

민영의료보험 가입유형별 의료이용 분석

송 윤 아¹

¹ 보험연구원

초 록

본 연구는 한국의료패널 2014~2018년 자료를 이용하여 민영의료보험이 외래이용횟수와 입원일수에 미치는 영향을 정액형, 실손형, 정액형+실손형 등 보유보험 구성별로 살펴보았다. 자기선택의 문제를 통제하기 위해 보험 가입과 의료이용 결정 모두에 영향을 미치는 잠재변수가 포함된 잠재요인구조를 모형화하여 보험 가입 결정에서 자기선택을 유도하는 미관측 이질성을 포착하였다. 분석 결과, 민영의료보험의 외래이용 증가효과는 실손형과 정액형+실손형에서, 입원일수 증가효과는 정액형+실손형에서만 유의하고, 이는 다소 약화되는 추세로 나타났다. 또한, 민영의료보험은 소득분포 최하위층의 미충족의료 수요를 해소하는 기제로 작용하기보다는, 적어도 자기부담금을 지불할 여력이 있는 소득계층의 의료이용을 촉진한 것으로 나타났다. 마지막으로, 민영의료보험의 의료이용 증가효과는 종사상지위별 또는 세대별로 상이하게 나타났는데, 이는 보험에 의한 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 상실소득, 업무자유도, 조직충성도, 일과 생활의 균형에 대한 태도 등 의료이용의 기회비용에 따라 다를 수 있음을 시사한다.

주요 용어: 민영의료보험, 도덕적 해이, 역선택, 순선택, 의료접근성

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 상병으로 인한 치료비와 소득 상실에 대비하기 위해 많은 사람들이 민영의료보험에 가입하였다. 그러나 민영의료보험이 가입자의 의료이용 가격을 낮춰 불필요한 의료이용을 부추긴다는 주장이 있다. 민영의료보험이 가입자의 외래이용횟수와 입원일수에 미치는 영향을 살펴 보았다.

새롭게 밝혀진 내용은? 민영의료보험이 가입자의 의료이용량에 미치는 영향은 가입유형별로 다르게 나타났다. 정액형에만 가입한 사람의 의료이용량은 비가입자와 다르지 않았다. 실손형에만 가입한 사람의 외래이용횟수는 비가입자에 비해 많았으나, 입원일수는 비가입자와 다르지 않았다. 정액형+실손형에 가입한 사람의 외래이용횟수와 입원일수는 비가입자에 비해 많은 것으로 나타났다. 정액형+실손형을 보유한 경우 의료이용의 직접비용(치료비)과 기회비용(상실소득)을 모두 보상받을 수 있기 때문으로 보인다. 다만, 최저소득층의 경우 보험 유형에 상관없이 가입자와 비가입자 간 의료이용량에 차이가 없는 것으로 나타났다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 젊은 세대 또는 무직자 등은 의료이용의 기회비용이 상대적으로 낮다. 보험 가입이 초과수익을 유발하지 않도록 신중한 보험상품 설계가 필요하다. 또한, 민영의료보험이 최저소득층의 미충족의료 수요를 해소하는 기제로 작용했다고 보기 어렵다. 공보험 내에서 최저소득층의 본인부담 의료비를 완화하여 의료이용의 문턱을 낮출 필요가 있다.

유익한 논평을 해주신 심사자들에게 감사표현한다. 아울러 본 논문의 내용은 저자가 소속된 기관의 의견이 아님을 밝힌다.

- 투 고 일: 2022. 04. 13.
- 수 정 일: 2022. 06. 13.
- 게재확정일: 2022. 06. 21.

1. 서론

국민건강보험의 보장범위가 포괄적이지 못한 상황에서, 인구고령화가 심화되면서 민영의료보험의 보충적 의료보장에 대한 수요가 빠르게 증가하였다.¹⁾ 민영의료보험의 일부를 구성하는 질병·상해 장기손해보험의 원수보험료만 보더라도 2012년 기준 약 16.7조 원이었으나, 이후 연평균 약 11.6%씩 증가하여 2020년 약 40조 원에 이른다. 한국의료패널조사에 따르면, 중신보험 또는 연금보험에 추가된 의료보장을 제외하더라도 우리나라 가구의 민영의료보험 가입률은 2017년 기준 78.1%에 이르고, 가입가구당 평균 4.5개 이상의 민영의료보험을 보유한 것으로 나타난다.

그동안 민영의료보험은 국민건강보험의 부족한 보장성 수준을 보완하고 상병으로 인한 국민의 의료비와 소득 상실 부담을 완화하여 의료서비스 접근성을 제고하는 긍정적 역할을 수행해 왔다. 다른 한편으로는, 가입자의 불필요한 의료이용을 높임으로써 민영의료보험뿐만 아니라 이에 연동된 국민건강보험의 재정건전성을 악화시킬 수 있다는 우려에 직면해 있었다. 이를 방증하듯, 보장 내용 합리화, 비급여 진료 관리 등 지난 수년간 민영의료보험을 둘러싼 제도 개선은 보험 가입자의 불필요한 의료이용 억제 또는 의료공급자의 유인수요 통제에 방점이 있었다. 그러나 민영의료보험이 가입자의 불필요한 의료이용을 부추긴다는 주장은 보험유형별 경제적 유인과 가입자 특성별 기회비용의 이질성을 고려한 실증분석이 미흡하다는 점에서 여전히 검증의 대상이다.

윤희숙(2008)을 시작으로, 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향에 대한 다수의 연구가 이루어졌으나, 분석 방법과 이용자료에 따라 상이한 연구 결과를 제시하였다. 민영의료보험의 의료이용 효과를 검증함에 있어 관건은 민영의료보험 가입의 내생성(endogeneity)과 가입자의 보유보험 구성을 고려하는 것이다. 민영의료보험 가입 여부는 개인이 스스로 선택하는 것으로 역선택(adverse selection) 또는 순선택(propitious or advantageous selection)이 존재할 수 있는데, 이를 모형에서 통제하지 않으면 민영의료보험의 의료이용 효과 추정치는

과대·과소 추정될 수 있다. 자기선택(self-selection)에 대한 고려가 미흡할 시 비가입자 대비 가입자의 높은(또는 낮은) 의료이용이 역선택(또는 순선택)의 결과인지 도덕적 해이(moral hazard)의 결과인지에 대한 논란이 불가피하다. 또한, 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인이 보험 가입유형별로 다르다는 점을 감안하면, 자기선택과 보험 가입 이후 의료이용행태도 개인의 보유보험 구성별로 상이할 수 있다. 민영의료보험은 보험금 산출방식에 따라 정액형과 실손형으로 구분 가능하다. 개인은 실손형과 별도로 다수의 정액형에 가입하여 중복보상을 받을 수 있기 때문에, 입원에 따른 경제적 부담은 실손형에만 가입한 사람과 실손형과 더불어 정액형에 가입한 사람 간 상이할 수 있다. 그러나 내생성 문제를 효과적으로 통제하면서 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향을 보험 가입유형별로 검증한 선행연구를 찾아보기 어렵다.

한편, 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인과 의료이용의 기회비용은 개인 및 가구의 특성별로 또는 시점별로 다를 수 있고, 이로 인해 민영의료보험 가입에 따른 의료이용행태에 이질성이 존재할 수 있다. 구체적으로, 소득 수준, 종사상 지위, 연령 등에 따라 의료이용의 기회비용이 상이하여 민영의료보험 가입에 따른 의료이용행태가 다르게 나타날 수 있다. 보험 가입에 따른 의료이용 증가를 가입자의 불필요한 의료이용으로 일괄 규정하는 대신, 가입자의 사회·경제·인구학적 특성에 따라 달리 해석할 여지도 없지 않다.²⁾ 또한, 민영의료보험의 보장 내용이 축소되고 가입자의 불필요한 의료이용 또는 의료공급자의 과잉진료에 대한 정책적 개입이 늘어남에 따라, 보험의 경제적 유인이 감소하고 의료이용의 기회비용이 상대적으로 커지면서 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향은 시점별로 다를 수 있다. 이처럼 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인과 의료이용의 기회비용이 가입자의 사회경제적 특성에 따라 상이하여 민영의료보험으로 인한 의료이용의 계층적 분화 가능성을 배제할 수 없고 민영의료보험의 의료이용 증가효과에 대한 질적 평가의 여지가 있음에도 불구하고, 관련 연구는 미흡하다.

본 연구는 한국의료패널 2014~2018년(조사 시점 기준) 자

1) 민영의료보험의 법적 개념은 제3보험이다. 「보험업법」 제2조는 제3보험을 “운영의 주체가 민영보험회사로 사람의 질병·상해 또는 이로 인한 간병에 관하여 약정한 급여(정액)를 제공하거나 손해의 보상(실손)을 약속하는 보험”으로 정의한다.
2) 민영의료보험이 불필요한 의료이용을 증가시킨 것인지 또는 의료접근성 개선을 통해 미충족요를 해소한 것인지에 따라 민영의료보험에 대한 정책적 접근은 다를 수 있다.

료를 이용하여 민간의료보험이 외래이용횟수 및 입원일수에 미치는 영향을 정액형, 실손형, 정액형+실손형 등 보유보험 구성별로 살펴보고자 한다. 내생성을 통제하기 위해 Deb & Trivedi(2006)의 다항처치효과 음이항회귀모형을 이용한다. 동 분석 방법은 민영의료보험 가입 결정과 의료이용 결정 모두에 영향을 미치는 잠재변수(latent variable)를 모형에 포함하여 내생성을 통제함으로써, 개인의 사전적 자기선택과 사후적 도덕적 해이를 구분하여 추정할 수 있다는 이점을 가진다.³⁾ 보험에 의한 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 가구 및 개인 특성별로 상이할 가능성과 보장 축소 및 과잉의료이용에 대한 규제 강화 등 정책변화를 고려하여, 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향을 소득수준별, 경제활동 상태 및 종사상지위별, 연령별 그리고 연도별로 살펴본다. 이로써 민영의료보험과 의료이용 간 상관관계의 의미를 보다 심도 있게 고찰하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제I장의 서론에 이어 제II장에서는 선행연구 고찰을 통해 본 연구의 필요성을 역설한다. 제III장에서는 분석 자료 및 모형을 소개하고 표본의 기초통계를 살펴본다. 제IV장에서는 보험유형별 민영의료보험의 의료이용효과에 대한 추정 결과를 논의하고, 동일한 분석을 소득수준, 경제활동 상태 및 종사상지위, 연령대, 연도별로 수행하여 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향의 이질성을 살펴본다. 제V장에서는 분석 내용을 요약하고 분석 결과를 바탕으로 정책적 시사점을 논의한다.

II. 선행연구 고찰

민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향을 검증하는 연구가 다수 수행되었으나, 분석 방법과 이용자료에 따라 연구 결과가 상이하다.⁴⁾ 민영의료보험의 영향을 검증하는 실증연구에서 계량경제학적으로 문제가 되는 것은 민영의료보험 가입

결정의 내생성이다. 민영의료보험 가입 여부는 임의로 결정되는 것이 아니라 개인 스스로가 선택하는 의사결정으로, 개인의 역선택 또는 순선택이 존재할 수 있다. 구체적으로, 개인은 자신의 건강 상태에 대해 보험회사보다 많은 정보를 보유하기 때문에 미래 의료이용량이 많을 것으로 기대되는 사람일수록 보험에 가입할 유인이 커서 결과적으로 보험 가입과 의료이용 간 양(+)의 상관관계가 존재할 수 있다. 반면, 위험회피 및 예방 성향이 높은 사람일수록 자신의 사고 발생 가능성이 평균보다 낮더라도 보험에 가입할 가능성이 높아, 결국 보험가입과 의료이용 간 음(-)의 상관관계가 존재할 수 있다(Hemenway, 1990, 1992).⁵⁾ 보험회사의 가입자 선별(cream-skimming) 또한 자기선택을 초래할 수 있다. 보험은 개인이 청약을 하면 보험회사가 승낙해야만 비로소 계약이 성립한다는 점에서 순선택의 원인이 될 수 있다. 이처럼 이론적으로는 역선택과 순선택이 모두 존재할 수 있다. 역선택과 순선택의 가능성을 모형에서 통제하지 못하여 보험 가입 여부에 대한 의사결정이 의료이용에 영향을 주는 다른 미관측 변수와 상관성이 존재할 경우, 민영의료보험의 의료이용효과 추정치는 과대·과소 추정될 수 있다. 따라서 연구의 목적이 보험계약 이후 가입자의 도덕적 해이와 관련된 행태변화에 있는 경우 자기선택과 관련된 내용을 통제해야 한다. 그러나 위험회피 성향, 세부 건강 상태, 의료이용 성향, 보험회사의 위험인수 성향 등은 사실상 관측이 어려워 모형에 모두 반영할 수 없는바, 내생성 문제가 불가피하다.

민영의료보험의 의료이용 효과를 규명하는 실증연구는 내생성을 해결하기 위한 추정 방법의 발전과 그 궤를 같이한다. 국내 선행연구에서는 내생성을 통제하기 위해 ① 건강 상태와 관련된 변수를 풍부하게 이용하여 누락변수 문제를 최대한 완화시키는 방법(윤희숙, 2008),⁶⁾ ② 도구변수를 이용한 추정법(유창훈 외, 2018),⁷⁾ ③ 성향매칭점수(propensity score matching, 이하 PSM) 기법(김재호, 2011; 이현복, 남상욱, 2013),⁸⁾ ④ 민영의료보험과 의료이용 결정에 동시에 영향을 주는 잠재변

3) 보험 가입에서 자기선택이 존재하는지 여부, 역선택인지 순선택인지 여부, 비가입자 대비 가입자의 높은 또는 낮은 의료이용량이 가입자의 자기선택의 결과인지 또는 보험에 의한 행태변화의 결과인지 여부 등을 정확하게 진단하는 것은 공사보험 협력 방안 마련, 민영의료보험 관련 제도 개선, 또는 보험회사의 인수심사 전략 수립에도 중요하다.
 4) 민영의료보험의 의료이용 효과에 대한 실증분석의 핵심은 내생성 문제 해결에 있다는 점에서 본 연구는 내생성 문제가 고려된 국내 선행연구를 중심으로 인용한다.
 5) 위험회피도가 높은 사람일수록 보험 가입 가능성은 높지만 평소 세심한 건강관리를 통해 의료이용량이 낮을 수 있기 때문이다. 반대로, 위험회피도가 높은 사람일수록 예방적 차원의 잦은 의료이용을 위해 보험에 가입할 가능성도 있다.
 6) 윤희숙(2008)은 심사평가원에서 과거 10년간의 의료정보를 이용·구축한 과거력 변수와 현재력 변수를 사용함으로써 건강상의 이유로 도덕적 해이가

수를 모형에 반영한 Deb & Trivedi(2006)의 다항처지효과 음이항회귀모형 추정법(이창우, 2010)⁹⁾, ⑤ 고정효과모형 추정법(김대환, 2014; 황진태, 서대교, 2018),¹⁰⁾ 또는 ⑥ 상관임의효과모형(correlated random effects model) 추정법(윤성주, 2019)을 적용하였다.¹¹⁾ 윤희숙(2008)은 세부 건강 상태 정보를 이용하여 내생성 문제를 최대한 완화시키고자 하였으나, 건강 상태 이외에 위험 성향, 또는 의료이용 성향 등 미관측 특성으로 인한 내생성 문제를 여전히 배제할 수 없다. PSM기법은 관측치의 특성변수를 적절히 통제한다면 보험 가입 결정과 의료이용 결정이 상호 독립적이라는 조건부 독립성 가정(conditional independence assumption)을 전제하는데, 성향 점수매칭에 있어 미관측 특성이 민영의료보험 가입 여부에 영향을 미칠 경우 조건부 독립성 가정이 성립하지 않는 문제가 발생한다.¹²⁾ 도구변수 추정법을 활용한 국내 선행연구들은 도구변수의 타당성뿐만 아니라 외래이용횟수와 입원횟수의 분포를 고려하지 않은 채 선행회귀분석을 수행하였다는 점에서 한계를 가진다.¹³⁾ 고정효과모형 또는 상관임의효과모형 추정법은 개체효과를 제거 또는 통제함으로써 시간에 따라 변하지 않는 개인의 이질성을 통제하나, 시간에 따라 변하는 미관측 특성이 민영의료보험 가입에 영향을 미칠 경우 의료이용에 대한 보험의 효과를 추정함에 있어 여전히 편의를 가질 수 있다. 무엇보다도, 국내 민영의료보험이 대부분 장기계약이고 가입률이 70%를 훨씬 상회할 정도로 포화 상태라는 점에서,

민영의료보험의 의료이용효과 검증 시 단기 패널자료에 고정효과모형을 적용하는 것은 주의를 요한다. 고정효과모형은 개체 내 시간에 따른 보험 가입 변동 정보를 사용하여 보험 가입의 의료이용효과를 추정하는데, 보험 가입 상태의 개체 내 변동(within variation)이 작을수록 추정치의 표준오차는 커지고 효율성이 낮아지기 때문이다.

한편, 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향은 보험유형별로 상이할 개연성이 높다. 민영의료보험은 보험금 산출 및 지급 방법에 따라 실손형과 정액형으로 구분되며, 민영의료보험이 가입자에게 제공하는 경제적 유인은 보험유형별로 상이하다. 따라서 보험 가입자의 자기선택과 도덕적 해이, 그리고 보험회사의 인수 성향 역시 보험유형별로 다를 수밖에 없다. 실손보험은 실제 발생한 의료비를 한도로 보상하는 보험으로, 입원·외래·처방조제약에 대해 법정 본인부담금과 비급여 의료비를 보장하며 다수 계약 시 실제 부담액을 초과하지 않도록 비례보상한다. 자기부담금 제도가 존재하나, 보험으로 인해 의료이용의 직접비용이 줄어들어 실손형 가입자의 의료이용이 보다 빈번해질 가능성이 있다. 정액보험은 약관에서 정한 상병 및 의료행위(진단·입원·수술·간병·후유장해)에 대해 계약 시 약정한 금액을 지급하며, 다수 계약 시 중복에 상관없이 각 계약의 약정금액을 보상한다. 정액형은 통원을 보장하지 않기 때문에 외래이용횟수에 영향을 미치지 않을 것이나, 입원일당형을 다수 가입한 사람의 경우 입원기간이

과대·과소 평가될 가능성을 줄이고자 하였다. 윤희숙(2008)은 건강보험공단, 심사평가원, 민영보험회사, 행정자치부 주민등록세대 정보 등의 관련 정보에 이부분모형(Two-part model)을 적용한 분석에서 민영의료보험 가입에 따른 도덕적 해이가 강하게 나타나고 있다는 근거를 발견하지 못하였다.

7) 유창훈 외(2018)는 한국의료패널 2014년 자료를 이용한 분석에서 실손의료보험과 외래방문횟수 및 입원횟수 간 양(+)의 상관관계를 확인하였다.

8) 김재호(2011)는 한국복지패널자료를 이용한 분석에서 민영의료보험이 의료이용량 증가와 밀접한 관련이 있음을 보였다. 이현복·남상욱(2013)은 한국의료패널 2008년 상반기~2010년 자료를 이용하여 PSM을 통해 표본을 두 그룹으로 나누고 고정효과모형을 적용한 분석에서 민영의료보험이 외래이용에는 양(+)의 영향을 미치나 입원이용에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 확인하였다.

9) Deb & Trivedi(2006)은 동 기법을 이용하여 미국 민영의료보험 유형 선택이 외래이용빈도에 미치는 영향을 분석하였다. 이창우(2010)는 한국복지패널 4차년도 자료(2010)를 이용한 분석에서 다수의 민영의료보험을 보유한 개인의 입원이용 가능성이 상대적으로 더 높음을 확인하였다.

10) 김대환(2014)은 한국의료패널 2008년 상반기~2011년 자료와 이원고정효과모형을 이용한 분석에서 실손의료보험이 단기적으로는 외래방문횟수와 입원일수를 증가시키나 장기적으로는 의료이용량에 영향을 미치지 않음을 확인하였다. 황진태, 서대교(2018)는 한국의료패널 2008~2013년 자료와 고정효과모형을 적용하여 이중차이분석(difference in difference)을 수행하였고, 민영의료보험 가입으로 의료비와 의료이용빈도가 증가함을 확인하였다.

11) 상관임의효과모형은 임의효과모형에 시간에 따라 변하는 설명변수들의 평균값을 별도의 설명변수로 포함시킴으로써 개인의 미관측 특성과 관련된 내생성을 통제한다. 윤성주(2019)는 한국의료패널 2008~2014년 자료를 이용한 분석에서 민영의료보험은 외래이용횟수와는 양(+)의 상관관계를 보이거나 입원이용횟수 또는 입원일수와는 유의한 상관관계를 보이지 않음을 확인하였다.

12) 김재호(2011)는 소득분위별 PSM을 실시하여 미관측 잠재변수에 의한 집단 간의 이질성을 줄이고자 하였으나 건강 상태를 제외한 위험 성향이나 보험회사의 인수 성향 등이 소득분위에 내재되어 있을 것으로 보기는 어렵다.

13) 유창훈 외(2018)는 개인연금 가입 여부와 가구원수를 도구변수로 사용하였으나, 주요 모형에서 Sargan J 검정의 p값이 0.058, 0.05으로, 과다식별 문제로부터 안정적이라 보기 어렵다. 저자의 다른 연구에서도 분석자료, 분석 대상 보험 유형, 도구변수(자녀 수, 사적 이전소득, 거주지역의 보험설계사 등록 수, 금융업 종사 여부 등)를 달리하여 동일한 분석을 수행하였으나, 유창훈 외(2018)에서 지적한 바와 같이 적절한 도구변수로 보기 어렵다.

늘어날수록 보험금이 커지기 때문에 장기입원의 경제적 유인이 발생한다. 진단비형이나 수술비형의 경우도 약관에서 보장하는 상병으로 진단받거나 수술받으면 일정한 금액의 예산이 확보되기 때문에 충분한 진료를 받고자 하는 유인이 존재할 수 있다. 정액형과 별도로 실손형에 추가 가입했다면 본인부담의료비를 실손형에서 환급받을 수 있기 때문에 정액형의 보험금은 상실소득에 대한 보충은 물론 초과소득원이 될 수도 있다. 따라서 민영의료보험과 의료이용 간 상관관계는 보유보험 구성별로 살펴볼 필요가 있으나, 이를 내생성 문제와 함께 정교하게 분석한 연구를 찾아보기 어렵다. 윤희숙(2008)과 이정찬 외(2014)는 민영의료보험을 정액형, 실손형, 정액형+실손형으로 구분하여 보험유형별로 의료이용과의 상관관계를 살펴보았으나, 특히 후자는 내생성 문제를 고려하지 않았다.¹⁴⁾

다음으로, 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인과 의료이용의 기회비용은 개인 및 가구의 특성별로 다를 수 있고, 결과적으로 민영의료보험 가입에 따른 의료이용행태에서도 이질성이 존재할 수 있다. 김재호(2011)는 소득 수준을 기준으로, 윤성주(2019)는 연령, 소득 수준, 의료이용량 등을 기준으로 부표본을 구성하여 민영의료보험의 의료이용효과를 살펴보았다. 윤성주(2019)는 65세 미만 그룹에서, 소득4·5분위에서, 외래이용 저빈도 집단에서 민영의료보험의 의료이용 증가효과를 확인하였다. 그러나 민영의료보험의 의료이용 효과에 있어 개인 및 가구 특성별 차이는 개인이 보유하고 있는 보험유형별로 다를 수 있다. 보험유형별로 보험이 제공하는 의료이용의 가격변화가 상이하기 때문이다. 아울러, 민영의료보험의 영향은 의료이용의 기회비용과 밀접한 관련이 있는데, 이는 결국 중사상지위로 귀결된다. 소득수준별 의료이용 불균등과 마찬가지로, 사회적 지위별 의료이용 불균등이 형평성 측면에서 중요한 정책과제로 인식되는 만큼, 민영의료보험의 영향을 중사상지위별로 살펴볼 필요가 있다.

III. 분석 방법

1. 분석 자료 및 모형

본 연구는 한국의료패널 2014~2018년까지 5개년 자료를 이용한다. 한국의료패널은 2012년 조사부터 민영의료보험을 정액형, 실손형, 그리고 단일상품에서 정액보상과 실손보상을 모두 제공하는 혼합형 등 3개 유형으로 구분하였고, 2014년 조사에서 보험 가입과 의료이용 결정에 중요한 영향을 미치는 만성질환 개수의 조사방식을 변경하였다. 진료비가 의료이용 결정에 영향을 미친다는 점을 고려하여, 본 연구는 진료비가 체계적으로 다른 65세 이상, 장애가 있는 자, 의료급여 수급자, 건강보험 특례자(국가유공자), 건강보험 차상위 경감 대상자, 건강보험 비가입·급여정지·자격 상실자 등을 분석 대상에서 제외한다. 의료보장 유형에 따라 본인부담 진료비가 다르고 65세 이상에 대해서는 건강보험 보장률이 상이하기 때문이다. 또한, 의료이용 결정에 있어 본인의 의사결정이 중요하다는 점을 고려하여 표본을 20세 이상으로 한정하고, 주요 변수의 값이 결측인 관측치를 분석에서 제외하였다. 따라서 표본은 11,353명의 개인과 연도-개인 기준 총 43,062개의 관측치로 구성된 불균형패널자료이다.¹⁵⁾

민영의료보험 가입결정의 내생성 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 Deb & Trivedi(2006)의 분석 방법을 따른다.¹⁶⁾ Deb & Trivedi(2006)는 보험가입과 의료이용 결정 모두에 영향을 미치는 잠재변수를 통해 보험가입 결정에서 자기선택을 유도하는 미관측 이질성을 포착함으로써 자기선택의 문제를 통제하였다.¹⁷⁾ 즉, 의료이용뿐만 아니라 보험 가입 결정을 모형화하여 미관측 특성들의 영향을 직접적으로 통제하는 구조적 접근법을 취하였다. 동 분석 방법은 자기선택과 보험 가입에 따른 의료이용가격 변화의 효과를 분리하여 해석할 수 있다는 이점을 가진다. 또한, 종속변수가 음이항2분포(negative

14) 대부분의 국내 선행연구는 ‘민영의료보험 가입 여부’ 변수를 포함하였다. 이정찬 외(2014)는 한국의료패널 2010년 자료를 이용한 분석에서 정액형+실손형 가입과 외래이용횟수 간 양(+)의 상관관계를, 정액형 또는 정액형+실손형 가입과 입원일수 간 양(+)의 상관관계를 확인하였다.

15) 2014년 9,395개, 2015년 8,842개, 2016년 8,364, 2017년 8,282개, 2018년 8,179개이다. 표본에서 제외되는 집단이 상대적으로 저소득층으로, 표본의 보험 가입률이 전체에 비해 높게 나타난다.

16) 포아송(Poisson) 고정효과모형의 적용을 보완적으로 검토하였으나, 표본에 속한 11,353명 중 분석기간 동안 보험 가입 여부에 변동이 있는 사람은 726명(6.39%)에 불과하였다. 포아송 고정효과모형 추정 결과, 보험 가입 변수의 추정계수가 모두 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 보험 가입 여부 변수의 개체 내 변동이 작아 표준오차가 커진 것으로 추론된다.

17) 보험 가입과 의료이용 모두에 영향을 미치는, 그래서 내생성 문제를 초래하는 미관측 특성을 모형에서 잠재변수로 포착함으로써 보험 가입의 추정계수는 미관측 특성의 영향에 오염되지 않고 보험 자체의 영향을 추정한다.

binomial-2 distribution)를 따른다고 가정함으로써, 외래이용 횟수 또는 입원일수와 같이 과대산포(over-dispersion)를 갖는 가산자료 분석에 적합하다.¹⁸⁾ 먼저, 개인 i 의 의료이용 결정식은 다음과 같다.

$$y_i^* = x_i'\beta + \gamma_1 d_{1i} + \gamma_2 d_{2i} + \gamma_3 d_{3i} + \sum_{j=1}^3 \lambda_j l_{ji} + \epsilon_i \quad \text{식 (1)}$$

y_i^* 는 i 의 잠재적인 의료이용량으로, 관측된 의료이용량 y_i 의 잠재변수이다. x_i 는 의료이용량에 영향을 미칠 수 있는 독립변수들을, d_{ji} 는 i 의 민영의료보험 유형 j 선택 여부를 나타낸다. 개인은 민영의료보험을 보유하지 않거나($j = 0$) 정액형에 가입하거나($j = 1$), 실손형에 가입하거나($j = 2$), 정액형+실손형에 가입한다($j = 3$). β 는 추정해야 할 모수벡터를, $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ 는 각각 무보험($j = 0$) 대비 정액형, 실손형, 또는 정액형+실손형 가입의 효과를 나타낸다. 잠재변수 l_{ji} 은 i 의 보험선택과 의료이용 결정 모두에 영향을 미치는 개인의 미관측 특성으로, 가입유형별(j)로 상이하다. λ_j 는 잠재변수 l_{ji} 와 관련된 모수이다. 잠재적 의료이용량 y_i^* 는 적절한 분포함수 f 를 통해서 실제로 관측되는데, 여기에서는 의료이용량이 음이항2분포를 따른다고 가정한다.¹⁹⁾ 다음으로, i 가 민영의료보험 유형 j 를 선택함으로써 얻게 되는 잠재적 간접효용 EV_{ji}^* 는 다음과 같다.

$$EV_{ji}^* = z_i'\alpha_j + \delta_j l_{ji} + \eta_{ji} \quad \text{식 (2)}$$

z 는 외생변수로,²⁰⁾ 오차항 η_{ji} 과 독립적이며 η_{ji} 는 식 (1)의 ϵ_i 와 독립적이다. 민영의료보험 선택 d_{ji} 가 의료이용식에 독립변수로 포함될 뿐만 아니라 미관찰 잠재변수 l_{ji} 가 식 (1)

의 의료이용식과 식 (2)의 보험선택효용식에 모두 포함된 잠재요인구조가 구축된다. i 가 보험 유형 j 를 선택함으로써 얻게 되는 잠재적 효용 EV_{ji}^* 는 분포함수 g 를 통해서 실제로 d_{ji} 로 관측되는데, 여기에서는 보험 가입 결정이 다항로짓분포(mixed multinomial logit distribution)를 따른다고 가정한다.²¹⁾ 또한, 잠재변수 l_{ji} 의 분포 g 를 표준정규분포로 가정하고 δ_j 를 1로 정규화한다. 결국, 보험 가입과 의료이용에 관한 의사결정의 결합확률분포는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = y_i, d_{ji} = 1 \mid x_i, z_i) \\ = \int [f(x_i'\beta + \gamma_1 d_{1i} + \gamma_2 d_{2i} + \gamma_3 d_{3i} + \sum_{j=1}^3 \lambda_j l_{ji}) \\ \times g(z_i'\alpha_j + \delta_j l_{ji})] h_j(l_{ji}) dl_{ji} \end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)을 이용하여 최대우도함수를 극대화하는 방법으로 회귀계수 $\beta, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \lambda, \alpha_j, \delta_j$ 를 구할 수 있다. 양수 값의 λ_j 는 보험선택에 있어 의료이용을 증가시키는 자기선택이 존재함을 의미한다. 즉, 양(+의 선택편의가 존재하기 때문에 내생성을 통제하지 않을 경우 민영의료보험의 의료이용 효과 추정치가 과대추정될 수 있음을 의미한다.

본 분석의 종속변수는 개인의 외래이용횟수와 입원일수이다. 이는 대상자가 해당 연도 1년간 사고 또는 질병 치료를 위해 병의원을 방문한 총 횟수 또는 입원일수를 말하며, 산재보험 또는 자동차보험 적용 사고, 임신, 출산, 미용, 성형, 검진 및 예방 관리를 위한 외래이용과 입원을 포함하지 않는다. 임신, 출산으로 인한 입원은 개인의 의지에 따른 선택의 여지가 크지 않기 때문이다. 미용 및 성형 관련 방문은 건강관리 개념으로서의 의료이용으로 보기 어렵고 민영의료보험 보장 대상에 해당하지 않으므로 의료이용량 측정에서 제외하였다. 산업

18) 저자가 확인한 바로는, 지금까지 Deb & Trivedi(2006)의 방법을 패널자료에 적용한 사례는 없다. 동 분석 방법 적용 시, 패널자료를 완전히 통합(pooling)함으로써, 즉 개인 i 가 실제로는 2014~2018년 동안 반복적으로 관측되는데 불구하고 이를 별개의 개인으로 취급함으로써 인해 발생하는 문제를 명확히 확인하지는 못하였으나, 그 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 점을 지적해준 익명의 심사자에게 감사드린다. 다만, 본 논문의 <표 7>에서는 패널자료를 통합하지 않고 연도별로 Deb & Trivedi(2006)의 분석 방법을 적용하였다. 연도효과를 고려하면 전반적으로 그 추정 결과가 5개년 패널자료를 통합하여 추정한 결과(표 3)와 크게 다르지 않다는 점에서 패널자료 통합에 따른 문제가 크지 않을 것으로 조심스럽게 추론해 본다.

19) $\Pr(Y_i = y_i \mid x_i, d_{1i}, d_{2i}, l_{ji}) = f(x_i'\beta + \gamma_1 d_{1i} + \gamma_2 d_{2i} + \gamma_3 d_{3i} + \sum_{j=1}^3 \lambda_j l_{ji})$

20) 본 논문의 분석에서는 보험 가입식의 외생변수 z 와 의료이용식의 외생변수 x 가 동일하다. 의료이용식의 모든 외생변수가 보험 가입식에 포함되더라도 비선형함수형태를 통해 준구조모형의 모수들을 식별할 수 있다(Deb & Trivedi, 2006).

21) $\Pr(d_{ji} = 1 \mid z_i, l_{ji}) = g(z_i'\alpha_j + \delta_j l_{ji}), \quad j = 0, 1, 2, 3$

재해 또는 교통사고의 경우 산재보험과 자동차보험 지급 대상으로 건강보험과 실손보험이 적용되지 않으며 대부분 배상책임으로 의료이용 결정에 있어서 체계적 차이를 보이므로 의료이용량에서 제외하였다. 또한, 의료이용량 집계 대상 요양기관을 종합전문병원, 종합병원, 병원, 의원, 요양병원으로 한정하였다. 즉, 치과병의원, 한방병의원, 또는 보건의료원에서 발생한 의료이용량을 분석에 포함하지 않았다. 대부분의 치과 및 한방 진료는 민영의료보험의 보장 대상에 포함되지 않기 때문이다.

주요 설명변수는 민영의료보험의 지급 유형으로, 비가입, 정액형, 실손형, 정액형+실손형으로 구성된 다항 더미 변수이다. 보유 개수에 상관없이 정액형만을 보유하면 정액형, 실손형 또는 혼합형을 보유하고 별도의 정액형을 보유하지 않은 경우 실손형, 보유 개수에 상관없이 별도의 정액형과 함께 실손형 또는 혼합형을 보유한 경우 정액형+실손형으로 구분한다. 보험이 제공하는 의료이용의 경제적 유인과 보험회사의 인수 성향이 대체로 유사하도록 보험 가입 유형을 분류하였다. 실손형에서 실손형과 혼합형을 동일 집단으로 분류한 이유는 혼합형이라 할지라도 실손이 포함될 경우 보험회사의 인수심사가 사실상 실손형과 유사한 강도로 이루어지고 엄격한 인수심사는 가입자의 의료이용량에도 영향을 미칠 것이기 때문이다.²²⁾ 실손보상과 정액보상이 혼합된 보험상품과 정액형+실손형을 구분하는 이유는 전자는 단일보험인 반면, 후자는 정액형을 별도로 가입하기 때문에 정액형 가입에 대한 인수심사 강도가 다를 뿐만 아니라, 기본적으로 2개 이상의 민영의료보험에 가입하여 의료이용의 경제적 유인이 전자보다 클 개연성이 있기 때문이다.

x_i 는 의료이용에 영향을 미치는 개인 및 가구 특성으로, 가구주 여부, 연령, 연령제곱, 배우자 유무, 성별, 교육 수준, 경제활동 상태 및 종사상지위, 만성질환 개수, 주관적 건강 상태,²³⁾ 수도권 거주 여부, 균등화 가구소득, 가구원수 등의 변수를 포함한다.²⁴⁾ 여기에서 가구소득을 통제하는 이유는 소득이 높을수록 의료접근성이 높을 개연성뿐만 아니라, 유병률

이 낮아 의료이용 이벤트 자체가 낮을 개연성이 있기 때문이다. 저소득 가구는 상대적으로 영양 및 주거환경이 취약하여 건강 상태가 좋지 않아 의료수요 발생 가능성이 높다. 금액은 2015년 소비자물가지수로 실질화하였다.

2. 표본의 기초통계

2014~2018년 개인 단위로 구성된 패널자료의 기초통계량을 <표 1>에 제시하였다. 표본을 민영의료보험 가입상태별로 살펴보면, 비가입 12.9%, 정액형 33.3%, 실손형 15.5%, 정액형+실손형 38.4%이다. 정액형에만 가입한 개인 중 53.4%는 2개 이상의 정액형 보험에 가입하였다. 실손형 가입자의 경우 83.6%가 단 1개의 민영의료보험에 가입하였으며, 74%가 단일 보험상품에서 정액·실손 보상이 모두 이루어지는 혼합형에 가입하였다. 정액형+실손형 가입자는 모두 2개 이상의 민영의료보험을 보유하는데, 60% 이상이 3개 이상의 보험에 가입하고, 평균 3.2개의 민영의료보험을 보유한다.

민영의료보험 가입률은 35~50세, 소득5분위, 자영업자 그룹에서 가장 높게 나타난다(표 2). 연도별로 살펴보면, 2014년 83%에서 매년 증가하여 2018년 90%에 이른다(그림 1, ①). 보험 가입률의 변화를 보험유형별로 살펴보면, 정액형만을 보유한 사람의 비율은 점차 감소하고, 실손형, 특히 정액형+실손형을 보유한 사람의 비율이 현저히 증가하는 추세를 보인다(그림 1, ②). 정액형만을 보유한 사람의 비율은 2014년 38%에서 2018년 28%로 감소한 반면, 동 기간 정액형+실손형 가입자 비율은 31%에서 44%로, 실손형 가입자 비율은 14%에서 17%로 증가하였다. 질병 또는 상해로 인한 소득 상실 리스크뿐만 아니라 의료비 부담을 줄이고자 하는 보험수요가 큰 것으로 풀이할 수 된다.

표본의 66.6%가 지난 1년간 외래이용 경험이 있는 것으로 나타난다. 보험 가입 상태별 외래이용 경험을 살펴보면, 정액형+실손형 가입자가 70.3%로 가장 높고 비가입자가 56.8%로 가장 낮다. 평균 외래이용횟수는 7.9회이며, 정액형 가입자

22) 실손의료비만 보장하는 단독실손보험이 2013년 4월 도입되어, 현재 대부분의 실손의료보험 가입자는 단일상품에 실손보상과 정액보상이 혼합된 상품을 보유한다.

23) 주관적 건강 상태가 자기보고(self-reporting) 방식이기 때문에 내생성의 문제를 배제할 수 없다.

24) 가구주, 유배우자, 남성, 교육 수준(중학교 졸업, 고등학교 졸업, 대학교 중퇴 이상), 경제활동 상태 및 종사상지위(상용직 임금근로자, 임시·일용직 임금근로자, 자영업자, 비경제활동·무급·무직), 수도권 등은 1 또는 0의 값을 갖는 이항더미 변수이다. 주관적 건강 상태는 1(매우 나쁨)~5(매우 좋음)의 값을 가지는 서열척도변수이다. 균등화 가구소득은 연간 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 값이다.

표 1. 표본의 기초통계

구분	전체	민영의료보험 비가입자	민영의료보험 가입자		
			정액형	실손형	정액형+실손형
보험 가입 개수	2,045 (1.55)	-	1,917 (1.16)	1,215 (0.57)	3.18 (1.40)
2개 이상*	0.586 (0.49)	-	0.534 (0.50)	0.164 (0.37)	1 (0)
3개 이상*	0.313 (0.46)	-	0.232 (0.42)	0.032 (0.18)	0.603 (0.49)
외래이용 경험*	0.666 (0.47)	0.568 (0.50)	0.665 (0.47)	0.663 (0.47)	0.703 (0.46)
입원 경험*	0.081 (0.27)	0.061 (0.24)	0.077 (0.08)	0.07 (0.26)	0.097 (0.10)
외래이용횟수(회)	7,857 (13.1)	7,167 (14.3)	8,247 (13.9)	7,031 (10.9)	8,085 (12.8)
입원일수(일)	0,845 (6.08)	0,753 (6.29)	0,831 (5.56)	0,565 (3.53)	1,002 (7.15)
균등가구소득(만 원)	3,194 (2,097)	2,649 (1,689)	3,191 (1,807)	3,005 (2,479)	3,455 (2,240)
가구원수(명)	3,513 (1.14)	3,377 (1.26)	3,511 (1.14)	3,607 (1.15)	3,521 (1.09)
가구주*	0.398 (0.49)	0.31 (0.46)	0.426 (0.50)	0.338 (0.47)	0.428 (0.50)
연령(세)	44.51 (12.1)	43.03 (13.3)	46.60 (11.8)	40.25 (12.4)	44.91 (11.2)
유배우자*	0.721 (0.45)	0.528 (0.50)	0.764 (0.43)	0.633 (0.48)	0.785 (0.41)
남성*	0.462 (0.50)	0.519 (0.50)	0.477 (0.50)	0.435 (0.50)	0.439 (0.50)
~중학교 졸업*	0.137 (0.34)	0.169 (0.38)	0.174 (0.38)	0.11 (0.31)	0.106 (0.31)
고등학교 졸업*	0.427 (0.50)	0.446 (0.50)	0.407 (0.49)	0.449 (0.50)	0.429 (0.50)
대학교 중퇴~*	0.436 (0.50)	0.385 (0.49)	0.42 (0.49)	0.441 (0.50)	0.465 (0.50)
상용직*	0.319 (0.47)	0.261 (0.44)	0.314 (0.46)	0.303 (0.46)	0.35 (0.48)
자영업자*	0.155 (0.36)	0.12 (0.33)	0.168 (0.37)	0.123 (0.33)	0.167 (0.37)
임시직*	0.214 (0.41)	0.249 (0.43)	0.206 (0.40)	0.22 (0.41)	0.206 (0.40)
비경활 및 무직*	0.313 (0.46)	0.37 (0.48)	0.312 (0.46)	0.355 (0.48)	0.277 (0.45)
만성질환 개수(개)	1,112 (1.55)	1,01 (1.59)	1,313 (1.71)	0,848 (1.29)	1,079 (1.47)
만성질환 보유*	0.51 (0.50)	0.446 (0.50)	0.555 (0.50)	0.438 (0.50)	0.521 (0.50)
주관적 건강 상태	3,467 (0.73)	3,48 (0.75)	3,445 (0.73)	3,508 (0.73)	3,464 (0.72)
수도권 거주*	0.407 (0.49)	0.4 (0.49)	0.407 (0.49)	0.428 (0.50)	0.402 (0.49)
관측치수	43,062	5,568	14,319	6,659	16,516

주: 1) 조사 시점 기준 2014~2018년 자료이며, 20세 이상 65세 미만의 건강보험 일반 가입자를 대상으로 하며, 질환 및 사고(자동차사고 및 산재사고 제외)로 인하여 종합전문병원, 종합병원, 병원, 의원, 요양병원에서 발생한 외래이용횟수와 입원일수를 집계함.
2) 평균을 보고하되 괄호 안은 표준편차이며, *는 이항더미변수임.

가 8.2회로 가장 높고 실손형 가입자가 7회로 가장 낮다. 표본의 8.1%가 입원경험이 있으며, 보험 가입 상태별로는 정액형+실손형이 9.7%로 가장 높고 비가입이 6.1%로 가장 낮다. 평균 입원일수는 정액형+실손형이 가장 높고, 실손형이 가장 낮다. 의료이용량은 <표 2>에서 보듯이 연령이 높을수록, 소득수준이 대체로 낮을수록, 비경제활동 또는 무직자일수록 높게 나타난다.²⁵⁾ 외래이용횟수 및 입원일수는 50~65세, 가구소득 최하위, 무직자에서 가장 높게 나타난다. 의료이용량을 연도

별로 살펴보면, 외래이용횟수 평균과 외래이용률은 분석기간 동안 대체로 증가하는 추세를 보이며, 2018년 기준 각각 8.2일, 68%이다(그림 2, ①). 입원일수 평균은 뚜렷한 추세를 보이지 않으나, 입원율은 대체로 증가하다가 2018년 다소 감소하는 경향을 보인다(그림 2, ②).

보험 유형에 상관없이 보험 가입집단의 가구소득, 가구원수, 가구주 비율은 비가입집단에 비해 높다. 균등화 가구소득은 평균 3,194만 원이며, 보험 가입 상태별로는 정액형+실손

25) 65세 이상 고령자를 포함할 경우 소득분위별 보험 가입률은 46%, 73.5%, 81.9%, 87.2%, 89.1%로 모든 소득분위에서 낮아지고, 소득분위별 외래이용횟수는 19.7회, 12.3회, 9.9회, 8.5회, 8.5회, 입원일수는 3일, 1.5일, 1.2일, 1일, 0.8일로, 모든 소득분위에서 높아진다. 65세 이상 고령자를 포함할 경우 소득1분위의 보험 가입률과 의료이용량에 현저한 변화가 관찰되는데, 고령자의 상당수가 저소득층에 해당되기 때문이다.

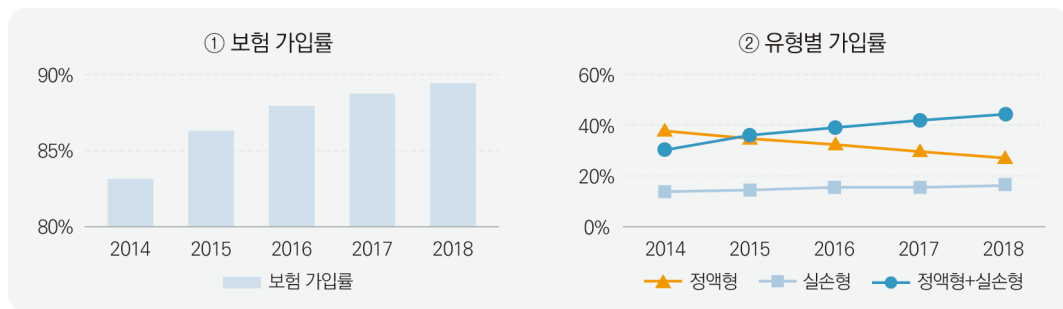
표 2. 개인 및 가구 특성별 평균 의료이용량

(단위: %)

구분	연령			균등화 가구소득 분위					종사상지위			
	20~35	35~50	50~65	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	상용직	임시직	자영업	무직
보험 가입률	81.9	89.2	87.9	72.8	82.6	87.0	90.2	91.6	89.4	84.9	90.0	84.7
보유 개수	1.95	2.40	2.51	2.04	2.12	2.25	2.40	2.60	2.44	2.30	2.51	2.20
외래이용횟수	4.12	6.13	11.9	9.98	8.17	7.76	7.31	7.59	6.09	8.16	8.18	9.29
입원일수	0.32	0.64	1.37	1.53	0.88	0.79	0.82	0.69	0.55	0.75	0.97	1.15

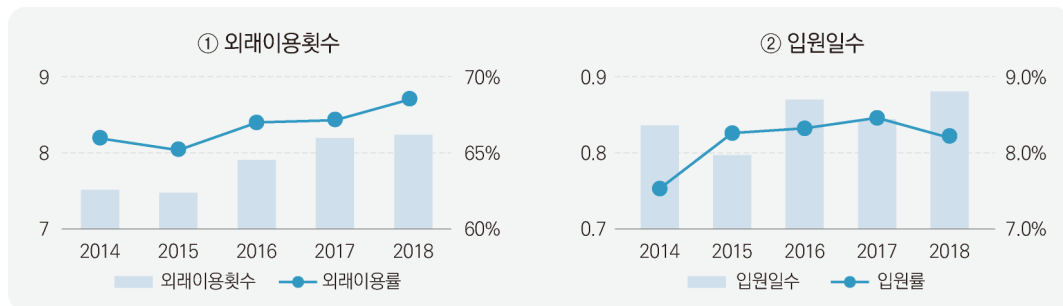
주: 1) <표 1>과 동일함.
2) 보유 개수는 보험을 보유한 사람만을 대상으로 집계함.

그림 1. 연도별 보험 가입률



주: 1) <표 1>과 동일함.

그림 2. 연도별 의료이용량



주: 1) <표 1>과 동일함.
2) ①의 좌축은 외래이용횟수(회), 우축은 외래이용률(%)를 나타내며, ②의 좌축은 입원일수(일), 우축은 입원률(%)을 나타냄.

형이 3,455만 원으로 가장 높고 비가입이 2,649만 원으로 가장 낮다. 가구원수는 비가입에서 평균 3.4명으로 가장 적고 실손형에서 3.6명으로 가장 많다. 가구주 비율은 비가입에서 31%로 가장 낮고 정액형+실손형에서 42.8%로 가장 높다. 연령을 살펴보면, 정액형이 46.6세로 가장 높고, 실손형이 40.3세로 가장 낮다. 실손형의 경우 인수심사기준이 상대적으로 엄격하여 최근 질환이나 병원 방문 경험이 없는 저령자 위주로 보험 가입이 이루어졌을 개연성이 있고, 연령이 높을수록

실손형 가입이 어려워 정액형이라도 가입했을 가능성이 높다. 기혼자 비율은 정액형+실손형에서 78.5%로 가장 높고 비가입에서 52.8%로 가장 낮다. 남성 비율은 비가입에서 51.9%로 가장 높고 실손형에서 43.5%로 가장 낮다. 대체로 교육 수준이 개인의 소득과 밀접한 관련이 있는 만큼, 대학중퇴 이상의 비율은 정액형+실손형에서 46.5%로 가장 높고 비가입에서 38.5%로 가장 낮다. 상용직 임금근로자의 비율은 정액형+실손형에서 35%로 가장 높고 비가입자에서 26.1%로 가

장 낮은 반면, 임시직 근로자 또는 비경제활동 및 무직자 비율은 비가입에서 가장 높고 정액형+실손형에서 가장 낮다. 자영업자 비율은 정액형과 정액형+실손형에서 약 17%인 반면, 비가입 또는 실손형에서는 약 12%로 상대적으로 낮다.

연령, 만성질환, 주관적 건강 상태에 대한 통계량으로부터 보험회사의 인수심사 성향과 그에 대응한 개인의 선택을 엿볼 수 있다. 전술한 바와 같이, 평균 연령은 가입자와 비가입자 통틀어 실손형에서 가장 낮고 정액형에서 가장 높다. 만성질환 개수는 실손형에서 평균 0.85개로 가장 낮고 정액형에서 1.31개로 가장 높다. 만성질환 보유 비율도 실손형에서 43.8%로 가장 낮고, 정액형에서 55.5%로 가장 높다. 마찬가지로, 주관적 건강 상태에 대한 부정적 평가도 실손형에서 가장 낮고 정액형에서 가장 높다. 실손형의 경우 인수심사기준이 상대적으로 엄격하여 최근 질환이나 병원 방문 경험이 없는 저령자 또는 건강체 위주로 보험 가입이 이루어졌을 개연성이 있다. 반면, 상대적 고령자 또는 비건강체의 경우 실손형 가입이 어렵지만, 향후 건강 상태 악화에 따른 의료비 및 소득 상실 리스크에 대비하고자 무보험 상태보다는 정액형이라도 가입한 것으로 볼 수 있다.

IV. 분석 결과

1. 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향

민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향의 추정 결과를 <표 3>에 제시하였다. 모형 (1)~(3)은 다항로짓모형을 이용하여 비가입자를 기준으로 정액형, 실손형, 정액형+실손형 선택 가능성을 추정한 결과이고, 모형 (4)와 (5)는 각각 내생성을 통제함으로써 민영의료보험 가입 여부 및 유형이 개인의 선택이 아니라 무작위로 배정되었을 경우 민영의료보험이 외래이용횟수와 입원일수에 미치는 영향을 추정한 결과이다.

먼저, 민영의료보험 가입 여부 및 유형 선택에 대한 추정 결과를 살펴보면, 보험 유형에 상관없이 가구소득이 높을수록, 가구주일수록, 기혼일수록, 여성일수록 보험 가입 가능성이 높다. 가구원수가 많을수록 비가입보다는 정액형을 선택할 가능성이 높은 반면, 실손형 또는 정액형+실손형에서는 가입자와 비가입자 간 가구원수에 유의한 차이가 나타나지 않는다. 연령은 정액형 가입에 있어 유의한 변수가 아니지만, 실손

형과 정액형+실손형에서는 유의하게 나타난다. 연령이 높을수록 실손형 가입 가능성은 낮으며, 정액형+실손형 가입은 연령에 따라 역U자 형태를 보인다. 자영업자는 상용직 임금근로자 대비 정액형+실손형 보험에 가입할 가능성이 더 높은 것으로 나타난 반면, 정액형 또는 실손형에서는 종사상지위별 유의한 차이가 나타나지 않는다. 만성질환 개수가 증가할수록 정액형과 정액형+실손형 가입 가능성은 증가하지만, 만성질환 개수와 실손형 가입 간 유의한 상관관계가 나타나지 않는다.

보험 가입 여부 및 유형과 외래이용횟수 간 관계를 살펴보면, 정액형 가입자와 비가입자 간에는 외래이용빈도에 유의한 차이가 없지만, 실손형 가입자는 비가입자에 비해 외래이용이 14.8% 더 많고, 정액형+실손형 가입자는 비가입자에 비해 외래이용이 24.9% 더 많은 것으로 나타난다. 정액형의 경우 통원의료비를 보장하지 않기 때문에 정액형 가입자와 비가입자 간 외래이용빈도에 유의한 차이가 없는 것은 자연스러운 결과이다. 보험 가입에 따른 외래이용 증가효과가 실손형보다 정액형+실손형에서 더 크게 나타나는 것은 흥미로운 지점이다. 실손형을 다수 보유하더라도 비례보상의 원칙상 중복보상되지 않고, 정액형+실손형이더라도 '정액형'은 통원의료비를 보장하지 않기 때문에, 가입자 입장에서는 실손형과 정액형+실손형 간 외래이용의 경제적 부담에 차이가 없다. 그럼에도 불구하고, 의료이용 증가효과가 정액형+실손형에서 더 크게 나타난 것은 더 많은 보험료를 지불한 것에 대한 일종의 보상심리가 작용한 것으로 볼 수도 있다. 한편, 정액형에서는 개인의 미관측 특성이 보험 가입과 외래이용 모두에 유의한 영향을 미치는 반면, 실손형과 정액형+실손형에서는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 구체적으로, 정액형에서는 잠재요인 추정치(λ)가 유의하지 않게 나타나는데, 이는 정액형 가입에 영향을 미치는 미관측 특성이 외래이용횟수에는 유의한 영향을 미치지 않아, 결과적으로 정액형에서는 내생성 문제가 발생하지 않는 것으로 볼 수 있다. 실손형의 경우 잠재요인이 유의한 양수 값을 가지는데, 이는 실손형 가입뿐만 아니라 외래이용횟수를 높이는 개인의 미관측 특성이 존재하고 이러한 내생성을 통제하지 않을 경우 선택편의로 인해 실손형의 계수가 과대추정될 수 있음을 의미한다. 예를 들어, 위험회피적인 개인일수록 비가입 상태보다는 실손형 보험에 가입할 가능성이 높을 뿐만 아니라 예방 차원의 잦은 외래이용을 위해 보험에 가입할 개연성이 존재한다. 이러한 위험회피도의 영향

표 3. 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과

구분	보험 가입 여부 및 유형 선택			의료이용량 결정	
	(1) 정액형	(2) 실손형	(3) 정액형+실손형	(4) 외래이용횟수	(5) 입원일수
정액형	-	-	-	-0.003 (0.051)	-0.110 (0.138)
실손형	-	-	-	0.148 (0.044)***	0.042 (0.140)
정액형+실손형	-	-	-	0.249 (0.059)***	0.650 (0.164)***
가구소득	0.764 (0.060)***	0.419 (0.067)***	1.175 (0.062)***	0.025 (0.021)	-0.043 (0.074)
가구원수	0.066 (0.034) *	0.015 (0.038)	-0.055 (0.035)	-0.041 (0.011)***	-0.074 (0.030)**
가구주	0.753 (0.096)***	0.989 (0.109)***	1.407 (0.100)***	0.118 (0.039)***	-0.114 (0.105)
연령	0.007 (0.022)	-0.044 (0.024)*	0.049 (0.022)**	-0.014 (0.008)*	0.060 (0.025)**
연령제곱	-0.0001 (0.000)	-0.0002 (0.000)	-0.001 (0.000)***	0.0002 (0.000)***	-0.0004 (0.000)
유배우자	0.846 (0.097)***	0.954 (0.108)***	1.327 (0.099)***	0.334 (0.036)***	-0.155 (0.113)
남성	-0.503 (0.087)***	-0.840 (0.095)***	-1.236 (0.091)***	-0.461 (0.036)***	0.118 (0.101)
~중학교 졸업	0.019 (0.126)	0.253 (0.155)*	-0.197 (0.132)	0.086 (0.040)**	0.520 (0.126)***
고등학교 졸업	-0.093 (0.076)	0.095 (0.083)	0.053 (0.076)	-0.007 (0.024)	0.302 (0.086)***
자영업자	0.118 (0.101)	0.179 (0.118)	0.261 (0.101)**	0.001 (0.036)	0.069 (0.113)
임시직 임금근로자	-0.100 (0.077)	0.104 (0.086)	0.068 (0.077)	-0.012 (0.026)	-0.075 (0.095)
비경제활동, 무직	0.020 (0.085)	0.101 (0.094)	0.005 (0.086)	0.067 (0.028)**	0.209 (0.098)**
만성질환 개수	0.102 (0.026)***	0.0001 (0.031)	0.047 (0.027)*	0.307 (0.008)***	0.222 (0.024)***
주관적 건강 상태	0.039 (0.032)	-0.012 (0.036)	-0.006 (0.032)	-0.196 (0.012)***	-0.413 (0.048)***
수도권 거주	0.025 (0.069)	0.056 (0.076)	-0.081 (0.069)	-0.027 (0.022)	-0.447 (0.074)***
연도더미	있음	있음	있음	있음	있음
λ 정액형	-	-	-	0.077 (0.051)	0.344 (0.081)***
λ 실손형	-	-	-	0.043 (0.026)*	0.199 (0.062)***
λ 정액형+실손형	-	-	-	-0.096 (0.056)*	-0.108 (0.123)
관측치수	43,062				

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 군집표준오차임.
 2) 분석에 연도더미를 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 모형 (1)~(5)의 기준집단은 비가입군이고, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.

을 통제하지 않으면 실손형보험의 영향이 과대추정될 수 있다. 보험회사 관점에서는 외래이용빈도가 높은 개인을 사전에 선별하지 못한 것으로, 실손형에서 가입자의 역선택이 존재하는 것으로 해석할 수 있다. 반면, 정액형+실손형의 경우 잠재요인이 유의한 음수 값을 가지는데, 이는 비가입 대비 정액형+실손형 가입 가능성을 높이는 개인의 미관측 특성이 외래이용 빈도를 줄이는 방향으로 작용함을 의미한다. 정액형+실손형에서는 결과적으로 비가입자에 비해 외래이용을 적게 할 것으로 기대되는 개인들이 보험에 가입하는 순선택이 발생한 것으로 볼 수 있다. 위험회피적인 개인이 세심한 건강관리를 통해 평균보다 낮은 외래이용 가능성에도 불구하고 예방 차원에서 보험에 가입했거나, 외래이용과 관련하여 가입자의 역선택 방지를 위한 보험회사의 선별 인수가 '효과적'으로 이뤄진 것

로 해석할 수 있다. 이러한 경우 내생성을 통제하지 않으면 정액형+실손형 가입의 외래이용 증가효과가 과소추정될 수 있다. 그 외 외래이용빈도에 영향을 미치는 변수를 살펴보면, 가구원수가 작을수록, 가구주일수록, 기혼일수록, 여성일수록, 만성질환 개수가 많을수록, 주관적 건강 상태가 좋지 않을수록 외래이용이 보다 빈번한 것으로 나타난다. 외래이용횟수는 연령에 따라 U자 형태를 보인다. 대학교육을 받은 자에 비해 중학교 졸업 이하인 자의 외래이용이 보다 빈번하고, 상용직 임금근로자에 비해 비경제활동 및 무직자의 외래이용횟수가 더 많은 것으로 나타난다.

민영의료보험이 입원일수에 미치는 영향을 살펴보면, 정액형+실손형 가입자는 비가입자에 비해 입원일수가 65%가 더 많은 것으로 나타나지만, 정액형과 실손형에서는 가입자와 비

가입자 간 입원일수에 유의한 차이가 나타나지 않는다. 외래 이용과 달리 입원은 의료비뿐만 아니라 일시적 소득 상실을 초래하기 때문에 실손형 또는 정액형 가입자는 장기입원에 대한 비용부담이 발생할 수 있다. 직접적인 의료비용 외의 비용이 클수록, 보험의 효과, 즉 본인부담 감소로 인한 의료이용 증가효과가 나타날 가능성이 낮다. 반면 정액형+실손형 가입자의 경우 의료비는 실손형에서, 상실소득은 정액형에서 보전할 수 있고, 정액형+실손형의 경우 평균 3.2개의 보험을 가지고 있다는 점을 고려하면 초과수익을 위한 장기입원의 유인이 작용했을 가능성도 배제할 수 없다. 한편, 잠재요인 추정치는 정액형과 실손형에서 유의한 양(+)의 값을 가지나, 정액형+실손형에서는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 정액형과 실손형 가입 가능성을 높이는 개인의 미관측 특성이 입원일수 증가에도 기여함을 의미한다. 따라서 내생성을 통제하지 않을 경우 정액형과 실손형 가입이 입원일수에 미치는 영향이 과대추정될 수 있다. 그 외 입원일수에 영향을 미치는 변수를 살펴보면, 가구원수가 작을수록, 연령이 높을수록, 교육 수준이 낮을수록, 무직자일수록, 만성질환 개수가 많을수록, 주관적 건강 상태가 나쁠수록, 수도권 비거주자일수록 입원일수가 많은 것으로 나타난다.

종합하면, 보험 가입과 의료이용량 모두에 영향을 미치는 개인의 미관측 특성을 통제하여 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향만을 살펴본 결과, 정액형+실손형보험은 외래 이용횟수와 입원일수에 유의한 양(+)의 영향을 미치며, 실손형은 외래이용횟수에만 유의한 양(+)의 영향을 미친다. 의료이용량 집계 대상 요양기관을 종합전문병원, 종합병원, 병의원, 요양병원으로 제한하지 않고 치과병의원, 한방병의원, 보건의료원 등을 포함할 경우 보험의 영향이 다소 크게 나타난다(부표 1). 민영의료보험에서 일부 치과 및 한방 의료서비스를 보장하기 때문으로 보인다. 또한 분석 대상을 65세 이상으로 국한할 경우에는 민영의료보험이 모든 보험 유형에서 외래 이용에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 민영의료보험의 영향이 65세 미만 집단과 현저히 다를 것을 보여준다(부표 1).

2. 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향의 이질성

보험이 제공하는 의료이용가격 변화에 대한 반응도는 개인 및 가구 특성별로 상이할 수 있다. 민영의료보험 가입으로 인

한 의료이용량 증가가 어느 계층에서 두드러지는지를 살펴봄으로써 민영의료보험의 역할을 간접적으로 평가할 수 있을 것으로 보인다. 또한, 손해율 악화에 따른 실손의료보험의 지속 가능성에 대한 우려와 정액형 의료보험이 보험사기를 부추긴다는 문제 인식하에 보험 가입자의 의료이용행태에 영향을 줄 만한 제도 개선이 여러 차례 있었다. 이러한 제도변화로 인해 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향이 점진적으로 변할 가능성이 있다. 이하에서는 소득수준별, 경제활동 상태 및 종사상지위별, 연령별, 연도별 부표본을 구성하고, 부표본별로 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향을 살펴보기로 한다.

가. 소득수준별

민영의료보험으로 인한 의료접근성 증가가 소득수준별로 가입자의 의료이용에 어떠한 영향을 미치는지 살펴본다. 본 연구는 의료이용량 결정에 영향을 미치는 진료비의 체계적 차이를 고려하여 표본을 20~64세, 그리고 건강보험 정상 가입자로 제한하였다. 따라서 고령자와 의료급여 수급자 등 많은 저소득층이 분석에서 배제되어 저소득층 내 민영의료보험의 영향이 제대로 포착되지 않을 가능성이 있다. 이에 본 분석에서는 소득분위를 분석에 사용된 표본에 국한하여 산출하지 않고, 전체 응답자를 대상으로 균등화 가구소득 분위를 연도별로 산출하여 민영의료보험의 영향을 소득분위별로 살펴보았다.

분석 결과, 소득 수준 최하위에서는 보험 유형에 상관없이 보험 가입자의 외래이용횟수와 입원일수가 비가입자와 유의한 차이를 보이지 않는다(표 4). 반면, 소득2분위 이상에서는 실손형 가입자의 외래이용횟수와 정액형+실손형 가입자의 입원일수가 비가입자에 비해 유의하게 높은 것으로 나타난다. 민영의료보험에 가입하였더라도 의료이용 시 자기부담금이 발생할 수 있고, 보험금 지급 여부 및 규모가 의료이용 이후 사후적으로 결정되어 불확실성이 존재하며, 보험금을 사후적으로 환급받는 형태이기 때문에 소득분포 최하위층에서는 보험 유형에 상관없이 의료이용에 신중할 수밖에 없다. 추정 결과에 따르면, 민영의료보험이 소득분포 최하위층의 미충족의료를 일부 해소하는 기제로 작용하기보다는, 적어도 민영의료보험의 자기부담금을 지불할 여력이 있는 소득계층의 의료이용을 촉진하는 것으로 볼 수 있다. 다만, 실손형과 정액형+실손형의 경우 소득2, 3분위에서 각각 외래이용과 입원을 촉진

표 4. 소득계층별 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과

구분	외래이용횟수					입원일수				
	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
정액형	-0.124 (0.108)	-0.040 (0.077)	0.095 (0.096)	0.060 (0.066)	0.146 (0.109)	-0.440 (0.408)	-0.036 (0.232)	-0.183 (0.216)	0.246 (0.261)	0.471* (0.250)
실손형	0.248 (0.153)	0.133* (0.067)	0.229** (0.112)	0.237*** (0.084)	0.158* (0.090)	0.120 (0.546)	-0.062 (0.255)	0.160 (0.242)	-0.070 (0.278)	0.413 (0.280)
정액형 + 실손형	-0.075 (0.132)	0.099 (0.079)	0.284** (0.130)	0.067 (0.081)	0.175* (0.096)	0.864 (0.843)	0.429* (0.230)	0.773*** (0.287)	0.615** (0.265)	0.744** (0.292)
λ _정액형	0.121* (0.069)	0.041 (0.053)	-0.009 (0.092)	-0.005 (0.020)	-0.048 (0.093)	0.414 (0.563)	0.043 (0.037)	0.076 (0.094)	0.110* (0.059)	0.025 (0.087)
λ _실손형	-0.098 (0.124)	0.007 (0.028)	0.012 (0.111)	-0.081* (0.045)	0.044 (0.052)	-0.123 (0.164)	0.025 (0.026)	-0.017 (0.079)	0.313*** (0.113)	0.212** (0.088)
λ _정액+실손형	0.143 (0.103)	0.023 (0.051)	-0.073 (0.142)	0.139** (0.069)	0.051 (0.097)	-0.317 (0.382)	-0.027 (0.030)	-0.223 (0.179)	-0.170*** (0.052)	0.177 (0.227)
관측치수	3,410	8,050	9,627	10,653	11,322	3,410	8,050	9,627	10,653	11,322

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 군집표준오차임.
 2) 분석에 <표 3>의 연도더미를 포함한 통제변수를 모두 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 각 모형의 기준집단은 비가입군이고, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.

한다는 점에서 민영의료보험이 '불필요한' 의료이용을 부추긴 것으로 결론짓는 것은 성급하다.

나. 경제활동 상태 및 종사상지위별

선행연구는 의료이용이 업무 자유도나 의료이용의 기회비용에 따라 상이할 수 있다고 보았다. 윤희숙(2008)은 업무로부터 자유도가 낮은 경우 동일한 건강 상태에서 의료서비스를 이용할 성향이 낮게 나타날 가능성을 언급하였다. 또한, 안수지(2020)는 자영업자의 외래이용횟수는 정규직 및 상용직 임금근로자에 비해 낮는데, 이는 자영업자의 경우 근로시간이 소득과 직결되는 특성으로 인해 의료이용에 따른 기회비용이 임금근로자에 비해 높기 때문임을 입증하였다. 마찬가지로, 임금근로자라 하더라도 유급휴가가 적은, 즉 의료이용에 따른 기회비용이 상대적으로 큰 경우에는 자영업자와 유사한 의료이용행태를 보인다고 밝혔다. 이에 따르면, 민영의료보험이 자영업자의 의료비 부담을 경감할 수는 있지만, 외래이용에 따른 기회비용을 줄이지는 못하므로, 민영의료보험이 자영업자의 외래이용에는 유의한 영향을 미치지 않을 것으로 기대할 수 있다. 반면, 정액형+실손형 민영의료보험은 입원의료비는 물론 입원일당, 수술비, 진단비 등 소득보상 성격의 보험금을

지급하여 자영업자의 입원에 따른 기회비용을 줄임으로써 민영의료보험이 자영업자의 입원일수 증가에 유의한 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다.

이에 경제활동 상태 및 종사상지위별 민영의료보험의 영향을 추정할 결과, 보험의 영향은 종사상지위별로 뚜렷한 차이를 보인다(표 5). 정액형+실손형은 상용직·임시직 임금근로자, 그리고 무직자의 외래이용에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 자영업자의 외래이용에는 유의한 영향을 미치지 않는다. 실손형은 상용직·임시직 임금근로자의 외래이용에 양(+)의 영향을 미치는 반면, 자영업자와 무직자의 외래이용에는 유의한 영향을 미치지 않는다. 자영업자의 경우 근로시간이 소득과 직결되어 외래이용에 따른 기회비용이 크기 때문에 실손형 또는 정액형+실손형을 통해 의료비 부담을 줄일 수 있음에도 불구하고 외래이용을 자제하는 것으로 볼 수 있다. 자영업자와 상용직 임금근로자 간 외래이용량 불균형이 민영의료보험을 통해 심화될 수 있음을 시사한다. 한편, 입원의 경우 상용직 임금근로자를 제외한 자영업자, 임시직 임금근로자, 무직자의 경우 정액형+실손형에서 가입자의 입원일수가 비가입자에 비해 많은 것으로 나타난다. 상용직 임금근로자가 근무 중 외출 또는 유급휴가 등을 이용하여 외래이용은 용이하지만, 보험으로써 비용보전을 넘어 비용을 초과하는 수익이 발생한다고 하

표 5. 종사상지위별 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과

구분	외래이용횟수				입원일수			
	상용직	자영업자	임시직	무직	상용직	자영업자	임시직	무직
정액형	0.161** (0.081)	-0.206** (0.091)	-0.059 (0.084)	0.079 (0.090)	-0.152 (0.239)	0.010 (0.323)	0.487** (0.212)	-0.168 (0.215)
실손형	0.291*** (0.069)	-0.155 (0.125)	0.183* (0.094)	0.228 (0.161)	0.063 (0.238)	0.129 (0.376)	0.253 (0.224)	0.094 (0.333)
정액형 + 실손형	0.265*** (0.099)	0.028 (0.094)	0.222*** (0.081)	0.213*** (0.081)	0.182 (0.245)	0.694* (0.390)	0.980*** (0.202)	0.921*** (0.267)
λ 정액형	-0.021 (0.055)	0.170** (0.068)	0.098* (0.051)	-0.034 (0.087)	0.182** (0.084)	-0.054 (0.079)	-0.007 (0.015)	0.287*** (0.109)
λ 실손형	0.019 (0.031)	0.143** (0.068)	-0.067 (0.071)	-0.060 (0.172)	0.230** (0.097)	-0.022 (0.065)	-0.021 (0.018)	0.074 (0.281)
λ 정액 + 실손	-0.049 (0.080)	0.013 (0.039)	-0.092 (0.061)	-0.004 (0.080)	0.058 (0.121)	-0.214 (0.223)	-0.016 (0.018)	-0.473*** (0.128)
관측치수	13,745	6,659	9,198	13,460	13,745	6,659	9,198	13,460

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 군집표준오차임.
 2) 분석에 <표 3>의 연도더미를 포함한 통제변수를 모두 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 각 모형의 기준집단은 비가입군이고, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.

더라도 장기입원을 결정할 정도로 업무 자유도가 높지는 않다. 반면, 정액형+실손형에 가입한 자영업자, 임시직 임금근로자, 무직자 등은 보험을 통해 의료비 등의 직접비용은 물론, 상실소득에 준하는 보상이 이뤄질 수 있다면 입원을 선택할 개연성이 충분하다. 자영업자, 임시직 임금근로자, 무직자의 경우, 정액형+실손형에서와 달리, 의료비의 일부만 보전하는 실손형에서는 가입자와 비가입자 간 입원일수에 유의한 차이가 없는 것으로 나타난다. 이는 자영업자 등의 의료이용이 외래 또는 입원에 따른 상실수익 보전 여부, 즉 기회비용에 달려 있음을 여실히 보여주는 결과이다.

다. 연령대별

민영의료보험은 궁극적으로 가입자의 장래 발생할지도 모르는 의료비 또는 소득 상실 부담을 경감한다. 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인에 대한 반응은, 앞서 살펴본 바와 같이, 의료이용에 따른 기회비용과 밀접한 관련이 있다. 의료이용의 기회비용이 작을수록 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인에 보다 적극적으로 반응함으로써 가입자와 비가입자 간 의료이용 격차가 커질 수 있다. 이때 의료이용의 기회비용은 세대별로 다를 수 있다. 세대별로 조직충성도 또는 일과 생활의 균형에 대한 태도 등이 다르다는 점을 고려하면, 젊은

세대는 기성세대에 비해 의료이용의 심리적 기회비용이 상대적으로 작아 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인에 보다 민감하게 반응할 것으로 기대할 수 있다.

이에 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향을 연령대별로 살펴본 결과, 민영의료보험 가입에 따른 의료이용량 증가는 50세 미만에서 두드러진다(표 6). 50세 미만에서는 실손형 또는 정액형+실손형 가입자의 외래이용횟수가 비가입자에 비해 많은 것으로 나타나지만, 50세 이상에서는 보험 유형에 상관없이 민영의료보험이 외래이용빈도에 유의한 영향을 미치지 않는다. 또한, 모든 연령대에서 정액형+실손형 가입자의 입원일수가 비가입자에 비해 많은 것으로 나타나는데, 정액형+실손형 보험의 입원일수 증가효과는 50세 이상에서 가장 낮다. 비가입자 대비 정액형+실손형 가입자의 입원일수는 20~34세에서 65.8%, 35~49에서 98.7%, 50~64세에서 31.6% 더 길다. 50세 이상에서는 모든 보험 유형에서 가입자와 비가입자 간 외래이용에 유의한 차이가 없는 반면, 정액형+실손형을 중심으로 입원일수 증가효과가 관찰되는데, 이는 정액형+실손형이 직접비용뿐만 아니라 입원의 기회비용을 상쇄할 정도의 경제적 유인을 제공했기 때문으로 보인다. 50세 미만은 의료이용의 심리적 기회비용이 상대적으로 작아 민영의료보험이 제공하는 경제적 유인에 상대적으로 민감하게 반응하는 반면, 50세 이상은 덜 민감하게 반응한 것으로 볼 수 있다.

표 6. 연령대별 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과

구분	외래이용횟수			입원일수		
	20~34세	35~49세	50~64세	20~34세	35~49세	50~64세
정액형	0.086 (0.078)	0.184** (0.085)	-0.082 (0.095)	0.518** (0.247)	0.144 (0.247)	0.028 (0.192)
실손형	0.163** (0.081)	0.276*** (0.078)	0.057 (0.071)	0.415* (0.248)	0.263 (0.289)	-0.256 (0.203)
정액형 + 실손형	0.404*** (0.093)	0.139** (0.068)	0.084 (0.067)	0.658*** (0.221)	0.987*** (0.310)	0.316* (0.172)
λ 정액형	0.027 (0.028)	-0.116** (0.057)	0.090 (0.102)	-0.003 (0.007)	0.140* (0.073)	-0.189** (0.078)
λ 실손형	0.136** (0.065)	-0.093*** (0.033)	0.038 (0.039)	0.003 (0.007)	-0.083 (0.084)	0.276*** (0.070)
λ 정액형 + 실손형	-0.154** (0.062)	0.101*** (0.035)	-0.032 (0.061)	-0.002 (0.007)	-0.357*** (0.118)	-0.030 (0.019)
관측치수	9,681	17,116	16,265	9,681	17,116	16,265

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 군집표준오차임.
 2) 분석에 <표 3>의 연도더미를 포함한 통제변수를 모두 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 각 모형의 기준집단은 비가입군, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.

라. 연도별

의료이용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 민영의료보험의 보장 내용은 가입 시점에 따라 매우 상이하다. 민영의료보험의 손해를 악화와 함께 지속가능성에 대한 우려가 계속되자, 가입자의 도덕적 해이를 줄이기 위한 제도 개선이 여러 차례 이루어졌다. 실손의료보험의 경우 2009년 상품 표준화를 시작으로 자기부담금 인상, 갱신주기 및 보장한도 축소의 방향으로 4차례(2013년, 2015년, 2017년, 2021년)에 걸쳐 제도를 개선하였고 최근에는 비급여 의료이용량과 연계된 보험료 차등제를 도입하기에 이르렀다.²⁶⁾ 마찬가지로, 정액의료보험은 불필요한 장기입원을 차단하기 위해 2016년 이후 가입 계약부터는 전체 보험회사 합산 누적 입원일당 가입한도를 상해 또는 질병 각각 5만 원으로 하향 조정하였다. 이전까지는 입원일당 가입한도를 일반 상해 또는 질병에 대해 각각 10만 원, 교통상해 또는 특정 질병에 대해 별도로 20~30만 원으로

설정하여 중복가입 및 장기입원을 통한 초과이익이 발생하였다. 이처럼 민영의료보험의 보장범위가 축소되고 과잉의료이용에 대한 감독이 강화되는 추세인 반면, 국민건강보험의 보장범위는 점차 확대됨에 따라 민영의료보험 가입자와 비가입자 간 의료이용량 차이가 점진적으로 감소할 것으로 기대할 수 있다.

이에 민영의료보험이 의료이용에 미치는 영향을 연도별로 추정한 결과, 2013~2017년 기간 동안 민영의료보험의 의료이용 증가효과가 다소 약화된 것으로 나타난다.²⁷⁾ <표 7>에서 보듯이, 2015년 비가입자 대비 가입자의 외래이용횟수는 실손형에서 31.5%, 정액형+실손형에서 41% 더 높은 것으로 나타나지만, 이후 정액형+실손형의 영향이 다소 감소한 것으로 나타난다. 또한, 2014~2015년 기간 동안 실손형과 정액형+실손형 가입자의 입원일수는 비가입자에 비해 높으나, 이후에는 실손형에서 가입자와 비가입자 간 입원일수에 유의한 차이가 없는 것으로 나타난다.

26) 표준화 이전에는 통원 최대 1천만 원(회당), 입원 최대 1억 원(연간)까지 본인부담금 100% 보장과 5년마다 갱신해 100세까지 보험 혜택을 받을 수 있었다. 2009년 10월에는 입원에 대한 보장한도를 5,000만 원으로 축소하고, 자기부담금을 입원 10%, 외래 1~2만 원, 약제 8천 원으로 설정하여 3년마다 갱신하는 상품으로 표준화했다. 2013년 4월에는 보험기간을 15년, 갱신주기를 1년, 자기부담금을 급여 10%와 비급여 20%로 표준화하였다. 2015년 9월에는 선택형 상품의 자기부담금을 상향하였다. 2017년 4월에는 도수치료·체외충격파, 비급여주사, 비급여 MRI 등 비급여 과잉진료 항목을 특약으로 분리하고 보험 가입 후 2년간 보험금을 수령하지 않으면 10%의 보험료 할인을 적용하였다. 2021년에는 자기부담금은 급여 20%, 비급여 30%로, 통원공제금액은 급여 1~2만 원, 비급여 3만 원으로 상향하고 모든 비급여를 특약으로 분리하며, 비급여 의료이용량과 연계한 보험료 차등제를 도입하였다.

27) 이러한 변화를 정책효과로 규정하는 것은 성급하며, 전반적인 추세를 살피는 데에 의미를 둔다. 민영의료보험 관련 정책효과를 검증하기 위해서는 향후 보다 정교한 분석이 필요하다.

표 7. 연도별 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과

구분	외래이용횟수					입원일수				
	2014	2015	2016	2017	2018	2014	2015	2016	2017	2018
정액형	0.044 (0.056)	0.090 (0.069)	0.030 (0.058)	0.018 (0.065)	0.011 (0.065)	-0.029 (0.230)	0.595** (0.259)	0.071 (0.257)	-0.536** (0.239)	0.309 (0.301)
실손형	0.142** (0.056)	0.315*** (0.076)	0.190*** (0.064)	0.318*** (0.091)	0.128 (0.100)	0.725*** (0.277)	0.670* (0.367)	-0.376 (0.291)	-0.236 (0.292)	0.394 (0.352)
정액형 + 실손형	0.178*** (0.055)	0.410*** (0.074)	0.301*** (0.096)	0.145** (0.072)	0.170** (0.077)	0.998*** (0.270)	0.991*** (0.281)	0.437 (0.272)	-0.134 (0.236)	1.066*** (0.327)
λ _정액	0.014 (0.034)	0.027 (0.052)	0.052 (0.033)	0.021 (0.043)	0.005 (0.027)	0.195** (0.095)	-0.012 (0.082)	0.020 (0.076)	0.184** (0.086)	0.152* (0.079)
λ _실손	-0.006 (0.016)	-0.070* (0.042)	0.029 (0.028)	-0.195*** (0.070)	0.049 (0.093)	-0.206** (0.085)	-0.176 (0.197)	0.186 (0.158)	-0.331*** (0.114)	0.148 (0.157)
λ _정액 + 실손	-0.023 (0.036)	-0.186*** (0.055)	-0.104 (0.097)	-0.022 (0.060)	-0.053 (0.064)	-0.217*** (0.079)	-0.042 (0.088)	-0.158* (0.086)	0.083 (0.071)	-0.391** (0.176)
관측치수	9,395	8,842	8,364	8,282	8,179	9,395	8,842	8,364	8,282	8,179

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 군집표준오차임.
 2) 분석에 <표 3>의 연도더미를 제외한 통제변수를 모두 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 각 모형의 기준집단은 비가입군, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.
 3) 연도는 조사 시점 기준임.

V. 결론

본 연구는 한국의료패널 2014~2018년 자료를 이용하여 민영의료보험이 외래이용횟수 및 입원일수에 미치는 영향을 정액형, 실손형, 정액형+실손형 등 보유보험 구성별로 살펴보았다. 내생성을 통제하기 위해 Deb & Trivedi(2006)의 다항처치효과 음이항회귀모형을 이용하였다. 민영의료보험이 제공하는 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 가구 및 개인 특성별로 상이할 가능성과 민영의료보험의 보장 축소 및 과잉의료이용에 대한 규제 강화 기조의 정책변화를 고려하여, 민영의료보험이 의료이용량에 미치는 영향을 소득수준별, 종사상지위별, 연령별, 그리고 연도별로 살펴보았다.

분석 결과, 먼저 민영의료보험의 외래이용 증가효과는 실손형과 정액형+실손형에서, 입원일수 증가효과는 정액형+실손형에서만 유의하게 나타났다. 외래이용과 달리, 입원은 의료비뿐만 아니라 일시적 소득 상실을 초래하기 때문에 이를 모두 보장하는 정액형+실손형에서만 입원일수 증가효과가 관찰된 것으로 보인다. 둘째, 보험 유형에 상관없이 민영의료보험은 소득1분위의 의료이용에 유의한 영향을 미치지 않는 반면, 실손형을 중심으로 소득2분위 이상의 외래이용에 유의한 양(+)의 영향을, 정액형+실손형을 중심으로 소득2분위 이상의 입원일수에 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

민영의료보험이 소득분포 최하위층의 미충족의료 수요를 해소하는 기제로 작용하기보다는 적어도 민영의료보험의 자기부담금을 지불할 여력이 있는 소득계층의 의료이용을 촉진하는 것으로 볼 수 있다. 셋째, 민영의료보험의 외래이용 증가효과는 보험 유형에 상관없이 상용직 임금근로자에서 뚜렷하고 자영업자에서 나타나지 않은 반면, 입원일수 증가효과는 정액형+실손형을 중심으로 자영업자에서 뚜렷하고 상용직 임금근로자에서 나타나지 않았다. 민영의료보험이 제공하는 의료이용가격 변화에 대한 반응도가 의료이용의 기회비용 또는 업무자유도와 밀접한 관련이 있음을 시사한다. 넷째, 민영의료보험의 의료이용 증가효과는 50세 미만에서 뚜렷한 반면, 50세 이상에서는 정액형+실손형을 중심으로 입원일수 증가효과만 관찰된다. 50세 미만이 민영의료보험의 가격변화에 보다 민감하게 반응하는데, 이는 조직충성도 또는 일과 생활의 균형에 대한 태도 등 의료이용의 심리적 기회비용이 세대별로 상이한 것에 기인한 것으로 볼 수 있다. 마지막으로, 민영의료보험의 보장 축소 및 과잉의료이용에 대한 규제 강화 등 일련의 정책변화에 기인한 것으로 규정하기는 어렵지만, 민영의료보험의 의료이용 증가효과가 다소 약화되는 것으로 나타났다.

최저소득층의 경우 미충족의료 수요가 존재할 가능성이 상대적으로 클 것이나, 민영의료보험을 보유하고 있음에도 가입자와 비가입자 간 의료이용량에 유의한 차이가 없는 것은, 자

기부담금에 대한 부담이 크게 작용한 것으로 유추할 수 있다. 필수의료에 한해서는 공보험 내에서 저소득층의 본인부담 의료비를 완화하여 의료이용의 문턱을 낮출 필요가 있다. 또한, 업무자유도, 조직충성도, 또는 일과 생활의 균형에 대한 태도 등 의료이용의 기회비용이 점차 작아짐에 따라 민영의료보험의 의료이용 증가효과가 커질 수 있다는 점을 고려하면, 보험 가입이 초과수익을 유발하지 않도록 신중한 보험상품 설계가

필요할 것으로 보인다.

송윤아는 Indiana University에서 경제학 석·박사학위를 받았으며, 보험연구원에서 연구위원으로 재직 중이다. 현재 재난정책보험, 기업보험 등을 연구하고 있다. (E-mail: knuckleball@kiri.or.kr)

참고문헌

- 김대환. (2014). 실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향. *보험학회지*, 98, pp.61-90.
- 김재호. (2011). 민간보험가입자의 소득계층별 의료수요의 도덕적 해이 추정. *보험학회지*, 89, pp.95-126.
- 안수지. (2020). 자영업자와 임금근로자의 의료 이용 차이: 시간의 기회비용 관점에서. *경제학연구*, 68(4), pp.119-153.
- 유창훈, 권영대, 최지현, 강성우. (2018). 실손형 민영의료보험이 의료 이용에 미치는 영향: 도구변수를 활용한 분석. *한국콘텐츠학회지*, 18(1), pp.268-276.
- 윤성주. (2019). 민영의료보험 보유자의 의료서비스 이용행태 분석. *재정학연구*, 12(2), pp.65-91.
- 윤희숙. (2008). 민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향. *KDI Journal of Economic Policy*, 30(2), pp.102-128.
- 이정찬, 박재산, 김한나, 김계현. (2014). 민간의료보험 가입 및 가입 유형별 의료이용 특성 분석. *병원경영학회지*, 19(4), pp. 57-68.
- 이창우. (2010). 민영의료보험이 입원이용에 미치는 영향. *보건사회연구*, 30(2), pp.463-483.
- 이현복, 남상욱. (2013). 민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구. *보험학회지*, 95, pp.1-24.
- 황진태, 서대교. (2018). 민영의료보험에 따른 의료이용 차이와 도덕적 해이에 기초한 보장범위 선택 문제. *보험학회지*, 113, pp.59-89.
- Deb, P., & Trivedi, P. K. (2006). Specification and Simulated Likelihood Estimation of a Nonnormal Treatment-Outcome Model with Selection: Application to Health Care Utilization. *Econometrics Journal*, 9(2), pp.307-331.
- Hemenway, D. (1990). Propitious Selection. *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), pp.1063-1069.
- Hemenway, D. (1992). Propitious Selection in Insurance. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, pp.247-251.

부 록

부표 1. 민영의료보험의 의료이용효과 추정 결과: 전체 의료기관 및 65세 이상 대상

구분	전체 의료기관 대상		65세 이상 대상	
	(1) 외래이용횟수	(2) 입원일수	(3) 외래이용횟수	(4) 입원일수
정액형	-0.123 (0.043)***	-0.070 (0.138)	0.007 (0.031)	0.146 (0.278)
실손·혼합형	0.160 (0.050)***	0.111 (0.142)	-0.054 (0.079)	0.206 (0.253)
정액형+실손·혼합형	0.481 (0.044)***	0.772 (0.153)***	0.023 (0.053)	0.411 (0.203)**
가구소득	0.028 (0.017)*	-0.052 (0.073)	0.044 (0.024)*	-0.017 (0.072)
가구원수	-0.034 (0.009)***	-0.080 (0.030)***	-0.012 (0.016)	0.045 (0.049)
가구주	0.146 (0.032)***	-0.099 (0.107)	-0.107 (0.061)*	0.091 (0.179)
연령	-0.023 (0.007)***	0.058 (0.025)**	0.277 (0.041)***	0.146 (0.132)
연령제곱	0.0004 (0.000)***	-0.0003 (0.000)	-0.002 (0.000)***	-0.001 (0.001)
유배우자	0.354 (0.030)***	-0.187 (0.115)*	-0.038 (0.054)	0.003 (0.151)
남성	-0.481 (0.030)***	0.065 (0.104)	0.087 (0.063)	0.120 (0.185)
중학교 졸업 이하	0.083 (0.033)**	0.504 (0.127)***	0.206 (0.073)***	0.259 (0.151)*
고등학교 졸업	-0.009 (0.020)	0.284 (0.086)***	0.026 (0.071)	-0.091 (0.160)
자영업자	-0.019 (0.028)	0.067 (0.113)	-0.156 (0.078)**	0.349 (0.267)
임시직 임금근로자	0.007 (0.022)	-0.090 (0.095)	-0.050 (0.075)	0.027 (0.268)
비경제활동 및 무직자	0.082 (0.023)***	0.219 (0.098)**	-0.102 (0.074)	0.406 (0.250)*
만성질환 개수	0.296 (0.007)***	0.207 (0.024)***	0.156 (0.006)***	0.096 (0.017)***
주관적 건강 상태	-0.194 (0.010)***	-0.403 (0.047)***	-0.169 (0.016)***	-0.547 (0.052)***
수도권 거주	-0.016 (0.018)	-0.493 (0.073)	-0.201 (0.030)***	-0.261 (0.091)***
연도더미	있음	있음	있음	있음
λ_ 정액형	0.315 (0.040)***	0.347 (0.075)***	0.001 (0.002)	-0.102 (0.322)
λ_ 실손형	0.065 (0.041)	0.163 (0.066)**	0.001 (0.001)	0.052 (0.122)
λ_ 정액형 + 실손형	-0.314 (0.032)***	-0.159 (0.096)*	0.002 (0.001)	-0.219 (0.119)*
관측치수	43,062	43,062	15,245	15,245

주: 1) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 괄호 안은 균집표준오차임.
 2) 추정식에 연도더미를 포함하나 지면관계상 추정 결과 보고를 생략하며, 각 모형의 기준집단은 비가입군, 교육 수준과 종사상지위의 기준변수는 각각 대학 중퇴 이상과 상용직 임금근로자임.
 3) 모형 (1)과 (2)는 의료이용량 집계 대상 요양기관에 종합전문병원, 종합병원, 병원, 의원, 요양병원, 치과병원, 치과의원, 한방병원, 한의원, 보건의료원 등을 포함함.

The Effect of Private Health Insurance on Healthcare Utilization: Evidence from the Korea Health Panel

Song, Yunah¹

¹ Korea Insurance Research Institute

Abstract

This article examines the causal effect of private health insurance on the utilization of health care services using the Korea Health Panel from 2014 and 2018. To control for self-selection bias, it employs the latent factor structure consisting of a discrete choice module for health insurance plans (uninsured, fixed-benefit, indemnity, fixed-benefit plus indemnity) and an outcome equation with count dependent variable measuring utilization. The results indicate that both the indemnity type and the fixed-benefit plus indemnity type increased physician visits, and the length of hospital stay increased in the fixed-benefit plus indemnity type. There was positive insurance effect on health care utilization at the lowest income level, which suggests that private insurance deepens economic inequalities in health care utilization. Also, private health insurance is found to increase physician visits for regular wage workers and the length of hospital stay for self-employed workers. In addition, the positive insurance effect on health care utilization is more pronounced in individuals below the age of 50.

Keywords: Private Health Insurance, Moral Hazard, Adverse Selection, Advantageous Selection, Health Service Accessibility