 2001. *Vulnerability: a view from different disciplines*. Washington, D.C.: The World Bank.
- Arredondo, A. and P. Najera. 2005. "Who pays more for health services in middle-income countries: lessons from Mexico." *Public Health* 119 (2): 150-2.
- Baltagi, B.H. 1995. *Econometric analysis of panel data*. New York, NY: Wiley.
- Bjorklund, A. 1985. "Unemployment and Mental Health: Some Evidence from Panel Data." *The Journal of Human Resources* 20 (4): 469-83.
- Chu, T.B., T.C. Liu, C.S. Chen, Y.W. Tsai, and W.T. Chiu. 2005. "Household out-of-pocket medical expenditures and National Health Insurance in Taiwan: income and regional inequality." *BMC Health Services Research* 5 : 60.
- Crystal, S., R.W. Johnson, J. Harman, U. Sambamoorthi, and R. Kumar. 2000. "Out-of-pocket health care costs among older Americans." *The Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences* 55 (1): S51-62.
- Dranove, D. and M.L. Millenson. 2006. "Medical bankruptcy: myth versus fact." *Health Affairs (Project Hope)* 25 (2): w74-83.
- Eakin, H. and A.L. Luers. 2006. "Assessing the vulnerability of social-environmental systems." *Annual Review of Environment and Resources* 31 : 365-94.
- Emanuel, E.J., D.L. Fairclough, J. Slutsman, and L.L. Emanuel. 2000. "Understanding economic and other burdens of terminal illness: the experience of patients and their caregivers." *Annals of Internal Medicine* 132 (6): 451-9.
- Frees, E.W. 2004. *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Goldman, D.P. and J.P. Smith. 2001. "Methodological biases in estimating the burden of out-of-pocket expenses." *Health Services Research* 35 (6): 1357,65; discussion 1365-70.
- Goldman, D.P. and J.M. Zissimopoulos. 2003. "High out-of-pocket health care spending by the elderly." *Health Affairs (Project Hope)* 22 (3): 194-202.
- Greene, W.H. 2003. *Econometric analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Groot, W. and H.M. van den Brink. 2006. "The compensating income variation of cardiovascular disease." *Health Economics* 15 (10): 1143-8.

- Gross, D.J., L. Alexih, M.J. Gibson, J. Corea, C. Caplan, and N. Brangan. 1999. "Out-of-pocket health spending by poor and near-poor elderly Medicare beneficiaries." *Health Services Research* 34 (1 Pt 2): 241-54.
- Grunfeld, E., D. Coyle, T. Whelan, J. Clinch, L. Reyno, C.C. Earle, A. Willan, R. Viola, M. Coristine, T. Janz, and R. Glossop. 2004. "Family caregiver burden: results of a longitudinal study of breast cancer patients and their principal caregivers." *CMAJ : Canadian Medical Association Journal* 170 (12): 1795-801.
- Himmelstein, D.U., E. Warren, D. Thorne, and S. Woolhandler. 2005. "Illness and injury as contributors to bankruptcy." *Health Affairs (Project Hope)* Suppl Web Exclusives : W5,63-W5-73.
- Hotchkiss, D.R., J.J. Rous, K. Karmacharya, and P. Sangraula. 1998. "Household health expenditures in Nepal: implications for health care financing reform." *Health Policy and Planning* 13 (4): 371-83.
- Hwang, W., W. Weller, H. Ireys, and G. Anderson. 2001. "Out-of-pocket medical spending for care of chronic conditions." *Health Affairs (Project Hope)* 20 (6): 267-78.
- James, C.D., K. Hanson, B. McPake, D. Balabanova, D. Gwatkin, I. Hopwood, C. Kirunga, R. Knippenberg, B. Meessen, S.S. Morris, A. Preker, Y. Souteyrand, A. Tibouti, P. Villeneuve, and K. Xu. 2006. "To retain or remove user fees?: reflections on the current debate in low- and middle-income countries." *Applied Health Economics and Health Policy* 5 (3): 137-53.
- Kawabata, K., K. Xu, and G. Carrin. 2002. "Preventing impoverishment through protection against catastrophic health expenditure." *Bulletin of the World Health Organization* 80 (8): 612.
- Kim, S.G., S.H. Yu, W.S. Park, and W.J. Chung. 2005. "Out-of-pocket health expenditures by non-elderly and elderly persons in Korea." *Journal of Preventive Medicine and Public Health* 38 (4): 408-14.
- Ligon, E. and L. Schechter. 2003. "Measuring vulnerability." *The Economic Journal* 113(March): C95-C102.
- Ministry of Health and Welfare. 2005. *Plans for strengthening the financial protection in the National Health Insurance*. Seoul, Republic of Korea: Ministry of Health and Welfare.
- Monheit, A.C. 2003. "Persistence in health expenditures in the short run: prevalence and consequences." *Medical Care* 41 (7 Suppl): III53-64.
- Norton, E.C., H. Wang, and S.C. Stearns. 2006. "Behavioral implications of out-of-pocket health care expenditures." *Swiss Journal of Economics and Statistics* 142 ((Special Issue)): 3-11.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). 2003. *OECD Reviews of Health Care Systems: Korea*. Paris, France: OECD.

- O'Hara, B. 2004. "Do medical out-of-pocket expenses thrust families into poverty?" *Journal of Health Care for the Poor and Underserved* 15 (1): 63-75.
- Pannarunothai, S. and A. Mills. 1997. "The poor pay more: health-related inequality in Thailand." *Social Science & Medicine* 44 (12): 1781-90.
- Ringel, J.S. and R. Sturm. 2001. "Financial Burden and Out-of-Pocket Expenditures for Mental Health Across Different Socioeconomic Groups: Results from HealthCare for Communities." *Journal of Mental Health Policy and Economics* 4 (3): 141-50.
- Sauerborn, R., A. Adams, and M. Hien. 1996. "Household strategies to cope with the economic costs of illness." *Social Science & Medicine* 43 (3): 291-301.
- Shen, Y.C. and J. McFeeters. 2006. "Out-of-pocket health spending between low- and higher-income populations: who is at risk of having high expenses and high burdens?" *Medical Care* 44 (3): 200-9.
- Shin, Y.J. 2006. "Policy context of the poor progress of the pro-poor policy: a case study on the Medical-Aid policy during Kim Dae-jung's government (1998-2002) in the Republic of Korea." *Health Policy* 78 (2-3): 209-23.
- Skarbinski, J., H.K. Walker, L.C. Baker, A. Kobaladze, Z. Kirtava, and T.A. Raffin. 2002. "The burden of out-of-pocket payments for health care in Tbilisi, Republic of Georgia." *JAMA : the Journal of the American Medical Association* 287 (8): 1043-9.
- Snijders, T.A.B. and R.J. Bosker. 1999. *Multilevel analysis*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Van Damme, W., L. Van Leemput, I. Por, W. Hardeman, and B. Meessen. 2004. "Out-of-pocket health expenditure and debt in poor households: evidence from Cambodia." *Tropical Medicine & International Health* 9 (2): 273-80.
- van Doorslaer, E., O. O'Donnell, R.P. Rannan-Eliya, and a. et. "Paying for health care in Asia: catastrophic and poverty impact." *EQUITAP Project Working Paper #2*
- \_\_\_\_\_, O. O'Donnell, R.P. Rannan-Eliya, A. Somanathan, S.R. Adhikari, C.C. Garg, D. Harbianto, A.N. Herrin, M.N. Huq, S. Ibragimova, A. Karan, C.W. Ng, B.R. Pande, R. Racelis, S. Tao, K. Tin, K. Tisayaticom, L. Trisnantoro, C. Vasavid, and Y. Zhao. 2006. "Effect of payments for health care on poverty estimates in 11 countries in Asia: an analysis of household survey data." *Lancet* 368 (9544): 1357-64.
- Wagstaff, A. 2002. "Poverty and health sector inequalities." *Bulletin of the World Health Organization* 80 (2): 97-105.
- \_\_\_\_\_. 2006. "Health systems in East Asia: what can developing countries learn from Japan and the Asian Tigers?" *Health Economics* (in press)
- \_\_\_\_\_. and E. van Doorslaer. 2003. "Catastrophe and impoverishment in paying for health

- care: with applications to Vietnam 1993–1998." *Health Economics* 12 (11): 921–34.
- Waters, H.R., G.F. Anderson, and J. Mays. 2004. "Measuring financial protection in health in the United States." *Health Policy* 69 (3): 339–49.
- Winkelmann, L. and R. Winkelmann. 1998. "Why are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data." *Economica* 65 (257): 1–15.
- World Health Organization (WHO). 2000. *The World Health Report 2000 Health Systems: Improving Performance*. Geneva, Switzerland: World Health Organization.
- Wyszewianski, L. 1986a. "Families with catastrophic health care expenditures." *Health Services Research* 21 (5): 617–34.
- \_\_\_\_\_. 1986b. "Financially catastrophic and high-cost cases: definitions, distinctions, and their implications for policy formulation." *Inquiry* 23 (4): 382–94.
- Xu, K., D.B. Evans, K. Kawabata, R. Zeramdini, J. Klavus, and C.J. Murray. 2003. "Household catastrophic health expenditure: a multicountry analysis." *Lancet* 362 (9378): 111–7.
- Yang, B.M., N. Prescott, and E.Y. Bae. 2001. "The impact of economic crisis on health-care consumption in Korea." *Health Policy and Planning* 16 (4): 372–85.