

보건의료 가격탄력성 추정과 건강보험 재정

2021. 12

김우현 · 김대환



보건의료 가격탄력성 추정과 건강보험 재정

2021. 12

김우현 · 김대환

서 언

급여 서비스의 환자 본인부담을 낮추고 비급여 의료서비스를 급여체제로 편입시켜 환자의 의료비 부담을 경감하고자 하는 건강보험 보장성 강화 정책은 2005년 이래로 지속되어 오고 있다. 다양한 정책 추진과 이에 대응하는 건강보험 보장률의 변화를 추적하며 보건의료 서비스의 접근성을 향상시키기 위한 노력이 계속되고 있다. 이러한 과정에서 건강보험 재정이 정책 추진의 동력으로서 지속적인 역할을 수행할 수 있을지 장기 재정전망의 결과와 함께 면밀하게 검토되어야 하는 것은 자명하다. 의료서비스의 향상된 접근성은 현 세대뿐 아니라 미래의 세대들도 함께 누려야 하는 소중한 사회적 가치이기 때문이다.

이런 관점에서 보건의료 서비스의 가격을 변화시키는 건강보험 보장성 강화 정책이 의료서비스의 이용 행태에 영향을 미쳐 궁극적으로 건강보험 재정에 어떠한 영향을 주는지 밝히는 것은 매우 중요한 연구 질문이다. 하지만 주요국들과 달리 한국 상황에서 이러한 질문은 아직 충분히 논의되지 않았다고 판단된다. 과학적 근거의 부족은 환자의 본인부담을 변화시키는 가격 정책을 시행함에 있어 정책적 판단을 흐리게 한다. 보장성 강화 정책 시행을 둘러싸고 우리가 종종 관찰하는 소모적인 논쟁은 이와 같은 근거 부족에 의해 방향을 잃기 마련이다.

본 연구는 이와 같은 보건의료 정책의 현실을 타개하기 위한 중요한 첫걸음이 될 것이다. 우선 고령층의 외래 정액제도 및 건강보험 본인부담 상한제 등 일정한 임계점에서의 유의한 본인부담 변화가 환자의 의료 이용 행태에 영향을 미치는지 실증적으로 검토했다. 일부의 사례이지만 의료서비스의 가격 변화에 환자가 의료 소비 행태를 변화하는지 점검함으로써 보건의료 가격탄력성 추정이 의미 있는 작업인지 사전적으로 확인하는 의미가 있다. 이후 의료 서비스의 종류, 질환, 가구소득, 환자 연령 등으로 구분하여 가격

탄력성을 추정함으로써, 환자의 사회경제적, 임상적 환경에 따라 가격 변화가 건강보험 재정에 이질적으로 영향을 미칠 수 있는 가능성을 확인하고자 했다. 이는 가격탄력성 추정 시도 자체로도 학술적인 의미가 있음과 동시에, 가격을 통한 보장성 강화가 재정에 미치는 영향을 검토하는 정책적 작업이 세부적으로 정교하게 이뤄져야 함을 시사하기도 한다. 이 과정에서 저자들은 실손의료보험이라는 민영 의료 보장 체계가 광범위하게 보급되어 있는 한국 사회의 특성을 고려하여, 실손의료보험이 공적 건강보험 재정에 미치는 영향을 추가적으로 검토했다. 이를 통해 건강보험 자료를 활용한 가격탄력성 추정치가 편의를 포함하고 있을 가능성을 배제하고자 노력했다.

본 연구의 다양한 실증분석이 가격탄력성 추정을 어렵게 하는 많은 요인들을 모두 성공적으로 통제했다고 보기 어려울 수 있다. 미국에서는 1970~1980년대에 무작위 실험을 통한 가격탄력성 추정이 시도되기도 했는데, 이는 강건한 탄력성 추정이 그만큼 쉬운 작업이 아니라는 증거이기도 하다. 하지만, 국내 선행연구의 부족을 감안하더라도 현재 시점에서 활용할 수 있는 자료와 다양한 방법론으로 보건의료 서비스의 가격과 보건의료 수요의 관계를 식별하고자 한 논의의 결과들은 충분한 학술적·정책적 가치가 있다고 생각한다. 이를 시작으로 정교한 분석방법과 풍부한 자료가 함께 활용되어 의미 있는 후속 연구들이 이어질 수 있다면, 우리는 보다 과학적인 근거에 기반하여 현재와 미래의 세대들을 위한 보편적인 의료 보장 체계를 강건하게 설계할 수 있을 것이다.

본 연구는 원내 연구진인 김우현 박사와 외부 연구진인 동아대 김대환 교수가 집필했다. 총괄인 김우현 박사는 전체 연구를 기획하고 제Ⅲ장 본인부담 변화에 따른 의료 이용 행태 변화 추정과 제Ⅴ장 세부 가격탄력성 추정의 실증 분석을 담당했으며, 김대환 교수는 제Ⅳ장 민영건강보험의 도덕적 해이 관련 실증분석을 담당했다. 본 연구는 기획단계부터 연구 진행과 완결에 이르기까지 원내외 많은 연구자들의 조언과 논평을 통해 발전할 수 있었다. 연구 과정에서 적극적으로 반영하지 못한 유익한 조언들은 보고서 출판 이후에도 저자들이 지속적으로 탐구할 것으로 기대한다. 끝으로 선행연구 검토에 기여하며 과제의 행정 처리에 많은 도움을 준 원내 이강연 연구원에게 감사

한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 의견이며, 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 둔다.

2021년 12월

한국조세재정연구원
원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

건강보험은 한국의 국가 재정운용에 주요한 위험요소로 평가되고 있다. 인구구조의 변화와 더불어 건강보험 보장성을 향상시키기 위한 정책들은 보건의료에 투입되는 자원 증가에 기여하고 있다. 반면 중앙정부 재정체계에 건강보험 재정은 재정 외 항목으로 분류되며 적극적인 통제 체계에 편입되어 있지 않다.

건강보험 보장성 강화는 급여 서비스의 환자 본인부담을 경감하거나, 비급여 서비스를 급여 체계에 편입하면서 환자가 직면하는 가격을 변화시키는 가격 정책으로 이해할 수 있다. 따라서 가격 정책이 의료 이용의 행태 변화를 통해 건강보험 재정에 미치는 영향을 알기 위해서는 가격의 변화에 의료 서비스 이용행태에 어떻게 변화하고 있는지 보다 명확하게 이해할 필요가 있다.

이 연구는 의료비 통제의 대표적인 정책 수단인 의료비 본인부담이 환자의 의료 이용 행태에 미치는 영향을 한국의 제도적 환경하에서 검토해 보고자 했다. 본인부담은 환자에게 유의미한 부담이 되어 불필요한 의료 수요를 억제해야 함과 동시에 지나치게 높지 않아 필요한 의료서비스에 대한 접근성을 악화시켜서는 안 되는, 다루기 까다로운 정책 수단이기도 하다. 주요국에서는 본인부담의 수준이 환자의 의료 이용 행태 및 의료 접근성, 환자의 건강상태에 미치는 다양한 영향들을 식별하기 위해 무작위 통제 실험 및 다양한 방법론을 활용하여 연구해 오고 있다(Manning et al., 1987; Einav et al., 2015; Kowalski, 2016). 하지만, 국내에서 해당 연구 주제는 일부 주목할 만한 연구 결과들을 확인했지만(전병목, 2009; 박지연·채희울, 2003), 사안의 중대성에 비해 더욱 활발한 후속 연구들이 진행되어야 한다고 판단했다. 이에 보건의료 가격탄력성 추정을 위한 국내외 선행연구들의 주요 연구 결과들을 정리하고, 한국의 실증분석 자료를 활용하여 다양한 측면에서 보건

의료 서비스의 가격과 이용량을 관계를 식별하고자 했다.

본 보고서의 주요 내용은 다음과 같다.

제Ⅱ장에서는 보건의료 가격탄력성 추정과 관련한 국내외 선행연구들의 주요 결과들을 정리했다. 가격탄력성 추정 연구에서 가장 주목받은 연구결과는 1974~1982년 동안 진행되었던 RAND 의료보험실험의 결과일 것이다. Manning et al.(1987)은 해당 실험의 분석 결과를 정리하여 가격탄력성은 $-0.2\sim-0.1$ 의 규모로 추정했으며, 이는 현재까지 가격탄력성을 고민하는 연구자들이 참고할 만한 수치로 널리 회자되고 있다. 이후 Oregon 공적의료보험 실험 등 후속 실험들이 이어지기도 했으며, 건강보험 청구자료 등을 활용한 실증분석의 결과들이 가구소득, 의료서비스(입원, 외래, 의약품 소비 등), 의료기관 종별(병원, 의원 등) 등에 따라 세부적으로 구분하여 가격탄력성을 추정하기도 했다. 국내에서도 건강보험 청구자료 및 한국의료패널 등 활용가능한 자료를 분석한 결과들이 발표되고 있음을 확인했다.

제Ⅲ장에서는 한국의 보건의료 체계에서 환자 본인부담의 변화가 의료 이용에 영향을 미치는지에 대해 사전적으로 점검해 보고자 했다. 제Ⅲ장은 이후 제Ⅴ장에서 본격적인 가격탄력성 추정 작업을 진행하기에 앞서, 한국 상황에서의 가격 변화에 대한 환자들의 반응을 사전적으로 확인하고자 하는 연구 목적으로 두 가지 사례를 선택하여 분석했다.

우선 2017년까지 적용된 고령층 외래 본인부담 정액제도하에서 진료비 1만 5천원 초과외래 진료 발생 시, 정액 1,500원의 본인부담에서 진료비의 30% 정률로 본인부담이 급격하게 상승하게 되었다. 이 가격 변화에 주목하여 집군분석을 시행한 결과, 해당 구간의 의료 이용 행태를 탄력성으로 환산할 경우 약 -0.8726 의 탄력성이 추정됨을 확인할 수 있었다. 또한 가구소득, 실손의료보험 가입 유무, 주관적 건강상태, 연령 등에 따라 탄력성이 상이하게 추정됨도 알 수 있었다.

건강보험 본인부담 상한제는 가구소득에 따라 기 설정된 상한액 이상의 의료비를 지출하는 경우 사전적·사후적으로 의료비 지출 초과분을 환자에게 환급해 주는 제도이다. 상한제의 적용을 받는 경우 이론적으로 건강보험 급여 서비스의 가격이 0원이 되는 것으로, 환자의 의료 이용 행태 변화를

예상할 수 있다. 건강보험 맞춤형 DB 분석 결과, 상한제 사전 적용의 경우 환자의 외래 방문일수나, 외래 진료비 지출의 유의한 상승을 식별할 수 있었으나, 사후 적용에서는 해당 변화가 유의하게 관찰되지 않았다. 이를 통해 상한제 적용을 통한 가격 변화에 환자가 반응하는 것뿐 아니라, 가격 변화가 의로서비스 구매 당시 적용되는 상황과 사후 환급되는 상황에 있어 환자의 대응이 차이가 있을 수 있음을 발견했다.

제Ⅳ장은 민영건강보험의 가입 여부가 국민건강보험 급여 서비스 지출에 미치는 영향을 한국의료패널 분석을 통해 살펴보았다. 건강보험 자료를 통한 탄력성 추정 과정에서 분석이 어려운 점은 민영건강보험의 가입이 환자가 직면하는 실효적인 본인부담을 변화시킨다는 것이다. 건강보험 청구자료로는 민영건강보험 가입 여부를 관찰할 수 없기 때문에, 이를 보정하기 어렵다. 따라서 한국의료패널을 이용한 고정효과 모형 추정을 통해 개인이 실손 의료보험 및 정액형 보험을 가입한 이후 의료 수요를 변화시키는지 검토했다. 기존에도 많은 선행연구가 존재하지만, 이 연구는 표본 선택에 신중을 기해 민영건강보험에 미가입되었다가 가입으로 변화된 시점부터의 의료 이용 변화를 관찰하는 것이 큰 차별점이라고 할 수 있다. 추정 결과, 민영건강보험 가입이라는 변화는 입원 및 외래 건강보험 급여 서비스 지출 변화와 통계적으로 유의한 상관관계가 존재하지 않음을 밝혔다. 이 분석 결과는 주요 선행연구 결과들과 차이가 있는 결과로 학술적인 의미가 있으며, 다음 제Ⅴ장에서 건강보험 청구자료를 통해 가격탄력성을 추정하더라도 추정치에 편의가 존재하지 않을 수 있는 가능성을 제시한다는 측면에서 의의가 있다.

제Ⅴ장은 비교적 단순한 축약형 추정 회귀 모형을 통해 건강보험 급여 서비스의 본인부담과 의료 이용의 관계를 추정했다. 건강보험 표본 코호트DB를 활용해서 2002~2019년의 긴 분석 기간 동안 평균적인 본인부담 수준의 변화와 의료비 지출 및 내원 일수의 관계를 식별하고자 했다. 특히 선행연구인 Ellis et al.(2017)에 기반하여 환자가 바로 직전에 경험했던 의료 소비 과정에서의 본인부담 수준을 현 시점의 의료 소비 의사 결정에 반영한다는 가정하에 가격탄력성을 추정했다. 또한 입원, 외래, 전체의 의료 서비스 형태, 중증질환(암, 심혈관, 뇌혈관 질환), 만성질환(고혈압, 당뇨, 고지혈증)의

질환, 가구소득분위별, 환자 연령구간별 탄력성을 구분하여 추정하고자 했다. 추정 결과, 전체 의료 서비스의 가격탄력성은 -0.2579 로 추정되었다. 선행연구와 달리, 입원 서비스의 탄력성이 외래 서비스에 비해 크게 추정되고, 중증질환 의료 서비스 이용의 탄력성이 만성질환에 비해 크게 추정되는 결과도 확인할 수 있었다. 그 외 의료급여 환자 및 고령층, 영유아 계층의 비탄력적인 의료서비스 소비 행태도 확인할 수 있었다.

이 연구는 기초 연구 과제로 다양한 환경에서 다양한 자료원과 추정법을 활용해 추정된 탄력성 추정치를 제시하는 것을 목적으로 하고 있다. 본격적인 활용은 추후 연구과제로 제시하지만, 결론에서는 가격탄력성의 기초 추정치들은 건강보험 재정전망 모형, 건강보험 지출이 변수로 포함된 거시 모형 등에 기초 정보로 널리 활용될 수 있는 가능성을 제시했다.

목 차

I. 서론	15
II. 가격탄력성 선행연구	18
III. 본인부담 변화에 따른 의료 이용 행태 변화 추정	35
1. 고령층 의원급 외래 본인부담 제도	38
가. 개관	38
나. 모형	39
다. 자료 및 분석 방법	46
라. 결과	47
마. 소결	53
2. 건강보험 본인부담 상한제와 의료 이용의 관계	54
가. 건강보험 본인부담 상한제 제도 개요	54
나. 건강보험 본인부담 상한제 분석 개요	56
다. 분석 결과	58
IV. 민영건강보험의 도덕적 해이 분석 - 민영건강보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향 -	61
1. 서론	61
2. 실손의료보험과 국민건강보험의 재정에 대한 이론적 연구	64
3. 선행연구	66
4. 실증분석 모형 및 자료	73
가. 실증분석 모형	73
나. 실증분석 자료	77
5. 분석 결과	80
가. 기술통계	80

나. 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향	85
다. 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향	90
라. 실손의료보험이 급여비에 미치는 영향	91
6. 소결	93
V. 세부 가격탄력성 추정	96
1. 가격탄력성 추정 개관	96
가. 가격탄력성 추정 과정의 내생성	98
나. 가격의 정의	100
2. 분석 방법 및 자료	104
3. 추정 결과	107
4. 소결	118
VI. 결론 및 정책 시사점	119
참고문헌	123
부록: 실손의료보험이 본인부담금, 급여비에 미치는 영향	133

표목차

〈표 II-1〉 가격탄력성 혹은 가격 변화에 따른 수요 변화 추정(국내 선행연구) 23

〈표 II-2〉 가격탄력성 혹은 가격 변화에 따른 수요 변화 추정(국외 선행연구) 26

〈표 III-1〉 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 65세 이상 외래진료 본인부담
변화(2018년 1월 1일 적용) 38

〈표 III-2〉 요약 통계(고령층 외래 건) 48

〈표 III-3〉 가격탄력성 추정 결과(1) 49

〈표 III-4〉 가격탄력성 추정 결과(2) 51

〈표 III-5〉 건강보험 본인부담 상한제 제도 변화 55

〈표 III-6〉 2017~2020년 본인부담 상한제 적용 실적 56

〈표 III-7〉 건강보험 본인부담 상한제 적용 전후 단절적 시계열 추정 결과 60

〈표 IV-1〉 민영건강보험의 도덕적 해이와 관련된 주요 선행연구 71

〈표 IV-2〉 실손의료보험과 정액형 건강보험의 차이 72

〈표 IV-3〉 변수 이름 및 정의 79

〈표 IV-4〉 기술통계 83

〈표 IV-5〉 실손의료보험이 국민건강보험의 외래부담금에 미치는 영향 86

〈표 IV-6〉 실손의료보험이 국민건강보험의 입원부담금에 미치는 영향 88

〈표 IV-7〉 실손의료보험이 국민건강보험의 총부담금에 미치는 영향 89

〈표 IV-8〉 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향 91

〈표 IV-9〉 실손의료보험이 급여비에 미치는 영향 92

〈표 V-1〉 전체/입원/외래 의료비 지출 가격탄력성 추정 112

〈표 V-2〉 전체/입원/외래 내원일수 가격탄력성 추정 113

〈표 V-3〉 중증질환자 가격탄력성 추정 115

〈표 V-4〉 만성질환자 가격탄력성 추정 116

〈표 V-5〉 소득분위별 가격탄력성 추정 117

〈표 V-6〉 연령구간별 가격탄력성 추정 117

그림목차

[그림 III-1] 메디케어 파트 D의 본인부담 구조	37
[그림 III-2] 의료 필요와 외래 의료비 지출의 관계	41
[그림 III-3] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포(2012~2017년)	44
[그림 III-4] 실증 확률 분포를 활용한 집군 규모 추정(Saez, 2010)	45
[그림 III-5] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포 집군 형태(2012~2017년)	46
[그림 III-6] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포(2018년)	49
[그림 III-7] 건강보험 본인부담 상한제 사전·사후 적용 전후 외래진료 변화 · 59	
[그림 IV-1] 실질 의료비 증가율 추이: 한국과 OECD	62
[그림 IV-2] 공사건강보험 간 급여비 보장 체계	66
[그림 V-1] 근시안적(myopic)인 환자의 본인부담 가정의 예 (forward, backward myopic)	102
[그림 V-2] 총 의료, 입원, 외래 본인부담 변화	108
[그림 V-3] 본인부담률 변화(2002~2019년, 입원/외래, 연령별)	109
[그림 V-4] 본인부담률 변화(2002~2019년, 만성질환별, 의료기관종별)	110
[그림 V-5] 본인부담률 변화(2002~2019년, 중증질환: 암, 심혈관질환, 뇌혈관질환)	111

I. 서론

건강보험은 미래 한국 국가 재정의 주요한 위험 요소로 평가되고 있다(안종석, 2021). 인구구조의 변화와 더불어 OECD 주요국 대비 낮은 보장성¹⁾(한국 60.8%, OECD 평균 74.0%, OECD Health Statistics 2020 기준)을 높여야 한다는 사회적 요구에 대응하기 위해 보건 의료 분야에 투입되는 재원은 증가하고 있다. 건강보험 보장성 강화 정책 시행 이후 건강보험 지출은 2017년 55.5조원 대비 2018년 60.6조원, 2019년 69.0조원으로 증가했다. 반면 중앙정부 재정 체계에 건강보험 재정은 재정 외 항목으로 분류되며 적극적인 통제 체계에 편입되어 있지 않다(박인화, 2019). 건강보험 보장성 강화 정책 시행 이후 미래 시점에 반드시 도래할 것으로 예상되는 건강보험 재정의 유의미한 재정 압력을 완화하기 위해서는 기본적인 정책 수단 및 정책 수단에 반응하는 환자의 의료서비스 이용 행태에 대해 보다 명확하게 이해할 필요가 있다.

이 연구는 의료비 통제의 대표적인 정책 수단인 의료비 본인부담이 환자의 의료 이용 행태에 미치는 영향을 한국의 제도적 환경하에서 검토해 보고자 한다. 현재의 행위별 수가제가 지속되는 한, 본인부담을 활용한 가격 정책은 몇 안 되는 의료비 통제 수단 중 하나이다. 본인부담은 환자에게 유의미한 부담이 되어 불필요한 의료 수요를 억제해야 함과 동시에 지나치게 높지 않아 필요한 의료 서비스에 대한 접근성을 악화시켜서는 안 되는 다루기가 까다로운 정책수단이기도 하다. 이와 관련되어 본인부담의 수준이 환자의 의료 이용 행태 및 의료 접근성에 미치는 영향을 식별하기 위하여 무작위 통제 실험 및 다양한 계량 기법을 활용한 많은 선행연구들이 존재한다

1) Government and compulsory health insurance schemes(% of current expenditure on health)

(Manning et al., 1987; Einav et al., 2015; Kowalski, 2016). 하지만 국내에서는 의료 수요의 가격탄력성에 대한 문헌이 비교적 적은 편이다. 『건강보험 통계연보』상의 거시 집계 변수로 본인부담률과 진료비의 관계를 추정한 오랜 연구가 존재하며(김춘배 외, 1995), 소액 외래 본인부담 제도나 의료비 소득공제 등 외생적인 본인부담 제도 변화가 의료 이용에 미치는 영향을 식별하는 일부 연구가 존재한다(전병목 2009; 박지연·채희율, 2003). 그러나 보건의료 가격정책하에서의 본인부담 수준이 차지하는 위치, 보장성 강화 정책 등 환자 본인부담을 낮추기 위한 정책 방향, 보건의료 재정건전성 고려 등 사안의 중대성에 비춰 더 활발한 연구가 진행되어야 한다고 판단했다. 이에 보건의료 가격탄력성 추정을 위한 국내외 선행연구들의 연구 결과들을 집약하고 한국 제도하에서 거시적인 전체 탄력성뿐 아니라 보다 구체적이고 세부적인 탄력성을 추정하는 연구를 기획하게 되었다.

이 연구는 본격적인 가격탄력성 추정에 앞서 검토해야 할 두 가지 문제에 대해 먼저 검토하는 것으로 시작된다. 첫째, 한국의 국민건강보험 체계하에서 보건의료 가격의 변화에 따라 보건의료 서비스 이용 행태가 실제로 변화하는지 특정 사례를 통해 검토해 보고자 한다. 이 연구는 입원, 외래 등 특정 항목의 의료 서비스뿐 아니라, 특정 질환(만성질환, 중증질환 등) 및 연령대, 가구소득 등 다양한 요인에 따른 의료 서비스의 가격 탄력성을 추정할 예정이다. 이와 같은 구체적인 추정에 앞서 한국의 보건의료 체계에서 본인부담이 의료 이용 행태에 미치는 영향을 사전적으로 검토함으로써, 이후 구체적인 가격탄력성 추정의 학술적·정책적 필요를 확보하기 위한 작업이 필요하다고 판단했다. 특정 사례로는 ① 2018년 1월부터 변화된 65세 이상 고령층의 외래 본인부담 제도의 변화와 ② 건강보험 본인부담 상한제에 적용받는 환자들의 의료 이용 행태를 검토한다.

둘째, 가격탄력성 추정을 까다롭게 하는 한국의 독특한 환경 중 하나로 실손의료보험의 광범위한 보급을 꼽을 수 있다. 실손의료보험은 비급여 의료 서비스와 함께 건강보험 급여 서비스의 환자 본인부담금을 보장하는 것으로 설계되어 있어, 국민건강보험에서 부과한 환자 본인부담의 가격 효과

를 교란시킬 가능성이 있다. 따라서 실손의료보험의 가입이 환자의 의료 이용에 영향을 주는가 여부를 실증적으로 검토할 필요가 있다. 실손의료보험 가입 여부 및 의료 이용 정보를 보유하고 있는 자료로는 「한국의료패널」이 존재하며, 이를 활용해 실손의료보험 보장이 의료 이용 행태에 미치는 영향을 실증분석한다.

사전 검토 이후, 앞선 설명대로 가격탄력성 추정은 2002~2019년 건강보험 공단의 청구자료(표본코호트 DB)를 활용하여 진행한다. 건강보험 청구자료는 건강보험 급여 서비스의 환자 본인부담을 건별로 정확하게 식별하여, 건강보험 부담 급여 서비스의 가격탄력성을 가장 정확하게 추정할 수 있는 자료이다. 외래·입원 등 보건의료의 유형뿐 아니라, 중증질환 및 만성질환, 경증질환 등 질환의 필수·비필수적 성격, 환자의 연령·성·가구소득 등 사회경제적 변수에 따라 가격탄력성은 상이하게 추정될 수 있다. 이 점을 고려하여 세부적인 가격탄력성을 추정하고자 한다.

보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 현재까지 국내외 보건의료 가격탄력성 추정에 관해 진행된 연구 성과를 체계적으로 정리하고, 이 연구가 추가적으로 기여할 수 있는 부분을 탐색한다. 제Ⅲ장에서는 특정 사례를 통해 본인 부담의 변화가 환자의 의료 이용에 미치는 영향을 식별한다. 특히 가격의 급격한 변화하에서의 행태 분석에 용이한 집군분석(bunching analysis)을 통해, 특정 경계점을 기준으로 본인부담이 급격하게 변화할 때 실제로 환자의 의료 수요가 변화하는지 여부를 검토하고자 한다. 이어 제Ⅳ장에서는 민영의료보험의 가입 여부가 건강보험 급여 의료비 지출에 어떤 영향을 미칠 수 있는지 사전적으로 검토해 보고자 한다. 특히 실손의료보험으로 대표되는 민영의료보험이 환자의 의료 이용에 미치는 도덕적 해이를 실증분석을 통해 검정한다. 제Ⅴ장에서는 본격적으로 환자의 질환, 사회경제적 변수 및 의료 이용 행태 등을 통해 세분화된 집단별 가격탄력성을 추정하고자 한다. 마지막으로 Ⅵ장에서는 추정된 탄력성 정보들이 정책적으로 활용될 수 있는 가능성을 탐색함으로써 정책 시사점을 도출한다.

II. 가격탄력성 선행연구

보건의료 서비스의 가격 효과에 대한 국내의 관심은 거시적인 서비스 가격 변수와 의료 이용량의 상관관계를 검토하면서 본격화된 것으로 보인다. 김한중·이해중(1989), 김춘배 외(1995)와 같은 선구적인 연구들은 의료 가격, 본인부담, 총진료비 등 집단별 집계변수를 활용하여 탄력성의 정의에 맞춰 계산하거나, Double log 함수 형태의 모형을 통해 탄력성을 추정하기 시작했다. 단 이와 같은 접근은 가격 및 이용량의 대략적인 추세를 연관지어 이해하려는 시도일 뿐, 가격의 변화가 의료 서비스의 변화로 이어지는 인과 관계에 기반한 탄력성으로 활용하기는 어렵다.

이에 비해 해외에서는 이미 1970년대부터 환자의 본인부담이 의료 이용에 미치는 영향을 강건하게 추정하고자 하는 노력이 시작되었다. 예를 들어, RAND 의료보험실험은 1974~1982년 동안 무작위로 환자에게 0%, 25%, 50%, 95%의 본인부담을 부여하는 보험을 지급하고 의료 이용 행태를 분석하고자 한 시도로 잘 알려져 있다. Manning et al.(1987)은 해당 실험에 참여했던 5,811명의 의료 이용 행태를 종합하여 분석한 결과, 환자들이 본인부담 수준에 따라 의료 이용 행태를 변화시키며, 가격탄력성은 -0.2~-0.1 정도인 것으로 발표했다. 또한 의료 이용의 강도 자체보다는 보건의료의 접근성에 보다 밀접한 관련이 있는 방문 횟수에 주로 영향을 주는 것을 확인했다.

국내에서도 미시자료의 접근성이 향상되며 환자 단위의 본인부담 수준과 의료 이용의 관계를 분석하기에 용이한 환경이 점차 조성되어 왔다. 전 국민 의료보험의 보급으로 인해 RAND와 같은 무작위 실험을 하는 것이 용이하지 않지만, 보건의료 및 관련 행정자료를 활용한 미시자료 분석이 시도되고 있다. 예로 최성은(2018)은 건강보험공단 청구자료를 활용, 의료비 지출이 아닌 입원일수 및 외래방문 횟수를 결과변수로 활용하여 모형을 추정한

연구이다. 단 해당 연구는 현물가격(spot price)인 의료 이용 건별 본인부담률을 탄력성 추정에 활용했다.

전병목(2009)은 의료비 소득공제로부터 기인한 변이를 활용, 보건의료 총 의료비, 의약품, 의료서비스, 의료용품 소비 등으로 의료 서비스를 구분하여 탄력성을 추정하고자 했다. 완벽한 외생적 변이로 보기에 어려울 수 있으나, 의료비 소득공제 제도 변화에 따른 환자의 가격 변화를 변이로 고려했다는 점 자체가 여러 흥미로운 연구 질문과 연결지어 이해해 볼 수 있다. 즉 환자가 의료 이용 시점에서 직접적으로 경험하는 의료 가격이 아닌, 이후 시점의 세제혜택을 통해 반영되는 사후적인 가격 변화에도 의료 소비 시점에 사전적으로 이 점을 예측하고 의료 이용 행태에 반영할 수 있는가에 대한 질문을 던질 수 있다. 해당 연구는 실증적으로 탄력성을 $-0.09 \sim -0.28$ 수준으로 추정해 냄으로써 사후적 세제혜택에도 소비자가 반응을 보이고 있음을 밝혔다.

해당 연구 질문과 관련되어 해외 문헌에도 가격탄력성 추정을 위한 가격의 정의, 즉 환자가 어떤 가격에 반응을 하는가에 대한 많은 논의가 있어왔다. RAND 의료보험실험 이후 다양한 청구자료 및 조사자료를 통해 탄력성 추정 연구를 지속해 온 많은 연구들은 기대 연말 기준 의료 가격(expected end-of-year price)을 가격 변수로 활용했다. 즉 환자가 보건의료 서비스 구매 시 건별로 경험하는 현물가격이 아니라, 연말 기준으로 총 지출할 것으로 예상하는 의료비 지출을 기준으로 총본인부담이 얼마인지 합리적으로 예상한 후, 이에 기반하여 현재의 의료소비를 결정한다는 의미이다. 특히 연 단위 기준의 가격 기대 형성이 미국 등 해외 의료보험 체계에서 중요하게 고려되는 이유는 해외 보험 체계(특히, 미국)에서 보험공제(deductible), 의료 보장 상한(coverage ceiling) 등의 제도로 인해 연중 환자가 부담하는 본인부담의 수준(본인부담율)이 크게 변화할 수 있는 환경이기 때문이다. 연말 기준 가격에 기반하여 가격 효과를 분석한 해외 연구는 Keeler and Rolph (1988), Eichner(1998), Aron-Dine et al.(2015) 등 다수 존재한다.

하지만 환자의 의사 결정에 있어 다른 가격 정의를 활용해야 한다는 주장

또한 계속되고 있다. 이상의 선행연구들도 환자들이 기대 연말 가격을 통한 분석에서보다 좀 더 근시안적(myopic)인 가격 반응을 보일 가능성에 대해 논의해 왔다. Brot-Goldberg et al.(2017)은 무료 의료보험(free health care)에서 고(高)공제보험(high-deductible coverage)으로 전환한 근로자들을 대상으로 한 연구를 통해, 환자들의 의료 이용 감소 중 약 42%가 환자가 현물 가격에 대응하는 행태 변화에 기인하는 것이라고 밝혔다. Aron-Dine et al.(2015)은 환자가 기대 연말 가격에만 대응한다고 주장하기 위해서는 ‘환자가 본인의 가처분 소득 등 예산 구조를 정확하게 이해하고, 완벽하게 미래를 예측(completely forward looking)할 수 있으며, 유동성 제약에 빠지지 않아야 한다’는 가정이 만족해야 한다고 주장했다. 이러한 발견들을 종합해 보면 Aron-Dine et al.(2015)의 지적대로, 환자가 완벽하게 합리적으로 미래 가격을 예상해서 행동하거나 완벽하게 현물가격에만 반응을 보이는 근시안적 행태를 보인다고 주장하기가 어려우며 모든 가정하에 가격 정의와 탄력성 추정을 다채롭게 진행할 필요가 있음을 알 수 있다. 이에 대응하여 예를 들어 Ellis et al.(2017)과 같은 연구는 환자가 직전 의료 이용의 본인부담의 경험(backward myopic), 혹은 바로 다음 의료 이용의 본인부담의 예측(forward myopic)과 같은 단기간 내의 정보에 기반하여 의료 소비 행위를 결정한다는 가정하에 탄력성을 추정하기도 했다. 이에 대해서는 제 V장에서 좀 더 자세히 논의할 것이다.

보건의료 가격에 대응하는 환자의 행태가 가구소득 등 환자의 사회경제적 변수, 진료의 성격(예: 외래 vs. 입원, 만성질환 vs. 급성질환 등)에 따라 상이할 수 있음을 예상할 수 있다. 특히 보건의료 서비스의 다양한 성격에 따라 탄력성이 차이를 보일 수 있다는 다수의 선행연구가 존재한다. Duarte (2012)는 급성질환인 충수절제술, 담낭제거술, 팔 깁스 등의 탄력성은 -0.07 ~ -0.028로 낮게 추정된 반면, 선택 진료인 정신과 치료, 가정 방문 치료 등은 -2.081, -1.886으로 높게 추정됨을 밝혔다. Keeler and Rolph(1988) 또한 급성질환이 다른 질환에 비해 비탄력적으로 추정됨을 주장한 바 있다. Zhou et al.(2011)은 외래 방문과 입원을 구분해서 외래 방문은 약 -0.5, 입

원은 -0.372로 추정, 질환의 중증 정도가 상대적으로 높다고 판단할 수 있는 입원 서비스의 탄력성이 외래에 비해 낮게 추정됨을 확인했다. Liu and Chollet (2006), Han et al.(2020)에서도 입원 서비스, 응급실 이용이 외래 서비스에 비해 비탄력적으로 추정되었다. 또한 소득을 중심으로 탄력성이 다르게 추정되는 점에 주목한 선행연구들이 존재한다. Mataria et al.(2007)은 환자의 소득이 높아짐에 따라 가격 대응의 민감도가 낮아지는 현상을 확인했다. 소득이 중요한 제약조건이 될 수 있는 지역에서도 가구의 소득이 가격탄력성 추정에 미치는 영향이 유의하다. 예를 들어 에티오피아의 550개 가정을 활용하여 탄력성을 추정한 Asfaw(2003)의 연구에서는 부유한 가구에 비해 가난한 가구의 가격 탄력도가 큰 것을 확인할 수 있다. Sahn et al.(2003), Qian et al.(2009) 등 탄자니아, 중국 등의 지역에서 추정된 연구들 또한 가구소득에 따라 가난한 가구일수록 의료 서비스의 가격 변화에 탄력적으로 반응함을 밝혔다.

고려할 수 있는 혹은 고려해야 하는 다양한 관찰 가능/불가능한 정보들이 영향을 미쳐 최종 의료 수요 및 의료 이용으로 나타날 것이다. 이러한 메카니즘을 모두 엄밀하게 고려하여 탄력성을 추정하는 것은 극히 어려운 작업이다. 하지만 현실적으로 이상의 선행연구들을 참고하여 종합적으로 다양한 가구·환자의 특성, 앓고 있는 질환의 특성에 따라 이질적인 탄력성 정보를 불완전하지만 최대한 다양하게 드러내는 시도를 할 수 있다면, 이 결과가 우리에게 전달할 수 있는 정보량은 적지 않을 것이라고 생각한다. 구체적인 실증분석은 제 V장에서 진행될 것이다.

마지막으로 직접적인 탄력성 추정은 아니지만 환자의 본인부담 변화를 야기하는 정책의 변화가 환자의 의료 이용량에 유의한 영향을 미쳤는지 식별하는 다양한 국내 연구가 존재한다. 이는 본인부담 제도 변화에 따른 일부 집단의 본인부담 변화가 환자의 의료 이용에 미치는 영향을 식별한 것으로 가격탄력성이라는 정보보다는 행태 변화 여부에 주목한 연구로 볼 수 있다. 대표적으로 정채림·이태진(2015)은 상급종합병원으로 외래진료가 쏠리는 현상을 완화하기 위한 본인부담률 인상이 상급종합병원의 외래 이용에 미치

는 영향을 분석했다. 「한국의료패널」 자료로 분석한 결과, 외래 수요 발생 시 환자의 의원급, 병원급 의료기관으로의 선호가 증가했음을 확인했다. 하지만 변진옥 외(2014)는 동일한 제도의 효과를 국민건강보험공단 자료를 통해 분석하여 병원급·의원급으로의 명확한 의료 수요 이동을 관찰했다고 결론 내기는 어렵다고 밝혔다. 이 외에도 6세 미만 아동을 대상으로 2006년 입원 본인부담금을 면제한 정책(전경수 외, 2008), 2007년 8월부터 외래진료 본인부담을 경감하는 정책(안이수, 2013) 등의 연구가 발표되어 특정 집단(6세 미만 아동)을 대상으로 한 본인부담 경감이 의료 이용에 미치는 영향을 소개했다. 외래 본인부담 경감은 외래 환자 수 증가에 기여했으며, 입원 본인부담 면제제도는 감기 등과 같은 경증 질환의 의료 이용을 증가시키고 특히 건당 평균입원일수 및 건당 평균진료비 등 의료 이용의 강도가 강해지는데 영향을 미쳤음을 확인했다.

〈표 II-1〉 가격탄력성 혹은 가격 변화에 따른 수요 변화 추정(국내 선행연구)

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
1	김준배 이도성 김한중 손명세	『예방의학 회지』, 1995	한국	1984~1992년 의료 보험연합회의 직장조 합과 의료보험관리공 단에 가입된 의료보험 적용 대상자	본인부담제의 변화에 따른 의료수요의 가격 탄력성 분석	시계열 자료를 Micro TSP에 구축 후, Double log 함수를 기본모형으로 한 OLS 회귀분석	- 가격탄력성 추정 결과, 전체 이용에서 직장조합은 -0.6223으로 추 정되었으며, 공단은 통계적으로 유의한 탄력성 관찰되지 않음. 외 래이용에서는 직장조합의 경우 총합병원 병원 의원에서 각각 -1.0063, -1.2790, -1.0229의 가격탄력성을 보였으며, 공단에서는 병원 이용 시에만 -1.2074로 통계적으로 유의한 탄력성이 관찰됨 - 전반적으로는 가격탄력성이 유의미한 결과를 보여주지 않았으나, 소득세 부담이 일정 수준 이상인 의료비 소득공제 대상 계층을 대상으로 추정한 결과, 지출의 가격탄력성은 -0.09~-0.28이며, 세부적으로는 총의료비는 -0.22, 의원비는 -0.09, 의료서비스는 -0.28을 보였으며, 의료용품은 통계적으로 유의한 탄력성 관찰되 지 않음 - 탄력성이 상대적으로 큰 분야는 의료서비스 수요로 외래진료와 입원진료 등에 대한 지출 결정 과정에서 조세혜택이 상당한 영향 을 미치고 있음을 보여주며, 의약품의 반응도는 상대적으로 낮았 는데, 의사의 처방전에 의한 수요부문이 커서 개인의 지출적 선택 권이 크지 않기 때문으로 보임
2	진병목	『재정포럼』, 2009	한국	2004~2006년 「가계조 사 대상자; 1만 6,727 가구	의료비 소득공제의 세 율 인허에 따른 의료비 지출의 가격탄력성 추 정	OLS 회귀분석	- 2009년 상급종합병원 외래 본인부담금의 인상은 경증질환으로 인한 상급병원 외래 이용량을 감소시키는 것으로 나타났음 - 의료서비스의 가격탄력성을 추정한 결과, 전반적인 의료서비스 탄 력성은 -0.295, 외래서비스 내원일수의 탄력성은 -0.151, 입원 일수의 탄력성은 -0.072, 경증질환 외래서비스 이용의 탄력성은 -0.184로 분석 - 의료서비스 이용의 본인부담 탄력성은 외래가 입원보다 더 탄력 적이고, 일반적이외래보다는 경증질환으로 인한 외래 이용량의 경우보다 탄력적으로 추정되며, 본인부담금 정책은 입원보다는 외래에, 그리고 중증질환보다는 경증질환 위주로 설계되어야 함 을 시사함
3	최상은	『여성경제 연구』, 2018	한국	2007~2010년 국민건 강보험 표본 코호트 DB 자료 약 100만명	상급종합병원 외래진 료비 본인부담률 인상 정책에 따른 의료서비스 이용 영향 및 의료 서비스의 본인부담률 탄력성 추정	2009년 정책 변화 이후 경증질환 여부 2009년 이후와 경 증질환 여부의 교 차항을 각각 설명 변수에 포함한 패 널 고정효과 모형 (fixed effect)	

〈표 II-1〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
4	김한중 이혜중	『예방의학 회지』, 1989	한국	1985년 전국 의료이용 조사자료(의료비용), 1985년 전국 표본병원 통계자료(의료서비스 가격)	전 국민 보행이 실시될 때의 사회의 총편익 증 가 분석	문헌 연구	- 입원의 가격탄력도는 -1.108, 외래이용이 가격탄력도는 -0.858 - 전 국민 의료보험 실시는 1,630억원의 순편익을 생성함
5	장채림 이태진	『보건경제와 정책연구』, 2015	한국	2008~2010년 「한국 의료패널」 20세 이상 건강보험가입자의 외 래방문 진료 37만 7,240건	상급종합병원 외래진 료비 본인부담률 인상 정책이 외래환자의 의 료기관 유형 선택에 미 치는 영향 파악	다항로지모형(multi nomial logit model)	- 상급종합병원 외래진료비 본인부담금 인상 정책 이후에 상급종합 병원에 비하여 의원과 병원에 대한 선호도가 다소 증가했고, 경증 질환일 경우, 65세 미만일 경우 정책의 효과가 크게 나타났으며, 소득계층 간에 정책 효과가 차이를 보였음
6	변진옥 강희림 이현복	『한국 사회정책』, 2014	한국	2008~2012년 건강 보험 외래진료자료 만 18세 이상 환자	외래 본인부담의 증별 차등제가 각 증별로 외 래환자의 의료서비스 이용에 미친 효과 분석	단절적 시계열 분석 (interrupted time- series) 및 구간회 귀분석(segmented regression analysis)	- 외래서비스에 대한 본인부담 차등제*는 상급종합병원 및 종합병 원의 외래수지자 수 및 총진료비 감소에 영향을 미쳤으나, 병원급 및 의원급의 외래 이용으로의 일관되고 명확한 이동을 보여준다 고 보기는 어려움 → 본인부담률이라는 수요 측면의 가격정책이 의료기관 중별 기능 재정렬에 미치는 효과에는 한계가 있음 * 상급종합병원 외래진료비 본인부담률 인상정책, 상급 및 종합 병원 외래 약제비 본인부담률 인상정책
7	김명희 권순만	『예방의학 회지』, 2010	한국	1999년 7월~2008년 12월(11개월) 건강보 험심사평가원 건강보험 요양급여비용 청구자 료, 60~69세의 노인	노인의 외래본인부담 제도에 따른 의료 이용 의 변화 분석	단절적 시계열 분 석(interrupted time -series) 및 구간회 귀분석(segmented regression analysis)	- 본인부담 증가 시, 의료 이용의 확수는 감소하였으나, 정률제 비율 의 증가정액제 비율 감소에 따라 의료 이용의 양은 증대됨 → 비용 부담을 통해 의료 이용을 억제하고자 한 본인부담제도의 시 행 효과는 크지 않음

〈표 II-1〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
8	배지영	『사회복지 연구』, 2010	한국	2005년, 2007년(1차) 국민건강영양조사, 19세 이상 성인의료급여 대상자는 제외)	건강보험 보장성 확대 정책이 대상자의 의료 이용 및 건강 수준에 끼치는 영향 분석	이중치분(difference-in-differences estimator) 회귀분석	만성질환을 보유하고 있어 의료요구가 일반적으로 높은 '체도의 주요 수혜진단'에 비해 급성질환 등으로 의료서비스를 이용한 집단의 의료 이용이 상대적으로 증가 - 체도의 직접적인 수혜진단인 중증질환자 진단의 인력 0명이 상당 정도 증가했으며, 의료 이용에서 혜택을 누린 중증질환자의 단계 간 건강평가지표인 2주간 이환경험 면에서 긍정적인 개선은 보임
9	인아수	『한국 코티즈 학회 논문지』, 2013	한국	2008년 8월~2008년 7월까지(제도 시행 전·후 1년간) 건강보험사별 가임 진료비 청구자료, 외래진료 민간진료(ACCS) 자료로 미간정환 6세 미만 소아 환자에 대한 6세 미만 어린이 외래 진료비 청구자료, 위암 6세 미만 소아 환자 대상	본인부담금 건강제도(6세 미만 어린이 외래 진료비)에 대한 본인부담금 건강도가 6세 미만 외래 진료비 의료 이용에 미치는 영향 분석	이중치분 회귀분석	6세 미만 어린이 외래 본인부담 건강제도는 외래환자 수 증가라는 의료 이용 변화를 가져왔으나, 실질적인 의료 접근성을 나타내는 외래 방문일수, 방문당 평균 진료비는 큰 차이가 없었음 → 저구적인 제도 홍보와 함께 소득계층별로 본인부담률을 상이하게 설계하는 등의 의료 취약계층에 초점을 둔 정책이 요구됨
10	이용재	『재정정책 논집』, 2009	한국	2004년 12월~2006년 5월(제도 시행 전·후 9개월) 건강보험심사평가원 청구자료, 위암 환자 27만 8,747건	암 환자에 대한 본인부담 건강도지 진후 건강보험 이용의 차이 분석	다중회귀분석(multiple regression)	- 본인부담 건강도지 이후, 위암 환자들의 총진료비와 입원진료비, 입원일수는 통계적으로 유의하게 증가함. 반면 외래진료비는 감소하였으며, 외래 건수는 변화가 없음 - 환자 특성과 의료기관 특성을 통제한 결과, 건강보험의 총진료비와 입원진료비, 입원일수에는 정적(+)으로, 외래진료비에는 부정적(-)으로 유의한 영향을 미침
11	전경수, 윤석준, 안형식, 신현웅, 윤영혜, 황세민, 경민호	『예방의학 회지』, 2008	한국	2004~2006년 건강보험 청구내역, 전국 의원 병원 종합병원 종합전문병원에서 입원 진료를 받은 모든 6세 미만 건강보험 환자 151만 3,797건	6세 미만의 입원 환자 의 변경 본인부담금 면제 정책 진후 의료 이용과 건강도의 변화 차이 분석	정체 시행 이전인 2004년과 2005년 사이의 변화를 의사(pseudo) 비교집단으로 설정하여 의료 요구에 따른 차이 분석	- 의원급으로 갈수록 수진율의 증가폭이 크고 상급 의료기관은 상대적으로 증가폭이 낮았음 - 주요 사망원인 질환자보다는 감기와 같은 가벼운 질환자들의 의료 이용 양을 증가시켰(10대 주요 사망원인 질환자의 수진율은 2004년과 2005년 사이에 1.12배 증가했으나, 제도 시행 이후인 2006년에는 오히려 전년 대비 0.91배 감소; 감기환자의 증가율은 거의 일정하게 유지) - 의료이용의 강도를 보여주는 건당 평균입원일수 건당 평균진료비 는 제도 시행 이전의 변화율과 비교하여 두드러진 증가 추세를 보임

자료: 표 실험연구의 주요 결과를 바탕으로 저자가 요약 정리

〈표 II-2〉 가격탄력성 혹은 가격 변화에 따른 수요 변화 추정(국의 선행연구)

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
1	Duente	<i>Journal of Health Economics</i> 2012	칠레	2007년 칠레 민간의료보험 가입자 48만 866명	칠레 민간의료보험 가입자의 본인부담 변화에 따른 의료 수요의 변화를 추정	IV 토티 회귀분석 (Tobit regression)	- (elective care 가격탄력성) home visits는 -1.886, psychologist services는 -2.081, physical therapy evaluations은 -0.321로 통계적으로 유의하게 추정 - (acute care 가격탄력성) appendectomy는 -0.045, cholecystectomy (gall bladder removal)은 -0.07, arm cast setting은 -0.028로 통계적으로 유의하게 추정 - 가격민감도(price sensitivity)는 소득이 클수록, 나이가 적을수록 커짐
2	Ellis et al.	<i>Journal of Health Economics</i> 2017	미국	2008~2014년, IBM/Truven Health Market Scan Commercial Claims and Encounter Database; 73개 회사에서 근무하는 노동자 대상 171백만 사람-개월(Person-months)	미국 민간의료보험 가입자의 본인부담 변화에 따른 의료 수요의 변화를 추정	도구변수를 활용한 선형 회귀분석	- 더 합리적인 결과를 제공하는 backward myopic prices를 기준으로 가격탄력성을 추정할 때, 전체 의료서비스 -0.44; 외래진료 -0.29; 의원급 -0.44; 입원 -0.3; 진문의 방문 -0.31; MRI -0.28; 정신과 치료/약물 남용 -0.26; 예방진료 -0.02; 응급실 -0.04. - 의료서비스의 수요는 어릴수록 어린10일 경우, 큰 회사에 종사할 경우, 시급 노동자일 경우(hourly waged employees), 환자일 경우 가격에 대한 반응 정도가 작았음
3	Manning et al.	<i>The American Economic Review</i> 1987	미국	1974~1981년 RAND Health Insurance Experiment에 참가했던 6개 지역의 62세 미만 5,811명	미국인들의 본인부담 변화에 따른 의료수요의 변화 추정	무작위 대조실험 (Randomized control trials, RCTs)을 통해 참가자들을 본인부담률이 상이한 14개 보험유형으로 나누고, 의료이용 형태 분석	- 가격탄력성은 -0.2~-0.1 사이로 추정되었으며, 의료서비스 이용 시 본인부담률의 변화에 반응을 함 - 본인부담을 변화는 의료 이용의 강도보다는 의료기관 방문 횟수에 주로 영향을 미침

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
4	Eichner	<i>The American Economic Review</i> , 1998	미국	1990~1992년 Fortune 500개 회사에 소속된 25~55세의 근로자 1만 6,989명 및 가족들, 48만 7,000건	미국 민간의료보험 가입자의 본인부담 변화에 따른 의료 수요의 변화를 추정	최소거리법(minimum distance method)	- 가격탄력성은 -0.79~-0.57 사이로 추정되었음
5	Kowalski	<i>NBER Working Paper</i> , 2009	미국	2003~2004년, 특정 소매 무역업 회사에 종사하고 있는 근로자 및 가족 12만 7,119명	미국 민간의료보험 가입자가 의료서비스의 한계 가격 변화에 따라 의료 수요의 변화를 추정 *가족의 총 의료비 지출액이 가족단위 공제금액(deductible)을 상회하는지 여부에 따라 의료이용자가 직면하는 의료서비스 가격이 달라짐	QIV 모형(Censored Quantile Instrumental Variable)	- 가격탄력성은 -2.3으로 추정되었음
6	Aron-Dine et al.	<i>Journal of Economic Perspectives</i> , 2013	미국	1974~1981년 RAND Health Insurance Experiments에 참가했던 6개 지역의 62세 미만 5,811명	미국인들의 본인부담 변화에 따른 의료수요의 변화 추정	문학연구(1974~1981년 실시된 RAND Health Insurance Experiments 결과 제본식)	- 가격탄력성 -0.6~-0.04 사이로 추정되었음 - 보험 계약이 non-linear한 형태이기 때문에(예: 계약자가 지출하는 1년 의료비용 제한 금액인 out-of-pocket maximum(또는 limit)을 초과할 경우, 초과된 금액일 경우 모두 보험회사에서 보충처리를 해줌), 연구자들은 단일 가격탄력성(single price elasticity) 추정이 다양한 결정을 해야 함 - 가격의 정외에 대하여, 의료서비스를 받는 시점에 지불하는 금액, 실현된(realized) 연말 가격, 예상되는(expected) 연말 가격, 연내 기준평균 가격 등 다양하게 정의할 수 있으며, 정의 방식에 따라 가격탄력성의 결과는 상이할 수 있음

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
7	Kowalski	<i>Journal of Business & Economic Statistics</i> , 2016	미국	2003~2005년, 특정 소매 무역업 회사에 종사하고 있는 근로자 및 가족 12만 8,290명	미국 민간의료보험 가입자의 연말 의료비 지출(year-end medical expenditure)이 연말 의료서비스 한계가격(year-end marginal price for care) 변화에 어떻게 반응하는가 분석	QIV 모형(Censored Quantile Instrumental Variable)	- 가격탄력성은 $-1.49 \sim -0.76$ 사이로 추정되었음 - 종속변수를 의료비 지출의 로그형태 했을 때에는 conditional quantiles 간 추정된 가격탄력성의 차이가 크지 않았으며, 강한 방향성이 관측되지 않았지만, 의료비 지출로 보았을 때에는 conditional quantiles 간 추정된 가격탄력성의 차이가 컸으며, 높은 conditional quantiles에서 절댓값이 더욱 큰 음수(negative)가 추정되었음
8	Scoggins & Weinberg	<i>Health Economics</i> , 2017	미국	2005~2011년 미국 워싱턴주 King County 정부의 PPO plan인 King Care에 등록된 근로자 3만 9,587명	기존 보건의료서비스 가격탄력성 연구가 갖는 세가지 문제 이분산성(heteroscedasticity), 내생성(endogeneity), 역선택(adverse selection)을 최소화하여 가격탄력성 추정	monthly cross-sectional, time-series fixed-effects data models	- 가격탄력성(mean point elasticity)은 $-0.314 \sim -0.145$ 사이로 추정되었음
9	Erot-Goldberg et al.	<i>The Quarterly Journal of Economics</i> , 2017	미국	2006~2015년, 특정 대형 회사에 종사하고 있는 근로자 및 가족 7만 6,759명	미국인들의 본인부담 변화에 따른 의료수요의 변화 추정	자연실험 실시(1개 대규모 회사를 선정하여, 모든 종업원들의 보험공제율을 높인 후 의료서비스 수요 관찰) 및 시계열 분석, 이중차분분석	- 본인부담금이 없다가 생기자, 의료비지출금액은 의료서비스별로 11.79~13.88% 감소했고, 감소한 요인은 대체로 서비스 양 감소이며, 더 저렴한 서비스 공급자로의 이동은 관찰되지 않았음 - 소비자들은 진료 시 현물가격(spot price)에 크게 반응하며, 실제 예상 연말 금액과 전년 말 한계 가격(marginal price)을 고려하여 공제금액(deductible)이래 구간에서 지출의 42%를 줄인 - '소비자들이 잠재 가격(true shadow price)에 대응하도록 학습할 것이다'라는 근거를 찾을 수 없음

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
10	Fabrizi & Montfardini	Journal of Health Economics, 2009	이탈리아	1999년 7월~2000년 6월, 이탈리아 통계청 (ISTAT) 전국 가구 조사: 5만 2,332가구, 14만 11명	이탈리아인들의 본인 부담금과 대기 시간(waiting time)이 의료 서비스 수요에 미치는 영향 분석	다변량 가산자료 모형(multivariate count data model for the three types of doctor consultation*) *일차진료(primary care)/공공 전문의 상담(public specialist consultation)/민간 전문의 상담(private specialist consultation)	- 가격탄력성은 공공 전문의 상담의 경우 -0.3으로 추정되었으며, 일차진료와 민간 전문의 상담의 경우 통계적으로 유의한 탄력성 관찰되지 않음 - 공공의료에 대한 수요와 민간 전문의 진료에 대한 수요 사이에는 대체가 없으므로, 사용자 부담금은 과잉 소비를 위한 억제 기제(net deterrent)로 작용함
11	Zhou et al.	Health Policy, 2011	중국	2003년, 2008년 중국 보건부, National Health Services Survey(NHS), 15세 이상 인구, 3만 8,955가구, 10만 9,224명('03년), 3만 8,970가구, 10만 4,271명('08년)	중국인들의 의료서비스별 가격탄력성 및 외래-일원 서비스 간 관계, 소득탄력성 분석	Probit 회귀분석 zero-truncated negative binomial regression model	- 가격탄력성은 1차 외래방문(first outpatient visit)의 경우 -0.519, 외래방문(outpatient visit)의 경우 -0.547, 1차 입원(first inpatient visit)의 경우 -0.372로 추정됨 - 교차 가격탄력성은 1차 외래방문의 경우 0.073, 외래방문의 경우 0.308, 1차 입원의 경우 0.059로 추정됨 - 입원진료는 외래진료의 대체제로 추정됨 - 소득탄력성은 1차 외래방문의 경우 0.098, 외래방문의 경우 0.136, 1차 입원의 경우 0.521로 추정되며, 소득이 커질수록 외래수요보다는 입원수요의 성장폭이 더 큼
12	Powell-Jackson et al.	Journal of Development Economics, 2014	가나	2004~2005년 가구조사: 2,194 가구, 2,592명 어린이	가나 어린이 본인부담금 제기에 따른 영향 분석	무작위 실험(randomized experiment) 실험회를 모형(near probability models)	- 가격탄력성은 -0.28로 추정됨 - 무료로 의료서비스를 이용할 수 있는 경우, 일차의료의 이용이 증가했고 본인부담은 감소했으며, 전반적인 건강지표에는 유의한 영향을 미치지 않았으나, 민활이 있는 어린이들의 경우 해모름로 빈 수치에서는 긍정적인 효과를 보임

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
13	Comody et al.	Human Reproduction, 2009	독일	1994~2004년, 독일 Deutsches IVF registry (DIR)에 보고된 IVF(2만 6,265건), ICSI(3만 191건) cycle data	독일인들의 본인부담금 도입에 따른 의료수요의 변화 추정	평균 5개년 수치를 활용한 secondary elasticity analysis	- 호르몬성(arc price-elasticity of demand)은 체외수정(IVF, in-vitro fertilization)의 경우 -0.41, 세포질내정자주입술(CSI, intracytoplasmic sperm injection)의 경우 -0.34로 추정됨
14	Lindelow	Journal of African Economies, 2005	모잠비크	1996~1997년 모잠비크 National Household Survey on Living Conditions(AF), 8천개 이상 가구, 4만 1,302명	모잠비크인의 의료서비스 이용 시 결정요인 분석	단순 다항 로짓 모델 (Simple Multinomial Logit Model)	- 의료서비스 이용의 결정요인 분석 결과, 소득은 상대적으로 덜 중요한 요인이었으며, 교육 수준, 물리적 거리 등이 더 중요한 요인으로 추정되었음 - 가격탄력성은 -0.06~-0.03 으로 추정됨
15	Lin & Chen	Expert Review of Pharmacoeconomics & Outcomes Research, 2009	대만	2004년, 대만 NH's out-of pocket payment project 참가자, 1,063명	국민건강보험 체계하에서의 대만인의 의료서비스 이용 시 결정요인 분석	two-part decision making process with a court data model 음의 항 허들모형 (negative binomial hurdle model)	- 가격탄력성은 -0.01로 높지 않기 때문에, 의료이용 감소를 목적으로 하는 본인부담금 제도는 비효율적임 - 의료서비스 품질 민감도는 1.39로 높기 때문에, 의료이용 제공자에게 주는 총의료비용을 제한하는 총액예산제(Global Budget Payment System) 시행 시 야기될 수 있는 의료서비스 품질 저하 문제를 해결해야 함 * (배경) 당시 대만은 전 국민 건강보험인 NH(National Health Insurance) 시스템을 시행하고 있으며, 수입보다 지출이 더 크게 증가하며 재정건정성을 위협하자 총비용 억제를 위해 두가지 방법을 고민하고 있었음(첫째, 수요 측면의 본인부담금 제도, 둘째, 공급 측면의 총액예산제)
16	Malaria et al.	Health Economics, 2007	팔레스타인	2001년, 팔레스타인 Ramallah district의 4개 PHC(Primary Health Care) 센터 환자 중 시베이에 참여한 499명	팔레스타인인들의 질이 향상된 보건의료서비스에 대한 WTP 분석	contingent valuation method, survival analysis approach, discrete regression models	- 가격탄력성은 UPI(Paid user fees, Maximum WTP)를 알기 위한 open question으로 UFI를 많이 조사함)의 증가함수로, 사용자 요금이 적을 때 그리고 가격 인상이 질 향상과 동반될 때 의료서비스의 수요는 비탄력적임. 그러나 사용자 요금이 계속해서 상승할 경우 의료서비스의 수요는 점점 탄력적으로 변함 - 의료서비스 가격 상승에 대한 환자들의 반응은 그들의 소득 수준에 달려 있음

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
17	Gerfin et al.	Health Economics 2015	스위스	2008~2011년, 의무 보증을 제공하는 대형 보험회사, 2개년 이상 가입자 5만 8,390명	스위스인들의 본인부담 변화에 따른 의료수요의 변화 추정	local linear regression discontinuity type framework	<ul style="list-style-type: none"> - 높은 본인부담금을 지불하는 개인이 보건의료서비스 수요가 27% 급감했으며, 감소는 입원(inpatient care) 및 처방약(prescription drugs)에서 두드러졌음. 낮은 본인부담금을 지불하는 개인의 보건의료서비스 수요는 처방약을 제외하고는 큰 변화를 보이지 않음. 이는 forward-looking behavior의 근거로 활용될 수 있음 - 건강한 개인이 보건의료서비스의 가격변화에 훨씬 민감하게 반응함
18	Astlaw	Chronic Poverty and Development Policy	에티오피아	연도 불명, 2분기 추적 한 데이터, 에티오피아 4개 지역에 거주하는 550개 가정, 2,805명	기난이 에티오피아 시골 가구의 건강 상태와 의료 이용에 미치는 영향을 분석하고, 의료서비스 이용 시 사용자 부담금이 만성적으로 기난한 가정에 미치는 효과 분석	이산선택모형(discrete choice model), nested multinomial logit model	<ul style="list-style-type: none"> - 기난한 가정의 경우, 의료서비스 가격탄력성은 병원(hospital)의 경우 -0.181, 의원(clinic) -6.787, 민영의원(private clinic) -14.473이며, 기난하지 않은 가정의 경우, 의료서비스 가격탄력성은 병원(hospital)의 경우 -2.419, 의원(clinic) 0.180, 민영의원(private clinic) -0.61임 - 기난한 가정의 경우, 의료서비스 가격탄력성이 매우 크기 때문에, 의료 이용 시 사용자 부담금을 높이는 것은 기난한 가정으로 하여금 외부 의료 이용에 심각한 타격을 입힘
19	Ringel et al.	Rand Health, 2002	다국가	1970~1990년대 수행된 연구 23건	Health care의 수요탄력성 관련하여 기존 연구 리뷰 및 Military Health System(MHS)에의 적용	기존 관련 분야 문헌연구	<ul style="list-style-type: none"> - 가격탄력성은 일반 의료서비스의 경우 -0.17로 추정되었음 - 예방적 서비스(preventive care)와 의약품(pharmacy)의 경우 더 큰 가격탄력성을 보임
20	Han et al.	AMERICAN ECONOMIC JOURNAL, 2020	대만	2005~2008년 National Health Insurance Research Database (NHIRD) 내 claim data, 3세 이하 어린이 41만 4,282명	대만 어린이 대상 의료비용분담 보조금정책(cost-sharing subsidy policy)에 따른 의료이용 및 건강 변화 분석	regression discontinuity design	<ul style="list-style-type: none"> - 가격탄력성은 외래 서비스의 경우 -0.12로 추정되었으며, 응급실 처치의 경우 -0.07, 입원 서비스의 경우 -0.05~-0.03으로 매우 비탄력적으로 추정되었음 - 비용은 즉시 발생하고 효과는 미래에 발생하는 예방적 처치(preventive care)와 정신건강서비스는 상대적으로 높은 가격탄력성을 보였는데, 예방적 처치는 -0.6, 정신건강서비스는 -0.26으로 추정됨

〈표 11-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
							<ul style="list-style-type: none"> - 첫째 아이의 경우 외래서비스는 -0.1, 응급실 차는 -0.04의 가격 탄력성을 보였으며, 첫째 아이가 아닌 경우 더 큰 가격탄력성을 보였음 - 비용분담 보조금은 경미한 질병에 대해 고가의 의료기권을 방문할 가능성을 크게 높였으며, 비용분담보조가 아이들의 건강 수준 향상을 야기한다는 것에 대한 근거는 찾을 수 없었음 * (배경) 대만은 대만국민건강보험 체계하에 2002년 3월부터 3세 이하 어린이들의 외래 및 입원에 관한 의료서비스에 대해 본인부담금을 면제해 왔음. 또한 의료기관 종류별 본인부담수준이 다른 tiered copayment scheme 시행
21	Shigeo Iizuka & Shigeoka	American Economic Review, 2014	일본	1984~2008년 Patient Survey(nationally representative repeated cross-sectional survey that collects administrative data from hospitals and clinics), 65~75세 대상 1,080명	일본 고령자 대상(70세 이상) 의료비용 부담식감에 따른 의료이용, 건강, 재정위험 영향 분석	regression discount-inuity design	<ul style="list-style-type: none"> - 고령자의 가격탄력성은 외래와 입원 모두 -0.2로 추정되었음 - 비용분담보조가 고령자의 건강 수준 향상을 야기한다는 것에 대한 근거는 찾을 수 없었음 - 비용분담보조는 환자의 본인부담금 총지출을 감소시켰음(가격의 감소가 양 증가를 능가함)
22	Iizuka & Shigeoka	NBER Working Paper, 2018	일본	2005~2015년, 165개 시에 거주하는 외래 의료서비스 이용 6~15세 어린이 6만 3950명	일본 어린이 대상 보건 의료서비스 가격에 대한 반응 분석	OLS 분석, 고정효과 패널분석	<ul style="list-style-type: none"> - 가격탄력성은 -0.6으로 추정되었음 - 무료의료는 외래지출을 상당히 증가시키며, 작은 본인부담금이 도입될 경우 본인부담금이 없을 때보다 가격 반응이 더 크게 나타남 - 의료이용의 증가는 가치가 낮고 비용이 많이 드는 치료를 반영함: 증가한 외래 이용 비용은 피할 수 있는 상황에 의한 후속 입원을 감소하게나, 단기 혹은 중기 건강 수준의 향상을 가져오지 못함. 반면 부적절한 항생제와 아간진료 방문을 증가시킴

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
23	Liu & Chollet	<i>Mathematica Policy Research</i> 2006	다국가	1993~2005년대 수행된 연구 15건	Health care의 수요탄력성 관련하여 기존 연구 리뷰	기존 관련 분야 문헌연구	- 가격탄력성은 일반 의료서비스의 경우 -0.2로 추정되었으며, 인원서비스가 오래서비스보다 덜 가격탄력적이었음. 보형 보장 범위가 작은 정신건강(mental health care), 치아서비스(dental services) 장기요양 서비스(long-term care)는 다른 종류의 의료 서비스보다 더 큰 가격탄력성을 보임 - 가격 변화에 따른 의료비 지출은 의료 양 변화보다는 의료 이용의 빈도에 더 영향을 받았으며, 소득이 낮은 환자들이 가격 변화에 더 민감하게 반응
24	McAviney & Yannopoulos	<i>Journal of Health Economics</i> 1993	영국	1955~1987년 영국 잉글랜드, 스코틀랜드, 웨일스 지역 급성 치료 자료	영국 급성 의료서비스 제공에 있어 민간-공공 상호작용 분석	interrelated shares model derived from a translog function combined with dynamic adjustment	- 급성치료를 있어 공공인 NHS의 가격탄력성은 -0.6820~-0.2841, 민간보험의 경우 -0.8527~-0.7849로, NHS의 가격탄력성이 더 작고, 연도별 변화 폭이 컸음
25	Holmer	<i>Journal of Health Economics</i> 1984	미국	1982년 Current Population Survey (CPS) data, open-season employees 3,898명	미국인들의 조세장착*에 따른 의료수요의 변화 추정 * 납부한 건강보험료는 과세소득에서 제외하는 조세정책 시행	이산 선택 모형 (discrete choice model)	- 가격탄력성은 -0.16으로 추정됨
26	Weidig	<i>Journal of Health Economics</i> 1988	미국	1980년, NMCUES (National Medical Care Utilization and Expenditure Survey) 참가 성인 5,322명	의료서비스 가격탄력성과 건강 수준의 관계 분석	a two-equation approach, probit model, OLS regression	- 가격탄력성은 -0.32로 추정됨 - 건강 수준과 가격에 대한 민감도가 일정한 방향성을 갖는 관계는 아님

〈표 II-2〉의 계속

연번	저자	연도	국가	연구 대상	연구 질문	연구 방법	주요 결과
27	Keeler & Ralph	<i>Journal of Health Economics</i> 1988	미국	1974~1981년 RAND Health Insurance Experiments에 참가했던 6개 지역의 62세 미만 5,819명	미국인들의 본인부담 변화에 따른 의료서비스 수요 분석	RAND Health Insurance Experiment에서 수집한 결과를 치료유형별로 그룹핑하여 음이항 모형(negative binomial regression) 추정	- 가격탄력성은 -0.2~-0.1 사이로 추정되었음 - 급성질환의 경우 다른 질환보다 가격변화의 영향을 덜 받았음
28	Sahn et al.	<i>Oxford Bulletin of Economics and Statistics</i> 2003	탄자니아	1993~1994년 Tanzania Human Resources Development Survey (HRDS), 2,200 가구 1만 4,000명	탄자니아 시골에 거주하는 사람들의 의료서비스 이용 패턴 분석	이산 선택 모형(discrete choice model), nested multinomial logit model	- 가격탄력성은 민간의료원의 경우 -1.69, 민간병원은 -1.64, 공공의원은 -0.34, 공공 병원은 -1.86로 대체적으로 높았으며, 공공의료와 민간 간 높은 대체효과가 있음 - 가난한 사람들이 가난하지 않은 사람들에 비해 의료서비스 가격 변화에 더 크게 반응함 - 보건의료서비스의 질은 서비스 수요에 큰 영향을 미침
29	Qian et al.	<i>Health Policy and Planning</i> 2009	중국	2004년 household survey in rural areas in Gansu province of China, 참가자 1,015명	중국 가난한 시골에 거주하는 사람들의 의료서비스 결정요인 분석	MNL model (mixed multinomial logit model)	- 가격은 중국의 가난한 시골지역의 보건의료서비스 수요의 중요한 결정 요인이며, 가난한 사람들이 가난하지 않은 사람들보다 가격 탄력성이 큼 - 서비스공급자별 가격탄력성은 county hospital, township health centre, private village clinic, public village clinic 순으로 가격탄력성이 크며, 노인은 낮은 단계의 의료기관을 방문하거나, 자기차료를 선택할 확률이 높음
30	Newhouse & Phelps	<i>The economics of health and medical care</i> , 1974	미국	1963년, Survey of the Center for Health Administration Studies (CHAS), 참가자 563명	미국인들의 의료서비스 가격탄력성 및 소득 탄력성 분석	two stage least squares, OLS	- TLS의 결과는 통계적으로 유의미하지 않았고, OLS의 결과는 유의했음 - OLS를 통한 가격탄력성 추정 결과, 입원기간(hospital length of stay)은 -0.3, 외래방문(physician office visits)은 -0.10이었음

Ⅲ. 본인부담 변화에 따른 의료 이용 행태 변화 추정

제 V장에서 본격적으로 다양한 지출 형태와 의료 서비스의 가격탄력성을 추정하기에 앞서, 제Ⅲ장에서는 한국의 보건 의료 체계하에서 본인부담의 변화가 실제 환자의 의료 서비스 이용 행태에 영향을 미치는지에 대해 사례를 통해 확인해 보는 것을 연구 목적으로 한다. 즉 의료서비스별 가격탄력성을 본격적으로 추정하기에 앞서, 먼저 한국의 체계하에서 본인부담의 제도 설계 및 제도 변화에 의해 환자 혹은 환자-의사 집단의 의료 이용 행태를 변화시키는지 사례를 통해 미시적으로 확인해 보고자 한다.

본인부담의 변화에 따라 보건의료 이용의 행태가 변화할 수 있음을 이론적으로 설명할 수 있지만, 이론의 예상과는 달리 현실에서 행태 변화가 나타나지 않을 수 있는 다양한 요인이 존재한다. 한 사회의 평균적인 소득 대비 본인부담의 수준이 크게 낮아 가구 입장에서 무시할 정도라면 가격의 큰 제약 없이 의료 서비스를 소비할 수 있다. 국내외 다양한 선행연구에서 소득에 따라 의료 서비스 가격 변화에 반응하는 민감도가 달라질 수 있음을 밝히고 있다(정채림·이태진, 2015; Asfaw, 2003; Sahn et al., 2003; Qian et al., 2009). 민영정액보험·실손보험 등 보완적인 수단을 활용하여 고액 본인부담 위험을 회피하는 환자라면 공적 의료보험 체계 내 본인부담 변화가 의사결정에 미치는 영향이 상대적으로 적을 수 있다고 주장하는 연구도 존재한다(이유진·이진형, 2018). 비(非)금전적인 접근성 제약(김동환, 2020), 시간 비용(time prices)(Ringel et al., 2002) 등은 환자의 의료 수요에 영향을 미쳐 가격탄력성 추정에 편의를 유발할 수 있다. 따라서 사례를 통해 본인부담과 의료 이용 행태 간 관계를 탐색적으로 검토하는 것은 의료 수요에 영향을 미치는 다양한 요인들의 영향 가운데 건강보험 보장성의 주요 정책 수단인 본인부담이, 의료 수요와 보건의료 재정에 영향을 미칠 수 있는가를

가능하는 유효한 시작점이 될 수 있다.

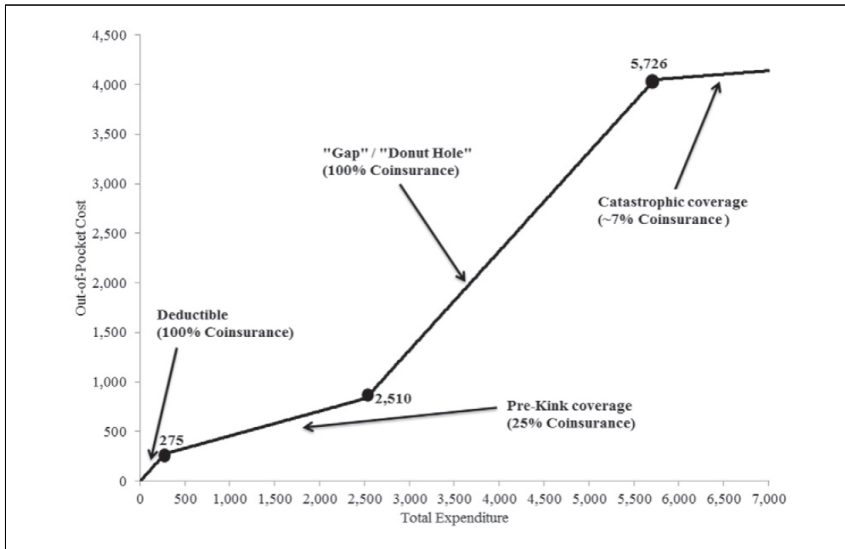
이 장에서는 특별히 2017년 8월 발표된 건강보험 보장성 강화 정책의 일환으로 변화된 ① 고령층의 의원급 외래 이용 시 본인부담 제도 개편과 ② 건강보험 본인부담 상한제 개편을 중심으로 본인부담 제도 변화와 의료 이용의 행태 변화를 검토한다. 해당 제도를 검토 대상으로 고려한 것은 문재인 정부의 건강보험 보장성 강화 정책 시행의 주요 제도 개선 항목 중 일부라는 정책적 시의성과 더불어 각 제도가 고령층(외래 본인부담 제도)과 고비용 집단(본인부담 상한제)이라는 건강보험 재정건전성에 잠재적인 위험 집단을 대상으로 하고 있다는 점에 주목했다.

또한 학술적으로도 두 제도는 본인부담의 변화 정도가 특정 경계점을 중심으로 급격하게 변화한다는 특징을 가지고 있다. 고령층의 의원급 외래진료비는 문재인케어 이전 진료비 1만 5,000원을 기준으로 본인부담이 정액 1,500원에서 정률 30%로 급격하게 상승하는 부담이 있었으나, 제도 변화 이후 정률 10~20%로 본인부담이 경감되는 제도 변화가 있었다. 본인부담 상한제는 이론적으로 가구소득별 경계점을 넘어서는 경우 건강보험 급여 서비스의 본인부담이 면제되는 형태로, 급격한 본인부담 변화를 수반한 제도이다. 두 제도 모두 기 설정된 경계점을 중심으로 의료 이용의 행태 변화가 관찰될 수 있는 가능성이 있는 본인부담 변화를 야기한다. 고령층의 가용노후소득 등 경제 환경에 따라 정률 구간의 급격한 본인부담 상승이 부담스러울 수 있는 일부 고령층 집단이 존재할 수 있으며, 본인부담 상한제의 경계점을 초과하는 정도의 고비용을 부담해 온 환자에게 임계점 이후의 법정 본인부담 면제는 유의미한 부담 구조 변화일 수 있다.

경계점을 중심으로 가격 구조가 급격하게 변화할 때 수요의 변화를 통계적으로 검정하고, 더 나아가 해당 변화를 활용하여 해당 구간의 가격탄력성을 추정하는 집군(bunching) 분석 방법이 학계에서 널리 주목받고 있다. Saez(2010)가 근로장려세제로 인해 특정 소득 구간에 집군 현상이 나타나는 것을 연구한 이후, 집군분석은 공공경제학 분야에서 유용한 방법론으로 주목받고 있다(권성오, 2019). 경계점 중심으로의 행태 변화는 다른 분야에도

널리 활용될 수 있다. 보건의료 분야에서는 미국 의약품 관련 공적의료보험인 메디케어 파트 D 제도하에서 급격한 본인부담 상승 구간인 도넛홀(donut hole, [그림 III-1] 참조) 구간을 중심으로 집균 현상을 관찰한 Einav et al.(2017)의 연구 결과가 존재한다.

[그림 III-1] 메디케어 파트 D의 본인부담 구조



자료: Einav et al.(2017), p. 29 Fig. 1.

집균분석은 전체 인구 집단에 적용되는 탄력성이 아닌 해당 경제점 구간에 한정된 행태 분석이므로(권성오, 2019) 일반 경제주체 전체로 결과를 확대할 수 없다는 단점이 존재한다. 하지만, 이 장에서 분석하는 65세 이상 고령층 외래진료는 2019년 기준 진료비 12.0조원, 건강보험 부담 9.0조원의 의료비용을 발생시키며, 건강보험 전체 보험급여비 69.0조원의 13.0%라는 적지 않은 비중을 차지하고 있다(건강보험심사평가원·국민건강보험공단, 2020). 또한 건강보험 본인부담 상한제는 상당한 비용을 지출했으며 향후에도 지속적인 의료 이용이 예상되는 고비용 집단을 대상으로 급여서비스 본인부담을 0원으로 경감시키는 제도이다. 경제점 주변의 한정적인 분석이라 하더라도 해당 집단

의 의료 행태를 관찰하는 연구는 건강보험 재정 측면에서 의미가 적지 않다고 생각된다. 연구 대상의 경제 주체를 확대하고 보다 일반적인 축약 모형을 통해 가격탄력성 추정한 결과는 제 V 장에서 구체적으로 논의할 예정이다.

다음 절부터는 각 제도별로 제도의 개요 및 본인부담 구조, 집군을 통해 가격 탄력성을 추정하는 구체적인 내용들을 서술하고자 한다.

1. 고령층 의원급 외래 본인부담 제도

가. 개관

1986년 건강보험 재정 악화로 인해 소액 진료의 본인부담을 인상할 필요와 더불어 본인부담 산정의 효율화 등 목적으로 의원급 외래진료의 소액 정액 본인부담이 도입되었다(김계현 외, 2013). 이후 70세 이상 고령층의 정액 본인부담 수준이 노인복지 향상을 목적으로 낮아지기 시작한 시기는 1995년 12월부터이다. 이후 소액 본인부담 적용의 진료비 상한, 고령층 연령의 하향 조정(70 → 65세) 등 다양한 제도 변화가 있어 왔으며,²⁾ <표 III-1>에서 나타난 65세 이상 대상 진료비 1만 5,000원 이하 진료 1,500원 정액 부담, 1만 5,000원 초과 진료 정률 30% 적용의 제도는 2001년 7월부터 도입되어 2017년까지 지속되어 왔다.

<표 III-1> 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 65세 이상 외래진료 본인부담 변화(2018년 1월 1일 적용)

구간(총진료비)	본인부담	
	현행	개선
15,000원 이하	1,500원	1,500원
15,000원 초과~20,000원 이하	30%	10%
20,000원 초과~25,000원 이하		20%
25,000원 초과		30%

자료: 국민건강보험공단, 「보장성강화 정책안내」, <https://www.nhis.or.kr/nhis/policy/wbhadd02100m01.do>, 검색일자: 2021. 3. 3.의 내용을 표로 작성

2) 자세한 제도 변화는 김계현 외(2013)의 p. 27, <표 5>를 참조.

정률에서 정액으로 본인부담이 변화되는 경계점에서의 급격한 본인부담 상승에 대한 정책적인 논의는 지속되어 온 것으로 보인다. 경계점 진료비 1만 5,000원을 초과하는 순간 정률 30%를 직접적으로 적용받으면서, 진료비 1만 5,000원을 초과하는 상대적 중증 외래진료에 대한 접근성이 낮아졌기 때문이다. 또한 노후 소득보장체계의 성숙도가 미약한 고령층(김유빈, 2016)을 대상으로 한 제도이므로, 낮은 의료 접근성이 야기하는 부정적인 효과 또한 이질적으로 나타날 수 있을 것이다.

이러한 상황을 개선하고자 정부는 2018년 1월 1일부터 진료비 1만 5천원~2만원 구간의 본인부담을 정률 10%, 진료비 2만원~2만 5천원 구간의 본인부담을 정률 20%로 인하했다. 여전히 경계점 2만원 및 2만 5천원에서의 계단식 본인부담 상승은 존재하지만,³⁾ 진료비 1만 5천원을 기준으로 한 본인부담은 정률 30%에서 정률 10%로 완만하게 경감되었다. 이 절에서는 2018년 1월 1일 기점의 고령층 외래 이용 본인부담 변화가 경계점 진료비 1만 5천원을 중심으로 한 의료 이용 행태 변화에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보고, 이를 바탕으로 경계점 주변의 가격탄력성을 추정해 보고자 한다. 자료는 2012~2018년 「한국의료패널」을 중심으로 분석하고자 한다.

나. 모형

임계점을 중심으로 변화하는 소비 행태를 설명하기 위한 집근 분석 모형은 고령층 환자가 다음과 같은 준선형효용함수(quasi-linear utility function)를 따른다고 가정한다(Einav et al., 2017).⁴⁾

3) 언론보도 등에 따르면 새로운 경계점인 2만원, 2만 5천원 기준으로 계단식으로 높아지는 본인부담에 대해 고령층을 주로 상대하는 지방의 의원급 의료기관을 중심으로 분쟁이 존재한다고 한다. 『의협신문』, 「100원만 넘어도 본인부담 2배... ‘노인정액제’ 애물단지」, 2020. 11. 3., <https://www.doctorsnews.co.kr/news/articleView.html?idxno=136838>, 검색일자: 2021. 3. 8.

4) Einav et al.(2017)에서 제시한 효용함수를 가격탄력성 α 의 올바른 해석을 위해 일부 수정했다.

$$u_i(m, y) = \left[2m - \frac{\xi_i}{1 - \frac{1}{\alpha}} \left(\frac{m}{\xi_i} \right)^{1 - \frac{1}{\alpha}} \right] + I_i - C(m) \quad \text{식 (III-1)}$$

효용함수에 따르면 환자의 효용은 의료비 지출 m 과 잔여 처분가능 소득 y 에 의해 결정된다.⁵⁾⁶⁾ 또한 환자의 건강상 의료 필요를 표현하는 ξ_i 는 필요의 충족 정도에 따라 효용에 직접적인 영향을 미칠 수 있으며, 의료 가격 탄력성 α 는 직접적으로 효용에 영향을 미치지 않지만, 의료 서비스 가격의 변화에 따라 의료 소비량을 변화시키며 모수로서 간접적으로 효용에 영향을 줄 수 있어 효용함수에 포함될 수 있다.

고령층 외래 이용 본인부담의 예외 경우 정액제일 때 환자의 본인부담은 $C(m) = m_0$, 정률제일 때 $C(m) = c \cdot m$ 으로 정의할 수 있다.⁷⁾ 각 제도에 있어서 개인의 효용 극대화를 위한 의료 지출은 1계 조건을 통해 다음과 같이 결정된다.

$$\hat{m} = \begin{cases} \xi_i(2-c)^{-\alpha} & (\text{정률제, } \hat{m} > 15,000) \\ \xi_i(2)^{-\alpha} & (\text{정액제, } \hat{m} \leq 15,000) \end{cases} \quad \text{식 (III-2)}$$

어떤 제도의 적용을 받는가는 2018년 외래 본인부담금 제도 변화와 관계 없이 임계점 1만 5천원 이하이면 정액제, 1만 5천원 초과이면 정률제로 결정된다. 정액제와 정률제의 혼합인 비용 구조는 식 (III-2)에 따라 [그림 III-2]와 같이 환자의 의료 필요 ξ_i 와 의료비 지출 m 의 관계를 나타낸다. 이때

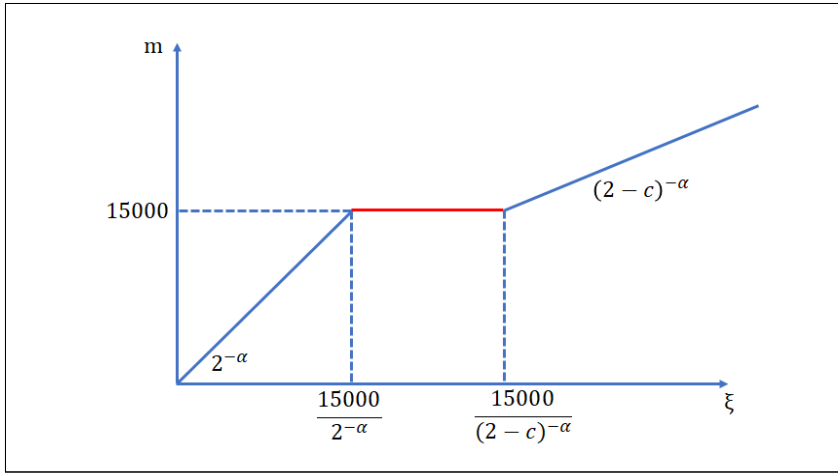
5) 잔여 처분가능 소득 y 는 발생한 의료비 m 중 환자 본인부담분인 $C(m)$ 을 제외한 나머지 가처분 소득을 의미한다. 즉 $y = I - C(m)$

6) Saez(2010)는 연간소득, Einav et al.(2017)은 연간 의약품 지출 등 연간소득 및 지출을 설명하는 효용함수로 활용했다. 그러나 이 분석에서는 외래 이용 건을 기준으로 하는 효용함수의 개념으로 이해하고자 한다. 예를 들어 고령층 환자에게 하루에 가용한 재원을 외래 이용에 사용하는가, 의료를 제외한 기타 소비에 활용하는가의 문제로 해석하여, 해당 효용함수를 고령층의 1일 기준 효용으로 간주하는 방식이다.

7) $0 \leq c \leq 1$

이론적으로 $\left[\frac{15000}{2^{-\alpha}}, \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}} \right]$ 구간에 속한 환자들은 임계점인 1만 5천원 수준으로 의료비 지출을 하며, 임계점 1만 5천원으로 의료 소비가 몰리는 [그림 Ⅲ-3]과 같은 행태를 보일 수 있다.

[그림 Ⅲ-2] 의료 필요와 외래 의료비 지출의 관계



자료: 저자 작성

Saez(2010)에 의해 처음 소개되고 많은 분야에 응용된 이상과 같은 집군 모형은 강한 가정들에 기반하고 있음이 한계이다. 일례로 등탄력성 효용함수(isoelastic utility function)를 가정함으로써 모든 환자들에게 동일한 가격 탄력성 α 를 부여하여 환자에 따라 이질적으로 가격에 반응하는 행태를 고려할 수 없다. 그럼에도 불구하고 이 모형이 매력적인 이유는 얼마나 임계점에 모여들었는지의 집군 규모를 활용하여 가격탄력성 α 의 추정치를 구할 수 있다는 점이다. 특정 임계점 주위로 수요가 집중되는 현상은 해당 구간에서의 가격 변화가 환자의 의료 수요에 영향을 주었다는 직접적인 증거가 될 수 있으며, 이 현상에 의해 파생된 수요를 활용하여 탄력성을 추정할 수 있다면 강건한 탄력성 추정치가 될 수 있다. 즉 임계점 중심의 단절적인 비용 구조로 임계점 주변에서 환자의 수요가 변화하는 것이 명확하게 확인가

능하며, 이는 축약형 모형(reduced-form model)을 통해 가격탄력성을 추정할 때 관찰 가능·불가능한 많은 정보들을 통제해야 하는 수고로움에서 자유로울 수 있게 해준다. 비록 이 방식이 임계점 주위의 행태 변화에 집중해서 탄력성을 추정하거나 이질성을 반영하지 못하는 등의 한계점을 감수하고서도 매력적인 이유이다.

해당 임계점 1만 5천원에 모인 외래 수요를 가격탄력성 추정에 활용하기 위해 Saez(2010)의 연구 방법을 계속 활용한다. 우선 가상으로 외래 본인부담 정액제가 전 의료지출 구간에 걸쳐 적용되는 제도 A를 가정해 보자. 이때 외래 의료 지출은 $\hat{m} = \xi_i 2^{-\alpha}$, 즉 의료 필요도인 ξ_i 에 의해서 결정될 것이다. 이제 현 제도처럼 임계점 1만 5천원을 중심으로 본인부담이 정률제로 도입되는 제도 B를 가정하고 의료비 지출이 어떻게 변화될지 고려해보자. 우선 임계점 1만 5천원 이하는 제도 A와 동일하게 의료 이용에 변화가 없을 것이다. 하지만 임계점 1만 5천원 초과부터는 정률제 도입으로 인해 증가한 본인부담에 의료 수요가 영향을 받을 수 있는데, 제도 A 당시 $[15,000, 15,000 + \Delta m^*]$ 로 의료 지출을 했던 집단이 영향을 받아 임계점 1만 5천원으로 의료 수요를 변화시킨다고 표현할 수 있다. 이때 제도 A에서 의료비 $15,000 + \Delta m^*$ 원을 지출했던 개인은 임계점 1만 5천원으로 의료 수요를 변화시키는 집단의 집단(bunching group) 중 가장 큰 의료 필요를 가진 개인으로 생각할 수 있다. [그림 III- 2]에서 임계점에 집군되는 집단 중 가장 큰 의료 필요는 $\xi_i = \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}}$ 이므로,

$$15000 + \Delta m^* = \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}} 2^{-\alpha} \quad \text{식 (III-3)}$$

$$\frac{\Delta m^*}{15000} = \left(\frac{2}{2-c} \right)^{-\alpha} - 1$$

해당 정보는 임계점 1만 5천원에 모이는(집군) 환자의 규모를 계산하는 다음의 산식을 이해하는 데 유용하게 활용될 수 있다. 제도 A 적용 시 확률

밀도함수를 $h_0(m)$, 제도 B 적용 시 확률밀도함수를 $h(m)$ 라고 한다면, 집군의 규모는 식 (Ⅲ-3)의 관계를 이용하여 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \text{bunching} &= \int_{15,000}^{15,000+\Delta m^*} h_0(m) dm \approx \Delta m^* \frac{h_0(15,000) + h_0(15,000 + \Delta m^*)}{2} \\
 &= \Delta m^* \frac{h(m)_- + \frac{h(m)_+}{\left(\frac{2}{2-c}\right)^{-\alpha}}}{2} = 15,000 \left[\left(\frac{2}{2-c}\right)^{-\alpha} - 1 \right] \frac{h(m)_- + \frac{h(m)_+}{\left(\frac{2}{2-c}\right)^{-\alpha}}}{2}
 \end{aligned}$$

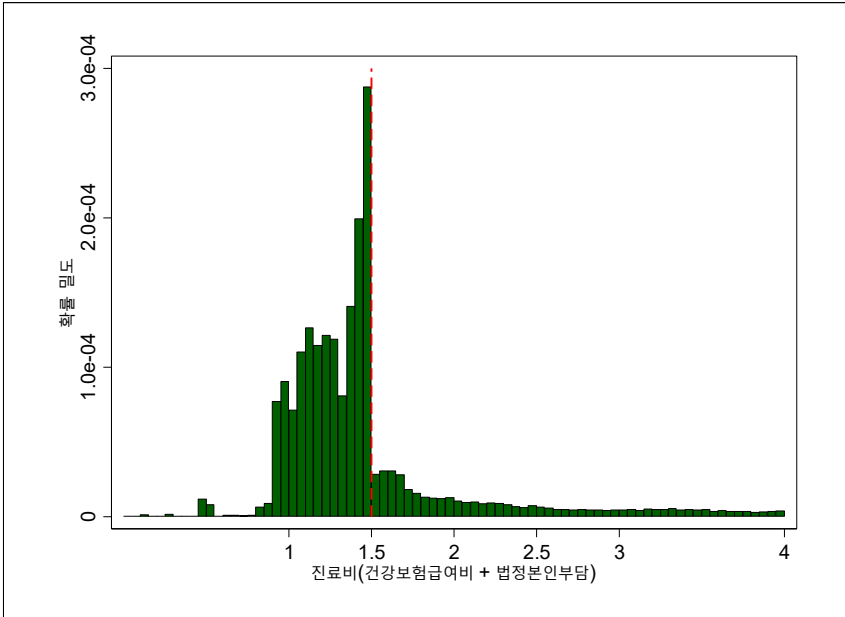
(식 Ⅲ-4)

$h(m)_-, h(m)_+$ 는 각각 $h(m)$ 의 좌극한값, 우극한값을 의미하며 실제 자료를 통해 관찰된 외래 의료비 지출의 히스토그램을 통해서 추정하고, 집군 규모 B 또한 실제 히스토그램을 통해 확인한다. 따라서, 이론적으로 (식 Ⅲ-4)를 통해 관심 모수인 가격 탄력성 α 의 추정이 가능하다.

식 (Ⅲ-4)를 통해 가격 탄력성 α 를 추정하기 위해 필요한 정보 $B, h(m)_-, h(m)_+$ 를 확보하기 위한 전략은 이하의 히스토그램을 통해 구체적으로 논의해 본다. 임계점 주변의 탄력성 추정을 위해 2018년 이전의 제도, 즉 임계점 1만 5천원 이하는 정액 1,500원, 임계점 1만 5천원 초과는 정률 30%를 적용 받는 제도하에서 나타나는 히스토그램 [그림 Ⅲ-3]을 중심으로 논의한다.

[그림 Ⅲ-3] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포(2012~2017년)

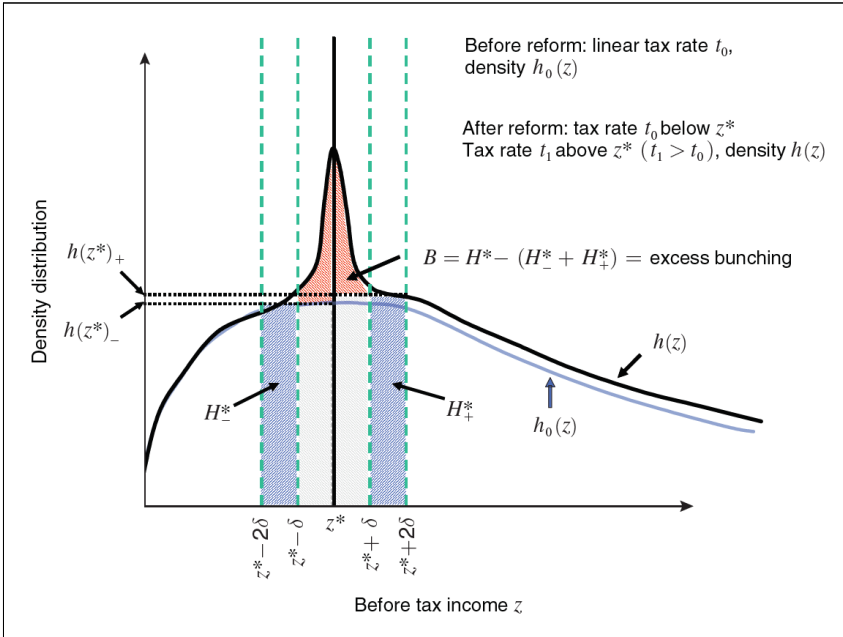
(단위: 만원)



주: 붉은 선은 본인부담 수준이 변화하는 임계치 1만 5천원, bin(bin) 크기는 500원으로 설정.
 자료: 김우현(2021), p.103 [그림 4]

$B, h(m)_-, h(m)^+$ 등의 정보를 추정하는 과정에서 Saez(2010)는 경제 주체가 해당 변수를 명확하게 통제할 수 없는 상황을 고려했다. 즉 납세자들이 세율이 변하는 구간에서 세부담을 줄이기 위해 소득을 조정하며 임계점 기준의 집균 현상이 나타날 수 있지만, 납세자가 연소득을 정확하게 조정하는 것이 쉬운 일이 아니기 때문에 임계점 위에서의 정확한 집균이 발생하는 것이 아니라 임계점을 중심으로 퍼져 있는 형태가 나타난다는 것이다. 이러한 현상을 고려하여 임계점 주변의 확률밀도의 형태를 고려하여 [그림 Ⅲ-4]와 같이 집균 규모 등을 추정하는 기법을 활용했다.

[그림 III-4] 실증 확률 분포를 활용한 집군 규모 추정(Saez, 2010)



자료: Saez(2010), p. 188, Figure. 2

[그림 III-3]에 나타난 히스토그램에서는 [그림 III-4]와 달리 진료비 1만 5천원 초과 의의 수요는 고령층이 비교적 명확하게 조정하는 것으로 판단했다. 이는 1만 5천원 임계점을 중심으로 급격하게 증가하는 본인부담으로 인해 [그림 III-3]과 같이 선명하게 식별 가능한 1만 5천원 초과 진료의 수요 감소가 관찰되는 점에서 기인한다. 따라서 [그림 III-4]의 Saez(2010)와는 달리, 임계점 1만 5천원의 좌측에만 집군이 발생하는 것으로 판단하고, 좌측 집군이 나타나기 시작하는 지점 $15,000 - \delta$ 는 히스토그램상 집군이 나타나기 시작하는 1만 3,500원 지점으로 설정⁸⁾한다. 이를 종합해서, H^* 와 H^*_+ 은 각각 구간 [12000, 13500]과 [15000, 16500]에 해당하는 밀도를 계산⁹⁾하여 활용

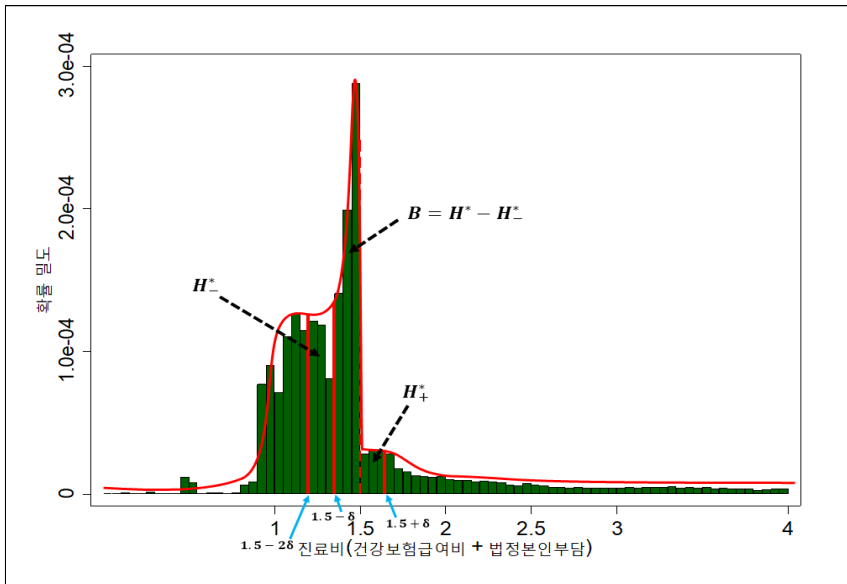
8) 이로써 $\delta = 1500$ 원으로 설정한다.

9) 밀도 추정은 Saez(2010)와 같이 [12000, 16500]에 속하는 전체 표본자료를 구성하고, [12000, 13500], [13500, 15000], [15000, 16500] 세 구간에 각각 속하는 더미변수를 생성한 후, 이를 상수에 회귀하는 방식으로 해서 각 구간에 속할 확률 밀도를 추정한다.

하며, 집군 규모는 $B = H^* - H_+^*$ 로 수정하여 계산할 수 있다. 확률 밀도 함수 $h(m)$ 의 좌극한, 우극한값 $h(m)_-, h(m)_+$ 은 각각 H_-^*, H_+^* 를 δ 로 나누어 산출할 수 있다. 정리하면 이는 [그림 III-4]의 Saez(2010) 방식을 수정하여 [그림 III-5]에 나타난 임계점 좌측으로만 발현되는 집군 규모를 계산하고, 대응하는 확률 밀도 함수의 좌극한, 우극한값을 추정하기 위한 계산 방식이다. 이 정보들을 종합한 이후 식 (III-4)를 활용하여 가격탄력성을 추정할 수 있다.

[그림 III-5] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포 집군 형태(2012~2017년)

(단위: 만원)



주: $\delta = 0.15$ 만원으로 설정
 자료: 김우현(2021), p.103 [그림 4]의 그림을 바탕으로 수정

다. 자료 및 분석 방법

분석 자료는 「한국의료패널」 2012~2018년 자료를 활용했다. 「한국의료패널」은 외래 건 단위로 총진료비, 외래 급여 본인부담, 비급여의 정보를 구분

하여 수집하고 있어 본인부담 결정의 기준이 되는 진료비와 실제 급여서비스의 본인부담을 건별로 정확하게 식별할 수 있는 유용한 자료이다. 만 65세 이상 고령층의 외래 이용 총 45만 6,290건이 추출되었다. 해당 자료를 바탕으로 외래진료건의 히스토그램을 그렸으며 식 (Ⅲ-4)에 나타난 모수들을 그림을 통해 식별하여 탄력성 $\hat{\alpha}$ 를 계산할 수 있었다. 부스트랩을 통해 해당 탄력성 추정치의 표준오차를 계산하고 유의성을 검정할 수 있었다. 해당 탄력성은 고령층의 연령, 성별, 소득 수준 등에 따라 상이하게 추정되는지 검토하는 것도 흥미로울 수 있다. 해당 표본을 연령, 성별, 소득 수준(5분위 기준), 거주지(시·도)로 구분하여 각각 추정했다.

라. 결과

전체 표본의 요약 통계는 <표 Ⅲ-2>와 같다. 진료비 임계점 1만 5천원 기준으로 환자의 사회경제적 기초 변수 및 주관적 건강상태가 유의한 격차가 나지 않는 점을 요약 통계를 통해 확인할 수 있다. 연령이 낮거나, 소득 분위가 낮거나, 경제활동에 종사하지 않거나, 주관적 건강상태가 상대적으로 양호한 환자들이 진료비 1만 5천원 이하의 소액 외래를 방문하는 비중이 높을 것이라고 예상했지만 요약 통계에서는 뚜렷하게 확인되지 않는다. 이후 모형을 통해 추정된 탄력성은 집단별로 차이가 있는지 면밀하게 재확인할 필요가 있다.

탄력성 추정치를 제시하기에 앞서, [그림 Ⅲ-3]에서 육안으로 비교적 명확하게 구분되는 임계점 1만 5천원 기준의 집군 형태에 대한 한 가지 결과를 덧붙인다. [그림 Ⅲ-3]의 집군 형태가 나타나는 원인에 대해 임계점 1만 5천원을 기준으로 변화하는 가격에 대한 고령층의 행태 변화로 기인한 것이 아니라, 한국의 의료수가 체계상 일반적인 외래 서비스가 주로 약 1만 5천원 근방의 진료비로 책정되기 때문이라는 지적이 있을 수 있다. 즉 가격 구조상 진료비 1만 5천원 정도의 외래 서비스가 일반적으로 고령층이 소비하는 서비스라면 본인부담 변화에 따른 행태 변화 없이도 [그림 Ⅲ-3] 형태의 집군 형성이 가능하다. 만약 이 지적이 옳다면 2018년 1월 1일부터 변화된

〈표 III-2〉 요약 통계(고령층 외래 건)

(단위: 원, 세, %)

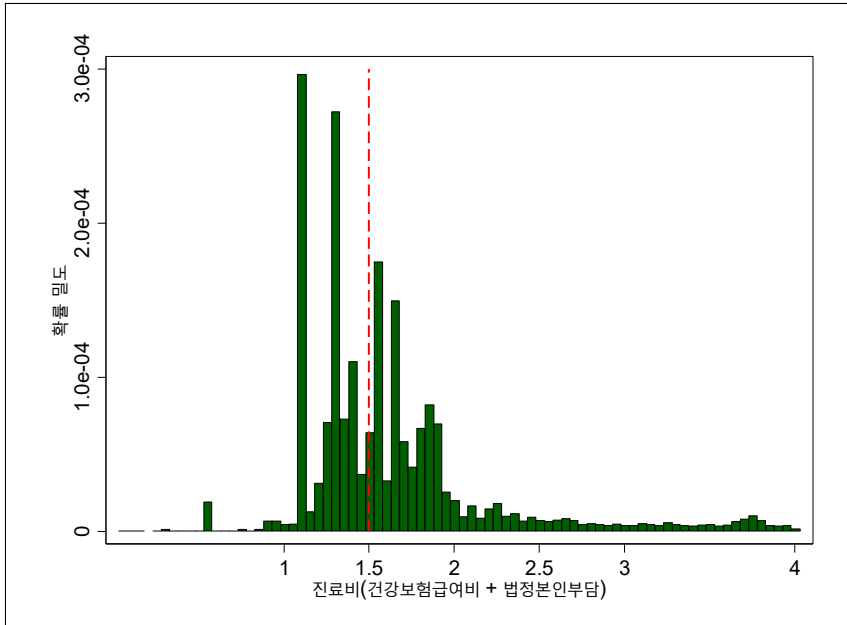
주요 변수	진료비 15,000원 이하	진료비 15,000원 초과
연령(세)	74.76	74.45
여성 비중(%)	62.97	65.49
교육 수준 비중(%)		
중졸 이하	81.01	80.59
고졸 이하	13.94	14.59
고졸 이상	5.05	4.82
소득 분위 비중(%)		
소득 1분위	46.07	46.93
소득 2분위	28.43	27.58
소득 3분위	13.77	13.66
소득 4분위	7.68	7.67
소득 5분위	4.05	4.16
경제활동 종사함(%)	33.60	35.08
배우자 있음(%)	63.25	63.47
주관적 건강상태(5단계)	2.75	2.70
진료비 지출(원)		
건강보험 급여 부담금	10,945	35,759
환자 본인부담금(급여)	1,481	13,279
환자 본인부담금(비급여)	1,864	8,525
총진료비	14,314	57,560
총건수(N)	306,647	149,643

자료: 「한국의료패널」, 2012~2017년 자료를 바탕으로 저자 작성

외래 본인부담 제도 변화 이후에도 집군의 형태는 변함 없이 관찰되어야 한다. 그러나 [그림 III-6]처럼 임계점 1만 5천원 중심으로 본인부담이 낮아진 이후 진료비 분포에서는 이전처럼 뚜렷한 집군 형태를 관찰할 수 없다. 따라서 [그림 III-3]에서 형성된 집군과 환자의 본인부담은 밀접한 관련이 있음을 간접적으로 추론할 수 있다.

[그림 III-6] 고령층 외래 본인부담 진료비 분포(2018년)

(단위: 만원)



주: 붉은 선은 본인부담 수준이 변화하는 임계치 1만 5천원, 빈(bin) 크기는 500원으로 설정
 자료: 김우현(2021), p.104 [그림 4]

모형 및 식 (III-4)를 통해 탄력성 $\hat{\alpha}$ 은 <표 III-3>과 같이 추정되었다. 가격탄력성은 -0.8726로 통계적으로 유의한 탄력성을 보이는 것으로 나타났다. 이를 통해 2018년 이전 임계점 기준의 본인부담 상승이 나타낸 [그림 III-3]의 집근 현상은 통계적으로 유의한 행태 변화이며, 탄력성 -0.87을 기반으로 한 행태 변화임을 알 수 있다.

<표 III-3> 가격탄력성 추정 결과(1)

구분	추정치	p값
가격탄력성	-0.8726 (0.0318)	***

주: 1. *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$
 2: 부스트랩 1,000번을 통해 표준오차 추정
 자료: 「한국의료패널」 자료 분석을 바탕으로 저자 작성

소득, 연령, 실손보험 가입 여부, 주관적 건강상태, 시·도 거주지역 등 외래 환자의 기초 정보에 따라 가격 변화에 대응하는 정도가 상이할 수 있다. 결과는 별도로 제시하지 않지만 고령층을 다양한 기준의 세부집단으로 진료비 히스토그램을 그려 보면 임계점 1만 5천원을 중심으로 한 집군 형태는 대부분 관찰된다. 그러나 가격변화에 대응하는 정도가 세부집단별로 상이하다면, 집단별 탄력성 추정을 통해 이질적인 행태 변화를 확인해 볼 수 있다.

동일한 집군 모형을 통해 세부 집단별 가격탄력성을 추정한 결과는 <표 III-4>와 같다. 우선 소득 기준으로 고령층의 소득에 따른 탄력성 차이는 명확하게 드러나지 않지만 최고 소득 구간인 가구소득 5분위 집단에서 추정된 탄력성이 약 -0.5로 다른 소득 구간의 추정치 약 -0.9에 비해 비탄력적임을 알 수 있다. 이는 일부 선행연구(Qian et al., 2009; Sahn et al., 2003)에서 고소득 환자가 가격 변화에 상대적으로 비탄력적으로 대응한다는 결과와 일치한다. 연령에 따른 탄력성의 추정 결과는 일관적이지는 않지만 85세 이상 초고령층 집단의 탄력성(-0.72)이 특히 75~84세 연령층에 비해 다소 낮게 나타나는 것이 관찰된다. 노화로 인해 건강이 더욱 악화되는 연령 집단에서 가격탄력성이 상대적으로 비탄력적으로 추정되는 결과 또한 중증 외래 서비스 수요 증가 등으로 해석할 수 있다. 반면 주관적 건강상태의 경우, 건강상태가 좋다고 응답하는 고령층일수록 가격 비탄력적인 소비 행태를 보인다. 이 결과에 대해서는 다양한 해석이 가능할 수 있으나, 주관적 건강상태가 좋지 않은 집단의 환자는 주관적 판단에 의해 의료기관 방문을 자주 할 가능성이 있으며, 다수의 의료기관을 방문하여 가격 변화에 보다 탄력적으로 반응한다고 이해할 수 있다. 예상대로 실손보험에 가입되어 있는 고령층의 경우 상대적으로 외래 서비스의 가격에 비탄력적(-0.4973)으로 반응하는 것으로 나타났다(실손보험 미가입자: -0.8922). 마지막으로 거주지역을 도시와 지방으로 구분하여 분석해 보는 것이 흥미롭고 이상적일 수 있으나, 의료패널에서는 표본의 현재 시·도거주지만을 공개하고 있다. 시·도별로 이질적인 탄력성이 추정되었으며, 서울, 인천, 경기도 등 수도권 지역이 상대적으로 낮은 탄력성 추정치가 관찰되는 것이 특징이다.

〈표 III-4〉 가격탄력성 추정 결과(2)

가격탄력성	추정치	p값
소득		
소득 1분위	-0.9097 (0.0491)	***
소득 2분위	-0.9185 (0.0428)	***
소득 3분위	-1.1900 (0.0716)	***
소득 4분위	-0.9121 (0.0628)	***
소득 5분위	-0.5022 (0.0402)	***
실손 보험 가입 유무		
실손보험 미가입	-0.8922 (0.0282)	***
실손보험 가입	-0.4973 (0.0349)	***
주관적 건강상태		
매우 나쁨	-1.2105 (0.0963)	***
나쁨	-1.1389 (0.0666)	***
보통	-0.7864 (0.0462)	***
좋음	-0.5269 (0.0586)	***
매우 좋음	-0.4239 (0.0853)	***
연령		
65~74세	-0.7647 (0.0636)	***
75~84세	-1.0192 (0.0223)	***
85세 이상	-0.7215 (0.0619)	***

〈표 III-4〉의 계속

가격 탄력성	추정치	p값
거주 지역		
서울	-0.1907 (0.0300)	***
부산	-0.8392 (0.0562)	***
대구	-0.4787 (0.0621)	***
인천	-0.6551 (0.0677)	***
광주	-1.3052 (0.1690)	***
대전	-1.1913 (0.0585)	***
울산	-1.0262 (0.1356)	***
경기도	-0.4954 (0.0229)	***
강원도	-0.2511 (0.0405)	***
충청북도	-1.3276 (0.1765)	***
충청남도	-0.9816 (0.0772)	***
전라북도	-1.3921 (0.0417)	***
전라남도	-1.9217 (0.2110)	***
경상북도	-0.8397 (0.0593)	***
경상남도	-0.7323 (0.0435)	***
제주도	-1.2809 (0.0816)	***

주: 1. *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$
 2. 부스트랩 1,000번을 통해 표준오차 추정
 자료: 「한국의료패널」 자료 분석을 바탕으로 저자 작성

마. 소결

고령층 외래 본인부담 제도하에서 관찰되는 진료비 경계점 주위의 고령층의 의료 이용 행태를 중심으로 집군 분석 방법을 활용하여 가격탄력성을 추정했다. 그 결과 고령층의 외래 이용 탄력성은 -0.87 로 추정되었으며, 소득, 실손보험 가입 유무, 주관적 건강상태, 연령, 거주지역에 따라 이질적인 탄력성 정도를 확인할 수 있었다. 해당 탄력성 추정을 통해 본인부담의 변화가 한국의 특정 환경에서 실제 환자의 의료 행태를 변화시키는 데 기여할 수 있음을 확인했다.

추정된 탄력성은 국내 연구의 외래 서비스 가격탄력성 추정치보다 크게 추정되었으며(-0.151)(최성은, 2018), 무작위 실험을 통해 추정되어 일반적으로 널리 알려진 의료 탄력성 추정치보다도 큰 편이다($-0.2 \sim -0.1$)(Manning et al., 1987). 이는 만 65세 이상 고령층이라는 세부 계층을 대상으로 한 분석이며 해당 계층이 노동시장에서 은퇴 혹은 은퇴를 앞둔 계층임을 고려한다면 상대적으로 탄력적으로 추정된 추정치가 합리적으로 이해될 수 있다. 소득이 낮은 가구에 속한 고령층일수록 추정된 탄력성이 더욱 커지는 결과도 이에 연결시켜 이해할 수 있다.

연구의 한계는 향후 후속연구 주제로 이어질 수 있다. 이 장에서는 연구의 시작으로 Saez(2010)의 경계점 중심의 kink의 분석틀을 활용하여 설명을 시도했지만, 정액제에서 정률제로 변화하는 제도적 환경은 불연속적인 예산 제약선을 형성하며 집군 분석에서 정의하는 notch의 분석틀로 설명할 필요가 있다(Kleven, 2016). 특히 불연속적인 예산 제약하에서 대상자들이 모두 합리적으로 소득 활동을 최적화하지 않는 최적화 마찰(optimization friction)이 존재하는 경우 등 보다 현실에 잘 맞을 수 있는 상황들을 모형에 함께 고려하여 notch 구간의 집군 분석으로 발전시킬 필요가 있다(Kleven and Waseem, 2013). 또한 고령층과 비교적 동질적이지만 제도 변화에 적용을 받지 않는 대조군을 설정하여, 제도 설계 및 변화의 인과관계를 보다 강건하게 식별하는 후속 연구의 제안들이 있어 이를 후속 연구로 진행할 계획이다.

2. 건강보험 본인부담 상한제와 의료 이용의 관계

건강보험 본인부담 상한제는 특정 임계점을 중심으로 의료 이용의 본인부담을 크게 변화시키는 또 하나의 좋은 예로 생각할 수 있다. 해당 제도는 높은 의료 지출 환자의 본인부담 경감을 위해 건강보험 급여 서비스 기준으로 기준금액 이상 지출 시 이후 서비스의 본인부담을 면제해 준다. 즉 특정 임계점 이후 이론적으로는 환자가 직면하는 건강보험 급여 서비스의 가격이 0원으로 설정된다. 연중 임계점을 넘은 규모의 의료 서비스를 소비하고 있는 환자는 건강 상태가 좋지 않아 임계점을 넘은 이후에도 지속적으로 의료 서비스를 소비할 가능성이 있다. 건강보험 급여 서비스의 가격이 0원인 환경이 이와 같은 소비 수요에 어떤 영향을 미치는지 검토하는 것은 학술적·정책적으로 흥미로운 주제이다.

가. 건강보험 본인부담 상한제 제도 개요

의료비의 과도한 부담을 경감하기 위한 건강보험 본인부담 상한제는 2004년 7월 6개월 기간 동안 300만원 이상의 본인부담 시 초과 금액 전부를 환자에게 돌려주는 제도의 형태로 도입되었다(유혜림·김진수, 2016). 2007년 기존의 건강보험 본인부담액 보상금 제도와의 통합을 거친 상한제 제도는 개인의 경제상황을 보다 현실적으로 반영해야 한다는 의견을 반영하여 2009년부터 건강보험료 분위에 따라 상한액이 차등적으로 부여되기 시작했다. 2014년 기준 3등급의 상한제 적용이 7등급으로 세분화되었으며, 2018년 문재인케어 첫해에 건강보험료 기준 하위 50%의 상한액이 약 26.8~34.6% 정도 낮아지면서,¹⁰⁾ 고비용 저소득 환자들의 본인부담 경감에 더욱 기여하게 되었다(〈표 Ⅲ-5〉 참조).

10) 단 요양병원 120일 초과 장기 입원자에게는 기존의 상한액이 계속 적용됨.

〈표 Ⅲ-5〉 건강보험 본인부담 상한제 제도 변화

연도	연평균 건강보험료 분위(저소득→고소득)						
	1분위	2~3분위	4~5분위	6~7분위	8분위	9분위	10분위
2004년 7월	6개월간 300만원(제도 시행)						
2007년 7월	6개월간 200만원						
2009년 1월	연간 200만원(하위 50%)			300만원(중위 30%)		400만원(상위 20%)	
2014년	120만원	150만원	200만원	250만원	300만원	400만원	500만원
2015년	121만원	151만원	202만원	253만원	303만원	405만원	506만원
2016년	121만원	152만원	203만원	254만원	305만원	407만원	509만원
2017년	122만원	153만원	205만원	256만원	308만원	411만원	514만원
2018년	80만원	100만원	150만원	260만원	313만원	418만원	523만원
요양병원 120일 초과 입원	124만원	155만원	208만원				
2019년	81만원	101만원	152만원	280만원	350만원	430만원	580만원
요양병원 120일 초과 입원	125만원	157만원	211만원				
2020년	81만원	101만원	152만원	281만원	351만원	431만원	582만원
요양병원 120일 초과 입원	125만원	157만원	211만원				
2021년	81만원	101만원	152만원	282만원	352만원	433만원	584만원
요양병원 120일 초과 입원	125만원	157만원	211만원				

자료: 보건복지부, 「지난해 병원비를 건강보험에서 돌려드립니다.」, 보도자료, 2021. 8. 20.

이와 같은 제도의 변화를 거치며 본인부담 상한제의 적용을 받는 대상 인원과 적용 규모는 크게 증가하였다. 특히 2018년 문제인케어 도입 이후, 상한제 적용의 임계점이 소득 하위 50% 이하 대상으로 낮아지면서, 2017년 대비 대상자 인원은 소득 1분위 126%, 소득 2~3분위 132%, 소득 4~5분위 101% 증가, 환급금액은 소득 1분위 57%, 소득 2~3분위 56%, 소득 4~5분위 48% 증가하게 되었다(〈표 Ⅲ-6〉 참조). 2018년 이후로도 특히 저소득층을 중심으로 상한제 적용 실적이 지속적으로 증가하여 2020년 총대상자는 166만명, 환급금액은 약 2.2조원에 달하게 되었다.

〈표 III-6〉 2017~2020년 본인부담 상한제 적용 실적

(단위: 명, 억원)

구간	소득분위 (상한액)	2017		2018		2019		2020	
		대상자	지급액	대상자	지급액	대상자	지급액	대상자	지급액
		인원	금액	인원	금액	인원	금액	인원	금액
계		695,192	13,433	1,265,921	17,999	1,479,972	20,137	1,660,643	22,471
1	1분위	163,963	2,403	370,282	3,774	504,672	5,093	599,625	6,174
2	2~3분위	160,490	2,399	372,492	3,752	410,139	4,037	527,717	5,234
3	4~5분위	127,179	2,468	256,058	3,643	297,254	4,163	268,917	3,929
4	6~7분위	106,425	2,433	119,046	2,725	121,302	2,813	118,520	2,869
5	8분위	48,578	1,258	54,130	1,391	51,496	1,366	50,766	1,419
6	9분위	42,290	1,208	45,465	1,322	48,644	1,400	48,570	1,470
7	10분위	46,267	1,264	48,448	1,392	46,465	1,265	46,528	1,376

자료: 보건복지부 보도자료(2018.8.13.) 「65만 명에게 본인부담상한액 초과 의료비 8,000억원 환급 실시」
 보건복지부 보도자료(2019.8.22.) 「본인부담상한제로 저소득층 의료비 부담 크게 감소」
 보건복지부 보도자료(2020.9.2.) 「국민건강보험이 가입자의 의료비 부담을 완화하여 진료비를 돌려드립니다」
 보건복지부 보도자료(2021.8.20.) 「지난해 병원비를 건강보험에서 돌려드립니다」

나. 건강보험 본인부담 상한제 분석 개요

건강보험 본인부담 상한제의 분석을 까다롭게 하는 제도의 특징은 〈표 III-5〉에 제시된 임계점을 적용하는 방식이 크게 두 가지로 구분된다는 점이다. 한 의료기관에서 해당 연도의 최고 소득 분위의 임계점(2021년의 경우 584만원)을 넘는 본인부담액을 지불하면 이후 본인부담은 0원이 된다. 이를 본인부담 상한제 사전 적용이라고 하며, 해당 연도 최고 소득 분위의 임계점을 적용받는 이유는 환자의 해당 연도 가구소득이 차년도에 확정되기 때문이다. 이후 차년도에 국민건강보험공단에서 가구소득 정보 파악을 통해 건강보험료가 확정되면 이 기준에 맞춰 본인부담을 정산하게 된다. 또한 여러 의료기관에서 의료 소비를 하는 경우, 실시간으로 환자의 본인부담을 집계하는 것이 행정적으로 어렵기 때문에 상한제 사전 적용을 받기 어렵다. 이 경우에도 차년도에 국민건강보험공단에서 전년도 총본인부담액을 집계하고 건강보험료를 확정된 이후 해당 소득 기준에 맞게 본인부담분을 환급해

주며, 이를 본인부담 상한제 사후 적용이라고 한다. 이처럼 본인부담 상한제도의 적용에 있어, 연중 이용하는 의료기관의 수(단일 기관 vs. 복수 기관) 및 건강보험료 확정 시기의 상이함 등으로 인해 복잡한 상황이 발생한다.

이와 같은 제도의 복잡성으로 인해 해당 제도는 가격 변화에 따른 의료 서비스 이용 행태의 변화를 추적하는 과정에서 흥미로운 연구 환경을 제공한다. 건강보험의 사전 적용을 받은 환자는 제도 적용을 받는 순간부터 본인의 이후 본인부담이 0원임을 인식하고 의료 서비스를 소비한다. 그러나 사후 적용을 받는 환자는 다양한 의료기관의 지출 정보가 집계되어 있지 않으므로 환자 본인이 스스로 집계하며 추적하지 않으면 본인부담의 변화를 인지할 수 없다. 또한 사후 적용 환자는 해당 연도의 건강보험 보험료를 인지하지 못하므로, 본인이 임계점을 넘었는지 정확하게 알지 못한다.¹¹⁾

의료비 소득공제를 통해 의료비 지출의 가격탄력성을 추정하는 전병목(2009)에서도 세제혜택이 구매 시점에서 가격을 낮출 때 나타나는 수요의 반응과 차년도의 소득세 신고 시점에 적용될 때 수요의 반응을 분리해서 인식하고 있다. 특히 가격 변화가 구매 시점과 상이한 경우에 주목한 수요 탄력성을 추정한 연구는 미국의 대학 교육(Long, 2004), 캐나다의 의료비 소득 공제 제도(Smart and Stabile, 2003) 등 일부 연구에서만 찾을 수 있어, 이 절에서 주목하는 건강보험 본인부담 상한제 연구는 해당 상황의 이해를 넓힐 수 있다.

이 절에서는 사후적으로 모든 정보가 확정된 시점에 수집된 자료를 통해, 상이한 제도의 적용 환경에 따라 환자의 의료 이용이 어떻게 차이 나는지 간단하게 확인하고자 한다. 2016~2019년 건강보험 본인부담 상한제를 적용받은 전수자료를 사전·사후 적용으로 구분하여 해당 환자의 청구자료와 함께 맞춤형 DB로 구축했다. 해당 자료는 해당 4개년 동안 본인부담 상한제를 사전·사후 적용받은 환자를 국민건강보험공단을 통해 식별하고 각 환자의 해당 연도 의료 이용 청구건을 연결한 자료이다. 특히 해당 자료에는 사전·

11) 물론 환자가 지난 연도의 가구소득 및 건강보험료 부담 규모를 기반으로 합리적인 예상 을 할 수 있는 가능성은 존재한다.

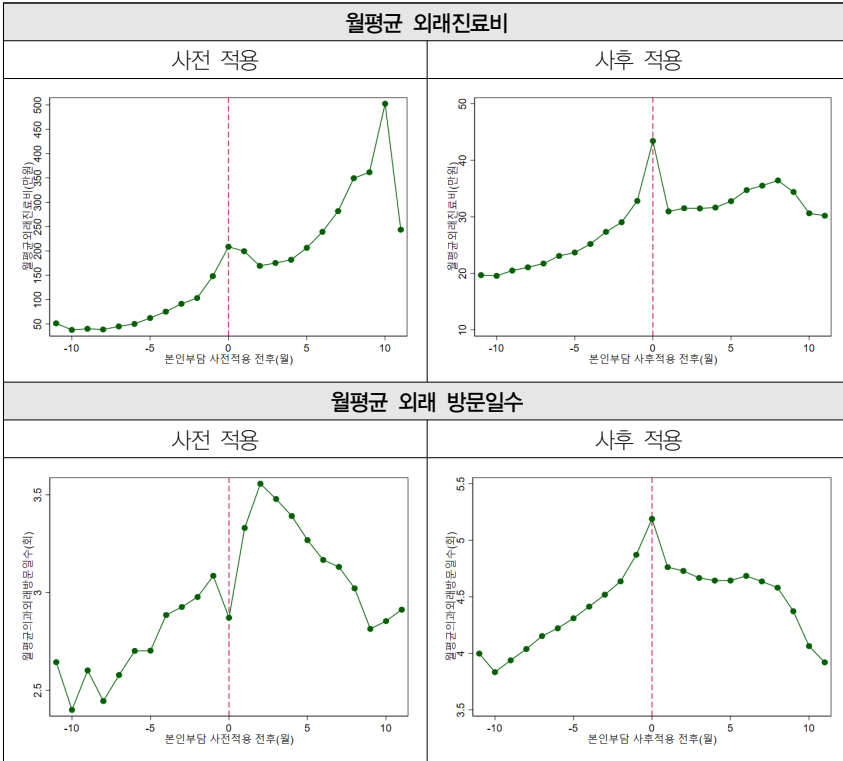
사후 적용을 받은 환자들이 차년도에 확정된 건강보험료를 통해 최종적으로 적용받은 상한액 임계점이 포함되어 있다. 이 정보를 활용하여 특히 사후적용을 받은 환자가 연중 어느 시점부터(환자는 당시 인식을 못했을 수 있지만) 상한제 적용 대상자가 되었는지 파악할 수 있다.

해당 자료를 월별로 집계한 이후, 사전 적용을 받은 환자는 사전 적용을 받은 월을 기준으로, 사후 적용을 받은 환자는 최종 확정된 임계점을 넘긴 월을 기준으로 전후의 의료 이용량을 집계한다. 의료 이용량은 외래 서비스를 기준으로 월별로 집계했으며, 월평균 외래 의료비와 외래 방문횟수를 활용했다. 자료의 공유 시점이 맞지 않아 이 절에서는 사전·사후 적용 전후로 월평균 의료 이용 수준의 변화를 그림으로 간단하게 제시하며, 보다 정교한 실증분석은 추후 과제로 지속하고자 한다.

다. 분석 결과

상한제 적용 전후의 월평균 외래진료비 및 외래 방문 횟수를 [그림 III-7]에 집계했다. 우선 사전 적용, 사후 적용 모두 상한제 적용 이전부터 좋지 않은 건강으로 인해 외래진료가 지속적으로 상승하고 있음을 확인할 수 있다. 특히 사전 적용 해당 집단의 월평균 외래진료비가 사후 적용에 비해 높은 점을 통해 사전 적용 집단의 강한 의료 수요를 확인할 수 있다.

[그림 III-7] 건강보험 본인부담 상한제 사전·사후 적용 전후 외래진료 변화



자료: 「건강보험 맞춤형 DB」 분석을 통해 저자 작성

상한제 적용 시점 이후 사전 적용은 지속적으로 높은 증가세를 유지하고 있다. 단절적 시계열 모형(Interrupted time series model)을 통해 정책 도입 이후 시점을 확인한 <표 III-7>을 통해서도 정책 도입 시점 이후 평균 외래 진료비의 증가세가 더욱 두드러짐을 확인할 수 있다(0.0306). 반면 사후 적용의 경우, 월평균 외래 진료비의 증가세가 오히려 다소 줄어드는 것(-0.0075)으로 나타났다. 외래 방문일수는 시계열 추세로는 상한제 적용 이후 방문횟수가 꾸준히 상승하는 추세를 확인하지 못했다(회귀분석 결과 생략). 하지만 [그림 III-7]상으로는 사전 적용의 경우 방문일수의 수준(level)이 전반적으로 상승한 것으로 보이는 반면, 사후 적용은 별다른 수준의 변화가 관찰되지 않는 것으로 보인다.

〈표 III-7〉 건강보험 본인부담 상한제 적용 전후 단절적 시계열 추정 결과

log(월평균 외래진료비)	사전 적용	p-value	사후 적용	p-value
상한제 적용 전	0.0061 (0.002)	***	0.0160 (0.0001)	***
상한제 적용 해당 월	0.1229 (0.0213)	***	0.1292 (0.0006)	***
상한제 적용 후	0.0306 (0.0038)	***	-0.0075 (0.0001)	***
상수	10,9211 (0.0089)	***	10,2802 (0.0003)	***
N	90,649		1,259,916	

주: *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$
 자료: 「건강보험 맞춤형 DB」 분석하여 저자 작성

이와 같은 기초 자료의 추세를 통해 건강보험 상한제 적용을 통한 가격 변화가 추가 의료 수요를 견인하거나, 본인부담의 변화를 사전적으로 인지하고 있는 사전 적용의 경우 사후 적용에 비해 의료 수요가 높아지는 것으로 해석할 수 없다. 사전 적용·사후 적용 집단 간 건강상태 등 의료 수요를 야기할 수 있는 다양한 정보들의 통제, 외래뿐 아니라 입원 및 의약품 투약, 한방 등 다양한 의료 서비스 이용의 정보를 종합해서 환자의 종합적인 의료 수요를 이해할 수 있어야 한다. 정책적으로는 건강보험 상한제를 적용받는 환자의 상당수가 요양병원에 장기 입원하고 있는 고령층의 환자임을 인식하여 해당 집단에 대한 별도의 분석이 시행되어야 한다.¹²⁾ 이 절에서는 미시 자료를 활용한 기초 정보를 정리하며, 건강보험 본인부담 상한제도를 통한 의료 서비스의 가격 변화가 건강보험 가입자의 의료 이용과 관계가 있을 수 있는 가능성을 제시했다. 미시자료를 활용한 정교한 분석을 추후 연구로 진행하고자 한다.

12) 2020년 노인의료지원금 재정사업 심층평가 결과에 따르면, 2018년 기준으로 요양병원이 건강보험 본인부담 상한제 적용 대상자의 64%, 전체 환급 규모의 38%를 차지하고 있는 것으로 나타났다(한림대학교 산학협력단, 2020).

IV. 민영건강보험의 도덕적 해이 분석

- 민영건강보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향 -

1. 서론

건강은 인적자본(human capital)의 중요한 결정요인이기 때문에 한 나라의 경제성장 차원에서도 중요하다(Barro, 2013). 이에 건강상태, 의료비 등에 대한 연구는 많은 보건경제학자들에 의해 연구되어왔는데, 그중에서도 민영건강보험의 도덕적 해이(moral hazard)에 대한 연구도 활발하다.

건강보험에서의 도덕적 해이란 굳이 의료서비스가 필요 없는 상황에서도 건강보험에 가입되어 있기 때문에 의료서비스를 수요하는 행태로 정의되는데, 이는 보험금을 증가시켜 보험자(insurers)의 보험금 또는 손해율을 높일 뿐만 아니라 사회적으로 비효율성(dead weight loss)을 초래한다. 물론 이러한 도덕적 해이는 민영건강보험뿐만 아니라 공적건강보험에서도 발생하며, 특히 가입대상이 더 광범위한 공적건강보험으로 인한 도덕적 해이와 그로 인한 비효율성이 더 클 것이다. 그럼에도 불구하고 건강보험으로 인한 비효율성보다는 의료서비스와 같은 필수재에 대한 소비권을 모든 국민들에게 보장해 주어야 한다는 재화평등주의(commodity egalitarianism)에 따라 사회보험(공적건강보험)의 도입·운영은 정당화될 수 있겠다(Rogen and Gayer, 2009).

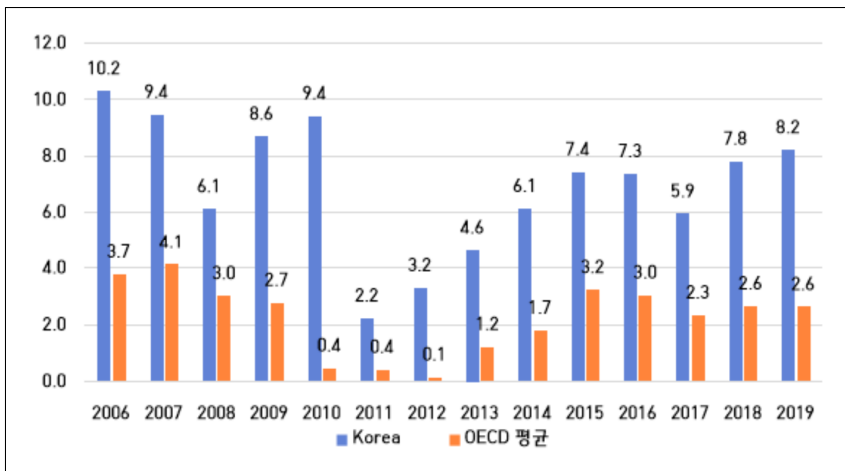
최근에는 민영건강보험의 도덕적 해이로 인해 국민건강보험의 재정이 악화될 수 있다는 논란이 제기되어 왔는데(김대환, 2014; 권정현·김성지, 2018), 국내 의료비 증가율이 매우 빠르게 증가하면서 그 논란은 더욱 가중되고 있다. [그림 IV-1]을 통해 확인할 수 있듯이 한국은 OECD 회원국 중 의료비 증가율이 가장 높는데, 과거 15년 동안(2005~2019) OECD 연평균 의료비 증가율(2.2%)에 비해 한국의 의료비 증가율은 3.1배나 높은 6.9%에 달

한다(OECD, 2021). 즉 민영건강보험 가입자가 불필요한 의료수요를 하게 될 경우, 이는 비단 민영건강보험의 보험금 및 손해율만 높이는 것이 아니라 국민건강보험의 부담금(보험금)도 증가시킬 수 있다. 이러한 공사건강보험 간 논쟁은 민영건강보험 중에서도 실손의료보험에 집중되어 있는데, 이는 국민건강보험이 보장하지 않는 법정본인부담금을 실손의료보험이 보장하기 때문이다.

물론 국내의 보험회사들은 민영건강보험의 도덕적 해이를 방지·완화하기 위해 최소본인부담금(deductible), 정액본인부담금(copayment), 비례본인부담금(coinsurance)과 같은 비용분담(cost-sharing) 기능을 건강보험상품에 가미한다. 참고로 국내 실손의료보험은 최소본인부담금과 비례본인부담금으로 가입자의 도덕적 해이를 방지하고 있으며, 정액본인부담금은 활용되지 않고 있다.

[그림 IV-1] 실질 의료비 증가율 추이: 한국과 OECD

(단위: %)



자료: OECD, "Health Statistics 2021," <https://www.oecd.org/health/health-data.htm>, 검색일자: 2021. 7. 31을 활용해 저자 작성

이에 관련한 선행연구들은 주로 공적건강보험의 취약한 보장성을 보완·보충하기 위한 민영건강보험의 도덕적 해이를 분석하는 데 집중해 왔다. 하

지만 국내외 연구결과는 국가별, 연구 대상(표본), 의료서비스의 종류, 분석 모형, 분석 자료 등에 따라 상이하다. 무엇보다 국내 선행연구는 민영건강보험, 특히 실손의료보험의 도덕적 해이를 분석하는 과정에서 국민건강보험에 미치는 직접적인 영향은 분석하지 못하고 있다. 즉 국민건강보험은 급여의료만 보장하기 때문에 분석 대상을 급여비(급여의료에서 발생하는 의료비)로 한정할 필요가 있다. 하지만 선행연구에서는 주로 급여의료와 비급여의료 모두에서 발생하는 외래서비스 수요(예: 의료기관 방문 횟수)와 입원 수요(예: 입원 기간) 등을 종속변수로 설정하고 있으며 그 결과를 통해 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 영향을 준다는 결론을 내리는 오류를 범하고 있다. 예를 들어 실손의료보험이 급여의료에서는 도덕적 해이가 없고 비급여의료에서만 도덕적 해이가 발생할 경우, 실손의료보험이 도덕적 해이를 야기한다고 주장할 수 있지만 급여비에는 영향을 주지 않기 때문에 국민건강보험 재정에 악영향을 준다고 주장하기 어렵다.

이에 종속변수를 급여비로 한정하여 민영건강보험, 특히 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 무엇보다 본 연구 보고서에서 주요 목적이 공적건강보험의 정책 변화로 인한 의료수요의 변화를 분석하는 것인데, 국민건강보험 자료를 활용하기 때문에 분석 대상이 실손의료보험에 가입했는지 여부를 알 수 없다. 그러므로 정책 변화로 인한 의료수요 정도(탄력성)에 실손의료보험의 영향이 포함되었을 가능성이 있다. 예를 들어 국민건강보험의 보장성 확대 정책으로 인해 의료 접근성이 개선(가격 하락)될 때 실손의료보험 가입자와 미가입자 간 의료수요 행태 변화가 다를 수 있으며, 그러한 행태 차이로 인해 부정확한 탄력성이 산출될 수 있다.

이에 실손의료보험의 가입 여부를 확인할 수 있는 「한국의료패널(Korea Health Panel Study)」 자료를 활용해 실손의료보험이 국민건강보험의 부담금(급여비)에 미치는 영향을 분석하는 방법으로 본 연구보고서에서 도출한 탄력성의 강건성(robustness)을 검증하고 나아가 탄력성에서 실손의료보험의 영향을 제거하거나 이를 반영하는 방법으로 국민건강보험의 정책 변화만의

효과를 추출하고자 한다.

참고로 본 연구에서 활용하는 전문용어에 대한 독자의 이해를 위해 다음과 같이 정리한다. 먼저 의료비와 관련해서는 정부기관 자료(「한국의료패널」, 『건강보험통계연보』 등)에서 활용되는 용어 중 독자가 이해하기 쉬운 용어를 사용한다. ‘의료비’는 급여의료와 비급여의료에서 발생하는 모든 의료비용을, ‘급여비’는 급여의료에서 발생하는 비용을, ‘법정보인부담금(이하 본인부담금)’은 급여비 중 환자 본인이 부담하는 비용을, ‘국민건강보험부담금(이하 건보부담금)¹³⁾’은 급여비 중 보험자(국민건강보험공단)가 부담하는 비용으로 보험자가 요양기관에 지급한 금액을 의미한다. 건강보험 관련한 용어는 국제적으로 통용되는 용어를 사용한다. 건강보험은 공적건강보험(public health insurance)과 민영건강보험(private health insurance)으로 구분되는데, 국내의 경우 공적건강보험은 ‘국민건강보험’이 정식 명칭이며, 민영건강보험은 ‘실손의료보험’과 ‘정액형 건강보험’으로 구분된다. 참고로 의료보험은 의료비만을 보장하는 보험이며, 건강보험은 의료비와 함께 소득상실 리스크를 보장하는 보험으로 의료보험까지 포괄하는 개념으로 활용된다. 이에 실손의료보험이라는 용어와 정액형 건강보험이라는 용어가 정확한 표현이다.

2. 실손의료보험과 국민건강보험의 재정에 대한 이론적 연구

[그림 IV-2]는 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향에 대한 이론적 논의를 위해 김대환(2014)이 사용한 그림을 본 연구의 목적에 맞게 수정한 것이다. 의료시장에서 수요곡선과 공급곡선이 만나는 A점에서 시장 균형 가격(P^*)과 거래량(Q^*)이 결정된다. 참고로 의료시장에서 수요곡선은 일반적인 상품과 동일한 우하향하는 모습을 보이며 한계비용에서 도출되는 공급곡선은 수평으로 가정한다. 일반적인 상품에서의 공급곡선은 체증하는 한계비용으로 인해 우상향하는 모습을 보이지만 의료서비스의 특수성으로

13) 「한국의료패널」은 ‘건보부담금’, 『건강보험통계연보』는 ‘공단부담금’이라는 용어를 사용하는데, 이 연구에서는 건보부담금이라는 용어를 사용한다.

인해 수평의 공급곡선은 가정이 아닌 현실적인 모습이다(Rogen and Gayer, 2009).

소비자(환자)가 지불해야 할 급여비(P^*) 중 국민건강보험이 75%를 보장한다고 가정한다. 실제로 2019년 기준 급여비 86조 1,110억원 중 건보부담금은 64조 8,881억원으로 급여율¹⁴⁾은 75.4% 정도다(건강보험심사평가원·국민건강보험공단, 2020). 국민건강보험의 급여율을 고려할 시 소비자가 체감하는 비용은 시장가격(P^*)의 25%인 P_s 가 되며, 이때 소비자는 의료수요를 Q^* 에서 Q_s 로 확대하게 된다. 그러므로 국민건강보험은 P^*BEP_s 만큼의 재정이 필요하다고 예상하고 해당 면적만큼을 보험료로 부과한다.¹⁵⁾ 또한 소비자는 급여비 P^*BQ_{s0} 중 25%에 해당하는 $PsEQ_{s0}$ 을 부담(본인부담금)하게 된다.

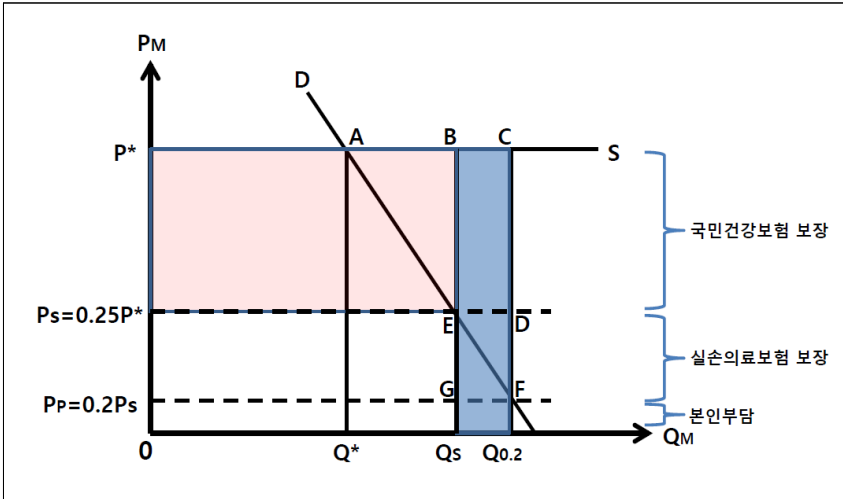
그런데 환자가 본인부담금 $PsEQ_{s0}$ 중 80%를 보장하는 실손의료보험에 가입했다고 하자. 이 가입자의 의료서비스 단위당 비용(가격)은 P_s 의 20%에 해당하는 P_p 로 낮아지게 되어 의료수요가 $Q_{0.2}$ 로 확대될 수 있다. 결과적으로 실손의료보험으로 인해 급여비는 $BCQ_{0.2}Q_s$ 만큼 증가하고, 총 급여비 $P^*CQ_{0.2}$ 중 P^*CDP_s 를 국민건강보험이, $PsDFP_p$ 를 실손의료보험이, 나머지 $PpFQ_{0.2}$ 를 환자 본인이 부담하게 된다. 문제는 만약에 실손의료보험으로 인해 불필요한 의료수요(도덕적 해이)가 발생할 경우, 즉 의료수요가 Q_s 에서 $Q_{0.2}$ 로 증가한다면 국민건강보험은 예상보다 $BCDE$ 만큼의 추가 지출(건보부담금)이 발생한다.

그러므로 실손의료보험으로 인해 건보부담금이 증가하는지, 만약 증가한다면 어느 정도 증가하는지를 분석하는 방법으로 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 산출할 수 있다.

14) 급여율은 급여비 중 국민건강보험이 부담하는 비중을 의미하는 것으로 전체 의료비 중 국민건강보험이 부담하는 비중을 의미하는 보장률과 다르다.

15) 현실에서는 국민건강보험의 재정이 보험료뿐만 아니라 세수에 의해서도 충당된다.

[그림 IV-2] 공사건강보험 간 급여비 보장 체계



자료: 김대환(2014), p. 69, <그림 2>를 수정하여 저자 작성

3. 선행연구

민영건강보험의 도덕적 해이를 분석한 해외연구를 세부적으로 논의하기에는 연구사례가 방대하고 분석 결과 역시 연구마다 상충되기 때문에 주로 국내 선행연구 중심으로 논의를 제한한다. 다만 건강보험의 도덕적 해이는 사회경제적으로 매우 중요하기 때문에 지금까지 수행된 해외 선행연구 중 가장 이상적이라고 평가받는 Newhouse and the Insurance Experiment Group (1993)의 연구는 고찰해 볼 필요가 있다.

이미 구축된 자료는 역선택(adverse selection) 및 내생성(endogeneity) 등의 문제로 인해 건강보험의 도덕적 해이를 분석하기에는 한계가 있기 때문에 RAND연구소(미국)는 1970년대 말부터 1980년대 초반까지 무작위 실험(random experiment)을 통해 의료수요의 가격탄력성을 추정하였다. 6개 도시로부터 무작위로 추출된 2천여 명의 사람에게 본인부담금을 차별화한 건강보험을 무작위로 제공하고 이후 의료수요의 변화 정도를 측정한 것이다. 건강보험의 본인부담금은 비례본인부담률을 0%, 25%, 50%, 95% 등으로 차

별화하고 본인부담금 한도액을 가구소득의 5%, 10%, 15% 등으로 차별화(최대 1천달러)한 뒤 의료수요 변화를 측정한 결과, 환자가 체감하는 의료서비스 가격이 10% 증가할 때 의료수요는 2% 감소하는 것으로 나타났다(Newhouse and the Insurance Experiment Group, 1993).

물론 RAND연구소가 무작위 실험을 통해 밝혀낸 의료수요의 가격탄력성이 모든 나라에 적용되는 것은 아니다. 나라마다 건강보험 제도 또는 상품의 설계, 의료시장의 특수성, 국민성 등에 따라 다를 수 있기 때문이다. 중요한 것은 RAND연구소가 건강보험의 의료수요탄력성을 검증하기 위해 왜 천문학적인 비용을 들여 무작위 실험을 했는지에 대한 이해가 필요한데, 주된 이유는 도덕적 해이를 역선택(adverse selection)으로부터 분리하기 위함이다.

건강보험의 도덕적 해이를 분석하는 과정에서 역선택의 영향을 제거 또는 최소화하는 전략이 필수인데, 실증분석 과정에서 역선택의 영향을 제거하고 순수한 도덕적 해이만의 영향을 산출하는 것은 쉽지 않다(Brown et al., 1998). 역선택이란 해당 보험이 필요한 사람일수록 더 가입하게 되는 경제 주체의 행태로 정의될 수 있다. 그러므로 건강보험에서의 역선택은 건강이 좋지 않은 사람일수록 건강보험에 가입하는 행태, 연금상품에서의 역선택은 본인이 건강하여 오래 살 것으로 생각하는 사람이 가입하는 행태다. 그러므로 주로 건강보험 가입자와 미가입자 간 의료수요 정도를 비교하는 방법으로 건강보험의 도덕적 해이를 분석하는 과정에서 역선택을 고려하지 않는다면 당연히 도덕적 해이가 만연한 것으로 귀결된다. 이는 건강이 좋지 않아 건강보험에 가입하고 이후 의료수요를 증가시키는 역선택 때문인데, 이렇게 건강이 좋지 않은 사람들은 건강보험이 없더라도 어차피 의료수요가 높았을 것이기 때문이다. 이러한 한계로 인해 여전히 민영건강보험의 도덕적 해이에 관한 연구는 지속되고 있으며 더 적합한 자료와 방법론이 개발되는 이유이다.

중요한 것은 건강보험의 도덕적 해이를 분석하기 위해 나라별로 무작위 실험을 진행하기란 불가능에 가깝다. 이에 Abbring et al.(2002)과 Chiappori

and Salanié(2000) 등은 건강보험의 도덕적 해이를 분석하기 위해서는 패널 데이터(panel data)를 활용하는 것이 필수라고 주장하였고 이후 연구들이 주로 패널데이터를 활용하기 시작하였다. 즉 어떤 사건(보험 가입) 전후의 의료수요 변화를 분석하기 위해서는 패널분석이 요구되기 때문에 횡단면 분석으로는 역선택으로 인한 자가선택(self-selection)의 문제를 해결하기 어려워 건강보험의 도덕적 해이를 분석할 수 없는 구조적 한계가 발생하게 된다.

민영건강보험의 도덕적 해이를 분석한 국내 연구는 2000년대 초반부터 시작했는데 당시 연구 초기였기 때문에, 그리고 패널데이터의 부재로 인해 횡단면 연구에 국한되었다. 먼저 정기택 외(2006)는 보험회사(2001년 자료)와 국민건강보험의 청구자료(2002년 자료)를 연계한 최초의 연구였는데, 분석 결과 민영건강보험이 외래의료의 이용을 증가시켰으나 입원의료의 이용에는 영향이 없었다고 결론 내렸다. 이후 윤희숙(2008)도 보험회사와 정부의 자료(국민건강보험공단, 행정자치부, 건강보험심사평가원)를 연계하여 분석하였는데, 도덕적 해이가 관측되지 않았다. 하지만 전술하였듯이 정기택 외(2006)와 윤희숙(2008)은 횡단면 자료를 사용하여 민영건강보험 가입자와 미가입자 간 의료이용 차이를 비교하였다는 한계가 있다.

이후 이창우(2010a)는 「한국복지패널조사」(4차 자료)를 활용해 민영건강보험의 도덕적 해이를 분석하였는데, 분석 대상을 입원횟수로 설정하였다. 분석 결과, 보유한 민영건강보험의 개수가 많을수록 입원횟수도 증가함을 보여 도덕적 해이가 존재한다고 주장하였다. 또한 이창우(2010b)는 「한국복지패널조사」(1차 자료)를 활용해 민영건강보험이 중고령자의 외래진료 횟수에 영향을 주는지 분석하였는데, 도덕적 해이가 없는 것으로 결론 내렸다. 하지만 두 연구 모두 횡단면자료를 사용했다는 한계가 있다.

김재호(2011)는 「한국복지패널조사」를 분석한 결과 민영건강보험의 도덕적 해이가 외래 및 입원 모두에서 발생한다고 주장하였으며, 박성복·정기호(2011)는 「한국의료패널」을 분석한 결과 민영건강보험이 의료수요를 증가시킨다고 주장하였다. 하지만 이 두 연구도 횡단면 자료를 활용했다는 한계로

인해 관측된 결과가 도덕적 해이가 아닌 역선택의 영향일 수 있다. 실제로 종속변수로 외래이용(빈도)만을 분석한 박성복·정기호(2011)는 본인들이 관측한 의료수요 증가가 역선택의 영향일 수 있다고 한계를 언급하였다. 또한 김재호(2011)는 보험 가입 여부를 판별하기 위해 실제 가입 여부가 아닌 성향점수매칭(propensity score matching) 기법을 활용해 가입 여부의 추정치로 대체했기 때문에 역선택을 통제하는데 한계가 있다. 즉 민영건강보험의 가입 여부가 실제 가입 여부가 아니며 가입자가 언제 가입했는지를 알 수 없기 때문에 가입 당시의 특성이 아닌 분석 당시의 변수들을 활용해 민영건강보험의 가입 여부를 가늠(추정)하였다는 구조적 한계를 지닌다.

비교적 최근에 이루어진 연구들 중에서도 횡단면 연구를 시도한 사례들도 있다. 유창훈 외(2018)는 도구변수(개인연금 가입 여부, 동거 가구원 수)를 활용한 결과, 실손의료보험이 외래횟수 및 입원횟수 모두를 증가시킨다고 주장했다. 최근 선행연구인 신세라(2019)는 분석 대상을 고령자로 한정하였는데, 선행연구들과 달리 실손의료보험이 외래이용에는 영향이 없는 반면 입원을 증가시키는 것으로 나타났다.

횡단면 자료의 구조적인 한계를 극복하고자 이현복·남상욱(2013)은 「한국의료패널」 2008~2010의 자료를 분석한 결과, 외래에서 도덕적 해이가 관측된 반면 입원에서는 도덕적 해이가 없다는 결론을 제시하였다. 하지만 관측기간이 길지 않았기 때문에 내생성을 통제하기 위해 성향점수매칭기법을 활용하였다는 점에서 김재호(2011)와 유사한 한계를 지닌다.

김대환(2014)은 「한국의료패널」 2008~2011년 자료를 활용해 패널분석을 시도했는데, 민영건강보험 중에서도 실손의료보험의 도덕적 해이에 집중하였다. 특히 역선택의 영향을 제거하기 위해 균형패널자료를 활용하여 2008년을 기준으로 실손의료보험에 이미 가입한 사람을 제외한 뒤에 신규로 실손의료보험에 가입한 사람이 이후 의료 수요를 어떻게 변화시키는지 관측하는 방법을 택하였다. 분석 결과, 실손의료보험이 외래 수요를 증가시키는 반면 입원 수요에는 영향이 없었다. 특히 김대환(2014)은 실손의료보험이 의료 수요에 미치는 장단기 영향까지 분석하였는데, 실손의료보험에 가입한

즉시 외래 수요를 증가시키고 이후에는 다시 감소하는 경향을 관측하였다. 이러한 분석 결과를 통해 실손의료보험이 필요한 사람이 해당 보험상품에 가입하고 의료 수요를 증가시키는 역선택이 발견된 이후, 장기적으로는 단지 실손의료보험이 있기 때문에 불필요한 의료 수요를 증가시키는 도덕적 해이가 관측되지 않는다는 결론을 내렸다.

김대환(2014)이 민영건강보험의 도덕적 해이를 연구하는 과정에서 역선택의 영향을 제거하기 위해 패널자료의 사용을 강조한 이후, 후속 연구들도 민영건강보험의 도덕적 해이를 연구하기 위해 패널자료를 활용하기 시작했다. 최성은(2016)은 2008~2011년 「한국의료패널」을 활용해 고정효과모형으로 민영건강보험의 도덕적 해이를 분석하였는데, 실손의료보험과 정액형 건강보험이 외래서비스 이용과 입원횟수, 그리고 외래 의료비 및 전체 의료비를 모두 증가시킨다고 주장하였다. 최성은(2016)의 연구는 도구변수(가구주 여부, 혼인상태, 교육 수준) 기법을 패널분석에 적용하였다는 점에 의미가 있으나, 민영건강보험의 가입에만 영향을 주고 의료 수요에는 영향을 주지 않는 적절한 도구변수를 찾는다는 것은 쉽지 않다.

이후 황진태·서대교(2018)는 이중차이분석(difference-in-difference analysis)을 활용해 「한국의료패널」 2008~2013년 자료를 분석한 결과 민영건강보험이 외래서비스를 증가시키는 반면 입원서비스에는 영향이 없는 것으로 결론 내렸다. 윤성주(2019)는 상관임의효과모형(correlated random effects model)을 활용하였다는 차이만 있을 뿐 활용한 데이터와 결론은 유사하다. 즉 「한국의료패널」 2008~2014년 자료를 활용해 분석한 결과 황진태·서대교(2018)와 동일하게 민영건강보험이 외래서비스는 증가시키는 반면, 입원서비스에는 영향을 미치지 않는다고 결론 내렸다.

〈표 IV-1〉 민영건강보험의 도덕적 해이와 관련된 주요 선행연구

논문(게재 순서)	결론	패널 분석	실손/정액 구분
정기택 외(2006)	외래 증가, 입원 변화 없음	×	△
윤희숙(2008)	외래·입원할 가능성 증가하나 이용량은 감소	×	×
이창우(2010a)	입원 횟수 증가	×	×
이창우(2010b)	외래 변화 없음	×	×
김재호(2011)	외래 및 입원 모두 증가	×	×
박성복·정기호(2011)	외래 증가	×	○
이현복·남상욱(2013)	외래 증가, 입원 변화 없음	○	×
김대환(2014)	역선택으로 인한 외래 증가, 도덕적 해이 없음	○	△
최성은(2016)	외래서비스 이용, 입원 횟수, 외래 의료비, 총 의료비 증가	○	△
유창훈 외(2018)	외래 증가, 입원 증가	×	△
황진태·서대교(2018)	개인의료비 및 외래 증가, 입원 변화 없음	○	×
윤성주(2019)	외래 증가, 입원 변화 없음	○	×
신세라(2019)	고령자 외래 변화 없고, 입원 횟수 증가	×	△

자료: 저자 작성

이 밖에도 유사한 주제를 연구한 다른 많은 선행연구들이 존재하지만 분석에 활용한 자료와 방법론에 따라 결과가 상이하기 때문에 어떤 연구가 가장 바람직한지에 대한 판단은 쉽지 않다. 다만 선행연구들과 본 연구와는 분석 주제가 상이하다. 선행연구들은 주로 민영건강보험이 외래 방문 빈도 또는 입원 일수에 영향을 주었는지를 분석하는 데 초점을 두었다. 이는 분석기법과 자료만 다를 뿐 큰 틀에서 민영건강보험의 도덕적 해이 존재 여부를 밝히는 데 집중한 것이다. 하지만 민영건강보험에 도덕적 해이가 존재한다고 국민건강보험에 영향을 끼친다고 단정지을 수 없다. 물론 의료비를 종속변수로 활용한 연구들도 있으나, 주로 총의료비 또는 개인의료비(총본인 부담금) 등을 종속변수로 설정하였다. 즉 만약에 민영건강보험이 비급여에서만 도덕적 해이를 유발한다면, 국민건강보험의 재정에는 영향이 없다. 선행연구들이 「한국의료패널」을 주로 활용하였는데 초기 자료에는 의료비 종류별 정보를 제공하지 않았기 때문에 국민건강보험과 직접적으로 연계된 도덕적 해이를 분석하지 못했을 것이라고 이해된다.

또한 민영건강보험의 도덕적 해이를 분석하기 위해서는 패널자료의 활용도 중요하지만 민영건강보험의 종류를 구분하는 것도 중요하다. 특히 실손의료보험과 정액형 건강보험은 모두 민영건강보험의 한 종류이지만 세부 특성은 매우 이질적이다. 예를 들어 실손의료보험은 급여의료와 비급여의료에서 실제 발생한 본인부담금을 보장하는 반면, 정액형 건강보험은 사전에 약정한 정액의 보험금을 지급한다는 차이점이 있다. 또한 실손의료보험은 중복보상이 불가능(비례보상)한 반면, 정액형 건강보험은 중복보상이 가능하다. 실손의료보험은 사고빈도는 높고 사고심도는 낮은 사고 보장에 적합한 상품인 반면, 정액형 건강보험은 반대로 사고빈도는 낮지만 사고심도가 높은 사고 보장을 위해 개발된 상품이다. 마지막으로 실손의료보험은 보장하지 않는 일부 의료서비스를 제외한 모든 의료서비스를 보장하는 포괄주의 보장방식이지만, 정액형 건강보험은 이외는 반대로 보장하는 의료서비스만을 열거하는 파지티브(열거방식) 보장방식이다. 즉 정액형 건강보험은 근로를 하지 못할 정도의 중증질환이 발생할 경우, 비교적 거액의 보험금을 지급한다는 의미에서 소득상실 리스크를 보장하는 기능이 강하다.

〈표 IV-2〉 실손의료보험과 정액형 건강보험의 차이

구분	실손의료보험	정액형 건강보험
보장 금액	실비 보장	정액 보장
중복보장 여부	중복보장하지 않음	중복보장함
보장 대상	보장하지 않는 대상 열거	보장하는 대상 열거
사고빈도	높음	낮음
사고심도	낮음	높음

자료: 저자 작성

하지만 〈표 IV-1〉에서 확인할 수 있듯이 선행연구들 대부분 실손의료보험과 정액형 건강보험을 구분하지 않았거나 잘못 구분하고 있다. 민영건강보험 가입 자격 및 가입한 건강보험 상품의 종류에 따라 분석 대상은 4종류, 즉 첫째, 미가입자, 둘째, 실손의료보험에만 가입한 사람, 셋째, 정액형 건강보험에만 가입한 사람, 넷째, 실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에

가입한 사람으로 구분된다. 하지만 선행연구들은 실손의료보험과 정액형 건강보험 자체를 구분하지 않거나, 구분하였더라도 실손의료보험의 더미변수(가입자 1, 미가입자 2)와 정액형 건강보험의 더미변수(가입자 1, 미가입자 2)를 활용하였다. 이때 실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에 가입한 사람을 구분하여 추가로 통제하지 않으면 실손의료보험 가입자 중 일부는 정액형 건강보험 가입자도 포함되며, 반대로 정액형 건강보험 가입자 중 일부는 실손의료보험에도 가입한 사람도 포함된다. 결과적으로 실손의료보험이 의료 수요에 미치는 영향에는 정액형 건강보험의 영향이 포함되며, 동시에 정액형 건강보험이 의료 수요에 미치는 영향에 실손의료보험의 영향도 포함되는 오류가 발생한다. 이 밖에도 다른 선행연구 중 패널자료(패널분석)를 활용한 동시에 민영건강보험의 종류를 구분하여 실손의료보험만의 도덕적 해이를 분석한 연구는 찾아보기 어렵다.

본 연구는 국민건강보험과 관련이 있는 급여비(건보부담금, 본인부담금)를 분석대상으로 한정하는 방법으로 민영건강보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 직접 분석하였다. 또한 민영건강보험의 종류를 명확히 구분하여 그중 국민건강보험과 보장 체계가 1:1 구조인 실손의료보험의 분석에 집중하였다. 마지막으로 기존 연구들에 비해 가장 최근의 그리고 가장 장기의 패널자료를 활용하였다는 점도 선행연구들과의 차이점이라 하겠다.

4. 실증분석 모형 및 자료

가. 실증분석 모형

실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (IV-1)으로 표현된 확률효과모형(random effects model)을 고려할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Cost_{it} &= \beta_1 Insurance_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 C_i + \epsilon_{it} && \text{(식 IV-1)} \\
 i &= 1, 2, \dots, N \\
 t &= 1, 2, \dots, T
 \end{aligned}$$

$Cost_{it}$ 는 개인 i 로 인해 t 기에 발생한 의료비(급여비, 건보부담금, 본인부담금)를 의미하는 종속변수이며, $Insurance_{it}$ 는 개인 i 가 t 기에 민영건강보험에 가입했는지 여부를 의미하는 주요 설명변수다. X_{it} 는 민영건강보험 이외에 종속변수에 영향을 줄 수 있는 변수들이다. C_i 역시 종속변수에 영향을 줄 수 있으나 다른 변수들과 달리 성별(sex)처럼 i 에 따라서만 다를 뿐 시간(t)이 변화되더라도 값은 변하지 않는 변수(time-invariant variable)다. β 는 회귀계수이며 ϵ_{it} 는 오차(error term)다.

이때 오차는 다음과 같이 일반적인 오차의 특성을 지닌 u_{it} 이외에도 연구자에게 관측되지 않는 두 가지의 고정효과를 포함할 수 있다(Cameron and Trivedi, 2005). I_i 는 시간이 변하더라도 값이 변하지 않는 개인의 내재적인 성향을 의미하는 개인고정효과(individual fixed effect)다. T_t 는 반대로 개인별로 다르지 않고 시간에 따라서만 값이 달라지는 시간고정효과(time fixed effect)다.

확률효과모형에서는 고정효과들이 포함된 오차항과 설명변수들 간 상관관계가 없다고 가정되는데, 만약 이와 같은 가정이 성립하지 않으면 편의된 추정계수(biased coefficient)가 산출된다(Wooldridge, 2010). 예를 들어 위험 회피적인 성향을 지닌 개인은 만약의 상해 또는 질병에 대비해 민영건강보험에 가입하려는 성향이 강할 것이며, 동시에 건강보험 미가입자와 동일한 건강상태임에도 불구하고 병원에 더 자주 방문하는 등 의료수요가 높을 개연성이 크다. 이 경우 마치 민영건강보험의 도덕적 해이가 존재하는 것으로 결론 내리는 오류를 범하게 된다. 비슷한 예로, 특정 해에 어떤 사건이나 정부의 정책은 국민들의 민영건강보험 가입률과 의료 수요에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어 전염병이 발생할 때 일반 국민들은 감염에 대비해 민영건강보험에 더 많이 가입하고 전염 여부를 검사하기 위해 병원에 방문할 가능성이 높아진다. 반대로 바이러스 질병의 확산을 막기 위해 정부가 사회적 거리두기를 강화할 경우, 민영건강보험 가입 및 병원 방문 모두가 감소할 수 있다.

$$\epsilon_{it} = I_i + T_t + u_{it} \quad \text{식 (IV-2)}$$

확률효과모형의 문제를 해결하기 위해 고정효과모형(fixed effects model)이 활용될 수 있다. 고정효과모형은 식 (IV-1)을 식 (IV-3)에서 각 변수의 평균값(예, $\overline{Cost_i} = \frac{1}{T} \sum_t Cost_{it}$)을 차감하여, 개인고정효과를 제거하는 방법으로 문제를 해결한다.

$$\overline{Cost_i} = \beta_1 \overline{Insurance_i} + \beta_2 \overline{X_i} + \beta_3 C_i + I_i + \overline{T} + \overline{u_i} \quad \text{식 (IV-3)}$$

특히 그 과정에서 연도별 더미변수를 활용해 시간고정효과를 직접 통제하는 방식으로 개인고정효과와 시간고정효과의 문제를 동시에 해결하는 고정효과모형 식 (IV-4)를 이원고정효과모형(two-way fixed effects model)이라고 한다(Cameron and Trivedi, 2005). 참고로 식 (IV-1), 식 (IV-3), 식 (IV-4)의 추정계수는 모두 다르게 측정되지만 편의상 동일한 β 로 통일하였다.

$$Cost_{it} - \overline{Cost_i} = \beta_1 (Insurance_{it} - \overline{Insurance_i}) + \beta_2 (X_{it} - \overline{X_i}) + \beta_4 (T_t - \overline{T}) + (u_{it} - \overline{u_i}) \quad \text{식 (IV-4)}$$

민영건강보험의 의료 수요를 분석하는 과정에서 내생성뿐만 아니라 역선택의 영향을 최소화해야 한다. 도덕적 해이 및 역선택 모두 공급자와 수요자 간 정보의 비대칭(asymmetric information) 때문에 발생한다는 공통점 이외에도 두 가지 모두 의료수요를 증가시킨다는 공통점이 있다. 도덕적 해이는 보험 가입 이후에 그리고 역선택은 보험가입 시점에 발생하는 경제주체의 행태다. 즉 도덕적 해이는 건강보험 가입 이후에 발생하는 비효율적인 의료수요 행태로 정의한다면, 역선택은 건강이 좋지 않다고 생각하는 사람일수록 건강보험에 더 가입하려는 행태다. 두 행태 모두 의료수요를 증가시켜 보험금을 증가시키지만 도덕적 해이로 인한 의료수요 증가와 달리 역선택으로 인한 의료수요 증가는 사회경제적으로 용인될 수 있다. 즉

건강이 좋지 않아 민영건강보험에 가입하여 의료수요를 증가시키는 것은 보험의 태생적 기능에 부합하며, 이들은 민영건강보험에 가입하지 않았더라도 의료수요가 높았을 집단이기 때문이다. 그러므로 역선택으로 인한 의료수요 증가는 도덕적 해이로 인한 비효율적인 의료수요 증가와 분명히 구분되어야 한다.

역선택(사전적 역선택)은 건강이 좋지 않다고 생각할수록 민영건강보험에 가입하려는 경향이기에 때문에 역선택의 영향을 최소화하기 위해 2012년 기준으로 실손의료보험을 보유하지 않은 사람으로 한정하였다.¹⁶⁾ 또한 연구 기간 동안 본인의 건강상태가 좋지 않다고 생각하는 사람도 분석 대상에서 제외하였다. 즉 단순히 실손의료보험 가입자와 미가입자 간 의료수요 정도를 비교할 경우 결과값(가입자와 미가입자 간 의료수요 차이)에 역선택의 영향이 포함되기 때문에 본 연구에서는 건강에 이상이 없는 미가입자들이 실손의료보험에 가입한 이후 의료수요 행태가 가입 전에 비해 어떻게 변하는지를 분석하는 방식이다.

한국의 경우, 실손의료보험에 가입한 뒤에 가입을 해지하고 재가입하더라도 별도의 패널티가 없다. 실제로 김대환·이봉주(2013)는 사람들이 실손의료보험에 가입한 뒤에 건강을 진단하고 이상이 없으면 단기간에 해약하는 행태를 발견하였다. 이러한 행태 역시 역선택(사후적 역선택)이기 때문에 본 연구에서는 실손의료보험에 가입한 뒤 1년 이내에 해약한 사람은 분석 대상에서 제외하였다. 2012년 기준 이미 실손의료보험에 가입되어 있는 사람들을 제외하는 것은 사전적 역선택뿐만 아니라 사후적 역선택을 경감할 수 있는 장점이 있다. 김대환(2014)의 연구를 제외한 모든 선행연구는 이미 민영건강보험에 가입한 사람들을 분석 대상에 포함시켰는데, 이들이 언제 가입했는지, 그리고 가입 당시 특성(건강, 소득 등)을 알 수 없다는 문제가 있다. 즉 역선택의 영향을 제거하기 위해서는 가입 당시 건강상태를 파악해야 할 뿐만 아니라 사후적 역선택도 고려해야 한다. 예를 들어 모든 사람이 실손

16) 국민건강보험과 실손의료보험의 보장체계가 1:1 구조이기 때문에 실손의료보험을 중심으로 분석이 이루어졌으며, 역선택 등에 대한 처리도 정액형 건강보험이 아닌 실손의료보험에만 적용되었다.

의료보험에 가입되어 있다고 하더라도 이후 건강상태가 좋지 않다고 생각하는 사람들이 실손의료보험의 가입을 유지할 가능성이 높다. 결국 이들은 의료수요가 높은 사람들일 텐데 실손의료보험에 가입되어 있기 때문에 의료수요가 높은 것이 아니라 건강상태가 좋지 않기 때문에 의료수요가 높은 역선택으로 해석되어야 한다.

이에 더하여 70세 이상도 분석 대상에서 제외하였다. 보험회사의 경우 건강이 좋지 않은 사람을 가입시키지 않으려는 경향이 있는데, 예를 들면 언더라이팅 과정에서 고령자의 가입을 거절하거나 높은 보험료를 부과하는 방식이다(김대환, 2014). 이처럼 의료비 지출이 높은 고위험군(실손의료보험 미가입자)을 분석 대상에 포함시킬 경우, 실손의료보험으로 인한 도덕적 해이가 없는 것처럼 분석된다.

본 연구의 목적이 실손의료보험으로 인한 의료수요 행태를 분석하는 것인데, 미성년자는 보험 가입 및 의료수요를 본인이 아닌 부모의 의사에 따라 결정하기 때문에 미성년자도 분석 대상에서 제외하였다. 연구 기간 동안 출산을 한 여성도 분석 대상에서 제외하였다. 임신한 여성은 건강상태 및 보험가입 여부와 무관하게 정기적으로 병원에 방문하며, 특히 출산 시에는 비교적 고액의 의료비를 지출하기 때문에 이상치(outlier)에 해당된다. 마지막으로 본 연구의 목적이 실손의료보험의 도덕적 해이가 존재하는지 여부를 통해 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 분석하는 것이기 때문에 분석 대상을 국민건강보험 가입자로 한정하였다.

나. 실증분석 자료

실증분석에는 「한국의료패널」의 2012~2018년 자료를 활용하였다. 「한국의료패널」은 2008년부터 구축되었는데, 연구 기간을 2012년부터 최근 자료로 한정하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 실손의료보험이 국민건강보험에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이기 때문에 식 (IV-1)~식 (IV-4)에서 종속변수에 해당하는 $Cost_{it}$ 를 급여비로 한정할 필요가 있는데, 급여비에 대한 정보는 2012년부터 이용 가능하다. 선행연구에서 활용된 종속변수

중 의료비는 주로 총의료비를 활용했는데, 총의료비 중 비급여비는 국민건강보험과 무관하기 때문에 본 연구에서는 총의료비 중 비급여비를 제외한 급여비를 종속변수로 활용하였다. 특히 급여비 중에서도 국민건강보험의 지출(보험금)에 해당하는 건보부담금을 종속변수로 활용하였으며, 이에 더하여 본인부담금과 급여비(건보부담금 + 본인부담금)를 각각 종속변수로 활용하여 추가 분석하였다. 나이가 종속변수로 활용된 건보부담금, 본인부담금, 급여비를 외래와 입원으로 세분하여 추가 분석하였다.

둘째, 민영건강보험에 대한 설문은 2008년부터 시작했는데, 설문문항을 2012년부터 변경한 뒤 현재까지 동일한 설문문항을 유지하고 있다. 셋째, 이상에서 설명하였듯이 실손의료보험의 도덕적 해이를 분석하는 과정에서 역선택의 영향을 제거하기 위해 건강하지 않다고 생각하는 사람을 분석 대상에서 제외하였는데, 동년배 대비 본인의 건강상태에 대한 설문을 2012년부터 제공하였다.

주요 설명변수인 민영건강보험에 대해 「한국의료패널」은 실손의료보험에만 가입했는지, 정액형 건강보험에만 가입했는지, 두 가지 민영건강보험 모두에 가입했는지 여부를 질문한다. 이에 따라 식 (IV-1) 및 식 (IV-4) 등에서 주요 설명변수인 $Insurance_{it}$ 는 민영건강보험 종류별 가입 여부에 따라 네 가지 종류로 구분된다. 실손의료보험에만 가입했을 경우, 정액형 건강보험에만 가입했을 경우, 두 상품 모두에 가입했을 경우, 그리고 두 상품 모두에 가입하지 않은 경우(미가입자)로 구분하고, 미가입자를 기준그룹(reference group)로 설정하였다. 참고로 실손의료보험과 정액형 건강보험의 기능을 통합한 혼합형 건강보험에 가입한 경우와 두 개의 민영건강보험 모두에 각각 가입한 경우 동일한 사람(두 상품 모두에 가입한 사람)으로 분류하였다.

이 밖에 실증분석에 활용된 변수들의 이름과 정의는 <표 IV-3>에 기술하였다. 연속변수에 해당하는 급여비(종속변수)와 가구소득은 로그값으로 전환하였으며, 한국은행이 발표하는 물가상승률을 고려한 실질값으로 변환하였다. 특히 종속변수의 경우, 명목값을 사용하면 식 (IV-1)과 식 (IV-4)의 추정계수 β_1 이 편의될 수 있다. 선행연구들은 종속변수를 실질값으로 전환하

지 않았는데, 2012~2014년에 미가입된 상태에서 2015~2018년에 실손의료보험에 가입할 경우, 물가상승률에 따른 급여비 증가가 실손의료보험 가입으로 인한 급여비 증가로 해석될 수 있다.

의료수요는 개인의 소득이 아닌 가구소득에 영향을 받기 때문에 소득변수는 가구소득을 활용하였으며, 가구소득은 균등화소득으로 전환하였다. 균등화소득은 가구원 수를 고려하여 가구소득을 개인소득으로 변환하는 방법인데, 2인 가족의 소득 5천만원과 5인 가족의 소득 5천만원이 의료수요 결정 과정에 다르게 작용하기 때문이다.

$$\text{균등화소득} = \frac{\text{가구소득}}{\sqrt{\text{가구원수}}} \quad \text{식 (IV-5)}$$

각 그룹별 기준변수로 미가입자, 20대, 미혼, 고졸 미만, 2012년, 여성을 활용하였다. 참고로 앞에서 설명하였듯이 성별과 같은 시간 불변 변수(C_i)의 회귀계수 β_4 는 확률효과모형에서만 추정 가능하다.

〈표 IV-3〉 변수 이름 및 정의

구분	변수 이름	정의
종속 변수	로그(외래 건보부담)	외래 급여비 중 건보부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(외래 본인부담)	외래 급여비 중 본인부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(외래 급여비)	외래 급여비(단위: 만원)의 로그값
	로그(입원 건보부담)	입원 급여비 중 건보부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(입원 본인부담)	입원 급여비 중 본인부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(입원 급여비)	입원 급여비(단위: 만원)의 로그값
	로그(총건보부담)	급여비 중 건보부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(총본인부담)	급여비 중 본인부담금(단위: 만원)의 로그값
	로그(총급여비)	급여비(단위: 만원)의 로그값
주요 설명 변수	실손	실손의료보험에만 가입했으면 1, 아니면 0
	정액	정액형 건강보험에만 가입했으면 1, 아니면 0
	실손+정액	실손과 정액형 모두에 가입했으면 1, 아니면 0
	미가입자	민영건강보험에 가입하지 않았으면 1, 아니면 0

〈표 IV-3〉의 계속

구분	변수 이름	정의
연령	20대	연령이 20~29세면 1, 아니면 0
	30대	연령이 30~39세면 1, 아니면 0
	40대	연령이 40~49세면 1, 아니면 0
	50대	연령이 50~59세면 1, 아니면 0
	60대	연령이 60~69세면 1, 아니면 0
혼인 상태	미혼	결혼한 적이 없으면 1, 아니면 0
	배우자	결혼하였고 배우자가 있으면 1, 아니면 0
	무배우자	결혼하였으나 배우자가 없으면 1, 아니면 0
근로 여부	무직	무직이면 1, 아니면 0
	근로	근로하면 1, 아니면 0
학력 수준	고졸 미만	고등학교를 졸업하지 않았으면 1, 아니면 0
	고졸	고등학교를 졸업하였으면 1, 아니면 0
	대졸	대학교를 졸업하였으면 1, 아니면 0
	건강상태	동년배에 비해 건강상태가 “매우 좋음”이면 1, “좋음”이면 2, “보통”이면 3
소득	로그(소득)	균등화 소득(단위: 만원)의 로그값
연도	2012년	분석자료가 2012년 자료이면 1, 아니면 0
	2013년	분석자료가 2013년 자료이면 1, 아니면 0
	2014년	분석자료가 2014년 자료이면 1, 아니면 0
	2015년	분석자료가 2015년 자료이면 1, 아니면 0
	2016년	분석자료가 2016년 자료이면 1, 아니면 0
	2017년	분석자료가 2017년 자료이면 1, 아니면 0
	2018년	분석자료가 2018년 자료이면 1, 아니면 0
성별	여성	여성이면 1, 남성이면 0
	남성	남성이면 1, 여성이면 0

자료: 저자 작성

5. 분석 결과

가. 기술통계

〈표 IV-4〉는 실증분석에 활용된 자료의 기술통계를 보여준다. 기술통계는 전체 샘플과 함께 보험 가입 종류에 따라 ‘실손의료보험에만 가입한 사람(실

손 가입자), '정액형 건강보험에만 가입한 사람(정액 가입자)', '실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에 가입한 사람(실손·정액 가입자)', '실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에 가입하지 않은 사람(미가입자)'으로 세분하였다. 또한 실증분석에는 활용되지는 않았지만 가독력을 위해 연속변수들의 경우 로그값으로 전환하기 이전의 값들을 포함하였고, 기준그룹에 대한 기술통계도 포함하였다.

전체 관측 수 4만 58명 중 실손의료보험에만 가입한 사람은 1,345명(3%), 정액형 건강보험에만 가입한 사람은 2만 3,379명(58%), 두 상품에 모두 가입한 사람은 7,970명(20%), 미가입자는 7,464명(19%)이었다. 즉 2012년을 기준으로 실손의료보험에 가입하지 않은 사람 중 2013~2018년 사이에 실손의료보험에 가입한 사람은 총 9,215명(23%)이었다.

이 4개의 그룹별 의료비 평균의 차이(귀무가설: 실손 가입자의 평균 = 정액 가입자 평균 = 실손·정액 가입자 평균 = 미가입자 평균)를 분산분석(analysis of variance)으로 가설검정하여 통계적 유의성을 *($p < 0.1$), **($p < 0.05$), ***($p < 0.01$)로 표시하였다. 예를 들어 통계적 유의성이 없다는 것은 4개 그룹 간 평균값이 통계적으로 같다는 것을 의미한다.

외래비 중 건보부담금은 1만 4,398원이었으며, 정액 가입자 > 실손 가입자 > 실손·정액 가입자 > 미가입자 순이었다. 입원비 중 건보부담금은 11만 6,530원이었지만, 4개 그룹 간 평균 차이는 없었다. 국민건강보험의 총부담금은 13만 928원이었는데, 4개 그룹 간 평균 차이는 없었다. 이는 입원비가 외래비보다 크기 때문에 통계적으로 차이가 없는 입원비의 영향 때문이다.

외래비 중 본인부담금은 7,678원이었으며, 정액 가입자 > 실손·정액 가입자 > 실손 가입자 > 미가입자 순이었다. 입원비 중 본인부담금은 3만 1,045원이었는데, 4개 그룹 간 평균 차이는 없었으며, 이에 따라 총(외래 + 입원)본인부담금(평균 3만 8,722원)의 차이도 없었다.

국민건강보험이 부담한 외래비와 환자 본인이 부담한 외래비를 합한 총외래비는 2만 2,075원으로 정액 가입자 > 실손 가입자 > 실손·정액 가입자 > 미가입자 순이었다. 국민건강보험이 부담한 입원비와 환자 본인이 부담한 입

원비를 합한 총입원비는 14만 7,575원이었는데, 4개 그룹 간 평균 차이는 없었으며, 이에 따라 총급여비(16만 9,650원 = 총외래비 + 총입원비)도 4개 그룹 간 평균 차이는 없었다.

정리하자면 4개 그룹 간 외래비는 민영건강보험 가입자들이 미가입자에 비해 높았으나 외래비에 비해 규모가 큰 입원비는 다르지 않아 전체 급여비에서도 차이가 없다는 것을 알 수 있다. 무엇보다 총급여비 16만 9,650원 중 국민건강보험이 부담한 금액은 13만 928원으로, 급여율(건보부담금/급여비)은 77.2%며, 이는 정부가 공시한 2019년 급여율 75.4%(건강보험심사평가원·국민건강보험공단, 2020)와 크게 다르지 않아 자료의 신뢰성이 높다는 것을 확인할 수 있다. 참고로 정부가 공시하는 국민건강보험의 급여율은 2019년 이전에도 75% 내외로 크게 변동하지 않았다.

연령별 분포는 20~30대 층에서는 실손의료보험에만 가입한 사람의 비중이 상대적으로 높고, 40~50대는 실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에 가입한 사람들의 비중이 상대적으로 높고, 60대에서는 미가입자의 비중이 상대적으로 높았다.

균등화소득은 2,912만원이었는데, 민영건강보험에 가입한 사람들에 비해 미가입자의 소득 수준(2,377만원)이 낮았다. 혼인상태별 분포를 고려할 시 미혼자 중 실손의료보험에만 가입한 사람과 미가입자의 비중이 상대적으로 높고, 배우자가 있는 그룹에서는 정액형 건강보험에만 가입한 사람과 두 가지 민영건강보험 모두에 가입한 사람의 비중이 상대적으로 높았다. 하지만 결혼을 하였으나 배우자가 없는 사람들 중에서는 미가입자의 비중이 상대적으로 높았다.

미가입자에 비해 민영건강보험에 가입한 사람들은 노동시장에 참여하는 비중과 학력 수준도 높다. 1(매우 좋음), 2(좋음), 3(보통)으로 평가한 건강상태의 평균은 2.45이며 4개의 그룹 간 큰 차이는 없었으나, 분산분석의 결과 실손의료보험과 정액형 건강보험 모두에 가입한 사람들의 건강상태가 가장 양호한 것으로 나타났다. 마지막으로 남성보다는 여성의 민영건강보험 가입률이 높은 것으로 나타났다.

〈표 IV-4〉 기술통계

변수 이름	전체 표본		실손 가입자		정액 가입자		실손·정액 가입자		미가입자	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
로그(외래 건보부담)	6.49***	4.48	6.57	4.47	6.74	4.37	6.51	4.50	5.66	4.68
외래 건보부담	14,397.79***	40,921.62	14,835.02	44,721.93	15,169.73	44,567.98	14,122.38	29,845.87	12,191.50	38,206.60
로그(인원 건보부담)	1.13***	3.77	1.04	3.64	1.17	3.83	1.26	3.95	0.89	3.39
인원 건보부담	116,529.60	772,772.00	108,111.30	567,362.20	121,628.10	770,153.60	113,004.40	744,509.60	105,794.20	839,427.20
로그(총건보부담)	6.96***	4.78	7.02	4.75	7.22	4.67	7.06	4.81	6.01	4.99
총건보부담	130,927.40	776,604.10	122,946.40	569,317.60	136,797.80	775,331.20	127,126.80	745,627.30	117,985.60	842,142.60
로그(외래 본인부담)	5.99***	4.12	6.07	4.15	6.21	4.03	6.07	4.15	5.20	4.29
외래 본인부담	7,677.47***	21,366.56	7,352.74	16,320.41	8,066.59	23,066.31	7,883.25	18,641.74	6,300.21	19,154.40
로그(인원 본인부담)	1.01***	3.38	0.90	3.20	1.05	3.45	1.12	3.53	0.79	3.03
인원 본인부담	31,044.96	187,494.10	32,607.55	278,666.40	31,925.81	165,594.90	31,439.11	204,088.00	27,588.80	211,971.20
로그(총본인부담)	6.38***	4.37	6.41	4.36	6.62	4.27	6.52	4.39	5.50	4.54
총본인부담	38,722.44	190,144.30	39,960.30	280,155.30	39,992.39	168,995.20	39,322.35	205,668.20	33,889.02	21,4092.00
로그(외래 급여비)	6.83***	4.64	6.89	4.65	7.09	4.53	6.88	4.66	5.97	4.87
외래 급여비	22,075.26***	55,280.06	22,187.76	57,444.87	23,236.32	59,563.18	22,005.62	44,188.35	18,491.71	51,171.64
로그(인원 급여비)	1.16***	3.85	1.06	3.71	1.20	3.91	1.29	4.03	0.91	3.46
인원 급여비	147,574.60	916,907.90	140,718.90	778,923.90	153,553.90	892,845.40	144,443.50	927,080.70	133,383.00	999,749.80
로그(총급여비)	7.28***	4.93	7.32	4.91	7.55	4.81	7.41	4.94	6.32	5.16
총급여비	169,649.90	922,604.20	162,906.60	782,656.80	176,790.20	900,272.10	166,449.20	929,491.70	151,874.70	1,004,039.00
실손	0.03***	0.18	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
정액	0.58***	0.49	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
실손+정액	0.20***	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
미가입자	0.19***	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00
20대	0.13***	0.34	0.25	0.43	0.10	0.30	0.18	0.39	0.17	0.37
30대	0.16***	0.37	0.22	0.42	0.15	0.35	0.20	0.40	0.16	0.36
40대	0.27***	0.44	0.23	0.42	0.28	0.45	0.28	0.45	0.21	0.41

〈표 IV-4〉의 계속

변수 이름	전체 표본		실손 가입자		정액 가입자		실손·정액 가입자		미가입자	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
40대	0.27***	0.44	0.23	0.42	0.28	0.45	0.28	0.45	0.21	0.41
50대	0.23***	0.42	0.19	0.39	0.25	0.43	0.22	0.42	0.17	0.38
60대	0.21***	0.41	0.12	0.32	0.22	0.42	0.12	0.32	0.29	0.45
로그(소득)	7.82***	0.58	7.91	0.52	7.86	0.55	7.90	0.57	7.59	0.62
소득	2,911.50***	1,940.08	3,093.19	1,732.59	2,999.85	1,811.17	3,125.41	2,458.34	2,376.48	1,627.58
미혼	0.21***	0.41	0.33	0.47	0.16	0.37	0.25	0.43	0.32	0.47
배우자	0.72***	0.45	0.62	0.49	0.77	0.42	0.70	0.46	0.59	0.49
무배우자	0.07***	0.26	0.05	0.22	0.07	0.26	0.05	0.23	0.09	0.29
무직	0.50***	0.50	0.47	0.50	0.50	0.50	0.48	0.50	0.54	0.50
근로	0.50***	0.50	0.53	0.50	0.50	0.50	0.52	0.50	0.46	0.50
고졸 미만	0.20**	0.40	0.12	0.33	0.21	0.41	0.14	0.35	0.25	0.43
고졸	0.38***	0.48	0.36	0.48	0.38	0.48	0.39	0.49	0.36	0.48
대졸	0.42***	0.49	0.52	0.50	0.41	0.49	0.47	0.50	0.38	0.49
건강상태	2.45***	0.60	2.47	0.60	2.46	0.59	2.42	0.61	2.46	0.60
2012년	0.11***	0.31	0.00	0.00	0.12	0.33	0.07	0.26	0.14	0.35
2013년	0.12***	0.33	0.07	0.26	0.13	0.34	0.09	0.29	0.14	0.34
2014년	0.17***	0.37	0.15	0.36	0.16	0.37	0.15	0.36	0.20	0.40
2015년	0.16	0.36	0.16	0.37	0.16	0.36	0.17	0.37	0.16	0.36
2016년	0.15***	0.36	0.16	0.36	0.15	0.36	0.17	0.37	0.14	0.34
2017년	0.14***	0.35	0.19	0.39	0.14	0.35	0.17	0.37	0.12	0.32
2018년	0.15***	0.35	0.27	0.44	0.14	0.34	0.18	0.39	0.11	0.32
여성	0.51***	0.50	0.58	0.49	0.52	0.50	0.54	0.50	0.46	0.50
남성	0.49***	0.50	0.42	0.49	0.48	0.50	0.46	0.50	0.54	0.50
관측 수	40,058		1,345		23,379		7,870		7,464	

자료: 저자 작성

나. 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향

〈표 IV-5〉는 실손의료보험이 외래비 중 국민건강보험의 부담금에 미치는 영향을 확률효과모형과 이원고정효과모형(이하 고정효과모형)으로 분석한 결과를 보여준다. 두 모형 중 적합한 모형의 선별은 Hausman(1978) 검정으로 가능한데, 검정 결과 고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었으며, 본 연구의 모든 분석에서도 고정효과모형이 적합한 모형으로 선별되었다($p < 0.01$). 두 분석모형에 활용된 표본 수가 4만 58개로 동일하다는 것은 분석 기간(2012~2018년) 동안 종속변수의 값이 동일하게 유지되는 표본이 없었던 것을 의미한다. 즉 2012~2018년 동안 의료기관을 한 번도 방문하지 않은 사람이 없었다는 것을 의미한다.

확률효과모형에서는 민영건강보험 가입자가 미가입자에 비해 국민건강보험의 외래부담금을 높이는 것으로 나타났으나, 내생성을 고려한 고정효과모형에 따르면 실손의료보험과 정액형 건강보험 모두 국민건강보험의 외래 부담금을 증가시키지 않는 것으로 분석되었다. 즉 고정효과모형에 따르면 실손의료보험에 가입하지 않았던 사람이 실손의료보험에 가입한 이후 국민건강보험의 외래 부담금을 증가시키는 의료수요의 행태 변화가 없었다고 해석할 수 있다.

고정효과모형에 따르면 20대와 30대 간에는 국민건강보험의 외래부담금 차이가 없으나 이후 연령대가 증가함에 따라 점차 증가하는 것으로 분석되었다. 추정계수를 고려할 시 20대에 비해 국민건강보험의 외래 부담금이 40대는 54%, 50대는 69%, 60대는 82% 높다. 미혼자에 비해서 결혼을 하여 배우자가 있는 사람들과 배우자가 없는 사람들은 국민건강보험의 외래부담금 각각 187%, 171% 많았다. ‘매우 좋음’에서 ‘ 좋음’으로, ‘ 좋음’에서 ‘보통’으로 건강상태가 상대적으로 좋지 않게 평가할 때마다 국민건강보험의 외래 부담금이 15% 증가하는 것으로 나타났다. 이는 주관적으로 평가한 본인의 건강상태에 따라 의료수요가 증가하고 그 과정에서 국민건강보험의 외래 부담금이 크게 증가한다는 것을 의미한다.

시간이 지남에 따라 국민건강보험의 외래부담금도 증가하는 경향을 보이

는데, 추정계수에 따르면 2012년에 비해 2018년의 국민건강보험의 외래부담금이 무려 48% 더 증가하였다는 것을 알 수 있다. 하지만 소득 수준, 근로 여부, 교육 수준 등은 국민건강보험의 외래부담금에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 특히 학력 수준의 경우, 변수의 값이 주로 20대에서만 변경되는 한국 교육문화의 특수성으로 인해 전체 샘플에서는 변동성이 높지 않은 변수다. 이러한 특성을 고려하여 확률효과모형의 추정계수를 참고할 필요가 있는데, 학력 수준이 증가함에 따라 국민건강보험의 외래부담금이 크게 감소하는 것을 알 수 있다. 또한 성별처럼 시간이 지남에 따라 불변하는 변수는 확률효과모형에서만 통제할 수 있는데, 남성에 비해 여성의 국민건강보험의 외래부담금이 높은 것으로 분석되었다.

〈표 IV-6〉은 실손의료보험이 입원비 중 국민건강보험의 부담금에 미치는 영향을 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 확률효과모형에 따르면 실손의료보험에만 가입한 사람과 미가입자 간 국민건강보험의 입원부담금 차이가 없었다. 하지만 정액형 건강보험에만 가입한 사람과 두 상품 모두에 가입한 사람은 미가입자에 비해 국민건강보험의 입원 부담금이 더 많았다. 그러므로 두 상품 모두에 가입한 사람이 미가입자에 비해 국민건강보험의 입원부담금이 높은 이유는 실손의료보험이 아닌 정액형 건강보험 때문이라고 추측할 수 있다. 고정효과모형에 따르면 민영건강보험은 국민건강보험의 입원부담금을 증가시키지 않는 것으로 분석되었다.

〈표 IV-5〉 실손의료보험이 국민건강보험의 외래부담금에 미치는 영향

구분	확률효과모형			(이원)고정효과모형		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	z-값	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	t-값
실손	0.78***	0.14	5.54	0.06	0.23	0.27
정액	0.63***	0.07	8.97	0.08	0.14	0.59
실손정액	0.64***	0.08	7.90	0.04	0.15	0.30
30대	-0.13	0.11	-1.23	0.33	0.20	1.64
40대	0.09	0.12	0.73	0.54**	0.25	2.16
50대	0.65***	0.13	5.11	0.69**	0.29	2.34

〈표 IV-5〉의 계속

구분	확률효과모형			(이원)고정효과모형		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	z-값	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	t-값
60대	1.14***	0.14	8.26	0.82**	0.34	2.45
로그(소득)	0.00	0.04	-0.08	0.02	0.06	0.25
배우자	2.03***	0.10	20.12	1.87***	0.43	4.39
무배우자	1.51***	0.15	10.27	1.71***	0.51	3.38
근로	-0.16***	0.05	-3.24	-0.02	0.07	-0.30
고졸	-0.29***	0.09	-3.20	-0.02	0.47	-0.04
대졸	-0.51***	0.10	-5.10	-0.04	0.54	-0.07
건강상태	0.32***	0.03	9.37	0.15***	0.04	3.82
2013년	0.17**	0.08	2.18	0.07	0.08	0.90
2014년	0.34***	0.07	4.73	0.27***	0.08	3.32
2015년	0.32***	0.07	4.30	0.24***	0.08	2.83
2016년	0.20***	0.08	2.68	0.12	0.09	1.35
2017년	0.47***	0.08	6.10	0.35***	0.09	3.82
2018년	0.60***	0.08	7.69	0.48***	0.10	5.05
남성	-1.14***	0.06	-19.19			
_cons	3.89***	0.36	10.87	3.73***	0.75	4.99

주: 1) 확률효과모형 $Prob > \chi^2 = 0.000$, 고정효과모형 모두 $Prob > F = 0.000$

2) 확률효과모형 및 고정효과모형 모두 관측 수 40,058

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

〈표 IV-6〉 실손의료보험이 국민건강보험의 입원부담금에 미치는 영향

구분	확률효과모형			(이원)고정효과모형		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	z-값	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	t-값
실손	0.11	0.12	0.89	-0.04	0.23	-0.17
정액	0.19***	0.06	3.23	0.22	0.14	1.60
실손정액	0.33***	0.07	4.69	0.20	0.15	1.35
30대	0.00	0.09	0.05	-0.19	0.20	-0.95
40대	-0.55***	0.10	-5.57	-0.34	0.25	-1.37
50대	-0.20*	0.11	-1.88	-0.12	0.29	-0.42
60대	-0.02	0.12	-0.19	-0.03	0.34	-0.09
로그(소득)	0.07*	0.04	1.84	0.03	0.06	0.42
배우자	0.83***	0.08	10.06	1.00**	0.43	2.34
무배우자	0.79***	0.12	6.59	1.32***	0.51	2.60
근로	-0.16***	0.04	-3.67	-0.09	0.07	-1.32
고졸	-0.29***	0.07	-4.05	1.14**	0.47	2.41
대졸	-0.39***	0.08	-4.89	0.99*	0.54	1.83
건강상태	0.15***	0.03	4.80	0.04	0.04	1.00
2013년	0.04	0.07	0.51	0.06	0.08	0.67
2014년	0.07	0.07	1.05	0.10	0.08	1.18
2015년	0.18**	0.07	2.48	0.16*	0.08	1.88
2016년	0.29***	0.07	3.95	0.28***	0.09	3.23
2017년	0.21***	0.07	2.88	0.23**	0.09	2.54
2018년	0.20***	0.07	2.69	0.24**	0.10	2.51
남성	-0.22***	0.05	-4.79			
_cons	-0.09	0.31	-0.29	-0.96	0.75	-1.28

주: 1) 확률효과모형 $Prob < \chi^2 = 0.000$, 고정효과모형 모두 $Prob > F = 0.000$

2) 확률효과모형 및 고정효과모형 모두 관측 수 40,058

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

〈표 IV-7〉은 실손의료보험이 국민건강보험의 총(외래+입원)부담금에 미치는 영향을 확률효과모형과 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 민영 건강보험이 국민건강보험의 총부담금에 미치는 영향은 국민건강보험의 입원 부담금에 미치는 영향과 같다. 이는 입원비가 외래비에 비해 크기 때문에

〈표 IV-6〉의 결과가 〈표 IV-5〉의 결과를 압도한 결과다.¹⁷⁾

〈표 IV-7〉 실손의료보험이 국민건강보험의 총부담금에 미치는 영향

구분	확률효과모형			(이원)고정효과모형		
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	z-값	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	t-값
실손	0.86***	0.15	5.68	0.18	0.24	0.74
정액	0.72***	0.08	9.56	0.23	0.15	1.53
실손정액	0.79***	0.09	9.06	0.18	0.16	1.18
30대	-0.20*	0.11	-1.79	0.16	0.22	0.76
40대	-0.23*	0.13	-1.80	0.28	0.27	1.03
50대	0.43***	0.14	3.49	0.54*	0.31	1.74
60대	0.99***	0.15	6.65	0.71**	0.36	1.98
로그(소득)	0.02	0.05	0.37	0.02	0.07	0.31
배우자	2.44***	0.11	22.61	2.69***	0.45	5.94
무배우자	1.87***	0.16	11.85	2.47***	0.54	4.60
근로	-0.20***	0.05	-3.85	-0.04	0.07	-0.60
고졸	-0.43***	0.10	-4.43	0.38	0.50	0.76
대졸	-0.67***	0.11	-6.32	0.44	0.57	0.76
건강상태	0.36***	0.04	9.88	0.17***	0.04	4.03
2013년	0.25***	0.08	3.05	0.17*	0.09	1.92
2014년	0.44***	0.08	5.70	0.37***	0.09	4.37
2015년	0.45***	0.08	5.74	0.37***	0.09	4.15
2016년	0.40***	0.08	4.94	0.31***	0.09	3.36
2017년	0.61***	0.08	7.42	0.50***	0.10	5.13
2018년	0.71***	0.08	8.52	0.61***	0.10	5.97
남성	-1.21***	0.06	-19.04			
_cons	3.96***	0.38	10.36	3.06***	0.79	3.85

주: 1) 확률효과모형 $Prob > \chi^2 = 0.000$, 고정효과모형 모두 $Prob > F = 0.000$

2) 확률효과모형 및 고정효과모형 모두 관측 수 40,058

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

17) 고정효과모형에서 종속변수의 변동성이 크지 않아 실손의료보험의 건보부담금에 미치는 영향이 유의하지 않을 수 있다. 이에 확률효과모형과 고정효과모형에서의 종속변수 변동성을 비교(between 표준편차와 within 표준편차를 비교)한 결과, 고정효과모형의 변동성이 충분하였다. 참고로 확률효과모형의 변동성이 고정효과모형의 변동성보다 큰 것이 일반적이는데, 외래 건보부담금은 확률효과모형의 변동성이 크고(between 3.69, within 2.95), 입원 건보부담금에서는 고정효과모형의 변동성이 크며(between 2.84, within 2.95), 총 건보부담금에서는 확률효과모형의 변동성(between 3.99, within 3.13)이 크다.

〈표 IV-5〉~〈표 IV-7〉의 분석 결과는 다양한 시사점을 내포한다. 첫째, 역선택과 내생성 모두를 고려한 고정효과모형에 따르면 실손의료보험은 국민건강보험의 재정에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 둘째, 확률효과모형의 경우, 실손의료보험 가입자는 미가입자에 비해 국민건강보험의 외래부담금이 많은 반면, 입원부담금은 차이가 없었다. 본 연구와 선행연구 간 분석 대상(종속변수)이 다르기는 하지만, 이러한 분석 결과는 민영건강보험이 외래의료의 수요(주로 외래 횟수)는 높이지만 입원의료의 수요(주로 입원 횟수 또는 입원 일수)에는 영향을 미치지 않는다는 선행연구들과 일치한다. 이는 선행연구들이 역선택과 내생성의 문제를 충분히 고려하지 못했기 때문에 내려진 결론이란 것을 방증한다. 셋째, 확률효과모형의 분석 결과, 정액형 건강보험은 국민건강보험의 외래부담금과 입원부담금 모두를 증가시키는 것으로 나타났는데, 본 연구에서 역선택의 영향을 최소화하기 위한 조치가 실손의료보험에만 적용되었기 때문에 정액형 건강보험에는 역선택의 영향이 포함되었을 가능성이 높다. 동시에 확률효과모형은 내생성을 통제하지 못하는 모형일 뿐더러 Hausman 검증 결과에서도 적합하지 않은 모형이었기 때문에 고정효과모형의 분석 결과를 활용하는 것이 바람직하다.

다. 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향

〈표 IV-8〉은 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향을 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 모형1, 모형2, 모형3의 종속변수는 각각 급여비 중 외래 본인부담금, 입원 본인부담금, 총(외래+입원)본인부담금이다. 급여비 중 건보부담금(13만 928원) 대비 본인부담금(3만 8,722원)은 30% 정도에 불과하지만 분석 결과는 크게 다르지 않다. 즉 실손의료보험은 외래 본인부담금, 입원 본인부담금, 총본인부담금 모두에 영향을 미치지 않았다. 참고로 확률효과모형으로 분석한 결과 역시 종속변수가 건보부담금이었던 〈표 IV-5〉~〈표 IV-7〉과 유사하여 분석 결과를 〈표 IV-8〉에는 포함하지 않았다.¹⁸⁾ 즉 확률효과모형의 분석 결과, 실손의료보험 가입자는 미가입자에 비해 외래 본인부담금은 높았으나 입원 본인부담금은 차이가 없었다.

18) 세부 내용은 〈부록〉을 참고 바란다.

〈표 IV-8〉 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향

구분	(이원)고정효과모형					
	모형1: 외래 본인부담금		모형2: 입원 본인부담금		모형3: 총 본인부담금	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
실손	-0.05	0.21	-0.11	0.20	-0.01	0.22
정액	0.00	0.13	0.17	0.13	0.10	0.14
실손정액	0.03	0.14	0.16	0.13	0.12	0.14
30대	0.37**	0.19	-0.18	0.18	0.20	0.20
40대	0.62***	0.23	-0.33	0.23	0.36	0.25
50대	0.84***	0.27	-0.13	0.26	0.67**	0.29
60대	0.99***	0.31	-0.08	0.30	0.79**	0.33
로그(소득)	0.04	0.06	0.01	0.06	0.04	0.06
배우자	1.53***	0.40	0.65*	0.38	2.00***	0.42
무배우자	1.23***	0.47	0.99**	0.46	1.71***	0.49
근로	-0.03	0.07	-0.08	0.06	-0.05	0.07
고졸	0.08	0.44	1.01**	0.43	0.38	0.46
대졸	-0.04	0.50	0.89*	0.49	0.31	0.53
건강상태	0.14***	0.04	0.05	0.04	0.16***	0.04
2013년	0.04***	0.08	0.04	0.07	0.11	0.08
2014년	0.20***	0.07	0.08	0.07	0.29***	0.08
2015년	0.15*	0.08	0.14*	0.08	0.26***	0.08
2016년	0.01	0.08	0.26***	0.08	0.20***	0.08
2017년	0.18**	0.09	0.20**	0.08	0.33***	0.09
2018년	0.27***	0.09	0.23***	0.09	0.41***	0.09
_cons	3.36***	0.69	-0.54	0.67	3.07***	0.73

주: 1) 모형1, 모형2, 모형3 모두 Prob>F = 0.000

2) 모형1, 모형2, 모형3 모두 관측수 40,058

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

라. 실손의료보험이 급여비에 미치는 영향

〈표 IV-9〉는 실손의료보험이 급여의료에서 발생하는 급여비(건보부담금 + 본인부담금)에 미치는 영향을 고정효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. 모형1, 모형2, 모형3의 종속변수는 각각 급여 외래비, 급여 입원비, 총급여비

(외래+입원)이다. 급여비(16만 9,650원) 중 건보부담금(13만 928원)의 비중이 77.2%로 대부분을 차지하기 때문에, 분석 결과는 종속변수가 국민건강보험의 부담금인 <표 IV-5>~<표 IV-7>의 분석 결과와 크게 다르지 않으며, 확률효과모형 역시 분석 결과가 유사하여 <표 IV-9>에는 포함하지 않았다.¹⁹⁾

<표 IV-9> 실손의료보험이 급여비에 미치는 영향

구분	(이원)고정효과모형					
	모형1: 외래 급여비		모형2: 입원 급여비		모형3: 총급여비	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
실손	-0.03	0.23	-0.05	0.23	0.09	0.25
정액	0.00	0.15	0.21	0.14	0.12	0.15
실손정액	0.03	0.15	0.19	0.15	0.15	0.16
30대	0.39*	0.21	-0.20	0.21	0.21	0.22
40대	0.65**	0.26	-0.37	0.26	0.35	0.27
50대	0.87***	0.30	-0.14	0.30	0.68**	0.32
60대	0.98***	0.35	-0.05	0.34	0.81**	0.37
로그(소득)	0.03	0.07	0.03	0.07	0.04	0.07
배우자	1.74***	0.44	0.86**	0.44	2.41***	0.46
무배우자	1.54***	0.52	1.20**	0.52	2.14***	0.55
근로	-0.04	0.07	-0.10	0.07	-0.07	0.08
고졸	-0.04	0.49	1.16**	0.48	0.34	0.52
대졸	-0.11	0.56	1.01*	0.55	0.34	0.59
건강상태	0.16***	0.04	0.04	0.04	0.17***	0.04
2013년	0.09	0.09	0.06	0.08	0.18**	0.09
2014년	0.28***	0.08	0.10	0.08	0.39***	0.09
2015년	0.23***	0.09	0.17*	0.09	0.36***	0.09
2016년	0.08	0.09	0.29***	0.09	0.28***	0.09
2017년	0.29***	0.10	0.24**	0.09	0.44***	0.10
2018년	0.41***	0.10	0.25**	0.10	0.55***	0.10
_cons	4.07***	0.77	-0.83	0.76	3.56***	0.81

주: 1) 모형1, 모형2, 모형3 모두 Prob>F = 0.000

2) 모형1, 모형2, 모형3 모두 관측수 40,058

3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

19) 세부 내용은 <부록>을 참고 바란다.

즉 고정효과모형으로 분석한 결과, 실손의료보험 미가입자가 실손의료보험에 가입한 뒤에 외래비, 입원비, 총급여비를 증가시키는 의료수요 행태가 발견되지 않았다. 참고로 확률효과모형으로 분석한 결과에서는 실손의료보험 가입자는 미가입자에 비해 외래비는 많지만 입원비는 차이가 발견되지 않았다.

6. 소결

한국은 OECD 회원국 중 가장 빠른 의료비 증가율을 경험하고 있으며, 이는 보험자의 보험금 및 보험료를 증가시키고, 나아가 소비와 저축을 위축시켜 경제성장의 부담으로 귀결된다. 의료비 증가의 요인은 다양하다. 특히 한국의 빠른 인구고령화가 의료비 증가의 주된 원인으로 지목되는데, 2020년 기준 전체 인구 중 65세 이상 인구는 15.4%에 불과하지만 이들의 급여비(37조, 4,737억원)는 총급여비(86조 9,545억원)의 43.1%를 차지한다(건강보험심사평가원·국민건강보험공단, 2021). 이 밖에도 국내에서는 민영건강보험의 도덕적 해이도 의료비 증가의 원인일 수 있다는 논쟁이 지속되어 왔다. 무엇보다 국민건강보험과 실손의료보험은 1:1 보장체계인데, 실손의료보험이 불필요한 의료수요를 유발하여 국민건강보험의 재정을 악화시킨다는 문제 지적이 지속되어 왔다.

하지만 주장만 난무할 뿐 실제로 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 분석한 사례는 찾아보기 어렵다. 이에 본 연구에서는 실손의료보험이 국민건강보험에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 의료는 크게 급여의료와 비급여의료로 구분될 수 있는데, 그중에서 국민건강보험의 재정과 관련이 있는 급여의료만을 분석 대상으로 한정하는 방법으로 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 직접적인 영향을 분석하였다. 이 과정에서 장기의 의료패널 자료를 활용해 역선택과 내생성을 통제한 뒤 실손의료보험의 도덕적 해이로 인해 국민건강보험의 재정이 악화되는지를 분석하는 것이 본 연구의 주된 목적이다.

적합한 모형으로 검정된 이원고정효과모형을 활용해 분석한 결과, 실손의

료보험에 가입한 뒤에 외래비, 입원비, 총급여비가 증가하는 도덕적 해이가 발견되지 않았다. 하지만 확률효과모형에서는 실손의료보험이 외래비는 증가시키되 입원비는 증가시키지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다음과 같은 결론과 시사점을 제시한다.

첫째, 실손의료보험 때문에 국민건강보험의 재정이 악화될 수 있다는 가설은 통계적으로 기각된다. 둘째, 물론 분석 대상 자체가 선행연구들과 다르지만 확률효과모형의 분석 결과는 선행연구의 결과와 유사하다. 선행연구들은 주로 민영건강보험이 외래수요는 증가시키되 입원수요는 증가시키지 않는다는 결론을 제시하고 있다. 그러므로 선행연구들이 역선택과 내생성으로 인한 의료비 증가를 마치 도덕적 해이처럼 해석할 수 있다는 가능성이 존재한다. 셋째, 이상의 두 가지 결과를 종합하면 실손의료보험의 가입자가 미가입자에 비해 급여비가 높다는 것은 명확한데, 그 이유는 실손의료보험의 도덕적 해이가 아닌 다른 요인 때문일 가능성이 높다. 요약하자면 의료기관에 가지 않아도 될 사람이 실손의료보험 때문에 의료를 수요하는 도덕적 해이가 아닌 실손의료보험이 필요하여 가입하고 의료수요를 높이는 것이므로, 이는 민영건강보험의 태생적 기능에 부합한다고 할 수 있다.

본 연구는 실손의료보험의 도덕적 해이로 인해 국민건강보험의 재정이 악화될 수 있는지에 대한 가설을 검증하기 위해 다양한 시도를 하였지만 그럼에도 불구하고, 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, RAND처럼 건강보험 무작위 실험(Manning et al., 1987)을 하지 않는 이상 도덕적 해이를 역선택으로부터 완벽히 분리하기는 어렵다. 하지만 역선택의 영향을 완벽히 제거하지 않은 상태에서도 도덕적 해이가 발견되지 않았다는 것은 역선택을 완벽히 분리할 경우 도덕적 해이가 발견될 가능성은 더 낮을 것이다. 그러므로 최소한 본 연구에서는 실손의료보험의 역선택이 아닌 도덕적 해이 때문에 국민건강보험의 재정이 악화된다는 가설은 통계적으로 기각된다. 둘째, 본 연구에서 '실손의료보험의 도덕적 해이가 발견되지 않았다'라는 주장은 급여료에 한정된 결론이다. 만약 실손의료보험으로 인해 비급여의료의 수요가 비효율적으로 증가한다면 '실손의료보험은 도덕적 해이를 유발한다'라고 결

론 내리는 것이 맞다. 셋째, 실손의료보험의 도덕적 해이를 분석하기 위한 조치(예: 2012년을 기준으로 건강한 사람과 미가입자로 한정)들이 완벽한 방법이 아닐 수 있다. 이 연구가 실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향을 분석한 최초의 사례이기 때문에 향후 많은 후속 연구들을 통해 좀 더 면밀한 분석과 논의가 추가되어야 할 것이다.

V. 세부 가격탄력성 추정

1. 가격탄력성 추정 개관

제 V 장에서는 본격적으로 세부적인 가격탄력성을 추정하고자 한다. 특별히 세부 의료 서비스 항목 및 환자의 사회경제적 환경별 가격탄력성을 추정하여 가격과 의료이용의 관계에 대한 보다 구체적인 정보를 얻고자 한다. 다양한 요인이 의료 이용에 영향을 미치는 메커니즘이 복잡할 수밖에 없으며, 이 가운데 본인부담으로 대표되는 가격의 역할을 강건하게 구분해서 식별하는 작업은 난해할 수 밖에 없다. 하지만 제 II 장에서 검토한 것처럼 다양한 가구·환자의 특성, 앓고 있는 질환의 특성에 따라 최대한 다양한 측면에서 가격탄력성을 추정해 보고자 하는 시도는 불완전한 부분적 이해이지만 의미 있는 정보를 얻을 수 있다고 생각한다.

특별히 이 장에서는 건강보험공단 청구자료를 활용하여 건강보험 급여 서비스에 한정된 본인부담과 의료 이용의 관계를 검토해 보고자 한다. 비급여 서비스 등 국민 전체 의료 부담에서 일부를 차지하는 다른 항목도 존재하지만 탄력성 추정 범위를 건강보험 급여 서비스에 한정하는 이유는 본 보고서가 급여 서비스의 본인부담이라는 환자 부담 가격이 변화할 시 건강보험 재정에 미치는 영향을 식별하기 위한 기초자료를 제공하는 것을 주요 목적으로 하기 때문이다. 지속적인 건강보험 보장성 강화 정책의 추진으로 급여 서비스의 본인부담 수준이 낮아지는 것을 경험하고 있고, 이에 따른 결과 변수라고 할 수 있는 건강보험 보장률은 불완전하지만 「건강보험환자 진료비 실태조사」를 통해 파악하고 있다.²⁰⁾ 그러나 보장성 강화가 가격변수를 통해 건강

20) 2020년 발표된 「2019년 건강보험환자 진료비 실태조사」(국민건강보험공단)에 따르면 2019년 기준 건강보험 보장률은 64.2%로, 현 정부의 건강보험 보장성 강화 정책 시행 이전 2016년 62.6% 비해 약 1.6%p 상승했다.

보험 재정에 어느 정도의 영향을 미칠지 정량적으로 파악하는 시도는 상대적으로 부족하며, 이러한 탄력성 정보 부족은 보장성 강화 정책이 건강보험 재정에 미치는 영향을 사전적으로 이해하지 못하도록 방해하고 있다.

세부적인 집단별, 의료서비스별 가격탄력성 추정에 대한 연구 결과가 해외 문헌을 중심으로 활발하게 발표되고 있다. 대표적으로 Ellis et al.(2017)은 미국의 민간 의료보험 미시자료를 활용하여 총의료비, 외래 의료비, 입원 의료비뿐 아니라 의약품, 응급실, 예방 진료, 수술, 전문의 방문, 신장 투석, CT/MRI 촬영, 초음파, 매모그램 등 다양한 세부 진료 항목에 대한 가격 탄력성을 추정했다. 그 결과 의약품(-0.44), 전문의 방문(-0.32), 정신과 진료(-0.26) 등의 서비스는 상대적으로 높은 가격탄력성이 추정된 반면, 응급을 요하는 응급실 방문(-0.04)이나 예방 진료(-0.02)는 낮은 가격탄력성이 추정되었다. 동일한 연구로 Duarte(2012)는 칠레의 민영보험 자료를 활용하여 선택진료(elective service)로 판단되는 가정방문 치료, 심리치료, 물리치료와 응급 치료인 맹장수술, 담낭절제술, 팔 깁스(arm cast) 등의 의료서비스에 대한 탄력성을 추정했다. 그 결과 선택진료는 탄력성 추정치가 매우 높았으나(가정방문 치료: -1.86, 심리치료: -2.063, 물리치료: -0.321), 급성 치료는 탄력성이 매우 낮은 수치로 추정되는 예상 가능한 결과가 도출되기도 했다.

한편 환자의 사회 경제적 상황에 따라 탄력성이 상이하게 추정되기도 한다. Duarte(2012)는 고소득 환자가 저소득 환자에 비해 5배나 탄력성이 높게 추정되었으며,²¹⁾ 고령층이 청년층에 비해 탄력성이 낮게 추정되는 점을 실증적으로 보였다. 반면 다수의 연구는 저소득가구 혹은 환자가 가격 변화에 보다 탄력적으로 반응한다고 주장하기도 한다. Qian et al.(2009)은 중국 간쑤성 지방 1,007가구 4,376명의 표본으로부터의 설문조사를 통해 탄력성 추정을 시도했으며, 의원급, 병원급을 막론하고 저소득층 가구에서 일관되게 탄력성이 높게 추정되었다. 의료서비스를 대상으로 표본의 지불의사액(willing

21) 해당 결과에 대해 Duarte(2012)는 고소득층이 본인이 가입할 수 있는 민간보험의 선택지에 대해 더 많은 정보를 가지고 있을 가능성, 고소득층이 다양한 민간보험을 탄력적으로 선택·가입 이동할 수 있는 반면, 저소득층은 이미 가장 환자에게 불리한 최저보험만이 가입되어 있어 탄력적으로 대응할 여지가 부족할 수 있는 가능성을 제시했다.

to pay)를 직접 문의한 팔레스타인의 설문조사를 통해 Mataria et al.(2007)은 표본의 지불의사액 결정에 소득 수준이 영향을 미치는 점을 확인했다.

이처럼 세부 의료서비스별·환자의 사회경제적 상황별 가격탄력성을 추정하는 작업은 전체 의료비를 기준으로 평균적인 탄력성을 추정하는 것에 비해 세부적인 정보를 식별하여 세밀하게 본인부담 제도를 설계하는 데 기여할 수 있다. 또한 현재 한국에서는 보건의료 재정추계에 널리 활용하지 않고 있지만 스웨덴의 SESIM, 미국의 Future Elderly Model과 같은 미시자료를 활용한 재정추계 모형이 국내에서도 활성화된다면 세부적인 의료서비스 및 환자 특성별 가격탄력성이 재정추계 모형에 반영될 여지도 존재한다. 이는 미시모형에 기반하여 보장성 강화 등 가격 정책이 변화할 시 보건의료 재정에 미치는 영향을 추계할 수 있는 형태로 발전될 수 있는 가능성을 의미한다.

가. 가격탄력성 추정 과정의 내생성

본격적인 가격탄력성 추정에 앞서 다음의 두 가지 문제를 검토하고자 한다. 우선 선행연구 중 다수의 연구가 고민했던 문제는 보험상품의 선택과 의료 이용의 결정에 영향을 미치는 요인 중에 환자의 건강상태 등 연구자가 관찰하지 못하는 정보가 존재할 수 있고, 이에 따라 일반적인 OLS 탄력성 추정치가 내생성에서 자유로울 수 없다는 점이다. 앞선 해외 선행연구들은 주로 민간보험을 중심으로 연구되어, 각종 공제금(deductible), 손실 제한(stop-loss), 보장 제한(coverage ceiling) 등 보험 설계의 요인들이 환자의 의료 수요 및 지출에 따라 연중에 적용되며, 환자의 보건의료 한계 비용에 영향을 미치는 환경에서 탄력성을 추정하고 있다. 이는 적당한 수준의 연내 본인부담 변이(within-year variation)를 생성하며 이를 이용해 탄력성 추정을 가능하게 한다. 하지만 동시에 환자의 의료 수요 및 다양한 민간보험의 상이한 설계에 따라 환자가 직접 보험을 가입하거나 변경하면서 내생성을 야기할 수 있다. 예를 들어 평소에 건강상태가 좋지 않은 개인이 본인부담 측면에서 상대적으로 관대한(generous) 건강보험 플랜을 선택한다면, 건강

상태가 적절하게 통제되지 못할 경우 보험 설계에 의한 낮은 본인부담이 의료 이용을 증가시키는 양상으로 탄력성이 추정될 수 있다. 또한 건강보험의 설계에 따라 특정 기간 동안 공제금 적용 여부, 손실제한 및 보장 제한 등의 제약이 환자의 의료 소비 규모에 따라 적용되며 의료 소비가 환자의 본인부담에 영향을 미치는 역(逆)인과관계가 형성되기도 한다.

이러한 내생성의 통제를 위해 RAND 건강보험 무작위 실험(Manning et al., 1987)에서 본인부담 수준을 무작위로 배정하고 의료 이용 수준을 관찰한 바 있으며, 자연실험(natural experiment)이나 도구변수를 활용하여 내생성을 통제하는 등 다양한 인과관계 추정법을 활용하여 연구가 진행되고 있다(Duarte, 2012; Brot-Goldberg et al., 2017; Eichner, 1998; Einav et al., 2015; Kowalski, 2016; Scoggins and Weinberg, 2017).

가격탄력성을 추정함에 있어 이 장에서는 내생성의 우려에 대해 다음과 같이 대응하고자 한다. 우선 이 연구에서 분석하는 자료는 국민건강보험이라는 전 국민 단일보험 체계하에서 생성된 청구자료이므로, 해외 선행연구들이 고민하고 있는 보험 선택 과정에서 야기되는 내생성에서는 자유로울 수 있다고 판단된다. 즉 환자들은 선택의 여지없이 단일보험 체계에 적용을 받기 때문에 해외 연구에서 고민했던 보험 선택의 문제에서 자유로울 수 있다. 더불어 건강보험 본인부담 상한제 등 의료 소비 규모에 따라 본인부담이 연 단위로 변화할 수 있는 제도적 장치가 존재하기도 하지만, 일반적으로 한국의 건강보험 체계는 고정된 의료수가하에 행위별 수가제가 적용되어 의료 서비스의 소비 수준이 환자의 본인부담에 역으로 영향을 미치는 효과가 타국의 다양한 건강보험에 비해 상대적으로 미미하다고 판단할 수 있다.

또한 환자-특정 기간(이 분석에서는 연도) 고정효과를 탄력성 추정 모형에 활용함으로써 관찰 불가능한 정보를 최대한 통제한다. 건강보험 급여 서비스 이용과 건강보험 재정을 분석 범위로 한정된 연구이므로, 이 장에서는 건강보험 청구자료(건강보험 표본코호트 DB)를 분석할 예정인데, 건강보험 청구자료에는 환자의 다양한 사회경제적 정보가 부족하여 의료 이용에

영향을 미칠 수 있는 흥미로운 정보들을 통제하기가 용이하지 않다는 단점을 가지고 있다. 따라서 환자-특정기간(연도) 내 변이(within patient-year variation)를 회귀모형에 포함하여 이 요인들을 최대한 통제하는 접근이 필요하다.

마지막으로 실손의료보험 가입 등 의료 이용에 영향을 미치는 한국 내 독특한 요인에 대해서는 이전 제IV장에서 제시한 결과를 바탕으로 민영보험의 도덕적 해이가 없다는 가정을 도입하고자 한다. 이는 임상적 필요가 없음에도 불구하고 실손의료보험 등을 통해 본인부담이 낮아진 조건이 추가적인 의료 수요를 유발하는 상황이 존재하지 않는다는 점을 가정하는 것이다. 이와 같은 대응 방향에 기반하여 선행연구처럼 내생성을 극복하기 위한 도구변수 활용 등의 방법론을 이 분석에서 도입할 필요성은 낮다고 판단했다.

나. 가격의 정의

또한 환자의 행태에 영향을 미치는 가격(본인부담)을 정의하는 문제에 대해 고민해 보고자 한다. 환자의 건강상태, 치료해야 하는 질병의 종류, 기(既)지출한 진료비의 규모에 따라 본인부담 상한제, 재난적 의료비 제도 등 각종 제도의 적용, 환자가 소속된 가구의 소득 상태 등 다양한 요인으로 연중에 환자의 본인부담 비중이 변화할 수 있다. 이렇게 변화하는 본인부담 수준을 모형에서 어떻게 정의해야 하는지에 대해서 많은 논의가 있어 왔다.

우선 자연스러운 선택은 환자가 의료서비스를 이용하는 순간 경험하는 현물가격(spot price)에 반응할 것이라고 가정하는 것이다(Brot-Goldberg et al., 2017). 의료 서비스 구매를 결정하는 순간에 적용되는 가격에 의료 구매 행태가 영향을 받을 것이라고 보는 입장이다. 이러한 가정하에서 청구자료(claim data)를 분석하여 가격탄력성을 추정하는 경우, 자료에 나타난 의료 내역을 본인부담 및 의료비 지출로 집계하여 개인별 혹은 집단별 회귀모형 추정을 통해 탄력성을 추정하게 될 것이다. 하지만 보건의료 서비스 제공을 둘러싼 불확실성 및 전달체계의 특성상, 환자에게 사전적으로 본인이 전달받

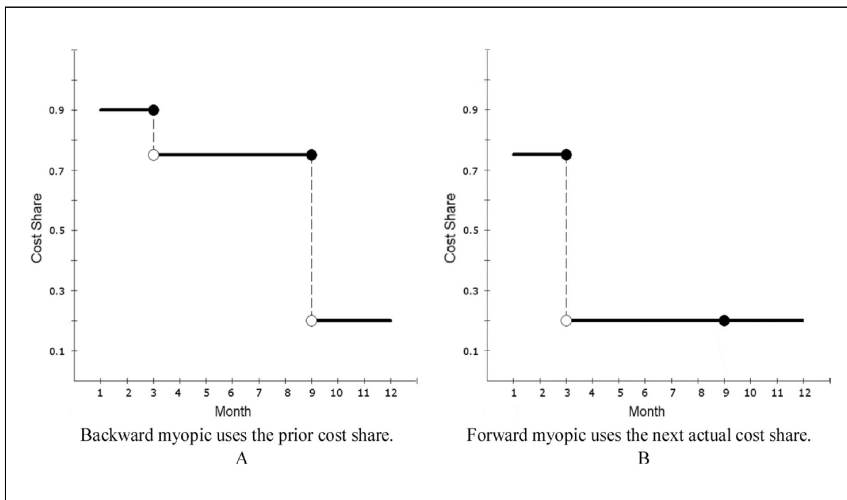
게 될 의료 서비스 가격을 인지하고 구매의 의사결정을 하지 못하는 경우가 일상적일 수 있다(Rosenthal et al., 2013). 청구자료에 나타난 현물가격이 연 관 청구자료에 나타나는 의료 이용을 설명하는 적절한 시점의 정보가 되지 않을 가능성도 존재한다는 의미이다. 또한 Ellis et al.(2017)에서 지적하듯, 현물가격은 의료 이용이 실제로 발생된 시점에만 관찰되는 정보인데, 의료 이용이 없는 시점의 경우 환자가 기대하는 의료가격(expected price)에 대한 추가적인 가정이 필요하다. 즉 환자가 의료 이용을 하지 않는 기간에도 환자는 ‘의료 서비스의 가격은 대략 어느 정도일 것이다’는 기대를 형성하고, 이 기대는 ‘의료 서비스를 이용하지 않겠다’는 의료 수요에 영향을 미칠 수 있는 점을 고려해야 한다는 의미이다. 의료 이용을 하지 않는 다양한 원인 가운데 환자가 직면한 잠재 본인부담 수준이 존재할 것이며, 분석을 위해 이에 대한 합리적인 가정을 통한 반영이 필요하다.

이 문제의 해결을 위해 적지 않은 연구들이 환자가 합리적으로 1년(혹은 특정한 기간) 동안의 의료 비용 지출 및 본인부담 구조를 합리적으로 예측(fully-informed)하여 대응할 것으로 가정하고 있다. Keeler and Rolph(1988)부터 최근의 의료가격 관련 연구에 이르기까지 환자의 기대 연말 가격(expected end-of-year marginal price)을 환자 행태 변화에 영향을 미치는 가격변수로 활용하고 있다(Aron-Dine et al., 2015; Brot-Goldberg et al., 2017; Kowalski, 2016). 이 가정하에서는 1년 동안 실현된 의료 지출 규모와 환자 부담 규모를 통해 최종 연말 본인부담 수준을 식별한 후, 해당 본인부담을 환자가 연초부터 연말까지 합리적으로 인식하여 이에 맞춰 해당연도의 의료 소비를 계획한다고 이해할 수 있다.

한편 Ellis et al.(2017)은 여러 선행연구에서 논의된 환자들의 근시안적인(myopic) 행태를 좀 더 구체화하여 의료 소비를 고려하고 있는 시점 바로 직전에 환자가 경험한 의료 서비스의 가격 수준(backward myopic) 혹은 현 시점 바로 다음 의료 서비스 구매 환경을 예측하여 결정(forward myopic)한다는 방식으로 가격을 정의하여 분석에 활용하기도 했다. 이는 앞선 선행연구들과는 달리 환자가 미래 의료비의 본인부담 수준을 예측할 수 있는 합리

성이 결여되어 있으며, 현재 시점을 중심으로 시간적으로 가까운 시일 내에 경험했던 혹은 경험할 의료 소비 과정에서의 본인부담 수준이 현재의 의료 소비 행태에 미치는 영향이 있다는 점을 고려한 것이다. [그림 V-1]에서는 이러한 환자의 근시안적인 의료가격 반응 행태를 그림으로 표현했는데, 환자의 의료 구매 시점의 본인부담 수준이 의료 서비스 구매가 발생되지 않았던 앞뒤 기간에 영향을 미치는 가격이라는 가정을 활용했다. 구체적으로 [그림 V-1]의 모든 그림에서 환자는 3월, 9월에 각각 0.75, 0.2의 본인부담 수준으로 의료 서비스를 소비했다. 환자의 근시안적 의료 소비 행태를 가정하여, 의료 소비가 발생하지 않는 달의 환자 의료 소비에 영향을 미치는 본인부담 수준을 각각 달리 가정할 수 있다. 패널 A(backward myopic price)는 3월 이후 3월에 경험했던 0.75의 본인부담 수준이 영향을 미치다가 9월 새로운 소비 이후 0.2의 새로운 본인부담이 영향을 미친다. 본인부담에 대한 정보가 없는 1, 2월과 의료 서비스 소비 당월인 3월의 경우에는 해당 보험 플랜 가입자 전체의 해당 월의 평균 본인부담 수준을 산출하여 가격으로

[그림 V-1] 근시안적(myopic)인 환자의 본인부담 가정의 예
(forward, backward myopic)



자료: Ellis et al.(2017), p. 236, Figure 1.

가정한다. 반면 패널 B(forward myopic price)는 3월에 실제 경험한 0.75의 본인부담이 직전 과거인 1~3월에 영향을 미치며, 9월의 0.2는 4월 이후 영향을 받는다고 가정하고 있다.

이처럼 가격탄력성 추정에서 고려할 수 있는 다양한 의료 가격(본인부담)의 정의 중, 어느 정의를 활용해야 하는가에 대해 학술적으로 결론이 나지 않은 상황으로 보인다. 적지 않은 연구들이 환자의 합리성을 가정하며 연말에 실현되는 본인의 기대 가격을 활용하고 있지만, 그 연구들조차 환자가 가격 변화에 근시안적 혹은 경직적으로 대응할 가능성에 대해 배제하지 못하고 있다.²²⁾ 또한 환자가 의료의 현물가격에 반응하는지, (제한적) 합리성에 기반한 미래 가격에 기반한 소비 행태를 보이는지를 직접적으로 연구한 Aron-Dine et al.(2015)도 환자가 현물가격 및 미래 가격에 모두 영향을 받는다고 보아야 하며, 하나의 숫자로 정의된 탄력성이 우리에게 제공할 수 있는 정보가 제한적일 수 있음을 언급했다.

이와 같은 논의를 바탕으로 이 장에서는 청구자료를 통해 관찰되는 현물가격뿐만 아니라, 환자의 합리성을 가정한 기대 연말가격 및 제한된 합리성을 가정한 Ellis et al.(2017)의 가격 정의법(backward myopic, forward myopic)을 활용하여 본인부담 수준을 정의하여 고려해 보고자 했다. 단 연구의 현 시점까지 진행된 추정 과정을 통해 일부의 가격 정의가 불안정한 추정치를 결과로 제시하고 있음을 확인했다. 따라서 이 장에서는 비교적 안정적인 추정치를 제시하는 후행적 근시안 가격 정의(backward myopic price)와 현물가격을 중심으로 추정 결과를 제시하고자 한다. 특히 후행적 근시안 가격 정의를 통해 앞선 서술처럼 환자의 제한적 합리성에 대한 고려와 동시에 환자가 의료 이용을 하지 않은 기간 또한 자료 분석에 포함함으로써, 완결된 자료 형태로 탄력성을 추정할 수 있는 이점이 있음을 다시

22) 예를 들어, Keeler and Rolph(1988)는 “[T]he myopic and inflexible behavior of participants in the experiment may be another instance of bounded rationality - people may not have the energy or inclination or think about their future insurance status, or experience in taking advantage of these temporary changes in price”(p. 365) 라고 추측하고 있다.

한 번 강조한다.

위와 같은 논의들을 바탕으로 이 장에서는 비교적 간단한 축약형 회귀모형으로 「건강보험 표본코호트 DB 자료」를 활용하여 건강보험 급여 서비스의 본인부담과 의료 이용(의료 지출)의 관계를 추정해 보고자 한다. 그 결과가 이 연구는 국내 보건 의료 가격탄력성 추정 연구 결과에 다음과 같은 기여를 할 수 있을 것으로 보인다. 첫째, 건강보험자료를 통해 최대한 세부적인 집단을 질병 및 사회경제적 변수로 나누어 추정하고자 한다. 전체 의료비 및 외래 서비스, 입원 서비스로의 의료 이용 형태에 따른 추정과 더불어, 환자의 연령, 만성질환(고혈압, 당뇨, 고지혈증) vs. 중증질환(암, 뇌혈관 질환, 심혈관 질환)으로 환자 집단을 구분하여 탄력성을 추정함으로써 다채로운 탄력성 정보 확보를 시도한다. 둘째, 현물가격뿐 아니라 환자의 근시안적인 가격 인식에 기인한 의료 소비 반응을 추정과정에 반영하고자 한다.

2. 분석 방법 및 자료

「건강보험 표본코호트 DB」(2002~2019년)를 활용하여 탄력성을 추정한다. 「건강보험 표본코호트 DB」는 2006년 1년 동안 건강보험 가입자 및 의료급여 수급권자 자격을 유지한 국민 중 100만명을 표본으로 추출하여 구성되었다. 해당 표본이 이전 2002년부터 2019년까지 이용했던 진료내역을 중심으로, 표본의 자격 및 보험료 정보(성, 연령, 거주지역 시군구, 건강보험 가입 형태, 소득분위 등), 출생 및 사망 정보, 건강검진 정보, 진료받은 병·의원의 기초정보를 연결하여 함께 분석할 수 있는 자료원이다. 환자의 세부적인 진료 정보(진단명, 진료 및 처치명, 의료비 지출 및 건강보험 부담분 등)를 건별로 정확하게 확보할 수 있어 매우 유용한 정보이지만, 환자의 기초적인 사회경제적 변수 및 영양기관에 대한 정보는 제한적으로 제공되는 등 한계도 명확한 자료이다.

자료의 크기가 방대하므로 분석의 용이성을 더하기 위해 건강보험 청구자료(T20)를 중심으로 환자의 의료 이용을 환자-월(patient-month)로 집계하여 분석의 기초단위(unit of observation)로 구성했다.²³⁾ 가격탄력성을 추정

하기 위한 의료 이용과 본인부담의 기본 축약모형은 Ellis et al.(2017)의 모형식별방법을 변용하여 추정했다.

$$Y_{i,m} = \alpha_{i,y} + \beta P_{i,m} + \gamma_m + \epsilon_{i,m} \quad \text{식 (V-1)}$$

$Y_{i,m}$ 는 환자 i 가 m 번째 월²⁴⁾에 지출한 ① 의료비의 로그값 및 ② 내원일수로 정의($m=1, \dots, 216$)한다. 관심변수인 $P_{i,m}$ 은 매 해당 월 환자 i 의 전체 의료비 지출 중 환자 본인이 부담한 본인부담 지출액의 비중으로 산출한 이후, 현물가격 및 앞서 서술한 후행 근시안적 가격으로 각각 정의한다. 현물가격으로 정의할 시에는 실제 의료 이용이 발생한 월에 해당되는 자료만 회귀모형 추정에 포함되며, 후행 근시안적 가격으로 정의할 때는 실제 의료 이용뿐 아니라, 의료 이용이 없는 월도 포함한 모든 자료가 회귀모형 추정에 포함된다. 한편 이 보고서에서 활용하는 후행 근시안적 정의에서는 실제 의료 지출이 발생하기 전의 가격에 대한 정보가 존재하지 않으므로, Ellis et al.(2017)의 가정에 따라, 전체 인구의 해당 서비스(외래, 입원, 각종 질환 등)별 매년 1월의 평균 본인부담 수준을 실제 의료 지출이 발생하기 전까지의 가격으로 정의한다. 이처럼 각각 다른 방식으로 정의된 $P_{i,m}$ 을 통해 다양한 탄력성 정보를 제시하고자 한다.

식 (V-1)은 결과변수가 의료비인 경우, 로그-선형 모형 설정(log-linear model specification)으로 구성하여 가격탄력성은 가격 변수의 계수 추정치 $\hat{\beta}$ 에 가격변수의 평균값(\bar{P})을 곱하여 산출한다. 또한 결과변수가 내원일수인 경우, 선형모형 설정이므로 $\hat{\beta}$ 에 내원일수와 가격변수의 평균값의 비율($\frac{\bar{P}}{Y}$)을 곱하여 가격탄력성을 산출한다.

자료는 전체 의료, 외래, 입원 서비스로 구분, 중증질환(암,²⁵⁾ 심혈관,²⁶⁾

23) 단 중증질환자 및 만성질환자의 경우, 월 단위로 지속적인 의료 소비가 나타나는 패턴이 아닐 수 있어, 중증질환자는 분기(quarter), 만성질환자는 반년(half-year)으로 시간 단위를 묶어 식 (V-1)을 추정했다.

24) 자료 분석 기간인 2002~2019년의 각 월을 1~216번째 월로 나타낸 색인

25) ICD-10 기준 C00~C97, D00~D09, D32~D33, D37~D48과 하위 코드

뇌혈관²⁷⁾), 만성질환²⁸⁾(고혈압,²⁹⁾ 당뇨병,³⁰⁾ 고지혈증³¹⁾), 연령, 건강보험료 기준 가구소득으로 구분하여 각각 탄력성을 추정했다.³²⁾ 의료비 지출은 한국은행 발표의 연도별 소비자물가지수 중 보건 분야의 물가지수를 이용하여 실질의료비 지출로 환산하여 활용했다. 자료원 자체의 개인의 다양한 정보의 부족 및 방대한 자료의 양으로 인해 발생하는 컴퓨팅 능력의 제한 등을 고려하여 환자-연도별 고정효과($\alpha_{i,y}$)를 의료 이용에 영향을 미치는 다양한 요인의 통제 목적으로 활용한다. 환자-연도별 고정효과 통제를 통해 연도 단위로 불변하는 환자의 기초정보(예: 연령, 성 등) 및 해당 연도에 환자의 기본적인 건강 위험 정도(health risk) 등 다양한 정보를 통제할 수 있을 것이라 기대하며 이를 포함했다. 가격 정의 중 현물가격의 경우 회귀모형의 설정상 환자-연도별 고정효과를 이용할 수 없어, 이때는 환자 고정효과(α_i)를 활용한다. 추정치의 통계검정을 위한 표준오차는 상황에 따라 환자-연도 군집(patient-year-clustered standard error), 혹은 환자 군집(patient clustered standard error)으로 보정하여 산출했다.

26) ICD-10 기준 I20~I25, I28, I42~I43, I50~I52와 하위 코드

27) ICD-10 기준 I60~I69와 하위 코드

28) 의약품 치료가 일반적인 만성질환 환자의 경우 건강보험 청구자료 중 약국자료(P)에서 해당 질환의 의약품 치료까지 포함했다.

29) ICD-10 기준 I10과 하위 코드

30) ICD-10 기준 E10, E11, E13, E14와 하위 코드

31) ICD-10 기준 E78과 하위 코드

32) 중증질환 및 만성질환의 최초 발병 시기는 자료의 시작 시점이 아닌 분석 기간 중일 경우를 고려하여, 질환별 분석 시에는 해당 질환으로 인해 최초의 진료가 시행되었던 시점부터 자료를 구성했다. 예를 들어 암이 2010년에 발병했을 경우, 2010년 1분기부터 2019년 4분기(혹은 사망 시점)까지 분기별 자료를 구축하는 형태이다.

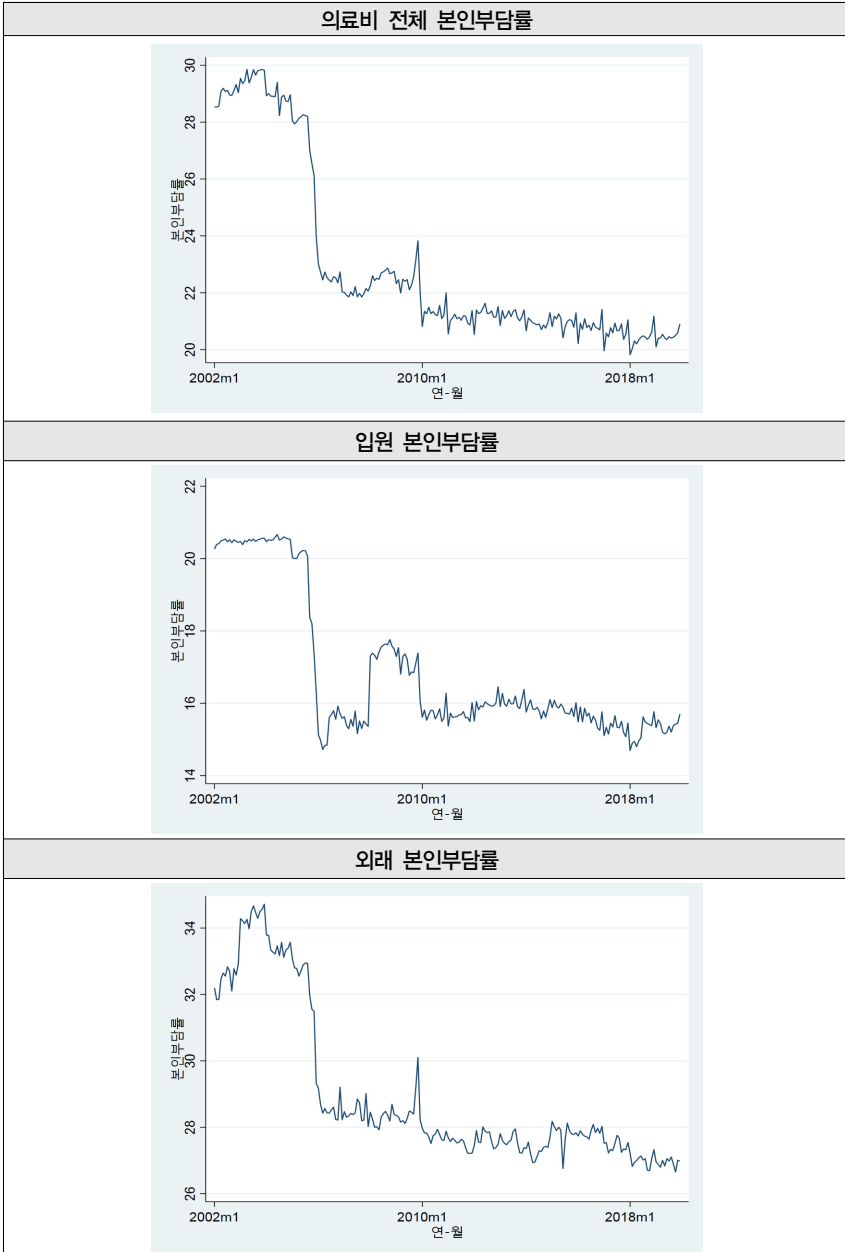
3. 추정 결과

탄력성 추정에 앞서 분석 기간 동안 환자의 본인부담은 월 단위로 충분한 변이가 있는지 검토할 필요가 있다. 해당 월의 현물가격으로 평균값을 집계하여 변이를 살폈으며, 총의료비, 입원, 외래, 입원·외래 연령별, 만성질환(고혈압, 당뇨, 고지혈증) 및 중증질환(암, 심혈관, 뇌혈관 질환)의 본인부담 변화를 구분하여 2002~2019년까지 월 단위로 검토했다. [그림 V-2]~[그림 V-5]에 본인부담의 변화 추이가 제시되어 있다. 전반적으로 건강보험 급여 서비스의 본인부담 하락이 관찰되고 있음을 알 수 있는데, 이는 지속적으로 추진되어 온 건강보험 보장성 강화 정책의 결과로 판단된다. 특히 암, 심혈관, 뇌혈관 질환자의 본인부담이 크게 경감되는 것이 특징이며, 만성질환자가 상급종합병원 혹은 종합병원에서 진료받을 시 상대적으로 큰 가격을 부담하고 있음을 확인하여, 의료기관 종별로 동일한 질환자의 치료에 차등적인 본인부담이 현재까지 적용되고 있음을 알 수 있다. 입원 의료 서비스의 본인부담의 경우 일부 구간에서 계단식 경감 효과가 나타나는데, 먼저 6세 미만 아동을 대상으로 2006~2007년 2년간 입원 본인부담금이 면제되었다가 2018년 1월부터 10%의 본인부담률이 다시 적용된 정책의 예가 있어 이 사례가 자료에서도 확인되고 있다. 또한 문재인케어의 일환으로 2017년 10월부터 15세 이하 아동·청소년의 입원진료비 본인부담률을 10~20%에서 5%로 인하하는 정책이 시행되어 이 정책에 의한 본인부담 경감 효과가 자료에서 관찰된다.

이 외에도 약 18년의 해당 기간 동안 본인부담에 영향을 미치는 많은 거시적·미시적인 본인부담 조정이 있어 왔으며, 월별 본인부담 변이가 적절하게 존재한다고 판단하여 식 (V-1)의 추정을 시행할 수 있다고 판단했다.

[그림 V-2] 총 의료, 입원, 외래 본인부담 변화

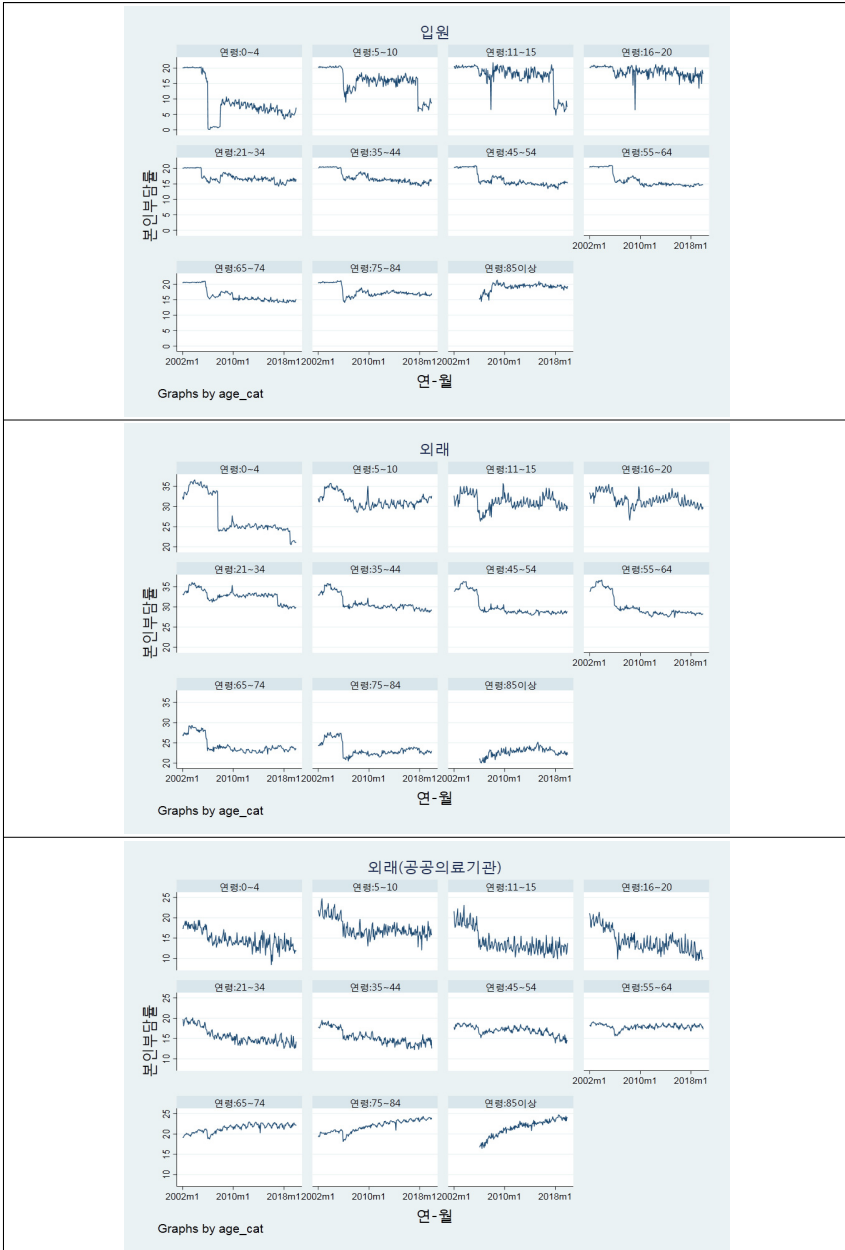
(단위: %)



자료: 2002~2019 「건강보험 표본코호트 DB」를 바탕으로 저자 작성

[그림 V-3] 본인부담률 변화(2002~2019년, 입원/외래, 연령별)

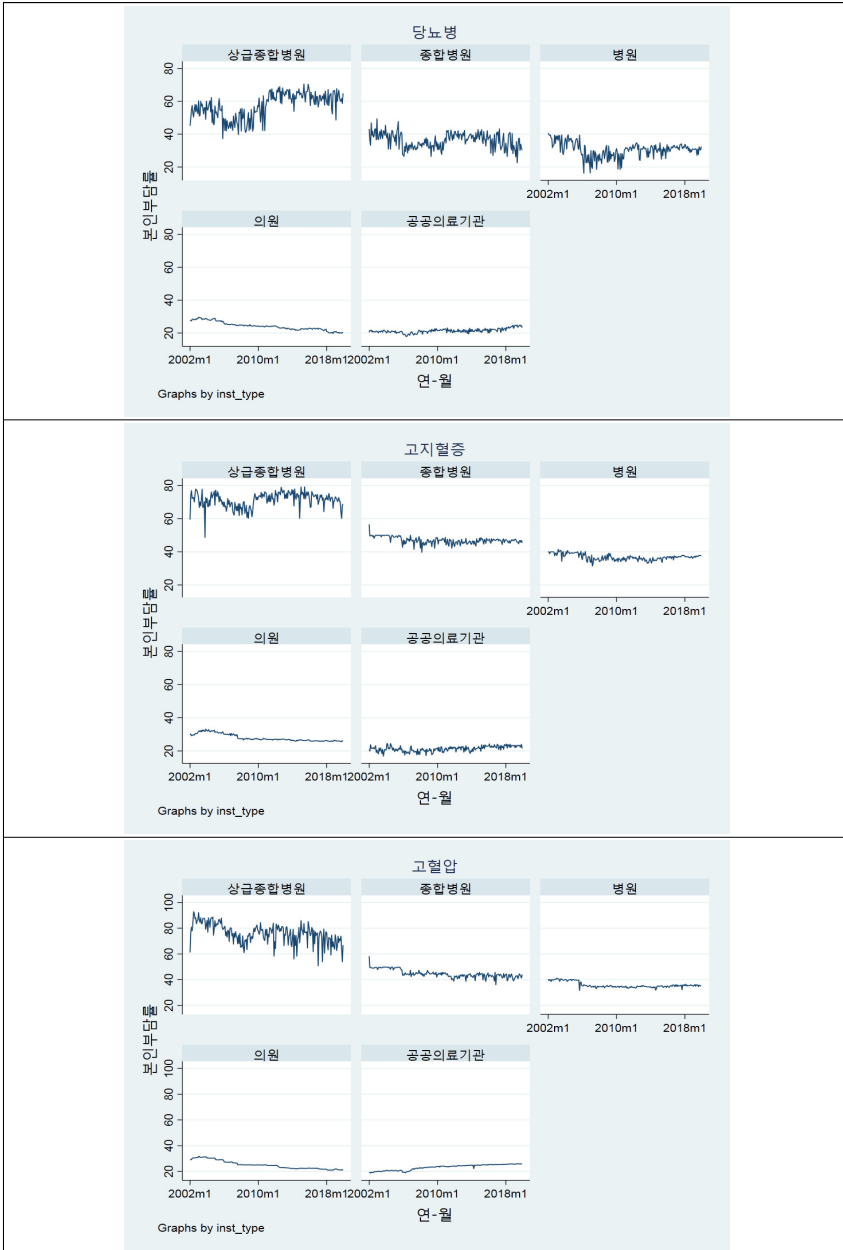
(단위: %)



자료: 2002~2019 「건강보험 표본코호트 DB」를 바탕으로 저자 작성

[그림 V-4] 본인부담률 변화(2002~2019년, 만성질환별, 의료기관종별)

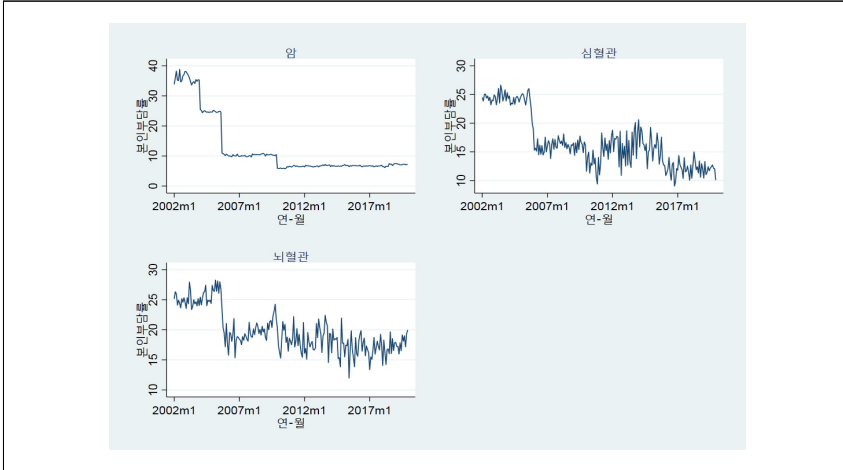
(단위: %)



자료: 2002~2019 「건강보험 표본코호트 DB」를 바탕으로 저자 작성

[그림 V-5] 본인부담률 변화(2002~2019년, 중증질환: 암, 심혈관질환, 뇌혈관질환)

(단위: %)



자료: 2002~2019 「건강보험 표본코호트 DB」를 바탕으로 저자 작성

〈표 V-1〉과 〈표 V-2〉는 전체 의료 이용 및 입원, 외래 이용으로 각각 구분하여 의료비 지출과 내원 일수에 대한 식 (V-1)의 가격변수 추정치 및 가격탄력성 추정치를 제시하고 있다. 앞선 절에서의 설명처럼 다양한 가격 정의에 기반한 탄력성 추정치를 산출했지만, 비교적 안정적인 추정 결과를 나타내는 후행 근시안적 가격을 주요 추정 결과로 제시하며, 가격탄력성 추정에 일반적으로 많이 활용되는 현물가격을 기준으로 한 추정치 또한 비교를 위해 제시했다. 후행 근시안적 가격 정의를 기준으로 전체 의료 이용에서는 의료비 기준 -0.2579, 내원 일수 기준으로 -0.1219로 탄력성이 추정되었다. 특히 의료비 기준 추정치 -0.2579는 무작위 실험인 RAND Health Insurance Experiment을 통해 추정된 가격탄력성 추정치 -0.2에 견줄만 한 추정치이다(Manning et al., 1987). 국내 연구로는 의료비 소득공제를 통해 가격탄력성을 추정했던 전병목(2009)의 -0.22와 유사한 추정치이다. 단 Ellis et al.(2017)에서 동일한 방법과 후행 근시안적 가격을 통해 추정된 추정치 -0.44보다는 낮게 추정되었다. 또한 내원일수에 대한 가격탄력성은 국내 최

성은(2018)의 연구에서 -0.295로 추정되었으나, 이 연구에서는 -0.1219으로 상대적으로 낮게 추정된 것이 차이점이다.

〈표 V-1〉 전체/입원/외래 의료비 지출 가격탄력성 추정

log(의료비 지출)	전체		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	-0.0085 (0.0001)	***	-0.2579
spot price 표준오차	-0.0002 (0.0000)	***	-0.0072
log(의료비 지출)	입원		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	0.0179 (0.0005)	***	0.3503
spot price 표준오차	-0.0277 (0.0003)	***	-0.4937
log(의료비 지출)	외래		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	-0.0051 (0.0001)	***	-0.1583
spot price 표준오차	0.0126 (0.0000)	***	0.3790
N(전체)	1,125,333		
N(입원)	524,285		
N(외래)	1,124,915		

주: *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$
 자료: 저자 작성

〈표 V-2〉 전체/입원/외래 내원일수 가격탄력성 추정

총 내원 일수	전체		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	-0.0051 (0.0000)	***	-0.1219
spot price 표준오차	-0.0260 (0.0001)	***	-0.2522
입원 일수	입원		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	-0.0040 (0.0005)	***	-0.4321
spot price 표준오차	0.0398 (0.0027)	***	0.0582
외래 내원 일수	외래		
	회귀모형 가격 계수	p-value	가격탄력성
backward myopic price 표준오차	-0.0033 (0.0000)	***	-0.0956
spot price 표준오차	-0.0040 (0.0001)	***	-0.0461
N(전체)	1,125,333		
N(입원)	524,285		
N(외래)	1,124,915		

주: *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$
 자료: 저자 작성

한편 의료비 기준 입원 서비스의 가격탄력성에 있어서는 현물가격 추정치가 -0.4937로 나타났으나 후행 근시안적 가격 기준으로는 합리적으로 보이지 않는 양(+)의 값이 탄력성으로 추정된다. 이런 불안정한 추정치의 관찰은 입원 서비스 및 빈번하게 관찰되지 않는 의료 서비스의 가격탄력성을 추정할 때 Ellis et al.(2017)도 동일하게 경험한 결과이기도 하다. 이에 대해 Ellis et al.(2017)에서는 한 번 입원 사건이 발생하면 고액의 의료비가 지출되며 민간보험의 공제(deductible) 한도 및 손실제한(stop-loss)의 한도를 넘는 경우가 많아 충분한 연내 가격 변화(within-year price variation)를 확보할 수 없기 때문으로 지적하고 있다. 하지만 한국 건강보험의 경우, 공제 및

손실제한의 적용이 일반적이지 않음에도 불구하고 유사한 추정치가 관찰된다. 입원 의료 서비스에 적합한 가격탄력성 모형 식별을 위해 추가적인 후속 연구가 필요함을 알 수 있다.

외래 서비스의 탄력성 추정치는 후행 근시안적 가격 기준으로 -0.1583의 탄력성이 추정되었다. 중증의 의료 수요로 인한 입원 서비스의 가격탄력성이 외래 서비스의 가격탄력성에 비해 비탄력적인 것이 주요 선행연구들의 연구 결과였지만(Liu and Chollet, 2006; 최성은, 2018; Zhou et al., 2011; Han et al., 2020), 일부 연구에서는 반대로 외래 서비스를 보다 비탄력적인 의료 수요로 인식하기도 한다(김한중·이해중, 1989, Newhouse and Phelps, 1974). 이 연구에서도 후자의 연구 결과와 비슷한 결과가 도출되었는데, 입원 서비스와 외래 서비스의 환자 본인부담 수준의 차이가 이러한 결과를 이끌었을 가능성도 배제할 수 없다고 판단된다. 즉 본인부담 비중의 문제가 아닌 본인부담액 수준 자체가 환자의 평균적인 소득에 비춰 어느 정도의 수준인가도 영향을 미칠 수 있을 가능성을 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 입원의 본인부담이 과도하게 높고 외래의 본인부담이 과도하게 낮다면, 외래의 일부 본인부담 비중의 변화는 환자 수요에 큰 변화를 야기하지 않지만, 입원의 본인부담 비중은 환자의 수요에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 각 의료 서비스에 대한 한국의 본인부담 수준 및 전체 의료비 중 본인부담 비중, 가구소득 수준 등이 맞물려 이와 같은 추정치가 관찰될 개연성이 존재한다.

마지막으로 내원 일수의 가격탄력성 추정에서는 후행 근시안적 가격 기준으로 각각 -0.1219(전체 의료서비스), -0.4321(입원 서비스), -0.0956(외래 서비스)의 추정치가 관찰되었다.

다양한 가격 정의 중에 무작위 실험 결과 및 기존 선행연구와 비교적 견줄 만한 탄력성 추정치를 안정적으로 제공하는 가격은 후행 근시안적 가격 정의이며, 이는 동일한 방법을 활용한 Ellis et al.(2017)에서도 동일하게 관찰되는 현상이다. Ellis et al.(2017)에서도 후행 근시안적 가격을 주된 연구 결과로 제시하고 있다. 따라서 앞으로의 질환별·연령별·가구소득별 세부적인 가격탄력

성 추정치는 후행 근시안적 가격 정의를 기준으로 추정된 추정치를 중심으로 소개하고자 한다. 먼저 <표 V-3>과 <표 V-4>는 암, 심혈관, 뇌혈관의 중증질환자 및 고혈압, 당뇨병, 고지혈증의 만성질환자로 구분된 환자군을 대상으로 동일한 방식으로 가격탄력성을 추정한 결과이다. <표 V-3>의 중증질환자 대상 가격탄력성 추정치의 큰 특징은 일반적인 집단에 비해 매우 가격 탄력적인 추정치가 산출되었다는 점이다. 의료비 기준으로는 -4.9~-1.5, 내원 일수 기준으로 -2.7~-1.5의 추정치인데,³³⁾ 해당 질환의 가격탄력성을 추정한 선행연구를 찾을 수 없어 직접적인 비교는 어려웠다. 상이한 자료와 추정 방법으로 후속 연구의 추정치들이 제시되기를 희망한다. 현재의 추정 결과를 기반으로 중증질환자들이 일반적인 환자 집단에 비해 가격 변화에 매우 민감하게 반응하는 집단일 가능성이 있으며, 중증질환 산정특례 제도 등 중증질환 치료의 본인부담을 크게 경감하는 제도의 정당성을 제시한다고 판단하고 있다.

이에 비해 만성질환 대상 탄력성은 의료비 지출 기준으로 -0.1758(고혈압), -0.4031(고지혈증)이 관찰되었으며, 당뇨병은 이보다 낮게 -0.0289의 값이 추정되었으나 회귀 모형의 추정치가 통계적으로 유의하지 않았다. 내원 일수 기준으로 -0.1955(고혈압), -0.2469(고지혈증)로 탄력성이 추정되었으며, 당뇨병의 경우는 0.0029의 값이 통계적으로 유의하지 않게 추정되었다.

이처럼 만성질환자의 탄력성 추정치가 중증질환자에 비해 크게 비탄력적임을 확인할 수 있다. 가격 변화에 대해 질환별로 상이한 대응 정도를 보일 수 있음은 향후 본인부담 수준의 설계에 있어 중요하게 참고해야 한다.

<표 V-3> 중증질환자 가격탄력성 추정

log(의료비 지출)	암	심혈관	뇌혈관
backward myopic price	-1.5461	-4.1006	-4.8942
내원일수	암	심혈관	뇌혈관
backward myopic price	-0.0234 ⁺⁾¹⁾	-2.6639	-1.5390
N	15,638	43,120	40,058

주: 1) +: $p > 0.05$ 로 통계적으로 유의하지 않은 추정치임을 의미
자료: 저자 작성

33) 암 질환자는 통계적으로 유의하지 않은 추정치이므로 제외

〈표 V-4〉 만성질환자 가격탄력성 추정

log(의료비 지출)	고혈압	당뇨	고지혈증
backward myopic price	-0.1758	-0.0289 ⁺¹⁾	-0.4031
내원일수	고혈압	당뇨	고지혈증
backward myopic price	-0.1955	-0.0290 ⁺¹⁾	-0.2469
N	194,688	102,781	105,721

주: 1) +: $p > 0.05$ 로 통계적으로 유의하지 않은 추정치임을 의미
 자료: 저자 작성

〈표 V-5〉과 〈표 V-6〉은 각각 건강보험료 기준 소득분위와 연령 구간 기준으로 표본을 구분하여 가격탄력성을 추정한 결과이다. 먼저 소득은 저소득층에서 상대적으로 약간의 탄력적인 대응이 관찰되지만 고소득층에 대비하여 그 차이는 매우 미미한 수준이다. 단 의료급여 수급자의 탄력성은 낮게 추정되었는데, 일견 합리적이지 않은 추정치로 판단할 수도 있으나, 의료급여 수급자의 본인부담이 매우 낮은 수준으로 경감되어 있는 환경에서의 미미한 가격 변화는 의료 수요에 큰 영향을 미치지 않을 수 있다는 해석을 가능하게 한다. 의료급여 1종 수급자를 대상으로 외래 본인부담의 변화가 외래 의료 수요에 미치는 영향을 연구한 최지숙 외(2010) 또한 가격탄력성을 -0.012의 낮은 수준으로 추정한 것을 확인할 수 있었다.

연령구간별 가격탄력성 추정치는 일부 불안정한 추정치도 산출되었으나, 전반적으로는 청장년층의 다소 탄력적인 반응과 대비하여 영유아 계층 및 고령층의 비탄력적인 가격 반응이 관찰되었다. 그러나 그 차이는 예상만큼 크게 두드러지지는 않았다.

〈표 V-5〉 소득분위별 가격탄력성 추정

log(의료비 지출)	의료급여	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
	-0.1465	-0.2755	-0.2639	-0.2457	-0.2535	-0.2460
	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	
	-0.2439	-0.2332	-0.2494	-0.2534	-0.2856	
내원일수	의료급여	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
	-0.0520	-0.1287	-0.1437	-0.1332	-0.1373	-0.1282
	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	
	-0.1186	-0.1092	-0.1112	-0.1170	-0.1175	
N	의료급여	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
	38,431	444,577	467,688	490,991	543,254	590,420
	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	
	628,721	658,657	647,226	581,378	413,299	

자료: 저자 작성

〈표 V-6〉 연령구간별 가격탄력성 추정

log(의료비 지출)	4세 이하	5~10세	11~15세	16~20세	21~34세
	-0.1549	-0.1912	-0.1555	-0.2309	-0.0574
	35~44세	45~54세	55~64세	65~74세	75~84세
	-0.2298	-0.3318	-0.4174	-0.2311	-0.2795
	85세 이상				
	-0.3453				
내원일수	4세 이하	5~10세	11~15세	16~20세	21~34세
	-0.0373	-0.0065	-0.1193	-0.1664	-0.0304
	35~44세	45~54세	55~64세	65~74세	75~84세
	-1.4237	-0.1656	-0.1440	-0.0499	-0.0622
	85세 이상				
	-0.0750				
N	4세 이하	5~10세	11~15세	16~20세	21~34세
	210,507	266,332	275,618	299,874	488,677
	35~44세	45~54세	55~64세	65~74세	75~84세
	470,334	429,918	324,351	199,204	110,995
	85세 이상				
	33,264				

자료: 저자 작성

4. 소결

제 V 장에서는 건강보험 청구자료를 활용해서 의료서비스 종류별(입원, 외래, 전체), 질환별(만성질환, 중증질환), 소득별, 연령별로 세부적인 가격탄력성을 추정하고자 했다. 국내 보건의료의 가격탄력성 추정 연구에 기여함과 동시에 가격의 정의에 있어 현물가격이 아닌 환자의 근시안적 소비 행태를 가정하여 추정했다는 점에서 기존 국내 연구와 차별점이 있다. 추정 결과 전체 의료 서비스의 가격탄력성 추정치는 의료비 기준으로 -0.2579로 추정되었다. 특히 외래 서비스가 입원 서비스에 비해 비탄력적으로 추정되었다는 점에서 기존 선행연구의 결과와 차이를 보였으며, 만성질환에 비해 중증질환 환자가 가격 변화에 매우 탄력적으로 반응을 보였다는 점을 확인했다. 또한, 의료 급여 환자의 비탄력적인 의료 서비스 이용 행태, 고령층과 영유아 계층의 미미한 비탄력적 이용 행태를 각각 관찰했다.

제 IV 장의 분석 결과를 통해 민영의료보험의 도덕적 해이가 존재하지 않는다는 가정을 활용했지만, 건강보험 청구자료 분석 과정에서 민영보험의 가입 여부를 통제할 수 없었다는 점이 분석의 한계점으로 남는다. 또한 몇몇 가격 정의에서 추정치가 합리적으로 예상 가능한 방향과 크기를 벗어나서, 다양한 가격 정의에 따라 다르게 추정되는 탄력성 추정치를 확신을 가지고 다양하게 제시할 수 없었다. 그럼에도 불구하고 세부적인 가격탄력성 추정을 통해, 집단별·의료서비스의 특성별로 상이한 가격탄력성을 제시할 수 있었다. 본인 부담 조정이 야기할 수 있는 의료 접근성의 변화와 더불어 의료 소비량 변화가 건강보험 재정에 미치는 영향을 종합적으로 고려할 때, 이와 같은 세부적인 가격탄력성 정보가 정책적으로 유용하게 활용될 수 있을 것이라고 생각하며, 다양한 자료 및 분석 모형을 통한 후속 연구들을 기대한다.

VI. 결론 및 정책 시사점

현재까지의 국민건강보험의 보장성 강화는 주로 본인부담의 조정으로 대표되는 가격 정책을 통해 실현되고 있다. 이 보고서는 보건의료 서비스의 가격탄력성 추정을 통해 이와 같은 정부의 가격 정책이 건강보험 가입자의 의료 수요에 어느 정도 영향을 미칠 수 있는지를 최대한 세부적으로 검토하며 정책적으로 유용한 정보를 생성하기 위해 노력했다. 제Ⅱ장에서 국내외 선행연구를 정리한 후, 제Ⅲ장에서 본격적인 가격탄력성 추정에 앞서, 한국의 건강보험 체계하에서 가격의 변화가 환자의 의료 수요에 영향을 미치는지에 대해 2018년 도입된 고령층 외래 본인부담 정률제 변화, 건강보험 본인부담 상한제도의 사례를 통해 실증적으로 확인했다. 이후 제Ⅳ장에서 실손의료보험이 건강보험 급여 의료 서비스 이용에 미치는 영향을 패널자료 분석을 통해 확인하여, 실손의료보험의 영향이 크지 않을 수 있음을 추정했다. 이를 바탕으로 제Ⅴ장에서 건강보험 청구자료를 활용한 축약형 회귀 모형 추정을 통해 세부적인 가격탄력성을 추정했다. 전체 의료비 기준으로 약 -0.2579의 가격탄력성을 추정했으며, 만성질환·중증질환, 연령별, 가구소득 수준 별로 세분화된 탄력성 추정치를 제시했다.

2020년 발표된 국가 장기 재정전망 결과는 인구감소에 따른 성장률의 하락을 통해 국가 채무의 증가 등 재정 운용의 어려움이 도래할 것임을 간접적으로 언급하고 있다.³⁴⁾ 특히 사회연금 및 사회보험의 재정수지의 부정적인 전망을 언급하면서 사회연금보험의 개혁이 필요한 시점이 되었음을 직접적으로 밝히고 있다. 건강보험의 경우 정부의 2차 장기 재정전망에는 직접적으로 전망 결과를 밝히지 않았지만, 2015년의 1차 장기 재정전망에서는

34) 기획재정부, 「재정혁신과 미래 성장동력 확충을 통해 '60년 국가채무비율 60%대 수준으로 관리」, 보도자료, 2020. 9. 2.

2025년을 기점으로 건강보험 누적 수지가 음(-)으로 변하며 지속적인 재정 수지 적자를 기록할 것이며, 2060년 기준으로 GDP의 약 7%의 당기 수지 적자가 산출될 것임을 밝힌 바 있다.³⁵⁾ 이 모든 정보는 미래에 사회보험을 중심으로 한 재정 운용의 어려움에 직면할 것이며, 기타 사회보험과 달리 부과 방식으로 운영된다고 하더라도 건강보험 재정 또한 수지 측면에서의 대책이 마련되어야 함을 경고하고 있다.

사안의 심각성에 대비하여 건강보험의 재정 추계, 특히 중장기 추계 모형은 앞으로도 모형의 예측력 개선을 위한 많은 노력이 필요하다. 특히 지출 측면에서 중장기 보건의료 지출을 전망하는 모형은 보다 많은 변수들을 고려하며 발전하고 있다. 예로 OECD는 2013년 보건의료 및 장기요양 지출 전망 관련 기초 연구결과를 공유하면서 의료 지출에 영향을 주는 요인으로 크게 국가의 인구 구성(*Demo*)과 경제 성장($\frac{Y}{N}$)을 고려하며 식 (VI-1) 과 같은 회귀모형을 활용했다(De la Maisonneuve and Martins, 2013).

$$\Delta \log \left(\frac{HE}{P_Y \cdot Y} \right) = \Delta \log (Demo) + (\epsilon - 1) \Delta \log \left(\frac{Y}{N} \right) + \Delta (RES) \quad \text{식 (VI-1)}$$

그러나 2019년 변화된 OECD 추정 모형은 이외 보건의료 기술 발전 ($\Delta Tech$), Baumol 효과($\Delta \ln W_{ct} - \Delta \ln Y_{ct}$) 등 의료 지출에 영향을 미칠 수 있는 추가적인 요인들을 과거 모형의 잔차 부분(ΔRES)에서 분리하여, 의료 지출의 요인을 다양하게 식별하고 모형의 예측력을 높이기 위해 노력하고 있다(Lorenzoni et al., 2019).

$$\begin{aligned} \Delta \ln HCE_{ct,f} = & \alpha + \beta_1 \Delta \ln Demo_{ct} + [\beta_2 \Delta \ln GDP_{ct} + \beta_3 (\Delta \ln W_{ct} - \Delta \ln Y_{ct})] \\ & \times \delta_1 Income_{ct} + \beta_4 \Delta \ln Tech_{ct} + \eta_c + \tau_t + \epsilon_{ct} \end{aligned} \quad \text{식 (VI-2)}$$

35) 이는 2022년까지 건강보험 보험료율을 법정 상한인 8%로 인상하고 이후 유지하며, 국민의료비 대비 공공의료지출 비중을 약 70%까지 인상한다는 가정을 전제로 전망된 것임(기획재정부, 「기획재정부, 2060년 국가채무비율 40% 이내로 관리, 지속적인 세출구조조정 없을 경우 60%까지 상승 가능」, 보도자료, 2015. 12. 4.)

환자의 본인부담으로 대표되는 보건의료 서비스의 가격은 오래전부터 환자의 보건의료 접근성, 도덕적 해이의 방지, 보건의료 재정에 유의한 영향을 미치는 정책 변수로 기능하고 있다. 한국의 보건의료 정책 환경에서는 2005년 이후로 지속되고 있는 건강보험 보장성 강화 정책의 주요한 정책 수단이기도 하다. 따라서 본인부담이 다양한 연령, 계층, 질환군 등에 따라 이질적으로 변화할 때 이는 의료 이용의 변화를 통해 보건의료 재정에 영향을 미치게 될 것이다. 이 연결고리를 식별하고 이를 앞에서 제시한 재정전망 모형에 반영하는 것은 정책 설계 및 시행 이전에 사전적인 재정 효과를 가능하게 하기 위해 매우 중요한 작업이다. 이 연구는 이 연결고리를 식별하기 위한 첫 걸음으로, 가격과 의료 이용의 관계를 추정하고 그 결과를 제시하는 것으로 기여가 있다.

추정 연구 결과를 재정전망 모형 등 실제 정책 모형에 반영하는 것은 후속 연구 주제로 남긴다. 실증분석을 통한 보건의료의 가격탄력성 추정치는 재정전망 모형 구축에 유용하게 활용되고 있다. 예를 들어 Borger et al. (2008)은 동태적 일반균형모형을 통해 미국의 장기 보건의료 지출 전망을 했으며, 특히 신의료기술의 도입이 의료비 지출에 영향을 미칠 수 있는 과정을 모형화했다. 해당 모형의 주요한 모수인 신의료기술 유발 의료수요(technology share of health output, α_h)와 보건의료 기술과 보건의료 투입 수준 간 대체탄력성(elasticity of substitution between medical knowledge and medical care inputs, σ_h)의 모수 설정(calibration)이 필요한데, 이 모수 설정에 기준이 되는 정보로 보건의료의 가격탄력성을 활용할 수 있다. Borger et al.(2008) 또한 RAND 의료보험 실험 추정치를 포함한 13개 선행 실증연구의 가격탄력성 추정치 결과를 평균해서 모수 설정에 도움을 받고 있다. 해당 모형은 미국 Centers for Medicare & Medicaid Services의 의료 지출 전망 모형으로 발전하여 정책 연구에 활용되고 있다(Astolfi et al., 2012). 이 연구에서 도출된 가격탄력성 추정치는 이처럼 향후 한국의 보건의료 지출 장기 전망 모형 구축 시 유용하게 활용될 수 있다.

민영보험 특히 실손의료보험의 도덕적 해이를 연구한 제Ⅳ장의 연구 결

과는 그 의미와 정책적 해석, 시사점에 대해 고민할 거리를 안겨준다. 다양한 선행연구에서도 엇갈린 실증분석 결과가 도출되지만 제Ⅳ장의 실증분석 결과는 실손의료보험의 가입이 임상적 필요가 없음에도 추가적인 의료 수요를 견인하는 현상은 관찰되지 않음을 제시하고 있다. 물론 실손의료보험의 가입과 더불어 임상적 필요가 있는 의료 수요의 접근성이 개선되며 의료수요가 증가하는 현상(역선택)은 가능하다. 이 경우 결국 이 연구에서 건강보험 청구자료를 통해 추정한 가격탄력성은 역선택이 포함된 탄력성 추정치를 생각할 수 있으며, 이를 활용해 장기 전망을 할 때에도 의료비 지출을 과소 추정할 수 있음을 의미한다. 이 고민에 대해서는 보다 많은 후속 연구가 필요하겠지만 재정 운용 및 정책 측면에서는 해당 과소 추정분은 도덕적 해이로 인한 요인이 아닐 수 있으므로 이에 대한 추가 재정 소요 시 이를 대응하기에 상대적으로 유효한 정책적 명분이 있을 수 있다. 이 연구에서는 도덕적 해이가 제거된 가격탄력성 추정치라고 이해할 수 있는 기초를 마련함으로써 보건의료 정책에 기여할 수 있다. 물론 이러한 논의에 대해서는 향후에도 다양한 후속 연구와 깊은 학술적·정책적 고민이 필요하다.

참고문헌

- 건강보험심사평가원·국민건강보험공단, 『2019 건강보험통계연보』, 2020.
- _____, 『2020 건강보험통계연보』, 2021.
- 국민건강보험공단, 「보장성강화 정책안내」, <https://www.nhis.or.kr/nhis/policy/wbhadd02100m01.do>, 검색일자: 2021. 3. 3.
- _____, 「2019년 건강보험환자 진료비 실태조사」, 2020.
- 권성오, 『소득세율 인상에 따른 납세자 행태변화-집근추정법을 이용한 분석』, 한국조세재정연구원, 2019.
- 권정현·김성지, 『건강보험 가입자의 합리적 의료이용을 위한 공·사 의료보험 상호 작용 분석 연구』, 한국개발연구원, 2018.
- 기획재정부, 「재정혁신과 미래 성장동력 확충을 통해 '60년 국가채무비율 60%대 수준으로 관리」, 보도자료, 2020. 9. 2.
- _____, 「기획재정부, 2060년 국가채무비율 40% 이내로 관리, 지속적인 세출구조조정 없을 경우 60%까지 상승 가능」, 보도자료, 2015. 12. 4.
- 김계현·이정찬·김한나·이평수, 「노인층에 적용되는 외래본인부담 제도의 문제점과 개선방안」, 『대한의사협회 의료정책연구소 연구보고서』, 대한의사협회 의료정책연구소, 2013, pp. 1~128.
- 김대환, 「실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향」, 『보험학회지』, 제98권, 한국보험학회, 2014, pp. 61~90.
- 김대환·이봉주, 「실손의료보험의 역선택 분석」, 『보험학회지』, 제96권, 한국보험학회, 2013, pp. 25~50.
- 김동환, 「지리공간적 접근성과 지역의료이용규모」, 『HIRA 정책동향』, 14(5), 2020, pp. 45~57.

- 김명화·권순만, 「노인의 외래본인부담제도에 따른 의료이용의 변화」, 『예방 의학회지(Journal of Preventive Medicine and Public Health)』, 제43 권 제6호, 대한예방의학회, 2010, pp. 496~504.
- 김우현, 「고령층 외래 진료 본인부담 제도 변화가 의료 이용에 미치는 영향」, 『보건경제와 정책연구』, 제27권 제2호, 2021, pp. 95~120.
- 김유빈, 「우리나라의 노후소득 실태와 정책 시사점」, 『노동리뷰』, 8월호, 한국노동연구원, 2016, pp. 111~119.
- 김재호, 「민간보험가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정」, 『보험학회지』, 제89권, 한국보험학회, 2011, pp. 95~126.
- 김춘배·이도성·김한중·손명세, 「의료보험하에서의 의료수요의 가격탄력성에 관한 실증분석」, 『예방의학회지』, 제28권 제2호, 대한예방의학회, 1995, pp. 450~461.
- 김한중·이해중, 「전국민 의료보험 실시에 따른 사회전체 순편익 분석」, 『예방의학회지』, 제22권 제3호, 대한예방의학회, 1989, pp. 398~405.
- 박성복·정기호, 「민간의료보험의 가입 결정요인 및 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향 연구」, 『보험학회지』, 제88권, 2011, pp. 23~49.
- 박인화, 「국가 보건재정 운용구조와 재정체계 재정립 방안」, 『보건정책과 재정』, 2019 재정전문가 네트워크, 한국조세재정연구원, 2019, pp. 123~169.
- 박지연·채희을, 「건강보험 본인부담률의 인상이 건강보험재정에 미치는 영향」, 『보험학회지』, 제64권, 한국보험학회, 2003, pp. 109~136.
- 배지영, 「건강보험 보장성 확대가 의료이용 및 건강수준에 미치는 영향」, 『사회복지연구』, 제41권 제2호, 한국사회복지연구회, 2010, pp. 35~65.
- 변진옥·강하림·이현복, 「요양기관 종별 외래본인부담 차등정책의 효과분석」, 『한국사회정책』, 제21집 제2호, 한국사회정책학회, 2014, pp. 35~55.
- 보건복지부, 「65만 명에게 본인부담상한액 초과 의료비 8,000억원 환급 실시」, 보도자료, 2018. 8. 13.

- _____, 「국민건강보험이 가입자의 의료비 부담을 완화하여 진료비를 돌려드립니다」, 보도자료, 2020. 9. 2.
- _____, 「본인부담상한제로 저소득층 의료비 부담 크게 감소」, 보도자료, 2019. 8. 22.
- _____, 「지난해 병원비를 건강보험에서 돌려드립니다!」, 보도자료, 2021. 8. 20.
- 한림대학교 산학협력단, 『2020 재정사업 심층평가-노인의료지원사업군』, 기획재정부·한국조세재정연구원, 2020.
- 신세라, 「고령소비자의 민영의료보험 가입이 의료서비스 이용과 의료지출에 미치는 영향」, 『소비자정책교육연구』, 제15권 제3호, 2019, pp. 75~102.
- 안이수, 「이중차이모델에 의한 건강보험 외래본인부담금 경감제도의 영향 분석」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제13권 제11호, 한국콘텐츠학회, 2013, pp. 187~197.
- 안종석, 「사회보장세에 대한 고찰」, 『재정포럼』, 2021년 2월, 제296호, 한국조세재정연구원, 2021, pp. 30~61.
- 유창훈·권영대·최지연·강성욱, 「실손형 민간의료보험이 의료 이용에 미치는 영향: 도구변수를 활용한 분석」, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제18권 제1호, 2018, pp. 268~276.
- 유혜림·김진수, 「건강보험 본인부담상한제의 효과성에 관한 연구」, 『사회보장연구』, 제32권 제2호, 2016, pp. 135~164.
- 윤성주, 「민영의료보험 보유자의 의료서비스 이용행태 분석」, 『재정학연구』, 제12권 제2호, 2019, pp. 65~91.
- 윤희숙, 「민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향」, 『한국개발연구』, 제30권 제2호, 한국개발연구원, 2008, pp. 99~128.
- 『의협신문』, 「100원만 넘어도 본인부담 2배... ‘노인정액제’ 애물단지」, 2020. 11. 3., <https://www.doctorsnews.co.kr/news/articleView.html?idxno=136838>, 검색일자: 2021. 3. 8.

- 이용재, 「본인부담경감이 암 환자의 건강보험이용에 미친 영향」, 『재정정책 논집』, 제11권 제1호, 한국재정정책학회, 2009, pp. 3~25.
- 이유진·이진형, 「민간 의료 보험 가입이 의료 이용에 미치는 영향」, 『한국 병원경영학회지』, 제23권 제2호, 한국병원학회, 2018, pp. 42~53.
- 이창우, 「민영건강보험이 입원이용에 미치는 영향」, 『보건사회연구』, 제30권 제2호, 2010a, pp. 493~513.
- _____, 「중고령자의 민영건강보험 선택이 외래이용에 미치는 영향」, 『보건 경제와 정책연구』, 제16권 제2호, 2010b, pp. 1~15.
- 이현복·남상욱, 「민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구」, 『보험학회지』, 제75권, 2013, pp. 1~24.
- 전경수·윤석준·안형식·신현웅·윤영혜·황세민·경민호, 「6세 미만 입원 법정본인부담금 면제정책이 의료이용에 미치는 영향」, 『예방의학회지』, 제41권 제5호, 대한예방의학회, 2008, pp. 295~299.
- 전병목, 「우리나라의 의료수요 탄력성 추정」, 『재정포럼』, 2009년 10월, 통권 제160호, 한국조세연구원, 2009, pp. 8~26.
- 정기택·신은규·곽창환, 「민영건강보험과 도덕적 해이에 관한 실증연구」, 『보험학회지』, 제75권, 한국보험학회, 2006, pp. 1~25.
- 정채림·이태진, 「상급종합병원 외래진료비 본인부담률 인상이 의료기관 유형 선택에 미치는 영향: 소득수준 차이를 중심으로」, 『보건경제와 정책연구』, 제21권 제1호, 보건경제정책학회, 2015, pp. 103~124.
- 최성은, 「민간의료보험의 역할과 의료서비스 이용에 관한 연구」, 『응용경제』, 제18권 제4호, 2016, pp. 79~97.
- _____, 「건강보험 본인부담금과 의료서비스 이용에 관한 연구」, 『여성경제 연구』, 제15권 제1호, 한국여성경제학회, 2018, pp. 25~47.
- 최지숙·조창익·김세라·최용준, 「의료급여 1 종 외래본인부담 대상자의 의료수요의 변화에 관한 연구」, 『보건경제와 정책연구』, 제16권 제3호, 2010, pp. 91~114.

- 한국보건사회연구원·국민건강보험공단, 「한국의료패널」, <https://www.khp.re.kr:444/web/data/data.do>, 검색일자: 2021. 7. 31.
- 황진태·서대교, 「민영의료보험에 따른 의료이용 차이와 도덕적 해이에 기초한 보장범위 선택 문제」, 『보험학회지』, 제11권 제113호, 2018, pp. 59~90.
- Abbring, J. H., P-A. Chiappori, J. Heckman, and J. Pinquet, “Testing for Moral Hazard Using Dynamic Data,” *THEMA Working Papers*, Vol. 2002-24, 2002.
- Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, and Amy Finkelstein, “The RAND health insurance experiment, three decades later,” *Journal of Economic Perspectives*, 27(1), 2013, pp. 197~222.
- Aron-Dine, Aviva, Liran Einav, Amy Finkelstein, and Mark Cullen, “Moral hazard in health insurance: do dynamic incentives matter?,” *Review of Economics and Statistics*, 97(4), 2015, pp. 725~741.
- Asfaw, Abay, “How poverty affects the health status and the healthcare demand behavior of households: The case of rural Ethiopia,” *International conference on staying poor: Chronic poverty and development policy*, Manchester. 2003. pp. 1~24.
- Astolfi, R., L. Lorenzoni, and J. Oderkirk, “A comparative analysis of health forecasting methods,” 2012.
- Barro, R. J., “Health and Economic Growth,” *Annals of Economics and Finance*, 14(2(A)), 2013, pp. 305~342.
- Borger, C., T. F. Rutherford, and G. Y. Won, “Projecting long term medical spending growth,” *Journal of Health Economics*, 27(1), 2008, pp. 69~88.
- Brot-Goldberg, Zarek C. Amitabh Chandra, Benjamin R. Handel, Jonathan T. Kolstad Author Notes, “What does a deductible do? The impact of cost-sharing on health care prices, quantities, and spending dynamics,” *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 2017, pp. 1261~1318.

- Brown, M. B., A. B. Bindman, and N. Lurie, "Monitoring the Consequences of Uninsurance: A Review of the Methodologies," *Medical Care Research and Review*, 55(2), 1998, pp. 177~210.
- Cameron, A. C. and P. K. Trivedi, "Microeconometrics: Methods and Applications," Cambridge University Press, 2005.
- Chiappori, P.-A. and B. Salanié, "Testing for Asymmetric Information in Insurance Markets," *Journal of Political Economy*, 108, 2000, pp. 56~78.
- Connolly, M. P., G. Griesinger, W. Ledger, and M. J. Postma, "The impact of introducing patient co-payments in Germany on the use of IVF and ICSI: a price-elasticity of demand assessment," *Human Reproduction*, 24(11), 2009, pp. 2796~2800.
- De la Maisonneuve, C. and J. O. Martins, "Public spending on health and long-term care: a new set of projections," 2013.
- Duarte, Fabian, "Price elasticity of expenditure across health care services," *Journal of health economics*, 31(6), 2012, pp. 824~841.
- Eichner, Matthew J., "The demand for medical care: What people pay does matter," *The American Economic Review*, 88(2), 1998, pp. 117~121.
- Einav, Liran, Amy Finkelstein, and Paul Schrimpf, "Bunching at the kink: implications for spending responses to health insurance contracts," *Journal of Public Economics*, 146, 2017, pp. 27~40.
- Einav, L., A. Finkelstein, and P. Schrimpf, "The response of drug expenditure to nonlinear contract design: Evidence from Medicare Part D," *The quarterly journal of economics*, 130(2), 2015, pp. 841~899.
- Ellis, Randall P., Bruno Martins, and Wenjia Zhu, "Health care demand elasticities by type of service," *Journal of health economics*, 55, 2017, pp. 232~243.
- Fabbri, Daniele, and Chiara Monfardini, "Rationing the public provision of healthcare in the presence of private supplements: evidence from the

- Italian NHS,” *Journal of Health Economics*, 28(2), 2009, pp. 290~304.
- Gerfin, Michael, Boris Kaiser, and Christian Schmid, “Healthcare demand in the presence of discrete price changes,” *Health economics*, 24(9), 2015, pp. 1164~1177.
- Han, H. W., H. M. Lien, and T. T. Yang, “Patient cost-sharing and healthcare utilization in early childhood: evidence from a regression discontinuity design,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(3), 2020, pp. 238~278.
- Hausman, J. A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46(6), 1978, pp. 1251~1271.
- Holmer, Martin., “Tax policy and the demand for health insurance,” *Journal of health economics*, 3(3), 1984, pp. 203~221.
- Iizuka, T., and H. Shigeoka, *Free for children? Patient cost-sharing and healthcare utilization*, Working Paper No. w25306, National Bureau of Economic Research, 2018.
- Keeler, Emmett B., and John E. Rolph, “The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment,” *Journal of health economics*, 7(4), 1988, pp. 337~367.
- Kleven, Henrik Jacobsen, “Bunching,” *Annual Review of Economics*, 8, 2016, pp. 435~464.
- Kleven, H. J., and M. Waseem, “Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan,” *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 2013, pp. 669~723.
- Kolstad, “What does a deductible do? The impact of cost-sharing on health care prices, quantities, and spending dynamics,” *The Quarterly Journal of Economics*, 132(3), 2017, pp. 1261~1318.
- Kowalski, Amanda, “Censored Quantile Instrumental Variable Estimates of the Price Elasticity of Expenditure on Medical Care,” *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 15085, 2009.

- _____, “Censored quantile instrumental variable estimates of the price elasticity of expenditure on medical care,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 34(1), 2016, pp. 107~117.
- Lin, Yu-Hui, and Wen-Yi Chen, “The demand for healthcare under Taiwan’s national health insurance: a count data model approach,” *Expert review of pharmacoeconomics & outcomes research*, 9(1), 2009, pp. 13~22.
- Lindelow, Magnus, “The utilisation of curative healthcare in Mozambique: does income matter?,” *Journal of African Economies*, 14(3), 2005, pp. 435~482.
- Long, B. T., “The impact of federal tax credits for higher education expenses,” *In College Choices: The Economics of Where to Go, When to Go, and How to Pay for It*, University of Chicago Press, 2004, pp. 101~168.
- Lorenzoni, L., A. Marino, D. Morgan, and C. James, “Health Spending Projections to 2030: New results based on a revised OECD methodology,” 2019.
- Manning, W. G., J. P. Newhouse, N. Duan, E. B. Keeler, and A. Leibowitz, “Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment,” *The American economic review*, 77(3), 1987, pp. 251~277.
- Mataria, A., S. Luchini, Y. Daoud, and J. P. Moatti, “Demand assessment and price-elasticity estimation of quality-improved primary health care in palestine: a contribution from the contingent valuation method,” *Health Economics*, 16(10), 2007, pp. 1051~1068.
- McAvinchey, Ian D., and Andreas Yannopoulos, “Elasticity estimates from a dynamic model of interrelated demands for private and public acute health care,” *Journal of Health Economics*, 12(2), 1993, pp. 171~186.
- Newhouse, Joseph P., and Charles E. Phelps, “Price and income elasticities for medical care services,” *The economics of health and medical*

- care, Palgrave Macmillan, London, 1974, pp. 139~161.
- Newhouse, J. P. and the Insurance Experiment Group, "Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment," Cambridge, MA, Harvard University Press, 1993.
- Powell-Jackson, T., K. Hanson, C. J. Whitty, and E. K. Ansah, "Who benefits from free healthcare? Evidence from a randomized experiment in Ghana," *Journal of Development Economics*, 107, 2014, pp. 305~319.
- Qian, D., R. W. Pong, A. Yin, K. V. Nagarajan, and Q. Meng, "Determinants of health care demand in poor, rural China: the case of Gansu Province," *Health Policy and Planning*, 24(5), 2009, pp. 324~334.
- Ringel, Jeanne S., Susan D. Hosek, Ben A. Vollaard, and Sergej Mahnovski, "The elasticity of demand for health care. A review of the literature and its application to the military health system," Rand Health, RAND Corporation, 2002.
- Rogen, H. S. and T. Gayer, *Public Finance*, McGraw-Hill, 2009.
- Rosenthal, J. A., X. Lu, and P. Cram, "Availability of consumer prices from US hospitals for a common surgical procedure," *JAMA internal medicine*, 173(6), 2013, pp. 427~432.
- Saez, Emmanuel, "Do taxpayers bunch at kink points?," *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 2010, pp. 180~212.
- Sahn, David E., Stephen D. Younger, and Garance Genicot, "The demand for health care services in rural Tanzania," *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 65(2), 2003, pp. 241~260.
- Scoggins, John F. and Daniel A. Weinberg, "Healthcare Coinsurance Elasticity Coefficient Estimation Using Monthly Cross-sectional, Time-series Claims Data," *Health economics*, 26(6), 2017, pp. 795~801.
- Shigeoka, Hitoshi, "The effect of patient cost sharing on utilization, health, and risk protection," *American Economic Review*, 104(7), 2014, pp.

2152~2184.

Smart, Michael and Mark Stabile, "Tax Credits and the Use of Medical Care," 2003.

Su Liu and Deborah Chollet, "Price and Income Elasticity of the Demand for Health Insurance and Health Care Services: A Critical Review of the Literature," *Mathematica Policy Research*, 2006.

Toshiaki Iizuka and Hitoshi Shigeoka, "FREE FOR CHILDREN? PATIENT COST-SHARING AND HEALTHCARE UTILIZATION," *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 25306, 2018.

Wedig, Gerard J., "Health status and the demand for health: results on price elasticities," *Journal of Health Economics*, 7(2), 1988, pp. 151~163.

Wooldridge, J. M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2010.

Zhou, Z., Su, Y., Gao, J., Xu, L., and Zhang, Y., "New estimates of elasticity of demand for healthcare in rural China," *Health Policy*, 103(2-3), 2011, pp. 255~265.

OECD, *Health Statistics 2020*, 2020.

_____, "Health Statistics 2021," <https://www.oecd.org/health/health-data.htm>,
검색일자: 2021. 7. 31.

부록

: 실손의료보험이 본인부담금, 급여비에 미치는 영향

〈부표 1〉 실손의료보험이 본인부담금에 미치는 영향: 확률효과모형

구분	확률효과모형					
	모형1: 외래 본인부담금		모형2: 입원 본인부담금		모형3: 총 본인부담금	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
실손	0.71***	0.13	0.08	0.11	0.75***	0.14
정액	0.58***	0.07	0.18***	0.05	0.65***	0.07
실손정액	0.64***	0.08	0.31***	0.06	0.77***	0.08
30대	-0.13	0.10	0.01	0.08	-0.19*	0.10
40대	0.06	0.11	-0.43***	0.09	-0.15	0.12
50대	0.62***	0.12	-0.11	0.10	0.54***	0.13
60대	0.93***	0.13	0.04	0.10	0.90***	0.14
로그(소득)	0.06	0.04	0.06*	0.03	0.08*	0.04
배우자	1.82***	0.09	0.67***	0.07	2.11***	0.10
무배우자	1.32***	0.14	0.63***	0.11	1.57***	0.14
근로	-0.15***	0.05	-0.14***	0.04	-0.19***	0.05
고졸	-0.16*	0.08	-0.25***	0.06	-0.30***	0.09
대졸	-0.35***	0.09	-0.36***	0.07	-0.54***	0.10
건강상태	0.31***	0.03	0.15***	0.03	0.35***	0.03
2013년	0.14*	0.07	0.03	0.07	0.19***	0.07
2014년	0.29***	0.07	0.06	0.06	0.37***	0.07
2015년	0.25***	0.07	0.15**	0.06	0.35***	0.07
2016년	0.12*	0.07	0.25***	0.07	0.29***	0.07
2017년	0.33***	0.07	0.17**	0.07	0.45***	0.08
2018년	0.41***	0.07	0.18***	0.07	0.52	0.08
남성	-1.01***	0.05	-0.18***	0.04	-1.05***	0.06
_cons	3.08***	0.33	-0.12	0.28	3.16***	0.35

주: 1. 모형1, 모형2, 모형3 모두 Prob>F = 0.000

2. 모형1, 모형2, 모형3 모두 관측 수 40,058

3. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

〈부표 2〉 실손의료보험이 급여비에 미치는 영향: 확률효과모형

구분	확률효과모형					
	모형1: 외래 급여비		모형2: 입원 급여비		모형3: 총 급여비	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
실손	0.79***	0.15	0.11	0.13	0.85***	0.16
정액	0.63***	0.07	0.19***	0.06	0.71***	0.08
실손정액	0.69***	0.08	0.33***	0.07	0.83***	0.09
30대	-0.16	0.11	0.01	0.09	-0.22*	0.12
40대	0.09	0.12	-0.56***	0.10	-0.20	0.13
50대	0.73***	0.13	-0.20*	0.11	0.57***	0.14
60대	1.24***	0.14	-0.02	0.12	1.08***	0.15
로그(소득)	0.03	0.05	0.07*	0.04	0.05	0.05
배우자	2.09***	0.10	0.83***	0.08	2.48***	0.11
무배우자	1.53***	0.15	0.79***	0.12	1.87***	0.16
근로	-0.18***	0.05	-0.16***	0.04	-0.22***	0.05
고졸	-0.25***	0.09	-0.30***	0.07	-0.40***	0.10
대졸	-0.47***	0.10	-0.41***	0.08	-0.65***	0.11
건강상태	0.35***	0.04	0.16***	0.03	0.38***	0.04
2013년	0.19**	0.08	0.04	0.08	0.26***	0.08
2014년	0.35***	0.08	0.08	0.07	0.45***	0.08
2015년	0.32***	0.08	0.18**	0.07	0.44***	0.08
2016년	0.16**	0.08	0.29***	0.07	0.36***	0.08
2017년	0.41***	0.08	0.22***	0.08	0.55***	0.08
2018년	0.53***	0.08	0.20***	0.08	0.64***	0.09
_cons	-1.17***	0.06	-0.22***	0.05	-1.24***	0.07

주: 1. 모형1, 모형2, 모형3 모두 Prob>F = 0.000

2. 모형1, 모형2, 모형3 모두 관측 수 40,058

3. *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미함

자료: 저자 작성

보건의료 가격탄력성 추정과 건강보험 재정

김우현 · 김대환

건강보험 보장성 강화 정책은 보건의료 급여·비급여 서비스의 환자 본인 부담을 변화시키는 가격 정책으로 정의할 수 있다. 정책 시행 이후, 의료 접근성 향상이 건강보험 재정에 미치는 영향에 관한 많은 논의들이 있었다. 이 연구에서는 보건의료 정책의 핵심 정책 수단 중 하나인 환자 본인부담 변화가 환자의 의료 이용 행태에 미치는 영향을 검토해 보고자 했다.

우선 가격탄력성 추정에 앞서 한국의 보건의료체계하에서 환자들이 실제로 본인부담 변화에 의료 이용 행태를 변화시키는지 고령층 외래 본인부담 정액제도와 건강보험 본인부담 상한제를 중심으로 검토했다. 집군분석을 통해 만 65세 이상 고령층의 외래 본인부담 정액제도하에서의 의료 이용 행태를 분석한 결과, 본인부담 수준이 크게 변화하는 임계점(진료비 1만 5천원)을 기준으로 고령층의 의료 이용 행태가 변화하며 이를 통해 추정된 가격탄력성 추정치는 약 -0.8726으로 추정되었다. 건강보험 본인부담 상한제도하에서 상한액 기준으로 중심으로 한 본인부담 가격 변화는 사전 적용의 경우 환자의 외래 의료비 지출과 외래 방문횟수에 유의한 상관관계가 있음을 확인했다.

이어서 가격탄력성 추정에 있어 제약 조건인 민영건강보험 가입 여부가 환자의 의료 이용에 미치는 영향을 검토했다. 「한국의료패널」 2012~2018년 자료를 고정효과 패널 회귀모형을 통해 분석한 결과, 민영건강보험의 가입

여부가 환자의 국민건강보험 급여 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않음을 확인할 수 있었다.

마지막으로 2002~2019년의 「건강보험 표본코호트 DB」를 활용한 축약형 회귀모형을 통해 의료 서비스 종류별, 질환별, 가구소득별, 연령별 세부적인 가격탄력성을 추정했다. 특히 선행연구인 Ellis et al.(2017)의 가격 정의에 따라 환자가 바로 직전에 경험했던 의료가격을 현 시점의 의료 소비 의사 결정에 반영한다는 가정하에 가격탄력성을 추정했다. 그 결과, 전체 의료 서비스의 가격탄력성은 -0.2579로 추정되었으며, 외래, 입원, 중증질환, 만성질환, 가구소득, 환자 연령에 따른 이질적인 가격탄력성 추정치를 제시했다.

이 연구의 가격탄력성 기초 추정치들은 건강보험 재정 전망 모형 및 거시 모형의 기초 정보로 널리 활용될 수 있다.

Price Elasticity of Demand for Healthcare and its Implications for the Korean National Health Insurance

Woohyeon Kim and Dae hwan Kim

The long-standing health insurance coverage expansion in Korea can be defined as a pricing policy that changes patients' out-of-pocket expenses for covered and non-covered services by the Korean National Health Insurance. In the process of implementing the coverage expansion policies, there has been much discussion about the impact of improved access to health care on the National Health Insurance finances. This study examines the effect of changes in patient out-of-pocket expenses, one of the key policy measures for health insurance coverage expansion, on patients' healthcare utilization by estimating price elasticity of demand in healthcare.

First of all, we examines whether patients actually change their healthcare utilization patterns in response to changes in their out-of-pocket expenses by reviewing two different cases; the outpatient flat rate policy for the elderly and the co-payment ceiling system in Korea. Analyzing the utilization of outpatient service visits by the elderly via bunching analysis, we find the significant changes in the use of services over the cost of 15,000KRW, the threshold for the out-of-pocket payment changes. The estimated price elasticity is estimated to be -0.8726. For the

co-payment ceiling system, the change in out-of-pocket price has a significant correlation with patients' outpatient medical expenses and visit days in the case of the on-the-spot application of ceiling.

Whether a patient is insured with private health insurance is another constraint that prevents us from estimating price elasticity of demand in healthcare. We fit a fixed-effect panel regression model for the analysis of the Korea Health Panel Survey from 2012 to 2018. We find that the private healthcare insurance coverage does not have a statistically significant effect on patients' medical expenses covered by the National Health Insurance.

Finally, we estimate healthcare price elasticities by type of service, diseases, household income, and patients' age. We analyze the National Health Insurance sample cohort database from 2002 to 2019. Following Ellis et al.(2017), we use backward myopic prices to estimate price elasticities. The price elasticity of total healthcare expenses is estimated to be -0.2579. We also find the heterogeneous price elasticity estimates for different types of services, diseases, and patients' socioeconomic status.

We anticipate that the empirical price elasticity estimates in this study can be used to narrow the range of model predictions by reconciling the parameters in a long-term healthcare forecasting model.

■ 저자약력

김우현

연세대학교 경제학과 졸업
Rice University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

김대환

University of California, Davis 경제학 박사
전, 보험연구원 고령화연구실 실장
현, 동아대학교 경제학과 교수

자료 수집 및 정리

이강연 한국조세재정연구원 연구원

연구보고서 21-16

보건의료 가격탄력성 추정과 건강보험 재정

발행	행	2021년 12월 31일
저자	자	김우현 · 김대환
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(代)
홈페이지	지	www.kipt.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	8,000원
조판 및 인쇄	쇄	호정씨앤피
I S B N		979-11-6655-108-6
