연구보고서 2022-38

성별 연금격차의 국가비교 연구

이다미
한겨레·남재욱·정해식

KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS

한국보건사회연구원
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS

▌연구진

연구책임자	**이다미**	한국보건사회연구원 부연구위원
공동연구진	**한겨레**	한국보건사회연구원 연구원
	남재욱	한국교원대학교 교수
	정해식	한국보건사회연구원 연구위원

연구보고서 2022-38

성별 연금격차의 국가비교 연구

발 행 일	2022년 12월
발 행 인	이 태 수
발 행 처	한국보건사회연구원
주 소	[30147]세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 사회정책동(1~5층)
전 화	대표전화: 044)287-8000
홈페이지	http://www.kihasa.re.kr
등 록	1999년 4월 27일(제2015-000007호)
인 쇄 처	거목정보산업(주)

ⓒ 한국보건사회연구원 2022

ISBN 978-89-6827-902-7 [93330]
https://doi.org/10.23060/kihasa.a.2022.38

발|간|사

국민연금이 도입된 지 벌써 30여 년이 지나, 매년 연금 수급률과 수급액이 증가하고 있음에도 여성의 노후소득은 남성과 비교하면 여전히 불안정한 상태에 놓여 있다. 우리보다 더 일찍 연금제도가 성숙한 서구 복지국가 역시 2000년대 이후 공·사연금 혼합이 가속화되는 상황에서 성별 연금격차 해소를 주요한 정책과제로 삼고 있다.

이 같은 문제의식을 바탕으로 본 연구에서는 서구 국가들에서 성별 연금격차가 발생하는 주요 원인과 발생 경로를 비교사회정책의 관점에서 살펴보았다. 성별 연금격차의 수준은 한 나라의 연금체계와 노동시장 구조에 따라 다르게 나타나며, 이를 예방하기 위한 경로 역시 상이하다는 것을 알 수 있었다. 따라서 본 연구는 한국의 연금제도가 성별 연금격차를 해소하기 위한 연금제도와 노동시장 간 정합성을 제고하기 위한 기초자료로 활용될 수 있다.

이 보고서는 이다미 부연구위원의 책임하에 연구진으로 본원 정해식 연구위원과 한겨레 연구원, 그리고 한국교원대 남재욱 교수가 참여하여 작성된 것이다. 본 연구의 자문위원으로 참여한 본원 류재린 부연구위원과 강남대 김수완 교수, 그리고 보고서 완성도를 높이기 위해 성심성의껏 자문에 응해준 관련 연구자들에게도 깊은 감사를 드린다.

끝으로, 본 보고서의 내용은 연구진의 의견이며, 한국보건사회연구원의 공식 의견이 아님을 밝혀둔다.

2022년 12월

한국보건사회연구원 원장

이 태 수

목 차

Abstract ····· 1

요 약 ····· 3

제1장 서론 ····· 7

제1절 연구의 배경 및 목적 ····· 9

제2절 연구의 구성 ····· 16

제2장 이론적 논의 ····· 19

제1절 젠더 관점에서의 복지국가와 여성 연금 수급권 ····· 21

제2절 성별 연금격차의 개념과 측정 ····· 30

제3절 성별 연금격차의 발생 원인 ····· 33

제3장 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석 ····· 41

제1절 분석 개요 ····· 43

제2절 분석모형 및 분석방법 ····· 45

제3절 결합시계열 분석 결과 ····· 57

제4절 소결 ····· 64

제4장 국가별 연금체계의 유형 변화 분석 ····· 67

제1절 분석 개요 ····· 69

제2절 분석모형 및 분석방법 ····· 72

제3절 조건의 정의: 계측(calibration) ····· 76

제4절 퍼지셋 이념형 분석 결과 ····· 83

제5절 소결 ····· 97

제5장 성별 연금격차 관련 제도 성과 분석 ····· 101

제1절 분석 개요 ····· 103

제2절 조건의 정의: 계측(calibration) ····· 107

제3절 성별 연금격차의 결합 인과관계 분석 결과 ····· 117

제4절 소결 ····· 132

제6장 결론 및 정책 제언 ····· 137

제1절 주요 연구 결과 ····· 139

제2절 정책 제언 ····· 145

참고문헌 ····· 149

부록 ····· 161

표 목차

〈표 1-1〉 성별, 연령대별 국민연금 노령연금 수급 유형별 수급자 현황 ····· 12
〈표 2-1〉 한국 공적연금에 내재된 젠더 성격 구분 ····· 27
〈표 2-2〉 'the Forward-looking GPG Index'의 구성 지표 ····· 31
〈표 2-3〉 연금제도와 노동시장 요인 비교 ····· 33
〈표 2-4〉 65세 이상 고령자의 남녀 수급률 격차 ····· 35
〈표 2-5〉 성별 연금격차에 영향을 미치는 제도적 요인 ····· 35
〈표 2-6〉 유럽 국가들의 성별 연금격차 관련 선행연구: 요약 ····· 36
〈표 3-1〉 분석대상 국가의 연금제도 및 복지체제 유형 구분 ····· 46
〈표 3-2〉 본 분석모형의 주요 가설 ····· 48
〈표 3-3〉 분석변수의 정의 ····· 53
〈표 3-4〉 국가별 LIS 분석연도(wave별): 1990년 이후 ····· 54
〈표 3-5〉 변수들의 기술통계량 ····· 57
〈표 3-6〉 유럽 모형: FGLS 분석 결과 ····· 60
〈표 3-7〉 유럽 모형: PCSE 분석 결과 ····· 61
〈표 3-8〉 OECD 모형: FGLS 분석 결과 ····· 62
〈표 3-9〉 OECD 모형: PCSE 분석 결과 ····· 63
〈표 4-1〉 국가별 연금체계의 유형 변화 분석을 위한 사례 구성 ····· 70
〈표 4-2〉 퍼지셋 이념형 분석 시 활용한 국가별 LIS 자료(2000년 이후) ····· 71
〈표 4-3〉 퍼지셋 이념형 분석의 4네 가지 단계 ····· 73
〈표 4-4〉 퍼지셋 이념형 분석을 위한 속성(property) 구성 ····· 74
〈표 4-5〉 GDP 대비 사적연금 자산 비율의 국가별 변화 추이 ····· 76
〈표 4-6〉 여성의 공적연금 수급률 국가별 변화 추이 ····· 78
〈표 4-7〉 공적연금 급여 비중의 국가별 변화 추이 ····· 80
〈표 4-8〉 계측을 위한 질적 전환점의 설정: 퍼지셋 이념형 분석 ····· 82
〈표 4-9〉 연금제도 변화의 이론적 유형 ····· 84
〈표 4-10〉 시점별 분석국가들의 이념형과 퍼지소속점수(FMS) ····· 90
〈표 4-11〉 국가별 연금체계 유형 변화 ····· 99

〈표 4-12〉 시점별 분석국가들의 이념형(ideal type) 변화: 요약 ····· 100
〈표 5-1〉 성별 연금격차의 국가별 변화 추이 ····· 108
〈표 5-2〉 연금 불평등도(p90/p10)의 국가별 변화 추이 ····· 109
〈표 5-3〉 성별 임금격차의 국가별 변화 추이 ····· 111
〈표 5-4〉 여성 노동시장 참여율의 국가별 변화 추이 ····· 112
〈표 5-5〉 여성 시간제 근로 비율의 국가별 변화 추이 ····· 114
〈표 5-6〉 Fs/QCA를 위한 질적 전환점의 설정 ····· 115
〈표 5-7〉 성별 연금격차에 대한 필요조건 검증 결과 ····· 118
〈표 5-8〉 성별 연금격차 유발(ggp)에 대한 충분조건 검증 결과 ····· 120
〈표 5-9〉 시점별 성별 연금격차 유발(ggp)의 원인조건조합 유형 변화 ····· 120
〈표 5-10〉 시점별 원인조건조합에 대한 해당 국가: 성별 연금격차 유발(ggp) ····· 121
〈표 5-11〉 성별 연금격차 예방(~ggp)에 대한 충분조건 검증 결과 ····· 126
〈표 5-12〉 시점별 성별 연금격차 예방(~ggp)의 원인조건조합 유형 변화 ····· 126
〈표 5-13〉 원인조건조합에 대한 해당 국가: 성별 연금격차 예방(~ggp) ····· 127

〈부표 1-1〉 유럽 모형: PCSE 분석 결과(동시적 상관 가정) ····· 161
〈부표 1-2〉 OECD 모형: PCSE 분석 결과(동시적 상관 가정) ····· 162
〈부표 5-1〉 국가별, 시점별 원인 및 결과조건 지표: 퍼지셋 질적 비교분석 ····· 170
〈부표 6-1〉 국가별, 시점별 원인 및 결과조건 계측 결과: 퍼지셋 질적 비교분석 ····· 172

그림 목차

[그림 1-1] 공적연금 가입 실태(2020년 12월 말 기준, 전체 인구) ····· 10
[그림 1-2] 공적연금 가입 실태(2020년 12월 말 기준, 여성 인구) ····· 10
[그림 2-1] 'the Forward-looking GPG index' 순위 ····· 32
[그림 2-2] 연금격차의 주요 발생 경로 ····· 37
[그림 2-3] OECD 국가의 성별 임금격차: 2000년, 2018년 비교 ····· 40
[그림 2-4] OECD 국가의 65세 이상 수급자의 성별 연금격차 ····· 40
[그림 3-1] 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석 모형 ····· 50
[그림 4-1] LIS의 연금 급여 분류 ····· 72
[그림 4-2] 퍼지셋 이념형 분석의 속성공간(property space) ····· 73
[그림 4-3] 연금제도 변화의 평가 모형 ····· 75
[그림 4-4] GDP 대비 사적연금 자산 비율의 국가별 변화 추이 ····· 77
[그림 4-5] 여성의 공적연금 수급률 국가별 변화 추이 ····· 79
[그림 4-6] 공적연금 급여 비중의 국가별 변화 추이 ····· 81
[그림 4-7] 시점별 조건별 퍼지소속점수(FMS) 변화 ····· 93
[그림 4-8] 시점별 분석국가들의 이념넘형과 퍼지소속점수(FMS) 변화: 2000~2003년, 2016~2018년 ····· 95
[그림 5-1] 성별 연금격차의 결합 인과관계 분석모형 ····· 106
[그림 5-2] 성별 연금격차의 국가별 변화 추이 ····· 108
[그림 5-3] 연금 불평등도(p90/p10)의 국가별 변화 추이 ····· 110
[그림 5-4] 성별 임금격차의 국가별 변화 추이 ····· 111
[그림 5-5] 여성 노동시장 참여율의 국가별 변화 추이 ····· 113
[그림 5-6] 여성 시간제 근로 비율의 국가별 변화 추이 ····· 114
[그림 5-7] 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ① ····· 122
[그림 5-8] 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ② ····· 123
[그림 5-9] 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ③ ····· 124
[그림 5-10] 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ④, ⑤ ····· 125
[그림 5-11] 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ① ····· 129

〔그림 5-12〕 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ② ····· 130
〔그림 5-13〕 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ③ ····· 131

〔부도 2-1〕 시점별 분석국가들의 이념넘형과 퍼지소속점수(FMS) 변화: 2000~2003년, 2016~2018년 ····· 163
〔부도 3-1〕 성별 연금격차의 비교(LIS, EU-SILC) ····· 166
〔부도 4-1〕 공적연금의 남녀 급여 비율 차이 ····· 168

Abstract

A Comparative Study on Gender Pension Gap

Project Head: Lee, Dah Mi

Based on the question, “Why are women worse off than men in the retirement income security?”, this study explores the causes and pathways of the gender pension gap in 13 Western countries in relation to the labour market and other surrounding institutions. The results show that the gender pension gap cannot be prevented by pension systems alone, and that their performance varies depending on how they are combined with labour market structures. Differences in women’s labour market participation and status stability across the countries are reflected in different degrees of alignment between labour markets and pension systems. The unchecked growth of poorly managed women’s part-time work is not only limited to occupational pensions, but has also contributed to high levels of gender pension gaps in the countries where public pensions are dominated strongly by earnings-related characteristics. This means that the 1.5-person breadwinner model, which includes women in the form of part-time work, is likely to widen the gap, at least in terms of old-age income status. The findings of this study show that the effects of increasing women’s labour

Co-Researchers: Han, Gyeore·Nahm, Jaewook·Jung, Haesik

market participation and expanding part-time work on the gender pension gap are not always consistent, but have particular implications for Korea, which has seen a reckless quantitative expansion of women's part-time work. The combination of women's labour market participation, a stable labour market, and a highly distributive public pension system may be the most effective path to preventing the gender pension gap in our society as it moves on to a more robust multi-pillar systems.

Keyword : Gender Pension Gap, Pension System, Women's Labour Market, Pooled Time Series Cross-section Analysis, Fuzzy-set Ideal Type Analysis, Fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis(Fs/QCA)

요약

1. 연구의 배경 및 목적

한국은 국민연금의 가입과 급여 측면 모두 성별 격차가 두드러지는 국가이다. 서구 국가들의 경우, 성별 연금격차 측면에서 국가별 편차가 존재하나, 최근으로 올수록 완화되는 추세를 나타내고 있다. 성별 연금격차의 수준과 변화는 각국의 연금제도 설계 외에도 기여가 이루어지는 당시 노동시장 환경, 사회규범 등 여러 외부적 요인이 연금제도와 어떻게 결합하고 있는지에 따라 달라진다. 본 연구에서는 '여성은 왜 남성보다 노후소득보장에 있어서 불리할 수밖에 없는가?'라는 의문에 기초하여 노동시장을 비롯한 주변 제도와 연결하여 그 원인과 발생 경로를 탐구하고자 한다. 연금제도와 상호 연결된 요인들을 함께 고려하여 분석하는 과정을 통해 탐구하다 보면 성별 연금격차 해소를 위한 그 방향성도 제시할 수 있다. 구체적으로는 서구 13개국을 대상으로 연금제도와 주변 제도들이 성별 연금격차에 미치는 영향들을 파악할 것이다. 성별 연금격차를 해소한 정책조합이 어떠하였는지를 확인하는 것이 본 연구의 가장 큰 목적이다.

2. 주요 연구 결과

먼저, 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인을 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 여성의 노동시장 참여율이 높을수록 성별 연금격차가 감소한다는 가설은 대체로 확인되었다. 둘째, 여성의 노동시장 지위가 불안정할수록 성별 연금격차는 증가할 것이라는 가설이 부분적으로 확인되었다. 여성의 한시적 고용 비율이 성별 연금격차에 미치는 요인은 6개 모형 중 3개 모형에서 유의성이 확인되었고, 여성의 시간제 고용은

모든 모형에서 성별 연금격차를 높이는 것으로 나타났다. 셋째, 성별 임금격차와 성별 연금격차 간 양(+)의 상관관계는 성별 임금격차가 변수로 투입된 4개 모형 모두에서 확인되었다. 넷째, 연금 불평등도는 모든 모형에서 성별 연금격차를 증가시키는 요인임이 확인되었다. 다섯째, 공·사연금의 제도 혼합이 성별 연금격차에 미치는 영향은 대체로 확인되지 않았다. 여섯째, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차가 완화될 것이라는 가설은 대부분 모형에서 확인되었다. 즉 노동시장의 성 불평등도가 클수록 성별 연금격차는 증가하고, 연금제도가 재분배적일수록 성별 연금격차는 감소한다는 가설은 대체로 성립하는 것으로 확인되었다.

이어서 퍼지셋 이념형 분석을 통해 2000~2018년까지 국가별 연금체계 변화의 방향과 정도를 평가한 결과, 5개 유형에 분석대상 국가들이 고르게 포진되어 있었다. 여성의 공적연금 수급률이 높고, 사적연금이 발달, 공적연금 급여 비중도 높은 1유형에는 핀란드가 유일하게 속해 있었다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고, 공적연금이 지배적인 6유형에는 오스트리아, 벨기에, 독일, 그리스, 이탈리아, 스페인과 같은 보수조합주의 국가들이 속해 있었다. 독일을 제외하면 사적연금이 거의 발달하지 않은 '공적연금 지배형'의 특징이 강하게 나타났다. 여성의 공적연금 수급률이 높고, 사적연금이 크게 발달, 공적연금 급여 비중이 낮은 3유형에는 캐나다, 네덜란드, 스위스, 영국, 덴마크가 속해 있었다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고, 사적연금이 발달하였으며, 공적연금 급여 비중이 낮은 4유형에 속한 국가는 미국이 유일하며 최근으로 오면서 해당 유형의 소속 정도는 높아지고 있었다.

이상의 유형 변화 양상을 종합하면, 덴마크를 제외한 나머지 국가들은 기존 유형을 그대로 유지하는 모습을 나타냈다. 2000년대 중후반 독일에서 일시적으로 제도의 양적 변화가 동반되었으나 바뀐 유형의 소속 정도

가 높지 않아 변화의 정도는 미미하다고 볼 수 있다. 한편 덴마크는 5유형에서 3유형으로의 질적 변화를 경험하였다. 다소 늦게 도입된 사적연금이 점차 발달하는 '후발 다층체계'의 모습을 유형별 소속점수 변화와 유형 변화를 통해 보여주고 있다.

마지막으로, 성별 연금격차에 관한 제도 성과 분석을 위해 퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)을 실시하였다. 성별 연금격차를 유발, 예방하는 필요조건을 각각 검증하였으며, 둘 다 필요조건은 부재한 것으로 나타났다. 다만 검증 기준을 0.9에서 0.85로 낮추면 '낮은 연금 불평등도'를 성별 연금격차 예방의 필요조건으로 볼 수 있다.

성별 연금격차를 유발, 예방하는 충분성 검증을 각각 실시하였다. 첫째, 성별 연금격차 유발에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 5개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 연금 불평등도가 높고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때, ② 사적연금이 발달하고 연금 불평등도가 높을 때, ③ 연금 불평등도가 높고 여성의 시간제 근로 비율이 높을 때, ④ 여성의 공적연금 수급률은 높으나 노동시장 참여율이 낮을 때, ⑤ 사적연금이 발달한 가운데 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때, 성별 연금격차가 유발되는 것으로 나타났다. 둘째, 성별 연금격차 예방에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 3개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 여성의 노동시장 참여율과 시간제 근로 비율이 모두 낮고, 여성의 공적연금 수급률은 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때, ② 여성의 노동시장 참여와 성별 임금격차가 작은 가운데 여성의 공적연금 수급률은 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때, ③ 여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 발달, 연금 불평등도가 낮은 가운데 여성의 노동시장 참여율은 높으나 시간제 근로 비율이 저조할 때, 성별 연금격차가 예방되는 것으로 나타났다.

3. 정책 제언

성별 연금격차는 연금제도만으로는 예방이 어려우며, 노동시장 구조와 어떻게 결합하느냐에 따라 그 성과는 다르게 나타난다. 여성의 노동시장 참여와 지위 안정성은 국가별로 차이가 발생하기 때문에 노동시장과 연금제도의 정합성을 높이는 방식은 국가마다 달라질 수밖에 없음을 확인하였다. 질적으로 잘 관리되지 않은 시간제 일자리의 무분별한 증가는 특히 소득비례 성격이 강한 공적연금이 지배적인 국가에서는 높은 수준의 성별 연금격차로 이어졌다. 여성을 시간제 노동의 방식으로 노동시장에 통합하는 1.5인 생계부양자 모델이 적어도 노후소득의 결과 측면에서는 성별 격차를 확대할 가능성이 큰 것이다. 여성의 노동시장 참여 활성화와 시간제 일자리 확대가 성별 연금격차에 미치는 영향이 항상 일치하지 않음이 증명된 본 연구의 분석 결과는 잘 관리되지 않은 여성 시간제 일자리가 무분별하게 확대되어온 한국에 시사하는 바가 특히 크다.

여성의 노동시장 활성화 및 지위 안정성이 확보된 노동시장과 재분배 기능에 충실한 공적연금의 결합은 향후 다층노후소득보장체계 내실화 과정에서 성별 연금격차를 예방하기 위한 가장 효과적인 경로일 수 있다.

주요 용어 : 성별 연금격차, 연금제도, 여성 노동시장, 결합시계열 분석, 퍼지셋 이념형 분석, 퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)

제1장

서론

제1절 연구의 배경 및 목적
제2절 연구의 구성

제 1 장 서론

제1절 연구의 배경 및 목적

국민연금이 도입된 지 벌써 30여 년이 지나, 매년 노령연금 수급자 규모와 급여수준이 증가하고 있다. 그러나 여전히 가입기간과 급여수준에 있어서 여전히 성별에 따른 차이가 크게 벌어지고 있다. 국민연금 가입을 연령대별로 나누어 살펴보면 20~24세 연령대에서 국민연금 가입자 수가 여성이 남성보다 더 많지만 35세 이후 연령대부터는 남성의 가입자 수가 여성보다 많아진다. 35~39세 연령대에서는 여성이 남성보다 가입자 수가 약 493만 명 더 적게 나타난다(국민연금공단, 2021a). 출산, 양육 등에 따른 여성의 경제활동 참여 중단, 사회보험 사각지대에 더 많이 노출되어 있을 여성 일자리 등이 이 같은 남녀 가입의 규모 차이를 설명한다.

다음 그림들은 18~59세 국민연금 가입연령대에 속해있는 총인구와 경제활동인구의 가입률을 전체 인구, 여성 인구를 대상으로 각각 제시한 것이다. 〔그림 1-1〕과 같이, 총인구 중 국민연금 및 특수직역연금에 가입하여 소득신고를 하는 이들의 비율은 63.6%이며, 경제활동인구 중 84.0%를 차지한다. 〔그림 1-2〕에서는 여성 인구에 대하여 그 비율을 제시하고 있으며, 각각 56.1%, 89.6%로 나타난다. 전체 인구 대비 국민연금 가입자 비율은 여성이 남성보다 낮지만, 경제활동인구 대비 국민연금 가입자 비율은 여성이 남성보다 높게 나타난다. 다만 여성이 경제활동인구 대비 국민연금 및 특수직역연금 가입자 비율이 높은 것은 임의가입자 수가 많고, 통계적으로는 비경제활동인구에 해당하지만, 국민연금에서는 소득신고가 되어 있는 경우도 있음을 고려해야 한다.

〔그림 1-1〕 공적연금 가입 실태(2020년 12월 말 기준, 전체 인구)

(단위: 천 명, %)

<table>
<tr><td></td><td colspan="7">18~59세 총인구 31,253천 명</td></tr>
<tr><td></td><td rowspan="3">비경제
활동인구
8,839천 명</td><td colspan="6">경제활동인구 22,414천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="5">국민연금 가입자 21,580천 명</td><td rowspan="3">특수직역
연금 가입자
1,392천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="3">지역 가입자
6,898천 명</td><td rowspan="2">사업장 가입자
14,320천 명</td><td rowspan="2">임의 가입자
362천 명</td></tr>
<tr><td></td><td>납부 예외자
3,098천 명</td><td colspan="2">소득신고자
3,800천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">소계
12,485천 명</td><td>장기 체납자
1,035천 명</td><td>보험료 납부자
2,765천 명</td><td colspan="2">소계
17,447천 명</td><td></td></tr>
<tr><td>총인구
대비 비율(%)</td><td>28.3</td><td>9.9</td><td>3.3</td><td colspan="2">55.8</td><td colspan="2">59.1</td><td>4.5</td></tr>
<tr><td>경제활동인구
대비 비율(%)</td><td></td><td>13.8</td><td>4.6</td><td colspan="2">76.2</td><td colspan="2">77.8</td><td>6.2</td></tr>
</table>

주: 1) 통계청 경제활동인구조사 12월 기준 자료를 이용하여 총인구, 경제활동인구, 비경제활동인구를 산출, 8월 조사 자료를 이용하여 특수직역연금 가입자를 산출하였고, 국민연금 가입자는 국민연금 통계 자료임.

2) 국민연금 가입자와 특수직역연금 가입자의 합계가 경제활동인구를 초과할 수 있으며, 이에 따라 가입률의 합계는 100을 초과할 수 있음.

자료: 통계청 경제활동인구조사 자료(2020년 8월 기준, 2020년 12월 기준). 국민연금공단. (2021b). 2020년 12월 말 기준 국민연금 공표 통계를 이용하여 저자가 작성함.

〔그림 1-2〕 공적연금 가입 실태(2020년 12월 말 기준, 여성 인구)

(단위: 천 명, %)

<table>
<tr><td></td><td colspan="6">18~59세 총인구 15,396천 명</td></tr>
<tr><td></td><td rowspan="3">비경제
활동인구
5,823천 명</td><td colspan="5">경제활동인구 9,573천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="4">국민연금 가입자 9,651천 명</td><td rowspan="3">특수직역
연금 가입자
626천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">지역 가입자
3,330천 명</td><td rowspan="2">사업장 가입자
6,013천 명</td><td rowspan="2">임의 가입자
308천 명</td></tr>
<tr><td></td><td>납부 예외자
1,388천 명</td><td>소득신고자
1,942천 명</td></tr>
<tr><td></td><td colspan="2">소계
7,211천 명</td><td colspan="2">소계
8,263천 명</td><td></td></tr>
<tr><td>총인구
대비 비율(%)</td><td>37.8</td><td>9.0</td><td colspan="2">51.7</td><td>4.1</td></tr>
<tr><td>경제활동인구
대비 비율(%)</td><td></td><td>14.5</td><td colspan="2">83.1</td><td>6.5</td></tr>
</table>

주: 1) 통계청 경제활동인구조사 12월 기준 자료를 이용하여 총인구, 경제활동인구, 비경제활동인구를 산출, 8월 조사 자료를 이용하여 특수직역연금 가입자를 산출하였고, 국민연금 가입자는 국민연금 통계 자료임.
2) 국민연금 가입자와 특수직역연금 가입자의 합계가 경제활동인구를 초과할 수 있으며, 이에 따라 가입률의 합계는 100을 초과할 수 있음.
자료: 통계청 경제활동인구조사 자료(2020년 8월 기준, 2020년 12월 기준). 국민연금공단. (2021b). 2020년 12월 말 기준 국민연금 공표 통계를 이용하여 저자가 작성함.

이처럼 남녀의 가입 격차가 줄어들고 있음에도 불구하고, 여전히 수급 측면에서는 남녀 격차가 크게 벌어지고 있다. 2021년 기준, 65세 이상 국민연금 수급자가 남성은 239.6만 명, 여성은 181.9만 명이며, 인구 대비 국민연금 수급률은 각각 64.4%, 37.6%로 남성이 여성보다 두 배 가까이 높다(통계청, 2022). 전체 국민연금 수급자 수에서 남성은 329.9만 명, 여성은 267.4만 명으로 남성이 여성보다 더 많으며, 수급유형별로 나누어 살펴보면 몇 가지 특징이 확인된다. 남성은 노령연금 수급자가 319.2만 명, 여성은 유족연금 수급자가 78.5만 명으로 수급유형에서 그 차이가 크게 벌어진다. 여성은 배우자의 연금 수급 자격, 즉 파생적 수급권을 통해 연금 급여를 확보하는 경우가 많았다. 가입기간이 20년 이상인 수급자 수는 남성이 728.9천 명, 여성이 120.5천 명으로 남성의 규모가 훨씬 크다. 가입기간이 10~19년인 경우에는 남성이 1,177.7천 명, 여성이 1,006천 명으로 둘 사이에 큰 차이를 보이지는 않았다.

특례노령연금의 경우 남성 노인은 774.2천 명, 여성 노인은 471.2천 명인 것으로 나타났다. 전반적으로 20년 이하로 가입한 경우 남녀 차이는 크게 않은 것을 알 수 있다(〈표 1-1〉 참조). 그러나 최근 수급이 시작된 50대, 60대 초반 노인에게서는 20년 이상 가입기간을 확보한 경우가 나타나고 있었으며, 대부분 남성 노인이 이에 해당한다(국민연금공단, 2022). 즉 현재 국민연금 수급 노인의 특성을 통해 과거 여성의 낮은 경제활동 참가와 더불어 국민연금의 낮은 가입률이 중첩되어 여성의 연금 수급률도 낮고, 특히 적정한 연금 급여를 확보할 수 있는 20년 이상 장기 가입자

수도 매우 적은 것을 확인할 수 있다.

〈표 1-1〉 성별, 연령대별 국민연금 노령연금 수급 유형별 수급자 현황

(단위: 천 명)

구분	가입기간 20년 이상		가입기간 10~19년		조기노령연금		특례노령연금		분할연금	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
50~60세 미만	367.1	80.0	255.5	366.6	173.4	85.5	0.1	0.1	1.0	19.1
60~65세 미만	268.4	32.0	481.0	440.2	220.8	92.0	0.4	0.2	2.9	23.6
65~70세 미만	93.3	8.5	337.7	177.2	62.9	28.3	174.2	97.8	1.9	8.1
70~75세 미만	0.1	0.0	103.5	22.0	26.6	11.8	326.6	195.1	0.7	2.7
75~80세 미만	0.0	0.0	0.0	0.0	7.9	2.7	273.0	177.9	0.4	0.6
80세 이상	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
소계	728.9	120.5	1,177.7	1,006.0	491.6	220.2	774.2	471.2	6.9	54.0

자료: 국민연금공단. (2022). 2022년 6월 말 기준 국민연금 통계

공적연금에서 나타나는 성별 격차(gender gap)가 한국에서만 예외적으로 나타나는 문제는 아니다. 2019년 기준, EU 28개국에서 65세 이상 연령 집단의 성별 연금격차(gender pension gap)는 평균 29.4%이며, 국가별 차이가 존재하나, 최근으로 오면서 점차 완화되는 추세를 나타내고 있다.[1] 1990년대 초반까지 성별 연금격차, 즉 남녀의 급여수준 차이는 사회적으로 크게 주목받지 못하는 사안이었으나(Ginn, 2003), 점차

1) Eurostat 홈페이지(https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ILC_PNP13__custom_4455328/default/table?lang=en에서 2022.7.10. 인출)

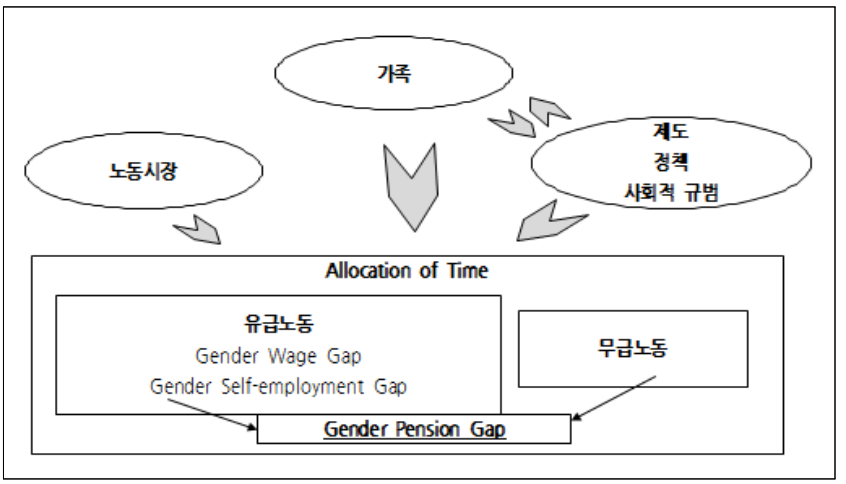
서구 국가들을 중심으로 이에 대한 관심이 높아지고 있다(Jefferson & Preston, 2005; Ponthieux & Meurs, 2015, p.1059 재인용). 각국 정부 차원에서도 지속적으로 관리하는 사회정책의 주요 지표로 자리매김하였다. 2000년대에 접어들면서 성별 연금격차를 주제로 한 연구들도 활발히 진행되기 시작하였다. 이때 성별 연금격차는 '남녀 수급률 차이', '남녀 급여수준 차이'로 측정되며, 1990년대 이후 연속적으로 실시되어온 연금개혁이 남녀에게 얼마나 상이한 영향을 주었는지 파악할 수 있게 해주는 주요 지표가 되고 있다(Bettio, Tinios & Betti, 2013).

서구 국가들에서 주로 재정안정화에 방점을 두고 실시된 연금개혁이 여성에게 불리하게 작용했다는 것은 부정할 수 없는 사실이다(Fultz & Steinhilber, 2003; Bonnet, Buffeteau, & Godefroy, 2006; Bonne, Meurs, & Rapoport, 2020). 다만 그 과정에서 일방적인 급여 삭감에 그치지 않고, 여성의 노후소득 강화를 목표로 크레딧 확대, 최소 기여기간 축소, 남녀 수급개시연령 일치 등 일련의 조치들이 동반되었다. 특히 여성의 개별적·독립적 수급권 강화를 위해 돌봄의 사회화, 크레딧 확대, 일·가정 양립 지원 등이 적극적으로 실시되었다.

따라서 여성의 연금 수급권 확보 및 남녀 간 급여 격차 해소를 위한 조치들이 연금제도와 상호 연결된 주변 제도들을 고려하지 못한 채 단선적으로 이루어질 경우, 의미 있는 성과를 내기는 어려울 것이다. 본래 '성별 격차(gender gap)'는 사전적으로 '사회적·정치적·문화적·경제적 성취 혹은 태도에 관한 남녀 차이'를 의미한다. 성별 연금격차 역시 한 나라의 노동시장, 가족, 제도, 규범 등이 여성의 생애 과정, 특히 유급·무급노동과 연결되어 있으므로 결국 노후소득의 격차를 유발하는 원인 역시 일련의 메커니즘을 통해 설명이 가능하다(Ponthieux & Meurs, 2015)(〔그림 1-3〕 참조).

지금까지 실시된 연구들의 경향을 살펴보면 연금제도를 둘러싼 다양한 주변 요인들을 고려하지 못한 채, 그 한계를 드러내고 있다. 최근 노후소득보장 영역에서 발생하는 성별 격차를 다룬 연구의 경우, 주로 유럽을 중심으로 진행되고 있지만 대체로 단일국가 사례에 한정되어 격차 유발의 원인을 가늠하는 수준에 그치고 있다(Bonnet et al., 2022; Flory, 2012; Hänisch & Klos, 2014; Foster, Heneghan, Olchawski, & Trenow, 2016; Jędrzychowska, A., Kwiecień, I., & Poprawska, E. 2020; 강성호·김영옥, 2012; 유희원, 이주환, 김성욱, 2016; 오욱찬·유희원, 2017; 이다미, 2017; 김혜경, 2022). OECD를 비롯한 국제기구 차원에서는 연금제도와 노동시장에서 발생하는 성별 격차의 변화 추이를 제시하는 선에서 그치고 있다(Samek, 2016; OECD, 2021a). 다시 말해, 노후소득보장에서 발생하는 성별 격차의 원인을 노동시장을 비롯한 주변 제도와 함께 실증한 연구는 부재한 상황이다.

〔그림 1-3〕 성별 연금격차의 발생 메커니즘



자료: Ponthieux & Meurs. (2015). Gender Inequality. p.984. 그림 12.1.을 바탕으로 저자가 작성함.

이에 본 연구에서는 '여성은 왜 남성보다 노후소득보장에 있어서 불리할 수밖에 없는가?'라는 의문에 기초하여 그 원인을 주변 제도와 연결하여 탐구하고자 한다. 연금제도와 상호 연결된 요인들을 함께 고려함으로써 성별 연금격차를 해소하기 위한 정책적 시사점을 제시할 수 있다. 구체적으로는 각국의 연금제도와 주변 제도들이 성별 연금격차에 미치는 영향요인을 파악할 것이다. 특히 성별 연금격차를 해소한 정책조합(policy combinations)들이 시간 흐름에 따라 어떻게 달라졌는지를 살펴보는 것이 본 연구의 핵심이다.

이때 분석은 개별 정책이나 요인들의 독립적 인과관계를 파악하는 데 그치지 않고 개별 정책이나 제도, 그리고 제도를 둘러싼 다양한 환경과의 관계 속에서 어떤 식으로 형성, 변화하고 그 성과가 나타나는지를 설명할 때 유용하게 활용되는 '제도적 상호보완성(institutional complementarity)'에 기초한다(남재욱·이다미, 2020). 제도적 상호보완성이란 "특정한 제도적 형태들이 함께 나타날 때 서로를 강화하여 제도 기능 및 특정한 제도적 배열의 일관성과 안정성이 증가된다"는 것으로(Amable, 2016; 남재욱·이다미, 2020 재인용), 거시적 차원[2] 외에 미시적 차원에서도 두루 활용되는 개념을 의미한다(남재욱·이다미, 2020).

2) 생산레짐, 복지레짐이 대표적이다.

제2절 연구의 구성

1. 연구 내용

본 연구는 6개의 장으로 구성되어 있다.

제1장(‘서론’)에 이어서 제2장(‘이론적 논의’)에서는 젠더 관점의 복지국가와 여성의 연금 수급권 형태, 성별 연금격차의 개념과 측정, 성별 연금격차의 발생 원인을 관련 문헌들을 통해 검토한다.

제3장(‘성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석’)에서는 서구 13개국을 대상으로 1990년부터 2017년까지 사회경제적 요인, 연금제도와 노동시장 요인들이 각각 성별 연금격차에 미치는 영향을 결합시계열 분석(Pooled Time Series Cross-section Analysis)을 통해 실증하고자 한다. 제4장(‘국가별 연금체계의 유형 변화 분석’)에서는 연금제도의 속성에 기반하여 시간의 흐름에 따른 각국 연금체계의 변화 방향과 변화 정도를 퍼지셋 이념형 분석(Fuzzy-set Ideal Type Analysis)을 통해 파악하고자 한다. 제5장(‘성별 연금격차 관련 제도 성과 분석’)에서는 제3장에서 확인된 영향요인과 제4장에서 도출된 연금체계 유형 변화를 바탕으로, 연금체계와 주변 제도들이 결합하여 성별 연금격차에서 어떠한 성과가 나타났는지, 그 성과 창출의 경로들(paths)은 어떠하였는지를 퍼지셋 질적 비교분석(Fuzzy-Set Qualitative Comparative Analysis)을 통해 파악하고자 한다.

마지막으로, 제6장(결론 및 정책 제언)에서는 지금까지의 분석 내용을 바탕으로 한국의 성별 연금격차를 해소하기 위한 정책적 시사점을 제시하는 것으로 글을 끝맺을 것이다.

2. 연구방법 및 분석자료

본 연구는 크게 문헌연구와 국가 비교연구(comparative study)의 방식으로 구성되어 있다. 정량적 연구 차원에서는 결합시계열 분석(Pooled Time Series Cross-section Analysis)을, 질적 연구 차원에서는 사례 중심의 퍼지셋 이념형 분석(Fuzzy-set Ideal Type Analysis)과 퍼지셋 질적 비교분석(Fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis, Fs/QCA)을 실시하였다. 이를 위해 룩셈부르크소득연구(Luxembourg Income Study Database, 이하 LIS) Wave Ⅲ~Wave Ⅺ, OECD, UNDP 집계치 등을 20년 이상의 장기 시계열 자료로 구축하여 분석에 활용하였다.

제2장

이론적 논의

제1절 젠더 관점에서의 복지국가와 여성 연금 수급권
제2절 성별 연금격차의 개념과 측정
제3절 성별 연금격차의 발생 원인

제 2 장 이론적 논의

제1절 젠더 관점에서의 복지국가와 여성 연금 수급권

1. 탈가족화와 복지국가 재편

탈상품화(decommodification)와 계층화(classification) 개념을 통해 복지레짐(welfare regime)을 유형화한 Esping-Andersen(1990)의 논의는 가부장적이고 남성중심적, 즉 젠더에 대한 고려가 부재하다는 점에서 여성주의 연구자들로부터 거센 비판을 받아왔다. 탈상품화가 전통적 가족임금(family wage)에 기반을 둔 표준적 고용관계(Standard Employment Relationship, SER)의 남성 노동자에 국한되어 있으며(Orloff, 1993), 남녀가 모두 동일한 수준에서 상품화되어 있지 않은 현실을 온전히 반영하지 못할 뿐만 아니라 젠더 불평등의 주된 원인이 될 수 있다는 이유에서다. 이처럼 젠더에 기초한 사회급여 체계와 여성을 둘러싼 사회문화적 상황을 간과하였다는 비판(Orloff, 1993; Orloff, 2012 재인용)은 이후 탈산업화를 겪으며 더 큰 설득력을 갖기 시작하였다. 서비스업의 출현은 여성 노동시장을 양적으로 크게 확대시켰고, 가족구조의 변화를 비롯하여 사회 전반에 걸쳐 큰 반향을 불러일으켰다(Esping-Andersen, 2006). 이에 '복지국가는 성평등을 촉진할 수 있는가'에 관한 여성주의 복지국가 연구자들의 끊임없는 질문은 복지국가가 재편되는 과정을 겪으며 지금까지도 사회정책에서 주요 이슈가 되고 있다(Orloff, 2012).

종전 후 복지국가의 황금기를 가능케 했던 완전고용 시대에 접어들면

서 적어도 1960년대 후반까지 복지국가는 남성생계부양자(male-bread winner)를 중심으로 작동하였고, 가구 내 남성에 대한 여성의 경제적 의존도는 매우 컸다(Sorensen & McLanahan, 1987). 당시 여성의 수급권은 가족 내 남성이 실업에 처하거나 사망하여 더 이상 소득활동을 하지 못할 경우, 피부양자로서 생계를 보장받는 수준에 머물렀다. 그러나 1980년대 초반부터 여성의 경제활동 참여가 증가하면서 가족구조에 변화가 생겼고, 이에 점차 탈가족화 현상이 나타나기 시작하였다.

Lister(1994)에 의해 처음 제시된 '탈가족화(defamilialization)'는 Esping-Andersen(1999)이 복지체계와 가족구조의 변화를 연결시켜 기존의 탈상품화와 동일선상에서 새롭게 정의한 개념이다. 단순히 가족 중심의 문화가 약화한 정도를 양적으로 나타낸 것만이 아닌, 각 개인에게 주어진 가족에 대한 책임을 복지국가가 얼마만큼 완화해주는지 – 국가의 제도적 책임이 어느 수준인지를 – 를 측정한 것이다. 즉 사회정책이나 시장을 통해 여성들이 자신의 노동력을 상품화하거나 독립된 생활이 가능하도록 국가가 지원(개입)하는 정도로 볼 수 있다.

또한 탈가족화는 "법적·사회적 급여들이 남성과 여성, 그리고 부양자와 피부양자 간 힘의 균형을 변화시켰는지, 그 결과 가족적·보호적 배열(arrangement)을 작동하게 하는 사회적 합의와 조건들을 변화시켰는지를 분석하는 것"이 그 주된 골자이다(Millar & Warman, 1996; 정연택, 2017 재인용). Siaroff(1994), Künzler(2002)를 비롯하여 탈가족화와 가족정책에 관한 연구들이 본격적으로 진행되기 시작하였고, 현재는 복지국가를 다루는 젠더 레짐과 유사한 맥락에서 탈가족화 개념이 활용되고 있다.

탈가족화 정도를 분석하기 위한 세부 기준들은 연구자에 따라 상이하다(정연택, 2017). 예를 들어 Esping-Andersen(1999)은 탈가족화 정도

에 따른 복지레짐의 분류가 탈상품화를 기준으로 할 때 차이가 거의 없는 것으로 보았다. 이탈리아와 같이 가족주의 성향이 매우 짙은 남유럽 국가들의 복지체제가 독일, 프랑스와 구분될 만큼 크게 다르지 않다는 이유에서다. 이처럼 탈가족화 정도에 따라 국가별 가족정책의 양상, 여성이 제공하는 돌봄노동에 대한 가치평가는 크게 달라진다.

2. 젠더 레짐과 여성 연금 수급권

주류 연구자들이 사회적 급여 수급권을 Marshall의 사회권 맥락에서 연구해온 것과 같이, 여성주의 연구자들도 여성의 사회적 급여 수급권을 사회권의 개념에서 도출하기 위해 노력해왔다. 이러한 노력은 전술한 바와 같이 Esping-Andersen(1990)의 복지국가 유형화 연구에서 젠더 관계가 고려되지 않았음을 강하게 비판하면서 시작되었다. Orloff(1993)는 유급노동 접근권과 독립적인 가구 형성권을 통해 여성의 노동자로서의 사회권 개념을 정립하였고, 젠더 계층화(gender classification)로 인한 젠더 차이(gender differentiation)와 젠더 불평등(gender inequality)을 구분하였다.

여성주의자들의 젠더를 고려한 복지국가 유형화는 기존의 '국가(state)-시장(market)'과의 관계에 새롭게 '가족적 차원(가족관계)'을 추가하고, 특히 여성의 유급노동 접근권과 무급노동(unpaid work)의 인정을 중심으로 복지국가를 재해석한 개념이다. 대표적으로, Lewis(1992)는 '강한 남성생계부양자 체제(strong male-breadwinner state)', '수정된 남성생계부양자 체제(modified male-breadwinner state)', '약한 남성생계부양자 체제(weak male-breadwinner state)'로 복지국가를 유형화하였다.

Sainsbury(1999)는 사회권의 개인화 수준, 사회급여 수급권이 성별 분업에 근거하는 정도, 돌봄에 대한 국가 개입의 범위(sphere of care)와 방식, 동등한 유급노동에 대한 남녀의 접근성 정도, 가족과세 유형 등을 기준으로 '남성생계부양자 모델(male-breadwinner regime)', '성별 역할 분리 모델(seperate gender roles regime)', '개인별 소득자-양육자 통합 모델(individual earner-carer regime)'로 복지국가 체제를 분류하였다.[3] 아울러 여성의 사회적 급여 수급권의 근거를 '아내로서의 지위', '어머니로서의 지위', '노동자로서의 지위'로 구분했고, 이것이 다시 앞에서 언급한 복지국가 유형들과 연결되는 개념과 관련지어 연금제도를 중심으로 한 여성의 사회적 급여 수급권 연구들의 근거가 되어왔다.

보다 구체적으로, Sainsbury(1996)가 제시한 여성의 사회적 급여 수급권을 연금제도에 적용하여 살펴볼 수 있다. 우선, '아내로서의 지위'는 전통적인 남성생계부양자 모델에서 여성의 사회적 수급권의 근거가 되는 것으로, 여성이 배우자인 남성의 기여에 근거하여 공적연금의 수급권을 획득하는 것을 의미한다. 이때 여성의 수급권은 성별 역할분담을 전제로 하며, 혼인상태와 배우자의 기여 수준에 달려 있다. 피부양자 지위에 근거한 파생적 수급권(derived right)이 이에 해당하며, 유족연금과 분할연금이 대표적이다. 다음으로 '어머니로서의 지위'는 성별 역할 분리 모델을 근거로 여성이 남성과 다르게 수행하는 역할, 즉 자녀를 출산하고 양육하는 돌봄노동에 대하여 수급권이 주어지는 것으로 출산크레딧과 양육크레딧이 대표적이다. 마지막으로 '노동자로서의 지위'에 해당하는 수급권은 남성과 마찬가지로 여성에게 독립적 노동자로서 개별적 수급권이 주어지는 경우로, '개인별 소득자-양육자 통합 모델(individual earner-carer model)'에 따른 수급권을 말한다. 물론 여성의 수급권이 개별적

3) 보다 상세한 구분은 Sainsbury(1999), p.78, 표 3.1을 참조할 것

노동자로서의 지위에 근거한다고 하여 반드시 개인별 소득자-양육자 모델을 전적으로 충족한다고는 보기 어렵다. 여성의 개별적 수급권은 '여성 생애주기의 남성화(female life course masculinisation)'로 정의되는 여성의 유급노동에 대한 접근을 통해 확보될 수 있으나, 이것이 남성의 가사노동에의 기여를 보장하는 '남성 생애주기의 여성화'를 의미하는 것은 아니기 때문이다(Esping-Andersen, 2009; 이다미, 2017 재인용). 여성의 노동자로서의 수급권을 보장하기 위해서는 연금제도의 구성요소 중 급여 수급 요건이 이와 밀접하게 연관된다. 이는 주로 노동시장에서 여성의 지위가 남성보다 열악할 가능성이 크다는 점에서 비롯된 것이며, 연금제도가 근로 당시 노동시장 지위를 반영하는 정도, 즉 노후에 노동시장 지위를 재생산 정도가 약할수록 여성이 개별적 수급권을 보장받는 것이 보다 수월해진다.

이론적으로, 연금제도에는 개인 내 근로 시기에서 은퇴 이후로 경제적인 자원을 이전하는 저축 차원의 시간적 소비 평탄화(consumption-smoothing)와 빈곤 개선(poverty relief) 기능이 내재되어 있다(Barr & Diamond, 2006). 여기서 시간적 소비 평탄화는 개인 단위에서 발생하는 시간적 소득재분배의 개념으로, 연금제도는 노동시장에서 개인의 지위를 어떻게든 재생산하게 된다. 예를 들어 수급권 획득을 위한 적격기간(qualifying years)이 길거나, 기여와 급여의 연계가 강할수록 여성이 독립적으로 개별적 수급권을 획득할 가능성은 낮아진다. 이에 Sainsbury (1996)는 노동자로서의 지위를 넘어 시민권과 거주에 기초한 개별적 연금 수급권을 확보하게 하는 것이 정책적으로 중요함을 역설한 바 있다.

연금제도에서 양성평등적 요소가 점차 강조되는 모습은 여성의 연금 수급권을 둘러싼 담론 변화에서 그리 어렵지 않게 관찰될 수 있다(김은지, 2006). 이미 많은 국가들이 연금개혁을 통해 유족연금과 같은 여성의

파생적 수급권에 해당하는 요소들을 축소시켰고 여성의 개별적·독립적 수급권에 해당하는 요소들을 점차 확대하는 중이다. 그 이면에는 여권신장 인식과 여성의 유급노동이 증가하면서 파생적 수급권의 근간이 되는 남성생계부양자가구 내 피부양자로서의 전업주부 구조가 더 이상 유지되기 어려운 최근의 사회적 변화가 존재한다.

이 같은 개별적 수급권의 확대 경향은 두 가지의 서로 다른 흐름으로 나타날 수 있다. 하나는 '어머니'로서의 수급권 확대이고, 다른 하나는 '노동자'로서의 수급권 확대이다. 여기서 발생하는 문제는 이 두 경향이 예기치 못하게 상호 모순된 결과를 초래할 수 있다는 것인데, 이른바 '울스턴크래프트의 딜레마(Wollstonecraft's Dilemma)' 상황이 발생하는 것이다. 노동자로서의 수급권만을 강조하게 되면 남성보다 무급노동에 종사하는 비중이 높은 여성의 노동시장 상황을 반영하지 못할 수 있고, 어머니로서의 수급권을 강조하게 되면 성별 역할 분리에 따른 차등화된 권리 확보에 그칠 수 있다는 것이다. 이러한 딜레마는 특히 연금제도에서 강하게 두드러질 수 있다. 대체로 서구 연금개혁이 기여와 급여의 연계가 강화되는 방향으로 실시되어 왔다는 점에서 여성의 노동자로서의 수급권 확대는 필연적으로 급여 축소를 가져올 가능성이 높다.

따라서 젠더 관점에서 본다면 연금제도는 한편으로는 여성의 노동자로서의 수급권을 확대함과 동시에, 다른 한편으로는 어머니로서의 수급권을 '보완적'으로 발달시켜 여성의 시민권을 보호하고, 급여 적정성(adequacy)을 확보할 수 있어야 한다. 다만 이 같은 제도적 혼합은 상당한 주의가 필요한데 전자는 자칫 급여수준의 약화를, 후자는 탈가족화의 지체를 가져올 수 있기 때문이다. Leitner(2003)의 주장과 같이 가족의 돌봄 기능을 지원하는 사회정책의 경우, 그 사회의 돌봄서비스 제공 정도 - 돌봄의 사회화 수준 - 에 따라 선택적 가족주의(optimal familism)가 될

수도, 명시적 가족주의(explicit familism)가 될 수도 있음을 반드시 염두에 두어야 한다. 아울러 여성의 노동시장 참여 증가가 양성평등, 빈곤 및 사회적 배제 축소, 그리고 세대 간 형평성과 복지국가의 재정 압박에 미치는 영향들을 고려한다면(Esping-Andersen, 2009), 어머니로서의 수급권 강화가 유급노동에 대한 여성의 접근성을 약화시키는 것은 결코 바람직하지 못하다고 볼 수 있다. 이상의 내용을 바탕으로 한국의 공적연금에 내재된 젠더 성격을 분류하면 다음 〈표 2-1〉과 같다.

〈표 2-1〉 한국 공적연금에 내재된 젠더 성격 구분

수급권 획득 지위	주요 내용
아내로서의 지위	○ 부양가족연금액: 수급권자에 의해 생계를 유지하는 자에 대하여 책정된 연금액 - 배우자: 월 263,060원 - 이혼 시 또는 배우자가 수급권자에 의해 생계를 유지하지 않게 될 경우 지급되지 않음 ○ 유족연금 - 국민연금의 수급권자 사망 시 유족연금 지급: 최우선 순위 유족은 배우자가 됨 - 기본연금액은 가입기간 10년 미만 40%, 10~20년 미만 50%, 20년 이상 60%이며, 여기에 부양가족연금액을 더하여 지급 ○ 분할연금 - 혼인기간 5년 이상, 노령연금 수급권자와 이혼한 배우자가 만 60세가 된 경우 - 배우자였던 자의 노령연금액 중 혼인기간에 해당하는 금액의 50% 지급 - 분할연금 수급권자가 노령연금을 수급하게 된 경우에도 지급됨 - 2015년부터 공무원연금을 비롯한 특수직역연금에서도 분할연금 지급
어머니로서의 지위	○ 출산크레딧 - 2명 이상의 자녀가 있는 가입자가 노령연금 수급 시 가입기간 추가 산입 - 자녀 2명 시 12개월, 3명 이상인 경우 둘째에 12개월, 2자녀 초과 시 1명마다 18개월 추가 산입(단, 최대 50개월까지)
노동자로서의 지위	○ 노령연금 기여조건 - 가입기간 10년 이상, 만 60세 조건(수급개시연령의 점진적 상향 조정), 완전노령연금은 20년 이상 기여해야 함 ○ 노령연금 급여 산정 요소 - 연금 수급 전 3년간 가입자 평균 소득월액(A값), 가입자 개인의 가입기간 중 평균 기준소득월액(B값), 가입기간

주: 국민연금에 한함.

자료: 이다미. (2017). 한국 노동시장의 젠더 불평등과 성별 연금격차: 노동시장에서의 차이와 차별을 중심으로. p.239. 〈표 1〉의 내용을 최신으로 업데이트함(2022년 6월 기준).

3. 노동시장의 젠더 구조

여성 노동에 대한 평가절하(devaluation)는 여성이 수행하는 일 그 자체보다는 이것을 수행하는 사회적 관계를 통해 발생되며(강이수, 신경아, 박기남, 2013), 평가절하가 존재하는 노동시장에서 발생하는 젠더 불평등은 역사적 맥락 속에서 그 내용을 확인할 수 있다. 전술한 바와 같이, 지금까지 주류 여성주의 연구자들은 노동시장과 가족의 관계에 초점을 두고 젠더 불평등의 원인을 분석해왔다.

18세기 이후 제조업 위주의 산업화가 진행되는 과정에서 남성 노동자를 중심으로 노동시장이 구성되었다. 여기서 남성의 임노동은 생산적인 것으로, 여성의 가사노동은 생산적이지 않은 것으로 간주되었다. 여성주의 연구자들이 돌봄을 사회적인 필수 활동으로 전제하고, 오히려 여성들에 대한 불이익으로 작용한다고 바라보는 것과 달리, 대다수 주류 연구자들은 남녀 차이를 중심으로 돌봄을 규정하는 대립구조가 존재한다고 보았다(Orloff, 2010). 가족임금 이데올로기가 노동시장 구조에 뿌리내리면서 여성이 전담해온 가사노동의 가치가 폄하되기 시작한 것이다. 복지국가가 확대되던 당시 많은 서구 국가들이 제조업 부문의 표준적 고용관계(SER)를 중심으로 남성의 노동시장 지위를 강화한 것에 반해, 여성 돌봄노동에 대한 사회적 위상과 경제적 보상은 개선되지 않았다. 이런 가운데 1970년대 경기침체를 겪으며 여성들이 대거 노동시장에 투입되었으나, 여전히 가족임금 이데올로기가 지배적인 가운데 여성은 남성과 달리 '2차적(부수적) 노동자'로 간주되었다. 그 결과, 여성은 남성보다 더 열악한 일자리에 머물거나 남성과 동일 업무를 수행하더라도 훨씬 더 낮은 수준의 임금이 주어졌다(강이수 외, 2013).

이처럼 가족 내 성별 분업이 사회적 노동의 영역으로 확대될 때 노동시

장에서는 성별 직무분리(sex segregation) 현상이 발생한다. 실제로 오늘날 거의 모든 유럽 국가를 보면 노동시장에서 성별 분화가 두드러지고 있다. 앞서 진행된 탈산업화는 과거 제조업의 영역에서 숙련된 남성 노동자를 중심으로 형성되었던 노동시장의 구조를 바꾸어놓았고, 저숙련 일자리와 숙련 일자리가 섞인 노동시장 이중화(dualization)의 모습을 띠게 되었다. 이때 여성의 유급노동은 가사노동과 유사한 형태로 구성되거나 단순서비스직에 한정되었고, 이 직종들은 대부분 비정규 노동에 속하게 되었다. 과거 제조업이 지배적이던 시절과 비교하면 저생산성 서비스 직종 – 돌봄서비스가 대표적 – 이 급증하였고, 여기에 숙련이 덜 된 여성들이 대량 투입되면서 '노동력의 여성화'가 발생하였다(이다미, 2019). 이 중 상당수를 자치하는 시간제 노동은 여성 고용률을 높이는 데 기여하지만 주로 불안정 일자리로 구성되어 있어 노동시장의 성별 격차(gender gap)를 유발하는 주요 원인으로 작용한다.

남성과 달리 출산과 양육으로 인해 노동시장에서 연속적 고용 이력을 확보하기 어려운 여성의 생애주기 특성을 고려하지 못할수록, 그리고 돌봄 책임이 여성에게 있는 것으로 인식하는 수준이 높을수록 여성 노동은 부차적인 것에 머물고, 정당한 처우를 받는 것이 어려워진다. 여성의 노동시장 참여에 있어서 자녀 수나 연령도 중요하지만 돌봄노동이 사회적으로 환원된 수준이 노동시장 내 젠더 불평등에 결정적으로 작용하기 때문이다(홍승아 외, 2008).

제2절 성별 연금격차의 개념과 측정

성별 연금격차(Gender Gap in Pensions, 이하 GGP)는 남녀의 수급률 격차(coverage gap)와, (비수급자를 제외한) 남녀의 급여 격차(pensioners' pension gap)로 구분된다(Betti, Bettio, Georgiadis, & Tinios, 2015). 이 개념은 2013년 유럽 차원에서 발간한 보고서('The gender gap in pensions in the EU')에서 처음 제시되었으며, 노후소득 측면에서 발생하는 젠더 불균형(gender imbalances)의 결과를 국가별로 수치화한 것이다(Samek, 2016). 주기적으로 성별 연금격차를 공표하고 있는 서구 국가들과 달리, 아직 한국에서는 성별 연금격차를 공식적으로 측정하는 통계나 별도 지표가 부재한 상황이다(김혜경, 2022).

성별 수급률 격차(gender coverage gap)는 65세 이상 고령자 가운데 연금 수급권을 확보한 남녀의 비율 차이를 의미한다. 성별 급여 격차(gender pensioners' pension gap)는 연금 급여가 '0'인 비수급자를 제외한 남녀 수급자 간 급여 차이로, 비수급자까지 모두 포함하는 '고령자 성별 연금격차(elderly gender gap in pensions)'와는 구분되는 개념이다. 이 같은 성별 급여 격차는 최근 각국의 수급자 정보를 담고 있는 행정자료를 통해 측정되고 있다(Betti et al., 2015, p.20).

GGP는 65세 이상 또는 65~74세 남성 대비 여성의 평균 연금소득이 얼마만큼 낮은지를 비율로 계산한 것이다(아래 〈식 1〉 참조). GGP가 높을수록 한 나라의 남녀 연금소득 차이가 크고, 그 수치가 '1'을 나타내면 여성의 평균 연금소득은 '0'이 되어 현실에 존재할 수 없는 수준으로 극단의 연금격차가 발생하고 있음을 의미한다. 성별 연금격차를 측정함에 있어 연금제도의 범위는 연구자들마다 상이하다. 그 예로, Lis & Bonthuis (2019)는 GGP 측정을 위한 연금소득의 범주를 공적연금의 노령연금에

국한하지 않고 직역연금을 포함한 사적연금과 유족연금, 장애연금까지 확대하였고, 국내에서는 퇴직연금에 대한 성별 격차를 분석한 연구들도 일부 존재한다(김혜경, 김호균, 성주호, 2021; 김혜경, 2022).

$$GGP = (1 - \frac{\text{여성의 평균 연금소득}}{\text{남성의 평균 연금소득}}) \times 100 \quad \langle \text{식 } 1 \rangle$$

성별 연금격차는 최근 들어 유럽 차원에서 지속적으로 관리되고 있는 주요 사회정책 지표이기도 하다. 유럽연합은 2017년부터 'the Forward-looking Gender Pensions Gap Index'를 통해 고용 격차 요인(employment gaps)과 연금제도 요인(pension system compensation)을 지수화하여 보고서로 발간하고 있다(〈표 2-2〉, 〔그림 2-1〕 참조).

〈표 2-2〉 'the Forward-looking GPG Index'의 구성 지표

구분		내용
고용 격차	15~64세 고용률 격차	15~64세 기간 동안 근로할 것으로 기대되는 기간을 40년으로 나눈 값
	성별 소득 격차 (Gender pay gap)	100-(여성의 평균임금/남성의 평균임금)
	전일제 대비 시간제 근로 비중	전일제 근로 여성 대비 시간제 근로 여성의 비율(%)
연금제도 특성	경력단절에 대한 보상 정도	자녀양육으로 3년의 경력단절이 발생한 여성과 그렇지 않은 여성의 순소득대체율 차이
	연금제도의 재분배 정도	경력단절 없는 평균소득자 대비 66% 소득자와 평균소득자(100%)의 순소득대체율 비율 차이
	급여산식	경력단절 없는 평균소득자 기준, 60세 도달 시 순소득대체율과 70세 도달 시 순소득대체율의 비율
	남녀 수급개시연령 차이	표준수급연령(SPA) 도달 시, 경력단절 없는 평균임금소득자 여성과 남성의 순소득대체율 차이

자료: Chłoń-Domińczak. (2017). Gender Gap in Pensions: Looking ahead. p.16. 저자 재구성

〔그림 2-1〕 'the Forward-looking GPG index' 순위

Rank	Overall	Overall index	Employment Gaps Domain		Pension system Compensation Domain	
1	Denmark	91,6	Lithuania	83,7	Denmark	111,6
2	Lithuania	90,4	Latvia	83,3	Czech Republic	107,3
3	Sweden	89,8	Finland	82,8	Germany	105,8
4	Czech Republic	89,0	Slovenia	82,3	Croatia	105,4
5	Finland	88,5	Sweden	82,2	Ireland	104,8
6	Slovenia	88,2	Bulgaria	81,2	United Kingdom	104,5
7	Latvia	87,5	Denmark	80,8	Sweden	104,0
8	Estonia	87,2	Estonia	80,5	Lithuania	102,9
9	Croatia	86,6	Portugal	79,4	France	101,4
10	Poland	86,5	Romania	79,3	Slovakia	100,6
11	Bulgaria	86,5	Czech Republic	79,2	Poland	100,4
12	Germany	86,4	Poland	79,0	Netherlands	100,1
13	United Kingdor	85,7	Cyprus	77,9	Estonia	99,7
14	Cyprus	85,4	Slovakia	77,1	Belgium	99,3
15	Slovakia	85,3	Croatia	76,5	Slovenia	99,3
16	Portugal	85,3	Luxembourg	76,4	Cyprus	99,3
17	France	85,1	France	76,3	Italy	99,2
18	Romania	85,0	Hungary	76,0	Finland	98,9
19	Ireland	84,1	Germany	75,9	Malta	98,9
20	Hungary	83,0	United Kingdom	75,6	Greece	97,2
21	Austria	82,6	Austria	75,0	Spain	97,1
22	Luxembourg	82,5	Belgium	73,3	Austria	96,7
23	Belgium	82,4	Ireland	73,0	Portugal	96,3
24	Netherlands	80,4	Spain	70,7	Bulgaria	96,2
25	Malta	80,3	Malta	70,3	Hungary	95,8
26	Spain	79,9	Netherlands	69,7	Romania	95,7
27	Italy	79,8	Italy	69,4	Latvia	95,3
28	Greece	77,1	Greece	66,3	Luxembourg	93,9
	EU28 avg	85,1		76,9		100,3

Note : For Greece the latest available gender pay gap value (for 2010) was used in the calculation.

자료: Chłoń-Domińczak. (2017). Gender Gap in Pensions: Looking ahead. p.19

제3절 성별 연금격차의 발생 원인

1. 연금제도 요인

현시점에서 국가별 연금체계를 보면 공·사적연금이 혼합된 모습을 나타내며(Ebbinghaus & Gronwald, 2011), 체계 구성에 따라 성별 연금격차의 정도와 요인들이 다르게 작용한다(〈표 2-3〉 참조)(OECD, 2021a). 대체로 1층 공적연금보다는 2층 직역연금과 3층 사적연금(개인연금)에서 연금격차가 더 크게 벌어진다고 알려져 있다. 과거 공적연금이 지배적이던 것에서 사적연금이 확대되는 이른바 '연금 민영화(pension privatization)'가 최근 노후소득 불평등의 주요 원인으로 작용하고 있는 것이다(EIOPA-OPSG, 2020, p.4).

〈표 2-3〉 연금제도와 노동시장 요인 비교

<table>
<tr><th>구분</th><th>public non-contributory</th><th>public contributory</th><th>funded/private occupational DB</th><th>funded/private occupational DC</th><th>personal (employment-related)</th><th>other personal</th></tr>
<tr><td>실업</td><td rowspan="4">관련성 낮음</td><td>급여수준 감소 또는 수급권 미확보</td><td colspan="3">가입 불가</td><td rowspan="4">개인의 노후 저축 측면의 제한 발생</td></tr>
<tr><td>시간제 근로</td><td colspan="4">(시간제 근로일 때) 주로 저임금의 영향 발생</td></tr>
<tr><td>저임금</td><td rowspan="2">수급권 확보 가능성 낮아짐</td><td colspan="3" rowspan="2">저급여 문제 발생</td></tr>
<tr><td>짧은 근로 이력</td></tr>
</table>

자료: OECD. (2021a). Towards improved retirement savings outcomes for women. p.22. 표 1.1. 재구성

공·사적연금 혼합을 통해 구성된 다층노후소득보장체계에서는 2층 연금, 특히 직역연금(occupational pension)이 주요한 층위를 이루고 있다. 1990년대 초반 직역연금을 주축으로 다층노후소득보장체계가 형성되기 시작한 국가들, 예를 들어 스위스, 네덜란드, 덴마크에서는 기여가 이루어지는 당시 노동시장 격차가 고스란히 연금격차로 이어졌다. 다층노후소득보장체계에서 여성은 직역연금과 사적연금의 접근성이 특히 낮기 때문에 노후소득 전반에서 불리한 결과가 초래되는 것이다(Frericks, Maier, & De Graff, 2006; 2007). 실제로 유럽의 고령화패널(SHARE), 각국의 행정자료 등을 통해 공·사적연금 각각의 영역에서 발생하는 성별 격차를 확인할 수 있다(〈표 2-4〉 참조). 이들 국가의 경우 재분배 성격이 매우 강한 1층 공적연금(기초연금)에서는 성별 연금격차가 거의 발생하지 않았으며, 일부에서는 해당 층위에서 여성의 급여수준이 남성의 급여수준보다 더 높게 나타나기도 했다(Betti et al., 2015).

직역연금과 사전 적립식 연금제도의 확대는 DB형에서 DC형으로의 변화와도 관련이 있다(Bettio, Tinios, & Betti, 2013). 이 변화는 노후소득에 대한 개인의 책임성을 증가시키고, 사회적 연대성과 재분배 원리를 약화시켜 여성의 급여 확대에 부정적으로 작용할 가능성이 있다(Frericks, Maier, & Graaf, 2006; Samek, 2016, p.21). 직역연금과 사적연금은 제도 특성상, 특히 의무가입이 아닌 경우 여성에게 불리하게 작용할 가능성이 크다. 가입기간이 짧거나 가입하지 않은 경우에 급여의 절대적인 부족을 초래하며, 공적연금과 달리 유족연금과 같은 파생적 수급권의 부재로 인하여 여성의 노후소득 부족을 가져오게 된다(Betti et al., 2015).

〈표 2-4〉 65세 이상 고령자의 남녀 수급률 격차

Country	Gender Gap in Coverage(%)								
	Pillar 1			Pillar 2			Pillar 3		
	Mean Pension		Gap	Mean Pension		Mean	Mean Pension		Gap
	Men	Women	W-M	Men	Women	W-M	Men	Women	W-M
DE	94.0	90.2	-3.8	30.3	13.0	-17.3	4.5	4.0	-0.5
NL	93.2	96.3	3.1	76.8	48.4	-28.4	10.1	7.2	-3.0
FR	99.4	94.2	-5.2	4.7	1.7	-3.1	4.8	3.3	-1.5
GR	82.8	72.5	-10.3	8.7	6.1	-2.6	0.2	0.2	0.0
AT	98.5	88.6	-9.9	11.0	4.9	-6.1	1.8	4.3	2.5
ES	90.1	62.7	-27.4	4.5	1.2	-3.4	1.0	1.4	0.4
SE	94.5	95.6	1.2	64.8	69.0	4.3	21.3	14.9	-6.4
IT	90.1	82.8	-7.3	6.7	3.9	-2.7	0.2	0.1	-0.1
BE	92.9	78.7	-14.2	6.7	2.5	-4.1	2.0	1.0	-1.0
PL	97.4	95.2	-2.2	0.0	0.0	0.0	1.8	1.9	0.1
DK	96.9	97.9	1.0	23.3	16.2	-7.0	21.6	13.7	-7.9
CZ	96.5	98.9	2.4	4.0	5.8	1.8	1.4	0.9	-0.5
CH	93.2	98.0	4.8	60.7	27.9	-32.8	5.7	7.3	1.6

자료: Betti, Bettio, Georgiadis, & Tinios. (2015). Unequal ageing in Europe: Women's in dependence and pensions. p.76. 표 4.6

〈표 2-5〉 성별 연금격차에 영향을 미치는 제도적 요인

(1) 경력단절에 대한 보상
(2) 연금제도의 재분배 정도
(3) 연금제도의 소득 반영 정도
(4) 남녀의 수급개시연령 차이
(5) 기업연금(직역연금)의 적용 차이
(6) 유족연금 여부 및 적용 범위

자료: EIOPA-OPSG. (2020). Advice on practices to reduce the gender gap in pension. p.6. 저자 재구성

〈표 2-6〉 유럽 국가들의 성별 연금격차 관련 선행연구: 요약

구분		분석국가	분석자료	소득 유형	분석대상	GGP indicator
성별 급여 격차	Flory(2012)	독일	ASID (2007년)	1, 2, 3층 연금소득	65세 이상	59%
	Vara(2013)	스페인	Instituto de la Seguridad Social (2010년)	기여형 공적연금	연금 수급자	39%
	Bardasi & Jenkins (2010)	영국	BHPS (1991~ 2000년)	사적연금소득	66세 이상	50%
	Bonnet & Geraci(2009)	프랑스	DREES, Ministère de l'Emploi (2004년)	유족연금	65세 이상	38%
	Bardasi & Jenkins (2010)	영국	BHPS (1991~ 2000년)	사적연금소득	66세 이상	83%
성별 수급률 격차	Flory(2012)	독일	ASID (2007년)	1, 2, 3층 연금소득	65세 이상	-7%p
	Scherger et al.(2012)	독일	German Ageing Survey, Wave 3 (2008년)	Pension from own employment	65~85세	-10%p
		영국	ELSA (2008~ 2009년)	BSP	남성 65~85세, 여성 60~85세	-2%p
	Bardasi & Jenkins (2010)	영국	BHPS (1991~ 2000년)	사적연금소득	66세 이상	-43%p

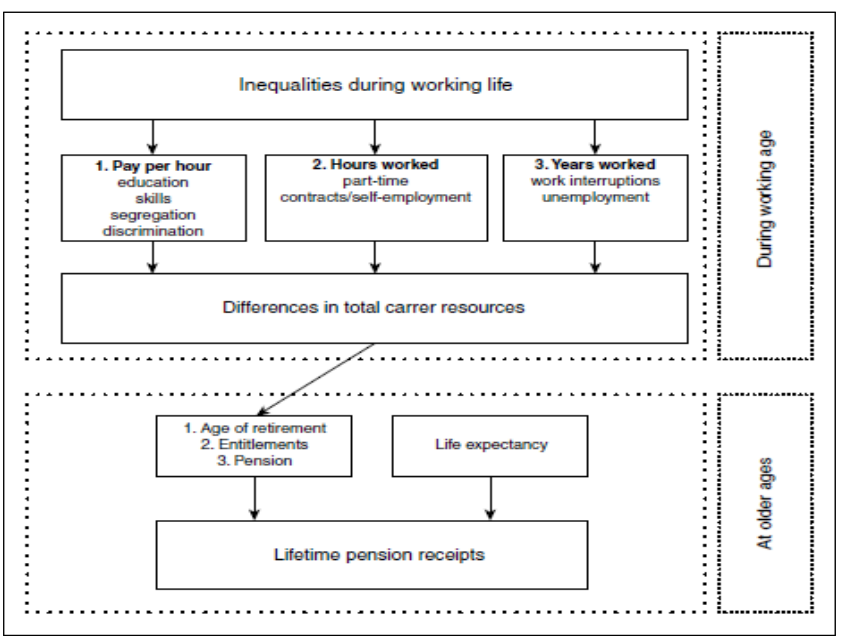
자료: Betti, Bettio, Georgiadis, & Tinios. (2015). Unequal Ageing in Europe. 표 5-2

2. 노동시장 요인

성별 연금격차는 각국의 연금제도 설계에 국한되지 않고, 기여가 이루어지는 당시 노동시장 환경, 성 역할을 비롯한 사회규범(norms) 등 연금제도 이외의 요인들이 서로 어떻게 결합되어 있느냐에 따라 그 정도와 양상에 있어서 차이를 나타낸다(Frericks et al., 2007; Arza & Kohli, 2008; Betti et al., 2015; Ponthieux & Meurs, 2015).

먼저, 노동시장 측면에서 그 원인을 살펴볼 수 있다. 연금격차는 개인의 근로생애 전반에 걸쳐 발생하는 불평등을 주요 원인으로 한다. 이는 교육수준, 숙련도, 성별 분업 및 차별에 의한 시간당 임금 차이(pay per hour)에서 기인한다.

〔그림 2-2〕 연금격차의 주요 발생 경로



자료: Betti, Bettio, Georgiadis, & Tinios. (2015). Unequal Ageing in Europe. p.23. 그림 2.1

유급노동의 절대적 양이 적거나, 주로 무급 돌봄노동에 종사하는 여성들은 (그렇지 않은 이들과 비교할 때) 상당한 소득 격차(earnings gap)를 경험하게 된다. 가족돌봄의 책임으로 노동시장에 참여하지 못하거나, 불안정 일자리에서 실업을 자주 경험하는 경우에는 공적연금의 가입 이력 단절이 누적된다(Betti et al., 2015)([그림 2-2] 참조).

이상의 내용은 오늘날 성별 연금격차가 남녀의 고용 이력 차이에서 기인한다는 것을 충실하게 설명한다. 연금체계를 구성하는 여러 속성에 이 같은 차이들이 고스란히 반영되며, 결국 성별 연금격차가 유발되는 데에 있어서 노동시장 내 성차(gender gap)가 주요 원인이 된다고 볼 수 있다. 2000년대 초반, 당시 OECD 국가들의 15~64세 남성 고용률이 69%인 것에 반해, 여성 고용률은 48% 수준에 머물렀다. 이후 꾸준히 그 격차가 줄어들고 있음에도 불구하고 여전히 그 차이는 존재한다(OECD, 2021b). 여성 고용률의 증가는 과거와 비교할 때 여성의 연금 수급권 확보 가능성을 높이고, 성별 연금격차 감소에 기여할 수 있다. 그렇다고 하여 여성 고용률 증가가 반드시 성별 연금격차를 해소하는 근본적인 해결책이 되는 것은 아니다.

또한 여성의 경제활동 참여 증가는 이른바 '고용의 여성화(feminization of employment)'를 가져왔다(Emmenegger, Häusermann, Palier, & Seeleib-Kaiser, 2012). 대다수 국가의 여성 고용률은 남성 고용률에 근접할 수준까지 빠르게 증가해왔고, 주로 서비스업이 이러한 증가를 견인하였다(Oesch, 2006; Nelson & Stephens, 2013).[4] 탈산업화 노동시장은 여성과 노동의 관계 자체를 변화시켰다. 남성과 달리, 여성은 '(초기) 정규직 → 경력단절 경험 → 시간제 근로'라는 매우 불완전한 고용 이

4) 여성고용률 증가의 87% 가까이는 서비스 고용을 통해 설명된다고 보고 있다(Nelson & Stephens, 2013).

력을 갖게 되고, 이는 노후의 개별적 수급권 확보에 불리하게 작용한다(Meyer & Bridgen, 2008). 여성의 일자리는 대체로 비정규 고용을 특징으로 하며, 특히 영미권 국가들에서 저임금, 저생산성 서비스업에 종사하는 여성 노동자의 규모가 두드러진다(Nelson & Stephens, 2013).

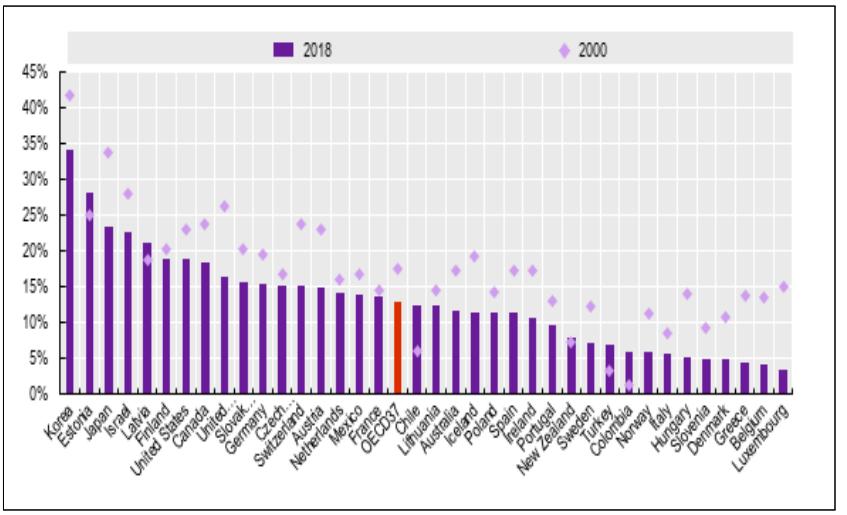
시간제 일자리의 확대는 여성 고용률 증가에 크게 기여하였으나, 성별 연금격차를 발생시키는 주요 원인으로 작용했다. 일부 국가에서 시간제 근로는 특정 연금제도의 가입 시 배제될 수 있고,[5] 그렇지 않더라도 전일제 근로와 비교하면 임금수준이 낮아서 소득비례연금에서 수급권을 확보하거나 급여 적정성을 담보하기 어려울 수 있다. 그 예로, 시간제 근로에 종사하는 남녀 비율 차이가 네덜란드에서 가장 크게 나타났다. 네덜란드는 성별 연금격차가 40% 수준으로, OECD 평균인 26%보다 훨씬 크게 벌어져 그 문제가 심각한 국가 중 하나이다.[6] 시간제 일자리에서의 남녀 비율 차이는 현시점에서도 두드러지게 나타나는데, 이는 미래에서도 성별 연금격차를 유발하는 원인 중 하나가 될 것으로 예측된다(OECD, 2021a).

성별 직종분리(gender segregation)에 따른 노동시장 격차 역시 성별 연금격차로 이어진다. 여성이 주로 속해 있는 직종이나 부문은 2층 직역연금이 제공되지 않는 경우가 많고, 주로 저임금 일자리에 분포한다. 이처럼 노동시장에서 발생하는 성별 격차는 근로 당시 성별 임금격차(gender wage gap)를 유발한다. 심지어 전일제 근로에 종사하는 여성의 경우에도 남성보다 임금수준이 낮다. 다만 지난 20여 년 사이 성별 임금격차는 18%에서 13%로 감소하였다는 점에서(〔그림 2-3〕 참조), 앞으로도 이러한 추세가 계속된다면 성별 연금격차 역시 감소할 것으로 전망된다(OECD, 2021a).

---

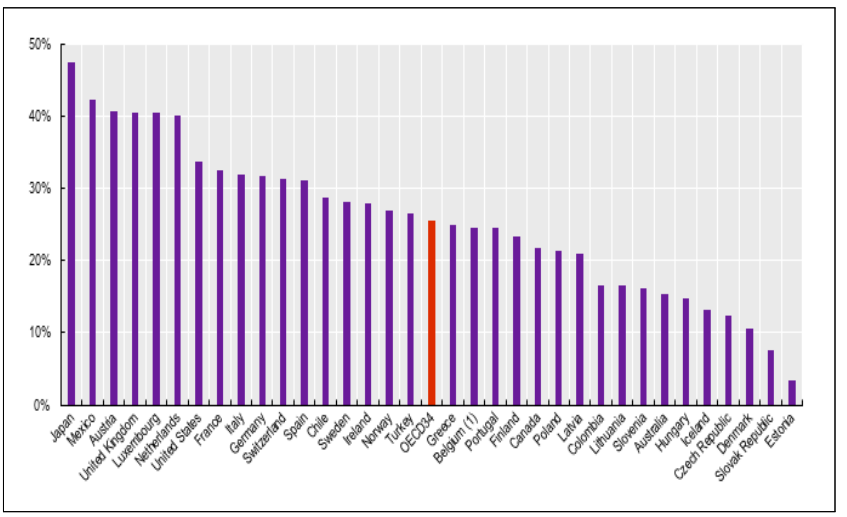
5) 기업연금이 특히 그렇다.
6) 네덜란드의 노인빈곤율 수준이 크게 낮은 것과 비교하면 상당히 다른 결과이다.

〔그림 2-3〕 OECD 국가의 성별 임금격차: 2000년, 2018년 비교



자료: OECD. (2021a). https://doi.org/10.1787/888934230167. (2022.6.10. 인출)

〔그림 2-4〕 OECD 국가의 65세 이상 수급자의 성별 연금격차



자료: OECD. (2021a). https://doi.org/10.1787/888934230110. (2022.6.10. 인출)

제3장

성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석

제1절 분석 개요
제2절 분석모형 및 분석방법
제3절 결합시계열 분석 결과
제4절 소결

제3장 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석

제1절 분석 개요

본 장에서는 연금제도와 노동시장 특성이 성별 연금격차에 미치는 영향요인을 파악하고자 한다. 연금제도와 복지국가 유형을 고려하여 선정한 서구 13개국을 대상으로, 1990~2017년까지의 성별 연금격차에 영향을 미친 요인들을 분석하였다. 분석방법으로는 결합시계열분석(Pooled Time Series Cross-section Analysis)을 활용하였고, 확보 가능한 변수의 차이를 고려하여 유럽 국가만을 대상으로 한 모형과 북미 국가를 포함한 모형[7]으로 각각 구분하여 분석하였다.

앞서 제2장에서 성별 연금격차에 어떠한 요인들이 영향을 미치는 것인지 이론적으로 검토한 바 있다. 그 첫 번째 요인은 노동시장에서의 불평등이다. 연금제도는 근로 당시 노동시장 환경을 재생산하는 경향이 있으며, 이는 노동시장이 불평등할수록 연금소득 역시 불평등할 수 있음을 의미한다. 특히 성별 연금격차와 관련하여 노동시장에서의 성별 격차가 중요한 요인이 됨에 따라 여성이 노동시장에 어떻게 참여하고 있는지, 노동시장에 참여하고 있는 인구 내에서 어떻게 성별 격차(gender gap)가 나타나고 있는지가 중요하다.

노동시장에서의 성 불평등은 성별 연금격차와 밀접하게 관련되어 있으나, 그 영향은 연금제도를 경유하여 나타난다. 따라서 연금제도가 노동시장의 불평등을 어느 정도 완화할 수 있는 성격을 갖고 있는지, 혹은 불평

7) 북미 국가는 캐나다, 미국이 해당한다.

등을 그대로 재생산하는 성격을 갖고 있는지에 따라 최종적으로 성별 연금격차의 수준은 다르게 나타날 것이다. 본 연구에서는 이 점에 주목하여 각국의 연금제도 및 노동시장 특성이 성별 연금격차에 미치는 영향을 분석하였다. 그 밖에 성별 연금격차에 영향을 줄 것으로 예측되는 통제변수로 사회경제적 환경과 가족 관련 정책을 고려하였다.

노동시장 불평등이 연금제도를 경유하여 성별 연금격차에 영향을 미친다는 것은, 노동시장의 여러 조건들과 연금제도의 여러 특성들의 배열(configuration)과 조합(combination)을 고려해야 할 필요가 있음을 뜻한다. 본 연구와 같은 변수 중심 연구(variable-oriented research)에서 서로 다른 요인들의 배열과 조합을 고려하기 위해서는 변수들 간 상호작용항을 분석 시 투입할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 별도로 변수 간 상호작용을 고려하지 않았다.

여기에는 다음과 같은 두 가지 이유가 있다. 첫째, 변수 중심의 양적 연구는 기본적으로 원인이 되는 변수 간 독립성을 전제로 하며, 상호작용항의 투입은 이를 정당화하는 이론적 근거가 명확할 때로 제한하는 것이 바람직하다. 둘째, 서로 다른 요인들의 배열과 조합을 고려함에 있어서 변수 중심 연구보다는 다양성 중심 연구(diversity-oriented research)의 유용성이 더 크다. 이 둘을 고려하여 본 연구에서는 변수 중심 양적 분석을 할 때 상호작용항을 고려하기보다는 사례 비교에 기초한 다양성 중심 연구를 별도로 수행하는 접근방식을 택하였다(제5장 참조). 다만, 다양성 중심 연구는 변수 중심 연구에서만큼 다양한 변인을 고려하기가 어렵기 때문에(Ragin, 2000), 본 장의 분석 결과가 이후 다양성 중심 연구를 설계하는 기초가 될 수 있을 것으로 기대한다.

제2절 분석모형 및 분석방법

1. 분석대상 및 분석모형

가. 분석대상 및 분석기간

본 연구의 분석대상은 연금제도가 어느 정도 성숙하고 기존 이론적 분석을 통해 연금제도의 성격을 가늠할 수 있는 OECD 13개국이다.[8] 분석을 위해 복지국가와 연금체계의 일반적 특성들을 교차시켜 아래 〈표 3-1〉과 같이 구분하였다.

본 연구에서는 분석대상 국가를 선정할 때 4개의 전통적 복지국가 유형을 기준으로 정하였다. 이는 복지국가 유형화에서 가장 널리 활용되는 세 가지 유형(Esping-Andersen, 1990)의 분류를 기초로 하되, 보수조합주의 내에서 비교적 뚜렷하게 나타나고 있는 대륙유럽과 남부유럽 국가들의 차이를 고려하였다(Ferrera, 1996; Arts & Gelissen, 2002). 이에 따르면 본 연구의 분석대상 국가 중 3개국(캐나다, 미국, 영국)은 자유주의 유형에, 5개국(오스트리아, 벨기에, 독일, 네덜란드, 스위스)은 대륙유럽 보수조합주의 유형에, 3개국(이탈리아, 스페인, 그리스)은 남부유럽 보수조합주의 유형에, 그리고 2개국(덴마크, 핀란드)은 사회민주주의 유형에 해당한다.[9]

---

8) 부분적으로 국가별로 가용한 자료의 접근성, 특히 본 연구의 종속변수인 성별 연금격차를 산출하기 위한 자료 유무를 고려하였다.

9) 상대적으로 사민주의 국가 유형의 비중이 낮음에도 불구하고, 여기에 속하는 대표국가인 스웨덴을 포함시키지 못한 것은 데이터 결측 때문이다. 후술하겠지만 본 연구에서는 LIS 자료를 바탕으로 종속변수인 성별 연금격차와 연금불평등도(p90/p10)를 비롯한 주요 독립변수들을 산출하였는데, LIS는 스웨덴의 2005년 이후 자료를 제공하지 않고 있다.

〈표 3-1〉 분석대상 국가의 연금제도 및 복지체제 유형 구분

구분		자유주의	보수조합주의		사민주의
			대륙유럽	남부유럽	
공적연금 지배형 (Dominant public systems)	강한 비스마르크형 (Bismarck Plus)		오스트리아 벨기에 독일	이탈리아 스페인 그리스	
	약한 비스마르크형 (Bismarck Lite)	캐나다 미국			
신흥 다층체계형 (Emergent multi pillar systems)	약한 베버리지형 (Beveridge Lite)				덴마크 핀란드
성숙한 다층체계형 (Mature multi pillar systems)	베버리지형 (Beveridge)	영국			
	전환형 (비스마르크형 → 베버리지형)		네덜란드		
	혼합형 (Hybrid)		스위스		

주: 미국, 캐나다, 그리스, 스페인의 연금제도 유형은 연구진이 분류한 것임.
자료: Ebbinghaus & Gronwald. (2011). The Changing Public-Private Pension Mix in Europe: From Path Dependence to Path Departure. In Ebbinghaus, B(eds). The Varieties of Pension Governance. Pension Privatization in Europe. p.49.를 참조하여 연구진이 재분류하였음.

연금체계 유형은 공적연금 지배형(Dominant public systems), 성숙한 다층체계(Mature multi pillar systems), 신흥 다층체계(Emergent multi pillar systems)의 세 가지 유형을 기초로 하되, 비스마르크형과 베버리지형의 성격을 고려하여 세분화한 Ebbinghaus & Gronwald(2011)의 분류기준을 활용하였다. 다만 미국, 캐나다, 그리스, 스페인의 경우 Ebbinghaus & Gronwald(2011)에 포함되지 않기 때문에 연구진이 각기 제도를 분석하여 분류하였다. 이 기준에 따르면 본 연구에 포함된 국

가들은 각각 공적연금이 지배적인 강한 비스마르크 유형 6개국(오스트리아, 벨기에, 독일, 이탈리아, 스페인, 그리스), 공적연금이 지배적인 약한 비스마르크 유형 2개국(캐나다, 미국),[10] 오래전부터 성숙한 다층체계 베버리지 유형 1개국(영국), 성숙한 다층체계로 전환 - 비스마르크형에서 베버리지형으로 - 된 유형 1개국(네덜란드)[11], 성숙한 다층체계의 혼합형 1개국(스위스), 신흥 다층체계의 약한 베버리지형 2개국(덴마크, 핀란드)으로 구분된다.

본 연구의 분석 기간은 1990~2017년이다. 모든 국가에서 동일한 시계열을 확보한 것은 아니며, 특히 미국, 캐나다 같은 북미 국가들은 시계열은 긴 반면, 자료 결측이 발생하여 독립변수의 자료를 안정적으로 확보하기 어려웠다. 이를 고려하여 분석모델을 '유럽 모형'과 'OECD 모형'으로 구분하였다. 전자는 유럽 국가(11개국)만을 대상으로, 후자는 미국, 캐나다를 포함한 13개국 전체를 대상으로 하였다. 유럽 모형의 경우 더 많은 변수를 분석에 활용하는 대신, 2000~2017년의 좀 더 짧은 시계열을 분석하였고, OECD 모형은 1990~2017년의 더 긴 시계열을 분석하였으나, 유럽 모형보다 더 적은 변수를 활용하였다.[12][13]

10) 사적연금이 발달하고, 소득비례연금의 소득대체율이 높지 않다는 점에서 Beveridge- lite에도 해당될 수 있다.

11) 네덜란드는 제2차 세계대전 이후 비스마르크형 체제에서 벗어나게 되는데 당시 런던에 있던 망명정부가 베버리지 모델에 큰 영향을 받게 되면서 고용 이력을 가진 전체 65세 이상 인구를 위해 긴급노령연금법을 제정하여 자산조사에 기반한 연금을 도입하였고 이는 곧 기초연금모델로 전환되었다(Ebbinghaus & Gronbald, 2011).

12) 분석에 활용된 변수에 관한 내용은 이후에 더욱 상세하게 설명하였다.

13) 다만, 두 모델 모두 변수 및 국가에 따른 결측이 존재했고, 그 결과 시계열 차이가 발생하여 시간 갭이 존재하는 불균형 패널에 기초해 분석하였다. 이 같은 결측은 단순히 자료 확보의 여부에 따라 발생한 것으로, 본 연구의 종속변수인 성별 연금격차와 어떠한 상관관계가 있다고는 볼 수 없기 때문에 패널을 균형화하기 위한 별도의 조치를 취할 필요는 없다고 판단하였다(한치록, 2021, pp.322-324.)

나. 분석모형

본 연구의 목적은 노동시장과 연금제도 특성이 성별 연금격차에 미치는 요인을 파악하는 것에 있으며, 주요 가설은 〈표 3-2〉와 같다.

〈표 3-2〉 본 분석모형의 주요 가설

가설 1. 노동시장의 성 불평등이 클수록 성별 연금격차도 커질 것이다. 가설 1-1. 여성의 노동시장 참여율이 높을수록 성별 연금격차는 줄어들 것이다. 가설 1-2. 여성의 노동시장 지위가 낮을수록 성별 연금격차는 커질 것이다. 가설 1-3. 성별 임금격차가 클수록 성별 연금격차도 커질 것이다.
가설 2. 연금제도가 재분배적일수록 성별 연금격차는 줄어들 것이다. 가설 2-1. 연금 수급액의 불평등 정도가 클수록 성별 연금격차는 커질 것이다. 가설 2-2. 연금제도에서 공적연금의 비중이 높을수록 성별 연금격차는 줄어들고, 사적연금의 비중이 높을수록 성별 연금격차는 커질 것이다. 가설 2-3. 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차는 줄어들 것이다.

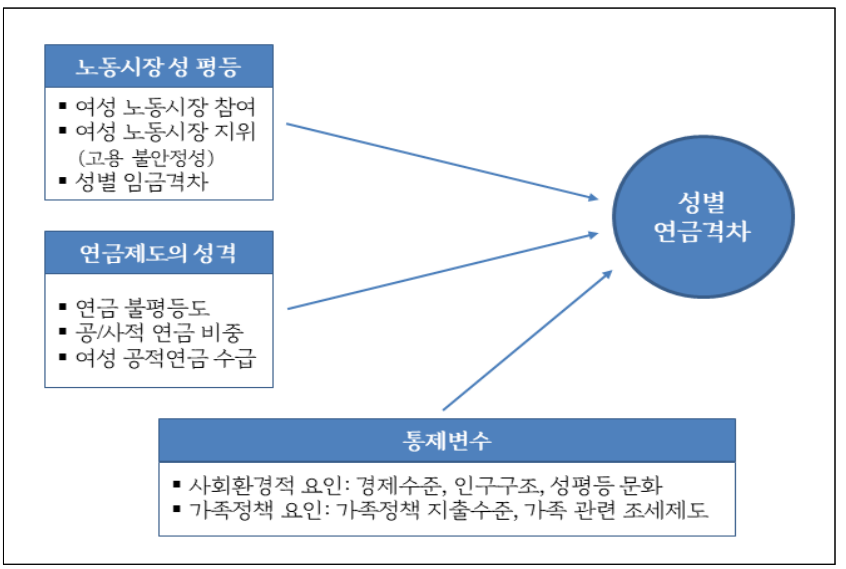
가설 1은 노동시장의 성차와 성별 연금격차의 관계를 살펴보기 위한 것이다. 여성의 노동시장 참여, 여성의 노동시장 지위, 그리고 성별 임금격차의 영향을 파악할 수 있다. 여성의 노동시장 참여는 여성의 노동소득을 증가시키고, 결과적으로 연금수급액 역시 증가시킬 것으로 예측된다(가설 1-1). 그러나 여성의 노동시장 참여율이 높더라도 한시적 근로(temporary employment) 혹은 시간제 근로(part-time employment)의 비중이 높다면 노동소득의 증가 효과는 제한될 것이며, 그 결과 연금수급액 증가 효과 역시 제한적일 것이다(가설 1-2). 끝으로, 노동시장에서 성별에 따른 임금격차가 클수록 연금수급액의 남녀 격차 역시 클 것으로 예측이 가능하다(가설 1-3).

가설 2는 연금제도의 재분배적 성격이 성별 연금격차에 미치는 영향을

살펴보기 위한 것이다. 먼저, 연금수급자 간 수급액에서 발생하는 불평등이 클수록 성별 연금격차는 클 것으로 예측할 수 있다. 대부분 국가에서 소득 지위는 여성이 남성보다 낮기 때문에 연금제도의 재분배적 성격이 강할수록 성별 연금격차를 감소시키는 효과가 있을 것으로 기대할 수 있다(가설 2-1). 연금제도의 공·사 혼합(public-private mix) 정도 역시 성별 연금격차에 영향을 미칠 것이다. 제2장에서 이미 살펴본 것처럼 일반적으로 재분배 기능이 부재한 사적연금의 비중이 높을수록 – 사적연금이 발달할수록 – 노동시장에서의 불평등은 연금제도를 통해 재생산되는 경향이 있기 때문에 성별 연금격차 역시 증가하는 방향으로 영향을 미칠 수 있다(가설 2-2). 끝으로, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차는 감소할 것으로 기대할 수 있다(가설 2-3).

성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인을 분석하기 위한 모형은 〔그림 3-1〕과 같다. 통제변수로는 사회환경적 요인으로서 경제수준, 인구구조, 성평등 문화를 고려하였다. 경제수준과 인구구조는 일반적으로 연금 지출 규모에 영향을 미칠 것이며, 성평등 문화는 한 사회에 내재된 성별 격차 자체에 영향을 미칠 것이기 때문에 성별 연금격차에 간접적으로 영향을 줄 수 있다. 또 다른 요인으로는 가족정책(family policy)을 고려하였다. 가족에 대한 지출이나 조세제도는 여성의 노동시장 참여에 영향을 미침으로써 간접적으로 성별 연금격차에도 영향을 줄 수 있기 때문이다.

〔그림 3-1〕 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석 모형



자료: 저자 작성

2. 분석방법

가. 분석변수 및 자료

분석 시 활용된 변수들의 조작적 정의와 출처는 다음과 같다(〈표 3-3〉 참조). 종속변수는 성별 연금격차로, 65세 이상 연금수급권자의 공·사적 연금 합산 평균액의 남녀 차이를 말한다. 해당 수치는 룩셈부르크소득연구(Luxembourg Income Study, LIS)에서 Wave Ⅲ~Wave Ⅹ의 자료를 바탕으로 연구진이 직접 산출한 것이다(〈표 3-4〉 참조). LIS에서 연금은 기여형 공적연금(public contributory pensions), 비기여형 공적연금(public non-contributory pensions), 사적연금(private pensions)[14]으로 구분되며, 이를 모두 합산한 총 급여액을 기준으로 변수를

구성하였다. 산출 후에는 OECD와 Eurostat에서 공표한 성별 연금격차와 비교하여 LIS에서 연구진이 산출한 연금격차가 유사한 추세 및 국가별 분포를 보이는 것을 확인하였다.

독립변수로는 노동시장 요인과 연금제도 요인을 고려하였다. 노동시장 요인으로는 여성의 노동시장 참여율, 여성 비정규 고용 비율, 성별 임금격차(gender wage gap)를 OECD LFS에서 추출하였다. 연금제도 요인으로는 LIS에서 총 연금액의 p90/p10(백분위율)을 산출하여 연금제도의 불평등도(재분배 정도)의 대리지표로 활용하였고, OECD Pension stat.에서는 GDP 대비 공적연금 지출 비율과 GDP 대비 사적연금 자산 비율을 추출하였다. 이 두 지표는 각각 공적연금과 사적연금이 해당 국가의 노후소득보장체계에서 수행하는 역할이 국가 차원, 개인 차원에서 어느 정도인지를 보여주는 것으로, 공·사적연금의 혼합 수준을 짐작할 수 있게 한다. 여성의 공적연금 수급률의 경우, 국가별 연금체계 간 차이를 막론하고 여성의 수급권 획득 여부를 판별하기 위한 지표로 활용하고자 LIS에서 산출하였다.

통제변수로는 사회경제적 환경 변수로, 한 나라의 경제수준을 나타내는 1인당 GDP 규모의 로그값(log), 인구 고령화 수준을 나타내는 65세 이상 노인인구 비율, 그리고 성평등 정도를 보여주는 성개발지수(GDI)를 고려하였다. 1인당 GDP와 65세 이상 노인인구 비율은 OECD 통계를, GDI는 UNDP 통계를 바탕으로 하였다. 가족정책 관련 변수로는 가족에 대한 정책적 지원을 보여주는 GDP 대비 가족정책 지출비율과 조세제도가 여성의 노동시장 참여를 얼마나 우대하는지를 보여주는 가족과세비율을 OECD 통계를 활용하여 투입하였다. 다만 이 변수들 가운데 여성의

14) LIS에서 사적연금은 직역연금(occupational pensions)과 개인연금(individual pensions)으로 구분되어 있다.

한시적 근로 비율, 성별 임금격차, GDP 대비 사적연금 자산 비율의 경우, 비유럽 국가(미국, 캐나다)의 자료 결측이 상당하여 OECD 모형에서는 활용하지 못하였다.

변수 처리를 할 때 결측이 있을 경우, 이를 임의로 대체하기보다는 해당 사례를 분석에서 제외하는 접근을 택하였다. 다만, 사회경제적 환경 변수 중 GDI의 경우 UNDP에서 2010년 이전에는 5년 주기로 수치를 공표하고 있는데, 지수의 특성상 시계열에 따른 변이가 크지 않음을 고려하여 2010년 이전에는 5년마다 측정된 값을 5년간 동일하게 적용하는 방식으로 결측을 대체하였다.

변수 처리를 할 때 또 한 가지 고려해야 하는 것은 제도 간 시차 문제이다. 본 연구의 종속변수는 성별 연금격차인데, 노동시장 환경이나 가족정책과 같은 변수들의 경우, 연금 수급에 영향을 미치기까지 상당한 시간이 소요될 것임을 예측할 수 있다. 이에 본 연구에서는 변수 특성상 시차 효과가 있을 것으로 판단되는 경우, 당해 연도 변숫값을 직전 10년간 평균값으로 산출함으로써 어느 정도 시차의 영향을 반영하고자 하였다. 구체적으로 가족정책 지출 비율, 가족과세비율, 여성의 노동시장 참여율, 여성의 노동시장 지위(시간제/한시적), 성별 임금격차에서 이 같은 시차 처리를 반영하였다.

〈표 3-3〉 분석변수의 정의

구분			내용 및 측정기준	출처
종속변수		성별 연금격차	65세 이상 수급권자의 공·사적연금 합산 평균액의 성별 격차 ☞ (1-여성의 평균 연금액/남성의 평균 연금액) × 100	LIS 산출
독립변수	노동시장 요인	여성의 노동시장 참여	15~64세 여성의 노동시장 참여율(%)	OECD LFS
		여성의 노동시장 지위	임금노동자 여성 중 시간제 근로(part-time employment) 비율(%)	OECD LFS
			임금노동자 여성 중 한시적 근로(temporary employment) 비율(%)	
		성별 임금격차	중위임금 수준에서의 남녀 임금격차 ☞ (1-여성 중위임금/남성 중위임금) × 100	OECD LFS
	연금제도 요인	연금 불평등도	65세 이상 수급권자의 공·사적연금 합산 평균액의 90분위 상한값 대비 10분위 상한값의 비율(p90/p10)	LIS 산출
		공·사적 연금 비중	GDP 대비 공적연금 지출 비율(%)	OECD Pension stat
			GDP 대비 사적연금 자산 비율(%)	
		여성의 공적연금 수급률	65세 이상 여성 중 공적연금 수급자 비율(%)	LIS 산출
통제변수	사회경제적 환경	경제수준	로그 1인당 GDP(USD, PPP 기준)	OECD
		인구고령화	65세 이상 노인인구 비율(%)	OECD
		성평등 문화	성개발지수(Gender Development Index) ☞ 인간개발지수(HDI)의 성비로 측정	UNDP
	가족정책	가족지원	GDP 대비 가족정책 지출 비율(%)	OECD Family DB
		조세제도	가족과세비율 ☞ (평균소득자 기준) 자녀가 둘인 남성생계부양자가구의 소득세/독신가구의 소득세	OECD Taxing wages

주: 1) LIS의 경우, 원자료를 연구진이 직접 가공하여 산출함.
2) 2000년 이전의 가족과세비율은 OECD. (2001). Taxing wages: Income tax, sociel security contributions and cash family benefits(2000 edition)에서 추출함.

자료: 저자 작성

〈표 3-4〉 국가별 LIS 분석연도(wave별): 1990년 이후

구분	Wave III	Wave IV	Wave V	Wave VI	Wave VII	Wave VIII	Wave IX	Wave X
AT	-	1994 1995 1997	2000	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
BE	-	-	-	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
CA	(1987) 1991	1994 1996 1997	1998 1999 2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
DK	-	1995	2000	2004	2007	2010	2013	2016
FI	(1987) 1991	1995	2000	2004	2007	2010	2013	2016
DE	1990 1991 1992	1993 1994 1995 1996 1997	1998 1999 2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
GR		1995	2000	-	2007	2010	2013	2016
IT	(1989) 1991	1993 1995	1998 2000	2004	2008	2010	2014	2016
NL	-	-	-	-	2007	2010	2013	2015 2016 2017
ES	1990	1995	2000	-	2007	2010	2013	2016
CH	-	-	-	-	2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
UK	-	1994 1995 1996 1997	1998 1999 2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017
US	1990 1991 1992	1993 1994 1995 1996 1997	1998 1999 2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017

주: 1) 각 wave별 가용할 수 있는 데이터가 있는 경우
2) 시계열분석 시 최종적으로 활용한 연도 기준
3) 캐나다와 핀란드의 경우, 1990년 값이 부재하여 1987년 수치(Wave II)로 , 이탈리아의 경우에도 1990년 값이 부재하여 1989년 수치((Wave II)로 대체하였음.
4) 국가 약어는 다음과 같음. 오스트리아(AT), 벨기에(BE), 캐나다(CA), 덴마크(DK), 핀란드(FI), 독일(DE), 그리스(GR), 이탈리아(IT), 네덜란드(NL), 스페인(ES), 스위스(CH), 영국(UK), 미국(US)

자료: 저자 작성

나. 분석방법

본 연구에서는 분석대상 국가들의 횡단면 자료와 국가별 시계열 자료를 집적하여 구축한 국가 단위의 패널 자료를 바탕으로 한 결합시계열 분석(Pooled Time Series Cross-section Analysis)을 실시하였다. 결합시계열 분석은 종단면 분석과 횡단면 분석이 동시에 가능한 특성을 갖는다. 무엇보다도 국가 수준의 연구에 있어서는 부족한 사례 수를 늘릴 수 있다는 장점도 있어 연금제도 연구를 포함한 다양한 주제의 복지국가 연구에 널리 활용되어 왔다(Huber, Ragin, & Steobens, 1993; Podestà, 2006; Bonoli & Reber, 2010; 김수완·백승호, 2011; 김대건, 2015; 이지은·이영범, 2017; 배은총·고혜진·조효진, 2017 등).

그러나 결합시계열 자료의 경우, 일반적인 OLS 회귀분석으로 분석했을 때 회귀분석의 기본가정을 위반할 가능성이 크다. 오차항 간 이분산성(heteroschedasticity), 패널 개체 간 동시적 상관(contemporaneous correlation), 시계열 자기상관(auto-correlation) 등의 문제가 그것이다. 따라서 회귀분석의 기본가정을 위배하는 문제가 없는지 파악하고 이를 교정할 수 있는 방법을 활용할 필요가 있다. 특히 국가 수준의 결합시계열 회귀분석에서 빈번하게 나타나는 문제는 이분산성과 자기상관 문제인데, 이에 대응하기 위한 방법으로 추정일반화최소제곱모형(Feasible Generalized Least Squares, 이하 FGLS)과 패널교정표준오차모형(Panel Corrected Standard Errors, 이하 PCSE)이 많이 활용된다.

이 중 어떤 모형을 선택하는지에 따라 추정량의 장단점이 달라지는데 패널 그룹 수에 비하여 시계열이 짧은 모형의 경우 PCSE 모형이 적합한 것으로 제안되고 있다(Beck & Katz, 1995). 그러나 시계열이 짧을 때 오히려 FGLS에 비해 PCSE의 추정량 효율성이 저하되는 문제가 심화된

다는 지적도 제기된다(Chen, Lin, & Reed, 2010). 본 연구에서는 이 점을 고려하여 두 가지 분석방법을 모두 활용하고, 그 결과를 비교함으로써 강건성(robustness)을 확보하고자 하였다.

다. 분석절차

실제 본 연구의 분석절차는 다음과 같이 진행되었다. 우선 분석 데이터를 유럽 모형과 OECD 모형으로 나누고, 각각의 모형에서 다중공선성(Multicollinearity)을 확인하였다. 그 결과, 유럽 모형에서 사적연금 자산 비율의 분산팽창지수(VIF)가 10을 초과(15.64)하는 문제가 나타났는데 이는 이 변수와 공적연금 지출 비율 변수 간 상관계수가 -0.74로 높기 때문이었다. 사실 공적연금 지출 비율이 높다는 것은 상대적으로 사적연금의 비율이 낮음을 의미하기 때문에 이 경우 사적연금 자산 비율 변수를 삭제하는 것도 방법이 될 수 있지만, 사례에 따라서는 두 변수가 독립적으로 유의한 의미를 가질 수 있음을 고려할 필요 역시 존재한다. 이에 본 연구에서는 유럽 모형의 사적연금 자산 비율을 포함한 모형과 포함하지 않은 모형을 모두 분석하고 그 결과를 함께 제시하였다.

다음으로 LR-Test를 통해 오차항의 이분산성 여부를 검정한 결과, 유럽 모형과 OECD 모형 모두 이분산성이 있는 것으로 확인되었다. 시계열 자기상관은 Wooldbridge Test를 통해 검정했는데, 유럽 모형에서는 자기상관이 확인되지 않은 반면, OECD 모형에서는 자기상관이 확인되었다. 이 같은 검정 결과를 고려하여 FGLS과 PCSE 분석 시 유럽 모형은 오차항의 이분산성을, OECD 모형은 오차항의 이분산성과 자기상관을 고려하여 분석된 것이다.[15]

15) 패널 개체 간 동시적 상관의 경우 본 장의 분석에 사용된 데이터의 불균형(unbalanced)

제3절 결합시계열 분석 결과

1. 기초통계

각 변수들의 기술통계량을 요약하면 다음 〈표 3-5〉와 같다.

〈표 3-5〉 변수들의 기술통계량

(단위: 개, %, USD, 배)

구분	사례 수	평균	표준편차	최댓값	최솟값
성별 연금격차	211	34.5	7.3	48.9	9.2
여성 노동시장 참여율	211	67.0	7.5	79.5	41.9
여성 시간제 고용 비율	210	35.2	13.2	75.5	7.8
여성 한시적 고용 비율	210	35.2	13.2	75.5	7.8
성별 임금격차	181	11.9	5.3	38.3	3.8
연금 p90/p10	209	4.6	1.1	7.4	2.6
GDP 대비 공적연금 지출 비율	211	7.9	3.2	16.7	3.0
GDP 대비 사적연금 자산 비율	172	46.5	40.3	184.3	0.0
여성 공적연금 수급률	211	90.3	9.4	100.0	58.1
1인당 GDP	211	37,819	12,077	78,052	13,513
노인인구 비율	211	15.8	2.7	22.3	10.8
GDI	211	1.9	1.0	3.9	0.3
GDP 대비 가족정책 지출 비율	211	1.0	0.0	1.0	0.9
가족과세비율	209	0.6	0.3	1.4	0.0

주: 변수별로 단위를 설명하면 다음과 같음. 1인당 GDP는 USD 기준, 여성 노동시장 참여율, 여성 시간제 고용, 한시적 고용 비율, GDP 대비 공적연금 지출 비율, GDP 대비 사적연금 자산 비율, 여성 공적연금 수급률, 노인인구 비율은 %, 연금 p90/p10은 배, 나머지는 자체 식으로 계산된 절댓값임.

자료: 저자 작성

문제로 인해 검정 결과를 도출할 수 없었다. 이에 본 연구에서는 동시적 상관이 없다는 것을 전제로 분석하였다. 다만 PCSE 모형의 경우 불균형 패널 역시 동시적 상관을 조정한 분석이 가능하기에 이를 별도로 수행하였는데 동시적 상관이 없다고 가정한 경우와 거의 유사한 결과를 도출하여 본 장의 분석이 어느 정도 신뢰도 있게 진행되었음을 확인할 수 있었다. 동시적 상관을 가정한 PCSE 모형의 분석 결과는 보고서 맨 뒤에 부록으로 첨부하였다.

2. 분석 결과

가. 유럽 모형

결합시계열 회귀분석 결과를 살펴보면 다음과 같다(〈표 3-6〉 참조). 우선 유럽 모형의 FGLS 분석 결과부터 정리하였다. 사적연금 자산을 독립변수의 하나로 투입한 〈모형 1-1〉에서 노동시장 변수는 모두 성별 연금격차에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성의 노동시장 참여율이 높을수록, 여성의 시간제 또는 한시적 고용 비율이 낮을수록, 임금노동자의 성별 임금격차가 작을수록 성별 연금격차는 감소했다.

연금제도 변수 중에서는 GDP 대비 공적연금 지출을 제외한 3개의 변수가 성별 연금격차에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연금 불평등도가 낮을수록, GDP 대비 사적연금 자산 비율이 낮을수록, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차는 감소했다. 연금 불평등도와 여성의 공적연금 수급률, GDP 대비 사적연금 자산 비율이 성별 연금격차에 유의한 영향을 미치는 것과 달리, 공적연금 지출 비율의 영향은 유의하지 않은 것에 주목할 필요가 있다. 이는 성별 연금격차에 있어서 연금제도에 얼마나 많은 재원을 투입했느냐가 아니라, 연금제도가 얼마만큼 재분배적이었느냐가 더 중요하다는 것을 시사하기 때문이다.

통제변수 중에서는 GDI와 GDP 대비 가족정책 지출이 유의한 것으로 나타났다. 예상과 달리 성평등 지수인 GDI가 높을수록, GDP 대비 가족정책 지출이 높을수록 성별 연금격차가 증가하는 것으로 나타났다. 이들이 통제변수이긴 하나 이와 같은 결과는 일반적인 예상과는 다른 반대 방향의 경향을 보였다. 이 점은 마치 복지국가 유형과 연금제도 유형이 반드시 일치하지 않는 것처럼 한 사회의 성평등 문화나 가족에 대한 정책적

지출이 연금제도의 성평등과 비례하는 것은 아니라는 것을 보여준 것이다.[16]

사적연금 자산 비율 변수의 다중공선성 문제를 고려하여 이 변수를 제외한 〈모형 1-2〉 역시 대부분의 변수에서 유사한 경향을 나타냈다. 여성의 노동시장 참여, 여성 시간제 및 한시적 고용, 성별 임금격차가 미치는 영향은 그 유의성과 방향, 그리고 회귀계수까지 대체로 〈모형 1-1〉과 유사했다.

연금제도 변수 역시 동 모형에서 제외된 사적연금 자산 비율을 논외로 하면, 연금 불평등도가 낮을수록, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차는 완화됨을 확인할 수 있었다. 사적연금 자산 비율이 변수에서 제외됐음에도 불구하고 여전히 공적연금 지출 비율이 성별 연금격차에 유의한 영향을 주지 않는다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 전술한 대로, 공적연금에 대한 지출 자체보다 연금제도의 재분배적 영향이 성별 연금격차에서 중요한 의미가 있다는 것을 시사하기 때문이다. 〈모형 1-2〉의 통제변수에서는 GDI와 GDP 대비 가족정책 지출이 여전히 성별 연금격차를 높이는 방향으로 유의성을 가졌으며, 노인인구 비율이 높을수록, 가족과세비율이 높을수록 성별 연금격차를 높이는 것으로 나타났다.[17]

---

16) GDI의 경우 성별 격차를 고려하는 지표이긴 하지만, 그 기반이 되는 HDI는 GNI, 교육, 건강의 요소를 고려한 것이다. 그런데 이 세 가지 요소는 주요 선진국에서는 대부분 매우 높은 수치를 보이고 있어 차별성이 적다. 본 연구의 분석대상인 13개국의 경우 국가 단위 평균값을 기준으로 비교하면 0.955~1 사이로 그 편차가 매우 적으며 연금격차가 비교적 큰 스페인, 스위스 등의 GDI가 높다는 점이 작용한 것으로 보인다. GDP 대비 가족정책 지출의 경우 여성의 고용을 지원할 수 있는 서비스 지출뿐만 아니라 아동수당 등의 현금지출을 포함한다는 점을 고려해야 한다. GDP 대비 가족정책 지출 역시 국가 평균으로 비교하면 성별 연금격차가 큰 국가들 중 오스트리아, 벨기에, 영국 등의 지출이 높은 것으로 나타났다. 부분적으로는 본 연구에 포함된 국가들의 숫자가 13개국으로 제한적이라는 점(특히 유럽 모형에서는 11개국)이 소수 국가의 사례가 미치는 영향을 크게 한 측면도 있을 것으로 판단된다.

17) 가족과세비율의 영향 역시 일반적 예상과는 다른 반대 방향이다. 가족과세비율이 높다는

〈표 3-6〉 유럽 모형: FGLS 분석 결과

구분			〈모형 1-1〉		〈모형 1-2〉	
			Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장 참여율	-0.616***	0.068	-0.598***	0.070
		여성 시간제 고용 비율	0.331***	0.030	0.338***	0.029
		여성 한시적 고용 비율	0.138*	0.064	0.183**	0.059
		성별 임금격차	0.830***	0.076	0.816***	0.077
	연금제도	연금 p90/p10	3.744***	0.288	3.622***	0.284
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.127	0.166	-0.104	0.133
		GDP 대비 사적연금 자산 비율	0.028*	0.014	-	
		여성 공적연금 수급률	-0.161***	0.044	-0.117**	0.038
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-3.474	2.000	-2.265	2.007
		노인인구 비율	0.367	0.222	0.466*	0.230
		GDI	104.698***	29.685	80.545**	28.213
	가족정책	GDP 대비 가족정책 지출 비율	1.189*	0.469	0.795	0.465
		가족과세비율	1.215	1.199	3.301***	0.696
상수항			-33.718	31.715	-27.278	32.681
사례 수			105		105	
Wald Chi2			1442.73		1310.75	
Prob 〉 chi2			0.0000		0.0000	

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001
자료: 저자 작성

PCSE 모형의 분석 결과 역시 FGLS 모형과 거의 유사하다(〈표 3-7〉 참조). 사적연금 자산 비율을 고려한 〈모형 1-3〉과, 이를 고려하지 않은 〈모형 1-4〉에서 공통적으로 여성 노동시장 참여율, 여성 시간제 고용 비

것은 조세제도가 여성의 고용을 촉진하는 성격이 있음을 의미하기 때문이다. 다만 우리의 모형에서 가족과세비율과 별도로 여성 고용에 관한 변인들이 포함되어 있다는 점을 고려해야 한다. 여성 경제활동 참여라는 변수의 경우 가족과세비율이 여성 고용을 촉진하는 간접적 영향을 낮추었을 가능성이 있다. 또한 앞서 언급한 바와 같이, 가족정책이 그 자체로는 성별 연금격차와 밀접한 상관관계를 갖지 않는다는 점을 다시 한번 확인할 수 있었다.

율의 유의성이 확인되었다. 여성 한시적 고용 비율은 사적연금 자산 비율을 투입하지 않은 〈모형 1-4〉에서만 유의하게 나타났다. 연금제도 변수에서 연금 불평등도와 여성 공적연금 수급률이 유의한 것과 그 방향 모두 FGLS 모형과 같게 나왔다. 다만 PCSE 모형의 경우, 사적연금 자산 비율이 〈모형 1-3〉에서도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이상의 분석 결과들을 종합하면, 공·사적연금의 혼합이 성별 연금격차에 유의한 영향을 줄 것이라는 예측은 유보적으로 해석될 필요가 있다.

〈표 3-7〉 유럽 모형: PCSE 분석 결과

구분			〈모형 1-3〉		〈모형 1-4〉	
			Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장 참여율	-0.652***	0.075	-0.659***	0.080
		여성 시간제 고용 비율	0.351***	0.031	0.365***	0.031
		여성 한시적 고용 비율	0.116	0.069	0.172**	0.062
		성별 임금격차	0.797***	0.083	0.816***	0.086
	연금제도	연금 p90/p10	4.129***	0.314	3.998***	0.313
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.173	0.183	-0.009	0.149
		GDP 대비 사적연금 자산 비율	0.025	0.015	-	
		여성 공적연금 수급률	-0.165**	0.05	-0.121**	0.041
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-1.473	2.198	-0.418	2.206
		노인인구비율	0.334	0.245	0.39	0.256
		GDI	137.373***	32.921	119.244***	30.642
	가족정책	GDP 대비 가족정책 지출 비율	0.664	0.498	0.44	0.504
		가족과세비율	1.412	1.29	3.041***	0.734
상수항			-84.236*	34.603	-81.265*	35.386
사례 수			105		105	
R-squared			0.9316		0.9300	
Wald Chi2			1433.78		1281.87	
Prob 〉 chi2			0.0000		0.0000	

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001
자료: 저자 작성

나. OECD 모형

유럽 모형에서 적용했던 분석대상 국가들에 미국과 캐나다를 추가하고, 시계열을 1990년부터로 연장하는 대신, 일부 독립변수를 제외한 OECD 모형의 분석 결과는 다음 〈표 3-8〉과 같다.

우선 FGLS로 분석한 〈모형 2-1〉에서 여성의 노동시장 참여율은 성별 연금격차에 유의한 영향이 없었던 반면, 여성 시간제 고용 비율이 높아질수록 성별 연금격차를 증가시키는 것으로 나타났다. 연금제도 변수에서는 연금 불평등도만 양(+)의 방향으로 유의성을 나타냈다. 통제변수 중에서는 1인당 GDP와 노인인구 비율이 음(-)의 방향으로, GDI가 양(+)의 방향으로 유의성을 나타냈다.

〈표 3-8〉 OECD 모형: FGLS 분석 결과

구분			〈모형 2-1〉	
			Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장 참여율	-0.059	0.106
		여성 시간제 고용 비율	0.360***	0.044
	연금제도	연금 p90/p10	3.717***	0.366
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.41	0.241
		여성 공적연금 수급률	-0.09	0.06
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-8.076***	1.732
		노인인구비율	-0.701**	0.245
		GDI	104.859**	35.726
	가족정책	GDP 대비 가족정책 지출 비율	-0.385	0.576
		가족과세비율	1.825	1.535
상수항			7.179	32.834
사례 수			189	
Wald Chi2			221.47	
Prob 〉 chi2			0.0000	

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001
자료: 저자 작성

PCSE로 분석한 〈모형 2-2〉는 대체로 〈모형 2-1〉과 대체로 유사한 결과를 나타낸 가운데 일부 차이를 보였다(〈표 3-9〉 참조). 우선 연금 변수 중 GDP 대비 공적연금 지출 비율이 모든 모형 중 유일하게 유의성을 보인 것이 두드러진 차이점이었다. 다만 그 방향은 공적연금 지출이 증가할수록 성별 연금격차가 커지는 양(+)의 관계로 나아갔다는 것에 주목할 필요가 있다. 물론 제한적인 사례와 변수에 기초한 분석 결과이기 때문에 조심스럽게 해석해야겠지만, 전술한 것처럼 공적연금 지출의 증가 자체가 연금제도 내 평등성을 보장하는 것은 아니라는 함의로 해석할 수 있을 것이다. 다른 모형들과 마찬가지로, 연금 불평등도가 높을수록, 여성의 공적연금 수급률이 낮을수록 성별 연금격차가 커지는 결과가 나왔다는 점이 이와 같은 해석을 뒷받침한다. 〈모형 2-2〉에서는 통제변수 대부분이 유의했는데, 가족정책 지출 비율이 높을수록, 가족과세비율이 낮을수록 성별 연금격차가 낮아지는 영향력이 확인되었다.

〈표 3-9〉 OECD 모형: PCSE 분석 결과

구분			〈모형 2-2〉	
			Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장참여율	-0.195*	0.099
		여성 시간제 고용 비율	0.489***	0.040
	연금제도	연금 p90/10	5.283***	0.343
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.926***	0.191
		여성 공적연금 수급률	-0.121*	0.055
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-8.355***	1.658
		노인인구비율	-0.881***	0.197
		GDI	180.320***	33.712
	가족정책	GDP 대비 가족정책 지출 비율	-1.648**	0.527
		가족과세비율	3.649**	1.215
상수항			-63.647*	31.943
사례 수			189	
R-squared			0.7734	
Wald Chi2			484.89	
Prob 〉 chi2			0.0000	

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
자료: 저자 작성

제4절 소결

본 장에서는 OECD 13개국의 1990~2017년 자료를 바탕으로 결합시계열 분석을 통해 노동시장의 성평등과 연금제도의 성격이 성별 연금격차에 미치는 영향을 분석하였다. 그 분석 결과를 제2절에 제시한 가설들을 중심으로 요약하면 다음과 같다.

첫째, 여성의 노동시장 참여율이 높을수록 성별 연금격차가 감소한다는 가설은 대체로 확인되었다. 모든 모형에서 여성 노동시장 참여율의 회귀계수는 모두 음(-)의 방향으로 성별 연금격차를 낮추는 것으로 나타났으며, 5개 모형에서 통계적 유의성이 확인되었다. 둘째, 여성의 노동시장 지위가 낮을수록, 즉 고용 불안정성이 높을수록 성별 연금격차는 증가한다는 가설은 부분적으로 확인되었다. 여성의 한시적 고용 비율이 성별 연금격차에 미치는 요인은 6개 모형 중 3개 모형에서 유의성이 확인되었고, 여성의 시간제 고용은 모든 모형에서 성별 연금격차를 증가시키는 것으로 나타났다. 적어도 연금에 있어서는 여성을 시간제 노동의 방식으로 노동시장에 통합시키는 '1.5인 생계부양자' 모형이 연금제도 결과 측면에서 불평등을 증가시킬 가능성이 크다. 셋째, 성별 임금격차와 성별 연금격차 간의 양(+)의 상관관계는 성별 임금격차 변수가 투입된 4개 모형에서 모두 확인되었다. 노동시장에서의 성 불평등은 연금제도에서 충실하게 재확인되고 있다. 넷째, 연금 수급액의 불평등은 모든 모형에서 성별 연금격차를 증가시키는 것으로 나타났다. 성별 연금격차에 있어서 가장 일관된 제도 요인은 연금제도가 얼마만큼 수급자 간 격차를 허용하는가에 달려 있다. 다섯째, 연금제도 중 공·사 연금의 구성이 성별 연금격차에 미치는 영향은 대체로 확인되지 않았다. 사적연금 자산 비율이 성별 연금격차에 미치는 영향은 해당 변수가 투입된 2개 모형 중 FGLS 모형에서만 유

의성이 확인되었다. 공적연금에 대한 지출이 성별 연금격차를 감소시키는 영향이 없다는 점은 특히 주목할 만하다. 성별 연금격차에서 중요한 것은 연금제도의 지출 수준이 아닌 재분배적 성격임이 확인되었다. 여섯째, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차가 줄어들 것이라는 가설은 대부분의 모형에서 확인되었다. 이 점은 연금 불평등도와 마찬가지로 결국 연금제도, 특히 공적연금의 범주에서 노동시장에서 불리한 이들을 얼마나 폭넓게 포괄하는지가 연금격차에서 중요한 요소임을 보여주는 결과이다.

종합하면, 노동시장의 성 불평등도가 높을수록 성별 연금격차는 증가하고, 연금제도가 재분배적일수록 성별 연금격차는 감소한다는 본 장의 가설은 대체로 성립하는 것으로 확인되었다. 다만 본 장의 분석에서는 각 변인 간의 배열과 조합이 어떤 영향을 미치는지는 충분히 살펴보지 못했다. 본 장의 분석에서 유의성이 불충분한 정도로만 확인된 여성의 노동시장 지위 요인이나 연금제도의 공·사 혼합 등의 효과를 좀 더 세밀하게 살펴보기 위해서는 주요한 노동시장 환경과 연금제도 구성이 결합하여 성별 연금격차에 미치는 영향을 추가적으로 분석하는 과정이 필요할 것이다. 이를 위한 분석은 이어지는 제4장과 제5장에서 다양성 중심(diversity-oriented) 연구 방법을 통해 살펴보도록 하겠다.

제4장

국가별 연금체계의 유형 변화 분석

제1절 분석 개요
제2절 분석모형 및 분석방법
제3절 조건의 정의: 계측(calibration)
제4절 퍼지셋 이념형 분석 결과
제5절 소결

제 4 장 국가별 연금체계의 유형 변화 분석

제1절 분석 개요

1. 분석대상 및 분석자료

본 연구의 분석대상 국가는 제3장에서와 마찬가지로 복지국가와 연금체계 특성들을 교차시킨 13개국이다.[18] 각 속성의 값은 지표들의 4년 단위 분석 기간의 평균값이다. 평균값을 활용하는 것의 가장 큰 장점은 특정 연도의 이례적 상황이 분석에 과도하게 영향을 주어 과잉해석이 되는 것을 방지하고, 자료 결측의 발생 시 해당 연도만 제외하여 평균을 구할 수 있어 결측치 문제에 유연하게 대응할 수 있다는 것에 있다(남재욱, 2017). 단, 특정 국가에서 4년의 단위 기간 내내 어떤 조건에서 결측이 발생한 경우에는 해당 사례를 분석에서 제외하였다. 그 결과 최종 분석대상으로 총 61개 사례가 구성되었다(〈표 4-1〉 참조).

전체 분석 기간은 2000~2018년이며, 총 5개 시점(2000~2003년, 2004~2007년, 2008~2011년, 2012~2015년, 2016~2018년)으로 나누어 이를 각각 다른 사례들로 간주하였다.[19] 즉, 국가별 4년 단위 분석 기간이 제도 성과 분석을 위한 하나의 사례로 간주된 것이다.

18) 국가 약어는 다음과 같다. 오스트리아(AT), 벨기에(BE), 캐나다(CA), 덴마크(DK), 핀란드(FI), 독일(DE), 그리스(GR), 이탈리아(IT), 네덜란드(NL), 스페인(ES), 스위스(CH), 영국(UK), 미국(US)

19) 자료수집의 한계로, 마지막 분석 시점(2016~2018년)은 3년을 단위 기간으로 구성하였다.

〈표 4-1〉 국가별 연금체계의 유형 변화 분석을 위한 사례 구성

구분	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	○	○	○	○	○
BE	○	○	○	○	○
CA	○	○	○	○	○
DK	○	○	○	○	○
FI	-	○	○	○	○
DE	○	○	○	○	○
GR	-	○	○	○	○
IT	○	○	○	○	○
NL	-	○	○	○	○
ES	○	○	○	○	○
CH	-	○	○	○	○
UK	○	○	○	○	○
US	○	○	○	○	○

주: 핀란드, 그리스, 네덜란드, 스위스의 경우 2000~2003년 사례가 분석에서 제외되었음.
자료: 저자 작성

본 연구에서는 사적연금 발달 정도, 공적연금 급여 비중, 여성의 공적연금 수급률을 퍼지셋 이념형 분석을 위한 속성(property)으로 구성하였고, 이를 위해 LIS의 Wave V~Wave XI 개인 데이터를 활용하였다(〈표 4-2〉 참조).[20] LIS에서는 연금 급여 관련 변수들을 비기여형 공적연금(public non-contributory pensions), 기여형 공적연금(public contributory pensions), 직역연금과 개인연금을 포함한 사적연금(private pensions)으로 각각 구분하여 제공한다(〔그림 4-1〕 참조).

20) 제5장에서 다루게 될 결과조건(성별 연금격차), 원인조건 중 연금제도 관련 요인 역시 LIS를 바탕으로 산출하였다.

〈표 4-2〉 퍼지셋 이념형 분석 시 활용한 국가별 LIS 자료(2000년 이후)

구분	Wave V	Wave VI	Wave VII	Wave VIII	Wave IX	Wave X	Wave XI
AT	2000	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018
BE	-	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	-
CA	2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018
DK	2000	2004	2007	2010	2013	2016	-
FI	2000	2004	2007	2010	2013	2016	-
DE	2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018
GR	-	-	2007	2010	2013	2016	-
IT	2000	2004	2008	2010	2014	2016	-
NL	-	-	2007	2010	2013	2015 2016 2017	2018
ES	2000	-	2007	2010	2013	2016	-
CH	-	-	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018
UK	2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018
US	2000 2001 2002	2003 2004 2005	2006 2007 2008	2009 2010 2011	2012 2013 2014	2015 2016 2017	2018

주: 가용할 수 있는 데이터가 있는 경우에 한하여 분석에 포함하였음.
자료: 저자 작성

〔그림 4-1〕 LIS의 연금 급여 분류

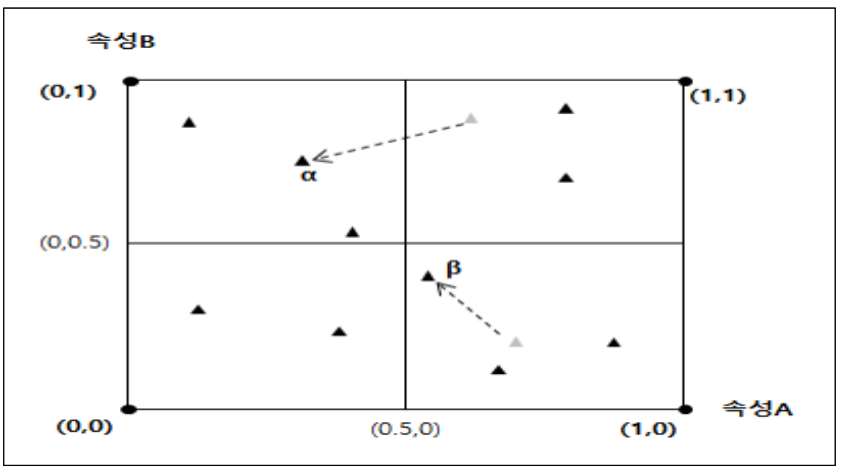
연금(PENSIONS)		
비기여형 공적연금 (Public non-contributory pensions)	hi31	pi31
보편적 연금 (Universal pensions)	hi311	pi311
(부조식) 보충연금 (Assistance pensions)	hi312	pi312
기여형 공적연금 (Public contributory pensions)	hi32	pi32
사적연금 (Private pensions)	hi33	pi33
직역연금 (Occupational pensions)	hi331	pi331
개인연금 (Individual pensions)	hi332	pi332

주: 가구(hi), 개인(pi)
자료: LIS. (2022). Data LIS variables

제2절 분석모형 및 분석방법

퍼지셋 이념형 분석은 어떤 집합을 구성하는 속성들에 대한 소속점수로 이념형(ideal type)의 유형을 구성하고, 사례들이 해당 이념형에 속하는 정도를 기준으로 유형화하는 방식을 말한다. 사례들 간 유형 차이 외에도 동일한 이념형에 속한 사례들이 그 이념형에 속한 정도(degree)를 분석할 수 있다는 점에서 장점을 가지며(〔그림 4-2〕 참조), 시간의 흐름에 따라 이념형에 속하는 정도를 '동적(dynamic)'으로 분석함으로써 변화를 측정하는 것 역시 가능하다(Ragin, 2000; 2008).

[그림 4-2] 퍼지셋 이념형 분석의 속성공간(property space)



자료: 남재욱. (2017). 노동시장 변동에 따른 실업 관련 제도의 변화와 성과 연구: 유럽 9개국 사례 비교를 중심으로. (박사학위 논문, 연세대학교 사회복지대학원, 서울). p.77, 그림 3-5.

이에 본 연구에서는 분석대상인 서구 13개국의 제도 변화를 단순히 이념형으로 분류·고정하는 것에 그치지 않고, 각 이념형의 속성이 어느 정도인지를 퍼지점수를 통해 나타내어 유형들이 특정 국가 내에서도 시간 흐름에 따라 어떻게 변화해왔는지를 분석하였다. 이러한 퍼지셋 이념형 분석은 〈표 4-3〉과 같이 4단계를 거쳐 실시된다(Kvist, 1999, p.234; 남재욱, 2017 재인용).

〈표 4-3〉 퍼지셋 이념형 분석의 네 가지 단계

1단계	이론적·실질적 지식에 기반하여 속성공간을 구성하기 위한 이념형 속성 도출
2단계	각 사례별 속성에 대한 소속점수 환산(calibration)
3단계	개별 사례들의 각 이념형에 대한 소속점수 계산
4단계	이념형에 대한 사례 적합성을 연구자의 이론적·실질적 지식에 기초하여 검증

자료: Kvist. (1999). Welfare reform in the Nordic countries in the 1990s: using fuzzy set theory to assess conformity to ideal types. Journal of European Social Policy, 9(3), 231-252. 남재욱. (2017). 노동시장 변동에 따른 실업 관련 제도의 변화와 성과 연구: 유럽 9개국 사례 비교를 중심으로. (박사학위 논문, 연세대학교 사회복지대학원, 서울). p.78, 재인용.

퍼지셋 이념형 분석의 특성을 바탕으로 본 연구에서는 연금체계의 변화 양상을 분석하기 위하여 세 가지 속성 - 여성의 공적연금 수급률(fcov), 사적연금 발달 정도(priv), 공적연금 급여 비중(pben) - 을 구성하였다(〔그림 4-3〕 참조). 여성의 공적연금 수급률은 여성에 대한 제도 적용의 보편성(coverage)을, 사적연금 발달 정도와 공적연금 급여 비중은 공·사적연금 혼합의 정도(public-private pension mix)를 의미한다(〈표 4-4〉 참조). 해당 속성들의 8가지(2^3) 조합을 통해 만들어진 이념형에 해당 국가(사례)가 어느 지점에 속하는지 퍼지셋 소속점수(fuzzy-set membership point)를 매겨 측정하기로 한다.

〈표 4-4〉 퍼지셋 이념형 분석을 위한 속성(property) 구성

구분	측정 기준	출처	성격
여성의 공적연금 수급률 (fcov)	65세 이상 여성의 공적연금 수급률	LIS	제도 적용의 보편성(coverage)
사적연금 발달 정도 (priv)	GDP 대비 사적연금 자산(asset) 비중	OECD Pension stat.	공·사적연금 혼합의 정도 (public-private pension mix)
공적연금 급여 비중 (pben)	공·사적연금 합산 급여액 대비 공적연금 비율(%)	LIS	

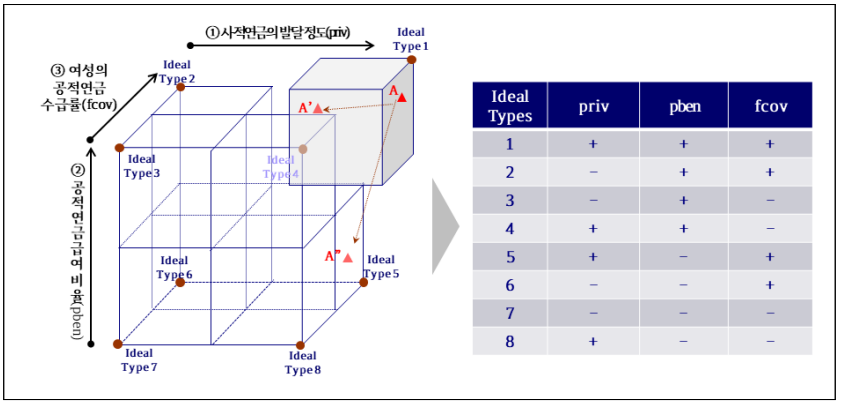
자료: 저자 작성

퍼지셋의 계측과정(Calibrating Fuzzy-Sets)은 직접적 계측과 간접적 계측이라는 두 가지 방식으로 구분된다. 직접적 계측방식은 연구자가 간격척도의 값을 세 개의 분기점 - 완전소속, 완전비소속, 교차점(경계) - 을 기준으로 명시하는 것을 말하며, 간접적 계측방식은 표준화 점수(Z-Score)와 같은 외부적 측정기준을 통해 연구자가 주어진 간격 척도의 값의 사례들이 얼마나 목표 집합에 소속되는지를 질적으로 평가하는 것이다(Ragin, 2008).[21] 퍼지셋 분석에서 계측은 언어적 개념을 점수화하는 것으로 '증거와 이론 사이의 밀접한 대화'(Ragin, 2000)라는 측면에

서 연구자의 깊이 있는 지식수준에 의존할 수밖에 없는 것이다. 이에 연구자의 주관성이 개입되었다는 비판이 제기될 수 있으므로 충분히 타당한 근거들을 가지고 설득력을 확보하는 과정이 그 무엇보다 중요하다(최영준, 2009).

본 연구의 계측과정은 Ragin(2008)의 직접적 계측방식에 따르는 바, 어떤 개념에 완전히 소속되는 경우를 0.95로, 완전히 소속되지 않는 경우를 0.05로, 소속/비소속의 경계(crossover point)인 경우를 0.5로 설정하고, 나머지 값들은 세 가지 질적 전환점을 기준으로 로그비(log ratio)를 계산하여 퍼지점수(FMS)를 계산한다. 이어서 최솟값의 원리에 따라 범주 값들의 최소치가 각 이념형의 소속점수로 산출되고, 각 이념형에 부여된 소속점수 가운데 최댓값이 최종 이념형으로 선택된다.

〔그림 4-3〕 연금제도 변화의 평가 모형



Ideal Types	priv	pben	fcov
1	+	+	+
2	–	+	+
3	–	+	–
4	+	+	–
5	+	–	+
6	–	–	+
7	–	–	–
8	+	–	–

자료: 저자 구성

21) 직접적 계측방식과 간접적 계측방식의 결과들은 대체로 서로 비슷하나 몇몇 지점에서는 꽤 차이를 나타내는데, 이는 동일한 기준을 활용하여도 후자의 간접성과 회귀분석에 대한 의존에서 비롯된 것이라 할 수 있다. 물론 연구자가 직접적 계측방식에 활용한 외부적 기준이 충분하지 않은 경우라면 간접적 계측방식이 더 유용하게 소속점수를 제공해 줄 수 있다(Ragin, 2008).

제3절 조건의 정의: 계측(calibration)

1. 기초통계

앞서 제3장에서 도출된 바와 같이 성별 연금격차는 연금제도 구성에 국한되지 않고, 기여가 이루어지는 당시 노동시장 상황과 밀접하게 연결되어 있다. 이에 본 절에서는 본격적인 분석을 수행하기에 앞서 국가별 연금제도 요인들의 변화 추이를 시간의 흐름에 따라 살펴보고자 한다.

먼저, GDP 대비 사적연금 자산 비율은 사적연금 발달 정도를 보여주는 지표가 된다. 사적연금이 크게 발달한 다층체계인 네덜란드, 스위스, 영국, 미국에서는 사적연금 자산 비율이 높게 나타났다(〈표 4-5〉, 〔그림 4-4〕 참조).

〈표 4-5〉 GDP 대비 사적연금 자산 비율의 국가별 변화 추이

(단위: %)

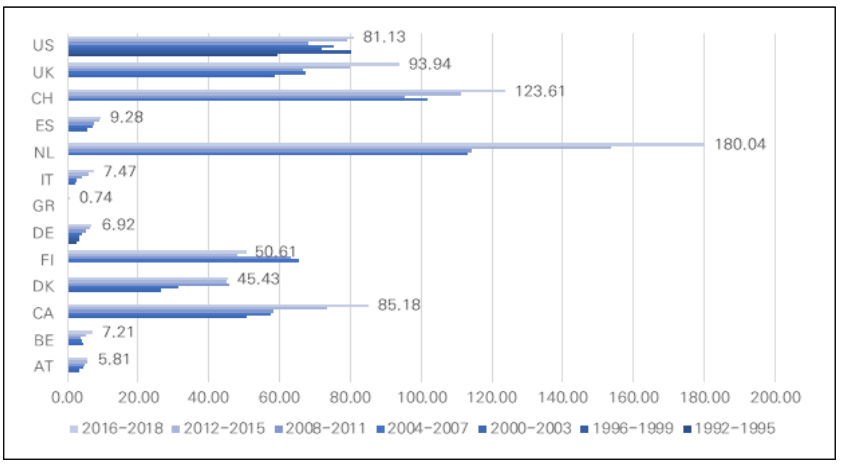
구분	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	3.53	4.57	4.76	5.62	5.81
BE	4.68	4.15	3.76	5.23	7.21
CA	50.72	57.52	58.24	73.60	85.18
DK	26.52	31.52	45.86	45.04	45.43
FI	-	65.42	63.02	48.11	50.61
DE	3.59	4.20	5.25	6.39	6.92
GR	-	0.01	0.02	0.46	0.74
IT	2.23	2.77	4.07	6.19	7.47
NL	-	113.12	114.18	153.76	180.04
ES	5.72	7.23	7.67	9.20	9.28
CH	-	101.66	95.51	111.21	123.61
UK	58.66	67.40	66.61	79.84	93.94
US	71.77	75.40	68.22	78.96	81.13

주: 1990년대 수치는 독일, 미국에만 존재함.

자료: OECD 홈페이지. (2022a). Pensions: Pension fund's assets. https://data.oecd.org/pension/pension-funds-assets.htm#indicator-chart 에서 2022.8.2. 인출

[그림 4-4] GDP 대비 사적연금 자산 비율의 국가별 변화 추이

(단위: %)



주: 1990년대 수치는 독일, 미국에만 존재함.
자료: OECD 홈페이지. (2022a). Pensions: Pension fund's assets. https://data.oecd.org/pension/pension-funds-assets.htm#indicator-chart 에서 2022.8.2. 인출

사적연금 자산 비율이 가장 높은 국가는 네덜란드로, 가장 최근인 2020년 기준, 그 수준이 GDP 두 배를 초과할 만큼 그 규모가 크다. 한편, 사적연금이 미발달하고 공적연금이 지배적인 대륙유럽 국가의 경우 사적연금 자산 비율은 평균적으로 GDP 대비 10%가 채 되지 않는다. 그리스는 사적연금 자산 비율이 가장 최근까지도 GDP 대비 1%에 못 미치는 것으로 나타나 사적연금 발달이 가장 더딤을 보여주는 국가이다.

여성의 공적연금 수급률은 미국을 제외한 모든 국가에서 최근으로 올수록 증가하고 있다(〈표 4-6〉, [그림 4-5] 참조). 거주 기반 기초연금 또는 기여와 급여 연계가 약한 정액 기초연금을 운영하는 국가에서는 여성의 공적연금 수급률이 매우 높게 나타났다. 그 예로, 덴마크와 핀란드의 해당 수치는 99%에 달하며, 사실상 65세 이상의 모든 여성이 수급권을 확보했다는 것을 알 수 있다. 예외적으로 네덜란드는 최근으로 오면서 -

특히 2016년 이후 – 65세 이상 여성의 공적연금 수급률이 점차 감소하는 모습을 나타내는데, 2016년을 기점으로 수급개시연령이 65세에서 점진적으로 연장되고 있기 때문이다.[22] 미국도 출생연도에 기초하여 공적연금의 수급개시연령을 연장하고 있어 최근으로 오면서 수급률이 조금씩 낮아지고 있다.[23]

〈표 4-6〉 여성의 공적연금 수급률 국가별 변화 추이

(단위: %)

구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	80.97	81.06	82.30	85.10	83.56	85.74	86.34
BE	-	-	74.64	76.98	77.37	79.74	84.14
CA	97.49	97.88	98.62	98.91	98.59	97.91	96.97
DK	97.93	-	98.20	98.62	98.98	98.97	99.04
FI	99.93	-	-	99.35	99.43	99.40	99.43
DE	94.48	94.69	94.53	95.47	96.12	96.13	95.50
GR	81.40	-	77.96	81.36	78.50	80.03	78.45
IT	81.79	86.08	84.94	83.16	84.15	83.10	85.42
NL	-	-	-	99.98	99.82	99.20	96.80
ES	61.08	-	59.15	67.36	58.14	73.16	72.09
CH	-	-	-	98.98	99.42	99.28	98.57
UK	97.32	97.84	98.56	98.61	98.66	98.90	98.73
US	94.01	93.24	92.36	90.31	88.76	86.59	84.95

자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

한편, 독일을 제외한 나머지 보수조합주의 국가들의 여성 공적연금 수급률은 앞서 언급한 국가들과 비교하면 낮은 수준에 머물러 있다. 특히 남유럽 국가에서 여성의 공적연금 수급률이 낮으며, 스페인의 공적연금

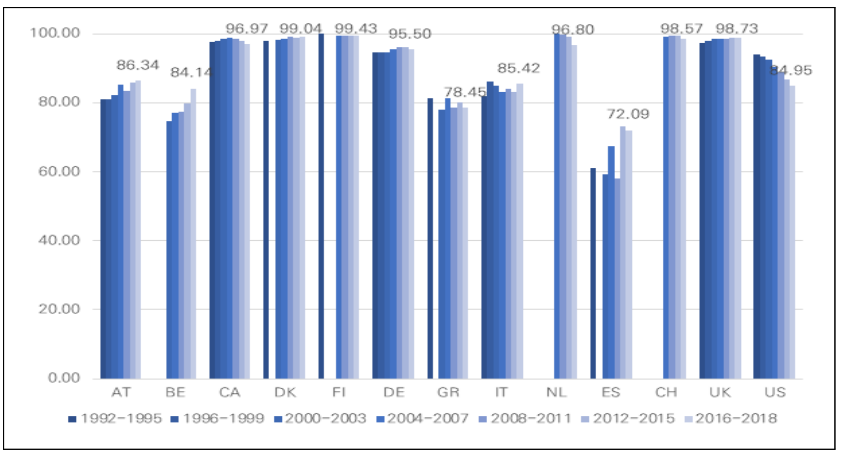
22) 네덜란드 기초연금(AOW)은 2018년에 수급개시연령을 66세로 연장하기 시작하여 2023년에는 67세 3개월로 연장하였다.

23) 1937년 이전 출생자의 수급개시연령은 65세였으나, 매년 2개월씩 연장되어 1960년 이후 출생자는 67세가 되어야 공적연금 수급이 가능해졌다(SSA, 2021, Fast Facts & Figures about Social Security, p.2).

수급률은 전체 분석국가 중 가장 낮다. 가장 최근인 2016~2018년 기준, 스페인의 여성 공적연금 수급률은 평균 72.1%에 그쳤다. 소득비례적 성격이 강한 공적연금을 운영 중인 국가의 여성 공적연금 수급률은 노령연금 수급권 확보를 위한 최소 가입기간과 관련성이 크다. 독일의 최소 가입기간은 5년으로, 자녀를 출산한 여성의 경우 크레딧이 적용되기만 해도 수급권 확보가 가능하다.

〔그림 4-5〕 여성의 공적연금 수급률 국가별 변화 추이

(단위: %)



자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

이어서 다음으로는 공·사적연금 합산 급여액 대비 공적연금 급여 비중의 변화 추이를 살펴보았다(〈표 4-7〉, 〔그림 4-6〕 참조).[24] 모든 국가에서 공적연금 급여 비중은 전반적으로 감소하는 추세를 보인다. 독일을 제외하면 강한 소득비례적 공적연금을 운영하는 보수조합주의 국가들의 공적연금 급여 비중은 높게는 100%, 낮게는 97% 수준으로 나타난다. 65세

24) 각 시점별 공적연금 급여 비중의 남녀 차이는 〔부록 4〕를 참조할 것

이상 노인가구의 소득 구성에 있어서도 다수의 비스마르크형 국가의 사적퇴직이전소득(private retirement income transfer)은 '0'으로 나타난다(OECD, 2021c).[25] 네덜란드처럼 사적연금이 일찍부터 성숙한 국가의 공적연금 급여 비중은 60%가 채 되지 않는다. 그 외 캐나다, 스위스, 덴마크, 영국에서는 공적연금 급여 비중이 70% 전후로 나타났다. 특히 캐나다, 덴마크는 최근으로 오면서 공적연금 급여 비중의 감소 추세가 두드러지는 모습을 보였다.

〈표 4-7〉 공적연금 급여 비중의 국가별 변화 추이

(단위: %)

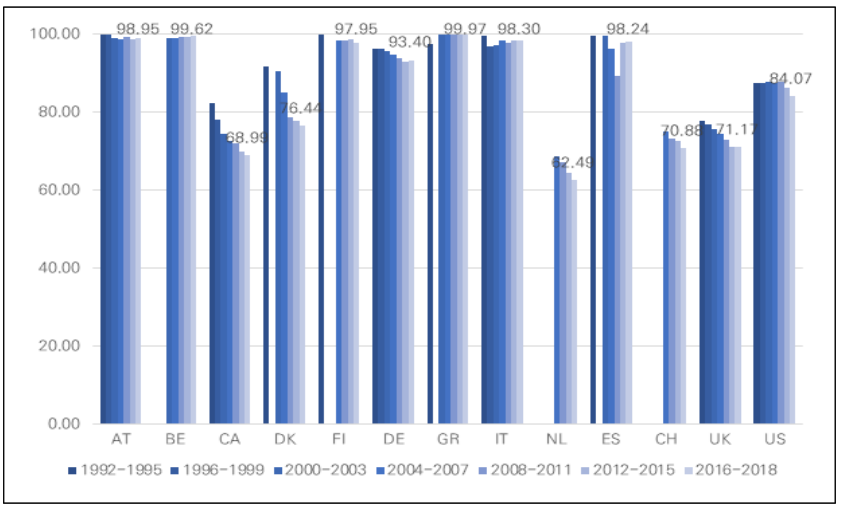
구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	100	100	99.05	98.71	99.33	98.60	98.95
BE	-	-	99.17	99.01	99.40	99.42	99.62
CA	82.33	78.04	74.60	72.53	71.90	69.98	68.99
DK	91.75	-	90.46	85.00	78.80	77.91	76.44
FI	100	-	-	98.50	98.45	98.61	97.95
DE	96.33	96.31	95.54	94.88	93.98	92.94	93.40
GR	97.59	-	100	99.86	99.99	100	99.97
IT	99.76	97.01	97.17	98.40	97.77	98.44	98.30
NL	-	-	-	68.69	67.30	64.43	62.49
ES	99.62	-	99.60	96.32	89.18	97.84	98.24
CH	-	-	-	75.12	73.13	72.53	70.88
UK	77.87	76.79	75.58	74.39	72.84	71.19	71.17
US	87.48	87.39	87.76	87.64	87.92	86.29	84.07

주: 공·사적연금 합산 급여액 대비(%)
자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

25) 총 균등화 가구소득 대비 비중을 계산한 것으로, 주요 소득원(공적이전소득, 사적퇴직이전소득, 자본소득, 근로소득) 가운데 공적이전소득이 차지하는 비율은 오스트리아(80.8%), 벨기에(82.4%), 그리스(75.8%), 이탈리아(75%), 스페인(71.4%)에서 높게 나타났다. 반면, 네덜란드의 사적퇴직이전소득 비율은 39%로 분석대상 국가 중 가장 높다(OECD, 2021c).

〔그림 4-6〕 공적연금 급여 비중의 국가별 변화 추이

(단위: %)



주: 공·사적연금 합산 급여액 대비(%)
자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

2. 질적 전환점의 설정: 계측(calibration)

국가별 연금체계 유형 변화를 관측하기 위해 퍼지셋 이념형 분석을 실시하려면 퍼지셋 소속점수(Fuzzy-set Membership Score, 이하 FMS)를 산출하는 일련의 '계측(calibration)'이 필요하다. 이에 본 연구에서는 Ragin(2008)의 직접적 계측방식(direct method of calibration)을 통해 세 가지 질적 전환점 – 완전소속(0.95), 완전비소속(0.05), 소속 여부의 경계(0.5) - 을 설정하고자 한다. 이러한 질적 전환점을 바탕으로 로그비(log ratio)를 계산하여 각 사례들의 퍼지셋 소속점수를 결정하게 된다. 이어서 최솟값 원리에 따라 범주 값들의 최소치가 각 원인조건조합의 소속점수로 산출된다. 조건별 질적 전환점의 설정 기준을 정리하면 다음 〈표 4-8〉과 같다.

〈표 4-8〉 계측을 위한 질적 전환점의 설정: 퍼지셋 이념형 분석

(단위: 퍼지 점수)

구분	완전소속 (0.95)	질적 전환점 (0.5)	완전비소속 (0.05)
사적연금 발달 정도 (priv)	128.8	29.7	4.7
공적연금 급여 비율 (pben)	99.9	87.9	65.0
여성의 공적연금 수급률 (fcov)	100.0	95.9	66.0

자료: 저자 작성

사적연금의 발달 정도(priv)에 있어서 완전소속을 나타내는 점은 128.8로, 압도적으로 높은 수준의 사적연금 자산 비중을 나타내는 네덜란드의 분석 전 기간에 걸친 평균값이다. 완전비소속을 나타내는 점은 사적연금이 미발달된 것으로 알려진 남유럽 국가 - 그리스, 이탈리아, 스페인 - 의 분석 전 기간 평균값인 4.7로 정하였다. 질적 전환점은 분석 전 기간, OECD 국가들의 평균값(29.7)으로 정하였다.

공적연금 급여 비율(pben)의 완전소속을 나타내는 점은 99.9로, 2000년대 오스트리아의 분석 전 기간에 걸친 그리스의 평균값이다. 완전비소속을 나타내는 점은 65.0으로, 2007년 이후 네덜란드의 평균값이다. 가장 최근 캐나다를 제외하면 나머지 국가들은 분석 전 기간에 단 한 번도 이 수준 아래로 공적연금 급여 비율이 낮아진 적이 없었다. 질적 전환점은 87.9로, 전체 분석국가에서 나타난 중간값이다.

여성의 공적연금 수급률(fcov)의 완전소속을 나타내는 점은 100.0으로, 거주에 기반한 보편적 기초연금의 개념적 수치에 가까운 수준이다. 완전비소속을 나타내는 점은 66.0으로, 분석 전 기간에 걸쳐 여성의 공적연금 수급률이 가장 낮았던 스페인의 평균값이다. 질적 전환점은 95.9로, 전체 분석국가에서 나타난 중간값이다.

제4절 퍼지셋 이념형 분석 결과

1. 국가별 연금체계 변화의 이론적 유형

본 절에서는 국가별 연금체계의 변화 양상을 살펴보고자 퍼지셋 이념형 분석을 실시할 것이다. 퍼지셋 이념형 분석은 분석하려는 개념을 몇 가지 속성(property)들로 구성하고, 이들의 조합으로 만들어지는 이념형(ideal type)에 각 사례가 어느 정도 소속되어 있는지를 살펴봄으로써 제도 변화의 방향과 정도를 평가하는 분석이다. 시간 흐름에 따른 이념형의 변화를 살펴보는 것은 단순히 연금체계의 횡단면적 유형 구분이 아닌, 시계열적 변화를 포착하기 위함이다.

본 연구의 연금체계 이념형은 총 8개 유형으로 나뉜다(〈표 4-9〉 참조). 1유형은 사적연금과 공적연금이 모두 발달하고 여성의 공적연금 수급률도 높은 유형(*priv*pben*fcov*)이다. 2유형은 사적연금과 공적연금이 모두 발달하였으나 여성의 공적연금 수급률은 낮은 유형(priv*pben*~fcov)이다. 3유형은 사적연금이 발달하고 공적연금이 덜 지배적이나 여성의 공적연금 수급률은 높은 유형(*priv*~pben*fcov*)이다. 기초연금을 통해 보편적으로 제공되며, 주로 기업연금이 소득비례연금으로 작동한다. 4유형은 사적연금이 발달하고 공적연금이 덜 지배적인 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮은 유형(*priv*~pben*~fcov*)이다. 소득비례적 성격이 약한 공적연금 위에 사적연금을 보충하는 방식으로, 공적연금에서 여성의 적용범위가 크지 않다. 5유형은 사적연금이 덜 발달하고 공적연금이 지배적인 가운데 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형이다(*~priv*pben*fcov*). 공적연금에서 여성의 적용 범위가 크게 나타난다. 6유형은 사적연금이 덜 발달하고 공적연금이 지배적인 가운데 여성의 공적연금 수급률

이 낮은 유형(*~priv*pben*~fcov*)이다. 전형적인 비스마르크형 연금체계의 특성이 나타난다. 7유형은 사적연금과 공적연금 모두 발달하지 않은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형(*~priv*~pben*fcov*)이며, 8유형은 세 가지 속성이 모두 부재한 유형*(~priv*~pben*~fcov)*이다. 7유형과 8유형은 현실에서는 나타나기 어렵다.

〈표 4-9〉 연금제도 변화의 이론적 유형

구분	사적연금 발달 정도(priv)	공적연금 급여 비율(pben)	여성 공적연금 수급률(fcov)	이론적 조합
1유형	*priv*	*pben*	*fcov*	*priv*pben*fcov*
2유형	*priv*	*pben*	*~fcov*	*priv*pben*~fcov*
3유형	*priv*	*~pben*	*fcov*	*priv*~pben*fcov*
4유형	*priv*	*~pben*	*~fcov*	*priv*~pben*~fcov*
5유형	*~priv*	*pben*	*fcov*	*~priv*pben*fcov*
6유형	*~priv*	*pben*	*~fcov*	*~priv*pben*~fcov*
7유형	*~priv*	*~pben*	*fcov*	*~priv*~pben*fcov*
8유형	*~priv*	*~pben*	*~fcov*	*~priv*~pben*~fcov*

자료: 저자 작성

2. 퍼지셋 이념형 분석의 결과

가. 국가별 유형 변화 추이

2000년에서 2018년까지 각국 연금체계의 변화를 알 수 있는 속성들에 대하여 퍼지셋 소속점수를 계측한 결과는 〈표 4-10〉, 〔그림 4-7〕과 같다. 오스트리아와 벨기에는 분석 전 기간, 사적연금이 덜 발달하고 공적연금 급여 비중이 높은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮은 유형(6유형)에 속하였다. 공·사연금의 비중은 거의 변하지 않았으나, 여성의 공적연금 수급률이 소폭 상승하면서 이 유형의 소속 정도는 오스트리아가

0.8에서 0.72로, 벨기에가 0.89에서 0.76으로 약해졌다. 오스트리아는 매 시기 대단히 점진적 방식으로 연금개혁이 이루어졌는데, 그 과정에서 최저연금의 방식으로 운영되는 보충급여('Ausgleichszulage')를 그대로 둠으로써 소득비례연금의 축소를 일부 상쇄시켰다.

캐나다는 분석 전 기간, 사적연금이 발달하고 공적연금 급여 비중이 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형(3유형)에 속하였다. 캐나다는 공적연금 도입이 늦어 사적연금이 더 빨리 도입, 발전한 국가로서[26] 후발 다층체계(latecomer)로 분류된다(Shinkawa & Bonoli, 2005). 2016년에 CPP 급여를 인상하는 개혁(CPP Enhancement)을 실시하였으나, 아직 그 효과는 현재 노령층에서는 나타나지 않았기 때문에 3유형에서 이탈하는 모습이 나타나지는 않는다.

덴마크는 2000년대 초반까지 5유형이었다가 이후 줄곧 3유형으로의 질적 변화가 동반되었으며, 소속 정도는 점차 강해지고 있다(5유형 0.51 → 3유형 0.62). 캐나다와 마찬가지로 덴마크는 뒤늦게 다층체계로 이행하는 후발주자로 분류되며, 이 같은 특성은 유형 변화를 통해 확인할 수 있다. 2000년대 중반부터는 사적연금이 발달하는 정도보다 공적연금의 급여 비중 감소가 더욱 두드러지는 방식으로 3유형을 줄곧 유지하고 있다.

핀란드는 분석 전 기간, 사적연금과 공적연금이 모두 발달하고 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형(1유형)에 속하였다. 시간의 흐름에 따라 소속정도는 점차 약해지고 있다(0.75→0.65). 다만, 1유형에서 나타나는 사적연금과 공적연금 속성에 대하여 부연설명이 필요할 것이다. 핀란드의 소득비례연금(TyEL)은 직역에 따라 구분되는데, 이 중 민간에서 기금을 운용하고 있는 소득비례연금에 속한 자산은 OECD에서 사적연금으로 분류되며, 자산 규모 역시 상당하다.[27] 따라서 핀란드는 네덜란드, 스위스

26) 캐나다의 공적소득비례연금(Canada Pension Plan)은 1966년에 도입되었다.

처럼 사적연금이 준의무적(quasi-mandatory) 역할을 수행하는 국가와는 분명 다르기 때문에 사적연금 해석 시 반드시 유의해야 하는 국가이다. 2층 소득비례연금의 수급권이 없거나 저급여인 경우, 국민연금과 보장연금이 최저연금의 방식으로 지급되기 때문에 65세 이상 여성의 공적연금 수급률이 높게 나타난다. 소득비례연금 수급을 위한 최소 가입기간은 근로자의 경우, 과거 1개월이던 것에서 최소 가입기간 자체가 없어졌다(Missoc 홈페이지, 2021).[28] 즉 핀란드의 소득비례연금은 가입 이력을 확보하기만 하면 보험료를 낸 만큼 급여를 받게 되는 방식으로 운영됨으로써 여성이 소득비례연금 수급권을 확보하는 것이 용이하다. 2020년 12월 기준, 전체 연금 수급자(161.7만 명) 대비 소득비례연금 수급자(151.7만 명) 비율은 93.8%로 나타난다(Finnish Centre for Pensions, 2021).

독일은 분석기간 동안 유형 변화가 발생하였으나(6유형 → 5유형 → 6유형), 장기적으로는 사적연금이 덜 발달하고 공적연금이 지배적인 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮은 유형(6유형)에 속하였다. 6유형의 소속 정도가 0.7~0.9인 다른 대륙유럽 국가들과 비교할 때 소속 정도(0.5 수준)가 낮게 나타난다. 가장 최근을 기준으로 5유형과 6유형의 소속 정도는 0.1 수준에서 차이가 나기 때문에 여성의 공적연금 수급률의 미미한 차이가 유형 변화를 결정한 것으로 보인다. 독일은 2000년대 실시된 연금개혁 과정에서 리스터연금 등 사적연금 도입을 통해 어느 정도 다층체계 기반을 마련한 국가로 평가되고 있다. 여성의 공적연금 수급률도 다른 대륙유럽 국가들보다 월등히 높은 수준이다. 독일은 일찍이 1980년대 중

27) 관련하여 자세한 내용은 핀란드 직역연금 기금 운용 TELA 홈페이지를 참조할 것(https://www.tela.fi/en/pension-providers/competition/market-shares에서 2022.11.30. 검색)

28) 자영자, 농어민은 최소 4개월의 가입기간을 확보해야 한다. 관련하여 자세한 내용은 Missoc 홈페이지를 참조할 것(https://www.missoc.org/missoc-database/comparative-tables/에서 2022.11.7. 인출)

반에 출산크레딧(1년)을 도입하고 양육크레딧을 최대 3년까지 적용하였으며, 1992년 개혁에서는 출산크레딧을 3년으로 확대하는 등(Schulze & Jochem, 2007, p.677)[29] 여성의 공적연금 수급권 확보를 위한 조치를 단행하였다. 소득비례연금의 최소 가입기간도 5년으로 비교적 짧은 편에 속하기 때문에 자녀를 양육하는 여성은 크레딧만 있어도 수급권 확보가 가능하다.

그리스는 줄곧 6유형을 유지하였으며 소속 정도는 매 시기 0.8 이상으로 높게 나타난다. 사적연금이 사실상 부재하다고 볼 만큼 공적연금만으로 노후소득이 구성되며, 여성의 공적연금 수급률은 80%를 겨우 넘는 수준이다. 2007년 금융위기 직후 실시된 개혁에서 기초연금(National Pension)을 도입하였지만 20년 이상 소득비례연금 관련 기여 이력을 확보해야만 수급이 가능하다(SSA, 2021). 따라서 수급권을 갖지 못하거나 기여 이력이 짧은 상당수의 여성은 기초연금 수급이 어렵다.

이탈리아도 그리스와 마찬가지로 계속 6유형을 유지하였으며, 소속 정도는 0.7 수준으로 오스트리아와 비슷하다. 분석 전 기간, 공·사연금의 비중과 여성의 공적연금 수급률에는 변화가 거의 없었다. 연금체계 유형과 소속 정도가 오스트리아와 상당히 유사하지만 이탈리아는 NDC로의 전환을 실시한 꽤 과감한 구조 개혁을 실시한 국가이다. 다만, 개혁의 이행 기간이 상당히 길기 때문에 2000년부터 현재까지 65세 이상 수급자들은 개혁의 영향을 거의 받지 않는다. 그 예로, 1992년에 실시된 개혁('Amato reform')을 통해 소득비례연금의 급여수준을 낮추고, 보충적 기업연금을 도입하여 다층체계로의 기반을 마련하였다(Jessoula, 2011) 고 평가를 받았지만 그 영향이 나타나기까지는 아주 오랜 시간이 걸릴 것

29) 도입 당시, 자녀 1인당 출산크레딧 기간은 1년이었지만 1992년 법 개정에서 이를 3년으로 확대하였다. 크레딧의 인정소득은 전체 가입자 평균소득의 100%로 높은 수준에서 인정된다(유호선·김아람, 2020, p.74).

으로 보인다.

네덜란드는 분석 전 기간, 사적연금이 발달하고 공적연금 급여 비중이 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형(3유형)에 속하였다. 가장 최근에 소속 정도가 0.6대로 크게 감소하였는데, 이는 공·사연금 혼합의 정도와는 무관하게 - 큰 변화 없이 - 수급개시연령 연장으로 인해 65세 이상 여성의 공적연금 수급률이 낮아진 것이 그 원인이다. 다층체계 국가 중에서도 기업연금을 중심으로 사적연금이 가장 크게 발달한 국가로, 매 시기 해당 속성의 소속점수는 이상치인 '1'에 근접한다.

스페인은 분석 전 기간, 대륙유럽 국가들의 연금 특성인 6유형을 유지하였으며, 소속 정도는 0.9 수준으로 가장 강하게 나타난다. 공·사연금 비중은 그리스와 별 차이가 없지만, 여성의 공적연금 수급률이 가장 낮을 때에는 59%로 나타날 만큼 전반적으로 낮은 수준을 나타낸다. 노후최저소득보장 성격의 사회연금을 운영하고 있지만 적용 범위가 넓지 않고, 소득비례연금 수급권 확보를 위한 최소 가입기간 역시 15년으로 긴 편이다(Missoc 홈페이지, 2021).

스위스는 분석 전 기간, 사적연금이 발달하고 공적연금 급여 비중이 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 높은 유형(3유형)을 유지하였다. 3유형의 소속 정도는 최근으로 오면서 점차 높아졌다. 스위스는 상당히 재분배적인 기여형 기초연금(Alters-und Hinterlassenenversicherung, 이하 AHV)을 운영하는 국가로, 1년의 기여 이력만 있어도 기초연금의 수급권 확보가 가능하다. 스위스는 제9차 AHV 개혁에서 분할연금을 도입하고 교육, 양육, 돌봄크레딧을 적용하여 여성의 연금 수급권을 강화함으로써 노후소득보장에서 성평등을 더욱 강화하였다고 평가받는다(Lepperhoff, Meyer, & Riedmüller, 2001; Häusermann, 2010 재인용). 무소득 배우자에 대하여 제공되던 부부연금을 폐지함으로써 '1인

1연금' 체계를 구축하였다(이정우, 2012). 여성의 공적연금 수급률에 관한 소속점수가 낮아지고 있으나, 그 이유는 대부분 국가의 여성 공적연금 수급률이 이미 상향 평준화가 되어 있어 미미한 하락에도 상대적 개념인 소속 점수가 낮아졌기 때문이다.

영국은 스위스와 마찬가지로 줄곧 3유형을 유지하였다. 대처 정부 집권 당시 공적연금을 축소하고 사적연금을 확대하는 방식으로 연금 민영화를 추진하면서 사적연금이 크게 성장하였다. 특히 사적연금 가입 시 2층 연금에서 적용제외(contract-out)가 가능했기 때문에 공적연금은 빠른 속도로 축소되었고, 이것의 장기적인 영향이 유형화 결과에서 그대로 나타난다.

마지막으로 미국은 분석 전 기간, 사적연금이 발달하고 공적연금 급여 비중이 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률도 낮은 유형(4유형)에 속하고 있다. 미국의 공적연금(OASDI) 소득대체율은 40%대 중후반으로 독일과 유사한 수준이다. 여성의 공적연금 수급률은 분석 전 기간, 90%가 채 되지 않으며, 이는 최소 가입기간 10년을 채우지 못하는 여성이 많다는 것을 의미한다. 4유형의 소속 정도는 0.5~0.62로 높지 않은 편이다.

〈표 4-10〉 시점별 분석국가들의 이념형과 퍼지소속점수(FMS)

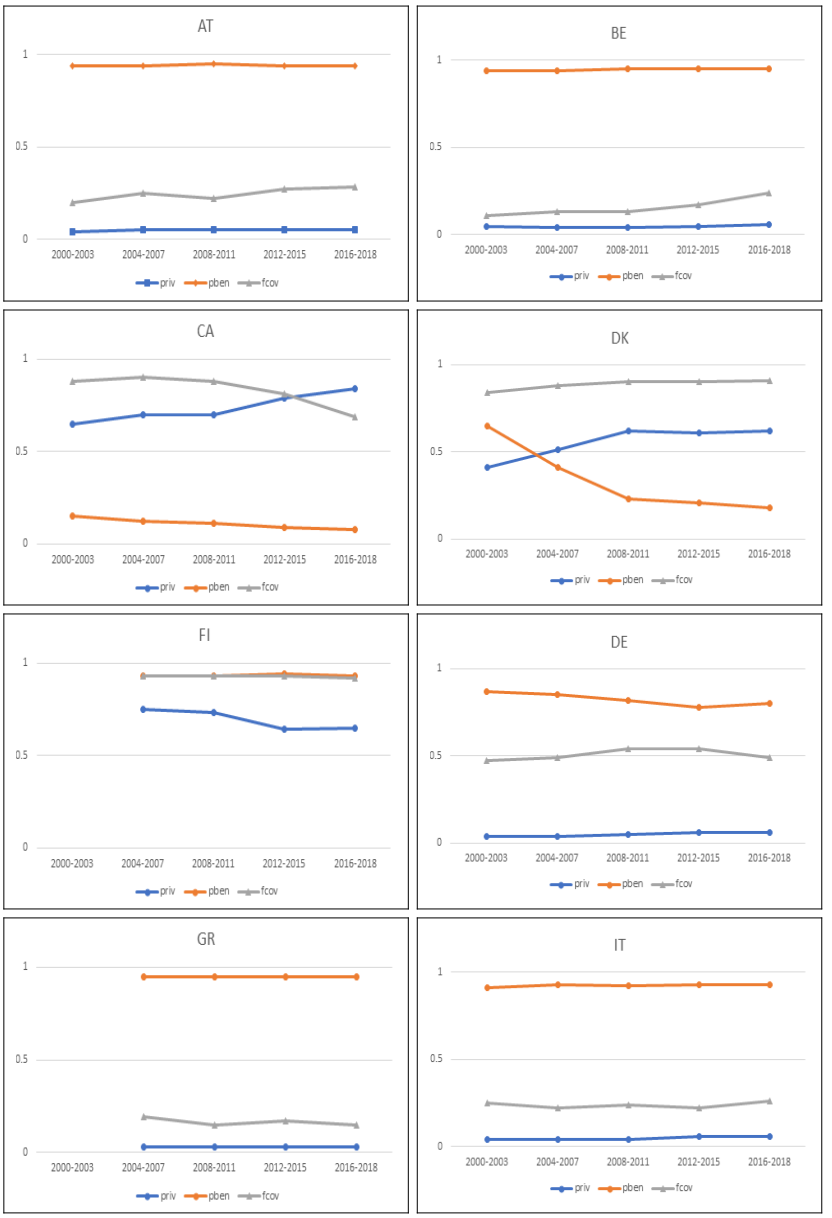
구분	1유형	2유형	3유형	4유형	5유형	6유형	7유형	8유형
	priv*pben*fcov	priv*pben*~fcov	priv*~pben*fcov	priv*~pben*~fcov	~priv*pben*fcov	~priv*pben*~fcov	~priv*~pben*fcov	~priv*~pben*~fcov
AT0003	0.04	0.04	0.04	0.04	0.2	**0.8**	0.06	0.06
AT0407	0.05	0.05	0.05	0.05	0.25	**0.75**	0.06	0.06
AT0811	0.05	0.05	0.05	0.05	0.22	**0.78**	0.05	0.05
AT1215	0.05	0.05	0.05	0.05	0.27	**0.73**	0.06	0.06
AT1618	0.05	0.05	0.05	0.05	0.28	**0.72**	0.06	0.06
BE0003	0.05	0.05	0.05	0.05	0.11	**0.89**	0.06	0.06
BE0407	0.04	0.04	0.04	0.04	0.13	**0.87**	0.06	0.06
BE0811	0.04	0.04	0.04	0.04	0.13	**0.87**	0.05	0.05
BE1215	0.05	0.05	0.05	0.05	0.17	**0.83**	0.05	0.05
BE1618	0.06	0.06	0.05	0.05	0.24	**0.76**	0.05	0.05
CA0003	0.15	0.12	**0.65**	0.12	0.15	0.12	0.35	0.12
CA0407	0.12	0.1	**0.7**	0.1	0.12	0.1	0.3	0.1
CA0811	0.11	0.11	**0.7**	0.12	0.11	0.11	0.3	0.12
CA1215	0.09	0.09	**0.79**	0.19	0.09	0.09	0.21	0.19
CA1618	0.08	0.08	**0.69**	0.31	0.08	0.08	0.16	0.16
DK0003	0.41	0.16	0.35	0.16	**0.59**	0.16	0.35	0.16
DK0407	0.41	0.12	**0.51**	0.12	0.41	0.12	0.49	0.12
DK0811	0.23	0.1	**0.62**	0.1	0.23	0.1	0.38	0.1
DK1215	0.21	0.1	**0.61**	0.1	0.21	0.1	0.39	0.1
DK1618	0.18	0.09	**0.62**	0.09	0.18	0.09	0.38	0.09

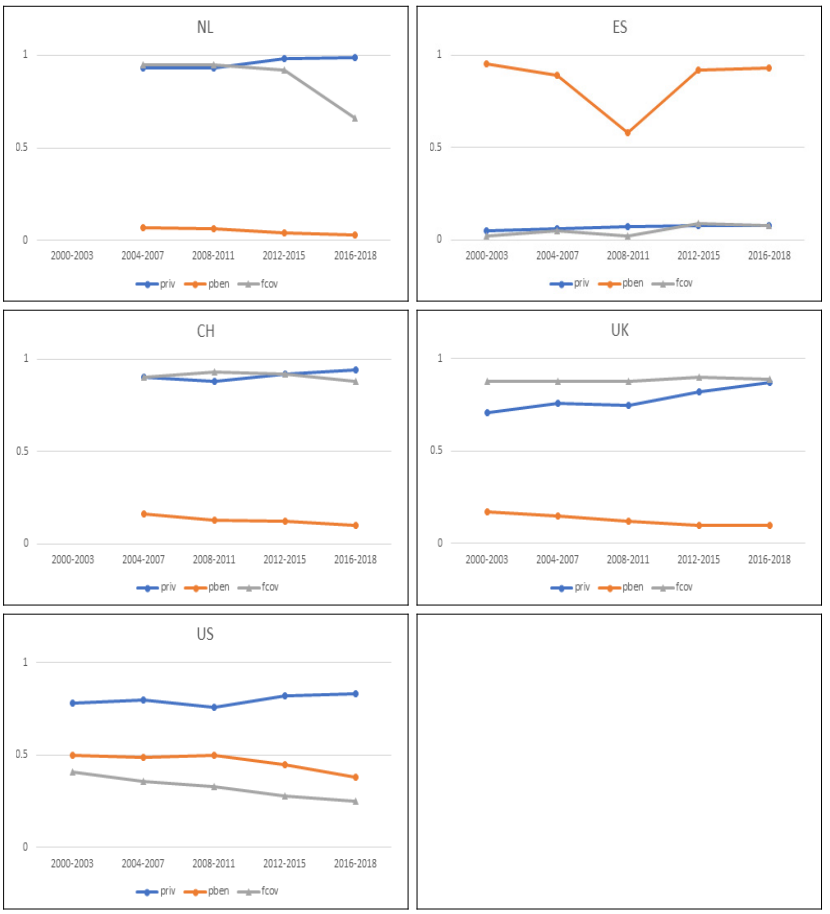
구분	1유형	2유형	3유형	4유형	5유형	6유형	7유형	8유형
	priv*pben*fcov	priv*pben*~fcov	priv*~pben*fcov	priv*~pben*~fcov	~priv*pben*fcov	~priv*pben*~fcov	~priv*~pben*fcov	~priv*~pben*~fcov
FI0407	**0.75**	0.07	0.07	0.07	0.25	0.07	0.07	0.07
FI0811	**0.73**	0.07	0.07	0.07	0.27	0.07	0.07	0.07
FI1215	**0.64**	0.07	0.06	0.06	0.36	0.07	0.06	0.06
FI1618	**0.65**	0.08	0.07	0.07	0.35	0.08	0.07	0.07
DE0003	0.04	0.04	0.04	0.04	0.47	**0.53**	0.13	0.13
DE0407	0.04	0.04	0.04	0.04	0.49	**0.51**	0.15	0.15
DE0811	0.05	0.05	0.05	0.05	**0.54**	0.46	0.18	0.18
DE1215	0.06	0.06	0.06	0.06	**0.54**	0.46	0.22	0.22
DE1618	0.06	0.06	0.06	0.06	0.49	**0.51**	0.2	0.2
GR0407	0.03	0.03	0.03	0.03	0.19	**0.81**	0.05	0.05
GR0811	0.03	0.03	0.03	0.03	0.15	**0.85**	0.05	0.05
GR1215	0.03	0.03	0.03	0.03	0.17	**0.83**	0.05	0.05
GR1618	0.03	0.03	0.03	0.03	0.15	**0.85**	0.05	0.05
IT0003	0.04	0.04	0.04	0.04	0.25	**0.75**	0.09	0.09
IT0407	0.04	0.04	0.04	0.04	0.22	**0.78**	0.07	0.07
IT0811	0.04	0.04	0.04	0.04	0.24	**0.76**	0.08	0.08
IT1215	0.06	0.06	0.06	0.06	0.22	**0.78**	0.07	0.07
IT1618	0.06	0.06	0.06	0.06	0.26	**0.74**	0.07	0.07
NL0407	0.07	0.05	**0.93**	0.05	0.07	0.05	0.07	0.05
NL0811	0.06	0.05	**0.93**	0.05	0.06	0.05	0.07	0.05
NL1215	0.04	0.04	**0.92**	0.08	0.02	0.02	0.02	0.02
NL1618	0.03	0.03	**0.66**	0.34	0.01	0.01	0.01	0.01

구분	1유형	2유형	3유형	4유형	5유형	6유형	7유형	8유형
	priv*pben*fcov	priv*pben*~fcov	priv*~pben*fcov	priv*~pben*~fcov	~priv*pben*fcov	~priv*pben*~fcov	~priv*~pben*fcov	~priv*~pben*~fcov
ES0003	0.02	0.05	0.02	0.05	0.02	**0.95**	0.02	0.05
ES0407	0.05	0.06	0.05	0.06	0.05	**0.89**	0.05	0.11
ES0811	0.02	0.07	0.02	0.07	0.02	**0.58**	0.02	0.42
ES1215	0.08	0.08	0.08	0.08	0.09	**0.91**	0.08	0.08
ES1618	0.08	0.08	0.07	0.07	0.08	**0.92**	0.07	0.07
CH0407	0.16	0.1	**0.84**	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
CH0811	0.13	0.07	**0.87**	0.07	0.12	0.07	0.12	0.07
CH1215	0.12	0.08	**0.88**	0.08	0.08	0.08	0.08	0.08
CH1618	0.1	0.1	**0.88**	0.12	0.06	0.06	0.06	0.06
UK0003	0.17	0.12	**0.71**	0.12	0.17	0.12	0.29	0.12
UK0407	0.15	0.12	**0.76**	0.12	0.15	0.12	0.24	0.12
UK0811	0.12	0.12	**0.75**	0.12	0.12	0.12	0.25	0.12
UK1215	0.1	0.1	**0.82**	0.1	0.1	0.1	0.18	0.1
UK1618	0.1	0.1	**0.87**	0.11	0.1	0.1	0.13	0.11
US0003	0.41	0.5	0.41	**0.5**	0.22	0.22	0.22	0.22
US0407	0.36	0.49	0.36	**0.51**	0.2	0.2	0.2	0.2
US0811	0.33	0.5	0.33	**0.5**	0.24	0.24	0.24	0.24
US1215	0.28	0.45	0.28	**0.55**	0.18	0.18	0.18	0.18
US1618	0.25	0.38	0.25	**0.62**	0.17	0.17	0.17	0.17

주: 미국은 2000~2003년, 2008~2011년 동안 2유형에도 해당하나, 본 연구에서는 4유형으로 구분하였음.
자료: 저자 작성

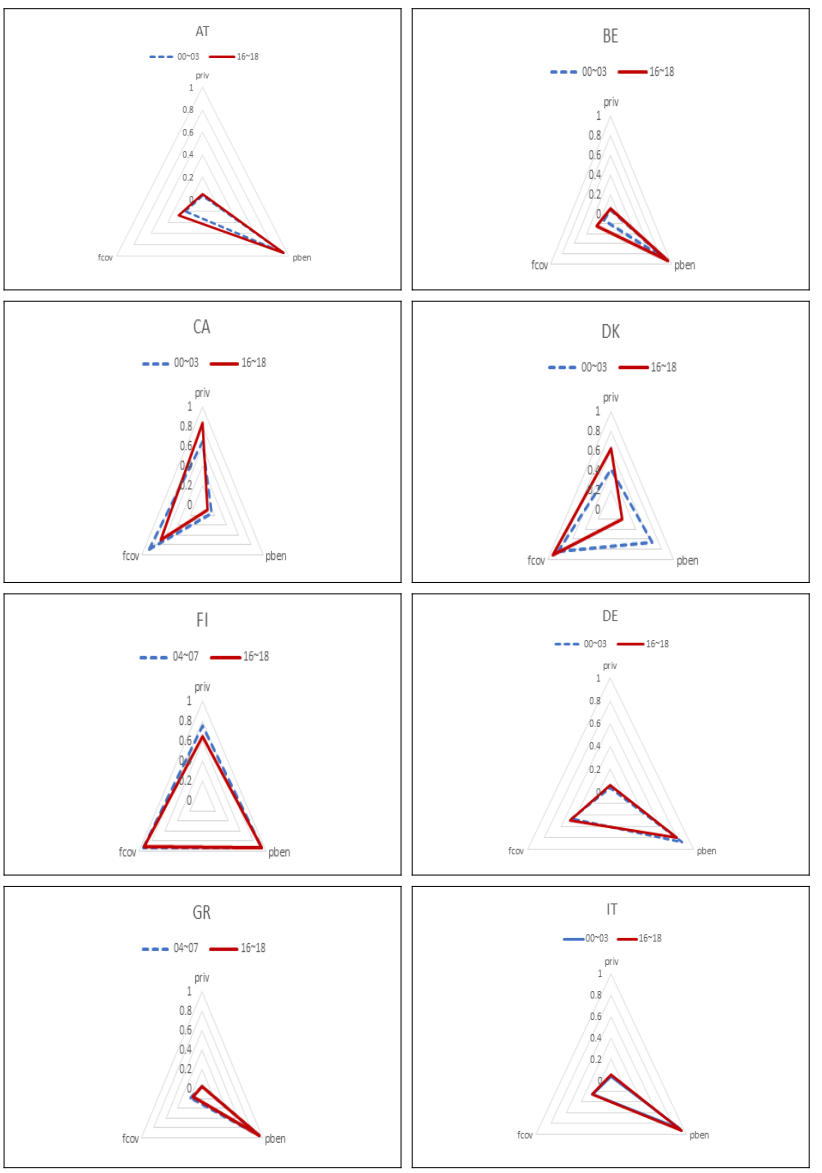
〔그림 4-7〕 시점별 조건별 퍼지소속점수(FMS) 변화

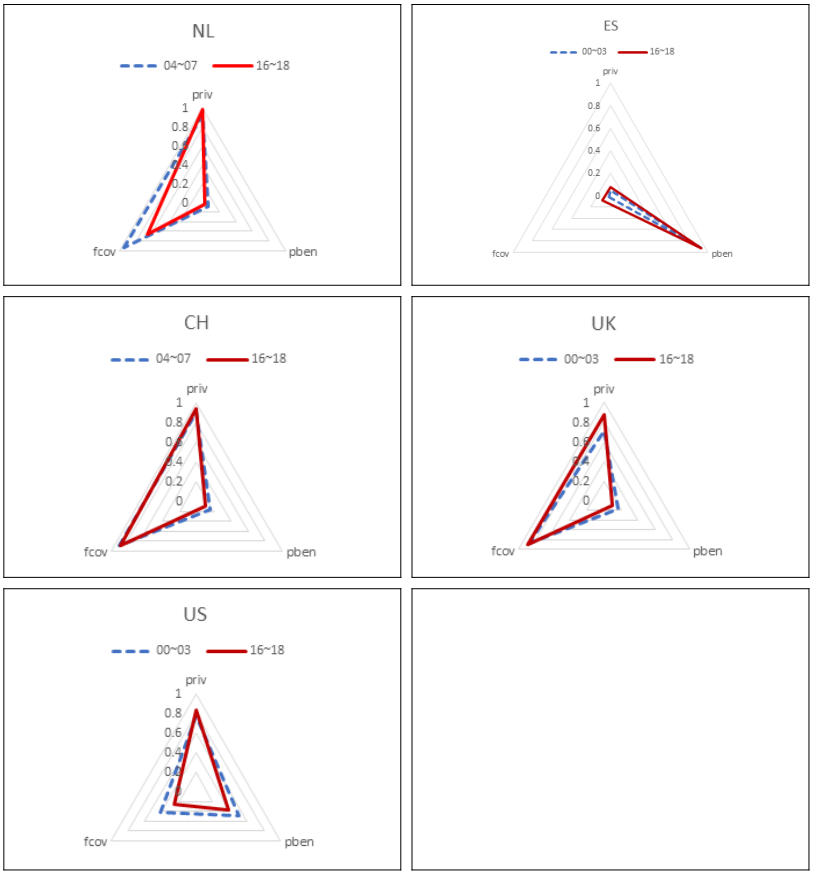



NL
ES
CH
UK
US
1
0.5
0
2000-2003
2004-2007
2008-2011
2012-2015
2016-2018
priv
pben
fcov

자료: 저자 작성

〔그림 4-8〕 시점별 분석국가들의 이념형과 퍼지소속점수(FMS) 변화: 2000~2003년, 2016~2018년




NL
04~07
16~18
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben
ES
00~03
16~18
priv
fcov
pben
CH
04~07
16~18
priv
fcov
pben
UK
00~03
16~18
priv
fcov
pben
US
00~03
16~18
priv
fcov
pben

자료: 저자 작성

제5절 소결

퍼지셋 이념형 분석을 통해 2000~2018년까지 국가별 연금체계 변화의 방향과 정도를 평가하였다. 총 8개의 이론적 유형 가운데 5개 유형이 실제 사례로 나타났다(〈표 4-11〉, 〈표 4-12〉 참조).

여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 발달, 공적연금 급여 비중도 높은 1유형(*priv*pben*fcov*)에는 핀란드가 유일하게 속해 있다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고 공적연금이 지배적인 6유형(*~priv*pben*~fcov*)에는 오스트리아, 벨기에, 독일, 그리스, 이탈리아, 스페인과 같은 보수조합주의 국가들이 속해 있다. 독일을 제외하면 사적연금이 거의 발달하지 않은 '공적연금 지배형'의 특징이 강하게 나타난다. 다만 6유형의 소속 정도는 남유럽 3개국에서 훨씬 높은 반면 독일의 소속 정도(0.53 → 0.51)는 시간의 흐름에 따라 점차 약해지고 있다. 여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 크게 발달, 공적연금 급여 비중이 낮은 3유형(*priv*~pben*fcov*)에는 캐나다, 네덜란드, 스위스, 영국, 덴마크가 속해 있다. 소속국가 모두 재분배 성격이 강한 기초연금은 1층에, 재분배 기능이 부재한 공적 소득비례연금(CA) 또는 준공적연금으로 기능하는 기업연금(NL, CH, UK, DK)은 2층에 자리 잡고 있다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고 사적연금이 발달하였으며 공적연금 급여 비중이 낮은 4유형(*priv*~pben*~fcov*)에는 미국이 유일하게 속해 있으며, 최근으로 오면서 그 소속정도는 강해지고 있다. 이 유형은 자유주의적 연금체계 유형으로, 연금제도에 시장의 자율성이 강하게 반영되는 특성을 나타낸다.

이상의 유형 변화 양상을 종합하면, 덴마크와 독일을 제외한 나머지 국가들은 기존 유형을 그대로 유지하는 모습을 나타냈다. 2000년대 중후반 독일에서 일시적으로 제도의 양적 변화가 동반되었음에도 불구하고 바

뀐 유형의 소속 정도가 높지 않아 변화의 정도는 미미하다고 볼 수 있다. 한편 덴마크는 5유형에서 3유형으로의 질적 변화를 경험하였다. 다소 늦게 도입된 사적연금이 점차 발달하는 '후발 다층체계(emergent multi-pillar)'의 모습을 유형별 소속점수 및 유형 변화를 통해 보여주고 있는 것이다.

1990년대 중반 이후 실시된 연속적인 연금개혁으로 인해 잦은 제도 변화가 발생하였음에도 불구하고 각 유형에서 이탈한 정도나 유형 내 소속점수 변화는 두드러지지 않는다. 대체로 연금제도는 경로의존적으로 발전해왔고, 특정 제도가 일단 정착하면 이를 계속 유지하려는 잠금효과(lock-in)가 발생하기 때문이다(Ebbinghaus, 2005). 연금개혁의 영향은 단기간에 강도 높은 개혁을 실시한 그리스를 제외하면 비교적 긴 이행기간을 가지고 점진적으로 누적되어 나타난다. 본 분석에서도 제도 변화의 방향은 크게 바뀌지 않았으나, 변화의 정도(degree) 차이가 발생했다는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 4-11〉 국가별 연금체계 유형 변화

구분	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	**2016~2018년**
AT	6유형	6유형	6유형	6유형	**6유형**
	0.8	0.75	0.78	0.73	**0.72**
BE	6유형	6유형	6유형	6유형	**6유형**
	0.89	0.87	0.87	0.83	**0.76**
CA	3유형	3유형	3유형	3유형	**3유형**
	0.65	0.7	0.7	0.79	**0.69**
DK	5유형	3유형	3유형	3유형	**3유형**
	0.59	0.51	0.62	0.61	**0.62**
FI	-	1유형	1유형	1유형	**1유형**
		0.75	0.73	0.64	**0.65**
DE	6유형	6유형	5유형	5유형	**6유형**
	0.53	0.51	0.54	0.54	**0.51**
GR	-	6유형	6유형	6유형	**6유형**
		0.81	0.85	0.83	**0.85**
IT	6유형	6유형	6유형	6유형	**6유형**
	0.76	0.78	0.76	0.78	**0.74**
NL	-	3유형	3유형	3유형	**3유형**
		0.93	0.93	0.92	**0.66**
ES	6유형	6유형	6유형	6유형	**6유형**
	0.95	0.89	0.58	0.91	**0.92**
CH	-	3유형	3유형	3유형	**3유형**
		0.84	0.87	0.88	**0.88**
UK	3유형	3유형	3유형	3유형	**3유형**
	0.71	0.76	0.75	0.82	**0.87**
US	4유형	4유형	4유형	4유형	**4유형**
	0.5	0.51	0.5	0.55	**0.62**

자료: 저자 작성

〈표 4-12〉 시점별 분석국가들의 이념형(ideal type) 변화: 요약

구분	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년	유형 변화의 내용
AT	**6**	6	6	6	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
BE	-	**6**	6	6	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
CA	**3**	3	3	3	**3**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 높음
DK	**5**	3	3	3	**3**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 높음 → (질적 변화) 사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 높음
FI	-	**1**	1	1	**1**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 높음
DE	**6**	6	5	5	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음 → (질적 변화) 사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 높음 → (질적 변화) 사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
GR	-	**6**	6	6	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
IT	**6**	6	6	6	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
NL	-	**3**	3	3	**3**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 높음
ES	**6**	6	6	6	**6**	사적연금 미발달, 공적연금 급여 비중 높음, 여성의 공적연금 수급률 낮음
CH	-	**3**	3	3	**3**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 높음
UK	**3**	3	3	3	**3**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 높음
US	**4**	4	4	4	**4**	사적연금 발달, 공적연금 급여 비중 낮음, 여성의 공적연금 수급률 낮음

자료: 저자 작성

제5장

성별 연금격차 관련 제도 성과 분석

제1절 분석 개요
제2절 조건의 정의: 계측(calibration)
제3절 성별 연금격차의 결합 인과관계 분석 결과
제4절 소결

제 5 장 성별 연금격차 관련 제도 성과 분석

제1절 분석 개요

본 장은 국가별 연금개혁에 따른 제도 변화가 노동시장 변화와 결합하였을 때, 성별 연금격차에 있어서 어떠한 성과를 나타냈는지, 성별 연금격차를 해소하기 위한 성과 창출의 경로(paths)가 어떠하였는지를 분석하는 것을 골자로 한다. 각 변인 간의 배열(configuration)과 조합(combination)이 성별 연금격차에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 절차이다.[30]

제도 성과를 평가할 때 다양한 조건들이 서로 결합되어 나타나는 영향을 분석하는 것은 매우 중요한 일이다. 이때 사례중심연구에 기초한 퍼지셋 질적 비교분석(Fuzzy-set Qualitative Comparative Analysis, 이하 Fs/QCA)은 양적 연구와 달리 각 원인조건의 영향이 독립적임을 가정하지 않고, 결과를 담보하는 다양한 원인조건들을 인정하는 분석이다. 즉 사회현상을 다루는 비교연구의 주요 패러다임인 사례중심방식(case-oriented)과 변수중심방식(variable-oriented)을 적절하게 통합할 수 있기 때문에(안상훈, 2002), 제도를 질적으로 훨씬 풍부하게 분석할 수 있다. 사례중심연구는 'small-N'에 대한 연구로, 소수의 사례가 갖는 의미와 특징에 중점을 두고 함의를 도출해내는데, 이 경우 현상을 일반화하기 보다는 '다양성(variety)'에 초점을 두어 현상에 대한 심층적인 분석을 하게 된다. 이와 달리 변수중심연구는 'large-N'에 대한 연구로, 다수의

30) 분석대상과 분석자료는 제4장 제1절의 내용을 참조할 것

사례를 통해 일반화된 이론을 도출하는 것에 그 목적이 있다(Ragin, 2000; 2008).

보다 구체적으로 설명하자면, 기존의 사례중심연구가 고전적 집합이론에 따른 0(absent)과 1(present)만을 쓰는 이분법적 구분을 따르는 것에 반해, 퍼지셋 분석에서는 하나의 대상이 다양한 집합 안에서 다양한 정도(degree)와 소속(membership)을 가질 수 있다고 가정한다(Ragin, 2000; 2008). 즉 Fs/QCA는 기존의 사례중심연구가 분석의 깊이(depth)를 강조하지만 적은 사례 수(small-N)에 제한되어 있던 단점과, 변수중심연구에서 폭(width)을 강조하지만 다양성과 복잡성을 모두 담아내지 못했다는 한계에서 시작되었다(최영준, 2009). 이러한 특성들을 감안하면, Fs/QCA는 단순히 small-N와 large-N의 중간지점을 찾는 것이 아니라, 변수중심연구가 일반화 과정에서 간과할 수 있는 질적 차이에 주목하는 방식이다. 따라서 Fs/QCA는 각 사례들이 갖는 다양성을 고려하고, 다양한 원인조건들의 결합에 초점을 두어 결과를 도출하는 필요, 충분조건 모두를 찾아내는 방식이라 할 수 있다(이동선, 2013).

퍼지셋 질적 비교분석에서는 여러 사례들의 조건별 소속점수를 바탕으로 원인조건과 결과조건 사이의 필요성과 충분성을 검증하는 과정이 순차적으로 이루어진다(남재욱, 2017). 이때 '필요성'을 증명하는 것은 어떠한 '결과'를 나타내는 모든 사례에서 동일한 원인이 어떤 형태로든 선행되었음을 확인하는 절차를 의미한다. 이것이 성립할 때 해당 조건은 '필요원인'이 되는 것이고, 만약 해당 원인 없이 동일한 결과를 나타낸 반례가 나올 경우 필요원인조건은 부적절할 수 있다. 따라서 동일한 '결과'를 가진 사례를 찾고, 이들이 동일한 '원인'을 포함하는지를 반드시 확인해야 한다. '충분성'을 증명하는 것은 어떠한 '원인'을 나타내는 모든 사례에서 동일한 결과가 나타났음을 확인하는 절차이다(남재욱, 2017). 이

것이 성립할 때 '충분원인'이 되는 것이고, 만약 해당 결과 없이 동일한 원인을 갖는 반례가 나올 경우 충분원인조건은 부적절할 수 있다. 이 역시 동일한 '원인'을 가진 사례를 찾고, 이들이 같은 '결과'를 포함하는지를 반드시 확인해야 한다. 이 둘이 동시 성립하면 필요충분조건이 도출된다(남재욱, 2017).

현실에서 어떤 원인조건에 소속된 모든 사례들이 어떤 결과조건과 일관된 관계를 갖지 않기 때문에 필요조건과 충분조건을 검증할 때 해당 조합의 검증 통과 여부를 결정하기 위한 나름의 기준을 정할 필요가 있다. 이를 위해 Ragin(2008)은 '일관도(consistency)'와 '설명력(coverage)' 기준을 제시하였다. 일관성은 얼마나 완전하게 부분집합 관계가 성립하는지를, 설명력은 관련된 조건이나 조건들로 구성된 조합이 결과를 얼마만큼 충실하게 설명했는지를 의미한다.[31] 다시 말해, 일관성이 낮으면 연구자의 가설이 지지받지 못하고, 설명력이 낮으면 연구자의 가설은 성립하지만 가설이 설명하지 못하는 영역이 많다고 볼 수 있다(Ragin, 2008; 남재욱, 2017). 일관도 기준을 설정할 때 어느 정도가 적합한지에 관한 명확한 합의는 없으나, Ragin(2008)은 최소 0.75~0.8 이상을 제안한 바 있다(이승윤, 2014).[32] 본 연구에서는 보다 엄격한 검증을 위해 0.85를 기준치로 정하였다.

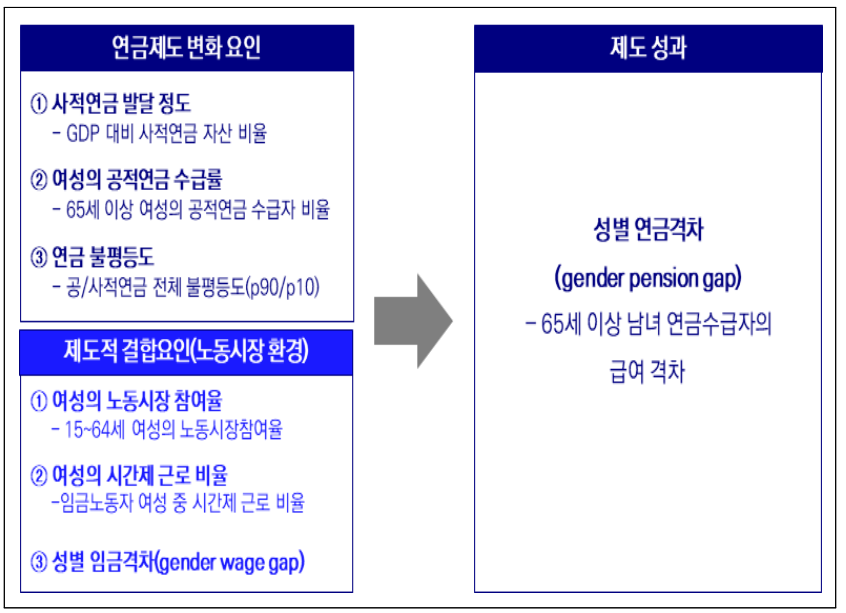
원인조건조합의 유의성 검증을 위한 또 하나의 기준으로는 'PRI (Proportional Reduction Interpretation)'가 있다. Fs/QCA에서는 이론적으로 하나의 사례가 어떠한 결과조건과, 결과조건의 부정(negation)을 동시적으로 뒷받침할 수 있기 때문에 논리적인 문제들을

31) 일관도(consistency), 설명력(coverage)의 산출식은 다음과 같다(Ragin, 2008).
- $Consistency(X_i \leq Y_i) = \sum\{\min(X_i, Y_i)\}/\sum(X_i)$
- $Coverage(X_i \leq Y_i) = \sum\{\min(X_i, Y_i)\}/\sum(Y_i)$

32) 실제로 많은 연구에서 이 기준치가 적용되고 있다.

사전에 통제하는 것이 중요하다. PRI는 특정한 원인조건조합이 결과조건과, 결과조건의 부정(negation)을 동시 충족할 가능성을 나타내는 지표로, 그 수치가 낮을수록 논리적 모순이 발생할 가능성이 높아진다(Schneider & Wagemann, 2012; 남재욱, 2017 재인용). 이에 본 연구에서는 PRI가 0.5를 초과한 사례만이 검증을 통과한 것으로 판단하였다. 성별 연금격차 관련 제도 성과를 분석하기 위한 결합 인과관계 분석모형은 다음 〔그림 5-1〕과 같다.

〔그림 5-1〕 성별 연금격차의 결합 인과관계 분석모형



자료: 저자 작성

제2절 조건의 정의: 계측(calibration)

1. 기초통계[33)]

앞서 제3장에서 분석한 결과와 같이, 성별 연금격차는 국가별 연금제도 구성에 국한되지 않고, 기여가 이루어지는 당시 노동시장의 상황, 즉 사회경제적 여건과도 밀접하게 연관되어 있다. 이에 본 절에서는 본격적인 분석을 실시하기 전, 국가별 연금제도 및 노동시장 요인의 시계열 변화 추이를 살펴보기로 한다.

가. 연금제도 요인

본 분석의 결과조건인 성별 연금격차(gender pension gap)는 이탈리아와 같은 일부 국가를 제외하면 정도의 차이는 있으나 점차 감소하는 추세를 나타내고 있다(〈표 5-1〉, 〔그림 5-2〕 참조). 가장 최근인 2018년 기준, 성별 연금격차는 네덜란드가 40.25%로 가장 높게 나타났고, 그 뒤를 이어 영국(40.2%), 오스트리아(39.04%) 순으로 나타났다. 한편 성별 연금격차가 가장 낮게 나타난 국가는 덴마크로, 1990년대 이후 줄곧 10% 안팎의 수준을 나타내고 있다. 지난 20여 년간 성별 연금격차가 가장 큰 폭으로 줄어든 국가는 캐나다로, 1990년대 초반 약 36% 수준에 달하던 것이 2018년에는 21.7%로 약 14%p 가까이 감소하였다. 2000년대 초반까지 거의 모든 국가에서 성별 연금격차가 소폭 증가하는 공통된 모습을 나타내고 있다.

33) 원인조건 가운데 사적연금 발달 정도(*priv*), 공적연금 급여 비율(*pben*), 여성의 공적연금 수급률(*fcov*)은 제4장의 내용을 참조할 것.

〈표 5-1〉 성별 연금격차의 국가별 변화 추이

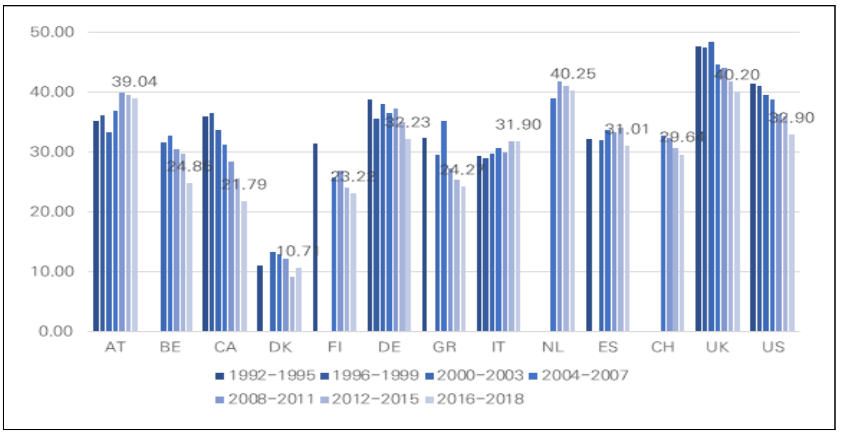
(단위: %)

구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	35.25	36.10	33.39	36.97	39.90	39.64	39.04
BE	-	-	31.62	32.83	30.58	29.67	24.85
CA	35.98	36.58	33.70	31.34	28.42	25.58	21.79
DK	11.12	-	13.34	12.98	12.28	9.19	10.71
FI	31.50	-	-	25.71	27.01	24.08	23.22
DE	38.82	35.56	38.10	36.54	37.38	34.99	32.23
GR	32.31	-	29.63	35.16	27.22	25.35	24.27
IT	29.40	29.05	29.83	30.74	29.99	31.91	31.90
NL	-	-	-	38.96	41.79	41.12	40.25
ES	32.26	-	32.00	33.80	33.34	34.11	31.01
CH	-	-	-	32.79	32.30	30.70	29.64
UK	47.58	47.45	48.48	44.71	44.12	41.83	40.20
US	41.42	40.99	39.51	38.85	36.38	36.00	32.90

자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

〔그림 5-2〕 성별 연금격차의 국가별 변화 추이

(단위: %)



자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

공·사연금 불평등도는 벨기에, 핀란드, 스위스를 제외하면 최근으로 올수록 상승하는 모습을 나타낸다(〈표 5-2〉, 〔그림 5-3〕 참조). 가장 최근 시점인 2016~2018년 기준, 연금 불평등도는 미국이 6.32로 가장 높게 나타났고, 그 뒤를 이어 영국(5.79), 독일(5.65), 오스트리아(5.1) 순으로 나타났다. 덴마크와 핀란드는 매 시기 3.0보다 낮은 수준에서 연금 불평등도가 나타났다. 한편 그리스는 1990년대 초반과 비교할 때 연금 불평등도가 가장 크게 하락한 국가이다. 이는 2007년 금융위기 이후 고액 연금 수급자에 대한 대대적인 급여 삭감(direct cut)에 따른 영향이 반영된 것으로 볼 수 있다.

〈표 5-2〉 연금 불평등도(p90/p10)의 국가별 변화 추이

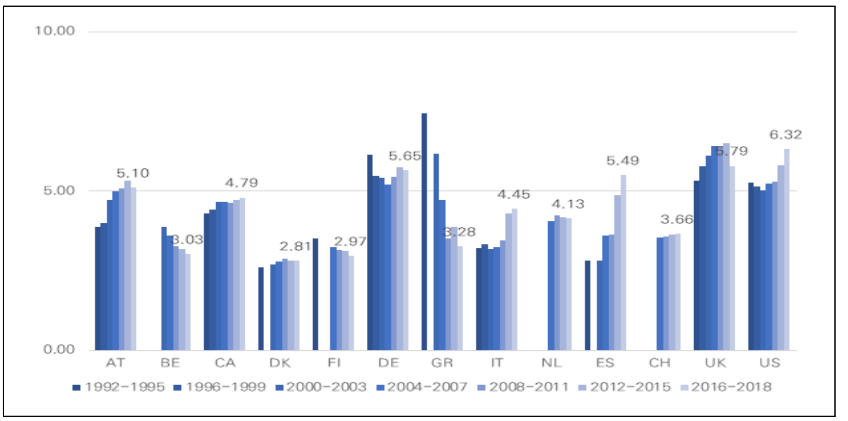
(단위: 배)

구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	3.88	4.00	4.71	5.00	5.09	5.32	5.10
BE	-	-	3.87	3.61	3.27	3.18	3.03
CA	4.29	4.42	4.65	4.67	4.62	4.72	4.79
DK	2.60	-	2.71	2.78	2.89	2.82	2.81
FI	3.52	-	-	3.22	3.15	3.12	2.97
DE	6.13	5.49	5.40	5.20	5.46	5.75	5.65
GR	7.44	-	6.17	4.70	3.51	3.87	3.28
IT	3.22	3.33	3.18	3.25	3.45	4.29	4.45
NL	-	-	-	4.04	4.25	4.18	4.13
ES	2.81	-	2.81	3.61	3.63	4.87	5.49
CH	-	-	-	3.55	3.57	3.64	3.66
UK	5.32	5.79	6.12	6.40	6.42	6.50	5.79
US	5.27	5.13	5.03	5.22	5.31	5.80	6.32

주: 공·사적연금 합산 급여액 기준
자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

〔그림 5-3〕 연금 불평등도(p90/p10)의 국가별 변화 추이

(단위: 배)



주: 공·사적연금 합산 급여액 기준
자료: LIS에서 추출하여 저자가 작성함.

나. 노동시장 요인[34)]

성별 임금격차(gender wage gap)는 분석대상 국가 모두 2000년대 이후의 집계치만 확인이 가능하다. 성별 임금격차는 시간의 흐름에 따라 모든 국가에서 거의 예외 없이 줄어드는 모습을 나타낸다. 가장 최근을 기준으로 놓고 볼 때 성별 임금격차가 작은 국가는 벨기에, 덴마크, 그리스, 이탈리아인 데 반해 임금격차가 큰 국가는 미국, 캐나다, 핀란드이다. 한 가지 특이한 점은 2000년대 중반 이후 그리스에서 가장 큰 폭의 하락이 나타났다는 것이다(〈표 5-3〉, 〔그림 5-4〕 참조).

34) 앞서 제3장에서 언급하였듯 노동시장 요인들은 자료수집의 한계로 인해 당해 연도 변숫값을 직전 10년간 평균값으로 산출함으로써 어느 정도 시차의 영향을 반영하고자 하였다. 따라서 결합 인과관계 해석 시 해당 시점에서의 노동시장 관련 원인조건들은 과거(최대 10년) 수치들이 누적된 결과임을 염두에 두고 해석해야 한다. 연금제도 및 노동시장 요인과 65세 이상 노인빈곤의 결합 인과관계를 분석한 이다미(2019)의 연구에서도 이 같은 한계를 보완하기 위해 연금제도 요인과 노동시장 요인의 시차를 최대 8년으로 설정하여 분석한 바 있다.

〈표 5-3〉 성별 임금격차의 국가별 변화 추이

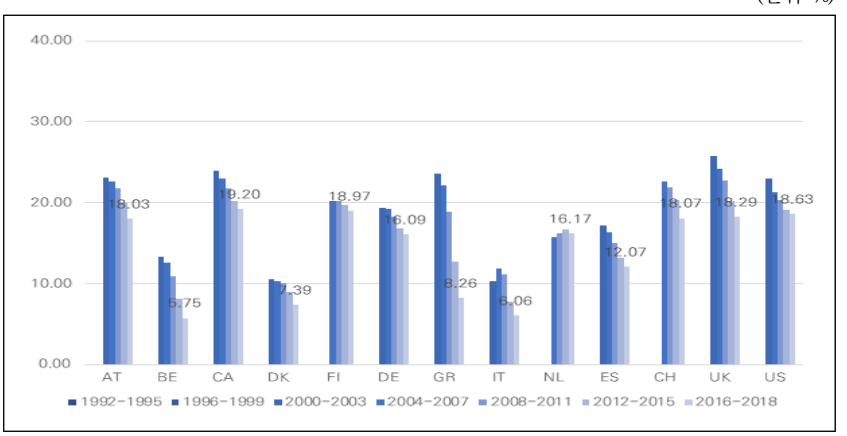
(단위: %)

구분	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	23.10	22.60	21.74	19.95	18.03
BE	13.30	12.62	10.94	8.14	5.75
CA	23.94	23.00	21.80	20.19	19.20
DK	10.58	10.26	10.07	8.92	7.39
FI	-	20.22	20.15	19.66	18.97
DE	19.39	19.26	18.21	16.84	16.09
GR	23.60	22.13	18.86	12.70	8.26
IT	10.30	11.83	11.08	7.81	6.06
NL	-	15.70	16.15	16.68	16.17
ES	17.20	16.28	15.04	13.17	12.07
CH	-	22.67	21.87	20.29	18.07
UK	25.70	24.17	22.71	20.15	18.29
US	22.93	21.26	20.35	19.07	18.63

자료: OECD 홈페이지. (2022b). Earnings and Wages. (https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm 에서 2022.8.3. 인출

〔그림 5-4〕 성별 임금격차의 국가별 변화 추이

(단위: %)



자료: OECD 홈페이지. (2022b). Earnings and Wages. https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm 에서 2022.8.3. 인출

다음으로, 여성의 노동시장 참여율 변화를 살펴보았다. 1990년대부터 최근에 이르기까지 일부 국가를 제외하면, 여성의 노동시장 참여율은 대

체로 상승하는 추세를 나타낸다(〈표 5-4〉, 〔그림 5-5〕 참조). 상승 추세를 보이지 않는 국가들, 즉 덴마크와 미국이 1990년대에 이미 70%를 넘겼거나 이와 근접한 수준이었음을 고려하면 여성의 노동시장 참여율은 전반적으로 상향 평준화의 경향을 나타내고 있다.

〈표 5-4〉 여성 노동시장 참여율의 국가별 변화 추이

(단위: %)

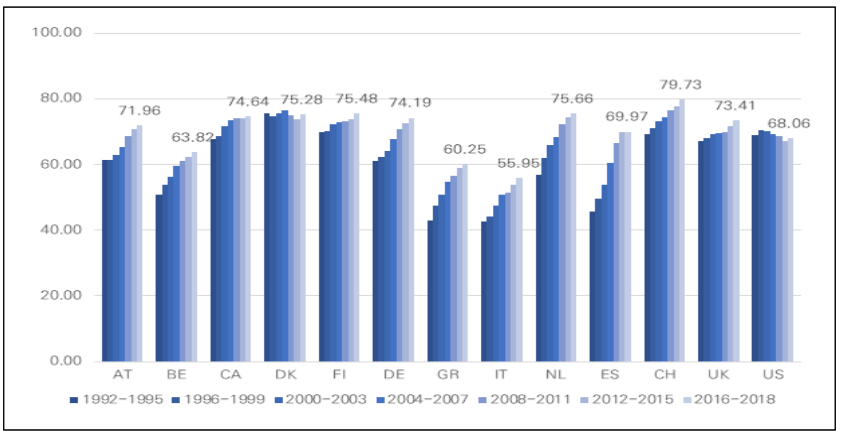
구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	61.45	61.38	63.00	65.37	68.69	70.60	71.96
BE	50.66	53.67	56.15	59.42	61.16	62.39	63.82
CA	67.83	68.72	71.62	73.34	73.92	74.06	74.64
DK	75.66	74.75	75.49	76.33	74.89	73.83	75.28
FI	69.75	70.08	72.36	72.99	73.18	73.80	75.48
DE	60.92	62.23	63.95	67.65	70.70	72.60	74.19
GR	42.95	47.49	50.94	54.61	56.62	58.88	60.25
IT	42.61	44.15	47.45	50.69	51.32	53.88	55.95
NL	56.92	62.00	65.90	68.36	72.23	74.25	75.66
ES	45.52	49.54	53.96	60.57	66.49	69.68	69.97
CH	69.16	71.18	73.19	74.47	76.32	77.63	79.73
UK	66.97	68.08	69.15	69.57	69.96	71.49	73.41
US	69.04	70.57	70.21	69.18	68.63	67.20	68.06

자료: OECD 홈페이지. (2022c). Employment Database. https://data.oecd.org/emp/labour-force-participation-rate.htm 에서 2022.8.3. 인출

가장 최근을 기준으로 볼 때 여성의 노동시장 참여율이 가장 높은 국가는 스위스로, 80%에 근접한 수준을 보인다. 네덜란드, 핀란드, 덴마크 모두 여성의 노동시장 참여율이 75%로 높은 반면, 벨기에와 일부 남유럽 국가들은 70%가 채 되지 않는 상대적으로 낮은 수준을 나타낸다. 특히 그리스와 이탈리아의 여성 노동시장 참여율은 60%에도 미치지 못한다. 이는 현재까지도 이들 국가에서 여성의 노동시장 참여가 활성화되지 않고 있음을 의미하는 것으로, 가족주의 성격이 강한 남유럽 체제의 가장 큰 특징이 노동시장에 반영된 결과이다.

〔그림 5-5〕 여성 노동시장 참여율의 국가별 변화 추이

(단위: %)



자료: OECD 홈페이지. (2022c). Employment Database. https://data.oecd.org/emp/labour-force-participation-rate.htm 에서 2022.8.3. 인출

마지막으로, 여성의 시간제 근로 비율을 살펴보고자 한다(〈표 5-5〉, 〔그림 5-6〕 참조). 분석 전 기간에 걸쳐 여성의 시간제 근로 비율이 가장 높은 국가는 네덜란드이다. 네덜란드는 이미 1990년대 초반에 그 비율이 60% 대에 달하였고, 이후 계속 높아져 최근에는 75% 내외를 차지한다. 네덜란드 노동시장을 대표하는 유연안정성(flexicurity)은 '내부적-수량적' 유연성을 강화하는 방식으로 이루어졌는데, 일자리를 나눈다는 차원에서 여성을 중심으로 한 시간제 일자리가 두드러지게 증가했다.[35] 이때 시간제 일자리는 일자리 수준에 따른 분포가 고른 편이며, 질적 측면에서 양호하다는 평가를 받고 있다(Wielers, 2013, p.1). 한편 여성의 노동시장 참여가 활성화되지 않은 남유럽 국가들은 여성의 시간제 근로 비율이 매우 낮고, 미국을 비롯한 영미권 국가들도 대륙유럽 국가나, 북유럽 국가와 비교하면

35) 네덜란드의 시간제 일자리는 앵글로색슨 국가들의 특징인 단기근로가 아닌, 일-가정(care)과 결합하여 노동시장을 단축하는 것으로, 사실상 정규직으로 볼 수 있다(Plantenga, 2002; 이승윤, 남재욱, 2018 재인용).

그 비율이 낮은 편에 속한다.

〈표 5-5〉 여성 시간제 근로 비율의 국가별 변화 추이

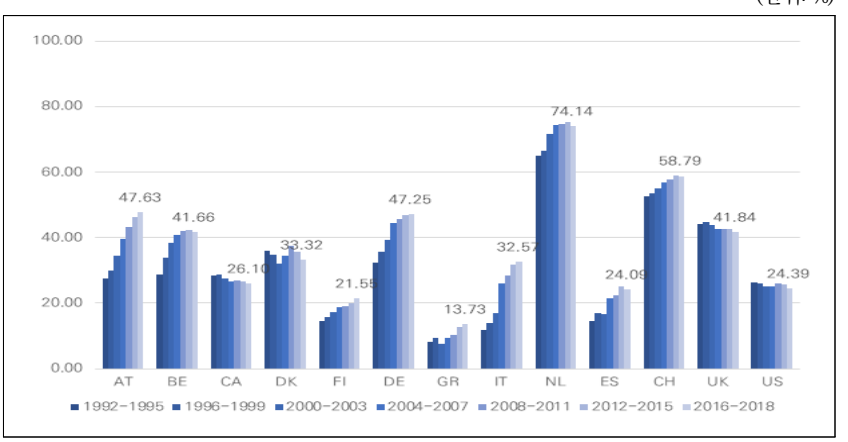
(단위: %)

구분	1992~1995년	1996~1999년	2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	27.42	29.86	34.50	39.67	43.15	46.24	47.63
BE	28.70	33.78	38.46	40.67	42.01	42.33	41.66
CA	28.59	28.70	27.45	26.67	26.98	26.54	26.10
DK	36.00	34.67	32.19	34.42	37.38	35.79	33.32
FI	14.68	15.81	17.25	18.86	19.09	20.08	21.55
DE	32.40	35.56	39.37	44.32	45.74	46.90	47.25
GR	8.12	9.46	7.65	9.53	10.27	12.75	13.73
IT	11.86	14.05	16.85	25.93	28.44	31.81	32.57
NL	65.10	66.58	71.73	74.27	74.62	75.25	74.14
ES	14.65	16.86	16.74	21.46	22.50	24.99	24.09
CH	52.55	53.53	55.11	56.78	57.83	58.91	58.79
UK	44.14	44.68	43.98	42.68	42.64	42.68	41.84
US	26.48	26.11	25.07	25.10	26.04	25.84	24.39

자료: OECD 홈페이지. (2022d). Employment Database. https://data.oecd.org/emp/part-time-employment-rate.htm#indicator-chart 에서 2022.8.3. 인출

〔그림 5-6〕 여성 시간제 근로 비율의 국가별 변화 추이

(단위: %)



자료: OECD 홈페이지. (2022d). Employment Database. https://data.oecd.org/emp/part-time-employment-rate.htm#indicator-chart 에서 2022.8.3. 인출

2. 질적 전환점의 설정

성별 연금격차의 성과 분석을 위해 퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)을 실시하려면, 앞서 검토한 조건들에 기초하여 퍼지셋 소속점수(Fuzzy-set Membership Score, 이하 FMS)를 산출하는 일련의 '계측(calibration)'이 필요하다. 이에 본 연구에서는 Ragin(2008)의 직접적 계측방식(direct method of calibration)을 따르기로 한다.[36] 조건별 질적 전환점의 설정 기준을 정리하면 다음 〈표 5-6〉과 같다.

〈표 5-6〉 Fs/QCA를 위한 질적 전환점의 설정

(단위: 퍼지점수)

구분			완전소속 (0.95)	질적 전환점 (0.5)	완전비소속 (0.05)
원인 조건	연금제도 요인	여성의 공적연금 수급률 (*fcov*)	〈표 4-8〉과 동일		
		사적연금 발달 정도 (*priv*)			
		연금 불평등도 (*puneq*)	6.3	4.8	2.8
	노동시장 요인	성별 임금격차 (*gwg*)	24.8	18.7	6.6
		여성의 노동시장 참여율 (*flmp*)	76.2	65.5	48.6
		여성의 시간제 근로 비율 (*part*)	72.0	34.4	8.9
결과조건		성별 연금격차 (*ggp*)	48.0	34.2	11.9

자료: 저자 작성

먼저, 결과조건이 되는 성별 연금격차(*ggp*)에서 완전소속을 나타내는 점은 48.0으로 정하였다. 이는 2000년대 초반 영국의 평균적인 수준으로, 지난 20여 년간 각국에서 나타난 수치 가운데 가장 높다. 반대로, 완전비소속을 나타내는 점은 11.9로 정하였는데, 이는 분석 전 기간, 가장

36) 직접적 계측방식은 제4장과 동일하기 때문에 자세한 설명은 생략하였다.

낮은 수준의 성별 연금격차를 나타낸 덴마크의 평균값이다. 소속과 비소속의 질적 전환점은 34.2로 정하였는데, 이는 전체 분석국가에서 나타난 성별 연금격차의 중간값이다. 연금 불평등도(*puneq*)의 완전소속을 나타내는 점은 6.3으로, 분석 전 기간에 걸친 영국의 평균적인 수준이다. 완전비소속을 나타내는 점은 2.8로, 가장 최근의 벨기에와 덴마크, 그리고 2000년대 초반의 스페인이 이에 해당한다.

다음으로, 원인조건을 구성하는 노동시장 요인들의 질적 전환점을 설정하였다. 성별 임금격차(*gwg*)의 완전소속을 나타내는 점은 24.8로, 분석시점 초기의 캐나다와 영국이 이에 해당한다. 완전비소속을 나타내는 점은 6.6으로 가장 최근의 덴마크, 2014~2018년의 이탈리아가 이에 해당한다. 질적 전환점은 전체 분석국가의 중간값(18.7)으로 정하였다. 여성의 노동시장 참여율(*flmp*)의 경우, 완전소속을 나타내는 점은 76.2로, 그 수준이 비교적 높은 편에 속하는 2010년대 중후반 스위스, 2000년대 중후반 덴마크의 평균적인 수준이다. 완전비소속을 나타내는 점은 여성의 노동시장 참여율이 크게 저조한 것으로 알려진 남유럽 3개국 - 그리스, 이탈리아, 스페인 - 의 2000년대 초중반 평균값인 48.6으로 정하였다. 질적 전환점은 34.4로 전체 분석국가의 평균값이다.

마지막으로, 여성의 시간제 근로 비율(*part*)의 완전소속을 나타내는 점은 72.0으로, 여성의 시간제 일자리 비중이 가장 높은 네덜란드의 분석 전 기간에 걸친 평균값이다. 네덜란드에서 여성의 시간제 근로 비율이 가장 낮은 시기는 2000년으로, 당시 그 비율은 65.5%였으며 분석국가 중 어느 한 국가도 이 수치에 도달한 적이 없었다. 완전비소속을 나타내는 점은 8.9로, 분석 전 기간 그리스의 평균값이다. 분석국가 중 어느 한 국가도 이 수치보다 낮은 경우가 없었다. 질적 전환점은 34.4로 전체 분석국가의 평균값이다.

제3절 성별 연금격차의 결합 인과관계 분석 결과

1. 필요조건 검증

성별 연금격차의 결합 인과관계(conjunctural causation)를 분석하기에 앞서, 결과조건의 실재(present)와 그 부재(absent), 그리고 원인조건의 실재(present)와 그 부재(absent) 간의 필요조건을 각각 검증하였다(〈표 5-7〉 참조). 참고로, Schneider & Wagemann(2012)은 좋은 Fs/QCA의 조건으로 필요조건 검증을 충분조건 분석에 선행해야 하고, 결과조건에 대한 그 조건의 부정(negation)에 대한 분석 역시 별도로 실시해야 함을 강조한 바 있다(남재욱, 2017, p.179 재인용).

필요조건의 검증은 어떠한 '결과'를 나타내는 모든 사례에 있어서 어떻게든 동일한 원인이 발생하였음을 확인하는 절차를 말한다. 결합 인과관계를 도출할 때는 훨씬 까다로운 기준으로 필요조건을 확인하는 것이 바람직하다. 따라서 퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)과 같은 다양성 중심 연구에서는 충분조건을 분석하기에 앞서 반드시 필요조건을 검증하는 절차가 이루어져야 한다(남재욱, 2017). 본 연구는 엄격한 필요조건 검증을 위하여 0.9를 기준치로 정하였다.

아래 〈표 5-9〉는 성별 연금격차에 대한 필요조건을 검증한 결과를 정리한 것이다. 성별 연금격차의 유발(ggp)과 예방(~ggp)에 있어서 본 연구의 일관도 기준인 0.9, 설명력 기준인 0.5를 모두 초과한 결과는 나오지 않았다. 즉, 성별 연금격차의 실재와 부재에 대한 필요조건은 존재하지 않는다는 것이다.

〈표 5-7〉 성별 연금격차에 대한 필요조건 검증 결과

구분	성별 연금격차의 실재 (ggp)		성별 연금격차의 부재 (~ggp)	
	일관도	설명력	일관도	설명력
fcov	0.6901	0.6188	0.6814	0.6835
~fcov	0.6471	0.6448	0.6199	0.6912
priv	0.5547	0.6137	0.4964	0.6145
~priv	0.6516	0.5363	0.6879	0.6335
puneq	0.7228	0.8584	0.4368	0.5804
~puneq	0.6467	0.5065	0.8935	0.7829
gwg	0.7547	0.7584	0.5743	0.6457
~gwg	0.6474	0.5761	0.7851	0.7817
flmp	0.7714	0.6178	0.7385	0.6617
~flmp	0.5776	0.6638	0.5734	0.7373
part	0.7339	0.7641	0.5665	0.6600
~part	0.6734	0.5814	0.7975	0.7703

주: fcov: 여성의 공적연금 수급률, priv: 사적연금 발달 정도, puneq: 연금 불평등도, gwg: 성별 임금격차, flmp: 여성의 노동시장 참여율, part: 여성의 시간제 근로 비율. 각 조건의 부재(absent) 조건은 앞에 '~'를 달아 표기함.
자료: 저자 작성

다만 연금 불평등도의 부재(~puneq)는 성별 연금격차의 부재(~ggp)에 대한 필요조건 검증에서 일관도가 0.8935로 나타나 0.9에 상당히 근접한 수준임을 알 수 있다. 이 수치는 일관도 기준 설정을 0.9보다 관대하게 0.85로 낮출 시 필요조건으로 볼 수 있는 수준이다. 연금 불평등도가 낮다고 하여 반드시 성별 연금격차가 예방되는 것은 아니나, 성별 연금격차가 낮게 나타난 사례들은 공통적으로 낮은 연금 불평등도를 나타낸 것이다. 달리 말하면, 연금체계 안에서 어떤 방식으로든 적절하게 재분배 기능이 작동할 때 성별 연금격차는 줄어들 가능성이 크다고 할 수 있다.

그러나 본 연구에서는 필요조건의 일관도 기준을 0.9로 엄격하게 설정하였으므로 이를 성별 연금격차 부재(~ggp)의 필요조건으로 판정하는 결론은 채택하지 않는다. 다만 이후 결합 인과관계 분석에서 해당 조건(~puneq)이 성별 연금격차의 부재(~ggp)의 원인조건조합에서 공통적으로 나타났음을 염두에 두고 분석할 필요는 있다.

2. 결과조건에 대한 충분조건 분석(원인조건조합 도출)

퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)에서 충분성을 검증하는 첫 번째 단계는 진리표(truth table)를 분석하여 이론적으로 도출할 수 있는 조건들의 조합을 확인하는 것이다. 성별 연금격차 유발(ggp)에 대한 진리표를 분석한 결과 원인조건은 총 5개로, 이론적으로 가능한 조합은 2^6개이나 실제 사례가 나타난 것은 18개이며, 나머지 46개는 가설적 조합(hypothetical combinations)이 된다. 가설적 조합의 수가 많은 것은 Quine-McCluskey 알고리즘에 따라 원인조건조합을 간소화할 때 제한된 다양성(limited diversity) 문제가 발생하였음을 의미한다(남재욱, 2017). 따라서 최종적인 인과식을 도출하고 이를 해석할 때는 상당한 주의가 필요하다. 본 연구에서는 시기별로 국가 사례를 구성하여 시간의 흐름에 따른 변화를 살펴보는 것이 핵심이기 때문에 이 같은 한계가 더욱 두드러지게 된다. 충분성 검증에서는 일관도를 0.85 기준에, PRI를 0.5 기준에 근거하였다.

가. 성별 연금격차 유발에 대한 충분조건 분석

성별 연금격차 유발(ggp)의 충분성을 검증한 결과 총 5개의 원인조건조합이 도출되었다. 모형의 총일관도는 0.9106, 총설명력은 0.7360으로 둘 다 높은 수준을 보였으며, 각각의 원인조건조합을 설명하면 다음과 같다(〈표 5-8〉, 〈표 5-9〉, 〈표 5-10〉 참조). ① 연금 불평등도가 높고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*puneq*~flmp*), ② 사적연금이 발달하고 연금 불평등도가 높을 때(*priv*puneq*), ③ 연금 불평등도가 높고 여성의 시간제 근로 비율이 높을 때(*puneq*part*), ④ 여성의 공적연금 수급률이

높지만 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*fcov*~flmp*), ⑤ 사적연금이 발달하고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*priv*~flmp*), 성별 연금격차가 유발되는 것으로 나타났다.

〈표 5-8〉 성별 연금격차 유발(ggp)에 대한 충분조건 검증 결과

[Model] ggp = f(fcov, priv, puneq, gwg, flmp, part)			
원인조건조합	원설명력	순설명력	일관도
① *puneq*~flmp*	0.4348	0.0350	0.9968
② *priv*puneq*	0.4157	0.0781	0.8853
③ *puneq*part*	0.5633	0.0604	0.9603
④ *fcov*~flmp*	0.3799	0.0270	0.9918
⑤ *priv*~flmp*	0.2341	0	0.9897
총설명력: 0.7360			
총일관도: 0.9106			

주: 최대한의 간소화
자료: 저자 작성

〈표 5-9〉 시점별 성별 연금격차 유발(ggp)의 원인조건조합 유형 변화

구분		2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
puneq~flmp*	AT	0.47	**0.6**	**0.51**	0.33	0.22
	DE	**0.64**	**0.56**	0.39	0.22	0.14
	ES	0.05	0.14	0.15	**0.51**	0.31
*priv*puneq*	UK	**0.71**	**0.76**	**0.75**	**0.82**	**0.87**
	US	**0.61**	**0.7**	**0.73**	**0.82**	**0.83**
*puneq*part*	AT	0.4	0.49	**0.58**	**0.66**	**0.65**
	DE	**0.52**	**0.59**	**0.66**	**0.71**	**0.72**
	UK	**0.69**	**0.68**	**0.67**	**0.66**	**0.66**
fcov~flmp*	NL	-	**0.52**	0.31	0.16	0.09
priv~flmp*	NL	-	**0.52**	0.31	0.16	0.09

주: 최대한의 간소화
자료: 저자 작성

〈표 5-10〉 시점별 원인조건조합에 대한 해당 국가: 성별 연금격차 유발(ggp)

구분		2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	*puneq*~flmp*	0.47	**0.6**	**0.51**	0.33	0.22
	*puneq*part*	0.4	0.49	**0.58**	**0.66**	**0.65**
DE	*puneq*~flmp*	**0.64**	**0.56**	0.39	0.22	0.14
	*puneq*part*	**0.52**	**0.59**	**0.66**	**0.71**	**0.72**
NL	*fcov*~flmp*	-	**0.52**	0.31	0.16	0.09
	priv~flmp*	-	**0.52**	0.31	0.16	0.09
ES	*puneq*~flmp*	0.05	0.14	0.15	**0.51**	0.31
UK	*priv*puneq*	**0.71**	**0.76**	**0.75**	**0.82**	**0.87**
	*puneq*part*	**0.69**	**0.68**	**0.67**	**0.66**	**0.66**
US	*priv*puneq*	**0.61**	**0.7**	**0.73**	**0.82**	**0.83**

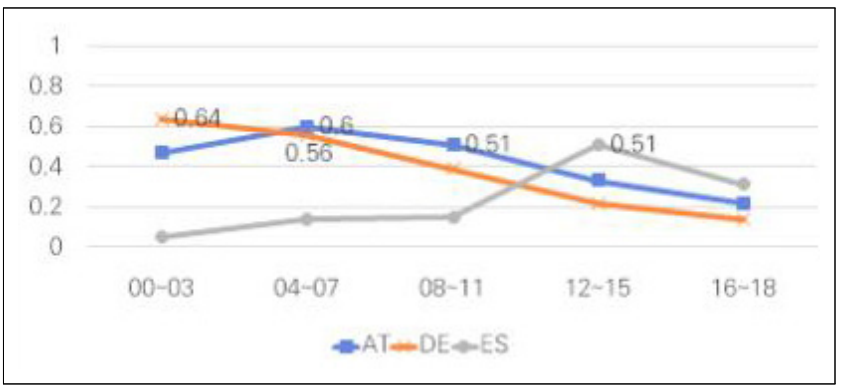
주: 최대한의 간소화
자료: 저자 작성

첫 번째 원인조건조합은 연금 불평등도가 높고 여성의 노동시장 참여가 활성화되지 않을 때(puneq*~flmp), 성별 연금격차가 발생할 수 있음을 보여주는 조합이다. 이 조합에는 오스트리아(2004~2007년, 2008~2011년), 독일(2000~2003년, 2004~2007년), 스페인(2012~2015년)이 속해 있는데, 모두 소득비례적 성격이 강한 공적연금이 지배적인 보수조합주의 국가들이다([그림 5-7] 참조). 오스트리아와 독일 모두 연금 불평등도가 시간의 흐름에 따라 점차 상승하고 있으나, 여성의 노동시장 참여가 확대되면서 해당 조합의 소속 정도는 점차 낮아진다. 2010년대 중반부터는 이 조합이 성별 연금격차를 유발하는 경로에서 유효하지 않은 것으로 나타난다. 독일에서는 여성의 노동시장 참여가 통일 이전까지 활성화되지 않았으나, 통일 이후 여성 노동력을 활성화하기 위한 노력이 두드러졌다(이철원, 임유진, 2018).[37] 실제로 1990년대 초반까지 60%에

37) 2003년 실시된 하르츠 개혁이 그 대표적인 예이다.

못 미치던 독일의 여성 노동시장 참여율은 매해 상승하는 추세를 나타내다가 2018년에는 72.5% 수준에 도달하였다.

〔그림 5-7〕 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ①

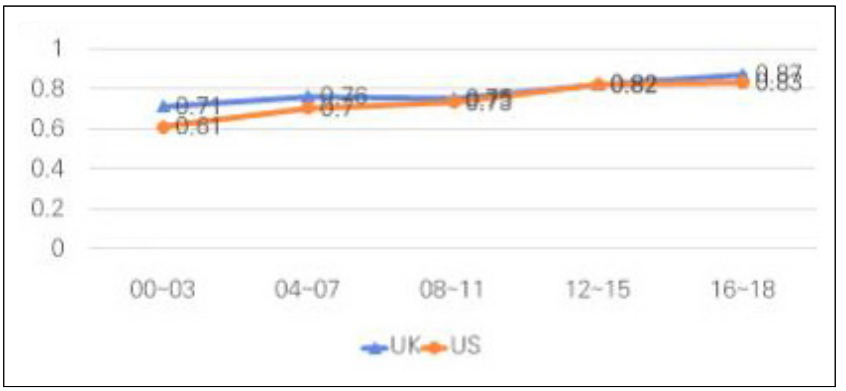


주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

두 번째 조합은 사적연금이 발달하고 연금 불평등도가 높을 때(*priv* puneq*) 성별 연금격차가 발생할 수 있음을 보여주는 조합으로, 연금제도 조건만으로 구성되어 있다.

이 조합에는 분석 전 기간, 영국과 미국이 해당하며 자유주의 국가의 연금체계 특성이 모두 반영되어 있다(〔그림 5-8〕 참조). 영국과 미국 모두 매 시기 이 조합의 소속 정도가 0.6 이상이며, 최근으로 올수록 – 시간의 흐름에 따라 – 소속 정도는 더욱 높아지고 있다. 해당 기간의 GDP 대비 사적연금 자산 비율은 영국과 미국 각각 37%p, 22%p 증가할 만큼 상승세가 두드러진다. 영국의 경우 시간의 흐름에 따라 사적연금의 발달이 두드러짐에도 불구하고 연금 불평등도의 소속 정도는 낮아지는 것에 반해, 미국의 경우 사적연금 발달의 소속 정도는 크지 않지만 상대적으로 연금 불평등도는 더 높아지고 있다.

[그림 5-8] 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ②



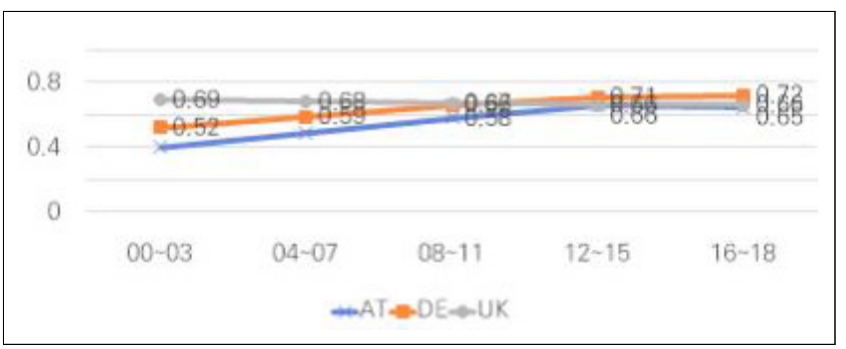
주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

세 번째 조합은 연금 불평등도가 높고 노동시장에서 여성 시간제 비율이 높을 때(*puneq*part*), 성별 연금격차가 발생할 수 있음을 보여주는 조합이다. 이 조합에는 2008년 이후의 오스트리아(2008~2011년, 2012~2015년, 2016~2018년), 분석 전 기간에 걸친 독일과 영국이 속해 있다([그림 5-9] 참조). 영국은 이 조합의 소속 정도가 시간의 흐름에 따라 점차 낮아지는 것에 반해, 독일은 그 정도가 높아지는 정반대의 양상을 나타냈다. 동 기간, 독일에서 여성의 시간제 근로 비율은 11%p 가까이 증가한 반면 영국에서 그 비율은 1%대에서 감소하는 것에 그쳤다.

시점 관계상 해당 기간의 연금제도 요인과 노동시장 상황이 일치한다고 보기는 어려우나, 그 변화 추세에 비추어보면 최근 독일에서 점차 증가하고 있는 여성의 시간제 일자리 증가가 노동시장 참여와는 무관하게 성별 연금격차 발생을 추동하는 것으로 볼 수 있다. 즉, 독일 여성들의 시간제 일자리가 질적으로 크게 우수하지 않기 때문에 재분배 기능이 부재한 독일 공적 소득비례연금은 노동시장에서의 성차를 크게 재생산하게 된다. 독일에서 성별 연금격차가 발생하는 원인조건조합은 두 가지로 나

타났다. 이 중 분석기간 초반, 여성의 낮은 노동시장 참여율이 원인조건 조합에 포함되어 있었으나, 이후에는 해당 조건이 유효하지 않았다. 따라서 여성의 시간제 고용 증가에 따른 성별 연금격차 발생의 경로가 강해지는 것에 주목해야 한다. 오스트리아도 이와 비슷한 맥락에서 해석이 가능하다. 독일과 오스트리아의 사례는 대륙유럽에서 여성의 시간제 고용이 큰 폭으로 증가하고 있지만 근로시간, 소득과 같은 질적 측면에서 제대로 관리되지 않을 경우 성별 연금격차를 유발하는 주요 원인으로 작용할 수 있음을 보여준다. 한편, 영국은 최근으로 오면서 여성의 시간제 근로 비율은 크게 변하지 않았으나 연금 불평등도가 소폭 낮아지면서 이 조합을 통한 성별 연금격차 유발의 경로는 약화되는 추세이다.

〔그림 5-9〕 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ③



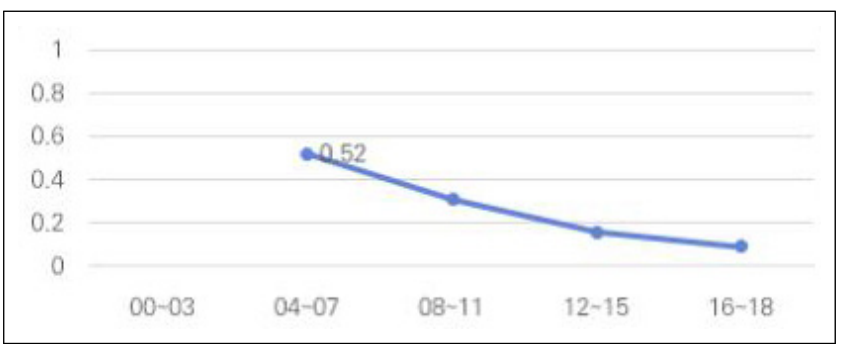
주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

네 번째와 다섯 번째 조합에는 모두 여성의 낮은 노동시장 참여율이 조건으로 포함되며, 2004~2007년의 네덜란드가 여기에 속해 있다(〔그림 5-10〕 참조). 여성의 공적연금 수급률이 높지만 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*fcov*~flmp*), 사적연금이 발달하고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*priv*~flmp*) 성별 연금격차가 유발되었다. 네덜란드는 거주

에 기반한 보편적 기초연금(AOW)을 통해 거의 모든 국민이 공적연금 수급권을 확보하고 있으나 여성의 노동시장 참여가 활성화되지 않을 때 성별 연금격차가 발생하였다. 근로 당시 기여 이력과 강하게 연계된 기업연금에서 여성의 경우 일정 수준의 노후소득이 안정적으로 확보되지 못한 결과가 나타난 것이다.

물론 네덜란드가 이 두 조합에 소속된 정도는 시간의 흐름에 따라 점차 낮아져 가장 최근에는 사실상 '0'에 수렴하고 있으나, 분석기간 초기 발생한 이 같은 경향은 여성의 노동시장 참여율이 낮은 상황에서 기업연금과 같이 재분배 기능이 부재한 사적연금이 크게 발달할 때 성별 연금격차가 부분적으로 유발될 수 있음을 시사한다. 네덜란드의 여성 노동시장 참여율은 지난 20여 년간 20%p 수준에서 증가하였고, 그 증가폭은 유럽에서 스페인 다음으로 높은 수준이다. 이후에도 계속해서 큰 폭으로 증가하였기 때문에 분석기간 내에서는 상대적으로 낮은 수준을 나타냈다. 다만 네덜란드에서 여성의 노동시장 참여율이 꾸준히 증가함에 따라 이로 인한 성별 연금격차 유발의 경로는 더 이상 유효하지 않았다.

〔그림 5-10〕 성별 연금격차 유발(ggp)과 원인조건조합 ④, ⑤



주: 1) 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
2) 네덜란드에 한함.
자료: 저자 작성

나. 성별 연금격차 예방에 대한 충분조건 분석

성별 연금격차 예방(~ggp)의 충분성을 검증한 결과, 총 3개의 원인조건조합이 도출되었다(〈표 5-11〉, 〈표 5-12〉, 〈표 5-13〉 참조). 모형의 총일관도는 0.8919, 총설명력은 0.7277로 둘 다 높은 수준을 보였다. 3개의 원인조건조합은 연금제도 요인과 노동시장 요인 간 결합에 있어 상당한 차이를 나타내나, 공통적으로 '낮은 연금 불평등도(~puneq)'를 포함하는 것에 주목할 필요가 있다.

〈표 5-11〉 성별 연금격차 예방(~ggp)에 대한 충분조건 검증 결과

[Model] ~ggp = f(fcov, priv, puneq, gwg, flmp, part)			
원인조건조합	원설명력	순설명력	일관도
① *~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	0.4731	0.0378	0.8881
② *~fcov*~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	0.4610	0.0310	0.9016
③ *fcov*priv*~puneq*flmp*~part*	0.3436	0.2235	0.9770
총설명력: 0.7277			
총일관도: 0.8919			

주: 최소한의 간소화
자료: 저자 작성

〈표 5-12〉 시점별 성별 연금격차 예방(~ggp)의 원인조건조합 유형 변화

구분		2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
~fcov~priv*~puneq*~flmp*~part*	AT	**0.53**	0.4	0.36	0.26	0.22
	BE	**0.53**	0.44	0.39	0.36	0.35
	GR	-	**0.54**	**0.85**	**0.8**	**0.78**
	IT	**0.75**	**0.78**	**0.76**	**0.68**	**0.61**
	ES	**0.9**	**0.86**	**0.74**	0.47	0.2
~fcov~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	BE	**0.79**	**0.82**	**0.77**	**0.7**	**0.65**
	GR	-	0.16	0.48	**0.8**	**0.78**
	IT	**0.75**	**0.78**	**0.76**	**0.68**	**0.63**
	ES	**0.59**	**0.65**	**0.71**	0.47	0.2
*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*	DK	0.41	**0.51**	0.5	0.47	0.47
	CA	**0.56**	**0.55**	**0.57**	**0.53**	0.5
	FI	-	**0.75**	**0.73**	**0.64**	**0.65**

주: 최소한의 간소화
자료: 저자 작성

〈표 5-13〉 원인조건조합에 대한 해당 국가: 성별 연금격차 예방(~ggp)

구분		2000~2003년	2004~2007년	2008~2011년	2012~2015년	2016~2018년
AT	*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	**0.53**	0.4	0.36	0.26	0.22
BE	*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	**0.53**	0.44	0.39	0.36	0.35
	~fcov~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	**0.79**	**0.82**	**0.77**	**0.7**	**0.65**
GR	*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	-	**0.54**	**0.85**	**0.8**	**0.78**
	~fcov~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	-	0.16	0.48	**0.8**	**0.78**
IT	*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	**0.75**	**0.78**	**0.76**	**0.68**	**0.61**
	~fcov~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	**0.75**	**0.78**	**0.76**	**0.68**	**0.63**
ES	*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*	**0.9**	**0.86**	**0.74**	0.47	0.2
	~fcov~priv*~puneq*~gwg*~flmp*	**0.59**	**0.65**	**0.71**	0.47	0.2
DK	*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*	0.41	**0.51**	0.5	0.47	0.47
CA	*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*	**0.56**	**0.55**	**0.57**	**0.53**	0.5
FI	*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*	-	**0.75**	**0.73**	**0.64**	**0.65**

주: 최소한의 간소화
자료: 저자 작성

첫 번째 원인조건조합은 여성의 노동시장 참여율과 시간제 근로 비율이 둘 다 낮고, 여성의 공적연금 수급률이 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~fcov*~priv*~puneq*~flmp*~part*), 성별 연금격차가 예방될 수 있음을 보여주는 조합이다. 이 조합에는 2000년대 초반의 오스트리아와 벨기에, 분석 전 기간의 그리스, 이탈리아, 스페인이 소속되어 있다(〔그림 5-11〕 참조). 이 조합에는 벨기에를 제외하면[38] 순소득대체율이 70%를 초과할 만큼 소득비례 성격이 강한 공적연금을 운영하는 국가들로 구성되어 있다.[39]

여기서 한 가지 주목해야 할 사례가 있다. 그리스의 경우, 이 조합을 통한 성별 연금격차 예방의 인과성이 가장 최근에 매우 약한 수준에서 감소하고 있으나, 여전히 소속 정도가 0.8에 근접할 만큼 높게 나타났다. 그리스는 2007년 금융위기 이후 고액 연금 수급자의 급여를 대폭 삭감하는

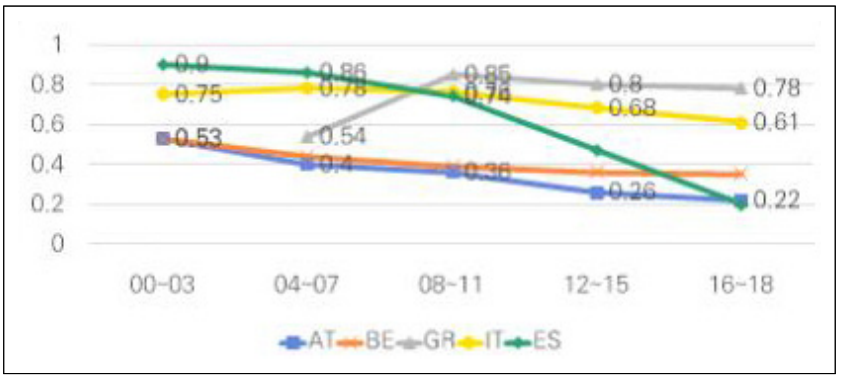
38) 벨기에의 순소득대체율도 61.9%로 이들 국가와 비교할 때 결코 낮지 않다.
39) 2021년 평균소득자 기준, 공적연금의 순소득대체율은 오스트리아 87.1%, 그리스 83.6%, 이탈리아 81.7%, 스페인 80.3%로 상당히 높게 나타난다(OECD, 2021c).

등 이례적으로 강도 높은 연금개혁을 실시하였다. 기존 연금 수급자들의 급여를 크게 삭감하면서 월 1,800유로 이상의 수급자 규모가 감소하였고, 특히 월 1,900유로 이상의 고액 수급자는 거의 사라졌다(Symeonidis, 2016).[40] 개혁이 실시되기 전까지 90%에 달할 만큼 과도하게 높았던 고소득자들의 공적연금 소득대체율은 개혁 이후 40%대로 하락하였다(윤석명, 곽은혜, 유호선, 정창률, Mika Vidlund, 홍성운, 2021). 주로 남성들로 구성된 고액 연금 수급자의 급여를 크게 삭감한 결과, 연금 불평등도 역시 크게 감소하였고, 이로 인해 성별 연금격차의 감소 폭이 두드러졌다. 이행 기간을 거의 두지 않은 채, 연금개혁의 조치들이 즉각적으로 반영됨에 따라 그 영향이 바로 나타난 것이다. 다만 이 같은 경로로 성별 연금격차를 예방하게 된 그리스의 사례는 해석상의 상당한 주의를 요구한다. 여성의 연금 급여 증가로 인한 남녀 급여 격차의 감소가 아니라, 노동시장에서 상당히 안정적으로 공적 소득비례연금의 기여 이력을 확보해온 남성의 급여 삭감이 주요 원인으로 작용한 이례적 모습이기 때문이다.

벨기에 역시 분석기간 초기에는 그리스와 유사한 경로를 나타내나, 그 이후에는 이 조합을 통한 성별 연금격차 예방이 유효하지 않았다. 한편, 이탈리아는 노동시장 요인이 이 조합에 속한 국가들과 크게 차이가 나지 않았지만, 시간의 흐름에 따라 여성의 시간제 고용이 증가하고[41] 연금 불평등도가 크게 높아지면서 소속 정도가 2000년대 중반 이후로 점차 약화되는 모습을 보였다. 스페인 또한 2000년대 초중반까지 이 조합을 통해 성별 연금격차를 예방하였으나, 2012년 이후 줄곧 연금 불평등도가 크게 높아지면서 성별 연금격차 예방이 더 이상 유효하지 않게 되었다.

40) 월 1,200유로 이하의 연금 수급자에 대해서는 급여 삭감이 거의 발생하지 않았다.
41) 1990년대 초반과 비교할 때 여성의 시간제 근로 비율은 세 배 가까이 증가하였다.

〔그림 5-11〕 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ①



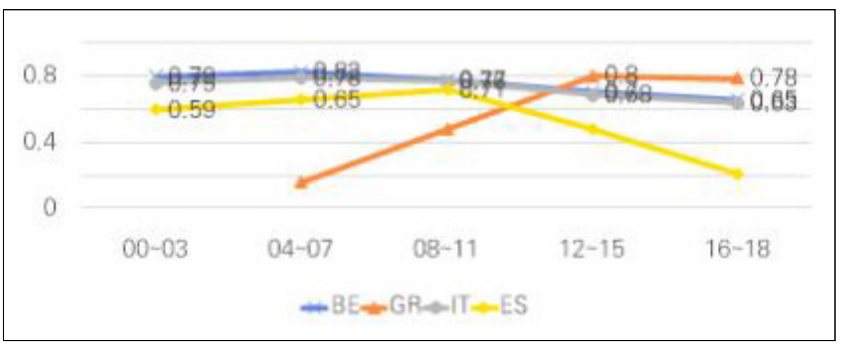
주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

두 번째 조합은 여성의 노동시장 참여율과 성별 임금격차가 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮지만, 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~fcov*~priv*~puneq*~gwg~flmp*), 성별 연금격차가 예방될 수 있음을 보여주는 조합이다(〔그림 5-18〕 참조). 이 조합에는 벨기에와 남유럽 3개국이 포함되며, 특히 벨기에와 이탈리아는 분석 전 기간에 걸쳐 이 조합을 통해 성별 연금격차를 예방해왔다(〔그림 5-12〕 참조). 앞서 살펴본 첫 번째 조합과 비교할 때 연금제도 조건(*~fcov, ~priv, ~puneq*)과 여성의 노동시장 참여율(*~flmp*)을 포함한 노동시장 조건이 동일하나, 벨기에에서는 여성 시간제 일자리가 증가하면서 이것의 부재(~part)가 원인조건조합에서 사라지고, 낮은 성별 임금격차(~gwg)가 새로운 조건 중 하나로 나타났다.

한편 이탈리아를 비롯한 남유럽 국가들의 성별 임금격차가 작게 나타나는 것은 여성 고용률이 전체적으로 낮은 것에서 기인한다(Cutilo & Centra, 2017). 주로 고임금 여성들이 노동시장에 참여하고, 여전히 다수의 여성이 노동시장에서 제외되어 있어 선택편의(selection bias) 효

과가 반영된 것으로 볼 수 있다.[42] 따라서 이 조합에 속한 남유럽 국가들의 사례는 노동시장과의 연계가 대단히 강한 소득비례연금의 수급권을 확보한 65세 이상 남성에 한하여 격차가 완화되고 있는 것으로 해석할 수 있다. 한편 스페인의 경우, 2012년 이후 연금 불평등도가 약 5.5에 달할 만큼 높아지면서 이 조합을 통한 성별 연금격차 예방이 어려워졌다. 최근으로 오면서 사적연금의 비중이 점차 높아지는 모습을 나타낸다.

〔그림 5-12〕 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ②



주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

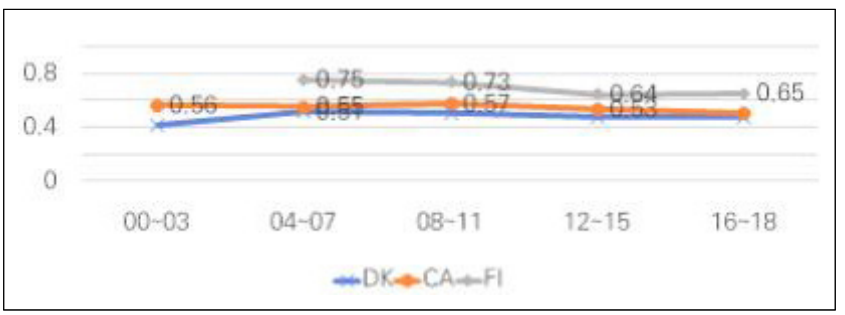
세 번째 조합은 여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 발달, 연금 불평등도가 낮은 가운데 여성의 노동시장 참여가 활성화되었으나 시간제 고용이 낮을 때(*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*), 성별 연금격차가 예방될 수 있음을 보여주는 조합이다. 이 조합에는 다층체계로 분류되는 덴마크, 핀란드, 그리고 캐나다가 포함된다(〔그림 5-13〕 참조).

이 중 캐나다는 가장 최근을 제외한[43] 분석 전 기간, 핀란드는 분석 전

42) 이탈리아에서는 노동시장에 진입한 여성의 평균 교육수준이 대체로 남성보다 높은 것으로 알려져 있다(Moncada, 2019; Barbieri, Cutuli, Lugo, & Scherer, 2015; Luigi, Rizza & Santangelo, 2021 재인용).

기간에 걸쳐 이 조합에 소속되어 있다. 소속 정도는 핀란드에서 가장 높게 나타나고 있으나, 캐나다와 핀란드 모두 이 조합의 소속 정도가 시간의 흐름에 따라 약화되어 왔다. 세 국가 모두 본 분석대상에 포함된 보수조합주의, 자유주의 국가들과 비교할 때 여성의 시간제 근로 비율이 낮은 편에 속하고, 여성의 공적연금 수급률이 높고 재분배 기능에 충실한 노후최저소득보장제도를 운영하고 있다.[44] 다층체계의 특성상 공적 소득비례연금의 소득대체율이 대륙유럽 국가들처럼 높지 않음에도 불구하고 연금불평등도가 비교적 낮게 나타나는 이유가 바로 여기에 있다. 다만 최근으로 오면서 캐나다에서 여성의 공적연금 수급률이 소폭 감소하고 있는데, 이는 수급개시연령 연장에 따른 영향으로 볼 수 있다. 이 조합은 전체 연금체계에서 공·사적연금의 혼합이 두드러지는 상황에서 나타나는 보편적인 조합이다. 재분배 기능에 충실한 노후최저소득보장제도와 여성의 노동시장 참여 및 지위의 안정성이 결합될 때, 성별 연금격차 예방에서 성과가 나타난다는 것을 보여준다.

〔그림 5-13〕 성별 연금격차 예방(~ggp)과 원인조건조합 ③



주: 충분성 검증 기준을 통과한 시점에 한하여 퍼지셋 소속점수(FMS)를 표시하였음.
자료: 저자 작성

43) 2016~2018년 캐나다가 이 조합에 소속된 정도는 0.5로 그리 낮지 않은 수준이다.
44) 최저보장연금(핀란드), 거주 기반 기초연금(덴마크, 캐나다) 등 제도 형태는 다르다.

제4절 소결

충분성 검증에 앞서 성별 연금격차를 유발(ggp), 예방(~ggp)하는 필요조건을 각각 검증하였으며, 둘 다 필요조건은 부재한 것으로 나타났다. 다만 검증 기준을 0.9에서 0.85로 낮추면, 낮은 연금 불평등도(~puneq)는 성별 연금격차 예방의 필요조건이 될 수 있다. 본 연구에서 엄격하게 설정한 필요조건의 일관도 기준(0.9)에 비추어볼 때 필요조건은 부재하나, 이후 결합 인과관계 분석(충분성 검증)에서 성별 연금격차의 부재(~ggp)를 가능케 하는 조합에 모두 낮은 연금 불평등도가 포함되어 있음을 염두에 두고 결과를 해석하였다.

첫째, 성별 연금격차 유발(ggp)에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 5개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 연금 불평등도가 높고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*puneq*~flmp*), ② 사적연금이 발달하고 연금 불평등도가 높을 때(*priv*puneq*), ③ 연금 불평등도가 높고 여성의 시간제 근로 비율이 높을 때(*puneq*part*), ④ 여성의 공적연금 수급률이 높으나 노동시장 참여율이 낮을 때(*fcov*~flmp*), ⑤ 사적연금이 발달한 가운데 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*priv*~flmp*), 성별 연금격차가 유발되는 것으로 나타났다.

①의 경로에는 오스트리아, 독일, 스페인을 비롯한 소득비례적 성격이 강한 (혹은 과거에 강했던) 공적연금 지배형 연금체계, 즉 보수조합주의 국가들이 속해 있다. 점차 여성의 노동시장 참여가 활성화되면서 성별 연금격차가 유발되는 이 경로는 최근에는 유효하지 않다. ②의 경로에는 분석 전 기간, 영국과 미국이 해당한다. 둘 다 자유주의 국가의 연금제도 특성이 강하게 나타나고, 최근으로 오면서 이 경로를 통해 성별 연금격차가 유발되는 정도는 더 강해지고 있다. ③의 경로에는 최근으로 오면서 오스

트리아, 분석 전 기간 영국과 독일이 소속되어 있다. 여성의 노동시장 참여가 활성화되고 있는 상황에서 점차 증가하는 여성의 시간제 일자리가 성별 연금격차 발생을 추동하는 사례이다. 재분배 기능이 부재한 공적 소득비례연금과 질적으로 잘 관리되지 않은 여성의 시간제 일자리, 다시 말해 불평등도가 높은 연금제도와 여성의 노동시장 지위 불안정성이 결합할 때 성별 연금격차가 유발되고 있다. 영국의 경우 여성 시간제 일자리의 질적 개선이 두드러지지 않았지만, 연금 불평등도가 소폭 낮아지면서 이 경로를 통해 성별 연금격차가 유발되는 정도는 약해지고 있다.

마지막 ④와 ⑤의 경로에는 2000년대 중후반의 네덜란드가 해당한다. 여성의 공적연금 수급률이 높으나 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때, 그리고 사적연금이 발달한 가운데 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때 성별 연금격차가 유발되는 경우이다. 기여 이력과 무관한 거주 기반 기초연금을 통해 거의 모든 여성이 공적연금 수급권을 확보하지만, 기여 이력과 강하게 연계된 소득비례연금, 즉 기업연금에서 여성이 안정적으로 기여하지 못할 때 성별 연금격차가 두드러진다. 여기에 속한 네덜란드의 사례는 일시적인 것으로, 여성의 노동시장 참여율이 타 시기와 비교하여 상대적으로 저조한 가운데 사적연금이 크게 발달할 때 성별 연금격차가 유발될 수 있음을 보여준다.

둘째, 성별 연금격차 예방(~ggp)에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 3개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 여성의 노동시장 참여율과 시간제 근로 비율이 모두 낮고, 여성의 공적연금 수급률이 낮지만, 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~flmp*~part*~fcov*~priv*~puneq*), ② 여성의 노동시장 참여율과 성별 임금격차가 낮은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~flmp*~gwg*~fcov*~priv*~puneq*), ③ 여성의 공적연금 수급률이

높고 사적연금이 발달, 연금 불평등도는 낮은 가운데 여성의 노동시장 참여율이 높으나 시간제 근로 비율이 저조할 때(*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*), 성별 연금격차가 예방되는 것으로 나타났다.

①의 경로에는 분석 초기 오스트리아와 벨기에, 분석 전 기간에 걸친 남유럽 3개국(그리스, 이탈리아, 스페인)이 속해 있다. 이 경로에는 독일을 제외한 나머지 보수조합주의 국가들로 구성되어 있으며, 이들 국가는 순소득대체율이 70%에 달할 만큼 공적연금의 소득비례적 성격이 매우 강하다. 그리스는 2007년 금융위기 이후 고액 연금 수급자의 급여를 대폭 삭감하는 연금개혁을 즉각적으로 실시하였고, 그 결과 남녀의 급여 격차 역시 빠른 속도로 감소하였다. 다만 이 같은 사례는 남성 수급자의 일방적인 급여 하락에 따른 이례적 현상이라는 점에서 해석 시 유의해야 한다. ②의 경로에는 벨기에와 남유럽 3개국이 포함되어 있다. 벨기에와 이탈리아는 분석 전 기간에 걸쳐 이 경로를 통해 성별 연금격차를 예방해왔다. 여성의 노동시장 참여가 활성화되지 않았으나 성별 임금격차가 작게 나타나는 노동시장 구조는 남유럽 국가의 특성이기도 하다. 이 경로에 해당하는 국가의 경우 공적 소득비례연금의 수급권을 확보한 65세 이상에 한하여 성별 연금격차가 완화된 것으로 해석할 수 있다.

③의 경로는 후발 다층체계(emergent multi-pillar system)로 분류되는 덴마크, 핀란드, 그리고 캐나다가 속해 있다. 이 국가는 모두 보수조합주의 및 자유주의 국가들과 비교할 때 시간제보다는 전일제를 중심으로 여성의 노동시장 참여가 활성화되고 있다. 여기에 근로 이력과의 연계가 약한 기초연금(덴마크, 캐나다)이나 최저연금(핀란드)을 운영하는 국가들이다. 다층체계는 그 특성상 사적연금이 발달하고, 공적연금의 소득대체율이 높지 않으나 연금 불평등도가 낮기 때문에 성별 연금격차가 예방되는 사례이기도 하다. 공·사적연금 혼합이 점차 확대되는 상황에서 포

괄성이 높고, 재분배 기능에 충실한 1층 공적연금에 잘 발달된 사적연금, 그리고 여기에 여성의 노동시장 참여 활성화 및 지위 안정성이 결합할 때 성별 연금격차가 예방되는 것으로 풀이할 수 있다.

제6장

결론 및 정책 제언

제1절 주요 연구 결과
제2절 정책 제언

제6장 결론 및 정책 제언

제1절 주요 연구 결과

본 연구는 성별 연금격차를 분석하기 위해 첫 번째 단계에서는 OECD 13개국의 1990~2017년 자료를 바탕으로 결합시계열 분석을 실시하여 노동시장의 성평등과 연금제도가 65세 이상 성별 연금격차에 미치는 영향을 파악하였다. 두 번째 단계에서는 국가별 연금체계 변화의 방향과 정도를 평가하기 위해 퍼지셋 이념형 분석을 실시하였다. 마지막 세 번째 단계에서는 결합시계열 분석과 퍼지셋 이념형 분석 결과에 기초하여 연금체계와 노동시장 구조가 결합하여 성별 연금격차에 있어서 나타낸 성과와, 성과 창출의 경로(paths)를 퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)을 통해 도출하였다.

1. 성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인 분석

성별 연금격차에 영향을 미치는 국가 차원의 요인을 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 여성의 노동시장 참여율이 높을수록 성별 연금격차는 감소하는 것으로 나타났다. 모든 모형에서 여성의 노동시장 참여율의 회귀계수는 모두 음(-)의 방향을 나타냈고, 5개 모형에서 통계적 유의성이 확인되었다. 둘째, 여성의 노동시장 지위가 불안정할수록 성별 연금격차는 증가할 것이라는 가설이 부분적으로 확인되었다. 여성의 한시적 근로는 6개 모형 중 3개 모형에서 유의성이 확인되었고, 여성의 시간제 근로 비율은 모든 모형에서 성별 연금격차를 증가시키는 것으로 나타났다. 셋

째, 성별 임금격차와 성별 연금격차 간 양(+)의 상관관계는 성별 임금격차가 변수로 투입된 4개 모형 모두에서 확인되었다. 노동시장에 내재된 성 불평등이 연금제도를 통해 재생산되는 경로가 확인된 것으로 볼 수 있다. 넷째, 연금 불평등도는 모든 모형에서 성별 연금격차를 증가시키는 요인임이 확인되었다. 성별 연금격차에서 가장 일관된 제도 요인은 연금제도가 수급자 간 격차를 얼마만큼 허용하는지에 관한 것이다. 다섯째, 공·사연금의 제도 혼합이 성별 연금격차에 미치는 영향은 대체로 확인되지 않았다. GDP 대비 사적연금 자산 비율이 성별 연금격차에 미치는 영향은 해당 변수가 투입된 2개 모형 가운데 FGLS 모형에서만 유의성이 확인된 것이다. 공적연금 지출이 성별 연금격차를 감소시키는 데에 있어서 그 어떤 영향도 미치지 못한다는 것에도 주목할 필요가 있다. 성별 연금격차에서 중요한 것은 공적연금의 지출 수준이 아닌, 재분배적 성격임이 확인된 것이다. 여섯째, 여성의 공적연금 수급률이 높을수록 성별 연금격차가 줄어들 것이라는 가설은 대부분 모형에서 확인되었다. 연금 불평등도와 마찬가지로 연금제도, 특히 공적연금이 노동시장에서 불리한 이들을 얼마나 넓게 포괄하고 있는지가 성별 연금격차에서 중요함을 보여주는 결과이다.

이상의 내용을 종합하면, 노동시장의 성 불평등도가 클수록 성별 연금격차는 증가하고, 연금제도가 재분배적일수록 성별 연금격차는 감소한다는 가설이 대체로 성립됨을 확인할 수 있었다. 다만 결합시계열 분석모형은 각 변인 간의 배열과 조합이 어떠한 영향을 미치는지 충분히 확인할 수 없는 한계를 드러냈다. 유의성이 불충분한 정도로만 확인된 여성의 노동시장 지위, 연금체계의 공·사 혼합 등의 영향을 좀 더 세밀하게 살펴보려면 주요한 노동시장 환경과 연금제도 구성이 결합하여 성별 연금격차에 미치는 영향을 추가적으로 분석하는 과정이 필요하다.

2. 국가별 연금체계의 유형 변화

퍼지셋 질적 비교분석(Fs/QCA)을 실시함에 앞서 퍼지셋 이념형 분석을 통해 2000~2018년까지 국가별 연금체계 변화의 방향과 정도를 평가하였다. 총 8개의 이론적 유형 가운데 5개 유형이 실제 사례로 나타났다.

여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 발달, 공적연금 급여 비중도 높은 1유형에는 핀란드가 유일하게 속해 있다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고 공적연금이 지배적인 6유형에는 오스트리아, 벨기에, 독일, 그리스, 이탈리아, 스페인과 같은 보수조합주의 국가들이 속해 있다. 독일을 제외하면 사적연금이 거의 발달되지 않은 '공적연금 지배형(dominant public pension system)'의 특징이 강하게 나타난다. 다만 6유형의 소속 정도는 남유럽 3개국에서 훨씬 높게 나타난 반면, 독일의 소속 정도는 0.53에서 0.51로 시간의 흐름에 따라 점차 약해지고 있다. 여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 크게 발달하였으며 공적연금 급여 비중이 낮은 3유형에는 캐나다, 네덜란드, 스위스, 영국, 덴마크가 속해 있다. 소속국가 모두 재분배 기능에 충실한 기초연금이 1층에 위치하고, 완전소득비례적 공적연금(캐나다) 또는 준공적연금으로 기능하는 기업연금(네덜란드, 스위스, 영국, 덴마크)이 2층에 위치한다. 여성의 공적연금 수급률이 낮고 사적연금이 발달하였으며 공적연금 급여 비중이 낮은 4유형에는 미국이 유일하게 속해 있으며 최근으로 오면서 그 소속 정도는 강해지고 있다. 이 유형은 자유주의적 연금체계 유형 중 하나로, 연금제도에 시장의 자율성이 강하게 반영되는 특성을 나타낸다.

이상의 유형 변화 양상을 종합하면, 덴마크와 독일을 제외한 나머지 국가들은 기존 유형을 그대로 유지하는 모습을 나타낸다. 2000년대 중후반 독일에서 일시적으로 제도 변화가 동반되었음에도 불구하고 바뀐 유형의

소속 정도가 높지 않아 변화의 정도는 미미하다고 볼 수 있다. 한편 덴마크는 5유형에서 3유형으로의 확연한 질적 변화를 경험하였다. 다소 늦게 도입된 사적연금이 점차 발달하는 '후발 다층체계'의 모습을 유형별 소속점수 변화와 유형 변화를 통해 확인할 수 있다.

1990년대 중반 이후 연금개혁으로 인해 잦은 제도 변화가 발생하였음에도 불구하고 각 유형에서 이탈한 정도나 유형 내 소속점수(FMS) 변화는 두드러지지 않았다. 연금제도는 그 동안 경로의존적으로 발전해왔고, 특정 제도가 일단 정착하면 이를 유지하려는 이른바 '잠금 효과(lock-in)'가 발생하기 때문이다(Ebbinghaus, 2005). 장기간에 걸쳐 실시된 연금개혁의 영향은 대체로 긴 이행 기간을 가지고 점진적으로 누적되어 나타났다. 본 분석에서도 제도 변화의 방향은 크게 바뀌지 않았으나, 변화의 정도(degree)에 차이가 발생한 것을 확인할 수 있다.

3. 성별 연금격차 관련 제도 성과 분석

연금제도와 노동시장 요인이 결합하여 성별 연금격차에 있어서 어떠한 성과를 나타냈는지, 성과 창출의 경로는 어떠하였는지를 퍼지셋 질적 비교분석('결합 인과관계 분석')을 통해 살펴보았다.

충분성 검증에 앞서 성별 연금격차를 유발(*ggp*), 예방(*~ggp*)하는 필요조건을 각각 검증하였으며, 둘 다 필요조건은 부재한 것으로 나타났다. 다만 검증 기준을 0.9에서 0.85로 낮추면 '낮은 연금 불평등도(*~puneq*)'를 성별 연금격차 예방의 필요조건으로 볼 수 있다. 본 연구에서 엄격하게 설정한 필요조건의 일관도 기준(0.9)에 비추어볼 때 필요조건은 부재하나, 이후 결합 인과관계 분석(충분성 검증)에서 성별 연금격차의 부재(~ggp)를 가능케 하는 조합에 모두 낮은 연금 불평등도가 포함되어 있음

을 염두에 두고 결과를 해석하였다.

첫째, 성별 연금격차 유발(ggp)에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 5개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 연금 불평등도가 높고 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*puneq*~flmp*), ② 사적연금이 발달하고 연금 불평등도가 높을 때(*priv*puneq*), ③ 연금 불평등도가 높고 여성의 시간제 근로 비율이 높을 때(*puneq*part*), ④ 여성의 공적연금 수급률이 높으나 노동시장 참여율이 낮을 때(*fcov*~flmp*), ⑤ 사적연금이 발달한 가운데 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때(*priv*~flmp*), 성별 연금격차가 유발되는 것으로 나타났다.

①의 경로에는 오스트리아, 독일, 스페인을 비롯한 소득비례적 성격이 강한 (혹은 과거에 강했던) 공적연금 지배형 연금체계, 즉 보수조합주의 국가들이 속해 있다. 점차 여성의 노동시장 참여가 활성화되면서 성별 연금격차를 유발하는 이 경로는 최근에는 유효하지 않다. ②의 경로에는 분석 전 기간, 영국과 미국이 해당한다. 자유주의 국가의 연금제도 특성이 강하게 나타나고, 최근으로 오면서 이 경로를 통해 성별 연금격차가 유발되는 정도는 더 강해지고 있다. ③의 경로에는 최근으로 오면서 오스트리아, 분석 전 기간 영국과 독일이 소속되어 있다. 여성의 노동시장 참여가 활성화되고 있는 상황에서 점차 증가하는 여성의 시간제 일자리가 성별 연금격차를 유발하는 것이다. 재분배 기능이 부재한 공적 소득비례연금과 질적으로 잘 관리되지 않은 여성의 시간제 일자리, 즉 불평등도가 높은 연금제도와 여성의 노동시장 지위 불안정성이 결합할 때 성별 연금격차가 유발되고 있다. 영국의 경우 여성 시간제 일자리의 질적 개선이 두드러지지 않았지만 연금 불평등도가 소폭 낮아지면서 이 경로를 통해 성별 연금격차가 유발되는 정도가 약해지는 것을 확인할 수 있다.

마지막 ④와 ⑤의 경로에는 2000년대 중후반의 네덜란드가 해당한다.

여성의 공적연금 수급률이 높으나 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때, 그리고 사적연금이 발달한 가운데 여성의 노동시장 참여율이 낮을 때 성별 연금격차가 유발되는 경우이다. 기여 이력과 무관한 시민권적 기초연금을 통해 65세 이상의 거의 모든 여성이 공적연금 수급권을 확보하지만, 기여 이력과 강하게 연계된 2층 기업연금에서 성별 연금격차가 두드러진 지는 경우이다.

둘째, 성별 연금격차 예방(~ggp)에 대한 충분성을 검증한 결과, 총 3개의 원인조건조합이 도출되었다. ① 여성의 노동시장 참여율과 시간제 근로 비율이 모두 낮고, 여성의 공적연금 수급률이 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~flmp*~part*~fcov*~priv*~puneq*), ② 여성의 노동시장 참여율과 성별 임금격차가 작은 가운데 여성의 공적연금 수급률이 낮지만 사적연금이 덜 발달하고 연금 불평등도가 낮을 때(*~flmp*~gwg*~fcov*~priv*~puneq*), ③ 여성의 공적연금 수급률이 높고 사적연금이 발달, 연금 불평등도는 낮은 가운데 여성의 노동시장 참여율이 높으나 시간제 근로 비율이 저조할 때(*fcov*priv*~puneq*flmp*~part*), 성별 연금격차가 예방되는 것으로 나타났다.

①의 경로에는 분석 초기의 오스트리아와 벨기에, 분석 전 기간에 걸친 남유럽 3개국이 속해 있다. 이 경로에는 독일을 제외한 나머지 보수조합주의 국가들로 구성되어 있으며, 이들 국가는 순소득대체율이 70%에 달할 만큼 공적연금의 소득비례적 성격이 매우 강한 것이 특징이다. 특히 그리스는 2007년 금융위기 이후 주로 남성들로 구성된 고액 연금 수급자의 급여를 대폭 삭감하는 강도 높은 연금개혁을 즉각적으로 실시하였고, 그 결과 남녀의 급여 격차 역시 빠른 속도로 감소하였다. ②의 경로에는 벨기에와 남유럽 3개국이 포함되어 있다. 벨기에와 이탈리아는 분석 전 기간에 걸쳐 이 경로를 통해 성별 연금격차를 예방해왔다. 여성의 노동시

장 참여가 활성화되지 않았으나 성별 임금격차가 작게 나타나는 노동시장 구조는 남유럽 국가의 특성이기도 하다. 남유럽에서 성별 임금격차가 작게 나타나는 이유는 주로 고임금 여성들이 노동시장에 참여함으로써 선택편의가 발생하기 때문이다. 이 경로에 해당하는 국가의 경우 소득비례연금의 수급권을 확보한 65세 이상에 한하여 성별 연금격차가 점차 완화된 것으로 해석할 수 있다.

③의 경로에는 후발 다층체계(emergent multi-pillar system)로 분류되는 덴마크, 핀란드, 그리고 캐나다가 속해 있다. 이 국가들은 모두 보수조합주의 및 자유주의 국가들과 비교할 때 시간제보다는 전일제를 중심으로 여성의 노동시장 참여가 활성화되고 있다. 여기에 근로 이력과의 연계가 약한 기초연금(덴마크, 캐나다) 또는 최저연금(핀란드)을 운영하는 국가들이다. 공·사적연금 혼합이 점차 확대되는 상황에서 포괄성이 높고, 재분배 기능이 뛰어난 1층 공적연금에 잘 발달된 사적연금, 여기에 여성의 노동시장 활성화 및 지위 안정성이 결합할 때 성별 연금격차가 예방되는 사례로 볼 수 있다.

제2절 정책 제언

성별 연금격차는 연금제도만으로는 예방이 어려우며, 노동시장 구조와 어떻게 결합하느냐에 따라 그 성과는 다르게 나타난다. 여성의 노동시장 참여와 지위 안정성은 국가별로 차이가 발생하기 때문에 한 나라의 노동시장 변화에 조응할 수 있도록, 다시 말해 노동시장에서 발생하는 불안정성이 연금제도에서 재생산되지 않도록 둘의 정합성을 높여야 하는 이유가 바로 여기에 있다.

1990년대 중반 이후 일부 국가를 제외하면 점차 사적연금을 확대시키는 방식으로 실시된 연금개혁의 영향이 그로부터 30여 년이 지난 현재 조금씩 나타나고 있다. 기업연금을 중심으로 한 사적연금의 확대되는 다층체계 국가에서 여성의 노동시장 참여 활성화는 과거보다 사적연금의 접근성을 높이고, 수급권 확보의 가능성을 높였다. 다만 질적으로 잘 관리되지 않은 여성 시간제 일자리의 무분별한 양산은 기업연금에 한정되지 않고, 소득비례적 성격이 강한 공적연금이 지배적인 국가에서 성별 연금격차를 유발하는 원인이 된다.

여성을 시간제 노동의 방식으로 노동시장에 통합하는 1.5인 생계부양자 모델이 적어도 노후소득의 결과 측면에서는 상당한 수준의 성별 격차를 확대할 가능성이 큰 것을 확인하였다. 여성의 노동시장 참여 활성화와 시간제 일자리 확대가 성별 연금격차에 미치는 영향이 항상 일치하지 않음이 증명된 본 연구의 분석 결과는 질적으로 잘 관리되지 않은 채 여성 시간제 일자리가 무분별하게 확대되어온 한국에 시사하는 바가 특히 크다. 각국의 여성 노동시장 참여율이 이제는 70%대 중후반 수준으로 수렴하는 가운데 열악한 시간제 일자리의 증가는 공·사연금의 발달 정도를 막론하고 재분배 기능이 부재하거나 미흡한 연금제도와 결합할 때, 성별 연금격차를 유발하는 주요 원인으로 작용한다.

여성의 노동시장 참여와 지위 안정성이 확보된 노동시장에서 재분배 기능에 충실한 공적연금의 결합은 점차 기업연금을 비롯한 사적연금이 확대될 수밖에 없는 현 상황에서 성별 연금격차를 예방할 수 있는 주요 요인임을 보여준다. 공·사연금 혼합의 양상 속에서 재분배 기능이 부재한 – 완전소득비례 방식의 – 사적연금이 발달하고 있음에도 불구하고 재분배적 성격이 강한 공적연금은 여성의 수급권 확보 및 급여 상승에 기여할 수 있기 때문이다. 물론 다층노후소득보장체계로의 이행을 반드시 연금

민영화 또는 시장화로 규정하기는 어렵다. 퍼지셋 이념형 분석을 통해 확인된 국가별 연금체계 유형 변화를 보면 공적연금만으로는 급여 적정성 확보가 어려운 상황에서 다층체계로의 이행을 필연적으로 선택한 국가 사례들을 확인할 수 있다.

물론 사적연금이 사실상 부재한 다수의 대륙유럽 국가들이 공적 소득비례연금에 안정적으로 기여할 수 있도록 여성의 노동시장 참여를 늘리는 방식으로 성별 연금격차를 축소해온 방법 역시 시사하는 바가 크다. 그러나 단순히 여성의 노동공급을 늘리는 방식과 소득비례연금의 연계는 수급권 확보에는 어느 정도 용이할 수 있지만 저급여로 인해 급여 적정성이 결여될 가능성을 갖고 있다. 한국은 지난 1997년 IMF를 기점으로 여성의 경제활동 참여가 급증하였고, 이제는 서구 국가들과 비교하여도 크게 차이가 나지 않지만 질적으로 우수한 여성들의 일자리는 여전히 부족한 상황이다. 여성이 갖는 노동시장의 지위 불안정성은 재분배적 성격이 강한 공적연금을 통해 상쇄될 수 있다는 점에서 본 연구의 분석 결과는 한국의 여성 연금 수급권 강화 및 성별 연금격차 해소를 위한 방향을 제시한다는 것에 의미가 있다.

참고문헌

국내문헌

강성호, 김영옥. (2012). 국민연금 수급률 추정 및 성별 연금격차 분석. 여성경제연구, 9(1), 49-76.

강이수, 신경아, 박기남. (2015). 여성과 일: 일터에서 평등을 찾다. 서울: 동녘.

국민연금공단. (2021a). 2020년 국민연금 통계연보(제33호). (https://www.nps.or.kr/jsppage/info/resources/info_resources_03_01.jsp?cmsId=statistics_year에서 2022.11.30. 인출).

국민연금공단. (2021b). 2020년 12월 말 기준 국민연금 공표 통계. (https://www.nps.or.kr/jsppage/info/resources/info_resources_03_01.jsp?cmsId=statistics_month에서 2022.11.4. 인출).

국민연금공단. (2022). 2022년 6월 말 기준 국민연금 통계. (https://www.nps.or.kr/jsppage/info/resources/info_resources_03_01.jsp?cmsId=statistics_month에서 2022.11.4. 인출).

김대건. (2015). 공적연금 관대성이 실질은퇴연령에 미치는 영향에 대한 연구: 노인복지서비스의 상호작용을 중심으로. 노인복지연구, 69, 75-98.

김수완, 백승호. (2011). 복지국가 재편의 경로의존성: 공적연금제도구조와 급여 관대성 및 지출수준에 관한 비교연구. 사회복지연구, 42(1), 433-460.

김은지. (2006). 아내 연금 수급권에서 노동자 연금 수급권으로?: 세 가지 연금 보고서에 대한 담론분석. 사회복지연구, 31, 103-131.

김혜경, 김호균, 성주호. (2021). 확정급여형 (DB) 퇴직연금의 성별 연금격차 실증분석: OB 분해분석을 중심으로. 보험학회지, 128, 63-88.

김혜경. (2022). 확정급여형 퇴직연금의 성별 연금격차에 관한 연구. 박사학위논문. 서울: 경희대학교 대학원.

남재욱, 이다미. (2020). 한국에서 '좋은' 시간제 일자리는 가능한가?. 한국사회정책, 27(1), 187-221.

남재욱. (2017). 노동시장 변동에 따른 실업 관련 제도의 변화와 성과 연구: 유럽 9개국 사례 비교를 중심으로. 박사학위 논문. 서울: 연세대학교 사회복지대학원,

배은총, 고혜진, 조효진. (2017). 노동시장정책의 확대는 복지국가 재정위기 해소에 유효한가?: 소극적·적극적 노동시장정책의 상호작용 효과. 한국사회정책, 24(4), 185-222.

안상훈. (2002). 비교사회정책 연구방법론의 서설적(序說的) 이해. 비판사회정책, 13, 47-71.

오욱찬, 유희원. (2017). 국민연금제도 적용의 성별 격차 변화: 중고령층 취업자를 중심으로. 사회보장연구, 33(3), 85-111.

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

유희원, 이주환, 김성욱. (2016). 국민연금의 성별 격차: 남녀 간 노령연금 수급액 차이를 중심으로. 사회복지정책, 43(1), 27-50.

윤석명, 곽은혜, 유호선, 정창률, Mika Vidlund, 홍성운. (2021). OECD '한눈에 보는 연금'의 주요 지표 시계열 분석에 기초한 새로운 유형의 일자리를 위한 연금개혁 방안. 세종: 한국보건사회연구원·OECD 대한민국정책센터.

이다미. (2017). 한국 노동시장의 젠더 불평등과 성별 연금격차: 노동시장에서의 차이와 차별을 중심으로. 비판사회정책, 57, 231-271.

이다미. (2019). 유럽 주요국의 연금제도 변화와 빈곤 측면에서의 성과 비교연구: 노동시장구조와의 결합. 한국사회정책, 26(3), 251-285.

이동선. (2013). 일·가족 양립 지원 정책이 여성의 고용률에 미치는 영향: OECD 16개국을 중심으로. 비판사회정책, 57, 231-271.

이승윤, 남재욱. (2018). 네덜란드 근로시간 유연화와 사회보장제에 대한 사례연구: 시간비례원칙(pro rata temporis-principle) 적용을 중심으로. 사회보장연구, 34(2), 125-155.

이승윤. (2014). 퍼지셋 질적 비교연구방법론의 이론과 적용: Fs/QCA 입문. 서울: 고려대학교 출판부.

이정우. (2012). 해외 공·사연금제도 Ⅰ: 유럽 〈스위스〉. 서울: 국민연금연구원.

이지은, 이영범. (2017). 소득불평등 완화를 위한 복지지출 구성에 관한 연구. 한국정책과학학회보, 21(3), 69-91.

이철원, 임유진. (2018). EU의 여성 노동참여확대 및 차별완화 정책 현황과 시사점. KIEP 기초자료, 18-28.

정연택. (2017). 탈가족화 관점에서 여성연금제도의 비교-미국, 독일, 한국의 기여방식 연금을 중심으로. 사회보장연구, 33(3), 193-221.

최영준. (2009). 기획논문: 사회과학에서 퍼지셋 활용의 모색: 퍼지 이상형 분석과 결함 요인 분석을 중심으로. 정부학연구, 15(3), 307-337.

최영준. (2013). 노동시장과 연금제도의 구조가 노인소득 안정에 미치는 결합요인에 관한 연구. 한국사회복지조사연구, 36, 141-177.

통계청. (2022). 2022 고령자 통계. 통계청 사회통계국 사회통계기획과 보도자료(2022.9.29.). (https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301010000&bid=10820&tag=&act=view&list_no=420896&ref_bid=에서 2022. 11.30. 인출).

한치록. (2021). 패널데이터 강의 제3판. 서울: 박영사.

홍승아, 류연규, 김영미, 최숙희, 김현숙, 송다영. (2008). 일가족양립정책의 국제비교연구 및 한국의 정책과제. 서울: 한국여성정책연구원.

국외문헌

Amable, B. (2016). Institutional complementarities in the dynamic comparative analysis of capitalism. *Journal of Institutional Economics, 12*(1), 79-103.

Arts, W., & Gelissen, J. (2002). Three worlds of welfare capitalism or more? A state-of-the-art report. *Journal of European social policy, 12*(2), 137-158.

Arza, C. & Kohli, M. (2008). Introduction: The Political economy of pension reform. in Arza, C. & Kohli, M(eds). *Pension Reform in*

Europe: Politics, policies and outcomes. New York: Routledge. 3-21.

Barbieri, P., Cutuli, G., Lugo, M., & Scherer, S. (2015). "Chapter 7: The Role of Gender and Education in Early Labor Market Careers: Long-Term Trends in Italy," in *Gender, Education and Employment: An International Comparison of School-To-Work Transitions.* Editors H.-P. Blossfeld, J. Skopek, M. Triventi, and S. Buchholz. Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 142-160.

Bardasi, E., & Jenkins, S. P. (2010). The gender gap in private pensions. *Bulletin of Economic Research, 62*(4), 343-363.

Barr, N., & Diamond, P. (2006). The economics of pensions. *Oxford review of economic policy, 22*(1), 15-39.

Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *American political science review, 89*(3), 634-647.

Betti, G., Bettio, F., Georgiadis, T., & Tinios, P. (2015). *Unequal ageing in Europe: Women's independence and pensions.* Berlin: Springer.

Bettio, F., Tinios, P., & Betti, G. (2013). *The gender gap in pensions in the EU.* in collaboration with Francesca Gagliardi and Thomas Georgiadis. ENEGE Network, Report prepared for the European Commission, Directorate-General for Justice; unit D2 "Equality between Men and Women". (https://www.social-protection.org/gimi/RessourcePDF.action;jsessionid=1mnUzhCtcYcuqJi9G-DD5OSsaXpsWcSOlgxQXFVmcE5Uo_edCUhL!533421577?id=39477에서 2022.2.6. 인출).

Bonnet, C., & Geraci, M. (2009). Correcting gender inequality in pensions. The experience of five European countries. *Population*

Societies, 453(2), 1-4.

Bonnet, C., Buffeteau, S., Godefroy, P. & Tash, D. (2006). Effects of pension reforms on gender inequality in France. *Population, 61*(1), 41-70.

Bonnet, C., Meurs, D., & Rapoport, B. (2022). Gender pension gaps along the distribution: An application to the French case. *Journal of Pension Economics & Finance, 21*(1), 76-98.

Bonoli, G., & Reber, F. (2010). The political economy of childcare in OECD countries: Explaining cross-national variation in spending and coverage rates. *European Journal of Political Research, 49*(1), 97-118.

Chen, X., Lin, S., & Reed, W. R. (2010). A Monte Carlo evaluation of the efficiency of the PCSE estimator. *Applied Economics Letters, 17*(1), 7-10.

Chłoń-Domińczak, A. (2017). *Gender Gap in Pensions: Looking ahead.* Brussels: European Parliament.

Cutillo, A., & Centra, M. (2017). Gender-based occupational choices and family responsibilities: The gender wage gap in Italy. *Feminist Economics, 23*(4), 1-31.

De Luigi, N., Rizza, R., & Santangelo, F. (2021). Women and Pensions in Italy: Gender Imbalances and the Equalization of Retirement Age. *Frontiers in sociology, 6.* 1-10.

Ebbinghaus, B. (2005). *Can path dependence explain institutional change? Two approaches applied to welfare state reform* (No. 05/2). MPIfG Discussion Paper.

Ebbinghaus, B., & Gronbald, M. (2011). The Changing Public-Private Pension Mix in Europe: From Path Dependence to Path Departure. In Ebbinghaus, B(eds). *The Varieties of Pension*

Governance. Pension Privatization in Europe. 23-56. New York: Oxford University Press.

EIOPA-OPSG. (2020). *OPSG advice on practices to reduce the gender gap in pension.* (https://www.eiopa.europa.eu/publications/opsg-advice-practices-reduce-gender-gap-pension_en에서 2022. 5. 17. 인출).

Emmenegger, P., Häusermann, S., Palier, B., & Seeleib-Kaiser, M. (2012). How we grow unequal. In Emmenegger, P., Häusermann, S., Palier, B., & Seeleib-Kaiser, M. (eds). *The age of dualization: The changing face of inequality in deindustrializing societies,* 3-26.

Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism.* New Jersey: Princeton University Press.

Esping-Andersen, G. (1999). *Social foundations of postindustrial economies.* New York: Oxford University Press.

Esping-Andersen, G. (2006). A welfare state for the twenty-first century. In Pierson, C., & Castles, F, G. (eds). *The welfare state reader,* Cambridge: Polity Press. 434-454.

Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting Welfare States to Women's New Roles,* Cambridge: Polity Press.

Ferrera, M. (1996). The 'Southern model' of welfare in social Europe. *Journal of European social policy, 6*(1), 17-37.

Finnish Centre for Pensions. (2021). *Finnish Centre for Pensions Pocket Statistics.* Eläketurvakeskus: Finnish Centre for Pensions.

Flory, Z. J. (2012). The Gender Pension Gap. Developing an Indicator Measuring Fair Income Opportunities for Women and Men. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend; Athina Vlachantoni (2012): Financial

inequality and gender in older people. *Maturitas, 72*(2), 104-107.

Foster, L., Heneghan, M., Olchawski, J., & Trenow, P. (2016). *Closing the pension gap: Understanding women's attitudes to pension saving.* London: The Fawcett Society.

Frericks, P., Maier, R., & de Graaf, W. (2006), Shifting the pension mix: consequences for Dutch and Danish women, *Social Policy & Administration. 40*(5), 475-492.

Frericks, P., Maier, R., & de Graaf, W. (2007), European pension reforms: individualization, privatization and gender pension gap, Social Politics: International Studies in Gender, *State & Society, 14*(2), 212-237.

Fultz, E., & Steinhilber, S. (2003). The gender dimensions of social security reform in the Czech Republic, Hungary, and Poland. *The gender dimensions of social security reforms in Central and Eastern Europe: Case studies of the Czech Republic, Hungary and Poland.* 13-42. ILO.

Ginn, J. (2003). *Gender, Pensions and the Lifecourse: How pensions need to adapt to changing family forms.* Bristol: The Policy Press.

Hänisch, C., & Klos, J. (2014). *A decomposition analysis of the German gender pension gap* (No. 2014-04). Diskussionsbeiträge.

Häusermann, S. (2010). *The politics of welfare state reform in continental Europe: Modernization in hard times.* Cambridge: Cambridge University Press.

Huber, E., Ragin, C., & Stephens, J. D. (1993). Social democracy, Christian democracy, constitutional structure, and the welfare state. *American journal of Sociology, 99*(3), 711-749.

Jędrzychowska, A., Kwiecień, I., & Poprawska, E. (2020). The motherhood pension gap in a defined contribution pension scheme the case of Poland. *Sustainability, 12*(11), 4425.

Jefferson, T., & Preston, A. (2005). Australia's "other" gender wage gap: Baby boomers and compulsory superannuation accounts. *Feminist Economics, 11*(2), 79-101.

Jessoula, M. (2011). Italy: From Bismarckian Pensions to Mulipillarization under Adverse Conditions. In Ebbinghaus, B. (eds.), *The Varieties of Pension Governance: Pension Privatization in Europe.* New York: Oxford University Press. 151-182.

Künzler, J. (2002). Paths towards a modernization of gender relations, policies, and family building. In Kaufmann. F., Kuijsten, A., Shculze, H., & Strohmeier, K. (eds.), *Family Life and Family Policies in Europe. Problems and Issues in Comparative Perspective,* Vol.2, New York: Oxford University Press. 252-298.

Kvist, J. (1999). Welfare reform in the Nordic countries in the 1990s: Using fuzzy-set theory to assess conformity to ideal types. *Journal of European Social Policy, 9*(3), 231-252.

Leitner, S. (2003). Varieties of familialism: The caring function of the family in comparative perspective. *European societies, 5*(4), 353-375.

Lepperhoff, J., Meyer, T., & Riedmüller, B. (2001). Alterssicherung der Frau in Deutschland und in der Schweiz. *Leviathan, 29*(2), 199-217.

Lewis, J. (1992). Gender and the development of welfare regimes. *Journal of European Social Policy, 2*(3), 159-173.

Lis, M., & Bonthuis, B. (2019). *Drivers of the Gender Gap in*

Pensions.(https://openknowledge.worldbank.org/server/api/core/bitstreams/fc4499df-8358-519c-93be-0085ff7039b7/content에서 2022.3.19. 인출).

Lister, R. (1994). She has other duties': Women, citizenship and social security. In Baldwin, S., & Falkingham, J. (eds.), *Social security and social change: New Challenges to the Beveridge model,* 31-44.

Meyer, T., & Bridgen, P. (2008). Class, gender and chance: the social division of welfare and occupational pensions in the United Kingdom. *Ageing & Society, 28*(3), 353-381.

Millar, J., & Warman, A. (1996). *Family Obligations in Europe*. Family Policy Studies Centre. (https://purehost.bath.ac.uk/ws/portalfiles/portal/664404/MPS-4W3-03_family_obligations_in_eu_001.pdf에서 2022.11.19. 인출).

Moncada, R. (2019). *The Gender Wage Gap in Italy: A Quantile Regression Analysis.* (Dissertation). (http://urn.kb.se/resolve?urnurn:nbn: se:uu:diva-388397에서 2022.11.07. 인출).

Nelson, M., & Stephens, J. D. (2013). The service transition and women's employment. in Wren, A. (eds.), *The political economy of the service transition.* Oxford: Oxford University Press, 147-170.

OECD. (2001). *Taxing Wages: Income tax, social security contributions and cash family benefits 1999-2000.* Paris: OECD Publishing.

OECD. (2021a). *Towards improved retirement savings outcomes for women.* Paris: OECD Publishing.

OECD. (2021b). *OECD Employment Outlook 2021.* Paris: OECD Publishing.

OECD. (2021c). *Pensions at a Glance 2021: OECD and G20 Indicators.*

Paris: OECD Publishing.

Oesch, D. (2006). *Redrawing the class map: Stratification and institutions in Britain, Germany, Sweden and Switzerland.* New York: Palgrave macmillan.

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), 303-328.

Orloff, A, S. (2012), Gender. in Castles, F, G., Leibfried, S., Lewis, J., Obinger, H., & Pierson, C. (eds), *The Oxford Handbook of the Welfare State,* New York: Oxford University Press. 252-264.

Plantenga, J. (2002). Combining work and care in the polder model: an assessment of the Dutch part-time strategy. *Critical Social Policy, 22*(1), 53-71.

Podestà, F. (2006). Comparing time series cross-section model specifications: the case of welfare state development. *Quality and Quantity, 40*(4), 539-559.

Ponthieux, S., & Meurs, D. (2015). Gender inequality. In Atkinson, A, B., & Bourguignon, F. (eds), *Handbook of income distribution.* Vol. 2, 981-1146. Elsevier.

Ragin, C. C. (2000). *Fuzzy-set social science.* Illinois: University of Chicago Press.

Ragin, C. C. (2008). *Redesigning social inquiry: Fuzzy sets and beyond.* Illinois: University of Chicago Press.

Sainsbury, D. (1996). *Gender, equality and welfare states*. Cambridge: Cambridge University Press.

Sainsbury, D. (1999). Taxation, family responsibilities, and employment, in D.Sainsbury (eds.) *Gender and welfare state regime.* Oxford: Oxford University Press. 185-209.

Samek, M. (2016). *The gender pension gap: Differences between mothers and women without children.* Brussels: European Parliament.

Scherger, S., Hagemann, S., Hokema, A., & Lux, T. (2012). *Between privilege and burden: Work past retirement age in Germany and the UK.* ZeS -Arbeitpapier, No.04/2012 (https://www.econstor.eu/bitstream/10419/64862/1/726448354.pdf에서 2022.11.30. 인출).

Schneider, C. Q., & Wagemann, C. (2012). *Set-theoretic methods for the social sciences: A guide to qualitative comparative analysis.* Cambridge: Cambridge University Press.

Schulze, I., & Jochem, S. (2007). Germany: beyond policy gridlock. In E.M. Immergut. (eds.), *The Handbook of West European Pension Politics.* New York: Oxford University Press, 660-710.

Shinkawa, T., & Bonoli, G. (2005). The Politics of Pension Reform in Japan: Institutional Legacies, Credit-Claiming, and Blame Avoidance. In Bonoli, G., & Shinkawa, T. (eds), *Ageing and pension reform around the world: Evidence from eleven countries,* 157-181.

Siaroff, A. (1994). Work, welfare and gender equality: a new typology. In Sainsbury, D. (eds), *Gendering Welfare States.* Sage Publications. 82-100.

Sorensen, A., & McLanahan, S. (1987). Married women's economic dependency, 1940-1980. *American journal of sociology, 93*(3), 659-687.

SSA. (2021). *Fast Facts & Figures about Social Security.* (https://www.pentegra.com/wp-content/uploads/2021/09/fast_facts21.pdf에서 2022.11.07. 인출).

Symeonidis, G. (2016). *The Greek Pension Reform Strategy 2010-2015.*

Social Protection & Labor. Discussion Paper. No.1601. Washington, D.C.: World Bank Group.

Vara, M. J. (2013). Gender inequality in the Spanish public pension system. *Feminist Economics, 19*(4), 136-159.

Wielers. R. (2013). 네덜란드의 시간제 고용 경제, *국제노동브리프. 11*(9), 4-16.

웹사이트

통계청. (2020). 경제활동인구조사 자료. (https://mdis.kostat.go.kr/dwnlSvc/ofrSurvSearch.do?curMenuNo=UI_POR_P9240에서 2022.11.4. 인출).

Eurostat 홈페이지. (2022). (https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/ILC_PNP13__custom_4455328/default/table?lang=en에서 2022.7.10. 인출).

LIS.(Luxembourg Income Study) 홈페이지. (2022). (https://www.lisdatacenter.or에서 2022.11.4. 최종 인출).

MISSOC 홈페이지. (2022). Comparative tables. (https://www.missoc.org/missoc-database/comparative-tables/에서 2022.11.7. 인출).

OECD 홈페이지. (2022a). Pensions: Pension fund's assets. (https://data.oecd.org/pension/pension-funds-assets.htm#indicator-chart에서 2022.8.2. 인출).

OECD 홈페이지. (2022b). Earnings and Wages. (https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm에서 2022.8.3. 인출).

OECD 홈페이지. (2022c). Employment Database. (https://data.oecd.org/emp/labour-force-participation-rate.htm에서 2022.8.3. 인출).

OECD 홈페이지. (2022d). Employment Database. (https://data.oecd.org/emp/part-time-employment-rate.htm#indicator-chart에서 2022.8.3. 인출).

TELA 홈페이지. (2022). (https://www.tela.fi/en/pension-providers/competition/market-shares에서 2022.11.30. 인출).

[부록 1] 동시적 상관을 고려한 성별 연금격차의 영향요인

〈부표 1-1〉 유럽 모형: PCSE 분석 결과(동시적 상관 가정)

구분			〈모형 1-3〉		〈모형 1-4〉	
			Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장 참여율	-0.652***	0.055	-0.659***	0.062
		여성 시간제 고용 비율	0.351***	0.020	0.365***	0.020
		여성 한시적 고용 비율	0.116*	0.049	0.172**	0.057
		성별 임금격차	0.797***	0.085	0.816***	0.09
	연금제도	연금 p90/p10	4.129***	0.207	3.998***	0.192
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.173	0.142	-0.009	0.119
		GDP 대비 사적연금 자산 비율	0.025**	0.01	-	
		여성 공적연금 수급률	-0.165***	0.035	-0.121***	0.03
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-1.473	1.667	-0.418	1.832
		노인인구 비율	0.334	0.178	0.39**	0.173
		GDI	137.373***	24.647	119.244***	20.722
	가족정책	GDP 대비 가족정책지출 비율	0.664*	0.333	0.44	0.336
		가족과세비율	1.412	1.081	3.041**	0.938
상수항			-84.236**	26.668	-81.265**	27.347
사례수			105		105	
R-squared			0.9316		0.9300	
Wald Chi2			49947.29		41177.64	
Prob 〉 chi2			0.0000		0.0000	

주: * p〈.05, ** p〈.01, *** p〈.001
자료: 저자 작성

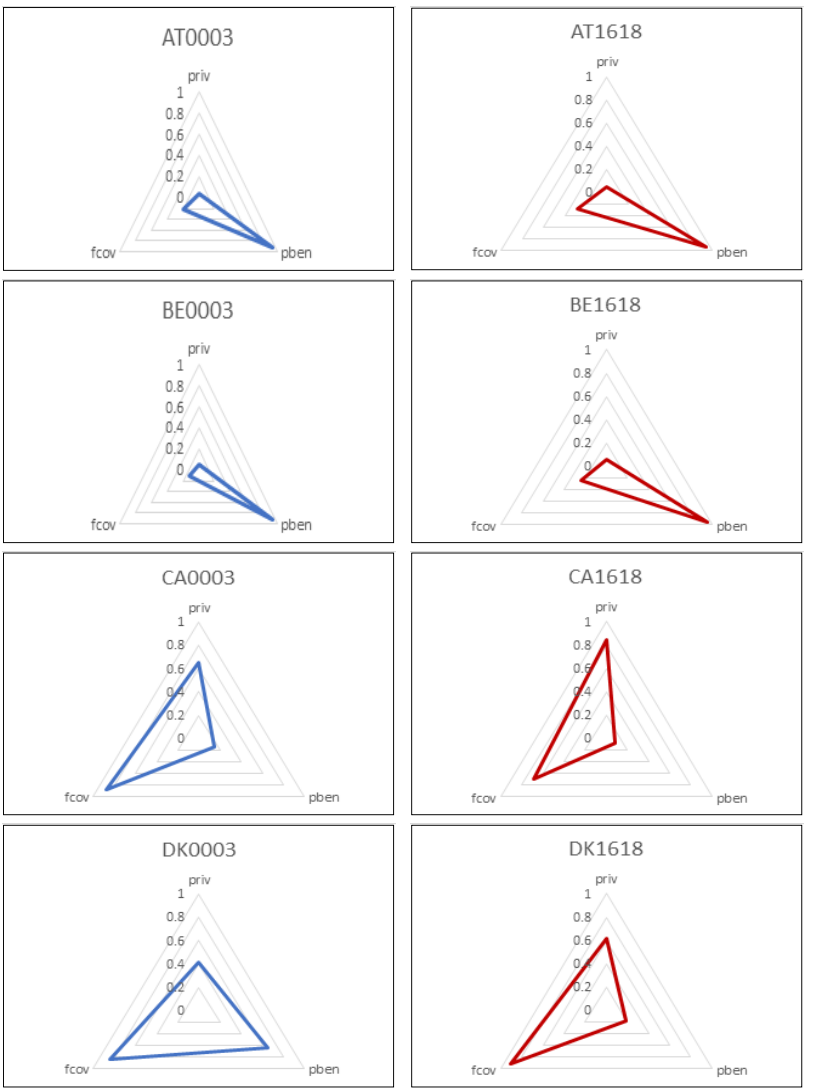
〈부표 1-2〉 OECD 모형: PCSE 분석 결과(동시적 상관 가정)

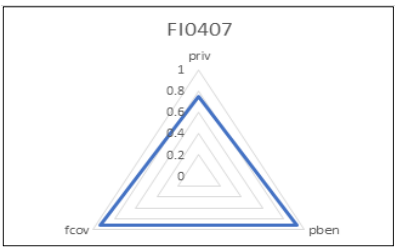
구분			〈모형 2-2〉	
			Coeff.	S.E.
독립변수	노동시장	여성 노동시장 참여율	-0.195**	0.071
		여성 시간제 고용 비율	0.489***	0.026
	연금제도	연금 p90/10	5.283***	0.268
		GDP 대비 공적연금 지출 비율	0.926***	0.14
		여성 공적연금 수급률	-0.121*	0.051
통제변수	사회경제적 환경	로그 1인당 GDP	-8.355***	1.167
		노인인구 비율	-0.881***	0.177
		GDI	180.32***	24.023
	가족정책	GDP 대비 가족정책 지출 비율	-1.648***	0.361
		가족과세비율	3.649***	0.873
상수항			-63.647**	24.403
사례수			189	
R-squared			0.7734	
Wald Chi2			1685.31	
Prob 〉 chi2			0.0000	

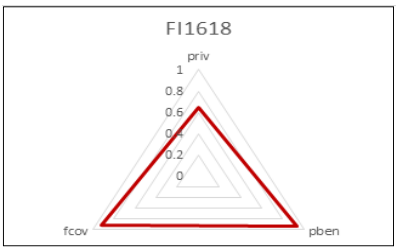
주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001
자료: 저자 작성

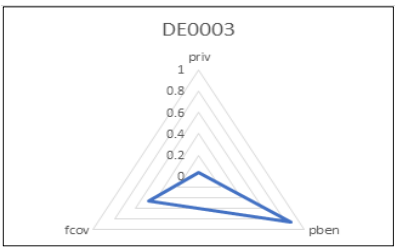
[부록 2] 시점별 분석국가들의 이념형 변화

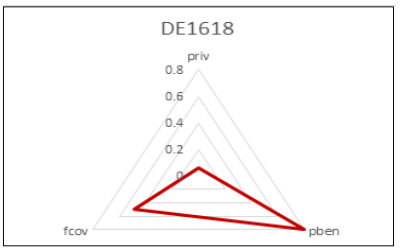
〔부도 2-1〕 시점별 분석국가들의 이념형과 퍼지소속점수(FMS) 변화: 2000~2003년, 2016~2018년

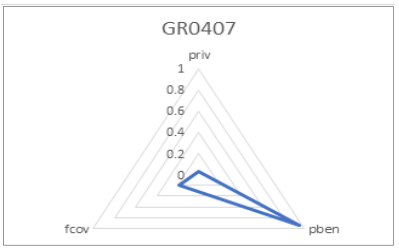


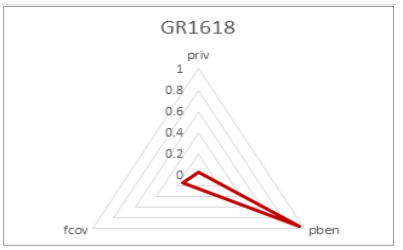

FI0407
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

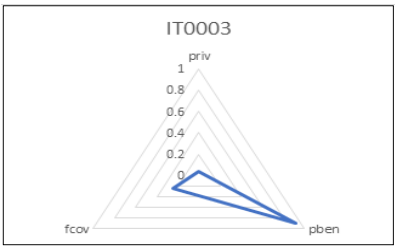

FI1618
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

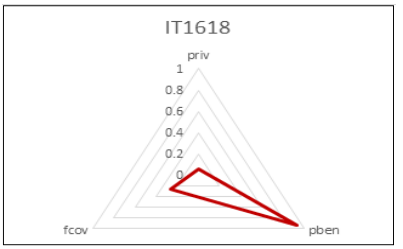

DE0003
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

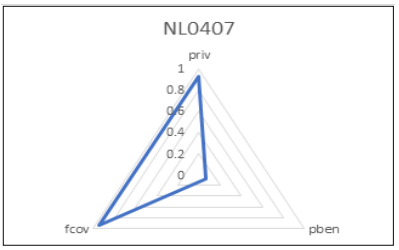

DE1618
priv
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

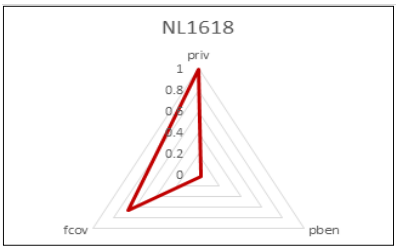

GR0407
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

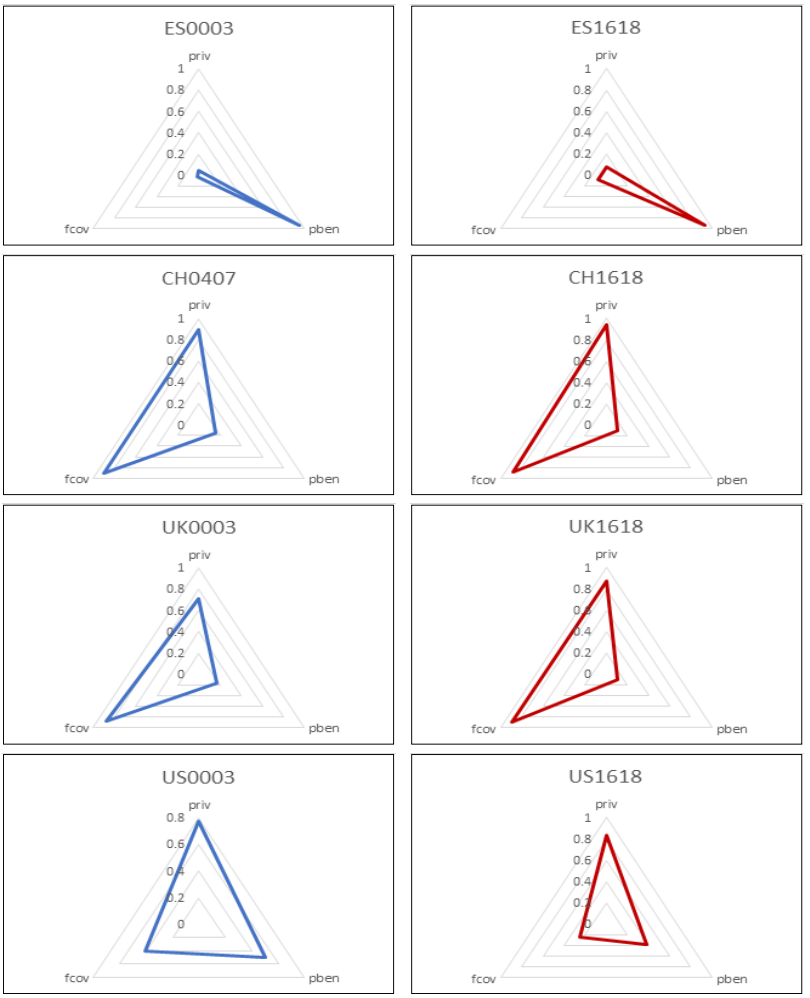

GR1618
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben


IT0003
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben


IT1618
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben


NL0407
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben

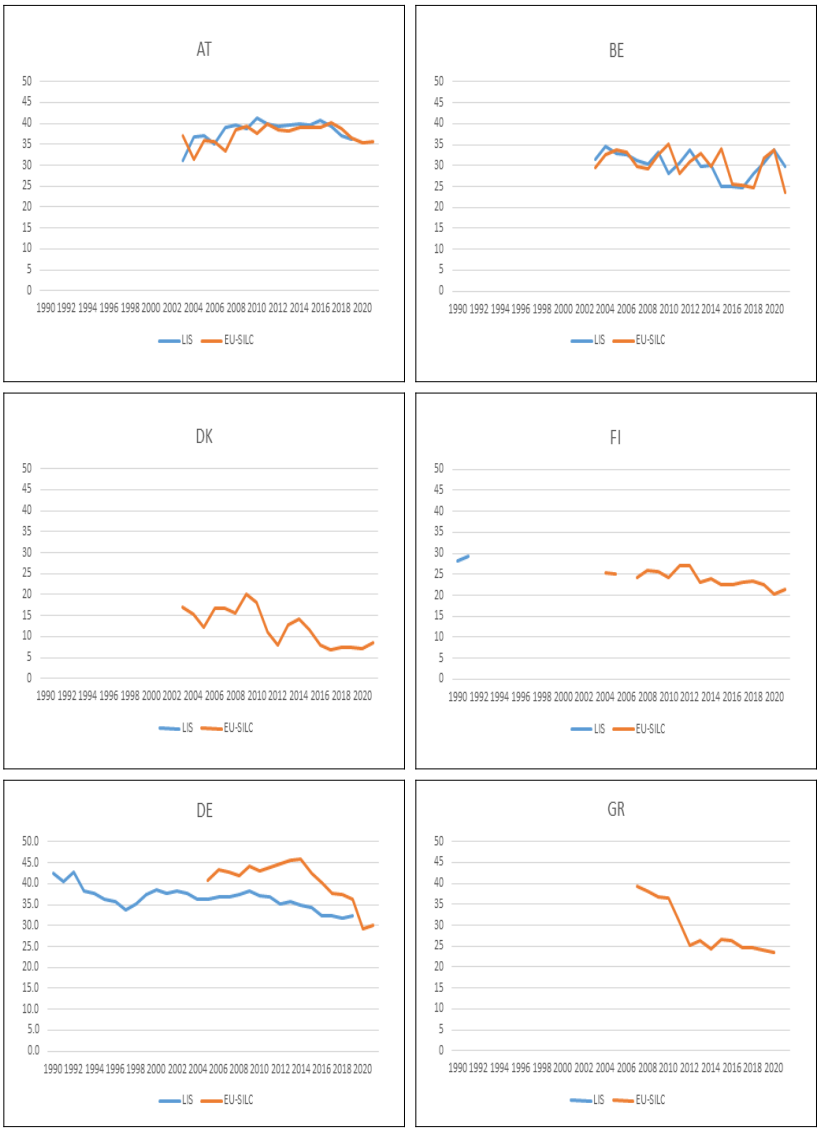

NL1618
priv
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0
fcov
pben


ES0003
ES1618
CH0407
CH1618
UK0003
UK1618
US0003
US1618
priv
fcov
pben
1
0.8
0.6
0.4
0.2
0

자료: 저자 작성

[부록 3] 성별 연금격차의 비교(LIS, EU-SILC)

[부도 3-1] 성별 연금격차의 비교(LIS, EU-SILC)

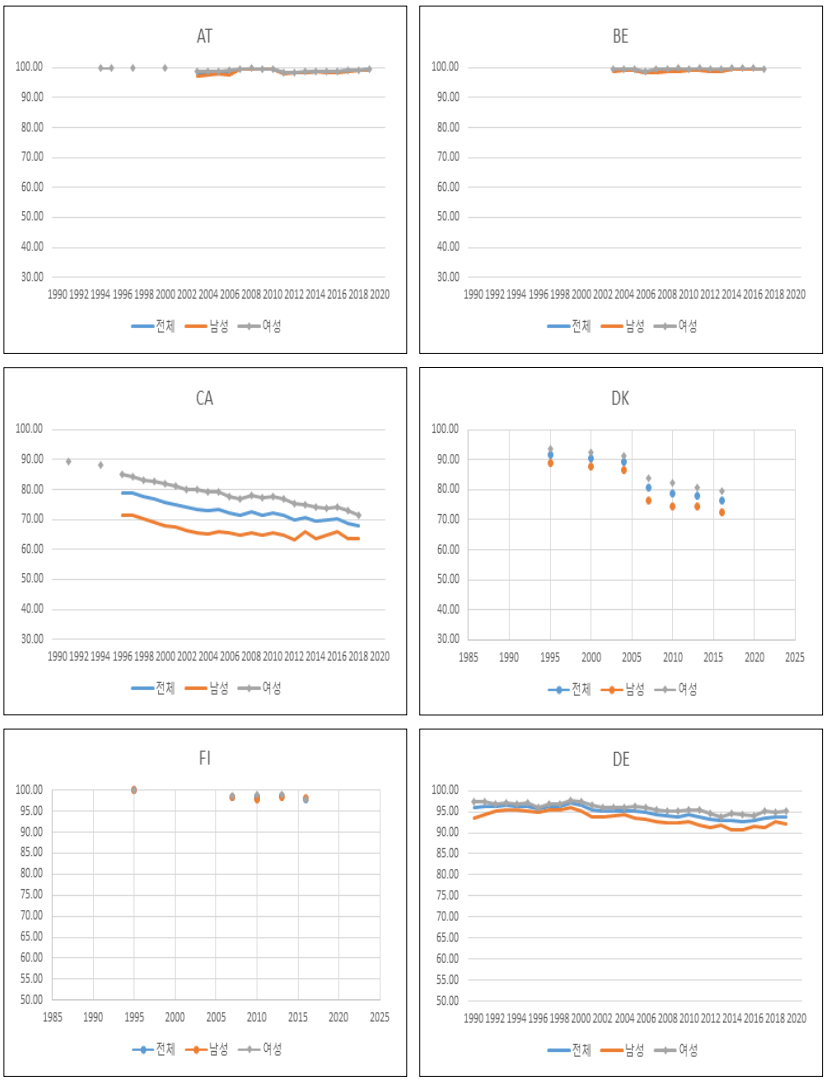


주: 유럽 국가에 한함.
자료: 저자 작성

[부록 4] 공적연금의 남녀 급여 비율 차이

〔부도 4-1〕 공적연금의 남녀 급여 비율 차이

(단위: %)



주: 총 연금 급여(공/사적연금 합산) 대비(%)
자료: LIS 원자료를 바탕으로 저자가 작성함.

[부록 5] 본 연구의 원인 및 결과조건 지표

〈부표 5-1〉 국가별, 시점별 원인 및 결과조건 지표: 퍼지셋 질적 비교분석

구분	ggp	priv	fcov	puneq	gwg	flmp	part
AT0003	33.39	3.53	82.30	4.71	23.10	63.00	34.50
AT0407	36.97	4.57	85.10	5.00	22.60	65.37	39.67
AT0811	39.90	4.76	83.56	5.09	21.74	68.69	43.15
AT1215	39.64	5.62	85.74	5.32	19.95	70.60	46.24
AT1618	39.04	5.81	86.34	5.10	18.03	71.96	47.63
BE0003	31.62	4.68	74.64	3.87	13.30	56.15	38.46
BE0407	32.83	4.15	76.98	3.61	12.62	59.42	40.67
BE0811	30.58	3.76	77.37	3.27	10.94	61.16	42.01
BE1215	29.67	5.23	79.74	3.18	8.14	62.39	42.33
BE1618	24.85	7.21	84.14	3.03	5.75	63.82	41.66
CA0003	33.70	50.72	98.62	4.65	23.94	71.62	27.45
CA0407	31.34	57.52	98.91	4.67	23.00	73.34	26.67
CA0811	28.42	58.24	98.59	4.62	21.80	73.92	26.98
CA1215	25.58	73.60	97.91	4.72	20.19	74.06	26.54
CA1618	21.79	85.18	96.97	4.79	19.20	74.64	26.10
DK0003	13.34	26.52	98.20	2.71	10.58	75.49	32.19
DK0407	12.98	31.52	98.62	2.78	10.26	76.33	34.42
DK0811	12.28	45.86	98.98	2.89	10.07	74.89	37.38
DK1215	9.19	45.04	98.97	2.82	8.92	73.83	35.79
DK1618	10.71	45.43	99.04	2.81	7.39	75.28	33.32
FI0407	25.71	65.42	99.35	3.22	20.22	72.99	18.86
FI0811	27.01	63.02	99.43	3.15	20.15	73.18	19.09
FI1215	24.08	48.11	99.40	3.12	19.66	73.80	20.08
FI1618	23.22	50.61	99.43	2.97	18.97	75.48	21.55
DE0003	38.10	3.59	94.53	5.40	19.39	63.95	39.37
DE0407	36.54	4.20	95.47	5.20	19.26	67.65	44.32
DE0811	37.38	5.25	96.12	5.46	18.21	70.70	45.74
DE1215	34.99	6.39	96.13	5.75	16.84	72.60	46.90
DE1618	32.23	6.92	95.50	5.65	16.09	74.19	47.25
GR0407	35.16	0.01	81.36	4.70	22.13	54.61	9.53
GR0811	27.22	0.02	78.50	3.51	18.86	56.62	10.27
GR1215	25.35	0.46	80.03	3.87	12.70	58.88	12.75
GR1618	24.27	0.74	78.45	3.28	8.26	60.25	13.73

구분	ggp	priv	fcov	puneq	gwg	flmp	part
IT0003	29.83	2.23	84.94	3.18	10.30	47.45	16.85
IT0407	30.74	2.77	83.16	3.25	11.83	50.69	25.93
IT0811	29.99	4.07	84.15	3.45	11.08	51.32	28.44
IT1215	31.91	6.19	83.10	4.29	7.81	53.88	31.81
IT1618	31.90	7.47	85.42	4.45	6.06	55.95	32.57
NL0407	38.96	113.12	99.98	4.04	15.70	68.36	74.27
NL0811	41.79	114.18	99.82	4.25	16.15	72.23	74.62
NL1215	41.12	153.76	99.20	4.18	16.68	74.25	75.25
NL1618	40.25	180.04	96.80	4.13	16.17	75.66	74.14
ES0003	32.00	5.72	59.15	2.81	17.20	53.96	16.74
ES0407	33.80	7.23	67.36	3.61	16.28	60.57	21.46
ES0811	33.34	7.67	58.14	3.63	15.04	66.49	22.50
ES1215	34.11	9.20	73.16	4.87	13.17	69.68	24.99
ES1618	31.01	9.28	72.09	5.49	12.07	69.97	24.09
CH0407	32.79	101.66	98.98	3.55	22.67	74.47	56.78
CH0811	32.30	95.51	99.42	3.57	21.87	76.32	57.83
CH1215	30.70	111.21	99.28	3.64	20.29	77.63	58.91
CH1618	29.64	123.61	98.57	3.66	18.07	79.73	58.79
UK0003	48.48	58.66	98.56	6.12	25.70	69.15	43.98
UK0407	44.71	67.40	98.61	6.40	24.17	69.57	42.68
UK0811	44.12	66.61	98.66	6.42	22.71	69.96	42.64
UK1215	41.83	79.84	98.90	6.50	20.15	71.49	42.68
UK1618	40.20	93.94	98.73	5.79	18.29	73.41	41.84
US0003	39.51	71.77	92.36	5.03	22.93	70.21	25.07
US0407	38.85	75.40	90.31	5.22	21.26	69.18	25.10
US0811	36.38	68.22	88.76	5.31	20.35	68.63	26.04
US1215	36.00	78.96	86.59	5.80	19.07	67.20	25.84
US1618	32.90	81.13	84.95	6.32	18.63	68.06	24.39

주: ggp(성별 연금격차), priv(사적연금 발달 정도), fcov(여성 공적연금 수급률), puneq(연금 불평등도), gwg(성별 임금격차), flmp(여성 노동시장 참여율), part(여성 시간제 근로 비율)
자료: 저자 작성

[부록 6] 본 연구의 원인 및 결과조건 계측 결과

〈부표 6-1〉 국가별, 시점별 원인 및 결과조건 계측 결과: 퍼지셋 질적 비교분석

구분	ggp	priv	fcov	puneq	gwg	flmp	part
AT0003	0.47	0.04	0.2	0.47	0.9	0.34	0.4
AT0407	0.65	0.05	0.25	0.6	0.87	0.39	0.49
AT0811	0.78	0.05	0.22	0.64	0.82	0.49	0.58
AT1215	0.77	0.05	0.27	0.74	0.65	0.67	0.66
AT1618	0.74	0.05	0.28	0.65	0.46	0.78	0.7
BE0003	0.41	0.05	0.11	0.2	0.21	0.1	0.47
BE0407	0.45	0.04	0.13	0.14	0.18	0.16	0.56
BE0811	0.38	0.04	0.13	0.09	0.13	0.23	0.61
BE1215	0.35	0.05	0.17	0.08	0.07	0.3	0.64
BE1618	0.22	0.06	0.24	0.07	0.04	0.35	0.65
CA0003	0.48	0.65	0.88	0.44	0.93	0.73	0.33
CA0407	0.4	0.7	0.9	0.45	0.89	0.83	0.31
CA0811	0.31	0.7	0.88	0.43	0.82	0.89	0.3
CA1215	0.24	0.79	0.81	0.47	0.68	0.91	0.29
CA1618	0.16	0.84	0.69	0.5	0.56	0.92	0.29
DK0003	0.06	0.41	0.84	0.04	0.12	0.94	0.5
DK0407	0.05	0.51	0.88	0.05	0.11	0.94	0.48
DK0811	0.05	0.62	0.9	0.05	0.11	0.95	0.5
DK1215	0.03	0.61	0.9	0.05	0.08	0.94	0.53
DK1618	0.04	0.62	0.91	0.05	0.06	0.93	0.53
FI0407	0.24	0.75	0.93	0.09	0.68	0.85	0.12
FI0811	0.28	0.73	0.93	0.08	0.67	0.89	0.13
FI1215	0.2	0.64	0.93	0.07	0.62	0.9	0.14
FI1618	0.19	0.65	0.92	0.06	0.53	0.91	0.16
DE0003	0.7	0.04	0.47	0.77	0.58	0.36	0.52
DE0407	0.62	0.04	0.49	0.69	0.57	0.44	0.59
DE0811	0.67	0.05	0.54	0.79	0.47	0.61	0.66
DE1215	0.54	0.06	0.54	0.87	0.39	0.78	0.71
DE1618	0.43	0.06	0.49	0.85	0.34	0.86	0.72
GR0407	0.55	0.03	0.19	0.46	0.84	0.07	0.05
GR0811	0.28	0.03	0.15	0.13	0.52	0.11	0.05
GR1215	0.23	0.03	0.17	0.2	0.18	0.17	0.06
GR1618	0.21	0.03	0.15	0.09	0.07	0.22	0.07

구분	ggp	priv	fcov	puneq	gwg	flmp	part
IT0003	0.36	0.04	0.25	0.08	0.11	0.02	0.08
IT0407	0.39	0.04	0.22	0.09	0.15	0.04	0.13
IT0811	0.36	0.04	0.24	0.12	0.13	0.06	0.21
IT1215	0.42	0.06	0.22	0.32	0.06	0.08	0.32
IT1618	0.42	0.06	0.26	0.37	0.04	0.1	0.39
NL0407	0.74	0.93	0.95	0.24	0.32	0.48	0.95
NL0811	0.84	0.93	0.95	0.3	0.35	0.69	0.96
NL1215	0.82	0.98	0.92	0.28	0.38	0.84	0.96
NL1618	0.79	0.99	0.66	0.27	0.35	0.91	0.96
ES0003	0.43	0.05	0.02	0.05	0.41	0.05	0.1
ES0407	0.49	0.06	0.05	0.14	0.35	0.11	0.12
ES0811	0.47	0.07	0.02	0.15	0.29	0.26	0.16
ES1215	0.5	0.08	0.09	0.53	0.2	0.49	0.2
ES1618	0.39	0.08	0.08	0.8	0.16	0.69	0.22
CH0407	0.45	0.9	0.9	0.13	0.88	0.88	0.84
CH0811	0.44	0.88	0.93	0.14	0.83	0.93	0.85
CH1215	0.38	0.92	0.92	0.15	0.69	0.95	0.87
CH1618	0.35	0.94	0.88	0.15	0.46	0.97	0.87
UK0003	0.96	0.71	0.88	0.93	0.97	0.67	0.69
UK0407	0.91	0.76	0.88	0.96	0.94	0.72	0.68
UK0811	0.9	0.75	0.88	0.96	0.88	0.76	0.67
UK1215	0.84	0.82	0.9	0.97	0.67	0.79	0.66
UK1618	0.79	0.87	0.89	0.88	0.47	0.83	0.66
US0003	0.76	0.78	0.41	0.61	0.89	0.78	0.27
US0407	0.73	0.8	0.36	0.7	0.78	0.78	0.26
US0811	0.62	0.76	0.33	0.73	0.69	0.75	0.25
US1215	0.6	0.82	0.28	0.88	0.55	0.7	0.26
US1618	0.46	0.83	0.25	0.95	0.5	0.66	0.26

주: ggp(성별 연금격차), priv(사적연금 발달 정도), fcov(여성 공적연금 수급률), puneq(연금 불평등도), gwg(성별 임금격차), flmp(여성 노동시장 참여율), part(여성 시간제 근로 비율)
자료: 저자 작성