

간편고지보험 가입대상자 우량층 확대를 위한 요율차등화 연구:

질병입원발생 및 질병수술발생을 중심으로

Study on Rate Differentiation to Expand the Target
Group of Simplified Notice Insurance Subscribers

전 희 주* (Heuiju Chun)

인 태 교** (Taekyo Leen)

〈목 차〉

- I. 서 론
- II. 이론적 배경 및 선행연구
- III. 연구설계 및 연구방법
- IV. 실증분석
- V. 결론 및 시사점

〈국문초록〉

본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 표본코호트DB 2.0 빅데이터를 활용하여 3.5.5 간편고지 가입 대상자를 기준으로, 두 번째 및 세 번째 고지항목의 무사고 기간을 각각 10년으로 확대한 4개의 집단(3.5.5, 3.10.5, 3.5.10, 3.10.10 가입 대상자)으로 구분하고, 각 집단의 질병 입원 및 질병 수술 발생 위험도를 비교하였다. 이를 통해 각 집단별 상대위험도와 보험료의 할증 및 할인 여부를 제안하고, 고지사항 변경의 효과 크기를 실증적으로 분석하고자 한다. 예측 모형의 결과를 바탕으로 각 집단의 상대위험도를 산출한 결과, 집단 간 유의미한 상대위험도의 차이가 있음을

* 제1저자, 동덕여자대학교 정보통계학과 부교수, E-mail: hjchun@dongduk.ac.kr

** 교신저자, 한양대학교 박사, (tkleen@naver.com)

투고일: 2025.02.11, 심사시작일: 2025.02.12, 최종수정일: 2025.04.21, 게재확정일: 2025.04.22.

확인하였다. 이를 바탕으로 ‘유병자’를 대상으로 하는 ‘간편고지’ 보험 상품의 무사고 기간 확대에 따른 보험요율 차등화 가능성을 제시하였다. 분석 결과, 새롭게 제시된 신간편고지 I (3.5.10), 신간편고지 II (3.10.5), 신간편고지 III (3.10.10) 3개 유형의 고지항목에 따라 기존 간편고지(3.5.5) 상품보다 할인된 보험료를 적용할 수 있는 가능성을 확인하였고, 간편고지 보험 시장에 다양성을 제공하며 소비자의 선택권을 확대하는 방안을 제시하고자 한다.

국문색인어 : 간편고지보험, 우량체, 요율차등화, 표본코호트DB, 음이항회귀모형

〈ABSTRACT〉

This study uses the Sample Cohort DB 2.0 big data provided by the National Health Insurance Service to classify four groups based on the 3.5.5 simplified notification targets, by extending the no-accident period of the second and third notification items to 10 years, resulting in four groups: 3.5.5, 3.10.5, 3.5.10, and 3.10.10 notification targets. The study compares the risk of disease hospitalization and surgery occurrence in each group, proposes the relative risk and insurance premium adjustments (discounts and surcharges), and empirically analyzes the effects of changes in notification items. Based on the results of the predictive model, the relative risks for each group were calculated, and significant differences in relative risks across the groups were confirmed. This study suggests the possibility of differentiating insurance premiums based on the extension of the no-accident period in “simplified notification” insurance products targeting individuals with pre-existing conditions. The analysis reveals the potential for applying discounted premiums for the three newly proposed simplified notification types: New Simplified Notification I (3.5.10), New Simplified Notification II (3.10.5), and New Simplified Notification III (3.10.10), compared to the existing 3.5.5 product. This would diversify the simplified notification insurance market and expand consumers’ options.

Key Words : Simplified notice insurance, Insurance for individuals with Pre-existing medical conditions, Differentiation of premium rates, Sample cohort DB, Negative binomial regression

I. 서 론

2024년 6월 발표된 금융감독원의 자료에 따르면, 간편고지보험 가입건수는 2021년 361만 건, 2022년 411만 건, 2023년 604만 건으로 꾸준히 증가하고 있다¹⁾ 이러한 간편고지보험 시장의 성장은 수요 측면에서 두 가지 주요 요인으로 설명될 수 있다.

첫째, 인구 고령화가 진행됨에 따라 만성질환 환자가 증가하고 있다. 예를 들어, 건강보험심사평가원의 자료에 따르면, 대표적인 만성질환인 당뇨병 환자 수는 2019년 약 321만 명에서 2023년 약 383만 명으로 크게 증가했으며, 특히 65세 이상 환자 수는 2019년 약 156만 명에서 2023년 약 200만 명으로 증가하였다.

둘째, 젊은 연령층에서도 중대질병 발생자가 증가하고 있다는 점이다. 보건복지부의 암등록 통계에 따르면, 대표적인 중대질병인 암의 경우, 20대 암 발생자 수는 2017년 3,787명에서 2021년 5,152명으로 증가했다. 또한, 2006년에서 2010년 사이 암 발생자의 5년 상대생존율은 65.5%였으나, 2016년에서 2020년 사이에는 72.1%로 증가하였다. 이는 의료기술의 발전으로 중대질병을 앓고도 일상생활을 이어가는 사람들이 많아지고 있음을 보여준다. 이와 같이 만성질환 유병자 및 중대질병 경험자가 증가함에 따라, 이들이 가입할 수 있는 간편고지보험에 대한 수요도 꾸준히 증가하고 있다.

한편, 간편고지보험의 단점으로 지적되는 높은 보험료는 소비자에게 부담으로 작용할 수 있다. 또한, 시장에 다양한 유형의 간편고지보험이 부족하다면, 유병자 및 중대질병 발생자라 하더라도 각 개인의 건강 상태에 따라 대부분이 보험 가입이 거절되거나 동일한 보험료를 지불해야 할 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 시장에서는 고지항목의 무사고기간과 대상 질병을 다양화한 상품을 출시하고 있다.

현재 보험 시장에서는 건강 상태에 따라 크게 표준체보험과 간편고지보험

1) 금융감독원(2020). 주요 분쟁사례로 알아본 소비자 유의사항 - 간편보험(유병자보험) 편 보도자료.

상품으로 가입자를 구분하고 있다. 과거에는 표준미달체 시장이 존재하여 개별 언더라이팅을 통해 할증 및 인수 여부가 결정되었으나, 현재에는 간편고지보험이 이를 대체하고 있다. 표준체는 표준청약서를 기준으로 하며, 과거 5년간의 유병 여부를 중요하게 보는데, 간편고지보험은 보다 완화되고 간소화된 고지사항을 적용하여 고혈압 및 당뇨병 등 만성질환을 가진 사람들도 비교적 쉽게 가입할 수 있도록 하였다. 전통적인 간편고지보험인 “3.2.5 보험”의 경우 표준청약서 상의 고지항목을 ① 3개월 이내 입원, 수술 소견 ② 2년 이내 입원, 수술 여부 ③ 5년 이내 중대질병 이력으로 축소하였고, 최근에는 기존의 3.2.5 보험 형태에서 두 번째 질문에 해당하는 입원, 수술 고지기간을 다양하게 변경한 “3.N.5 보험”이 출시되면서 간편고지보험 가입 대상자 안에서도 위험도를 더욱 세분화하고 있다.

기존에는 표준청약서의 고지기간에 따라 고지항목을 5년 이내로 운영하는 것이 일반적이었다. 그러나 최근에는 이를 다양화하여 표준청약서의 고지기간인 5년을 초과하는 고지항목을 운영함으로써 표준체 보험 대비 보험료 할인을 제공하는 상품도 출시되고 있다. 예를 들어, 2021년 3월에는 한화손해보험이 표준청약서에 과거 10년간의 수술, 입원 이력 및 3대 질병(암, 뇌졸중, 급성심근경색증) 질의내용을 추가하여 표준체 대비 할인을 제공하는 상품을 최초로 출시하였으며, 2023년 4월에는 KB손해보험이 과거 6~10년간 수술, 입원 이력 및 3대 질병(암, 뇌졸중, 급성심근경색증) 여부를 추가한 상품을 출시하였다.

이에 따라, 간편고지보험에서도 5년을 초과하는 기간에 대한 무사고 이력에 기반한 새로운 가입 기준을 고려할 수 있을 것으로 보인다. 예를 들어, 만성질환을 진단받았으나 적절한 관리와 치료로 인해 오랜 기간 동안 추가적인 합병증이나 입원 사례가 없는 가입자는 상대적으로 낮은 위험도를 가질 수 있을 것이다.

현재 간편고지보험의 가입집단을 세분화하여 무사고 유형 및 기간에 따른 가입자들의 위험도를 실증적으로 분석한 연구는 충분하지 않은 것으로 보인다. 특히, 무사고기간을 5년보다 확대하여 고지항목을 운영하는 경우에 대한 위험도 변화를 연구한 사례는 드물다. 최근 간편고지 연구를 보면 대부분 암, 뇌졸중, 심장질환과 같은 특정 질병 발생에 초점이 맞추어져 있다. 기대여명의

증가와 함께 입원과 수술은 삶의 질을 향상시키는데 매우 중요하다. 또한 입원 및 수술 담보상품 뿐만 아니라 특정 질병관련 입원과 수술을 포함하는 질병 보험상품의 수요가 많이 요구되고 있어 본 연구에서는 입원과 수술 발생을 담보상품으로 가정하여 분석하였다.

본 연구에서는 국민건강보험공단에서 제공하는 표본코호트DB 2.0 데이터를 이용하여, 3.5.5 간편고지 가입 대상자를 기준으로 두 번째 및 세 번째 고지항목의 무사고기간을 각각 10년으로 확대한 총 4개의 집단(이른바 3.5.5, 3.10.5, 3.5.10, 3.10.10 가입 대상자)으로 구분한다. 이들 4개의 집단들에 대해 보험가입 수요대상자들의 질병 입원 및 질병 수술의 발생 위험도를 비교하여 각각의 상대위험도와 보험료의 할증 및 할인 유무를 제안하고, 고지사항 변경 효과의 크기를 실증적으로 분석하고자 한다. 본 연구를 통해 각 집단별 보험상품의 위험 수준을 명확히 이해하고, 향후 적정 보험료 수준 결정에 필요한 분석결과를 제공함으로써 새로운 유형의 간편고지 보험을 개발할 수 있을 것으로 기대된다.

본 논문은 1장 서론, 2장 이론적 배경 및 선행연구, 3장 연구설계 및 연구방법, 4장 실증분석, 5장 결론 및 시사점으로 구성되었다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

2007년 KH생명의 무심사 보험상품인 “스텐바이 (무)누구나 무조건 OK종신보험” 출시 이후, 최근에는 표준체 심사 조건으로 보험 가입이 어려운 유병자들을 위한 유병자보험이 대세로 자리잡고 있다. 유병자보험은 크게 무심사, 간편심사, 간편고지의 3가지 유형으로 분류된다. 무심사보험은 과거 질병과 치료 내역에 대한 고지와 건강검진 절차 없이 보험 가입이 가능하지만, 보장 내용이나 보장금액이 축소되어 판매된다(전희주·인태교, 2022). 간편심사보험은 고혈압과 당뇨 치료 병력의 고지 항목을 면제한 상품으로, 주로 고혈압 및 당뇨병 유병자들이 가입한다. 간편고지보험은 고지 항목을 3개 이하로 제한하여 유병자라도 해당 항목에 해당되지 않으면 가입이 가능하도록 심사 항목을

간소화한 상품이다. 특히 간편고지보험은 2019년 3월 S생명의 간편종합보장보험 ‘건강하고 당당하게’ 출시 이후 주요 보험사들의 핵심 상품으로 자리잡았다.

보험업계에서 간편고지보험의 판매량이 증가함에 따라, 최근에는 보험 가입자 집단의 특성을 바탕으로 집단 간 상대위험도를 분석하는 연구들이 활발히 이루어지고 있다. 간편고지보험에 관한 연구로는 전희주·인태교(2022, 2024), 전희주·최경진(2022, 2023, 2025), 황지연 외(2020), 권혁성 외(2021) 등이 있다. 전희주·최경진(2022, 2023)은 국민건강보험 표본코호트 2.0 DB를 활용하여 치아보험 담보 질환에 대한 상대위험도를 제시했으며, 전희주·인태교(2022)는 국민건강 표본코호트 DB를 이용하여 일반 대상자 대비 간편고지 대상자의 암 발생 및 암 수술 건수에 대한 상대위험도를 계산하여 간편고지 상품 확대의 가능성을 보여주었다. 또한 전희주·인태교(2024)는 무사고 기간 증가에 따른 남녀의 암 발생 및 암 치료 입원과 수술의 상대위험도를 산출함으로써 간편고지보험의 확대 가능성을 언급하였다. 전희주·최경진(2025)은 국민건강보험 표본코호트 2.0 DB에 기반하여 허혈성 심장질환 담보 간편고지보험 가입대상자들에 대한 상대위험도를 제시하였다.

권혁성 외(2021)는 국민건강 표본코호트 DB를 이용하여 간편고지 상품 유형별 보험 요율 차등화 방안으로 건강수준 평점화 모형을 활용했으며, 황지연 외(2020)는 국민건강 표본코호트 DB를 활용하여 간편고지 상품의 담보별 최적 언더라이팅 기준을 산출하였다.

한편, 전희주 외(2023)는 건강보험 DB가 아닌 신용정보원 데이터를 활용하여 입원 및 수술 발생에 대한 상대위험도를 분석하였다. 또한, 해외에서는 일반화선형모형을 활용하여 가입자별 상대위험도를 반영한 보험료 산출 연구도 다수 존재한다(De Jong & Heller, 2008; David, 2015; Naufal et al., 2019).

황지연 외(2020)는 국민건강보험 표본코호트 DB를 활용하여 가상 언더라이팅을 진행, 각 담보를 기준으로 최적 언더라이팅 기준을 제시하였다. 그러나 과거 무사고 기간을 5년 이상으로 확장한 경우를 분석 대상에서 제외하여 표준체 대비 건강한 집단에 대한 결론을 도출하지 못했다. 권혁성 외(2021)는 현재 보험 시장에서 판매되고 있는 다양한 고지 형태의 간편고지보험에서 적용되는 보험 담보별 위험의 할증률 수준을 국민 통계를 기반으로 산출하였다. 그

그러나 이 역시 현재 업계에서 판매되는 고지 항목에 대해서만 요율 차등화 수준을 제시했으며, 새로운 형태의 고지 항목 조합에 대해 적용할 수 있는 결과를 제시하지 못했다는 한계점이 있다.

보다 일반화된 접근법으로 전희주·인태교(2024)는 표준체 고지 항목에 해당하는 과거 무사고 기간을 독립 변수로 사용하여 암 발생 및 암 치료 상대위험도를 예측하는 로지스틱 회귀 모형을 제시하였다. 이를 통해 고지 항목의 무사고 기간이 1년 변화함에 따라 나타나는 상대위험도 변화량을 실증적으로 산출했으며, 새로운 형태의 고지 항목 조합이 발생하더라도 표준체 대비 상대위험도를 측정할 수 있는 방안을 제시하였다. 그러나 로지스틱 모형의 한계로 인해 표준체 대비 무사고 기간이 증가할 때와 감소할 때의 효과가 동일 비율로 발생한다는 가정이 포함되어 있어, 직접적인 집단 간 비교를 통해 해당 가정에 대한 확인이 필요하다. 심현우 외(2021)는 고지 기간 간소화의 정도에 따라 건강보험의 연납 보험료를 차등화하여 산출하며, 보너스-말러스 시스템을 통해 고지 기간 차등화 정도에 따른 할인 및 할증 수준을 제시하였다. Risk Score 모형을 통해 과거 무사고 기간과 위험 상대도 간의 관계를 일반화했다는 점에서 의의가 있지만, 리스크 스코어(Risk Score) 모형 개발에 사용된 변수가 과거 1~5년 무사고만을 포함하고 있기 때문에 “3.5.5 보험” 가입자 대비 표준체에 대해 해당 연구의 결과를 적용하기 어려운 한계가 있다.

해외 연구는 개별 가입자의 개인정보를 활용하여 위험 수준에 따라 집단을 구분하는 방안이 초점을 맞추고 있다. Boodhun & Jayabalan(2018)은 개인의 신체계측 정보, 보험 가입 정보, 과거 병력 등 126개의 설명 변수를 바탕으로 지도 학습 알고리즘을 활용해 가입자를 위험 수준에 따라 8개의 집단으로 구분하였다. 또한 SOA(2016)는 Risk Scoring에 기초하여 건강보험 가입자의 예상 지급 보험금 수준을 예측하는 기초적인 모형을 제시했으며, 실제 Medicare 등에서 Risk Scoring을 활용한 사례를 소개하였다. 그러나 개인정보 활용 등의 현실적인 제약으로 인해 해당 연구 결과를 한국의 보험 상품에 직접적으로 적용하기에는 어려움이 있을 것으로 생각된다.

Ⅲ. 연구설계 및 연구방법

1. 연구데이터

본 연구는 국민건강보험공단에서 보유한 표본코호트 2.0 DB를 활용하였다. 이 데이터베이스는 국민건강정보 DB를 기반으로 구축되었으며, 2006년 1년간 건강보험 가입자 또는 의료급여수급권자로 자격을 유지한 약 100만 명을 표본으로 추출하여, 해당 인원의 의료 이용 정보를 2019년까지 추적 관찰하였다. 표본코호트 2.0 DB는 반역동적 코호트 구조를 갖추고 있어, 표본 크기의 감소(사망, 이민 등)로 인한 변동을 보완하기 위해 신생아 표본을 추가하여 표본 크기를 유지한다. 본 연구에서는 표본코호트 2.0 DB에서 제공하는 출생 및 사망(BND), 건강보험 자격 유지(BNC), 진료 명세서(T20) 정보를 사용하였다.

2. 연구설계

본 연구에서는 2017년 1월 1일을 기준으로 과거 의료 이용 내역을 관찰하여, 간편고지 명명 방법에 따라 표준체와 기간 조건이 유사한 3.5.5 간편고지 가입 대상을 기존 간편고지로, 간편고지 3.5.10 가입 대상을 신간편고지 I, 간편고

〈표 1〉 간편고지 방법에 따른 가입대상자 정의

고지항목		간편고지 방법			
		기존 간편고지 (3.5.5)	신간편고지 I (3.5.10)	신간편고지 II (3.10.5)	신간편고지 III (3.10.10)
입원 또는 수술 여부	입원 수술	과거 5년 무사고	과거 5년 무사고	과거 10년 무사고	과거 10년 무사고
중대질병으 로 인한 진료 여부	암 협심증 심근경색 심장판막증 간경화증 뇌졸중	과거 5년 무사고	과거 10년 무사고	과거 5년 무사고	과거 10년 무사고

지 3.10.5 가입 대상을 신간편고지Ⅱ, 간편고지 3.10.10 가입 대상을 신간편고지Ⅲ으로 정의하였다. 이와 같은 정의는 <표 1>에 제시된 바와 같다.

위의 4개 집단을 비교해 보면, 3개의 신간편고지 가입 대상자 집단이 기존 간편고지 집단의 부분집합임을 알 수 있다. 신간편고지 I ~Ⅲ 가입 대상자의 경우, 기존 간편고지 가입 대상자에 비해 입원 또는 수술 무사고 기간이나 중대 질병으로 인한 진료 무사고 기간을 10년으로 확대하는 방식으로 조합 가능한 집단을 구성하였다. 실험설계에 의하면 기존 간편고지 집단(3.5.5)은 신간편고지 I (3.5.10), 신간편고지Ⅱ(3.10.5), 신간편고지Ⅲ(3.10.10)을 포함한다. 마찬가지로 신간편고지 I (3.5.10)은 신간편고지Ⅲ(3.10.10)을 포함하고 신간편고지Ⅱ(3.10.5)은 신간편고지Ⅲ(3.10.10)을 포함하게 된다.

따라서 본 연구의 분석 대상자는 2017년 1월 1일 기준 시점에서 간편고지 가입 조건을 만족하는 대상자들로 선택하였으며, 이들을 2017, 2018, 2019년 경과기간 별 기준년도로 하여 각 경과기간별 대상자를 모수(분모)로 설정하고 이들을 대상으로 질병 입원횟수 및 질병 수술횟수를 분자로 설정하여 성별, 연령, 군단별, 간편고지 방법의 조합에 의한 합계 데이터를 얻었다(이렇게 얻어진 데이터는 부록에 <표 15>와 <표 16>에 제시하였다).

본 연구는 성별에 따른 차이를 가정하여 성별에 따라 각각 모형을 설정하였고, 성별, 군단연령(10세 단위)과 4개의 간편고지 집단 대상자수가 미리 정해진 상태에서 이들 중 반응 변수인 질병 입원횟수 및 질병 수술횟수를 예측하는 오프셋을 포함하는 음이항회귀모형을 적용하였다. 남녀 각각에 대해 질병 입원 및 질병 수술횟수를 예측하는 오프셋을 포함하는 음이항회귀모형에 기반하여 군단연령과 간편고지 4개 집단별로 상대위험도를 비교하였다.

반응 변수로 사용되는 질병 입원 및 질병 수술횟수 정의는 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 반응변수 정의

반응변수	정의		
질병입원 횟수	· 대상기간(2017년~2019년) 이내 질병으로 인해 입원한 횟수		
질병수술 횟수	· 대상기간(2017년~2019년) 이내 질병으로 인해 수술한 횟수		
	· 질병은 진료 테이블(T20)에서 주진단 코드(SICK_SYM1) 또는 부진단 코드(SICK_SYM2)가 아래의 KCD코드에 해당하는 경우를 말함		
	<table border="1"> <tr> <td>대상</td><td>A,B,C,D,E,F,G,H,I,J,K,L,M,N,O,P,Q,R</td></tr> </table>	대상	A,B,C,D,E,F,G,H,I,J,K,L,M,N,O,P,Q,R
대상	A,B,C,D,E,F,G,H,I,J,K,L,M,N,O,P,Q,R		
	· 입원은 표본코호트DB 2.0의 진료 테이블(T20)에서 서식코드 (FORM_CD)가 '02', '04', '07', '10', '12'에 해당하는 경우를 말함		
	· 수술이라 함은 표본코호트DB 2.0의 진료 테이블(T20)에서 수술여부 (OPRTN_YN)가 '9'에 해당하는 경우를 말함		

3. 통계적 모형

본 연구의 관심 대상인 반응 변수 중 입원횟수와 수술 건수를 살펴보자. 도수 자료(count data)인 이들 반응 변수를 예측하기 위한 통계적 모형으로는 일반화선형모형(generalized linear model)의 포아송회귀모형 또는 음이항회귀모형을 이용할 수 있다.

본 연구에서는 실험설계에 준해 성별, 연령별, 간편고지 종류별에 따른 대상자와 그 대상자들의 질병입원횟수와 질병수술횟수 빈도(y)를 구하고자 한다. 이때 반응변수 y 의 대상의 크기가 t 일 때 질병입원횟수와 질병수술횟수 빈도의 표본비율은 y/t 이고 평균은 $E(y/t) = \mu/t$ 가 된다. $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_k)$ 가 주어진 설명변수 벡터라고 할 때, 평균 $\mu = E(y|\mathbf{x})$ 가 선형예측식 $\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}$ 과 로그연결함수(link function)를 통해 (2.1)와 같이 연결되는 일반화선형모형을 율모형(rate model)이라고 한다(Agresti, 2013).

$$\log(\mu/t) = \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} \Leftrightarrow \log(\mu) = \log t + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} \quad (2.1)$$

여기서 $\boldsymbol{\beta}$ 는 $(k+1) \times 1$ 모수 벡터를 나타내고, k 는 설명변수의 수이다. 식

(2.1)에서 $\log t$ 는 오프셋(offset)이라 한다.

도수데이터(count data)는 일반적으로 평균이 커지면 분산도 같이 커지는 과대산포(over-dispersion) 현상이 존재한다. 과대산포가 존재하는 경우, 반응 변수의 조건부 평균과 조건부 분산이 동일하다는 가정의 포아송회귀모형이 효율성이 떨어지게 되며, 이를 해결하는 모형이 음이항회귀모형이다(Gumu, 1991; 전희주·최경진, 2023).

음이항분포는 포아송분포와 같이 음이 아닌 정수값을 갖는 확률변수의 분포로, 이분산성(heteroscedasticity)을 허용하는 분산함수로 정의되므로 과대산포가 발생하는 경우 사용할 수 있는 대체 수단이 된다. 음이항분포는 임의의 i 번째 개체의 발생 건수에 대한 평균과 분산이 식 (2.3)과 같이 표현될 수 있다(전희주·안철경, 2012).

$$E(y_i|\mathbf{x}_i) = \mu_i, \quad Var(y_i|\mathbf{x}_i) = \mu_i + \alpha\mu_i^2 \quad (2.3)$$

여기서 α 는 산포모수로 α 값이 커질수록 포아송분포 보다 분산이 매우 커지게 되어 포아송회귀모형의 효율성은 떨어지게 되고, α 값이 0에 가까울수록 음이항회귀모형은 포아송분포에 수렴하게 된다.

IV. 실증분석

1. 관찰대상 집단의 특성

〈표 3〉은 관찰대상 집단을 기존 간편고지, 신간편고지 I, II, III으로 구분하여 성별, 연령별 분포를 나타낸 표이다.

〈표 3〉 성별, 연령별 간편고지 방법의 분포(단위: 명, %)

변수		기존 간편고지		신간편고지Ⅰ		신간편고지Ⅱ		신간편고지Ⅲ	
		대상자	비중	대상자	비중	대상자	비중	대상자	비중
성 별	남성	578,058	52.3	563,204	52.3	344,283	53.1	338,880	53.1
	여성	527,849	47.7	513,239	47.7	304,508	46.9	299,342	46.9
군 단 연 령	20~29	332,073	30.0	330,822	30.7	207,981	32.1	207,482	32.5
	30~39	186,457	16.9	184,624	17.2	112,535	17.3	111,843	17.5
	40~49	231,510	20.9	226,890	21.1	129,243	19.9	127,641	20.0
	50~59	192,142	17.4	185,150	17.2	112,124	17.3	109,469	17.2
	60~69	102,899	9.3	95,730	8.9	56,881	8.8	54,258	8.5
	70~79	43,183	3.9	38,404	3.6	22,232	3.4	20,538	3.2
	80~	17,643	1.6	14,823	1.4	7,795	1.2	6,991	1.1
계		1,105,907	100.0	1,076,443	100.0	648,791	100.0	638,222	100.0

2. 분석 결과

앞서 언급한 데이터 및 분석 모형을 바탕으로, 2017년부터 2019년까지의 사후 기간 동안 발생한 두 가지 반응 변수(질병으로 인한 입원횟수, 질병으로 인한 수술횟수)에 대한 분석 결과를 제시하고자 한다.

먼저 간편고지 4개의 집단별 질병 입원횟수와 질병 수술횟수가 독립적인지를 확인하기 위해 각 집단의 입원횟수와 질병 수술횟수 발생비율에 따라 6개의 집단으로 나누어 간편고지 4개의 집단에 따른 반응변수와의 독립성검정을 하기 위해 카이제곱검정을 실시하였다. 〈표 4〉는 간편고지 4개의 집단과 질병 입원횟수와 질병 수술횟수 카이제곱 결과이다. 입원횟수와 질병 수술횟수 모두 통계적 유의수준 0.05에서 $p\text{-값} > 0.05$ 로 간편고지 집단과 질병 입원횟수와 질병 수술횟수 독립성은 만족됨을 보인다.

〈표 4〉 간편고지 집단과 질병 입원횟수와 질병 수술횟수 독립성 검정

반응변수	성별	자유도	χ^2	p-값
질병 입원횟수	남성	15	4.7619	0.9940
	여성	15	6.4000	0.9722
질병 수술횟수	남성	15	5.6000	0.9857
	여성	15	7.7333	0.9340

(1) 질병으로 인한 입원횟수

〈표 5〉는 남성의 질병으로 인한 입원횟수에 대해 적합한 음이항회귀모형의 모형적합도(goodness of fit) 통계량과 모형적합도 결과를 보여준다. 이탈도(deviance)와 카이제곱 통계량의 적합도에 대한 p-값이 모두 1.0으로, 남성의 질병으로 인한 입원횟수에 대한 음이항 모형의 적합도는 매우 만족스러운 것으로 나타났다.

〈표 5〉 남성의 질병으로 인한 입원횟수 음이항회귀모형적합도

	Value	DF	Value/DF	p-value
Deviance	39.14	18	2.1745	1.0000
Pearson Chi-Square	39.29	18	2.1828	1.0000
Log Likelihood	11,363,196.59			
AIC	353.02			
BIC	367.68			

〈표 6〉은 남성의 연령, 사전 관찰 집단을 설명 변수로 하여 오프셋을 포함한 음이항회귀모형을 이용해 질병으로 인한 입원횟수를 적합한 결과이다. 분석 집단과 연령 모두 통계적 유의수준 0.05에서 유의하게 나타났다. 음이항회귀 모형의 회귀계수를 살펴보면, 남성의 신간편고지 I 가입 대상자의 질병으로 인한 입원횟수는 기존 간편고지 가입 대상자 대비 $\exp(-0.0146)=0.9855$ 배 낮게 나타나, 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 I 가입 대상자의 예측 상대 위험도는 0.9855임을 알 수 있다. 마찬가지로 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 II 가입 대상자의 예측 상대 위험도는 $0.8859(=\exp(-0.1211))$

이며, 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지Ⅲ 가입 대상자의 예측 상대 위험도는 0.8797 ($=\exp(-0.1282)$)이다.*

남성의 간편고지 방법별 입원횟수 차이에 대한 통계적 유의성을 비교한 결과, 신간편고지 I (3.5,10), 신간편고지Ⅱ(3.10,5), 신간편고지Ⅲ(3.10,5) 모두 기존 간편고지(3.5,5)와 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 남성의 질병으로 인한 입원횟수 음이항회귀모형 적합 결과

요인	df	추정치	표준오차	p-값	LR χ^2	p-값
상수	1	-0.6314	0.0118	<.0001	1254.75	<0.0001
연령	20~29	-2.2542	0.0128	<.0001	218.89	<.0001
	30~39	-2.0556	0.0131	<.0001		
	40~49	-1.8731	0.0133	<.0001		
	50~59	-1.4018	0.0125	<.0001		
	60~69	-0.9881	0.0129	<.0001		
	70~79	-0.4927	0.0137	<.0001		
	80~	0.0000	0.0000	<.0001		
간편고지 그룹	신간편고지 I	-0.0146	0.0060	0.0145	69.03	<.0001
	신간편고지Ⅱ	-0.1211	0.0073	<.0001		
	신간편고지Ⅲ	-0.1282	0.0073	<.0001		
	기존 간편고지	0.0000	0.0000	-		
dispersion(τ)	1	0.0000	0.0000		.	

〈표 7〉은 여성의 질병으로 인한 입원횟수를 적합한 음이항회귀모형의 모형 적합도(goodness of fit) 통계량과 모형적합도 결과이다. 이탈도(deviance)와

〈표 7〉 여성의 질병으로 인한 입원횟수 음이항회귀모형적합도

	Value	DF	Value/DF	p-value
Deviance	30.76	18	1.7089	1.0000
Pearson Chi-Square	30.81	18	1.7115	1.0000
Log Likelihood	1,480,357.51			
AIC	366.93			
BIC	381.			

카이제곱 통계량 적합도에 대한 p-값이 모두 1.0으로, 여성의 질병으로 인한 입원횟수의 음이항회귀모형의 적합도 역시 매우 만족스러운 것으로 나타났다.

〈표 8〉의 여성의 입원횟수에 대한 음이항회귀모형 결과를 보여준다. 연령과 간편고지 집단 모두 통계적 유의수준 0.05에서 유의하게 나타났다. 회귀계수 추정치를 살펴보면, 신간편고지 I 가입대상자의 질병으로 인한 입원횟수는 기존 간편고지 가입대상자 대비 $\exp(-0.0170)=0.9831$ 배 낮게 나타나, 기존 간편고지 가입대상자 대비 신간편고지 I 가입대상자의 예측 상대위험도는 0.9831임을 알 수 있다. 마찬가지로, 기존 간편고지 가입대상자 대비 신간편고지 II 가입대상자의 예측 상대위험도는 $0.9053(=\exp(-0.0995))$ 이며, 기존 간편고지 가입대상자 대비 신간편고지 III 가입대상자의 예측 상대위험도는 $0.8957(=\exp(-0.1102))$ 이다.

여성의 간편고지 방법별 입원횟수 차이에 대한 통계적 유의성을 비교하면, 신간편고지 II(3.10.5)와 신간편고지 III(3.10.5)는 기존 간편고지(3.5.5)와 통계적 유의수준 0.05에서 유의한 차이가 있지만, 신간편고지 I(3.5.10)과는 p-값이 0.0539로 유의성을 약간 초과한 것으로 나타났다.

〈표 8〉 여성의 질병으로 인한 입원횟수 음이항회귀모형 적합 결과

요인	df	추정치	표준오차	p-값	LR χ^2	p-값
상수	1	-0.5689	0.0114	<.0001	1254.75	<0.0001
연령	20~29	-2.2878	0.0135	<.0001	208.18	<.0001
	30~39	-1.9267	0.0143	<.0001		
	40~49	-1.7003	0.0133	<.0001		
	50~59	-1.3695	0.0132	<.0001		
	60~69	-1.1280	0.0138	<.0001		
	70~79	-0.5939	0.0139	<.0001		
	80~	0.0000	0.0000	<.0001		
간편고지 그룹	신간편고지 I	-0.0170	0.0088	0.0539	54.59	<.0001
	신간편고지 II	-0.0995	0.0097	<.0001		
	신간편고지 III	0.1102	0.0098	<.0001		
	기존 간편고지	0.0000	0.0000	-		
dispersion(τ)	1	0.0001	0.0001	.	.	.

〈표 9〉는 음이항회귀모형을 이용하여 남성과 여성 각 분석집단의 예측된 질병으로 인한 입원횟수를 발생 비율과 상대위험도를 나타낸 표이다. 남성의 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅰ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.9855가 되며, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅱ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.8859가 된다. 또한, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅲ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.8797로 음이항회귀모형의 회귀 계수에서 구한 상대위험도와 일치한다. 마찬가지로, 여성의 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅰ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.9831이 되며, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅱ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.9053이 된다. 또한, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅲ 대상자의 입원 상대위험도는 모두 동일하게 0.8957로 음이항회귀모형의 회귀 계수에서 얻은 상대위험도와 일치한다.

남성과 여성의 기존 간편고지 대비 신간편고지 방법별 입원횟수 상대위험도

〈표 9〉 간편고지 방법별 입원발생률과 상대위험도

성별	연령	기존간편 고지 발생률	신간편고지Ⅰ		신간편고지Ⅱ		신간편고지Ⅲ	
			발생률	상대 위험도	발생률	상대 위험도	발생률	상대 위험도
남성	20~29	0.0558	0.0550		0.0495		0.0491	
	30~39	0.0681	0.0671		0.0603		0.0599	
	40~49	0.0817	0.0805		0.0724		0.0719	
	50~59	0.1309	0.1290	0.9855	0.1160	0.8859	0.1152	0.8797
	60~69	0.1980	0.1951		0.1754		0.1742	
	70~79	0.3250	0.3202		0.2879		0.2859	
	80~	0.5318	0.5241		0.4712		0.4679	
여성	20~29	0.0575	0.0565		0.0520		0.0515	
	30~39	0.0825	0.0811		0.0746		0.0739	
	40~49	0.1034	0.1017		0.0936		0.0926	
	50~59	0.1439	0.1415	0.9831	0.1303	0.9053	0.1289	0.8957
	60~69	0.1833	0.1802		0.1659		0.1641	
	70~79	0.3126	0.3073		0.2830		0.2800	
	80~	0.5662	0.5566		0.5125		0.5071	

를 비교하면, 표준체와 가장 비슷한 기존 간편고지(3.5.5)에서 입원과 수술의 과거 무사고 기간은 5년을 유지하고, 과거 중대 질병으로 인한 기간을 10년으로 확대한 신간편고지 I (3.5.10)보다는, 입원과 수술의 과거 무사고 기간을 5년에서 10년으로 확대한 신간편고지Ⅱ(3.10.5)와 신간편고지Ⅲ(3.10.5)에서 입원 담보에 대한 상대위험도가 크게 감소함을 보인다. 이는 과거 중대 질병으로 인한 기간을 10년으로 확대한 것 보다 입원과 수술의 과거 무사고 기간은 5년을 10년으로 확대하는 것이 기존 간편고지(3.5.5) 대비 입원 발생 상대위험도를 크게 줄일 수 있음을 보여준다.

(2) 질병으로 인한 수술횟수

〈표 10〉은 남성의 질병으로 인한 수술횟수를 적합한 음이항회귀모형의 모형 적합도(goodness of fit) 통계량과 모형 적도에 대한 결과이다. 이탈도(deviance)와 Pearson 카이제곱 통계량 적합도에 대한 p-값이 모두 1.0으로, 남성의 질병으로 인한 입원횟수의 음이항회귀모형의 적합도 역시 매우 만족스러운 것으로 나타났다.

〈표 10〉 남성의 질병으로 인한 수술횟수 음이항회귀모형적합도

	Value	DF	Value/DF	p-value
Deviance	23.39	18	1.2995	1.0000
Pearson Chi-Square	23.41	18	1.3003	1.0000
Log Likelihood	1761217.1			
AIC	344.64			
BIC	359.29			

〈표 11〉은 남성의 연령, 사전 관찰 집단을 설명 변수로 하여 오프셋을 포함한 음이항회귀모형을 이용해 질병으로 인한 수술횟수를 적합한 결과이다. 연령과 간편고지 집단 모두 통계적 유의수준 0.05에서 유의한 결과를 보여준다.

〈표 11〉의 음이항회귀모형의 간편고지 집단의 회귀계수를 살펴보면, 남성의 신간편고지 I 가입 대상자의 질병으로 인한 수술횟수는 기존 간편고지 가입

대상자 대비 $\exp(-0.0071)=0.9929$ 배 낮게 나타나 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 I 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.9929임을 알 수 있다. 마찬가지로 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 II 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.8817 ($=\exp(-0.1259)$)이며, 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 III 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.8782($=\exp(-0.1299)$)이다.

남성의 간편고지 방법별 수술횟수 차이에 대한 통계적 유의성을 비교하면, 신간편고지 I (3.5.10), 신간편고지 II (3.10.5), 신간편고지 III (3.10.5) 모두 기존 간편고지(3.5.5)와 통계적 유의수준 0.05에서 크게 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다.

〈표 11〉 남성의 질병으로 인한 수술횟수 음이항회귀모형 적합 결과

요인	df	추정치	표준오차	p-값	LR χ^2	p-값
상수	1	-1.4530	0.0175	<.0001	1254.75	<0.0001
연령	20~29	-0.9903	0.0182	<.0001	187.21	<.0001
	30~39	-0.8424	0.0182	<.0001		
	40~49	-0.6793	0.0181	<.0001		
	50~59	-0.3883	0.0181	<.0001		
	60~69	-0.1331	0.0185	<.0001		
	70~79	0.0773	0.0195	<.0001		
	80~	0.0000	0.0000	<.0001		
간편고지 그룹	신간편고지 I	-0.0071	0.0063	<.0001	86.47	<.0001
	신간편고지 II	-0.1259	0.0072	<.0001		
	신간편고지 III	-0.1299	0.0073	<.0001		
	기존 간편고지	0.0000	0.0000	-		
dispersion(τ)	1	0.0000	0.0000	.	.	.

〈표 12〉는 여성의 질병으로 인한 수술횟수를 적합한 음이항회귀모형의 모형 적합도 통계량과 모형적합도 결과이다. 이탈도(deviance)와 Pearson 카이제곱 통계량 적합도에 대한 p-값이 모두 1.0으로, 여성의 질병으로 인한 입원횟수의 음이항회귀모형의 적합도 역시 매우 만족스러운 것으로 나타났다.

〈표 12〉 여성의 질병으로 인한 수술횟수 음이항회귀모형적합도

	Value	DF	Value/DF	p-value
Deviance	30.39	18	1.6885	1.0000
Pearson Chi-Square	30.47	18	1.6926	1.0000
Log Likelihood	1,691,183.4			
AIC	362.69			
BIC	377.34			

〈표 13〉의 여성의 수술횟수에 대한 음이항회귀모형 적용 결과를 살펴보면, 여성의 신간편고지 I 가입 대상자의 질병으로 인한 수술횟수는 기존 간편고지 가입 대상자 대비 $\exp(-0.0073)=0.9927$ 배 낮게 나타나 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 I 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.9927임을 알 수 있다. 마찬가지로 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 II 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.9000 ($=\exp(-0.1050)$)이며, 기존 간편고지 가입 대상자 대비 신간편고지 III 가입 대상자의 예측 상대위험도는 0.8968($=\exp(-0.1089)$)이다.

〈표 13〉 여성의 질병으로 인한 수술횟수 음이항회귀모형 적합 결과

요인	df	추정치	표준오차	p-값	LR χ^2	p-값
상수	1	-1.5825	0.0145	<.0001	1254.75	<0.0001
연령	20~29	-0.8266	0.0155	<.0001	160.03	<.0001
	30~39	-0.4471	0.0160	<.0001		
	40~49	-0.4756	0.0157	<.0001		
	50~59	-0.3106	0.0157	<.0001		
	60~69	-0.1001	0.0161	<.0001		
	70~79	0.1779	0.0168	<.0001		
	80~	0.0000	0.0000	<.0001		
간편고지 그룹	신간편고지 I	-0.0073	0.0080	0.3577	60.98	<.0001
	신간편고지 II	-0.1050	0.0088	<.0001		
	신간편고지 III	-0.1089	0.0089	<.0001		
	기존 간편고지	0.0000	0.0000	-		
dispersion(τ)	1	0.0001	0.0001		.	

여성의 간편고지 방법별 수술횟수 차이에 대한 통계적 유의성을 비교하면, 신간편고지Ⅱ(3,10,5)와 신간편고지Ⅲ(3,10,5)는 기존 간편고지 (3,5,5)와 통계적 유의수준 0.05에서 크게 유의한 차이가 있지만, 신간편고지 I (3,5,10)과는 p-값이 0.3577로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

〈표 14〉는 남성과 여성의 〈표 11〉과 〈표 13〉 음이항회귀모형을 이용한 각 분석집단의 예측된 질병으로 인한 수술횟수 발생률과 기존 간편고지 대상자 대비 상대위험도를 제시한 표이다. 먼저, 남성의 기존 간편고지 대비 신간편고지 I 대상자의 수술 상대위험도는 모두 동일하게 0.9929, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅱ 대상자의 수술 상대위험도는 모두 동일하게 0.8817이고, 기존 간편고지 대비 신간편고지Ⅲ 대상자의 수술 상대위험도는 모두 동일하게 0.8782로 음이항회귀모형의 회귀계수에서 획득한 상대위험도와 일치한다. 마찬가지로, 여성의 기존 간편고지 대비 신간편고지 I 대상자의 수술 상대위험도는 0.9927, 신간편고지Ⅱ 대상자의 수술 상대위험도는 0.9003이고, 신간편고지Ⅲ 대상자의 수술 상대위험도는 0.8968로 음이항회귀모형의 회귀계수에서 얻은 상대위험도와 일치한다.

남성과 여성의 기존 간편고지 대비 신간편고지 방법별 수술횟수 상대위험도를 비교하면, 표준체와 가장 비슷한 기존 간편고지(3,5,5)에서 입원과 수술의 과거 무사고 기간은 5년을 유지하고 과거 중대질병으로 인한 기간을 10년으로 확대한 신간편고지 I (3,5,10)과는 상대위험도는 남성 0.9929, 여성 0.9927로 큰 차이가 없게 나타났다. 그러나 입원과 수술의 과거 무사고 기간을 5년에서 10년으로 확대한 신간편고지Ⅱ(3,10,5)와 신간편고지Ⅲ(3,10,5)에서 수술횟수 담보에 대한 상대위험도는 크게 감소함-을 보인다.

남성은 과거 입원과 수술의 과거 무사고 기간과 과거 중대 질병으로 인한 기간을 각각 10년으로 확대하는 것이 기존 간편고지(3,5,5) 대비 수술 발생 상대위험도를 크게 줄일 수 있음을 보여준다. 그러나 여성은 과거 중대 질병으로 인한 기간을 10년으로 확대한 것 보다 입원과 수술의 과거 무사고 기간은 5년을 10년으로 확대하는 것이 기존 간편고지(3,5,5) 대비 입원 발생 상대위험도를 크게 줄일 수 있음을 보여준다. 즉 남성이 여성보다 과거질병 이력이 수술 발생에 더 영향을 주고 있다.

〈표 14〉 간편고지 방법별 수술발생률과 상대위험도

성별	연령	기존간편 고지 발생률	신간편고지Ⅰ		신간편고지Ⅱ		신간편고지Ⅲ	
			발생률	상대 위험도	발생률	상대 위험도	발생률	상대 위험도
남성	20~29	0.0869	0.0863		0.0766		0.0763	
	30~39	0.1007	0.1001		0.0888		0.0885	
	40~49	0.1186	0.1177		0.1045		0.1041	
	50~59	0.1586	0.1575	0.9929	0.1399	0.8817	0.1393	0.8782
	60~69	0.2047	0.2033		0.1805		0.1798	
	70~79	0.2527	0.2509		0.2228		0.2219	
	80~	0.2339	0.2322		0.2062		0.2054	
여성	20~29	0.0899	0.0892		0.0809		0.0806	
	30~39	0.1314	0.1304		0.1183		0.1178	
	40~49	0.1277	0.1268		0.1150		0.1145	
	50~59	0.1506	0.1495	0.9927	0.1356	0.9003	0.1351	0.8968
	60~69	0.1859	0.1845		0.1674		0.1667	
	70~79	0.2455	0.2437		0.2210		0.2202	
	80~	0.2055	0.2040		0.1850		0.1843	

V. 결론 및 시사점

서론에서 살펴본 바와 같이, 간편고지보험 시장은 매년 지속적으로 성장해 왔으며, 고령화로 인한 만성질환자 증가, 저연령대의 중대질병 발생자 증가, 그리고 생존율 증가 등으로 간편고지보험 가입 수요는 앞으로도 지속적으로 성장할 것으로 예상된다. 이러한 상황에서 본 연구는 국민건강보험 표본코호트DB 2.0을 활용하여, 고지항목의 두 번째와 세 번째 무사고 기간을 각각 5년에서 10년으로 확장한 4개 집단에 따른 질병으로 인한 입원 및 수술 발생에 대한 일반화선형모형을 이용한 상대위험도를 측정하였다. 이를 통해 만성질환자 또는 유병력자를 대상으로 간편고지보험의 보험료 할인 적용 가능성을 살펴봄

으로써 관련 시장의 확대 가능성을 모색하였다.

본 연구는 국민건강보험공단의 표본코호트DB 2.0을 활용하여 기존 간편고지(3.5.5), 신간편고지Ⅰ(3.5.10), 신간편고지Ⅱ(3.10.5), 신간편고지Ⅲ(3.10.10) 4개 유형의 고지항목과 연령을 설명변수로 설정하였다. 질병 입원 및 질병 수술 발생의 두 가지 반응변수에 대해 오프셋(offset)을 포함한 음이항회귀모형을 적합하여 상대위험도를 산정하였다. 그 결과, 질병 입원 및 질병 수술에 유의한 영향을 미치는 고지항목을 판별하였고, 과거 무사고 기간이 반응변수에 미치는 영향을 객관적으로 측정하였다.

연구 결과를 종합하면, 새롭게 제시한 신간편고지Ⅰ,Ⅱ,Ⅲ 유형 모두 기존 간편고지(3.5.5) 상품 가입대상자 대비 질병 입원 및 수술 상대위험도(Relative Risk)가 1 미만으로 산출되었다. 구체적으로, 남성의 질병으로 인한 입원횟수를 살펴보면, 신간편고지Ⅰ의 상대위험도는 0.9855, 신간편고지Ⅱ의 상대위험도는 0.8859, 신간편고지Ⅲ의 상대위험도는 0.8797로 나타났다. 신간편고지Ⅲ의 상대위험도가 0.8797로 가장 낮게 나타났으며, 이는 고지 대상 기간을 확대하면 그 가입대상자의 상대위험도가 감소할 것이라는 예상에 부합하는 결과이다. 다만, 신간편고지Ⅱ의 상대위험도가 0.8859로 신간편고지Ⅲ의 상대위험도와 큰 차이를 보이지 않는다. 이를 통해 세 번째 고지항목인 중대질병 발생 여부의 대상 기간을 5년에서 10년으로 확대하는 것은 두 번째 고지항목인 입원 및 수술 여부의 대상 기간을 확대하는 것보다 상대적으로 큰 할인 효과를 나타내지 못한다는 것을 알 수 있다. 이는 신간편고지Ⅰ의 상대위험도가 0.9855로 1과 가까운 사실을 통해 다시 한 번 확인할 수 있다.

현재 보험업계에서는 보험요율을 산출할 때 일반화선형모형을 이용한 예측값을 사용하기보다는 실제 측정된 값을 많이 사용한다. 이는 성별, 연령별로 표준체 또는 기존 간편고지 대상자 대비 상대위험도가 일정하지 않을 수 있어 보험상품 개발에 대한 전체적인 의사결정을 어렵게 만든다. 그러나 일반화선형모형을 이용하게 되면, 성별, 연령별 발생률은 다르더라도 대상 집단 간의 상대위험도는 성별과 연령별 오차를 반영하여 동일한 값이 제시되므로, 통일되고 합리적인 결론을 내릴 수 있는 장점이 있다.

본 연구의 결과를 통해 소비자, 보험회사, 정부 측면에서의 기대효과 및 시

사점은 다음과 같다. 먼저 소비자 측면에서는 새롭게 제시한 신간편고지Ⅰ(3.5.10), 신간편고지Ⅱ(3.10.5), 신간편고지Ⅲ(3.10.10) 3개 유형의 고지항목에 따라 기존 간편고지(3.5.5) 상품 대비 할인된 보험료를 적용할 수 있는 가능성을 제시함으로써 간편고지보험 시장에 다양성을 부여하고, 소비자의 선택권을 확대하는 방안을 제시하였다.

보험회사는 기존 간편고지(3.5.5) 상품의 보험료가 높아 가입을 망설였던 소비자에게 새로운 유형의 고지항목을 포함한 보험상품을 제안함으로써 새로운 수요를 창출할 수 있을 것이다. 또한, 소비자의 상태에 따른 세밀하고 차등적인 보험료 산출을 통해 가입자 풀(pool)을 확대함으로써 역선택 위험을 감소시킬 수 있을 것이다.

마지막으로 정부 차원에서도 새로운 유형의 보험상품을 통해 무보험 상태의 국민들이 보험에 가입하고, 이를 통해 안정적인 사회경제활동을 지속할 수 있도록 돕는 사회 안전망 역할을 기대할 수 있다. 또한, 국민건강보험 표본코호트DB와 같은 공공의료 데이터를 지속적으로 활용하게 되면 새로운 수요를 창출하는 보험상품 개발에 기여함으로써, 국민건강보험과 실손의료보험의 보조 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 간편고지 대상의 확장과 새로운 간편고지 사항 개발을 위해 기존 간편고지 대상자의 계층을 상대위험도에 따라 위험담보를 세분화하여 보험요율을 더욱 더 객관화한 것을 제시하였지만 과거 입원과 수술, 질병이력을 5년에서 10년으로 확장하는 특수한 예를 제시한 경우이다.

참 고 문 헌

- 권혁성, 오피재, 강민용, 우경석, “건강보험통계 기반 건강 수준 평점화 모형을 활용한 간편고지 상품 유형별 보험요율 차등화에 관한 연구,” **리스크관리연구** 32(4) (2021): 99-147.
- 심현우, 임형기, 최양호, “부분적 청구경력 고지 간소화에 따른 건강보험 요율 차등화에 관한 연구,” **보험금융연구** 32(2) (2021): 43-75.
- 전희주, 안철경, “음이향회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구,” **보험금융연구** 23(4), (2012): 29-60.
- 전희주, 인태교, “국민건강보험 표본코호트2.0DB를 활용한 건강상태에 따른 암발생과 암수술건수 상대위험도 연구,” **리스크관리연구** 33(4) (2022): 53-83.
- 전희주, 인태교, 황용순, “신용정보에 따른 입원 및 수술 발생 상대위험도 적용방안 연구: 신용정보원 데이터 이용,” **보험학회지** 135 (2023): 101-125.
- 전희주, 인태교, “간편고지보험 고지항목별 무사고기간에 따른 암 발생 및 치료 상대위험도 예측,” **보험학회지** 138 (2024): 41-72.
- 전희주, 최경진, “국민건강보험 빅데이터를 활용한 치아보험 요율 차등화에 관한 연구: 치아우식증, 치주질환을 중심으로,” **보험금융연구** 33(3) (2022): 119-147.
- 전희주, 최경진, “국민건강보험 건강검진코호트DB와 표본코호트DB를 활용한 크라운, 치수치료 담보 치아보험 상품의 상대위험도 연구,” **금융감독연구** 10(1) (2023): 137-160.
- 전희주, 최경진, “허혈성 심장질환 담보 간편고지보험 가입 대상자의 상대-위험도 연구,” **보험학회지** 141 (2025): 27-67.
- 질병관리청, 2023 만성질환 현황과 이슈, 2023.
- 황지연, 이상엽, 주석훈, “건강보험통계를 활용한 간편고지 상품의 담보별 최적 언더라이팅 기준 산출,” **보험학회지**, 124 (2020): 1-34.
- Agresti, A., *Categorical data analysis (3rd ed.)*. New York,: John Wiley & Sons, 2013.
- Boodhun, N., Jayabalan, M., 2018, “Risk prediction in life insurance industry using supervised learning algorithms,” **Complex Intell. Syst.** 4 (2018): 145-154.
- David, M., “Auto insurance premium calculation using generalized linear models,” **Procedia Economics and Finance** 20 (2015): 147-156.

- De Jong, P. and Heller, G., **Generalized Linear Models for Insurance Data** (International Series on Actuarial Science, Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- Gurmu, S., “Tests for Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model,” **Journal of Business and Economic Statistics** 9(2) (1991): 215–222.
- Naufal, N., Devila, S., and Lestari, D., “Generalized linear model (GLM) to determine life insurance premiums,” Proceedings of the 4th International Symposium on Current Progress in Mathematics and Sciences (ISCPMS2018) (2019).
- Society of Actuaries, **Risk scoring in health insurance: A Primer**, 2016.

〈표 15〉 남성 대상자수별 질병 입원횟수와 질병 수술횟수

번호	성별	연령군	간편고지 집단	대상자 수	질병 입원횟수	질병 수술횟수
1	1	20~29	기존 간편고지	169,310	9,358	14,449
2	1	20~29	신간편고지 I	168,582	9,307	14,368
3	1	20~29	신간편고지 II	98,222	4,868	7,693
4	1	20~29	신간편고지 III	97,947	4,859	7,666
5	1	30~39	기존 간편고지	116,603	7,937	11,713
6	1	30~39	신간편고지 I	115,314	7,748	11,564
7	1	30~39	신간편고지 II	74,046	4,452	6,566
8	1	30~39	신간편고지 III	73,528	4,410	6,514
9	1	40~49	기존 간편고지	122,221	10,169	14,648
10	1	40~49	신간편고지 I	119,442	9,761	14,228
11	1	40~49	신간편고지 II	75,646	5,325	7,768
12	1	40~49	신간편고지 III	74,610	5,193	7,631
13	1	50~59	기존 간편고지	97,180	12,679	15,345
14	1	50~59	신간편고지 I	93,401	12,108	14,709
15	1	50~59	신간편고지 II	57,141	6,598	8,010
16	1	50~59	신간편고지 III	55,679	6,425	7,795
17	1	60~69	기존 간편고지	48,304	9,612	10,027
18	1	60~69	신간편고지 I	45,011	8,691	9,181
19	1	60~69	신간편고지 II	26,844	4,753	4,777
20	1	60~69	신간편고지 III	25,691	4,473	4,540
21	1	70~79	기존 간편고지	18,748	6,060	4,756
22	1	70~79	신간편고지 I	16,632	5,288	4,134
23	1	70~79	신간편고지 II	9,729	2,842	2,190
24	1	70~79	신간편고지 III	9,008	2,604	1,995
25	1	80~89	기존 간편고지	5,692	2,968	1,349
26	1	80~89	신간편고지 I	4,822	2,412	1,110
27	1	80~89	신간편고지 II	2,655	1,350	554
28	1	80~89	신간편고지 III	2,417	1,206	482
계				1,824,425	173,456	215,762

〈표 16〉 여성 대상자수별 질병 입원횟수와 질병 수술횟수

번호	성별	연령군	간편고지 집단	대상자 수	질병 입원횟수	질병 수술횟수
1	1	20~29	기존 간편고지	162,763	9,335	14,445
2	1	20~29	신간편고지Ⅰ	162,240	9,286	14,384
3	1	20~29	신간편고지Ⅱ	109,759	5,647	8,976
4	1	20~29	신간편고지Ⅲ	109,535	5,618	8,952
5	1	30~39	기존 간편고지	69,854	5,685	8,953
6	1	30~39	신간편고지Ⅰ	69,310	5,634	8,872
7	1	30~39	신간편고지Ⅱ	38,489	2,881	4,692
8	1	30~39	신간편고지Ⅲ	38,315	2,866	4,671
9	1	40~49	기존 간편고지	109,289	11,227	13,983
10	1	40~49	신간편고지Ⅰ	107,448	10,897	13,721
11	1	40~49	신간편고지Ⅱ	53,597	5,043	6,108
12	1	40~49	신간편고지Ⅲ	53,031	4,949	6,044
13	1	50~59	기존 간편고지	94,962	13,766	14,445
14	1	50~59	신간편고지Ⅰ	91,749	13,180	13,915
15	1	50~59	신간편고지Ⅱ	54,983	7,052	7,335
16	1	50~59	신간편고지Ⅲ	53,790	6,845	7,144
17	1	60~69	기존 간편고지	54,595	10,306	10,340
18	1	60~69	신간편고지Ⅰ	50,719	9,271	9,436
19	1	60~69	신간편고지Ⅱ	30,037	4,859	4,936
20	1	60~69	신간편고지Ⅲ	28,567	4,511	4,657
21	1	70~79	기존 간편고지	24,435	7,601	6,113
22	1	70~79	신간편고지Ⅰ	21,772	6,575	5,303
23	1	70~79	신간편고지Ⅱ	12,503	3,599	2,737
24	1	70~79	신간편고지Ⅲ	11,530	3,281	2,477
25	1	80~89	기존 간편고지	11,951	6,646	2,403
26	1	80~89	신간편고지Ⅰ	10,001	5,357	1,998
27	1	80~89	신간편고지Ⅱ	5,140	2,771	993
28	1	80~89	신간편고지Ⅲ	4,574	2,420	884
계				1,644,938	187,108	208,917

