

노인 외래 본인부담정액제가 노인의 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향

나영균* · 정형선**† · 안보령** · 이광수**

(*국민건강보험공단 건강보험정책연구원, **연세대학교 보건행정학과)

(2016년 5월 31일 논문접수, 2016년 12월 27일 최종 수정, 2016년 12월 28일 게재확정)

<국문초록>

본 연구에서는 노인 외래 본인부담정액제가 노인의 외래 의료이용과 의료비 지출에 미치는 영향을 분석, 평가했다. 분석 자료는 국민건강보험공단에서 생산한 표본 코호트자료다. 성향점수매칭을 활용한 이중차이분석방법(DID with PSM)을 사용하여 제도의 순수한 인과적 효과를 추정했다.

본인부담 정액제도 대상자인 실험군은 비대상자인 대조군에 비해 외래 본인부담금은 감소하였으며, 1인당 연간 의원 외래 내원일수와 외래 의료비총액은 증가한 바, 모두 통계적으로 유의하였다. 이는 동 제도가 노인의 의료비부담을 줄여 의료 접근성을 높이는데 기여함을 보여준다. 하지만 이용자의 도덕적 해이나 불필요한 유인수요의 가능성도 배제할 수 없다. 노인 외래 본인부담정액제 정액구간 및 본인부담 수준을 설정함에 있어서는 노인의 의료접근성과 건강보험재정 건전성을 동시에 고려하여야 할 것이다.

핵심용어 : 노인 외래본인부담정액제, 외래 의료이용, 성향점수, 이중차이분석

* 이 논문은 2016년 한국사회보장학회 춘계학술대회(2016년5월20일) 발표 시 제시된 의견을 반영하여 수정된 것임을 밝힙니다.

† 교신저자: 정형선, 연락처: 033-760-2343, jeonghs@yonsei.ac.kr. 주소: 강원도 원주시 연세대길 1 연세대학교 보건과학대학 보건행정학과

1. 서론

본인부담제도는 의료이용자에게 비용을 의식하게 함으로써 의료서비스의 과잉이용을 방지하는 것을 목적으로 하며 이를 통해 보험재정을 보호하는 효과를 갖는다(Bodenheimer & Grumbach, 2000). 그러나 경제적 능력이 취약한 계층에게는 의료서비스에 대한 접근성을 저해할 위험이 있어 본인부담에는 그 부담방식과 수준에 대한 충분한 사회적 논의와 검증이 요구된다(김정희, 2007).

우리나라의 본인부담제도는 1963년 임의가입 의료보험 시절부터 도입되었다. 현재 입원과 외래서비스 모두 본인부담 정률제를 적용하고 있으나¹⁾, 65세 이상 노인이 의원급 외래서비스 이용시 진료비가 15,000원 이하일 때만 예외적으로 1,500원을 부담하는 본인부담 정액제가 적용된다²⁾.

본인부담 정액제는 1986년도에 도입되었는데³⁾ 진료비총액이 1만원 이하인 경우 초진은 2,000원, 재진은 1,500원씩을 본인부담 하도록 하였으며 이후 약간의 제도 변경 및 정액부담금을 인상하였다. 1995년 노인복지 향상 차원에서 70세 이상 노인에게 대한 본인부담 경감제도를 실시하였으며, 2000년에는 대상자를 65세 이상 노인으로 확대하였다. 2007.8월에는 65세 미만에 대해서 본인부담정액제를 폐지하고⁴⁾ 정률제를 도입하였는데 65세 이상 노인의 의원급 의료기관 및 약국 이용시에만 정액제를 유지토록 하였다(표 1).

의료계와 정치권은 노인 외래본인부담금 정액제의 상한액이 2001년 이후 15년이 지난 현재까지 변하지 않고 있어 수가인상 등을 반영하지 못할 뿐 아니라 노인층의 진료비 부담 경감에 실효성이 적다는 문제를 제기하고 있다(김계현·이정찬·김한나, 2014; 김계현·이정찬·김한나·이평수, 2013). 한편, 정액제가 적용되는 소액진료 내에서 대상 노인의 본인부담이 적어 불필요한 의료이용이 증가할 것이라는 우려도 있다(김계현·이정찬·김한나, 2011).

이처럼 노인 외래 본인부담정액제가 시행된 지 20여년이 지났고, 제도 개선의 필요성이 다양하게 제기되고 있음에도 불구하고, 제도의 목적인 노인의 의료비 부담 경감에 따른 의료이용 접근성 보장⁵⁾ 실제로 얼마나 달성되고 있는지를 실증적으로 분석한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다.

본 연구에서는 노인 외래 본인부담정액제 대상자인 실험군과 성향점수매칭을 통해 실험군

1) 외래의 경우 정률제(30%)를 적용하다 1986년에 일정금액 이하의 진료비에 대해 본인부담 정액제를 도입하였으나, 2007년 8월부터 정액제를 폐지하고 정률제를 적용하고 있음.
2) 한의원은 진료비가 20,000원 이하일 때 본인부담 2,100원임.
3) 도입 이유는 첫째, 의료보험 재정악화에 대한 대책의 일환으로 급여비 지출감소, 둘째, 병·의원 창구에서 발생하는 본인부담액 계산의 번잡해소, 셋째, 진료비에 대한 의료소비자의 무지로 인한 본인부담액 일부 과다징수 방지가 있었다(김창보와 이상이, 2001)
4) 65세 미만에 본인부담정액제를 폐지한 이유는 수가인상으로 의료비가 늘어나는 동안 본인부담정액을 인상하지 않아 경증질환 진료비할인제도로 변질되어 개혁이 필요했기 때문이다(유시민, 2008)
5) 의료보험법 시행령 일부개정, 대통령령 제14850호, 1995.12.29. 일부개정. 제정·개정이유. 나

과 유사한 개인들을 비교집단인 대조군을 대상으로 이중차이분석을 실시하여 제도의 순수한 인과적 효과를 추정함으로써 노인 외래 본인부담정액제가 노인의 외래 의료이용과 의료비 지출에 미치는 영향을 분석, 평가하고자 한다.

<표 1> 의원급 외래 본인부담정액제 연혁

1963. 1	정률제	
1986. 1	정액 상한구간 10,000원	
	초진: 2000원, 재진: 1500원	
1990. 1	2000원	
1990.12	2300원	
1991. 7	2500원	
1992. 5	2600원	
1993. 3	2700원	
1994. 8	2800원	
1995. 4	2900원	
1995.12	70세 미만	70세 이상
	본인부담: 3000원	본인부담: 2000원
1997. 9	본인부담: 3200원	본인부담: 2000원
	정액 상한구간 12,000원으로 변경	
2000. 7	65세 미만	65세 이상
	본인부담: 2,200원	본인부담: 1,200원
2001. 1	정액 상한구간 15,000원으로 변경	
2001. 7	65세 미만	65세 이상
	본인부담: 3,000원	본인부담: 1,500원
2007. 8	65세 미만	65세 이상
	정률제(30%)로 전환	본인부담: 1,500원 유지

자료: 국민건강보험공단. 내부자료

II. 이론적 고찰

본인부담이 서비스의 양 또는 비용에 영향을 미치는지 여부는 초과수요 또는 초과공급의 존재 여부에 의해 결정되는데, 일반적으로 본인부담이 증가할 경우 의료이용은 감소할 것으로 예상된다(김창엽, 2004). 대부분의 국외연구는 본인부담이 도입 또는 증가되는 경우 의료서비스의 이용은 감소하고(Trottmann · Zweifela · Becka, 2012; Huang & Tung, 2006; Pauly, 1992; Manning · Newhouse · Duan · Keeler · Leibowitz, 1987; Beck, 1974; Newhouse & Phelps, 1974; Phelps, 1972), 본인부담이 감소할 경우 서비스의 이용은 증가(Davis & Russell, 1972)하는 것을 보여주고 있다. 특히, 본인부담에 따른 효과는 외래와 응급서비스에서 크게 나타난다

(Huang & Tung, 2006; Newhouse et al., 1993; Beck, 1974).

국내에서 본인부담이 의료이용에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지 않은데, 통일적 공보험 체제 하에서 본인부담의 영향을 분석할 수 있는 자연실험 상황을 찾기 힘들고, 본인부담의 순수한 효과만을 분리해내는 것이 어렵기 때문이다(김창엽, 2004). 국내의 선행연구는 주로 새로 도입된 본인부담제도의 효과를 분석하거나, 본인부담제도의 변화가 의료의 이용이나 건강보험 재정에 미치는 영향을 분석하였다. 본인부담이 도입되거나, 증가하면 의료이용이 감소하고(김효정·김영훈·김한성·우정식·오수진, 2013; 홍선우, 2009; 전기홍·김한중, 1992), 본인부담이 감소하면 이용이 증가하는 경우가 대부분이었으나(이용재, 2009), 연구 대상 집단의 특성(질병군, 중증도)에 따라서는 이용량에 변화가 없거나(최지숙·안보령, 2015; 안이수, 2013; 박영경, 2009), 상반된 결과가 제시되기도 하였다(정정지, 2008; 최원희, 2008; 박지연·채희을, 2003).

본인부담정책제와 관련한 국내 선행연구로는, 의약분업 도입 이후 정책구간 확대에 따른 보험재정 절감효과를 분석한 김창보와 이상이(2001)와 김명화와 권순만(2010)이 있다. 먼저, 김창보와 이상이(2001)는 2000년 전후 전 국민을 대상으로 한 의원 외래 본인부담정책제가 보험재정에 미친 영향을 살펴보았다. 의약분업 도입 전까지는 보험재정 절감효과가 있었으나 의약분업 도입 이후에는 정책제(구간의 확대)가 정률제에 비해 보험재정 절감효과가 크지 않았다(김창보·이상이, 2001). 정책본인부담금이 오히려 정률제보다 부담수준이 높아져서, 정책제가 의료이용을 억제하는 기전으로 작동하였기 때문이다.

김명화와 권순만(2010)은 노인의 외래 본인부담제도 변화에 따른 의료이용 차이를 분석하기 위해 60-64세와 65-69세의 의원 외래 의료이용량을 월 단위로 구축한 후 단절적 시계열 회귀분석을 시행하였다. 연구결과, 정률제 적용 등으로 본인부담이 증가한 경우(60-64세) 내원일수가 감소하였으나, 본인부담이 감소한 경우(65-69세) 내원일수는 증가하였으며, 정책제 비율도 증가하였다.

노인 외래 본인부담정책제가 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지 않고, 이를 분석한 연구들도 대부분 정책시행의 전후를 비교하거나(김창보·이상이, 2001), 실험군과 대조군을 비교 분석한 것이었다(김명화·권순만, 2010). 이에 비해, 본 연구는 전후비교 및 집단비교의 결합을 통해 노인 외래 본인부담정책제의 순수 효과를 확인하기 위한 것으로, 개인이 정책제의 대상이 아니었다가 대상이 되면서 생기는 의료이용 행태의 차이를 분석하고자 한다.

III. 연구방법

1. 자료원 및 분석대상

본 연구는 노인 외래 본인부담정액제가 의원 외래 이용 및 의료비 지출에 미친 영향을 분석하기 위하여 국민건강보험공단에서 생산한 2011년과 2013년 표본 코호트 자료를 이용하였다¹⁾. 건강보험 적용대상자 중 2011년 65세 미만이었다가 2013년에 65세로 외래 본인부담정액제 대상자가 되는 1947년생 8,806명을 실험군으로 하였다.

비교집단으로는 연령효과를 최대한 고려하기 위해서 65세 미만 대조군과 65세 초과 대조군을 각각 선정하였다(표 2). 2013년에 65세 미만이면서, 실험군인 1947년생과 가장 나이가 근접한 1949~1951년생 25,791명 중에서, 성향점수매칭(1:1)을 통해 관측 가능한 특성변수가 실험군과 유사한 「65세 미만 대조군」(이하 대조군1)을 선정하였다. 또한, 강건성분석을 위해 2011년에 65세 이상인 1943~1945년생 19,843명 중에서, 성향점수매칭(1:1)을 통해 「65세 초과 대조군」(이하 대조군2)을 선정하였다. 최종 선정된 연구대상은 실험군 8,806명과 대조군1 8,806명, 대조군2 8,806명을 포함한 26,418명이다.

<표 2> 분석대상

	분석대상	2011년	2013년
의원급 외래 본인부담 유형 (진료비 15,000원 이하 시)	대조군1	정률	정률
	실험군	정률	정액
	대조군2	정액	정률

2. 변수의 정의와 측정

본인부담은 의료이용에 있어 이용빈도와 의료비 지출 모두에 영향을 미칠 수 있다. 노인 외래 본인부담정액제가 의원 외래이용 및 의료비 지출에 미친 영향을 보기 위하여, 종속변수로는 의원 외래 내원일수와 요양급여비용 지출 및 본인부담금 지출을 사용하였으며, 독립변수로는 본인부담 정액제 대상 여부를 사용하였다. 본인부담 정액제의 보다 순수한 효과를 구하기 위해 선행연구들에서 의료이용에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 제시된 성별, 거주지역, 장애여부, 만성질환유무, 가구소득수준(5분위)을 통제변수로 선정하였다(표 3).

1) 본인부담정액제의 적용연령 기준(만 연령)과 표본 코호트 연령 기준(연도 말)이 다른 점을 고려하여 2012년을 제외한 2011년과 2013년 데이터를 이용하였다.

<표 3> 사용된 변수의 정의 및 측정

구분	변수	변수 설명
중속 변수	연간 외래 내원 일수	1년간 의원급 의료기관에 외래로 내원한 총 일수
	연간 외래	1년간 의원급 의료기관에 외래로 내원한 경우 지불한
	요양급여비용 지출액	요양급여비용 총액
	연간 외래	1년간 의원급 의료기관에 외래로 내원한 경우 지불한
독립 변수	본인부담금 지출액	본인부담금 총액
	노인 본인부담정액제 정책	2013년 노인 외래 본인부담정액제 적용 여부
통계 변수	성별	남(1) 여(0)
	거주지역	대도시(1) 중소도시(0)
	장애여부	유(1) 무(0)
	만성질환	의원급 만성질환관리제 대상 질환으로 의원급 의료이용을 한 경우. 유(1), 무(0)
	가구소득	5분위(1분위: 최소, 5분위: 최대)

3. 분석방법

1) 이중차이분석(Difference in difference, DID)

제도의 성과를 평가하는 방법 중에서 이론적으로 가장 이상적인 방법은 무작위배정의 실험 설계다. 그러나 현실적으로 프로그램 참가여부가 무작위로 배정되는 상황을 얻기 어렵기 때문에, 차선택으로 유사실험모형(quasi-experimental model)이 주로 사용된다(최정규·정형선, 2012). 본 연구에서는 유사실험모형의 일종인 이중차이분석(DID) 방법을 활용하였다.

이중차이분석 방법은 정책개입 전·후 시점의 실험군과 대조군의 변화를 동시에 비교함으로써 원인과 결과의 연관성을 추정하는 모형으로 실험군의 전후 차이에서 대조군의 전후 차이를 차감함으로써 정책의 순수한 효과를 추정한다(표 4).

정책제의 '순수한' 효과는 1차 차분모형에서 정책변수의 계수를 통해서 파악할 수 있다.

$$y_{it} = \alpha + \beta prog_{it} + v_t + \mu_i + e_{it}, t = 1, 2$$

여기에서 변수 $prog_{it}$ 는 정책프로그램을 적용받으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미 변수다. v_t 는 관측개체의 시점이 시행 후($t=2$)이면 1이고, 시행 전($t=1$)이면 0의 값을 갖는 더미 변수다. 1차 차분을 적용한 모형은 다음과 같이 상수항이 있는 횡단면 모형이 된다.

$$\Delta y_i = \beta \Delta prog_i + \Delta v_t + \Delta e_i$$

t=1에서는 대조군과 실험군 모두 노인 본인부담정액제의 적용을 받지 않다가, t=2에서 실험군만 정책 프로그램의 적용을 받는다고 했을 때, 이 경우 실험군은 $\Delta prog_i = 1$ 이 되고, 대조군은 $\Delta prog_i = 0$ 의 값을 갖게 된다. 즉 $\Delta prog_i$ 는 실험군과 대조군을 구분하는 더미변수가 된다. 이는 단순이중차이분석에 해당한다.

또한 정책개입의 효과를 보다 정확히 측정하기 위해서 의료이용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 개인특성을 통제한 뒤 비교군과 대조군의 개체특성(2011-2013)중 시간에 따라 변하는 개체특성(거주지역, 만성질환여부, 장애여부, 가구소득분위) 등을 독립변수로 넣어서 이원고정효과모형분석 방법을 이용할 다중이중차분을 실시하였다.

<표 4> 이중차이분석(DID) 방법

	정책개입 전 (Pre-intervention)	정책개입 후 (Post-intervention)	시간 차이
실험군 (Treatment group)	$\alpha + \beta prog_{i1} + \mu_i + v_1 + e_i$	$\alpha + \beta prog_{i2} + \mu_i + v_2 + e_{i2}$	$\beta \Delta prog_i + \Delta v_t + \Delta e_i$
대조군 (Control group)	$\alpha + \beta prog_{i1} + \mu_i + v_1 + e_i$	$\alpha + \beta prog_{i1} + \mu_i + v_2 + e_{i2}$	$\Delta v_t + \Delta e_i$
집단간 차이			$\beta \Delta prog_i$

- 패널회귀분석모형

$$y = \alpha + \beta prog_{it} + \mu_i + v_t + e_{it}, \quad i=1,2,3 \dots, n \text{ 및 } t=1, 2$$

- α = 상수
- β = 정책변수의 계수
- $prog_{it}$ = 정책변수
- μ_i = 개인특성 오차항
- e_i = 순수한 오차항
- v_t = 시간의 오차항

- 1차 차분 회귀분석모형

$$\Delta y_i = \beta \Delta prog_i + \Delta v_t + \Delta e_i$$

- DID 추정량

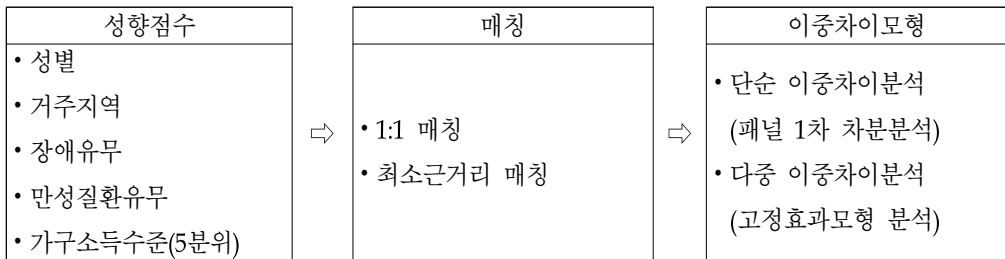
$$\hat{\beta}^{DID} = \overline{\Delta y_i}(\text{실험군}) - \overline{\Delta y_i}(\text{대조군})$$

β = 본인부담정액제의 순효과

2) 성향점수매칭(P propensity Score Matching, PSM)

이중차이 분석에서는 실험군과 대조군은 정책개입의 대상이었는지 여부만 서로 다르고 다른 특성은 같거나 최대한 유사해야 한다. 본 연구에서는 집단 간 특성의 이질성을 해결하기 위해 성향점수매칭(PSM)방법을 활용했다. 성향점수매칭은 실험집단과 유사한 특성을 가진 개인을 짝지어 비교집단을 구성하는 것이다. 즉, 실험집단과 비교집단의 비동질성에 따른 편의를 제거하여 실험설계의 무작위 배정과 유사한 상태를 만들어주는 것이다. 여러 가지 비실험설계 방법론 중에서 성향점수매칭은 편의(bias) 발생이 작아 비교적 정확한 측정을 가능하게 한다. 성향점수매칭과 이중차이모형의 결합은 각각의 모형을 개별적으로 적용하는 것보다 훨씬 좋은 결과를 나타내는 것으로 알려져 있다(권현정 · 조용운 · 고지영, 2011).

[그림 1] 분석모형



IV. 분석결과 및 고찰

1. 연구대상자 특성 성향점수매칭 전후 비교

본 연구에서는 실험군으로 본인부담정액제 대상자인 8,806명을 선정했다. 대조군은 두 개의 그룹을 선정했는데, 65세 미만 비대상자 25,791명과 65세 초과 비대상자 19,843명 중에서 성향점수매칭(1:1)을 통해 65세 미만 대조군1(8,806명)과 65세 초과 대조군2(8,806명)를 선정했다. 의료이용에 영향을 미치는 것으로 알려진 성별, 장애유무, 만성질환유무, 가구소득, 지역 특성이 실험군과 대조군 간 차이가 있는지 살펴보기 위해 카이제곱 검정을 한 바, 성향매칭 전에는 대조군 1에서는 성별을 제외한 모든 변수에서, 대조군 2에서는 성별과 지역을 제외한 모든 변수에서 실험군과 대조군간 통계적으로 유의한 차이가 있었지만, 성향점수매칭 후에는 모든 특성 변수들에서 실험군과 대조군 간 차이가 존재하지 않았다(표 5, 표 6).

<표 5> 연구대상자의 특성 성향점수매칭 전후 비교(대조군1)

(단위: N, %)

	매칭 전			매칭 후	
	대상집단	비대상집단	p-value	비대상집단	p-value
전체	8,806(100.0)	25,791(100.0)		8,806(100.0)	
성별					
여자	4,583(52.0)	13,176(51.1)	0.121	4,223(52.0)	1.000
남자	4,223(48.0)	12,615(48.9)		4,583(48.0)	
장애여부					
유	994(11.3)	2,519(9.8)	0.000	994(11.3)	1.000
무	7,812(88.7)	23,272(90.2)		7,812(88.7)	
만성질환 여부					
유	2,575(29.2)	6,870(26.6)	0.000	2,575(29.2)	1.000
무	6,231(70.8)	18,921(73.4)		6,231(70.8)	
거주지역					
중소도시	4,672(53.1)	13,287(51.5)	0.013	4,672(53.1)	1.000
대도시	4,134(46.9)	12,504(48.5)		4,134(46.9)	
가구소득					
1분위	1,464(16.6)	4244(16.5)	0.000	1,464(16.6)	1.000
2분위	1,205(13.7)	4004(15.5)			
3분위	1,446(16.4)	4863(18.9)			
4분위	2,095(23.8)	6209(24.1)			
5분위	2,596(29.5)	6471(25.1)			

<표 6> 연구대상자의 특성 성향점수매칭 전후 비교(대조군2)

(단위: N, %)

	매칭 전		p-value	매칭 후	
	대상집단	비대상집단		비대상집단	p-value
전체	8,806(100.0)	19,843(100.0)		8,806(100.0)	
성별					
여자	4,583(52.0)	10,353(52.2)	0.838	4,223(52.0)	1.000
남자	4,223(48.0)	9,490(47.8)		4,583(48.0)	
장애여부					
유	994(11.3)	2,553(12.9)	0.000	994(11.3)	1.000
무	7,812(88.7)	17,290(87.1)		7,812(88.7)	
만성질환 여부					
유	2,575(29.2)	5,397(27.2)	0.000	2,575(29.2)	1.000
무	6,231(70.8)	14,446(72.8)		6,231(70.8)	
거주지역					
중소도시	4,672(53.1)	10,731(54.1)	0.108	4,672(53.1)	1.000
대도시	4,134(46.9)	9,112(45.9)		4,134(46.9)	
가구소득					
1분위	1,464(16.6)	3,470(17.5)	0.002	1,464(16.6)	1.000
2분위	1,205(13.7)	2,524(12.7)		1,205(13.7)	
3분위	1,446(16.4)	3,042(15.3)		1,446(16.4)	
4분위	2,095(23.8)	4,637(23.4)		2,095(23.8)	
5분위	2,596(29.5)	6,170(31.1)		2,596(29.5)	

2. 노인 외래 본인부담정액제에 따른 의료이용 및 의료비 변화 분석 결과

1) 의원 외래 내원일수 변화

본인부담정액제 적용 전후 의원 내원일수는 실험군의 경우 2011년 16.9일에서 2013년 19.6일로 2.8일 증가하였고, 대조군1의 경우 2011년 14.8일에서 2013년 15.1일로 0.4일, 대조군2의 경우 2011년 17.7일에서 2013년 19.2일로 1.5일 증가하였다. 단순이중차이 분석에서 실험군이 대조군1에 비해 내원일수가 2.4일 더 증가하였으며, 대조군2에 비해서는 1.3일 더 증가 한 것으로 나타났다(표 7).

즉, 본인부담정액제 적용에 따른 본인부담금의 감소가 의료이용을 유의하게 증가시켰다.

<표 7> 노인 외래 본인부담정액제에 따른 의료이용 변화 단순이중차이 분석결과

(단위: 일)

구분		2011년	2013년	연도별 차이
의원 외래	실험군	16.9	19.6	2.8
내원일수(일)	대조군	14.8	15.1	0.4
(대조군1과 비교)	집단간 차이	2.1	4.5	2.4***
의원 외래	실험군	16.9	19.6	2.8
내원일수(일)	대조군	17.7	19.2	1.5
(대조군2와 비교)	집단간 차이	-0.8	0.4	1.3***

주) + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

다중이중차이 분석결과에서도 외래본인부담정액제가 의원 외래 의료이용의 유의한 영향요인이었다(표 8). 즉, 개인특성을 통제하더라도 본인부담정액제에 따라 실험군의 의원 내원일수는 대조군1에 비해서 2.2일, 대조군2에 비해서 1.2일 증가하였다. 한편, 대조군1과의 분석에서는 개인특성 중 장애가 발생한 경우 1.5일, 만성질환이 발병한 경우 6.7일 의원 내원일수가 더 증가하였고, 대조군2와의 분석에서도 장애가 발생한 경우 7.0일, 만성질환이 발병한 경우 6.7일 의원 내원일수가 더 증가한 반면, 소득분위가 4분위로 변화한 경우 의원 내원일수가 1.0일 감소한 것으로 나타났다.

표 8. 노인 외래 본인부담정액제에 따른 의료이용 변화 다중이중차이 분석결과

(단위: 일)

구분	의원 외래 내원일수 (대조군1과 비교)	의원 외래 내원일수 (대조군2와 비교)	
	B	B	
시간효과	0.37*	1.37***	
외래 본인부담정액제	2.19***	1.15***	
개인특성	성별(기준=여)	-	-
	장애(기준=없음)	1.52*	7.04***
	만성질환여부(기준=없음)	6.71***	6.72***
	지역구분(기준=중소도시)	0.36	0.45
	가구소득2분위(기준=1분위)	-0.72*	-0.62
	가구소득3분위(기준=1분위)	-0.80*	-0.50
	가구소득4분위(기준=1분위)	-0.63	-1.02*
	가구소득5분위(기준=1분위)	-0.50	-0.39

주: + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

2) 의원 외래 본인부담금 변화

본인부담정액제 적용 전후 의원 외래 본인부담금은 실험군의 경우 2011년 86,312원에서 2013년 76,340원으로 9,972원 감소한 반면, 대조군1은 2011년 76,965원에서 2013년 84,311원으로 7,346원 증가하였고, 대조군2는 2011년 64,847원에서 2013년 70,016원으로 5,169원 증가하였다. 단순이중차이 분석에서, 실험군이 대조군1에 비해 본인부담금이 17,317원 감소하였고, 대조군2에 비해 15,141원 감소하였다(표 9). 즉, 본인부담정액제 적용에 따라 본인부담금이 감소하였다.

<표 9> 노인 외래 본인부담정액제에 따른 본인부담금 변화 단순이중차이 분석결과

(단위: 원)

구분	2011년	2013년	연도별 차이
의원 외래 본인부담금(원)	86,312	76,340	-9,972
(대조군1과 비교)	76,965	84,311	7,346
집단간 차이	9,347	-7,971	-17,317***
의원 외래 본인부담금(원)	86,312	76,340	-9,972
(대조군2와 비교)	64,847	70,016	5,169
집단간 차이	21,465	6,324	-15,141***

주: + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

다중이중차이 분석에서는(표 10), 외래 본인부담정액제, 장애, 만성질환이 의원 외래 본인부담금의 유의한 영향요인이었다. 즉, 개인특성을 통제하더라도 본인부담정액제의 효과로 연간 본인부담금이 대조군1에 비해서 18,540원, 대조군2에 비해서 15,692원 감소하였다. 대조군1 분석에서 장애 및 만성질환이 발생한 경우에는 본인부담이 각각 36,189원, 33,596원 증가하는 것으로 나타났으며, 대조군2 분석에서도 장애 및 만성질환이 발생한 경우 본인부담이 각각 100,241원, 33,613원 증가하는 것으로 나타났다.

<표 10> 노인 외래 본인부담정액제에 따른 본인부담금 변화 다중이중차이 분석결과

(단위: 원)

구분	의원 외래 본인부담금	의원 외래 본인부담금	
	(대조군1과 비교)	(대조군2와 비교)	
	<i>B</i>	<i>B</i>	
시간효과	7,276 ^{***}	4,124 ^{***}	
외래 본인부담정액제	-18,540 ^{***}	-15,692 ^{***}	
성별(기준=여)	-	-	
개인특성	장애(기준=비장애)	36,189 ^{**}	100,241 ^{***}
	만성질환(기준=없음)	33,596 ^{***}	33,613 ^{***}
	지역(기준=중소도시)	4,060	-3,340
	가구소득2분위(기준=1분위)	-858	-1,897
	가구소득3분위(기준=1분위)	-4,172	-454
	가구소득4분위(기준=1분위)	-2,006	-1,945
	가구소득5분위(기준=1분위)	-1,239	-95

주: + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

3) 의원 외래 요양급여비용 변화

의원 요양급여비용⁶⁾은 실험군의 경우 본인부담정액제 적용 전인 2011년 338,770원에서 적용 후인 2013년 388,270원으로 49,500원 증가한 반면, 대조군1은 2011년 303,336원에서 2013년 312,017원으로 8,681원 증가하였고 대조군2는 2011년 316,053원에서 2013년 353,064원으로 37,011원 증가하였다⁷⁾.

단순이중차이 분석결과(표 11), 실험군이 대조군1에 비해 요양급여비용이 40,819원 더 증가하였고 대조군2에 비해서는 12,489원 더 증가했다. 본인부담을 정률제로 지불했던 2011년에 비해서 정액제 대상이 된 2013년에 실험군의 내원일수가 증가함에 따라 요양급여비용이 증가한

6) 요양급여비용은 본인부담금 외에 공단부담금을 합친 의료비 총액임

7) 2011년 요양급여비용은 2013년 요양급여비용을 비교하기 위하여 2차레에 걸친 의원급 수가인상분 5.27%(2012년 2.8%, 2013년 2.4%)을 반영한 값임

것으로 해석된다.

다중이중차이 분석결과(표 12), 대조군1 분석에서는 외래 본인부담정액제, 장애, 만성질환, 소득수준이 외래 요양급여비용에 대한 유의한 영향 요인이었다. 개인특성을 통제하더라도 본인부담정액제의 효과로 연간 35,191원이 증가하였고, 장애가 발생한 경우에는 408,169원, 만성질환이 발병한 경우 157,208원 높은 반면, 소득분위가 3분위로 변화한 경우 48,908원 낮았다. 대조군2 분석에서는 장애, 만성질환의 발생이 외래 요양급여비용의 유의한 영향 요인이었다. 외래 본인부담정액제의 효과로 14,416원 증가하였으나 통계적으로는 유의하지 않았다. 장애가 발생한 경우에는 1,028,748원, 만성질환이 발병한 경우 157,414원 높았다.

<표 11> 노인 외래 본인부담정액제에 따른 요양급여비용 변화 단순이중차이 분석결과 (단위: 원)

구분		2011년	2013년	연도별 차이
의원 외래	실험군	338,770	388,270	49,500
요양급여비용(원)	대조군	303,336	312,017	8,681
(대조군 1과 비교)	집단간 차이	33,661	76,253	40,819***
의원 외래	실험군	338,770	388,270	49,500
요양급여비용(원)	대조군	316,053	353,064	37,011
(대조군 2와 비교)	집단간 차이	21,580	35,206	12,489

주: + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

<표 12> 노인 외래 본인부담정액제에 따른 요양급여비용 변화 다중이중차이 분석결과

(단위: 원)

구분	의원 외래 요양급여비용	의원 외래 요양급여비용
	(대조군 1과 비교)	(대조군 2와 비교)
	<i>B</i>	<i>B</i>
시간효과	7,398 ^{***}	26,453 ^{***}
외래 본인부담정액제	35,191 ^{***}	13,118
성별(기준=여)	-	-
장애(기준=비장애)	408,169 ^{***}	1,028,748 ^{***}
만성질환(기준=없음)	157,208 ^{***}	157,414 ^{***}
지역(기준=중소도시)	51,503+	-7,176
개인특성		
가구소득2분위(기준=1분위)	-28,918+	-17,486
가구소득3분위(기준=1분위)	-48,908 ^{**}	-1,675
가구소득4분위(기준=1분위)	-24,529	-13,380
가구소득5분위(기준=1분위)	-26,622	4,373

주: + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

이상의 분석 결과는 대조군에 비해 실험군에서 본인부담정액제 하에서 본인부담금이 감소하고 의료이용은 증가하였음을 확인해준다. 이는 본인부담정액제가 그 의도한 정책 효과를 보이고 있음을 보여준다. 이는 본인부담이 감소하면 이용이 증가한다는 선행연구(김명화·권순만, 2010; 이용재, 2009; Davis & Russell, 1972)를 지지하는 반면, 노인층의 의료비 부담 경감에 실효성이 미미하다는 선행연구(김계현 외, 2013)와는 상반된다.

V. 결론 및 제언

노인 외래 본인부담정액제는 1995년 70세 이상 노인을 대상으로 도입되었고 2000년에 65세 이상으로 대상자가 확대된 이후 지금까지 계속되고 있다. 본 연구에서는 동 제도가 의료이용 및 의료비지출에 미치는 영향을 확인하고자 건강보험 표본코호트자료를 대상으로 성향점수매칭을 결합한 이중차이분석을 수행한 바, 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 의원 외래 내원일수의 경우, 본인부담정액제 대상자가 그렇지 않은 집단에 비해 1.3일 내지 2.4일 더 길었다. 개인특성을 통제한 다중이중차이분석에서는 1.4일 내지 2.2일 더 길

었다.

둘째, 의원 외래 본인부담금의 경우, 본인부담정액제 대상자가 15,141원 내지 17,317원 더 감소했고, 다중이중차이분석에서는 15,692원 내지 18,541원 더 감소했다.

셋째, 의원 외래 요양급여비용의 경우, 본인부담정액제 대상자가 13,626원 내지 42,591원 더 증가했다. 다중이중차이분석에서는 14,416원 내지 36,922원 더 증가했다.

이러한 결과는 본인부담정액제가 본인부담을 줄여주어 의원 외래 내원일수를 높인 반면 요양급여비용은 증가시켰음을 보여준다. 다만, 이러한 의료이용의 증가에는 의료에의 접근성 향상(미충족의료 해소)이라는 긍정적 측면과 공급자의 유인수요 내지 이용자의 도덕적 해이라는 부정적 측면이 혼재되어 있을 수도 있으므로, 외래 본인부담정액제 정책을 평가함에 있어서는 보다 추가적인 정보와 분석이 요구된다.

본인부담정액제가 요양급여비용의 증가를 통해 미치는 건강보험 재정에 대한 영향도 간과해서는 안 된다. 2012년 65세 이상 노인의 의원 외래 실 수진자수는 495만 3천여 명이었고, 진료비는 1조 9,772억 원(공단부담금 1조 5,843억원, 본인부담금 3,929억원)에 달했다. 이 중 정액진료비의 비중은 57.9%, 정률진료비 42.1%이었다(국민건강보험공단 내부자료). 또한 본인부담정액제가 65세 이상으로 확대되었던 2000년만 해도 65세 이상 노인의 비율이 7.2%이었지만, 2016년 현재 이미 13.5%다. 이 과정에서 전체 외래진료비에서 차지하는 노인 외래진료비의 비중은 2000년 15.0%에서 2014년에 27.7%로 커졌고, 노인 1인당 외래 내원일수는 19.5일에서 39.2일로 2배 이상 증가했다(국민건강보험공단, 2014; 국민건강보험공단, 2000). 더욱이 65세 이상 인구의 비중은 2026년 20.8%, 2036년 29.3%로 증가가 예측되고 있다(통계청, 2016). 따라서 건강보험재정의 건전성을 위해서는 노인 외래 본인부담정액제의 정액구간과 본인부담 수준을 적절히 설정하는 것이 중요하다. 노인 계층의 상당수가 본인부담에 민감한 저소득층임(김정희, 2007; 이충섭, 1989) 또한 고려되어야 한다. 이들의 의료 접근성을 저해하는 수준이 되어서는 안 되기 때문이다.

본 연구의 제한점으로는 성향점수매칭 적용 시 질병의 중증도, 주요 질환 과거력 등 개인적 특성을 더 세밀하게 고려하지 못하였다는 점, 의료이용에 영향을 미치는 요인으로 공급자 특성, 사회환경적 요인 등이 고려되어야 하나 자료의 한계로 반영하지 못했다는 점을 들 수 있다. 이러한 제한점에도 불구하고 전후비교 및 집단비교를 결합하여 노인 외래 본인부담정액제의 순수 효과를 분석한 본 연구는 향후 노인 외래 본인부담정액제의 재설정에 있어서 의미 있는 판단 근거로 활용될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 국민건강보험공단, 건강보험통계연보, 2000
- 국민건강보험공단, 건강보험통계연보, 2014
- 권현정 · 조용운 · 고지영, "노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향: 성향점수매칭(PSM)과 이중차이(DD) 결합모형을 이용한 분석", 한국사회복지학, 63(4), 청목출판사, 2011, pp.301-328
- 김계현 · 이정찬 · 김한나, "노인 대상 외래진료 본인부담제도의 개선방안", 국가정책연구, 28(3), 중앙대학교 국가정책연구소, 2014, pp.435-456
- 김계현 · 이정찬 · 김한나, 노인 본인부담진료비 증가에 대한 개선방안, working paper, 의료정책연구소, 2011
- 김계현 · 이정찬 · 김한나 · 이평수, 노인층에 적용되는 외래 본인부담제도의 문제점과 개선방안, 의료정책연구소, 2013
- 김명화 · 권순만, "노인의 외래본인부담제도에 따른 의료이용의 변화", 예방의학회지, 43(6), 대한예방의학회, 2010, pp.496-504
- 김정희, "건강보험 외래진료 본인부담금 정률제 도입의 의미", 건강보험포럼, 2007, 국민건강보험공단, pp.6-19
- 김창보 · 이상이, "의원 외래 본인부담 정액제의 변천과 정책적 함의", 보건행정학회지, 11(4), 한국보건행정학회, 2001, pp.1-20
- 김창엽, 건강보장의 이론, 한울, 2004
- 김효정 · 김영훈 · 김한성 · 우정식 · 오수진, "외래 본인부담률 인상이 상급종합병원과 종합병원의 외래 의료이용에 미치는 영향", 보건행정학회지, 23(1), 한국보건행정학회, 2013, pp.19-34
- 박영경, "입원본인부담금 면제제도가 소아백혈병 환자에게 미친 영향". 연세대학교 석사학위논문, 2009
- 박지연 · 채희율, "건강보험 본인부담률의 인상이 건강보험재정에 미치는 영향", 한국보험학회지, 64, 한국보험학회, 2003, pp.109-136
- 안이수, "이중차이모델에 의한 건강보험 외래본인부담금 경감제도의 영향 분석", 한국콘텐츠학회논문지, 13(11), 한국콘텐츠학회, 2013, pp.187-197
- 유시민, 본인부담 정액제를 정률제로 바꾸는 이유, 대한민국 정책포털. 2007.2.15.
<http://news.naver.com/main/read.nhn?mode=LSD&mid=sec&sid1=117&oid=078&aid=0000030121>
- 이용재, "본인부담 경감이 암환자의 건강보험 이용에 미친 영향", 재정정책논집, 11(1), 한국재정정책학회, 2009, pp.3-25
- 이충섭, "의료보험의 상피된 선택, 도덕적 위해 및 본인부담제의 이론적 고찰", 인구보건논집,

- 9(1), 한국보건사회연구원, 1989, pp.81-85
- 전기홍 · 김한중, "의료보험 본인부담금 인상에 따른 외래이용 변화", *예방의학회지*, 25(1), 대한 예방의학회, 1992, pp.73-87
- 정정지, "암 환자의 본인부담 변화가 의료이용에 미친 영향에 관한 연구", 건양대학교 박사학위논문, 2008
- 최원희, "6세미만 소아의 건강보험 입원 본인부담금 면제에 따른 의료이용 변화", 서울대학교 석사학위논문, 2008
- 최정규 · 정형선, "이중차이분석 통해 본 산정특례제도의 의료비부담 완화효과". 보건경제와 정책연구, 18(4), 한국보건경제정책학회, 2012, pp.1-19
- 최지숙 · 안보령, 의료급여 본인부담금 변화에 따른 의료이용 예측, 건강보험심사평가원, 2015 통계청 홈페이지 KOSIS (방문일자: 2016.05.11)
- 홍선우, "본인부담제도가 의료급여 1종 수급권자의 의료이용에 미치는 영향", *간호행정학회지*, 5(1), 한국간호과학회 간호행정학회, 2009, pp.136-46
- Beck R.G., "The effects of co-payment on the poor", *Journal of Human Resources*, 9(1), 1974, pp.129-142
- Bodenheimer T.S. · Grumbach K., *Understanding Health Policy: A Clinical Approach*, Lange Medical Books, McGraw-Hill Medical, 4th Edition, 2000
- Davis K. · Russell L.B., "The substitution of hospital outpatient care for inpatient care", *The Review of Economics and Statistics*, 54(2), 1972, pp.109-120
- Folland S. · Goodman A.C. · Stano M., *The economics of health and healthcare* Prentice Hall, 4th eds. 2004
- Huang J.H. · Tung C.M., "The effects of outpatient co-payment policy on healthcare usage by the elderly in Taiwan", *Archives of Gerontology Geriatrics*, 43(1), 2006, pp.101-116
- Manning W.G. · Newhouse J.P. · Duan N., Keeler E.B. · Leibowitz A., "Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment", *American Economic Review*, 77(3), 1987, pp.251-277
- Newhouse J.P. · Insurance Experiment Group, *Free for All?: Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, 1993
- Newhouse J.P. · Phelps C.E., "Price and income elasticities for medical care services", *The Economics of Health and Medical Care*, Part of the series International Economic Association Series, 1974, pp.139-161
- Pauly MV, *Paying physicians: Options for controlling cost, volume and intensity of service* Health Administration press. 1992
- Phelps C.E. · Newhouse J.P., "Effect of coinsurance: A multivariate analysis", *Social Security*

Bulletin, 35(6), 1972, pp.20-29

Trottmann M. · Zweifela P. · Becka K., "Supply-side and demand-side cost sharing in deregulated social health insurance: which is more effective?", *Journal of Health Economics*, 31(1), 2012, pp.231-242

<Abstract>

The effect of the fixed copayment on medical utilization and health expenditure of the elderly

Young-Kyoon Na* · Hyoung-Sun Jeong** · Bo-Ryung Ahn** · Kwang-Su Lee**

(*Health Insurance Policy Research Institute, National Health Insurance Service

**Department of Health Administration, Yonsei University College of Health Sciences)

This study focused on the effect of fixed copayment program for elderly outpatients on medical utilization and health expenditure. The cohort data of National Health Insurance Service (NHIS) were analysed using difference-in-difference (DID) method with propensity score matching (PSM). The number of outpatient visits per capita per year increased in the case of test group than that of a control group, and their copayment per capita per year decreased, and their medical expenditures per capita per year increased showing statistically significant differences. This results suggest that fixed copayment program for elderly outpatients has contributed to elderly population's access to healthcare by reducing their burden in their use of health care. This might include user's moral hazard or providers' induced demand as well. Both access to health care of the elderly and stability of the national health insurance fund need to be considered in determining the upper limit of health expenditure and level of copayment in the fixed copayment program for elderly outpatients.

Key Words : Fixed copayment program for elderly outpatients, Outpatient visits per capita, Propensity Score Matching (PSM), Difference in Difference (DID)

‡ Corresponding author: Hyoung-Sun Jeong Tel: +82--33-760-2343, e-mail: jeonghs@yonsei.ac.kr
Address: Department of Health Administration, Yonsei University College of Health Sciences,
1 Yonsedae-gil, Wonju 26493, Korea