

민간의료보험 유지기간에 관한 연구 : 다수준 생존분석의 활용

A Study on the Retention Period of Private Health Insurance: A Multilevel Survival Analysis

민인식*

Insik Min

본 연구는 민간의료보험 유지기간에 영향을 미치는 다양한 요인을 분석하기 위해 다수준 생존분석(multilevel survival analysis) 모형을 활용한다. 실증분석을 위해 한국의료패널(KHP) 2기 조사 2019-2022년의 민간의료보험 조사 데이터에서 20-80세 사이의 성인으로 총 6,756명의 개인을 대상으로 한다. 그들이 보유한 16,827개의 민간의료보험 일련번호를 분석단위로 삼았다. 보험 해지까지 걸린 시간을 종속변수로 설정하고 개인의 연령, 가구 소득수준, 건강 상태, 그리고 보험 유형이 보험계약의 유지 기간 및 해지에 미치는 영향을 중점적으로 검토하였다. 주요 결과를 살펴보면 고연령층, 고소득층, 만성질환 보유자의 보험 해지 확률이 낮은 반면, 남성과 일자리 있는 개인의 보험 해지 확률은 상대적으로 높게 나타난다. 또한, 혼합형 보험이 정액형 보험에 비해 해지 가능성이 낮았으며, 이는 보험 유형에 따른 해지 패턴이 차별적으로 나타남을 의미한다. 기존의 연구와 달리, 다수의 보험계약을 보유한 개인을 대상으로 분석하였으며, 보험계약 간 상호 연관성을 고려한 다수준 생존분석을 활용한 점에서 학술적 기여를 갖는다. 보험사는 장기 유지가 예상되는 고연령층 및 만성질환자에 대해 리스크 관리를 강화하고, 해지 가능성이 높은 남성과 취업자를 대상으로 유지혜택을 제공하여 해지율을 낮출 필요가 있다. 정책당국 입장에서는 공공보험과 민간의료보험의 상호보완적 역할을 강화하고 저소득층 및 건강취약 계층의 민간의료보험 가입·유지를 통해 의료비 부담을 완화할 수 있는 프로그램을 강화할 필요가 있다.

국문 색인어: 민간의료보험, 보험 유지기간, 다수준 생존분석, 실손의료보험

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030200, B030700

I. 서론

최근 우리나라에서는 인구 고령화, 돌봄의 사회화, 질병으로 인한 소득 상실 위험에 대비한 사회보장제도의 필요성이 증가하고 있다. 특히 전 국민을 대상으로 하는 건강보험이 존재하지만, 가구가 부담해야 할 의료비의 예상치 못한 증가 위험은 민간의료보험 시장이 빠르게 성장하는 추세를 설명할 수 있다. 2023년 보험산업 전망에 따르면 전체 보험산업 수입보험료는 전년 대비 2.1% 증가하여 232.8조 원에 이른다. 이 중 민간의료보험과 관련된 상해·질병보험은 전년 대비 6.7% 증가하여 원수보험료 규모는 49.8조 원으로 전체 보험산업의 21% 정도 차지한다(보험연구원, 2022). 이는 건강보장 수요의 꾸준한 증가와 갱신보험료 중심의 성장에 기인한 것으로 예상된다. 민간의료보험은 입원, 외래, 처방약품 등의 법정 본인부담금과 비급여 의료비를 실제 발생한 의료비 한도 내에서 보장하거나 계약 시 정해진 금액을 지급함으로써 의료비와 질병으로 인한 소득 상실을 완화하는 역할을 한다.

한국의료패널(Korean Health Panel: KHP) 2019년 조사 결과에 따르면 조사대상 가구원의 77.6%가 민간의료보험에 가입해 있으며 이 중 55.6%는 혼합형 보험을 보유하고 있다.¹⁾ 가입자 중 다수는 질병보험(77.6%), 실손형(73.1%) 그리고 상해보험(62.9%)에 가입하고 있으며 가구 소득수준에 따라 가입률에도 차이가 있다. 5분위 소득가구는 평균 5.3개의 보험에 가입하고 있으며 가구원 수와 양의 관계가 나타난다. 5인 이상 가구는 평균 7.2개의 보험에 가입하고 있다. 이러한 높은 가입률에도 불구하고 보험계약 해지 역시 빈번하게 발생한다. 2021년 기준 장기손해보험의 13회차, 25회차 보험계약 유지율은 86.3%, 68.3%로 장기손해보험 가입자 10명 중 3~4명은 계약 체결 후 2년을 넘기지 못하고 해당 보험을 해지고 있다. 장기손해보험 계약유지율은 개인형 생명보험에 비해 다소 높은 수준이나 경제불황기에 유지율 지표가 하락하는 현상은 공통적으로 나타난다(김동겸, 2023).

생명·의료보험은 출생, 노령, 질병, 사망 등 생애주기 동안 발생하는 경제적 위험을 보장하는 특성상 개인·가족의 중요한 생애사건과 밀접한 관련이 있다. Truett &

1) https://www.khp.re.kr:444/web/research/board/surveyresult_view.do?&bbsid=60&seq=9

Truett(1990)을 비롯한 여러 선행연구에서는 나이와 보험 수요 간 유의미한 상관관계가 있다는 것을 확인하고 있다(Showers & Shotick, 1994; Plaumbo, 1999; Hendel & Lizzeri, 2003 등). 신규 가입뿐 아니라 추가가입 또는 보험해지에 미치는 영향 역시 생애 주기에 따라 다르게 나타날 수 있다. 나이가 들면서 경험하는 공통된 생애사건으로 인해 보험 보유 패턴은 연령대별로 차별화될 수 있다. 생애주기 위험회피 가설에 따르면 나이가 들수록 위험회피 성향이 증가한다는 연구결과가 존재한다(Brown, 1990; Bakshi & Chen, 1994; Palsson, 1996 등). 이러한 위험회피 성향은 보험 해지에 대한 신중함으로 이어질 수 있으며 나이가 들어감에 따라 보험해지보다 유지에 더 가치를 두는 경향이 나타난다.

의료보험의 가입과 해지, 즉 계약보유 상태의 변화에 영향을 미치는 요인을 파악하는 것은 보험사의 경영전략 측면에서도 의미가 있지만 정부의 의료보장 정책 수립에도 중요하다. 이는 대부분 가구가 민간의료보험을 통해 의료비와 질병으로 인한 소득상실 위험을 관리하고 있기 때문이다. 본 연구에서는 개인레벨에서 보험 가입/해지에 미치는 영향을 주목하고자 한다. 개인별로 보유한 보험의 종류, 계약건수, 보험료 납부 여부 등은 서로 다르다. 이러한 경험이 추가가입이나 해지 의사결정에 영향을 미칠 수 있다.

민간의료보험 가입과 해지를 파악할 수 있는 서베이 자료가 거의 없는 상황에서 KHP 데이터는 거의 유일하게 활용가능하다. 2019년 새로운 코호트로 시작한 KHP 2기 데이터 민간의료보험 가입과 유지 변수를 포함하고 있다. 이를 활용하여 개인 특성이 민간의료보험의 유지기간에 미치는 영향을 본 연구에서 검증한다.²⁾ 특히 단순히 '해지'라는 사건(event) 발생 여부뿐 아니라 사건 발생까지 걸린 시간도 중요한 분석대상으로 삼고자 한다. 이를 위해 생존분석(survival analysis) 모형을 적용한다. 개인은 다수의 보험계약을 보유한다는 점을 고려하여 다수준 생존분석(multilevel survival analysis)으로 확장한 분석결과를 제시한다. 각 보험계약의 가입과 해지가 독립적으로 발생하는 사건이라기보다는 개인에게 특정된 보험경험에 영향을 받기 때문이다. 다수준 생존분석은 각 개인이 보유한 여러 계약 간 상관성을 고려하면서 보험가입/해지 패턴을 분석하는 장점이 있다.

2) KHP 2기 데이터는 민간의료보험 해지 여부를 명확하게 조사문항에 포함하지 않고 있다. 해지 여부를 간접적으로 파악하기 때문에 본 연구의 제목에는 "해지"보다는 "유지기간"이란 표현을 쓰고 있다. '해지'에 대한 조작적 정의는 III.2절을 참고하라.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 민간의료보험의 가입과 해지와 관련된 선행 연구를 검토하고 본 연구와 연관성을 제시한다. III장에서는 실증분석을 위한 KHP 2기 데이터를 설명하고 보험해지를 식별하는 과정을 논의한다. IV장에서는 다수준 생존분석 방법론을 설명하고 실증분석 결과를 논의한다. 마지막으로 V장에서는 연구결과를 요약하고, 정책적 시사점과 연구의 한계점을 살펴본다.

II. 관련 선행연구 검토

1. 의료보험 수요와 의료비 지출

가구 내 가구원에게 발생하는 건강충격과 사망처럼 예기치 않은 건강상태 악화로 인해 가구의 불확실한 소득 흐름이 발생하고 이는 결과적으로 가구소비 변동성을 확대시킬 수 있는 사건(event)에 해당한다(Lewis, 1989). 생명보험은 이러한 불확실성에 발생하는 재정적 위험을 완화하여 가계 소비의 안정성을 유지하는 도구로 간주된다(Yaari, 1965; Browne and Kim, 1993). 생명보험과 유사하게 건강보험에 대한 수요 역시 불확실성과 효용극대화 관점에서 바라볼 수 있으며, 사망 시기가 아닌 건강 관련 사건의 불확실성으로 이동한다. 건강보험은 예측할 수 없고 치명적인 의료비용을 보장함으로써 가계소비 변동성을 줄이는 수단으로 작용한다(Cutler and Zeckhauser, 1999).

보험 수요는 사회·경제적 요인을 포함한 다양한 요인에 의해 영향을 받는다. 특히 소득과 부의 수준과 연관되어 있다. Browne and Kim(1993)과 Cutler and Zeckhauser(2000)은 소득이 높은 개인이 의료보험 가입 가능성과 양의 관계가 있다는 것을 논의한다. 부(wealth)의 수준이 높은 개인은 높은 보험료를 부담할 수 있고 예상치 못한 의료비용을 미리 대비하기 위해 넓은 보장범위(coverage)를 갖는 보험에 구매하는 경향이 있다. 만성질환이 있는 개인의 경우 가까운 미래 시점에서 의료비 증가가 예상되기 때문에 의료보험에 대한 수요가 더 높다. Brown and Finkelstein(2004)은 미국 공보험인 메디케어(Medicare) 프로그램 데이터를 이용하여 공공보험과 민간 의료보험의 상호작

용을 분석하였다. 공공보험이 존재하는 상황에서 민간 의료보험의 보충적인 수요를 논의하였다. 특히 개인의 건강상태가 민간 의료보험의 추가적 수요에 큰 영향을 미친다. 건강상태가 좋지 않은 사람들은 메디케어 보장범위를 넘어서는 비용을 충당하기 위해 민간 의료보험에 대한 수요가 더 높다. 반면 건강상태가 양호한 사람들은 추가 보험의 필요성을 덜 느끼게 된다. Pauly(1990)는 위험회피 경향과 의료보험 가입 의사결정에 영향을 미친다는 내용을 논의한다. 이러한 성향이 강한 개인은 예상치 못한 의료비를 감당해야 할 위험을 줄이기 위해 건강보험에 가입하는 경향이 있다. 정기적으로 보험료를 지불함으로써 의료비용 발생의 불확실성을 피하려고 한다. 반면 위험회피 성향이 낮은 사람은 보험료 지출을 줄이기 위해 보험가입을 하지 않거나 더 낮은 보장을 선택하게 된다. Outreville (1990)은 생명보험 수요와 개인 교육수준 관계를 논의하고 있지만 해당 내용은 의료보험에도 적용할 수 있다. 교육수준이 높은 개인은 의료보험의 혜택과 보험 미가입시 위험을 더 잘 이해하는 경향이 있다. 이를 보험상품의 복잡성을 이해하고 의료시스템에 대한 잘 알고 있으므로 보험가입에 더 적극적이다.

국내 선행연구를 살펴보면 의료보험 가입 여부를 분석하는 주제와 보험 가입과 의료비 지출의 관계를 분석하는 주제에 주로 초점을 맞추고 있다. 현숙정(2015)은 2008~2011년 의료패널데이터를 이용하여 가구 소득과 만성질환 여부가 민간의료보험 가입에 미치는 영향을 분석하였다. 소득이 높을수록 보험가입 확률이 높아지고 만성질환이 적은 사람이 신규 및 추가 보험 가입에 적극적이다. 만성질환이 있는 경우 보험가입에 제약이 있기 때문에 예상된다. 소득과 건강 상태에 따라 민간의료보험 가입의 불평등이 존재하는 결과를 얻었다. 오향숙·김창운(2014)은 실손형 민간의료보험 가입자의 특성과 이들의 의료 이용 행태를 분석한다. 나이가 젊고, 남성, 기혼, 소득이 높은 개인이 가입할 확률이 높다. 특히 교육수준이 높은 경우에 민간의료보험 가입 확률이 높다. 만성질환이 없는 사람이 보험이 더 가입하는 경향이 있지만 관리 가능한 만성질환을 가진 사람도 실손형에 가입할 가능성이 높다. 의료보험에 가입한 경우 외래 이용횟수, 본인부담금, 방문당 의료비 지출이 비가입자보다 더 높다. 입원 의료비의 경우, 만성질환이 없는 개인 중 보험 가입자가 입원횟수와 입원의료비 지출이 더 유의하게 높다.

김대환·이봉주(2016)는 KHP 1기 2008~2011년 조사데이터의 민간의료보험 항목을

이용하여 가입과 소득수준의 관계를 분석하였다. 소득수준이 실손의료보험 가입에 미치는 영향에 초점을 맞추어 분석하였다. 고소득층일수록 실손의료보험 가입률이 높으며 이는 고소득층이 의료비에 대한 불확실성을 줄이고자 보험가입을 선호하기 때문이다. 저소득층의 경우에는 보험료 부담이 상대적으로 크기 때문에 가입을 꺼리는 것으로 예측된다. 소득 5분위로 나누어 비교하면 소득 5분위 계층은 하위 1분위 계층에 비해 가입확률이 9배 이상 높다는 것으로 나타났다. 권현정(2011)은 한국복지패널 3-4차 종단 자료를 이용하여 민간의료보험 가입 이행(transition)에 미치는 영향을 분석하였다. 경제적 변화, 특히 소득의 증가가 민간의료보험 가입 지속에 중요한 영향을 미친다는 사실을 제시한다. 취업상태가 지속되거나 취업한 사람은 민간의료보험에 가입을 유지할 확률이 높아지며 반대로 실직하면 보험을 해약할 가능성이 크다. 경제적 요인 외에도 혼인한 사람, 건강한 사람일수록 더 많이 가입하고 가입을 유지할 경향이 있다.

전보영 외(2013)는 민간의료보험 가입과 의료비 지출의 증가 관계를 검증하였다. 특히 외래/입원 서비스 부문에서 양의 관계가 명확하다. 이용빈도와 지출금액이 더 많다는 것을 확인한다. 실손형 민간의료보험의 경우 개인의 본인부담금이 줄어들면서 더 많은 의료서비스를 이용하게 되는 현상이 관찰된다. 보험 가입에 따른 도덕적 해이(moral hazard) 현상으로 본인의 건강 상태와 상관없이 의료 이용을 늘릴 가능성이 높아진다. 이현복·남상욱(2013) 역시 민간의료보험 가입과 의료비 지출 관계를 실증분석하였다. 가입자는 외래진료 횟수와 외래 진료비 지출에 긍정적인 영향을 미친다. 정액형 민간의료보험 가입자는 외래 진료비 지출이 더 크게 증가한다. 입원일수나 입원비 지출에 대해서는 민간의료보험 가입이 직접적인 영향을 미치지 않는다. 납입보험료가 높은 사람은 더 긴 입원을 하고 그에 따라 총입원비 지출액이 더 많아지는 경향이 있다. 실손보험은 비급여 의료비를 보장하는 주된 기능을 가지고 있는 측면을 고려하여 김대환·김우현(2022)은 실손의료보험 가입과 비급여 의료 수요의 관계를 분석한다. 실손의료보험 가입 후 비급여 의료비가 유의하게 변화했다는 결과를 얻지 못했다. 즉 비급여 의료서비스 이용에 유의한 영향이 없다. 그러나 실손형과 정액형에 모두 가입하면 비급여 의료비가 35% 증가하는 경향이 있다. 특히 외래 비급여 의료비가 증가한다는 결과가 나타났다.

2. 보험해지

보험계약은 보험회사는 보험금 지급을 약속하고 계약자는 보험료를 납부할 것을 약정하는 쌍무계약이지만 계약유지의 의무는 보험회사에게만 존재하는 일방계약이기도 하다. 보험회사는 특정한 사유가 아니라면 해지할 수 없지만 계약자는 임의로 보험계약을 증도에 해지할 수 있다. 보험가입에 대해서는 다양한 선행연구가 진행되었지만, 보험해지에 관한 이론·실증분석 연구는 비교적 최근에 시작되었다.

보험소비자의 해지행동을 설명하는 첫 번째 가설은 불완전 정보 가설(incomplete information hypothesis) 또는 정보비대칭 가설(information asymmetry hypothesis)이다. 보험 계약자가 보험상품에 대해 충분한 정보를 얻지 못하거나 보험약관 및 조건을 충분히 이해하지 못해 해지결정을 내리게 된다. 계약자들이 보험사보다 자신의 건강이나 소득변화에 대해 더 많은 정보를 가지고 있고 이러한 정보비대칭이 해지 결정에 영향을 미친다고 분석한다(Cawley and Philipson, 1999; Hendel and Lizzeri, 2003; Fang and Kung, 2012).

Hendel & Lizzeri(2003)는 장기보험(건강보험, 생명보험)에서 위험 유형이 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지 다룬다. '사건위험'은 특정 기간 내 사건이 발생할 즉각적인 위험 그리고 '분류위험'은 미래 시점에 소비자의 유형에 대한 정보가 변경됨에 따라 보험료가 달라질 장기적인 위험이다. 소비자는 자신의 위험상태에 대한 더 많은 정보를 가지고 있으므로 더 낮은 보험료를 제시하는 경쟁 보험사로 전환할 수 있다. 이로 인해 보험사는 분류위험에 대한 완전한 보험을 제공하는데 어려움이 있다. Fang and Kung(2012) 연구에서는 소득, 건강 그리고 상속동기가 생명보험 해지에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 소득이 감소한 경우 보험료 감당이 어려워 보험을 해지하는 경향이 두드러진다. 소득충격이 해지율을 증가시키는 주요 원인으로 작용한다. 건강이 매우 나빠지면 새로 보험을 가입하기 어려워 기존 보험을 유지하려는 경향이 나타난다. 상속동기가 감소하거나 가족구조가 변할 때(배우자 사망 또는 이혼) 보험 해지 확률이 높아진다. 나이가 들면서 상속동기 변화가 해지 결정에 중요한 역할을 한다.

두 번째 가설은 재정적 제약 가설(financial constraints hypothesis)이다. 보험계약

자가 재정적 어려움으로 보험료 납입이 부담스러워 해지 결정을 내리는 가설이다. 비상자금 가설이라도 부른다. 이는 소득의 감소, 예상치 못한 의료비용 증가, 경기침체 등 경제적 상황이 보험 해지에 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다(Dar and Dodds, 1989; Fier and Liebenberg, 2013; Gottlieb and Smetters, 2021).

Gottlieb and Smetters(2021) 연구에서는 보험해지와 관련된 두 가지 행동적 원인을 제시한다. 보험해지는 소비자가 보험료 납부를 잊어버린 것에서 기인한다. 이는 해지한 이유의 37.8%에 해당한다. 약 15.4%는 예상치 못한 유동성 충격으로 인해 발생하며 소비자들이 보험계약을 할 때 자신의 미래 유동성을 과대평가하는 경향이 있다. 보험해지는 합리적인 경제적 모델로 설명되지 않는 부분이 있으며 건망증이나 유동성 충격과 같은 행동적 요인이 강하게 작용한다.

세 번째 가설은 대체 상품 가설(alternative products hypothesis)이다. 보험계약자가 다른 보험상품이나 투자 상품을 선택하기 위해 기존 보험을 해지하게 되는 상황을 설명한다. 다른 보험사가 더 유리한 조건을 제공하거나, 보험 대신 다른 재정적 투자 수단을 선호하는 경우 발생할 수 있다(Kuo et al., 2003; Russell et al. 2013).

Koijen et al.(2022)은 생존분석 모형인 Cox Proportional Hazard 모형을 활용하여 보험계약 해지의 요인을 분석한다. 미국 생명보험사에서 제공된 보험계약 데이터를 사용하였다. 분석에 포함된 변수는 계약자의 연령, 건강상태, 소득, 지역별 경제적 특성(실업률, 주택가격 변동)이 포함되었으며 이러한 변수가 해지율에 미치는 영향을 평가한다. 분석 결과, 젊은 계약자, 건강위험이 높은 계약자, 저소득층 계약자는 경제적 불황시기에 보험계약을 해지할 가능성이 높다. 특히 저소득층과 경제적 불안정 지역에 거주하는 개인이 불황기에 해지율이 크게 증가한다. 보험 유형 중에서는 종신보험의 해지율이 높고 젊은 층이 해지에 더 민감하다. 반면 정기보험 해지율은 상대적으로 낮았으나 불황기에는 이 역시 증가한다. 경제적 제약으로 보험료를 지속적으로 납부하지 못하는 상황이 계약 해지로 이어진다는 것을 시사한다.

보험해지와 관련된 국내 연구는 상대적으로 부족한 편이다. 오창수·권나연(2018) 연구는 한국의료패널 1기 2010~2015년 데이터와 고정효과 패널로지스틱 모형을 사용하여 제3보험 해지에 미치는 영향 요인을 분석하였다. 보험계약 건수가 많을수록, 연간 납입보험

료가 높을수록, 비정규직일수록, 그리고 입원경험이 있을수록 해약가능성이 증가한다. 반면 개인 의료비 지출이 높을수록, 배우자가 있는 경우, 도소매·교육서비스 업종에 종사할수록 해약가능성이 감소한다. 김권식·이규성(2021)은 생명보험협회에서 제공한 2002년 2분기~2022년 2분기까지 보험해지 환급금 데이터를 활용하여 보험해지와 경기변동 간의 관계를 분석하였다. Three-state Markov Switching 모형을 활용하여 보험해지 환급금이 세 가지 국면(고해지환급, 중해지환급, 저해지환급)으로 나누어진다. 각 상태에서 보험해지 환급금 증가율을 구분하고 경기순환과 각 국면의 상관관계를 파악하였다. 고해지 환급 국면에서는 환급금 증가율이 가장 높은 국면이고 평균 증가율이 21.5%이다. 이는 경기침체기와 밀접하게 연결되어 있으며 긴급자금 가설을 지지한다. 즉 경기침체 시 사람들이 유동성을 확보하기 위해 보험을 해지하는 경향이 높아진다. 고해지 환급 국면은 평균 1.5분기 동안 지속되며 저해지 환급 국면은 평균 1.7분기 그리고 중해지 환급 국면은 약 4.4분기 동안 지속된다. 연구의 결과는 긴급자금 가설을 지지하며 보험사가 경기변동을 반영하여 탄력적인 해지를 산정시스템을 구축하는데 기여할 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 미시데이터 실증분석을 통해 민간의료보험 해지 및 가입 유지기간을 연구한다는 차별화 지점이 존재한다. 특히 가장 최근 서베이 데이터인 KHP 2기 데이터에서 보험해지 여부를 식별하고 다수준 생존분석 방법론을 적용한다는 점에서 기여가 있을 것으로 기대한다.

III. 데이터 및 기초통계량

1. 민간의료보험 보유 현황

본 연구의 실증분석에 필요한 민간의료보험 관련 정보는 한국의료패널(이하 KHP) 2기 조사데이터를 사용한다. KHP는 가구-개인-의료 이용에 대한 3단계 구조 하에서 대상자들의 질병 진단과 의료이용 행태뿐만 아니라 각종 소득, 삶의 질 등을 분석할 수 있는 우리나라의 대표적 의료관련 패널 서베이라고 할 수 있다. KHP는 1기 조사 2008년 1차 조사를 시작으로 2019년 총 14차 조사까지 진행되었다. 패널 마모(panel attrition)를 고려하

여 2019년 2기 조사를 새로운 표본으로 시작하였고 2024년 8월 현재 4차 조사(2022년) 자료까지 공개되었다.³⁾ 2기 조사에서는 총 5개 section(hh, ind, ms, phi, c_ind)으로 구분하여 조사항목을 분류한다. hh는 조사대상 가구 특성, ind는 조사대상 개인 특성 그리고 ms는 개인별 의료이용, phi는 개인별 민간의료보험의 다양한 설문을 조사한다. c_ind는 부가조사로서 2021년 건강정보 이해능력 관련 항목을 조사하였다.

본 연구의 핵심은 phi(민간의료보험) section에서 조사된 설문항목을 주로 활용한다. 그러나 hh와 ind section에서 가구/개인레벨에서 가입 및 보유 중인 민간의료보험 관련 조사 항목이 존재한다. 본 소절에서는 ind section에 있는 변수를 통해 개인별 민간의료보험 보유에 관한 기초통계량을 제시한다. <표 1>에서는 1~4차 조사에서 개인별 민간의료보험 가입 여부와 보유 개수에 대한 통계량을 정리한다. 연도별 민간의료보험 보유 비율은 조금씩 증가하는 추세이다. 2019년 64%에서 2022년 69%로 증가하였다. 최소 1개 이상 민간의료보험 가입자 중에서 1개를 보유하는 비율이 가장 높다. 2019년 조사대상 개인 중 47%가 1개 민간의료보험을 보유 중이고 2022년에는 그 비율이 39%로 감소한다. 최근으로 올수록 민간의료보험 보유 개수가 조금씩 증가하는 추세라고 판단한다. 2019년에는 3개 이상 보유 비율이 24%이지만 2022년에는 31%로 7%p 증가하였다.

<표 1> 개인별 민간의료보험 가입: 각 시점에서 보유 중인 보험 기준

년도	조사대상 개인	민간의료보험 가입 비율	(가입자 중) 개인별 보유 개수		
			1개	2개	3개 이상
2019(1차)	16,587	0.647	5,101 (0.47)	2,967 (0.27)	2,666 (0.24)
2020(2차)	14,844	0.669	4,38 (0.44)	2,762 (0.27)	2,799 (0.28)
2021(3차)	13,799	0.697	4,050 (0.42)	2,674 (0.27)	2,894 (0.30)
2022(4차)	12,900	0.694	3,571 (0.39)	2,538 (0.28)	2,856 (0.31)

ind section에서는 민간의료보험 중에서 실손형 보험에 가입 여부에 대해서 조사하고 있다. <표 2>에서는 실손형 의료보험 가입 비율에 대해서 정리한 결과를 보여준다. 전체

3) KHP 2기 4차 조사는 학술대회용으로 현재(2024년 8월) 공개되어 있다.

대상에서 실손의료보험 보유 비율은 2019년 44%에서 2022년 50%까지 지속적으로 증가하였다. 공보험 체계하에서도 의료비 부담을 고려하여 여전히 민간 실손형 가입 비율이 50% 정도로 높은 비율임을 확인할 수 있다. 민간의료보험 가입자 중에서는 평균 70%는 실손의료보험(혼합형 포함)을 보유하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 나머지 30%는 순수 정액형 민간의료보험에만 가입되어 있다.

〈표 2〉 실손의료보험 가입

년도	민간의료보험 가입 비율	실손의료보험 가입 비율	민간의료보험 가입자 중 실손의료보험 가입 비율
2019(1차)	0.647	0.441	0.682
2020(2차)	0.669	0.467	0.697
2021(3차)	0.697	0.495	0.710
2022(4차)	0.694	0.501	0.721

〈표 3〉에서는 의료보장 형태별 민간 의료보험 가입 비율을 살펴보고자 한다. ind section에서는 개인이 건강보험(지역, 직장), 의료급여, 기타 의료보장 형태(보훈 등)에 대해 조사하고 있다. 〈표 3〉 결과에 따르면 건강보험 가입자이면서 동시에 민간의료보험에 가입한 비율이 평균 76% 정도로 상대적으로 훨씬 높다. 상대적으로 저소득층에 속하는 의료급여 또는 보훈대상자 중에서 민간의료보험에 가입한 비율은 35%에 불과하다. 그러나 소득계층의 차이라기 보다는 의료급여 대상자는 본인부담금 지출금액이 건강보험 가입자에 비해 훨씬 적기 때문에 굳이 민간의료보험에 가입할 유인이 크지 않을 수 있다.

〈표 3〉 의료보장 형태별 민간의료보험 가입

년도	건강보험 가입자 중 민간의료보험 보유 비율	의료급여, 보훈 대상자 중 민간의료보험 보유 비율
2019(1차)	0.744	0.329
2020(2차)	0.751	0.357
2021(3차)	0.764	0.350
2022(4차)	0.770	0.349

2. 실증분석을 위한 데이터 구축

본 연구는 민간의료보험 보유/가입을 분석하는 대신 보험해지를 분석하는 것이 목적이다. 이를 위해서는 KHP 2기 조사에서 phi section에 있는 설문 항목을 이용해야 한다. phi section에는 개인이 보유하고 있는 민간의료보험을 건별로 자세히 조사하고 있다. 가령 2019년 조사에서 개인 A가 3개의 민간의료보험을 보유하고 있다면 각 보험에 일련번호를 부여하고 그 보험의 특성(가입년도, 보험유형, 보험료 등)을 조사한다. 각 조사시점에서 보유한 보험에 대해서만 조사하는 구조이므로 과거 보유했던 보험의 해지에 대해서는 설문문항에서 제외되어 있다. 본 연구의 실증분석을 진행하는데 가장 큰 걸림돌이 된다. 이 문제를 해결하기 위해서는 다음과 같이 보험 해지와 유지를 판단하였다.

〈표 4〉 보험 해지와 유지

개인 ID	조사년도	보험일련번호	가입년도	해지/유지 판단
1	2019	101	2006	101: 2006년에 가입해서 2022년까지 계속 유지
		102	2010	
	2020	101	2006	102: 2010년에 가입해서 2020년에 해지
		103	2020	
	2021	101	2006	103: 2020년에 가입해서 2022년에 해지
		103	2020	
	2022	101	2006	

〈표 4〉에 따르면 id=1 개인은 2019년에 2개 보험(101,102)를 보유하고 있다. 2020년 조사에는 102 보험은 빠져있고 103 보험이 새로 포함되었다. 이런 경우 102 보험은 해지되었다고 가정한다. 즉 102 보험은 2020년 어느 시점에 해지되었다고 가정한다. 2021년 조사에서는 101과 103 보험을 계속 보유 중이다. 2022년 조사에는 101만 조사되었다. 이런 경우 103 보험은 해지되었다고 가정한다. 따라서 101 보험은 2022년까지 지속적으로 보유, 102 보험은 2010년에 가입해서 2020년에 해지, 103 보험은 2020년에 가입해서 2022년에 해지한 것으로 판단하고 각 보험의 유지기간(지속기간)을 계산할 수 있다.

조사대상 개인이 1개 시점이라도 보유했던 보험에 대해서 〈표 4〉와 같은 방식으로 유지

/해지 여부를 판단해야 한다. <표 4>에서 확인할 수 있듯이 4번의 조사에서 연속적으로 관찰되는 경우 유지/해지에 대한 판단을 명확히 할 수 있다. 따라서 실증분석을 위한 개인-보험 레벨(two-level) 데이터를 구축하기 위해 다음과 같은 제약조건을 적용한다.

phi section에서 각 년도에 조사된 보험에 대해 가입년도 변수를 확인할 수 있다. 가입 년도가 2000년 이전인 경우는 분석대상에서 제외한다. 과거 민간의료보험이 성격이 지금과는 많이 다르다는 점을 고려한다. 2단계에서는 매 조사년도에서 보험을 최소 1개 이상 보유한 개인만을 분석대상으로 정한다. 따라서 조사기간 중 사망한 개인은 분석대상에서 제외된다. 다음년도의 보험 일련번호를 통해 보험 해지여부를 판단하기 때문에 4개 조사년도에 모두 관찰될 필요가 있다. 3단계에서는 연령을 제한한다. 어린이나 청소년의 경우에는 보험 가입/해지가 본인의 의사와는 무관하게 결정될 가능성이 크다. 따라서 분석대상에서 제외한다. 1~3단계를 통과한 개인을 추출하고 그들이 가진 보험에 대해서 유지/해지를 <표 4>와 같은 방식으로 판단한다. 최종적인 데이터 구조는 개인-보험 일련번호의 2단계 데이터 구조가 완성된다.

<표 5> 실증분석 데이터 구축 절차

1단계	phi section에서 개인이 보유한 보험 중 2000년 이후 가입한 민간의료보험 일련번호만 남긴다.
2단계	4개 조사년도에서 모두 조사된 개인만 남긴다.
3단계	연령이 20~80세에 속하는 개인만 남긴다. (4번 조사에서 최소 연령이 20세 이상 & 최대 연령이 80세 이하인 개인만 남긴다)
4단계	각 개인이 보유 중인(또는 보유했던) 보험 일련번호별로 유지기간을 계산한다. 개인-보험번호의 two-level 데이터 구조가 완성된다.

주: 4개 조사년도 모든 시점에 적어도 민간의료보험을 1개 이상 가진 개인을 분석 대상으로 삼고 있다. 따라서 특정 연도에 1개 보험을 가지고 있다가 그 사람 다음 연도에 보험을 해지하여 보험을 보유하지 않는 표본은 분석에서 제외된다.

<표 5>의 절차에 따라 구축된 two-level 데이터에 포함된 개인은 모두 6,756명이다. 이들의 보험 개수는 총 16,827개이다. 따라서 1인당 평균 2.5개의 민간의료보험을 보유하였다(해지된 보험 포함).

3. 주요 변수의 기초통계량

생존분석의 종속변수에 해당하는 T_{ij} (보험 유지기간)은 다음과 같이 계산한다. 다만 유지기간을 월(month)로 계산하기 위해 가입년도 6월(중간 시점)에 가입했다고 가정한다. 해지시점 역시 해지년도의 6월에 해지했다고 가정한다. 다만 2022년까지 유지된 보험은 2022년 12월까지 유지되었다고 가정한다.

$$T_{ij} = \text{termin}_{ij} - \text{begin}_{ij} : \text{해지된 보험}$$

$$T_{ij} = (2022\text{년 } 12\text{월}) - \text{begin}_{ij} : 2022\text{년 } 12\text{월까지 계속 유지된 보험}$$

where i : 보험 일련번호(하위레벨), j : 개인 id(상위레벨)

〈표 6〉에서는 보험해지와 보험 유지기간에 대한 기초 통계량을 제시한다. 관찰된 민간 의료보험 16,827개 중에서 해지된 보험은 11.4%인 1,924개임을 확인할 수 있다. 전체 보험에서 계산한 보험 유지기간은 평균 116개월이고 최소값은 7개월, 최대값은 271개월이다. 해지된 보험으로 한정하였을 때 해지까지 걸린 시간은 평균 101개월이고 최소 13개월 ~ 최대 265개월임을 알 수 있다.

〈표 6〉 T_{ij} 변수의 기초 통계량

보험해지율	전체 보험개수:	해지로 판단된 보험개수:	해지율: 11.4%		
	16,827개	1,924개	표준편차	최소	최대
	obs	평균			
전체 보험 T_{ij}	16,827	116개월	69개월	7	271
해지된 보험 T_{ij}	1,924	101개월	64개월	13	265

생존분석 모형에서 보험 유지기간을 설명하는 변수는 다음과 같이 3개 레벨에서 설정한다. 보험해지와 관련된 선행연구의 모형을 참고하여 가구와 개인특성이 보험 유지기간에 영향을 미칠 것으로 예상한다. KHP에서는 가입한 보험의 특성에 대해서 조사하고 있다. 보험유형에 대해 정액형/손실형/혼합형인 여부를 확인할 수 있어 해당 변수를 설명변수에 포함한다. 〈표 7〉에서는 해당 변수에 대한 정의와 기초통계량을 정리한다.

가구레벨에서는 거주지역과 가구 소득수준에 해당하는 균등화 소득변수를 포함한다. 보

험가입자에 해당하는 개인 특성은 인구통계적 특성과 건강관련 변수(만성질환, 장애여부), 의료보장형태 변수를 포함한다. 보험레벨에 해당하는 보험유형 변수는 대부분 정액형(67%)이고 혼합형(실손+정액)이 22% 그리고 순수 실손형은 12% 이다.

〈표 7〉 가구/개인/보험레벨 설명변수

레벨	변수명	변수정의		요약통계량
가구	reg_j	가구 거주지역	1: 수도권 2: 기타광역시 3: 기타시도	1: 4,833(0.28) 2: 5,208(0.31) 3: 6,786(0.40)
	$income_j$	가구 균등화소득	가구 총소득을 $\sqrt{\text{가구원수}}$ 로 나눈 값	평균: 3,852 표준편차: 2,315
개인	$head_j$	가구주 여부	1: 가구주 0: 비가구주	1: 8,231(0.48) 0: 8,596(0.51)
	age_j	가구원 나이	해당 시점 또는 마지막 보유시점	평균: 55.3 표준편차: 14.0
	$male_i$	가구원 성별	1: 남자 0: 여자	1: 6,823(0.40) 0: 10,004(0.59)
	edu_j	가구원 교육수준	1: 중졸이하 2: 고졸 3: 대졸이상	1: 4,340(0.25) 2: 6,097(0.36) 3: 6,390(0.38)
	$hins_j$	의료보장형태	1: 건강보험 0: 의료급여, 보훈, 기타	1: 16,550(0.98) 0: 277(0.17)
	$disable_j$	장애여부	1: 있음 0: 없음	1: 803(0.047) 0: 16,024(0.952)
	cd_j	만성질환 여부 (1=있음, 0=없음)	1: 있음 0: 없음	1: 8,799(0.52) 0: 7,806(0.47)
	$labor_j$	일자리 여부	1: 일자리 있음 0: 없음/비정활	1: 12,555(0.75) 0: 4,272(0.26)
보험	$instype_{ij}$	보험유형	1: 정액형 2: 실손형 3: 혼합형	1: 11,188(0.67) 2: 1,940(0.12) 3: 3,699(0.22)

Ⅳ. 분석방법론 및 실증분석 결과

1. 다수준 생존분석

생존분석은 사건의 발생(event)뿐 아니라 발생까지 걸린 시간(time to event)을 설명하고 예측하는 통계적 방법론으로 활용된다. 생존분석에서 종속변수에 해당하는 T (사건 발생까지 걸린 시간)를 사용하는 대신 해저드(hazard)를 설명변수의 함수로 정의한다. 해저드 함수는 다음과 같이 정의한다. 다음 식 1을 해석하면 $\Delta t \rightarrow 0$ 에 근접할 때 t 시점에서 사건이 발생할 위험률(risk rate)이라고 해석할 수 있다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t < T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = -\frac{d}{dt} \log(S(t)) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (\text{식 1})$$

위 식에서 T 는 사건발생까지 걸린 시간에 해당하는 확률변수이다. 해저드 함수 $h(t)$ 는 확률변수 T 의 확률분포함수(probability density function: pdf) $f(t)$ 와 생존함수 $S(t)$ 의 비율과 같다고 도출할 수 있다(민인식, 2023).

해저드 함수를 설명변수 X 의 함수로 정의하면 다음과 같이 쓸 수 있다. $h_0(t)$ 는 baseline 해저드 함수이고 확률변수 T 의 분포를 어떻게 가정하느냐에 따라 결정된다. 생존분석에 많이 활용되는 확률분포는 와이불(Weibull) 분포이다. 와이불 분포 가정에서 $h_0(t) = pt^{p-1}$ 와 같이 해저드 함수가 주어진다. 모수 p 의 범위에 따라 baseline 해저드 함수의 형태가 결정된다. 가령 $p > 1$ 이면 증가하는 해저드 함수(increasing hazard function)가 된다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(X\beta) \quad (\text{식 2})$$

본 연구의 실증분석 데이터 구조는 two-level(2단계)이다. 상위레벨은 보험에 가입한 개인(j)이고 하위레벨은 개인이 보유한(또는 보유했던) 보험일련번호(i)이다. 다수의 보험번호가 개인에 속하는(nested) 데이터 구조이다. 다수준 생존분석 모형에서는 식 2의 모형에서 다음과 개인별 이질성(individual heterogeneity)을 확률효과로 포함한다. 식 3에서 확률효과 u_j 는 관찰되지 않은 개인 특성을 반영한다. 이러한 확률효과를 포함함으

로써 표본에서 관찰된 개체(개인)뿐 아니라 유사한 다른 개체에 대해서도 일반화할 수 있는 결과를 제공한다. 본 연구에서는 확률효과 u_j 를 평균=0이고 일정한 분산을 갖는 정규 분포로 가정한다.

$$h(t_{ij}) = h_0(t_{ij}) \exp(X\beta + u_j) \quad (\text{식 3})$$

확률효과 u_j 의 분산 σ_u^2 에 대한 다음 가설검정을 통해 다수준 생존분석 모형 선택이 적절한지 판단할 수 있다. 귀무가설을 기각한다면 pooled 생존분석 모형 대신 다수준 생존분석 모형을 선택한다.

$$H_0 : \text{var}(u_j) = \sigma_u^2 = 0 \quad (\text{식 4})$$

와이블 분포 가정에서는 해저드 함수는 단조적으로 변화한다. 이러한 단점을 보완하고 더 일반적인 해저드 함수를 가정하기 위해 확률변수 T 의 분포를 로그-로지스틱(log-logistic) 함수로 가정할 수 있다. 로그-로지스틱 분포 하에서는 분포모수 λ 의 범위에 따라 비단조적(non-monotone) 해저드 함수를 얻게 된다. 로그-로지스틱 분포를 가정하면 해저드 함수모형 대신 AFT(Accelerated Failure Time) 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$\log(t_{ij}) = \alpha + X\beta + u_j + \sigma\epsilon_{ij} \quad (\text{식 5})$$

와이블 분포 모형과 마찬가지로 상위레벨(개인) 이질성에 해당하는 확률효과 u_j 를 포함하고 이 분포는 정규분포로 가정한다. 위 식에서 σ 는 척도모수(scale parameter)로 생존시간의 분산을 조정하는 역할을 하고 ϵ_{ij} 는 log-logistic 분포를 따른다. log-logistic 분포의 생존함수는 다음과 같이 쓸 수 있다(민인식, 2023).

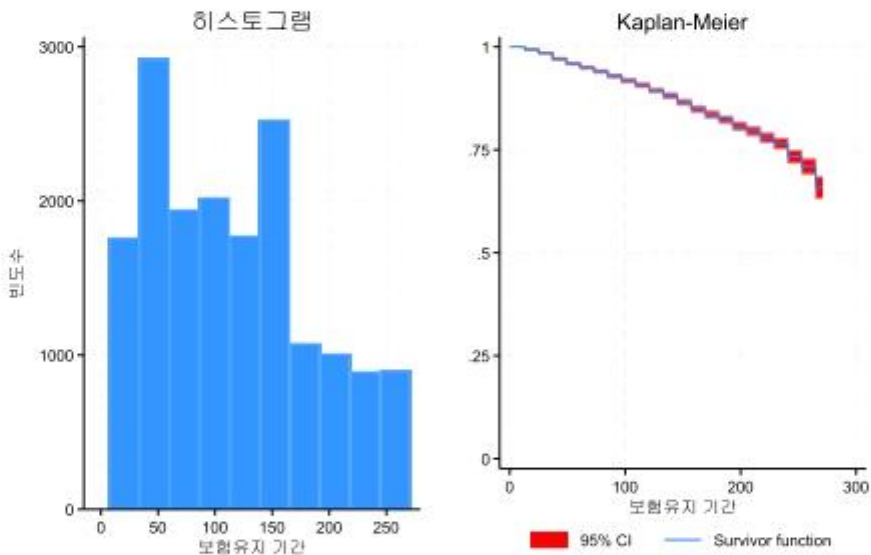
$$h(t) = \frac{\gamma(t/\lambda)^{\gamma-1}}{\lambda[1+(t/\lambda)^\gamma]} \quad \text{where } \lambda \equiv \exp(X\beta) \text{ 이고 } \gamma \equiv 1/\sigma$$

다수준 생존분석 모형을 추정하기 위해서는 앞서 논의한 분포 가정 하에서 로그-우도함수를 구축하고 그 값을 최대화하는 모수 β, σ_u^2 그리고 분포모수 p (와이블 분포) 또는 γ (로그-로지스틱 분포)를 추정한다.

2. 실증분석 결과

본 절에서는 식 3과 식 5에서 제시한 생존분석 모형에서 얻은 실증분석 결과를 제시하고 추정계수를 해석하고자 한다. 추정결과를 제시하기 전에 종속변수인 T_{ij} 의 빈도에 대한 히스토그램을 <그림 1>에서 제시한다. 보험 유지기간=50개월 시점에서 빈도가 가장 많이 관찰되고 보험 유지기간이 길어질수록 발생빈도가 줄어든다. 비모수적 생존분석에 해당하는 Kaplan-Meier 생존함수 추정 결과에 따르면 $T = 300$ 개월이 지나도 보험유지 확률이 60%를 초과한다. 민간의료보험은 한번 가입하면 장기간 지속적으로 유지할 가능성이 크다고 예상할 수 있다.

<그림 1> 보험 유지기간 히스토그램과 카플란-마이어 생존함수



본 연구에서는 모수적 생존분석 모형으로 와이블 분포를 가정한 비례적 해저드 모형 (proportional hazard model: PH model)과 로그-로지스틱 분포를 가정한 AFT 모형 추정 결과를 제시하고자 한다. 먼저 비례적 해저드 가정이 적절한지에 대한 가설검정 결과를 <표 8>에서 정리한다. <표 8>에서는 Schoenfeld 잔차를 이용한 비례위험 가정이 성립

하는지 평가한다. 각 공변량의 효과가 시간에 따라 일정하지(즉 기울기=0) 검정한다. 귀무가설을 기각한다면 비례위험 가정이 위배된다고 판단한다. 개별 공변량 중에서는 거주지역(reg), 성별(male), 교육수준(edu), 장애여부(disable), 가구주(head) 그리고 보험유형(instype) 변수에서 귀무가설을 기각하고 Global 검정에서도 역시 귀무가설을 기각한다. 이러한 검정 결과에 기초하여 PH 가정을 하지 않은 그-로지스틱 분포를 가정한 모형을 중심으로 설명하고 추정 결과의 강건성 확인을 위해 PH 가정이 포함된 와이블 분포 모형을 추가로 제시한다.

〈표 8〉 PH 가정에 대한 검정: p-value

거주지역: reg3	0.015	성별: male	0.002
교육수준: edu	0.073	장애여부: disable	0.084
instype	0.000	가구주: head	0.024
Global test	0.000		

〈표 9〉에서는 와이블 분포를 가정한 비례적 해저드 모형(proportional hazard model: PH model)과 로그-로지스틱 분포를 가정한 AFT 모형 추정결과를 제시한다. 〈표 9〉의 추정결과 중 와이블분포 모형에서는 추정계수 대신 해저드 비율(hazard ratio: HR)을 제시한다. HR와 추정계수 $\hat{\beta}$ 의 관계는 $HR = \exp(\hat{\beta})$ 임을 쉽게 이해할 수 있다. 따라서 $\beta > 0$ 이면 $HR > 1$ 이고 $\beta < 0$ 이면 $HR < 1$ 이 된다. 로그-로지스틱 분포 모형에서는 비례적 해저드 모형이 아니기 때문에 HR을 제시하는 대신 추정계수 $\hat{\beta}$ 자체를 보여준다.

〈표 9〉 다수준 생존분석 모형 추정 결과

		와이블 분포 모형		로그-로지스틱 분포 모형
		$\hat{\beta}$	$\exp(\hat{\beta})$	추정계수: $\hat{\beta}$
가구특성	reg3 기타 광역시	-0.352***(0.106)	0.702***(0.074)	0.195***(0.057)
	reg3 기타 시도	0.485***(0.101)	0.615***(0.062)	0.264***(0.055)
	log(income)	-1.168***(0.074)	0.310***(0.023)	0.631***(0.041)
개인 특성	age	-0.037***(0.004)	0.962***(0.004)	0.019***(0.0002)
	male	0.454***(0.107)	1.575***(0.170)	-0.232***(0.059)
	edu 고졸	-0.366***(0.118)	0.693***(0.081)	0.177***(0.064)
	edu 대졸이상	-0.834***(0.143)	0.434***(0.062)	0.421***(0.077)
	head 가구주	-0.193*(0.112)	0.824*(0.092)	0.100(0.061)
	labor 일자리 있음	0.300***(0.095)	1.349***(0.128)	-0.159***(0.051)
	hins 건강보험 가입	-0.525***(0.252)	0.591***(0.149)	0.273*(0.142)
	disable 장애 있음	-0.062(0.190)	0.939(0.178)	0.022(0.103)
	cd 만성질환 있음	-0.648****(0.100)	0.522****(0.052)	0.335****(0.053)
보험 특성	보험유형 실손형	0.075(0.091)	1.078(0.098)	-0.053(0.051)
	보험유형 혼합형	-0.318****(0.073)	0.726****(0.053)	0.189****(0.040)
분포모수	p	1.866		
	γ			0.464
확률효과	σ_u^2	3.672		1.035
log L		-13,466.464		-13,493.269
obs		16,560		16,560
가설검정 $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ 카이제곱 통계량(p-value)		1,058(0.000)		995(0.000)

주: 괄호는 표준오차이며, *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의함을 의미

가구특성 변수 중 거주지역은 수도권 이외 지역에 거주하는 개인일수록 사건발생(해지) 리스크가 더 낮다(수도권에 비해 기타 광역시는 0.7배, 기타 시도는 0.61배)는 것을 알 수 있다. 소득은 예상대로 고소득층일수록 사건발생 리스크가 낮아진다(소득이 1단위 증가할수록 0.31배). 개인특성 변수 중 연령이 높을수록 해지사건 발생 리스크가 낮아지며(연령이 1단위 증가할수록 0.96배) 여성보다 남성의 해지사건 가능성이 더 크다(여성보다 남성이 1.57배). 교육수준은 높을수록 민간의료보험을 계속 유지할 가능성이 크다(중졸에 비해 고졸은 0.69배, 대졸은 0.43배). 일자리가 있는 개인의 경우 해지사건 발생 리스크가 더 높다는 것을 알 수 있다(일자리 있는 경우 1.3배). 건강보험 가입자일수록(가입자는 0.59배) 그리고 만성질환이 있는 개인이 민간의료보험 해지사건 발생 리스크가 더 낮다(만성질환자는 0.52배). 보험특성 변수에 속하는 보험 유형을 살펴보면 정액형과 실손형 간 지속기간의 유의한 차이는 없는 것으로 판단된다. 다만 정액형에 비해 혼합형 보험상품의 해지 리스크가 유의하게 낮다(혼합형은 0.72배). 이와 같은 결과는 로그-로지스틱 모형 하에서도 거의 유사한 결과를 보여준다. 로그-로지스틱 모형에서는 추정계수 $\hat{\beta} > 0$ 이면 보험 해지 리스크가 낮다(즉, 보험 유지기간이 길어진다)고 해석하고 반대로 $\hat{\beta} < 0$ 이면 보험 해지 리스크가 높다(즉, 보험 유지기간이 짧아진다)고 해석한다.

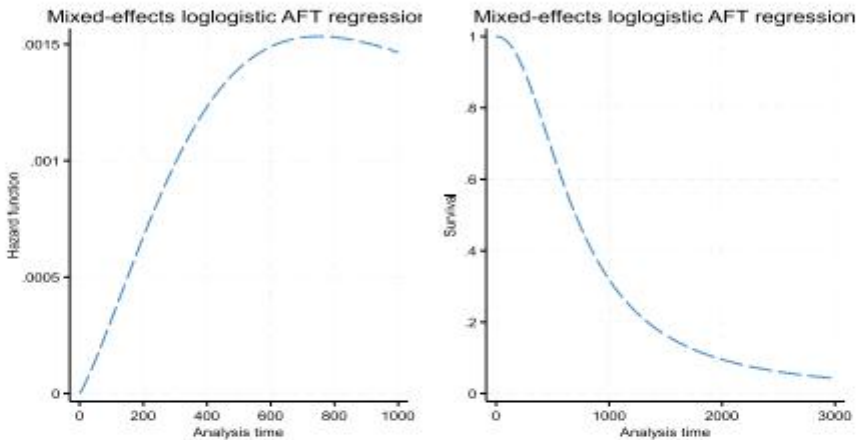
와이블과 로그-로지스틱 분포 모수 추정치를 통해 해저드 함수의 유형을 판단할 수 있다. 와이블 분포에서 $\hat{p} > 1$ 로 추정되며 이는 증가하는 해저드 함수를 의미한다. 보험 유지기간이 길어질수록 사건발생(해지) 리스크가 점차 증가하는 것을 예상할 수 있다. 로그-로지스틱 분포 모수 추정치인 $\hat{\gamma} < 1$ 로 얻어지며 이는 비단조적 해저드 함수를 의미한다.

개인 이질성에 해당하는 확률효과를 포함한 다수준 생존분석 모형의 적절성은 u_j 의 분산에 대한 가설검정을 통해 확인할 수 있다. 식 4에 해당하는 귀무가설을 모두 기각한다. 따라서 pooled 모형과 비교하여 two-level 생존분석 모형을 통계적으로 선택한다.

〈표 8〉의 추정결과를 이용하면 다음과 같이 조건부(conditional) 해저드와 생존함수를 추정할 수 있다. 조건부 해저드 함수(또는 생존함수)는 확률효과 $u_j = 0$ (개인 이질성이 평균에 위치)로 가정한 결과이다. 모든 설명변수 값이 평균에 있다고 가정하고 도출한 결과이다. 〈그림 2〉에서는 해저드 함수에 제약조건이 상대적으로 적은 로그-로지스틱 분포 모형에서 얻은 결과이다. 대략 400개월 범위까지는 거의 직선에 가까운 형태이지만 그 이상

유지기간에서는 비단조적 해저드 함수가 도출된다.⁴⁾ 모든 조건이 평균에 있는 개인은 보험 유지기간이 길어질수록 해지사건 발생 리스크가 증가한다. 생존함수로 판단할 때 보험 보유 기간이 300개월 가까이 되더라도 유지확률이 87%로 매우 높다는 것을 알 수 있다.

〈그림 2〉 조건부 해저드/생존함수: 로그-로지스틱 분포 모형



아래 〈그림 3〉에서는 모집단-평균(population-averaged) 해저드/생존함수 결과를 제시한다. 이는 한계(marginal) 해저드/생존함수라고도 부른다. 한계적 해저드 함수는 확률 효과 u_j 에 대해 적분하여 전체 모집단의 기대 해저드/생존함수를 얻는 과정이다. 한계 해저드 함수는 다음과 같이 쓸 수 있다. 한계 해저드 함수는 특정 개인에 대한 결과가 아니고 모집단 수준에서 평가하는 위험률이기 때문에 정책 수립이나 비즈니스적 판단에서 더 유용하다.

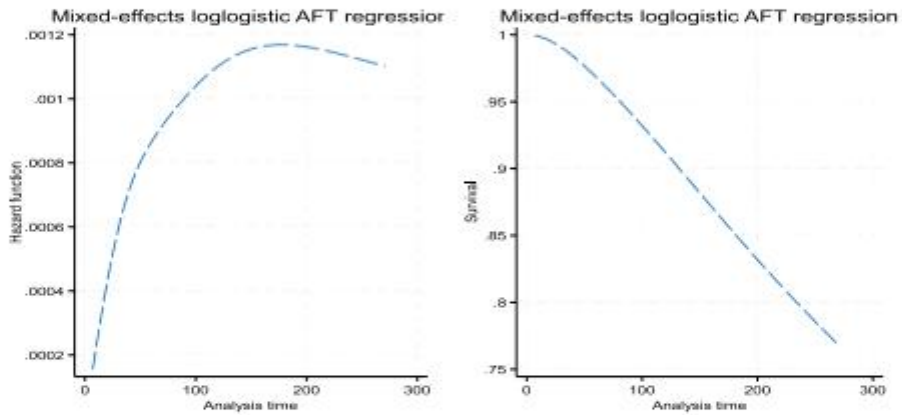
$$h(t; x) = \int h(t; x, u)f(u) du \quad (\text{식 6})$$

〈그림 3〉의 한계 해저드 함수는 시간이 지날수록 해저드가 증가하기는 하지만 보험 유지기간이 매우 길어지면 오히려 해저드가 감소한다. 즉 모집단 전체로 보면 민간의료보험을 장기간 보유하면 오히려 해지 가능성이 낮아진다고 해석할 수 있다. 모집단-평균 생존

4) 다만 본 연구의 실증데이터에서는 $T > 265$ 이상인 경우는 나타나지 않는다. 본 연구의 데이터 범위 내에서는 추정된 해저드 함수는 단조적 형태(직선)로 나타나는 제약이 있다.

함수를 해석하면 보험 유지기간이 300개월이면 생존확률(보험유지 확률)이 75%정도 되는 것으로 예측된다. <그림 2>의 생존확률에 비해 10%p 정도 낮다는 것을 알 수 있다. <그림 2>의 조건부 생존함수는 평균적인 개인($u_j = 0$)의 생존함수이고 <그림 3>은 모집단 전체를 포괄하므로 더 다양한 상황에서 해지 가능성을 포함하여 생존함수를 계산한다. 따라서 평균적인 개인의 보험 유지확률이 다양한 개인을 포함한 모집단의 보험 유지확률보다 더 높다고 해석할 수 있다.

<그림 3> 모집단-평균(한계) 해저드/생존함수: 로그-로지스틱 분포 모형



V. 결론 및 시사점

본 연구는 다수준 생존분석을 통해 민간의료보험 해지에 영향을 미치는 다양한 요인을 분석하였다. 특히 KHP 2기 조사데이터를 이용한 실증분석 결과를 논의하고 있다. 그 결과 보험계약 유지 및 해지에 중요한 역할을 하는 개인, 가구, 개별보험 특성 요소를 확인하였다. 연령, 소득수준, 건강 상태는 보험 해지 가능성에 중요한 영향을 미치며, 연령이 증가할수록, 소득이 높을수록, 그리고 만성질환이 있는 경우 해지 확률이 낮아짐을 알 수 있다. 이는 특히 중장년층과 고소득층에서 보험을 안정적으로 유지하려는 경향이 강하다는 것을 의미한다. 또한 보험 유형에 따른 해지 패턴에서도 차이가 드러난다. 혼합형 보험을 보유한 가입자는 정액형 보험에 비해 해지 확률이 낮았으며, 이는 혼합형 보험의 다층적 보장 성격이 보험을 유지하는 동인으로 작용하고 있음을 암시한다. 이와 같은 결과는 보험상품의 특성에 따라 보험 계약자의 유지 및 해지 결정이 달라진다는 점을 시사하며, 보험사들은 상품 설계 시 이러한 특성을 반영할 필요가 있음을 강조할 수 있다.

본 연구의 실증분석의 시사점은 다음과 같이 얻을 수 있다. 첫째, 보험회사의 리스크 관리 전략 강화가 필요하다. 고연령층과 만성질환자는 해지 가능성이 낮기 때문에 보험사 입장에서는 안정적인 계약 유지가 예상되지만 이들 계층은 고비용 청구 위험이 상대적으로 높을 것이다. 보험사는 장기 계약자를 대상으로 고위험군을 관리할 수 있는 리스크 관리 시스템을 구축하고 만성질환자의 경우 재정적 위험을 완화할 수 있는 내부관리 방안을 마련할 필요가 있다. 이러한 관리 전략을 통해 장기적으로 재정 안정성을 높일 필요가 있다.

둘째, 해지가능성이 높은 계층에 대한 전략적 접근이 필요하다. 추정 결과에 따르면 남성과 취업자 그룹에서 해지 가능성이 높게 나타난다. 보험 가입자에게 유지 혜택을 강화하거나 맞춤형 상품을 제공함으로써 해지율을 낮추는 노력이 필요하다. 그들의 특성을 고려한 유연한 보험료 납부 옵션 또는 특정 기간 이후 혜택을 강화하는 장기 유지 인센티브를 제공하는 것도 고려할 수 있다.

셋째, 연구 결과에 따르면 혼합형 보험을 보유한 가입자가 정액형 보험 가입자보다 해지 가능성이 낮게 나타난다. 혼합형 보험이 여러 보장을 동시에 제공함으로써 소비자에게 안정감을 줄 수 있다고 예상할 수 있다. 혼합형 보험의 장점을 활용하여 다층적 보장을 갖춘

상품을 개발하고 소비자가 보험을 유지할 수 있도록 관리할 수 있다.

넷째, 건강보험에 가입할수록 민간의료보험 해지 가능성이 작은 것으로 나타난다. 공보험과 민간보험이 상호보완적으로 작용하고 있다는 것을 의미한다. 민간보험이 공보험의 부족한 부분을 채운다는 점에서 긍정적인 시사점이다. 다만 공사보험 연계를 강화하기보다는 공보험에서 제공하지 않는 특정 위험에 대한 보장을 확대하여 차별화된 상품을 제공함으로써 공보험과의 차별성을 유지하면서 소비자의 수요를 충족시킬 수 있는 방안을 마련할 필요가 있다.

본 연구는 KHP 데이터를 기반으로 하여 민간의료보험 해지 요인을 실증분석하였지만, 데이터의 제약으로 인해 보험해지를 명시적으로 식별하는데 자의적인 기준을 설정하였다. 이러한 점을 보완하기 위해 보험해지에 관한 추가적인 정보를 수집할 필요가 있다. 또한 계약자의 심리적 요인과 외부경제적 충격 등 보험해지에 미치는 영향을 종합적으로 분석하지 못한 점은 연구의 한계로 남겨둔다.

참고문헌

- 권현정(2011), “패널 자료를 이용한 경제적 변화가 민간의료보험 가입 이행에 미치는 영향”, *사회복지정책*, 38권 3호, pp. 131-158.
- 김권식·이규성(2021), “보험 해지와 경기순환간의 관계 연구”, *산업경제연구*, 제34권 4호, pp. 875-895.
- 김대환·김우현(2022), “실손의료보험이 비급여의료의 수요에 미치는 영향”, *리스크관리연구*, 제33권 2호, pp. 1-35.
- 김대환·이봉주(2016), “실손의료보험은 정상재인가 열등재인가?”, *보험학회지*, 제105집, pp. 29-55.
- 김동겸(2023), “보험계약 유자율 실태와 시사점”, *보험연구원*, KIRI 리포트 포커스.
- 민인식(2023), *STATA 생존분석*. 서울 : (주)지필미디어.
- 보험연구원(2022), “2023년 보험산업 전망과 과제”, 연구보고서. *보험연구원 동향분석실*.
- 오창수·권나연(2018), “제3보험의 해약 결정요인에 관한 연구”, *보험금융연구*, 제29권 4호, pp. 35-61.
- 오향숙·김창윤(2014), “실손형 민간의료보험 가입 특성 및 의료이용행태”, *보건의료산업학회지*, 제8권 2호, pp. 115-125.
- 이현복·남상욱(2013), “민영의료보험과 의료소비에 관한 실증연구”, *보험학회지*, 제95집, pp. 1-24.
- 전보영·오주환·권순만(2013), “민간의료보험 가입 변동이 의료비 지출에 미치는 영향”, *사회보장연구*, 제29권 2호, pp. 261-288.
- 현숙정(2015), “민간의료보험 가입의 영향요인: 신규가입과 추가가입을 중심으로”, *의료경영학연구*, 제9권 4호, pp. 21-28.
- Bakshi, G. and Z. Chen.(1994), “Baby Boom, Population Aging and Capital Markets”, *Journal of Business*, 67(2) : 165-202.

- Brown, D. P.(1990), "Age Clienteles Induced by Liquidity Constraints", *International Economic Review*, 31(4) : 891-912.
- Brown, J. R. and A. Finkelstein(2004), "Supply and Demand: Why is the Market for Long-Term Care Insurance so small?", NBER Working Paper 10782.
- Browne, M. J. and K. Kim(1993), "An International Analysis of Life Insurance Demand", *Journal of Risk and Insurance*, 60(4) : 616-634.
- Cawley, J. and Philipson, T.(1999). "An Empirical Examination of Information Barriers to Trade in Insurance.", *American Economic Review*, 89(4): 827-846.
- Cutler, D. M. and R. J. Zeckhauser(1999), "The Anatomy of Health Insurance", NBER Working Papepr 7176.
- Dar, A. and Dodds, C.(1989). "Interest Rates, the Emergency Fund Hypothesis and Saving through Endowment Policies: Some Empirical Evidence for the U.K.", *Journal of Risk and Insurance*, 56: 415-433.
- Fang, H. and Kung, E.(2012), "Why Do Life Insurance Policyholders Lapse? The Roles of Income, Health, and Bequest Motive Shocks", *Journal of Risk and Insurance*, 88(4) : 937-970.
- Fier, S. and Liebenberg, A.(2013). "Life Insurance Lapse Behavior.", *Journal of Risk and Insurance*, 80(4): 929-957.
- Gottlieb, D. and Smetters, K.(2021), "Lapse-Based Insurance". *American Economic Review*, 111(8) : 2377-2416.
- Hendel, Igal and Lizzeri, A.(2003), "The Role of Commitment in Dynamic Contracts: Evidence from Life Insurance". *Quarterly Journal of Economics*, 118(1) : 2003, 299-327.
- Koijen, R. S. J., Lee, H. K., and Nieuwerburgh, S. V.(2022), "Aggregate

- Lapsation Risk". NBER Working Paper 30187.
- Kuo, W., Tsai, C., and Chen, W.(2003). "An Empirical Study on the Lapse Rate: The Cointegration Approach.", *Journal of Risk and Insurance*, 70(3): 489-508.
- Lewis, Frank D.(1989), "Dependents and the Demand for Life Insurance", *American Economic Review*, 79(3) : 452-467.
- Outreville, J. F.(1990), "Whole Life Lapse Rates and the Emergency Fund Hypothesis", *Insurance: Mathematics and Economics*, 9(4) : 249-255.
- Palsson, A.(1996), "Does the Degree of Relative Risk Aversion Vary with Household Characteristics?", *Journal of Economic Psychology*, 17(6) : 771-787.
- Palumbo, M. G.(1999), "Uncertain medical expenses and precautionary saving near the end of the life cycle", *Review of Economic Studies*, 66(2) : pp.395-421.
- Pauly, M. V.(1990), "The Rational Nonpurchase of Long-term Care Insurance", *Journal of Political Economy*, 98(1) : 153-168.
- Russell, D. T., Fier, S. G., Carson, J. M. and Dumm, R. E.(2013). "An Empirical Analysis of Life Insurance Policy Surrender Activity", *Journal of Insurance Issues*, 36(1): 35-37.
- Showers, V. E., & Shotick, J. A.(1994), "The Effects of Household Characteristics on Demand for Insurance: A Tobit Analysis", *Journal of Risk and Insurance*, 61 : 492-502.
- Truett, D. B., and Truett, L. J.(1990), "The Demand for Life Insurance in Mexico and the United States: A Comparative Study". *Journal of Risk and Insurance*, 57(2) : 321-328.
- Yaari, M.(1965), "Uncertain Lifetime Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, 32(2) : 137-150.

Abstract

This study employs multilevel survival analysis to examine factors affecting the retention period of private health insurance, using data from the 2019-2022 Korea Health Panel survey, which includes 6,756 individuals and 16,827 insurance policies. Key factors such as age, income, health status, and insurance type significantly affect cancellation risks. The results indicate lower cancellation rates among older adults, high-income groups, and individuals with chronic diseases, while men and employed individuals exhibit higher rates. Additionally, hybrid-type insurance policies (fixed-benefit and indemnity) show lower cancellation rates than fixed-benefit policies, highlighting differences by insurance type. This study contributes to the literature by analyzing individuals with multiple policies, offering insurers insights into retention strategies and policy implications to enhance coverage for low-income and health-vulnerable groups.

※ Key words: Private Health Insurance, Retention Period, Multilevel Survival Analysis, Reimbursement Health Insurance