Journal of Korean Economic Studies
2025, Vol.43, No.4, 119~142
https://doi.org/10.46665/jkes.2025.12.43.4.119

민영건강보험 및 연금보험 수요의 세대 효과 분석*

권순일** · 김무환***

본 연구는 국민노후보장패널을 이용하여 민영건강보험과 연금보험 수요의 세대 간 가입 성향 차이를 분석하였다. 분석 결과 인구통계적 특성 이외에도 세대 간 가입 성향의 차이가 존재하며, 특히 1차와 2차 베이비붐 세대는 인접하는 세대임에도 불구하고 상반되는 성향을 보였다. 또한 이러한 성향 차이는 시간이 경과함에 따라 소멸되지 않고 오히려 지속되거나 강화되는 것으로 나타났다. 1차 베이비붐 세대의 노령화가 진행되는 가운데, 후속 세대가 민영건강보험 등의 수요에서 뚜렷한 성향 차이를 보인다는 것은, 보험을 포함한 금융상품에 대한 수요 변화가 나타날 수 있음을 의미한다. 이러한 결과는 보험 및 금융상품 수요 예측과 분석에 있어 세대 간 성향에 대한 고려가 필요함을 시사하고 있다.

핵심주제어: 민영건강보험, 연금보험, 코호트 분석, 연령 효과, 세대 효과
경제학문헌목록 주제분류: G22, H55, I13

Ⅰ. 서론

생명보험 및 연금보험에 대한 수요는 인구통계적 특성 이외에도 소득, 물가, 금리와 같은 경제적 요인 그리고 기대수명, 종교 등 사회적 요인을 비롯해 다양한 요인의 영향을 받는다. Yaari(1965), Hakansson(1969) 등에 의해 보험 수요에 대한 이론적 모형이 정립된 이후, Mantise and Farmer(1968), Burnett and

* 본 논문에 대해 유익한 논평과 제안을 해 주신 두 분의 심사위원 및 편집위원장께 감사의 말씀을 전합니다.
** 제1저자, 보험연구원 연구위원, 전화: (02) 3775-9040, E-mail: sikwon@kiri.or.kr
*** 교신저자, 경남대학교 부동산경제금융학과 부교수, 전화: (055) 249-6423, E-mail: kmhlmj2@kyungnam.ac.kr
논문투고일: 2025. 9. 9 논문수정일: 2025. 10. 20 게재확정일: 2025. 11. 3

Palmer(1984), Truett and Truett(1990) 등 다수의 연구에서 생명보험 수요를 분석하였다. 선행 연구에 따르면 성별, 연령, 결혼, 교육 수준, 부양가족 수, 인종, 소득 수준, 상대 물가지수, 고용, 기대수명, 사회보장제도, 상속 동기 등 다양한 요인이 생명보험 수요에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다.

인구통계적 특성 이외에도 Li *et al.*(2007)은 국가 간 비교 연구를 통해 금융시장 발전 수준, 보험시장 경쟁 강도가 생명보험 수요를 촉진하며, Lin and Grace(2007)는 재정 취약성이나 가족 구성원의 비금전적 기여도가 생명보험 수요에 영향을 미칠 수 있음을 보여 주고 있다. 또한 Baek and DeVaney(2005)는 종신보험(cash value life insurance)과 정기생명보험(term life insurance)을 구분하고, 건강 상태, 상속 동기, 위험기피도 등 주관적 평가 변수를 포함하여 보험가입 행태를 분석한다.

국내에서도 보험 수요 분석에 대한 데이터가 집적됨에 따라 인구통계적 특성 이외에도 국가 간 비교 그리고 주관적 평가가 생명보험 수요에 미치는 영향 등 다각적인 연구가 진행되어 왔다. 이순재 · 양성문(2011)은 패널모형을 이용하여 생명보험 세부 종목별 보험 수요를 분석하였으며, 신종협 · 서대교(2009)는 국가별 시계열 자료를 이용하여 보험 수요에 미치는 변수가 국가별로 차이가 있음을 실증하였다. 또한 김대환(2025)은 부모의 조기사망 경험이 자신의 기대여명 평가를 낮추며, 이는 생명보험 수요에 유의미한 영향을 미친다는 점을 보여 주었다.

이처럼 생명보험 수요 연구는 인구통계적 요인과 사회경제적 요인을 중심으로 한 연구에서, 최근에는 주관적 평가 등 심리적 요인이 생명보험 수요에 미치는 영향 그리고 생명보험 수요에 대한 국가 간 비교 등으로 연구범위가 확장되고 있다.

또한 세대 간에도 금융 의사 결정과 금융상품 선택에 있어 성향 차이가 존재할 수 있다. 하지만 세대 간 보험가입 성향 차이에 대한 분석은 횡단면 자료만으로 적절한 분석이 어렵다는 자료 이용의 제약으로 충분한 연구가 진행되지 못하였다. Chen *et al.*(2001)은 미국 생명보험 수요를 세대(cohort)별로 분석한 결과, 미국 베이비붐 세대는 이전 세대에 비하여 생명보험 가입 성향이 낮다는 것을 확인하였다. 그리고 이러한 결과를 이용하여, 미국의 1990년 후반은 베이비붐 세대가 가계를 형성하고, 평균연령이 증가했던 시기임에도 생명보험 수요가 감소한 역설적 현상을 설명하고 있다.

국내에서도 금융 의사 결정과 금융상품 선택에 있어 코호트 효과가 존재할 것으로 추정되지만, 횡단면 자료만으로는 세대 간 성향 차이와 함께 시간의 흐름에

따른 영향을 적절히 분석하기 어려우며, 이로 인해 세대 간 금융 의사 결정에 관한 연구가 많지는 않다. 권순일(2011)은 생명보험 수요 분석에 대한 세대 간 차이가 있음을 확인하였지만, 동 연구는 자료 이용의 제한으로 의사패널(pseudo-panel)을 이용하였으며, 모수를 제약하는 고전적 방식인 계수 제약 접근법(coefficients-constraints)을 사용한 한계가 있다. 이외에도 오승연 등(2015)은 노동패널을 이용하여 인구 및 가구구조 변화에 따른 보험 수요를 분석하였으며, 코호트별 보험가입 추이를 분석한 결과, 베이비붐 세대의 소득 수준과 보험료가 증가하고 있음을 확인하였다. 한편, 윤종인(2016)은 25년에 걸친 가계저축률에 대한 코호트 분석을 통해 세대별 저축률의 차이가 있으며, 박상수 등(2017)은 코호트 효과를 고려한 주택연금 수요를 분석하였다. 이외에도 이주미(2025)는 우리나라 1, 2차 베이비붐 세대의 경우 경제활동 시기의 시대적, 경제적 특수성으로 인해 소득과 자산구조에서 뚜렷한 차이를 보이고 있음을 보여 주고 있다.

본 연구는 국민노후보장패널을 이용하여 민영건강보험과 연금보험 수요에 대한 세대 간 가입 성향을 분석하고, 세대 간 차이를 의미하는 코호트 효과가 시간의 경과에 따라 소멸 또는 강화되는가를 분석하고 있다. 특히, 1차 및 2차 베이비붐 세대 간 민영건강보험과 연금보험 수요의 차이가 있는지에 중점을 두고 분석하였다.

이를 위해 제Ⅱ절에서는 코호트 분석의 의미와 방법 그리고 분석에 사용된 자료의 특성을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 분석 모형과 주요 결과를 제시하였고, 제Ⅳ절에서는 분석 결과를 토대로 본 연구의 의미를 설명한다.

Ⅱ. 분석 방법 및 자료

1. 금융 의사 결정과 코호트 분석

코호트(cohort) 분석은 변화의 요인을 연령, 기간(시기), 코호트 효과로 구분하고 각각의 상대적 영향력을 추정, 비교하는 통계적 분석 모형이다. 코호트는 일반적으로 생애 주기상 유사한 시기에 공통된 경험을 공유한 집단으로 정의된다. 코호트가 반드시 연령을 기준으로 제한될 필요는 없으나, 일반적으로 유사한 시기에 동일한 경험을 공유한다는 측면에서 코호트는 '출생 코호트'(birth cohort)와 동일한 의미로 사용되는 경향이 있다.

코호트 효과는 생애 과정의 유사한 시기에 동일한 경험을 공유한 자들은 공통의 가치관과 정체성을 형성하게 되고, 사회경제적 유사성을 보이는 것을 의미한다. Schewe and Meredith(2004), Yao(2011) 등에 따르면 세대 효과는 단순한 연령 효과와 구분되어야 하며, 각 세대의 고유한 경험 특히, 경제적 · 직업적으로 독립하는 시기인 '경제적 성인기'(economic adulthood)에 경험하는 사건들은, 이후 생애 전반에 걸쳐 변하지 않는 가치를 형성하고 지속적인 영향을 미칠 수 있다고 한다. Housel(2021)은 경기호황과 자산시장 상승 시기에 경제활동을 시작한 세대와 경기침체기에 경제적 성인기를 맞이한 세대는 생애 전반에 걸친 금융의사 결정에서 전혀 다른 관점을 가지게 될 수 있음을 지적한다. 예를 들어, 미국에서 1970년대에 출생한 사람들은 경제적 성인기 동안 SandP500 지수가 약 10배 가까이 상승하는 경험을 한 반면, 1950년대 출생자들은 10대와 20대 시절 경기침체를 경험하였으며, 이러한 경제적 성인기의 경험 차이로 인해, 두 세대는 주식시장에 대한 인식과 금융 의사 결정에서 차별적인 태도를 평생 유지한다는 것이다.

경제적 성인기의 경험과 그로 인한 영향이 시간이 경과 한 후에도 지속된다면, 각 세대는 금융 의사 결정 방식과 선호하는 금융상품에 대하여 고유의 특성을 보이게 될 것이다. 특히 우리나라처럼 경제성장의 속도가 빨랐고, 변화가 급속히 진전된 사회에서는 인접하는 세대일지라도 경험과 인식의 차이가 클 수 있으며, 각 세대의 경험과 인식 차이는 금융 의사 결정과 금융상품 선택의 차이로 나타날 가능성이 크다.

지난 30년간 우리 사회는 1997년 외환위기, 2000년대 초반 주택가격 급등, 2008년 세계 금융위기, 2020년 코로나 팬데믹 등 다양한 사회경제적 충격을 경험하였다. 이러한 외부 충격은 동 시대에 존재하였던 모든 세대에 영향을 미치지만, 그 영향력의 크기와 효과의 지속 여부는 세대별로 상이할 수 있다. 즉, 경제 및 사회적 충격을 생애주기상의 어느 시기에 경험했는가에 따라 세대별로 미친 영향력이 달라지며, 그러한 영향의 지속 여부 역시 차별적으로 나타날 수 있다.

기간 효과(period effect)는 특정 시점에 발생한 경제 및 사회적 변화가 전체 구성원에게 미치는 영향이다. 금융위기와 같은 경제적 충격, 코로나 팬데믹과 같은 사회적 충격뿐만 아니라 자연 및 사회재난, 보험 및 연금제도의 변화, 보험산업 내 경쟁 강도의 변화 등 다양한 요인이 특정 시점의 금융 의사 결정과 금융상품 선택에 영향을 미치는 기간 효과로 나타나게 된다. 2020년에 발생한 코로나 팬데믹이 대표적인 예로서, 해당 기간 동안 모든 구성원의 민영건강보험 가입

의사 결정에 영향을 미쳤을 것이다. Farooq *et al.*(2021)은 코로나 팬데믹이 선진국의 건강보험 수요를 증가시킨 반면, 개발도상국에서는 오히려 감소시킨 현상을 분석하였다. 김세중 · 김혜란(2020)은 코로나 팬데믹으로 인해 국내 보장성보험과 건강보험 수요가 증가한 것을 확인하였다.

기간 효과는 최근성 휴리스틱(recency heuristic)과 유사하게 시간 경과에 따라 그 영향력이 점차 약화되는 형태로 나타날 수 있다. Dumm *et al.*(2020)은 미국 플로리다주 주택 소유자 보험 자료를 이용한 분석에서 태풍 등 대형 재난 발생 직후 보험 가입이 급증했다가 점차 감소하는 패턴이 나타남을 보여 주고 있다. 반면, 각인 효과로 인해 경제 및 사회적 충격이 시간이 지나도 변하지 않고 생애 전반에 걸쳐 장기적으로 영향을 미칠 수 있으며, 이는 코호트 효과로 나타나게 된다.

연령 효과(age effect)는 생애주기 효과와 밀접한 개념으로 개인의 성장과 노화 과정에서 나타나는 행동 변화를 말한다. 즉, 생애주기 동안 나이가 들어감에 따라 나타나는 인식과 행동의 변화를 의미한다. 연령은 보험을 포함한 금융상품 수요에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 보험상품의 경우 대체로 연령이 증가하고 가계를 형성함에 따라 수요가 증가하게 된다. 반면, 고령기에 접어들게 되면 보험료 부담 등으로 해약이 증가하게 되고, 수요는 감소하게 된다. 생명보험 수요에 대한 선행 연구에서도 보험가입률, 가입 상품 유형 등이 연령(생애주기)에 따라 체계적으로 변화함을 보여 주고 있다.

또한 코호트 분석에서는 연령(age), 시기(period), 코호트(cohort) 효과 이외에도 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제할 수 있도록 성별, 학력과 같은 인구통계적 변수를 추가하여 분석하게 된다.

2. 분석 방법

코호트 분석은 노동시장, 의료서비스, 마케팅, 복지 정책 등 다양한 영역에서 폭넓게 활용되는 분석 기법이다. 코호트 분석은 특정 시기 동안 공통된 경험이나 속성을 공유하는 집단을 구분한 뒤, 시간 경과에 따라 나타나는 행동 변화나 반응을 추적하고 분석한다. 즉, 변화 요인을 연령, 코호트, 시기로 구분하고 이를 식별한다. 그러나 연령, 기간, 코호트 효과를 분리하는 것은 선형관계(age=period−cohort)로 인해 일반적 회귀 모형으로는 세 변수를 명확히 분리하기 어렵다. 이러한 식별 문제를 해결하기 위해 고전적 APC 모형에서는 일부 모수를

제약하는 접근법을 사용하였다.

이후 통계기법의 발전과 함께 Yang and Land(2013)의 APC-IE 분석(주성분 분석), Yang and Land(2006)의 HAPC(다층 모형) 그리고 Chauvel(2012)의 APCD(추세 분리) 등이 제안되었다. 세 방법은 각각 상이한 접근법을 채택하고 있으나, 추세로부터 코호트 이탈 효과를 추정하는 데 있어 APCD 방식이 더 적합한 것으로 간주되며, 일반적으로 사용되고 있다.[1] APC-IE는 주성분 회귀에 의해 고유추정치를 이용하는 방식이며, HAPC는 하위 수준의 측정치가 상위 수준에 배속 또는 반복 측정된 위계적 데이터 분석에 적합한 방식이다. Chauvel (2013)은 APC-IE와 HAPC의 경우 코호트 효과와 관련된 선형 추이를 연령에 귀속시켜 연령 효과의 왜곡을 초래할 수 있다고 지적하고 있다.

APCD 분석은 선형 추세와 변동(fluctuation)을 구분하며, 이탈 효과를 보다 정밀하게 추정하는 데 적합한 방법이다. 즉, 연령, 시기, 코호트 파라미터들에 기울기 0(zero-slope), 계수합 0(zero-sum)과 같은 제약을 부과하여 추세와 이탈을 구분하고, 이를 통해 전반적 경향에서 벗어나는 구간을 식별한다.

APCD 모형은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$y^{apc} = \alpha_a + \pi_p + \gamma_c + \alpha_0\, rescale(a) + \gamma_0\, rescale(c) + \beta_0 + \sum_j \beta_j x_j + \epsilon_i \quad (1)$$

$$\sum_a \alpha_a = \sum_p \pi_p = \sum_c \gamma_c = 0 \quad (2)$$

$$Slope_a(\alpha_a) = Slope_p(\pi_p) = Slope_c(\gamma_c) = 0 \quad (3)$$

$$\min(c) < c < \max(c) \quad (4)$$

여기서, α_a, π_p, 그리고 γ_c는 각각 연령, 기간 및 코호트 벡터를 나타낸다. β_0는 상수이며, β_j는 성별, 교육 수준 등 통제변수 벡터를 의미한다. α_0와 γ_0는 α와 γ를 -1에서 1로 표준화한 값으로, 분석 기간 동안의 연령과 코호트의 선형 추세를 나타낸다. 즉, 표준화된 값이 0에서 멀어질수록 전반적 추세에서 이탈 정도가 커진다는 것을 의미한다.

---

1) APC-IE는 주성분 회귀에 의해 고유추정치를 이용하는 방식이며, HAPC는 하위 수준의 측정치가 상위 수준에 배속 또는 반복 측정된 위계적 데이터 분석에 적합한 방식이다. Chauvel(2013)은 APC-IE와 HAPC의 경우 코호트 효과와 관련된 선형 추이를 연령에 귀속시켜 연령 효과의 왜곡을 초래할 수 있다고 지적하고 있다.

식 (2)~식 (4)의 세 가지 제약식은 연령, 기간, 코호트를 식별하기 위한 것이다. 첫 번째는 세 변수(연령, 기간, 코호트) 벡터의 합이 0이라는 것이다. 두 번째에서 $Slope_a(\alpha_a)$는 추정된 α_a의 선형 기울기를 의미한다. 즉, 연령, 기간, 코호트 벡터의 기울기가 0으로 선형 추세를 갖지 않음을 뜻한다. 세 번째는 처음 세대와 마지막 세대는 한 번만 관측되기에 추정에서 제외된다.

또한 APCH 모형을 이용하여 시간의 경과에 따라 코호트 효과가 지속적으로 나타나는지 평가하기 위해 이력성(hysterisis) 검증을 수행한다. 이를 위해, 먼저 APCD 분석에서 산출한 코호트 효과 값을 전체 연령 범위를 −1에서 1로 표준화한 값과 결합하여 비선형 상호작용 항을 생성한다. 이렇게 만든 변수를 모형에 반복적으로 투입(iteration)하는 절차를 통해 코호트 효과의 지속성을 분석한다.[2)]

APCH 모형에서 도출되는 이력 효과(hysteresis test) 계수 H는 코호트 효과가 생애 전반에 걸쳐 지속되는지, 혹은 시간이 지남에 따라 소멸되는지를 나타낸다. 이력 효과 계수(H) 값이 0이면 코호트 효과가 지속됨을 의미하며, 양(+)의 값이면 시간 경과에 따라 코호트 효과가 강화되는 반면, 음(−)의 값은 코호트 효과가 약화되어 사라지게 됨을 의미한다.

3. 분석 자료

민영건강보험 및 연금보험에 대한 코호트 분석에 있어, 특정 시점의 횡단면 자료만으로는 코호트별 특성 차이와 시간 경과에 따른 변화를 확인하는 데 한계가 있으며, 장기의 패널 자료가 필요하다. 따라서 본 연구는 국민연금연구원의 국민노후보장패널 1~9차 자료를 이용하였다. 즉, 2005년부터 2021년까지 16년간의 패널 자료를 이용하였다.

해당 자료는 전국 50세 이상 가구원이 있는 가구와 해당 가구의 50세 이상인 자와 그 배우자를 대상으로 조사한 반복 횡단면 자료이다. 국민노후보장패널은 가구뿐만 아니라 개인 단위 조사를 병행하며 다양한 경제적, 사회적 정보를 포함하고 있다. 본 분석에서는 개인 단위 자료를 이용하였다. 다만, 주 조사 대상이 고연령층이며, 따라서 본 연구의 주된 분석 대상은 전체 연령이 아니라 고령층이 된다는 특징이 있으므로 분석 결과 해석상 주의가 필요하다.

---

2) 방법론적 과정에 대해서는 Chauvel(2013)을 참조.

〈표 1〉 출생 코호트-시점별 표본 수

(단위: 명)

출생 코호트 \ 시점	2005	2009	2013	2017	2021	합계
1934~1937	989					989
1938~1941	1,292	1,087				2,379
1942~1945	1,290	1,120	1,008			3,418
1946~1949	1,140	940	867	832		3,779
1950~1953	1,117	902	837	816	785	4,457
1954~1957	851	695	883	838	821	4,088
1958~1961		283	1,246	1,098	1,044	3,671
1962~1965			891	835	786	2,512
1966~1969				276	324	600
1970~1973					130	130
합계	6,679	5,027	5,732	4,695	3,890	26,023

국민노후보장패널은 2005년 이후 격년으로 실시되고 있다. 따라서 2년 간격으로 코호트와 연령그룹을 구성할 수 있으나, 코호트 간 간격이 짧을 경우 특성 차이가 명확하지 않을 수 있어 본 연구에서는 4년 간격의 출생 코호트와 연령그룹을 구성하였다. 이에 따라 2005년, 2009년, 2013년, 2017년, 2021년의 5개 시점의 자료를 이용하였다. 분석 대상 연령은 48~71세로 설정하고, 4세 단위로 6개의 연령그룹으로 구분하였다.

패널 기간 동안 해당 연령대에 포함되는 코호트는 1934~1937년 코호트부터 1970~1973년 코호트이다. 하지만 APCD 모형의 세 번째 제약에 따라 첫 번째와 마지막 코호트는 제외되기 때문에 1938~1941년 코호트부터 1966~1969년 코호트가 분석에 사용된다. 출생 코호트와 시점별로 표본 수는 〈표 1〉과 같다. 다만, 첫 번째 코호트(1930~1933)와 마지막 코호트(1970~1973)가 분석에서 제외되고, 또한 일부 결측치로 인해 분석에 사용된 실제 표본 수와는 다소 차이가 있다.

〈표 2〉는 연령그룹 및 연도별 민영건강보험 평균가입 건수를 보여 주고 있다. 그 표의 행은 각 조사 시점의 자료를, 열은 연령집단을 그리고 우하향하는 대각선은 동일 코호트를 의미한다. 전체 표본의 민영건강보험 평균 가입 건수는 약 0.826건이며, 동일 시점에서 연령 증가에 따라 평균 가입 건수가 감소하는 경향이 관찰된다. 이는 고령층에서 보험 만기 또는 해약률이 높아지는 전형적인 현상

〈표 2〉 민영건강보험 평균 가입 건수(연령 그룹)

구분	2009년	2013년	2017년	2021년	평균
48~51세	1.021	1.354	1.286	1.292	1.277
52~55세	0.908	1.206	1.271	1.386	1.176
56~59세	0.794	0.880	1.210	1.551	1.101
60~63세	0.537	0.620	0.890	1.310	0.858
64~67세	0.295	0.400	0.646	0.998	0.558
68~71세	0.156	0.193	0.347	0.581	0.299
평균	0.525	0.793	0.917	1.151	0.826

주: 민영건강보험 가입 건수는 3차(2009년) 이후 이용이 가능.

으로 볼 수 있다.

각 행은 해당 연도에 속한 동일 연령대의 평균 가입 건수이며, 최근 세대가 이전 세대에 비하여 평균 가입 건수가 높게 나타나는 경향을 확인할 수 있다. 우하향하는 대각선은 동일 코호트의 연령 증가에 따른 변화이며, 코호트별 가입 패턴은 각기 달리 나타나고 있다.

〈표 3〉은 민영건강보험 가입자 1인당 연평균 보험료(2020년 불변가격 기준)이며, 미가입자를 제외한 가입자의 연평균 보험료는 약 159만 원 수준이다. 표의 각 행은 해당 코호트의 시간 경과에 따른 변화를 보여 준다. 그러나 각 셀에 제시된 연평균 보험료는 특정 기간의 사회 및 경제적 변화, 연령 증가에 따른 생애주기 효과 그리고 코호트별 성향 차이가 복합적으로 작용한 결과이므로, 단순 비교만으로는 어떠한 요인에 의한 변화인지 구분하기 어렵다. 따라서 이러한 혼재된 영향을 분리하고 각 요인의 상대적 기여도를 명확히 파악하기 위해서는 APCD 분석이 필요하다.

코호트 간의 차이가 단순히 인구통계적 특성 차이에 기인하는지를 검증하기 위해 분석 모형에 여러 통제변수를 추가하였다.[3] 〈표 4〉는 본 분석에서 사용된 통제변수들이며, 성별(sex)은 여성(0) 남성(1)으로, 배우자(spo)는 배우자 없음(0) 있음(1, 동거 여부 무관)으로 구분하였다. 교육 수준(edu)은 고졸 이하(0) 전문대졸 이상(1), 주거 형태(h_own)는 전세 · 월세 등(0) 자가(1)로 분류하였다. 자녀(chi)는 무자녀(0) 유자녀(1), 심리적 건강 상태(m_health)는 나쁨(0) 보통 이상

3) 다중공선성 발생 가능성을 점검하기 위해 민영건강보험 연간 총 납부액(로그변환)을 종속변수로 설정하여 분산팽창계수(VIF)를 산출한 결과, VIF 범위가 1.07~1.41이며, 평균은 1.17로 나타나 다중공선성의 문제는 낮은 수준임.

〈표 3〉 민영건강보험 가입자의 연평균 보험료(코호트 그룹)

(단위: 천 원)

구분	2005년	2009년	2013년	2017년	2021년	평균
1934~1937	644					644
1938~1941	873	800				843
1942~1945	910	1,023	1,025			968
1946~1949	1,176	1,303	1,335	1,244		1,252
1950~1953	1,366	1,524	1,466	1,442	1,460	1,447
1954~1957	1,303	1,883	1,682	1,751	1,648	1,645
1958~1961		1,734	1,897	1,781	1,761	1,813
1962~1965			1,954	1,861	1,916	1,912
1966~1969				1,605	1,821	1,717
1970~1973					1,967	1,967
평균	1,167	1,464	1,748	1,708	1,769	1,591

주: 1) 민영건강보험 가입자의 연평균 보험료(미가입자 제외).
2) 2020년 불변가격 기준.

〈표 4〉 표본의 특성

변수	구분	변수 구분별 분포	
		사례 수(명)	비율(%)
성별	여성	14,707	56.5
	남성	11,316	43.5
학력	고졸 이하	23,002	88.4
	전문대졸 이상	3,021	11.6
배우자	없음	4,720	18.1
	있음(동거 불문)	21,303	81.9
자녀	없음	785	3.0
	있음	25,232	97.0
주거 형태	전세, 월세 등	5,059	19.4
	자가	20,964	80.6
심리적 건강 상태	나쁨	3,676	14.2
	좋음(보통 이상)	22,276	85.8
육체적 건강 상태	나쁨	7,738	29.8
	좋음(보통 이상)	18,203	70.2

(1), 육체적 건강 상태(p_health)는 나쁨(0) 보통 이상(1)이다. 국민노후보장패널은 가구와 개인 단위로 조사하며 분석에 사용된 통제변수는 개인 단위 자료를 기준으로 하였다.

표본의 특성을 살펴보면, 성별의 경우 여성이 56.5%, 남성이 43.5%로 여성이 남성에 비하여 13.0%p 높았다. 학력은 고졸 이하가 88.4%를 차지하였으며, 배우자가 있는 경우가 81.9%로 나타났다. 또한 97.0%가 1명 이상의 자녀가 있는 것으로 나타났으며, 심리적 건강 상태의 경우 85.8%, 육체적 건강 상태의 경우 70.2%가 보통 이상을 응답하여, 대다수가 심리적 그리고 육체적 건강 상태를 긍정적으로 평가한 것으로 확인되었다.

Ⅲ. 민영건강보험 및 연금보험 수요의 세대 효과

1. 분석 모형

국민노후보장패널은 민영 보험회사의 건강 관련 보험을 질병보험, 암보험, 상해보험, 간병보험, 종신보험 및 기타의 총 6가지 유형으로 구분하고 있으며, 각 보험 유형별 가입 여부, 가입 건수, 연간 총 납부액 등의 자료를 제공한다. 이러한 국민노후보장패널의 민영건강보험 분류체계는 보험실무 상의 분류체계와 차이가 있다. 예로서 종신보험의 경우 건강보험이 아닌 생명(사망)보험으로 분류되지만, 국민노후보장패널에서는 건강보험 범주에 포함하고 있다. 이와 관련하여 생명 및 종신보험 등의 주담보는 건강보장이 목적이 아닐 수 있지만, 계약자들은 생명보험 가입 시 사망보장뿐만 아니라 다양한 질병 및 건강 관련 특약을 부가하는 경향이 있다. 실제로 생명보험 계약자들에 대한 설문[4]에서도, 생명보험의 주요 가입 목적이 의료비 보장(75.8%)으로 나타났다. 이러한 보험가입 실태를 반영하여 본 연구에서는 국민노후보장패널에서 분류하고 있는 건강 관련 보험을 모두 포함하여 분석하였다.

민영건강보험 수요에 대한 코호트 분석에서는 민영건강보험 가입 건수(모델 1)와 연간 보험료 납부액(모델 2)의 두 가지를 종속변수로 설정하였다. 다만, 민영건강보험 가입 건수의 경우 국민노후보장패널 집계방식 차이로 인해, 1차 자료를 제외한 3~9차 자료를 이용하여 분석하였으며, 민영건강보험 연간 납부액의

4) 생명보험협회 제16차 생명보험 성향조사.

경우 2020년 불변가격을 기준으로 환산한 후 로그 변환하여 사용하였다.

또한 국민노후보장패널의 개인연금 관련 설문 결과를 이용하여 개인연금에 대한 코호트 분석을 추가로 수행하였다. 국민노후보장패널에서는 개인연금 가입유형을 신탁형(은행 및 개인연금형펀드)과 보험형(보험사) 구분한다. 모델 3에서는 보험형 연금상품을 한 개 이상 가입한 경우를 '연금보험 가입자'로 분류하여 분석하였다. 이 경우 종속변수가 이진(binary) 특성을 가지므로, APCD 모형의 로짓 링크 함수를 사용하였다.

또한 신탁형과 보험형을 구분하지 않고 개인연금 총 가입 건수를 종속변수로 하는 모델 4를 추가하여 비교, 분석하였다. 다만, 개인연금 가입에 대한 설문의 경우 고령층의 응답 비율이 낮아, 모델 3과 모델 4에서는 분석 대상 연령을 제한하였다.

2. 분석 결과

민영건강보험과 연금보험에 대한 코호트 효과를 분석한 결과는 〈표 5〉에 제시하였다. 먼저 민영건강보험에 대한 코호트 효과를 살펴보면, 민영건강보험 가입 건수를 종속변수로 한 모델 1은 자료 이용의 제약으로 2009년(3차) 이후 4개 시점 자료를 이용하였으며, 연간 총 납부액(2020년 불변가격, 로그변환)을 종속변수로 한 모델 2는 1차부터 9차 자료를 모두 이용하였다.

두 모형 모두 코호트 효과 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 1958년 이후 세대에서 강한 코호트 효과가 유의하게 관찰되었다. 기간 효과 또한 모든 시기에서 통계적으로 유의미하였다. APCH 모형에 의한 이력 효과(hysteresis test) 검정 결과 두 모형 모두 양(+)의 값을 보여, 시간이 경과에 따라 코호트 효과가 소멸하지 않고 오히려 강화되는 경향을 확인할 수 있었다. 다만, 연간 보험료 납부액을 분석한 모델 2에 대한 APCH 분석은 통계적 유의성이 확보되지 못하였다.

코호트 효과의 추세를 나타내는 변수(rescacoh)는 두 모형 모두 양(+)의 값을 보여, 최근 세대의 민영건강보험 가입 성향이 이전 세대에 비하여 높은 것으로 나타났다. 연령 효과 추세를 나타내는 변수(rescaage)는 모델 1에서 양(+)의 값이나, 통계적으로 유의하지 않았고, 모델 2에서는 음(−)의 값으로 나타났다. 이는 분석에 사용된 국민노후보장패널의 설문대상이 고령층임을 고려할 때, 연령 증가에 따른 보험계약 해지 등으로 인한 영향으로 보여진다.

〈표 5〉 민영건강보험 및 개인연금 APCD 분석 결과

구분	민영건강보험		개인연금	
	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
coh_1941		0.234***		
coh_1945	0.002	−0.178***		
coh_1949	−0.033**	−0.196***	−0.394***	−0.011*
coh_1953	−0.036**	−0.164***	0.048	−0.019***
coh_1957	−0.003	−0.027	0.334***	0.015**
coh_1961	0.108***	0.412***	0.275***	0.021***
coh_1965	0.092***	0.325***	0.228***	0.045***
coh_1969	−0.129***	−0.406***	−0.490***	−0.051***
age_0048	−0.057***	−0.294***	−0.082***	−0.014***
age_0052	−0.010	0.016	0.085**	0.018***
age_0056	0.072***	0.341***	0.076	0.007
age_0060	0.043***	0.184***	−0.079**	−0.010***
age_0064	0.019	0.016		
age_0068	−0.068***	−0.262***		
per_2005		−0.084***	0.043	−0.001
per_2009	0.040***	0.213***	0.017	0.008
per_2013	−0.031***	−0.106**	−0.121**	−0.013**
per_2017	−0.059***	−0.089**	0.016	0.007
per_2021	0.050***	0.066**	0.044	0.000
rescacoh	0.991***	2.839***	0.819***	0.065***
rescaage	0.010	−0.641***	−0.117**	−0.002
sex	−0.031**	0.055	0.198***	0.020***
spo	0.058***	0.146**	0.139	0.003
edu	0.129***	0.332***	0.688***	0.149***
h_own	0.054***	0.328***	0.282***	0.048***
chi	0.349***	1.33***	0.072	0.011
m_health	0.172***	0.562***	0.448**	0.022*
p_health	0.096***	0.374***	0.455***	0.022***
_cons	0.223***	0.852***	−4.053***	−0.006
N	18,056	23,686	14,930	14,935
hysteresis test	0.390**	0.201	0.660***	0.533**

주: 1) * P<0.1, ** P<0.05, *** P<0.01.
2) rescacoh: 선형 코호트 추이, rescaage: 선형 연령 추이, sex: 남성(기준변수: 여성), spo: 배우자 있음(동거 여부 무관, 기준변수: 배우자 없음), edu: 전문대졸 이상(기준변수: 고졸 이하), chi: 자녀 있음(기준변수: 무자녀), h_own: 자가 거주, m_health: 심리적 건강 상태(보통 이상), p_health: 육체적 건강 상태(보통 이상).

대부분의 통제변수는 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 자녀 및 배우자(동거 불문)가 있는 경우, 교육 수준이 높을수록 그리고 자가 주택에 거주하는 경우 민영건강보험 가입 성향이 높은 것으로 나타났다. 성별 효과는 가입 건수와 보험료에서 상반되었는데, 민영건강보험 가입 건수는 여성에서 더 높게 나타났다.

국민노후보장패널에서는 심리적 및 육체적 건강 상태에 대한 주관적 평가 정보 이용이 가능하며, 심리 및 육체적 건강 상태에 대한 주관적 평가가 '보통 이상'으로 평가된 경우 민영건강보험과 가입 성향이 높게 나타난다. 하지만 이는 양호한 건강 상태가 민영건강보험 수요에 영향을 미쳤다기보다는, 민영건강보험 계약심사 과정에서 보험회사의 선택 효과가 작용했을 가능성이 크다. 실제로 Baek and DeVaney(2005)의 연구에 따르면 건강 상태가 정기생명보험(term life insurance) 보유 결정에 유의미한 영향을 미치지 않으나, 종신보험(cash value life insurance)의 경우 보유 가능성을 낮추는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다.

〈그림 1〉은 민영건강보험 가입 건수 및 연간 보험료 납부액에 대한 APCD 분석 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 가로축은 각각 코호트, 기간, 연령을 그리고 세로축은 모형에서 추정한 계수이다.

APCD는 선형 추세에서의 상대적인 변화를 보여 준다. 즉, 코호트 효과의 기울기를 0으로 고정했을 때, 0으로부터 멀리 떨어진 값일수록 해당 코호트가 전체 추세에서 벗어난 정도가 크다는 의미다. 연간 총 납부액에 대한 코호트 효과를 분석한 모델 2의 계수 크기가 상대적으로 크지만, 두 모형의 전반적 패턴은 유사하다.

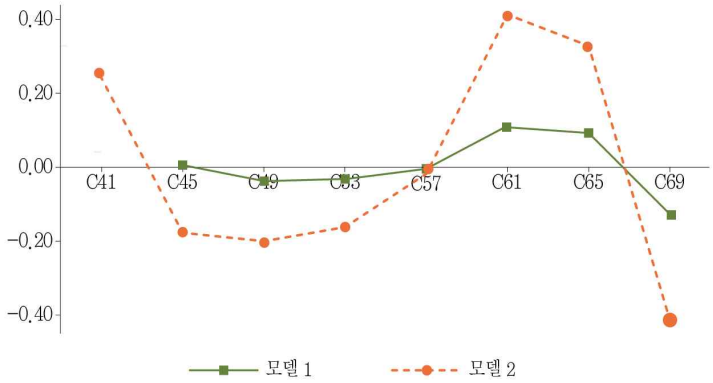
코호트 효과에서는 C61(1958~1961년생) 코호트의 민영건강보험 가입 성향이 가장 높게 나타났다. 이들은 우리나라의 1차 베이비붐 세대(1955~1963)[5]의 가운데 위치한 코호트로서 1980년대 경제 고도성장기에 경제활동을 시작하였고, 1980~1990년대 부동산 가치 상승으로 자산축적 측면에서 유리했던 세대이다. 특히 이들은 산업화 과정에서 확립된 직장의 고용제도 및 사회적 인프라의 수혜를 누렸던 세대로서, 집단주의적 가치관과 조직 중심의 사고방식을 지니는 특징이 있다.

이들은 여타 세대에 비하여 민영건강보험 가입 성향이 높게 나타나고 있으며, 이는 베이비붐 세대의 소득 수준과 보험료가 높아지고 있다는 오승연 등(2015)의

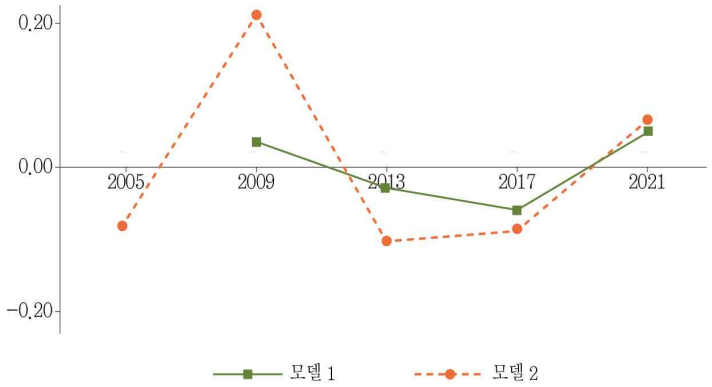
5) 우리나라의 베이비붐 세대는 출생 시기에 따라 1차와 2차로 구분되며, 1차 베이비붐 세대는 1955년부터 1963년생 그리고 2차 베이비붐 세대는 1964년부터 1974년생이 해당됨.

〈그림 1〉 민영건강보험 수요에 대한 APCD 분석 결과

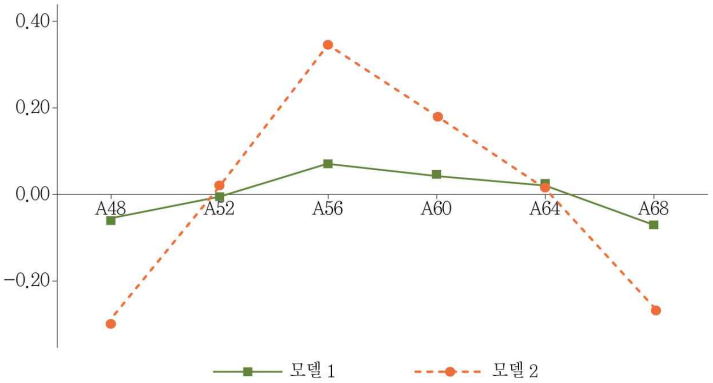
a. 코호트 효과



b. 기간 효과



c. 연령 효과



연구 결과와 일치하며[6], 이들의 민영건강보험 가입 성향이 높은 것은 이주미(2025)의 연구처럼 국민연금, 고용보험 등 사회보장 제도로부터 배제된 세대라는 특징이 영향을 미친 결과로 추론할 수 있다. 반면, 미국 베이비붐 세대가 다른 세대에 비해 생명보험 가입 성향이 낮다는 Chen(2001)의 연구 결과와는 상반된다.

반면, C69 코호트(1966~1969년생)는 민영건강보험 가입 성향이 가장 낮게 나타난다. 이들은 우리나라의 2차 베이비붐 세대의 가운데 위치한 세대로서, 1997년 IMF 위기 이후 본격적으로 취업시장에 진입했고, 30~40대에 2008년 세계 금융위기를 경험한 세대로 자산축적의 기회가 상대적으로 제한적이었다. 또한 이들은 개인주의적 가치관을 지니고 있으며, 유연한 직업관을 가진 세대로 평가된다. 이들은 1차 베이비붐 세대와 인접한 세대이지만 가입 성향이 가장 높은 1차 베이비붐 세대와 완전히 상반된 모습을 보여, 분석에 포함된 다른 모든 세대에 비하여 민영건강보험 가입 성향이 가장 낮게 나타났다. 즉, 1차 및 2차 베이비붐 세대는 인접한 세대이지만, 민영건강보험의 상대적 가입 성향이 가장 높은 세대와 가장 낮은 세대라는 대조적 양상을 보이며, 이러한 성향은 이력 효과 분석에서 나타나듯 시간의 흐름에 따라 강화될 것으로 예상된다.

기간 효과는 사회변화 등 외부 요인에 따른 효과를 의미하며, 모든 기간에서 통계적으로 유의미하였다. 민영건강보험의 가입 건수의 경우 기간 효과 계수가 크지 않지만, 2009년과 2021년 장기추세를 상향 이탈한 것으로 나타났다. 2021년은 코로나 팬데믹이 진행 중이었던 기간이며, 2019년 8월 국고채 10년물 금리가 1.172%로 사상 최저치를 보인 후 상승세를 지속한 시기이다. 또한 코로나 팬데믹 이후 자산시장이 급격한 회복세를 보인 시기이기도 하다. 이러한 효과들이 2021년의 민영건강보험 가입 성향에 영향을 미친 것으로 보인다.

연령 효과의 경우 56~63세(A56 및 A60 연령그룹)에서 민영건강보험 가입 성향이 상대적으로 높게 나타나며, 통계적으로도 유의미하다. 이는 고령화 진입 직전인 50대 후반 연령대에서 민영건강보험에 대한 관심이 증가하게 됨을 시사한다.

개인연금의 경우, 보험형 상품인 연금보험 가입(모델 3)과 보험형을 포함한 개인연금 총 가입 건수(모델 4)에 대하여 분석하였다. 다만, 개인연금 가입 설문에서 고령층의 응답 비율이 낮다. 〈표 6〉의 연령그룹별 총 가입 건수를 살펴보면, 63세 미만 연령그룹의 연도별 가입 건수 합계가 300건 이상인 반면, 64~67세 연령그룹의 경우, 133건 그리고 68~71세 연령그룹의 경우 33건으로 크게 낮다. 이에 따라 고령층의 응답 비율이 낮은 점을 고려하여 분석 대상 연령을 63

6) 오승연 등(2015)의 연구에서는 1955~1964년생을 베이비붐 세대로 구분하고 있음.

〈표 6〉 개인연금 총 가입 건수(연령 그룹)

연령 그룹	2005년	2009년	2013년	2017년	2021년	합계
48~51세	74	31	164	41	14	324
52~55세	69	97	208	193	43	610
56~59세	41	59	89	181	179	549
60~63세	13	29	18	94	150	304
64~67세	7	12	9	23	82	133
68~71세	1	4	9	7	12	33
합계	205	232	497	539	480	1,953

세 이하로 제한하였다.

〈표 5〉의 분석 결과에서 연금보험 가입(모델 3) 및 개인연금 총 가입 건수(모델 4) 모두에서 코호트 효과가 확인되었다. 계수 값 자체는 크지 않지만, 대부분의 코호트에서 통계적으로 유의하게 나타났으며, 두 모형 모두 이력 효과(hysteresis test) 계수 값이 0.5 이상으로, 시간 경과에 따라 코호트 효과는 강화되는 것으로 나타났다. 연도효과는 2013년을 제외하면 유의하지 않았으며, 연령 효과의 경우 50대의 가입 성향이 높게 나타났으며, 통계적으로도 유의미한 결과를 보였다.

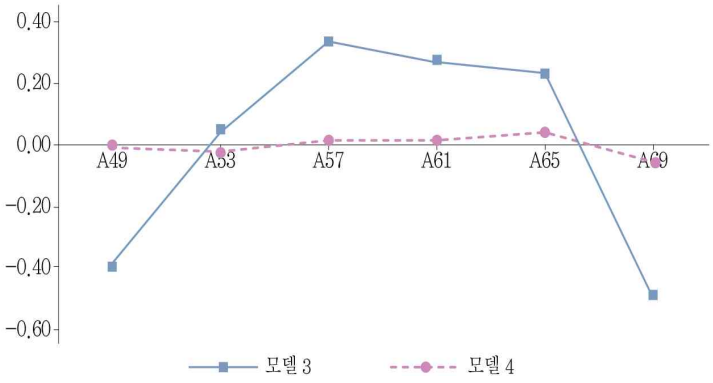
코호트 효과의 추세를 의미하는 변수(rescacoh)는 두 모형에서 양(+)의 값이며, 통계적으로도 유의하게 나타났다. 이는 최근 세대가 이전 세대보다 연금보험 및 개인연금 가입 성향이 높다는 것을 의미한다. 반면, 연령 효과의 추세를 의미하는 변수인 rescaage는 연금보험의 경우 음(−)의 값으로 연령증가에 따라 감소하는 것으로 나타나는데, 이는 조사 대상이 주로 50대 이상의 고령층이라는 표본 특성에 따른 결과로 해석된다.

통제변수 분석 결과, 두 모형의 결과가 유사한 형태로 나타난다. 교육 수준이 높고, 자가에 거주하는 남성이 연금보험 및 개인연금 가입 성향이 높았다. 배우자나 자녀 유무는 유의한 영향을 보이지 않았으며, 심리적 · 신체적으로 건강하다고 응답한 경우 가입 성향이 높게 나타났다. 연금은 보험상품과 달리 계약자 선별과정이 존재하지 않으며, 따라서 건강 상태가 양호한 사람이 장기적 재정 계획에 적극적으로 참여하는 경향이 있음을 의미한다.

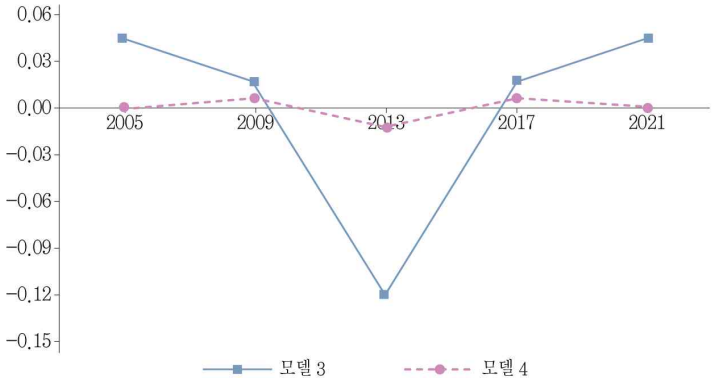
〈그림 2〉는 연금보험 및 개인연금 총 가입 건수에 대한 APCD 분석 결과를 그래프로 나타낸 것이다. 개인연금 총 가입 건수를 분석한 모델 4의 코호트 계수

〈그림 2〉 개인연금 수요에 대한 APCD 분석 결과

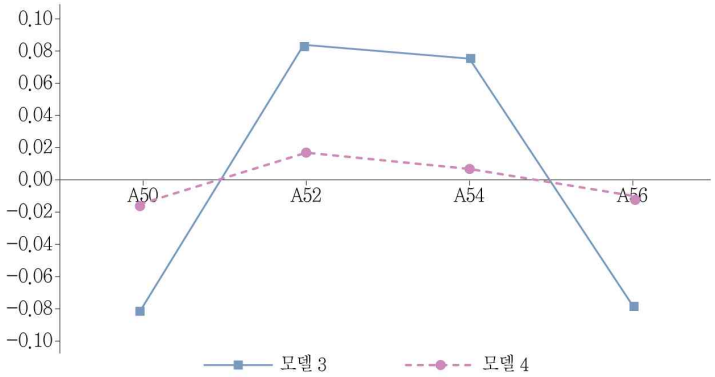
a. 코호트 효과



b. 기간 효과



c. 연령 효과



는 모두 유의미한 것으로 나타나지만, 추세로부터의 이탈이 크지 않았다. 즉, 코호트에 따른 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 반면 연금보험 가입 여부를 분석한 모델 3의 경우 민영건강보험과 유사한 패턴을 나타내며, 1차 베이비붐 세대와 2차 베이비붐 세대는 연금보험 가입에 있어 뚜렷한 차이를 보인다. 즉, 1차 베이비붐 세대에 해당하는 1954~1961(C57~C61)년의 경우 이전 및 이후 세대와 비교하여 연금보험 가입률이 높은 반면, 2차 베이비붐 세대에 해당하는 1966~1969(C69) 코호트의 경우 연금보험 가입률이 가장 낮게 나타났다.

기간 효과의 경우 2013년을 제외하면 대부분 유의하지 않았고, 계수 값도 작았다. 이는 연금보험 및 개인연금 총 가입 건수가 민영건강보험과 달리 연도별 환경 변화의 영향을 크게 받지 않음을 시사한다.

연금보험과 개인연금 총 가입 건수는 코호트 및 기간 효과에 비하여 연령 효과의 영향이 큰 것으로 나타났다. 특히 52~55세(A52) 연령대에서 가입 성향이 높게 나며, 통계적으로도 유의미하다. 이는 50대 초중반 연령대에서 노후 대비에 대한 관심과 준비가 집중되는 생애주기 효과로 해석할 수 있다. 50대 초반은 노후자금 마련과 연금상품 가입을 적극적으로 고려하고, 장기 재정을 위한 계획이 구체화 되는 시점으로 볼 수 있다. 반면, 60대 이후는 퇴직으로 인한 소득 감소, 가입 유지 어려움 등으로 가입률이 감소하는 것으로 나타났다.

Ⅳ. 결론과 논의

본 연구는 국민노후보장패널 자료를 이용하여 민영건강보험과 연금보험 수요에 대한 연령 효과, 기간 효과, 코호트 효과를 APCD(연령-기간-코호트 분해) 모형으로 분석하였다. APCD 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 우리나라 베이비붐 세대(1955~1974년)는 1차 및 2차로 구분되며, 이들 간의 민영건강보험 및 연금보험 가입 성향에서 뚜렷한 차이가 관찰되었다. 1차 베이비붐 세대의 가운데 위치한 1958~1961년생은 가입 성향이 높은 반면, 2차 베이비붐 세대인 1966~1969년 코호트는 가입 성향이 가장 낮게 나타났다.

또한 코로나 팬데믹이 진행 중이었던 2021년에는 민영건강보험 가입 건수 및 연간 보험료 납부액이 크게 증가한 반면, 연금보험의 경우 유의미한 변화가 나타나지 않았다. 당시 사회적 거리두기로 인해 보험 판매의 어려움이 있었음에도 민영건강보험 가입이 증가하였으며, 이는 코로나 팬데믹이 민영건강보험 수요 증가

에 영향을 미친 것으로 해석된다.

통제변수의 경우 선행 연구 결과와 유사하게 나타났다. 본 연구에서는 심리 및 육체적 건강 상태에 대한 주관적 평가를 포함하여 분석하였으며, 심리 및 육체적 건강 상태가 양호한 경우 연금보험을 포함한 개인연금 가입률이 높아지는 것을 확인하였다.

이력 효과(hysteresis test) 분석 결과, 민영건강보험과 연금보험 수요의 코호트 효과는 시간 경과에 따라 강화되는 것으로 나타났다. 이는 민영건강보험 및 연금보험 보험 수요 분석에 있어 인구통계적 특성뿐만 아니라 세대 간 보험 수요 특성을 고려할 필요가 있으며, 나아가 보험뿐만 아니라 금융상품의 수요 변화가 발생할 수 있음을 시사한다.

2020년 이후 국내외 금융시장에는 많은 변화가 있었다. 특히 자산시장의 지속적인 상승과 함께 해외 주식 투자 붐이 있었다. 경제적 성인기, 즉 사회활동 초기에 이를 경험한 세대는 금융 의사 결정과 금융상품 선호에서 기존 세대와 다른 패턴을 보일 가능성이 높으며, 본 연구 결과에 따르면 이러한 세대 특성은 시간이 경과 하더라도 지속될 것으로 예상된다. 따라서 경제 및 사회적 충격이 세대 간 보험 및 금융상품 수요에 미치는 영향을 추적하는 후속 연구가 의미 있을 것이다.

참 고 문 헌

권순일, “인구노령화와 생명보험 수요: 연령-세대-연도효과 분석,”『리스크관리연구』 22(2), 2011, 135~157.

김대환, “주관적 사망위험이 생명보험상품의 수요에 미치는 영향: 부모의 조기사망을 도구변수로 활용한 역선택 분석,”『리스크관리연구』 36(1), 2025, 63~95.

김대환 · 안장혁 · 성미언, “사적연금 수요자의 행태 분석,”『보건사회연구』 40(2), 2020, 556~580.

김세중 · 김혜란, “코로나19와 개인 생명보험시장 동향,” CEO Report 2020-10, 보험연구원, 2020.

박상수 · 심미령 · 이충기, “코호트 효과를 고려한 주택연금 수요 추정,” 『한국경제연구』 35(3), 2017, 31~72.

손지훈 · 윤상용 · 김선애, “건강, 수명, 은퇴에 대한 주관적 관점이 개인연금 수요에 미치는 영향,”『리스크관리연구』32(1), 2021, 33~58.

신종협 · 서대교, “한국을 포함한 보험선진국의 보험 수요 결정요인 분석,”『보험금융연구』58(0), 2009, 67~96.

오승연 · 김유미,『인구 및 가구구조 변화가 보험 수요에 미치는 영향,”『연구보고서』, 보험연구원, 2015.

오창수 · 강정실, “개인연금의 보유 행태에 관한 연구,”『보험학회지』116, 2018, 67~94.

윤종인, “우리나라 가계저축에 대한 코호트 분석,”『재정학연구』9(3), 2016, 35~69.

이순재 · 양성문, “패널데이터를 이용한 생명보험 수요 요인 분석: 종신, 질병 · 상해, 변액보험을 중심으로,”『보험학회지』90, 2011, 51~75.

이윤호, “개인연금수요의 구조분석,”『대한경영학회지』25(1), 2012, 195~210.

이주미, “1, 2차 베이비붐 세대의 소득 및 자산 특성 비교,”『보건복지포럼』340, 2025, 69~83.

이창희 · 이강용 · 정준호, “가계자산 축적 동학: 연령 · 코호트 · 시간효과를 중심으로,”『부동산학보』69, 2017, 5~19.

전승훈 · 임병인 · 강성호, “개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석,”『보험금융연구』17(1), 2006, 137~168.

정원석 · 문성훈, “연금저축 세액공제 전환에 따른 소득계층별 사적 연금 가입행태 변화,”『세무와 회계저널』17(4), 2016, 113~134.

Baek, E., and S. A. DeVaney, “Human capital, bequest motives, risk, and the purchase of life insurance,” *Journal of Personal Finance*, 4, 2005, 62~84.

Burnett, J. J. and B. A. Palmer, “Examining life insurance ownership through demographic and psychographic characteristics,” *The Journal of Risk and Insurance*, 51(3), 1984, 453~467.

Cappelletti, G., G. Guazzarotti, and P. Tommasino, “What determines annuity demand at retirement?,” *The Geneva Papers on Risk and Insurance – Issues and Practice*, 38(4), 2013, 777~802.

Chauvel, L., “Age-period-cohort detrended APC-D 모델,” 2011(http://www.louischauvel.org/apcdmethodo.pdf).

Chauvel, L., "APCD: Stata module for estimating age-period-cohort effects with detrended coefficients," Statistical Software Components S457440, Boston College Department of Economics, 2012.

_____, "Testing cohort effect hysteresis with APC Models: Comparing middle-aged suicide rates in 16 countries," 2013(https://paa2013.populationassociation.org/papers/130719).

Chauvel, L. and M. Schroder, "Generational inequalities and welfare regimes," *Social Forces*, 92(4), 2014, 1259~1283.

Chen, R., K. A. Wong, and H. C. Lee, "Age, period, and cohort effects on life insurance purchases in the U.S.," *The Journal of Risk and Insurance*, 68(2), 2001, 303~327.

Dumm, R. E., D. L. Eckles, C. Nyce, and J. "Volkman-Wise, The representative heuristic and catastrophe-related risk behaviors," *Journal of Risk and Uncertainty*, 60(2), 2020, 157~185.

Fornero, E. and C. Monticone, "Financial literacy and pension plan participation in Italy," *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 2011, 547~564.

Hakansson, N. H., "Optimal investment and consumption strategies under risk, an uncertain lifetime, and insurance," *International Economic Review*, 10(3), 1969, 443~466.

Horneff, W. J., R. H. Maurer, and M. Z. Stamos, "Life-cycle asset allocation with annuity markets," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(11), 2008, 3590~3612.

Housel, M., *The psychology of money*, J. Lee, Trans., Influential, 2021(Original work published 2020).

Huang, R. D. and S. C. Hu, "On the determinants of individual demand for pension annuities," *Journal of Economics and Business*, 40(3), 1988, 253~263.

Li, D., F. Moshirian, P. Nguyen, and T. Wee, "The demand for life insurance in OECD countries," *Journal of Risk and Insurance*, 74(3), 2007, 637~652.

Lin, Y. and M. F. Grace, "Household life cycle protection: Life insurance

holdings, financial vulnerability, and portfolio implications," *Journal of Risk and Insurance*, 74, 2007, 141~173.

MacMinn, R., P. Brockett, and D. Blake, "Longevity risk and capital markets," *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4), 2006, 551~557.

Manov, B., "Private or public pension insurance?," *European Journal of Business and Economics*, 8(1), 2013, 1~4.

Mantis, G. and R. N. Farmer, "Demand for life insurance," *The Journal of Risk and Insurance*, 35, 1968, 247~256.

Schewe, C. D. and G. Meredith, "Segmenting global markets by generational cohorts: Determining motivations by age," *Journal of Consumer Behaviour: An International Research Review*, 4(1), 2004, 51~63.

Yaari, M. E., "Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer," *Review of Economic Studies*, 32(2), 1965, 137~150.

Yang, Y. and K. C. Land, "A mixed Models approach to age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: Trends in verbal test scores," *Sociological Methodology*, 36, 2006, 75~97.

_____, "Age-period-cohort analysis: New Models, methods, and empirical applications," *Taylor and Francis*, 2013.

Yao, R., D. L. Sharpe, and F. Wang, "Decomposing the age effect on risk tolerance," *Journal of Socio-Economics*, 40(6), 2011, 879~887.

[Abstract]

Cohort Effect on Private Health and Pension Insurance Subscription

Soonil Kwon* · Moohwan Kim**

This study utilizes the Korean Retirement and Income Study (KReIS) to investigate cohort effects in the propensity to subscribe to private health and pension insurance. Empirical analyses reveal that, controlling for demographic variables, subscription propensities vary significantly across cohorts. In particular, the first and second baby-boom cohorts — though adjacent in birth years — exhibit diametrically opposed subscription behaviours. These attitudinal divergences do not attenuate with age; rather, they persist or even intensify over time. As the first baby-boom generation advances in age, the divergent tendencies of later cohorts suggest potential structural shifts in demand for financial products, notably within insurance markets. The findings indicate that generational predispositions merit explicit incorporation into Models forecasting and analysing demand for insurance and related financial products.

Keywords: age effect, annuity, cohort analysis, cohort effect, private health insurance

JEL Classification: I13, H55, G22

* First Author, Korea Insurance Research Institute, Tel: +82-2-3775-9040, E-mail: sikwon@kiri.or.kr

** Corresponding Author, Associate Professor, Kyungnam University, Tel: 82-55-249-6423, E-mail: kmhlmj2@kyungnam.ac.kr