성별 연금 격차의 차이와 차별에 관한 실증

한겨레[1]

[1] 한국보건사회연구원

초 록

본 연구는 국민연금 수급의 성별 격차가 남성과 여성의 속성 '차이'에서 비롯된 것인지, 노동시장과 가족 내 불평등한 구조적 '차별'에서 기인한 것인지를 실증적으로 검토하는 것이 목적이다. 이를 위해 Sainsbury(1996)가 제시한 사회권 획득의 세 가지 경로로서 아내, 어머니, 노동자의 지위를 이론적 근거로, 국민노후보장패널(KRelS) 8차 본조사 자료를 이용하여 노령연금 수급자를 대상으로 OLS 추정과 Oaxaca-Blinder 요인분해 분석을 실시하였다. 분석 결과, 남성과 여성의 총연금 수급액 격차는 0.607로 나타났으며, 성별 연금 격차 중 남녀 간 속성 차이에 의해 설명되는 부분은 약 53%(0.323), 구조적인 차별로 설명되는 부분은 약 47%(0.284)로 나타났다. 주목할 만한 결과로, '자녀 유무'가 성별 연금 격차의 차별에서 차지하는 비중이 가장 높게 나타난 점을 통해 여성에게 전가된 돌봄의 부담이 노후 소득보장의 격차로 재생산되고 있음을 확인하였다. 본 연구의 결과는 여성의 경제활동 참여 증가, 공적연금의 성숙, 여성연금 수급권 확대를 위한 조치에도 불구하고 해소되지 않는 성별 연금 격차는 여전히 불평등하게 성별화된 노동시장과 돌봄의 책임을 여성에게 전가하는 가족 내 성 역할 분담과 같은 구조적인 차별에서 비롯됨을 규명하였다. 따라서 인적자본 축적, 여성 고용 촉진, 공적연금 사각지대 해소와 급여 수준 확대 등의 단선적인 조치는 성별 연금 격차 완화에 제한적으로만 기여할 것임을 주지하였다. 이에, 장기적으로 노동시장과 가족 내 뿌리박힌 차별 제거에 대한 노력과 함께 단기적으로는 돌봄에 대한 사회적 가치의 인정 차원으로서 돌봄크레딧 도입 검토를 제안하였다.

주요 용어: 국민연금, 성별 연금 격차, Oaxaca-Blinder 요인분해, 국민노후보장패널(KReIS)

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 공적연금 수급에 있어서 남성과 여성의 격차는 왜 여전히 좁혀지지 않는가? 이 연구는 이러한 질문에서 시작한다. 남성과 여성이 가진 특성 차이가 아닌 노동시장과 가족 내에 뿌리박힌 구조적인 차별로 성별 연금 격차가 발생하는 것은 아닌지 확인하였다.

새롭게 밝혀진 내용은? 성별 연금 격차의 절반(47%)가량은 노동시장과 가족 내 '차별'에서 비롯됨을 밝혔다. 차별의 가장 큰 비중을 차지하는 요인은 '자녀가 있는지에 대한 여부'였다. 이는 이미 불평등한 노동시장과 가족 구조가 결합하여, 자녀를 낳는 생애 사건이 여성에게 노후 소득의 불안정을 가져다줄 수 있음을 의미한다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 더 많이 교육받고, 더 좋은 일자리로 이동하기를 권하는 것, 연금제도의 급여 수준과 대상을 확대하는 조치 등은 부분적으로만 성별 연금 격차를 완화할 것이다. 근본적으로 깊숙이 자리 잡은 구조적인 불평등을 제거해야 한다. 동시에 노동시장과 가족 내에서 여성에게 지워지는 이중부담에 대한 사회적 논의와 재정의, 그 가치에 대한 인정이 필요하다.

이 연구는 2023 사회복지 공동학술대회 발표문을 발전시킨 것이다. 통찰 있는 토론을 해 주신 대구대학교 김사현 교수님, 세심한 논평을 해주신 세 분의 심사위원님께 감사의 마음을 전한다.

■ 투 고 일 : 2023. 10. 31.
■ 수 정 일 : 2024. 02. 07.
■ 게재확정일 : 2024. 02. 27.

Ⅰ. 서론

최근 통계청(2023) 「사회조사」 에 따르면, 19세 이상 인구 10명 중 7명(69.7%)은 '노후 준비를 하고 있다.'라고 응답하였으며, 노후 준비 수단으로는 '국민연금(59.1%)'을 가장 많이 꼽았다. 1988년에 국민연금이 도입된 이후로 30여 년간 제도 성숙의 과정을 거치고 있으며, 소득 기준 하위 70% 이하 노인에게 기초연금을 지급함으로써 노인 빈곤을 예방하고, 풍요로운 노후를 보장하고자 노력해왔다. 그럼에도 불구하고 단연코 노인 빈곤 문제는 한국 사회의 치명적인 아킬레스건이다. 2020년 기준, OECD 38개국의 65세 이상 노인 빈곤율 평균은 14.2%인데 반해, 한국은 40.4%라는 압도적인 비율로 1위를 차지했다(OECD, 2023, p.199). 특히, 우리나라 여성 노인 빈곤율은 45.3%로 OECD 회원국 평균의 3배에 달할 정도로 심각하다. 이같이 처참한 결과를 학계와 정부가 방기한 것은 아니다. 국민연금의 내실화를 위하여 법·제도적으로 적용 대상과 급여 수준을 꾸준히 확대하였고, 취약 계층에게 보험료를 지원하거나 가입 기간을 인정하는 방식으로 국민의 노후 소득을 보장하고자 노력해왔다. 그런데도 한국은 여전히 '노인빈곤국'이라는 불명예를 벗지 못하고 있다. 이는 국민의 주요한 노후 소득의 원천으로서 국민연금이 제 기능을 하지 못하고 있음을 방증한다.

지난 수십 년간 비약적으로 증가한 여성의 경제활동 참여율은 연금 수급권의 독립성을 증대하는 데 부분적으로 기여한 바 있으나, 근본적으로 노인 빈곤 문제를 해결하지는 못했다(Gøsta Esping-Anderson, 2002). 그 이유는 복지제도가 안정적인 경제활동 참여와 밀접하게 연계되기 때문인데(Sainsbury, 1999; Moen, 2003; Krüger, 2003), 근로소득 활동을 통한 꾸준한 기여가 연금 수급권 획득 여부와 급여 수준을 결정하는 국민연금제도의 특성으로 인해 남성에 비해 불안정한 노동 이력을 갖게 될 가능성이 높은 여성은 적용과 급여의 사각지대에 빠지게 될 가능성이 높다(석재은, 임정기, 2007). 또한, 결혼 후 자녀 출산과 양육, 가사와 돌봄노동으로 인해 여성이 경험하는 경력 단절은 지속적인 연금 가입 유지를 어렵게 함으로써 최소 가입 기간인 10년을 충족하지 못해 무연금자가 되거나 연금 수급권을 획득하더라도 남성의 연금 수급액에 비해 턱없이 부족한 저연금자가 될 가능성을 높인다.

실제로 국민연금공단의 행정 자료에 따르면 국민연금의 가입과 수급에 있어서 남성에 비해 여성이 상대적으로 더 불리한 결과를 보인다. 2023년 1월 기준 국민연금 가입자 중 54.4%는 남성, 45.6%는 여성이며, 남성이 여성보다 약 10%p 정도 더 높은 가입률을 보였다. 또한, 국민연금의 노령연금 수급률을 비교해보면 남성 62.3%, 여성 37.7%로 약 25%p의 차이가 발생하고 있다(국민연금공단, 2023a). 이로써 앞서 언급한 여성 노인 빈곤 문제가 상당한 성별 연금 격차와 무관하지 않음을 짐작할 수 있다. 국민연금 가입과 수급의 성별 격차는 노인 빈곤 위험의 성별 차이에도 영향을 미칠 것이기 때문이다. 물론, 정부도 성별 연금 격차 완화의 필요성을 인지하여 여성의 연금 수급권 확대와 사각지대 완화를 위해 다양한 정책적 노력을 기울여왔다. 분할연금과 유족연금, 출산크레딧, 두루누리사업의 도입과 기초연금의 확대 등의 정책적 변화가 그 노력의 일환이었다. 그러나 이러한 조치는 적용 범위나 보장 수준이 제한적이고, 여성을 직접적으로 표적화하지 않기에 성별 연금 격차를 완화하기에는 근본적인 한계가 있다(석재은, 2012; 유희원, 이주환, 김성욱, 2016).

만약 국민연금제도를 '집'에 비유한다면, 사회규범과 문화, 가족과 노동시장 등 다양한 사회경제적 요소는 집이 지어지는 '대지'가 될 것이다. 본 연구는 공적연금이 적절히 작동하지 못하는 원인이 단순히 제도 '설계(design)'에 있다기보다는 그 제도가 작동하는 사회경제적 '토대(foundation)'에서 비롯될 수 있다는 문제의식에서 시작한다. 한국 사회에 실재(實在)하는 성별 직종분리, 불합리한 성별 임금체계, 여성 일자리의 저임금화, 채용과 승진과정에서 의 유리천장 등 '노동시장 내 구조적 차별'과 고정된 성 역할 분담으로 여전히 사적 돌봄을 여성의 일로 간주하는 '가족 내 규범적 차별'이 공적연금 수급권 확보에 있어 남성과 여성에게 차별적으로 재생산되는지를 규명하여 제도 성숙 과정에 있는 공적연금이 적절히 기능하지 못하도록 하는 근원인지 확인하고자 한다. 이를 위해 성별 연금 격차가 남성과 여성이 가진 개인적인 특성 '차이(difference)'에서 비롯된 것인지 노동시장과 가족 내에서 여성이 경험하는 '차별(discrimination)'에서 비롯된 것인지 실증적으로 검토하였다. 선행연구는 노동시장에서의 구조적인 차별이 성별 연금 격차로 재생산되고 있음을 보고한 바 있다(유희원 외, 2016; 이다미, 2017). 그러나 여성이 삶에서 경험하는 차별은 노동시장에서뿐 아니라 무급 가사 및 돌봄 노동의 책임을 온전히 떠안은 가족 내에서도 발생한다는 점에서(황정미, 2007; 김수완, 2008), 젠더 특성까지 포함하여 성별 연금 격차의 구조를 재검토할 필요가 있다. 본 연구에서는 Sainsbury(1996)가 사회권을 획득하는 경로로 설명한 '아내', '어머니', '노동자'라는 세 가지 지위를 이론적 틀로 이용하여 남성과 여성의 연금 수급액 격차의 발생에 기여하는 차이와 차별을 구분하였다. 이 같은 연구는 궁극적으로 공적연금 제도가 적절히 작동하는데 장벽이 되는 원인을 파악하여 안정적이고 독립적인 여성의 연금 수급권을 보장하고, 심각한 노인 빈곤 문제를 완화하는 데 정책적 논리의 근거 자료를 마련하기 위함이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 국민연금제도의 성별 격차 현황, 성별 연금 격차의 차이와 차별, 여성의 세 가지 지위와 연금 수급권에 대한 이론적 논의를 설명한다. 3장에서는 본 연구에 활용한 자료와 분석 대상, OLS 회귀분석, Oaxaca & Blinder 요인분해 방법론에 관해 설명한다. 4장에서는 본 연구의 분석 결과에 대해 정리한다. 마지막으로 5장에서는 연구 결과를 종합하고, 정책적 함의를 제시하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 국민연금제도의 성별 격차

사회보험 방식의 연금제도는 노동시장에서의 소득 활동을 바탕으로 연금 가입에 기여하게 되고, 제도의 보험원리에 따라 기여에 비례하는 연금 급여를 받게 된다. 여성은 남성에 비해 공식적인 경제활동 참여율이 낮고, 출산 및 육아로 경력 단절을 경험하거나, 저임금 일자리 혹은 비정규직 일자리 등 불안정 고용을 경험할 가능성이 높기에 적정한 수준의 연금 급여 수급권을 획득하는데 상당한 제약이 있다(유희원, 이주환, 김성욱, 2016). OECD 국가의 평균 노인 빈곤율은 13.1%이며, 남성 노인 빈곤율은 10.1%, 여성 노인 빈곤율은 15.1%로 대부분 국가에서 남성보다 여성이 노후의 빈곤에 처할 가능성이 높음을 시사한다(OECD, 2023).

한편, 우리나라의 경우 더욱 심각한 실정이다. 한국의 노인 빈곤율은 48.4%에 달하며, 이중 남성이 37.1%, 여성이 48.3%로 여성 노인의 절반 가까이는 빈곤을 경험하고 있다고 해도 과언이 아니다. 이러한 노인 빈곤의 실태는 공적연금 수급률과 수급액의 성별 비교를 통해 부분적으로 설명 가능하다. 국민연금통계에 따르면 2012년부터 2022년까지 60세 이상 노령연금 수급자 중 약 1/3만이 여성인 것으로 나타났다. 또한, 노령연금 수급자의 급여액에 있어서도 남성의 수급액을 100으로 할 때, 여성의 연금 급여액은 2012년 26.4%에서 2022년 32.0%로 소폭 증가하긴 했지만, 여전히 남성의 연금 급여액의 약 1/3 수준도 못 미치는 실정이다(표 1, 표 2 참조).

표 1. 60세 이상 노령연금 수급자 중 성별 비율

(단위: %)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
남성	69.4	69.1	68.8	68.5	68.0	67.3	66.6	65.8	64.9	63.8	62.6
여성	30.6	30.9	31.2	31.5	32.0	32.7	33.4	34.2	35.1	36.2	37.4

자료: 통계청. (2012~2022). 국민연금통계, 노령연금 연령별·성별·지역별 수급자 현황(2023. 8. 28. 검색)을 저자 재계산

표 2. 노령연금 급여액 성별 비교(남성의 노령연금 급여액=100)

(단위: %)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
여성/남성	26.4	26.4	26.5	26.7	27.0	27.7	28.4	29.0	29.8	30.8	32.0

자료: 통계청. (2012~2022). 국민연금통계, 노령연금 연령별·성별·지역별 지급액 현황(2023. 8. 28. 검색)을 저자 재계산

여성의 연금 수급권 확보를 위한 제도적 노력의 일환으로 설계된 분할연금, 유족연금의 수급 현황은 표 3과 같다. 2023년 9월 기준 국민연금 수급자 중 83.91%는 노령연금을, 1.06%는 장애연금을, 유족연금 15.02%는 유족 연금을 수령한 것으로 나타났다. 노령연금 수급자 중 분할연금 수급자는 1.37%이며, 그중 여성이은 약 88%를 차지한다. 또한, 유족연금 수급자 중 약 91%는 여성이며, 유족연금 수급자의 급여액은 노령연금 급여액의 약 10% 수준에 불과하다(표 4 참조). 한편, 최근 발표된 「2023년 재정계산 결과」에 따르면 출산크레딧은 2008년 도입 이후 2022년까지 총 4,347명이 혜택을 받은 것으로 나타났다(국민연금재정계산위원회, 국민연금재정추계전문위원회, 국민연금기금운용발전전문위원회, 2023). 하지만 출산크레딧은 2008년 이후 출산한 둘째 자녀부터 인정되고, 기간도 12개월로 짧으며, 출산 시점이 아닌 연금 수급 시점에서 가입 기간을 인정하기에 실질적으로 혜택을 받은 수급자들은 극히 일부에 불과하다. 요컨대, 여성의 연금 수급권 확대를 위한 다양한 제도적 개선 노력에도 불구하고, 성별 연금 격차는 좀처럼 좁혀지지 않고 있다. 동시에 이 같은 결과는 노동시장과 가족 내에 뿌리 깊게 박힌 구조적인 차별의 제거 없이는 여성의 노인빈곤 문제가 해소되기는 요원함을 시사한다.

표 3. 국민연금 급여 종류별, 성별 수급자수 현황

(단위: %)

계	노령연금		장애연금	유족연금	
100.00	83.91		1.06	15.02	
	분할연금				
	1.37			여성	
	여성			90.93	
	88.20				

자료: 국민연금공단. (2023b). 2023년 9월 기준 국민연금 공표통계(2023. 12. 28. 검색)을 저자 재계산

표 4. 국민연금 급여 종류별 수급액 현황

(단위: 백만 원, %)

	노령연금	장애연금	유족연금
금액	2,849,513	34,187	275,334
노령연금 급여액 대비 수준	100.00	1.20	9.66

자료: 국민연금공단. (2023b). 2023년 9월 기준 국민연금 공표통계(2023. 12. 28. 검색)을 저자 재계산

2. 성별 연금 격차의 차이와 차별

주로 생산직, 서비스업과 같은 저임금 업종에 집중되는 성별 분업을 경험하고, 여성의 일자리가 저임금화되고, 비정규직 일자리를 전전하는 여성의 불연속적인 노동 이력은 결국 노후 소득의 불안정성으로 이어진다(박기남, 2013; 이다미, 2017). 또한, 국민연금제도는 기여와 급여가 긴밀하게 연계되어 있어 노동시장에서의 유급 노동에 참여하는 남성 생계부양자를 중심으로 설계되었기에, 가족 내에서 무급 돌봄 노동을 참여하는 여성에게 불리하게 작용한다(류연규, 황정임, 2008). 1997년 IMF 외환위기, 2008년 국제금융위기 이후 노동시장의 불안정성이 심화되어 주된 생계부양자인 남성의 일자리 마저 위태해졌다. 이 과정에서 여성의 경제활동 참여가 증가하게 되었고, 가족과 노동시장 두 영역에서 모두 부담이 증가하였다(박기남, 2013; 이승윤, 김승섭, 2015). 그럼에도 여성에게 전가되는 지속된 돌봄의 책임으로 인한 노동시장에서의 경력 단절은 여성의 독립적인 연금 수급권 획득을 저해하는 요인으로 작용했을 것이다. 즉, 노동시장에서의 구조적인 성차별과 가족 내 불평등한 성역할 분담이 성별 연금 격차로 이어지고, 결국 여성의 심각한 노인 빈곤 위험으로 재생산되었을 것이라 짐작된다.

관련하여 국민연금제도에서 포착할 수 있는 성별 차이의 원인을 실증적으로 분석한 연구가 일부 존재한다. 선행연구는 주로 성별에 따른 국민연금 수급권 차이, 연금가입 및 수급에 영향을 미치는 인적 속성의 차이를 규명하였다(석재은, 2003; 권혁진, 2012; 석재은, 임정기, 2007; 이정화, 문상호, 2010). 그러나 이들 연구는 주로 연금 수급의 성별 격차를 초래하는 '성별 속성의 차이'에 집중하였기에 노동시장과 가족 내 구조적인 불평등이 연금제도 내에서 재생산됨을 규명하는 데는 한계가 있다. 성별 특성에 기인하는 차이에 집중한 연구는 여성이 노동시장과 가정에서 경험하는 차별을 간과하는 문제를 초래하기 때문이다(유희원 외, 2016). 따라서 남성과 여성이 지니는 속성 차이로 발생하는 연금 격차를 넘어, 불평등한 젠더 차별로 인해 발생하는 연금 격차까지도 규명해야 할 필요가 있음을 선행연구들을 통해 주지하였다.

그렇다면 차이(difference)와 구분되는 '차별(discrimination)'을 어떻게 정의할 수 있는가? 먼저, '노동시장에서의 차별'이란 법적 기준으로는 합리적인 이유 없이 고용 조건을 다르게 하거나 불리한 조치를 하는 '직접차별'과 표면적으로 조건은 동일하지만 애초에 그 조건을 충족할 수 없어 불리한 결과를 초래할 수밖에 없는 '간접차별'로 구분할 수 있다(최세림, 2021). 특히, 간접차별은 미묘한 형태로 존재하기에 쉽게 관측되지 않는 경우가 많다. 경제학에서는 '생산성' 개념에 근거하여 육체적으로나 정신적인 능력을 기준으로 동일한 생산성을 가지고 있음에도 성별, 인종, 민족 등 어떠한 구분되는 특성으로 인해 불공평하게 대우받는 것을 '차별'이라 정의한다(유경준, 황수경, 2005). 1987년 「남녀고용평등법」 제정 이래로 노동시장 내 성별에 따른 차별적인 고용 관행을 해소하려는 노력이 계속되었 다. 하지만 여성 일자리의 저임금화,

남녀 간 불평등한 임금체계, 채용, 승진, 업무 배치에서의 불이익 등 여성을 노동시장에서 주변화하는 일들은 여전히 발생하고 있다.

한편, '가족 내에서의 차별'이란 선택과 결정의 주체로서 여성이 돌봄 부담이 없는 남성을 선호하는 노동시장의 구조와 여성을 피부양자, 무급 가사 노동자, 무급 돌봄 노동자로 규정하는 사회적 규범과 문화 속에서 경험하는 성별화된 삶의 선택 경로와 관련된다(Krüger, 2003; 마경희, 2011; 박기남, 2013). 동시에 여성이 획득하는 사회권 역시 차별적인 삶을 전제로 주어진다. 남성 생계부양자 모델을 전제로 설계된 사회정책은 여성에게 부여하는 사회권은 '피부양자'와 '무급 가사노동 및 돌봄 제공자'라는 정체성에 근거를 둔다. 생계를 책임지는 남성의 권리 자격에 의해 보호받는 아내로서의 권리, 유급 노동을 하지 않아 노동시장 지위에서 비롯되는 사회권을 부여받지 못한 자들에게 제공하는 권리가 주로 여성에게 주어지는 것이다. 다시 말하면, 여성에게 사회적 권리는 아내와 어머니, 그리고 노동자라는 다중 역할을 담당하는 여성의 삶에 사적 영역의 무급 노동과 공적 영역의 유급 노동이 명확히 분리되지 않는 방식으로 설계되는 것이다(황정미, 2007). 한편, 앞서 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 살펴본 바와 같이 여성이 대다수를 차지하는 분할연금, 유족연금은 대표적인 '아내의 사회권'이라 할 수 있다. 그러나 아내의 사회권이라는 표현 자체가 모순적이고 제한적이라는 지적이 존재한다. 아내는 사적인 가족관계 상의 지위이므로 독립적인 권리 자격을 스스로 획득할 수 없기 때문이다(황정미, 2007, p.24; 노혜진, 2013, p.7). 가령, 분할연금, 유족연금 등 아내 지위에 대한 수급권은 연금 수급권을 가진 배우자가 부재할 경우 즉각적으로 상실하게 되는 매우 취약한 권리다. 따라서 단순히 가족 내 돌봄과 가사 부불노동의 책임이 주로 여성에게 전가되는 사회적 규범과 표면적으로 성평등해 보이지만 국가(정치)–시장–가족에서 이미 불합리하게 설계된 사회정책과 결합하여 계층화되고 있음을 간과해서는 안된다(김수완, 2008). 요컨대, 노동시장과 가족을 포함한 사회구조적 맥락 속에서 "여성이기 때문에" 경험하는 생애과정의 결과로서 노후 소득보장의 격차가 초래된 것이라면 이는 공히 자발적이고, 합리적인 선택의 결과가 아닌, 차별적인 구조의 결과라고 볼 수 있을 것이다.

3. 성별 연금 격차에 영향을 미치는 일반적 특성

성별 연금 가입 혹은 수급에 미치는 요인을 규명한 선행연구들은 주로 개인의 인적 특성과 인적자본의 특성의 영향을 확인하였다. 대표적인 인적 특성으로는 성별, 연령, 혼인상태 등이 있으며, 인적자본 특성으로는 학력, 근속연수, 경력연수 등이 포함된다. Mincer의 인적자본이론(Human Capital Theory)에 근거하여 교육 수준, 노동시장에의 경력의 상승은 소득상승으로 이어져 개인은 교육과 같은 인적자본에 지속적으로 투자하게 된다. 이정화, 문상호 (2010), 박찬웅(2012) 등은 연령이 낮고, 교육 수준이 높은 경우 국민연금의 가입 가능성이 높다고 밝혔다. 또한, 기여와 급여가 긴밀히 연계된 사회보험으로써 국민연금의 내재된 특성으로 인해 근속연수가 길수록 국민연금 가입률이 증가한다는 것을 확인하였다(이정화, 문상호, 2010; 권혁진, 2012). 다만, 연령과 학력은 국민연금 수급에 일관되게 영향을 미치지는 않는 것으로 나타났다. 연령과 교육수준이 연금 수급권을 확보에 영향을 미친다고 보고하기도 하고(김영옥 외, 2011; 유희원 외, 2016), 일부 연구는 유의미한 영향을 미치지 않는다는 결과를 보여주었다(강소랑, 김병수, 2014; 이다미, 2017). 이상의 선행연구의 결과에 따르면 국민연금의 성별 연금 격차를 확인함에 있어 남성과 여성이 가진 개인적 특성을 포함할 필요가 있다.

4. 여성의 세 가지 지위에 근거한 성별 연금 격차

Gøsta Esping-Anderson(1990)은 탈상품화, 계층화를 중심으로 복지국가의 발달을 설명하였다. 특히, 탈상품화의 개념을 자본주의 사회에서 개인의 노동을 상품화함으로써 노령, 질병, 실업 등의 사회위험으로부터 스스로를 보호하기 위한 것으로 정의하였다. 그러나 탈상품화는 남성의 임금노동을 전제로 한 개념으로서, 시장으로부터 자유로울 수 있는 정도로 정의되어 여성주의자들로 하여금 여성의 가사와 돌봄 노동을 포함한 무급 노동을 배제하고 있다는 비판을 받았다(Orloff, 1993). 따라서 여성주의자들은 시민권, 계급을 넘어 젠더를 고려한 복지국가의 기능, 역할을 다차원적으로 연구할 필요성을 제기하였다(O'Connor, 1993; Orloff, 2012). 가령, Gøsta Esping-Anderson(1990)의 세 가지 복지체제의 성격을 규명함에 있어서도 가족으로부터 독립적으로 생계를 유지할 수 있는 탈가족화의 개념을 포괄해야 하며, 무급 노동 역시 시민권의 근거가 되어야 한다는 여성주의자들의 비판을 받았다(김수완, 2008, p.157).

이러한 맥락에서 여성의 사회권을 설명하는 대표적인 이론적 논의로서 Sainsbury(1996)는 '아내로서의 지위', '어머니로서의 지위', '노동자로서의 지위'라는 세 가지 경로를 통해 여성의 연금 수급권을 획득하게 된다고 보았다. 먼저, 가구 단위에서 파생적 수급권(derived right)으로서 남편의 연금 급여를 공유하는 피부양자인 '아내로서의 지위'는 전통적인 남성 생계부양자 모델(male bread winner model)의 맥락에서 이해할 수 있다. 고정된 성 역할 분리(separate gender roles)로 혼인상태, 남편의 기여 정도에 따라 여성의 연금 수급권은 결정된다. 이때 아내의 연금 수급권은 가부장적 가족제도와 결합 되어 가족 임금 제도를 기반으로 하며, 가족 임금 제도가 제 기능을 하지 못할 때에 비로소 최소한의 보호를 국가가 제공하는 것으로 본다. 따라서 미혼 여성들은 기혼 여성 보다 훨씬 열악한 조건을 감수하며, 복지에 의존하는 존재로 낙인찍히는 경우가 많다(황정미, 2007, p.44).

또한, '어머니로서의 지위' 역시 여성을 가족 내 돌봄 제공자로 규정함으로써 사회적인 보상의 개념으로서 여성의 연금 수급권을 획득하도록 한다(이다미, 2017, p.237). 복지국가의 재편 과정에서 여성의 유급노동에 대한 책임 확대와 동시에 가족과 자녀양육에 대한 책임 역시 강조되어, 고용과 돌봄을 모두 책임지는 사람이 좋은 시민으로 인식되었다(Daly, 2004). 여전히 돌봄과 양육의 책임을 여성에게 전가하는 우리 사회에 내 실재하는 성 규범이 남성과 여성의 연금수급 격차에도 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그렇기에 혼인 여부와 자녀 유무는 성별 연금 격차를 이해하는 데 필수적인 영향 요인으로 포함되어야 할 것이다. 선행연구는 혼인상태가 여성의 국민연금 가입에 유의미한 영향을 미치지 않거나(강소랑, 김병수, 2014), 기혼이 미혼에 비해 국민연금 가입률이 낮다거나(김종숙, 2011) 반대로 높다고 하여(김영옥 외, 2011; 박찬웅, 2012) 일관되지 않은 결과를 보고하고 있다. 또한, 자녀 유무와 관련하여 박찬웅(2012)은 초등학생 자녀 수가 적을수록 국민연금에 가입할 가능성이 커짐을 밝혔다.

마지막으로 '노동자로서의 지위'는 여성의 경제활동 참여의 증가를 통한 개별적 수급권의 확대와 관련이 있다. 여성의 노동시장 참여 확대는 여성의 사회권 획득에 상당히 긍정적인 영향을 미치는 지름길이나, 여성이 유급 노동에 차별 없이 포섭되는지가 관건이다. 성별에 따라 분절된 노동시장은 여성을 주변부로 밀어내며, 노동자가 누릴 권리 자격의 성별 격차를 초래한다(황정미, 2007). 따라서 연금 수급권의 획득은 노동시장에서의 안정적, 지속적인 참여와 기여에 의존한다는 점에서 성별 직종분리(job segregation by gender), 성 차별적 임금체계와 여성 일자리의 저임금화, 불안정 고용의 확대, 채용과 승진과정에서의 암묵

적 차별, 경력 단절 등 여러 요인과 관련된다. 기여와 급여가 밀접하게 연계된 국민연금의 제도적 특성상 노동시장 내 구조적인 성별 격차는 최소 10년 이상 기여했을 때 주어지는 개별적인 연금 수급권 획득과 연금 급여 수준에도 상당한 영향을 미칠 것이다. 따라서 종사상지위, 직종, 업종, 사업체규모, 전일제 여부 등 노동시장 특성이 성별 연금 격차에 미치는 영향을 확인할 필요가 있다. 선행연구 역시 종사상지위, 직종 및 업종, 사업체 규모, 근무 시간 형태 등 노동시장의 특성이 국민연금의 가입에 주요하게 영향을 미치는 요인으로 보고하였다. 종사상지위나 근무 시간 형태와 관련하여 김종숙(2011)은 전일제인 경우 국민연금에 가입할 가능성이 높다고 밝혔다. 또한, 판매직, 기능직, 서비스직, 단순노무직과 같이 저임금 혹은 열악한 고용 여건의 직종과 업종에 종사하는 경우 국민연금에서 배제될 가능성이 높게 나타났다(석재은, 2003; 권혁진, 2012; 강소랑, 김병수, 2014). 근속연수, 300인 이상 사업체, 직종은 성별 연금 격차의 차별에 기여하며, 제조업, 유통서비스, 사회서비스 등 일부 업종은 차별을 완화하는 데 기여한 것으로 나타나기도 하였다(이다미, 2017).

Sainsbury(1996)가 제시한 여성의 세 가지 역할에 대한 이론적 논의를 바탕으로 황정미(2007)는 여성에게 부여되는 사회권 자체가 성별화되어 있음을 담론적으로 밝힌 바 있다. 또한, 김수완(2008)은 세 가지 지위를 미시적 차원의 분석틀로 이용함으로써 젠더적 의미를 포함하여 한국 연금 개혁의 방향성을 재구성할 필요를 주장하였다. 이들 연구는 아내, 어머니, 노동자라는 세 가지 역할을 통해 여성이 사회로부터 보호받는 권리의 획득 과정과 그 결과에 차별이 내재 되어 있음을 개념적으로 정리하였다는 데 그 의의가 있으나, 실증적으로 사회권에 배태된 차별을 확인 하지는 않았다. 본 연구와 문제의식을 같이하여 세 가지 지위 중 노동자로서의 지위에 주목한 유희원 외(2016)와 이다미(2017)는 노동시장에서의 불합리한 차별이 성별 연금 격차를 각각 약 62%, 약 51%를 설명한다고 보고하였다. 이 연구들은 노동시장 내 차별적 구조가 여성의 연금 수급에 미치는 영향을 체계적으로 포착했다는 데 그 의의가 있으나 여성의 어머니로서의 지위, 아내로서의 지위라는 여성 연금 수급권 획득의 또 다른 주요 경로를 포함하여 성별 연금 격차의 구조를 엄밀하게 파악하지는 못했다. 따라서 노동시장 내 차별 못지않게 여성의 삶에 지대한 영향을 미치는 가족 내 차별의 영향을 배제함으로써 성별 연금 격차에 기여하는 노동시장의 차별 영향을 과대추정했을 가능성을 배제할 수 없다. 여성이 안정적인 연금 수급권을 획득하는데 가족 내 무급 가사노동과 돌봄의 부담이 장벽으로 작용한다는 점에서 아내와 어머니라는 두 가지 지위의 특성을 추가적으로 포함하더라도 노동시장의 젠더 불평등이 연금에 미치는 영향이 여전히 유효한지 확인하여 선행연구의 결과를 재검토할 필요가 있다. 이에 본 연구는 선행연구의 한계를 보완하여 OLS 분석과 Oaxaca-Blinder 요인분해를 실시함으로써 연금 수급의 성별 격차가 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성이라는 독립변수들의 차이에서 비롯되는지 아니면 차별로 인해 야기되는 것인지를 실증적으로 규명하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법론 및 자료

1. 분석 자료 및 분석 대상

본 연구는 국민연금연구원에서 격년으로 생산하는 국민노후보장패널(Korean Retirement and Income Study) 8차 년도(2019년) 데이터를 분석 자료로 이용하였다. 국민노후보장패널은 만 50세 이상 가구원이

있는 가구와 해당 가구에 속한 만 50세 이상 가구원을 대상으로 고용 및 퇴직, 건강, 사회적 관계, 노후보장 등에 대해 종단적으로 조사한다. 특히, 연금 수급에 관한 정보를 제공하며, 직업력 자료를 활용하여 생애 주된 일자리에서의 세부 정보를 포괄하고 있어 노동시장의 특성이 연금의 성별 격차에 미치는 영향을 살펴보고자 하는 본 연구에 적합한 자료로 사료 된다.

국민노후보장패널 자료 내 2019년 기준 만 60세 이상의 국민연금 노령연금 수급자를 분석 대상으로 설정하였다. 가능한 분석 대상 내 동질성을 확보하기 위해 유족연금 혹은 분할연금 등 파생적 수급권을 수급한 자는 제외하였다. 이는 남성에 비해 여성이 비교적 파생적인 연금 수급권을 획득한 비중이 높아 취업 여성에 대한 연금 수급권의 수준이 과소 추정될 가능성이 있다고 판단한 유희원 외(2016)의 기준을 따른 것이다. 또한, 생애 주된 일자리가 임금근로자였던 자로 한정하였는데, 이는 자영자, 무급가족종사자 등 비임금근로자와 임금근로자가 노동시장에서의 경험이 이질적이므로 직장가입자였던 자들을 중심으로 분석하는 것이 더 타당하다고 판단하였기 때문이다.[1)]

2. 주요 변수

본 연구는 남성과 여성의 국민연금 수급 수준을 측정하기 위해 로그 월평균 연금 수급액을 활용하였다. 생애 주된 일자리가 임금근로자였던 만 60세 이상 노령연금 수급자의 월평균 연금 수급액을 분포의 편향을 완화하고자 로그를 취한 값으로 변환하여 사용하였다.

연금 수급 수준에 영향을 미치는 독립변수로는 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성으로 구분하여 투입하였다. 개인 특성으로는 인구학적 특성(성별, 연령)과 인적자본 특성(교육연수, 근속연수)을 활용하였다. 연령은 생애 주된 일자리에서의 취업 연령을 의미하며, 분석에는 연령 제곱도 같이 투입하였다. 교육연수는 중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원 졸을 각각 9년, 12년, 14년, 16년, 18년으로 변환하여 연속변수로 활용하였다. 근속연수는 생애 주된 일자리의 종료 시기에서 시작 시기를 뺀 값을 산출하였다. 젠더 특성으로는 아내로서의 지위를 나타내는 혼인여부, 어머니로서의 지위를 나타내는 자녀 유무를 대리변수(proxy variable)로 사용하였다. 마지막으로 노동시장 특성으로 는 종사상지위, 직종, 업종, 사업체규모, 전일제 여부를 사용하였다. 종사상지위는 상용직과 임시일용직으로 구분하였다. 직종은 전문관리직, 사무직, 판매 서비스직, 기능직, 단순노무직으로 구분하였다. 업종은 제조업, 건설업, 서비스업으로 구분하였다. 사업체규모는 10인 미만, 10~29인, 30~99인, 100~299인, 300인 이상으로 구분하였다. 전일제 여부는 시간제와 전일제로 구분하였다. 연금 수급권 획득과 급여의 수준이 가입자의 과거 소득 활동에 따른 기여 기간과 수준에 의존하기에 대부분의 변수는 생애 주된 일자리를 기준으로 하였다. 연구의 분석모형에 포함된 변수를 정리하면 다음 〈표 5〉와 같다.

1) 본 연구에서 대부분의 변수를 생애 주된 일자리를 기준으로 분석하였다. 그 이유는 가입자의 과거 소득 활동에 따른 기여 이력에 따라 연금 수급권 자격과 급여액의 수준이 결정되기 때문이다. 생애 주된 일자리의 특성이 모든 근로 이력을 반영하는 것은 아니지만, 은퇴 전까지 가장 장기간 근속 한 일자리는 개인의 노동시장 특성을 대표한다고 볼 수 있다(신현구, 2008). 따라서 생애 근로 기간 중 가장 큰 비중을 차지한 일자리를 기준으로 하는 것이 노동시장 특성이 연금 수급의 성별 격차에 미치는 영향을 보다 잘 파악할 수 있을 것이라 판단하였다.

표 5. 분석에 활용된 변수 정의

변수				변수의 정의
종속변수			연금 수급 수준	로그 월평균 연금 수급액
독립변수	개인 특성	인구학적 특성	성별더미	남성 (ref. 여성)
			연령	생애 주된 일자리에서의 취업 연령
			연령제곱	생애 주된 일자리에서의 취업 연령의 제곱
		인적자본 특성	교육연수	중졸 이하 9년, 고졸 12년, 전문대졸 14년, 대졸 16년, 대학원 졸 18년
			근속연수	일자리 종료시기-시작시기
	젠더특성	아내로서의 지위	혼인 여부	유배우 (ref. 무배우)
		어머니로서의 지위	자녀 유무	유자녀 (ref. 자녀 없음)
	노동시장특성	노동자로서의 지위	종사상지위	상용직 (ref. 임시일용직)
			직종	전문관리직, 사무직, 판매서비스직, 기능직 (ref. 단순노무직)
			업종	제조업, 건설업 (ref. 서비스업)
			사업체규모	10~29인, 30~99인, 100~299인, 300인 이상 (ref. 10인 미만)
			전일제 여부	전일제 (ref.시간제)

주: 각 변수들은 생애 주된 일자리를 기준으로 함.

3. 분석 방법

본 연구는 통상최소자승법(The Ordinary Least Square) 회귀분석과 Oaxaca-Blinder 요인분해를 활용하여 성별 연금수급 격차를 측정하였다. 분석 방법에 대한 자세한 설명은 다음과 같다.

가. 통상최소자승법(OLS)

임금 방정식에 기초하여 종속변수의 조건부 분포의 평균을 기준으로 통상최소자승법(OLS)를 사용하여 식 (1)과 같이 연금 수급액의 함수를 추정한다. Yi는 연금 수급액을 의미하며, X_{1i}, X_{2i}, X_{3i}는 연금 수급액에 영향을 미치는 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성 등의 요인을 의미한다. β_i는 각 특성이 연금 수급액에 미치는 영향에 대한 회귀계수이며, 오차항 $\in_i$는 정규분포를 가정한다(신광영, 2011).

$$Y_i = X_{1i}\beta_{1i} + X_{2i}\beta_{2i} + X_{3i}\beta_{3i} + \in_i \quad \text{식 (1)}$$

본 연구에서 사용한 연금 수급액 회귀방정식 함수로 나타내면 다음 식 (2)과 같다.

$$\begin{aligned}\ln W_i = {} & \beta_0 + \beta_1(\text{성별더미}) + \beta_2(\text{연령}) + \beta_3(\text{연령}^2) + \beta_4(\text{교육연수}) + \beta_5(\text{근속연수}) \\ & + \beta_6(\text{혼인여부더미}) + \beta_7(\text{자녀유무더미}) + \beta_8(\text{종사상지위더미}) + \beta_9(\text{직종더미}) \\ & + \beta_{10}(\text{업종더미}) + \beta_{11}(\text{사업체규모더미}) + \beta_{12}(\text{전일제여부더미}) + \epsilon_i\end{aligned} \quad \text{식 (2)}$$

나. Oaxaca-Blinder 요인분해

Oaxaca-Blinder 요인분해는 두 집단 간 임금 격차 분석에 전통적으로 활용 되어왔다. 이 방법은 집단별 인적 혹은 일자리의 속성에 의한 특성효과(endowments effect)와 차별적인 보상으로 인한 계수효과(co-efficient effect)를 분해하는 데 활용된다(Blinder, 1973; Oaxaca, 1973; 김명미, 한준, 2008). 본 연구 목

적에 따라 남성과 여성의 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성의 차이로 나타난 연금 수급액의 차이와 각 특성이 동일함에도 나타나는 차별로 인한 연금 수급액의 차이를 구분할 수 있다. 즉, 특성효과와 계수효과의 차이를 구분함으로써 성별 연금 격차가 '차이'에 의함인지 '차별'에 의함인지를 규명할 수 있게 된다.

본 연구에서는 남성과 여성의 월평균 연금 수급액의 차이를 식 (3)과 같이 분해하고자 하였다. $\ln \overline{W^m}$ 과 $\ln \overline{W^f}$은 각각 남성과 여성의 로그 월평균 연금 수급액을 의미한다. 식 (3)에서 우변의 첫째 항은 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성이 동일할 때 발생한 구조적 차별로 인한 계수효과이다. 우변의 둘째 항은 남성과 여성의 각 특성의 차이로 나타나는 연금 수급액의 차이로, 특성효과를 의미한다(Oaxaca, 1973; Jann, 2008). 즉, 각 독립변수들의 평균값의 차이로 인한 특성효과와 특성효과에 의해 설명되지 않는 부분(unexplained proportion)인 계수효과를 구분함으로써 성별 연금 격차의 원인이 특성 차이인지, 구조적 차별인지를 확인하는 것이다.

$$\begin{aligned}\ln \overline{W^m} - \ln \overline{W^f} &= \overline{X^f \beta^m} - \overline{X^f \beta^f} + \widehat{\beta^m}\overline{X^m} - \widehat{\beta^m}\overline{X^f} \\ &= \overline{X^f}\left(\overline{\beta^m} - \overline{\beta^f}\right) + \widehat{\beta^m}\left(\overline{X^m} - \overline{X^f}\right)\end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

Ⅳ. 분석 결과

1. 분석 대상의 특성

먼저, 분석 대상의 특성을 기술한 결과는 〈표 6〉과 같다. 총사례 수 667명 중 남성은 약 69%(463명), 여성은 약 31%(204명)이다. 연금 수급자들의 월평균 급여액은 약 45만 9천 원이며 남성은 약 54만 2천 원, 여성은 약 26만 7천 원으로 남성의 급여 수준이 약 28만 원 높게 나타났다. 개인 특성의 기초통계 결과는 다음과 같다. 연령으로 보면, 60대 노인은 약 53.78%(359명), 70대 노인은 약 42.86%(286명), 80대 이상 노인은 약 3.36%(22명)이다. 성별로 구분하여 보아도 연령 구분의 비율은 유사한 수준이다. 교육연수의 평균은 11.72년이며, 구체적으로는 중졸 이하가 51.58%, 고졸이 34.18%, 초대졸이 1.83%, 대졸 이상이 11.48%, 대학원 졸 이상이 0.92%로 나타났다. 남성의 경우 평균 12.29년 동안 교육을 받은 것으로 보이며, 중졸 이하가 41.58%, 고졸이 42.25%, 초대졸이 2.20%, 대졸 이상이 13.65%, 대학원 졸 이상이 1.32%로 나타났다. 여성의 경우 평균 교육연수는 10.42년이며, 중졸 이하가 74.66%, 고졸이 17.86%, 초대졸이 1.00%, 대졸 이상이 6.49%, 대학원 졸 이상인 자는 없었다. 남성보다 여성이 교육연수가 약 1.9년 정도 짧으며, 주로 중졸 이하의 학력을 가진 경우가 상당수를 차지하는 것으로 보인다. 근속연수의 경우 평균적으로 17.91년이며, 남성은 20.48년, 여성은 11.98년으로 남성의 근속연수는 여성의 약 2배가량 긴 것으로 나타났다.

다음으로, 젠더 특성을 살펴보면 다음과 같다. 혼인 여부의 대리변수로 배우자 유무 변수를 사용한 결과, 배우자가 있는 경우는 전체 대상의 약 81.13%로 대다수로 나타났다. 다만, 성별에 따라 상당한 차이가 나타났는데 남성의 경우 유배우인 경우가 약 91.47%로 대다수를 차지한 반면, 여성의 경우 유배우인 경우가 57.25%로 나타났다. 이는 여성의 평균수명이 남성 보다 길어서 나타나는 특징으로 짐작 가능하다. 자녀

표 6. 분석 대상의 기술통계 분석 결과

(단위: 천 원, 명)

구분		변수명		전체 (N=667)	성별	
					남성 (N=463)	여성 (N=204)
종속변수		월평균연금 수급액		459.32	542.6	266.97
		로그월평균연금 수급액		5.90	6.08	5.48
개인특성	인적자본 특성	연령	60대	359(53.78%)	257(55.38%)	102(50.09%)
			70대	286(42.86%)	188(40.64%)	98(47.96%)
			80대 이상	22(3.36%)	18(3.98%)	4(1.95%)
		교육연수	평균	11.72	12.29	10.42
			중졸 이하	344(51.58%)	193(41.58%)	152(74.66%)
			고졸	228(34.18%)	191(42.25%)	37(17.86%)
			초대졸	12(1.83%)	10(2.20%)	2(1.00%)
			대졸 이상	77(11.48%)	63(13.65%)	13(6.49%)
			대학원졸 이상	6(0.92%)	6(1.32%)	0
		근속연수		17.91	20.48	11.98
	아내로서의 지위	혼인 여부	배우자 있음	541(81.13%)	424(91.47%)	117(57.25%)
			배우자 없음	126(18.87%)	39(8.53%)	87(42.75%)
	어머니로서의 지위	자녀 유무	자녀 있음	655(98.24%)	459(99.16%)	196(96.11%)
			자녀 없음	12(1.76%)	4(0.84%)	8(3.89%)
노동 시장 특성	노동자로서의 지위	종사상지위	상용직	491(73.58%)	365(78.85%)	125(61.40%)
			임시 일용직	176(26.42%)	98(21.15%)	79(38.60%)
		직종	전문 · 관리직	90(1.44%)	80(17.27%)	9(4.61%)
			사무직	88(13.22%)	67(14.49%)	21(10.30%)
			판매서비스직	39(5.80%)	11(2.39%)	28(13.68%)
			기능직	283(42.43%)	220(47.49%)	63(30.73%)
			단순노무직	167(25.10%)	85(18.36%)	83(40.69%)
		업종	제조건설운수업	415(62.19%)	307(66.37%)	107(52.54%)
			정보금융국제 전문서비스	70(10.51%)	59(12.64%)	11(5.59%)
			교육행정사업 지원서비스	81(12.10%)	50(10.85%)	31(14.99%)
			도소매 및 숙박음식업	54(8.08%)	22(4.79%)	32(15.67%)
			농임어광업	16(2.44%)	13(2.90%)	3(1.37%)
			개인 및사회서비스업	31(4.69%)	12(2.46%)	20(9.84%)
		사업체규모	10인 미만	148(22.19%)	79(17.03%)	70(34.10%)
			10~29인	120(18.04%)	87(18.74%)	33(16.42%)
			30~99인	147(22.05%)	99(21.34%)	48(23.70%)
			100~299인	80(11.99%)	53(11.53%)	27(13.04%)
			300인 이상	172(25.73%)	145(31.36%)	26(12.74%)
		전일제 여부	전일제	626(93.83%)	446(96.25%)	180(88.20%)
			시간제	41(6.17%)	17(3.75%)	24(11.77%)

주: 생애 주된 일자리 기준임.

유무의 경우 전체의 98.24%는 자녀가 있으며, 이는 성별과 무관하게 유사한 수준으로 나타나 노인 대다수는 자녀를 부양한 것으로 알 수 있다.

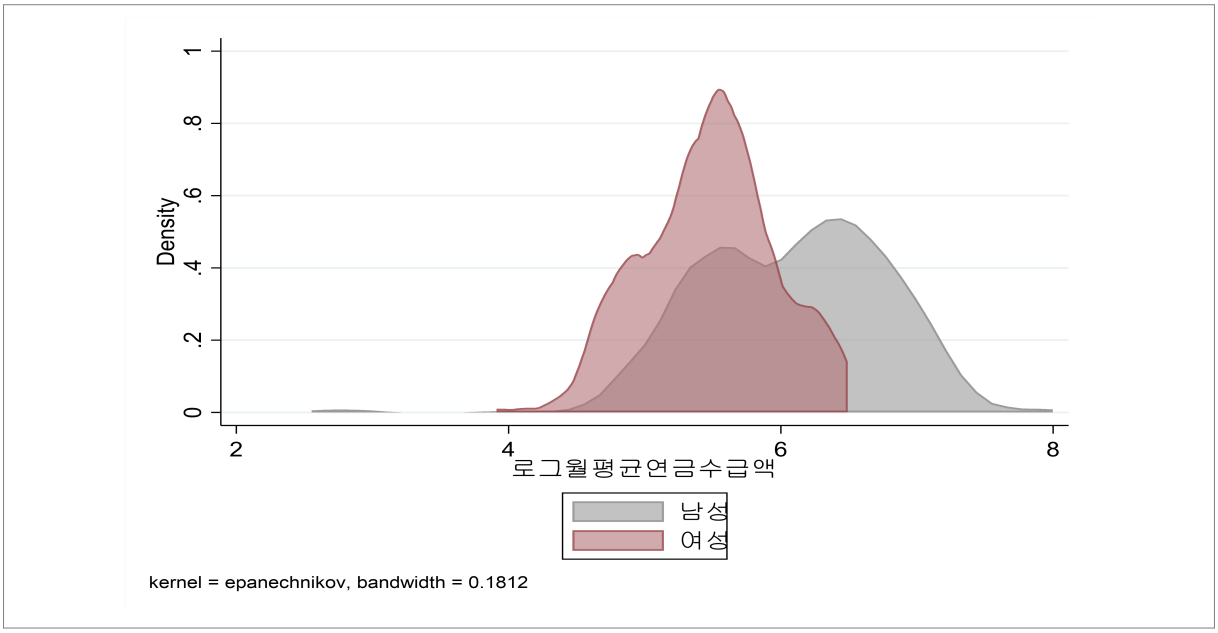
마지막으로 노동시장 특성의 기술적인 통계는 다음과 같다. 종사상지위의 경우 상용직인 경우가 73.58%, 임시 및 일용직인 경우가 26.42%로 분석 대상의 상당수가 생애 주된 일자리에서 상용직 임금근

로자였던 것으로 보인다. 남성의 경우 각각 78.85%, 21.15%였으며 여성의 경우 각각 61.40%, 38.60%로 나타나 남성보다는 여성이 임시 및 일용직에 속한 경우가 더 많은 것으로 나타났다. 직종의 경우 기능직(42.43%), 단순노무직(25.10%), 사무직 (13.22%), 판매 및 서비스직(5.80%), 전문직 및 관리직(1.44%) 순으로 나타났다. 남성의 경우는 기능직(47.49%), 단순노무직(18.36%), 전문 및 관리직(17.27%), 사무직(14.49%), 판매 및 서비스직(2.39%)으로 나타났으며, 여성의 경우는 단순노무직(40.69%), 기능직(30.73%), 판매 및 서비스직(13.68%), 사무직(10.30%), 전문 및 관리직 (4.61%)으로 나타났다. 업종의 경우 제조, 건설, 운수업이 62.19%로 가장 많았고, 그다음으로는 교육, 행정, 사업지원 서비스직(12.10%), 정보, 금융, 국제 전문서비스(10.51%), 도소매 및 숙박, 음식업(8.08%), 개인 및 사회서비스 업(4.69%), 농·임·어·광업(2.44%) 순으로 나타났다. 이를 성별로 비교해 살펴보면 남성은 여성에 비해 제조, 건설, 운수업인 경우가 약 13.83%p 더 많았고, 정보, 금융, 국제 전문서비스인 경우가 약 7.05%p 정도 많은 것으로 나타났다. 농·임·어·광업 등 1차산업의 경우 남성이 여성보다 1.53%p 정도 많아 성별 차이가 크게 두드러지지는 않았다. 반면 교육, 행정, 사업지원 서비스직인 경우 여성이 남성보다 약 4.14%p 많았으며, 도소매 및 숙박, 음식업은 약 10.88%p 많고, 개인 및 사회서비스업은 약 7.38%p 정도 많은 것으로 나타났다. 요약하면 직종의 경우 남성에 비해 여성은 단순노무직, 판매 및 서비스직에 속한 경우가 많으며, 상대적으로 사무직이나 전문직 혹은 관리직에 속한 경우는 적은 것으로 나타났다. 또한, 업종의 경우에도 제조, 건설, 운수업, 정보, 금융, 국제 전문서비스 등에서 는 남성이 많았고, 교육, 행정, 사업지원 서비스, 도소매 및 숙박, 음식업, 개인 및 사회서비스업에서는 여성이 압도적으로 많았다. 이러한 결과로 미루어 볼 때, 노동시장에서의 성별 분업이 존재함을 유추할 수 있다.

사업체규모의 경우 300인 이상이 약 26%로 가장 많았고, 10인 미만(22.19%), 30~99인(22.05%), 10~29인 (18.04%), 100~299인(11.99%) 순으로 나타났다. 남성의 경우 300인 이상인 경우 약 31%로 1/3가량 차지했고, 30~99인(21.34%), 10~29인(18.74%), 10인 미만(17.03%), 100~299인(11.53%) 순으로 나타났다. 여성의 경우 10인 미만 사업장에 근로한 경우가 약 34%로 가장 큰 비율을 보였으며, 30~99인(23.70%), 10~29인(16.42%), 100~299인(13.04%), 300인 이상(12.74%) 순으로 나타나 남성에 비해 영세한 사업장에서 속한 경우가 더 많은 것으로 보인다. 마지막으로 전일제 여부의 경우 대다수는 전일제(93.83%)이며, 남성이 여성보다 약 8%p 전일제인 경우가 많은 것으로 나타났다.

관련하여 [그림 1]은 남녀 로그 월평균 연금 수급액의 커널밀도분포(Kernel density distribution) 그래프이다. 그림에서 보이는 것과 같이 남성의 수급액 분포는 여성보다 우측으로 치우쳐 있다. 이는 급여 수준이 남성이 여성보다 더 높은 분위에 분포함을 의미한다. 또한, 여성의 연금액 분포 봉우리는 남성에 비해 뾰족하고 높은 형태를 그린다. 이는 비교적 넓게 분포한 남성의 연금 수급액에 비해 특정 급여 수준에 집중된 것을 의미하는데, 남성보다는 여성 집단 내에서 연금액 수준의 차이가 크지 않음을 보여준다. 반면에 남성의 연금 수급액의 분포는 그 범위가 넓은 형태를 띠고 있으므로 여성보다는 연금 수급액 분포의 불평등도가 상대적으로 크다는 것을 의미한다.

그림 1. 로그월평균연금 수급액 커널밀도분석: 성별 비교



2. 성별 연금 수급액 함수 추정

본 절에서는 Oaxaca-Blinder 요인분해 분석을 실시하기에 앞서 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성이 연금 수급액에 미치는 영향을 총 6개의 모형을 통해 단계별로 분석하였다. 〈표 7〉의 결과를 살펴보면, 먼저 개인 특성으로서 인적 특성만 투입한 [모형 1]은 남성인 경우 수급액은 약 55.8%가 증가하는 것으로 나타났다. 연령과 연령제곱은 모든 모형에서 연금 수급액 증가에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. [모형 2]는 [모형 1]에 인적자 본 특성인 교육연수와 근속연수를 추가로 투입한 것이다. 이 경우 여전히 남성인 경우 약 38.0%, 교육연수가 1년 증가할 때 수급액은 약 9.6%, 근속연수가 1년 증가할 때 수급액은 약 1.3% 증가하는 것으로 나타났다. [모형 3]은 [모형 2]에 젠더 특성으로서 혼인 여부(배우자 유무), 자녀 유무를 추가로 투입했으나, 두 변수 모두 개인 특성을 통제하더라도 통계적으로 연금 수급액에 유의미한 영향을 미치지 않았다. [모형 4]는 개인 특성을 제외하고 젠더 특성과 노동시장 특성을 독립변수로 투입한 것이다. 이 경우 [모형 3]과 달리 배우자가 있는 경우 약 24.9%, 종사상 지위가 상용직인 경우 약 19.1%, 업종이 전문·관리직인 경우 43.0%, 사업체규모가 30~99인일 경우 약 27.4%, 100~299인일 경우 약 23.8%, 300인 이상인 경우 48.9%, 근무 형태가 전일제인 경우 20.6% 정도 연금 수급액이 증가하는 것으로 나타났다. [모형 5]는 젠더 특성을 제외하고 개인 특성과 노동시장 특성을 독립변수로 투입한 것이다. 그 결과, 남성(β=0.300***), 교육연수 증가(β=0.069***), 근속연수 증가(β=0.016**), 상용직(β=0.156**), 30 인 이상 사업체(30~99인 β=0.278***, 100~299인 β=0.262**, 300인 이상 β=0.380***), 전일제인 경우(β=0.209*) 연금 수급액을 증가시키는 것으로 나타났다. 마지막으로 [모형 6]은 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성을 모두 투입하여 연금 수급액에 미치는 영향을 살펴본 결과다. 남성인 경우 여성보다 약 28.4%, 교육연수가 1년 증가할 때 약 6.8%, 근속연수가 1년 증가할 때 약 1.6%, 상용직인 경우 약 15.6%, 30인 이상 사업체에 속한 경우(30~99인 β=0.278***, 100~299인 β=0.261**, 300인 이상 β=0.382***), 근무 형태가 전일제인 경우 약 20.4% 연금 수급액이 증가하는

표 7. 성별 연금 수급액에 대한 OLS 회귀분석 분석 결과

변수명		모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
남성 (ref. 여성)		0.558***	0.380***	0.355***		0.300***	0.284***
연령		0.005	0.019	0.018		0.009	0.008
연령제곱		0.000	0.000	0.000		0.000	0.000
교육연수			0.096***	0.094***		0.069***	0.068***
근속연수			0.013***	0.013***		0.016***	0.016***
배우자 있음 (ref. 배우자 없음)				0.085	0.249***		0.057
자녀 있음 (ref. 자녀 없음)				−0.01	−0.058		−0.035
종사상지위 상용직 (ref. 임시 일용직)					0.191**	0.156**	0.156**
직종 (ref. 단순노무직)	기능직				0.079	0.028	0.025
	판매서비스직				0.032	0.022	0.020
	사무직				0.151	0.019	0.012
	전문 · 관리직				0.430***	0.096	0.091
업종 (ref. 개인 및 사회서비스업)	농임어광업				0.084	−0.004	0.007
	도소매 및 숙박음식업				−0.064	0.002	−0.005
	교육행정 사업지원서비스				0.095	0.051	0.041
	정보금융국제 전문서비스				0.153	0.006	0.004
	제조건설운수업				0.130	0.093	0.088
사업체규모 (ref. 10인 미만)	10~29인				0.100	0.063	0.071
	30~99인				0.274***	0.278***	0.278***
	100~299인				0.238*	0.262**	0.261**
	300인 이상				0.489***	0.380***	0.382***
전일제여부 전일제 (ref. 시간제)					0.206*	0.209*	0.204*
상수항		5.572***	3.945***	3.938***	4.969***	3.711***	3.741***

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

것으로 나타났다. 다만, 젠더 특성과 노동시장 특성만 투입한 [모형 4]의 결과와 비교할 때, 세 가지의 모든 특성을 모두 고려한 [모형 6]에서는 배우자 유무는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 변수로 나타났다. 이상의 결과는 남성과 여성의 개인 특성과, 젠더 특성, 노동시장 특성이 동일하다고 하더라도 성별에 따라 상당한 수준으로 연금 격차가 나타난다는 것을 여실히 보여주는 결과다. 기여와 급여가 긴밀히 연계된 국민연금 제도의 내재된 특성으로 인해 이와 같은 결과는 특히 인적자본 특성과 노동시장 특성이 성별 연금 격차로 재생산된다는 선행연구의 주장을 재확인하게 한다.

그러나 상술한 바와 같이 국민연금 수급액에 영향을 미치는 각각의 특성을 규명한 결과는 성별 연금 격차를 초래하는 근본적인 차별의 구조를 밝히는 데 근본적인 한계가 있다. 성별 연금 격차에 영향을 미치는 특성을 확인하는 것은 국민연금제도의 젠더 격차를 완화하기 위해서는 개인의 속성 변화에 초점을 두게 한다. 이를테면 여성의 연금 수급액 적정성을 확보하기 위해서 여성에게 더 높은 학력 수준, 더 안정적인 일자리로의 진입과 같은 무력하고 제한적인 제언을 내리게 된다. 단순히 남성과 여성의 특성 차이로 초래된 노후 소득보장의 격차를 이해하는 것을 넘어, 남성과 동일하다는 가정하에 가정과 노동시장 내 고착화된 불평등이 여성의 국민연금 수급액에 미치는 구조적인 차별을 규명할 때 비로소 본질적인 노후 소득보장의 성별 격차를 완화할 실마리를 얻을 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 국민연금 수급액에 영향을 미치

는 주요한 요인을 확인하는 것을 넘어, 연금 성별 격차가 구조적인 차별에서 기인함을 실증적으로 확인하고자 Oaxaca-Blinder 요인분해 분석을 실시하였다.

3. 성별 연금 격차의 차이와 차별 실증

본 절에서는 Oaxaca-Blinder 요인분해를 통해 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성을 고려하여 성별 연금 격차의 남성과 여성의 분포 '차이'로 발생하는 특성효과(endowments effect)와 구조적인 '차별'로 설명되는 계수효과 (coefficients effects)를 확인하고자 한다. 먼저, 〈표 8〉의 결과는 인적 특성과 인적자본 특성을 포함한 개인 특성만 고려한 성별 연금 격차의 요인분해이다. 이러한 개인 특성에서 기인한 분포 차이는 0.226(37.33%), 차별에서 비롯된 격차는 0.380(62.67%)로 나타났다. 이 같은 결과는 단순히 성별, 연령과 같은 인적 특성 외에도 교육 수준, 근속연수와 같은 인적자본 특성을 포함한 개인 특성에서의 구조적인 성차별이 연금 격차에 기여하고 있음을 나타낸다.

표 8. 개인 특성만 고려한 성별 연금수급 격차 요인분해

구분	계수	표준오차	95% 신뢰구간	
남성 연금소득	6.082	0.036	6.012	6.152
여성 연금소득	5.475	0.037	5.402	5.548
성별 총연금소득 격차	0.607	0.051	0.506	0.707
특성효과(차이)	0.226	0.032	0.164	0.289
계수효과(차별)	0.380	0.053	0.277	0.484

〈표 9〉는 배우자 유무, 자녀 유무를 포함한 젠더 특성만 고려한 성별 연금 격차의 요인분해 결과다. 성별 수급액의 분포 차이로 설명할 수 있는 특성효과는 0.064(10.54%), 차별로 설명할 수 있는 계수효과는 0.543(89.46%)로 나타났다. 남성과 여성의 연금 수급액 격차의 약 90%라는 압도적인 비중이 젠더 차별로 설명됨을 의미한다. 배우자 유무, 자녀 유무가 남성과 여성의 연금 수급액 격차에 차별적인 영향을 미치는 것이다. 이러한 결과는 생애과정에서 결혼과 출산이라는 사건을 통해 여성에게 부여되는 아내와 어머니라는 정체성이 남성과는 차별적으로 연금수급 격차를 초래하고 있음을 보여준다. Sainsbury(1996)가 전통적인 남성 생계부양자모델에 근거하여 가족 내 성 역할 분리로 인해 무급 가사노동과 돌봄의 책임이 여성에게만 전가되고, 여성이 독립적이고 안정된 연금 수급권을 확보하기보다는 아내로서의 지위, 어머니로서의 지위라는 취약한 사회권을 획득하게 되는 경로를 설명한 것과도 일치하는 결과다. 특히, 본 연구가 생애 주된 일자리에서 임금근로자였던 노령연금 수급자를 대상으로 분석했다는 점을 주목 한다면 아마도 분석 대상 중 여성은 유급 노동에 종사하면서도 아내로서의 역할과 어머니로서의 역할을 모두 담당해야 했던 자들이었을 것으로 짐작된다. 따라서 고용과 돌봄이라는 이중부담을 조화롭게 책임지는 여성을 좋은 시민으로 인식하고, 그에 따라 연금 수급권 확보가 결정된다는 선행연구(Orloff, 1993; Daly, 2004; Lewis, 2006)의 결과가 한국 사회에도 동일하게 적용됨을 보여준다.

표 9. 젠더 특성만 고려한 성별 연금수급 격차 요인분해

구분	계수	표준오차	95% 신뢰구간	
남성 연금소득	6.082	0.037	6.009	6.155
여성 연금소득	5.475	0.038	5.401	5.550

구분	계수	표준오차	95% 신뢰구간	
성별 총연금소득 격차	0.607	0.053	0.502	0.711
특성효과(차이)	0.064	0.026	0.013	0.115
계수효과(차별)	0.543	0.059	0.428	0.658

〈표 10〉은 종사상지위, 직종, 업종, 사업체규모, 근무 형태 등 노동시장 특성만 고려한 성별 연금 격차의 요인분해 결과다. 성별 수급액의 분포 차이로 설명할 수 있는 특성효과는 0.174(28.76%) 차별로 설명할 수 있는 계수효과는 0.432(71.24%)로 나타났다. 즉, 남성과 여성의 연금 수급액의 분포 차이는 약 29%에 불과한 반면, 약 71%는 구조적인 노동시장 내 성차별로 인해 나타난 것임을 여실히 드러낸다. 이와 같은 결과는 노동시장 내에서 동등한 생산성을 가진 남성과 비교할 때, 구조적인 차별로 인해 여성의 한계수입생산성이 평가절하된다는 Becker(1971)의 연구 결과와 일치한다. 또한, 인적자본이론으로 충분히 설명할 수 없는, 성별 차이와 구별되는 차별에 의한 임금 격차가 성별 연금 격차로 재생산되고 있음을 시사한다. 무엇보다도 공적연금이 점진적으로 성숙하고, 성별 연금 격차 완화를 위한 정책적 노력이 뒷받침된다고 하더라도 이미 젠더 불평등한 노동시장하에서의 유급 노동 참여는 여성이 연금 수급권을 확보하는데 결코 충분한 조건이 아님을 드러낸다.

표 10. 노동시장 특성만 고려한 성별 연금수급 격차 요인분해

구분	계수	표준오차	95% 신뢰구간	
남성 연금소득	6.082	0.035	6.013	6.151
여성 연금소득	5.475	0.036	5.405	5.546
성별 총연금소득 격차	0.607	0.050	0.508	0.705
특성효과(차이)	0.174	0.032	0.111	0.238
계수효과(차별)	0.432	0.053	0.329	0.535

〈표 11〉은 개인 특성, 젠더 특성, 노동시장 특성을 모두 고려하여 성별 연금 격차의 요인분해를 실시한 결과다. 세 가지 특성을 모두 고려했을 때 성별 총연금소득 격차는 0.607이며 이중 남성과 여성 간 정당한 격차가 0.323(53.23%), 불평등한 차별이 0.284(46.77%)로 나타났다. 개별 특성만을 고려했을 때보다는 계수효과의 비중이 상당히 감소했다. 그럼에도 연금수급의 성별 격차의 거의 절반가량인 약 47%는 연령, 학력, 근속기간, 배우자와 자녀 유무, 종사상지위, 직종 및 업종, 사업체규모, 전일제 여부 등과 같은 특성으로 설명되지 않는 구조적인 불평등과 차별에서 비롯된 것임을 확인하였다.

표 11. 개인, 젠더, 노동시장 특성을 모두 고려한 성별 연금수급 격차 요인분해

구분	계수	표준오차	95% 신뢰구간	
남성 연금소득	6.082	0.035	6.014	6.150
여성 연금소득	5.475	0.036	5.405	5.546
성별 총연금소득 격차	0.607	0.050	0.509	0.704
특성효과(차이)	0.323	0.048	0.229	0.417
계수효과(차별)	0.284	0.060	0.167	0.401

마지막으로 〈표 12〉는 성별 연금 격차의 원인을 분석하고자 투입된 독립변수들의 개별 기여도를 분석한 결과표이다. 보다 상세하게 성별 연금 격차의 분포 차이, 구조적인 차별의 원인을 규명하고자 앞선 〈표 11〉의 분석 결과의 특성효과, 계수효과를 세부적으로 구분하여 각 변수들이 성별 연금 수급액에 기여하는 비중을 나타냈다. 먼저, 특성 효과를 중심으로 성별 분포의 차이에 가장 많이 기여한 변수는 근속연수

표 12. 성별 연금 격차의 세부 분해 결과

구분	특성효과(차이)			계수효과(차별)		
	계수	표준오차	비중(%)	계수	표준오차	비중(%)
연령	−0.054	0.100	0.00	−0.757	1.193	−266.94
연령제곱	0.000	0.097	−0.05	0.445	0.645	156.96
교육연수	0.095	0.023	29.30	0.128	0.279	44.99
근속연수	0.133	0.029	41.22	0.022	0.093	7.69
배우자 있음	0.020	0.022	6.06	0.013	0.101	4.43
자녀 있음	−0.001	0.005	−0.33	0.780	0.181	274.78
종사상지위(상용직)	0.027	0.011	8.44	0.067	0.074	23.55
직종(합계)	0.014		4.33	0.128		45.15
기능직	0.004	0.010	1.30	0.075	0.044	26.49
판매서비스직	−0.002	0.011	−0.71	0.022	0.017	7.78
사무직	0.001	0.004	0.16	0.001	0.021	0.42
전문 · 관리직	0.012	0.013	3.58	0.030	0.018	10.46
업종(합계)	0.011		3.54	−0.054		−19.19
농임어광업	0.000	0.003	0.03	0.005	0.007	1.83
도소매및숙박음식업	0.001	0.014	0.16	0.007	0.025	2.48
교육행정사업지원서비스	−0.002	0.006	−0.52	−0.029	0.027	−10.22
정보금융국제서전문서비스	0.000	0.010	0.10	−0.014	0.022	−5.03
제조건설운수업	0.012	0.018	3.78	−0.023	0.125	−8.26
사업체규모(합계)	0.062		19.28	0.205		72.32
10~29인	0.002	0.003	0.51	0.044	0.025	15.58
30~99인	−0.007	0.010	−2.03	0.034	0.034	11.99
100~299인	−0.004	0.007	−1.22	0.064	0.022	22.61
300인 이상	0.071	0.019	22.02	0.063	0.029	22.15
전일제	0.016	0.008	5.06	0.146	0.139	51.30
상수항				−0.837	0.704	
합계	0.323	0.048	53.23	0.284	0.060	46.77
총임금 격차	0.607(100.00)					

(41.22%)이며, 또 다른 인적자본 특성으로 교육연수(29.30%) 역시 상당히 기여한 것으로 나타났다. 젠더 특성으로는 유배우자인 경우(6.06%)가 성별 연금 격차의 차이에 기여하는 것으로 나타났다. 그 외에도 종사상지위가 상용직인 경우(8.44%), 직종 중 기능직(1.30%)과 전문·관리직(3.58%), 업종 중 제조·건설·운수업(3.78%), 사업체규모 중 300인 이상(22.02%), 전일제 근무 형태 (5.06%)가 차이에 기여하는 것으로 나타났다. 달리 말하면, 여성이 근속연수, 교육연수가 증가하고, 배우자가 있고, 상용직, 전문관리직, 기능직, 제조·건설·운수업, 300인 이상 사업체, 전일제에 속할 가능성이 높아진다면 특성 차이에서 비롯한 연금 수급액의 격차는 완화될 것이다.

한편, 차이로 설명되지 않는 나머지 부분으로서 차별을 초래하는 계수효과에 기여하는 변수들의 비중은 다음과 같다. 개인 특성 중 교육연수는 44.99%로 가장 많은 비중을 차지했는데, 이는 앞서 〈표 6〉의 기술통계에서 남성보다 여성의 교육연수가 짧게 나타난 것, 〈표 7〉의 [모형 6]에서 교육연수가 1년 증가할 때 로그 월평균 연금 수급액이 약 6.8% 증가한다는 결과와도 일맥상통한다. 또한, 근속연수도 성별 연금 격차 중 차별에 7.69% 기여한 것으로 나타났다. 젠더 특성 중 자녀 유무 변수의 상당한 기여 비중(274.78%)은

주목할 만한데, 남성과 여성에게 자녀의 유무가 연금 수급액의 격차에 차별적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 쉽게 말해, 남녀 모두 동일하게 자녀를 둔 부모라고 가정할 때, 연금 수급액 증가에 있어 자녀의 유무가 여성에게만 상당한 영향을 주어 차별적인 연금 격차를 초래할 수 있다는 것이다. 결과로 미루어 보건대, 여전히 가족 내 불평등한 성 역할 분담은 여성에게 돌봄의 책임을 전가함으로써 적정한 노후 소득보장에 있어서 '어머니 페널티(mother penalty)'를 초래하고 있다. 성별 연금 격차는 필연적으로 노인 빈곤 문제에 있어 여성을 더 취약하게 한다는 점에서(Azra, 2015), 가족 내 불평등한 돌봄 부담으로 인해 발생하는 안정적인 연금 수급권 확보의 어려움을 극복할 적극적인 조치가 뒷받침 될 필요를 시사한다. 노동시장 특성으로는 직종 중에서 기능직(26.49%), 전문·관리직(10.46%), 판매 및 서비스직(7.78%) 순으로 연금 격차의 구조적인 차별에 기여하는 것으로 나타났다. 업종에 따라서는 차별을 줄이기도 하는데, 교육, 행정, 사업지원 서비스업(-10.22%)에서 차별을 가장 많이 줄이는 것으로 나타났다. 그다음으로는 제조업, 건설업, 운수업 (-8.26%)과 정보, 금융, 국제 전문서비스업(-5.03%)에서 차별이 감소하는 것으로 확인되었다. 이는 남성과 여성이 동일한 능력을 가지고 있는 경우 해당 업종에 종사한다면 노동시장 내 구조적인 성차별 경험과 그로 인한 노후 소득보장의 격차를 비교적 덜 경험하게 될 가능성을 시사한다. 또한, 사업체 규모 중에서도 영세 사업장에 비해 근로조건이 상대적으로 좋은 100인~299인(22.61%) 및 300인 이상 사업체(22.15%)에서도 불평등한 차별로 인해 성별 연금 격차가 나타나고 있음을 확인하였다. 전일제 근무형태(51.30%)는 성별 연금 격차의 차별에 기여하는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 성별 분업, 차별적인 임금체계, 여성 일자리의 저임금화, 채용과 승진에서의 불이익 등 노동시장 내 구조적 차별뿐 아니라 결혼과 출산을 통해 여성에게 여전히 전가되고 있는 무급 가사노동과 돌봄의 책임 등 가족 내 차별이 공적연금 수급에 있어 성별 격차를 재생산하고 있음을 보여준다. 따라서 인적자본의 축적, 여성의 경제활동 참여 촉진 등의 단선적인 고용정책, 분할연금과 유족연금 적용, 출산크레딧 부여 등 여성의 연금 수급권 확대를 위한 부분적인 제도개선만으로는 향후 공적연금제도가 충분히 성숙한다고 할지라도 근본적인 성별 연금 격차를 해소하는 데는 한계가 있음을 여실히 보여준다. 즉, 제도의 설계 자체가 견고하더라도 근본적으로 그 제도가 세워지는 묵은 땅을 기경해야만 적정 노후 소득을 보장할 공적연금제도로 기능할 것이다. 따라서 가족과 노동시장에 깊숙하게 자리 잡은 구조적인 차별을 인지하고 변화의 필요성을 주지하여야 할 것이다. 남성 생계부양자모델을 중심으로 했던 가족 내 역할에서 보편적인 소득-양육자 통합 모델(universal earner-carer model)로의 변화(석재은, 2012)와 함께 노동시장 내 성 차별적인 요소를 적극적으로 근절하도록 방안을 강구해야 할 것이다.

Ⅴ. 결론

본 연구는 국민연금제도 내 성별 연금 수급 격차가 남성과 여성의 속성에서 비롯된 분포의 차이가 아닌 개인, 젠더, 노동시장 내 착근된 차별에서 기인하는 것임을 밝히고자 함이다. 이러한 연구 목적을 달성하고자 성별 연금 수급액의 함수 추정(OLS)과 Oaxaca-Blinder 요인분해 분석을 실시하여 성별 연금 수급액의 격차가 남성과 여성의 속성차이로 인한 특성효과에 의한 것인지 성별 속성차이로는 설명되지 않는 차별로서 계수효과에 의한 것인지를 확인하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 성별 연금 격차의

구조를 확인하기에 앞서, 국민연금 수급액에 영향을 미치는 특성을 확인하고자 OLS를 통해 개인, 젠더, 노동시장 특성이 연금 수급액에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과, 개인 특성 중 성별(남성), 교육연수, 근속연수, 노동시장 특성 중 종사상지위(상용직), 사업체규모(30인 이상), 전일제 여부가 유의미하게 국민연금 수급액 증가에 영향을 미치는 것으로 나타나 선행연구의 결과를 재확인하였다. 그러나 각각의 특성이 연금 수급액에 영향을 미치는 것을 규명하는 것으로는 성별 연금 격차의 구조를 파악하기 어려우며, 개인의 속성 변화에 초점을 두게 된다는 점에서 근본적으로 한계가 있어 성별 연금 격차 내 구조적인 차별을 실증할 필요성을 제기하였다.

둘째, 남녀 간 속성 차이로 초래된 연금 격차를 이해하는 것을 넘어 노동시장과 가정 내 구조적으로 고착화된 차별이 여성의 국민연금 수급액에 미치는 영향을 실증하고자 Oaxaca-Blinder 요인분해를 실시하였다. 유사한 문제 의식을 갖고 수행된 선행연구가 노동시장 내 차별에서 기인하는 성별 연금 격차를 확인했던 것에서 더 나아가(유희 원 외, 2016; 이다미, 2017), 노동시장뿐만 아니라 결혼, 출산 및 돌봄이라는 생애 사건이 발생하는 가족 내에서 여성이 경험하는 차별까지도 포함하여 보다 엄밀하게 성별 연금 격차의 구조를 확인하고자 하였다. 이를 위해 Sainsbury(1996)의 이론을 토대로 아내, 어머니, 노동자라는 세 가지 지위에 근거하여 분석한 결과, 총 연금 수급액 성별 격차는 0.607이며 이중 차별에서 비롯된 격차는 개인 특성만 고려한 경우 약 63%, 젠더 특성만 고려한 경우 약 90%, 노동시장 특성만 고려한 경우 약 71%를 차지하는 것으로 나타났다. 세 가지 특성을 종합적으로 고려한 경우 성별 차이에 의한 격차는 0.323(53.23%), 불평등한 차별에 의한 격차는 0.284(46.77%)로 나타났다. 즉, 성별 연금 수급액의 격차 중 남녀 간 속성 차이에 의해 정당화 가능한 부분은 약 53%, 구조적인 차별로 설명되는 부분이 약 47%에 달함을 확인하였다.

셋째, 성별 연금 격차의 구조에 영향을 미치는 개별 요인의 비중을 살펴본 결과 중 OLS 분석에서 통계적으로 유의미하지 않았던 '자녀 유무'(274.78%) 변수가 압도적인 비중을 차지하는 것으로 나타난 것은 주목할 만하다. 쉽게 말해, 남녀 모두 자녀를 둔 부모라고 가정할 때, 연금 수급액 증가에 있어 자녀의 유무가 여성에게만 상당한 영향을 주어 차별적인 성별 연금 격차를 초래할 수 있다는 것이다. 소위 '어머니 패널티(mother penalty)'가 성별 연금 격차에서도 재생산되고 있음을 확인한 것이다. 여성이 선택하는 삶의 경로는 제도적인 제약과 자원의 틀 내에 서 이루어지기에(Weymann,2003), '빈곤의 여성화(Feminization of poverty)' 혹은 '어머니의 빈곤화(Pauperization of motherhood)'는 애초에 불평등한 노동시장에서의 유급 노동과 여전히 성 역할이 고정된 가족 내에서의 무급 돌봄노동이라는 이중부담이 만들어 낸 구조적 결과임을 주지하게 한다.

이상의 결과를 미루어 볼 때, 특성 차이에 근거한 인적자본 투자의 확대, 여성의 적극적인 노동시장 참여 장려, 국민연금 사각지대 완화와 급여 수준 확대를 위한 조치 등의 단선적인 노력은 남녀 간 연금 수급액의 격차를 줄이는 데 제한적으로만 기여할 것이다. 물론, 그동안 분할연금, 출산크레딧, 두루누리사업 등의 시행으로 성별 연금 격차를 부분적으로나마 완화하고자 정책적 시도를 해온 것은 사실이다. 그러나 이러한 조치들이 여성을 특정하여 설계된 정책이 아니라는 점, 분할연금의 경우 배우자가 조기사망하거나 수급요건을 채우지 못한 경우 수급권을 획득하지 못한다는 점, 출산크레딧이 둘째 자녀부터 적용되고 여성의 연금 수급권보다는 저출산을 타개하고자 하는 방안으로 제안된 점 등(유희원 외, 2016)으로 인해 이러한 조

치들이 성별 연금 격차를 완화하는 데 치명적인 한계가 존재했다. 최근 보건복지부(2023)가 「제5차 국민연금 종합운영계획안」에서 출산크레딧의 내실화 방안으로 첫째아 출산시점에 국민연금 가입기간을 12개월 인정하도록 제도를 개선할 것이라고 밝힌 것은 고무적이다. 그럼에도 여전히 과제는 남아있다. 근본적으로 가족과 노동시장 내에 실재하는 차별을 고려한다면, 성별 연금 격차를 완화하는 데 기여하고 자 시도했던 대부분의 조치가 결국 '일하는 어머니(employed mother)'를 이상적인 시민의 모습으로 상정하고 있음을 주지하게 된다. '모성애'를 바탕으로 '일과 가정의 양립'을 조화시킬 수 있는 '여성의 능력'에 따라 연금 수급권이 결정되는 방식으로 제도를 설계한 것이다(Lewis, 2006, p.52; Cookson et al., 2024). 이 같은 정책 방향은 남성보다 돌봄에 더 많은 책임을 지면서도 불평등한 노동시장에서의 차별을 감내해야 하는 여성의 삶을 간과할 가능성이 있다(Jenson, 2009). 따라서 장기적으로 노동시장 내 뿌리 깊은 차별을 제거하려는 노력, 가족 내 성 역할 인식의 변화와 함께 여성이 주로 담당해 온 돌봄을 사적인 일이 아닌 사회적인 일로 재정의하고, 그 가치를 인정할 때(Lister, 2001, p.100), 비로소 성별 연금 격차를 완화를 위한 단초를 마련할 수 있을 것이다. 가령, 단기적으로는 출산크레딧 확대 외에 무급 돌봄 노동의 가치를 인정하는 차원으로 '돌봄크레딧'을 도입하는 것이 그 예가 될 수 있을 것이다. 노동시장의 주변부에 머무른 근로빈곤층 여성 혹은 유급 노동 참여 이력이 없이 무급 돌봄노동만 전담해 온 여성은 연금 수급권으로부터 전면적으로 배제될 가능성이 높다는 점에서(황정미, 2007, p.33), 주요 선진국에서 이미 시행하고 있는 '돌봄크레딧' 도입의 필요성을 적극적으로 검토할 필요가 있다. 이미 독일, 프랑스, 스웨덴, 영국 등 유럽 복지국가에서는 자녀 양육, 장애가 있거나 중증 질병을 앓고 있는 가구원에게 돌봄을 제공한 기간에 대해 최소 2~4년 혹은 그 이상의 기간을 공적연금에 가입한 기간으로 인정하여 크레딧을 지원하고 있다(유호선, 김아람, 2020). 다만, 돌봄크레딧이 돌봄에 대한 사회적 가치를 인정하는 차원이라는 점에서 크레딧 적용의 선결조건은 '돌봄의 사회화'임을 잊지 않아야 한다.

본 연구는 심각한 노인빈곤 문제 해소와 풍요로운 노후 보장을 위한 여성의 연금 수급권 확대 필요성에 대한 당위적인 주장을 넘어, 실증분석을 통해 노동시장과 가족 내에서 발생하는 구조적인 차별에서 비롯된 성별 연금 격차의 구조를 규명하였다. 이를 통해 노동시장 특성에만 초점을 두어 연금 수급권 구조에서의 차별을 과대 추정할 가능성이 있었던 선행연구의 한계를 극복하여, 가족 내 돌봄의 불평등한 부담과 그로 인한 성별 연금 격차의 구조를 재검토 함으로써 이론적 간극을 메웠다. 마지막으로, 후속 연구를 위해 본 연구의 한계와 제언을 남긴다. 먼저, Oaxaca-Blinder 요인분해의 분석 결과 중 계수효과(coefficient effect)를 단순히 '차별'로 정의하는 것에 대한 비판이 제기될 수 있다. '설명된(explained) 격차' 외의 나머지 '설명되지 않는(unexplained) 격차'로서 명명한 '차별'은 남재량(2007)의 제안과 같이 '차별의 최대치'로 해석하는 것이 보다 적절할 수 있음을 밝힌다. 또한, 국민연금 급여액은 수급자 개인이 속한 '가구' 내에서 공유되고, 소비가 이루어진다는 점에서 '개인'의 연금 수급액을 기준으로 성별 연금 격차를 설명하는 것이 자칫 차별을 부분적으로 과대 추정할 가능성이 있다.[2] 따라서 소득이 공유되고 소비되는 단위를 고려하여 추가적인 성별 연금 격차의 추정이 필요하며, 이는 이후의 연구 과제로 남긴다.

2) 본 연구는 파생적 연금 수급권에 해당하는 분할연금이나 유족연금 수급자를 제외하고, 동시에 생애주된일자리가 임금근로자였던 자로 한정하여 분석 대상을 설정함으로써 제한적으로나마 이를 보정하고자 하였다.

한겨레는 중앙대학교에서 사회복지학 석사학위를 받았으며, 서울대학교 사회복지학과 박사과정에 재학 중이다. 한국보건사회연구원에서 연구원으로 재직 중이며, 주요 관심 분야는 노후소득보장, 사회보험, 불평등, 복지국가 비교 등이다.

(E-mail: hkr2027@kihasa.re.kr)

참고문헌

강소랑, 김병수. (2014). 중년 여성의 국민연금 가입 현황 및 결정요인 분석. 사회과학연구, 25(3), pp.319-350. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001897792

국민연금공단. (2023a). 2023년 1월 기준 국민연금 공표통계. 전주: 국민연금공단.

국민연금공단. (2023b). 2023년 9월 기준 국민연금 공표통계. 전주: 국민연금공단.

국민연금재정계산위원회, 국민연금재정추계전문위원회, 국민연금기금운용발전전문위원회.. (2023). 2023년 재정계산 결과를 바탕 으로 한 국민연금 제도개선 방향에 관한 공청회 자료집.

권혁진. (2012). 비정규 고용과 국민연금 사각지대. 응용경제, 14(2), pp.85-120. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001700225

김수완. (2008). 여성 사회권 관점에 의한 한국 연금개혁의 재구성. 한국여성학, 24(3), pp.147-176. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001279780

김영미, 한준. (2008). 내부노동시장의 해체인가 축소인가: 기업규모별 임금격차 분해를 통해 본 한국노동시장의 구조변동 1982-2004. 한국사회학, 42(7), pp.111-145. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001307447

김영옥, 김종숙, 강성호, 이선행. (2011). 여성취업자의 국민연금가입 및 수급의 실효성 강화 방안. 한국여성정책연구원 연구보고서, 2011(50-3), pp.1-136.

김종숙. (2011). 여성취업자의 국민연금 가입률과 영향요인. 여성경제연구, 8(1), pp.27-48. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001567102

남재량. (2007). 비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구. 노동경제논집, 30(2), pp.1-31. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001078769

노혜진. (2013). 여성의 사회적 지위와 빈곤. 페미니즘 연구, 13(2), pp.1-34. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001814643

류연규, 황정임. (2008). 국민연금제도에서 나타나는 젠더 차이에 대한 연구: 급여 적절성을 중심으로. 한국여성학, 24(2), pp.73-112. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001265084

마경희. (2011). 보편주의 복지국가와 돌봄: 여성주의 복지정치를 위한 시론. 페미니즘 연구, 11(2), pp.85-116. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001598535

박기남. (2013). 생애과정 관점에서 본 여성의 돌봄 역할과 개인화. 페미니즘 연구, 13(1), pp.47-91. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001762035

박찬웅. (2012). 국민연금가입요인에 관한 성별 격차: 다수준분석기법을 중심으로. 사회보장연구, 28(4), pp.1-24. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001715468

보건복지부. (2023). 제5차 국민연금 종합운영계획(안) 심의 발표[보도자료]. 보건복지부 국민연금정책과.

석재은, 임정기. (2007). 여성노인과 남성노인의 소득수준 격차 및 소득원 차이와 결정요인. 한국노인학, 27(1), pp.1-22. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001198834

석재은. (2003). 공적연금의 사각지대: 실태, 원인과 정책방안. 한국사회복지학, 53(5), pp.285-309. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART000878971

석재은. (2012). 한국의 연금개혁과 젠더레짐의 궤적: 젠더통합 전략을 통한 젠더평등을 향하여. 한국여성학, 28(3), pp.95-144. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001699232

신광영. (2011). 한국의 성별 임금격차. 한국사회학, 45(4), pp.97-127. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002856052

신현구. (2008). 우리나라 중고령자의 생애 주요 일자리 특성. 노동리뷰, 2008년(9월호), pp.62-78.

유경준, 황수경. (2005). 노동시장에서의 차별과 차이. 한국개발연구원(KDI):

유호선, 김아람. (2020). 국민연금 돌봄크레딧 도입 타당성 검토. 전주: 국민연금연구원.

유희원, 이주환, 김성욱. (2016). 국민연금의 성별격차: 남녀 간 노령연금 수급액 차이를 중심으로. 사회복지정책, 43(1), pp.27-50. doi: https://doi.org/10.15855/swp.2016.43.1.27.

이다미. (2017). 한국 노동시장의 젠더불평등과 성별 연금 격차 – 노동시장에서의 차이와 차별을 중심으로. 비판사회정책, 57, pp.231-271. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002287073

이승윤, 김승섭. (2015). 쌍용자동차 정리해고와 미끄럼틀 한국사회. 한국사회정책, 22(4), pp.73-96. doi: https://doi.org/10.17000/kspr.22.4.201512.73.

이정화, 문상호. (2010). 중년여성의 경제활동과 노후 소득보장제도 가입의 연관성에 관한 연구. 한국정책학회보, 19(2), pp.129-313. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001457724

최세림. (2021). 성평등 노동시장 환경 구축의 필요성과 발전 방향. 노동리뷰, 2021년, 59-77.

통계청. (2012~2022). 국민연금통계, 노령연금 연령별·성별·지역별 수급자 현황. 국가통계포털. https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=322&tblId=DT_32202_B049&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=322_32202_04&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE

통계청. (2012~2022). 국민연금통계, 노령연금 연령별·성별·지역별 지급액 현황. 국가통계포털. 에서 2023. 8. 28. 인출,https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=322&tblId=DT_32202_B047

통계청. (2023). 2023년 사회조사결과(복지, 사회참여, 여가, 소득과 소비, 노동)[보도자료]. 사회통계국 사회통계기획과.

황정미. (2007). 여성 사회권의 담론적 구성과 아내 · 어머니 · 노동자 지위. 페미니즘 연구, 7(1), pp.13-54. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001204415

Azra, C. (2015). *The gender dimensions of pension systems: Policies and constraints for the protection of older women.* UN Women. doi: https://doi.org/10.18356/31959a6d-en.

Blinder, A.S. (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources*, 8, pp.436-455. doi: https://doi.org/10.2307/144855.

Cookson, T.P., Sandoval, R., Staab, S., Tabbush, C., Bitterly, J., & Mathew, M. (2024). Do governments account for gender when designing their social protection systems? Findings from an analysis of national social protection strategies. *Social Policy & Administration*, 58(1), pp.78-92. doi: https://doi.org/10.1111/spol.12944.

Daly, M. (2004). Changing conceptions of family and gender relations in European welfare states and the third way. *Welfare state change. Towards a third way.* doi: https://doi.org/10.1093/0199266727.003.000715234318.

G ø sta Esping-Andersen (2002). *Incomplete revolution.* Cambridge: Polity Press.

Jann, B. (2008). A stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. *The Stata Journal*, 8(4), pp.453-479. doi: https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401.

Jenson, J. (2009). Lost in translation: The social investment perspective and gender equality. *Social Politics*, 16(4), pp.446-483. doi: https://doi.org/10.1093/sp/jxp019.

Krüger, H., Heinz, W.R., & Marshall, V.W. (2003). *Social dynamics of the life course. Transitions, institutions, and interrelations.* New York: Aldine de Gruyter.

Lewis, J.E. (2006). Gender and Welfare in Modern Europe. *Past Present*, 1, pp.39-54. [Oxford: Oxford University Press]. doi: https://doi.org/10.1093/pastj/gtj014.

Lister, R. (2001). Towards a citizens' welfare state. *Theory Cult. Soc.*, 18(2-3), pp.91-111. doi: https://doi.org/10.1177/02632760122051805.

Moen, P. (2003). Dual careers, gender, and the contingent life course. *Social dynamics of the life course.*

Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *Int. Econ. Rev.*, 14(3), pp.693-709. doi: https://doi.org/10.2307/2525981.

O'Connor, J.S. (1993). Gender, Class and Citizenship in the Comparative Analysis of Welfare State Regime: Theoretical and Methodological Issues. *The British Journal of Sociology*, 44(3), pp.501-518. doi: https://doi.org/10.2307/591814.

OECD (2023). *Pensions at a Glance 2023: OECD and G20 Indicators.* Paris: OECD Publishing.

Orloff, A.S. (1993). Gender and the social rights of citizenship: the comparative analysis of gender relations and welfare states. *American Sociological Review*, 58(3), pp.303-328. doi: https://doi.org/10.2307/2095903.

Orloff, A.S. (2012). *Gender. The oxford handbook of the welfare state.* New York: Oxford University Press.

Sainsbury, D. (1996). *Gender, equality and welfare states.* Cambridge University Press. doi: https://doi.org/10.1017/CBO9780511520921.

Sainsbury, D. (1999). Taxation, family responsibilities, and employment. *Gender and welfare state regimes*. doi: https://doi.org/10.1093/0198294166.003.0007.

Weymann, A. (2003). The life course, institutions, and life-course policy. *Social dynamics of the life course: Transitions, institutions, and interrelations*.

An Empirical Study on the Differences and Discrimination in Gender Pension Gap

Han, Gyeo Re [1]

[1] Korea Institute for Health and Social Affairs

Abstract

This study empirically examines whether the gender pension gap in the National Pension System stems from 'difference' in the attributes of men and women or from unequal structural 'discrimination' in the labor market and family. To this end, OLS estimation and Oaxaca-Blinder decomposition analysis were conducted on old-age pension recipients using KReIS 8th data. The analysis attributed about 53% of the gender pension gap to differences in attributes between men and women, and about 47% to structural discrimination that is not explained by individual, gender, and labor market characteristics. A remarkable result was that 'with or without children' accounted for the highest proportion of discrimination in the gender pension gap, which clearly suggests that the burden of care passed on to women is reproducing the gap in retirement income security. These results show that the labor market is still unevenly gendered, and that the gender-based role division within the family is such that most family care responsibilities are transferred to women. Therefore, simplistic measures such as accumulating human capital, promoting women's employment, and increasing pension coverage and benefit levels will only marginally reduce the gender pension gap. Accordingly, there is a need for long-term efforts to eradicate deep-rooted discrimination in the labor market and family. As a more immediate measure, a new care credit system can be considered to formally recognize the social value of family care.

Keywords: National Pension, Gender Pension Gap, Oaxaca-Blinder Decomposition, KReIS 8th