

## IV. 건강보험료 결정요인 분석

### 1. 의료비 결정요인에 관한 선행연구

전통적 순보험료법에 의해 산출된 순보험료는 1인당본인부담의료비와 동일하기 때문에 의료비의 결정요인에 관한 선행연구를 조사하는 것은 건강보험료 결정요인에 관한 선행연구를 조사하는 것과 같을 것이다. 그런데 대부분의 연구들은 모든 공·사 의료비를 포함하는 개념인 국민 의료비의 결정요인에 관한 연구에 초점을 두고 있어서 우리나라의 본인 부담의료비만을 추출하여 분석하는 본 연구와 구별된다.

많은 연구에서 소득수준이 의료비에 탄력적으로 영향을 준다고 결론을 내리고 있다. Newhouse(1977)는 1971년도의 13개국 횡단면자료를 이용하여 국민의료비에 대한 소득탄력성을 추정한 결과 탄력적이었음을 보이면서, 소득수준이 가장 중요한 결정요인임을 밝혔다. 1987년의 19개국 횡단면자료를 이용하여 추정한 Gerdtham(1992a)의 결과나, 1974, 1980, 1987의 19개국 패널자료를 이용하여 추정한 Gerdtham(1992b)의 결과는 모두 국민의료비가 1인당 소득에 대해 탄력적임을 보이면서 소득수준이 가장 중요한 결정요인임을 보였다. 반면 Gerdtham(1998)은 22개국 패널을 이용하여 추정한 결과와 Barros(1998)의 24개국 국민의료비의 패널을 이용한 결과는 소득수준이 비탄력적으로 나타났다. Newhouse(1992)에서는 소득수준, 고령화, 건강보험에 의한 과잉수요·공급, 유인수요, 보건의료 물가지수, 의료기술의 발달도 국민의료비의 결정요인임을 주장하면서 소득탄력적임을 보이고 있다.

국내 연구로 사공진(1995)은 1985~1990년간 OECD 24개국의 자료를 소득수준, 공공재정비중, 고령인구비중, 행위당수가제, 의사수의 변수를 사용하면서, 국민의료비의 소득탄력성을 0.97로 추정했다. 사공진·손장원(1999)에서는 OECD 24개국의 1990~94년 통계를 이용하여 앞서 연구

와 동일한 변수를 이용하여 분석하였는데, 소득탄력성이 탄력적인 것으로 추정하였다. 김종면(2000)은 1972년부터 1996년까지 OECD 24개국의 통합시계열자료를 이용하여 분석한 결과 소득탄력성은 1.19로 추정하였다. 강병구(2003)는 (1인당)GDP, 고령인구 비중, 공공의료비 비중, 여자의 경제활동 비중, 행위당수가제 더미, 1인당 국민의료비 변수들을 사용하면서 OECD 국가의 패널자료를 분석한 결과, 국민의료비의 소득탄력성은 1.052로 추정하였다. 최병호(2006)는 OECD 자료를 이용하면서 1인당 실질GDP, 1인당 실질정부보건의료비, 건강보험적용인구비중, 인구 1,000명당 의사수, 국민의료비에서 입원진료비가 차지하는 비중, 65세 이상인구 비중, 여자노동인구 비중, 신기술(CT, MRI 보유대수)의 변수를 사용하면서, 소득탄력성은 모델설정에 따라서 탄력적일 수도 있고, 비탄력적일 수도 있음을 보이고 있다.

고령화는 많은 연구에서 국민의료비에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. Newhouse *et al.*(1982)는 나이보다는 건강상태가 더 중요한 의료비 결정 요인이라고 주장하였다. Gerdtham(1998)과 Barros(1998)는 65세 이상 인구비중의 국민의료비에 대한 영향이 통계적으로 유의하지 않음을 보이고 있다. Fuchs(1984)는 의료비지출에 대한 나이의 영향을 분석할 경우 나이보다는 기대수명이 보다 적절한 요인임을 밝혔으나, Zweifel and Ferrari(1992)는 기대수명이 의료비지출에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않다고 주장하였다.

국내 연구로 사공진(1995)은 1985~1990년간 OECD 24개국의 자료를 사용하면서 65세 이상 인구비중의 탄력성을 8.51로 추정하였다. 사공진·손장원(1999)에서는 노인인구의 탄력성은 0.4로 추정하여 여전히 유의한 변수로 추정하였다. 김종면(2000)은 1972년부터 1996년까지 OECD 24개국의 통합시계열자료를 이용하여 분석한 결과 고령인구의 비중이 10% 증가할 때 국민의료비는 16.2% 증가하는 것으로 추정하였다. 강병구(2003)는 고령인구의 비중이 10% 증가할 때 국민의료비는 0.49% 증가하는 것으로 추정하였다. 최병호(2006)는 OECD 자료를 이용하면서

65세 이상인구 비중은 모델설정에 따라서 유의할 수도 있고, 유의하지 않을 수도 있음을 보이고 있다.

Gerdtham(1998)는 여자경제활동 참가율이 의료비에 미치는 영향은 유의하지 않다고 추정했는데, 강병구(2003), 최병호(2006)는 통계적으로 양의 영향을 갖는다고 결론을 내리고 있다. 그리고 모형 설정에 따라서 탄력적일 수도 있다는 결과를 보이고 있다.

위의 국·내외 연구들은 나라별 총량자료 혹은 OECD 데이터를 이용한 분석이어서 국가간 이질성(heterogeneity)의 문제를 안고 있고, 공·사 의료비를 포함하는 국민의료비를 분석한 것이기 때문에 우리나라에 대한 시사점을 찾는다는 것은 무리가 있다. 그러한 면에서 이혜훈(2001)의 접근은 한층 발전했다고 할 수 있다. 1981년부터 1998년까지 우리나라의 통계자료를 이용하여 국민의료비의 소득탄력성은 0.72이고, 65세 이상 인구의 비중이 10% 증가할 때 국민의료비는 10.45% 증가하는 것으로 최소자승법을 이용하여 추정하였다.

우리나라 자료를 이용한 이혜훈(2001)의 연구는 국민의료비를 추계하여 사용하기는 하지만 국민의료비 구성 항목들은 매우 다른 성격의 것들이 합쳐진 것이기 때문에 국민건강보험이나 민영건강보험에 대한 시사점을 얻기는 곤란하다. 조용운·김세환(2005)은 국민건강보험의 급여부분과 비급여부분을 분리하여 총량적으로 추계한 뒤 유인수요(Evans, 1977)개념을 도입하여 유인수요 및 의료공급자의 과잉공급이 국민건강보험의 급여부분 보다는 비급여부분의 의료비에 더 크게 작용하고 있음을 보이고 있다. 국민건강보험 적용인구의 증가 그리고 소득수준도 가계의료비와 탄력적인 관계를 갖을 개연성을 보였다. 그러나 연도별 총량자료를 이용한 분석이었고, 발생률과 건당본인부담의료비를 분리 분석하지 않았다.

본 연구는 우리나라 환자본인부담의료비, 건당본인부담의료비, 그리고 외래 및 입원발생률을 산출하여 분석한다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 더욱이 건강검진이 발생률이나 의료비에 미치는 영향을 분석한 사

례는 찾아보기 힘든 면이 있는데, 본 연구에서는 이를 모델에 포함시켜 분석한다는 점도 의의를 갖는다고 하겠다.

## 2. 추정 방법

본 장에서 사용될 데이터는 1998년과 2001년에 실시한 한국보건사회 연구원의 『국민건강영양조사』 자료를 지역별·성별로 분리해서 산출한 발생률 및 심도, 그리고 순보험료이다. 분석에 사용된 자료는 [부록]에 제시했다. 기존의 국내외 연구들은 국가별자료를 이용하거나 연도별 총량자료를 이용하고 있지만 본 연구에서는 국내 지역별·성별 자료를 이용하여 접근한다는 점이 큰 차이점이다. 이러한 접근은 데이터의 측정오류(measurement errors)를 감소시키고, 국가별자료를 이용하는 것보다 동질성(homogeneity)을 크게 향상시키며, 개별적 자료에 한 층 더다가 보다 정치한 결과를 얻을 수 있다는 장점이 있고, 건강검진, 고령화, 유인수요, 제도적 변수 등의 영향을 파악할 수도 있다.

지역별·성별 자료를 이용하는 이유는 다음과 같다. 먼저 발생률이나 순보험료를 산출하기 위해서는 개인별 자료를 동질적 그룹으로 분리할 필요가 있다.

그리고 예를 들어, 건강검진이 발생률 혹은 의료비에 미치는 영향을 알고 싶을 경우 개인별 데이터를 이용할 수 없다. 국민건강보험의 건강검진 대상자가 전 적용인구가 아닐뿐더러 건강검진 대상자라고 하더라도 건강상태가 좋지 않다고 생각하는 사람들만이 건강검진을 받을 개연성이 크기 때문에 건강검진을 받은 사람과 받지 않은 사람을 직접 비교하는 것은 건강검진의 효과를 분석하기 위해서는 바람직한 방법은 아닐 것이기 때문이다. 그래서 한 집단을 둘로 나누어 한 집단은 건강검진을 받게 하고 나머지는 건강검진을 받지 않게 한 뒤 두 집단을 비교해야 하나 이러한 실험적 데이터는 구성되기가 곤란할 것이다. 또 한 가지 방법은 일정기간 동안은 건강검진을 받고, 일정기간 동안은 건강검진을

받지 않은 상태에서 발병률이나 의료비지출에 변화가 있는지를 보아야 하나 이러한 데이터는 역시 형성되기가 곤란할 것이다. 그리고 현재 사용하고자 하는 데이터는 이러한 상태에 있지 않다. 그러므로 성별·지역별 등 동질적인 집단을 형성하고 각 집단이 건강검진율이 상이하면 그로 인해 의료비지출도 상이한지를 알아보는 것이 적절한 접근방식이 될 것이다.

분석에 이용한 모형은 다음과 같다.

$$\ln y_i = \alpha + \beta \ln x_{1i} + \gamma x_{2i} + \epsilon_i$$

여기서  $y_i$ 는 전통적 순보험료법으로 산출된 순보험료와 외래 및 입원 발생률, 다면건강보험료법으로 산출된 순보험료와 외래 및 입원 발생률이 될 수 있으며,  $\beta$ 는 계수 벡터이고,  $x_{1i}$ 는 주어진 변수(fixed variables)들을 요소로 하는 벡터이고, 1인당 실질소득, 여자경제활동률(통계청, 홈페이지), 65세 이상 인구비율, 건강검진율(전체응답자 중 수검자 비율), 인구 1만명당 상근의사수(보건복지통계연보)이고,  $x_{2i}$ 는 이 질성을 통제하기 위한 이항변수들이다.  $\epsilon_i$ 는 오차항으로 독립적이며, 영의 평균과 상수분산을 갖는 정규분포를 가정한다. 본 연구에서 수준변수는 자연대수값을 이용하고, 비율변수는 백분율로 표현한 뒤의 자연대수값을 이용한다. 순보험료와 건당본인부담금의 실질변수로의 변환은 2000년 기준 의료서비스 소비자물가 수준(통계청 물가연보)인 0.923(1998)과 1.123(2001)을 이용하고, 1인당 소득은 소비자 물가지수 0.994(1998)와 1.035(2001)을 이용한다. 추정방법은 최소자승법(OLS)을 이용하고, 회귀분석에 사용된 지역별·성별 자료는 부록에 제시되어 있다. 위에서 설명된 연령별 발생률이나 순보험료의 통계는 가중평균이고 기술통계의 평균은 단순평균이기 때문에 다를 수 있다.

&lt;표 IV-1&gt; 여자 경제활동인구 추이(구직기간 1주 기준)

연도	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
경제활동 인구(천명)	8,576	8,785	9,069	9,275	9,466	9,397	9,667	9,835
경제활동 참가율(%)	47.1	47.6	48.6	49.2	49.7	48.9	49.8	50.0

자료 : 통계청, 홈페이지, 2006.

### 가. 여자 경제활동인구의 영향

많은 다른 나라들과 마찬가지로 우리나라에서도 가정간호(Informal care)를 여자들이 주로 담당하고 있다. 그래서 여자 경제활동의 증가는 여자들이 가정간호(Informal care)를 제공할 수 없게 되어 가족 구성원의 의료기관 이용률을 높일 것이고, 또한, 여자자신도 위험에 노출이 증대되어 의료기관 이용률을 높이는 결과를 가져올 것이므로 의료비를 증대시키는 원인이 될 것이라는 가설이 있다. 이러한 가설 아래에서 OECD 자료를 분석한 Gerdtham(1998)은 여자경제활동률이 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는다는 결론을 내리고 있고, OECD 자료를 이용하는 최병호(2006)는 통계적으로 의료비를 증가시킨다는 결과를 얻고 있다.

본 연구에서는 다른 시각에서 가설을 세운다. 실제로 보험 데이터에는 경제활동을 하는 여자들은 하지않는 여자들보다 의료이용을 적게 하는 것으로 나타난다. 경제활동으로 인해 의료기관을 방문할 시간적 여유가 없기 때문이라고 한다. 따라서 여자경제활동률의 증가는 의료비와 음(-)의 관계에 있을 것으로 가정할 수 있다.

한편, 여자의 경제활동으로 여자들이 가정간호(Informal care)를 제공할 수 없게 되어 가족 구성원의 의료이용률을 높이는 결과를 가져올 것이라는 가설은 경제·사회적 환경을 고려하여 볼 때 재고할 필요가 있다. 우리나라는 소득수준이 높아지고, 전 국민 건강보험의 실시로 의료

비에 대한 부담이 적어져서 여자가 경제활동을 하지 않더라도 가정간호 보다는 의료기관을 방문하고 있을 것으로 보인다. 즉 가정간호는 여자의 경제활동과는 관계가 미약할 것으로 본 연구는 가정하고자 한다. 결론적으로 여자의 경제활동이 의료비의 지출을 오히려 감소시킬 수 있다는 가설을 세우고자 한다.

이것은 여자의 경제활동률은 증가하고 있는데(<표 IV-1> 참조) 이러한 추세가 민영건강보험에는 어떠한 영향을 미칠지를 규명하는 것이 될 것이다.

#### 나. 소득수준

소득수준은 중요한 의료비 결정요인이며, 탄력적인가의 여부가 주요 관심사이다. Newhouse(1977), Gerdtham(1992a), Gerdtham(1992b)의 결과 모두 국민의료비가 1인당 소득에 대해 탄력적이었다. 반면 Gerdtham(1992, 1998)은 22개국 패널을 이용하여 추정한 결과와 Barros(1998)의 24개국 패널을 이용한 결과는 비탄력적이었다. 우리나라 본인부담의료비에서는 어떠한지 추정해 보기 위해서 소득수준을 설명변수로 선택했다. 그리고 선행 연구들에서는 시도되지 않았던 외래 및 입원 발생률, 그리고 건당 본인부담의료비가 소득수준에 따라 어떤 변화를 보이는가를 추정해 보고자 한다.

『국민건강영양조사』 자료를 소득 수준별로 정리한 자료가 <표 IV-2>와 <표 IV-3>에 나타나 있다. 상해 및 출산을 포함하고 있는 1998년의 입원 발생률, 1인당 입원의료비, 외래발생률, 1인당 외래의료비가 소득수준별로 일정한 패턴을 갖지 않는 것으로 나타났다. 반면 상해 및 출산을 포함하고 있지 않고 질병 중심의 자료인 2001년 자료에는 입원 발생률, 1인당 입원본인부담의료비, 외래발생률, 1인당 외래본인부담의료비가 저소득층일수록 높아지는 경향을 갖는 것으로 나타났다.

&lt;표 IV-2&gt; 소득별 발생률 및 본인부담의료비(명목, 1998)

연소득	대상자 수	입원 발생률	1인당입원 의료비(천)	외래발생률(1년)	1인당외래의료비(1년,천)
1200만원 미만	13,095	0.06254	79.04757	9.68396	134.84
1200만원~1800만원	9,516	0.05223	54.36934	9.70692	155.01
1800만원~2400만원	6,409	0.05258	52.50617	9.65729	156.52
2400만원~3000만원	5,204	0.04285	36.44411	9.39353	143.91
3000만원~3600만원	1,602	0.05431	45.60710	9.29263	187.71
3600만원~4200만원	1,967	0.04677	60.17877	9.43714	172.60
4200만원~4800만원	343	0.06706	56.35374	10.71741	193.71
4800만원~5400만원	494	0.04251	30.50304	8.02198	188.09
5400만원~6000만원	126	0.04762	76.59524	9.72506	73.52
6000만원 이상	522	0.06513	61.20307	8.39080	210.97

자료: 『국민건강영양조사』, 한국보건사회연구원, 1998.

&lt;표 IV-3&gt; 소득별 발생률 및 본인부담의료비(명목, 2001)

연소득	대상자 수	입원발생률	1인당입원 의료비(천)	외래발생률(1년)	1인당외래의료비(1년,천)
1200만원 미만	8,685	0.03938	54.03625	14.53216	219.56
1200만원~1800만원	6,562	0.02560	36.75236	11.41867	176.20
1800만원~2400만원	6,540	0.01942	23.03496	10.06580	163.82
2400만원~3000만원	6,602	0.02211	31.86423	9.36707	179.16
3000만원~3600만원	2,933	0.01466	24.66451	9.04011	161.00
3600만원~4200만원	3,240	0.01543	23.45509	9.55952	189.10
4200만원~4800만원	764	0.02356	30.79450	9.69147	146.77
4800만원~5400만원	1,037	0.01350	10.27387	9.37767	133.56
5400만원~6000만원	236	0.00847	4.15254	6.84927	143.50
6000만원 이상	1,166	0.01801	27.24786	7.96006	136.53

자료: 『국민건강영양조사』, 한국보건사회연구원, 2001.



## 다. 고령화의 영향

나이와 1인당 국민의료비는 U자형 곡선의 관계를 갖는 것으로 알려져 있다(유근춘, 2004). 즉, 고령화가 진전되면 본인부담의료비도 증가할 것이라는 점을 시사하고 있는 것이다.

그러나 65세 이상인구 비율만을 가지고 고령화의 영향을 보는 것은 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못할 수 있다.

1998년 자료인 <그림 III-1>에서 보는 바와 같이 건당 본인부담의료비는 나이에 따라 증가하는 추세를 보이지만 65세 이후에는 감소추세를 보이고, <그림 III-2>부터 <그림 III-5>에 나타난 것처럼, (입원+외래)발생률은 전형적인 U자형 곡선의 관계를 보이다가 역시 65세 이후에는 감소세로 돌아선다.<sup>13)</sup> <그림 III-10>부터 <그림 III-13>에 나타난 것처럼, 결국 2001년 남자의 경우를 제외하고 1인당 본인부담의료비가 55세~65세에서 최고조에 이르다가 하락하는 추세를 보이고 있기 때문이다.

더욱이, 1998년 자료에서처럼 여자의 경우는 출산기가 있기 때문에 고령기에 의료비 지출을 많이 한다고 해도 회귀분석에서는 고령화가 유의하게 나타나지 않을 수 있다. 실제로 Newhouse et al.(1982), Gerdtham(1998), Barros(1998) 등의 총량자료를 이용한 연구에서처럼 기존의 많은 연구들은 65세 이상 인구비중의 국민의료비에 대한 영향이 통계적으로 유의하지 않음을 보이고 있다.

그러면 우리나라 본인부담의료비에 고령인구의 비중이 어떠한 영향을 주는지를 통계적으로 확인해 보고자 한다. 특히 상해 및 출산 효과가 제외된 2001년 자료에서는 고령화의 영향을 보다 더 적절하게 추정할 수 있을 것으로 판단된다.

---

13) 그리고 몇몇 OECD 국가에서는 평균수명의 증가가 질병발생의 증가를 수반하지 않았고, 중증장애율은 인구가 고령화됨에 따라 줄어들고 있다(정형선, 2004).

<표 IV-4> 건강검진여부별 발생률 및 순보험료 산출결과(1998)  
(단위 : 천원)

건강검진	성별	외래		입원				외래+입원	
		발생률	순보험료	전통적 발생률	다면발생률	전통적 보험료	다면 보험료	전통적 보험료	다면 보험료
검진	남	8.827	221.6	0.0497	0.0500	6.67	6.70	228.23	228.26
	여	13.511	260.0	0.0972	0.0975	10.13	10.16	270.15	270.18
	소계	10.995	239.4	0.0717	0.0720	8.28	8.31	247.64	247.67
미검진	남	7.658	118.8	0.0347	0.0347	5.09	5.10	123.86	123.87
	여	11.354	176.5	0.0833	0.0835	6.98	7.00	183.47	183.49
	소계	9.879	153.5	0.0639	0.0640	6.22	6.24	159.68	159.69
합계		10.607	209.5	0.0690	0.0691	7.56	7.58	217.03	217.05

## 라. 건강검진의 영향

건강검진은 질병의 조기발견 및 조기치료로 중증 질환의 예방을 통해 의료비를 절감시키고, 질병의 사전예방으로 건강수준을 향상시키는 효과가 있는 것으로 알려져 있다. 그런데 실증적으로 입증된 바는 없어서 실제로 그러한지 알아보는 것은 의의가 크다고 하겠다.

앞에서 언급된 바와 같이 건강검진이 발생률 혹은 의료비에 미치는 영향을 알고 싶을 경우 개인별 데이터를 이용할 수 없다. 국민건강보험의 건강검진 대상자가 전 적용인구가 아닐뿐더러 건강검진 대상자라고 하더라도 건강상태가 좋지 않다고 생각하는 사람들이 주로 건강검진을 받을 개연성이 크기 때문이다. 즉 건강검진을 받은 사람군의 발생률 및 의료비 지출이 더 높을 수 있는 것이다(<표 IV-4>, <표 IV-5> 참조). 그래서 한 집단을 둘로 나누어 한 집단은 건강검진을 받게 하고 나머지는 건강검진을 받지 않게 한 뒤에 두 집단을 비교 분석하는 것이 한 방법이지만 건강을 담보로 그러한 실험적 데이터를 구성시키기는 어려울 것이기 때문에 성별·지역별 등 동질적인 집단을 구성하고 각 집단의 건강검진률이 상이하

<표 IV-5> 건강검진여부별 발생률 및 순보험료 산출결과(2001)  
(단위 : 천원)

건강 검진	성별	외래		입원				총계	
		전통적 발생률	전통적 보험료	전통적 발생률	다면 발생률	전통적 보험료	다면 보험료	전통적 보험료	다면 보험료
검 진	남	9.172	16.2	0.0419	0.0421	6.04	6.06	22.24	222.61
	여	15.203	33.2	0.0329	0.0330	3.76	3.77	36.92	369.32
	소계	12.094	24.4	0.0375	0.0376	4.94	4.95	29.35	293.66
미 검 진	남	6.389	8.7	0.0166	0.0166	2.10	2.11	10.77	107.71
	여	12.588	17.8	0.0174	0.0174	1.77	1.78	19.62	196.24
	소계	10.052	14.1	0.0170	0.0171	1.91	1.91	16.00	160.02
합계		11.073	19.3	0.0273	0.0274	3.42	3.43	22.68	226.86

면 그로 인해 의료비지출도 상이한지를 알아보는 것이 적절한 접근방식이 될 것이다.

국민건강보험공단은 1999년도에 40세미만 지역세대주에게 검진을 실시 하던 것이 2000년에는 지역세대주에게 암검사 실시(만 40세 이상), 2001 년도에 만 40세 이상 피부양자 및 지역세대원에게 특정 암 검사를 실시 하는 등 그 대상을 확대해 오고 있다. 국민건강보험법 제47조 및 동법 시행령 제26조 건강검진실시기준(보건복지부 고시 제2004-19호)에 의거 건강검진에 대한 홍보도 강화하고 있어서 수검률은 증가추세에 있다.

국민건강보험 수검현황을 보면 2004년 건강검진 대상자는 13,374,488 명(남자 7,560,491, 여자 5,813,997)이었고 이중 6,860,142명(남자 4,193,743, 여자 2,666,399)이 건강검진을 받아 수검률은 51.29%(남자 55.47%, 여자 45.86%)로 나타났으며, 이는 2001년 수검률(41.49%)과 비 교하여 보면 9.8% 포인트 증가한 것이다(<표 IV-6> 참조).

국민건강보험의 수검률을 직역별로 구분하여 보면 지역가입자는

&lt;표 IV-6&gt; 국민건강보험 연도·지역별 수검률

연도	전체	지역가입	직장가입	공교가입	직장피부양자	공교피부양자
2000	46.24	15.96	81.79	88.31	22.12	-
2001	41.49	19.10	81.35	-	21.60	25.19
2002	43.22	17.83	71.89	78.90	25.14	-
2003	48.00	25.14	81.96	71.79	33.10	-
2004	51.29	23.87	79.37	82.86	34.36	33.29

자료: 국민건강보험공단, 홍보실, 2005.

&lt;표 IV-7&gt; 국민건강보험 2004 연령별 수검현황

(단위: 천명, %)

구분	대상 인원	1차검진		2차검진			
		수검 인원	수검률	대상 인원	대상률	수검 인원	수검률
Total	13,374	6,860	51.29	2,081	30.34	1,033	49.67
19세이하	17	13	75.89	1	7.30	0.7	71.04
20-24세	403	313	77.66	32	10.30	20	63.40
25-29세	983	751	76.40	118	15.79	71	59.92
30-34세	1,433	904	63.08	208	23.04	119	57.27
35-39세	1,357	826	60.88	219	26.54	123	56.13
40-44세	2,494	1,041	41.74	302	29.04	157	52.14
45-49세	1,679	832	49.58	276	33.26	145	52.54
50-54세	1,522	719	47.27	270	37.67	135	50.11
55-59세	867	450	51.91	184	40.87	88	48.30
60-64세	1,024	462	45.13	202	43.72	84	41.83
65세이상	1,591	545	34.29	265	48.59	86	32.71

자료: 국민건강보험공단, 홍보실, 2005.

23.87%, 직장가입자는 79.37%, 공교가입자는 82.86%, 직장피부양자는 34.36%로 나타나 지역가입자의 수검률이 가장 낮은 것으로 나타났다.

&lt;표 IV-8&gt; 거주지역별 수검현황

구분	국민건강보험(1차검진, 2004)				국민건강영양조사(2001)		
	대상 인원	수검인원 (천)	수검률 (%)	연령표준화 수검률	설문자수 (명)	설문자중 수검률(%)	건강검진응 답자중 수검률(%)
Total	13,374	6,860	51.29	-	37,765	12.13	-
서울시	2,763	1,277	46.23	45.56	7,987	12.04	48.66
부산시	1,019	534	52.46	52.84	3,059	11.31	48.94
대구시	680	358	52.67	52.73	1,824	11.29	44.88
인천시	697	353	50.62	49.80	1,938	12.28	51.85
광주시	359	188	52.52	52.13	1,267	15.55	56.13
대전시	393	223	56.69	56.19	1,214	10.87	47.14
울산시	320	197	61.62	58.77	-	-	-
경기도	2,783	1,416	50.89	49.94	7,294	12.85	53.18
강원도	442	225	50.89	51.92	1,213	12.20	43.40
충북	421	231	54.93	55.22	1,196	14.80	50.43
충남	565	297	52.52	53.28	1,586	10.84	51.19
전북	521	267	51.34	52.95	1,619	13.71	47.84
전남	565	296	52.44	53.91	1,624	10.22	46.63
경북	794	441	55.62	56.75	2,079	10.63	53.13
경남	896	478	53.39	53.66	3,225	11.72	51.85
제주도	148	71	48.24	48.73	640	12.34	46.20

주: 건강검진응답자 중 수검률은 설문자중에서 건강검진 여부에 대해서 응답한 사람들 중에서 건강검진을 받았다고 응답한 사람의 비율이다. 응답한 사람들은 국민건강보험의 수검대상자인 것으로 판단된다.

자료: 1) 국민건강보험공단, 홍보실, 2005.

2) 『국민건강영양조사』, 한국보건사회연구원, 2001.

연령별로 보면 20~24세군이 77.66%로 가장 높은 수검률을 보인 반면 65세 이상군은 34.29%로 가장 낮은 수검률을 보였으며, 연령이 증가함에 따라 수검률은 하락하는 양상을 보였다(<표 IV-7> 참조).

거주지별로는 울산(61.62%), 대전(56.69%)은 높은 수검률을 보인 반면, 서울은 46.23%, 제주는 48.24%로 낮은 수검률을 보였다(<표 IV-8> 참조).

그 동안 건강검진의 발생률이나 의료비에 대한 영향을 분석한 선행연구들은 찾아보기 힘들었다. 그러면 소비자들의 본인부담의료비(순보험료)에 대한 건강검진의 영향은 어떠한가? 보험회사들은 국민건강보험공단의 건강검진 대상 확대 및 홍보강화가 민영건강보험의 지급보험금을 낮추는 효과가 있고, 결국에는 보험료를 낮출 것이라고 예상하고 있는데 현실적으로 그러한 추측이 맞는지 통계적으로 검증해 보고 시사점을 얻고자 한다.

#### 마. 의료공급자의 영향

현재 우리나라의 개방형<sup>14)</sup> 그리고 후불제인 행위당수가제에 의한 의료비실손보장보험 하에서 의료서비스 공급자는 의료서비스 공급 및 질에 대하여 자율성을 보장받고 있으며, 피보험자도 아무런 제약 없이 의료기관이나 서비스를 선택할 수 있는 자율성이 보장 되고 있다.

이러한 제도 아래에서는 과잉공급 그리고 의료공급자가 목표소득을 달성하고자 수요를 창출하는 유인수요(physician induced demand: Evans, 1974)의 문제가 흔히 발생한다. 그리고 의료공급자는 국민건강보험급여부분의 낮은 의료수가에 기인된 수입부족분을 비급여부분으로 전환하여 보충하고 있을 가능성이 있다. 그러나 비급여본인부담금에 대한 의료공급자의 과잉공급 및 유인수요에 대한 별다른 제재 수단이 없어서 의료공급자의 밀도는 본인부담의료비와 양의 관계를 갖을 것으로 가정한다.

14) 보험자는 의료서비스공급자와 의료서비스의 공급과 질에 대한 계약을 할 수 있는데, 이렇게 계약이 형성되어 있는 경우를 폐쇄형보험, 그리고 계약이 형성되어 있지 않은 경우를 개방형보험으로 정의한다. 개방형보험 하에서 채택되고 있는 지급보상제도는 행위당수가제가 있으며, 폐쇄형보험에서는 상대수가제도, 포괄수가제도, 인두제, 총액예산제 등이 있다.

## 바. 제도의 변화와 지역간 이질성

본 연구는 1998년도와 2001년도의 자료를 동시에 분석한 결과도 제시한다. 관찰시점이 다르기 때문에 각 시점에서 본인부담의료비에 영향을 주는 요인들이 다를 수 있다는 이질성(heterogeneity)의 문제가 클 것이다. 특히, 1999년 11월 15일 실거래가상환제<sup>15)</sup>의 시행, 2000년 7월 의약분업<sup>16)</sup>의 시행, 또한 의약분업 이후 건강보험재정의 급격한 악화로 재정안정화를 위한 특별법 제정<sup>17)</sup> 등 많은 제도적 변화가 있었고, IMF의 격동기를 포함하고 있어서 회귀분석 모형설정과정에 이를 고려한다.

더욱이 1998년과 2001년 설문방법이 다르기 때문에 이러한 고려는 필요하다. 또한, 본 연구는 지역별 자료를 이용하기 때문에 대도시와 도지역간의 의료이용행태의 이질성 문제도 있으므로 이를 분석모형설정과정에 고려한다.

## 3. 회귀모형 추정결과

전통적 순보험료법과 다면건강보험료법을 이용해서 산출한 순보험료와 입원 발생률에 대해서 각각 분석을 실시한 결과 추정결과의 차이는 통계적으로 유의하지 않았고 절대적으로도 거의 차이가 없었다. 따라서 다면건강보험료법에 의한 입원 발생률과 순보험료에 대한 추정 결과는 전통적 순보험료법에 의한 결과와 동일하다고 할 수 있다.

15) 고시가제도로부터 실거래가상환제는 1999년 11월 15일 실시되었으며, 의료기관에서 실제로 구입하는 가격으로 의약품비를 보상하는 제도이다.

16) 의약분업은 의사가 진단, 처방하고 약사는 의사의 처방에 따라 의약품을 조제하는 제도로서, 의료기관이나 약국이 없는 농어촌지역은 예외지역으로 하며, 입원환자, 응급환자, 정신질환자, 중증장애인 등을 제외한 외래환자를 그 대상으로 하고 있다. 의약분업제도는 의약전문인력의 역할분담을 통해 의약품의 오남용을 방지하여 궁극적으로 국민건강을 증진시키고 의료비를 절감하기 위한 목적으로 2000년 7월 1일에 실시되었다.

17) 이 특별법은 2001년 5월 제정되었으며, 동년 10월 개정되었다.

&lt;표 IV-9&gt; 기술 통계 (1998)

(단위 : 천원, %)

	평균	표준편차	최대값	최소값
외래발생률	6.845	0.154	7.143	6.605
외래건당본인부담	2.781	0.170	3.030	2.390
외래순보험료	5.021	0.218	5.376	4.414
입원발생률	1.636	0.331	2.174	0.596
입원건당본인부담	7.071	0.314	7.602	6.497
입원순보험료	4.101	0.431	4.905	2.870
총순보험료	5.382	0.177	5.661	4.915
여자경제활동률	4.101	0.049	4.181	4.020
가구당소득(연)	7.391	0.169	7.601	6.999
65세이상비율	2.054	0.545	3.115	1.056
건강검진율(전체)	2.352	0.157	2.598	2.058
1만명당상근의사수	2.311	0.266	2.831	1.914
성별(남=1)	0.5	0.504	1	0
연도(2001=1)	0.5	0.504	1	0
대도시	0.4	0.498	1	0

주 : 1) 비율변수는 %이고, 이항변수를 제외한 모든 변수들은 자연대수값이다.  
 2) 1998년도 대해서 성별 그리고 15개 지역별로 산출한 뒤에 형성시킨 자료이며, N = 30이다.

앞에서 설명한 것처럼 1998년과 2001년의 설문방법에 차이가 있기 때문에 1998년과 2001년을 분리해서 분석하고자 한다. 각 연도 모두 질병에 관한 질문을 중심으로 한다는 점은 동일하지만 주요 차이점은 1998년에는 상해 및 출산 관련 설문이 포함되어 있고, 2001년 자료에는 제외되어 있다는 점이였다. 상해 및 출산에 대한 사회·경제적 영향(예: 고령화, 건강검진, 소득수준)이 질병에 대한 영향과 다를 수 있기 때문에 각 연도를 분리해서 분석하는 것이 요구된다. 기술통계는 <표 IV-9> 과 <표 IV-10>에 제시되어 있다.



&lt;표 IV-10&gt; 기술 통계 (2001)

(단위 : 천원, %)

	평균	표준편차	최대값	최소값
외래발생률	6.984	0.245	7.410	6.399
외래건당본인부담	2.544	0.304	3.099	1.787
외래순보험료	4.923	0.425	5.786	3.878
입원발생률	0.819	0.425	1.826	-0.068
입원건당본인부담	6.961	0.553	7.866	5.075
입원순보험료	3.174	0.843	4.888	0.402
총순보험료	5.117	0.433	5.911	3.908
여자경제활동률	4.114	0.046	4.220	4.054
가구당소득(연)	7.629	0.103	7.823	7.397
65세이상비율	2.163	0.400	2.491	1.461
건강검진율(전체)	2.491	0.144	2.767	2.233
1만명당상근의사수	2.310	0.310	2.863	1.893
성별(남=1)	0.5	0.504	1	0
연도(2001=1)	0.5	0.504	1	0
대도시	0.4	0.494	1	0

주 : 1) 비율변수는 %로 표현했고, 이항변수를 제외한 모든 변수들은 자연대수 값이다.

2) 2001년도 자료에 대해서 성별 그리고 15개 지역별로 산출한 뒤에 형성시킨 자료이며, N = 30이다.

### 가. 건당 본인부담의료비에 영향을 미치는 요인

1998년 외래 및 입원 심도의 회귀분석 결과가 <표 IV-11>에 제시되어 있다. 건강검진율 만이 5% 유의 수준에서 외래와 입원 심도에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 건강검진율이 1% 포인트 증가하면 외래 건당 본인부담의료비는 0.806% 증가하는 반면, 입원 심도는 1.048% 감소하는 것으로 추정되었다. 건강검진이 종종 질환의 예방에 기여하고 있는 것이다.

&lt;표 IV-11&gt; 건당 본인부담의료비(심도)에 영향을 주는 요인(1998년)

구분	외래	입원
여자경제활동률	0.593(0.777)	2.556(1.507)
가구당실질소득	- 0.151(0.331)	- 0.225(0.641)
65세이상인구비율	- 0.010(0.131)	- 0.086(0.254)
건강검진율	0.806(0.246)**	- 1.048(0.476)**
1만명당상근의사수	- 0.202(0.160)	0.433(0.311)
Indicator 남자	- 0.128(0.086)	0.493(0.166)**
Indicator 대도시	0.269(0.103)**	- 0.139(0.199)
상수	0.016(4.347)	- 0.299(8.425)
Adj R-Sq	0.385	0.321

- 주: 1) 1998년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 집계하였고, N=30이다.  
 2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.  
 3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

&lt;표 IV-12&gt; 건당 본인부담의료비(심도)에 영향을 주는 요인(2001년)

구분	외래	입원
여자경제활동률	-2.360(1.684)	- 6.510(3.321)*
가구당실질소득	2.290(0.923)**	2.473(1.821)
65세 이상 인구비율	0.465(0.300)	0.428(0.591)
건강검진율	- 1.414(0.467)**	- 2.228(0.921)**
1만명당상근의사수	0.007(0.348)	- 0.113(0.687)
Indicator 남자	0.274(0.141)*	0.024(0.278)
Indicator 대도시	0.091(0.206)	- 0.363(0.407)
상수	- 2.892(8.090)	19.889(15.957)
Adj R-Sq	0.283	0.159

- 주: 1) 2001년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 집계하였고, N=30이다.  
 2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.  
 3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

2001년 외래 및 입원 심도의 결정요인 분석 결과는 <표 IV-12>에 제시되어 있다. 외래 심도에는 가구당 실질소득(2.290)과 건강검진(-1.414)이 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 입원 심도에는 여자경제활동률(-6.510)이 10% 유의 수준에서, 건강검진(-2.228)은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 소득수준이 높으면 외래의료비를 집중적으로 지출하여 입원이 발생할 정도의 중증 질환을 예방하고 있다고 할 수 있고, 건강검진은 외래 및 입원의 건당 본인부담금을 낮추어 본인부담의료비 절감에 기여하고 있는 것이다.

#### 나. 발생률에 영향을 미치는 요인

1998년 외래 및 입원발생률(빈도)의 결정요인 분석 결과가 <표 IV-13>에 제시되어 있다. 65세 이상 인구 비율만이 외래발생률에 10% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다.

입원발생률에 유의한 영향을 주는 변수는 없는 것으로 추정되었다. 1998년 자료는 사회·경제적 영향으로부터 영향이 적은 상해 발생을 포함하고 있기 때문일 것이다.

2001년 외래 및 입원발생률(빈도)의 회귀분석 결과가 <표 IV-14>에 제시되어 있다. 여자경제활동률이 1% 포인트 증가하면 외래발생률은 2.890% 포인트 줄어들고, 가구당실질소득이 1% 증가하면 1.091% 포인트, 65세 이상 인구비율이 1% 포인트 증가하면 0.397% 포인트 증가하는 것으로 5% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 추정되었다. 여자들이 경제활동을 하면 의료기관을 방문할 기회가 줄어든다는 가설, 소득수준이 높으면 의료이용을 많이 한다는 가설, 고령화는 의료이용을 늘린다는 가설이 입증되고 있는 것이다. 특히 2001년 자료는 상해 및 출산 부분이 제외된 질병 중심의 자료이기 때문에 소득수준, 고령화의 영향이 1998년 자료 분석결과보다 현실을 반영하고 있는 결과이다.

&lt;표 IV-13&gt; 발생률(빈도)에 영향을 주는 요인(1998년)

구분	외래	입원
여자경제활동률	-0.1547(0.608)	1.021(1.473)
가구당실질소득	0.382(0.259)	0.816(0.627)
65세 이상 인구비율	0.197(0.102)*	0.256(0.248)
건강검진율	0.037(0.192)	-0.443(0.466)
1만명당상근의사수	0.036(0.125)	0.433(0.304)
Indicator 남자	-0.166(0.067)**	-0.255(0.162)
Indicator 대도시	0.014(0.080)	-0.175(0.195)
상수	4.157(3.399)	-8.863(8.239)
Adj R-Sq	0.544	0.418

주: 1) 1998년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 풀링하였고, N=30이다.

2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.

3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

&lt;표 IV-14&gt; 발생률(빈도)에 영향을 주는 요인(2001년)

구분	외래	입원
여자경제활동률	-2.890(0.975)**	-4.455(2.839)
가구당실질소득	1.091(0.535)**	1.236(1.557)
65세 이상 인구비율	0.397(0.173)**	0.150(0.505)
건강검진율	-0.390(0.270)	-1.706(0.787)**
1만명당상근의사수	-0.174(0.202)	-0.534(0.587)
Indicator 남자	-0.173(0.082)**	0.232(0.237)
Indicator 대도시	-0.024(0.119)	0.047(0.347)
상수	11.159(4.686)**	14.743(13.639)
Adj R-Sq	0.630	-0.038

주: 1) 2001년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 풀링하였고, N=30이다.

2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.

3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

입원발생률에 통계적으로 유의한 영향을 주는 변수는 건강검진율(-1.706) 뿐이었다. 건강검진이 입원이 발생할 정도의 중증 질병의 발생을 예방하는 효과가 있는 것이다.

#### 다. 순보험료에 영향을 미치는 요인

상해 및 출산에 대한 의료비를 포함하는 1998년 자료를 이용한 외래 및 입원 순보험료(본인부담의료비)의 결정요인 분석 결과가 <표 IV-15>에 제시되어 있다.

외래순보험료에 건강검진율(0.842) 만이 5% 유의수준에서 통계적으로 유의했고, 입원순보험료에는 건강검진율(-1.492)과 1만명당상근의사수(0.867)가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 영향을 갖는 것으로 추정되었다. 의료공급자 밀도가 통계적으로 유의한 영향을 주기는 하지만 비탄력적이어서 유인수요의 존재를 입증하지는 못하고 있다. 외래+입원 순보험료에 영향을 주는 변수는 없는 것으로 추정되었다.

2001년 자료에 대한 외래 및 입원순보험료의 결정요인 분석 결과가 <표 IV-16>에 제시되어 있다.

여자경제활동률이 1% 포인트 증가할 때 외래순보험료는 5.250% 감소하고, 입원순보험료는 10.952%, 외래+입원 순보험료는 5.813% 감소하는 것으로 추정되었다. 여자들이 경제활동으로 인해 의료기관을 방문할 시간적 여유가 없기 때문에, 그리고 우리나라의 소득수준이 높아지고, 전 국민 건강보험의 실시로 의료비에 대한 부담이 적어져서 여자가 경제활동을 하지 않더라도 가정간호보다는 의료기관을 이용할 것이어서 가정간호는 여자의 경제활동과는 관계가 미약할 것이기 때문에 여자의 경제활동이 의료비의 지출을 오히려 감소시킬 수 있다는 가설을 입증하고 있는 것이다. 이것은 보험회사들이 실제로 직면하고 있는 사실과 부합되는 결과이다. OECD 자료를 분석한 Gerdtham(1998)은 여자경제활동으로 가정간호를 할 수 없기 때문에 의료비지출을 증가시킬 것이라는 가설

&lt;표 IV-15&gt; 순보험료에 영향을 주는 요인(1998년)

구분	외래	입원	외래+입원
여자경제활동률	0.439(1.060)	3.576(2.312)	- 0.103(0.105)
가구당실질소득	0.231(0.451)	0.591(0.983)	0.375(0.404)
65세이상 인구비율	0.187(0.178)	0.169(0.389)	0.238(0.160)
건강검진율	0.842(0.335)**	- 1.492(0.731)*	0.182(0.300)
1만명당상근의사수	- 0.166(0.219)	0.867(0.477)*	0.107(0.196)
Indicator 남자	- 0.294(0.117)**	0.237(0.255)	0.139(0.125)
Indicator 대도시	0.283(0.140)*	- 0.315(0.306)	0.139(0.125)
상수	- 0.433(5.930)	- 13.768(12.932)	- 3.673(5.310)
Adj R-Sq	0.301	0.152	0.149

- 주: 1) 1998년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 풀링하였고, N=30이다.  
 2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.  
 3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

&lt;표 IV-16&gt; 순보험료에 영향을 주는 요인(2001년)

구분	외래	입원	외래+입원
여자경제활동률	- 5.250(2.083)**	- 10.952(5.171)**	- 5.813(2.142)**
가구당실질소득	3.382(1.142)**	3.710(2.835)	3.333(1.174)**
65세이상 인구비율	0.862(0.371)**	0.579(0.920)	0.794(0.381)*
건강검진율	- 1.804(0.577)**	- 3.933(1.433)**	- 2.066(0.594)**
1만명당상근의사수	- 0.167(0.431)	- 0.645(1.070)	- 0.192(0.443)
Indicator 남자	0.101(0.174)	0.257(0.433)	0.132(0.179)
Indicator 대도시	0.066(0.255)	- 0.315(0.633)	- 0.024(0.262)
상수	3.662(10.010)	29.958(24.845)	7.419(10.291)
Adj R-Sq	0.439	0.123	0.429

- 주: 1) 2001년 데이터를 지역별·성별로 정리한 후 풀링하였고, N=30이다.  
 2) 괄호안은 표준오차값이며, \*는 10%, \*\*는 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타낸다.  
 3) 비율변수들은 %의 자연대수값이며, 수준변수들은 자연대수값이다.

아래에 추정한 결과 여자경제활동률이 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는다는 결론을 내리고 있고, OECD 자료를 이용하는 최병호(2006)는 통계적으로 의료비를 증가시킨다는 결과를 얻고 있는데, 본 연구는 통계적으로 음의 영향을 주는 것으로 결과를 제시하고 있는 것이다.

가구당실질소득이 1% 증가할 때 외래순보험료는 3.382% 증가하고, 외래+입원 순보험료는 3.333% 증가하는 것으로 추정되었다. 1998년 자료에서는 유의성이 검증되지 않았는데, 2001년 자료에서는 소득수준이 외래의료비에 대해 매우 탄력적인 관계를 갖고 있는 것이다. 소득수준의 영향은 내생성의 문제가 있지만 의료기관 종사자가 차지하는 비중이 크지 않아서 과대 추정 정도는 매우 작을 것으로 판단된다. 이 결과는 의료비는 소득탄력적이라는 기존의 많은 연구 결과(Newhouse(1977, 1992), Gerdtham(1992a), Gerdtham(1992b), 사공진(1995), 사공진·손장원(1999), 김종면(2000), 강병구(2003), 조용운·김세환(2005))와 일치하는 결과이다.

65세 이상 인구비율의 1% 포인트 변화는 외래순보험료는 0.862%, 외래+입원 순보험료는 0.794% 변화의 관계를 가지고 있는 것으로 추정되었다. 고령화가 상해 및 출산의료비가 제외된 질병중심의 본인부담의료비에는 양의 관계를 가지고 있는 것이다. 이와 같은 결과는 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않는다는 해외 선행 연구 결과(Newhouse *et al.*(1982), Gerdtham(1998), Barros(1998), Fuchs(1984), Zweifel and Ferrari(1992))들과 상반된 결과이고, 국내 연구로 사공진(1995), 사공진·손장원(1999), 김종면(2000), 강병구(2003)의 결과와는 일치되는 결과이다.

건강검진율이 1% 포인트 증가할 때 외래본인부담의료비는 1.804%, 입원은 3.933%, 외래+입원 순보험료는 2.066% 감소하는 것으로 추정되었다. 건강검진을 받게 되면 질병의 조기 발견으로 조기치료가 가능하여 본인부담의료비를 감소시키고 있는 것으로 해석된다.

의료공급자 밀도는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 추정되었다.