

민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향

윤 희 숙

(한국개발연구원 부연구위원)

Effects of Private Insurance on Medical Expenditure

Hee Suk Yun

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본고는 『민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향』(한국개발연구원, 2008)로 기발간된 보고서를 수정·보완한 것임.

** 윤희숙: (e-mail) heesuk@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

• Key Word: 보충형 민간보험(Supplemental private health insurance), 도덕적 해이(Moral hazard), 역선택(Adverse selection), 의료접근성(Health service accessibility)

• JEL code: I10, I11, I18

• Received: 2008. 5. 9 • Referee Process Started: 2008. 5. 19

• Referee Reports Completed: 2008. 8. 12

ABSTRACT

Nearly all Koreans are insured through National Health Insurance(NHI). While NHI coverage is nearly universal, it is not complete. Coverage is largely limited to minimal level of hospital and physician expenses, and copayments are required in each case. As a result, Korea's public insurance system covers roughly 50% of overall individual health expenditures, and the remaining 50% consists of copayments for basic services, spending on services that are either not covered or poorly covered by the public system. In response to these gaps in the public system, 64% of the Korean population has supplemental private health insurance.

Expansion of private health insurance raises negative externality issue. Like public financing schemes in other countries, the Korean system imposes cost-sharing on patients as a strategy for controlling utilization. Because most insurance policies reimburse patients for their out-of-pocket payments, supplemental insurance is likely to negate the impact of the policy, raising both total and public sector health spending.

So far, most empirical analysis of supplemental health insurance to date has focused on the US Medigap programme. It is found that those with supplements apparently consume more health care. Two reasons for higher health care consumption by those with supplements suggest themselves. One is the moral hazard effect: by eliminating copayments and deductibles, supplements reduce the marginal price of care and induce additional consumption. The other explanation is that supplements are purchased by those who anticipate high health expenditures - adverse effect. The main issue addressed has been the separation of the moral hazard effect from the adverse selection one. The general conclusion is that the evidence on adverse selection based on observable variables is mixed.

This article investigates the extent to which private supplementary insurance affect use of health care services by public health insurance enrollees, using Korean administrative data and private supplements related data collected through all relevant private insurance companies.

I applied a multivariate two-part model to analyze the effects of various types of supplements on the likelihood and level of public health insurance spending and estimated marginal effects of supplements. Separate models were estimated for inpatients and outpatients in public insurance spending. The first part of the model estimated the likelihood of positive spending using probit regression, and the second part estimated the log of spending for those with positive spending.

ABSTRACT

Use of a detailed information of individuals' public health insurance from administration data and of private insurance status from insurance companies made it possible to control for health status, the types of supplemental insurance owned by these individuals, and other factors that explain spending variations across supplemental insurance categories in isolating the effects of supplemental insurance.

Data from 2004 to 2006 were used, and this study found that private insurance increased the probability of a physician visit by less than 1 percent and a hospital admission by about 1 percent. However, supplemental insurance was not found to be associated with a bigger health care service utilization. Two-part models of health care utilization and expenditures showed that those without supplemental insurance had higher inpatient and outpatient expenditures than those with supplements, even after controlling for observable differences.

민간보험은 공적보험과 보완적인 관계를 형성함에도 불구하고 우리나라의 민간보험은 소득계층에 따른 접근성 차이로 인한 사회적 불평등, 도덕적 해이로 인한 공적보험 재정악화 등의 우려를 낳고 있다. 그러나 이에 관한 실증적 분석은 그간 이루어지지 못하여 정책적인 방향을 정립하는 데 장애가 되어 왔다. 본 연구는 건강보험공단, 심사평가원, 민간보험사, 행정자치부 주민등록세대 정보 등의 관련 정보를 종합하여 이에 대한 실증분석을 시도했다. 그 결과, 우리나라의 민간보험 가입률은 전 국민의 64%에 달하고 있으며, 고소득층과 저소득층 간에 민간보험 가입률의 차이가 나타나지 않았다. 이

는 공적보험의 보장성이 미흡한 상황에서 저소득층 역시 갑작스런 의료지출에 대비하고 있으며, 민간보험이 의료접근성의 계층화를 초래하지 않고 있다는 것을 시사한다. 또한 민간보험 가입자는 평균적으로 미가입자에 비해 의료이용량이 높지 않았으며, Two-Part Model을 통해 다양한 변수를 통제했을 경우에도 동일한 결과가 나타났다. 연령대에 따른 차이로 미루어 이러한 결과는 노동시장과 연관된 한시적인 성격일 것으로 추측되나, 현재로서는 민간보험 가입에 따른 도덕적 해이가 강하게 나타나고 있다는 근거는 발견되지 않았다.

1. 서론

민간의료보험제도가 작동하고 있는 국가들에서 민간보험은 주로 공적보험을 보완하거나, 공적보험으로 만족시킬 수 없는 수요들을 만족시키는 수단이다. 이러한 민간의료보험의 수요는 소득수준에 따라 요구되는 의료보장수준과 공적보험의 보장수준 간의 차이로 인해 발생한다. 이외에도 민간의료보험은 보다 많은 사람이 의료보장의 혜택을 받을 수 있도록 하고, 추가적인 자원을 의료시스템 내로 유입시키고, 소비자의 선택을 넓히고, 의료시스템의 반응성을 제고한다는 목표를 갖는데, 이 중 어느 목표가 더 중요하게 취급되는지는 개별 국가가 직면한 상황이나 의료시스템이 당면한 문제가 무엇인지에 따라 달라진다.

예를 들어, 공적보험의 비효율성이 중요한 문제인 상황에서는 민간보험의 활성화와 경합을 통한 효율성 제고에 목표를 두고, 공적보험의 재정부담이 문제인 경

우에는 민간보험을 통해 재정부담의 일부를 담당하도록 하며, 의료공급의 용량이 부족하여 대기시간이 길거나 서비스 전달이 원활하지 않은 경우에는 민간보험을 서비스 공급의 증가와 빠른 서비스 이용을 위한 수단으로 활용하려 한다(Colombo and Tapay[2004]). 이러한 기능은 본질적으로 공적자금의 제약 속에서 작동하는 공적보험을 보완하는 역할들이다. 따라서 공적보험과 민간보험 간에는 긴장관계가 아니라 협력관계가 형성되어야 함에도 불구하고, 현실에서는 몇 가지의 쟁점이 존재한다. 우선은 민간보험으로 인한 의료서비스 접근성의 증가가 경제력을 보유한 계층에서만 불균등하게 나타날 경우 형평성이라는 사회정책적 목표와 마찰을 빚게 된다. 둘째, 실제의 작동과정에서는 공적보험과 민간보험이 상호적 영향을 주고받는 메커니즘이 다양하게 나타나며,¹⁾ 민간보험의 확산이 공적보험의 재정에 부정적 영향을 미칠 가능성이 존재한다.

그런데 두 가지 모두 가능성의 문제일 뿐, 실제의 상황에서 민간보험으로 인한 의료보장의 계층적 분화나 공적보험 재

1) 민간보험이 공적보험과 맺는 관계는 민간보험의 유형으로 대략 파악할 수 있다. 민간보험의 유형은 ① 1차적 보험(primary, 공적보험의 적용을 받지 않으면서 민간보험을 이용), ② 보충형(supplementary, 공적보험이 보장하지 않는 비급여 부분을 보장), ③ 보완형(complementary, 공적보험의 본인부담분을 보장), 그리고 ④ 중복형(duplicate, 공적보험과 같은 서비스를 보장하되, 별도의 공급체계에서 서비스 이용 시 사용) 등이 있으며, 1차적 보험은 대체형(substitute, 소비자에게 공적보험과의 선택권을 인정)과 주보험(principal, 공적보험 적용 제외자를 대상)으로 구분된다. 이 중 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 부정적 효과는 보완형 보험에서 나타나는 문제라고 알려져 있으나, 보충형이나 중복형에 있어서도 관찰되고 있어 특정 유형에 한정되는 현상은 아니라고 할 수 있다.

정 악화가 어느 정도로 나타날지는 사전적으로 예측하기 어렵다. 현실의 다양한 조건 속에서 이러한 가능성이 어떻게 구현되는지는 경험적 연구를 통해 실제로 측정해야 할 대상이기 때문이다.

우리나라의 민간의료보험은 빠르게 발전해 왔으나,²⁾ 최근에는 민간의료보험에 대한 우려들이 크게 부각되어 왔다. 공적보험의 보장범위가 포괄적이지 못한 상황에서 민간보험의 발전은 의료보장시스템을 보완하는 기능을 담당할 수 있는 데도 불구하고, 민간의료보험에 대한 부정적인 정서가 재생산되고 있는 것 위에서 언급한 두 가지 점에서 원인을 찾을 수 있다.

그런데 주목해야 하는 점은 민간보험이 어느 정도로 심각한 문제를 야기하고 있는지에 대한 실증적인 근거는 전무하다는 점이다. 민간보험에 관한 매우 기초적인 통계마저 생산되지 않고 있기 때문에, 인구 중 민간의료보험 가입자의 비중이 어느 정도인지에 대해서도 정확히 과

악하기 어려운 실정이다. 따라서 소득계층별 민간보험 가입률의 차이로 인한 계층 간 차이의 증폭이나 공적보험 재정에 미칠 영향 등에 관해서는 특정한 견해가 존재하기도 어려운 상황이었다고 할 수 있다.³⁾

따라서 의료시스템 내에서 민간보험이 담당해야 할 역할을 정립하기 위한 근거 있는 논의를 위해서는 민간보험의 현황과 계층 간 의료접근성 차이에 미치는 영향, 공적보험 재정에 대한 파급효과 등에 대해 필요한 정보를 취합하여 실증적인 관찰 결과를 누적시키는 것이 중요할 것이다. 본 연구는 건강보험공단과 심사평가원, 35개 민간보험사의 협조를 얻어 전국민의 랜덤 샘플에 관한 민간보험 가입정보와 의료이용정보, 인적정보를 취합하여 민간보험 가입자의 분포와 의료이용을 분석하였다. 이는 민간보험 가입자와 비가입자를 포괄한 샘플을 확보하여 양 집단의 특성을 비교한 첫 번째 연구이다.⁴⁾

데이터를 1차적으로 분석한 결과는 경

-
- 2) 민간의료보험은 암보험과 같이 보험금 지급 사유가 발생하기 전에 보험약관에 일정액을 명시하는 정액형 보험과, 액수를 사전에 명시하지 않고 실제 발생한 의료비에 근거하여 지급해 주는 실손형으로 분류된다. 우리나라의 민간의료보험은 1970년대 후반 특정질병보험으로 시작된 이래 1980년대 암보험 도입 이후 본격적으로 판매되었고, 1990년대 들어 특정질병보험의 판매가 크게 증가하는 과정을 거쳐, 2000년대에는 중대질병보험과 실손보상 민간의료보험으로 확대되어 왔다.
 - 3) 그럼에도 불구하고, 민간보험은 건강보험 재정 악화의 원인으로 지목되어 2006년 법정본인부담금을 실손형(보충형) 민간의료보험의 보장범위에서 제외하기로 결정한 바 있다. 이러한 결정은 민간보험이 국민건강보험의 재정에 1조원 이상의 지출증가를 초래하고 있다는 주장에 근거했는데, 이 주장의 실증적 근거는 제시되지 않았다.
 - 4) 본 연구는 2007년 기획재정부, 보건복지부, 금융감독위원회의 공동발주로 수행된 민간의료보험 관련 연구를 위해 취합된 데이터를 이용하였다. 건강보험공단, 심사평가원, 35개 민간보험사의 실무진께 감사드린다.

제력에 따른 민간보험 가입률의 차이 등 가입자군과 비가입자군의 특성을 고찰한 첫 번째 결과물로서, 본 논문의 주요한 기여이다. 그러나 본 논문의 분석은 대부분 민간보험 가입이 의료이용에 미치는 영향을 Two-Part Model을 이용하여 회귀 분석하는 데 할애하면서, 보충형 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 영향에 초점을 맞추었다.

II. 민간보충보험이 공적보험 재정에 미치는 효과에 관한 선행 연구

보충(완)형 민간보험이 공적보험의 재정에 미치는 효과에 관한 연구는 메디케어와 메디갭에 관련한 연구에서 다수 찾아볼 수 있다. 이는 65세 이상 노년층을 대상으로 하는 공적보험인 메디케어의 보장구조와 보충/보완형 민간의료보험인 메디갭의 보장구조가 갖는 특성에 기인한다.

공적보험으로서 메디케어가 갖는 특징은 일정액공제(deductible), 본인일부부담(copayment) 등으로 인해 본인부담 수준이 높다는 점이다. 10년 이상 사회보장세를 납부한 65세 이상 인구 누구나 자동적으로 가입되는 강제보험으로 입원서비스를 보장하는 A파트의 경우, 원칙적으로 본인부담의 상한이 없으며, 의료이용기

간이 길어질수록 본인부담이 많아지는 구조이다. 2007년 현재 일정액공제는 992달러이며, 이용일이 60일 이내일 경우 추가비용은 모두 급여대상이나, 이용일이 61일에서 90일인 경우 본인일부부담은 하루당 248달러, 91일에서 150일인 경우 496달러, 이용일이 150일을 넘는 경우의 입원 서비스는 보장되지 않는다. A파트 가입자들이 매월 일정액의 보험료를 납부하면 혜택을 받을 수 있는 임의보험으로 외래진료서비스를 보장하는 B파트의 경우, 역시 원칙적으로 본인부담 상한이 없다. 2007년 현재 A파트 가입자가 B파트를 위해 매달 추가적으로 납부해야 하는 보험료는 93.5달러이며, 연간 일정액 공제는 131달러, 공제액 수준을 초과하는 외래진료의 본인부담비율은 20%이다.

본인부담의 상한이 설정되어 있지 않은 메디케어의 보장구조상 공적보험의 본인부담이 상당한 경제적 부담을 초래할 수 있으며, 메디갭은 주로 메디케어의 본인부담을 감소시키려는 목적으로 설계되어, 메디케어에서 발생하는 본인부담과 일정액공제를 주로 부담하고 있다. 본인부담이 공적보험 이용을 통제하는 가격 시그널 기능을 수행하도록 설계된 공적보험 구조에서, 본인부담의 경제적 부담을 줄여주는 메디갭의 본질적인 기능은 불가피하게 공적보험의 가격시그널 기능을 흡수하게 된다. 따라서 메디갭과 메디케어의 관계는 보충형 민간보험이

공적보험의 가격시그널을 차단함으로써 공적보험 재정에 미치는 부정적 영향이라는 측면에서 관심의 대상이 되어 왔다.

많은 연구에서 이루어진 공통된 관찰은 메디갭 가입자의 의료이용이 비가입자에 비해 많다는 점이다. Link et al. (1980), McCall et al.(1991), Cartwright et al.(1992), Chulis et al.(1993), Christenson et al.(1987), Lillard and Logowski(1995), Christenson and Shinogle(1997), Khandker and McCormick(1999), Atherly(1999, 2001) 등의 연구는 메디갭 가입자와 비가입자의 의료지출 차이를 적게는 0, 크게는 30~40%까지로 추정한 바 있다.

그러나 메디갭 가입자와 비가입자 간에 나타나는 차이 중 어느 정도가 보충보험 가입으로 인한 공적보험의 가격기능 차단, 즉 도덕적 해이⁵⁾로 인한 부분인지에 관해서는 의견 차이가 크게 존재한다. 각 연구가 샘플의 크기와 대상시기,⁶⁾ 대상인구 등에서 큰 차이를 가지며, 보충보험의 형태가 매우 다양하기 때문에 민간보험 가입이라는 변수로 단순화시키기 어렵다는 점도 지적될 필요가 있

다. 그리고 이론적으로는 대부분의 초기 연구에서 자가선택(self-selection)에 대한 고려가 미흡했다는 한계가 지적된다. 즉, 의료이용량이 클 것으로 예측되는 사람들이 주로 민간보험에 가입하는 현상(역선택)을 고려하지 않으면 도덕적 해이의 규모가 과대평가될 가능성이 있다는 것이다. 물론 역선택 외의 자가선택의 가능성도 존재한다. 예를 들어, 가입자 선별(cream-skimming)이 존재한다면, 순선택(의료이용이 적은 사람들이 주로 민간보험에 가입하는 현상)의 가능성도 존재하며, 건강상태가 좋지 않더라도 의료서비스를 되도록 이용하지 않는 사람들이 주로 민간보험에 가입한다면 이 또한 순선택의 예가 될 수 있다. 자가선택, 특히 도구변수를 사용하여 역선택을 고려한 예로서, McCall et al.(1991)은 일주일에 20시간 이상을 일하는 배우자를 가졌는지, 보충보험을 더 제공하는 산업으로부터 은퇴했는지의 여부를, Lillard and Logowski(1995)는 건강상태와 노동시장 경력에 관한 과거 자료를 도구변수로 이용하였다. Cameron et al.(1988)은 직종,

5) 여기서의 도덕적 해이는 의료보험 가입 후 피보험자가 건강에 대한 주의를 게을리 하여 발병확률이 높아지는 사전적 도덕적 해이(moral hazard)가 아니라, 보험가입에 따른 의료서비스 가격의 감소로 환자가 의료이용을 늘리는 사후적 도덕적 해이를 의미한다(Zweifel and Manning[2000]).

6) 메디갭 시장은 두 번의 주요한 제도적 변화를 겪은 바 있기 때문에, 연구의 대상시기에 따라 연구 결과에 주요한 차이가 나타날 수 있다.

① 1980년: 보험손실률(loss ratio; 보험료 수입 중 가입자에게 제공된 급여가 차지하는 비중) 책정 (Voluntary Certification of Medicare Supplemental Health Insurance Policies - Baucus Amendment)

② 1990년: 보험상품을 10개 유형으로 단순표준화하고 6개월의 가입개방기간(가입자의 병력과 건강상태에 관계없이 가입을 허용해야 하는 기간)을 설정(Omnibus Budget Reconciliation Act: OBRA)

지역, 교육 수준, 인종적 배경 등을 사용하여 자가선택을 고려한 결과, 역선택과 도덕적 해이가 모두 의료이용에 영향을 미친다는 것을 보인 바 있다. 그러나 이와 같은 변수들은 의료이용에 영향을 주지 않으면서 민간보험 가입에 강한 영향을 미쳐야 한다는 조건에 있어 만족스러운 수준의 도구변수라고 평가하기 어려우며, 결과적으로 적절한 도구변수를 찾는 것이 어렵다는 점이 지적되어 왔다.

이와 달리 다수의 연구들은 도구변수를 사용하지 않으면서 자가선택을 고려하여 역선택과 도덕적 해이를 분리해 내는 다양한 노력들을 시도하는 흐름을 형성해 왔다. Wolfe and Goddeeris(1991)는 과거 의료지출과 현재 의료지출 간의 자기상관(auto-correlation)을 고려했고, Ettner(1997)는 단체형 민간보충보험 가입이 외생적으로 결정된다는 판단에 근거하여 개인형 가입과 단체형 가입을 비교했는데, 이들의 연구 결과는 가입자와 비가입자 간의 의료지출 차이가 상당 부분 역선택에 기인한다는 점이다. 반대로 Hurd and McGarry(1997)는 관찰되는 건강 관련 특성을 풍부하게 사용한 결과 보충보험에 가입하는 데 이러한 요인이 크게 작용하지 않았다는 것을 근거로 역선택이 존재하지 않는다고 주장한 바 있다.

요약하자면, 메디케어를 대상으로 한 연구에서 역선택과 도덕적 해이의 상대적 크기에 관해서는 일반적으로 동의되

고 있는 바가 존재하지 않으며, 연구대상 인구그룹이나 제도적 특성에 따라 큰 차이가 있을 것으로 예측되기 때문에 개별적인 맥락에서의 경험연구가 갖는 중요성이 크다고 할 수 있다.

미국 외에도 민간보충보험이 공적보험의 본인부담을 보장하는 구조를 가진 국가들에는 공적보험 재정과 민간보험 간의 관계에 관한 유사한 연구들이 존재하는데, Chiappori et al.(1998)은 프랑스의 데이터를 사용하여 본인부담을 낮춘 제도적 변화 전후의 의료이용을 관찰한 결과, 통상적인 의료이용에 있어서는 도덕적 해이가 나타나지 않았고, 가정방문서비스에 있어서는 나타난 것으로 제시하였다. 이는 이동시간, 교통비용, 대기시간 등 직접적인 의료비용 외의 비용들이 연루될 때 본인부담 감소로 인한 도덕적 해이가 나타날 여지가 적은 반면, 이러한 비용과 큰 관련이 없는 가정방문의료서비스의 경우 본인부담 변화에 예민하게 반응하는 도덕적 해이현상이 두드러지는 것이라 해석된다. 반면, Buchmueller et al.(2004)은 프랑스의 서베이 자료를 이용하여 건강 관련 변수가 보험가입에 미치는 영향을 살핀 결과, 역선택이 나타나지 않는 반면, 의료이용에 있어서는 민간보험 가입자의 의사방문 확률이 뚜렷이 높은 것으로 미루어 도덕적 해이가 나타난다고 판단하였다. 칠레의 사례를 연구한 Sapelli and Vial(2003)은 보험 선택에 있

어 상당한 정도의 역선택이 나타나며, 도덕적 해이는 입원 이용에서는 미미한 반면, 외래 이용에서는 뚜렷이 나타나고 있다는 결론을 얻은 바 있다.

여기서 알 수 있는 점은 보완형 민간보험이 공적보험의 본인부담금을 보장함으로써 공적보험의 가격시그널을 마비시킨다는 이론적 가능성이 다양한 방식으로 구현될 수 있다는 점이다. 우선 공적보험의 가격시그널 기능이 어느 정도로 강했는지가 중요한 요소이다. 미국의 경우 메디케어의 본인부담은 이용량에 따라 상한 없이 증가하는 구조로서 의료이용에 대해 매우 강한 가격시그널 기능을 가지고 있다. 따라서 민간보험이 가격시그널 기능을 무력화시켜 버리는 효과 역시 뚜렷할 가능성이 높다.

또한 대상인구 역시 중요하다. 메디케어의 대상인구가 65세 이상 은퇴인구라는 점은 의료이용으로 인한 기회비용이 상당히 낮은 계층에 제한된다는 것을 의미한다. 이는 의료이용의 기회비용이 낮음으로 인해 민간보험 가입이 의료이용에 미치는 효과에 영향을 끼쳤을 가능성이 존재한다는 것을 의미한다. 프랑스를 대상으로 한 연구에서 이동시간, 교통비용, 대기시간 등이 적은 가정방문서비스에서 의료이용 증가가 확연히 나타났다는 것은 단지 진료 관련 비용만이 아니라 의료이용 시 발생하는 여타 기회비용 역시 의료이용 결정에 영향을 미친다는 사

실을 의미한다. 그리고 여타 기회비용의 크기는 노동시장의 성격과 긴밀히 연관되어 있을 것이라는 점도 추측할 수 있다. 업무에 종속되는 정도나 근무규율의 강도 등은 의료서비스를 이용하기 위해 업무를 조정하는 것이 얼마나 자유로운지, 즉 의료이용의 기회비용에 직접적으로 영향을 미칠 것이기 때문이다.

민간보험 가입효과에 대해 분석한 국내의 연구들은 주로 데이터의 제약으로 인해 해외 연구들에 못 미치는 수준을 보이고 있다. 민간보험 가입이 의료이용량에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 민간보험 가입자와 비가입자의 인적·사회경제적 변수와 의료이용에 관한 데이터가 필요하다. 그런데 대규모 서베이 조사가 이루어진 적이 없는 상태에서 민간보험사 모두의 협조를 얻지 않고서는 특정 개인이 민간보험 가입자인지 자체를 파악할 수 없었다. 결과적으로 기존의 연구는 가입자와 비가입자를 구분하여 비교한다는 기본틀부터 준수하지 못했다.

강성욱 외(2005)는 서울시내 한 종합병원에 2003년 1년 동안 입원한 3개 암(위암, 간암, 폐암)환자를 대상으로 민간보험 가입자와 비가입자 간의 입원횟수, 재원기간, 입원진료비, 재원기간, 입원전당진료비, 1일 입원진료비를 비교한 후, 민간보험 가입자가 비가입자에 비해 의료이용량이 많으나, 입원진료비에서는 차이가 나지 않는다는 결론을 얻었다. 그러

나 경제적 능력을 직업 유무로 대체했고, 민간보험 범위가 정액형 보험만으로 한정된 점 등 가설을 뒷받침하기 위해 필요한 실증적 자료가 미흡하며, 단일 병원의 자료만을 이용했기 때문에 복수의 병원에서 진료받은 경우의 의료이용량이나 비용의 전체 규모를 파악할 수 없다는 문제점이 존재한다.

정기택(2007)은 민간보험시장 점유율 상위 2개 보험사의 가입자 중 2002년 국민건강보험에 청구한 기록이 있는 사람 33,342명의 건강보험 청구건 620,534건과 비가입자의 청구자료 225,011건(66,602명)을 추출하여 사용하였다. 이 연구는, 민간보험 가입 여부가 입원일수에는 유의한 영향을 미치지 않으며, 입원비용은 가입자에게서 더 낮다는 관찰 결과와 함께, 민간보험 가입으로 인한 도덕적 해이는 외래부문에서만 나타난다는 결론을 제시한 바 있다. 그러나 민영건강보험시장 점유율 상위 2개사만의 자료를 사용했고, 이에 포함되지 않은 사람은 비가입자로 간주했기 때문에, 가입자와 미가입자 간 구분이 정확하지 않을 가능성이 높다는 문제점이 존재한다. 또한 국민건강보험에 청구한 기록이 있는 사람으로 샘플이 제한되었기 때문에 의료이용을 한 사람만으로 샘플이 제약되는데다, 핵심변수라 할 수 있는 경제력 관련 변수를 이용하지 못했기 때문에 회귀분석상의 핵심변수 통제가 부정확하다는 데이터상의 한계도

발견된다.

민간보험 가입에 미치는 영향을 분석한 연구도 이루어졌는데, 윤태호 외(2005)는 2004년 부산시민 건강조사 자료를 이용하여 민간의료보험의 구매를 결정하는 요인들을 분석한 결과, 소득과 연령, 주관적 건강 수준 모두 유의한 영향을 미치며, 중증질환에 대비하는 것이 주된 가입 이유라는 점을 보인 바 있다. 김성옥(2005)은 2001년 노동패널 4차 자료를 이용하여 민간보험 가입 실태와 이에 영향을 미치는 요인을 분석하고, 민간보험 가입자와 비가입자 간의 의료이용을 비교했는데, 교육 수준과 소득이 높을수록 그리고 건강유지법을 실천하는 사람일수록 민간보험 가입률이 높으며, 지병을 가진 사람의 가입률은 낮은 것으로 나타났다. 의료이용에 있어서는 미가입자의 의료이용빈도는 낮으나, 의료이용 시에 지출하는 의료비 규모는 큰 것으로 제시되었다.

기존 국내 연구의 문제점으로는 자료의 제약을 들 수 있다. 우선 민간보험에 가입한 사람과 가입하지 않은 사람을 샘플 내에 모두 포함시키지 못하거나, 포함시켰다 하더라도 정확히 분리해 내지 못했기 때문에 의료이용의 차이가 가입자와 비가입자 간의 차이인지부터도 불명확하다. 또한 주요 변수의 통제도 미흡했다. 민간보험 가입과 경제력, 의료이용과 경제력 등은 높은 상관관계를 가질 것으로 예측되기 때문에 경제력 변수를 통제

하는 것은 회귀분석에 있어 매우 중요한 부분이다. 이를 위해서는 경제활동을 하는 개인의 경우, 소득이나 재산과 같은 경제력수준이 파악되어야 하며, 경제활동에 참여하지 않는 개인의 경우에도 그 개인의 경제행위를 뒷받침하는 가구소득이나 자산 등 종합적인 경제력이 파악될 필요가 있다. 그러나 기존 연구에서는 경제력에 관한 초보적인 변수도 확보하지 못하여, 경제적 능력의 효과와 민간보험 가입의 효과를 분리하지 못했다고 할 수 있다. 그리고 개인의 건강상태에 관한 정보가 이용가능하지 않았기 때문에, 건강상태가 보험가입에 어떤 영향을 미치는지를 파악하지 못했고, 이로 인해 역선택의 가능성에 대한 판단이 이루어지지 못한 것도 주요한 문제점이다. 이는 의료이용에 있어서도 민간보험 가입의 효과와 질병의 중증도 등이 가질 수 있는 관계를 분리하지 못했다는 문제점으로 이어졌다.

III. 실증분석

1. 자료 현황

가. 데이터

분석을 위해 개인의 인적정보와 경제력 정보, 의료이용에 관한 정보, 민간보

험가입에 관한 정보를 건강보험공단, 심사평가원, 민간보험사들로부터 취합하였다. 건강보험공단이 계통추출법을 통해 0~70세 연령대에 속하는 전 인구의 100분의 1을 샘플로 추출한 후, 건강보험공단과 심사평가원, 민간보험사들이 샘플에 포함된 개인에 대해 필요한 변수를 2004년 7월 ~ 2006년 6월을 대상기간으로 추출하는 방식을 사용하였다.

추출된 샘플에 대해 건강보험공단은 인적사항과 경제력 변수를, 심사평가원은 의료이용 관련 변수를, 민간보험사는 민간보험가입 관련 변수를 추출하였다. 데이터 추출에 참여한 보험사는 자동차보험을 제외한 보험사 전체이며, 생명보험 22개사(대한, 알리안츠, 삼성, 흥국, 교보, LIG, 미래에셋, 금호, 동부, 동양, 메트라이프, 푸르덴셜, 신한, PCA, 뉴욕, ING, 하나, KB, SH&C, 녹십자, 라이나, AIG)와 손해보험 13개사(메리츠, 한화, 대한, 그린, 흥국쌍용, 현대, 제일, 삼성, LIG, 동부, AHA(AIG), ACE, Federal)가 포함되었다.

데이터의 특징으로 들 수 있는 것은, 첫째 35개 민간보험사들을 통해 개인별 가입여부와 가입 상품을 모두 확인함에 따라 민간보험 미가입자와 가입자를 명확히 파악할 수 있다는 점, 그리고 복수의 상품 또는 복수의 회사에 가입한 가입자와 구매 상품 수 등을 정확히 파악할 수 있다는 점이다. 둘째, 건강보험공단의

자격관리 데이터를 통해 경제력 관련 변수를 확보했다는 장점을 갖는다. 경제력 수준은 의료이용 수준에 영향을 미칠 뿐 아니라 민간보험 가입과도 연관될 것이기에 소득/재산 데이터를 포괄적으로 확보하는 것의 중요성은 매우 크다. 또한 건강보험공단에서 행정자치부 주민등록세대정보망을 활용하여 ‘실제로는 단일세대이면서 복수의 보험증을 가진 세대’를 확인할 수 있었으며, 이는 맞벌이 부부를 분리가구로 간주한 기존 연구들의 한계를 극복할 수 있게 하는 작업이다.

셋째, 전 인구 대상의 샘플링을 통해 의료이용을 하지 않은 개인까지 샘플에 포함되었기 때문에 의료이용을 하지 않은 경우도 포함시킬 수 있었다. 의료이용 행태와 수준을 파악하기 위해서는 의료이용을 할 확률이 중요한 관찰대상이기 때문에 의료이용을 하지 않은 사람의 경우도 의료이용을 한 사람의 경우와 동일하게 중요하다. 따라서 전 인구 대상의 랜덤 샘플링이 필수적으로 이루어져야 한다.

마지막으로, 심사평가원 자료를 이용하여 개인이 가진 질병의 종류와 수를 활용, 개인 건강상태를 일정 정도 통제하는 것이 가능했다는 점이다. 이로 인해 유사한 건강상태의 개인들이 민간보험 가입

결정과 의료이용 결정에 있어 어떠한 차이를 보이는지를 관찰하는 것이 가능해졌다.

데이터의 한계로는 직종이나 교육 등 민간보험 가입과 의료이용을 어느 정도 분리할 수 있을 것으로 기대되는 변수들이 포함되지 않았다는 점을 들 수 있다. 따라서 자가선택을 고려하기 위한 방법으로는 도구변수를 활용하여 직접 역선택을 고려하는 방식이 아니라 선행 연구상의 두 번째 흐름, 즉 건강상태와 관련한 변수들을 풍부하게 이용해 이들이 가입에 미치는 영향을 최대한 분리해 내는 방식을 사용할 것이다.

데이터 정리과정을 요약하면, 전 국민(0~70세) 중 100번째마다의 사람을 샘플링한 501,181명 중 보험증 내에는 배우자가 없으나 주민등록세대정보에는 배우자가 동거하는 가구(58,586명)를 맞벌이가구의 가능성이 높다고 간주하여 제외하였다. 단, 두 사람이 모두 표본에 포함된 820명(410맞벌이가구)은 가구소득을 구축할 수 있었기 때문에 포함시켰다. 사망이나 장애인, 외국인세대 등 추가적인 정리과정을 거친 후,⁷⁾ 최종적으로 406,751명이 분석대상으로 확정되었고, 이들과 함께 보험증에 등재된 가구원 1,105,000명의 경제력 정보를 종합하여, 총 1,511,751명

7) 이 외에도 사망기록(2,892명), 자격상실자(7,038명), 주민번호 오류자(3명), 장애인(8,298명), 외국인세대(56명), 보험등급 오류(7,646명), 비가입세대(8,902명)를 제외하는 정리과정을 거친 후 최종 샘플을 확정하였다.

의 경제력 관련 정보가 분석대상 406,751 명의 가구 경제력 수준을 파악하기 위해 사용되었다.

나. 주요 변수의 구축과 통계치

1) 경제력 변수

가구의 경제력을 가장 정확히 표현하는 변수는 가구의 소득을 합산한 가구 소득이다. 직장가입자의 경우 가입자 본인 외의 피부양자 소득을 정확히 파악하기는 어려우나, 보수월액은 사용자로부터 직접 취합한 데이터로서 신뢰도가 높다는 장점을 갖는다. 반면, 지역가입자의 경우 소득과약률이 낮아 가구소득이 가구의 경제력을 대표한다고 인정하기는 어렵다(지역 가구 중 74.6%의 가구소득이 0으로 기록되어 있음).

따라서 본 연구에서는 경제력을 표현하는 변수로 가구별로 구축한 재산 변수를 사용하되, 직장가입자의 경우에는 보수월액 자료를 이용한 분석도 추가할 것이다. 물론 경제력의 규모를 재산으로 측정하는 것을 통상적인 관행이라 하기는 어려우나, 직장가입자와 지역가입자에 대해 공통으로 사용할 수 있는 유일한 척도라는 의미에서 유용성이 인정된다고 하

겠다.

재산 변수의 사용을 위해 건강보험 자격관리 데이터와 주민등록세대정보 데이터를 통해 가구를 파악한 후, 파악된 가구원 모두의 토지과표, 건물과표, 전월세보증금을 합산하여 가구재산 변수를 구축하였다.

2) 건강상태 관련 변수

인적변수나 경제력이 같은 개인이라 하더라도 보유 질병의 중증도에 따라 의료이용에 차이가 발생할 수 있다는 점을 통제하기 위해, 건강상태 관련 변수를 사용하였다. 관련 변수는 건강보험심사평가원에서 과거 10년간의 의료정보를 이용하여 구축한 과거력 변수와 현재력 변수를 제공받아 사용하였다.

건강상태 관련 변수의 구축 논리는 보유 질병의 평균적인 생존율이 해당 질병의 중증도를 표현한다는 것이다.⁸⁾ 환자가 복수의 진단명을 가졌을 경우 개별 질병군의 생존율(S.R.)을 모두 곱한 후(최대 10개까지) 로그변환을 통해 에피소드(진료 발생부터 종료까지를 하나의 사건으로 측정한 단위)별 중증도 지표⁹⁾를 구축했는데, 여기서는 대상기간 동안 발생한 에피소드당 변수 값을 합산하여 사용하였다.¹⁰⁾

8) 질병군별 초진환자군의 365일 내 사망 여부를 산출하여 성·연령 그룹별 표준화생존율(standardized survival rate)을 산출한 후 그룹별 인구구조 차이를 보정한 것이 질병군별 단일지표이다.

9) 현재중증도(Severity survival index) = $\text{Log}(1.001 - (S.R.1 \times S.R.2 \times S.R.3 \times \dots \times S.R.9 \times S.R.10))$: 값이 클수록(절댓값이 작을수록) 중증도는 높게 나타난다.

10) 현재력 변수에는 한국질병사인분류(Korean Classification of Disease)의 중분류 298개가 사용되었고, 과거

3) 기초 통계치

현재 전체 406,751명 중 63.7%인 259,294명이 민간보험에 가입하고 있으며, 이 중 97.2%인 259,222명이 정액형(전체의 62.0%), 40.9%인 106,030명이 실손형 가입자(전체의 26.1%)이다. 민간보험 가입자는 평균적으로 2.3번의 보험계약(보유증권 수)을 맺고, 8.7개의 개별 보험상품(개별 담보)을 보유하고 있으며, 1.7개의 보험회사와 계약관계를 가진 것으로 파악되었다.

<표 1>은 경제력 구분에 따른 민간보험 가입률을 민간보험 유형에 따라 보여주고 있는데, 재산 기준의 구분은 전체 샘플 406,751명에 대해, 보수월액은 직장 가입자 208,220명에 대해 집계하였다.

주목되는 점은 재산구간이나 소득구간별로 민간보험 가입률의 차이가 거의 나타나지 않는다는 점이다. 경제력 규모가 가장 작은 그룹, 즉 재산을 보유하지 않고 있다고 파악된 인구 중 70%가 민간보험에 가입했으며, 이는 재산구간별 가입률 중 가장 큰 수치이다. 그리고 실손형(indemnity type)과 정액형(fixed amount type) 경우 모두 2,000만원 이상의 재산구간에서는 재산 규모가 증가하면서 오히려 가입률이 감소하고 있으며, 소득구간에 있어서도 유사한 현상이 나타나고 있다. 또한 실손형과 정액형 양쪽에 모두

가입한 가입자의 비중도 소득이나 재산의 규모에 따라 증가하지 않고 있어, 경제력에 따른 민간보험 가입률의 단조적 증가현상은 나타나지 않고 있다. 이는 경제력 수준이 높은 계층이 주로 민간보험에 가입하여, 민간보험으로 인한 의료이용 접근성 개선이 특정 계층에게만 집중될 것이라는 예측과 상충되는 현상이다. 이는 우리나라의 경우 공적보험의 보장성이 낮다는 인식이 광범위하게 확산되어 있는 상황이기 때문에, 전 소득계층의 인구그룹이 갑작스런 의료비 발생의 경제적 충격에 대비할 필요성을 인식하고 있다는 것을 시사한다.

<표 2>는 가입자와 미가입자 간의 통계치를 비교한 결과이다. 가입자와 미가입자를 비교하면서, 가입자의 유형별로 다시 정액형, 실손형, 개인형, 단체형 가입자의 통계치를 비교하였다. 우선 민간보험 가입자의 도시거주자 비율, 수도권 거주자 비율, 보험증 소유자 비율, 직장 가입자 비율은 미가입자에 비해 높았다. 경제력 변수 중 보수월액은 민간보험 가입자와 미가입자 간 차이가 거의 나타나지 않았으나, 자산은 미가입자에서 더 높게 나타났다. 건강상태 중 과거력은 미가입자가 더 컸으며, 현재력은 가입자가 더 크게 나타났으나, 큰 차이는 존재하지 않았다.

략에는 지속적인 영향을 미칠 가능성이 있는 99개 질병군이 사용되었다.

<Table 1> Supplemental Insurance Enrollment and Economic Status(% , 10,000won)

Asset(all)	0	~1,000	~2,000	~5,000	~10,000	10,000~
Private Supplements Enrollment(%)	70.0	59.5	64.1	63.8	62.5	60.5
Indemnity Type (%)	29.5	25.1	26.7	25.4	25.0	24.2
Fixed Amount Type (%)	68.1	57.9	62.4	62.1	60.4	58.4
Indemnity+F.Amount (%)	27.7	23.5	25.0	23.7	23.0	22.1
Monthly Salary(Employed)		all	~100	~300	~500	500~
Private Supplements Enrollment(%)		66.0	60.8	68.2	66.0	63.2
Indemnity Type (%)		26.7	23.8	28.1	26.2	26.2
Fixed Amount Type (%)		64.0	59.0	66.4	63.9	60.2
Indemnity+F.Amount (%)		24.8	22.0	26.2	24.1	23.2

의료이용은 의료비용과 의료이용일수로 나누어 집계하였으며, 각각은 다시 전체와 입원, 외래로 구분하였다. 평균적으로 민간보험 미가입자의 이용이 많은 것으로 나타났다. 민간보험 미가입자의 의료비용이 2년간 93만 9천원이고 이용일수가 180.6일인 데 비해, 가입자의 경우는 비용이 75만 7천원, 이용일수가 131.4일로 나타났다. 그러나 의료이용량 차이는 연령대에 따라 다르게 나타나고 있는데, 30대 미만의 연령대에서는 가입자의 의료이용이 더 많은 데 비해, 30대 이상

에서는 가입자의 의료이용이 현저히 적은 것으로 나타났다.

2. 실증분석 방법

민간보험 가입이 의료이용에 미치는 영향을 분석함에 있어 유의해야 하는 점은 의료이용량이 많거나 적은 성향의 사람들이 주로 민간보험에 가입할 가능성이다. 이 경우 민간보험 가입에 영향을 주는 변수가 모델에 적절히 포함되지 않으면, 이 변수는 교란항으로 포함되어 버리기 때문에

〈Table 2〉 Summary Statistics by Type of Insurance Supplement(% , 1000won)

			Total	W/O Supplement	W/ Supplement	F. Amount	Indemnity	Individual	Employer Provided	
All		N	406,751	147,457	259,294	252,173	106,030	250,045	33,924	
Age	0~18	col%	26.01	29.06	24.28	24.48	25.75	24.06	24.68	
	19~29	col%	18.39	18.98	18.05	17.94	18.85	17.91	20.3	
	30~49	col%	37.14	24.75	44.18	44.36	44.45	44.57	44.86	
	50~70	col%	18.47	27.21	13.49	13.21	10.95	13.45	10.16	
Male		%	50.37	50.12	50.52	50.13	56.68	50.14	60.7	
City Residence		%	90.51	88.38	91.71	91.78	91.36	91.72	92.34	
Seoul Metropolitan Area		%	48.79	47.44	49.56	49.57	47.85	49.42	52.4	
Insurance Holder		%	34.81	28.27	38.53	38.29	41.94	38.41	49.81	
Employed		%	51.19	47.99	53.01	52.88	52.47	52.45	71.55	
Economic Status	Monthly Salary	Mean	2,533	2,521	2,539	2,529	2,542	2,520	2,921	
	Asset	Mean	43,818	45,266	42,994	42,897	46,885	42,927	40,911	
Health Expenditure	T	all age	Mean	823	939	757	753	743	757	722
		0~29	Mean	482	410	529	532	557	530	568
		30~70	Mean	1,095	1,428	925	917	893	921	848
	I	all age	Mean	201	241	179	177	179	180	148
		0~29	Mean	95	80	105	105	111	106	91
		30~70	Mean	286	390	233	231	234	233	196
	O	all age	Mean	622	698	579	576	564	577	574
		0~29	Mean	387	330	425	427	446	424	477
		30~70	Mean	809	1,038	692	686	659	688	653
Days	T	all age	Mean	149.2	180.6	131.4	130.6	123.4	131.3	123.6
		0~29	Mean	67.2	57.4	73.5	73.9	78.1	73.4	84.1
		30~70	Mean	214.7	294.3	173.8	172.3	159.8	173.2	155.9
	I	all age	Mean	1.7	2.0	1.6	1.5	1.6	1.6	1.2
		0~29	Mean	0.9	0.7	1.0	1.0	1.1	1.0	0.8
		30~70	Mean	2.4	3.2	2.0	2.0	2.1	2.0	1.5
	O	all age	Mean	147.5	178.5	129.8	129.0	121.7	129.7	122.4
		0~29	Mean	66.4	56.7	72.6	73.0	77.0	72.4	83.3
		30~70	Mean	212.3	291.1	171.9	170.3	157.7	171.2	154.4
Health Status	Past	Mean	-6.11	-5.98	-6.18	-6.18	-6.2	-6.18	-6.22	
	Present	Mean	-2.85	-2.98	-2.78	-2.77	-2.75	-2.77	-2.76	

Note: T: Inpatient and outpatient service utilization, I: Inpatient service, O: Outpatient service

민간보험 가입변수와 교란항이 상관관계를 갖게 되는 내생성의 문제가 발생하여 일치성이 보장되지 않게 된다.

다시 말해서 관측된 건강변수 외에도 ‘위험에 대한 태도(attitude towards risk)’나 민간보험사 측의 가입자 선별, 동일한 조건에서 의료서비스를 이용하는 성향 차이 역시 자가선택을 초래할 수 있어 내생성(endogeneity)의 원인이 될 수 있다는 의미이다. 이 중 위험에 대한 태도의 경우 이론적으로는 역선택이나 순선택 중 어느 것의 원인도 될 수 있다. 예를 들어, 매우 소심한 사람이 병원에 더 자주 갈 수도 있고(역선택), 세밀한 평소 건강관리를 통해 병원에 갈 필요성이 없을 수도 있다(순선택). 따라서 이는 순전히 경험적 발견의 대상이라 할 수 있다. 또한 업무로부터의 자유도가 낮은 경우 동일한 건강상태에서 의료서비스를 이용할 성향이 낮게 나타날 수 있으며, 업무로부터의 자유도가 민간보험 가입자와 비가입자 간에 차이를 보인다면 중요한 자가선택(self-selection)의 요소가 될 수 있다.

앞에서 서술했듯이 자가선택 문제의 전통적인 해결책은 의료이용과 관련을 갖지 않으면서 민간보험 가입에만 영향을 주는 도구변수(instrumental variable)를 이용하여 자가선택을 통제하는 것이지만, 이런 조건을 만족하는 도구변수를 찾는 것이 어렵다는 것이 기존 연구들의 내용이다. 따라서 민간보험 가입의 영향을 측

정하기 위한 모델에서 내생성의 문제를 근본적으로 해결하는 것은 어려우며, 우회적인 방식을 이용하여 추측하거나 건강상태를 정확히 나타내는 변수를 이용하여 제외변수(omitted variables) 문제를 최대한 완화시키는 방식을 사용하는 것이 중요하다. 그리고 의료이용에 관한 회귀분석에서 건강상태의 영향을 최대한 분리해 냄으로써 건강상의 이유로 도덕적 해이가 과대/과소 평가될 가능성을 감소시킬 수 있다.

그러나 건강상태에 관한 변수로 통제하지 못한 부분이 남아 있을 경우, 완전히 과대/과소 평가의 가능성을 배제하기는 어려우며, 건강에 문제가 생기더라도 의료기관을 방문할 기회를 마련하기 어려운 직종에 종사하거나 다른 이유로 의료이용을 억제하는 성향인 경우는 회귀분석에서 그 영향을 분리하기 어렵다는 한계를 갖는다.

이런 점들을 고려하면서 회귀분석을 수행한다고 할 때, 회귀분석은 크게 가입 여부에 관한 회귀분석과 의료이용에 관한 회귀분석으로 이루어지며, 가입 여부에 관한 회귀분석은 가입에 영향을 미치는 요인을 파악하는 probit 분석을 통해 건강상태와 관련한 역선택/순선택 여부를 일차적으로 파악하는 과정이다. 여기서 주요 관찰점은 건강 관련 변수가 민간보험 가입에 어떠한 영향을 미치는지이다. 유의한 양의 계수(significantly positive)일 경

우 역선택의 가능성을, 반대의 경우에는 순선택의 가능성을 의미한다.

두 번째 단계인 의료이용에 관한 회귀 분석은 의료이용을 할 확률에 관한 probit 분석과 의료이용을 한 사람을 대상으로 한 OLS 분석으로 다시 나누어지며(Two-Part Model),¹¹⁾ 두 가지의 결과를 종합하여 의료이용에 미치는 영향을 추정하게 된다.

이 중 의료이용을 한 사람을 대상으로 한 이용량의 회귀분석에서는 전체 의료이용일수와 의료지출을 기본적인 종속변수로 상정하되, 입원과 외래로 나누어 각 부문에서의 민간보험 가입효과를 분석하고, 이용확률과 이용량 차이를 종합적으로 분석할 것이다. 기본설정은 의료이용에 관한 결정을 ‘한 번이라도 의료이용을 하는 결정’과 ‘한 번이라도 이용했다는 조건하에 이용수준을 결정’의 2단계로 분리하는 것이다. 의료이용을 할 확률과 이용 수준의 곱으로 이루어진 종속변수에 민간보험 가입을 나타내는 더미변수가 어떤 영향을 미치는지를 분석하는데, 독립변수로는 성, 연령 등의 인적변수와 소득, 재산, 보험료 및 보험료 등급 등의 경제력 변수, 거주지역, 건강상태(생존율 지표를 이용한 현재중증도, 과거력), 직

역, 민간보험 가입 종류(가입 여부, 실손/정액 구분, 개인/단체 구분) 등을 사용, 보험증소유자 본인 여부가 포함된다.

다시 말하면, Two-Part Model을 구성하는 두 개의 방정식 중 첫 번째 방정식은 양의 이용을 하는지에 관한 probit 방정식이다.

$$I_i = x_i\delta_1 + \eta_{1i}, \quad \eta_{1i} \sim N(0,1)$$

$$MED > 0 \text{ if } I > 0,$$

$$\text{그렇지 않을 경우 } MED = 0$$

두 번째 방정식은 양(+)의 값을 갖는 이용량(지출액이나 이용일수)에 로그값을 취한 결과를 종속변수로 하는 선형모형이다.

$$\log(MED_i | I_i > 0) = x_i\delta_2 + \eta_{2i}$$

$$\text{where } \eta_{2i} \sim N(0, \sigma_n^2)$$

이 모델의 우도함수¹²⁾는,

$$L(\delta_1, \delta_2, \sigma_{\eta_2}^2) = \left\{ \prod_{i=1}^N \Phi(x_i\delta_1) \times \prod_{i=N+1}^n \left[1 - \Phi(x_i\delta_1) \right] \right\} \times \left\{ \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sigma_{\eta_2}} \phi\left(\frac{y_1 - x_i\delta_2}{\sigma_{\eta_2}}\right) \right\}$$

11) Manning et al.(1987), Duan et al.(1983).

12) 우도함수를 구성하는 두 개의 대괄호부분은 각각이 포함한 파라미터만으로 추정될 수 있으며 (separability of the likelihood function), 이 분리가능성은 교란항들 간의 독립 여부에 의존하지 않는다 (Duan[1983]).

여기서 x_i 의 특성을 가진 개인의 의료 비용에 대한 기대치는

$$E(MED_i|x_i) = P_i \times \varphi \times \exp(x_i\delta_2)$$

여기서

$$P_i = \Pr(MED_i > 0|x_i) = \Phi(x_i\delta_1)$$

φ 는 retransformation factor로서,

$$\varphi = E[\exp(\eta_{2i})|x_i] = \exp(\sigma_{\eta_2}^2/2)$$

이와 함께 민간보험 가입변수를 세분하여 가입유형에 따른 차이를 파악하려 시도할 것이며, 민간보험 중에서도 특정한 내용을 갖는 보험에 가입한 사람의 경우 비가입자나 다른 가입자보다 해당 진료를 더 받는지를 분석할 것이다. 이를 위해 민간보험의 대표적인 보장내역인 암보장상품에 가입한 경우 의료이용량에 차이가 있는지를 분석한다.

3. 실증분석 결과

가. 민간보험 가입 여부에 관한 회귀분석 - probit

<표 3>은 대상기간 동안 민간보험 가입자로 기록되어 있는지의 여부를 종속 변수로 설정하고 경제력변수들을 활용하

여 민간보험 가입에 영향을 미치는 요소들을 분석한 결과이다. 직장가입자의 경우에는 재산을 경제력 변수로 사용한 경우와 보수월액을 경제력 변수로 사용한 경우를 모두 제시하였다. 직장과 지역을 합친 전체에 대해 경제력 변수로 재산을 사용했으며, 보수월액 변수가 이용가능한 직장가입자에 대해서는 보수월액과 재산을 사용했는지에 따라 a, b로 구분하였다. 분석대상은 406,751명(직장 208,220명, 지역 198,531명)이며, 이 중 민간보험 가입자는 259,294명으로서 약 63.7%이다. 고령인구의 가입률이 낮음으로 인해 연령 변수는 음(-)의 계수를 나타냈으며, 여성더미, 건강보험증소유자본인 더미, 도시거주더미, 직장더미 등은 모두 양(+)의 계수를 보였다.

직장과 지역을 포괄한 전체 샘플의 경우 현재증증도에 어떠한 의미를 부여하는지에 따라 모형 a, b가 나누어진다. 진료 발생 시점 이전에 스스로의 건강 상태에 대해 막연하나마 자각이 가능하다고 해석하는 경우, 민간보험 가입에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 반면, 진료 발생 시점이 되어야 스스로의 질병상태를 자각할 수 있을 경우 가입결정에 영향을 미치지 않을 것이며, 이 경우에는 독립변수에서 제외된다. 현재증증도는 가입에 양(+)의 영향을 유의미하게 미치고 있으며, 경제력 변수는 모두 유의미한 양(+)의 계수를 보이고 있다. 과거력은 음(-)의

〈Table 3〉 Probit Analysis of the Probability of Having Private Insurance

	Total		Employed		Self-Employed
	a	b	a	b	
Age	-0.0086 *	-0.0082 *	-0.0094 *	-0.0091 *	-0.0064 *
Female	0.0977 *	0.1482 *	0.0981 *	0.0995 *	0.0797 *
Insurance Holder	0.4640 *	0.4557 *	0.6170 *	0.6248 *	0.2828 *
City Residence	0.1961 *	0.1785 *	0.1890 *	0.1756 *	0.2022 *
Employed	0.1148 *	0.1413 *			
Asset	0.0020 *	0.0026 *	0.0033 *		0.0119 *
Monthly Salary				0.1040 *	
Past Health Status	-0.0948 *	-0.0554 *	-0.0865 *	-0.0871 *	-0.0973 *
Present Health Status	0.1095 *		0.0942 *	0.0917 *	0.1217 *
Constant	-0.0990 *	-0.2173 *	-0.0116	-1.4903 *	-0.2484 *

Note: 1) * p<0.05

계수를 보이고 있는데, 만성질환으로 이루어진 과거력의 특성상 스스로의 건강상태에 대해 제3자에 의해 관측되는 것이 상대적으로 용이할 것이라는 사실을 고려하면, 가입자 선별(cream-skimming)로 인한 순선택이 어느 정도 작동하고 있음을 보여준다. 반대로 건강상태에 대한 본인과 제3자 간의 정보의 비대칭성 정도가 높은 다른 질병에 관해서는 반대로 역선택이 나타나고 있는 것으로 추측된다.

<표 4>는 민간보험의 유형을 구분하여 각각의 가입결정에 관한 Probit 분석을 행한 결과이다. 가입 결정을 실손형 가입, 정액형 가입, 실손형만 가입, 실손과 정액 모두 가입으로 구분했다. 분석대상 406,751명 중 실손형 가입자는 106,030명(26.1%), 정액형 가입자는 252,173명(62%), 실손만가입자는 7,121명(1.8%), 실손정액

모두 가입자는 98,909명(24.3%)이다. 여성의 경우 유독 정액형 가입에만 양(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 실손만 가입한 경우 건강상태는 유의미한 영향을 갖지 않는 것으로 나타났다.

나. 의료이용에 대한 회귀분석

<표 5>는 입원에 대해 Two-Part Model (입원이용을 할 확률과 입원이용량을 구분하여 회귀)분석을 수행한 결과이다. 입원 여부에 관한 Probit 모형은 406,751명 중에서 2004년 7월 이후에 민간보험에 가입한 72,458명은 제외하여, 334,293명을 분석대상으로 하였다. 그리고 입원일수, 입원비용, 입원일당비용을 종속변수로 한 OLS 회귀모형의 분석대상은 의료이용자 311,320명 중에서 입원의료를

<Table 4> Probit Analysis of the Probability of Having Private Insurance by Type

	Indemnity	Fixed Amount	Indemnity Only	Indemnity+F.Amount
Age	-0.0094 *	-0.0089 *	0.0031 *	-0.0103 *
Female	-0.1260 *	0.1194 *	-0.2020 *	-0.1024 *
Insurance Holder	0.3610 *	0.4416 *	0.1045 *	0.3617 *
City Residence	0.0551 *	0.1995 *	-0.0459 *	0.0656 *
Employed	0.0208 *	0.0977 *	0.1209 *	0.0037
Asset	0.0014 *	0.0016 *	0.0031 *	0.0009 *
Past Health Status	-0.0514 *	-0.0930 *	-0.0042	-0.0533 *
Present Health Status	0.0900 *	0.1080 *	-0.0007	0.0933 *
Constant	-0.5574 *	-0.1240 *	-2.2636 *	-0.5959 *

Note: 1) * p<0.05

<Table 5> Probit/OLS Estimation of Likelihood and Extent of Inpatient Service Use

	probit	OLS		
		Days	Spending	Spending/D
Supplement Enrollment	0.0719 *	-0.0205 *	-0.0564 *	-0.0392 *
Age	0.0052 *	0.0053 *	0.0110 *	0.0054 *
Female	-0.0670 *	-0.1667 *	-0.1393 *	0.0399 *
Insurance Holder	-0.0171 *	-0.0177	-0.0488 *	-0.0266 *
City Residence	-0.0660 *	-0.0497 *	0.0503 *	0.1130 *
Employed	-0.0515 *	-0.1066 *	-0.0356 *	0.0869 *
Asset	-0.0076 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0039 *
Past Health Status	-0.0273 *	0.0159 *	0.0125 *	-0.0022
Present Health Status	0.5353 *	0.2382 *	0.3015 *	0.0266 *
Constant	0.0081	2.6883 *	13.9728 *	11.3958 *
Marginal Effect of Enrollment	0.0111			

Note: 1) * p<0.05

이용한 43,767명이다. Probit 분석의 종속 변수는 입원서비스를 이용했는지의 여부이며, OLS 분석의 종속변수는 입원일수, 입원비용, 입원일당비용이다. 여기서 입

원일당비용은 입원일수와 입원비용에서 추출되는 변수로서 독립적인 정보를 함유하는 정도는 낮으나, 진료강도를 보여주는 변수로 간주하여 포함시켰다.

민간보험 가입이 평균적으로 입원이용 확률에 미치는 영향은 양(+)의 방향으로 0.011(1%p) 수준이며, 입원이용량에 미치는 영향은 대체로 음(-)인 것으로 나타났다. 여기서 입원이용확률에 관한 민간보험 가입의 한계효과는 민간보험에 가입함으로써 인해 입원이용확률을 증가시키는 정도를 의미하며, Probit 모형의 경우 독립변수의 수준에 따라 이것이 변화하기 때문에 평균 수준에서의 한계효과를 계산했다.¹³⁾ 입원이용량을 나타내는 변수들은 로그변환되었기 때문에 민간보험 가입변수가 의료이용량에 미치는 효과는 입원이용일수를 2%, 입원비용을 5.6%, 입원일당비용을 3.9% 감소시키는 것으로 나타났다. 입원이용확률에 미치는 영향과 이용량에 미치는 영향을 종합할 경우, 음(-)의 영향이 양(+)의 영향보다 큰 것으로 나타났다.

<표 6>은 외래이용의 확률과 이용량에 관한 회귀분석이다. 외래이용 여부에 관한 Probit 모형은 전체 406,751명 중에서 분석시점인 2004년 7월 이후 처음으로 민간보험에 가입한 72,458명은 제외한 후, 이 중 외래의료를 이용한 311,156명을 분석대상으로 하였다. 외래이용에 관한 Two-Part Model은 민간보험 가입이 외래 확률을 미미하게 증가시키는 반면, 외래 이용에 있어서는 이용일수와 비용, 이용

일당비용에서 모두 유의미한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 평균 수준에서 이용확률 증가가 0.08%p, 외래 일수 감소가 5%로서, 양자를 종합할 때 음(-)의 영향이 더 큰 것으로 나타났다.

입원이용과 외래이용 모두에서 민간보험 가입의 효과가 음(-)으로 나타난 것은 기존 문헌에서와 같이 민간보험 가입이 초래한 양(+)의 효과 중 도덕적 해이와 역선택의 기여분을 구분하려는 시도들이 별다른 의미를 갖지 못한다는 것을 시사한다. 반면, 민간보험 가입변수가 의료이용에 대해 음(-)의 계수를 갖는 것은 민간보험이 주로 의료이용의 기회비용이 큰 계층을 대상으로 판매되는 관행에 기인하는 것으로 추측된다. 이때 의료이용의 기회비용은 바쁜 업무로부터의 괴리, 직장에서의 시간확보 곤란 등 회귀분석에서 통제된 소득 외의 여타 기회비용을 포함한다. <표 2>에서 살펴본 바와 같이 노동시장에 참여하기 전 연령에서는 민간보험 가입자의 의료이용이 미가입자에 비해 더 큰 반면에 노동시장의 주 활동층에서는 더 작게 나타난 것은 이러한 추정을 뒷받침한다.

<표 7>과 <표 8>은 민간보험 가입 여부를 가입유형별로 구분하여 입원과 외래의료 이용량에 미치는 영향을 분석한 결과이다. Two-Part Model의 두 번째

13) 민간보험 가입의 입원이용확률에 관한 한계효과(marginal effect)는 민간보험가입더미를 제외한 다른 변수들이 평균 수준이라는 가정하에 민간보험 가입자와 미가입자의 확률의 차이에서 산출하였다.

<Table 6> Probit/OLS Estimation of Likelihood and Extent of outpatient Service Use

	probit	OLS		
		Days	Spending	Spending/D
Supplement Enrollment	0.1026 *	-0.0506 *	-0.0076 *	0.0395 *
Age	-0.0042 *	0.0144 *	0.0078 *	-0.0065 *
Female	0.0348 *	-0.0557 *	-0.0820 *	-0.0276 *
Insurance Holder	0.0238	-0.0568 *	-0.0306 *	0.0237 *
City Residence	-0.1177 *	0.0225 *	0.0528 *	0.0294 *
Employed	0.0870 *	0.0427 *	0.0423 *	-0.0033
Asset	-0.0004	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *
Past Health Status	0.0472 *	0.2227 *	0.1438 *	-0.0792 *
Present Health Status	1.0184 *	0.9232 *	0.9251 *	-0.0486 *
Constant	6.1464 *	7.3695 *	15.6664 *	8.2183 *
Marginal Effect of Enrollment	0.0008			

Note: 1) * p<0.05

부분을 입원과 외래 각각에 대해 가입보험의 유형별로 제시하였다. 입원이용에 있어 민간보험의 가입효과는 대부분의 유형에서 유의하지 않거나 음(-)의 영향으로 나타났다. 입원이용량을 분석한 <표 7>은 분석시점 이후에 민간보험에 가입한 경우를 제외한 샘플 중 입원의료를 이용한 43,767명을 대상으로 하였다. 민간보험 가입자의 유형 구분은 실손형가입/정액형가입, 실손만가입/정액만가입/실손정액모두가입, 그리고 개인/단체로 나누었다.¹⁴⁾ 가입자를 실손형/정액형으로 구분한 경우 실손가입자의 비교대상집단은

실손형 미가입자(민간보험 미가입자와 정액형만의 가입자)인 것과 달리, 실손만가입/정액만가입/실손정액모두가입으로 구분한 경우 실손만가입 더미의 비교대상집단은 민간보험 미가입자이다. 모형 1에서 실손형가입이 입원일수에 대해 양(+)의 계수를 보이는 반면, 비교대상이 미가입자인 모형 2에서는 유의하지 않은 계수로 나타났다.

<표 8>의 분석대상은 의료이용자 311,320명 중에서 외래의료를 이용한 311,156명¹⁵⁾이다. 외래이용일수, 외래이용에 있어 민간보험 가입효과는 일관된 결과를

14) 각각의 경우 가입률은 실손가입률 24.3%, 정액가입률 58.2%, 실손만가입률 1.1%, 정액만가입률 34.9%, 실손정액모두가입률 23.2%, 개인가입률 58.2%, 단체가입률 7.0%이다.

15) 민간보험 가입자를 실손/정액, 실손만/정액만/실손정액, 그리고 개인/단체로 나누었을 때의 가입률은 각각 실손가입률 22.0%, 정액가입률 55.9%, 실손만가입률 1.1%, 정액만가입률 35.0%, 실손정액모두가입률 20.9%, 개인가입률 56.0%, 단체가입률 7.3%이다.

〈Table 7〉 Estimated Effects of Private Insurance Type on Inpatient Service Use

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D
Indemnity Type	0.0445 *	-0.0421 *	-0.0969 *						
Fixed Amount Type	-0.0375 *	-0.0445 *	-0.0065						
Indemnity Only				0.0131	0.0401	0.0226			
Fixed Amount Only				-0.0392 *	-0.0400 *	0.0001			
Both				0.0077	-0.0882 *	-0.1057 *			
Individually Purchased							-0.0170	-0.0531 *	-0.0395 *
Employer-provided							-0.0390 *	-0.0333	0.0094
Age	0.0054 *	0.0109 *	0.0053 *	0.0054 *	0.0108 *	0.0052 *	0.0053 *	0.0109 *	0.0054 *
Female	-0.1641 *	-0.1406 *	0.0355 *	-0.1642 *	-0.1404 *	0.0357 *	-0.1671 *	-0.1396 *	0.0399 *
Insurance Holder	-0.0205 *	-0.0458 *	-0.0202	-0.0203	-0.0462 *	-0.0208 *	-0.0156	-0.0475 *	-0.0277 *
City Residence	-0.0495 *	0.0506 *	0.1131 *	-0.0494 *	0.0503 *	0.1128 *	-0.0497 *	0.0502 *	0.1130 *
Employed	-0.1065 *	-0.0356 *	0.0867 *	-0.1064 *	-0.0359 *	0.0862 *	-0.1043 *	-0.0340 *	0.0858 *
Asset	-0.0042 *	-0.0010	0.0040 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0040 *	-0.0042 *	-0.0010	0.0039 *
Past Health Status	0.0161 *	0.0121 *	-0.0029	0.0161 *	0.0121 *	-0.0028	0.0158 *	0.0125 *	-0.0021
Present Health Status	0.2375 *	0.3022 *	0.0282 *	0.2375 *	0.3022 *	0.0282 *	0.2383 *	0.3016 *	0.0267 *
Constant	2.6849 *	13.9770 *	11.4041 *	2.6852 *	13.9763 *	11.4031 *	2.6874 *	13.9725 *	11.3964 *

Note: 1) * p<0.05

〈Table 8〉 Estimated Effects of Private Insurance Type on Outpatient Service Use

	Model 1			Model 2			Model 3		
	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D	Days	Spending	S/D
Indemnity Type	-0.0289 *	-0.0046	0.0243 *						
Fixed Amount Type	-0.0422 *	-0.0080 *	0.0309 *						
Indemnity Only				0.0071	0.0379 *	0.0264 *			
Fixed Amount Only				-0.0402 *	-0.0056	0.0311 *			
Both Type				-0.0720 *	-0.0137 *	0.0551 *			
Individually Purchased							-0.0505 *	-0.0091 *	0.0382 *
Employer-provided							-0.0025	0.0082	0.0095 *
Age	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *	0.0143 *	0.0078 *	-0.0065 *
Female	-0.0567 *	-0.0820 *	-0.0266 *	-0.0566 *	-0.0820 *	-0.0266 *	-0.0556 *	-0.0818 *	-0.0275 *
Insurance Holder	-0.0549 *	-0.0300 *	0.0224 *	-0.0551 *	-0.0302 *	0.0223 *	-0.0571 *	-0.0311 *	0.0235 *
City Residence	0.0225 *	0.0530 *	0.0296 *	0.0225 *	0.0530 *	0.0296 *	0.0225 *	0.0529 *	0.0295 *
Employed	0.0427 *	0.0424 *	-0.0032	0.0425 *	0.0422 *	-0.0032	0.0424 *	0.0418 *	-0.0035
Asset	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *	0.0013 *	0.0010 *	-0.0004 *
Past Health Status	0.2225 *	0.1437 *	-0.0791 *	0.2225 *	0.1437 *	-0.0791 *	0.2227 *	0.1438 *	-0.0793 *
Present Health Status	0.9237 *	0.9253 *	-0.0490 *	0.9237 *	0.9253 *	-0.0490 *	0.9233 *	0.9251 *	-0.0487 *
Constant	7.3716 *	15.6673 *	8.2170 *	7.3712 *	15.6668 *	8.2169 *	7.3700 *	15.6670 *	8.2183 *

보이지 않고 있다. 음(-)의 효과가 나타나 는 경우와 유의하지 않은 경우가 섞여 있 으며, 실손만 가입한 경우 외래비용에 있어 양(+)의 계수가 나타났다. 그러나 실손 과 정액을 모두 가입한 경우, 외래이용일 수와 비용에서 모두 음(-)의 계수가 나타 나고 있어, 보험에 가입한 정도가 높은 경우 오히려 의료이용이 작은 특징을 볼 수 있다. 이에 관해서는 앞에서 언급한 것처럼 실손형과 정액형 모두에 가입한 사람의 경우 의료이용의 기회비용도 높 을 가능성이 존재한다는 추론이 제시될 수 있다.

다. 특정보장내역(암) 가입자의 의료이용

<표 9>는 가장 대표적인 특정보장내역 인 암보장 실손보험의 영향을 파악하기 위해 암¹⁶⁾환자의 의료이용에 미치는 암 보장 실손보험 가입의 영향을 분석한 결 과이다. 암으로 인한 막대한 의료비 부담 의 위험에 관해서는 인지도가 상당히 높 으며, 이에 대한 대응책의 마련 역시 큰 관심을 받고 있는 상황이다.

각년도의 의료이용자를 풀링한 689,115 명 중에서, 보장세부내역을 미제출한 1개 사 가입자는 분석에서 제외하고, 심사평 가원의 입원기록 주상병코드가 암인 2,346명을 분석대상으로 하되, 실손보험 에 가입하지 않은 민간보험 가입자를 제 외한 총 1,544명을 분석대상으로 하였다. 이는 실손형과 정액형 상품의 이질성이 크기 때문에 실손형 가입자와 정액형 가 입자를 구분한 후, 실손형 가입자 중 암 관련 상품의 가입자가 미가입자에 비해 암 관련 의료이용의 차이가 있는지를 확 인하기 위해서이다. 실손 암보장 보험의 영향이 이용일수에서는 유의하지 않았으 나, 총지출액과 입원지출의 경우에는 유 의한 양(+)의 값을 보여 진료강도에 미치 는 영향이 유의하다는 것을 시사했다.

<표 10>은 각년도의 의료이용자를 풀 링한 689,115명 중에서, 정액보험에 가입 하지 않은 민간보험 가입자를 제외한 총 2,299명을 분석대상으로 하여 암 관련 정 액형 보험의 영향을 분석한 결과이다. 정 액형 암보험의 영향은 의료이용에 유의 한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 의료비 위험에 대비하고자 하는 가입

16) ‘암’은 건강보험심사평가원의 건강통계지표에서 악성신생물로 분류한 상병코드 C00, C01, C02, C03, C04, C05, C06, C07, C08, C09, C10, C11, C12, C13, C14, C15, C16, C17, C18, C19, C20, C21, C22, C23, C24, C25, C26, C30, C31, C32, C33, C34, C37, C38, C39, C40, C41, C43, C44, C45, C46, C47, C48, C49, C50, C51, C52, C53, C54, C55, C56, C57, C58, C60, C61, C62, C63, C64, C65, C66, C67, C68, C69, C70, C71, C72, C73, C74, C75, C76, C77, C78, C79, C80, C81, C82, C83, C84, C85, C88, C90, C91, C92, C93, C94, C95, C96, C97, D00, D01, D02, D03, D04, D05, D06, D07, D09, D37, D38, D39, D40, D41, D42, D43, D44, D45, D46, D47, D48로 규정.

〈Table 9〉 Cancer Related Indemnity Type Supplements and Service Use of Cancer Patients

	Days	Spending	I.Days	I.Spending	I.S./D	O.Days	O.Spending	O.S./D
Indemnity	-0.2986	1.7690 *	0.5213	2.2048 *	1.6270 *	-0.3164	0.7708	1.0828 *
Other Supplement	-0.0494	-0.0785	-0.0259	-0.0916	-0.0654	-0.0560	0.0012	0.0580
Year Dummy(2005)	0.1562 *	0.3412 *	0.1712 *	0.3996 *	0.2109 *	0.1467 *	0.2571 *	0.1079 *
Age	0.0157 *	0.0059 *	0.0039 *	0.0017	-0.0029 *	0.0187 *	0.0121 *	-0.0069 *
Female	0.0184	-0.1751 *	-0.1072	-0.2193 *	-0.1027 *	0.0535	-0.0709	-0.1284 *
Insurance Holder	-0.0849	-0.0551	-0.1237 *	-0.0771	0.0559	-0.0777	-0.0068	0.0692
City Residence	0.0995	0.1711 *	0.0027	0.1653 *	0.1574 *	0.0794	0.1286	0.0511
Employed	0.1429 *	0.0411	-0.0603	0.0002	0.0664	0.1910 *	0.1796 *	-0.0180
Asset	0.0015	0.0041	-0.0052	0.0031	0.0084 *	0.0035	0.0135 *	0.0099 *
Past Health Status	0.1360 *	0.0082	-0.0341 *	-0.0336 *	0.0047	0.1603 *	0.0741 *	-0.0879 *
Present Health Status	0.1836 *	0.2625 *	0.2743 *	0.3546 *	0.0530 *	0.1821 *	0.1936 *	0.0081
Constant	5.3180 *	15.2160 *	3.0290 *	14.7860 *	11.8680 *	5.0250 *	13.6850 *	8.6850 *

Note: 1) *p<0.05

〈Table 10〉 Cancer Related Fixed Amount Type Supplements and Service Use of Cancer Patients

	Days	Spending	I.Days	I.Spending	I.S./D	O.Days	O.Spending	O.S./D
Fixed Amount	-0.0388	-0.0107	0.0180	0.0017	-0.0220	-0.0349	0.0070	0.0407
Other Supplement	-0.0229	-0.0075	-0.0767	-0.0486	0.0335	-0.0109	0.0800	0.0928
Year Dummy(2005)	0.1572 *	0.3577 *	0.2359 *	0.4541 *	0.1934 *	0.1345 *	0.2133 *	0.0765 *
Age	0.0180 *	0.0077 *	0.0050 *	0.0036	-0.0020	0.0216 *	0.0147 *	-0.0073 *
Female	0.0749	-0.1999 *	-0.1568 *	-0.2734 *	-0.1034 *	0.1340 *	-0.0363	-0.1746 *
Insurance Holder	-0.0482	-0.0827 *	-0.1108 *	-0.1169 *	0.0031	-0.0186	0.0246	0.0418
City Residence	0.1192 *	0.1677 *	-0.0043	0.1878 *	0.1916 *	0.1097	0.1104	0.0007
Employed	0.1094 *	0.0274	-0.0760	-0.0039	0.0762 *	0.1669 *	0.1794 *	0.0079
Asset	0.0028	0.0003	-0.0067	0.0000	0.0069 *	0.0042	0.0063	0.0020
Past Health Status	0.1288 *	0.0082	-0.0172	-0.0246	-0.0040	0.1487 *	0.0698 *	-0.0805 *
Present Health Status	0.1660 *	0.2551 *	0.2791 *	0.3484 *	0.0420 *	0.1514 *	0.1549 *	0.0014
Constant	5.0710 *	15.1890 *	3.0770 *	14.7560 *	11.7860 *	4.6850 *	13.5910 *	8.9370 *

Note: 1) *p<0.05

동기가 실손형 보험에서 더 강하게 작용하며, 정액형의 경우 추가적인 의료이용의 비용이 환자 본인에게 귀결된다는 점과 연관된다.

IV. 결 론

민간보험은 공적보험으로 만족되지 않는 수요를 만족시키는 상품으로서 기본적으로 공적보험과 보완적인 관계를 형성한다. 그러나 우리나라에서 민간보험은 현재 여러 가지의 우려를 낳으면서 사회적 갈등으로 이어지고 있다. 이러한 우려는, 첫째 형평성에 대한 우려이다. 민간보험으로 인한 의료서비스 접근성의 증가가 경제력을 보유한 계층에서만 불균등하게 나타나기 쉽게 때문에 사회적 불평등을 조장한다는 것이다. 두 번째는 공적보험 재정 악화의 우려이다. 민간보험에 가입할 경우 의료서비스를 이용하는 비용이 낮아져 과도한 의료이용을 초래하고, 이것이 다시 공적보험 재정에 부정적 영향을 미친다는 것이다. 그런데 이러한 우려들이 실제로 어느 정도로 나타나고 있는지를 확인하는 작업의 중요성에도 불구하고, 그간 데이터의 부족으로 인해 실증적인 연구는 이루어지지 못해 왔다.

본 연구는 건강보험공단, 심사평가원,

민간보험사, 행정자치부 주민등록세대정보 등의 관련 정보를 종합하여 이에 대한 실증분석을 시도했다. 우선 우리나라의 민간보험 가입률은 전 국민의 64%에 달하고 있으며, 소득계층에 따라 가입률의 차이가 나타나지 않았다. 이는 이미 민간보험이 국민생활에 상당 정도 기여하고 있다는 것을 의미하며, 공적보험의 보장성 미흡으로 인해 저소득층 역시 갑작스런 의료지출에 대비하고 있다는 것을 보여준다. 따라서 민간보험이 부유층의 전유물이라 간주하기는 어렵다.

또한 민간보험 가입자는 평균적으로 미가입자에 비해 의료이용량이 더 적었으며, 입원과 외래 각각에 대해 Two-Part Model을 적용했을 때, 입원과 외래 모두에서 민간보험 가입변수가 음(-)으로 나타났다. 이는 민간보험에 가입함으로써 의료서비스의 이용이 증가하는 현상을 도덕적 해이로 이해할 경우, 실증분석 결과는 민간보험 가입에 따른 도덕적 해이가 강하게 나타나고 있다는 근거를 제시하고 있지 못하다는 것을 의미한다.

이러한 결과는 ① 민간보험 가입에서 나타나고 있는 역선택(건강이 나쁜 사람이 민간보험에 더 드는 현상) 기여분을 이용량 분석에서 현재력 변수를 이용해 통제할 수 있었기 때문이고, ② 의료이용의 기회비용이 높은 사람을 주요 대상으로 보험상품을 판매하는 관행으로 인해 의료서비스 이용량이 적은 성향의 사람

들이 민간보험에 더 가입하는 순선택 현상이 나타나고 있기 때문일 것으로 추측된다.

그러나 이러한 현상은 노동시장의 특성과 인구의 연령구조 등으로 인한 한시적 성격일 가능성이 높다. 특히 보험상품에 대한 인식이 확산되면서 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 높아질 가능성도 존재한다. 현재에도 암보장 관련 등 질병이 초래하는 위험에 대한 인지도가 높고, 보험상품에 대한 관심이 큰 부문에 대한 부분적인 분석에서 보험가입의 효과가 양(+)으로 나타나고 있는 것은 이러한 예측을 뒷받침한다. 따라서 보험판매 관행이나 구매층 특성으로 인한 순선택과 도덕적 해이의 상대적 크기가 부문에 따라 다르게 나타나고 있으며, 향후 보험제도의 정착, 가입자 연령 상승과 함께 도덕적 해이의 강도가 보다 증가할 가능

성이 있다는 점이 지적될 필요가 있다.

본 연구의 한계점으로 언급되어야 하는 점은 민간보험 가입이 의료이용량에 미치는 효과를 전적으로 가격변수 변화에 따른 사용자의 의사결정이라는 측면에서 살펴보았다는 점이다. 그러나 실제로 민간보험에 가입한 경우, 의료공급자의 행태가 의료이용을 유도하는 방향으로 변화할 가능성이 매우 높다. 의료이용의 비용을 소비자가 직접 부담하지 않는다는 것을 의료공급자가 인지할 경우, 추가적인 의료이용 유도에 대한 심리적 부담을 느끼지 않게 되기 때문이다.

따라서 본 연구의 실증분석에 관해서는 공급자의 행태가 크게 변화하지 않았다는 전제하에서 가격 변화에 따른 사용자의 이용량을 단기적으로 분석한 결과라는 제한적인 해석이 이루어져야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강성욱 · 권영대 · 유창훈, 『암보험이 암 환자의 의료이용 및 의료비에 미친 영향』, 『보건행정학회지』, 제15권 제4호, 2005년 겨울.
- 김성욱, 『민간보험 가입에서의 선택과 의료서비스 이용』, 건강보험공단, 2005.
- 윤태호 외, 『민간의료보험의 선택에 영향을 미치는 요인』, 『보건행정학회지』, 제15권 제4호, 2005.
- 정기택, 『효율적 의료보장체계 구축을 위한 민영건강보험 활성화방안』, 2007.
- Atherly, J. A., *The Effect of Medicare Supplemental Insurance on Medicare Expenditures*, Ph. D. Thesis, University of Minnesota, 1999.
- Atherly, J. A., "Supplemental Insurance: Medicare's Accidental Stepchild," *Medical Care Research and Review*, Vol. 58, No. 2, 2001.
- Buchmueller, T., A. Couffinhal, M. Grignon, and M. Perronnin, "Access to Physician Services: Does Supplemental Insurance Matter? Evidence from France," *Health Economics*, Vol. 13, 2004.
- Cameron A. C., P. K., Trivedi, and J. Piggott, "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*, Vol. 55, 1988.
- Cartwright, W., T. Hu, and L. Huang, "Impact of Varying Medigap Insurance Coverage on the Use of Medical Services of the Elderly," *Applied Economics*, Vol. 24, 1992.
- Chiappori, P., F. Durand, and P. Geoffard, "Moral Hazard and the Demand for Physician Services: First Lessons from a French Natural Experiment," *European Economic Review*, Vol. 42, 1998.
- Christenson, S., S. Long, and J. Rodgers, "Acute Health Care Costs for the Aged Medicare Population," *The Milbank Quarterly*, Vol. 65, No. 3, 1987.
- Christenson, S. and J. Shinogle, "Effects of Supplemental Coverage on Use of Services by Medicare Enrollees," *Health Care Financing Review*, Vol. 19, No. 1, 1997.
- Chulis, et al., "Health Insurance and the Elderly: Data from MCBS," *Health Care Financing Review*, Vol. 14, No. 3, 1993.
- Colombo, Francesca and Nicole Tapay, *Private Health Insurance in OECD Countries: The Benefits and Costs for Individuals and Health System*, OECD, 2004.
- Duan, N., W. Manning, C. Morris, and J. Newhouse, "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 2, 1983.
- Ettner, S., "Adverse Selection and the Purchase of Medigap Insurance by the Elderly," *Journal of*

Health Economics, Vol. 16, 1997.

Hurd, M. and K. McGarry, "Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly," *Journal of Health Economics*, Vol. 16, 1997.

Khandker, R. and L. McCormick, "Medical Spending by Beneficiaries with Various Types of Supplemental Insurance," *Medical Care Research and Review*, Vol. 56, No. 2, June 1999.

Lillard, L. and J. Logowski, "Does Supplemental Private Insurance Increase Medicare Costs," Working Paper Series 95-16, RAND, 1995.

Link, C. R., S. H. Long, and R. F. Settle, "Cost Sharing, Supplementary Insurance, and Health Services Utilization Among the Medicare Elderly," *Health Care Financing Review*, Fall 1980.

Manning, W. J. et al., "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment," *American Economic Review*, 773, 1987.

McCall, N. et al., "Private Health Insurance and Medical Care Utilization: Evidence from the Medicare Population," *Inquiry*, Vol. 28, 1991.

Sapelli, C. and B. Vial, "Self-selection and Moral Hazard in Chilean Health Insurance," *Journal of Health Economics*, Vol. 22, 2003.

Vistas, J. and J. Banthin, "The Demand for Medicare Supplemental Insurance Benefit: The Role of Attitudes Toward Medical Care and Risk," *Inquiry*, Vol. 34, Winter 1998/98.

Wolfe, J. and J. Goddeeris, "Adverse Selection, Moral Hazard, and Wealth effects in the Medigap Insurance Market," *Journal of Health Economics*, Vol. 10, 1991.

Zweifel, P. and W. Manning, "Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care," *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, 2000.