

# 생애사건이 가구의 보험보유상태 변화에 미치는 영향 분석

## Effects of Life Events on Changes in Insurance Holdings

오 승 연\* · 송 윤 아\*\*

Seung-Yun Oh · Yunah Song

이 연구의 목적은 생애사건이 가구의 보장성보험 보유상태 변화에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 이제까지 가구의 보험가입결정에 대한 연구는 정태적 보험수요 분석이 대부분이었고 따라서 보험의 가입 및 해약에 영향을 주는 가구의 동태적 특성을 분석하는데 한계가 있었다. 이에 본 연구는 보험의 보유상태 변화를 신규가입, 추가가입, 전액해약, 부분해약으로 구분하여 가구의 동태적 특성 변화의 영향을 분석하였다. 분석결과, 출산 및 사망, 취업상태 및 종사상지위 변화, 소득 및 순자산 변화는 가구의 보험보유상태 변화에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 반면, 결혼 및 이혼은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히, 가구는 첫 출산을 계기로 보험에 신규·추가 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났고, 추가가입과는 달리 신규가입에 있어 첫 출산을 제외한 출산은 유의한 변인이 아닌 것으로 나타났다. 이러한 결과는 향후 보험산업이 저출산과 노동시장의 변화를 주시하고 대응해나가야 할 필요가 있음을 시사하고 있다.

국문 색인어: 생애사건, 동태적 보험수요, 이중허들모형, 보험가입, 보험해약

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600, B050603, B030701

\* 보험연구원 고령화연구실 연구위원(syoh@kiri.or.kr), 제1저자

\*\* 보험연구원 금융정책실 연구위원(yunah.song0@gmail.com), 교신저자

논문 투고일: 2015. 08. 12, 논문 최종 수정일: 2015. 10. 23, 논문 게재 확정일: 2015. 11. 19

## I. 서론

1960년대 중반 Yaari(1965)에 의해 보험수요에 대한 이론모형이 정립된 이후 지 난 반세기 동안 동 이론을 미시적 측면에서 실증하기 위한 연구가 활발히 이루어져 왔다. 선행연구에서는 주로 가구의 납입보험료 또는 보험보유여부를 종속변수로 사용하여, 가구의 소득을 포함한 가구주의 연령, 성별, 교육수준, 부양가족 수, 맞벌이 여부, 취업자 수, 혼인상태, 자가소유 여부, 사회보험수혜 여부 등 가구특성이 보험수요에 미치는 영향을 검토하였다(Zietz, 2003).

그러나 선행연구는 분석결과와 분석방법 측면에서 다음과 같은 한계를 가진다. 첫째, 특정 변수가 가구의 보험수요에 미치는 영향은 선행연구들간 다소 상반된 결과를 보인다(Hau, 2000; Zietz, 2003; Liebenberg et al., 2012). 예를 들어, 연령<sup>1)</sup>, 교육수준<sup>2)</sup>, 자녀유무 및 자녀 수<sup>3)</sup>, 맞벌이 여부<sup>4)</sup>, 소득<sup>5)</sup> 등의 추정결과에 일관성이 없는 것으로 나타난다. 둘째, 보험수요에 대한 기존 실증연구는 주로 횡단면자료

- 
- 1) 예를 들어, Truett and Truett(1990)와 Showers and Shotick(1994)은 가구주의 연령과 보험수요간 정(+)의 관계를 확인한 반면, Bernheim(1991)과 Chen et al.(2001) 등은 이와 상반된 결과를 확인하였다. 또한 Anderson and Nevin(1975), Burnett and Palmer(1984), Fitzgerald(1987)은 연령이 보험구매결정에 유의한 영향을 미치지 않음을 확인하였으며 본 연구와 동일한 분석자료를 이용한 오승연·김유미(2015)는 연령과 보험수요간 역U자 관계를 확인하였다.
  - 2) Anderson and Nevin(1972)과 Auerbach and Kotlikoff(1989)는 교육수준과 보험수요 간 부(-)의 관계를 확인하였다. Burnett & Palmer(1984)과 Gandolfi and Miners(1996)에서는 남편의 경우 교육수준과 보험수요 간 정(+)의 관계가 나타났으나, 부인의 경우 두 변수 간 관계가 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 또한 Hau(2000)과 오승연·김유미(2015)에서 가구주의 교육수준 변수는 유의하지 않게 나타났다.
  - 3) Burnett & Palmer(1984)와 Bernheim(1991)은 자녀 수와 보험수요 간 정(+)의 관계를, Auerbach and Kotlikoff(1989)는 부(-)의 관계를 확인하였고, Hau(2000)과 Gutter and Hatcher(2008)에서 두 변수 간 관계는 유의하지 않은 것으로 나타났다.
  - 4) Goldsmith(1983)과 Gandolfi and Miners(1996)는 부인이 풀타임 경제활동을 하는 가구일 수록 남편의 생명보험 가입이 줄어들면, 부인의 파트타임 경제활동이 남편의 생명보험 가입에 유의한 영향을 미치지 않다는 것을 발견하였다. 오승연·김유미(2015)는 맞벌이 변수와 보험수요 간 정(+)의 관계를 확인하였다.
  - 5) Showers and Shotick(1994) 등 다수의 연구는 가구의 소득과 보험수요 간 정(+)의 관계를 입증하였다. 반면, Anderson and Nevin(1975)은 현재 소득과 보험수요 간 관계가 소득계층별로 다르게 나타난다는 것을 발견하였다. 고소득층과 저소득층에서 현재소득과 보험수요 간 정(+)의 관계를, 중간소득층에서는 부(-)의 관계가 나타났다.

를 이용하여 가구의 정태적 특성과 보험보유 간 관계를 설명하였다. 횡단면 자료를 이용한 정태분석은 자녀유무 및 자녀 수, 혼인상태, 취업상태, 맞벌이 상태, 소득 및 순자산 수준 등 특정 시점의 가구특성과 가구의 보험보유상태에 대한 정적 관계를 추정하는 데에는 유용하다. 하지만 혼인상태 변화, 출산 및 사망, 취업 및 실업, 종사상지위 변화, 맞벌이상태 변화, 소득 및 순자산의 변화 등 생애사건과 보험보유상태 변화 간 동적관계를 설명할 수 없다는 한계를 가진다. 뿐만 아니라, 보험보유는 가입과 해약이라는 행위의 결과로 특정 시점에 관측되는 상태변수이다. 따라서 보험보유 결정요인의 실증에 집중한 정태분석은 특정 변인으로 인해 보험보유가 증가한 경우 이것이 가입증가에 기인한 것인지 해약감소에 기인한 것인지 설명하기 어렵다는 한계를 가진다.

이에 Liebenberg et al.(2012)은 기존연구와 달리 동태분석을 통해 생애사건 관련 변수들이 생명보험 보유상태 변화에 미치는 영향을 실증하였다. 동태분석은 생애사건의 영향을 검증하기 위한 적절한 분석틀일 뿐만 아니라 가구 간 관찰되지 않는 이질성을 모두 통제할 수 있기 때문에 정태분석에 기반한 기존연구의 강건성을 확인하는 한 방법이 될 수 있다. Liebenberg et al.(2012)은 미국의 Survey of Consumer Finances 패널조사 1983년과 1989년의 2개년도 자료와 Cragg의 이중허들 모형을 이용하여 1983~1989년 기간 동안 출산, 혼인상태 변화, 취업상태 변화, 소득 및 순자산 변화 등이 가구의 정기보험과 종신보험의 보험금액(face value) 증감 여부 및 규모에 미치는 영향을 검증하였다. 이로써 출산, 취업, 소득증가가 정기보험 가입에 정(+의 영향을, 결혼과 소득증가가 종신보험 가입에 정(+의 영향을 미침을 확인하였다.

그동안 국내에서도 가구의 보험수요에 대한 실증연구가 다수 이루어졌다. 횡단면 설문조사자료를 이용한 분석이 주를 이룬 가운데, 오승연·김유미(2015)는 한국노동패널조사(KLIPS) 4차~15차 자료를 이용하여 분석을 수행하였다.<sup>6)</sup> 그러나 동태분석을 통해 생애사건과 가구의 보험보유상태 변화 간 관계를 검증한 국내

6) 최현자 외.(2008)는 한국노동패널조사 7차 자료를, Lee et. al.(2010)과 최석규(2011)는 보험소비자 설문조사자료를 이용하여 횡단면분석을 수행하였다.

연구는 부재한 실정이다.

이 연구의 목적은 생애사건이 가구의 보장성보험 보유상태 변화에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 이를 위해 한국노동패널조사 4~15차에 해당하는 12년간의 자료를 결합(pooling)하여, 출산 및 사망, 혼인상태 변화, 취업상태 변화, 종사상지위 변화, 소득 및 순자산 변화 등 생애사건이 가구의 신규가입, 추가가입, 전액해약, 부분해약 등에 미치는 영향을 이중허들모형(double hurdle model)으로 분석하였다.

이 연구는 동태분석을 통해 생애사건이 가구의 보장성보험 보유상태 변화에 미치는 영향을 분석한다는 점에서 Liebenberg et al.(2012)과 유사하나, 다음과 같은 새로운 시도를 통해 선행연구를 보완하였다. 첫째, 이 연구에서는 출산을 첫 출산과 추가출산으로 세분하여 첫 출산의 효과를 입증하였다. 둘째, 이 연구에서는 가구의 행위를 신규가입과 추가가입 그리고 전액해약과 부분해약으로 보다 세분하여 분석함으로써 특정 변인으로 인한 가입 및 해약 증감, 즉 보험보유의 증감 경로를 보다 구체적으로 설명하였다. 셋째, 동태적 변화의 관측주기가 길수록 특정 변인의 단독효과를 포착하기 어렵다는 점을 감안하여 이 연구에서는 관측주기를 1년 단위로 설정함으로써 생애사건이 가구의 보험 가입 및 해약에 미치는 즉시적 영향을 살펴보았다.

분석결과, 출산 및 사망, 취업상태 및 종사상지위 변화, 소득 및 순자산 변화는 가구의 보험보유상태 변화에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 가구는 첫 출산을 계기로 보험에 신규·추가 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났고, 추가가입과는 달리 신규가입에 있어 첫 출산을 제외한 출산은 유의한 변인이 아닌 것으로 나타났다. 한편, 결혼 및 이혼은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 Liebenberg et al.(2012)에서 결혼 및 사별이 보험 가입 및 해약에 영향을 미치는 유의한 변인이었다던 것과 상이한 결과이다. 혼인상태 변화의 영향이 두 연구에서 다르게 나타난 이유는 Liebenberg et al.(2012)와 달리 본 연구는 가입을 신규와 추가가입으로, 해약을 전액과 부분해약으로 세분화시켜 분석하였기 때문이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 2절 분석방법에서는 분석모형과 분석자료를 설명하고 있으며, 3절에서는 보험가입과 해약의 결정요인 분석결과를 보고하고, 4절에서는 결론 및 시사점을 도출하고 있다.

## II. 분석방법

### 1. 분석모형

#### 가. 이중허들모형

가구의 보험수요는 가구 상황변화에 따라 동태적으로 변화하고 이는 가구가 납입하는 보험료의 증감으로 관찰될 수 있다. 보험 가입 및 해약의 동태성을 포착하기 위해 두 시점 간 가구의 연납입보험료 증가 또는 감소 여부와 그 규모를 종속변수로 정의하여 동기간 가구원 수, 가구주의 혼인상태 · 종사상지위 · 취업상태, 소득, 순자산 등의 변화가 보험보유상태 변화에 미치는 영향을 살펴본다.<sup>7)</sup> 이를 위해 패널조사자료를 이용하였는데, 관측기간 동안 가구의 연납입보험료에 변화가 없어 종속변수가 0으로 기록되는 경우가 다수 발생하고 있다. 즉, 종속변수로 사용된 가구의 연납입보험료 증가 또는 감소 규모가 0에서 좌측절단된 분포를 가지고 있다.

이러한 절단된 분포를 가진 자료의 분석에 적합한 모형을 결정하기 위해서는 자료에 나타난 0의 의미를 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로, 소비재의 수요분석시 다음과 같은 경우에 구입량 또는 참가수준을 0으로 기록한다(Madden, 2008). 먼저, 소비자가 건강, 취향, 정보, 탐색 및 거래비용 등 비가격적 또는 비소득적 요인

7) 전년대비 연납입보험료 감소는 보유계약의 해약뿐만 아니라 보유계약의 해지, 감액, 또는 납입기간 경과 등에 기인할 수 있다. 따라서 연납입보험료보다는 보험금액(face value)의 변화를 통해 가구의 가입 및 해약을 유추하는 것이 더 적절할 수 있다. 그러나 한국노동조사패널은 가구의 보험금액에 대한 정보를 제공하지 않으며, 연납입보험료 변화로써 가구의 가입 및 해약을 유추, 정의하는 것은 이 연구의 한계로 지적할 수 있다.

으로 인하여 구입 또는 참가 자체를 아예 하지 않기로 결정한 경우 구입량 또는 참가수준이 0으로 기록된다. 둘째, 구입 또는 참가 행위를 결정하였으나 관측기간 동안 주어진 가격 또는 소득 수준하에서는 구입 또는 참가할 여력이 없어 모서리해를 선택하는 경우 구입량 또는 참가수준이 0으로 기록된다. 셋째, 실제로는 소비가 이루어지지만 구입행위가 간헐적으로 이루어지는 내구재의 경우 실제로 소비행위를 하는 소비자들의 내구재 구입량이 0으로 기록되는 경우가 많다. 보험수요 분석에서 0의 관측치는 비구입행위 뿐 아니라 모서리해와 간헐적 구입행위의 의미가 혼재해 있는 것으로 볼 수 있다. 경제적 여건과 상관없이 보험을 리스크 관리수단으로 고려하지 않아 어떠한 가격조건하에서도 가입행위 자체를 하지 않는 개인이 존재할 가능성이 있다.<sup>8)</sup> 또한, 보험 가입 또는 해약을 결정하였으나 관측기간 동안에는 가격 또는 소득 여건상 모서리해를 선택하였을 개연성이 있다. 더불어 보험의 경우 실제로 소비가 이루어지지만 구입행위가 간헐적으로 이루어져 관측기간 동안에는 구매량이 0으로 기록될 개연성도 배제할 수 없다.

이러한 종속변수의 특성을 감안하여 이 연구에서는 이중허들모형(double hurdle model)을 사용하기로 한다. 이중허들모형은 0보다 큰 관측치가 얻어지기 위해서는 두 개의 허들을 넘어야 한다고 본다. 첫 번째 허들을 넘어 보험 가입 및 해약 여부를 선택해야 하고 이어서 두 번째 허들을 넘어 가입 및 해약으로 인해 실제로 가구의 납입보험료가 증가하거나 감소해야 한다. 0의 관측치는 첫 번째 허들을 넘지 못해 아예 행위 자체를 하지 않기로 선택하였거나, 아니면 첫 번째 허들을 넘었으나 두 번째 허들을 넘지 못하고 모서리해를 선택하였기 때문에 관측된다. 식 (3).<sup>9)</sup> 이중허들모형은 보험 가입 및 해약 여부 결정을 나타내는 참가방정식 식 (1)과 가입조건부 가입규모 또는 해약조건부 해약규모를 결정하는 수량방정식 식 (2)를 별도로 나누어 추정한다. 이처럼 이중허들모형은 행위결정과 수량결정이 두 개의 서로 다른 확률적 프로세스에 따라 결정되기 때문에 0의 관측치가 모서리해와 비구입·비참가를 의미하는 경우 적합하다<sup>10)</sup>. 반면, Tobit모형은 모든 0의 관

8) 종교, 보험에 대한 거부감, 또는 보험회사의 인수거절 등으로 인해 경제적 여건과 상관없이 보험가입을 하지 않는 개인이 존재할 여지가 있다.

9) 식 (1)~(3)은 Jones(1989)와 Madden(2008)을 재정리한 것이다.

측치를 모서리해로 간주하고 절단에 영향을 미치는 요인과 종속변수에 영향을 미치는 요인이 동일하며 서로 같은 방향으로 영향을 미친다고 가정한다.

$$d_i^* = z_i\alpha + v_i, \quad v_i \sim normal(0, 1) \quad \text{참가방정식 (1)}$$

$$y_i^* = x_i\beta + u_i, \quad u_i|x_i \sim normal(0, \sigma_u^2) \quad \text{수량방정식 (2)}$$

$$y_i = \begin{cases} y_i^* & \text{if } y_i^* > 0 \text{ and } d_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } (y_i^* \leq 0 \text{ and } d_i^* > 0) \text{ or } d_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

여기에서  $d_i^*$ 는 개별 관측치의 특성에 따라 주어지는 잠재변수로 참가여부를 결정한다.  $y_i^*$ 는 개별 관측치의 특성에 따라 주어지는 잠재변수로 수량을,  $y_i$ 는 실제로 관측되는 수량을 나타낸다.  $z_i$ 는 참가에 영향을 미치는 변수를,  $x_i$ 는 수량에 영향을 미치는 변수를 나타낸다.

이중허들모형은 참가방정식과 수량방정식 간 상관관계를 인정하는지 여부에 따라 Johns 이중허들모형과 Cragg 이중허들모형으로 구분된다. Cragg 이중허들모형은 참가방정식과 수량방정식의 교란항 사이에 상관관계가 없다고 가정하고 두 방정식을 별도로 추정한다. 두 교란항 간의 상관관계를 인정하는 보다 일반화된 이중허들모형의 경우 안정적인 추정치를 산출하기 위해서는 보험가입 여부에 영향을 미치나 가입규모에는 영향을 미치지 않는 제외규정(exclusion restriction)을 적용하여 추정식을 식별(identification)할 필요가 있다(Jones, 1992). 즉, 부적합한 도구변수를 사용하거나 도구변수를 고려하지 않는 경우, 추정결과에 편의가 발생할 수 있다. 그러나 적합한 도구변수를 찾기가 어렵기 때문에 이 연구에서는 두 교란항 사이의 상관계수가 통계적으로 유의하지 않아 교란항 간의 상관관계를 인정하는 것이 분석에 큰 이득을 가져다주지 않는 경우 Cragg 이중허들모형을 적용하여 분석한다. 그리고 두 교란항 사이의 상관계수가 통계적으로 유의하게 나타

10) 모든 0의 관측치가 비가입·비참가를 의미하는 경우에는 Heckman 표본선택모형이 적합하다. 즉, Heckman 표본선택모형에서는 첫 번째 허들만 넘으면 0보다 큰 관측치를 얻을 수 있는데, 이를 first hurdle dominance라고 한다. Heckman 표본선택모형은 first hurdle dominance가 존재하고 두 교란항 간 상관관계를 인정한다는 점에서 Cragg모형과 다르다.

나는 경우에는 Jones 이중허들모형을 적용하여 분석하기로 한다.

## 나. 추정모형

Lewis(1989)의 이론모형에 따르면, 피부양자는 부양자의 소득상실로 인한 미래 소득흐름의 불확실성을 제거하기 위해 보험을 구입하며, 생명보험 소비는 주소득원의 사망가능성, 부양가족의 미래소비의 현재가치, 그리고 위험회피도 등이 증가할수록, 그리고 가구의 부와 보험사업비가 감소할수록 증가한다. 또한 Campbell(1980)에 따르면 생명보험에 대한 수요가 인적자본의 손실가능성과 축적된 비인적 부에 의해 결정된다. 그동안 상기 이론을 실증적으로 입증하는 연구가 활발히 이루어져 왔다. 이들 연구는 부양가족의 미래소비의 현재가치를 나타내는 변수로 가구원 수와 소득을, 부를 대리하는 변수로 주택보유상태와 순자산, 위험회피도 및 미래소득흐름의 안정성을 나타내는 변수로 취업상태와 종사상지위를, 인적자본의 손실가능성을 나타내는 변수로 연령과 건강상태를, 인적자본 및 소득위험헤지능력을 대리하는 변수로 가구원의 교육수준과 맞벌이상태 등을 사용하였다.

그러나 대부분의 선행연구는 횡단면 자료를 이용하여 가구의 정태적 특성이 가구의 보험보유에 미치는 영향을 검증하는 데 집중하였고 일관성이 없는 추정결과를 보였다. 따라서 이 연구에서는 가구의 특성이 시간에 따라 변화한다는 점을 감안하여 선행연구에서 사용되었던 가구특성 변수들에 대해 동태분석을 수행하기로 한다. 구체적으로, 이 연구에서는 이중허들모형을 적용하여 아래 방정식을 추정한다.

$$y_i^I = \alpha_0 + \alpha_1 \text{추가 가구원 수}_i + \alpha_2 \text{맞벌이 전환}_i + \alpha_3 \text{취업 전환}_i + \alpha_4 \text{자가소유 전환}_i + \alpha_5 \text{증가소득}_i + \alpha_6 \text{증가순자산}_i + \text{통제변수} + \text{연도더미} + \epsilon_i \quad (4)$$

$$y_i^O = \alpha_0 + \alpha_1 \text{탈락 가구원 수}_i + \alpha_2 \text{외벌이 전환}_i + \alpha_3 \text{실업 전환}_i + \alpha_4 \text{자가소유 전환}_i + \alpha_5 \text{감소소득}_i + \alpha_6 \text{감소순자산}_i + \text{통제변수} + \text{연도더미} + \epsilon_i \quad (5)$$

식 (4)에서  $y_i^I$ 는 신규 및 추가 가입여부와 가입규모를, 식 (5)에서  $y_i^O$ 는 전액 및 부분 해약여부와 해약규모를 나타낸다. 가구가 신규가입과 추가가입을 결정하는 메커니즘이 상이할 수 있다는 점을 감안하여 신규가입과 추가가입을 구분하였고 마찬가지로, 전액해약과 부분해약을 구분하여 그 결정요인을 추정하였다. 참가방정식과 수량방정식에 동일한 설명변수를 사용하였다. 설명변수는 관측기간 동안 가구의 특성 변화를 나타내는 변수와 연납입보험료 증가 또는 감소라는 사건 전 년도의 가구정보를 나타내는 변수로 구성하였다. 구체적으로, 전년대비 가구원 수, 가구주와 배우자의 취업상태 및 종사상지위, 주택소유상태, 소득, 순자산 등의 동태적 변화를 가구의 보험보유 변화에 영향을 미치는 가변적 요소로 사용하였다. 또한 전년도 가구주의 연령, 연령제곱, 교육수준, 혼인상태, 자녀유무, 종사상지위 및 취업상태, 맞벌이 여부, 가구의 소득, 순자산, 자가소유 여부 등을 통제변수로 사용하였다. 모든 모형에서 연도별 더미를 사용하여 시간에 따른 변화를 통제하였다. 각 변수의 정의는 〈부표 1〉에 보고하였다.

## 2. 분석자료

### 가. 표본의 구성

이 연구는 가구의 보험보유상태 변화를 분석하기 위하여 한국노동연구원의 한국노동패널조사 원자료를 사용하였다. 분석기간은 4~15차에 해당하는 2001~2012년으로 12년간의 자료를 결합하여 분석하였다. 한국노동패널조사는 2001년부터 가구의 보험가입 여부와 납입보험료를 조사해오고 있으며 현재 15차년도 조사까지 완료·공개되어 가구의 보험 가입 및 해약의 동태적 분석을 위한 자료로 적합하다. 보험을 크게 보장성<sup>11)</sup>과 저축성으로 구분하여 조사하고 있는데, 2009년부터는 보장성보험을 세분화하여 종신보험 변수를 추가하였다. 본 연구는 보장성과

11) 노동패널조사에서 조사대상자들이 보장성과 저축성을 구분하기때문에 엄밀한 의미에서 보장성과 저축성의 구분으로 보기 어렵다. 보장성보험은 보험계약 만료 시 납입한 액수보다 돌려받는 액수가 더 적은 경우인데, 소비자들이 보장성이라고 보고한 보험의 일부는 엄밀한 의미에서 저축성일 수 있다.

종신보험을 포함시켜 분석하였다. 또한, 한국노동패널조사는 납입보험료뿐만 아니라, 가구원 수, 가구주 및 가구원의 혼인상태·종사상지위·취업상태, 소득, 순자산 등을 지속적으로 조사하고 있어, 가구의 상황 변화가 보험수요에 미치는 영향을 분석할 수 있다는 이점을 가진다.

한국노동패널조사 4~15차 자료 중 2년 연속 조사에 불참하거나 응답하지 않은 가구와 핵심적인 변수들이 결측인 관찰 값을 제외하고 표본을 구성하였다. 이 연구에서는  $t-1$ 년부터  $t$ 년까지 기간 동안 연납입보험료 증감 여부 및 그 규모를 종속 변수로 하므로 2001~2012년 기간 동안 연속되는 2개 연도 모두 자료가 존재하는 가구가 분석대상이 된다. 전체 분석기간은 2001~2012년까지 12년, 관측기간은 1년 단위이므로 총 11개의 관측기간이 분석에 이용된다. 한국노동패널의 경우 불균형 패널이기 때문에 분석대상이 되는 가구 수는 매 기간 다를 수 있으며 11개 기간의 자료를 결합한 결과 관측치는 총 52,110건이 되었다<sup>12)</sup>.

## 나. 표본의 주요 특성

전체표본은 전년대비 연납입보험료가 증가한 가입표본, 전년대비 연납입보험료가 감소한 해약표본, 전년대비 연납입보험료에 변동이 없는 유지표본으로 구분할 수 있다. 가입표본은 15,705건으로 전체의 30.1%를 차지하며 이중 신규가입은 5,996건, 추가가입은 9,709건이다. 해약표본은 13,546건으로 전체의 26%를 차지하며 이중 전액해약은 6,056건, 부분해약은 7,490건이다. 또한 유지표본은 22,859건(43.9%)으로 이중 무보험유지는 18,426건, 유보험유지는 4,433건이다. 표본의 주요 특성은 전체표본, 가입표본, 그리고 해약표본으로 구분하여 <표 1>에 보고하였다.

관측기간 동안 전년대비 연납입보험료가 증가 또는 감소한 가구의 비율은 각각

12) 이 연구에서는 2001~2012년 기간 동안 연속되는 2개 연도에 대해 가구의 보험 가입 및 해약 동태를 분석하므로, 12년 모두 응답한 자만으로 균형패널을 만들 필요가 없다. 각 기간에 대해 연속하는 2개 연도 모두 자료가 존재하여 분석대상이 되는 가구 수는 다음과 같다: 2001~2002년 3,753건, 2002~2003년 3,830건, 2003~2004년 4,144건, 2004~2005년 4,286건, 2005~2006년 4,401건, 2006~2007년 4,569건, 2007~2008년 4,613건, 2008~2009년 4,604건, 2009~2010년 5,886건, 2010~2011년 5,960건, 2011~2012년 6,064건.

30.1%와 26%이다. 따라서 가입규모의 분포는 30.1%의 가입가구들 사이에서는 비교적 연속적으로 분포한 것으로 볼 수 있지만, 나머지 69.9%의 비가입가구들에 대해서는 0의 값을 갖는다. 마찬가지로, 해약규모의 분포는 26%의 해약가구들 사이에서는 비교적 연속적으로 분포한 것으로 볼 수 있지만, 나머지 74%의 비해약가구들에 대해서는 0의 값을 갖는다. 전년대비 연납입보험료가 증가한 경우 그 규모는 평균 240만 원, 감소한 경우 그 규모는 평균 233만 원이다<sup>13)</sup>.

먼저 가구원 수 변화를 살펴보면, 관측기간 동안 가구원 수가 증가한 사례의 비율은 전체표본, 가입표본, 해약표본이 각각 4.8%(2,498건), 6.9%(1,085건), 4.7%(642건)로 가입표본이 가장 높고, 해약표본이 가장 낮다. 반대로, 관측기간 동안 가구원 수가 감소한 사례의 비율은 해약표본(7.1%)이 가장 높고 가입표본(4.7%)이 가장 낮다. 추가 가구원 수 또는 탈락 가구원 수의 평균은 1.12~1.25명으로 표본 간 차이가 미미하다. 가구원 수 변화는 출산과 밀접한 관련이 있는데, 관측기간 동안 출산으로 인해 자녀 수가 증가한 사례의 비율은 가입표본(6.3%), 해약표본(4.5%), 전체표본(4.3%) 순으로 높다. 또한, 관측기간 동안 첫 아이를 출산한 건의 비율은 가입표본이 3.2%로 가장 높고 해약표본이 1.9%로 가장 낮다. 이는 출산 또는 가구원 수 변화가 가입 또는 해약에 영향을 미칠 개연성을 시사한다.

가구주의 혼인상태 변화를 살펴보면, 관측기간 동안 가구주가 결혼한 사례의 비율은 가입표본(1%)이 가장 높고 해약표본(0.7%)이 가장 낮다. 반대로, 관측기간 동안 가구주가 별거, 이혼, 사별한 사례의 비율은 가입표본이 0.6%로 가장 낮고 전체표본이 1%로 가장 높다. 결혼이 보험가입 결정에 미미하게나마 영향을 미칠 개연성을 시사한다.

관측기간 동안 외벌이에서 맞벌이로 전환한 사례의 비율은 가입표본(6.3%), 해약표본(5.2%), 전체표본(4.6%) 순으로 높다. 반대로, 맞벌이에서 외벌이로 전환한 사례의 비율은 해약표본(5.7%), 가입표본(5.3%), 전체표본(4.5%) 순으로 높다. 관측기간 동안 가구주가 임금근로자에서 자영업자로 전환한 비율은 가입표본

13) 연납입보험료의 증가 또는 감소 규모의 표준편차가 크다. 이를 종속변수로 하는 모형 추정 시에는 관측기간 동안 증가 또는 감소한 연납입보험료 규모에 로그변환을 취하여 정규분포에 근사시켰다.

(1.9%), 해약표본(1.8%), 전체표본(1.4%)순으로 높다. 또한 가구주가 관측기간 동안 취업에 성공한 사례의 비율은 가입표본(3.9%)이 가장 높고, 해약표본(3.3%)이 가장 낮다. 반대로, 가구주가 관측기간 동안 실업한 사례의 비율은 해약표본(4.7%)이 가장 높고, 가입표본(3.9%)이 가장 낮다. 이는 가구주 또는 배우자의 취업상태 변화가 보험수요 변화에 영향을 미칠 개연성이 있음을 시사한다.

소득변화를 살펴보면, 관측기간 동안 소득이 증가한 사례의 비율은 가입표본이 60.2%로 가장 높고 해약표본이 48.1%로 가장 낮으며, 증가한 소득의 평균은 가입표본에서 1,634만 원으로 가장 높고 전체표본에서 1,310만 원으로 가장 낮다. 관측기간 동안 소득이 감소한 사례의 비율은 해약표본이 51.8%로 가장 높고 가입표본이 39.8%로 가장 낮으며, 감소한 소득의 평균은 해약표본에서 1,464만 원으로 가장 높고 전체표본에서 1,201만 원으로 가장 낮다. 순자산의 변화도 이와 유사하다. 관측기간 동안 순자산이 증가한 사례의 비율은 가입표본(56.7%)이 가장 높고, 전체표본(51.4%)이 가장 낮으며, 증가한 순자산의 평균은 해약표본이 9,809만 원으로 가장 높고, 전체표본이 8,929만 원으로 가장 낮다. 관측기간 동안 순자산이 감소한 사례의 비율은 해약표본(49.3%)이 가장 높고, 가입표본(43%)이 가장 낮다. 감소한 순자산의 평균은 해약표본이 9,245만 원으로 가장 높고, 전체평균이 7,858만 원으로 가장 낮다. 이는 관측기간 동안 경제적인 여건이 개선될수록 보험에 가입할 개연성이 있고, 반대로 경제적인 여건이 악화될수록 해약할 개연성이 있음을 시사한다.

보험 가입 또는 해약 사건 전년도 가구의 특성은 가입표본과 해약표본에서 대체로 유사한 분포를 보이며, 전체표본과는 다소 차이를 보인다. 가입표본은 무보험상태에서 신규로 보험에 가입한 집단과 추가로 보험에 가입한 집단을 포함하고, 해약표본은 전액해약한 집단과 부분해약한 집단을 포함한다. 동일표본 내 집단간 이질적인 특성으로 인하여 가입표본과 해약표본 간 유의한 차이가 포착되지 않는 것으로 보인다. 가구의 정태적 특성과 관련해서는 전체표본, 가입표본, 해약표본을 구분하여 검토하는 것의 실익이 없으므로, 여기에서는 전체표본을 중심으로 정리하도록 한다. 먼저, 가구주의 특성을 살펴보면, 평균 연령은 51.1세, 교육수

〈표 1〉 표본의 주요 특성

		전체표본 (n =52,110)	가입표본 (n =15,705)	해약표본 (n =13,546)
보험료 증가분(만 원/연)		-	237,88(252,53)	-
보험료 감소분(만 원/연)		-	-	230,42(248,14)
가구원 수	평균(명)	1,18 (0,56)	1,17 (0,53)	1,12 (0,48)
증가	빈도*	2,498 (4,79%)	1,085 (6,91%)	642 (4,74%)
가구원 수	평균(명)	1,21 (0,60)	1,16 (0,49)	1,25 (0,68)
감소	빈도*	2,952 (5,66%)	742 (4,72%)	960 (7,09%)
자녀 수	평균(명)	1,09 (0,31)	1,08 (0,28)	1,09 (0,33)
증가	빈도*	2,225 (4,27%)	988 (6,29%)	611 (4,51%)
첫 출산*		1,081 (20,7%)	507 (3,23%)	260 (1,92%)
기혼유배우자 전환*		421 (0,81%)	164 (1,04%)	93 (0,69%)
기혼무배우자 전환*		534 (1,02%)	99 (0,63%)	121 (0,89%)
맞벌이 전환*		2,404 (4,61%)	996 (6,34%)	709 (5,23%)
외벌이 전환*		2,326 (4,46%)	832 (5,30%)	777 (5,74%)
자영업자 전환*		742 (1,42%)	291 (1,85%)	240 (1,77%)
취업 전환*		2,003 (3,84%)	619 (3,94%)	444 (3,28%)
실업 전환*		2,299 (4,41%)	614 (3,91%)	630 (4,65%)
소득	평균(만 원/연)	1,310 (2,903)	1,634 (2,932)	1,528 (3,901)
	빈도*	27,897 (53,53%)	9,449 (60,17%)	6,516 (48,10%)
소득	평균(만 원/연)	1,201 (3,121)	1,440 (4,036)	1,464 (3,293)
	빈도*	24,131 (46,31%)	6,249 (39,79%)	7,022 (51,84%)
순자산	평균(만 원/연)	8,929 (22,032)	9,745 (22,975)	9,809 (24,416)
	빈도*	26,789 (51,41%)	8,907 (56,71%)	6,831 (50,43%)
순자산	평균(만 원/연)	7,858 (22,711)	8,793 (26,289)	9,745 (24,994)
	빈도*	24,758 (47,51%)	6,753 (43%)	6,673 (49,26%)
연령(세)		51,13 (14,76)	45,64 (11,68)	47,07 (11,87)
교육 수준	중졸이하*	18,751 (35,98%)	3,837 (24,43%)	3,482 (25,71%)
	고졸*	18,951 (36,37%)	6,344 (40,39%)	5,547 (40,95%)
	전문대졸 이상*	14,408 (27,65%)	5,524 (35,17%)	4,517 (33,35%)
기혼유배우자*		38,168 (73,25%)	12,946 (82,43%)	11,113(82,04%)
자녀유무*		24,744 (47,48%)	9,446 (60,15%)	8,096 (59,77%)
종사상 지위	미취업*	14,002 (26,87%)	2,219 (14,13%)	2,110 (15,58%)
	임금근로자*	24,984 (47,94%)	9,289 (59,15%)	7,661 (56,56%)
	자영업자*	13,124 (25,19%)	4,197 (26,72%)	3,775 (27,87%)
자가소유*		31,324 (60,11%)	9,263 (58,98%)	8,298 (61,26%)
소득(만 원/연)		3,043 (3,119)	3,631 (3,396)	3,860 (3,323)
순자산(만 원/연)		14,555 (29,411)	15,195 (30,771)	16,750 (31,683)
맞벌이*		14,788 (28,38%)	5,600 (35,66%)	4,771(35,22%)

주: 1) 가입표본은 연납입보험료 증가규모가 0보다 큰 표본을, 해약표본은 연납입보험료 감소규모가 0보다 작은 표본을 나타냄. 2) \*는 더미변수로 해당 변수의 빈도와 비율(괄호안)을 보고하고, 나머지는 각 변수의 평균과 표준편차(괄호안)를 보고함.

준은 중졸이하 36%, 고졸 36.4%, 전문대졸이상 27.7%, 종사상 지위는 임금근로자 47.9%, 미취업자 26.9%, 자영업자 25.2%, 그리고 기혼유배우자가 73.2%를 차지한다. 가구의 특성을 살펴보면, 유자녀가구 비율은 47.5%, 맞벌이가구 비율은 28.4%, 자가소유가구 비율은 60.1%, 평균 연소득은 3,043만 원, 평균 순자산은 1억 4,555만 원이다.

### III. 분석결과

참가방정식을 별도로 인정하는지의 여부, 그리고 두 교차항 간 상관관계를 인정하는지의 여부에 따라 추정결과는 다소 차이를 보인다. Tobit모형과 Cragg 이중허들모형 간 우도비 검정은 Tobit모형이 적합하다는 귀무가설을 모든 경우에 기각한다.<sup>14)</sup> 이는 Cragg 이중허들모형이 Tobit모형에 비해 상대적으로 높은 설명력을 가진다는 것을 보여주는 것으로 첫 번째 허들의 중요성을 의미한다. 또한 참가방정식과 수량방정식의 두 교차항 간 상관관계 계수는 전액해약 추정모형에서만 통계적으로 유의하게 나타난다<sup>15)</sup>. 따라서 전액해약 결정요인 분석 시에는 Jones 이중허들모형에, 신규가입·추가가입·부분해약 결정요인 분석 시에는 Cragg 이중허들모형에 근거하여 주요결과를 정리하도록 한다.

#### 1. 생애사건의 영향

##### 가. 생애사건이 보험가입에 미치는 영향

신규가입과 추가가입 결정요인 추정결과는 <표 2>에 제시하였다. 생애사건의 영향을 중심으로 추정결과를 살펴보면, 먼저 관측기간 동안 추가 가구원 수가 많

14) 우도비 검정량은 모든 추정식에서  $\chi^2_{(31, 0.01)} = 52.2$ 보다 크다.

15) 참가방정식과 수량방정식의 두 교차항 간의 상관관계 계수는 신규가입, 추가가입, 부분해약 모형에서 각각 -0.011, 0.043, 0.106으로 통계적으로 유의하지 않으며, 전액해약 모형에서는 0.551로 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

은 가구일수록 신규·추가가입 가능성 및 규모가 큰 것으로 나타난다. 가구원 수는 결혼, 출산, 동거, 합가 등 다양한 요인으로 인해 증가할 수 있으므로, 각 요인들이 신규·추가가입에 미치는 영향을 세분화시켜 살펴보았다(〈표 3〉 참조). 출산의 영향을 살펴보면, 관측기간 동안 추가 자녀 수가 많은 가구일수록, 또는 출산을 경험한 가구일수록 신규가입 가능성과 규모가 큰 것으로 나타난다<sup>16)</sup>. 이를 보다 구체적으로 살펴보면 관측기간 동안 둘째 아이 등을 추가 출산한 가구보다는 첫 아이를 출산한 가구의 신규가입 가능성과 규모가 큰 것으로 나타난다. 그러나 둘째아이 등을 추가 출산한 가구가 관측기간 동안 출산을 경험하지 않은 가구에 비해 신규가입 가능성이나 규모가 더 크다고 추정할 만한 근거는 발견되지 않는다. 신규가입에 있어서는 출산 자체보다는 첫 아이 출산이 가구의 보험가입에 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 출산과 추가가입 간 관계를 살펴보면, 관측기간 동안 첫 아이를 출산한 가구의 추가가입 가능성은 둘째 아이 등을 추가 출산한 가구보다 높고, 둘째 아이 등을 추가 출산한 가구가 보험에 추가로 가입할 가능성은 관측기간 동안 출산을 하지 않은 가구에 비해 높게 나타난다. 결국, 첫 출산은 가구의 신규가입뿐만 아니라 추가가입에도 중요한 영향을 미치며, 적어도 추가가입에 있어서는 첫 아이 출산뿐만 아니라 출산 자체가 가입여부를 결정하는 유의한 요인임을 알 수 있다.

다음으로 결혼의 영향을 살펴보면, 결혼은 추가가입의 가입규모를 제외하고는 신규 혹은 추가가입에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 즉, 관측기간 동안 결혼하여 배우자가 생긴 가구의 신규가입 또는 추가가입 가능성 및 규모가 기혼 여부에 상관없이 관측기간 동안 가구주의 혼인상태에 변화가 없거나 이혼·별거·사별한 가구들에 비해 유의하게 크거나 작지 않다. 결혼이 가구원 수 증가의 한 요인이고 추가 가구원 수가 많을수록 가입가능성이 높다는 점을 감안하면, 이러한 추정결과는 직관에 다소 반하는 것이라 할 수 있다. 그러나 이러한 직관은 배우자가 자녀처럼 온전히 피부양자라는 시각에 근거한 것으로, 배우자를 단순히

16) 추가 가구원 수 대신 추가 자녀유무 또는 추가 자녀 수를 넣어 추정한 결과는 추정계수의 유의성과 방향성 측면에서 추가 가구원 수를 넣은 추정결과와 동일하게 나타난다.

피부양자로만 간주한다면 유배우자 가구는 보험에 기꺼이 가입하고자 할 것이다. 그러나 배우자의 현재 취업상태와 상관없이 개인에게 배우자는 자녀와 달리 피부양자임과 동시에 개인의 소득상실위험을 헤지하는 인적자본으로 볼 수 있다. 가구주 또는 주소득원은 자신의 사망, 상해, 질병 등으로 인한 소득상실위험에 대비하여 생명보험을 비롯한 보장성보험에 가입하는데, 배우자를 포함한 가구원의 인적자본은 가구주 또는 주소득원의 소득상실위험을 헤지함으로써 일정부분 보험을 대체한다고 볼 수 있다. 따라서 결혼을 통해 얻은 배우자는 한편에서는 피부양자로서 소득상실위험 보장수요를 증가시키고, 다른 한편에서는 소득상실위험 헤지수단이 되어 소득상실위험 보장수요를 감소시킨다. 그러므로 다른 모든 조건이 동일하다면 배우자가 있는 가구와 배우자가 없는 가구의 신규 또는 추가 가입가능성은 뚜렷한 차이를 보이지 않을 수 있다. 다만, 결혼과 함께 보험에 추가가입한 경우라면, 그 가입규모는 동기간 결혼하지 않은 다른 가구들에 비해 더 높은 것으로 나타날 수 있고, 추정결과에서도 결혼은 추가가입규모에 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 갖는 것으로 나타난다. 배우자가 없는 경우라면 추가가입을 하더라도 사망을 담보하는 종신보험 등과 같이 상대적으로 납입보험료가 높은 보험보다는 개인의 건강을 담보하는 보험을 가입할 가능성이 높다.

둘째, 가구주와 배우자의 취업상태 변화는 보험가입 가능성에 유의한 영향을 미친다. 관측기간 동안 가구주가 취업에 성공한 가구일수록, 또는 맞벌이로 전환한 가구일수록, 신규 또는 추가로 보험에 가입할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 이는 가구주 또는 배우자가 취업에 성공한 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 상대적으로 안정적인 미래소득흐름이 예상됨에 따라 향후 보험가입여력의 증가로 보험에 가입할 가능성이 더 높다. 또한 외벌이의 경우 가구의 소비가 주소득원의 소득에만 의존하기 때문에 주소득원의 소득상실위험에 대해 주로 주소득원을 피보험자로 하는 보험계약에 가입할 가능성이 높다. 한편, 맞벌이의 경우 가구의 소비가 부부공동의 소득에 의존하기 때문에 부부 각각의 소득상실위험에 대해 부부 각각을 피보험자로 하는 보험계약을 체결할 가능성이 있다. 따라서 맞벌이로 전환함에 따라 경제활동을 시작한 배우자를 피보험자로 하는 보험에 추가로 가입할

〈표 2〉 보험가입 결정요인

	신규가입		추가가입	
	가입여부	가입규모	가입여부	가입규모
추가 가구원 수	0.194*** (0.031)	0.179*** (0.029)	0.136*** (0.028)	0.116*** (0.033)
맞벌이 전환	0.215*** (0.049)	0.091** (0.045)	0.061* (0.036)	0.038 (0.044)
자영업자 전환	0.012 (0.087)	0.020 (0.081)	0.010 (0.059)	0.131* (0.071)
취업 전환	0.208*** (0.050)	-0.049 (0.056)	0.189*** (0.054)	0.052 (0.070)
자가소유 전환	-0.010 (0.054)	0.152*** (0.053)	-0.041 (0.038)	0.089* (0.046)
증가소득	0.048*** (0.003)	0.034*** (0.003)	0.039*** (0.002)	0.028*** (0.003)
증가순자산	0.027*** (0.002)	0.012*** (0.003)	0.013*** (0.002)	0.009*** (0.002)
연령	0.037*** (0.005)	0.008 (0.006)	0.011** (0.006)	0.006 (0.007)
연령제곱	-0.001*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
기준: 중졸 이하	고졸	0.070*** (0.025)	0.113*** (0.028)	-0.065*** (0.023)
	전문대졸이상	0.176*** (0.031)	0.167*** (0.032)	-0.076*** (0.026)
기혼유배우자	0.180*** (0.026)	0.148*** (0.029)	0.074*** (0.026)	0.029 (0.034)
자녀유무	0.029 (0.024)	0.083*** (0.024)	0.048** (0.019)	0.058** (0.025)
기준: 자영 업자	임금근로자	0.060** (0.026)	-0.029 (0.026)	0.046** (0.019)
	미취업자	-0.181*** (0.032)	-0.024 (0.038)	-0.061* (0.033)
맞벌이	0.105*** (0.027)	0.162*** (0.027)	0.014 (0.019)	0.089*** (0.023)
소득	0.093*** (0.007)	0.063*** (0.006)	0.077*** (0.010)	0.165*** (0.012)
순자산	0.042*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.015*** (0.004)
자가소유	0.046* (0.025)	0.095*** (0.025)	-0.021 (0.019)	0.085*** (0.024)
상수	-2.424*** (0.140)	4.342*** (0.156)	-1.563*** (0.150)	3.220*** (0.194)
연도터미		있음		있음
Wald chi2		3,904.17***		984.72***
ln likelihood		-18,081		-30,892
N/left-censored		24,422 / 18,426		27,688 / 17,979

주: 1) 괄호 안은 표준오차이며, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미함.  
 2) Cragg DHL을 이용하여 추정함.

가능성이 있어 소득 등 다른 모든 조건이 동일하다면 맞벌이 전환에 따른 보험가입 증가가 나타날 수 있다.

셋째, 가구주의 종사상지위 또는 주택보유상태 변화는 신규가입 및 추가가입

가능성에는 유의한 영향을 미치지 않지만, 가입규모에는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 관측기간 동안 자영업자로 전환한 가구일수록 또는 주택을 새로이 보유하게 된 가구일수록 신규·추가 가입규모가 큰 것으로 나타난다.

마지막으로, 소득 및 순자산 등의 변화는 신규가입과 추가가입 가능성 및 규모에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 구체적으로, 관측기간 동안 소득 및 순자산 증가규모가 큰 가구일수록 신규가입 및 추가가입 가능성 및 규모가 큰 것으로 나타난다. 이는 보험가입여력 증가에 따른 보험수요 증가로 추측할 수 있다.

〈표 3〉 보험가입 결정요인: 출산과 결혼의 효과

		신규가입		추가가입	
		가입여부	가입규모	가입여부	가입규모
추가 출산 기준	출산무	0.047 (0,075)	-0.112 (0,069)	-0.095** (0,046)	-0.074 (0,055)
	첫 출산	0.447*** (0,099)	0.190** (0,089)	0.143** (0,070)	0.073 (0,082)
기혼유배우자 전환(결혼)		0.054 (0,098)	0.095 (0,095)	0.020 (0,090)	0.365*** (0,111)
맞벌이 전환		0.219*** (0,050)	0.097** (0,046)	0.068* (0,036)	0.020 (0,044)
자영업자 전환		0.006 (0,087)	0.017 (0,081)	0.010 (0,059)	0.130* (0,071)
취업 전환		0.218*** (0,050)	-0.034 (0,056)	0.189*** (0,054)	0.055 (0,070)
자가소유 전환		0.000 (0,054)	0.158*** (0,053)	-0.038 (0,038)	0.084* (0,046)
증가소득		0.048*** (0,003)	0.034*** (0,003)	0.039*** (0,002)	0.028*** (0,003)
증가순자산		0.027*** (0,002)	0.012*** (0,003)	0.013*** (0,002)	0.009*** (0,002)
연도더미		있음		있음	
Wald chi2		3,919.10***		985.03***	
ln likelihood		-18,084		-30,889	
N / left-censored		24,422 / 18,426		27,688 / 17,979	

주: 1) 괄호안은 표준오차이며, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미함.

2) Cragg DHL을 이용하여 추정함.

3) 추정 시 〈표 2〉의 상태변수를 넣었으며 상태변수에 대한 추정결과가 〈표 2〉와 질적으로 동일하여 보고를 생략함.

## 나. 생애사건이 보험해약에 미치는 영향

전액해약과 부분해약 결정요인 추정결과는 <표 4>에 제시하였다. 생애사건의 영향을 중심으로 추정결과를 살펴보면, 먼저 관측기간 동안 탈락 가구원 수가 많을수록 전액·부분해약 가능성 및 규모가 크게 나타난다. 가구원 수 감소의 요인인 사망, 이혼 및 별거, 분가 등이 보험 해약에 미치는 영향은 <표 5>에 제시하였다. 가구원의 사망은 전액·부분해약 가능성 및 규모에 정(+)의 영향을 미치지만, 가구주의 이혼은 전액·부분해약에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 즉, 가구원 수 감소에 따른 보험해약 증가는 엄밀히 말하면 가구주의 이혼보다는 가구원의 사망으로 인한 효과로 볼 수 있다. 결국 가구의 보험보유상태 변화는 가구주의 혼인상태 변화보다는 가구원의 출생 및 사망과 밀접한 관련이 있는 것으로 정리할 수 있다.

둘째, 관측기간 동안 외벌이 또는 자영업자로 전환하거나 가구주가 실업한 가구일수록 전액해약 가능성 또는 규모가 큰 것으로 나타난다. 외벌이 전환과 자영업자 전환은 대체로 부분해약 결정에는 유의한 영향을 미치지 않지만, 가구주의 실업은 부분해약 가능성에 부(-)의 영향을 미친다. 가구주의 실업이 부분해약 가능성을 줄이는 것으로 나타난 이유는 해약결정이 대부분 전액해약으로 이루어지면서 다른 가구의 평균적인 부분해약 가능성과 비교해 오히려 부분해약 가능성 자체가 낮아져 생긴 결과로 보인다. 가구주와 배우자의 취업상태 변화는 해약뿐만 아니라 가입에도 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 관측기간 동안 가구주가 취업하거나 맞벌이로 전환한 가구일수록 신규·추가 가입가능성은 높고 전액해약가능성은 낮아 결과적으로 보험보유 가능성이 높다. 한편, 자영업자 전환은 신규·추가 가입가능성에는 영향을 미치지 않지만 전액해약가능성에는 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 이는 가구주가 자영업자인 가구일수록 보험보유 가능성이 낮을 수 있음을 시사한다. 임금근로자에서 자영업자로 전환하는 경우 미래소득흐름이 상대적으로 불안정할 것으로 예측됨에 따라 보험을 전액해약할 가능성이 높은 것으로 추측된다.

〈표 4〉 보험계약 결정요인

		전액계약		부분계약	
		계약여부	계약규모	계약여부	계약규모
탈락 가구원 수		0.139*** (0.026)	0.110*** (0.027)	0.043* (0.026)	0.091** (0.037)
외별이 전환		0.107** (0.042)	-0.039 (0.051)	0.007 (0.039)	-0.031 (0.055)
자영업자 전환		0.111* (0.065)	0.150* (0.081)	-0.033 (0.061)	0.078 (0.086)
실업 전환		0.263*** (0.044)	0.142*** (0.050)	-0.090** (0.045)	-0.066 (0.065)
자가소유 전환		0.019 (0.043)	0.069 (0.053)	0.031 (0.039)	0.111** (0.054)
감소소득		0.042*** (0.003)	0.019*** (0.004)	0.007** (0.003)	0.007** (0.004)
감소순자산		0.019*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.005*** (0.002)	0.004 (0.003)
연령		-0.022*** (0.006)	0.014** (0.006)	0.015*** (0.006)	0.015* (0.008)
연령2		0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)
기준: 중졸 이하	고졸	-0.006 (0.024)	0.064** (0.028)	0.052** (0.024)	0.029 (0.033)
	전문대졸 이상	-0.072** (0.028)	0.066** (0.034)	0.061** (0.027)	0.070* (0.037)
기혼유배우자		-0.083*** (0.026)	0.133*** (0.030)	0.019 (0.026)	-0.004 (0.038)
자녀유무		-0.091*** (0.021)	0.083*** (0.026)	0.051** (0.020)	0.027 (0.028)
기준: 자영업	임금근로자	-0.090*** (0.021)	-0.107*** (0.027)	0.027 (0.020)	-0.165*** (0.027)
	미취업자	0.084*** (0.031)	0.020 (0.035)	-0.068** (0.031)	-0.190*** (0.044)
맞벌이		-0.054** (0.022)	0.082*** (0.028)	0.000 (0.020)	0.084*** (0.027)
소득		-0.198*** (0.011)	0.126*** (0.014)	0.098*** (0.012)	0.250*** (0.016)
순자산		-0.027*** (0.004)	0.016*** (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.005)
자가소유		-0.038* (0.022)	0.039 (0.027)	0.010 (0.020)	0.120*** (0.028)
상수		1.370*** (0.156)	3.307*** (0.182)	-1.983*** (0.155)	2.539*** (0.221)
연도더미		있음		있음	
Wald chi2		-		323.44***	
Correlation		0.551*** (0.054)		-	
ln likelihood		-20,482		-26,426	
N / left-censored		27,688 / 21,632		27,688 / 20,198	

주: 1) 괄호안은 표준오차이며, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미함.

2) Correlation은 계약여부 방정식과 계약규모 방정식 간 상관관계를 의미하며, 전액계약모형에서는 Correlation이 통계적으로 유의하여 Jones DHL을 이용하여 추정하고 부분계약모형에서는 Cragg DHL을 이용함.

셋째, 소득 및 순자산의 변화는 보험 가입뿐만 아니라 계약을 결정하는 중요한 요인임을 알 수 있다. 소득 및 순자산의 감소규모가 클수록 전액해약 및 부분해약 가능성 및 규모가 크게 나타나는데, 이는 보험가입여력 감소에 따른 결과로 해석할 수 있다.

〈표 5〉 보험해약 결정요인: 사망과 이혼의 효과

	전액해약		부분해약	
	해약여부	해약규모	해약여부	해약규모
가구원 사망	0.143*** (0.037)	0.142*** (0.041)	0.070* (0.036)	0.089* (0.050)
기혼무배우자 전환 (이혼 및 별거)	0.230 (0.147)	-0.096 (0.151)	0.072 (0.149)	0.192 (0.196)
외벌이 전환	0.105** (0.043)	-0.033 (0.051)	0.006 (0.040)	-0.033 (0.055)
자영업자 전환	0.111* (0.065)	0.153* (0.081)	-0.033 (0.061)	0.079 (0.086)
실업 전환	0.263*** (0.044)	0.144*** (0.050)	-0.090** (0.045)	-0.065 (0.065)
자가소유 전환	0.019 (0.043)	0.067 (0.053)	0.031 (0.039)	0.111** (0.054)
감소소득	0.042*** (0.003)	0.019*** (0.004)	0.006** (0.003)	0.007** (0.004)
감소순자산	0.019*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.005*** (0.002)	0.004 (0.003)
연도더미	있음		있음	
Wald chi2	-		325.14***	
Correlation	0.547***(0.055)		-	
ln likelihood	-20,486		-26,426	
N / left-censored	27,688 / 21,632		27,688 / 20,198	

주: 1) 괄호안은 표준오차이며, \*\*\*는 1%, \*\*는 5%, \*는 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미함.  
 2) Correlation은 해약여부 방정식과 해약규모 방정식 간 상관관계를 의미하며, 전액해약모형에서는 Correlation이 통계적으로 유의하여 Jones DHL을 이용하여 추정하고 부분해약모형에서는 Cragg DHL을 이용함.  
 3) 추정 시 〈표 4〉의 상태변수를 넣었으며 상태변수에 대한 추정결과가 〈표 2〉와 질적으로 동일하여 보고를 생략함.

## 2. 상태변수의 영향

〈표 2〉와 〈표 4〉에 보고한 상태변수의 주요 추정결과를 정리하면, 먼저 신규가입, 추가가입, 부분해약 가능성은 연령에 따라 증가하다가 일정연령 이상부터는 감소하는 패턴을 보이는 반면 전액해약 가능성은 연령에 따라 감소하다 일정연령 이상부터는 증가하는 패턴을 보인다. 가구주의 연령이 일정연령 이하인 경우에는 전액해약을 통해 무보험상태에 놓이는 것에 대해 꺼려하여 전액해약보다는 부분해약으로써 가구의 갑작스런 지출증가 등에 대비할 가능성이 있다. 그러나 가구주의 연령이 일정연령 이상인 경우 인적소득의 불확실성이 감소하여 신규가입, 추가가입, 부분해약보다는 보유보험을 전액해약함으로써 보험료 부담을 줄일 가능성이 있다<sup>17)</sup>.

둘째, 가구주의 교육수준이 높을수록 신규가입과 부분해약 가능성은 높은 반면, 추가가입이나 전액해약 가능성 및 규모는 낮은 것으로 나타난다. 가구주의 교육수준이 높을수록 전액해약을 할 가능성은 낮고 신규가입 또는 부분해약을 통해 유보험상태를 유지할 가능성이 높은 반면 무분별한 추가가입을 자제함으로써 보험을 적정수준으로 유지하려는 경향이 있는 것으로 보인다. 교육수준은 가구의 금융 경험 및 역량을 반영할 가능성이 있다. 가구주의 교육수준이 높은 가구일수록 금융자산, 투자, 리스크관리 등에 대한 이해도와 관심이 더 높을 가능성이 있으며, 금융역량이 낮은 가구들에 비해 리스크관리 수단으로서 보험에 가입할 가능성이 상대적으로 더 높은 것으로 보인다. 그러나 교육수준이 높을수록 자산포트폴리오를 최적화하여 적정수준의 보험보유수준을 결정하고 보험을 대체하는 리스크관리 수단 또는 투자자산을 모색할 가능성이 상대적으로 높다. 따라서 가구주의 교육수준이 높은 가구일수록 리스크관리 수단의 하나로서 보험에 가입은 하되, 추가가입과 전액해약에는 소극적으로 대응하는 것으로 볼 수 있다.

셋째, 결혼하여 이미 배우자가 있는 가구일수록 신규가입과 추가가입 가능성이

17) 이 연구에서는 전년대비 연납입보험료가 감소하는 경우를 해약으로 정의하였다. 따라서 보유보험의 납입기간이 종료되어 연납입보험료가 감소한 경우도 해약으로 분류되었으며, 한국노동조사패널에서는 이를 구분할 수 있는 방법이 없다.

높은 반면, 전액해약 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 또한 이미 자녀가 있는 가구일수록 신규가입, 추가가입, 부분해약 가능성이 높은 반면, 보유보험을 전액해약할 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 결국 기혼유배우자 가구 또는 유자녀 가구일수록 보유규모에 상관 없이 보험보유 성향이 더 높다고 할 수 있다. 앞서 살펴 보았듯이 가구원의 출생 및 사망과 달리 가구주의 결혼 및 이혼은 가구의 보험 가입 및 해약을 결정하는 중요한 요소가 아니다. 즉, 관측기간 동안 결혼을 하여 배우자가 새로이 생긴 가구와 배우자가 이미 있었던 가구 간 보험가입 가능성 및 규모에 유의한 차이가 관측되지 않았다.<sup>18)</sup> 그럼에도 불구하고 기혼유배우자 가구의 보험보유성향이 높은 것은 결혼이라는 사건 자체의 효과라기보다는 본 분석에서 통제되지 않은 기혼유배우자 가구의 특성에 기인한 것으로 추측된다.

넷째, 자영업자에 비해 임금근로자 가구일수록 전액해약 가능성 및 규모가 낮고 신규가입과 추가가입 가능성 및 규모 역시 낮게 나타난다. 또한 자영업자에 비해 미취업자 가구일수록 전액해약 가능성은 높은 반면, 신규가입, 추가가입, 부분해약 가능성 및 규모는 낮은 것으로 나타난다. 결과적으로 가구주가 임금근로자, 자영업자, 미취업자인 순으로 보험을 보유할 가능성이 더 높다고 할 수 있다.

다섯째, 맞벌이 가구일수록 전액해약 가능성이 낮고 신규가입 가능성은 높으며 맞벌이 여부가 부분해약이나 추가가입 가능성에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 마찬가지로, 소득 및 순자산이 높거나, 주택을 보유한 가구일수록 전액해약 가능성은 낮은 반면, 신규가입 가능성은 높은 것으로 나타난다. 결국 맞벌이 가구일수록, 소득 및 순자산이 높은 가구일수록, 또는 주택보유 가구일수록 유보험상태를 유지할 가능성이 높다.

마지막으로, 소득 및 순자산이 높은 가구일수록, 또는 자가소유 가구일수록 대

18) <표 3>의 추정모형에서는 혼인상태 변화를 나타내는 변수로 '기혼유배우자 전환'만을 삽입하여 나머지 집단을 기준으로 '기혼유배우자 전환' 집단의 보험보유상태 변화를 추정하였다. 상기 결과가 강건한지를 검토하기 위해 가구주의 혼인상태 변화를 나타내는 4개의 더미(즉, 기혼유배우자 전환, 미혼무배우자 유지, 기혼유배우자 유지, 기혼무배우자 전환)를 모형에서 고려한 후 미혼무배우자 유지 집단을 기준으로 기혼유배우자 전환 집단의 보험보유상태 변화를 추가로 살펴보았다. 그 결과 관측기간 동안 미혼무배우자 상태를 계속 유지한 집단과 결혼하여 새로이 배우자가 생긴 집단 간 보험가입 가능성 및 규모에 유의한 차이가 발견되지 않았다.

체로 신규가입, 추가가입, 부분해약 가능성은 높은 반면, 전액해약 가능성은 낮은 것으로 나타난다. 즉 보험가입여력이 있는 가구일수록 유보험상태를 유지할 가능성이 높다. 한편 소득 및 순자산이 높은 가구일수록 또는 자가소유 가구일수록 전액해약규모가 큰 것으로 나타나는데, 이는 소득 및 순자산이 높은 가구일수록 또는 자가소유 가구일수록 애초에 보유하고 있던 보험가입규모가 크기 때문인 것으로 볼 수 있다.

#### IV. 결론 및 시사점

이 연구는 한국노동패널조사 4-15차에 해당하는 12년간의 자료를 결합하여 생애사건이 가구의 신규가입, 추가가입, 전액해약, 부분해약 등에 미치는 영향을 이중허들모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과, 출산 및 사망, 취업상태 및 종사상 지위 변화, 소득 및 순자산 변화가 가구의 보험 가입 및 해약에 유의한 변인으로 나타난 반면, 결혼 및 이혼은 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 주요 결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 가구는 첫 출산을 계기로 보험에 신규·추가 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 추가출산 가구보다는 첫 출산 가구의 신규가입가능성이 높게 나타난 반면, 추가출산 가구의 신규가입가능성이 미출산 가구보다 높다고 추정할만한 근거는 나타나지 않았다. 또한 미출산 가구보다는 추가출산 가구일수록, 추가출산 가구보다는 첫 출산 가구일수록 추가가입 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 첫 출산의 효과는 가구가 피부양자 수보다는 피부양자 유무에 보다 민감하게 반응하는 것으로 풀이할 수 있다.

둘째, 결혼 및 이혼이라는 사건 자체는 보험 가입 및 해약에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 개인에게 배우자는 보험가입을 통해 소득상실위험으로부터 보호해야 할 피부양자인 동시에 보험을 대체하는 인적자본이라는 점을 감안하면, 보험가입가능성은 유배우자 가구와 무배우자 가구 간 뚜렷한 차이를 보이

지 않을 수 있다. 결혼 및 이혼은 그 사건자체로는 보험산업에 영향을 미치지 않은 것으로 나타나지만, 결혼 및 이혼 가구에 내재된 다른 특징과 출산을 통해서 보험산업의 성장에 영향을 미칠 수 있다. 최근 가족형성에 관한 가치관이 변화하면서 결혼건수는 감소하고 이혼건수는 증가하는 추세인데, 이는 그 자체로 보험산업에 영향을 미치지 않으나 출산율 감소를 통해 보험산업을 위축시킬 여지가 있다.

셋째, 가구주 또는 배우자의 취업은 신규가입과 추가가입으로 이어지고 실업은 전액해약으로 이어지는 경향이 있다. 마찬가지로, 가구주의 자영업자 전환은 전액해약 증가를 유도하는 것으로 나타났다. 따라서 노동시장 환경이 가구에 불리하게 변화할 경우 신규·추가가입 감소와 전액해약 증가로 인해 보험산업의 규모가 감소할 것으로 예상할 수 있다. 특히, 가구주 또는 배우자가 일자리를 잃거나 자영업자로 전환할 경우 부분해약이 아닌 전액해약의 경로를 통해 해약이 증가하는 것으로 나타났는데, 이는 노동시장 상황 악화가 보험산업의 성장에 상당히 위협적인 요소가 될 수 있음을 시사한다.

요컨대, 보험회사는 향후 저출산과 노동시장 변화에 주목할 필요가 있다. 경제 활성화 및 저출산·고령화 문제를 해소하기 위한 방안으로 노동시장 구조개혁이 활발히 논의되고 있고 고용환경이 급변하고 있다. 이러한 노동시장 환경변화는 가구의 고용상태와 고용예측을 통해 가구의 보험수요에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 보험회사는 노동시장 환경변화를 주시하고 이것이 가구의 보험 가입 및 해약 결정에 미치는 영향을 선제적으로 파악한 후 이에 근거하여 상품개발 및 마케팅 노력을 기울일 필요가 있다.

한편, 이 연구에서는 연납입보험료의 전년대비 증가와 감소를 각각 가입과 해약으로 정의하였다. 이에 따라 가구주가 보험을 이미 보유중인 자와 결혼한 경우는 해당 가구의 신규가입 또는 추가가입으로 분류되어 결혼의 보험가입 효과와 과대추정될 수 있다. 또한 보유계약을 해지 또는 감액하거나, 일부 보유보험의 납입기간이 경과하여 연납입보험료가 전년대비 감소한 경우도 해약으로 분류되어 해약건수가 실제보다 많은 것으로 관측될 가능성이 있다. 이러한 점을 감안할 때

연납입보험료보다는 보험금액의 증감을 기준으로 가입과 해약을 정의하는 것이 보다 적절하겠으나, 한국노동패널조사자료는 보장금액에 대한 정보를 제공하지 않는다. 이는 자료부재에 따른 이 연구의 한계임을 밝혀둔다.

## 참고문헌

- 오승연 · 김유미, **인구 및 가구구조 변화가 보험수요에 미치는 영향**, 보험연구원, 2015.
- 최석규, “보험가입의 미시적 결정요인 분석: 가계의 인구재무특성 중심”, **한국산업경제저널**, 제3권 제3호, 2011.
- 최현자 · 김정현 · 김민정, “가계의 저축의사결정”, **소비자학 연구**, 제19권 제4호, 2008.
- Anderson, D. and J. Nevin, “Determinants of Young Marrieds’ Life Insurance Purchasing Behavior: An Empirical Investigation”, *Journal of Risk and Insurance*, 42, 1975, pp. 375-387.
- Auerbach, A. and L. Kotlikoff, “How Rational is the Purchase of Life Insurance?”, *National Bureau of Economic Research*, Working paper no. 3063, 1989.
- Bernheim, B. Douglas, “How Strong Are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities”, *Journal of Political Economy*, 99, 1991, pp. 899-927.
- Burnett, J. J. and Palmer, B. A., “Examining Life Insurance Ownership Through Demographic and Psychographic Characteristics”, *Journal of Risk and Insurance*, 51(3), 1984, pp. 453-467.
- Campbell, R. A., “The Demand for Life Insurance: An Application of the Economics of Uncertainty”, *The Journal of Finance*, 35, 1980, pp. 1155-1172.
- Fitzgerald, J., “The Effects of Social Security on Life Insurance Demand by Married Couples”, *Journal of Risk and Insurance*, 54(1), 1987. pp. 86-99.
- Gandolfi, A. and L. Miners, “Gender-Based Differences in Life Insurance Ownership”, *Journal of Risk and Insurance*, 63, 1996, pp. 683-693.

- Goldsmith, A., "Household Life Cycle Protection: Human Capital versus Life Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 50(3), 1983, pp. 473-486.
- Gutter, M. S. and C. B. Hatcher, "Racial Differences in the Demand for Life Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 75, 2008, pp. 677-689.
- Hau, A., "Liquidity, Estate Liquidation, Charitable Motives, and Life Insurance Demand by Retired Singles", *Journal of Risk and Insurance*, 67, 2000, pp. 123-141.
- Jones, A. M., "A Double-Hurdle Model of Cigarette Consumption", *Journal of Applied Econometrics*, 4, 1989, pp. 23~39.
- \_\_\_\_\_, "A Note on Computation of the Double-Hurdle Model with Dependence with an Application to Tobacco Expenditure", *Bulletin of Economic Research*, 1992, pp. 44-74.
- Lee, Soon-Jae, Kwon, S. I. and Chung, S. Y., "Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea", *The Geneva Papers on Risk and Insurance*, 35, 2010, pp. 82-91.
- Lewis, F.D., "Dependents and the Demand for Life Insurance," *American Economic Review*, 79(3), 1989, pp. 452-467.
- Liebenberg, A. P., Carson, J. M., and Dumm, R. E., "A Dynamic Analysis of the Demand for Life Insurance", *Journal of Risk and Insurance*, 79(3), 2012, pp. 619-644.
- Madden, D., "Sample Selection versus Two-part Models Revisited: The Case of Female Smoking and Drinking", *Journal of Health Economics*, 27(2), 2008, pp. 300-307.
- Nelson, J. A., "Are Women Really More Risk-averse than Men? A Re-analysis of the Literature Using Expanded Methods", *Journal of Economic Surveys*, 29(3), 2015, pp. 566-585.
- Showers, V. E., & Shotick, J. A., "The effects of household characteristics on

demand for insurance: A Tobit analysis”, *Journal of Risk and Insurance*, 61, 1994, pp. 492-502.

Truett, D. B., and L. J. Truett, “The Demand for Life Insurance in Mexico and the United States: A Comparative Study”, *Journal of Risk and Insurance*, 57(2), 1990, pp. 321-328.

Yaari, M. E., “Uncertain Lifetime, Life Insurance, and the Theory of the Consumer”, *Review of Economic Studies*, 32(2), 1965, pp. 137-150.

Zietz, E. N., “Examination of the Demand for Life Insurance”, *Risk Management and Insurance Review* 6, 2013, pp. 159-191.

## Abstract

We study the effects of life events on changes in household insurance holdings. Most of existing literature on the household demand for insurance has taken static approach using cross-sectional data, which does not allow for dynamic analyses of the relationship between life events and the demand for insurance. Thus, we analyse the demand for insurance in a dynamic setting, using panel data and classifying changes in holdings of insurance coverage into four categories such as initiation, increase, termination(no coverage), and reduction. We find that life events, such as the birth of a child, the death of a household member, being employed or being unemployed, changes in employment status (self-employed or not), and changes in income or net assets, have statistically significant impact on household insurance holdings, but marriage and divorce do not. In particular, our results indicate that the households with the birth of their first child are more likely to initiate or increase their holdings of insurance coverage than are the households with the birth of their second child. Our findings suggest that the insurance industry needs to develop strategies to deal with low birth rates and changes in the labor market environment.

※ **Key words:** life events, dynamic demand for insurance, double hurdle model, insurance purchase, insurance termination

【부 록】

〈부표 1〉 변수의 정의

중속 변수	신규가입 여부	t-1년 보험료가 0이고 t년 보험료가 0보다 크면 1, o/w 0	
	신규가입 규모	신규가입여부가 1이면 ln(연납입보험료 증가분), o/w 0	
	추가가입 여부	t-1년 보험료가 0보다 크고 t년 보험료가 t-1년 보다 크면 1, o/w 0	
	추가가입 규모	추가가입 여부가 1이면 ln(연납입보험료 증가분), o/w 0	
	전액해약 여부	t-1년 보험료가 0보다 크고 t년 보험료가 0인 경우 1, o/w 0	
	전액해약 규모	전액해약 여부가 1이면 ln(연납입보험료 감소분), o/w 0	
	부분해약 여부	t-1년 보험료가 0보다 크고 t년 보험료가 t-1년 보다 작으면 1, o/w 0	
	부분해약 규모	부분해약 여부가 1이면 ln(연납입보험료 감소분), o/w 0	
생애사건 변수	증가 요인	추가 가구원 수	t-1년 이후 증가한 가구원 수
		기혼유배우자 전환	t-1년 미혼·이혼·별거·사별에서 t년 기혼유배우자인 경우 1
		추가 자녀 수	t-1년 이후 추가된 자녀 수
		첫 출산	t-1년 무자녀에서 t년 유자녀인 경우 1
		맞벌이 전환	t-1년 외벌이에서 t년 맞벌이인 경우 1
		취업 전환	t-1년 가구주가 실업 또는 비경황에서 t년 취업인 경우 1
		증가 소득	t-1년 이후 실질소득 증가 시 ln(실질소득 증가분), o/w 0
	감소 요인	증가 순자산	t-1년 이후 실질순자산 증가 시 ln(실질순자산 증가분), o/w 0
		탈락 가구원 수	t-1년 이후 감소한 가구원 수
		기혼무배우자 전환	t-1년 기혼유배우자에서 t년 이혼·별거·사별 상태인 경우 1
		외벌이 전환	t-1년 이후 맞벌이에서 외벌이로 변한 경우 1
		실업 전환	t-1년 가구주가 취업에서 t년 실업 또는 비경황으로 변한 경우 1
		감소 소득	t-1년 이후 실질소득 감소 시 ln(실질소득 감소분), o/w 1
		감소 순자산	t-1년 이후 실질순자산 감소 시 ln(실질순자산 감소분), o/w 1
상태 변수	자가소유 전환	t-1년 무주택에서 t년 자가소유 시 1	
	자영업자 전환	t-1년 가구주가 근로자에서 t년 자영업자로 변한 경우 1	
	연령	t-1년 가구주의 나이	
	연령2	t-1년 가구주의 나이 제곱	
	중졸이하	t-1년 가구주가 중졸이하인 경우 1	
	고졸	t-1년 가구주가 고졸인 경우 1	
	전문대졸 이상	t-1년 가구주가 전문대졸 이상인 경우 1	
	기혼유배우자	t-1년 가구주가 기혼유배우자인 경우 1	
	자녀유무	t-1년 유자녀인 경우 1	
	미취업자	t-1년 가구주가 미취업이면 1	
	임금근로자	t-1년 가구주가 임금근로자(상용, 임시, 일시, 무급)이면 1	
	자영업자	t-1년 가구주가 자영업자이면 1	
	맞벌이 여부	t-1년 맞벌이인 경우 1	
	소득	t-1년 ln(소득), 소득이 1만 원보다 작으면 0	
	순자산	t-1년 ln(순자산), 순자산이 1만 원보다 작으면 0	
	자가소유	t-1년 자가소유 시 1	