연금
포럼
여름호
Vol.102




NPS 국민연금연구원 National Pension Research Institute
계간 연금포럼 2001년 3월 29일 등록(등록번호 전주바 0026)
2026년 5월 발행 / 발행처 : 국민연금공단

계간 연금포럼 2026 여름호

ISSN 1598-1894

www.nps.or.kr

# 연금포럼

2026 PENSION FORUM

여름호
Vol.102



**권두언**

노동시장의 다양한 이슈와 국민연금 제도의 변화 | 이병희

**기획주제**

고령층 노동시장 확대와 국민연금 제도 방향성 검토 | 이 태

다변화된 고용형태의 동향과 국민연금 함의점 논의
– 플랫폼 종사자와 특수고용형태 종사자를 중심으로 | 강신혁

과거 노동시장 경력이 노후소득에 미치는 장기적 영향
– 공적연금의 역할을 중심으로 | 오태희

**정책분석 및 연금동향분석**

국민연금 가입기간에 따른 다층노후소득보장체계
– 공적연금제도를 중심으로 | 김형수

거시경제불확실성 측정 방법론 소개와 국민연금기금 활용 방안 | 최병호

OECD 경제보고서의 공적연금 권고사항에 대한 이해 | 김아람

직역연금과 국민연금의 유족연금 중복급여 조정
– 해외사례 검토 | 유현경, 이예인

영국 퇴직연금의 비판적 고찰 | 유호선

호주 기초연금 자산조사 변화 동향과 시사점 | 최옥금

해외연기금의 기후변화 대응 동향 | 홍희주

**부록**

국민연금 관련 통계(2026년 3월 말 기준)

NPS 국민연금연구원 National Pension Research Institute

NPS 국민연금연구원 National Pension Research Institute



## 2026년 국민연금
# 가입자 및 수급권자 이용 혜택

청풍리조트는 국민연금 "가입자"와"수급권자"에게
저렴한 비용으로 여가시설과 휴식공간을 제공해 드리고 있습니다.

***국민연금 수급자**

금액 : 원(VAT포함)

| 구분 | | 정상가 | 주중 | 할인율 | 주말 | 할인율 | 성수기 | 할인율 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 레이크 호텔 | 스텐다드 | **180,000** | 63,000 | 65% | 81,000 | 55% | 99,000 | 45% |
| | 슈페리어 | **230,000** | 81,000 | | 104,000 | | 127,000 | |
| | 패밀리 | **400,000** | 140,000 | | 180,000 | | 220,000 | |
| | 스위트 | **540,000** | 189,000 | | 243,000 | | 297,000 | |
| 힐 하우스 | 디럭스 | **340,000** | 119,000 | | 153,000 | | 187,000 | |
| | Jr. 스위트 | **440,000** | 154,000 | | 198,000 | | 242,000 | |

※주중 : 일요일~목요일 / 주말 : 금요일~토요일

***국민연금 가입자**

금액 : 원(VAT포함)

| 구분 | | 정상가 | 주중 | 할인율 | 주말 | 할인율 | 성수기 | 할인율 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 레이크 호텔 | 스텐다드 | **180,000** | 63,000 | 65% | 108,000 | 40% | 117,000 | 35% |
| | 슈페리어 | **230,000** | 81,000 | | 138,000 | | 150,000 | |
| | 패밀리 | **400,000** | 140,000 | | 240,000 | | 260,000 | |
| | 스위트 | **540,000** | 189,000 | | 324,000 | | 351,000 | |
| 힐 하우스 | 디럭스 | **340,000** | 119,000 | | 204,000 | | 221,000 | |
| | Jr. 스위트 | **440,000** | 154,000 | | 264,000 | | 286,000 | |

※주중 : 일요일~목요일 / 주말 : 금요일~토요일

**이용방법**

1. 국민연금 "가입자" 및 "수급권자" 본인 회원 가입시 적용
2. 공휴일 전일 주말 요금 적용
3. 온라인 예약시 할인유형 선택 (미 선택시 할인 적용 불가)
4. 입실시 본인 확인을 위하여 신분증 확인 (주민번호로 가입자/수급권자 조회)
5. 홈페이지 온라인 예약은 보다 많은 회원님에게 혜택을 드리고자 회원 아이디(ID)당
   1회 이용객실수를 최대 2실로 제한하며 객실당 최대 3박까지 예약가능합니다.
   (박수로 환산하여 최대 6박 예약진행시 체크아웃 이후 객실 상황에 따라 추가 예약 가능)

청풍리조트 CHEONG PUNG RESORT 국민연금이 드리는 호반의 휴식처



# 연금포럼
2026 PENSION FORUM

여름호 — Vol.102

| | |
|---|---|
| **등록번호** | 전주바0026 |
| **등록일** | 2001년 3월 29일 |
| **발행일** | 2026년 8월 |
| **발행인·편집인** | 김성주(국민연금공단 이사장) |
| **편집위원장** | 한정림(국민연금연구원장) |
| **편집위원간사** | 안준홍(국민연금연구원 재정추계분석실) |
| **편집위원** | 최옥금(국민연금연구원 연금제도연구실장)<br>신승희(국민연금연구원 재정추계분석실장)<br>최영민(국민연금연구원 기금정책분석실장) |
| **편집실무** | 윤이상(국민연금연구원 연구지원부) |
| **디자인** | (사)에스디워크 서울지사 |
| **인쇄** | (사)에스디워크 서울지사 |
| **발행처** | 국민연금공단 국민연금연구원<br>전북특별자치도 전주시 덕진구 기지로 170(만성동)<br>Tel. 044-410-1123 Fax. 063-900-3253<br>https://institute.nps.or.kr |

「연금포럼」을 포함하여 국민연금공단에서 발행되는 각종 간행물은 인터넷 홈페이지에 자세히 안내되어 있습니다.(국민연금연구원/연구원 발간자료/연구원 발간물)

# 연금 포럼

2026 PENSION FORUM

여름호
Vol.102

검독원고 : 권두언 외 9편

## 권두언

노동시장의 다양한 이슈와 국민연금 제도의 변화 | **이병희** 03

## 기획주제

고령층 노동시장 확대와 국민연금 제도 방향성 검토 | **이 태** 07

다변화된 고용형태의 동향과 국민연금 함의점 논의
– 플랫폼 종사자와 특수고용형태 종사자를 중심으로 | **강신혁** 22

과거 노동시장 경력이 노후소득에 미치는 장기적 영향
– 공적연금의 역할을 중심으로 | **오태희** 43

## 정책분석 및 연금동향분석

국민연금 가입기간에 따른 다층노후소득보장체계 – 공적연금제도를 중심으로 | **김형수** 66

거시경제불확실성 측정 방법론 소개와 국민연금기금 활용 방안 | **최병호** 74

OECD 경제보고서의 공적연금 권고사항에 대한 이해 | **김아람** 86

직역연금과 국민연금의 유족연금 중복급여 조정 – 해외사례 검토 | **유현경, 이예인** 95

영국 퇴직연금의 비판적 고찰 | **유호선** 109

호주 기초연금 자산조사 변화 동향과 시사점 | **최옥금** 120

해외연기금의 기후변화 대응 동향 | **홍희주** 128

## 부록

국민연금 관련 통계(2026년 3월 말 기준) 140

2026 Pension Forum

# 노동시장 변화와 국민연금의 새로운 과제



이병희(한국노동연구원)

우리는 과거에 비해 더 오래 일하고, 더 자주 일자리를 옮기며, 더 다양한 형태로 일하고 있다. 그러나 국민연금은 여전히 안정된 노동을 전제로, 근로 생애에는 보험료를 납부하고 은퇴 이후에는 연금을 수급하는 방식으로 운영되고 있다. 노동시장의 변화가 국민연금 제도의 포용성과 지속가능성을 시험하고 있다. 노동시장 변화에 조응하는 국민연금의 개선에 대한 논의가 필요하다.

## 계속고용 시대의 도래

고령자의 노동시장 참여가 증가하고 있다. 2차 베이비붐 세대가 법정 정년 연령에 진입하면서 노동시장 참여율은 더 늘어날 전망이다. 이전 세대에 비해 건강하고 학력이 높아 노동시장 참여 성향이 높기 때문이기도 하지만, 법정 정년 연령(60세)과 노령연금 수급 개시 연령(2026년 기준 63세) 사이의 소득 공백 때문에 계속 일할 수 밖에 없는 경우도 많기 때문이다.

특히 60대 초반의 고용률이 계속 늘고 있다. 2024년 60대 초반의 고용률은 65.0%로 20대보다 높은 수준이고, OECD 평균 수준을 크게 웃돈다. 60대 초반의 높은 고용률을 이유로 현재 59세인 국민연금 가입 상한 연령을 상향하자는 논의도 가능하다. 그러나 고령자의 노동시장 참여가 늘어나도, 상당수가 저임금의 불안정한 일자리와 영세 자영업에 종사하는 현실은 여전하다. 근속 5년 이상의 고용보험 피보험자도 법정 정년 60세 이후에 주된 일자리를 유지하거나 생애 동안 축적된 숙련을 활용하는 일자리를 얻는 경우는 30%에 불과한 것으로 알려져 있다. 이러한 취약한 고령자 노동시장을 그대로 두고 국민연금 가입 상한 연령을 연장하면, 취약 노동자와 영세 사업주에게 연금보험료 추가 부담이 클 수밖에 없다.

그러나 정년 연장이 본격적으로 추진되면, 국민연금 가입 상한 연령의 상향, 국민 연금 수급시 계속 근로 유인 제공 등을 추진할 수 있는 여건이 형성될 것으로 기대된다. 정부는 노령 연금 수급까지의 제도적인 소득 단절 문제를 해결하기 위해 65세까지 법정 정년의 단계적인 연장을 국정과제로 명시하였다. 정년 연장의 방식과 시행 시기를 둘러싼 노사간의 입장 차이가 크지만, 지방 선거 후 입법 논의가 본격화될 것으로 보인다. 정년 연장이 고령자 고용을 개선하는 긍정적인 효과를 확대하면서,

기업 부담 증가, 청년 고용 위축, 정년 연장 혜택의 계층간 격차 등의 부작용을 최소화하는 방안이 논의되어야 할 것이다. 2016~2017년 법정 정년 60세 의무화는 근로시간 조정, 직무 재배치 등 근로환경을 개선하는 조치 없이 임금피크제를 통해 획일적으로 임금을 조정하는 방식으로 실행되었다. 임금의 과도한 감액이 고령자 고용 안정의 목적을 훼손하거나 우수 인력의 조기 퇴직 등 부정적인 문제를 야기하는 경우도 발생하였다. 65세까지 단계적인 정년 연장은 근로시간 단축, 직무 재설계, 임금체계 개편 등 다양한 근로조건 조정이 이루어지도록 노사간 합의를 촉진할 필요가 있다. 또한 노동자에게 감액된 임금의 일부를 보전하는 것이 아니라 사업주에게 증가된 노동비용의 일부를 지원함으로써 정년 연장에 따른 사업주의 부담을 완화하는 방향으로 지원할 필요가 있을 것이다.

국민연금 가입 상한 연령은 노령연금 수급 개시 연령과 일치하는 것이 원칙이지만, 사업주의 추가적인 노동비용 부담으로 인해 일괄적으로 연장하기 어렵다. 따라서 법적 정년이 늘어나는 만큼 가입 상한 연령도 연장하는 것이 자연스럽다. 법적 정년 연장의 시행이 단계적으로 장기간에 걸쳐 이루어지더라도 수급 개시 연령까지 재고용을 결합하는 방식으로 계속 고용 기간이 늘어난다면, 일본이나 싱가포르처럼 재고용 의무 연령까지 가입 상한 연령을 늘릴 수 있을 것이다. 가입 상한 연령이 상향되면 사업주의 연금보험료 추가 부담을 한시적으로 지원하는 방안을 마련할 필요가 있다.

고령자의 노동 참여를 높이기 위해 국민연금의 제도적 개선도 본격적으로 검토할 필요가 있다. 2026년부터 근로·사업소득이 있는 노령연금 수급자의 연금을 감액하는 기준이 대폭 상향되어, 재직자 노령연금 감액제도를 둘러싼 논란은 해소될 것으로 보인다. 조기노령연금 수급자가 늘어나고 있는데, 필요로 하는 수준 이상으로 연금 전액의 조기 수급은 이후 노동 참여를 위축시킬 가능성이 있다. 조기노령연금의 부분 수급을 허용하여 노후 소득보장을 제공하면서 노동 참여를 저해하지 않도록 개선할 필요가 있다. 한편 60대 후반 고령자의 절반 이상이 노동 시장에 참여하고 있다. 10년의 최소 가입기간을 충족하지 못하여 일시금을 받거나 연금을 받더라도 급여 수준이 낮은 경우가 많다. 노령연금 수급 연령 이후에도 임의계속가입을 허용한다면 추가적인 노동 참여와 연금 소득의 증가를 높일 수 있을 것이다.

## 비전형 노동의 확산

디지털 전환과 고용관계의 유연화·외부화에 따라 다양한 근로형태가 증가하고 있다. 특수고용·플랫폼노동·프리랜서 등 임금노동자와 자영업자의 경계에 있는 비임금노동이 증가하고, 초단시간 근로와 플랫폼이 중개하는 초단기 용역 계약이 확산되면서 일자리의 파편화도 심화되고 있다. 안정된 임금 노동에 기반한 전통적인 사회보험은 이러한 노동시장 변화에 대응하지 못한다. 노동시장 지위에 따른 사회보험의 배제가 확대되어 사회보험이 오히려 불평등을 심화시키는 결과로 이어질 수 있다.

비임금 노동자에 대한 사회적 보호 확대는 대부분 국가들이 공통으로 직면한 과제가 되고 있다. 2019년 유럽연합 이사회는 비임금 노동자와 자영업자가 적절한 사회적 보호를 받을 권리를 가져야 한다는 권고를 채택하고, 국가별 이행 상황을 모니터링하고 있다. 국내에서도 특수고용·플랫폼노동·프리랜서에 대한 사회적 보호 논의가 본격화되고 있다. 올해 4월 국회 사회적 대화를 통해 경제·노동 5개 단체가 사회적 보호 확대를 위한 공동 선언문(안)에 합의하였으며, 정부는 일하는 사람 기본법을 제정하여 비임금 노동자의 사회보장 권리 보장을 추진하고 있다.

정부도 특수형태근로종사자와 플랫폼 종사자를 국민연금의 사업자 가입자로 단계적으로 전환하는 방안을 모색하고 있다. 제5차 국민연금종합계획은 소득신고방식, 사업주의 명확성 등을 고려하여 소득 파악 및 관리가능성이 높은 대상자부터 실태조사를 거쳐 우선 적용하며, 우선 대상이 아닌 직종은 지역가입자 보험료 지원 확대를 통해 부담 완화를 추진할 것을 제시하고 있다. 그러나 특수형태근로종사자와 플랫폼 종사자를 의무 가입 대상으로 포함한 고용보험에서 가입자수는 각각 2024년 기준으로 80만명을 약간 넘는 수준에 그친다. 종속성이 높은 직종을 열거하여 적용하였기 때문인데, 사업장 가입자로 전환될 수 있는 국민연금 가입자는 이보다 적을 것이다.

특수고용·플랫폼노동·프리랜서 등의 비임금노동자는 고정된 근로형태에 머무르지 않는다. 복수의 일자리에서 일하거나 임금노동, 노무제공, 자영 노동 등의 근로형태를 겸하거나 이동하는 비율이 높다. 국세청 소득 정보를 활용한 최근 연구에 따르면, 사업소득세 3.3%를 납부하는 인적용역 제공자가 상용근로소득이나 일용근로소득 등 다른 소득활동을 하는 비중은 월평균 30%를 넘으며, 연간으로는 60%를 넘는다. 이처럼 고용의 변동성이 심하고 근로형태 간 이동성이 큰 비임금 노동자를 효과적으로 보호하기 위해선 소득 정보가 가장 객관적인 기준일 것이다.

2020년 발표된 전국민 고용보험 로드맵은 소득정보에 기반하여 모든 일하는 사람을 고용보험으로 보호하겠다는 계획을 발표하였으며, 이에 따라 국세청은 사업자등록을 한 개인사업자의 사업소득을 제외한 모든 근로소득과 인적용역 사업소득의 실시간 파악체계를 구축하였다. 이에 따라 고용·산재보험은 소득 기준으로 적용과 징수 체계를 개편하고 있으며, 어떤 소득원이든 모든 노동소득을 개인별로 합산하여 적용하고 징수하는 개인별 관리체계로 전환을 검토하고 있다. 국회 사회적 대화에서 노사가 합의한 공동선언문에도 국세청 소득정보에 기반하여 사회보험 관리체계를 구축할 것을 제안하고 있다.

실시간 파악되는 소득 정보를 활용하면 국민연금의 사각지대를 해소하고 관리의 효율성을 높일 수 있다. 다만 소득기반 관리체계로의 이행은 적용 및 자격관리, 부과 및 징수, 급여 및 재정 등 제도 전반의 재검토를 요구하는 만큼 충분한 사회적 논의가 필요하다. 사업장과 지역으로 배타적으로 분류하는 현행 가입종별 체계가 적합한지, 가입종별로 보험료를 부과하는 소득 범위의 차이가 타당한지, 보험료 산정 기준을 전년도 소득이 아니라 현재 소득으로 변경하면 어떤 효과가 있는지, 사각지대 해소 및 기준소득월액 분포 변화로 인해 급여 수준이 어떻게 변하는 지 등의 쟁점들에 관해 소득 정보를 활용한 면밀한 분석과 연구가 뒷받침되어야 할 것이다.

## 노동시장 격차와 노후 소득 불평등

노동시장 격차는 우리 사회의 가장 구조적인 문제 가운데 하나가 되었다. OECD가 발표하는 우리나라의 분위별 임금 격차를 보면, 2024년에 상위 10% 노동자는 하위 10% 노동자보다 3.6배 높은 임금을 받고 있다. OECD 평균인 3.37배보다 높을 뿐만 아니라 비교 대상인 38개국 가운데 9위로 최상위 수준에 속한다. 노동시장 격차는 기업 규모, 고용형태별, 성별에 따라 심각한 수준인데, 플랫폼노동을 포함한 비전형 노동의 확산은 새로운 불평등을 낳고 있다.

근로생애 동안 누적된 노동시장 격차는 은퇴 이후 국민연금과 퇴직연금 등 노후 소득보장의 격차와 노인 빈곤 문제로 이어진다. 국민연금은 노후 소득보장의 격차를 줄이기 위해 다양한 노력을 기울여왔다. 국민연금은 전체 가입자의 평균소득을 급여 산식에 반영함으로써 저소득층에 유리한 재분배 기능을 수행하고 있다. 짧은 가입기간이 낮은 연금급여의 일차적인 요인임을 고려하여 크레딧 제도도 확대하고 있다. 2026년부터 출산크레딧은 첫째 자녀부터 인정하고 추가 산입되는 가입 기간의 상한을 폐지하였으며, 군복무크레딧는 최대 12개월의 인정 기간을 받을 수 있게 되었다. 농어업인, 저소득 근로자뿐만 아니라 일정 금액 미만의 저소득 지역가입자에 대한 연금보험료 지원 확대 역시 연금수급의 사각지대 해소에 도움이 될 것이다.

국민연금뿐만 아니라 기초연금과 퇴직연금을 포함한 다층적 노후 소득보장체계 전반의 개편 논의도 활발하다. 기초연금을 개편하여 저소득 노인에 대한 최저소득보장 기능을 강화하자는 논의가 본격적으로 이루어지고 있다. 지난 2월 퇴직연금을 단계적으로 의무화하고 영세·중소기업의 부담을 지원하기로 한 노사정의 합의는 퇴직연금의 노후 소득보장 기능을 높일 수 있다.

그러나 노동시장 격차가 큰 상황에서는 국민연금을 비롯한 노후 소득보장체계 개선만으로 노후 소득보장의 격차를 줄이기는 어렵다. 노동시장의 구조 변화가 우선되어야 할 것이다. 정부는 일하는 사람의 권리 보장을 토대로 노사 자율에 기반하여 노동시장 격차를 줄이는 노동 개혁을 추진하고 있다. 원하청 교섭을 법제화하여 하청 노동자에게 교섭할 수 있는 권리를 보장하였으며, 동일가치노동 동일임금의 법제화, 초기업 교섭 활성화, 임금공시제 등을 논의하고 있다. 화물운송업의 안전운임제, 건설업의 적정임금제 등 부문별로 사회적 논의를 통해 임금을 결정하는 제도의 확산 또한 노동시장 격차를 줄이는 데 기여할 것이다.

노동시장 격차는 노동시장 내부의 요인에 의해서만 발생하는 것이 아니다. 산업 간·기업규모 간 수익성 격차와 노동과 자본간 거시적인 소득 분배의 불균형이 노동시장에 집약되어 나타나기 때문이다. 특히 노동소득에 비해 자본소득의 불평등이 큰 상황에서 AI 전환은 불평등을 더욱 확대할 가능성이 높다. 노동시장 구조 개혁을 지체할 수 없는 이유다.

이번 연금포럼은 고령자의 노동시장 참여 증가, 플랫폼 노동을 비롯한 비전형 노동의 확산, 노동시장 이중구조 등 노동시장의 주요한 변화를 집중적으로 조명하고 있다. 이번 연금포럼이 변화하는 노동시장에 조응하는 국민연금의 미래를 함께 모색하는 계기가 되기를 기대한다.





2026 Pension Forum

# 고령층 노동시장 확대와 국민연금 제도 방향성 검토



이 태(경상국립대학교)

## I. 서론

한국은 세계에서 가장 빠른 고령화 추세가 사회 제도적 환경과 맞물리며, 세계에서 가장 늦은 나이까지 일해야 하는 나라로 변해가고 있다. OECD 주요국 근로자의 노동시장 실제 은퇴연령 변화를 정리한 〈표 1〉에 따르면 2018년을 기준으로 한국의 남성과 여성이 노동시장에서 실제로 은퇴하는 평균연령은 72.3세로 집계되었는데, 이는 조사된 OECD 국가 중에서 가장 높은 수치이다. 또한, 지난 2000년과 비교한 노동시장 은퇴연령의 상승 폭 측면에서도 한국이 가장 큰 것으로 나타났는데, 이를 통해 해당 기간 한국의 고령층이 참여하는 노동시장에서 큰 변화가 발생하였음을 짐작할 수 있다.

〈표 1〉 국가별 노동시장 은퇴연령(Effective retirement age)의 변화(2000년, 2018년) (단위 : 세)

| 순위 | 국가명 | 여성 | | | 남성 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 2000 | 2018 | 차이 | 2000 | 2018 | 차이 |
| 1 | 한국 | 65.8 | 72.3 | 6.5 | 67.0 | 72.3 | 5.3 |
| 2 | 멕시코 | 69.6 | 66.5 | -3.1 | 74.5 | 71.3 | -3.2 |
| 3 | 일본 | 66.2 | 69.1 | 2.9 | 70.1 | 70.8 | 0.7 |
| 4 | 칠레 | 67.4 | 66.7 | -0.7 | 69.9 | 70.0 | 0.1 |
| 5 | 뉴질랜드 | 59.9 | 66.4 | 6.5 | 64.3 | 69.8 | 5.5 |
| 6 | 이스라엘 | 64.1 | 66.0 | 1.9 | 66.3 | 69.4 | 3.1 |
| 7 | 포르투갈 | 60.3 | 65.4 | 5.1 | 63.5 | 68.5 | 5.0 |
| 8 | 아이슬란드 | 66.4 | 65.9 | -0.5 | 70.3 | 68.1 | -2.2 |
| 9 | 미국 | 63.7 | 66.5 | 2.9 | 64.8 | 67.9 | 3.1 |
| 10 | 스웨덴 | 62.4 | 65.4 | 3.1 | 63.7 | 66.4 | 2.7 |
| 11 | 스위스 | 62.5 | 65.0 | 2.5 | 65.6 | 66.4 | 0.9 |
| 12 | 터키 | 57.0 | 64.9 | 7.9 | 61.6 | 66.3 | 4.6 |
| 13 | 노르웨이 | 63.7 | 64.1 | 0.4 | 64.0 | 66.1 | 2.1 |
| 14 | 라트비아 | 59.6 | 64.7 | 5.1 | 62.2 | 65.7 | 3.5 |
| 15 | 아일랜드 | 66.0 | 64.1 | -1.9 | 65.2 | 65.6 | 0.4 |
| 16 | 에스토니아 | 58.9 | 65.7 | 6.8 | 60.0 | 65.5 | 5.6 |
| 17 | 캐나다 | 60.8 | 64.0 | 3.3 | 62.7 | 65.5 | 2.8 |
| OECD 평균 | | 61.0 | 63.7 | 2.8 | 63.1 | 65.4 | 2.3 |

주 : 1) '순위'는 2018년 은퇴연령을 기준으로 산정됨.
2) '차이'는 2000년과 2018년 은퇴연령의 격차(2018-2000년)를 의미

자료 : OECD, 「Working Better with Age, Ageing and Employment Policies」, 2019.

본 연구에서는 지난 2010년부터 최근까지 한국 고령층의 고용에는 어떠한 변화가 발생하였는지 살펴보고, 이를 바탕으로 국민연금 제도의 향후 방향성에 대한 시사점을 도출해 보고자 한다. 특히, 한국에서는 2016~2017년 기간 임금근로자의 법적 정년을 최소 60세 이상으로 설정해야 하는 정년 연장 제도가 시행되었는데, 새로운 규제 도입 전후로 고령층 노동시장에 큰 변화가 있었을 것으로 예상된다. 따라서, 본 연구에서는 정년 60세 연장제도 도입 시기에 노동시장에서 발생한 변화에 집중해서 살펴보려고 한다. 이러한 분석은 현재 논의되고 있는 추가적인 정년 연장이나 계속고용제도가 실제 시행될 경우, 노동시장에서 발생할 수 있는 변화를 예측해 본다는 측면에서도 의미가 있다.

## Ⅱ. 고령층의 경제활동 참여 확대

한국의 경우 급격한 인구 고령화로 60세 이상 고령층의 인구 규모 자체가 그동안 꾸준히 증가해 왔다. 이와 더불어 고령층의 경제활동참가율도 급격하게 증가하였다. 〈표 2〉에는 40세 이상 연령층의 2001~2023년 기간 경제활동참가율 변화가 정리되어 있는데, 이 중 경제활동참가율이 지난 20여 년 동안 가장 크게 상승한 집단은 55세 이상의 고연령층인 것으로 나타났다. 55~59세 연령층의 경우 경제활동참가율 상승 폭이 12.3%p로 가장 높았고, 60대 연령층의 경제활동참가율도 7~8%p 증가하였다. 이뿐만 아니라 70세 이상 연령층의 경제활동참가율도 2001년보다 약 11%p 증가하였다. 이를 통해 60대 이상 고령층에서는 인구 규모 자체의 증가와 경제활동참가율의 급격한 상승이 합쳐서, 고령층의 경제활동 인구 규모의 확대가 상당함을 알 수 있다.

그렇다면 급격하게 증가한 고령 경제활동 인구는 주로 어떠 형태의 경제활동을 하는지에 대한 궁금증이 생긴다. 다른 국가에 비해 상대적으로 자영업 비중이 높고, 주된 일자리 퇴직 후 소규모 창업으로 이어졌던 과거 고령자 경제활동 추세가 지금도 이어지고 있는지 확인해 볼 필요가 있다. 〈표 3〉에는 연령대별 경제활동인구 중 임금근로자 비중의 2001~2023년 기간 변화가 정리되어 있는데, 해당 기간 임금근로자 비중이 가장 급격하게 증가한 집단은 60세 이상 고령층임을 알 수 있다. 60대에서는 약 27%p의 임금근로자 비중 증가가 나타났고, 70대에서는 40%p 이상의 비중 증가가 나타났다. 결과적으로 60세 이상의 고령층에서는 경제활동인구가 급격하게 확대되었는데, 이러한 경제활동인구의 증가는 주로 임금근로자 형태로 이루어졌다는 점을 확인할 수 있다.

한편, 〈표 2〉와 〈표 3〉의 시점별 변화를 살펴보면, 2010년대 중반을 기점으로 고령층의 경제활동참가율과 임금근로자 비중의 큰 변화가 관찰된다. 해당 시기 한국 노동시장에서는 임금근로자의 정년이 최소 60세로 연장되는 새로운 제도가 도입되었다. 따라서, 다음 절에서는 60세 정년 연장이라는 제도의 도입이 근로자의 주된 일자리 퇴직 연령과 임금 등에 미친 영향을 검토해 본다.

〈표 2〉 한국 중·고령층의 연령대별 경제활동참가율 변화(2001～2023년)

(단위 : %)

| 년도 | 연령 구분 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 15세 이상 | 40~44세 | 45~49세 | 50~54세 | 55~59세 | 60~64세 | 65~69세 | 70~74세 | 75세 이상 |
| 2001 | 61.7 | 78.9 | 78.9 | 72.5 | 65.3 | 57.3 | 45.7 | 30.4 | 15.5 |
| 2005 | 61.9 | 80.0 | 77.5 | 73.8 | 64.9 | 55.6 | 43.3 | 30.8 | 14.5 |
| 2010 | 61.3 | 79.9 | 79.5 | 75.7 | 68.5 | 56.3 | 44.0 | 36.1 | 16.4 |
| 2015 | 63.0 | 80.1 | 81.8 | 79.4 | 72.6 | 61.8 | 47.4 | 34.6 | 19.6 |
| 2020 | 62.4 | 77.6 | 79.3 | 78.4 | 74.1 | 62.7 | 51.0 | 39.5 | 23.5 |
| 2023 | 64.4 | 79.3 | 80.5 | 80.4 | 77.6 | 65.9 | 52.5 | 42.2 | 26.1 |
| 차이(%p) | 2.8 | 0.4 | 1.6 | 7.9 | 12.3 | 8.6 | 6.8 | 11.8 | 10.6 |

주 : 1) 각 연령대의 전체 인구 중 경제활동인구(=취업자+실업자)의 비중을 의미
2) '차이'는 2001년에서 2023년 기간의 변화분(2023-2001년)을 의미

자료 : 국가데이터처, 경제활동인구조사 근로형태별부가조사(8월), 2001~2023년.

〈표 3〉 연령대별 임금근로자 비중 변화(2001-2023)

(단위 : %)

| 년도 | 연령 구분 | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 15세 이상 | 40~44 | 45~49 | 50~54 | 55~59 | 60~64 | 65~69 | 70~74 | 75세 이상 |
| 2001 | 59.9 | 56.1 | 49.2 | 48.5 | 45.0 | 35.9 | 28.0 | 14.2 | 8.2 |
| 2005 | 63.3 | 60.5 | 55.4 | 51.4 | 47.3 | 41.4 | 31.3 | 21.8 | 15.8 |
| 2010 | 68.6 | 70.4 | 65.0 | 60.1 | 54.1 | 49.5 | 43.2 | 35.6 | 28.5 |
| 2015 | 71.4 | 74.7 | 69.3 | 65.3 | 61.0 | 53.6 | 51.7 | 49.1 | 38.5 |
| 2020 | 73.2 | 78.2 | 73.9 | 71.0 | 66.8 | 58.2 | 54.2 | 53.1 | 53.1 |
| 2023 | 75.1 | 80.0 | 76.7 | 73.6 | 70.2 | 62.3 | 55.2 | 57.4 | 55.4 |
| 차이(%p) | 15.2 | 23.9 | 27.5 | 25.1 | 25.3 | 26.5 | 27.2 | 43.2 | 47.3 |

주 : 1) 각 연령대의 경제활동인구 중 임금근로자의 비중을 의미
2) '차이'는 2001년에서 2023년 기간 동안의 변화분(=2023년-2001년)을 의미

자료 : 경제활동인구조사 근로형태별부가조사(8월), 2001-2023년.

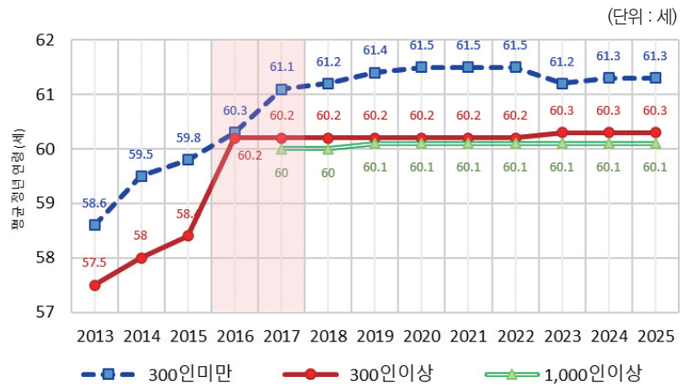
## Ⅲ. 60세 정년 연장 이후 고령층 노동시장의 변화

### 1. 기업 노동수요 측면의 변화

#### 1) 기업의 정년 상향 조정

한국에서는 60세(이상)으로 정년을 의무화하는 법안이 2016년부터 시행되었다. 2016년 이전까지는 정년 설정 여부와 정년을 노사 자율에 맡기는 방식으로 운영되었다. 개별 기업들은 단체 협약 또는 취업규칙에 정년을 규정했고, 대부분의 사업장에서는 55~58세 정도를 퇴직 연령으로 설정하였다(Cho and Kim, 2005). 2013년 「고령자고용법」이 개정되면서 기업에서 정년을 설정할 경우 60세 이상으로 하여야 하며, 그렇지 않을 경우 60세 이상으로 정한 것으로 간주하게 되었다. 개정된 법은 300인 이상 규모의 사업장과 공공기관 등에서는 2016. 1. 1.부터 적용되었으며, 1년 후인 2017. 1. 1.부터는 300명 미만 규모의 사업장과 지방자치단체까지

**[그림 1]** 단일정년제 채택 기업의 평균 정년 나이




주 : 단일 정년제를 운영 중인 기업체에서 설정한 정년 나이의 평균
자료 : 사업체노동력조사 부가조사, 2013-2025년.

확대 시행되었다(Lee and Cho, 2022).

[그림 1]에는 60세 정년 연장제도의 도입으로 개별 기업에서 설정한 정년이 어떻게 변화하였는지를 보여준다. 단일 정년제를 운영 중인 기업의 정년은 새로운 제도가 시행된 2016년 법에서 정한 60세까지 급격하게 증가하였고, 이후 300인 이상 규모의 기업에서는 정년이 큰 변화 없이 60세를 유지하고 있다. 다만, 300인 미만 규모의 기업체에서는 정년이 평균 61.5세 수준에서 유지되는 모습을 보이는데, 이는 상대적으로 인력난을 겪고 있는 중소기업체에서는 60세를 초과해서도 일할 수 있는 환경이 조성되는 것으로 이해된다.

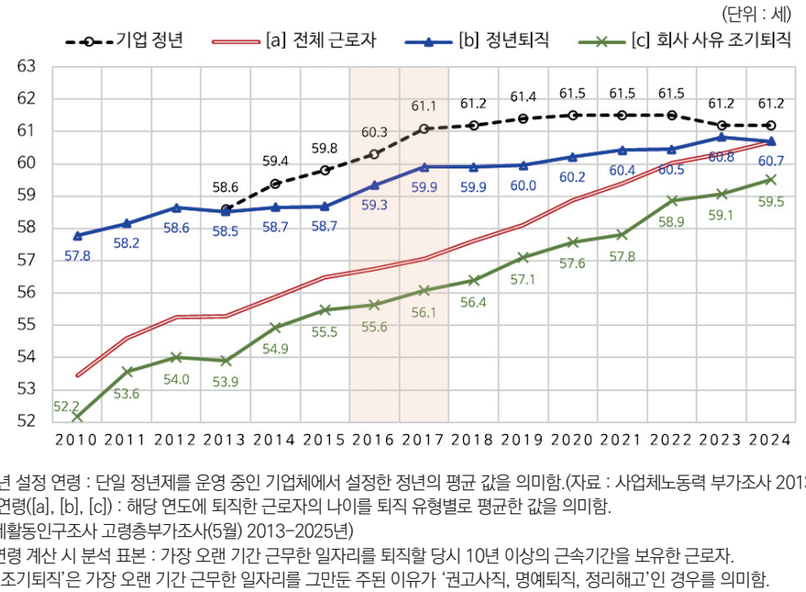
### 2) 근로자의 주된 일자리 퇴직연령 상승 및 정년퇴직자 증가

앞서 기업에서 설정하는 정년이 60세 이상으로 수렴하고 있음을 확인하였다. 그렇다면 근로자들이 자신의 주된 일자리에서 퇴직하는 나이도 실제 60세에 근접하고 있는지에 대한 의문이 든다. 왜냐하면 기업(또는 고용주)은 권고사직, 명예퇴직, 정리해고 등의 방법(이하 회사 사유 조기퇴직)을 활용하여 근로자가 법적 정년에 도달하기 이전에 고용관계를 종료할 수도 있기 때문이다.

[그림 2]에는 (앞서 이미 살펴본) 기업에서 설정한 정년의 변화와 함께 정년퇴직 근로자와 회사 사유 조기퇴직 근로자의 퇴직 당시 평균 나이를 비교하여 보여주고 있다. 먼저, 정년퇴직([b]) 근로자의 퇴직 당시 평균 나이는 2017년부터 60세에 근접하고, 이후에는 60세를 초과하는 것으로 나타나고 있다. 다만, 기업에서 설정한 정년과 비교하면 약 1년 정도의 차이가 존재하였지만, 최근에는 그 차이도 점차 사라지고 있다. 회사 사유 조기퇴직([c]) 근로자의 평균 퇴직 나이는 60세 정년 연장제도 도입 당시에는 약 55~56세 수준으로 권고사직, 명예퇴직, 정리해고 등의 사유로 정년을 4~5년 앞두고 일찍 생애 주된 일자리를 떠나는 근로자가 다수 존재하였음을 알 수 있다. 하지만, 최근에는 회사 사유 조기퇴직 근로자의 평균 퇴직 나이도 59세를 넘어선 것으로 나타난다. 또한, 전체 근로자의 생애 주된 일자리 퇴직 당시의 평균 나이도 60세를 넘어선 것으로 나타난다. 따라서, 60세 정년 연장제도가 도입되고 10여 년이 지난 현시점에서 대다수의 임금근로자는 자신이 (최소 10년 이상) 몸담았던 생애 주된 일자리에서 60세 정년까지 근무하는 데 큰 어려움이 없는 것으로 판단된다.

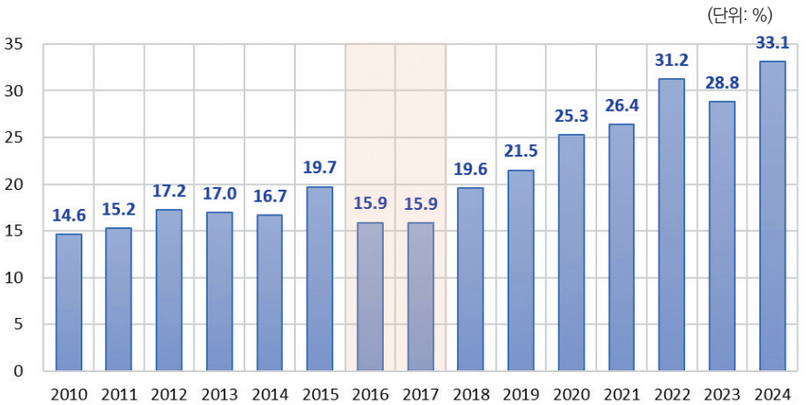
정년까지의 근무가 보편화되고 있다는 추세는 정년퇴직자 비중이 점차 증가하고 있다는 측면에서도 확인할 수 있다. [그림 3]에는 10년 이상 주된 일자리에서 근무하다 50~60세에 퇴직한 사람 중 정년퇴직자의 비중이 연도별로 정리되어 있다. 그림

**[그림 2]** 퇴직 유형에 따른 평균 퇴직 연령 비교



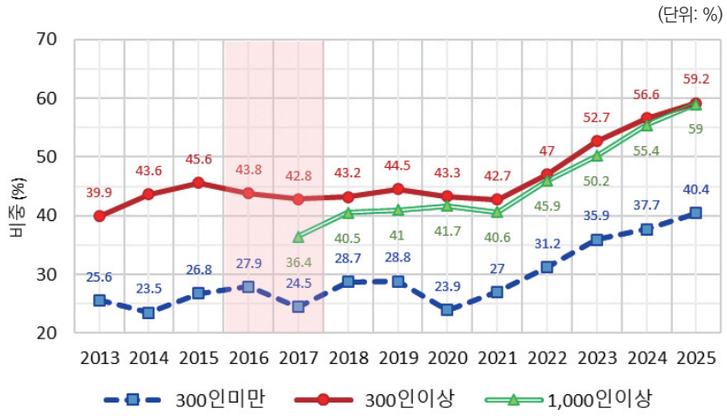

주 : 1) 기업 내 정년 설정 연령 : 단일 정년제를 운영 중인 기업체에서 설정한 정년의 평균 값을 의미함.(자료 : 사업체노동력 부가조사 2013-2024년)
2) 평균 퇴직 연령([a], [b], [c]) : 해당 연도에 퇴직한 근로자의 나이를 퇴직 유형별로 평균한 값을 의미함.
(자료 : 경제활동인구조사 고령층부가조사(5월) 2013-2025년)
3) 평균 퇴직연령 계산 시 분석 표본 : 가장 오랜 기간 근무한 일자리를 퇴직할 당시 10년 이상의 근속기간을 보유한 근로자.
4) '회사 사유 조기퇴직'은 가장 오랜 기간 근무한 일자리를 그만둔 주된 이유가 '권고사직, 명예퇴직, 정리해고'인 경우를 의미함.

**[그림 3]** 전체 퇴직자 중 정년퇴직자 비중 변화



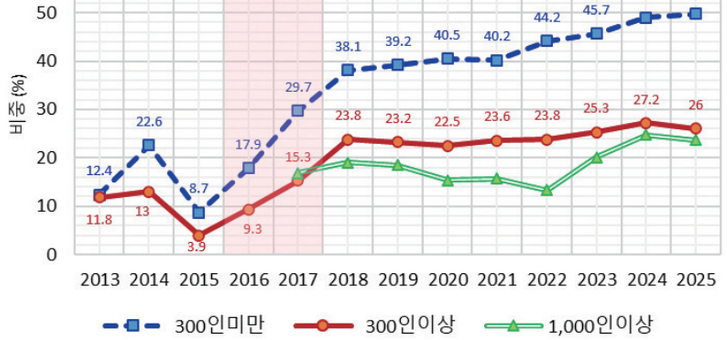

주 : 1) 해당 연도에 퇴직한 근로자 중 정년퇴직한 근로자의 비중을 의미함.
2) 분석 표본은 근속기간 10년 이상의 근로자 중 50~60세에 퇴직한 사람으로 설정됨.
자료 : 경제활동인구조사 고령층부가조사(5월), 2013-2025년.

**[그림 4]** 정년퇴직자 재고용제도 운영 기업 비중




주 : '재고용 제도'는 정년에 이른 자를 퇴직시키지 아니하거나 정년퇴직 후 3개월 이내에 고용하는 제도를 의미함.
자료 : 사업체노동력조사 부가조사, 2013-2025년.

**[그림 5]** 재고용 기간 제한 없는 기업 비중




주 : 재고용 제도를 운영 중인 기업 중 재고용 기간에 제한이 없다고 응답한 기업의 비중을 의미함.
자료 : 사업체노동력조사 부가조사, 2013-2025년.

에 나타난 것처럼 60세 정년 연장제도가 도입된 2016~2017년 시기에는 정년퇴직자 비중이 크게 줄었는데, 이는 불연속적인 정년 연장으로 제도 도입 초기에는 정년에 도달한 근로자가 발생하지 않았기 때문이다. 그리고 2017년 이후부터는 전체 퇴직자 중 정년퇴직자 비중이 점차 증가하였으며, 최근에는 (10년 이상 근속 후) 50~60세에 퇴직한 근로자의 약 1/3은 정년퇴직자임을 알 수 있다.

이상의 결과를 종합해 보면 60세 정년 연장제도 도입 직후 기업에서는 사업체 정년을 곧바로 60세 이상으로 설정하였고, 이와 동시에 정년퇴직자의 평균연령도 60세로 수렴해 가는 현상을 확인하였다. 다만, 근로자들이 실제 60세 (이상의) 정년까지 근무하는 기업 문화가 노동시장에 장착되는 데에는 대략 10여 년의 기간이 필요했던 것으로 파악된다. 그리고 이렇게 60세까지 생애 주된 일자리에서 근무하는 문화가 확대된 이유에는 노동수요와 노동공급 측면의 필요가 서로 맞닿아 있기 때문으로 판단된다.

먼저 노동수요 측면에서는 양질의 인력 부족으로 어려움을 겪고 있는 대다수 중소기업이 전문성과 경력을 지닌 고령 근로자를 더 활용하는 방향으로 인사 전략을 수정해 나가고 있다. 즉, 기업에서는 정년 연장뿐만 아니라, 정년에 이른 근로자를 퇴직시키지 않고 재고용하는 '재고용제도'의 도입률도 최근 증가하는 추세를 보인다. [그림 4]에 나타난 바와 같이, 기업 규모에 상관없이 2020년대부터 재고용제도를 운영하는 기업의 비중이 빠르게 증가하고 있는데, 정년퇴직자 재고용제도는 300인 미만보다는 300인 이상 규모의 사업체에서 더 적극적으로 운영하고 있음을 알 수 있다. 이와 더불어, 정년퇴직자 재고용 시 재고용 기간을 특정하지 않는 기업의 비중도 2016년부터 증가하고 있다. [그림 5]에 따르면 300인 미만 기업의 약 절반은 재고용제도를 운영할 때, 재고용 기간에 특별한 제한을 두지 않는 것으로 나타났다. 결국, 2016~2017년 정년 연장으로 기업들은 이전보다 정년을 2~5년 연장하여 60세까지 근로자를 고용하고 있을 뿐만 아니라, 근로자 나이가 60세를 초과한 이후에도 재고용제도를 통해 고용을 유지하는 방향으로 인사 전략을 변화시켜 나가고 있음을 알 수 있다.

한편, 노동공급 측면에서는 기대수명의 연장으로 장래 필요한 노후 자금 규모가 크게 증가했을 뿐만 아니라, 삶의 의미와 자아실현 측면에서도 노동을 계속하고자 하는 욕구가 커지고 있다. 이에 대해서는 본 연구의 마지막 절에서 좀 더 자세히 살펴보도록 하겠다.

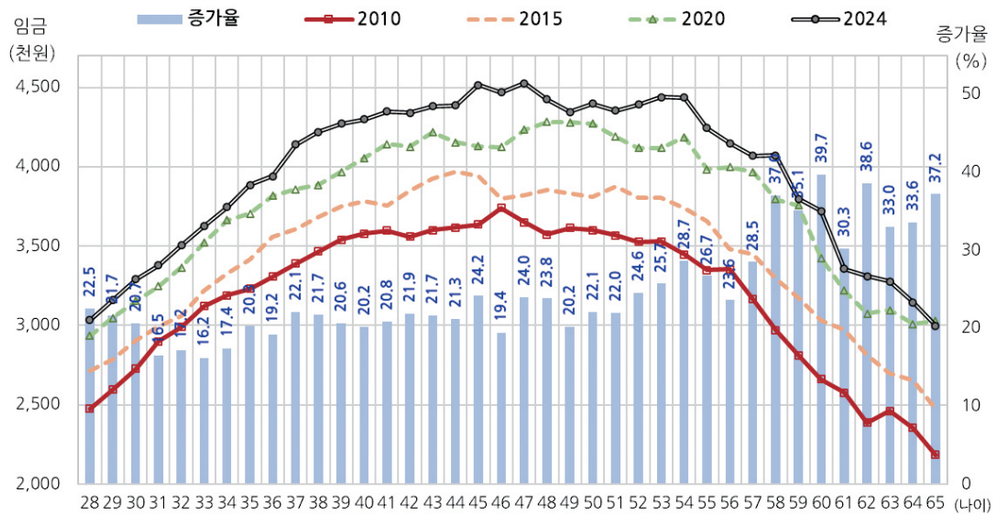
### 3) 근로자의 임금 수준 상승

이번에는 고령층 근로자의 임금 수준이 그동안 어떠한 변화를 거쳐 왔는지 확인해 보겠다. [그림 6]에는 근로자의 나이에 따라 월평균 임금 수준이 어떻게 변화하는지를 시각적으로 보여주고 있다. 여기서 근로자는 정규직 근로자로 한정하였고, 임금은 모든 급여를 합한 총임금을 실질화하여 사용하였다. 우선, 근로자가 40대 중반에 이르기까지 임금은 전반적으로 증가하고, 이후 50대 중반까지는 임금 수준이 어느 정도 유지되다가 50대 후반부터 급격하게 감소하는 모습을 보인다. 그리고 임금이 실질화되었음에도, 시간이 2010년에서 2024년까지 흐름에 따라 꺾은선 그래프로 표시된 나이별 평균이 상향 이동하며 증가하고 있다.

한편, 그림의 막대그래프는 2010년과 비교하여 2024년의 임금이 얼마나 증가했는지를 백분율(%)로 보여주고 있는데, 2010~2024년 기간 실질임금 증가율이 가장 큰 연령대는 58~65세인 것으로 나타났다. 해당 연령대에서는 근로자의 실질임금이 최소 30%에서 최대 40%까지 증가하였다. 50대 후반 연령대의 실질임금 증가는 60세 정년 연장제도의 도입으로 생애 주된 일자리에서 60세(이상)까지 더 오래 일할 수 있음에 기인했을 가능성이 커 보인다. 그리고 60대 초중반 연령대의 실질임금 증가는 퇴직 후 재고용과 재취업 확대의 영향으로 과거보다 고령자가 일할 수 있는 양질의 일자리가 많아졌기 때문으로 판단된다.

요약하면 60세 이상 고령 근로자의 임금 수준은 전통적으로 전 연령대에서 가장 낮은 수준이었지만, 지난 10년 이상의 기간 동안 가장 빠른 추세로 상승하여 현재는 20대 후반 근로자의 임금 수준에 근접한 것으로 나타난다. 즉, 60세 정년 이후에 고령자가 재고용이나 재취업을 통해서 얻은 정규직 일자리의 보상은 노동시장에 처음 진출하는 청년

**[그림 6]** 정규직 근로자의 연령대별 실질 임금 수준 변화(2010~2024년)




주 : 1) 임금은 정규직 근로자의 정액급여, 초과급여, 특별급여(전년도 기준)를 모두 합한 총임금액을 의미함.
2) 각 연도의 임금은 소비자물가지수(CPI, 2020년=100)를 활용해 실질임금으로 변환한 수치임.
3) '증가율'은 근로자 나이를 기준으로 2010년과 2024년 두 기간의 변화율을 계산한 수치임.

* 자료 : 고용노동부, 고용형태별근로실태조사.

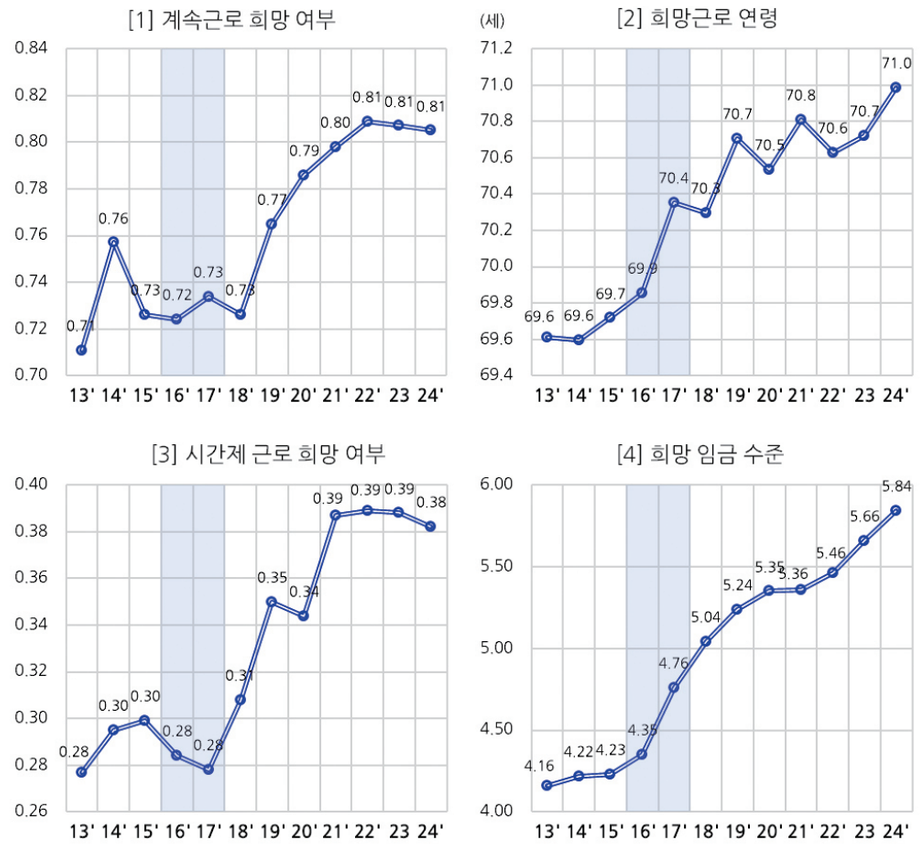
정규직 근로자의 보상과 유사한 수준으로 상승하였는데, 이는 60대 초반 고령 근로자의 생산성이 20대 후반 청년 근로자와 유사한 수준이라고 대다수 기업에서 인정하고 있다고도 이해할 수 있을 것이다.

## 2. 고령층 노동공급 측면의 변화

이번에는 고령층의 계속근로 의지와 이들이 희망하는 일자리에 대해 살펴보면서 고령층의 노동공급 측면의 변화를 검토해 보도록 한다. 이러한 분석을 위해서는 고령층 근로자 개인의 근로 경험과 희망 근로에 대한 정보를 담은 국가데이터처의 「경제활동인구조사 고령층부가조사」 2013~2024년 자료를 활용한다. 고령자 개인의 설문 응답 자료를 활용하는 분석에서는 개인의 이질적인 특성이 분석 결과에 영향을 크게 미치기 때문에 이를 통계 모형을 통해 적절히 통제해 줄 필요가 있다. 본 연구에서는 [그림 7]에 제시된 바와 같이 4가지 종속변수([1] 계속근로 희망 여부, [2] 희망 근로 연령, [3] 희망 근로 형태, [4] 희망 임금 수준)가 2013~2024년 기간 어떻게 변화해 왔는지에 집중하는데, 좀 더 신뢰성 있는 결과를 도출하기 위해 근로자 개인의 특성이 설명 변수로 설정된 선형회귀분석 모형을 활용한다.[1] 분석 모형에 사용된 설명변수와 자세한 추정 결과는 부록에 제시된 〈부표 1〉을 참조하길 바란다. 그리고 이번 분석 결과는 생애 주된 임금근로 일자리를 50~60세에 그만두고, 설문조사 당시 60~65세 이상인 고령층만을 분석 표본으로 설정하여 추정한 결과이다. 따라서, 추정된 결과를 통해서는 주된 일자리 퇴직 후 실제 재취업 일자리를 가지고 있거나, 구하고 있는 60대 초중반 고령층의 계속근로에 대한 주관적 인식 수준을 파악할 수 있다.

1) 종속변수가 근로 희망 여부처럼 이분 변수이거나 희망 임금 수준처럼 범주형 변수인 경우, (순서형) 로짓이나 프로빗 모형을 분석에 활용하는 것이 바람직하다. 다만, 종속변수의 이산형 분포가 비교적 균등하게 분포되어 있을 경우, 선형확률모형(LPM)을 통해 얻은 계수 추정치와 (순서형) 로짓이나 프로빗 모형을 통해 추정한 한계효과(marginal effects) 사이에 큰 차이가 발생하지 않는다. 실제로 〈부표 1〉과 동일한 변수로 구성된 로짓 모형을 활용해 추정한 한계효과는 〈부표 1〉에 제시된 계수 추정치와 크게 다르지 않음을 확인하였다. 따라서, 본 연구는 분석 모형의 통일성과 추정된 결과를 쉽게 해석할 수 있다는 장점을 고려하여 선형회귀모형을 분석에 활용하였다.

**[그림 7]** 고령층의 계속 근로에 대한 주관적 인식 변화




주 : 1) 임금근로자로 주된 일자리를 50~60세에 그만두고 조사 당시 60~65세인 고령층을 대상으로 선형회귀분석을 통해 추정한 결과 중 설문조사 연도(2013-2024년)에 대한 계수 추정치를 그림으로 표현한 것임.
2) [1]~[4] 분석 모형에는 설문조사 연도 외에 인적 특성(성별, 배우자 유무, 학력)과 주된 일자리 특성(근속기간, 직종, 퇴직 당시 연령, 퇴직 사유)이 설명변수로 포함됨.
3) 추정 모형에 사용된 변수 및 세부 추정 결과는 부록의 〈부표 1〉을 참조.
4) 모형 [1]과 [3]의 종속변수($Y_i$)는 '계속근로 희망 여부'와 '시간제 근로 희망 여부'이며, 추정된 결과는 고령자가 희망한다고 응답($Y_i$=1)할 가능성을 의미함.
5) 모형 [4]의 종속변수($Y_i$)인 '(월평균) 희망 임금수준'은 다음의 범주형 자료이며, 추정된 결과는 해당 연도에 선택한 범주의 평균 수준을 의미함:
1) 30만 원 미만, 2) 30~50만, 3) 50~100만, 4) 100~150만, 5) 150~200만, 6) 200~250만, 7) 250~300만, 8) 300만 원 이상.

자료 : 경제활동인구조사 고령층부가조사, 2013-2024년.

첫 번째 분석에서는 나이에 상관없이 계속 수입이 있는 일을 하기 원하는지에 대한 60세 이상 고령층의 응답[2]이 설문기간(2013~2024년) 동안 어떻게 변해왔는지 살펴보았다. [그림 7]에 제시된 추정 결과는 기준 연도로 설정된 2013년과 비교하여 계속근로를 희망하는 가능성이 분석 기간 평균적으로 어떻게 변해왔는지를 보여준다. 주된 일자리를 퇴직한 60~65세 고령자가 계속근로를 희망할 가능성은 2018년 이후부터 꾸준히 증가하는 것으로 분석되었다. 60세 정년 연장 제도가 도입된 2016~2017년 시기 이후부터 나이와 상관없이 경제활동을 유지하고 싶어 하는 고령층의 비중이 유의미하게 증가하고 있음을 알 수 있다.

두 번째 분석부터는 앞서 계속근로를 희망한다고 응답한 60~65세 고령자를 대상으로 [2]희망근로 연령, [3]시간제 근로 희망 여부, [4]희망 임금 수준에 대해 설문한 자료를 분석하였다. 먼저, 두 번째 분석에서는 고령자가 희망하는 근로 연령이 분석기간 동안 어떻게 변해왔는지 살펴보았다.[3] 주된 일자리를 퇴직한 60~65세가 희망하는 근로 연령은 정년 연장제도가 시행된 2016년을 전후하여 급격하게 증가하는 모습을 보인다. 그 결과, 정년 연장 이후에는 희망근로 연령이 약 1세 이상 상승하여 가장 최근에는 평균적으로 71세까지는 일하기를 희망하는 것으로 분석되었다.

세 번째 분석에서는 계속근로를 희망하는 고령자를 대상으로 어떠한 형태의 일자리를 원하는지에 대해 응답한 자료[4]를 활용하였으며, 시간제 근로를 희망할 경우를 기준($Y_i$=1)으로 분석을 진행하였다. 분석 결과에 따르면, 전반적으로 시간제보다는 전일제 근로를 선호하는 고령자의 비중이 더 높은 것으로 나타났다. 다만, 고령자가 시간제 근로를 희망하는 비중은 60세 정년 연장제도가 도입된 직후부터 급격하게 증가하는 모습이 포착되었다. 즉, 정년 연장제도 도입 전에는 시간제 근로를 희망하는 근로자 비중이 30% 이하로 나타났지만, 2018년부터 시간제 선호 비중이 급격히 증가하여 최근에는 약 38~39% 수준에서 일정하게 유지되는 모습을 보인다. 분석 대상이 50~60세에 주된 일자리를 퇴직한 60~65세 고령층이기 때문에 정년 연장 이후 이전 주된 일자리에서 전일제로 좀 더 오래 일할 수 있게 됨에 따라, 주된 일자리 퇴직 이후에는 시간제 일자리를 선호할 가능성이 점차 증가한 것으로 보인다.

마지막 네 번째 분석에서는 계속근로를 희망하는 고령자를 대상으로 희망하는 월평균 임금수준이 어느 정도인지에 대해 설문한 자료[5]를 활용하여, 주된 일자리 경험을 보유한 60~65세 고령자가 재취업 일자리에서 원하는 보상 수준은 그동안 어떻게 변화해 왔는지 검토해 보았다. 그 결과, 정년 연장 이전에는 60~65세 고령자가 재취업 일자리에서 희망하는 임금은 평균적으로 100~150만 원 수준이었는데, 정년 연장 이후에는 평균적으로 월평균 보수가 200만 원 이상인 일자리를 희망하는 것으로 나타났다. 이러한 변화에는 물가 상승으로 명목임금이 그동안 꾸준히 증가한 영향도 포함되어 있지만, 2016년 직후부터 희망 임금수준이 급격하게 상승한 점을 미루어 볼 때 60세 정년 연장이라는 제도적 요인도 희망 임금수준 상승에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.

이상의 결과를 정리해 보면, 한국 노동시장에 60세 정년 연장제도가 도입된 이후 주된 일자리를 퇴직한 60대 초중반 고령자의 재취업 및 재취업 일자리에 대한 인식에도 많은 변화가 있었던 것을 알 수 있다. 우선 60세를 넘어서도 계속근로를 희망하는 고령자 비중이 정년 연장 이후 급격하게 증가하였다. 그리고 경제활동을 지속하고자 하는 나이도 정년 연장 이전 시기보다 약 1세 정도 늘어나 71세에 이르렀으며, 재취업 일자리에서 희망하는 월평균 임금도 평균 100~150만 원에서 200~250만 원 수준으로 증가했다. 한편, 재취업 일자리에서 전일제보다 시간제 근로를 더 선호하는 고령자가 점차 증가한 것으로 나타났다. 즉, 주된 일자리에서 퇴직 후 경제활동을 계속하고는 싶지만, 대부분의 시간을 일하는 데 투입하기보다는 개인적 삶도 병행할 수 있는 시간제 일자리를 선호하는 고령자의 비중이 늘어났다.

물론, 정년 연장 시행 시기 전후에 급격한 변화가 관찰된 것만으로 정년 연장과 고령자의 주관적 인식변화 사이에 명확한 인과관계(또는 직접적인 영향력)가 존재한다고 단언할 수는 없다. 하지만, 지금까지 살펴본 결과는 고령자의 인적 특성과 주된 일자리 특성이 통제된 상태에서 도출된 것이기 때문에 정년 연장과 고령자의 계속 근로에 대한 인식 변화 사이에 밀접한 연관성이 있다는 합리적 추측이 가능하다.

## Ⅴ. 결론 및 시사점

본 연구에서는 급속한 인구 고령화로 고령 인구가 증가하는 현실에서 고령층 노동시장의 변화를 살펴보고 이를 정년 연장이라는 제도적 변화와 연결하여 검토해 보았다. 한국 고령층의 경제활동 측면의 변화를 정리해 보면 2010년대 중반을 기점으로 60세 이상 고령층의 경제활동 인구가 급격하게 증가하였는데, 이중 대다수는 임금근로자 형태로 경제활동을 확대해 가고 있었다. 그리고 이러한 변화는 2016~2017년 시기에 시행된 60세 정년 연장 제도와도 밀접한 연관성이 있는 것으로 나타났다. 우선, 기업에서 설정하는 정년이 60세 이상으로 강제로 조정되면서 사업체에서 10년 이상 근속한 근로자가 퇴직하는 나이도 60세로 근접해 갔다. 이렇게 퇴직연령이 60세로 수렴하는 현상은 정년퇴직의 경우뿐만 아니라, 회사 사유로 퇴직(권고사직, 명예퇴직, 정리해고 등)하는 근로자들에게서도 동일하게 관찰되었다. 다만, 회사 사유에 따른 퇴직의 경우 10여 년의 기간을 거쳐 퇴직연령이 법적 정년과 유사한 수준으로 수렴함이 확인되었다.

이렇게 60세까지 생애 주된 일자리에서 근무할 수 있는 환경이 자리 잡아 가게 된 것은 노동수요와 노동공급 측면의 필요가 어느 정도 일치했기 때문으로 판단된다. 먼저, 노동수요 측면에서 다수의 중소기업은 양질의 인력 부족 문제를 전문성과 자사 경력을 보유한 고령 근로자를 활용하는 방식으로 대응해 가고 있었다. 이에 따라, 정년까지의 고용보장에서 한발 더 나아가 정년퇴직자를 재고용하는 기업의 비중이 점차 늘어가고 있으며, 재고용 계약기간도 제한 없이 늘려가고 있는 것으로 나타났다. 이러한 노동수요 측면의 변화는 60~65세 연령대 근로자의 실질 임금 상승률이 임금근로자 집단 중에서 가장 높게 나타나는 결과로도 연결되었다. 즉, 60대 초중반 근로자의 실질임금은 2010년과 비교하여 최소 30%에서 최대 40%까지 증가하여, 노동시장에 본격 진입하는 20대 후반 정규직 근로자의 임금과 유사한 수준까지 도달했다.

한편, 노동공급 측면에서도 고령자의 재취업 일자리에 대한 인식이 정년 연장 시기 전후로 크게 변

2) 첫 번째 분석에 활용된 종속변수는 '귀하께서는 연세와 관계없이 (계속) 수입있는 일을 하기를 원하십니까?'에 대한 응답(0.원하지 않음, 1.원함)이다.

3) 두 번째 분석에 활용된 종속변수는 '몇 세까지 (계속) 수입 있는 일을 하기를 원하십니까?'에 대한 응답(만 □□□세)이다.

4) 세 번째 분석에 활용된 종속변수는 '주로 어떤 형태의 일자리(직장)을 원하십니까?'에 대한 응답(0.전일제 근로, 1.시간제 근로)이다.

5) 네 번째 분석에 활용된 종속변수는 '귀하께서 원하시는 월평균 임금수준은 어느 정도입니까?'에 대한 응답(①~⑧ 중 선택)이며, 선택할 수 있는 응답은 다음과 같다: ① 30만원 미만, ② 30~50만, ③ 50~100만, ④ 100~150만, ⑤ 150~200만, ⑥ 200~250만, ⑦ 250~300만, ⑧ 300만 원 이상.

화하였음이 확인되었다. 이 중 가장 핵심은 60세를 넘어서도 임금근로를 계속하기 희망하는 고령자 비중이 급격하게 증가하였다는 점이다. 그리고 임금근로를 계속하고자 하는 나이도 정년 연장 이전 시기보다 약 1세가 늘어나 71세로 나타났으며, 재취업 일자리에서 희망하는 월평균 임금수준도 점차 증가하는 추세를 보였다. 다만, 생애 주된 일자리에서 퇴직 후 재취업을 통해 계속 일하고는 싶지만, 대부분의 시간을 근로에 투입하는 전일제 일자리보다는 개인의 삶도 병행할 수 있는 시간제 일자리를 선호하는 고령층도 점차 늘어가고 있었다.

지금까지 살펴본 고령층의 경제활동 확대와 60세 정년 연장 이후에 나타난 고령층 노동시장의 변화는 현재 논의되고 있는 추가적인 정년 연장이나 계속고용 의무화 제도가 시행될 경우, 국내 노동시장에서 발생할 변화를 예상해 보는 데 중요한 나침판으로 활용될 수 있다. 65세로의 단계적 정년 연장이나 60세 정년퇴직 이후 의무적 재고용제도가 도입될 경우 65세까지의 고령자에 대한 고용 규모는 점차 증가하게 된다. 인력 부족 문제를 겪고 있는 중소기업에서는 자발적으로 정년퇴직자를 재고용하는 추세가 점차 강화되고 있기 때문에 인력 부족 문제가 해소되지 않는 한 우수 고령자에 대한 노동수요는 점차 확대될 것으로 전망된다. 한편, 노동공급 측면에서 고령자의 재취업 일자리에 대한 눈높이가 점차 향상되고 있기 때문에, 정년 연장이나 퇴직 후 재고용 방식 등에 상관없이 계속고용 근로자의 전반적인 임금수준도 상향 조정될 것이다. 그리고 60세 정년 연장의 사례를 통해 살펴본 바와 같이 60대 중후반 계속 근로자의 평균 임금은 노동시장에 본격 진입하는 20대 후반에서 30대 초반 청년 정규직 근로자의 평균 임금수준 이상으로 점차 상향 조정될 것으로 보인다.

결국, 새로운 정년 연장이나 계속고용 제도의 시행은 65세까지 임금근로를 지속하는 고령자의 절대적 규모를 확대할 뿐만 아니라, 60대 초중반 근로자의 임금수준도 증대시킬 것으로 전망된다. 이러한 변화에 발맞추어 국민연금의 의무가입 상한연령 또한 65세 미만(64세)까지로 상향 조정될 필요가 있다. 현재 국민연금 의무가입 상한 연령은 만 60세 미만(59세)으로 설정되어 있다. 현재도 임의계속가입 제도를 통해 60세 이상에서도 보험료를 납부할 수 있지만, 취업자라 하더라도 본인이 보험료를 모두 납부해야 하므로 보험료에 대한 부담이 상대적으로 크다. 이러한 점으로 인해, 60세 이상 고령자의 임의계속가입제도의 가입률이 낮은 것으로 보인다.

새로운 정년 연장이나 계속고용 제도의 도입으로 혜택을 받는 고령 근로자는 의무가입 연령이 상향 조정되면 사업주가 보험료의 절반을 납부하기 때문에 국민연금 가입에 대한 부담이 줄어들 뿐만 아니라, 60세 이상에서도 국민연금 가입 기간을 추가로 늘리는 기회를 가지게 된다. 정년 연장이나 계속고용 제도의 도입으로 65세까지의 근무가 가능해지면, 그동안 지적되어 온 (퇴직 후) 소득 절벽이나 국민연금 가입 공백 문제는 일정 부분 완화될 것으로 보인다. 여기에 더해 국민연금 수급개시연령이 만 65세가 되는 2033년에 맞추어 의무가입연령도 상향 조정된다면, 64세까지 국민연금에 의무적으로 가입하는 사람이 많아지게 되고, 이는 국민연금의 노후 소득 보장 기능 강화로 연결될 것으로 기대된다.

다만, 60~64세 고령자를 계속 고용하는 사업주에게는 보험료 추가 부담이라는 비용 증가 문제가 발생한다. 따라서, 보험료 부담으로 사업주가 고령자의 계속 고용을 회피하지 않도록 제도 변화 초기에는 과도기적으로라도 사용자의 보험료 부담을 줄여주는 재정 지원 방안이 함께 고려될 필요가 있다.

마지막으로, 정년 연장은 국민연금 가입자의 가입 기간을 늘릴 것으로 기대된다. 국민연금 급여의 평균 수익비는 전체 가입자 평균으로 약 1.6~1.7배 수준이므로[6], 평균적으로 보험료 납입액의 현재가치보다 수령하는 연금액의 현재가치가 더 많다. 따라서, 정년 연장과 의무가입연령 상향에 대한 정책 수립 시, 국민연금 재정 안정에 관한 논의도 충실하게 이어갈 필요가 있다.

6) 국민연금 급여의 평균 수익비는 생애보험료 대비 생애급여액의 비중을 의미하며, 40년 가입 평균소득자의 수익비는 1.7 이상, 20년 가입 평균소득자의 1.6 이상이 될 것으로 분석되었다(국회예산처, 2025).

## 참고문헌


국가데이터처. 경제활동인구조사. https://www.k-stat.go.kr/metasvc/msba100/statsdcdta?statsConfmNo=101004&inputYear=2026

국가데이터처. 고용형태별근로실태조사. https://www.k-stat.go.kr/metasvc/msba100/statsdcdta?statsConfmNo=118020&inputYear=2025

고용노동부. 사업체노동력조사.https://www.k-stat.go.kr/metasvc/msba100/statsdcdta?statsConfmNo=118002&inputYear=2026

국회예산처. 2025. “2025년 「국민연금법」 개정의 재정 및 정책효과 분석”.

Cho, J., & Kim, S. (2005). On using mandatory retirement to reduce workforce in Korea. International Economic Journal, 19(2), 283-303.

OECD(2019), Working Better with Age, Ageing and Employment Policies, OECD Publishing, Paris, https://doi.org/10.1787/c4d4f66a-en.

Lee, T., & Cho, J. (2022). Unintended consequences of the retirement-age extension in South Korea. Asian-Pacific Economic Literature, 36(1), 105-125.






〈부표 1〉 주된 일자리 퇴직 후 장래 근로에 대한 희망

| 설명 변수($X_i$) | 종속 변수($Y_i$) | | | |
|---|---|---|---|---|
| | | (계속근로 희망자만 대상으로 분석) | | |
| | [1] 계속근로 희망 여부 (1=계속 근로 희망, 0=희망하지 않음) | [2] 희망 근로연령 (단위 : 세) | [3] 희망 근로 형태 (1=시간제, 0=전일제) | [4] 희망 임금수준 (1~8 임금 범주) |
| **[성별 × 결혼 여부]** (base : 남성) | | | | |
| 남성 × 유배우자 | 0.077*** | -0.141 | -0.059*** | 0.258*** |
| 여성 | 0.012 | -1.098*** | 0.173*** | -0.706*** |
| 여성 × 유배우자 | -0.099*** | -1.349*** | 0.254*** | -0.873*** |
| **[학력]** (base : 고졸) | | | | |
| 중졸 이하 | -0.018* | 0.377*** | -0.005 | -0.153*** |
| 대졸 이상 | 0.001 | -0.244* | -0.010 | 0.319*** |
| **[주된 일자리 퇴직 연령]** (base : 50~52세) | | | | |
| 53~54세 | 0.026* | -0.182 | -0.018 | -0.024 |
| 55~56세 | 0.031** | -0.260* | -0.02 | 0.053 |
| 57~58세 | 0.068*** | -0.397*** | -0.025* | 0.081* |
| 59~60세 | 0.085*** | -0.335** | -0.037** | 0.058 |
| **[주된 일자리 근속기간 (년)]** | | | | |
| (근속기간/10) | 0.041*** | 0.515*** | -0.049*** | 0.054 |
| $(근속기간/10)^2$ | -0.016*** | -0.055 | 0.016*** | -0.023* |
| **[주된 일자리 퇴직 사유]** (base : 정년퇴직) | | | | |
| 회사 사유 조기퇴직 | 0.028** | 0.424*** | -0.024* | 0.061* |
| 개인 사유 조기퇴직 | -0.159*** | 0.615*** | 0.081*** | -0.109*** |
| **[주된 일자리 직종]** (base : 서비스 종사자) | | | | |
| 관리자 | 0.005 | 0.192 | -0.003 | 0.433*** |
| 전문가 및 관련 종사자 | -0.032* | 0.418* | 0.008 | 0.316*** |
| 사무 종사자 | -0.042** | 0.072 | -0.023 | 0.097* |
| 판매 종사자 | -0.031 | 0.133 | 0.001 | 0.048 |
| 농림어업 숙련 종사자 | -0.029 | 1.800*** | -0.04 | 0.114 |
| 기능원 및 관련 기능자 | 0.015 | -0.099 | -0.120*** | 0.285*** |
| 장치 기계 조작 및 조립 | -0.019 | -0.406** | -0.110*** | 0.208*** |
| 단순 노무 종사자 | -0.028** | 0.080 | -0.030* | -0.089** |
| **[월평균 연금 수령액 (만원)]** (base :연금 수령 없음) | | | | |
| 100만 원 이하 | -0.023** | 0.549*** | 0.057*** | -0.238*** |
| 101~200만 원 | -0.083*** | 0.277 | 0.105*** | -0.295*** |
| 200만 원 초과 | -0.210*** | 0.361* | 0.185*** | -0.726*** |
| **[조사 연도]** (base : 2013년) | | | | |
| 2014년 | 0.046** | -0.016 | 0.018 | 0.059 |
| 2015년 | 0.015 | 0.107 | 0.022 | 0.072 |
| 2016년 | 0.013 | 0.244 | 0.007 | 0.195*** |
| 2017년 | 0.023 | 0.742*** | 0.001 | 0.600*** |
| 2018년 | 0.015 | 0.685*** | 0.031 | 0.886*** |
| 2019년 | 0.054*** | 1.097*** | 0.073*** | 1.078*** |
| 2020년 | 0.075*** | 0.926*** | 0.067*** | 1.192*** |
| 2021년 | 0.087*** | 1.198*** | 0.110*** | 1.198*** |
| 2022년 | 0.098*** | 1.018*** | 0.112*** | 1.302*** |
| 2023년 | 0.096*** | 1.111*** | 0.111*** | 1.499*** |
| 2024년 | 0.094*** | 1.377*** | 0.105*** | 1.683*** |
| 상수항 | 0.711*** | 69.611*** | 0.277*** | 4.158*** |
| 표본 수 | 20,140 | 14,507 | 14,507 | 14,507 |

주 : 1) 임금근로자로 주된 일자리를 50~60세에 그만두고 조사 당시 60~65세인 사람을 대상으로 선형회귀분석을 통해 도출한 결과임.
2) 자료 : 경제활동인구조사 고령층부가조사(2013~2024년). 3) 통계적 유의성 : *** 1%, ** 5%, * 10%.

2026 Pension Forum

# 다변화된 고용형태의 동향과 국민연금 함의점 논의: 플랫폼 종사자와 특수고용형태 종사자를 중심으로



강신혁(전남대학교)

## Ⅰ. 서론

본고는 플랫폼 종사자와 특수고용형태(이하 특고) 종사자를 중심으로 다변화된 고용형태의 노동시장 동향을 살펴보고, 이러한 변화가 사회보험 제도에 제기하는 과제를 검토한다. 분석의 초점은 두 집단의 규모와 인적 특성, 임금분포 및 고용관계의 불안정성에 있으며, 국민연금은 이와 같은 노동시장 변화가 가입·소득신고·보험료 납부의 지속성에 어떤 문제를 낳을 수 있는지를 살펴보는 구체적 제도 사례로 다룬다.

잘 알려져 있듯이 한국 국민연금은 저출산·고령화로 인해 지속가능성에 대한 우려가 커지고 있다.[1] 2025년 3월 연금개혁을 통한 보험료율 인상과 소득대체율 조정으로 인해 예상 기금고갈 시점이 기금수익률 4.5% 기준 기존 2056년에서 2064년으로 연장되었다.[2] 그러나 생산연령인구 감소와 노년부양비 상승이라는 구조적 압력은 여전히 존재한다. 따라서 국민연금의 지속가능성을 제고하기 위해서는 제도 모수 조정뿐 아니라 경제활동인구의 안정적 소득 형성과 보험료 납부 기반을 넓히는 노동시장 차원 접근이 병행될 필요가 있다.

이러한 관점에서 플랫폼 종사자와 특수고용형태(이하 특고) 종사자[3]는 중요한 정책대상이다. 이들은 노동시장에서 인식되는 중요도가 점차 확대되고 있으나, 소득이 불안정하고 고용관계가 비정형적이며, 사업장가입보다 지역가입에 의존할 가능성이 높다. 그 결과 본인 단독부담, 소득 신고의 불확실성, 보험료 납부의 불안정성 등이 국민연금 사각지대 문제로 이어질 수 있다. 특히 소득 변동성이 큰 집단일수록 사회보험을 통한 소비평탄화의 필요성은 크지만, 동시에 안정적인 보험료 징수는 더 어려워진다는 점에서 정책 설계 난이도가 높다. 동시에 플랫폼 노동과 특고 노동은 전통적인 임금근로와 달리 근로시간과 근로방식이 비교적 유연하다는 특징도 지닌다. 이러한 유연성은 은퇴연령 이후 또는 전형적인 노동시장 진입이 어려운 경제주체가 희망하는 경우 계속 근로할 수 있는 기회를 제공할 수 있다. 특히 국민연금 수급개시 연령이 상향되는 추세에 있고, 현 시점에서 법정 정년인 60세와 1969년생 이후 적용되는 수급개시 연령 65세 사이에 소득공백이 존재한다는 점을 고려하면, 이들 고용형태는 정년 이후 소득공백 완화와 사회보험 가입 지속성 측면에서 정책적으로 검토할 필요가 있다.

본고는 이러한 문제의식에 따라 플랫폼 종사자와 특고 종사자의 규모, 인적 구성, 산업 분포, 소득분포를 살펴보고, 국민연금 제도와의 접점을 검토하고자 한다. 원고 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 플랫폼 종사자와 특고 종사자 현황 및 임금근로자와의 임금분포를 가능한 선에서 비교하여 이들에게 필요한 사회보험 특성을 파악하는데 필요한 기초자료를 제공하고자 하였다. 제Ⅲ장에서는 국내 사회보험 적용체계를 국민연금을 중심으로 검토하고, 해외사례를 공적연금·노령소득보장과 비교적 직접 관련된 사례와 산재·상해보험 등 연금 외 사회보험 중심 사례로 구분한다. 마지막으로 앞선 분석에서 확인된 소득 변동성과 가입경로의 불확실성을 바탕으로, 과도한 제도적 단정을 피하면서 검토할 수 있는 정책방향과 한계를 제시한다.

## Ⅱ. 플랫폼 종사자 및 특고 종사자 현황

### 1. 플랫폼 종사자 현황

본 절에서는 한국고용정보원이 2023년 실시한 「2023년 플랫폼종사자 실태조사」 결과(박보람, 2024)와 동 기관의 직전 조사인 「2022년 플랫폼종사자 규모와 근무실태」(김준영 외, 2022)를 토대로 우리나라 플랫폼 종사자의 최근 3년간 규모 변화, 인적 특성 변화, 그리고 주·부업 유형별 분포 변화를 정리하였다.[4]

#### 가. 플랫폼 종사자 규모의 추이

〈표 Ⅱ-1〉에서 확인할 수 있듯이 2021년부터 2023년까지 우리나라 플랫폼 종사자 규모는 지속적으로 증가하였다. 광의의 플랫폼 종사자는 2021년 약 2,197천 명에서 2022년 2,919천 명으로 늘어났으며, 2023년에는 3,055천 명에 이르렀다.[5] 협의의 플랫폼 종사자도 2021년 661천 명에서 2022년 795천 명(전년 대비 20.3% 증가), 2023년 883천 명(전년 대비 11.1% 증가)으로 증가하였다.[6] 동 기간 15~69세 취업자 중 협의의 플랫폼 종사자가 차지하는 비중도 2021년 2.6%, 2022년 3.0%, 2023년 3.3%로 매년 점진적으로 상승하였다. 즉 2023년 기준 우리나라 취업자 100명 중 약 3명이 플랫폼을 매개로 노무를 제공하는 종사자에 해당한다.

1) 국가데이터처 장래인구추계(2023.12.14.)는 중위가정 기준으로 전체 인구 중 65세 이상 비율은 2026년 21.6%에서 2072년 47.7%로, 15~64세 생산연령인구 100명에 대한 65세 이상 고령인구 비율을 나타내는 노년부양비는 2026년 31.3명에서 2072년 104.2명이 될 것을 전망하고 있다. 출처 : 국가데이터처 「장래인구추계 : 2022~2072년」. 보도자료 확인 웹사이트: https://mods.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=207&act=view&list_no=428476(접속일자 : 2026.05.15.)

2) 출처 : 보건복지부 국민연금정책과(2025.03.20.) 웹사이트: https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10503000000&bid=0027&list_no=1485039&act=view&(접속일자 : 2026.05.15.) 최근에 기금수익이 증가하면서 기금고갈 시점이 7년 연장되었다는 현수엽 보건복지부 제1차관 발표 역시 있었지만 본고에서는 보건복지부에서 공식으로 발표한 자료만을 본문에서 다룬다.(참조 : 중앙일보(2026.05.20.), https://www.joongang.co.kr/article/25430033, 접속일자 : 2026.05.22.)

3) 본 원고에서는 특수형태근로종사자, 특수고용형태 종사자를 특고 종사자로 통칭함.

4) 박보람(2024), 「플랫폼 노동시장의 변화와 시사점: 2023년 플랫폼 종사자 규모추정과 근무실태 조사 결과를 중심으로」, 『계간 고용이슈』 2024년 봄호, pp.6-19, 한국고용정보원. 본 조사는 통계법상 승인통계가 아니다. 모집단은 「주민등록연앙인구통계」(2023.8.) 기준 만 15~69세 인구이며, 성별·연령별·시도별 인구비례 표본 5만 명을 추출하여 실시되었다.

5) 광의의 플랫폼 종사자는 "지난 3개월 동안 스마트폰 앱(어플)이나 웹사이트 등의 온라인 플랫폼의 중개 또는 알선을 통해 일감을 얻고 고객에게 서비스를 제공하여 수입을 얻은 적이 한 번이라도 있는 자"로 식별된다(박보람, 2024).

6) 협의의 플랫폼 종사자는 김준영 외(2022)의 식별기준과 동일하게, 광의의 플랫폼 종사자 중 플랫폼 일의 내용·이용 플랫폼 명칭·일 수행방식·보수지급방식·일을 얻는 방식 등을 종합적으로 고려하여 식별한 자이다.

〈표 II-1〉 플랫폼 종사자 규모 변화(2021~2023년)

| 연도 | 15~69세 취업자 (천 명) | 광의 플랫폼 종사자 (천 명) | 협의 플랫폼 종사자 (천 명) | 협의 비중 (%) | 협의 증감률 (%) |
|---|---|---|---|---|---|
| 2021 | 25,885 | 2,197 | 661 | 2.6 | - |
| 2022 | 26,532 | 2,919 | 795 | 3.0 | 20.3 |
| 2023 | 26,711 | 3,055 | 883 | 3.3 | 11.1 |

자료 : 박보람(2024). 2021년·2022년 수치는 김준영 외(2022) 인용. 협의의 플랫폼 종사자 기준.

### 나. 연령대별 플랫폼 종사자 구성의 변화

〈표 II-2〉에서 2022년에서 2023년 사이 협의의 플랫폼 종사자 인적 구성을 보면, 전체 규모가 11.1% 증가하는 동안 성·학력·연령별로 증가폭이 상당히 차별적으로 나타났다. 남성은 590천 명에서 622천 명으로 5.4% 증가한 반면, 여성은 205천 명에서 261천 명으로 27.3% 증가하였다. 학력별로는 4년제 대졸자가 30.1%, 전문대졸이 12.7%, 대학원졸이 12.6% 각각 증가한 반면 중졸 이하(-31.6%)와 고졸(-9.4%)은 감소하여, 2022~2023년 사이에는 고학력 집단에서 플랫폼 노동 참여가 증가한 것으로 관찰된다.

연령대별 변화는 본 원고의 주요 관심사인 국민연금 가입·기여 구조와 직접적으로 관련되어 있어 보다 자세히 살펴볼 필요가 있다. 20대 종사자는 86천 명에서 122천 명으로 41.9% 증가하였고, 60대 종사자는 71천 명에서 87천 명으로 22.5% 증가하여, 핵심 노동연령층인 30~50대보다 양 극단의 연령층에서 증가폭이 두드러졌다. 같은 기간 30대는 15.5%, 40대는 1.7% 증가하였으며 50대는 1.7% 감소하였다.

〈표 II-2〉에서 주목할 점은 20대와 60대에서 플랫폼 종사자의 증가율이 크다는 점이다. 특히 60대의 경우 이미 주된 일자리에서 은퇴한 경제주체가 상당수 포함되어 있을 가능성이 높다. 은퇴 이후 정형적인 일자리로 노동시장에 재진입하기 어려운 상황에서, 플랫폼 노동은 추가적인 노동시장 참여 기회를 제공하는 하나의 선택지가 될 수 있다. 물론 이 과정에서는 고령자의 건강 상태와 작업환경, 산업재해 위험 등을 함께 고려할 필요가 있다. 또한 가능하다면 주된 일자리에서 축적한 경험과 숙련을 활용할 수 있는 유사 직무로의 이행을 지원함으로써, 기존 인적자본을 보다 효율적으로 활용하는 방안도 지속적으로 논의되어야 한다. 그럼에도 플랫폼 노동은 기존 노동시장에서 접근 가능한 일자리 선택지를 다변화한다는 점에서 정책적으로 검토할 의미가 있다. 다만 이러한 가능성이 노후소득 안정과 국민연금 기여 기반 확대로 이어지기 위해서는 건강·안전, 소득 안정성, 보험료 납부 지속성에 대한 제도적 보완이 함께 필요하다.

직종별로 보면 2023년 운송(배달·배송·운전) 직종이 485천 명으로 전체의 54.9%를 점유하여 여전히 가장 큰 비중을 차지하나, 전년 대비로는 5.5% 감소하였다. 반면 IT 관련 서비스(141.2%), 전문서비스(69.4%), 컴퓨터 단순작업(52.6%) 등 웹 기반 직종의 증가율이 두드러졌다.[7)]

〈표 II-2〉 플랫폼 종사자 인적 특성별 규모 변화(2022→2023년)

| 구분 | 2022년 (천 명) | 2023년 (천 명) | 증감률 (%) |
|---|---|---|---|
| 성별 : 남성 | 590 | 622 | 5.4 |
| 성별 : 여성 | 205 | 261 | 27.3 |
| 학력 : 중졸 이하 | 19 | 13 | -31.6 |
| 학력 : 고졸 | 256 | 232 | -9.4 |
| 학력 : 전문대졸 | 134 | 151 | 12.7 |
| 학력 : 4년제 대졸 | 299 | 389 | 30.1 |
| 학력 : 대학원졸 | 87 | 98 | 12.6 |
| 연령 : 15~19세 | 3 | 3 | 0.0 |
| 연령 : 20대 | 86 | 122 | 41.9 |
| 연령 : 30대 | 220 | 254 | 15.5 |
| 연령 : 40대 | 234 | 238 | 1.7 |
| 연령 : 50대 | 181 | 178 | -1.7 |
| 연령 : 60대 | 71 | 87 | 22.5 |
| 전체 | 795 | 883 | 11.1 |

자료 : 박보람(2024) 내용 취합 및 재정리. 협의의 플랫폼 종사자 기준.

### 다. 주업형·부업형·간헐적 참가형 분포의 변화

플랫폼 종사자의 노동시장 참여 정도는 김준영 외(2021, 2022)의 기준을 그대로 따라 다음과 같이 세 가지로 구분된다(박보람, 2024). 이 분류 기준은 본 원고가 플랫폼 종사자를 사회보험 가입·기여의 관점에서 검토할 때, 종사자의 소득과 노동시간이 사회보험 적용 요건을 충족하는지를 판단하는 기준으로도 활용될 수 있다.

이 기준을 적용한 2021~2023년 유형별 분포는 〈표 II-3〉과 같다. 주업형의 절대규모는 2021년 312천 명에서 2022년 459천 명, 2023년 491천 명으로 꾸준히 증가하였으며, 2022년에서 2023년 사이 7.0% 늘어났다. 그러나 협의의 플랫폼 종사자 내 비중은 2022년 57.7%에서 2023년 55.6%로 다소 낮아졌다. 반대로 부업형은 2021년 261천 명(39.5%)에서 2022년 168천 명(21.1%)으로 큰 폭으로 축소된 뒤 2023년 192천 명(21.8%)으로 소폭 반등하였고, 간헐적 참가형은 2021년 88천 명(13.3%)에서 2022년 169천 명(21.2%), 2023년 200천 명(22.6%)으로 가장 빠르게 증가하였다. 2022년 대비 2023년 증감률은 주업형 7.0%, 부업형 14.3%, 간헐적 참가형 18.3%로 비주업형의 증가속도가 주업형보다 빨랐다.

주·부업 유형은 월평균 수입 구성과도 연결된다. 박보람(2024)에 따르면 2023년 전체 플랫폼 종사자의 월평균 총수입은 272.1만 원이며, 이 중 플랫폼 노동을 통한 수입은 145.2만 원으로 전체 수입의 53.4%를 차지하였다. 유형별로 보면, 주업형의 월평균 총수입은 262.5만 원이고 플랫폼 노동 수입은 222.2만 원으로 84.6%를 차지하였다. 반면 부업형은 총수입 226.8만 원 중 플랫폼 노동 수입이 73.0만 원으로 32.2%였으며, 간헐적 참가형은 총

7) 박보람(2024) p.9 〈표 5〉

〈표 Ⅱ-3〉 플랫폼 종사자 주·부업 유형 분류 기준 및 규모

| 유형 | 분류 기준 (둘 중 하나 충족) | 2021년 (천 명, %) | 2022년 (천 명, %) | 2023년 (천 명, %) | 22년→23년 증감률 (%) |
|---|---|---|---|---|---|
| 주업형 | 수입 50% 이상 또는 주당 20시간 이상 | 312(47.2) | 459(57.7) | 491(55.6) | 7.0 |
| 부업형 | 수입 25~50% 또는 주당 10~20시간 | 261(39.5) | 168(21.1) | 192(21.8) | 14.3 |
| 간헐적 참가형 | 수입 25% 미만 또는 주당 10시간 미만 | 88(13.3) | 169(21.2) | 200(22.6) | 18.3 |
| 전체 | - | 661(100.0) | 795(100.0) | 883(100.0) | 11.1 |

자료 : 박보람(2024). 김준영 외(2021, 2022) 기준을 재적용.

수입 339.1만 원 중 플랫폼 노동 수입이 25.5만 원으로 7.5%에 그쳤다. 즉 주업형은 플랫폼 노동이 주된 소득원인 반면, 부업형과 간헐적 참가형은 플랫폼 노동 의존도가 상대적으로 낮다. 특히 간헐적 참가형은 평균 총수입은 가장 높지만 플랫폼 노동 수입 비중은 가장 낮아, 플랫폼 노동을 주된 생계수단이라기보다 보조적·임시적 소득활동으로 활용하는 집단이 상당수 포함되어 있을 가능성이 있다.

2021~2023년 플랫폼 종사자 현황은 다음 세 가지 점에서 본 원고가 다루는 국민연금 논의와 직접적으로 연결된다. 첫째, 플랫폼 종사자는 규모와 취업자 대비 비중 모두에서 지속적으로 확대되고 있다. 둘째, 20대와 60대 양극단 연령층에서 증가폭이 두드러지는 점은 국민연금 가입기간 초기 단계와 수급 개시 전후 시기의 노동시장 구성을 동시에 변화시킬 수 있음을 시사한다. 셋째, 소득기반 사회보험 시스템 구축 과정에서 주업형 비중이 절반 안팎에서 정체되고 부업형·간헐적 참가형이 빠르게 증가하고 있다는 점을 참고해야 할 수 있음을 시사한다.

아래에서는 먼저 경제활동인구조사 부가조사를 이용해 특고 종사자의 규모와 인적 특성을 살펴본다. 여기서 확인되는 직종·연령·고용형태의 차이는 사회보험 적용 경로와 소득 파악의 난이도가 집단별로 다를 수 있음을 보여주는 기초자료다. 다만 이 자료만으로 국민연금 가입유형이나 보험료 납부상태를 직접 식별할 수는 없으므로, 제도적 함의는 노동시장 특성과 적용체계를 연결하는 범위에서 제한적으로 해석한다.

## 2. 특고 종사자 현황

본 절은 국가데이터처가 매년 8월 실시하는 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용하여 2015~2025년 11개 연도에 걸친 특고의 규모·인적 구성·산업 분포 추이를 정리한다. 분석은 부가조사 마이크로데이터를 국가데이터처에서 제공받아 본 원고의 저자가 직접 가공한 결과로, 가중치를 적용하여 모집단 규모로 환산한 수치이다.[8)]

8) 원자료는 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 2015~2025년 11개 연도이며, 분석에는 부가조사 가중치를 적용하였다. 특고 식별은 부가조사의 종사상지위 코드 중 특수형태근로종사자에 해당하는 응답을 추출하여 정의하였다. 모든 연도의 총량 수치는 「비전형 근로자 규모 및 증감」 특수형태 근로자 공식통계 수치와 천명 단위에서 정확히 일치함을 확인하였다.

### 가. 종사자 수 현황 추이

(1) 연도별 추이: 특고 종사자 수 및 임금근로자·비임금근로자와의 비교

〈표 Ⅱ-4〉는 2015~2025년 종사자 유형별 규모 추이를 정리한 것이다. 특고 종사자 수는 2015년 약 502천 명에서 2020년 498천 명까지 500천 명 안팎에서 변동하다가 2021년 560천 명으로 증가하였고, 2025년에는 566천 명으로 관찰된다. 같은 기간 임금근로자(특고 제외)가 18,973천 명에서 21,847천 명으로 약 15.1% 증가하였고, 비임금근

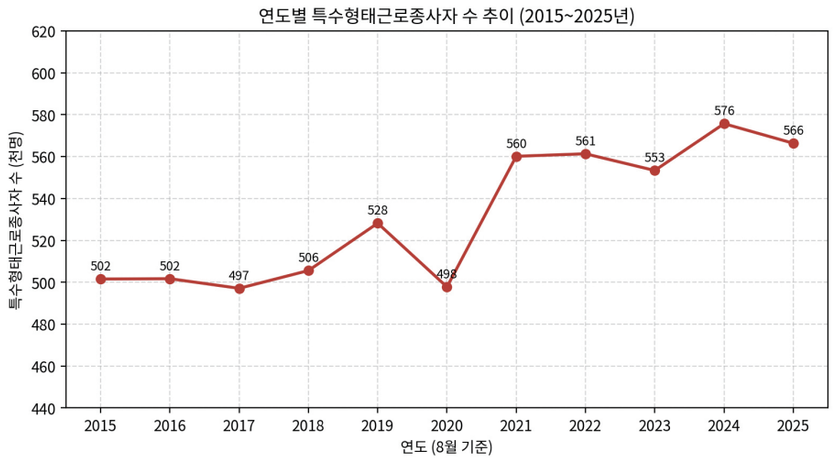
〈표 Ⅱ-4〉 연도별 종사자 유형별 규모

(단위 : 천 명, %)

| 연도 | 임금근로자 | 비임금근로자 | 특고 | 합계 | 특고비중 (%) |
|---|---|---|---|---|---|
| 2015 | 18,973 | 6,894 | 502 | 26,369 | 1.90 |
| 2016 | 19,242 | 6,953 | 502 | 26,696 | 1.88 |
| 2017 | 19,509 | 6,898 | 497 | 26,904 | 1.85 |
| 2018 | 19,539 | 6,862 | 506 | 26,907 | 1.88 |
| 2019 | 20,031 | 6,799 | 528 | 27,358 | 1.93 |
| 2020 | 19,948 | 6,639 | 498 | 27,085 | 1.84 |
| 2021 | 20,432 | 6,610 | 560 | 27,603 | 2.03 |
| 2022 | 21,163 | 6,686 | 561 | 28,410 | 1.98 |
| 2023 | 21,401 | 6,724 | 553 | 28,678 | 1.93 |
| 2024 | 21,568 | 6,657 | 576 | 28,801 | 2.00 |
| 2025 | 21,847 | 6,554 | 566 | 28,967 | 1.96 |

자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석. 가중치 적용.
임금근로자·비임금근로자는 특고 제외. 비중은 원자료의 비반올림 수치로 계산

[그림 Ⅱ-1] 연도별 특고 종사자 수 추이(2015~2025년, 천 명)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.

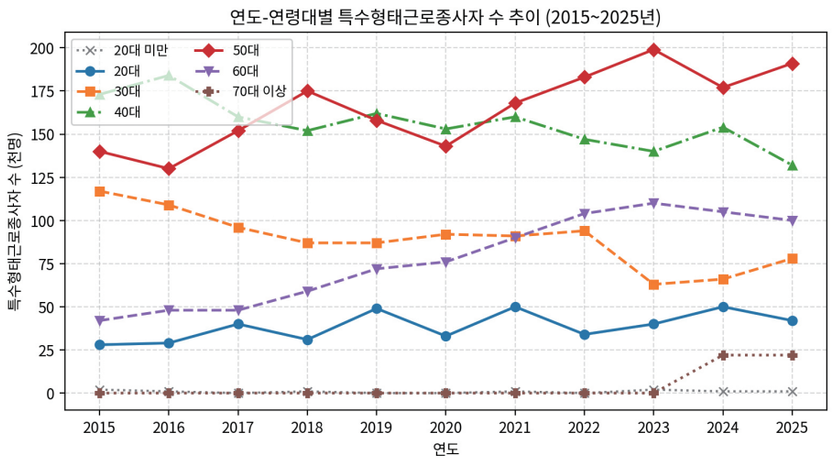
로자(특고 제외)는 6,894천 명에서 6,554천 명으로 약 4.9% 감소한 것과 비교하면, 특고는 전체 취업자 중 차지하는 비중이 1.85~2.03%의 범위 내에서 움직이는 가운데 2021년 이후 이전보다 높은 절대규모를 유지하고 있는 것으로 평가된다.

특고 규모의 변동 양상은 다음과 같다. [그림 Ⅱ-1]에서 볼 수 있듯이 2017년(497천)과 2020년(498천)의 일시적 감소, 2019년·2021년의 큰 폭 상승에는 경기 상황, 산업구성 변화, 플랫폼·운송 관련 노무제공 확대, 코로나19 전후 노동시장 변화, 특고에 대한 사회적 인식 및 응답 방식 변화 등이 복합적으로 관련되었을 가능성이 있다. 다만 11년 평균 약 532천 명 안팎에서 변동하면서도 2021년 이후 550천 명 이상의 수준에서 유지되는 양상은, 특고가 한국 노동시장에서 일정 규모로 관찰되는 종사 형태임을 보여준다. 2020년의 감소는 코로나19 시기의 노동수요·노동공급 변화, 산업별 충격, 조사상 포착 차이 등이 복합적으로 작용했을 가능성이 있으며, 특고 규모가 경기 및 제도 환경 변화에 민감하게 반응할 수 있음을 시사한다.

### (2) 연도-연령별 추이

[그림 Ⅱ-2]는 특고 종사자를 10세 단위 연령대로 집계한 추이이다. 핵심적으로 관찰되는 변화는 다음과 같다. 첫째, 40대와 50대가 11년 내내 가장 큰 연령대를 형성한다. 40대는 2015년 173천 명에서 2025년 132천 명으로 감소하였고, 50대는 같은 기간 140천 명에서 191천 명으로 증가하였다. 둘째, 60대 특고 종사자가 가장 큰 폭으로 증가하였다. 2015년 42천 명이던 60대 특고는 2025년 100천 명으로 약 2.4배 증가하였으며, 이는 관측된 연령대 중 가장 빠른 절대규모 증가에 해당한다. 셋째, 2024~2025년부터 새롭게 포착된 70대 이상 특고 종사자도 약 22천 명에 이른다. 넷째, 20대 특고 종사자는 2015년 28천 명에서 2025년 42천 명으로 증가하였으나 연도별 변동이 크고, 30대는 2015년 117천 명에서 2025년 78천 명으로 감소세를 보였다.

**[그림 Ⅱ-2]** 연도-연령대별 특고 종사자 수 추이(2015~2025년, 천 명)

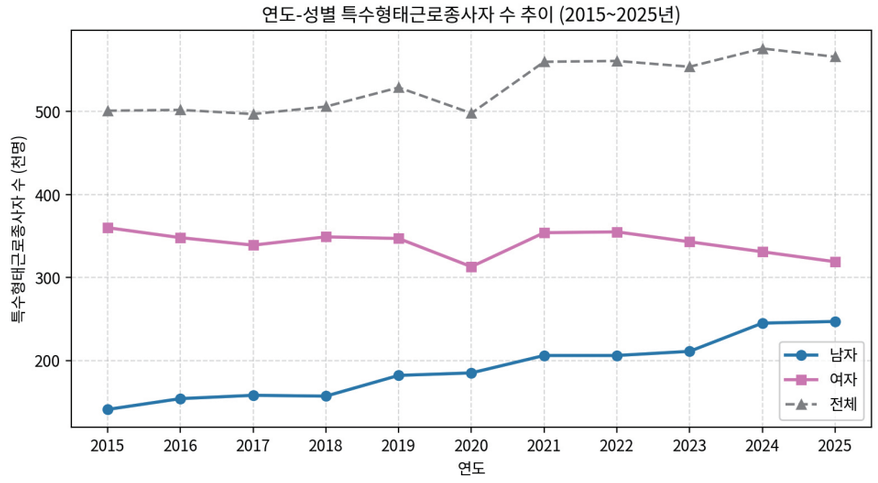



자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석. 10세 단위 집계. 2024~2025년 70대 이상은 부가조사 연령 구간 확장에 따라 신규 포착.





**[그림 Ⅱ-3]** 연도-성별 특고 종사자 수 추이(2015~2025년, 천 명)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.

플랫폼 종사자 부분에서 논의한 바와 유사하게 60대 이상 연령층의 증가는 본 원고의 주제인 국민연금과 직접 관련된다. 국민연금 노령연금 수급개시연령이 60~65세에 분포하는 가운데, 동 연령대의 특고 노동 참여 증가는 수급 직전·직후 시기의 노동소득 보충, 가입기간 연장 필요, 정년 이후 일자리 선택 등과 관련해 검토할 필요가 있다.

### (3) 연도-성별 추이

[그림 Ⅱ-3]은 11년 간 특고 종사자 중 여성 비율이 높았고, 그 격차는 좁혀지고 있음을 시사한다. 여성 특고는 2015년 360천 명에서 2025년 319천 명으로 약 11.4% 감소한 반면, 남성 특고는 같은 기간 141천 명에서 247천 명으로 약 75.2% 증가하였다. 여성 비중은 2015년 71.9%에서 2025년 56.4%로 약 15.5%포인트 하락하였다.

### (4) 연도-산업별 추이

〈표 Ⅱ-5〉와 [그림 Ⅱ-4]는 한국표준산업분류(KSIC) 대분류 기준 주요 산업별 특고 종사자 수 추이를 정리한 것이다. 11년 평균 기준 상위 6개 산업은 금융·보험업(K), 도매·소매업(G), 교육 서비스업(P), 운수·창고업(H), 협회·수리·기타 개인 서비스업(S), 사업시설관리·사업지원·임대 서비스업(N) 순이다.

산업별 변화의 핵심은 두 가지로 요약된다. 첫째, 운수·창고업(H) 특고가 2015년 11천 명에서 2025년 72천 명으로 약 6.6배 증가하였다. 이는 2010년대 후반 이후 음식배달, 택배·퀵서비스, 대리운전 등 플랫폼과 관련될 수 있는 노무제공 확대와 맞물려 나타난 변화로 해석될 여지가 있으며, 같은 시기 도매·소매업(G) 특고가 112천 명에서 69천 명으로 약 38.4% 감소한 것과 대조적이다. 둘째, 보험설계사 등이 다수 포함되는 금융·보험업(K)의 특고는 2015년 226천 명에서 2025년 242천 명으로 11년 동안 거의 변동이 없다. 즉 전통적인 산재보험 특례 직종 중심의 특고 규모는 상대적으로 정체된 반면, 최근 증가분은 운수·창고업과 협회·수리·기타 개인 서비스업(S, 2015년 24천→2025년 56천) 등에서

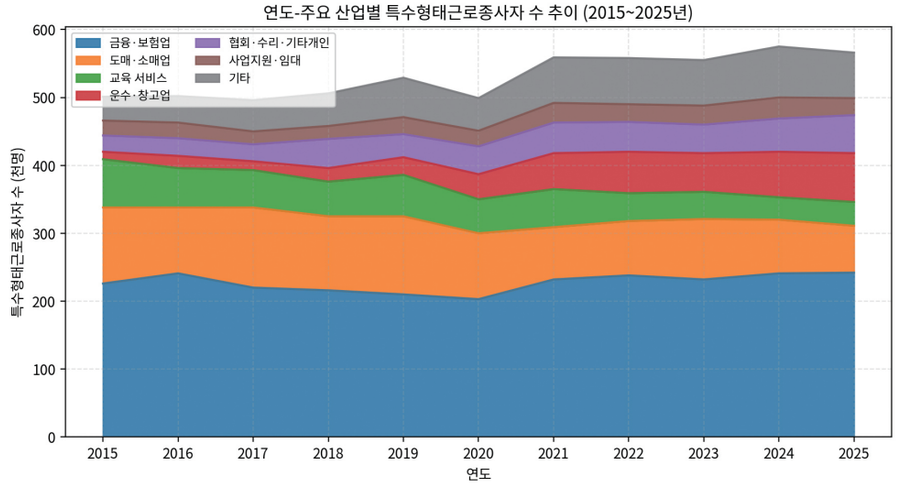
〈표 II-5〉 연도-주요 산업별 특고 종사자 수

(단위 : 천 명)

| 연도 | 금융보험 | 도매소매 | 교육 | 운수창고 | 협회수리 | 사업지원 | 기타 | 합계 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 2015 | 226 | 112 | 71 | 11 | 24 | 22 | 35 | 502 |
| 2016 | 241 | 97 | 58 | 18 | 26 | 23 | 39 | 502 |
| 2017 | 220 | 118 | 55 | 13 | 25 | 19 | 46 | 497 |
| 2018 | 216 | 109 | 51 | 20 | 43 | 19 | 48 | 506 |
| 2019 | 210 | 115 | 61 | 26 | 34 | 25 | 58 | 528 |
| 2020 | 203 | 97 | 50 | 37 | 41 | 23 | 48 | 498 |
| 2021 | 232 | 77 | 56 | 53 | 45 | 29 | 67 | 560 |
| 2022 | 238 | 80 | 41 | 61 | 44 | 26 | 68 | 561 |
| 2023 | 232 | 89 | 40 | 57 | 42 | 28 | 67 | 553 |
| 2024 | 241 | 79 | 33 | 67 | 49 | 31 | 75 | 576 |
| 2025 | 242 | 69 | 35 | 72 | 56 | 25 | 67 | 566 |

자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석. KSIC 대분류 기준. '기타'는 상위 6개 산업 외 나머지 산업 합계 및 산업코드 결측치 포함.

[그림 II-4] 연도-주요 산업별 특고 종사자 수 추이(2015~2025년, 천 명)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.

상대적으로 크게 나타난다.

**나. 소득분포 현황**

본 항에서는 앞 항에서 살펴본 양적 변화에 이어 특고 종사자의 소득 수준과 분포를 임금근로자(특고 제외)와 비교한다. 분석 자료는 앞 항과 동일하게 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 2015~2025년 마이크로데이터이며, 소득 지표로는 부가조사가 묻는 「최근 3개월간(6~8월) 월평균임금」(만원 단위)을 사용한다. 다만 해당 조사는 근로형태별 부가조사에서 관측되는 특고의 보수성 소득을 포착하는 것이므로, 특고종사자가 사업소득을 가질 수 있다는 특성상 전체 순소득으로 파악하기 어려울 수 있는 부분이 있다. 이러한 한계에도 불구하고 본고에서는 노동시장 대표통계를 이용해서 가용한 선에서 특고 종사자의 소득을 부분적으로라도 파악하는데 도움되는 기초자료를 제공하고자 하였다. 이하에서 '특고의 월평균임금'은 조사 문항명을 따른 표현이며, 본고에서는 특고 소득분포를 비교하기 위한 제한적 대리변수로 활용한다.

(1) 임금근로자와 특고의 임금분포 비교

〈표 II-6〉은 임금근로자(특고 제외)와 특고 종사자의 월평균임금(이하 평균임금) 평균, 표준편차, 변동계수(Coefficient of Variation, CV: 표준편차/평균을 의미.)를 연도별로 함께 정리한 것이다.

두 집단을 비교하면 다음 세 가지 점이 두드러진다. 첫째, 평균임금의 절대 수준은 임금근로자가 일관되게 더 높으나, 격차는 2015년 33.66만원에서 2025년 30.66만원으로 다소 좁혀졌다. 특고 평균임금이 2015년 197.61만원에서 2025년 290.61만원으로 11년간 약 47.06% 상승하면서 임금근로자(231.27 → 321.27만원, 약 38.92% 상승)보다 더 빠르게 증가한 결과이다. 둘째, 분포의 분산(표준편차)은 2024년까지는 임금근로자가 더 컸으나 2025년에는 특고(273.78)가 임금근로자(208.80)를 추월하였다. 특고의 표준편차는 11년간 126.60에서 273.78로 약 116.25% 증가하여 평균(약 47.06% 증가)보다 두 배 이상 빠르게 확대되었다. 셋째, 변동계수(분포 폭/평균)는 11개 연도 중 6개 연도에서 특고가 임금근로자보다 높으며, 특히 2025년에

〈표 II-6〉 연도별 임금 통계 비교 : 임금근로자(특고 제외) vs. 특고

(단위 : 만 원)

| 연도 | 임금근로자 평균 | 임금근로자 표준편차 | 임금근로자 변동계수 | 특고 평균 | 특고 표준편차 | 특고 변동계수 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 2015 | 231.27 | 151.34 | 0.65 | 197.61 | 126.60 | 0.64 |
| 2016 | 238.21 | 159.24 | 0.67 | 200.10 | 146.72 | 0.73 |
| 2017 | 243.68 | 157.17 | 0.64 | 215.19 | 148.95 | 0.69 |
| 2018 | 257.26 | 170.60 | 0.66 | 201.29 | 119.62 | 0.59 |
| 2019 | 265.51 | 171.94 | 0.65 | 216.57 | 144.37 | 0.67 |
| 2020 | 269.40 | 170.79 | 0.63 | 214.90 | 157.22 | 0.73 |
| 2021 | 274.76 | 171.79 | 0.63 | 223.05 | 157.21 | 0.70 |
| 2022 | 289.47 | 183.42 | 0.63 | 232.28 | 139.09 | 0.60 |
| 2023 | 301.79 | 203.34 | 0.67 | 257.02 | 163.79 | 0.64 |
| 2024 | 313.74 | 210.35 | 0.67 | 278.34 | 207.69 | 0.75 |
| 2025 | 321.27 | 208.80 | 0.65 | 290.61 | 273.78 | 0.94 |

자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석. 가중치 적용.
임금은 최근 3개월 월평균임금(만원).

는 특고 0.94 대 임금근로자 0.65로 격차가 0.29에 이른다. 즉 특고의 임금분포는 임금근로자보다 평균 대비 더 크게 펼쳐져 있고, 그 격차가 최근 들어 빠르게 벌어지고 있다.

### (2) 평균임금 전년대비 증가율의 변동폭 비교: 특고 vs. 임금근로자

〈표 Ⅱ-7〉은 2016~2025년 10개 연도에 대해 전년대비 평균임금 증가율을 두 집단에 대해 계산하고, 그 변동폭을 표준편차와 최댓값-최솟값 범위로 정리한 것이다.

임금근로자의 평균임금 증가율은 2016~2025년 동안 1.47~5.57%의 좁은 범위 내에서 변동하였으며 매년 양(+)의 값을 유지하였다. 표준편차는 1.40%포인트, 최댓값과 최솟값의 범위는 4.10%포인트에 불과하다. 반면 특고의 평균임금 증가율은 -6.46%(2018년)부터 +10.65%(2023년)까지 매우 큰 범위에 걸쳐 변동하였으며, 표준편차는 5.03%포인트, 범위는 17.11%포인트에 이른다. 표준편차 기준으로 특고의 증가율 변동폭은 임금근로자의 약 3.6배이며, 최댓값-최솟값 범위 기준으로는 약 4.2배 크다. 또한 2018년과 2020년에는 특고 평균임금이 전년 대비 감소(각각 -6.46%, -0.77%)한 반면, 같은 시기 임금근로자 평균임금은 각각 +5.57%, +1.47% 증가하여 두 집단의 임금 변동 방향이 정반대로 나타난 해도 있다.

[그림 Ⅱ-5]에서 시각적으로도 확인되는 바와 같이, 임금근로자의 막대는 모두 0선 위에 있고 높이의 편차가 작은 반면, 특고의 막대는 0선의 위·아래를 넘나들며 높이의 편차도 매우 크다.

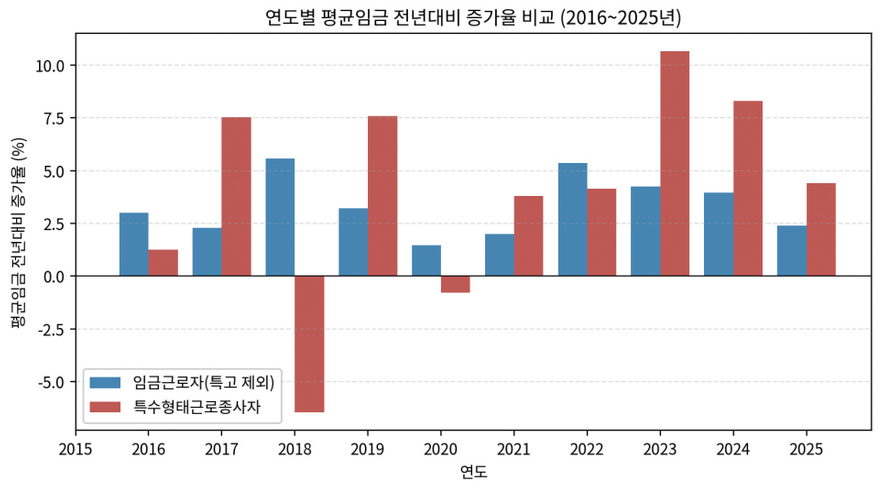
〈표 Ⅱ-7〉 평균임금 전년 대비 증가율 비교

(단위 : %)

| 연도 | 임금근로자(특고 제외) | 특고 종사자 | 차이(특고-임금) |
|---|---|---|---|
| 2016 | 3.00 | 1.26 | -1.74 |
| 2017 | 2.30 | 7.54 | 5.24 |
| 2018 | 5.57 | -6.46 | -12.03 |
| 2019 | 3.21 | 7.59 | 4.38 |
| 2020 | 1.47 | -0.77 | -2.24 |
| 2021 | 1.99 | 3.79 | 1.80 |
| 2022 | 5.35 | 4.14 | -1.21 |
| 2023 | 4.26 | 10.65 | 6.39 |
| 2024 | 3.96 | 8.30 | 4.34 |
| 2025 | 2.40 | 4.41 | 2.01 |
| 표준편차 | 1.40 | 5.03 | - |
| 최댓값 | 5.57 | 10.65 | - |
| 최솟값 | 1.47 | -6.46 | - |
| 최대-최소 범위 | 4.10 | 17.11 | - |

자료 : 〈표 Ⅱ-6〉 평균임금에서 산출.

[그림 Ⅱ-5] 평균임금 전년대비 증가율 비교(2016~2025년)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.

### (3) 임금분포의 시각적 비교

[그림 Ⅱ-6]은 2017~2025년 특고 종사자의 임금분포를 히스토그램과 커널밀도로 시각화한 것이다. 히스토그램과 커널밀도는 분포 형태 확인을 위한 비가중치 기준 시각화이며, 표의 통계량에는 부가조사 가중치를 적용하였다. 분포는 대체로 100~200만원 구간을 중심으로 형성되어 있으나, 일부 연도에서는 200만원 이상 구간과 600만원 이상 고소득 구간의 관측도 확인된다. 특히 2024~2025년에는 분포의 상단부가 이전보다 다소 넓게 나타나는 모습이 관찰되며, 이는 〈표 Ⅱ-6〉에서 확인된 특고 표준편차 및 변동계수 확대와도 대체로 부합한다.

[그림 Ⅱ-7]은 특고와 임금근로자의 임금분포를 같은 축 위에 겹쳐 그린 커널밀도 곡선이다. 임금근로자(파란 점선)는 200만원대 부근에서 상대적으로 높은 밀도를 보이는 반면, 특고(붉은 실선)는 더 낮은 임금구간에서 정점이 나타나며 저임금 구간의 밀도가 비교적 높게 관찰된다.

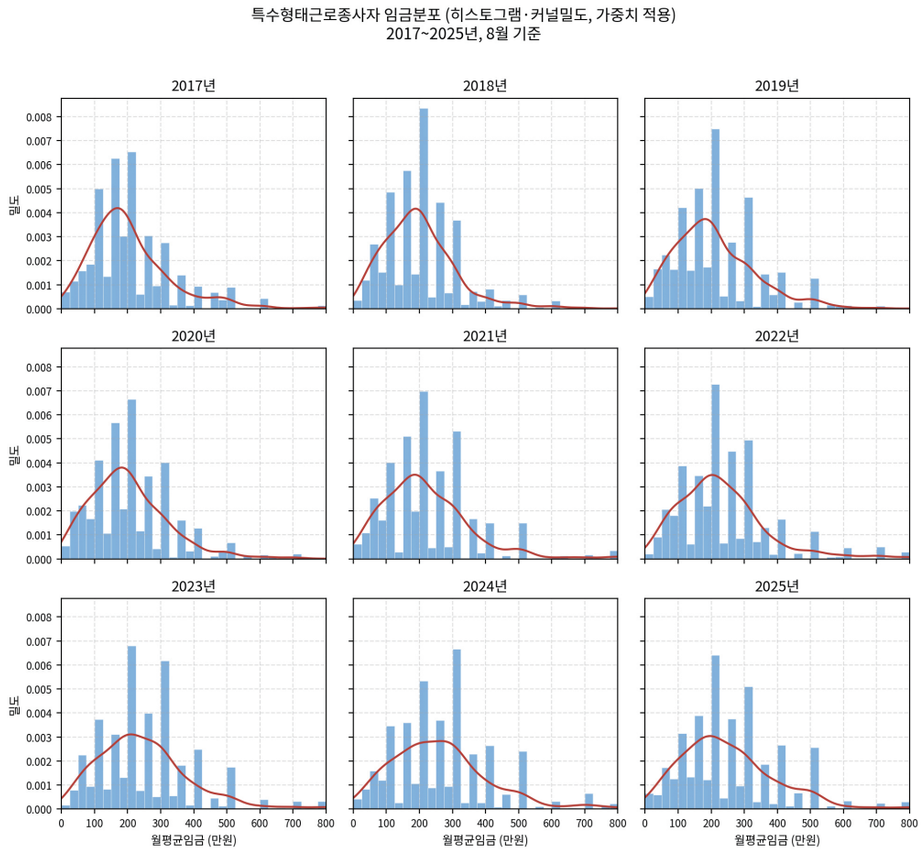
### (4) 임금분포와 사회보험 부과기반의 연결: 국민연금을 중심으로 한 시론적 함의

앞선 임금분포는 근로소득만을 측정한 것으로, 사업소득·기타소득이나 필요경비를 반영한 국민연금의 실제 기준소득월액과 일치하지 않는다. 그럼에도 플랫폼 종사자와 특고 종사자의 임금수준 및 분포를 함께 살펴보는 것은 소득 파악의 정확성, 신고소득의 적시 조정, 보험료 납부의 지속성이 왜 중요한지를 보여주는 데 의미가 있다. 특히 동일 집단 안에서도 소득분포가 넓고 저임금 비중이 존재한다는 점은 일률적인 제도 설계보다 소득 파악과 납부 지원을 구분하여 검토할 필요가 있음을 시사한다.

### (5) 기술통계와 사회보험 운영의 연결: 정리

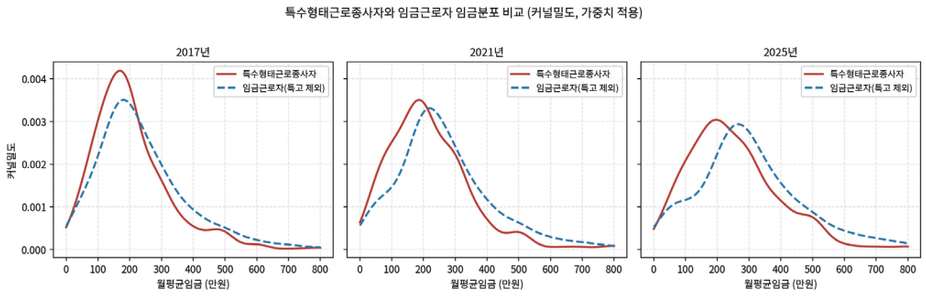
앞의 기술통계는 국민연금 가입·기여·수급의 결과를 직접 추정한 것이 아니라, 소득 파악과 가입유지에 관련된 위험요인을 보여주는 노동시장 자료다. 따라서 개인별 국민연금 가입이력과 납부상태를 결합하지 않은 상태에서 고용형태가 납부예외·체납 또

[그림 II-6] 특고 종사자 임금분포(히스토그램·커널밀도, 2017~2025년)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.
히스토그램과 커널밀도는 비가중치 기준으로 작성.

[그림 II-7] 특고와 임금근로자 임금분포 비교(커널밀도, 2017·2021·2025년)




자료 : 국가데이터처 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 원자료를 활용한 저자 분석.
히스토그램과 커널밀도는 비가중치 기준으로 작성.

는 급여수준에 미치는 인과효과를 단정할 수 없다.

그럼에도 연령구성과 고용형태의 변화는 사회보험 운영에서 점검할 지점을 제시한다. 청년층의 플랫폼 노동 증가는 초기 가입이력 형성의 문제와, 고령층의 플랫폼·특고 노동 증가는 사업장가입과 지역가입 사이의 전환 및 수급 전후 소득활동과 관련될 수 있다. 다만 이러한 가능성은 후속 연구에서 행정자료를 결합해 검증할 필요가 있다.

소득분포와 주업형·부업형·간헐적 참가형의 차이는 소득신고의 적시성과 보험료 납부 지속성을 함께 살펴볼 필요가 있음을 보여준다. 플랫폼이나 여러 거래상대방을 통해 소득이 발생하면 합산과 필요경비 확인이 어려울 수 있으므로, 자료 연계는 자동 부과보다 신고 안내와 기준소득 조정의 정확성을 높이는 보조수단으로 검토하는 것이 적절하다. 뒤의 정책 논의도 소득자료 연계와 저소득·소득감소 지역가입자 지원이라는 두 가지 검토방향에 한정한다.

## III. 한국 제도 현황과 해외사례

### 1) 한국 제도 현황

본 절은 현행 국민연금 제도 하에서 특고 및 플랫폼 종사자가 어떻게 적용되는지, 그리고 사회보험 사각지대 관련 주요 쟁점이 무엇인지를 정리하였다.

#### 가. 적용 체계와 특고·플랫폼 종사자의 위치

국민연금은 18세 이상 60세 미만 가입대상자를 사업장가입자와 지역가입자로 구분한다. 2025년까지 국민연금 보험료율은 9%로, 사업장가입자는 사용자와 근로자가 각각 4.5%씩 부담하고 지역가입자는 본인이 전액 부담하였다. 다만 2025년 연금개혁에 따라 보험료율은 2026년 9.5%를 시작으로 매년 0.5%p씩 인상되어 2033년 13%에 도달할 예정이다. 임금근로자가 1인 이상 사업장에 종사하는 경우 원칙적으로 사업장가입자로 편입되나, 특고는 통상 근로계약이 아닌 위탁·도급·용역계약 또는 개인사업자 형태로 노무를 제공하는 경우가 많아, 국민연금에서는 사업장가입보다 지역가입으로 포착될 가능성이 크다. 그 결과 특고의 다수는 지역가입자로 편입되며, 사용자 부담분 없이 보험료를 본인이 전액 부담하는 구조 속에서 가입을 유지해야 하는 상황에 놓인다.

플랫폼 종사자 역시 근로계약보다는 위탁·용역계약 또는 독립계약자 형태로 노무를 제공하는 경우가 많아, 국민연금에서도 특고와 유사하게 지역가입 또는 사업소득 기반 적용 문제가 발생할 수 있다. 산재보험과 고용보험은 노무제공자 직종을 중심으로 단계적으로 적용 범위를 확대해 왔으며, 산재보험의 경우 2023년 7월 전속성 요건 폐지와 함께 적용 직종 및 범위가 확대되었다. 다만 적용 직종과 요건은 보험별·시점별로 차이가 있으므로, 본고에서는 노무제공자에 대한 사회보험 적용이 확대되어 왔다는 점에 초점을 둔다.

#### 나. 가입·기여·수급 적용 현황

문현경·류재린(2021)은 「국민연금 DB」 5% 표본(2020년 10월 추출)을 활용하여 특고의 국민연금 가입실태를 분석하였다. 동 연구의 핵심 결과는 다음과 같다.

첫째, 지역가입 편중이다. 2020년 8월 기준 산재보험 특례적용 9개 직종 특고 519,499명 중 가입대상은 73.6%였고, 그 중 사업장가입자는 19.9%(93,036명)에 불과한 반면 지역가입자는 53.7%(250,738명)였다. 둘째, 가입기간의 불안정성이다. 산재보험 특례 9개 직종 특고(group 1)의 10년 이상 가입 비중은 58.2%, 사업소득을 신고한 특고 속성 노동자(group 2)의 동 비중은 44.6%로,

지역가입 임금근로자(group 3, 69.9%)와 특고 제외 지역가입자(group 4, 68.5%)에 비해 낮다. 셋째, 징수율 격차이다. 사업장가입 특고(group 5)의 평균 징수율은 99% 이상인 반면, 지역가입 특고와 지역가입자 일반은 약 75% 전후(해당 보고서 그림 2 기준)에 머문다. 보고서 본문에서는 산재보험 특례적용 9개 직종 지역가입 특고의 징수율을 약 67.2%로 추계하였다[9]. 넷째, 소득 변동성이다. 동 연구는 기준소득월액의 누적 변동지수($I_5$: ±5% 이상 변동 발생 횟수의 합)가 특고집단(group 1, group 2)에서 지역가입자(group 3, group 4)의 약 2~3배 높음을 보였으며, 사업장가입 특고(group 5)의 변동지수는 지역가입자의 약 5배에 이른다.

이상의 결과는 다음 두 가지를 시사한다. 첫째, 형식적 가입률 측면에서 특고의 국민연금 가입 자체는 불안정하다고 단언하기 어렵다(문현경·류재린, 2021). 둘째, 그러나 사업장가입 비중이 낮고 지역가입 의존도가 높아 본인 단독부담 구조에서 보험료 납부 안정성이 떨어지고, 소득 변동성이 가입기간·징수율과 관련될 가능성이 확인된다. 본 원고 제Ⅱ장 2-나)에서 부가조사 자료로 보인 특고의 평균임금 증가율 변동폭이 임금근로자보다 크게 나타난다는 결과는, 국민연금 DB에서 확인된 특고의 소득 변동성 문제와 같은 방향에서 참고할 수 있는 노동시장 자료로 해석할 수 있다.

### 다. 지역가입자 보험료 지원제도와 특고·플랫폼 종사자

지역가입 중심 구조에서 특고·플랫폼 종사자와 관련하여 함께 검토할 수 있는 제도는 지역가입자 보험료 지원이다. 현행 제도는 사업중단·실직·휴직 등으로 납부예외 중이던 지역가입자가 납부를 재개하는 경우 일정 기간 보험료의 일부를 지원하는 방식으로 운영되어 왔다. 2025년 기준으로는 기준소득월액 103만원 이하인 경우 보험료의 50%, 이를 초과하는 경우 월 46,350원을 최대 12개월 지원하는 구조로 설명되어 왔다. 2026년부터는 납부재개 여부와 무관하게 기준소득월액 80만원 미만, 재산 6억 원 미만 등 요건에 해당하는 저소득 지역가입자까지 지원대상이 확대되고, 신규 지원대상자의 월 최대 지원액은 37,950원으로 안내되어 있다. 이는 지역가입자의 보험료 부담을 완화하고 가입기간 확보를 돕는 장치라는 점에서, 저소득·소득변동성이 큰 특고 및 플랫폼 종사자에게도 관련성이 있다.

다만 이 제도는 특고 또는 플랫폼 종사자를 별도로 겨냥한 제도라기보다 지역가입자 중 일정 요건을 충족하는 저소득층 또는 납부재개자를 지원하는 제도이다. 따라서 다중 플랫폼을 통한 소득 발생, 월별 소득 변동, 사업경비 차감 후 순소득 파악, 부업형·간헐적 참가형의 소득 합산 문제를 직접 해결하지는 않는다. 본고의 분석에서 특고 임금분포가 임금근로자보다 넓게 나타난다는 점을 고려하면, 보험료 지원제도는 저소득 구간의 납부 지속성 확보에는 도움이 될 수 있으나, 소득파악과 기준소득월액 조정의 정확성 제고와 함께 검토될 때 정책효과를 보다 명확히 평가할 수 있다.

## 2) 해외사례

본 절은 OECD 회원국 중 플랫폼 종사자 또는 종속성을 띤 자영업자에게 사회보험을 명시적으로 확장한 사례를 정리한다. 자료는 OECD, ILO, ISSA, Eurofound, EU Council, 각국 정부 자료 등 일차 출처에 의해 검증된 항목에 한정한다.[10]

### 가. 비교표

각국 사례는 ① 근로자성 추정·재분류형, ② 노무제공자 사회보험 확장형, ③ 산재·상해보험 특화형, ④ 단체협약형, ⑤ 독립 노동자·프리랜서 보험료 분담형 의 다섯 유형으로 분류할 수 있다. 〈표 Ⅲ-1〉은 한국과 8개 OECD 국가의 제도 유형, 적용 대상, 보험료·비용 부담 구조, 주된 정책 취지를 비교한 것이다.

〈표 Ⅲ-1〉 OECD 주요국 플랫폼·특고 종사자 사회보험 지원·보호 사례 비교

| 국가 | 제도 유형 | 적용 대상·보호 방식 | 보험료·비용 부담 | 출처 |
|---|---|---|---|---|
| 한국 | 노무제공자 사회보험 확장형 | 법령상 정한 노무제공자 직종에 고용보험·산재보험 적용을 확대하고, 플랫폼 종사자에 대해서는 노무제공 내역 신고 및 보험료 원천공제·납부 체계를 부분적으로 도입 | 노무제공자와 사업주 또는 노무제공을 받는 자가 보험료를 분담하며, 플랫폼 운영자는 일정한 경우 신고·원천공제·납부 과정에 관여 | ILO(2024); 「산업재해보상보험법」 |
| 독일 | 독립예술인·프리랜서 사회보험 분담형 | 예술인 사회보험기금(KSK, 1983~) : 연소득 기준을 충족하는 예술·출판 분야 독립예술가·작가를 사회보험에 편입. 플랫폼 노동자 일반을 대상으로 한 제도는 아니나, 종속성이 있는 프리랜서형 노무제공자의 보험료 분담 사례로 참고 가능 | 가입자 본인 약 50%, 예술·출판 서비스 이용기업의 부담금 약 30%, 연방정부 보조 약 20% | OECD(2018); 문현경·류재린(2021) |
| 프랑스 | 산재보험·직업훈련 보완형 | 2016년 El Khomri 법 — 자영업 플랫폼 노동자 자발적 산재보험 가입 | 일정 소득 기준 초과 시 플랫폼이 보험료 보전(2021년 라이더 상한 €596.18) | Eurofound; OECD(2019) |
| 이탈리아 | 산재보험 특화형 | 2019년 법률 제128호 — 배달 플랫폼 라이더 INAIL 산재보험 의무 적용 | 플랫폼이 보험료 전액 부담 | ISSA Italy; Eurofound |
| 스페인 | 근로자성 추정형 | 2021년 라이더법 — 음식배달 플랫폼 라이더를 특정 조건에서 근로자로 추정 | 근로자 인정 시 플랫폼이 사용자로서 사회보장기여금 부담 | Eurofound; ETUC(2022); ILO(2024) |
| 포르투갈 | 근로자성 추정형 | 2023년 노동법 개정 — 6개 기준 중 2개 충족 시 근로자성 추정 | 근로자로 인정되는 경우 플랫폼이 사용자로서 사회보장기여금 납부의무 부담 | ISSA Portugal; Wolters Kluwer |
| 벨기에 | 산재·상해보험 의무화형 | 2026년 1월부터 자영업 플랫폼 노동자 의무 상해보험 | 플랫폼이 보험료 부담. 미가입 시 보상기금 작동 | ISSA Belgium; ETUI |
| 덴마크 | 단체협약형 | Hilfr–3F 협약(2018~) — 플랫폼 청소노동자 협약임금·연금·휴가·병가급여 보장 | 협약상 시간당 DKK 141.2 최저 지급 + DKK 20 welfare supplement | Eurofound; ETUC; UNI Global Union |
| EU | 지침(2024) | 2024년 EU 플랫폼 노동 지침 — 고용지위 판단·알고리즘 관리 투명성 | 회원국 자체 사회보험 체계 적용 | EU Council (2024) |

주 : 독일 KSK는 플랫폼 종사자 일반을 대상으로 한 제도가 아니라 예술·출판 분야 독립예술가와 작가를 대상으로 한 사회보험 분담제도이다. 본고에서는 플랫폼 노동자에 대한 직접 사례가 아니라, 독립노동자 또는 프리랜서형 노무제공자의 보험료 분담 구조를 검토하기 위한 참고 사례로 제시한다.

자료 : 「OECD 국가의 플랫폼 종사자 사회보험 지원·보호 사례 정리」(저자 정리본, 2026)에 정리된 각국 일차 출처를 본 원고에서 재인용.

9) 문현경·류재린(2021, p.79)은 자격상태 확인 중인 자를 납부예외자로 간주할 경우 특고종사자의 '가입률' 자체는 약 67%에 달한다고 보았다. 그러나 본문에서 언급한 '67.2%'는 가입률과 별개의 지표인 '보험료 징수율(기한 내 완납 비중)'을 의미하며, 이는 사업장가입 특고(약 100%)에 비해 지역가입 특고의 실질적인 납부 불안정성이 큼을 보여주는 수치이다.

10) 본 절의 해외사례 정리는 「OECD 국가의 플랫폼 종사자 사회보험 지원·보호 사례 정리」(저자 정리본, 2026.5.)와 문현경·류재린(2021), 그리고 OECD(2018, 2019), ILO(2024), ISSA, Eurofound 등 일차 자료에 기반한다. 사적 보도자료에만 의존하는 항목은 본 원고에서 제외하였다.

### 나. 공적연금·노령소득보장과 비교적 직접 관련된 사례

#### (1) 근로자성 추정·재분류형 (스페인·포르투갈, EU 지침)

스페인은 2021년 「라이더법」(Real Decreto-ley 9/2021)을 통해 음식배달 플랫폼 라이더의 근로자성을 법적으로 추정하였다. 포르투갈은 2023년 노동법 개정으로 ① 보수 결정, ② 업무규칙 설정, ③ 알고리즘 감독, ④ 자율성 제한, ⑤ 징계권 행사, ⑥ 장비 소유·임대의 6개 기준 중 2개 충족 시 근로자성을 추정하는 반증 가능 추정 제도를 도입하였다(ISSA Portugal; Wolters Kluwer). 근로자로 인정되는 경우 플랫폼은 사용자로서 사회보장기여금 부담 주체가 된다. 이 유형은 근로자성 판단을 통해 기존 사회보장체계 적용으로 연결된다는 점에서 포괄적이지만, 실제 적용 범위와 집행은 각국의 제도 설계와 법적 판단에 따라 달라질 수 있다. 2024년 채택된 EU 플랫폼 노동 지침은 이러한 흐름을 EU 전역으로 확산시키는 공통 틀을 제공한다(EU Council, 2024).

#### (2) 독립예술인·프리랜서 사회보험 분담형 : 독일 KSK

독일의 예술인 사회보험기금(Künstlersozialkasse, KSK)은 1983년에 도입된 제도로, 일정 소득 기준을 충족하는 예술·출판 분야 독립예술가와 작가를 사회보험 체계에 편입하는 장치이다. KSK는 플랫폼 노동자 일반을 대상으로 한 제도는 아니며, 예술·출판 분야 프리랜서에 한정된 제도라는 점에서 본고의 플랫폼 종사자 논의에 직접 대응하는 사례는 아니다. 다만 보험료 부담을 가입자 본인, 예술·출판 서비스를 이용하는 기업의 부담금, 정부 보조로 나누어 독립노동자의 사회보험 부담을 완화한다는 점에서, 종속성이 있는 프리랜서형 노무제공자에 대한 보험료 분담 구조를 검토할 때 참고할 수 있다. 문현경·류재린(2021)도 특고 종사자의 국민연금 적용 논의에서 독일식 분담 구조를 검토 가능한 해외사례로 제시한 바 있다.

#### (3) 단체협약형(덴마크)

덴마크는 가사·청소 플랫폼 Hilfr와 노동조합 3F 간 단체협약을 통해 플랫폼 청소노동자에게 협약임금·연금 기여·휴가수당·병가급여·welfare supplement를 보장한다(Eurofound; ETUC). 법률 일괄 규제보다는 노사 자율을 통한 보호 확장이 특징이나, 협약이 체결된 플랫폼과 노동자에 한정된다는 한계가 있다.

### 다. 연금 외 사회보험 중심 사례 : 산재·상해보험 특화형(이탈리아·벨기에·프랑스)

프랑스·이탈리아·벨기에 사례는 플랫폼 종사자의 업무상 위험 또는 상해에 대한 보호를 확대한 사례다. 이탈리아와 벨기에는 일정 범위의 플랫폼 종사자에게 산재보험 또는 유사한 보호를 적용하고, 프랑스는 플랫폼의 사회적 책임과 관련한 제도를 두고 있다. 이러한 사례는 플랫폼 사업자에게 자료 제공이나 보험보호상의 역할을 부여할 수 있음을 보여주지만, 보험사고·보험료 산정·수급요건이 노령연금과 다르다. 따라서 본고에서는 이를 공적연금의 해외모형으로 제시하지 않고 연금 외 사회보험 사례로만 활용한다.

### 라. 한국의 노무제공자 사회보험 확장형

한국은 위 유형들과 달리 플랫폼 종사자를 일률 재분류하지 않고 「노무제공자」라는 별도 범주를 통해 고용보험·산재보험을 확대한 사례이다. 플랫폼 운영자가 노무제공 내역 신고와 보험료 원천공제·납부에 관여하도록 한 점은 다중 플랫폼·건별 거래 구조에서 행정적 실효성을 높이려는 시도로 평가된다(ILO, 2024). 다만 국민연금·건강보험은 아직 동일한 행정 구조에 편입되지 않아, 본 절 1)에서 살펴본 지역가입 의존도와 본인 전액부담 구조가 여전히 중요한 쟁점으로 남아 있다.

### 마. 해외사례의 활용 범위와 비교상의 한계

해외사례로부터 도출할 수 있는 함의는 제한적이다. 근로자성 추정형은 근로자로 인정되는 경우 기존 사회보장기여금 체계에 편입될 수 있다는 장점이 있으나, 한국의 모든 특고·플랫폼 종사자에게 일괄 적용하기에는 직종별 종속성, 소득구조, 계약관계가 상이하다. 독일 KSK와 덴마크 협약은 보험료 분담 또는 연금기여가 가능하다는 점을 보여주지만, 적용 대상이 특정 직역 또는 협약 체결 플랫폼에 한정된다. 산재·상해보험 특화형은 사고위험 보호 측면에서는 직접적이나, 국민연금의 노령소득보장 기능과는 정책목표가 다르다.

따라서 본고의 정책 논의에서 해외사례는 특정 제도를 그대로 이식하기 위한 근거라기보다 세 가지 점검항목을 제공하는 자료로 활용하는 것이 적절하다. 첫째, 플랫폼 또는 이용사업자가 소득·노무제공 내역을 보유한 경우 행정적 신고 보조 역할을 어느 범위까지 부여할 수 있는지이다. 둘째, 근로자성이 강한 일부 직종에서 보험료 분담 가능성을 검토할 때 어떤 법적 기준과 반증 절차가 필요한지이다. 셋째, 산재·상해보험과 국민연금은 정책목표가 다르므로, 연금 영역에서는 가입기간 확보와 기준소득월액 산정의 안정성을 별도로 검토해야 한다는 점이다.

## IV. 결론 및 정책제언

본고는 플랫폼 종사자와 특고 종사자를 중심으로 다변화된 고용형태의 규모와 소득분포를 살펴보고, 이러한 변화가 사회보험 제도에 제기하는 과제를 검토하였다. 국민연금은 노동시장 변화가 가입경로, 소득신고, 보험료 납부 지속성에 미치는 문제를 구체적으로 살펴보는 중심 사례로 활용하였다.

특고 종사자의 소득분포 분석은 국민연금 논의에서 소득 안정성과 보험료 부과 기반을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다. 경활 부가조사의 최근 3개월 월평균임금을 제한적 소득 지표로 사용한 결과, 특고의 평균임금 증가율은 임금근로자보다 연도별 변동폭이 크게 나타났고, 최근에는 변동계수도 확대되는 모습을 보였다. 이는 특고의 실제 순소득 전체를 포착한 결과는 아니므로 과도하게 일반화하기 어렵다. 그러나 조사상 관측되는 보수성 소득의 분포가 임금근로자보다 더 불안정하게 움직일 수 있음을 보여준다. 따라서 특고에 대한 국민연금 적용 논의에서는 단순히 가입대상을 확대하는 것뿐 아니라, 변동성이 큰 소득을 어떻게 파악하고 보험료 부과·징수 체계에 반영할 것인지가 함께 검토될 필요가 있다.

한국의 제도 현황과 해외사례를 비교하면, 다변화된 고용형태에 대한 사회보험 적용 방식은 근로자성 재분류, 노무제공자 범주 신설, 산재·상해보험 중심의 부분 보호, 보험료 분담 구조 조정 등 여러 경로로 나타난다. 한국은 고용보험·산재보험을 중심으로 노무제공자에 대한 적용을 확대해 왔으나, 국민연금에서는 여전히 지역가입 중심의 본인 단독부담 구조가 중요한 쟁점으로 남아 있다. 해외사례는 플랫폼 또는 이용사업자의 행정적 역할과 보험료 분담을 일부 활용할 수 있음을 보여주지만, 노령연금 영역에서는 각국의 제도적 차이가 커서 직접적인 이식에는 한계가 있다. 따라서 한국의 국민연금 개편 논의에서는 직종별 열거 방식의 한계, 소득파악 인프라, 보험료 부담 배분, 저소득·소득변동 집단에 대한 한시적 지원 가능성을 함께 고려하는

점진적 접근이 필요하다.

본고의 분석을 바탕으로, 저소득·소득변동 지역가입자에 대한 보험료 지원을 보다 정교하게 설계할 필요가 있는지 논의해볼 수 있다. 이는 완결된 정책대안이라기보다, 현행 지역가입자 보험료 지원 제도의 운영자료와 추가 분석을 통해 검토할 수 있는 방향에 가깝다. 특히 플랫폼·특고 종사자 중 저소득이거나 소득 감소로 납부예외·체납 위험이 큰 지역가입자에 대해서는, 단순한 소득기준뿐 아니라 최근 소득 변동, 납부이력, 납부재개 여부 등을 함께 고려하는 방안이 논의될 수 있다. 이러한 접근은 일시적 소득충격이 장기적인 납부 중단으로 이어지는 것을 완화할 가능성이 있으나, 실제 효과는 별도의 실증분석을 통해 확인될 필요가 있다.

아울러 지원 종료 후 납부 지속성, 소득 확인의 정확성, 다른 저소득 지역가입자와의 형평성, 추가 재정부담 등을 함께 검토해야 한다. 따라서 특정 고용형태를 직접적으로 우대하기보다는, 소득수준과 소득변동에 따른 납부위험을 기준으로 제한적·단계적으로 논의하는 접근이 보다 적절할 수 있다.

플랫폼 사업자의 보험료 분담의무는 근로자성 판단, 사용자 책임, 거래구조가 함께 검토되어야 하므로 본고의 자료만으로 구체안을 제시하기 어렵다. 해외의 산재·상해보험 사례도 이를 국민연금에 그대로 적용할 근거가 되지는 않는다. 따라서 현 단계에서는 자료 제공과 소득 확인 절차를 우선 개선하고, 보험료 분담은 직종별 계약관계와 재정영향에 대한 추가적인 연구를 통해 검토할 수 있다.





## 참고문헌


[ 국내문헌 ]

고용노동부. (2020). 「코로나19 긴급고용안정지원금 신청 현황」(1차).

고용노동부. (2022.12.27.). 「'22년 플랫폼종사자 규모와 근무실태 결과 발표」(보도자료).

고용노동부. (2024.8.5.). 「플랫폼종사자 88.3만명으로 전년 대비 11.1% 증가」(보도자료).

국가데이터처. (2026). 「비전형 근로자 규모 및 증감」, KOSIS 통계표 ID: DT_1DE7071S (2026.5.13. 추출).

김준영·장재호·김강호·박상현. (2021). 『플랫폼종사자 규모와 근무실태』, 한국고용정보원, 기본연구 2021-08.

김준영·장재호·김강호·황광훈·정연정·박상현·장진희. (2022). 『플랫폼종사자 직종별 근무실태와 정책과제』, 한국고용정보원.

「국민연금법」(현행).

문현경·류재린. (2021). 「특수형태근로종사자의 사회보험 불안정성: 국민연금을 중심으로」, 『노동정책연구』 제21권 제2호, pp.69-99.

박보람. (2024). 「플랫폼 노동시장의 변화와 시사점: 2023년 플랫폼 종사자 규모추정과 근무실태 조사 결과를 중심으로」, 『계간 고용이슈』 2024년 봄호, pp.6-19, 한국고용정보원.

「산업재해보상보험법」(현행).

국가데이터처. (2015~2025). 「경제활동인구조사 8월 근로형태별 부가조사」 마이크로데이터. 국가데이터처 MDIS 제공.

국가데이터처. (2025.10.22.). 「2025년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 결과」(보도자료).

[ 해외문헌 및 국제기구 자료 ]

EU Council. (2024). Platform workers: Council adopts new rules to improve their working conditions (2024.10.14).

Eurofound. Italy: Latest developments in working life Q4 2019.

Eurofound. France: Law 2016-1088. Legal framework for platform workers.

Eurofound. Riders' Law (Spain).

Eurofound. The Danish trade union 3F signs collective agreements with platform companies.

ETUC. (2022). Spain country report 2022.

ETUC. Historic deal for platform workers in Denmark.

ETUI. Belgium: platform workers now compensated following work accidents.

ILO. (2024). Republic of Korea: Extending social insurance to digital platform workers.

ISSA. Belgium: Platform workers and social security.

ISSA. Italy: Platform workers and social security.
ISSA. Portugal: Platform workers and social security.
ISSA. Spain: Platform workers and social security.
OECD. (2018). The Future of Social Protection: What Works for Non-standard Workers? OECD Publishing.
OECD. (2019). Policy Responses to New Forms of Work. OECD Publishing.
UNI Global Union. 3F reaches groundbreaking collective agreement with platform company Hilfr.
Wolters Kluwer. An employment presumption for platform work: The Portuguese experience.





2026 Pension Forum

# 과거 노동시장 경력이 노후소득에 미치는 장기적 영향: 공적연금의 역할을 중심으로



오태희(인천대학교)

## Ⅰ. 서문

국민연금은 우리나라 노후소득보장체계의 핵심 제도이다. 국민연금은 기본적으로 사회보험 방식에 기반하기 때문에, 개인이 생애 근로기간 동안 얼마나 안정적으로 노동시장에 참여하였는지, 그리고 얼마나 충분한 기간 동안 보험료를 납부하였는지에 따라 노후의 수급 여부와 급여 수준이 달라진다. 따라서 국민연금의 노후소득보장 기능은 연금제도 자체의 설계뿐 아니라, 개인이 생애 동안 경험한 노동시장 경력과도 밀접한 관계가 있다. 그간 우리나라 노동시장은 1차 노동시장과 2차 노동시장 간의 두드러진 이중구조를 특징으로 해왔다. 상용직·정규직 등 안정적인 일자리에서 장기간 종사한 근로자는 상대적으로 높은 임금과 안정적인 고용을 경험할 가능성이 높으며, 이는 공적연금 가입 및 납입 이력의 축적으로 이어질 수 있다. 반면 비상용직, 비정규직, 불안정한 자영업 등 국민연금 납부가 충분하지 않을 가능성이 높은 일자리 경험을 장기간 누적한 근로자는 은퇴 이후 충분한 연금소득을 확보하지 못할 수 있다. 이러한 점에서 노동시장 이중구조는 현재의 임금 및 고용 격차에 그치지 않고, 노후소득보장체계의 성과와 연결되면서 노후소득 격차로 전이되는 중요한 경로가 될 수 있다.

그런데 고령자의 노후소득은 다양한 소득원으로 구성되어 있기 때문에, 국민연금의 노후소득보장 기능을 분석하는 것은 쉽지 않다. 고령층의 가구소득은 연금소득뿐 아니라 자산소득, 이전소득, 본인 및 배우자의 근로소득 등 여러 소득원으로 구성되어 있다. 따라서 불리한 과거 노동시장 경력을 가지고 있더라도 현재의 가구 총소득에서는 이로 인한 영향이 명확하게 드러나지 않을 수 있다. 반면 연금소득은 개인의 과거 가입 및 납입 이력을 상대적으로 직접 반영하므로, 노동시장 이중구조의 장기적 영향이 보다 뚜렷하게 나타날 수 있다. 이러한 관점에서 과거 노동시장 경력과 노후소득 간의 관계를 이해하기 위해서는 가구 총소득뿐 아니라 연금소득, 소득분포상 위치, 고령기 노동공급 선택을 함께 살펴볼 필요가 있다.

본고는 이러한 문제의식에 기초하여 과거 노동시장 경력의 차이가 현재의 노후소득과 노동공급 선택에 어떠한 방식으로 연결되는지를 분석한다. 구체적으로 한국노동패널조사 자료를 활용하여 60세 이전까지 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적

하지 못한 남성 고령자를 취약 노동시장 경력 집단으로 정의하고, 이들의 65세 이후 가구 총소득, 연금소득, 금융소득, 소득분포상 위치 및 노동공급 선택에 어떠한 차이가 있는지를 살펴본다. 또한 공적연금 수급 여부가 취약 노동시장 경력 집단의 노후소득 불리함을 완화하는 역할을 하는지도 함께 검토한다.

본고의 주요 분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 취약 노동시장 경력 집단은 전체 가구 총소득에서는 중심부 노동시장 경력 집단과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으나, 연금소득에서는 뚜렷한 불리함을 보였다. 이는 배우자 소득, 근로소득, 이전소득 등 다양한 소득원이 가구 총소득을 일부 보완할 수 있지만, 과거의 불안정한 노동시장 경력이 공적연금 가입 및 납입 이력의 부족을 통해 연금소득의 격차로 전이될 수 있음을 시사한다. 둘째, 취약 노동시장 경력 집단 내부에는 상당한 이질성이 존재하였다. 일부는 낮은 연금소득과 함께 노후 저소득 위험에 노출되어 있었으나, 장기 자영업 경력을 통해 일정한 사업소득 또는 자산 기반을 축적했거나 65세 이후에도 근로 지속을 통해 가구소득을 일정 부분 보완하는 모습을 보였다. 따라서 노동시장 이중구조의 노후소득 효과를 평가할 때에는 평균소득 격차뿐만 아니라 소득원의 구성과 집단 내부의 이질성을 함께 고려할 필요가 있다. 셋째, 공적연금 수급은 노후 가구소득과 전반적으로 정(+)의 관계를 보였으나, 취약 노동시장 경력 집단의 노후소득 불리함을 더 크게 완화한다는 명확한 증거는 확인되지 않았다. 이는 공적연금이 노후소득보장제도로서 중요한 역할을 수행하지만, 사회보험 방식이라는 특성상 노동시장 이중구조에서 비롯된 노후소득 격차를 충분히 상쇄하는 데에는 한계가 있음을 보여준다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석에 사용한 자료, 표본 설정, 주요 변수 및 실증분석 모형을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 노동시장 이중구조 경험과 노후소득, 공적연금 수급 여부 및 고령자의 노동공급 선택 간의 관계를 분석한다. 제Ⅳ장에서는 노동시장 이중구조 경험 변수의 대안적 정의를 적용하여 분석 결과의 강건성을 점검한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 주요 결과를 요약하고 국민연금제도 및 노후소득보장 정책에 대한 시사점을 제시한다.

## Ⅱ. 데이터 및 모형 설정

### 1. 데이터 및 표본 설정

본고는 과거 노동시장 경력의 차이가 노후소득과 노동공급 선택에 어떠한 방식으로 영향을 미치는지를 분석하기 위해 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(Korea Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS)」의 10차(2007년)부터 27차(2024년)까지의 자료를 활용하였다.

본고의 분석 단위는 개인-연도 관측치이며, 분석대상은 65세 이상 및 80세 미만 고령자로 한정하였다. 분석대상을 65세 이상으로 제한한 것은 본고가 주된 노동시장 경력 형성기를 지난 이후의 노후소득 및 고령기 노동공급 선택이 60세 이전 노동시장 이중구조 경험과 어떠한 연관성을 가지는지, 그리고 이 과정에서 공적연금이 어떠한 역할을 하는지를 분석하는 데 목적이 있기 때문이다. 80세 미만으로 제한한 것은 80세 이상 초고령층의 경우 국민연금제도 도입 및 확대 이전에 이미 상당한 노동시장 경력을 형성하였을 가능성이 높아 제도 노출 정도의 이질성이 크게 나타날 수 있으며, 동시에 소득활동을 지속하는 관측치가 상대적으로 적기 때문이다. 따라서 본고는 65세 이상 및 80세 미만 고령자를 중심으로 분석함으로써 국민연금제도 노출 정도의 극단적 차이와 초고령층 노동공급 관측의 제한으로 인한 영향을 완화하고자 하였다.

한편 남성 고령자만을 분석 대상으로 설정한 것은, 현재 분석대상 연령에 속하는 여성 고령자의 경우 이들이 주된 노동시장 경력을 형성하는 시기에 상당수가 비경제활동 상태였을 가능성이 높기 때문에 이들을 표본에 포함할 경우 노동시장참가율, 경력 단절 경험, 자영업 및 무급가족종사 비중, 국민연금 가입 이력 등의 측면에서 나타나는 이질성으로 인해 노동시장 이중구조 경험의 의미가 성별 노동시장 참여 양식의 차이와 혼재될 수 있다. 이에 본고는 상대적으로 연속적인 생애 근로경력을 잘 관측할 수 있는 남성 고령자를 중심으로 분석하였다.[1)]

표본 설정은 다음과 같은 순서로 진행하였다. 먼저 원자료는 33,346명의 개인과 312,737개의 개인-연도 관측치로 구성된다. 이 중 65세 미만 관측치를 제외한 결과, 9,022명의 개인과 57,691개의 관측치가 남았다. 다음으로 남성만을 분석 대상으로 제한함에 따라 개인 5,011명의 32,143개 관측치를 제거하였다. 이후 본고의 핵심 설명변수인 노동시장 이중구조 경험 변수를 정의하기 위한 정보가 부족한 개인을 제외하였다. 즉, 노동시장 이중구조 경험 변수는 60세 이전의 중심부 노동시장 경력 축적 여부를 기준으로 구성하였기 때문에, 과거 일자리 정보가 충분하지 않거나 중심부 경력의 누적기간을 산출하기 위한 정보가 부족한 경우 분석 대상에서 제외하였다. 마지막으로 주요 종속변수인 가구 총소득이 관측되지 않는 개인-연도 관측치를 제외하였다. 그 결과 최종 표본으로 1,047명의 남성 고령자의 5,094개 개인-연도 관측치로 구성된 불균형 패널자료를 사용할 수 있었다.[2)]

### 2. 주요변수

실증분석에서는 고령자의 노후소득, 공적연금 수급 여부, 고령기 노동공급 선택, 생애 노동시장 경력, 건강상태 및 자산·부채 상태를 포착하는 변수들을 사용하였다. 먼저 노후소득과 관련해서는 가구 총소득, 연금소득, 금융소득 및 가구소득 분위 변수를 사용하였다. 노동공급과 관련해서는 65세 이후 현재 근로 여부, 근로소득, 주간 평균 근로시간 및 주간 평균 근로일수를 분석하였다. 핵심 설명변수로는 60세 이전 중심부 노동시장 경력 축적 여부를 바탕으로 구성한 노동시장 이중구조 경험 변수와 장기 자영업 경력 변수를 사용하였다. 또한 공적연금의 역할을 살펴보기 위해 공적연금 수급권 보유 여부를 나타내는 변수를 포함하였다.

이외에도 고령자의 노후소득 및 노동공급 선택에 영향을 미칠 수 있는 인구사회학적 특성을 통제변수로 사용하였다. 다만 종속변수의 성격에 따라 통제변수의 구성은 일부 다르게 설정하였다. 노후소득 분석에서는 공통적으로 혼인 여부, 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고

1) 이러한 표본 제한의 타당성을 확인하기 위해 부록 A의 〈표 A1〉에서는 성별 60세 이전 노동시장 경력 분포를 비교하였다. 분석 결과, 여성 고령자는 남성 고령자에 비해 60세 이전 누적 근로경력뿐 아니라 누적 상용직 및 정규직 경력이 모두 상당히 짧은 것으로 나타났다. 또한 취약 노동시장 경력 집단으로 분류되는 비율은 남성 49.1%에 비해 여성 77.6%로 상대적으로 높게 나타났다. 이는 여성 고령자를 동일한 기준으로 포함할 경우 본고의 노동시장 이중구조 경험 변수가 안정적 일자리 경력 축적의 차이뿐 아니라 성별 생애 노동시장 참여 양식의 차이를 함께 반영할 가능성이 있음을 시사한다. 이에 따라 본고는 상대적으로 연속적인 생애 근로경력을 관측할 수 있는 남성 고령자를 중심으로 분석하였다.

2) 본고의 최종표본은 가구 총소득을 종속변수로 사용한 기본 노후소득 분석에 사용된 관측치를 기준으로 한다. 여타 노후소득 변수에 대한 분석에서는 동 기준의 표본 중 해당 종속변수와 분석에 필요한 설명변수가 모두 관측되는 표본을 사용하였다. 다만 소득 변수별로 결측 여부와 극단치 제거 기준이 다르게 적용되므로, 연금소득 및 금융소득 분석에서도 관측치 수는 달라질 수 있다. 또한 근로소득, 근로시간 및 근로일수 등 노동공급 관련 변수는 실제 근로 중인 개인에게서만 관측되므로, 노동공급 분석에서는 종속변수에 따라 관측치 수가 추가로 달라질 수 있다.

정효과를 포함하였으며, 가구 총소득 및 가구소득 1분위 여부를 종속변수로 사용하는 모형에서는 현재 근로 여부를 추가로 통제하였다. 반면 근로소득, 근로시간 및 근로일수를 분석하는 노동공급 모형에서는 실제 근로 중인 개인만을 대상으로 하는 결과방정식과 근로 참여 여부를 설명하는 참여방정식을 구분하여 통제변수를 설정하였다. 한편 가구 총소득, 연금소득, 금융소득 및 근로소득 등 모든 명목변수는 소비자물가지수(2020년=100)를 사용하여 실질화하였다.[3)]

본고의 주요 변수에 대한 기초통계량은 〈표 1〉에 요약하였다. 이하에서는 실증분석 결과를 해석하는 데 있어 별도의 설명이 필요한 주요 변수의 정의와 구성 방식을 정리한다.

**노후소득** : 본고는 고령자의 노후소득을 다각도로 포착하기 위해 가구 총소득, 연금소득, 금융소득 및 가구소득 1분위 여부를 사용하였다. 가구 총소득은 세후 연 소득을 나타내며 근로소득(사업소득 포함), 자산소득, 이전소득, 공적연금 수급액 및 기타소득을 합산하여 고령자의 전반적인 경제력을 보여주는 변수로 사용하였다.[4)] 연금소득은 한국노동패널에서 제공하는 사회보험 수급액 정보를 활용하였다. 금융소득은 가구의 자산 기반 소득을 반영하기 위해 사용하였다. 가구소득 1분위 여부는 가구 총소득 분포에서 하위 25%에 속하는 경우 1의 값을 갖는 더미변수로 정의하였다. 가구소득 분위는 가구 총소득을 기준으로 1분위부터 4분위까지의 소득분위 변수로 구성하였다.

**노동공급** : 고령자의 노동공급 선택을 분석하기 위해 현재 근로 여부, 근로소득, 주간 평균 근로시간 및 주간 평균 근로일수를 사용하였다. 현재 근로 여부는 65세 이후 조사 시점에 근로 중인 경우 1의 값을 갖는 더미변수를 사용하여 포착하였다. 근로소득은 근로를 통해 발생한 연간 세후 소득으로 급여 소득자의 근로소득과 자영업자의 사업소득을 모두 포함하였다. 주간 평균 근로시간과 주간 평균 근로일수는 근로자의 노동공급 강도를 나타내는 변수로 사용하였다.

**노동시장 이중구조 경험**($Dual_i^k$) : 본고에서는 1차 노동시장에 해당하는 안정적 경력을 정의하기 위해, 상용직 또는 정규직과 같이 상대적으로 안정적인 일자리에서 일정 기간 이상 종사한 경험을 중심부 노동시장 경력으로 간주하였다. 이 변수는 본고의 핵심 설명변수로 과거 노동시장 이중구조 경험을 포착하며, 노동시장 이중구조는 특정 시점에서 정의된 일자리의 특성을 기준하기보다 생애 근로경력을 반영할 수 있도록 설정하였다. 구체적으로 먼저 중심부 일자리에 대한 기준을 $k$로 설정하고 동 기준을 만족하는 생애 근로 경력을 축적하지 못한 경우 취약 노동시장 경력 집단으로 정의하였다.

기본모형에서는 기준 $k$를 60세 이전까지 상용직 일자리에서의 누적 종사기간이 15년 이상이면서, 동시에 해당 기간이 60세 이전 전체 근로경력의 50% 이상인 경우로 설정하였다. 이러한 기준은 중심부 노동시장 경력을 단기간 상용직 경험이 아닌 생애 근로경력에서 상당 기간 지속된 안정적 일자리 경험으로 포착하기 위한 것이다. 15년 기준은 표본의 평균 누적 상용직 경력과 크게 동떨어지지 않는 수준에서 장기적인 안정적 경력 축적을 요구하는 기준이며, 50% 기준은 상용직 경력이 전체 근로경력 중 부수적인 일부에 그친 경우를 중심부 노동시장 경력으로 분류하지 않기 위한 것이다. 한편 제Ⅳ장에서는 기본모형의 분석 결과가 k를 다른 방식으로 정의할 경우 어떻게 변하는지를 점검하였다.

**공적연금 수급권**($Pension_i$) : 공적연금의 역할을 분석하기 위해 공적연금 수급권 보유 여부를 나타내는 더미변수를 사용하였다. 본고에서는 65세 이상 관측치에서 한국노동패널의 사회보험 수급액이 양(+)의 값인 경우 공적연금 수급권을 보유한 것으로 간주하였다. 한국노동패널의 사회보험 수급액 문항은 국민연금, 특수직역연금, 산재보험, 보훈연금, 고용보험 및 기타 사회보험을 포함한다. 따라서 이 변수가 엄밀한 의미에서 국민연금 수급액만을 의미하지는 않는다. 다만 본고의 분석 대상이 65세 이상 고령자라는 점을 고려하면, 공적연금 및 특수직역연금 이외의 사회보험 수급액이 차지하는 비중은 상대적으로 제한적일 가능성이 높다.[5)]

**장기 자영업 경력**($SE_i^{60}$) : 본고는 과거 자영업 부문에 장기간 종사한 개인을 구분하기 위해 장기 자영업 경력 변수를 설정하였다. 구체적으로 60세 이전 누적 자영업 종사기간이 15년 이상인 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수를 사용하였다. 장기 자영업 경력 변수를 별도로 실증분석 모형에 포함한 것은 자영업자는 임금근로자와 비교할 때 소득 형성 과정, 은퇴 시점, 국민연금 가입 및 납입 이력, 자산 축적 경로에서 상당한 차이를 보일 수 있기 때문이다. 특히 장기간 자영업에 종사한 개인은 중심부 임금근로 경력이 충분하지 않아 취약 노동시장 경력 집단으로 분류될 수 있지만, 동시에 사업소득이나 자산 축적을 통해 노후에도 상대적으로 높은 소득을 유지하거나 노동선택에 있어 여타 고령자와 구분되는 모습을 보일 수 있다. 따라서 본고는 장기 자영업 경력 변수를 포함함으로써 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 간의 관계를 추정하는 과정에서 자영업자의 이질적인 소득형성 경로로 인해 발생하는 영향을 통제하였다.

**여타 통제변수** : 본고는 분석 목적과 종속변수의 특성에 따라 통제변수의 구성을 달리하였다. 먼저 노후소득 분석에서는 공통적으로 혼인 여부, 연령 더미, 최종학력 더미, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함하였다. 다만 가구 총소득 및 가구소득 1분위 여부를 종속변수로 사용하는 모형에서는 현재 근로 여부를 추가로 통제하였다. 혼인 여부는 배우자가 있는 경우 1의 값을 갖는 더미변수로 정의하였으며, 교육수준은 초졸 이하, 중졸, 고졸, 초대졸, 대졸, 대학원 이상으로 구분하였다. 지역 변수는 시·도 수준의 거주지역 정보를 바탕으로 구성하였다. 한편 근로소득, 근로시간 및 근로일수를 분석하는 Heckman 표본선택 보정 모형에서는 결과방정식과 참여방정식의 통제변수 구성을 구분하였다. 결과방정식에는 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함하였으며, 참여방정식에는 고령자의 근로 참여 결정과 관련될 수 있는 배우자 여부, 주택소유 여부, 건강상태, 금융자산, 총부채 및 미성년 가구원 수를 추가로 포함하였다. 건강상태 변수는 Blundell et al.(2023)의 방법을 따라

3) 극단적인 관측치로 인한 분석 결과의 왜곡 가능성을 줄이기 위해 가구 총소득 및 근로소득의 경우 해당 변수별 분포에서 상·하위 1%의 관측치를 제거하였다. 한편, 연금소득, 금융소득, 금융자산 및 금융부채의 경우 해당변수의 lower bound는 0으로 제약되어 있음을 감안하여 상위 1%에 해당하는 관측치를 제거하였다.

4) 본 고의 기본분석에서 사용한 가구소득 변수는 가구원 수로 균등화하지 않은 가구 단위의 연간 실질 세후 소득이다. 다만 가구 규모 및 가구 구성의 차이가 분석 결과에 영향을 미칠 수 있음을 감안하여, 부록 B에서는 성인 가구원 수와 미성년 가구원 수를 추가 통제한 모형과 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화 소득을 사용한 모형을 추가로 추정하였다. 분석 결과, 주요 결과는 기본모형과 질적으로 동일하게 유지되었다.

5) 한편 분석대상 연령대에서 국민연금 또는 특수직역연금 가입자 중 특수직역연금 가입자의 비중이 20%를 하회한다는 점을 감안할 때, 해당 변수가 주로 국민연금 수급 여부를 반영하는 것으로 해석하는 것이 가능할 것이다.

〈표 1〉 주요 변수에 대한 요약 통계

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 기혼자(%) | 86.7 | 연령(세) | 68.5 | 가구총 소득(만원) | 4,139 |
| 주택보유(%) | 80.0 | | (3.0) | | (2,509) |
| 평균소득(만원): 가구 총소득 1분위 | 1,835 | 주간 근로시간(시간) | 42.6 | 연금소득(만원) | 716 |
| 평균소득(만원): 가구 총소득 2분위 | 1,835 | | (14.0) | | (880) |
| 평균소득(만원): 가구 총소득 3분위 | 1,835 | 주간 근로일수(일) | 5.2 | 금융소득(만원) | 30.9 |
| 평균소득(만원): 가구 총소득 4분위 | 1,835 | | (1.1) | | (97.0) |
| 건강상태(%): 좋음 | 33.9 | 누적 상용직 경력(년) | 16.7 | 근로소득(만원) | 3,437 |
| 건강상태(%): 보통 | 52.0 | | (13.9) | | (2,350) |
| 건강상태(%): 나쁨 | 14.1 | 누적 정규직 경력(년) | 12.2 | | |
| $Dual_i^k$(%) | 49.1 | | (13.0) | – | – |
| $Pension_i$(%) | 85.4 | 누적 근로 경력(년) | 30.9 | | |
| $SE_i^{60}$(%) | 39.5 | | (10.4) | | |

주 : 1) 괄호 안의 값은 표준편차를 나타냄.
2) 누적 경력은 60세 시점까지 축적된 해당 근로형태별 총 경력기간을 나타냄.

주관적 건강상태, 일상적인 육체활동 제약 여부 및 ADL(Activity of Daily Living) 관련 변수를 주성분분석을 통해 하나의 건강지수로 결합한 뒤, 주관적 건강상태 응답의 범주별 비율을 적용하여 좋음, 보통, 나쁨의 세 범주로 재분류하였다.

## 3. 실증분석 모형

본고의 목적은 고령자의 과거 노동시장 이중구조 경험과 현재 시점의 노후소득 및 노동공급 선택 간에 어떠한 연관성이 있는지를 분석하는 데 있다. 특히 공적연금이 노동시장 이중구조로부터 발생하는 노후소득 격차를 완화하는 방향으로 작동하는지, 아니면 가입 기간과 납입 이력에 기반한 사회보험적 성격으로 인해 기존의 노동시장 격차를 충분히 상쇄하지 못하는지를 살펴보고자 한다.

이를 위해 본고는 네 가지 분석을 수행한다. 첫째, 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 수준 간의 평균적인 관계를 추정한다. 둘째, 평균소득 분석만으로는 취약 노동시장 경력 집단 내부의 이질성을 충분히 파악하기 어렵기 때문에, 가구소득 분위별 분석을 통해 노동시장 이중구조 경험이 노후소득 분포상의 위치와 어떠한 관계를 가지는지 살펴본다. 셋째, 공적연금 수급권이 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 간의 관계를 완화 또는 강화하는 조절 역할을 수행하는지 분석한다. 넷째, 근로소득, 근로시간 및 근로일수가 실제 근로 중인 개인에게서만 관측된다는 점을 고려하여 Heckman 표본선택 보정 모형을 활용한 노동공급 분석을 수행한다. 이러한 모형 설정은 이후 제시되는 회귀계수, 평균한계효과 및 상호작용항의 해석을 위한 기준을 제공한다.

**이중구조와 노후소득**: 먼저 과거 노동시장 이중구조에 대한 경험과 65세 이후 노후소득 간의 평균적인 관계를 살펴보기 위해 다음의 회귀모형을 추정한다:

$$Y_{it} = \beta_1 Dual_i^k + X_{it}\gamma + \tau_t + \tau_s + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

여기서 $Y_{it}$는 개인 $i$의 $t$시점 노후소득 관련 종속변수이며 가구 총소득, 연금소득, 금융소득 및 가구 총소득 1분위 여부 더미를 사용한다. $Dual_i^k$는 개인 $i$가 기준 $k$에 부합하는 중심부 노동시장 경력을 충분하게 축적하지 못한 경우 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. $X_{it}$는 노후소득 분석에서 사용되는 통제변수의 벡터로, 혼인 여부, 연령 및 최종학력 더미, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함한다. 다만 가구 총소득 및 가구소득 1분위 여부를 종속변수로 사용하는 모형에서는 현재 근로 여부를 추가로 통제하였다. 또한 $SE_i^{60}$ 변수를 포함하는데 이는 장기 자영업 경력과 노후소득 간의 조건부 관계를 보여준다. 장기간 자영업에 종사한 개인은 임금근로자와 비교해 국민연금 가입 및 납입 이력, 사업소득 형성 과정, 자산 축적 경로가 다를 수 있음을 감안한 것이다. 즉, $SE_i^{60}$를 포함함으로써 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 간의 관계에 있어 장기 자영업 경력의 이질적인 소득 형성 경로로 인한 왜곡을 완화하고자 한다. $\tau_t$및 $\tau_s$는 각각 연도 더미 및 시·도 수준의 지역(s) 더미를 나타낸다.

식 (1)에서 핵심 관심 계수는 $\beta_1$이다. 동 회귀계수 추정치가 부(-)의 값을 갖는다면, 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적하지 못한 개인의 노후소득이 상대적으로 낮다는 것을 의미한다. 반면 소득 1분위 여부를 종속변수로 사용할 때 $\beta_1$이 정(+)의 값을 갖는다면, 취약 노동시장 경력 집단이 노후에 저소득층에 속할 가능성이 상대적으로 높다는 것을 의미한다.

**이중구조와 노후소득 분포**: 평균소득 분석만으로는 노동시장 이중구조 경험이 노후소득 분포와 가지는 관계를 충분히 파악하기 어려울 수 있기 때문에, 가구소득 분위별 분석을 수행한다. 이를 위해 분석 기간 중 개인의 평균 가구소득을 기준으로 1분위부터 4분위까지의 범주형 변수를 구성하고, 다음의 다항로짓 모형을 추정한다:

$$\Pr(Q_i = q) = \frac{\exp(\beta_q Dual_i^k + X_{it}\gamma_q + \tau_t + \tau_s)}{\sum_{m=1}^{4}\exp(\beta_m Dual_i^k + X_{it}\gamma_m + \tau_t + \tau_s)}, \quad (2)$$

여기서 $Q_i$는 개인 $i$의 평균 가구소득 분위이며, $q$는 1분위부터 4분위까지의 소득분위 범주를 나타낸다. 다항로짓 모형의 회귀계수는 직접적인 해석이 제한적이므로, 본 고에서는 각 소득분위에 속할 확률에 대한 평균한계효과를 중심으로 결과를 해석한다. 이를 통해 노동시장 이중구조 경험이 평균 가구소득뿐 아니라 노후소득 분포상의 위치와 어떠한 관련성을 가지는지를 확인한다.

**공적연금의 이중구조에 따른 격차 조정 여부**: 다음으로 공적연금이 노동시장 이중구조로부터 발생하는 노후소득 격차를 완화하는지를 분석한다. 이를 위해 $Dual_i^k$, 공적연금 수급권 변수($Pension_i$), 그리고 두 변수 간 상호작용항($Dual_i^k \times Pension_i$)을 포함한 다음의 모형을 추정한다:

$$Y_{it} = \beta_1 Dual_i^k + \beta_2 Pension_i + \beta_3 Dual_i^k \times Pension_i + X_{it}\gamma + \tau_t + \tau_s + \epsilon_{it}, \quad (3)$$

여기서 $Y_{it}$는 개인 $i$가 $t$시점 총 가구 소득을 나타내며 $Pension_i$는 개인 $i$가 공적연금 수급권을 보유한 경우 1의 값을 그렇지 않은 경우 0의 값을 갖는 더미변수이다. 이 모형에서 $\beta_2$는 공적연금 수급권 보유 여부가 평균적으로 노후소득과 어떠한 관계

를 가지는지를 보여준다. 핵심 관심은 상호작용항의 회귀계수 추정치인 $\beta_3$이다. 만약 $\beta_3>0$이라면 공적연금 수급권과 노후소득 간의 정(+)의 관계가 취약 노동시장 경력 집단에서 더 크게 나타난다는 의미이므로, 공적연금이 노동시장 이중구조로 인한 노후소득 격차를 완화하는 방향으로 작동할 가능성을 시사한다. 반면 $\beta_3<0$이라면 공적연금이 취약 경력 집단의 과거 낮은 소득 또는 불안정한 고용상태를 반영함에 따라 공적연금이 격차를 보다 확대하는 방식으로 작동할 가능성을 의미한다.

**이중구조 및 연금 수급권과 노동공급 선택 간 연관성**: 고령자의 노후소득에 있어 공적연금 및 노동시장 이중구조의 역할을 분석하기 위해 Heckman 표본선택 보정 모형을 사용한다. 고령자의 근로소득, 근로시간 및 근로일수는 실제 근로 중인 개인에게서만 관측되는데, 이러한 표본만을 사용하여 분석한다면 노동시장 참여 선택에 따른 표본선택 문제가 발생할 수 있다. 이를 감안하기 위해 1단계에서는 65세 이후 근로 여부를 추정하고, 2단계에서는 근로자로 관측된 개인을 대상으로 근로소득, 주간 평균 근로시간 및 주간 평균 근로일수를 분석한다. Heckman 표본선택 보정 모형에서는 근로 참여 여부를 설명하는 1단계 참여방정식과 근로 중인 개인의 근로소득 및 노동공급 강도를 설명하는 2단계 결과방정식의 통제변수 구성을 구분하였다. 결과방정식에는 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함하였으며, 참여방정식에는 이에 더하여 배우자 여부, 주택소유 여부, 건강상태, 금융자산, 총부채 및 미성년 가구원 수를 포함하였다. 이들 추가 변수는 고령자의 근로 참여 결정과 관련될 수 있는 요인으로, 표본선택 보정을 위한 추가 식별 정보를 제공한다.

1단계 선택방정식은 다음과 같이 설정한다:

$$Work_{it} = 1\{Z_{it}\pi + \tau_t + \tau_s + u_{it} > 0\}, \quad (4)$$

여기서 $Work_{it}$는 개인 $i$가 시점 $t$에 근로 중이면 1의 값을 갖는 더미변수이다. $Z_{it}$는 근로 여부에 영향을 미칠 수 있는 설명변수의 벡터로, $Dual_i^k$, $Pension_i$, $Dual_i^k \times Pension_i$, 교육수준 더미, 연령 더미, 배우자 여부, 주택 보유 여부, 건강상태, 금융자산, 총부채, 미성년 가구원 수, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함한다. 선택방정식은 프로빗 모형으로 추정한다.

2단계 결과방정식은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_1 Dual_i^k + \beta_2 Pension_i + \beta_3 Dual_i^k \times Pension_i + \Lambda_{it}\delta + X_{it}\gamma + \tau_t + \tau_s + \epsilon_{it}, \quad (5)$$

여기서 $Y_{it}$는 $t$시점 근로 중인 개인 $i$의 노동공급 및 근로소득 관련 결과변수를 나타낸다. 본 고에서는 $Y_{it}$로 근로소득, 주간 평균 근로시간, 주간 평균 근로일수를 각각 사용한다. $\Lambda_{it}$는 1단계 선택방정식으로부터 계산된 역밀스비율(Inverse Mills Ratio, IMR)이며, $\delta$는 선택보정항의 계수이다. $\delta$가 통계적으로 유의하다면 고령자의 노동 선택은 일정한 특성을 가진 개인들을 중심으로 선택적으로 이루어질 가능성이 있음을 나타낸다. 이 모형에서 $\beta_1$은 취약 노동시장 경력과 근로소득 또는 노동공급 강도 간의 관계를, $\beta_2$는 공적연금 수급권과 근로소득 또는 노동공급 강도 간의 관계를, $\beta_3$는 공적연금 수급권이 취약 경력 집단의 고령기 노동공급 행태를 조절하는 역할을 하는지를 보여준다. $X_{it}$는 결과방정식에서 사용되는 통제변수 벡터로, 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함한다.

**분석 결과의 해석상 한계**: 본고의 분석 결과를 해석할 때 다음과 같은 식별상 한계를 감안할 필요가 있다. 먼저, 핵심 설명변수인 노동시장 이중구조 경험은 60세 이전에 확정되는 시점 불변 변수이며, 본고의 실증분석은 이 변수와 65세 이후 노후소득 간의 조건부 연관성을 포착한다. 실증분석 모형은 분석 목적과 종속변수의 특성에 따라 혼인 여부, 교육수준, 연령, 건강상태, 자산·부채 상태, 지역 및 연도 고정효과 등 관측 가능한 특성을 통제하였으나, 안정적 일자리의 선택은 개인의 능력, 위험회피 성향, 선호, 가족 배경 등 관측되지 않는 특성과 체계적으로 연관될 수 있다. 따라서 관측되지 않는 개인 특성에서 비롯되는 선택편의(selection bias)를 완전히 배제하기 어렵기 때문에, 추정된 회귀계수를 노동시장 이중구조 경험이 노후소득에 미치는 인과적 효과로 해석하기는 어렵다.

다음으로, 공적연금의 조절 역할에 관한 분석에서도 공적연금 수급권 보유 여부는 과거 노동시장 경력, 소득 수준, 가입 및 납입 이력과 내생적으로 결정된다. 따라서 공적연금 수급권과 노동시장 이중구조 경험의 상호작용항 계수를 공적연금의 인과적 조절효과로 해석하는 데에는 신중할 필요가 있다. 이러한 한계로 인해 본고의 결과는 인과적 효과에 대한 추정이라기보다, 과거 노동시장 경력과 노후소득 및 노동공급 선택 간의 구조적 연관성을 기술적으로 규명한 것으로 이해할 필요가 있다. 다만 이러한 기술적 분석만으로도 노동시장 이중구조의 장기적 함의가 공적연금의 가입 및 납입 이력을 매개로 노후소득보장체계와 연결되어 있음을 보이는 것은 가능하다. 이러한 관점에서 본고의 분석 결과는 노동시장 경력, 공적연금, 노후소득보장 간 관계를 이해하고 정책적 논의를 제시하는 데 유용한 경험적 근거를 제공한다.

## III. 분석 결과

### 1. 노동시장 이중구조와 노후소득

본 절에서는 60세 이전 노동시장 이중구조 경험이 65세 이후의 노후소득 수준과 어떠한 연관성을 가지는지 분석하였다. 이를 위해 가구 총소득, 연금소득, 금융소득 및 소득 1분위에 속하는지 여부를 종속변수로 사용하였으며, 이에 대한 회귀계수 추정치를 〈표 2〉에 정리하였다. 열 1은 가구 총소득을 종속변수로, 열 2와 열 3은 각각 연금소득과 금융소득을 종속변수로 사용하였다. 열 4에서는 가구 소득 1분위에 속하는지 여부 더미를 종속변수로 설정하여, 노동시장 이중구조 경험이 노후 저소득층에 속할 가능성과 어떠한 관계가 있는지 살펴보았다. 모든 모형에서는 혼인 여부, 교육수준, 연령 더미, 연도 및 지역 고정효과 등을 통제하였다. 한편, 가구 총소득 및 소득 1분위 분석에서는 현재 근로 여부를 추가 통제하였다.

분석 결과, 과거 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적하지 못한 집단의 65세 이후 가구 총소득은 중심부 노동시장 경력을 상당기간 축적한 집단과 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 열 1에서 노동시장 이중구조 경험 변수의 회귀계수는 부(-)의 값을 보였으나, 추정치의 크기(-95.6)는 평균 연간 가구 총소득 4,139만 원의 약 2.3% 수준에 그쳤으며 통계적으로도 유의하지 않았다. 이는 과거에 불리한 노동시장 이중구조를 경험한 집단이더라도, 65세 이후의 가구 총소득이 중심부 노동시장 경력 집단에 비해 평균적으로 유의하게 낮다고 보기 어렵다는 것을 의미한다.

반면, 노동시장 이중구조는 연금소득과 상당히 밀접한 연관성이 있는 것으로 나타났다. 연금소득을 종속변수로 사용한 열 2에서는 $Dual_i^k$의 계수 추

정치가 −366.9였으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 과거에 상용직 근로자로서의 노동시장 경력이 충분하지 않은 고령자의 연간 연금소득이 그렇지 않은 고령자보다 평균 약 367만 원 낮음을 의미한다. 동 추정치는 전체 표본의 평균 연금소득 대비 약 51.2%, 연금 수령자로 표본을 한정할 경우 평균 연금소득 대비 약 39.4% 수준에 해당한다. 이러한 결과는 노동시장 이중구조의 영향이 65세 이후 전체 가구소득 수준에서는 배우자 소득, 근로소득, 이전소득 등 여타 소득원에 의해 일부 완화될 수 있지만, 개인의 과거 노동시장 경력과 직접적으로 연결되는 연금소득에서는 보다 뚜렷하게 드러난다는 점을 보여준다.

금융소득을 종속변수로 사용한 열 3에서는 $Dual_i^k$ 변수의 계수가 부(-)의 값을 보였으나, 추정치의 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 과거 생애주기 동안의 상용직 일자리 경력이 노후 금융소득 수준의 차이와 체계적으로 연관되어 있다고 보기 어렵다는 점을 시사한다. 한편, 열 4의 소득 1분위 여부에 대한 분석에서는 중심부 노동시장 경력이 부족한 고령자는 노후에 저소득 가구로 분류될 가능성이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 구체적으로 $Dual_i^k$ 변수의 계수 추정치는 0.081로 나타났으며, 이는 과거에 상용직 근로자로서의 노동시장 경력이 충분하지 않은 고령자가 소득 1분위 가구에 속할 가능성이 그렇지 않은 개인에 비해 약 8.1%p 높다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 취약한 노동시장 경력을 가진 집단이 노후 저소득층에 상대적으로 집중되어 있다는 단순 통계 분포와 부합한다. 실제 노동시장 이중구조 경험 집단의 비중은 소득 1분위에서 60.7%로 가장 높고, 여타 분위에서는 대체적으로 45% 내외 수준에 머무는 것으로 나타났다(소득 2분위 46.4%; 3분위 43.8%; 4분위 45.6%).

여타 통제변수에 대한 회귀계수 추정치를 살펴보면, 고령자의 현재 노동시장 참여 여부는 가구 총소득과 강한 정(+)의 관계를 보였으며, 소득 1분위에 속할 가능성을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이는 65세 이후의 경제활동이 노후 소득 유지와 밀접하게 관련되어 있음을 보여준다. 혼인 여부 또한 가구 총소득, 연금소득 및 금융소득과 정(+)의 관계를 가지며, 소득 1분위 가구에 속할 가능성을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 이는 배우자 유무가 고령자 가구의 소득 수준 및 소득분포상 위치와 상당한 연관성을 가질 수 있음을 시사한다. 장기 자영업 경력 변수($SE_i^{60}$)의 경우, 연금소득과는 유의한 부(-)의 관계를 보였으나 여타 소득 및 소득 1분위 여부와의 연관성은 제한적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 오랜 자영업 경력은 공적연금 가입 및 납입 이력의 불안정성과 긴밀하게 연결되어 있을 가능성을 시사한다.

〈표 2〉 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 수준 및 저소득 위험

| 구분 | 가구 총소득 | 연금소득 | 금융소득 | 소득 1분위 |
|---|---|---|---|---|
| $Dual_i^k$ | −95.6 | −366.9*** | −4.9 | 0.081** |
| | (140.5) | (45.8) | (5.2) | (0.034) |
| 근로 여부 | 925.2*** | - | - | −0.124*** |
| (현재 근로 중=1) | (113.5) | - | - | (0.028) |
| 혼인 여부 | 1,688.6*** | 281.5*** | 18.92*** | −0.389*** |
| (배우자 있음=1) | (145.3) | (48.5) | (4.4) | (0.046) |
| $SE_i^{60}$ | −37.2 | −237.8*** | 4.6 | −0.050 |
| | (137.7) | (43.5) | (5.8) | (0.035) |
| $R^2$ | 0.208 | 0.316 | 0.060 | 0.208 |
| 관측치 수 | 5,094 | 4,883 | 5,045 | 5,094 |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.
3) 모든 모형은 혼인 여부, 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함하였으며, 가구 총소득 및 소득 1분위 모형은 현재 근로 여부를 추가로 포함하였음.

## 2. 노동시장 이중구조와 노후 가구소득 분포

앞선 분석에서는 과거 노동시장 이중구조 경험이 65세 이후의 평균적인 가구 총소득 수준과 통계적으로 유의한 관계를 보이지 않았다. 그러나 평균값 중심의 분석만으로는 이중구조 경험과 노후소득 분포 간의 복합적 관계를 충분히 파악하기 어려울 수 있다. 특히 취약한 노동시장 경력 집단 내부에는 낮은 연금소득으로 인해 저소득 상황에 노출된 개인과, 자영업 경력 등을 통해 일정한 자산이나 소득 기반을 축적하여 노후에도 상대적으로 높은 소득 흐름을 유지하는 개인이 함께 포함되어 있을 수 있다. 또한 65세 이후 근로를 지속하는지 여부 역시 고령자 가구의 소득 흐름에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 이처럼 서로 다른 노후소득 경로가 공존한다면, 노동시장 이중구조 경험이 가구소득 분포상 위치와 밀접하게 연관되어 있음에도 불구하고, 평균소득 분석에서는 서로 다른 방향의 요인이 상쇄되면서 통계적으로 유의하지 않게 나타날 수 있다.

이에 본 절에서는 가구소득 분포를 기준으로 구분한 4분위 범주형 변수를 종속변수로 사용하여 식(2)의 다항 로짓 모형을 추정하고, 노동시장 이중구조 경험이 노후소득 분포상 위치와 어떤 관계가 있는지를 분석하였으며, 그 결과를 〈표 3〉에 제시하였다. 1행은 〈표 2〉의 1열과 동일한 통제변수를 포함한 전체 표본 분석의 평균한계효과를 나타낸 기본모형의 결과이다. 여타 행 또한 동일한 통제변수를 포함한 가운데 2행은 장기 자영업 경력을 가진 개인을 제외한 표본을 사용하였으며, 3행과 4행은 각각 65세 이후 현재 근로하지 않는 개인과 현재 근로 중인 개인만으로 제한된 표본을 사용한 결과를 제시한다. 이러한 분석을 통해 취약 노동시장 경력 집단 내부의 노후소득 분포 이질성이 장기 자영업 경력 및 근로여부 선택과 어떠한 연관성을 가지는지 살펴보았다.

1행의 기본모형 분석 결과, 과거 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적하지 못한 개인은 65세 이후 가구소득 분포에서 중간 분위보다는 하위 1분위와 상위 4분위에 상대적으로 더 많이 위치하는 것으로 나타났다. 구체적으로 노동시장 이중구조 경험 변수의 평균한계효과는 1분위에서 6.9%p로 양(+)의 값을 보였으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 반면 2분위와 3분위에 속할 확률은 각각 6.1%p와 4.2%p 낮게 나타났다. 이는 취약한 노동시장 경력 집단이 노후에 저소득층으로 구분될 가능성이 상대적으로 높다는 점을 보여준다. 다만 이와 동시에 4분위에 속할 확률도 3.3%p 높게 나타났는데 동 결과는 취약한 노동시장 경력 집단이 단순히 저소득층으로만 구성된 동질적 집단이 아니며, 내부적으로 상당히 다른 노후소득 경로를 가질 수 있음을 시사한다.

노동시장 이중구조와 소득분포상 이질성은 다음과 같은 두 가지 가능성을 반영하고 있을 수 있다. 첫째, 노후 준비가 부족한 취약 경력 집단 중 일부가 부족한 소득을 보완하기 위해 65세 이후에도 노동시장에 계속 머무르면서 가구소득을 유지하고 있을 수 있다. 둘째, 취약 노동시장 경력 집단에 포함된 개인 중 일부는 장기 자영업 경력을 통해 일정한 자산이나 사업소득 기반을 축적하였을 가능성이 있다. 이 경우 공적연금 가입·납입 이력이 충분하지 않아 연금소득은 낮을 수 있지만, 사업소득이나 자산 기반 소득을 통해 상위 소득분위에 포함될 수 있다. 특히 자영업은 임금근로에 비해 노동시간 조정과 점진적 은퇴가 상대적으로 용이하므로, 장기 자영업 경력을 가진 고령자는 은퇴연령 이후에도 노동시장에 더 오래 머무를 가능성이 있다(Quinn, 1980; Ramnath et al., 2021; Oh, 2026). 따라서 기본모형에서 나타난 1분위와 4분위의 동시적 정(+)의 관계는 취약 경력 집단 내부에 서로 다른 노후소득 경로가 공존함을 반영하는 것일 수 있다.

이러한 가능성을 점검하기 위해 먼저 2행에서는 장기 자영업 경력을 가진 개인을 제외한 표본을 사용하여 동일한 분석을 실시하였다. 분석 결과, 장기 자영업자를 제외하면 노동시장 이중구조 경험과 저소득층 진입 가능성 간의 관계는 더욱 뚜렷해졌다. 구체적으로 취약한 노동시장 경력 집단이 1분위에 속할 확률은 11.5%p 높게 나타난 반면, 2분위와 3분위에 속할 확률은 각각 6.2%p와 4.9%p 낮게 나타났으며, 이러한 결과는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 특히 기본모형에서 확인한 4분위에서의 정(+)의 평균한계효과는 장기 자영업자를 제외할 경우 거의 사라지는 것으로 나타났다. 이는 취약 경력 집단 일부가 상위 소득분위에 포함되는 현상이 장기 자영업 경력과 상당 부분 관련되어 있음을 시사한다. 다시 말해, 전체 표본에서 관찰되는 취약 경력 집단 내부의 소득분포상 이질성은 일부 장기 자영업자의 이질적인 소득흐름과 결합되어 나타난 결과일 수 있다.

다음으로 3행과 4행에서는 현재 근로 여부를 기준으로 표본을 구분하여 분석하였다. 먼저 3행의 비근로자 표본 분석 결과를 보면, 노동시장 이중구조 경험과 노후 저소득층에 속할 가능성 간의 관계가 가장 강하게 나타났다. 65세 이후 현재 근로하지 않는 개인들 중 취약한 노동시장 경력을 가진 집단은 가구 총소득 1분위에 속할 확률이 14.3%p 높았으며, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 반면 2분위와 3분위에 속할 확률은 각각 5.1%p와 11.3%p 낮게 나타났고, 4분위에 속할 확률은 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 근로소득을 통한 노후소득 보완 가능성이 제한된다면 과거 취약한 노동시장 경력의 불리함이 현재의 소득분포 하위 분위 집중으로 이어지는 경향이 보다 뚜렷하게 나타남을 시사한다.

반면 4행의 근로자 표본에서는 앞서와는 다소 구분되는 양상이 확인된다. 현재 근로 중인 고령자만을 감안할 경우, 취약한 노동시장 경력 집단이 1분위에 속할 확률은 3.2%p 높게 나타났으나 그 크기는 비근로자 표본에 비해 크게 작았다. 또한 3분위에 속할 확률은 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았으며, 4분위에 속할 확률은 4.3%p 높게 나타났다. 이는 65세 이후에도 노동시장에 참여하고 있는 취약 경력 집단의 경우, 근로소득이 노후소득을 보완하면서 하위 소득분위로의 집중을 일부 완화할 수 있음을 시사한다. 동시에 4분위 진입 가능성이 유의하게 높게 나타난 점은, 현재 근로 중인 취약 경력 집단 내부에는 상대적으로 높은 사업소득이나 근로소득을 유지하는 이질적 집단이 포함되어 있을 가능성을 보여준다.

〈표 3〉 노동시장 이중구조 경험과 가구소득 분위 간의 연관성 분석

| 구분 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 |
|---|---|---|---|---|
| 기본모형 | 0.069*** (0.011) | −0.061*** (0.012) | −0.042*** (0.012) | 0.033*** (0.012) |
| 장기 자영업자 제외 | 0.115*** (0.013) | −0.062*** (0.016) | −0.049*** (0.016) | −0.005 (0.016) |
| 비근로자 | 0.143*** (0.018) | −0.051*** (0.020) | −0.113*** (0.020) | 0.021 (0.018) |
| 근로자 | 0.032** (0.013) | −0.065*** (0.015) | −0.009 (0.016) | 0.043*** (0.015) |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 표의 수치는 다항 로짓 모형을 통해 회귀계수 추정 후 도출한 평균 한계효과를 나타냄
3) 괄호 안의 값은 표준오차를 나타냄

## 3. 노동시장 이중구조 및 연금 수급권과 노후소득 간의 관계

본 절에서는 공적연금이 노동시장 이중구조로부터 발생하는 노후소득 격차를 완화하는 역할을 수행하는지 검토하였다. 국민연금은 노후소득을 보전하기 위한 핵심적인 사회보험 제도이며, 급여 산식에 소득재분배 요소를 포함하고 있어 생애소득 격차를 일정 부분 완화할 여지가 있다. 반면 국민연금 수급액은 공적부조와 달리 가입 기간과 납입액 등 개인의 과거 기여 이력에 기반하기 때문에, 안정적인 노동시장 경력을 가진 개인에게 상대적으로 유리하게 작동할 가능성도 공존한다. 특히 60세 이전 일자리 경험 중 상당 부분이 주변부 노동시장에 집중되어 충분한 가입 기간과 납입 이력을 확보하지 못하였다면, 국민연금은 노동시장 이중구조로부터 발생한 노후소득 격차를 충분히 완화하지 못하거나, 경우에 따라서는 기존의 격차를 유지 또는 확대하는 방식으로 작동할 수 있다.

이러한 가능성을 검토하기 위해 본 절에서는 노동시장 이중구조 경험 변수, 공적연금 수급권 변수($Pension_i$) 및 두 변수 간 상호작용항($Dual_i^k \times Pension_i$)을 포함한 모형을 추정하였으며, 그 결과를 〈표 4〉에 제시하였다. 또한 전체 표본을 대상으로 한 분석뿐만 아니라, 가구소득을 기준으로 4분위로 구분된 분위별 표본을 사용한 분석을 함께 수행함으로써 국민연금 수급권이 소득분포상 위치에 따라 이중구조 경험과 노후소득 간의 관계를 어떻게 조절하는지를 살펴보았다.

분석 결과, 전체 표본에서는 공적연금 수급과 가구소득 간의 정(+)의 관계가 뚜렷하게 나타난 반면, 노동시장 이중구조 경험 자체의 계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 구체적으로 전체 표본에서 $Dual_i^k$의 계수는 390.5로 정(+)의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 $Pension_i$의 계수는 868.5로 추정되었으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 공적연금 수급권을 가진 고령자의 가구소득이 그렇지 않은 고령자에 비해 평균적으로 높게 나타남을 의미하며, 공적연금 수급과 노후 가구소득 간에 밀접한 정(+)의 연관성이 있음을 보여준다. 한편 $Dual_i^k \times Pension_i$은 전체 표본에서 부(-)의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 공적연금 수급이 취약한 노동시장 경력을 가진 개인에게서 상대적으로 더 크거나 더 작은 소득보전 효과를 가진다는 명확한 증거가 확인되지 않음을 의미한다. 다시 말해, 공적연금 수급은 노후 가구소득과 전반적으로 정(+)의 관계를 보이지만, 그 관계가 노동시장 이중구조 경험 여부에 따라 통

〈표 4〉 공적연금 수급권, 노동시장 이중구조 경험과 노후 가구소득 : 소득분위별 분석

| 구분 | 전체 | 1분위 | 2분위 | 3분위 | 4분위 |
|---|---|---|---|---|---|
| $Dual_i^k$ | 390.5 | -160.0 | -2.6 | 66.0 | 717.8* |
| | (316.0) | (125.9) | (124.9) | (255.6) | (402.5) |
| $Pension_i$ | 868.5*** | 216.0* | 73.2 | 102.2 | 741.2** |
| (수급권 보유 : 有=1) | (266.1) | (120.8) | (89.5) | (226.2) | (351.6) |
| $Dual_i^k \times Pension_i$ | -495.5 | 152.4 | -67.6 | -47.0 | -738.0 |
| | (341.2) | (151.4) | (139.6) | (266.4) | (465.7) |
| $R^2$ | 0.211 | 0.203 | 0.046 | 0.063 | 0.084 |
| 관측치 수 | 5,075 | 1,267 | 1,288 | 1,270 | 1,250 |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄

계적으로 다르게 나타나지 않는 것으로 판단된다.

한편 소득분위별 분석에서는 공적연금 수급권과 가구소득 간의 관계가 소득분포상 위치에 따라 다소 다르게 나타났다. 먼저 1분위에서는 $Pension_i$의 계수가 216.0으로 추정되었으며, 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 저소득층 내부에서도 공적연금 수급권을 가진 가구의 소득이 상대적으로 높게 나타남을 의미한다. 2분위와 3분위에서도 공적연금 수급권 변수의 계수는 각각 73.2와 102.2로 정(+)의 값을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 반면 4분위에서는 $Pension_i$의 계수가 741.2로 추정되었으며, 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 상위 소득분위에서도 공적연금 수급권을 가진 가구의 소득이 유의하게 높다는 점을 보여준다.

노동시장 이중구조 경험 변수의 분위별 결과를 보면, 1분위부터 3분위까지는 통계적으로 유의한 관계가 확인되지 않았다. 반면 4분위에서는 $Dual_i^k$의 계수가 717.8로 추정되었으며, 10% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 앞선 가구소득 분위별 분석에서 확인한 바와 같이, 취약한 노동시장 경력 집단이 단순히 저소득층에만 집중된 것이 아니라 일부는 상위 소득분위에도 포함되는 이질적 소득분포를 보인다는 점과 부합한다. 특히 이러한 결과는 장기 자영업 경력, 고령기 근로 지속, 사업소득 또는 자산 기반 소득 등 다양한 소득 경로가 취약 경력 집단 내부에 공존하고 있음을 시사한다.

상호작용항의 회귀계수 추정치는 모든 소득분위에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 공적연금 수급이 취약한 과거 노동시장 경력을 가진 개인의 노후소득상 불리함을 의미 있는 수준으로 완화하거나, 반대로 확대하는 역할을 수행한다고 단정하기 어렵다는 점을 시사한다. 구체적으로 상호작용항의 계수 추정치는 2분위, 3분위 및 4분위에서 각각 -67.6, -47.0, -738.0으로 모두 부(-)의 값을 보였으나, 어느 경우에도 통계적으로 유의하지 않았다. 한편 1분위에서는 상호작용항의 계수가 152.4로 정(+)의 값을 보였으나, 이 역시 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 본 분석 결과만으로는 공적연금 수급이 노동시장 이중구조 경험을 가진 개인의 노후소득 불리함을 유의하게 완화하거나 확대한다고 보기 어렵다.

## 4. 이중구조 및 연금 수급권과 노동공급 선택 간 연관성

고령자의 노후소득은 65세 이후에도 지속되는 노동시장 참여 여부와 근로소득 수준에 따라 크게 달라질 수 있다. 특히 우리나라는 고령자의 노동시장참가율이 OECD 국가 중에서도 가장 높은 수준(2023년 기준: 37.3%; OECD 평균 13.6%)이라는 점에서, 노후소득과 공적연금 간의 관계를 이해하기 위해서는 고령기 근로 여부와 근로소득의 역할을 함께 살펴볼 필요가 있다. 앞선 분석에서도 과거 노동시장 이중구조를 경험한 개인 중 일부가 65세 이후에도 노동시장에 계속 참여함으로써 가구소득을 보완하고 있을 가능성을 확인하였다.

그러나 근로소득, 근로시간 및 근로일수는 실제 근로 중인 개인에게서만 관측된다. 따라서 단순히 근로 중인 표본만을 사용할 경우, 고령자의 노동시장 참여 선택에 따른 표본선택 문제가 발생할 수 있으며, 이로 인해 회귀계수 추정치가 왜곡될 수 있다. 이에 본 절에서는 Heckman의 표본선택 보정 모형을 활용하여, 과거 노동시장 이중구조 경험과 공적연금 수급권 보유 여부가 65세 이후의 근로 선택, 근로소득 및 노동공급 강도와 어떠한 관계를 가지는지 분석하였다. 1단계에서는 65세 이후 현재 근로 여부 선택을 추정하고, 2단계에서는 근로 중인 개인을 대상으로 근로소득, 주간 평균 근로시간 및 주간 평균 근로일수를 분석하였다.

〈표 5〉는 Heckman 표본선택 보정 모형의 추정 결과를 정리한 것이다. 1열은 현재 근로 중인 경우 1의 값을 가지는 더미변수를 종속변수로 설정하고, 이를 Heckman 표본선택 보정 모형의 1단계 선택방정식과 동일한 형태의 프로빗 모형으로 별도 추정하여 도출한 평균한계효과를 제시하였다. 2열부터 4열까지는 각각 2단계 결과방정식의 종속변수로 근로소득, 주간 평균 근로시간 및 주간 평균 근로일수를 사용하여 추정한 회귀계수를 나타낸다. 한편 7행은 표본선택 보정과 관련된 역밀스비율(Inverse Mills Ratio, IMR)의 회귀계수 추정치를 제시하였다. 이를 통해 고령자의 근로 여부가 선택된 결과일 수 있음을 감안한 상태에서, 노동시장 이중구조 경험과 공적연금 수급권이 근로소득 및 노동공급 강도와 어떠한 관련성을 가지는지를 살펴보았다.

1단계 근로선택 모형을 통해 노동시장 이중구조 경험 및 공적연금 수급권과 65세 이후 근로 여부 간의 연관성을 살펴보면, 먼저 노동시장 이중구조 경험은 고령자의 근로 지속 가능성과 유의한 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 1열에서 노동시장 이중구조 경험 변수의 평균한계효과는 0.025로 추정되었으며, 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 과거 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적하지 못한 개인이 65세 이후에도 근로 상태에 있을 가능성이 그렇지 않은 개인에 비해 약 2.5%p 높다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 앞선 분위별 분석에서 확인한 취약 노동시장 경력 집단의 일부가 노후에도 노동시장에 계속 참여함으로써 가구소득을 보완한다는 결과와 부합한다. 반면 공적연금 수급권 변수는 65세 이후 근로 여부와 부(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 1열에서 공적연금 수급권 변수의 평균한계효과는 -0.057로 추정되었으며, 이는 공적연금 수급권을 보유한 고령자가 그렇지 않은 고령자에 비해 현재 근로 상태에 있을 확률이 약 5.7%p 낮음을 의미한다. 이는 공적연금 수급이 고령자의 노동시장 참여 필요성을 일부 낮추는 방향으로 작용할 수 있음을 시사한다.

한편 근로 중인 표본을 대상으로 한 2단계 분석을 통해 다음과 같은 네 가지 결과를 확인할 수 있었다. 먼저 취약한 과거 노동시장 경력을 가진 고령자들은 65세 이후에도 노동시장에 머무를 가능성

〈표 5〉 공적연금 수급권, 노동시장 이중구조 경험과 고령자의 노동공급 선택

| 구분 | 1단계 근로 여부 | 2단계 | | |
|---|---|---|---|---|
| | | 근로소득 | 근로시간 | 근로 일수 |
| $Dual_i^k$ | 0.025** | 364.5 | -0.737 | 0.360* |
| | (0.012) | (395.4) | (2.411) | (0.196) |
| $Pension_i$ (수급권 보유 : 有=1) | -0.057*** | 119.2 | 1.044 | 0.160 |
| | (0.020) | (330.7) | (1.962) | (0.150) |
| $Dual_i^k \times Pension_i$ | - | -201.3 | -0.054 | -0.260 |
| | - | (428.3) | (2.617) | (0.213) |
| $\Lambda_{it}$ | - | -992.5*** | -4.401*** | -1.056*** |
| | - | (167.1) | (1.305) | (0.078) |
| 관측치 수: 1단계 | 5,037 | 3,230 | 3,210 | 2,917 |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.
3) 표의 1열은 프로빗 모형을 통해 회귀계수 추정후 도출한 평균한계효과를 나타냄.
4) 2열 이후의 결과방정식은 근로 중인 개인을 대상으로 추정하였음.
5) 결과방정식에는 연령, 교육수준, 장기 자영업 경력, 연도 고정효과 및 지역 고정효과를 포함하였으며, 참여방정식에는 배우자 여부, 주택소유 여부, 건강상태, 금융자산, 총부채 및 미성년 가구원 수를 추가로 포함하였음.

이 높을 뿐만 아니라 평균적인 근로일수도 상대적으로 더 많은 것으로 나타났다. 구체적으로 분석 대상이 근로소득 및 평균 주간 근로시간인 경우 $Dual_i^k$의 회귀계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 반면, 평균 주간 근로일수에 대한 분석에서는 회귀계수 추정치가 10% 수준에서 유의미한 정(+)의 관계를 보였다.

둘째, 공적연금의 수급은 노후 노동시장 참여 유인과 부(-)의 관계를 가지지만, 일단 근로 상태에 있는 고령자의 근로소득 수준이나 노동공급 강도와는 체계적으로 연관되어 있다는 증거는 제한적인 것으로 나타났다. $Pension_i$ 변수의 회귀계수 추정치는 종속변수가 근로소득, 근로시간 및 근로일수에 대해 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 공적연금 수급은 고령자의 노동시장 참여 여부라는 extensive margin과는 관련될 수 있으나, 근로자로 남아 있는 개인들의 근로소득이나 근로시간·근로일수와 같은 intensive margin에서는 뚜렷한 차이를 보이지 않는 것으로 판단된다.

셋째, 공적연금 수급은 노동시장 이중구조 경험을 가진 고령자의 근로소득 및 노동공급 강도 선택에 대해 유의미한 조절효과를 보이지 않았다. $Dual_i^k \times Pension_i$의 회귀계수 추정치는 종속변수가 근로소득, 근로시간 및 근로일수인 모든 경우에 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 공적연금 수급권 보유 여부가 취약한 노동시장 경력을 가진 고령자의 근로소득 수준이나 노동공급 강도를 유의하게 변화시킨다는 증거가 제한적임을 의미한다. 다시 말해, 공적연금 수급은 고령자의 근로 여부와는 일정한 연관성을 가질 수 있으나, 과거 노동시장 이중구조 경험을 가진 개인이 일단 근로 상태에 있는 경우, 이들의 근로소득이나 노동공급 강도에 대해 추가적인 조절 역할을 수행한다고 보기는 어렵다.

넷째, IMR에 대한 추정치는 모두 부(-)의 값을 보였으며, 대체로 통계적으로 유의하였다. 구체적으로 IMR의 회귀계수 추정치는 근로소득, 근로 시간 및 근로 일수에 대한 분석에서 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 근로 중인 고령자 표본에 일정한 표본선택 가능성이 존재하며, 단순히 근로자로 관측된 개인만을 대상으로 근로소득, 근로시간 및 근로일수를 분석할 경우 추정치가 선택편의의 영향을 받을 수 있음을 시사한다. 따라서 고령자의 근로소득 및 노동공급 강도를 분석할 때에는 근로 여부 자체가 선택된 결과라는 점을 함께 고려할 필요가 있다.

## IV. 강건성 분석

제Ⅲ장의 분석에서는 과거 중심부 노동시장 경력을 충분히 축적하지 못한 경우를 노동시장 이중구조 경험으로 정의하고, 이 변수가 노후소득, 소득분포상 위치, 공적연금 수급권과의 상호작용 및 고령기 노동공급 선택과 어떠한 연관성을 가지는지를 살펴보았다. 이때 중심부 노동시장 경력의 기준을 60세 이전까지 상용직 일자리에서의 누적 종사기간이 15년 이상이면서, 해당 기간이 60세 이전까지 전체 근로경력의 50% 이상인 경우로 설정하였다. 이는 특정 시점에 상용직 일자리를 경험했는지가 아니라, 생애 근로경력 중 안정적인 노동시장에 충분한 기간 편입되어 있었는지를 포착하기 위한 것이다.

그러나 충분한 중심부 노동시장 경력을 어떻게 정의할 것인지는 연구자의 판단에 따라 달라질 수 있다. 예를 들어 중심부 노동시장 경력의 충분성을 판단하는 누적 종사기간 기준을 보다 엄격하게 또는 완화하여 설정할 수 있으며, 이 경우 중심부 노동시장 경력 집단의 구성은 상당한 달라질 것이다. 또한 중심부 노동시장 경력에 해당하는 일자리 경험을 상용직 여부가 아니라, 정규직 여부를 바탕으로 측정할 수도 있다. 따라서 기본모형의 분석 결과가 특정한 변수 정의를 사용함에 따라 기계적으로 도출된 것인지, 아니면 중심부 노동시장 경력의 대안적 정의를 적용하더라도 대체적으로 일관된 결과가 유지되는지를 점검할 필요가 있다.

이에 본 절에서는 핵심 설명변수인 $Dual_i^k$에 대해 세 가지 대안적 정의를 적용한 변수를 사용하여 제Ⅲ장의 주요 분석을 반복하고, 그 결과를 기본모형과 비교하였다. 첫째, 기본모형보다 완화된 기준을 적용하여 60세 이전 상용직 일자리에서의 누적 종사기간이 10년 이상이면서 해당 기간이 60세 이전 전체 근로경력의 50% 이상인 경우를 중심부 노동시장 경력으로 정의한다. 이는 중심부 노동시장에 일정 기간 이상 편입된 경험만으로도 노후소득 및 노동공급 선택과의 관계가 달라지는지를 점검하기 위한 것이다. 둘째, 기본모형보다 엄격한 기준을 적용하여 60세 이전 상용직 일자리에서의 누적 종사기간이 20년 이상이면서 해당 기간이 60세 이전 전체 근로경력의 50% 이상인 경우를 중심부 노동시장 경력으로 정의한다. 이 경우 취약 노동시장 경력 집단은 장기간 상용직 경력을 축적하지 못한 개인으로 보다 엄격하게 구분된다. 셋째, 누적 종사기간 기준은 기본모형과 동일하게 15년 이상 및 전체 근로경력의 50% 이상으로 유지하되, 중심부 노동시장 경력을 상용직이 아닌 정규직 일자리에서의 누적 경력으로 정의한다. 이를 통해 본고의 결과가 상용직이라는 종사상 지위 기준뿐만 아니라 정규직이라는 고용계약 안정성 기준을 사용하더라도 유지되는지를 점검한다.

구체적으로 본 절에서는 각 대안적 정의에 따라 새롭게 구성한 $Dual_i^k$ 변수를 사용하여 제Ⅲ장에서 수행한 분석 중 일부를 동일하게 반복 수행하였다. 즉, 첫째, 가구 총소득 및 연금소득을 종속변수로

한 평균적 노후소득 분석을 각각 수행하였다. 둘째, 가구소득 분위별 분석을 통해 노동시장 이중구조 경험과 노후소득 분포상 위치 간의 관계를 분석하였다. 셋째, 공적연금 수급권과 노동시장 이중구조 경험 간의 상호작용항을 포함하여 공적연금이 취약 노동시장 경력 집단의 노후소득 불리함을 조절하는지 살펴보았다. 넷째, Heckman 표본선택 보정 모형을 이용하여 노동시장 이중구조 경험과 공적연금 수급권이 고령자의 근로소득 및 노동시간과의 관계를 점검하였다.[6)]

〈표 6〉~〈표 9〉는 $Dual_i^k$의 정의를 달리하여 추정한 강건성 분석 결과를 제시하였다. 각 표 및 패널의 첫 번째 열은 비교의 편의를 위해 제Ⅲ장에서 제시한 기본모형의 결과를 다시 제시하였다. 열 2 및 열 3은 중심부 노동시장 경력의 누적 종사기간 기준을 각각 10년 및 20년으로 변경한 경우이며, 열 4는 누적 종사기간 기준은 기본모형과 동일하게 유지하되 상용직 경력이 아닌 정규직 경력을 기준으로 를 정의한 추정 결과를 나타낸다.

전반적으로 $Dual_i^k$의 정의를 달리하더라도 제Ⅲ장에서 도출한 주요 결론은 대체로 유지되는 것으로 나타났다. 이는 본고의 주요 결론이 특정한 $Dual_i^k$ 정의에 의존하여 기계적으로 도출된 것이 아님을 시사한다. 〈표 6〉에서 볼 수 있듯이, 취약 노동시장 경력집단은 연금소득과 일관되게 부(-)의 관계를 보이며, 가구 총소득과의 관계는 상대적으로 제한적이다. 누적 종사기간 기준을 10년으로 완화할 경우 기본모형에서 취약 노동시장 경력집단에 포함되었던 일부 개인이 비취약 집단으로 재분류되면서 계수 크기의 절대치가 전반적으로 줄어드는 경향이 나타났다. 반대로 기준을 20년으로 강화할 경우 중심부 노동시장 경력 집단이 보다 엄격하게 정의되면서 일부 추정치의 크기의 절대값이 커지는 모습이 확인되었다. 다만 이러한 변화에도 불구하고, 연관성의 방향과 통계적 유의성은 대체로 기본모형과 유사하게 유지되었다.

다만 정규직 기준을 사용한 결과는 중심부 노동시장 경력의 정의 방식에 따라 취약 경력집단 내부의 이질성은 일부 달라지는 것으로 나타났다. 정규직 경력을 기준으로 $Dual_i^k$를 정의한 경우 가구 총소득 및 연금소득과의 부(-)의 관계가 기본모형보다 더 뚜렷하게 나타났다(〈표 6〉). 특히 연금소득과의

〈표 6〉 노동시장 이중구조 경험의 대안적 정의와 노후 소득수준

| 구분 | 패널A : 가구 총소득 | | | | 패널B : 연금소득 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 기본 모형 | 경력= 10년 | 경력= 20년 | 정규직 경력 | 기본 모형 | 경력= 10년 | 경력= 20년 | 정규직 경력 |
| $Dual_i^k$ | −95.58 | −122.2 | −116.7 | −257.5* | −366.9*** | −420.5*** | −334.8*** | −523.9*** |
| | (140.5) | (138.4) | (142.5) | (156.1) | (45.8) | (53.1) | (45.0) | (64.6) |
| $R^2$ | 0.208 | 0.208 | 0.208 | 0.21 | 0.316 | 0.327 | 0.310 | 0.343 |
| 관측치 수 | 5,094 | 5,094 | 5,094 | 5,094 | 4,883 | 4,883 | 4,883 | 4,883 |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.

6) 본 절에서 제시한 분석 이외에도 제Ⅲ장에서 보고한 주요 결과에 대해 대안적 변수를 사용한 추가 분석을 수행하였다. 분석 결과는 기본모형의 주요 결과와 대체로 일관되었으며, 이는 본고의 결과가 변수 정의의 변화에 크게 좌우되지 않음을 시사한다. 다만 간결성을 위해 해당 결과는 본문에 별도 보고하지 않았다.

〈표 7〉 노동시장 이중구조 경험의 대안적 정의와 노후 가구소득 분위

| 구분 | 기본모형 | 경력=10년 | 경력=20년 | 정규직 경력 |
|---|---|---|---|---|
| 1분위 | 0.069*** | 0.068*** | 0.078*** | 0.070*** |
| | (0.011) | (0.011) | (0.046) | (0.013) |
| 2분위 | −0.061*** | −0.057*** | −0.046*** | 0.013 |
| | (0.012) | (0.012) | (0.013) | (0.014) |
| 3분위 | −0.042*** | −0.049*** | −0.082*** | −0.074*** |
| | (0.012) | (0.012) | (0.013) | (0.013) |
| 4분위 | 0.033*** | 0.038*** | 0.050*** | −0.009 |
| | (0.012) | (0.012) | (0.012) | (0.012) |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 표의 수치는 다항 로짓 모형을 통해 회귀계수 추정 후 도출한 평균 한계효과를 나타냄
3) 괄호 안의 값은 표준오차를 나타냄

〈표 8〉 노동시장 이중구조 경험의 대안적 정의별 공적연금 수급권과 노후 가구소득의 관계

| 구분 | 기본모형 | 경력=10년 | 경력=20년 | 정규직 경력 |
|---|---|---|---|---|
| $Dual_i^k$ | 390.5 | 21.81 | 113.2 | −202.4 |
| | (316.0) | (219.2) | (224.2) | (191.1) |
| $Pension_i$ (수급권 보유 : 有=1) | 868.5*** | 620.3*** | 678.5*** | 528.6** |
| | (266.1) | (223.3) | (224.4) | (207.2) |
| $Dual_i^k \times Pension_i$ | −495.5 | −129.0 | −210.7 | 0.1 |
| | (341.2) | (239.1) | (236.7) | (186.0) |
| $R^2$ | 0.211 | 0.211 | 0.211 | 0.212 |
| 관측치 수 | 5075 | 5075 | 5075 | 5075 |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.

〈표 9〉 노동시장 이중구조 경험의 대안적 정의와 고령기 노동공급: 공적연금 수급권과의 상호작용

| 구분 | 패널A : 근로소득 | | | | 패널B : 근로시간 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 기본 모형 | 경력= 10년 | 경력= 20년 | 정규직 경력 | 기본 모형 | 경력= 10년 | 경력= 20년 | 정규직 경력 |
| $Dual_i^k$ | 364.5 | 280.6 | 340.1 | 151.9 | −0.737 | 0.057 | −1.619 | −0.793 |
| | (395.4) | (257.2) | (263.3) | (214.9) | (2.411) | (1.546) | (1.814) | (1.234) |
| $Pension_i$ | 119.2 | 44.1 | 96.1 | 42.8 | 1.044 | 1.527 | 0.545 | 1.180 |
| | (330.7) | (279.4) | (276.1) | (260.1) | (1.962) | (1.519) | (1.698) | (1.430) |
| $Dual_i^k \times Pension_i$ | −201.3 | −71.2 | −139.4 | 70.5 | −0.054 | −0.832 | 0.637 | −0.332 |
| | (428.3) | (286.5) | (273.5) | (223.1) | (2.617) | (1.637) | (1.901) | (1.338) |
| $\Lambda_{it}$ | −992.5*** | −979.5*** | −992.0*** | −974.7*** | −4.401*** | −4.518*** | −4.305*** | −4.470*** |
| | (167.1) | (168.3) | (167.9) | (170.4) | (1.305) | (1.284) | (1.313) | (1.266) |

주 : 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미
2) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.
3) 각 모형의 관측치 수는 〈표 5〉와 동일한 기준으로 구성

관계가 강화된 것은 정규직 경력이 공적연금 가입 및 납입 이력과 보다 밀접하게 연결되어 있음을 시사한다. 한편 〈표 7〉의 가구소득 분위별 분석에서는 대안적 정의를 적용하더라도 취약 노동시장 경력 집단이 1분위에 속할 가능성이 높고 중간 소득 분위에 속할 가능성은 낮다는 결과가 대체로 유지되었다. 다만 정규직 기준에서는 4분위와의 관계가 0에 가까워져, 상용직 기준에서 포착되던 취약 경력 집단 내부의 상위소득 이질성이 상대적으로 약화되는 것으로 나타났다. 〈표 8〉과 〈표 9〉에서도 기본적인 해석은 유지되었다. $Pension_i$는 가구소득과 정(+)의 관계를 보였으나, $Dual_i^k$와의 상호작용항은 대체로 유의하지 않아 공적연금이 취약 경력집단의 불리한 노후소득을 유의하게 조절한다는 증거가 확인되지 않았다. 또한 노동공급 분석에서도 대안적 정의를 적용하더라도 근로소득이나 근로시간과의 체계적 관계는 제한적이었다.

## Ⅴ. 결론

본 고는 과거 노동시장 경력의 차이가 65세 이후 노후소득 및 노동공급 선택과 어떠한 관계를 가지는지 분석하였다. 특히 노동시장 이중구조 경험이 국민연금 등 공적연금 소득과 어떠한 방식으로 연결되는지, 그리고 공적연금이 취약한 노동시장 경력에서 비롯된 노후소득 불리함을 완화하는 역할을 하는지를 KLIPS를 사용하여 남성 고령자를 중심으로 살펴보았다.

분석 결과는 과거 노동시장 경력 차이가 65세 이후의 노후소득 및 노동공급 선택과 연관되어 있음을 보여준다. 특히 취약 노동시장 경력 집단의 불리함은 전체 가구 총소득보다는 연금소득에서 더 뚜렷하게 나타났으며, 이는 공적연금 가입 및 납입 이력이 생애 노동시장 경력의 영향을 반영하는 중요한 경로임을 시사한다. 또한 취약 경력 집단 내부에는 저연금·저소득 위험에 노출된 개인과 장기 자영업 경력을 통해 일정한 사업소득 또는 자산 기반을 축적했거나 또는 고령기 근로 지속을 통해 소득을 보완하는 개인이 함께 존재하였다. 한편 공적연금 수급은 노후 가구소득과 정(+)의 관계를 보였으나, 취약 경력 집단의 노후소득 불리함을 유의하게 완화한다는 증거는 제한적이었다.

이러한 결과는 국민연금제도와 노동시장 정책이 분리되어 논의되기 어렵다는 점을 시사한다. 국민연금은 노후소득보장제도이지만, 그 급여 수준은 생애 노동시장 경력과 긴밀하게 연결되어 있다. 따라서 노동시장 이중구조가 장기간 지속될 경우, 이는 은퇴 이후에도 공적연금소득의 격차와 노후소득 불안정으로 이어질 수 있다. 특히 주변부 노동시장에 오래 머문 근로자, 불안정한 자영업자, 경력 단절이나 오랜 기간 납부 공백을 경험한 개인은 국민연금의 사각지대 또는 저연금 위험에 노출될 가능성이 크다.

이러한 분석 결과는 정책적 측면에서 다음과 같은 제도 개선의 필요성을 시사한다. 첫째, 취약 노동시장 경력 집단의 가입 기간과 납입 이력 보완을 위한 제도적 장치의 강화가 필요하다. 현재 국민연금은 출산, 군복무, 실업 등에 대한 크레딧 제도를 운영하고 있으나, 노동시장 불안정성으로 인해 장기간 충분한 보험료를 납부하지 못한 집단을 포괄하기에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 저소득·불안정 근로자, 영세 자영업자, 장기 납부 공백 경험자 등을 대상으로 한 크레딧 제도 확대 및 내실화, 또는 보험료 지원의 실효성 제고 방안을 검토할 필요가 있다. 둘째, 가입 기간 연장을 위한 실질적인 대책이 필요하다. 단순히 가입 가능 연령 조정만으로는 취약 노동시장 경력 집단의 노후소득 보장 문제를 충분히 해결하기 어렵다. 그러므로 실제 보험료를 지속적으로 납부할 수 있도록 저소득 가입자에 대한 보험료 지원, 납부예외자의 재가입 유도, 자영업자 및 특수형태근로종사자의 가입 관리 강화 등이 함께 검토될 필요가 있다. 셋째, 노후소득보장 정책은 취약 경력 집단 내부의 이질성을 고려해야 한다. 본고의 분석에서 확인할 수 있듯이 취약 노동시장 경력 집단 내에는 저연금·저소득 위험에 노출된 개인과, 낮은 연금소득에도 불구하고 자영업 경력이나 자산소득 등을 통해 상대적으로 높은 가구소득을 유지하는 개인이 함께 존재한다. 따라서 동일한 취약 경력 집단이라 하더라도 정책 지원의 필요성과 방식은 상당히 다를 수 있다.

마지막으로 본고의 분석 결과는 공적연금 수급 여부를 사회보험 수급액 정보를 바탕으로 구성하였기 때문에 국민연금 또는 직역연금만을 엄밀하게 분리하지 못한다는 한계가 있다. 그럼에도 본고는 노동시장 이중구조의 장기적 영향이 노후소득보장 체계, 특히 공적연금의 가입 및 납입 이력과 밀접하게 연결되어 있음을 실증적으로 보여준다는 점에서 의의가 있다.

## 참고문헌


Blundell, R., Britton, J., Dias, M. C., & French, E. (2023). The impact of health on labor supply near retirement. Journal of Human Resources, 58(1), 282-334.

Oh, T. (forthcoming). A Long Journey Towards Retirement: A Dynamic Structural Model of Labour Supply and Retirement with Self-Employment. Journal of Labor Economics.

Quinn, J. F. (1980). Labor-force participation patterns of older self-employed workers. Social Security. Bulletin 43(4), 17-28.

Ramnath, S., Shoven, J. B., & Slavov, S. N. (2021). Pathways to retirement through self-employment. Journal of Pension Economics & Finance, 20(2), 232-251.

## 부록 A 성별 노동시장 경력 분포 비교

〈표 A1〉 성별 60세 이전 노동시장 경력 분포 비교

| 구분 | 남성(A) | 여성(B) | (A–B) |
|---|---|---|---|
| 누적 상용직 경력(년) | 16.7 (13.9) | 9.4 (11.0) | 7.3 |
| 누적 정규직 경력(년) | 12.2 (13.0) | 5.9 (9.0) | 6.3 |
| 누적 근로 경력(년) | 30.9 (10.4) | 22.7 (12.3) | 8.2 |
| $Dual_i^k$(%) | 49.1 | 77.6 | -28.5 |

주 : 1) 표는 65세 이상 고령자의 성별 60세 이전 노동시장 경력 분포를 나타냄.
2) 괄호 안의 값은 표준편차를 나타냄.
3) $Dual_i^k$는 60세 이전 중심부 노동시장 경력 기준을 충족하지 못한 경우 1의 값을 갖는 더미변수를 나타냄.
4) 중심부 노동시장 경력은 60세 이전 상용직 누적 종사기간이 15년 이상이면서 해당 기간이 60세 이전 전체 근로경력의 50% 이상인 경우로 정의하였음.

## 부록 B 가구 규모 및 가구 구성 차이를 고려한 강건성 분석

본고의 기본모형은 고령자가 속한 가구의 전체 소득 흐름을 포착하기 위해 가구 단위의 소득을 주요 종속변수로 사용하였다. 그런데 가구 소득은 가구원 수 및 가구 구성의 차이에 영향을 받을 수 있다. 예를 들어 동일한 가구 소득이라 하더라도 가구원 수가 많을수록 가구원 1인당 이용 가능한 경제적 자원은 작을 수 있으며, 성인 가구원 수와 미성년 가구원 수의 차이는 가구 내 추가 소득원 가능성이나 부양 부담의 차이를 반영할 수 있다. 따라서 기본모형의 분석 결과가 가구 규모 또는 가구 구성 차이에서 비롯된 것인지 점검할 필요가 있다.

이를 확인하기 위해 본 부록에서는 두 가지의 분석을 추가로 수행하였다. 첫째, 기본모형에 성인 가구원 수와 미성년 가구원 수를 추가로 통제하였다. 성인 가구원 수는 가구 내 추가 소득원 가능성과 관련된 가구 구성 차이를, 미성년 가구원 수는 부양가구 구성의 차이를 반영하기 위한 것이다. 둘째, 가구 총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화 소득을 종속변수로 사용하여 동일한 분석을 반복하였다. 분석 결과는 〈표 B1〉에 제시하였다. 패널 1은 비교의 편의를 위해 〈표 2〉에 제시한 $Dual_i^k$ 변수의 회귀계수 추정치를 다시 제시하였으며 패널 2 및 3은 각각 가구원 수 변수를 추가 통제한 경우와 균등화 소득을 종속변수로 사용한 추정 결과를 각각 나타낸다.

분석 결과, 회귀계수 추정치는 가구 규모 및 가구 구성 차이를 고려하더라도 기본모형의 결과와 질적으로 일치하는 것으로 나타났다. 성인 및 미성년 가구원 수를 추가로 통제한 경우, $Dual_i^k$의 계수는 가구 총소득에서 -112.0으로 나타났으며 통계적으로 유의하지 않았다. 반면 연금소득에 대한 계수는 -359.0으로 1% 수준에서 유의하여, 기본모형의 추정치(-366.9)와 거의 동일하였다. 금융소득과 소득 1분위 여부에 대한 결과 역시 기본모형과 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

균등화 소득을 사용한 분석에서도 기본모형에서의 주요 결론이 유지되는 것으로 나타났다. 취약 노동시장 경력 변수의 계수는 균등화 가구 총소득에서 -109.8로 통계적으로 유의하지 않았으나, 균등화 연금소득에서는 -244.6으로 1% 수준에서 유의하였다. 또한 균등화 소득 기준 소득 1분위에 속할 가능성은 5.8%p 높게 나타났으며, 이는 기본모형에서 취약 노동시장 경력 집단이 노후 저소득층에 속할 가능성이 높다는 결과와 일관된다.

이러한 추가 분석 결과는 기본모형의 추정 결과가 가구원 수, 가구 구성 차이 또는 가구소득의 균등화 여부에 따른 인위적인 결과라기보다는, 60세 이전 노동시장 경력 차이와 노후소득 간의 관계를 비교적 안정적으로 반영하고 있음을 시사한다.

〈표 B1〉 가구 규모 및 가구 구성 차이를 고려한 강건성 분석

| 구분 | 가구 총소득 | 연금소득 | 금융소득 | 소득 1분위 |
|---|---|---|---|---|
| 패널 1 : 기본모형 | | | | |
| $Dual_i^k$ | -95.6 (140.5) | -366.9*** (45.8) | -4.9 (5.2) | 0.0811** (0.034) |
| 패널 2 : 가구내 성인 및 미성년 구성원 수 통제 | | | | |
| $Dual_i^k$ | -112.0 (121.2) | -359.0*** (44.1) | -4.9 (5.2) | 0.0825** (0.033) |
| 패널 3 : 균등화 소득 | | | | |
| $Dual_i^k$ | -109.8 (79.4) | -244.6*** (29.5) | -3.1 (3.5) | 0.0578** (0.024) |

주 : 1) 괄호 안의 값은 개인 수준의 군집화 표준오차를 나타냄.
2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.
3) 패널 1은 본문의 기본모형 결과를, 패널 2는 기본모형에 성인 가구원 수와 미성년 가구원 수를 추가로 통제한 결과를, 패널 3은 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화 소득을 종속변수로 사용하였음.

2026 Pension Forum

# 국민연금 가입기간에 따른 다층노후소득보장체계 : 공적연금제도를 중심으로



김형수(국민연금연구원 부연구위원)

## Ⅰ. 서론

우리나라의 노후소득보장 구조는 지난 30여 년간 급격한 변화를 겪어왔다. 1988년 국민연금 도입 이후 2005년 퇴직연금, 2014년 기초연금이 차례로 확충되면서 외형적으로는 다층노후소득보장체계를 갖추게 되었다. 그러나 각 층위 간의 역할 분담과 급여 수준의 정합성에 관한 논의는 여전히 충분하지 않은 실정이다.

지난 2025년 4월 3차 국민연금 개혁을 통해 보험료율이 13%, 소득대체율이 43%로 조정된 이후 공사적 연금 체계 전반의 재설계에 대한 사회적 관심이 높아지고 있다. 사적연금 영역의 제도 강화가 중상위 이상 소득 계층에게 실질적인 혜택으로 이어질 가능성이 높은 반면, 이에 미치지 못하는 중하위 소득계층의 노후소득보장을 위해서는 기초연금의 역할 정립이 필수적이다. 따라서 이러한 시점에서 기초연금을 중심으로 하는 연금 구조개혁 논의는 매우 바람직하다.

이러한 관점에서 우리나라 노후소득보장제도의 중심이 되는 국민연금을 기준으로 기초연금과의 정합성을 종합적으로 바라보는 다층노후소득보장체계를 국민연금의 가입기간이라는 렌즈를 통해 살펴보는 것은 정책적으로 매우 중요한 의미를 가진다.

국민연금에서 가입기간은 단순한 보험료 납입 이력 이상의 함의를 지닌다. 가입기간은 개인의 소득 수준과 강한 양의 상관관계를 가지며, 동시에 단조 증가하는 특성, 즉 한 번 늘어난 가입기간은 이후 다시 줄어들지 않고 그대로 유지되거나 더 늘어나기만 하는 특성을 갖는다. 소득 수준은 생애 기간 동안 오르내림이 반복 가능하기 때문에 특정 시점의 소득만으로는 개인의 노후 자산 수준을 가늠하기 어려운 반면, 가입기간은 이러한 역진적인 변동 없이 누적되므로 정책변수로 활용할 때 역진성 통제가 용이하다는 장점이 있다. 이러한 점에서 가입기간은 노후소득보장 정책을 설계하는 데 있어 소득 수준의 대리 변수(proxy variable)로서 효과적으로 활용될 수 있다.

본고에서는 이항모형(binomial tree)을 활용한 국민연금 가입기간 분석 결과를 바탕으로 국민연금 최소가입기간, 기초연금 수급대상 범위, 양 제도 간 급여 수준의 3가지 정책 변수에 대한 시사점을 논의한다.





## Ⅱ. 우리나라의 다층노후소득보장체계

다층노후소득보장 체계는 1994년 세계은행 보고서(World Bank, 1994)를 통해 공적연금·기업연금·개인연금의 3층 구조로 제안되었으며, 2005년 이후에는 0층의 기초보장 층이 추가된 4층 구조가 권고되고 있다(Holzmann & Hinz, 2005). 이러한 국제기구의 권고에 따르면 우리나라의 노후소득보장 체계는 0층에 기초연금, 1층에 국민연금, 2층에 퇴직연금의 다층체계를 구축하고 있으며, 그 외에 개인연금·주택연금·농지연금·개인형 IRP 등이 3층으로 분류된다.

이러한 다층체계에서 공적노후소득보장제도는 국민연금과 기초연금이 해당한다. 2층 이상의 체계는 공적연금제도보다 자율성이 확보되는 사적연금제도의 성격이 강하다. 일반적인 다층체계 논의에서 간과되기 쉬운 점이 있는데, 소득보장체계 층의 구분은 대상자의 소득 수준과 밀접한 관계가 있다는 것이다. 소득 수준이 낮은 경우에는 낮은 단계의 소득보장 층에 대응하게 되고, 소득 수준이 높아질수록 상위 단계의 층에 대응하게 된다. 따라서 모든 개인이 0층에서 3층까지의 제도 혜택을 동시에 누리기는 쉽지 않다.

이러한 맥락에서 국민연금 가입기간은 소득 수준에 대한 대리 변수로 활용되어 소득 수준에 따른 제도 설계에 의미를 부여할 수 있다. 소득이 높으면 가입기간이 길고, 소득이 낮으면 가입기간이 짧은 경향이 있어 소득 수준과 가입기간은 양의 상관관계에 있다. 또한 개인의 소득 수준은 시점에 따라 상하의 변동성이 존재하는 반면, 가입기간은 단조증가의 특성을 갖기 때문에 역진성의 통제가 가능하다. 따라서 정책 설계 관점에서 소득 수준을 직접적인 정책 변수로 다루기보다 가입기간을 활용하는 것은 상대적으로 장점이 있다.

국민연금제도는 국민의 노령·장애·사망에 대한 연금급여로 생활안정과 복지증진에 이바지함을 목적으로 1988년에 시작되었다. 10인 이상 사업장 가입자를 대상으로 출발하여 1995년 농어촌 지역 주민, 1999년 도시지역 자영업자까지 확대되며 전 국민 연금 시대를 열었다. 2025년 말 기준 전체 가입자는 약 2,181만 명으로, 사업장가입자가 1,462만 명, 지역가입자가 641만 명을 차지한다.

보험료율은 제도 초기 3%에서 출발하여 2025년까지 사업장가입자·지역가입자 모두 9%를 적용하였으며, 2026년부터 매년 0.5%p씩 인상하여 2033년 이후에는 13%로 고정된다. 노령연금의 소득대체율은 1988년 70%에서 출발하여 1998년 60%, 2008년부터 단계적으로 인하되다가 2026년 이후 43%로 고정된다. 수급개시 연령은 2033년 이후 65세로 상향되며, 수급 요건은 최소 10년의 가입기간 충족이다.

2025년 말 기준 국민연금 전체 연금수급자는 755만 명으로, 이 중 노령연금 수급자가 638만 명(84.6%)을 차지한다. 국민연금 재정은 5차 재정계산(2023년)을 거쳐 2025년 3차 연금개혁이 단행되었으며, 보험료율 13% 인상과 소득대체율 43% 확정에 따라 기금 소진 시점이 2055년에서 2064년으로 약 9년 연장될 것으로 전망되었다.

기초연금제도는 기초연금법 제1조에 따라 노인에게 기초연금을 지급하여 안정적인 소득기반을 제공함으로써 노인의 생활안정을 지원하고 복지를 증진함을 목적으로 2014년 7월 도입되었다. 수급대상은 65세 이상 노인인구의 소득 하위 70%이며, 기준연금액은 도입 당시 20만 원에서 2018년 25만 원, 2021년 30만 원으로 인상되었고, 2026년 현재는 349,700원이다.

기초연금 도입 이전에는 2007년의 기초노령연금제도와 1998년의 경로연금제도가 시행되었는

데, 이들은 모두 국민연금 개혁의 역사와 밀접하게 연동되어 있다. 1998년 경로연금은 국민연금 소득대체율을 70%에서 60%로 인하한 개혁의 보완 장치로, 2007년 기초노령연금은 소득대체율을 60%에서 50%로 낮춘 개혁의 보완책으로 도입된 것이다. 이러한 역사적 맥락은 두 제도 간 급여 정합성 논의의 필요성을 잘 설명해준다.

2024년 기준 기초연금 전체 수급자는 676만 명이며, 이 중 국민연금 동시 수급자는 343만 명으로 전체의 50.8%에 달한다. 이 비율은 2014년 30.4%에서 지속적으로 증가하고 있으며, 국민연금 성숙에 따라 앞으로도 계속 높아질 전망이다. 결산기준 재정소요액 또한 2014년 6.8조원에서 2024년 23.5조원으로 급증하였다.

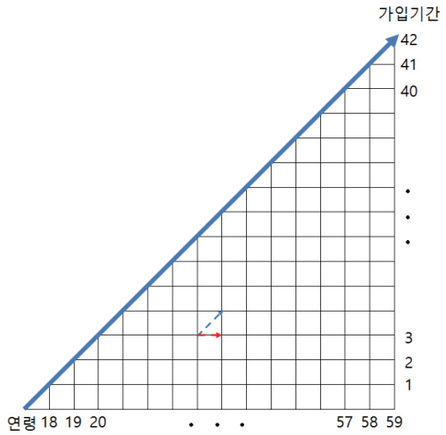
## III. 이항모형을 활용한 가입기간 분포 분석

### 1. 이항모형의 구조

이항모형(binomial model)은 확률론과 통계학에서 가장 기본적인 모형으로, 하나의 사건에 대해 두 가지 발생 가능성으로 접근하여 이를 반복적으로 연결하는 단순하고 직관적인 구조를 갖는다. 금융분야에서는 Cox-Ross-Rubinstein(1979)의 이항트리 기반 옵션 가격결정 모형으로 잘 알려져 있다.

국민연금 가입자의 연령별 가입기간 증가 여부는 이항 사건(binomial event)과 정확히 일치하는 구조를 갖는다. 연령별 시간 흐름에 따라 보험료를 납부하면 가입기간이 1년 증가하고(우상향 이동), 미납이거나 비가입 상태이면 가입기간이 그대로 유지된다(수평 이동). 이 두 가지 경로가 근로시기 전체

[그림 1] 연령별 가입기간별 이항 모형 도해




에 걸쳐 반복되면서 의무가입 마지막 연령인 59세 말의 가입기간 분포가 형성된다.

### 2. 59세 말 기준 가입기간 분포 결과

이항모형에 의한 59세 말 기준 가입기간 분포를 구체적으로 산출하기 위하여 앞서 설명한 도해를 바탕으로 국민연금 장기재정추계모형에서 가입기간별 가입자 전망을 위한 가정을 참고하고 생명표에서 10만명을 기준으로 결과를 제시하는 방식과 유사하게 결과를 정리하면, 다음 〈표 1〉과 같이 59세말 기준에서의 가입기간별 가입자 수 분포 결과를 얻을 수 있다. 〈표 1〉의 가입자 수는 실제 가입자 규모에 해당하는 실적 수치가 아니라, 생명표 작성 방식과 마찬가지로 10만명을 기준으로 설정하여 이항모형에 의한 가입기간 분포를 적용한 결과로서, 59세말 시점에서 이들의 근로기간 동안 국민연금 납부이력에 따른 가입기간별 분포에 따른 가입자 규모를 나타낸 것이다.[1)]

1) 보다 자세한 산출 과정은 김형수·윤병욱·최강훈(2025) 참고.

〈표 1〉 이항모형에 의한 59세말 기준 가입기간별 가입자

(단위 : 명)

| 가입기간 | 가입자 수 | 누적 가입자 규모 및 비율 | | 가입기간 | 가입자 수 | 누적 가입자 규모 및 비율 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 0 | 235 | 235 | 0.2% | 18 | 1,477 | 5,489 | 5.5% |
| 1 | 11 | 246 | 0.2% | 19 | 1,861 | 7,350 | 7.3% |
| 2 | 13 | 259 | 0.3% | 20 | 2,405 | 9,755 | 9.8% |
| 3 | 18 | 277 | 0.3% | 21 | 3,155 | 12,909 | 12.9% |
| 4 | 27 | 303 | 0.3% | 22 | 4,502 | 17,411 | 17.4% |
| 5 | 35 | 338 | 0.3% | 23 | 6,898 | 24,309 | 24.3% |
| 6 | 43 | 381 | 0.4% | 24 | 10,670 | 34,978 | 35.0% |
| 7 | 53 | 434 | 0.4% | 25 | 15,066 | 50,044 | 50.0% |
| 8 | 65 | 498 | 0.5% | 26 | 17,578 | 67,622 | 67.6% |
| 9 | 84 | 582 | 0.6% | 27 | 15,718 | 83,340 | 83.3% |
| 10 | 118 | 699 | 0.7% | 28 | 10,425 | 93,765 | 93.8% |
| 11 | 142 | 841 | 0.8% | 29 | 4,541 | 98,306 | 98.3% |
| 12 | 184 | 1,025 | 1.0% | 30 | 1,388 | 99,694 | 99.7% |
| 13 | 251 | 1,275 | 1.3% | 31 | 271 | 99,965 | 100.0% |
| 14 | 369 | 1,644 | 1.6% | 32 | 33 | 99,997 | 100.0% |
| 15 | 530 | 2,173 | 2.2% | 33 | 2 | 99,999 | 100.0% |
| 16 | 761 | 2,934 | 2.9% | 34 | - | 99,999 | 100.0% |
| 17 | 1,079 | 4,012 | 4.0% | 35 | - | 99,999 | 100.0% |

자료 : 저자 산출

〈표 1〉의 결과는 59세말 시점에서 국민연금 가입자가 어떤 가입기간 구간에 가장 많이 분포하는지를 보여준다. 누적 비율을 살펴보면, 가입기간 25년 이하 구간에 전체의 절반(50.0%)이, 27년 이하 구간에 약 83.3%가 분포하여, 가입기간 25~30년 구간에 가입자가 집중되는 양상을 확인할 수 있다. 이러한 분포는 이후 4장에서 살펴볼 국민연금 최소가입기간, 기초연금 수급대상 범위, 국민연금제도와 기초연금제도 사이의 급여 수준이라는 3가지 정책변수의 함의를 도출하는 기초자료로 활용된다.

## IV. 가입기간 분석에 따른 공적연금제도 정책변수 검토

### 1. 국민연금 최소가입기간

현행 국민연금에서 노령연금 수급의 요건은 크게 두 가지이다. 하나는 18~59세까지의 의무가입 연령 이후 수급개시 연령(현재 63세, 2033년 이후 65세)에 도달하는 것이고, 다른 하나는 보험료를 납입한 가입기간이 최소 10년을 충족하는 것이다.

이 최소가입기간 요건에 미달하면 납부한 보험료를 반환일시금으로 돌려받는 데 그친다.

이항모형의 59세 말 기준 가입기간 분포 결과를 누적 분포로 재정리하면 국민연금 최소가입기간의 정책적 함의를 살펴볼 수 있다. 〈표 1〉에 따르면, 가입기간 10년 미만(0~9년)에 해당하는 가입자의 누적 비율은 0.6%에 불과하다. 이는 59세말 시점을 기준으로 가입자의 99.4%가 이미 10년 이상의 가입기간을 충족하여 노령연금 수급권을 확보한다는 의미로, 현재의 최소가입기간 기준인 10년을 그대로 유지할 경우 가입기간 부족으로 인한 연금 수급의 사각지대가 1%에도 미치지 않는 수준이 가능하기 때문에, 장기적으로는 연금 수급의 사각지대가 상당부분 해소될 수 있음을 시사한다.

한편, 최소가입기간을 현행 10년보다 하향 조정하는 경우, 〈표 1〉에 따르면 가입기간 5년 미만의 누적 비율은 0.3% 수준으로, 10년 미만 누적 비율(0.6%)과 비교할 때 그 차이는 0.3%p에 불과하다. 즉, 최소가입기간을 10년에서 5년 수준으로 하향하더라도 추가적으로 수급권의 확보가 가능하게 되는 가입자의 비중은 매우 제한적이며, 이는 최소가입기간의 하향 조정이 연금 수급의 사각지대 해소에 미치는 효과 역시 크지 않을 수 있음을 의미한다. 오히려, 짧은 가입기간에 의한 연금 급여 수준은 그만큼 낮아질 수밖에 없기 때문에, 연금 수급률을 높이는 효과는 긍정적이지만, 연금에 의한 노후 소득 수준은 낮아지는 측면에서는 다소 부정적일 수도 있다.

반면에, 최소가입기간을 보다 상향 조정하더라도 전체적인 연금 수급의 사각지대 비율에는 큰 차이가 없을 것으로 보인다. 구체적으로 가입기간 15년 미만의 누적 비율은 1.6% 수준으로, 직역연금 가입자 규모(약 5%)를 추가로 감안하면 최소가입기간 기준을 10년보다 높이더라도 공적연금 수급의 전체적인 사각지대 비율에는 크게 차이가 없을 것으로 판단된다. 다만 최소가입기간 미달로 반환일시금을 수령하는 계층은 사실상 기초연금에만 의존하게 되는 연금 수급에서의 사각지대 계층이 될 수 있음을 염두에 둘 필요가 있다.

## 2. 기초연금 수급대상 범위

현행 기초연금의 수급대상은 65세 이상 노인인구의 소득 하위 70%이다. 소득인정액 기준의 수급자 선정 과정에서 국민연금 가입기간은 소득이나 재산과 상관관계가 매우 높기 때문에, 59세말 기준의 가입기간 분포는 이후 노인 시기의 소득·재산 분포로 참고해 볼 수 있다. 이러한 상관관계의 가정하에 가입기간 분포의 누적 비율을 통해 기초연금 수급대상 범위의 정책적 함의를 살펴볼 수 있다.

이항모형 분석 결과, 현행 기초연금 수급범위인 70%의 누적 비율에 대응하는 국민연금 가입기간 수준은 25년을 초과한다. 즉, 국민연금 가입기간이 25년에 이르는 계층까지 현행 기초연금 수급대상에 포함된다는 의미이다. 기초연금법 제1조에 명시된 '노인의 생활안정 지원'이라는 목적과, '어려운 노후를 보내시는 어르신들을 도와드리기 위한 제도'라는 정책 취지에 비추어 볼 때, 이는 다소 과도한 수급 대상 범위를 포함하는 것으로 판단된다.

이러한 관점에서 현행 기초연금제도의 정책 취지를 유지하고자 한다면, 장기적으로 기초연금 수급대상 범위를 축소하는 방향을 검토할 필요가 있다. 그러나 기존에 시행 중인 복지제도의 범위를 축소하는 것은 현실적인 반발이나 저항이 크게 나타날 수 있다. 이러한 경우에는 기초연금법 제1조의 목적인 '안정적인 소득기반 제공'에 보다 주목하여, 수급대상 범위를 현행대로 유지하거나 국민연금 수급 여부에 따른 실질적 급여 차등화를 통해 재원의 효율적 배분을 도모하는 방안도 검토해 볼 수 있다.

## 3. 국민연금 급여 수준과 기초연금 급여 수준

현행 기초연금의 기준연금액 수준은 정책적으로 결정되기 때문에 앞서 살펴본 최소가입기간이나 수급대상 범위와 마찬가지로 하나의 정책변수로 볼 수 있다. 국민연금 최소가입기간에 따른 국민연금 급여 수준을 기초연금액 수준과 직접 비교해보면 정책적으로 중요한 시사점을 얻을 수 있다.

2025년 4월 개정된 국민연금법에 따라 소득대체율 43%를 적용할 때, 국민연금 월 연금액(P)은 다음과 같이 계산된다.

$$P = \frac{A+B}{2} \times \frac{43\%}{40} \times n$$

여기서 A는 국민연금 A값, B는 개인별 생애 평균소득, n은 가입기간이다.

이 산식에서 가입기간(n)을 현재의 최소가입기간인 10년으로 적용하고, 평균소득자를 가정하여 개인별 생애 평균소득 B를 A로 적용하면, 평균소득자의 국민연금 월 연금액은 다음과 같다.

$$P = \frac{A+A}{2} \times \frac{43\%}{40} \times 10$$

$$= A \times \frac{43\%}{4}$$

$$= 10.75\% \times A$$

이를 기초연금 기준연금액과 비교하면, 2026년 현재 기준연금액 349,700원은 2026년 A값(3,193,511원) 대비 약 10.95%에 해당한다. 즉, 평균소득자가 현재의 최소가입기간으로 노령연금을 수급하는 경우 월 연금액(A값의 약 10.75%)은 현재의 기초연금 기준연금액(A값의 약 10.95%)보다 낮은 수준이다.

다층노후소득보장체계에서 상위 층위(1층 국민연금)의 급여가 하위 층위(0층 기초연금)의 급여보다 낮게 되는 역전 현상은 제도의 정책적 수용성을 저해하는 유인이 될 수 있다. 이러한 관점에 국민연금 최소가입기간을 보다 상향하거나, 기초연금액 수준의 조정 등을 통해서 제도 간 정합성을 고려하는 검토가 필요하다.

# Ⅴ. 결론

본고에서는 이항모형을 통해 추정한 국민연금 가입기간 분포를 활용하여 우리나라 공적연금제도에서의 정책변수 세 가지를 검토하였다. 이항모형은 국민연금 가입기간의 변화 구조와 정확히 일치하는 직관적 모형으로, 연금제도의 장기적 정책 설계에 필요한 대표성 있는 가입기간 분포를 산출하는데 효과적이다.

첫째, 국민연금의 최소가입기간과 관련하여 현행 최소가입기간(10년) 기준에 따른 수급 사각지대는 장기적으로 0.6% 수준으로 상당 부분 해소될 것으로 기대되며, 최소가입기간을 15년 정도로 상향하더라도 누적 비율은 1.6%에 불과하여, 특수직역연금 가입자 규모를 감안하면 최소가입기간 기준의 변경이 사각지대 완화 효과에 미치는 영향은 크지 않을 것으로 예상된다.

둘째, 기초연금 수급대상자와 관련하여 현행 기초연금 수급범위에 대응하는 가입기간 수준은 25년을 초과할 것으로 예상됨에 따라, '어려운 노후를 보내시는 어르신들을 도와드리기 위한 제도'라는 기초연금의 취지에 비추어 다소 과도한 수급 대상 범위를 포함하는 것으로 판단된다. 이에 대해서

는 수급범위 조정 또는 국민연금 수급 여부에 따른 급여 차등화 방안을 검토할 필요가 있다.

셋째, 공적연금의 급여수준과 관련하여 소득대체율 43% 기준 평균소득자의 최소가입기간(10년) 국민연금 노령연금액(A값의 10.75%)이 기초연금 기준연금액(A값의 약 10.95%)보다 낮은 역전 현상이 발생한다. 이를 해소하기 위해서는 국민연금 최소가입기간을 상향하거나 기초연금 기준연금액 수준을 조정하는 방향이 필요하다.

본고에서 검토한 세 가지 정책변수는 공적연금제도에서 보다 궁극적으로 도모하고자 하는 급여적정성, 재정안정성, 그리고 노인빈곤 완화와 각각 밀접하게 연계되어 있다. 먼저 국민연금 최소가입기간은 수급권 확보 여부를 결정함으로써 급여적정성의 출발점이 되며, 동시에 가입자 수 및 급여 지출 규모에 영향을 미쳐 재정안정성과도 연결된다. 둘째, 기초연금 수급대상 범위는 한정된 재원을 어느 소득 계층까지 지원할 것인지를 결정하는 문제로서, 재정안정성과 노인빈곤 완화라는 두 목표 간의 자원배분 균형점을 의미한다. 셋째, 국민연금과 기초연금 간 급여 수준의 정합성은 급여적정성의 형평성 차원과 직결되며, 다층체계 내에서 하위 층위의 급여가 상위 층위를 상회하는 역전 현상이 지속될 경우 제도에 대한 신뢰를 저해하며 장기적으로 재정안정성에도 부정적 영향을 줄 수 있다. 이러한 점에서 세 가지 정책변수에 대한 검토는 급여적정성, 재정안정성, 노인빈곤 완화라는 세 목표를 동시에 고려하는 유기적인 접근의 출발점이 될 수 있다.

이항모형에 의한 분석은 구조적으로 직관적인 해석이 가능한 편리함이 있지만, 모형에 의한 구체적인 수치 산출과정에서 필수적인 가정 설정이 필요하다. 설정되는 구체적인 가정 값들에 따라 결과 값이 달라질 수 있음을 감안하면, 모형 자체의 한계와 더불어 분석에 사용된 결과 값 자체의 한계가 존재한다. 그럼에도 불구하고 가입에서 수급에 이르기까지 생애주기에 걸친 연금제도의 장기적인 속성을 고려하면, 보다 장기적인 시각에서 정책 설계가 이루어져야 제도의 신뢰성을 확보할 수 있다. 이항모형에 의한 분석 결과는 그러한 장기적인 정책 설계를 위한 참고자료로서 의미 있는 역할을 할 수 있으며, 본고에서 논의한 정책변수들에 대한 검토가 보다 조화로운 공적연금제도 설계로 이어지기를 기대한다.

## 참고문헌


국민연금공단. (2026.3). 「국민연금 공표통계(2025년 12월 기준)」.

국민연금 재정추계전문위원회. (2023). 「국민연금 재정계산보고서」.

김형수·윤병욱·최강훈. (2025). 「이항모형을 활용한 가입기간 분석에 따른 공적노후소득보장 정책변수 검토」. 국민연금연구원 연구보고서.

보건복지부. (2025.3.20). 「보험료율 13%, 소득대체율 43% 등 담은 연금개혁법안 국회 본회의 통과」. 보도참고자료.

보건복지부. (2026.1). 「통계로 본 기초연금 2024」.

Cox, J. C., Ross, S. A., & Rubinstein, M. (1979). Option Pricing: A Simplified Approach. Journal of Financial Economics, 7, 229–263.

Holzmann, R., & Hinz, R. (2005). Old Age Income Support in the 21st Century. World Bank.

World Bank (1994). Averting the Old Age Crisis. Oxford University Press.

2026 Pension Forum

# 거시경제불확실성 측정 방법론 소개와 국민연금기금 활용 방안



최병호(국민연금연구원 부연구위원)

## Ⅰ. 서론

국민연금기금은 2010년부터 위기인식지수를 개발하여 금융위기의 조기 인식과 위기단계별 체계적 대응을 위한 시스템을 구축해 왔다. 현재의 위기인식지수 체계는 시장 모니터링, 위기인식지수, 단계별 대응절차, 위기관리 매뉴얼로 이어지는 형태로 정착되어 있다. 그러나 국민연금기금과 같은 초대형 장기투자기관의 입장에서 위기를 예측한다는 목표는 겉보기보다 훨씬 까다롭다. 위기라는 사건은 그 정의상 빈번하게 반복되는 일반적 시장국면이 아니며, 사전에 안정적으로 예측 가능한 사건이라면 이미 시장가격과 투자자의 대응에 상당 부분 반영되었을 가능성이 높다. 즉, 위기가 명확히 식별되는 시점에는 주요 자산의 가격조정이 이미 진행된 경우가 많기 때문에, 조기 인식 이후의 신속한 대응만으로 자산가치 훼손을 충분히 회피하기도 어렵다.[1)]

실제로 2020년 코로나19 팬데믹은 기존 금융시장 지표만으로 선제적 포착이 불가능했던 대표적 외생 충격이었으며(Albuquerque et al., 2020; Baker, Bloom, Davis, and Terry, 2020; Primiceri and Tambalotti, 2020), 2008년 글로벌 금융위기에는 위험자산 가격은 크게 하락했으나, 안전자산 선호 현상과 함께 미국 국채와 같은 일부 안전자산의 가치는 오히려 상승하였다(Baele, Bekaert, Inghelbrecht, and Wei, 2020; Engle, Fleming, Ghyseis, and Nguyen, 2012). 이처럼 국민연금이 보유한 자산군 전체에 동시에 큰 손실을 초래하는 진정한 의미의 위기는 드물게 발생하며, 그 발생 과정 또한 내생적 금융취약성, 외생적 충격, 정책대응, 투자자 행동이 복합적으로 결합되어 나타난다.

따라서 국민연금의 위험관리 체계는 위기 자체의 예측뿐 아니라, 경제 전반의 불확실성 변화를 함께 고려하는 방향으로 보완될 여지가 있다. 여기서 핵심은 단순히 시장 변동성이 확대되었는지를 관찰하는 것이 아니라, 현 시점에서 미래의 경제 경로가 얼마나 더 예측하기 어려워졌는지를 측정하는 데 있다. 현재 국민연금은 운용 포트폴리오의 다각화를 위해 국내 전통자산뿐 아니라, 선진국 및 신흥국 주식, 해외채권, 대체자산에까지 폭넓게 투자하고 있다. 따라서 위기대응체계 역시 개별 시장의 가격변동을 넘어, 기금이 보유한 다양한 자산군의 가치와 운용여건에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 경제 전반의 불확실성을 함께 고려할 필요가 있다. 특히 불확실성은 특정 위기의 발생을 직접적으로 예측하려는 시도가 아니라, 경제 전반의 예측가능성이 얼마나 저하되고 있는지를 측정한다는 점에서 자산배분, 리밸런싱, 신규투자집행 등 국민연금의 핵심적 의사결정에 유연성을 제공할 수 있다.[2)]

전술한 배경에서, 본 고는 Jurado, Ludvigson, and Ng(2015)이 제안한 거시경제불확실성 지수의 구축 방법론을 개괄적으로 소개하고, 이를 바탕으로 국민연금기금에 보다 적합한 맞춤형 지수 설계 방안을 논의한다. 그리고 산출된 불확실성 지수를 국민연금의 현행 위험관리 및 의사결정 체계에서 활용할 수 있는 방안도 함께 살핀다. 본 고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 Jurado, Ludvigson, and Ng(2015)의 거시경제불확실성 개념과 측정 방법론에 대해 소개한다. 제Ⅲ장에서 국민연금기금 맞춤형 지수 설계 방안을 제시한다. 제Ⅳ장에서 지수의 활용 방안을 논의하고, 제Ⅴ장에서 결론을 맺는다.

## Ⅱ. 거시경제불확실성 측정 방법론 소개

### 1. 거시경제불확실성의 개념

불확실성을 논의할 때 가장 흔히 활용되는 지표는 금융시장 변수의 변동성이다. 그러나 금융시장 지표의 변동성은 어디까지나 사후적으로 실현된 가격변동의 크기를 보여줄 뿐, 경제 전반의 미래 경로가 사전적으로 얼마나 예측하기 어려워졌는지를 직접적으로 나타내지는 않는다. Jurado, Ludvigson, and Ng(2015, 이하 JLN)은 이 점을 지적하며, 금융시장 변동성의 일시적 급등과 경제 전반의 예측가능성 저하를 동일시해서는 안 된다는 문제의식을 제기한다. 즉, 금융시장 변동성이 높다고 해서 항상 거시경제 전반의 불확실성이 높은 것은 아니며, 금융시장 변동성이 비교적 낮더라도 경제 전체의 향후 경로에 대한 예측 가능성이 크게 저하된 상황 또한 충분히 존재할 수 있다(Bekaert, Hoerova, and Lo Duca, 2013; Scotti, 2016). 또한 경기침체나 정책 전환기에는 시장가격의 단기 변동이 상대적으로 제한적이더라도, 성장, 물가, 고용, 금리 등 거시변수의 향후 경로에 대한 예측오차가 커질 수 있다. 요컨대 단일 시장지표의 변동성만으로 경제 전체의 불확실성을 판단하는 데에는 한계가 있으며, 이러한 맥락에서 JLN은 경제 전반이 얼마나 더 예측하기 어려웠는지를 기준으로 거시경제불확실성을 측정하는 방법론을 제시한다.

### 2. 산출 절차

#### 1) 정의

JLN은 시점 $t$에서 변수 $y_{j,t}$의 $h$기 앞 불확실성,

1) Danielsson, James, Valenzuela, and Zer(2016)은 시스템 리스크와 시장위험을 예측하는 여러 위험모형이 평상시에는 유사한 결과를 제시하지만, 시장 불안이 커지는 국면에서는 모형 간 예측 차이가 크게 확대되어 위험판단의 신뢰도가 오히려 낮아질 수 있음을 보인다. 이는 위기 국면에서 위험이 외생적으로 주어지는 것이 아니라, 시장참여자의 행동, 유동성 위축, 가격조정 과정에 의해 내생적으로 증폭되기 때문에, 위기를 안정적으로 예측하는 모형 자체가 높은 모형위험을 수반한다는 점을 시사한다. Borio and Drehmann(2009)은 은행위기 이전에 신용팽창과 자산가격 상승과 같은 취약성의 축적이 관찰될 수 있음을 보이지만, 이러한 지표의 역할은 위기의 정확한 발생 시점을 예측하기보다는 금융시스템의 취약성이 누적되고 있는지를 조기에 점검하는 데 가깝다.

2) 다만 본 고에서 논의하는 거시경제불확실성 지수는 위기 및 손실의 발생 가능성, 자산가격의 방향성을 직접 예측하는 지표가 아니라는 점에 주의할 필요가 있다. 지수의 상승은 의사결정의 신중도를 높이는 근거가 될 수는 있으나 위험자산의 축소나 특정 자산군 비중의 조정을 지시하는 직접적 신호로 해석하기는 어렵다. 보다 구체적인 내용은 제Ⅳ장에서 논의한다.

$U^y_{j,t}(h)$를 현재 가용한 정보집합을 모두 활용해 최선의 예측을 수행한 뒤에도 남는 예측오차의 조건부 표준편차로 정의한다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$U^y_{j,t}(h) = \sqrt{E\left[\left(y_{j,t+h} - E\left[y_{j,t+h} \mid I_t\right]\right)^2 \mid I_t\right]} \quad (1)$$

여기서 $I_t$는 시점 $t$에 경제주체가 활용할 수 있는 모든 정보를 의미한다. 이 정의에 따르면 불확실성은 단순한 변동성 그 자체가 아니라, 예측 가능한 부분을 충분히 제거한 이후에도 남는 순수한 예측불가능성의 크기이다. 어떤 변수의 변동성이 크더라도, 그것이 상당 부분 예측 가능한 변동이라면 불확실성이 높다고 볼 수 없으며, 반대로 사후 변동성이 크지 않더라도 미래값에 대한 예측오차의 조건부 분산이 크다면 그 변수는 높은 불확실성 상태에 있다고 해석된다. 따라서, VIX와 같은 금융시장 변동성 지표는 불확실성의 대용치가 될 수는 있으나, 예측 가능한 변동성까지 함께 포함될 수 있으므로 이론적 의미의 불확실성을 과대평가할 가능성이 있다.

또 하나의 차별점은 거시경제불확실성이 특정 단일 변수의 불확실성이 아니라, 다수의 경제변수에 공통적으로 나타나는 불확실성의 움직임이라는 점이다. 이에 거시경제불확실성은 개별 변수의 불확실성을 가중평균하여 다음과 같이 집계된다.

$$U^y_t(h) \equiv plim_{N_y \to \infty} \sum_{j=1}^{N_y} w_j \, U^y_{j,t}(h) \quad (2)$$

즉, 특정 기업이나 산업만 예측하기 어려운 상황이 아니라, 생산·고용·물가·금리 등 경제 전반에 걸쳐 예측가능성이 함께 저하되는 공통 국면이 거시경제불확실성에 해당한다.

**2) 정보집합의 구성**

거시경제불확실성을 실제로 추정하기 위해서는 먼저 각 변수의 최선의 예측값을 구성해야 한다. 다만, $I_t$는 시점 $t$에서 경제주체들이 이용할 수 있는 모든 정보집합을 의미하므로, 거시경제 전반을 충분히 포착하지 못하는 단일 자산시장 변수만으로 개별 변수의 예측값을 추정할 경우, 예측에 필요한 정보가 누락되어 예측오차가 과대평가되어 불확실성 추정치에 편의가 발생할 수 있다. JLN은 개별 변수들을 예측하기 위한 정보집합으로 실물경제와 관련된 132개의 월별 시계열(산업생산, 금리, 물가, 고용 등)과 147개의 금융시장 시계열(주식수익률, 산업 포트폴리오의 수익률 등)을 통합한 279개의 시계열 변수를 통해 개별 변수를 예측한다.

**3) 개별 변수의 예측**

279개의 시계열 변수를 모두 예측식에 직접 포함할 경우, 모형의 차원이 지나치게 커져 추정의 비효율성과 과적합 문제가 발생할 수 있다. JLN은 방대한 정보집합을 그대로 사용하는 대신, 이들 변수에 공통적으로 내재된 소수의 요인을 추출하여 예측에 활용한다. 279개의 시계열에서 주성분분석을 통해 12개의 공통요인을 추출하는데, 해당 12개의 요인은 전체 변동의 약 54%를 설명한다. 그리고 이들 요인과 추가 예측변수를 결합한 요인통합벡터자기회귀분석(Factor-Augmented Vector AutoRegression, FAVAR)을 실시해 각 변수의 예측값을 산출한다. 이러한 접근의 장점은 대규모 정보집합을 압축적으로 반영함으로써 정보누락 문제를 완화할 수 있다는 데 있다. 만약 소수의 지표만을 사용해 예측식을 구성한다면, 경제주체들이 실제로 활용하고 있는 정보를 충분히 반영하지 못해 본래 예측 가능한 변동까지 불확실성으로 잘못 분류할 수 있다. 반면, 수백 개의 거시·금융 지표를 공통요인으로 요약하면 이러한 오분류 가능성을 줄이면서도 과도한 모수 추정을 피할 수 있다. 예측 방정식의 형태는 다음과 같다.

$$y_{j,t+1} = \phi^y_j(L)\, y_{j,t} + \gamma^F_j(L)\, \widehat{\mathbf{F}}_t + \gamma^W_j(L)\, \widehat{\mathbf{W}}_t + v^y_{j,t+1} \quad (3)$$

여기서 $\phi^y_j(L)y_{j,t}$는 개별 변수의 자기회귀 항, $\widehat{\mathbf{F}}_t$는 공통요인 벡터, $\widehat{\mathbf{W}}_t$는 비선형성을 포착하기 위한 추가 예측변수, $v^y_{j,t+1}$는 예측 이후에 남는 순수한 오차를 의미한다.

**4) 시변 변동성의 추정**

예측방정식을 통해 각 변수의 미래값을 추정하여 개별 변수들의 예측오차를 산출했다면, 그 예측오차의 크기 자체가 시간에 따라 달라진다는 점을 포착해야 한다. 즉, 어떤 시기에는 동일한 정보집합을 사용해도 예측오차가 비교적 작게 나타나지만, 어떤 시기에는 예측오차가 체계적으로 커질 수 있다. JLN은 이러한 예측가능성의 저하를 불확실성의 본질로 주장한다. 이를 가장 단순하게 쓰면, 1기 앞 예측오차는 다음과 같이 표현된다.

$$v^y_{j,t+1} = \sigma^y_{j,t+1}\varepsilon^y_{j,t+1} \quad (4)$$

여기서 $\sigma^y_{j,t+1}$는 시점 $t$+1에서의 예측오차의 크기를 결정하는 시간가변적 변동성이다. 따라서 동일한 크기의 표준충격이 발생하더라도, $\sigma^y_{j,t+1}$가 큰 시기에는 실제 예측오차가 더 크게 나타나게 된다. 경제학적으로 보면, 이는 경제구조가 비교적 안정적인 시기에는 미래 경로를 어느 정도 예측할 수 있지만, 경기침체나 금융불안, 정책 전환기와 같이 경제 전반의 구조적 불확실성이 확대되는 시기에는 같은 방식의 예측으로도 훨씬 더 큰 오차가 발생할 수 있음을 의미한다.

JLN은 이러한 시변적 불확실성을 포착하기 위해 예측오차의 변동성 자체가 하나의 확률과정을 따른다고 가정한다. 즉,

$$\log\left(\sigma^y_{j,t+1}\right)^2 = \alpha^y_j + \beta^y_j \log\left(\sigma^y_{j,t}\right)^2 + \tau^y_j \eta_{j,t+1} \quad (5)$$

와 같이 로그변동성이 자기회귀적으로 움직인다고 가정한다. 이 식의 경제학적 의미는 다음과 같다. $\alpha^y_j$는 해당 변수의 평균적인 불확실성 수준을, $\beta^y_j$는 불확실성이 한 번 높아졌을 때, 그 상태가 얼마나 지속되는지를, $\tau^y_j$는 불확실성 자체가 얼마나 크게 흔들릴 수 있는지를 나타낸다. 다시 말해, 불확실성은 일시적 잡음이 아니라 경기 국면에 따라 높아지거나 낮아지고, 한 번 상승하면 상당 기간 지속될 수 있는 상태변수로 해석된다. 이는 현실에서 경기침체나 금융불안이 단 한 시점의 충격으로 끝나지 않고, 이후 상당 기간 동안 경제전망 전반을 흐리게 만드는 현상과도 부합한다.

**5) 다기간 불확실성의 계산**

1기 앞의 불확실성은 현재의 정보집합을 이용해 다음 기의 개별 변수들을 예측한 뒤, 예측오차의 조건부 분산을 추정하면 된다. 즉 $h$ = 1일 때의 불확실성은 다음 기에 새롭게 발생하는 예측오차의 변동성에 의해 직접적으로 결정되며, 다음과 같이 표현된다.

$$\mathbf{\Omega}^Y_{j,t}(1) = E_t(\nu^Y_{j,t+1}\nu^{Y\prime}_{j,t+1}) \quad (6)$$

여기서 $\mathbf{\Omega}^Y_{j,t}(1)$은 시점 $t$에서 평가한 1기 앞 예측오차의 분산-공분산 행렬이다. $\nu^Y_{j,t+1}$는 예측 대상이 되는 변수 $y_{j,t}$와 그 시차항들을 함께 묶은 상태벡터의 1기 앞 예측오차를 의미한다. 따라서 $\mathbf{\Omega}$는 예측오차가 상태벡터의 여러 구성요소에 걸쳐 어떻

게 함께 움직이는지를 담고 있는 행렬이다.

JLN의 방법론은 1기 앞 불확실성을 넘어 $h$기 앞 다기간 불확실성으로 확장될 수 있는데, 본 고에서는 기술적 계산보다는 경제학적 직관에 초점을 두고 소개한다. $h>1$의 다기간 불확실성은 예측 지평이 길어질수록 불확실성의 원천이 달라진다는 점에 주의할 필요가 있다. 6개월 후 또는 12개월 후의 경제 상태를 예측하려면, 예측 대상 변수 자체뿐 아니라, 그 변수를 예측하는 데 사용되는 공통요인과 추가 예측변수들의 미래 경로까지 함께 예측해야 한다. 예를 들어 1개월 후 산업생산을 예측할 때는 현재의 금리, 물가, 고용, 금융여건을 이용해 다음 달 산업생산이 얼마나 예측에서 벗어날지를 보면 된다. 반면, 12개월 후 산업생산을 예측하려면 향후 12개월 동안의 금리 경로, 물가 경로, 고용 경로, 금융여건의 변화도 함께 고려해야 한다. 요컨대, 장기 예측에서는 예측 대상 변수의 불확실성뿐 아니라, 예측에 사용되는 정보 자체의 불확실성도 함께 누적된다.

이와 같은 점에서 다기간 불확실성은 단순히 1기 앞 불확실성을 여러 번 누적한 값이 아니다. 과거의 예측오차가 경제변수의 움직임을 통해 미래로 전달되고, 미래 시점마다 새로운 충격이 발생하며, 동시에 예측요인 자체의 불확실성도 예측 대상 변수의 불확실성으로 전파된다. JLN은 이러한 구조를 FAVAR을 통해 계산하며, 예측 대상 변수와 예측요인의 오차분산이 모두 시간에 따라 변할 수 있도록 허용한다. 구체적인 계산은 분산-공분산 행렬의 점화식을 통해 이루어지지만, 직관은 명확하다. 다음 기의 단순 예측오차를 나타내는 1기 미래 불확실성과는 달리, 다기간 불확실성은 앞으로의 경제환경 전체가 얼마나 예측하기 어려워지는가를 나타낸다.

따라서 JLN의 다기간 불확실성은 중기경제전망을 수행할 때 특히 유용하다. 단기 불확실성은 일시적 충격이나 특정 변수의 변동에 민감하게 반응할 수 있지만, 다기간 불확실성은 예측 대상과 예측환경이 함께 흔들리는 정도를 반영한다. 이는 거시경제불확실성을 단기 시장변동과 구분하고, 경제 전반의 예측가능성 저하를 보다 넓은 시계에서 파악하는 시도로 해석할 수 있다.

#### 6) 거시경제불확실성 지수 집계

개별 변수별 불확실성을 집계하면 최종적인 거시경제불확실성이 도출된다. 이러한 집계 과정은 특정 변수 하나의 예측오차가 커졌다고 해서 곧바로 거시경제불확실성이 높아짐은 아님을 시사한다. 예컨대 주식시장만 흔들리거나 특정 산업의 생산지표만 예측하기 어려워진 경우에는 개별 시장 또는 개별 부문의 불확실성으로 해석하는 것이 더 적절하다. 반면 생산, 고용, 물가, 금리, 신용여건 등 다수의 변수에서 동시에 예측오차의 조건부 변동성이 커진다면, 이는 경제 전반의 미래 경로가 함께 불투명해진 국면으로 볼 수 있다. 따라서 거시경제불확실성 지수는 단순히 많은 지표를 평균한 통계량이 아니라, 개별 변수에 흩어져 있는 불확실성 신호를 경제 전체의 공통 신호로 요약한 지표로 이해할 수 있다. 즉, 하나의 시장이 얼마나 흔들렸는가가 아니라, 경제 전반의 미래 경로를 얼마나 신뢰하기 어려워졌는가를 나타낸다.

한편 거시경제불확실성 지수는 관측 가능한 단순 통계량이 아니라 예측모형을 통해 추정되는 지표라는 점에서 일정한 모형 의존성을 갖는다. 즉, 변수 선택, 공통요인의 수, 표본기간, 변동성의 추정 방식에 따라 지수의 수준과 국면 판단이 달라질 수 있다. JLN은 가중 방식(단순평균 대 주성분), 개별 불확실성의 추정 방식, 외표본 예측, 대안적 변동성 추정(GARCH 대 EGARCH) 등 다양한 설정 변경에 대해 불확실성 에피소드의 수와 시점, 지속성이 안정적으로 유지됨을 보고하고 있으며, 각 대안 추정치의 상관계수도 높게 나타남을 확인한다. 따라서 방법론 자체는 상당한 강건성을 갖는 것으로 보인다. 단, 국민연금의 맞춤형 지수를 설계할 경우 사전적 추정 방식의 명확한 설정과 강건성 점검이 별도로 요구되는데, 다음 장에서 이와 관련된 내용을 논의한다.

## III. 국민연금기금 불확실성 지수 설계

### 1. 국민연금기금 운용 환경

JLN의 거시경제불확실성 지수는 기존 시장 변동성 지표가 갖는 개념적 한계를 극복하고, 경제 전반의 예측불가능성을 계량적으로 측정했다는 점에서 방법론적으로 중요한 의의를 갖는다. 이 지수의 기여는 두 가지로 압축된다. 첫째, 단순한 사후 변동성이 아니라 현재 이용 가능한 정보를 바탕으로 예측하고도 남는 오차의 조건부 변동성을 불확실성으로 정의함으로써 이론적 타당성을 확보했다. 둘째, 수백 개의 거시·금융 시계열에서 공통요인을 추출하는 대규모 정보환경을 활용함으로써 소수 지표에 의존할 때 발생할 수 있는 정보누락편의를 완화했다.

그러나 이 방법론을 국민연금기금의 운용 맥락에 그대로 이식하는 것은 적절하지 않다. JLN의 목적은 미국 경제 전반의 거시경제불확실성을 측정하는 데 있으므로, 그 집계 방식은 특정 투자기관의 포트폴리오 가치 변동이나 자산배분 의사결정을 직접 반영하도록 설계되어 있지 않다. 국민연금의 관점에서 중요한 것은 추상적인 경제 전반의 불확실성 그 자체라기보다, 현재 보유한 자산군의 가치와 운용여건에 영향을 미치는 거시·금융 요인들의 예측불가능성이 얼마나 심화되었는가이다. 따라서 JLN의 방법론적 틀은 유지하되, 불확실성 측정 대상과 집계 구조는 국민연금기금의 포트폴리오 속성에 맞게 재설계될 필요성이 있다. 이에 본 장에서는 국민연금의 운용 환경에 보다 적합한 지수 설계 방안을 논의한다.

### 2. 국민연금기금 불확실성 지수 설계 방안

국민연금기금 맞춤형 불확실성 지수 설계의 출발점은 기금이 보유하는 자산군이 서로 다른 거시·금융 요인에 노출되어 있다는 사실이다. 국내주식은 국내 경기 사이클, 기업이익, 시장 유동성에 민감하게 반응하는 반면, 국내채권은 기준금리, 물가 기대, 신용 환경의 영향을 크게 받는다. 해외주식과 해외채권은 글로벌 성장세, 달러화 강도, 주요국 통화정책, 지정학적 위험에 노출되어 있으며, 부동산·인프라·사모펀드 등 대체자산은 장기 실물경기, 유동성 프리미엄, 자금조달 여건에 더 크게 의존할 수 있다.

이처럼 자산군별 거시요인 노출 구조가 상이함에도 불구하고, 단일한 불확실성 지수를 포트폴리오 전체에 일률적으로 적용할 경우, 특정 자산군에 집중된 불확실성 심화가 전체 지수 안에서 희석될 수 있다. 반대로 일부 시장의 일시적 불안이 포트폴리오 전체의 불확실성 상승으로 과대해석될 가능성도 있다. 따라서 불확실성 지수가 의사결정의 보조도구로 기능하기 위해서는 단순히 지수의 상승 여부뿐 아니라, 그 상승이 어느 자산군과 어떤 거시요인에서 비롯되었는지를 식별할 수 있어야 한다. 이러한 관점에서 국민연금 맞춤형 거시경제불확실성 지수는 다음과 같은 3단계 구조로 설계할 수 있다.

첫 번째 단계는 국민연금 포트폴리오에 영향을 미치는 주요 거시·금융 불확실성 요인을 체계적으로 식별하는 것이다. 이때 요인은 특정 자산군에 배타적으로 귀속되는 변수가 아니라, 여러 자산군에 동시에 영향을 미칠 수 있는 공통 요인으로 이해하

는 것이 적절하다. 예컨대 연방기금금리, 달러지수, 환율 변동성 등은 해외채권뿐 아니라 해외주식, 국내주식, 국내채권, 대체자산에도 서로 다른 경로를 통해 영향을 미칠 수 있다. 따라서 변수 선정은 자산군별 독립적인 매핑이 아니라, 해당 요인이 국민연금 포트폴리오의 수익률 또는 가치평가에 미치는 경제적 관련성, 데이터의 안정성 및 이용 가능성을 우선적으로 고려하고, 통계적 설명력은 보조적 기준으로 활용할 필요가 있다.

이 과정에서 변수 선정과 자산군 매핑이 연구자의 사후적 재량에 과도하게 의존하지 않도록, 선정 기준과 매핑 원칙을 사전에 명문화하는 것이 중요하다. 구체적으로는 (1) 경제적 관련성(해당 요인이 자산군의 가치평가 경로에 미치는 이론적·실증적 연관성), (2) 자료의 적시성과 안정성(발표 시차, 수정 빈도, 관측 주기), (3) 통계적 설명력(자산군 수익률에 대한 설명력)의 순서로 우선순위를 두어 변수를 선정하고, 그 결과를 명시적으로 문서화함으로써 매핑의 투명성과 재현가능성을 확보할 수 있다.

두 번째 단계는 식별된 거시·금융 요인에 대해 JLN 방식의 불확실성 추정 절차를 적용하고, 이를 자산군별 부분지수로 집계하는 것이다. 구체적으로 개별 변수의 미래값을 대규모 정보집합과 FAVAR을 활용해 예측하고, 예측 이후에도 남는 오차의 시간가변적 변동성을 추정함으로써, 각 변수별 불확실성을 산출한다. 이때 추정된 개별 변수의 불확실성을 특정 자산군에 배타적으로 배정할 필요는 없다. 하나의 거시·금융 변수가 여러 자산군에 동시에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 자산군별 불확실성 지수는 해당 자산군과 경제적 관련성이 명확한 변수들의 불확실성을 평균하여 구성할 수 있다.[3] 예를 들어, 해외채권의 불확실성에는 연방기금금리, 미국 장·단기금리, 달러지수 등의 불확실성을 포함할 수 있다. 대체자산의 경우 부동산 공실률, 상업용 부동산 가격지수 등 자산군의 특성을 반영하는 고유한 변수 이외에도 연방기금금리, 신용스프레드 등의 불확실성을 함께 반영할 수 있다. 이는 대체자산의 가치평가가 고유한 자산시장 변수뿐 아니라 할인율, 자금조달 여건 등 전통자산 관련 거시·금융 변수에도 영향을 받기 때문이다.[4]

한편 동일한 변수가 여러 자산군에 중복 포함될 경우, 포트폴리오 전체 지수로 집계하는 과정에서 해당 공통요인은 상대적으로 더 큰 가중을 받게 된다. 이는 통제되어야 할 왜곡이라기보다는, 오히려 해당 요인이 갖는 체계적 성격을 충실히 반영한 결과로 해석하는 것이 타당하다. 연방기금금리, 달러지수, 신용스프레드, 글로벌 유동성과 같이 복수의 자산군에 동시에 작용하는 요인은 그 동시성으로 인해 분산투자로 상쇄되지 않는 체계적 위험으로 기능한다. 해당 요인의 불확실성이 높아지는 국면은 국내외 주식과 채권, 대체자산의 가치가 함께 흔들릴 수 있는 국면이므로, 국민연금의 관점에서 가장 주의 깊게 관찰해야 할 대상이다. 따라서 공통요인이 부분지수 집계를 통해 더 큰 가중을 받는 구조는 포트폴리오 전반의 공통 위험 노출을 포착하는 본 설계의 장점으로 이해될 수 있다. 다만 이러한 가중 확대가 정당화되기 위해서는 해당 요인이 각 자산군에 미치는 영향이 사전에 명문화된 매핑 원칙에 따라 일관되게 부여되어야 하며, 어떤 공통요인이 어느 자산군의 부분지수에 반영되었는지 투명하게 문서화하여 사후적 재량의 개입을 제약할 필요가 있다. 요컨대, 두 번째 단계는 개별 변수의 불확실성을 먼저 산출하고 경제적 관련성이 명확한 변수들을 자산군별로 매핑하여 부분지수를 구성하고, 최종 집계 단계에서는 공통요인의 중복 반영을 관리하는 것이다.[5]

세 번째 단계는 자산군별 불확실성 지수를 포트폴리오 차원에서 집계하는 것이다. 가장 단순한 방식은 자산군별 불확실성 지수를 전략적 자산배분 비중으로 가중평균하여 국민연금 맞춤형 불확실성 지수를 산출하는 것이다. 이 경우 지수는 국민연금의 장기 정책 포트폴리오가 노출된 거시·금융 불확실성을 요약하는 지표가 된다. 다만, 집계 가중치로 전략적 자산배분 목표비중을 사용할지, 실제 운용비중을 사용할지는 일정한 트레이드오프를 수반한다. 목표비중을 사용하면 시점 간 비교가능성과 정책적 일관성이 확보되는 반면, 실제 운용비중을 사용하면 현재 포트폴리오가 실제로 노출된 불확실성을 더 정확히 반영할 수 있다. 따라서 두 가지 버전을 병행 산출하고, 양자 간 괴리를 모니터링하는 방식이 실무적으로 유용할 수 있다. 또한 맞춤형 지수가 추정모형에 기반하는 만큼, 후보 변수 선정 기준, 표본기간, 공통요인의 수, 지수 산출주기 등 주요 설정을 사전에 명확히 규정하고, 이들 설정의 변경이 지수 수준과 국면 판단에 미치는 영향을 점검하는 강건성 분석이 구축 단계에서 병행되어야 한다.

이와 같은 3단계 설계의 가장 큰 장점은 불확실성의 분해 가능성이다. 국민연금 맞춤형 불확실성 지수가 상승할 때, 그 원인이 국내 거시환경의 불확실성 심화인지, 해외 성장전망의 불투명성인지, 글로벌 금리·환율 경로의 불확실성 확대에서 비롯된 것인지를 자산군별 부분지수를 통해 진단할 수 있다. 이는 의사결정의 구체성을 높이는 데 기여한다. 만약 국내주식과 국내채권 관련 불확실성은 낮게 유지되는 반면 해외자산 관련 불확실성만 상승하는 국면이라면, 포트폴리오 전체 차원의 일률적 리밸런싱보다 해외자산의 전술적 자산배분을 한정적으로 검토하는 정밀한 대응이 가능하다.

특히 현행 위기인식지수가 위기단계 판단과 대응절차를 연결하는 단계형 관리체계라면, 맞춤형 불확실성 지수는 연속적 신호와 자산군별 분해 정보를 동시에 제공하는 보조지표로 기능할 수 있다. 즉, 명확한 위기단계로 진입하기 전이지만 기금 포트폴리오와 관련된 거시·금융 환경의 예측가능성이 낮아지고 있는 국면을 식별하는 방식으로 기존의 위기인식지수를 보완하여 활용될 수 있다.

## IV. 국민연금기금 불확실성 지수의 활용 방안

국민연금의 현행 위기인식지수는 위기단계 판단과 대응절차를 연결하는 실무적 관리체계로서 중요한 기능을 수행한다. 다만 실제 위기단계가 명확히 식별되는 시점에는 주요 자산가격의 조정이 이미 상당 부분 진행되었을 가능성이 크다. 따라서 이 시점에서 전략적 자산배분을 검토하거나 전술적 자산배분을 조정하는 것은 선제적 대응이라기보다 사후적 손실 방어에 가깝다.

국민연금 맞춤형 불확실성 지수는 이와 다른 목

3) 자산군별 불확실성 지수를 산출할 때는 자산군 내 요인들이 사전적으로 동일한 중요성을 가진다는 중립적 가정하에 단순평균을 사용하거나, 자산군 내부의 지역별·시장별 투자비중을 반영하여 차별적 가중치를 부여하는 방식을 검토할 수 있다.

4) 다만 대체자산의 직접 관측치, 예컨대 부동산 평가가격이나 사모펀드 순자산가치는 발표 시차가 길고 관측주기가 낮으며 평가가 평활화되어 실제 변동성을 과소추정하는 경향이 있으므로, JLN 방식의 입력 변수로 직접 사용하기에는 적시성과 고빈도 요건을 충족하기 어렵다. 따라서 대체자산 부문은 해당 자산군과 경제적으로 연관되면서도 거래 가능한 상장 프록시로 대리 측정하는 방안이 보다 현실적이다. 이러한 상장 프록시는 시장가격에 기반하여 짧은 주기로 이용 가능하므로, 예측오차의 조건부 변동성을 추정하는 데 필요한 적시성과 고빈도 요건을 충족할 수 있다. 다만 상장 프록시는 사모자산의 펀더멘털 외에 상장 특유의 변동성을 일부 포함하므로, 프록시와 실제 사모 포트폴리오 수익률 간의 상관 및 시차 관계를 사전에 검증하여 해석 상의 괴리를 관리할 필요가 있다.

5) 사후적으로 공통요인의 중복 반영을 허용하는 버전과 미반영된 버전 모두 비교분석할 필요가 있다.

적을 가진다. 이 지수는 현재 시점에서 미래 경제환경의 예측가능성이 얼마나 저하되었는지를 측정하는 데 목적이 있다. 예측가능성이 낮아진 구간에서는 기대수익률, 위험, 상관관계, 유동성 비용 등에 대한 추정 신뢰도가 함께 낮아질 수 있는데, 이 경우 특정 방향으로 포트폴리오를 조정하라는 적극적 신호보다, 의사결정의 강도와 집행 속도 조절에 대한 보조 신호가 더 유용할 수 있다.

그러나 불확실성 지수가 상승했다는 사실이 곧 주가의 하락, 위기의 임박, 또는 특정 자산군의 축소 필요성을 의미하는 것은 아님에 다시 한 번 주의할 필요가 있다. 본 지수는 어디까지나 거시경제 전반의 불확실성 측정을 통해 의사결정의 신중도를 높이기 위한 보조지표이므로, 매수 및 매도의 방향이나 자산군 비중의 조정을 지시하는 직접적 신호로 해석되기 어렵다. 본 장에서는 의사결정의 유연성을 확보하는 지표로서 국민연금 불확실성 지수의 활용 방안에 대해 논의한다.

## 1. 리밸런싱 이탈범위 조정

국민연금기금의 리밸런싱은 장기적으로 목표 위험노출을 유지하고, 자산군 간 비중 이탈이 누적되는 것을 방지하는 핵심적인 운용 규율이다. 특히 장기투자기관의 관점에서 리밸런싱은 단기 시장변동에 과도하게 반응하지 않고 사전에 정해진 정책 포트폴리오로 복귀하게 하는 장치라는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 그러나 리밸런싱이 모든 국면에서 동일한 속도와 강도로 집행되어야 하는 것은 아니다. 경제 전반의 불확실성이 높아진 구간에서는 자산군별 기대수익률, 위험, 상관관계, 유동성에 대한 추정 신뢰도가 낮아지기 때문에 기계적인 리밸런싱 집행이 오히려 불필요한 거래비용과 의사결정 오류를 확대할 수 있다.

첫째, 불확실성이 높은 국면에서는 자산가격의 이탈이 일시적인 가격왜곡인지, 아니면 경제환경 변화에 따른 구조적 조정인지 판단하기 어렵다. 리밸런싱은 기본적으로 목표 위험노출로 복귀하기 위한 규율이지만, 실제 집행 과정에서는 현재의 비중 이탈이 단기적 시장변동에서 비롯된 것인지, 아니면 향후 경제환경의 변화가 반영된 것인지에 대한 판단이 불가피하다. 예측가능성이 크게 낮아진 상황에서는 이러한 판단의 신뢰도 자체가 약화된다. 이 경우 기존 목표비중으로 즉시 복귀하는 것이 항상 최선이라고 단정하기 어렵다.

둘째, 대규모 포트폴리오의 리밸런싱은 시장충격과 거래비용을 수반한다. 특히 불확실성이 높은 구간에서는 시장 유동성이 위축되고 매수·매도 호가 간 격차가 확대될 가능성이 크다. 동일한 규모의 거래라 하더라도 평상시보다 더 큰 가격충격과 실행비용을 유발할 수 있기 때문에 불확실성 국면의 리밸런싱 유예 또는 점진적 집행은 단순한 소극적 선택이 아니라, 추정오차와 거래비용을 함께 고려한 조건부 의사결정으로 정당화될 수 있다.

논의한 관점에서 국민연금 맞춤형 불확실성 지수는 리밸런싱 규칙을 상태의존적으로 조정하는 데 활용될 수 있다. 예컨대 불확실성 지수가 설정된 임계값을 초과할 경우, 전략적 자산배분 허용이탈 밴드를 한시적으로 확대하거나 리밸런싱 집행 기준을 상향 조정하는 규칙 기반 체계를 검토할 수 있다.[6]

6) 규칙 기반 체계가 실효적으로 작동하기 위해서는 임계값을 어떻게 산정할 것인가가 핵심 과제로 남는다. 임계값 산정의 방법으로는 지수의 역사적 분포에서 특정 백분위를 기준으로 삼는 방식, 표본 평균 대비 일정 표준편차 배수를 초과하는 시점을 식별하는 방식, 그리고 국면전환 모형을 통해 고불확실성 국면과 정상 국면을 내생적으로 구분하여 임계값을 도출하는 방식 등을 고려할 수 있다. 각 방식은 임계값의 안정성, 신호의 빈도, 국면 전환의 적시성 측면에서 상이한 특성을 가지므로, 단일 기준을 선험적으로 채택하기보다 복수의 기준을 비교 및 검증하는 절차가 필요하다.



불확실성이 낮은 구간에서는 밴드를 좁게 유지하여 목표비중 준수의 규율을 강화하고, 높은 구간에서는 밴드를 넓혀 기계적 거래를 줄이는 방식이다. 이는 리밸런싱 원칙을 약화하는 것이 아니라, 불확실성 수준에 따라 리밸런싱의 실행 속도와 강도를 조절하는 것으로 이해할 수 있다.[7]

## 2. 중기자산배분의 보조지표

평균-분산 최적화는 국민연금을 비롯한 대형 연기금의 중기자산배분 수립에 광범위하게 활용된다. 그러나 이 방법론은 일반적으로 기대수익률 벡터와 공분산 행렬이 불확실성 수준에 따라 변동하지 않는 정적인 상태를 전제로 한다. 실제 금융시장에서 이 두 파라미터는 거시경제불확실성의 수준에 따라 체계적으로 변화한다. 불확실성이 높은 국면에서는 자산군 간 상관관계가 상승하고, 분산 효과가 약화되는 경향이 있으며, 기대수익률 추정치의 표준오차 또한 확대된다. 이러한 파라미터 불안정성을 인식하지 않고 단일 추정치에 의존하여 최적화를 수행하면, 모형이 특정 시점의 노이즈에 과도하게 반응하고 비현실적인 자산배분 비중을 제시할 수 있다.

첫째, 불확실성 지수는 조건부 공분산 행렬 조정에 활용될 수 있다. 불확실성이 높은 국면에서는 자산군별 변동성이 확대되고 자산군 간 상관관계가 상승하여 분산효과가 악화될 가능성이 크다. 따라서 장기 기준 공분산 행렬을 그대로 사용하기보다, 불확실성 상승 국면에서 관찰되는 변동성 및 상관관계 확대분을 반영하여 위험추정치를 보수적으로 조정할 수 있다.

$$\boldsymbol{\Sigma}_t = (\mathbf{1} - \boldsymbol{\lambda}_t)\widehat{\boldsymbol{\Sigma}}_L + \boldsymbol{\lambda}_t\widehat{\boldsymbol{\Sigma}}_H \quad (7)$$

여기서 $\boldsymbol{\lambda}_t$는 국민연금 불확실성 지수의 현 수준에서 결정되는 혼합 비율로, 불확실성이 높아질수록 고불확실성 국면의 공분산 추정치에 더 큰 가중치를 부여한다.

둘째, 불확실성 노출 자체를 목적함수의 패널티로 반영하는 방식도 가능하다. 이 접근은 빌딩블록 방식으로 산출된 장기 기대수익률을 직접 조정하지 않지만, 포트폴리오가 특정 거시·금융 불확실성에 과도하게 노출될 경우 이를 추가 비용으로 반영한다. 예컨대 해외금리, 달러 유동성, 환율 경로에 대한 불확실성이 높아진 구간에서 해외주식과 해외대체자산 비중을 동시에 확대하면, 명목상으로는 자산군이 분산되어 있더라도 실제로는 동일한 글로벌 금융여건 불확실성에 대한 노출이 커질 수 있다. 이 경우 불확실성 패널티는 특정 자산군이나 지역에 대한 쏠림뿐 아니라, 여러 자산군에 공통적으로 작용하는 불확실성에 대한 집중 노출을 완화하는 역할을 한다. 따라서 이 방식은 포트폴리오의 취약성과 쏠림을 억제하는 제약적 요소로 활용하는 접근이며, 이를 통해 장기 기대수익률 체계의 일관성을 유지하면서도, 불확실성이 높은 국면에서 평균-분산 최적화가 특정 자산군으로 과도하게 기울어지는 문제를 완화할 수 있다.

## 3. 신규 대체투자 집행 속도의 조절

대체자산은 국민연금 포트폴리오의 다각화 효과를 담당하는 핵심 자산군이지만, 그 특성상 비유동

7) 이러한 체계가 자의적 재량 확대나 책임 회피 수단으로 활용되지 않도록 주의할 필요가 있다. 이를 위해서 사전에 명확한 임계값과 적용 기간 등이 설정되어야 한다. 앞서 제시된 임계값 산정의 방법을 통해 식별된 불확실성 구간에서 리밸런싱을 유예하거나 점진적으로 집행한 경우와 표준적 리밸런싱을 유지한 경우의 성과를 비교하는 백테스팅 또한 병행되어야 한다. 이때 거래비용 절감 효과, 변동성 완화 효과, 장기 수익률에 미치는 영향 등을 종합적으로 평가하여 기준 간 우열을 판단할 필요가 있다. 다만 이러한 임계값의 실증적 산정과 백테스팅은 본 고의 범위를 넘어서며, 실제 운용에 활용되기에 앞서 선행되어야 할 과제로 남는다. 제도의 실효성을 점검하고, 임계값과 허용이탈 밴드의 적정성을 지속적으로 보완하기 위해서 사후평가제도의 마련 역시 제기된다.

성이 높고 일단 집행된 투자는 단기간 내 포지션 조정이 어렵다. 특히 부동산, 인프라, 사모펀드, 사모크레딧 등은 거래시장과 가격발견 과정이 상장자산에 비해 덜 투명하며, 투자 이후 회수까지 장기간이 소요된다. 따라서 대체투자 의사결정은 단순한 자산배분 비중의 문제가 아니라, 어떤 가격과 조건으로 진입하는가에 크게 의존한다.

국민연금 불확실성 지수에서 대체자산 불확실성 지수가 높게 나타나는 구간은 대체자산의 가치평가에 대한 신뢰도가 낮아지는 국면으로 해석할 수 있다. 가치평가의 예측가능성이 낮은 구간에서의 공격적 집행은 사후적으로 고평가된 자산을 매입한 결과로 이어질 위험이 있다. 따라서 대체자산 관련 불확실성 지수가 일정 수준을 초과하는 국면에서는 신규 대체투자의 집행 속도를 조절하는 방안을 검토할 수 있다. 이는 연간 집행 목표를 유지하되, 불확실성 수준에 따라 집행 시점과 속도를 조정하는 방식이다. 예컨대 불확실성이 낮은 구간에서는 사전에 검토된 우량 투자기회를 적극적으로 집행하고, 불확실성이 높은 구간에서는 집행을 분할하거나 가격조건, 자금회수 가능성 등을 보다 보수적으로 점검할 수 있다. 즉, 불확실성 지수는 대체투자 집행 여부를 단순히 결정하는 기준이 아니라, 집행 강도와 가격규율을 조정하는 보조지표로 활용될 수 있다.

다만 대체투자의 특성상 불확실성이 높다는 이유만으로 집행을 과도하게 지연하는 것도 바람직하지 않을 수 있다. 대체투자는 장기적으로 빈티지 분산이 중요하고, 특정 시기의 집행 공백은 향후 포트폴리오 구성과 수익기회에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 따라서 적절한 활용 방식은 신규 투자를 일률적으로 중단하는 것이 아니라, 불확실성 상승 국면에서 집행 속도를 낮추고, 가격평가와 위험심사 기준을 강화하며, 필요할 경우 약정 규모와 집행 일정을 조정하는 것이다.

## Ⅴ. 맺음말

본 고는 국민연금기금의 위험관리체계를 보완할 수 있는 방안으로 거시경제불확실성 지수의 활용 가능성을 검토하였다. 이를 위해 먼저 위기 예측과 불확실성 측정의 개념적 차이를 명시하고, Jurado, Ludvigson, and Ng(2015)의 방법론을 바탕으로 거시경제불확실성 지수를 구축하는 방안을 소개하였다. 나아가 국민연금기금의 운용 환경을 반영하여 자산군별 거시·금융 요인의 매핑 필요성과 이를 포트폴리오 차원의 맞춤형 불확실성 지수로 집계하는 설계 방안을 제안하였다. 이러한 논의는 국민연금기금의 위험관리가 단순한 위기 포착을 넘어, 예측가능성이 저하된 국면에서 리밸런싱, 중기자산배분, 대체투자 집행과 관련된 의사결정을 보완할 수 있다는 의의를 지닌다.

향후 논의에서는 실제 국민연금 포트폴리오와 데이터 가용성을 바탕으로 자산군별 후보 변수를 선별하고, 지수의 산출 주기, 임계값, 사후평가 기준을 구체화하는 작업이 요구된다. 또한 본 지수가 추정모형에 의존하는 만큼, 변수 선정, 표본기간, 변동성 추정 방식 등 핵심 설정을 명시하고, 이들 설정의 변경에 대한 지수의 강건성을 체계적으로 점검하는 작업이 선행되어야 한다. 또한 기존 위기인식지수와의 관계를 설정하여, 어떤 상황에서 불확실성 지수를 의사결정 보조지표로 활용할 것인지에 대한 원칙 정립도 병행되어야 할 것이다. 명확한 운용원칙과 사후평가체계가 함께 마련된다면, 불확실성 지수는 새로운 지표를 하나 추가하는 수준을 넘어 국민연금의 장기 운용규율과 상태의존적 위험관리를 연결하는 실무적 도구로 발전할 수 있을 것으로 기대된다.





## 참고문헌


Albuquerque, R., Koskinen, Y., Yang, S., & Zhang, C. (2020). Resiliency of environmental and social stocks: An analysis of the exogenous COVID-19 market crash. The Review of Corporate Finance Studies, 9(3), 593-621.

Baele, L., Bekaert, G., Inghelbrecht, K., & Wei, M. (2020). Flights to safety. The Review of Financial Studies, 33(2), 689-746.

Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., & Terry, S. J. (2020). COVID-induced economic uncertainty (No. w26983). National Bureau of Economic Research.

Bekaert, G., Hoerova, M., & Lo Duca, M. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. Journal of Monetary Economics, 60(7), 771-788.

Borio, C. E., & Drehmann, M. (2009). Assessing the risk of banking crises -revisited. BIS Quarterly Review, March.

Danielsson, J., James, K. R., Valenzuela, M., & Zer, I. (2016). Model risk of risk models. Journal of Financial Stability, 23, 79-91.

Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. American Economic Review, 105(3), 1177-1216.

Nguyen, G., Engle, R., Fleming, M., & Ghysels, E. (2020). Liquidity and volatility in the US Treasury market. Journal of Econometrics, 217(2), 207-229.

Primiceri, G. E., & Tambalotti, A. (2020). Macroeconomic Forecasting in the Time of COVID-19. Manuscript, Northwestern University, 1-23.

Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. Journal of Monetary Economics, 82, 1-19.

2026 Pension Forum

# OECD 경제보고서의 공적연금 권고사항에 대한 이해[1)]



김아람(국민연금연구원 전문연구원)

## I. 서론

OECD는 본 기관을 '21세기 국가들이 직면하는 경제·거버넌스·사회문제에 대응하기 위하여 전문 지식을 통합 및 공유하는 주체'로 정의하고 있고, 회원국 간 정책 대화의 장을 제공하는 한편 경제개발검토위원회(EDRC. Economic Development Review Committee)를 통해 각국 정책에 대한 모니터링 기능을 수행하고 있다. 이러한 활동은 단순한 정책적 제안을 넘어 사회정책 전반에 대한 평가와 조정의 성격을 함께 지닌다고 볼 수 있다.

OECD에서 사회정책이 본격적으로 의제로 부상한 시점은 1980년 무렵부터이다. 당시 사회복지 관련 쟁점들이 논의되기 시작하였고, 그 과정에서 다수 국가가 시행하고 있는 사회정책이 경제성장에 제약요인으로 작용할 수 있다는 인식이 형성되었다(Queisser, 2000: 31). 이후 사회정책 관련 지출에 대한 논의는 점차 확대되어 1988년 제1차 사회부장관 회의로 이어졌으며, 노동시장, 돌봄과 일의 균형, 장기노인돌봄 등에 대한 다양한 영역이 OECD의 정책 관심 범주에 포함되었다. 이와 함께 OECD는 관련 지출 증가와 조세 부담 확대를 우려하였고, 보다 신속하고 일관된 정책방향의 정립 필요성을 제기하였다. 그 결과 1992년 고위급 회의 등을 거치면서 경제 효율성과 사회정책 지출 간의 균형을 모색해야 한다는 방향이 강조되었다.

연금 관련 정책의 경우, OECD는 세계은행이나 국제노동기구처럼 특정한 단일모델을 전면에 내세우기보다는 비교적 포괄적이고 중립적인 태도를 보여 왔다. 세계은행이 확정기여 방식과 민영화를 지지하고, 국제노동기구가 확정급여 방식의 공적 보장을 중시한 것과 달리, OECD는 각국의 제도 여건에 따라 다양한 선택의 가능성을 열어두는 입장을 보였다. 다만, 이러한 중립성에도 불구하고, OECD의 전반적인 정책권고는 예산 절감, 노동시장 경쟁 강화, 자유무역지지, 개인의 책임 확대, 사회보장급여의 축소 등 경제·사회적으로 국가 개입을 줄이고 공공정책보다는 시장을 자유롭게 하는 자유주의를 이상적으로 추구하였다(Deacon, B. 2007: 57-60).

1) 해당 원고는 문현경·김아람(2025), '국제기구의 연금개혁 담론 분석'의 일부를 활용하여 작성하였음을 밝힌다.





이와 같은 문제의식 속에서 OECD는 2005년부터 2년마다 회원국의 연금운영 현황과 개혁 동향을 정리한 'Pensions at a Glance' 보고서를 발간해왔다. 해당 보고서에서 OECD는 의무가입 제도를 기준으로 1층의 공공부조 성격의 공적연금, 2층의 보험료 기여 기반의 공적 또는 기업연금, 3층의 자발적 기여에 의한 개인연금으로 구성되는 다층연금모형을 제시하였다. OECD는 이러한 연금모형의 도입을 강제하지는 않았으나, 노후소득보장을 위해 다층적 체계를 구축할 필요성은 지속적으로 강조해왔다. 다시 말해 OECD는 다층연금체계라는 공통의 방향을 제시하면서도, 구체적 제도 구성을 국가별 상황에 상이할 수 있음을 인정한 것이다(문현경·유현경, 2019).

이러한 배경을 바탕으로 본 고는 OECD의 경제보고서인 Economic Surveys에 나타난 우리나라 공적연금 관련 권고사항의 흐름을 검토하고자 한다. OECD 경제보고서는 회원국의 거시경제 여건, 구조개혁 과제, 정책 대응 방향을 정기적으로 검토하는 국가별 경제보고서로, 단기 경제전망뿐 아니라 각국 정부가 추진해야 할 구체적 정책 권고를 제시하는 것을 목적으로 한다. OECD는 우리나라에 대해서도 2000년 이후 거의 격년 형태로 현재 2024년까지 발간되었으며, 각 보고서는 한국의 고령화, 노동시장, 재정운용, 사회보장제도와 관련된 정책과제를 지속적으로 검토해 왔다(OECD, 2024).

따라서 제II장에서 OECD 경제보고서에서 제시하는 공적연금제도의 권고사항 연도별 구분을 기초로 하되, 공적연금의 재정안정성, 노후소득보장 적정성, 기초연금의 역할, 수급연령 조정, 퇴직연금 및 사적연금의 보완 기능을 중심으로 OECD 권고의 흐름을 살펴본다. 제III장은 이를 바탕으로 OECD가 제시하는 종합적인 결론과 우리나라에 주는 정책적 시사점을 서술하겠다.

## II. OECD 경제보고서의 공적연금제도 권고사항

OECD 경제보고서에서는 우리나라의 급속한 고령화, 높은 노인빈곤율, 국민연금제도 성숙의 필요성, 낮은 가입률 등의 문제를 인지하고 시기별로 연금제도의 재정안정성과 소득보장기능을 함께 점검하며 관련 권고를 제시해왔다. 우리나라에 대한 연금제도 관련 권고는 크게 세 시기로 구분할 수 있다. 첫째, 2000년부터 2007년까지는 국민연금의 장기 재정안정성과 다층노후소득보장체계 구축이 핵심적으로 제시되었다. 둘째, 2008년부터 2018년까지는 기초노령연금 및 기초연금의 확대와 표적화, 국민연금 사각지대 완화, 보험료율 인상, 가입기간 확대가 병행 과제로 제시되었다. 셋째, 2020년 이후에는 높은 노인빈곤율, 낮은 국민연금 급여수준, 보험료율과 수급연령 조정, 연금수급연령과 가입상한연령의 정합성 문제가 주로 제기되었다. 이와 같은 OECD 경제보고서의 공적연금 권고사항의 시기적 구분은 단순히 발간연도 기준으로 나눈 것이 아니라 OECD가 우리나라 연금제도를 진단하는 핵심 문제의식의 변화 지점을 기준으로 한 것이다. 즉, 경제보고서의 시기 구분은 OECD의 권고 내용이 변화한 흐름을 기준으로 한다. 2000년부터 2007년은 국민연금의 재정 안정성과 이층 구조 설계가 중심이 되었고, 2008년부터 2018년은 기초연금의 표적화와 국민연금의 실효성 제고가 제시되었으며, 2020년부터 2024년은 보험료율, 소득대체율, 수급연령, 기초연금 역할을 함께 다루는 종합개혁 논의가 강화된 시기라고 볼 수 있다. 따라서 이하에서는 이러한 시기별 권고 흐름을 바탕으로 OECD 경제보고서에 나타난 공적연금 관련 권고사항을 살펴보고자 한다.

## 1. 2000년부터 2007년까지의 OECD 경제보고서

우선 2000년 초반 OECD의 공적연금 관련 권고는 전반적으로 국민연금의 장기 재정안정성 확보와 제도구조 개편의 필요성에 초점이 맞추어져 있었다. 당시 우리나라는 국민연금제도가 충분히 성숙하지 않은 상황이었음에도 유례없이 빠른 고령화가 진행될 것으로 전망되었고, 이에 따라 OECD는 현행 제도를 그대로 유지할 경우, 장기적으로 재정부담이 급격히 확대될 수 있는 점을 반복적으로 지적하였다. 따라서 OECD는 국민연금 보험료율 인상 권고와 함께 다층연금체계를 설계할 수 있도록 보편적 기초연금 도입 및 퇴직금 제도를 퇴직연금 제도로 전환하는 형태 등의 구조 개편을 강조하였다. 2000년 보고서에서는 현행 제도의 재정안정성을 유지하기 위해서는 보험료율을 9%에서 18%로 두 배 인상해야 하나, 재정적 부담으로 인하여 제도적 성장에 부정적 영향을 미칠 가능성이 있으므로 장기적으로 점진적 보험료율 인상과 함께 퇴직금 제도를 퇴직연금으로 전환하는 '이층연금(two-tier pension)' 체계를 강조하였다. 한편 특수직역연금과 국민연금의 통합을 검토하여 연금급여 이전의 어려움을 해소하도록 제시하였고, 기금운용 수익률 제고를 통한 재정건전성 확보를 요구하였다.

2001년 보고서에도 2000년 보고서와 동일하게 국민연금 보험료율 인상, 퇴직금제도를 퇴직연금으로 전환, 다층연금체계 노후소득보장 구조 설정을 권하면서, 추가적으로 사적연금의 역할 확대를 적극적으로 권고하였다. OECD는 국민연금의 지속가능성을 위해서 보험료율 조정에 대한 구체적인 수치를 제시하였는데, 향후 20년 이내에 국민연금 보험료율을 17.2%까지 상향해야 수지 균형이 유지될 수 있다고 예측하였다. 다만, 급격한 보험료율 인상으로 인한 노동시장 및 경제성장에 미치는 부정적 영향을 고려하여 보험료율은 최대 15% 수준으로 제한할 것을 권고하였다. 더불어 지역가입자, 자영업자 등이 소득을 실제보다 낮게 신고하여 왜곡이 발생되는 국민연금의 A값에 대한 문제를 지적하면서, A급여를 조세 재원을 활용한 보편적 기초노령연금(소득대체율 20% 보장)으로 전환하거나, 저소득층에 한하여 부족분을 보전(소득대체율 20% 미만 차액만큼 top-up)하는 공공부조 형태의 구조적 개편을 제안하였다. 한편 B급여는 완전소득비례연금으로 운영될 것을 권고하였으며, 퇴직연금의 자율성 확대를 제시하였다.

이후 2003년 보고서에서는 현행 국민연금 구조를 유지할 경우 장기적으로 지속가능하지 않다는 점을 직접적으로 지적하였다. OECD는 장기 재정균형을 위해 보험료율을 대폭 인상하거나 급여수준을 조정하는 방식의 구조개혁이 필요하다고 보았으며, 재정추계와 제도개편을 주기적으로 검토할 필요성을 강조하였다. 따라서 우리나라는 5년 주기로 연금재정의 장기적 지속가능성을 점검할 의무가 있으며, 실질적인 수지 균형을 달성하기 위해서는 보험료율 인상 또는 소득대체율을 축소 등의 대안이 필요하다고 권고하였다. 더불어 특수직역연금의 통합과 퇴직연금 전환의 필요성을 재차 강조하였다.

2004년 보고서에서는 인구고령화로 인한 공적연금의 재정 지속가능성의 어려움을 예측하면서, 국민연금제도의 제도적 내실화와 사적연금의 역할 증대를 제안하였다. 당시 국민연금 당연가입자는 경제활동인구의 약 1/4 정도로, 광범위한 사각지대 문제점에 대한 해결방안이 중점 과제로 지적되었고, 소득대체율을 인하하여 국민연금 급여 및 기여금의 균형을 갖출 것을 권고하였다. 또한 국민연금급여가 본격적으로 지급되기 전까지는 노인빈곤 완화를 위한 사회보장제도를 확충할 것을 제안하였다.





2005년에는 국민연금제도의 지속가능성에 대한 문제와 더불어 국민연금의 낮은 적용률과 현세대 노인의 빈곤 문제가 함께 제기되었다. OECD는 국민연금의 소득비례적 성격을 유지하되, 저소득 노인 및 사각지대에 대한 기초적 보장 장치를 별도로 마련하는 이층구조를 검토할 필요가 있다고 보았다. 특히 보편적 기초노령연금 또는 저소득층을 대상으로 한 보충급여 방식이 제시되었으며, 이는 국민연금만으로는 단기적으로 노인빈곤을 완화하기 어렵다는 판단에 따른 것이었다. 보편적 기초노령연금은 낮은 단일세율을 바탕으로 전 국민에게 최소한의 소득 보장을 제공하는 형태를 제시하였다.

2007년 보고서에서는 노인빈곤 감소 효과에 주목하여 기초노령연금 도입 논의와 관련하여 국민연금과 기초연금을 결합한 이층 공적연금체계가 보다 구체적으로 제시되었다. 특히 국민연금 가입자 수 및 적용범위가 정체 상태이고 소득 불투명계층이 많아 제도의 적용범위 확대가 어려운 실정이며, 행정적 부담이 큰 점을 지적하였다. 한편 당시 국회 상임위를 통과한 기초노령연금(전체 노인의 약 60% 대상, 급여수준은 0.05A) 도입에 대해 노인빈곤 완화 측면에서 긍정적인 평가를 내렸다. 그러나 급격히 진행되는 고령화와 낮은 수준의 실질 수급률(effective coverage)에 대한 우려를 제기하면서, 기초노령연금의 관대성이 낮다는 점에서 최저수준을 보장하는 보편적 기초연금 도입을 권하였다. 구체적으로는 국민연금의 소득대체율을 20%로 축소하고 기초노령연금을 평균임금의 15%로 설정하여 국민연금과 기초노령연금을 결합하면 합산한 소득대체율이 40%에 도달할 수 있도록 제시한 것이다. 이러한 제안에 따른 재정추계는 2050년 도달시 GDP의 약 10%로 OECD 평균 지출에 근접할 것으로 예측하였다. OECD는 국민연금으로만 소득대체율을 유지하는 방안보다, 국민연금과 보편적 기초노령연금을 포함한 공적연금 이층구조를 도입하는 방향성을 제시하였다.

## 2. 2008년부터 2018년까지의 OECD 경제보고서

2008년 이후 OECD 권고의 특징은 기초노령연금의 역할에 대한 관점이 점차 변화했다는 점이다. 2000년대 중반까지는 보편적 기초노령연금을 통한 사각지대 완화가 상대적으로 강조되었으나, 이후에는 급여 수준을 높이되 저소득 노인에게 집중하는 방식의 차등지급을 통한 선별적 연금제도 형태가 반복적으로 제시되었다. 이는 제한된 재원을 넓은 대상에게 낮은 수준으로 배분하면 빈곤완화 효과가 제한된다는 접근이라 볼 수 있다.

2010년 보고서에는 공적연금이나 퇴직연금과 관련한 권고가 별도로 두드러지게 제시되지는 않았다. 이후 2012년에는 2008년의 보고서에서 제시된 문제의식을 대체로 유지하면서, 기초노령연금은 수급 대상을 줄이는 대신, 급여수준을 높여 저소득 노인을 보다 집중적으로 보호하는 방향으로 운영될 필요가 있다고 보았다. 이는 당시 기초노령연금의 급여액이 생계유지를 위한 최소 수준에도 미치지 못해 빈곤완화 효과가 충분하지 않다고 판단한 것이다. 또한 정치적으로 수급 대상의 축소가 쉽지 않은 경우, 상대적으로 소득이 높은 노인의 급여를 동결하고 저소득층에 대해서만 선별적으로 급여를 인상하는 방식도 검토할 것을 권고하였다. 이와 함께 국민연금은 2028년부터 40년 가입자를 기준으로 급여 지급이 본격화되면서 장기적으로 노인빈곤 완화에 기여할 수 있을 것으로 보았으나, 목표 소득대체율 40%는 OECD 평균인 58%에 비해 낮은 수준인 만큼, 빈곤 완화를 위해서는 소득대체율 인상과 보험료율의 점진적 상향 및 연금수급연령 상향조정

을 함께 논의되어야 한다고 보았다. 더불어, 공적연금의 한계를 보완하기 위하여 사적연금과 기업연금의 역할 강화도 언급되었다.

2014년 보고서에서도 기초노령연금은 수급 범위를 줄이고 급여수준을 높이는 방식으로, 빈곤 노인에 대한 집중 지원이 필요하다는 기조가 유지되었다. 동시에 국민연금은 2030년 기준 전체 노인의 절반 이상이 수급자가 될 가능성이 낮은 것으로 전망되었고, 수급자의 평균 가입기간 역시 20년 미만으로 예상하면서 명목상 목표 소득대체율이 40%라 하더라도 실제 소득대체율은 20%에도 미치지 못할 가능성이 있다고 평가하였다. 이러한 점을 고려하여 OECD는 소득대체율을 50% 수준으로 높이고, 사각지대를 축소하며, 보험료율 인상과 함께 국민연금 평균 가입기간이 증가 되어야 한다고 강조하였다. 또한 비정규직, 자영업자, 중소기업 종사자 등 지역가입자의 낮은 가입률 역시 국민연금의 구조적 문제로 거론되었고, 퇴직 및 개인연금을 포함한 다층연금체계의 강화를 함께 권고하였다. 이러한 개혁이 동반되지 않을 경우, 2030년 이후에도 국민연금의 실질 소득대체율은 낮은 수준에 머무르고 노인빈곤율은 OECD 최고 수준을 유지할 가능성이 크다고 보았다.

2016년 보고서에는 2014년의 기초노령연금 폐지와 기초연금 도입 이후의 상황을 언급하면서, 이전과 마찬가지로 기초연금은 대상 범위를 축소하는 대신 급여 수준을 높여 빈곤 노인에게 실질적인 도움이 되도록 설계할 필요성을 강조하였다. 당시 기초연금은 월 20만원으로 평균임금의 6.2% 수준이 되었고, 수급 대상은 65세 이상 인구의 약 70%에 도달하여 OECD의 기초연금 포괄범위인 24%보다 매우 높은 수준에 도달하였다. 그러나 그만큼 재원이 넓게 분산되면서 개별 수급자의 소득개선 효과는 크지 않다고 평가하였다. 국민연금의 경우에도 사각지대 해소와 평균 가입기간 증대를 중요 과제로 제시하였는데, 당시 노령연금 수급자는 65세 인구 중 32.1%이고, 급여수준은 평균임금의 23.5%를 불과하여 빈곤완화 효과가 제한적이라고 보았다. 이에 따라 OECD는 지역가입자의 낮은 보험료 납부율을 지적하면서 가입자 확대와 가입기간 연장을 통해 급여 수준을 높이고 목표 소득대체율을 당시 수준인 46%를 유지할 것을 권고하였다.

2018년 보고서에서 OECD는 국민연금과 관련하여 세 가지 개선사항을 제시하였다. 첫째는 가입률 제고이다. 2015년 기준 보험료를 실제 납부한 18~59세 인구 비중은 54%에 불과하여 선진국 평균보다 상당히 낮다는 점이다. 둘째는 평균 가입기간 연장으로, 우리나라의 2040년에 예측되는 평균 가입기간은 20.6년이다. 현행 계획대로 소득대체율이 40%로 낮아질 경우, 실질 소득대체율은 약 20%에 불과하다. 마지막으로 재정 확보를 위한 보험료율 인상이다. 이에 따라 OECD는 기초연금을 제외한 국민연금의 목표 소득대체율은 현행 46%로 유지하고 보험료율을 상향조정과 사적연금 확대를 포함한 다층연금체계 구축을 권하였다. 더불어 저소득 고령층의 절대빈곤 해소를 목표로 하는 선별적 기초연금 형태의 구조개편이 시급하며, 필요시 재원 확대를 통한 하위계층 집중 지급과 기초생활보장제도의 자격 요건 완화가 병행되어야 함을 제안하였다. 이러한 개편 없이 현행 구조가 유지될 경우, 우리나라의 노인빈곤율은 2021년까지도 OECD 평균의 세 배 이상인 약 42.4%에 머물 것으로 전망하였다.

## 3. 2020년부터 2024년까지의 OECD 경제보고서

2020년 이후 보고서에서는 노후소득보장의 적

〈표 1〉 OECD 경제보고서 연도별 공적연금 권고사항(2002~2024)

| 시기 | 보고서 연도 | 핵심 권고사항 |
|---|---|---|
| 2000~2007 | 2000 | • 보험료율 9% → 18% 인상 필요<br>• 퇴직금 → 퇴직연금 전환(이층연금 도입)<br>• 특수직역연금 통합 권고<br>• 기금운용 수익률 제고 |
| | 2001 | • 보험료율 장기적으로 17.2% 필요하나, 15% 이내 제한<br>• 보편적 기초연금 또는 저소득층 보충(top-up)연금 도입<br>• 퇴직연금 자율성 확대 |
| | 2003 | • 현 구조로는 지속불가, 급속 고령화 대응 필요<br>• 보험료율 2배 인상 또는 소득대체율 축소 제시<br>• 특수직역연금 통합, 퇴직연금 전환 재강조 |
| | 2004 | • 의무가입자 1/4 수준 → 사각지대 해소 필요<br>• 소득대체율 인하 권고<br>• 노인빈곤 완화 위한 사회보장 급여 확충<br>• 사적연금 역할 강화 |
| | 2005 | • 가입률 55%로 저조, 제도 포괄성 확대 필요<br>• 소득대체율 인하 + 보편적 기초노령연금 도입 권고 |
| | 2007 | • 기초노령연금 도입 긍정적 평가 |
| 2008~2018 | 2008 | • 기초노령연금 확대 필요하나 조세부담 우려<br>• 저소득층 표적화한 선별적 기초연금 도입 권고<br>• 직역연금 정부보조 축소 및 국민연금 연계 필요 |
| | 2010 | • 별도 권고 없음 |
| | 2012 | • 기초노령연금 대상 축소 + 급여 확대 권고<br>• 국민연금 소득대체율 인상 필요 |
| | 2014 | • 국민연금 실질 소득대체율 20% 미만 우려<br>• 소득대체율 인상, 가입기간 연장, 보험료율 인상 권고<br>• 지역가입자 낮은 가입률 지적<br>• 다층연금체계 강화 권고 |
| | 2016 | • 기초연금 대상 축소 + 급여 확대 필요<br>• 국민연금 사각지대 해소, 평균 가입기간 연장 권고 |
| | 2018 | • 국민연금 가입률 54%로 저조<br>• 평균가입기간 20.6년 → 실질소득대체율 20% 예상<br>• 보험료율 인상, 소득대체율 46% 유지 권고<br>• 기초연금 : 절대빈곤층 표적화 필요성 강조 |
| 2020~2024 | 2020 | • 국민연금 보험료율·소득대체율 인상 필요 |
| | 2022 | • 기초연금 급여수준 상향, 대상 축소<br>• 국민연금 급여 수준 인상 필요(평균액 최저임금 1/3)<br>• 기금고갈 방지 위한 가입기간 연장·저출산 대책 필요<br>• 직역·개인연금 보완 역할 강조 |
| | 2024 | • 연금 수급개시연령 65세(추후 67세 이상 권고)<br>• 보험료율 9% → 점진적 인상 필요<br>• 소득대체율 개선, 재정적 지속가능성 확보 필요 |

자료 : 문현경·김아람(2025). 국제기구의 연금개혁 담론 분석. 연구보고서, 국민연금연구원.

정성과 연금재정의 지속가능성을 동시에 개선해야 한다는 권고가 더욱 구체적으로 제시되었다. 2020년 보고서는 한국의 노인빈곤율이 40%를 초과하여 OECD 회원국 중 가장 높은 수준이라고 지적하고, 그 원인으로 낮은 연금소득, 미성숙한 연금제도, 고령층의 낮은 근로소득 등을 제시하였다. 이에 따라 기초연금을 추가적으로 인상하되 절대빈곤 노인에게 집중하고, 기초생활보장제도 접근성을 높이는 것이 권고되었다.

2020년 보고서에는 기초연금이 아직 충분히 성숙하지 못하였고, 현재의 급여수준만으로 노후 빈곤을 완화하는데 한계가 있다고 평가하였다. 이에 따라 노인층의 절대빈곤을 줄이기 위해서는 기초연금 급여를 인상하되, 최빈층에게 집중적으로 제공할 필요가 있다고 보았다. 한편, 국민연금은 제도의 성숙이 진전됨에 따라 장기적으로 적정성이 일부 개선될 수 있겠지만, 공·사적 연금의 소득대체율은 40년 가입 기준 43%로 OECD 평균인 59% 대비 매우 낮은 수준임을 지적하였다.

2022년 보고서에서는 단기적 과제로서 기초연금 급여 수준의 인상을 검토할 것을 제안하였다. 동시에 국민연금이 점차 성숙하면서 가입자 확대와 사각지대 축소가 이루어질 가능성을 고려할 때, 기초연금 수급 대상 범위를 조정하여 최빈층을 우선적으로 지원할 필요성을 강조하였다. 이어 국민연금에 대해서는 낮은 급여수준의 개선 필요성을 지적하였는데, 당시 수급 평균액은 최저임금의 1/3 수준에 불과하였다. 또한 빠른 고령화에 따른 기금 고갈 우려와 관련하여 가입기간 증대나 저출산 개선방안의 필요성을 제안하였다. 이와 함께 직역연금 및 개인연금을 강화하여 이를 보완할 것을 제시하였다.

가장 최근 발간된 2024년 보고서에는 기대수명의 증가와 제도적 균형 측면에서 연금 수급개시 연령 상향조정을 고려할 필요성을 제기하였다. 연금수급연령은 실제 은퇴 결정에 중요한 영향을 미치는데, 우리나라 연금수급연령은 현재 63세이고, 향후 65세로 점진적 인상될 예정이나, OECD 회원국들이 장기적으로 지향하는 약 67세보다 낮은 수준이기 때문이다. 이에 따라 2035년까지 현행계획보다 높은 수준으로 수급연령을 상향조정하고, 이후에는 기대수명 증가에 연동하여 연금수급연령을 일치시킬 것을 권고하였다. 이외에도 현재 OECD 최저수준인 보험료율(9%)을 점진적으로 인상하고, 낮은 소득대체율 역시 재정적으로 지속가능한 방식으로 개선해야 한다고 강조하였다.

## III. 결론 및 시사점

2000년 이후 OECD 경제보고서에 따른 우리나라의 공적연금 권고는 국민연금제도의 미성숙성, 급속한 고령화, 높은 노인빈곤율이라는 세 가지 구조적 조건을 일관되게 전제로 한다. 2000년대 초반에는 국민연금의 장기 재정안정성을 확보하기 위한 보험료율 인상, 급여구조 조정, 퇴직연금 전환, 특수직역연금과의 정합성 제고가 핵심 과제로 제시되었다. 이후 2007년 전후에는 국민연금만으로 사각지대와 노인빈곤 문제를 해소하기 어렵다는 판단 아래 기초연금 성격의 제도와 국민연금을 결합한 이층 공적연금체계가 주요 대안으로 논의되었다.

다만 2008년 이후 OECD의 권고는 기초연금의 보편적 확대보다는 저소득 노인에 대한 선별적 접근으로 의견의 방향성이 점차 이동되었다. 이는 우리나라의 노인빈곤 문제가 심각하지만, 넓은 대상에게 낮은 급여를 지급하는 방식만으로는 절대빈곤 완화 효과가 제한될 수 있다는 평가에 근거한다. 따라서 OECD는 기초연금 급여수준을 높이되 가장 빈곤한 노인을 중심으로 집중하고, 동시에 국민연금의 가입률과 가입기간을 확대하는 방향을 제시해 왔다.

2020년 이후에는 적정성과 지속가능성을 동시에 고려하는 권고가 강화되었다. OECD는 국민연금 보험료율이 OECD 평균에 비해 낮고, 실질 가입기간도 짧아 급여 적정성이 낮은 반면, 고령화로 인해 장기 재정위험은 빠르게 커지고 있다고 보았다(OECD, 2024). 이에 따라 보험료율 인상, 소득대체율의 개선, 수급개시연령 상향조정, 기대수명 연동, 가입상한연령 조정이 하나의 개혁 패키지로 제시되었다.

정책적으로 볼 때 OECD 권고는 단순히 “더 내고 덜 받는” 방식의 재정안정화에 국한하지 않고, 재정적인 지속가능성과 실질 노후빈곤률을 완화할 만큼 충분히 작동해야 한다는 이중 과제를 제기하고 있다. 따라서 향후 연금개혁 논의에서는 국민연금 보험료율, 소득대체율, 수급개시연령, 가입상한연령을 분리된 변수로 다루기보다, 노후소득보장 적정성과 재정지속가능성을 함께 달성할 것을 강조하였다. 또한 기초연금은 국민연금의 미성숙성과 사각지대를 보완하는 제도로서 여전히 중요한 기능을 수행하지만, OECD 권고에 따르면 그 역할은 점차 빈곤완화 기능에 초점을 맞추는 방향으로 정리되고 있다. 이는 기초연금의 급여수준, 대상자 선정기준, 국민연금 급여와의 관계, 기초생활보장제도와의 정합성을 함께 조정해야 함을 의미한다.

한편, 퇴직연금과 개인연금은 공적연금의 대체재가 아니라 보완재로 이해될 필요가 있다. OECD는 2000년대 초반부터 퇴직금제도의 퇴직연금화와 사적연금의 역할 확대를 반복적으로 제시해 왔으며, 2022년 보고서에서도 퇴직금을 개인별 연금계좌로 전환하는 방향을 권고하였다. 이는 국민연금과 기초연금만으로 충분한 노후소득을 보장하기 어려운 상황에서 다층노후소득보장체계의 실효성을 높이는 과제가 여전히 중요함을 보여준다.

이러한 OECD의 권고는 우리나라 연금제도의 핵심 문제를 비교적 일관되게 포착하고 있다는 점에서 적실성을 갖는다. 특히 국민연금의 보험료율, 가입기간, 실질 소득대체율, 노인빈곤율, 기초연금 급여수준 및 표적성에 따른 문제는 2000년 이후 보고서에서 반복적으로 지적되어 온 과제이다. 이러한 점에서 OECD의 권고는 우리나라 공적연금이 직면한 과제들을 진단하는 데 유용한 기준으로 활용될 수 있다. 다만, OECD의 권고를 우리나라 그대로 적용하는 데에는 한계가 있다. 우리나라의 공적연금은 국민연금 및 기초연금의 성숙도가 아직 충분하지 않고 사각지대 문제 등의 가입자 대상의 제도적 복잡성도 고려해야 하므로 단순한 재정안정화 조치만으로 노후소득보장 문제가 해결되기 어렵다. 따라서 OECD의 권고를 우리나라 공적연금의 현실을 점검하는 비교 준거로 활용될 수 있으며, 실질적인 노후소득보장 기능을 강화해야 한다는 문제의식을 제공한다는 점에서어 의의가 있다.

## 참고문헌


문현경·김아람. (2025). 국제기구의 연금개혁 담론 분석. 연구보고서, 국민연금연구원.

문현경·유현경. (2019). 다층연금체계 개혁의 동향 및 평가(적립식 확정기여형 제도를 중심으로). 연구보고서, 국민연금연구원.

Deacon, B. (2007). The social policy of the IMF, the WTO and the OECD. SAGE publications Ltd.

OECD. (2000). OECD Economic Surveys: Korea(2000).

OECD. (2001). OECD Economic Surveys: Korea(2001).

OECD. (2003). OECD Economic Surveys: Korea(2003).

OECD. (2004). OECD Economic Surveys: Korea(2004).

OECD. (2005). OECD Economic Surveys: Korea(2005).

OECD. (2007). OECD Economic Surveys: Korea(2007).

OECD. (2008). OECD Economic Surveys: Korea(2008).

OECD. (2010). OECD Economic Surveys: Korea(2010).

OECD. (2012). OECD Economic Surveys: Korea(2012).

OECD. (2014). OECD Economic Surveys: Korea(2014).

OECD. (2016). OECD Economic Surveys: Korea(2016).

OECD. (2018). OECD Economic Surveys: Korea(2018).

OECD. (2020). OECD Economic Surveys: Korea(2020).

OECD. (2022). OECD Economic Surveys: Korea(2022).

OECD. (2024). OECD Economic Surveys: Korea(2024).

Queisser, M. (2000). Pension reform and international organizations: from conflict to convergence. International Social Security Review, 53(2), 31-45.






2026 Pension Forum

# 직역연금과 국민연금의 유족연금 중복급여 조정: 해외사례 검토





유현경(국민연금연구원 전문연구원), 이예인(국민연금연구원 주임연구원)

## Ⅰ. 서론

우리나라의 노후소득보장체계에서는 국민연금과 공무원연금·사학연금·군인연금 등 직역연금이 별도로 운영되고 있다. 동일한 제도 내에서는 유족연금과 본인의 노령연금 간 중복급여 조정이 이루어지고 있는데, 국민연금 수급자 부부의 경우 한 명이 사망하면 본인의 노령연금과 유족연금의 30%를 받을 수 있고, 직역연금 수급자 부부의 경우 본인의 퇴직연금과 유족연금의 50%를 받을 수 있다. 반면, 국민연금 수급자와 직역연금 수급자가 부부인 경우에는 배우자 사망 시 본인의 노령(퇴직)연금과 유족연금을 모두 감액 없이 수급할 수 있다. 즉 국민연금과 직역연금 수급자 부부 중 한 명이 사망하면 본인의 노령(퇴직)연금에 유족연금 전액을 받을 수 있다.

최근 직역연금 간 유족연금 중복조정의 형평성을 제고하기 위한 군인연금법 개정(군인연금법 제20조 제2항)이 이루어졌는데, 이는 중복급여 조정 필요성에 대한 문제의식을 보여준다. 해당 내용은 공무원연금 및 사학연금 수급자와 동일하게 별정우체국연금 수급자가 퇴역유족연금을 받게 된 경우에도 2분의 1을 감액 지급하는 것이다.

다만 국민연금과 직역연금은 제도의 도입 취지와 기능 측면에서 차이가 존재한다. 국민연금은 전 국민 대상의 기본적 노후소득보장을 위한 사회보험 중심의 제도이나, 직역연금은 사회보장 기능과 함께 공공부문 종사자에 대한 임금후불적 성격을 포함하고 있다. 또한 보험료 부담 수준, 급여 산정방식, 국가 재정 책임 구조 등에서도 국민연금과 직역연금 간 차이가 존재하는 상황이다.

이에 본 연구는 우리나라와 유사한 공적연금과 공무원연금 체계를 운영하는 독일, 프랑스, 벨기에 사례를 중심으로 동일 제도 내 및 공적연금과 공무원연금 간 교차 수급 시의 중복조정 방식을 비교·분석하고, 이를 바탕으로 우리나라 국민연금과 직역연금의 노령(퇴직)연금 및 유족연금 중복조정 제도 개선에 대한 시사점을 도출하고자 한다.

## Ⅱ. 국민연금과 직역연금의 유족연금 중복조정

### 1. 국민연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

국민연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우,

국민연금법 제56조에 따라 중복급여를 조정하고 있다. 수급권자에게 국민연금법에 의한 2개 이상의 급여가 발생한 경우 그 중 하나만을 지급하는 것이 원칙이나, 선택하지 않은 급여가 유족연금인 경우, 선택한 급여와 유족연금액의 30%를 지급하고 있다.

**국민연금법 제56조(중복급여의 조정)**

① 수급권자에게 이 법에 따른 2 이상의 급여 수급권이 생기면 수급권자의 선택에 따라 그 중 하나만 지급하고 다른 급여의 지급은 정지된다.

② 제1항에도 불구하고 제1항에 따라 선택하지 아니한 급여가 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 경우에는 해당 호에 규정된 금액을 선택한 급여에 추가하여 지급한다.

1. 선택하지 아니한 급여가 유족연금일 때(선택한 급여가 반환일시금일 때를 제외한다): 유족연금액의 100분의 30에 해당하는 금액

## 2. 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

### 1) 동일한 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

동일한 직역연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우, 각 직역연금법에 의해 퇴직(퇴역)급여와 퇴직(퇴역)유족연금의 50%가 지급된다. 즉 퇴직(퇴역)유족연금은 50% 감액이 이루어진다.

**공무원연금법 제40조(급여 상호 간의 조정)**

① 퇴직연금 또는 조기퇴직연금의 수급자가 본인의 퇴직연금 또는 조기퇴직연금 외에 퇴직유족연금을 함께 받게 된 경우에는 퇴직유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

**사립학교교직원 연금법 제42조(「공무원연금법」 및 「공무원 재해보상법」의 준용)**

① 제33조에 따른 급여의 종류, 급여의 사유, 급여액 및 급여의 제한 등에 관한 사항은 「공무원연금법」…(생략)…제40조… 중 해당 규정을 각각 준용한다.

**군인연금법 제19조(급여의 조정)**

① 퇴역연금을 받을 권리가 있는 사람이 본인의 퇴역연금 외에 퇴역유족연금을 함께 받게 된 경우에는 퇴역유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

**별정우체국법 제25조의8(급여 상호간의 조정 등)**

③ 퇴직연금 또는 조기퇴직연금의 수급자가 본인의 퇴직연금이나 조기퇴직연금 외에 유족연금을 함께 받게 된 경우에는 그 유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

### 2) 다른 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

공무원·사학·별정우체국연금 수급자가 타 직역연금 수급자와의 부부 관계에서 사망한 경우, 각 연금법에 따라 퇴직급여와 퇴직유족연금의 50%가 지급된다. 이는 퇴직유족연금의 50% 감액이 이루어진다는 의미이다.

군인연금 수급자와 타 직역연금 수급자 부부의 경우, 직역연금의 종류에 따라 유족연금 급여 지급에 차이가 있다. 군인연금 수급자와 공무원연금 수급자 부부, 군인연금 수급자와 사학연금 수급자 부부 중 군인연금 수급자가 사망할 경우, 군인연금법에 의해 퇴역연금과 퇴역유족연금의 50% 지급된다. 하지만 군인연금 수급자와 별정우체국연금 수급자 부부 중 군인연금 수급자가 사망하였을 때 배우자에게는 별정우체국연금의 퇴직급여와 군인연금에서 지급하는 유족연금 전액이 지급된다.

다만, 군인연금법 제20조 제2항에 대한 법률 개정이 2025년부터 진행되어 2026년에 개정되었고, 2026년 12월부터 시행이 예정되어 있다[1]. 기존에는 「공무원연금법」, 「사립학교교직원연금법」에 따른 퇴직연금 수급자가 퇴역유족연금을 함께 받게 된 경우, 퇴역유족연금의 2분의 1을 감액하여 지급하도록 하고 있으나, 「별정우체국법」에 따른 퇴직연금 수급자는 감액 대상에서 제외하였다. 개정법은 이러한 연금의 중복급여를 조정하고, 직역연금 수급자 간 형평성을 높이기 위하여 발의되었다. 개정의 내용은 공무원연금 및 사학연금 수급자와 동일하게 별정우체국연금 수급자가 퇴역유족연금을 받게 된 경우에도 2분의 1을 감액 지급하는 것이다.

〈표 1〉 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정(군인연금 수급자 사망 제외)

| 사망자 | 배우자 | 적용법 | 지급액 |
|---|---|---|---|
| 공무원연금 | 사학·군인·별정우체국 | 공무원연금법 | 퇴직급여 + 퇴직유족연금의 50% |
| 사학연금 | 공무원·군인·별정우체국 | 사학연금법 | 퇴직급여 + 퇴직유족연금의 50% |
| 별정우체국연금 | 공무원·사학·군인 | 별정우체국연금법 | 퇴직급여 + 퇴직유족연금의 50% |

**공무원연금법 제41조(다른 법령 등에 따른 급여와의 조정)**

② 「군인연금법」, 「사립학교교직원 연금법」 또는 「별정우체국법」에 따른 퇴역연금 · 퇴직연금 또는 조기퇴직연금의 수급자가 이 법에 따른 퇴직유족연금을 함께 받게 된 경우에는 퇴직유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

**사립학교교직원 연금법 제42조(「공무원연금법」 및 「공무원 재해보상법」의 준용)**

① 제33조에 따른 급여의 종류, 급여의 사유, 급여액 및 급여의 제한 등에 관한 사항은 「공무원연금법」…(생략)…제41조… 중 해당 규정을 각각 준용한다.

**별정우체국법 제25조의8(급여 상호간의 조정 등)**

⑥ 「공무원연금법」, 「사립학교교직원 연금법」 또는 「군인연금법」에 따른 퇴직연금 · 조기퇴직연금 또는 퇴역연금의 수급자가 이 법에 따른 유족연금을 함께 받게 된 경우에는 그 유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

〈표 2〉 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정(군인연금 수급자 사망 시)

| 사망자 | 배우자 | 적용법 | 지급액 |
|---|---|---|---|
| 군인연금 | 공무원·사학 | 군인연금법 | 퇴직급여 + 퇴직유족연금의 50% |
| 군인연금 | 별정우체국 | 군인연금법 | 퇴직급여 + 퇴직유족연금 |

**군인연금법 제20조(다른 법령에 따른 급여와의 조정)**

② 퇴직연금 또는 조기퇴직연금, 「군인 재해보상법」 제26조에 따른 상이연금(이하 "상이연금"이라 한다)을 받을 권리가 있는 사람이 이 법에 따른 퇴역유족연금을 함께 받게 된 경우에는 퇴역유족연금액의 2분의 1을 빼고 지급한다.

1) 2025년 8월 별정우체국연금수급자에 대한 퇴역유족연금 감액에 대한 군인연금법 제20조 제2항을 개정한 일부개정법률안이 입법예고되었고, 2026년 6월 9일 법률로 공포되었으며, 2026년 12월 10일 시행 예정

### 3) 국민연금 수급자와 직역연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

국민연금 수급자와 직역연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우, 국민연금과 직역연금의 모든 급여가 지급된다. 유족연금 대상자는 본인의 노령연금 또는 퇴직(퇴역)연금과 유족연금 전액을 감액 없이 받을 수 있다.

## III. 해외의 공적연금과 공무원연금의 유족연금 중복조정

본 연구에서는 해외 주요 국가의 공적연금과 공무원연금 간 노령연금과 유족연금 중복급여 조정방식을 살펴보고자 한다. 해외에는 다양한 직역연금제도가 존재하나, 제도 비교의 명확성과 우리나라와의 유사성을 고려하여 공무원연금을 중심으로 분석하였다. 또한, 본 연구에서는 우리나라와 같이 공적연금과 공무원연금이 개별적으로 운영되는 국가를 중심으로 사례를 검토하고자 한다. 국가별로 공적연금과 공무원연금 운영방식은 상이하며, 공적연금과 공무원연금이 완전히 분리된 국가, 일부 제도를 공유하는 국가[2], 별도 구분 없이 통합 운영되는 국가 등이 존재한다(Whitehouse, 2016: 2-5). 공적연금과 공무원연금이 개별적으로 운영되는 국가 중 독일, 프랑스, 벨기에는 우리나라 제도 구조와 유사하여 비교 대상으로 선정하였다.

### 1. 독일

독일의 노후소득보장체계는 직역에 따라 서로 다른 연금제도를 운영하고 있다. 대표적으로 근로자는 1층의 법정연금을 중심으로 2층의 퇴직연금이 운영되는 다층구조를 가지고 있으며, 공무원은 별도의 공무원연금제도를 운영하여 전반적으로 우리나라와 유사한 구조를 가지고 있다. 또한 농민과 전문직 등은 별도의 연금제도를 운영하고 있다.

〈표 3〉 독일 노후소득보장체계

| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| 3층 | 뤼럽연금(Rürup Rente) | | | | |
| | 리스터연금 (Riester-Rente) | | | | |
| 2층 | 기업연금 (BAV) | 공공부문 근로자 부가연금(ZÖ) | 공무원 연금 (BeamtVG) | 전문직 연금 | |
| 1층 | 법정연금(GRV) | | | | 농민연금(AdL) |
| 0층 | 사회부조(social assistance) 제도 | | | | |
| 구분 | 민간근로자 | 공기업종사자, 비정규직공무원 | 공무원 | 농민, 전문직 등 | |

2) 미국과 캐나다는 공적연금은 1층 제도로 동일하게 적용되고, 공무원연금은 2층 제도로 개별적으로 운영되어, 공적연금과 공무원연금 간 노령연금과 유족연금 중복수급 시 감액 없이 수급 가능





독일 법정연금은 가입기간 동안의 소득수준에 따라 연금액이 결정된다. 연금액은 개인소득점수(Entgeltpunkte)와 수급연령변수(Zugangsfaktor), 연금종류별 지급률(Rentenartfaktor), 기준연금액(aktueller Rentenwert)을 반영하여 산정한다.

**개인소득점수 × 수급연령변수 × 연금종류별 지급률 × 기준연금액**

- 개인별 소득점수 : 개인의 보험료 산정 상한액까지의 월 소득을 전체 가입자의 연평균 소득으로 나누어 소득점수화 한 것을 전체 가입기간에 대해 합산한 수치(연당 최대 점수 1점)
- 수급연령변수 : 노령연금 지급개시연령보다 일찍 또는 늦게 수급함으로써 발생하는 이익 또는 불이익을 상쇄하기 위한 장치로서, 노령연금 지급개시연령에 수급하면 1의 수치가 부여됨
- 연금종류별 지급률 : 연금종류별로 보장하고자 하는 연금수준을 결정하는 변수이며, 노령연금의 경우 1의 수치 부여
- 기준연금액 : 연금액의 실질가치유지액으로서, 소득점수 1점당 부여된 월 연금액 가치로 전년도 기준연금액에 평균 임금 상승률과 리스터연금 보험료율, 지속가능성 요소를 고려하여 계산

독일 법정연금 유족연금은 장기유족연금과 단기유족연금으로 구분하여 운영한다. 장기유족연금은 사망자의 연금액 또는 받을 수 있었던 연금액의 55%를 지급하며, 단기유족연금은 최대 2년간 25%를 지급한다. 단, 유족의 소득이 소득공제 기준을 초과하는 경우 초과하는 금액의 40%를 유족연금에서 감액한다.

공무원연금은 연금산입 보수와 연금산입 근속기간에 따른 연금률을 기준으로 산정한다. 연금률은 근속기간 1년당 1.79375%를 적용하며 최대 지급률은 71.75%이다.

**연금산입 보수 × 근속연수에 따라 정해지는 연금률**

공무원 유족연금은 혼인한 시점에 따라 상이하게 산정된다. 혼인이 2001년 12월 31일 이후 이루어진 경우 유족연금은 사망자가 받던 노령연금액 또는 사망 시점에 받을 수 있었던 연금액의 55%를 지급하며, 혼인이 2002년 1월 1일 이전이고 유족 배우자가 1962년 1월 2일 이전 출생한 경우 60%를 지급한다.

### 1) 공적연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

독일은 공적연금 수급자 부부 중 한 명이 사망한 경우, 유족연금 수급자의 소득수준에 따라 유족연금을 감액 조정한다. 유족에게 근로, 사업, 임대, 연금소득 등이 있는 경우 소득산정(Einkommensanrechnung)을 통해 일정 기준금액을 초과하는 소득의 40%를 유족연금에서 감액한다. 소득공제 기준금액은 현재 연금가치의 26.4배로 산정하며, 2026년 기준 1,076.86유로이다. 단, 배우자 사망 후 최초 3개월간은 본인 소득을 반영하지 않고 유족연금을 전액 지급한다.

**예)**

- A와 B는 부부이고, A와 B 둘 다 공적연금 수급자
- B가 사망하여 유족연금 800유로 산정
- A 본인의 노령연금, 유족연금, 그 외 소득 등을 포함한 A의 소득은 1,500유로
- 1,500유로 중 소득공제 기준금액 1,076.86유로(2026년 기준)를 초과하는 금액은 423.14유로
- 423.14유로의 40%인 169.26유로가 유족연금에서 감액
- 실제 유족연금 수급액은 약 630.7유로

**2) 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정**

공무원연금 수급자 부부 중 한 명이 사망한 경우, 본인의 공무원 노령연금과 유족연금 간 중복급여를 조정한다. 본인의 공무원 노령연금과 사망한 배우자의 공무원 유족연금의 합산액이 일정 상한액을 초과하는 경우 초과분을 감액한다. 상한액은 유족연금 산정의 기초가 되는 공무원연금산입보수에 최대연금률(71.75%)을 적용하여 산정한다. 중복조정 시 일반적으로 먼저 수급하고 있던 공무원 노령연금을 우선 감액한다. 단, 유족연금 수급자가 본인의 공무원연금을 함께 수급하는 경우 중복조정이 이루어지더라도, 공무원 유족연금의 최소 20%는 보장한다.

**예)**

- C와 D는 부부이고, C와 D 둘 다 공무원 노령연금 수급자
- C의 공무원 노령연금액은 2,000유로
  D가 사망하여, 유족연금액이 1,200유로로 산정됨
- 노령연금+유족연금의 상한액
  : D의 연금산입보수 3,300유로×최대연금률 71.75% = 2,367.75유로
- C의 노령연금 2,000유로+유족연금 1,200유로= 3,200유로는 상한액인 2,367.75유로보다 832.25유로 초과
- 따라서 초과분인 832.25유로가 C의 노령연금 2,000유로에서 감액되어 1,167.75유로로 조정, 유족연금 1,200유로와 합산하여 상한액인 총 2,367.75유로 수급 가능

**3) 공적연금 수급자와 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정**

독일은 근로자 연금 수급자와 공무원연금 수급자 부부 중 한 명이 사망한 경우 중복급여를 조정한다. 먼저, 근로자 연금 수급자인 배우자가 사망한 경우, 공무원 노령연금 수급자의 노령연금을 중복조정한다. 유족에게 근로, 사업, 연금소득 등이 있는 경우 소득산정을 통해 소득공제 기준 금액을 초과하는 소득의 40%를 근로자 유족연금에서 감액한다. 이때 공무원 노령연금은 개인의 소득으로 인정되어 유족연금 소득산정에 포함된다. 또한, 공무원연금 수급자인 배우자가 사망한 경우, 근로자 연금 수급자의 유족연금 중복급여를 조정한다. 본인의 근로자 연금과 사망한 배우자의 공무원 유족연금의 합산액이 최고한도를 초과하는 경우, 초과분만큼 공무원 유족연금을 감액한다. 최고한도는 사망한 공무원의 연금산입보수와 실제 근속연수에 따른 연금률을 기준으로 한정한다. 단, 근로자 노령연금이 본인의 근로활동에 기초하여 지급되는 경우에는 중복조정 대상에서 제외한다.

## 2. 프랑스

프랑스의 노후소득보장체계는 직역별로 세분화된 공적연금과 퇴직연금을 중심으로 운영되고 있다. 근로자는 일반연금(Régime général), 공무원은 국가공무원연금, 자영업자는 자영업자 연금 등 직군별로 서로 다른 연금제도에 가입한다. 또한 각 직역별 공적연금마다 별도의 2층의 퇴직연금이 함께 운영되어 노후소득보장 기능을 강화하고 있다.

프랑스 일반연금(Régime général) 노령연금은 연평균소득, 가입기간 및 연금률을 반영하여 산정한다. 연평균 소득은 생애 근로기간 중 소득이 가장 높았던 25년의 평균소득을 기준으로 하며, 완전노령연금의 연금률(taux plein)은 50%이다. 완전연금 가입기간인 43년(172분기) 충족하지 못하는 경우 부족한 분기당 0.625% 감액한다. 일반연금(Régime général) 유족연금은 사망한 배우자의 노령연금액에 54%를 적용하여 산정한다. 단, 사망자가 15년(60분기) 이상 연금에 가입한 경우 연 4,019.13유로로 보다 급여수준이 낮아질 수 없으며, 15년 미만의 경우 사망자의 가입분기 수만큼 비례하여 적용된다.

**〈표 4〉 프랑스 노후소득보장체계**

| | | | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 3층 | 추가가입 퇴직연금 | | 개인연금 | | | | | | 특별연금 |
| 2층 | 퇴직연금 (Agirc-Arrco) | | 자영 농민 퇴직연금 | 자영자 퇴직 연금 | 전문직 퇴직연금 (의무/임의) | 계약직 공무원 보충연금 | 공무원 부가연금 | | |
| 1층 | 농업 공제 조합 | 일반 연금 | 농업 공제 조합 | 자영자 연금 | 전문직 연금 | 일반 연금 | 국가 공무원 연금 | 지방 공무원 연금 | |
| 0층 | 선별적 최저소득보장 | | | | | | | | |
| 대상 | 농업 | 상공업 (근로자, 관리자) | 자영 농민 | 소상 공업 | 전문직 (의사, 약사, 회계사 등) | 계약직 | 공무원, 군인 | 지방 공무원 (국영병원 근로자포함) | 공공부문 종사자 |
| | 근로자(민간) | | 자영자 | | | 공공부문 | | | |

주 : 특별연금은 광부, 선원, 국가공무원, 국영철도, 운송, 프랑스 은행, 국영 가스·전기 회사 등을 대상으로 하고 있음

연평균소득 × (실제 기여금 납부기간/완전연금 가입기간) × 50%

**예)**

- 1964년생이며, 연소득이 38,400유로(3,200유로 × 12개월)인 경우

① 67세이며 158분기를 일반연금에 가입한 경우, 67세에 도달하여 연금률(taux plein) 감액 없이 50%를 적용받음
= 38,400 × 50% × (158 / 170)= 17,844.71유로(년) → **월 1,487.06유로를 수급할 수 있음**

② 65세이며 158분기 일반연금에 가입한 경우, 부족한 1분기당 약 0.625% 감액함. 완전노령연금 수급연령(67세)까지 8분기 부족하여 부족한 부분을 감액하여 완전노령연금 연금률(50%)에 적용함.
→ 0.625% × 8분기 = 5%로 50% − 5% = 45%
즉, 연금률은 45%를 적용하게 됨
= 38,400 × 45% × (158 / 170) = 16,060.24유로(년)
→ **월 1,338.35유로를 수급할 수 있음**

국가공무원연금은 기준보수와 납부기간, 연금률로 산정된다. 기준보수는 은퇴 전 최종 6개월 급여를 기준으로 하며, 완전연금 가입기간을 충족하지 못하는 경우 분기별로 1.25%, 최대 35% 감액이 적용된다. 국가공무원 유족연금의 경우 사망한 수급자 연금액의 50%를 지급한다.

기준보수 × (실제 기여금 납부기간/완전연금 수령 기간) × 75%

예)

- 1964년생 국가공무원이 완전노령연금을 수급하기 위해서는 169분기[3]를 가입하거나 67세가 되어야 함
- 67세 퇴직하며 가입기간이 169분기인 경우
  = 기준보수 × 75% × (169분기 / 169분기)
- 67세에 퇴직하며 가입기간이 165분기인 경우, 최대연금률인 75%가 적용됨
  = 기준보수 × 75% × (165분기 / 169분기)

**1) 공적연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정**

프랑스 일반연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우, 유족의 소득 및 자산 수준에 따라 유족연금을 감액 조정한다. 2026년 기준 소득 및 자산의 상한액은 단독가구 25,001.60유로, 부부가구 40,002.56유로이다. 소득 및 자산은 질병·출산·산재 수당, 실업급여, 연금, 부동산·금융자산 등이 포함되며 배우자 사망으로 상속받은 재산과 사망자가 생전에 받던 소득 및 의무보완연금(Agirc-Arrco)의 유족급여는 산정에서 제외한다. 유족연금 지급 개시일 직전 3개월을 기준으로 심사하여, 3개월 기준 소득 및 자산이 상한액의 4분의 1을 초과하는 경우 12개월 기준으로 다시 심사한다. 또한, 유족연금은 최저선이 있어 연 4,019.13유로보다 낮을 수 없다.

**2) 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정**

프랑스 국가공무원연금 수급자 부부 중 한 명이 사망한 경우, 일반적으로 유족연금에 대한 중복급여 조정을 적용하지 않는다. 배우자는 연령 및 소득 요건 없이 사망자 노령연금의 50%에 해당하는 유족연금을 수급할 수 있다.

**3) 공적연금 수급자와 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정**

프랑스 일반연금 노령연금 수급자인 배우자 사망 시, 공무원 퇴직연금 수급자의 중복급여를 조정한다(위의 1)과 동일). 국가공무원 노령연금은 동일하게 지급되며, 일반연금 유족연금은 유족연금을 포함하여 유족의 소득 및 자산이 일정수준 이상인 경우 유족연금을 감액하여 지급한다. 반면 프랑스 국가공무원 퇴직연금 수급자인 배우자가 사망한 경우, 일반노령연금 수급자의 중복급여를 조정하지 않는다(위의 2)와 동일). 국가공무원 유족연금을 수령하는데 연령이나 소득요건이 없으며, 유족의 자격을 충족하는 경우 감액없이 유족연금 수급이 가능하다.

3) 현재 최대 가입기간이 출생연도에 따라 조정되고 있음.

| 출생연도 | 완전연금 수급을 위한 가입기간 |
|---|---|
| 1961 ~ 1963년 | 168분기 |
| 1964 ~ 1966년 | 169분기 |
| 1967 ~ 1969년 | 170분기 |
| 1970 ~ 1972년 | 171분기 |
| 1973년 이후 | 172분기 |

## 3. 벨기에

벨기에의 노후소득보장체계는 적용대상에 따라 근로자, 공무원, 자영업자를 위한 각각의 법정연금제도로 이루어져 있다. 그 외 광부, 선원, 민간항공 승무원, 전문 언론인 등 특정 직종 종사자를 위한 연금제도를 별도로 운영하고 있다. 우리나라와 유사하게 근로자는 1층의 노령연금과 2층의 퇴직연금이 있고, 공무원은 1층과 2층을 합친 공무원의 연금제도가 있다.

벨기에 근로자 노령연금액 산정방식은 재평가된 근로소득에 산정률(60% 또는 75%)과 연간 적립률(1/45)을 적용하여 산정한다. 근로자 유족연금액은 사망한 배우자가 노령연금 수급자인 경우와 아닌 경우로 구분된다. 사망한 배우자가 노령연금 수급자인 경우에는 사망한 배우자의 가구 기준[4] 노령연금의 80%가 지급되나, 사망한 배우자가 표준비율 60%가 적용된 노령연금을 받고 있었던 경우, 유족연금액은 사망한 배우자의 노령연금 금액과 동일하다. 사망한 배우자가 노령연금 수급자가 아닌 경우에는 사망한 배우자의 근로기간을 적용하여 산정하는데, 노령연금과 동일한 산정방식을 적용하나, 배우자의 갑작스러운 사망을 근로기간 산정 시 고려한다. 즉 경력비율(career fraction)을 1/45로 계산하지 않고, 사망한 배우자의 20번째 생일이 속한 해의 1월 1일에서 사망 연도 직전 해의 12월 31일까지 기간을 분모로 변경한다. 이를 통해 계산된 유족연금액은 사망한 배우자가 연금수급연령에 도달하고 완전 가입기간(45년)을 모두 채웠을 경우 지

〈표 5〉 벨기에 노후소득보장체계

| | | | |
|---|---|---|---|
| 3층 | 퇴직저축 및 장기저축 | | |
| 2층 | 근로자 퇴직연금 (pension complémentaire pour travailleurs salariés) | 공공부문 노령연금제도 (Pension de fonctionnaire) | 자영업자 보충연금제도 (Pension complémentaire pour indépendants) |
| 1층 | 근로자 노령연금 (pension de retraite) | | 자영업자 노령연금 (pension d'indépendant) |
| 0층 | 노인 대상 공공부조 (GRAPA : La garantie de revenus aux personnes âgées) | | |
| 구분 | 민간근로자 | 공무원 | 자영업자 |

4) 노령연금액 산정 시 표준비율 60%가 아닌 75%를 적용했던 경우

$$\text{벨기에 근로자 노령연금액} = (\text{소득} \times 60\% \text{ 또는 } 75\%) \times \frac{1}{45}$$

- 소득 : 물가상승률을 반영하여 조정한 소득
- 60% 또는 75% : 표준비율 60%, 배우자의 개인소득이 없거나 적은 경우, 가구소득을 기준으로 연금을 계산하기 위해 75% 적용
- 1/45(career fraction) : 분모의 45는 일반적인 근로기간(normal career duration)

**벨기에 근로자 유족연금액 산정 예시**

Lucy의 배우자는 1965년 출생, 2019년 4월 23일 사망
유족연금 계산을 위한 career fraction은 1985년(20세 생일이 속한 해)부터 2018년(사망연도 직전 해)인 34년이 적용되어, 1/34로 계산
만약 계산된 유족연금이 17,050유로이고, 사망한 배우자가 연금수급연령 시점에 받았을 것이라고 예상되는 가상의 노령연금(완전가입기간을 채운 경우)이 15,650유로라면, Lucy가 받을 수 있는 유족연금은 15,650유로로 제한됨.

급될 연금액을 초과할 수 없다.

벨기에 공무원 노령연금은 기준기간의 급여에 근무 기간과 연간 적립률을 적용하여 산정하고, 공무원 유족연금은 사망한 공무원의 기준기간의 급여의 60%에 사망자의 근무 기간과 지급률을 반영하여 산정한다.

$$\text{벨기에 공무원 노령연금액} = (\text{기준급여} \times \text{근무기간}) \times \frac{1}{60}$$

- 기준급여 및 근무기간 : 재직 마지막 10년 및 그 기간의 임금, 근로기간 10년 미만은 실제 근로기간 적용
- 1/60(career fraction) : 일반적으로는 분모가 60이나, 일부 공무원의 경우 직종에 따라 20, 30, 48, 50, 55 등이 분모로 적용됨

$$\text{벨기에 공무원 유족연금액} = (\text{기준급여의 60\%} \times \text{근무기간}) \times \frac{1}{D}$$

- 기준급여 및 근무기간 : 사망한 공무원의 재직 마지막 10년 및 그 기간의 임금, 근로기간 10년 미만은 실제 근로기간 적용
- 산정대상 근무기간 :
- 1/D(career fraction) : 사망한 공무원의 20세 생일부터 사망일까지의 개월 수

### 1) 공적연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

벨기에 근로자 노령연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우, 중복급여를 조정한다. 본인의 근로자 노령연금과 배우자 사망으로 인한 근로자 유족연금액의 합은 유족연금액×역산된 경력비율의 110%를 넘을 수 없고, 한도를 초과하는 경우 노령연금은 전액 지급되고, 유족연금에서 감액이 이루어진다. 노령연금과 유족연금 합의 상한액을 자세히 살펴보면, 먼저 노령연금과 유족연금 합의 상한액 계산 시, 경력비율을 그대로 사용하지 않고 유족연금액 계산 시 사용된 경력비율의 역수를 유족연금액에 곱한다. 이때, 역수를 적용하는 것은 사망한 자가 full time으로 은퇴할 때까지 근로했다고 가정하였을 때의 금액을 계산하고자 하는 것이다[5]. 벨기에에서는 노령연금 수급권이 유족연금 수급권보다 우선하므로, 각 수급자가 본인의 노령연금 수급권 전액을 최소한 보장받도록 하는 것이 필수적이라고 보고 있다[6]. full-time days의 역산된 경력비율과 110%의 적용은 이러한 내용을 반영하는 것으로, 노령연금과 유족연금 중복수급 시 완전경력을 기준으로 산정한 유족연금액의 110%에 해당하는 보충액을 함께 받을 수 있도록 허용하고 있는 것이다.

### 2) 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

벨기에 공무원 노령연금 수급자 부부 중 한 명이 사망할 경우, 중복급여를 조정한다. 본인의 공무원연금 노령연금과 배우자 사망으로 인한 공무원 유족연금액의 합은 사망자의 최종 직급 기준 보수표상의 최고임금[8]의 55%를 넘을 수 없다.

**근로자 노령연금과 유족연금 합의 상한액 = 유족연금액 × 역산된 경력비율[7] × 110%**

**예)**

- Sylvie는 연 10,000유로의 근로자 노령연금 수급자 Sylvie의 배우자도 근로자 노령연금 수급자(20년 근무), 사망
- Sylvie에게 지급될 유족연금은 20/45년(6,240일/14,040일)을 적용하여 연간 6,000유로로 계산
- Sylvie 노령연금 + 유족연금 = 10,000유로 + 6,000유로 = 16,000유로
- 노령연금과 유족연금 합의 상한액
  6,000유로 × 45/20 × 110% = 14,850유로
- 따라서 Sylvie의 유족연금액은 감액이 이루어짐
  16,000유로 − 14,850유로 = 1,150유로
  유족연금은 4,850유로(6,000유로 − 1,150유로) 지급

5) 사망자가 만기까지 근무했을 경우 배우자에게 지급되었을 유족연금을 의미
6) 벨기에 상원(Belgian Senate) 웹사이트 : https://www.senate.be/www/?MIval=Vragen/SVPrint&LEG=5&NR=5175&LANG=fr
7) the inverted career fraction of the full-time days
8) the maximum wage of the salary scale connected to the last grade

**예)**
- Marleen은 11,155유로의 공무원 노령연금 수급자, Marleen의 배우자도 공무원연금 수급자, 사망
- Marleen에게 산정된 공무원 유족연금은 12,000유로, Marleen 노령연금 + 유족연금 = 11,155 + 12,000 = 23,155유로
- 유족연금과 노령연금 합산의 상한액
  Marleen 배우자의 최종 직급 기준 보수표상의 최고 임금은 34,200유로이므로, 34,200유로 × 55% = 18,810유로
- 따라서 Marleen의 유족연금은 다음과 같이 감액됨
  23,155유로 − 18,810유로 = 4,345유로
  유족연금은 7,655유로(12,000유로 − 4,345유로) 지급

### 3) 공적연금 수급자와 공무원연금 수급자 부부의 유족연금 중복조정

벨기에 근로자 노령연금 수급자인 배우자 사망 시, 공무원 노령연금 수급자의 중복급여를 조정한다(위의 1)과 동일). 본인의 공무원 노령연금과 배우자 사망으로 인한 근로자 유족연금액의 합은 유족연금액×역산된 경력비율의 110%를 넘을 수 없고, 한도를 초과하는 경우 노령연금은 전액 지급되고, 유족연금에서 감액이 이루어진다. 벨기에 공무원 노령연금 수급자인 배우자 사망 시, 근로자 노령연금 수급자의 중복급여를 조정한다(위의 2)와 동일). 본인의 근로자 노령연금과 배우자 사망으로 인한 공무원 유족연금액의 합은 사망자의 최종 직급 기준 보수표상의 최고임금의 55%를 넘을 수 없다.

## IV. 시사점

우리나라의 유족연금 중복급여 제도는 동일 제도 내에서는 일정 수준의 중복조정을 적용하고 있으나, 국민연금과 직역연금 간에는 중복조정 없이 전액 수급을 허용하고 있다는 특징이 있다. 이에 따라 공적 노후소득보장 영역 안에서도 가입 제도에 따라 중복급여 조정 여부가 달라지는 구조가 형성되어 있으며, 이는 제도 간 형평성 측면에서 지속적인 논의 대상이 될 수 있다.

독일, 프랑스, 벨기에 사례를 살펴본 결과, 독일과 벨기에는 공적연금과 공무원연금 간 노령연금과 유족연금에 대하여 중복조정을 적용하고 있었다. 독일 공적연금 수급자 사망 시, 공적연금에서 지급되는 유족연금에 대해 소득심사를 적용하여, 초과분의 40%를 유족연금에서 감액하고, 독일 공무원연금 수급자 사망 시, 공적연금 노령연금과 공무원연금에서 지급되는 유족연금의 합산액이 일정 수준(사망한 공무원의 연금산입보수×71.75%)을 초과하는 경우 초과분을 감액하는 방식으로 운영하였다. 벨기에 공적연금 수급자 사망 시, 본인의 공무원 노령연금과 공적연금에서 지급되는 유족연금이 일정 수준(유족연금액×역산된 경력비율×110%)을 초과하는 경우 유족연금에서 초과분을 감액하였다. 벨기에 공무원연금 수급자 사망 시, 공적연금 노령연금과 공무원연금에서 지급되는 유족연금의 합산액이 일정 수준(사망자의 최종 직급 기준 보수표상의 최고임금의 55%)를 초과하면 유족연금에서 초과분을 감액하였다.

반면 프랑스는 국가공무원 유족연금에 대해서는 별도의 총액조정을 두지 않고 중복수급을 허용한다. 프랑스 공적연금 수급자 사망 시, 공적연금에서 지급되는 유족연금을 포함하여 소득 및 자산심사를 적용하여, 초과분이 유족연금에서 감액되나, 프랑스 공무원연금 수급자 사망 시, 중복급여를 조정하지 않고 유족연금 전액 수급이 가능하다.

이와 같이, 프랑스 공무원 유족연금의 중복급여가 허용되는 것은, 해당 제도를 생계보장 중심의 급여라기보다 배우자 간 혼인 생활 동안 공동으로 형성된 연금권을 생존 배우자가 승계하는 재산권적 성격의 제도로 이해하는 관점에 기반한 것으로 볼 수 있다. 프랑스 공무원 유족연금은 재산권(droit patrimonial)의 논리에 따라 운영되고, 혼인기간 동안 공동으로 축적한 연금권(accumulation commune de droits à la retraite pendant la vie en couple)의 일부를 생존 배우자가 이전받는 권리로 간주(Bonnet, C., Bozio, A., & Tréguier, J., 2019; Bonnet, C., Bozio, A., Tô, M., & Tréguier, J., 2020)된다.

다만, 공무원 유족연금의 중복수급을 허용하는 것에 대하여 프랑스에서도 공적연금과 공무원 유족연금의 형평성 문제를 비판할 때 자주 논의된다. 2015년 프랑스 감사원의 연차보고서(Cour des comptes. , 2015: 381-415)에서는 민간근로자는 엄격한 소득자산조사를 통해 유족연금이 삭감되나, 공무원은 아무 조건 없이 유족연금을 전액 수급하는 모순을 지적하였고, 2019년 프랑스 정부의 연금개혁 고등판무관(Jean-Paul Delevoye)이 제출한 공식 연금개혁 권고보고서(Delevoye, P. D. J. P., 2019)에서는 공무원연금의 유족연금은 감액이 없고 민간근로자 유족연금에서는 감액되는 유족연금 산정방식에 대하여 비판하였다. Lavigne, A.(2019)는 현행 프랑스 유족연금 제도는 사망한 배우자가 민간연금 수급(권)자인지 공무원연금 수급(권)자인지에 따라 불공정한 상황을 초래한다고 지적하였다.

해외사례를 종합하면, 노령연금과 유족연금의 중복급여 조정 여부는 단순한 급여조정 기술의 문제가 아니라, 유족연금을 어떠한 성격의 권리로 이해하는지와 밀접하게 연결되어 있음을 확인할 수 있었다. 프랑스 공무원연금은 유족연금을 혼인기간 동안 공동으로 형성한 권리의 승계라는 재산권적 관점에서 이해하여 노령연금과의 중복수급을 허용한다. 우리나라의 경우 국민연금과 직역연금 간에는 중복조정 없이 전액 수급이 가능하나, 동일 제도 내에서는 제한적인 중복조정을 적용하고 있어 제도 간 정합성이 충분히 확보되어 있다고 보기 어려운 상황이다. 특히 가입 제도에 따라 중복급여 조정 여부가 달라지는 구조는 제도 간 형평성 논란으로 이어질 가능성이 있으므로, 향후 중복급여 제도를 검토할 때에는 단순히 급여 수준 조정에 초점을 두기보다, 유족연금의 제도적 성격과 정책 목적을 명확히 정립할 필요가 있다.

또한, 프랑스 사례는 공무원 유족연금의 중복수급을 허용하더라도, 공적연금과의 형평성 문제가 지속적으로 제기될 수 있음을 보여준다. 실제로 프랑스에서도 공무원 유족연금의 무제한 병급 구조에 대해 민간근로자와의 불평등 문제를 지속적으로 비판하고 있으므로, 이는 우리나라 역시 직역연금과 국민연금 간 유족연금 제도의 차이가 확대될 경우 제도 간 형평성 논란이 심화될 수 있음을 시사한다.

따라서 우리나라에서도 유족연금 중복급여 제도 개선 논의에서는 공적연금과 직역연금 간의 조정원칙을 보다 일관성 있게 정립하는 것이 중요하다. 최근 개정된 군인연금법 제20조 제2항 역시 직역연금 간 중복급여 조정 기준의 차이를 해소하고 제도 간 형평성을 높이기 위한 과정으로 볼 수 있다. 중복급여의 조정은 단순히 급여 수준을 조정하는 문제가 아니라 유족연금의 제도적 성격과 정책 목적에 따라 달라질 수 있다. 향후 제도 개선 과정에서는 유족연금을 생계보장을 위한 급여로 볼 것인지, 배우자가 형성한 연금권의 승계로 볼 것인지에 대한 논의와 함께 제도 간 차이에 대한 사회적 수용성을 고려할 필요가 있다.

## 참고문헌


Bonnet, C., Bozio, A., & Tréguier, J. (2019). Vers un système de retraite universel en points: quelles réformes pour les pensions de réversion? (Doctoral dissertation, Institut des politiques publiques (IPP)).

Bonnet, C., Bozio, A., Tô, M., & Tréguier, J. (2020). Évolutions des pensions de réversion: une première approche des effets redistributifs. Retraite et société, 83(1), 21-49.

Cour des comptes. (2015). Rapport sur l'application des lois de financement de la sécurité sociale 2015. Paris: Cour des comptes.

Delevoye, P. D. J. P. (2019). Pour un système universel de retraite. Préconisations de Jean-Paul Delevoye, Haut-Commissaire à la réforme des retraites.

Lavigne, A. (2019). Quelle réforme pour la réversion en France?. Revue d'économie politique, 129(5), 675-692.

Service fédéral des Pensions(2017) Cumul avec des pensions du régime des fonctionnaires

Whitehouse, E. (2016). Pensions for Public-Sector Employees: Lessons from OECD Countries' Experience. World Bank.

https://likms.assembly.go.kr/bill/bi/billDetailPage.do?billId=PRC_N2K6S0G3M2U3M1A9C2M5S2X7R6Z3U3

https://retraitesdeletat.gouv.fr

https://www.bmi.bund.de

https://www.deutsche-rentenversicherung.de

https://www.gesetze-im-internet.de/

https://www.lassuranceretraite.fr

https://www.legifrance.gouv.fr

https://www.senate.be/www/?MIval=Vragen/SVPrint&LEG=5&NR=5175&LANG=fr

https://www.service-public.fr

https://www.sfpd.fgov.be

https://www.socialsecurity.be/citizen/fr






2026 Pension Forum

# 영국 퇴직연금의 비판적 고찰



유호선(국민연금연구원 연구위원)

## I. 서론

주요 선진국들이 직면한 가장 심각한 사회적 위기 중 하나는 인구고령화에 따른 노후소득보장 체계의 지속가능성 이슈이다. 그중에서도 영국은 국가연금(State Pension)의 취약성을 사적연금(Occupational & Personal Pensions)의 고도화를 통해 보완하는 대표적인 다층노후소득보장체제 모델을 유지해 왔다. 그러나 1990년대 후반부터 2000년대 초반에 이르기까지 영국의 전통적인 퇴직연금 체계는 심각한 구조적 한계에 부딪혔다. 거시경제적 환경 변화와 주식시장 정체, 시장 중심의 제도 운영, 인구학적 기대수명의 과소평가, 그리고 고용주의 재정 부담 증가 등이 맞물리면서 영국의 자랑이던 확정급여형(DB) 퇴직연금 제도가 급격히 붕괴하기 시작한 것이다.

이러한 침묵하는 시한폭탄과 같은 위기 국면을 타개하기 위해 2002년 12월, 당시 블레어(Tony Blair) 노동당 정부는 정치적 이해관계로부터 독립된 고위급 사외 위원회인 '연금위원회(Pensions Commission)'를 출범시켰다. 이 위원회는 철저히 데이터에 기반한 객관적 분석을 바탕으로 2004년 1차 보고서와 2005년 2차 최종 보고서《A New Pensions Settlement for the 21st Century》를 발간하였다. 이 보고서의 권고안은 행동경제학적 기법을 도입한 '자동가입제도(Automatic Enrolment)'의 법제화와 공공형 퇴직연금 기관인 NEST (National Employment Savings Trust)의 설립으로 이어지며 전 세계 연금 개혁의 교과서적인 모범사례로 극찬을 받았다.

그러나 대대적인 개혁이 단행된 지 10여 년 이상이 지난 현재, 영국의 퇴직연금 체계는 또 다른 비판적 국면에 직면해 있다. 퇴직연금 가입자 수의 폭발적 증가라는 양적 성과의 이면에는, 낮은 기여율로 인한 소득대체율 부족, 노동시장 유연화에 따른 사각지대 심화, 그리고 완전한 확정기여형(DC) 퇴직연금으로의 전환으로 인한 위험의 개인 전가라는 질적 공백이 발생하고 있다. 이러한 위기에 직면한 영국 정부는 2025년 7월 2차 연금위원회(Pension Commission)를 발족하였으며, 2027년 최종보고서를 발간할 예정이다.

이러한 배경에서 본고에서는 1차 연금위원회 보고서의 핵심 권고와 그에 기반한 제도적 변천을 분석하고, 현재 대두되고 있는 구조적 한계들을 비판

적으로 고찰하여, 퇴직연금 개혁의 기로에 서 있는 한국 퇴직연금 제도에 정책적 시사점을 제공하는 것을 목적으로 한다. 따라서 본고에서는 우선 1차 연금위원회의 권고로 법제화[1]된 제도들의 시행 이후 최근(2026년)까지의 전개 과정을 살펴볼 것이다. 그리고 현 영국 퇴직연금제도의 문제점을 비판적으로 검토할 것이다. 이후 우리나라 퇴직연금의 발전을 위한 짧은 함의를 제시할 것이다.

## Ⅱ. 2008년 연금법 개혁에 의한 영국 퇴직연금제도의 발전

본 장에서는 영국 퇴직연금제도의 이해 제고를 위하여, 우선 영국 퇴직연금제도의 발전 역사를 짧게 살펴볼 것이다. 그리고 1차 연금위원회의 권고로 개혁된 2008년 퇴직연금제도의 개혁 및 발전 내용을 통계 중심으로 살펴볼 것이다.

### 1. 영국 퇴직연금제도의 발전 역사

1900년대 초 영국 노인들은 대부분 저조한 공적연금이나 공공부조에 의지해 빈곤한 삶을 이어갔다. 당시 퇴직연금 가입률은 약 13%에 불과했으며, 이들은 대부분이 공무원이나 고임금 근로자에 국한되었다(Hannah, 1986; Bridgen & Meyer, 2011). 그러나 1921년 이후 국가의 세제 혜택이 부여되면서 퇴직연금은 본격적으로 성장하기 시작했다. 이 시기의 퇴직연금은 근로자의 장기근속을 유도하기 위한 기업복지 차원에서 운영되었으며, 확정급여(DB)형 제도가 지배적이었다. 제2차 세계대전 이후 1940년대 노동당 집권기에는 공무원 수가 급증하면서 퇴직연금 규모도 크게 확대되었고, 이는 민간 부문으로까지 확산되는 계기가 되었다.

1959년에는 공적연금과 퇴직연금을 연계·대체할 수 있는(contracting-out) 법안이 발효되었다. 이를 통해 퇴직연금에 대한 국가의 규제가 강화되었음에도 불구하고, 연금 시장의 성장세는 1970년대까지 지속되었다. 하지만 이러한 성장 속에서도 민간 영역의 저소득 근로자와 여성들은 여전히 혜택에서 소외되었다. 이에 1970년대 중반 노동당 정부는 소득비례 공적연금인 SERPS[2]를 도입하여, 소외 계층도 퇴직 전 소득 수준을 유지할 수 있도록 공적 보장을 강화했다. 공적연금을 강화하는 개혁이 이루어졌으나, 영국은 사적 연금과의 공조를 포기하지 않고 세제 혜택과 규제를 동시에 강화하며 고유의 '공-사 혼합' 노후소득보장 체계를 다져나갔다(Hannah, 1986 ; Bridgen & Meyer, 2011).

그러나 1970년대의 사회민주주의적 연금 개혁은 오래가지 못하였다. 1980년대 보수당 정권이 집권하면서 공적연금의 급여 수준은 지속적으로 삭감되었고, 그 공백을 시장 영역에서 메우도록 퇴직연금의 강화를 유도하였다. 특히 과거 집단적·연대적 성격이 강했던 퇴직연금을 점차 개인화하는 정책을 펼쳤는데, 이로 인해 1990년대 중반 사적연금 시장에서 불안전 판매 스캔들(personal pensions mis-selling scandal)[3]이 터지는 등 큰 사회적 부작용을 겪기도 했다(Bridgen & Meyer, 2011).

1) Pensions Act 2008

2) SERPS(State Earnings-Related Pension Scheme)은 영국의 정액연금 외에 추가적인 소득비례 공적연금을 제공하기 위해 1978년에 도입된 영국의 연금제도이다.

3) 1988년부터 1993년까지 약 50만 명이 기업연금에서 개인연금으로 옮기게 되는데, 이 중 약 90% 정도가 개인연금 회사의 잘못되거나 적절치 못한 '조언'을 통해서 개인연금으로 가입되게 되었다고 보고하고 있다. 특히 이 당시 광부, 학교교사, 간호사, 그리고 경찰관 등이 주 타겟이 되었는데, 이들은 확정급여 기업연금에서 고용주가 기여하지도 않고, 행정비용으로 기여의 25%가량이 수수료로 부과되는 개인연금으로 이동하는 사례가 종종 발견되었다. 한 예로





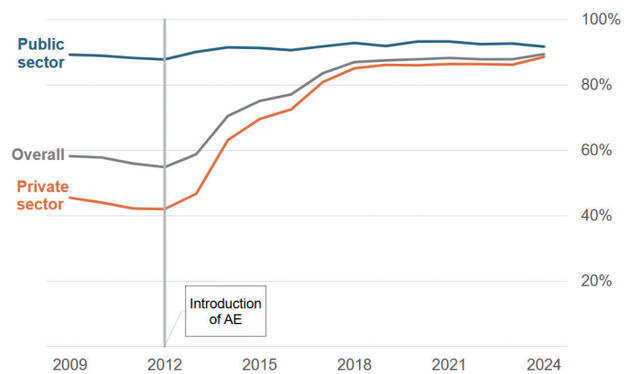
1997년 재집권한 노동당은 심각해진 노인빈곤을 해결하기 위해 기존 SERPS를 국가이층연금(S2P)으로 개편하였다. 그리고 보다 근본적인 개혁을 위해 2002년 Adair Turner 등이 참여한 연금위원회(Pensions Commission)를 구성했으며, 위원회는 수차례에 걸친 보고서 공유로 여론을 수렴하였다. 이를 바탕으로 대대적인 사회적 합의를 거쳐 2007년과 2008년에 연금개혁법이 단행되었다. 그 결과, 2012년부터 영국의 모든 퇴직연금에 자동가입제도(Automatic enrolment)가 의무화되었고, 저소득자들을 위한 공적 연금기금인 NEST(National Employment Savings Trust)가 도입되어 현재까지 영국의 핵심 노후소득보장 장치로 운영되고 있다.

### 2. 2008년 연금법 개혁에 의한 퇴직연금제도의 발전

제1차 연금위원회의 권고로 이루어진 2008년 연금개혁법에 의하여, 영국은 자발적 가입 형태 퇴직연금을 강화하는 개혁을 이루었다. 이를 위하여 퇴직연금의 자동가입 및 시장에서 소외된 저소득층 가입 대상자들을 위한 공공형 퇴직연금기금인 NEST를 도입하였다. 이러한 개혁은 퇴직연금의 가입률 증가 차원에서 매우 성공적이라는 평가를 받고 있다. 즉, 2024년 영국 내 자동가입 대상 근로자의 약 90%인 2,170만 명이 퇴직연금에 가입하였으며, 이는 2012년 도입된 자동가입제도의 지속적인 성장의 결과이다. 2023년과 비교하면 가입 대상 근로자는 80만 명 증가했으며, 연금 가입률은 1%포인트 상승하였다. 반면, 2024년 영국의 전체 근로자들 중 퇴직연금 가입률은 약 80% 수준을 유지했으며, 총 2,330만 명의 직원이 연금에 가입되어 있다. 이는 2023년 대비 약 90만 명 증가한 수치이다.

특히, 최근 퇴직연금 가입 근로자 수가 대폭 증가한 것은 예년에 비해 더욱 두드러진 변화이다. 이러한 상승세는 퇴직연금 자동가입 기준이 되는 소득기준(현재 £10,000)이 최근 몇 년간 동결되면서 가입 대상이 되는 근로자 수가 늘어났기 때문이다. 또

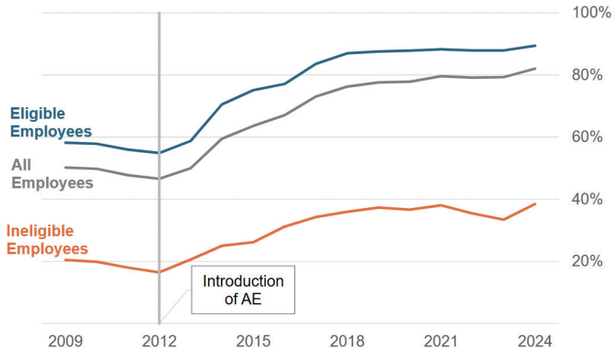
[그림 1] 자동가입 적용 근로자들의 영국 퇴직연금 가입률 변화 추이




자료 : DWP(2025a)

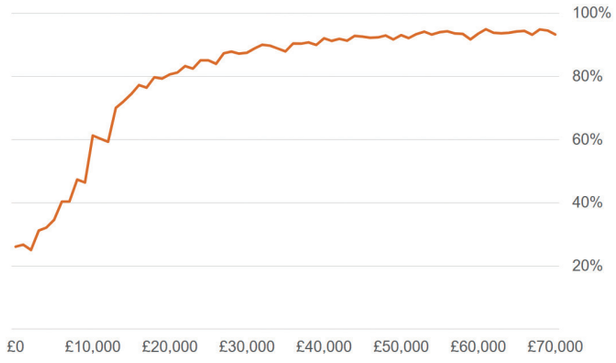
1989년에 개인연금에 가입하여 1994년에 60세로 은퇴한 광부의 경우 개인연금에서 받은 액수는 일시금 £2,759에 연금 £734를 받게 되었지만, 실제로 그가 확정급여형 기업연금에 남아있었을 경우 £5,125의 일시금에 £1,791의 연금을 받게 되어 있었다. 이러한 문제가 영국사회의 화두가 되면서 개인연금 회사는 총 135억 파운드에 이르는 보상을 해야 했다(Blake, 2003).

[그림 2] 전체 근로자들의 영국 퇴직연금 가입률 변화 추이




자료 : DWP(2025a)

[그림 3] 연 소득에 따른 전체 근로자들의 퇴직연금 가입률 변화



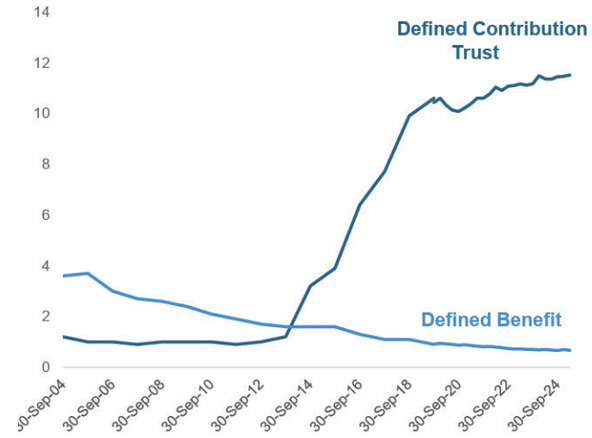

자료 : DWP(2025a)

한 영국 통계청(ONS)이 연간 주당 근로시간 및 소득 조사(ASHE) 데이터 산정 방식을 변경함에 따라 퇴직연금에 가입할 가능성이 높은 고소득자 층이 이전보다 더 많이 통계에 반영되었기 때문인 것으로 분석된다(DWP, 2025a).

또한 2012년 자동가입 제도가 도입된 이후, 성·연령별 인구 집단 간의 퇴직연금 가입률 격차는 줄어들었으며 최근 몇 년 동안 대부분의 집단에서 가입률 추세가 안정화되었다(DWP, 2025b). 하지만 여전히 퇴직연금 가입률 격차를 보이는 일부 집단들이 존재한다. 이들은 영세 기업 근로자로서 민간 부문의 5인 미만 영세기업에서 근무하는 근로자들로, 약 59%만이 퇴직연금에 가입되어 있다. 또한 특정 소수 민족 집단으로 파키스탄 및 방글라데시계 근로자들의 퇴직연금 가입률은 약 68%로 다른 민족 집단(87~77%)에 비하여 낮게 나타나고 있다(DWP, 2025a).

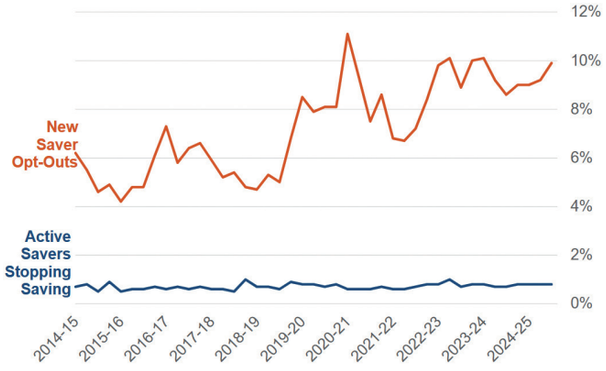
특히, 전체적으로 퇴직연금 가입률은 연간 소득 수준이 높아질수록 함께 증가하다가, 소득이 £20,000 중반에 이르면 안정화되는 경향을 보인다. 또한 자동가입 대상이 되는 기준점인 £10,000를 전후로 가입률이 확연하게 급증하는 양상이 나타나고 있다(DWP, 2025a).

[그림 4] 사적 노동시장에서 DC형 퇴직연금의 성장세 추이




자료 : ONS(2026). Funded Occupational Pension Schemes in the UK

[그림 5] 퇴직연금의 가입 중단 비중 추이



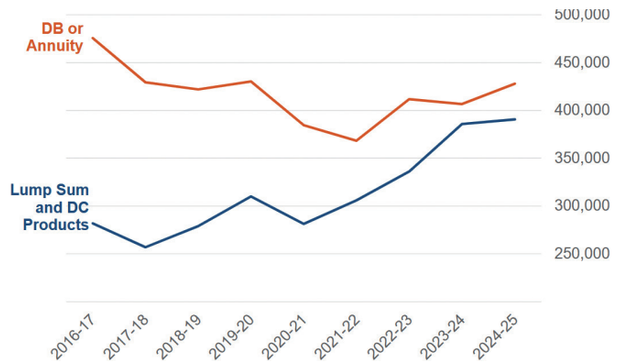

자료 : DWP(2025a)

자동가입제도의 도입으로 인한 퇴직연금 가입률의 증가로 확정기여형(DC) 연금 펀드가 보유한 자산 규모가 크게 성장했다. 그 결과, 가입자 수 측면에서는 이미 DC형이 더 앞서 있는 가운데, DC형 퇴직연금의 자산 규모 역시 2030년경에는 확정급여형(DB) 제도의 자산 규모를 추월할 것으로 예상된다(ONS, 2026).

또한 지속적으로 퇴직연금에 가입하고 있는 전체 적극적 가입자(active saver) 대비 매 분기 가입을 중단하는 비율은 수년 동안 1% 미만으로 안정적인 수준을 유지해 왔다. 반면, 새로 가입한 사람 중 자발적으로 탈퇴(Opt-out)를 선택한 사람의 비율은 최근 몇 년간 변동성이 크게 나타나고 있다. 이는 코로나 19 및 고물가로 인한 생계비 위기의 영향인 것으로 판단된다(DWP, 2025a).

위에서 살펴보았듯이, 자동가입제도의 도입으로 인하여 지난 12년 동안 연금 가입자 수가 크

[그림 6] 퇴직연금을 처음으로 수령(인출)하는 경우 연금화에서의 변화




자료 : DWP(2025a)

게 증가하였다. 그 결과, 연금을 수령(인출)하는 사람들의 수도 함께 증가하였다. 전체적으로 보면, 2024~2025 회계연도 기준 퇴직연금을 수령하고 있는 1,280만 명 중 대다수인 95%가 확정급여형(DB) 또는 종신연금(Annuity)을 수령하고 있다. 그러나 [그림 6] 에서 볼 수 있듯이 퇴직연금을 처음으로 수령하는 경우만 분석할 경우, 일시금(Lump sum)이나 기타 확정기여형(DC) 상품을 선택한 사람의 비율이 2016~2017 회계연도 37%(28만 명)에서 2024~2025 회계연도에는 48%(39만 명)로 증가하였다.

## III. 영국 퇴직연금의 비판적 고찰[4)]

이러한 상황에서 영국 정부는 2025년 7월 '제2차 연금위원회(The Second Pensions Commission)'를 발족하였다. 제2차 연금위원회를 발족한 배경은 약 20년 전(2002~2006년) 제 1차 연금위원회(Lord Turner's Commission, The First Pensions Commission)가 다져놓은 연금 제도의 기반이 오늘날의 변화된 경제·인구학적 구조를 감당하기에 한계에 봉착했다고 판단하였기 때문이다. 즉, 자동가입제도(Automatic Enrolment) 도입 등으로 가입률은 크게 증가하였으나, 국민들의 실질적인 노후 준비는 턱없이 부족하다는 이른바 '성공의 역설(Paradox of Success)'과 경제적 환경 변화가 핵심 배경이다. 이를 보다 자세히 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 1차 연금위원회의 제안으로 도입된 연금 개혁으로 인하여 노후소득보장제도의 기반은 잘 도입되었으나, 절대 저축액이 부족하다는 분석이다. 2012년 도입된 자동가입제도 덕분에 퇴직연금 가입률은 2012년 약 50% 수준에서 2025년 86% 이상으로 크게 증가하였다. 그러나 본 제도에서는 법정 최소 기여율(소득의 총 8%, 고용주 3% + 근로자 4% + 국고보조 1%)에만 의존하는 가입자가 대다수이다. 즉, 많은 자동가입제도 적용자들은 여전히 자동가입 제도의 최소 기준이거나 이에 근접한 수준에 머물러 있으며, 전체 근로자의 약 75%는 퇴직연금 기여율이 12% 미만인 것으로 보고되고 있다. 이에 영국 정부에 의하면, 영국은 심각한 '연금 적정성(adequacy)' 문제에 직면해 있다고 판단하였다. 즉, 영국의 평균 소득대체율은 OECD 국가들의 평균 소득대체율에 못 미치며, 약 1,500만 명~1,900만 명의 근로 연령 인구가 은퇴 후 목표 소득대체율(TRR)을 달성하지 못하는 '저 저축(Undersaving) 위기'에 직면해 있다고 분석하였다. 이러한 노후소득 부족 인구의 비율은 시간이 갈수록 증가할 것으로 예상되고 있다.

둘째, 거시경제 환경의 악화와 노동시장의 변화이다. 첫 번째 연금위원회 이후 영국은 장기적인 생산성 저하와 낮은 임금 상승률을 겪었다. 이는 근로자들이 연금 저축 액수를 자발적으로 늘리기 어렵게 만들었다. 또한 기그 경제(Gig Economy)의 확산으로 프리랜서 및 자영업자 비중이 크게 늘었으나, 이들은 자동가입제도의 사각지대에 놓여 있어 노후 빈곤 위험이 매우 높아졌다. 특히 자영업자의 상황이 두드러지는데, 자영업 수입만 있는 사람들 중 퇴직연금에 보험료를 기여하고 있는 비율은 약 4%에 불과한 것으로 분석되었다. 여성, 돌봄 제공자, 장애인, 그리고 일부 소수 민족 등의 집단에서도 퇴직연금 가입률이 상대적으로 매우 취약하게 나타났다.

셋째, 인구 고령화와 국가 재정부담 증가로 인한 세대 간 형평성(Intergenerational Fairness) 문제이다. 영국의 공적연금(State Pension) 지출은 2024년 GDP의 약 5% 수준에서 2070년대에는 7.7%~9%까지 치솟을 것으로 전망된다. 평균 기대수명 증가세는 다소 완화되었으나, 향후 10년 내에 생산가능인구 10명당 연금 수급자가 3명(2070년대에는 4명)에 달할 것으로 예상되어 세대 간 형평성 문제와 국가 재정의 지속가능성에 위기가 제기되고 있다.

넷째, 퇴직연금에서 자금 인출(Decumulation) 방식의 문제이다. 이는 영국의 현 퇴직연금제도에 내제된 가장 심각한 문제들 중 하나라고 판단된다. 즉, 2015년 '연금 자유화(Pension Freedoms)' 개혁 이후, 확정기여형(DC) 연금을 일시에 현금화하거나 자율적으로 인출하는 이들이 급증했다. 영국 정부의 조사 결과에 의하면, 많은 가입자가 연금 자산을 은퇴 후 10년 이내에 조기 소진할 위험(Longevity Risk)에 처해 있다고 분석하고 있다. 부연하면, 높은 수준의 전액 현금 인출, 비과세 일시금의 광범위한 조기 수령, 그리고 가입자의 연금 자산을 너무 빨리 고갈시킬 위험이 있는 높은 인출률(Regular withdrawal rates)의 증가세가 관찰되고 있다.

이러한 상황에서 제 2차 연금위원회 및 영국 정부는 다양한 개선방안의 도입을 고민하고 있다. 특히, 제2차 연금위원회에서는 금융감독청(FCA)의 '맞춤형 지원(Targeted Support)' 및 집합적 확정기여형(CDC) 퇴직연금제도의 확대를 고려하고 있다. 또한 현 정부는 이러한 퇴직연금제도의 개선을 위해 '가이드형 은퇴(Guided Retirement)'[5)]제도를 새롭게 도입하였다. 이러한 개선방안들이 효과적으

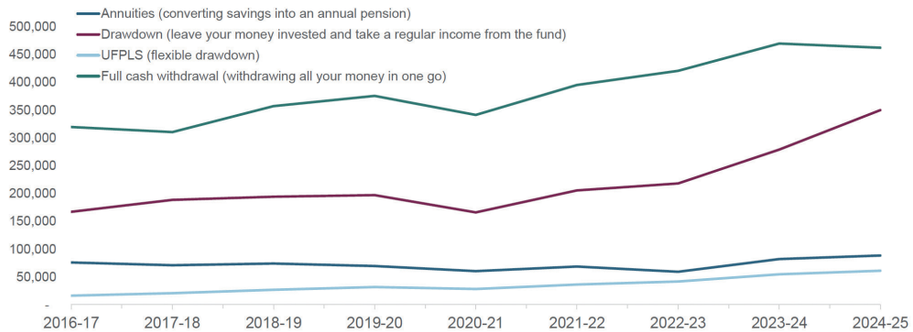
4) 본 장의 내용은 별도의 언급이 없는 한 다음의 자료들을 바탕으로 작성되었다.
DWP, 2025, Workplace pension participation and savings trends of eligible employees: 2009 to 2024.
ONS, 2026, Funded occupational pension schemes in the UK : April to September 2025.
FCA, 2025, Retirement income market data 2024/25.
The 2nd Pension Commission, 2026, Pension 2050.
https://www.theguardian.com/money/2026/may/18/pensions-commission-warns-retirement-savings-gender-gap-uk
https://www.theguardian.com/money/2026/may/19/britons-not-saving-enough-retire-pensions-commission
https://www.hsfkramer.com/notes/pensions/2026-posts/pensions-commission-interim-report-may-2026
FCA, 2025, Retirement income market data 2024/25

5) 영국 퇴직연금에서 가이드형 은퇴(Guided Retirement)는 은퇴 시점에 도달한 가입자가 복잡한 자산 운용 결정을 직접 내리지 않더라도, 퇴직연금 기관이 지속 가능하고 안정적인 은퇴 소득을 얻을 수 있도록 설계된 옵션들을 제공하도록 하는 제도이다.
https://www.nestpensions.org.uk/schemeweb/nest/investing-your-pension/fund-choices/guided-retirement-fund.html

로 운영된다면, 연금 인출 과제를 해결하는 데 도움이 될 기회를 제공하며 일부 가입자의 상황을 개선할 수 있을 것으로 예상된다. 이에 현재 운영 중인 가이드형 은퇴(guided retirement) 제도에 추가로 정책적 보완이 필요한 상황이다.

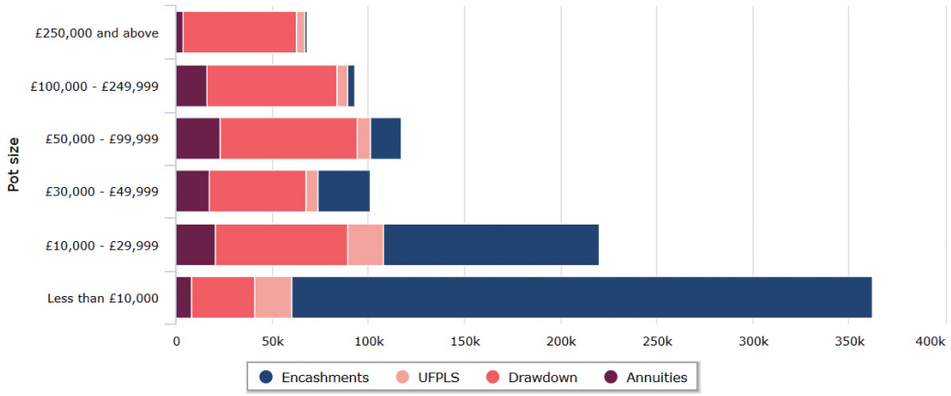
다음의 그림들은 2024/25년에 최초로 퇴직연금의 수령을 시작한 수급자들의 특성을 나타내고 있다. 2024/25년도에 최초로 수령을 시작한 총 퇴직연금 수는 961,575건으로, 2023/24년도(885,455건) 대비 8.6% 증가했다. 자유인출형 연금 상품(Drawdown)[6]의 판매 건수는 2023/24년도 278,977건에서 2024/25년도 349,992건으로 25.5% 늘어나며 가장 큰 증가 폭을 기록했다. 종신형 연금(Annuities) 판매 건수는 2023/24년도 82,061건에서 2024/25년도 88,430건으로 7.8% 증가했다. 연금 자산에서 인출된 총 자산 규모는 2023/24년도 £521억5,200만에서 2024/25년도 £708억 7,600만 로 늘어났으며, 이는 35.9% 증가한 수치이다. 2024/25년도에 최초로 연금을 개시한 가입자 중 제도권 금융 자문(Regulated advice)을 받은 비율은 30.6%로, 2023/24년도(30.9%)에 비해 소폭 감소했다. DB형(확정급여형)에서 DC형(확정기여형) 연금으로의 전환 건수는 2023/24년도 7,181건에서 2024/25년도 6,418건으로 지속적인 감소세를 보여주고 있다.

**[그림 7]** 2024/25년도 수령 방식별 최초 개시 연금 수




자료 : FCA(2025)[7]

**[그림 8]** 2024/25년도 적립금 규모 및 수령 방식별 개시 연금 수




자료 : FCA(2025)

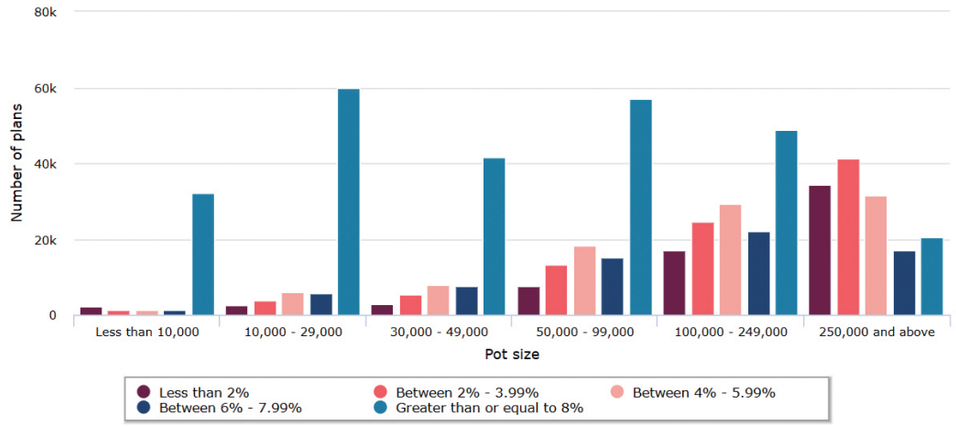
6) 자유인출형 연금(Drawdown) : 연금 자산을 금융상품에 계속 굴리면서, 필요할 때마다 원하는 만큼 자유롭게 돈을 찾아 쓰는 방식이다. 이번에 25.5%나 늘어날 만큼 영국 은퇴자들이 가장 선호하는 방식이다.

7) Uncrystallised Funds Pension Lump Sum(UFPLS) : 퇴직연금 적립금의 전부 또는 일부를 종신연금과 같은 은퇴소득 상품 구매에 사용할 필요 없이 한 번 또는 여러 번에 걸쳐 일시금으로 수급하는 것





**[그림 9]** 2024/25년도 적립금 규모별 정기 인출률(Regular withdrawal rates)[8]




자료 : FCA(2025)

## IV. 나가며

영국의 2008년 연금법 개혁과 자동가입제도(Automatic Enrolment) 도입은 퇴직연금 가입률을 폭발적으로 증가시키며 다층노후소득보장체제를 공고히 하는 양적 성과를 거두었다. 그러나 제도 도입 10여 년이 지난 현재, 대다수 가입자가 법정 최소 기여율(8%)에만 의존하면서 심각한 '저 저축 위기'와 소득대체율 부족이라는 질적 한계에 직면하고 있다. 더욱이 기그 경제 확산으로 인한 자영업자 및 취약계층의 사각지대 심화, 인구 고령화에 따른 세대 간 형평성 악화, 그리고 확정기여형(DC) 전환 및 2015년 연금 자유화 이후 나타난 조기 은퇴자본(DC pot) 소진 위험(장수 위험)은 새로운 구조적 위기로 대두되었다. 이에 영국 정부는 2025년 제2차 연금위원회를 발족하였으며, 2027년 최종보고서의 발표를 준비하고 있다. 이러한 위기 상황에서 제2차 연금위원회는 집합적 확정기여형(CDC) 제도의 확대 및 가이드형 은퇴제도(연금 인출 단계에서의 CDC 등) 그리고 보험료율의 상향조정 등의 보완책을 모색하고 있다.

영국 퇴직연금에서 제기되고 있는 성공의 역설은 현재 퇴직연금 개혁의 기로에 서 있는 우리나라에 다음과 같은 중요한 시사점을 제공한다. 첫째,

8) 정기 인출률(Regular withdrawal rates) : 연금에 가입한 은퇴자가 매달 또는 매년 일정하게 돈을 찾아 쓰는 '정기 인출 비율'을 뜻한다. (예 : 내 전체 연금 적립금에서 올해 정기적으로 4%를 인출해 생활비로 썼다 등)

퇴직연금의 가입률 상향과 퇴직연금의 종신 연금화율 증가를 함께 고민해야 할 것이다. 현재 우리나라에서도 퇴직연금의 가입률 향상을 위하여 자동가입제도의 도입이 제기되고 있다. 이 경우 퇴직연금의 가입률 증가에서만 그치는 것이 아니라, DC형 퇴직연금의 적립금이 연금화가 가능한 수준으로 적립될 수 있도록 하는 다양한 방안을 함께 고려해야 할 것이다. 그리고 이렇게 적립된 은퇴자금을 연금으로 수급할 수 있는 방안을 동시에 함께 고민하여야 할 것이다. 현재 영국에서는 적립액이 £10,000 미만인 연금 계좌의 경우 80% 이상이 전액 일시금으로 인출된 반면, 적립액이 £100,000를 초과하는 계좌에서 전액 인출된 비율은 단 3%에 불과했다. 이러한 경향은 우리나라에서도 유사하게 나타나고 있다. 둘째, 사각지대 해소를 위하여 공공형 퇴직연금기금을 강화할 수 방안을 고민해야 할 것이다. 프리랜서, 영세 자영업자, 플랫폼 노동자 등 노동시장 유연화로 인하여 퇴직연금에서 소외되는 계층을 포용할 수 있도록 다양한 방안을 강구해야 할 것이다.





## 참고문헌


Blake, D. (2003). "The UK pensions system: Key issues", Pensions, 8(4): 330-375.

Bridgen, P., Meyer, T., (2011). "Britain: Exhausted Voluntarism - The Evolution of a Hybrid Pension Regime" in The Varieties of Pension Governance: Pension Privatization in Europe, Oxford University Press

Bridgen, P., and Meyer, T., (2009). "Social rights, social justice and pension outcomes in four multi-pillar systems", Journal of Comparative Social Welfare, Vol. 25, No. 2, pp. 129-137

DWP, (2025a). Workplace pension participation and savings trends of eligible employees: 2009 to 2024

_____, (2025b). Planning and Preparing for Later Life 2024

FCA, (2025). Retirement income market data 2024/25

Hannah, L., (2009). Inventing Retirement: The Development of Occupational Pensions in Britain, Cambridge University Press

ONS, (2026). Funded occupational pension schemes in the UK : April to September 2025

The 2nd Pension Commission, (2026). Pension 2050

https://www.theguardian.com/money/2026/may/18/pensions-commission-warns-retirement-savings-gender-gap-uk

https://www.theguardian.com/money/2026/may/19/britons-not-saving-enough-retire-pensions-commission

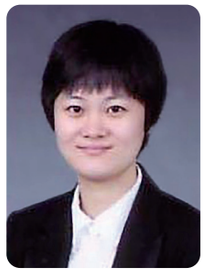
https://www.hsfkramer.com/notes/pensions/2026-posts/pensions-commission-interim-report-may-2026

https://www.pensionspolicyinstitute.org.uk/

https://www.gov.uk/employment/workplace-personal-pensions

2026 Pension Forum

# 호주 기초연금 자산조사 변화 동향과 시사점



최옥금(국민연금연구원 선임연구위원)

## I. 들어가며

호주의 공적연금인 기초연금(Age pension)은 자산조사를 실시하고 호주 전체 노인의 약 60~70% 정도를 포괄하는 준보편적 성격을 갖고 있다는 점에서, 노인의 70%를 대상으로 운영하는 한국의 기초연금과 유사한 성격을 갖고 있다. 이러한 호주의 기초연금 수급률은 1991년 65세 이상 인구의 59.3% 정도였으나, 이후 2010년 69.1%, 2014년 약 70%까지 지속적으로 상승했다. 그런데 최근 지속적으로 하락하여 2024년 12월 기준으로 수급률이 약 55.8% 정도인 것으로 나타나고 있다.

호주 기초연금은 한국 기초연금처럼 목표수급률을 설정하여 운영하는 방식은 아니기 때문에 호주의 사회 · 경제 · 정책적 변화가 기초연금 수급률에 영향을 미친다고 할 수 있는데, 최근 호주 기초연금 수급률이 지속적으로 낮아지고 있는 이유는 다음과 같이 정리할 수 있다(AIHW, 2025). 우선 기초연금 제도의 변화로 2017년 65세에서 2023년 67세로 연금 수급연령이 상향되어 65세 이상 노인 가운데 기초연금 수급률이 낮아졌으며, 2017년 자산조사 방식의 변화로 기초연금을 받을 수 있는 자산 상한선(Upper Threshold)이 하향되었다는 점이다. 둘째, 1990년대부터 퇴직연금 의무가입을 통해 퇴직연금 수급자들의 퇴직연금액이 높아져 노인의 소득이 향상되어 기초연금 수급률에도 영향을 미쳤다. 셋째, 노인의 경제활동 참여 증가로 근로소득이 증가했다는 점도 중요한 요인으로 지적되고 있다.

본 고에서는 호주 기초연금 수급률에 영향을 미친 이러한 요인 가운데 호주 기초연금의 제도적 변화, 곧 2017년에 이루어진 자산조사 방식의 변화에 초점을 맞추어 살펴보고자 하는데 그 이유는 다음과 같다. 한국 기초연금은 노인의 70%를 목표수급률로 설정하고 운영하여 노인 인구의 증가 및 기초연금액 상향에 따라 재정 부담이 상당할 뿐만 아니라, 최근 노인의 경제수준이 향상되며 고소득 노인에게도 기초연금이 지급된다는 비판이 제기되고 있다. 이에 기초연금을 저소득 노인에게 더 집중하는 개편방향이 제시되고 있는데, 이를 위해서는 다음 두 가지 방안에 대한 검토가 요구된다. 첫째, 대상의 규모를 미리 설정하고 이를 포괄하도록 역으로 산출하고 있는 현행 기초연금 선정기준액 산정방식에 대한 재검토이다. 이를 위해서는 기초연금 선정기준액을 대상의 규모가 아닌 일정 기준에 맞추도록 하는 방식에 대한 검토가 요구된다. 둘째, 선정기준액 설정 방식과는 별개로 선정기준액을 산출하는 방식, 곧 제도에서 노인의 소득과 재산을 평가하는 기초연금 소득인정액 산정방식에 대한 재검토도 필요하다.

여기에서는 두 번째 측면인 기초연금 소득인정액 산정방식에 초점을 맞추어 현재 한국의 기초연금과 유사한 특징을 갖고 있는 호주 기초연금의 자산조사 산정방식이 변화한 배경 및 내용, 그리고 그 효과를 검토하여 이것이 현재 한국의 기초연금 소득인정액 산정방식에 주는 시사점을 정리하도록 하겠다. 이를 위해 제Ⅱ장에서는 호주 기초연금 제도의 주요 내용을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 지난 2017년 시행된 호주 기초연금의 자산조사 변화의 배경 및 내용, 그 효과를 살펴보도록 한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 한국 기초연금 개편에 주는 시사점을 정리하도록 한다.

## Ⅱ. 호주 기초연금 제도의 주요 내용

호주 노후소득보장제도는 공적연금인 기초연금(Age pension), 사적연금인 기업퇴직연금과 개인연금으로 구성되어 있다. 곧 1층의 기초연금으로 최저생활을 보장하고, 2층의 기업퇴직연금(Superannuation Guarantee)을 통해 은퇴 이전의 소득을 유지하도록 하고 있으며 3층의 개인연금 및 저축 등을 통해 추가적인 소득보장이 가능하도록 하고 있다. 특히 호주는 정부 예산으로 지원하는 자산조사 방식의 기초연금 운영을 통해 공적연금에서 기초보장의 역할만 수행한다는 점이 가장 큰 특징이라 할 수 있다. 이는 다음의 [그림 1]에 정리되어 있으며, 이후에는 호주 기초연금의 내용을 중심으로 검토할 것이다.

### 1. 지급 대상

호주 기초연금은 거주요건과 연령요건, 자산조사 요건을 모두 충족해야 수급할 수 있다. 우선 거주요건의 경우 급여신청 당시 호주 국내 거주자이며, 연속해서 최소 10년 이상 거주하거나 지속적인 5년 거주기간을 포함한 10년 이상 호주에 거주해야 한다. 다음으로 연령요건은 2017년 1월부터 65½세이며, 2017년부터 매 2년마다 연령이 6개월씩 점진적으로 인상되어 2023년 7월 1일까지 67세로 상향 조정되었다(www.humanservices.gov.au).

마지막으로 자산조사 요건은 다음과 같다. 기초연금 뿐만 아니라 호주에서 운영하는 대부분의 사회보장급여는 자산조사를 통한 공공부조 방식을 취하고 있는데, 이는 저소득층만을 대상으로 급여

[그림 1] 호주 노후소득보장제도 구성

| | | | |
|---|---|---|---|
| 3층 | 개인연금, 저축 등 | | |
| 2층 | 퇴직연금(Superannuation Guarantee) | | |
| 1층 | 기초연금(Age Pension: AP) | | |
| 구분 | 근로자 | 자영자 | 비경활인구 |

자료 : 호주의 노후소득보장제도를 바탕으로 저자 작성

〈표 1〉 호주 기초연금 수급자격 : 소득조사 및 재산조사 기준

(기준 : AU$/2주, 2025.7~2026.6)

| 구분 | 소득조사 | | 재산조사 (주택소유) | | 재산조사 (주택미소유) | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 단신 | 부부 | 단신 | 부부 | 단신 | 부부 |
| 완전연금 | 218 | 380 | 321,500 | 481,500 | 579,500 | 739,500 |
| 공제액 | 완전급여 지급기준을 초과하는 AU$1 당 AU$0.5 | 완전급여 지급기준을 초과하는 AU$1 당 AU$0.25 (1인당) | 매 AU$1,000 당 AU$3 | | | |
| 최대한도 | 2,575.40 | 3,934.00 | 714,500 | 1,074,000 | 972,500 | 1,332,000 |

자료 : 소득, www.serviceaustralia.gov.au/income-test-for-age-pension?context=22526;
재산, www.serviceaustralia.gov.au/asset-test-for-age-pension?context=22526

를 지급하는 방식이라기보다는 고소득층을 대상에서 제외하는 역(逆) 공공부조 방식에 가깝다고 평가할 수 있다. 이때 자산조사는 소득조사와 재산조사를 포함하며, 자산수준이 일정 기준을 초과하는 경우 초과분만큼 급여를 비례적으로 감액하는 방식이다. 소득조사는 근로소득과 금융소득, 재산소득 등을 모두 고려해 평가하며, 소득조사 공제구간(2026년 3월 현재, 단신인 경우 2주 기준 AU$218, 부부인 경우 2주 기준 AU$380)을 초과하는 소득에 대해서는 AU$1당 50%를 감액한 급여를 지급하고, 총소득이 단신인 경우 2주일에 AU$2,575,40, 부부인 경우 2주일에 AU$3,984.00을 초과하면 급여를 지급하지 않는다.

재산조사는 자산공제구간을 초과하는 재산평가액에 대해 AU$1,000당 2주일 기준 AU$3을 감액하여 급여를 지급하고 있으며, 이때 주택 소유여부에 따라 자산기준을 차등적으로 적용한다. 기존에는 AU$1,000당 2주일 기준 AU$1.5를 감액했으나, 2017년 1월 1일부터 이를 AU$3로 높여 재산이 많을수록 연금액이 더 많이 감액하고 있다. 최종적으로 기초연금의 최종급여는 소득조사와 자산조사를 각각 적용한 결과 더 낮은 급여액으로 결정된다.

## 2. 급여 수준

호주 기초연금은 2009년 개혁을 통해 기초연금 완전연금액(full pension)의 경우 부부수급자 기준으로 남성근로자의 주간평균소득(Male Total Average Weekly Earnings: 이하 MTAWE)의 41.76%를 보장하도록 하였으며, 단독수급자의 경우 부부수급자 최대연금액의 2/3 수준(66.33%), 곧 MTAWE의 27.7% 수준을 보장하도록 하고 있다.

호주 기초연금 급여수준은 〈표 2〉에 정리되어 있는데, 단독가구의 경우 최대로 받을 수 있는 급여는 2주 기준으로 AU$1,178.70(기초연금 AU$1,079.70, 연금보충 AU$84.90, 에너지보충 AU$14.10)이고, 부부가구의 경우(부부1인 기준) 최대로 받을 수 있는 급여는 2주 기준 AU$888.50(기초연금 AU$813.90, 연금보충 AU$64.00, 에너지보충 AU$10.60)이다. 이때 살펴본 바와 같이 기초연금액은 자산조사 결과





〈표 2〉 호주 기초연금 급여수준

(기준 : AU$/2주, 2025.7~2026.6)

| 최대급여액 | 단독 | 부부(개인) | 부부(합계) | 부부 (건강상 이유로 별거 중인 경우) |
|---|---|---|---|---|
| 노령연금 | 1,079.70 | 813.90 | 1,627.80 | 1.627.80 |
| 연금보충 | 84.90 | 64.00 | 128.00 | 84.90 |
| 에너지보충 | 14.10 | 10.60 | 21.20 | 14.10 |
| 합계 | 1.178.70 | 888.50 | 1.777.00 | 1.178.70 |

주 : 기초연금의 급여액은 매년 3월 20일과 9월 20일에 조정됨

자료 : www.serviceaustralia.gov.au/how-much-age-pension-you-can-get?context=22526

에 따라 감액될 수 있다.

또한 호주는 연금액의 실질 가치를 유지하기 위해 매년 3월과 9월 두 차례에 걸쳐 소비자물가지수(CPI)와 연금수급자생활비지수(Pensioner and Beneficiary Living Cost Index: PBLCI) 중에서 큰 값을 반영하여 조정하고 있다. 2024/25년 기준으로 호주 기초연금 수급자는 약 2.7백만 명이며, 이 가운데 완전급여는 66.4%, 부분급여는 32.9%가 수급하는 것으로 제시되고 있다(Service Australia, 2025의 p.55, 〈표 2〉).

## III. 호주 기초연금 자산조사 규정 변화 내용 및 결과

호주 연방정부는 2015-16년 예산법안에서 '가장 필요한 사람에게 제도를 집중하여 공평한 연금제도를 보장하기 위해, 정부는 2017년 1월 1일부터 자산조사 기준을 높이고 자산 감액율을 강화한다.'고 기초연금 자산조사 규정을 변경한 목적을 밝히고 있다. 이를 위해 기초연금액에 영향을 미치지 않는 재산범위(asset free area), 곧 기초연금 최대연금액을 받을 수 있는 재산 기준을 상향하여 재산이 낮은 노인들의 소득보장을 강화하는 한편, 재산 수준에 따른 기초연금 감액률을 2배 상향하고 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도(upper threshold)를 낮춰 재산이 많은 노인에 대한 연금 지원을 축소했다. 이는 상술한 것처럼 호주 연금제도의 지속가능성과 형평성을 제고하기 위한 조치였다.

이 내용을 좀 더 자세히 살펴보면 다음과 같다. 먼저 부부의 경우 주택이 있으면 완전연금을 받을 수 있는 재산 기준을 AU$296,500에서 AU$375,000으로 확대하고, 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도를 AU$1,178,500에서 AU$816,000으로 낮췄다. 또한 주택이 없으면 완전연금을 받을 수 있는 기준을 AU$448,000에서 AU$575,000으로 확대한 반면, 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도를 AU$1,330,000에서 AU$1,016,000으로 하향했다. 다음으로 단독의 경우 주택이 없으면 완전연금을 받을 수 있는 재산 기준을 AU$360,500에서 AU$450,000으로 상향하고, 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도를 AU$793,750에서 AU$542,500으로 낮췄다. 그리고 주택이 없으면 완전연금을 받을 수 있는 재산의 기준을 AU$360,000에서 AU$450,000으로 확대하고, 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도를 AU$945,250에서 AU$742,500으로 하향했다. 이에 더하여, 이전에는

〈표 3〉 호주 기초연금 재산조사 기준 변화

| 구분 | 재산조사(주택소유) | | | | 재산조사(주택미소유) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 단신 | | 부부 | | 단신 | | 부부 | |
| | 이전 | 이후 | 이전 | 이후 | 이전 | 이후 | 이전 | 이후 |
| 완전연금 | 209,000 | 250,000 | 296,500 | 375,000 | 360,500 | 450,000 | 448,000 | 575,000 |
| 최대한도 | 793,750 | 542,500 | 1,178,500 | 816,000 | 945,250 | 742,500 | 1,330,000 | 1,016,000 |
| 공제액 | 이전 | 매 AU$1,000 당 AU$1.5 감액 | | | | | | |
| | 이후 | 매 AU$1,000 당 AU$3.0 감액 | | | | | | |

주 : 2017년 1월 1일을 기준으로 적용 전 · 후의 내용을 정리함.

자료 : www.netwealth.com.au/web/resources/insights/new-centrelink-rules-as-at-1-january-2017의 내용을 토대로 재정리

재산이 AU$1,000씩 증가하면 기초연금액은 $1.5씩 감소했으나, 재산이 AU$1,000씩 증가할 때 연금액이 AU$3.0씩 감액되는 것으로 변경되었다. 이 내용을 표로 나타내면 〈표 3〉과 같다.

이러한 조치를 통해 재산이 적은 노인들이 기초연금 완전연금을 받을 수 있는 가능성이 높아진 반면, 기초연금을 받을 수 있는 재산의 최대한도가 낮아져 재산이 많은 노인은 기초연금을 받을 수 있는 가능성이 낮아졌다. 또한 재산에 따른 기초연금 감액수준이 높아져 재산이 많은 노인이 받을 수 있는 기초연금액이 더 낮아졌다. 예를 들어 [그림 2]와 같이 소득조사를 고려하지 않을 경우, 재산이 AU$296,500 주택소유자 부부는 변경된 자산조사에 영향을 받지 않고, 재산의 규모가 AU$296,500에서 AU$456,000 사이의 경우에는 기초연금을 더 많이 받을 수 있다. 또한 재산이 AU$456,000 이상부터는 재산에 따른 연금액 감액이 적용되어 기초연금액이 더 낮아진 것을 확인할 수 있다. 곧 호주 기초연금 자산조사 변경을 통해 재산이 적은 노인에게는 더 많은 혜택을, 재산이 많은 노인은 혜택이 줄어들었다고 할 수 있다.

그렇다면 이러한 조치에 따른 효과 또는 영향은 어떻게 정리할 수 있는가? 우선 이러한 조치는 재산이 적은 노인에 대한 소득보장을 강화하는 한편, 그렇지 않은 노인에 대해서는 기초연금액을 낮추는 결과를 통해 결과적으로 기초연금 재정을 절감할 수 있었다. 호주 재경부의 예산 보고서에 따르면, 기초연금 자산조사 강화 조치가 시행될 경우 5년간 약 2억 4천만 호주달러가 절감될 수 있다고 제시하였다(Commonwealth of Australia, 2015). 또한 호주 사회서비스부 평가보고서(Valuation report)에 따르면, 2017년 호주의 기초연금 자산조사 강화 조치로 약 100,000명의 기초연금 수급자들이 제외되고, 이보다 많은 인원의 연금액이 조정(증액되거나 감액)되었다고 평가한다(Department of Social Services, 2017).

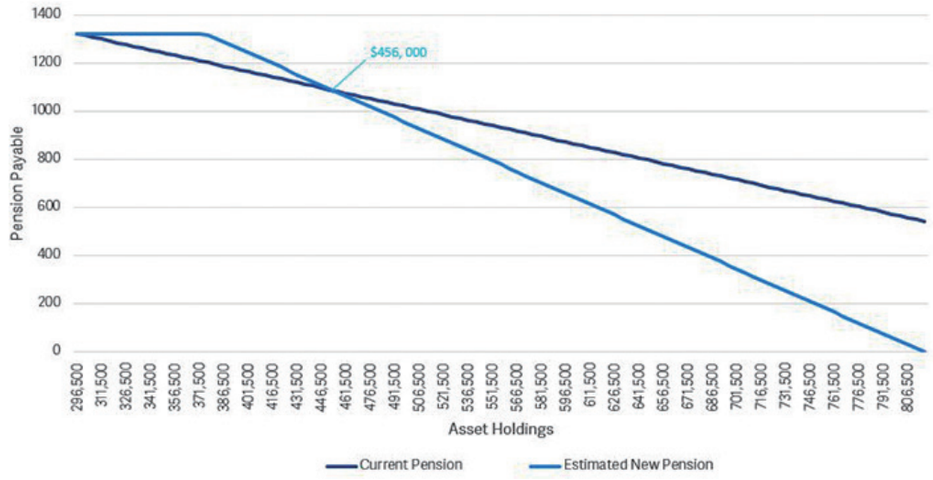
한편, 호주에서 기초연금이 유일한 공적연금이고 노인 대다수를 포괄하고 있었다는 점에서, 기초연금 자산조사 방식의 변화가 호주 노인의 노후준비 및 자산의 포트폴리오 구성 시 재산을 취급하는 방식에도 영향을 미쳤을 수 있다. 이를 분석한 연구결과(2020)[1]에 따르면, 이러한 변화가 가구의 저축

1) Rebecca Cassells·Alan Duncan·Silvia Salazar and Richard Seymour(2020), "Retirement Income Review: The impact of the Age Pension assets test on pre-retirement savings behaviour". Bankwest Curtin Economics Centre.





[그림 2] 2017년 호주 기초연금 개정으로 인한 변화




자료 : www.netwealth.com.au/web/resources/insights/new-centrelink-rules-as-at-1-january-2017

이나 재산 축적에 영향을 미칠 수 있다고 제시하고 있다. 재산을 추가로 축적하면 기초연금이 줄어들거나 기초연금 수급권에 영향을 줄 수 있기 때문에 저축 유인이 저하되거나 기초연금 수급 이전에 소비를 확대할 가능성이 있다는 점을 제시하고 있다. 또한 재산에 따른 기초연금액 감액 금액이 2배로 증가하면서, 중간계층이 부정적인 영향을 받을 수도 있다는 우려 또한 지적되었다.

## IV. 나가며 : 한국 기초연금에 주는 시사점

현행 한국의 기초연금은 노인의 70%라는 목표 수급률을 먼저 정한 뒤 이를 포괄할 수 있도록 선정기준액을 산출하여 운영하고, 결과적으로 70%라는 수급률을 달성했는지 평가하는 독특한 방식으로 운영되고 있다. 이러한 기초연금의 운영방식은 기초연금 제도에 여러 문제를 야기하고 있으며, 최근 이러한 방식을 변경할 필요성이 제기되고 있다.

현재 기초연금은 65세 이상 노인의 70%를 포괄하도록 매년 선정기준액이 결정되므로, 현행 목표 수급률 70%를 유지하면 소득인정액 산정방식을 변경하더라도 기초연금 수급률에는 영향을 미치지 않고, 소득인정액 산정방식 변경에 따라 수급자의 특성만 달라진다. 그러나 목표수급률을 설정하여 운영하는 방식을 폐지하고 선정기준액을 조정할 경우, 기초연금 소득인정액 산정방식 변화는 기초연금 수급률 및 재정에도 영향을 줄 수 있으며, 나아가 노인의 자산 포트폴리오 구성에도 영향을 미칠 수 있다.

이러한 중요성을 고려할 때 향후 기초연금 개편 방향 논의 시에는 기초연금 선정기준액을 조정하는 내용과 함께 현행 기초연금 소득인정액 산정방식의 개선도 함께 검토할 필요가 있다. 특히 현행 기초연금 소득인정액 산정방식은 목표수급률 달성을 위해 각종 공제가 추가·확대되고, 이에 따라 수급자 간·내 형평성, 또한 고소득·고자산 노인의 기초연금 수급과 관련한 문제가 제기되고 있으므로 이를 해결할 수 있는 소득인정액 산정방식에 대한 검토도 필

요할 것이다.

이를 위해서는 호주 기초연금에서 자산조사 규정을 변경할 때 설정한 목적과 같이 현행 기초연금의 목적과 성격을 명확화할 필요가 있다. 예를 들어 현행 기초연금의 개편이 저소득 노인의 소득보장 강화에 더욱 초점을 맞추는 방향으로 논의된다면 이러한 목적을 달성할 수 있는 방향으로 소득인정액 개선도 검토할 필요가 있다.

이때 기초연금이 노인을 대상으로 하는 제도이며 신청주의를 전제로 한다는 점을 고려하여 기초연금 소득인정액 산정방식을 좀 더 단순화하는 방안을 고려할 필요가 있다. 특히, 재산의 경우 유형별로 조사하고 공제하는 현행 방식이 아니라 호주 기초연금에서 설정하는 재산의 최대한도(upper threshold)와 같이 일정 수준 이상의 재산을 소유한 사람은 기초연금 수급자 대상에서 제외하는 컷오프(cut-off) 방식도 고려할 만하다.

이를 위해서는 기초연금 개편 방향에 따른 기초연금 소득인정액 산정방식의 개선방안을 다각도로 검토하고, 이 경우 달라지는 수급자 특성 및 노인의 자산 포트폴리오에 미치는 영향에 대한 분석 및 논의가 요구될 것이다. 향후 기초연금 개편 논의 본격화와 함께 이에 대한 검토와 논의도 함께 이루어질 것으로 기대한다.





## 참고문헌


보건복지부. (2015~2026). 「기초연금 사업안내」

최옥금. (2020). 『기초연금과 국민연금 제도의 관계를 둘러싼 쟁점과 발전방향』. 국민연금연구원 정책보고서 2020-02.

최옥금·홍정민. (2023). 『기초연금과 국민기초생활보장 간 역할 분담 방안에 대한 연구』. 국민연금연구원 정책보고서 2023-04.

최옥금·홍성운. (2023), 「저소득 노인의 소득보장 강화를 위한 기초연금 발전방안」, 국민연금연구원 정책보고서 2023-01.

최옥금·홍성운. (2025), 「사회경제적 변화를 고려한 기초연금 소득인정액 기준 개선방안」, 국민연금연구원 정책보고서(출간예정).

국가데이터처. KOSIS 국가통계포털

호주 netwealth 홈페이지

www.netwealth.com.au/web/resources/insights/new-centrelink-rules-as-at-1-january-2017

Commonwealth of Australia(2015), “Budget 2015-16: Budget Strategy and Outlook Budget Paper No. 1”

Department of Social Services(2018), “30 June 2017 Valuation Report”.

Rebecca Cassells · Alan Duncan · Silvia Salazar and Richard Seymour(2020), “Retirement Income Review: The impact of the Age Pension assets test on pre-retirement savings behaviour”. Bankwest Curtin Economics Centre.

2026 Pension Forum

# 해외연기금의 기후변화 대응 동향



홍희주(국민연금연구원 주임연구원)

## Ⅰ. 서론

기후리스크는 경제 및 금융시스템에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 학계와 국제기구에서 지속적으로 논의되고 있다. 선행연구에서는 기후변화가 세계 경제의 소득 감소와 지역별 경제적 손실을 초래할 수 있음을 분석하였으며(Kotz et al., 2024), 금융시스템의 안정성에 영향을 미치는 새로운 위험요인으로서 기존 금융리스크 분석체계의 보완 필요성을 제시하였다(Battiston et al., 2021). 또한, 기관투자자들은 기후리스크를 기업가치와 투자성과에 영향을 미치는 재무적 위험으로 인식하고 있다고 제시하였다(Krueger et al., 2020). 국제기구인 IPCC[1](2023)는 기후변화가 자연생태계와 사회 전반에 광범위한 영향을 미치며 지속가능발전과 밀접하게 연계된 문제임을 제시하였고, 경제협력개발기구인 OECD(Organisation for Economic Co-operation and Development, 2021)는 기후변화로 인한 손실과 피해를 줄이기 위해 위험관리, 정책적 대응 및 재원조달 체계의 중요성을 강조하고 있다.

Krueger et al.(2020)는 글로벌 기관투자자 설문조사를 통해 주요 투자자들이 기후리스크가 포트폴리오 기업의 재무성과에 영향을 미칠 수 있다고 인식하고 있으며, 특히 규제 변화에 따른 전환 리스크가 이미 현실화되고 있다고 분석하였다. 국민연금연구원에서도 「기후변화 위험에 대응하는 국민연금의 책임투자에 관한 연구」 보고서를 통해 기후변화 위험이 장기적으로 연기금의 투자환경 및 수익구조에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 기후변화 대응 전략 마련 필요성을 제시하였다. 또한, 글로벌 주요 연기금들은 투자 원칙과 책임투자 정책 내에 ESG 및 기후변화 관련 요소를 반영하고 있으며, TCFD(Task Force on Climate-related Financial Disclosures)[2] 권고안 이행, 기후 관련 공시 확대, 국제 이니셔티브 참여 등을 통해 기후리스크 관리 체계를 강화하고 있다고 분석하였다.

최근에는 이러한 기후 리스크 인식이 실제 투자 의사결정 과정에도 반영되는 추세를 보인다. 투자자들은 기후변화가 투자성과와 포트폴리오 안정성에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 탄소 익스포저(Carbon Exposure)와 기후 리스크 관리 수준을 중요하게 고려하고 있다.[3] 또한, 글로벌 투자시장은 탄소감축 중심 투자뿐 아니라 기후 적응(Adaptation)과 회복력(Resilience) 관련 투자로 관심 범위를 확대하고 있다. 특히 전력망, 물관리, 방재 인프라, 기후 회복력 관련 자산은 장기 투자 분야로 주목받고 있다.[4]

이와 함께 글로벌 ESG 및 기후 관련 공시체계도 빠르게 변화하고 있다. 최근 국제사회는 기업의 기후 정보 공시를 강화하는 방향으로 제도적 논의를 확대하고 있다. 과거 글로벌 기후공시 체계는 TCFD 권고안을 중심으로 확산되어 왔으나, 2023년 ISSB(International Sustainability Standards Board)[5]가 IFRS(국제회계기준) S1, S2 기준을 발표하면서 글로벌 지속가능성 공시체계 통합이 추진되고 있다. 특히 IFRS S2는 기존 TCFD 권고안의 핵심 구조를 반영하여 기후 물리적 리스크와 전환 리스크, 기후 시나리오 분석, 온실가스 배출량(Scope 1·2·3), 탄소감축 목표 및 이행계획 등에 대한 공시기준을 제시하고 있다. 이후 TCFD는 2023년 보고서 발표 이후 공식적으로 해체되었으며, 글로벌 기후공시 체계는 ISSB 기준을 중심으로 통합·발전되고 있다.

주요 해외 연기금들 역시 이러한 흐름에 맞추어 기후변화 대응체계를 지속적으로 고도화하고 있다. 과거에는 일부 산업 또는 기업에 대한 투자배제(Screening)와 ESG 평가 중심의 접근이 주로 활용되었다면, 최근에는 기후 관련 요소를 투자 의사결정 과정 전반에 통합하고, 기업 관여활동(Engagement) 및 의결권 행사와 연계하는 방식으로 변화하는 추세이다. 또한 장기적인 포트폴리오 리스크 관리 차원에서 기후 시나리오 분석, 스트레스 테스트, 전환 투자(Transition Finance), 재생에너지 및 친환경 인프라 투자 확대 등을 추진하는 사례도 증가하고 있다. 예를 들어, 일본 연기금인 GPIF(Government Pension Investment Fund)는 ESG 통합투자와 기후 관련 정보공시 확대, 기후지표 활용 등을 통해 기후리스크를 투자 의사결정에 반영하고 있으며, 네덜란드 연기금인 ABP(Algemeen Burgerlijk Pensioenfonds)는 기후 대시보드(Climate Dashboard)를 활용한 포트폴리오 관리와 탄소감축 목표를 운영하고 있다.

이에 본 자료에서는 주요 해외 연기금 사례를 중심으로 최근 기후변화 대응 동향을 살펴보고, 글로벌 연기금들의 공통적인 변화 흐름과 주요 특징을 검토하고자 한다. 이를 통해 장기 투자자인 연기금 관점에서 기후리스크 관리의 중요성을 제시하고자 한다.

## Ⅱ. 기후변화 관련 글로벌 투자환경 변화

### 1. 기후리스크의 금융시장 영향

선행연구와 국제기구 보고서에서 제시된 바와 같이, 기후변화는 기업의 생산활동과 금융시장에

1) IPCC(Intergovernmental Panel on Climate Change, 기후변화에 관한 정부간 협의체)는 전 세계 기후변화 관련 연구를 종합·평가하여 기후변화의 과학적 근거와 영향, 적응 및 완화 방안을 제시하는 대표적인 국제기구

2) TCFD(Task Force on Climate-related Financial Disclosures)는 주요 20개국(G20) 재무장관 회의의 요청으로 금융안정위원회(FSB)가 2015년에 설립한 기후변화 관련 재무정보 공개 협의체

3) "기후변화가 투자에 미치는 영향", Russell Investments(2020.8.28.)

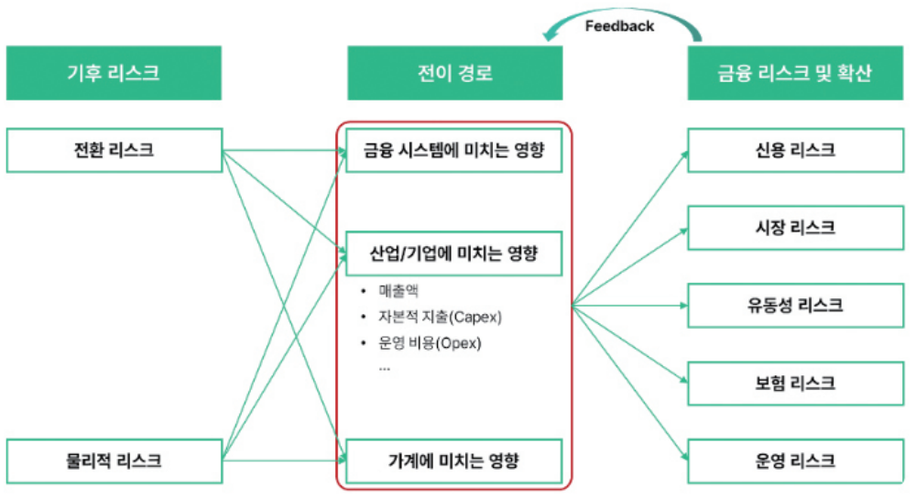
4) "The Private Equity Opportunity in Climate Adaptation and REsilience", BCG(2025.5)

5) ISSB(국제지속가능성기준위원회)는 투자자들에게 일관되고 비교 가능한 ESG(환경·사회·지배구조) 정보를 제공하기 위해 2021년 IFRS(국제회계기준) 재단이 설립한 국제 표준 제정 기구

영향을 미칠 수 있는 요인으로 논의되고 있으며, 이에 따른 기후리스크의 중요성이 점차 강조되고 있다. 과거에는 기후변화가 환경보호 차원의 문제로 주로 논의되었다면, 최근에는 이상기후 현상 증가와 탄소중립 정책 강화가 기업의 비용 구조와 수익성, 자산가치에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 점에서 투자자들의 관심이 확대되고 있다. [그림 1]은 BIS[6](2020)에서 제시한 기후변화로 인한 시스템적 금융리스크의 전이 과정을 나타낸 것으로, 기후리스크가 금융시스템으로 전이되는 과정을 나타낸 것이다. 일반적으로 기후리스크는 물리적 리스크(Physical risk)와 전환 리스크(Transition risk)로 구분되며(TCFD 2017), 그림에서는 이러한 요인들은 기업과 가계에 영향을 미치고, 이는 다시 신용리스크, 시장리스크, 유동성리스크, 운영리스크 및 보험리스크 등 다양한 금융리스크로 이어질 수 있음을 보여준다. 예를 들어, 폭염, 홍수, 산불 등으로 공장 및 물류시설 운영에 차질이 발생할 경우에 생산 감소와 비용 증가가 나타날 수 있으며, 이는 기업 실적과 주가에도 영향을 미칠 가능성이 있다. 또한, 탄소배출 규제 강화와 에너지 전환 과정은 기업에 친환경 설비 투자 부담과 탄소 비용 증가 등이 발생할 수 있어 기업의 장기 수익성과 자산가치에 영향을 미칠 수 있다.

TCFD는 2017년 「Recommendations of the Task Force on Climate-related Financial Disclosures」(TCFD 권고안)를 발표하고, 기후리스크를 물리적 리스크(physical risk)와 전환 리스크(transition risk)로 구분하였다. 〈표 1〉은 TCFD 권고안에서 제시한 물리적 리스크와 전환 리스크의 세부 유형 및 이에 따른 잠재적 재무 영향을 정리한 것이다. 물리적 리스크는 급성(Acute) 리스크와 만성(Chronic) 리스크로 구분된다. 급성 리스크는 태풍, 홍수, 산불 등 극한기후 현상으로 인해 발생하는 위험으로

[그림 1] 기후 리스크가 금융시스템에 영향을 미치는 경로와 파급 효과




자료 : AENTS(기후분석 스타트업) "기후리스크란 무엇일까요?" – BIS(국제결제은행, 2020) 보고서 재구성

6) BIS(Bank for International Settlements)는 세계 각국의 중앙은행들이 모여 만든 국제 금융 기구





자산의 물리적 손상과 사업장 운영 중단에 따른 매출 감소를 유발할 수 있으며, 만성 리스크는 평균기온 상승, 해수면 상승, 강수 패턴 변화 등 장기적인 기후변화로 인해 운영비용 증가와 자산가치 하락 등을 유발할 수 있다. 예를 들어, 홍수로 공장 가동이 중단되거나 물류망에 문제가 발생할 경우 생산이 중단되고 복구 비용이 발생할 수 있다. 또한, 해수면 상승은 해안 지역 부동산과 인프라 자산의 가치 하락과 보험료 상승으로 이어질 수 있으며, 반복적인 폭염은 데이터센터, 전력망, 교통 인프라 등의 운영비용 증가와 설비 효율 저하로 이어질 수 있다.

반면 전환 리스크는 정책·법률, 기술, 시장, 평판 리스크로 구분된다. 정책·법률 리스크는 탄소가격제 확대[7], 기후 관련 공시 의무 강화, 소송 증가 등으로 인해 규제 비용 증가와 자산가치 하락으로 이어질 수 있으며, 기술 리스크는 저탄소 기술 도입과 기술 변화에 따른 설비투자(CapEx) 및 연구개발(R&D) 비용 증가로 이어질 수 있다. 또한, 시장 리스크는 소비자 선호 변화와 원자재 가격 상승 등을 통해 매출 감소와 운영비용 증가시킬 수 있으며, 평판 리스

〈표 1〉 기후 리스크 유형과 잠재적 재무 영향

| 리스크 유형 | 세부 리스크 | 잠재적 재무 영향 |
|---|---|---|
| 물리적 리스크 | 급성 리스크 – 기후재난으로 발생할 수 있는 단기적 리스크 | |
| | • 태풍, 홍수, 산불, 폭염 등 자연재해 | – 자산의 물리적 손상(사람, 건물 등)<br>– 사업장 운영 중단 등으로 인한 매출 감소 |
| | 만성 리스크 – 기후변화로 인해 장기적이고 점진적으로 발생할 수 있는 리스크 | |
| | • 평균기온상승, 해수면 상승<br>• 지역 강수 패턴의 변화 | – 자산의 물리적 손상(사람, 건물 등)<br>– 사업장 운영 중단 등으로 인한 매출 감소 |
| 전환 리스크 | 정책/법률 리스크 – 기후변화 정책 및 법률 변화 및 소송/컴플레이언스로 인해 발생할 수 있는 리스크 | |
| | • 온실가스 배출권 정책 강화<br>• 기후 공시 의무 강화<br>• 기후변화 관련 소송 노출 | – 규제로 인한 자산의 평가 절하(고탄소 업종 대상)<br>– 규제 대응 비용 증가<br>– 벌금/과태료 부과 |
| | 기술 리스크 – 저탄소 기술로의 전환 과정에서 발생할 수 있는 리스크 | |
| | • 저탄소 기술/장비 도입<br>• 저탄소 신기술에 대한 투자 실패 | – 저탄소 장비 도입에 따른 자본적 지출 증가<br>– 저탄소 기술 개발에 대한 R&D 비용 증가 |
| | 시장 리스크 – 소비자의 선호 변화 및 공급망에서 발생할 수 있는 리스크 | |
| | • 공급망의 기후변화로 인한 피해 증가<br>• 고객의 선호 변화 | – 원자재 가격 상승으로 인한 제품/서비스 원가 증가<br>– 제품/서비스에 대한 수요 하락으로 인한 매출 감소 |
| | 평판 리스크 – 기후변화 이슈 대응 부족으로 인해 발생할 수 있는 리스크 | |
| | • 이해관계자의 부정적인 인식 증가 | – 자본 가용성 감소<br>– 기업 브랜드 가치의 하락으로 인한 매출 감소 |

자료 : AENTS(기후분석 스타트업) "기후리스크란 무엇일까요?" – TCFD(2017) 권고안 재구성

7) 탄소가격제란 온실가스 배출을 환경오염 비용으로 인식하게 하여 감축을 유도하는 경제적 수단으로, 주요 방식에는 정부가 온실가스 배출량을 정해 할당한 뒤 부족하거나 남는 배출권을 시장에서 거래하게 하는 제도인 배출권거래제(ETS)이나 온실가스나 화석연료 사용량에 세금을 부과하는 탄소세(Carbon Tax)가 있다.

크는 기업 이미지 저하에 따른 브랜드 가치와 매출 감소로 이어질 수 있다. 예를 들어, 탄소가격제 확대, 내연기관 차량 축소, 재생에너지 전환 확대 등의 정책은 탄소집약 산업에 추가적인 비용 부담과 자산 가치 하락의 원인이 될 수 있고, 기업은 친환경 설비 투자와 탄소 비용 증가에 대응해야 할 수 있다.

이처럼 물리적 리스크와 전환 리스크는 기업의 매출, 비용, 자산가치 및 투자계획 등 재무적 성과에 영향을 미칠 수 있으며, 이러한 변화는 신용리스크, 시장리스크, 유동성리스크 등 다양한 금융리스크를 통해 금융시장과 금융시스템 전반으로 확산될 수 있다.

## 2. 글로벌 ESG 및 기후공시 체계 변화

앞서 살펴본 바와 같이 기후리스크가 투자 의사결정에 중요한 요인으로 논의되면서, 투자자가 기업의 기후 관련 위험과 대응 역량을 비교·평가할 수 있도록 기후 관련 정보의 공시 필요성이 강조되었다(TCFD, 2017). 과거 금융안정위원회(FSB)[8]는 2015년 주요 20개국(G20) 재무장관 및 중앙은행 총재의 요청에 따라 기후관련 재무정보공개 태스크포스(Task Force on Climate-related Financial Disclosures, TCFD)를 설립하였다. TCFD는 기후변화가 금융시장 안정성과 기업 재무에 미치는 영향을 투자자가 보다 명확하게 파악할 수 있도록 기후 관련 공시 권고안을 제시하였으며, 이후 주요 기관투자자와 글로벌 기업들은 이를 기반으로 기후 관련 리스크와 대응 전략을 공시해왔다. 특히 TCFD는 거버넌스(Governance), 전략(Strategy), 리스크 관리(Risk Management), 지표 및 목표(Metrics & Targets) 등 네 가지 핵심 체계를 중심으로 기후공시 방향을 제시하며 글로벌 기후공시 기준의 표준 역할을 수행하였다. 최근 국제회계기준(IFRS) 재단 산하 위원회인 ISSB(International Sustainability Standards Board)는 2023년 IFRS S1과 IFRS S2 기준을 발표하며 글로벌 지속가능성 공시체계 통합을 추진하였다. IFRS S1은 기업의 지속가능성 관련 재무정보 공시에 대한 일반 요구사항을 규정하고 있으며, 투자자 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 지속가능성 관련 리스크와 기회에 대한 정보 공시 기준을 제시하고 있다. IFRS S2는 기후 관련 공시에 특화된 기준으로, 기업의 기후 물리적 리스크 및 전환 리스크, 기후 시나리오 분석, 온실가스 배출량(Scope 1·2·3), 탄소감축 목표 및 이행계획 등에 대한 공시 요구사항을 포함하고 있다. TCFD는 2023년 7월 최종 상태보고서(Status Report)를 제출한 이후 금융안정위원회(FSB)의 요청에 따라 공식적으로 해체되었으며, 이후 기후공시 체계는 ISSB 기준 중심으로 통합·발전되었다.

이처럼 최근 글로벌 기후공시 체계는 단순한 환경정보 공시 수준을 넘어 기업의 장기적인 재무 건전성과 기후 대응 역량을 투자자에게 제공하는 방향으로 확대되고 있다.

# III. 해외연기금의 기후변화 대응 동향

최근 주요 해외 연기금들은 기후변화를 단순한 ESG 이슈가 아닌 장기적인 재무리스크로 인식하고, 이를 투자 의사결정 과정에 적극적으로 반영하고 있다. 특히 과거에는 기업의 탄소배출량이나 ESG 평가 결과를 중심으로 기후리스크를 평가하였다면, 최근에는 기업의 장기적인 전환 대응역량(Transition Readiness)과 전략의 실행 가능성을 더욱 중요하게 고려하고 있다. 또한, Scope3[9] 배출량 관리, 공급망 대응 전략, 친환경 투자계획 등을 함께 고려하는 사례도 확대되고 있다.

또한, 미래의 여러 기후변화 상황을 가정하여 투자 포트폴리오가 어떤 영향을 받을지 분석하는 기법인 기후 시나리오 분석과 극단적인 기후 충격이 발생했을 때 포트폴리오가 얼마나 버틸 수 있을지 점검하는 스트레스 테스트 활용도 확대되고 있다. 주요 해외 연기금들은 다양한 시나리오를 반영하여 포트폴리오의 장기적인 회복력(Resilience)을 점검하고 있으며, 이를 바탕으로 산업별, 자산군별 기후리스크 노출 수준을 관리하고 있다. 최근에는 재생에너지, 친환경 인프라, 전력망, 데이터센터 등 에너지 전환과 연계된 투자에 대한 관심도 확대되고 있다.

또한, 해외 연기금들의 책임투자 방식에도 변화가 나타나고 있다. 과거에는 석탄, 담배, 무기 산업 등에 대한 투자배제가 주요 수단이었다면, 최근에는 기업의 관여활동(Engagement)과 의결권 행사를 통해 기업의 기후 대응 전략과 장기적인 전환 계획을 개선하도록 유도하는 방식으로 확대되고 있다. 또한, 의결권 행사 과정에서도 기후 관련 요소의 비중이 증가하면서, 기후리스크 관리가 미흡한 기업에 대해 이사회 구성, 경영진 보상체계, 기후 관련 주주제안 등에 적극적인 의견을 제시하는 사례가 증가하고 있다.

## 1. 일본 공적연기금 GPIF (Government Pension Investment Fund)

GPIF(Government Pension Investment Fund)는 일본의 공적연금 적립금을 운용하는 세계 최대 규모의 공적 연기금 중 하나로, 장기적인 수익률 제고와 안정적인 기금 운용을 목표로 자산을 운용하고 있다. 이를 위해 투자 의사결정 과정에 ESG와 기후변화 요소를 반영하고 있으며, 외부 운용사 선정과 평가에서도 ESG 통합 역량과 기후 대응 수준을 주요 평가기준으로 활용하고 있다. 또한, 기후변화 리스크는 특정 산업이나 자산군에 제한되지 않고 전체 포트폴리오에 영향을 미칠 수 있다고 인식하여, 모든 자산군에 ESG 요소를 반영하고 있다. 이러한 인식을 바탕으로 GPIF는 2018년 12월 TCFD 지지를 선언하였으며, 이후 「ESG Report」를 통해 TCFD 권고안에 따른 기후 관련 정보를 지속적으로 공시하기 시작하였다. GPIF는 2018년부터 지속가능투자 정책과 ESG 투자, 기후리스크 관리, 스튜어드십 활동 및 지속가능성 관련 재무정보 분석 등을 담은 연차보고서를 발간하고 있으며, 2024 회계연도(FY)부터 보고서 명칭을 「Sustainability Investment Report」로 변경하였다.

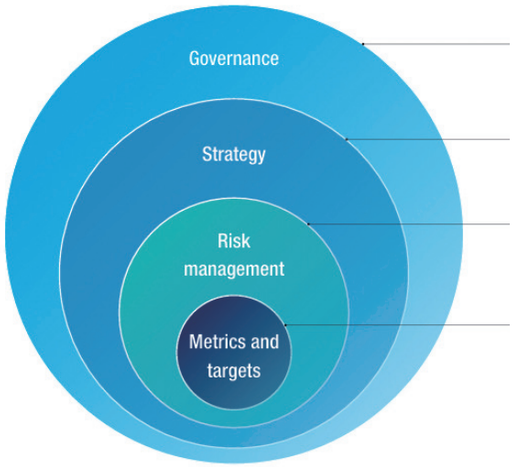
현재 GPIF는 [그림 2]와 같이 「2024 Sustainability Investment Report」에서도 TCFD 권고안을 기반으로 한 기후공시 체계를 유지하고 있다. 비록 TCFD는 2023년 활동을 종료하였으나, 2024년부터 시행된 IFRS 지속가능성 공시기준(IFRS S1·S2)은 TCFD 권고안의 핵심 체계인 거버넌스(Governance), 전략(Strategy), 리스크 관리(Risk Management), 지표 및 목표(Metrics and Targets)를 반영하여 마련되었다. 이에 따라 GPIF는 TCFD 기반 공시체계를 유지하면서 기후리스크 관리 현황과 대응 전략을 지속적으로 공시하고 있다.

GPIF는 TCFD 권고안의 네 가지 핵심 영역인 거버넌스, 전략, 리스크 관리, 지표 및 목표를 중심으로 기후 관련 정보를 공시하고 있으며, 주요 내용은 다음과 같다.

8) FSB((Financial Stability Board) : 글로벌 금융 시스템을 감독하고 규제하는 G20 산하 국제 기구

9) Scope 3 배출은 조직이 직접 소유하거나 통제하지 않는 배출원에 의한 비즈니스 운영에서 발생하는 온실 가스(GHG) 배출의 카테고리이며, 예를 들어 공급망, 운송, 제품 사용 또는 폐기가 있다.

[그림 2] GPIF의 TCFD 기반 기후공시 체계




| | |
|---|---|
| Strategy | Disclose the actual and potential impacts of climate- and nature-related risks and opportunities on the organization's businesses, strategy and financial planning where such information is material. |

- GPIF proactively integrates sustainability including ESG across all asset classes. In equity investment, we incorporate external asset managers' sustainability activities into their evaluations as well as conduct investment based on ESG indexes (pages 23 – 24). We invest in ESG bonds through in-house operation of domestic bonds and through external asset managers (page 27). We also promote ESG integration in our alternative investments (pages 33 – 34).
- In relation to the environment (E) in particular, we use indexes for equity investment that focus on each company's carbon efficiency (pages 23 – 24) and invest in ESG bonds including green bonds, transition bonds, and similar instruments (page 27).
- In addition to measuring the carbon footprint of GPIF's portfolio (pages 65 – 68), we evaluate physical and transition risks under various climate scenarios and estimate the impact on investment returns.

자료 : GPIF 2024 Sustainability Investment Report

① 거버넌스(Governance)

GPIF는 투자원칙과 지속가능투자 정책에 ESG와 기후변화 요소를 반영한다는 원칙을 명시하고 있다. 또한, 이사회(Board of Governors)와 투자위원회(Investment Committee)를 중심으로 기후변화와 지속가능성 관련 주요 사항을 심의·의결하며, 이를 투자 의사결정과 리스크 관리에 반영하고 있다.

② 전략(Strategy)

GPIF는 모든 자산군의 투자 과정에 ESG 요소를 반영하고 있으며, ESG 지수를 활용한 투자와 녹색채권(Green Bond), 전환채권(Transition Bond) 투자 등을 통해 기후변화 대응을 추진하고 있다. 또한, 기후변화가 장기적인 투자성과에 미치는 영향을 고려하여 투자전략을 지속적으로 보완하고 있다.

③ 리스크 관리(Risk Management)

GPIF는 전체 포트폴리오와 위탁운용 펀드의 탄소배출량 및 탄소집약도를 지속적으로 모니터링하고 있으며, 포트폴리오 리스크관리위원회를 통해 기후를 포함한 ESG 리스크를 관리하고 있다. 또한, TNFD 권고안을 참고하여 자연자본(경제활동에 필요한 자연환경과 자연자원)과 생물다양성(Biodiversity, 동식물과 미생물 등 생물의 다양성과 생태계가 건강하게 유지되는 상태) 관련 정보의 공시 현황도 함께 분석하고 있다.

④ 지표 및 목표(Metrics and Targets)

GPIF는 Scope 1·2·3 온실가스 배출량과 가중평균 탄소집약도(WACI, Weighted Average Carbon Intensity)를 주요 관리지표로 활용하고 있다. 또한, Climate Value-at-Risk(CVaR)[10]를 이용하여 기후변화에 따른 물리적 리스크와 전환 리스크가 포트폴리오와 투자성과에 미치는 영향을 분석하고 있으며, 기후 관련 지표를 지속적으로 점검·관리하고 있다.

## 2. 노르웨이 국부펀드 GPFG (Government Pension Fund Global)

GPFG(Government Pension Fund Global)는 노르웨이의 석유·가스 자원을 기반으로 조성된 국부펀드를 운용하는 세계 최대 규모의 국부펀드로, 장기적인 수익률 제고와 미래 세대를 위한 자산 보전을 목표로 글로벌 주식, 채권 및 부동산 등에 투자하고 있다. 책임투자를 기금 운용의 핵심 원칙으로 삼고 있으며, 투자 대상 기업의 환경(Environment), 사회(Social), 지배구조(Governance) 요소를 투자 의사결정과 위험관리에 반영하고 있다.

GPFG는 2014년부터 「Responsible Investment Report」를 발간하여 기후변화, 물관리(Water Management), 아동권리(Children's Rights) 등 주요 환경·사회 이슈에 대한 책임투자와 리스크 관리 현황을 공시하고 있다. 특히 기후변화 분야에서는 기업이 기후변화가 경영활동에 미치는 영향을 평가하고, 이에 대한 관리체계와 대응 목표를 마련해야 한다는 원칙을 제시하고 있다. 또한, 2010년부터 기후리스크가 높은 기업을 대상으로 평가를 실시하고 있으며, 기업의 온실가스 배출 현황과 탄소배출집약도(Carbon Intensity) 등 기후 관련 정보를 연차보고서를 통해 지속적으로 공시하고 있다.

GPFG는 「2025 Responsible Investment Report」에서도 기후변화를 주요 지속가능성 리스크로 제시하고 있다. 특히 석탄 채굴과 석탄발전 등 온실가스 배출이 많은 산업에 대한 투자 위험을 중점적으로 관리하고 있으며, 기업의 기후 관련 거버넌스와 기후리스크 관리체계도 함께 점검하고 있다. 또한, 기후리스크 관리가 미흡하다고 판단되는 기업에 대해서는 위험 기반 투자배제(Risk-based Divestment)를 실시하는 등 장기적인 투자 위험을 관리하고 있다.

GPFG는 2024년 「Climate and Nature Disclosures」 보고서를 통해 기후변화 및 자연자본 관련 리스크 노출 현황과 대응 전략을 구체적으로 공시하고 있다. 보고서에서는 포트폴리오의 내재온도상승(implied temperature rise)[11], 탄소중립 목표(net zero target) 비중 등 다양한 기후 지표를 공시하고 있으며, 투자기업의 기후 및 자연 관련 리스크 관리 수준과 전환계획을 함께 점검하고 있다. 특히 기업의 과학 기반 감축 목표인 SBT(Science

10) 기후변화와 관련된 위험이 발생했을 때 투자자산이나 기업가치가 얼마나 감소할 수 있는지를 금액 또는 비율로 추정하는 분석기법

11) 내재온도상승(ITR, Implied Temperature Rise)은 개별 기업이나 금융 포트폴리오가 배출하는(혹은 배출할 예정인) 온실가스가 지구 평균 기온을 얼마나 상승시킬지 추정하여 온도로 환산한 기후 지표

Based Targets)[12] 설정 여부를 주요 평가 항목으로 활용하고 있으며, 재생에너지 인프라 투자 확대를 통해 에너지 전환 과정에 새로운 투자 기회를 발굴하고 있다.

「Climate and Nature Disclosures」 보고서는 거버넌스(Governance), 전략(Strategy), 리스크 식별 및 평가(Risk Identification and Assessment), 대응 활동(Our Actions)의 네 가지 영역으로 구성되어 있으며, 기후 및 자연 관련 리스크가 장기적인 투자성과에 미치는 영향과 이에 대한 관리체계를 제시하고 있다.

① 거버넌스(Governance)

거버넌스 부문에서는 GPFG의 기후 및 자연 관련 리스크에 대한 의사결정 체계와 관리체계를 제시하고 있다. [그림 3]과 같이 Norges Bank[13]는 이사회(Executive Board)를 중심으로 주주권 위원회(Ownership Committee)와 리스크&투자 위원회(Risk and Investment Committee) 등을 운영하며, 기후 및 지속가능성과 관련된 주요 투자 의사결정과 리스크 관리를 총괄하고 있다. 이사회는 책임투자와 리스크관리 원칙을 수립하고 기후리스크를 투자 리스크 관리체계에 포함하도록 하고 있으며, 「2025 Climate Action Plan」[14]과 기후·생물다양성 관련 기대사항 문서(Expectation Document)도 승인하고 있다.

실무적으로는 CEO 산하의 Norges Bank Investment Management(NBIM)가 기후 및 지속가능성 관련 업무를 담당한다. 거버넌스 및 준법감시 책임자(Chief Governance and Compliance Officer, CGCO)는 책임투자와 기업 관여활동(Engagement)을 총괄하며, 위험관리 책임자(Chief Risk Officer,CRO)는 기후 및 자연 관련 리스크의 분석·평가와 공시, 위험 기반 투자배제(Risk-based Divestment) 등을 담당하고 있다. 또한, 기후자문위원회(Climate Advisory Board)를 운영하여 기후 리스크와 시장 환경 변화에 대한 전문적인 자문도 받고 있다.

[그림 3] GPFG 거버넌스 체계




자료 : GPFG 2024 Climate and Nature Disclosures

12) SBT(과학 기반 감축 목표, Science Based Targets)는 기업이 지구의 평균 기온 상승을 산업화 이전 대비 1.5℃ 이하로 제한하기 위한 기후 과학에 맞춰 온실가스 배출 감축 목표를 설정하는 국제적인 표준이자 기업 행동 지침

13) GPFG는 노르웨이 중앙은행인 Norges Bank가 운용하고 있으며, 실제 자산운용은 Norges Bank 산하의 Norges Bank Investment Management (NBIM)가 담당하고 있다.

14) Norges Bank Investment Management(NBIM)가 2025년에 발표한 기후 행동계획(Climate Action Plan)으로, GPFG의 기후변화 대응 방향과 실행 계획을 담고 있다.





② 전략(Strategy)

전략 부문에서는 기후변화와 자연 훼손이 서로 밀접하게 연결되어 있으며, 장기적으로 기업의 재무성과와 기금의 투자성과에 영향을 미칠 수 있다고 보고 있다. 이에 따라 GPFG는 「2025 Climate Action Plan」을 통해 기후 및 자연 관련 리스크와 투자기회를 함께 고려하고 있으며, 주요 접근 방식으로 시장 기준 개선, 포트폴리오 회복력 강화, 투자기업과의 직접적인 관여활동을 제시하고 있다.

③ 리스크 식별 및 평가
(Risk identification and assessment)

GPFG는 기후 및 자연 관련 리스크를 투자 의사결정에 반영하기 위해 다양한 분석과 모니터링 체계를 운영하고 있다. 분기마다 포트폴리오와 벤치마크에 포함된 모든 기업을 대상으로 기후 및 자연 관련 리스크를 점검하며, 신규 편입 기업에 대해서도 사전평가를 실시한다. 또한, 기업 공시자료, 외부 데이터 제공기관, 언론 및 공개자료 등을 활용하여 지속가능성과 거버넌스 관련 이슈를 지속적으로 모니터링하고 있다.

GPFG는 기업의 기후리스크 관리 수준과 온실가스 배출, 생물다양성 훼손, 환경오염 등 다양한 요인을 종합적으로 평가하고 있다. 이러한 과정에서 확인된 위험요인은 기업 관여활동, 포트폴리오 리스크 관리, 위험 기반 투자배제 등 후속 조치에 활용된다. 또한, 시나리오 분석과 스트레스 테스트를 실시하여 다양한 기후 시나리오가 포트폴리오에 미칠 수 있는 재무적 영향을 분석하고 있으며, 이를 통해 기후 및 자연 관련 리스크를 지속적으로 관리하고 있다.

④ 대응활동(Our actions)

GPFG는 기후 및 자연 관련 리스크가 개별 기업에만 적용되지 않고 산업과 금융시장, 글로벌 경제 전반에 영향을 미칠 수 있다고 보고 있으며, [그림 4]와 같이 GPFG는 시장 수준, 포트폴리오 수준, 기업 수준을 연계한 관리체계를 통해 장기적인 투자 위험을 관리하고 있다고 공시한다.

GPFG는 시장 수준(Market level)에서 ISSB와 같은 국제 공시기준 제정기구와 협력하여 기후 및 지속가능성 공시기준의 발전을 지원하고, 기후 및 지속가능성 리스크와 관련된 연구와 데이터 분석에도 참여하고 있다. 이를 통해 금융시장 전반의 정보 투명성을 높이고 지속가능성 공시체계의 정착을 지원하고 있다.

[그림 4] GPFG의 대응 활동 개요




자료 : GPFG 2024 Climate and Nature Disclosures

또한, 포트폴리오 수준(Portfolio level)에서는 ESG와 지속가능성 요소를 투자 의사결정에 반영하고, 기후 및 자연자본 리스크가 장기적인 투자수익률과 포트폴리오에 미치는 영향을 지속적으로 점검하고 있다. 온실가스 배출량이 많거나 기후리스크 관리가 미흡한 기업에 대해서는 위험 기반 투자배제(Risk-based Divestment)를 실시하여 투자 위험을 관리하고 있다.

기업 수준(Company level)에서는 기업 관여활동(Engagement), 의결권 행사(Voting), 윤리적 투자배제(Ethical Exclusions) 등을 통해 기업의 기후 및 자연 관련 대응 역량 강화를 유도하고 있다. 특히 기업의 기후리스크 관리체계, 탄소감축 목표, 기후공시 수준 및 거버넌스 체계를 점검하고 있으며, 지속가능성 리스크가 높다고 판단되는 기업에 대해서는 윤리적 투자배제를 실시하고 있다.

## IV. 결론

최근 기후변화는 환경문제를 넘어 기업의 경영활동과 재무성과, 금융시장에 영향을 미칠 수 있는 주요 투자 리스크로 인식되고 있다. 이에 따라 국제사회는 기업의 기후 관련 정보를 보다 일관되고 비교 가능한 형태로 공시할 수 있도록 관련 제도를 지속적으로 발전시켜 왔다. 초기에는 TCFD 권고안을 중심으로 기후공시 체계가 확산되었으며, 최근에는 ISSB의 IFRS S1·S2 기준이 도입되면서 글로벌 기후공시 체계가 통합되는 방향으로 변화하고 있다. 이러한 변화는 투자자가 기업의 기후 관련 위험과 대응 역량을 보다 객관적으로 평가하고 투자 의사결정에 활용할 수 있는 기반을 마련하였다는 점에서 의미가 있다.

이와 함께 주요 해외 연기금들도 기후변화를 단순한 ESG 이슈가 아닌 장기적인 투자성과와 포트폴리오에 영향을 미칠 수 있는 재무적 리스크로 인식하고 있다. 과거에는 투자배제와 ESG 평가를 중심으로 기후리스크를 관리하였다면, 최근에는 기후공시 정보, 기후 시나리오 분석, 기업 관여활동 및 의결권 행사 등을 활용하여 기후리스크를 보다 체계적으로 관리하는 방향으로 변화하고 있다. 또한, 자연자본과 생물다양성 등으로 관리 범위를 확대하고, 에너지 전환 과정에서 발생하는 투자 기회도 함께 고려하는 등 책임투자 체계를 지속적으로 발전시키고 있다.

조사 결과, GPIF는 ESG와 기후변화 요소를 모든 자산군의 투자 과정에 반영하고, TCFD 기반의 기후공시 체계를 유지하면서 탄소배출량, 탄소집약도, Climate Value-at-Risk(CVaR) 등 다양한 지표를 활용하여 기후리스크를 관리하고 있었다. 또한, 기후 관련 정보를 지속적으로 공시하고, ESG 지수 활용 투자와 녹색채권, 전환채권 투자 등을 통해 기후변화 대응을 추진하고 있었다. GPFG는 기후변화와 함께 자연자본 및 생물다양성까지 관리 범위를 확대하고 있었으며, 거버넌스, 전략, 리스크 식별 및 평가, 대응 활동을 중심으로 기후 및 자연 관련 리스크를 관리하고 있었다. 기업 관여활동과 의결권 행사, 위험 기반 투자배제 등을 활용하여 투자기업의 기후 대응 수준 또한 지속적으로 점검하고 있었다.

이처럼 주요 해외 연기금들은 기후리스크를 장기적인 투자 리스크의 관점에서 관리하고 있으며, 국제 공시기준을 활용한 정보 공개와 기후리스크 분석, 기업 관여활동 등을 통해 투자 의사결정과 리스크 관리체계를 지속적으로 발전시켜 나가고 있다. 이러한 사례는 기후변화 대응이 단순한 ESG 활동을 넘어 장기적인 기금 운용과 투자성과를 고려한 투자전략의 일부로 자리잡고 있음을 보여준다.





## 참고문헌


Battiston, S., Y. Dafermos, and I. Monasterolo. (2021). Climate Risks and Financial Stability. Journal of Financial Stability 54: 100867.

Bank for International Settlements. (2020). The Green Swan: Central Banking and Financial Stability in the Age of Climate Change.

BCG. (2025). “The Private Equity Opportunity in Climate Adaptation and REsilience.”

Government Pension Fund Global. (2014). “Responsible Investment Report 2014.”

Government Pension Fund Global. (2024). “Climate and Nature Disclosures 2024.”

Government Pension Fund Global. (2025). “Responsible Investment Report 2025.”

Government Pension Investment Fund. (2024). “Sustainability Investment Report 2024.”

Intergovernmental Panel on Climate Change. (2023). “Climate Change 2023: Synthesis Report.”

Battiston, S., Y. Dafermos, and I. Monasterolo. (2021). Climate Risks and Financial Stability. Journal of Financial Stability 54: 100867.

Krueger, P., Z. Sautner, and L. T. Starks. (2020). The Importance of Climate Risks for Institutional Investors. The Review of Financial Studies 33(3): 1067–1111.

OECD. (2021). “Managing Climate Risks, Facing up to Losses and Damages.”

Russell Investments. (2020). “기후변화가 투자에 미치는 영향”.

Task Force on Climate-related Financial Disclosures. (2017). “Recommendations of the Task Force on Climate-related Financial Disclosures. Basel: Financial Stability Board.”

국민연금연구원. (2021). “기후변화 위험에 대응하는 국민연금의 책임투자에 관한 연구”.

# 국민연금 관련 통계(2026년 3월 말 기준)

## 1) 연도별 가입자 현황

(단위 : 개소, 명)

| 구분 / 연도별 | 총 가입자 | 사업장가입자 | | 지역가입자 | | | 임의 가입자 | 임의계속 가입자 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 사업장 | 가입자 | 계 | 농어촌 | 도시 | | |
| 1992년 | 5,021,159 | 120,374 | 4,977,441 | - | - | - | 32,238 | 11,480 |
| 1995년 | 7,496,623 | 152,463 | 5,541,966 | 1,890,187 | 1,890,187 | - | 48,710 | 15,760 |
| 1996년 | 7,829,353 | 164,205 | 5,677,631 | 2,085,568 | 2,085,568 | - | 50,514 | 15,640 |
| 1999년 | 16,261,889 | 186,106 | 5,238,149 | 10,822,302 | 2,083,150 | 8,739,152 | 32,868 | 168,570 |
| 2002년 | 16,498,932 | 287,092 | 6,288,014 | 10,004,789 | 2,007,196 | 7,997,593 | 26,899 | 179,230 |
| 2003년 | 17,181,778 | 423,032 | 6,958,794 | 9,964,234 | 2,062,011 | 7,902,223 | 23,983 | 234,767 |
| 2004년 | 17,070,217 | 573,727 | 7,580,649 | 9,412,566 | 2,009,142 | 7,403,424 | 21,752 | 55,250 |
| 2005년 | 17,124,449 | 646,805 | 7,950,493 | 9,123,675 | 1,969,017 | 7,154,658 | 26,568 | 23,713 |
| 2006년 | 17,739,939 | 773,862 | 8,604,823 | 9,086,368 | 1,972,784 | 7,113,584 | 26,991 | 21,757 |
| 2007년 | 18,266,742 | 856,178 | 9,149,209 | 9,063,143 | 1,976,585 | 7,086,558 | 27,242 | 27,148 |
| 2008년 | 18,335,409 | 921,597 | 9,493,444 | 8,781,483 | 1,940,510 | 6,840,973 | 27,614 | 32,868 |
| 2009년 | 18,623,845 | 979,861 | 9,866,681 | 8,679,861 | 1,925,023 | 6,754,838 | 36,368 | 40,935 |
| 2010년 | 19,228,875 | 1,031,358 | 10,414,780 | 8,674,492 | 1,951,867 | 6,722,625 | 90,222 | 49,381 |
| 2011년 | 19,885,911 | 1,103,570 | 10,976,501 | 8,675,430 | 1,986,631 | 6,688,799 | 171,134 | 62,846 |
| 2012년 | 20,329,060 | 1,196,427 | 11,464,198 | 8,568,396 | 1,956,215 | 6,612,181 | 207,890 | 88,576 |
| 2013년 | 20,744,780 | 1,290,557 | 11,935,759 | 8,514,434 | 1,962,071 | 6,552,363 | 177,569 | 117,018 |
| 2014년 | 21,125,135 | 1,389,472 | 12,309,856 | 8,444,710 | 1,972,393 | 6,472,317 | 202,536 | 168,033 |
| 2015년 | 21,568,354 | 1,537,250 | 12,805,852 | 8,302,809 | 1,949,757 | 6,353,052 | 240,582 | 219,111 |
| 2016년 | 21,832,524 | 1,661,502 | 13,192,436 | 8,060,199 | 1,881,248 | 6,178,951 | 296,757 | 283,132 |
| 2017년 | 21,824,172 | 1,760,279 | 13,459,240 | 7,691,917 | 1,787,649 | 5,904,268 | 327,723 | 345,292 |
| 2018년 | 22,313,869 | 1,860,527 | 13,817,963 | 7,694,885 | 1,769,845 | 5,925,040 | 330,422 | 470,599 |
| 2019년 | 22,216,229 | 1,949,286 | 14,157,574 | 7,232,063 | 1,651,896 | 5,580,167 | 328,727 | 497,865 |
| 2020년 | 22,107,028 | 2,037,009 | 14,320,025 | 6,898,118 | 1,570,974 | 5,327,144 | 362,328 | 526,557 |
| 2021년 | 22,347,586 | 2,137,619 | 14,580,825 | 6,827,009 | 1,554,241 | 5,272,768 | 396,632 | 543,120 |
| 2022년 | 22,497,819 | 2,195,391 | 14,785,761 | 6,845,744 | 1,534,575 | 5,311,169 | 365,487 | 500,827 |
| 2023년 | 22,384,787 | 2,320,553 | 14,812,062 | 6,714,114 | 1,505,446 | 5,208,668 | 324,601 | 534,010 |
| 2024년 | 21,984,003 | 2,231,454 | 14,675,745 | 6,513,108 | 1,570,125 | 4,942,983 | 315,926 | 479,224 |
| 2025년 | 21,814,633 | 2,188,332 | 14,615,523 | 6,410,507 | 1,409,478 | 5,001,029 | 333,717 | 454,886 |
| **2026. 3.** | **21,381,206** | **2,190,827** | **14,586,621** | **5,988,509** | **1,185,788** | **4,802,721** | **350,419** | **455,657** |

* 각 연도 말 기준

## 2) 가입종별 성별 가입자 현황

(단위 : 명, %)

| 구분 / 성별 | 계 | | 사업장 가입자 | 지역 가입자 | 임의 가입자 | 임의계속 가입자 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | 인원 | 비율 | | | | |
| **계** | **21,381,206** | **100.0** | **14,586,621** | **5,988,509** | **350,419** | **455,657** |
| 남자 | 11,548,033 | 54.0 | 8,255,486 | 3,077,102 | 72,820 | 142,625 |
| 여자 | 9,833,173 | 46.0 | 6,331,135 | 2,911,407 | 277,599 | 313,032 |

## 3) 지역가입자 총괄 현황

(단위 : 명, %)

| 구분 | | 계 | 도시 | 농어촌 |
|---|---|---|---|---|
| **계** | | **5,988,509** | **4,802,721** | **1,185,788** |
| 소득신고 | 인원 | 3,566,388 | 2,805,125 | 761,263 |
| | 비율 | 100.0 | 78.7 | 21.3 |
| 납부예외 | 인원 | 2,422,121 | 1,997,596 | 424,525 |
| | 비율 | 100.0 | 82.5 | 17.5 |

## 4) 징수율 현황

(단위 : 명, %)

| 구분 | | 계 | 사업장 | 지역가입자 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | 소계 | 도시 | 농어촌 |
| 월수 | 당월 | 80.2 | 87.0 | 72.4 | 71.8 | 74.5 |
| | 누적 | 98.4 | 99.0 | 98.0 | 97.7 | 98.6 |
| 금액 | 당월 | 93.8 | 95.6 | 73.8 | 73.7 | 73.9 |
| | 누적 | 99.5 | 99.7 | 97.2 | 97.1 | 97.5 |

※ 당월 징수율은 당월 고지 대비 징수 현황이며, 누적징수율을 누적고지 대비 징수 현황임
당월 및 누적 징수율은 납부기한(매 익월 10일) 기준임

## 5) 연도별 급여 종별 급여지급 현황

(단위 : 건, 백만원(해당년도 누계))

| 구분 | | 계 | 연금수급자 | | | | 일시금수급자 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | 소계 | 노령 | 장애 | 유족 | 소계 | 장애 | 반환 | 사망 |
| 총계 | 수급자 | 20,926,586 | 9,214,994 | 7,651,370 | 222,026 | 1,341,598 | 11,711,592 | 96,669 | 11,321,563 | 293,360 |
| | 금액 | 434,462,170 | 404,984,249 | 356,606,300 | 7,832,007 | 40,545,941 | 29,477,921 | 1,087,750 | 27,311,047 | 1,079,125 |
| 2026.3. | 수급자 | 7,773,802 | 7,718,639 | 6,535,724 | 68,949 | 1,113,966 | 55,163 | 665 | 50,066 | 4,432 |
| | 금액 | 13,481,322 | 13,119,837 | 11,960,887 | 112,764 | 1,046,187 | 361,485 | 14,473 | 319,139 | 27,873 |
| 2025년 | 수급자 | 7,902,646 | 7,682,622 | 6,486,471 | 75,787 | 1,120,364 | 220,024 | 2,531 | 199,383 | 18,110 |
| | 금액 | 49,660,469 | 48,168,241 | 43,775,267 | 447,775 | 3,945,199 | 1,492,228 | 54,598 | 1,325,378 | 112,252 |
| 2024년 | 수급자 | 7,372,039 | 7,155,257 | 6,015,091 | 76,865 | 1,063,301 | 216,782 | 2,660 | 196,290 | 17,832 |
| | 금액 | 43,704,825 | 42,280,251 | 38,227,261 | 439,408 | 3,613,581 | 1,424,574 | 55,283 | 1,264,760 | 104,531 |
| 2023년 | 수급자 | 6,822,178 | 6,626,552 | 5,543,769 | 75,616 | 1,007,167 | 195,626 | 2,911 | 175,279 | 17,436 |
| | 금액 | 39,040,227 | 37,744,089 | 34,070,895 | 416,841 | 3,256,354 | 1,296,138 | 58,053 | 1,146,957 | 91,128 |
| 2022년 | 수급자 | 6,642,643 | 6,424,917 | 5,396,729 | 76,718 | 951,470 | 217,726 | 2,722 | 199,170 | 15,834 |
| | 금액 | 34,020,076 | 32,817,226 | 29,544,090 | 391,377 | 2,881,759 | 1,202,850 | 49,853 | 1,074,442 | 78,555 |
| 2021년 | 수급자 | 6,070,124 | 5,864,373 | 4,894,452 | 77,726 | 892,195 | 205,751 | 2,897 | 189,205 | 13,649 |
| | 금액 | 29,136,791 | 28,080,664 | 25,083,266 | 384,944 | 2,612,454 | 1,056,127 | 49,746 | 940,751 | 65,630 |
| 2020년 | 수급자 | 5,588,154 | 5,388,022 | 4,468,126 | 78,079 | 841,817 | 200,132 | 2,904 | 184,342 | 12,886 |
| | 금액 | 25,654,071 | 24,628,326 | 21,816,877 | 383,031 | 2,428,418 | 1,025,745 | 48,366 | 919,192 | 58,187 |
| 2019년 | 수급자 | 5,163,110 | 4,961,143 | 4,090,497 | 77,872 | 792,774 | 201,967 | 3,028 | 186,921 | 12,018 |
| | 금액 | 22,764,343 | 21,711,564 | 19,069,258 | 378,720 | 2,263,586 | 1,052,780 | 48,847 | 953,068 | 50,865 |
| 2018년 | 수급자 | 4,769,288 | 4,596,690 | 3,778,824 | 75,734 | 742,132 | 172,598 | 3,072 | 157,867 | 11,659 |
| | 금액 | 20,752,686 | 19,800,820 | 17,384,044 | 359,198 | 2,057,577 | 951,866 | 46,669 | 859,082 | 46,113 |
| 2017년 | 수급자 | 4,692,847 | 4,475,143 | 3,706,516 | 75,486 | 693,141 | 217,704 | 2,916 | 201,278 | 13,510 |
| | 금액 | 19,083,886 | 18,155,323 | 15,931,616 | 349,017 | 1,874,690 | 928,563 | 42,131 | 842,325 | 44,107 |
| 2016년 | 수급자 | 4,362,254 | 4,135,292 | 3,412,350 | 75,497 | 647,445 | 226,962 | 2,577 | 207,751 | 16,634 |
| | 금액 | 17,068,159 | 16,107,103 | 14,047,957 | 337,332 | 1,721,814 | 961,056 | 36,048 | 874,649 | 50,359 |
| 2015년 | 수급자 | 4,028,671 | 3,832,188 | 3,151,349 | 75,688 | 605,151 | 196,483 | 2,597 | 179,937 | 13,949 |
| | 금액 | 15,184,010 | 14,342,683 | 12,415,111 | 336,568 | 1,591,004 | 841,327 | 35,522 | 759,704 | 46,101 |
| 2014년 | 수급자 | 3,748,130 | 3,586,805 | 2,947,422 | 75,387 | 563,996 | 161,325 | 2,651 | 146,353 | 12,321 |
| | 금액 | 13,779,943 | 13,087,468 | 11,295,917 | 331,603 | 1,459,947 | 692,475 | 34,471 | 618,468 | 39,535 |
| 2013년 | 수급자 | 3,633,770 | 3,440,693 | 2,840,660 | 75,041 | 524,992 | 193,077 | 2,993 | 179,440 | 10,644 |
| | 금액 | 13,112,751 | 12,361,973 | 10,705,594 | 326,168 | 1,330,211 | 750,779 | 38,737 | 679,145 | 32,897 |
| 2012년 | 수급자 | 3,499,522 | 3,310,211 | 2,748,455 | 75,934 | 485,822 | 189,311 | 2,862 | 175,716 | 10,733 |
| | 금액 | 11,550,755 | 10,837,243 | 9,327,086 | 314,463 | 1,195,694 | 713,511 | 34,654 | 648,045 | 30,812 |
| 2011년 | 수급자 | 3,166,983 | 3,015,244 | 2,489,614 | 75,895 | 449,735 | 151,739 | 3,480 | 136,628 | 11,631 |
| | 금액 | 9,819,296 | 9,273,039 | 7,905,180 | 305,547 | 1,062,312 | 546,257 | 41,919 | 475,051 | 29,287 |
| 2010년 | 수급자 | 2,975,336 | 2,820,649 | 2,330,128 | 76,280 | 414,241 | 154,687 | 3,447 | 141,347 | 9,893 |
| | 금액 | 8,635,467 | 8,107,420 | 6,861,876 | 296,305 | 949,239 | 528,047 | 37,299 | 465,123 | 25,625 |
| 2009년 | 수급자 | 2,770,344 | 2,602,630 | 2,149,168 | 74,535 | 378,927 | 167,714 | 3,836 | 154,119 | 9,759 |
| | 금액 | 7,471,934 | 6,946,490 | 5,814,825 | 287,016 | 844,649 | 525,444 | 40,940 | 460,476 | 24,027 |
| 2008년 | 수급자 | 2,517,579 | 2,366,626 | 1,949,867 | 72,166 | 344,593 | 150,953 | 4,902 | 137,654 | 8,397 |
| | 금액 | 6,180,804 | 5,764,986 | 4,765,528 | 268,101 | 731,358 | 415,818 | 47,921 | 348,026 | 19,871 |
| 2007년 | 수급자 | 2,244,477 | 2,110,519 | 1,731,560 | 67,091 | 311,868 | 133,958 | 5,167 | 121,200 | 7,591 |
| | 금액 | 5,182,611 | 4,748,988 | 3,857,709 | 245,877 | 645,401 | 433,623 | 48,325 | 368,374 | 16,924 |
| 2006년 | 수급자 | 1,985,502 | 1,858,769 | 1,517,649 | 61,762 | 279,358 | 126,733 | 4,898 | 115,394 | 6,441 |
| | 금액 | 4,360,239 | 3,899,369 | 3,103,161 | 225,607 | 570,601 | 460,870 | 44,240 | 400,674 | 15,957 |
| 2005년 | 수급자 | 1,757,674 | 1,651,681 | 1,349,626 | 54,467 | 247,588 | 105,993 | 4,147 | 96,078 | 5,768 |
| | 금액 | 3,584,901 | 3,210,044 | 2,531,536 | 193,931 | 484,577 | 374,857 | 35,714 | 324,885 | 14,259 |

## 6) 급여종별 수급자 현황(당월 수급자기준)

(단위 : 건, 백만원)

| 구분 | 계 | 노령연금 | | | | | | 장애 | 유족 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 소계 | 가입기간 20년~ | 가입기간 10~19년 | 조기 | 특례 | 분할 | | |
| 수급자 | 7,691,996 | 6,515,853 | 1,407,449 | 2,901,246 | 1,047,694 | 1,046,610 | 112,854 | 67,261 | 1,108,882 |
| (%) | 100.0 | 84.7 | 18.3 | 37.7 | 13.6 | 13.6 | 1.5 | 0.9 | 14.4 |

※ 2018년 12월 이후 노령연금 금액의 세부내역은 내부통계추출방식 변경으로 제공되지 않음

## 7) 연령별 급여수급자 현황(당월 수급자 기준)

(단위 : 건)

| 구분 | | | 합계 | 20세 미만 | 20~29세 | 30~39세 | 40~49세 | 50~59세 | 60~64세 | 65~69세 | 70~74세 | 75~79세 | 80세 이상 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 계 | | 계 | 7,691,996 | 7,422 | 13,325 | 7,059 | 35,340 | 133,958 | 1,301,115 | 2,516,703 | 1,563,304 | 1,080,499 | 1,033,271 |
| | | 남자 | 4,023,850 | 3,745 | 6,757 | 2,470 | 11,492 | 38,020 | 670,985 | 1,336,685 | 868,964 | 593,694 | 491,038 |
| | | 여자 | 3,668,146 | 3,677 | 6,568 | 4,589 | 23,848 | 95,938 | 630,130 | 1,180,018 | 694,340 | 486,805 | 542,233 |
| 노령 | 소계 | 계 | 6,515,853 | 0 | 0 | 0 | 0 | 11,126 | 1,183,224 | 2,341,074 | 1,357,201 | 864,850 | 758,378 |
| | | 남자 | 3,871,249 | 0 | 0 | 0 | 0 | 7,083 | 650,706 | 1,317,916 | 851,242 | 577,728 | 466,574 |
| | | 여자 | 2,644,604 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4,043 | 532,518 | 1,023,158 | 505,959 | 287,122 | 291,804 |
| | 가입기간 20년~ | 소계 | 1,407,449 | 0 | 0 | 0 | 0 | 72 | 359,851 | 769,089 | 219,511 | 58,879 | 47 |
| | | 남자 | 1,165,002 | 0 | 0 | 0 | 0 | 72 | 277,795 | 634,615 | 198,370 | 54,111 | 39 |
| | | 여자 | 242,447 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 82,056 | 134,474 | 21,141 | 4,768 | 8 |
| | 가입기간 10~19년 | 소계 | 2,901,246 | 0 | 0 | 0 | 0 | 12 | 419,656 | 1,226,034 | 846,168 | 340,493 | 68,883 |
| | | 남자 | 1,373,470 | 0 | 0 | 0 | 0 | 12 | 140,344 | 480,879 | 462,468 | 233,712 | 56,055 |
| | | 여자 | 1,527,776 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 279,312 | 745,155 | 383,700 | 106,781 | 12,828 |
| | 조기 | 소계 | 1,047,694 | 0 | 0 | 0 | 0 | 11,042 | 384,263 | 290,262 | 264,530 | 65,413 | 32,184 |
| | | 남자 | 686,959 | 0 | 0 | 0 | 0 | 6,999 | 231,651 | 196,364 | 185,427 | 43,994 | 22,524 |
| | | 여자 | 360,735 | 0 | 0 | 0 | 0 | 4,043 | 152,612 | 93,898 | 79,103 | 21,419 | 9,660 |
| | 특례 | 소계 | 1,046,610 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 219 | 652 | 559 | 391,035 | 654,145 |
| | | 남자 | 631,902 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 97 | 303 | 394 | 243,965 | 387,143 |
| | | 여자 | 414,708 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 122 | 349 | 165 | 147,070 | 267,002 |
| | 분할 | 소계 | 112,854 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 19,235 | 55,037 | 26,433 | 9,030 | 3,119 |
| | | 남자 | 13,916 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 819 | 5,755 | 4,583 | 1,946 | 813 |
| | | 여자 | 98,938 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 18,416 | 49,282 | 21,850 | 7,084 | 2,306 |
| 장애 | | 소계 | 67,261 | 0 | 252 | 2,408 | 9,860 | 23,906 | 12,407 | 6,113 | 5,386 | 4,382 | 2,547 |
| | | 남자 | 49,617 | 0 | 146 | 1,389 | 6,500 | 18,081 | 9,797 | 4,503 | 4,089 | 3,283 | 1,829 |
| | | 여자 | 17,644 | 0 | 106 | 1,019 | 3,360 | 5,825 | 2,610 | 1,610 | 1,297 | 1,099 | 718 |
| 유족 | | 소계 | 1,108,882 | 7,422 | 13,073 | 4,651 | 25,480 | 98,926 | 105,484 | 169,516 | 200,717 | 211,267 | 272,346 |
| | | 남자 | 102,984 | 3,745 | 6,611 | 1,081 | 4,992 | 12,856 | 10,482 | 14,266 | 13,633 | 12,683 | 22,635 |
| | | 여자 | 1,005,898 | 3,677 | 6,462 | 3,570 | 20,488 | 86,070 | 95,002 | 155,250 | 187,084 | 198,584 | 249,711 |

## 8) 기금관리 현황(시가기준)

(단위 : 억 원, %)

| 구분 | '14. 12. | '15. 12. | '16. 12. | '17. 12. | '18. 12 | '19. 12. | '20. 12. | '21. 12 | '22. 12. | '23. 12. | '24. 12. | '25. 12. | '26. 3. |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **조성** | **5,803,222** | **6,385,779** | **7,022,056** | **7,852,750** | **8,237,908** | **9,450,964** | **10,685,295** | **12,133,963** | **11,899,635** | **13,751,656** | **15,967,606** | **18,923,864** | **19,742,218** |
| (증감률) | 10.93% | 10.04% | 9.96% | 11.83% | 4.90% | 14.73% | 13.06% | 13.56% | -1.93% | 15.56% | 16.11% | 18.51% | 4.32% |
| 연금 보험료 | 3,669,961 | 4,034,222 | 4,424,580 | 4,842,429 | 5,286,164 | 5,764,165 | 6,276,336 | 6,811,739 | 7,370,879 | 7,954,577 | 8,571,969 | 9,210,771 | 9,379,008 |
| 운용수익 | 2,124,407 | 2,341,820 | 2,587,260 | 2,999,390 | 2,940,529 | 3,674,776 | 4,396,213 | 5,308,265 | 4,512,840 | 5,779,993 | 7,377,108 | 9,693,451 | 10,343,395 |
| 기타 | 8,855 | 9,737 | 10,216 | 10,931 | 11,215 | 12,024 | 12,745 | 1,360 | 15,916 | 17,087 | 18,530 | 19,642 | 19,815 |
| 지출 | 1,104,993 | 1,262,538 | 1,439,065 | 1,636,139 | 1,850,097 | 2,084,426 | 2,348,019 | 2,646,770 | 2,994,978 | 3,393,709 | 3,839,093 | 4,343,902 | 4,481,100 |
| 증감률 | 14.90% | 14.26% | 13.98% | 13.69% | 13.08% | 12.67% | 12.65% | 12.72% | 13.16% | 13.31% | 13.12% | 13.15% | 3.16% |
| 연금 급여지급 | 1,049,113 | 1,200,953 | 1,371,635 | 1,562,474 | 1,770,000 | 1,997,644 | 2,254,185 | 2,545,552 | 2,885,753 | 3,276,155 | 3,713,204 | 4,209,808 | 4,344,926 |
| 운영비 등 | 55,880 | 61,585 | 67,430 | 73,665 | 80,097 | 86,782 | 93,834 | 101,217 | 109,224 | 117,554 | 125,890 | 134,093 | 136,173 |
| 운용 | 4,698,229 | 5,123,241 | 5,582,991 | 6,216,611 | 6,387,811 | 7,366,538 | 8,337,276 | 9,487,194 | 8,904,657 | 10,357,946 | 12,128,513 | 14,579,963 | 15,261,118 |
| 증감률 | 10.04% | 9.05% | 8.97% | 11.35% | 2.75% | 15.32% | 13.18% | 13.79% | -6.14% | 16.32% | 17.09% | 20.21% | 4.67% |
| 공공 부문 | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - | - |
| 복지 부문 | 1,264 | 1,362 | 1,396 | 1,433 | 1,446 | 1,663 | 1,800 | 2,005 | 2,036 | 2,024 | 2,051 | 2,157 | 2,209 |
| 금융 부문 | 4,692,534 | 5,116,983 | 5,576,819 | 6,210,372 | 6,382,168 | 7,360,790 | 8,331,384 | 9,481,060 | 8,898,353 | 10,351,976 | 12,122,568 | 14,574,885 | 15,243,652 |
| 기타 부문 | 4,431 | 4,896 | 4,777 | 4,806 | 4,196 | 4,085 | 4,092 | 4,128 | 4,267 | 3,946 | 3,895 | 2,920 | 15,256 |

※ 해당월 말일 기준의 누계실적이며, "증감률"은 전년도 12월말 기준대비 현금주의로 작성됨
※ 이용자의 편의성을 위해 2018년 이후 시가 기준을 수록하여, 이전 연금포럼호와의 자료 연계성이 존재하지 않음

Memo

## Memo

## Memo

## Memo