

보험수요의 미시적 결정요인 분석 : 가계의 인구·재무특성 중심*

최석규*

요 약

보험시장의 거래는 보험수요가 지배적인 역할을 하고 있다. 그러므로 보험실무에서는 보험수요의 원인과 성격 등과 같은 본질적 부분에 대한 심층 연구가 매우 필요하다. 본 연구는 보험구매에 관련된 가계의 인구특성 및 재무특성, 가계의 성숙도 등을 나타내는 변인을 설명변수로 포함하는 실증모형을 설계하여 분석함으로써 가계의 어떠한 특성이 보험수요에 영향을 미치는지를 미시적 차원에서 실증하여 확인하는데 목적을 두고 있다. 또한 이러한 미시적 요인들이 가계의 보험수요에 미치는 한계효과를 분석하는데 중점을 두었다. 이로부터 도출한 주요 분석결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 가계의 소득, 가구원 수, 취업 가구원 수, 가장 연령 등의 변수가 보험수요와 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 특히 보험상품은 정상재(normal good)인 것으로 확인되었다.

둘째, 가계의 소득 증가, 가구원 수 증가, 가장의 연령 증가에 따라 보험수요가 증가하지만 그 증가율이 점차 감소하는 것으로 나타났다. 특히 가장의 연령에 대한 보험수요의 탄력성에 비하여 가계의 소득에 대한 보험수요 탄력성이 더 낮은 것으로 나타났다. 이는, 소득이 많고 취업 가구원 수가 많은 가계일수록 종전에 구매한 보험상품이 많이 있을 뿐만 아니라 직장에서 보조해주는 보험상품 혜택을 누리고 있기 때문에 소득이 증가하더라도 추가로 보험상품을 구매하는 사례가 적게 발생하기 때문이다.

셋째, 가계소득과 취업 가구원 수가 많을수록 경제적 손실 위험에 대한 체감 정도가 낮게 나오며 이것이 그렇지 못한 가계에 비하여 보험수요를 감소시키는 요인으로 작용할 수도 있는 것으로 나타났다.

넷째, 가장의 연령이 높아짐에 따라 가족의 성숙이 심화하여 가족의 위험을 감축하고자 하는 욕구가 증가하고 이에 따라 보험니즈가 증가하는 가운데 보험수요가 증가하는 현상이 나타날 수 있으나, 가장의 노령화가 심화할수록 사회보장 혜택, 금융자산 축적, 가구원의 사망 등이 보험수요 감소 요인으로 작용할 수 있는 것으로 나타났다.

한편, 본 연구의 분석결과는 소비자들이 다양한 유형의 보험상품의 구매를 어떤 식으로 결정하는지를 이해하는 데 도움을 줄 수 있으며, 보험산업체의 해외 신시장 개척 또는 국내 시장 확장을 위한 고객세분화 마케팅 전략 수립, 공공부문의 보험정책 입안에도 참조가 될 것이다.

핵심주제어 : 보험수요, 가계의 인구·재무특성, 토빗 모형, 경제적 손실 위험

* 논문접수일 2011년 8월 16일, 게재확정일 2011년 10월 20일

본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

** 전북대학교 R&D전략센터교수

I. 서론

위험기피형의 경제주체가 위험을 감소시키려고 하는 행동은 보험수요나 자산선택에서 여러 가지 유형으로 나타난다. 소비자들은 위험관리의 재무적 필요성에 따라 다양한 유형의 보험상품을 선택한다. 특히 경제주체가 보험상품을 구입하는 것은 복잡한 과정을 거친다. 종업원 복지제도가 정비되어 있는 기업의 경우, 종업원이 가입하는 생명보험 또는 건강보험의 보험료를 사업주가 보조하고 있다. 요즘 많은 나라가 의무 가입형 자동차 보험제를 시행하고 있다. 또한 건강의로 비용이 상승함에 따라 건강보험의 보험료가 상승하고 국민건강의료보호제도가 출현하게 되었다. 이러한 의제들 때문에 보험상품 패키지를 선택하는 과정이 소비자에게는 복잡하게 되었다.

보험시장의 거래는 수요와 공급으로 이루어지고 있으며, 그 중 보험수요가 지배적인 역할을 하고 있다. 그러므로 보험실무에서는 보험수요의 원인과 성격 등 본질적 부분에 대한 심층 연구가 매우 필요하며, 금융산업에서 오랜 동안 관심이 모아진 의제들 중의 하나가 보험수요에 관한 조사 연구이다. 보험상품에 대한 소비자 구매욕구를 조사하여 분석결과를 시장에 공시한다면, 보험사들이나 정부당국 관계자들이 가계의 전반적인 위험감축욕구를 충족시키는데 내포된 한계와 기회를 잘 이해할 수 있게 될 것이다. 또한 소비자들이 다양한 유형의 보험상품의 구매를 어떤 식으로 결정하는지를 이해하는 것은 보험산업체 뿐만 아니라 공공부문의 정책입안자들에게 중요한 시사점을 줄 수 있다.

본 연구는 보험구매에 관련된 가계의 인구특성 및 재무특성, 가계의 성숙도 등을 나타내는 변인을 설명변수로 포함하는 실증모형을 설계하여 분석함으로써 가계의 어떠한 특성이 보험수요에 영향을 미치는지를 미시적 차원에서 실증하여 확인하는데 목적을 두고 있다. 또한 이러한 미시적 요인들이 가계의 보험수요에 미치는 한계효과를 추정함으로써 가계의 보험상품 구매 의사결정에 영향을 미치는 요인을 설명하는데 목적을 두고 있다.

특히, 본 연구는 생명보험 또는 손해보험만을 대상으로 소비자의 보험구매행태를 분석한 기존의 대부분 국내연구와는 달리 사회보험을 제외하고 일반생명보험, 일반손해보험, 개인연금보험, 상해보험을 아우르는 보험소비지출을 종속변수로 사용하여 보험소비지출액의 현실성을 제고하였다는 점, 그리고 가계의 구매능력을 나타내는 가계 소득을 기존 연구와 달리 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 기초하여 지출 측면에서 파악함으로써 추정의 편의를 줄일 수 있었다는 점, 특히 보험수요량(보험소비지출액)이 하단 한계값을 가지면서 절단되기 때문에(보험 미가입시 0에서 절단되기 때문에) 국내 기존 보험수요연구의 통상적인 회귀분석에서 발생하는 추정량 불일치 문제를 해소시키기 위해 토빗 모형을 사용하여 실증모형을 설계하였다는 점에서 국내의 기존 보험수요연구와 차이가 있다.

이러한 본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론 다음에 제Ⅱ장에서는 연구배경과 선행연구검토사항을 기술하고, 제Ⅲ장에서는 실증분석모형 설계에 관한 내용을 설명한 후 변수 및 자료를 설명하고, 제Ⅳ장에서는 실증결과를 제시하고 그에 대한 해석을 기술한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 분석결과 및 시사점을 요약하여 제시한다.

II. 연구배경과 선행연구검토

보험수요에 관한 국내연구는 주로 생명보험수요와 손해보험으로 구분하여 보험가입에 영향을 주는 요인들을 분석하거나 보험의 소득탄력성을 추정하였다.

예를 들면, 박은희(1991)는 생명 및 손해보험, 자동차보험, 화재보험, 해상보험, 상해보험, 책임보험 등으로 구분하여 각 부문의 장기(1970~1986년) 소득탄력성을 추정하였으며 소득이 일정 수준을 넘어가면 탄력성이 하락함을 보여 주었다. 그리고 서울 거주 주민들을 대상으로 설문조사한 횡단면 자료를 이용하여 생명보험의 수요를 분석한 박승준(1987)은 소득규모, 순자산 규모, 생명보험 지식, 자녀에 대한 애정, 소비자 본인의 교육 배경, 가족 간의 친밀도가 생명보험수요에 영향을 미친다는 실증분석결과를 제시하였다. 이 밖에 박주영·최현자(1999)는 가계의 자산계층, 가족원 수, 가구주 연령, 가구주 직업, 자가 보유 여부, 소득 계층에 따라 나타나는 가계의 보험수요 차이를 보임으로써 가계의 위험관리 기제에 차이가 있음을 규명하였다. 기업가치 증대의 관점에서 기업의 보험수요를 분석한 정병대(2001)는 기업의 보험에 대한 수요동기가 세율의 불복성, 정보의 비대칭성, 재무압박비용의 존재와 같은 시장의 불완전성에 기인하는 거래비용의 축소에 있음을 보여주었다. 또한 기업의 보험수요는 개별리스크의 특성이나 규모보다는 기업이 처한 재무상태와 보험회사가 제공하는 부대서비스를 고려한 전체적 비효율성에 의해 영향을 받을 수 있다는 점을 강조하였다.

한편, 가격민감도 측면에서 보험수요를 연구한 Babbel(1985)에 의하면, 종신보험의 신계약 규모와 실질가격지수(real price index) 변화는 서로 음(-)의 관계를 보인다. 그리고 Mossin(1968)의 분석결과에 의하면, 위험기피형의 효용극대화 추구자는 구입하고자 하는 보험의 보험료가 공정보험료보다 비싸다고 판단할 때 전부보험보다 담보범위가 작은 일부보험에 가입하는 성향을 보인다. 이와 같은 Mossin의 가격민감도이론(price sensitivity)에 대한 실증결과는 경우에 따라 이론과 모순되는 사례가 많았다. 이와 관련하여 Briys and Louberge(1985)는 “소비자들이 종종 완전정보에 입각하지 않은 채로 보험에 가입한다.”는 점을 제시함으로써 전술한 이론과 실증결과의 모순에 대한 의문점을 완화시킨 바 있다. Hammond, Houston, and Melander(1967)의 연구를 보면, 전술한 보험료 외에도 소득과 순

자산(자산 - 부채), 가구원에 취업 주부가 있는지가 보험의 신계약(보험신규가입)에 영향을 미치는 요인인 것으로 나타나 있다.

한편, 재무경제이론에 의하면, 소비자들이 자산을 다양화시키는 것을 위험분산의 수단으로 활용하고 있으며 보험수요는 불완전한 자산 분산화의 일환으로 발생한다. 그리고 포트폴리오 이론에 의하면, 효용극대화를 추구하는 소비자가 자신의 보험가입 여부를 결정할 때 여러 요인들을 동시에 평가하여 가능한다.

예를 들어 Doherty(1984)에 의하면, 위험에 대한 보험인수 가능 수준이 상승할수록 그리고 포트폴리오에서 차지하는 자산의 비중치가 클수록 해당 자산에 대한 보험가입액이 증가한다. 그리고 Mayers and Smith(1983)가 논증한 바에 의하면, 보험 수요는 포트폴리오를 구성하는 자산의 수요와 함께 동시에 결정된다. 이와 관련하여 Goldsmith(1983)가 보여준 바에 의하면, 자산소득으로 생활하는 가계에 비하여 노동소득에 의존하여 생활하는 가계가 더 많은 생명보험을 구매한다. 이는 이자배당금, 지대, 기타 금융자산 소득 등의 자산 소득으로 살아가는 사람들이 생명보험을 구매하지 않는 경향을 보이기 때문이다. 그리고 캐나다의 자료를 이용하여 생명보험수요를 분석한 Matteo and Emery(2002)는 가구의 축적 자금 부족 및 축적 자산 부족이 생명보험수요에 영향을 미치는 요인으로 보았다.

Ehrlich and Becker(1972)에 의하면, 불확실성하의 행동에 대한 상황선호 접근방법의 맥락에서 기대효용이론과 전통 경제의 소비자행동이론이 결합될 수 있다. 비록 시장에서 보험이 저소득층으로 소득을 재분배한다 할지라도 소비자들의 보험구매 욕구는 여타의 상품에 대한 소비자 구매욕구와 크게 다르지 않다. 그리고 그들의 견해에 의하면, 소비자 행동의 등가한계원리(equimarginal principle)를 보험구매에 적용할 수 있다.

보험구매의사결정 과정에서 불안 심리의 역할을 조사한 Berekson(1972)은, 홀로 되어 외로운 사람이 그렇지 않은 사람보다 생명보험상품을 많이 구입한다는 것을 실증하였으며, 보험계약액 또는 보험료납입액을 종속변수로 한 회귀분석에서 태생순위(Birth Order) 외에도 연령, 결혼여부, 자녀 수, 소득, 부모의 이혼 여부가 통계적으로 유의한 설명변수가 됨을 보여 주었다.

전술한 기존연구들은 미시경제 측면에서 이루어진 연구들이지만 거시경제 측면에서도 보험수요 분석이 이루어져 왔다. 이와 관련하여 이자율은 보험가격의 산정요소인 예정이율과 연관되므로 보험수급에 영향을 미치고 있다. 그러나 이자율이 보험수급에 미치는 영향의 방향은 경우에 따라 서로 다르게 나타난다.

예를 들면, 실질이자율과 보험수요 간의 영향관계를 분석한 Donghui Li, Fariborz Moshirian, Pascal Nguyen, Timothy Wee(2007)는 실질이자율이 보험수요와 음(-)의 관계를 갖는다고 보았다. 이와 달리 Beck and Webb(2003)는 대출이자율이 보험수요와 양(+)의 관계를 갖는다고 보았다.

III. 실증분석 모형 설계

1. 보험수요함수

불확실성하에서 소비자들은 합리적 선택기준으로 기대효용의 극대화를 고려한다는 점은 미시경제 분석에서 이미 일반적 공리가 되어 있다.¹⁾ 그리고 기대효용이론에 의하면 불확실성하에서 직면하게 되는, 위험에 대해 위험기피형의 경제주체가 대체로 위험관리수단의 일환으로 위험을 보험사업자에게 전가하기 위해 보험에 가입한다.²⁾ 이러한 효용이론에 기초하여 실증분석모형을 설계하는 일환으로 가계의 자산을 기초자산 불확실성에 따른 자산변동을 반영한 자산으로 구분하여 가계의 효용함수를 표시하면 <식 1>과 같다.

$$U_{A,i} = U_i(W_{0i}, W_{1i}) \quad \text{<식 1>}$$

<식 1>에서 $U_{A,i}$ 는 가계*i*가 자산 변동 상태에 따라 가지게 되는 효용 크기, W_{0i} 는 가계*i*가 보험가입에 따른 보험료를 지출한 후의 기초 자산, W_{1i} 는 불확실성에 따른 가계*i*의 재산 변동을 반영한 후의 자산을 나타낸다. 이 때 가계*i*의 보유재산 W_{1i} 를 세분하여 시장성이 높은 자산(MA), 시장성이 없는 자산(NA), 부채(D^G), 납입보험료(P), 손실액(L), 보험금 지급사유의 사고에 대해 수령하는 보험금 벡터(ΦB)를 선형결합 한 합성물로 표시하면 <식 2>와 같다.

$$W_{1i} = MA_i + NA_i - D_i^G - P_i - L_i + \sum \Phi_{ij} B_{ij} \quad \text{<식 2>}$$

<식 2>에서 Φ_{ij} 는 보험금 지급 사유의 손실사고*j*가 발생했을 때 가계*i*가 수령하는 인보험 등의 보험가입비율 또는 손해보험의 보험가액(보험목적의 재산가) 중 가계*i*가 수령할 수 있는 보험금의 비율(보험가입비율)이다. 그리고 B 는 가계*i* 소유의 재산에 손실사고*j*가 발생했을 때 보험으로 보상이 가능한 보험가액 또는 인보험 등의 보험가입금액을 나타낸다.

<식 2>와 같은 형태의 자산을 보유하는 소비자가 원하는 보험가입비율의 조건을 통해 보

1) 「위험하에서 기대가치를 기준으로 한 선택은 모순됨」을 지적한 성 피터스버그의 역설(st. petersberg paradox)이 베르누이(Daniel Bernoulli)에 의해 제기된 바 있다. 이를 계기로 베르누이가 기대효용을 통해 위험하의 선택에 관한 설명을 시도한 이후, 폰 노이만과 모겐스테른이 기대효용이론을 더욱 진전시켰으며, 기대효용이론은 여러 사람들의 연구를 거쳐 오늘에 이르고 있다.

2) J.W. Pratt(1964, pp.122~136.) 참조

험상품에 대한 수요방정식 정보를 얻기 위하여, 보험금 지급이 가능한 소정의 사고에 대해 수령하는 보험금의 벡터(ΦB)를 함계함으로써 산출할 수 있는 『보험가입금액(보험인수금액)의 총액(R)』이라는 단일변수를 상정한다.³⁾ 이는 보험수요의 지표를 측정하는데 보험가액(보험목적의 재산가, 보험인수범위) 또는 보험가입금액을 고려한다면, 생활의 위태로부터 비롯되는 위험을 최소화 하고자 하는 소비자의 욕구를 조사하는 것이 간편해질 수 있기 때문이다.

특히 가계의 인구·재무특성에 따라 위험관리 형태에 차이가 날 수 있음을 고려하면 이러한 가계특성과 보험수요 간의 연계성이 존재할 수 있으므로 이를 확인할 수 있도록 <식 1>의 효용함수에 가계의 특성을 포함하여 변형한 가계 i 의 효용함수($U_{B,i}$)를 표시하면 <식 3>과 같다.

$$U_{B,i} = U_i(W_i^m, H_i) \tag{식 3}$$

<식 3>에서 $U_{B,i}$ 의 하첨자 B 는 <식 1>의 $U_{A,i}$ 와 구분하기 위한 것이고, H_i 는 가계 i 가 보이는 인구·재무특성들의 벡터이며, W_i^m 은 가계 i 의 재산변동뿐만 아니라 재산의 한 몫을 나타내는 것이다. 이를 바탕으로 소비자는 가계소득의 예산제약(B)에 당면하여 보험에 가입함으로써 효용을 극대화시킨다고 가정하여 가계의 예산제약을 표시하면 <식 4>와 같다.

$$B_i = P_{Ri}R_i + P_{Gi}G_i - D_i \tag{식 4}$$

<식 4>에서 P_{Ri} 은 가계 i 의 보험가입금액 총액(R_i)에 대한 단위당 평균보험료, G_i 는 가계 i 가 소비하는 여타의 모든 시장 재화 벡터, P_{Gi} 는 여타의 모든 시장재화 단위별 가격 벡터, D_i 는 순부채를 나타낸다.

<식 4>의 예산제약하의 보험수요함수를 보험가입금액의 총액(R)으로 나타내면 <식 5>와 같다(개별 가계를 표시하는 아래 첨자를 생략함).

$$R = R(P_R, P_G, D, H) \tag{식 5}$$

3) 이때 『보험인수금액의 총액(R)』은 전부보험(full insurance, 『보험가액=보험가입금액』)을 나타내는 것이 아니다. 전부보험의 완전담보(full coverage)는 어떤 한 가계의 재산에 대한 모든 Φ_j (보험가입비율)의 합계가 1일 때의 경우를 말한다.

이제 보험회사의 브랜드와 서비스 품질 또는 고객의 보험사 충성도가 보험가격에 어느 정도 영향을 미칠지라도, 보험산업이 치열한 경쟁상태에 놓여 있고 보험사는 가격수용자임을 가정한다. 또한 소비자는 자신의 위험프리미엄(risk premium)을 결정하는데 일관성을 보인다고 가정한다.

<식 5>의 보험수요함수에서 보험가입금액의 총액(R)이 많아진다는 것은 각 유형의 보험에 대한 보험료 납입액의 합계액이 많아짐을 뜻하므로, 모든 유형의 보험에 대한 보험료 납입액을 합계함으로써 측정된 총보험수요량(Y)을 종속변수로 하여 연구문제를 실증분석하고자 한다.⁴⁾ 그리고 분석의 간편화를 위한 방편으로 순부채(D), 보험가격(P_R), 보험외의 여타 모든 재화의 가격 및 수량, 가계특성에 의해 설명되지 않는 재산변동이 일정하다고 전제한 후 시계열 자료가 아닌 횡단면자료를 바탕으로 가계 특성이 보험수요에 미치는 영향을 조사·분석하고자 한다.

2. 실증 모형

<식 5>에서 보험수요에 영향을 미치는 가계의 인구·재무특성으로서 가족규모(가구원 수), 가장 연령, 가계의 취업 근로자 수, 소득을 설명변수로 고려하면, <식 6>과 같다.

$$Y_i = \beta X_i + U_i \quad \text{<식 6>} \\ X_i = [HI, FS, FS^2, WM, HI \times WM, AH, AH^2]$$

<식 6>에서 Y_i 는 보험수요량을 나타내는 가계 i 의 연간 보험료납입총액이고 X_i 는 설명변수 벡터이다. 이 때 HI 는 가계의 연간 소득액, FS 는 가구원 수, WM 은 취업한 가구원 수를 나타낸다. $HI \times WM$ 은 가계의 연간 소득과 취업 가구원 수의 상호작용 효과를 확인하기 위한 변수이다. 그리고 AH 는 설문조사에 응답한 가구의 가장 연령이다. U_i 는 $N(0, \sigma^2)$ 이며, 독립적 분포를 보인다고 가정한 오차항이다.

그렇지만 이와 같이 측정하는 총보험수요량(Y)을 종속변수로 할 경우, 보험에 가입하지 않는 개체가 있음에도 실제 보험료 납입액이 음(-)값을 보일 수 없고 0(zero)에서 절단되기 때문에 통상적인 회귀분석에 의한 회귀모수의 최소제곱추정량은 편의를 갖게 되어 불일치하게 된다는 문제가 발생한다.⁵⁾

4) 일반 상품의 수요량은 『가격×구매량』으로 산출된다. 그렇지만, 보험수요량은 『보험가격(건당 보험료)×보험상품 가입건수』로 산출되며, 이것이 보험료 납입액이다. 그러므로 보험료 납입액(보험료 지출액, 납입보험료)을 보험수요량으로 보고 분석하는 것이다.

이러한 추정 문제를 해소시켜 일관성 있고 효율적인 실증분석결과를 얻으려면 최대우도추정절차의 토빗(Tobit) 모형을 이용하여 설명변수들의 계수와 잔차(ε)를 추정할 필요가 있다.

<식 6>을 토빗 모형의 로그-우도함수로 변형하기 위해 먼저 종속변수 Y_i 의 값이 양수일 때와 절사된 0(zero)일 때의 더미 변수(dummy variable)를 정의하면 다음과 같다.

$$Y_i > 0 \text{ 이면 } D_i = 1, Y_i = 0 \text{ 이면 } D_i = 0.$$

다음으로 설명변수 벡터 X_i 가 주어졌을 때 앞의 더미변수를 사용하여 종속변수 Y_i 의 조건부 누적분포함수(conditional c.d.f)를 도출하면 <식 7>과 같다.⁶⁾

$$\begin{aligned} R(y|X_i, \beta, \sigma) &= P[Y_i \leq y|X_i] = P[Y_i \leq y|X_i, D_i = 1]P[D_i = 1|X_i] \\ &+ P[Y_i \leq y|X_i, D_i = 0]P[D_i = 0|X_i] \\ &= I(y > 0)H(y|Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma)F(\beta X_i/\sigma) + I(y = 0)(1 - F(\beta X_i/\sigma)) \end{aligned} \text{ <식 7>}$$

<식 7>에서 $I(\cdot)$ 는 『 $I(\참) = 1$ 』 과 『 $I(\거짓) = 0$ 』 을 나타내는 지표함수(indicator function)이다. 그러므로 이에 상응하는 조건부 밀도함수는 <식 8>과 같이 도출된다.

$$r(y|X_i, \beta, \sigma) = I(y > 0)h(y|Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma)F(\beta X_i/\sigma) + I(y = 0)(1 - F(\beta X_i/\sigma)) \text{ <식 8>}$$

앞의 식들을 바탕으로 하여 도출한 토빗 모형의 로그-우도함수(log-likelihood function)는 <식 9>와 같다. 이 식을 통한 최대우도 추정절차의 실증분석은 계량경제 소프트웨어(Eviews)를 이용한다.

$$\begin{aligned} L(\beta, \sigma) &= \sum_{i=1}^n \ln[r(Y_i|X_i, \beta, \sigma)] = \sum_{i=1}^n D_i \ln[h(Y_i|Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma)] \\ &+ \sum_{i=1}^n D_i \ln F(\beta X_i/\sigma) + \sum_{i=1}^n (1 - D_i) \ln(1 - F(\beta X_i/\sigma)) \\ &= \sum_{i=1}^n D_i \left(-\frac{1}{2} (Y_i - \beta X_i)^2 / \sigma^2 - \ln(\sigma) \right) + \sum_{i=1}^n (1 - D_i) \ln(1 - F(\beta X_i/\sigma)) - \sum_{i=1}^n D_i \ln(\sqrt{2\pi}) \end{aligned} \text{ <식 9>}$$

5) 이러한 경우, 보통회귀분석(OLS)에 의한 모수 추정계수값이 편의를 가져 불일치 추정량이 발생하는 이유는 <부록 1>에 제시하였다.

6) 조건부 누적분포함수(conditional c.d.f)에서, $H(y|Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma) = P(y_i \leq y | Y_i > 0, X_i) = \frac{P(0 < Y_i \leq y | x_i)}{P(Y_i > 0 | X_i)} = \frac{P(-\beta X_i < U_i \leq y - \beta X_i | X_i)}{P(U_i > -\beta X_i | X_i)} = \frac{F((y - \beta X_i)/\sigma) - F(-\beta X_i/\sigma)}{F(\beta X_i/\sigma)}$

3. 변수 및 자료 설명

가계단위의 총보험수요량을 측정하기 위하여 선정한 연간 보험료납입총액(Y)은 가계의 보험소비 대부분을 차지하고 있는 보험종목이라 할 수 있는 생명보험사의 일반생명보험료와 개인연금보험료, 자동차종합보험료, 운전자보험료, 주택화재보험료, 손해보험사의 상해보험료를 합제한 금액이다.⁷⁾

보험료납입총액 측정에 포함된 보험상품이 정상재라면 가계의 총소득이 많을수록 보험상품 구매량도 많아질 것이다. 이러한 관계를 실증하기 위해 설명변수의 하나로 가계의 연간 소득액(HI)을 선정하였다. 이때 가구원들의 소득이 매년마다 무작위적으로 그리고 일시적으로 변할 수 있다는 점 때문에, 대부분의 기존 보험수요연구와 달리 프리드먼(Friedman, 1957)의 항상소득가설(permanent income hypothesis)⁸⁾에 기초하여 가계의 연간 소득액(HI)을 측정하였다. 즉 항상소득에 기초한 가계의 연간 총지출금액으로부터 가계의 연간 보험료 납입총액을 차감하는 방식으로 가계의 연간 소득액(HI)을 측정하였다.⁹⁾

가구원 수(FS)가 많을수록 위험으로부터 초래되는 손실을 대비하기 위한 보험수요도 증가할 것이다. 또한 가구원 수가 많을수록 가계의 규모가 커지는 것이므로 그러한 가계에는 규모의 경제(economies of scale)가 존재할 것이다. 이러한 규모의 경제 때문에 가계규모가 커짐에 따라 보험수요가 증가할 것이지만 그 증가율이 감소할 수도 있을 것이다. 이를 확인하기 위하여 가구원 수(FS)의 2차 제곱항(FS^2)도 설명변수에 포함하였다.

한편, 취업 가구원 수(WM)는, 취업 가구원의 소득 및 위험 대비 성향이 보험수요에 미치는 영향을 실증하기 위해 선정한 변수이다. 가계의 추가 소득이 일시적인 소득이라고 인지될 때는 그 추가소득에 따른 추가 소비지출이 이루어지지 않을 경우도 있다. 예를 들면, 가정주부의 소득이 일시적이라고 보는 인식이 팽배할 경우에는 가정주부의 취업에 따른 추가소득이 가계의 보험수요를 증가시키지 않을 수도 있을 것이다.

그러나 최근에는 취업 가구원이라 할 수 있는 여성 취업자 수가 크게 증가하였고 직장에

7) 사회보험은, 소정 수준의 소득 가구에 대하여는 소비자의 보험가입의사에 관계없이 강제 적용되므로 보험료납입총액에서 사회보험료 납입액을 제외하였다.

8) 프리드먼은 소비는 주로 항상소득에 의존한다고 추론하였다. 왜냐하면 소비자들은 소득의 일시적인 변화에 대응하여 소비를 평탄하게 유지하기 위하여 저축 또는 차용을 이용할 수 있기 때문이다. 그래서 소비자들은 항상소득을 비용지출에 사용하지만 일시소득에 대하여는 비용지출에 사용하지 않고 대부분 저축을 한다. 항상소득가설에 따르면 소비는 항상소득에 비례한다. 항상소득이 높은 가구의 경우 비례적으로 소비가 증가한다. N. Gregory Mankiw(2007, pp.476~477) 참조.

9) 가계소득총액(HI)을 측정하는 과정에서 가계총지출액으로부터 보험료납입총액을 차감하지 않을 경우, 보험료 납입액 증가에 따라 가계총지출액이 함께 증가하게 된다. 이렇게 되면 가계총지출액 증가와 함께 보험수요량(보험료납입총액)도 동반 증가하는 셈이 되어 추정의 편의가 초래될 수 있다.

서 차지하는 여성의 지위 또한 공고해짐에 따라 여성의 근로소득이 가계의 항상소득 원천으로 자리매김하고 있다. 이에 따른 소비지출 증가도 무시할 수 없게 되었다. 특히 취업 가구원 수(WM)가 많은 가계일수록 고급 자동차를 구입하는 성향을 보이거나 자동차 보유 대수가 늘어나게 되어 자동차보험료 지출액이 증가할 것이다. 또한 고가의 주택에 주거하거나 자가 소유 주택이 증가하게 되어 주택화재보험료 지출액도 증가할 것이다. 특히 건강관리 활동 증가에 따른 수명 연장에 대비하여 연금보험의 보험료 지출액이 증가할 것이다.

그렇지만, 생애과정에서 부딪히는 위험이 초래하는 경제적 어려움을 극복 내지 대비하기 위한 재산과 소득액이 많을수록 그리고 취업 근로자 수가 많을수록 경제적 손실 위험에 대한 체감 정도가 낮을 수도 있다. 예를 들면, 비교 대상 가계들의 연간 소득 수준이 동일하다 라도 재산에 차이가 나거나 취업 가구원 수(WM)에 차이가 날 경우, 재산이 더 많거나 취업 가구원 수가 많은 가구의 사람들은 혼자 버는 가구의 사람들에 비하여 경제적 손실 위험에 대한 체감 정도가 낮을 수도 있다. 이러한 잠재적 관계를 실증하기 위하여 상호작용효과의 변수로 포함 것이 <식 6>의 『 $HI \times WM$ 』이다. 만일 위험체감 정도가 낮아진다면 경제적 손실에 대한 보장 수단으로 보험을 선호하는 정도가 낮아질 것이므로 이것의 추정계수가 음(-)의 값을 보일 것이다.

한 가족이 도달하는 생애 단계에 따라 소득과 부양가족 수가 증가하거나 감소할 것이고 그에 따라 보험수요도 증가 또는 감소될 것이다. 이를 확인하기 위한 변수로 가구의 가장 연령(AH)을 선정하였다. 이 변수(AH)는 생애주기별로 구분하여 34세 이하의 가족형성기, 35세 ~ 54세 이하의 가족 성장기, 55세 ~ 60세의 가족 축소기, 61세 이상의 은퇴기로 범주화 하였다. 그리고 보험수요와 연령간의 곡선관계를 확인하기 위하여 가장 연령(AH)의 2차 제곱항(AH^2)도 설명변수 벡터에 포함하였다.

이상의 변수값을 측정하기 위한 자료는, <부록 2>에 요약한 민영보험수요에 관한 설문조사표(2010년 가구의 재무특성, 보험 소비 등의 항목)에 기초하여, 2011년 5월 1일에서 5월 20일까지의 기간 동안 전국 15개 시도(제주도 제외)의 시청 소재지 또는 도청 소재지의 성인 남녀 1,200명을 대상으로 전화설문을 함으로써 수집하였다. 이 자료에는 2010년 동안에 보험료 지출액이 전혀 없는 가계들도 포함되어 있으며, 전술한 변수 자료의 기초 통계량 일람표는 <표 1>과 같다.

<표 1> 변수 자료의 기초 통계량

변수명		<i>HI</i> (연간소비지출액, 가계의 연간소득액)	<i>FS</i> (가구원 수)	<i>WM</i> (취업 가구원 수)	<i>AH</i> (가장 연령)	<i>Y</i> (연간 보험료납입총액)
평균값	표본 전체 (n=1,200가구)	2,688만원 (월 평균)224만원	3.2명	1.4명	48.4세	227만원
	보험료 납입 가구 (n=936가구)	2,940만원 (월 평균)245만원	3.4명	1.6명	45.2세	291만원

IV. 실증분석 결과와 해석

가계의 인구·재무특성, 성숙단계 등이 보험수요에 미치는 영향을 확인하기 위하여 <식 9>와 같이 구성한 실증모형을 계량경제 소프트웨어(Eviews)에 의해 추정한 결과는 <표 2>의 토빗 모형의 최대우도 추정 결과, <표 3>의 가계 인구·재무특성 등이 보험수요에 미치는 한계효과, <표 4>의 가족 성숙단계의 보험수요 분석결과에 제시하였으며, 이에 대한 해석은 다음과 같다.

1. 보험수요 영향 요인에 대한 최대우도 추정결과

<표 2>는, 추정모형에 존재할 수 있는 이분산 문제를 해소하기 위하여 종속변수의 자료값을 평방근 값으로 변형하여 추정한 결과이다. 그러므로 각 추정계수는 해당 설명변수의 1단위 변화에 따른 종속변수(*Y*, 보험료 납입총액)의 평방근 변화를 나타낸다.

먼저 향상소득가설에 기초하여, 가계의 연간 소비지출액으로 측정한 *HI*(가계의 연간 소득)를 보면 그 추정계수가 0.001480(P-Value : 0.0002)이며 통계적으로 유의한 양(+값)으로 나타나 있다. 이는 소득이 많아 재무상태가 건실한 가계일수록 위험 대비가 필요한 자산이 많고, 노후 대비 필요성이 크기 때문에 보험수요를 증가시킨다는 점을 말해주는 것이다. 또한 이는 보험상품이 정상재(normal good)임을 확인해주는 분석결과이다.

<표 2> 토빗 모형의 최대우도 추정결과

변수명	추정계수	P-Value
<i>HI</i> (가계의 연간 소득)	0.001480	0.0002
<i>FS</i> (가구원 수)	3.089261	0.0195
<i>FS</i> ²	-0.370711	0.0175
<i>WM</i> (취업 가구원 수)	4.306513	0.0014
<i>HI</i> × <i>WM</i>	-0.000420	0.0231
<i>AH</i> (가장 연령)	0.617201	0.0207
<i>AH</i> ²	-0.002873	0.0413
상수항	-1.697324	
<i>R</i> ²	0.5281	
로그-우도 값	-5492.3051	

가계의 규모와 보험수요의 관계를 확인하기 위한 변수인 *FS*(가구원 수)를 보면 그 추정계수가 3.089261(P-Value : 0.0195)이며 통계적으로 유의한 양(+)값으로 나타나 있다. 이는 가계의 규모가 클수록 규모의 경제가 존재하여 보험수요가 증가하기 때문이다.

그렇지만 *FS*²(가구원 수의 2차 제곱항)의 추정계수는 -0.370711(P-Value : 0.0175)이며 통계적으로 유의한 음(-)값으로 나타나 있다. 이는 가계규모가 커짐에 따라 규모의 경제로 인해 보험수요가 증가하지만 그 증가율이 점차 감소하기 때문에 나타나는 현상이다.

한편, 취업 가구원과 보험수요의 영향 관계 분석에서는 *WM*(취업 가구원 수)의 추정계수가 4.306513(P-Value : 0.0014)이며 통계적으로 유의한 양(+)값으로 나타나 있다. 이는 취업 가구원 수가 많은 가계일수록 가계의 항상소득이 많아지고, 그에 따라 증가한 『자산(주택, 자동차, 내구재 등)에 대한 경제적 손실 위험 대비용 보험상품』 구매량이 많아지거나 노후 대비용 연금보험료 지출액이 많아짐을 나타내는 분석결과이다.

이와 관련하여 가계의 소득규모와 취업가구원 수의 증감에 따른 경제적 손실 위험 체감 정도를 확인하기 위하여 설명변수로 선정한 상호작용변수인 『*HI*×*WM* (가계의 소득×취업 가구원 수)』를 보면, 그 추정계수가 -0.000420 (P-Value : 0.0231)이며 통계적으로 유의한 음(-)값으로 나타나 있다. 이러한 추정결과는, 혼자 버는 가구의 사람들에 비하여 재산이 많거나 취업 가구원 수가 많은 가구의 사람들이 보이는 『경제적 손실 위험에 대한 위험 체감 정도』가 낮을 수 있고, 이에 따라 경제적 손실에 대한 보장 수단으로 보험을 선호하는 정도가 상대적으로 낮을 수도 있음을 함축하고 있다.

마지막으로 가족의 성숙단계에 따른 보험수요의 증감을 확인하기 위한 변수인 *AH*(가장 연령)를 보면, 그 추정계수가 0.6172013(P-Value : 0.0207)이며 통계적으로 유의한 양(+)값으로 나타나 있다. 이는 가장의 연령이 많아짐에 따라 소득과 부양가족 수가 증가하게 되면

그에 따라 위험 대비 욕구가 커져 보험수요가 증가함을 의미한다. 그렇지만, 가장의 연령과 보험수요 간의 곡선관계를 확인하기 위한 변수인 AH^2 (가장 연령의 제곱)의 추정계수는 통계적으로 유의한 음(-)값인 -0.002873(P-Value : 0.0413)으로 나타나 있다. 이는 가장의 연령이 많아짐에 따라 보험수요가 증가하되, 가계가 성숙단계를 넘게 되면 축적된 금융자산, 가구원의 사망에 따른 부양가족 수 감소, 사회보장 제도(의료 보호 등) 등의 요인이 노령 가구의 과거 보험니즈를 감소시키는 가운데 보험수요 증가율이 점차 감소하는 현상이 나타나기 때문이다.

2. 가계 인구·재무특성 등이 보험수요에 미치는 한계효과

본 연구에서는, 보험에 가입한 가구에 대해 양(+)값으로 관찰된 종속변수(Y_i , 보험료 납입 총액) 자료의 조건부 회귀함수 $E(Y|X, Y > 0)$ 에 대하여 설명변수 벡터(X_i) 값 변화가 미치는 한계효과에 관심을 두고 있다. 이러한 관심 문제를 분석하기 위하여 맥도날드-모피트(McDonald -Moffit) 분해 방법¹⁰⁾을 이용하였으며 분석 결과는 <표 3>과 같다.

보험수요에 영향을 미치는 가계 특성 중 WM (취업 가구원 수)의 한계효과가 가장 크게 나타나 있으며, 취업 가구원 수의 증가가 보험수요 증가에 미치는 영향이 상대적으로 크다는 것을 뒷받침해주고 있다.

이와 대조적으로 HI (가계의 연간 소득)의 한계효과는 상대적으로 작게 나타나 있다. 그렇지만, 가계의 소득 증가는 가족의 보험상품 구매를 늘리도록 하는 유인을 제공한다는 점을 부인할 수 없다. 가계의 소득이 많아질수록 취업 가구원이 질병을 앓거나 사망할 경우 가족이 인식하는 손실이 더욱 커진다는 점 때문에 그 가계의 생명보험 상품 또는 상해·건강보험 상품에 대한 니즈가 상대적으로 클 수밖에 없기 때문이다. 또한 가계의 소득이 많아지게 되면 고급 주택과 고급 승용차를 구입할 것이고, 그에 상응하는 주택화재보험료와 자동차보험료도 증가할 것이기 때문이다.

10) 한계효과(marginal effect) $\frac{\partial E(Y|X)}{\partial X}$ 는, 『 $Y=0$ 』인 집단으로부터의 변화를 나타내는 요소와 『 $Y>0$ 』인 집단에 대한 변화를 나타내는 요소로 구성된다. 이와 같이 분리하는 분석을 맥도날드-모피트(McDonald-Moffit) 분해라고 말한다. J.F. McDonald and R.A. Moffit(1980, pp.318-321) 참조.

<표 3> 보험수요에 미치는 한계 효과

변수명	한계효과, $\frac{\partial E(Y_i X_i)}{\partial X_i}$	탄력성
HI (가계의 연간 소득)	0.021743	0.298573
FS (가구원 수)	27.972601	0.230134
WM (취업 가구원 수)	60.103250	0.251607
AH (가장 연령)	6.103205	0.698573

탄력성 분석에서도 가장의 연령(AH)에 대한 보험수요의 탄력성에 비하여 가계의 연간 소득(HI)에 대한 보험수요 탄력성이 더 낮은 것으로 나타나 있다. 생명보험에 대한 소득 탄력성이 0.8로 상대적으로 높게 나온 선행연구¹¹⁾가 있지만, 본 연구의 종속변수 자료에는 생명보험에 비하여 상대적으로 소득 민감도가 낮을 수도 있는 자동차보험과 주택보험 등의 보험료 지출액이 포함되어 있기 때문에 소득 탄력성이 낮게 나타난 것으로 보여 진다.

이러한 추정결과는 <표 2>에서 HI×WM(가계의 소득과 취업 가구원수의 상호작용변수)가 보인 음(-)의 추정계수와도 상관되어 있다. 예를 들면, 비슷한 소득 수준이더라도 다수의 가구원이 소득을 벌어들이는 가계(가구)는 1인이 소득을 벌어들이는 가계에 비해 소득상실 위험의 체감 정도가 낮다. 그러므로 소득과 취업가구원 수가 많은 가계는 『보험상품 추가 구매 지출금액』으로부터 얻는 한계효용이 상대적으로 낮을 수밖에 없다.

그러나 소득이 적고 취업 가구원 수가 적은 가계는 소득 증가가 있을 경우, 종전에 구매하지 않았던 보험상품을 구매하게 되고 이로부터 상대적으로 큰 한계효용을 얻을 것이다. 그러므로 이러한 가계에 대한 보험상품 수요의 소득탄력성이 상대적으로 높게 나타나게 된다.

이와 대조적으로 소득이 많고 취업 가구원 수가 많은 가계일수록 종전에 구매한 보험상품이 많이 있을 뿐만 아니라 직장에서 보조해주는 보험상품 혜택을 누리고 있기 때문에 소득이 증가하더라도 추가로 보험상품을 구매하는 사례가 적게 발생하며, 이에 따라 보험상품 수요의 소득탄력성이 상대적으로 낮게 나타나게 된다.

3. 가족 성숙단계의 보험수요 분석

<표 2>에서 AH(가장 연령)와 AH²의 추정계수를 통해 가장의 연령과 보험수요 간의 곡선관계를 분석함으로써, 가장의 연령이 많아짐에 따라 보험수요가 증가하되 가계가 성숙단

11) J.D. Hammond, D.B. Houston, and E.R. Melander(1967, pp.397-408) 참조

계를 넘게 되면 노령 가구의 과거 보험니즈가 감소되는 가운데 보험수요의 감소 현상이 나

<표 4> 가족 성숙단계의 보험수요 분석결과

변수명	한계효과, $\partial E(Y_i X_i)/\partial X_i$	
	가장연령(AH) 30세 이하	가장연령(AH) 61세 이상
HI (가계의 연간 소득)	0.005902	0.013456
FS (가구원 수)	12.146537	25.507727
WM (취업 가구원 수)	23.715308	43.873319
AH (가장 연령)	3.016275	0.633417

타남을 확인한 바 있다. 이와 관련하여 가장연령(AH) 30세 이하의 범주와 가장연령 61세 이상의 범주로 구분하여 보험수요의 한계효과를 비교분석한 결과는 <표 4>와 같다.

<표 4>에서 보는 바와 같이 HI(가계의 연간 소득), FS(가구원 수), WM(취업 가구원 수)의 1단위 변화에 따른 종속변수(Y , 가계의 연간 보험료납입총액)의 한계변화는 30세 이하 연령의 세대주 가계에 비해 가족의 성숙단계에 더 진입해 있는 61세 이상 연령의 세대주 가계에서 더 큰 것으로 나타나 있다. 이는 30세 이하 세대주 가구에 비하여 성숙단계에 더욱 진입한 가계일수록 가구원 수와 취업 가구원수가 더 많아 위험감축 욕구가 상대적으로 더 크기 때문인 것으로 보여 진다. 그렇지만 AH(가장 연령)의 1단위 변화에 따른 종속변수의 한계변화는 61세 이상 연령의 세대주 가계에서 더 작은 것으로 나타나 있다. 이는 세대주(가장)의 노령화가 심화할수록 가구원의 사망 외에도 금융자산 축적, 사회보장제도 혜택 등의 작용으로 보험니즈가 감소하기 때문인 것으로 보여 진다.

V. 요약 및 결론

소비자들이 다양한 유형의 보험상품 구매를 어떤 식으로 결정하는지를 이해하는 것은 보험산업체 뿐만 아니라 공공부문의 정책입안자들에게 중요한 시사점을 줄 수 있다. 따라서 본 연구는 토빗 모형으로 실증모형을 설계하여 가계의 보험수요에 미치는 요인들을 가계의 인구특성과 재무특성 차원에서 실증분석하고, 이러한 설명변수들이 보험수요에 미치는 한계효과를 분석하는데 중점을 두었다. 이로부터 도출한 주요 분석결과와 시사점은 다음과 같다.

첫째, 가계의 소득, 가구원 수, 취업 가구원 수, 가장 연령 등의 변수가 보험수요와 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 특히 보험상품은 정상재(normal good)인 것으로 확인되

었다.

둘째, 가계의 소득 증가, 가구원 수 증가, 가장의 연령 증가에 따라 보험수요가 증가하지만 그 증가율이 점차 감소하는 것으로 나타났다. 특히 가장의 연령(AH)에 대한 보험수요의 탄력성에 비하여 가계의 연간 소득(HI)에 대한 보험수요 탄력성이 더 낮은 것으로 나타나 있다. 이는, 가정의 연령이 많아질수록 가구원 수가 증가하고 가족위험에 대한 책임의식이 증가하여 보험수요가 증가할 수도 있지만, 한편으로 소득이 많고 취업 가구원 수가 많은 가계일수록 종전에 구매한 보험상품이 많이 있을 뿐만 아니라 직장에서 보조해주는 보험상품 혜택을 누리고 있기 때문에 소득이 증가하더라도 추가로 보험상품을 구매하는 사례가 적게 발생하기 때문이다.

셋째, 가계소득과 취업 가구원 수가 많을수록 경제적 손실 위험에 대한 체감 정도가 낮게 나오며 이것이 그렇지 못한 가계에 비하여 보험수요를 감소시키는 요인으로 작용할 수도 있는 것으로 나타났다.

넷째, 가장의 연령이 많아짐에 따라 가족의 성숙이 심화하여 가족의 위험을 감축하고자 하는 욕구가 증가하고 이에 따라 보험니즈가 증가하는 가운데 보험수요가 증가하는 현상이 나타날 수 있으나, 가장의 노령화가 심화할수록 사회보장 혜택, 금융자산 축적, 가구원의 사망 등이 보험수요 감소 요인으로 작용할 수 있는 것으로 나타났다.

한편, 보험시장의 거래가 수요와 공급으로 이루어지고 있는 가운데 보험수요가 지배적인 역할을 하고 있기 때문에 본 연구에서는 미시적 차원의 보험수요에 초점을 두어 연구문제를 분석하였으나, 미래의 연구에서는 수요와 공급 측면을 모두 고려하고 미시적 요인뿐만 아니라 이자율, 금융시장 안정도, 금융시장 발전도 등과 같은 거시경제적 요인을 포함하는 모형에 의한 실증분석이 이루어져야 할 것이다.

그렇지만, 본 연구의 분석결과는 소비자들이 다양한 유형의 보험상품 구매를 어떤 식으로 결정하는지를 이해하는 데 도움을 줄 수 있으며, 보험산업체의 해외 신시장 개척 또는 국내 시장 확장을 위한 고객세분화 마케팅 전략 수립, 공공부문의 보험정책 입안에도 참조가 될 것이다.

참 고 문 헌

- 박승준(1987), "생명보험 수요분석", 보험학회지, 29, pp.73-116.
- 박은희(1991), "손해보험수요의 소득탄력성", 보험학회지, 37, pp.3-19.
- 박주영·최현자(1999), "가계의 보험수요 결정요인에 관한 연구", 한국소비자학회 추계학술발표논문집, pp.337-349.
- 정병대(2001), "기업의 보험수요와 손보사의 기업보험전략에 관하여", 보험개발연구, 12(3), pp.67-98.
- Babbel, David F. (1985), "The Price Elasticity of Demand for Whole Life Insurance", *Journal of Finance*, No.40, pp.225-239.
- Beck, T. and I. Webb (2003), "Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries", *World Bank Economic Review*, No.17, pp.51-88.
- Briys, Eric P. and Henri Louberge (1985), "On the Theory of Rational Insurance Purchasing: A Note", *Journal of Finance*, No.40, pp.577-581.
- Donghui Li, Fariborz Moshirian, Pascal Nguyen, Timothy Wee(2007), "The demand for life insurance in OECD countries", *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 74, No. 3, pp.637-652.
- Ehrlich, I. and Gray S. Becker (1972), "Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection", *Journal of Political Economy*, No.80, pp. 623-648.
- Friedman, Milton (1957), A Theory of the Consumption Function, Princeton, NJ : *Princeton University Press*.
- Goldsmith, Art (1983, Mar), "Household Life Cycle Protection : Human Capital versus Life Insurance", *The Journal of Risk and Insurance*, pp.33-43.
- Hammond, J. D., D .B. Houston, and E. R. Melander (1967), "Determinants of Household Life Insurance Premium Expenditures : An Empirical Investigation", *Journal of Risk and Insurance*, No.34, pp.397-408.
- Matteo, L. D. and J. C. Herbert Emery (2002), "Wealth and the Demand for Life Insurance : Evidence from Ontario", *Explorations in Economic history*, Vol.39, pp.446-469.
- Mayers, David and Clifford W. Smith, Jr.(1983), "The Independence of Individual Portfolio Decisions and the Demand for Insurance", *Journal of Political Economy*, No.91, pp.304-311.
- McDonald, J. F. and R. A. Moffit (1980), "The Uses of Tobit Analysis", *Review of Economics and Statistics*, No.62, pp.318-321.

Mankiw, N. Gregory (2007), *Macro Economics, Sixth Edition*, Worth Publishers.

Mossin, Jan (1968), "Aspect of Rational Insurance Purchasing", *Journal of Political Economy*, No.76, pp.553-568.

Pratt, J. W. (1964), "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, Vol. 1, pp.122-136.

<부록 1> 절단 편의(truncation bias) 발생 논증

1. 밀도함수 : 평균 0과 분산 1의 값을 보이는, 이른바 $N(0,1)$ 분포의 밀도함수(density function)는 $f(z) = \exp(-z^2/2)/\sqrt{2\pi}$ 이다. 이 밀도함수에 상응하는 누적분포함수는 $F(z) = \int_{-\infty}^z f(v)dv$ 이다.

2. 조건부 누적분포함수(conditional c.d.f) : <식 6>의 종속변수에 대하여 『 $Y_i > 0$ 』이고, 설명변수 벡터 “ X_i ”가 주어진 조건하에서 『 $Y_i = \beta X_i + U_i$ 』를 Y_i 에 대입하고 부등호의 양변에 $-\beta X_i$ 를 차감하면 Y_i 의 조건부 누적분포함수를 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$H(y | Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma) = P(y_i \leq y | Y_i > 0, X_i) = \frac{P(0 < Y_i \leq y | X_i)}{P(Y_i > 0 | X_i)}$$

$$= \frac{P(-\beta X_i < U_i \leq y - \beta X_i | X_i)}{P(U_i > -\beta X_i | X_i)} = \frac{F((y - \beta X_i)/\sigma) - F(-\beta X_i/\sigma)}{F(\beta X_i/\sigma)}$$

3. 조건부 밀도함수(conditional density) : 앞의 조건부 누적분포함수에 상응하는 조건부 밀도함수는 다음과 같이 도출되며, 이로부터 『 $Y_i > 0$ 』이고, 설명변수 벡터 “ X_i ”가 주어진 조건하에서 Y_i 의 조건부 분포가 연속구간에서 값을 가지는 연속성을 가짐을 알 수 있다.

$$h(y | Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma) = \frac{dH(y | Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma)}{dy} = \frac{f((y - \beta X_i)/\sigma)}{\sigma F(\beta X_i/\sigma)}, \quad y > 0$$

4. 더미 변수(dummy variable) 정의 : 종속변수 Y_i 의 값이 양수일 때와 절사된 0(zero)일 때 더미변수를 정의하여 그에 따른 확률을 표시하면 다음과 같다.

$$Y_i > 0 \text{ 이면, } D_i = 1 ; Y_i = 0 \text{ 이면, } D_i = 0$$

$$P [D_i = 1 | X_i] = F(\beta X_i/\sigma), \quad P [D_i = 0 | X_i] = 1 - F(\beta X_i/\sigma)$$

$$Y_i \approx D_i(\beta X_i + U_i)$$

5. 절단 편의(truncation bias)에 따른 불일치 추정량 : 설명변수 벡터 X_i 와 『 $Y_i > 0$ 의 조건 $D_i = 1$ 』이 주어졌을 때의 종속변수 Y_i 의 조건부 기대값을 도출하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 E[Y_i | X_i, D_i = 1] &= \int_0^{\infty} yh(y | Y_i > 0, X_i, \beta, \sigma) dy \\
 &= \frac{1}{\sigma F(\beta X_i / \sigma)} \int_0^{\infty} y f((y - \beta X_i) / \sigma) dy = \frac{1}{F(\beta X_i / \sigma)} \int_{-\beta X_i / \sigma}^{\infty} (\beta X_i + \sigma z) f(z) dz \\
 &= \frac{(\beta X_i) \int_{-\beta X_i / \sigma}^{\infty} f(z) dz + \sigma \int_{-\beta X_i / \sigma}^{\infty} z f(z) dz}{F(\beta X_i / \sigma)} = \frac{(\beta X_i) F(\beta X_i / \sigma) - \sigma \int_{-\beta X_i / \sigma}^{\infty} f'(z) dz}{F(\beta X_i / \sigma)} \\
 &= \beta X_i + \sigma \frac{f(\beta X_i / \sigma)}{F(\beta X_i / \sigma)}
 \end{aligned}$$

위와 같이 도출된 식에서 보는 바와 같이 『 $Y_i > 0$ 』인 종속변수를 설명변수 벡터 X_i 에 대하여 보통회귀분석(OLS)을 하면 『 $\beta X_i + \sigma \frac{f(\beta X_i / \sigma)}{F(\beta X_i / \sigma)}$ 』의 $\sigma \frac{f(\beta X_i / \sigma)}{F(\beta X_i / \sigma)}$ 때문에 추정계수가 편의를 가져 불일치 추정량이 된다.

마찬가지로 설명변수 벡터 X_i 와 『 $Y_i = 0$ 의 조건 $D_i = 0$ 』이 주어졌을 때의 종속변수 Y_i 의 조건부 기대값을 도출하면 다음과 같으며, 이 또한 추정계수가 편의를 가져 불일치 추정량이 된다.

$$E[Y_i | X_i, D_i = 0] = (\beta X_i) F(\beta X_i / \sigma) + \sigma f(\beta X_i / \sigma)$$

<부록 2> 민영보험수요에 관한 설문 조사 요약

1. 귀 가정의 가구원 수는 ? ()명
2. 귀 가정의 가구원 중 근로소득자(취업 가구원)는 모두 몇 명 ? ()명
3. 귀 가정의 가장 연령은 ? 다음 생애주기별 범주에 해당하는 번호 ()
 - ① 34세 이하(가족형성기) ② 35세 ~ 54세 이하(가족 성장기)
 - ③ 55세 ~ 60세(가족 축소기) ④ 61세 이상(은퇴기)
4. 귀 가정의 2010년의 연간 보험료 납입 총액은 ? ()원
 단, 다음 보험종목에 한함 :
 생명보험사의 일반생명보험료()원, 개인연금보험료()원,
 자동차종합보험료()원. 운전자보험료()원,
 주택화재보험료()원, 손해보험사의 상해질병보험료()원
5. 귀 가정의 2010년의 연간 총지출금액은 ? ()원
 단, 문항 4에서 제시한 연간 보험료 납입 총액은 제외함

The Empirical Study on the Micro Determinants of the Demand for Insurance : Evidence from Household Demographic and Financial Characteristics

Seok-Gyu CHOI*

Abstract

The primary purpose of this study is to examine the impact of household demographic and financial characteristics, and household maturity on the demand for insurance. As methodology, Tobit Model and "McDonald-Moffit" decomposition are used in the empirical analysis of households obtained from the phone interview in 15 major provinces of Korea. This sample included 1,200 households who reported either some or no insurance expenditures during year 2010.

As a result, it could be indicated that impact of household demographic and financial characteristics, et cetera on demand for insurance as follows;

First, it is explicitly seen that all coefficients of household income, size of family, number of earners in the household, and age of the head of household show the positive sign of the relationship between those independent variables and insurance expenditures, and that insurance is normal good.

Second, as above four variables' quantities increase, the demand for insurance increases, but the increasing rate gradually diminishes.

Third, there is negative sign of interaction variable for household income and number of earners in the household. I mean to say that the more income households earn and the more earners in the household, the marginal utility from each additional dollar spent on insurance is lower, and this leads to decrease of demand for insurance.

Fourth, even though an increase in age of the head of the household has a positive influence on the demand for insurance, the increasing effect gradually diminishes as the

* Chonbuk National University, Center for R&D Strategy

household matures.

Keyword: demand for insurance, tobit model, household financial characteristics