

노인장기요양보험의 도입이 노인 가구의 자산 처분과 소비에 미치는 영향*

손민정** · 이준상***

본 연구는 2008년 도입된 노인장기요양보험이 노인 가구의 자산 처분 및 소비 행태에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 2003년부터 2019년까지의 한국노동패널(KLIPS) 가구 자료를 활용한 동적 패널 시스템 GMM 분석을 통해, 노인장기요양보험의 도입이 순자산 증가율을 유의하게 감소시키고, 더 나아가 제도 도입 이후 의료비 제외 소비 지출을 증가시킨다는 결과를 도출하였다. 이러한 결과에서 노인장기요양보험이 노인 가구의 자산 처분을 빠르게 하고 소비를 증가시킨다고 할 수 있다. 본 연구는 노인장기요양보험이 노인 가구의 예상치 못한 장기요양비 지출 위험을 줄임으로써 장기요양 위험에 대비한 예비적 저축 동기를 약화시킨다는 것을 시사하며, 사회보험인 노인장기요양보험이 복지제도로서의 기능뿐만 아니라 보험 본연의 기능도 수행하고 있다는 것을 보였다. 또한 공적 보험인 장기요양보험이 사적 보험인 개인의 저축을 구축하는 효과가 있음을 발견하였다. 본 연구가 가구의 재무적 결정과 거시경제에 미치는 영향을 이해하는 데 기여할 것으로 판단된다.

핵심주제어: 노인장기요양보험, 노인 가구, 장기요양위험, 예비적 저축 동기, 자산 처분, 소비

경제학문헌목록 주제분류: E2, H3, I1

* 본 논문은 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2021S1A5A2A03061909).

** 제1저자, The University of Texas at Austin 경제학과 박사과정, E-mail: mjson.econ@utexas.edu

*** 교신저자, 성균관대학교 경제대학 경제학과 교수, 전화: (02) 760-0426, E-mail: junsanglee@skku.edu

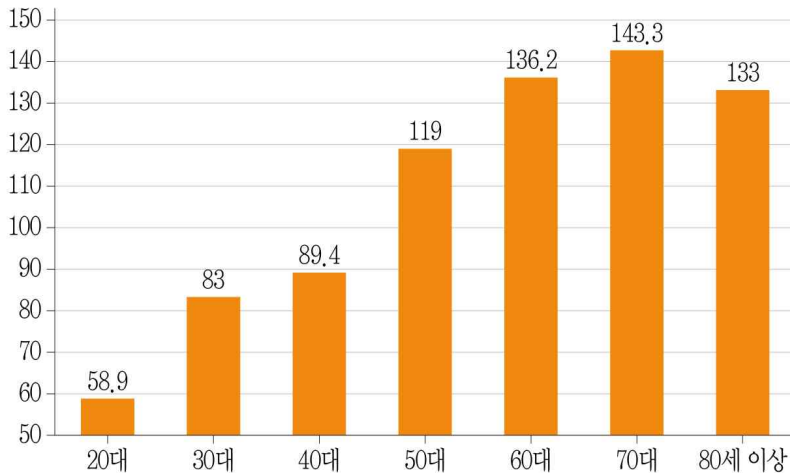
논문투고일: 2024. 8. 14. 수정 2024. 10. 4. 게재확정일: 2024. 10. 14

I. 서론

우리 경제의 고령화는 세계 어느 나라와 비교해도 가장 빠른 속도로 진행되고 있다. 2024년 기준 전체 인구에서 65세 이상 고령인구가 차지하는 비중은 19.2%로, 2025년에는 65세 이상 고령인구의 비중이 20%를 넘는 초고령사회에 진입할 것으로 예상된다. 빠르게 진행되는 고령화와 함께 우리 경제에서 노년기 의료비와 장기요양비 부담이 중요한 문제로 떠오르고 있다. 특히, 60대 이상 노인층의 의료비 부담은 다른 연령층에 비해 매우 큰 수준이다.¹⁾ <그림 1>은 연령대별 1인당 연간 평균 본인 부담 의료비(응급, 입원, 외래 합산)를 보여 준다. 노년층으로 갈수록 개인이 부담하는 의료비가 급속히 증가하는 것을 보인다. 특히, 2021년 기준 70대의 1인당 연간 평균 본인 부담 의료비는 143만 3,000원으로 20대의 2.4배를 기록하였다. 또한 노령층의 경우 추가적으로 장기요양비용이 더욱 부담으로 작용할 수 있다. 2023년 기준 간병비는 월평균 370만 원으로 추정되며, 이는 65세 이상 가구 중위소득(224만 원)의 1.7배에 달하여 대부분의 고령 가구에 큰 부담으로 작용하고 있다.²⁾

<그림 1> 1인당 연간 평균 본인 부담 의료비

(단위: 만 원)

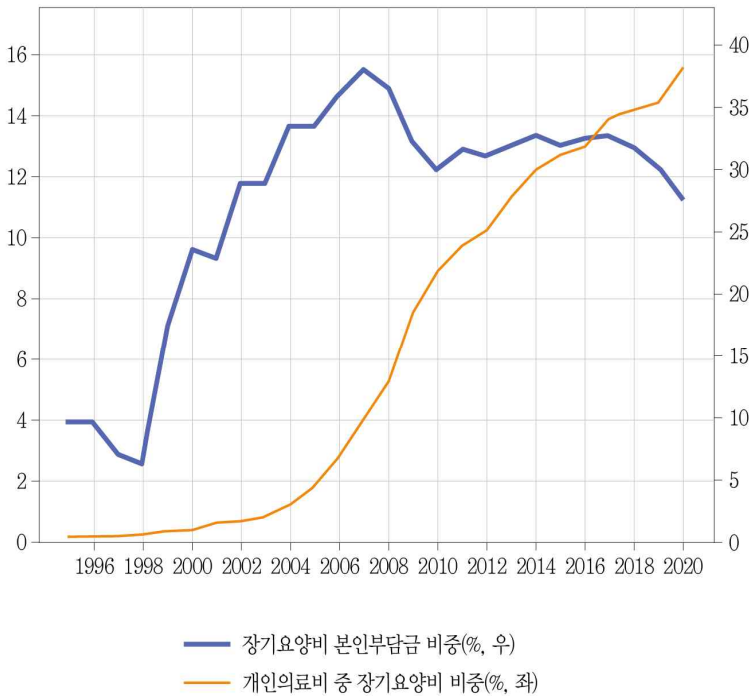


자료: 한국보건사회연구원(2023), <표 3-6>.

1) 한국보건사회연구원(2023).

2) 채민석 · 이수민 · 이하민(2024).

〈그림 2〉 장기요양비와 본인 부담금 비중의 변화



자료: 국민보건계정, 저자 작성.

노년층의 높은 의료비에 더한 큰 요양비 부담을 완화하고자 정부는 2008년에 노인장기요양보험을 도입하였다. 노인장기요양보험은 만 65세 이상의 자 또는 만 65세 미만이지만 노인성 질병으로 혼자서 일상생활을 수행하기 어렵다고 판단되는 자에게 인정등급에 따라 현물 또는 장기요양서비스를 제공하는 제도이다. 〈그림 2〉는 국민보건계정에서 개인 의료비³⁾ 중 장기요양비⁴⁾가 차지하는 비중과 장기요양비 중 본인 부담금의 비중을 함께 보여 준다. 개인 의료비 총액 대비 장기요양비가 차지하는 비중은 지속적으로 증가해 왔다. 장기요양비 중 본인 부담금의 비중도 2008년까지 급격히 증가했으나, 2008년 장기요양보험 도입을 기점으로 본인 부담금의 비중이 상당히 줄어들었음을 확인할 수 있다. 이는 해당 제도가 도입되면서 노인층의 장기요양비용 부담을 완화했을 가능성을 시사한다.

3) 입원, 외래, 의약품 등 개인에게 이루어지는 의료서비스와 재화에 대한 지출로, 재원은 정부 및 의무가입제도, 임의가입제도, 가계직접부담으로 구성됨.

4) 입원, 주간, 외래, 재가 장기요양서비스로 구성됨.

이러한 장기요양보험의 도입은 노인 가구의 자산 처분에 영향을 미칠 수 있다. 기존의 간단생애주기 모형(Life-cycle model)에 따르면 노년기 가구는 은퇴 이후 소득이 감소하므로 자산을 처분하여 소비를 평활화(consumption smoothing)한다. 그러나 많은 선행연구에 따르면 실제로 가구는 은퇴 이후 노년기에도 많은 자산을 보유하며 이론적으로 설명되는 자산보유량보다 자산을 느리게 처분하는데, 이를 은퇴 저축 퍼즐(retirement saving puzzle)이라고 한다. 은퇴 저축 퍼즐의 설명으로 노인 가구가 노년기 의료비 지출 부담을 미리 대비하기 위해 저축을 하는 예비적 저축 동기(precautionary saving)가 지목되었다(De Nardi *et al.*, 2021; Nakajima and Telyukova, 2023). 이러한 설명에 따르면, 장기요양보험의 도입은 장기요양비 부담을 제도적으로 완화하여 노인 가구의 의료비 지출에 대비한 예비적 저축 동기를 완화시킬 수 있으며, 이는 노인 가구의 자산 처분과 소비에 영향을 미칠 수 있다.

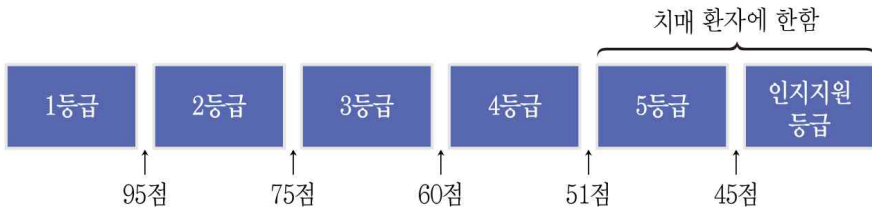
장기요양보험이 노인 가구의 예비적 저축 동기에 영향을 미칠 수 있다는 주장과 이에 대한 분석은 미시적 측면과 거시적 측면에서 모두 중요하다. 제도의 도입으로 인해 노인 가구가 자산 처분을 빠르게 한다면 이는 소비 증가로 이어져 노년층의 생활 수준과 경제적 후생을 향상시킬 수 있기 때문이다. 거시적으로는 노인 가구가 처분한 자산이 시장으로 유입된다면 경제 활동이 더욱 촉진될 수 있다. 하지만 아직 국내에서 장기요양보험과 노인 가구 자산 처분 및 소비의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 미흡한 실정이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 장기요양보험제도에 대해 소개하고, 제Ⅲ절에서는 선행연구를 검토한다. 제Ⅳ절에서는 실증분석에 사용한 자료, 회귀식 및 방법론에 대해 설명한다. 제Ⅴ절에서는 분석 결과와 강건성에 대해 논의한다. 마지막으로 제Ⅵ절에서는 결론을 제시한다.

Ⅱ. 장기요양보험제도

우리나라의 노인장기요양보험은 고령이나 노인성 질병 등으로 인해 일상생활을 혼자 수행하기 어려운 사람에게 신체 활동 및 일상생활을 지원하고, 이를 통해 노후 생활의 안정을 도모하고 그 가족의 부담을 완화하기 위해 2008년에 도입되었다. 노인장기요양보험은 건강보험과 같이 가입이 법률상 강제되어 있어 건강보험 가입자는 장기요양보험의 가입자가 되며, 장기요양보험료는 건강보험료와

〈그림 3〉 장기요양 인정등급



자료: 저자 작성.

통합하여 징수된다. 2024년 기준으로 건강보험료율(7.09%) 대비 장기요양보험료율은 12.95%이며, 소득 대비 장기요양보험료율은 0.9182%이다.⁵⁾

장기요양보험 가입자 및 그 피부양자 또는 의료급여 수급권자 누구나 장기요양급여를 받을 수 있는 것은 아니다. 일정한 절차에 따라 수급권이 부여되는데 이를 ‘장기요양인정’이라고 한다. 신청자격은 65세 이상의 노인 또는 65세 미만의 자로서 치매, 뇌혈관 질환 등 노인성 질병을 가진 자이어야 하며 이 중에서 6개월 이상 혼자서 일상생활을 수행하기 어렵다고 인정되는 사람에게 장기요양급여가 지급된다.⁶⁾ 먼저 공단에 장기요양인정을 신청하면 공단 직원이 방문하여 인정조사를 진행하고 등급판정위원회로부터 등급판정을 받게 된다. 일상생활에서 타인의 도움이 필요한 정도에 따라 1등급부터 5등급, 그리고 인지지원등급으로 구분되며 인정등급에 따라 월 급여 한도액이 달라진다. 이후 장기요양이용계획서를 작성하고 장기요양급여 계약을 체결하면 급여를 이용할 수 있다.

급여는 재가급여, 시설급여, 특별현금급여(가족요양비)로 구분된다. 재가급여는 수급자의 가정에서 방문요양 등의 서비스를 받는 것으로 본인 부담금은 15%이다. 시설급여는 노인요양시설에 장기간 입소하여 서비스를 받는 것으로 본인 부담금은 20%이다. 특별현금급여는 특별한 사유로 가족 등으로부터 방문요양에 상당하는 돌봄을 받는 경우 매월 22만 3,000원(2024년 기준)이 지급된다. 〈표 1〉은 2024년 기준으로 요양시설을 이용하는 경우의 1일 수가와 본인 부담금을 나타낸 표이다.

2008년 본 제도의 도입 이후 장기요양보험제도의 규모와 수요는 지속적으로 확대되어 왔다. 2014년에는 3등급에서 5등급 체계로 개편되었고, 2018년에는 인

5) 보건복지부 보도자료(2023. 10. 31).

6) 「노인장기요양보험법」 제1조.

〈표 1〉 시설 서비스 등급별 1일 급여비용

(단위: 원)

등급	노인요양시설		노인공동생활가정	
	수가	본인 부담	수가	본인 부담
1	84,240	16,848	71,010	14,202
2	78,150	15,630	65,890	13,178
3, 4, 5	73,800	14,760	60,740	12,148

자료: 보건복지부 보도자료(2023. 10. 31).

지지원등급이 신설되어 신체적 기능 상태와 관계없이 모든 치매질환자가 혜택을 받을 수 있게 되었다. 이와 함께 장기요양 신청자 및 인정자 또한 꾸준히 증가하는 추세이다. 65세 이상 신청자는 2019년 106만 명에서 2022년 129만 명으로 21.7% 증가했으며, 65세 이상 인정자는 총 98만 명으로 65세 이상 노인인구(938만 명)의 10.4%를 차지하였다.⁷⁾ 제도의 확대로 공급이 증가하였고, 고령화로 인해 수요 또한 확대되어 국민건강보험공단의 지출 규모도 커지고 있다. 2022년 연도 말 기준 연간 총급여비⁸⁾는 12조 5,742억 원이며 이 중 공단 부담금은 11조 4,442억 원이었다. 인당 기준으로 환산하면, 1인당 월평균 급여비는 약 136만 원이며 공단 부담금은 약 123만 원이다.

Ⅲ. 이론적 배경 및 선행연구

국내 사례에 초점을 맞추어 노인장기요양보험의 도입과 의료이용 및 의료비의 관계를 분석한 연구는 다수 존재한다. Kim and Lim(2015)은 국민건강보험공단 자료를 이용하여 노인장기요양보험을 통한 급여 제공이 의료비 지출을 크게 감소시켰다는 것을 밝혔다. 오병국·문용필(2023)은 고령화연구패널 5~8차 자료를 사용하여 노인의 장기요양보험 이용이 의로서비스 이용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 노인장기요양보험의 이용은 입원서비스의 평균 이용 수준을 증가시켰지만 외래서비스의 평균 이용 수준은 감소시키는 것으로 나타났다. 유사하게, 백미라(2019)는 한국의료패널의 2009년부터 2016년 자료를 사용하여 노인장

7) 참고로 65세 미만 인정자는 전체 인정자의 0.9%로 매우 적은 비율을 차지하고 있다.

8) 공단 부담금과 본인 부담금의 합(비급여 제외).

기요양보험 미가입자가 장기요양보험에 가입함에 따라 외래 의료비 지출이 감소한다는 것을 밝혔다. 이러한 연구들은 장기요양보험의 도입이 의료비 부담을 경감하는 효과를 가져올 수 있다는 것을 시사한다. 장기요양보험의 도입이 의료비 부담을 경감시킨다면, 이는 노인 가구의 예비적 저축 동기를 변화시켜 자산 처분과 소비에 영향을 줄 수 있다. 하지만 국내 문헌 중에서는 장기요양보험과 노인 가구의 자산 처분 및 소비의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 부재하다.

해외 문헌에서는 노인 가구의 예비적 저축 동기와 자산 처분에 대한 논의가 이루어져 왔다. 우선, 기존의 간단생애주기 모형(Life-cycle model)에서는 개인들이 은퇴 이전까지 자산을 축적하고, 은퇴 이후에는 축적한 자산을 처분하여 소비평활화(consumption smoothing)를 한다고 설명한다.

하지만 이러한 이론 모형과 다르게 실증연구에서는 가구가 노년기에도 많은 자산을 보유하고 있으며 이론보다 자산을 느리게 처분한다고 설명한다. 이를 은퇴 저축 퍼즐(retirement saving puzzle)이라고 부른다. 은퇴 저축 퍼즐의 이유 중 하나로 노년기 의료비 지출에 대한 예비적 저축 동기(precautionary saving)가 지목되고 있다. De Nardi *et al.*(2021)은 미국의 Assets and Health Dynamics of the Oldest Old(AHEAD) 데이터를 사용하여 노인 가구가 은퇴 이후에도 많은 자산을 보유하고 있음을 확인하였다. 또한 노년기 의료비 지출로 인한 예비적 저축과 유산 상속 동기가 노인 가구의 저축 결정에 중요한 요인임을 설명하였다.

Nakajima and Telyukova(2023)는 미국의 노인 가구보다 스웨덴의 노인 가구가 자산을 더 빠르게 처분한다는 점에 주목하고, 두 국가의 의료 제도 차이로 인한 의료비 지출 위협의 차이를 그 원인으로 지목하였다. 스웨덴의 장기요양제도는 미국의 Medicare와 Medicaid보다 수혜 기준이 관대하고 보장하는 범위 또한 더 포괄적이다. 이러한 제도의 차이로 인해 스웨덴의 노인 가구는 미국의 노인 가구에 비해 더 적은 본인 부담 의료비 지출 위협에 직면하며, 이러한 위협에 대비하기 위한 예비적 저축 동기도 상대적으로 약하다. Nakajima and Telyukova(2023)는 완전 생애 주기 소비-저축 모델(full life-cycle consumption-saving model)을 구축하고 반사실적 분석(counterfactual analysis)을 통해 두 국가의 의료비 지출 수준과 위협의 차이가 노인 가구의 자산 처분 속도 차이의 32%에서 59%를 설명한다는 것을 밝혀내었다.

종합하면, 미래 의료비 지출 부담에 대한 예비적 저축이 노인 가구의 자산 처분에 중요한 역할을 하며, 이러한 예비적 저축 동기를 변화시키는 제도의 도입은

자산 처분에도 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 실제로 Liu *et al.*(2023)은 중국의 China Health and Retirement Longitudinal Study 데이터를 사용하여 장기요양보험이 노인 가구의 의료비 제외 소비 지출을 15.7%만큼 증가시킨다는 결론을 도출하였다. 특히, 그 효과는 예상되는 장기요양 위험이 더 높은 가구에서 더 강하게 나타났다. 장기요양보험이 예비적 저축 동기를 완화하여 소비를 증가시키는 효과가 있음을 알 수 있다. 다만 해외 문헌 중에서도 노인장기요양보험을 중심으로 하여 노인 가구의 자산 처분 및 소비에 대해 분석한 실증연구는 많지 않은 실정이다.

따라서 본 연구에서는 제도가 예비적 저축 동기에 중요한 역할을 한다는 점을 바탕으로, 한국의 노인장기요양보험이 노인 가구의 자산 처분과 소비에 미친 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 주로 구조적 모델로 분석된 의료비 지출 위험과 노년기 자산 처분의 관계에 대해, 본 연구는 축약형 모델(reduced form)을 사용한 실증적 근거를 보완하고자 한다. 또한 의료비 지출 위험에 영향을 주는 제도 중에서도 장기요양보험에 초점을 맞추어 장기요양보험과 가구의 재무적 결정에 대한 기초 연구를 제공하고자 한다. 우선, De Nardi *et al.*(2021)과 Nakajima and Telyukova(2023)에서 설명한 것처럼, 노인장기요양보험으로 인한 의료비 지출 위험의 변화로 자산 처분에 차이가 발생했는지 살펴보고자 한다. 장기요양보험은 미래의 장기요양비 지출을 감소시키므로 노인 가구의 자산 처분을 더 빠르게 했을 것이라 예상할 수 있다. 이후에는 이러한 자산 처분의 변화가 소비의 변화로 이어졌는지를 분석하고자 한다. Liu *et al.*(2023)에서와 같이 소비를 증진시키는 효과가 있을 것이라 예상한다.

IV. 연구 방법

1. 자료 및 변수

본 논문은 한국노동패널(KLIPS)의 6차(2003년)부터 22차(2019년)까지의 가구 자료를 사용하였다.⁹⁾ 노인 가구를 가구주 연령이 만 65세 이상인 가구로 정의하

9) 자산 관련 변수는 2차(1999년) 자료부터 존재하지만 가구주 건강 관련 변수가 6차(2003년) 자료부터 연속적으로 존재하기 때문에 6차 자료부터 사용하였으며 코로나 이전 기간까지 분석하기 위해 22차(2019년) 자료까지 포함하였다.

고, 가구주가 만 65세에서 만 84세인 가구를 분석 대상으로 설정하였다. 노인장기요양보험의 도입이 노년기의 자산 처분과 소비에 미친 영향을 분석하기 위해 은퇴 가능성이 높은 만 65세부터 포함하였다. 은퇴 여부는 직접적으로 노인장기요양보험의 수급 기준과 관련이 없지만, 생애주기 모형(Life-cycle model)에서 은퇴 시점부터 자산을 처분한다고 설명하기 때문에 연령을 기준으로 분석 대상을 설정하였다. 또한 전체 데이터에서 각 5세 연령 구간별로 표본이 차지하는 비율을 살펴본 결과, 만 85세 이상부터 표본 비율이 급격히 감소하는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 적은 표본 수로 인한 편향을 통제하고자 만 84세까지만 분석 대상으로 포함하였다. 분석 기간 내에서 가구주가 변경된 가구는 분석에서 제외하였다. 자산은 총자산과 순자산(net worth)으로 측정하였다. 총자산은 거주 주택을 포함한 부동산 자산과 금융 자산의 합이며 순자산은 총자산에서 총부채를 제한 값이다. 가구총소득은 근로소득, 금융소득, 부동산 소득, 사회보험 수급액, 이전 소득, 기타 소득의 합으로 계산하였다. 자산, 소득, 소비 등 모든 가격 변수는 소비자물가지수로 조정하여 실질가격을 사용하였다.

〈표 2〉 기초통계량

변수	표본 수	평균	표준 편차	최솟값	최댓값
가구주 출생연도	318	1,937.00	7.29	1,921.00	1,953.00
가구주 연령	318	74.50	5.74	65.00	84.00
순자산 증가율	318	0.07	0.46	-0.89	5.65
총자산 증가율	318	0.07	0.44	-0.89	4.80
여성 가구주 비율	318	0.27	0.11	0.00	0.79
평균 가구원 수	318	2.13	0.31	1.20	3.52
부부 가구 비율 ¹⁰⁾	318	0.62	0.13	0.20	1.00
가구주 건강 상태 ¹¹⁾	318	3.16	0.25	2.57	4.51
의료비 제외 소비 지출(만 원)	318	1,500.73	396.85	447.52	2,609.65
의료비 지출(만 원)	318	131.97	44.73	53.38	361.18
가구총소득(만 원)	318	2,558.32	1,147.42	505.61	8,343.29

자료: 저자 작성.

10) 가구 단위 자료에서는 부부 가구 여부를 나타내는 더미 변수였으나 출생 코호트 단위로 집계하면서 부부 가구 비율을 나타내는 변수가 되었다.

11) “__님 나이의 보통 사람들과 비교해 볼 때 __님의 건강 상태는 어떻다고 생각하십니까?”에 해당하는 문항임. 1. 아주 건강한 편이다, 2. 건강한 편이다, 3. 보통이다, 4. 건강하지 않은 편이다, 5. 건강이 아주 안 좋은 편이다.

본 연구는 장기요양보험 도입 이후 노인 가구의 예비적 저축 동기가 줄어들어 자산 처분이 빨라졌는가를 분석하므로 자산 증가율을 계산하여 자산 처분 행동의 변화를 분석하였다. 하지만 자산 변수는 0을 포함하여 변동하는 경우가 존재하고 순자산은 음의 값을 갖는 경우가 많기 때문에 가구 단위 분석에서는 증가율을 계산하는 데 어려움이 존재한다. 따라서 가구 단위 데이터를 가구주의 출생 연도를 기준으로 가중 평균¹²⁾하고 출생 코호트 단위의 패널 데이터로 재구성하여 분석을 진행하였다. 최종적으로 구축된 자료는 불균형 패널(unbalanced panel)이며, 2004년부터 2019년까지의 관측치로 1921년생 코호트부터 1953년생 코호트를 포함하고 있다. <표 2>는 출생 코호트 단위 데이터의 기초통계량이며 각 변수의 평균값은 포함된 출생 코호트들의 평균값으로 해석할 수 있다.

2. 실증분석 모형

노인장기요양보험의 도입 이후 노인 가구의 자산 증가율에 변화가 있는지를 분석하기 위한 회귀분석 식은 다음과 같다.

$$w_{c,t} = \beta_0 + \beta_1 Age_{c,t} + \beta_2 Age_{c,t} Post_t + AX_{c,t} + \theta \ln(C_{c,t-1}) + \lambda EPU_t + \epsilon_{c,t} \quad (1)$$

여기서, $w_{c,t}$ 는 출생 코호트 c 의 t 연도의 자산 증가율을 나타내며 분석에서는 총자산과 순자산 증가율을 사용하였다. $Age_{c,t}$ 는 연령을, $Post_t$ 는 제도 도입 기간을 나타내는 더미변수($I(t \geq 2008)$)로 장기요양보험 도입 이후의 기간을 나타낸다. 본 연구의 주요 설명변수는 $Age_{c,t} Post_t$ 이며 β_2 는 노인 가구 자산 증가율이 노인장기요양보험 도입 이후 평균적으로 나타낸 변화를 보여 준다. $X_{c,t}$ 는 출생 코호트 특성변수로 부부 가구 비율, 평균 건강 상태, 평균 가구총소득을 포함한다. De Nardi *et al.*(2021)에서는 부부 가구와 단독 가구의 자산 축적 및 처분에 차이가 있다고 설명하였다. 이를 바탕으로 혼인 여부에 따른 자산 축적 및 처분의 차이를 통제하기 위해 부부 가구 비율을 통제변수로 포함하였다. 또한 건강 상태가 안 좋을수록 의료비 지출이 커지고 이는 자산 증가율에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이러한 영향을 통제하고자 코호트 특성변수에 평균 건강 상태를

12) 노동패널 내 가중치 항목 사용.

포함하였다. 노년기에도 근로소득, 자산소득, 사회보험 수급액, 이전소득 등 가구소득이 존재한다는 점을 고려하여 소득의 영향을 통제하고자 독립변수에 평균 총가구소득을 포함하였다. $C_{c,t-1}$ 은 이전 기간의 평균 소비 지출 변수의 벡터로 의료비 제외 소비 지출과 의료비 지출로 구성된다. 자산 축적 및 처분은 소비와 저축 결정의 결과이므로 그 영향을 통제하고자 소비 지출 벡터를 포함하였다. EPU_t 는 Cho and Kim(2023)에서 계산한 한국의 Economic Policy Uncertainty Index¹³⁾로 연도별 정치경제적 상황을 반영하기 위해 포함하였다. β_0 와 $\epsilon_{c,t}$ 는 각각 상수항 및 오차항을 의미한다.

가구는 자산을 처분하여 소비를 평탄화한다. 장기요양보험의 도입 이후 자산 증가율이 감소했다면 이는 소비의 증가로 이어질 수 있다. 따라서 Liu *et al.*(2023)과 같이 노인장기요양보험의 도입이 소비에 미치는 영향을 분석하고자 아래의 식 (2)를 추정하였다.

$$\ln(\text{consum}_{c,t}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Age}_{c,t} + \beta_2 \text{Age}_{c,t} \text{Post}_t + A X_{c,t} + \theta \ln(\text{wealth}_{c,t}) + \lambda EPU_t + \epsilon_{c,t} \quad (2)$$

여기서, $\text{consum}_{c,t}$ 는 의료비 제외 소비 지출이며 $\text{wealth}_{c,t}$ 는 총자산을 의미한다. Liu *et al.*(2023)에서도 의료비 제외 소비 지출(non-health consumption)을 사용하여 소비의 변화를 추정하였다. 자산 보유 수준에 따라 소비 수준이 달라질 수 있기 때문에 총자산을 통제변수로 포함하였다. 다른 통제변수에 대한 설명은 식 (1)과 같다. 식 (2)의 β_2 를 추정함으로써 제도의 도입 이후 소비의 변화를 분석하고자 한다.

출생 코호트 특성변수와 종속변수 사이에 존재할 수 있는 내생성을 고려하기 위하여 독립변수의 시차변수를 도구변수로 사용하는 시스템 GMM을 사용하였다. 식 (1)에서 평균 건강 상태는 자산 증가율과 역인과관계(reverse causality)를 가질 가능성이 있고, 식 (2)에서도 종속변수인 의료비 제외 소비 지출이 통제변수인 자산 보유 수준에 영향을 미칠 수 있다. 또한 현재 자산 증가율(또는 소비 지출)은 다음 기의 자산 증가율(또는 소비 지출)에 영향을 미칠 수 있기 때문에 전기 종속변수를 독립변수에 포함하는 동적 패널(dynamic panel) 분석도 포함하였

13) EPU는 표본 기간에 걸쳐 평균값이 100이 되도록 정규화된 지표이며 월별 데이터를 평균 내어 연도별 데이터로 사용하였음. 예를 들어, 2008년 금융위기 때에는 133.6의 값을 가짐.

다. 이 경우에도 독립변수와 오차항 간의 내생성 문제가 생기므로 시스템 GMM을 사용하여 분석하였다. 출생 코호트 단위에서의 클러스터링 문제(clustering problem)를 해결하고자 모든 실증분석에서 군집 강건표준오차(clustered robust standard error)를 사용하였다. 그 외에 분석 결과의 강건성을 보이기 위해, 기본적인 통합 OLS(Pooled OLS) 모형 사용하여 두 식을 추정하였고, 패널 자료의 특성을 고려하여, 고정효과(Fixed effect) 모형과 임의효과(Random effect) 모형을 추정하고 BP-LM test와 Hausman test를 통해 모형의 적합성을 확인하였다.

V. 분석 결과

1. 장기요양보험의 도입이 자산 증가율에 미치는 영향

〈표 3〉은 식 (1)의 종속변수를 총자산 증가율로 하여 추정한 결과를 보여 준다. 모든 모형에서 연령이 증가함에 따라 총자산 증가율이 유의하게 감소하는 양상을 확인할 수 없었다. 이는 미국의 경우와 같이 한국의 노인 가구에서도 은퇴 저축 퍼즐(retirement saving puzzle) 현상이 관찰된다는 것을 의미한다. 본 연구의 관심변수인 연령*제도 도입 더미의 추정 계수를 보면, 모든 분석 모형에서 노인장기요양보험 도입 이후 노인 가구의 자산 증가율이 유의하게 감소한 것으로 추정되었다. 이는 제도의 도입 이후 노인 가구의 자산 처분이 빨라졌다는 것을 시사한다. 감소 폭은 0.23%p에서 0.75%p로 상이하고 동적 패널 분석에서 감소한 정도가 가장 크게 추정되었다. EPU는 총자산 증가율과 양의 관계를 가지는데, 이는 불확실한 경제 상황에 대비하기 위한 예비적 저축이 증가하기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 부부 가구 비율, 가구주 평균 건강 상태는 모형에 따라 다른 결과를 보이나, 가구주 평균 건강 상태는 주로 음의 관계를 가진다. 가구총소득 또한 주로 음의 관계를 가진다. 의료비 제외 소비 지출과 의료비 지출은 총자산 증가율과 양의 관계를 가지는 것으로 추정되었다.

각 분석 모형별로 관심변수의 결과를 자세히 살펴보면, 통합 OLS 모형에서는 연령이 증가함에 따라 총자산 증가율이 1.78%p씩 증가하는 것으로 추정되었으며 장기요양보험 도입 이후 총자산 증가율은 0.37%p만큼 감소하였다. BP-LM 테스트(Breusch-Pagan Lagrange multiplier test)를 통해 통합 OLS 모형으로 추정하는 것에 문제가 없음을 확인하였다.

이후에는 패널 자료의 특성을 고려하여 고정효과 모형과 임의효과 모형을 추정하였다. 출생 코호트별로 시간에 따라 변하지 않으면서 관측되지 않는 고유한 특성이 존재할 수 있기 때문에 고정효과 모형을 통해 이를 통제하였다. 반면 이러한 개체의 관측되지 않는 고유한 특성이 다른 독립변수에 영향을 미치지 않을 수도 있다는 점을 고려하여 임의효과 모형으로도 분석하였다. Hausman 검정¹⁴⁾ 결과 귀무가설을 기각하지 못하여 고정효과 모형과 임의효과 모형 모두 일치(consistent) 추정량이지만 임의효과 모형의 추정량이 더 효율적(efficient)인 것을 확인하였다. 고정효과 모형 추정 결과, 제도 도입 이후 자산 증가율이 0.23%p만큼 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 통합 OLS 모형에서보다 그 영향이 작게 추정되었으나, 출생 코호트별 고정효과를 통제한 상황에서도 총자산 증가율이 여전히 유의하게 감소한다는 것을 확인할 수 있다. 임의효과 모형에서는 제도 도입 이후 자산 증가율이 0.37%p만큼 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 두 추정 결과 모두 통합 OLS의 결과와 유사하며, 특히 통합 OLS 모형과 임의효과 모형의 추정 결과가 매우 비슷하게 나타났다. 이는 비관측 효과가 잔차항에 비해 상대적으로 작은 분산을 가지므로 비관측 효과가 중요한 요인이 아님을 나타낸다.

한편, 고정효과 모형을 통해 출생 코호트별 고정효과를 제거하고 추정하더라도, 여전히 종속변수와 시간에 따라 변하는 독립변수 사이에 내생성이 존재할 수 있다. 예를 들어, 본 연구의 회귀모형에서는 자산 증가율과 가구주 건강 상태 사이에 역인과관계의 가능성이 존재한다. 자산이 빠르게 증가할수록 의료비 지출을 늘려서 건강 상태가 개선될 수 있기 때문이다. 가구총소득 또한 자산 증가율과 역인과관계를 가질 수 있다. 자산이 증가할수록 자산 소득이 증가하여 총소득이 늘어날 수 있기 때문이다. 소비 관련 통제변수는 내생성 문제를 고려하여 전기 변수를 사용했으나, 종속변수와 시점이 매우 가까워 내생성 문제를 완전히 해결하지 못했을 가능성이 있다. 따라서 내생성이 의심되는 통제변수의 시차변수를 도구변수로 사용하여 시스템 GMM 모형¹⁵⁾을 추정하였다. 평균 건강 상태와 가구총소득은 $t-1$ 기 및 그 이전 시차변수를, 의료비 제외 소비 지출 변수와 의료비 지출 변수는 $t-2$ 기 및 그 이전 시차변수를 도구변수로 사용하였다. 시스템 GMM을 통하여 일치 추정량을 구하기 위해서는 도구변수의 적절성을 확인해야

14) Hausman 검정은 동분산(homoskedasticity) 가정하에서만 유효하다. 하지만 본 연구의 회귀분석에서는 이분산(heteroskedasticity)이 존재하므로 STATA의 Robust Hausman 검정인 rhausman 모듈을 이용하였다.

15) 1단계 추정을 실시하였다.

한다. 도구변수의 수가 내생적 설명변수의 수보다 많지 않고(많다면 과대식별), AR(1)은 존재하면서 AR(2)는 존재하지 않아야 한다. Sargan 검정과 Hansen 검정 결과 모두 귀무가설¹⁶⁾을 기각하지 못하여 과대식별되지 않음을 확인하였다. 또한 Arellano-Bond 검정을 통해 5% 유의수준에서 AR(1)은 존재하고 AR(2)는 존재하지 않음을 확인하였다. <표 3>의 열 (4)의 추정 결과를 보면, 제도 도입 이후 총자산 증가율이 0.35%p만큼 유의하게 감소한 것으로 나타나 이전 모형들의 결과와 일관됨을 확인할 수 있다.

<표 3> 장기요양보험의 도입이 총자산 증가율에 미치는 영향

종속변수: 총자산 증가율 변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pooled OLS	FE	RE	System GMM (Static)	System GMM (Dynamic)
L. 종속변수					-0.2244*** (0.0796)
연령	0.0178** (0.0075)	0.0104* (0.0060)	0.0178** (0.0075)	0.0137** (0.0054)	0.0325 (0.0193)
연령*제도도입더미	-0.0037*** (0.0011)	-0.0023** (0.0011)	-0.0037*** (0.0011)	-0.0035*** (0.0010)	-0.0075** (0.0027)
EPU	0.0008 (0.0018)	0.0011 (0.0017)	0.0008 (0.0018)	0.0006 (0.0018)	0.0029** (0.0014)
부부 가구 비율	0.1455 (0.2567)	-0.6395 (0.7868)	0.1455 (0.2567)	0.0967 (0.1006)	-0.1697 (0.3135)
평균 건강 상태	-0.1506 (0.1846)	0.0013 (0.2037)	-0.1506 (0.1846)	-0.1355 (0.1725)	-0.1423 (0.2838)
ln(가구총소득)	-0.0509 (0.0531)	0.0656 (0.0673)	-0.0509 (0.0531)	-0.0612 (0.0547)	-0.0317 (0.1381)
ln(의료비 제외 소비 지출)	0.1216 (0.1395)	0.5089** (0.2134)	0.1216 (0.1395)	0.0948 (0.1141)	0.3225** (0.1403)
ln(의료비 지출)	0.0772 (0.0828)	0.1758 (0.1300)	0.0772 (0.0828)	0.0914 (0.0876)	0.0947 (0.1137)
상수항	-1.6039 (1.2858)	-5.3631** (2.3438)	-1.6039 (1.2858)	-1.1013 (1.1578)	-4.2003** (1.5430)
관측치	318	318	318	318	285
출생 코호트 수		33	33	33	33

주: 1) 괄호 안의 값은 군집 강건표준오차(clustered robust standard error)를 의미함.
 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

16) H0: 과식별 제약이 만족된다(overidentifying restrictions are valid).

마지막으로, 전기 종속변수를 독립변수로 사용하는 동적 패널 분석을 실시하였다. 이 경우 총자산 증가율의 전기 변수와 오차항 간의 내생성 문제가 생기므로 시스템 GMM을 통해 분석하였다. Sargan 검정과 Hansen 검정 결과 모두 귀무가설을 기각하지 못하여 과대식별되지 않음을 확인하였다. Arellano-Bond 검정에서는 10% 유의수준에서 AR(1)이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하였으며 AR(2)가 존재하지 않는다는 귀무가설은 기각하지 못하였다. <표 3>의 열 (5)의 추정 결과를 보면, 제도 도입 이후 총자산 증가율이 0.75%p만큼 유의하게 감소하였다. 이는 다른 모형들의 결과와 일관되며, 종속변수의 전기 값을 통제하더라도 제도 도입이 총자산 증가율에 미치는 영향이 유의하다는 것을 알 수 있다.

<표 4> 장기요양보험의 도입이 순자산 증가율에 미치는 영향

종속변수: 순자산 증가율 변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pooled OLS	FE	RE	System GMM (Static)	System GMM (Dynamic)
L. 종속변수					-0.2033*** (0.0572)
연령	0.0192** (0.0082)	0.0123** (0.0055)	0.0192** (0.0082)	0.0151** (0.0060)	0.0329 (0.0208)
연령*제도도입터미	-0.0038*** (0.0012)	-0.0024** (0.0011)	-0.0038*** (0.0012)	-0.0036*** (0.0011)	-0.0082** (0.0031)
EPU	0.0008 (0.0019)	0.0012 (0.0018)	0.0008 (0.0019)	0.0006 (0.0018)	0.0039** (0.0017)
부부 가구 비율	0.2208 (0.2847)	-0.5431 (0.8243)	0.2208 (0.2847)	0.1658 (0.1192)	-0.1038 (0.3916)
평균 건강 상태	-0.1660 (0.1928)	-0.0195 (0.2076)	-0.1660 (0.1928)	-0.1509 (0.1796)	-0.0921 (0.3188)
ln(가구총소득)	-0.0427 (0.0566)	0.0744 (0.0718)	-0.0427 (0.0566)	-0.0525 (0.0576)	-0.0162 (0.1624)
ln(의료비 제외 소비 지출)	0.1115 (0.1373)	0.4900** (0.2011)	0.1115 (0.1373)	0.0867 (0.1102)	0.3465** (0.1680)
ln(의료비 지출)	0.0699 (0.0827)	0.1604 (0.1275)	0.0699 (0.0827)	0.0841 (0.0870)	0.0787 (0.1101)
상수항	-1.6489 (1.1973)	-5.3606** (2.1634)	-1.6489 (1.1973)	-1.1660 (1.0491)	-4.6910*** (1.6077)
관측치	318	318	318	318	285
출생 코호트 수		33	33	33	33

주: 1) 괄호 안의 값은 군집 강건표준오차(clustered robust standard error)를 의미함.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

〈표 4〉는 식 (1)에서 순자산 증가율을 종속변수로 한 추정 결과를 보여 준다. 이는 앞서 총자산 증가율을 종속변수로 한 경우와 동일한 과정으로 추정한 것이다. 총자산 증가율을 종속변수로 한 경우와 마찬가지로, 연령이 증가함에 따라 순자산 증가 폭이 커지며 노인장기요양보험 도입 이후에는 증가 폭이 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 제도 도입 이후 감소 폭은 추정 모형에 따라 0.24%p에서 0.82%p로 추정되며, 이는 총자산 증가율을 종속변수로 한 결과와 매우 유사하다.

위 두 결과를 종합해 보면, 제도 도입 이후 노인 가구의 자산 처분이 가속화 되었다고 결론지을 수 있다. 이는 노인장기요양보험이 미래 장기요양비 지출에 대한 노인 가구의 예비적 저축 동기를 약화시켰기 때문인 것으로 보인다. 노년기 장기요양비 지출이 클 것으로 예상한 노인 가구들은 이러한 위험에 대비하기 위하여 많은 자산을 보유하고 있었을 것이다. 하지만 노인장기요양보험의 도입으로 미래 장기요양비 지출에 대한 부담이 줄어들자 예비적 저축 동기가 약화되어 자산을 이전보다 더 많이 처분하는 것이다. 이는 공적 보험인 노인장기요양보험이 사적 보험인 개인의 저축을 구축하는 효과가 있다는 것을 시사한다. 또한 노년기 자산 처분 행동을 이해하는 데 있어 노년기 의료비 지출 위험의 중요성을 설명한 선행연구의 결과와도 일관된다(De Nardi *et al.*, 2021; Nakajima and Telyukova, 2023).

2. 장기요양보험의 도입이 소비에 미치는 영향

다음은 식 (2)를 사용하여 장기요양보험이 소비에 미친 영향을 추정한 결과이다. 위에서 살펴본 자산 처분의 가속화가 소비의 증가로 이어졌는지를 확인할 수 있다. 식 (1)의 분석과 같이 통합 OLS 모형, 고정효과 모형, 임의효과 모형, 시스템 GMM, 동적 패널 모형을 모두 추정하였다. BP-LM 테스트와 Hausman 검정 결과, 통합 OLS 모형과 고정효과 모형에 비해 임의효과 모형이 추정에 더 적합하다는 것을 확인하였다. 〈표 5〉의 임의효과 추정 결과를 보면, 연령이 증가함에 따라 의료비 제외 소비 지출은 1.63%씩 유의하게 감소한다. 하지만 장기요양보험 도입 이후에는 의료비 제외 소비 지출이 0.13%만큼 증가하였으며, 이는 1% 유의수준에서도 유의하다. 장기요양보험의 도입으로 인해 노인 가구가 자산을 더 빠르게 하고 처분한 자산으로 소비를 증가시키는 것으로 보인다. 이는 장기요양보험이 노인 가구의 소비 평탄화에 도움을 주는 효과가 있다는 것을 시사

〈표 5〉 장기요양보험의 도입이 소비에 미치는 영향

종속변수: ln(의료비 제외 소비 지출) 변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pooled OLS	FE	RE	System GMM (Static)	System GMM (Dynamic)
L. 종속변수					0.4480*** (0.0891)
연령	-0.0115*** (0.0042)	-0.0123*** (0.0024)	-0.0163*** (0.0025)	-0.0172*** (0.0040)	-0.0058* (0.0031)
연령*제도도입터미	0.0011** (0.0005)	0.0005 (0.0004)	0.0013*** (0.0004)	0.0012** (0.0005)	0.0008 (0.0005)
EPU	-0.0003 (0.0005)	-0.0000 (0.0005)	-0.0006 (0.0005)	-0.0006 (0.0006)	-0.0002 (0.0006)
부부 가구 비율	0.4293** (0.1955)	0.1812 (0.1939)	0.3739* (0.2063)	0.5220** (0.2095)	0.2931 (0.2287)
평균 건강 상태	-0.0625 (0.0594)	0.0021 (0.0385)	-0.0082 (0.0371)	0.0380 (0.0469)	0.0487 (0.0398)
ln(가구총소득)	0.3533*** (0.0565)	0.2154*** (0.0506)	0.2577*** (0.0494)	0.2523*** (0.0487)	0.2213*** (0.0413)
ln(총자산)	0.0714** (0.0310)	0.0655* (0.0330)	0.0710** (0.0308)	0.0823** (0.0396)	-0.0109 (0.0434)
상수항	4.5576*** (0.6915)	5.7051*** (0.5494)	5.5405*** (0.5889)	5.3076*** (0.6524)	2.4758*** (0.7061)
관측치	338	338	338	338	304
출생 코호트 수		34	34	34	34

주: 1) 괄호 안의 값은 군집 강건표준오차(clustered robust standard error)를 의미함.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

한다.

이후 강건성 검증을 위해 통합 OLS 모형을 추정하였다. 통합 OLS 모형에서는 임의효과 모형의 결과와 일관되게 제도 도입 이후 소비가 0.11% 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 또한 종속변수인 의료비 제외 소비 지출이 통제변수인 자산 보유 수준에 영향을 미칠 수 있으므로 이러한 내생성을 통제하고자 시스템 GMM 분석을 실시하였다.¹⁷⁾ 임의효과와 통합 OLS 모형의 결과와 일관되게 제도

17) Hansen 검정과 Sargan 검정을 통해 과대식별되지 않음을 확인하였다. Arellano-Bond 검정에서는 AR(1)이 존재하지 않는다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하였다. 다만, AR(2)가 존재하지 않는다는 귀무가설의 p-value는 0.052로 나와 결과 해석에 주의가 필요하다.

도입이 소비 지출을 0.12%만큼 유의하게 증가시킨 것으로 나타났다. 마지막으로, 고정효과 모형과 동적 패널 모형을 추정하였으나 제도 도입 전후의 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 그러나 다른 모형과 일관되게 제도 도입 이후 소비가 증가한 경향을 확인할 수 있었다.

다른 통제변수가 소비에 미치는 영향을 살펴보면, 모든 모형에서 소비는 연령이 증가함에 따라 유의하게 감소하였다. EPU는 소비와 음의 관계를 가지는데, 이는 경제 상황이 불확실할수록 소비심리가 위축되는 것으로 해석될 수 있다. 부부 가구 비율은 소비와 양의 관계를 가진다. 가구주 평균 건강 상태는 모형에 따라 다른 결과를 보이거나 주로 양의 관계를 나타낸다. 건강이 좋을수록 소비 활동을 활발히 할 수 있기 때문인 것으로 유추할 수 있다. 가구총소득과 자산 보유 수준은 소비와 유의한 양의 관계를 가지는데, 이는 소비 여력이 증가하기 때문인 것으로 보인다.

VI. 결론

본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS)의 2003년부터 2019년까지의 가구 자료를 사용하여 장기요양보험의 도입이 노인 가구의 자산 처분과 소비에 미친 영향을 실증적으로 분석하였다. 동적 패널 분석 결과, 연령이 증가함에 따라 순자산 증가율이 유의하게 감소하지 않아 한국의 노인 가구에서도 은퇴 저축 퍼즐 (retirement saving puzzle) 현상이 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 노인장기요양보험 도입 이후에는 노인 가구의 순자산 증가율이 0.82%p만큼 유의하게 감소하였다. 이는 노인장기요양보험 도입 이후 노인 가구의 자산 처분이 빨라졌다는 것을 시사한다.

노인장기요양보험이 의료비 제외 소비 지출에 미친 영향을 살펴보면, 임의효과 추정 결과 제도 도입 이후 소비 지출이 0.13% 유의하게 증가하였음을 확인하였다. 노인장기요양보험은 노인 가구의 예상치 못한 장기요양비 지출 위험을 줄이므로 장기요양 위험에 대비한 예비적 저축 동기를 약화시킨다. 이는 노인 가구의 자산 처분을 빠르게 하고 현재 소비를 증가시키는 효과를 가져오는 것으로 보인다.

본 연구의 결과는 노인장기요양보험이 노인 가구의 소비 평활화와 자산 처분

18) 동적 패널 시스템 GMM 추정에서 AR(1)과 AR(2), 과대식별 조건을 모두 만족하였다.

에 영향을 미치고 후생에도 변화를 가져올 수 있다는 것을 나타낸다. 또한 노년기 의료비 지출에 대한 예비적 저축 동기가 노인 가구의 자산을 설명하는 데에 상당한 역할을 한다는 것을 유추할 수 있다.

이러한 결과는 중국에서 장기요양보험의 도입이 예비적 저축 동기를 약화시켜 소비 지출 증가로 이어졌다는 Liu *et al.*(2023)의 결과와 일관된다. 또한 노년기 의료비 지출 위험에 대한 예비적 저축 동기가 노년기 자산 처분에 중요한 역할을 한다고 설명하는 선행연구의 결과를 더욱 뒷받침한다(De Nardi *et al.*, 2021; Nakajima and Telyukova, 2023).

하지만 본 분석은 장기요양보험이 노인 가구의 장기요양비 및 의료비 지출에 미치는 영향에 대해서는 실증적으로 분석하지 않았다는 점에서 한계를 가진다. 따라서 장기요양보험이 노인 가구의 장기요양비 지출 위험을 얼마나 완화했는지에 대한 후속 연구가 진행될 필요가 있다. 게다가 장기요양보험이 자산 처분과 소비에 미치는 영향은 노인 가구의 특성별로 이질적일 수 있다(Liu *et al.*, 2023). 노인 가구의 특성별로 표본을 나누어 분석을 보완할 필요가 있다.

그럼에도 국내외 장기요양보험과 노인 가구 자산 처분과 소비의 관계에 대한 연구가 많지 않은 상황에서 본 연구는 그 관계에 주목하였다는 점에서 의의가 있다. 장기요양보험이 의료비 지출 위험을 감소시킬 뿐만 아니라 노인 가구의 소비를 증가시켜 노년층의 생활 수준과 경제적 후생에 기여할 수 있음을 밝혀내었다. 또한 공적 보험인 장기요양보험이 사적 보험인 개인의 저축을 구축하는 효과가 있음을 보였다. 이는 제도를 보완하거나 확대할 때 장기요양보험이 복지 제도로서뿐만 아니라 보험으로서 가구의 재무적 결정에 미치는 영향도 고려해야 한다는 것을 시사한다.

본 연구는 고령인구가 빠르게 증가하고 노인 의료비 및 장기요양비 부담이 개인적 차원과 국가적 차원에서 모두 커지는 상황에서 장기요양보험의 효과를 다각적으로 분석하는 데 기여하고 효과적인 제도를 설계하는 데 필요한 통찰을 제공할 것이다.

참 고 문 헌

백미라, “노인장기요양보험 가입자의 외래의료비와 입원의료비 변화,” 『사회보장연구』 제35권 제3호, 2019, 153~170.

- 보건복지부 보도자료, “2024년도 장기요양보험료율 0.9182%(소득 대비),” 2023. 10. 31.
- 오병국·문용필, “노인장기요양보험이 의료서비스 이용에 미치는 영향 연구,” 『한국경제연구』 제41권 제4호, 2023, 5~24.
- 채민석·이수민·이하민, 『돌봄서비스 인력난 및 비용 부담 완화 방안』, BOK 이슈노트 제2024-6호, 2024.
- 통계청, 「장래인구추계」, 주요 인구지표(성비, 인구성장률, 인구구조, 부양비 등) 전국, 2024. 7. 13.
- 한국보건사회연구원, 『2021년 한국의료패널 기초분석보고서(Ⅱ)』, 2023.
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, Economic Policy Uncertainty Index for Korea.
- Cho, D. and H. Kim, “Macroeconomic Effects of Uncertainty Shocks: Evidence from Korea,” *Journal of Asian Economics*, 84, 2023, 101571.
- De Nardi, M., E. French, J. B. Jones, and R. McGee, “Why do Couples and Singles Save during Retirement?” NBER Working Paper No. w28828, National Bureau of Economic Research, 2021.
- De Nardi, M., E. French, J. B. Jones, and J. McCauley, “Medical Spending of the US Elderly,” *Fiscal Studies*, 37(3-4), 2016, 717~747.
- Kim, H. B. and W. Lim, “Long-term Care Insurance, Informal Care, and Medical Expenditures,” *Journal of Public Economics*, 125, 2015, 128~142.
- Liu, H., J. Ma, and L. Zhao, “Public Long-term Care Insurance and Consumption of Elderly Households: Evidence from China,” *Journal of Health Economics*, 90, 2023, 102759.
- Nakajima, M. and I. A. Telyukova, “Medical Expenses and Saving in Retirement: The Case of US and Sweden,” *American Economic Journal: Macroeconomics* (Forthcoming).

[Abstract]

The Effect of the Introduction of Long-Term Care Insurance on Wealth Decumulation and Consumption of Elderly Households*

Minjeong Son** · Junsang Lee***

This study empirically analyzes the impact of the Long-Term Care Insurance (LTCI) policy's 2008 introduction on the wealth decumulation and consumption behavior of elderly households. Utilizing household data from the Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS) from 2003 to 2019 and conducting a dynamic panel system GMM analysis, we found that the introduction of LTCI significantly decreases the growth rate of net worth and increases non-medical consumption expenditures of elderly households after the implementation of the system. These results indicate that LTCI accelerates wealth decumulation and increases consumption among elderly households. This study suggests that LTCI reduces the risk of unexpected long-term care expenses for elderly households, thereby weakening the precautionary saving motive against long-term care risk. Furthermore, it demonstrates that LTCI not only functions as a welfare system but also serves as an insurance mechanism. Additionally, we found that LTCI's function as a public insurance has a crowding-out effect on individual savings, which is private insurance. This study contributes to understanding the impact of LTCI on households' financial decisions.

Keywords: long-term care insurance for the elderly, elderly households,

* This paper was conducted with the support of the Ministry of Education and the Korea Research Foundation in 2021(NRF-2021S1A5A2A03061909).

** First Author, Ph.D. Student, Department of Economics, The University of Texas at Austin, E-mail: mjson.econ@utexas.edu

*** Corresponding Author, Professor of Economics, Sungkyunkwan University School of Economics, Tel: +82-2-760-0426, E-mail: junsanglee@skku.edu

26 노인장기요양보험의 도입이 노인 가구의 자산 처분과 소비에 미치는 영향

long-term care risk, precautionary saving, wealth decumulation,
consumption

JEL Classification: E2, H3, I1