



# In It Together

Why Less Inequality Benefits All

다 함께 같이

왜 불평등 감소가 모두에게 이익인가





# In It Together

## Why Less Inequality Benefits All

### 다 함께 같이 왜 불평등 감소가 모두에게 이익인가

이 보고서의 한국어판은 OECD와의 합의 과정을 거쳐 발간한 것으로 OECD의 공식적인 번역물이 아닙니다. 번역의 질과 원본과의 일치 여부는 OECD 대한민국 정책센터의 책임사항이며, 원본과 한국어판 사이에 불일치하는 부분이 있을 경우에는 원본이 우선합니다.

본 보고서는 OECD 사무총장의 책임 하에 출판되었습니다. 본 보고서에 언급된 의견과 논의들이 OECD 회원국 정부의 공식적인 견해를 반영하고 있는 것은 아님을 밝힙니다.

본 문서와 여기에 포함된 지도는 영토, 도시 또는 지역의 이름, 국경 및 경계, 영토의 주권이나 그 지위에 불이익을 주지 않습니다.

이스라엘 통계자료는 해당 이스라엘 당국이 제공했습니다. OECD가 이스라엘 당국이 제공한 자료를 이용하는 것은 국제법에 따른 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 지위에 영향을 주지 않습니다.

사진: 표지 © DrAfter123

---

본 출판물의 원본은 아래와 같은 제목으로 영문으로 발간되었습니다.

OECD(2015), In It Together: Why Less Inequality Benefits All

본 영문원본의 저작권은 2015년 영문 원본을 출판한 OECD에 있습니다. 이 보고서의 한국어판은 OECD와 공식적인 합의 과정을 거쳐 발간한 것으로 그 저작권은 OECD 대한민국 정책센터에 있습니다.

---

OECD 출판물에 대한 수정사항은 [www.oecd.org/about/publishing/corrigenda.htm](http://www.oecd.org/about/publishing/corrigenda.htm) 참조

## 한국어판 서문

OECD 대한민국 정책센터(www.oecdkorea.org)는 OECD와 대한민국 정부 간에 양해각서(MOU)를 체결하여 설립된 국제협력기구로서 OECD의 정책경험과 주요 관심사를 아시아·태평양 지역 비회원국과 공유하고 이를 전파하는 역할을 수행하고 있습니다.

OECD 대한민국 정책센터에서 보건, 사회복지, 연금 등 사회정책 분야를 담당하고 있는 사회정책본부는 OECD에서 발간하는 주요 자료들을 선별하여 한국어판으로 번역하여 보급하고 있습니다.

본 “In It Together: Why Less Inequality Benefits All(다 함께 같이: 왜 불평등 감소가 모두에게 이익인가)”는 심화되는 불평등의 추세, 원인, 대책에 관해 OECD가 2008년과 2011년에 이어 세 번째로 발간한 보고서입니다. 특히, 이번 보고서에서는 불평등이 발생하는 주요 분야와 새로운 정책적 접근이 필요한 핵심 영역을 조명하고 있습니다.

이번 한국어판 발간을 위하여 사회정책본부 조경숙 부분부장, 김동준 연구원이 수고해 주었고, 한국보건사회연구원 장영식 박사가 감수를 해주셨습니다.

본 보고서가 제공하는 다양한 분석과 지표가 한국의 불평등 완화를 위한 정책과 연구를 위하여 널리 활용되기를 바랍니다.

2016년 4월

OECD 대한민국 정책센터 사회정책본부장 이석규

## 서문

빈부 격차는 계속해서 커지고 있다. 대침체 이전 수십 년간 경제성장의 혜택은 고소득 집단에 주로 집중되었고 저소득 가구들은 소외되었다. 경제위기 이후 격차는 더욱 커졌고 많은 OECD 국가에서 불평등이 자료 수집이 시작된 이래 최고 수준에 달해있는 상황이다. 이렇게 장기적으로 소득 불평등이 심화되면서 사회적, 정치적 문제뿐만 아니라 경제적 우려도 제기되고 있다. 즉, 소득 불평등은 GDP 성장을 저해하는 경향이 있고 이러한 영향을 설명하는 것이 바로 하위 40%와 사회 나머지 집단 간의 격차가 더욱 벌어지고 있는 현상이다. 이러한 추세를 완화하고 모두에게 기회를 줄 수 있는 방법이 무엇일까에 대한 논의는 많은 국가에서 최우선 정책 의제로 자리하게 되었다.

본 보고서는 심화되는 불평등의 추세, 원인, 대책에 관해 OECD가 세 번째로 출간하는 대표적인 보고서이다. 2008년 보고서인 “Growing Unequal?”에서는 OECD 국가 내 소득 불평등의 주요 특징과 양상을 문서화하고 분석했다. 2011년 보고서인 “Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising”에서는 선진국과 대부분의 신흥국에서 불평등이 심화되는 근본 원인을 분석했다. “In It Together: Why Less Inequality Benefits All”에서는 불평등이 발생하는 주요 분야와 새로운 정책적 접근이 요구되는 핵심 영역을 조명하고 있다. 불평등 추세가 경제성장에 어떤 경로를 통해 어떻게 영향을 미쳤는지 새롭게 살펴보고, 최근의 경제위기와 재정 건실화가 가구소득에 미친 결과를 살펴보고, 비정규직 일자리 증가, 일자리 양극화, 여성 고용과 소득의 근본적 변화 등 노동시장의 구조적 변화의 영향을 분석하고, 부의 집중 및 부채 수준을 분석하고 OECD 및 신흥 국가에서 재분배 정책의 역할을 논한다. 본 보고서에서는 또한 극심한 불평등을 해결하고 기회의 평등을 촉진하기 위한 다양한 정책적 실천을 논하고 있다.

본 보고서는 OECD 고용노동사회국 사회정책과 소속 위주로 구성된 정책분석가 팀에 의해 작성했다. 제1장 개요는 팀 전체가 함께 작성했다. 그 외 다른 장의 주요 작성자는, Wen-Hao Chen(현 캐나다 통계청 소속, 작성 당시에는 사회정책과 소속)이 4장과 5장, Federico Cingano(고용분석과)가 2장, Christine Le Thi(통계국)이 6장, Ana Llana-Nozal(사회정책과)이 4, 5, 6, 7장(섹션 7.2), Horacio Levy(사회정책과)가 3, 4, 7장(섹션 7.2), Nora Lustig(톨레인 대학교)가 7장(섹션 7.3), Fabrice Murtin(통계국)이 6장, Céline Thévenot(사회정책과)이 7장(섹션 7.2), Guillaume Cohen, Pauline Fron, Faxime Ladaique(모두 사회정책과 소속)가 모든 장의 저술에 기여했고 연구를 지원했다.

Michael Förster(사회정책과)가 팀을 이끌었고 본 프로젝트 및 출간을 총괄했다. OECD 사회정책과장 Monika Queisser는 본 보고서의 작성을 감독하고 조언했다. Marlène Mohier는 출간용 원고를 작성했으며 Kathleen Connors Bouchard, Patrick Hamm, Brian Keeley는 편집을 담당했다.

본 보고서에 담긴 분석은 부분적으로는 각국 전문가들이 작성한 OECD 소득분포데이터베이스(IDD, Income Distribution Database)에 근거하고 있으며 이들 전문가 중 상당수는 국가별 결과에 대해 조언을 제공하기도 했다. 지면관계상 모든 이들의 이름을 여기 실지는 못하지만 세부 명단은 OECD 불평등 웹사이트([www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm))에서 볼 수 있다. 그 외에도 여러 다른 자료들을

참조했으며 특히 룩셈부르크소득연구(LIS, Luxembourg Income Study; [www.lisproject.org](http://www.lisproject.org))의 미시 자료, OECD 통계국에서 취합한 가구 자산 데이터를 사용했다. 본 보고서에서 사용한 데이터 방법론 및 기타 자료는 웹사이트([www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm))에서 찾을 수 있다.

본 보고서의 여러 버전에 대해 광범위한 조언과 지침을 주신 OECD 고용노동사회국 Stefano Scarpetta 국장과 Mark Pearson 부국장께 깊이 감사드린다. 또한 OECD 안팎의 여러 동료들의 조언도 본 보고서를 완성하는데 큰 도움이 되었다. EU 집행위의 전문가들뿐만 아니라 여러 제안을 해준 사회정책실무그룹과 OECD 고용노동사회위원회 위원들께도 감사드린다. 또한 Income Distribution Database의 업데이트 및 개발에 OECD 통계국과의 긴밀한 협업이 큰 도움이 되었다. 그리고, OECD 개발센터, 경제국, 교육기술국, 고용노동사회국, 공공행정지역개발국, 통계국 등의 동료들로부터 받은 조언과 제안에 대해서도 감사드린다. 마지막으로 본 보고서의 초안을 검토하고 조언해준 Brian Nolan, Ive Marx, Tim Smeeding 교수에게 감사드린다.

## 목차

약어 및 일반기호	13
요약	17
<b>제1장 불평등 추세, 주요 연구결과와 정책 방향 개요</b>	<b>21</b>
1.1. 도입 및 주요 결과	22
1.2. 불평등은 호황 때 증가했으며 불황 때에도 계속해서 증가했다	24
1.3. 불평등 심화는 경제 성장을 저해한다	27
1.4. 비정규직 일자리의 증가가 불평등 증가를 야기하는 이유는 무엇인가	29
1.5. 여성에 대한 고용 및 임금 차별 해소는 성장과 평등문제를 개선한다	33
1.6. 재산 집중은 격차를 심화시키며 다수의 투자 기회를 제한한다	35
1.7. 기회의 평등을 촉진하기 위해 지속 가능한 정책 패키지 설계	37
주	50
참고문헌	51
부록 1.A1 소득 불평등 및 빈곤 핵심 지표	54
<b>제2장 소득 불평등이 경제 성장에 미치는 영향</b>	<b>59</b>
2.1. 도입 및 주요 결과	60
2.2. 불평등은 경제성장에 어떻게 영향을 미치나	60
2.3. 불평등이 성장에 미치는 영향	63
2.4. 불평등, 사회적 이동성 및 인적자본 축적	71
2.5. 결론	78
주	81
참고 문헌	84
부록 2.A1 불평등, 사회적 이동성, 성장 간의 관계 추정	90



제3장 경제위기 및 재정건전화 시기의 소득 불평등	99
3.1. 도입 및 주요 결과	100
3.2. 소득 불평등은 경제위기 중 지속적으로 증가했다	101
3.3. 소득 불평등은 측정방법에 관계없이 증가했다	107
3.4. 세금과 급여는 경제위기가 가구소득에 미친 영향을 완화해주었지만 대개 초반 몇 년간이었다	112
3.5. 경제위기 중 세금-급여 조치: 10개국 상세 분석 요약	114
3.6. 결론	126
주	128
참고문헌	129
제4장 비정규직, 일자리 양극화와 불평등	133
4.1. 도입 및 주요 연구결과	134
4.2. 비정규직 일자리 현황	136
4.3. 전반적인 고용 성장과 일자리 양극화에 있어서 비정규 고용의 역할	141
4.4. 정규직과 비정규직 근로자 간 임금 격차 및 소득 분포에 미치는 영향	150
4.5. 비정규직이 가구소득과 빈곤에 미치는 영향	168
4.6. 비정규직 관련 세금과 급여의 역할	177
4.7. 결론	186
주	189
참고문헌	192
부록 4.A1 일자리 양극화 측정	197
부록 4.A2 섹션 4.4와 4.5의 자료 출처	199
부록 4.A3 추가적인 표와 그림	201
부록 4.A4 세금-급여 시뮬레이션	206
제5장 여성, 근로와 소득 불평등	209
5.1. 도입과 주요 결과	210
5.2. 남녀간 고용 및 소득 격차의 흐름	211
5.3. 남녀 근로자간 개인소득 불평등 추이	214
5.4. 개인부터 가구 수입까지, 그리고 소득 분배	218
5.5. 결론	226
주	227
참고 문헌	228
부록 5.A1 추가 그림	230
부록 5.A2 개인소득 불평등의 하위집단별 분해	234
부록 5.A3 소득 불평등 변화의 역사실 분해(counterfactual decomposition) 분석	236

제6장 국가별 가구재산 집중 현황	239
6.1. 도입 및 주요 결과	240
6.2. OECD 국가의 가구재산 분포	241
6.3. 양(+의 재산을 보유한 가구의 인구학적 특성	256
6.4. 재산의 구성	260
6.5. 부채 및 과다부채(over-indebtedness)의 발생	266
6.6. 대침체 이후 가구재산의 추세	271
6.7. 결론	274
주	276
참고 문헌	279
부록 6.A1 가구재산 데이터의 방법론적 특징	282
부록 6.A2 8개 OECD 국가에서의 개인재산의 장기적 결정요인	285
부록 6.A3 미래 연금재산의 추정	288
제7장 신흥국의 불평등과 자원 재분배	291
7.1. 도입과 주요 결과	292
7.2. 신흥국의 불평등 추세와 정책 대응	294
7.3. 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공의 재정정책과 소득 재분배	305
주	321
참고 문헌	322
부록 7.A1 CEQ 프로젝트 및 기반 가구 조사 자료	328
부록 7.A2 램버트의 난제(Lustig et al., 2015에서 발췌)	330
<b>표 목차</b>	
표 1.A1.1. 가구 가치분소득 및 빈곤 분포에 관한 핵심 지표, 2007년, 2011년 및 2013년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도	55
표 2.1. 불평등이 OECD 국가의 성장에 미치는 부정적인 영향	66
표 2.2. 소득 분포도 하위층과 상위층의 불평등	70
표 2.A1.1. 교육년수, 가족배경과 불평등	95
표 2.A1.2. 수리 점수, 가족배경과 불평등	96
표 2.A1.3. 문해력 점수, 가족배경과 불평등	97
표 3.1. 경제위기 중 공공 예산 적자	114
표 3.2. 재정 건실화 부문별 국가	115
표 3.3. 각국 정부가 보고한 재정 건실화 수단	117
표 3.4. 재정 건실화 수단이 성장과 평등에 미치는 영향에 대한 평가 요약	118
표 3.5. 정책 유형별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과, 2008-13년	121

표 3.6. 연도별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과..... 122

표 3.7. 가족 구성별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과, 2008-13년..... 123

표 4.1. 정규직 및 비정규직 근로자 간 추정 (로그) 시급, 통합 OLS: 남성..... 155

표 4.2. 정규직 및 비정규직 근로자 간 추정 (로그) 시급, 통합 OLS: 여성..... 156

표 4.3. 임금 격차의 고정 효과 추정치..... 158

표 4.4. 고용 계약 및 소득 이동성의 변화, 패널 기간 중 평균값..... 159

표 4.5. 개인소득 오분위별 가구 균등화 소득 오분위에서 비정규직 근로자의 분포 위치, 15개 EU 국가  
모음, 2012년 ..... 170

표 4.6. 급여별 비정규직과 정규직 간 법정 급여의 차이, 2010년..... 179

표 4.A1.1. 업무와 부문별 고용 비율 변화 분해, EU 23개국 평균, 1995/1998-2010년 ..... 197

표 4.A3.1. 가구 근로 패턴별 가구소득 구성요소, 15개 EU 국가, 2010년..... 204

표 4.A3.2. 소득 출처별 지니계수에 미치는 영향..... 205

표 5.A1.1. 개인소득 불평등 분해(타일지수)..... 235

표 6.1. 미시 자료와 국민계정 간 가구재산과 부채비 ..... 245

표 6.2. 재산가격 성장률과 저축률, 1970-2012년과 2000-13년 ..... 246

표 6.3. 가구 순재산 분포의 선별된 지표 ..... 248

표 6.4. 미국의 소득 및 재산 결합 분포, 2013년 ..... 254

표 6.5. 가구 투자자산 구성 ..... 264

표 6.6. 2006년에서 2012년 사이 평균 순재산 변화 ..... 272

표 6.A1.1. 자료의 출처와 특징 ..... 284

표 6.A2.1. 8개 OECD 국가 개인재산의 장기적 결정요인, 1970-2010년 ..... 286

표 7.A2.1. 램버트의 난제..... 330

**그림목차**

그림 1.1. 소득 불평등은 OECD 국가와 신흥국가별로 차이가 크다 ..... 22

그림 1.2. 저소득 및 최저소득 집단의 소외 현상이 심화되었다..... 23

그림 1.3. 대부분의 OECD 국가에서 소득 불평등이 증가했다 ..... 25

그림 1.4. 세금과 급여는 경제위기가 가구소득에 미치는 영향을 완화했다 ..... 26

그림 1.5. 소득빈곤 위험이 노인에서 청년으로 이동했다 ..... 27

그림 1.6. 불평등은 빈곤층의 기술을 저하시킨다..... 29

그림 1.7. 1995년 이후 창출된 신규 일자리의 절반 이상이 비정규직 일자리였다..... 30

그림 1.8. 대부분의 국가에서 임시직 근로자의 대다수는 임시직에 머물러 있다..... 33

그림 1.9. 모든 OECD 국가에서 여성의 고용은 불평등 심화에 제동을 걸었다 ..... 35

그림 1.10. 소득보다 부가 상위권에 더욱 집중된다 ..... 36

그림 1.11. 전체 가구의 절반이 부채를 갖고 있으며 10%는 과도한 부채를 안고 있다 ..... 37

그림 2.1. OECD 국가 간 불평등, 학력, 이동성..... 71

그림 2.2.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육 이수 확률.....	74
그림 2.3.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 평균 수리력 점수.....	76
그림 2.4.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육상황에 따른 평균 수리력 점수.....	77
그림 2.5.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 근로가능 기간 중 비고용 상태일 확률 .....	78
그림 2.A1.1.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육년수.....	95
그림 2.A1.2.	부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 문해력 점수 .....	97
그림 3.1.	경제위기 중 소득 불평등.....	102
그림 3.2.	근로소득의 지니계수 변화 분석.....	103
그림 3.3.	소득집단별 가구 실질 가처분소득 변화.....	104
그림 3.4.	소득 하위, 상위, 중위층의 소득 추이 .....	105
그림 3.5.	지난 25년간 소득집단별 가구 가처분소득 추이.....	106
그림 3.6.	경제위기 중 상대빈곤율과 고정빈곤율의 변화.....	108
그림 3.7.	2007년과 2011년 연령집단별 상대빈곤율.....	109
그림 3.8.	경제위기 중 노인 상대빈곤 변화.....	110
그림 3.9.	연령집단별 가구 가처분소득 변화 및 상대적 차이.....	111
그림 3.10.	경제위기 중 세금, 급여, 시장소득의 추이.....	113
그림 3.11.	국가별 세금, 급여, 시장소득 추이.....	113
그림 3.12.	재정 건실화 계획, 2009-15년 .....	116
그림 3.13.	2008-13년에 실시된 세금-급여 조치의 노동시장 상황 및 소득 수준별 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과.....	124
그림 4.1.	유형별 비정규 고용의 비중, 2013년 .....	138
그림 4.2.	비정규직 중 여성 비율, 2013년.....	139
그림 4.3.	연령집단별 비정규 고용 발생률, 2013년 .....	140
그림 4.4.	학력별 비정규 고용 발생률, 2013년 .....	140
그림 4.5.	기업 규모별 비정규 고용 발생률, 2013년 .....	141
그림 4.6.	비정규 고용 비율 추이, 전체 고용 중 비중, 1985-2013년.....	142
그림 4.7.	고용 유형별 고용 증가.....	144
그림 4.8.	업무별 비정규직/정규직이 고용 변화에 기여한 비율, 1995/1998-2010년.....	146
그림 4.9.	직업 십분위별 비정규직/정규직 일자리로 인한 고용 비중의 백분율 변화, 1990년대 중반-2010년 .....	148
그림 4.10.	정규직과 비정규직 근로자 간 소득비(정규직 근로자=1), 2012년 .....	151
그림 4.11.	노동시장에서의 이전 지위가 정규직 취업 확률에 미치는 영향.....	163
그림 4.12.	시급 십분위별 비정규직 및 소득, OECD 14개국 평균 .....	167
그림 4.13.	가구 내 주요/부수적 소득원인 비정규직 비율.....	169
그림 4.14.	개인소득 오분위별 비정규직 근로자의 가구소득 오분위의 분포 위치, 2012년.....	171

그림 4.15. 가구 고용 패턴과 가구 균등화 소득, 2012년 또는 가장 최근 연도..... 172

그림 4.16. 서로 다른 고용 패턴을 가진 가구의 균등화 가구소득 지니계수, 2012년 또는 가장 최근 연도..... 173

그림 4.17. 소득 출처별 가구 균등화 소득 불평등(지니) 분류, 2012년..... 174

그림 4.18. 다양한 가구 고용 패턴을 가진 가구의 빈곤율, 2012년 또는 가장 최근 연도 ..... 176

그림 4.19. 가구 고용 패턴 별 빈곤가구 분포, 2012년 또는 가장 최근 연도 ..... 176

그림 4.20. 세금과 이전이 빈곤 감소에 미치는 영향..... 177

그림 4.21. 시간제/자영 근로자와 정규직 근로자 간 세금-급여액 차이, 2010년 ..... 180

그림 4.22. 세금-급여 적정성..... 182

그림 4.23. 시간제 근로자들의 참여세율 ..... 184

그림 4.24. 자영 근로자들의 참여세율..... 184

그림 4.25. 시간제에서 전일제 고용으로의 이행세율 ..... 185

그림 4.26. 시간제에서 전일제 자영업으로의 이행세율..... 186

그림 4.A3.1. 이전 노동력/계약상 지위가 실업으로의 이동 가능성에 미치는 한계효과..... 201

그림 4.A3.2. 비정규직이 로그 시급(log hourly wage)에 미치는 영향, 십분위별 ..... 203

그림 4.A3.3. 정규직/비정규 고용별 가구 근로 패턴, 근로가구, 2010년 또는 가장 최근 연도 ..... 204

그림 5.1. 1992년과 2013년 남녀간 고용 격차..... 212

그림 5.2. 인구대비 고용비(EPR, Employment/Population Ratio)와 전일제환산 고용률(FTER, Full-time equivalent employment rates), 15-64세, 2013년 ..... 212

그림 5.3. 시간의 흐름에 따른 남녀간 급여 격차..... 213

그림 5.4. 연 소득 격차의 변화, 소득이 있는 근로자..... 214

그림 5.5. 소득 오분위별 실질 연 소득과 연 근로시간의 백분율 변화..... 215

그림 5.6. 남녀별 개인소득 불평등 변화에 기여한 요소..... 217

그림 5.7. 여성 소득이 전체 가치분 가구소득에서 차지하는 비율, 1980년대 중반/90년대 초반-2000년대 중/후반..... 218

그림 5.8. 가구 내 남성/여성의 노동 참여율 변화..... 219

그림 5.9. 가구 간 남성/여성 고용 강도 변화..... 220

그림 5.10. 가구 간 남성/여성 업무 숙련도 변화 ..... 221

그림 5.11. 아내의 고용률, 남편 소득 십분위별, OECD 평균..... 222

그림 5.12. 남편 소득과 아내 소득 간 상관관계, 최소 한 명은 근로상태인 커플 가구 ..... 222

그림 5.13. 가구 가치분소득 지니계수의 %P 변화에 대한 기여도, RIF 분해 결과 ..... 225

그림 5.A1.1. 남편 소득 십분위별 아내의 고용률 ..... 230

그림 5.A3.1. 남성의 근로 특성으로 인한 구성효과..... 237

그림 6.1. 미시 자료에서 가구별 평균 및 중위 순재산 ..... 243

그림 6.2. 가구소득 대비 평균 및 중위 순재산 ..... 244

그림 6.3.	미시 자료와 국민계정의 가구당 순재산.....	244
그림 6.4.	중위 순재산 및 주택가격 변화.....	247
그림 6.5.	십분위 간 가구 가치분소득과 순재산 분포.....	247
그림 6.6.	조사 자료에 나타난 가구당 평균 및 중위 순재산비.....	249
그림 6.7.	순재산 분포 상위 백분위의 재산 비율.....	250
그림 6.8.	상위 10%의 순재산과 실질 주가의 연 성장률.....	250
그림 6.9.	평균 순재산과 상위 재산 불평등.....	253
그림 6.10.	OECD 국가 간 하위 및 상위 재산 오분위의 소득분포.....	255
그림 6.11.	가치분소득과 순재산 분포 간 순위 연관성.....	256
그림 6.12.	기준가구원(Reference person)의 연령별 및 광범위한 구성요소별 가구당 평균 순재산.....	258
그림 6.13.	학력, 주택현황, 가구 유형, 주 소득 출처별 평균 순재산.....	259
그림 6.14.	OECD 국가의 오분위별 재산구성 및 평균 순재산.....	261
그림 6.15.	OECD 국가의 상위 10%, 5%, 1%의 재산 구성 및 평균 순재산.....	262
그림 6.16.	부채 및 과다부채 가구 비율.....	267
그림 6.17.	부채 및 과다부채 가구의 연령 구성.....	268
그림 6.18.	부채 및 과다부채 가구 비율, 학력별.....	269
그림 6.19.	각 소득 오분위와 상위층의 부채 및 과다부채 가구 비율.....	270
그림 6.20.	부채 가구의 부채 정도.....	271
그림 6.21.	2006년과 2012년 사이 평균 순재산 변화.....	272
그림 6.A3.1.	OECD 국가의 개인 연간 총 소득의 배수로 본 미래 은퇴자의 순연금재산.....	288
그림 6.A3.2.	강제적 연금의 공적 제공과 사적 제공 간 균형.....	289
그림 7.1.	일부 신흥국과 OECD 국가의 지니계수, 총 인구.....	295
그림 7.2.	정부 예산의 규모와 구성.....	299
그림 7.3.	재정정책의 구성요소 및 소득 불평등.....	308
그림 7.4.	불평등과 재분배, 2010년.....	310
그림 7.5.	재분배와 사회지출, 2010년.....	311
그림 7.6.	브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공, EU와 미국의 재분배 효과.....	312
그림 7.7.	재정정책 구성요소 및 소득 재분배.....	313
그림 7.8.	교육 및 보건의 집중계수와 예산 비율.....	314
그림 7.9.	재정정책과 극도빈곤의 감소.....	316
그림 7.10.	재정 시스템의 승자와 패자.....	317

## 약어 및 일반기호

BHPS	영국 가구 패널 조사
CEQ	Commitment to Equity 프로젝트
DFE	동태적 고정효과
ECB	유럽중앙은행
EE	신흥경제국가
EMTR	유효계세율
EPL	고용보호법
EPR	인구대비고용비
ESA	유럽계정제도
EU-LFS	EU 노동력 조사
EU-SILC	소득과 생활수준에 관한 EU 통계
EUROMOD	EU 세금-급여 마이크로 시뮬레이션 모형
FTER	전일제 근로 환산 비율
FTFY	전일제 전년제 근로
GDP	국내총생산
GEPF	공무원 연금 기금(아프리카 최대의 연금 기금)
GMM	일반화 적률 추정법
GSOEP	독일 사회경제 패널
HFCS	가구 재정 소비 조사
HILDA	호주의 가구소득 노동 동태조사
ICT	정보통신기술
IDD	OECD 소득분포 데이터베이스
ISCED	국제표준교육분류
ISCO	국제표준직업분류
JHPS	일본가구패널조사
KLIPS	한국노동패널조사
LIS	룩셈부르크 소득연구
NSW	비정규직

OLS	최소자승법
PEB	부모의 교육배경
PIAAC	OECD 국제성인역량평가 프로그램
PIM	영구재고법
PISA	국제학업성취도평가
PIT	개인소득세
PMG	통합그룹평균
PMR	상품시장규제
PPP	구매력평가지수
PTFY	시간제 전년제 근로
PTPE	시간제 영구 고용
PTR	참여세율
PTTE	시간제 임시고용
RIF	재중심영향함수
SCF	소비자 금융조사
SES	소득구조 조사
SLID	동태적 노동소득 조사
SME	중소기업
SNA	국민계정제도
SW	정규직
TBM	OECD 세금-급여 모형
TE	임시직
TTR	이행세율
UQR	무조건 분위 회귀
VAT	부가가치세
VET	직업교육 및 훈련
YS	교육년수



### ISO 국가코드

아르헨티나	ARG	이탈리아	ITA
호주	AUS	일본	JPN
오스트리아	AUT	한국	KOR
벨기에	BEL	라트비아	LVA
브라질	BRA	룩셈부르크	LUX
캐나다	CAN	멕시코	MEX
칠레	CHL	네덜란드	NLD
콜롬비아	COL	뉴질랜드	NZL
중국	CHN	노르웨이	NOR
체코	CZE	페루	PER
덴마크	DNK	폴란드	POL
에스토니아	EST	포르투갈	PRT
핀란드	FIN	러시아	RUS
프랑스	FRA	슬로바키아	SVK
독일	DEU	슬로베니아	SVN
그리스	GRC	남아공	ZAF
헝가리	HUN	스페인	ESP
아이슬란드	ISL	스웨덴	SWE
인도	IND	스위스	CHE
인도네시아	IDN	터키	TUR
아일랜드	IRL	영국	GBR
이스라엘	ISR	미국	USA

### 기호

... 가용하지 않음.

그림에서, OECD는 자료가 나와 있는 OECD 국가의 산술평균을 의미.

(\): 해당변수를 기준으로 국가들을 좌측에서 우측으로 내림차순으로 순위를 매김.

(/): 해당변수를 기준으로 국가들을 좌측에서 우측으로 오름차순으로 순위를 매김.



## 요약

### 경기가 좋을 때든 나쁠 때든 소득 불평등은 심화되었다

대부분의 국가에서 빈부격차는 지난 30년 중 최고 수준이다. 현재 OECD 국가에서는 인구 상위 10%가 하위 10% 소득의 9.6배를 벌고 있다. 1980년대에는 7:1 수준이었으나 1990년대에 8:1, 2000년대에 9:1이 되었다. 몇몇 신흥국가, 특히 라틴 아메리카 지역에서는 소득 불평등이 줄어들긴 했으나 소득 격차는 OECD 국가보다 일반적으로 더 높은 상태로 남아 있다. 경제위기 때에도 소득 불평등은 계속해서 증가했는데 고용률 하락이 주된 원인이었고 조세 및 이전제도를 통한 재분배가 불평등을 부분적으로 상쇄했다. 그러나 경제위기의 타격을 가장 크게 입은 국가들을 보면 소득 분배 최하위집단에서 실질 가구소득이 크게 하락했다.

불평등을 둘러싼 최근 논의 대부분은 상위 소득자, 특히 상위 1%에 그 초점이 맞춰져 왔다. 상대적으로 덜 알려진 부분은 저소득자와 저소득 가구(하위 10%뿐만 아니라 하위 40%)가 상대적으로 위축되었다는 점이다. 본 보고서에서는 이들 가구에 초점을 맞추고 이들의 경제적 입지를 약화시킨 일부 요인을 살펴봄으로써 불평등 심화 문제를 해결하는데 도움이 될 수 있는 정책 대안을 살펴보기로 한다.

### 불평등이 심화되면 경제성장을 저해하고 기회를 줄어뜨리게 만든다

불평등의 심화는 사회 통합에도 영향을 미치지만 장기적인 경제성장에도 해롭다. 예를 들어 장기 데이터가 있는 OECD 국가의 평균을 봤을 때, 1985년부터 2000년 사이 소득 불평등 증가로 1990년부터 2010년 사이 누적 성장에서 4.7%p를 손해 본 것으로 추정된다. 주요 동인은 저소득 가구(하위 40%)와 나머지 인구집단 간의 격차 심화다.

불평등과 경제성장 간의 주요 전달경로는 인적자본 투자이다. 사회 경제적 배경이 다른 개인 간에는 항상 교육 성과의 격차가 존재하지만 불평등이 큰 국가의 경우 저소득 가구 사람들은 좋은 교육을 받기가 쉽지 않기 때문에 그 격차가 더욱 크다. 이는 엄청난 잠재력이 낭비되고 있으며 사회 이동성이 낮음을 의미한다.

비정규직 증가는 고용 기회는 창출할 수 있지만 불평등 심화에 일조한다.

임시 및 시간제 일자리와 자영업이 현재 OECD 국가 전체 고용의 1/3 정도를 차지하고 있다. 1990년대 중반 이후 전체 고용 창출의 절반 이상이 비정규직 일자리다. 많은 비정규직 근로자들은 소득, 직업 안정성, 교육의 기회 등 고용의 많은 측면에서 불리한 상황이다. 특히 저숙련 임시직 근로자들은 상당한 임금 불이익, 소득 불안정, 느린 임금 인상 등의 문제를 안고 있다.

비정규직 소득에 크게 의존하고 있는 가구는 소득 빈곤율이 훨씬 높으며(평균 22%), OECD 국가에서 이런 가구의 수가 증가하면서 전반적인 불평등이 심화되고 있다.

비정규직 일자리는 안정적인 고용으로 가는 “디딤돌”이 될 수 있지만 업무의 유형과 근로자의 특성, 노동시장 제도에 따라 다르다. 많은 국가에서 젊은 근로자들, 특히 임시고용계약으로 일하는 근로자들이 좀 더 안정적이고 경력에 도움이 되는 일자리로 옮겨갈 기회가 상대적으로 적다.

## 여성 근로자가 늘어나면 불평등이 감소한다

여성들은 남성과의 경제활동 참여, 급여, 경력 차이를 좁히는데 있어서 상당한 진전을 보였고 이는 불평등 심화에 제동을 걸었다. 하지만 여전히 임금 일자리에 종사하는 여성은 남성보다 16% 적고 급여는 15% 낮다. 일하는 여성이 속한 가구의 비율이 20년에서 25년 전 수준에 머물러 있었다면 소득 불평등은 평균적으로 거의 1 지니포인트만큼 커졌을 것이다. 전일제로 일하는 여성의 비율이 높아지고 여성들의 급여가 상대적으로 높아진 것이 추가적인 1포인트 정도의 효과를 발생시켰다.

## 부의 편중은 투자 기회를 제한한다

부는 소득보다 더 많이 집중되어 있다. 평균적으로 재산 상위 10% 가구가 전체 부의 절반을 보유하고 있으며 그 다음 50%가 나머지 절반 중 대부분을 갖고 있고 하위 40%가 보유한 재산은 3%를 약간 넘는다. 뿐만 아니라 높은 부채 수준 및/또는 낮은 재산 보유는 하위 계층이 인적자본 등에 투자할 수 있는 능력에 영향을 미친다. 부의 편중은 잠재적 성장을 저해할 수 있다.

## 불평등 완화 및 모두를 위한 기회 증진을 위한 정책 패키지 개발

정책 입안자들은 불평등 심화 문제를 해결하고 모두를 위해 기회를 늘릴 다양한 수단과 도구를 갖고 있다. 이러한 정책 패키지가 성공을 거두려면 제도에 대한 굳건한 신뢰와 효과적인 사회적 대화가 반드시 필요하다. 증가하는 빈부격차를 줄이고 모두를 위한 기회를 증진하려면 크게 네 가지 분야의 정책 패키지가 필요하다.

- 여성의 경제활동 참여: 정부는 노동시장에서 남녀차별을 근절하고 여성 고용 및 경력 발전의 장애물을 제거하는 정책을 추구할 필요가 있다. 여기에는 저임금 여성들의 소득 잠재력을 키우고 유리천장 문제를 해결하기 위한 조치가 포함된다.
- 고용 촉진 및 좋은 일자리: 정책은 일자리 접근성 및 노동시장 통합을 강조할 필요가 있다. 초점은 일자리의 질과 양에 모두 맞춰져야 한다. 경력과 투자 가능성을 제공하는 일자리, 막다른 골목이 아니라 디딤돌이 되는 일자리가 필요하다. 노동시장 분절화 문제를 다루는 것은 일자리의 질을 강화하고 불평등을 해소하는 주요 요소다.
- 기술과 교육: 교육의 사회 경제적 차이를 다루는데 있어서 중요한 것은 취학연령 자녀를 둔 가족의 필요뿐만 아니라 경력 초반에 초점이 맞춰져야 한다는 것이다. 노동시장에서 좋은 출발을 하는데 필요한 기술을 젊은이들에게 전달하기 위한 노력이 좀 더 이루어져야 한다. 빠르게 진화하는 경제환경에서, 근로기간 내내 지속적인 기술 업그레이드를 장려하기 위해 노사의 긴밀한 관여와 함께 좀 더 많은 노력이 이루어져야 한다.
- 효율적인 재분배를 위한 조세 및 이전 제도: 조세 및 이전을 통해 적절히 설계된 재분배는 더 큰 평등과 성장에 기여할 수 있는 강력한 수단이다. 최근 수십 년간 재분배의 효과성이 많은 국가에서 약화되었는데, 이는 실질 임금과 속도를 맞추지 못하는 생산연령에 대한 급여(benefits)와 세금 간

누진성의 약화 때문이다. 정책을 통해 부유한 개인 및 다국적 기업들이 자기 몫에 해당하는 세금 부담을 지도록 해야 한다. 저소득 집단의 크고 지속적인 손실은 잘 설계된 소득 지원 정책과 경기대응적인 (counter-cyclical) 사회지출이 필요하다는 의미다.



## 제1장

### 불평등 추세, 주요 연구결과와 정책 방향 개요

이번 장에서는 소득 불평등의 최근 동향과 장기적인 추세를 다루고 있을 뿐만 아니라 이후 좀 더 심도 있게 다루게 될 내용들의 주요 메시지를 요약하고 있다. 특히 불평등이 경제성장에 영향을 미치는 경로, 여성의 고용과 직종의 발전이 불평등에 미치는 영향, 재산 집중 및 부채의 정도에 초점을 맞추고 있다. 본 장에서는 개별 측정지표를 다루고 있지만 여성 참여, 고용 촉진, 좋은 일자리, 기술과 교육, 조세 및 이전 등 네 가지 주요 분야에 초점을 맞추므로써 특히 불평등 해소 및 성장 친화적인 정책 패키지를 조명한다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.

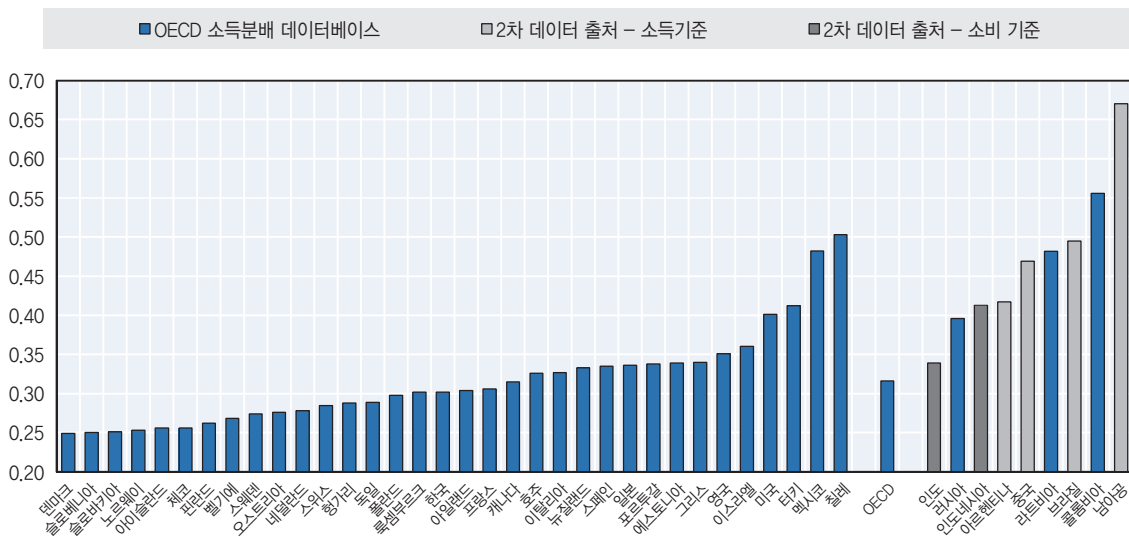
### 1.1. 도입 및 주요 결과

지난 30년간 소득 불평등은 대부분의 OECD 국가에서 심화되어 일부 국가에서는 역사상 최고 수준에 도달했다. 현재 지니계수 -모두가 동일한 소득을 갖고 있는 경우를 0점, 모든 소득이 한 명에게 집중된 경우를 1 점으로 하여 소득 불평등의 정도를 보여주는 공통 지표-는 OECD 국가 평균이 0.315로, 미국과 터키에서는 0.4 를 초과했으며 칠레와 멕시코에서는 0.5에 근접하고 있다. 주요 신흥국에서는 소득 불평등이 OECD 지역보다 높다(그림 1.1). 일부 국가에서는 지난 10년간 증가했으나 안정화 조짐을 보이는 곳도 있고(예: 중국) 일부 국가에서는(예: 브라질) 감소하기도 했다.

많은 국가에서 소득 불평등이 심화되면서 빈부 격차의 증가가 우리 사회에 미치는 영향에 대한 공적 논의가 많아지고 우려의 목소리도 커졌다. 최근 수 년간, 특히 경기 둔화가 시작된 이후 이러한 논의는 많은 국가에서 주요 정책의제로 자리잡게 되었다.

그림 1.1. 소득 불평등은 OECD 국가와 신흥국가별로 차이가 크다

소득 불평등 수준(지니계수), 2013년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도



주: 중국은 2014년 자료, 핀란드, 헝가리, 네덜란드, 미국, 인도는 2013년, 캐나다, 칠레, 이스라엘, 터키, 브라질은 2011년, 인도네시아는 2010년, 일본은 2009년, 그 외 국가들은 2012년 자료. 표 1.A1.1의 경우, 두 번째 데이터 출처의 자료는 엄밀히 비교 가능한 데이터가 아니므로 신중히 해석해야 함. 지니계수는 OECD 국가, 콜롬비아, 라트비아, 러시아 연방의 균등화 소득을 바탕으로 함. 다른 국가는 1인당 소득, 인도와 인도네시아의 경우 1인당 소비.

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm, for OECD countries, Latvia, Russian Federation and Colombia. World Bank, Poverty and Inequality Database for India. Statistics Indonesia(Susenas) for Indonesia. SEDLAC database for Argentina and Brazil. National Bureau of Statistics of China for China. National Income Dynamics Survey(NIDS) from Finn, A. and M. Leibbrandt(2013), "Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS", SALDRU Working Paper, No. 120 and NIDS Discussion Paper, No. 2013/2, SALDRU, University of Cape Town, for South Africa.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207690>

미국과 다른 선진국들의 경우 불평등에 대한 최근 논의의 상당 부분이 상위 1%에 초점을 맞추고 있으며 최근 수십 년간 소득 증가분 중 상당 부분을 차지해온 0.1% 집단을 조명하는 경우가 많아지고 있다. 예를 들어 미국의 경우, 1970년대 중반부터 대침체 시기까지 평균 세전 소득이 연 1%씩 증가했다. 하지만 소득 상위 1%

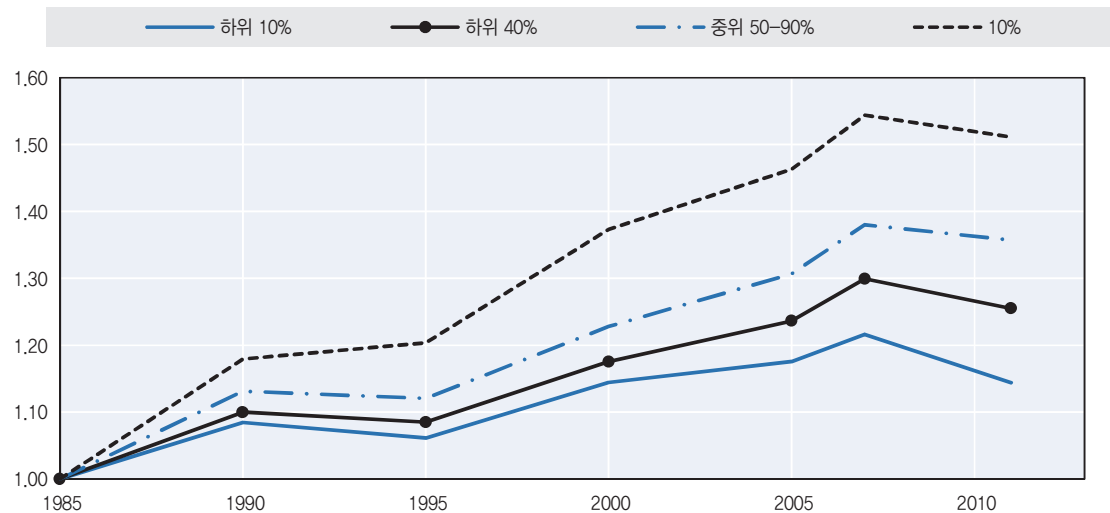


로 간 증가분을 빼면, 나머지 99%의 연 성장률은 0.6%에 불과했고 프랑스도 동일한 수준이었다(Forster et al., 2014). “슈퍼리치”의 등장은 경제적 엘리트의 정치·경제적 “포획(capture)”과 지대추구행위(rent-seeking)의 위험에 대한 경고로 이어졌다.

상위 1%의 화려한 라이프스타일과 소득이 시선을 사로잡긴 하지만, 여기에만 초점을 맞춘다면 불평등의 또 다른 우려사항인 저소득 가구의 상황 악화에 쏟아야 할 관심이 분산될 위험이 있다. 이들은 작은 집단이 아니다. 최근 수십 년간 분배 하위 40%에 달하는 인구집단은 많은 국가에서 경제 성장의 혜택을 거의 누리지 못했다. 심지어는 저소득자들의 실질 소득이 하락하는 경우도 있었다(그림 1.2). 1%의 부상과 마찬가지로 40%의 몰락은 사회적, 정치적 의문을 제기하게 한다. 인구 중 이렇게 큰 부분을 차지하는 집단이 경제성장으로부터 받은 혜택이 그토록 적다면 사회적 결속은 느슨해지고 제도에 대한 신뢰는 약화된다.

그림 1.2. 저소득 및 최저소득 집단의 소외 현상이 심화되었다

하위, 중위, 상위 집단의 실질 가구소득 추세, OECD 평균, 1985=1



주: 소득은 가처분 가구소득을 가구 규모에 따라 보정. OECD는 17개 국가(캐나다, 독일, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 영국, 그리스, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 스웨덴, 미국)의 산술평균. 그림 3.5의 주석 참고.

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207705>

소득 불평등은 불경기뿐만 아니라 호경기 때에도 심화되었다(제3장 참조). 일부 국가에서는 소득 불평등 증가세를 저지한 기간도 있었지만 그리 오래가지는 못했다(OECD, 2014a). 2008년, OECD는 “Growing Unequal?” (OECD, 2008)이라는 보고서에서 소득 불평등이 10년간 끈질기게 증가하고 있는 상황에 대해 경종을 울렸다(OECD, 2008). 3년 후, “Divided We Stand” (2011) 보고서에서는 불평등이 선진국뿐만 아니라 대부분의 신흥국에서도 심화되고 있는 근본 원인을 다뤘다.

불평등의 심화는 우리의 경제 구조에 깊숙이 뿌리 박혀 있기 때문에 그 추세를 되돌리기는 어려울 것이다. 변화하는 제도, 정책, 그리고 오랫동안 우리와 함께 했던 경제 주체들간의 관계는 쉽게 풀 수 있는 것이 아니다. 그리고 기술적 변화와 세계화도 사라지지 않을 것이다. 그러므로 변화를 통해 모든 사람들이 더 나은 삶을 살 수 있도록 하는 방법을 보여줄 수 있는 명확한 증거가 필요하다.

본 보고서의 목적은 이러한 변화가 왜 시급한지, 그리고 이를 어떻게 실행해야 하는지에 대한 증거를 제공하는 것이다. 어떤 이들은 불평등 심화의 사회적, 정치적 비용 그 자체로 조치를 취할 명분이 충분하다고 생각할 수 있다. 하지만 본 보고서에서 주장하는 바는 다르다. 불평등 심화가 사회통합에 심각한 영향을 미치는 것을 넘어서서, 저소득자뿐만 아니라 우리 경제의 전반적인 건전성과 지속가능성에 심각한 경제적 우려를 초래한다. 간단히 말하면 불평등 심화는 장기적 성장에 해가 된다. 이 보고서 제2장에서 이 문제를 좀 더 상세하게 논의하고 있다.

2011년 OECD 보고서인 “Divided We Stand”에서는 숙련편향적 기술변화를 넘어서 일부 구조적 개혁이, 경제적 잠재력을 높이고 신규 고용을 창출한 측면도 있기는 하지만 동시에 임금 격차 심화와도 관련있다고 보았다. 이러한 추세는 많은 국가에서 시장소득을 재분배하는 세금 및 급여 제도의 효과성이 감소하면서 더욱 악화되었다. 성장위주의 정책 개혁과 소득 안정성 및 평등간의 교환은 최근 OECD(2015a)와 Cournède et al.(2015)에서 다루었다.

하위 40%의 소득에 변동이 없는 상태에서 부자를 더욱 부자로 만드는 것이 경제적 관점에서는 합리적인 것으로 보일 수도 있다. 따지고 보면 일부가 더 잘 살게 되는 것이고 더 못 살게 되는 사람은 없는 것이기 때문이다. 하지만 이러한 결과로 이어지는 정책은, 불평등 심화로 인해 하위 40%가 자신의 상황과 자녀들의 미래 상황을 개선할 능력까지 저하되는 경우라면 경제적으로도 분별있는 정책으로 볼 수 없다. 그러나 불평등이 성장에 해롭다고 해서 불평등을 완화하는 모든 정책이 성장에 이로운 것은 아니다. “Going for Growth” (OECD, 2013a, 2014b, 2015b) 틀에서의 OECD 연구를 보면 1인당 GDP를 증대하고 소득 불평등을 완화하는데 있어서 두 배의 효과를 낼 수 있는 성장위주의 정책 개혁을 제시하고 있다.

본 보고서가 전달하고자 하는 메시지 중 하나는, 경제를 강력하고 지속 가능한 성장세로 돌려놓기 위해서는 체계적인 정책이 그 어느 때보다 필요하다라는 것이지만 이는 신중하게 설계되어야 하며 성장의 열매를 잘 분배할 수 있는 조치가 수반되어야 한다는 것이다. 그러므로 성장 친화적이면서 불평등을 완화하는 적절한 정책 패키지를 찾는 것이 과제다. 본 보고서의 상당 부분은 성장과 그 성과의 분배 개선 사이의 접점에 있는 주요 정책 분야를 살펴보는 데 할애하고 있다. 보고서에서는, 커지는 빈부 격차를 줄이고 모두에게 기회를 주기 위해서는 네 가지 주요 분야에 정책적 초점을 맞춰야 한다고 제안한다.

- 여성의 경제참여
- 고용 촉진과 질 좋은 일자리
- 기술과 교육
- 효율적 재분배를 위한 조세 및 이전제도

## 1.2. 불평등은 호황 때 증가했으며 불황 때에도 계속해서 증가했다

### 장기적 추세

지난 30년간 세계화, 기술 변화, 규제개혁의 상호 작용으로 인해 노동시장은 근본적으로 변화했다. 이러한 변화는 소득과 수입에 큰 영향을 미쳤다. 정보기술이나 금융 등 수요가 큰 부문의 기술을 보유한 이들은 소득이 크게 상승했다. 특히 최상층부의 사람들은 더욱 그러했는데, 성과급과 보너스가 널리 사용되었기 때문이다. 반면, 하층부의 저숙련 근로자 임금은 이 추세를 따라가지 못했다. 이 기간에는 고소득자의 한계세율을 인하한 세제개혁도 있었다. 뿐만 아니라 1990년대 중반부터 경제위기까지의 기간 동안 세금과 급여의 재분배성이 약화되는 경향이 나타났다. 이는 저소득 생산연령 가구에 가장 큰 타격이었다.

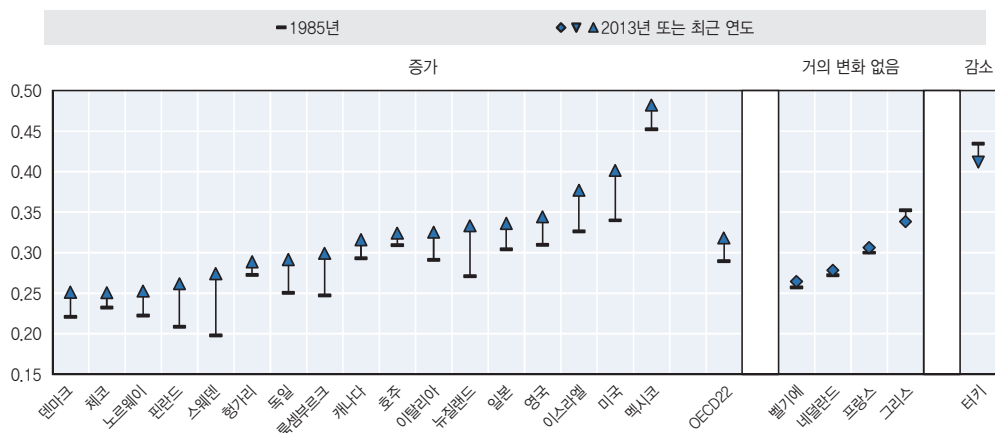
이들 요소는 수 많은 인구학적, 사회적 추세와 함께 OECD 국가의 소득 불평등의 장기적 심화를 이해하는 열쇠가 된다. 주기적 요소 역시 한몫하고 있는데, 경기둔화 기간 중의 소득 급락은 사회 정책이 제대로 경기대응적 효과를 발휘하지 못하는 상황에서 깊은 상처와 장기적인 불이익을 야기한다(OECD, 2014a). 1980년대에는 인구 중 상위 10%가 하위 10%보다 7배의 수익을 올렸다. 현재는 거의 10배의 수익을 올리고 있다. 전반적으로, 이러한 장기적 추세는 두 가지 주된 움직임에 의해 견인되는데, 상층부, 특히 1%의 소득 급증이 하나이고, 또 다른 하나는 하층부의 경우 경기가 좋을 때는 소득 증가세가 상층부보다 훨씬 느리고 경기가 나쁠 때 특히 대침체기와 그 이후에 소득이 감소한 경우가 많았던 것이다.

세계경제위기 이전 20년간 평균 실질 가처분 가구소득은 OECD 국가 전체에서 평균 1.6% 상승했다. 일본을 제외하고 실질 소득은 모든 국가에서 소득의 상층부와 하층부 모두 상승했다(OECD, 2011). 그러나 75%의 회원국에서는, 상위 10%의 가구소득이 하위 10%보다 훨씬 빠르게 상승했고 이것이 소득 불평등 확대로 이어졌다. 다른 불평등 측정 지수들도 이 같은 현상을 뒷받침하고 있다. 소득 불평등 지니계수는 1980년대 중반 OECD 평균이 0.29였다. 그런데 2013년까지, 이 계수는 장기 데이터가 나와 있는 22개 회원국 중 17개국에서 상승하여 약 10%, 즉 3포인트 늘어난 0.32이 되었다<sup>1</sup>(그림 1.3). 추세는 연령집단별로 다르며 생산연령 인구가 불평등 심화의 부담을 감당한 경우가 많다.

신흥국의 경우, 위에서 설명했고 제7장에서도 다루겠지만, 불평등 수준이 OECD 국가보다 일반적으로 높다.<sup>2</sup> 지니계수는 브라질 및 다른 남미 국가에서처럼 0.5를 상회하는 경우가 많고 남아공에서는 0.7에 근접하고 있다. 장기적으로 대부분의 신흥국가에서 불평등은 심화되어 왔으나 데이터와 지표가 OECD 국가 자료만큼 비교 가능한 형태가 아니다. 그러나 모든 가용 증거를 살펴보면 1990년대 후반부터 대부분의 남미 국가에서는 소득 격차가 줄어들었으며 이 현상이 가장 두드러진 곳은 브라질이다. 중국과 러시아를 포함해 몇몇 국가에서는 2000년대 중반 이후 상승세가 멈출 조짐이 나타나고 있다.

그림 1.3. 대부분의 OECD 국가에서 소득 불평등이 증가했다

소득 불평등 지니계수, 1980년대 중반과 2013년 또는 자료가 나와있는 최근 연도



주: “거의 변화 없음”이란 1.5%p 미만의 변화를 의미. 2013년(또는 최근 연도) 데이터의 경우 그림 1.1 참조. 일부 국가의 경우 그림 1.1의 값과 약간 차이가 있는데 1985년 값과의 비교를 위해 조정되었기 때문.

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207711>

### 경제위기가 결정적 계기였나?

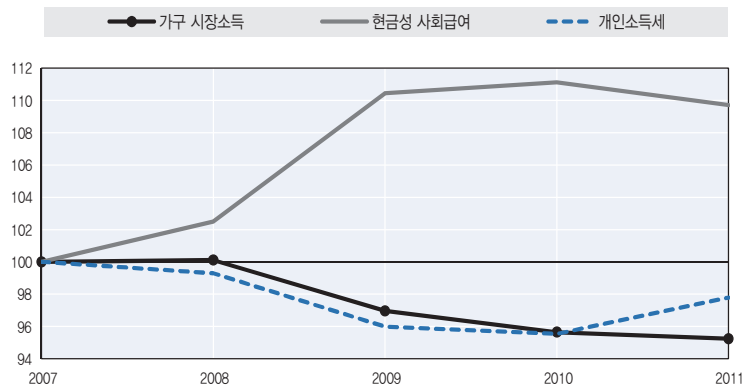
실질 평균 가처분 가구소득은 2007년에서 2011년까지 대부분의 OECD 국가에서 정체되거나 하락했다. 하락이 특히 두드러진 곳은 경제위기의 타격을 크게 받은 국가들이었다. 그리스의 경우 가구별 평균 실질 순소득이 연 8% 이상 하락했고 스페인, 아일랜드, 아이슬란드의 경우 평균 연 하락폭이 3.5%를 초과했다. 이러한 급락의 가장 큰 원인은 임금 하락보다는 고용 손실이었다.

하지만 이러한 평균값은 실제 벌어진 상황의 일부만을 설명할 뿐이다. 소득 하위 집단의 경우 일부 국가에서 손실이 더 컸다. 예를 들어 스페인에서는 하위 10%의 소득이 거의 연 13% 하락했고 상위 10%는 1.5% 하락에 그쳤다. 소득이 계속해서 상승한 국가들 중 절반 정도는 상위 10%의 성과가 하위 10%보다 좋았다. 오스트리아, 덴마크, 프랑스, 미국에서 상위집단의 소득은 실질기준으로 상승한 반면 하위 집단에서는 하락했다.

모든 OECD 국가에서 소득 불평등은 재분배를 통해 크게 완화되고 있는데, 주로 실업급여 등의 조세와 이전 제도를 통한 것이다. 이러한 이유로 “순” 또는 “가처분” 소득 불평등이 “시장” 소득 불평등보다 훨씬 낮은 것이다. 그러나 이러한 재분배의 효과는 변화를 겪었다. OECD 국가에서, 경제위기 전 10년간 세금 및 급여 전 소득 불평등은 안정세를 찾은 경우가 많았다. 하지만 재분배 기능이 약화된 탓에 소득 불평등은 상승했다. 경제위기 발생 후 몇 년간 세금 및 급여 전(before taxes and benefits) 소득 불평등은 크게 상승했으나 실업급여 및 기타 재분배 조치는 최소한 부분적으로나마 그 상승세를 어느 정도 완화하는데 성공했다(그림 1.4). 약하게나마 경기가 회복된 지난 몇 년간 높은 실업률은 지속되었지만 각국 정부는 여전히 실업급여, 교육 및 투자예산 삭감 등 재정 건실화에 초점을 맞추는 쪽을 선택했다. 세금 및 급여 전 소득 불평등이 계속해서 심화된 반면 세금과 급여의 완충 효과는 약화되면서 가처분소득 불평등의 상승 추세를 가속화되었다.

그림 1.4. 세금과 급여는 경제위기가 가구소득에 미치는 영향을 완화했다

가구 시장소득의 비율 변화, 세금과 급여, 2007=100%, OECD, 전체 인구



주: 가구소득은 가구 규모에 따라 균등화했고 소비자물가지수 변화를 이용한 인플레이 및 민간소비에 대한 2010 PPP 지수를 이용한 구매력 차이를 감안해 조정했다. OECD 평균은 26개국의 평균이다.

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

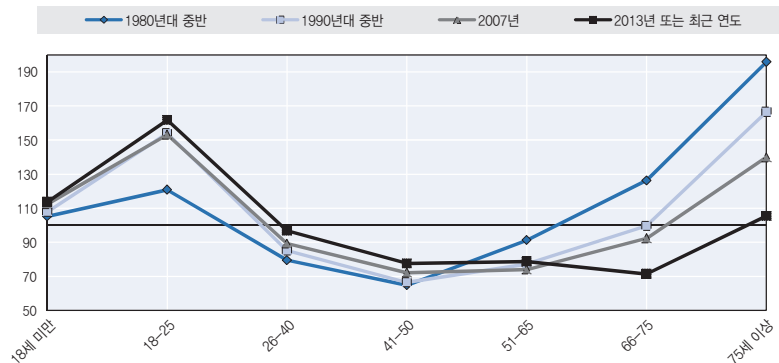
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207729>

경제위기 당시 OECD 국가에는 소득빈곤의 두드러진 상승이 있었는데 특히 “고정(anchored)” 빈곤, 즉, 실질 저소득 기준을 경제위기 전 수준으로 고정한 경우로 측정했을 때 그러했다. 이는 기준도 함께 변화하는 “상대적” 빈곤 지표(좀 더 널리 사용됨)보다 빈곤층 생활수준의 절대적 변화를 좀 더 확실하게 이해할 수 있게 한다. 2007년에서 2011년 사이, OECD 고정빈곤율은 1%P 약간 넘게 상승해 9.4%를 기록했다. 그리스에서는

고정 빈곤(anchored poverty)이 2배 이상 상승해 27%를 기록했고 스페인에서도 2배 가까이 올라 18%를 기록했다. 빈곤의 연령 프로파일에도 변화가 있어서 노인 대신 젊은이들이 가장 빈곤 위험이 높은 집단으로 등장했다. 이러한 추세는 지난 30년간 계속되었다(그림 1.5). 노인 빈곤율은 하락한 반면 아동, 특히 청년 빈곤율이 상승했다.

그림 1.5. 소득빈곤 위험이 노인에서 청년으로 이동했다

연도별 전체 인구의 상대빈곤율 = 100, 1980년대 중반부터 2013년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도



주: 1980년대 중반부터 자료가 있는 18개 OECD 회원국의 평균. 18개국은 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 터키, 영국, 미국

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207732>

### 1.3. 불평등 심화는 경제 성장을 저해한다

많은 국가에서 소득 불평등이 더욱 심화되면서 그로 인한 사회적 결과뿐만 아니라 경제적 영향에 대한 관심이 커졌다. 이는 새로운 토론거리가 아니다. 경제 이론에서는 오랫동안 불평등과 성장 간의 관계가 어느 방향으로든 갈 수 있다고 논해왔다. 빈부 격차가 의미하는 것은 더 열심히 일하고, 오랫동안 공부하고 더 큰 리스크를 감수하는 등 더 많은 경제 활동, 효율성, 성장으로 이어질 수 있는 활동을 하게 하는 강력한 인센티브를 갖는다(“인센티브” 가설)는 것을 의미한다. 한편, 불평등이 크다는 것은 일부 사람들 -부자들- 이 빈곤층보다 경제적 기회를 더 잘 활용할 수 있음을 의미한다. 빈곤한 가족은 자녀를 충분한 기간 동안 교육시킬 수 없거나 질 좋은 교육을 시키기 어려워 자녀들의 미래 소득에 악영향을 미칠 수 있다. 그리고 새로운 기회가 왔을 때 돈을 빌려 투자하기도 어려울 수 있다(“기회” 가설). 그 결과 경제성장도 느리게 이루어지며 부자들에게 혜택이 주로 집중된다.

어떤 국가에서 어떤 상대적인 힘이 주도하고 있는가에 대해 최근까지 나온 실증적 증거에는 일관성이 없다. 하지만 제2장에 제시된 OECD의 새로운 연구 결과에 따르면 대부분의 OECD 국가에서 나타난 가처분소득 불평등의 장기적 상승이 실제로 장기적 성장에 제동을 걸었다는 일관된 증거가 있다. 뿐만 아니라 재분배 - 전형적으로는 특정 형태의 세금과 급여- 를 통해 불평등을 완화하려는 노력은 성장 속도를 저하하지 않았다(Ostry et al., 2014에서 유사한 결과 확인). 이것이 의미하는 바는 재분배가 해법의 일부가 될 수 있다는 것이지만, 이는 사회적 측면뿐만 아니라 경제적 측면에서 성장의 결과를 제대로 공유하기 위한 효과적이고 목표가 제대로 설정된 조치를 어떻게 이행할 것인가에 대해서 진지한 논의를 필요로 한다.



1970년부터 2010년까지 OECD 31개국 자료를 분석한 제2장에서는 소득 불평등이 성장에 상당한 영향을 미친다고 설명하고 있다. 예를 들어 1985년부터 2005년 사이, 불평등은 19개 OECD 국가에서 평균 2 지니포인트 이상 상승했다. 이로 인해 1990년에서 2010년 사이 누적 성장률이 4.7%P 낮아지는 결과를 낳았다.

불평등이 성장의 발목을 잡는 현상은 선진국에 국한되지 않는다(Ostry et al., 2014 참조). 신흥국에서 더 큰 영향을 미치고 있다. 눈부신 성장률과 절대빈곤의 감소라는 성과를 보이기도 하지만 신흥국가의 높은, 때로는 너무 높은 소득 불평등은 국가의 장기 성장 잠재력을 저하하는 것으로 나타나고 있다. 이들 중 일부 국가는 최근 잘 설계된 사회 및 고용 프로그램을 통해 소득 불평등을 어떻게 해결할 수 있는지에 대한 모범사례와 통찰을 제시하고 있다(예: 아르헨티나의 Jefes y Jefas de Hogar Desocupados, 브라질의 Bolsa Familia 프로그램, 멕시코의 Prospera).

### 빈곤층이 설 땅을 잃으면 모두가 설 땅을 잃게 된다

OECD 분석에 따르면 불평등이 성장에 미치는 영향의 가장 큰 요인은 저소득 가구와 나머지 인구 집단 간의 격차가 벌어지고 있는 것이다. 이는 최저소득층(하위 10%)뿐만 아니라 훨씬 더 광범위한 집단(하위 40%)에도 적용된다. 그러므로 불평등이 성장에 미치는 악영향을 완화하려면 단순한 빈곤 해소 문제로 접근할 것이 아니라 좀 더 광범위하게 저소득 문제를 다뤄야 한다.

불평등이 성장에 영향을 미치는 주된 메커니즘은 빈곤층과 하류층의 기회 박탈이기 때문에 제2장에서는 여타 사회적 집단 대비 이들의 교육 및 기술에 대한 투자를 살펴본다. 특히, 교육, 성취, 기술과 고용이라는 세 분야에서 세 개의 사회 집단 - 부모의 학력을 고, 중, 저로 구분 - 의 불평등 수준별로 교육적 성과를 비교하고 있다. 사회경제적 지위가 낮은 사람들이 그렇지 않은 사람들에 비해 세 가지 측면 모두에서 성과가 낮은 것은 예상했던 바일 것이다. 그러나 분석에 따르면 불평등이 심화되면 지위가 낮은 집단에 속하는 이들의 성과는 훨씬 더 많이 감소한다.

평균적으로 고학력 부모를 둔 사람들 중 약 40%, 중간 학력 부모를 둔 이들의 약 30%가 대학을 졸업한다. 이 수치는 불평등 수준에 관계없이 대체로 비슷하다. 그러나 저학력 부모를 둔 자녀들의 경우는 다르다. 불평등이 약 6 지니포인트만큼 증가하면 저소득층 자녀가 대학을 졸업할 확률은 4포인트 정도 낮아진다. 학생들의 재학 기간에 있어서도 비슷한 결과가 나타났다. 불평등이 약 6 지니포인트 정도 상승하면 저소득층 아이들이 학교에 다니는 기간은 약 반년 정도 줄어든다.

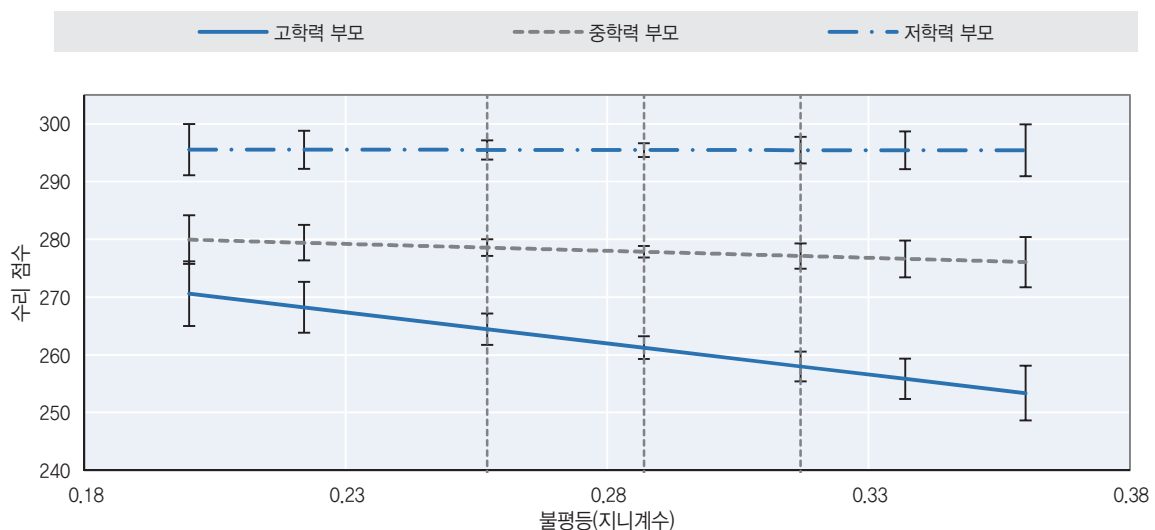
높은 소득 불평등이 저학력 부모의 자녀들에게 미치는 영향은 교육의 질에서도 나타나는데, 이는 “OECD Skills Survey” (OECD, 2013e)에서 발췌한 기술(skill) 측정(예: 수리력과 문해력(literacy) 지수)을 통해 알 수 있다. 이번에도 해당 국가의 불평등 수준에 관계없이 고학력, 중간학력 부모의 자녀들의 점수는 비슷했으나 저학력 부모의 자녀들의 점수는 크게 감소했다(그림 1.6). 이는 이전 연구 결과를 그대로 반복한 것으로 보일 수도 있다. 즉, 저소득층은 교육에 할애하는 시간이 더 짧기 때문에 수리능력과 문해력이 떨어진다는 것이다. 그러나 자료에 따르면 빈곤층 자녀들은 부유층 자녀들과 같은 시간을 교육에 할애한다 할지라도 성과가 낮았다. 즉, 이들의 성취도가 낮은 것은 교육을 덜 받아서가 아니라 교육에 할애한 시간으로부터 얻어내는 성과가 작기 때문이다. 이는 아마도 교육의 질이 낮기 때문일 수도 있지만 빈곤층 자녀들은 부유층 자녀들과 같은 양의 시간을 공부에 할애할 수 없는 것과 같은 다른 사회적 요인으로 인한 것일 수 있다.

마지막으로 소득 불평등 심화의 영향은 고용 패턴에도 명확히 나타난다. 불평등이 커지면 빈곤층의 고용 전망은 크게 약화되지만 중상류층의 경우 변화가 거의 없다. 불평등이 약 6 지니포인트만큼 상승하면 저학력 부모의 자녀가 실업상태로 보내는 기간은 3%P 정도 늘어난다.

그러므로 소득 불평등의 증가는 경제 성장에 상당한 영향을 미친다. 주된 이유는 빈곤층(정확하게는 인구의 하위 40%)이 기술개발과 교육에 투자할 수 있는 역량을 약화시키기 때문이다. 예컨대 부의 재분배 등 결과의 불평등을 해결하고자 하는 목표에 대한 사회적 합의는 없었으나, 기회의 평등을 보장해야 한다는 점은 대다수가 동의할 수 있다. 모든 사람들이 초기의 조건에 관계없이 동일한 인생의 기회를 가져야 한다는 것이다. 현실에서는 이러한 기회의 평등을 보장하는 데 근접한 사회를 찾기 어렵다. 그러나 연구에서 나타난 가족의 상황과 교육 간 관계의 중요성은 기회와 성과의 구분이 명확하지 않음을 보여준다. 부모의 소득 불평등이 클수록 그 자녀는 인생에서 기회의 불평등을 겪을 확률이 높다. 결과의 불평등 심화를 해결하지 않고 기회의 평등을 달성한다는 것은 매우 어려운 일이 될 것이다.

그림 1.6. 불평등은 빈곤층의 기술을 저하시킨다

부모의 학력과 불평등 수준별 평균 수리 점수



주: 그래프는 고, 중, 저학력 부모의 자녀들이 약 14세 때 해당 국가의 불평등 정도(지니포인트)에 따라 예측된 평균 수리 점수를 보여준다.

저학력 부모: 부모 모두 중등교육을 받지 않음.

중학력 부모: 부모 중 최소 한 명은 중등 및 중등 이후(post-secondary) 교육을 받음. 고등교육은 받지 않음.

고학력 부모: 부모 중 최소 한 명은 고등교육을 받음. 막대는 95% 신뢰구간을 나타낸다. 세로 선은 기저의 불평등 분포의 25 백분위, 중위, 75 백분위를 나타낸다.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Chapter 2, Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207742>

#### 1.4. 비정규직 일자리의 증가가 불평등 증가를 야기하는 이유는 무엇인가

기회의 평등을 촉진하는 것은 질 좋은 교육에 대한 접근성을 개선하는 것뿐만 아니라 생산적이고 보람있는 일자리에 대한 접근성을 통해 인적자본에의 투자가 보상을 받도록 하는 것이다. 경제위기 전, 많은 OECD 국가는 역설적인 상황에 직면해 있었다. 즉, 고용률(생산연령 인구 대비 고용)이 그 어느 때보다 높았지만 소득 불평등은 심화되는 현상이 만연했던 것이다. 일반적으로 고용률이 높아지면 소득 불평등은 낮아지는 것으로 예상된다. 급여를 못 받거나 실업급여에 의존하는 사람들의 수가 줄어들기 때문이다. 그러나 최근 수십 년간 이러한 자연스러운 현상이 발생할 확률은 낮아졌다. 9시에 출근해서 5시에 퇴근하는 전통적인 평생 직장은

점차 사라지고 시간제 근로, 임시직, 자영업 등 비정규직 일자리가 그 자리를 채우고 있기 때문이다. 더 많은 (종종 저숙련) 사람들이 노동시장에 접근할 수 있게 되었지만 그와 동시에 임금의 불평등도 높아졌고 안타깝게도 가구소득의 불평등도 심화되었다.

평등과 성장을 둘 다 증진하기 위해서는 일자리에 대한 접근성과 노동시장 통합에 정책의 초점이 맞춰져야 한다. 하지만 일자리의 개수에만 초점을 맞춰서는 안 된다. 본 보고서 제4장에서는 일자리의 양과 질 모두를 위한 정책이 필요함을 보여준다. 즉, 경력에 도움이 되고 투자 가능성을 제시하는 일자리, 막다른 골목이 아니라 디딤돌이 될 수 있는 일자리가 필요하다.

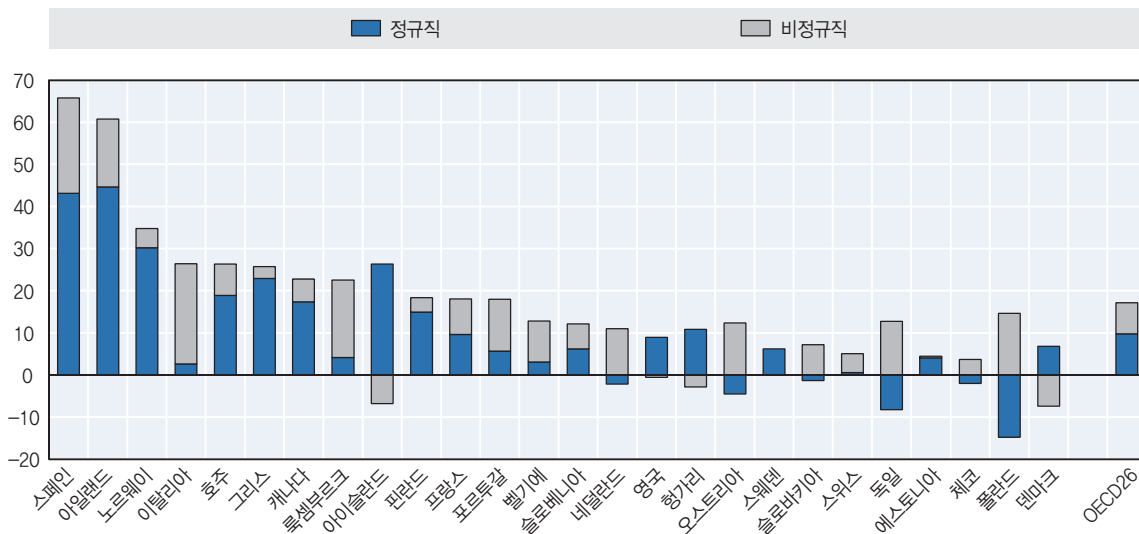
비정규직 일자리의 증가는 기술의 변화 및 이와 연관된 노동 수요의 진화와 관련되어 있다. 대부분의 선진국에서는 고용의 양극화가 발생하고 있다. 즉, 기술과 소득 면에서 중간층 근로자의 비율이 줄고 고숙련 및 저숙련 근로자의 비율이 증가한 것이다. 경리직 등 반복적 업무를 수행하는 근로자의 비율은 1995년에서 2010년 사이 53%에서 41%로 감소했다. 그와 동시에 디자이너 등 고숙련의 추상적인 일자리 고용비율은 28%에서 38%로 증가했으며 운전기사 등 비교적 저숙련의 비반복적 육체적 업무의 비중은 18%에서 21%로 늘었다. 이러한 U자형 구조의 출현은 비정규 발전과 일치한다. 중숙련(middle-skill) 고용의 감소는 정규직 계약의 감소와 함께 이루어졌으며 저숙련 및 고숙련 근로자들은 자영업 형태를 떠거나 시간제 혹은 임시직 근로자로 일하는 경우가 많아졌다.

비정규직 일자리의 확산은 경제위기 발생 이전과 이후에 창출된 신규 일자리의 비중을 비교해 보면 확연하다. 1990년대 중반에서 대침체 시작 시기까지 신규 고용의 거의 절반은 비정규직 형태였다. 대침체 기간까지 합치면 그 비율은 60%까지 치솟는다(그림 1.7).

가장 최근의 자료를 보면 비정규직 일자리가 2013년 OECD 국가 전체 고용의 약 1/3을 차지했으며 임시직, 무기 시간제 일자리, 자영업의 비중이 비슷했다. 일부 동유럽 국가에서는 비정규직 근로자의 비율이 20% 미만이지만 대부분의 남유럽 국가와 호주, 스위스에서는 40%를 초과하며 네덜란드의 경우 전체 근로자의 절반 이상이 비정규직인데 이는 시간제 근로자의 수가 많기 때문이다.

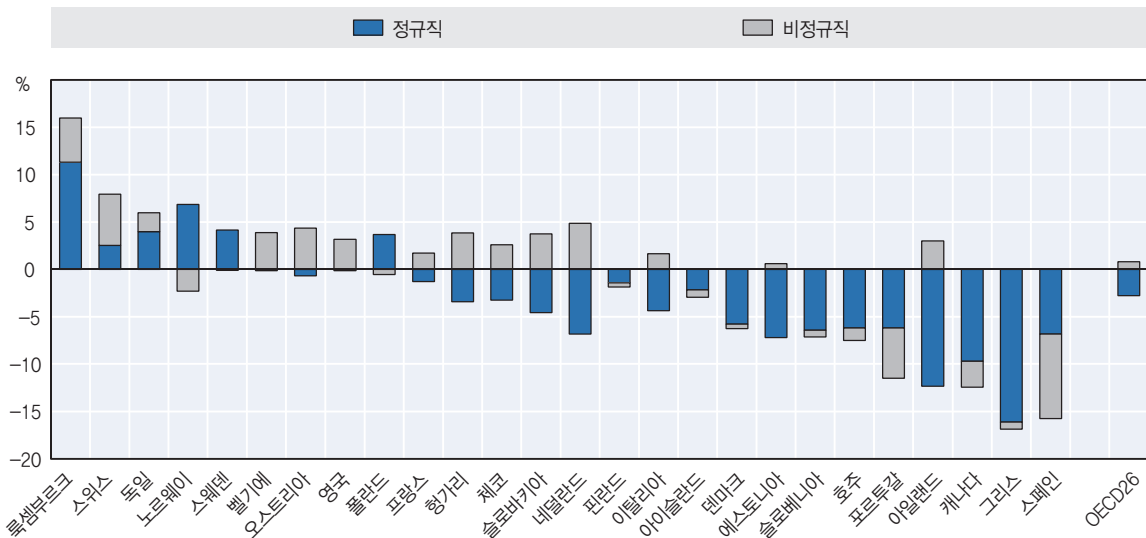
그림 1.7. 1995년 이후 창출된 신규 일자리의 절반 이상이 비정규직 일자리였다

패널 A. 고용률(%) 1995-2007년, 고용 유형별





패널 B. 고용률(%) 2007-2013년, 고용유형별



주: 생산연령(15-64세) 근로자. 시간제 근로 학생과 고용주는 제외. 비정규직 근로자는 임시계약직, 시간제 근로자, 자영 근로자 포함.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS), Labour Force Survey for Canada, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) for Australia.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207750>

### 비정규직 근로자는 어떤 이들인가?

여성과 청년층은 핵심생산연령의 남성들보다 비정규직종에 종사할 확률이 높다. 남성의 25%가 비정규직에 종사하는 반면 여성은 그 비율이 40%나 되는데, 주된 이유는 많은 여성이 시간제 근로를 하고 있기 때문이다. 룩셈부르크, 오스트리아, 스위스의 경우 비정규직 근로자 중 여성 비율이 70%에 육박하며 북유럽 국가 대부분과 네덜란드, 독일, 프랑스, 벨기에, 일본은 60%가 넘는다. 청년층은 비정규직 종사율 40%로 그 어떤 연령집단보다 높은 비율을 보인다. 이는 임시계약직으로 일하는 청년들이 많기 때문으로 임시직 근로자 중 절반 가까이가 30세 미만이다.

비정규직 근로자들은 또한 학력이 낮고 대기업보다는 중소기업에서 근무하는 경우가 많다. 양쪽 모두 비율은 50%에 약간 못 미친다. 전체 비정규직 근로자의 절반은 한 가구의 가장이며 이들 중 대다수(80% 이상)는 두 명 이상의 가구에 속해 있고 자녀가 있는 경우도 많다.

### 일자리가 문제다 - 하지만 어떤 일자리?

비정규직이라고 해서 꼭 나쁜 일자리는 아니다. 비정규 고용은 생산현황에 신속하게 맞춰 조정할 수 있는 탄력적 인력연용이 필요하거나 경기 침체에 비용을 삭감하기 위해 또는 신규 직원을 한번 걸러내는 장치로 고용주들이 사용한다. 시간제 근로, 임시직, 자영업은 가정과 직장생활의 균형을 잡거나, 삶의 만족감을 얻거나, 자영업의 경우 독립적으로 자신의 일을 관리하고자 하는 목적으로 이러한 형태의 고용을 선호하는 특정 근로자들에게는 매력적일 수 있다.

하지만 이는 불안정성 및 열악한 근로 조건과 연관될 수도 있다. 비정규직 근로자들은 정규직 근로자들이 누리는 것과 동일한 수준의 고용 보호, 안전장치, 복리후생을 누리지 못한다. 제4장의 분석 내용을 보면 많은

비정규직 근로자들이 실제로 고용의 질 측면에서 열악한 상황에 처해있음을 알 수 있다. 우선, 비정규직은 전통적인 정규직에 비해 급여가 낮은 경우가 많다. 일반적으로 연봉과 시급 측면에서 임금이 낮다. 시간제 근로자의 경우, 여타 인구학적 특징과 고용의 특징을 고려하면 시급 차이는 사라진다. 그러나 임시직 근로자의 경우는 정규직 근로자에 비해 임금 차별과 소득 불안정성에 시달리며 임금 인상 속도도 느리다.

이러한 급여 격차는 저숙련, 저임금 근로자들의 경우 특히 크다. 소득 하위 40%의 비정규직 근로자들은 20%의 임금 차별에 시달린다. 정규직, 비정규직 근로자 간 이러한 격차는 고임금 근로자의 경우 확연히 줄어들며 최상위 소득자(즉, 소득 상위 5분위)로 올라가면 완전히 사라진다.

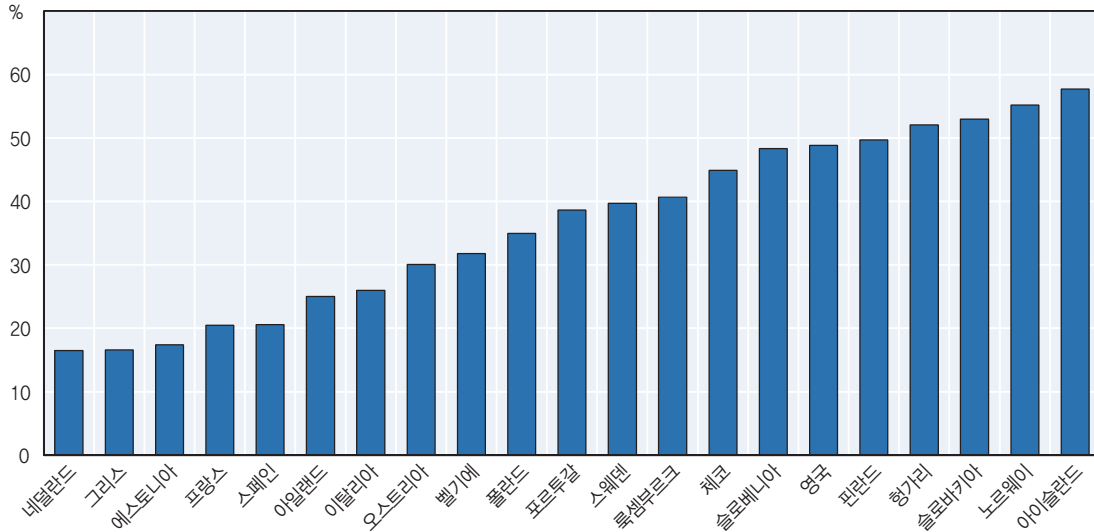
비정규직 근로자는 다른 차별에도 시달린다. 전일제 임시직 근로자는 정규직 근로자 대비 교육을 받을 확률이 20% - 시간제 근로자는 40% - 낮다. 비정규직 근로자는 또한 실직과 실업 확률 측면에서 더 불안정하며 임시직 근로자의 경우 업무 긴장도가 훨씬 더 높다.

일자리의 질이 떨어지긴 하지만 비정규직은 좀 더 안정적인 고용으로 가는 “디딤돌”이 될 수도 있다. 하지만 그것도 업무의 유형과 근로자의 특징, 노동시장 제도에 따라 달라진다. 특히 임시 계약의 경우 단기간 실업상태로 있는 것에 비해 정규직으로 이동할 확률이 평균 12%p 높아진다. 하지만 시간제 근로나 자영업의 경우는 정규직으로 이동할 확률이 높아지지 않는다. 많은 국가에서 핵심생산연령 근로자와 고령 근로자들은 청년 근로자에 비해 비정규직 일자리를 “디딤돌”로 삼을 가능성이 큰데, 특히 임시직 근로자의 경우 그렇다. 덧붙여, 좀 더 긴 시간으로 보면 정규직으로 이동할 확률은 낮아진다. 특정 연도에 임시직으로 일했던 근로자들 중 3년 후 전일제 정규직으로 일한 경우는 50%에도 못 미쳤다(그림 1.8).

요약하자면, 사람들이 비정규직에 종사하는 경우, 특히 같은 가구 내에 비정규직 근로자나 실업상태의 가구원이 있는 경우 사회의 하위 40%에 속하거나 빈곤할 확률이 높다. 이러한 일자리가 향후 더 나은 일자리로 가는 디딤돌이라면 큰 문제가 되지 않을 수 있지만 그렇지 않은 경우가 많다. 특히 임시직 근로자에 대한 과도한 임금차별은 불평등 심화에 한몫 할 수 있다. 이는 또한 교육 및 기술 개발 부족에도 일조할 수 있는데 이는 향후 성장으로 이어질 수 있는 활동이다. 여러 고용 형태가 고용주와 근로자의 이해에 부합하도록 하고 “좋은” 일자리와 “나쁜” 일자리로 나뉘는 카스트 제도가 되지 않도록 하는 것이 평등과 성장이 양립할 수 있게 만드는 한 가지 방법이 될 것이다.

그림 1.8. 대부분의 국가에서 임시직 근로자의 대다수는 임시직에 머물러 있다

2008년 임시직 근로자 중 2011년 전일제 정규직으로 일하고 있는 근로자의 비율



주: 체코, 프랑스, 그리스, 스웨덴, 영국은 2007-10년. 노르웨이와 슬로바키아는 2006-09년. 아일랜드는 2005-08년.

출처: Source: OECD(2014), *OECD Employment Outlook*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-en). European Union Statistics on Income and Living conditions(EU-SILC) 2005-11을 근거로 산출.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207768>

## 1.5. 여성에 대한 고용 및 임금 차별 해소는 성장과 평등문제를 개선한다

지난 20년간 대부분의 OECD 국가에서는 노동시장에 참여하는 여성의 수가 크게 늘어났으며 직장에서의 여성 지위도 크게 개선되었다. 이러한 변화는 여성 자신과 그 가족에게 뿐만 아니라 경제 전반에도 도움이 되었다. 남녀간 노동시장 참여율 격차가 50% 줄어들면서 1인당 GDP 성장률은 평균 0.3%P 늘어난 것으로 추정된다(OECD, 2012a). 그리고 여성의 노동력 참여율과 불평등 간의 상호관계가 복잡하긴 하지만 전반적으로는 긍정적이었다. 더 많은 여성이 노동시장에 참여하면 소득 불평등이 줄어든다.

### 남녀간 불평등은 여전히 존재한다.

상당한 진전이 있긴 하지만 노동시장에서 남녀간 불평등은 여전히 존재한다. 지난 20년간 OECD 국가의 고용 격차는 평균 7%P 줄어들었지만 여전히 16%P 수준이다. 여성들이 시간제로 일하는 경우가 많아 남성보다 근무시간이 적다는 점을 감안하면 고용 격차는 거의 24%P로 커진다(제5장 참조).

임금 차이도 여전히 존재하는데, 주된 이유는 여성들이 저임금 업무에 종사하는 경우가 많기 때문이다. 하지만 임금 격차는 줄어들었다. 전일제 근로자들 중 여성들은 평균적으로 2013년에는 남성보다 15%를 덜 벌었는데 이는 2000년에 비해 4%P 개선된 수치이다.

### 유급근로에 종사하는 여성의 수가 증가한다는 것은 소득 불평등 완화를 의미한다

여성의 노동 참여율이 높아지면 불평등이 커질 수도 작아질 수도 있다. 여성의 높은 노동 참여율이 높은 불평등으로 이어지는 경우는, 예를 들면 급여가 높은 고숙련 일자리에 종사하는 여성의 수가 많아지는 경우이다. 요즘 사람들은 자신이 속한 사회경제적 집단에서 배우자를 선택하는 경향이 뚜렷하다. 즉, 20년 전이라면 간호사와 결혼하는 경우가 많았던 의사들이 이제는 같은 의사와 결혼한다는 뜻이다. 이러한 행동은, “동질혼 (assortative mating)”이라고 하는데 고소득이 더욱 집중되는 상황으로 이어진다.

뿐만 아니라 여성간의 소득 불평등은 남성간의 경우보다 크며 이것이 전반적인 불평등을 심화시키는 것으로 예상할 수 있다. 하지만 고학력, 저학력 여성간의 소득 격차는 1980년대 중반 이후 고학력, 저학력 남성간의 격차보다 느린 속도로 증가해왔다. 평균적으로 여성은 9%, 남성은 17%씩 증가해왔다. 저소득 여성들이 저소득 남성들만큼 빠른 속도로 뒤처지지 않는 이유는 크게 두 가지로 볼 수 있다. 첫째, 이들의 실질 소득은 대부분의 국가에서 남성에 비해 증가해왔거나 덜 감소해왔다. 둘째, 소득 하위 20%의 여성들은 과거에 비해 더 오랜 시간 근로하고 있다.

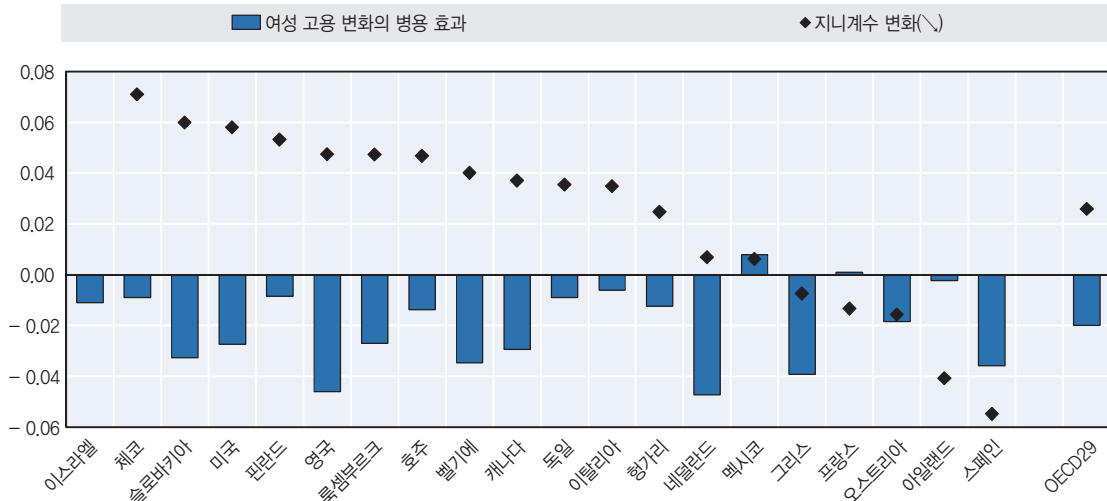
다른 한편으로는 노동시장에 진입하는 여성들이 많아졌다는 사실 자체가 불평등화 압력(disequalising pressure)보다 크며 전반적인 소득 불평등 격차를 좁히고 있다. 이는 특히 -모든 국가에서 그런 것은 아니지만- 전일제 근로를 “전통적인 근무시간”에 수행하는 여성의 수가 많아진 경우 그러하다. 남녀 급여 격차의 개선 역시 소득 불평등 감소에 일조하고 있다.

전반적으로, 제5장의 증거자료를 보면 일하는 여성이 속한 가구의 비율이 20-25년 전과 동일한 수준이라고 가정했을 때(61%가 아니라 52%라고 가정했을 때) 소득 불평등은 평균적으로 실제보다 거의 1 지니포인트가량 높아진다. 노동시장의 여성 참여가 갖는 일반적인 효과 외에 전일제 근로 여성의 비율이 높아진 점과 여성들의 상대적 임금이 높아진 점 역시 1 지니포인트의 효과를 부가했다(그림 1.9).

이러한 결과가 앞으로도 지속되도록 하려면 각국 정부는 저임금 여성의 급여 잠재력을 강화하고 여성들의 경력 발전을 막는 유리 천장 문제를 해결하는 정책을 추구해야 한다. 정부는 또한 공공 서비스 부문에서 기회의 평등을 보장하며 여성의 공직 진출을 촉진함으로써 다른 고용주들에게 모범을 보여야 한다.

그림 1.9. 모든 OECD 국가에서 여성의 고용은 불평등 심화에 제동을 걸었다

구성 및 임금 구조의 영향이 가구 가처분소득의 지니계수 비율 변화에 기여한 정도, 1990년대 중반부터 2007년 또는 경제위기 전 최근 연도



주: 생산연령(25-64세) 가구 대상. 분석 결과는 재중심 영향 함수(Recentered Influence Function (RIF)) 회귀에 근거하고 있다. 여성 고용 변화의 병용 효과는 구성과 임금 구조 효과를 둘 다 포함하는데 각각은 참여, 업무 집약도, 업무기술의 성격 등 세 가지 요소를 조합하고 있다. 데이터는 1990년대 초/중반부터 경제위기 전 최근 연도까지의 변화를 의미한다.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207774>

### 1.6. 재산 집중은 격차를 심화시키며 다수의 투자 기회를 제한한다

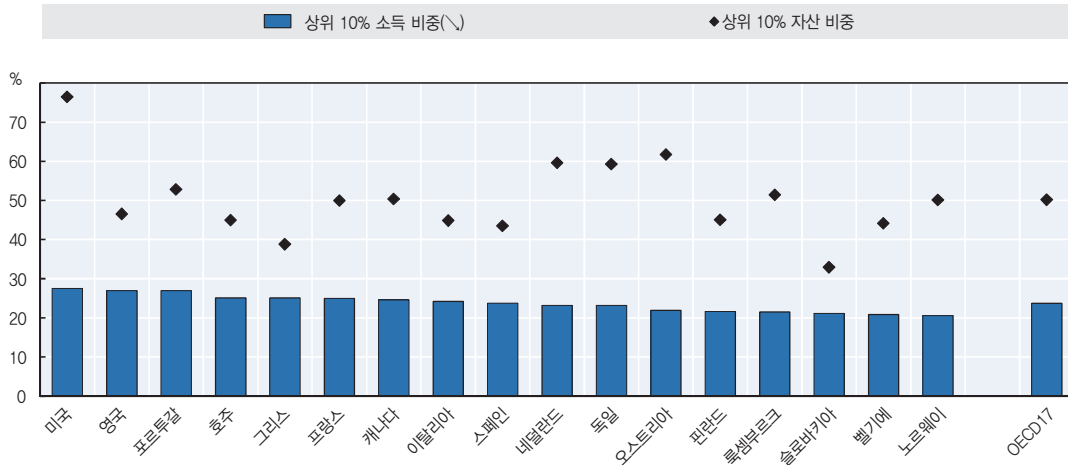
사람들의 소득, 특히 세금 및 급여 후(after taxes and benefits) 소득을 이해하면 이들이 기본적인 생활을 할 수 있으며 교육, 주택 등에 장기적인 투자를 할 수 있는지 등에 대해 감을 잡을 수 있다. 그러나 자본소득을 창출하여 사람들의 개인적 상황을 형성하고 좀 더 광범위한 사회 경제적 힘을 만드는데 있어서 재산 역시 중요하다. 이는 의심의 여지가 없다. 축적된 재산 자본소득을 창출할 수 있으며 그렇게 되면 소득 불평등이 심화될 수 있다. 기본적으로, 소득은 사람들이 근로, 이전 또는 임대를 통해 매월 벌어들이는 현금이고, 부는 그들이 시간이 흐름에 따라 은행계좌와 부동산, 주식 등의 자산에 축적하는 돈이다. 소득에 관한 비교 가능한 데이터는 부에 관한 데이터보다 훨씬 많으며, 이것이 아마도 부의 불평등이 최근까지도 간과되었던 이유를 부분적으로나마 설명할 수 있을 것이다.

#### 부는 소득보다 불평등하게 분배된다

가구의 부(특히 금융자산)는 소득보다 훨씬 더 불평등하게 분배되어 있다. 비교 가능한 데이터가 있는 18개 OECD 회원국에서 하위 40%는 전체 가구 부의 3%만을 소유하고 있다. 비교하자면, 전체 가구소득에서 이들의 비중은 20%이다. 반면 자산 소유측면에서 상위 10%는 전체 가구 자산의 절반을 소유하고 있으며 최상위 1%는 18%를 보유하고 있다. 소득 상위 10%는 모든 현금 소득의 25% 정도를 소유하는데, 노르웨이의 20%부터 미국의 28%까지 분포하고 칠레와 멕시코의 경우 40%에 육박한다. 그러나 소득 불평등 수준이 낮은 국가가 반드시 자산 집중도 덜한 것은 아니며 오스트리아, 독일, 네덜란드가 그 예가 된다(그림 1.10).

그림 1.10. 소득보다 부가 상위권에 더욱 집중된다

가구 가처분소득 상위 10%와 가구 순자산 상위 10%가 차지하는 비중, 2012년 또는 자료가 나와 있는 최근 연도



주: 소득은 가처분 가구소득을 가구 규모 기준으로 보정. 자산은 순 민간 가구 자산을 의미. 자료는 소득 상위 10%의 비율(막대그래프)과 보유 자산 상위 10%의 비율(다이아몬드).

출처: OECD Wealth Distribution Database and OECD Income Distribution Database(www.oecd.org/social/incomedistribution-database.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207780>

어떤 한 시점의 부의 현황을 포착하는 것도 어려운 일이지만,<sup>3</sup> 흐름을 추적한다는 것은 2배는 더 어려운 일이다. Piketty(2014)는 1970년대 이후 8개 OECD 국가에서 자료를 취합하여 이런 결론을 내렸다. 소득과 마찬가지로 민간 재산도 최근 수십 년간 훨씬 더 불평등하게 분배된 경향이 있으며 이는 20세기 중 상당기간 동안 발생한 장기적 감소세를 반전시켰다. 이렇게 된 데에는 몇 가지 요인이 일조했는데 가장 눈에 띄는 것은 소비자 물가 대비 주가와 주택가격의 상승이다.

경제위기 이후 부의 불평등 추세가 더 심화되었음을 보여주는 조짐이 있다. 6개 OECD 국가로부터 나온 비교 가능한 자료를 보면 4개국에서 경제위기로 인해 부의 상위층 집중이 심해졌고 5개국(호주, 캐나다, 이탈리아, 네덜란드, 미국)에서는 하위층의 부의 불평등이 심화되었다.

### 부의 이면: 부채

부동산, 일반적으로 가족이 거주하는 주택은 부자이건 아니건 간에 부의 주된 출처이다. 이들은 평균적으로 전체 자산 가치의 75%를 차지한다. 주식 등 금융자산이 상당한 부의 원천이 되는 경우는 부유층들뿐이었다.

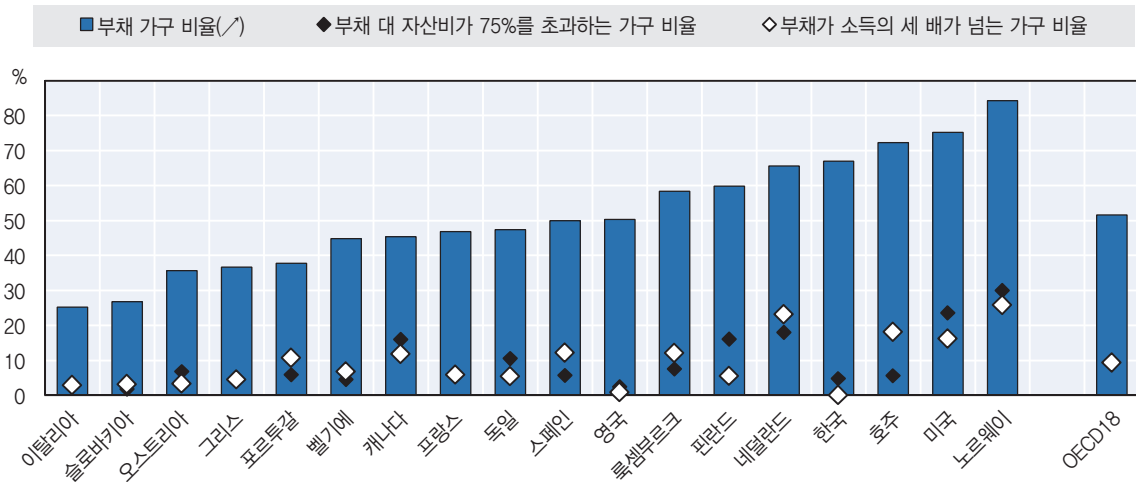
부의 이면에는 부채가 있다. 일부 국가의 경우 부채의 규모와 집중 정도를 우려해야 할 이유가 충분한데 이들 부채는 대개 가족이 거주하는 주택 담보 대출의 형태로 이루어진다. 최근 금융 및 경제위기에서 목격된 바와 같이 일부 가구에 부채가 집중된 경우 상당한 자산을 보유한 가구라 할지라도 자산가치에 갑작스러운 변화가 발생할 경우 위험에 빠질 수 있다. 그렇게 되면 경제 전체의 소비와 투자에 영향을 미칠 수 있다.

자료가 나와 있는 18개 OECD 국가의 경우 전체 가구 중 거의 10% 정도가 과도한 부채를 안고 있다. 즉, 부채 대 자산비가 75%를 초과하거나 부채가 소득의 3배를 넘고, 네덜란드와 노르웨이, 미국의 경우 그 비가 16%를 초과한다(그림 1.11). 부채 가구의 비율이 가장 높은 것은 중간소득층, 즉, 상위 5분위와 하위 5분위를 제외한

집단이었다. 하위 분위 가구의 경우 1/3 정도만 부채가 있었는데 이유는 빈곤가구의 경우 대출을 받기가 어렵기 때문이다.

그림 1.11. 전체 가구의 절반이 부채를 갖고 있으며 10%는 과도한 부채를 안고 있다

부채 및 과도 부채 가구의 비율



출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207792>

요약하면, 부는 소득보다 훨씬 더 편중되어 있으며 자산의 불평등이 시간이 흐르면서 심화되고 있다고 믿을만한 근거가 있다. 부의 집중으로 발생하는 자본소득은 소득 불평등을 더욱 심화시키며 경제 성장을 악화시킬 수 있다. 그와 동시에 높은 부채 수준 및/또는 낮은 자산 보유는 중하위 집단이 인적자본 등에 투자할 수 있는 능력과 위험감수 여력에 악영향을 미친다. 이는 부 보유의 불평등이 잠재적 성장을 악화시킬 수 있는 두 번째 경로가 된다.

## 1.7. 기회의 평등을 촉진하기 위해 지속 가능한 정책 패키지 설계

불평등 심화는 불가피한 현상이 아니다. 정책 입안자들은 성장을 촉진하면서도 불평등을 해소하고 모두를 위한 기회를 장려할 수 있는 수단과 방법을 갖고 있다. 하지만 선택할 수 있는 단 하나의 모델이나 정책 조합은 존재하지 않는다. 국가마다 자국의 상황에서 불평등의 근원에 존재하는 핵심 요소에 따라 자국의 패키지를 설계할 필요가 있다. 또한 각국이 불평등 문제를 어떻게 해결하는가는 각 사회가 연대감, 재분배, 평등 등의 가치가 얼마나 중요한지에 대해 어느 정도의 공감대를 형성하고 있으며 평등 촉진에 있어 정부에게 어떤 역할을 맡기느냐에 따라 서로 달라진다(Atkinson, 2015 참조).

본 보고서에서는 불평등이 어떻게 성장을 악화시킬 수 있는지를 보여줌으로써 불평등 해소를 위한 정책 선택 논의에 있어 특별한 측면을 덧붙이고 있다. 불평등을 성공적으로 완화할 경우 장기 성장을 촉진할 수 있다는 점을 사람들이 깨닫게 되면 불평등 해결 문제는 더욱 시급해진다. 뿐만 아니라 보고서에 따르면 경제 성장에 있어 특히 중요한 것은 하위 40% 집단의 입장이다.

각국이 불평등을 완화하고 성장을 강화하기 위해 선택할 수 있는 정책을 파악하는 데에는 두 가지 접근방식이 있다.



- 첫째, 어떤 정책이 성장을 가장 잘 촉진할 수 있는지 파악한 후 그 잠재적 재분배 효과를 분석한다. 이러한 접근은 최근 OECD 연구(예: OECD, 2008; Causa et al. 2014)에서 채택하고 있으며 친 성장적 정책 도구상자 안에서 1인당 GDP 성장 촉진과 소득 불평등 완화 측면에서 2배의 효과를 낼 수 있는 개혁을 찾아내는 것이다. 여기에서는 또한, 장기 실업자들의 실업급여 줄이거나 단체 임금 협상의 행정적 확대 등 개혁이 양자 택일의 문제를 야기할 수 있는 여타 정책 분야를 파악한다.
- 두 번째 접근은 불평등 문제를 가장 잘 해결할 수 있는 정책 분야를 파악한 후 그것이 성장에 미치는 영향을 평가하는 것이다. 이러한 접근은 “Growing Unequal?” (2008)과 “Divided We Stand” (2011) 이후 불평등의 동인과 원인에 관한 OECD 연구를 바탕으로 발전하고 있으며 정책 패키지를 위한 가장 유망한 요인들은 아래에서 논의하고 있다.

두 접근을 대체로 서로 공존할 수 있는 것으로 볼 수도 있을 것이다. 그러나 경제 성장에 우선순위를 두는 국가와 성장의 혜택을 좀 더 평등하게 분배하는데 중점을 두는 국가가 우선순위를 두는 정책은 서로 다를 수 있다. 출발점이 어디든 간에 중요한 점은 활용할 수 있고, 활용해야 하는 중요한 정책 보완책이 존재한다는 점이다. 예를 들어, 정부는 성장 강화 정책을 추구할 수 있지만 그와 동시에 그 정책이 분배에 미칠 수 있는 잠재적 악영향을 보완할 보완책을 도입할 수 있다. 예를 들면 생산성이 강한 활동으로 이행해 감으로써 영향을 받을 수 있는 근로자들을 지원하는 충분한 정책을 가지고 경쟁에의 장벽을 완화하는 정책(예: 상품 시장 규제 완화)을 함께 시행하는 것은 좋은 아이디어가 될 수 있다.

가장 효율적인 정책 패키지는 불평등 문제를 나중이 아니라 발생 시점에 해결하는 것이다. 이전 및 세금에만 기반한 재분배 전략이 반드시 효과적이거나 재정적으로 지속 가능하다고 볼 수 없다. 정책은 목표 집단과 적용하는 정책 도구에 있어서 광범위하게 적용될 필요가 있다. 즉, 빈곤만을 겨냥하는 것은 올바른 해법이 아니다. 본 보고서의 분석을 보면 성장을 가로막는 것은 최빈곤층의 상황뿐만이 아니고 서민층 및 중하위 집단이라는 좀 더 광범위한 집단의 상황이다. 그러므로 정책은 하위 40%를 겨냥하여 이행되어야 한다.

본 보고서의 분석에서 보여주는 바와 같이 일부-전부는 아니라 하더라도- 소득 불평등 완화 정책은 공정성을 강화할 뿐만 아니라 성장을 지속 가능하게 만들어줄 것이다. 이러한 정책을 찾는 것이 포용적 성장을 달성하고자 하는 OECD의 새로운 전략 내에서 특히 중요성을 갖는다([www.oecd.org/inclusive-growth](http://www.oecd.org/inclusive-growth) 참조). 포용적 성장이란 모두를 위해 기회를 창출하고 번영의 혜택을 공정하게 분배하는 성장을 말한다(OECD, 2014d, 2014e).

불평등 해소에 효과적인 정책을 파악한 후 그것이 성장에 미치는 영향을 평가하는 접근에 따라, 본 보고서에서는 커지는 빈부격차를 줄이고 모두를 위한 기회를 되살리기 위한 효율적인 정책 패키지 전략을 제안한다. 이는 4개 부문에 정책의 초점을 맞추고 있다. 그것은 바로 여성의 경제활동 참여, 고용촉진과 질 좋은 일자리, 기술과 교육, 효율적인 재분배를 위한 세금 이전 제도이다.

### 여성의 경제활동 참여

고용과 소득의 남녀간 격차가 줄어들고 있기는 하지만 여전히 그 차이는 크며 노동시장에서 남녀 차별을 근절하기 위한 정책이 필요하다. 이 의제는 G20를 위한 국제기구 공동 보고서에서 나타난 바와 같이(OECD-ILO-IMF-WB, 2014) OECD와 신흥국가에 동일하게 관련 있다. 모든 형태의 직간접적인 차별과 괴롭힘 - 성별, 임신, 출산, 가정에 대한 책임을 근거로 근로자를 차별하는 행위 포함- 으로부터 모든 근로자를 보호하기 위해 명확한 법적 체제를 수립하는 것은 여성 고용 및 경력 발전의 장애물을 제거하기 위한 공식적인 구조를 제공하는데 도움이 될 수 있다(교육, 고용, 기업활동에 있어서 양성 평등을 촉진하기 위한 광범위한 정책원칙 및 의지는 OECD Gender Recommendation을 참조. OECD, 2013b).



이러한 조치의 예로는 캐나다, 한국, 미국에서 도입된 대로 여성 근로자가 출산 휴가 이후 동일한 임금, 동일 직급으로 직장에 복귀할 권리를 보장하는 노동법 등이 있다. 동일한 업무 또는 동일한 가치를 지닌 업무에 대해 동일한 임금을 지급하는 원칙 역시 노동법과 관행뿐만 아니라 단체 협상에서 존중되어야 한다. 인도네시아의 경우 평등 고용 기회 지침을 정부가 사회적 파트너들과 협의하여 만들었으며 여기에서는 동일한 가치를 지닌 업무에 대해 남녀 근로자에게 동일한 임금을 지급해야 한다는 원칙을 설명하고 있으며 차별적인 임금 지급 관행을 구별하는 방법에 대한 지침을 제시하고 있다.

직장과 가정생활의 조화를 뒷받침하는 조치 역시 남녀가 동등하게 노동시장에 참여하도록 하는 데 중요하다(OECD, 2012a; OECD 2014b). 여성들은 직장생활과 가정생활을 병행하기 어려워 시간제로 일하거나 직장을 그만두는 경우가 많다. 이러한 장애를 없애기 위해 광범위한 정책이 필요하다. 많은 국가에서 정부와 기업이 가족 친화적인 정책 -육아 휴직, 보육, 방과후 보육, 탄력근무제 등- 을 시행하여 자녀를 양육하는 근로자들을 돕고 있다. 예를 들어 프랑스와 북유럽 국가의 경우 어린 자녀를 둔 부모들에게 공적으로 일-가정 양립지원(reconciliation support)을 제공하고 있으며 높은 여성고용률과 높은 출산율이라는 두 마리 토끼를 모두 잡는 데 성공함으로써 인구학적 혜택을 미래로 전달하고 있다.

무급 노동을 분담할 수 있도록 하는 한 가지 정책 옵션은 아버지들만 이용할 수 있는 휴직을 법제화하는 것이다. 많은 국가에서 부성 휴가를 며칠에서 2주까지 주고 있으며 프랑스, 스페인, 영국 등이 이에 속한다. 독일, 이탈리아, 프랑스 등 많은 국가에서는 정책적으로 아버지들에게 “사용하지 않으면 사라지는” 두 달 이상의 유급 양육 휴가 중 일부를 사용할 수 있는 배타적인 권리를 부여하거나 부부가 휴가를 번갈아 낼 경우(정도는 다양하지만) 휴가 기간 중 소득 지원을 제공하면서 “보너스” 휴가를 줌으로써 휴가를 내고 어린 자녀를 돌볼 수 있도록 장려하고 있다. 하지만 한국과 일본에서는 육아휴직을 사용하는 남성이 거의 없으므로 육아휴직을 하는 남성에게 사회적 낙인이 찍히지 않도록 사람들의 사고 방식을 변화시키는 정책이 함께 적극적으로 추진되어야 한다(예: 일본의 이쿠멘 프로젝트). 또 다른 최근의 정책 변화는 호주의 부성 휴직제도 내에서 국가 최저임금 수준으로 최대 2주간 지급하는 “부성급여(Dad and Partner Pay)”를 포함시킨 것이다. 아버지 육아휴직(Parental leave)은 최근 아르헨티나, 브라질, 홍콩에서도 도입되었다.

제4장에서 강조한 바와 같이 여성들은 저임금 또는 최저임금 직종에 몰려있는 경우가 많다. 적절한 최저임금은 근로 빈곤 증가와 불평등 심화에 대해 커지는 우려를 해소하는데 도움이 될 수 있다. 몇몇 국가에서는 대다수가 여성인 가사도우미들의 근로 조건을 개선하고 이들이 수행하는 경제활동의 비공식성(informality)을 줄이기 위한 조치도 취하고 있다. 예를 들어 프랑스와 캐나다(퀘벡)의 경우 고용관계 체결 및 공식화를 촉진하기 위해 모범 계약서를 도입했다. 일부 신흥국가에서도 공식화를 장려하기 위한 재정적 조치를 도입했는데 브라질의 “Simple Law” 또는 멕시코의 “Regimen de Incorporacion Fiscal”이 그 예가 된다. 남아공 등 그 외 신흥국가에서는 최저임금제 도입과 근로시간 감축, 시간외근무, 임금 인상, 휴가 도입 등을 통해서 가사도우미의 근로 여건을 개선하기 위한 조치를 취했다(Basic Conditions of Employment Act, 2002).

고용 참여의 남녀간 격차 외에, 여성은 최상위권으로 승진하고자 할 때 유리천장에 부딪히게 된다. 의사결정권이 있는 자리에 더 많은 여성이 올라갈 수 있도록 하기 위해 각국은 할당제를 도입(예: 프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인)하거나 목표를 설정(덴마크)하기도 하고 계획을 공개하거나(미국) 과정을 모니터링하고 있다.

## 고용 촉진과 질 좋은 일자리

평등한 기회를 촉진하고 불평등을 완화하는 가장 좋은 방법은 고용과 질 좋은 일자리에 대한 접근성을 여성들뿐만 아니라 모든 이들에 대해 늘리는 것이다. 제4장의 분석에 따르면, 경제위기 전에는 고용세가 크게 성장했음에도 불구하고 소득 불평등도 커졌다. 그 이유 중 하나는 1990년대 중반 이후 창출된 고용의 절반 이상이 비정규직이기 때문이다. 시간제 근무나 자영업 등 비정규직 일자리가 가정과 직장생활을 조화시키고자 하는 많은 여성들의 의도에 들어맞을 수는 있지만 중숙련(middle-skill), 중소득(middle-income) 일자리를 없애버리고 저숙련 비정규직 근로자들의 소득을 낮춤으로써 소득 불평등 심화에 일조하고 있다. 고용률 증가와 소득 격차 증가의 순환 고리를 끊기 위해서는 일자리의 양뿐만 아니라 질에 중점을 두는 포용적인 노동시장 정책이 필요하다.

일자리 질을 높이기 위한 새로운 OECD의 개념적, 운영적 체계를 보면, 정책은 일자리의 3가지 측면, 즉 소득의 질, 노동시장 안정성, 업무환경의 질에 초점을 맞춰야 한다(OECD, 2014c). 소득의 질은 일자리가 근로자의 물질적 생활 수준에 어느 정도 기여하는가를 의미한다. 노동시장 안정성은 경제적 안정성의 노동시장 관련 측면을 의미한다. 선진국의 경우, 실직 위험과 실직 근로자가 받을 수 있는 소득 지원에 초점을 맞춘다. 신흥 국가의 경우 숨은 실업과 극도로 저임금을 받는 불완전고용(under-employment) 역시 고려되어야 한다. 업무 환경의 질은 근로자의 건강과 웰빙을 해칠 수 있는 업무긴장도의 발생 등 업무의 비경제적 측면을 의미한다. 업무긴장도는 근로자에 대한 높은 수요가 이에 대응할 수 있는 낮은 자원과 결합할 경우 발생한다.

선진국에 관한 중요한 연구결과로는 일자리의 수와 질의 여러 측면이 다른 국가와 인구집단 그리고 개인과 평생동안 긍정적으로 상호 연관되는 경향이 있다는 점이다. 이것이 의미하는 바는, 정책과 제도를 잘 조합하면, 노동시장 성과의 모든 측면에 걸쳐 긍정적인 결과를 낼 수 있다는 것이다. 일자리의 질과 양 모두에 있어서 불평등을 완화하기 위해서는 몇 가지 측면에서 부족한 성과를 보이는 근로자들, 특히 청년층과 저숙련 근로자들을 대상으로 정책이 시행되어야 한다. 오히려 신흥국가에서는 일자리의 질과 양이 양립하지 못하는 경우가 많다. 문제는 실업 자체가 아니라 고임금에 보호받는 일자리가 부족하다는 점이다. 그래서 일자리의 질에 대한 정책적 조치가 요구된다. 실제로 일자리의 질과 포용성은 경제성장과 사회 안정에 긍정적인 역할을 수행한다는 증거가 속속 나오고 있다. 그러나 모든 국가에서 업무 환경의 질을 개선하는 것은 근로자의 웰빙에 영향을 미칠 뿐만 아니라 생산성 향상 및 공공보건 비용 감소 등 직접적인 경제적 영향도 미친다. 이 분야에서 정책은 업무 관련 건강문제를 예방하기 위해 산업보건제도(occupational health system)의 효과성을 증진하는 것뿐만 아니라 이 문제에 관련하여 사회적 대화와 고용주의 사회적 책임을 장려하는데 초점을 맞춰야 한다.

## 적극적 노동시장 정책

급여제도, 고용 및 훈련 프로그램과 고용 서비스 제도의 설계와 이행은 실업 및 불완전 고용, 급여 의존을 뿐만 아니라 근로자와 일자리를 연결시켜주는 정도에 있어서도 중요한 동인이 된다. 최근 활성화 정책에 관한 OECD의 연구(Connecting People with Jobs)에 따르면 급여 수급 조건과 그 관대함의 정도, 공공 및 민간 고용 서비스 운영, 적극적 노동시장 프로그램을 위한 자원, 이들 자원을 서로 다른 집단에 배분하는 데 있어 상당한 차이가 있다.

효과적인 활성화를 위한 정해진 공식은 없다. 실직 근로자를 위한 적극적 노동시장 조치는 목표 집단별로 다양하다. 장기 실업자들의 경우 기술 습득과 업무 경험을 바탕으로 유급 일자리를 찾을 수 있도록 도와주어야 하며(예: 호주의 “Work Experience Phase”) 일본의 고용 서비스 센터 및 개인화된 실행계획처럼 집중적이고 구체적인 사례 관리 및 개입과 결합되어야 한다.

장애인들의 경우, 정책은 이들의 장애보다는 남아있는 근로 능력을 강화함으로써 노동시장에서 영원히 이탈하지 않도록 예방하는데 초점을 맞춰야 한다. 호주, 네덜란드, 스위스, 영국, 북유럽 국가 등지에서는 수동적인 장애 급여를 개혁을 통해 재고용 시각에서 좀 더 적극적인 급여로 변모시켰다. 더욱 강력한 게이트키퍼 메커니즘과 기간한정 급여를 도입했거나 기존 수급자의 적격성 재평가를 통해 장애인 급여의 구조적 개혁을 추구했던 국가들은 장기 실업자들이 장애인 급여 제도로 흘러갈 위험을 막고 세계금융위기 기간 중 장기적인 지출을 완화하는데 성공했다. 이러한 정책은 스웨덴, 네덜란드, 스위스에서 도입했는데 이들 모두 장애인 급여 수요를 감소시키는데 성공했다. 반면 장애인 급여 개혁에 실패한 국가들은 증가하는 수급률 문제와 씨름하고 있다. 에스토니아와 미국의 경우 10% 이상 증가하고 있다(OECD, 2010).

고령 근로자의 경우, 정책은 근로와 은퇴 결정에 있어서 더 많은 선택권(시간제 고용 포함)을 허용하고 고령 고용 및 고용가능성을 촉진(예: 독일의 “the Perspective 50plus”, 캐나다의 “Targeted Initiative for Older Workers”)하도록 설계되어야 한다. 고령 실직자들을 구직 요건에서 완전히 배제하는 프로그램들은 이제 폐기되고 있으며 집중적인 활성화 조치에서 부분적으로 배제하는 조치 역시 점점 줄어드는 상황이므로 고용가능성 강화의 중요성은 더욱 커지고 있다.

직접적인 고용 창출 제도는 장기 실직자들과 여타 소외 집단이 노동시장과 접촉을 유지할 수 있도록 하는 유용한 안전장치로 기능할 수 있다(OECD, 2015c). 인도는 가입률이 세계 최대인 공공 근로 프로그램(National Rural Employment Guarantee Scheme, NREGA)을 운영하고 있는데 이 프로그램은 시골지역 노동자들의 단기 빈곤을 완화하고 고용 및 소득을 원활히 지원하는데 중요한 역할을 하고 있다. 그러나 이 프로그램은 재정부족과 이행능력 부족으로 거의 사용되지 않고 있으며 빈곤한 주(州)에서는 더욱 그렇다.

많은 국가들이 관리비용을 낮추고 지원의 이용률과 효과성을 강화하기 위해 수 많은 사회급여 프로그램을 간소화하는 개혁을 시행해오고 있다. 예를 들어 영국의 경우 현재 6개의 자산조사 이전 프로그램을 단일한 보편적 크레딧(Universal Credit)으로 통합하는 개혁을 추진 중이다. 이 개혁의 분배적 결과가 어떻게 될지 논하기에는 아직 시기상조이다.

### 청년층을 타깃으로

청년들이 기능을 익히도록 하고 노동시장에서 더 좋은 출발을 하며 경력상 발전할 수 있도록 지원함으로써 이탈률을 낮추고 저임금 일자리로 가는 것을 막으려면 더 많은 조치가 이루어져야 한다. OECD “청년실천계획(Action Plan for Youth)”에서는 높은 청년 실업률 문제를 해결하기 위해 일련의 조치를 권장하고 있는데, 구체적으로는 적극적 노동시장 전략을 확대하고 고용주들이 질 좋은 견습 또는 인턴십 프로그램을 확대하도록 장려하는 한편 교육 제도, 직업교육과 훈련의 역할과 효과성 강화와 학교에서 직장으로의 이행 지원을 통해 청년층의 장기적 가능성을 확대하는 것이다(OECD, 2013c).

두 번째 기회 프로그램을 통해 고교 중퇴자들을 돕는 것은 이들이 저임금 일자리에 묶이지 않도록 하는 효과적인 방법이 될 수 있다. 예를 들어, 프랑스의 “두 번째 기회 학교(Second-Chance School)”에서는 학교를 중퇴한 18-25세 청년들이 고교를 졸업할 수 있는 기회를 주는 것이 목적이다. 실직한 청장년들에게 훈련 및 재훈련 기회를 주는 것도 중요하다. 호주 등 많은 국가에서는 25세 이상의 사람들에게 견습 제도를 개방함으로써 나이가 있는 저숙련 근로자들이 훈련을 받을 수 있는 기회를 넓혔다.

실직기간이 길어지면 영구적인 상처로 남을 수 있으며 향후 소득이 줄고 불평등이 커진다. 청년층의 경우, 영국의 “청년계약(Youth Contract)”이나 프랑스의 “Zérocharges Jeunes”, 이탈리아에 최근 도입된 세금 인센티브 제도 등 다양한 형태의 고용 인센티브가, 특히 저숙련 청년들에게 근로 기회를 제공하는 단기적 조치로

고려될 수 있다. 그러나 이러한 프로그램은 교육과 결합됨으로써 저임금의 탓이 되기보다는 정규직 고용으로 돌아가는 디딤돌 역할을 해야 한다. 이러한 제도의 좋은 예가 영국의 “미래일자리기금(Future Jobs Fund)”으로, 세계경제위기의 결과가 청년층들에게 상처로 남는 것을 피하는 것이 목적이다. 중장기적으로는 많은 국가가 좀 더 매력적인 옵션을 도입함으로써 젊은이들이 공부와 업무 경험을 결합시킬 수 있도록 하고 이들이 직업 교육과 훈련에 참여할 수 있도록 장려해야 한다. 이러한 방향의 유용한 예가 독일과 호주의 경험이 될 것이다.

청년 실업자들을 위한 독특한 제도도 있다. 최근 도입된 EU의 “청년보장(Youth Guarantee)”과 그 전신인 북유럽의 보장제도, 호주의 중퇴자들을 위해 구직보다 교육에 우선순위를 두는 제도 등이 이에 속한다. 일부 국가에서는 집중 상담(청년보장, Youth Guarantees) 등 특별 활성화 프로그램을 통해 실업상태의 비활동 청년들이 급여 의존의 탓에 갇히지 않도록 하고 있다. 청년 보장제도는 주택부족, 건강문제 등의 장애물을 해결하고 구체적인 개발 계획을 수립하기 위해 여러 서비스 공급자(보건, 사회적 지원, 고용, 경력 가이드, 교육과 훈련 등)들 간의 강력한 조율을 필요로 한다. EU 청년보장은 학교를 중퇴하거나 실직하지 4개월 이내인 25세 미만 청년들이 자신의 교육수준, 보유 기능, 경력에 맞는 좋은 일자리를 찾거나 견습, 훈련 또는 계속적인 교육을 통해 향후 일자리를 찾는 데 필요한 교육과 기술, 경험을 습득할 수 있도록 함으로써 청년들이 성공적으로 직장에 안착할 수 있도록 하는데 그 목적이 있다. EU 청년보장은 청년들의 학교에서 직장으로의 이행에 투자하는 것이 그만큼의 가치가 있음을 보여주는 오스트리아와 핀란드의 성공적인 경험에 근거하고 있다.

특히 학업과 직장을 병행하는 청년들이 업무 중 습득한 기술과 역량을 인정받도록 지원하는 정책도 있다. 예를 들어 슬로베니아의 경우, “Nefiks”라는 프로그램이 있는데, 비공식적으로 습득한 업무 경험을 검증하는 디지털 도구를 제공한다. 이 도구는 청년이 잠재적 고용주에게 관련 기술을 입증할 수 있도록 하는데 사용되는 인증서를 발급한다(OECD, 2014c).

### 노동시장 제도 개혁

저임금 및 근로 빈곤은 불평등 심화 문제를 다룰 때 주된 정책적 과제이다. 최저임금제도의 경우 제대로 설계되고 적절한 조세와 이전제도에 반영된다면 저임금 근로자와 저소득 가정을 지원하면서 실직으로 인한 큰 손실을 막을 수 있다(OECD, 2015c). 효과적인 최저임금제도를 설계하려면 여러 가지가 필요하다. 우선, 최저임금의 수준과 조정에 대한 결정에 독립적인 협의체가 관여하도록 해야 한다. 그리고 연령뿐만 아니라 지역별로 평균소득 수준에 차이가 있음을 감안해야 하며 이행을 강제해야 한다. 그리고, 비임금 노동비용에 대한 사회보장보험료를 최저임금 수준으로 낮춰야 한다. 그와 동시에 최저임금만으로는 부족한 반빈곤 조치(rather poor anti-poverty toll)가 되는 경향이 있다. 첫째, 근로 빈곤이 낮은 급여 수준과 맞물려 있지만 최저임금 근로자 중 상당수가 소득수준이 빈곤선 이상인 가구에 거주한다. 둘째, 최저임금 정책과 여타 재분배 조치 간의 조율이 부족하면 최저임금효과가 감소될 수 있다. 예를 들어 세금이 높아지고 급여 수입이 줄어들면 최저임금 상승분의 상당 부분을 잡아먹을 수 있다.

정책은 임금수준뿐만 아니라 그 분배 수준도 다뤄야 한다. 이러한 점에서 이전 분석자료에 따르면 노조가입률 감소가 임금 분배에 불평등화 효과를 가져다 주었다(OECD, 2011). 그러므로 사회적 대화와 노사관계를 개선하는 것은 좀 더 평등하고 포용적인 성장의 또 다른 주요 요소이다. OECD 국가와 신흥국 모두 높은 노동조합 조직률과 노조협상 적용률, 그리고 임금 협상의 중앙집중화/조율은 전반적으로 낮은 임금 불평등을 수반하는 경향이 있다. 물론 이러한 효과의 규모와, 여성들에게도 효과가 있는지에 대해서는 일부 이견이 있다(OECD, 2004; Golden and Londregan, 2006; card et al., 2003; Hayter, 2015). 노조가입 여부가 아니라



노조협상 적용률이 더욱 중요해 보인다. 왜냐하면 많은 국가에서 한 산업 부문 내에서 단체 협약이 법적 또는 행정적으로 확대되는 모습을 보이고 있기 때문이다.

노동시장 분절화 해결과 좀 더 균형잡힌 고용 보호 역시 일자리의 질을 높이고 불평등을 개선하는데 중요한 요소이다. 임시 고용은 현재 및 미래의 장기적 소득을 낮추는데 일조한다. 임시 고용이 좀 더 안정적인 고용으로의 디딤돌 역할을 할 수도 있지만 정규직 구직을 장려하기보다 정규직 일자리를 대체해버릴 수도 있다. 뿐만 아니라 일부 국가에서는 노동시장이 고도로 분절화되어 있기 때문에 안정적인 일자리로 이행될 가능성이 낮다. 이는 여러 계약 형태의 근로자들에게 적용하는 좀 더 단일화된 고용보호법(EPL, employment protection legislations)이 중요함을 보여준다.

최근 경제위기 발발 이후, 영구 계약에 대해 비교적 엄격한 고용보호법을 갖고 있던 많은 국가들은 개인 혹은 집단 해고에 대한 규제를 완화하는 개혁을 시행했다. 이로 인해 정규직과 임시직 근로자에 영향을 미치는 규정의 엄격성 차이가 좁혀졌다. 이러한 개혁은 노동력을 가장 생산적인 이용에 배분할 수 있도록 하고 노동시장의 이중구조도 개선할 것으로 기대된다. 그러나 단기적으로 일부 근로자들은 재배분 과정에서 타격을 입을 수 있다. 해고된 근로자의 수가 증가할 것으로 보이고 이들은 소득 손실을 경험할 가능성이 크다(OECD, 2013f). 그러므로 정부는 효과적인 재고용 서비스뿐만 아니라 적절한 사회보호 및 실업급여 제도를 갖추는 것이 중요하다. 이번에도 EPL 개혁의 성공은 사회적 파트너들과 정부 간 대화의 기반이 얼마나 강력한가에 달려 있다.

효율적인 공공 고용 서비스도 좀 더 평등한 노동시장을 만드는데 도움이 될 수 있다. 활성화 정책의 효과성과 대응성은 많은 국가에서 광범위한 제도적 개혁에 의해 개선되어 왔다. 다양한 정책 조치가 고려되어 왔다. 한 가지 옵션은 고용지원을 급여 관리 서비스와 통합시키는 것이다(영국, JobCentre Plus). 또 다른 옵션은 노동시장 및 지원 프로그램의 이행을 조율하는 별도의 기관을 만드는 것이다(미국, Workforce Investment Boards). 또는 통합된 사회지원 정보 시스템을 만들 수도 있다(터키, ISKUR). 이들 이니셔티브의 효과성은 특히 서비스가 외주로 이루어지는 경우에는 신중한 성과 관리를 통해 더욱 개선될 수 있다(호주의 경우).

핀란드, 아일랜드, 스위스, 호주 등의 경험에 따르면 기관 및 조직(민간부문 및 비영리 부문 포함) 간의 파트너십 접근은 서비스 전달의 조율을 개선시킬 수 있는데 소외된 집단이나 실업률이 높은 지역의 경우 더욱 그렇다. 핀란드에서는 초장기 실업자들에 대한 공동관리 서비스 센터의 설립에 제도적 인센티브-중앙정부와 지방정부가 목표 집단에 지급될 급여 비용을 분담하는데 합의-가 수반되었다.

공공 및 민간 고용 서비스의 효과성 역시 성과 관리를 통해 개선될 수 있다. 성과는 취업 앞선 실적으로 측정되는 경우가 많은데 지원이 어려운 집단과 장기 고용이라는 성과가 나온 경우 특히 좋은 성과로 인정된다. 그러나 이러한 성과를 위한 목표가 국가, 지역, 지방정부 차원에서 지난해 실적을 상향 조정하거나 협상 등 즉흥적인 방법에 의해 설정되는 경우가 많다. 반면 호주와 스위스의 경우, 지역 노동시장의 특성과 구직자의 회귀 조정과 함께 전체 결과 측면에서 지방 고용 사무소의 성과를 측정한다. 이러한 접근을 택하면 관련된 변수를 제대로 측정할 수 있게 되고 성과에 영향을 미치는 추가적인 요소를 파악할 수 있으며 제대로 개발되기만 하면 비교적 정확하고 객관적으로 지방 사무소의 실적을 평가할 수 있다.

### 기술과 교육: 기회를 위한 투자

기회의 평등을 촉진하고 높은 불평등을 해결하기 위한 세 번째 영역은 더 나은 기술 및 교육 정책을 통해 인적자본에 투자하는 것이다. 제2장의 분석자료에 나와있듯이 사회경제적 배경이 열악한 개인이 고등교육을 받고 인적자본을 개발하기 어렵다는 점은 소득 불평등이 경제 성장을 저해하는 구조의 핵심에 자리한다. 그 반대도 사실이다. 높은 교육적 성과와 더 나은 기술이 장기적으로 경제 성장을 촉진하고 동시에 소득 불평등

심화 추세를 부분적으로 완화시키는 가장 중요한 요소 중 하나였다. 인적자본에 대한 투자는 중요한 유아기에 시작되어야 하며 의무교육기간 전반에 걸쳐 지속적으로 이루어져야 한다. 이렇게 되면 소외된 환경의 어린이들이 평등한 기회를 얻는데 도움이 될 것이다. 학교에서 직장으로서의 이행이 성공적으로 이루어진다면 근로자와 고용주는 근로기간 내내 역량 개발에 더욱 투자할 충분한 인센티브를 갖게 될 것이다.

#### 유아 보육 및 교육: 유아기의 잠재력: 사용하거나 없어지거나

유아기에 초점을 맞추는 것은 교육의 사회경제적 차이를 다루는데 있어 매우 중요하다. 아동기의 빈곤은 형성기의 아동이 발전해나갈 수 있는 범위에 격차를 발생시킬 수 있다. 이러한 격차는 아이들이 계발 촉진을 위한 개입을 심본 활용할 수 없게 되면 장기적으로 좀 더 심각한 결과를 누적시킬 수 있다. 이는 빈곤의 고착화와 미래 세대의 불평등으로 이어져 사회적 이동성 결여를 낳을 수 있다.

빈곤을 근절하고 아동 발달을 촉진하기 위해, 보육 서비스는 어린 자녀를 둔 부모들이 일을 할 수 있도록 보육 지원을 제공함과 동시에 취학 전 아이들이 배우고 성장하는데 필요한 안전한 환경을 제공해야 한다. OECD PISA 결과를 보면 양질의 유아 교육 참여(보육교사 당 아동 비율, 프로그램 지속기간, 아동 1명 당 지출비용으로 측정)는 15세가 되었을 때의 읽기 능력과 강한 상관관계를 보였으며 사회경제적으로 소외된 가정의 자녀들은 특히 그러했다(OECD, 2013c). 충분하지 않고 불평등한 보육은 부모의 육아 휴직 기간, 보육 비용, 세금-급여 제도, 그리고 보육의 질, 접근성, 가용성 등 다양한 장애물로 인한 결과이다.

OECD와 신흥국 모두 보편적 또는 준보편적 초등교육을 달성했지만 중등교육과 고등교육의 불평등 완화는 여전히 문제로 남아 있다. 교육적 성과 측면에 있어서, 선진국은 고교 졸업까지 학교에 다니도록 하는데 초점을 맞추고 있는 반면 신흥국들은 중학교 교육에 -더 나은 학습 투입 및 평등한 접근성을 통해- 조치를 취할 필요가 있다. 조건부 현금이전 역시 몇몇 신흥국의 경험을 보면 소외 집단의 자녀들이 학교에 출석하도록 하는데 도움이 될 수 있다. 뿐만 아니라 물리적 인프라 개선, 교사의 자질 및 학교 지배구조 개선도 교육의 질을 높이는데 필요하다. 예를 들어 남아공의 경우 학생들이 교직을 선택하도록 장려하기 위해 장학 프로그램을 도입하고 시골 지역 및 외딴 지역에 교사들을 유치하기 위해 2007년부터 초봉의 10% 수준의 급여 인센티브제를 도입했다 (Murtin, 2013).

중퇴 -즉, 고교 졸업 전 학교 자퇴- 역시 중요한 문제이며 학교를 자퇴할 위험에 놓인 청소년들을 조기에 발견하고 학교를 중퇴하고 실업자가 되거나 비활동인구가 되는 젊은이들을 위한 보수교육(remedial education)이 필요하다. 예를 들어 뉴질랜드의 경우, 자격이 있건 없건 학교를 중퇴하는 모든 학생에 대해 학교에서 교육부에 정기적으로 보고서를 제출한다. 교육부는 이 자료를 심사하여 “위기의” 청소년을 파악(자격조건과 점수를 근거로)하고 그들을 특별 서비스 담당자에게 직접 인계한다(OECD, 2014c). 학교 자퇴는 사회경제적으로 소외된 학생들 사이에서 특히 심각한 문제이므로 자퇴상황을 면밀히 검토하는 것은 그 속성상 평등과 사회적 이동 문제와 연관되어 있다(OECD, 2014f).

학업적 성공은 출석 및 학교 자원(교사의 능력이나 학교 시설 등)뿐만 아니라 부모가 학습 과정에 얼마나 참여하는가와 가정에서 어떤 자원을 사용할 수 있는가에 따라 달라진다. 그러므로 취학연령 자녀를 둔 가정을 지원하는 정책은 향후 빈곤 위험과 불평등을 감소시키는데 도움이 될 수 있다.

#### 취학연령 자녀를 둔 가족을 위한 정책

이들 정책은 저소득 아동의 학교 출석(전반적 또는 결정적 단계)을 장려하거나 빈곤 가정의 가처분소득에 부담이 될 수 있는 교복, 급식, 학교 장비 등 구체적인 비용을 충족할 수 있도록 설계될 수 있다. OECD 지역에서

학교 출석 장려를 위한 정책의 예로는 13세부터 15세 사이 학생들을 대상으로 한 호주의 자산조사 가족 세금급여의 증가를 들 수 있다. 가족의 소득을 높임으로써 자녀가 학교를 자퇴하고 돈을 벌어서 부족한 가족 소득을 보충할 필요가 없도록 하여 자녀들이 학교에 오래 다닐 수 있도록 장려하기 위한 것이다.

빈곤 가정 자녀의 재학률을 높이기 위해 멕시코에서 시행하고 있는 좀 더 광범위한 정책은 “Prospera” (과거 Oportunidades), 브라질은 “Bolsa Familia”인데 초등학교 3학년년부터 16세까지 학교에 재학 중인 아동들에게 현금을 지급하는 것이다(제7장 참조). 마지막으로, 아이들이 나이가 들면서 자퇴를 고려하는 많은 OECD 국가에서는 아이들이 계속 재학하거나 고등교육 기관으로 진학하고자 할 경우 가족 현금급여나 세금 혜택을 제공한다. 이들 정책을 적용하는 국가로는 오스트리아, 체코, 독일, 스위스(고등교육), 그리고 영국(추가 교육)이 있다.

가족들이 자녀에게 학교 관련 물품을 공급할 수 있도록 설계된 정책은 정기적 또는 일회성 현금 지급, 또는 초중등 학생들을 위한 소득세 감면의 형태를 가질 수 있다. 전자의 예는 프랑스로 학령 자녀를 둔 가정에 정기적인 세금공제를 제공한다. 후자의 예는 아일랜드의 피복비 지급, 이스라엘의 학교 준비물 구입을 위한 학령 자녀 대상 연간 자녀수당, 한국의 보훈연금에서 지급되는 교육 보조금, 포르투갈의 학비 보조금(포르투갈 가족수당 중 한 항목으로 지급)이 있다. 룩셈부르크 역시 아동 1명당 “새 학년” 학교 수당을 일회성 현금으로 지급하고 있다.

학교지원 역시 서비스의 형태로 이루어질 수 있는데 가장 흔한 것은 급식비 지원이다. 아침식사 클럽, 무상 급식, 무상 우유지원 등은 모두 성장하고 배우는 어린이들의 영양상 필요를 채우는데 일조한다. 식료품 지원(우유나 급식) 형태의 빈곤아동 지원은 멕시코, 영국, 미국에서 이루어지고 있다.

OECD의 최근 분석에 따르면 빈곤 완화에 가장 기여하는 자녀양육 제도를 갖춘 국가들은 뒤로 갈수록 비용이 줄어드는 구조(tapered fees structures)를 사용하고 있기는 하지만 보편적 제공을 통해 서비스 접근성을 극대화하고 있다(OECD, 2015d). 보편적 제공은 부모들의 노동시장 참여를 촉진하며 누진적 비용은 최빈곤층 부모들에 해당 서비스 비용을 지급할 수 있도록 한다. 예를 들어 덴마크와 프랑스의 경우 둘 다 보편적 자녀양육 제도를 갖고 있지만 덴마크의 양육 제도는 누진적 비용 구조로 프랑스보다 빈곤 완화에 더 일조한다. 현재 가족들에게 보편적 양육 서비스(즉, 최소 2년 연속 최소 주당 15시간, 부모소득이나 고용 상태에 관계없이 제공)를 제공하고 있는 OECD 국가로는 북유럽 국가, 호주, 프랑스, 헝가리, 뉴질랜드, 스페인, 영국이 있다. 덴마크, 핀란드, 헝가리, 스웨덴은 소득 및/또는 가구 유형에 따라 양육비 구조에 차등을 두고 있는 국가들이다.

### 교육적 성과 불평등의 완화

교육의 평등에 중점을 둔 교육 정책은 세대 간 소득 이동성을 촉진할 수 있으며 시간이 흐름에 따라 소득 불평등을 완화할 수 있다. 각국은 소외 학생들과 형편이 좋은 학생들 모두에게 강력한 학업적 성과를 달성할 수 있는 기회를 동등하게 제공함으로써 이러한 목표를 달성할 수 있는데, 이러한 학업적 성과는 이들이 상위 학교로 진학하고 궁극적으로는 좋은 일자리를 얻을 수 있도록 하는 길을 열어준다.

2012년 PISA 읽기 평가에서 좋은 점수를 기록한 상위 4개국은 이러한 접근의 잠재력을 보여주고 있다. 캐나다, 핀란드, 일본, 한국은 모두 평등에 중점을 둔 교육 시스템을 갖고 있다. 4개국 모두 PISA 읽기 평가에서 낮은 점수를 기록한 학생들이 비교적 적었으며 사회경제적 배경을 감안했을 때 예상한 것보다 좋은 점수를 기록한 학생들의 비율이 높았다.

이들 모두 교육의 평등에 중점을 두고 있지만 접근은 각기 다르다. 예를 들어 한국과 일본의 경우, 교사와 교장이 일정 기간 이후에는 다른 학교에 배정됨으로써 가장 능력있는 교사와 교장들을 보다 평등하게 분배하고

있다. 핀란드의 경우 유급 위기의 학생들을 지원하기 위해 특별히 훈련된 교사들을 배정한다. 교직은 핀란드에서 매우 선별적인 직종으로 인정받고 있어 잘 훈련되고 능력이 뛰어난 교사들이 전국에 퍼져 있다. 캐나다의 경우, 이민자 학생들에게는 비이민자 학생들과 비교해 동등하거나 더 뛰어난 교육 자원(보충 수업 등)이 제공된다. 이는 이민자 학생들의 성과를 향상시켰다는 평가를 받고 있다(OECD, 2012b).

### 기술의 노후화를 예방하기 위한 기술 업그레이드

너무나 많은 청년들이 인지적 능력이 부족한 상태에서 노동시장에 진입한다. 수리력과 언어력 측면에서의 낮은 인지능력은 장기적으로 낮은 소득과 강력한 상관관계가 있다. 그러나 학습은 초기 교육에서 끝나는 것이 아니다. 성인의 능력 개선은 근로자의 지속적인 고용가능성 보장과 이들의 경력 발전에 중요한 요소이다. 근로자들은 직장에서 계속해서 배우며, 이들의 기술이 시대에 뒤떨어지지 않도록 하고 높은 급여의 일자리를 얻을 수 있게 하여 불평등을 완화시키므로 업무관련 교육은 반드시 필요하다.

OECD 2013 국제성인역량평가(PIAAC, Survey of Adult Skills)에 따르면 성인 근로자들의 언어력, 수리력, 문제해결 능력에 있어 차이가 크다는 점이 발견됐다. 안타깝게도 업무관련 교육은 제대로 이루어지지 않는 경우가 많고 그런 교육이 굳이 필요 없는 근로자들, 즉 이미 수준 높은 능력을 보유하고 있는 이들에게 제공되는 경향이 있다. 예를 들어 잉글랜드의 “고용주 오너십 시범 프로젝트(Employer Ownership pilot)”는 고용주들에게 직원들을 교육할 책임뿐만 아니라 오너십을 갖도록 장려함으로써 교육의 제공을 촉진한다. 이 프로그램은 잉글랜드의 모든 고용주들이 견습, 교육 코스, 고용 전 기회를 포함해 자사의 교육 솔루션을 개발하고 실행할 수 있도록 2년간 최대 2억 5천만 파운드의 공적 투자를 이용할 수 있도록 하고 있다.

교육의 제공은 특히 중소기업의 경우 잘 이루어지지 않고 있다. 이는 외부 교육 서비스 공급자를 찾고 자금을 대기가 쉽지 않으며 영세기업의 경우 직장 내 훈련(OJT, On-the-job training) 제공의 기회비용을 감당하기가 어렵기 때문이다. 이러한 어려움을 극복하기 위해 한국에서는 민간 혹은 공공 교육 서비스 공급자가 중소기업과 파트너십 또는 컨소시엄을 만들어 공급자의 시설이나 장비를 사용해 능력을 개발하는데 보조금을 지급하는 제도를 도입했다. 보조금은 시설 및 장비비, 교육인력의 인건비에 대해 지급된다. 이 프로그램에 대한 정부의 지출액은 2003년 이후 꾸준히 증가해 2009년에는 23만 1천명의 근로자들이 이를 통해 교육을 받았다(출처: 한국직업능력개발원-KRIVET).

### 특정 기능에 대한 수요-공급을 맞추려면 수요를 제대로 알아야 한다

직장에서 심분 활용되지 못하는 기능이 많다. 예를 들어 근로자와 업무가 서로 맞지 않는 경우도 그 중 하나이다. 하지만 생산성은 근로자가 가진 능력의 정도보다는 실제 기술의 이용에 보다 좌우된다. 인력의 숙련도에 걸맞은 기술을 이용한다면 보다 평등한 임금 분배를 달성할 수 있을 것이다. 기술의 공급을 수요에 맞추는 것이 중요하다. 기술 평가와 예측은 그런 점에서 중요하며 이러한 도구로부터의 정보를 실제 정책으로 효과적으로 끌어낼 수 있는 능력도 중요하다.

기술에 대한 투자가 중요하긴 하지만 학교에서 가르치는 기술이 노동시장과 관련성이 있어야 한다. 그렇지 않다면 기술에 대한 수요를 충족하지 못해서 보기 드문 능력을 가진 이들에 대한 보상은 커질 것이고 이는 소득 불평등을 심화시킬 것이다. 근로자가 보유한 기술과 고용주가 요구하는 기술이 서로 일치하도록 하려면 각국은 현재와 미래의 기술 수요와 격차에 대해 정확한 정보를 갖고 있어야 하며, 이 정보를 교육과 고용, 이민 정책과 실행으로 전환하기 위해서는 효과적인 제도와 절차가 마련되어야 한다. 뿐만 아니라 고용주와 관련된 기술은 고용주 자신에 의해 혹은 고용주와의 협력을 통해 개발될 수 있다.



많은 국가에서 기술 수요를 평가하고 예측하기 위한 시스템과 도구를 갖고 있지만 기술 수요를 평가하는 방식, 기간, 방법, 범위(국가/지역/부문)에 있어서는 서로 다르게 접근하고 있다. 예를 들어 캐나다에서는 현재의 기술 수요에 대한 분석을 미래의 기술 수요 및 불균형의 중장기 예측과 함께 수행하고 즉각적인 정책 개입(예: 이민 기회 파악 또는 단기 근로자 교육제도 개발 등)과 장기 정책 방향설정(예: 특정 분야에서의 견습 프로그램 개발)을 함께 수행한다.

기술 평가와 예측의 결과는 여러 영역에 걸쳐 다양한 기술 관련 정책을 알리는데 광범위하게 사용된다. 교육의 경우, 고등학교, 전문대, 대학 교육 프로그램에 있어 교육과정 개발과 학생 수 설정에 일반적으로 사용된다. 많은 국가에서 기술 평가와 예측은 직업교육훈련 프로그램 개발과 밀접하게 연관되어 있다. 노동시장 정책과 관련하여, 정보는 직업관련 기준(고용주들에게 업무 수행에 필요한 기술, 교육, 경력에 관련한 지침 제공)을 업데이트하고 견습, 재교육, OJT 프로그램을 개발하는데 사용된다.

### 효율적인 재분배를 위한 조세 및 이전 제도

불평등 완화를 위한 효과적인 정책 전략의 네 번째 영역은 조세와 이전이다. 이 정책은 소득을 재분배하는 가장 직접적이고 강력한 수단이다. 대부분의 OECD 국가에서는 소득 격차를 줄이는데 소득세와 현금이전 제도를 상당부분 이용하고 있다. 평균적으로 생산연령 인구의 소득 불평등이 OECD 지역에서는 26%, 프랑스와 독일에서는 30%, 미국은 19%, 칠레와 멕시코에서는 4-5% 감소한다. 대부분의 신흥국에서는 이러한 재분배의 효과가 훨씬 약한데, 이는 1인당 사회지출 수준이 낮고 비공식 경제의 비중이 높은 탓에 세제의 효과성이 낮은 점과 관련되어 있는 경우가 많다. 그와 동시에 OECD 국가에서와 마찬가지로 현물급여(교육과 보건 등의 서비스)에 대한 사회지출 역시 불평등을 낮추는 경향이 있다(제7장 참조).

공적 논의에서 조세와 이전제도를 통한 재분배가 경제성장의 발목을 잡는 것으로 주장하는 경우가 많다. 본 보고서의 분석에 따르면, 불평등을 감소시키기 위한 증세와 이전이, 제대로 설계되기만 한다면, 반드시 성장을 저해하는 것은 아니다. 세금과 이전이 불평등과 성장 양쪽에 강력한 영향을 미치지 때문에 이를 제대로 사용하는 것이 핵심이다. 과거 OECD의 연구 결과(Arjona et al., 2001)를 보면 근로연계급여와 보육비 등 적극적인 사회지출이 실업급여 등 성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 “소극적” 지출에 비해 성장을 촉진하는 것으로 나와 있다. 그러나 “적극적” 조치와 “소극적” 조치간의 구분은 재고용 지원의 경우처럼 항상 명확한 것은 아니다. 예를 들어 성공적인 활성화 전략은 이 두 가지를 결합하는 경우가 많아지고 있는데, 예컨대 실직자의 생활을 보호하는 한편 다시 자립할 수 있도록 장려하는 식이다. OECD(2012c)는 조세와 이전 개혁 간, 불평등과 성장 간의 일장일단과 상호보완성을 일부 논하고 있다.

고용보험은 소득의 변동을 완화하고 실직 시 재취업을 못할 가능성에 대한 우려를 덜어줌으로써 실업의 부정적인 영향을 완화해준다. 최근 연구 결과를 보면, 실업과 저임금의 위험은 크게 편중되어 있으며 고용보험은 주로 하위층에서 소득 변동위험을 경감하고 있다(OECD, 2015e). 고용보험의 확대는, 시스템이 취업에 대한 인센티브를 보존하도록 설계되어 있는 경우라면 근로자의 안정성을 촉진하는 길이다. 이러한 안정성은 특히 비정규직 근로자와 장기 실업자 등 노동시장에서 배제된 이들, 그리고 특히 급여 적용률과 액수가 비교적 낮은 국가에서 특히 중요하다.

지난 수십 년간 상위 소득이 증가하면서 상위 소득자들은 그 어느 때보다 세금을 납부할 능력이 커졌다. 뿐만 아니라 제6장 부 분배의 발전에 대한 분석 결과에 따르면 부의 분배는 소득보다 훨씬 더 편중되어 있고 시간이 흐를수록 그런 현상은 더욱 심화될 것으로 보이며 이는 경제 성장에 악영향을 미친다. 그러므로 각국 정부는 세금 규정을 광범위하게 재검토하여 부유한 이들이 세금을 제대로 내도록 해야 할 것이다. 이 목표는 몇 가지 방법으로

달성될 수 있는데 부자들에게 대한 한계세율 인상뿐만 아니라 납세 준수율 제고, 고소득자에게 유리하게 되어 있는 세금공제 감축 또는 철폐, 자산 이전을 포함해 모든 형태의 재산과 자산에 있어서 세금의 역할 재평가 등을 꼽을 수 있다. 일부 국가에서는 기반을 넓히는 조치를 도입하거나(호주, 오스트리아, 덴마크, 네덜란드) 세금공제를 축소(프랑스, 그리스, 영국)했으나 또 다른 국가에서는 세금공제를 통해 개인소득세 기반을 줄이는 조치를 도입(예: 스페인)했다.

세대 간 사회적 이동성과 기회의 평등이라는 목표를 효과적으로 추구하기 위해서는 상속된 자산에 대한 자본이득을 기준으로 과세해야 하며 유산세(estate tax)는 상속세(inheritance tax)로 대체되어야 한다. 대부분의 OECD 국가에서는 유산(estate) 대신 상속(inheritance)에 과세하고 있으며 지난 수십 년간 호주와 아일랜드의 경우처럼 유산세(estate tax)는 과세하지 않는 경향을 보였다. 세대 간 사회적 이동성의 관점에서 상속(inheritance)에 과세하는 것이 좀 더 선호되는데 그 이유는, 한 사람이 다른 이들에게 얼마나 남겨주는가가 아니라 한 사람이 다른 사람들로부터 얼마나 받느냐가 중요하기 때문이다. 그리고, 상속(inheritance) 과세는 세수 중립적 방식(revenue-neutral way)으로 이행된다면 자산과 소득 불평등을 완화할 수 있다(Piketty, 2014 참조).

정책은 또한 부자들뿐만 아니라 다국적 기업들도 자기 몫의 세금을 제대로 납부하도록 만들어야 한다. 여기에는 “조세제도 쇼핑” (기업이 여러 국가의 유리한 세금조항을 고려하여 재무 구조를 수립하는 것)을 최소화하기 위한 세금 규정 투명성 제고와 국제공조, 세금 최적화를 위한 조치가 포함된다. 이러한 관점에서 OECD가 이끄는 “BEPS(base erosion and profit sharing)”는 투명성 제고와 납세 이행, 조세 당국간 자동 정보 교환을 보장하는 정책 개발에 도움이 되고 있다.

저소득 집단의 지속적인 대규모 손실은 소득 지원 정책의 대상이 제대로 설정되는 것이 중요함을 보여준다. 정부이전은 저소득 가구가 소득 분배의 하위층으로 더 내려가지 않도록 하는데 중요한 역할을 수행하고 있지만 자립을 지원하고 장기적인 급여 의존을 방지하며 소득 손실을 보충할 가족의 능력을 지원하는 조치와 함께 이루어져야 한다.

현재의 예산 안에서 불평등 심화 문제를 다루는 정책은 좀 더 효율적이어야 한다. 예를 들면, 취업을 장려하고 저소득 가구에는 추가적인 소득 지원을 제공하는 근로연계급여를 좀 더 활용할 수 있을 것이다. 지난 10년간 몇몇 국가에서는 프랑스의 “*Revenu de solidarité active*” 처럼 최저소득프로그램을 적극적인 근로연계급여와 결합한 제도를 개발했다. 또한, 조세와 이전제도를 통한 재분배 수준이 낮은 국가의 경우 멕시코의 “*Prospera, 65 y mas*” 또는 “*SinHambre*”와 같이 소득 보호를 강화하고 소득 불평등 문제를 해결하기 위한 이전 프로그램도 도입하는 등 노력을 제고했다.

보다 일반적으로, 효과적인 사회보호는 강력하고 지속 가능한 자원 기반을 필요로 하지만, 그렇다고 해서 정부가 반드시 지출 수준을 높여야만 하는 것은 아니다. 세수를 효율적으로 사용하도록 한다는 것은 사회적 지원 조치가 대상을 제대로 겨냥하여 시행되어야 함을 의미한다. 이를 위해서는 특히 저소득층이 지원을 받을 수 있도록 해야 한다. 뿐만 아니라 최근의 경제위기와 같이 소득과 노동시장 상황이 변경되는 경우 정책도 이에 맞게 바뀌어야 한다.

이를 위해서는 경기에 역행하는 사회적 예산이 필요하다. 왜냐하면 우선, 객관적인 지원 수요는 경기 둔화기와 그 이후에 더 크고, 둘째로 경기 변화 만으로는 침체에 입은 피해를 만회하기 어렵기 때문이다. 다시 말해, 불경기에 발생한 소득 손실은 계속 남기 때문이다(OECD 2014a). 예를 들어 프랑스, 포르투갈, 미국과 같은 국가에서는 최근 경제위기가 발생했을 때 실업급여를 확대했다. 실업 상황에 맞춰 적극적 노동시장 정책에 대한 자금지원을 조정하는 것도 좋은 예가 된다. 불황 시 구직자 수가 늘어나면, 정부는 공공 고용 서비스 및 급여와

프로그램 관리에 충분한 자원이 확보되도록 해야 한다. 이들 서비스가 활성화 프로그램으로 가는 “관문” 역할을 하기 때문이다. 예를 들어 호주, 덴마크, 스위스에서는 노동시장의 상황에 맞춰 자동적으로 적극적 노동시장 정책 예산을 조정한다. 다른 국가에서도 재정적으로 어려운 시기에 이러한 종류의 사회지출을 보호하기 위한 유사 제도를 고려해야 할 것이다.

## 주

1. 불평등 추이는 OECD 국가별로 그 양상이 다르게 나타났다. 일부 국가(예: 뉴질랜드, 영국, 멕시코)에서는 불평등 심화가 1980년대와 1990년대에 집중된 반면, 이후 기간에 주로 심화된 국가(예: 북유럽)들도 있었다. OECD 2011(그림 2) 참고.
2. 인도와 인도네시아에서 보고된 소득 불평등 수준은 OECD 평균에 근접한다. 그러나 지표가 근거하고 있는 개념과 방법은 상이하다(제7장 박스 7.1 참고).
3. 개념과 데이터를 가능한 한 비교 가능한 상태로 만들기 위해 많은 주의를 기울였지만 자산 수준과 자산 집중의 평가는 사용된 부의 개념이 배제된 자료에 근거하고 있다. 노령연금의 경우 특히 그러하다(제6장 참고).

## 참고문헌

- Atkinson, A.B. (2015), *Inequality: What Can Be Done?*, Harvard University Press.
- Arjona, R., M. Ladaique and M. Pearson (2001), “Growth, Inequality and Social Protection”, *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 51, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/121403540472>.
- Bénabou, R. and J. Tirole (2006), “Belief in a Just World and Redistributive Politics”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 121, No. 2, pp. 699-746.
- Card, D., Lemieux, T. and W. Riddell (2003), “Unions and Wage Inequality”, *Journal of Labor Research*, Vol. 25, No. 4, pp. 519-559.
- Causa, O., A. de Serres and N. Ruiz (2014), “Can Pro-growth Policies Lift All Boats? An Analysis Based on Household Disposable Income”, *Economics Department Working Paper*, No. 1180, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/eco/Can\\_progrowth\\_policies\\_lift\\_all\\_boats\\_an\\_analysis\\_based\\_on\\_household\\_disposable\\_income.pdf](http://www.oecd.org/eco/Can_progrowth_policies_lift_all_boats_an_analysis_based_on_household_disposable_income.pdf).
- Clerc, M. (2014), “Positioning on the Standards of Living Scale”, *Insee Première*, No. 1515, [www.insee.fr/en/themes/document.asp?ref\\_id=ip1515](http://www.insee.fr/en/themes/document.asp?ref_id=ip1515).
- Cournède, B., P. Garda and V. Ziemann (2015), “Effects of Economic Policies on Microeconomic Stability”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1201, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5js3f5cwj3jb-en>.
- Förster, M., A. Llana-Nozal and V. Nafilyan (2014), “Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 159, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz43jhlz87f-en>.
- Golden, M.A. and J.B. Londregan (2006), “Centralization of Bargaining and Wage Inequality: A Correction of Wallerstein”, *American Journal of Political Science*, Vol. 50, No. 1, pp. 208-213, January.
- Hayter, S. (2015), “Unions and Collective Bargaining”, in J. Berg (ed.), *Labour Markets, Institutions and Inequality*, Edward Elgar Publishing, ILO, Geneva, pp. 95-122.
- Murtin, F. (2013), “Improving Education Quality in South Africa”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1056, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k452klfn9ls-en>.
- Niehues, J. (2014), “Subjective Perceptions of Inequality and Redistributive Preferences: An International Comparison”, *IW-TRENDS Discussion Papers*, No. 2, Cologne Institute for Economic Research.
- OECD (2015a), “Economic Policy Brief: Pro-growth Reforms: Their Impact on Income Inequality and Household Economic Vulnerability”, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/economy/Pro-growth-reforms-impact-on-income-inequality-brief.pdf](http://www.oecd.org/economy/Pro-growth-reforms-impact-on-income-inequality-brief.pdf).

- OECD (2015b), *Economic Policy Reforms 2015, Going for Growth*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2015-en>.
- OECD (2015c), “Focus on Minimum Wages After the Crisis: Making Them Pay”, OECD, Paris, [www.oecd.org/social/Focus-on-Minimum-Wages-after-the-crisis-2015.pdf](http://www.oecd.org/social/Focus-on-Minimum-Wages-after-the-crisis-2015.pdf).
- OECD (2015d, forthcoming), *Comparing the Effectiveness and Efficiency of Family Cash Benefits and Services*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2015e forthcoming), *OECD Employment Outlook 2015*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2015-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2015-en).
- OECD (2014a), *Society at a Glance: OECD Social Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/soc\\_glance-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-en).
- OECD (2014b), *Economic Policy Reforms 2014, Going for Growth Interim Report*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2014-en>.
- OECD (2014c), *OECD Employment Outlook 2014*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-en).
- OECD (2014d), *All on Board – Making Inclusive Growth Happen*, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf](http://www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf).
- OECD (2014e), *The OECD Framework for Inclusive Growth*, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/mcm/IG\\_MCM\\_ENG.pdf](http://www.oecd.org/mcm/IG_MCM_ENG.pdf).
- OECD (2014f), *Investing in Youth: Brazil*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264208988-en>.
- OECD (2013a), *Economic Policy Reforms 2013, Going for Growth*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2013-en>.
- OECD (2013b), “Recommendation of the Council on Gender Equality in Education, Employment, and Entrepreneurship”, OECD, Paris, [www.oecd.org/gender/CMIN\(2013\)5-ENG.pdf](http://www.oecd.org/gender/CMIN(2013)5-ENG.pdf).
- OECD (2013c), “The OECD Action Plan for Youth”, [www.oecd.org/els/emp/Youth-Action-Plan.pdf](http://www.oecd.org/els/emp/Youth-Action-Plan.pdf).
- OECD (2013d), *PISA 2012 Results: Excellence Through Equity: Giving Every Student the Chance to Succeed*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201132-en>.
- OECD (2013e), *OECD Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204256-en>.
- OECD (2013f), *OECD Employment Outlook 2013*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2013-en).
- OECD (2012a), *Closing the Gender Gap: Act Now*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179370-en>.

- OECD (2012b), “How Pronounced Is Income Inequality Around the World – And How Can Education Help Reduce It?”, *Education Indicators in Focus*, No. 04/1012, OECD, Paris, [www.oecd.org/edu/50204168.pdf](http://www.oecd.org/edu/50204168.pdf)
- OECD (2012c), “Income Inequality and Growth: The Role of Taxes and Transfers”, *OECD Economics Department Policy Notes*, No. 9. January, [www.oecd.org/eco/public-finance/49417295.pdf](http://www.oecd.org/eco/public-finance/49417295.pdf).
- OECD (2011), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119536-en>.
- OECD (2010), *Sickness, Disability and Work: Breaking the Barriers. A Synthesis of Findings across OECD Countries*, OECD publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264088856-en>.
- OECD (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- OECD (2004), *OECD Employment Outlook 2004*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2004-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2004-en).
- OECD-ILO-IMF-WB (2014), “Achieving Stronger Growth by Promoting a More Gender Balanced Economy”, Report prepared for the G20 Labour and Employment Ministerial Meeting Melbourne, Australia, 10-11 September 2014.
- Osberg, L. and T. Smeeding (2006), “‘Fair’ Inequality? Attitudes Toward Pay Differentials: The United States in Comparative Perspective”, *American Sociological Review*, Vol. 71, No. 3, pp. 450-473.
- Ostry, J., A. Berg and C. Tsangarides (2014), “Redistribution, Inequality, and Growth”, *IMF Staff Discussion Note*, February.
- Piketty, T. (2014), *Capital in the 21st Century*, Harvard University Press.

#### Database references

- OECD Income Distribution Database (IDD)*, [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).
- OECD Wealth Distribution Database*, forthcoming.

## 부록 1.A1

### 소득 불평등 및 빈곤 핵심 지표



표 1.A1.1. 기구 가치분소득 및 빈곤 분포에 관한 핵심 지표, 2007년, 2011년 및 2013년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도

	지니계수		S90/S10 소득배율		전체 소득 중 소득비율			빈곤율(상대 기준선)			빈곤율(2005년 기준선 기준)						
	2007	2011	2013년 또는 자료가 가능한 가장 최근 연도	2007	2011	2013년 또는 자료가 가능한 가장 최근 연도	하위 10%, 하위 20%, 하위 40%, 상위 10%, 상위 20%, 상위 40%			연령집단별, 자료가 있는 가장 최근 연도		2007		2013년 또는 자료가 가능한 가장 최근 연도			
							2013년 또는 자료가 가능한 가장 최근 연도	아동 (18세 미만) (18-25세)	청년 (18-25세) (26-65세)	노인 (65세 이상)	2011	2007					
호주	0.336	..	0.326	9.3	..	8.8	2.8	7.2	19.7	63.0	39.8	24.4	14.6	..	..	8.2	
오스트리아	0.284	0.281	0.276	6.9	7.1	7.0	3.1	8.5	22.6	59.2	36.0	21.6	9.7	9.1	9.6	11.3	8.2
벨기에	0.282	0.275	0.268	6.7	6.3	5.9	3.6	8.8	22.6	58.8	35.2	20.8	9.5	9.5	10.2	11.4	7.8
캐나다	0.318	0.315	..	8.6	8.6	..	2.8	7.6	20.4	62.2	39.1	24.2	11.3	11.8	..	14.4	9.3
칠레	0.511	0.503	..	29.5	26.5	..	1.5	4.3	12.5	75.3	56.4	40.9	19.2	17.8	..	23.5	..
체코	0.257	0.262	0.256	5.3	5.6	5.4	4.0	9.9	24.3	58.0	35.7	21.7	5.5	6.3	5.3	8.2	3.6
덴마크	0.246	0.251	0.249	5.1	5.2	5.2	4.0	9.8	24.3	57.3	34.5	20.8	6.1	5.8	5.4	2.7	4.6
에스토니아	0.316	0.334	0.339	8.2	9.6	9.7	2.6	7.0	19.0	64.2	40.9	25.0	14.1	11.8	12.3	11.8	6.0
핀란드	0.269	0.264	0.262	5.8	5.6	5.5	3.9	9.4	23.6	58.3	35.5	21.5	7.8	7.5	7.1	4.6	4.6
프랑스	0.293	0.309	0.306	6.8	7.4	7.4	3.4	8.5	21.8	61.3	39.5	25.3	7.2	8.0	8.1	11.4	7.5
독일	0.287	0.291	0.289	6.7	6.8	6.6	3.6	8.8	22.4	60.2	37.8	23.5	8.5	8.7	8.4	7.4	7.9
그리스	0.333	0.337	0.340	10.5	12.7	12.3	2.0	6.4	18.8	63.6	40.3	25.1	13.3	15.2	15.1	21.4	32.3
헝가리	0.272	0.289	0.288	6.0	7.3	7.2	3.1	8.3	22.0	60.2	37.0	22.5	6.4	10.3	10.1	11.8	9.1
아이슬란드	0.286	0.256	0.256	6.5	5.7	5.6	3.8	9.6	24.0	57.9	38.2	21.3	6.7	5.9	6.3	8.1	6.9
아일랜드	0.305	0.302	0.304	7.0	7.6	7.4	3.2	8.3	21.3	61.6	38.7	23.8	9.6	9.6	8.4	8.7	14.8
이스라엘	0.371	0.377	0.360	13.4	12.5	14.9	1.7	5.5	17.1	65.8	41.8	25.6	19.9	20.9	18.6	24.3	13.2
이탈리아	0.313	0.323	0.327	8.9	10.3	11.4	2.2	6.9	19.7	62.8	39.7	24.7	11.9	12.8	12.7	17.4	14.9
일본	0.329	0.336	..	10.3	10.7	..	2.3	6.5	18.9	63.7	40.0	24.4	15.7	16.0	..	15.7	..
한국	0.312	0.307	0.302	10.0	10.2	10.1	2.2	6.8	20.5	61.1	37.1	21.9	14.8	14.6	14.6	8.0	..
룩셈부르크	0.279	0.278	0.302	6.2	6.0	7.1	3.4	8.5	21.6	61.1	38.7	24.2	7.2	8.3	8.4	12.5	9.6
멕시코	0.475	0.466	0.482	26.8	28.5	30.5	1.2	3.9	12.5	73.9	52.9	36.7	20.9	20.4	21.4	25.8	21.1
네덜란드	0.295	0.283	0.278	7.1	6.7	6.6	3.4	8.8	22.7	59.4	36.7	22.4	6.7	7.4	7.9	10.7	7.0
뉴질랜드	0.330	0.323	0.333	8.3	8.0	8.2	3.1	7.6	19.7	63.8	40.7	25.7	11.0	9.8	9.9	12.8	5.7
노르웨이	0.250	0.250	0.253	5.9	6.1	6.2	3.3	9.1	24.1	57.3	34.5	20.6	7.8	7.7	8.1	5.9	5.0
폴란드	0.316	0.306	0.298	8.1	7.8	7.4	3.2	8.1	21.5	61.0	38.1	23.2	9.6	11.2	10.4	12.7	3.8
포르투갈	0.360	0.343	0.338	10.4	10.0	10.1	2.6	7.0	19.5	63.7	41.1	25.9	12.8	12.0	12.9	17.8	13.6
슬로바키아	0.249	0.264	0.251	5.3	5.9	5.7	3.5	9.1	23.8	57.7	34.2	19.7	7.0	8.5	8.5	14.9	2.3
슬로베니아	0.240	0.247	0.250	5.2	5.3	5.4	3.7	9.2	23.9	57.4	34.2	20.0	8.0	8.9	9.4	8.6	8.2
스페인	0.328	0.342	0.335	9.9	12.1	11.7	2.1	6.5	19.0	63.7	40.1	24.4	14.5	14.7	14.1	21.0	13.7
스웨덴	0.259	0.273	0.274	5.8	6.3	6.3	3.5	8.7	22.7	59.0	36.1	21.9	8.4	9.7	9.0	8.3	4.8
스위스	..	0.289	0.285	..	7.0	6.7	3.5	8.7	22.4	59.8	37.3	23.2	..	10.5	9.1	8.0	6.1
터키	0.409	0.412	..	14.5	15.2	..	2.1	5.6	16.0	68.0	47.4	31.7	17.0	19.2	..	28.4	..
영국	0.361	0.344	0.351	11.1	9.6	10.5	2.7	7.2	19.3	64.5	42.6	28.0	11.6	9.5	10.5	10.4	11.8
미국	0.378	0.390	0.401	15.1	17.9	18.8	1.6	5.2	16.0	68.2	45.5	30.0	17.3	17.9	17.6	19.6	19.4
OECD	0.314	0.314	0.315	9.2	9.5	9.6	2.9	7.7	20.6	62.2	39.4	24.6	11.0	11.2	11.2	13.3	9.9

표 1.A1.1. 가구 가처분소득 및 빈곤 분포에 관한 핵심 지표, 2007년, 2011년 및 2013년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도(계속)

주:

소득 분포 자료는 전체 인구를 대상으로 하며 균등화 가구 가처분소득, 즉 가구 규모를 반영하여 조정된 가처분소득을 기준으로 한다. 지니계수는 0(모든 사람이 동일한 소득을 올리는 상태)부터 1(모든 소득이 한 사람에게 집중된 상태)까지의 값을 가진다. S90/S10 소득비(income share ratio)는 소득 분포 상위 10%의 평균소득 대 하위 10%의 평균소득비를 의미한다. 빈곤 기준선은 각국의 중위 가처분소득의 50%이다. 근로빈곤층은 생산연령 가장과 최소 한 명의 근로자가 있는 가구에 거주하며 소득이 빈곤선 미만인 이들을 말한다.

가장 최근의 가용 데이터는 헝가리의 경우 2014년, 핀란드, 헝가리, 이스라엘, 네덜란드, 미국은 2013년, 캐나다, 칠레, 터키는 2011년, 일본은 2009년, 그 외 국가들은 2012년 자료이다. 2011년 자료로 표시된 데이터의 경우 헝가리, 한국, 미국은 2012년 자료, 멕시코는 2010년, 일본은 2009년 자료이다. 2007년 자료로 표시된 데이터의 경우 호주, 프랑스, 독일, 이스라엘, 멕시코, 뉴질랜드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 미국은 2008년 자료, 칠레와 일본은 2006년 자료이다. 이스라엘의 경우 2011년 이후 공백이 있다. 일본 자료는 일본이 OECD에 제출한 포괄적 생활여건 조사(Comprehensive Survey of Living Conditions)에 근거하고 있다. 가구소비실태조사(National Survey of Family Income and Expenditure) 등 여타 조사에 따르면 2009년에는 소득 불평등과 빈곤 수준이 비교적 낮았던 것으로 나와 있다. 2009년 이후 데이터가 부재한 것은 일본 당국에서 최근 자료를 제공하지 않았기 때문이다. OECD 평균에 이스라엘은 포함되어 있지 않다. 2011년 OECD 평균은 헝가리의 2012년 자료를 포함한다. 가용한 최근 연도에 대한 OECD 평균은 캐나다, 칠레, 터키의 2011년 데이터, 일본의 2009년 데이터를 포함한다.

출처: OECD Income Distribution Database(IDD), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208820>

### 박스 1.A1.1. 사람들의 소득 불평등 인식에 대한 이해를 제고하기 위하여

소득 불평등에 관한 통계치는 전세계의 통계청 및 연구원들이 정기적으로 산출하므로 헤드라인 뉴스로 쉽게 접할 수 있다. 불확실한 것은 사람들이 어느 정도의 불평등으로 인식하는가, 그리고 어느 정도의 불평등을 “이상적”이거나 “용인할만한 정도”로 간주하느냐는 것이다. 두 번째 이슈인 소득 및 여타 귀중한 자원이 어떻게 분배되는 것을 선호하는가는 사회과학 쪽에서 오랫동안 연구되고 있다(Benabou and Tirole, 2006; Osberg and Smeeding, 2006). 하지만 첫 번째 이슈, 즉 사람들이 자국에서 어느 정도의 소득 분배를 용인할 만한 수준으로 인식하는가, 그리고 자신의 위치에 대해서는 어떻게 인식하는가는 두 번째 이슈만큼이나 중요함에도 불구하고 많은 관심을 받지 못했다.

사회적 불평등에 관한 2009년 국제사회조사프로그램(International Social Survey Programme)의 데이터를 바탕으로 한 연구에 따르면 사람들은 구조적으로 자국의 소득 불평등 수준에 대해 그 방향이 서로 다른 경우가 많기는 하지만 잘못 인식하고 있는 것으로 나타나 있다(Niehues, 2014). 예를 들어 헝가리, 슬로베니아, 체코, 슬로바키아에 사는 사람들은 자국의 소득 불평등을 과대평가하고 있으며 북유럽 국가 국민들은 비교적 평등한 사회에 살고 있음을 인지하고 있고 미국에 사는 이들은 소득 불평등의 정도를 크게 과소평가하고 있다.

소득 불평등에 대한 사람들의 (잘못된) 인식 문제는 각국 통계청의 관심을 끌었다. 2011년에 프랑스 “INSEE(French National Institute of Statistics and Economic Studies)”는 조사를 실시하여 응답자들이 소득 범위 중 어느 위치에 속한다고 생각하는지 물었다. 결과에 따르면, 응답자의 45%는 인식과 현실에 차이가 거의 없었지만, 대부분의 빈곤층(5명 중 3명)은 자신의 위치를 과대평가했으며 대부분의 부자들(5명 중 4명)은 과소평가했다. 마찬가지로 핀란드의 TNS 갤럽에서 실시한 조사에 따르면 “저소득”에 대한 대부분 사람들의 인식은 핀란드 통계청에서 사용하는 것과 매우 비슷했지만 응답자 자신의 소득이 이들의 인식에 영향을 미친 것으로 나타났다. 즉, 소득이 높을수록 “저”소득과 “고”소득의 정의에 대한 그들의 기준도 올라갔다.

OECD의 “소득 비교” 웹 도구([www.oecd.org/statistics/compare-your-income.htm](http://www.oecd.org/statistics/compare-your-income.htm))를 사용하면 여러 OECD 국가의 사용자들이 인식과 실상, 즉 자국의 소득분포 범위 중 자신의 위치를 비교할 수 있다. 이 도구는 여러 국가에 이미 나와 있는 도구와 비슷한데 OECD 소득분포데이터베이스(*Income Distribution Database*) (<http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=IDD>)의 최근 자료를 바탕으로 하고 있다. 익명으로 적용 가능하지만 충분한 데이터가 수집되면 여러 유형의 분석을 가능케 하는 사용자의 인식 및 특징 정보도 생성할 수 있게 될 것이다.





## 제2장

### 소득 불평등이 경제 성장에 미치는 영향

이번 장에서는 지난 30년간의 OECD 국가 데이터를 바탕으로 우선 소득 불평등이 그 이후의 성장에 영향을 미치는지 여부를 탐구한다. 특히, “상위” 및 “하위” 불평등 지표를 사용하여 소득분포 범위 내의 여러 집단에서 소득 불평등이 성장에 미치는 영향에 초점을 맞춘다. 그리고 나서 불평등이 경제 성장에 영향을 미치는 주요 통로인 “인적자본 축적 이론”을 평가한다. 여기에서는 국제성인역량평가(PIAAC, Adult Skills Survey)의 미시 자료를 이용하여 소득 불평등이 달성한 교육의 양(예: 교육기간)과 질(예: 능력 정도)의 측면에서 부모의 교육배경에 차이가 있는 이들의 능력 개발에 어떤 영향을 미치고 있는지 살펴본다.

## 2.1. 도입 및 주요 결과

제1장에서 논한 바와 같이 소득 불평등은 대다수 OECD 국가에서 지난 30년간 심화되어 왔다. 이 문제를 해결하는 것은 많은 국가에서 우선적인 정책 의제가 되었다. 이는 부분적으로는 성장의 열매를 계속해서 불균형하게 공유하게 될 경우 사회 전체의 분노로 이어져 포퓰리즘적이고 국수주의적 정서를 부추기며 정치적 불안을 야기할 수 있다는 우려 때문이다. 최근의 논의, 특히 미국에서 있었던 불평등 심화가 2008년 금융위기의 원인이었는가에 대한 논의 역시 이 문제를 정책 입안 관련 문제로 만들었다.<sup>1</sup>

불평등에 대한 관심이 커지고 있는 또 다른 이유는 소득 불균형이 누적되며 커지고 때로는 빠르게 증가하고 있는 현상이 경제 성장에 영향을 미칠 수 있고 현재의 경기침체에서 벗어나는 속도에 영향을 미칠 수 있다는 우려이다. 불평등은 성장의 전제조건인가? 개인 간 소득 불균형이 커질수록 성장은 저해되는가? 그리고 불평등이 경제적 성과에 영향을 미치는 주된 경로는 무엇인가? 이 논란 많은 오랜 사안들을 재조명하는 최근의 연구(Ostry et al., 2014; Halter et al., 2014)에 덧붙여, 이번 분석에서는 OECD 국가에 초점을 맞출 것이다.

제2장은 불평등이 어떻게 성장에 영향을 미칠 수 있는가를 다룬 이론적이고 실증적인 문헌을 간략하게 검토하면서 시작한다. 섹션 2.2에서는 소득 불평등과 경제 성장간의 연관성에 대한 새로운 실증적 증거의 핵심을 제시한다. 섹션 2.3에서는 불평등과 성장 간의 주된 전이 메커니즘 중 하나를 탐구하는데 바로 인적자본 경로가 그것이다. 섹션 2.4에서는 결론을 도출한다.

이번 장에서는 다음의 주요 결과를 강조한다:

- 소득 불평등이 증가하면 경제성장은 하락한다.
- 불평등이 성장에 미치는 부정적인 영향은 소득 분포도의 하층부에 의해 결정된다. 여기서 하층부란 소득 하위 10%가 아니라 40%를 의미한다.
- 소득세와 현금급여를 통한 재분배가 반드시 성장을 저해하는 것은 아니다.
- 불평등은 인적자본이라는 경로를 통해 성장에 부정적인 영향을 미친다. 소득 불평등이 클수록 저소득 가구가 교육에 투자할 가능성은 작아진다.

## 2.2. 불평등은 경제성장에 어떻게 영향을 미치나

지난 수십 년간 불평등이 성장에 긍정적인지 부정적인지를 판단하기 위한 이론적이고 실증적인 연구가 여러 차례 수행되었다. 이론적인 연구에서는 양쪽 가능성을 모두 뒷받침하는 메커니즘을 제시했고 이러한 메커니즘을 구분하고자 했던 많은 실증적 연구들은 명확한 결론을 내지 못하는 경우가 많았다. 이번 섹션에서는 이론적 연구와 실증적 연구 양쪽의 간략한 개요를 설명하면서 주된 방법론적 이슈와 측정 문제를 조명하며 아래에서 설명할 OECD 국가에 관한 새로운 연구를 위한 무대를 마련한다.

### 이론적 연구문헌

대안적 이론에서는 불평등이 긍정적인 방향 또는 부정적인 방향으로 성장에 영향을 미칠 수 있다고 예상한다. 다음과 같은 경우, 불평등이 커지면 성장이 줄어들 수 있다:

- A 이론: 불평등이 커지면 유권자 입장에서 용인할 수 없는 수준이 되고, 그렇게 되면 증세와 규제강화를 주장하거나, 기업 및 친기업 정책을 불신하게 되는 등 투자 인센티브가 줄어드는 상황이 발생할 수

있다. 이를 “내생적 재정정책(endogenous fiscal policy)” 이론이라고 한다(Bertola, 1993; Alesina and Rodrik, 1994; Persoon and Tabellini, 1994; Perotti, 1996).<sup>2</sup> 극단적인 경우에는 불평등이 정치적 불안과 사회 소요로 이어질 수 있으며 이는 성장에 해를 끼친다(Alesina and Perotti, 1996; Keefer and Knack, 2000).

- B 이론: 금융시장의 불완전성이 존재한다는 것은 개인의 투자능력이 그들의 소득이나 자산수준에 따라 달라짐을 의미한다. 그렇다면 빈곤한 이들은 가치 있는 투자를 할 여력이 없을 수도 있다. 예를 들어 저소득 가구의 경우 교육에 대한 투자 수익률이 (개인과 사회 양쪽에) 높다 하더라도 그 비용을 감당할 수 없다면 학교를 자퇴하는 선택을 할 수도 있다. 그렇게 되면, 빈곤층의 과소투자(under-investment)는 총 산출량(aggregate output)을 완전 금융시장의 경우보다 낮아지게 함을 의미한다.<sup>3</sup> 이러한 견해는 Galor and Zeira(1993)에서 처음 공식화되었으며 “인적자본 축적(human capital accumulation)” 이론이라고 불린다.<sup>4</sup>

불평등이 크면 사회의 빈곤층이 인적자본에 제대로 투자하지 못하게 될 수 있다는 생각은 불평등이 사회 이동성에 미치는 영향과 여러 직종의 인재 할당에 대한 수 많은 연구를 촉발했다(Banerjee and Newman, 1993; Fershtman et al., 1996; Owen and Weil, 1998; Checchi et al., 1999; and Hassler et al., 2007).

- C 이론: 진보된 기술의 채택은 내수의 최소 결정량(critical amount)에 그 여부가 달려 있는데 사회 빈곤층이 자원을 별로 갖고 있지 못하면 그것이 충분하지 않을 수 있다. 원래 산업 도약(industrial take-off)의 첫 단계에 대한 Murphy et al.(1989)의 모형화에서 유래되어 처음에는 선진국의 경우에 국한된 것으로만 인식되었지만, 미국의 불평등 심화가 경제 성과에 미친 영향에 관한 최근의 논의 등에서 내수 경로는 다시 대두되고 있다(Krueger, 2012; Bernstein, 2013).

반면에, 다음의 경우 불평등 심화가 성장을 촉진할 수도 있다:

- D 이론: 불평등이 심하면, 열심히 일하고 투자하며 위험을 감수할 경우 돌아오는 수익도 크기 때문에 이에 대한 인센티브가 생기게 된다(Mirrlees, 1971; Lazear and Rosen, 1981).<sup>5</sup> 예를 들어 학력이 높은 사람들의 생산성이 훨씬 더 높다면 수익률의 차이가 크기 때문에 더 많은 사람들이 학력을 높이고자 할 것이다.
- E 이론: 불평등이 크면 전체 저축액도 커지게 되므로 자본 축적을 촉진한다. 왜냐하면 부자들은 소비하는 경향이 낮기 때문이다(Kaldor, 1955; Bourguignon, 1981).<sup>6</sup>

## 실증적 증거

불평등이 성장에 어떤 방향으로 영향을 미치는지 파악하고자 하는 많은 실증적 연구 문헌은 Cingano(2014, 부록 2)의 문헌 검토에 요약되어 있다. 이 조사에서는 양쪽 간 관계의 조짐과 정도에 대한 공감대는 형성되어 있지 않을 뿐만 아니라 가능한 이론적 영향 중 어떤 것이 실제로 기능하고 있는지를 파악하고자 하는 연구도 거의 이루어지지 않고 있다. 이는 이 문헌이 당면해있는 수 많은 실증적 과제에서 부분적으로 찾을 수 있으며, 일부를 살펴보면 다음과 같다:

- 예측 방법: 대부분의 실증적 연구는 실증적 성장 모델의 이론적 틀 안에서 불평등의 영향을 축소된 형태로 추정하는데 초점을 맞추고 있다. 횡단면 편차(Cross-sectional variation)를 이용했던 초기의 연구에서는 음의 계수를 산출했다(예: Alesina and Rodrik, 1994; Persson and Tabellini, 1994; Perotti, 1996). 반면 국가 내 편차를 사용했던 이후의 연구(즉, 국가 간, 시계열 패널 데이터 기법)



에서는 그 관계가 양이거나 유의미하지 않다고 보았다(Li and Zou, 1998; Forbes, 2000; Andrews et al., 2011).<sup>7</sup> 좀 더 최근의 분석에서는 일반화 적률 추정법(Generalised Method of Moments, GMM, 박스 2.1 참조)을 이용하여 국내 편차와 국가 간 편차를 둘 다 활용하고자 하는 시도를 했다.

- 데이터의 질: 문헌은 또한 각국의 소득 분포 데이터의 질과 가용성에 따라 큰 제한을 받았는데 이러한 자료는 서로 다른 국가 출처를 바탕으로 가공되는 경우가 일반적이다(즉, “2차” 데이터셋). 다시 말해서 불평등 측정지수는 일반적으로 적용 범위, 참고 단위, 가중치, 소득의 정의에 있어서 차이가 있다는 것이다.
- 국가 적용범위: 문헌 조사에서는 결과에 영향을 미치는 데 있어서 국가 범위의 역할을 강조하고 있다. 불평등-성장 간 음의 상관관계를 예측하는 경로(특히, 신용시장의 불완전성과 사회정치적 불안정성 경로)는 선진국보다는 개도국에서 더 강력할 확률이 높다. 이전 연구에 따르면 불평등과 성장 사이의 관계는 빈곤국가의 경우 음의 관계이거나 선진국의 경우 양의 관계이거나 미미하다(Barro, 2000). 그러므로 개도국과 선진국을 둘 다 포함하는 연구는 평균값을 포착할 것이기 때문에 그 결과에 오해의 소지가 있을 수 있다.
- 불평등 지표: 불평등이 성장에 미치는 영향은 소득 불평등 단일 합성지표를 바탕으로 분석되는 경우가 많았다(일반적으로 지니계수). 그러나 불평등과 성장 간의 관계는 소득 분포도 내 여러 위치의 불평등에 따라 달라질 수 있다(Voitichovsky, 2005). 예를 들어 여러 부정적인 메커니즘(예: 금융시장 불완전성, 정치적 불안정성)은 소득 하위층에서는 불평등과 관련이 있었던 반면 대부분의 긍정적인 메커니즘(예: 서로 다른 절약 성향이나 인센티브에 대한 고려에 근거)은 소득분포 상위층에서 불평등의 정도에 따라 달라지는 경향이 컸다. 그러므로 하나의 불평등 통계는 불평등이 성장에 미치는 평균적인 영향을 포착하는데 그치게 된다. 이러한 가능성은 소득 불평등의 프로파일에 대한 보완적 지표의 필요성을 제기한다(예를 들어 중위 또는 평균집단의 소득 백분위 또는 십분위 비율).

축약 형태의 불평등-성장 연구와 동일하게, 불평등이 성장에 영향을 미칠 수 있는 경로, 특히 내생적 재정정책(endogenous fiscal policy) (상기 A 이론) 경로와 인적자본 축적(human capital accumulation) (B이론) 경로, 그리고 좀 더 일반적이라고 할 수 있는 불평등과 사회적 이동성 간의 관계를 다룬 연구들이 보다 제한적으로나마 이루어졌다.

- 내생적 재정정책 경로에 관한 연구는 불평등과 재정 재분배 간 양의 상관관계에 대한 미약한 증거를 제공했다(Perotti, 1994, 1996; Persson and Tabellini, 1994; De Mello 참조. 조사는 Tiongson, 2006 참조). 그리고, 재분배(예: 세금액)와 성장간의 상관관계는 아주 약한 음의 관계이거나 심지어 양의 관계임이 나타났다(Bergh and Henrekson, 2011 참조).
- 투자 결정을 형성하는데 있어 불평등과 불완전한 금융시장(imperfect financial markets) 간의 상호 관계에 관한 직접적인 추정치는, 금융 불완전성의 정도에 따라 인적자본 축적에 소득 불균형이 미치는 부정적인 영향이 늘어난다는 (미약한) 증거를 제공했다(Perotti, 1994, 1996; Deininger and Squire, 1998). 그러나 전체 데이터에 근거한 증거를 가지고 그 관계의 강도 및 조짐이 사회 경제적 배경에 따라 개인별로 차이가 있는지 여부는, Galor and Zeira(1993)에 따른 핵심 모델에서 예측했듯이, 추론하기 어렵다.
- 불평등과 사회적 이동성 간의 관계에 대해 나와 있는 증거 자료 역시 소위 “위대한 개즈비 곡선(Great Gatsby Curve)”과 같이 대체로 국가 간 상관관계에 근거한 것으로 OECD 일부 국가에서 불평등과 세대



간 소득 이동성 간에 양의 상관관계를 보여준다(D'Addio, 2007; Corak, 2013). 국가 간 상관관계는 불평등과 이동성 간의 가능한 상관관계를 암시만 할 뿐이다. 행정 데이터를 근거로 한 최근의 Chetty et al.(2014)에 따르면 (상향) 이동성은 미국 내 여러 지역에 걸쳐 소득 불평등과 음의 상관관계가 있었고 학교의 질과는 양의 상관관계가 있었다.<sup>8</sup>

### 2.3. 불평등이 성장에 미치는 영향

#### 접근과 새로운 증거 요약

불평등이 OECD 국가에서 성장에 어떤 영향을 미치고 있는가에 대한 현재의 분석은 추정 방법, 데이터의 질과 범위, 적절한 지표와 관련하여 상기 언급된 사안들을 고려하려 한다. 또한 불평등이 소외된 이들의 투자 결정에 불균형하게 영향을 미치는지를 조사하면서, 한 가지 두드러진 중간 메커니즘(금융시장 불완전성/인적자본 축적 이론) (상기 참조)에 대한 증거를 제공하고 있다.

추정 방법: 경험식은 초기 불평등, 소득, 그리고 인적, 물적자본의 1차 함수로 성장을 추정한다. 모델은 솔로우(Solow) 성장 모형을 증대시키는 성장 결정요인에 관한 대부분의 경험적 분석에서 사용된 것과 유사하다(부록 2.A1 참조). 이 공식은 패널 데이터를 사용하므로 베이스라인 회귀 설정은 다음과 같은 형태를 띈다:

$$\ln y_{c,t} - \ln y_{c,t-1} = \alpha \ln y_{c,t-1} + X_{c,t-1} \beta + \gamma \ln eq_{c,t-1} + \mu_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad [1]$$

여기에서  $c$ 는 특정 국가를 의미하고  $(c, t-1)$ 은 5년의 구간이다. 변수인  $\ln y$ 는 1인당 실질 GDP의 로그이므로 공식 [1]의 왼쪽 편은 한 국가의 5년간의 성장 정도를 추적하고 있다. 오른쪽에서는  $\ln eq$ 는 불평등의 요약 지표이고 1인당 GDP( $y_{c,t}$ )은 수렴을 위한 표준통제이며 벡터  $X$ 는 인적 및 물적자본을 위한 최소 통제세트를 포함하고 있다(변수와 출처에 관한 상세 설명은 부록 2.A1 참조). 패널 데이터를 사용함으로써 국가 및 시간이 고정된 효과를 고려할 수 있다( $\mu_c$ 와  $\mu_t$ ). 국가 더미는 시불변 누락변수 편익(time-invariant omitted-variable bias)를 통제하기 위해 포함되었고 기간 더미는 글로벌 쇼크를 통제하기 위해 포함되어 있는데, 이는 어떤 기간에든 총 성장에 영향을 미칠 수 있으나 설명변수에 의해서는 달리 포착되지 않는다.

베이스라인 설정에서 관련 설명변수는 GDP 다이내믹이 불평등에 영향을 미치는 (역 인과성) 우려를 완화하기 위해 성장 기간의 시작점에 측정된다. 분석은, 최소자승법(ordinary least squares) 또는 최소자승가변수 추정기법(least square dummy variable estimators) (설명은 박스 2.1 참고)의 반대인 일반화 적률 추정법(GMM)을 이용하게 된다. 보다 구체적으로는, 모든 결과가 “시스템 GMM” 추정기법을 바탕으로 하여 국가 간 및 국가 내 불평등(시간의 흐름에 따른) 차이를 이용한다. 그러므로 불평등에 있어서 가장 큰 편차의 출처를 이용하면서(즉, 국가 간) 여타 잠재적으로 관련있는 국가별 설명 요인(explanatory factor)을 감안한다. GMM은 시차 독립변수( $\ln y_{c,t-1}$ )의 존재 때문에 발생하는 추정 이슈, 소위 니켈 편익(Nickell-bias)를 고려할 수 있게 한다.

### 박스 2.1. 성장회귀에 있어서 GMM(Generalised Method of Moments) 추정기법

대부분의 실증적 성장 모형이 조건부 수렴(conditional convergence)의 가정을 바탕으로 하고 있기 때문에 [1]과 같은 성장 공식은 시차 산출량(lagged output)의 다이내믹(독립변수  $lny_{c,t}$ )을 일부 포함하고 있으며 다음과 같은 다이내믹 패널 데이터 모형으로 다시 쓰여질 수 있다:

$$lny_{c,t} = (1 + \alpha)lny_{c,t-1} + X_{c,t-1}\beta = \gamma lneq_{c,t-1} + \mu_c + \epsilon_{c,t} \quad [1a]$$

[1a]를 추정하기 위한 표준 패널 데이터 접근은 고정효과 모형(fixed effect model)과 마찬가지로 해당 매개변수의 불편 추정기법(unbiased estimates of the parameters of interest)을 산출하기 어렵다( $\alpha$ 와  $\beta$ ). 사실 국가 내 변형(within transformation)을 적용하거나 1차 차분(first differences)을 취하면  $lny_{c,t}$ 과 오류항 간 상관관계가 발생하고  $\alpha$ 의 고정효과 추정기법(fixed-effect estimator)은 치우칠 수 밖에 없다(Nickell, 1981). 더욱 중요한 것은 이들 접근이  $lny_{c,t}$ 와 상관관계가 있는  $lneq_{c,t}$ 을 포함한 독립 변수 계수의 편향된 추정값을 낳게 된다는 것이다.

이 문제를 해결하기 위해 구체적인 GMM 추정 기법이 개발되었으니 바로 1차 차분 GMM 추정기법(first-difference GMM estimator)과 시스템 GMM 추정기법이다. 1차 차분 GMM 추정기법(First-difference GMM estimator)은 Arellano and Bond(1991)가 만들었으며 모형 [1a]의 차이를 계산함으로써 국가별 영향을 제거하고 변화에 대한 수단으로 오른편의 변수(예:  $lny_{c,t-2}$ ,  $lny_{c,t-3}$ ,  $lneq_{c,t-2}$  등)의 시차 값을 이용하는 것이다. Arellano and Bond(1991)에 따르면 특히 일관된 추정에는 오류항  $\epsilon_{c,t}$ 의 계열 상관(serial correlation)이 없어야 한다. 이에 따라, 이들은 오차에 대해 자기상관(autocorrelation) 검정을 제공하는데 이는 차이값을 계산한 오류항이 두 번째 계열 상관관계를 갖지 않는 검정이다.

현 맥락에서 1차 차분 GMM 추정값의 주요 결함은 불평등과 같은 변수가 한 국가 내에서 눈에 띄는 지속성을 보여준다는 것이다. 그러므로 첫 번째 차이값을 계산하게 되면 데이터 내 변이의 대부분이 제거되고, 이는 설명변수의 시차 레벨이 차이값의 변수에 대해 약한 도구변수가 되어 큰 편향성과 부정확성으로 이어짐을 의미한다(Blundell and Bond, 1998; Bond et al., 2001 참고).

불평등과 성장에 관한 가장 최근 연구(Ostry et al., 2014; Halter et al., 2014)에 따라 실증적 분석은 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)에서 제안한 시스템 GMM 추정기법을 사용한다. 시스템 GMM 추정기법은 1차 차분 등식(first-differenced equations) (차분 GMM에서와 같이)과 오른쪽 변수들의 시차 1차 차분(lagged first-differences)이 수단으로 사용되는 레벨에서의 추가적인 등식들을 결합하고 있다. 그러므로 이것은 1차 차분이 해당 국가의 고정 효과와 상관관계가 없다는 가정을 바탕으로 한다. 성장 회귀의 맥락에서, 이것이 의미하는 바는 최초 관찰(예:  $lny_{c,t}$ )이 정상 상태(steady state)에서 벗어난 것은 국가별 고정효과와 상관관계가 없음을 가정한 것이다(Blundell and Bond, 1998, p.124 참고). 이러한 요건의 위반 가능성을 탐지하기 위해 우리는 헨슨의 차분 검정(difference-in-hansen tests)을 집단으로서의 레벨 등식에 대한 도구변수에 정기적으로 적용한다(Roodman, 2009에서 제안).

분석은 또한 Roodman(2009)의 제안을 따르고 있는데, 이는 “너무 많은 도구변수” 문제를 설명하기 위한 것으로 이를 위해서는 도구변수 매트릭스 내 변수의 개수가 국가의 수보다 적어야 한다. 그러나, 시스템 GMM 조차 약한 도구변수 문제에 해당되는 것으로 보여졌다(Bazzi and Clemens, 2013).

**데이터의 질:** 분석은 발전의 정도에 따라 불평등과 성장 간 다른 상관관계가 존재할 수 있는 문제를 피하기 위해 선진국 및 발전의 정도가 선진국과 유사한 국가들에 초점을 맞추었다(Barro, 2000 참조). 새로 구성된 불균형 패널을 활용했으며 31개 OECD 국가에 대해 1970년부터 2010년까지 5년 단위로 측정된 변수를 사용했다(세부사항은 부록 2.A1 참조). GDP, 생산연령 인구, 총 고정자본 정보는 OECD 연간국민계정(Annual National Accounts)에서 가져왔다. 생산연령 인구의 평균 교육기간은 최근 업데이트된 Barro and Lee(2013) 데이터셋에서 가져왔다.

불평등 측정 지표는 질 좋은 데이터 출처인 OECD 소득분포데이터베이스(IDD, Income Distribution Database; [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm))의 표준화된 데이터를 바탕으로 한다. 여기에는 세금과 현금이전을 감안하기 전과 후를 기준으로 측정된 소득 정보가 들어있어 재분배의 정도를 짐작할 수 있게 한다. 그러나 현물급여와 소비세는 빠져 있는데 기저의 소득 조사에서 이 정보를 제공하지 않고 있기 때문이다. 그러므로 보건, 교육, 사회주택, 부조 등 공공 서비스 또는 실업자에 대한 서비스와 적극적 노동시장 정책을 통한 재분배는 고려되지 않았다.<sup>9</sup>

**불평등 지표:** OECD IDD는 다양한 불평등 지표들이 검정될 수 있도록 하고 있는데 여기에는 지니계수(가처분소득, 시장소득 양쪽을 기준으로 산출)뿐만 아니라 분배 상위층이나 하위층에 구체적으로 초점을 맞춘 지표도 포함된다. 한 국가의 하위층 불평등은 (전반적인) 평균소득과 하위 십분위의 평균소득 간의 비(예: 2번째)로 추출된다. 이 비가 커진다는 것은 평균 가구와 빈곤가구 간 격차가 벌어진다는 것, 즉 하위층의 불평등이 커진다는 것을 의미한다. 상위 불평등은 상위 십분위의 평균소득(예: 8번째)과 전반적인 평균소득 간의 비로 측정되므로 부유층 가구와 평균 가구 간 격차를 보여준다. 그러므로 분석은 서로 다른 형태의 불평등이 성장에 서로 다른 영향을 미칠 가능성을 허용할 수 있다.

**표본 사이즈:** 분석을 OECD 국가로 제한할 경우 질 좋은 소득 분배 데이터를 사용할 수 있게 되지만 제한된 국가에만 집중함으로써 궁극적으로는 130개 미만의 관찰결과라는 최종 데이터셋에 중점을 두는 단점이 있다. 이렇게 되면 GMM 기법을 사용하여 신뢰성 있게 실시할 수 있는 분석의 유형이 제한된다. 이 기법이 많은 장점이 있기는 하지만 많은 데이터를 필요로 하기 때문이다. 그러므로 추정치는 예를 들어 하위 기간 또는 하위 국가군에 초점을 맞추어 따른 표본 사이즈 축소에 민감하다. 작은 표본 사이즈는 또한 추정 우려를 악화시키는데, 왜냐하면 GMM 기법에서 도구변수의 수가 관찰 건수에 비해 너무 커지기 쉽기 때문이다(Roodman, 2009). 무엇보다 이는 인색한 통계 변수에 초점을 맞출 수 밖에 없게 한다. (예를 들어 효과의 이중성이나 비선형성을 찾기 위해) 실제로 베이스라인 설정을 확대하면 결론이 모호한 결과가 도출된다(하기 참조). 여기에서 유의해야 하는 바는, 불평등-성장 연계를 계량화하는 것은 쉽지 않은 과제이며 아래에서 논의되고 추정된 계수들을 지표로 사용한다는 것이다.

## 베이스라인 결과

분석의 앞 부분에서는 순소득 불평등( $Ineq_{ct} = Gini_{ct}$ )에 초점을 맞춰 베이스라인 등식 [1]을 추정한다. 또한 시장소득과 가처분소득 불평등 간 차이로 포착된 재분배의 역할도 고려한다.

실증적 결과에 따르면 불평등은 경제 성장에 부정적인 영향을 미친다. 베이스라인 결과는 표 2.1의 1-4 열에 나와 있다. 1열의 결과는 성장이 초기 소득과 불평등에만 의존하는 베이스라인 설정만 참고한다. 2 열에서는 모형이 인적자본과 물적자본 등 표준 성장 결정요인과 함께 증폭되며 이는 상기 발전사항에 영향을 미치지 않는다.<sup>10</sup> 한편, 인적자본 및 물적자본에 대한 추정계수는 통계적으로 유의미하지 않고 결과는 대체 지표나 설정을 이용해도 영향을 받지 않는다.<sup>11</sup> 3열과 4열은 동일한 모형을 탐구하고 있으며 “도구변수 확산

(instrument proliferation)” 문제를 해결하기 위해 도구변수 매트릭스 설정을 변경했고 이는 심각한 왜곡을 낳음을 보여주었으며 도구변수 유효성 검사를 약화시켰다(Roodman, 2009 참조).<sup>12</sup> 헨슨 검정의 p값이 국가 수 대비 많은 수의 도구변수를 사용할 때 높은 값과 관련하여 하락하는 반면(아마도 비제한(unrestricted) 회귀에 있어서 도구변수 확산 문제를 반영) 계수는 다소 크게 추산되었다.<sup>13</sup>

표 2.1. 불평등이 OECD 국가의 성장에 미치는 부정적인 영향

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
순 불평등	-0.775**	-0.799**	-0.809*	-0.995***		-1.285**	-1.213**	
	(0.318)	(0.374)	(0.431)	(0.350)		(0.503)	(0.462)	
총 불평등					-0.583	0.172		
					(1.031)	(0.612)		
(총 - 순) 불평등							0.081	-0.278
							(0.686)	(1.325)
y	-0.140**	-0.089	-0.069	-0.081	0.047	-0.073	-0.086	0.133
	(0.052)	(0.060)	(0.073)	(0.122)	(0.181)	(0.121)	(0.132)	(0.227)
인적자본		-0.002	-0.005	0.004	0.009	-0.005	-0.007	0.014
		(0.013)	(0.013)	(0.018)	(0.022)	(0.013)	(0.012)	(0.020)
투자		0.216	0.521	0.187	1.606	-0.217	-0.251	2.423
		(0.379)	(0.634)	(1.393)	(1.299)	(1.359)	(1.486)	(2.028)
M2(p-val)	0.710	0.536	0.605	0.774	0.903	0.594	0.656	0.940
헨슨 통계(p-val)	0.991	0.736	0.535	0.375	0.602	0.378	0.356	0.528
관찰	128	128	128	128	125	125	125	125
국가의 수	31	31	31	31	30	30	30	30
도구변수의 수	27	31	26	16	16	18	18	16

주: 종속변수는  $\Delta \ln y_t$  이고  $y_t$  는 1인당 GDP,  $[t-(t-1)]$ 는 5년의 기간이다. 불평등은 지니 지수로 측정된다. Windmeijer 시정 표준 오차가 있는 로버스트 2단계 시스템 GMM 추정기법. 모든 회귀는 국가 및 기간 더미를 포함한다. M2는 차분 오류항(differenced error term)으로 표현된 두 번째 계열상관을 위한 검정의 p값이다. 헨슨은 과잉식별 제약(overidentifying restrictions) 헨슨 검정에 대한 p값을 표시한다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 레벨에서의 유의성을 나타낸다.

출처: Annex 2.A1, OECD Secretariat calculations.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208837>

불평등이 성장에 미치는 영향은 상당한 것으로 추산되었다. 예를 들어 1열에 보고된 계수를 기준으로 하면, 불평등을 1 지니포인트만큼 낮출 경우 다음 5년간 누적 성장률이 0.8%P 증가 (또는 연 0.15%P 증가)한다. 부록 2.A1에서는 추산된 계수들이 솔로우 성장 모형에서 장기적으로 불평등 증감의 영향을 추산하는데 어떻게 사용될 수 있는지를 상세히 설명하고 있다. 25년의 기간을 기준으로 할 때 추산된 계수가 의미하는 바는 불평등이 1 지니포인트 감소할 경우 평균 성장률이 연간 약 0.1%P가 약간 넘는 정도만큼 증가하며 해당 기간 말에 획득된 누적 GDP가 약 3%라는 것이다.

또는, 최근 관찰된 불평등의 변화에 중점을 두어, 만일 불평등에 변화가 없었을 경우 이후의 성장률은 어느 정도 증가 또는 감소했는지를 추론할 수도 있다. 예를 들어 1985년에서 2005년 사이, 불평등은 19개 OECD 국가에서 평균적으로 2 지니포인트 이상 증가했다;<sup>14</sup> 1열에 보고된 포인트 추정치에 따르면 이 변화는 1990-2010년 사이 누적 성장률을 4.7%P나 감소시켰다. 참고로 동일한 회원국들의 평균 누적 성장률은 28%였다.

다시 말해 추산된 계수가 암시하는 바는, 불평등이 1985년에서 2005년 사이 변화하지 않았을 경우 (그리고 모든 다른 변수가 동일할 경우), 평균적인 OECD 국가는 거의 33%씩 성장했을 것이라는 점이다.

표 2.1의 1-4열은 가처분소득의 불평등에 바탕을 두고 있다. 섹션 2.2에 언급된 이론적 모형과 관련하여, 이 지표는 불평등으로 인해 빈곤층이 기회를 잃게 된다고 예측하는 접근(B 이론)뿐만 아니라 불평등이 인적 또는 물적자본에 대한 비싼 투자에 대해 오히려 보상을 하는 것으로 보는 모형(D 이론)과도 관련이 있다. 그러나 가처분소득은 “내생적 재정정책” 이론(A 이론)을 검정할 수 있는 정확한 지표는 아니다. 이 견해를 바탕으로, 시장소득(가처분소득 아님)의 불평등 증가는 유권자들로 하여금 높은 수준의 (왜곡된) 과세를 선택하도록 만든다 (Milanovic, 2000). 이에 따라, 표 2.1의 5열에 등장한 결과는 세금 및 이전 전(before taxes and transfers) 소득 불평등을 측정하는 이전의 설정을 복제하고 있다. 추산된 계수는 여전히 음수이기는 하지만 그 규모가 줄었고 통계적으로 유의미하지 않다. 그러므로 분석은 이 이론을 거의 뒷받침하지 못하고 있다. 적어도 표본으로 추출한 OECD 국가들의 경우에는 그렇다.

불평등이 성장에 어떤 영향을 미칠 수 있는지에 대한 일부 이론을 예측한 내용 중 하나는, 그 영향이 비선형일 수 있다는 것이다. 위에서 다룬 정치경제 및 사회정치적 불안정성 이론 중 일부에 따르면(Benh Habib, 2003 참조), 약간의 불평등이 불안을 유발할 확률은 낮으며 오히려 성장 강화 인센티브를 제공하긴 하지만, 일종의 “티핑 포인트”에 도달하게 되면 지대추구행위(rent-seeking behavior) 및 유용(appropriation)을 통해 정치적 개입을 초래하면서 경제적 관계를 교란시킬 수 있다. 예를 들어 교육에 대한 투자에도 비슷한 주장이 제기될 수 있다. 그러나 이러한 비선형성이 결과에 나타나지는 않았다.<sup>15</sup> 지니계수 20에서 21로 불평등이 증가하면서 이것이 성장에 미친 영향은 지니계수가 40에서 41로 증가할 경우의 영향과 동일한 것으로 나타났다. 또한, 단기적 영향과 장기적 영향이 크게 다르다는 증거도 발견되지 않았다.<sup>16</sup> 한편, 불평등-성장간 음의 관계는 국가 하위 차원에서도 나타나는 것으로 보인다(박스 2.2 참조).



### 박스 2.2. OECD 지역의 소득 불평등과 경제 성장

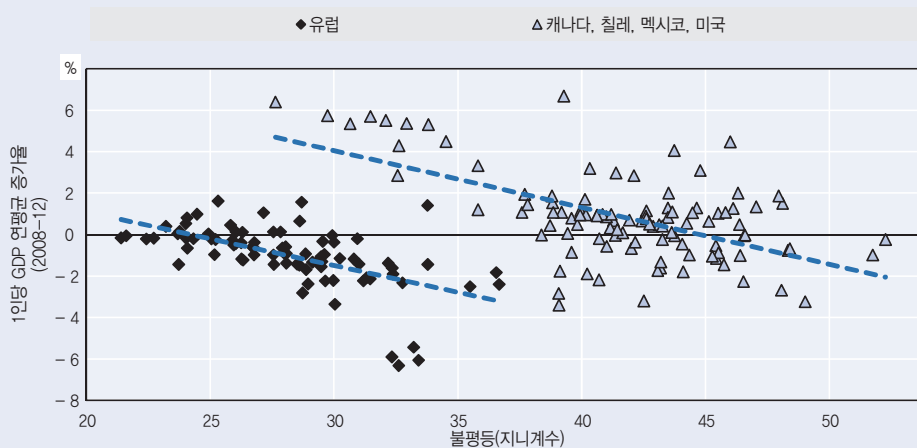
OECD는 최근 표준화된 소득분포 지표를 지역 차원으로 확대하는 작업을 실시했다. 데이터를 보면, 평균적으로 평등의 국내 편차가 크고 여러 국가에서 관찰된 것과 비교 가능함을 알 수 있다(OECD, 2014a). 지역적 차이는 규모가 큰 모든 국가와 주도적인 도시를 가진 일부 소규모 국가에서 특히 높았다. 데이터에 따르면 소득 불평등은 도시 규모가 커지면 함께 높아지며 그 이유는 몇 가지로 설명할 수 있다. 첫째, 대도시에는 가장 생산성 높은 기업들이 위치해있고 이들 기업은 탁월한 능력을 가진 이들에게 가장 큰 보상을 함으로써 인재들을 끌어 모은다(Behrens and Robert-Nicoud, 2014). 뿐만 아니라 대도시는 또한, 평균적으로, 눈에 띄지 않는 능력을 가진 근로자들도 끌어 모을 수 있는데, 증거에 따르면 도시가 클수록 불평등이 심화되는 현상은 동일 기능 집단 내에서도 발생하기 때문이다(Baum-Snow and Pavan, 2013). 마지막으로, 대도시는 빈곤층을 유인하는 기회가 많은 곳이므로 임금 격차는 더 커지게 된다.

중요한 것은, 이 데이터를 이용해 국가 내의 소득 불평등 및 경제성장 간 관계를 다룰 수 있다는 것이다(Royuela et al., 2014). 분석은 2004-12년, 3개 대륙에 위치한 15개 OECD 국가를 대상으로 하고 있다.

OECD 지역에서 소득 불평등과 경제 성장 간에는 명확히 음의 상관관계가 관찰되었고 유럽의 경우 특히 그러했다. 북미와 남미 국가들은 별도로 고려되었다. 북미와 남미 모두 불평등이 높은 지역일수록 평균적으로 1인당 GDP의 성장 속도가 느려진 것으로 나타났다(아래 그림 참조). 계량 경제학적 연구 결과에서는 이러한 음의 관계를 재확인하고 있는데, 2008년 이후 더욱 강력해졌으며 평등이 높을수록 해당 지역이 경제 쇼크에 잘 버티고 있음을 나타낼 수 있다고 보았다.

불평등-성장간 음의 관계는 도시 구조 유형에 민감한 것으로도 나타났다. 도시화가 경제 성장에 미친 영향을 통제하면, 불평등 심화는 평균적으로 불평등이 이미 비교적 높은 상태인 대도시에서 성장을 더욱 저해하는 것으로 보인다.

#### OECD 지역에서 소득 불평등과 성장, 2008-12년



출처: Royuela, V., P. Veneri and R. Ramos(2014), "Income Inequality, Urban Size and Economic Growth in OECD Regions", *OECD Regional Development Working Papers*, Vol. 2014/10, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrcmg8818r-en>.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207870>

## 재분배

불평등이 장기적인 성장에 부정적인 영향을 미친다면, 관련 정책 수립에 있어서 떠오르는 의문점은 불평등을 낮추고 성장을 강화할 수 있는 윈-윈 과정을 어떻게 촉진할 수 있는가이다. 시장소득의 불평등을 낮추기 위한 직접적이고 주된 정책적 도구는 세금과 급여지만 이것 역시 성장에 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Ostry et al., 2014; OECD, 2012 참조). 예를 들어 조세와 이전의 수준이 높다는 것이 자원의 낭비를 의미하고 전체적인 비효율성을 유발한다면 (Okun의 유명한 ‘새는 양동이(leaky bucket)’ 비유에서처럼) 그 영향은 부정적일 것이다.<sup>17</sup> 만약 이것이 사실이라면 가처분소득 불평등이 일정 수준에 도달할 경우, 시장 불평등이 큰 국가들은 성장 지연이 더 두드러질 것이다.

분석 결과를 보면 재분배는, 아무리 나쁘게 봐도, 성장에 중립적이다. 표 2.1 6열의 설정은 시장소득과 가처분 (“순”) 소득의 불평등을 포함하여 재분배의 역할을 살펴보고 있다. 그러므로 순 불평등과 관련해 산출된 계수는 재분배로 인한 불평등 변화의 영향을 반영한다. 계수는 여전히 음수이고, 통계적으로 유의미하며 이전 열들과 거의 차이가 없다. 시장 불평등 계수의 유의미하지 않은 산출값이 의미하는 바는, 특정 수준의 순 불평등을 달성하는데 필요한 재분배의 정도는 경제 성장에 직접적으로 부정적 영향을 미치지 않는다는 것이다.

이러한 발견은 대안 설정에 의해서도 뒷받침된다. 7열에 따르면, 순 불평등을 통제하고 나면 한 국가의 재분배 정도(시장소득 불평등과 순소득 불평등 간의 차이)는 성장에 유의미한 영향을 미치지 않는다. 이 설정은 Ostry et al(2014)에서 사용된 것과 동일한데 여기에서는 더 많은 국가들에 대해 동일한 결과를 확보했다. 마지막으로, 재분배의 정도는 그것을 유일한 핵심 독립 변수로 볼 경우 유의미하지 않다(8열 참조). 이 결과들을 종합해 보면, 가처분소득의 불평등은 성장에 나쁘고 재분배는, 아무리 나쁘게 봐도, 성장에 중립적임을 알 수 있다.

이들 결과는 부분적이고 비교적 조악한 재분배 지표에 바탕하고 있으므로 모든 재분배 지표가 성장에 똑같이 좋다는 것은 아니다.<sup>18</sup> 우선, 여기에서는 시장 성과에 영향을 미치며 세금 및 급여 공제 전 소득 격차를 변경하는 “분배 전” 정책 등 다른 재분배 도구가 성장에 미칠 수 있는 영향을 독립적으로 고려하지 않고 있다. 예를 들어 인구 중 상당수가 더 많은 임금을 받도록 만들 수 있는 교육 정책, 또는 노동시장 참여율이 낮은 집단의 참여와 고용에 혜택을 주는 노동시장 활성화 정책 등이 해당된다.

좀 더 중요하게는, 서로 다른 재분배 지표가 효율성과 성장에 미치는 영향은 실제로 그 징후와 규모 면에서 다양하다. 과거 OECD 연구자료(Arjona et al., 2001)에서는 사회지출이 성장에 미치는 영향을 살펴보면서 이 지출을 “적극적 지출”(인구 중 정상 시장소득보다 낮은 집단의 노동시장 참여를 촉진함으로써 시장소득의 분배를 바꾸려고 시도하는 사회지출)과 “소극적 지출”(예: 실업급여)로 나눴다. 적극적 지출에는 적극적 노동시장 정책이 포함되며 근로연계급여와 보육비용 지출도 포함된다. 연구에 따르면 적극적 지출은 성장 증진과 상관관계가 있는 반면 “소극적” 지출이 많아지면 성장은 저하된다. 이러한 접근은 본 연구에서 따르고 있는 접근과 차이가 있지만, 모든 재분배가 성장에 똑같이 좋은 것은 아니라는 점을 시사한다(OECD, 2012 참조).

## 상위층과 하위층의 불평등

소득 분포도 내 서로 다른 집단에서 불평등이 성장에 미치는 영향을 살펴보기 위해(Voitchofsky, 2005도 참조) 불평등 지니계수를 “상위” 및 “하위” 불평등의 몇 가지 지표와 대체했다. 예를 들어 상위 소득 불평등은 전체 평균 가처분소득 대비 상위 십분위의 평균 가처분소득비로 측정하며 하위 불평등은 전체 평균소득 대비 하위 십분위의 평균소득비로 측정한다.<sup>19</sup>

표 2.2에 나타나 있는 결과를 보면, 소득 분포 하위층에서 소득 격차를 줄임으로써 불평등을 낮출 경우, 상위층보다 경제적 성과에 더 큰 긍정적 영향을 미친다. 산출된 계수가 의미하는 바는 표준편차의 절반만큼 하위

불평등을 낮추면(이는 프랑스 수준이 되기 위해 영국에서 하위 불평등을 변경하거나 일본 또는 호주 수준이 되기 위해 미국에서 변경하는 것과 동일) 이후 25년간 연평균 성장률은 거의 0.3%P씩 더 높아지고 기간 말 GDP 누적 성장률은 7%를 넘어서게 된다.

표 2.2. 소득 분포도 하위층과 상위층의 불평등

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	하위층 불평등				하위층 및 상위층 불평등				상위층 불평등	
	1분위	2분위	3분위	4분위	1분위와 8분위	2분위와 8분위	3분위와 8분위	4분위와 8분위	9분위	10분위
하위 불평등	-0.031** (0.012)	-0.071* (0.037)	-0.121* (0.067)	-0.196* (0.111)	-0.032* (0.018)	-0.084*** (0.029)	-0.133*** (0.047)	-0.198** (0.083)		
상위 불평등					-0.038 (0.750)	-0.367 (0.469)	-0.220 (0.403)	-0.066 (0.448)	-0.571 (0.451)	-0.065 (0.050)
M2(p-val)	0.318	0.305	0.333	0.537	0.266	0.193	0.248	0.338	0.311	0.378
헨슨 통계(p-val)	0.436	0.513	0.615	0.120	0.703	0.807	0.823	0.753	0.449	0.309
관찰	94	94	94	94	94	94	94	94	94	94
국가의 숫자	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
수단의 숫자	11	11	11	11	13	13	13	13	11	11

주: 종속변수는  $\Delta \ln y_t$ 이며 여기에서  $[t-(t-1)]$ 은 5년을 단위로 한 기간이다. 하위 불평등은 해당 국가( $\bar{y}$ ) 내 평균 가처분소득과 열의 맨 위에 표시된 하위 십분위( $\bar{y}_n, n=1, \dots, 4$ )의 평균소득 간 비(ratio)로 측정된다. 예를 들어 1열의 지표가 증가하면 전체 평균소득과 인구 중 하위 10%의 평균소득 간 격차가 커졌다는 의미이다. 상위 불평등은 열의 맨 위에 표시된 상위 십분위의 평균소득과 해당 국가( $\bar{y}$ )의 전체 평균소득 간 비(ratio)로 측정된다. 모든 회귀는 국가 및 기간 더미, 그리고 1인당 GDP 기간 시작에 대한 통제를 포함한다(변수와 출처에 대한 세부사항은 부록 2.A1 참고). 로버스트 2단계 시스템 GMM 추정기법이 교정된(Windmeijer, 2005) 표준 오차와 함께 사용되었다. M2는 차분 오류항(differenced error terms)으로 표현된 두 번째 계열상관을 위한 검정의 p값이다. 헨슨은 과잉식별 제약(overidentifying restrictions) 헨슨 검정에 대한 p값을 표시한다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의성을 나타낸다.

출처: Annex 2.A1; OECD Secretariat calculations.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208845>

하위층 소득 불평등이 성장에 미치는 부정적인 영향은 상당한 것으로 나타난다. 기본적인 접근은, 인구 중 최빈곤가구에 초점을 맞추는 것이다(즉, 하위 십분위와 평균 간 소득 격차, 1열 참조). 하지만 중하위 계층의 상대적 소득 조건에 부합한다고 볼 수 있는 두 번째, 세 번째 또는 네 번째 소득 십분위에 초점을 맞추더라도 같은 현상이 나타남을 알 수 있다(정도도 매우 유사하다) (2-4열).<sup>20</sup> 뿐만 아니라 상위층의 불평등을 동시에 감안한다 하더라도 마찬가지이다(5-8열). 이것이 의미하는 바는, 불평등이 성장에 미치는 부정적 영향을 다루는 것은 단순히 빈곤 및 빈곤층 문제를 해결하는 것이 아니다. 저소득 문제를 전반적으로 다루는 것이다.

그러나 상위 소득 불평등을 바꾸는 것은 경제 성장에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(5-8열 상위 불평등을 하위 불평등과 함께 고려했을 경우 확보한 결과를 확인해주는 9열과 10열 참조). 사용된 소득 데이터가 소득 분포도 최정상의 집중 추세, 예를 들어 상위 십분위 및 그 위의 움직임에 대한 정보는 제공하지 않는다는 것이 중요하다.<sup>21</sup>

이러한 결과로 인해 OECD 국가에서 소득 불평등이 그 이후의 성장에 영향을 미칠 수 있도록 하는 대안적 방안의 상대적 중요성이 조명받게 되었다. Voitchovsky(2005)에서 먼저 지적했듯이, 소득 불평등이 성장에 미치는 부정적인 영향을 예측한 메커니즘의 대부분은 분포도 하위층에서 소득 격차가 수행하는 역할을 강조하고



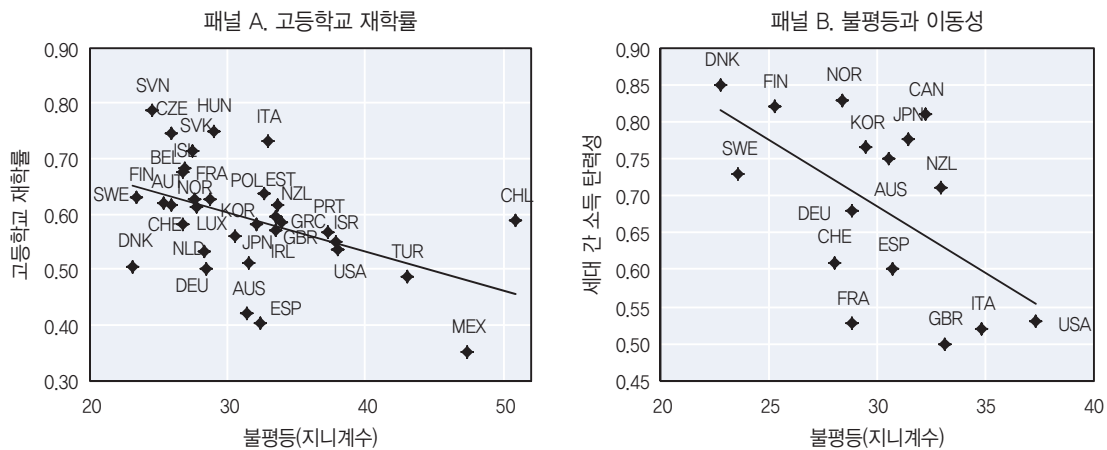
있다. 예를 들어 인적자본 누적 이론(상기 B 이론)에서는 불평등이 분포도 중하위층에서 더 많은 가정의 상대적 교육 비용을 높이기 때문에 불평등은 해롭다고 예측하고 있다. 상위층의 불평등이 높아진다는 것은 위험이 큰 투자에는 높은 보상이 존재한다는 징후이며, 그렇기 때문에 불평등이 성장에 미치는 긍정적인 영향을 암시한 이론들과 더욱 직접적으로 연관되어 있다(예컨대 상기 D 이론). 그러나 현재의 연구 결과는 상위층과 하위층의 불평등이 모두 성장에 부정적인 영향을 미친다는 가설을 뒷받침했던 Voitchovsky(2005)와는 다르다.

섹션 2.2에서 강조한 이론적 메커니즘에 있어서, 본 섹션의 결과가 나타내는 바는 소득 불평등이 성장에 영향을 미치는 한 가지 중요한 방식은, 금융 시장 불완전성/인적자본 누적 이론(B 이론)에서처럼 소외된 개인의 투자 및/또는 직업상의 기회를 줄이는 것이다. 그래서 다음 섹션에서는, 서로 다른 사회경제적 배경을 가진 개인들의 인적자본 투자와 불평등 간의 관계를 살펴봄으로써 이 이론을 좀 더 직접적으로 검증해보고자 한다.

### 2.4. 불평등, 사회적 이동성 및 인적자본 축적


OECD 전역에서 소득 불평등은 평균적인 교육적 성과와 음의 상관관계를 보인다. 그림 2.1의 패널 A에서는 고등학교 재학 인구비율과 가처분소득 불평등의 지니계수 간의 단순한 상관관계를 구성함으로써 이를 보여준다(대학 재학률의 경우에도 동일한 현상 발견). 불평등과 인적자본 투자를 연관짓는 이전의 국가간 회귀연구 결과(예: Perotti, 1996, Deininger and Squire, 1998)와 일관되기는 하지만, 이 단순한 상관관계는 그 자체만으로 인적자본 축적/금융시장 불완전성 이론(상기 B 이론)을 확인해주지는 못한다. 이를 검증하려면 불평등과 교육 간 관계의 정도 및 징후가 개인의 사회경제적 배경에 따라 달라지는지 여부를 살펴볼 필요가 있다.

그림 2.1. OECD 국가 간 불평등, 학력, 이동성



주: 패널 A: 그래프는 고등학교 재학생 수와 15-19세 인구 간 비(ratio)를 보여준다. 두 개 변수의 출처는 Education and Training Statistics in OECD.Stats("Education and Skills")와 OECD Demography Statistics <http://dx.doi.org/10.1787/5f958f71-en>, 그리고 2010년 비교 자료이다. 불평등은 개인이 10-14세인 시기, 즉 2005년에 측정된 것이다. 패널 B: D'Addio, A.C.(2007), "Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations?", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 52, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/217730505550>; 그리고 OECD(2008), *Growing Unequal? Income Distribution in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en> 등 여러 출처에서 취합하였다.

출처: Annex 2.A1. 참고

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207806>

불평등과 세대 간 소득 이동성의 국가별 음의 상관관계, 소위 “위대한 개츠비 곡선” (D’Addio, 2007; Corak, 2013 참조) 역시 동일한 이론과 연관되어 있다. 이 관계는(그림 2.1의 패널 B에 복제) 심한 불평등을 겪고 있는 사회에서 사람들은 자신이 태어난 소득 계급 밖으로 이동하기가 점점 더 어려워짐을 의미한다. 그러므로 이것은 특히 불평등이 소외계층의 투자 및 직업상의 기회(상향 이동성)를 저해한다는 생각과 부합된다. 그러나 순수한 국가별 차이에 바탕을 둔 다른 결과와 마찬가지로 이 결과 역시 관찰된 그리고 관찰되지 않은 시불변 국가별 복합 요인에 의해 유도된 왜곡의 가능성이 있다.

이 섹션의 분석은 학력과 불평등 간의 관계가 부모의 학력(PEB, 사회경제적 배경의 대리 지표)에 따라 달라지는지 확인하기 위해 개인 차원의 조사 데이터(출처: OECD Adult Skills Survey, PIAAC)를 사용하고 있다. 그 과정에서 학력과 불평등 수준 양쪽에 영향을 미칠 수 있는 시불변 관찰 및 비관찰된 국가별 특징을 감안하기 위해 국가 내 차이를 이용하고 있다. OECD 지역의 사회적 이동성을 연구한 자료(예: Causa and Johansson, 2009; OECD, 2010b)는 자녀의 교육 성과가 부모의 학력에 따라 크게 달라진다는 생각을 대체로 뒷받침하고 있다. 현재의 분석에서는 이러한 결과를 확대하여 불평등이 커질 때 교육적 이동성의 정도가 감소하는지 탐구하고 있다. 개인별 인적자본의 차이가 소득 차이 중 가장 큰 부분을 설명하고 있기 때문에, 이 가정을 검증할 수 있다면 불평등과 세대 간 경제적 이동성이 국가 간 또는 국가 내 지역 간에 음의 상관관계를 갖는 이유를 이해하는데 도움이 될 것이다.<sup>22</sup>

PIAAC와 같은 횡단면 조사에서의 이러한 차이를 활용하기 위해 (국가 내) 연령별 집단 간 인적자본의 차이를 이용한다. 보다 구체적으로 말하면, 개인들을 5년 단위의 연령집단으로 묶고( $t$ 와 연동) 각 집단에게는 10세에서 14세 사이일 당시 자국의 불평등 지표를 할당했다.<sup>23</sup> 기준 실증 등식은 다음과 같다:

$$HC_{i,t,c} = \beta_1 PEB_{i,t,c} * Ineq_{t,c} + \beta_2 PEB_{i,t,c} + \theta X_{i,t,c} + \mu_t + \mu_c + \epsilon_{i,t,c} \quad [2]$$

여기에서  $HC$ 는 국가  $c$ 의 개인  $i$ 에 대한 인적자본 측정지표이고  $PEB$ 는 부모의 교육배경(저, 중, 고) 지표이며  $Ineq$ 는 해당 국가의 불평등 지수이다(세부사항은 박스 2.2 참고). 이 설정에서,  $\beta_2$ 의 매개변수 3개는 부모의 학력이 서로 다른 개인의 평균 교육 성과이며  $\beta_1$ 은 이러한 평균이 해당국의 소득 불평등 정도에 따라 달라지는지 여부를 보여준다. 이 식은 국가 고정효과( $\mu_c$ )와 공통 쇼크( $\mu_t$ )를 설명하는 패널 회귀(국가  $c$ , 기간  $t$ )를 돌릴 수 있게 한다. 그러므로 매개변수  $\beta$ 를 추정할 수 있으며 이는 국가 간 추정값을 왜곡할 수 있는 시불변(time-invariant) 국가 결정요소를 설명한다. 이는, 예컨대, 불평등이 교육시스템의 질 또는 교육적 성과에 영향을 미치는 기타 정책 및 제도와 상관관계가 있다면 사실일 것이다(고려된 여타 변수와 추정 접근에 대한 상세 설명이 필요할 경우 박스 2.3을 참고).<sup>24</sup>

### 박스 2.3. 국제성인역량평가(PIAAC) 프로그램

이 섹션에 사용된 데이터는 2010년에서 2011년 사이 24개 OECD 회원국의 생산연령(15-64세) 인구의 대표 표본을 대상으로 실시된 OECD 국제성인역량평가 프로그램에서 가져왔다(보다 상세한 내용은 OECD, 2013 참고). 여기에는 인구학적 특징(연령, 성별, 거주지, 종교), 근로 이력, 학력뿐만 아니라 첨단기술 환경에서의 문제해결능력, 문해력, 수리력 등 세 영역에서의 능력 정도에 대한 직접적 지표 등 다양한 문항이 포함되어 있다. PIAAC은 이 세 가지 능력 영역을 500점 만점으로 측정하고 있다.

본 자료는 개인별로 공식적 성과(예: 달성한 가장 높은 수준)와 실제 기술(예: 수리 점수)이라는 두 측면에서 교육 성과를 측정할 수 있도록 하고 있다. 최근 연구에 따르면 기술(skill)은 공식적인 최종 학력이라는 표준 지표보다 인적자본을 보다 잘 측정할 수 있는 지표이다. 예를 들어 능력의 정도를 나타내는 지표를 사용하면(예: 문해력, 과학, 수학의 국제 시험 점수를 바탕으로) 국가별 성장 회귀에 있어서 인적자본의 힘을 보다 잘 설명할 수 있게 된다(Hanushek and Woessmann, 2012 참고).

PIAAC 자료는 또한 부모의 학력 및 직업도 보고하도록 하고 있는데 이는 부모의 교육배경(PEB) 지표를 구성하는데 사용된다. 변수는 다음과 같이 정의된다. 부모 둘 다 고등학교를 졸업하지 못한 경우 그 자녀는 PEB 저(low)에 해당한다. 부모 중 최소한 한 명이 고등학교를 졸업하고 중등 교육 후 과정(post-secondary)을 이수했으며 고등교육은 받지 않았다면 PEB 중(middle), 부모 중 최소한 한 명이 대학 교육을 마쳤다면 PEB 고(high)에 해당한다.

자녀가 어릴 때 이루어지는 교육에 관한 결정과 관련될 가능성이 있는 그 외의 개인적 특성은 (매트릭스 X에서) 통제요인으로 사용되었다. 여기에는 성별, 부모의 이민 상태, 당사자가 모국어를 하는지 외국어를 하는지 여부, 거주 지역이 포함된다. 문제 해결능력 점수가 때때로 개인 능력의 지표로 사용될 수도 있다. 본 연구는 유년기 해당국의 측정된 불평등의 역할을 분석하는 것이기 때문에 해외에서 출생한 사람은 분석에서 제외하였다.

이 접근은 세 개 집단의 개인 간 평균 성과 차이의 측면에서 세대 간 학력 대물림의 정도를 측정한다(그리고 아래 보고된 결과를 예측하자면, 예상대로 대물림의 경향이 강한 것으로 나타났다). 하지만 중요한 것은 이것 역시 불평등(의 차이)으로 하여금 PEB가 다른 이들에게 서로 다른 영향을 미치게 한다는 것이다. 소득 불평등 심화의 가장 중요한 영향이 교육에의 투자 인센티브를 증가시키는 것이라면, 격차가 클수록 최소한 인구 중 일부 집단의 교육적 성취 증가와 연관되어야 할 것이다. 다른 한편으로, 불평등이 증가할수록 성과가 감소하며 이러한 효과가 빈곤층에서 더 강하게 나타난다는 증거는, 금융시장의 불완전성과 상호작용하며 불평등이 소외 계층에게 있어서 교육의 기회와 사회적 상향 이동성을 크게 저해한다는 주장을 뒷받침할 것이다.

이 섹션에서는 세 종류의 결과를 이용하여 이들 대안을 검정한다.

- 첫 번째는, 고등교육 이수 확률 및 정규교육 이수년수를 포함하여, 개인이 누적한 인적자본의 양에 대한 측정 세트이다.
- 두 번째는, 인지 능력과 이로 인해 수료한 교육의 질을 포함한, 능력수준지수 세트이다.
- 세 번째 지표는 고용확률지수이다. 교육을 넘어 불평등이 노동시장 기회에 미친 영향을 탐구하기 위한 것이다.

세 가지 접근 결과를 보면, 소득 격차의 증가가 사회경제적 배경이 열악한 이들의 성과를 저해하지만 중간층과 상위층에게는 영향을 주지 않음을 알 수 있다. 그러므로 성장 회귀의 경우에서처럼 그 결과는 불평등 증가가 사회

소의 계층에게 교육의 기회(그리고 사회적 이동성)를 저해한다는 개념을 강력하게 뒷받침한다. 이는 인센티브를 통해 잠재적인 긍정적 영향을 지배하는 효과이다.

### 불평등과 인적자본의 질

#### 최종 학력

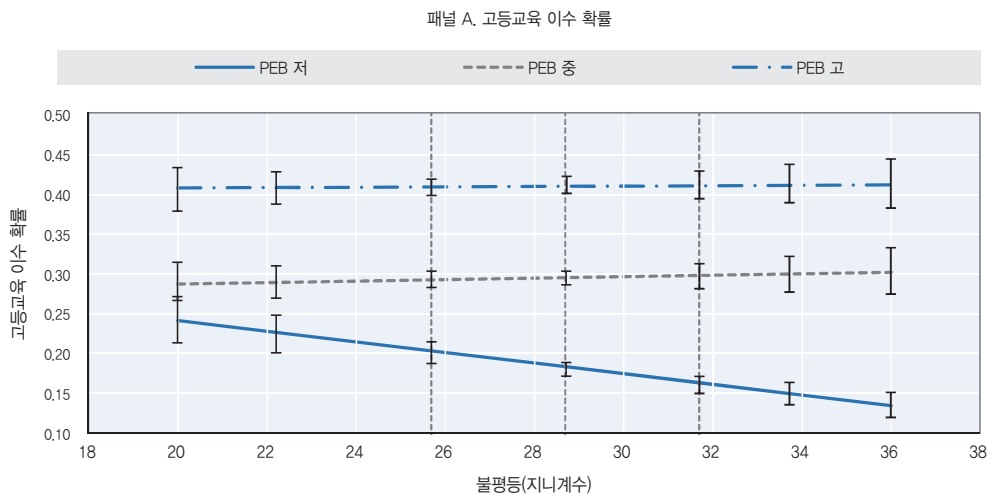
불평등이 기회에 미치는 부정적인 영향을 뒷받침하는 첫 번째 증거는 최종 학력이다. 이는 종속변수( $HC_{i,t,c} + EDU_{i,t,c}$ )가 3개의 값을 취할 때 순서형 프로빗을 추정하여 산출한다: 3개 값은, 중졸 이하는 저, 고졸의 경우 중, 고등교육을 받은 경우는 고이다(세부사항은 부록 2.A1 참고). 이 틀에서 추산된 매개변수  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 부모의 교육배경과 불평등 수준(즉, 불평등의 서로 다른 수준)별 학력의 평균 확률을 예측할 수 있게 한다. 그림 2.2의 패널 A에서, 각 줄은 불평등의 기능으로서 PEB별 대학 졸업 평균 예측확률을 나타낸다(지니포인트로 측정).

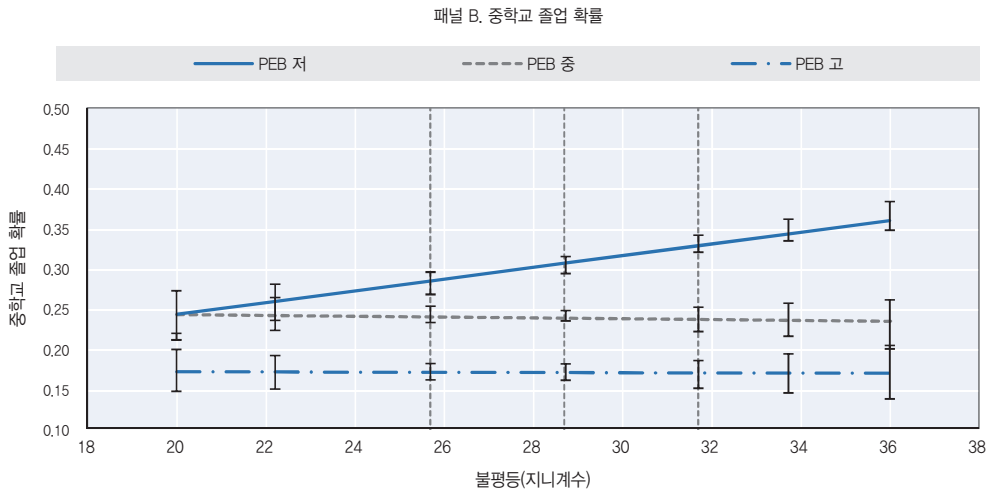
세대 간 학벌의 대물림에 대한 상당한 증거와 일관되게, 추정된 대학 졸업확률은 부모의 학력이 가장 높은 집단에서 가장 높게 나타났다. 40% 이상이 고등교육을 받았으며 교육수준이 중간인 부모를 둔 집단의 경우 그 수치가 평균 30% 정도였다.

그러나 그래프를 보면, 고등교육을 받을 확률은 불평등이 커지면 줄어들 수 있지만 부모의 학력이 낮은 경우에만 그랬다. 저변의 산출 값을 바탕으로 했을 때 불평등이 약 6 지니포인트 정도 증가하면(2010년 미국과 캐나다간 소득 불평등 편차에 해당) 부모의 학력이 낮은 이들이 고등교육을 받을 확률은 약 4%p 낮아진다.<sup>25</sup> 한편으로, 불평등은 부모의 배경이 중 또는 고인 경우에는 고등교육 이수 확률에 영향을 미치지 않는다.

불평등은 또한 PEB 저(low)인 자녀들이 중학교를 졸업할 확률에도 상당한 영향을 미친다(그림 2.2의 패널 B 참고). 이 확률은 불평등이 6 지니포인트 증가할 경우 평균적으로 5%p 가까이 증가하는 것으로 예측된다. 그러나 소득 중상위층에서는 불평등과 교육 이수 확률 간에 상관관계가 없는 것으로 나타난다.

그림 2.2. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육 이수 확률





주: 두 개 패널은 부모의 (교육적) 배경이 저, 중, 고인 자녀들이 약 14세 경 해당 국가의 불평등 정도(지니계수)별로 고등교육을 이수할(패널 A) 또는 중학교를 졸업할(패널 B) 평균 예측확률을 보여준다. PEB 저: 부모 둘 다 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명이 고졸 이상(고등교육 비이수). PEB 고: 부모 중 최소 한 명이 고등교육 이수. 막대는 95% 신뢰구간을 나타낸다. 세로선은 불평등 기저분포의 25, 50, 75 백분위를 나타낸다.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207811>

## 평균 교육 기간

교육년수(YS, number of years of completed schooling) 등 위에서 언급한 결과의 요약 지표에 초점을 맞출 경우에도 정성적으로 동일한 결과가 나타난다. 표 2.A1.1에서는  $HC_{i,t,c} = YS_{i,t,c}$  일 때 [2] 산출을 위해 확보된 결과를 보여준다. 1열의 결과값은 벡터  $\beta_2$ 를 위한 기준 예측값인데, 소득 불평등이 커지면 배경이 열악한 이들의 평균 교육년수가 (크게) 줄어드는 반면 배경이 중, 혹은 고인 개인의 경우 상관관계가 별로 없음을 보여준다 (교육이수 확률과 동일한 결과). 나머지 열은 통제세트 X의 대안적 설정과 일치하는데 세부내용은 표의 주석에 설명되어 있다. 중요한 것은, 이 결과가 해당 국가의 1인당 GDP 수준(3열), 불평등과 교육적 성과의 국가별 추이(4열), 그리고 시간 더미(즉, 연령집단)와 국가 더미(5열)와 강하게 연관되어 있다는 것이다.<sup>26</sup>

추산된 계수의 관련성에 대한 이해를 제고하기 위해 그림 2.A1.1에서는 불평등의 일환으로 교육배경별 평균 예측 교육년수를 보여주고 있는데, 베이스라인 설정의 결과값을 사용한다(1열). 이러한 추정치에 따르면 불평등이 6 지니포인트 증가하면 배경이 열악한 이들의 인적자본 투자는 교육년수 약 0.5년 정도 줄어든다. 이는 부모의 학력이 중간인 자녀들과 예측 교육년수의 50% 이상이 차이남을 의미한다.<sup>27</sup>

## 불평등과 기술 수준

### 수리력 점수

불평등이 인적자본에 미치는 영향에 관한 두 번째 증거는 시험 점수에서 확보할 수 있다(PIAAC에서는 수리 점수와 문해 점수를 제공한다). 그림 2.3은 불평등의 한 종류로 아버지의 학별에 따라 예측되는 평균 문해력 점수를 보여준다. 앞의 경우와 마찬가지로 그림 2.3에서는 열악한 배경을 가진 이들의 경우 문해력 점수가 불평등에 따라 하락하는 것을 보여준다. 반대로, 배경이 나은 이들의 평균 점수는 소득 불평등이 커진다고 해도 영향을 받지 않는다. 이러한 추정치에 따르면 불평등이 6 지니포인트 가량 높아지면 배경이 열악한 이들의 경우

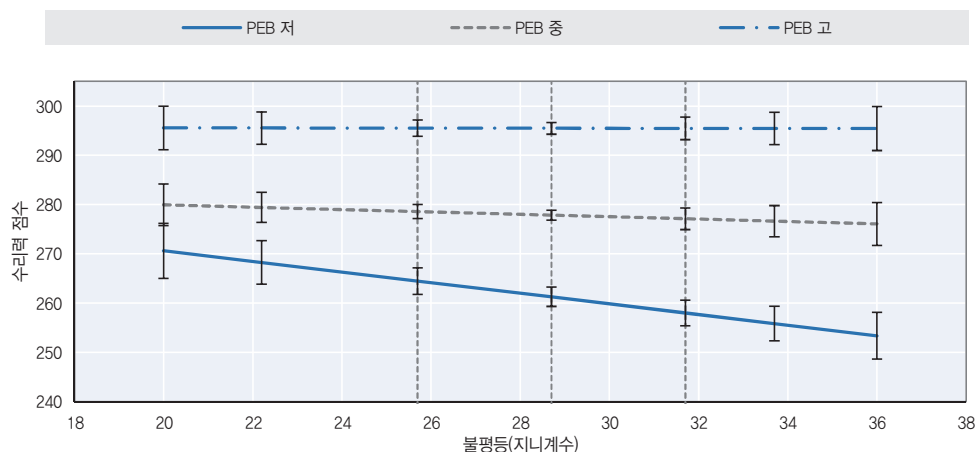


문해력 점수가 6포인트 하락한다. 이는 상당한 하락폭으로 그들의 평균 예상 문해력 점수(261점)와 부모의 학력이 중간인 자녀들의 점수 간 격차의 거의 40% 정도에 해당한다.

현 분석의 맥락에서 한 가지 확실한 우려사항은, 이러한 측정지표들이 교육을 받으며 쌓은 능력을 어느 정도까지 실제로 반영하고 있는가인데, 이러한 능력이 나이가 들면서 감가상각되고 직장에서 축적된 능력으로 보완될 수 있다는 점도 감안해야 한다. 이러한 우려는 표 2.A1.2에서 실증적으로 다루고 있으며 부록 2.A1에서 구체적으로 논하고 있다. 특히 핵심적인 결과는 인적자본 성과의 국가별 추이와 불평등을 통제해도 영향을 받지 않았으며 직종별, 국가별 감가상각률을 통제해도 영향이 없었다. 뿐만 아니라 이전의 결과에 따르면 PIAAC에서 측정된 기술 수준은 교육을 받을 때 축적된 기술을 대체로 반영하고 있다(OECD, 2014b).

원칙적으로 그림 2.3에 나와있는 결과는 단순히 이전에 이루어진 관찰의 결과이며 기술 수준이 낮다는 것은 단순히 적은 교육량을 반영하는 것일 수 있다. 그러나 공식 교육 수준에 대한 추정치에 조건을 달아 그 추정치에서 불평등이 교육의 양에 미치는 부정적인 결과를 제거한다 해도 그 결과는 정도가 다소 약해질 뿐 동일하다. 그림 2.4는 이러한 분석으로 예측한 불평등 수준별 문해력 점수의 패턴이다(기준이 되는 추정값을 보려면 표 2.A1.2의 7열 참고). 이 그림에 따르면 배경이 열악한 이들은 공식 교육을 동일하게 받았고 배경이 중 또는 고인 이들과 비교했을 때 불평등이 증가하면 기술이 하락했다. 과거의 조건 없는 경우와 비교하면(파란색 점선으로 표시) 감소하는 패턴은 그 경사도가 약간 덜 심할 뿐이다. 이것이 의미하는 바는 부모의 교육배경이 저인 자녀의 낮은 기술 중 상당 부분은 교육의 “질”이 열악했기 때문(예: 수준이 낮은 학교/대학을 졸업)이거나 공부하는 동안 쏟은 노력의 양(예: 학습 시간)이 적었기 때문이라는 것이다.

그림 2.3. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 평균 수리력 점수

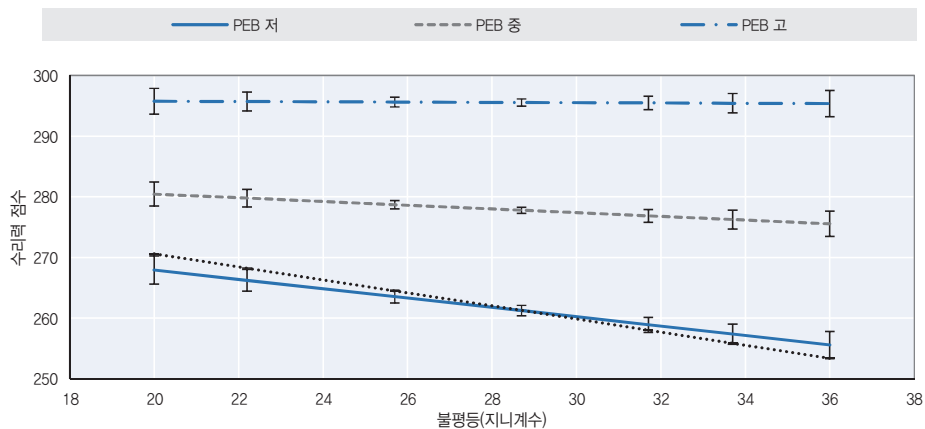


주: 그래프는 불평등의 정도를 보여주는 한 유형으로 부모의 학력이 저, 중, 고인 개인들이 14세 무렵 해당 국가에서 불평등의 정도를 보여주는 한 유형으로(지니계수) 이들의 평균 예측 수리력 점수를 보여준다. 추정치를 이용해 확보한 한계효과는 표 2.A1.2의 1열에 나와 있다. PEB 저: 부모 모두 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명은 고졸 이상. 고등교육은 받지 않음. PEB 고: 부모 중 최소 한 명은 고등교육 이수. 막대는 95% 신뢰구간을 나타낸다. 세로 선은 불평등 분배의 25, 50, 75 백분위를 가리킨다.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207829>

그림 2.4. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육상황에 따른 평균 수리력 점수



주: 그래프는 불평등의 정도를 보여주는 한 유형으로 부모의 학벌이 저, 중, 고인 개인들이 14세 무렵 해당 국가에서 불평등의 정도를 보여주는 한 유형으로(지니계수) 이들의 평균 예측 수리력 점수를 보여준다. 추정치를 이용해 확보한 한계효과는 표 2.A1.2의 7열에 나와 있다(즉, 공식 교육의 정도를 조건화). 파란색 접선은 PEB 저인 경우 그림 2.4에 보고된 결과를 복제한다. PEB 저: 부모 모두 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명은 고졸 이상. 고등교육은 받지 않음. PEB 고: 부모 중 최소 한 명은 고등교육 이수. 점선은 각 집단의 기준확률을 보여준다. 막대는 95% 신뢰구간을 나타낸다. 세로 선은 불평등 분배의 25, 50, 75 백분위를 가리킨다.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207839>

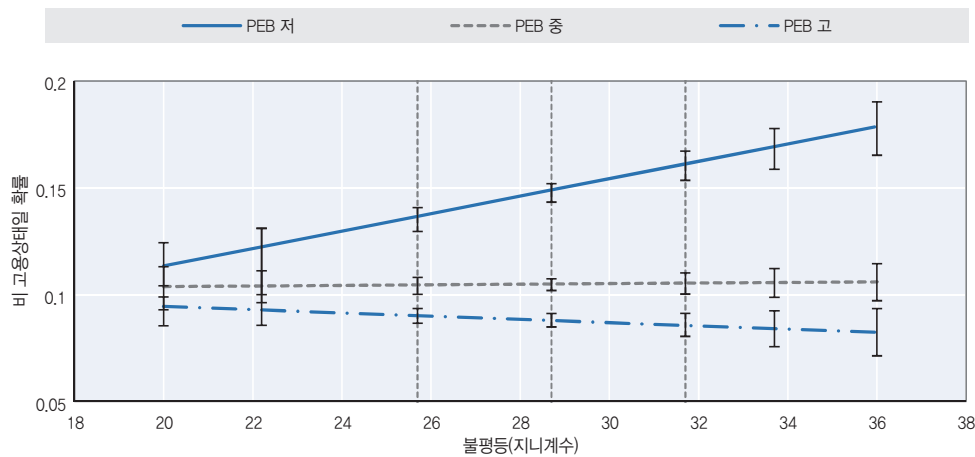
### 문해력 점수

인적자본의 수준을 나타내는 척도로 문해력 점수를 사용한 경우에도 매우 유사한 결과가 나왔다. 그림 2.A1.2에서는 불평등의 일환으로 교육배경별 평균 예측 문해력 점수를 보여주고 있다(표 2.A1.3의 1열 설정 이용). 불평등이 사분위(25<sup>th</sup>-75<sup>th</sup>)만큼 증가하면 PEB 저(low)에 해당하는 이들의 문해력 점수는 7점에 약간 미달할 정도로 낮아진다. 비교하자면, PEB 중인 집단의 문해력 점수와 의 평균 예측격차는 15점이었다.

### 불평등과 노동시장 성과

불평등이 커지면 소외계층의 기회가 줄어든다는 것을 보여주는 세 번째 증거는 노동시장 성과에서 나타난다. PIAAC는 근로기간 중 평균적으로 고용상태가 아닐 확률을 분석할 수 있게 한다.<sup>28</sup> 교육적 성과를 분석할 때와 마찬가지로, 이 확률은 배경이 열악한 개인들의 경우 불평등이 높아짐에 따라 크게 높아진다. 예를 들어 그림 2.5에 나와있는 예측확률에 따르면, 배경이 열악한 개인이 고용상태가 아닐 확률은 불평등이 6 지니포인트 커질 경우 3%P(또는 기준 비고용 확률의 20%) 증가한다. 이번에도, 배경이 보다 좋은 개인들의 해당 확률은 불평등 변화의 영향을 받지 않았다. 인터뷰 일자리를 기준으로 고용상태가 아닐 확률을 봤을 때도 비슷한 양상이 나타났다 즉, PEB가 낮은 이들의 경우에만 확률이 올라갔다.

그림 2.5. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 근로가능 기간 중 비고용 상태일 확률



주: 그래프에서는 부모의 (교육적) 배경이 저, 중, 고인 자녀들의 근로가능 기간 중 비고용 상태일 평균 예측확률을 보여준다. 자녀들이 14세인 시점에 해당 국가의 불평등 수준의 함수이다. PEB 저: 부모 모두 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명은 고졸 이상. 고등교육은 받지 않음. PEB 고: 부모 중 최소 한 명은 고등교육 이수. 점선은 각 집단의 기준확률을 보여준다. 막대는 95% 신뢰구간을 나타낸다. 세로선은 불평등 분배의 25, 50, 75 백분위를 가리킨다.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207843>

## 논의 및 확대

성장 회귀의 경우에서와 같이, 이상의 결과들은 “인센티브” 주장보다는 불평등-성장 관계의 출처를 설명하기 위해 제기된 “기회” 주장을 뒷받침하는 것으로 보인다. 불평등이 커질 경우(예: 기술 개발에 따른 임금 프리미엄) 교육에 투자할 인센티브가 커진다면, 이는 최소한 인구 중 일부 집단의 성취 강화에 반영되어야 한다. 실제로 성취가 줄어들었고 이러한 현상이 빈곤층에만 나타났다면, 이는 소득 가용성이 교육과 사회적 이동의 기회를 상당부분 결정한다는 표시이다.

이러한 분석을 흥미롭게 확장해보면 불평등과 교육적 성과 간 연관성의 정도가 국가의 제도적 특성 또는 정책 방향에 따라 달라지는지 확인하는 일을 포함하게 된다. 이는 불평등 심화의 장기적인 악영향을 상쇄하는데 있어 정책이 수행할 수 있는 잠재적 역할을 조명하는데 도움이 될 것이다. 공정한 경쟁의 장을 만드는 데 있어 교육적 지출의 효과성과 교육 제도의 특성은 이러한 정책을 파악하는 방식의 예가 된다. 그러나 이러한 사안을 탐구하고자 했던 앞서의 시도는 뚜렷한 결론을 남기지 못했다.

## 2.5. 결론

이 장은 불평등이 성장에 미치는 영향을 추정할 많은 실증적 연구를 소개하고 있다. 지난 30년간 OECD 국가를 다루는 조화된 데이터를 바탕으로 이루어진 계량경제학적 분석에 따르면 소득 불평등은 성장에 상당한, 그리고 통계적으로 유의미한 악영향을 미치며 재분배 정책을 통해 가처분소득의 평등을 강화하는 것은 성장에 악영향을 미치지 않는다. 뿐만 아니라 성장을 저해하는 것은 소득 하위층의 불평등임을 보여주고 있다. OECD PIAAC 데이터를 바탕으로 한 추가 분석에 따르면 불평등이 경제적 성과에 악영향을 미치는데 이용되는 한 가지 핵심 경로는 빈곤층의 투자(특히 교육에 대한 투자)기회 축소이다.



이러한 결과는 느린 경제 성장과 심화되는 불평등을 우려하는 정책 입안자들에게 시사하는 바가 있다. 우선, 성장 중심의 정책이 불평등에 미칠 수 있는 영향을 신중하게 평가하는 것이 중요함을 보여준다(OECD, 2015). 성장에만 초점을 맞추고 성장의 열매가 자동적으로 다른 인구 집단에도 낙숫물처럼 흘러 내려갈 것으로 가정하는 것은 불평등이 실제로 증가하는 한 장기적으로 성장을 저해할 수 있다. 다른 한편으로, 장기적인 불평등 증가를 제한하거나, (이상적으로는) 방향을 역전시키는 정책은 사회를 좀 더 공평하게 만들 뿐만 아니라 부유하게 만드는 것임을 보여준다. 특히 현 분석은 불평등 심화문제를 해결하고 기회의 평등을 촉진하는 정책 전략을 구성하는 두 기둥의 중요성을 강조하며 불평등을 완화하면서 경제 성장을 촉진하는 “윈윈” 정책을 추구하고자 한다. 이 접근은 “OECD Strategy for Inclusive Growth” (OECD, 2014c)와도 일치한다.

불평등 완화를 위한 한 가지 정책적 방안은 세금 및 급여 정책을 개혁하는 것이다(OECD, 2012 참고). 상위 소득에 초점을 맞췄던 최근 OECD 연구(Förster et al., 2014)에 따르면, 고소득자는 현재 그 어느 때보다 납세 여력이 크므로 정부는 세금제도를 재검토하여 부유한 이들이 합당한 세금을 부담하도록 해야 한다. 이 목표는 여러 가지 방법을 통해 달성할 수 있는데, 단순히 부자에 대한 한계세율을 높이는 방법뿐만 아니라 세금 납부율을 개선하고, 고소득자에게 유리하게 되어있는 세금공제 제도를 없애거나 줄이고, 자산의 이전을 포함해 모든 형태의 재산 및 자산에 대한 세금을 재평가하는 등의 방법이 있다. 기존 세법의 허점을 매움으로써 세수 기반을 넓힌다면 효율성과 공정성 둘 다 촉진할 수 있다. 이는 특히 자본소득에 대한 과세의 경우에 해당되는데, 자본소득은 부유한 가구에 집중되어 있고 이들의 총 소득 중 상당 부분을 차지한다. 자산 등급에 따라 소득세를 다르게 적용하는 것은 어떤 경우에는 불평등을 심화시키고 자본의 배분을 왜곡시킨다.

그러나 이번 장에서 제안하는 것은, 저소득층의 불평등에 초점을 맞추는 것이 훨씬 더 중요하다는 점이다. 정부이전은 저소득 가구가 소득 분포상 더 아래로 추락하지 않도록 하는데 중요한 역할을 한다. 이것이 의미하는 바는, 근로자이건 실직자이건 간에 소득 지원 설계에 특히 주의를 기울여야 한다는 것이다. 이것은 현금이전에만 국한되지 않는다. 이 기둥의 또 다른 주요 요소는 공공 서비스에의 접근성을 촉진하고 확대하는 정책이다. 이는 질 좋은 보육 및 교육 서비스, 또는 보건의료나 주택에 대한 접근성을 의미한다. 이러한 조치는 현금 소득으로 인한 불평등을 즉각적으로 완화하기도 하지만, 장기적으로 상향 이동성을 촉진하고 기회의 평등을 강화하기 위한 장기적 사회 투자를 구성하기도 한다. 마지막으로 중요한 요인은 불평등 완화와 성장 증진이라는 “이중배당”이 항상 가장 확연하게 나타났던 분야인 포용적 고용의 적극적인 촉진이다. 고용 확대는, 경력 개발이 가능한 일자리가 늘어나는 경우라면, 소득 불평등을 크게 감소시키는데 기여할 수 있다. 그러므로 주요 정책상 과제는 청년층, 고령 근로자, 여성, 이민자 등 노동시장 참여가 적은 집단의 고용을 촉진하고 장려하는 것이다.<sup>29</sup>

사회정책 측면에서, 사회부조와 최저소득 정책은 빈곤 완화를 목적으로 한다. 그러나 이 장의 분석에서 주장하는 것은 성장을 저해하는 것이 단지 빈곤(즉, 인구 하위 10%의 소득)만은 아니라는 것이다. 여기에서 주장하는 바는, 정책 입안자들이 하위 40%에 신경 쓸 필요가 있다는 것이다. 여기에는 경기회복과 향후 성장의 혜택을 입지 못할 위험이 있는 취약한 중하층 집단이 포함된다. 빈곤완화 프로그램만으로는 충분치 않을 것이다.

그 외에 이번 장에서 다루고 있는 정책상의 통찰은 불평등과 인적자본간 연관성이다. 증거자료를 보면 불평등이 클 경우 빈곤층이 학력뿐만 아니라 그보다 더 중요한 교육의 질 측면에서 인적자본에 투자할 수 있는 여력이 줄어든다는 점을 강력하게 뒷받침하고 있다. 이것이 암시하는 바는, 교육정책이 저소득 집단의 접근성을 개선하는데 초점을 맞춰야 한다는 것인데, 이 집단의 교육적 성과는 소득 상위 또는 중간 집단과 비교해 평균적으로 열악할 뿐만 아니라 불평등 심화에도 좀 더 민감하다. 그러나 소외된 집단의 성과는 특히 고등교육의 직접적인 사적 비용(direct private cost) (예: 등록금이나 보조금 가용성 등)을 낮추기 위한 정책에 크게 반응하지 않을 수도 있다. 사실, 소득 집단별로 진학 결정에 따른 미실현 소득의 차별적 영향을 통해, 자녀의

인적자본 생산을 위한 부모의 자원 투입에 미치는 영향을 통해, 또는 최적의 교육 환경(예: 거주하는 동네 등)을 선택할 수 있는 부모의 능력을 통해 불평등의 악영향은 여전히 존재할 수 있다. 그러므로 정책을 수립할 때 불평등한 사회에서는 사회경제적 지위가 낮은 집단이 공식 교육에 덜 투자할 가능성이 크다는 사실을 고려할 필요가 있다. 이에 따라 기술 개발을 육성하는 전략에는 저숙련 근로자를 위한 업무 관련 교육과 훈련의 개선(현장교육), 근로가능기간 중 공식 교육을 받을 수 있는 기회 확대 등이 포함되어야 한다.

## 주

1. Rajan(2010)은 미국에서 불평등이 증가한 것은 저소득층이 소비를 유지하기 위해 자신의 자산을 초과하는 대출을 받았기 때문이며, 이러한 과도한 부채가 경제위기의 씨앗을 뿌렸다고 주장했다. Stiglitz(2012)와 Acemoglu(2011)는 부자와 금융업계가 정치에 미치는 영향력이 커지면서 경제위기를 낳은 금융과잉(financial excesses)에 일조했다고 주장했다. Fitoussi and Saraceno(2010)는 경제위기의 뿌리가 지난 30년간 이어져 온 소득 분배의 구조적 변화에 있다고 주장했다.
2. “내생적 재정정책” 이론에 따르면, 불평등과 성장 간 음의 관계는 2가지 기본적 메커니즘의 조합에 따른 것인데, 그것은 바로 재분배 도구(예: 자본소득세)가 민간의 투자수익률을 낮춘다고 보는 경제적 메커니즘과, 빈곤층이 부유층보다 높은 세율을 선호하므로 불평등이 커지면 더 많은 재분배를 유도할 수 있다고 예측한 정치적 메커니즘이다.
3. 금융시장이 완전하고 개별 투자에 대한 수익률이 감소하고 있다면, 빈곤층이 부유층에게 돈을 빌려 최적의 투자금을 실현하면서 효율성이 극대화된다. 만일 금융시장을 이용할 수 없다면, 빈곤층의 과소투자(under-investment)가 암시하는 바는 총 결과물이 최적화된 정도에 미치지 못한다는 것이며 이러한 손실은 일반적으로 부의 이종성(wealth heterogeneity)을 강화한다(Benabou, 1996; Aghion et al., 1999).
4. Aghion and Bolton(1997)과 Piketty(1997)는 신용시장의 공급측면을 명시적으로 모형화하면서, 도덕적 해이(예: 투입 검증가능성 문제) 또는 계약의 불완전성으로 인한 집행 문제(예: 산출물 검증가능성 문제)를 바탕으로 불완전성을 설명하고 있다.
5. Mirrlees(1971)은 (관찰 가능한) 결과물이 관찰 불가능한 노력에 따라 달라지는 주인-대리인 환경(principal-agent setting)에 초점을 맞췄다. 이러한 맥락에서, 대리인에게 결과물과 관계없이 보상을 하게 된다면 좋은 결과를 내려하지 않을 것이고 임금에 차등을 둔다면 노력을 기울이려 할 것이다. 보다 광범위하게는, Rebelo(1991)에 따르면 다양한 성장 모형에서 많은 투자 또는 높은 소득세율은 자본 축적의 동기를 약화시키고 성장률을 낮출 것이다.
6. Kaldor(1955)는, 근로소득을 저축하는 경향이 수익을 저축하는 경향보다 약하기 때문에 부유층(즉, 자본으로부터 더 많은 소득을 얻는 집단)이 빈곤층보다 더 많이 저축하는 경향이 있을 것으로 보았다. 이러한 가정은 Bourguignon(1981)에 의해 솔로우 모형의 맥락에서 정형화되었으며, 저축이 소득을 확대하는 기능을 할 때, 불평등 정도별로 특징적인 꾸준한 상태가 다수 존재할 것으로 보았다. 이 경우, 결과물은 전체 수준을 기준으로 했을 때뿐만 아니라 모든 개인에 대해 불평등한 꾸준한 상태에서 더 크게 나타난다(즉, 불평등한 파레토 평형상태가 평등한 상태를 압도한다).
7. 이러한 차이에 대한 한 가지 해석은 패널 데이터 접근이 국가별 영향을 성공적으로 통제하고 있다는 것이다. 그러나 또 다른 가능성은, 이것이 결국 데이터의 편차 대부분을 제거하고 측정 오류 편의를 약화시키며 실제로는 불평등의 단기적 영향만을 반영하고 있다는 것이다. 하지만 불평등이 성장에 미치는 이론적 영향 중 상당수는 구현될 때까지 상당한 시간이 걸릴 수 있다(예: 교육 또는 정치적 안정성의 변화 등).

8. 보다 구체적으로는 상향 이동성은 지니계수로 측정할 경우 불평등과 음의 상관관계를 보이며, 이는 여러 국가에 대해 문서화된 “위대한 개츠비 곡선”과 일치한다. 다만, 상위 1%의 소득 비중은 세대 간 이동성과 큰 상관관계가 없다. 반면, **Bloome(2015)**에 따르면 소득 불평등이 증가한 미국의 주 대부분은 세대 간 소득 이동성 감소를 겪을 가능성이 크지 않았다.
9. 교육, 보건, 돌봄에 대한 현물급여의 복합적인 효과는 OECD 국가에서 평균적으로 순소득 불평등을 약 1/5 정도 감소시키는 것으로 추정된 **Verbist et al.(2012)** 참고.
10. 물적자본은 실질 비거주 고정자본 형성 대비 GDP 비로 나타나며 인적자본은 생산연령(25-64세) 인구의 평균 교육년수로 측정된다.
11. 예기치 못한 결과는 아니다. 왜냐하면 선진국에 초점을 맞춘 여타 GMM 관련 연구에서 한 가지 이상의 표준 성장 결정요인에 대해 유의미하지 않은 계수를 추정했기 때문이다. 이 사안은 부록 2.A1, 섹션 A2에서 상세하게 다루고 있다.
12. GMM 추정기법과 함께 가용 도구변수(독립변수의 시차값)는 클 가능성이 있으며 너무 많은 도구변수를 사용하게 되면 그 효과성이 약화될 수 있다(**Roodman, 2009**). 그러므로 도구변수 매트릭스를 감소시킬 때는 결과의 견고성을 확인하는 것이 중요하다. 구체적으로 말하면, 불평등 변수로, 1열과 2열에 2개의 시차(lag)가 사용되며 3열에 하나의 시차(lag)가 사용된다. 4열에는 하나의 시차(lag)가 사용되고 도구변수 매트릭스는 하나의 열로 합쳐졌다(즉, 5열에는 가능한 최소의 도구변수를 포함하고 있다). 모든 다른 변수에 대해서는 단 하나의 시차(lag)가 도구변수로 사용되며 도구변수 매트릭스가 합쳐졌다.
13. **Arellano-Bond** 검정에 따르면 도구변수로서 시차 변수(lagged variables)의 사용을 잠재적으로 저해하는 잔차항의 계열상관(serial correlation in the residuals)은 우려할 필요가 없다. 과잉식별 제약(overidentifying restrictions) 헨슨 검정은 어떤 도구변수도 무효일 수 있다고 보지 않는다.
14. 불평등과 성장 데이터의 타임 시리즈가 나와 있는 국가의 하위 표본에는 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아일랜드, 이탈리아, 일본, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스페인, 스웨덴, 터키, 영국, 미국이 포함되어 있다.
15. 이것은 2차 효과(quadratic term) ( $Gini^2$ )를 추가하여 검정했다.
16. 이것은 불평등 변수(예:  $Gini_{t-2}$ )의 시차(lags)를 추가하여 검정했다. **Halter et al.(2014)**에서는 더 많은 국가 표본에 대한 데이터를 이용하여 불평등이 크면 단기적으로는 경제적 성과에 도움이 될 수 있지만 장기적으로는 성장률이 낮아진다고 밝히고 있다.
17. **Okun(1975)**의 유명한 “새는 양동이 실험(leaky bucket experiment)”에서는 정부가 소득을 부유층에서 빈곤층으로 이전하려고 시도하면, “(...) 깨진 양동으로 물을 나르는 격이 된다. 일부는 나르는 과정에서 사라지기 때문에 빈곤층이 부유층으로부터 가져온 돈을 다 받지 못하게 된다” 라고 언급하고 있다(**Okun, 1975, p.91**). **Okun**은 세금과 이전의 행정적 비용, 그리고 주로 노동력 공급의 반인센티브 효과 때문에 이러한 손실이 발생하는 것으로 설명했다.
18. 1인당 GDP 성장을 뒷받침할 수 있도록 세금 구조를 설계하는 방법을 조사한 상세 보고서는 **OECD(2010a)**이다.
19. 보다 구체적으로는, 국가의 평균가처분소득을  $\bar{Y}$ 로 표시하고 n번째 십분위의 평균 가처분소득을  $\bar{Y}_n$ 으로 표시한다. 하위 불평등은  $\bar{Y}$ 와 분포 하위 십분위의 평균소득 간 비(ratio)로 측정한다(초점은 첫 번째

십분위부터 네 번째 십분위까지에 맞춘다):  $BI = \bar{Y}/\bar{y}_n$ ( $n < 5$ 인 경우). 반대로 상위 불평등은 상위 십분위의 평균소득과 해당국 평균 가처분소득 간의 비(ratio)로 측정한다:  $TI = \bar{y}_n/\bar{Y}$ ( $n > 7$ 인 경우). 양쪽 경우 모두 지표의 증가는 불평등 심화를 의미한다.

20. 이유는, 1열에서 4열까지 이동하면서 하위 불평등의 추정계수 상승분은 이에 상응하는 변수의 표준편차 감소에 의해 거의 다 상쇄되기 때문이다.
21. 안타깝게도 상위 소득 데이터의 가용 출처(예: World Top Income Database)는 상위 십분위와 백분위의 세전 소득 비율만 포함한다. 뿐만 아니라 이 데이터셋에는 18개 회원국만 포함되어 있다(Atkinson et al., 2011; OECD, 2014b). 그래서, 분석을 확대하여 상위 1%의 세전 소득 비중을 바탕으로 한 상위 불평등의 역할을 고려하는 것은 불가능하다.
22. 국내 편차에 초점을 맞춘 연구로는 Chetty et al.(2014)가 있는데 미국 전 지역에서 (상향) 이동성이 소득 불평등과 강력한 음의 상관관계를 가짐을 발견했으며, Bloome(2015)에서는 소득 불평등이 증가한 미국 주 대부분은 세대 간 소득 이동성 하락을 경험하지 않았다고 밝히고 있다.
23. 예를 들어, 이 분석에서는 1966-70년에 태어난 이들의 교육적 성과가 1980년경에 이루어진 학교 관련 결정에 관한 정보를 주는 것으로 가정하고 있다. 그러므로 통계적 분석에서 이들의 성과는  $Ineq_{1980,t}$ 와 연관될 수 있다. 이러한 논리를 따라 각 집단(1966-70, 1971-75, ..., 1991-95)의 성과는 (1980, 1985, ..., 2005, 등식 [2]에서  $t$ 에 해당)에 측정된 불평등과 연관되었다.
24. 설정은 후속 집단의 개별 성과와 불평등 증감 양쪽의 비관찰 동인도 설명할 수 있게 한다. 이것은 국가별 추이와 국가-집단 더미를 통제하고 서로 다른 국가-집단 페어에 해당하는 충격을 흡수함으로써 확보된다 (예를 들어, 전체는 아니지만 일부 집단에 영향을 미치는 국가별 교육정책 도입 또는 기술 하락의 국가별 비율 존재 -인적자본이 시험 점수 기준으로 측정될 경우).
25. 이는 PEB 저(low)에 해당하는 개인이 고등교육을 이수할 기준확률의 1/5 이상(18%)이며 PEB 중 (medium)에 해당하는 자와의 확률 차이의 1/3 이상이다.
26. 불평등이 국가-연도 차원에서 다양하게 나타나기 때문에 이 마지막 설정은 불평등이 PEB별로 평균 교육년수에 미치는 서로 다른 영향을 추산할 수 있게 해준다(즉, 불평등이 높아지면 PEB 고(high)인 이들과 비교해 교육년수가 줄어드는지 여부). 하지만 이것이, 각 집단의 교육년수에 불평등이 미치는 영향을 파악하지는 못한다. 하지만 기준 회귀 결과와 비교하는 것은 국가별 감가상각률로 인한 잠재적 왜곡의 연관성을 파악하는데 도움이 된다.
27. 불평등의 비선형 영향을 허용하는 설정 [2] 추정(예: 가족의 배경과 불평등의 이차방정식(quadratic in inequality)간의 상호작용) 결과도 전반적으로 유사한 모습을 보여주지만 불평등이 중위 미만일 경우에는 소득 분산의 강화가 교육적 성과에 미치는 부정적인 영향이 약간 더 강해짐을 보여준다.
28. 각 개인에게는 유급 고용(경력)년수와 학교 졸업 후 경과년수(잠재적 경력)를 물었다. 이 정보는 근로가능 기간 중 비고용 상태로 보낸 시간(비고용 확률지표)을 산출할 수 있게 한다.
29. 최근 OECD 연구에 따르면 친성장 정책이 (하위) 소득 불평등을 완화하는데 도움을 주었다(Causa et al., 2014). 이것은 국내의 경쟁, 교역, 외국인 직접투자에 대한 규제 장벽을 낮추고, 구직 지원과 활성화 프로그램을 강화하며 모든 범주의 구직자들을 위한 실업급여 지급 기준을 강화하는 경우이다.



## 참고 문헌

- Acemoglu, D. (2011), “Thoughts on Inequality in Financial Crisis”, Presentation at the American Economic Association Annual Meeting, Denver, Colorado, January.
- Aghion, P. and P. Bolton (1997), “A Theory of Trickle-down Growth and Development”, *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 2, pp. 151-172.
- Aghion, P., E. Caroli and C. Garcia-Peñalosa (1999), “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, pp. 1615-1660.
- Alesina, A. and D. Rodrik (1994), “Distributive Politics and Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CIX, No. 2, pp. 465-490.
- Alesina, A. and R. Perotti (1996), “Income Distribution, Political Instability, and Investment”, *European Economic Review*, Vol. 40, No. 6, pp. 1203-1228.
- Andrews, D., C. Jencks and A. Leigh (2011), “Do Rising Top Incomes Lift All Boats?”, *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 11, No. 1, pp. 1-45, January.
- Arellano, M. and S. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp. 277-297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 29-51.
- Arjona, R., M. Ladaique and M. Pearson (2001), “Growth, Inequality and Social Protection”, *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 51, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/121403540472>.
- Arnold, J., A. Bassanini and S. Scarpetta (2011), “Solow or Lucas? Testing Speed of Convergence on a Panel of OECD Countries”, *Research in Economics*, Vol. 65, No. 2, pp. 110-123.
- Atkinson, A., T. Piketty and E. Saez (2011), “Top Incomes in the Long Run of History”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 49, No. 1, pp. 3-71.
- Behrens, K. and F. Robert-Nicoud (2014), “Survival of the Fittest in Cities. Urbanisation and Inequality”, *Economic Journal*, Vol. 124, No. 581, pp. 1371-1400.
- Banerjee, A. and A. Newman (1993), “Occupational Choice and the Process of Development”, *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 2, pp. 274-298.
- Barro, R.J. (2000), “Inequality and Growth in a Panel of Countries”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 5, No. 1, pp. 5-32.

- Barro, R. and J. Lee (2013), “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950–2010”, *Journal of Development Economics*, Vol. 104, pp. 184-198.
- Bassanini, A. and S. Scarpetta (2002), “Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? A Pooled Mean Group Approach”, *Economics Letters*, Vol. 74, No. 3, pp. 399-405.
- Baum-Snow, N. and R. Pavan (2013), “Inequality and City Size”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 95, No. 5, pp. 1535-1548.
- Bazzi, S. and M. Clemens (2013), “Blunt Instruments: Avoiding Common Pitfalls in Identifying the Causes of Economic Growth”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5, No. 2, American Economic Association, pp. 152-186, April.
- Behrens, K. and F. Robert-Nicoud (2014), “Survival of the Fittest in Cities, Urbanisation and Inequality”, *Economic Journal*, Vol. 124, No. 581, pp. 1371-1400.
- Bénabou, R. (1996), “Inequality and Growth”, *NBER Working Paper* No. 5658, Cambridge, United States, July.
- Benhabib, J. (2003), “The Trade-off Between Inequality and Growth”, *Annals of Economics and Finance*, Vol. 4, No. 2, pp. 491-507.
- Bergh, A. and M. Henrekson (2011), “Government Size And Growth: A Survey And Interpretation Of The Evidence”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 25, No. 5, Wiley Blackwell, pp. 872-897, December.
- Bernstein, J. (2013), “The Impact of Inequality on Growth”, Center for American Progress Paper.
- Bertola, G. (1993), “Factor Shares and Savings in Endogenous Growth”, *American Economic Review*, Vol. 83, No. 5, pp. 1184-1198.
- Bloome, D. (2015), “Income Inequality and Intergenerational Income Mobility in the United States”, *Social Forces*, forthcoming.
- Blundell, R. and S. Bond (1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87, No. 1, pp. 115-143.
- Bond, S., A. Hoeffler and J. Temple (2001); “GMM Estimation of Empirical Growth Models”, *CEPR Discussion Papers*, No. 3048.
- Bourguignon, F. (1981), “Pareto Superiority of Unegalitarian Equilibria in Stiglitz’ Model of Wealth Distribution with Convex Saving Function”, *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, pp. 1469-1475.
- Caselli, F., G. Esquivel and F. Lefort (1996), “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 3, pp. 363-389.
- Castelló-Climent, A. (2010), “Inequality and Growth in Advanced Economies: An Empirical Investigation”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 8, No. 3, pp. 293-321, September.
- Castelló-Climent, A. and R. Doménech (2002), “Human Capital Inequality and Economic Growth: Some New Evidence”, *Economic Journal*, Vol. 112, No. 478, pp. C187-C200.



- Causa, O. and A. Johansson (2009), “Intergenerational Social Mobility”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 707, OECD Publishing, Paris, [tp://dx.doi.org/10.1787/223106258208](http://dx.doi.org/10.1787/223106258208).
- Causa, O., A. de Serres and N. Ruiz (2014), “Can Growth-enhancing Policies Lift All Boats? An Analysis Based on Household Disposable Income”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1180, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/eeco/Can\\_pro-growth\\_policies\\_lift\\_all\\_boats\\_an\\_analysis\\_based\\_on\\_household\\_disposable\\_income.pdf](http://www.oecd.org/eeco/Can_pro-growth_policies_lift_all_boats_an_analysis_based_on_household_disposable_income.pdf).
- Checchi, D., A. Ichino and A. Rustichini (1999), “More Equal But Less Mobile? Education Financing and Intergenerational Mobility in Italy and in the US”, *Journal of Public Economics*, Vol. 74, No. 3, pp. 351-393.
- Chetty, R. (2014), “Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States”, with N. Hendren, P. Kline and E. Saez, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 4, pp. 1553-1623.
- Cingano, F. (2014), “Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 163, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrjncwxv6j-en>.
- Cohen, D. and M. Soto (2007), “Growth and Human Capital: Good Data, Good Results”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 12, pp. 51-76.
- Corak, M. (2013), “Income Inequality, Equality of Opportunity, and Intergenerational Mobility”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 27, No. 3, pp. 79-102.
- D’Addio, A.C. (2007), “Intergenerational Transmission of Disadvantage: Mobility or Immobility Across Generations?”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 52, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/217730505550>.
- de la Fuente, A. and R. Doménech (2013), “Cross-Country Data on the Quantity of Schooling: A Selective Survey and Some Quality Measures”, *Working Paper*, No. 720, Barcelona Graduate School of Economics.
- de la Fuente, A. and R. Doménech (2006), “Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?”, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, No. 1, pp. 1-36.
- De Mello, L. and E. Tiongson (2006), “Income Inequality and Redistributive Government Spending”, *Public Finance Review*, Vol. 34, No. 3, pp. 282-305.
- Deininger, K. and L. Squire (1998), “New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth”, *Journal of Development Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 259-287.
- Fershtman, C., K. Murphy and M. Weiss (1996), “Social Status, Education, and Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 104, No. 1, pp. 108-132.
- Fitoussi, J.P. and F. Saraceno (2010), “Inequality and Macroeconomic Performance”, *OFCE /POLHIA Working Papers*, No. 2010-13, Paris.

- Forbes, K.J. (2000), “A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth”, *American Economic Review*, Vol. 90, No. 4, pp. 869-887.
- Förster, M., A. Llana-Nozal and V. Nafilyan (2014), “Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 159, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz43jhlz87f-en>.
- Galor, O. and J. Zeira (1993), “Income Distribution and Macroeconomics”, *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 1, pp. 35-52.
- Halter, D., M. Oechlin and J. Zweimüller (2014), “Inequality and Growth: The Neglected Time Dimension”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 19, No. 1, pp. 81-104.
- Hanushek, E. and L. Woessmann (2012), “Do Better Schools Lead to More Growth? Cognitive Skills, Economic Outcomes, and Causation”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 17, No. 4, pp. 267-321.
- Hassler, J., J. Rodríguez Mora and J. Zeira (2007), “Inequality and Mobility”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 12, No. 3, pp. 235-259.
- Islam, N. (1995), “Growth Empirics: A Panel Data Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 1127-1170.
- Kaldor, N. (1955), “Alternative Theories of Distribution”, *Review of Economic Studies*, Vol. 23, pp. 83-100.
- Keefer, P. and S. Knack (2000), “Polarization, Politics and Property Rights”, *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 2418, August.
- Krueger, A. (2012), “The Rise and Consequences of Inequality”, Presentation made to the Center for American Progress in Washington, DC, January
- Lazear, E.P. and S. Rosen (1981), “Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, pp. 841-864.
- Lee, K., M. Pesaran and R. Smith (1997), “Growth and Convergence in Multi-country Empirical Stochastic Solow Model”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 4, pp. 357-392.
- Li, H. and H. Zou (1998), “Income Inequality Is Not Harmful for Growth: Theory and Evidence”, *Review of Development Economics*, Vol. 2, No. 3, pp. 318-334.
- Mankiw, G., D. Roemer and D. Weil (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, pp. 407-437.
- Milanovic, B. (2000), “The Median-voter Hypothesis, Income Inequality, and Income Redistribution: An Empirical Test with the Required Data”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 16, No. 3, pp. 367-410.
- Mirrlees, J. (1971), “An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation”, *Review of Economic Studies*, Vol. 38, No. 114, Wiley Blackwell, pp. 175-208, April.

- Murphy, K.M., A. Shleifer and R. Vishny (1989), "Income Distribution, Market Size, and Industrialisation", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CIV, No. 3, pp. 537-564.
- Nickell, S. (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, pp. 1417-1426, November.
- OECD (2015), "Structural Reforms and Income Distribution", *OECD Economic Policy Paper*, No. 13, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2014a), *How's Life in Your Region? Measuring Regional and Local Well-being for Policy Making*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264217416-en>.
- OECD (2014b), "Non-regular Employment, Job Security and the Labour Market Divide", Chapter 4 in the *OECD Employment Outlook*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-en).
- OECD (2014c), *All on Board – Making Inclusive Growth Happen*, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf](http://www.oecd.org/inclusive-growth/All-on-Board-Making-Inclusive-Growth-Happen.pdf).
- OECD (2013), *Skills Outlook: First Results from the Survey of Adult Skills*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204256-en>.
- OECD (2012), "Income inequality and growth: The role of taxes and transfers", *OECD Economics Department Policy Notes*, No. 9. January 2012.
- OECD (2010a), "Responding to the Crisis while Protecting Long-term Growth", in OECD, *Economic Policy Reforms 2010: Going for Growth*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2010-3-en>.
- OECD (2010b), "Tax Policy Reform and Economic Growth", *OECD Tax Policy Studies*, No. 20, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264091085-en>.
- OECD (2008), *Growing Unequal? Income Distribution in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- Okun, A. (1975), *Equality and Efficiency: The Big Trade-off*, Brookings Institution, Washington DC.
- Ostry, J., A. Berg and C. Tsangarides (2014), "Redistribution, Inequality, and Growth", *IMF Staff Discussion Note*, February.
- Owen, A.L. and D.N. Weil (1998), "Intergenerational Earnings Mobility, Inequality and Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 1, Elsevier, Perotti, R. (1996), "Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say", *Journal of Economic Growth*, Vol. 1, No. 2, pp. 149-187.
- Perotti, R. (1994), "Income Distribution and Investment", *European Economic Review*, Vol. 38, No. 3-4, pp. 827-835.
- Persson, T. and G. Tabellini (1994), "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, Vol. 84, No. 3, pp. 600-621.

- Pesaran, M.H. and R. Smith (1995), “Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, No. 1, pp. 79-113.
- Pesaran, M.H., Y. Shin and R. Smith (1999). “Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No. 446, pp. 621-634.
- Piketty, T. (1997) “The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit-rationing”, *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 2, pp. 173-189.
- Pritchett, L. (2000a), “Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills among Plateaus, Mountains, and Plains”, *World Bank Economic Review*, Vol. 14, No. 2, pp. 221-250.
- Rajan, R. (2010), *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press.
- Rebelo, S. (1991), “Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth”, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3, University of Chicago Press, pp. 500-521, June.
- Roodman, D. (2009), “A Note on the Theme of Too Many Instruments”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 135-158.
- Royuela, V., P. Veneri and R. Ramos (2014), “Income Inequality, Urban Size and Economic Growth in OECD Regions”, *OECD Regional Development Working Papers*, Vol. 2014/10, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5jxrcmg8818r-en>.
- Solow, R. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 65-94.
- Stiglitz, J. (2012), *The Price of Inequality*, W.W. Norton and Company.
- Verbist, G., M.F. Förster and M. Vaalavuo (2012), “The Impact of Publicly Provided Services on the Distribution of Resources: Review of New Results and Methods”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 130, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k9h363c5szq-en>.
- Voitchovsky, S. (2005), “Does the Profile of Income Inequality Matter for Economic Growth?”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 10, No. 3, pp. 273-296.
- Windmeijer, F. (2005), “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators”, *Journal of Econometrics*, Vol. 126, No. 1, pp. 25-51.

#### Database references

*Luxembourg Income Study (LIS) Database*, [www.lisdatacenter.org](http://www.lisdatacenter.org), microdata runs completed between 22 April 2013 and 7 November 2014.

*OECD Income Distribution Database (IDD)*, [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).

## 부록 2.A1

### 불평등, 사회적 이동성, 성장 간의 관계 추정

#### A1. 도입

여기에서는 본문에 요약된 실증적 분석의 배경과 추정에 관한 세부사항을 설명한다. 아래 섹션 A2에서는 국가 간 성장 회귀에 사용된 데이터와 방법론을 설명하고 있다(본문의 섹션 2.2). 섹션 A3에서는 추가적인 결과를 제시하면서 불평등과 교육 이동성 간 상관관계를 조사하는데 사용된 접근(본문의 섹션 2.2)에 초점을 맞춘다.

#### A2. 불평등이 성장에 미치는 영향

##### 성장 등식

Mankiw et al.(1992)에서는, 여기에 분석된 것과 유사한 실증적 성장 등식을, 인적자본을 생산요인으로 고려하기 위해 확장된 신고전주의적 성장 모형(Solow, 1956)으로부터 어떻게 유도할 수 있는지 보여주었다. 이러한 등식은 다음과 같이 규모수익불변(constant return-to-scale) 생산함수로부터 시작한다:

$$Y(t) = K(t)^\theta H(t)^\beta (A(t)L(t))^{1-\theta-\beta} \quad [A.1]$$

여기에서  $Y, K, H$ 는 각각 총생산, 물적자본, 인적자본이다.  $L$ 은 노동력,  $A$ 는 노동력 증강 기술,  $\theta$ 와  $\beta$ 는 물적 및 인적자본과 관련된 총생산의 부분탄력성(partial elasticities of output)이다. 솔로우 모형에서와 같이  $L$ 과  $A$ 는 각각  $n$ 과  $g$ 와의 비율로 외생적으로 성장한다. 즉,  $L(t) = L(0)e^{nt}$ 와  $A(t) = A(0)e^{gt}$ . 그러면 노동력  $A(t)L(t)$ 의 유효단위 수는  $n+g$ 의 비율로 증가한다. 물적자본은  $\delta$ 의 비율로 상각된다.

$S_k$ 와  $S_h$ 를 각각 물적자본과 인적자본에 투자되는 소득 중 일부라고 하자. 유효 노동투입  $(A(t)L(t))$  ( $y = Y/wAL$ ,  $k = K/AL$ , and  $h = H/AL$ )의 단위로 [A.1]에서의 수량을 정의하면, 경제의 발전은 다음에 의해 결정된다:

$$\dot{k}(t) = s_k y(t) - (n + g + \delta) k(t) \quad [A.2]$$

$$\dot{h}(t) = s_h y(t) - (n + g + \delta) h(t) \quad [A.3]$$

$\alpha + \beta < 1$ (즉, 재생산 가능 요소에 대한 수익체감)이라는 가정하에, 이 등식을 풀어 다음과 같이 정의된  $k^*$ 와  $h^*$ 의 정상상태(steady-state) 값을 구할 수 있다:

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\theta-\beta)} \quad [A.4]$$

$$h^* = \left( \frac{s_k^\theta s_h^{1-\theta}}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\theta-\beta)} \quad [A.5]$$

생산함수에 [A.4]와 [A.5]를 대입하고 로그를 취하여 집약형 정상상태 생산에 대한 표현을 도출한다. 후자는  $S_h$ (인적자본에 대한 투자) 및 다른 변수들의 함수 또는  $h^*$ (인적자본의 정상상태 저장(steady-state stock)) 및 다른 변수들의 함수로 표현할 수 있다(Mankiw et al., 1992). 실증적 관점에서 이 두 개 사이의 선택은 가용 데이터의 성격에 따라 달라진다. 이 장에서 인적자본은 생산연령 인구의 평균 교육년수로 측정되므로 인적자본

저량(h)으로 표현되어 있다. 그러므로 산출(output)  $y^*$ 의 정상상태 경로(steady-state path)는 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$\ln\left(\frac{Y(t)}{L(t)}\right)^* = \ln A(0) + gt + \ln s_k + \frac{\beta}{1-\theta-\beta} \ln h^* - \frac{\theta+\beta}{1-\theta-\beta} \ln(n+g+\delta) \quad [\text{A.6}]$$

$y^*$ 를 유효단위의 산출 정상상태 레벨이라 하고  $y(t)$ 는  $t$  시점의 그 값이라고 하면 정상 상태로의 전이 과정(transitional dynamics to the steady state)은 다음과 같이 표현될 수 있다:

$$\frac{\partial \ln y}{\partial t} = \lambda [\ln y^* - \ln y]$$

여기서  $\lambda = (n+g+\delta)(1-\theta-\beta)$ 은 수렴률이다. 예를 들어,  $\theta = \beta = 1/3$ 이고  $n+g+\delta = 0.06$ 이라면, 수렴률은 0.02와 같게 된다. 이것이 암시하는 바는 약 35년 후에 경제가 정상 상태의 절반까지 이동한다는 것이다.  $\theta + \beta < 1$ (즉, 생산 가능한 요소에 대한 수익체감)의 가정 하에서 이 등식이 의미하는 바는  $\ln y$ 가  $\ln y^*$ 에 기하급수적으로 접근한다는 것이다.

$$\ln y(t) - \ln y^* = e^{-\lambda t} [\ln y(t-s) - \ln y^*]$$

이것은, 소득 증가를 표현하기 위해 다음과 같이 다시 기술될 수 있다:

$$\ln y(t) - \ln y(t-s) = (1 - e^{-\lambda s}) (\ln y^* - \ln y(t-s)) \quad [\text{A.7}]$$

[A.6]에서 나온  $y^*$ 를 대입하면 ( $\phi(\lambda) = (1 - e^{-\lambda s})$ 와 함께):

$$\ln y(t) - \ln y(t-s) = -\phi(\lambda) \ln y(t-s) + \phi(\lambda) \frac{\beta}{1-\theta-\beta} \ln s_k + \phi(\lambda) \frac{\beta}{1-\theta-\beta} \ln h^* - \phi(\lambda) \frac{\theta+\beta}{1-\theta-\beta} \ln(n+g+\delta) \quad [\text{A.8}]$$

그러므로 솔로우 모형에서 산출성장(output growth)은, 정상상태(steady state)의 궁극적 결정요인(ultimate determinants)과 초기 소득수준의 함수이다. 이는, 등식 [A.8]로 추산하면 후속적인 성장 패턴에 대한 성장 결정요인의 영향을 추론할 수 있게 됨을 의미한다.<sup>1</sup> 이는 등식 [1]에서 시차 산출(lagged output)에 대해 추산된 계수  $\hat{\alpha}$ 가 수렴속도  $\hat{\lambda} = -\ln(1-\hat{\alpha})/s(s=5)$ 의 회복을 허용하기 때문이다. 게다가 주어진 성장 결정요인(determinant)  $X$ 에 대해 추산한 계수([1]의 불평등의 경우에서처럼 이것을 계수  $\gamma$ 라고 부르자)는 산출(output)의 정상상태 수준에 대한 이 결정요인의 영향을 산출할 수 있게 한다( $\widehat{\Delta \ln y^*} = -(\hat{\gamma}/\hat{\alpha}) * \Delta X$ ). 이 두 가지 추정값과 등식 [A.7]을 이용하면, 예를 들어 장기(즉, 25년) 성장에서 불평등의 변화가 내포하고 있는 영향을 산출할 수 있다.

예를 들어 섹션 2.2에서 논의된 수치들은 표 2.1 첫 번째 열에 추산된 계수들로부터 구했다. 이러한 추정치를 바탕으로, 불평등이 1 지니계수 낮아지면 1인당 GDP의 정상상태 수준은 5.7% 증가하게 된다( $\Delta \ln y^* = -(\hat{\gamma}/\hat{\alpha}) * (-1) = 0.0569$ ). [A.7]을 미분하면  $t$  연도(현 기간에  $s$ 년 앞섬)에 GDP% 변화에 대한 표현식을  $\Delta \ln y^*$  함수로 도출할 수 있다:  $\Delta \ln y(t) = (1 - e^{-\lambda s}) (\Delta \ln y^*)$ . 마지막으로 추정된 수렴 속도는  $\hat{\lambda} = -\ln(1-\hat{\alpha})/5 = 0.029$ 이다. 이러한 추정값에 따르면, 불평등이 1 지니포인트만큼 줄어들면 25년 후 1인당 GDP는 3% 증가한다(평균 성장률은 연 0.115%에 육박). 이러한 값들은 또한, GDP는 동일 지평선 상에 있는 새로운 정상상태(steady state)로부터의 거리 중 절반을 약간 넘는 정도만 포괄한다는 것을 암시한다.<sup>2</sup>



1990년대 초반 실증적 성장에 관한 연구가 시작된 이후 등식 [A.8]은 다양한 장기적 성장 결정요인(공적 자본과 사회적 자본, 무역 개방성, 금융 발전, 제도의 질 등)을 설명하기 위해 확대되어 왔다. 불평등의 역할에 초점을 맞췄던 초기 연구로는 Persson and Tabellini(1994)와 Alesina and Rodrik(1994)이 있다.

뿐만 아니라 등식 [A.8]은 어떤 시구간에 대해서도 추정될 수 있다. 불평등 지표가 과거에는 국가별로 잦은 주기로 측정되지 않았기 때문에 현재의 적용은 5년 구간(즉,  $s=5$ )을 활용하게 된다. 이렇게 하면 GMM 방법으로 추산된 동태적 고정효과 설정(dynamic fixed-effect (DFE) specification)을 이용할 수 있게 되어 오차항으로 국가별 구성요소를 설명할 수 있는데, 이는 불평등에 대한 장기적 1인당 GDP 성장의 초기 국가별 회귀에 있어서 편향의 출처가 될 수 있다.

그러나 DFE 설정은 일반적으로 모든 기울기 계수(slope coefficients)의 동질성을 부과하며 수렴률의 동질성은 OECD 국가들의 데이터와는 맞지 않는 듯하다(Bassanini and Scarpetta, 2002). Pesaran and Smith(1995)에 따르면, 기울기 이종성(slope heterogeneity)에 따라, 수렴 속도의 GMM(및 단순최소자승 더미 변수(simple least square dummy variable)) 동태적 고정효과 추정치는 대개 하향 이질성 편향(heterogeneity bias)의 영향을 받는다. 이에 따라 Arnold et al.(2011)에서는 통합그룹평균(PMG) 추정치를 이용하여 등식 [A.8]의 오류정정(ECM) 버전을 살펴보았다. 이는 국가별로 다른 정상상태(steady state)로의 수렴 속도를 허용한다. 이것은 현실적인 접근인데, 외생적(즉, 솔로우) 및 내생적(즉, Uzawa-Lucas) 성장 모델 둘 다, 인구 증가와 기술적 변화, 그리고 소득세의 누진성에 있어서 국가별로 차이가 있어서 정상상태(steady state)로의 수렴속도가 국가별로 다를 수 있음을 암시하고 있기 때문이다. 뿐만 아니라 이러한 접근은 추정된 매개변수를 살펴보는 것만으로 각 성장이론을 차별화할 수 있도록 하고 있다. 실제로 매개변수의 타당한 값(plausible values)에 대하여, 솔로우 모형은 루카스 모형에서 암시하는 것보다 훨씬 느린 정상 상태로의 수렴속도를 암시하고 있다(Arnold et al., 2011)에서는 추정된 수렴속도가 내생적 성장 이론에 들어맞는 결론을 내리고 있다. 언급했듯이 이 실증적 접근은 불평등의 시기별 변화 자료 부족으로 현 분석에서는 채택되지 못했다.

### 실증적 모형과 데이터

분석에 고려된 기준 회귀는 정상상태 소득 결정요인에 불평등을 포함시킴으로써 상기의 추정등식을 확장하고 있다. 이것은, 1970-2010년까지 OECD 국가를 포괄하는 새롭게 조합된 (불균형) 데이터 패널을 이용해 실증적으로 추정된다. 보다 구체적으로, 기준 추정등식은 다음과 같다:

$$\ln y_{c,t} - \ln y_{c,t-s} = \alpha \ln y_{c,t-s} + \gamma \ln eq_{c,t-s} + \beta_1 HC_{c,t-s} + \beta_2 Inv_{c,t-s} + \mu_c + \mu_t + \epsilon_{c,t} \quad [1]$$

베이스라인 설정에서:

- 불평등은 지니계수로 측정된다. 분석은 또한 분포도 상/하위층의 소득 차이를 포착하는 측정지표에 초점을 맞출 것이다. 보다 구체적으로는, 한 국가의 평균 가치분소득을  $\bar{Y}$ 로 표시하고  $n$ 번째 십분위의 평균 가치분소득을  $\bar{y}_n$ 로 표시한 후 하위 불평등을  $BI = \bar{Y}/\bar{y}_n$  ( $n < 5$ 인 경우)로 측정하고 상위 불평등은  $TI = \bar{y}_n/\bar{Y}$  ( $n < 7$ 인 경우)로 측정한다.
- 불평등 데이터의 주요 출처는 OECD-IDD 데이터셋이다.<sup>3</sup> 여기에는 “균등화된 가구소득”의 중심 개념, 즉 가구가 수령하는 총 소득을 균등화 스케일로 가구 규모에 따라 조정된 것을 바탕으로 여러 가지 표준화된 지표가 포함되어 있다. 소득 데이터는 현금 소득을 말한다. 여기에는 소득(earning), 자영업소득, 자본소득(임대, 배당금, 이자)가 포함된다. 공공이전과 가구 세금 수치 역시 포함되어 있어 “시장” 소득과 “가처분” 소득을 구분할 수 있게 한다(세금과 이전 후 금액). 분석에서는 가구를 단위로



그 안에서 소득이 모이고 평등하게 분배되는 것으로 가정한다. 각 사람에게 할당되는 소득은 공통 균등화 탄력성(가구 규모의 제공근)을 바탕으로 가구 규모에 따라 조정된다. IDD가 1970-2010년 기간 중 뒷부분의 자료는 만족스럽게 제시하고 있지만 앞부분에는 빠진 값이 많기 때문에 LIS(Luxembourg Income Study) 데이터베이스에서 가져온 주요 자료와 합쳐서 사용했다.<sup>4</sup>

- 산출은 2005 USD 구매력평가지수로 표현된 국가  $c$ 와 연도  $t$ ( $\ln y_{c,t}$ )에서 25-64세 인구 대비 실질 GDP의 로그값으로 측정된다. 분석은 5년 구간(즉,  $s=5$ )을 사용하여 왼쪽의 변수가 1인당 GDP의 5년 성장률을 측정한다(출처: *OECD Annual National Accounts*<sup>5</sup>).
- 물적자본은 2005 USD 구매력평가지수로 표현된 실질 비주거용 총 고정자본형성(real non-residential fixed capital formation) 대비 실질 GDP 비로 표시된다(출처: *OECD Annual National Accounts*).
- 인적자본은 생산연령(25-64세) 인구의 평균 교육년수로 측정된다. 베이스라인 설정은 이 변수의 수준에 초점을 맞추지만(불평등과 성장에 관한 최근의 연구에서처럼, Halter et al., 2014 등 참고) 섹션 A2의 유도과 일관된 로그 변환(log transformation)을 고려해도 결과는 바뀌지 않았다. 데이터는 널리 사용된 Barro and Lee 데이터셋의 최근 버전(2013)에서 가져왔다.<sup>6</sup> 일반적으로, 가용한 국가별 인적자본 데이터의 질은 비교적 열악한 것으로 나타났다(De la Fuente and Doménech, 2013). Arnold et al.(2011)에서 재구성한 질 좋은 교육 데이터는 OECD 국가 중 일부에 대해서만 나와있고 이를 사용하려면 표본의 크기가 크게 줄어들게 되므로 현 분석에서는 사용할 수 없었다.

패널 데이터는 국가와 기간 고정효과( $\mu_c, \mu_t$ )를 설명하는 한편 불평등과 성장 간의 실증적 연계를 추정할 수 있도록 한다. 한편, 베이스라인 설정은 [A.7]의 마지막 항, 누적 인구 증가, 자본 상각, 기술 발전( $n+g+\delta$ )을 설명하지 못한다. 이 장에서는 간소화된 설정에 초점을 맞추고 있는데 거기에는 몇 가지 이유가 있다. 첫째, 표본 사이즈가 불평등 통계자료의 가용성 때문에 이미 제한적이며, 특히 패널 추정은 수 많은 관찰을 요하기 때문에 간소한 설정은 자유의 정도를 극대화하는데 도움이 된다. 둘째, 인구 증가의 국내 편차는 OECD 국가의 경우 크게 다르지 않을 것으로 예상된다(자본 상각은 지속적인 것으로 가정하며 기술 발전은 관찰되지 않음). 셋째, 채택된 모형은 불평등이 성장에 미치는 영향을 추정하는데 사용되는 전형적인 모형이다(Perotti, 1996; Forbes, 2000; Halter et al., 2014 참고).

표 2.1에 나와있는 결과가 인적자본이 성장에 직접적으로 주는 긍정적 영향을 가리키지 않고 있는 이유를 논의해보는 것이 중요하다. 이 결과는 사실 교육이 개인의 생산성에 미치는 긍정적인 결과(노동 관련 연구 문헌에서 발췌)와 인적자본이 총 성장에 크게 기여하는 것(성장 회계에서 발췌)에 대한 수많은 증거와 양립시키기 쉽지 않다. 그러나 이 결과는 패널 데이터를 사용하는 몇몇 성장 연구(Islam, 1995; Prichett, 2000)에서 확보한 것, 그리고 특히 GMM 추정 기법을 채택한 것들(Caselli et al., 1996; Bond et al., 2001; Castello-Climent, 2010)에 필적한다.

한 가지 가능한 설명은, 편향의 한 가지 출처를 제거하면서 국가 내 변동성을 이용하는 것은 변수가 시간의 흐름에 따라 고도의 안정성을 보이거나 한 가지 방향으로 흘러갈 때 (인적자본처럼) 추정치의 정확성을 크게 낮춘다는 것이다. 이 우려는 짧은 기간(예: 5년)에 대해 측정된 성장률의 큰 변동성과 인적자본 측정에 있어서의 상당한 오류 가능성을 고려하면 훨씬 더 심각하다(De la Fuente and Doménech, 2006; Cohen and Soto, 2007). 변수가 지속적으로 존재하면 시차 수준(lagged levels)은 첫 번째 차이에 대한 약한 도구변수가 될 수 있으므로 (첫 번째 차이의) GMM 패널 데이터 추정기법은 단기 패널에서는 심각하게 편향될 가능성이 있다. 그러므로 시스템 GMM과 함께 식별은 수준에 대한 얼마간의 설명력을 가진 시차 1차 차분(lagged first differences)에 의존하는데, 이는 인적자본의 가용 지표에는 해당되지 않을 수 있다.

GMM 추정치의 또 하나의 편향은 (국가 간) 매개변수 이종성에서 발생한다(Lee et al., 1997). 이 문제를 해결하기 위해서 과거의 OECD 연구(Bassanini and Scarpetta, 2002; Arnold et al., 2011)에서는 질 좋은 연간 교육 데이터를 신중하게 재구성하여 기저의 성장 모형의 오류교정(ECM) 버전을 살펴보고, Pesaran, Shin and Smith(1999)에서 개발한 PMG(Pooled Mean Group) 기법을 이용해 추정했다. 이 접근은 매개변수 이종성 문제를 다루면서 각 성장 결정요인에 대해 별도의 장단기 계수를 추정할 수 있도록 한다. 결과를 보면 21개 OECD 국가에서 인적자본은 장기적 성장에 긍정적이고 상당한 영향을 미친다. 그러나 이들 데이터와 접근은 현 연구에는 사용할 수 없었는데, 그 이유는 많은 OECD 국가에 대해 연도별 불평등 데이터가 부족했기 때문이다.

### A3. 불평등, 사회적 이동성, 인적자본 투자

이번 섹션에서는 인적자본 누적 경로의 관련성을 검증하는데 사용되는 방법론을 설명하고 추가적인 결과를 제시한다.

#### 불평등, 배경 및 교육적 성과

불평등, 가족배경 그리고 최종학력 간의 연결관계는 순서형 프로빗 모델(ordered probit model)을 통해 추정된다. 순서형 프로빗은 잠재변수 모형인  $y^* = X\beta + \epsilon$ 에서 파생될 수 있는데 여기에서  $y^*$ 은 관찰되지 않으며 오차항은 정규분포를 나타낸다. 연속잠재변수(Latent continuous variable)는 여기에서 개인의 바람직한 교육 수준을 측정한다. 이것이 관찰되지 않지만, 우리는  $y^*$ 를 지원하는 2개의 기준 레벨이 존재하며 그것이 교육적 성과의 관찰 가능한 변화를 결정한다고 가정했다. 3개의 가용한 교육적 대안은 순위를 정할 수 있으며 다음과 같이 정의된다: 중졸 미만일 경우 “저”, 고졸일 경우 “중”, 대졸일 경우 “고”. 그러므로 이러한 차단점  $\mu_1$ 와  $\mu_2$ 는 다음과 같다.  $y^* < \mu_1$ 이면  $y$ =저,  $\mu_1 < y^* < \mu_2$ 이면  $y$ =중,  $y^* > \mu_2$ 이면  $y$ =고. 매개변수  $\beta$ 와 컷 포인트  $\mu$ 는 최대 가능성으로 추정될 수 있다.

이러한 적용에서, 등식 [2]의 추정된 매개변수  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 부모의 교육배경과 불평등 수준(즉, 불평등의 서로 다른 레벨)을 달성할 평균 확률을 예측할 수 있게 한다. 본문의 그림 2.4는 불평등이 커질수록 배경이 “낮은” 개인이 고등교육을 이수할 확률은 낮아지며 중졸 미만 (또는 교육받지 않을) 가능성은 커짐을 보여준다.

표 2.A1.1은  $HC_{i,t,c} = YS_{i,t,c}$  이고  $YS$ 가 교육년수일 때 [2]를 추정하면서 획득한 추가적인 결과를 보여준다. 벡터  $\beta_2$ 의 베이스라인 추정(1열)은 큰 불평등은 배경이 “저”인 개인의 평균 교육년수와 음의 상관관계가 (상당한 정도로) 존재하지만 그 상관관계는 “중” 또는 “고”인 개인의 경우 그리 크지 않음(달성 확률의 경우와 마찬가지로) 보여준다. 나머지 열들은 통제 세트  $X$ 의 대체 설정을 보여주며, 주석에 상세히 설명되어 있다.

표 2.A1.1. 교육년수, 가족배경과 불평등

	(1) 기준	(2) 개인 통제	(3) 발달 수준	(5) 국가별 추세	(6) 국가 X 연도 더미
불평등 X PEB 저	-0.076*** (0.024)	-0.061*** (0.021)	-0.095*** (0.022)	-0.061* (0.034)	-0.043* (0.022)
불평등 X PEB 중	-0.013 (0.025)	0.004 (0.023)	-0.024 (0.024)	-0.010 (0.036)	0.010 (0.013)
불평등 X PEB 고	-0.019 (0.026)	-0.002 (0.024)	-0.024 (0.025)	-0.019 (0.038)	
관찰	64 562	64 562	62 315	64 562	64 562
R2	0.343	0.390	0.352	0.351	0.360

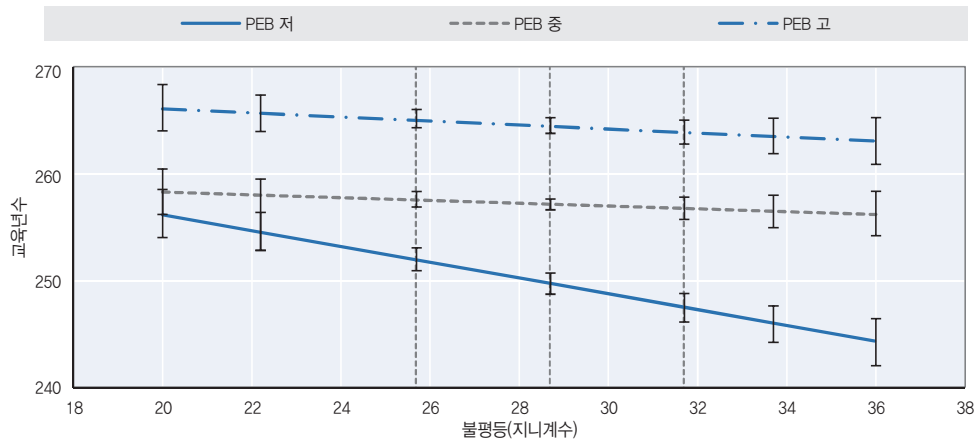
주: 종속변수는 교육년수. 모든 회귀는 가족배경(고/중/저), 국가 및 연도(연령-집단) 더미를 통제. 2열: 개인적 통제 추가(연령, 성별, 지역, 언어, 부모의 출생지), 3열: PEB와 평균 1인당 GDP 간의 상호작용 추가. 4열: 국가별 추세 추가. 5열: 상호작용 국가\* 연도(연령집단) 더미 통제. 클러스터 조정(국가\*연령집단) 표준 오차는 괄호 안에 표시. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의미성.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208850>

그림 2.A1.1은 첫 번째 열의 결과를 이용하여 불평등 함수로 교육배경별 평균 추정 교육년수를 구성한다.

그림 2.A1.1. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 교육년수



주: 그래프는 해당 국가에서 불평등의 정도(지니포인트)를 함수로 하여 부모의 (교육적) 배경이 저, 중, 고인 개인의 평균 예측 교육년수를 보여준다. 한계효과는 표 2.3의 1 열에 나온 추정치를 이용해 구했다. PEB 저: 부모 둘 다 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명은 중등교육과 중등 후 교육은 이수했으나 고등교육은 받지 않음. PEB 고: 부모 중 최소 한 명은 고등교육을 받음. 막대는 95% 신뢰구간을 나타냄. 세로선은 기저의 불평등 분포의 25번째, 중위, 75번째 백분위를 나타냄.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207856>

### 불평등, 배경, 숙련도

PIAAC의 주 요인 하나는 숙련도 평가로 수리력, 문해력, 문제해결의 세 영역으로 구성된 시험 문항들로 이루어져 있다. 시험 결과는 참가자의 숙련도를 측정하는데 사용되며 0부터 500까지의 숫자로 나타난다. 그러므로 조사는 가용 숙련도 지표 중 하나를 종속변수로 사용하여 모형 (1)을 추산할 수 있는 가능성을 제공한다.

그러나 한 가지 우려되는 점은 시험이 교육기간 중 습득한 숙련도를 실제로 얼마나 반영할 수 있는가이다. 한편으로는 학교에서 축적된 문해력과 수리력은 나이가 들면서 쇠퇴할 수 있다. 또 한편으로, 이후에 측정된 숙련도는 학교에서 축적된 것들만을 반영하지 않을 수 있다. 이러한 우려는 다음과 같은 고려사항에 의해 어느 정도 완화된다. 첫째, 숙련도의 쇠퇴를 여러 국가의 개인들이 같은 속도로 겪는다면 그 효과는 시간(연령집단) 더미로 포착할 수 있다. 이것은 표 2.A1.2, 1-3열까지 나와 있는 설정에 항상 포함되어 있다. 이 패턴을 보다 유연하게 포착하기 위해 4열은 직종별 감가율을 허용하며, 이는 현 정보를 이용해 집단\* 두 자리 직종 더미를 이용해 측정한다. 더 중요한 것은, 설정이 국가별 시간 추세와, 심지어는 시간- (즉, 집단-) 국가 더미에 대한 통계를 허용함으로써 국가별 감가율을 고려한다는 점이다. 마지막으로 PIAAC에서 측정된 대로 업무중심적 훈련이 숙련도에 미치는 결과에 초점을 맞추었던 이전 연구에서는 유의미한 상관관계를 발견하지 못했는데, 이는 그것이 대체로 학업 중 누적된 숙련도를 반영함을 의미한다(OECD, 2014b).

표 2.A1.2. 수리 점수, 가족배경과 불평등

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	기준	개인적 통제	발달 수준	숙련도 감소	국가별 추세	국가 X 연도 더미	공식 교육	기술
불평등 X PEB 저	-1.077***	-1.004***	-1.034***	-1.051***	-1.006***	-0.997***	-0.773***	-0.485**
	(0.304)	(0.293)	(0.258)	(0.284)	(0.283)	(0.259)	(0.263)	(0.195)
불평등 X PEB 중	-0.244	-0.148	-0.141	-0.310	-0.287	-0.271*	-0.307	-0.076
	(0.267)	(0.260)	(0.228)	(0.246)	(0.251)	(0.142)	(0.250)	(0.163)
불평등 X PEB 고	-0.008	0.057	0.147	-0.005	-0.010		-0.024	0.088
	(0.275)	(0.269)	(0.244)	(0.260)	(0.274)		(0.260)	(0.179)
관찰	65 500	65 500	63 253	65 500	65 500	65 500	65 485	51 560
R2	0.177	0.195	0.184	0.250	0.182	0.185	0.285	0.679

주: 종속변수는 PIAAC 수리 점수. 모든 회귀는 가족배경(고/중/저), 국가 및 연도(연령-집단) 더미에 대해 통제. 2열: 개인적 통제(연령, 성별, 지역, 언어, 부모의 출생지) 추가, 3열: PEB와 평균 1인당 GDP 간 상호작용 추가. 4열: 숙련도 감소 열은 연령집단\*직종 (두 자리수 분류) 의 상호작용 포함. 5열: 국가별 추세 추가. 6열: 상호작용 국가\*연도(연령집단) 더미에 대한 통제. 7열: 교육에 대한 고려(3-집단 더미). 8열: 문제해결 점수 (0보다 클 때)를 기술에 대한 대리값으로 포함. 클러스터 조정(국가\*연령집단) 표준오차는 괄호 안에 표시. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의성을 나타냄.

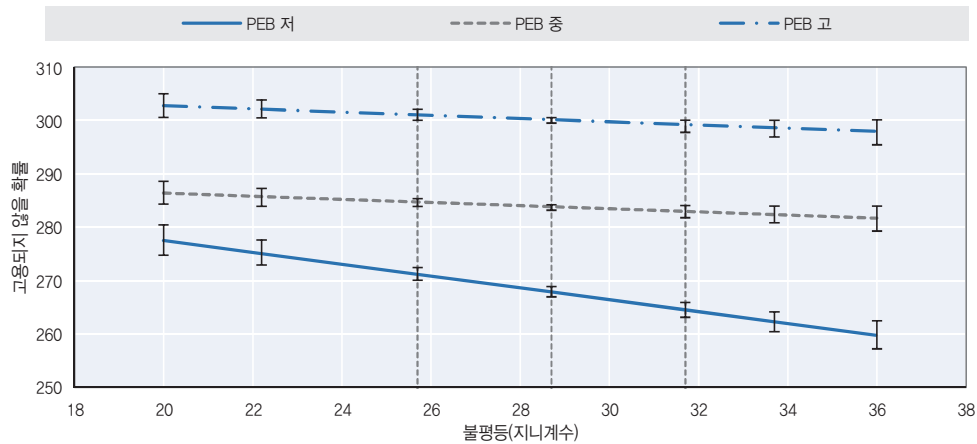
출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208869>

### 문해력 점수

그림 2.A1.2는 뒤에 나올 표 2.A1.3의 베이스라인 설정(1열)을 이용하여 불평등의 함수로 교육배경별 평균 예측 문해력 점수를 보여준다.

그림 2.A1.2. 부모의 교육배경(PEB) 및 불평등별 문해력 점수



주: 그래프는 14세 경 불평등 정도(지니포인트)를 함수로 하여 가족의 (교육적) 배경이 저, 중, 고인 개인에 대한 평균 예측 문해력 점수를 보여준다. PEB 저: 부모 둘 다 고졸 미만. PEB 중: 부모 중 최소 한 명은 중등교육과 중등 후 교육은 이수했으나 고등교육은 받지 않음. PEB 고: 부모 중 최소 한 명은 고등교육을 받음. 막대는 95% 신뢰구간을 나타냄. 세로선은 기저의 불평등 분포의 25번째, 중위, 75번째 백분위를 나타냄.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207862>

표 2.A1.3. 문해력 점수, 가족배경과 불평등

	(1) 기준	(2) 개인적 통제	(3) 발달 수준	(4) 숙련도 감소	(5) 국가별 추세	(6) 국가 X 연도 더미	(7) 공식 교육	(8) 기술
불평등 X PEB 저	-1.110*** (0.300)	-1.013*** (0.294)	-0.996*** (0.248)	-1.073*** (0.270)	-0.795*** (0.231)	-0.780*** (0.216)	-0.843*** (0.265)	-0.510*** (0.169)
불평등 X PEB 중	-0.306 (0.277)	-0.210 (0.272)	-0.138 (0.229)	-0.384 (0.253)	-0.081 (0.208)	-0.059 (0.116)	-0.366 (0.266)	-0.125 (0.159)
불평등 X PEB 고	-0.312 (0.275)	-0.227 (0.269)	-0.084 (0.240)	-0.305 (0.255)	-0.032 (0.227)		-0.326 (0.269)	-0.190 (0.159)
관찰	65 500	65 500	63 253	65 500	65 500	65 500	65 485	51 560
R2	0.174	0.180	0.181	0.252	0.181	0.184	0.287	0.718

주: 종속변수는 PIAAC 문해력 점수. 모든 회귀는 가족배경(고/중/저), 국가 및 연도(연령-집단) 더미에 대해 통제. 2열: 개인적 통제(연령, 성별, 지역, 언어, 부모의 출생지) 추가, 3열: PEB와 평균 1인당 GDP 간 상호작용 추가. 4열: 숙련도 감소 칼럼은 연령집단\*직종(두 자릿수 분류)의 상호작용 포함. 5열: 국가별 추세 추가. 6열: 상호작용 국가\*연도(연령집단) 더미에 대한 통제. 7열: 교육에 대한 고려(3-집단 더미). 8열: 문제해결 점수(0보다 클 때)를 기술에 대한 대리값으로 포함. 클러스터 조정(국가\*연령집단) 표준오차는 괄호 안에 표시. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의성을 나타냄.

출처: OECD Secretariat calculations based on PIAAC data. See Box 2.3 and Annex 2.A1.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208877>

## 주

1. 실증적으로, 이러한 등식은 함수 형태의 서로 다른 설정을 허용하면서 다양한 성장 결정요인의 관련성을 평가하기 위해 변형되어 왔다. 여기에 고려된 설정과 변수의 정확한 정의는 부록 2.A1의 섹션 A2 참고.
2. 그림 2.3에 제시된 국가별 암시효과는 동일한 추정계수와 등식을 사용해 구했다. 유일한 차이는, 성장에 미치는 영향을 1985년에서 2005년 사이에 관찰된 4개의 5년 단위 OECD 국가 평균 불평등 변화 각각의 영향을 누적하여 구했다는 점이다. 그러므로 예를 들어,  $\Delta Ineq_{2000-05}$ 는 5년간의 GDP에만 영향을 미치는 반면  $(\Delta \ln y(2010) = (1 - e)^{-5\lambda} \Delta \ln y^*(\Delta Ineq_{2000-05})$ ,  $\Delta Ineq_{1985-90}$ 는 20년간 GDP 성장에 영향을 미친  $\ln y^*$ 의 변화를 유도한다( $\Delta \ln y(2010) = (1 - e)^{-20\lambda} \Delta \ln y^*(\Delta Ineq_{1985-90})$ ). 그러므로 앞부분의 변화는 동일한 규모의 뒷부분의 변화보다 해당 기간 말에 GDP에 더 큰 영향을 미치게 된다.
3. [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm) 참고.
4. [www.lisdatacenter.org/data-access/key-figures/](http://www.lisdatacenter.org/data-access/key-figures/) 참고
5. 데이터는 <http://dotstat.oecd.org/Index.aspx>에서 다운로드 할 수 있다.
6. 데이터는 [www.barrolee.com/data/dataexp.htm](http://www.barrolee.com/data/dataexp.htm)에서 다운로드 할 수 있다.

## 제3장

### 경제위기 및 재정건전화 시기의 소득 불평등

이 장에서는 최근 세계금융경제위기와 이후 재정 건전화 시기 중의 소득 불평등을 살펴보고 있다. 특히 시장 및 가처분소득 불평등 추이를 설명한다. 여기에서는 고용 및 임금효과를 분해하여 소득 평등의 동인들을 분석한다. 그리고 조세와 이전을 통한 소득의 재분배, 자동 안정화 장치로서의 역할과 소득 불평등에 미치는 영향을 살펴본다. 이 장에서는 또한, 상대빈곤율 추이와 고정빈곤율(anchor poverty rates), 그리고 연령집단별 빈곤율도 살펴본다. 마지막으로, 10개 OECD 국가에서 재정 부양책과 재정 건전화 프로그램의 일환으로 실시한 세금 및 급여 개혁, 그리고 그것이 가구소득에 미친 영향과 범위에 대한 상세 분석자료를 요약한다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.



### 3.1. 도입 및 주요 결과

대부분의 OECD 국가에서는 소득 불평등이 역사적으로 매우 높은 수준일 때 세계경제위기를 맞았다(OECD, 2011a). 실제로, 몇몇 학자들은 소득 불평등의 심화가 최소 미국 등 몇몇 국가에서는 경제위기의 직간접적인 원인이었다고 주장하기도 한다(Rajan, 2010; Stiglitz, 2012; and Fitoussi and Saraceno, 2010).

장기적으로 경제위기 자체가 불평등에 미친 영향은 연역적으로 봤을 때 불확실하다. 한편으로는 자본으로 인한 이득이 낮아지면서(특히 마이너스가 되면서) 자본소득이 집중되어 있는 상층부의 소득이 줄어들어 결과적으로 부유층과 빈곤층의 격차가 줄어든다.<sup>1</sup> 또 한편으로는, 실업률이 높아지면서 불평등이 커지는데, 특히 일자리 손실이 저소득 집단에 집중되어 있을 경우 그렇다.

경제위기에 크게 타격을 입은 많은 OECD 국가에서 가구소득 불평등과 빈곤은 실제로 증가했다. 그러나 최종적인 영향은 이 기간에 실시된 구체적인 조치뿐만 아니라 세금-급여 제도가 수행한 역할에 의해 상당 부분 영향을 받았다. 이것이 불평등 심화의 추세가 장기적으로 계속되고 있음을 암시하긴 하지만 자세히 살펴보면 경제위기는 대부분의 OECD 국가에서 소득 불평등과 빈곤의 심화 이면에 깔려 있는 요소를 크게 바꾸었다. 이 장에서 말하는 “경제위기”란 2007년부터 2011년 사이의 기간을 말한다.

이 장은 6개 섹션으로 나뉜다. 섹션 3.2에서는 2007년 이후 소득 불평등이 어느 정도까지 증가했는지, 이러한 증가의 동인은 무엇인지, 그 결과가 여러 측정 지표에 얼마나 민감한지, 그리고 세금과 급여가 불평등 추이에 어떻게 일조했는지를 분석한다. 섹션 3.3에서는 빈곤이 어느 정도 증가했는지를 상대적 빈곤기준과 “고정(anchored)” 빈곤기준을 이용해 살펴보고 많은 국가에서 경제위기 중 노인 빈곤율이 하락한 이유를 설명한다. 섹션 3.4에서는 경제위기가 가구소득에 미치는 영향에 대해 세금과 급여가 어떻게 완충작용을 했으며, 이 효과가 최근 수년간 약화된 이유는 무엇인지 논한다. 섹션 3.5에서는 10개국을 심도 있게 검토한 결과를 요약하는데, 구체적으로는 경제위기 중 이들 국가에서 실시된 세금-급여 조치와 그것이 소득 분배에 미친 영향을 분석한다. 섹션 3.6에서는 전체를 요약하고 결론을 맺는다.

이 분석을 통해 다음과 같은 주요 결과가 도출되었다:

- 세금과 급여를 고려하지 않은 소득 불평등은 대부분의 국가에서 경제위기 중 빠르게 증가했다. 세금 및 급여를 고려한 소득 불평등은 경제위기 전에도 이미 사상 최고 수준이었으며 계속 증가하고 있었다. 이러한 증가는 저소득층의 불평등에 초점을 맞출 경우 그 상승폭이 특히 컸다.
- 소득 빈곤은 또한 경제위기 중 심화되었는데 경제위기 전 실질 소득 기준(“고정빈곤(anchored poverty)”)과 비교하면 특히 그렇다. 많은 국가에서 평균 가구소득은 실질 기준으로 감소했다. 노인 빈곤율은 하락한 반면 아동과 청년 빈곤율은 상승했다.
- 경제위기가 시작된 이후 기간은 뚜렷하게 두 단계로 나뉜다. 초반 몇 년간은 자동 안정화 장치와 경기 부양 조치가 다른 부문보다 가구 부문에 완충 역할을 해주었다. 그런데 불경기가 계속되고 급여 지급기간이 끝나고 정부가 재정 건실화 프로그램을 도입하면서, 특히 경제위기에 가장 큰 타격을 입은 국가(예: 그리스, 아일랜드, 스페인)의 경우 완충효과가 사라졌다.
- 세금-급여 개혁은 국가별로, 시기별로 큰 차이가 있지만 경제위기 초반 몇 년간 많은 국가에서는 세금을 줄이고/또는 급여를 늘려서 가구소득에 대한 자동 안정화 장치의 효과를 강화했다. 이들 국가 중 상당수는 이후 이러한 정책을 반전시켜 세금을 늘리고 급여를 줄였다. 자녀가 있는 가정(특히 한 부모 가정)은 손실이 더 컸는데 부분적으로는 가족급여의 삭감 때문이었다. 전반적으로, 각종 조치들은

근로가구에 누진적인 효과를 발휘하여 저소득 가정은 이득을 보거나 손실을 적게 보았고 고소득 가정은 손실을 더 크게 보았다.

### 3.2. 소득 불평등은 경제위기 중 지속적으로 증가했다

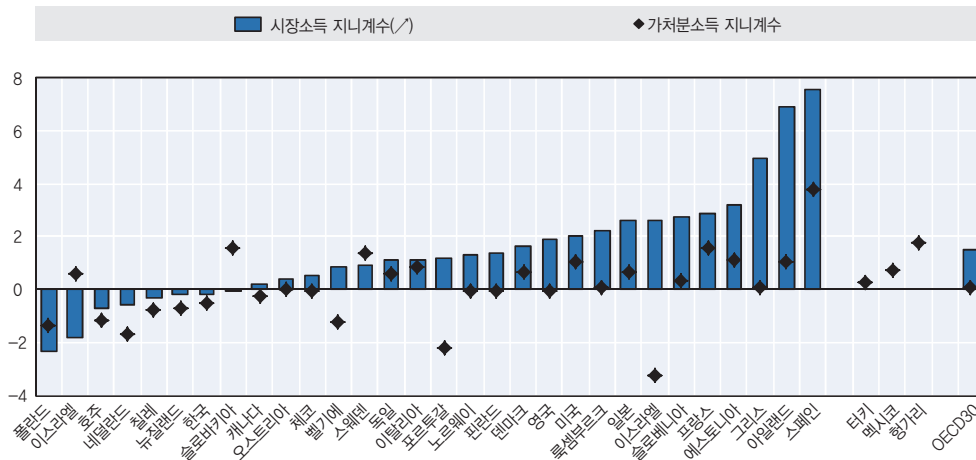
시장소득(즉, 근로 및 자본으로 인한 총 소득)의 격차는 경제위기 중 크게 증가했다. OECD 지역에서 평균적으로 시장소득 불평등의 지니계수는 2007년에서 2011년 사이 1.5%P 증가했다(그림 3.1, 패널 A). 이러한 시장소득 불평등의 증가는 경제위기 중 계속되었으며(그림 3.1, 패널 B) 이는 가처분소득 불평등의 동인이 변화했음을 나타낸다. 1990년대 중반부터 후반까지 가처분소득 불평등이 증가한 주요 동인은 재분배 감소였다(OECD, 2011a). 그런데 최근의 시장소득 불평등 증가는 광범위하게 발생했다. 추세 데이터가 나와있는 OECD 30개국 중 21개국에서는 0.3포인트 이상 증가했고 4개국에서는 0.3포인트 이상 감소했으며 그 외 5개국에서는 “유의미한 변화 없음”으로 나타났다. 시장소득 불평등은 특히 그리스, 아일랜드, 스페인에서 강하게 상승했고 폴란드와 이스라엘에서는 상당히 감소했다. 이러한 변화의 동인은 아래에 분석했다.

경제위기 중 세금-급여 재분배 강화는 시장소득 불평등의 가파른 상승에 대해 완충 작용을 했다. 소득세 및 현금급여 - “재분배”를 보여주는 지표- 를 감안하면 불평등 증가는 시장소득보다는 가처분소득에서 훨씬 적게 발생했다. 재분배성 강화의 일부는 “자동적인 것”이었다. 누진적인 세금-급여 제도를 갖추고 있기 때문에 불평등이 커지면 정책을 특별히 취하지 않더라도 자동적으로 재분배성도 커지게 된다(Immervoll and Richardson, 2011). 재분배 상승은 경제위기 발생 후 초기 몇 년간 실시된 세금-급여 개혁에 의해 발생했으나, 이 개혁은 몇 년 후에 반전되었다. 가처분소득 불평등의 추이를 보면 2개 기간으로 뚜렷이 나뉜다. 경제위기 이후 첫 몇 년간은 가처분소득 불평등이 주춤하거나 약간 감소했다. 이후 몇 년 간은 다시 상승했다(그림 3.1, 패널 B). 이러한 두 단계는 그 기간 중 실시된 세금 및 급여, 재정 개혁의 역할과 연관되며 이는 섹션 3.4와 3.5에서 논의한다.

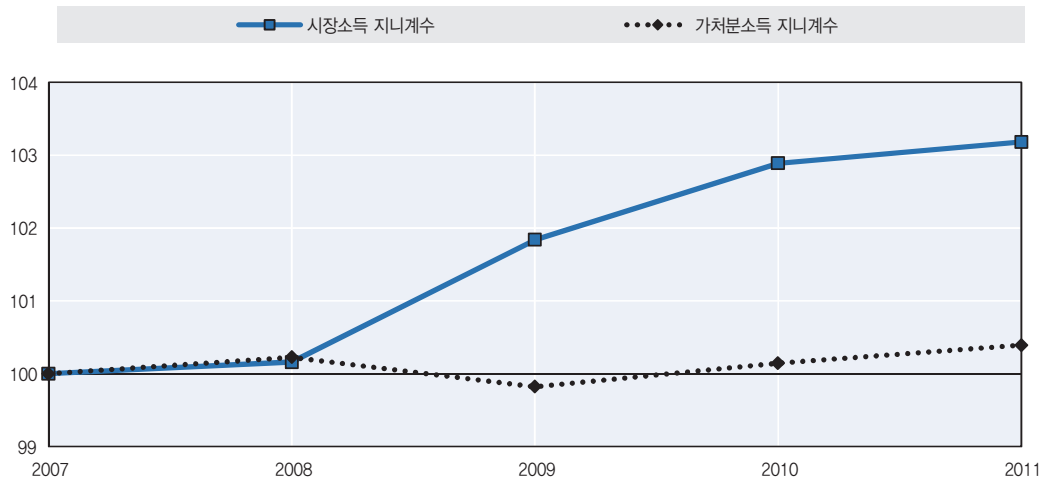
2007년과 2011년 사이 가처분소득 불평등은 대다수의 국가에서 증가했다. 가처분소득 불평등 추세 데이터가 나와있는 33개 OECD 국가 중 15개국에서는 0.3포인트 이상 증가했고 9개국에서는 0.3포인트 이상 하락했으며 그 외 9개국에서는 변화가 없었다. 시장소득과 가처분소득 간 불평등 차이는 국가별로 크게 달랐기 때문에 세금-급여제도가 불평등 심화를 완화할 수 있는 기술에 있어서도 국가별로 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 아이슬란드, 포르투갈, 벨기에에서는 시장소득 불평등이 상승했음에도 불구하고 세금 및 급여를 감안한 소득 불평등은 하락했다.<sup>2</sup> 세금-급여 재분배성 역시 아일랜드, 그리스, 룩셈부르크, 슬로베니아, 영국, 노르웨이, 핀란드에서 높은 시장소득 불평등을 완화했고 정도는 덜하지만 스페인, 프랑스, 미국, 에스토니아에서도 완화했다. 폴란드의 경우 시장소득 불평등이 가처분소득 불평등보다 더 크게 감소했는데, 이유는 세금-급여 개혁이 일반적으로 중간소득 및 고소득층에 유리했기 때문이다.<sup>3</sup> 이스라엘과 슬로바키아에서는, 재분배성 약화로 가처분소득 불평등이 증가했다. 마찬가지로 스웨덴에서는 시장소득 불평등 증가가 재분배성 하락과 함께 나타났다. 스페인에서는 가처분소득 불평등이 급격히 상승했는데, 2007년에는 OECD 평균을 밑돌았지만 2011년에는 OECD에서 가장 불평등한 국가 중 하나가 되었다(OECD, 2014a).

그림 3.1. 경제위기 중 소득 불평등

패널 A. 지니계수의 %포인트 증감, 2007-11년, 총 인구<sup>1</sup>



패널 B. 지니계수의 백분율 증감, 2007=100, OECD, 총 인구<sup>2</sup>



1. 2007년 자료는 칠레와 일본은 2006년, 호주와 독일, 핀란드, 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2008년 자료를 의미. 2011년은 일본은 2009년, 오스트리아와 벨기에, 아일랜드와 영국은 2010년, 호주와 헝가리, 한국, 미국은 2012년 자료. 스위스는 없음. OECD는 평균을 의미(터키와 멕시코, 헝가리는 불포함).

2. OECD는 26개국의 평균을 의미. 오스트리아, 벨기에, 스위스, 헝가리, 일본, 멕시코, 뉴질랜드, 터키 제외.

출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207881>

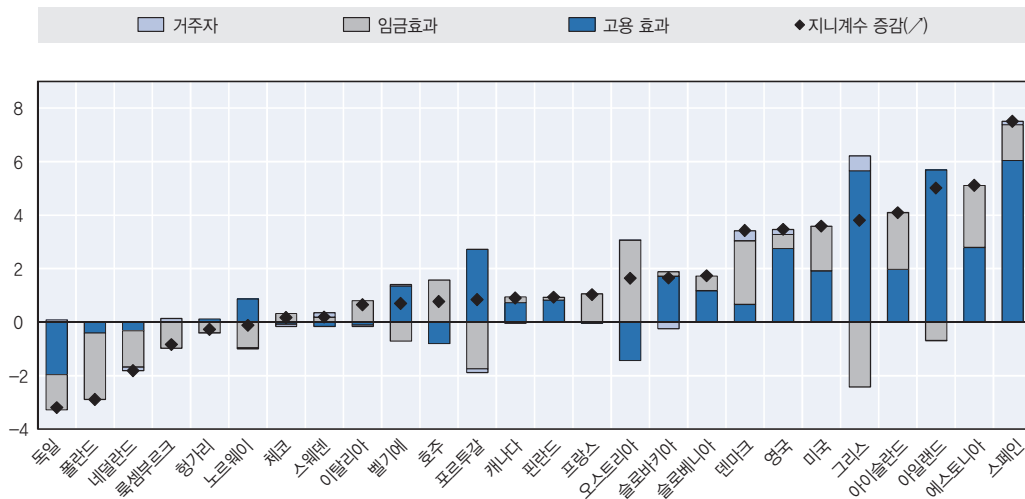
### 고용 감소가 시장소득 불평등 심화의 동인

근로소득은 생산가능연령 가구의 경우 가장 큰 소득의 출처(OECD, 2011a)이므로 시장소득 불평등을 견인하고 있다. 근로소득은 고용 변화의 결과(예: 실업률 증가로 저소득 또는 비근로소득을 올리는 생산연령층의 수 증가) 또는 임금 분포의 변화(즉, 저소득 및 고소득 근로자 간 급여 격차의 변화)로 인해 좀 더 불평등하게 분포할 수 있다.

대부분의 국가에서 경제위기 중 근로소득 불평등을 심화시킨 동인은 고용 감소였다. 그림 3.2는 고용 및 임금이 생산연령층(근로자 및 자영 근로자 포함)의 전반적인 근로소득 불평등에 미친 영향을 보여주고 있다. 추정치는 Atkinson and Brandolini(2006)에서 제안하고 OECD(2011a)에 적용된 이론적 모형을 바탕으로 한다. 경제위기 중 고용 효과(즉, 실업 또는 비활동성 증가)는 근로소득 불평등이 심화된 대부분의 국가에서 주요 동인이었다. 경제위기 전에는 대부분의 국가에서 임금효과가 주된 동인이었다(OECD, 2011a). 스페인의 경우, 근로소득 불평등 상승분 8포인트 중 6포인트는 고용 감소가 원인이고 2포인트는 임금효과였다. 그리스, 아일랜드, 포르투갈에서 근로소득 불평등 증가는 역시 고용 효과로 인한 것이었다. 그러나 이들 3개국에서 임금 불평등은 감소했는데 아마 부분적으로는 공공부문 임금 삭감 때문인 것으로 추정되며, 이는 이들 국가의 고소득층에 더 큰 영향을 미쳤다(Callan et al., 2011; Avram et al., 2013). 호주와 오스트리아, 프랑스, 덴마크, 이탈리아에서만 근로자 간 임금 격차 심화가 근로소득 불평등 증가의 주된 -그리고 대부분의 경우 유일한- 동인이었다. 근로소득 불평등이 감소한 극소수의 국가에서는 임금효과가 일반적으로 주된 동인이었다.

그림 3.2. 근로소득의 지니계수 변화 분석

지니계수의 %P 변화, 2007-11년, 근로연령층<sup>1</sup>



1. 전체 생산연령 인구의 근로소득 지니계수. 비근로자의 경우 소득을 0으로 할당.

출처: OECD Secretariat calculations from the European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2008 and 2012), the Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2007 and 2010) for Canada, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2008 and 2012) for Australia and the Current Population Survey(CPS, 2008 and 2012) for the United States.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207898>

자본 및 사업소득 역시 시장소득 불평등에 있어서 일정 역할을 하는데, 이러한 소득이 집중되어 있는 소득 최상층부에서 특히 그러하다. OECD(2014c)에 따르면 소득집단이 부유할수록 자본과 사업소득의 비중이 높아진다. 분석된 5개국(캐나다, 프랑스, 이탈리아, 스페인, 미국) 중 자본소득과 사업소득은 캐나다를 제외하고 상위 0.01%의 가장 큰 소득원으로 나타났다. 미국은 상위 0.1%의 경우에도 자본소득과 사업소득이 소득 증가를 견인하는 유일한 국가였다. 하지만 자본소득은 일부 국가의 경우 실제보다 축소 보고될 수 있음을 염두에 두어야 한다. 어떤 유형의 자본소득은 소득세 대상이 아니기 때문에 상위 소득 데이터가 추출되는 세금 신고 자료에 반영되어 있지 않기 때문이다(Förster et al., 2014).

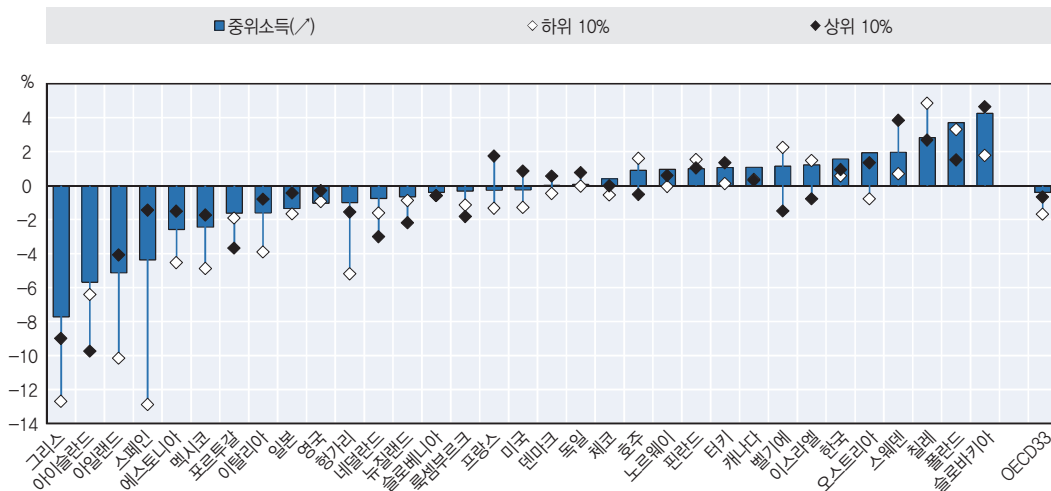
### 하위 10%는 나머지 집단보다 타격이 컸다

저소득 가구는 다른 소득 집단에 비해 경제위기 중 손실이 더 컸거나 회복 중 혜택이 덜 했다. 그림 3.3은 2007년부터 2011년까지 중위, 하위, 상위 10%의 가구 가처분소득의 연 변화를 보여준다. 평균적으로 하위 10%의 소득은 상위 10% 및 중위 집단보다 훨씬 빠른 속도로 감소했다. 데이터가 나와 있는 33개국 중, 하위 10%는 21개국에서 상위 10%보다 타격이 컸고 27개국에서는 중위 집단보다 컸다.

하위층의 소득 감소는 특히 경제위기에 가장 큰 타격을 입은 국가 중 일부 국가에서 두드러졌다. 스페인과 그리스, 아일랜드, 아이슬란드, 헝가리, 멕시코, 에스토니아에서 하위 10%의 평균소득은 연간 5% 이상 하락했다. 이들 중 아이슬란드를 제외한 모든 국가에서 하위 10%는 중위집단 및 상위 10%보다 훨씬 더 타격이 컸다. 중위 가구소득이 경제위기의 영향을 덜 받은 국가에서는 양상이 혼재되었다. 오스트리아와 프랑스, 슬로바키아, 스웨덴, 미국의 경우 하위 10%가 중위 및 상위 10%보다 타격이 큰 반면 벨기에와 칠레, 폴란드에서는 하위 10%가 상위보다 타격이 덜했다.

그림 3.3. 소득집단별 가구 실질 가처분소득 변화

2007년에서 2011년 사이 연간 % 변화,<sup>1</sup> 총 인구



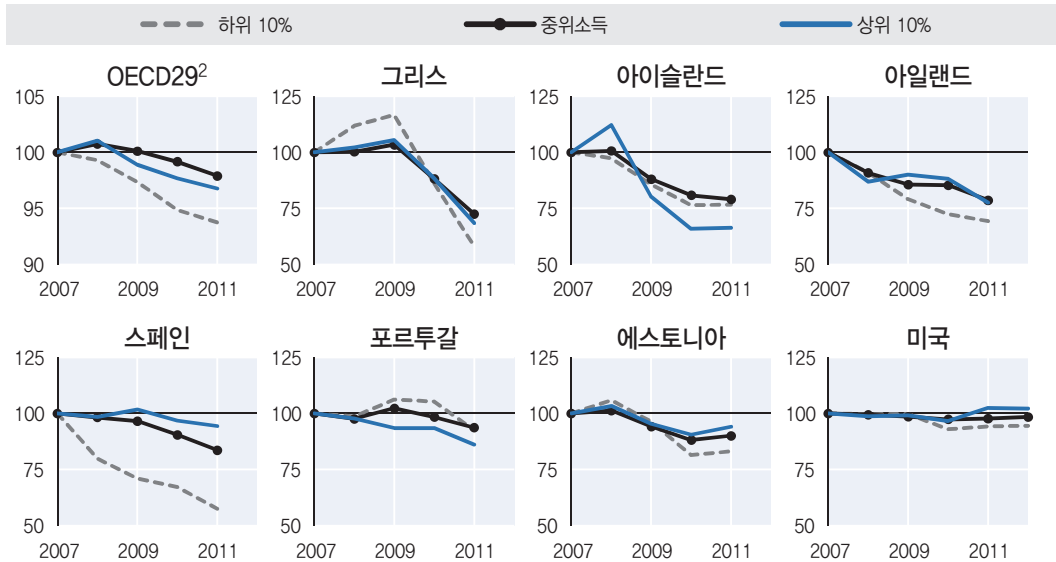
1. 2007년은 칠레와 일본은 2006년, 호주와 독일, 핀란드, 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2008년 자료를 의미. 2011년은 일본은 2009년, 오스트리아와 벨기에, 아일랜드, 영국은 2010년, 호주와 헝가리, 한국, 미국은 2012년을 의미. 스위스는 자료 없음. OECD33은 산술평균.

출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207907>

OECD 평균적으로 하위층의 소득 감소는 다른 소득집단보다 좀 더 일찍 시작되었고 그 폭도 컸다. 2008년 중위 및 상위 소득이 여전히 상승하고 있을 때 하위 소득은 이미 감소하고 있었다. 그 이후 매년 하위층의 소득은 최소 성과가 가장 나쁜 소득집단 정도만큼 감소했다(그림 3.4 참고). 모든 국가에서 동일한 추세가 나타난 것은 아니었다. 일부 국가(예: 스페인)에서는 OECD 평균 추세처럼 소득 하위층이 경제위기 시작 이후 다른 소득집단보다 훨씬 더 타격이 컸다. 다른 국가에서는 하위층 소득이 경제위기 초반 몇 년간은 다른 소득집단보다 낮거나 비슷했지만 이후 몇 년간은 훨씬 타격이 컸다. 그리스가 가장 극적인 예가 될 것이다. 그리스는 2009년까지 하위층 소득이 상승한 후 급락했다. 한편, 아이슬란드에서는 상위층 소득이 2008년에 증가한 후 크게 하락했다.

그림 3.4. 소득 하위, 상위, 중위층의 소득 추이

소득집단별 가구 가처분소득 비율 변화, 2007=100%, 총 인구<sup>1</sup>

1. 2007년에서 2011년 사이 중위소득의 평균 연 백분율 변화를 기준으로 국가별 순위 도출(그림 3.3과 비교)
2. OECD는 29개 OECD 국가의 산술평균을 의미. 오스트리아, 벨기에, 일본, 뉴질랜드, 스위스 제외

출처: OECD Income Distribution Database(2014), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

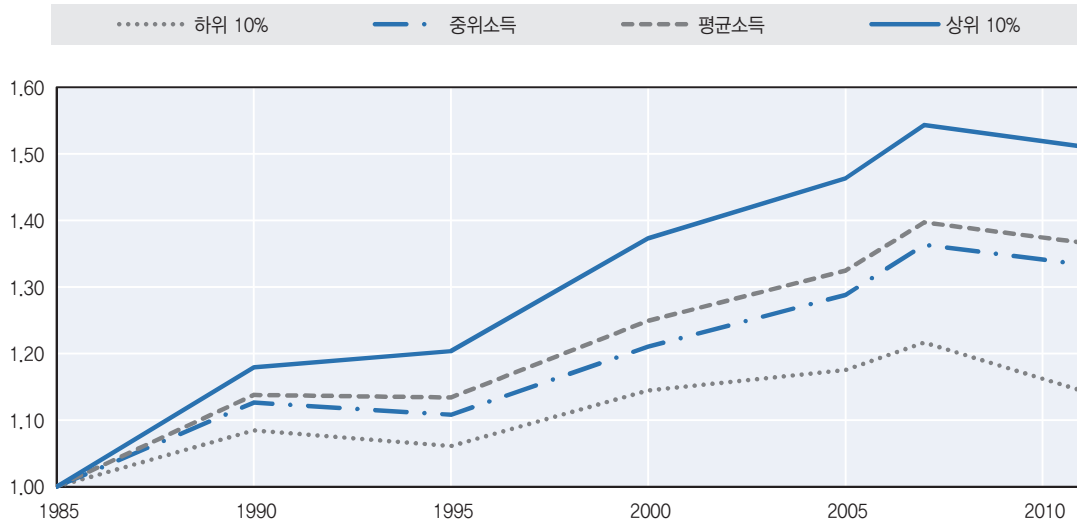
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207914>

경제위기 후반부에 하위 10%가 다른 소득집단보다 어려운 상황을 겪었다는 사실은 그것이 장기적인 추세를 악화시키기 때문에 특히 걱정스럽다. 장기 데이터가 나와 있는 11개국에 집중된 그림 3.5를 보면 지난 25년간 하위 10%의 소득은 나머지 소득층보다 경기 팽창기에는 성장세가 덜했고 침체기에는 더 크게 하락했다.



그림 3.5. 지난 25년간 소득집단별 가구 가처분소득 추이

백분율 변화, 지수 1985=1, OECD17,<sup>1</sup> 전체 인구<sup>2</sup>



1. OECD는 17개국의 산술평균. 17개국은 캐나다, 독일, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 영국, 그리스, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드, 노르웨이, 뉴질랜드, 스웨덴, 미국.

2. 1985년은, 스웨덴은 1983년, 프랑스와 이탈리아, 멕시코 미국은 1984년, 핀란드, 그리스, 룩셈부르크, 노르웨이는 1986년을 의미. 1990년은, 프랑스와 미국은 1989년, 이탈리아와 스웨덴은 1991년, 또한 수정되어 그리스, 일본, 룩셈부르크, 멕시코, 노르웨이를 포함. 1995년은, 그리스와 멕시코, 영국은 1994년, 프랑스와 룩셈부르크는 1996년을 의미. 2005년은, 일본과 뉴질랜드는 2003년, 독일과 핀란드, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2004년, 이탈리아는 2006년을 의미. 2007년은, 일본은 2006년, 독일과 핀란드, 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 뉴질랜드, 스웨덴, 미국은 2008년을 의미. 2011년은, 일본은 2009년, 멕시코와 네덜란드, 미국은 2012년을 의미.

출처: OECD Income Distribution Database(2014), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207920>

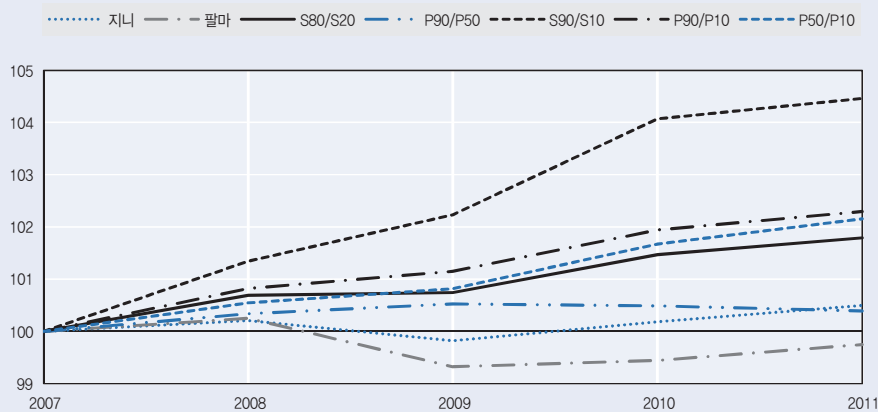
### 박스 3.1. 다른 불평등 지표를 사용하면 결과가 달라질까?

위에 제시된 결과는 지니계수를 바탕으로 한 추정값에 초점을 맞추고 있고 지니계수는 중간 소득층의 변화에 특히 민감한 지표이다(Lambert, 2001). 경제위기 중 소득 불평등 추이, 그리고 특히 그 수준은 측정에 사용된 지표에 따라 달라진다. 분배 하위층의 변화에 덜 민감한 지표들은 2009년의 약간의 하락을 포함하여 비교적 작은 변화를 나타낸다. 그러나 하위층의 변화에 좀 더 민감한 지표들은 최근 몇 년간 심화된 소득 불평등의 지속적인 증가를 나타낸다.

S90/S10 지표에 따르면(상위 10%의 소득 비중을 하위 10%와 비교), 2007년에서 2011년 사이 OECD 국가에서 소득 불평등은 평균적으로 거의 5% 상승했다. 불평등 증가는 하위 90%의 최고소득과 하위 10%의 소득 비(P90/P10)와 하위 10%의 최고소득 대비 중위소득 비(P50/P10)뿐만 아니라 상위 20%와 하위 20%의 소득 비를 봤을 때도 두드러졌다. 소득 불평등은 분포의 상위 및 중간을 비교(P0/P10)했을 때 증가했다. 팔마지수(Palma index, 상위 10%와 하위 40%의 소득비)는 지니계수와 비슷한 양상을 설명한다.

## 박스 3.1. 다른 불평등 지표를 사용하면 결과가 달라질까?(계속)

## 경제위기 중 서로 다른 소득 불평등 지표 추이

소득 불평등 비율 변화,<sup>1</sup> 2007=100%, OECD,<sup>2</sup> 총 인구

1. 지표에 관한 설명은 상기 본문 참조

2. OECD는 29개국의 산술평균. 오스트리아, 벨기에, 일본, 뉴질랜드, 스위스는 미포함

출처: OECD Income Distribution Database(2014), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208012>

## 3.3. 소득 불평등은 측정방법에 관계없이 증가했다

소득 분포도의 하위층에서 소득 손실이 클수록 빈곤에 대한 우려도 커진다. 실제로 소득빈곤은 경제위기 중 증가했다. 그러나 그 변화의 정도 및 일부 국가에서는 그 방향도 빈곤 측정방법에 따라 다르게 나타난다. 소득빈곤은 고정빈곤 기준선(anchored poverty threshold)을 기준으로 할 때보다는 상대 빈곤선을 기준으로 측정할 때 상승폭이 작았다. 상대 빈곤선이 고정 빈곤선을 기준으로 할 때보다 측정된 소득빈곤의 증가폭이 작았다. 상대 빈곤선은 현 중위소득(변동)을 기준으로 하지만 고정 빈곤선은 전년도 중위소득(고정)을 기준으로 한다. 중위소득이 경제위기로 인해 하락했기 때문에(그림 3.3 참고) 상대 빈곤선도 하락했다.

OECD와 EU에서 가장 일반적으로 사용하는 상대소득 빈곤선 지표(OECD, 2008; European Commission, 2014)는 빈곤이 일정 시점을 기준으로 한 국가의 일반적인 변영의 수준과 관련하여 정의된다는 개념을 바탕으로 한다(Atkinson et al., 2002). 뿐만 아니라 절대 빈곤선을 바탕으로 한 지표와 달리 상대적 지표들은 기본적인 욕구의 구체적인 국가별 정의에 관계없이 국가 간 비교를 가능케 한다(Förster and Mira d'Ercole, 2012). 그러나 오랜 기간 동안의 변화를 관찰했을 때, 현재의 평균 또는 중위소득 비율을 바탕으로 한 상대적 접근은 빈곤의 상대적 측면에 지나치게 초점을 맞추고 생활수준의 실질적인 절대적 변화를 간과할 수 있다. 방법론적으로, 모든 가구의 소득이 두 배가 되건 절반으로 줄어든건 간에 엄격하게 상대적인 지표는 빈곤에 변화가 없는 것으로 나타난다는 사실은 이 사안이 가진 문제를 보여준다.

이 섹션의 분석에서는 경제위기 중 유사한 유형의 사안에 관한 증거를 제시한다. 많은 국가에서 상대 빈곤선은 실질 중위소득 하락에 따라 하락했다. 상대 빈곤선이 하락하면 전에는 빈곤한 것으로 간주되었던 가구가 소득은

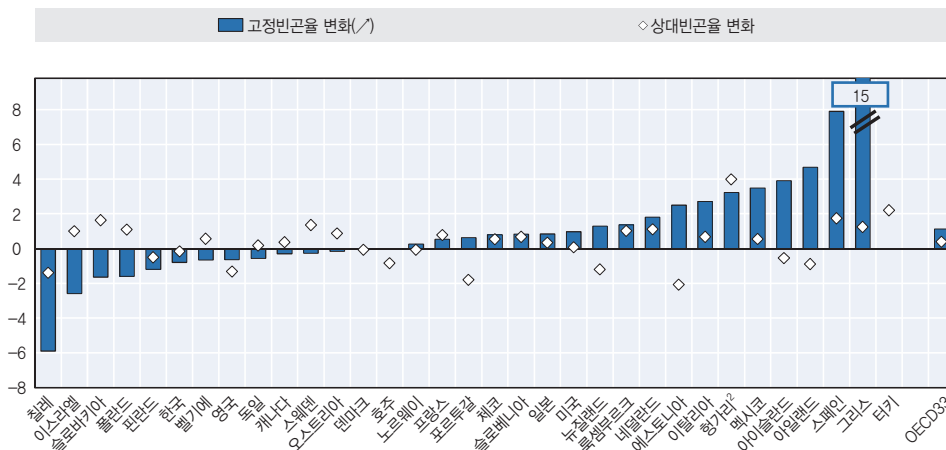
동일한 상태임에도 불구하고 다르게 분류될 수 있다. 이 상황은 가구의 소득이 하락한 가구에도 발생할 수 있는데, 가구소득의 하락폭이 중위소득 하락폭보다 작은 경우에 그렇다.

이러한 유형의 결과가 상대적 접근(즉, 개인 간 비교)과 일관되기는 하지만 같은 사람들에 대해 불과 얼마 전의 상황과 비교하기는 어렵다. 이러한 문제를 해결할 수 있는 대안이 고정(anchored) 빈곤선이다. 상대적 접근과 마찬가지로, 고정 빈곤선은 상대적 생활 수준(예: 중위소득)에 바탕을 둔다. 그러나 현 생활수준을 이용하는 대신 (상대적 접근으로서) 전년도의 생활수준을 물가상승률을 감안하여 기준으로 삼는다. 이 분석에 사용된 고정 빈곤선은 2005년 중위소득을 바탕으로 한다.

2007년에서 2011년 사이, OECD 고정빈곤율은 약 1%P 상승했다(그림 3.6 참고). 상대 빈곤선은 11.2%에서 11.5%로 0.3%P 정도 상승했다. 그리스에서는 고정빈곤이 두 배 이상 증가했는데(12%에서 27%) 이는 가구소득에 경제위기가 미친 엄청난 영향을 반영하는 것이다. 그리스에서는 상대빈곤율도 상승했지만 그 폭은 1%P 정도였다. 고정빈곤율은 스페인(8포인트), 아일랜드, 아이슬란드, 멕시코, 헝가리에서도 상승했다. 일부 국가, 특히 에스토니아, 포르투갈, 뉴질랜드, 아일랜드, 아이슬란드에서는 고정 빈곤선은 증가한 반면 상대빈곤은 하락했는데, 이는 일부 저소득집단(특히 노인, 아래 참고)의 소득이 중위소득만큼 하락하지 않았기 때문이다. 한편 이스라엘, 슬로바키아, 폴란드에서는 하위층이 소득 증가의 혜택을 누렸으나 중위소득만큼은 아니었기 때문에 상대빈곤은 증가했지만 고정빈곤율은 하락했다. 칠레와 핀란드, 영국에서는 고정빈곤율과 상대빈곤이 둘 다 감소했다.

그림 3.6. 경제위기 중 상대빈곤율과 고정빈곤율의 변화

%P 변화, 2007-2011년,<sup>1</sup> 총 인구



- 2007년은, 칠레와 일본은 2006년, 호주와 독일, 핀란드, 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2008년을 의미. 2011년은, 일본은 2009년, 오스트리아와 벨기에, 아일랜드, 영국은 2010년, 호주와 헝가리, 한국, 미국은 2012년을 의미. 스위스는 자료 없음. OECD33은 평균을 의미.
- 헝가리는 상대빈곤율이 고정빈곤율 이상 증가한 유일한 나라이다. 이것은 2007년 고정빈곤율과 상대빈곤율이 매우 낮으면서도 서로 달라(각각 2%와 6%) 2007년에서 2011년 사이 저소득이 크게 감소했기 때문이다(그림 3.3).

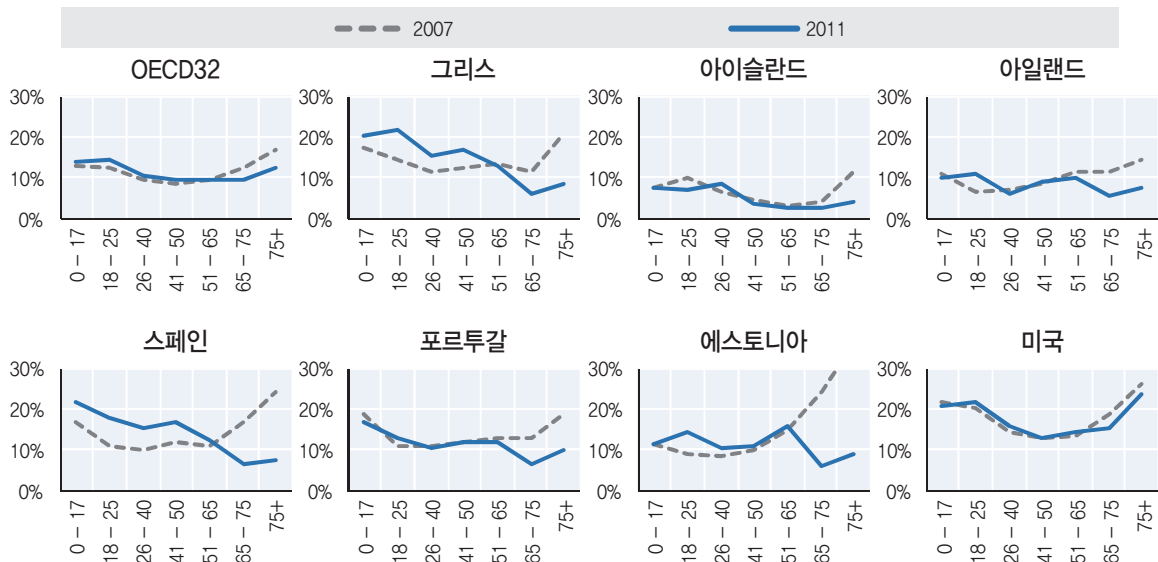
출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207934>

### 노인을 제외한 모든 연령집단에서 빈곤이 증가했다

상대빈곤의 연령 프로파일은 경제위기 시 크게 달라졌다. 상대빈곤은 노인을 제외한 모든 연령집단에서 증가했다. 2007년에서 2011년 사이 OECD 전역에서 평균적으로 아동 빈곤율은 1포인트, 청년층은 2포인트, 생산연령 성인은 1포인트 증가했다(그림 3.7 참고). 2007년, 노인(특히 75세 이상)층은 빈곤율이 가장 높은 연령집단이었다. 그런데 2011년까지 청년층과 아동이 이 자리를 차지하게 되었다. OECD(2008)는 이미 청년층의 빈곤율이 증가하고 노인층의 빈곤율은 하락하는 장기적 추이를 파악했다. 경제위기는 이러한 과정을 가속화했다.

그림 3.7. 2007년과 2011년 연령집단별 상대빈곤율



1. 2011년은, 미국의 경우 2012년을 의미. OECD는 32개 OECD 회원국의 단순 평균. 스위스와 한국은 제외.
2. 각국은 2007년에서 2011년 사이 중위소득의 평균 연 백분율 변화를 기준으로 순위 선정(그림 3.3과 비교)

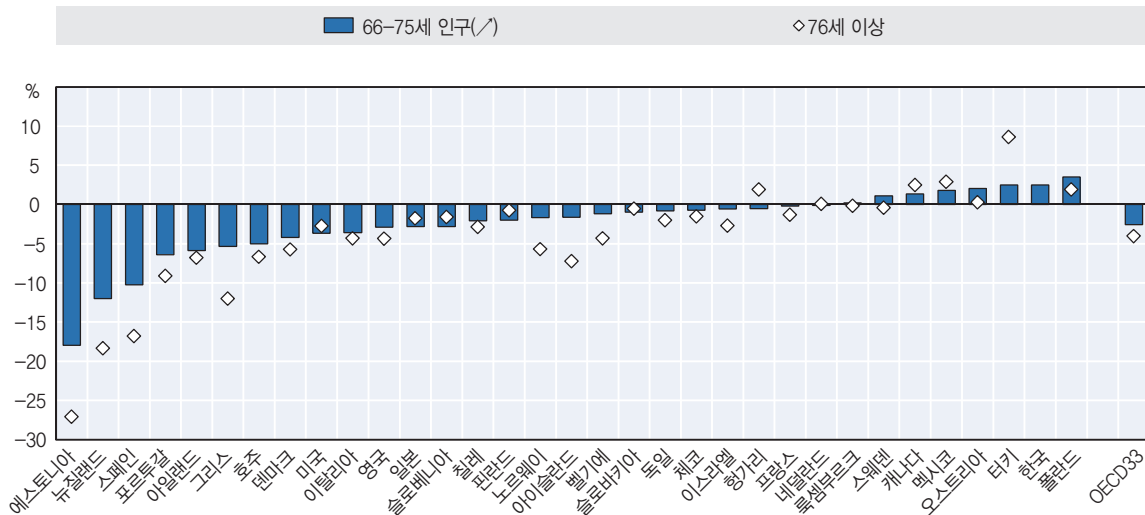
출처: OECD Income Distribution Database(2014), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933207942>

OECD가 이 자료를 수집하기 시작한 이후 2011년에 처음으로 66세부터 75세까지의 빈곤율이 전체 평균보다 낮게 나타났다(OECD, 2014a). 2007년에서 2011년 사이 OECD 평균 상대빈곤율은 66-75세 인구 집단에서 2.6포인트, 75세 이상 인구집단에서 4포인트 하락했다. 노인 빈곤율 하락은 많은 국가에서 발생했다. 18개국에서 66-75세 인구의 빈곤율이 1포인트 이상 하락했고 75세 이상 빈곤율은 21개국에서 하락했다(그림 3.8). 에스토니아에서는 75세 이상 인구의 상대빈곤이 27포인트나 하락했다. 이러한 큰 폭의 하락은 뉴질랜드, 스페인, 포르투갈, 아일랜드, 그리스에서도 발생했다. 다른 한편으로, 폴란드와 한국, 터키, 오스트리아, 멕시코, 캐나다에서는 노인 빈곤이 2007년에서 2011년 사이 눈에 띄게 증가했다.

그림 3.8. 경제위기 중 노인 상대빈곤 변화

노인 상대빈곤율의 %P 변화, 2007-2011년<sup>1)</sup>, 노인 연령집단별



1. 2007년은, 칠레와 일본의 경우 2006년, 호주와 독일, 핀란드와 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2008년을 의미. 2011년은, 일본은 2009년, 오스트리아와 벨기에, 아일랜드와 영국은 2010년, 호주와 헝가리, 한국, 미국은 2012년을 의미. 스위스 자료와 한국의 76세 이상 자료는 없음. OECD33은 평균.

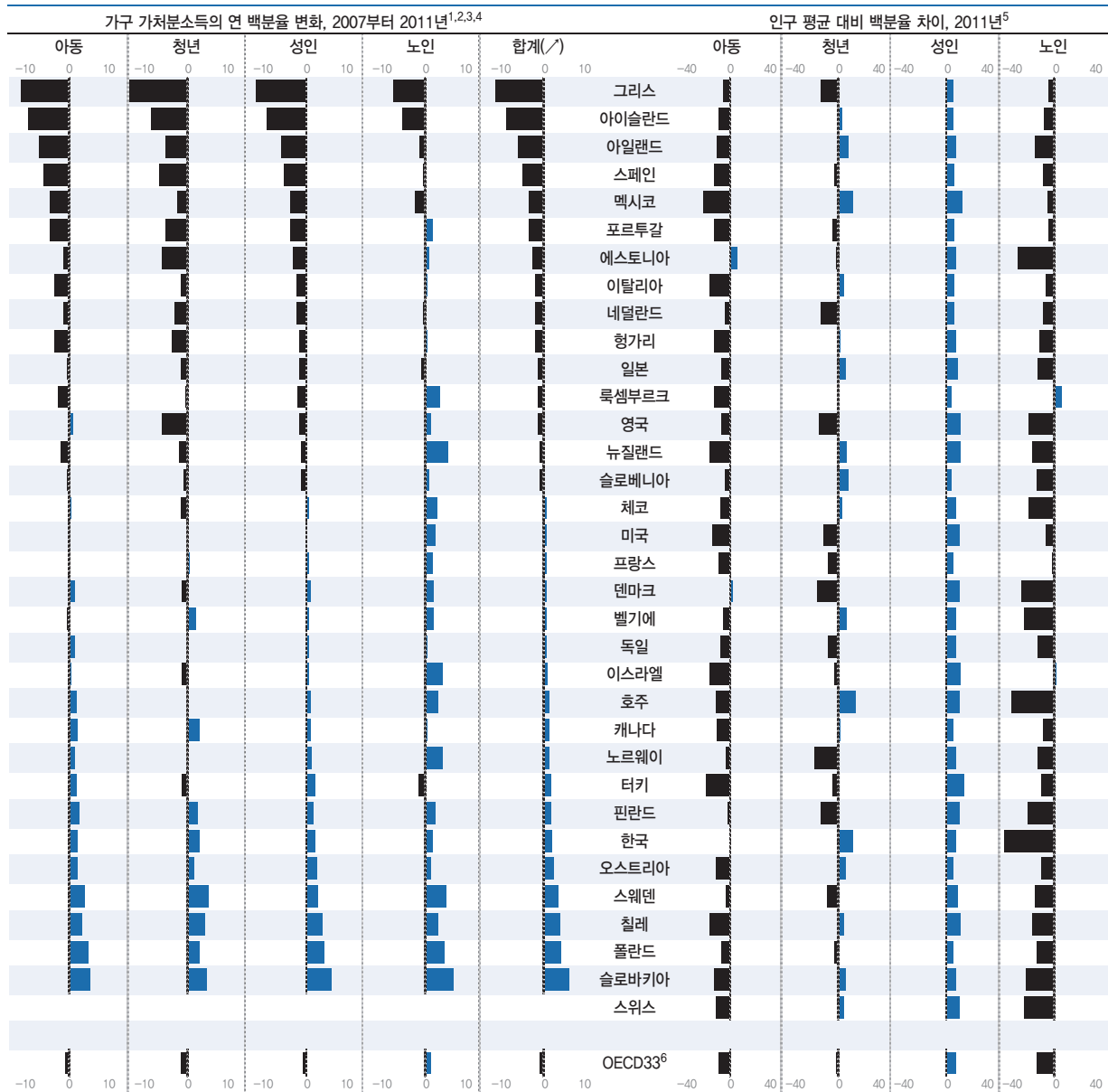
출처: OECD Income Distribution Database(2014), [www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207952>

노인의 상대빈곤율은 빈곤 기준선 하락과 소득 상승의 조합으로 감소했다. 노인 빈곤율은 빈곤선이 조금만 달라져도 크게 반응할 수 있다. 이유는 많은 국가에서 저소득 연금수급자의 상당수가 빈곤선 부근에 집중되어 있기 때문이다. 다른 한편으로 노인들의 소득은 경제위기에 큰 타격을 입지 않았다. 왜냐하면 이들의 소득은 공공 연금이전에 많이 의존하고 있고 노동시장의 변화에는 덜 민감하기 때문이다. 에스토니아, 포르투갈, 스페인, 이탈리아 등 경제위기에 가장 큰 타격을 입은 국가 중 일부에서조차 노인의 평균소득은 2007년 이후 증가했거나 최악의 경우 정체되는 정도였다. 그리스와 아이슬란드, 아일랜드에서는 노인의 평균소득이 하락했지만 다른 연령집단보다 그 폭이 훨씬 작았다. 이스라엘, 노르웨이, 슬로바키아, 스웨덴 등 전반적으로 소득이 증가한 일부 국가에서도 노인 소득은 다른 인구집단보다 상승폭이 컸다. 터키에서만 노인 소득의 상승폭이 다른 연령집단의 상승폭보다 작았다(그림 3.9 참고).

노인이 이렇게 경제위기로부터 보호받은 것은 사회보호제도의 긍정적인 결과로 간주될 수 있다. 노인들은 노동시장 상황 변화에 대응하여 새로운 소득원천을 찾아내기가 어려울 뿐만 아니라 이들의 가구소득 역시 평균적으로 다른 집단보다 낮다. OECD 전역에서 노인 소득은 인구 평균보다 13% 낮다(그림 3.9 참고). 다른 한편으로 아동 빈곤 증가는 특히 우려스럽다. 아동 빈곤은 인지 및 행동발달 또는 건강 등 사람의 미래 성과에 지속적인 악영향을 미칠 수 있기 때문이다. 장기적으로, 유아기 빈곤은 성인이 된 후의 근로시간 단축(및 소득 감소)과 관련있으며 향후 빈곤 위험과 복지의존도가 높아진다(OECD, 2011b; Duncan et al., 2010).

그림 3.9. 연령집단별 가구 가처분소득 변화 및 상대적 차이



1. 2007년에서 2011년 사이 가구 가처분소득 연 백분율 변화, 연령집단 및 전체 인구별
2. 2007년은, 칠레와 일본은 2006년, 호주와 독일, 핀란드, 프랑스, 이스라엘, 멕시코, 노르웨이, 스웨덴은 2008년을 의미. 2011년은, 일본은 2009년, 오스트리아, 벨기에, 아일랜드, 영국은 2010년, 호주와 헝가리, 한국, 미국은 2012년을 의미. 스위스는 자료 없음
3. 아동은 0-17세, 청년은 18-25세, 성인은 26-65세, 노인은 65세 이상을 의미
4. 가구소득은 가구 규모에 따라 균등화(www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-equivalenceScales.pdf).
5. 2011년 각 연령집단 및 전체 인구의 평균 가구 가처분소득 간 차이
6. OECD33은 33개 국가의 평균. 스위스 추세 자료 미포함

출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink http://dx.doi.org/10.1787/888933207962



### 3.4. 세금과 급여는 경제위기가 가구소득에 미친 영향을 완화해주었지만 대개 초반 몇 년간이었다

경제위기 시작 이후 초반에는 사회급여에 대한 공공지출을 크게 늘리고 개인소득세 부담을 낮춘 덕분에 가처분소득의 불평등이 시장소득의 격차만큼 상승하는 것을 막을 수 있었다. 이러한 완충효과는 세금-급여 제도의 안정화적 특징으로 인한 것이며 일부 경우에는 경기 부양책으로 강화되기도 했다. 하지만 최근 수년간 사회급여 수급권이 종료되고 대부분의 정부가 재정 적자 증가와 높은 부채 대 GDP 비(ratios) 문제를 해결하기 위해 재정 부양책에서 재정 건실화로 방향을 선회하면서 그 완충효과는 사라졌다.

세금과 급여는 경기둔화로 인한 소득 손실의 일부를 상계해줌으로써 자동 안정화 장치로서 기능했다. 사회급여에 대한 공공지출은 실업급여나 여타 안전망 급여 수급자 수가 늘어나면 증가한다. 그와 동시에 세수 기반(예: 소득이나 소비)이 줄어들면서 세수는 감소한다.

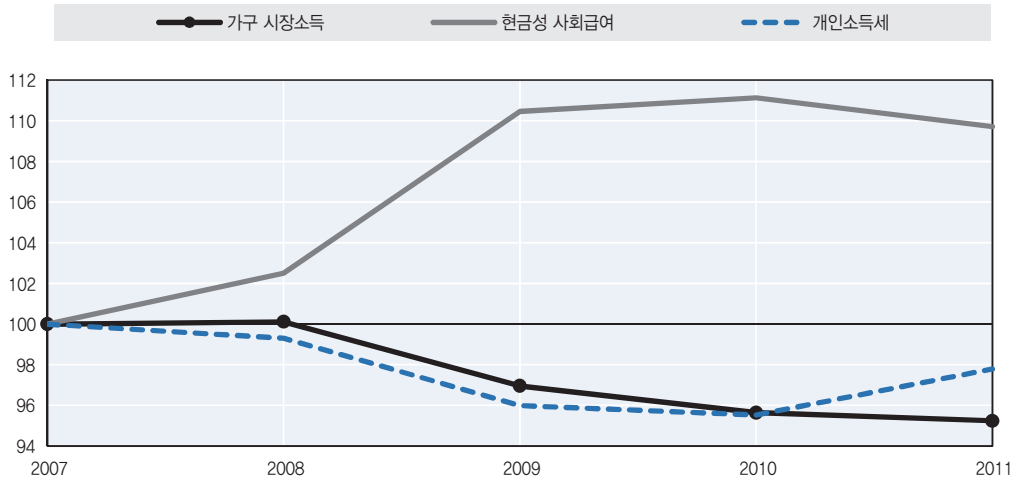
경제위기 초반, 몇몇 정부는 공공지출을 늘리고 세금을 낮추는 재정 부양 패키지를 통해 세금-급여 제도의 안정화 효과를 강화했다(예: 2007년부터 2010년까지 미국, 섹션 3.5 참고). 그러나 경제위기가 계속되면서 재정 적자의 규모가 커져 정부는 정책방향을 선회하고 재정 건실화 프로그램을 실시하기 시작했다. 많은 국가에서 건실화 조치는 개인소득세 증가(2011년과 2012년의 스페인), 사회적 현금급여 감축(2013년 스페인, 2011년과 2012년 아일랜드, 2012년 포르투갈)을 포함하며 이로 인해 가구소득에 직접적인 영향을 미쳤다.<sup>4</sup>

그림 3.10은 경제위기 중 이러한 재정정책의 두 단계를 명확히 보여주고 있으며 2010년이 전환기였다. 2007년부터 2009년 사이 개인소득세는 감소했으며 현금성 사회급여는 시장소득 감소에 따라 증가했다. 양쪽 유형의 정책 변화는 그 폭이 상당했다. 급여 지출은 10% 증가했고 세수는 4% 감소했다. 2010년에서 2011년 사이, 시장소득은 계속 하락했지만 세금이 오르고 급여가 감소하면서 완충효과는 사라졌다.

일반적으로 경제위기 발발 이후 대부분의 OECD 국가에서 비슷한 양상이 나타나 급여는 증가하고 세금은 하락했다. 그 이후 단계에는 세금과 급여의 추이가 국가별로 차이를 보이기 시작했다. 그림 3.11은 연 소득 자료가 나와 있는 8개국의 시장소득, 세금, 급여 변화를 보여준다. 그리스의 경우 급여는 2009년에 크게 상승했지만 2010년에는 떨어지기 시작했다. 2011년까지 급여는 경제위기 전 수준 아래로 떨어졌다. 시장소득이 크게 감소한 이후 세금은 2010년에 급감했지만 개혁이 도입되면서 2011년에는 약간 회복했다. 아이슬란드와 에스토니아에서는 2008년에 급여가 가파르게 상승했지만 2009년에는 하락하기 시작했고, 세금은 시장소득이 회복되면서 2010년과 2011년에 상승했다. 아일랜드의 경우 2009년에 시작된 상당한 세금 상승으로 세금이 경제위기 전 수준을 훨씬 웃돌게 되었다. 한편으로는 급여는 2010년까지 계속해서 증가했다가 2011년에 급락했다. 스페인에서는 2010년부터 도입된 재정 건실화 조치에도 불구하고 급여는 하락하지 않았지만 세금 수준은 하락했다. 이는 세율 인상으로는 과세소득의 하락을 보완하기에 충분치 않았음을 의미한다. 포르투갈의 경우 시장소득이 악화되면서 급여는 계속해서 상승했다. 한편, 2010년과 2011년에 실시된 개혁 이후 세금은 경제위기 전 수준으로 회복되었다. 미국에서는 세금-급여의 완충효과가 2008년과 2009년에 급여 상승과 함께 시작되었고 2011년에는 연금 기여분의 감소가 그 뒤를 따랐다. 핀란드는 다른 북유럽 국가들과 마찬가지로 시장소득이 정체되거나 하락하면서 급여가 크게 증가했다.

그림 3.10. 경제위기 중 세금, 급여, 시장소득의 추이

백분율 변화, 2007=100%, OECD,<sup>1</sup> 총 인구



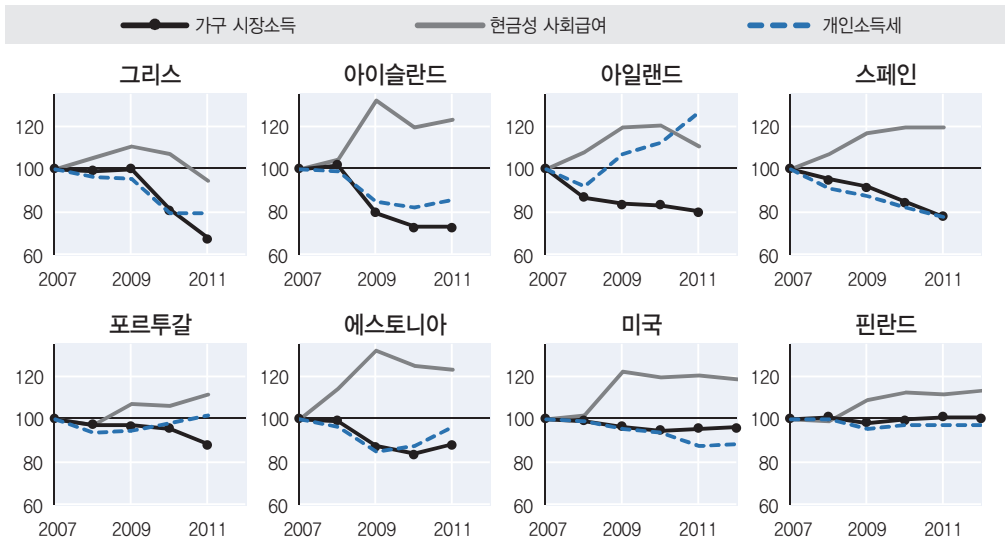
1. 가구소득은 가구 규모에 따라 균등화되었고 민간 소비에 대한 2010 PPP 지수를 이용해 구매력 차이 및 소비자 가격 지수 변화를 이용해 인플레이션을 감안해 조정함. OECD 평균은 26개국의 산술평균을 의미. 오스트리아, 벨기에, 스위스, 헝가리, 일본, 멕시코, 스위스, 터키는 제외.

출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207976>

그림 3.11. 국가별 세금, 급여, 시장소득 추이

백분율 변화, 2007=100%, 총 인구<sup>1</sup>



1. 국가 순위는 2007년에서 2011년 사이 중위소득의 평균 연간 백분율 변화를 기준으로 매김(그림 3.3과 비교)

출처: OECD Income Distribution Database(2014), www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207982>

### 3.5. 경제위기 중 세금-급여 조치: 10개국 상세 분석 요약

경제위기 중 실시된 세금-급여 조치는 시기와 국가별로 차이가 클 뿐만 아니라 어떻게 설계되었는가와 서로 다른 인구학적, 노동시장, 소득 관련 상황에서 가구소득에 미치는 영향에 있어서도 차이가 크다. 이전 섹션에서는 세금-급여 제도가 경제위기 초반의 영향을 완화하는데 중요한 역할을 수행했음을 보여주었다. 이러한 완충효과와 일부는 자동적인 것이었다. 즉, 소득과 고용이 변동을 겪으면서 세금이 줄고 급여가 증가했다. 그러나 이 시기에 정부가 도입한 몇몇 신규 조치 역시 세금과 급여의 역할을 만드는데 중요한 영향을 미쳤는데, 특히 재정 건설화 프로그램이 도입되면서 더욱 그러했다.

이 섹션에서는 선별된 OECD 국가(에스토니아, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 아일랜드, 포르투갈, 스페인, 영국, 미국)에서 2008년부터 2013년 사이 세금과 급여에 적용된 정책 변화를 요약하고 있는데 이들 국가 중에는 경제위기에 가장 큰 타격을 입는 곳들이 포함되어 있다.<sup>5</sup> 인구학적 특징 및 노동시장의 특징과 소득 수준에 따라 정책별 변화, 조치의 유형, 가구소득에 미친 영향에 대한 심도 있는 분석을 위해 OECD 세금-급여 모형을 이용한 시뮬레이션이 사용되었다.

#### 맥락

경제위기는 공공 재정에 큰 영향을 미쳤다. 공공 세수가 감소하고 지출이 늘어나면서 많은 OECD 회원국 정부는 대규모 재정 적자에 시달리게 되었다(표 3.1 참고). 공공 재정에 대한 압박 중 일부는 세금-급여제도와 재정적 경기부양 프로그램의 안정화적 특징으로 인한 가구 부문의 완충작용과 관련되어 있다. GDP 대 공공 예산 적자 비율이 늘어나면서(많은 국가에서 두 자릿수로 증가) 대부분의 OECD 회원국 정부에서는 공공 부채 수준을 낮추기 위해 재정 건설화 조치를 도입했다.

표 3.1. 경제위기 중 공공 예산 적자

정부 순대출, GDP 중 비율, 2007-13

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
에스토니아	1.7	-3.6	-2.3	0.2	1.0	-0.3	-0.5
프랑스	-2.5	-3.2	-7.2	-6.8	-5.1	-4.9	-4.1
독일	0.3	-0.0	-3.0	-4.1	-0.9	0.1	0.1
그리스	-6.7	-9.9	-15.2	-11.0	-10.1	-8.6	-12.2
아이슬란드	5.1	-12.9	-9.4	-9.5	-5.3	-3.7	-2.0
아일랜드	0.2	-7.0	-13.9	-32.4	-12.6	-8.1	-5.7
포르투갈	-3.0	-3.8	-9.8	-11.2	-7.4	-5.5	-4.9
스페인	2.0	-4.4	-11.0	-9.4	-9.4	-10.3	-6.8
영국	-2.9	-4.9	-10.7	-9.5	-7.5	-5.9	-5.6
미국	-3.7	-7.2	-12.8	-12.2	-10.7	-9.0	-5.7
OECD10	-0.9	-5.7	-9.5	-10.6	-6.8	-5.6	-4.7

주: OECD10은 이 섹션에서 분석한 10개국 평균.

출처: OECD(2014), *OECD Economic Outlook*, No. 96, November, <http://dx.doi.org/10.1787/data-00717-en>.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208889>

OECD(2009)는 경제위기 초반 몇 년간 OECD 국가의 재정적 상황을 평가하고 2008-10년에 도입된 재정 부양 프로그램을 살펴보고 문서화했다. 이 연구에서는 이 기간의 예산 적자 상승분 대부분이 자동 안정화 장치 운영으로 인한 주기적인 효과였다고 보고 있다. 평균적으로 2008-10년에 발생한 자동 안정화 장치 효과의 규모는 경기 부양 프로그램 규모의 세 배 정도였다. 대부분의 국가가 경기부양 조치를 발표했지만 규모 면에서는 큰 차이가 있고 미국의 프로그램이 가장 대규모였다. 평균적으로 이것이 재정 균형에 발휘한 누적 효과는 GDP의 3.5% 정도였다. 대부분의 패키지가 다양한 세금 및 지출 프로그램을 동시에 조정하면서 광범위한 조치를 채택했다. 대다수의 국가들은 지출 증대보다는 세금 감면에 우선순위를 두었다. 미국의 경우 2008년 경기 부양책은 세금 감면에 전적으로 초점을 맞춘 반면 2009년에는 2/3 정도가 지출 조치에 중점을 두었다. 세금 인하는 개인소득세에 집중되었고 정도는 덜했지만 법인세 인하도 이루어졌으며 영국과 포르투갈은 부가가치세를 인하했다. 지출 측면에서는 대부분의 국가가 공공투자를 늘렸다. 가구의 이전은 좀 더 관대하게 이루어지는 경우가 많았고 저소득 가구에 대해서는 특히 그러했다. 몇몇 국가는 기업 부문에 대한 보조금 확대를 발표하기도 했다.

OECD(2011c)와 OECD(2012)는 2009-15년에 발표된 재정 건실화 계획을 분석하고 비교했다. OECD(2012)는 각국을 재정 건실화 속도 및 압박의 정도에 따라 네 개 집단으로 분류했다(표 3.2 참고). 분석에 따르면, 대부분의 국가가 대규모의 적자 감축을 발표했지만 건실화 계획은 시기와 구성별로 규모가 서로 크게 달랐다.

표 3.2. 재정 건실화 부문별 국가

건실화 부문	국가
A. IMF/EU/ECB 프로그램 도입 국가	그리스, 아일랜드, 포르투갈
B. 뚜렷한 시장 압박을 받는 국가	벨기에, 헝가리, 이탈리아, 폴란드, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인
C. 상당한 적자 및/또는 부채를 안고 있으나 시장 압박은 덜한 국가	오스트리아, 캐나다, 체코, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 아이슬란드, 이스라엘, 일본, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 영국, 미국
D. 건실화를 실시할 필요가 거의 없거나 전혀 없는 국가	호주, 칠레, 에스토니아, 한국, 룩셈부르크, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 터키

주: 이번 섹션에서 분석된 국가들은 굵게 표시.

출처: OECD(2012), *Restoring Public Finances: 2012 Update*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179455-en>.

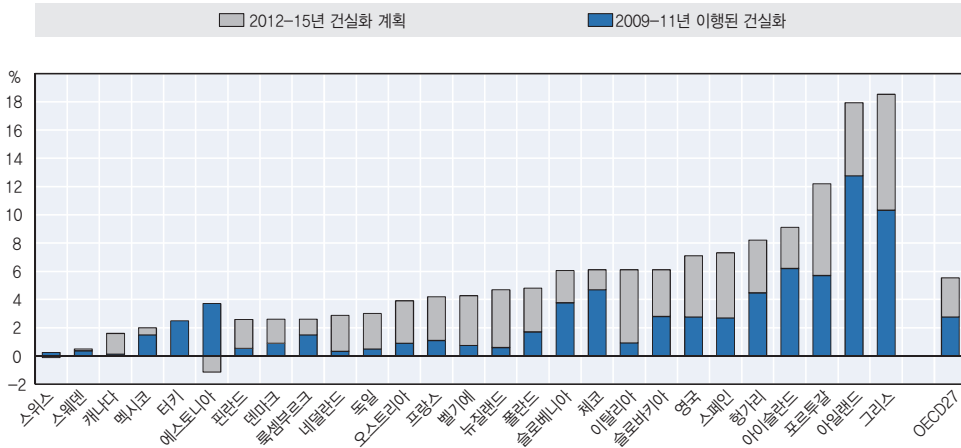
OECD(2012)에 따르면 발표된 건실화 계획의 규모는 해당 국가의 재정적 위치와 건실화 계획의 현 상태 및 기간에 따라 큰 차이가 있다. 경제 및 공공 재정 불균형이 큰 국가들은 좀 더 규모가 큰 건실화 계획을 발표했다. IMF/EU/ECB 프로그램을 실시한 3개국(그리스, 아일랜드, 포르투갈)은 모두 GDP 10% 이상의 대규모 패키지를 발표했다(그림 3.12, 패널 A). 아이슬란드, 스페인, 영국 역시 GDP의 5%가 넘는 재정 건실화 계획을 채택한 반면 프랑스와 에스토니아, 독일은 누적 효과가 GDP의 3%에서 5% 사이였다. 재정 건실화 계획은 상황이 바뀌면서 크게 변하기도 했다. 예를 들어 2011년에서 2012년 사이 재정 건실화의 규모는 17개국에서 GDP의 최소 1%만큼 수정되었고 포르투갈에서는 무려 5%만큼 수정되었다. 마찬가지로 건실화 계획의 기간 역시 다양했으며 때때로 수정되는 경향이 있었다.

재정 건실화 계획은 지출 축소에 초점을 맞추는 경향이 있었는데 부분적으로는 경기 부양 기간 중 실시된 지출 증가분을 원상태로 복귀시키는 것이었다. 평균적으로, 2012년까지 발표된 건실화 패키지 중 약 2/3는 지출 축소에, 1/3은 세수 증가에 의존했다(그림 3.12, 패널 B). 하지만 건실화 조치의 구성에 있어서는 큰 차이가 존재했다. 건실화 계획의 규모가 작은 국가들은 대부분 지출 조치에 중점을 두었다. 규모가 큰 일부 국가(독일,

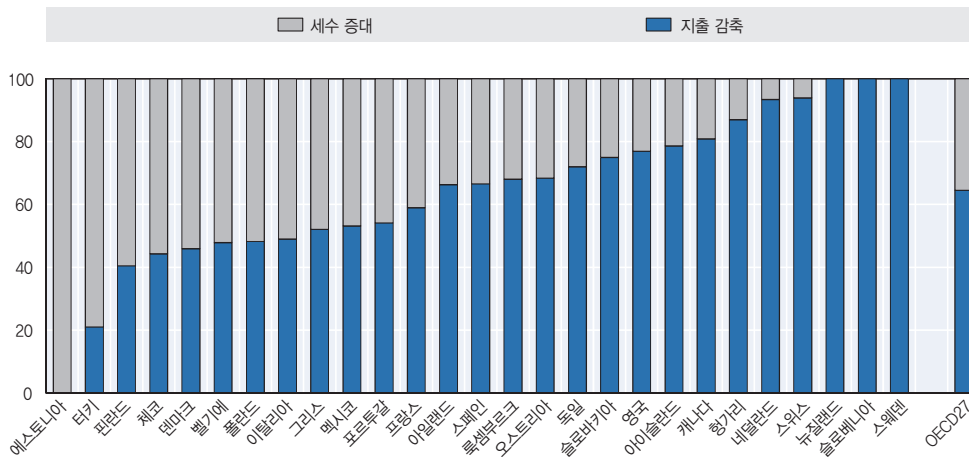
아이슬란드, 아일랜드, 스페인, 영국)들은 OECD 평균을 초과한 지출 감축에 초점을 맞춘 반면 다른 국가들 (프랑스, 그리스, 포르투갈 포함)은 그 중간을 택했다. 몇몇 국가들, 특히 이미 건설화를 철회한 국가들(에스토니아 포함)은 건설화의 대부분을 증세에 의존했다.

그림 3.12. 재정 건설화 계획, 2009-15년

패널A. 누적 재정 건설화 계획(GDP 중 비율)



패널 B. 건설화 계획이 지출 감축 및 세수 증대에 차지하는 비중



주: 자료는 각국 당국이 보고한 2009/10년부터 2015년까지 연간 증대된 건설화의 합. 한국, 일본, 미국은 발표된 구체적인 건설화 계획을 전달하지 않은 관계로 그림에 미포함. 호주는 전달했으나 건설화의 정의가 본 보고서에서 사용하는 것보다 광범위함. 노르웨이는 건설화 계획을 적용하지 않음.

출처: OECD(2012), *Restoring Public Finances: 2012 Update*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179455-en>.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933207991>

정부는 재정 건설화 목표를 달성하기 위해 다양한 수단을 사용할 수 있다. 표 3.3은 2009년에서 2015년 사이 재정 건설화 계획을 위해 OECD 회원국 정부들이 가장 많이 보고한 수단들을 보여주고 있다. Rawdanovicz et al.(2013)는 정책 수단이 장기적 성장에 미치는 영향뿐만 아니라 자산에 어떻게 영향을 미칠 수 있는지 살펴보고 OECD 국가에서 발표된 건설화 계획이 자산에 미치는 영향을 평가했다. 이와 유사하게, Cournède et al.(2013)에서는 정책 수단이 성장, 자산, 경상수지에 미치는 잠재적인 장단기적 영향을 평가했다(표 3.4 참고). 이들

연구의 결과를 보면 OECD 국가의 절반이 성장과 자산에 제한적인 부작용을 가질 수 있는 수단을 어느 정도 조정함으로써 과도한 부채를 축소할 수 있었음을 알 수 있다. 또한, 지출 삭감이나 증세가 미치는 부정적인 영향이 가장 적은 분야에서 더 큰 조정을 수행해야 하거나, 아니면 상당한 악영향을 미치는 건실화 수단에 크게 의존해야 하는 등 좀 더 어려운 선택에 직면해 있는 국가들도 일부 있음을 알 수 있다. 이러한 양자택일 문제는 공공 서비스 실시 및 과세의 구조적 개혁을 통해 완화될 수 있었다.

표 3.3. 각국 정부가 보고한 재정 건실화 수단

지출	
	복지
	임금 삭감
	보건
	연금
	인프라
	인력 감축
	기타
세수	
	소비세
	개인소득세
	법인소득세
	재산세
	세금 지출
	비세금성 세수
	사회보장보험료
	금융부문에 대한 세금
	납세 이행 개선

주: 수단은 보고된 빈도수를 기준으로 내림차순으로 정리. 이 섹션에서 완전하게 분석된 정책은 굵게, 부분적으로 분석된 정책은 볼드체와 이탤릭체로 표시했다.

출처: OECD(2012), *Restoring Public Finances: 2012 Update*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179455-en>.



표 3.4. 재정 건실화 수단이 성장과 평등에 미치는 영향에 대한 평가 요약

	성장		평등	
	단기	장기	단기	장기
<b>지출 삭감</b>				
교육	--	--	-	--
현물 제공 보건 서비스	--	-	-	-
기타 정부 소비(가족정책 제외)	--	+	-	
연금		++		
질병 및 장애급여	-	+	--	-
실업급여	-	+	-	
가족	-	-	--	--
보조금	-	++	+	+
공적 투자	--	--		
<b>세수 증가</b>				
개인소득세	-	--	+	+
사회보장보험료	-	--	-	-
법인소득세	-	--	+	+
환경세	-	+*	-	
소비세(환경 외)	-	-	-	
반복 부동산세	-			
기타 재산세	-		++	+
재화와 용역 판매	-	+	-	-

주:

+표시는 복지 효과가 양인 경우, -표시는 복지 효과가 음인 경우.

\* 이 +표시는 GDP로 측정된 생산량에 대한 장기적 영향이 모호할 수 있기 때문에 양의 복지 효과를 반영.

출처: Cournède, B., A. Goujard and Á. Pina(2013), "How to Achieve Growth- and Equity-friendly Fiscal Consolidation? A Proposed Methodology for Instrument Choice with an Illustrative Application to OECD Countries", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1088, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k407lwzkkh-en>.

### 경제위기 중 실시된 세금 및 급여 조치

각국은 세금-급여 도구들을 서로 다른 방식으로 사용했다. 표 3.5에서는 2008년에서 2013년 사이 도입된 조치의 총 효과를 OECD 세금-급여 모델 시뮬레이션을 바탕으로 정책 유형별로 요약하고 있다(박스 3.2 참고). 가구는 독일, 영국, 미국에서는 개인소득세 인하로 인해, 에스토니아, 프랑스, 독일, 아이슬란드, 미국에서는 급여 인상으로 인해 이득을 보았다. 그리고 그리스와 스페인, 영국에서 뿐만 아니라 특히 아일랜드와 포르투갈에서 주로 급여 삭감으로 인해 손실을 보았다. 세금 증가는 그리스와 아이슬란드, 아일랜드, 포르투갈에서 각 가구에 상당한 손실을 야기했고 정도는 덜했지만 프랑스와 스페인에서도 그랬다. 부가세는 대부분의 국가, 특히 그리스와 스페인에서 인상되었다. 연금관련 조치도 국가별로 양상이 서로 달랐다.

급여 삭감과 세금 인상에 모두 여러 메커니즘이 사용되었다. 급여 삭감은 수준, 기준 혹은 비율을 낮추거나 수급조건을 엄격히 하고 수급기간을 줄이거나 인플레이에 따른 급여인상을 적용하지 않음으로써 실질 기준의 금액을 줄이는 방식(재정적 장애)으로 삭감했다. 세금 인상은 신규세 도입, 세율의 수준 및/또는 숫자를 늘리고 재정 장애에 의해 실질적 혹은 명목상의 규모를 줄임으로써 실시했다.

### 박스 3.2. OECD 세금-급여 모형으로 정책 변화 평가

#### OECD 세금-급여 모형

OECD 세금-급여 모형(TBM)은 세금 및 급여 제도가 가구 가처분소득에 미치는 효과를 산출한다. 이 모형은 2001년부터 2013년까지 33개 OECD 국가와 6개 EU(비OECD) 국가에 대한 정보를 담고 있다. 급여 모형은 실업, 사회부조, 주택, 가족 및 고용 조건부 급여 등을 포함한다. 세금제도는 개인소득세, 사회보장보험료를 포함한다. 결과는 근로 중이거나 실업상태인 생산연령 개인과 그 가족의 소득에 세금과 급여가 미치는 영향을 보여준다([www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm)).

TBM은 세금 및 급여를 상세하게 통합적인 방식으로 모형화함으로써 세금 면제나 급여 수급 조건의 변화 등 구조적인 정책 개혁을 평가할 뿐만 아니라 정책과 정책 요소 간 상호작용과 연쇄 효과의 복잡성도 설명할 수 있다. 뿐만 아니라 그 결과가 가구 차원으로 산출되기 때문에 이 모형에 기반한 분석은 가구 구성, 노동시장에서의 위치, 소득 수준 등 가구 및 개인상황의 차이도 설명한다.

모형화된 정책의 범위는 고용 혹은 실업 상태인 생산연령 개인의 가구소득에 직접적이고 즉각적인 영향을 미치는 것들에 초점을 맞춘다. 연금, 질병 및 장애급여, 공공 서비스, 현물 및 간접급여, 자본세 및 개인사업세, 보험료는 포함되지 않았다.

#### 시뮬레이션

TBM 시뮬레이션은 가족 유형별 집단에 대해 세금 및 급여 금액의 변화를 산출한다. 이러한 가족 유형의 특성은 가족 구성, 노동 상황, 소득 수준에 따라 다양하다. 다음과 같이 6개의 가족 유형이 고려되었다. 독신, 유자녀 한 부모, 유자녀 혹은 무자녀 외벌이 부부, 유자녀 혹은 무자녀 맞벌이 부부. 모든 가정에는 최소한 한 명의 활동 생산연령인 개인(고용 상태이건 실업 상태이건)이 있다. 가구 내 다른 생산연령 구성원이 존재할 경우, 비활동(외벌이 가구의 경우) 또는 전일제로 근로하면서 해당 국가의 평균임금을 버는 것으로(맞벌이 가구) 간주한다. 활동 생산연령 개인의 노동시장 상황은 실업(1개월부터 60개월까지 실업상태)과 고용(소득이 해당 국가 평균임금의 최대 200%까지)을 포함한다.

#### 결과

결과는 가족 유형 집단별로 산술평균으로 산출한다. 집단의 규모와 구성은 분석의 수준에 따라 달라진다. 완전한 총합(표 3.5 참고)은 모든 분석된 가족 유형(즉, 가구 구성, 노동시장에서의 상황, 소득수준, 총 1,560가구)의 산술평균을 바탕으로 한다. 이러한 결과는 각 가구 상황의 빈도수를 설명하지 않으므로 인구 차원에서 대표성을 갖지는 않지만,\* 가구 상황별 정책 변화의 효과에 민감하며 이를 보여준다. 뿐만 아니라 이러한 결과는 실제 인구-대표성을 가진 자료에서 추출한 결과와 대체로 일치한다(하기 참고). 그러므로 TBM 시뮬레이션이 규모를 정확하게 추산하지는 못할지 모르지만 결과를 보면 세금-급여 개혁의 전반적인 효과의 정성적 평가에 대해 적절한 지표를 제공함을 알 수 있다.

또한, 동일한 이유로, 결과는 소득 수준을 포함해 서로 다른 분류를 통해 재정적 개혁의 분배적 효과를 부분적으로만 평가할 수 있다. 완전한 분배적 지표 분석은 EU 세금-급여 마이크로 시뮬레이션 모형(EUROMOD)같은 세금-급여 마이크로 시뮬레이션 모형을 통해 이루어지는 것과 같이 대표성 있는 가구 조사자료를 기반으로 산출되어야 가능하다. 한편, “전형적”인 가정을 바탕으로 이루어진 분석은 세금 및 급여액 결정요소 중 많은 수가 상수가 되고 한번에 하나의 가구 특성을 변화시킬 수 있게 함으로써 국가별, 시점별 차이뿐만 아니라 기존 정책 수단의 이해를 용이하게 한다.

연금과 부가세가 OECD 세금-급여 모형으로 시뮬레이션되지는 않았지만 법령상의 변화가 각국의 추가 자료를 바탕으로 나타나 있다. 현재의 연금 수준에 영향을 미치는 유일한 변화(예: 연동규정)만 나타나 있다. 다른 변화(예: 은퇴 연령)들은 고려하지 않았다. 마찬가지로 부가세 기준을 변화만 나타나 있고 다른 변화(예: 상품에 대한 세금 분류)들은 고려하지 않았다.

\* 각국 실제 인구의 표준 가족 유형의 빈도와 TBM으로 시뮬레이션한 정책의 범위 및 발생에 대한 평가는 Immervoll, H. et al.(2004)와 Levy(출간 예정) 참조.

미국에서는 실업급여 지급 기준이 두 가지 요인으로 인해 좀 더 관대해졌다. 하나는 주 차원의 실업률이 사전에 설정한 기준선을 넘을 경우 발동되는 자동 메커니즘이고 또 하나는 최대 지급기간을 99주로 늘린 오바마 행정부의 결정이었다(Immervoll and Richardson, 2013). 아이슬란드에서도 경제위기 초반에 실업급여 지급 기간이 연장되었으나 이후 원래 수준으로 돌아왔다. 스페인, 아일랜드, 그리스에서는 실업보험의 수준이 축소되었지만 스페인의 경우 장기실업자에 대한 새로운 급여가 도입되었고 그리스에서는 실업부조에 대한 자산조사 기준이 인상되었다. 포르투갈에서는 급여액과 지급기간이 축소되었으나 수급자격 요건은 완화되었다. 독일에서는 하츠 노동시장개혁의 일환으로 과도기 조치(OECD, 2007)가 단계적으로 실시되면서 장기 실업급여가 축소되었다.

독일의 가족급여는 그 수준이 인플레이션을 초과해 상승하면서 인상되었다. 아일랜드와 포르투갈에서는 명목상 가족급여 수준이 인하되었다. 영국과 스페인, 그리스, 아이슬란드에서는 급여 수준이 동결되거나 물가상승률 미만으로 인상되면서 실질 기준으로는 하락했다. 영국에서는 원래 보편적 급여였던 자녀수당에 대한 수급요건이 강화되어 고소득 납세자는 실질적으로 받지 못하게 되었다.

근로연계급여는 미국과 영국, 아일랜드, 프랑스에서 널리 사용되고 있는데, 정책적으로 저소득 가정을 보호하고 근로 인센티브를 강화하기 위한 것이다(Pearson and Scarpetta, 2000; Immervoll and Pearson, 2009). 미국에서는 2008년과 2009년에 이것이 인상되고 일시적으로 보완되었다. 아일랜드에서는 그 수준이 2008년부터 2010년까지 상당히 인상되었다. 영국에서는 근로연계급여 중 일부는 삭감되었고 일부는 인상되었다. 인플레이션으로 인상된 자녀 세액공제를 제외하고 근로 세액공제 수준은 동결되었다. 자녀 세액공제는 가족 부분이 동결되었고 출산 부분이 빠졌으며 감액률은 인상되었지만 자녀 부분은 인플레이션으로 인상되었다. 프랑스에서는 근로연계급여인 *Prime pour l'emploi*의 몇몇 급여액이 동결되었으며 일시금 근로연계급여(*Prime de retour à l'emploi*)는 폐지되었고 새로운 사회부조급여(*Revenu de solidarité active*)의 일부로 대체되었다.

주택급여는, 독일은 수준 동결을 통해, 영국은 개혁을 통해 삭감되었다. 프랑스와 아일랜드, 아이슬란드에서는 주택급여 수준이 몇 년간 동결되었음에도 불구하고 실질 기준으로 2013년 급여 수준이 2007년에 비해 더 높았다. 주택급여는 포르투갈, 스페인, 미국에서는 시뮬레이션되지 않는다.

사회부조 수준은 독일에서는 재정적 장애(fiscal drag)로 인해 실질 기준으로 하락했고 포르투갈에서는 명목상 삭감되었다. 한편, 에스토니아와 아이슬란드, 미국에서는 사회부조 수준이 인플레이션으로 인상되면서, 프랑스에서는 새로운 사회부조급여(*Revenu de solidarité active*)의 도입으로 상승했다. 프랑스에서 새로 도입한 제도는 저소득 근로 가정에 대해 이전 제도보다 관대한 제도이다. 실질 기준의 급여 수준은 아일랜드와 영국에서는 일정하게 유지되었고 스페인과 그리스에서는 사회부조 급여가 시뮬레이션되지 않았다.

종업원의 사회보장보험료는, 아이슬란드와 영국에서는 요율이 인상되면서 상승했고 그리스에서도 보험료 상한이 철폐되면서 상승했다. 요율이 감소하고 보험료 하한선이 인플레이션과 함께 상승하지 못한 독일과 의료 보험료가 새로운 소득세로 대체된 아일랜드에서는 보험료가 하락했다(하기 참조). 미국에서는 연금보험료가 2011년과 2012년에 임시로 감소되었으나 2013년에는 이전 수준으로 복귀했다. 실질기준으로 종업원의 사회보장보험료는 에스토니아, 프랑스, 아이슬란드, 포르투갈, 스페인에서는 이전과 동일하게 유지되었다.

개인소득세율은 프랑스, 그리스, 아이슬란드, 포르투갈, 스페인, 영국에서는 인상되었다. 세금공제는 아일랜드와 포르투갈에서는 명목상 감축을 통해, 에스토니아와 아이슬란드, 아일랜드, 포르투갈, 스페인에서는 재정적 장애를 통해 감축되었다. 새로운 소득세가 아일랜드("Universal Social Charge")와 그리스("Special solidarity contribution")에서 도입되었다. 한편, 소득세 지출은 영국(면세한도), 미국(세금공제), 독일(세금수당)에서 상승했다.

공적연금 수준은 독일과 아이슬란드, 포르투갈, 스페인에서 인플레이션으로 물가연동이 이루어지면서 하락했다. 연금 수준은 그리스(연 지급건수가 14회에서 12회로 축소)와 포르투갈(특이한 연금보험료로 인해)에서 명목상 하락했다. 한편, 에스토니아, 프랑스, 아일랜드, 영국, 미국에서는 연금 수준이 인플레이션으로 인상되었다.

부가세율은 거의 모든 국가에서 인상되었다. 절대적 기준으로 스페인과 그리스는 다른 곳보다 인상폭이 컸다. 프랑스의 경우 표준 부가세율은 변함없었지만 추가 비율이 발생하면서 실질적으로 상승했다.<sup>6</sup> 독일에서는 그 기간에는 변화가 없었지만 2007년에 상당히 상승했다. 미국에서는 상품이나 서비스에 대해 연방차원의 부가세는 없다. 대신, 대부분의 주에서 판매세를 부과하고 있다.

표 3.5. 정책 유형별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과, 2008-13년

	생산연령 현금 급여						개인소득세			기타 정책*	
	합계	UB	FB	IWB	HB	SA	합계	SC	PIT	Pensions	VAT
에스토니아	+			-		+				++	-
프랑스	+	+	-	-	+	+	-		-	+	
독일	+	-	+		-		+	+	+	-	
그리스	-	-					--	--	--	--	--
아이슬란드	+		-		+	+	--	-	--	--	-
아일랜드	--	-	-	+	+	+	--	+	--	+	-
포르투갈	--	-	-				--		--	-	-
스페인	-	-					-	+	-	-	--
영국	-		-	-	-		+	-	+	+	-
미국	+	+	-	+		+	+		+	+	
OECD10	-	-	-			+	-	-	-	-	-

주:

+표시는 가구소득에 플러스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 삭감이나 급여 인상)

-표시는 가구소득에 마이너스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 인상이나 급여 삭감)

\* 기타 정책(연금과 VAT)의 결과는 시뮬레이션되지 않았으며 단순히 법령 변화만을 보여줌.

FB=가족급여; HB=주택급여; IWB: 근로연계급여; PIT=개인소득세; SA=사회부조급여; SC=사회보장보험료; UB=실업급여; VAT=부가가치세.

기저의 상세 분석은 [www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm)에서 찾을 수 있다.

출처: OECD tax-benefit model([www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm)); OECD Tax Database([www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm](http://www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm)); Adiego, M., M. Burgos, M. Paniagua and T. Pérez(2014), "Spain 2010-2013", EUROMOD Country Report; Adiego, M., O. Cantó, H. Levy, M. Paniagua and T. Pérez(2012), "Spain 2007-2010", EUROMOD Country Report; Bardens, J. and R. Cracknell(2014), "2014 Benefit Uprating", House of Commons, Social and General Statistics; DPS(2015), "Rates of Payment", Department of Social Protection, Ireland; Leventi, C., A. Karakitsios, M. Matsaganis and P. Tsakoglou(2014), "Greece 2009-2013", EUROMOD Country Report, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports); MISSOC(2015), "MISSOC Comparative Tables Database", retrieved on 02/01/2015 from <http://missoc.org>; SSA(2015), "Cost-of-Living Adjustment(COLA) Information for 2015", US Social Security Administration, [www.ssa.gov/news/cola/](http://www.ssa.gov/news/cola/).

### 세금-급여 조치가 가구소득에 미치는 영향

상기 섹션의 분석 결과(그림 3.10과 3.11 참고)와 함께 표 3.6에 제시된 시뮬레이션 결과는 대부분의 국가에서 가구가 2008년과 2009년에 실시된 정책 변화(즉, 경기부양책)에 따라 이득을 얻고 2010년부터 2012년까지 실시된 변화(즉, 재정 건실화)에 따라 손실을 보았음을 보여준다. 2013년 정책 변화의 효과는 국가별로 다소 차이가 있다. 2008-13년에 도입된 변화를 전체적으로 살펴보면, 국가를 세 집단으로 분류할 수 있다. 4개국(에스토니아, 프랑스, 독일, 미국)에서는 세금-급여 변화가 가구소득에 미친 누적 효과가 긍정적이었다. 2개국(스페인과 영국)에서는 다소 부정적이었다. 마지막으로 4개국(그리스, 아이슬란드, 아일랜드, 포르투갈)에서는 부정적이었다.

표 3.6. 연도별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2007-2013
에스토니아	+		-	-	-	+	+
프랑스	-	+	-	-	-	+	+
독일	-	+	+	-	+	+	+
그리스	+	+	-	--	-	--	--
아이슬란드	-	-	-	-	-	+	--
아일랜드	+	-	-	--	-	-	--
포르투갈	+	+	-	--	-	--	--
스페인	+	+	-	-	-	-	-
영국	+	+	-	-	-	-	-
미국	+	+			-	-	+
OECD10	+	+	-	-	-	-	-

주:

+표시는 가구소득에 플러스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 삭감이나 급여 인상)

-표시는 가구소득에 마이너스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 인상이나 급여 삭감)

기저의 상세 분석은 [www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm)에서 찾을 수 있다.

출처: OECD tax-benefit model([www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm)).

표 3.7은 가족 구성별로 세금 및 급여 조치의 영향을 요약하고 있다. 일반적으로 그 영향은 가족 유형에 따라 크게 달라지지는 않았다. 그러나 정도에 있어서는 약간의 차이가 있었고 몇 가지 예외도 있었다. 자녀가 있는 가족은 자녀가 없는 경우보다 손실이 컸는데 부분적으로는 가족급여의 삭감이 그 원인이었다. 한부모 가족은, 조치가 긍정적인 효과를 발휘했던 미국과 독일을 제외하고 각국에서 더 큰 손실을 경험했다. 자녀 유무와 관계없이 맞벌이 부부 역시 다른 가족 유형 대비 손실이 컸다. 특히 프랑스, 그리스, 아일랜드, 아이슬란드, 포르투갈 등 소득세를 인상한 국가들뿐만 아니라 에스토니아에서도 이런 현상이 발생했다. 한편 영국의 경우는 맞벌이 부부가 소득세 개인 공제(표준 공제)가 인상되면서 다른 가족 유형에 비해 상황이 나은 편이었다.

표 3.7. 가족 구성별 세금-급여 조치의 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과, 2008-13년

	자녀 없음			자녀 두 명		
	독신	외벌이커플	맞벌이커플	한부모	외벌이커플	맞벌이커플
에스토니아	+	+	-	-	+	-
프랑스	+	+	-	-	+	-
독일	+	+	+	+	+	++
그리스	--	--	---	--	--	---
아이슬란드	-	-	--	--	-	--
아일랜드	--	-	--	---	--	---
포르투갈	--	--	---	--	---	---
스페인	-	-	-	-	-	-
영국	-	-	+	-	-	+
미국	+	+	+	+	+	+
OECD10	-	-	-	-	-	--

주:

+표시는 가구소득에 플러스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 삭감이나 급여 인상)  
 -표시는 가구소득에 마이너스 효과를 발휘하는 조치를 가리킴(즉, 세금 인상이나 급여 삭감)  
 기저의 상세 분석은 [www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm)에서 찾을 수 있다.

출처: OECD tax-benefit model([www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm)).

그림 3.13은 노동시장 상황과 소득 수준이 서로 다른 가족들에게 2008년에서 2013년 사이 세금-급여 조치가 미친 평균적인 영향을 보여준다. 그 결과는 2007년에 각국의 평균임금 중 비율로 표현되었기 때문에 백분율로 나타냈음에도 불구하고 절대적인 변화를 보여준다. 뿐만 아니라 그 결과는 4개의 가족 유형(독신, 외벌이 부부, 두 자녀를 둔 한부모, 두 자녀를 둔 외벌이 부부)에 대한 산술평균으로 산출된다. 각 차트는 두 부분으로 나뉜다. 왼쪽은 가장의 실업 또는 실직 기간이 1-60개월인 가구에 대한 결과를 보여준다. 오른쪽은 가장이 근로 중이며 소득이 국가 평균임금의 1-200% 범위인 가구에 대한 결과를 보여준다.

세금-급여 조치의 효과는 노동시장 상황이 서로 다른 가구별로 큰 차이가 있다. 대부분의 국가에서 개인 직접세와 현금급여에 영향을 미치는 조치는 근로중인 가구에 대해 누진적 효과를 가진다. 일반적으로 저소득 가정은 고소득 가정보다 유리했다. 주된 예외는 독일로, 고소득 가정이 세금삭감으로 유리했고 포르투갈과 영국의 경우도 저소득 가정에 대한 급여가 크게 감축되면서 어느 정도는 독일과 비슷한 결과를 보였다. 실직 상태의 생산연령 가구에 대해서는 결과가 명확하지 않은데, 몇몇 국가에서 이들의 손실이 상당했기 때문이다.

마이크로 시뮬레이션 기법을 사용할 경우에도 비슷한 결과가 도출된다. 여기에서 분석된 8개국을 포함하여 EU 12개국을 분석한 De Agostini et al.(2014)에 따르면 개인 직접세, 공적연금, 현금성 급여 변화의 분배적 효과는 독일과 에스토니아를 제외하고는 대체로 누진적이었다. 분배적 효과는 부가세가 변경되면 더욱 누진적이었다.<sup>7</sup> 미국의 경우, Larrimore, Burkhauser and Armour(2013)에 따르면 세금 및 급여 개혁이 특히 하위 오분위 집단에 대해 경제위기로 인한 충격을 완화하는데 중요한 역할을 수행했다.



그림 3.13. 2008-13년에 실시된 세금-급여 조치의 노동시장 상황 및 소득 수준별 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과  
국가 평균임금 중 비율로서의 가구 가처분소득 변화

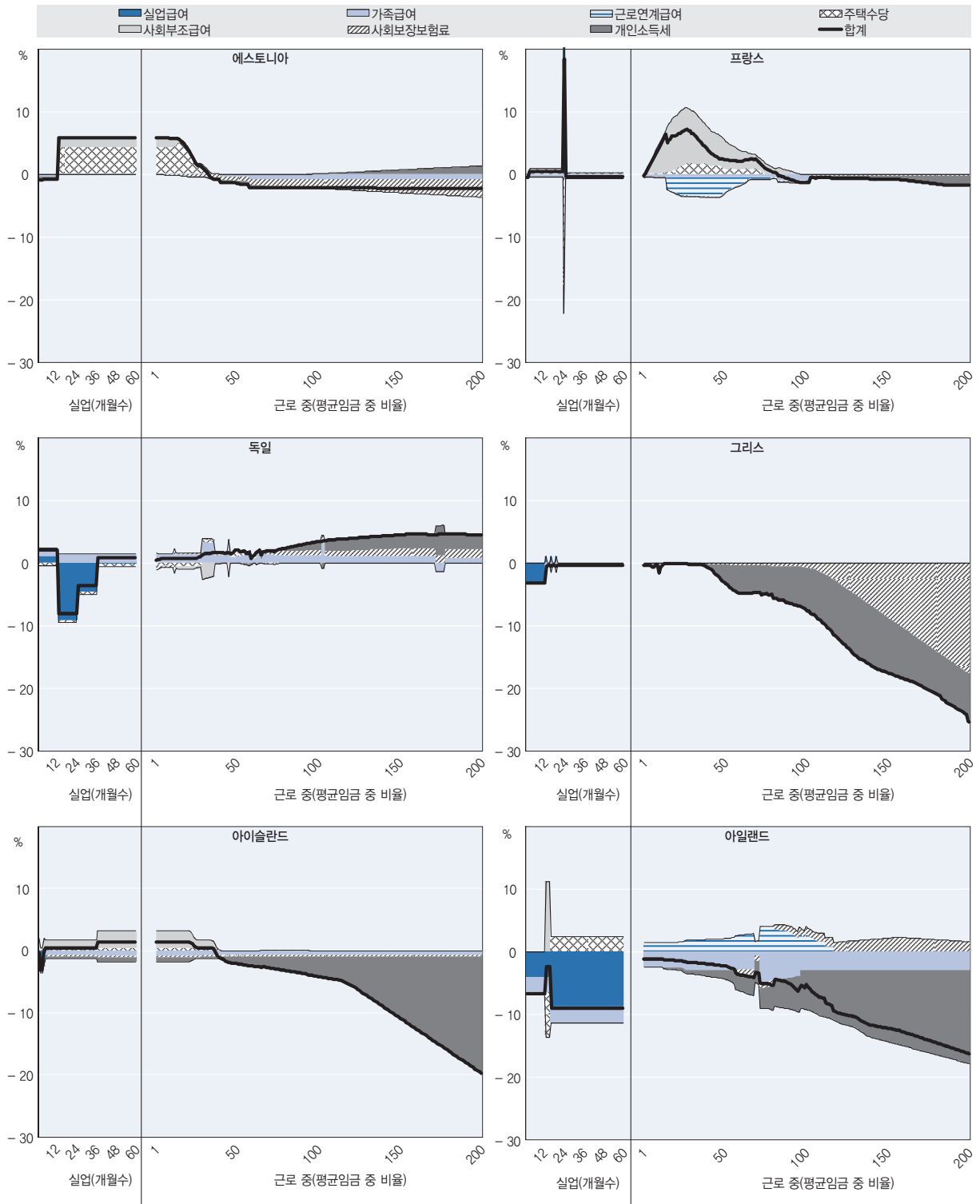
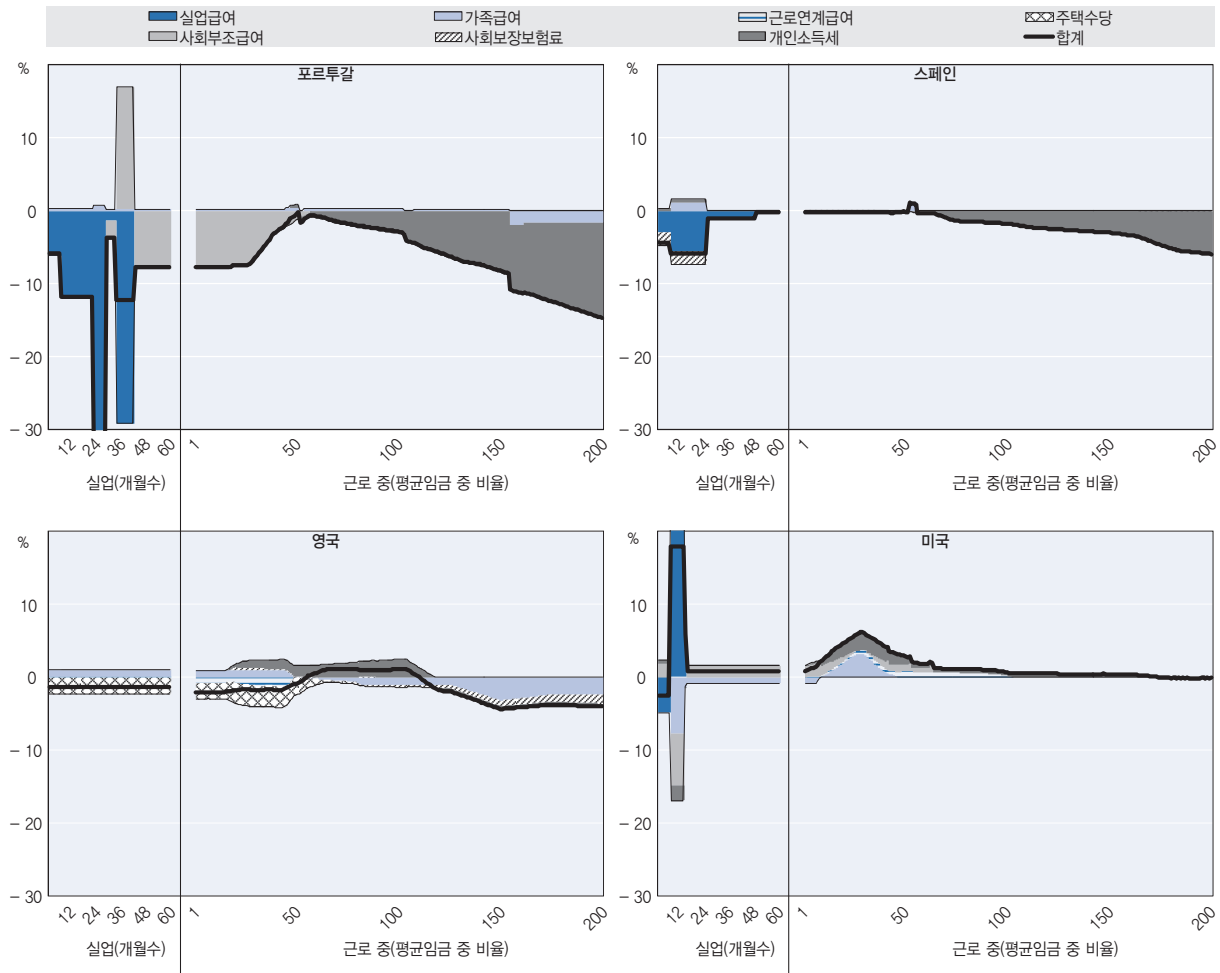


그림 3.13. 2008-13년에 실시된 세금-급여 조치의 노동시장 상황 및 소득 수준별 전반적인 효과에 대한 시뮬레이션 결과(계속)

국가 평균임금 중 비율로서의 가구 가처분소득 변화(계속)



주:

2007년에서 2013년 사이 세금 및 급여액 차이는 2008년에서 2013년 사이 실시된 정책 변화 때문. 금액은 각국 평균임금의 비율로 표시. 세부사항은 본문 내용 참고.

기본 상세 분석은 [www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm) 참고.

출처: OECD tax-benefit model([www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages.htm)).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208002>

독일의 경우 실업기간이 1년 미만인 가구는 이득을 보았지만 아일랜드와 포르투갈, 그리스, 스페인은 손실을 보았고 미국과 아이슬란드도 어느 정도 손실을 보았다. 장기 실업에 대한 정책 변화는 국가별로 차이가 있었다. 포르투갈의 경우 실업급여 기간 단축으로 인해 손실을 보았다. 급여지급 기간이 만료되면 해당 가구는 사회부조 급여를 수급받게 되는데 그 수준 역시 감축되었다. 아일랜드와 스페인에서는 실업부조의 실질적 삭감으로 인해, 독일에서는 과도조치가 단계별로 사라지면서 장기 실업자들이 손실을 보았다. 미국에서는 급여 수급기간 연장으로, 에스토니아에서는 주택수당 수준의 실질 기준 인상으로 인해 장기 실업자들이 이득을 보았다.

포르투갈의 저소득 가족(소득이 평균임금의 절반 미만)은 사회부조 삭감으로 인한 손실이 상당했다. 영국에서는 주택급여 개혁으로 인해, 아일랜드에서는 가족급여 삭감으로 인해 저소득 가족들이 어느 정도 손실을 보았다. 한편, 프랑스와 미국, 에스토니아에서는 이득을 보았다.

소득이 평균임금의 절반에서 1배 사이인 가족의 경우, 독일에서는 가족급여 인상으로, 영국과 미국에서는 세금공제 확대로 이득을 보았다. 한편, 그리스, 아일랜드, 아이슬란드에서는 세금이 인상되면서 이들의 소득이 줄어들었다.

독일에서는 평균임금의 1-2배인 가족들이 2010년에 실시된 세금공제 확대로 이득을 보았다(OECD, 2010; OECD, 2011d). 다른 모든 국가에서는 가족들이 손실을 보거나 이전과 비슷한 수준으로 유지되었다. 손실이 가장 큰 곳은 그리스, 아이슬란드, 아일랜드, 포르투갈이었다. 정도는 달하지만 스페인과 영국에서도 손실이 있었다.

### 3.6. 결론

가구소득 불평등과 빈곤은 경제위기 중 심화되었다. 도입된 세금-급여제도 및 조치는 대체로 경기 침체와 회복의 여러 단계에 영향을 미쳤다. 경제위기의 가장 큰 영향이 소득 불평등 수준보다는 그 동인의 성격에 미쳤다. 경제위기 전 10년간 세금과 급여를 고려하지 않은 상태의 불평등은 주춤했던 반면 세금-급여 재분배 기능의 약화로 인해 소득 불평등이 상승했다(OECD, 2011a). 경제위기의 첫 몇 년간, 세금과 급여를 제외한 소득 불평등은 크게 상승했지만 세금과 급여가 이를 완화했다. 최근 수년간 동안에는 세금과 급여를 제외한 소득 불평등이 계속해서 상승했지만 세금-급여의 완충기능은 약화되어 가처분소득 불평등의 전반적인 상승세가 가속화되었다.

경제위기 중 근로소득 불평등이 증가했는데, 이는 경제위기 전 기간에 그랬던 것처럼(OECD, 2011a) 임금의 불평등 강화(즉, 임금 격차의 확대)로 인한 것이 아니라 고용 감소(실업률 및 비활동성 상승)로 인한 것이었다. 많은 OECD 국가에서 실업률이 계속해서 상승하면서 실질 임금 상승에 상당한 하향 압박을 가했고 그러한 임금 조정 비용은 모든 인력 집단에 고르게 나눠지게 되었다(OECD 2014c). 대부분의 OECD 국가, 특히 스페인, 에스토니아, 아일랜드, 그리스, 영국, 포르투갈에서 낮은 고용률은 근로소득 불평등을 심화시켰다. 덴마크와 이탈리아만이 임금 격차가 근로소득 불평등 심화의 주요 동인인 국가였다. 근로소득 불평등이 줄어든 몇 안 되는 국가에서는 임금 격차의 축소가 불평등 하락의 주요 동인이었다.

저소득 집단의 변화에 좀 더 민감한 지표를 살펴보면 소득 불평등은 훨씬 더 증가하는데, 이는 저소득 가구가 경제위기 중 다른 집단 대비 더 많은 손실을 보았거나 회복 기간 중 더 적은 이득을 얻었기 때문이다. 대부분의 국가에서 하위 10%는 상위 10%와 중위 집단에 비해 불리했다. 이러한 결과는 하위 소득의 증가율이 중간, 그리고 특히 상위집단의 소득 증가율을 계속해서 따라가지 못하고 있었음을 보여준다.

사용된 지표와 관계없이 경제위기 중 대부분의 국가에서 소득빈곤은 증가했다. 빈곤은 고정빈곤 기준선(anchored poverty threshold)을 사용할 경우, 즉, 빈곤선을 실질기준으로 경제위기 전 수준에 고정시켜놓을 경우 빈곤은 급격히 증가했다. 현 소득 수준을 바탕으로 상대적 기준선을 이용해 측정하면 빈곤의 상승폭이 덜했는데 이는 현 소득 수준이 경제위기와 함께 하락했기 때문이다.

가구 가처분소득과 빈곤의 추이는 연령집단별로 다르게 나타났다. 노인의 경우 소득은 상승했고 빈곤은 감소했지만 다른 모든 연령집단은 소득이 하락하고 빈곤이 상승했다. 소득 손실은 청년층에서 가장 컸고 성인과 아동 집단이 그 뒤를 이었다. 경제위기 초반에는 노인들의 소득이 다른 연령집단보다 덜 노출되었다. 경제위기의

주된 영향이 노동시장을 통해 전달되므로 생산연령 인구가 타격을 입게 되기 때문에 이는 예상 가능한 결과이다. 반면 노인들은 근로소득보다는 사회적 이전(특히 연금)에 좀 더 의존한다. 최근 수년간은 연금수급자들 역시 공적연금 지출을 감축하는 재정 건실화 조치의 영향을 받았다. 노인들의 소득을 보호하는 것은 사회보호제도 대부분이 표방하는 목표이다. 노인들은 노동시장의 변화하는 환경에 적응하고 새로운 소득의 출처를 찾기 더 어려울 뿐만 아니라 이들의 가구소득 역시 다른 집단보다 평균적으로 낮다.

세금과 급여는 가처분소득 하락 및 불평등 상승을 완화하는 역할을 했다. 사회급여에 대한 공적 지출을 크게 늘리고 개인소득세 부담을 낮춤으로써 가구 가처분소득 수준이 시장소득 수준만큼 하락하고 불평등이 상승하는 것을 예방했다. 이러한 완충효과는 세금-급여제도의 안정화 특성에서 기인했으며 어떤 경우에는 경기 부양 개혁조치로 인해 강화되었다. 그러나 경제위기가 계속되면서 사회급여 수급기간이 만료되고 대부분의 국가에서 커져가는 적자와 GDP 대비 부채 비율을 줄이기 위해 재정 건실화 프로그램을 실시하면서 그 효과는 약화되었다.

경기 부양책 및 재정 건실화 프로그램의 규모, 구성, 효과는 시기와 국가별로 차이가 컸으며 이는 재정적 상태와 정책 전략을 둘 다 반영하고 있다. 많은 국가에서 가구는 2008년과 2009년에 실시된 정책 변화로부터는 이득을, 2010년부터 2012년 사이 실시된 정책으로부터는 손실을 보았다. 2013년 정책 변화의 효과는 국가별로 차이가 있다.

전반적인 경기부양책과 건실화 프로그램이 공적 지출에 집중되어 있지만 생산연령 가구를 겨냥한 세금-급여 조치는 좀 더 균형잡혀 있었다. 몇몇 국가에서 개인소득세 인상이 중요한 역할을 했다. 이러한 조치가 가구소득에 미친 영향의 정도와 방향은 가구 상황에 따라 달랐다. 자녀가 있는 가족(특히 한부모 가족)은 부분적으로는 가족급여 삭감으로 인해 손실이 컸다. 크게 봤을 때 각종 조치는 근로 상태인 가구에 누진 효과를 발휘했는데, 저소득 가정에는 이득 또는 적은 손실을 발생시키고 고소득 가족에는 보다 많은 손실을 발생시키는 식이었다. 실업 상태인 생산연령 가구에 대한 결과는 일부 국가에서 손실이 상당했기 때문에 명확하지 않다.

## 주

1. Förster et al.(2014)은 World Top Incomes Database의 데이터를 이용하여, 2008년과 2009년에는 상위 1%의 소득 비중이 데이터가 나와 있는 국가의 경우 크게 감소했다고 밝혔다. 실제로 고소득자들은 나머지 집단에 비해 소득 충격이 컸고 이는 상위 소득이 다른 집단의 소득에 비해 좀 더 주기적으로 민감하다는 생각을 뒷받침하고 있다.
2. Decoster et al.(2014)에 따르면 2007년에서 2012년 사이에 벨기에에서 시행된 세금-급여 개혁은 하위 10%에 추가 6%부터 상위 10%에 추가 0.1%까지 누진적인 방식으로 가구 평균 가처분소득을 늘렸다.
3. Domitrz et al.(2013)에 따르면 2006년에서 2011년 사이 도입된 개혁은 지니계수 값을 0.46%p 인상시켰다. Morawski and Myck(2010)은 2007년 자녀 세금공제 개혁으로 인해 자녀가 있는 하위 10분위 가구가 월 평균 PLN 7.60의 이득을 본 반면 상위 40%는 월 평균 PLN 100의 이득을 본 것으로 추산했다(PLN 100=약 USD 26). Myck et al.(2013)에 따르면 세금-급여 개혁은 자녀가 있고 안전망 급여 수급요건을 갖춘 가족들에 대해 노동시장 인센티브를 약화시켰고 이러한 개혁의 부정적인 영향에도 불구하고 상당한 실질임금 상승 때문에 근로 인센티브는 수년간 상승했다.
4. 2012년, OECD 회원국 중 2/3 이상이 근로 연령 사회급여에 대한 지출 감축을 계획했고 약 40%는 연금에 대한 지출 감축도 계획했다(OECD, 2014b).
5. 기반이 되는 상세 국가 분석은 [www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm](http://www.oecd.org/social/inequality-and-poverty.htm) 참고.
6. 2012년, 감축된 비율(5.5%)보다 높은 7%의 추가율(중도세, *taux intermédiaire*)이 도입되어 이전에 감축된 비율로 과세되었던 대부분의 상품과 서비스에 적용되었다. 2014년, *taux intermédiaire*은 10%로 인상되었고 기준율은 19.6%에서 20%로 상승했다.
7. OECD/KIPF(2014)는 부가가치세 제도가 소득 중 비율로 측정했을 때는 역진적이지만 지출 중 비율로 측정했을 때는 비례적이거나 약간 누진적임을 보여주었다.

## 참고문헌

- Adiego, M., M. Burgos, M. Paniagua and T. Pérez (2014), “Spain 2010-2013”, *EUROMOD Country Report*, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromodusers/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromodusers/country-reports).
- Adiego, M., O. Cantó, H. Levy, M. Paniagua and T. Pérez (2012), “Spain 2007-2010”, *EUROMOD Country Report*, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromodusers/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromodusers/country-reports)
- Atkinson, A.B. and A. Brandolini (2006), “From Earnings Dispersion to Income Inequality,” in F. Farina and E. Savaglio (eds.), *Inequality and Economic Integration*, Routledge, London.
- Atkinson, A.B., Cantillon, B., Marlier, E. and Nolan, B. (2002), *Social Indicators, The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press.
- Avram, S., F. Figari, C. Leventi, H. Levy, J. Navicke, M. Matsaganis, E. Militaru, A. Paulus, O. Rastrigina and H. Sutherland (2013), “The Distributional Effects of Fiscal Consolidation in Nine Countries”, *Working Paper EM 2/13*, Microsimulation Unit, University of Essex, Colchester.
- Bardens, J. and R. Cracknell (2014), “2014 Benefit Up-rating”, House of Commons, Social and General Statistics, [www.parliament.uk/briefing-papers/sn06774.pdf](http://www.parliament.uk/briefing-papers/sn06774.pdf)
- Callan T., C. Leventi, H. Levy, M. Matsaganis, A. Paulus and H. Sutherland (2011), “The Distributional Effects of Austerity Measures: A Comparison of Six EU Countries”, *Research Note 2/2011*, European Observatory on the Social Situation and Demography, European Commission.
- Cournède, B., A. Goujard and Á. Pina (2013), “How to Achieve Growth- and Equityfriendly Fiscal Consolidation? A Proposed Methodology for Instrument Choice with an Illustrative Application to OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1088, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k4071wvzkkh-en>.
- De Agostini, P., A. Paulus, H. Sutherland and I. Tasseva (2014), “The Effect of Taxbenefit Changes on the Income Distribution in EU Countries since the Beginning of the Economic Crisis”, *EUROMOD Working Papers EM9/14*, EUROMOD at the Institute for Social and Economic Research.
- Decoster, A., S. Perelman, D. Vandelannoote, T. Vanheukelom and G. Verbist (2014), “Efficiency and Equity Aspects of 20 Years of Tax and Benefit Reforms in Belgium: Microsimulation Results”, *Flemosi Working Paper*.
- Domitrz, A., Morawski, L., Myck, M. and Semeniuk, A. (2013), “Dystrybucyjny wpływ reform podatkowo-świadczeniowych z lat 2006-2011”, *Bank i Kredyt*, Vol. 44, No. 3, pp. 261-286.
- DPS – Department of Social Protection (2015), “Rates of Payment”, Department of Social Protection, Dublin, Ireland.



- Duncan, G., K. M. Ziol-Guest and A. Kalil (2010), “Early Childhood Poverty and Adult Attainment, Behaviour and Health”, *Child Development*, Vol. 81, No. 1, pp. 306-325.
- European Commission (2014), *Employment and Social Developments in Europe 2013*.
- Farinha, C. and V. Junqueira (2012), “Portugal 2007-2010”, *EUROMOD Country Report*, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports).
- Farinha, C., V. Junqueira and R. Figueuras (2013), “Portugal 2009-2013”, *EUROMOD Country Report*, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/countryreports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/countryreports).
- Fitoussi, J.P. and F. Saraceno (2010), “Inequality and Macroeconomic Performance”, *OFCE /POLHIA Working Papers*, No. 2010-13, Paris.
- Förster, M. and M. Mira d’Ercole (2012), “The OECD Approach to Measuring Income Distribution and Poverty: Strengths, Limits and Statistical Issues”, [http://umdcipe.org/conferences/oecdumd/conf\\_papers/Papers/The%20OECD%20Approach%20to%20Measuring%20Income%20Distribution%20and%20Poverty.pdf](http://umdcipe.org/conferences/oecdumd/conf_papers/Papers/The%20OECD%20Approach%20to%20Measuring%20Income%20Distribution%20and%20Poverty.pdf).
- Förster, M., A. Llana-Nozal and V. Nafilyan (2014), “Trends in Top Incomes and their Taxation in OECD Countries”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 159, OECD Publishing, Paris.
- Immervoll, H. and M. Pearson (2009), “A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-Work Benefits and Related Measures across the OECD”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 81, OECD, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/225442803245>.
- Immervoll, H. and L. Richardson (2011), “Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades?”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 122, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kg5dlkhjq0x-en>.
- Immervoll, H. and L. Richardson (2013), “Redistribution Policy in Europe and the United States: Is the Great Recession a ‘Game Changer’ for Working-age Families?”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 150, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k44xwtc0txp-en>.
- Immervoll, H., M. Mira-D’Ercole and P. Marianna (2004), “Benefit Coverage Rates and Household Typologies. Scope and Limitations of Tax-Benefit Indicators”, *OECD Social Employment and Migration Working Paper*, No. 20, [www.oecd.org/els/workingpapers](http://www.oecd.org/els/workingpapers).
- Lambert, P. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, Third Edition, Manchester University Press, Manchester.
- Larrimore, J., R. Burkhauser and P. Armour (2013), “Accounting for Income Changes over the Great Recession (2007-2010) Relative to Previous Recessions, the Importance of Taxes and Transfers”, *NBER Working Paper Series*, No. 19699, [www.nber.org/papers/w19699](http://www.nber.org/papers/w19699).
- Leventi, C., A. Karakitsios, M. Matsaganis and P. Tsakoglou (2014), “Greece 2009-2013”, *EUROMOD Country Report*, [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-foreuromod-users/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-foreuromod-users/country-reports).

- Levy, H. (forthcoming), “Characteristics of Benefit Recipients: Scope and Limitations of Tax-Benefit Indicators”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, OECD Publishing, Paris.
- MISSOC – Mutual Information System on Social Protection (2015), “MISSOC Comparative Tables Database”, retrieved on 02/01/2015 from [www.missoc.org/](http://www.missoc.org/).
- Morawski, L. and M. Myck (2010), “Distributional Effects of the Polish Child Tax Credit and its Potential Reforms”, *CenEA Microsimulation Report MR01/10*.
- Myck, M., A. Domitrz, L. Morawski and A. Semeniuk (2013), “Financial Incentives to Work in the Context of a Complex Reform Package and Growing Wages: The Polish Experience 2005-2011”, *CenEA Working Paper Series WP01/13*.
- OECD (2014a), “Rising Inequality: Youth and Poor Fall Further Behind”, Insights from the OECD Income Distribution Database, Directorate for Employment, Labour and Social Affairs and Statistics Directorate, OECD, Paris, [www.oecd.org/social/OECD2014-Income-Inequality-Update.pdf](http://www.oecd.org/social/OECD2014-Income-Inequality-Update.pdf).
- OECD (2014b), *Society at a Glance 2014: OECD Social Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/soc\\_glance-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-en).
- OECD (2014c), “Sharing the Pain Equally? Wage Adjustments during the Crisis and Recovery”, *OECD Employment Outlook 2014*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2014-5-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-5-en).
- OECD (2012), *Restoring Public Finances: 2012 Update*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179455-en>.
- OECD (2011a), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119536-en>.
- OECD (2011b), *Doing Better for Families*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264098732-en>.
- OECD (2011c), “Restoring Public Finances: Fiscal Consolidation in OECD Countries”, *Special issue of the OECD Journal on Budgeting*, Vol. 2011/2, <http://dx.doi.org/10.1787/budget-v11-2-en>.
- OECD (2011d), *Taxing Wages 2010*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/tax\\_wages-2010-en](http://dx.doi.org/10.1787/tax_wages-2010-en).
- OECD (2010), *Taxing Wages 2008-2009*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/tax\\_wages-2009-en](http://dx.doi.org/10.1787/tax_wages-2009-en).
- OECD (2009), “The Effectiveness and Scope of Fiscal Stimulus”, *OECD Economic Outlook Interim Report*, March 2009, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_outlook-v2008-sup2-16-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_outlook-v2008-sup2-16-en).
- OECD (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.

- OECD (2007), *Benefits and Wages 2007: OECD Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/ben\\_wages-2007-en](http://dx.doi.org/10.1787/ben_wages-2007-en).
- OECD/Korea Institute of Public Finance (2014), “The Distributional Effects of Consumption Taxes in OECD Countries”, *OECD Tax Policy Studies*, No. 22, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264224520-en>.
- Pearson, M. and S. Scarpetta (2000), “An Overview: What Do We Know About Policies to Make Work Pay?”, *OECD Economic Studies*, No. 31, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eeco\\_studies-v2000-2-en](http://dx.doi.org/10.1787/eeco_studies-v2000-2-en).
- Rajan, R. G. (2010), “Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy”, Princeton University Press, Princeton, United States.
- Rawdanowicz, L., E. Wurzel and A. Christensen (2013), “The Equity Implications of Fiscal Consolidation”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1013, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k4dlvx2wj00-en>.
- SSA – US Social Security Administration (2015), “Cost-of-Living Adjustment (COLA) Information for 2015”, US Social Security Administration, [www.ssa.gov/news/cola/](http://www.ssa.gov/news/cola/).
- Stiglitz, J.E. (2012), *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*, W.W. Norton & Company, New York.

#### Database references

- OECD Income Distribution Database (IDD)*, [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).
- OECD Tax Database*, [www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm](http://www.oecd.org/tax/tax-policy/tax-database.htm).

## 제4장

### 비정규직, 일자리 양극화와 불평등

이 장에서는 비정규직 추세가 개인 및 가구소득과 소득 불평등에 미치는 영향에 대한 증거를 제공하고 있다. 우선 비정규직 근로자들의 인구 사회학적 특성을 제시한 후 전반적인 고용 변화에 비정규직이 기여한 바를 논한다. 여기에서는 대다수 OECD 국가에서 임금과 숙련도 측면에서 분포도 중간에 해당하는 정규직 일자리는 사라져간 반면 비정규직 일자리가 분포도의 양쪽 끝에 해당하는 일자리 증가에 기여했음을 보여준다. 비정규직 일자리는 특히 소득 분포도의 하위집단에서 정규직 일자리에 비해 임금이 낮은 경향이 있으며 이로 인해 소득 불평등을 심화시킨다. 이 장에서는 또한 비정규직 일자리가 가구소득에 미치는 영향을 살펴보고 혼자 살거나 다른 비정규직 근로자와 거주하는 비정규직 근로자는 저소득과 빈곤의 가능성이 더 높다는 것을 보여준다. 마지막으로, 이 장에서는 세금 및 급여 규정의 적정성과 근로 인센티브를 살펴본다. 자영자 등 일부 비정규직 근로자들에게는 대개 다른 법적 규정이 적용되며, 세금과 급여는 비정규직 근로자들의 빈곤 격차를 줄여주지만 비활동상태에서 근로상태로 이동하는 인센티브를 줄이기도 한다는 사실을 다룬다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.

## 4.1. 도입 및 주요 연구결과

가구소득(household income)의 3/4을 차지하는 소득(earning) 변화와 노동시장 여건의 변화는 소득 불평등을 부채질하는 가장 중요한 직접적 요인으로 지목되어 왔다. 이는 특히 총 임금 및 급여의 분배 변화와 관련되어 있는데 이는 지난 25년간 대부분의 OECD 국가에서 더욱 널리 퍼져왔다. 하지만 이것은 고용 패턴, 근로 조건, 노동시장 구조 변화와도 연관되어 있다. 예를 들어 시간제 일자리, 임시직, 임시 계약직 등 비정규직 일자리가 늘어난 것이 세계경제위기 이전에 전체 고용이 늘어났음에도 불구하고 불평등은 증가했던 기이한 상황을 설명하는데 도움이 될 것이다.

비정규 고용의 증가로 인한 영향은 최근 수십 년간 정책 논의의 중심을 차지해왔다. 1980년대 이후 OECD 국가의 노동시장은 주요 구조적 변화의 대상이 되어 왔다. 고용보호법은 보호 수준이 비교적 강했던 국가에서는 덜 엄격해지기 시작한 반면 1985년에 고용보호법의 엄격성이 평균 이하였던 국가에서는 2000년대 후반 유사한 정책을 고수하는 경향이 있었다(OECD, 2011). 이러한 제도적 변화와 함께 인구학적이고 사회적인 변화(고령화와 여성의 노동시장 참여 증가) 역시 노동력의 구조를 근본적으로 변화시켰다. 마지막으로 서비스와 지식산업의 증가로 인한 고용의 구조적 변화, 정보통신기술 사용 확대, 적기 공급(just-in-time delivery) 등은 모두 비전형적 형태의 일자리에 대한 수요와 공급의 동인에 영향을 미쳤다. 비정규직 일자리가 저임금 및 직업 불안정과 연관되어 묘사되면서 이것이 좀 더 일반적으로는 가구소득뿐만 아니라 개인소득의 분배에 미칠 수 있는 악영향에도 관심이 모아지게 되었다.

OECD(2011)에서는 비정규직 일자리가 전반적인 소득 불평등 수준에 미치는 영향을 보여준다. 전일제 근로자의 분포에 시간제 근로자들의 소득을 추가하면 소득 불평등은 거의 20% 증가했으며 자영 근로자를 더하면 5%가 더 상승했다. 뿐만 아니라 임시 계약직에 대한 고용 보호 완화 등의 정책 개혁은 고용 기회를 증대하기도 했지만 임금 불평등을 키우기도 했다.

하지만 비정규직 일자리가 개인과 가구소득 분포에 영향을 미칠 수 있는 구체적인 경로에 대한 실증적 증거는 부족하다. 비정규 고용은 열악한 근로 조건(임금, 근무시간, 직업의 안정성, 휴가 등)과 연관될 수도 있다. 특히 기업이 비용이나 유연한 인력운용 또는 수습직으로 비정규직 제도를 이용할 경우 양분화 또는 세분화된 노동시장의 경우 그렇다. 다른 한편으로는 시간제, 임시직, 자영업 일자리는 특정 근로자들에게는 매력적일 수 있으며 일과 가정생활의 균형을 위해, 삶의 만족을 높이기 위해 또는 자영업의 경우에는 자기 일을 자기가 통제한다는 만족감을 위해 근로자가 직접 이런 형태의 고용을 선택할 수도 있다. 양쪽 부문 간의 이동성 정도 역시 양쪽 부문 간에 계속 임금 격차가 존재하는지 여부에 영향을 미칠 수 있다.

이번 장은 다음과 같이 구성되어 있다. 섹션 4.2에서는 여러 형태의 비정규직 일자리를 정의하고 이들 근로자의 인구학적 구성을 설명한다. 섹션 4.3에서는 고용 증가 중 비정규직 일자리가 차지하는 정도와 비정규직 일자리가 직업의 양극화에 얼마나 기여하고 있는지를 분석한다. 섹션 4.4에서는 비정규직 일자리의 급여가 적은지, 그리고 이러한 일자리가 고용 가능성을 높여주는지를 살펴본다. 또한 소득 분포에 미치는 영향도 논한다. 비정규직 일자리가 가구소득 불평등과 빈곤에 미치는 영향은 섹션 4.5에서 다룬다. 마지막으로 섹션 4.6에서는 세금-급여 정책이 비정규직 근로자의 소득 적정성과 근로 인센티브에 미치는 영향을 설명한다.

이번 장의 주요 연구결과는 다음과 같다:

- 비정규직 일자리(임시직, 시간제, 자영업을 모두 합친 개념)는 OECD 전체 고용의 1/3을 차지하고 있으며 동유럽 국가는 20% 미만(폴란드 제외), 네덜란드와 스위스는 46% 이상이다. 여성(특히 시간제), 청년층(특히 임시직), 그리고 저학력 근로자들이 비정규직 일자리에 많이 종사하고 있으며 소기업 근로자들도 많다.
- 1990년대부터 세계경제위기까지 고용 증가분의 절반 가까이는 비정규직 일자리였다. 경제위기 기간을 포함시킨다면 그 비중은 거의 60%에 육박한다.
- 비정규직 일자리는 직업 양극화에 한몫하고 있다. 직업 양극화는 분포도의 상층부와 하층부 대비 중간 부분의 일자리가 사라지는 현상이다. 중숙련 직업의 거의 모든 고용 손실은 비정규직에서 발생했고 고숙련 및 저숙련 일자리의 증가는 주로 비정규직에서 발생했다.
- 비정규직 일자리가 항상 안정적인 고용으로 가는 디딤돌이 되는 것은 아니다. 임시 계약은 실업 상태로 남아 있는 것보다는 정규직 일자리를 얻을 수 있는 기회를 높여주지만 시간제 일자리나 자영업이 정규직 일자리로의 이동 가능성을 높여주지는 않는다.
- 비정규직 근로자들은 일자리의 여러 질적 측면에서 열악한 상황에 놓여 있다. 교육은 적게 받는 경향이 있고 임시 계약직 근로자들은 정규직 근로자에 비해 업무긴장도가 높고 직업안정성은 적다. 소득 수준 역시 연봉과 시급 측면에서는 양호하지만 시간제 근로자의 경우 다른 인구학적, 직업적 특성을 고려하면 시급 차이는 사라진다. 한편으로는 정규직 근로자들과 비교하면 임시직 근로자들은 상당한 임금 불이익, 소득 불안정성에 시달리며 임금 상승 속도 또한 느리다.
- 비정규직 일자리는 소득 하위층에서는 임금을 낮추는 경향이 있지만 상층부로 가면 그 효과가 중화되는 경우가 많아 개인소득 불평등 강화에 한몫 한다.
- 비정규직 일자리로 얻은 소득을 정규직 일자리가 일반적인 가구에 추가하면 가구소득 불평등은 평균 3 지니포인트 증가하는데 이는 가구소득 불평등의 약 20% 정도를 차지한다.
- 절반이 약간 넘는 비정규직 근로자들은 한 가구의 가장이며 이들 중 대다수(80% 이상)가 속한 가구는 가족 구성원이 자녀를 포함해 2인 이상이다.
- 모든 저임금 비정규직 근로자가 저소득 가구에 거주하는 것은 아니지만 비정규직 근로자가 있는 가구가 가구소득 분포의 하위층에 많이 분포해 있는 것은 사실이다. 그러나 가구의 구성이 중요하다. 비정규직 일자리가 소득의 주된 출처인 경우, 비정규직 근로자가 정규직 근로자와 동거하는 경우에 비해 저소득 및 빈곤 위험이 5배에서 10배 높아진다.
- 근로 빈곤가구의 약 60%는 소득의 주된 출처가 비정규직 일자리인 가구이다.
- 비정규직 근로자들은 정규직 근로자에 비해 관련 규정 및 세금과 급여에 대한 수급권이 다르게 적용된다. 자영 근로자의 경우 이는 구조적으로 다른 정책 규정 때문이지만, 시간제 근로자의 경우 이들 직업의 특정한 상황 때문에 적정성과 인센티브 측면에서 다른 결과가 발생하는 것이다. 대부분의 국가에서 세금과 급여는 비정규직 일자리의 근로 빈곤 격차를 크게 줄이지만 자영 근로자보다 시간제 근로자의 경우에 좀 더 효과적이다.



## 4.2. 비정규직 일자리 현황

비정규직 일자리 제도에 대해 보편적으로 수용되는 정의는 없다. 광의의 개념으로 보면 비정규직 일자리는 단일 고용주(다수의 고용주와 반대 개념)에게 오랜 시간 동안 전일제, 정규, 영구 고용되는 “규범”을 따르지 않는 모든 고용 관계로 정의될 수 있다. 이러한 광의의 정의에는 세 가지의 부분적으로 중복되는 유형이 포함되는데 1 인기업 근로자(own-account workers<sup>1</sup>), 임시 또는 유기 계약, 그리고 시간제 근로<sup>2</sup>가 그것이다. 이러한 정의가 서로 다른 근로자 집단으로 구성된다는 것은 확실하다. 어떤 근로자(예: 비자발적 시간제 근로자)에게는 이 고용이 불안정(저임금, 불안정성)하다는 특성으로 부각될 수도 있고 어떤 이들(예: 자발적 장기 시간제 근로자)에게는 바람직한 업무형태일 수도 있다. 뿐만 아니라 이러한 정의를 비교 가능한 국가별 통계치로 전환하는 것은 쉬운 일이 아니며 관련 자료가 나와있느냐에 따라 가능할 수도, 불가능할 수도 있다(박스 4.1).

### 박스 4.1. 비정규 고용형태 정의

비정규 고용에 대한 통계수치는 그 정의와 측정이 국가별로 다르기 때문에 국가 간 비교가 쉽지 않다. 비정규직 일자리를 비교 가능하게 정의하기가 특히 어려운 것은 비정규직 형태의 고용을 임금 및 가구소득과 연계하고자 할 때이다. 이유는 일정 기간 동안 고용과 임금 양쪽에 대한 정보를 담고 있는 데이터 출처가 거의 없기 때문이다. 노동력 조사나 가구 조사는 일반적으로 응답자들에게 근로 상태에 따라 자영 근로자인지 고용된 근로자인지 우선 분류하도록 한 후 계약의 형태와 근무시간을 묻는다. 자기 신고의 오류가 발생할 수 있으므로 수치는 국가별로 전반적인 수준과 추이를 보여주는데 사용되어야 한다.

가장 넓은 의미에서 비정규직 제도는 실제와는 다른 속성, 즉 전일제 의존 무기고용 계약이나 일반적으로 “정규” 고용 체계로 간주되는 것으로 정의된다. 이 정의는 일반적으로 1인기업 근로자와 모든 시간제 근로자가 “비정규직 근로자”에 속함을 의미한다. 이것이 불안정한 일자리와 그렇지 않은 일자리를 통칭하기 때문에 문제가 있긴 하지만 이 정의는 국제기구(예: 국제노동기구, 세계은행, 유로펀드)뿐만 아니라 많은 국제 및 국내 연구(예: Houseman and Osawa, 2003; Wenger, 2003; Gorg et al., 1998; Kalleberg et al., 1997; Kalleberg, 2000; Leschke, 2011)에서 따르고 있다.

위에서 언급했듯이 이 장에서는 비정규 고용을 3개 유형으로 분류하고 있는데 1) 자영(1인기업) 근로자, 2) 임시직 전일제 근로자, 3) 시간제 근로자(영구계약직과 임시계약직 포함)가 그것이다. 무급 가족 근로자는 분석에서 제외했다. 가능한 경우, 시간제 근로자를 자발적, 비자발적 근로자로 나누거나 임시계약직과 영구계약직으로 나누었다.

고용 형태간의 경계는 점점 더 모호해지고 있다. 예를 들면 자영업과 임금 고용 간에도 회색 지대가 커지고 있다(OECD, 2000). 한 회사나 조직을 위해서만 일하는 자영업 계약직 근로자의 숫자가 늘어나고 있어 의존적 고용과 자영업 간의 경계에 놓인 집단을 구성하고 있다.

#### 박스 4.1. 비정규 고용형태 정의(계속)

본 분석 목적의 임시직 일자리는 임시 파견근로, 임시직, 계절근로 또는 대기(on-call)근로를 포함해 한정된 기간의 의존적 고용으로 정의된다. EU의 국가들의 정의는 조율되지 않았으며 서로 다른 접근을 바탕으로 하고 있다. 한국의 경우 임시직 일자리는 한시 근로자(contingent workers)에 가까운 계약직, 즉 한정된 기간의 일자리를 포함하며 여타 비전형 근로자, 즉 임시 파견업체 근로자, 개별 계약 근로자, 재택 근로자, 대기 근로자 등을 포함한다. 호주의 경우 임시직 일자리의 광범위한 정의에는 임시직 근로자뿐만 아니라 일용직 고용이나 임시직 알선업체를 통해 고용된 이들, 유기 계약직이 포함된다. 임시직 근로자들은 유급 휴가나 병가 같은 주요 복지 혜택을 누릴 수 없거나 부당해고시 법의 보호를 받을 수 없는 경우가 많지만 계속적이고 안정적인 고용을 누릴 수도 있기 때문에 비전형 또는 비정규직 일자리의 한 형태로 간주된다. 이런 점에서 이 정의는 임시직 일자리를 비정규직 일자리의 한 형태(그리고 가장 규모가 큰 형태)로 분류하는데 있어서 Australia Productivity Commission(2006)에서 실시한 연구를 따르고 있다.

시간제 근로자들은 주당 근로시간, 즉 주당 30시간 미만을 근무하는 경우로 정의된다. 이는 다른 시간 기준을 사용하는 국가별 정의에 따라 달라질 수 있다. 시간제 일자리는 또한 관련 데이터가 있는 경우 시간제 임시직과 시간제 영구직으로 나눌 수 있다.

현재 OECD에서 비정규직 규모는 상당히 전체인 고용의 평균 1/3 정도를 차지하고 있다(그림 4.1). 하지만 대부분의 OECD 국가에서 정규 전일제 고용이 여전히 표준으로 남아 있다. 단, 국가별로 차이는 크다. 네덜란드에서는 일자리 두 개 중 하나 이상은 비정규직 일자리며(단, 이 중 절반 이상은 영구 시간제 일자리) 일부 동유럽 국가의 경우 그 비중은 일자리 네 개 중 하나로 네덜란드보다 낮다.

#### 비정규직 일자리의 여러 형태 및 OECD 지역에서의 발생률

비정규직의 주된 세 가지 형태, 즉 자영업, 임시직, 시간제 근로는 OECD 전역에서 평균적으로 비슷한 비중을 차지하지만 국가별로 차이가 많다(그림 4.1, 패널 A). 예를 들어 그리스, 터키, 체코에서는 자영업이 비정규직 일자리 중 가장 흔한 형태이다. 한편 네덜란드와 북유럽(핀란드 제외), 벨기에, 룩셈부르크, 스위스에서는 시간제 고용이 전체 비정규 고용의 60% 안팎을 차지하며 한국과 폴란드에서는 12%에 불과하다. 임시 고용의 광범위한 정의에 임시직 근로자도 포함되어 있는 호주의 경우(박스 4.1) 이 유형의 일자리는 임시 고용 계약으로 일하는 시간제(전일제) 근로자의 85%(43%)를 차지한다.

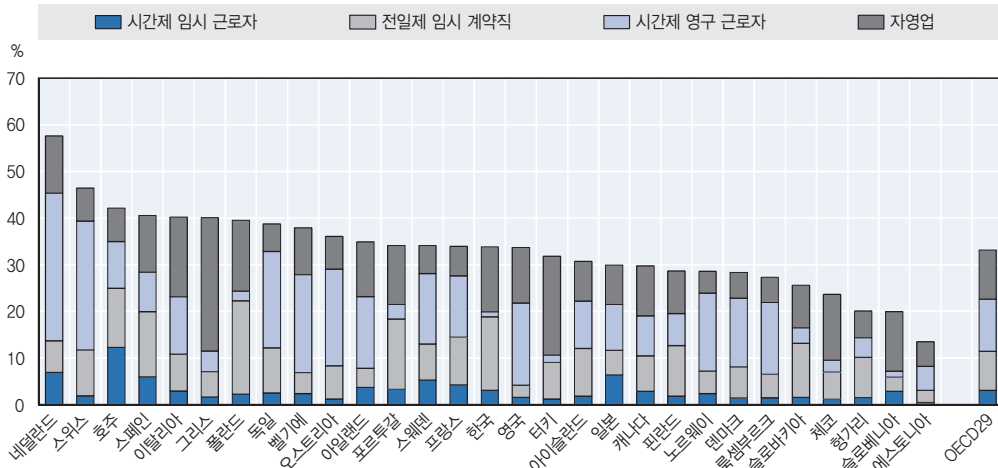
시간제 근로자들은 인력 공급 패턴이 서로 다른, 매우 다양한 집단이다. 어떤 사람들은 본인의 희망에 따라 시간제로 근무하며 전일제 고용은 꺼리는 반면 어떤 이들은 전일제 일자리가 없어서 시간제로 일한다. 평균적으로 비자발적 시간제 일자리가 전체 시간제 고용의 거의 30%에 가까우며 이들 중 절반 정도는 임시 계약직이다(그림 4.1, 패널 B). 그러나 국가별로 차이가 크다. 그리스와 스페인, 이탈리아의 경우 시간제 근로자의 60% 이상이 더 많은 시간을 근로하고 싶지만 전일제 일자리를 찾지 못하는 경우였다. 반면 오스트리아와 룩셈부르크, 네덜란드, 벨기에, 스위스에서는 자발적인 시간제 근로자들이 압도적이며 무기계약직이다.

제도적 요인과 고용의 부문별 구성뿐만 아니라 근로자의 특성 및 기호 등 모든 요소가 비정규직 근로자 비중에 있어서 국가별 차이를 설명하는데 일정 역할을 수행한다. 조세격차(tax wedge), 상품시장 규정, 고용보호법, 공공부문의 규모가 각 형태의 비정규 근로 발생 빈도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예를 들어 GDP 수준과 자영업 비율 간에는 음의 관계가 확립되어 있다(Acs et al., 1994). 그리고 공공부문의 규모가 작고 과세 수준이

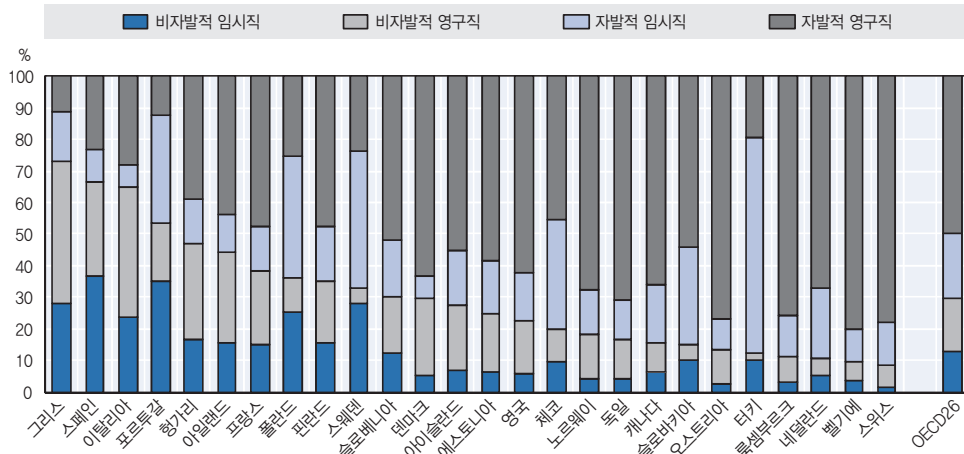
높고 상품시장 규정(PMR)이 엄격하며<sup>3</sup> 법치가 약한 국가에서는 자영업 비율이 높게 나타나는 경향이 있다 (OECD, 1999; Schuetze, 2000; Torrini, 2005). 정규직 근로자에 대한 고용보호법이 엄격할수록 임시직 비율이 높다(OECD, 2014; Chen et al., 2015, forthcoming). 한 가지 가능한 설명은 정규직에 대한 고용보호는 전체 고용에는 약간의 영향만 미치지만 정규직이 임시직으로 대체되는 데에는 훨씬 더 강력한 영향을 미친다 (Cahuc et al., 2012).

그림 4.1. 유형별 비정규 고용의 비중, 2013년

패널 A. 전체 고용 중 비정규직 고용이 차지하는 비율



패널 B. 유형별 시간제 고용



주: 표본은 15-64세인 유급이며 자영(1인기업) 근로자에 한정됨. 고용주, 학생 근로자, 견습생은 제외. 비유럽국가의 경우 시간제 고용을 자발적/비자발적으로 분류 불가. 패널 A. 호주의 경우 전일제 임시 계약직 근로자의 42.6%가 일용직(casual)이고 시간제 임시직 근로자 중 85.2%가 일용직(casual)임.

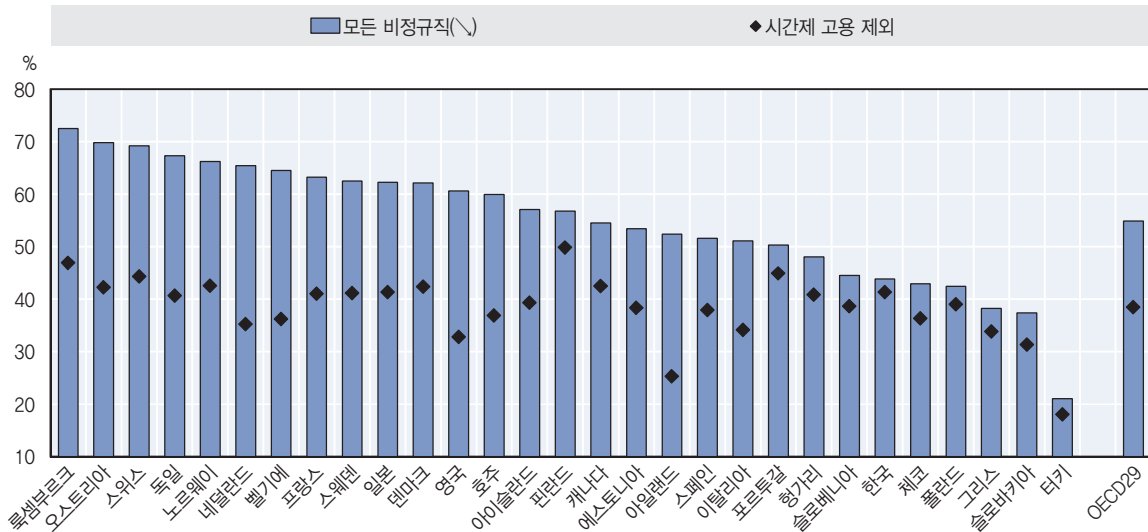
출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Japan Labour Force Survey "Basic Tabulation" (2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) and Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208028>

### 근로자 특성별 비정규직 프로파일

많은 국가에서 전체 비정규 고용 중 시간제 근로가 차지하는 비중이 큰 것을 감안하면 OECD 국가 중 약 절반 정도에서 여성들이 비정규직 근로자의 상당수를 차지하고 있다(그림 4.2). 룩셈부르크, 오스트리아, 스위스의 경우 전체 비정규직 근로자 중 70%에 육박하고 대부분의 북유럽 국가, 네덜란드, 독일, 프랑스, 벨기에, 일본에서는 60% 이상이다. 시간제 근로자를 제외하면 여성들은 비정규 고용(즉, 전일제 임시 고용 및 자영업)의 약 38% 정도를 차지하며 핀란드와 룩셈부르크, 포르투갈의 경우 비율이 더 높다(50%에 육박).

그림 4.2. 비정규직 중 여성 비율, 2013년



주: 표본은 15-64세인 유급이며 1인기업 근로자에 한정됨. 고용주, 학생 근로자, 견습생은 제외.

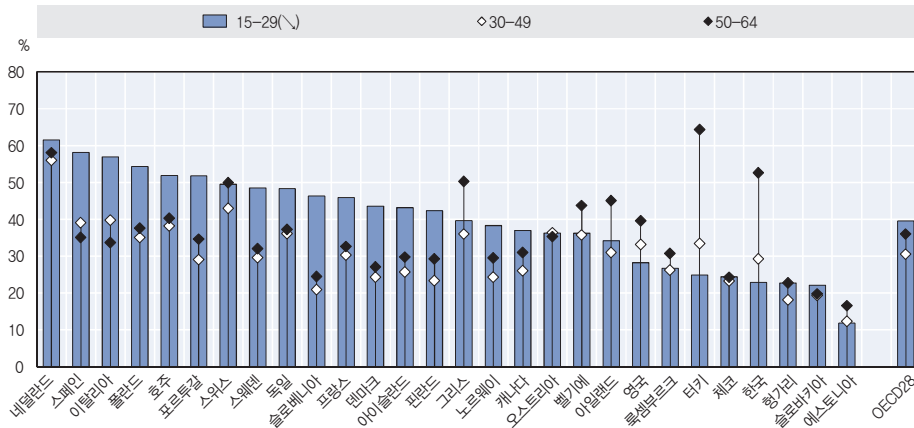
출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Japan Labour Force Survey "Basic Tabulation" (2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) and Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208033>

전체 비정규직 근로자 중 청년층이 차지하는 비율은 낮지만(25% 미만) 발생률이 가장 높은 집단이다(그림 4.3). 비정규직 발생률은 청년층에서 40%(핵심 생산연령 근로자는 30%)이며 호주와 네덜란드, 남부 유럽, 폴란드에서는 50%가 넘는다. 주로 임시 계약직으로 일하는 젊은 근로자들로 인한 것이다. OECD 평균적으로 임시 근로자 중 43%가 15-29세이고 이 비율은 오스트리아, 독일, 스위스에서는 60%가 넘는데, 이는 이러한 일자리가 젊은 근로자가 노동시장에 진입하는 관문인 경우가 많음을 의미한다(그림에는 나타나있지 않음).

학력과 숙련도 역시 중요하다. 비정규 고용 발생률은 저학력 근로자들이 가장 높았고(약 44%) 고학력은 낮았다(그림 4.4). 특히 저학력 근로자가 비정규직으로 일하는 비율이 그리스와 한국, 폴란드, 스위스, 독일, 네덜란드에서는 60% 이상이다.

그림 4.3. 연령집단별 비정규 고용 발생률, 2013년

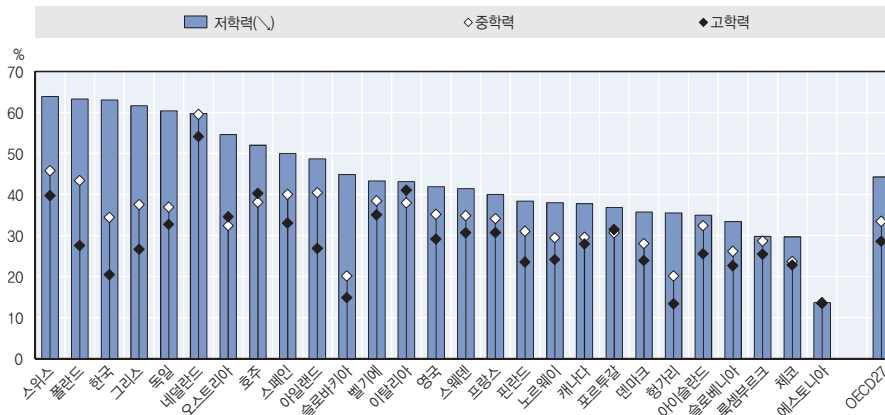


주: 표본은 15-64세인 유급이며 1인기업 근로자에 한정됨. 고용주, 학생 근로자, 견습생은 제외.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) for Korea and Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208044>

그림 4.4. 학력별 비정규 고용 발생률, 2013년



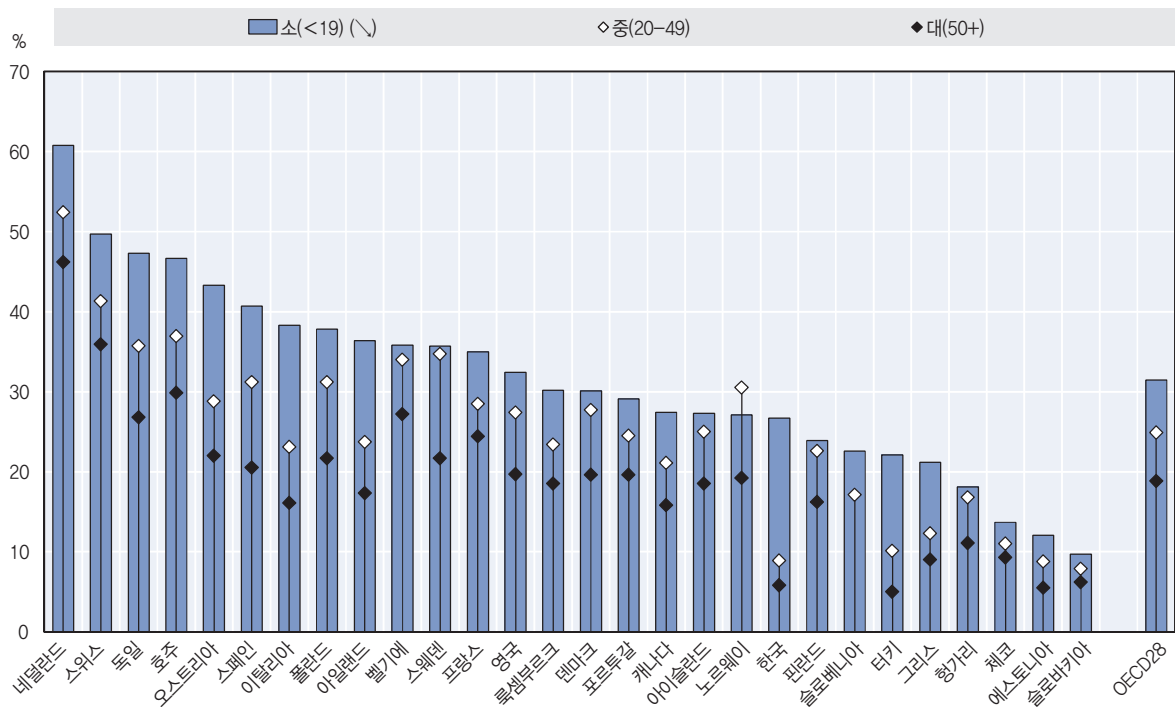
주: 표본은 15-64세인 유급이며 1인기업 근로자로 한정. 고용주, 학생 근로자, 견습생 제외. 저학력은 국제표준교육분류(ISCED)의 0-2레벨, 중학력은 3-4레벨, 고학력은 5-6레벨에 해당.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) for Korea and Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208059>

비정규직 근로자들은 또한 소기업에서 더 많이 찾아볼 수 있다(그림 4.5). 소기업은 직원 선발 과정으로 비정규 고용을 활용하거나 정규직 직원에 대한 정리해고 비용이 높을 경우 수요 변동에 유연하게 대처하기 위해 비정규 고용을 선호하는 것일 수도 있다(Bentolila and Saint-Paul, 1994). 실제로 전체 비정규직 근로자 중 절반에 약간 못 미치는 정도(자영업 제외)는 소기업에서 일하고 있다. 비정규직 발생이 가장 많은 곳은 네덜란드의 소기업으로 60% 이상이고 스위스, 독일, 호주가 그 다음으로 소기업에서 일하는 근로자의 50% 정도가 비정규직 근로자이다.

그림 4.5. 기업 규모별 비정규 고용 발생률, 2013년



주: 표본은 15-64세인 유급근로자로 한정. 고용주, 자영업, 학생 근로자와 견습생 제외. 호주와 캐나다의 경우, 중간 규모는 종업원 20-99명, 대규모는 100명 이상의 사업장을 의미.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) for Korea and Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208061>

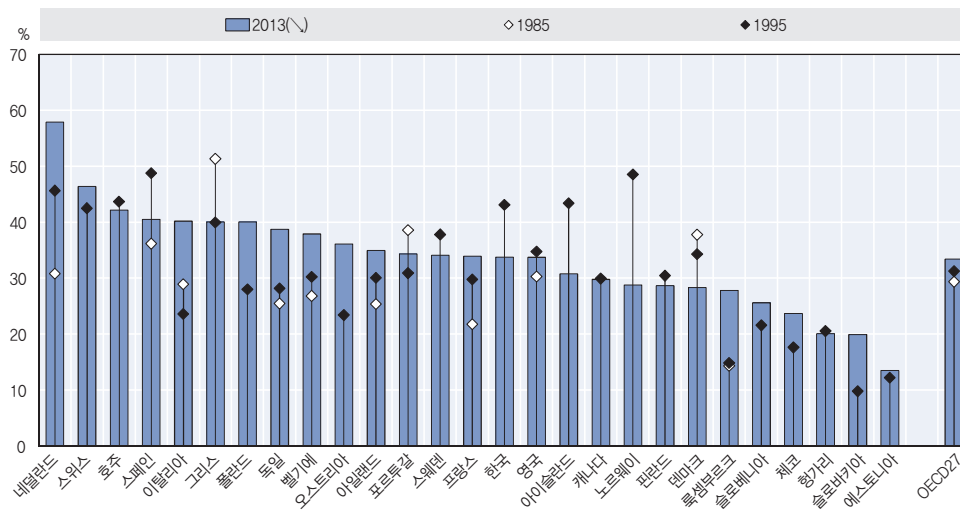
### 4.3. 전반적인 고용 성장과 일자리 양극화에 있어서 비정규 고용의 역할

#### 비정규직 일자리는 고용 성장에 어떻게 기여했는가?

OECD 국가에서 비정규 고용은 증가해왔지만 증가세는 완만했다. 데이터가 나와 있는 12개국에서 1985년에서 1995년 사이 비정규 고용의 비율은 평균 2%p 증가(그림 4.6)했고 더 많은 국가에서 1995년부터 2013년 사이 2포인트 증가했다. 비정규 고용은 네덜란드에서 크게 증가하여 거의 30%p 늘어났으며 오스트리아, 프랑스, 독일, 룩셈부르크에서도 크게 증가했다. 일부 북유럽 국가(아이슬란드, 노르웨이, 덴마크), 그리스, 한국의 경우 20% 이상 줄어들었다. 스페인의 경우 비정규 고용이 1995년까지는 늘었지만 이후 10년간은 줄어들었다.



그림 4.6. 비정규 고용 비율 추이, 전체 고용 중 비중, 1985-2013년



주: 표본은 15-64세인 유급근로자로 한정. 고용주, 자영업, 학생 근로자와 견습생 제외.

1. 1998년은, 체코와 에스토니아, 헝가리, 룩셈부르크, 폴란드, 슬로바키아, 슬로베니아, 스위스는 1995년을 의미.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS, 1985, 1995, 2013), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2001, 2012) for Australia, Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 1999, 2009) for Korea and Labour Force Survey(LFS, 1997, 2013) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208079>

전반적인 상승세는 완만했지만 비정규직 일자리는 1995년 이후에 창출된 전반적인 고용 중 상당 부분을 차지하고 있다. 평균적으로 세계경제위기까지의 기간 중 고용 증가의 40% 이상이 비정규직 일자리이다(그림 4.7, 패널 A). 그러나 추세는 국가별로 차이가 크다. 오스트리아와 독일, 네덜란드, 체코, 슬로바키아에서는 이 기간 중 발생한 모든 고용 증가가 비정규 고용이었다. 같은 기간 이들 국가의 정규 고용 근로자의 숫자는 감소했는데 독일에서 특히 그랬다. 하지만 정규직 일자리는 노르웨이, 그리스 등 다른 많은 OECD 국가에서 경제위기 전 고용 증가의 주요 출처였고 아이슬란드와 헝가리에서도 마찬가지였다(비정규직 일자리는 감소).

세계경제위기까지 이들 국가의 절반 이상에서 시간제 영구 고용 비율이 증가했고 그 자체로 비정규 고용 증가의 1/3 이상을 차지했으며 전반적인 고용 증가분의 15%를 차지했다. 시간제 고용의 증가는 아일랜드, 룩셈부르크, 벨기에에서 특히 두드러졌고 증가율은 최소 10%였다. 한편, 일부 북유럽 국가에서는 시간제 고용이 급감했다. 증거 자료에 따르면 여성의 노동시장 참여 증가가 1980년대와 90년대 유럽과 미국의 시간제 고용 증가분의 절반 이상을 차지했다(OECD, 2010). 추가적인 증거 자료에 따르면 시간제 일자리는 전일제 고용을 희생해서 증가한 것이 아니다(예: Jaumotte, 2003; Genre et al., 2005). 시간제 고용이 널리 퍼져 있는 국가의 경우 비경제활동 비율이 훨씬 낮다. 시간제 근로, 전일제 근로, 비활동성 간의 관계는 인구학적 집단별로 차이가 크다. 시간제 근로 비율이 높을수록 청년층과 고령 근로자의 노동력 공급이 큰 반면, 핵심생산연령 여성의 경우 직장과 가정 생활의 양립을 위해 전일제 근로 대신 시간제 근로를 선택하기도 한다(OECD, 2010).

임시고용은 3/4 이상의 국가에서 증가했으며 비정규 고용의 증가분 중 상당 부분을 차지한다. 경제위기 전에는 폴란드, 포르투갈, 스페인에서 특히 많이 증가했으며 증가율이 10%를 넘었다. 폴란드의 경우 이 시기에 있었던 모든 고용 증가가 임시직 고용이었고 다른 유형의 고용은 감소했다. 또한 정규직 근로자에 대한 엄격한 고용보호법과 임시직 고용에 대한 규정 약화가 합해져서 스페인 등 일부 유럽 국가의 임시직 비율 증가에 일조했다는 증거가 나와 있다.

자영업의 추이는 좀 더 복잡하다. 대부분의 국가가 안정적이거나 약간 감소하는 추세를 보였으며 소수의 국가에서는 변화폭이 컸다. 헝가리와 폴란드의 경우 자영업 비율의 상대적 감소폭이 가장 컸다. 이러한 감소세는 OECD 국가의 농업부문 축소와 강한 상관관계가 있다. 그와 동시에, 한 회사에서만 일하는, 1인 자영 근로자 수도 증가했다. 이 집단 중 일부의 경우, 세금상 유리해서 또는 고용보호법 때문에 자영업 형태를 택하기도 했는데 즉, 소위 “허위” 자영업 현상이며 특히 건설, 부동산, 사업 활동에서 이러한 현상이 두드러졌다. 예를 들어 이러한 현상에 대응하기 위해 2004년 체코는 세금 개혁법을 도입해 “허위” 자영업의 확산을 중단시키고자 했다. 하지만 이러한 금지령은 2007년에 풀렸다. 정책 개혁의 영향을 다른 요소들과 분리하는 것이 어렵긴 하지만, 이 기간 동안 체코의 자영 근로자 수는 슬로바키아보다 덜 증가했다(OECD, 2008a). 이탈리아에서는 임시직 일자리 알선업체를 합법화하기 위해 1997년과 2003년에 도입된 법(협업 계약 개혁도 병행)이 실질적으로는 동일한 회사에서 일하지만 1인기업 근로자인 자영 근로자의 증가로 이어졌을 것으로 보인다.

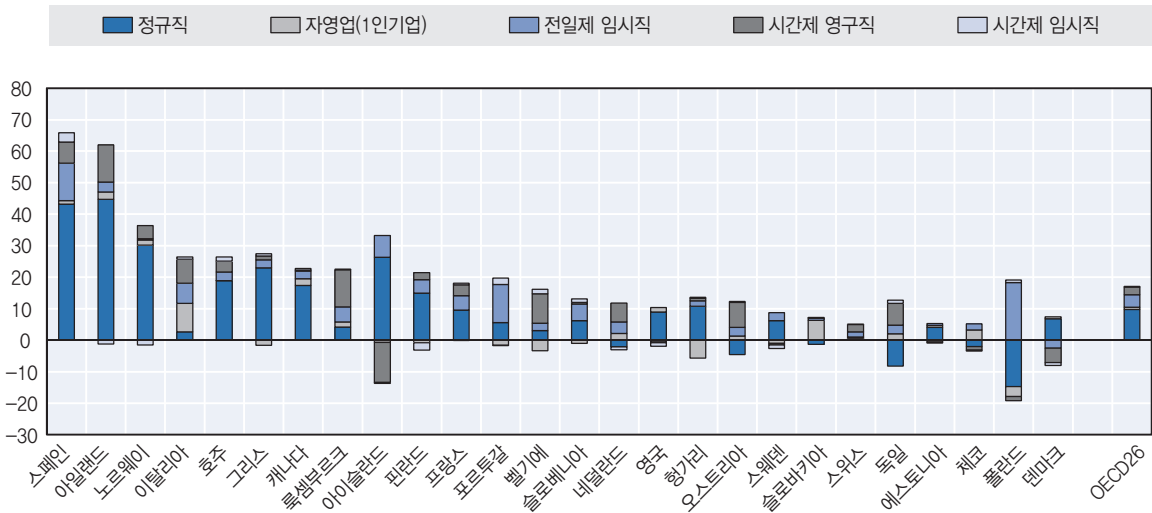
최근 세계경제위기(2007-2013년) 중 고용 다이내믹의 패턴은 진화 양상이 달랐다. 우선적으로, 경제위기 이전 기간(1995-2007년)에는 고용이 약 17% 정도 증가한 반면 그림 4.7(패널 B)에 따르면 평균적으로 고용된 총 근로자 수가 2% 하락했다. 그러나 국가별로 차이가 크다. 약 절반 정도의 국가에서는 고용 손실이 주로 정규직에서 발생했다. 예를 들어 그리스와 아일랜드에서는 이 시기에 전체 고용의 15% 감소가 정규직 근로자 수 감소로 인한 것이었다.

전일제 임시직 근로자들 역시 세계경제위기 중 타격이 컸다. 예를 들어 스페인의 경우 전일제 임시직 일자리의 손실이 전체 고용 감소 중 가장 큰 부분을 차지했으며 포르투갈과 슬로베니아에서는 각각 30%와 40%를 차지했다. 일부 국가에서는 회복이 시작되고 있으며, 독일, 룩셈부르크, 노르웨이, 벨기에, 스위스, 스웨덴을 포함해 이들 중 1/3의 국가에서는 이 기간 동안 정규직 고용이 늘어났다. 또한 독일에서는 이 유형의 근로자 수가 1995년부터 2007년 사이 줄어들었지만 그 이후 다시 약간 증가했다. 경기 침체 기간 중 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 상대적 비율 변화는 경제위기가 전일제 영구직을 말살하고 좀 더 비전형적인 일자리의 증가를 야기하면서 인력의 “탈숙련화(deskilling)”로 이어졌는지에 대한 논의가 있었다. 그러나 일부 국가에서는 정반대의 현상이 벌어졌을 수도 있다. 즉, 임시직 상당 부분이 사라짐으로써 경제위기가 숙련도 향상(up-skilling)을 야기했을 수도 있다. 지금까지 이 주제에 대한 증거는 모호하다(Gallie, 2013).

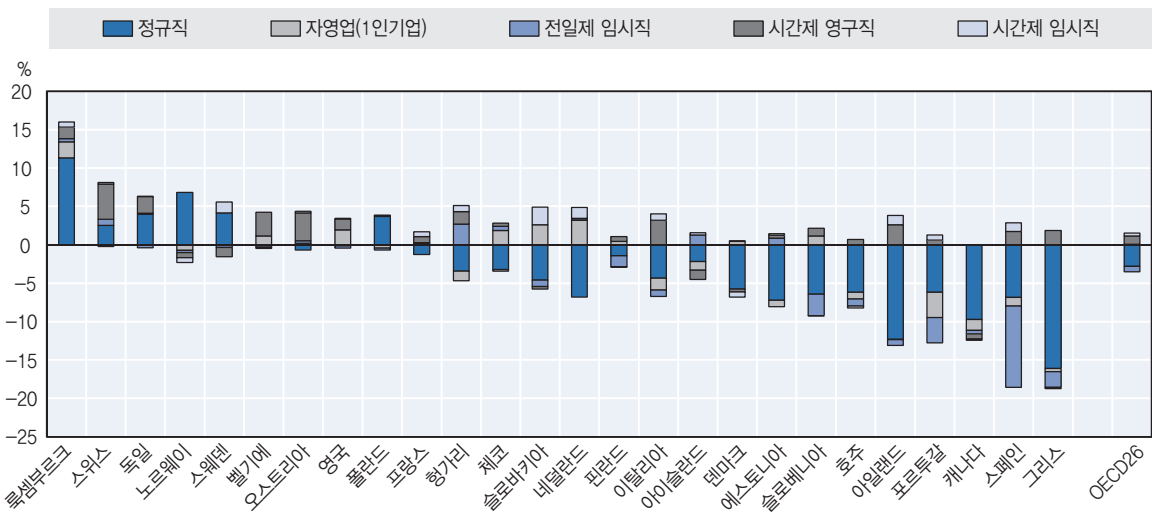
그림 4.7. 고용 유형별 고용 증가

비율

패널 A. 1995-2007년



패널 B. 2007-2013년



주: 생산연령(15-64세) 근로자. 고용주, 시간제 근로 학생은 제외. 왼쪽에서 오른쪽으로 총 고용 성장률의 내림차순으로 정렬. 호주의 임시직은 일용직(casual)과 유기 계약직 둘 다 포함.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS), Labour Force Survey for Canada, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) for Australia.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208089>

흥미롭게도 캐나다와 북유럽 국가를 제외하고는 경제위기 및 건실화/회복 기간 중 시간제 근로자의 수가 완만하게나마 증가했다. 많은 국가에서 이렇게 시간제 고용은 증가하고 정규 고용은 감소했기 때문에 고용 증가분의 56%는 1995년부터 2013년까지의 기간 동안 비정규 고용에 의한 것으로 볼 수 있다.

### 직업의 양극화가 비정규 고용의 증가와 관련 있는 것인가?

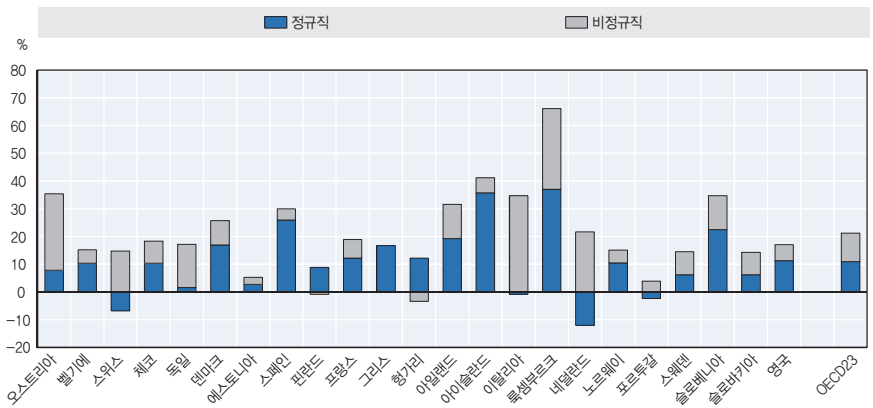
고용을 대략 추상적 업무(abstract), 반복적 업무(routine), 비반복적 육체업무(non-routine manual)<sup>4</sup>의 세 가지로 분류한다면 직업 양극화의 명확한 패턴을 1990년대 중반부터 2010년 사이 대부분의 EU 국가에서 찾아볼 수 있다(그림 4.8). 전통적으로 중숙련 정규직 근로자들로 구성된 반복적 업무의 고용 비율은 모든 OECD 국가에서 크게 감소했다. 그와 동시에, 비정규직인 경우가 많은 비반복적 육체 업무는 증가했고(9%) 추상적 업무의 고용 비율은 크게 증가했다(21%). 비반복적 육체업무(예: 운전기사 또는 돌봄 근로자)의 증가는 스위스, 아일랜드, 포르투갈에서 두드러졌으며 이 직종의 고용 비율이 20% 이상 늘어났다. 예를 들어 포르투갈과 스위스에서는 이것이 해당 기간 중 총 고용 변화의 2/3 이상을 차지한다. 1990년대 중반 이후 OECD 국가에서 관찰된 직업의 양극화는 주로 부문간 업무 사용의 변화보다는 동일 부문 내 고용 이동에 의한 것이었다. 부문 내 요소만으로 추상업무 증가분의 80%, 반복적 업무 감소분의 63%를 설명할 수 있다(표 4.A1.1 참고).

직업 양극화를 다룬 문헌에서는 기술의 발달로 근로자가 수행하는 업무가 크게 바뀌고 있다고 자주 설명하고 있지만 아래 분석에서는 이러한 현상에 또 다른 측면을 덧붙인다. 즉, 비정규 고용의 역할이 그것이다. 대부분의 국가에서 저숙련/비반복적 육체업무의 증가분 중 거의 전부가(그림 4.8, 패널 C) 비정규 고용이었으며 중숙련/반복적 업무 손실은 주로 정규직에서 발생했다(패널 B). 그리고 비정규직과 정규직 모두 평균적으로 비슷하게 추상적 업무의 증가에 기여했다(패널 A). 그래프는 또한 어느 정도의 “대체”를 보여주고 있는데, 즉, 저숙련 업무를 수행하던 일부 정규직 근로자들이 동일한 숙련도를 가진 비정규직 근로자로 대체되었다는 의미이다(예: 오스트리아, 독일, 이탈리아, 룩셈부르크, 네덜란드, 슬로베니아). 오스트리아, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 스위스같은 몇몇 국가에서는 고숙련 직종(추상적 업무)의 증가도 전적으로 비정규 고용에 의한 것이었다. 업무의 유형에 관계없이 손실된 일자리는 거의 전부가 정규직이었고 고용 증가는 주로 비정규 고용 형태로 발생했기 때문에 기술 발전만으로는 직업의 양극화를 설명할 수 없다. 노동 시장의 제도와 정책 역시 일부 국가에서 관찰된 대체 패턴에 일정 역할을 수행했을 것이다.

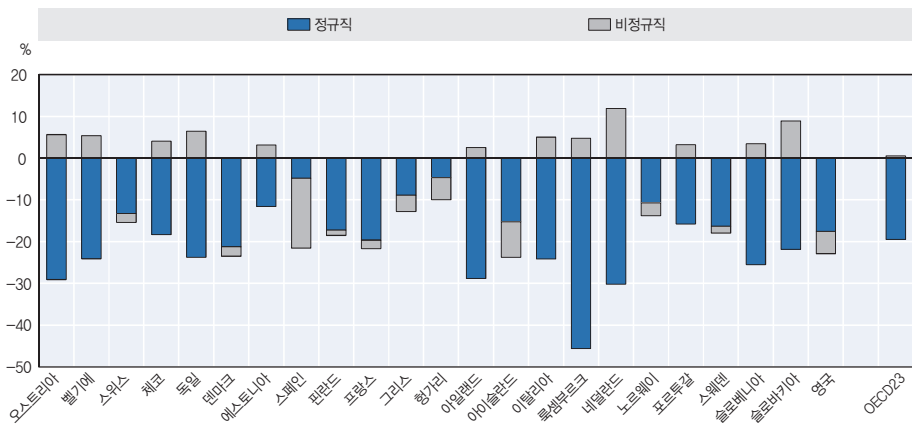
실제로는, 상기 정의된 세 종류의 업무를 수행하는데 사용되는 숙련도(와 이에 따른 임금)에는 상당한 차이가 있으며 그 결과 업무의 가치/숙련도를 측정하는 방식에 따라 직업 양극화의 양상이 다르게 나타날 수 있다. 고용 양극화를 바라보는 또 다른 방법은 고용 변화 분석을 위해 “업무 기반”의 접근을 사용하는 것이다(상세 설명은 부록 4.A1 참고).<sup>5</sup> 일반적으로 이러한 접근 방식에 기반하여 그림 4.9에 제시된 분석에서는 업무-임금 연관 자료가 나와 있는 국가 중 절반 이상의 국가(19개국 중 11개국)에서 직업 양극화 추세가 명확히 나타나고 있음을 보여준다(패널 A와 B).<sup>6</sup> 8개국에서는 고용 변화 패턴이 업무 십분위별로 분포도의 중간층은 고용이 축소되고 양쪽 끝은 확대되는 U자 형태를 강하게 보이고 있다. 예를 들어 독일의 경우 급여가 가장 낮은 직업과 가장 높은 직업의 고용 비율은 1995년에서 2010년 사이 각각 약 2.7%P와 2.3%P 증가한 반면 대부분의 다른 업무 십분위에서는 고용 비율이 하락했다. 하지만 양극화는 국가별로 다양하게 나타난다. 예를 들어 벨기에, 캐나다, 프랑스, 노르웨이에서는 숙련도 분포도 중 중하위(2-5번째) 십분위에서 일자리가 가장 많이 사라진 반면, 독일, 핀란드, 네덜란드, 영국에서는 좀 더 중간(즉, 3-7번째) 십분위에서 사라졌다.

그림 4.8. 업무별 비정규직/정규직이 고용 변화에 기여한 비율, 1995/1998-2010년

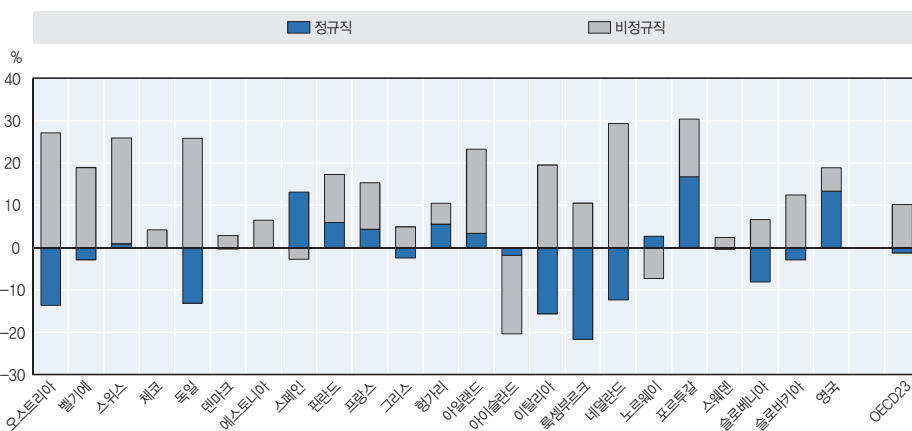
패널 A. 추상적 업무



패널 B. 반복적 업무



패널 C. 비반복적 육체업무



주: 정규직 근로자와 비정규직 근로자는 각각 본문에서 정의한 대로 업무가 다음과 같이 분류됨. 추상적 업무(ISC088: 12-34), 반복적 업무(ISC088: 41-42, 52, 71-74, 81-82, 93), 비반복적 육체 업무(ISC088: 51, 83, 91). 전반적인 표본은 15-64세 근로자에 국한. 고용주, 시간제 근로 학생 제외.  
출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208091>

“업무 기반” 접근을 사용해 고용을 분류함으로써 정규직에서 비정규 고용으로의 이동(즉, 고용 계약의 탈표준화)이 1995년에서 2010년 사이 직업의 양극화 추세에 있어 중요한 역할을 했음을 다시 한번 확인할 수 있다. 이 기간 중 직업 양극화 추세를 보였던 국가들(패널 A와 B)을 보면 정규직 고용과 관련해 일정 수준의 양극화가 관찰되었고 업무 분포도의 중간 부분에서는 이 유형의 고용이 크게 감소했다. 양극화 패턴은 비정규 요소를 포함해서 생각할 경우 더욱 두드러진다. 왜냐하면 비정규 고용의 순확대가 저임금과 고임금 업무에 주로 집중되어왔기 때문이다.<sup>7</sup>

마찬가지로 비정규 고용은 룩셈부르크, 이탈리아, 스웨덴 등 업무 분포도 상층부에서 비전형적 업무가 확연히 확대된 국가에서 직업 업그레이드를 향한 패턴을 강화하고 있다(패널 C). 자영업 전문가의 증가는 이러한 변화의 일부일 것이다. 흥미롭게도, 폴란드와 체코에서는 비정규 고용의 변화가 고용에 있어서 업그레이드의 정도를 감소시키는 경향이 있는데, 그 이유는 비정규직의 확대가 주로 직업 십분위의 중하위 집단에 집중되었기 때문이다.

또한 독일, 네덜란드, 폴란드 등 몇몇 국가에서는 중간 집단의 정규직 일자리가 감소하는 동시에 동일한 직업 십분위 내에서 비정규 고용이 비슷한 정도로 늘어남으로써 전체적으로는 중간 부분의 전반적인 일자리 손실이 아주 크지는 않았음을 주목할 필요가 있다.

이러한 연구 결과가 보여주는 바는, 중간 부분의 공동화 현상을 “반복화(routinisation)”로만 설명할 수 없다는 것이다. 중간층의 정규직 일자리 실종이 기술 발달로 인한 것이라면 동일한 숙련도를 가진 비정규직 근로자들이 그 자리를 쉽게 대체할 수 없을 것이기 때문이다.

다른 메커니즘, 특히 보다 유연한 인력 운용에 대한 선호 등 제도적 변화 역시 이들 국가의 고용 양극화 패턴 재정립에 일조하고 있다. 양극화를 경험한 국가 중 일부는 정규직(전일제 또는 시간제 무기계약)에 대한 고용보호법이 엄격하고 임시직(전일제 또는 시간제)에 대한 보호 수준은 낮으나, 또 다른 일부 국가는 그렇지 않았다. 학력신장이나 이민확대<sup>8</sup> 등 공급측면 요인 역시 직업의 양극화에 가속도를 붙이거나 늦출 수 있다.



그림 4.9. 직업 십분위별 비정규직/정규직 일자리로 인한 고용 비중의 백분율 변화, 1990년대 중반-2010년

패널 A. 강한 양극화

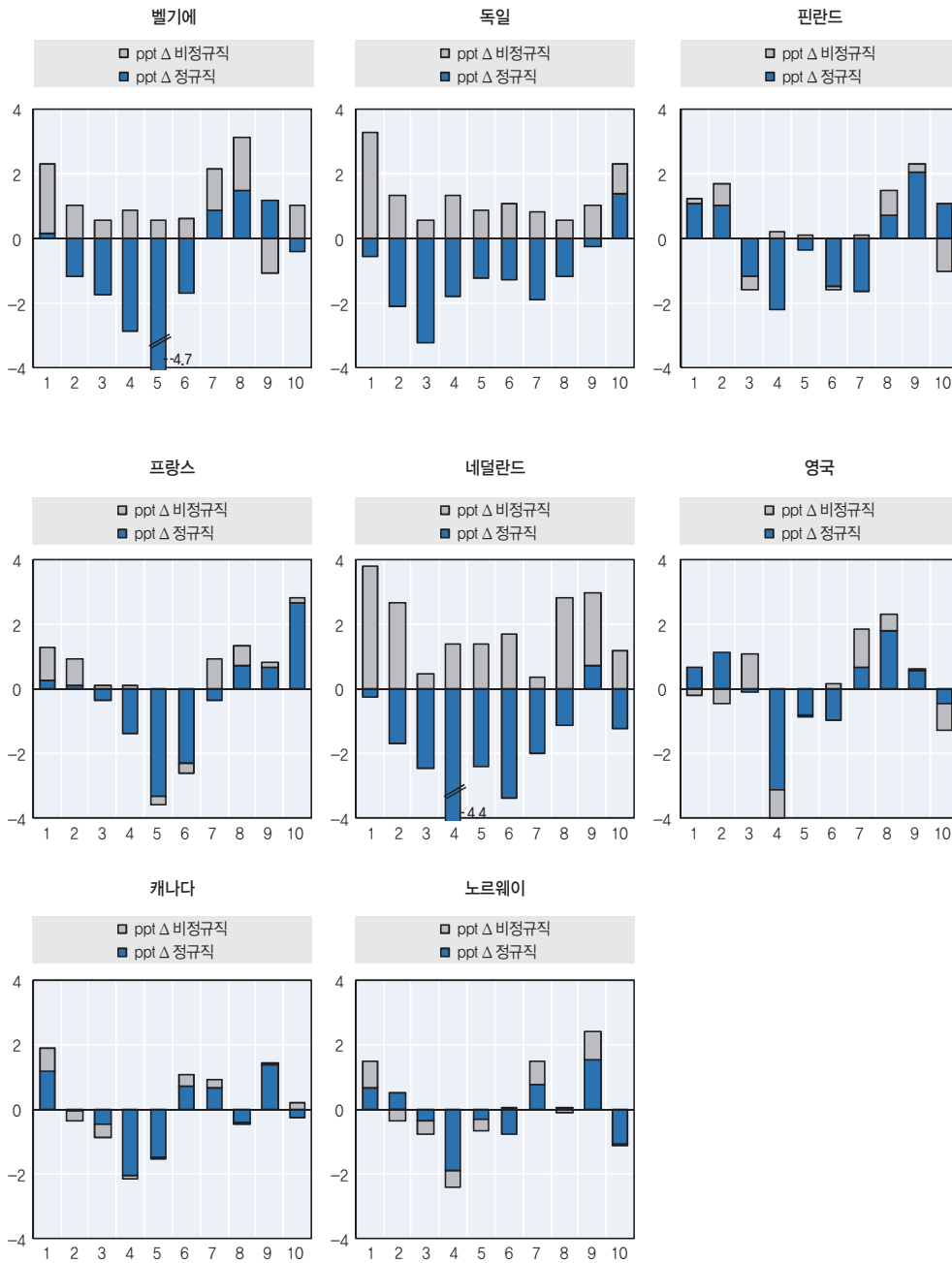


그림 4.9. 직업 십분위별 비정규직/정규직 일자리로 인한 고용 비중의 백분율 변화, 1990년대 중반-2010년(계속)

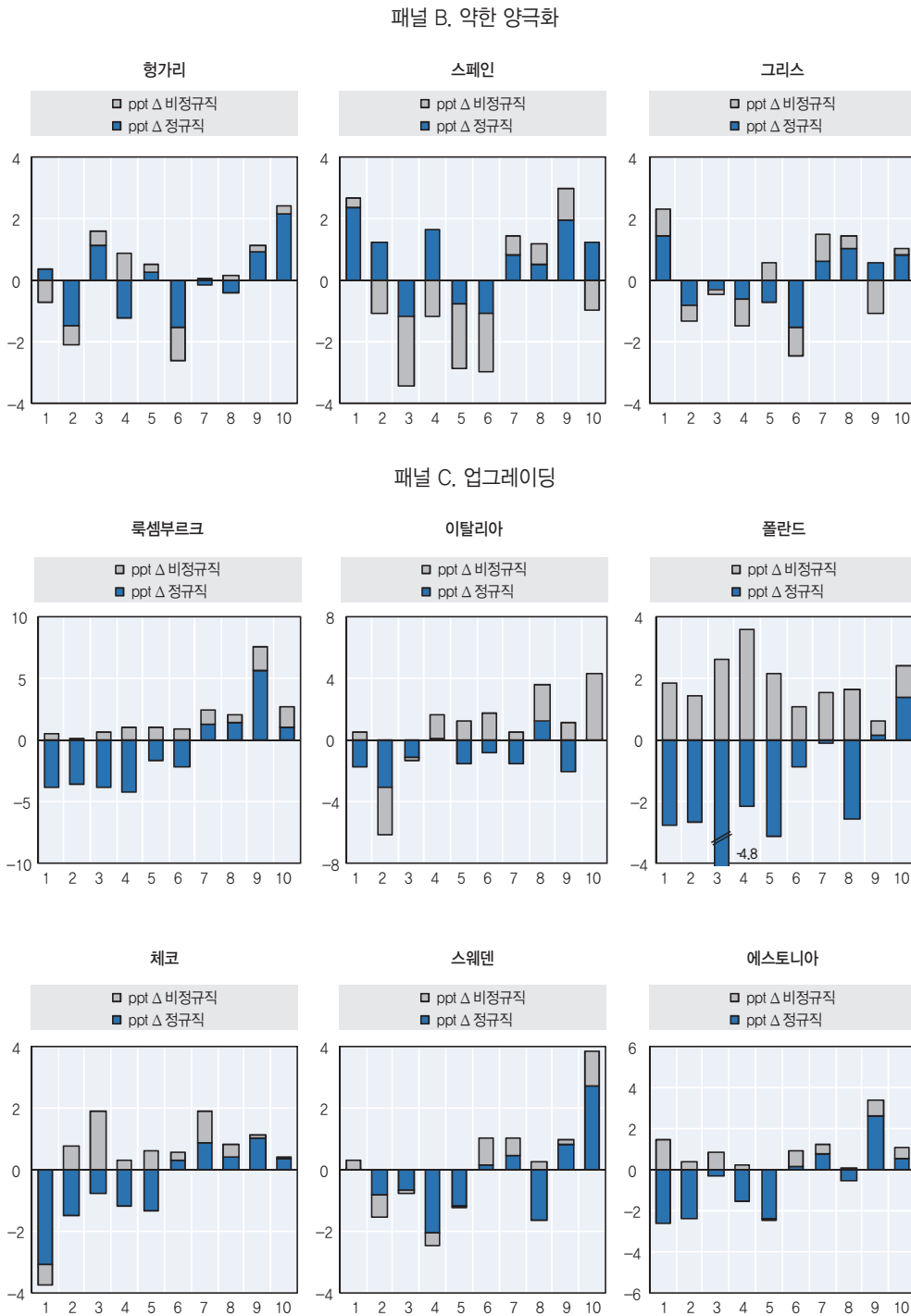
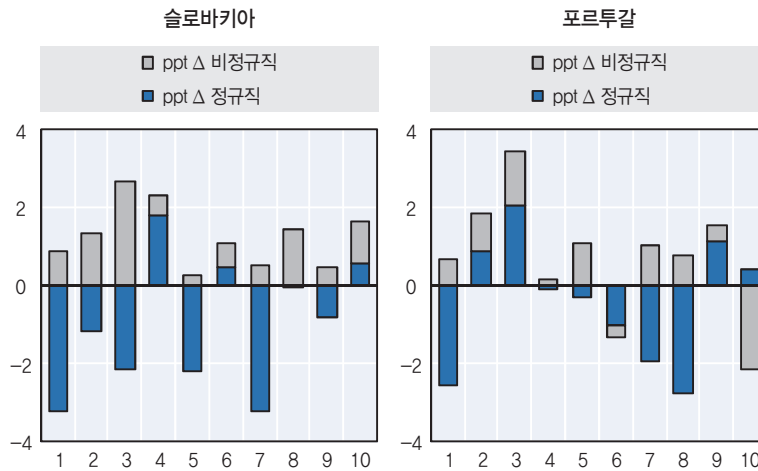


그림 4.9. 직업 십분위별 비정규직/정규직 일자리로 인한 고용 비중의 백분율 변화, 1990년대 중반-2010년(계속)

패널 D. 기타



주: 생산연령(15-64세) 근로자. 고용주와 시간제 근로 학생 제외.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS).

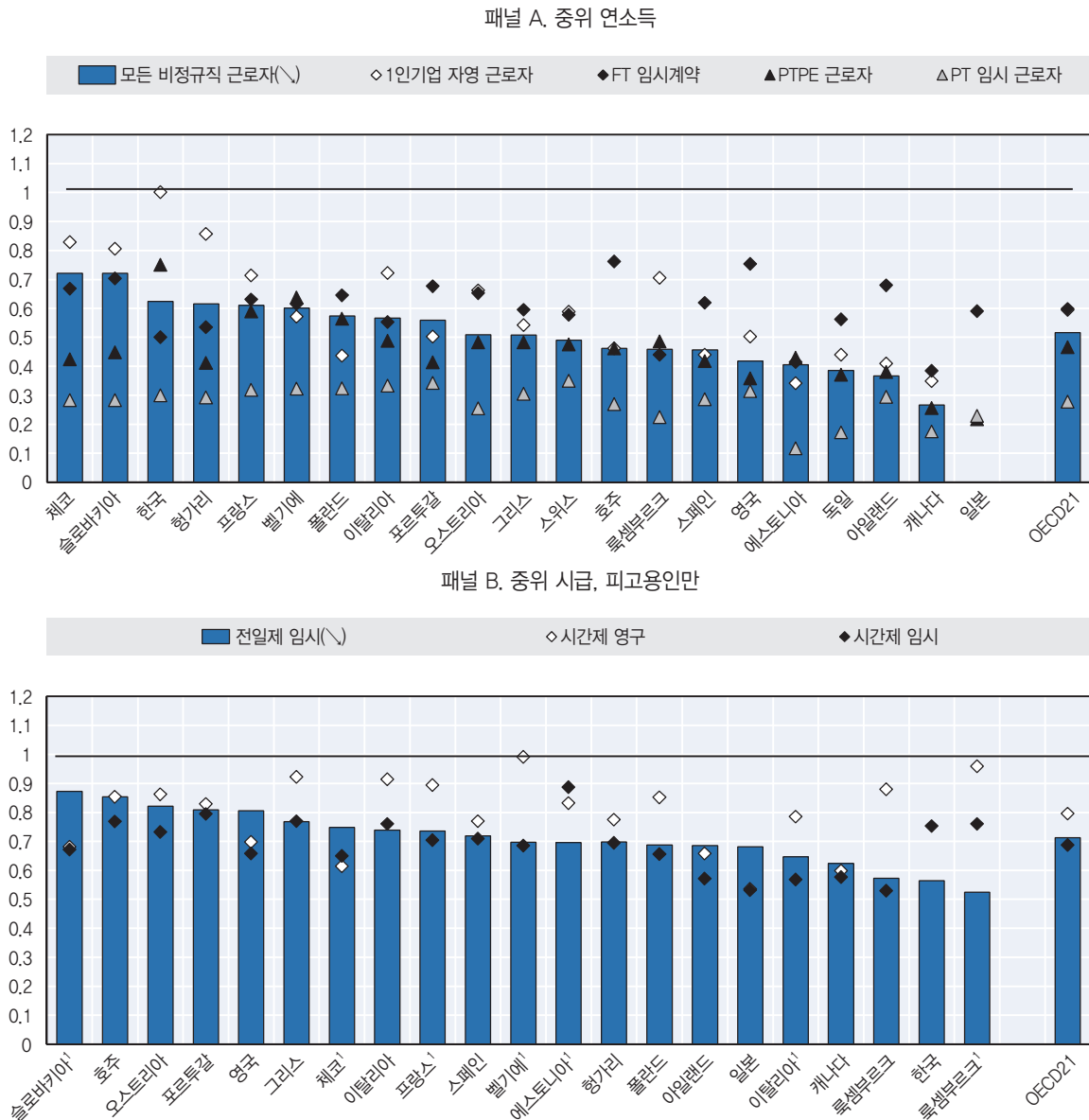
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208102>

#### 4.4. 정규직과 비정규직 근로자 간 임금 격차 및 소득 분포에 미치는 영향

모든 유형의 비정규직은 정규직에 비해 시급과 연 소득이 낮다(그림 4.10).<sup>9</sup> 모든 비정규직 근로자의 중위 연 소득은 OECD 전역에서 정규직 근로자의 거의 절반 수준이다. 시간제 근로자의 중위 연 소득은 정규직 근로자의 절반도 안되며 시간제 임시직 근로자의 경우 심지어 70% 낮는데 이는 근무시간이 짧기 때문에 순소득이 낮아진 것이다. 임시직 근로자와 1인기업 자영 근로자의 소득은 -정규직 근로자와 비슷한 주당 근무시간- 여전히 40% 정도 낮다. 임시 계약직 근로자들은 에스토니아, 캐나다, 룩셈부르크의 경우 연 소득이 특히 낮다. 자영 근로자의 연 중위소득이 정규직 근로자 수준에 근접했던 곳은 체코, 슬로바키아, 헝가리, 특히 한국이었지만 이들 국가도 캐나다와 에스토니아에 비해서는 훨씬 낮았다.

자료가 있는 국가들의 경우 임시직 및 시간제 근로자들의 시급은 정규직 근로자의 중위 시급의 약 70-80% 수준(그림 4.10, 패널 B)으로 연 임금 격차보다는 차이가 작았다. 그러나 시급의 격차는 룩셈부르크, 한국, 캐나다에서는 임시직 근로자의 경우 높았고 캐나다와 일본의 시간제 근로자의 경우 높았다. 후자는 정규직 시급의 60% 미만 수준이다. 시급 측면에서 시간제 임시직 일자리는 시간제 영구직 일자리보다 급여가 적지만 몇몇 예외(벨기에, 룩셈부르크, 프랑스, 그리스, 폴란드)를 제외하고는 대부분의 국가에서 적거나 미미했다. 일부 국가에서는 시간제 일자리의 시급이 임시직 일자리보다 높았지만 영어사용 국가와 슬로바키아에서는 낮은 경향이 있었다.

그림 4.10. 정규직과 비정규직 근로자 간 소득비(정규직 근로자=1), 2012년



주: 표본은 15-64세인 유급 근로자로 한정. 고용주, 자영업, 학생, 견습생 제외. 호주의 임시계약직은 일용직(casual)과 유기 계약직을 포함. FT(Full-time): 전일제, PT(Part-time): 시간제, PTP(Part-time permanent employment): 시간제 영구 고용

1. 월 임금 자료가 횡단면 파일에 나와 있지 않은 7개 EU-SILC(European Union Statistics on Income and Living Conditions) 국가의 경우 시급은 2012 종적 EU-SILC 파일에서 추출. 단, 에스토니아와 슬로바키아는 2010년 파일에서 추출. 구체적으로, 시급은 연 임금을 연 근로시간으로 나누어 산출. 연 소득은 조사에서 가져오고 연 근로시간(근로한 주 수 합계x주당 근로시간)은 노동력 활동의 월 벡터(PL211A-PL211L)와 주당 근로시간 변수(PL060)를 이용해 추론. 모든 임금은 각국 통화 단위로 표현하고 CPI 조정. 시급은 월 소득을 주당 근로시간의 총 수(x4)로 나누어 산출.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Basic Survey on Wage Structure(2012) for Japan, Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009) and Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208111>

### 저임금: 근로자의 특성에 의한 결과인가, 비정규직 불이익인가?

관찰된 임금 불이익은 부분적으로는 근로자간 서로 다른 특성의 결과일 수도 있다. 우선, 정규직 근로자와 비정규직 근로자는 인적자본의 수준이 다르고 특정 직종에 집중되어 있으며 인생주기의 현 단계가 다를 수 있다. 여성들이 전반적으로 직업상의 차별을 겪고 있고 시간제 여성 근로자들이 특히 그러하다는 증거가 있으며 수요와 공급 요인을 둘 다 반영하고 있다(Bardasi and Gornick, 2008). 건설, 호텔, 유통 등 특정 부문의 경우 임시 혹은 유기 계약직이 많으며 임금이 낮은 편이다. 둘째, 고용주들이 높은 고정인건비를 만회하려는 수단으로 시급 근로자들에게 낮은 시급을 줄 수도 있다. 셋째, 정규직과 비정규직의 시급이 동일한 경우에도 시간제와 임시직 근로자들은 보너스 등 추가적인 급여 보상액이 낮기 때문에 적은 임금을 받을 수 있다. 증거 자료에 따르면 유기계약의 임시 파견직 근로자(유기, 임시 파견직 근로자)와 시간제 근로자들은 수익 배분의 혜택을 받을 확률이 낮고(단, 초과근무 수당과 개별 성과급을 받을 가능성은 비슷) 시간제 근로자들 역시 초과근무 수당과 팀 기반 보너스를 받을 확률이 낮다(Venn, 2011).

그와 동시에, 정규직 근로자들과 비정규직 근로자들은 관찰되지 않은 특성의 차이로 인해, 또는 고용주와 구직자 또는 근로자 간에 그들의 기술에 관한 정보가 비대칭적으로 공유되었기 때문에 다른 임금을 받을 수도 있다.<sup>10</sup> 예를 들어 시간제 근로자의 경우 시간당 효율성과 근로시수 간에 거꾸로 된 U자형 관계가 성립되기 때문에 더 생산적일 수 있으며 시간제 근로자들이 효율성있는 시간이 증가하는 부분에 존재할 수 있기 때문이다(Booth and Wood, 2006). 다른 한 편으로, 임시직 계약은 직원 선별의 도구로 사용될 수도 있다. 기업이 직원의 기술 여부를 평가하는데 있어 적절한 비용으로 직접 선별하기 어려운 경우라면 수습 기간으로 임시계약직 제도를 활용할 수 있다. 특히, 기업들이 임시직 근로자들을 선별해 교육시키는데 있어서 규모의 경제를 활용할 수 있도록 임시인력 알선업체를 통해 근로자 또는 임시직 근로자를 구할 수 있다(Autor, 2001; Houseman and Polivka, 1999). 고용주는 근로자의 고용 유형이나 소득 이력을 낮은 기술이나 생산성의 신호로 인식하고 이들에게 낮은 임금을 제시할 수도 있다. 관찰되지 않는 개인적 특성을 통제하는 것은 임금 격차 이면의 사유를 구분하는데 매우 중요하다(계량경제학적 접근은 박스 4.2 참고).

이전의 연구에 따르면, 개인적, 업무상 특성에 대한 조정이 이루어지고 나면 정규직 근로자와 비정규직 근로자 간의 임금 격차는 설명할 수 없는 부분이 남아 있기는 하지만 크게 줄어든다. 시간제 임금 격차는 시간제 근로자들이 저임금 직종에 몰려있는 정도와 관련이 있다. 증거 자료를 보면 시간제 근로자와 전일제 근로자 간 임금 차이 중 상당 부분은 근로자와 직업의 차이로 설명될 수 있다. 즉, 직종이나 부문 등 업무 특성 차이가 가장 중요한 요소이고 임금 불이익은 작지만 향후 커지게 되는데 이는 경력과 누적된 인적자본의 수준이 낮기 때문이다(Hirsch, 2005; Bardasi and Gornick, 2008; OECD, 2010). 단기 계약이어서 인적자본에 대해 과소투자가 이루어지면 임시직 근로자는 저임금을 받게 될 수 있다. 또 다른 가능성은, 근로자들이 앞으로 보다 안정적인 경력을 쌓을 수 있게 될 것이라는 기대로 저임금을 감수한다는 것이다. 임시직 근로자의 경우 기업 내 업무 차별 역시 비조정 임금 격차 중 상당 부분(50%)에 책임이 있다. 한편, 동일 업무를 무기계약을 맺고 수행하는 이들의 관찰된 숙련도가 더 높은 것이 임금 격차의 30%를 설명한다(De la Rica Goiricelaya, 2004).

#### 박스 4.2. 정규직 근로자와 비정규직 근로자 간 임금 불이익 추정

개인의 임금은 계약 유형을 포함해 개인적 특성과 업무적 특성의 함수로 간주될 수 있다:

$$\ln w_{it} = X'_{it}\beta + \alpha NSD_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

여기에서  $i=1$ 부터  $N$ 까지는 각 차수별 개인의 수이며  $t=1$ 부터  $T$ 까지는 차수의 수,  $w$ 는 개인  $i$ 에 대해 기간  $t$ 의 시급,  $X$ 는 개인 및 직업적 특성을 포함하여 임금에 영향을 미치는 특성의 벡터,  $NSD$ 는 비정규 고용 지위(시간제 또는 임시직)을 의미하며,  $\mu$ 는 비관찰된 개인적 영향,  $\varepsilon$ 는 임의의 오차항이다. 특정 변량의 계수가 성별에 따라 다를 수 있으므로 임금은 남녀 각각 추정했다.

비관찰된 개인적 영향을 측정할 수 없으므로 개인 고유 영향(individual fixed effects)이 비정규고용 지위와 상관관계가 있다면  $\alpha$ 의 편향된 추정으로 이어질 수 있다. 개인 고유 영향(individual fixed effects)의 값을 조건으로 하여 비정규 고용 지위 변화의 결과로서의 임금 변화에 초점을 맞추기 위해 패널 데이터 기법을 사용할 수 있다. 그 차이로 인해, 영구적 요소  $\mu$ 는 제거되고 등식의 결과 추정값은  $\mu$ 이 해당 시간의 틀 안에서 일정하다는 가정 하에 계수의 일정한 추정값을 산출한다. 이는 또한  $X$ 와  $NSD$ 가 오차항  $\varepsilon$ 과 직교(독립, 비상관)한다는 가정에 의존하고 있다. 뿐만 아니라 1차 차분(first-differencing)은 내생적 선택과 비임의적 감소(attrition) 문제를 해결하는데, 다만, 이것이 시불변(time-invariant) 개별 요소와 관련된 경우에 한한다.

섹션 간 데이터와 패널 데이터 양쪽으로부터 나온 세 개의 설정이 실증적 분석을 통해 추정된다. 베이스라인 설정은 관찰 가능한 특성을 통제하고 함께 모인 섹션 간 데이터로부터의 OLS(Ordinary Least Squares) 추정값을 포함함으로써 정규직과 비정규직 근로자 간 임금 차이에 대한 일반적인 그림을 보여준다. 설정 (2)와 (3)은 임금 격차의 정도가 각각 연령이나 숙련도 집단별로 달라지는지 여부를 살펴보기 위해 상호작용항(interaction terms)을 추가한다. 비관찰된 개인적 이종성을 고려하기 위해 4개국(호주, 독일, 한국, 영국)에 대해 고정효과 모형의 추정값도 제공되었는데 이들 국가의 경우 시급에 대한 패널 데이터가 나와 있다. 고정효과와 패널분석은 시급 정보가 나와 있지 않은 EU-SILC 국가에 대해서는 사용할 수 없다. 표본은 15-64세 유급 고용 근로자들로 한정되었고 자영 근로자는 배제되었다. 모든 설정에서 종속변수는 2010년 상수통화로 표현된 시급 알고리즘이다. 주요 매개변수는 각 비정규 계약 유형을 나타내는 터미 변수 -전일제 임시직(TE), 시간제 영구직(PTPE), 시간제 임시직(PTTE)- 인데 이들의 계수가 정규직 대비(로그) 임금 차이를 포착하고 있기 때문이다. 그러므로 음(양)의 계수는 비정규직 근로자의 임금 불이익(프리미엄)을 의미한다. 해석을 용이하게 하기 위해 남녀 근로자에 대해 표 4.1과 4.2에서 계수를 다양한 관심 집단과 기준집단 간 시급 백분율 차이로 환산했다. 시급이 로그 변환적이기 때문에, 예컨대 임시직과 정규직(기준) 고용 간 시급 백분율 차이는  $[\exp(b^{TE}) - 1]*100$ 로 구할 수 있으며 여기에서  $b^{TE}$ 는 임시 계약 터미에 대해 추정된 계수이다.

모든 국가의 임시직 근로자들은 관찰 가능한 개인, 가족, 직업적 특성을 통제한 후에도 임금 불이익에 시달린다(표 4.1과 4.2).<sup>11</sup> 평균적으로 임시 계약 근로자는 정규직으로 같은 일을 하는 근로자에 비해 남성의 경우 11% 낮은 시급을 받는다(여성은 13%). 이러한 임금 불이익은 호주의 0에 가까운 정도부터 그리스의 19% 까지 분포한다. 대부분의 국가에서 남성과 여성의 임금 불이익에 있어서도 비슷한 규모를 발견할 수 있다. 일부 주목할만한 예외는 그리스, 아일랜드, 포르투갈, 한국으로 이들 국가에서는 임시계약직의 경우 임금 불이익이 여성의 경우 남성보다 약 4-5포인트 높다.



마찬가지로 대부분의 OECD 국가에서 시간제 근로자들은 정규직 근로자들에 비해 시급이 낮다. 그러나 불이익의 정도는 계약의 유형에 따라 다양하다. 일반적으로 무기계약직은 임시계약 시급 근로자보다, 그리고 여성보다 임금 불이익이 작다. 시간제 임시 남성 근로자는 13%, 시간제 영구 여성 근로자는 9%, 시간제 임시 여성 근로자는 12%, 그리고 시간제 영구 근로자는 4%였다. 시간제 근로의 임금 불이익은 독일과 아일랜드, 폴란드에서 특히 두드러졌다(후자는 남성만). 예를 들어 독일의 경우 임시직으로 일하는 시간제 남성 근로자의 시급은 전일제 정규직 근로자에 비해 33%(여성은 24%) 낮다. 이것은 아마도 부분적으로는 독일의 “미니잡” 증가 때문일 수 있다. 흥미롭게도 포르투갈의 경우 시간제 근로에 임금 불이익이 없었다(영구계약직의 경우). 호주는 유일하게 여성 근로자의 시간제 임금이 약간 높게 나타났다.

분석에 따르면 젊은 저숙련 근로자들은 거의 모든 국가에서 임시직 근로자의 경우 추가적인 임금 불이익에 시달린다(표 4.1과 4.2, 설정 (2)와 (3)).<sup>12</sup> 이는, 젊은 저숙련 근로자들의 급여 수준은 근로자가 임시직으로 사회생활을 시작한다면 정규직 수준으로 수렴될 때까지 더 많은 시간이 소요됨을 의미한다. 임시직 근로자의 임금이 연령이 많아지고 숙련도가 높아지면서 올라가긴 하지만 정규직 근로자들보다는 그 속도가 느리다. 그 결과 임시직 근로자와 정규직 근로자 간 임금 격차는 연령 또는 숙련도가 쌓이면서 더 벌어지게 된다. 이는 임시직 근로자의 근로경력이 정규직 근로자와 동일하게 인정받지 못할 수 있음을 의미한다. 학력이 높다고 해서 임시직 근로자들의 임금 차별이 제거되지는 않는다. 대부분의 국가에서 대졸자들 역시 정규직 근로자 대비 상당한 임금 불이익을 받고 있다.

시간제 근로자의 경우, 연령 또는 숙련도별 임금 불이익이 국가별로 다른 양상으로 나타났다. 오스트리아, 벨기에, 그리스, 한국 등 많은 국가에서는 정규직 전일제 근로자 대비 남성 시간제 근로자의 임금 불이익이 젊은 근로자 집단에서 더욱 두드러졌지만 고령 근로자의 경우 그 차이가 좁혀지거나 사라지는 경향이 있었다. 그러나 아일랜드와 이탈리아, 포르투갈에서는 정반대의 현상이 나타났다. 마찬가지로 임시직 근로자의 시간제 임금 불이익은 일부 국가(오스트리아, 벨기에)에서는 저학력 집단에 의해 주로 나타났으나 독일 등 다른 국가에서는 시간제 임시직 근로자의 임금 불이익이 숙련도에 관계없이 모든 집단에서 비슷하게 높게 나타났다.

시간제 근로의 임금 불이익에는 남녀간 격차가 뚜렷했다. 일반적으로 영구 계약 근로자의 경우, 여성 근로자의 시간제 불이익은 연령 및 숙련도에 관계없이 작거나 미미했지만 남성의 경우 여전히 뚜렷했다. 독일과 아일랜드, 영국을 제외한 대부분의 국가에서 임금 프리미엄은 영구계약직으로 일하는 젊은 시간제 여성 근로자에게서 나타났다.

표 4.1. 정규직 및 비정규직 근로자 간 추정 (로그) 시급, 통합 OLS: 남성

	호주 (HILDA)	오스트리아	벨기에	독일(GSOEP)	스페인	영국	영국(BHPS)	그리스	헝가리	아일랜드	이탈리아	한국(KLIPS)	폴란드	포르투갈
<b>실정(1)</b>														
임시고용(TE)	-0.026**	-0.148**	-0.116**	-0.189**	-0.160**	-0.102**	-0.146**	-0.138**	-0.135**	-0.151**	-0.165**	-0.104**	-0.187**	-0.125**
시간제 영고용(PTPE)	-0.088**	-0.065**	-0.051**	-0.239**	-0.100**	-0.174**	-0.116**	-0.074**	-0.075**	-0.194**	-0.063**	-0.070**	-0.146**	-0.140**
시간제 임시고용(PTTE)	-0.01	-0.051	-0.170**	-0.507**	-0.191**	-0.143**	-0.134**	-0.107**	-0.128**	-0.291**	-0.171**	-0.177**	-0.244**	-0.037
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.108**	2.808**	2.861**	3.028**	2.416**	2.948**	2.466**	2.072**	1.407**	2.835**	2.683**	9.053**	1.147**	1.866**
관찰 횟수	25,449	22,817	3,799	62,434	46,520	19,051	42,703	16,557	24,866	12,838	67,237	21,572	42,964	16,478
<b>실정(2)</b>														
TE	-0.012	-0.129**	-0.133**	-0.190**	-0.167**	-0.144**	-0.157**	-0.142**	-0.155**	-0.201**	-0.170**	-0.099**	-0.206**	-0.131**
PTPE	-0.185**	-0.097**	-0.075**	-0.185**	-0.067**	-0.251**	-0.088**	-0.127**	-0.135**	-0.171**	-0.077**	-0.058	-0.105**	-0.067
PTTE	-0.098**	-0.233**	-0.166**	-0.560**	-0.184**	-0.023	-0.199**	-0.106**	-0.118**	-0.302**	-0.192**	0.053	-0.291**	-0.024
연령 1529	-0.246**	-0.181**	-0.173**	-0.207**	-0.159**	-0.254**	-0.244**	-0.240**	-0.135**	-0.266**	-0.205**	-0.209**	-0.191**	-0.215**
연령 5064	0.008	0.097**	0.141**	0.072**	0.128**	0.008	-0.017**	0.179**	0.015*	0.113**	0.128**	-0.081**	0.009	0.111**
TE: 연령 1529	-0.013	-0.042	0.044	-0.040**	0.071**	0.024	0.019	0.091**	0.068**	0.089*	0.046**	-0.102**	0.100**	0.038**
TE: 연령 5064	-0.044**	-0.043	-0.066	0.045**	-0.091**	0.170**	0.014	-0.108**	0.001	0.097	-0.047**	0.067**	-0.045**	-0.057**
PTPE: 연령 1529	0.169**	-0.027	-0.147*	-0.137**	-0.056	0.069	-0.019**	0.054	0.141**	0.159**	0.136**	-0.159**	-0.068	-0.023
PTPE: 연령 5064	0.133**	0.158**	0.074	-0.062**	-0.059	0.141**	-0.063**	0.168**	0.08	-0.134**	-0.045**	0.160**	-0.069	-0.158
PTTE: 연령 1529	0.132**	0.122	-0.028	0.152**	0.033	-0.098	0.038	0.079*	0.038	0.237**	0.127**	-0.462**	0.177**	0.027
PTTE: 연령 5064	0.093**	0.419**	0.048	-0.123**	-0.086**	-0.210*	0.201**	-0.106**	-0.059	-0.105*	-0.096**	-0.146**	0.011	-0.111
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.109**	2.809**	2.863**	3.026**	2.412**	2.951**	2.487**	2.072**	1.410**	2.835**	2.684**	9.055**	1.146**	1.866**
관찰 횟수	25,449	22,817	3,799	62,434	46,520	19,051	42,703	16,557	24,866	12,838	67,237	21,572	42,964	16,478
<b>실정(3)</b>														
TE	-0.036**	-0.142**	-0.126**	-0.196**	-0.194**	-0.076**	-0.123**	-0.140**	-0.136**	-0.171**	-0.164**	-0.131**	-0.184**	-0.260**
PTPE	-0.064**	-0.067**	-0.110**	-0.239**	-0.157**	-0.151**	-0.184**	-0.113**	-0.105**	-0.121**	-0.069**	-0.032	-0.194**	-0.232*
PTTE	-0.002	-0.041	-0.186**	-0.479**	-0.189**	-0.185**	-0.361**	-0.129**	-0.141**	-0.183**	-0.136**	-0.173**	-0.278**	-0.058
고교 미만	-0.130**	-0.139**	-0.094**	-0.075**	-0.131**	-0.106**	-0.127**	-0.065**	-0.132**	-0.101**	-0.102**	-0.241**	-0.125**	-0.240**
대학교	0.144**	0.124**	0.139**	0.154**	0.080**	0.162**	-0.139**	0.146**	0.339**	0.213**	0.199**	0.250**	0.198**	0.346**
TE: 고교 미만	0.006	-0.003	0.02	0.007	0.083**	-0.092	-0.031	0.041**	-0.007	0.085	0.024**	0.225**	0.008	0.200**
TE: 대학교	0.029*	-0.012	0.014	0.017	-0.054**	-0.045	-0.037	-0.084**	0.023	-0.001	-0.093**	-0.307**	-0.039**	-0.076**
PTPE: 고교 미만	-0.158**	-0.103**	0.024	-0.110**	0.104**	-0.071	0.044	0.043	0.114*	-0.124**	0.029*	0.133	0.176**	0.146
PTPE: 대학교	0.019	0.108**	0.154**	0.028	0.037	-0.027	0.116**	0.081	0.089	-0.074	-0.050*	-0.151**	0.132**	-0.166
PTTE: 고교 미만	0.018	-0.131	-0.048	-0.131**	0.029	0.052	0.304**	0.018	0.063	-0.104	-0.033	0.259**	0.056	0.01
PTTE: 대학교	-0.050**	0.04	0.152	-0.042	-0.044	0.08	0.334**	0.071	-0.046	-0.264**	-0.194**	-0.162**	0.217**	0.028
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.110**	2.810**	2.866**	3.027**	2.418**	2.948**	2.488**	2.073**	1.407**	2.830**	2.682**	9.053**	1.147**	1.906**
관찰 횟수	25,449	22,817	3,799	62,434	46,520	19,051	42,703	16,557	24,866	12,838	67,237	21,572	42,964	16,478

주: 모든 회귀는 연령집단, 교육 수준, 결혼 여부, 자녀 유무, 제한적인 건강 상태, 주거지역 더미, 직종 및 연도 효과를 통제한다. 호주의 임시직은 일용직(casual) 근로와 유기계약직을 포함한다. 로버스트 표준 오차(robust standard errors)는 계산되었다. \*\*, \*, 는 각각 1%, 5%, 10%의 수준의 유의성을 나타낸다.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2004-2012, cross-sectional files), British Household Panel Survey(BHPS, 1992-2009), German Socio-Economic Panel(GSOEP, 1999-2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2001-2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS 1999-2009).

표 4.2. 정규직 및 비정규직 근로자 간 추정 (로그) 시급, 통합 OLS: 여성

	호주(HLDA)	오스트리아	벨기에	독일(GSOEP)	스페인	영국	영국(BHPS)	그리스	헝가리	아일랜드	이탈리아	한국(KLIPS)	폴란드	포르투갈
<b>설정(1)</b>														
임시고용(TE)	-0.033***	-0.137***	-0.106***	-0.220***	-0.152***	-0.121***	-0.151***	-0.191***	-0.141***	-0.171***	-0.152***	-0.152***	-0.167***	-0.156***
시간제 영구고용(TPE)	0.050***	-0.024***	0.041***	-0.130***	-0.052***	-0.074***	-0.122***	-0.052***	-0.019	-0.107***	-0.040***	0.009	-0.051***	0.006
시간제 임시고용(PTTE)	0.014**	-0.116***	-0.188***	-0.332***	-0.106***	-0.152***	-0.122***	-0.149***	-0.063***	-0.174***	-0.150***	-0.171***	-0.101***	-0.002
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.168***	2.679***	2.834***	2.907***	2.225***	2.838***	2.275***	1.980***	1.338***	2.699***	2.491***	8.897***	1.096***	1.720***
관찰 횟수	25 184	19,876	3,229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260	37 748	15 855
<b>설정(2)</b>														
TE	-0.050***	-0.160***	-0.100***	-0.196***	-0.151***	-0.139***	-0.143***	-0.207***	-0.146***	-0.179***	-0.136***	-0.160***	-0.179***	-0.143***
PTTE	0.048***	-0.015**	0.041***	-0.115***	-0.054***	-0.085***	-0.149***	-0.074***	-0.014	-0.107***	-0.033***	-0.016	-0.025*	0.053**
연령 1529	-0.008	-0.118***	-0.182***	-0.323***	-0.114***	-0.244***	-0.119***	-0.172***	-0.029	-0.143***	-0.171***	-0.171***	-0.132***	-0.037
연령 5064	-0.001	0.088***	0.167**	0.056***	0.135***	-0.015	-0.058***	0.166**	0.052***	0.096**	0.158***	-0.056***	0.079**	0.175***
TE: 연령 1529	0.039**	0.067**	0.018	-0.078***	0.059***	0.063	-0.012	0.119***	0.031	0.061	0.029***	-0.022	0.094***	0
TE: 연령 5064	0.029	0.009	0.007	0.042**	-0.093***	-0.018	0.009	-0.126***	-0.004	-0.095	-0.113***	0.072**	-0.061***	-0.090***
PTTE: 연령 1529	-0.003	0.031	0.062*	-0.01	0.086***	0.044**	0.109***	0.099***	0.188***	0.097***	0.131***	0.055	0.107***	-0.004
PTTE: 연령 5064	0.003	-0.048***	-0.060*	-0.042***	-0.037***	0.015	0.038***	0.008	-0.075***	-0.036*	-0.102***	0.124*	-0.112***	-0.112***
연령 1529	0.067***	0.129***	0.250***	0.055***	0.098***	0.134**	-0.003	0.134***	-0.024	0.071	0.183***	-0.088***	0.150***	0.103**
PTTE: 연령 5064	0.005	-0.087**	-0.340***	-0.054***	-0.080***	0.196***	-0.02	-0.068**	-0.078*	-0.126***	-0.126***	0.183***	-0.014	0.002
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.168***	2.678***	2.822***	2.900***	2.222***	2.842***	2.287***	1.982***	1.337***	2.675***	2.485***	8.905***	1.094***	1.716***
관찰 횟수	25 184	19,876	3,229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260	37 748	15 855
<b>설정(3)</b>														
TE	-0.040***	-0.101***	-0.080*	-0.205***	-0.158***	-0.065	-0.163***	-0.181***	-0.146***	-0.109***	-0.159***	-0.197***	-0.129***	-0.148***
PTTE	0.042***	-0.028***	0.03	-0.141***	-0.084***	-0.088**	-0.118***	-0.073***	-0.029*	-0.123***	-0.036***	-0.037	-0.036***	-0.005
고교 미만	0.020*	-0.109***	-0.163***	-0.350***	-0.103***	-0.202***	-0.15***	-0.098***	-0.093***	-0.218***	-0.150***	-0.284***	-0.089***	-0.009
대학교	-0.052***	-0.153***	-0.120***	-0.067***	-0.120***	-0.109**	-0.107***	-0.071***	-0.092**	-0.154***	-0.127***	-0.203***	-0.063***	-0.190***
TE: 고교 미만	0.143***	0.195***	0.176**	0.092***	0.104***	0.181**	0.159***	0.191***	0.325***	0.200***	0.155***	0.272***	0.299***	0.402***
TE: 대학교	0.014	-0.036	0.051	-0.025	0.043**	0.004	0.031	0.043**	0.054**	-0.140*	0.029**	0.151***	-0.025	0.081***
PTTE: 고교 미만	0.006	-0.101***	-0.06	-0.030*	-0.017	-0.095*	0.012	-0.054***	-0.031	-0.074	-0.003	-0.096***	-0.156***	-0.216***
PTTE: 대학교	-0.014	0.004	0.05	0.003	0.084***	0.074**	0.036**	0.049	-0.006	0.053**	0.021**	0.059	-0.001	0.039
고교 미만	0.028*	0.022	0.005	0.044***	0.002	0.012	-0.031***	0.088*	0.075**	0.01	-0.087***	0.158***	-0.055**	-0.227***
PTTE: 대학교	-0.039**	-0.016	-0.108*	0.028	0.057***	0.195*	0.019	0.011	0.061	0.094**	0.042***	0.264***	-0.029	0.013
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	3.166***	2.681***	2.834***	2.913***	2.224***	2.842***	2.273***	1.972***	1.339***	2.700***	2.488***	8.902***	1.084***	1.717***
관찰 횟수	25 184	19,876	3,229	58 159	37 378	19 656	45 292	13 023	24 766	13 179	54 202	14 260	37 748	15 855

주: 모든 회귀는 연령집단, 교육 수준, 결혼 여부, 자녀 유무, 제한적인 건강 상태, 주거지역 더미, 직종 및 연도 효과를 통제한다. 호주의 임시직은 일용직(casual) 근로와 유기계약을 포함한다. 로버스트 표준 오차(robust standard errors)는 계산되었다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%의 수준의 유의성을 나타낸다.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2004-2012, cross-sectional files), British Household Panel Survey(BHPS, 1992-2009), German Socio-Economic Panel(GSOEP, 1999-2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2001-2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 1999-2009).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208964>

정규직과 비정규직 근로자 간 임금 격차는 야심이나 선호도와 같은 관찰되지 않는 개인적 특성에 의해서도 견인될 수 있다. 예를 들어 비정규직 근로자는 생산성이 떨어져서 낮은 임금을 받는 것일 수 있지만 보다 유연한 근무 환경을 원해서일 수도 있다. 이러한 효과를 고려하면 시급 격차는 줄어든다. 이러한 분석은 호주, 독일, 한국, 영국 등 4개국에서 실시되었다(표 4.3). 4개국 중 3개국에서 임시직 근로자로 일하면 임금 불이익에 시달렸지만 시급 격차가 아주 크지는 않았다. 다른 조건이 동일하다면 정규직 시급 대비 남성은 5%, 여성은 8% 낮았다. 호주의 경우 동일한 특성을 가진 정규직과 비정규직 근로자 간 시급 차이는 더 이상 존재하지 않는다.

일단 개인의 고정적 영향이 고려되고 나면, 시간제 불이익은 더 이상 나타나지 않는데, 특히 영구계약직 근로자의 경우 더욱 그렇다. 단, 독일 남성 근로자는 예외이다. 호주의 경우 임금 프리미엄이 나타났으며, 정도는 덜했지만 한국의 여성 근로자에게도 나타났다. 반면 독일과 한국에서 시간제 임시직 근로자(여성)들은 여전히 임금 불이익을 겪고 있었다. 호주에서는 관찰되지 않는 개인적 차이를 고려하고 나면 상당한 시간제 프리미엄(여성은 10-12%, 남성은 18-24%)이 나타난다. 한 가지 가설은, 기업들이 2차 소득자(second-earner)에 대한 높은 유효한계세율 때문에 시간제 근로자들을 유인하기 위해 더 많은 임금을 준다는 것이다(Booth and Wood, 2006).

연령집단과 숙련도별 비정규직 근로자의 임금 차이는 관찰되지 않은 효과를 고려하고 나면 뚜렷하게 나타난다. 임시직 근로자에 대한 임금 불이익이 관찰된 세 곳의 패널 국가에서 이 불이익은 젊은 근로자들에게 높게 나타났다. 예를 들어 독일에서는 젊은 남성(여성) 임시 근로자의 시급이 동일 연령의 정규직 근로자보다 11%(16%) 낮았다. 그러나 다른 연령집단의 비교 가능한 임금 차이는 비교적 작은 편으로 5% 이하였다.

영구계약직으로 일하는 이들의 경우, 모든 연령 또는 숙련도 집단에서 시간제 여성 근로자에게는 임금 불이익이 나타나지 않았지만 남성의 경우 작거나 미미한 임금 격차가 관찰되어 인구 전체에 걸친 두 개의 대조적인 효과를 가렸다. 예를 들어 한국의 경우 임금 불이익(13%)이 젊은 남성 근로자에게 -정규직 전일제 근로자 대비- 나타난 반면 고령 근로자들에게는 임금 프리미엄(18%)이 나타났다. 임시 계약직 근로자의 경우 임금 불이익은 남녀 모두 젊은 근로자에게서 훨씬 크게 나타났다. 반대로 영국의 경우 고령의 시간제 근로자(남성)들이 임금 불이익을 겪을 위험이 높는데 정규직 고령 근로자 대비 소득이 10% 적기 때문이다. 그리고 호주에서는 임금 프리미엄이 연령이나 숙련도에 관계없이 모든 시간제 근로자에게 나타난다.

결국 이 섹션에 나타난 연구결과로부터 네 개의 주요 메시지를 도출할 수 있다. 첫째, 대부분의 국가에서 전일제 임시직 근로자들은 임금 불이익에 시달린다. 이 결과는 관찰되지 않는 개인적 차이의 통제 여부와 관계없이 여러 부문 및 패널 분석에서 명확하게 나타난다. 둘째, 시간제 근로자 -특히 임시계약직 근로자- 들은 정규직 전일제 근로자 대비 시급이 적다. 그러나 시간제 임금 불이익은 비관찰 고정 효과를 고려하고 나면 줄어들거나 심지어 사라지는데, 개인의 기호나 능력 등 관찰 불가능한 특성이 시간제 근로자의 임금 격차를 결정하는데 있어 중요한 역할을 하기 때문이다. 셋째, 임금 불이익의 정도는 모든 비정규직 근로자에게 동일하게 나타나지 않는다. 많은 국가에서 불이익은 주로 젊은 근로자들, 특히 임시 고용 계약 근로자들에게 영향을 미친다. 마지막으로, 비정규직 관련 임금 불이익에는 국가별 차이가 상당하다. 일반적으로 오스트리아의 경우 전일제 임시 계약직 근로자들은 시급이 낮으며, 시간제 일자리를 얻게 되면 독일에서는 가혹한 불이익을 받지만 호주에서는 오히려 유리하다.

표 4.3. 임금 격차의 고정 효과 추정치

	남자				여자			
	호주(HILDA)	독일(GSOEP)	한국(KLIPS)	영국(BHPS)	호주(HILDA)	독일(GSOEP)	한국(KLIPS)	영국(BHPS)
<b>설정(1)</b>								
임시고용(TE)	-0.001	-0.063***	-0.083***	-0.068***	0.008	-0.092***	-0.101***	-0.082***
시간제 영구고용(PTPE)	0.172***	-0.047**	-0.008	0.028	0.125***	-0.009	0.060*	-0.001
시간제 임시고용(PTTE)	0.172***	-0.242***	-0.012	0.004	0.139***	-0.048***	-0.074***	-0.011
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	2.872***	2.678***	8.852***	2.053***	2.775***	2.552***	8.487***	1.826***
<b>설정(2)</b>								
TE	0.007	-0.052***	-0.046**	-0.029	0.004	-0.051***	-0.079***	-0.035*
PTPE	0.178***	-0.003	0.013	0.112***	0.124***	-0.003	0.053	-0.014
PTTE	0.174***	-0.156***	0.136***	0.047	0.145***	-0.036**	-0.056*	0.015
연령 1529	-0.001	-0.059***	-0.073***	-0.092***	-0.011	-0.055***	-0.062***	-0.056***
연령 5064	-0.053***	-0.025***	-0.039**	-0.094***	-0.037***	-0.014*	-0.069***	-0.079***
TE: 연령 1529	-0.024	-0.067***	-0.090***	-0.074***	-0.003	-0.130***	-0.078**	-0.102***
TE: 연령 5064	0.005	0.016	-0.038	-0.019	0.029	0.017	0.022	-0.027
PTPE: 연령 1529	-0.023	-0.092*	-0.157*	-0.063	-0.011	0.002	0.027	0.043***
PTPE: 연령 5064	0.019	-0.078*	0.152	-0.218***	0.02	-0.01	0.037	0.035**
PTTE: 연령 1529	-0.02	-0.091	-0.296***	-0.047	-0.02	-0.064**	-0.121**	-0.069
PTTE: 연령 5064	0.038	-0.235***	-0.212**	-0.11	0.004	0.007	0.133**	0.002
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	2.872***	2.677***	8.842***	2.051***	2.778***	2.538***	8.487***	1.833***
<b>설정(3)</b>								
TE	0.008	-0.067***	-0.077***	-0.064***	-0.001	-0.071***	-0.148***	-0.118***
PTPE	0.155***	-0.053*	-0.052	-0.028	0.127***	-0.018*	0.031	-0.013
PTTE	0.183***	-0.229***	-0.044	-0.137**	0.119***	-0.052***	-0.172***	-0.043
고교 미만	-0.105***	-0.012	-0.077	-0.001	-0.050*	-0.028	-0.037	0.004
대학교	0.081***	0.111***	0.092**	0.055***	0.106***	0.108***	0.04	0.057***
TE: 고교 미만	-0.019	0.031	0.058	-0.04	0.022	-0.017	0.147***	0.064
TE: 대학교	-0.015	0.004	-0.136***	8	0.008	-0.055***	-0.019	0.049*
PTPE: 고교 미만	0.038	-0.07	0.159	0.08	-0.019	0.056**	0.016	0.055***
PTPE: 대학교	0.024	0.046	0.079	0.074	0.004	0.013	0.132	0.001
PTTE: 고교 미만	-0.005	-0.082	0.121	0.187**	0.003	0.072**	0.219***	0.063
PTTE: 대학교	-0.036	-0.02	0.028	0.215***	0.055**	-0.023	0.171**	0.063
기타 통제	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
추가1	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
항상	2.869***	2.676***	8.852***	2.055***	2.782***	2.551***	8.503***	1.83***
관찰 횟수	25 449	62 434	26 952	42 703	25 184	58 159	14 260	45 292
집단 수	5 015	12 340	5 557	5 889	5 156	12 061	4 382	6 294

주: 모든 회귀는 연령집단, 교육 수준, 결혼 여부, 자녀 유무, 제한적인 건강 상태, 주거지역 더미, 직종 및 연도 효과를 통제한다.

1. 국가 패널의 추가 통제는 산업, 회사 규모, 근무기간에 대한 더미를 포함한다(호주와 독일).

호주의 임시직은 일용직(casual) 근로와 유기계약직을 포함한다. 로버스트 표준 오차(robust standard errors)는 계산되었다. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10%의 수준의 유의성을 나타낸다.

출처: British Household Panel Survey(BHPS, 1992-2009), German Socio-Economic Panel(GSOEP, 1999-2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2001-2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 1999-2009).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208974>

임시직 근로자의 임금 불이익을 파악했으니 이제 이들이 정규직 근로자와 비교해 동일한 급여 인상 기회를 갖는지 여부를 조사해보는 것이 중요하다. 임시직 일자리가 일종의 수습직이라면 수습기간 중 저임금을 받더라도 이후에는 높은 임금을 받게 되어 장기적인 임금에 있어서는 손실이 크지 않을 것이다(Booth et al., 2002). 임시직에서 영구직으로의 전환(동일 회사에서)은 그러므로 급여 인상으로 이어질 것이다. 또한 임시직 근로자는 단기성 계약이므로 자발적으로 직업을 바꿀 가능성이 크므로 이동성이 적은 영구직 근로자들보다 급여를 더 주는 취업 기회를 활용할 확률이 높다(Amuedo-Dorantes and Serrano-Padial, 2007). 표 4.4는 임시직 근로자들의 계약 및 소득 이동성을 보여준다.<sup>13</sup>

표 4.4. 고용 계약 및 소득 이동성의 변화, 패널 기간 중 평균값

호주 (HILDA)					오스트리아				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	15.6	66.8	17.6	100	SW-SW	27.0	54.4	18.6	100
SW-TE	20.6	55.4	24.1	100	SW-TE	28.3	43.3	28.3	100
TE-SW	17.8	57.5	24.7	100	TE-SW	27.7	45.5	26.8	100
TE-TE	18.2	61.2	20.7	100	TE-TE	28.4	44.4	27.2	100
벨기에					체코				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	16.8	64.6	18.6	100	SW-SW	19.2	63.6	17.3	100
SW-TE	24.8	47.5	27.7	100	SW-TE	21.3	54.2	24.5	100
TE-SW	14.6	54.2	31.2	100	TE-SW	18.9	58.5	22.5	100
TE-TE	17.3	58.9	23.9	100	TE-TE	21.2	58.5	20.3	100
에스토니아					프랑스				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	22.7	59.0	18.3	100	SW-SW	9.4	79.2	11.5	100
SW-TE	35.6	36.6	27.7	100	SW-TE	16.4	60.6	23.0	100
TE-SW	23.5	43.5	33.1	100	TE-SW	13.5	55.0	31.5	100
TE-TE	41.2	45.6	13.2	100	TE-TE	13.9	66.2	19.9	100
독일(GSOEP)					그리스				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	11.3	73.9	14.8	100	SW-SW	11.8	74.6	13.6	100
SW-TE	15.1	67.8	17.1	100	SW-TE	14.8	66.6	18.7	100
TE-SW	11.2	68.7	20.1	100	TE-SW	16.2	66.7	17.2	100
TE-TE	12.2	69.8	18.1	100	TE-TE	15.5	67.2	17.3	100
헝가리					이탈리아				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	19.1	64.3	16.6	100	SW-SW	13.1	71.8	15.1	100
SW-TE	23.0	55.6	21.4	100	SW-TE	20.7	56.1	23.3	100
TE-SW	21.4	58.5	20.1	100	TE-SW	14.6	60.3	25.1	100
TE-TE	21.1	53.1	25.7	100	TE-TE	16.9	57.1	25.9	100
한국(KLIPS)					룩셈부르크				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	17.2	63.0	19.8	100	SW-SW	11.4	75.8	12.9	100
SW-TE	35.1	45.5	19.5	100	SW-TE	24.1	52.1	23.8	100
TE-SW	14.5	48.3	37.3	100	TE-SW	13.1	63.1	23.8	100
TE-TE	21.7	57.2	21.1	100	TE-TE	16.9	63.6	19.5	100
폴란드					포르투갈				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	16.7	67.1	16.2	100	SW-SW	13.8	72.6	13.6	100
SW-TE	24.4	54.2	21.4	100	SW-TE	18.1	57.1	24.8	100
TE-SW	20.1	55.15	24.7	100	TE-SW	13.8	66.2	20.0	100
TE-TE	20.0	56.4	23.7	100	TE-TE	15.4	61.9	22.8	100
스페인					슬로바키아				
전환	하향	지속	상향	합계	전환	하향	지속	상향	합계
SW-SW	17.3	67.4	15.3	100	SW-SW	20.6	59.7	19.7	100
SW-TE	23.7	49.7	26.6	100	SW-TE	23.3	50.5	26.2	100
TE-SW	23.1	54.3	22.6	100	TE-SW	22.9	52.4	24.8	100
TE-TE	24.6	51.8	23.6	100	TE-TE	23.8	54.0	22.3	100
영국 (BHPS)									
전환	하향	지속	상향	합계					
SW-SW	12.0	72.1	16.0	100					
SW-TE	23.6	54.6	21.8	100					
TE-SW	19.4	54.6	26.2	100					
TE-TE	16.0	60.4	23.6	100					

주: SW: 정규 전일제 영구직, TE: 전일제 임시계약직. 근로자가 t-1년에서 t년까지 최소 한 개의 소득 오분위를 상향 이동하면 상향 이동성을 갖는 것으로 본다. 마찬가지로 하위 오분위로 이동하는 경우 하향 이동성을 갖는 것으로 본다. 지속은 동일 소득분위에 남아있는 근로자를 의미한다. 호주의 임시직은 일용직(casual)과 유계약직을 둘 다 포함한다.

출처: British Household Panel Survey(BHPS, 1992-2009) for the United Kingdom, German Socio-Economic Panel(GSOEP, 1999-2012) for Germany, European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2004-2012) for other European countries, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2001-2012) for Australia, Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 1999-2009) for Korea.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208988>



평균적으로 약 1/3에서 절반 정도의 전일제 근로자들이 1년 이내에 다른 소득분위로 이동했다(표 4.4). 그러나 근로자의 대다수는 계약 유형의 변화에 관계없이 동일한 소득 오분위에 머물렀다. 이는 호주와 몇몇 유럽 국가의 자료에서 확인되는데, 이들 자료에 따르면 특히 저임금 근로자들에게서 강한 국가 의존성이 보였다(Buddelmeyer et al., 2010; Cappellari and Jenkins, 2008; Mosthaf, 2011; Stewart, 2007, Uhlendorff, 2006). 일반적으로 소득 상향 이동성은 임시직에서 영구직으로 옮긴 이들이 높았다(TE-SW). 벨기에와 에스토니아, 프랑스, 한국에서는 TE에서 SW로 이동한 근로자 세 명 중 한 명 꼴로 소득이 높아졌다. 데이터의 한계 때문에 계약변경이 고용주 변경과도 관련있는지 여부를 구분할 수는 없었다. 그러므로 이러한 소득 상승이 근로자의 생산성 개선을 반영한 것인지, 즉 처음에 임시계약직으로 일하면서 뛰어난 기술을 보인 이들이 이후 회사에서 정규직을 제안받은 것인지, 아니면 경력에 더 맞는(보다 강도 높은) 구직 때문인지 구분하는 것은 불가능하다. 마찬가지로 정규직에서 비정규 직으로 이동(SW-TE)하게 되면 소득 손실이 발생하는 경우가 많다(특히 에스토니아와 한국).

정규직으로 취업하면 임금이 올라가는 경우가 많지만 예외도 있다. 헝가리와 스페인, 슬로바키아의 경우 임시계약직에서 정규직으로 바뀌면 거의 두 명 중 한 명꼴로 소득분위가 바뀐다. 이들 중 절반 정도는 소득이 올라가고 나머지 절반은 내려간다.

마지막으로 몇몇 국가에서(오스트리아, 체코, 한국) 동일 계약 유형을 유지한 임시직 근로자들은 소득이 올라가건 내려가건 비교적 이동성이 큰 것으로 나타났다. 이는 이들 근로자의 소득 불안정성이 크다는 것을 보여준다. 에스토니아의 경우는 소득 감소가 좀 더 일반적이었는데 계속해서 임시직종으로 일하는 근로자들의 41% 이상이 더 낮은 소득 오분위로 옮겨감으로써 소득 감소를 겪었다.

### 비정규직 일자리는 디딤돌인가?

분석에 따르면 임시직 일자리에선 상당한 임금 불이익이 따르며 일부 국가에서는 시간제 남성 근로자의 경우, 심지어 근로자의 관찰된 특성과 비관찰 특성을 통제하고 나서도 정규직 영구 고용 근로자들에 비해 임금 불이익이 컸다. 이와 관련된 우려사항은 이러한 임금 격차가 경력기간 내내 임금에 지속적인 영향을 미치는가, 아니면 임시직 근로자가 처음부터 영구직으로 출발한 이들을 따라잡을 수 있을 것인가이다. 저임금 일자리를 여러 번 거칠 경우 인적자본의 하락으로 이어질 수 있고 이는 급여가 높은 일자리를 찾을 가능성을 저해함으로써 저임금 고용에 계속 머무르게 하는 결과로 이어질 수 있다. 한편, 비고용 상태는 인적자본의 더 큰 손실로 이어지며 후속 고용에 큰 상처를 남길 수 있다. 그러므로 불안정한 저임금 일자리 또는 짧은 시간만 일하는 일자리라도 구하는 것이 향후 고용 및 임금 전망을 개선하는 방편이 된다. 이런 관점에서 비정규직 일자리는 실업 상태의 사람들이 보다 안정적인 일자리로 옮기는 디딤돌이 될 수 있다. 여기에서는 단기적으로 이러한 “디딤돌” 효과가 존재하는지 알아본다.

비정규 고용이 노동시장 전망을 개선하는지 저해하는지에 대한 과거 연구 결과는 국가별로 그리고 고려된 비정규 고용 유형별로 차이가 크다(예: Gagliarducci, 2005; Icchino et al., 2008). 그러나 임시계약 유형 및 여타 근로자 특성에 관련해서는 결과가 다르다. 예를 들어 영국에서는 유기계약직 근로자 중 상당수가 영구직으로 이동한 반면 계절성 업무나 일용직(casual job), 특히 시간제 근로자의 경우는 전환율이 훨씬 낮았다(Booth et al., 2002). 임시직 및 한시 근로자의 경우 미국(Autor and Houseman, 2005), 스페인(Amuedo-Dorantes, 2000; Esteban-Pretel et al., 2009), 일본(Yu, 2011)에서 노동시장에서의 전망이 약하게 나타났다.

### 박스 4.3. 노동시장 전환 확률 추정

일정한 일자리를 갖고 있는 것의 효과(즉, 비정규직 일자리를 갖고 있는 것이 인적자본 상각으로 이어지는지 여부)와 개인이 이러한 일자리를 선택하도록 만드는 특징 및 동기(즉, 개인이 비정규직 일자리를 선택하는 것인지 여부)를 구분하는 것이 어렵기 때문에 “디딤돌” 가설을 실증적으로 검증하는 것은 쉬운 일이 아니다.

“디딤돌” 가설을 검증하려면 비정규직 일자리를 갖고 있는 것(상태 의존성(state dependency)\*)을 정규직과 비정규직 근로자간 학력수준 및 동기의 차이 등 복합적인 요인의 효과(비관찰된 이종성)와 분리해야 한다. 여기에서는 OECD 17개국에 대해 분석을 수행했다.

서로 다른 상태 간의 이동을 분석하고 상태 의존성 문제를 다루기 위해 동적 프로빗 모형이 사용되었다. 이 모형은 관찰 불가능한 개인적 차이( $\delta_i$ )를 통제하면서 이전 고용 상태( $L_{it-1}$ )와 인구학적 특징( $X_{it}$ )을 조건으로  $t$ 에서 정규직으로 일할 조건부 확률을 추정한다. 일반적인 형태는 다음과 같다:

$$\Pr(L_{it} = 1 \mid L_{it-1}, X_{it}, \delta_i) = \Phi(L'_{it-1}\theta + X'_{it}\beta + \delta_i). \quad (1)$$

동적 모형을 추정하는데 있어서 초기 조건의 문제점을 고려해야 하는데, 그것은 패널 시작 시 개인의 노동시장 지위는 무작위로 분포되지 않으며 관찰 불가능 개인적 차이( $\delta_i$ )의 영향을 받는다는 것이다. 초기 조건 문제를 고려하지 못한다면 상태 의존성 수준을 과다계상하게 될 것이다. 실제로 초기 노동시장 지위, 인구학적 특성, 가구소득을 통제하면 시차 노동시장 지위 계수가 크게 떨어진다. 이것이 의미하는 바는 초기 조건을 통제하지 않으면 추정값을 크게 왜곡할 수 있다는 것이다. Wooldridge(2002)에 따라 개인적 효과의 분포는 이것이 조건부 정상 분포를 갖고 있다는 가정하에 1차 패널 때 회귀변수의 시간 평균의 1차 곡선에, 초기 고용 지위의 선형 함수로 매개변수화된다:

$$\delta_i = c_0 + L'_{i0}p + \bar{X}'_i v + \xi_i. \quad (2)$$

(2)를 (1)에 대체하면:

$$\Pr(L_{it} = 1 \mid L_{it-1}, X_{it}, \delta_i) = \Phi(L'_{it-1}\theta + X'_{it}\beta + c_0 + L'_{i0}p + \bar{X}'_i v + \xi_i). \quad (3)$$

정규직으로 일할 확률에 대해 지난 노동시장 지위는 시차(lagged) 정규직 일자리, 시차(lagged) NSW(임시직, 시간제, 자영업), 그리고 시차(lagged) 비활동성 더미를 포함한다.  $t-1$  시점의 NSW 계수는  $t-1$  시점에 실업 상태일 경우와 비교해  $t$  시점에 정규직 일자리를 가질 확률의 차이로 해석되어야 한다. 이전 노동시장 상태 이외에도, 추정이 개인적 특성( $X$ )과 초기 조건( $L'_{i0}$ 과  $\bar{X}$ )을 통제한다. 전자는 (연도 효과뿐만 아니라) 연령, 학력, 결혼 여부, 자가 보고된 건강 지표, 가구소득 및 지리적 위치를 포함한다.

대신에, 모든 노동시장 변천(transitions)을 동시에 캡처하기 위해 단일 등식(다이너믹스 다항로지트(dynamics multinomial logit))을 추정할 수 있다(Buddelmeyer and Wooden, 2011 참고). 이렇게 하면 개인적 이종성( $\delta_i$ )을 서로 다른 노동시장 선택 간에 상호 연관시킬 수 있다. 간소함을 위해 이번 연구에서는 노동시장 지위의 독립적인 선택을 가정하고 단일 변량(univariate) 체제에서 등식 (3)을 추정한다. 즉, 정규직으로의 이동과 비고용으로의 이동 확률은 두 개의 별도 프로빗 모형으로 추정된다.

\* 상태 의존성(state dependency)은 과거에 어떤 사건을 경험한 개인이 동일한 특성을 가졌지만 해당 사건을 경험하지 않은 개인보다 미래에 해당 사건을 경험할 확률이 높을 때 발생한다(Heckman, 1981).

17개 OECD 국가에 대해 실시한 분석은 대부분의 경우 최소한 단기적으로는 디딤돌 가설을 뒷받침하지만 특정한 유형의 비정규직, 특히 임시직의 경우에 국한된다. 그림 4.11에 제시된 추정치는 전년도의 노동시장 및 취업 상태가 정규직 취업에 미치는 한계효과를 보여주고 있다. 기준 집단은 실업 상태의 사람들이다. 즉, 정규직, 임시직, 시간제, 자영업, 비활동성인 사람들의 숫자는 해당 개인들이 동일한 특성을 가진 실업자들과 비교해 다음 해에 정규직으로 이동할 확률이 얼마나 되는가로 해석되어야 한다.

대부분의 국가에서 전일제 임시직 근로자들은 실업자보다 정규직으로 이동할 확률이 높다. 예를 들어 벨기에에서 남성이 현재 기간에 정규직을 얻은 확률은 32%P다. 임시직의 디딤돌 효과는 체코, 독일, 포르투갈, 영국에서도 뚜렷하며 여성의 경우 슬로바키아에서도 나타난다. 프랑스는 예외로 임시직으로 일하는 여성 근로자들이 정규직으로 취업할 확률이 실업자와 동일하며 남성의 경우 약간 낮다. 한국 역시 두드러지는데 임시직으로 근무하는 남녀 모두 비고용 상태인 사람에 비해 정규직으로 취업할 확률이 낮다.<sup>14</sup> OECD 국가에 대한 다른 연구들을 보면 대상 기간을 좀 더 길게 잡더라도 정규직으로의 가능성은 여전히 낮고 불평등이 지속될 확률이 높다: 임시 계약직으로 일하는 근로자의 50% 미만이 3년 후에 전일제 영구 계약직으로 고용되었다(OECD, 2014). 많은 국가에서 임시직으로 일하는 핵심 생산층 및 고령 근로자들은 젊은 근로자에 비해 임시직 일자리를 “디딤돌”로 삼을 가능성이 높다(Chen et al., 2015).

한편, 시간제 일자리나 자영업 근로가 비고용 상태인 것과 비교하여 영구 전일제 일자리를 잡을 기회를 높여주는 것은 아니다. 시간제 근로자가 비고용 상태인 사람들에 비해 확률이 높은 경우는 연구 대상 국가의 1/3 정도에서만 나타났으며 남성의 경우 벨기에와 스페인, 여성은 헝가리 정도가 두드러졌다. 몇몇 국가의 경우 시간제로 일하면 비고용 상태인 것보다 정규직으로 취업할 확률이 오히려 낮아진다: 남녀 공히 호주와 한국, 룩셈부르크가 이에 해당된다(독일과 슬로바키아는 남성, 영국은 여성). 이는 시간제 일자리가 디딤돌로 이용되는 경우는 매우 드물며 시간제 고용상태로 남는 경우가 많다는 다른 연구 결과를 확인해주고 있다. 시간제 근로자의 2/3 가량이 1년 이상 동안 시간제 고용 상태로 남아 있는 상황이다(OECD, 2010).

일자리 질<sup>15</sup>과 관련한 또 다른 측면인 직업 안정성의 경우에도 비정규직 근로자들이 전일제 영구 근로자들보다 열악하다. 직업 안정성은 향후 6개월 이내에 실직할 확률로 표현되는데, 일자리의 유형에 따라 큰 차이가 있다. 비정규직 근로자의 경우 6개월 이내에 직장을 잃을 확률이 정규직 근로자의 두 배 이상이다(Chen et al., 2015). 거의 모든 국가에서 이전에 임시직으로 근무한 경우 정규직으로 근무한 경우에 비해 실직 확률이 높는데 남성의 경우 특히 그렇다(부록 4.A3, 그림 4.A3.1). 한편, 시간제 일자리나 자영업은 노동시장 이탈 위험을 높인다. 시간제로 근무하는 경우 실제로 75%의 국가에서 정규직 근로자에 비해 비활동 상태에 진입할 위험이 평균 4.5%P 정도 높았다. 뿐만 아니라 일부 국가에서는 임시직 근로자와 시간제 근로자 모두 소득과 직업 안정성 측면에서 이중고를 겪고 있어 이들의 빈곤 위험이 높아질 수 있다. 이들의 계약이 정규직보다 불안정할 뿐만 아니라 실직보험 제도의 적용도 덜 받는데, 이는 근로기간이 짧을수록(그리고 근무시간이 짧을수록) 이러한 보험제도의 수급요건 충족이 어려워지기 때문이다(OECD, 2010; OECD, 2014).

그림 4.11. 노동시장에서의 이전 지위가 정규직 취업 확률에 미치는 영향

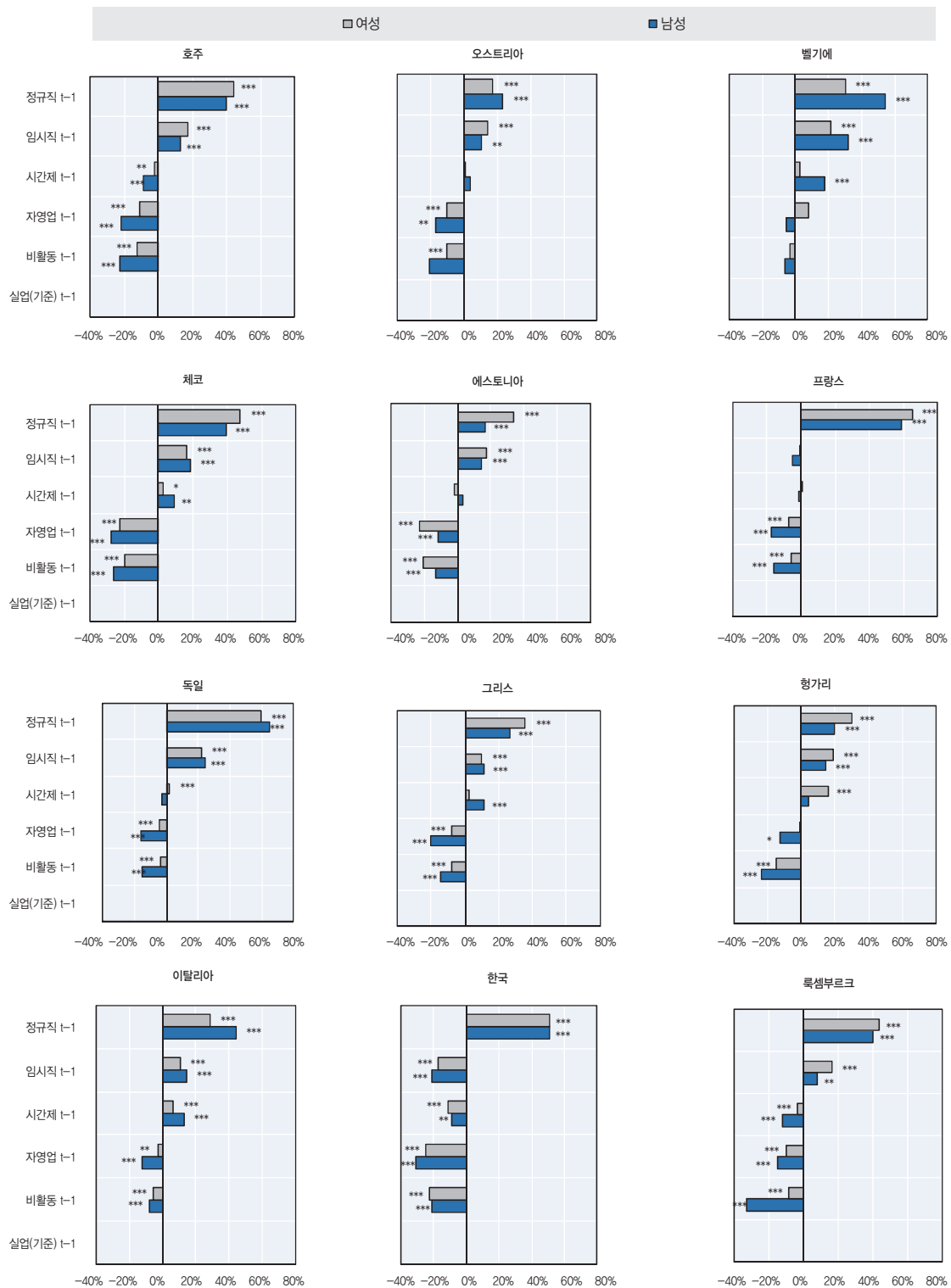
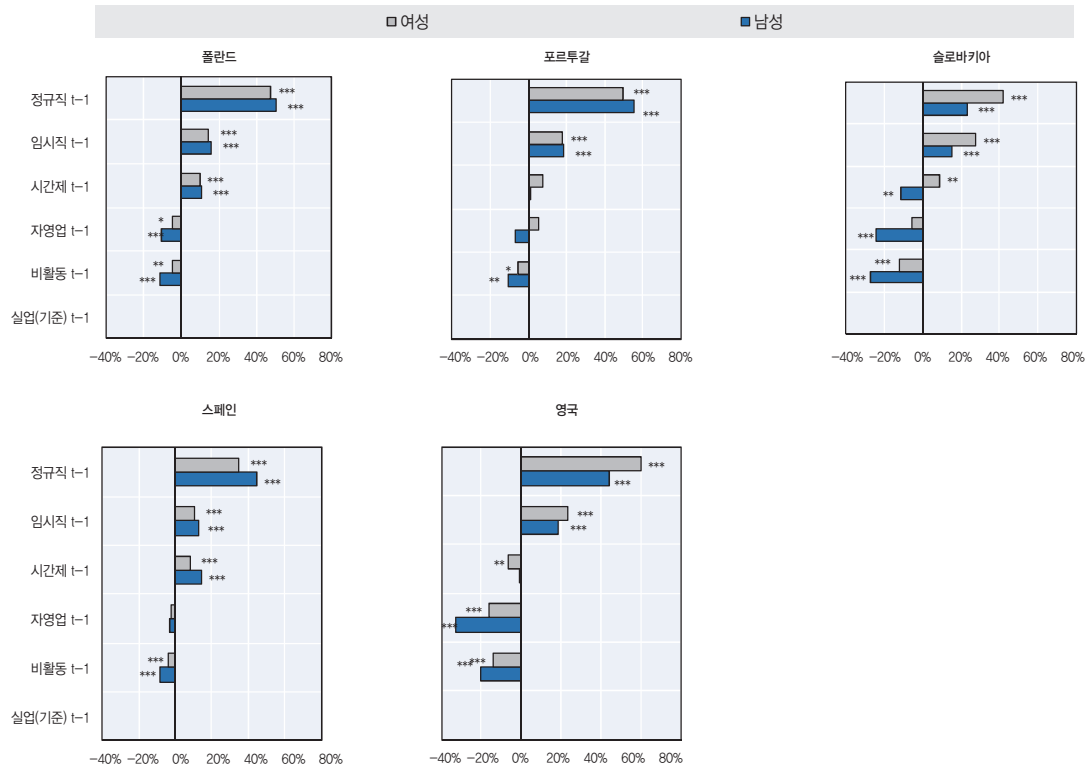


그림 4.11. 노동시장에서의 이전 지위가 정규직 취업 확률에 미치는 영향(계속)



주:

시차 고용 상태(lagged employment status)가 정규직 고용 가능성에 미치는 한계효과. 초기조건을 통제하고 무작위 효과 동적 프로빗을 기반으로 함. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의미성을 나타냄.

표본은 최소 (연이은) 3차 조사에 참석한 사람들로 15-64세를 포함시켰으며 은퇴자는 제외. 호주의 임시직은 일용직(casual)과 유기계약직을 둘 다 포함.

모든 회귀는 지역적 더미, 연 더미, 연령집단, 자녀 유무 더미, 해당 개인이 건강 문제가 있는지에 관한 더미, 결혼 여부 더미, 저숙련 및 고숙련 더미 (ISCED 0-2와 ISCED 5-6에 해당), 균등화 가구 순소득을 포함. 초기 조건 통제를 위해 초기 노동시장 지위 더미와 Wooldridge(2002)에 기반한 시변 회귀변수(time-varying regressor) 평균도 포함. 추가 통제요인을 포함하는 것이 전환 확률을 바꾸는지 여부를 검증하기 위해 추가적인 변수가 나와 있는 국가에 대해 별도의 회귀를 추산(예: 호주의 경우 근무 기간, 최종학교 졸업 후 총 고용 기간과 그 제공값, 해외 출생자 비중 포함. 영국은 인종 지표, 독일은 해외 출생 및 업무 경력 지표). 결과는 기준 설정과 매우 유사함.

출처: British Household Panel Survey(BHPS, 2004-2009) for the United Kingdom, German Socio-Economic Panel(GSOEP, 2004-2012) for Germany, European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2004-2012) for other European countries, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2004-2012) for Australia, Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2004-2009) for Korea.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208120>

근무 환경 측면에서 정규직과 비정규직 근로자 간의 차이는 대체로 계약의 유형에 따라 달라진다. 교육의 경우는 예외였는데 교육은 모든 비정규직 근로자가 정규직보다 덜 받는 것으로 나타났다. 전일제 임시직 근로자와 시간제 근로자는 교육을 각각 20%와 40% 덜 받았고 시간제 무기계약직 근로자의 경우 정규직보다 약간 덜 받았다(Chen et al., 2015). 재정적 효율성 관점에서, 임시직이거나 근로자가 노동시장에 느슨하게 참여하고 있다면 근로자가 구체적인 인적자본에 투자하거나 기업이 자사에만 적용 가능한 교육을 제공하는 것이 비효율적일 수 있다. 유럽국가 중 40%는 임시직 근로자들이 딱딱한 마감시간을 갖고 일하는 경우가 조금 더 많았다(Chen et al., 2015). 임시직 근로자들은 업무 긴장도가 더 높은 것으로 나타났는데 이는 업무에 대한 많은

요구와 부족한 자원에 의해 높아지는 경우가 많다. 또한, 직장에서 육체 건강의 위험 요인과 직장 내 괴롭힘에 더 많이 노출되어 있으면서, 자율성과 학습기회, 동료들의 지지는 더 적은 것으로 나타났다(OECD, 2014). 그러나 업무 긴장도의 발생은 시간제 계약직의 경우 낮게 나타났는데 업무상의 요구가 적기 때문인 것으로 추정된다.

### 비정규직은 전반적인 소득 분포에 어떤 영향을 미치는가?

앞에서는 업무 분포도 중위 집단의 비정규직 근로자에 대한 임금 불이익을 논의했다. 그런데 직업 양극화의 증거 자료를 보면 비정규직 일자리는 직업 분포도의 상층부와 하층부 양쪽에서도 증가한 것으로 보인다. 이번 섹션에서는 분포도 전반의 소득 격차를 살펴봄으로써 임금 격차가 존재하는지, 분포도 내 여러 집단에서 비슷하게 나타나는지 확인하고 임금 불평등과 연계한다. 다음 분석에서는 비정규직의 증가가 소득 최하위 집단의 근로자 수를 증가시킴으로써 소득을 더욱 불평등하게 만들었는지 조사해 본다.

임금 분포도 전반에 비정규직이 미친 영향은 임금 분포도의 특정 부분에 비정규직 근로자가 집중되어 있는가에 따라 달라질 것이다. 그림 4.12, 패널 A에서는 비정규직 근로자(자영업 제외)는 소득 분포의 하층부, 특히 최하위 세 개 십분위에 분포할 확률이 높다는 것을 확인시켜주고 있다.<sup>16</sup> 소득 하위 십분위 근로자의 절반 이상이 비정규직이고 독일과 캐나다에서는 2/3 이상이다. 반면 상위 십분위에서 비정규직 근로자의 비율은 15% 미만이다. 분포도 상위층의 비정규직 근로자 비율이 특히 낮은 곳은 헝가리(5%), 스페인과 한국(8-9%)이었다.

거의 모든 국가에서 정규직과 비정규직 간 소득 격차가 임금 프로파일의 하층부에서 특히 크게 나타났는데 이것이 소위 끈끈한 바닥 효과(sticky floor effect)이다. 비조건부 분위 회귀 모형(박스 4.4 참고)을 이용하여 그림 4.12, 패널 B에서는 비정규직이 증가할 경우 임금 불이익이 임금 분포도의 서로 다른 지점에서 다르게 나타난다는 것을 보여주고 있다. 평균적으로 비정규직 비율의 증가는 분포 하위 40% 집단의 시급(하위 로그 시급)을 약 18%에서 24% 정도 낮춘다. 비정규직 근로자의 소득 격차는 분포도 중간에서 상위 집단 사이 각 십분위에서 감소하며 상위 10%에서는 실질적으로 사라진다. 격차의 형태와 규모는 이전 임시계약직과 일치한다(Bosio, 2014; Mertens et al., 2007; Santangelo, 2011). 그 결과 비정규직 비율 증가는 전반적인 임금 불평등 증가에 일조할 수 있는데, 분포도 하위층의 불평등을 증가시키고 상층부의 임금 불평등에는 중립적인 효과를 발휘하기 때문이다.



#### 박스 4.4. 소득 분포도에서 비정규직의 영향 평가

소득 분포도 내 여러 십분위에 비정규직이 미치는 영향과 그로 인해 불평등에 미치는 영향을 조사하기 위해 비조건부 분위회귀(UQR, unconditional quantile regressions) 방법론을 사용했는데 이는 Firpo et al.(2007)이 소개했고 Fortin et al.(2010)이 발전시킨 것이다.

이 방법은 종속변수가 변환(transformation), 결과변수의 RIF(Recentered Influence Function), 즉 비조건부 분위인 회귀에 기반하고 있다. 소득의 각 사분위는 비정규직, 연령(과 그 제곱값), 성별, 교육, 산업, 직업 그리고 지역적 통제요건에 대해 회귀된다.

조건부 분위회귀가 주어진 특성에 대해 측정된 결과값이 개인의 조건부 분위에 따라 달라지도록 허용(이는 다른 모든 이들이 동일한 관찰된 특성을 가진 가상의 분포도에서 해당 개인의 위치로 생각될 수 있음)하는데 반해 비조건부 분위회귀는 해당 변수의 약간의 위치 변화가 종속변수 전체(비조건부) 분포에 미치는 영향을 추산할 수 있도록 한다.

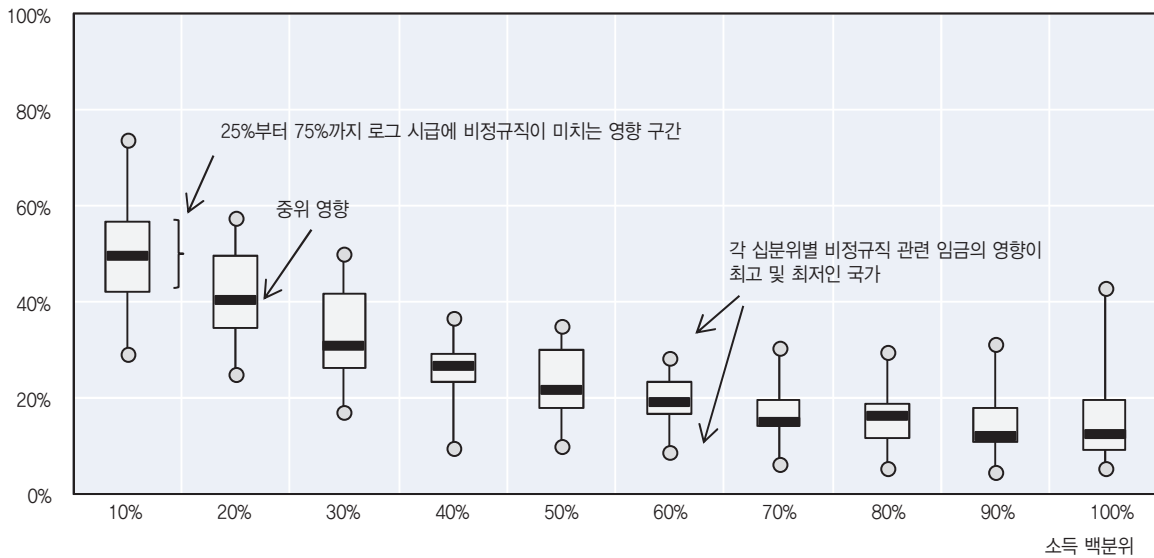
비조건부 분위회귀로부터의 비정규직 더미 계수는 비정규직이 임금에 미치는 영향이 분포도의 여러 지점별로 다르게 나타나는지 여부를 보여줌으로써 비정규직이 불평등에 미치는 영향에 대한 추정값을 산출한다. 하지만 비조건부 분위회귀의 주의할 점 한 가지는 비정규직으로의 선택에 있어서 내생성 통제를 허용하지 않는다는 것이다.

분포도 하위층에서 비정규직의 소득 격차가 더 크게 나타나긴 했지만 국가별로 차이가 있다(부록 4.A3, 그림 4.A3.2). 호주, 그리스, 룩셈부르크 등의 국가에서는 비정규직이 분포도 중간층 이하에서 임금 감소로 이어졌고 이러한 임금 불이익은 상위 십분위 집단으로 올라가면 사라지고 최상위 십분위로 가면 임금 프리미엄으로 바뀐다. 독일, 헝가리, 이탈리아, 스페인을 포함해 다른 국가에서는 분포도 내 거의 모든 십분위에서 비정규직으로 인한 임금 감소가 있었지만 그 차이는 상위 십분위로 가면 줄어든다. 캐나다와 아일랜드, 영국에서는 소득 격차가 분포도의 하위 10%보다 하위 20%에서 40% 사이에서 더 두드러진다. 포르투갈은 예외적으로 임금 불이익이 분포도 하위층에서 상당히 작았고 중상위 층에서 좀 더 컸다.

일반적으로 소득 격차는 독일에서 좀 더 두드러졌으며 최하위 십분위에서 비정규직 하위 로그시급(lowering log hourly wages)이 40% 이상이었다. 한편, 호주에서는 분포 하위층의 소득 격차가 더 적었고 상위층에서는 임금 프리미엄이 20%에 달했다.

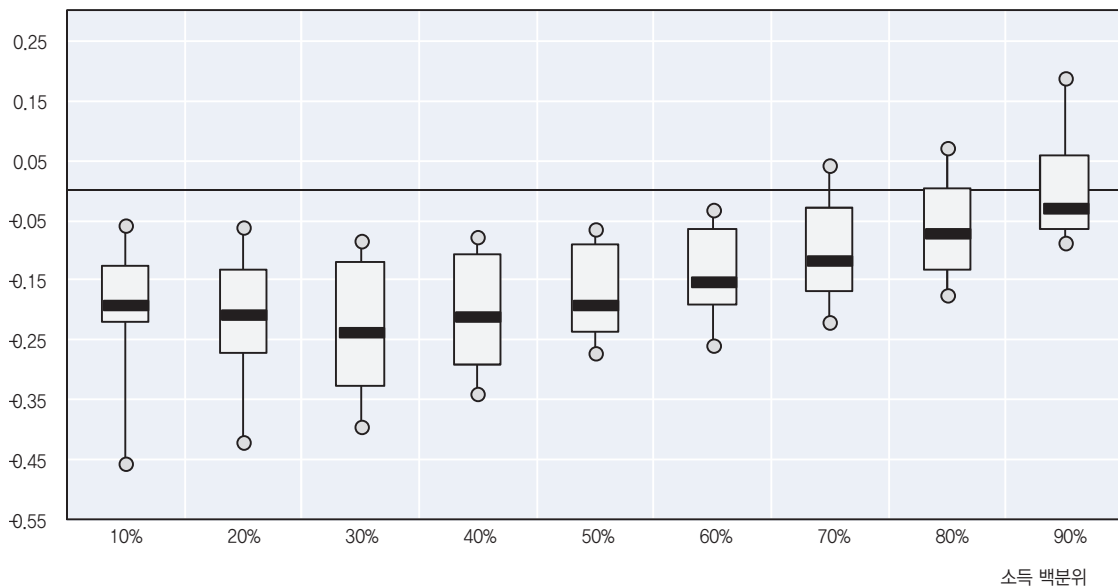
그림 4.12. 시급 십분위별 비정규직 및 소득, OECD 14개국 평균

패널 A. 소득 십분위별 비정규직 비율



패널 B. 십분위별 비정규직이 임금에 미치는 영향

로그 시급 변화



주: 각 사분위에 대한 박스는 25%부터 75%까지 비정규직이 로그 시급에 미치는 영향의 구간을 나타내며 검정색 선은 중위 효과를 나타냄. 동그라미는 각 십분위별로 비정규직이 임금에 미치는 영향이 최고 및 최저인 국가를 나타냄. OECD-14는 호주, 오스트리아, 캐나다, 독일, 그리스, 헝가리, 아일랜드, 이탈리아, 한국, 룩셈부르크, 폴란드, 포르투갈, 스페인, 영국.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Canada Labour Force Survey(LFS, 2013).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208137>

#### 4.5. 비정규직이 가구소득과 빈곤에 미치는 영향

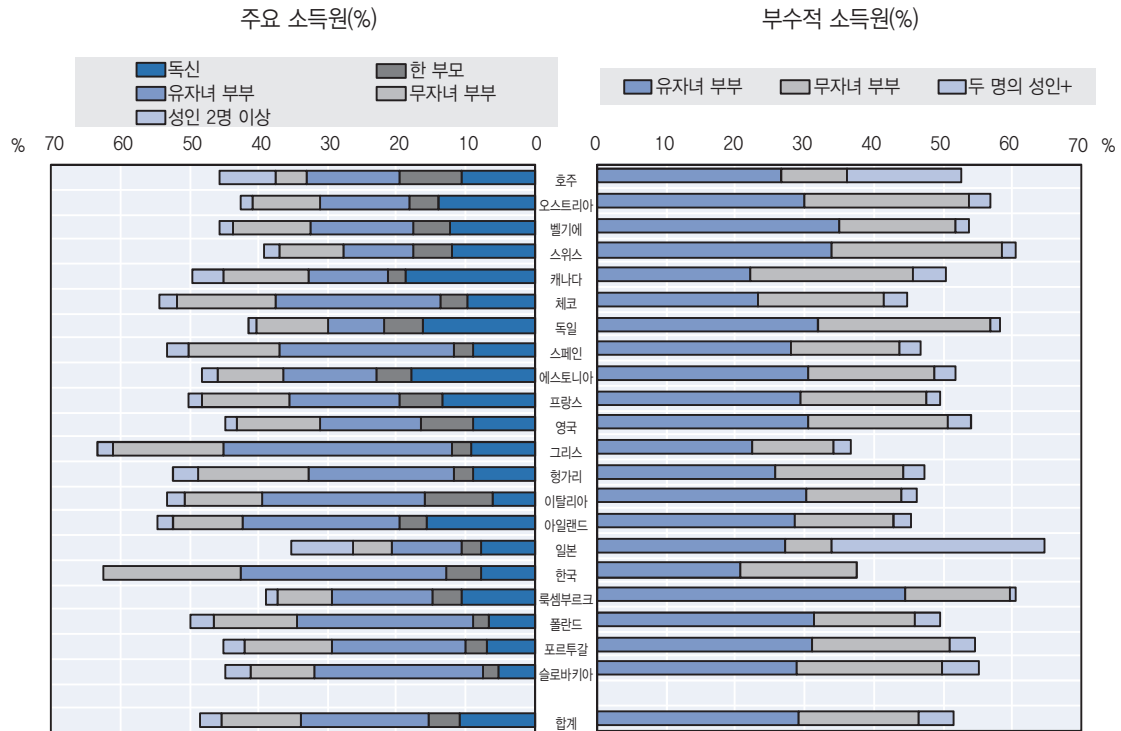
이 섹션에서는 비정규직이 가구소득과 소득 불평등에 어떻게 일조하고 있는지를 조사한다. 이 측면은 많은 문헌에서 다루어지지 않은 부분이다. 이전의 연구에서 가구소득 불평등 증가 중 일부는 실업자 가구와 근로자가 많은 가구 간의 양극화와 관련있다고 주장함으로써 직업의 양극화와 소득 간의 연관관계를 규명하려는 노력이 있었다(Gregg and Wadsworth, 1996). 그러나 이러한 접근으로는 근로가구 내의 불평등으로 설명되는, 불평등 중 상당 부분에 대한 설명이 불가능하다. 시간제 근로자와 임시직 근로자는 시급 및/또는 연 소득이 낮은 경향이 있다(상기 섹션 4.4 참고). 그런데 자영 근로자 개인의 소득은 소득분포 상위층과 하위층 양쪽에 널리 퍼져 있다. 뿐만 아니라 가구 임금(household earning)과 소득(income) 역시 가구 내 서로 다른 근로자들의 연중 근로월수와 근로시간의 영향을 받는다. 이것을 어떻게 가구소득으로 환산할 것인가는 가구 내 근로자 구성에 따라 달라진다. 비정규직 근로자가 주 소득원 또는 유일한 소득원인가, 아니면 가구 내 “부수적” 소득원인가? 임시직 또는 시간제 근로자가 돈을 덜 벌지만 정규직인 주 소득원의 소득을 보충하는 역할을 하고 있다면 전자의 비율이 커진다는 것은 전에는 한 명만 벌던 가구의 가구소득이 높아진다는 것이므로 전반적인 분포는 완만해진다. 다른 한편으로는 비정규직 근로자가 가구 내 모든 소득자가 비정규직 근로자인 가구에 주로 몰려 있다면, 그 영향은 다를 것이며 불평등이 커질 수 있다.

##### 저임금 비정규직 근로자는 저소득 가구에 속하는 이들인가?

비정규직 근로자들은 개인소득이 아닌 가구 총 소득을 고려할 경우 분포도 내 상대적 위치가 달라질까? 특히 개인소득 하위층의 비정규직 근로자 중 가구 내 모든 다른 소득원을 합쳤을 때 여전히 하위층에 남아있는 비율은 얼마나 될까?

많은 국가에서 비정규직 근로자의 비율이 상당히 높게 나타나고 있는데 이들이 가구소득에 기여하는 바는 서로 크게 다를 수 있다. 비정규직 근로자들이 여러 근로자로 구성된 가구에서 주요 소득원 또는 부수적 소득원 역할을 하는 정도에 따라 분포에 미치는 영향이 다를 수 있다. 그림 4.13은 주요 소득원 또는 부수적 소득원으로서의 비정규직 근로자 비율을 보여주며 가구 유형별로 분류되어 있다(성인 및 아동 가구원 수).<sup>17</sup> 평균적으로 모든 비정규직 근로자의 50%에 약간 못 미치는 정도가 주요 소득원(오른쪽 패널)이었다. 비율은 한국과 그리스에서 높았지만(62% 이상) 일본, 룩셈부르크, 스위스에서는 낮았다(각각 35%, 38%, 39%). 이들 근로자 중 거의 절반(47%)이 부양할 자녀를 두고 있다는 점은 놀랍다. 일부 비정규직 근로자, 특히 임시직 근로자들은 정규직보다 소득이 적고 소득 불안정성도 크다는 점을 감안했을 때 이러한 비정규직/주요 소득원과 동거하는 가족들은 소득 분포도의 하위층으로 전락할 위험이 더 크다.

그림 4.13. 가구 내 주요/부수적 소득원인 비정규직 비율



주: “자녀”는 17세 미만 또는 청년(18-24세)으로 경제적으로 비활동 상태이며 최소 한 명의 부모와 동거하는 자를 의미. 일본 데이터는 20-64세인 응답자 및 배우자이며 다른 가구원들의 소득정보는 없음.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada, Japan Household Panel Survey(JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208147>


다른 가구원들의 소득 외에 사회적 이전을 포함한 비근로소득도 고려해야 한다. 15개 EU 국가의 자료를 보여주고 있는 표 4.5의 첫 번째 열을 보면 비정규직 근로자의 약 45%가 개인소득 하위 오분위에 속해 있다. 표의 나머지 부분을 보면 가구 내에서 비정규직 근로자의 상대적 분포 위치를 보여주는 매트릭스가 나와 있다. 세로열은 개인소득 오분위(근로자 간)를 보여주며 가로열은 가구 균등화 소득의 오분위(전체 생산연령 인구에 대해)에 해당한다. 개인소득 하위 오분위에 속하는 비정규직 근로자 중 1/3 이상은 가구 균등화 소득을 고려한 후에도 하위 오분위에 머물러 있었다. 그 외 24%는 그 다음 오분위로 이동했고 20%는 중간, 나머지 22%는 상위 두 개 오분위로 올라갔다. 다른 소득 오분위 집단에서도 비정규직 근로자들의 이동이 두드러졌는데 이들 중 2/3에서 3/4은 가구 균등화 소득 측면에서 다른 오분위 집단에 위치한다. 예외는 가장 부유한 비정규직 근로자들로 소득분포도 상위 오분위에 속하는 이들이다. 이들 중 90%는 가구소득분포의 상위 두 개 오분위에 남아있다.<sup>18</sup>

표 4.5. 개인소득 오분위별 가구 균등화 소득 오분위에서 비정규직 근로자의 분포 위치, 15개 EU 국가 모음, 2012년

가구 균등화 소득 오분위							
개인소득 오분위	비정규 근로자 비율	1	2	3	4	5	Total
1	45.4	34.2	24.2	19.6	14.3	7.8	100
2	24.8	17.3	22.2	24.6	22.9	13.1	100
3	12.9	7.9	17.8	26.3	28.4	19.6	100
4	8.8	2.7	10.4	19.7	32.9	34.4	100
5	8.1	0.6	2.9	8.2	19.4	68.9	100
합계	100.0	21.1	19.9	20.8	20.3	19.7	100

주: 개인소득 오분위는 모든 근로자를 기준으로 정의하는 반면 가구 균등화 소득 오분위는 전체 생산연령 인구를 기준으로 정의.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012).

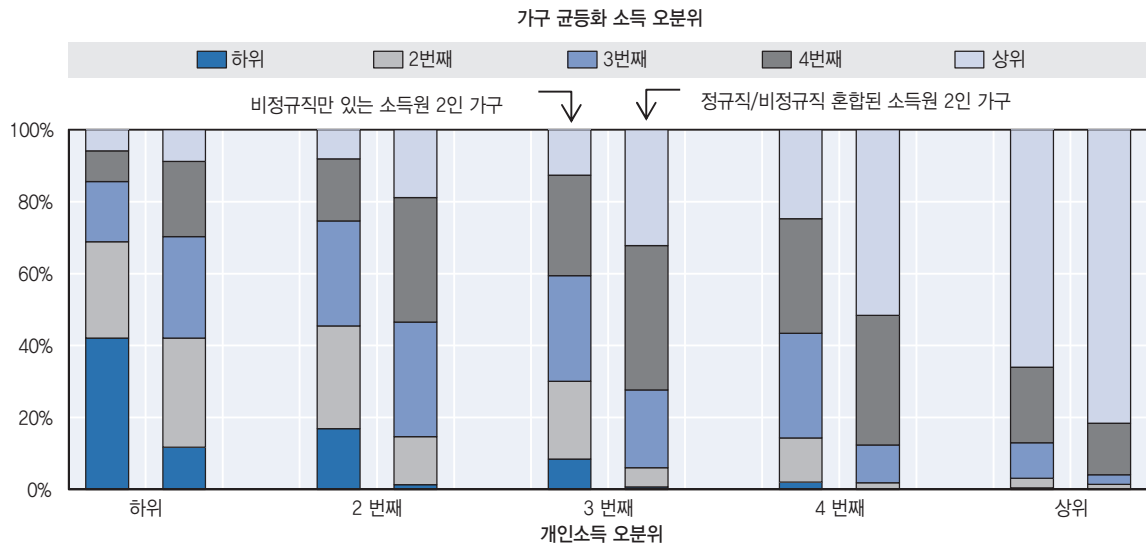
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208999>

그러나 이러한 평균 패턴은 가구 유형별로 크게 다르다. 저소득 비정규직 근로자들이 다른 비정규직 근로자와 동거할 경우 정규직 근로자와 동거하는 경우에 비해 소득 분포도의 하위층에 머무를 확률이 좀 더 높다. 이를 보여주기 위해 그림 4.14는 맞벌이 가구를 두 개의 고용 유형으로 나누어 표 4.5를 그림으로 보여주고 있다(비정규직 근로자가 2명인 가구, 정규직 및 비정규직 근로자가 각각 1명인 가구). 비정규직 근로자와 동거하는 비정규직 근로자는 동일한 위치에 머무는 경향이 있었고 하위 소득 오분위에 속하는 경우 특히 그러했다. 구체적으로는 이들 중 약 42%가 가구 균등화 소득의 하위 오분위에 남아 있었다(그림 4.14의 첫 번째 막대). 정규직 근로자와 동거하는 이들의 경우 그 수치는 훨씬 낮다(12%) (그림 4.14의 두 번째 막대). 다른 저소득 오분위에서도 비정규직 근로자들에 대해 유사한 패턴이 나타났다. 즉, 비정규직만으로 구성된 가구가 두 번째/세 번째 오분위에 잔류하(거나 그 밑으로 떨어지)는 가능성은 정규직과 비정규직이 섞여있는 가구보다 높았다. 이것은 비정규 고용이 소득 불평등에 미치는 영향은 섞여 있는 가구의 증가를 통해서가 아니라 비정규직만으로 구성된 가구의 증가를 통해 주로 발생한다는 것을 의미한다.

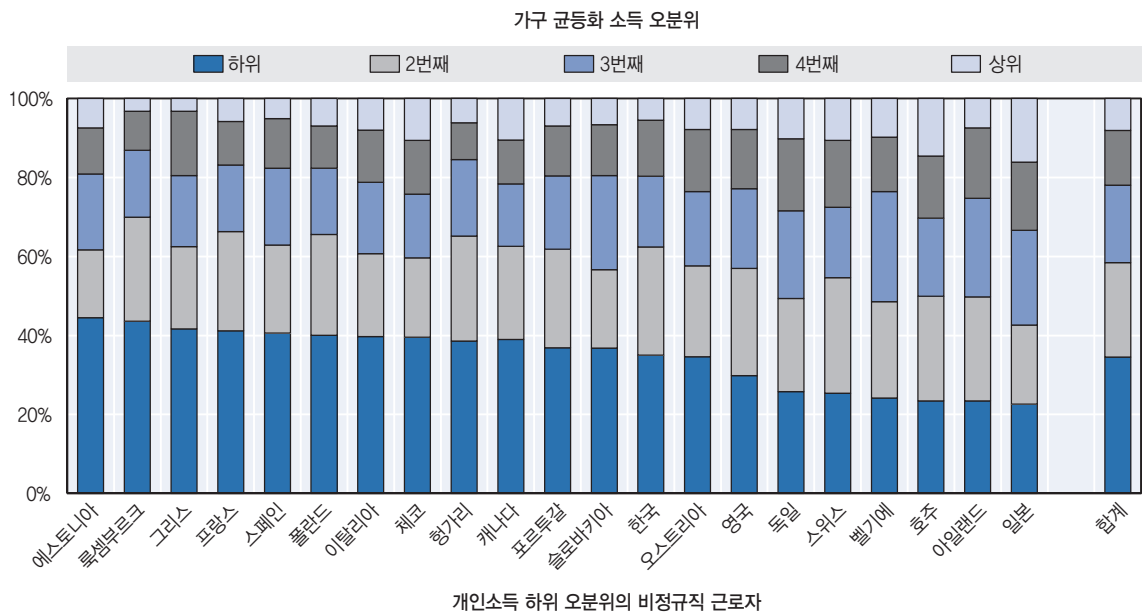
그림 4.14(패널 B)는 국가별 결과를 보여주는데 표 4.5의 유럽 국가들뿐만 아니라 호주, 캐나다, 한국을 포함한다. 최하위 소득 오분위의 비정규직 근로자들은 일본, 아일랜드, 호주의 경우 가구소득 분포도에서 상황이 훨씬 좋은 것으로 나타났다. 즉, 이들 근로자 중 1/4에 약간 못 미치는 이들이 다른 가구원들의 모든 소득을 합쳤을 때에도 하위 오분위에 머물러 있었다. 흥미롭게도, 이 세 국가의 저소득 비정규직 근로자들은 가구원들로부터 더 많은 재정적 지원을 받거나 두드러진 비근로소득을 올리는 것으로 보인다. 왜냐하면 이들 국가의 하위 소득 비정규직 근로자 중 절반 정도가 가구소득은 상위 세 개 오분위에 속해있었기 때문이다. 다른 한편으로, 에스토니아, 룩셈부르크, 그리스의 저소득 비정규직 근로자들은 저소득 위험이 더 크다. 이들 중 40% 이상이 가구소득 최하위 오분위에 머물러 있다.

그림 4.14. 개인소득 오분위별 비정규직 근로자의 가구소득 오분위의 분포 위치, 2012년

패널 A. 비정규직 근로자 2인 & 정규직 1인 + 비정규직 1인 가구, 1개 EU-SILC 국가



패널 B. 국가별



주: 개인소득 오분위는 모든 근로자를 기준으로 정의한 반면 가구 균등화 소득 오분위는 전체 생산연령 인구를 기준으로 정의. “비정규직만 있는 가구”는 비정규직 근로자만 있는 가구를 말하며 “혼합가구”는 정규직과 비정규직 근로자가 둘 다 있는 가구임. 일본 자료는 20-64세인 응답자 및 배우자를 의미하며 다른 가구원의 소득 정보는 없음.

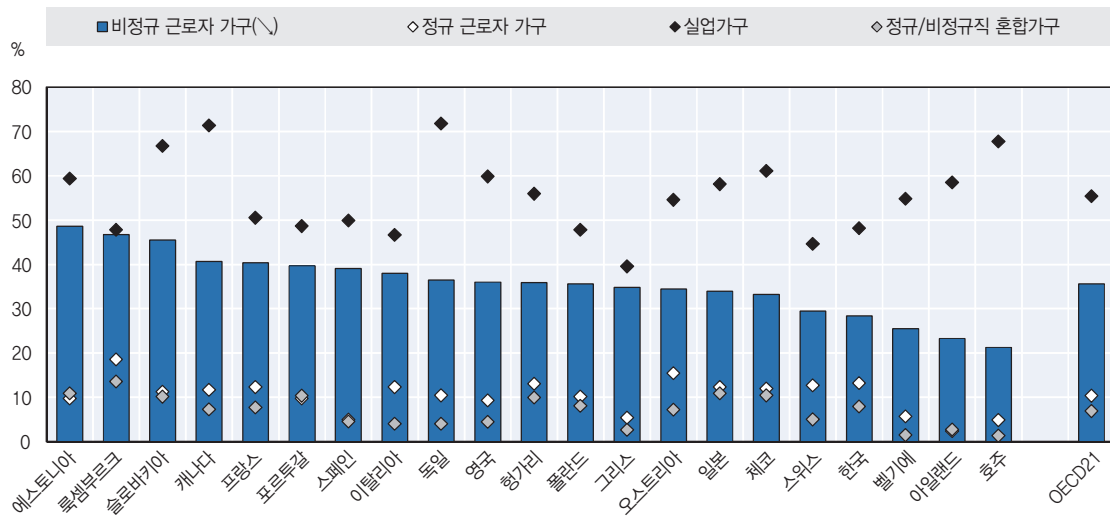
출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada, Japan Household Panel Survey(JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208158>



분포도상 위치의 변화에도 불구하고 비정규직 근로자가 속한 가구들은 다른 근로가구에 비해 가구소득 분포도의 하층부에 위치할 확률이 여전히 높다. 그림 4.15는 비정규직 가구의 평균 36%가 가구 균등화 소득의 하위 소득 오분위에 위치해 있음을 보여주고 있다. 이 비율은 실직 가구(54%)보다는 낮지만 정규직 근로자만 있는 가구에 비해 세 배 이상이다. 비정규 가구가 하위 오분위에 속할 위험은 에스토니아, 룩셈부르크, 슬로바키아에서 가장 높았는데 비정규 가구의 45% 이상이 소득 분포도의 하위층에 위치했다. 근로 빈곤(아래 논의)은 가구원이(비정규직으로) 일하고 있어도 소득 분포도상 위치가 개선되지 않을 경우 우려할만한 문제이다. 놀랍게도 그리스와 룩셈부르크의 경우 하위 오분위로 떨어지는 비정규직 가구 비율이 실업가구의 비율과 매우 근접했다.

그림 4.15. 가구 고용 패턴과 가구 균등화 소득, 2012년 또는 가장 최근 연도



주: “정규직 가구”는 모든 성인 가구원(16-64세)이 정규직 근로자인 가구 또는 정규직 근로자(들)과 실직상태의 성인 가구원(들)이 있는 가구를 의미. 마찬가지로, “비정규직 가구”는 모든 성인 가구원이 비정규직이거나 한 명의 비정규직 근로자와 비근로 성인 가구원이 있는 가구를 의미. “정규/비정규직 혼합가구”는 정규직 근로자와 비정규직 근로자가 둘 다 있는 가구를 의미. 실업가구는 연간 근로를 한 적이 없는 가구원들로 구성된 가구를 말함. 가구소득은 가족 수에 따라 균등화. 소득 오분위의 기준은 전체 인구를 기반으로 산출. 일본 데이터는 20-64세인 응답자 및 배우자를 의미하며 다른 가구원의 소득 정보는 없음.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada, Japan Household Panel Survey(JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208160>

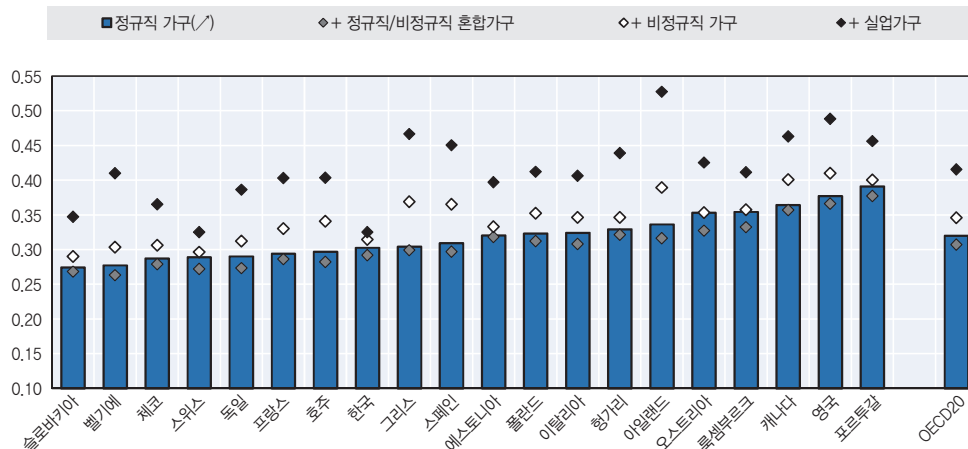
다른 한편으로 정규직과 비정규직 근로자가 둘 다 있는 혼합가구는 소득 분포도에서 더 나은 위치를 차지하고 있다. 평균적으로 이들이 소득 분포도 하위층으로 전락할 위험은 정규직 가구와 매우 비슷하다. 혼합가구의 약 7% 정도만이 최하위 소득 오분위에 위치한다. 그러나 국가별로 차이가 있어서 호주의 2% 미만부터 룩셈부르크의 15%까지 분포한다. 혼합가구의 경우 포르투갈을 제외하고 모든 가구에서 분포도상 위치가 정규직 가구보다 조금 더 나은 상황을 보였다.

### 비정규직 일자리가 가구소득 및 소득 불평등에 어떻게 영향을 미치는가?

비정규직은 가구소득 분포에 부정적인 영향을 미칠까? 모든 비정규직 근로자의 거의 절반정도가 최저 소득에 속하므로 상당한 (그리고 많은 국가에서 점점 더 많아지는) 비율의 비정규직 근로자가 전반적인 가구소득 불평등을 증가시킬 수 있다. 한편으로, 비정규직 근로자의 거의 절반이 정규직 근로자가 속한 가구에 거주하고 있고 이들은 분포도 하위집단에 위치할 확률이 낮다.

아래 분석은 균등화 가구소득의 지니계수로 측정된 불평등 산출 시 서로 다른 고용 패턴을 가진 가구를 연달아 도입함으로써 소득 불평등을 제시하고 있다<sup>19</sup>(그림 4.16). 첫 번째 막대는 정규직 근로자만으로 구성된 가구의 소득 불평등 수준을 보여준다(비근로자와 동거하는 경우 포함). 두 번째와 세 번째 막대는 정규직/비정규직 혼합가구와 비정규직만으로 구성된 가구를 차례로 추가하여 불평등 수준을 보여준다. 마지막으로, 삼각형은 근로자가 없는 가구를 포함시켜서 가구소득 불평등의 추정치를 보여준다.

그림 4.16. 서로 다른 고용 패턴을 가진 가구의 균등화 가구소득 지니계수, 2012년 또는 가장 최근 연도



주: 지니계수는 모든 사람이 동일한 소득을 올리는 완벽하게 평등한 소득 분포일 경우의 0부터 모든 소득이 한 사람에게 가는 완전한 불평등의 상태인 1 사이의 값을 가진다. “정규직 근로자 가구”는 모든 성인 가구원(16-64세)이 정규직 근로자인 가구 또는 두 명의 정규직 근로자와 직업이 없는 성인 가구원(들이) 존재하는 가구를 의미. 마찬가지로, “비정규직 근로자 가구”는 모든 성인 가구원이 비정규직 근로자이거나 비정규직 근로자와 직업이 없는 성인 가구원만 있는 가구를 의미한다. “정규직/비정규직 혼합가구”는 정규직, 비정규직 근로자가 모두 존재하는 가구를 말한다. 실업가구는 해당 연도에 근로자가 없었던 가구를 의미한다.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study (KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010).

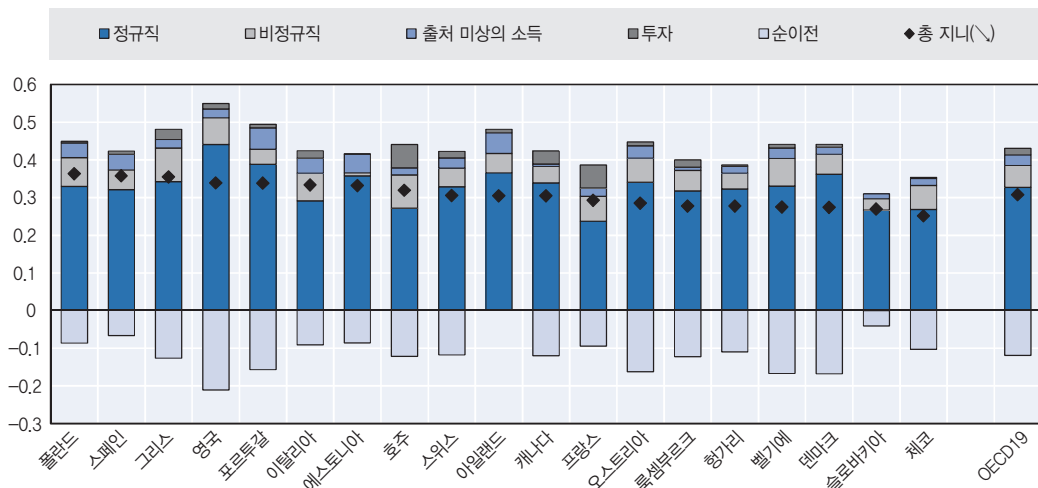
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208173>

그림 4.16은 비정규직 근로자 가구의 소득을 포함시키게 되면 두 가지 상반된 효과가 발생함을 보여준다. 한편으로는, 정규직/비정규직 혼합가구를 추가했을 때, 정규직 근로자만 있는 가구와 불평등을 비교하여 가구소득 불평등은 평균 0.32에서 0.31로 1%P 감소한다(오스트리아와 룩셈부르크는 2포인트 이상). 혼합가구의 불평등이 더 낮은 것은 이러한 가구에는 최소 두 명의 근로자가 돈을 버는 반면 정규직 가구는 외벌이 가구(정규직 근로자 한 명과 비고용 상태 가구원들이 있는 가구)와 여러 명의 정규직 근로자가 있는 가구를 둘 다 포함하고 있다는 사실과 관련이 있을 것이다. 다른 한편으로, 비정규직 근로자만 있는 가구를 추가하면, 불평등은 평균적으로 지니계수 0.35까지 약 4%P 상승한다. 가구 차원에서 비정규직의 불평등 효과는 특히 아일랜드, 그리스, 스페인에서 두드러지는데 이들 국가에서는 비정규직 가구를 추가하면 가구소득 불평등이

7-8%p 증가한다. 마지막으로, 불평등은 실업가가 포함되면 더욱 뚜렷하게 상승한다(평균 지니계수 0.41). 가장 큰 상승(지니계수 10포인트 이상)은 벨기에와 아일랜드에서 발견됐다.

비정규 고용이 가구소득 분포에 미치는 영향의 정도는 소득 수준뿐만 아니라 이들 가구가 얻는 비근로소득에 따라서도 달라진다. 비정규직 근로자가 있는 가구가 사회적 이전 등 다른 출처로부터의 소득도 정규직 가구에 비해 적게 받는다면 불평등은 커질 것이다. 그러나 비정규직 가구가 소득 중 상당 부분을 이전의 형태로 받는다면(부록 4.A3, 표 4.A3.1) 위와 같은 경우는 발생하지 않을 것이다. 왜냐하면 일반적으로 이전(transfer)은 소득 분배 평등 효과를 갖기 때문이다(OECD, 2011, 제6장과 7장). 비정규 고용이 가구소득 불평등에 미치는 영향을 파악하기 위해 소득 출처별 분류가 이루어져(그림 4.17) 가구소득을 네 가지 주요 출처(즉, 소득, 자본, 공적이전, 세금)로 나누었다.<sup>20</sup>

그림 4.17. 소득 출처별 가구 균등화 소득 불평등(지니) 분류, 2012년



주: 비정규직 출처란 전일제 임시 계약직, 시간제 일자리, 자영업으로부터 얻은 소득을 의미. 출처 미상의 소득은 출처를 파악할 수 없는(즉, 정규직인지 비정규직인지) 근로소득을 의미. 급여(benefit)는 정부로부터 받는 모든 이전. 모든 소득 출처는 가족 수에 따라 균등화. 표본은 생산연령 가구. 프랑스와 헝가리, 영국의 경우 현재의 결과와 OECD Income Distribution Database에 보고된 지니계수 간에 차이가 있음. 후자의 경우 설문을 통해 정보 수집.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208182>

평균적으로 각국에서 비정규직 소득이 부문간 가구소득 불평등의 약 20% 정도를 차지한다. 이 비율은 호주와 벨기에의 경우 30%에 육박할 정도로 높는데 이들 국가가 소득에서 비정규직 소득의 비중이 비교적 높고(각각 28%와 26%) 비정규직 소득이 전반적인 소득과 강한 상관관계가 있기 때문인 것으로 추정된다. 비정규직 소득은 정규직 소득보다 좀 더 분산되어 있는데, 이는 비정규직 일자리들이 좀 더 이질적이기 때문이다(부록 4.A3, 표 4.A3.2). (지니계수에 있어서) 비정규직 소득의 분산계수(factor dispersion)는 약 0.8, 정규직 소득은 0.55이다. 비정규직 소득은 좀 더 불평등하게 분배되었을 뿐만 아니라 소득 분포도 하층부의 가구에 좀 더 집중되어 있다. 비정규직 소득과 총 가구소득 간의 상관관계(factor correlation)는 낮다(평균 약 0.33).

## 비정규직과 빈곤

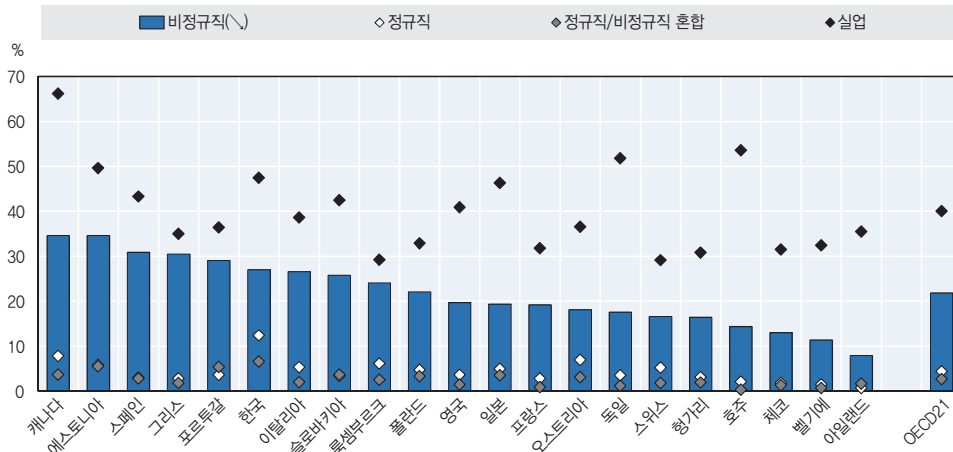
비정규 고용은 빈곤에 강한 영향을 미칠 수 있는데, 많은 비정규 가구가 소득 분포도의 하층부에 위치해있기 때문이다. 이전의 OECD 연구에서는 일자리를 얻을 수 있느냐가 빈곤 위험을 제한하는 주된 요인이라고 보았다. 하지만 고용되는 것 자체로는 빈곤에서 탈출하는데 충분치 못한 경우가 많다. 실업가구의 빈곤율이 근로가구 빈곤율의 두 배 이상이라는 하지만 많은 국가에서 근로 연계 빈곤의 위험도 상당한 것으로 나타난다. 실제로, OECD에서 최소 한 명의 근로자가 있는 가구에서 거주하는 개인의 7%가 빈곤하며 근로빈곤층은 생산연령의 모든 빈곤한 이들의 60% 이상을 차지하고 있다(OECD, 2008a).

그렇다면 비정규직 근로자와 그들이 속한 가구가 정규직 근로자보다 높은 빈곤 위험에 처해있는가? 이 문제를 다루기 위해서 전통적인 빈곤 기준선인 중위 균등화 가구 가처분소득의 50%가 사용된다.<sup>21</sup> 분석은 다양한 가구 근로 유형별로 빈곤선 미만의 가구 비율을 보여준다(그림 4.18). 이것은 우선 빈곤에 빠지지 않기 위한 고용의 중요성을 확인시켜 주며, 두 번째로는 고용 유형의 역할을 강조하고 있다. 자료가 나와 있는 OECD 국가의 평균을 구해보면, 실업가구의 빈곤율이 가장 높아 40%를 약간 상회하며 독일과 호주는 50% 이상, 캐나다는 60%이다. 동시에, 비정규직 근로자만 있는 가구 역시 빈곤위험이 평균 22% 정도로 높은 반면 정규직과 비정규직이 모두 있는 혼합가구의 경우 비교적 빈곤율이 낮은 편이다(2-4%). 이는, 빈곤 위험이 가구 구성과 함께 고용 유형의 조합, 즉 비정규직 근로자가 다른 비정규직 근로자 (또는 실업 상태의 가구원)와 한 가구에서 거주하는가 또는 정규직 근로자와 거주하는가에 따라 달라진다. 비정규직 빈곤율은 캐나다, 그리스, 포르투갈, 에스토니아, 스페인의 30% 전후부터 벨기에와 아일랜드의 12% 이하까지 분포한다.<sup>22</sup>

그림 4.18에 제시된 놀라운 결과 중 하나는 일부 국가(예: 그리스, 룩셈부르크)에서 비정규직 가구의 빈곤율(순소득 기반)이 실업가구의 그것과 매우 비슷하다는 것이다. 이에 대해 가능한 설명은 비정규직 가구가 평균적으로 실업가구보다 더 많은 세금을 내거나 급여에 대한 접근성이 낮다는 것이다(부록 4.A3, 표 4.A3.1 참고). 다시 말해 저임금 비정규직 가구는 순유효세율이 높다. 이는 근로 의욕을 저하할 수 있으며, 비정규직 일자리가 일할 수 있는 유일한 옵션일 경우 특히 그렇다.

근로 빈곤가구는 생산연령의 모든 빈곤가구의 절반 가량을 차지하고 있으며(그림 4.19) 이들 대부분이 비정규직 가구이다. 실제로, 근로 빈곤가구 중 약 60%가 비정규 고용가구에 집중되어 있다. 비정규 가구는 특히 호주, 아일랜드, 남유럽 국가(포르투갈 제외)에서 근로 빈곤층 중 중요한 부분을 차지한다.

그림 4.18. 다양한 가구 고용 패턴을 가진 가구의 빈곤율, 2012년 또는 가장 최근 연도



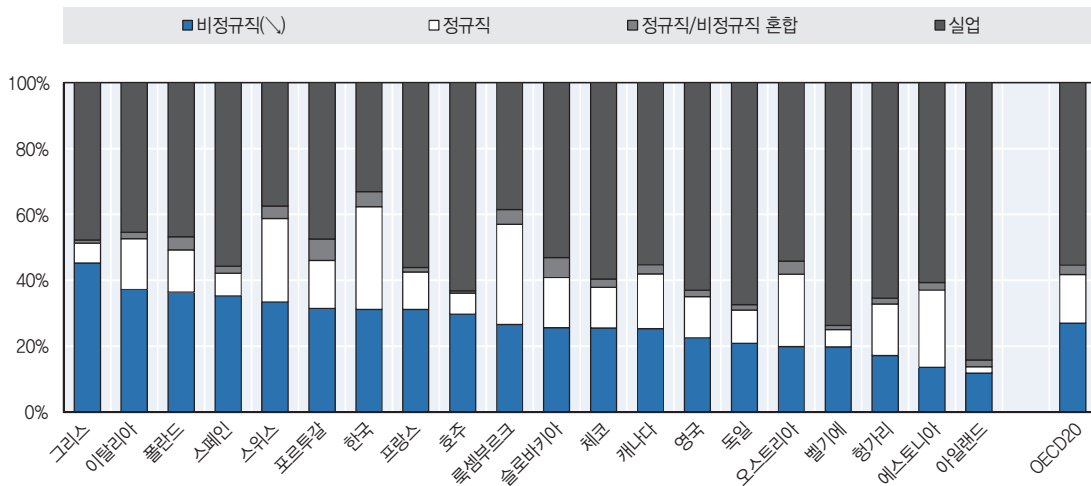
주: 빈곤선은 전체 인구에 대해 산출된 중위 균등화 가구소득의 절반을 기준으로 산출됨. “정규직”은 모든 성인 가구원(16-64세)이 정규직 근로자인 가구 또는 정규직 근로자(들)과 실직상태의 성인 가구원(들)이 있는 가구를 의미. 마찬가지로, “비정규직 가구”는 모든 성인 가구원이 비정규직이거나 한 명의 비정규직 근로자와 비근로 성인 가구원이 있는 가구를 의미. “정규/비정규직 혼합가구”는 정규직 근로자와 비정규직 근로자가 둘 다 있는 가구를 의미. 실업가구는 연간 근로를 한 적이 없는 가구원들로 구성된 가구를 말함.

일본 자료는 20-64세인 응답자 및 배우자를 의미하며 다른 가구원에 대한 소득정보는 없음.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study (KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada, Japan Household Panel Survey(JHPS, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208192>

그림 4.19. 가구 고용 패턴 별 빈곤가구 분포, 2012년 또는 가장 최근 연도



주: 빈곤선은 전체 인구에 대해 산출된 중위 균등화 가구소득의 절반을 기준으로 산출됨. “정규직”은 모든 성인 가구원(16-64세)이 정규직 근로자인 가구 또는 정규직 근로자(들)과 실직상태의 성인 가구원(들)이 있는 가구를 의미. 마찬가지로, “비정규직 가구”는 모든 성인 가구원이 비정규직이거나 한 명의 비정규직 근로자와 비근로 성인 가구원이 있는 가구를 의미. “정규/비정규직 혼합가구”는 정규직 근로자와 비정규직 근로자가 둘 다 있는 가구를 의미. 실업가구는 연간 근로를 한 적이 없는 가구원들로 구성된 가구를 말함.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada.

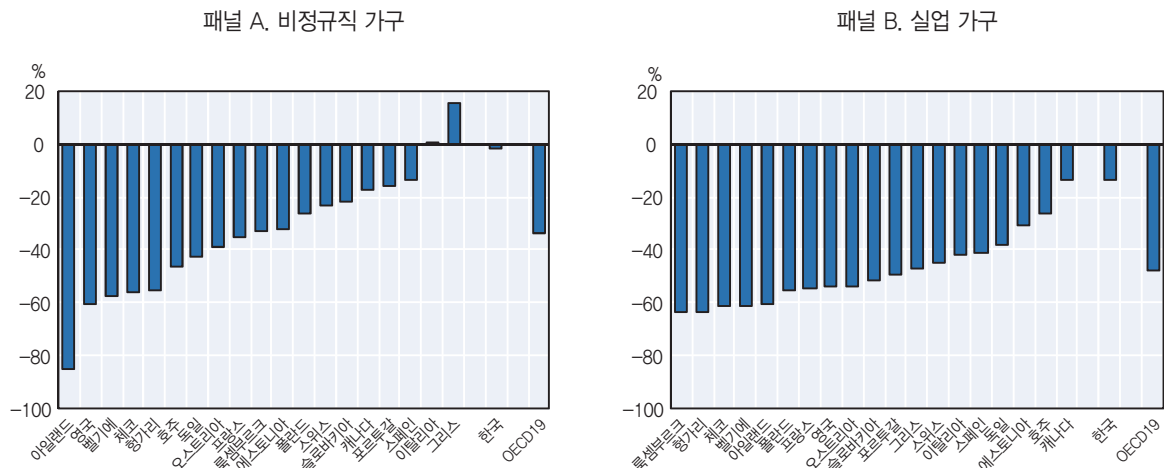
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208204>

세금과 급여를 통한 재분배가 비정규직 근로자 가구의 빈곤 위험을 얼마나 낮춰주는가? 그림 4.20은 비정규직 가구를 실업가구와 비교하여 세금과 이전의 빈곤 완화 효과를 보여준다. 비정규직 가구의 빈곤율은 평균적으로 34%에서 22%로 약 1/3 가량 줄어들었다. 실업가구의 경우 세금과 이전으로 인한 효과가 훨씬 더 커서 세금 및 이전을 감안하면 빈곤율이 76%에서 39%로 거의 절반으로 줄어들었다. 비정규직 가구의 세금 및 이전의 빈곤 감소 효과는 벨기에와 아일랜드, 영국에서 특히 컸다. 예를 들어 영국의 비정규직 가구는 시장소득 측면에서 빈곤 발생률이 가장 높았다(50%). 재분배는 이들의 빈곤위험을 OECD 평균인 22%보다 낮은 20%로 낮춘다. 영국(과 다른 국가들)의 강력한 빈곤 감소 효과는 비정규직 근로자와 그 가족들에게 특히 도움이 되는 특정 세금/급여 정책을 반영하고 있다.

반면, 세금과 이전은 한국과 이탈리아의 경우 비정규직 가구의 빈곤 감소에 효과가 없었다. 그리스에서는 비정규직 가구의 빈곤은 재분배 이후 오히려 높아졌다. 다른 남유럽 국가인 포르투갈과 스페인에서도 비정규직 가구의 빈곤 감소 효과는 크지 않았다.

그림 4.20. 세금과 이전이 빈곤 감소에 미치는 영향

세금/이전으로 인한 빈곤 감소율



주: 빈곤선은 전체 인구에 대해 산출한 중위 균등화 가구소득의 절반. 그림은 가처분소득과 시장소득의 빈곤율 차이를 %P로 나타냄. 한국의 경우 시장소득은 공적 사회 및 정부이전은 감안하지 않은 세후 소득이므로 다른 국가와 비교 불가.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study (KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010) for Canada.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208213>

#### 4.6. 비정규직 관련 세금과 급여의 역할

개인소득세와 현금성 사회이전은 일자리의 형태에 관계없이 중립적이지 않다. 처리 기준이 다른 것은 정책이 어떻게 설계되어 있는가에 따른 직간접적인 결과이다. 일부 정책은 특정 유형의 일자리에 대해 세금과 급여의 “수급자격”을 차별화함으로써 특정 고용 유형을 직접 겨냥하고 있다. 예를 들어 많은 국가에서 자영 근로자들은 실업보험 급여를 수급할 자격이 없다. 마찬가지로 자영 근로자를 위한 사회보험료 규정도 회사 근로자들과는 다르다. 서로 다른 유형의 근로자 간의 세금과 급여 차이는 서로 다른 정책이 비정규직 맥락에서 어떻게 상호작용



하는가에 따라 발생된다는 측면에서 간접적이다. 예를 들어 자산조사 급여의 경우 시간제 근로자의 낮은 소득으로 인해 이들에게 좀 더 관대할 수 있는데, 이들의 소득이 낮은 것은 근로시간이 짧기 때문이다.

이번 섹션에서는 비정규직 근로자에 대한 세금과 급여의 역할이 정규직 근로자의 경우와 어떻게 다른지 분석한다. 분석은 정성적 요인(법령상의 차이)과 정량적 지표(순급여, 적정성 및 근로 인센티브)를 살펴본다. 정량적 분석은 세금-급여 모형을 가지고 시뮬레이션한 결과를 이용하여 시간제 근로자와 자영 근로자에 대해 실시한다.<sup>23</sup> 임시직 근로자에 대한 분석은 법령상 차이에 국한한다.

### 정규직과 비정규직 간 법령상 차이

비정규직 근로자들은 세금 및 급여 규정의 적용을 다르게 받는다. 일반적으로 자영 근로자들이 여타 형태의 비정규직 근로자와는 법령상의 처우가 다른 경우가 많다(표 4.6). 대부분의 경우 시간제 근로자와 임시직 근로자의 급여(benefit) 규정은 정규직 근로자와 동일하다. 대부분의 국가에서 자영 근로자에 대한 실업 및 산재급여는 정규직 근로자와 다르다. 질병 및 출산, 고령, 장애, 유족급여 역시 일부 국가에서 다르게 적용된다. 벨기에와 이탈리아에서는 심지어 가족급여도 자영 근로자의 경우 다르며(급여 규정이 다름), 칠레와 그리스, 멕시코(일부 가족급여는 자영 근로자에게 부지급)도 마찬가지이다.

정규직 근로자와의 가장 일반적인 차이는 실업 및 산재 관련 급여로부터 비정규직 근로자가 배제되는 것이다. 34개 OECD 국가 중 19개 국가에서 자영 근로자들은 실업급여를 받지 못한다. 3개국에서는 일부 시간제 근로자들이 실업급여를 받지 못한다.<sup>24</sup> 10개국에서는 자영 근로자들이 산재급여를 받지 못한다.

두 번째로 많이 나타나는 차이는 급여 내용이다(예: 적용범위 또는 지급 수준). 예를 들어 영국에서는 자영 근로자가 법정 질병수당(고용주가 지급)뿐만 아니라 관대성이 덜한 고용 및 지원수당도 받지 못한다. 급여 내용의 차이는 자영 근로자에게는 일반적이는데, 특히 고령, 장애 및 유족, 질병 및 출산급여의 경우 그렇다. 몇몇 국가에서는 급여의 내용이 시간제 및 임시직 근로자의 경우에도 다르다. 예를 들어 덴마크의 일부 시급 근로자(주당 9시간 미만 근로)의 경우와 캐나다의 임시직 근로자(일용직(casual)과 계절성 농업 근로자)는 소득연계연금을 받을 수 없다. 마지막으로, 일부 국가에서는 일부 급여에 대한 자영 근로자의 가입이 선택 사항이다. 이러한 선택적 개념은 산재, 질병/출산, 실업, 고령/장애/유족과 관련된 보험급여의 경우 특히 일반적이다.

표 4.6. 급여별 비정규직과 정규직 간 법정 급여의 차이, 2010년<sup>1,2</sup>

	시간제 <sup>3</sup>					임시직 근로자					자영근로자				
	ODS	SM	WI	UB	FB	ODS	SM	WI	UB	FB	ODS	SM	WI	UB	FB
호주															
오스트리아															
벨기에															
캐나다															
칠레															
체코															
덴마크															
에스토니아															
핀란드															
프랑스															
독일															
그리스															
헝가리															
아이슬란드															
아일랜드															
이스라엘															
이탈리아															
일본															
한국															
룩셈부르크															
멕시코															
네덜란드															
뉴질랜드															
노르웨이															
폴란드															
포르투갈															
슬로바키아															
슬로베니아															
스페인															
스웨덴															
스위스															
터키															
영국															
미국															

1. FB: 가족수당(Family allowances), ODS: 고령, 장애, 유족(Old age, disability and survivors), SM: 질병 및 출산(Sickness and Maternity), UB: 실업(Unemployment), WI: 업무상 재해(Work injury)

2. 색깔표시: 진회색: 급여 없음, 연회색: 선택적, 파란색: 정규직과 다른 규정 적용, 흰색: 일반적인 제도와 동일한 규정 적용.

3. 주당 9시간 미만 근로하는 시간제 근로자 제외

4. 일본의 경우 시간제 근로자도 주당 20시간 이상 근로할 경우 실업급여 수급

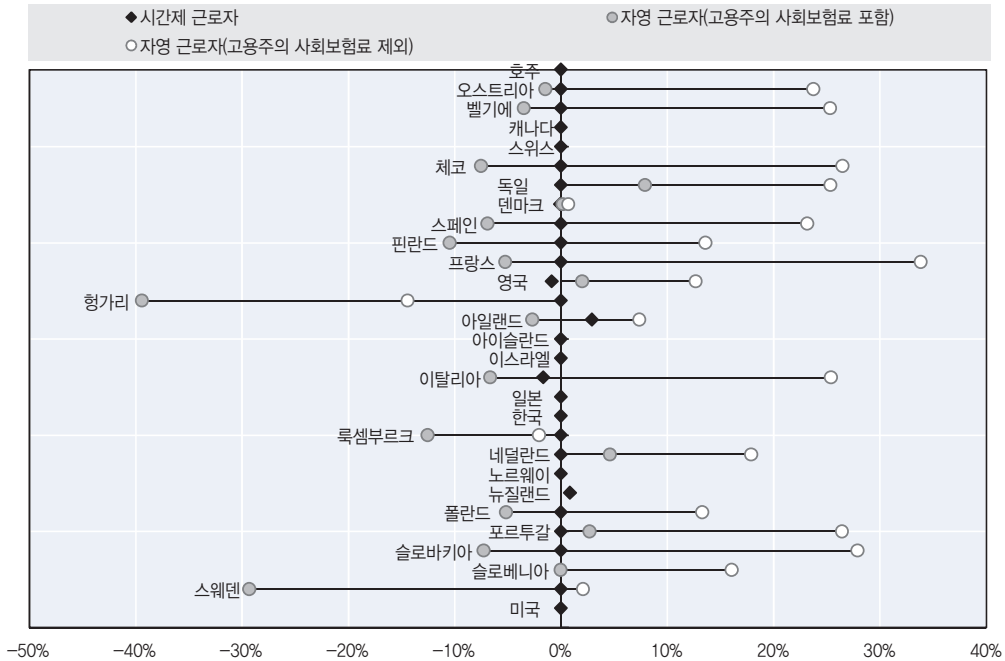
5. 멕시코에는 실업급여 없음. 노동법에서 고용주가 해고한 종업원에게 일시금을 지급하도록 규정.

출처: Social Security Administration(2010), *Social Security Programs Throughout the World: Asia and the Pacific*, Government Printing Office; Social Security Administration(2010), *Social Security Programs Throughout the World: Europe*, Government Printing Office; Social Security Administration(2011), *Social Security Programs Throughout the World: The Americas*, Government Printing Office.

그림 4.21을 보면, 일반적으로 시간제 근로자들이 지급한(수급한) 세금(급여)액이 정규직 근로자와 똑같지는 않더라도 비슷한 것으로 나타난다. 반면 자영 근로자들이 납부(수급)한 세금(급여)액은 대개 상당한 차이가 있다. 자영 근로자가 정규직 근로자보다 나은지 못한지는 고용주의 사회보험료 기여분이 어떤지에 따라 다르다. 법적으로 고용주의 사회보험료 기여분은 고용주가 납부하도록 되어 있다. 그러나 실제로는, 실질적으로 고용주가 부담하거나(수익성 감소) 종업원에게 전가되거나(임금 감소) 또는 소비자에게 전가된다(가격 상승).<sup>25</sup> 여기에서는 고용주 기여분이 고용주 또는 종업원에게 전가되는 시나리오를 평가하고 있다. 일반적으로 자영 근로자의 기여분은 종업원인 근로자보다 많고 고용주와 종업원의 기여분을 합친 것보다는 적다. 그러므로 자영 근로자들은 고용주 기여분을 실제로 고용주가 감당할 경우 종업원보다 못한 상황이 되는 것이다. 반대로 고용주 기여분이 실제로 종업원에게 전가될 경우 자영 근로자가 나은 상황이 된다. 하지만 예외도 꽤 있다. 고용주

기여분을 누가 부담하는가에 관계없이 헝가리와 룩셈부르크의 자영 근로자들은 종업원인 근로자들보다 못하고 포르투갈, 독일, 오스트리아, 네덜란드, 영국에서는 종업원인 근로자들보다 낮다.

그림 4.21. 시간제/자영 근로자와 정규직 근로자 간 세금-급여액 차이, 2010년



주:

차이는 해당 국가의 평균임금 중 백분율로 표시.

시간제는 주당 16-30시간 근로하며 해당 국가의 평균 시급을 받는 근로자. 자영 근로자는 전일제(주당 40시간) 근로하며 해당국 평균임금의 40-160%를 받는 근로자(자영 근로자 추정치는 EU 국가만 존재). 독신, 유자녀 한부모, 유자녀 외벌이 부부, 무자녀 외벌이 부부 등 네 종류의 전형적인 가정을 고려.

출처: OECD tax-benefit models and EUROMOD.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208228>

### 비정규직 저소득 근로자를 위한 순급여(benefit)의 적정성

섹션 4.5에서 논의한 것처럼 비정규직 근로자들은 소득이 낮은 경우가 많아 빈곤에 빠질 위험이 더 높다. 적절히 설계된 세금과 급여는 가족들이 실질적으로 집에 가져가는 소득을 높임으로써 이러한 위험을 완화할 수 있다. 아래 분석은 시간제 또는 자영업의 낮은 소득에 의존하고 있는 가족들을 보호하는데 있어서 세금-급여 제도의 적정성을 측정하고 있다. 어떤 경우이건, 세금 및 급여 고려 전 가족 소득은 해당국 평균 시급으로 주당 20 시간을 일하는 이가 받는 것과 동일하다. 적정성은 세후 및 급여 후 균등화 가족 소득을 중위 가치분소득의 50%로 정의된 해당국 빈곤선과 비교함으로써 측정한다.

고용소득과 자영근로소득의 비교는 현실에서는 간단하지가 않다. 자영근로소득은 임금이나 월급에 비해 상당히 유동적이어서 예측하기 어려운 경우가 많다. 또한 증거에 따르면 자영 근로자들은 고용된 근로자들보다 국세청에 소득을 낮춰서 신고하는 경우가 많다(Feldman and Slemrod, 2007). 이러한 차이를 감안하고, 분석에서는 자영근로소득이 연간 일정하고 세금 및 급여 당국에 정확하게 신고된다는 가정하에 세금 및 급여액을 측정하고 있다.

분석된 모든 국가에서 주당 20시간을 근로하고 평균 시급을 받는 근로자들은 단독 거주할 경우 빈곤선 위의 소득(세전 및 급여 전)을 올린다(그림 4.22, 패널 A). 가족과 함께 거주하며 유일한 소득원인 경우, 몇몇 국가에서는 해당 가족의 소득은 빈곤선 미만이었다. 국가의 빈곤 가족 비율은 가족 수가 많아질수록 상승한다. 독일과 네덜란드, 영국에서만 월 평균임금의 절반을 받고 두 자녀를 둔 부부의 소득이 빈곤선 이상이였다.

세금과 급여는 소가족부터 대가족까지 시간제 근로자가 있는 가족의 재분배 소득을 크게 변화시킨다. 그 결과가 구체적인 임금 수준을 보여준다는 점을 기억하고, 독신인 시간제 근로자는 슬로베니아의 경우 급여로 받는 것보다 더 많은 금액을 세금으로 납부하는데 이로 인한 가처분소득의 하락으로 이들은 빈곤선 밑으로 떨어지게 된다. 아일랜드, 뉴질랜드, 일본을 포함해 일부 국가에서는 무자녀 부부가 급여로 받는 것보다 적은 금액을 세금으로 납부하지만, 대부분의 국가에서는 그 반대이다. 그리고 일부 국가(오스트리아, 이탈리아, 스웨덴, 스위스)에서는 가처분소득이 빈곤선 밑으로 떨어진다. 대부분의 국가에서 자녀가 두 명이고 시간제로 일하는 한 부모는 세금으로 납부하는 금액보다 더 많은 금액을 급여로 받으며 이러한 가처분소득 증가로 많은 국가에서 해당 가구는 빈곤선 위로 올라가게 된다. 한국과 스페인, 스위스를 제외하고, 자녀가 있는 부부는 세금과 급여의 순수혜자가 된다.

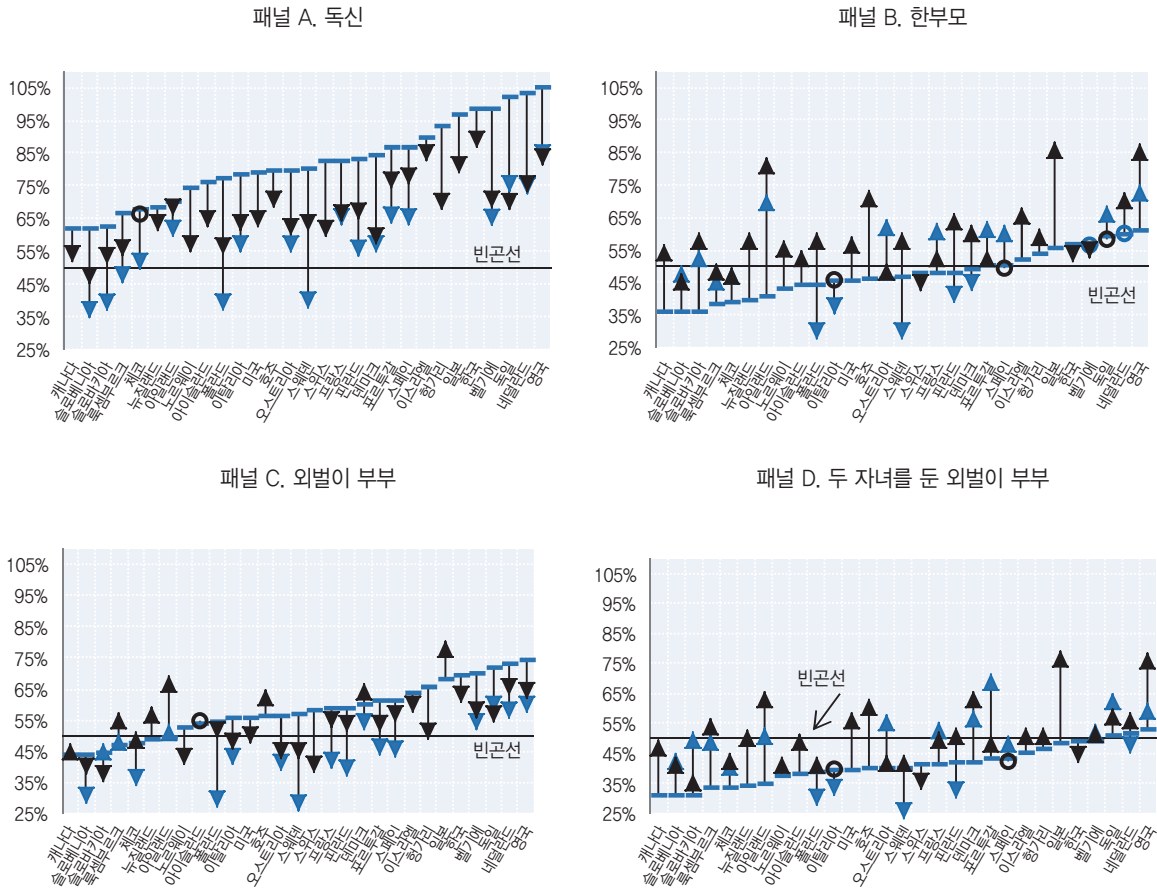
일부 OECD 국가에서 세금과 급여만으로는 자연 근로자가 가장인 저소득 가족의 소득이 빈곤선 아래로 떨어지는 것을 막을 수가 없다. 시간제 근로자와 비교해 많은 수의 가정이 빈곤상태에 놓이게 된다. 단독 가구의 경우 분석 대상인 모든 국가에서 세금액이 급여액을 앞질렀고 이들 중 몇몇 국가(룩셈부르크, 폴란드, 슬로바키아, 슬로베니아, 스웨덴)에서는 가족 가처분소득이 빈곤선 미만으로 떨어졌다.

대부분의 국가에서 무자녀 외벌이 부부 역시 급여로 받는 것보다 세금으로 납부하는 게 많았다. 16개국에서 무자녀 외벌이 부부의 소득은 빈곤선 미만이었으며 이들 중 10개국에서는 이것이 마이너스 순급여의 직접적인 영향이었다. 아일랜드에서만 외벌이 부부의 소득이 세금과 급여 산정 후 빈곤선 위로 올라갔다.

시간제 근로자의 경우와 마찬가지로 순급여는 자녀가 있는 가정에 보다 관대한 경향이 있었다. 16개국에서 순급여는 자녀가 있는 한부모 가구의 경우 플러스였다. 이들 중 6개국에서는 가족 가처분소득이 이로 인해 빈곤선 위로 올라갔다. 자녀가 있는 부부의 경우 17개국에서 순급여가 플러스였으며 이들 중 6개국에서 소득이 빈곤선 위로 올라갔다. 그러나 14개국에서는 가족 소득이 빈곤선 미만이었고 네덜란드의 경우 이는 마이너스 순급여의 직접적인 결과였다.

그림 4.22. 세금-급여 적정성

평균임금의 절반 소득인 시간제 근로자(검정색), 자영 근로자(파란색), 세금 및 급여 전(막대) 및 후(화살표), 2010



주: 결과는 해당국 평균 균등화 가구 가처분소득의 백분율로 표시.

출처: OECD tax-benefit models and EUROMOD.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208238>

### 근로 인센티브

세금과 급여는 비정규직 근로자의 근로 인센티브에 어떤 영향을 미칠까? 비정규직 근로자가 근로시간을 늘리거나 정규직으로 옮기도록 할까, 그렇지 않도록 만들까? 근로하는 보람이 있도록 만들까, 아니면 더욱 열심히 일하거나 아예 일하는 것 자체에 대한 금전적 인센티브를 약화시킬까?

여기에서는 OECD/EC 세금-급여 모형(시간제 근로자)과 EUROMOD(자영 근로자)로 산출된 시뮬레이션 결과를 이용하여 위의 질문에 답해보도록 한다.<sup>26</sup> 노동력 공급에 관한 연구(Heckman, 1974; Blundell and MaCurdy, 1999; Brewer et al., 2010; and Blundell et al., 2011)에 따라, 근로하는 이들의 업무 강도를 높일 인센티브(즉, 근로 시수의 변화)를 측정하는 노동력 공급의 집중도(intensive margin)와 실업상태에서 근로상태로 또는 비정규직에서 정규직으로의 “질적 변화”를 측정하는 참여도(extensive margin)를 구분한다.

### 비활동에서 시간제 근로로의 인센티브

세금과 급여가 실업 상태에서 비정규직으로 이동할 수 있도록 하는 인센티브를 제공하는가? 이번 섹션에서는 참여세율(participation tax rates, PTR)을 측정하여 이러한 인센티브를 평가한다. 시뮬레이션에서는 실업 상태인 사람들이 실업급여 대상은 아니지만 자격을 갖춘 경우 사회부조 및 여타 급여를 수급할 수 있다는 점에서 “비활동적”인 것으로 가정한다. 비정규직의 경우, 시간제 및 자영 근로자들이 평균 시급으로 절반의 시간만 일하는 것으로 가정했다.

많은 OECD 국가에서 비활동 상태에서 시간제 고용으로 이동하는 소득 인센티브는 비교적 작은 편이다 (그림 4.23). 이 결과는 이전 연구 결과와 일치한다(OECD, 2007; OECD, 2009; OECD, 2010). 평균적으로 참여세율은 70%이다. 다시 말해, 비활동 상태에서(사회부조 수급) 시간제 고용으로 이동할 경우 획득하는 소득의 70%는 세금이 늘고 급여가 줄면서 “빼앗긴다”는 것이다. 국가별로 참여세율은 이탈리아<sup>27</sup>와 미국의 30% 미만부터 스위스와 덴마크의 90% 이상까지 분포한다. 15개국에서 참여세율은 80%를 초과한다.

이렇게 참여세율이 높은 주된 원인은 사회부조 급여의 감소나 박탈이다. 평균적으로 참여세율 중 45%P는 사회부조 급여로 인한 것이다. 일부 국가에서는 이 효과가 근로의 재정적 수익을 높여주는 근로연계급여(또는 여타 고용 관련 장치)로 부분적으로 보충된다(Pearson and Scarpetta, 2000; Immervoll and Pearson, 2009). 아일랜드와 미국에서는 근로연계급여가 참여세율을 각각 35%와 20% 낮췄다. 주택급여 역시 시간제 근로의 재정적 보상을 낮추는데 일정한 역할을 한다. 몇몇 예외를 제외하고 사회보험료는 참여세율을 높이는 데 개인소득세보다 더 큰 역할을 한다. 일반적으로 보험료와 고정세율에만 의존하는 사회보험료보다는 소득세가 누진세율과 면세 한도 및 여타 공제로 인해 범위가 크며 저소득 근로자의 세금 부담을 조절한다.

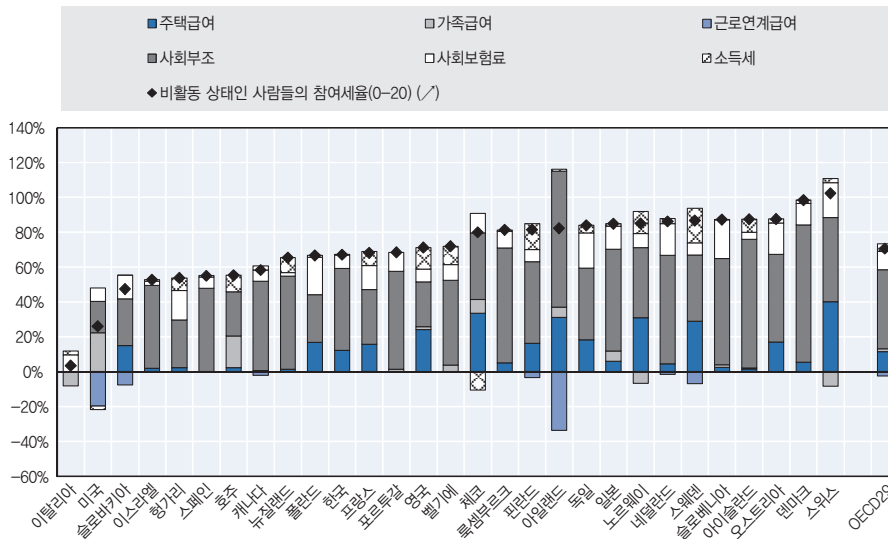
비활동 상태에서 시간제 자영업으로 이동할 소득 인센티브 역시 분석 대상인 대부분의 국가에서 제한적이었다. 독일과 헝가리, 포르투갈, 덴마크, 룩셈부르크에서 비활동 상태의 사람들은 자영업을 선택할 소득 인센티브가 거의 없었는데 소득의 90% 이상을 급여(benefit) 감축 또는 세금이나 보험료 상승으로 인해 “빼앗기기” 때문이다. 자영업의 참여세율은 종업원인 근로자보다 높으며, 특히 헝가리와 아일랜드, 스웨덴에서 그랬고 평균적으로 25% 정도였다. 이는 분석 대상 국가 중 4개국을 제외하고 모든 국가에서 나타났다.

사회급여는 자영 근로자에 대한 참여세율의 주요 동인이다. 평균적으로 참여세율의 절반 이상이 사회급여로 인한 것이다. 그리고 참여세율의 1/3 가량이 사회보험료로 인한 것이다. 또한, 예상했겠지만, 사회보험료는 자영 근로자와 종업원인 근로자 간 참여세율을 차이나게 하는 주된 원인이다.



그림 4.23. 시간제 근로자들의 참여세율

사회부조를 받고 시간제 근로로 이동하는 비활동 상태인 사람들의 참여세율. 세금과 급여별 구분, 2010년



주:

비활동 상태인 사람들(0-20시간)의 참여세율: 사회부조를 받고 있으며 시간제 근로(20시간 근로)로 옮기는 비활동 상태(근로시간 0인) 사람들의 참여세율.

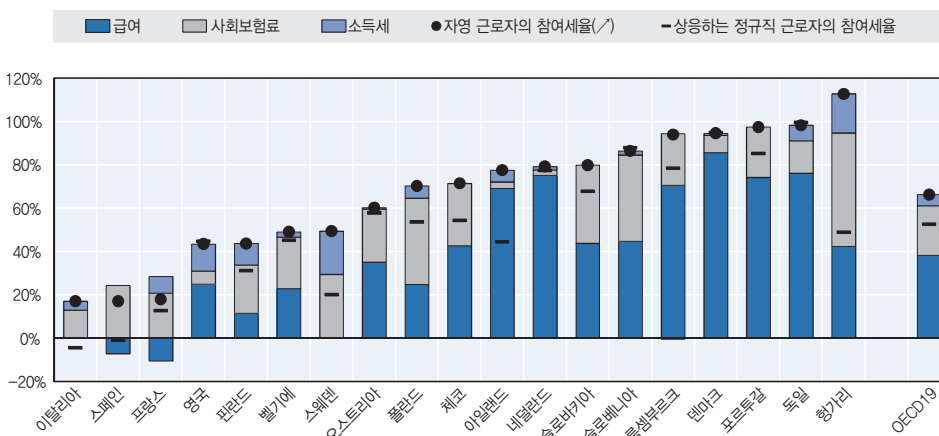
결과는 단독 거주 독신 성인, 무자녀 외벌이 부부, 두 자녀 한부모, 두 자녀 외벌이 부부 등 네 종류의 가족 평균으로 산출.

출처: OECD tax-benefit models.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208240>

그림 4.24. 자영 근로자들의 참여세율

사회부조를 받고 자영업 근로로 이동하는 비활동 상태인 사람들의 참여세율. 세금과 급여별 구분, 2010년



주: 결과는 단독 거주 독신 성인, 무자녀 외벌이 부부, 두 자녀 한부모, 두 자녀 외벌이 부부 등 네 종류의 가족 평균으로 산출.

출처: EUROMOD, Tax-benefit microsimulation model for the European Union.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208259>

### 시간제에서 전일제 근로로 이동하는 인센티브

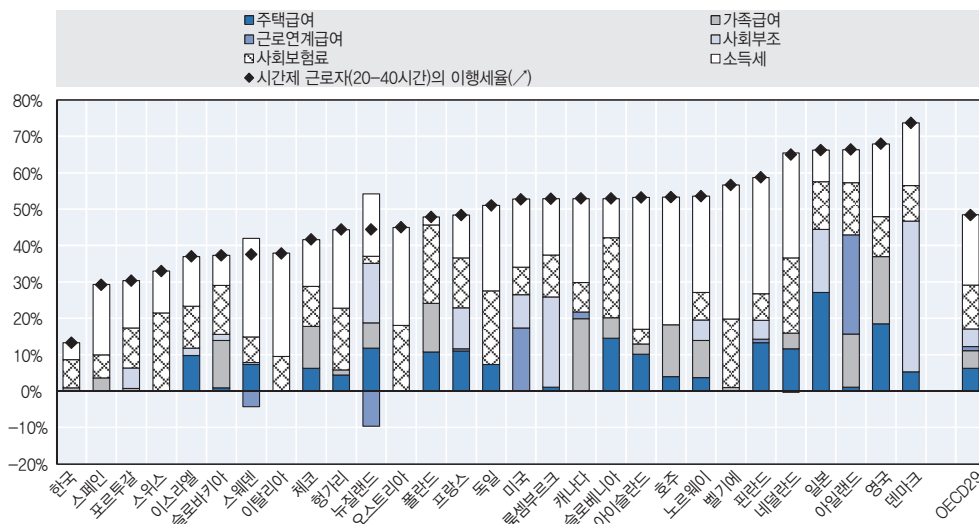
여기에서는 비정규직 근로자가 정규직 근로자로 옮겨갈 경우의 인센티브를 평가한다. 인센티브 측정에 사용된 지표를 여기에서는 이행세율(TTR, transition tax rate)이라고 하며 소득 인상분 중 어느 정도가 세금 인상과 급여 인하로 사라지는지 산출한다.<sup>28</sup>

시간제에서 전일제 고용으로 이동할 경우 소득 인센티브는 비활동 상태에서 시간제 고용으로 이동하는 경우보다 크다. 평균적으로 주당 20시간 근로에서 40시간 근로로 이동할 경우의 이행세율은 48%이다. 이 수치는 한국, 스페인, 포르투갈의 1/3 미만부터 덴마크, 영국, 아일랜드, 일본, 네덜란드의 2/3 이상까지 분포한다.

개인소득세가 이행세율의 주된 동인이며 사회보험료의 비중이 두 번째로, 이 둘이 각각 19%P와 12%P를 기록하고 있다. 사회급여의 역할은 산재되어 있다. 주택급여는 일본과 영국에서는 평균을 상회하는 비율을 보이고 있다. 가족급여는 영어사용국가(뉴질랜드와 미국 제외)에서 자녀가 있는 가족의 근로 인센티브를 크게 감소시키고 있다. 사회부조 급여는 전반적으로 비활동 상태에서 시간제 고용으로 이행하는데 있어서 수행하는 역할이 비교적 작다. 근로연계급여는 국가별로 효과가 다르다. 아일랜드와 미국에서는 근로연계급여가 이행세율을 높이는데, 고소득 근로자에게는 지급이 철회되기 때문이다. 한편, 뉴질랜드와 스웨덴은 이행세율이 마이너스이므로 시간제 근로에서 전일제 근로로 이행하는 보람이 있다.

그림 4.25. 시간제에서 전일제 고용으로의 이행세율

시간제 근로자가 전일제 고용으로 이동할 경우의 이행세율, 세금과 급여별, 2010년



주:

시간제 근로자(20시간 근로)가 전일제 근로(40시간 근로)로 이동할 경우의 이행세율.

결과는 단독 거주 독신 성인, 무자녀 외벌이 부부, 두 자녀 한부모, 두 자녀 외벌이 부부 등 네 종류의 가족 평균으로 산출.

출처: OECD tax-benefit models.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208262>

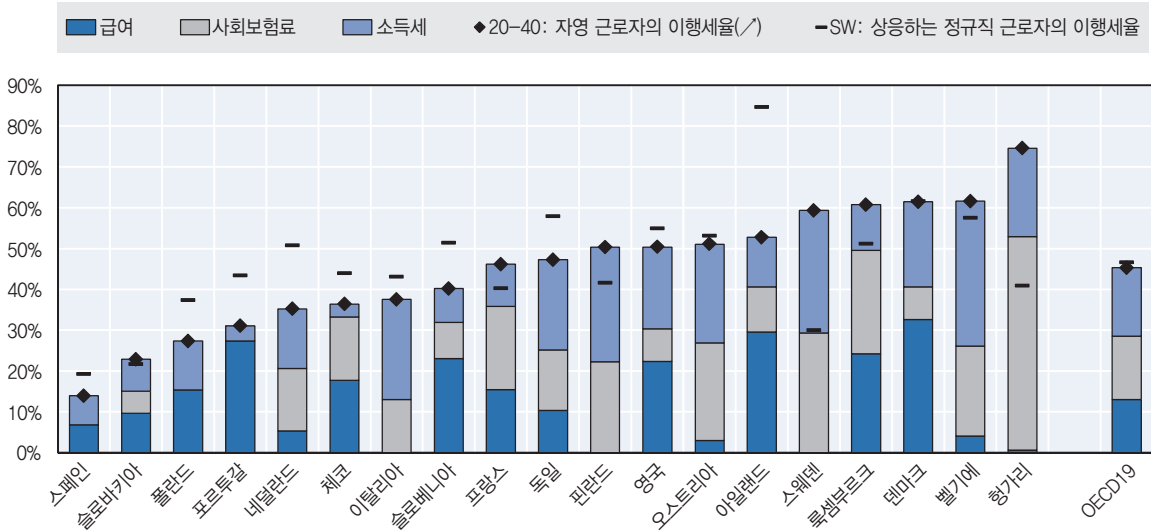
자영 근로자는 시간제 근로에서 전일제 근로로 이동할 경우 비활동 상태에서 시간제 근로로 이동하는 경우보다 소득상으로 근로기피 효과가 적다. 평균적으로 반일 대신 전일을 근무함으로써 발생하는 소득 인상분 중 급여 감소 또는 세금과 보험료 인상으로 “빼앗기는” 금액은 절반 미만이다. 19개 국가 중 13개국에서 가족들은 소득

인상분 중 최소 절반은 지킬 수 있고 거의 모든 국가에서 최소 40%는 지킨다. 자영 근로자에 해당하는 비율은 평균적으로 고용 근로자들과 비슷하지만 국가별로 차이는 크다.

개인소득세, 사회보험료, 사회급여는 모든 분석대상 국가 전체적으로 봤을 때 이행세율에 비슷한 영향을 미친다. 하지만 사회보험료의 효과는 국가별로 중요한 차이를 보였으며 특히 자영 근로의 보험료율이 높은 국가들과 보험료가 정액인 국가들 간에 차이가 컸다.

그림 4.26. 시간제에서 전일제 자영업으로의 이행세율

자영 근로자가 전일제 근로로 이동할 경우 이행세율, 2010년



주: 결과는 단독 거주 독신 성인, 무자녀 외벌이 부부, 두 자녀 한부모, 두 자녀 외벌이 부부 등 네 종류의 가족 평균으로 산출.

출처: EUROMOD, Tax-benefit microsimulation model for the European Union.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208274>

### 4.7. 결론

비정규직은 개념이 모호하다. 이 장에서 기준으로 삼은 것은 국제적 관례에 따라 임시직, 시간제, 1인 자영 근로를 포함하는 개념이다. 모두 합치면 이 유형의 고용이 OECD 전체 고용 중 상당한 비중(33%)을 차지하며 그 안에서 임시직, 영구 시간제, 자영업이 거의 비슷한 비율을 보이고 있다. 비정규 고용의 비율은 일부 동유럽 국가의 20% 미만부터 네덜란드, 스위스의 46% 이상까지 분포한다. 시간제 고용이 특히 많은 곳은 네덜란드, 스위스, 북유럽 국가이다. 자영업은 그리스, 체코, 슬로바키아, 터키에서 특히 비중이 크다. 임시 고용은 폴란드, 포르투갈, 한국, 스페인에서 가장 많다.

남성의 25%, 여성은 무려 40%가 비정규직 근로자로 일하고 있는데 이 차이는 주로 시간제 근로의 남녀 격차로 인한 것이다. 청년과 저학력 근로자들이 비정규 직종에 몰려 있는데, 임시직 근로자의 절반 가까이가 30세 미만이고 저학력자의 임시고용 발생률은 중학력자에 비해 30% 높다. 비정규직 근로자들은 또한 소기업에 많이 분포하고 있다. 모든 비정규직 근로자의 절반이 한 가구의 가장이며 대다수가 두 명 이상으로 구성된 가구에 거주하고 있고 자녀가 있는 경우가 많다.

1995년에서 2007년 사이 고용 근로자 수는 17% 증가했으며 그 중 40% 이상이 비정규직 일자리였다. 세계경제위기 이후 6년간 정규직 일자리는 줄어들었고 시간제 고용이 계속해서 늘어났다. 대부분의 OECD 국가에서 장기적으로 영구 시간제 일자리가 큰 성장세를 보였으며 일부 국가에서는 비율이 두 배로 늘어나기도 했다. 임시직 고용도 OECD 국가 중 75% 이상의 국가에서 증가했으며 특히 폴란드와 남부 유럽에서 증가세가 두드러졌다. 한편, 자영업은 대부분의 국가에서 감소했거나 큰 변동이 없었다.

일자리는 양극화되고 있다. 예를 들어 업무중심적 접근방식으로 살펴보면 전통적으로 중숙련 근로자들이 수행해온 반복적 업무의 고용 비율은 1995년에서 2010년 사이 53%에서 41%로 감소했다. 동시에 추상적 업무의 고용 비율은 크게 늘어났으며(28%에서 38%) 정도는 덜하지만 비반복적 육체적 업무의 비율도 늘어났다(18%에서 21%로). 마찬가지로, 특정 산업 내의 특정 직종을 고려하는 업무중심적 접근방식으로 살펴보면 절반 이상의 국가에서 직업 심분위별로 U자형 고용 패턴을 보여줌으로써 일자리 양극화 주장을 뒷받침하고 있다. 일자리 양극화로의 이동은 비정규 고용의 증가와 밀접한 관련이 있다. 즉, 중숙련 고용 감소의 상당 부분은 정규직 계약 감소로 인한 것인 반면 고숙련 및 저숙련 일자리의 증가는 비정규 고용과 주로 연관되어 있다.

비정규직 일자리를 가지면 정규직 진출 확률이 높아지는 것은 소수에게만 해당된다. 특히 대부분의 국가에서 임시계약직 근로자들은 실업상태인 이들보다는 정규직으로 이동할 확률이 높지만 시간제나 자영업으로 일하고 있는 경우는 실업상태인 이들보다 정규직 취업 확률이 높아지지 않는다. 이것이 의미하는 바는 임시직 근로자들의 경우 최소한 단기적으로는 디딤돌 효과가 어느 정도 있다는 것이다. 그와 동시에 비정규직 근로자들은 노동시장 불안정성이 크며 현장업무교육(OJT)을 받을 확률이 낮다. 뿐만 아니라 임시직 근로자들은 업무긴장도가 훨씬 크지만 시간제 근로자들은 그렇지 않다.

비정규직은 임금 불이익과도 관련되어 있다. 대부분의 국가에서 임시직 근로자들은 관찰 및 비관찰된 개인적 특성을 통제하면 동일 업무를 수행하는 정규직 근로자들보다 임금이 훨씬 적다. 임금 불이익은 젊은 임시직 근로자의 경우 조금 더 크다. 주로 임시계약직인 시간제 근로자들 역시 정규직 전일제 근로자들에 비해 시급이 낮은 경향이 있지만 영구직의 경우 눈에 띄는 임금 불이익은 없었다. 뿐만 아니라 많은 경우, 계약 형태에 변화가 없는 임시직 근로자의 경우 소득 불안정성이 더 크다.

비정규직 근로자들은 소득분포도의 하위층, 특히 맨 아래 세 개 심분위에 위치한 경우가 많으며 비정규직 근로자의 비율이 증가하면 분포도 하위층(하위 40%)의 임금 불이익이 20% 높아지지만 상층부는 변화가 없기 때문에 소득 불평등이 높아지게 된다. 비정규직 근로자 가구를 정규직 근로자 가구에 추가하면 가구소득 불평등이 3 지니포인트만큼 증가한다. 평균적으로 이는 여러 국가의 부문간 가구소득 불평등 중 약 20%에 해당한다. 이 기여도는 호주와 오스트리아(약 30%)에서 더 높고 에스토니아(5% 미만)에서 가장 낮다.

비정규직 근로자들은 또한 저소득 가구에 더 많은 경향이 있다. 그러나 가구 구성이 매우 중요하다. 즉, 저소득 비정규직 근로자는 가구원 중 정규직 근로자가 아니라 비정규직 근로자가 있다면 소득 분포도 하위집단에서 벗어날 가능성이 훨씬 낮아진다.

모든 빈곤 생산연령 가구의 절반 이상에 최소 한 명의 근로자가 속해 있다. 이들 “근로 빈곤” 가구 중 과반수(60%)가 비정규직 가구로 구성되어 있다. 모든 소득이 비정규직 일자리에서 나오는 가구의 평균 빈곤율은 21%인 반면 비정규직 소득이 정규직 소득과 함께 모이는 가구의 경우 2.5%에 불과하다. 공적이전과 세금은 비정규직 근로자로 구성된 가구의 빈곤 위험을 약 35% 감소시킨다.

정규직 근로자와 비교하여 비정규직 근로자의 세금과 급여의 내용과 “접근성”(예: 적용범위나 수준)은 법령상 차이가 있다. 자영 근로자의 경우 그 차이가 더욱 크고 널리 퍼져 있다. 가장 일반적인 차이는 자영

근로자는 실업급여에서 배제되고 산재급여도 수급 자격이 없거나 강제사항이 아니라는 점이다. 또한 질병 및 출산급여 규정에도 차이가 있다. 몇몇 국가(아일랜드, 이탈리아, 뉴질랜드, 영국)를 제외하고, 시간제 근로자들의 세금과 급여의 내용과 정도에 나타나는 실질적 차이는 정책 규정의 구조적 차이라기보다는 이들의 특수한 상황(예: 근무시간이 짧으므로 소득이 낮음)으로 인한 것이다.

대부분의 국가에서 세금과 급여는 비정규직 소득에 의존해 살아가는 가족의 근로 빈곤 격차를 감소시킨다. 비슷한 상황에서, 세금과 급여는 자영 근로자보다는 시간제 근로자의 빈곤 격차를 줄이는데 좀 더 효과적이다. 세금과 급여는 또한 비정규직 근로자의 근로 인센티브에 상당한 영향력을 발휘한다. 평균적으로, 연구 결과에 따르면 세금과 급여는 업무 강도를 높이거나 시간제에서 전일제 일자리로 옮겨가는 경우보다는 비활동 상태에서 시간제 근로로 옮겨가는 경우 더 큰 장애물이 된다.

전체적으로, 이 장의 분석에서는 비정규직의 증가와 직업의 양극화가 과거에는 전체적인 고용 증가에 기여했지만 개인 임금과 가구소득의 불평등도 증가시켰다고 보고 있다. 그러므로 세금과 급여 개혁은 비정규직 근로자가 있는 저소득 가구의 근로 빈곤을 방지하는 데 초점을 맞추는 한편 근로 노력을 배가하도록 하는데 충분한 인센티브를 제공해야 한다. 그리고 적극적 노동시장 정책은 특히 청년층과 저학력 근로자 등 비정규직 근로자들의 소득 잠재력을 높일 수 있도록 설계되어야 한다.

## 주

1. 고용주는 분석에서 제외되었다. 고용주와 정규직 근로자 간 이동이 흔하지 않으며 고용주는 보수에 있어서 여타 근로자들과 다르기 때문이다(사업소득과 급여 모두 수령). OECD에서 이들은 생산연령 인구에 대해 총 고용의 평균 4%를 차지하고 있다.
2. 학생 근로자와 견습생들은 분석에서 제외되었다. 이들이 시간제 근로자와 임시직 근로자 비율을 높일 수 있기 때문이다. 이들은 총 고용의 평균 2%를 차지한다.
3. 높은 수준의 PMR이 사업 활동에 해가 될 수 있지만 규제는 소기업들을 대기업인 경쟁사로부터 보호하는데 사용될 수 있다(Torrini, 2005).
4. 직업의 숙련도를 분류하는 첫 번째 방법은 단순한 “업무(task)” 접근을 따라 해당 업무의 성격을 바탕으로 숙련도를 크게 세 가지 부문으로 나누는 것이다(추상적 업무, 반복적 업무, 비반복적 육체 업무). 여기에서는 Autor and Dorn(2013)을 따랐다.
5. 숙련도를 분류하는 두 번째 방법은 “직업(job) 기반” 접근을 이용해 –Eurofound(2008, 2012) 기반- 고용 변화를 살펴보는 것이다. 여기에서는 직업이 특정 업종의 특정 직종으로 정의되며 숙련도는 해당 직업 셀 안에서 근로자의 중위 시급으로 측정된다.
6. 최근의 경기침체(2007-10년) 역시 일부 국가의 고용 구조의 전반적인 변화에 중요한 역할을 했다. 일반적으로 관찰된 고용 조정은 침체에 확대되었다.
7. 일부 눈에 띄는 예는 벨기에, 프랑스, 독일, 네덜란드이다.
8. 해외 근로자 유입 역시 고용 구조를 변화시킬 수 있다. 외국인 근로자들은 소득의 최상위와 최하위 오분위에 많이 분포해 있으며 비정규직이라는 특징이 있는 경우가 많다.
9. EU-SILC와 유럽 국가의 소득 데이터가 여기와 다음 섹션에서 사용되었다. EU-LFS는 임금 및 소득 정보가 없기 때문이다.
10. 비대칭 정보의 존재로 인해 기업들은 생산성이 높은 근로자와 낮은 근로자를 분간할 수 없다. 그러므로 근로자의 수행능력을 평가할 수 있는 수습기간을 두기 위해 비정규 임금 계약(초기에는 낮은 임금 지급)을 사용할 수도 있다. 그러나 또 다른 경로는 효율성 임금을 제공하여 근로자들이 스스로 해당 업무를 수행할 수 있도록 허용하는 것이다.
11. 표 4.1과 4.2의 기준회귀는 연령집단, 교육, 결혼 여부, 자녀 유무, 건강 상태, 거주 지역, 직업, 연도 더미를 포함한다. 국가별 패널을 사용하는 국가들에 대한 결과는 산업, 기업 규모, 근무 기간(호주, 독일, 영국) 등 통제를 추가한다.
12. 예를 들어 계수  $b(TE)+B(TE-age1529)$ 의 합계는 청년 임시직 근로자와 청년 정규직 근로자 간의 (로그) 임금의 차이를 포착한다. 임시직 근로자 중 청년층과 핵심연령(기준) 근로자 간 임금 격차는  $b(age1529)+b(TE-age1529)$ 로 산출할 수 있다. 다른 연령/숙련도/계약 집단 간 격차는 비슷한 방식으로 산출 가능하다.



13. 표 4.4는 연속된 2년 이상의 기간에 걸쳐서 연도마다의 계약 변화와 동일 소득 오분위 내에 머물렀거나 상향/하향 이동한 비조정 비율에 관한 정보를 제공한다. 분석에는 전일제 근로자들만 고려했으므로(이전 섹션에서 시간제 근로자의 임금 불이익은 보여주지 않았기 때문) 고용 지위의 변화 측면에서는 다음과 같은 네 가지 시나리오만 존재한다. 즉, 정규직을 유지한 경우(SW-SW), 정규직에서 임시직으로 이동한 경우(SW-TE), 임시직에서 정규직으로 이동한 경우(TE-SW), 임시직을 유지한 경우(TE-TE). 소득 이동성은 한 개인이 연 소득 분포도에서 상대적 오분위 위치의 변화를 경험했는지 여부를 살펴봄으로써 측정한다. 상향 이동은 개인이 전년도에서 다음 연도에 낮은 소득 오분위에서 높은 소득 오분위로 이동한 경우 발생한다. 반대로 하향 이동성은 높은 오분위에서 낮은 오분위로 이동한 경우를 의미하며 잔류는 개인이 동일 오분위에 머물러 있는 경우를 의미한다.
14. 여기에서의 결과는 모든 관찰 가능한 특징을 제외한 한계효과를 의미한다. 한국이 예외인 것은 한국의 임시직 근로자들 간에 일종의 선택성 문제가 있을 수 있음을 가리킨다. 즉, 관찰되지 않은 효과 때문에 정규직으로 이동할 가능성이 낮은 이들이 자신을 이 집단으로 선택하여 포함시키는 경향이 있다는 것이다. 뿐만 아니라 분절화된 노동시장 때문에 비정규직으로 취업하는 것은 낙인효과를 유발하여 고용주에게 부정적인 신호를 줌으로써 정규직 일자리를 선뜻 제공하지 않을 수 있기 때문이다.
15. 이 논의는 OECD(2014)의 일자리에 대한 정의와 세 가지 하위 측면(소득 수준, 노동시장 안정성, 근로환경의 질)에서 차용되었으며 추가적인 추정기법(estimator)을 덧붙였다.
16. 자영 근로자의 시급 자료 확보에 일관성이 없기 때문에, 시급의 분포를 살펴볼 때 시간제 근로자와 임시직 근로자만 비정규직 근로자에 포함시켰다.
17. 주 소득자는 가구소득에 가장 큰 기여를 하는 사람을 의미한다.
18. 이것은 분포도 상위층의 고소득 자영 근로자에 대한 결과일 수 있다.
19. 균등화 가구소득은 모든 가구원의 가구 근로소득(임금과 자영소득)의 합을 일반적으로 사용되는 OECD 균등화 스케일(즉, 가구 규모의 제곱근)로 나누어서 구한다.
20. 한국 자료는 세금 정보가 없기 때문에 이 섹션에 포함시킬 수 없었다.
21. 중위소득은 생산연령 인구만이 아니라 전체 인구를 바탕으로 산출된다.
22. 한국의 정규직 가구 빈곤율은 다른 국가에 비해 높다(12.4%). 이유는 한국의 많은 정규직 가구가 실업 상태인 성인 가구원을 포함하고 있기 때문이다. “순수” 정규직 가구의 수 - 모든 성인 가구원이 정규직 근로자인 가구 - 는 한국에서는 비교적 적다. 예를 들어 2009년에 정규직과 비정규직이 모두 있는 정규직 가구는 전체 근로가구의 35%였는데, 다른 OECD 국가에서는 이 비율이 더 낮다.
23. 임시직 근로자에 대한 시뮬레이션은 현재 여기에서 사용된 세금-급여 모형에 포함시킬 수 없다.
24. 아일랜드에서는 시간제 근로자가 주당 3시간 미만 근로했을 경우 구직자급여 또는 수당을 받을 수 없다. 일본의 경우는 주당 20시간 미만, 한국은 월 60시간 미만 또는 주당 15시간 미만이다.
25. 시뮬레이션은 고용주의 사회보험료과 관련하여 두 가지 시나리오를 사용한다. 첫 번째 시나리오에서는 고용주 보험료의 실질적 부담이 온전히 고용주에게 돌아간다. 두 번째 시나리오에서는 그 부담이 온전히 종업원에게 간다. 이면의 가정은, 결국 고용주가 고용주 보험료 수준에 맞춰 임금을 조정한다는 것이다 (Brittain, 1971; Vroman, 1974; and Beach and Balfour, 1983).

26. ECD/EC 세금-급여 시뮬레이션 모형과 EUROMOD의 상세한 설명은 부록 4.A4 참조.
27. 이탈리아에서는 사회부조 급여가 없기 때문에 PTR이 매우 낮다(3%). OECD(2007)의 그림 2.3 참고.
28. 여기에서 사용된 근로 인센티브 지표는 부록 4.A4에 정식으로 정의되어 있다.

## 참고문헌

- Acs, Z., D. Audretsch and D. Evans (1994), “Why Does the Self-employment Rate Vary Across Countries Over Time?”, *CEPR Discussion Paper*, No. 871, London.
- Amuedo-Dorantes, C. (2000), “Work Transitions Into and Out of Involuntary Temporary Employment in a Segmented Market: Evidence from Spain”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 309–325.
- Amuedo-Dorantes, C. and R. Serrano-Padial (2007), “Wage Growth Implications of Fixed-Term Employment: An Analysis by Contract Duration and Job Mobility”, *Labour Economics*, Vol. 14, pp. 829-847.
- Australia Productivity Commission (2006), “The Role of Non-Traditional Work in the Australian Labour Market”, *Commission Research Paper*, Melbourne, May.
- Autor, D.H. (2001), “Why Do Temporary Help Firms Provide Free General Skills Training?”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 4, MIT Press, pp. 1409-1448, November.
- Autor, D.H. and D. Dorn (2013), “The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the U.S. Labor Market”, *American Economic Review*, Vol. 103, No. 5, pp. 1533-1597.
- Autor, D.H. and S. Houseman (2005), “Do Temporary Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-skilled Workers? Evidence from ‘Work First’”, *NBER Working Paper*, No. 11743, National Bureau of Economic Research.
- Bardasi, E. and J.C. Gornick (2008), “Working for Less? Women’s Part-time Wage Penalties Across Countries”, *Feminist Economics*, Vol. 14, No. 1, pp. 37-72.
- Beach, C.M. and F.S. Balfour (1983), “Estimated Payroll Tax Incidence and Aggregate Demand for Labour in the United Kingdom”, *Economica*, Vol. 50, pp. 35-48.
- Bentolila, S. and G. Saint-Paul (1994), “A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs”, *Labour Economics*, Vol. 1, No. 3-4, Elsevier, pp. 303-326, September.
- Blundell, R. and T. Macurdy (1999), “Labor Supply: A Review of Alternative Approches”, in O.A. Ashenfelter (ed.), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science/North-Holland, Amsterdam.
- Blundell, R., A. Bozio and G. Laroque (2011), “Labor Supply and the Extensive Margin”, *American Economic Review*, Vol. 101, No. 3, pp. 482-486.
- Booth, A.L. and M. Wood (2006), “Back-to-front Down-under? Part-time/Full-time Wage Differentials in Australia”, *IZA Discussion Paper*, No. 2268, Bonn.
- Booth, A.L., M. Francesconi and J. Frank (2002), “Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?”, *Economic Journal*, Vol. 112, No. 480, pp. 189–214.

- Bosio, G. (2014), “The Implications of Temporary Jobs on the Distribution of Wages in Italy: An Unconditional IVQTE Approach”, *Labour*, Vol. 28, No. 1, pp. 64–86, March.
- Brewer, M., E. Saez and A. Shephard (2010), “Means-testing and Tax Rates on Earnings. Dimensions of tax Design”, *Mirrlees Review*, pp. 90-174.
- Brittain, J.A. (1971), “The Incidence of Social Security Payroll Taxes”, *American Economic Review*, pp. 110-125.
- Buddelmeyer, H. and M. Wooden (2011), “Transitions Out of Casual Employment: The Australian Experience”, *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, Vol. 50, Issue 1, 109-130.
- Buddelmeyer, H., W.S. Lee and M. Wooden (2010), “Low-Paid Employment and Unemployment Dynamics in Australia”, *Economic Record*, Vol. 86, No. 272, pp. 28-48, March.
- Buddelmeyer, H., G. Mourré and M. Ward (2005), “Part-time Work in EU Countries: Labour Market Mobility, Entry and Exit”, *IZA Discussion Paper*, No. 1550, Bonn.
- Cahuc, P., O. Charlot and F. Malherbet (2012), “Explaining the Spread of Temporary Jobs and its Impact on Labor Turnover”, *IZA Discussion Paper*, No. 6365, Bonn.
- Cappellari, L. and S. Jenkins (2008), “The Dynamics of Social Assistance Receipt: Measurement and Modelling Issues, with an Application to Britain”, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 67, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/236346714741>.
- Chen, W.H., M. Förster, H. Levy and A. Llana-Nozal (2015, forthcoming), “Nonstandard Work and Inequality”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, OECD Publishing, Paris.
- De la Rica Goiricelaya, S. (2004), “Wage Differentials between Permanent and Temporary Workers: Firm and Occupational Segregation”, *DFAEII Working Papers 2003-06*, University of the Basque Country, Department of Foundations of Economic Analysis II.
- Esteban-Pretel, J., R. Nakajima and R. Tanaka (2009), “Are Contingent Jobs Dead Ends or Stepping Stones to Regular Jobs? Evidence from a Structural Estimation”, *Labour Economics*, Vol. 18, No. 4, pp. 513-526.
- Eurofound (2012), *Trends in Job Quality in Europe*, Publications of the Office of the European Union, Luxembourg.
- Eurofound (2008), “More and Better Jobs: Patterns of Employment Expansion in Europe”, *ERM Report* 2008.
- Feldman, N. and J. Slemrod (2007), “Estimating Tax Noncompliance with Evidence from Unaudited Tax Returns”, *Economic Journal*, Vol. 117, pp. 327–352.
- Firpo, S., N. Fortin and T. Lemieux (2007), “Decomposition Wage Distributions Using Recentered Influence Functions Regressions”, mimeo, University of British Columbia.

- Fortin, N., T. Lemieux and S. Firpo (2010), “Decomposition Methods in Economics”, *NBER Working Papers*, No. 16045, Cambridge, United States.
- Gagliarducci, S. (2005), “The Dynamics of Repeated Temporary Jobs”, *Labour Economics*, Vol. 12, No. 4, pp. 429–448.
- Gallie, D. (2013), *Economic Crisis, Quality of Work and Social Integration*, Oxford University Press.
- Genre, V., R. Gómez-Salvador and A. Lamo (2005), “European Women – Why Do(n’t) They Work?”, *Working Paper Series*, No. 454, European Central Bank.
- Goos, M. and A. Manning (2007), “Lousy and Lovely Jobs: The Rising Polarization of Work in Britain”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 1, MIT Press, pp 118-133, February.
- Görg, H., L. Killen and F. Ruane (1998), “Non-Standard Employment in Irish Manufacturing: Do Firm Characteristics Matter?”, *Labour*, Vol. 12, No. 4, pp. 675–699.
- Gregg, P. and J. Wadsworth (1996), “It Takes Two: Employment Polarisation in the OECD”, *Discussion Paper*, No. 304, Centre for Economic Performance, London School of Economics.
- Heckman, J. (1981), “Heterogeneity and State Dependence”, in S. Rosen (ed.), *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, pp. 91-140.
- Heckman, J. (1974), “Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, pp. 679-694.
- Hirsch, B.T. (2005), “Why Do Part-time Workers Earn Less? The Role of Worker and Job Skills”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, No. 4, pp. 525-551.
- Houseman, S.N. and M. Osawa (2003), “Introduction to Nonstandard Work in Developed Economies”, W.E. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo, United States, pp. 1–14.
- Houseman, S.N. and A.E. Polivka (1999), “The Implications of Flexible Staffing Arrangements for Job Stability”, *Upjohn Institute Staff Working Paper*, No. 99-056, May.
- Ichino, A., F. Mealli and T. Nannicini (2008), “From Temporary Help Jobs to Permanent Employment: What Can We Learn from Matching Estimators and their Sensitivity?”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 23, No. 3, pp. 305–327.
- Immervoll H. and M. Pearson (2009), “A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-work Benefits and Related Measures across the OECD”, *OECD Social, Employment and Migration Working Paper*, No. 81, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/225442803245>.
- Jaumotte, F. (2003), “Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Paper*, No. 376, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/082872464507>.
- Kalleberg, A.L. (2000), “Nonstandard Employment Relations: Part-time, Temporary and Contract Work”, *Annual Review of Sociology*, Vol. 26, pp. 341-365.

- Kalleberg, A.L., E. Rasell, N. Cassirer, B.F. Reskin, K. Hudson, D. Webster, E. Appelbaum and R.M. Spalter-Roth (1997), *Nonstandard Work, Substandard Jobs: Flexible Work Arrangements in the U.S.*, Economic Policy Institute and Women's Research and Education Institute, Washington, D.C.
- Leschke, J. (2011), "Labour Market Developments in the Light of the Crisis and the Europe 2020 Strategy", EU Anticipedia.
- Mertens, A., V. Gash and F. McGinnity (2007), "The Cost of Flexibility at the Margin. Comparing the Wage Penalty for Fixed-term Contracts in Germany and Spain using Quantile Regression", *Labour*, Vol. 21, No. 4-5, Fondazione Giacomo Brodolini and Blackwell Publishing Ltd, pp. 637-666.
- Mosthaf, A. (2011), "Low-wage Jobs – Stepping Stones or Just Bad Signals?", *IAB Discussion Paper*, No. 11.
- OECD (2014), *OECD Employment Outlook*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2014-en).
- OECD (2011), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119536-en>.
- OECD (2010), *OECD Employment Outlook 2010: Moving Beyond the Jobs Crisis*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2010-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-en).
- OECD (2009), *OECD Employment Outlook 2009: Tackling the Jobs Crisis*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2009-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2009-en).
- OECD (2008a), *OECD Employment Outlook*, Chapter 2: "Declaring Work or Staying Underground: Informal Employment in Seven OECD Countries", OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2008-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2008-en).
- OECD (2008b), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- OECD (2007), *Benefits and Wages 2007: OECD Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/ben\\_wages-2007-en](http://dx.doi.org/10.1787/ben_wages-2007-en).
- OECD (2000), *OECD Employment Outlook, Chapter 5: "The Partial Renaissance of Self-Employment"*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2000-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2000-en).
- OECD (1999), *OECD Employment Outlook*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-1999-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-1999-en).
- Pearson, M. and S. Scarpetta (2000), "An Overview: What Do We Know About Policies to Make Work Pay?", *OECD Economic Studies*, No. 31, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/economic\\_studies-v2000-2-en](http://dx.doi.org/10.1787/economic_studies-v2000-2-en).
- Santangelo, G. (2011), "Do Temporary Contracts Cause Wage Discrimination? A Quantile Treatment Effect Analysis for Europe", mimeo.



- Schuetze, H.J. (2000), “Taxes, Economic Conditions and Recent Trends in Male Selfemployment: A Canada-US Comparison”, *Labour Economics*, Vol. 7, No. 5, Elsevier, pp. 507-544, September.
- Stewart, M.B. (2007), “The Interrelated Dynamics of Unemployment and Low-wage Employment”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 3, pp. 511-531.
- Torrini, R. (2005), “Cross-country Differences in Self-employment Rates: The Role of Institutions”, *Labour Economics*, Vol. 12, No. 5, Elsevier, pp. 661-683, October.
- Tuzemen, D. and J.L. Willis (2013), “The Vanishing Middle: Job Polarization and Workers’ Response to the Decline in Middle-Skill Jobs”, *Economic Review*, 2013 Q1, pp. 5-32.
- Uhlendorff, A. (2006), “From No Pay to Low Pay and Back Again? A Multi-State Model of Low Pay Dynamics”, *IZA Discussion Paper*, No. 2482, Bonn.
- Venn, D. (2011), “Earnings Volatility and its Consequences for Households”, OECD Social, *Employment and Migration Working Papers*, No. 125, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kg3v00zgslw-en>.
- Vroman, W. (1974), “Employer Payroll Tax Incidence: Empirical Tests with Crosscountry Data”, *Public Finance = Finances publiques*, Vol. 29, No. 2, pp. 184-200.
- Wenger, J. (2003), “Share of Workers in Nonstandard Jobs Declines”, *Economic Policy Institute Briefing Paper*, No. 137.
- Wooldridge, M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge, United States.
- Yu, Wei-Hsia (2011), “Better Off Jobless? Scarring Effects of Contingent Employment in Japan”, *Social Forces*, pp. 1-34.

#### Database references

OECD Income Distribution Database (IDD), [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).

## 부록 4.A1

### 일자리 양극화 측정

부문 간 및 부문 내 근로자 재배치로 인한 고용 변화 기여도는 간단한 분해를 통해 파악할 수 있다. Tuzemen and Willis(2013)에 따라 특정 업무 집단에 대해 두 기간 간의 고용 비율 변화는 다음과 같이 분해될 수 있다:

$$\frac{E_{i,s,2010}}{E_{2010}} - \frac{E_{i,s,1995}}{E_{1995}} = \frac{E_{i,2010}}{E_{2010}} \left( \frac{E_{i,s,2010}}{E_{i,2010}} - \frac{E_{i,s,1995}}{E_{i,1995}} \right) + \frac{E_{i,s,1995}}{E_{i,1995}} \left( \frac{E_{i,2010}}{E_{2010}} - \frac{E_{i,1995}}{E_{1995}} \right)$$

여기서 E는 고용을, i는 산업 부문을, s는 업무를 나타낸다. 표 4.A1.1은 세 업무 집단 각각에 대한 고용 비율 변화를 분해하여 보여준다. 요약하면, 이 과정을 통해 결과값은 숙련편향적/업무편향적 기술변화 가설의 예측과 일맥상통함을 알 수 있다.

표 4.A1.1. 업무와 부문별 고용 비율 변화 분해, EU 23개국 평균, 1995/1998-2010년

업무	합계	제조	건설&전기	도매&호텔	교통&통신	금융&부동산	공공&커뮤니티	교육&의료
추상적	5.25	-0.95	0.37	0.32	1.98	2.07	0.23	1.23
부문 간	1.24	-1.87	-0.01	0.06	0.40	1.40	-0.39	1.66
부문 내	4.01	0.92	0.38	0.27	1.57	0.67	0.62	-0.43
반복적	-8.59	-6.02	-0.46	-0.66	-0.35	-0.28	-0.84	0.02
부문 간	-3.18	-5.11	-0.05	0.11	0.73	1.11	-0.28	0.30
부문 내	-5.40	-0.91	-0.41	-0.77	-1.07	-1.39	-0.56	-0.28
비반복적 육체	1.82	-0.45	0.12	0.43	0.18	0.91	-0.41	1.04
부문 간	1.03	-0.37	0.00	0.04	0.64	0.32	-0.24	0.65
부문 내	0.79	-0.08	0.13	0.39	-0.45	0.59	-0.17	0.39

주: 추상적 업무(ISC088: 12-34); 반복적(ISC088: 41-42, 52, 71-74, 81-82, 93); 비반복적 육체업무(ISC088: 51, 83, 91). 표본에서 3개 산업(농업, 광업, 일반가구(private households))과 3개 직업군(국회의원, 군인, 농장 노동자)은 일정 기간의 일관된 정보가 부족하여 배제했다. 전체 표본은 15-64세 근로자에 국한되며 시간제 근로 학생과 고용주는 제외했다.

출처: European Union Labour Force Survey(EU-LFS)

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209014>

### 양극화에 대한 직업 기준 접근

Eurofound(2008, 2012)에 따라 직업(job)은 국제표준직업분류(ISCO)와 노동력 조사에서 가져온 유럽 공제활동분류(NACE)를 이용해 특정 산업의 특정 직종(예: 호텔 부문의 매니저)으로 정의한다. 직업의 질을 측정하기 위해, 직종의 중위 임금을 바탕으로 서로 다른 자료 출처로부터 추산된 외부의 임금정보를 연계한 값을 각 직업에 할당한다. 두 개의 외부 자료 출처는 직업의 중위 임금을 추산하는데 사용되었다. 주된 출처는 SES(Structure of Earnings Survey)로 EU 회원국의 소득에 대해 정확하고 조화된 데이터를 제공하고 있다. 여기에서는 경제 모든 분야에서 활동하는 종업원 10인 이상의 기업들로부터 정보를 수집하며 공공행정(및 일부 국가의 경우 교육과 헬스케어 부문)은 제외된다. 보고서 집필일 기준으로 SES 데이터는 2002년과 2006년에 대해서만 나와 있다. SES에서 다루지 않는 부문의 경우 중위 임금을 EU-SILC(European Survey of Income and Living Conditions) 데이터로 보충했다.

그리고 나서 해당 국가의 직업-임금 순위에 따라 각국의 십분위에 직업을 할당했고 직업셀(job cell) 내의 총 고용 수를 가중치로 적용했다. 즉, 최하위 직업 십분위는 급여가 가장 낮은 직종에 고용된 모든 근로자들 중 10%를 포착한 것이다. 그리고, 각 직업 십분위에서 두 기간 간 고용 비율 변화를 산출하여 고용 구조가 시간이 지남에 따라 양극화되었는지 여부를 살펴보았다.

이상적으로는, 직종과 부문 분류를 두 자릿수 혹은 더 세부 레벨로 나누어 가능한 한 상세하게 정의하고 싶었다. 하지만 현실적으로 타당한 방식은 아니었다. 일부 조합은 존재하지 않거나 관찰값을 거의 갖고 있지 않았기 때문인데 임금 자료를 가져온 외부 출처가 특히 그랬다. 이러한 방법을 강행하면 많은 직업셀(job cell)에 대해 부정확한 임금 추정치가 나오게 될 우려가 있었다. 이번 연구에서, 우리는 직종의 조합은 두 자릿수 단위를, 산업은 한 자릿수 레벨을 사용했다. 이렇게 해서 매우 합리적인 338개의 비농업 “직업” (26개 직종 그룹\*13개 부문)으로 이루어진 매트릭스가 탄생했다. 별도의 설정에서는 이를 좀 더 세부적으로 나누었다(즉, 754개 직업=26개 직종\*29개 부문). 그러나 SES의 표본 크기가 작았기 때문에 직종/부문 조합 중 상당수가 존재하지 않거나 부정확한 중위 시급이 산출되었다. 그래서 우리는 이러한 분류 방식을 버리기로 했다. 임금별 직업 순위를 설정할 수 없었기 때문이다.

3개년도(1995, 2007, 2010년)에 대한 노동력조사(LFS, Labour force survey)를 이용하여 각 직업 십분위의 고용 비율 변화와 수준을 설정했다. 대부분의 LFS가 소득 정보를 갖고 있지 않았기 때문에(캐나다 LFS가 유일한 예외로 시급 정보를 수집하고 있었다), 데이터를 EUSES(European Union SES)를 가지고 증강하여 정의된 직업별로 중위 시급을 산출했다. 단, SES는 2000년대 중반부터만 자료가 나와 있다. 즉, 직업에 임금을 할당한 것은 연구대상인 3개 기간(1995, 2007, 2010년)에 대해 동일할 것이라는 의미이다. 이를 수행함으로써 숙련도별 직업 순위(중위 임금으로 추정)는 시간이 흘러도 큰 변화가 없다고 가정했다. 실제로 이전 연구(예: Goos and Manning, 2007)에 따르면 직종별 소득 구조가 시간이 흘러도 크게 변하지 않았다.

## 부록 4.A2

### 섹션 4.4와 4.5의 자료 출처

다음의 종적 가구 조사가 이 장의 첫 번째 섹션에 소개된 분석에 사용되었다. 모든 종적 데이터셋은 광범위한 대상을 포함하는데, 개인적 특성, 직종 및 가족 배경, 고용, 참여, 직업 이동성, 소득, 건강을 포함한다.

#### 영국 가구 패널 조사(BHPS, British Household Panel Survey)

BHPS'은 영국의 대표적인 가구기반 연례 조사로 1991년에 시작되었으며 표본으로 선정된 가구의 모든 성인 가구원을 인터뷰하여 작성된다. 1차 조사 때의 패널은 5,500가구와 10,300명의 개인으로 구성되었다. 스코틀랜드와 웨일즈의 1,500가구 추가 표본이 1999년에 주 표본에 추가되었으며 2001년에는 북아일랜드의 2,000가구 표본이 추가되었다. 동일한 대상자들이 이듬해에도 인터뷰를 했으며 만일 이들이 원 가구에서 독립해 새로운 가구를 구성할 경우, 그 가구도 포함시켜 모든 성인 가구원들도 인터뷰한다.

#### 소득과 생활수준에 관한 EU 통계(EU-SILC, EU Statistics on Income and Living Conditions)

EU-SILC는 27개 EU 국가, 크로아티아, 아이슬란드, 노르웨이, 스위스, 터키의 연간 자료를 2004년부터 부문간, 종적 기준으로 수집해왔으며 13만 가구에 대해 4년에 한 번씩 순회하는 방식으로 자료를 수집한다. 변수는 소득정보, 빈곤, 사회적 소외, 기타 생활 조건을 포함한다. EU-SILC는 공통적인 설문이나 조사를 사용하지는 않지만, 공통된 가이드라인과 절차, 컨셉(가구와 소득) 그리고 생산된 정보의 비교 가능성을 극대화하기 위한 분류를 바탕으로 실시된다.

#### 독일 사회경제 패널(GSOEP, German Socio-Economic Panel)

GSOEP는 1984년에 시작되어 지금도 진행 중인 가구 기반 연례 조사이다. 1차 조사에는 12,290명의 응답자가 속한 5,921가구가 구성되었으며 이들은 서독만 포함된 "SOEP West"에 참여했다. 1990년에는 4,453명이 속한 2,179가구가 "SOEP East" 표본으로 조사되었다.

#### 호주의 가구소득 노동 동태조사(HILDA, Household, Income, Labour Dynamics in Australia)

호주의 HILDA는 가족, 커뮤니티 서비스, 원주민부(Department of Families, Community Service and Indigenous Affairs)에서 자금을 지원하는 가구 기반 패널 조사이다. 2001년에 시작되었으며 현재까지 7차 조사가 실시되었다. 1차 조사 때의 패널은 7,682가구와 19,914명의 개인으로 구성되었다.

#### 한국 노동소득패널조사(KLIPS, Korean Labor and Income Panel Study)

한국 노동소득패널조사는 1998년부터 매년 실시되고 있는 가구조사로 5,000가구와 13,000명의 개인으로 구성되어 있다.

### 일본 가구패널조사(JHPS, Japan Household Panel Study)

일본 가구패널조사는 게이오대의 패널자료연구센터에서 약 4,000가구를 대상으로 실시하는 패널 조사이다. 첫 번째 조사는 2009년에 실시되었으며 매년 실시되고 있다. 조사내용은 가구 구성, 소득, 지출, 자산과 주택 그리고 학력, 고용, 건강 상태 등이다.

일본 가구패널조사를 구성하는 분석과 전문적 자문을 OECD 사무국에 제공해준데 대해 게이오 대학교의 히구치 요시오 교수와 이시이 가요코 부교수에게 감사 드린다.

## 주

1. BHPS는 영국 데이터 아카이브([www.data-archive.uk](http://www.data-archive.uk))를 통해 확보했다.

## 부록 4.A3 추가적인 표와 그림

그림 4.A3.1. 이전 노동력/계약상 지위가 실업으로의 이동 가능성에 미치는 한계효과

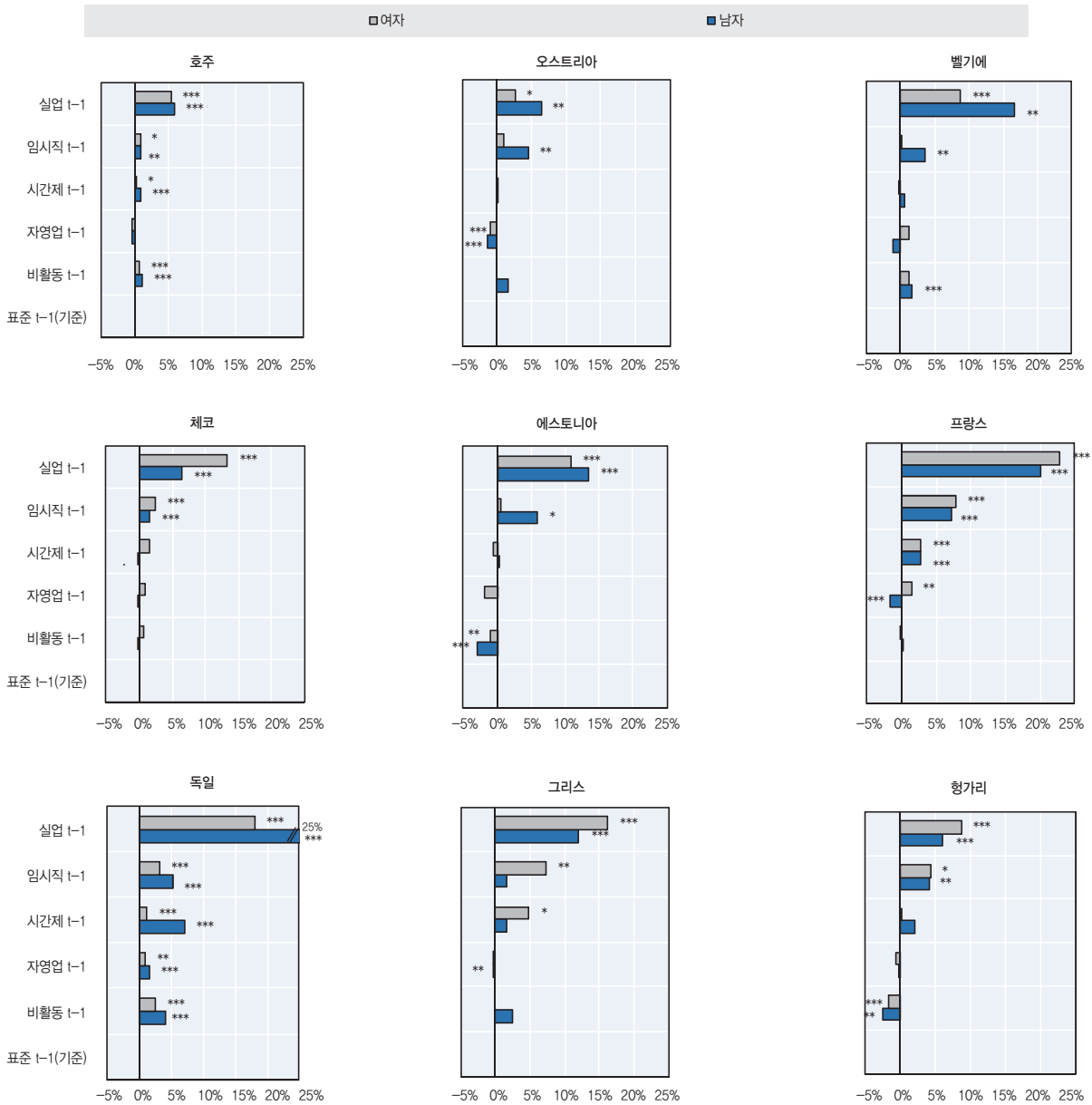
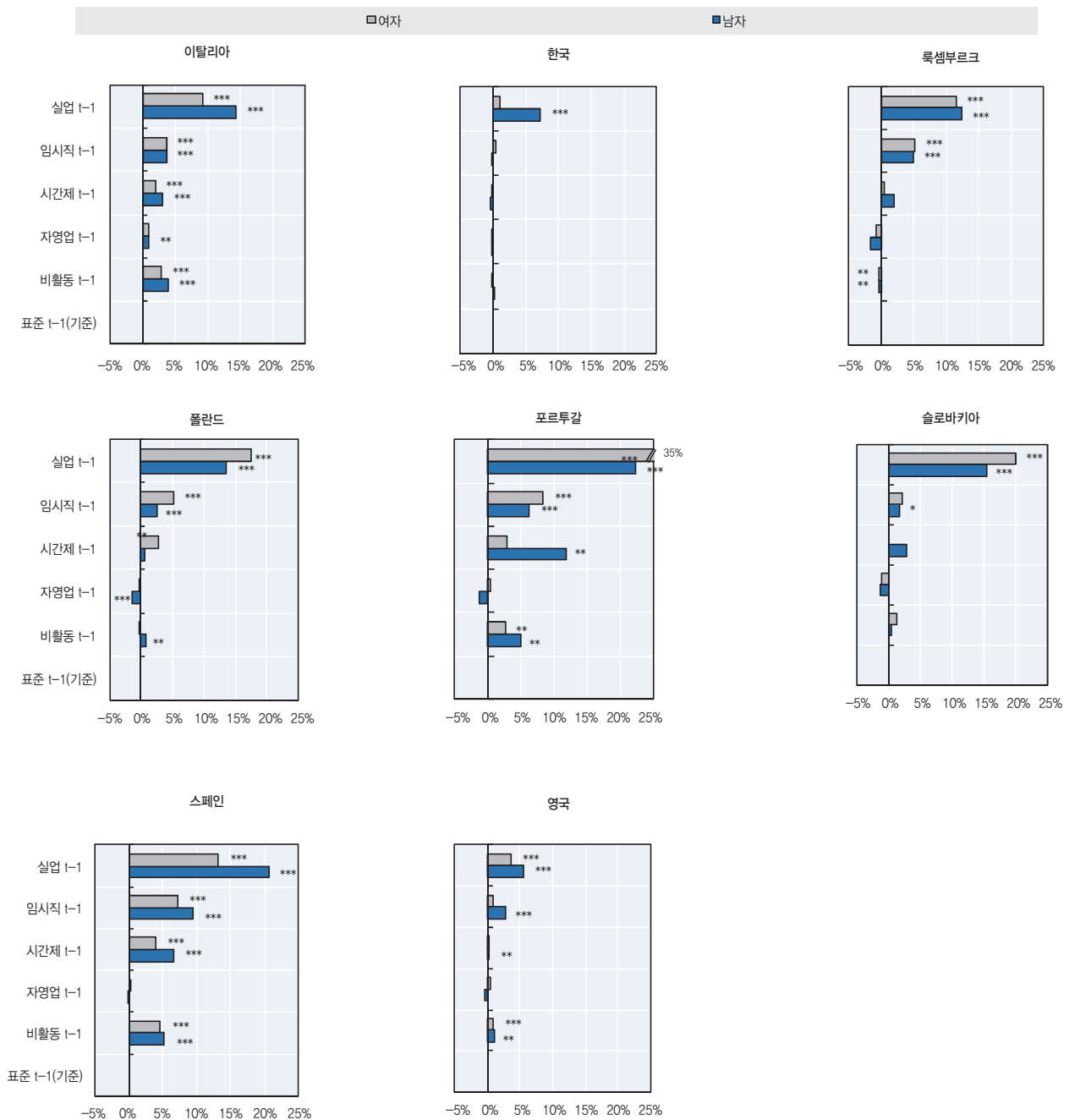




그림 4.A3.1. 이전 노동력/계약상 지위가 실업으로의 이동 가능성에 미치는 한계효과(계속)

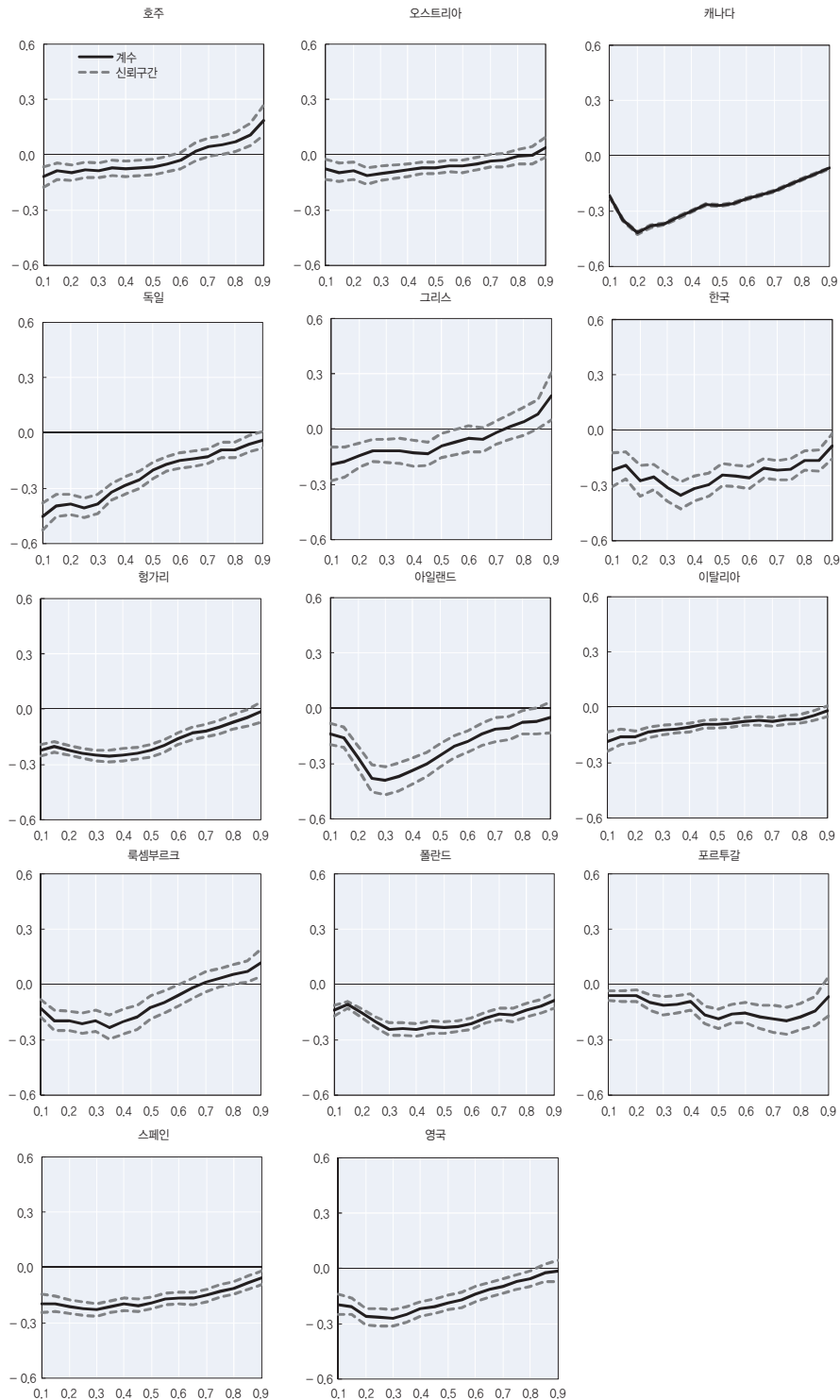


주: 시차가 있는 고용 지위로부터 초기 조건을 통제한 임의효과 동적 프로빗(random effects dynamic probit)에 기반한 실업 확률에 미치는 한계효과. 표본 및 통제는 그림 4.11 참고. \*\*\*, \*\*, \*은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의성을 나타냄.

출처: British Household Panel Survey(BHPS, 2004-2009) for the United Kingdom, German Socio-Economic Panel(GSOEP, 2004-2012) for Germany, European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2004-2012) for other European countries, Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2004-2012) for Australia, Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2004-2009) for Korea.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208289>

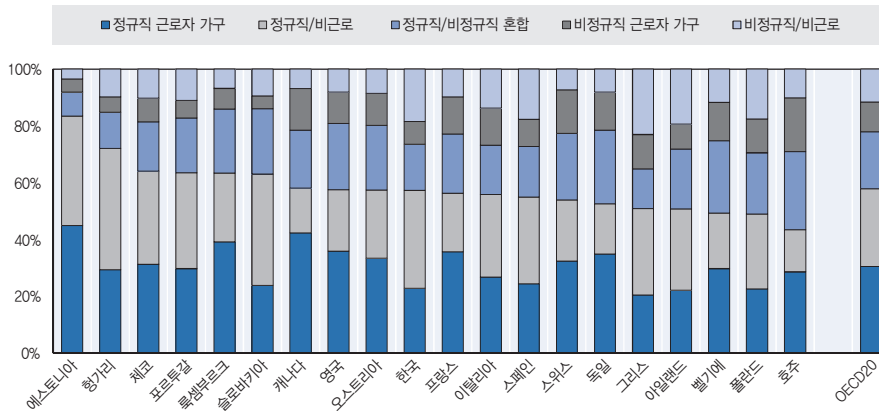
그림 4.A3.2. 비정규직이 로그 시급(log hourly wage)에 미치는 영향, 십분위별



출처: Calculations based on European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Labour Force Survey(LFS, 2013) for Canada.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208298>

그림 4.A3.3. 정규직/비정규 고용별 가구 근로 패턴, 근로가구, 2010년 또는 가장 최근 연도



주: 정규직(비정규직)은 모든 근로자가 정규직(비정규직)인 가구를 의미. 정규직/비근로(비정규직/비근로)는 정규직(비정규직) 근로자와 비근로자가 둘 다 있는 가구를 의미. 정규직/비정규직 혼합은 정규직과 비정규직 근로자가 둘 다 있는 가구를 의미. 국가는 최소 한 명의 비정규직 근로자가 있는 가구의 비율이 증가하는 순서로 정렬.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2012), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2009), Survey of Labour and Income Dynamics(SLID, 2010).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208303>

표 4.A3.1. 가구 근로 패턴별 가구소득 구성요소, 15개 EU 국가, 2010년

가구 근로 패턴	소득 구성요소(단위: 유로) (비율)				비근로자 수	
	소득	자본	공공이전	세금	17세 이하 자녀 수	성인 비근로자 수
실업	5 053 (.31)	1 386 (.1)	8 732 (.71)	-2 138 (-.12)	0.37	1.54
정규직만 <sup>1</sup>	30 350 (1.22)	801 (.03)	1 833 (.1)	-9 115 (-.35)	0.57	0.58
비정규직만 <sup>1</sup>	17 009 (.94)	1 259 (.05)	3 688 (.24)	-5 062 (-.23)	0.66	0.66
정규직/비규직 <sup>1</sup>	31 680 (1.22)	937 (.03)	1 836 (.08)	-9 158 (-.33)	0.83	0.41
합계	23 063 (.99)	1 026 (.05)	3 554 (.24)	-6 980 (-.28)	0.59	0.76

주: 생산연령 가구.

1. 비근로자를 포함할 수 있음.

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2012).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933209023>

표 4.A3.2. 소득 출처별 지니계수에 미치는 영향

	Sk	Gk	Rk	$g * r$	기여 $s*g*r$	기여 비율 $s*g*r/G$
정규직 가구소득	0.789	0.554	0.751	0.416	0.327	1.050
비정규직 가구소득	0.211	0.799	0.336	0.267	0.057	0.179
비근로가구소득	0.093	0.897	0.326	0.293	0.028	0.089
투자	0.043	0.892	0.370	0.327	0.017	0.049
정부이전	0.165	0.683	-0.043	-0.023	0.000	0.000
세금	-0.302	-0.500	-0.811	0.407	-0.123	-0.377
총 소득		0.308			0.308	1.000

출처: European Union Statistics on Income and Living Conditions(EU-SILC, 2010), Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA, 2010), Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS, 2008).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209038>

## 부록 4.A4

### 세금-급여 시뮬레이션

#### OECD 세금-급여 모형

OECD 세금-급여 모형 프로젝트의 목적은 세금 및 급여 제도가 가족에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 이것은 고용노동사회국 사회정책과가 오랫동안 수행해온 활동이다. 이 작업의 결과는 OECD 내에서 널리 사용되고 있을 뿐만 아니라 다른 국제 기구, 학술 연구원들, 국가 연구소 등 사회 및 재정정책의 발전을 모니터링하는 수많은 외부 사용자들에 의해 활용되고 있다. 모형은 현재 33개 OECD 국가에 존재하는 세금 및 급여 제도에 관한 십여 년간(2001-12년)의 정보와 추가적으로 6개 EU 비OECD 국가의 정보도 포함하고 있다. 모형에서 다루는 급여에는 실업급여, 사회부조제도, 주택급여, 가족급여, 고용조건부급여 등이 있다. 세금제도는 개인소득세와 고용주 및 종업원이 납부하는 사회보장보험료를 다룬다.

OECD는 세금-급여 모형을 이용해 많은 핵심 지표를 정기적으로 업데이트하고 있다. 여기에는 근로 인센티브, 급여 관대성, 소득 적정성 지표가 포함된다. 결과는 일정 기간 동안의 국가 간 비교를 용이하게 할 수 있도록 표준화된 양식으로 제시된다. 이들은 세금과 급여가 근로상태이건 실업상태이건 생산연령의 개인과 그 가족들의 소득에 미치는 영향을 보여주고 있다.

세금-급여 모형의 결과에 의존하는 최근의 연구로는 활성화 정책과 근로 인센티브 분석, 급여 적정성, 정부 재분배와 불평등 추이, 여성 고용의 장애물, 최근 경기침체에 대한 각국의 정책적 대응 등이 있다(세부정보는 [www.oecd.org/social/benefits-andwages.htm](http://www.oecd.org/social/benefits-andwages.htm) 참고).

#### EUROMOD

EUROMOD의 목적은 세금(국세 및 지방소득세), 사회보험료(종업원, 고용주, 자영 근로자 납부), 급여(사회부조, 가족, 주택 및 기타 소득관련 급여)가 각 EU 국가의 가구소득과 근로 인센티브에 미치는 영향을 추정하는 것이다. 이것이 기존 정책의 효과를 산출하는데 사용되고 있기도 하지만 세금-급여 정책 개혁의 효과와 여타 변화가 빈곤과 불평등, 인센티브, 정부 예산에 미치는 영향을 평가하는데 사용되기도 한다. EUROMOD가 인구 구조나 노동시장에 발생하는 수 많은 변화를 고려할 수는 없지만 시장소득의 평균 수준과 세금-급여 정책의 변화는 포착할 수 있다(보다 상세한 내용은 [www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/resources-for-euromod-users/country-reports) 참고).

#### 가족 유형

이 장에서, 결과는 네 가지 전형적인 외벌이 가정과 이들 가정의 단순 평균에 대해 산출된다. 기준가족 유형은, 홀로 거주하는 독신, 무자녀 외벌이 부부, 두 자녀를 둔 한 부모, 두 자녀를 둔 외벌이 부부 등이다.

## 근로 인센티브 지표

참여세율(PTR)은 개인이 비활동 상태 또는 실업상태에서 근로자로 이동할 때 세금은 높아지고/또는 급여는 낮아지면서 소득 중 “빼앗기는” 부분을 말한다. 이것은 유효한계세율(EMTR)과 비슷한 방식으로 정의된다:

$$PTR = 1 - \frac{\Delta y_{net}}{\Delta y_{gross}} = 1 - \frac{y_{netIW} - y_{netOW}}{y_{grossIW}}$$

여기에서 IW는 근로중(in-work)을 의미하며 OW는 실업상태(out-of-work)를 의미한다.

$$\Delta y_{gross} = y_{grossIW} - y_{grossOW} \text{ and } y_{grossOW} = 0.$$

PTR의 수준이 높다는 것은 소득 중 상당 비율을 “빼앗기므로” 근로 인센티브가 작다는 의미이다.

이행세율(TTR)은 개인이 시간제 근로에서 전일제 근로로 이동할 때 높아진 세금과/또는 낮아진 급여의 종합적인 효과로 “빼앗기는” 소득의 비율을 말한다:

$$TTR = 1 - \frac{\Delta y_{net}}{\Delta y_{gross}} = 1 - \frac{y_{netFT} - y_{netPT}}{y_{grossFT} - y_{grossPT}}$$

FT는 전일제 근로를, PT는 시간제 근로를 말한다.

TTR의 수준이 높다는 것은 소득 상승분 중 많은 비율을 “빼앗기므로” 근로 인센티브가 작다는 의미이다.





## 제5장

### 여성, 근로와 소득 불평등

이 장에서는 남성근로자 간의 소득 격차와 여성 근로자 간의 소득 격차를 논하기에 앞서 고용과 소득 측면에서 남녀간 불평등 추세를 먼저 제시한다. 분석은, 개인소득 불평등은 1차적으로 전일제 전년제 근로자(full-time full-year workers) 사이의 임금 격차 증가에 의해 발생하고 있음을 보여준다. 그리고 나서 가구 수준에서 봤을 때 여성의 근로 강도와 숙련도의 변화가 가구소득 불평등 수준에 어떤 영향을 미쳤는지 제시한다. 여성 고용 변화의 전반적인 효과는 소득의 분배를 좀 더 평등하게 만들었다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.

## 5.1. 도입과 주요 결과

여성의 노동시장 참여 증가는 경제성장에 상당한 영향을 미친다. 노동력 참여율에서의 남녀 격차가 50% 감소하면 평균적으로 연 성장률(1인당 GDP)은 0.3%p 증가하는 것으로 추정되었다(OECD, 2012).<sup>1</sup> 하지만 여성의 높아진 노동력 참여가 불평등에 영향을 미치는지, 어떻게 영향을 미치는지는 확실하지 않다. 이 장에서 소개하는 분석에 따르면 유급(전일제) 근로를 하는 여성들이 많아지면 가구소득 불평등이 줄어들지만, 이러한 효과를 더욱 강화하려면 저소득 여성들의 소득 잠재력을 개선하는 정책이 필요하다.

여성의 늘어난 노동력 참여율이 가구 불평등에 영향을 미치는 경로의 중요성에 대해서는 여전히 명확한 합의가 이루어지지 않은 상태이다. 여성의 소득이 가구 불평등에 기여하는 바에 관한 참고 문헌을 보면 혼합된 결과를 만날 수 있다. 일부 연구에서는 결혼한 부부에 대해 평등화 효과를 발견했다(Cancian et al., 1993; Cancian and Reed, 1998). 다른 연구에서는(Eping-Andersen, 2009; Shorrocks, 1983; Lerman and Yitzhaki, 1985; and Karoly and Burtless, 1995) 시간이 흐름에 따라 남편과 아내 소득 간 상관관계가 아내 소득이 가족 소득 불평등을 확대하는 현상으로 이어졌다고 밝혔다. 유사한 소득 수준 집단에서 배우자를 선택하려는 사람들의 경향("동질결혼")과 독신자가 가장인 가구의 증가 등 가구 구조의 여타 변화는 소득 불평등을 증가시키는 것으로 밝혀졌었다(OECD, 2011; Greenwood Et al., 2014).

최근 연구에서는 여성 고용과 소득 불평등 간에 반비례 관계가 있음을 지적하고 있다(예: Harkness, 2010). 23개 OECD 국가를 표본으로 한 OECD(2011)에서는 여성고용 증가가 연구된 모든 국가에서 가구소득에 평등화 효과를 발휘하는 경향이 있음을 보여주었다. 다만, 고용 수준과 고용 유형, 임금 격차는 국가 간에 차이가 컸다.

이 장에서는 우선 가장 최근 연도까지 고용과 임금 측면에서 남녀 격차의 추세를 제시한다. 그리고 나서 여성 소득의 분배와 근로시간의 변화가 1980년대 후반부터 경제위기까지의 기간 동안 개인소득과 가구소득 불평등의 변화에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴본다. 문헌 대부분이 전체 고용 추세를 살펴보고 있지만 아래 분석에서는 고용 유형별로(전일제/시간제, 전년제/부분년제) 나누어 여성 고용의 변화하는 패턴의 영향을 좀 더 상세히 분석하도록 한다. 여성의 노동시장 참여의 세 가지 경로가 여기에 논의된 가구소득 분배에 영향을 미치는데, 첫째, 개인 총 소득의 추이, 둘째, 가구 총 소득의 추세, 마지막으로 총 가구 가처분소득(세금과 이전 고려 후)이 그것이다.

이러한 틀 안에서 개인소득의 불평등은 집단 간 불평등과 집단 내 불평등 양쪽의 변화 측면에서 평가한다(섹션 5.2와 5.3). 전자는 임금 및 노동력 참여에서의 남녀 격차를 살펴보고 후자는 남성과 여성 근로자 내 각각의 소득 격차 차이를 살펴본다. 두 번째 경로는 가구소득의 분배에 미치는 영향을 설명하는데, 여기에서는 남편 소득과 아내 소득 간 상관관계를 살펴보고 이것이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화해왔는지 살펴본다(섹션 5.4). 이 마지막 섹션에서는 성별 관련 노동시장 요인을 가구소득 불평등과 연계하기 위해 분해(decomposition)에 대해 새로운 접근을 사용한다.<sup>2</sup>

이 장의 주요 분석 결과는 다음과 같다:

- 지난 20년간 고용과 소득의 남녀간 격차는 대부분의 OECD 국가에서 줄어들었지만 여전히 남아 있다. 여성들은 여전히 유급근로에 종사하거나 경력을 발전시킬 확률이 낮으며 임금도 낮은 경우가 많다.
- 1980년대 중반부터 2000년대 후반까지 남성들 간 및 여성들 간에 소득 불평등이 커지는 경향이 있었지만 상승폭은 여성들이 적었다. 이유는 저임금 여성들의 근무시간이 더 많이 늘어났고 여성들의 상대적 소득이 남성들보다 더 빠른 속도로 증가했기 때문이다.
- 1985년에서 2000년대 후반 사이 개인소득 불평등의 증가는 전일제 전년제(full-year) 근로자, 특히 남성 근로자 사이에서 불평등이 증가한 것이 주된 요인이다. 이것이 의미하는 바는, 소득 불평등의 증가는 시간제 근로자가 늘어났다고 하는 고용 구성의 변화보다는 연중 내내 근로한 전일제 근로자들의 급여 격차에서 기인한다는 것이다.
- 지난 20년간 전일제로 근로하며 고숙련 직업을 가진 여성이 속한 가구의 비율이 증가했다. 전일제 근로 여성은 가구소득 불평등 감소에 기여했고 고숙련 직업을 가진 여성은 그것이 약간 증가하도록 만든 경향이 있다. 이를 합치면 전반적으로는 소득 불평등 증가 추세를 주춤하게 만들어 평등하게 만드는 방향이었다.

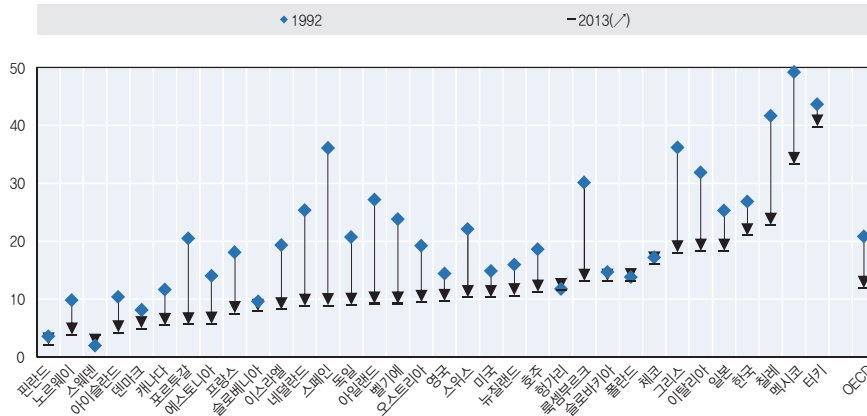
## 5.2. 남녀간 고용 및 소득 격차의 흐름

### 여성의 고용률은 모든 국가에서 상승했다

남녀간 고용률 차이로 정의되는 남녀 고용 격차는 지난 20년간 모든 OECD 국가에서 좁혀졌다. 예외는 스웨덴으로 1990년대에 초반에 이미 미미한 수준이었다(그림 5.1.). 스웨덴에서는 평균적으로 거의 8%P 정도로 격차가 감소했다. 남녀 고용 격차의 감소가 구조적으로 그 규모와 관련되어 있는 것은 아니다. 가장 큰 감소는 스페인과 아일랜드에서 있었으며 격차가 1992년의 30%P 정도에서 2013년 10%P 미만으로 줄었다. 아일랜드의 경우 최근 조사에 따르면 좁혀진 격차의 대부분은 2008-09년 경기침체 발발의 결과였다(McGinnity et al., 2014). 남녀 고용 격차는 경제위기 초반 수년간 대부분의 OECD 국가에서 좁혀졌는데 이는 남성 근로자들의 실업률이 높았기 때문이었다(OECD, 2013). 예상대로 북유럽 국가의 경우 남녀간 격차가 크게 바뀌지 않았다. 이 지역의 경우 전통적으로 여성 고용률이 70% 정도로 높았기 때문이다. 그러므로 남녀간 고용 격차도 작아서 대체로 5%P 미만이다. 반면 일부 남유럽, 남미, 아시아 국가에서는 OECD 평균인 16%P를 상회한다. 터키에서는 심지어 40%P에 육박한다.

그림 5.1. 1992년과 2013년 남녀간 고용 격차

남녀 고용률간 %P 차이(15-64세)



주: 남녀간 고용 격차: 남녀 고용률 간의 %P 차이(15-64세). 1992년은, 체코는 1993년, 오스트리아와 슬로바키아는 1994년, 칠레는 1996년, 슬로베니아는 2002년을 의미.

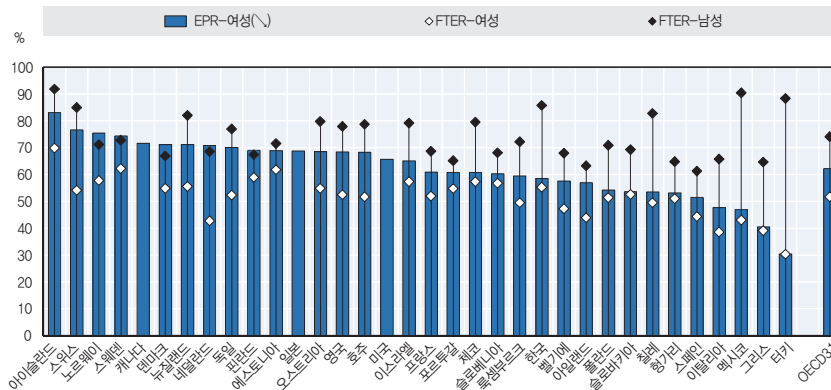
출처: OECD estimates based on the *OECD Short-Term Labour Market Statistics Database* and the *OECD Labour Force Statistics Database*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208315>

### 근로시간에는 남녀간 상당한 차이가 남아 있다

여성의 학력 신장이 노동시장에서 여성의 여건 개선에 기여하긴 했지만 여성들이 종사하는 직업의 유형과 품질, 그리고 근로시간에 있어 상당한 차이가 남아 있다. 여성들은 시간제 근로자로 일하는 경우가 훨씬 더 많다. 근로시간을 고려하면 남녀간 고용 격차는 평균 22%P로 벌어진다(그림 5.2). 이 격차는 전반적인 고용 격차가 아주 큰 국가(칠레, 멕시코, 터키)에서 더욱 크지만 스위스의 경우에도 큰데 여기에서는 많은 여성들이 시간제로 일하며 전일제로 환산한 비율(FTER, Full-time equivalent rates)<sup>3</sup>의 격차가 남녀 고용 격차의 세 배에 달한다. 육아 때문에 시간제로 일하는 경우가 많아서 전체 여성 고용 중 시간제 근로의 비중은 육아 비용이 두드러지게 높은 국가의 경우 더 크다(OECD, 2010).

그림 5.2. 인구대비 고용비(EPR, Employment/Population Ratio)와 전일제환산 고용률(FTER, Full-time equivalent employment rates), 15-64세, 2013년



주: EPR은 생산연령 인구 중 고용된 이들의 비율로 정의된다. FTER은 고용/인구비를 고용 상태인 사람 한 명의 주당 평균 근무시간으로 곱한 후 40으로 나누어 계산한다.

출처: *OECD Employment Database*.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208327>

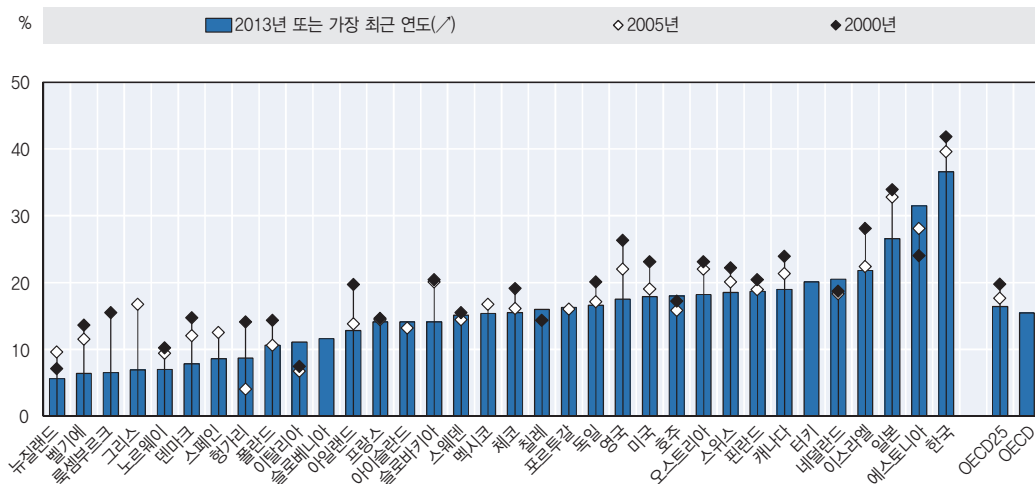
노동시장 역시 직종(occupation)별로 나누어져 있다(“수평적 구분”). 여성과 남성은 서로 다른 부문에서 일하는 경향이 있으며 이는 2000년 이후 크게 바뀌지 않았다. 여성들은 서비스 부문에 압도적으로 많고(여성의 83%, 남성의 34%) 남성은 산업 부문에 많다(OECD, 2012). 서비스 부문 내에서는 의료와 사회복지 쪽에 남녀간 격차가 가장 크게 나타나고 그 다음이 교육이다. 수평적 구분 외에도 여성들은 남성들만큼 빨리 또는 높이 진급하지 못하기 때문에 “유리천장” 또는 “수직적 차별(vertical segregation)”에 직면해 있다. 평균적으로 관리자 중 여성 비율은 2013년에 1/3을 약간 넘으며 국가별로 차이가 크지 않다(OECD Gender Data Portal, [www.oecd.org/gender/data/](http://www.oecd.org/gender/data/)). 여성이 더 많으며 부문 내 전체 인력 중 58%가 여성인 공공 부문의 경우 여성들의 경력상 기회가 남성들과 비슷한 편이지만 정상의 자리까지 올라가는 여성들은 많지 않다(OECD, 2012).

### 남녀간 임금 격차는 좁혀지긴 했으나 여전히 존재한다

여성은 남성에 비해 승진을 덜 하고 저임금 직종에 종사하는 경우가 많다. 이 모든 요인들이 남녀간 임금 격차가 지속되는 원인이다. 모든 OECD 국가에서 남성의 중위 임금은 여성보다 높다. 시간이 흐르면서 그 격차가 좁혀지긴 했다. 전일제 근로자들 중에서도 2013년에 여성들은 남성들보다 평균적으로 15% 적게 벌었다(그림 5.3). 이는 2000년보다 4%p 개선된 것이다. 최근의 남녀간 임금 격차 감소는 임금 자체의 격차가 줄었다기보다는 급여 중 임금 외 부분의 격차가 줄어들었기 때문이다. 남녀간 임금 격차가 가장 큰 곳은 한국, 에스토니아, 일본으로 26.6%에서 36.6% 사이였다.

그림 5.3. 시간의 흐름에 따른 남녀간 급여 격차

전일제 근로자의 남녀간 소득 격차, 2000년, 2005년, 2013년 또는 가장 최근 연도



주: 임금 격차는 남성과 여성의 중위 임금 차이를 남성의 중위 임금으로 나눈 것이다. 계산에 사용된 소득 추정치는 임금 근로자와 전일제 임공의 총 소득을 의미한다. 자영업과 무급 가사노동 근로자는 계산에 포함되지 않는다. 2000년 자료는, 이스라엘과 폴란드는 2001년, 에스토니아와 슬로바키아, 룩셈부르크, 네덜란드는 2002년 자료를 의미. 2005년 자료는, 에스토니아와 네덜란드는 2006년, 스위스와 이탈리아, 폴란드는 2004년 자료를 의미한다. 2013년 자료는, 에스토니아, 프랑스, 룩셈부르크, 네덜란드, 슬로베니아, 스위스, 터키는 2010년, 칠레와 아이슬란드, 독일, 이스라엘은 2011년, 벨기에와 그리스, 덴마크, 스페인, 폴란드, 이탈리아, 스웨덴, 포르투갈, 오스트리아, 핀란드는 2012년 자료를 의미한다.

출처: OECD Database on Earnings Distribution and OECD Secretariat estimates based on CASEN(Caracterizacion Socioeconomica Nacional).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208335>

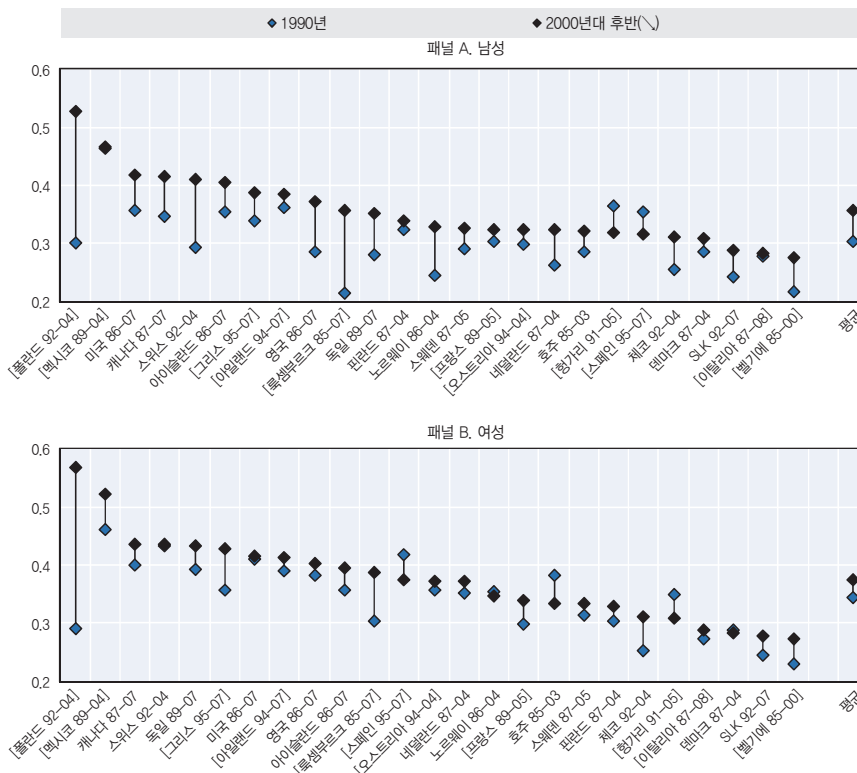
### 5.3. 남녀 근로자간 개인소득 불평등 추이

이번 섹션에서는 룩셈부르크 소득 연구(Luxembourg Income Study)<sup>4</sup>의 마이크로 데이터 분석을 바탕으로 남성과 여성이라는 두 집단 내에서의 불평등 변화를 분석한다. 생애주기에 걸쳐 여성의 고용 패턴에 다양성이 더 크게 나타나는 것이 여성의 소득 분포에 영향을 미치는 것으로 추정된다. 여성들 중 시간제 근로자의 비중이 높은 것은 여성의 소득이 남성들보다 좀 더 불평등하게 분배되고 있음을 의미할 수 있다. 이와 동시에 시간이 흐름에 따라 여성 소득 불평등에 변화가 있음을 보여주는 실증적 증거는 거의 없다. 연 소득의 변화가 소득과 근로 시간이라는 두 요인에 따라 달라지므로 이번 섹션에서는 남성과 여성에 있어서 이 두 요소의 추세를 살펴보고 그 차이점과 유사점을 논한다.

#### 남성들 사이의 소득 불평등은 여성보다는 낮지만 빠르게 상승하고 있다

OECD 지역에서 여성들의 연 소득<sup>5</sup>은 2000년대 후반 남성들보다 약간 더 불평등하게 분배되어 있었다. 그러나 대부분의 국가에서 그 차이는 크지 않았다(그림 5.4). 평균적으로 지니계수(0은 완전한 평등을, 1은 완전한 불평등을 의미)는 2000년대 후반 여성들 사이에서 2%P 더 높았다. 독일의 경우 남녀간 차이가 가장 컸는데 여성의 지니계수가 남성보다 거의 8포인트 높았고 그 뒤를 멕시코와 스페인이 따랐다. 한편, 벨기에, 체코, 미국에서는 남녀간 소득 불평등에 상당한 차이는 없었다. 덴마크와 핀란드의 경우 대조적으로 소득 불평등이 여성들 사이에서 약간 더 낮게 나타났다.

그림 5.4. 연 소득 격차의 변화, 소득이 있는 근로자



주: 연 소득이 있는 생산연령(25-64세) 근로자. 표본은 임금을 받는 유급 근로자에 한정. 자영 근로자와 소득 없이 고용된 근로자는 제외. 소득은, 대괄호로 묶인 국가들은 순소득, 그 외 국가들은 총 소득을 의미. 여기 제시된 수치는 시간제, 부분년제(part-year) 고용 포함.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

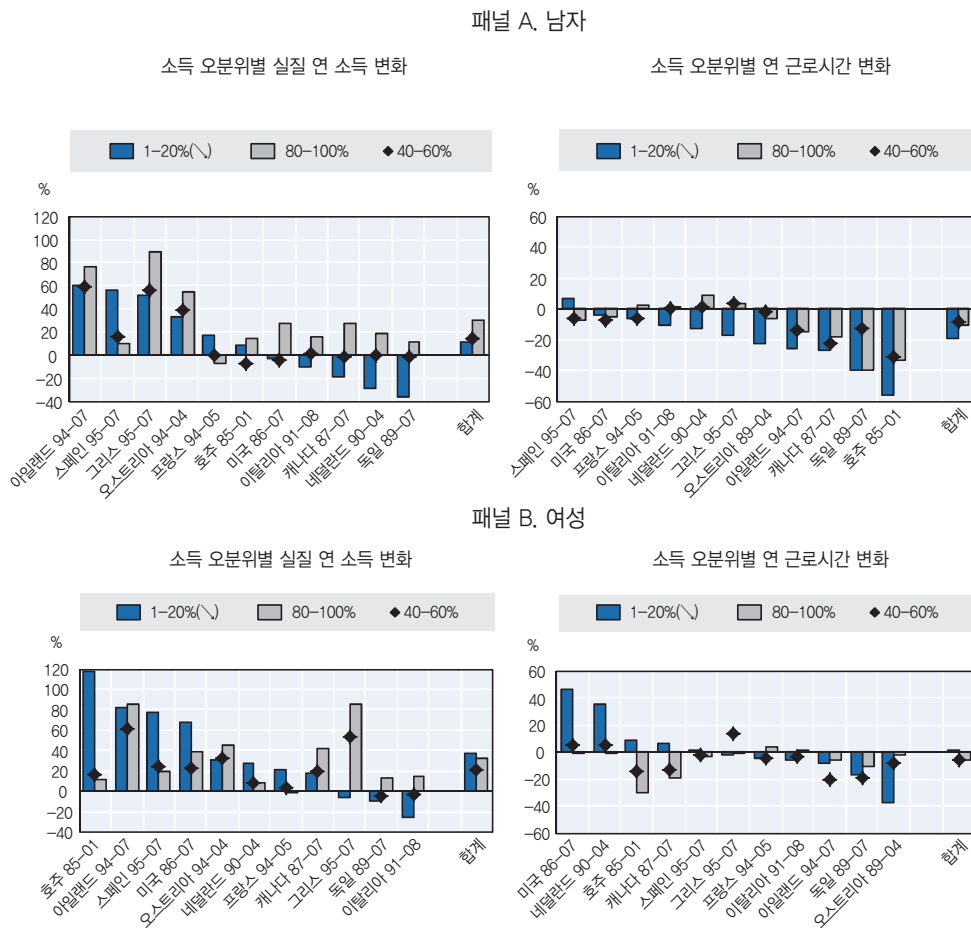
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208349>

OECD 국가 중 2/3 정도의 국가에서 1980년대 중반/1990년대 초반에서 2000년대 후반 사이 남성 소득 불평등은 여성보다 더 높아졌다(그림 5.4). 남성 소득 불평등은 평균적으로 여성의 9%보다 높은 17%만큼 상승했고 지니계수는 여성의 3포인트보다 높은 5 지니포인트만큼 상승했다. 호주, 노르웨이 등 일부 국가에서 남성 소득 불평등은 증가한 반면 여성은 감소했다. 스위스, 영국, 미국에서도 정도는 덜하지만 유사한 패턴이 나타났다. 반면, 멕시코에서는 남성보다 여성 소득 불평등이 훨씬 더 많이 증가했다.

**여성의 소득 불평등이 덜 증가한 이유는 무엇인가?**

개인 연간 소득 불평등의 변화는 소득 분포도 내 여러 집단 간의 시급 및 연 근로시간 변화에 따라 달라진다. 전반적인 결과는 이 두 요소의 변화가 서로를 강화시키느냐 반대 방향으로 작용하느냐에 따라 달라진다. 그림 5.5는 소득분포 상, 중, 하위 집단에서 남녀별 실질 연 소득과 근로시간의 변화를 보여준다. 대부분의 국가에서 고임금 근로자와 저임금 근로자 간의 격차는 남성의 경우 벌어졌지만 여성의 경우 꼭 그렇지는 않았다.

**그림 5.5. 소득 오분위별 실질 연 소득과 연 근로시간의 백분율 변화**



주: 연 소득이 플러스인 생산연령(25-64세) 근로자. “1-20%”는 하위 소득 오분위를 의미. “40-60%”는 중간 소득 오분위, “80-100%”는 상위 소득 오분위를 의미. 소득은 2005년 국가 통화를 단위로 CPI 조정.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208351>



첫째, 분포도 상위층의 실질소득 변화는 남녀가 비슷했지만 하위층의 경우에는 대부분의 국가에서 여성의 실질소득이 남성보다 더 많이 상승(하거나 덜 하락)했다.

둘째, 소득분포 하위층의 남성들은 1990년대 중반에서 2000년대 후반 사이 근로시간을 줄이는 경우가 많은 반면 하위 오분위 여성들은 대부분의 국가에서 근로시간을 늘리거나 남성보다 덜 줄였다. 예를 들어 미국의 경우 이러한 변화는 남성의 학력은 정제되어 있고 저학력 남성의 고용 전망은 악화된 점과 관련있다(Autor and Wasserman, 2013). 호주에서는 대부분 시급 근로자의 근로시간이 늘어났는데 이들은 대부분 분포 하위집단에 속하는 여성들이다. 반면 전일제 근로자들의 근로시간은 큰 변화가 없었고 남성들의 고용률은 하락했다(Greenville et al., 2013).

### 소득 불평등에 더 많은 영향을 주는 것은 무엇인가: 남녀간의 변화인가, 아니면 남성근로자 집단과 여성근로자 집단 내부의 변화인가?

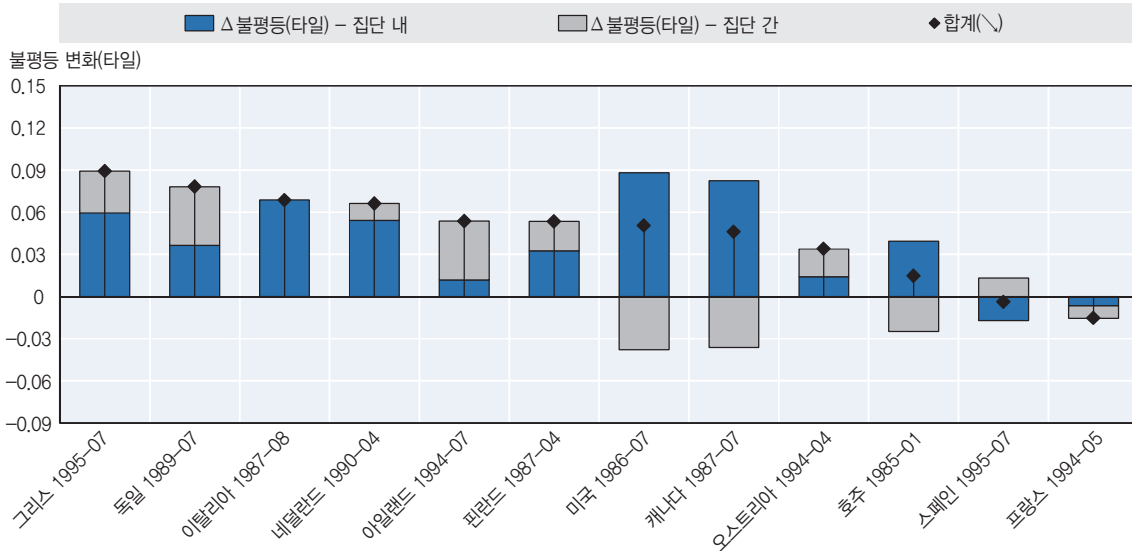
소득 불평등 변화는 고용 구성의 변화(예: 시간제 일자리나 부분년제 일자리의 비중 증가)를 반영할 수도 있고 이러한 고용별 집단 내의 임금 격차 심화를 반영하는 것일 수도 있다. 예를 들어 남성의 임금이 좀 더 분산되어 있기 때문에 전반적인 불평등 증가에 일조할 수는 있지만 여성이 전반적인 불평등에 영향을 미치는 경로는 복합적인 효과, 즉 시간제/부분년제 일자리 참여 증가일 수 있다. 이러한 가설을 검증하기 위해 이번 섹션에서는 소득 불평등(타일계수)<sup>6</sup>을 하위집단(전일제 전년제, 전일제 부분년제, 시간제 전년제, 시간제 부분년제라는 4개 고용 집단의 남녀간)별로 나누어 분석하고 있다.

그림 5.6은 “집단 내 불평등” 변화(즉, 집단 내 임금 격차)가 증가하는 소득 불평등을 설명하는데 있어 주요 동인임을 보여 준다.<sup>7</sup> 불평등이 증가한 10개국 중 8개국에서 집단 내 효과는 불평등 변화에 가장 크게 기여했다. 호주, 캐나다, 미국에서는 집단 내 임금 격차 증가가 집단 간 요소의 상당한 음의(즉, 평등화) 효과를 앞설 정도로 충분히 컸다. 대부분의 국가에서 증가하는 남녀 공히 전일제 전년제(FTFY) 근로자의 임금 격차 증가가 주 원인이었다(네덜란드는 남성만 해당). 다른 하위집단의 집단 내 불평등 변화에 기여한 요인은 일반적으로 그 정도가 크지 않았고 핀란드만 예외였다. 핀란드의 경우 시간제 전년제(PTFY) 근로자(대부분 남성) 사이의 불평등이 가장 크게 기여했다(부록 5.A2, 표 5A2.1 참고).

전반적인 불평등에서 불평등의 남녀별 변화가 수행한 역할은 그 중요도가 훨씬 낮다. 이유는 서로 다른 근로자 집단 간의 변화가 서로를 상쇄하고 있기 때문이다. 시간제 여성 근로자가 많아진 것은 분석 대상인 대부분의 국가에서 개인소득 불평등을 감소시킨 반면 FTFY 여성 근로자는 (국가 평균 대비) 소득이 시간이 흐름에 따라 높아졌기 때문에 집단 간 불평등 증가에 기여했다(부록 5.A2의 표 5.A2.1).<sup>8</sup> 오스트리아와 아일랜드만이 집단 간 요소가 집단 내 불평등 효과를 앞지른 국가였다. 두 국가 모두 전일제 전년제 근로자들에 의한 변화였다.

그림 5.6. 남녀별 개인소득 불평등 변화에 기여한 요소

패널 A. 불평등 변화(타일지수), 집단 간/집단 내 요소



패널 B. 불평등 변화(타일지수), 집단 내 요소 별



주: 연 소득이 있는 생산연령(25-64세) 근로자. 표본은 연간 근로 주 수와 주당 근로시간 데이터가 둘 다 나와 있는 국가들만 포함. 패널 B의 변화는 전일제 전년대 근로자의 집단 내 요소의 영향을 반영.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208364>

### 5.4. 개인부터 가구 수입까지, 그리고 소득 분배

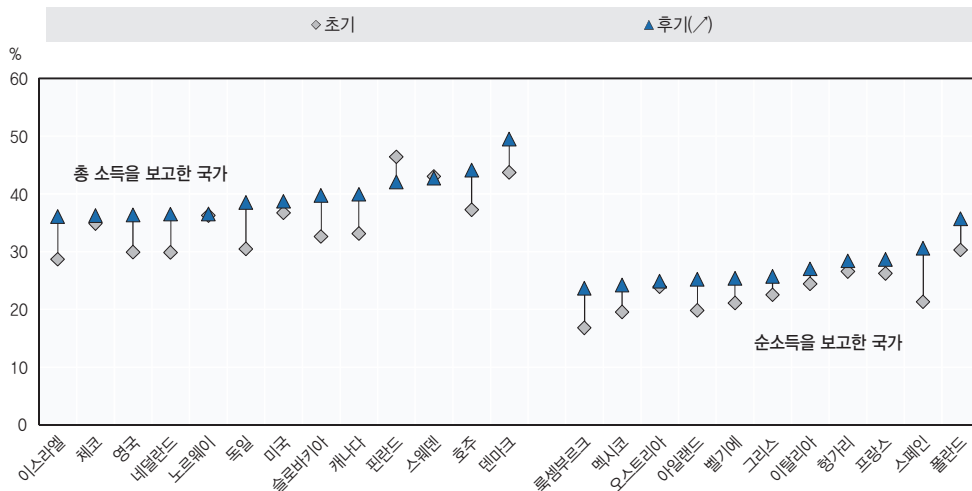
가구소득의 불평등은 가족 내 모든 구성원의 소득에 대한 공동분배에 따라 달라진다. 이전의 OECD 연구(2011)를 보면 개인에서 가구로 시각이 바뀌면 소득 불평등이 크게 줄어 총 소득을 보고한 국가에서는 거의 9 지니포인트, 순소득을 보고한 국가에서는 12포인트 감소했다.

가구소득의 불평등은 노동시장 요소 -가구의 근로 강도 및 소득- 뿐만 아니라 가구의 특성, 즉 학력이나 결혼여부, 자녀 유무 등의 영향을 받는다. 이들 요소는 시간이 흐름에 따라 변화했는데, 일하는 여성이 많아졌을 뿐만 아니라 단독 가구가 많아졌고 이들이 가구소득 불평등 증가에 일조한 것으로 나타났다. 다음 두 개의 하위섹션에서는 가구 내 분업의 변화와 이것이 가구소득에 어떻게 영향을 미칠 수 있는지 논하고, 소위 “끼리끼리” 결혼하는 “동질결혼”(교육이나 소득 수준이 비슷한 이들끼리 결혼하는 것)이 증가하는 현상을 분석한다. 세 번째와 마지막 서브 섹션에서는 전반적인 소득 불평등에 미치는 영향을 추정한다.

#### 가구 내 여성 참여, 업무 강도, 근무 기간의 변화

여성의 노동력 참여가 늘어나면서 가구소득에 여성들이 기여하는 바가 커졌다. 1980년대 중반/90년대 초반부터 2000년대 후반 사이 여성 소득의 비율은 총 소득을 보고한 국가에서는 12%, 순소득을 보고한 국가에서는 거의 20% 상승했다(그림 5.7). 상대적 증가폭은 스페인(43%)과 룩셈부르크(40%), 아일랜드(27%)에서 가장 컸다. 반면 일부 북유럽 국가에서는 차이가 거의 없거나(노르웨이, 스웨덴) 감소했다(핀란드는 9% 감소).

그림 5.7. 여성 소득이 전체 가처분 가구소득에서 차지하는 비율, 1980년대 중반/90년대 초반-2000년대 중/후반

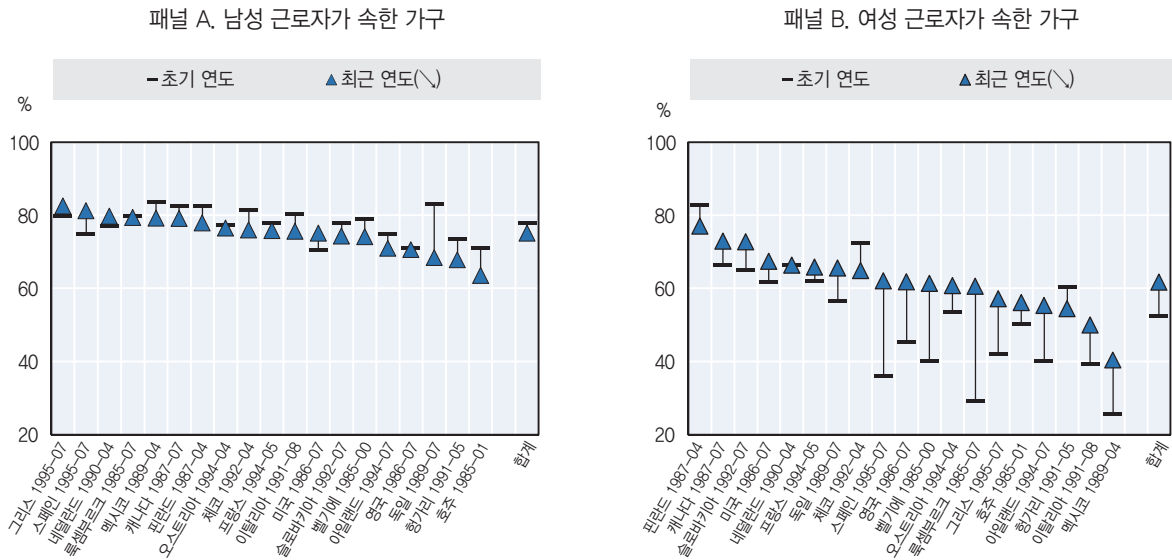


출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208372>

그림 5.8은 일하는 여성(가장이건 배우자이건)이 속한 가구의 비율이 조사된 거의 모든 OECD 국가에서 평균적으로 1980년대 중반/90년대 초반의 52%에서 2000년대 후반의 61%로 9%p 증가했음을 보여준다(패널 B). 룩셈부르크, 스페인, 벨기에는 그 비율이 가장 많이 증가하여 대상 기간 중 20%p 이상의 증가세를 기록했다. 반면 일하는 남성이 속한 생산연령가구의 비중은 대부분의 국가에서 비교적 안정세를 보였다(76%) (패널 A). 그러나 독일은 이 기간 동안 이 비율이 상당히 감소했다(약 15%p).

그림 5.8. 가구 내 남성/여성의 노동 참여율 변화



주:

표본은 생산연령(25-64세)인 가장이 있는 가구로 한정.

남성/여성 근로자는 가구 내 가장 또는 배우자.

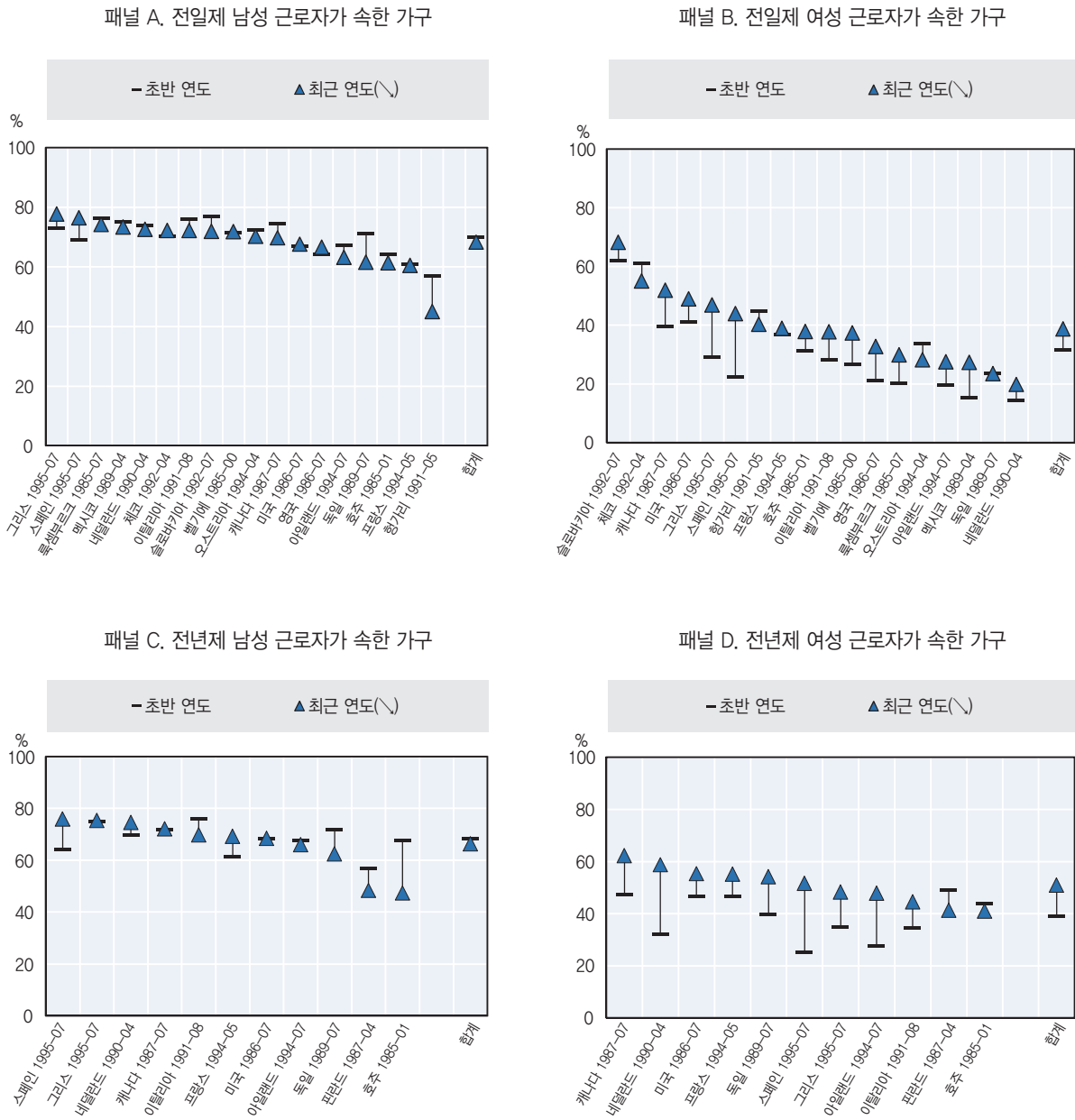
출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208380>

마찬가지로 가구 수준의 고용 강도 역시 눈에 띄게 증가했다. 이는 과거보다 전일제 전년제로 일하는 여성이 많아졌기 때문이다(그림 5.9). 예를 들어 스페인의 경우 1995년에 22%(25%)였던 전일제(전년제)로 일하는 여성이 속한 가구 비율이 경제위기 직전 연도에는 42%(52%)로 상승했다. 네덜란드 여성들의 경우 현재 연간 근로 주 수가 늘어났으나 주당 근무시간은 늘어나지 않았다. 네덜란드에서 전일제 여성 근로자가 속한 가구의 비중은 20%에 머문 반면 전년제로 일하는 여성의 비율은 크게 상승해 1990년의 32%에서 2004년에는 60%에 육박했다. 남성의 경우는 대부분의 국가가 비슷했으나, 독일과 헝가리에서는 전일제 근로자가 크게 감소했고 호주에서는 같은 기간 전일제 남성 근로자가 크게 감소했다.

참여 증가와 업무 강도 외에도 고속련/고임금 직종에 종사하는 여성들이 많아졌으며 이는 여성의 학력 수준 향상에서 기인한 것이다. 이러한 변화로 남녀간 급여 격차가 줄어들고 있지만 여성 근로자 간 소득 격차를 증가시킬 수 있으며 이로 인해 가구소득 분배가 영향을 받을 수 있다. 그림 5.10은 관리직-전문직-기술직종에 종사하는 여성이 속한 가구 비율이 1980년대 중반/90년대 초반 이후 평균 10%P(14%에서 24%로)만큼 상승했음을 보여준다. 특히 미국, 네덜란드, 룩셈부르크, 스페인, 벨기에에서 많이 증가했다(15%P 이상). 남성의 경우도 현상은 동일했지만 그 정도는 여성보다 덜했다. 고속련 남성 근로자가 속한 가구 비율은 스페인과 핀란드에서 가장 많이 상승했다(20%P 이상).

그림 5.9. 가구 간 남성/여성 고용 강도 변화



주:

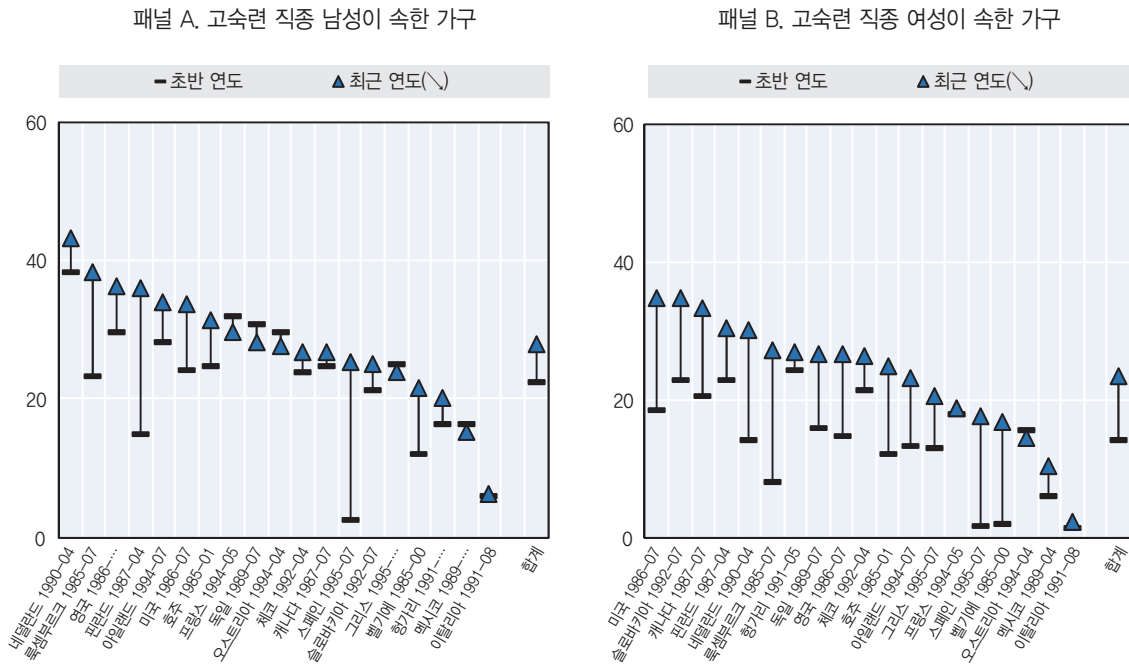
표본은 생산연령(25-64세) 가구에 한정.

남성/여성 근로자는 한 가구의 가장 또는 배우자인 자를 의미. 전일제는 주당 근로시간이 35시간 이상, 전년제(full-year)는 연간 45주 이상 근로를 의미.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208391>

그림 5.10. 가구 간 남성/여성 업무 숙련도 변화



주:

표본은 생산연령(25-64세) 가구에 한정.

남성/여성 근로자는 한 가구의 가장 또는 배우자를 의미. 고숙련 직종은 한 자릿수인 ISCO의 첫 3개 부문(즉, 관리자, 전문직, 기술직)에 해당.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

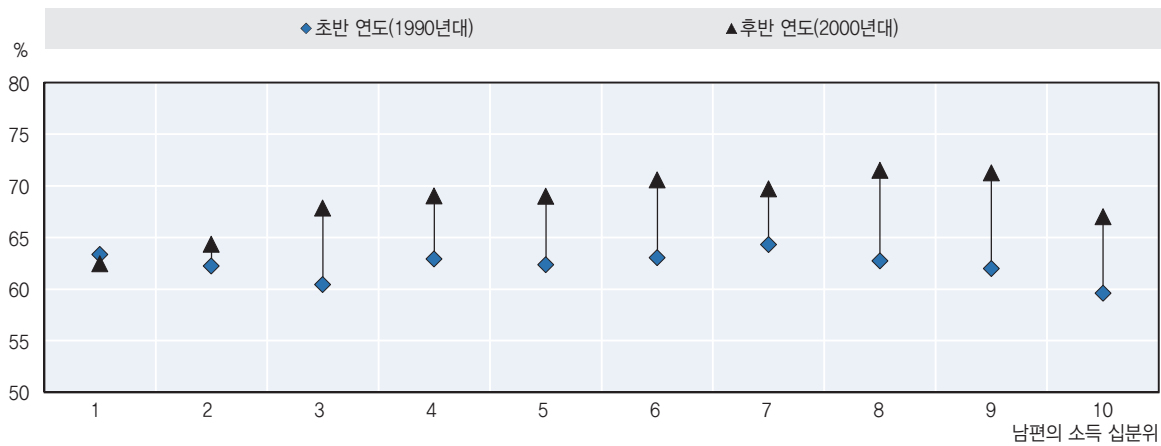
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208408>

### 비슷한 배경의 배우자를 찾는 이들이 늘어나고 있다

가구소득 불평등 변화를 설명하는 또 다른 요인은 가족과 가구가 구성되는 방식이다. 여성의 근로소득 증가가 가구소득 불평등에 영향을 미치는 방식은 아내와 남편의 소득 간 상관관계의 영향도 받는다. 비슷한 특성을 지닌 남성과 여성이 결혼하는 경우가 많아지고 있음을 보여주는 자료가 늘어나고 있는데, 이러한 현상을 “동질 결혼 (assortative mating)”이라고 한다(OECD, 2011). 미국과 캐나다의 자료를 보면 고임금 남편의 아내는 저임금 남편의 아내보다 고용 및 근로시간이 늘어났다(Junh and Murphy, 1997; Morissette and Hou, 2008).<sup>9</sup>

그림 5.11은 동질 결혼의 영향을 바라보는 한 가지 방식이다. 이는 OECD 평균 대비 남편 소득 십분위별 아내의 고용률 변화로 정의된다(국가별 수치는 부록 5.A1의 그림 5.A1.1에 나와 있다). 1990년대부터 2000년대 후반까지, 2/3 정도의 국가에서 여성 고용률은 남편이 소득 하위층에 속하는 여성들보다 상위 십분위에 속하는 여성들에게서 더욱 증가했다. 1/3 정도의 국가(벨기에, 프랑스, 그리스, 아일랜드, 이탈리아, 네덜란드, 영국)에서는 상위 소득자의 아내의 고용률 증가폭이 하위 소득자의 아내의 최소 두 배였다. 이탈리아, 멕시코 등 일부 국가에서는 2000년대 말에 고소득자 아내의 고용률이 저소득자 아내보다 더 많이 증가했으며 1990년대 초반에는 정반대였다.

그림 5.11. 아내의 고용률, 남편 소득 십분위별, OECD 평균



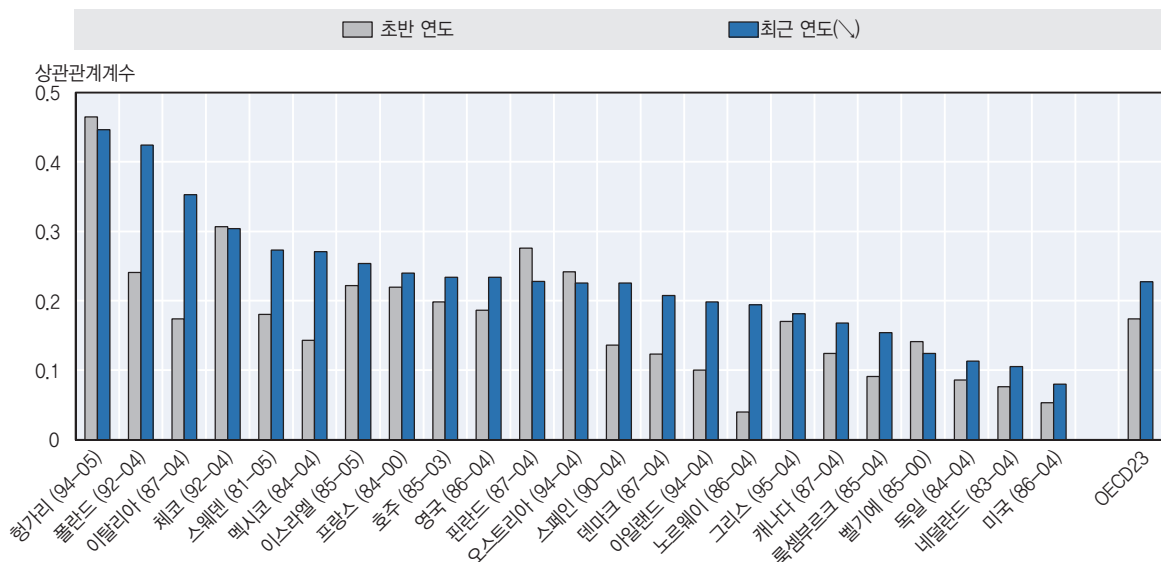
주: 대상은 커플로 이루어진 가구이며 가구 내 다른 가구원이 있는 경우와 없는 경우를 모두 포함한다. 여기서 커플은 남성과 여성으로 구성된 경우에 국한된다. 결혼하지 않고 동거하는 경우도 포함된다. 둘 다 생산연령(25-64세)에 속하는 경우이다.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208414>

그림 5.12는 이 시기에 모든 국가(핀란드 제외)에서 남편 소득과 아내 소득 간 상관관계가 커졌음을 보여준다. 아직 비교적 낮은 수준이긴 하지만 지난 20-25년간 남편 소득과 아내 소득 간 상관관계계수가 0.18에서 0.22로 상승했다. 이는 특히 이탈리아, 노르웨이, 폴란드에서 강하게 나타났으며 덴마크, 룩셈부르크에서도 두드러졌다.

그림 5.12. 남편 소득과 아내 소득 간 상관관계, 최소 한 명은 근로상태인 커플 가구



출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208422>



### 노동시장 요소는 시간이 흐름에 따라 가구소득 불평등 변화를 어떻게 견인하는가?

만일 여성 근로자가 속한 가구의 비율이 20년 전과 동일하고 급여 구조는 현재 수준이라면 전반적인 소득 불평등 수준은 어떻게 될까? 여기에서는 가구 고용 패턴의 변화가 가구 가처분소득에 미치는 영향, 즉 소득(earning)을 넘어 소득구성요소(income components)를 고려한 효과를 분석하고 있다(박스 5.1 참고). 특히, 다음의 두 가지 질문에 주목한다. 앞서 논의된 가구 차원의 여성 고용의 특성 변화는 소득 불평등 상승에 어느 정도 기여했는가? 그리고 여성의 참여, 고용 강도, 직업 특성이 가구소득 불평등 증가세에 어떤 역할을 했는가? 이 질문에 답하려면 일련의 반사실적 가구소득 분배를 시뮬레이션 해보는 것이 도움이 될 것이다. 반사실적 분석은 Firpo et al.(2007)과 Fortin et al.(2010)에 기반한 분해 접근 결과를 바탕으로 하며 부록 5.A3에 설명되었다.

그림 5.13을 보면 거의 모든 국가에서 여성 근로의 복합적인 변화가 가구소득 불평등 상승세를 완화하는데 상당한 영향을 미친 것으로 나타난다. 이러한 영향은 네 가지 요소로 나눌 수 있는데, 여성 고용률, 여성의 근로 강도(work intensity), 고숙련 직업에 종사하는 여성 비율, 여성 고용의 전반적인 수익(임금효과)이 그것이다.

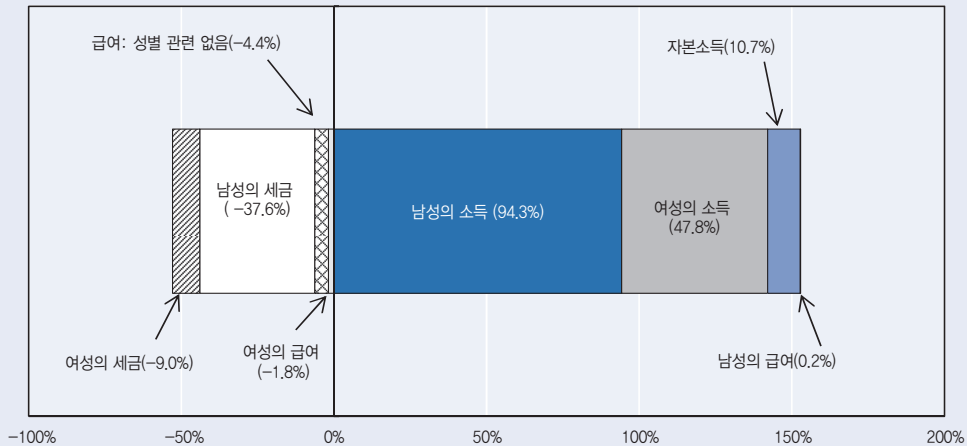
첫째, 여성 고용의 증가는 가구소득 불평등 감소와 연관되어 있다. 일하는 여성이 속한 가구 비율이 1980년대 중반과 동일했다면 가구소득 불평등은 OECD 평균적으로 지니계수 28.2에서 30.8이 아니라 31.6으로 0.8 지니포인트 더 증가했을 것이다. 여성 고용 증가의 형평화 효과는 벨기에, 네덜란드, 스페인, 영국 등 여성 근로자가 속한 생산연령 가구 비중이 크게 증가한 국가에서 더 컸다. 이는 이들 국가에서 불평등을 2.5 지니포인트 이상 낮추는데 기여했다. 반대로, 남성 고용률이 안정적인 점을 감안하면 남성 고용이 가구차원에서 미치는 영향은 전반적으로 중립적이었다(부록 5.A3, 그림 5.A3.1).

박스 5.1. 성별에 따른 가구소득 구성요소

소득(earning)이 가구소득(household income) 중 상당 부분을 차지하고 있기는 하지만 세금과 급여 등 다른 소득 요소도 소득 증가에 일정 역할을 하고 있음을 기억해야 한다. 예를 들어, 북유럽 국가에서는 사회이전을 합친 비율이 가구소득의 20%에 육박(스웨덴은 25%)하는 반면 호주와 미국에서는 각각 8%와 7%에 불과하다. 수입(earning)과 여타 소득 출처가 전반적인 불평등에 각각 기여하는 정도는 추정 가능하며(OECD, 2011 참고), 남녀별 소득 구성요소의 기여도가 어느 정도 추정될 수 있는지 고려해보는 것도 흥미로운 일이다. 아래 그림은 소득 출처별 분해의 결과를 보여주며 불평등에 긍정적 혹은 부정적으로 기여하는 여러 구성요소들을 구분하고 있다. 여기에서는 소득출처별 분해를 이용해 남녀별 소득 구성요소가 소득 불평등에 기여하는 상대적인 정도를 살펴본다(Lerman and yitzhaki, 1985 참고). 총 소득의 지니계수  $G$ 는  $G = \sum_{k=1}^K C_k = \sum S_k G_k R_k$ 로 나타낼 수 있으며 여기에서  $S_k$ 는 총 소득에서 출처  $k$ 가 차지하는 비율이고  $G_k$ 는 출처  $k$ 로부터의 소득 분포에 해당하는 지니계수이다. 그리고  $R_k$ 는 출처  $k$ 로부터의 소득과 총 소득 분포 간의 상관관계이다. 총 소득 불평등에 대한 출처  $k$ 의 상대적 기여도는  $C_k^R = \frac{S_k G_k R_k}{G}$ 로 산출할 수 있다. 이 접근은 정액(flat-rate) 분포 급여가 불평등에 중립적이거나 “제로(zero)”의 기여를 하므로 소득 분포에서 이전(transfer)의 한계이익 감소를 설명하지 않는다는 가정에 의존하고 있다.

분해는 모든 남녀별 소득(earning) 및 세금 요소를 다루고 있다. 분석을 위해 가구소득을 남성의 근로소득과 여성의 근로소득, 자본소득, 사회적 이전(남성과 여성에 할당된 요소로 나눔), 전반적인 가구 관련 급여, 남성과 여성이 납부한 세금으로 나눈다. 일부 출처, 특히 자본소득과 일부 사회급여는 가구 차원으로만 기록할 수 있다. 평균적으로 네 개의 요소가 불평등에 대해 양의 기여도를 보였다(즉, 불평등을 증가시켰다). 남성의 수입(earning), 여성의 수입(earning), 자본소득과 남성의 관련 사회급여가 그것이었으나 후자의 경우 효과가 0에 가까웠다. 불평등에 가장 크게 기여하고 있는 것은 남성의 소득이었고 여성의 소득은 기여도가 그 절반 정도였다. 세금과 사회급여는 불평등을 줄여주는 경향이 있는데 특히 남성의 관련 세금이 그러했다. 성별에 따른 여러 요소를 고려하면 불평등 중 남성의 관련 소득 요소로 설명되는 비율은 57%에 가까운 반면 여성의 경우 전반적인 불평등의 37%에 불과하다.

소득 출처별 가구소득 불평등의 구분, 13개 OECD 국가 평균, 2000년대 후반



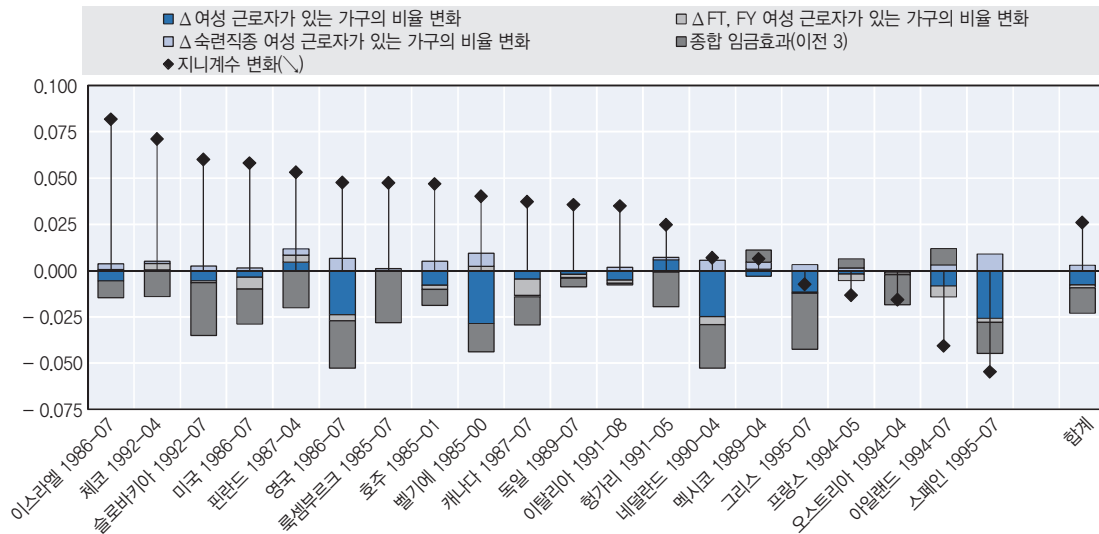
주: 표본은 모든 요소를 총액 기준으로 보고한 국가의 생산연령(25-64세) 커플 가구만 포함(호주, 캐나다, 체코, 덴마크, 핀란드, 독일, 아일랜드, 네덜란드, 노르웨이, 슬로바키아, 스웨덴, 영국, 미국).

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208438>

그림 5.13. 가구 가처분소득 지니계수의 %P 변화에 대한 기여도, RIF 분해 결과

구성요소 및 임금 구조 효과(여성)



주: 표본은 생산연령(25-64세) 가구를 포함. RIF: 재중심영향함수(Recentered Influence function) 회귀. 임금 구조는 3개의 공변량, 즉, 참여, 근로강도, 업무기술의 성격을 결합. FT: 전일제, FY: 전년제.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208441>

둘째, 지난 20년간 여성의 근로강도 증가 역시 일부 -전부는 아님- 국가에서 가구소득 불평등을 줄이는데 영향을 미쳤다. 캐나다, 아일랜드, 네덜란드, 미국에서는 전일제 및/또는 전년제로 일하는 여성이 속한 가구가 많아지면서 가구소득의 지니계수가 0.6에서 1포인트 정도 감소했다. 그 결과 체코와 핀란드에서는 전일제 또는 전년제 여성 근로자의 비율이 낮아지면서 가구소득 불평등이 0.4포인트 증가했다.

셋째, 고숙련 직종에 종사하는 여성이 속한 가구 비율이 높아지면서 가구소득 불평등의 작지만 유의미한 상승이 발생했다(0.3포인트). 숙련도 변화의 영향은 벨기에, 네덜란드, 스페인, 영국에서 더욱 두드러졌으며 이들 국가에서는 불평등이 0.7에서 1포인트 정도 증가했다. 고숙련에 의한 불평등 증가는 남성의 경우 더욱 컸고(부록 5.A3, 그림 5.A3.1) 특히 벨기에, 핀란드, 스페인 등 관리자, 전문직, 기술직에 종사하는 남성이 속한 가구비율 상승세가 같은 기간 동안 불평등을 1.5포인트 증가시켰던 국가에서 뚜렷했다. 고숙련 근로자가 속한 가구가 늘어남에 따라 불평등이 상승하는 이유 중 하나는 섹션 5.2에서 설명했듯이 비슷한 교육/소득 수준인 사람들끼리 함께 사는 경향("동질혼")의 증가이다.

마지막으로, 거의 모든 국가에서 여성 근로에 대한 수익 변화(임금효과)는 가구소득 불평등 증가를 완화함으로써 위에 설명한 세 가지 변화와 관련된 복합적인 효과로부터 감지한 것 외에 추가적인 평등화 효과를 발생시킨다. 부분적으로는, 여성의 학력 신장에 따른 남녀간 임금 격차 감소를 반영한 것일 수 있다. 또한, 여성의 평균 근로기간 연장에서 기인한 것일 수도 있다. 오늘날 여성 근로자들은 20년 전보다 더 많은 노동시장 경험(과 이에 따라 전보다 높은 소득)을 확보하는 경우가 많다. 뿐만 아니라 동등한 임금을 강제하는 법규 등 정책 매개변수 역시 남녀간 격차를 줄이는데 기여할 수 있다. 이러한 관찰불가 요소(또는 비통제 요소)는 가구소득 분배를 평등화하는데 중요한 역할을 하고 있는 것으로 보이며, 설명되지 않는 임금 구조 효과에 의해 포착될 수 있다.

종합하면, 전반적인 소득 불평등은 여성의 고용 참여와 근로 강도가 20년 전과 동일한 수준이었다면 더 컸을 것이고, 여성이 일하는 직종의 변화는 불평등을 얼마간 더욱 악화시켰을 것이다. 여성의 임금 변화는 여성이 가구소득 불평등에 발휘하는 평등화 효과를 더욱 두드러지게 한다. 이 모든 것이 복합적으로 소득 불평등을 약 2 지니포인트 정도 낮췄다.

## 5.5. 결론

이번 장에서는 수입(earning)과 가구소득 불평등의 성별과 관련된 측면을 살펴보았다. 전반적으로, 경제위기 전 20-25년간 노동시장에서 여성 참여가 늘어난 것이 가구수입(earning)과 소득(income)의 분배를 좀 더 평등하게 만들었다.

OECD 전역에 걸쳐 지난 20년간 남녀간 고용 격차와 임금 격차는 줄었지만 고용 격차는 여전히 평균적으로 16% 정도 남아있고 임금 격차는 약 15% 수준으로 여전히 높다. 그와 동시에, 남성집단 또는 여성집단 내부의 소득 불평등은 커졌다. 소득 불평등은 남성집단보다 여성집단에서 더 높지만 그 상승속도는 더 느려서 남성의 17%에 비해 평균 9%에 불과하다. 그 원인은 두 가지로 볼 수 있다. 첫째, 저임금 여성들이 근로시간을 늘렸거나, 남성들보다 덜 줄였다. 둘째, 저임금 여성의 임금 상승폭이 저임금 남성보다 컸다.

성별 차원에 있어서 전체적인 개인소득 불평등 추세를 살펴보면, 남녀 근로자의 서로 다른 집단 간(“집단 내” 불평등)에 임금 격차가 늘어난 것이 주요 원인이다. 이는 특히 전일제 전년제 근로자(특히 남성) 간에 임금 불평등이 커지고 있기 때문이다. 한편으로는, 남녀 근로자간 불평등이 기여하는 바는 훨씬 적다. 이들 요소 중 일하는 여성, 특히 시간제 여성 근로자의 상대적 비율 증가는 대부분의 국가에서 전반적인 개인소득 불평등을 감소시켰다.

가구소득 불평등의 경우 여성 고용참여의 변화, 근로강도, 업무기술의 성격은 중요하다. 여성 근로자가 속한 가구의 비율이 20-25년 전 수준이었다면(61%가 아니라 52%라면) 소득 불평등은 평균 거의 1포인트 이상 증가했을 것이다. 여성들의 근로강도 증가 역시 일부 -전부는 아님- 국가의 소득 불평등을 낮추는데 한몫 했다. 한편으로는 고숙련 직종 여성이 속한 가구 비율이 늘어나면 소득 불평등이 증가했지만 그 영향력이 아주 크지는 않았다. 모두 합치면, 노동시장의 변화가 여성에게 전반적으로 미친 영향은 소득 불평등을 2 지니포인트 정도 줄여줌으로써 소득 분배를 좀 더 평등하게 만들어 주었으며 특히 관련 임금 구조 효과를 고려하면 더욱 그렇다. 유급 근로를 하는 여성, 특히 전일제로 일하는 여성이 속한 가구가 많아지면 소득 불평등은 줄어든다. 그러므로 저임금 여성의 소득 잠재력 증가에 초점을 맞춘 정책은 여성의 노동시장 통합의 평등화 효과를 강화할 수 있다.

## 주

1. 남성 참여율이 2010년 수준으로 유지되는 반면 여성 참여율은 2030년까지 남성과 같은 비율로 수렴하여 증가한다는 가정 하에 참여율의 수렴이 예상된다.
2. 이 장에서는 여성의 유급 고용이 소득 불평등 변화에 초점을 맞추고 있다. 여기에서는 여성들의 비시장 근로 또는 무급 근로의 영향은 논하지 않는다. 이것도 Folbre et al.(2013)에서 설명한 대로 가구소득 불평등에 간과할 수 없는 영향을 미친다.
3. FTER(전일제환산 고용률, Full-time equivalent rates)의 차이는 남성과 여성 모두 자신의 주 일자리에서 주당 30시간 이상 근무할 경우 남녀간 차이를 보여준다.
4. 분석은 25개 국가를 대상으로 하며 각 국가별로 “초반 연도”와 “후반 연도”라는 두 개의 시점을 사용한다. 초반 연도는 1980년대 중반/1990년대 초반에 해당하며 “후반 연도”는 일반적으로 2000년대 중후반에 해당한다. 호주의 경우 가능한 최근 연도는 2003년이지만 후반 연도는 2001년이 사용되었다. 그 이유는 2001년이 연 근로시간과 시급을 산출하기에 충분한 정보를 갖고 있는 유일한 연도이기 때문이다.
5. 여기에 제시된 수치는 시간제, 부분년제(part-year) 고용을 포함한다.
6. 지니계수와 마찬가지로 타일(Theil)지수의 0은 완전한 평등을 의미한다. 지수값이 커질수록 불평등 수준도 높아진다. 타일 및 다른 일반 엔트로피 지수의 하위집단 분해성의 성격은 여러 논문에서 정리되어 있다(예: Shorrocks, 1984; Cowell, 2005).
7. 분해 방법론에 대한 설명은 부록 5.A2 참고.
8. FTFY 여성의 불평등화 효과가 커진 것은 이들의 상대적 고용비율 변화 때문이 아니라 상대적 집단 소득의 증가 때문이다.
9. 내생성에 대한 일부 우려는 가구 구성 행위가 노동시장의 선택에 미치는 영향에 관한 동질결혼 이론에 존재한다. 이 경우, 여기에 포착된 상관관계 중 일부는 결혼 전 가구 구성의 선택보다는 커플로 구성된 가구가 유사한 임금 집단 내에서 유사 직종 및 산업에서 일하는 것을 선택하는 경우가 많아지는 현상으로 설명할 수 있다. 이는 결혼여부 분류가 가구 내 노동력 공급행위의 변화를 부분적으로밖에 설명할 수 없음을 보여준다.

## 참고 문헌

- Autor, D. and M. Wasserman (2013), *Wayward Sons: The Emerging Gender Gap in Labour Markets and Education*, Third Way, MIT.
- Blinder, A. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates", *Journal of Human Resources*, Vol. 8, pp. 436-455.
- Cancian, M. and D. Reed (1998), "Assessing the Effects of Wives' Earnings on Family Income Inequality", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 1, pp. 73-79.
- Cancian, M., S. Danziger and P. Gottschalk (1993), "Working Wives and the Distribution of Family Income", in S. Danziger and P. Gottschalk (eds.), *Rising Tides: Rising Inequality in America*. Russell Sage Foundation, New York.
- Cowell, F (2005), "Theil, Inequality Indices and Decomposition", *Working Paper* No. 01, ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality.
- Esping-Andersen, G. (2009), *The Incomplete Revolution: Adapting to Women's New Roles*, Polity Press, Cambridge, United Kingdom.
- Firpo, S., Fortin, N. and T. Lemieux (2009), "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, Vol. 77, No. 2, pp. 953-973.
- Firpo, S., Fortin, N. and T. Lemieux (2007), "Decomposition Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions", mimeo, University of British Columbia.
- Folbre, N., J. Gornick, H. Connolly and T. Munzi (2013), "Women's Employment, Unpaid Work, and Economic Inequality", in J.C. Gornick and M. Jäntti (eds), *Income Inequality; Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford University Press, Stanford, pp. 234-260.
- Fortin, N., T. Lemieux and S. Firpo (2010), "Decomposition Methods in Economics", *NBER Working Papers*, No. 16045, Cambridge, United States.
- Gornick, J.C. and M. Jäntti (eds) (2013), *Income Inequality; Economic Disparities and the Middle Class in Affluent Countries*, Stanford University Press, Stanford.
- Greenville, J., C. Pobke and N. Rogers (2013), "Trends in the Distribution of Income in Australia", *Productivity Commission Staff Working Paper*, Canberra.
- Greenwood, J., N. Guner, G. Kocharkov and C. Santos (2014), "Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality", *IZA Discussion Papers*, No. 7895, Bonn.
- Harkness, S. (2010), "The Contribution of Women's Employment and Earnings to Household Income Inequality: A Cross-Country Analysis", *Luxembourg Income Study Working Paper*, No. 531.
- Juhn, C. and K.M. Murphy (1997), "Wage Inequality and Family Labor Supply", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, pp. 72-97.



- Karoly, L.A. and G. Burtless (1995), “Demographic Change, Rising Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989”, *Demography*, Vol. 32, No. 3, pp. 379-406.
- Lerman, R. and S. Yitzhaki (1985), “Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Application to the United States”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 1, pp. 151-156.
- McGinnity, F., H. Russell, D. Watson, G. Kingston and E. Kelly (2014), “Winners And Losers?: The Equality Impact of the Great Recession in Ireland”, *Economic and Social Research Institute*, accessed 14 May, 2014. Available at: [www.equality.ie/research](http://www.equality.ie/research).
- Morissette, R. and F. Hou (2008), “Does the Labour Supply of Wives Respond to Husbands’ Wages? Canadian Evidence from Micro Data and Grouped Data”, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 41, No. 4, pp. 1185-1200.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, Vol. 14, pp. 693-709.
- OECD (2013), *How’s Life? 2013: Measuring Well-being*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264201392-en>.
- OECD (2012), *Closing the Gender Gap: Act Now*, OECD Publishing, Paris, pp. 150-173, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264179370-en>.
- OECD (2011), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119536-en>.
- OECD (2010), *OECD Employment Outlook 2010: Moving Beyond the Jobs Crisis*, OECD Publishing, Paris, p. 241, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2010-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-en).
- OECD (2008), *OECD Employment Outlook 2008*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2008-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2008-en).
- Shorrocks, A.F. (1984), “Inequality Decomposition by Population Subgroups”, *Econometrica*, Vol. 52, No. 6, pp. 1369-1385.
- Shorrocks, A.F. (1983), “The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, pp. 311-331.

#### Database references

- OECD Short-Term Labour Market Statistics Database*, <http://dx.doi.org/10.1787/data-00046-en>
- OECD Labour Force Statistics Database*, <http://dx.doi.org/10.1787/data-00046-en>
- OECD Employment Database*, [www.oecd.org/employment/database](http://www.oecd.org/employment/database)
- OECD Database on Earnings Distribution*, [www.oecd.org/employment/database](http://www.oecd.org/employment/database)
- Luxembourg Income Study (LIS) Database, [www.lisdatacenter.org](http://www.lisdatacenter.org) (multiple countries: microdata runs completed between 22 April 2013 and 5 February 2014).



## 부록 5.A1

### 추가 그림

그림 5.A1.1. 남편 소득 십분위별 아내의 고용률

패널 A. 총 소득을 보고한 국가

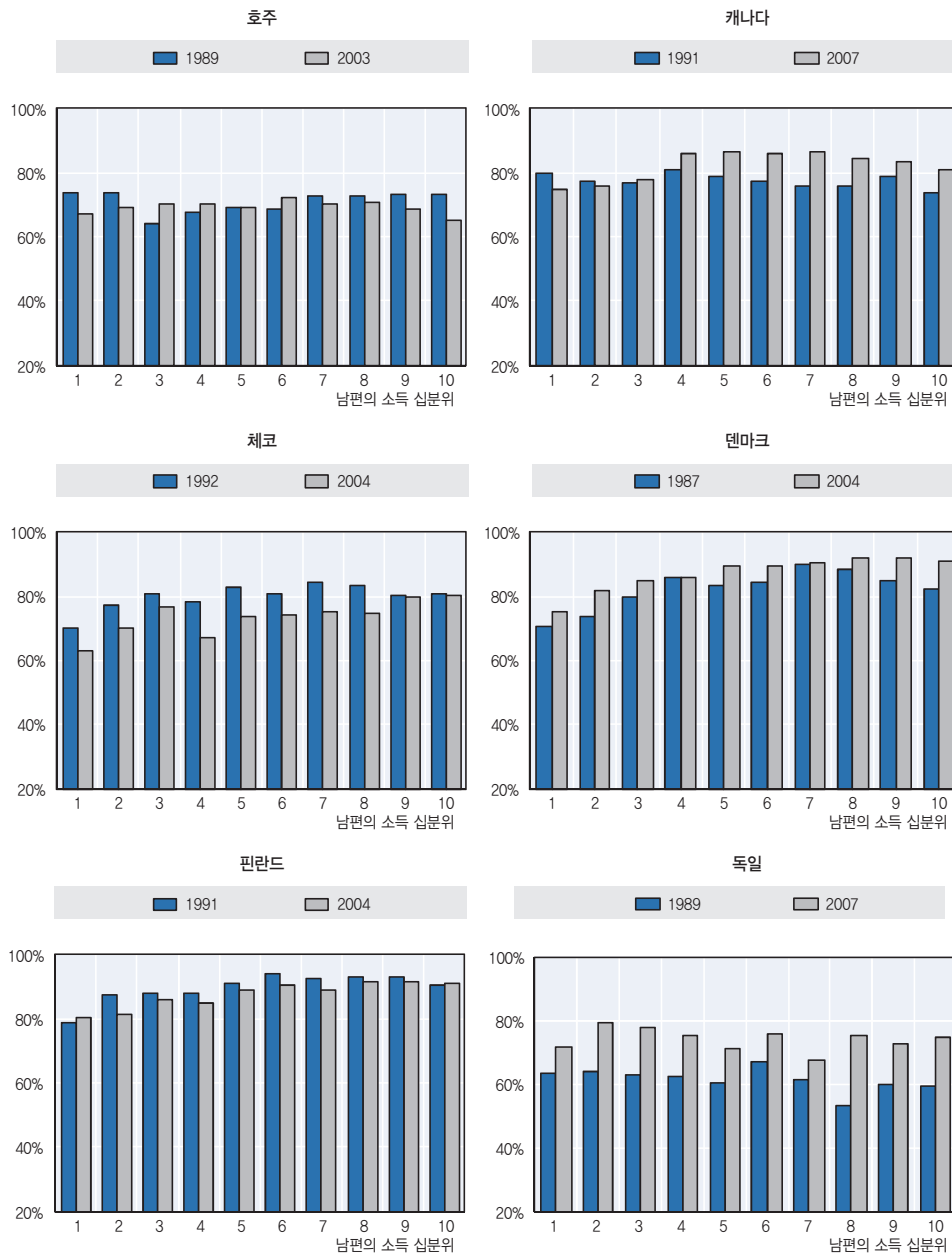


그림 5.A1.1. 남편 소득 십분위별 아내의 고용률(계속)

패널 A. 총 소득을 보고한 국가(계속)

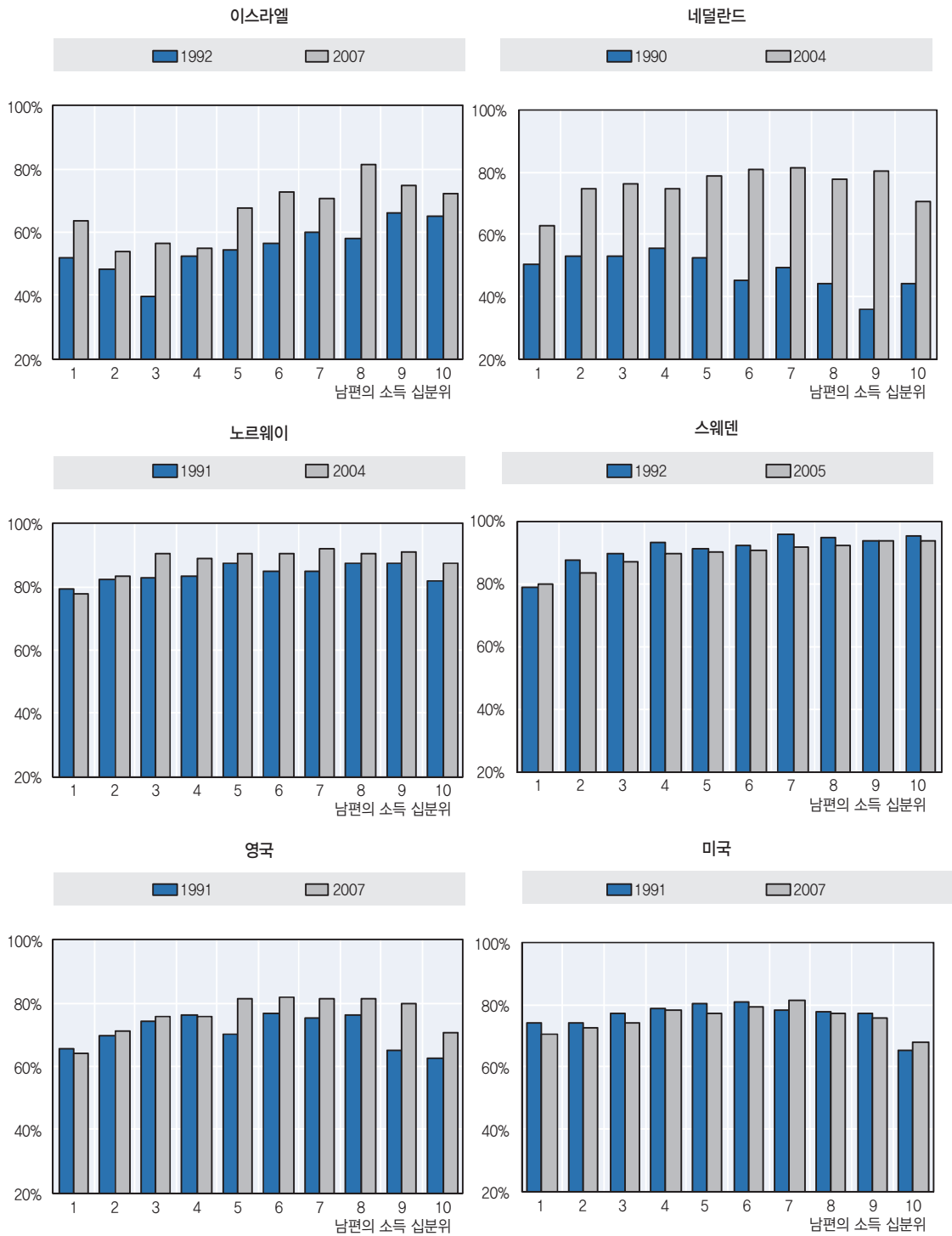


그림 5.A1.1. 남편 소득 십분위별 아내의 고용률(계속)

패널 B. 순소득을 보고한 국가

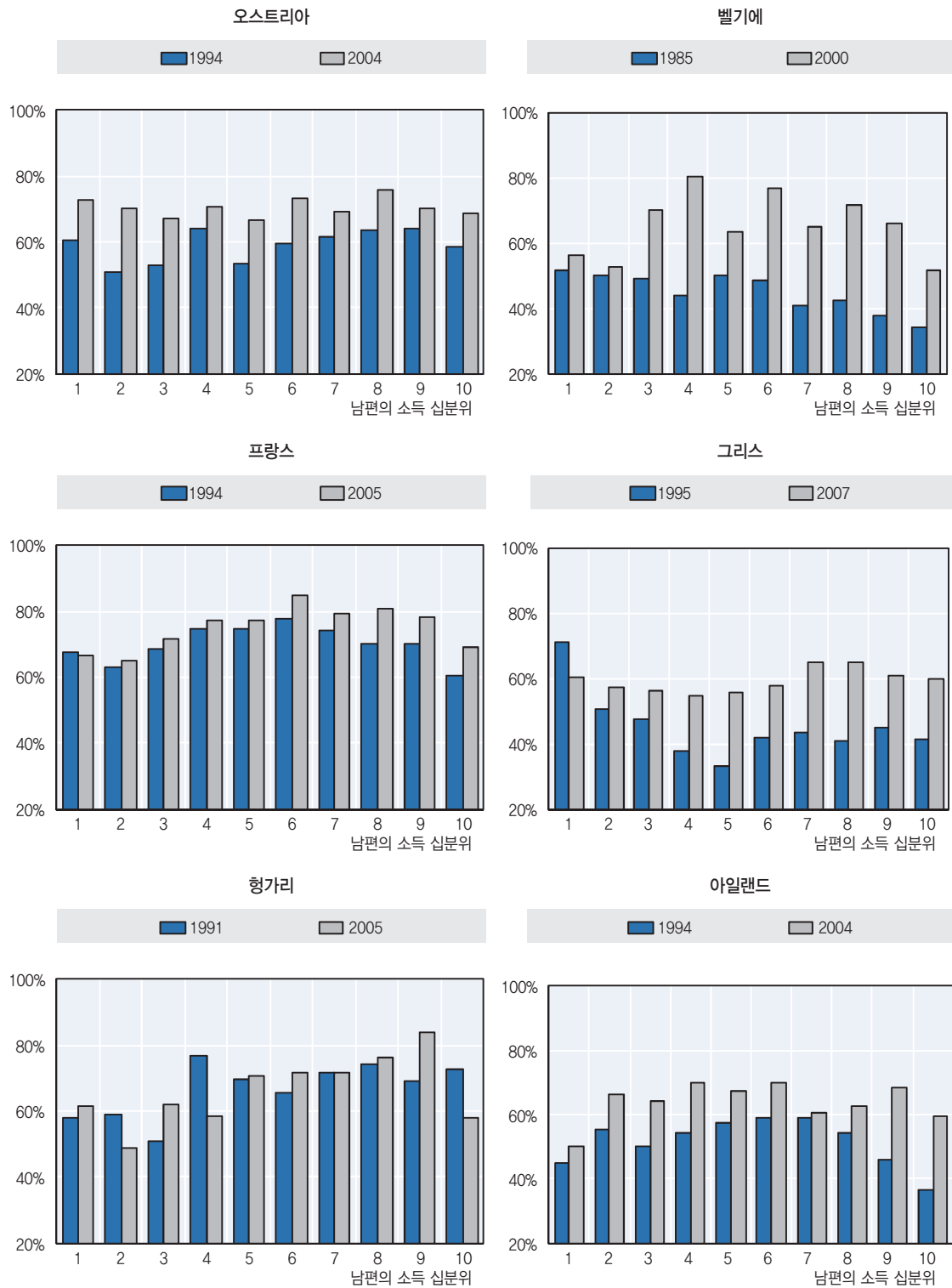
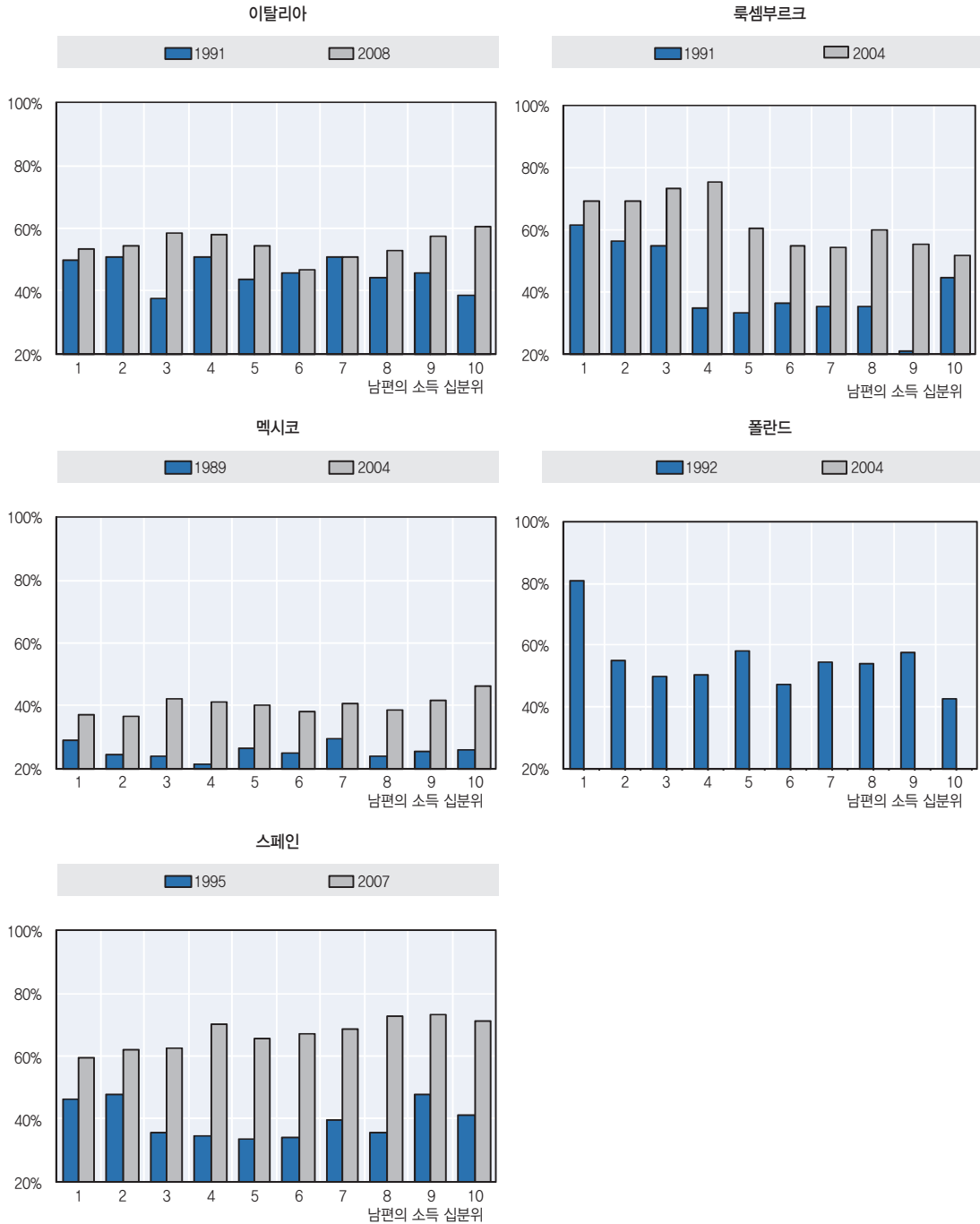


그림 5.A1.1. 남편 소득 십분위별 아내의 고용률(계속)

패널 B. 순소득을 보고한 국가(계속)



주: 그림은 커플로 이루어진 가구를 의미하며 가구원이 더 있는 경우와 없는 경우를 모두 포함한다. 여성과 남성으로 이루어진 커플만을 대상으로 하며 결혼하지 않고 동거하는 파트너도 포함한다. 두 사람 다 생산연령(25-64세)인 경우이다.

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208451>

## 부록 5.A2

## 개인소득 불평등의 하위집단별 분해

섹션 5.3.2는 다음과 같이 불평등(타일계수(Theil coefficient)로 측정)을 하위집단별로 분해하는 분석을 적용하고 있다:

$$I_l = \sum_k s_k I_1^k + \sum_k v_k \lambda_k \ln \lambda_k \quad [1]$$

여기에서  $s_k$ 는 집단  $k$ 가 보유한 소득 비율,

$I_{lk}$ 는 집단  $k$ 의 타일지수,

$v_k$ 는 집단  $k$ 의 인구 비율,

$\lambda_k$ 는 인구 평균 대비 집단  $k$ 의 평균소득이다.

이 등식은 전반적인 소득 불평등을 “집단 내”와 “집단 간” 요소로 분해함으로써 성별에 따른 구성 및 집단 내 불평등 효과를 파악할 수 있도록 한다. 등식 [1] 오른쪽의 첫 번째 항은 집단 내 요소를 나타내며 하위집단 불평등 값의 가중(소득 비율별) 총합이다. 두 번째 항은 집단 간 요소를 의미하며 이것은 a) 하위집단의 규모, b) 국가평균 대비 소득이라는 두 요소에 따라 달라진다. 집단 간 요소는 서로 다른 하위집단의 평균소득 간 차이로 설명되는 소득 불평등의 정도를 측정한다. 아래 분석의 경우, 하위집단은 여덟 개의 상호 배타적인 근로 인구를 가리키며 성별에 따른 두 집단과 네 개의 고용집단(즉, 전일제 전년제, 전일제 부분년제, 시간제 전년제, 시간제 부분년제)이 그것이다. 두 연도 간 총 불평등 변화는 다음과 같이 표현할 수 있다:

$$\Delta Theil = \sum_k \Delta Theil_w^k + \sum_k \Delta Theil_b^k \quad [2]$$

표 5.A1.1. 개인소득 불평등 분해(타일지수)

성별 및 근로 현황 하위집단별 개인소득 불평등 변화에 대한 상세 기여도

하위집단	호주 1985-01	오스트리아 1994-04	캐나다 1987-07	독일 1989-07	프랑스 1994-05	핀란드 1987-04	그리스 1995-07	아일랜드 1994-07	이탈리아 1987-08	네덜란드 1990-04	스페인 1995-07	미국 1986-07
집단 내	0.039	0.014	0.082	0.037	-0.007	0.032	0.060	0.012	0.069	0.054	-0.017	0.088
남자(FTFY)	0.037	0.009	0.040	0.024	-0.023	-0.005	0.029	-0.013	0.038	0.054	-0.028	0.057
남자(FTFY)	-0.002	0.000	-0.003	-0.004	-0.007	0.000	0.001	-0.000	0.001	-0.003	-0.002	0.000
남자(PTFY)	0.001	0.000	0.005	-0.002	0.022	0.023	-0.003	0.001	-0.002	-0.003	-0.001	0.001
남자(PTFY)	-0.002	0.002	0.000	-0.002	0.000	0.002	0.004	0.005	-0.000	0.001	0.004	-0.000
여자(FTFY)	0.017	-0.004	0.041	0.020	-0.005	-0.000	0.033	0.011	0.030	0.004	0.010	0.034
여자(FTFY)	-0.002	0.001	-0.001	-0.003	-0.000	0.002	0.001	0.002	0.001	-0.000	-0.000	0.000
여자(PTFY)	-0.005	-0.000	0.002	0.011	0.006	0.009	-0.006	0.001	0.002	0.004	-0.002	0.000
여자(PTFY)	-0.005	0.006	-0.002	-0.008	0.001	0.002	0.001	0.006	-0.001	-0.002	0.004	-0.004
집단 간	-0.025	0.020	-0.036	0.042	-0.009	0.021	0.030	0.042	-0.000	0.012	0.013	-0.038
남자(FTFY)	-0.038	0.039	-0.052	0.045	-0.021	0.012	0.045	0.052	0.013	0.029	0.013	-0.056
남자(FTFY)	0.008	0.001	0.005	-0.002	0.002	-0.001	-0.005	0.003	0.003	-0.002	0.013	0.001
남자(PTFY)	-0.007	-0.008	-0.009	-0.012	0.006	-0.006	-0.005	-0.014	-0.012	-0.001	-0.004	-0.013
남자(PTFY)	0.007	-0.005	0.006	-0.001	0.002	-0.006	-0.004	-0.009	0.001	-0.001	-0.008	0.004
여자(FTFY)	-0.001	0.020	-0.004	0.032	0.008	0.042	0.010	0.049	0.003	0.015	0.022	0.010
여자(FTFY)	0.004	0.001	0.006	0.004	0.001	-0.002	-0.006	0.002	0.001	0.001	0.001	0.006
여자(PTFY)	-0.010	-0.019	-0.001	-0.024	-0.007	-0.010	0.002	-0.030	-0.010	-0.034	-0.012	0.000
여자(PTFY)	0.013	-0.010	0.013	-0.000	-0.000	-0.007	-0.007	-0.011	0.001	0.006	-0.011	0.010
총 변화	0.015	0.034	0.046	0.078	-0.015	0.054	0.089	0.054	0.069	0.066	-0.004	0.051

주: FTFY는 전일제 전년제, FTPY는 전일제 부분년제, PTFY는 시간제 전년제, PTPY는 시간제 부분년제를 의미.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209045>

## 부록 5.A3

## 소득 불평등 변화의 역사실 분해(counterfactual decomposition) 분석

여성 근로자의 지위 개선으로 인한 가구 고용 구조의 변화가 불평등에 미치는 영향을 조사하기 위해 우리는 Firpo et al.(2007)에서 소개되고 Fortin et al.(2010)에서 더욱 발전시킨 분해 방법론을 사용했다. 이 방법론은 재중심영향함수(RIF) 회귀(Firpo et al., 2009)를 이용함으로써 Oaxaca-Blinder procedure(Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)의 일반화를 대표하지만 사분위나 지니 등 다른 분포 매개변수에도 적용할 수 있다.

Oaxaca/Blinder(OB) 분해 접근은 시간의 흐름에 따른 가구소득 불평등의 총 변화를 두 개의 합계효과로 분리할 수 있게 한다. 첫 번째는 구성효과(composition effect)로 불리며 가구의 관찰된 특성 분포의 전반적 변화와 관련된다(예: 여성 근로자가 속한 가구 비율). 두 번째는 임금구조 효과(wage structure effect)로 여성 근로자가 있는 가구의 전반적인 수익 변화를 포착한다. 이런 설정에 따라 임금구조 효과는 관찰 불가능한 특성의 수익 변화도 포함할 수 있다. 이는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\text{Oaxaca/Blinder 분해: } \Delta \bar{Y} = \bar{X}_{t-1}(\hat{\beta}_t - \hat{\beta}_{t-1}) + \hat{\beta}_t(\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1})$$

(임금 구조)      (구성)

일단 총 분해가 이루어지면 구성과 임금구조 효과를 둘 다 각 공변량이 기여하는 바로 나눔으로써 더욱 상세한 분해를 계산할 수 있다. OB 분해의 중요한 한계 한 가지는 평균의 차이에만 적용할 수 있다는 것이다. 지난 15년간 일반 분배 통계치를 분해하기 위해 여러 방법이 개발되었지만 Firpo et al.(2009)는 새로운 종합적 접근을 제안했다. 이들의 아이디어는 회귀의 종속변수로 일반적인 결과변수 대신 문제의 분배 통계치를 위해 RIF(재중심영향함수)를 사용한다는 것이다. RIF는  $\text{RIF}(y; v) = v(\text{F}y) + \text{IF}(y; v)$ 로 정의된다.  $\text{RIF}(y; v)$ 의 조건부 기대값은 설명변수의 선형함수로 모형화할 수 있다.

$$E[\text{RIF}(Y; v) | X] = X\gamma + \varepsilon$$

여기에서 매개변수  $\gamma$ 는  $v$ 에 대한  $X$ 의 한계효과를 나타내며 이것은 OLS로 추산될 수 있다. RIF 회귀를 추정하고 나면, 추정된 계수는 표준 OB 분해에서와 같은 방식으로 상세 분해를 수행하는데 사용될 수 있다. 평균 외에 분포적 통계값(distributional statistics)에 대한 RIF 회귀가 선형이 아닐 확률이 높음을 감안하여 Fortin et al.(2010)에서는 기간 1의 특성 ( $X$ )의 분포가 기간 0과 같은 분포를 갖도록 가중치를 재적용하여 RIF 회귀에 대한 재가중치 절차를 제안했다. 즉, 재가중된 표본에 대한  $\text{RIF}(Y_1; \gamma)$ 의 회귀로부터 역사실(counterfactuals) ( $X_{10}, \gamma_{10}$ )을 먼저 추산할 수 있다. 그리고 나서, 다음과 같은 두 개의 OB 분해에 의해 상세 재가중 분해를 구한다:

$$\hat{\Delta}_X = (\bar{X}_1 - \bar{X}_{10}) \hat{\gamma}_1 + \bar{X}_{10}(\hat{\gamma}_1 - \hat{\gamma}_{10}) = \hat{\Delta}_{X,p} + \hat{\Delta}_{X,e}$$

$$\hat{\Delta}_S = \bar{X}_0(\hat{\gamma}_{10} - \hat{\gamma}_0) + (\bar{X}_{10} - \bar{X}_0) \hat{\gamma}_{10} = \hat{\Delta}_{S,p} + \hat{\Delta}_{S,e}$$

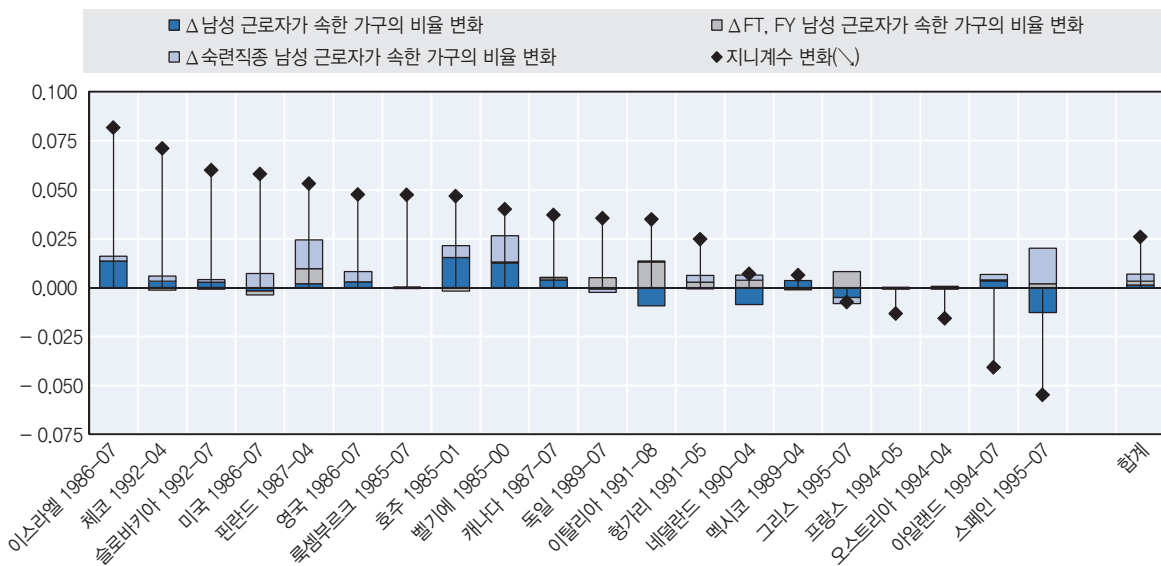
$$\hat{\Delta}_{Overall} = \hat{\Delta}_{X,p} + \hat{\Delta}_{X,e} + \hat{\Delta}_{S,p} + \hat{\Delta}_{S,e}$$



여기에서 구성효과(composition effect)  $\hat{\Delta}_X$ 는 순구성효과(pure composition effect)  $\hat{\Delta}_{X,p}$ 와 설정오차(specification error)  $\hat{\Delta}_{X,e}$ 로 나뉘며, 마찬가지로 임금 구조효과  $\hat{\Delta}_S$ 는 순수 임금 구조효과  $\hat{\Delta}_{S,p}$ 와 재가중 오류  $\hat{\Delta}_{S,e}$ 의 합이다.

우리는 시간의 흐름에 따른 가구소득 불평등 변화의 맥락에서 여성의 역할을 다루기 위해 이 방법을 사용했다.<sup>1</sup> 두 기간 사이의 지니계수 변화는 앞서 언급했듯이 구성 및 임금효과로 분해된다. 공변량(covariates of interest)의 9개 집단이 분해에 고려되었는데, 인구학적 요인, 가장의 학력, 가구 구조, 고용(남성과 여성), 근로강도(남성과 여성), 숙련직종(남성과 여성)이 그것이다.<sup>2</sup> 우리는 특히 여성의 고용 특성 변화에 의한 3개의 구성효과에 초점을 맞추었다. 이는 1) 여성 근로자가 속한 가구의 비율, 2) 전일제 여성 근로자가 속한 가구의 비율, 3) 숙련직종에 종사하는 여성 근로자가 속한 가구의 비율이다. 남성의 고용 지위 변화로 인한 구성효과 역시 논한다.

그림 5.A3.1. 남성의 근로 특성으로 인한 구성효과



주: FT: 전일제, FY: 전년제

출처: OECD Secretariat calculations from the Luxembourg Income Study(LIS).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208468>

## 주

1. 일련의 설명변수에 대한 가구 가치분소득의 주변분포의 분포 통계값(distributional statistic of interest) (이 경우는 지니계수)의 재중심영향함수의 회귀 모형을 맞추는데 Stata 프로그램 *rifreg*([www.econ.ubc.ca/nfortin/hmpgfort.htm](http://www.econ.ubc.ca/nfortin/hmpgfort.htm))가 사용되었다. 그리고 나서 종속변수로 RIF를 이용하여 OB 분해를 수행하는데 표준 Stats 프로그램 *oaxaca*가 사용되었다.
2. 인구학적 요인은 가장의 연령, 가장의 인종과 지역적 터미를 포함한다. 고용은 근로자인 성인 가구원(남성/여성)이 가구에 포함되어 있는지를 의미한다. 근로 강도는 전일제로 근로하는 성인 가구원(남성/여성)이 있는지를 의미한다. 직종은 숙련직종에 종사하는 성인 가구원이 있는지를 의미하며 숙련직종은 한 자릿수인 ISCO의 첫 3개 부문(관리자, 전문직, 기술직)에 해당하는 경우를 말한다.

## 제6장

### 국가별 가구재산 집중 현황<sup>1</sup>

이 장에서는 일반적으로 합의된 범례 및 분류에 따라 수집된 데이터베이스를 이용하여 18개 OECD 국가의 가구재산 분포를 설명한다. 가구재산 저량과 그 집중 정도를 국가 간 비교한다. 분석은 가구 보유재산의 인구학적 특성, 자산과 부채의 구성과 중저소득 가구의 과다부채 수준 등을 조명한다. 그리고 일부 국가에 대해 경제위기 이후 자산 분포의 변화를 살펴본다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.

## 6.1. 도입 및 주요 결과

앞에서 강조했듯이 많은 OECD 국가에서 2008년 금융위기 이후 경기 회복은 더디게 이루어졌지만 시장소득 불평등은 급격히 증가했다. 제2장에서는 이미 심화되어 있지만 더욱 증가하고 있는 소득 불평등과 낮은 사회 이동성이 성장을 저해할 수 있음을 조명했다. 이러한 맥락에서 가구재산의 집중이 누적되어 소득 불평등을 증가시키고 장기적 성장을 더욱 저해하는지 여부는 아직 답을 알 수 없는 문제로 남아 있다. 이 질문에 답하려면 먼저 가구재산 분포에 대해 나와 있는 자료를 살펴볼 필요가 있다.<sup>2</sup> 이 장에서는 공동 합의한 범례와 분류를 바탕으로 OECD가 수집한 새로운 데이터(주로 조사 기반 데이터)를 통해 이 문제를 다뤄보도록 한다(OECD, 2013a).

불평등 문제가 정책 입안자들과 언론의 관심을 끄는 경우가 많아졌지만 –토마 피케티(2014)의 *21세기 자본* (Capital in the 21<sup>st</sup> Century) 출간에 따른 논쟁과 가구소득 분배의 불평등을 다룬 수 많은 연구를 통해 알 수 있듯이- 가구재산 분포의 불평등을 보여주는 자료는 국가 내 자료이건 국가 간 자료이건 많이 나와 있지 않다. 이번 장의 주된 목표는 이 격차를 메우고 일부 비교 가능한 정보를 제공함으로써 이 논의를 뒷받침하는 것이다. 그러기 위해 OECD는 18개 회원국의 가구재산분포 데이터를 수집했으며 이는 이 분야에서 지금까지 이루어진 노력을 더욱 확대한 것이다(OECD, 2008).<sup>3</sup>

이 장은 다음과 같이 구성된다. 섹션 6.2에서는 국가 간 가구재산 저량과 그 집중도에 관한 자료를 요약한다. 또한 가구소득과 재산의 결합 분포자료도 제시함으로써 소득과 재산이 가구 차원에서 어떻게 상호 연관되는지를 조명한다. 섹션 6.3에서는 가구 보유 소득의 인구학적 특성을 설명한다. 섹션 6.4는 자산의 구성을 다루고 6.5에서는 중저소득 가구의 과다채무 정도와 부채에 초점을 맞춘다. 이는 많은 국가에서 경제위기를 “촉발”하는데 중요한 역할을 했으며 이후의 회복을 더디게 하는데 일조했다. 섹션 6.6은 경제위기 발생 이후 부의 분배 변화를 설명하며 섹션 6.7은 결론을 제시한다.

이 장의 주요 연구결과는 다음과 같다:

- 가구의 부는 가구소득보다 더 불평등하게 분포하고 있으며 이는 부가 상위층에 집중되어 있기 때문이다. 평균적으로 상위 10% 가구가 전체 부의 절반을 보유하고 있으며 그 다음 50%가 나머지 절반 중 대부분을 차지하고 있는 반면 하위 40%는 불과 3% 정도의 부를 소유하고 있다.
- 가구재산의 수준은 일반적으로 가장의 학력이 높고 55-64세 사이인 가구가 더 높다. 비금융자산, 특히 주 거주지가 가장 중요한 자산인 가구가 대부분이었으며 비금융자산보다 덜 평등하게 분배되어 있다.
- 일부 국가(예: 노르웨이와 미국)에서 상당 비율의 가구가 높은 수준의 부채를 지고 있어 자산 가격에 갑작스러운 변동이 발생할 경우 상당한 위험에 노출될 수 있고 이는 경제 시스템 전반을 약화시킬 수 있다. 가구소득이 커지면 부채도 커지지만, 과다채무는 중간 소득집단과 젊은 가장이 이끄는 가구에서 가장 높게 나타난다.
- 금융위기는 추세 데이터가 나와 있는 6개국 중 4개국인 미국, 영국, 네덜란드, 이탈리아에서 분포도 상위집단의 재산 불평등을 악화시켰다. 하위층의 불평등은 6개국 중 5개국에서 증가했다. 장기적으로 소비자가격 대비 자산 가격, 특히 금융자산 가격의 상승은 가구재산 저량과 집중도 변화의 주요 동인이었다.

## 6.2. OECD 국가의 가구재산 분포

본 섹션에서는 OECD Wealth Distribution Database(박스 6.1과 부록 6.A1 참고)를 위해 수집한 데이터를 바탕으로 OECD 회원국의 가구재산 분포 기본 패턴을 설명한다. 여기에서는 각국의 평균 및 중위 가구 재산 수준과 부의 집중을 나타내는 몇 가지 지표, 소득과 부의 분배 간 관련성을 국가별로 비교한다.

### 박스 6.1. OECD Wealth Distribution Database

본 장에 포함된 데이터는 OECD에서 수집했으며 OECD 배포 플랫폼(OECD.Stat)에서 이용할 수 있다. 최근 연도 추정치가 현재 18개 회원국에 대해 나와 있으며 1년 이상에 대한 추정치는 이들 중 6개국에 대해 나와 있다. 7개국의 경우에는 가구재산 분포에 관한 미시 정보를 정기적으로 수집하는 국가 통계청과 기관(예: 중앙은행)에 위치한 담당부서가 발송하고 관리한 질문지를 통해 추정치를 확보했다. 이들 7개국 중 호주, 캐나다, 한국, 영국(영 본국에 국한), 미국은 전용 가구재산 조사를 바탕으로 한 데이터이며, 네덜란드와 노르웨이는 세금 및 행정 기록을 바탕으로 했다. 11개국(Eurosystem Household Finance and Consumption Survey, 이하 HFCS에 참여한 국가)의 경우에는 최근 연도에 대한 추정치를 유럽중앙은행에서 제공한 공용파일을 바탕으로 OECD가 산출(이탈리아와 네덜란드의 경우 해당국 담당부서에서 제공한 이전 연도의 추정치로 보완)했다. 이 OECD 수집 데이터는 Luxembourg Wealth Study(Sierminska et al., 2006)와 European Central Bank(2013)에서 추구하는 대로 가구재산 분배 관련 비교가능 지표 제공을 위한 이전의 노력을 더욱 확대하고 있다.

이 장에서 사용된 데이터는 다음과 같은 특징을 갖는다:

- 가구 간 비금융자산 및 금융자산과 부채의 분포(개인이나 성인 차원의 분포가 아님)를 의미하며 가구 규모 차이를 반영하기 위한 조정은 없었다(가구소득분포 분석시 일반적으로 사용되는 방식임). 데이터는 또한 해당 국가의 민간 가구 거주자가 보유한 자산과 부채를 의미한다. “가구”의 정의는 국가별로 차이가 있을 수 있다(예: 대부분의 HFCS 국가는 비교적 엄격한 정의, 즉, 가구원이 재정적으로 상호 의존하는 관계를 유지하고 있어야 한다는 정의를 사용하고 있다).
- 자산과 부채는 “OECD Guidelines for Micro-Statistics on Household Wealth” (OECD, 2013a)에서 제안한 명명법에 따라 여러 국가에서 일관성 있게 분류된다. 이 명명법은 비금융자산 5개 부문, 금융자산 8개 부문, 금융부채 3개 부문으로 분류된다. 금융자산 중 “고용관련 연금제도” 형태로 보유한 자산은 별도의 부문으로 보고된다. 이 부문에 관련된 데이터는 박스 6.3에서 설명하며, 이 장의 다른 부분에 제시된 데이터는 합계에서 이 자산을 제외한 정의를 바탕으로 한다.
- 정보는 가구 현황(3개 가구 유형), 가구 기준가구원(reference person)의 연령(6개 집단), 가구원 수(5개 집단), 가구 유형(6개 집단), 기준가구원(reference person)의 학력(4개 집단), 소득의 주된 출처(5개 집단), 그리고 부와 소득 오분위 별로 분류한 가구 순자산에 대해 수집되었다(분포도 상위 10%, 5%, 1%에 대해 추가 분류). 또한, 다양한 유형의 자산과 부채를 보유한 가구의 비율, 보유 가구의 자산 및 부채 평균값, 가구 오분위별 가구자산 및 소득 결합분포, 그리고 가구별 과다부채의 정도에 관한 정보(과다부채의 2개 지표를 바탕으로)도 수집되었다.

### 박스 6.1. OECD Wealth Distribution Database(계속)

국가별로 동일한 처리 및 분류 기준을 사용하기 위한 노력이 있었지만 그럼에도 불구하고 이 장에 제시된 미시 자료에는 비교성을 제한하는 차이가 존재한다. 가장 중요한 3가지는 다음과 같다:

- 데이터가 수집된 연도(가장 최근 관찰 데이터의 경우 2010년에서 2013년 사이)와 해당 연도 내 상세 현장조사 기간에 국가별로 차이가 존재. 최근 자산 가격에 큰 폭의 변동이 있었고 이러한 변동은 여기 보고된 순재산가치에 영향을 미치므로 이 차이는 중요하다. 가장 최근 연도의 데이터가 모두 2005년 기준 불변가격(constant prices)으로 표현되어 있지만 그것이 이러한 이종성의 출처를 제거하지는 않는다.
- 국가별 부유한 가구의 과대 표본추출 정도의 차이.\* 이러한 차이(호주와 캐나다의 경우 과대 표본추출이 전혀 없고 미국과 스페인의 경우 과대 표본추출의 정도가 심함)는 가구재산의 수준과 집중도를 국가 간 비교할 때 중요하다. 모든 국가에서 대부분의 재산을 부유층이 보유하고 있기 때문이다.
- 사회보장 수급 형태의 연금 재산과 확정급여형 퇴직연금제도는 이 장에서 제시하는 주요 재산지표에 포함되지 않는다(공적 출처 및 강제적 사적 출처로부터의 미래 연금재산의 모형 기반 추정치는 부록 6.A3에 나와 있다).

일반적으로, (이 장의 부록에서 설명한 대로) 가구재산 정보의 모든 출처에는 나름의 한계가 있다는 것을 강조할 필요가 있다. 다만, 재산 데이터를 수집하는 통계청 및 기관이 조사의 차이점과 그러한 차이가 국제적 비교에 어떤 영향을 미치는지 인지하게 되면, 앞으로는 특히 OECD 지침(OECD, 2013a)이 좀 더 널리 사용되면서 통계적 처리에 있어서 국가 간 수렴이 강화되었으면 하는 바람이다.

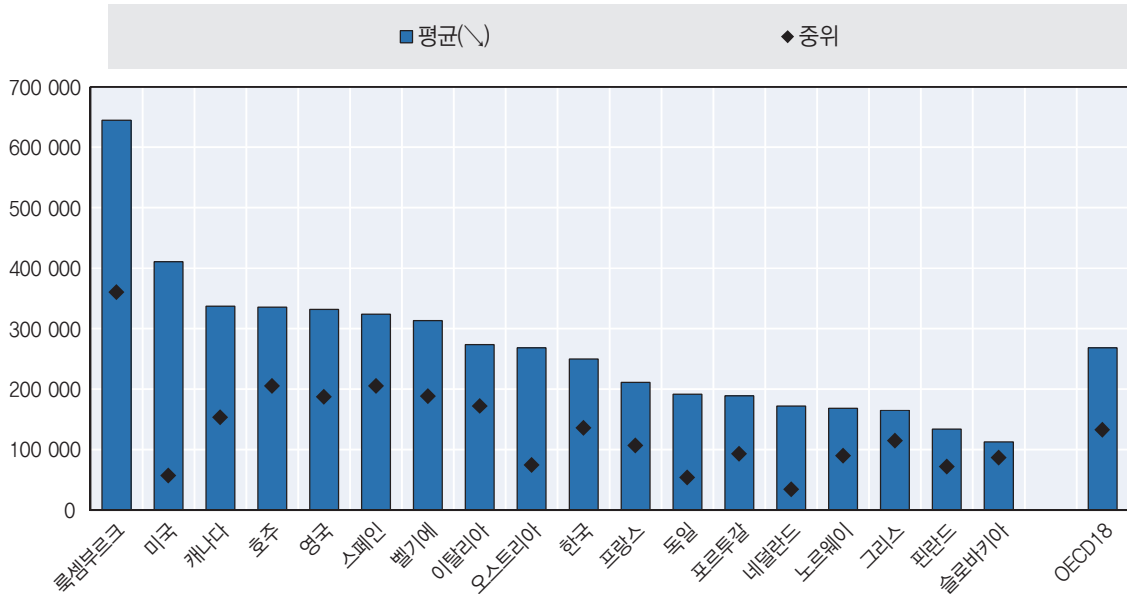
\* 부유한 가구에 대한 표본 과다추출 정도를 보여주는 지표는 표 6.A1.1에 나와 있다. 이것은 표본에서 부유한 가구가 차지하는 비율과 모수에서 차지하는 비율 간의 차이로 산출된다.

### 국가 간 가구재산 수준

가구재산의 수준은 그림 6.1에 가구별 평균 및 중위 가구 순재산지표를 통해 설명되어 있다. 재산의 평균 수준이 가장 높은 곳은 룩셈부르크, 미국, 캐나다, 호주, 영국, 스페인이었고 가장 낮은 곳은 슬로바키아, 핀란드, 그리스, 노르웨이, 네덜란드였다. 중위 가구소득의 순재산은 전형적인 가구의 상태를 더욱 잘 보여주는 지표로 간주될 수 있으며 분포도 상위층에서 부의 부정확한 측정에 의한 영향을 덜 받는다.<sup>4</sup> 평균 순재산에서 중위 순재산으로 바뀌어도 국가 순위가 크게 달라지는 것은 아니다(이 두 가지 변수간 상관관계는 0.79). 하지만 미국, 오스트리아, 독일의 경우는 국가 순위가 크게 달라졌다. 미국은 평균 순재산 기준으로는 2위이나 중위 순재산을 기준으로 하면 16위로 떨어지고 독일은 각각 12위와 17위, 오스트리아는 9위와 14위를 기록해, 이들 국가에서는 순재산이 불평등하게 분배되어 있음을 알 수 있다(하기 참고).<sup>5</sup>

그림 6.1. 미시 자료에서 가구별 평균 및 중위 순재산

2010년 또는 자료가 나와 있는 최근 연도, 2005년 미 달러



주: 재산가치는 2005년 미 달러로 표시되며, 먼저 소비자가격지수를 통해 같은 해(2005년) 가격 가치를 나타낸 후, 가구 소비에 대해 구매력 평가지수의 사용을 통해 각국 통화를 공통 통화 가치로 전환한다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208474>

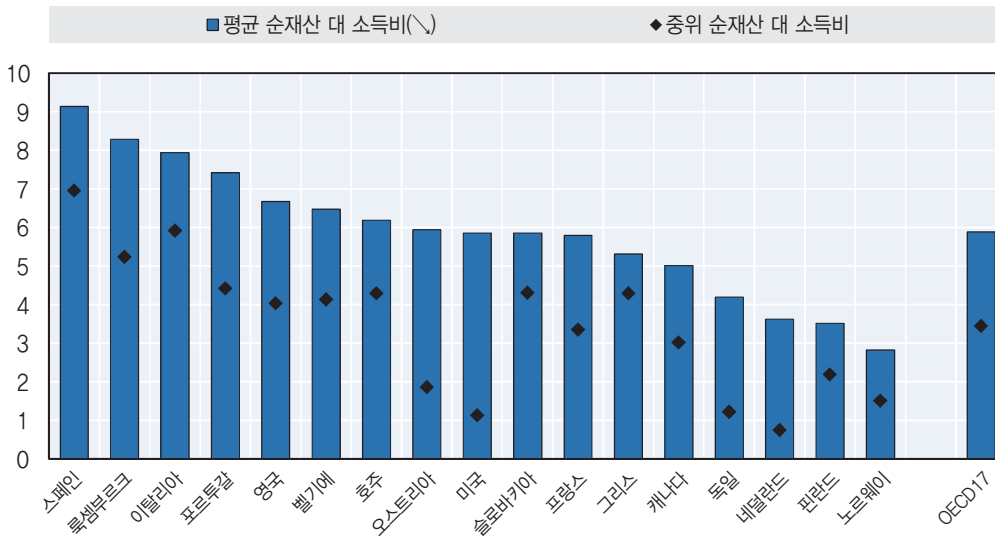
가구재산은 또한 가구소득의 몇 배로 표현된 값들을 참고하여 상대적으로 표현할 수도 있다. 이 지표는 한 가구가 축적해놓은 재산을 사용하여 앞으로 몇 년간이나 현 생활수준(소득으로 측정)을 유지할 수 있는지에 직관적으로 해당한다.<sup>6</sup> 이 지표를 바탕으로 하면 순재산 저량은 평균적으로 가구소득 가치의 3배에서 9배 사이이다(비슷한 추정값이 Brzozowski et al., 2010; Domeij and Floden, 2010; Fuchs-Schündeln et al., 2010; Jappelli and Pistaferri, 2010; Landais et al., 2011; Maestri et al., 2014에서 보고됨). 그림 6.1과 6.2를 비교해 보면 기준을 절대적 평균 순재산으로 하건 상대적 평균 순재산으로 하건 대부분의 국가에서 국가 순위는 크게 바뀌지 않는다.<sup>7</sup> 마찬가지로, 절대적 중위 순재산이 아니라 상대적 중위 순재산을 고려하더라도 국가 순위는 크게 바뀌지 않는다.<sup>8</sup>

그림 6.3은 이 장에 사용된 OECD 질문지를 바탕으로 하고 가구 대차대조표에 관한 국민계정 통계자료에 있는 미시 자료에서 측정된 가구별 평균 순재산을 보여준다.<sup>9</sup> 이 2개의 출처를 비교하려면 동일 유형의 자산과 부채가 양쪽에 다 포함되어 있어야 한다. 그러나 이 장에서 다룬 18개 OECD 국가 중 13개국의 경우, 가구의 비금융자산에 관한 OECD 국민계정통계에 토지가치가 빠져 있으며 이 토지가치는 데이터가 나와 있는 다른 5개 OECD 국가에서는 비금융자산 중 50% 정도를 차지하고 있다.<sup>10</sup> 그림 6.3에 나와 있는 SNA값은 European Central Bank(2013)에서 추출한 토지가치 추정치에 기반하고 있으며 나머지 국가의 경우에는 가구 대차대조표(balance sheets)에서 보고된 금액을 바탕으로 한다. 반대로, 자동차 및 기타 소비재는 국민계정에서 가구의 부로 간주되지 않으므로 비금융자산의 마이크로 기반 측정에서 제외된다.



그림 6.2. 가구소득 대비 평균 및 중위 순재산

2010년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도, 2005년 미 달러



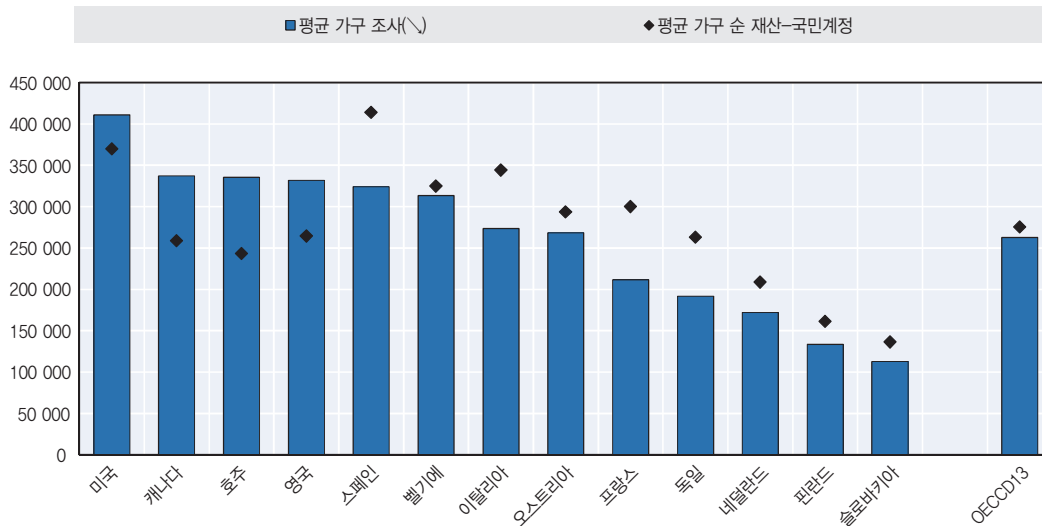
주: 평균 순재산 대 소득비는 평균 순재산을 평균 총소득으로 나누어 산출한다. 중위 재산 대 소득비는 중위 순재산을 순재산의 세 번째 오분위의 평균 총소득으로 나눈 것인데 이것은 중위 수준의 부를 가진 가구소득을 대신하는 편리한 값이다. 한국의 가구소득 자료는 나와 있지 않다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208485>

그림 6.3. 미시 자료와 국민계정의 가구당 순재산

2010년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도, 2005년 미 달러



주: 재산가치는 2005년 미 달러로 표시되며, 먼저 소비자가격지수를 통해 같은 해(2005년) 가격 가치를 나타낸 후 가구 소비에 대해 구매력 평가지수의 사용을 통해 각국 통화를 공동 통화 가치로 전환한다. 위 13개 OECD 국가의 경우, 토지가치의 추정치는 국민계정 재산지표에 포함되어 있으나 소비성 내구재(자동차 등)의 가치 추정치는 조사지표에서 제외되어 있다.

출처: OECD Wealth Distribution Database; OECD National Accounts Database; and European Central Bank(2013), "The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey: Results from the First Wave", *Statistics Paper Series*, Vol. 2, April.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208485>

그림 6.3을 보면, 비교 가능한 데이터가 확보되어 있는 13개국의 경우 전반적으로, 두 출처에서 보고된 평균 가구재산의 가치는 상당히 비슷하다(평균적으로 가구당 순재산은 SNA로 측정하면 275,000달러이고 미시 자료에는 263,000달러이다). 이러한 결과는 European Central Bank(2013)과 Fesseau et al.(2013)에서 확보한 결과와 일치한다. 그러나 이러한 비교는 통제 가능한 다른 요소들이 그림 6.3에 나타난 거시 집계와 미시 집계 간 비교에 영향을 미치므로 대략적인 것일 뿐이다.<sup>11</sup>

표 6.1에 설명된 17개 OECD 국가의 경우, 마이크로 출처로 측정된 순재산은 국민계정 추정값보다 10% 낮은 것으로 비슷하게 나타난다. 이것은 마이크로 출처의 경우 금융자산이 과소 계상되기 때문이다. 부채 역시 마이크로 자료에서는 과소 계상되는 것으로 보이지만 그 영향이 앞서의 과소 계상을 만회할 정도로 크지는 않다. 데이터가 나와 있는 국가에서는 비금융자산의 추정값이 두 개의 데이터 출처에서 대체로 일관되게 나타난다.

표 6.1. 미시 자료와 국민계정 간 가구재산과 부채비

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도, 2005년 미 달러

	비금융자산	금융자산	부채	순재산
호주	1.0	..	0.7	1.4
오스트리아	1.1*	0.4*	0.4*	0.9*
벨기에	1.2*	0.6*	0.8*	0.9*
캐나다	1.3	0.9	0.6	1.3
핀란드	1.0*	0.4*	0.9*	0.8*
프랑스	0.7	0.8	0.5	0.7
독일	0.8*	0.4*	0.7*	0.7*
그리스	..	0.3	0.3	..
이탈리아	1.0*	0.2*	0.4*	0.8*
룩셈부르크	..	0.4	0.7	..
네덜란드	0.8	0.8	1.0	0.8
노르웨이	..	1.0	1.0	..
포르투갈	..	0.5	0.4	..
슬로바키아	0.8*	0.4*	0.4*	0.8*
스페인	0.8*	0.4*	0.6*	0.8*
영국	1.2	0.7	0.7	1.2
미국	1.1	1.0	0.9	1.1
OECD17	1.0	0.6	0.6	0.9

주: “..”는 비금융데이터를 의미. “\*”는 European Central Bank(2013) 데이터를 의미. 금융자산에 관한 SNA 데이터는 자발적 생명보험과 사적연금을 배제하고 있으며 한국 자료는 없다.

출처: OECD Wealth Distribution Database and European Central Bank(2013).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209053>

가구재산 수준의 국가 간 차이를 설명할 수 있는 몇 가지 요인이 있다. 예를 들면 인구학적 요소(즉, 인구의 연령구조), 소비자 가격 대비 자산가격 변화와 저축률의 규모 등이다. 인구학적 요인과 관련하여 Cowell(2013)은 Luxembourg Wealth Study([www.lisdatacenter.org/our-data/lws-database/](http://www.lisdatacenter.org/our-data/lws-database/))를 바탕으로 핀란드, 이탈리아, 스웨덴, 영국, 미국 간 재산분포의 차이는 연령, 근로 현황, 가구 구조, 교육이나 소득의 차이로 설명할 수 없다고 결론지었다. 저자들은 이들 국가가 몇 가지 특성에 대해 동일한 인구 분포를 보일 경우를 가정한 재산

분포를 산출했으며 순재산 측면의 국가 순위가 유사함을 발견했다. Maestri et al.(2014)에서도 비슷한 결과가 보고되었다.

표 6.2는 재산가격과 저축률이 수행하는 역할을 조명한다. 여기에서는 국가 저축률과 가구 저축률(분석과 좀 더 관련이 있으나 일반적으로 비교적 짧은 기간에 대한 자료만 존재)뿐만 아니라 각국에 대해 가능한 한 오랜 기간의 주거지 가격과 상장주식 가격(민간소비 디플레이터 증가 대비)의 평균 성장률을 보여준다. 이들 데이터를 바탕으로 그림 6.4는 표 6.2에서 다룬 기간에 대해 주택가격의 연 실질성장률과 가구의 중위 순재산 간에 상당한 양의 상관관계가 있음을 보여주고 있다. 즉, 호주, 벨기에, 캐나다, 스페인, 영국의 소비자 가격 대비 부동산 가격의 빠른 상승이 다른 OECD 국가 대비 높은 중위 재산의 주된 요인이었다는 것이다. 노르웨이는 유일하게 주택가격의 빠른 상승이 중위 순재산 증가로 이어지지 않은 국가였는데 아마도 가구 저축률이 비교적 낮기 때문인 것으로 추정된다.<sup>12</sup> 반대로 이탈리아에서는 주택가격과 주가가 최근 하락했음에도 불구하고 순재산이 비교적 높았는데, 이는 가구 저축률과 주택 소유율이 높은 현상을 반영한다(Jappelli and Pistaferri, 2000). 자산가격의 실질적 상승, 국민 또는 가구 저축률과 중위 재산지표 간에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않았다.

표 6.2. 재산가격 성장률과 저축률, 1970-2012년과 2000-13년

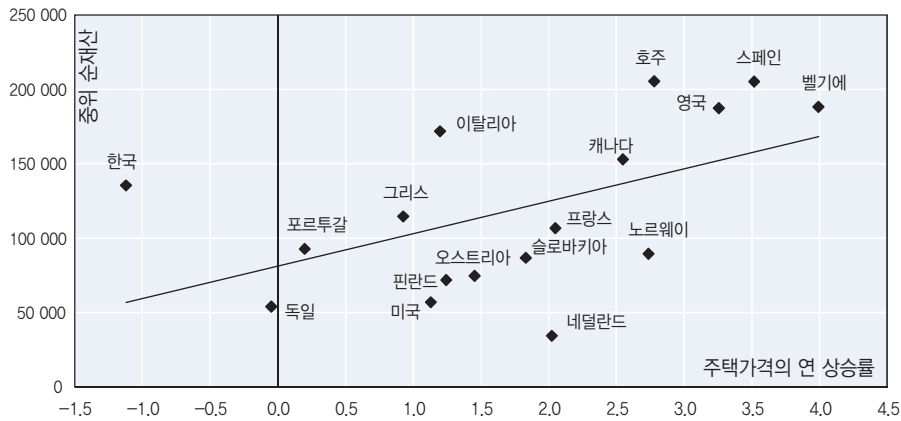
	기간	실질가격의 연 상승률		국민 저축률	가구 저축률	
		주택	주식		평균	기간
호주	1970-2012	2.8	0.3	9.4	9.4	1970-2012
오스트리아	2000-2013	1.5	3.3	11.3	9.4	1995-2012
벨기에	1986-2013	4.0	3.0	10.8	12.1	1995-2012
캐나다	1970-2013	2.5	2.0	7.3	7.6	1981-2013
핀란드	1970-2013	1.2	4.5	10.8	1.4	1995-2012
프랑스	1970-2013	2.0	1.9	7.1	11.5	1978-2012
독일	1970-2013	-0.0	2.2	9.7	10.5	1995-2012
그리스	1997-2013	0.9	-5.3	-3.4	-5.4	2005-2012
이탈리아	1970-2013	1.2	-1.9	7.8	11.7	1990-2013
한국	1986-2012	-1.1	3.5	20.4	4.4	2010-2013
룩셈부르크	2007-2013	1.5	-15.7	3.4	10.0	2006-2012
네덜란드	1970-2013	2.0	1.6	14.1	9.7	1990-2012
노르웨이	1986-2013	2.7	7.1	18.0	4.2	1978-2013
포르투갈	1988-2013	0.2	0.6	6.7	3.0	1995-2013
슬로바키아	2005-2013	1.8	-13.0	2.8	4.0	1995-2008
스페인	1987-2013	3.5	4.5	9.8	6.3	2000-2012
영국	1970-2013	3.3	1.7	4.2	1.9	1990-2012
미국	1970-2012	1.1	3.0	5.8	8.1	1970-2012

출처: OECD National Accounts Statistics Database(2014).

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209066>

그림 6.4. 중위 순재산 및 주택가격 변화

2010년 또는 자료가 나와있는 가장 최근 연도, 2005년 USD 가치 기준



주: 중위 순재산은 2005년 USD로 표시. 주택가격 변화는 대부분의 국가에서 1970-2013년 기간 중 연 가격 상승률로 측정(해당 기간은 표 6.2 참고).

출처: OECD Wealth Distribution Database and OECD National Accounts Statistics Database, 2014.

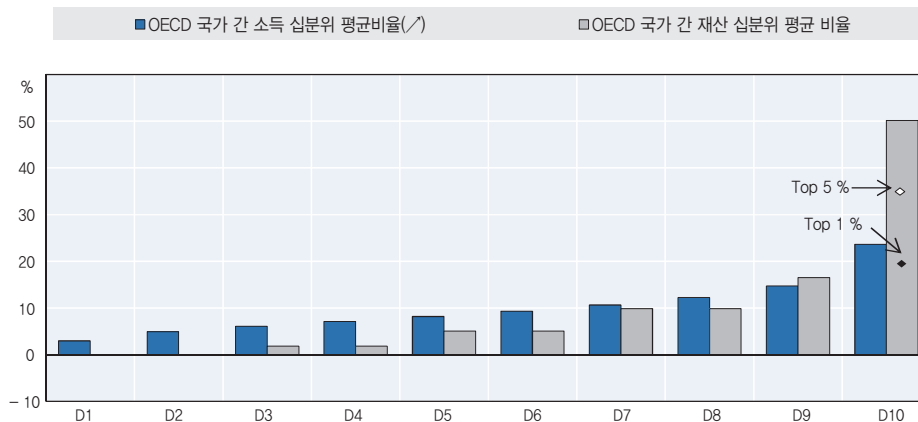
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208505>

### 국가별 재산 불평등의 양상은 어떠한가?

모든 OECD 국가에서 재산분포는 소득분포의 경우보다 상위층에 훨씬 더 많이 집중되어 있기 때문에 훨씬 더 불평등하다고 볼 수 있다. 그림 6.5는 18개 OECD 국가별로 재산분포와 소득분포의 각 십분위에 대해 가구 가처분소득과 재산의 평균 비율을 보여준다. 18개 국가는 양쪽 데이터셋이 나와있는 국가들이다.<sup>13</sup> 평균적으로 가구 가처분소득 분포의 상위 십분위가 전체 가구소득의 25% 정도를 차지하고 있으며 가구재산 분포의 약 50%를 차지하고 있다. 재산분포 중 상위 백분위의 재산 비율은 소득 분포 중 상위 백분위 소득 비율과 거의 비슷하다.

그림 6.5. 십분위 간 가구 가처분소득과 순재산 분포

OECD 18개국 평균, 2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도



출처: OECD Wealth Distribution Database and OECD Income Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208517>

다른 연구에서도 재산 불평등이 소득 불평등보다 훨씬 심한 것으로 보고하고 있다. 예를 들어 Maestri et al.(2014)에서는 재산분포의 지니지수를 0.55와 0.80 사이로 계산했다. 그러나 이 특정 불평등 지수는 가구 중 상당 비율이 재산이 전혀 없거나 마이너스 상태이므로 재산분포 연구에 적당하지 않다. 이런 상황에서 지니지수는 더 이상 하나로 제한될 수 없다(Amiel et al., 1996; Cowell, 2013). 뿐만 아니라 Morrisson and Murtin(2013)을 보면 결과값(예: 이 경우엔 재산)이 전혀 없는 사람들의 비율이 지니 수준에 상당한 영향을 미쳐서 국가 간 차이나 시간의 흐름에 따른 불평등의 변화에 대한 해석을 흐리게 한다. 표 6.3은 분석 대상 국가 중 7개 국가에서 재산 분포의 첫 오분위가 마이너스 재산을 갖고 있음을 보여주고 있다.

표 6.3. 가구 순재산 분포의 선별된 지표

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도, 2005년 미 달러

	가구 순재산, 2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도								비(상위 5% 재산 - 중위 재산)/ 중위값	비(중위 재산 - 하위 오분위)/ 중위값
	평균값	중위값	하위 오분위	중간 3개 오분위 평균	상위 오분위	상위 10%	상위 5%	상위 1%		
호주	335 299	205 404	8 398	210 963	1 035 640	1 507 217	2 158 015	4 461 272	9.5	1.0
오스트리아	268 275	74 466	-7 578	106 874	1 051 613	1 684 393	2 659 268	6 560 503	34.7	1.1
벨기에	313 517	188 149	2 767	213 541	1 014 312	1 461 306	2 083 538	4 181 874	10.1	1.0
캐나다	337 238	152 818	4 906	177 999	1 147 721	1 697 591	2 461 392	5 219 761	15.1	1.0
핀란드	133 468	71 762	-7 636	82 060	440 670	611 660	831 889	1 685 064	10.6	1.1
프랑스	211 330	106 497	-868	125 263	778 342	1 152 393	1 686 153	4 145 304	14.8	1.0
독일	191 554	53 896	-4 870	82 680	782 676	1 214 445	1 874 432	5 033 122	33.8	1.1
그리스	164 734	114 377	2 579	118 902	470 332	643 987	850 460	1 405 733	6.4	1.0
이탈리아	273 583	171 794	5 495	175 075	851 654	1 239 524	1 772 755	3 954 572	9.3	1.0
한국	249 698	135 334	4 178	153 624	783 330	..	..	..	..	1.0
룩셈부르크	644 850	360 251	2 125	366 654	2 208 512	3 403 744	5 325 290	14 800 000	13.8	1.0
네덜란드	172 004	34 194	-28 495	70 460	677 137	1 024 772	1 534 568	4 105 305	43.9	1.8
노르웨이	168 740	89 449	-43 260	100 325	586 002	845 275	1 221 517	3 124 719	12.7	1.5
포르투갈	189 213	92 699	1 090	102 344	652 251	1 012 934	1 569 351	4 095 892	15.9	1.0
슬로바키아	112 608	86 642	18 470	90 820	278 106	374 125	498 284	902 533	4.8	0.8
스페인	324 087	205 238	10 422	217 442	987 304	1 434 765	2 049 090	5 003 514	9.0	0.9
영국	331 722	187 380	8 935	199 419	1 051 419	1 544 346	2 267 314	5 789 661	11.1	1.0
미국	411 044	56 724	-19 059	87 430	1 811 626	3 138 331	5 199 815	15 043 278	90.7	1.3
OECD18	268 498	132 615	-2 356	148 993	922 703	1 411 224	2 120 184	4 654 302	20.4	1.1

주: “..”은 비가용데이터를 의미. 값은 구매력지수와 소비자가격지수를 바탕으로 2005년 USD 기준으로 표시.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

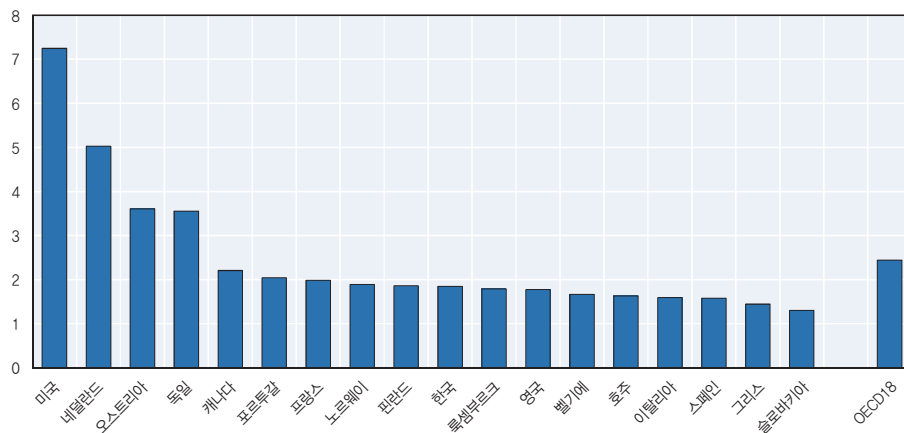
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209076>

부분적이긴 하지만 좀 더 편리한 국가 내 재산 불평등 지표는 평균과 중위 순재산 간 비율이다. 그림 6.6에 나와있는 바와 같이 평균 순재산은 이 장에서 다룬 18개 OECD 국가에서 중위 순재산보다 2.5배 크다. 이 두 지표간 비(ratio)는 미국은 7 이상, 네덜란드는 5 정도, 독일과 오스트리아는 4, 그리고 대부분의 다른 OECD 국가에서는 2에 가깝다. 대부분의 OECD 국가의 가구소득이 대략 1.2인 것과 비교가 된다(북유럽 국가는 1.1, 미국은 1.3).

위에 제시된 재산 분포 전체에 대해 불평등 지표를 보완하려면 재산 분포의 하위 및 상위 부분의 불평등 지표를 고려해 볼 수 있다. 표 6.3에서 재산 분포 상위 50%의 불평등은 상위 5%와 중위 가구 간 재산 차이, 중위 재산의 비율로 측정된다. 이러한 상대적 차이는 18개 OECD 국가에서 평균 20이었지만 미국, 네덜란드, 오스트리아, 독일에서는 훨씬 높았다(그 비가 각각 91, 44, 35, 34).<sup>14</sup> 그러므로 이들 4개국에서 관찰된 고도의 재산 불평등은 주로 분포도 상위층에 재산이 편중되어 있기 때문이다. 반대로 중위 가구재산과 분포도 하위 오분위의 평균 가구재산 간의 상대적 차이는 분포 하위층의 불평등을 보여준다. 평균적으로 이 비(ratio)는 1.1로 상위 5%와 중위 간 상대적 차이의 1/20 정도이다. 그러므로 이러한 상대적 재산 차이로 측정해보니 분포 하위층의 불평등은 상위층의 불평등보다 훨씬 작다는 것을 알 수 있다. 분포 하위 50%의 불평등은 네덜란드에서 가장 컸고 그 다음으로 노르웨이, 미국 순이었다.

그림 6.6. 조사 자료에 나타난 가구당 평균 및 중위 순재산비

2010년 또는 자료가 있는 가장 최근 연도



출처: OECD Wealth Distribution Database.

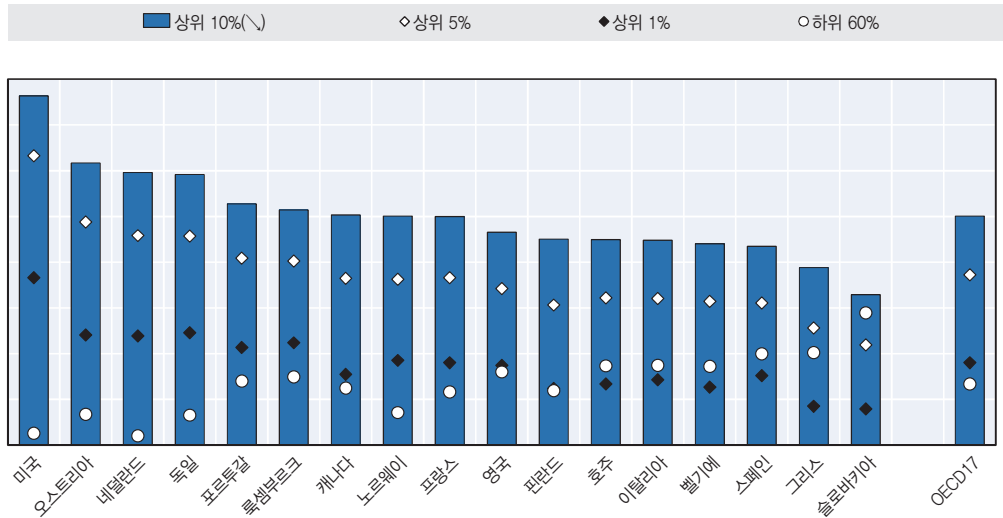
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208523>

표 6.3은 여러 국가의 분포 상위층이 보유한 재산의 절대값을 보여준다. 재산 상위 10%와 1% 모두 재산 수준이 가장 높은 곳으로 기록된 국가는 미국, 룩셈부르크, 오스트리아였다. 그림 6.7은 재산 분포도 상위 백분위의 재산 비중을 보여준다. 17개국에서 평균적으로 상위 10%, 5%, 1%가 전체 가구재산의 각각 50%, 37%, 18%를 보유하고 있다. 반면 하위 60%는 평균적으로 총 가구재산의 13%만을 소유하고 있다. 후자의 지표를 바탕으로 하면, 미국, 오스트리아, 네덜란드, 독일에서 분포도 상위층에 재산이 가장 많이 집중되어 있었다. 일부 국가에서는 이 지표가 아마도 최부유층의 재산 비율을 과소평가한 것일 수도 있다. 왜냐하면 다른 연구를 보면 상위 백분위가 보유한 비율이 더 높게 나타나 있기 때문이다. 물론 가구재산에 대해 본 연구와 동일한 개념을 사용하고 있는 것은 아니다(박스 6.2).

금융자산의 소유권은 재산 불평등에 많은 영향을 미치는 일련의 요소들 중에서도 중요한 역할을 하고 있으며 상위층에 집중되어 있다는 점에서 특히 그렇다. 그림 6.8에서 설명했듯이 주가의 실질적 상승은 상위 10%의 재산 비중이 비교적 크다는 점과 관련이 있으며 상위 1%와 5%에서도 비슷한 상관관계가 나타난다.<sup>15</sup> 이는, 금융자산의 가격 상승이 분포 상위층의 재산 불평등 심화와 집중에 일조했음을 의미한다. 그러나 여기 제시된 데이터는 대침체 이후부터 자산가격의 회복을 부분적으로만 보여주고 있다.

그림 6.7. 순재산 분포 상위 백분위의 재산 비율

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도



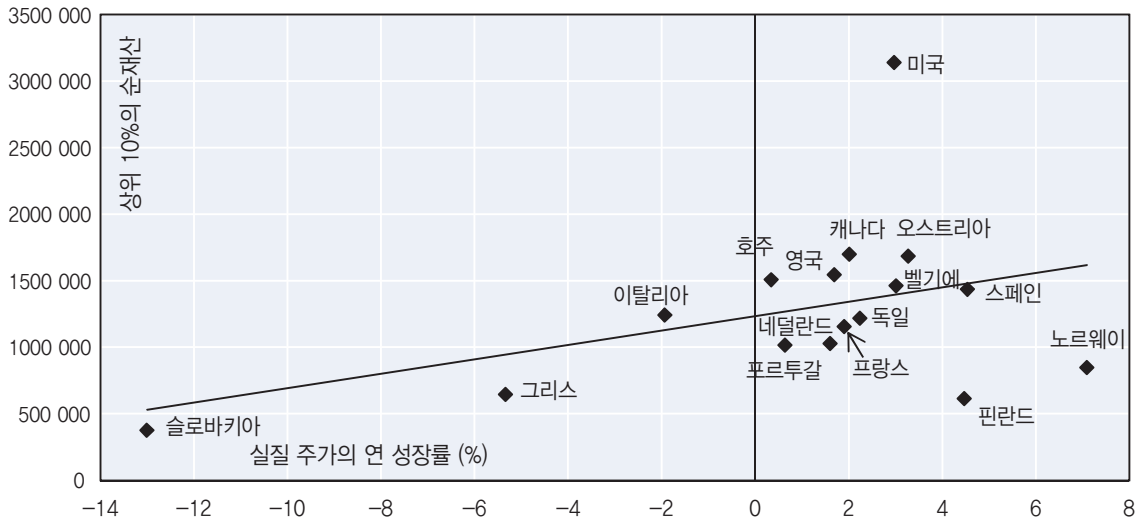
주: 하위 60%는 총 재산에서 오분위 I, II, III의 비율을 의미.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208539>

그림 6.8. 상위 10%의 순재산과 실질 주가의 연 성장률

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도



주: 상위 10%의 평균 순재산은 2005년 미 달러로 표시되어 있으며 주가 성장률은 1970-2012년 기간에 대한 성장률이다.

출처: OECD Wealth Distribution Database and OECD National Accounts Statistics Database, 2014.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208541>



### 박스 6.2. 경제 연구간 상위 재산 비율

가구재산에 관한 최근의 수 많은 연구 – 서로 다른 지표, 분석단위, 데이터 출처, 재산 개념을 바탕으로 한 연구 –에서는 OECD에서 수집하고 이 장에서 제시한 데이터를 사용한 경우보다 분포 상위층에 대한 부의 집중 정도가 더 높은 것으로 보고하고 있다. 아래 표는 *Crédit Suisse Reports*(2010, 2011, 2012, 2013, 2014), *Piketty*(2014) 그리고 *Vermeulen*(2014)에서 제시한 상위 십분위와 상위 백분위의 재산 비율(그리고 평균 순재산) 데이터를 요약하고 있다.

피케티의 연구에서는 개인재산 분포와 수준에 있어서 19세기까지 거슬러 올라가는 역사적 시계열 데이터를 제시하고 있다. 상위 10%와 상위 1%의 비율 데이터는 1810년에 시작되며 프랑스, 영국, 스웨덴, 미국을 대상으로 한다. 상위 재산 비율에 대한 피케티의 추정치는 일반적으로 세금신고자료(프랑스)와 부동산 신고자료(영국) 등 행정 기록을 바탕으로 한다. 이들 두 국가의 경우 피케티가 보고한 상위 10%와 1%의 재산 비율은 이 장에서 제시한 것보다 약간 낮다. 이는 피케티의 분석에서는 퇴직연금 펀드에 들어있는 현금재산을 포함시켰기 때문이다. 미국 데이터는 SCF 조사를 출처로 하고 있는데 이 장에서 사용한 데이터 출처이기도 하다. 같은 출처를 사용했기 때문에 양쪽의 추정치 역시 비슷하다.

가구 조사를 통해 재산 분포 상위층의 부를 측정하는 것은 본질적으로 어려운 일이다. 부유한 가구는 그들의 재산을 실제보다 적게 신고하는 경우가 많기 때문이다. 뿐만 아니라 가구 조사는 응답률이 들쭉날쭉하고 분포 상위 1%에서 무응답 편향성이 특히 크다(*Vermeulen, 2014*). 축소보고와 과소표본(*under-sampling*) (또는 단위 무응답)이 합쳐져서 분포 상위층의 집중도가 실제보다 낮게 측정되는 경향이 있다. 이 문제를 해결하기 위해 *Vermeulen*은, 상위 1%의 분포가 오른쪽으로 가면서 낮아지는 파레토 분포를 따른다는 가정하에 피케티와 크레딧 스위스에서 사용한 것과 같은 유형의 외삽(*extrapolation*)을 사용했다. 위 세 연구에서 다른 국가들의 경우 상위 1%의 재산 비율 추정치가 서로 비슷했으나 이 장에서 제시한 것보다는 높았다.

과소표본 편향성은 이 장에서 다른 18개 OECD 국가 중 14개국에서 다루어졌다. 상위 10%의 가구가 일반적으로 재산 조사에서 과대표집되었기 때문이다(그리고 11개국은 상위 1%를 과대표집했다. 표 6.A1.1 참고). 이는 상위층의 재산 집중도가 단순히 조사의 설계상 특징을 반영한 것일 수 있다는 가능성을 제기한다. 재산 집중에 과대표집이 미치는 영향력을 측정하기 위해 아래 그림에서는 상위 10%(왼쪽 패널)와 상위 1%(오른쪽 패널)의 재산 비율 간 관계와 과대표집 정도를 보여준다. 상위 10%의 경우에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않았으나 상위 1%의 경우는 미국을 표본에서 뺐을 때 관찰된 양의 상관관계가 0으로 떨어졌다. 이 결과가 암시하는 바는 다양한 국가 조사의 서로 다른 표본 추출 방식이 이 장에서 제시한 분포 상위층의 재산 집중에 대한 국가 간 비교를 구조적으로 왜곡하지 않는다는 것이다.

그러므로 *OECD Wealth Distribution Database*에 나타난 상위 부문의 재산 비율이 다른 연구에서보다 낮게 나타난 것은 가구 조사의 과소보고 문제를 반영한 것이거나 방법론적 가정의 차이(예: 크레딧 스위스 보고서에서처럼 가구를 사용하느냐 개인을 사용하느냐의 문제, 또는 피케티 연구에서처럼 확대된 순재산 개념을 사용한 경우)를 반영한 것이다. 이와 같은 결론은, 미국의 상위 비율에 대해 네 가지 연구에서 동일한 SCF 출처가 사용되긴 했지만 OECD 지표가 다른 것들보다 10%P 낮다는 점에서 더욱 힘을 얻고 있다. 다양한 연구 간 출처의 차이보다는 범위와 방법론의 차이가 추정된 상위 비율의 차이 중 상당 부분을 설명하고 있는 것으로 보인다.

박스 6.2. 경제 연구간 상위 재산 비율(계속)

여러 연구에 나타난 분포 상위층의 가구재산 집중도

	상위 10 %				상위 1 %					평균 순재산 (USD)	
	OECD	Crédit Suisse (2014)	Crédit Suisse Corresponding year	Piketty	OECD	Crédit Suisse (2014)	Crédit Suisse Corresponding year	Piketty	Vermeulen	OECD(2012년 또는 자료가 나와있는 가장 최근 연도)	Crédit Suisse (2014) <sup>1,2</sup>
호주	45%	51%	50%	..	13%	21%	20%	..	..	335 299	430 777
오스트리아	62%	64%	..	..	24%	29%	..	..	..	268 275	142 675
벨기에	44%	47%	..	..	13%	17%	..	..	..	313 517	181 083
캐나다	50%	57%	58%	..	15%	22%	25%	..	..	337 238	176 848
핀란드	45%	55%	..	..	12%	21%	..	..	..	133 468	112 937
프랑스	50%	53%	..	62%	18%	21%	..	24%	19%	211 330	201 245
독일	59%	62%	..	..	25%	28%	..	..	33%	191 554	211 049
그리스	39%	56%	..	..	8%	27%	..	..	..	164 734	111 405
이탈리아	45%	51%	..	..	14%	20%	..	..	20%	273 583	255 890
룩셈부르크	51%	..	..	..	22%	n.a	..	..	..	644 850	340 836
네덜란드	60%	57%	..	..	24%	27%	..	..	17%	172 004	210 233
노르웨이	50%	66%	65%	..	19%	29%	28%	..	..	168 740	358 655
포르투갈	53%	58%	..	..	21%	..	..	..	..	189 213	98 428
슬로바키아	33%	..	..	..	8%	..	..	..	..	112 608	28 630
스페인	43%	56%	..	..	15%	27%	..	..	..	324 087	134 824
영국	47%	54%	..	71%	17%	23%	..	28%	..	331 722	292 621
미국	78%	75%	..	72%	38%	38%	..	34%	37%	419 815	347 845

주: “..” 비가용데이터를 의미.

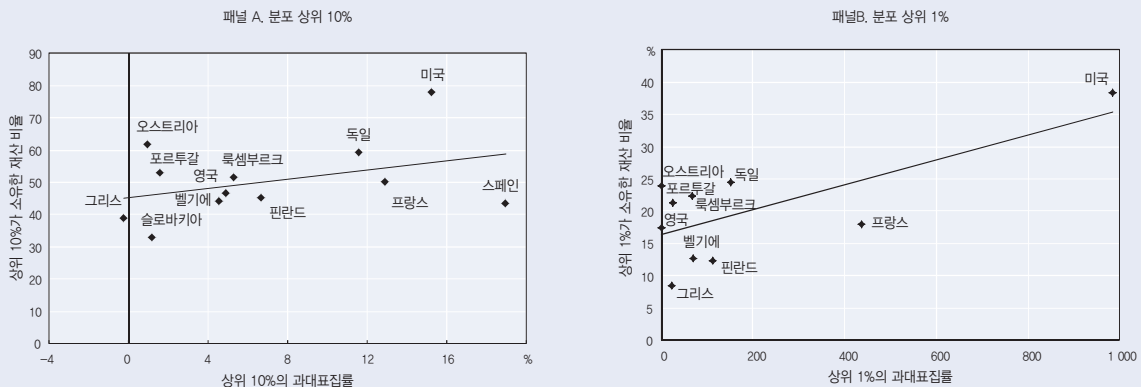
1. 크레딧 스위스는 개인 차원의 평균 순재산 보고.

2. 대부분의 국가에 대해 크레딧 스위스는 주택가격, 금융자산 또는 1인당 GDP 성장률에 있어서 가능한 가장 최근 연도 자료를 부풀려서 빠져있는 기간에 대한 자산 수준을 추정했다.


출처: OECD Wealth Distribution Database; Crédit Suisse, Global Wealth Databook, various issues; Piketty, T.(2014), Capital in the 21st Century; and Vermeulen(2014), “How Fat Is the Top Tail of the Wealth Distribution?”, ECB Working Paper No. 1692.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209130>

상위 재산 비율과 과대표집(oversampling) 정도



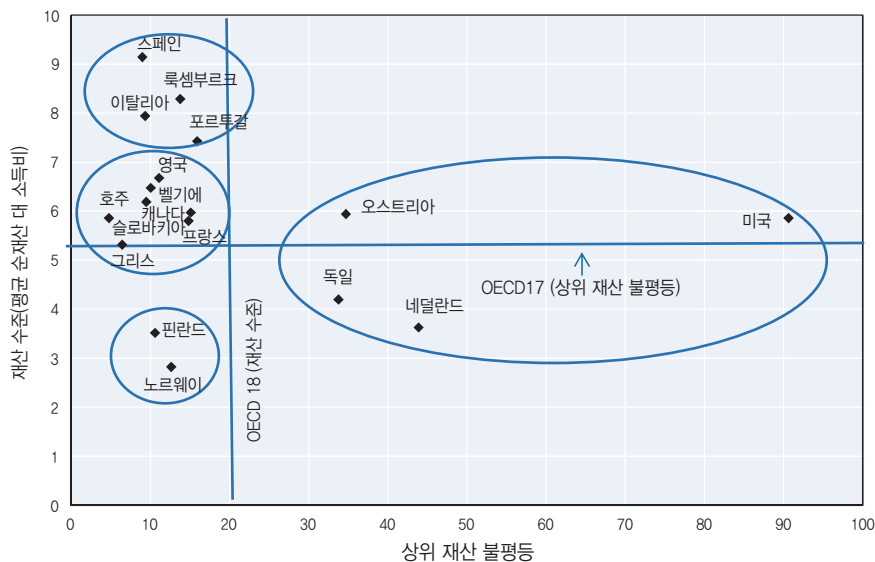
출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208685>

여기서 분석한 OECD 표본 국가들의 재산 패턴 개요를 보여주기 위해 평균 재산과 재산 불평등이라는 두 가지 측면으로 국가들을 모아보았다. 그림 6.9는 재산 불평등 지표로서 상위 5%의 평균 재산 대 중위 재산비(가로축)를 기준으로 소득 중 비율로서 평균 순재산(세로축)을 보여준다.<sup>16</sup> 이렇게 하면 국가들이 네 종류로 나뉜다:


- 오스트리아, 독일, 미국, 네덜란드. 재산 대 소득비가 평균 또는 낮으나 재산 불평등은 높음.
- 스페인, 이탈리아, 룩셈부르크, 포르투갈. 재산 대 소득비는 높고 재산 불평등은 낮음.
- 호주, 벨기에, 캐나다, 프랑스, 그리스, 슬로바키아, 영국. 재산 대 소득비는 평균이고 불평등은 낮음.
- 핀란드, 노르웨이. 평균 재산 대 소득비는 낮고 불평등도 낮음.

그림 6.9. 평균 순재산과 상위 재산 불평등



주: 재산 불평등은 상위 5%의 재산과 중위 재산 간 차이를 중위 재산으로 나누어 측정한다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208556>

### 소득과 재산 불평등 간 관계는 어떠한가?

소득과 재산 불평등이 어떻게 함께 결정되며 서로 상호작용하는가를 조명하기 위해 이 두 변수의 가구 간 결합 분포를 살펴보았다. 일례로 표 6.4에서는 2013년 미국의 소득 및 재산의 결합 분포를 보여준다. 재산 분포의 각 오분위에 대해 소득 분포의 여러 오분위에 속하는 가구 비율을 보여준다. 소득과 재산의 완전한 상관관계는 사람들이 대각선 셀에 집중되어 있다는 의미이며 상관관계가 0인 것은 재산 오분위를 소득 오분위에 똑같이 확산시킨다는 의미이다. 재산 보유, 특히 금융재산 보유가 많아지면 자본으로 인한 소득이 많아지고, 역으로 소득이 많아지면 더 많은 재산을 축적하는데 사용할 수 있으므로 소득과 재산은 양의 상관관계를 갖는 것으로 예상할 수도 있다. 하지만 많은 재산이 가구소득과 별 상관관계가 없는 요인(유산이나 자산 가격 변동 등)을 반영할 수도 있다. 미국의 경우 표 6.4에 따르면 재산분포 하위 오분위에 속하는 가구는 상위 오분위보다 소득분포 하위에 다섯 배나 더 많다. 역으로, 재산분포 상위 오분위에 속하는 가구는 하위 오분위보다 소득분포 상위 오분위에 열 배나 더 많다.

표 6.4. 미국의 소득 및 재산 결합 분포, 2013년

	재산 오분위 I	재산 오분위 II	재산 오분위 III	재산 오분위 IV	재산 오분위 V	합계
소득 오분위 I	0.08	0.05	0.04	0.03	0.01	0.20
소득 오분위 II	0.05	0.06	0.04	0.03	0.02	0.20
소득 오분위 III	0.04	0.05	0.05	0.04	0.02	0.20
소득 오분위 IV	0.02	0.03	0.05	0.05	0.04	0.20
소득 오분위 V	0.01	0.01	0.03	0.04	0.11	0.20
합계	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	1.00

주: 각 소득(재산) 오분위에 대해 재산(소득) 오분위의 값의 합은 0.20이다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

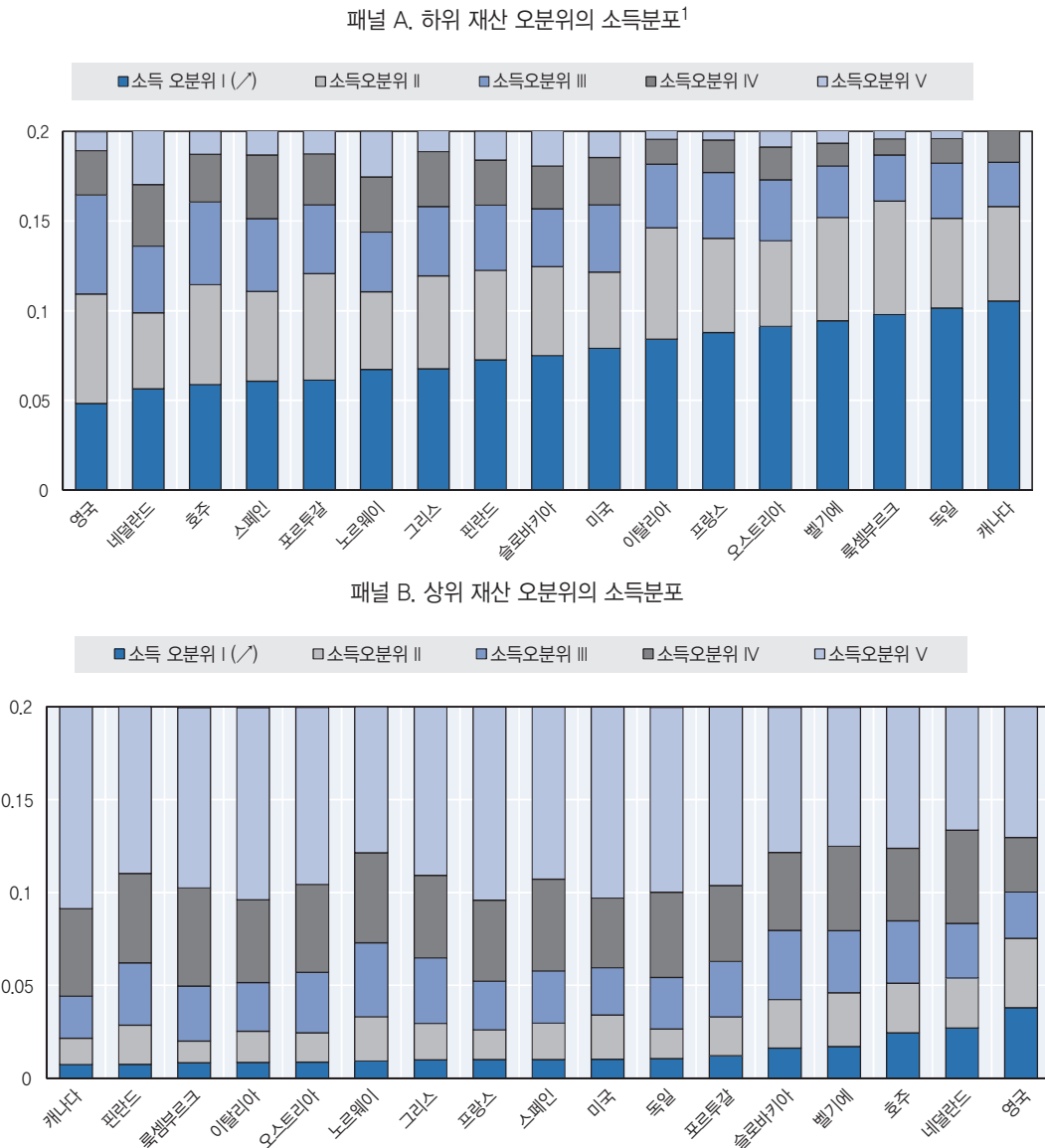
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209082>

미국에 대한 관찰 결과는 모든 OECD 국가로 일반화될 수 있다. 그림 6.10에 보는 바와 같이 저재산 가구는 저소득 가구일 확률이 높지만(패널 A) 고재산 가구 역시 고소득인 경우가 많다(패널 B). 소득도 낮고 재산도 적은 가구의 집중 정도가 가장 큰 곳은 캐나다, 독일, 룩셈부르크(패널 A)였고 고재산 및 고소득 가구의 집중도가 가장 큰 곳은 캐나다, 프랑스, 이탈리아, 미국이었다. 영국, 네덜란드, 호주는 빈곤한 가구와 부유한 가구 모두 소득과 재산 간의 상관관계가 비교적 약한 편이었다.

두 개 분포의 모든 집단을 고려한 소득과 재산 간 연관성을 보여주는 합성지표는 그림 6.11에 나와 있다. 여기에서는 소득과 재산분포 가구 오분위 간 순위 측면의 상관관계를 보여준다. 두 개 분포 간 상관관계는 재산분포 하위 오분위에 순위 매겨진 모든 가구가 소득분포의 하위 오분위로 떨어지고 모든 후속 오분위의 경우도 마찬가지라면 1이 될 것이다. 소득과 재산분포의 오분위 간 제로 순위 상관관계는, 반대로, 이들 비율이 둘 다 20%임을 의미한다.<sup>17</sup>

실제로는, 순위 상관관계는 모든 국가에서 양의 관계이며 유의미하다. 자료가 있는 17개국의 순위 상관관계는 0.37로, 이는 재산과 소득 간에 어느 정도의 이동성이 있음을 암시한다. 평균적으로 소득분포 하위 20%에 속하는 가구 중 약 36%가 재산분포 하위 20%에도 속해 있다. 한편 소득분포 상위 20%에 속한 가구의 45%는 재산분포 상위 20%에 속해 있다. 그러나 재산 하위 오분위에 속한 가구의 18%는 소득 최상위의 2개 오분위에 속해 있으며 재산 상위 오분위에 속한 가구 중 비슷한 비율이 소득 분포 최하위 2개 오분위에 속한다. 그림 6.10에 제시된 결과와 일관되게, 캐나다, 독일, 룩셈부르크, 프랑스, 이탈리아에서 재산과 소득 간 연관성이 가장 높았으며 영국, 네덜란드, 호주에서 가장 낮았다.

그림 6.10. OECD 국가 간 하위 및 상위 재산 오분위의 소득분포



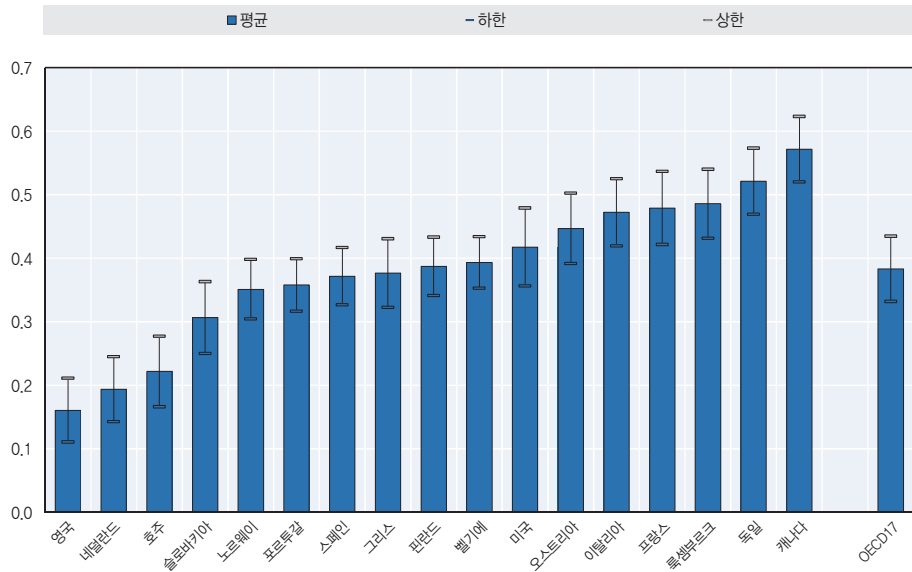
1. 오분위 IV와 V에 대한 캐나다 자료는 분리되어 나와 있지 않다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208563>

소득과 재산 불평등 간의 관계가 양의 관계이지만(즉, 소득 불평등 정도가 큰 국가일수록 재산 집중도도 크다) 그 연관성이 아주 확실한 것은 아니다.<sup>18</sup> 17개 OECD 국가에서 소득 분포 90번째 백분위와 10번째 백분위의 소득비와 재산 분포 상위 1%의 재산 비율 간에는 양의 유의미한 관계가 존재한다.<sup>19</sup> 아마도 측정 문제 또는 표본 크기가 작아서 이 실증적 관계가 약한 것으로 추정된다.

그림 6.11. 가처분소득과 순재산 분포 간 순위 연관성



주: 신뢰구간(상계/하계값)은 각 국가 내 소득 및 재산의 차이를 동일화한 결합분포에 실행되는 몬테카를로 시뮬레이션으로 구한다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208576>

### 6.3. 양(+의 재산을 보유한 가구의 인구학적 특성

재산분포의 인구학적 특성은 연령, 교육 수준, 주택현황, 소득 출처 및 가구 유형별 재산 보유 패턴을 살펴보면 파악할 수 있다. 이 문제에 대한 여러 연구에서 주로 사용된 방법을 따라서, 본 섹션에서 사용한 지표는 다양한 가구 부문의 평균 순재산이다.<sup>20</sup>

그림 6.12(패널 A)는 가장의 연령별 평균 순재산의 흑 모양의 패턴을 보여준다. 이 곡선(55-64세 연령집단에 속하는 사람들의 재산 보유 대비 정규화 곡선)은 18개국 중 11개국에서 55-64세에 최대치에 도달하며 벨기에, 룩셈부르크, 노르웨이, 미국에서는 65-74세에 최대치에 도달한다. 평균적으로 젊은 가구(가장의 연령이 34세 미만)는 고령 가구(55-64세)가 보유한 재산의 1/5 정도를 보유하고 있으며 격차가 가장 큰 곳은 독일, 네덜란드, 노르웨이, 미국이었으며 가장 작은 곳은 슬로바키아, 포르투갈, 스페인이었다.

전반적인 재산과 마찬가지로 평균 가구재산(부채를 뺀 자산)은 가장 젊은 가구에서 비교적 적은 것으로 나타났으나 가구재산은 전반적인 재산보다 연령집단 간에 훨씬 고르게 분포되어 있다(그림 6.12, 패널 B). 평균 주택재산은 가장의 연령과 함께 증가하다가 가장의 연령이 55-64세에 달하면 정점을 찍고 그 이후 연령에 속하는 가구의 경우 순가구재산이 완만하게 감소한다. 젊은 연령집단은 55-64세 집단이 보유한 가구재산의 평균 40%를 갖고 있고 전체 재산 중에서는 20% 만을 갖고 있다. 가구재산의 격차는 가장이 35-44세 집단에 속하는 경우 훨씬 적었으며 이들 가구는 고령 근로자 및 은퇴자 가구의 80% 정도의 가구재산을 갖고 있다. 실제로 대부분의 국가에서 주택 소유비율은 가장이 40대 초반이 될 때까지 가장의 연령과 함께 빠르게 증가하며 가장이 50대와 60대가 되면 정점에 도달하고 건강이 나빠지는 75세 이후에는 감소한다. 가구재산의 연령에 따른 격차는 독일과 미국에서 상당히 높았다.

평균 순금융재산은 가구재산보다 연령집단 간에 훨씬 더 불평등하게 분포되어 있으며(그림 6.12, 패널 C) 55-64세 사이에 정점에 달한다(OECD, 2013b). 독일과 미국은 젊은 연령집단에서 그 격차가 가장 크며 35-44세와 45-54세 집단에서도 평균 재산이 상당한 격차를 보였다. 다른 가구들(기준가구원(reference person)이 75세 이상인 가구)은 은퇴 후 생활 수준을 보조하는데 금융재산을 사용하는 경향이 있다. 그러므로 이들의 재산 수준은 고령 근로자(55-64세)들보다 훨씬 더 낮다. 금융재산을 은퇴 후 보조 소득으로 전환하는 것은 노인들 사이에서 일반적인 일이며<sup>21</sup> 가구재산은 일반적으로 유산으로 남겨진다(OECD, 2013b). 이러한 패턴의 예외가 룩셈부르크와 네덜란드인데 이들 국가에서는 금융재산이 각 고령 연령집단에서 계속해서 더 높게 나타난다.

평균 재산보유의 큰 격차는 다른 가구 특성을 살펴봤을 때도 나타난다. 가장이 대졸자인 가구는 평균적으로 가장이 고졸인 가구보다 약 70% 많고 가장이 초졸인 가구보다 세 배 이상(230% 이상) 많은 순재산을 보유하고 있다(그림 6.13, 패널 A). 미국에서는 가장이 대졸자인 가구가 보유한 재산이 고졸가구 보유재산의 3.3배로 이는 미국의 “워킹 리치” 부문과 대졸 프리미엄의 증가를 조명한 이전의 연구와 일맥상통하는 결과이다(Piketty and Saez, 2006). 평균적으로 주된 주거지를 소유하고 있는 가구(즉, 자가주택 소유자)는 주택담보대출을 가진 소유주의 1.6배, 임차인의 8.5배의 재산을 보유하고 있다(패널 B).

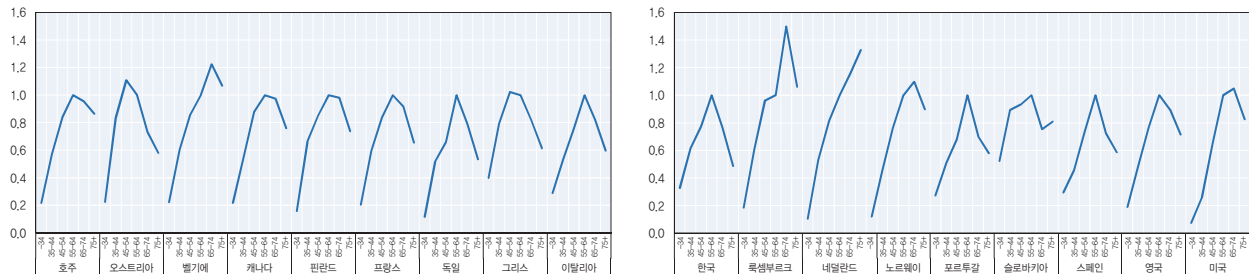
순재산을 가구 내 가구원 수와 자녀 유무에 따라 살펴보면, 가장이 생산연령에 속하는 가구의 평균 재산(그림 6.13, 패널 C)이 가장 높은 가구는 자녀가 없고 두 명의 성인으로 구성된 가구이다(오스트리아와 룩셈부르크는 예외). 독신인 경우 자녀 유무와 상관없이 일반적으로 재산 수준이 매우 낮고 가장이 은퇴연령에 속하는 가구(패널 D)의 경우 두 명의 성인이 있는 가구는 두 명의 생산연령 성인이 있고 아동이 없는 가구보다 순재산이 많다. 독신으로 구성된 고령 가구의 경우 국가별로 양상이 좀 더 다양하다. 마지막으로, 가구의 주 소득 출처를 고려하면(패널 E) 대다수의 국가에서 가장 부유한 가구는 주 소득이 재산소득(property income)으로 대표되는 가구이다. 주 소득이 자영업에서 나오는 가구의 경우 평균 재산이 임금에 주로 의존하는 가구의 두 배이나 재산소득에 주로 의존하는 가구의 평균 재산의 42% 정도에 불과하다.



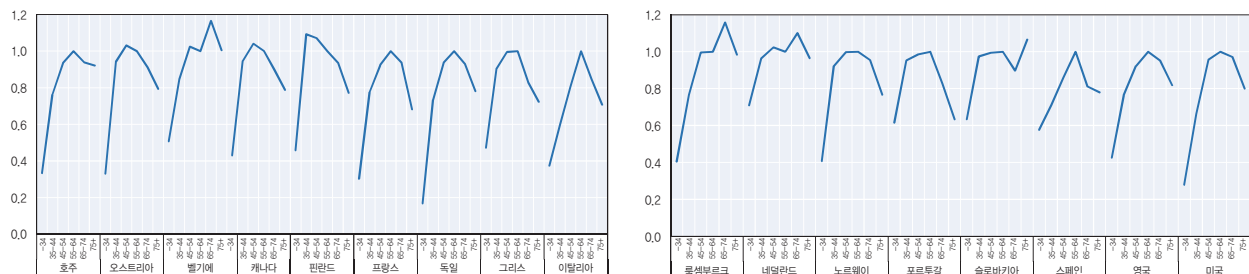
그림 6.12. 기준가구원(Reference person)의 연령별 및 광범위한 구성요소별 가구당 평균 순재산

서로 다른 연령집단의 재산 보유 현황, 55-64세 연령집단의 보유재산 대비 표준화

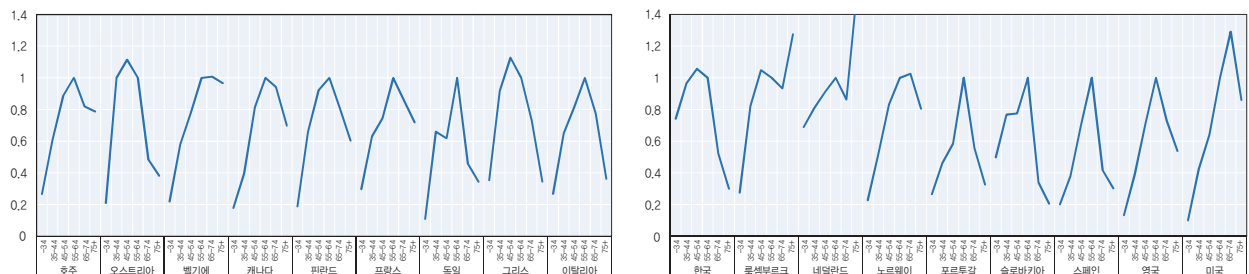
패널 A. 평균 재산



패널 B. 평균 가구재산<sup>1</sup>



패널 C. 평균 금융재산



1. 순가구재산 데이터는 가구재산에서 부채를 뺀 데이터를 의미.

출처: OECD Wealth Distribution Database.


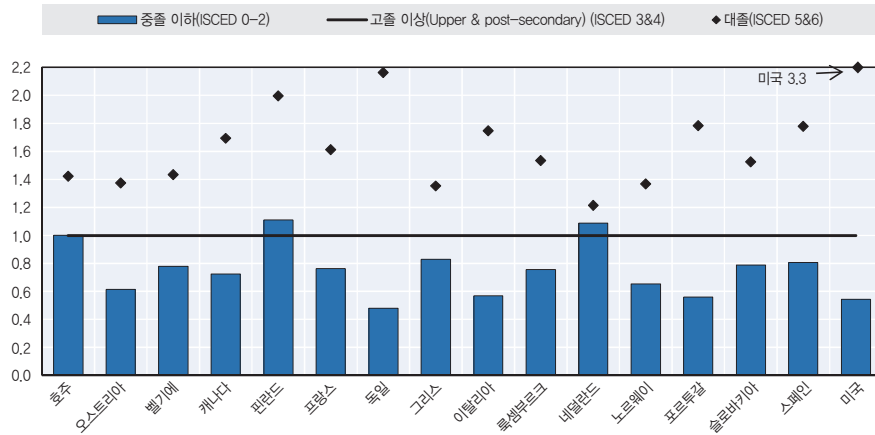
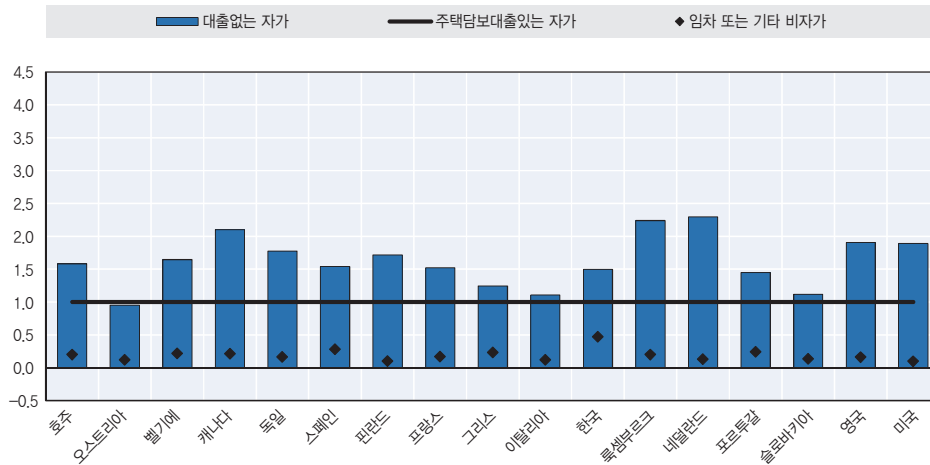
StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208581>

그림 6.13. 학력, 주택현황, 가구 유형, 주 소득 출처별 평균 순재산

패널 A. 가구 기준가구원(reference person)의 학력<sup>1</sup>



패널 B. 주택 현황



패널 C. 가장이 생산연령에 속하는 가구, 유형별

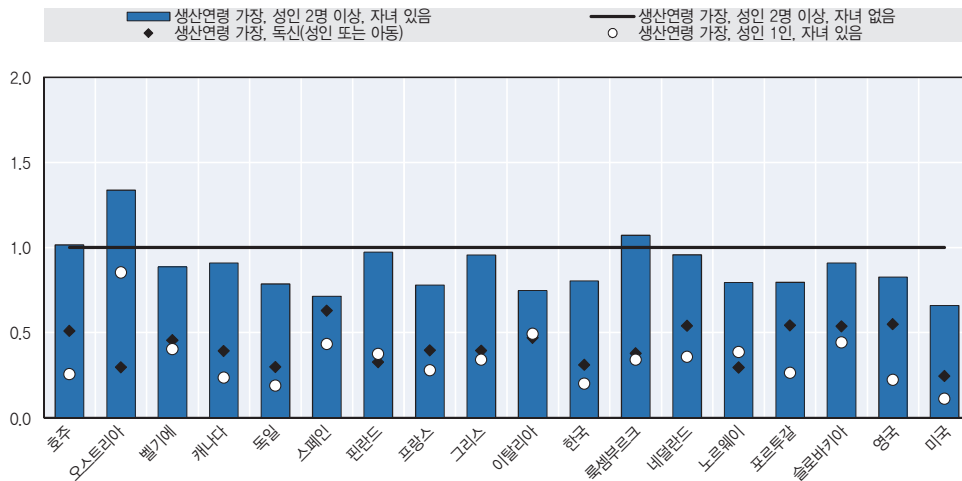
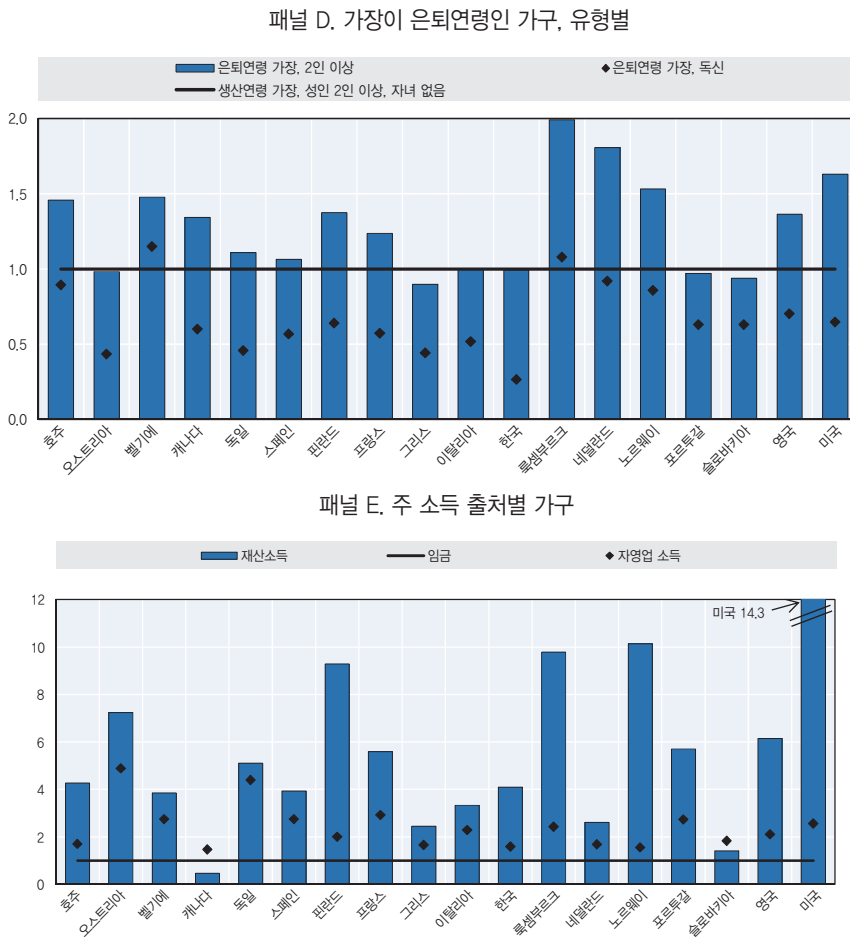


그림 6.13. 학력, 주택현황, 가구 유형, 주 소득 출처별 평균 순재산(계속)



1. 한국과 영국은 교육 데이터가 없다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

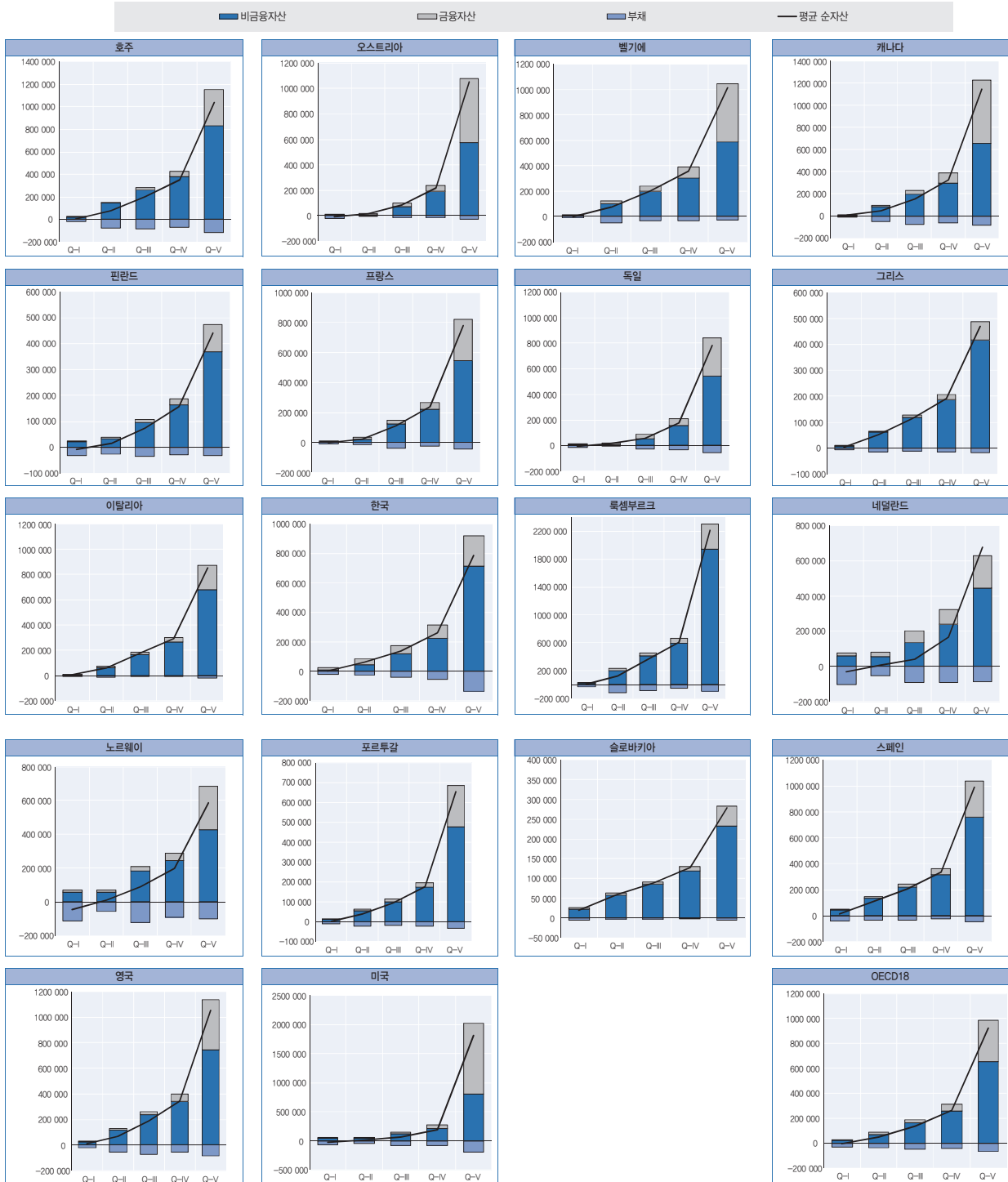
StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208596>

### 6.4. 재산의 구성

자산유형별 가구 포트폴리오의 구성은 국가별로, 재산 분포별로 상당한 차이가 있다. 오분위별 순재산 구성의 개요는 그림 6.14에서 제시하고 있다. 평균적으로 첫 번째 재산 오분위에 속하는 가구의 평균 가구재산은 비금융자산 22,000달러, 금융자산 5,000달러, 부채 3,000달러를 포함한다. 두 자산 유형의 평균 가치는 재산 분포도의 상위층으로 올라가면서 증가하여 다섯 번째 오분위가 보유한 비금융자산의 가치는 첫 번째 오분위의 30배이다. 금융자산의 격차는 더 크다. 최상위 재산 오분위에 속하는 가구의 금융자산 평균 가치는 첫 번째 오분위의 약 70배에 달한다. 총 부채 역시 재산 분포도 상위층으로 올라가면서 증가하지만 하위 오분위와 비교했을 때 상위 오분위의 부채규모는 두 배에 불과하다. 다섯 번째 오분위의 총 부채는 그 오분위가 보유한 총 자산의 7%이나 첫 번째 오분위는 그 비율이 11%이다. 금융자산은 미국과 캐나다의 경우 매우 고르지 못하게 분포하고 있으나 한국과 슬로바키아의 경우 그 정도가 훨씬 덜하다. 평균 실질 자산의 오분위 간 차이는 노르웨이와 네덜란드에서는 작았지만(비부유층 가구의 부채 수준이 높은 것과 관련있을 것으로 추정) 캐나다, 프랑스, 벨기에에서는 특히 컸다.

그림 6.14. OECD 국가의 오분위별 재산구성 및 평균 순재산

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도, 2005년 USD<sup>1</sup>



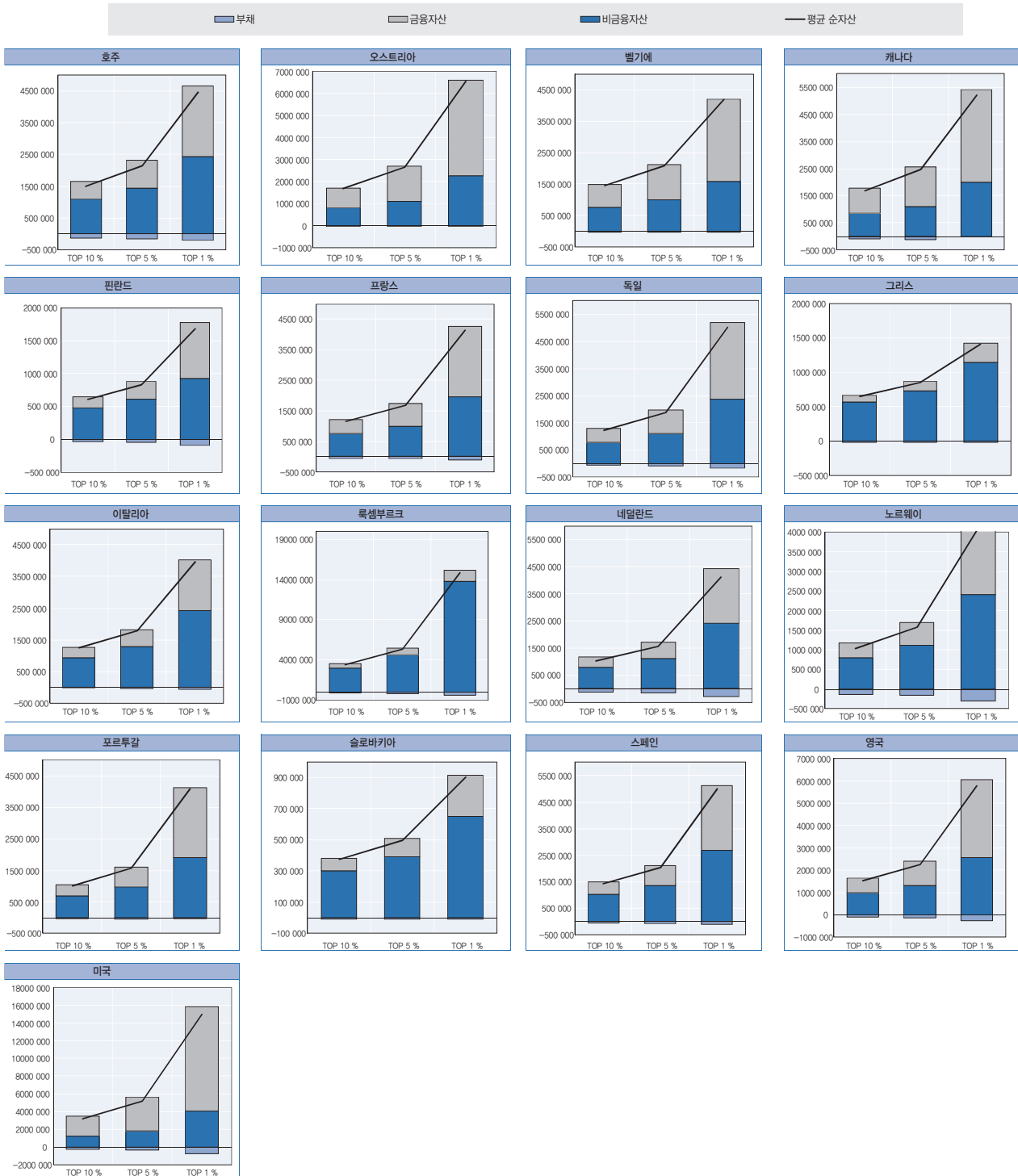
1. 한국은 금융자산 데이터 없음.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208607>

그림 6.15. OECD 국가의 상위 10%, 5%, 1%의 재산 구성 및 평균 순재산

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도, 2005년 USD



출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208610>

금융자산의 중요성은 분포도 최상위층에서 순재산의 규모가 커지면 함께 증가한다(그림 6.15). 상위 1%의 평균 금융자산은 상위 10%보다 3.7배 크고 비금융자산에 대한 격차는 그보다 작다(상위 1%의 보유수준은 상위 10%의 3배). 상위 10%와 5%의 경우, 금융자산이 전체 자산의 약 40%를 차지하는 반면 상위 1%는 금융자산과 비금융자산의 비중이 똑같았다.

### 비금융자산

표 6.5는 가구 포트폴리오의 자산 구성을 설명하고 있다. 미국을 제외하고, 비금융자산이 평균적으로 총 자산의 75%를 차지하며 가장 중요한 부문을 차지했다. 그리스와 슬로바키아의 경우 90%에 육박했고 대부분의 북유럽과 남유럽 국가, 호주와 영국에서는 50%에서 80% 사이였다. 주 거주지는 가구가 소유한 가장 중요한 자산이지만 총 자산 중 비율로 본 주 거주지의 가치는 국가별로 차이가 있었다. 미국은 30%를 약간 넘었고 슬로바키아는 70%를 약간 넘는 수준이었다.<sup>22</sup> 그와 동시에, 자신의 주 거주지 가치를 직접 보고했으므로 특히 주택가격 하락 시기의 경우에는 가구에서 이 가치를 과다계상했을 수 있다. 이 평가 편향성을 수정하기 위해 많은 접근을 사용할 수 있지만(예: 매수가격 정보, 주택담보대출 가치, 재산세 평가, 가격 지수) 다양한 국가에서 어느 정도 사용되고 있는지 불확실하다.

전체 자산 중 주 거주지가 차지하는 비중이 국가별로 차이가 있는 것은 부분적으로는 가구 소유비율 및 소유장려책과 관련이 있다. 예를 들어 오스트리아와 독일의 경우 주 거주지를 자가로 소유하고 있는 가구는 50% 미만(Andrews and Caldera Sanchez, 2011)인 반면 슬로바키아에서는 가구의 90%가 자가 주택을 소유하고 있다. 한편, 미국의 소유율은 65%이지만 비슷한 소유율을 기록한 대부분의 다른 나라에서는(예: 노르웨이) 주택자산의 비중이 훨씬 적다. 마찬가지로 스페인의 경우 주택소유율이 80%가 넘지만 자산 비중은 약 54% 정도이다.

주 거주지가 비금융자산의 상당 부분을 차지하고 있지만 다른 부동산 자산도 중요해서, 평균적으로 전체 자산의 17%가 넘는다. 한국과 룩셈부르크에서는 가구가 자산의 30% 이상을 “다른 부동산”의 형태로 보유하고 있으며 그리스와 스페인, 포르투갈에서도 이 비중이 높다. 일부 남유럽 국가(이탈리아, 스페인)에서는 별장을 소유하는 경우가 많으며 1990년대 중반에서 2007년 사이에 주택 투자가 급증했고 주로 그리스와 스페인에서 발생(Andrews et al., 2011)했으며 다른 부동산 소유비율은 최소 30%였다. 한편, 네덜란드와 슬로바키아에서는 다른 부동산이 자산 중 차지하는 비율이 낮아서 총 자산의 7% 미만이었다.

주택 외 다른 유형의 실질자산은 중요도가 떨어지며 총 자산의 6-7% 정도의 비중이다. 대부분의 가구가 자동차를 소유(75%에 가까움)하고 있지만 이는 전체 자산의 3.5% 정도에 불과(핀란드와 슬로바키아에서는 약간 더 높음)하다. 그러나 기타 귀중품은 호주와 프랑스에서 유의미한 수준을 나타냈다(각각 자산의 9%와 5% 차지).

표 6.5. 가구 투자자산 구성

총 자산 중 비율

	호주	오스트리아	벨기에	캐나다	핀란드	프랑스	독일	그리스	이탈리아	한국	룩셈부르크	네덜란드	노르웨이	포르투갈	슬로바키아	스페인	영국	미국	OECD18
비금융자산	80.7	59.1	66.6	62.9	81.7	72.2	65.8	88.3	81.7	73.3	85.9	71.2	73.2	75.6	87.1	80.7	79.7	48.5	74.1
주거주지	51.0	43.7	51.6	43.1	54.6	47.6	40.9	55.9	60.8	36.3	51.9	61.3	60.9	47.8	74.4	53.9	54.8	31.5	51.2
기타 부동산자산	17.8	10.9	11.9	12.3	22.4	20.0	20.5	27.8	16.4	31.4	30.2	6.4	10.2	23.0	6.7	23.7	9.3	12.8	17.4
자동차	2.9	3.5	2.3	3.3	4.7	..	3.3	4.3	3.0	2.5	2.6	2.9	2.1	4.0	5.5	2.6	2.3	3.4	3.2
기타 비금융자산	9.1	1.1	0.8	4.1	0.0	4.7	1.0	0.3	1.5	3.0	1.2	0.6	0.1	0.9	0.6	0.4	13.3	0.8	4.5
금융자산	19.3	40.9	33.4	37.1	18.3	27.8	34.2	11.7	18.3	26.7	14.1	28.8	26.8	24.4	12.9	19.3	20.3	51.5	25.9
예금	5.7	10.4	11.4	4.6	7.8	6.5	9.4	5.6	4.7	..	4.9	9.0	12.5	8.8	6.3	5.3	9.7	7.0	7.6
채권	0.0	1.3	4.3	0.3	0.1	0.3	1.2	0.2	2.0	..	0.7	1.2	0.1	0.2	0.0	0.2	2.0	2.0	0.9
및 기타 부채증권																			
뮤추얼펀드	3.7	2.0	3.8	3.2	1.7	1.1	2.2	0.2	1.0	..	2.3	1.7	1.3	0.5	0.2	0.8	1.1	7.6	2.0
순자산(Net equity in own 비법인 회사	2.8	24.3	4.3	2.7	3.3	8.4	13.0	4.8	8.3	..	3.0	2.2	0.8	11.9	4.5	9.0	..	4.5	6.7
주식	2.5	0.5	3.0	2.7	3.9	2.2	1.4	0.2	0.5	..	0.8	0.9	9.6	0.8	0.0	0.9	2.9	5.7	2.3
비상장주식 및 기타 자금(equity)	4.4	0.2	0.5	8.7	..	0.9	0.2	0.0	0.4	..	0.1	0.0	..	0.0	0.4	0.8	0.6	14.2	2.1
기타 비연결 금융자산	0.1	0.7	1.3	2.2	..	0.7	1.2	0.2	0.6	..	0.3	0.7	1.8	0.8	0.4	0.7	0.8	1.1	0.9
자발적 개인 생명보험 및 개인연금펀드	..	1.5	4.9	12.7	1.4	7.5	5.7	0.5	0.9	..	2.1	13.1	0.6	1.3	0.9	1.6	3.3	9.4	4.2
부채	17.9	5.9	8.2	14.0	18.4	9.6	12.2	7.5	4.1	17.9	10.3	32.5	36.2	10.2	4.0	10.1	15.7	18.7	14.1
주거주지 담보 대출	10.3	4.3	6.6	10.9	13.2	5.0	7.1	4.5	2.7	4.1	7.0	25.0	..	8.2	3.1	6.1	12.1	13.0	8.4
기타 부동산 대출	5.8	0.7	0.8	2.8	..	2.3	3.5	1.3	0.3	1.8	2.3	2.0	..	1.2	0.2	2.6	2.2	2.9	2.0
기타 대출	1.8	1.0	0.9	0.3	5.1	2.4	1.5	1.6	1.1	12.0	1.0	5.5	..	0.8	0.8	1.4	1.5	2.8	2.4

주: “..”는 비가용자료를 의미.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209098>



## 금융자산

금융자산은 예금, 채권, 상장주식, 뮤추얼 투자 펀드, 생명보험, 투자 및 기타 금융자산을 포함한다.<sup>23</sup> 금융자산 형태로 된 가구 자산 비율이 높은 곳은 미국(총 자산의 52%)과 캐나다(37%)로 가구 중 상당 비율이 금융시장에 투자하고 있으며 오스트리아도 그 비율이 높다(40%).

은행 예금은 가구의 가장 중요한 금융자산으로 거의 모든 가구가 예금을 갖고 있다(그리스 제외). 예금은 평균적으로 총 자산의 8%(금융자산의 30%) 정도를 차지하며 핀란드와 슬로바키아, 영국은 그 비율이 더 높다.

예금 외에 비법인 회사에 대한 순지분과 자발적 생명보험, 개인연금펀드 역시 비중이 큰 편으로 평균적으로 전체 자산의 4%에서 6% 사이이다.<sup>24</sup> 비법인 회사에 대한 순지분은 오스트리아, 독일, 프랑스, 남부유럽(그리스 제외)에서 특히 중요하다. 한편, 비상장주식, 기타 자금(equity) 및 개인 생명보험과 연금펀드는 영어 사용 국가(영국 제외)에서 가장 중요한 금융자산 유형에 해당된다. 비상장 주식은 호주와 캐나다, 미국에서 각각 자산의 4%, 9%, 14%를 차지한다. 생명보험과 개인연금은 네덜란드와 캐나다에서 금융자산 중 상당 부분을 차지하고(정도는 덜하지만) 미국과 프랑스, 독일에서도 그렇다.

## 연금재산

연금재산은 개인재산이나 가구재산의 중요한 구성요소이다. 그러나 다른 재산 요소와 다르게 연금재산은 특성상 측정하기가 매우 복잡한데, 이는 국가별로 제도 체계가 다르기 때문이다. 연금재산은 사람들이 미래에 받을 것으로 예상할 수 있는 연금 급여액 흐름의 자본화된 가치를 측정하는 것이다. 그러므로 그 가치는 연금 대체율(즉, 과거 소득 대비 연금 급여액 비), 급여가 지급되는 기간(국가별 사망률에 따라 다름), 은퇴 연령, 지급되는 연금의 연동에 있어서 국가 간 차이를 반영한다(박스 6.3).

연금제도로부터의 재산은 세 가지 유형을 가진다: 1) 기초 또는 최저연금을 보장하는 공적연금인 1층(first tier), 2) 사적연금이나 공적연금에의 강제적 또는 준 강제적 기여의 형태를 띤 2층(second-tier), 3) 자발적 개인연금저축으로 구성된 3층(third tier)이 그것이다. OECD 국가 중에서는 아일랜드와 뉴질랜드만 강제적 2층(second-tier) 제도가 없고 13개국에서는 개인연금이 강제적이거나 준 강제적이다. 개인연금 가입률은 개인연금이 자발적 제도인 국가에서는 낮은 편이다(가입률은 생산연령 인구의 13%부터 50% 사이이며 강제적 개인연금제도를 갖춘 국가의 경우 70% 이상이다(OECD, 2013b)).

가구재산 조사에서는 미지급 자발적 개인연금액 정보를 수집한다(상기 표 6.5의 금융재산에 포함). 여기에는 강제적 또는 준 강제적 퇴직연금액이 포함되기도(보고가 체계적이지는 않음) 하지만 1층(first-tier) 공적연금은 항상 제외되며 공적연금 제도에 강제 기여하는 연금도 마찬가지이다. 여러 연금재산의 조합은 국가별로 차이가 있기 때문에 이 장에서 사용된 유형의 가구재산 데이터는 국가 간 연금액(과 분포)에 대해 부분적인 그림만 보여주고 있다.

가구 연금재산액을 평가하는 대안적 접근은 서로 다른 특성을 가진 사람들이 미래에 수급이 예상되는 연금 급여액의 흐름을 서로 다른 연금제도의 수급요건을 바탕으로 추정하는 모형을 이용하는 것이다. 이 접근은 OECD 연금모형(OECD, 2013b)에서 채택했으며 그 결과는 부록 6.A3에서 다루고 있다.

### 박스 6.3. 가구의 연금재산 측정

연금재산은 “은퇴 시점에 측정된 평생연금 급여액 흐름의 할인된 가치”를 의미한다(OECD, 2013b). 응급상황 발생 전까지 일정 기간 동안 지급되는 연금 급여액의 흐름과 달리 연금재산은 은퇴 시점에 일반적으로 측정되는 “저량(stock)” 개념이다.

이 저량값은 평생 연금 급여액 흐름을 할인함으로써 소비를 지연시킨 기회비용을 감안하여 산출한다. 이 흐름의 현재가치는 일정 기간 동안 생존하면서 연금을 수급할 수 있는 확률에 의존하는데 이는 사망률 표를 이용해 추론한다. 생활수준이나 비용의 변화를 반영한 연금 지급액의 조정 역시 고려해야 한다(“연동” 또는 “인상” 정책).

재산에 관한 조사 문항에는 공적연금 재산이나 확정급여형 퇴직연금 프로그램의 개인연금 재산에 대한 정보는 들어가지 않는 것이 일반적이다. 반면, 적립식(대개 개인) 연금의 개인재산에 대한 일정 정보는 보고하는 경우가 많다. 예를 들어 OECD 재산 질문지의 “확대된 순재산” 개념이 이에 해당되는데, 여기에는 고용 관련 적립식 연금제도의 연금재산이 포함된다. 순확대재산의 국가 간 비교가능성은 제한적이다. 고용 관련 적립식 개인연금이 미래 은퇴자의 소득에 있어서 점점 더 중요한 역할을 수행하게 된다 해도 그 가입률은 OECD 국가별로 차이가 크다. 13개 OECD 국가에서는 개인연금이 강제적 또는 준 강제적 제도이다. 이들 중 대부분의 국가에서는 급여가 매달 지급되며 이는 소득지표에 포착된다. 자발적 연금의 경우는 일시불 인출이 좀 더 일반적이다.

사회보장제도와 확정 급여형 퇴직연금 프로그램 양쪽에서 나온 연금재산 정보는 국민계정의 연금부채 보고에 관한 신규정이 이행되면 향후 강화될 것이다. 최근 승인된 국민계정 표준인 SNA 2008과 ESA 2010에서는 논의의 초점이, 특히 정부가 스폰서하는 프로그램의 경우, 연금 수급액/채무의 측정에 맞춰졌다. 마침내 합의된 “타협”안은 각국 통계청이 추가적인 SNA표(표 17.10)에 모든 연금 수급액 가치를 보고하도록 의무화하는 것이었다. 이 표는 국민계정의 핵심 시스템에 인식되는 연금 수급액과 인식되지 않는(암묵적인) 수급액 둘 다 다루게 된다. 마찬가지로 유럽계정 시스템에 대한 신규 유럽규정(ESA 2010)에서는 유럽 국가들이 2017년부터 기준일까지 발생한 연금채무를 보고하도록 의무화하고 있다. 이들 데이터의 수집을 통해 향후 일종의 공적연금 재산지표를 산출할 수 있게 될 것이다.

## 6.5. 부채 및 과다부채(over-indebtedness)의 발생

### OECD 국가의 부채 및 과다부채 현황

가구 부채의 중요성(총 자산 중 비율)은 OECD 국가별로 차이가 크며 이탈리아와 슬로바키아의 4% 부터 네덜란드와 노르웨이의 30% 이상까지 분포한다(표 6.5). 네덜란드와 노르웨이의 높은 부채 수준은 경제위기 전 주택가격 상승과 관련된 경우가 많은데 당시 많은 가구가 주택담보대출을 늘려 주택을 소유했다. 노르웨이에서는 주택가격이 2000년에서 2013년 중반 사이 실질 기준으로 85% 정도 상승했고 총 가구 부채는 현재 가치분소득의 200%가 넘는다(OECD, 2014). 네덜란드에서는 이자 지급액에 대한 대규모 세금공제로 많은 가구가 주택담보대출을 받고 있는데, 대출이 만기되어 원금을 상환할 때까지 이자만 내는 저축/투자의 형태 또는 이자만 지급하는 형태이다.

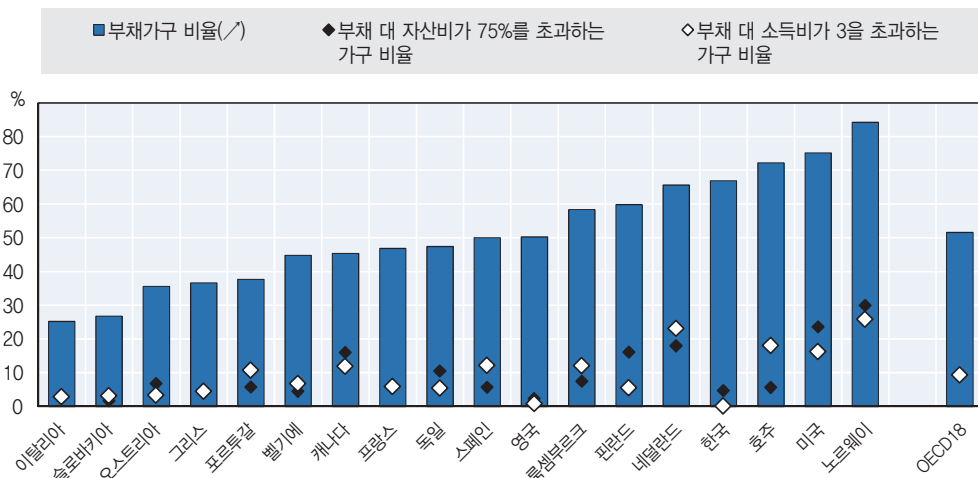
대부분의 가구 부채(2/3)는 주 거주지 매수를 위한 주택담보대출이지만 일부 국가에서는 기타 주거지 담보대출 및 기타 대출 유형이 총 부채의 상당 부분을 차지한다. 벨기에, 캐나다, 네덜란드, 슬로바키아, 영국에서는 주

거주지 대출이 가구 부채의 80%에 육박한다. 호주, 독일, 스페인에서는 기타 부동산 대출이 총 부채의 30%를 차지한다. 한국의 경우 기타 유형의 대출이 총 대출의 70%를 차지한다(총 자산의 10% 이상). 한국에서는 가구 부채의 상당 부분이 전세대금의 형태(“전세” 제도는 세입자가 추가적인 기간별 임대료 없이 보증금을 먼저 지급하며 계약기간이 만료되면 집주인으로부터 해당 금액의 명목가액을 받는 임대 제도)이다(Cho, 2010 참고).

부채가 소비를 생애 전체로 확산시켜주지만 일부 가구의 가구 부채 집중은, 부채가 커질수록 자산도 커진다 할지라도 자산 가격에 갑작스런 변동이 생길 경우 해당 가구를 큰 위험에 노출시킬 수 있으며 경제 시스템 전반을 취약하게 만들 수 있다. 그림 6.16은 자료가 나와 있는 18개국의 부채 및 과다부채 가구 비율을 보여주고 있다. 현재 과다부채에 대한 일반적인 정의는 존재하지 않지만 그림 6.16에 정의된 과다부채 가구는 부채 대 자산비가 75% 이상인 가구이다. 평균적으로 전체 가구의 55% 가량이 부채를 지고 있으며 이탈리아의 25%부터 미국과 노르웨이의 80%까지 분포한다. 여기서 사용된 기준을 바탕으로, OECD 18개국에서 모든 가구의 12% 정도는 과다부채 상태로 영국과 이탈리아의 2%부터 미국의 24%, 노르웨이의 30%까지 분포한다.<sup>25</sup>

과다부채의 대안적 지표는 일정 기준을 초과하는 부채 대 소득(자산 아님)비를 가진 사람들의 비율이다. 이 지표는 부채 상환 능력에 초점을 맞추고 있으므로 가구 과다부채에 색다른 시각을 제공한다. 여기에서 사용된 기준은 3인데, 이는 매년 소득의 1/3을 저축한 가구는 시중 금리를 기준으로 약 12년간 부채를 상환할 수 있다는 의미이다. 이 대안적 지표(그림 6.16에도 제시)는 이전 지표와 매우 유사한 결과를 도출한다. 평균적으로, 약 11%의 가구가 과다부채 상태로 영국의 1% 미만부터 노르웨이의 26%까지 분포한다.<sup>26</sup>

그림 6.16. 부채 및 과다부채 가구 비율



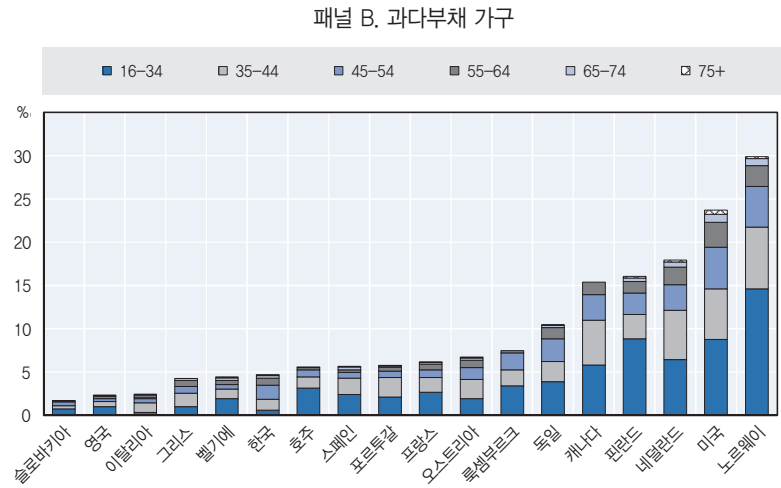
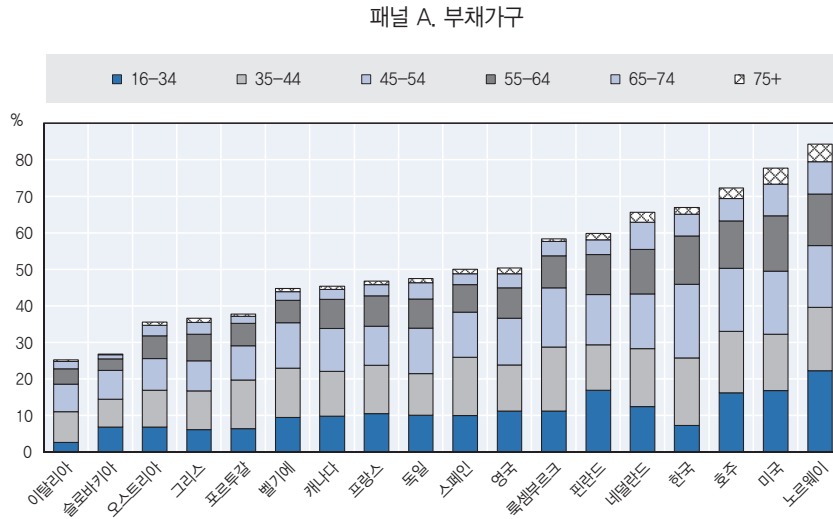
출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208624>

### 부채 및 과다부채 가구의 인구학적 특성

그림 6.17은 부채 및 과다부채 가구의 연령상 특성을 설명한다. 여기서 과다부채는 가구의 부채 대 소득비로 측정되었다. 패널 A는 부채가 청년층(16-34세)과 핵심생산연령(35-44세와 45-54세)에 거의 평등하게 분포되어 있고 기준가구원(reference person)이 65세 이상인 가구에서는 미미하다는 것을 보여준다. 반면, 과다부채는 청년층에 편중되어 있다. 과다부채 가구의 평균 40%가 34세 미만 가장을 둔 가구이며 30%는 35-44세 가장이다. 그러므로 과다부채는 주로 청년층의 문제라고 볼 수 있다.

그림 6.17. 부채 및 과다부채 가구의 연령 구성



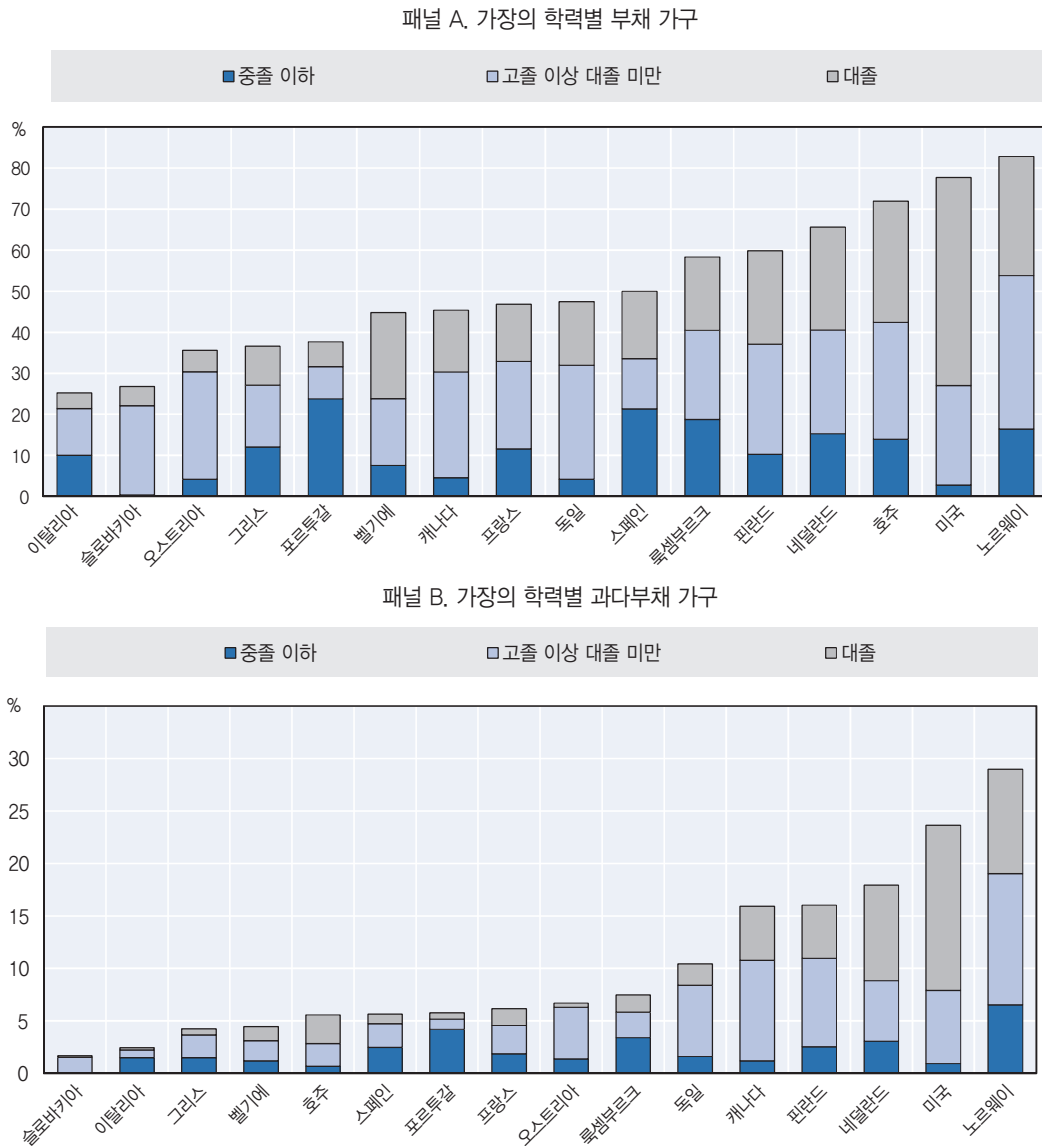
주: 왼쪽에서 오른쪽 방향으로 부채 가구 합계의 오름차순으로 매긴 국가 순위.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208635>

학력별 부채 및 과다부채 분포를 살펴보면, 그림 6.18은 고졸 이상 대졸 미만(upper secondary or post-secondary non-tertiary degree)인 가장을 둔 가구가 부채 및 과다부채 가구의 절반을 차지하고 있으며 고졸 미만이거나 대졸인 가구는 25%를 차지하고 있음을 보여준다. 그러나 부채와 과다부채의 수준이 높은 네덜란드와 미국의 경우 대졸 가구가 가장 (과다)부채가 많았다.

그림 6.18. 부채 및 과다부채 가구 비율, 학력별



주: 왼쪽에서 오른쪽 방향으로 부채 가구 합계의 오름차순으로 매긴 국가 순위.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208641>

그림 6.19는 자료가 나와 있는 16개 OECD 국가의 소득분포 각 오분위(및 최고 백분위)의 부채(패널 A) 및 과다부채 가구(패널 B)의 평균 비율을 보여준다. 일반적으로 부채 가구의 비율은 모든 국가에서 소득수준이 올라감에 따라 증가한다. 평균적으로 하위 소득 오분위 가구의 1/3 정도가 부채가 있으며 상위 오분위와 백분위의 경우 2/3 이상이다. 이는, 저소득 가구의 경우 신용의 제한(credit constraints)이 존재함을 암시한다. 이렇게 신용시장에 대한 접근이 제한되어 있기 때문에 과다부채 가구 중 가장 큰 비율이 저소득 집단이나 고소득 집단이 아니라 “중류층” 즉, 오분위 II, III, IV 집단에서 관찰되고 있다(패널 B). 노르웨이, 네덜란드, 오스트리아, 독일은 이러한 패턴의 예외이다.

그림 6.19. 각 소득 오분위와 상위층의 부채 및 과다부채 가구 비율



주: 자료는 OECD 18 평균.

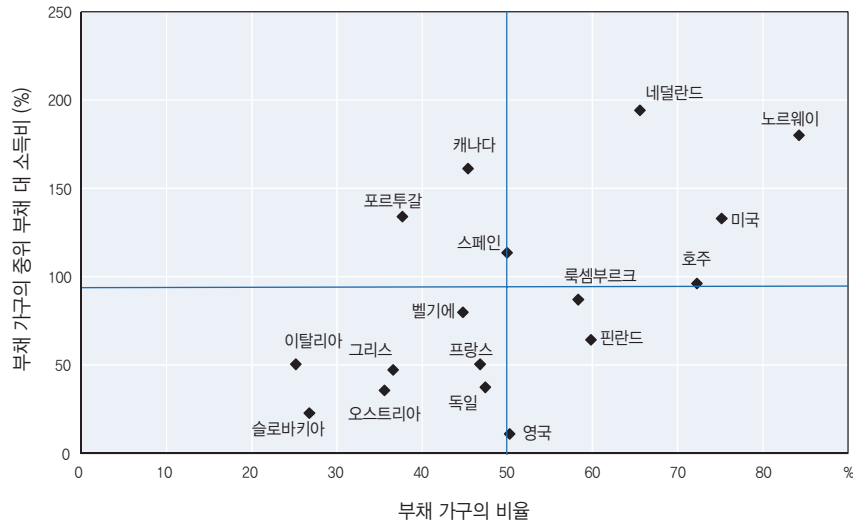
출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208654>

높은 수준의 부채는 부채 가구 비율이 높은 국가에서는 특히 문제가 된다. 부채 정도를 측정하기 위해 중위 부채 대 소득비(median debt-to-income ratio)가 그림 6.20에 사용되었는데, 이는 부채 정도가 국가별로 얼마나 차이가 있는지를 보여주고 있다. 가구 부채의 저장(stock)은 평균적으로 가구 가치분소득의 94%이며 영국의 11%부터 캐나다, 노르웨이, 네덜란드의 160% 이상까지 분포한다. 네덜란드, 노르웨이, 미국은 부채가 있는 가구와 부채 수준이 높은 가구를 결합했다. 그러므로 이들 국가의 가구(과다부채 수준이 가장 높은 가구도 포함)는 자산 가격의 큰 변동 위험에 가장 많이 노출되어 있다. 역으로, 이탈리아와 오스트리아, 그리스는 자산가격의 큰 변동에 덜 취약한 것으로 나타난다.

그림 6.20. 부채 가구의 부채 정도

2010년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도



출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208667>

## 6.6. 대침체 이후 가구재산의 추세

이 섹션에서는 시계열 정보가 있는 몇몇 OECD 국가의 가구재산 추세를 설명한다. 2008년 금융위기가 가구재산의 저장(stock)에 미친 영향을 OECD가 수집한 데이터를 가지고 살펴보는 한편 박스 6.4에서는 Piketty(2014)의 데이터와 분석을 바탕으로 재산 대 소득비의 장기적 상승을 설명한다.

2008년 이전과 이후의 비교 가능한 자료가 있는 OECD 6개국(표 6.6에 나와 있는 호주, 캐나다, 이탈리아, 네덜란드, 영국, 미국)의 가구재산 추세를 살펴보면 두 가지 양상이 등장한다.

- 첫째, 대침체 이후 국가 간에 매우 다른 방식으로 가구당 평균 순재산의 변화가 있었다. 평균 순재산은 호주와 캐나다에서는 증가했지만 이탈리아, 네덜란드, 영국, 미국에서는 감소했다.
- 둘째, 재산 불평등 추세가 대침체 기간 중 국가별로 다르게 나타났다. 호주와 캐나다에서는 중위 순재산이 상위 백분위의 재산보다 빠른 속도로 증가해서 분포 상위층의 불평등이 감소했다. 반대로, 이탈리아, 네덜란드, 미국에서는 중위 순재산이 상위 백분위의 순재산보다 빠른 속도로 감소하여 소득 상위층의 재산 불평등이 심화되었다. 마지막으로, 영국에서는 중위 순재산이 감소했고 상위 백분위의 순재산은 증가했으므로 재산 분포 상위의 불평등이 확실히 증가했다. 재산 분포 하위층의 불평등은 영국을 제외한 모든 국가에서 증가했다.



표 6.6. 2006년에서 2012년 사이 평균 순재산 변화

연 백분율 변화

	평균	중위	하위 오분위	중간 세 개 오분위	상위 오분위	상위 10%	상위 5%	상위 1%	상위 재산 불평등	하위 재산 불평등	관찰 기간
호주	1.0	1.0	-4.0	1.1	1.0	0.8	0.3	-2.7	-0.7	0.3	2006-2012
캐나다	5.1	5.9	3.4	6.0	4.7	4.1	3.5	1.3	-1.8	0.1	2005-2012
이탈리아	-1.3	-2.2	-25.3	-2.1	-0.8	-0.6	..	..	..	0.4	2006-2012
네덜란드	-1.6	-6.0	1.9	-3.6	-0.8	-0.5	-0.3	0.3	9.3	2.8	2006-2012
영국	-0.1	-2.5	5.0	-1.9	1.1	2.0	3.1	8.4	7.2	-0.3	2006-2012
미국	-2.3	-7.1	-26.4	-5.6	-1.7	-1.5	-1.5	-1.2	9.9	4.0	2007-2013

주: 캐나다와 미국 데이터는 각각 2005-12년, 2007-13년을 관찰기간으로 한다. 상위 재산 불평등은 상위 5%의 평균 재산과 중위 재산 간 차이를 중위 재산으로 나눈 것이다. 하위 재산 불평등은 중위 재산과 하위 오분위의 평균 재산 간 차이를 중위 재산으로 나눈 것이다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209105>

그림 6.21은 가구집단 간 재산 변화를 설명하며 재산이 가장 적은 집단이 대침체의 타격을 가장 크게 받았음을 보여준다. 대부분의 국가에서 가장이 34세 미만인 가구(패널 A)와 저학력 가구(패널 B)에서 순재산 변화가 비교적 적었다. 박스 6.4는 Piketty(2014)에서 제시한 추정치를 바탕으로 개인재산(private wealth)의 변화에 관한 역사적 관점을 제공한다.<sup>27</sup>

그림 6.21. 2006년과 2012년 사이 평균 순재산 변화

연 백분율 변화

패널 A. 기준가구원이 청년/노인인 가구<sup>1</sup>

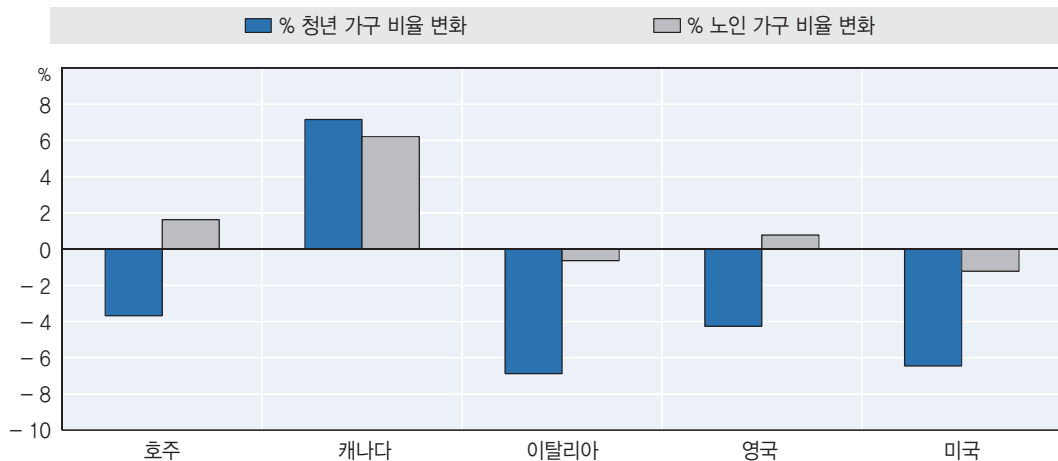
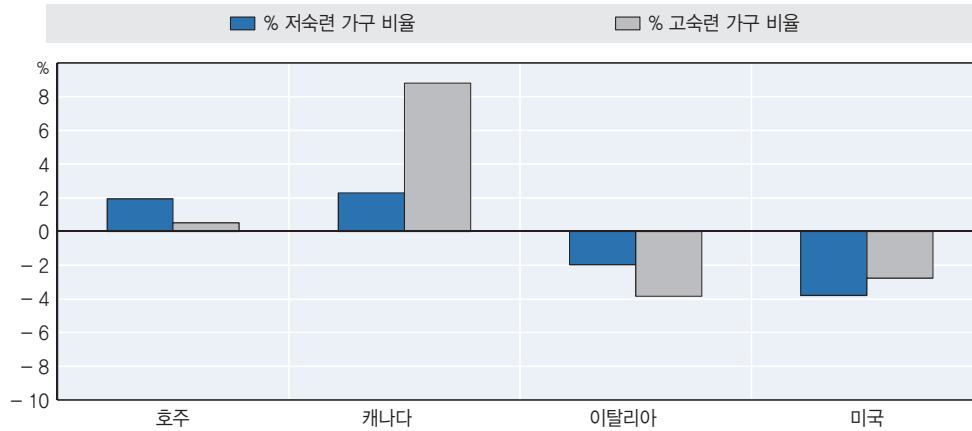


그림 6.21. 2006년과 2012년 사이 평균 순재산 변화(계속)

패널 B. 기준가구인이 저학력 또는 고학력인 가구<sup>2</sup>

1. 청년 가장은 34세 미만을, 노인 가장은 65세 이상을 의미.

2. 저학력 집단은 가장이 중졸 이하(SCED 0-2)인 경우, 고학력 집단은 가장이 대졸 이상(SCED 5&amp;6)인 경우를 의미.

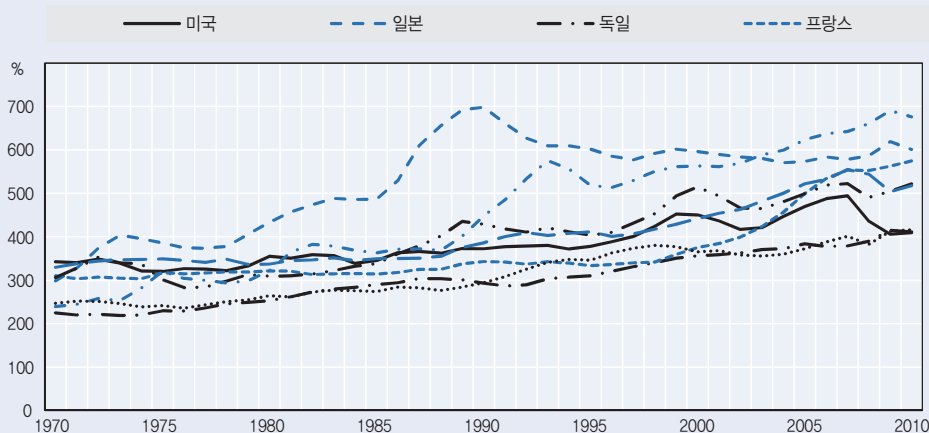
출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208671>

## 박스 6.4. 피케티의 가구재산 추세에 관한 역사적 관점

장기적인 관점에서 Pketty(2014)가 제시한 증거를 보면 개인재산과 그 집중은 지난 40년간 두드러지게 증가했다. 아래 그림에서 보이는 바와 같이 국가소득 중 개인재산의 비율은 1970년 이후 8개 OECD 국가에서 거의 두 배가 되었다. 마찬가지로 피케티의 추정치에 따르면 재산의 집중(재산 분포도 상위 십분위와 상위 백분위 비율로 포착)은 프랑스, 스웨덴, 영국, 미국에서 1970년 이후 증가했다. 이 기간 중 기록된 상승은 1, 2차 세계대전 사이 기간에 기록된 장기적 하락과 뚜렷한 대조를 보인다.

## 1970년 이후 8개 OECD 국가의 개인재산, 국가소득 중 비율

출처: Piketty, T.(2014), *Capital in the 21st Century*, Harvard University Press.StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208692>

#### 박스 6.4. 피케티의 가구재산 추세에 관한 역사적 관점(계속)

Piketty(2014)는 1970년대 이후 개인재산의 이러한 장기적 증가를 설명할 수 있는 네 가지 요소를 파악했으며, 다섯 번째 요소는 이러한 장기적 추세로부터의 지속적인 이탈을 설명하고 있다:

- 첫째, 개인재산은 국가소득 중 비율로 측정되므로 1973년 오일쇼크의 여파로 인한 경제성장 둔화는 이 비율을 자동적으로 증가시켰다.
- 둘째, 장기적으로 저축률은 비교적 큰 변화가 없었으며 이는 개인재산의 저량(stock) 증가로 이어졌다.
- 셋째, 부동산이나 주식 형태의 재산 가격은 1980년대부터 대다수의 국가에서 급등했다(소비자가격 대비).
- 넷째, 1980년대와 90년대의 민영화 프로그램은 공공부문에서 민간부문으로의 재산 이전(회사의 순재산 포함)을 유도했다.
- 다섯째, 1980년대 일본의 부동산 거품과 2000-01년 미국의 증시 버블로 인해 개인재산이 국가소득에서 차지하는 비중이 장기적인 성장 경로에서 계속해서 벗어나게 되었다.

부록 6.A2에 설명된 실증적 분석은 Piketty가 1970년 이후의 데이터를 제공한 8개 OECD 국가에 대해 위에 열거된 요인의 관련성을 확인해주고 있다. Piketty(2014)에 나와 있는 장기적 개인재산 데이터를 고려하면, 분석은 개인재산의 저량(stock)과 1인당 GDP 성장 및 재산 가격(즉, 민간소비가격 대비 주거지 및 상장주 가격지수)간 유의미한 상관관계를 보여준다. 반대로, 개인재산의 저량(stock)과 국민저축률 간에는 뚜렷한 상관관계가 없으며, 이는 국민저축률의 변덕스러운 변화를 반영하는 것일 수 있다. 예상대로 경제성장은 개인재산과 음의 관계가 있으며 민간소비가격 대비 주거나 주택가격의 상승은 개인재산의 상승과 관련되어 있다.

## 6.7. 결론

이 장의 주요 목표는 OECD 표본 국가 내의 가구 순재산 분포 양상을 파악하는 것이었으며 이들 국가는 정기적으로 이 사안에 관한 통계자료를 수집한다. 이는 비교 분석의 토대를 제공하여 앞선 OECD 연구(OECD, 2008)를 확대하고 더 적은 국가에 대해 장기적 시각을 제공했던 학술적 연구(Piketty, 2014)를 보완할 수 있게 한다. 이 장에서 사용된 재산 데이터의 비교가능성을 제한하는 몇 가지 요인이 있지만 이번 검토를 통해 여러 가지 표준화된 양상이 나타났다.

- 첫째, 가구재산은 가구소득보다 훨씬 더 편중되어 있다. 재산 상위 10% 가구가 OECD 표본 국가에서 평균적으로 모든 가구재산의 50% 정도를 보유하고 있었으며 소득 상위 10%는 총 소득의 약 25%를 차지하고 있다. 재산 분포 하위층에서는 가구의 40%가 모든 가구재산의 3%를 보유하고 있다. 소득과 재산의 결합 분포를 살펴보면, 재산 최상위 가구는 고소득 가구였으며 그 반대도 성립되었다. 그러나 재산 상위 가구 중 유의미한 소수가 저소득을 보고하기도 했으며 비슷한 비율의 저재산 가구가 고소득을 올리는 것으로 보고했는데, 여기에는 국가별로 차이가 컸다.
- 둘째, 재산을 보유한 가구는 어느 정도 공통적인 특징을 보였다. 일반적으로 가장의 나이가 55-64세였고 고학력이었다. 순재산의 구성 측면에서는 비금융자산, 특히 주 거주지가 대부분의 가구에서 가장 중요한 자산이었다(평균 75%, 일부 국가에서는 최대 90%). 가구 중 소수만이 금융자산을 보유하고 있었는데 집중도는 일반적으로 비금융자산보다 높았다.

- 셋째, 가구의 경제적 웰빙과 전체적인 경제 체제의 취약성에 영향을 미치는 부채와 과다부채 측면에서 국가별로 차이가 상당했다. 경제위기 후에도 미국, 노르웨이, 네덜란드 등의 국가에서는 부채가 소득 대비 매우 높은 수준인 가구의 비율이 상당히 컸다.
- 마지막으로, 소비재 대비 증가와 주택가격의 상승은 장기적으로 가구재산 증가의 주요 동인이었으며 지난 40년간 부의 집중을 증가시켜왔다. 미국, 네덜란드, 영국 등 (상위층) 재산 불평등이 눈에 띄게 증가한 국가에서는 이 추세가 금융위기로 인해 반전되지 않았지만 호주와 캐나다, 이탈리아에서는 약간의 변화가 목격되었다.

이렇게 광범위한 실증적 발견은 경제적 웰빙에 있어서 불평등 심화에 대한 우려에 어떻게 대응해야 할 것인가 하는 논의에 정보를 제공하겠지만 다음과 같은 이니셔티브를 통해 가구재산의 분포와 수준에 관한 정보 기반을 개선하는데 있어서 통계학계에 커다란 과제도 제시하고 있다:

- 현재 이 분야의 통계자료가 부족한 국가의 재산분포 정보 수집
- 이 분야의 기존 국제 지침을 통일함으로써 가용한 정보의 비교가능성 개선.<sup>28</sup>

이 장에 제시된 데이터의 수집(향후 OECD는 정기적으로 추진 계획)을 통해 OECD는 소득분포 통계자료 수집을 위해 따르는 것과 비슷한 과정을 이행했으며 이는 (약 20년의 기간에 대해) 훨씬 개선된 국가 간 비교 보고로 이어졌다. 이 장에서 사용된 가구재산에 관한 비교 정보는 한계가 있지만, 바라는 바는 (재산 데이터를 수집하는 통계청과 기관에서 국가 간의 조사 방식의 차이를 더 많이 인식하게 되면서) 가까운 장래에 통계 보고 방식이 상당 부분 통합되었으면 하는 것이다.

## 주

1. 이 장의 이전 버전에 대해 도움이 되는 조언을 해주신 분들은 다음과 같다: Martine Durand, Stefano Scarpetta, Marco Mira d'Ercole, Michael Förster, Hervé Boulhol and Kate Lancaster(이상 OECD 소속), Tim Smeeding(University of Wisconsin-Madison), Martin Schuerz(Austrian National Bank), Philip Vermeulen(European Central Bank), Martin Tambour(Statistics Germany), Anna Gunnarsdottir(Statistics Iceland), Chris Kim(한국 통계청), Conceição Veiga(Statistics Portugal), OECD 통계 및 통계정책위원회 각국 대표단. OECD는 이 장에 제시된 실증적 증거를 수집하는데 기여한 수 많은 국가 전문가들의 노력에 감사를 표한다. 핀란드 통계청의 Veli-Matti Törmälehto는 국가 데이터 수집에 사용된 표준 표의 설계와 비교 가능한 정의 및 방법론적 접근의 선택에 기여했다. 다양한 국가의 마이크로 데이터 파일에서 추출한 추정값을 제공해준 분들은 Caroline Daley and Heather Burgess(Australian Bureau of Statistics), Paul Roberts and Brian Murphy(Statistics Canada), Rosalinda Coppoletta and Maud Romani(INSEE), Giovanni D'Alessio and Andrea Neri(Bank of Italy), 서운주, 박유권(한국 통계청), Wim Bos(Statistics Netherlands), Jon Epland(Statistics Norway), Alan Newman and Elaine Chamberlain(Office for National Statistics, United Kingdom), Arthur B. Kennickell(Federal Reserve Board, United States)이다. 이 장에서는 Eurosystem Household Finance and Consumption Survey 데이터도 사용했다. OECD는 이분들의 도움에 감사 드린다.
2. 가구재산(이 장에서 사용된 개념)은 개인재산(개인기업의 재산 포함)과는 다르며 총 재산(공적 부문 등 다른 제도적 부문의 재산 포함)과는 더더욱 다르다. 이 장에서 사용된 재산의 개념은 소유 및 여러 단위간 이전 가능한 재산을 의미한다. 그러므로 재산의 여타 개념(즉, 인적자본처럼 소유와 이전이 불가능한 재산)과는 다르다.
3. 이 장에 포함된 국가는 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 이탈리아, 한국, 룩셈부르크, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 슬로바키아, 스페인, 영국, 미국이다. 영국의 경우 데이터의 지리적 적용 범위는 Great Britain(북아일랜드 제외)에 국한된다. 네덜란드의 경우 재산 수준 및 분포에 관한 데이터는 행정 기록에 근거하며 재산을 가진 가구의 인구학적 특성과 재산 및 부채 구성에 관한 데이터는 조사 자료에 근거한다.
4. 그러나 중위 가구의 구성은 국가마다 다를 수 있다. D'Alessio et al.(2013)에 따르면 평균 순재산의 국가 간 차이는 가구 규모의 차이보다 민감도가 낮다.
5. 이러한 결과는, 연구방법론은 다르지만, 다른 출처 및 경제 연구 결과와 대체로 일치한다. 자세한 논의는 부록 6.A2를 참고.
6. 재산 대 소득비(wealth-to-income ratio)를 산출하기 위해 이 장에서 사용된 소득 개념은 “총” 가구소득, 즉, 여기 사용된 재산 출처에서 수집한 대로 가구가 납부하는 소득 및 재산 관련 세금을 고려하지 않은(그러나 수급한 금전적 이전은 고려한) 가구소득이다. 가구 가치분소득(즉, 세금과 보험료를 뺀 값) 지표가 좀 더 적절했겠지만 이 지표는 몇몇 국가의 경우에만 자료가 나와 있다(호주, 캐나다, 핀란드, 이탈리아, 노르웨이, 미국).

7. 절대적 평균 순재산과 상대적 평균 순재산간 국가 순위의 상관성은 0.66이다. 그러나 미국과 캐나다, 포르투갈, 이탈리아의 순위는 크게 바뀐다(절대적 평균 재산 기준에서 상대적 평균 재산으로 바꾸면 미국은 2위에서 10위, 캐나다는 3위에서 13위, 포르투갈은 12위에서 4위, 이탈리아는 8위에서 3위로 바뀐다).
8. 절대적 중위 순재산과 상대적 중위 순재산간 국가 순위 상관성은 0.75이다. 상대적 중위 재산은 재산 분포도 세 번째 오분위 가구의 평균 가처분소득 대비 중위 순재산으로 산출되는데 중위 순재산을 가진 가구소득의 대용지표로 쓰인다.
9. 두 가지 출처가 사용하는 가구의 정의가 서로 다르다. 국민계정 데이터는 가구와 가구에 서비스를 제공하는 비영리 기관을 결합하는 반면 마이크로 데이터는 비기관 개인 가구만을 의미한다.
10. 대부분의 OECD 국가의 국민계정은 역사적 투자비용에 적용되는 PIM(Perpetual Inventory Method)를 바탕으로 주거지의 가치를 측정한다. 그러므로 주택가격 변동이 주거지가 위치한 대지의 가격 변동에 반영된다.
11. 예를 들어 그림 6.3에 제시된 국민계정시스템(SNA, System of National Accounts) 데이터는 가구에 서비스를 제공하는 비영리 기관의 재산도 포함하는 반면 마이크로 데이터 출처는 개인 가구에 한한다.
12. 네덜란드 통계청(Statistics Netherlands)에서 제공한 데이터에 따르면, 중위 순재산의 변화는 주 거주지 가격 변화를 대체로 반영한다. 예를 들어 중위 순재산은 2006년에서 2008년 사이 24% 상승했고 주 거주지의 가격은 같은 기간 10% 상승했다. 반대로, 중위 순재산은 2008년에서 2012년 사이 43% 감소했는데 이 기간 동안 주 거주지의 가격은 11% 하락했다. 2006-12년 이 두 개 시리즈 간의 상관도는 0.88이다.
13. 소득 데이터는 OECD Income Distribution Database에서 추출했으며 “균등화” (즉, 가구 규모를 감안해 조정) 가처분소득(재산분포의 경우에서처럼 비조정금액 아님) 개념을 바탕으로 한 개인 간 분포(재산분포의 경우처럼 가구 간 분포 아님)를 의미한다.
14. 한국은 분포 상위 10%, 5%, 1%의 재산 비율 데이터가 없다.
15. 이러한 상관성은 5% 신뢰수준에서 유의미하다.
16. 다른 재산 집중 지표(상위 1% 또는 20%의 비율 등)도 동일한 패턴을 보여주지만 확실성이 덜하다. 재산분포 상위층의 불평등에 초점을 맞추면 분모(덜 부유한 가구의 평균 재산)와 함께 0에 가깝거나 마이너스인 재산비의 사용을 피하게 된다.
17. 이 합성지표와 신뢰구간은 각 국가 내 소득과 재산의 결합지표(smoothed joint distribution of income and wealth)에 실시되는 몬테카를로 시뮬레이션으로 구했다.
18. 이론적으로 소득과 재산분포 순위의 상관성과 각 불평등 정도는 통계적 지표와 완전히 독립적이다. 순위의 상관성이 큰 것은 소득과 재산의 한계분포에 있어서 낮은 불평등과 공존할 수 있으며 그 반대로 마찬가지이다.
19. 국가 수가 적기 때문에 이 상관관계는 10% 신뢰수준에서만 유의미하다. 상위 5%와 10%의 재산 비율을 보면, 후자 상관성의 p값이 0.12와 0.15로 떨어진다.
20. 연령과 학력은 기준가구원(household reference person)의 연령과 학력을 의미한다.

21. 이 연구는 집단 데이터를 사용하며, 오랜 시간 동안 가구를 추적하는 종적 데이터를 사용하지 않는다.
22. 이 비(ratio)는 중류층에서 훨씬 더 높다(예: 미국은 재산분포의 세 번째 오분위에 속하는 가구의 경우 72%이다).
23. 이 장에서 사용된 분류에서 금융자산은 생명보험과 개인연금자산을 포함한다. 좀 더 상세한 논의는 박스 6.3 참조.
24. “비법인에 대한 순지분”이 국민계정에서는 비금융자산으로 간주되는 반면 “OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth” (OECD, 2013a)는 이것을 상장회사 주식 가치와 함께 금융자산으로 포함시키도록 권고하고 있다.
25. 원칙적으로, 담보부채, 즉 부동산이나 인적자본 등의 형태를 띤 자산의 취득을 위해 계약한 부채와 무담보 부채를 분리하는 것이 중요하다. 그러나 이렇게 부채를 “순수 부채”와 “레버리지 부채(leveraged debt)”로 분류한 것은 이 장에 사용된 마이크로 데이터 출처에는 없다.
26. 두 지표 간 상관성은 0.74이다.
27. Piketty(2014)가 사용한 개인재산 개념은 가구와 기업 재산을 합친 것인 반면 이 장에서 사용된 가구재산은 좀 더 협의의 개념에 의존하고 있다. 이렇게 손실된 비교 가능성은 피케티의 추정치에서 제공한 장기적 시각으로 균형을 찾았다.
28. 현재 이 분야에 대한 통계학계의 노력에 정보를 제공할 수 있는 통계적 표준은 존재하지 않는다. 이 방향으로의 첫 발자국은 “OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth” (OECD, 2013a)에서 뒀다고 볼 수 있다.



## 참고 문헌

- Amiel, Y., F. Cowell and A. Polovin (1996), “Inequality among the Kibbutzim”, *Economica*, Vol. 63, No. 250, London School of Economics and Political Science, pp. 63-85.
- Andrews, D. and A. Caldera Sánchez (2011), “Drivers of Homeownership Rates in Selected OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 849, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kgg9mcwc7jf-en>.
- Andrews, D., A. Caldera Sánchez and Å. Johansson (2011), “Housing Markets and Structural Policies in OECD Countries”, *OECD Economics Department Working Papers*, No. 836, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kgk8t2k9vf3-en>.
- Beer, C., P. Mooslechner, M. Schürz and K. Wagner (2006), “Das Geldvermögen privater Haushalte in Österreich: eine Analyse auf Basis von Mikrodaten”, *Geldpolitik und Wirtschaft*, Vol. 2, pp. 101-119.
- Brzozowski, M., M. Gervais, P. Klein and M. Suzuki (2010), “Consumption, Income and Wealth Inequality in Canada”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 1, pp. 52-75.
- Cho, Sang-Wook, S. (2010), “Household Wealth Accumulation and Portfolio Choices in Korea”, *Journal of Housing Economics*, Vol. 19, No. 1, Elsevier, pp. 13-25, March.
- Cowell, F. (2013), “Accounting for Cross-country Differences in Wealth Inequality”, *Gini Discussion Paper*, AIAS, Amsterdam, August.
- Crédit Suisse (2014), *Global Wealth Database 2014*, Research Institute Crédit Suisse, Zurich.
- Crédit Suisse (2013), *Global Wealth Database 2013*, Research Institute Crédit Suisse, Zurich.
- Crédit Suisse (2012), *Global Wealth Database 2012*, Research Institute Crédit Suisse, Zurich.
- Crédit Suisse (2011), *Global Wealth Database 2011*, Research Institute Crédit Suisse, Zurich.
- Crédit Suisse (2010), *Global Wealth Database 2010*, Research Institute Crédit Suisse, Zurich.
- D’Alessio, G., R. Gambacorta and G. Ilardi (2013), “Are Germans Poorer than Other Europeans?”, *Vox*, 24 May 2013.
- Domeij, D. and M. Floden (2010), “Inequality Trends in Sweden 1978-2004”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 1, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, pp. 179-208, January.
- Eizinger, C., M. Kalmár, G. Kernbeis, M. Prammer-Waldhör and M. Wagner-Pinter (2008), *Vermögensbildung und Reichtum in Österreich*, Vienna.
- European Central Bank (2013), “The Eurosystem Household Finance and Consumption Survey: Results from the First Wave”, *Statistics Paper Series*, Vol. 2, April.

- Fesseau, M., F. Wolff and M.L. Mattanetti (2013), “A Cross-country Comparison of Household Income, Consumption and Wealth between Micro Sources and National Accounts Aggregates”, *OECD Statistics Directorate Working Paper*, No. 52, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k3wdjrn7mv-en>.
- Fuchs-Schündeln, N., D. Krueger and M. Sommer (2010), “Inequality Trends for Germany in the Last Two Decades: A Tale of Two Countries”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 1, pp. 103-132.
- Jappelli, T. and L. Pistaferri (2000), “Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy?”, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 1, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, pp. 133-153, January.
- Landais, C., T. Piketty and E. Saez (2011), *Pour une révolution fiscale, un impôt sur le revenu pour le XXIe siècle*, Le Seuil/République des idées.
- Maestri, V., F. Bogliacino and W. Salverda (2014), “Wealth Inequality and the Accumulation of Debt”, Chapter 4 in W. Salverda et al. (eds.), *Changing Inequalities in Rich Countries: Analytical and Comparative Perspectives*, Oxford University Press.
- Morrisson, C. and F. Murtin (2013), “The Kuznets Curve of Human Capital Inequality: 1870-2010”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 11, No. 3, Springer, pp. 283-301.
- OECD (2014), *OECD Economic Survey: Norway 2014*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-nor-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-nor-2014-en).
- OECD (2013a), *OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264194878-en>.
- OECD (2013b), *Pension at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-en).
- OECD (2008), “How is Household Wealth Distributed? Evidence from the Luxembourg Wealth Study”, Chapter 10 in *Growing Unequal? Income Distribution in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- Piketty, T. (2014), *Capital in the 21st century*, Harvard University Press.
- Piketty, T. and E. Saez (2006), “How Progressive is the U.S. Federal Tax System? A Historical and International Perspective”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 1, pp. 3-24.
- Piketty, T. and E. Saez (2003), “Income Inequality In The United States, 1913-1998”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 118, No. 1, MIT Press, pp.1-39.
- Sierminska, E., A. Brandolini and T. Smeeding (2006), “The Luxembourg Wealth Study – A Cross-country Comparable Database for Household Wealth Research”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 4, pp. 375-383.
- Vermeulen, P. (2014), “How Fat Is the Top Tail of the Wealth Distribution?”, *ECB Working Paper No. 1692*, Frankfurt, July.

**Database references**

*OECD Wealth Distribution Database* (forthcoming)

*OECD National Accounts Database*, [www.oecd.org/std/na](http://www.oecd.org/std/na).

*OECD Income Distribution Database*, [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).

## 부록 6.A1

### 가구재산 데이터의 방법론적 특징

#### 데이터 출처와 특징

표 6.A1.1은 이 연구에 사용된 데이터의 출처, 데이터 수집을 책임진 국가 기관, 데이터의 몇 가지 특성을 설명하고 있다. 대상 국가 중 대부분의 국가에서 데이터는 가구 조사에 기반하고 있는데, 모든 가구 조사는 표본추출과 허위보고로 인한 데이터 품질 문제를 안고 있다. 재산분포의 심한 왜곡은 표본추출 오류를 특히 중요하게 만든다. 허위보고는 대개 부유층 가구가 특히 금융재산에 대해 제대로 응답하지 않아 발생하는 경우가 많다. 대부분의 국가에서 부유층 가구는 금융자산에 투자하는 경우가 많지만 이들은 조사에 응하기를 가장 꺼리는 집단이기도 하다(OECD, 2013 a).

표본추출과 허위보고 오류를 만회하기 위해 일반적으로 조정이 이루어진다. 항목 무응답을 시정하기 위해 대부분의 국가에서는 귀속법을 사용한다(표 6.A1.1). HFCS 조사에서 이러한 조정은 다중귀속법(multiple imputation)과 단순귀속법(simple imputation)을 둘 다 포함한다. HFCS 데이터셋은 값이 없을 경우 가구재산 구성 시작변수에 해당하는 5개의 귀속값을 제공한다. OECD 데이터셋에 포함된 데이터는 5개 귀속값의 평균에 기반한다.

가장 부유한 가구 집단 등 인구 중 일부는 조사에 제대로 잡히지 않을 수 있는데 그렇게 되면 평균 재산 수준과 재산분포뿐만 아니라 분포 상위층의 재산지표에 영향을 미치게 된다.<sup>1</sup> 분포 상위층의 재산 데이터 측정을 개선할 수 있는 방법은 다양한데, 예를 들면 포브스 리스트 등 다른 출처의 정보를 사용하거나 Vermeulen(2014)를 따라 재산분포의 상위층에 파레토 분포를 사용하는 등이다. 재산 조사를 실시하는 몇몇 국가(여기에서 분석된 모든 국가는 아님)에서는 초부유층(표 6.A1.1에 표시)의 표본을 과다추출하고 있으며 그 과다추출은 서로 다른 방법론을 바탕으로 한 것이다. 예를 들어 오스트리아는 무응답률이 높아서 빈에 위치한 가구들에 대해 표본을 과다 추출했고 스페인과 프랑스는 다른 출처를 바탕으로 한 순재산 개별 데이터를 사용했다. 벨기에와 독일은 지역 차원의 소득을 바탕으로 과다 추출했다.

#### OECD Wealth Distribution Database와 다른 출처의 비교

최근 몇 년 간 가구재산 데이터를 비공식적으로 집계한 자료가 몇 건 있었다. 그 중 “크레딧 스위스(Credit Suisse)” 보고서가 국가 적용범위와 재산지표 측면에서 가장 포괄적인 자료이다. 크레딧 스위스의 데이터는 여기에서 사용된 데이터, 즉, 각국 통계청과 중앙은행에서 제공한 표준화된 표에 의거한 데이터와는 여러 측면에서 차이가 있다. 첫째, 크레딧 스위스 데이터는 개인 간, 국가 간, 세계 여러 지역 간 가구재산의 글로벌 분포를 설명하고자 한다. 반면, 이 장에 제시된 데이터는 훨씬 좁은 범위에 국한된다. 둘째, 크레딧 스위스 데이터는 가구재산의 분포와 수준을 일관성있게 설명하고자 SNA 가구 대차대조표(balance sheet)와 조사 데이터를 합친 자료를 바탕으로 한다.

크레딧 스위스가 추정한 가구재산의 수준(가구당이 아니고 성인 1명당으로 보고)은 주로 국민계정에 바탕한 것이다. 이것이 의미한 바는, 대차대조표와 조사 자료가 둘 다 나와 있는 국가의 경우 대차대조표 자료를 선호하며, 조사 자료만 있는 국가에 대해서는 조사를 사용하고, 그 외 국가에 대해서는 계량 경제학 및 기타

기법을 사용한다는 것이다. 또한 국가 출처에서 나온 데이터가 최신 자료가 아닐 경우 크레딧 스위스는 주택가격, 금융자산 또는 1인당 GDP 성장률 연동을 통해 이전 데이터를 조정함으로써 현 재산 추정치를 복원한다. 크레딧 스위스에서 내놓은 가구재산 분포 자료는 약 20개국에 대해서는 조사 데이터를 바탕으로 하며 대부분의 국가는 소득분포 데이터로 추정했으며 나머지 국가에 대해서는 같은 지역에 위치했고 비슷한 소득을 올리는 다른 국가의 자료를 바탕으로 추산한다. 분포 간 재산 가치는 총 가구재산 수준을 맞추도록 변경되며 포브스의 국가별 억만장자의 수에 맞도록 상위값(top tail)이 조정된다.

크레딧 스위스에서 보고한 재산 수준(2010, 2011, 2012, 2013, 2014)은 그림 6.1에 보고된 내용과 대체로 비슷하지만 몇 가지 예외가 있다. 양쪽 출처 모두 룩셈부르크, 미국, 영국, 캐나다의 평균 재산은 비교적 높고 슬로바키아, 네덜란드, 그리스는 비교적 낮다. 그러나 스페인, 노르웨이, 호주의 경우 두 출처간 국가순위에 뚜렷한 차이가 있다.

재산분포에 관한 비교 자료는 최근 크레딧 스위스와 학술 연구(예: Piketty, 2014<sup>2</sup>; Maestri et al. 2013)를 통해 보고되었다. 분포 상위층의 재산 집중도를 보면 이들 연구의 대부분이 미국을 가장 불평등한 국가 중 하나로 지목하고 있지만 다른 국가에 대해서는 의견이 분분하다. 예를 들어 *Crédit Suisse*(2014)는 다른 국가 대비 노르웨이의 경우 분포 상위층의 재산집중도가 매우 높은 것으로 보고했는데 이 장에서 보고된 것보다 훨씬 높은 수준이다. 반대로 *Maestri et al.*(2013)은 호주, 캐나다, 노르웨이, 미국 등 이 장에서 불평등이 심한 것으로 파악된 국가들의 평균을 초과하는 재산 불평등 지니계수를 보고하고 있다. 개별국가의 재산 불평등 추정치는 구체적인 방법론적 선택에 의해 강한 영향을 받는다. 예를 들어 오스트리아를 연구한 *Beer et al.*(2006)과 *Eizinger et al.*(2008)는 전체 가구재산에 비공개 회사재산을 포함시킨 후 분포 상위층에 재산집중도가 매우 높다(상위 10%에 68%, 상위 1%에 34%가 집중)고 보고했다.

표 6.A1.1. 자료의 출처와 특징

호주	출처	조사기관	수집 빈도	분석대상 연도	표본크기 (가구 수)	응답률	부유한 가구의 과대표집	상위 10%의 과대표집률 <sup>1</sup>	무응답 항목 귀속
오스트리아	Survey of Income and Housing (SIH) Household Finance and Consumption Survey (HFCS-AT) <sup>3</sup>	Australian Bureau of Statistics Oesterreichische Nationalbank	2년에 한번 2-3년에 한번	2006, 2012 2010	- 14 500	0.84	아니오 예	.. 0.01	예 예
벨기에	Survey of the Financial Behaviour of Households (HFCS-BE) <sup>3</sup>	National Bank of Belgium	2-3년에 한번	2010	- 11 400	0.22	예	0.05	예
캐나다	Survey of Financial Security (SFS)	Statistics Canada	6-7년에 한번	1999, 2005, 2012	- 20 000	0.69	아니오	..	예
핀란드	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-FN) <sup>3</sup>	Bank of Finland / Statistics Finland	2-3년에 한번	2010	- 13 500	0.82	예	0.07	예
프랑스	Enquête Patrimoine (HFCS-FR) <sup>3</sup>	INSEE	2-3년에 한번	2010	- 24 000	0.69	예	0.13	예
독일	German Panel on Household Finances (HFCS- GE) <sup>3</sup>	Deutsche Bundesbank	2-3년에 한번	2010	- 20 000	0.19	예	0.12	예
그리스	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-GR) <sup>3</sup>	Bank of Greece	2-3년에 한번	2010	- 6 500	0.47	아니오	..	예
이탈리아	Survey of Household Income and Wealth (HFCS-IT) <sup>3</sup>	Bank of Italy	2-3년에 한번	2010	- 15 500	0.52	아니오	..	예
한국	Survey of Household Finances (SHF)	Statistics Korea	5년에 한번	2013	- 20 000	0.91	아니오	..	아니오
룩셈부르크	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-LX) <sup>3</sup>	Banque Centrale du Luxembourg	2-3년에 한번	2010	- 5 000	0.20	Yes	0.05	예
네덜란드	Wealth Statistics DNB Household Survey (HFCS-NL) <sup>3</sup>	Central Bureau of Statistics Nederlandsche Bank	매년 2-3년에 한번	2010	- - 2 000	- 0.58	- 예	- ..	예 예
노르웨이	Income Statistics for Households	Statistics Norway	매년	2012	-	-	-	-	아니오
포르투갈	Survey on the Financial Situation of Households (HFCS-PG) <sup>3</sup>	Banco de Portugal / Statistics Portugal	2-3년에 한번	2010	- 8 000	0.64	예	0.02	예
슬로바키아	Household Finance and Consumption Survey (HFCS-SV) <sup>3</sup>	Národná banka Slovenska	2-3년에 한번	2010	- 2 000	..	예	0.01	예
스페인	Financial Survey of Households (HFCS-SP) <sup>3</sup>	Banco de España	2-3년에 한번	2010	- 12 000	0.57	예	0.19	예
영국 <sup>2</sup>	Wealth in Great Britain (WGB)	Office for National Statistics	2년에 한번	2012	- 20 000	0.64	예	0.05	예
미국	Survey of Consumer Finances (SCF)	Board of Governors of the Federal Reserve System	3년에 한번	2007, 2010, 2013	- 9 000	0.68	예	0.15	예

주: “.”는 “자료 없음”을 의미. “-”는 “해당 없음”을 의미.

1. 과대표집률은 표본 중 부유층 가구의 수와 인구 중 부유층 가구의 수 간의 차이로 산출된다.
2. 영국의 자료는 그레이트브리튼에 국한된다.

출처: OECD Wealth Distribution Database.

## 부록 6.A2

### 8개 OECD 국가에서의 개인재산의 장기적 결정요인

Piketty(2014)에서 구성한 것과 같은 개인재산 저장(stock of private wealth)의 장기적 결정요인이 8개 OECD 국가(호주, 캐나다, 프랑스, 독일, 이탈리아, 일본, 영국, 미국)에 대해 1970-2010년을 대상으로 평가되었다. 피케티의 재산 시리즈는 이 장에서 사용된 가구재산이라는 좁은 개념이 아니라 GDP 중 비율로서의 개인재산(법인재산 포함)을 의미한다. 피케티는 “자본주의 제2 기본법칙(second fundamental law of capitalism)”을 설명하면서 개인재산은 저축률과 경제성장률의 비(ratio)에 의해 결정되는 기본수준(fundamental level)으로 수렴한다고 주장했다. 그리고, 소비자가격 대비 금융 및 부동산 재산의 상승으로 이어질 수 있는 여러 가지 요인들을 파악했다. 피케티가 파악한 요인들의 중요성을 산출하기 위해 다음과 같은 계량경제학 모형이 사용되었다:

$$Y_{it} = a_i + d_t + \alpha S_{i,t} + \beta g_{i,t} + r p_{i,t}^a + \eta p_{i,t}^h + u_{i,t}$$

여기에서  $Y_{i,t}$ 는 개인재산을 의미하고  $S_{i,t}$ 는 총 국민저축이 GDP에서 차지하는 비율,  $g_{i,t}$ 는 경제성장률,  $p_{i,t}^a$ 는 증시가격지수이며 민간소비 디플레이터로 나누었다.  $p_{i,t}^h$ 는 주택가격지수를 민간소비 디플레이터로 나눈 것이고  $u_{i,t}$ 는 통계적 잔차항(statistical residual),  $a_i$ 는 국가 고유 영향(country fixed-effects),  $d_t$ 는 시간 터미이다. 결과는 표 6.A2.1에서 설명하고 있다.



표 6.A2.1. 8개 OECD 국가 개인재산의 장기적 결정요인, 1970-2010년

	(1)	(2)	(3)
종속변수는 1인당 GDP 중 비율로 나타낸 개인자본			
총 국민저축률	-0.054*** (0.008)	-0.014 (0.010)	-0.007 (0.009)
경제성장	-5.389*** (0.946)	-5.673*** (1.261)	-5.006*** (1.158)
상대적 주택가격	1.890*** (0.157)	1.315*** (0.174)	1.015*** (0.150)
상대적 주가	0.696*** (0.082)	0.487*** (0.105)	0.491*** (0.094)
시차 종속변수(lagged dependent variable)			0.334*** (0.049)
국가 더미	Yes	Yes	Yes
시간 더미	No	Yes	Yes
N	298	298	274
R2	0.91	0.94	0.99

주: 단위근(unit roots) 문제를 피하기 위해 종속변수의 다섯 번째 시차(lag)를 사용했다. 추정치는 10%\*, 5%\*\* , 1%\*\*\* 수준에서 유의하다.  
출처: OECD Wealth Distribution Database.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209125>

추정치에 따르면 1인당 GDP 중 비율로서의 개인재산은 경제성장속도와 음의 상관관계를 갖는 반면 국민저축률은 큰 상관관계를 보이지 않고 있다. 주택과 주식의 상대적 가격은 항상 유의미한 양의 신호를 보인다. 저축과 소득에 가구차원의 변수가 사용될 때 상대적 주택가격의 효과는 유의미하다. 그러나 이 회귀는 훨씬 더 적은 관찰 자료를 바탕으로 하고 있어서 그 결과는 여기에 보고되지 않았다.

전반적으로 이 결과가 보여주는 바는, 국민저축률을 빼고는 Piketty(2014)에서 파악한 요소 대부분을 실증적으로 뒷받침한다. 국민저축률에 대한 부분은 아마도 시간의 흐름에 따른 변수 변화의 영향을 파악하기 위해 국가 더미를 사용한 회귀 때문일 것이고 저축률은 어떤 불변의 기준선(constant threshold) 부근에서 해가 바뀌면서 비정상적 움직임을 따르는 경우가 일반적이다.

두 번째 단계로, 경제성장, 상대적 주택가격과 상대적 주가가 시간의 흐름에 따른 개인재산 대 GDP 비(ratio)의 변화에 일조한 정도를 계산할 수 있다. 이를 위해서는 먼저 세 가지 요인의 10년 단위 평균(1970-79년, 1980-89년, 1990-99년, 2000-10년)을 먼저 구하고 1970년대와 2000년대 간의 차이를 위 표에 보고된 해당 계수로 나누고 개인재산 대 GDP 비(private wealth-to-GDP ratio)의 관찰된 변화와 연관시킨다. 이 분석은 경제성장, 상대적 주택가격, 상대적 주가가 각각 1970년대에서 2000년대 사이 8개 OECD 국가의 평균 개인재산 대 GDP 비의 비중 차이의 20%씩을 설명하고 있음을 보여준다. 개인재산의 변화 중 나머지 부분은 상기 회귀에서 고려되지 않은 비관찰 요인들을 반영한다. 전반적으로 세 개 요인의 누적 효과는 영국과 미국의 개인재산 상승분 중 각각 86%와 98%를 설명한다. 주택가격 상승은 영국(38%)과 미국(45%)에서 개인재산 인상분 중 더 많은 부분의 요인인 반면 주가는 미국의 경우 개인자본 상승분의 32%를 차지하고 있다.

## 주

1. 그림에도 불구하고 인구 중 다른 집단에 대한 조사에서 생산된 가장 중요한 지표들에 대한 영향은 제한되어야 한다.
2. Piketty(2014)의 역사적 분석은 주로 국민계정과 세금 자료의 조합에 기반한다. 일부 국가의 경우 예전부터 재산 및 부동산세 신고자료가 존재하기 때문에 재산 집중의 역사적 흐름을 살펴볼 수 있다. 상속재산 과세에 사용되는 상속세 신고(estate returns)는 일반적으로 사망자의 재산과 부채를 모두 보여주는 목록을 포함하고 있으며 고인의 인구학적 특징 정보도 함께 담고 있다. 그러나 이러한 유형의 자료가 항상 존재하는 것은 아니며 일부 국가에서만 존재한다. 또한 상속세 자료는 대부분 노인인 사망 인구의 재산을 반영하는데, 생존인구와 사망인구를 직접적으로 비교하는 것은 무리가 있다. 생존인구의 재산 분포 정보를 상속세 신고자료(estate returns)를 이용해 추산하기 위해 학자들은 “사망률 승수(mortality multipliers)” (성별과 사회적 지위별 사망률 반영을 위해 가중치를 적용한 연령집단별 사망률의 역행렬)를 사용한다.

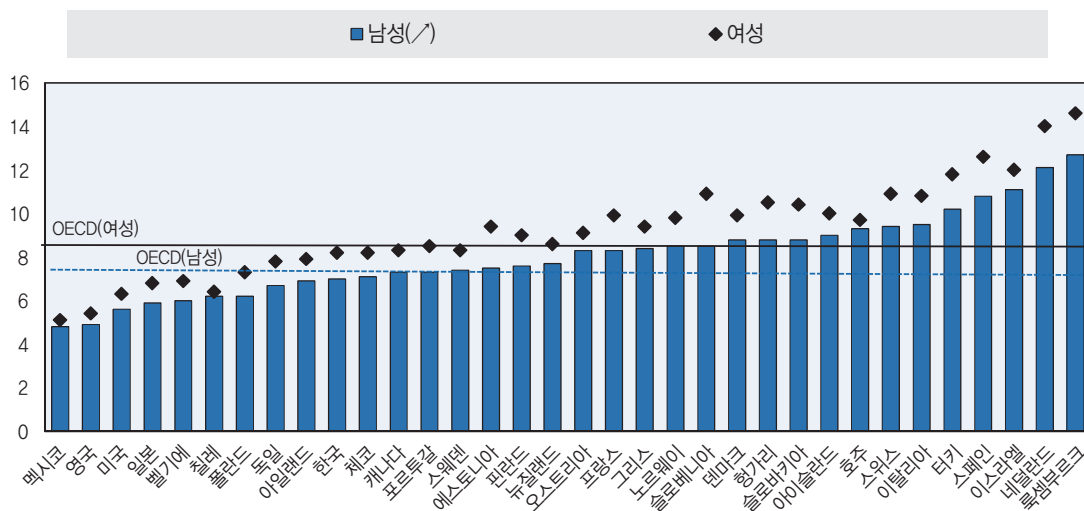
### 부록 6.A3

### 미래 연금재산의 추정

가구 연금 재산액 평가의 대안적 접근은 서로 다른 특성을 지닌 사람들이 미래에 받을 것으로 예상되는 연금급여 흐름을 추정하는 모형에 의해 제공된다. OECD 보고서인 한 눈에 보는 연금에서 제시된 아래에 나타난 지표는 미래 은퇴자의 예상 연금재산이며 “전형적 개인”의 모든 연금 급여액(공적연금과 사적연금)의 생애 흐름을 바탕으로 한다. 이것이 실제 개인의 현 연금재산을 보여주지는 않는다. 계산에는 국가별 사망률과 통일된 인하율 2%가 사용된다. OECD 연금 모형에 따라 2012년 노동시장에 진입하는 이들의 순연금재산(연금소득에 부과되는 세금과 사회보장보험료 제외)은 룩셈부르크가 가장 높고(남성과 여성이 각각 평균 연소득의 12배와 14 배) 멕시코, 영국, 미국이 가장 낮다(그림 6.16). 그와 동시에 자발적 개인연금(OECD 연금 모형에서는 고려하지 않음)은 캐나다, 아일랜드, 영국, 미국 등의 국가에서는 소득의 중요한 출처이다.

대부분의 OECD 국가에서 강제적 또는 준 강제적 공적연금제도는 연금재산 전체의 거의 대부분을 차지한다(그림 6.17). 강제적 사적연금은 호주, 덴마크, 이스라엘, 네덜란드에서 강제적 연금 패키지 전체의 50-60%를 차지하며 칠레, 아이슬란드, 멕시코에서는 훨씬 더 크다.

그림 6.A3.1. OECD 국가의 개인 연간 총 소득의 배수로 본 미래 은퇴자의 순연금재산

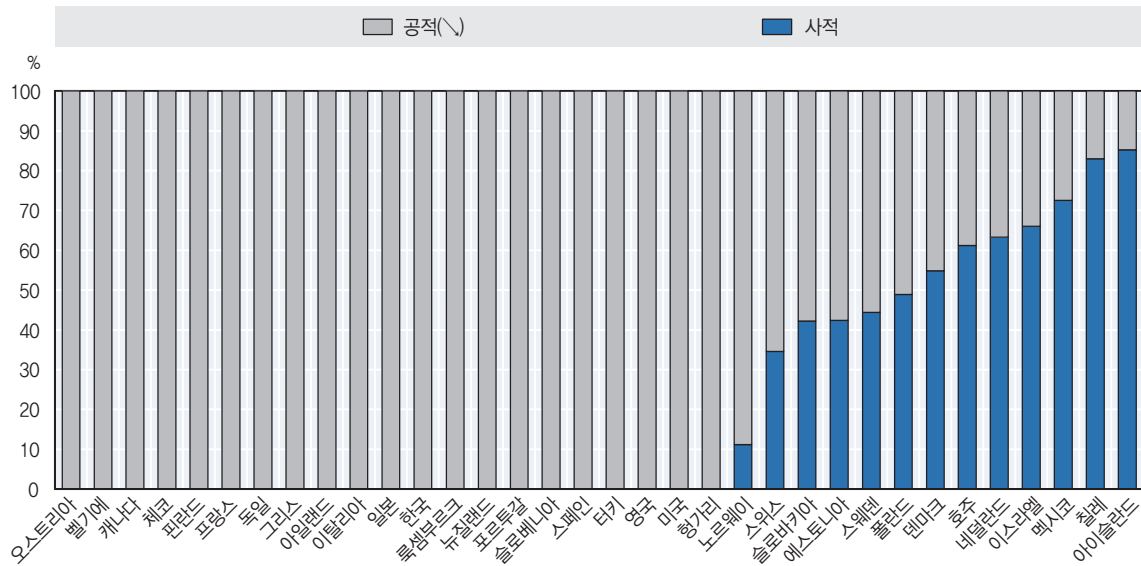


출처: OECD(2013), *Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-en).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208701>

그림 6.A3.2. 강제적 연금의 공적 제공과 사적 제공 간 균형

연금재산의 비율



출처: OECD(2013), *Pensions at a Glance 2013: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/pension\\_glance-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2013-en).

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208713>



## 제7장

### 신흥국의 불평등과 자원 재분배<sup>1</sup>

이 장에서는 신흥국의 소득 불평등 및 자원 재분배를 살펴본다. 앞부분에서는 선별된 몇몇 신흥국의 사회지출과 과세, 그리고 전반적인 불평등 수준과 추세를 설명한 후 이를 OECD 지역의 기록과 비교한다. 또한, 최근 주요 신흥국과 OECD 주요 파트너 국가에서 시행된 눈에 띄는 재분배 정책들도 조명한다. 뒷부분에서는 CEQ(Commitment to Equity) 프로젝트에 속하는 7개 중소득 국가인 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공의 재분배 현황을 심도있게 분석한다. 일반적인 재정귀착(fiscal incidence) 분석 방법을 사용하여 교육과 보건 서비스 형태의 현물급여 및 순간접세, 현금이전, 직접세로 구성되어 있는 재정정책이 빈곤에 미치는 재분배 영향과 효과를 살펴본다.

이스라엘의 통계 데이터는 이스라엘의 해당 정부기관 책임 하에 동 기관이 제공하였다. OECD는 국제법에 따라 골란고원, 동예루살렘, 서안지역 이스라엘 정착촌의 상황에 대한 편견없이 이러한 데이터를 사용하였다.

## 7.1. 도입과 주요 결과

이 장에서는 신흥국의 소득 불평등과 재분배를 살펴본다. 이들 국가의 불평등 수준은 대부분의 OECD 국가보다 높은 편이다. 물론 지난 10년간의 추세는 국가별로 다양하게 나타난다. 특히, 남미의 중소득 국가의 경우 불평등 감소의 희망적인 징후가 있었고(Lustig et al., 2012), 중국을 비롯해 다른 많은 국가에서 불평등 심화 추세가 중단된 것으로 보인다(OECD, 2015a).

재정 건실화의 틀에서 긴축정책을 실시했던 상당수 OECD 국가의 최근 추세와는 반대로 대부분의 신흥국에서는 높은 수준의 빈곤과 불평등에 대한 우려를 해소하기 위해 사회보호 및 재분배 조치를 강화했다. 일부 국가에서 소득 재분배 지표는 성장 모형의 핵심요소가 되었다(OECD, 2014a).

이 장의 섹션 7.2에서는 신흥국의 사회지출과 과세뿐만 아니라 불평등의 전반적인 수준과 추세의 차이를 요약하고, 핵심 지표를 OECD 지역의 전형적인 핵심 지표와 비교하고 있다. 또한, 주요 신흥국과 OECD 핵심 파트너 국가에서 최근 실시된 재분배 정책의 일부 두드러진 예를 조명한다.

이 장의 상당 부분(섹션 7.3)은 CEQ(Commitment to Equity) 프로젝트<sup>2</sup>에 속하는 7개 중소득 국가인 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공<sup>3</sup>의 2010년 1년 동안의 재정정책의 재분배 효과를 살펴보는 데 할애했다. 이 장에서 말하는 “재정정책”은 직접세, 직접 현금이전, 순간접세, 현물이전(교육과 보건서비스 형태의 급여)이라는 주요 재정적 개입을 포함하는 것으로 정의한다. 분석은 모든 국가에 공통된 방법론을 사용하는데 가능한 한 포괄적으로 만들어 분석 특정 요소의 세부사항을 희생하지 않도록 했다. 재정귀착(Fiscal incidence) 분석 방법은 Lustig and Higgins(2013)에 상세히 나와 있으며 박스 7.2와 부록 7.A1에 요약되어 있다. 간단히 말하면, 재정적 개입의 평균 귀속(incidence)을 추정하는데 “회계처리 접근”을 사용하는 방법이다. 대부분의 이러한 급여-세금 귀속 분석에서 흔히 그렇듯이, 결과는 행동적, 생애주기적 또는 일반적인 평형효과는 고려하지 않는다.

이 장은 몇 가지 중요한 역할을 하고 있다. 첫째, 주요 신흥국과 OECD 핵심 파트너 국가의 불평등 추세와 재분배 정책을 업데이트하고 관련 논의를 확대한다. 둘째, 재정귀착 분석 결과는 국가 간 비교가 가능하다. 왜냐하면 섹션 7.3의 7개 국가 연구가 공통적인 방법론을 사용하고 있기 때문이다. 셋째, 이 분석은 불평등뿐만 아니라 빈곤에 대한 결과도 제시한다. 넷째, 분석은 주요 재정적 개입이 전반적인 불평등 감소에 기여한 바를 추산하고 있다. 마지막으로, 민감도 분석은 기여형 연금을 정부이전보다는 이연 소득으로 간주하는 대안적 시나리오에 대한 결과를 제시한다.

주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

- 신흥국의 불평등 수준은 대체로 높은 편이다. 그러나 OECD 지역과 달리 일부 국가, 특히 남미 지역에서 감소세를 보이고 있는데, 2010년부터는 특히 빈곤 완화 측면에서 감소 속도가 느려지고 있다. 중국, 인도네시아, 남아공 등 다른 국가의 경우는 장기적으로 불평등이 심화되어 왔다.
- 신흥국의 사회지출과 과세수준은 여전히 낮은 편이지만 국가별로 차이가 크다. 인도와 인도네시아는 사회지출 수준이 매우 낮지만 브라질, 라트비아, 러시아는 OECD 평균을 약간 밑도는 수준이다. 세금 수준도 비슷한 패턴을 보인다. 일반 소비세(주로 부가세와 판매세)가 세수의 대부분을 차지하고 있으며 그 비중이 OECD 평균보다 훨씬 크다.
- 재분배 정책은 많은 개도국에서 강화되었으며 일부 국가는 현금이전을 좀 더 관대하게 만들었고 일부는 실업급여와 건강보험 적용 범위를 확대했고 교육 기회를 확장했다. 그와 동시에 공식 고용을



촉진하고 세수 기반을 확대함으로써 세수를 늘리고 세금제도를 좀 더 누진적으로 만들기 위한 노력이 이루어졌다.

- 섹션 7.3의 7개국 사례연구 중 전반적인 재정정책은 소득 불평등을 다양한 정도로 낮춘 것으로 나타났으며 재분배 효과가 가장 큰 곳은 남아공, 가장 작은 곳은 인도네시아였다. 남아공의 성과는 빈곤층을 겨냥한 이전과 부유층을 겨냥한 직접세의 대규모 재분배 효과가 결합된 결과이다. 그럼에도 불구하고 남아공은 7개국 중 불평등이 가장 심한 국가로 남아 있다.
- 소득 재분배는 처음부터 불평등이 심한 국가에서 더 높게 나타나는 경향이 있다. 인도네시아와 페루 등 불평등이 비교적 낮은 국가보다 남아공이나 브라질처럼 시장소득 불평등이 심한 국가에서 재분배가 훨씬 높았다.
- 예상대로 소득 재분배 수준은 부분적으로는 사회지출에 할당된 예산 규모(GDP 중 비율)와 부분적으로 관련이 있었다. 재분배는 콜롬비아, 인도네시아, 페루 등 사회지출이 제한적인 국가보다는 브라질, 남아공처럼 사회지출이 큰 국가에서 훨씬 더 컸다. 그러나 국가 간 차이가 암시하는 바는 제도적, 정치적, 인구학적 요인 역시 재분배의 수준에 영향을 미친다는 것이다.
- 직접세와 직접이전은 일반적으로 평등화 효과를 발휘한다. 간접세는 칠레, 멕시코, 페루에서는 평등화 효과를, 남아공에서는 중립적인 효과를 발휘했으나 브라질, 콜롬비아, 인도네시아에서는 불평등을 가중시켰다.
- 기여형 연금은 브라질, 콜롬비아, 인도네시아에서는 평등화 효과를, 멕시코, 페루에서는 불평등 효과를 발휘했으며 칠레에서는 아주 약간의 불평등 효과를 발휘했다.
- 1인당 공교육 지출 합계는 인도네시아를 제외한 모든 국가에서 빈곤가구에 대해 더 높았다(즉, 친빈곤 성격). 인도네시아의 경우 1인당 급여가 모든 가구에 대해 대체로 동일했다. 고등 교육에 대한 정부 지출은 모든 국가에서 소득이 늘어나면 함께 증가했지만 인도네시아에서만 불평등을 증가시켰다.
- 보건지출은 브라질, 칠레, 콜롬비아, 남아공에서 친빈곤 성격(즉, 소득이 높아질수록 1인당 지출 감소)을 보였다. 멕시코에서는 1인당 급여가 소득 집단 간에 대체로 동일했다. 인도네시아와 페루에서는 1인당 보건지출이 소득과 함께 상승하는 경향이 있었지만 그럼에도 불평등을 감소시켰다.
- 교육과 보건지출이 재정정책의 여러 구성요소 중 가장 큰 재분배 효과를 발휘하기는 하지만 교육과 보건지출의 누진성 또는 친빈곤성(pro-poorness) 중 어떤 것이, 빈곤가구의 더 많은 이용(예: 자녀가 더 많고 질병이 더 많음) 또는 중상류층의 “이용 포기(opting-out)” 등 가구나 개인적 특성 차이로 인한 결과인가는 기존 정보만으로는 판단하기 어렵다.
- 재정정책이 전반적으로 빈곤감소 측면에서 소득 불평등을 완화하긴 하지만 그 결과가 그리 희망적인 것은 아니다. 칠레, 인도네시아, 페루, 남아공에서는 현금이전, 순직접세, 순간접세를 뺀 빈곤은 시장소득 빈곤보다 낫다. 그러나 콜롬비아의 경우 세금과 현금이전을 고려하고 나면 소득빈곤은 증가하며 이는 간접세의 영향 때문이다. 또한, 브라질에서는 공적연금을 공적이전이 아니라 이연소득으로 간주할 경우 소득빈곤이 커지는데 이는 연금수급자가 아닌 일부 빈곤층이 재정 제도에 대한 순납부자(net payer)라는 의미이다.

이 장은 다음과 같이 구성된다. 섹션 7.2는 신흥국의 불평등과 재분배 정책 개요를 소개한다. 섹션 7.3에서는 7개 중소득 국가에서의 재정정책의 재분배 효과를 상세히 분석한다.

섹션 7.2는 4개의 하위 섹션으로 나뉜다. 첫 번째 하위 섹션에서는 섹션 7.3에서 상세히 연구한 7개 중소득 국가의 불평등 수준과 추세의 개요와 다른 주요 신흥국들을 OECD와 비교한 내용을 소개한다. 두 번째 하위 섹션에서는 동일한 국가군에 대해 공공사회지출과 공적 세수(public revenue) 패턴의 구성을 보여준다. 세 번째 하위 섹션에서는 몇 개의 국가에서 수립, 실시한 재분배 정책의 예를 조명하고 마지막 하위 섹션에서는 결론을 맺는다.

섹션 7.3은 7개의 하위 섹션으로 나뉘며 7개 중소득 신흥국의 재정정책이 불평등과 빈곤에 미친 영향을 상세 분석한다. 또한 교육과 보건에 대한 정부지출의 “친빈곤(pro-poorness)” 정도를 살펴보고 마지막 하위 섹션에서는 결론을 제시한다.

## 7.2. 신흥국의 불평등 추세와 정책 대응

### 신흥국의 소득 불평등

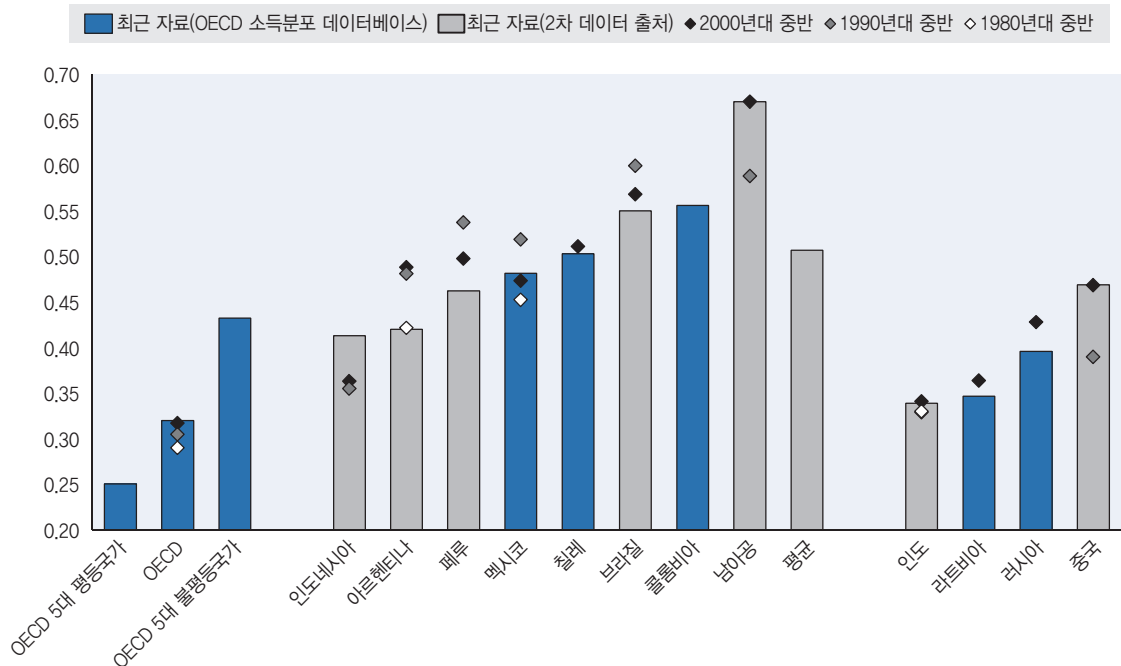
이 보고서의 제1장에서 설명한 바와 같이 지난 30년간 대부분의 OECD 국가에서 소득 불평등이 증가했으며 사상 최고 수준에 도달한 곳도 있다. 신흥국 -OECD보다 불평등 수준이 높은 경우가 많음- 역시 지난 1980년대와 90년대 동안 이러한 패턴을 따랐으나 일부 신흥국에서는 지난 10년간 좀 더 희망적인 추세를 보였다.

세계 주요 지역(Ferreira et al., 2015; Lopez-Calva and Lustig, 2010에서 정의)간 불평등 수준에는 큰 차이가 나타난다. 남미와 카리브해 연안은 불평등 수준이 가장 높은 지역이다. 사하라 이남 아프리카 지역도 불평등이 평균 이상이다. 동아시아의 경우 평균 수준이며 동유럽, 중앙아시아, 남아시아는 가장 평등한 지역이다. 신흥국과 개도국 중에서는 저소득 국가에서 불평등 수준이 낮은 편이며 중상위소득 국가에서 가장 높다.

최근 자료를 바탕으로 보면, 신흥국의 불평등 수준은 평균적으로 OECD 지역보다 높으며 불평등이 심한 OECD 국가의 수준에 근접하거나 이를 초과한다. 그림 7.1은 OECD 평균, OECD에서 가장 평등한 국가, 가장 불평등한 국가의 지니계수와 섹션 7.3에서 분석한 7개국 및 일부 핵심 신흥국의 불평등 수준을 비교하고 있다. OECD 지역의 평균 지니계수는 0.32 -가장 평등한 국가는 0.25이고 가장 불평등한 국가는 0.4- 인 반면 인도, 인도네시아, 러시아 연방은 0.34에서 0.4 사이, 중국, 페루, 멕시코, 칠레, 브라질, 콜롬비아는 0.45에서 0.56 정도, 그리고 남아공은 가장 높은 수준(0.67)이다.

이 비교에서 명심해야 할 것은 모든 데이터가 완벽하게 비교 가능한 것은 아니라는 점이다. OECD 국가, 러시아 연방, 콜롬비아 데이터(파란색 막대)는 OECD 표준 소득 개념을 바탕으로 한 것이지만 다른 데이터들은 다른 개념에 근거한 것이며 특히 인도네시아와 인도는 소비를 바탕으로 한 것으로 불평등 수준을 과소평가할 가능성이 있다(박스 7.1 참고).

그림 7.1. 일부 신흥국과 OECD 국가의 지니계수, 총 인구  
소득 불평등 수준(지니계수), 2013년 또는 자료가 나와 있는 가장 최근 연도



주: 인도네시아, 아르헨티나, 페루, 브라질, 남아공, 인도, 중국 데이터(회색 막대)는 2차 데이터 출처를 근거로 하며 OECD 소득분포 데이터베이스 (IDD, Income Distribution Database) 데이터(파란 막대)와 완전히 비교 가능한 자료는 아니다. 지니계수는 OECD 국가, 콜롬비아, 라트비아는 균등화 소득을, 인도와 인도네시아를 제외한 다른 파트너 국가는 1인당 소득을 기준으로 했다. 인도와 인도네시아는 1인당 소비를 기준으로 사용했다. 아르헨티나와 멕시코의 1980년대 중반 데이터는 각각 1986년과 1984년 데이터를 의미한다. 멕시코와 페루, 인도네시아의 1990년대 중반 데이터는 각각 1994년, 1997년, 1996년 데이터를 의미한다. 멕시코와 칠레, 러시아의 2000년대 중반 데이터는 각각 2004년, 2006년, 2008년 데이터이다.

출처: OECD Income Distribution Database for OECD countries, Latvia, Russian Federation and Colombia; World Bank, Poverty and Inequality Database for India; Statistics Indonesia(Susenas) for Indonesia; OECD(2015), All on Board: Making Inclusive Growth Happen in China, OECD Publishing for China; SEDLAC(Socio-Economic Database for Latin America and the Caribbean) Database for Argentina, Brazil and Peru. For South Africa, data refer to Leibbrandt, M., I. Woolard, A. Finn and J. Argent(2010), "Trends in South African Income Distribution and Poverty since the Fall of Apartheid", OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No. 101, OECD Publishing, Paris; and to Finn, A. and M. Leibbrandt(2013), "Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS", SALDRU Working Paper, No. 120, University of Cape Town, NIDS Discussion Paper, No. 2013/2 for 2012.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208729>

불평등이 지난 30년간 대부분의 OECD 국가에서 계속해서 증가해왔지만 몇몇 신흥국, 특히 남미와 카리브해 연안에서는 1990년대 중반 이후 감소하는 경향을 보였다(Lopez-Calva and Lustig, 2010). 불평등은 (2000년대부터) 페루, 멕시코, 브라질, 아르헨티나에서 특히 감소했으며, 정도는 덜하지만 칠레에서도 감소했다. 그러나 이 지역의 불평등 감소는 2010년부터는 특히 빈곤 완화 측면에서는 그 폭이 훨씬 줄어들었다. 불평등은 러시아에서도 감소했다. 반면 인도네시아와 남아공은 시간이 흐르면서 불평등이 심화되었다. 중국의 경우도 장기적으로 불평등이 증가했는데 특히 1990년대 경제 개방 이후 증가했지만 2010년부터는 안정화되는 경향을 보였다(OECD, 2015a). 인도의 불평등은 대체로 안정적이었다.

이러한 변화는 러시아, 브라질, 인도, 남아공 등 많은 국가에서 실질 가구소득이 상승하는 와중에 발생했다. 중국에서는 급격한 경제 팽창이 2010년경까지 총 가구 가치분소득의 균일한 상승으로 이어지지 않았다(OECD, 2015a). 이는 이러한 소득 성장이 소득 분포의 균등화를 보장하지 않는다는 의미이다.

신흥국에서 불평등 추세를 견인하는 기저의 힘은 선진국에서와 마찬가지로 노동시장의 역할과 강한 상관관계가 있다. 많은 국가에서 소득 불평등이 감소하고 있는 주요 원인 중 하나는 임금 격차 감소 및/또는 노동력 참여 성인 증가와 관련된 근로소득 불평등 감소였다. 아르헨티나, 브라질, 멕시코, 페루에서는 임금효과가 불평등 감소의 상당 부분을 차지하고 있는 것으로 나타났다(Lopez-Calva and Lustig, 2010). 반면 러시아에서는 노동시장의 변화가 불평등 감소를 방해한 것으로 추정된다(ILO, 2015).

남미의 불평등 감소는 정부이전의 증가와 적절한 대상 설정으로 인한 비근로소득 불평등 감소와 고속권과 저속권 소득 간 격차(“소위 학력 프리미엄” Lopez-Calva and Lustig, 2010 참고) 감소로 인한 노동소득 불평등의 복합적인 결과이다. 예를 들어 브라질뿐만 아니라 아르헨티나, 멕시코, 페루에서도 전통적으로 높았던 학력 프리미엄이 줄어들었다. 학력 프리미엄의 감소는 -여러 강화 요인들 가운데에서도- 교육에 대한 접근성이 커진 것이 주원인이었다(Lopez-Calva and Lustig, 2010; OECD, 2014a). 반면 남아공에서는 소득 불평등 증가가 실업률 증가와 임금 격차 증가의 복합적인 결과였다(Leibbrandt et al., 2010; ILO, 2015).

소득분포를 압박하는 기저의 원인 -기술변화, 세계화, 노동시장의 구조적 변화- 은 OECD와 비OECD 국가에서 공통적으로 나타나고 있지만 일부 핵심 동인은 신흥국가에서 주로 나타난다. 첫째, 노동시장의 구조가 선진국과 다르다. 특히 비공식 부문의 규모가 상당히 크다. 전체 고용에서 비공식 근로자가 차지하는 비중이 콜롬비아와 페루는 60% 이상, 브라질과 멕시코는 50%, 아르헨티나와 칠레는 40%를 초과한다.<sup>4</sup> 인도는 80%, 인도네시아는 70%, 중국과 남아공은 30%에 달한다.<sup>5</sup> 비공식 부문은 임금 불이익, 경력개발 문제, 노동시장에서의 배제, 사회적 보호규제 등 여러 경로를 통해 소득 불평등에 큰 영향을 미친다(OECD, 2011a). 공식 부문 밖에서 일하는 근로자 비율이 높다는 것은 사회이전과 개인소득세의 누진성이 낮음을 의미한다(예는 OECD, 2015d 참고). 경제위기 이후 특히 소외 집단의 경우 비공식 부문으로 내몰릴 위험이 커졌다(OECD, 2010a).

#### 박스 7.1. 신흥국의 불평등 측정

OECD 국가의 소득 불평등을 측정하는 기준 지표는 순균등화 가구 가치분소득으로 소득 기준의 개념과 정의는 “Guidelines of the Canberra Group Handbook on Household Income Statistics” (United Nations, 2011)를 따른다. 결과 지표들은 OECD 소득분포 데이터베이스([www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm](http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm))에서 찾을 수 있다. 이 데이터베이스에는 다수의 OECD 회원국과 비회원 신흥국들이 포함되어 있다. 그 외 신흥국들의 소득 불평등 정도와 그 변화를 평가하는 것은 어려운 일인데 기준 개념과 정의, 기반 데이터베이스 차이 때문이다.

첫째, 어떤 경우(예: 인도와 인도네시아)에는 불평등 지표가 소비를 기반으로 하며, 이 경우 대개 소득기반 지표보다 불평등 수준이 낮아진다(Morelli et al., 2015). Deininger and Squire(1996)에 따르면 평균적으로 소비 지출 기준으로 산출된 지니계수는 소득 기준으로 산출할 때보다 약 6.6포인트 정도 낮다. 뿐만 아니라 소비에 대한 정의 자체가 달라 국가 간 비교가 더욱 어렵다. 주요 장애물 중 소비 항목의 개수 차이, 조사 참가자들이 소비 수준을 직접 기록했는지 인터뷰만 했는지 여부, 대상 기간의 길이, 주택, 내구재, 가내생산 등 현물 소비의 영향 정도를 바꿀 수 있는 것들의 산출방법 차이 등은 언급할만한 가치가 있다.

### 박스 7.1. 신흥국의 불평등 측정(계속)

둘째, 소득의 정의 역시 데이터셋별로 다양할 수 있으며 예컨대 현물 소득, 산출된 임대 및 가내생산 고려 여부, 고려한다면 어떻게 취급하는지, 송금이나 사적이전, 재산소득 같은 구체적인 소득 출처는 적절히 반영되었는지 여부에 따라 달라진다. 그리고, 소득은 순소득 기준으로 보고될 수도, 총 소득 기준으로 보고될 수도 있다. 총 소득 기준으로 보고되는 경우(아르헨티나 자료 등) 불평등 지표는 세전 소득을 근거로 하며 재분배 정책의 영향은 반영하지 않는다. 이런 경우 대부분 보고된 불평등 수준이 더 높아진다.

마지막으로, 복지 지표로서의 소득은 소위 균등화 스케일을 가지고 규모의 경제에 따라 조정할 수 있다([www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf](http://www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf) 참고). 모든 OECD 추정치가 균등화 가구소득의 산출에 의존하고 있지만 대부분의 신흥국에 대해 나와 있는 데이터는 1인당 소득을 기준으로 사용하는데 가구 내 규모의 경제는 가정하지 않는다.

불평등 분야에서 “2차적 불평등 데이터셋” 구축을 목적으로 국가 간 비교를 개선하기 위해 몇몇 프로젝트가 최근 개발되었다. 여기에서는 기존 데이터 출처를 통해 자료를 수집할 뿐만 아니라 데이터를 재구성해 비교가능성을 개선하고자 한다(예를 들어 이전엔 비교가능성이 없었다면 공통의 정의를 사용). 또한 최상의 옵션을 분리해낼 수 없을 경우(실제로 그런 경우 다수) 대안적 데이터 출처 중 최고의 두 번째 옵션을 제안하고 있다. 이러한 데이터베이스의 좋은 예가 Luxembourg Income Study(LIS), the United Nations University-World Institute for Development Research(WIDER), the World Income Inequality Database(WIID), the World Income Distribution(WYD), PovCal and the World Development Indicators(WDI) World Bank datasets, and the Chartbook of Economic Inequality Data이다(Atkinson and Morelli, 2014). Journal of Income Inequality(2015 특별호)와 Förster and Tóth(2015)는 이들과 다른 데이터셋의 강점과 약점에 관한 상세 검토 결과를 내놓았다.

교육에 대한 접근성과 교육의 질 역시 신흥국의 소득 불평등 추세에 상당히 영향을 미친다. PISA 결과에 따르면 몇몇 신흥국은 여전히 교육적 성과에 있어서 OECD 국가에 크게 못 미친다. 사회경제적 배경 간에도 교육적 성과에서 상당한 격차가 남아 있다. 이는 노동력의 고용성과 역량을 저해하고 전반적인 불평등을 심화시킨다.

성별, 인종, 이민자에 대한 차별은 많은 신흥국에서 높은 수준의 소득 불평등 이면에 도사리고 있는 중요한 요소들이다. 예를 들어 인도에서는 직업적 차별(occupational segregation)이 남녀간 불평등보다 심하다(Kapsos et al., 2014). 남아공의 경우 흑인과 유색인종 집단 및 도시지역의 소득빈곤이 심각한 수준이다(Leibbrandt et al., 2010). 남아공에서는 노동시장 내의 불평등 - 높은 실업률, 비공식성, 소득 불평등으로 인해 - 때문에 소득분포에서 노동시장이 부정적인 역할을 하고 있다.

마지막으로, 널리 퍼져 있는 지역 간 격차도 일부 신흥국가에서는 중요한 역할을 하고 있다. 이는 불평등한 자원 분배, 시장으로부터의 거리, 오래 지속된 권력 불균형, 민족 및 인종적 불이익, 제도적 약점 등으로 인해 지역 간 불균형과도 중첩되는 경우가 많다. 예를 들어 중국에서는 공간적 불평등이 높은 수준으로, 이는 같은 성(province) 내에서도 도농간의 엄청난 소득 격차를 반영하고 있다. 그러나 최근의 변화를 보면 빈곤한 성의 경우 최근 수년간 부유한 성보다 빠르게 성장하면서(OECD, 2015a) 불평등 감소에 일조하고 있음을 알 수 있다. 인도네시아에서는 2000년대 지방분권 정책 과정에서 악화된 고질적인 지역적 격차가 지역 간 불평등



수준의 상당한 - 그리고 점점 증가하는 - 차이를 유발했으며 도시지역과 시골지역 간 빈곤수준의 고질적 격차도 발생시켰다(Miranti et al., 2013).

### 예산 규모, 사회지출과 과세

한 국가의 재분배 잠재력은 우선적으로 그 예산의 규모와 구성 그리고 정부 지출의 재정이 어떻게 충당되는가에 따라 결정된다. GDP 중 비율로 본 공공사회지출은 평균적으로 신흥국이 OECD 국가보다 훨씬 낮은 편이다. 또한 국가 간 차이도 큰데, 인도네시아와 인도의 경우 비교적 낮은 수준<sup>6</sup>이지만 브라질, 라트비아, 러시아는 OECD 평균에 가깝다. 중국의 공공사회지출은 OECD나 다른 신흥국보다 훨씬 낮지만 아태지역의 평균 사회지출 수준과 비슷하다(OECD, 2014b).

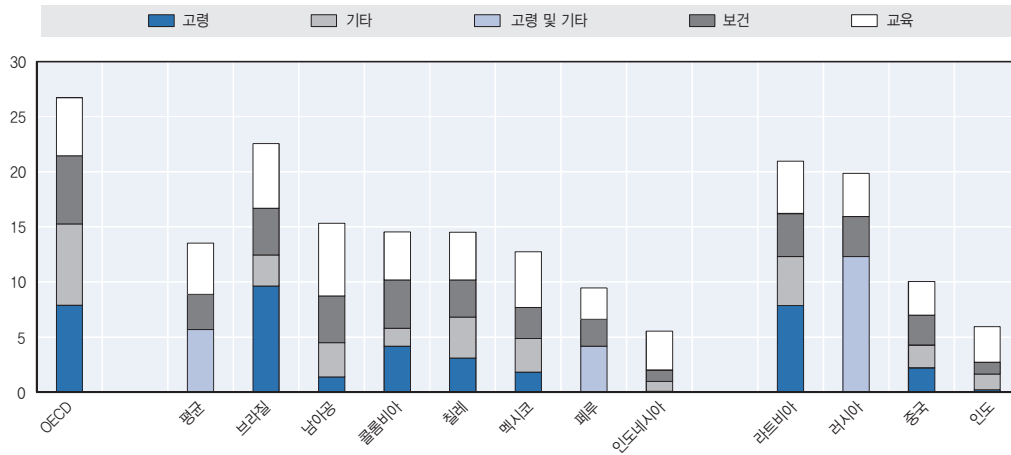
현금이전에 대한 공공지출(노령연금, 생산연령 인구에 대한 소득 보조 등)은 평균적으로 신흥국이 OECD보다 훨씬 낮으며 이것이 전반적인 공공사회지출의 차이 중 상당 부분을 설명한다. 뿐만 아니라 현금급여에 대한 지출은 신흥국가 간이나 OECD 평균과 비교했을 때도 보건 및 교육지출보다 훨씬 더 다양하게 나타나는 경향이 있다. 현금급여에 대한 지출은 브라질, 라트비아, 러시아에서 특히 높다. 브라질의 경우 공적연금 급여가 이 지출의 대부분을 차지한다. 실제로, 브라질의 경우 GDP 중 공적연금 지출이 차지하는 비율은 OECD 평균보다 높다. 브라질 인구가 비교적 젊고 65세 이상 인구 한 명당 20-64세 인구 8명으로 OECD 평균의 두 배인 점을 감안하면 놀라운 일이다(OECD, 2014a, OECD, 2014d). 마찬가지로 콜롬비아의 경우, 인구가 젊고 연금 가입률이 낮은데도 연금이 현금급여 공적 지출 중 가장 큰 비율을 차지하고 있다(OECD, 2015b).

남아공에서는 공적 지출이 지역사회 근로 프로그램(Community Work Programme), 확대 공공작업 프로그램(Extended Public Works Programme) 그리고 아동지원보조금(Child Support Grant) 등 생산연령 인구를 위한 주요 지원 프로그램을 포함한다. 공적연금 지출은 다른 신흥국들에 비해 낮은데, 그 이유는 빈곤 노인들에게 기초 금액을 지급하는 사회연금에 초점을 맞추고 있기 때문이다(OECD, 2014c). 기여형 연금은 공무원 연금(Government Employees Pension Fund)에 가입한 공무원들만 가입할 수 있다(Inchauste et al., 2015). 페루는 특유의 현금이전인 “Juntos”를 통해 소득 재분배에 비교적 적은 액수를 할당한다. 인도네시아에서는 공적 사회보호의 상당 부분이 현금급여보다는 에너지 보조금을 통해 제공된다(Afkar et al., 2015). 그러나 에너지 보조금은 2015년 초에 폐지되었으며 인도네시아 정부는 이러한 사회적 절감액을 개발에 사용할 계획이다.

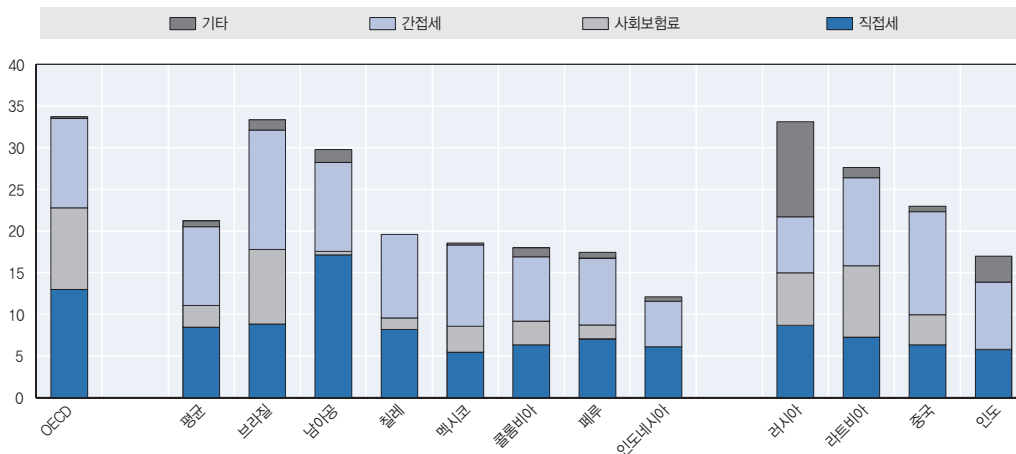
대부분의 국가에서 보건 및 교육지출은 GDP의 3%에서 5% 사이로 OECD 평균인 6% 정도보다 약간 낮다. 예외는 남아공으로 훨씬 더 많은 비율을 교육에 지출하며 인도와 인도네시아는 훨씬 더 적은 비율을 보건에 지출한다(그림 7.2 참고).

그림 7.2. 정부 예산의 규모와 구성

패널 A. 2012년 또는 자료가 나와있는 가장 최근 연도의 GDP 중 비율로서 1차적 공공사회지출



패널 B. 2010년 GDP 중 비율로서 총 정부 세수의 구성



주:

패널 A: OECD 국가의 경우 호주, 캐나다, 칠레, 이스라엘, 한국, 뉴질랜드, 미국은 2012년 자료, 그 외는 2011년 자료. 브라질과 콜롬비아는 2010년 자료. 중국, 인도, 인도네시아는 2009년 자료. 교육에 대한 공적지출 자료는 그리스, 룩셈부르크, 터키는 없다. 그러므로 다른 국가들과 비교 가능하지 않다. 브라질 자료는 Ipea(Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) 보고서에서 발췌한 연방정부의 사회지출 자료이다(Abrahão de Castro, J., J. Aparecido Carlos Ribeiro, J. Valente Chaves and B. Carvalho Duarte(2012), Gasto Social Federal: prioridade macroeconômica no período 1995-2010, No. 9, Brasília, September). 단, 보건의 경우 WHO의 일반 정부 보건지출 데이터이다. 데이터에는 비연방공무원을 포함해 지방 당국의 사회지출은 제외되어 있다. 공무원을 위한 급여(대부분 연금)가 GDP의 2.3%를 차지한다(Ministério da Previdência Social, 2009, Overview of Social Welfare in Brazil, 2<sup>nd</sup> Edition, January as in [www.previdenciasocial.gov.br/arquivos/office/3\\_091113-150152-707.pdf](http://www.previdenciasocial.gov.br/arquivos/office/3_091113-150152-707.pdf) 20-202009-2009의 브라질 제도 설명 부분에서 발췌). 이에 따르면 지방정부 연금수급자가 공무원 연금만큼 존재한다. 그러므로 데이터에 나온 GDP의 2-2.5% 추정치는 고려하지 않았다. 다뤄진 정책 분야는 노령, 유족, 장애관련급여, 가족, 건강, 적극적 노동시장 정책, 실업, 주택 및 기타 사회복지 정책 분야이다. 노령은 현금 노령 및 유족연금을 의미한다.

패널 B. 남아공 자료는 사회보장을 포함하지 않아 비교 불가능하다. 인도와 인도네시아 자료는 일반 정부가 징수하는 현금세의 GDP 중 비율을 의미한다.

출처: Panel A: OECD(2014), *Social Expenditure Database*([www.oecd.org/social/expenditure.htm](http://www.oecd.org/social/expenditure.htm)). Data for South Africa are from National Budget 2014, Estimates of National Expenditure, National Treasury and World Health Organisation(WHO). Data for China, Indonesia and India refer to Asian Development Bank's Social Protection Index(SPI) Database except for Health where they refer to World Health Organisation Global Health Expenditure Database(WHO) and Education from China Census Bureau and Unesco respectively. Data for the Russian Federation refer to Federal State Statistics service Rosstat. Data for Peru refer to ECLAC(United Nations Economic Commission for Latin America and the Caribbean). Data for Brazil refer to Federal social expenditure from Ipea(Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Panel B: OECD Revenue Statistics 2014, China, India and Indonesia: Government Finance Statistics, IMF, 2010, Latvia: Eurostat and Euromod 2010; Brazil, Chile, Mexico, Colombia, Peru: Revenue statistics in Latin America, OECD 2015; South Africa, National Treasury, 2013/2014; Russian Federation, Government at a Glance OECD(2013) and Federal state statistics service, 2012.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208730>



남미<sup>8</sup>와 중국의 국가소득 중 세수 비율은 여전히 OECD 수준을 밑돌고 있지만 1990년대 이후 평균적으로 꾸준히 상승하고 있으며 러시아, 인도, 인도네시아도 마찬가지로 2007-08년 경제위기 때까지 상승해왔다. 세금부담은 신흥국 간 차이가 커서 인도네시아는 GDP의 12%에 불과하고 브라질은 33%에 달한다(그림 7.2, 패널 B). 남아공을 제외하고는 일반소비세(주로 부가세와 판매세)가 세수 중 가장 큰 부분을 차지하여 OECD 평균을 크게 웃돈다. 소득 및 수익에 부과되는 세금이 세수에서 두 번째로 큰 비중을 차지하며 법인소득세가 대부분 중요한 역할을 수행한다(대부분은 OECD 국가보다 큼). 세 번째로 큰 비중은 사회보장보험료이다. 세금 외에, 브라질, 콜롬비아, 멕시코는 천연자원으로 인한 수입(비세금성 수입)에 의존하고 있다(OECD/ECLAC/CIAT/IDB, 2015).

섹션 7.3에서 상세히 연구된 7개 중수위 국가 중 공적 예산의 규모와 구조를 봤을 때 재정 재분배에 할애할 수 있는 가처분 재원 측면에서 브라질과 남아공이 가장 큰 자원을 갖고 있다. 그 반대편에는 인도네시아와 페루가 있다. 하지만 브라질과 남아공이 더 큰 재분배 성과를 달성할 수 있을지는 사회지출의 효과와 세금부담이 어떻게 분배되는가에 달려 있다. 이는 섹션 7.3에서 논의하기로 한다.

### 신흥국의 재분배 정책: 개요

다음 섹션에서 7개 신흥국의 재정정책의 재분배 효과를 심도있게 비교 분석하겠지만 앞선 OECD 연구에서 신흥국의 높은 불평등 문제를 해결하는데 있어서 정책의 역할을 좀 더 일반적으로, 좀 더 광범위하고 정성적인 방법으로 논한다(OECD, 2010b, 2011a). 이 연구에 따르면 직접 재정 재분배(직접세와 현금급여)는 불평등 완화에 있어 제한적이지만 강력한 역할을 수행했다. 자영업과 비공식 부문의 비중이 높았기 때문에 세무 당국이 납세자가 신고한 소득을 검증하기가 어려웠고 개인소득세 징수에 있어서도 행정적인 병목현상이 존재했다. 반면에, 앞의 사실과 관련하여, 낮은 사회보호 및 사회 안전망 수준이 심한 격차를 줄이려는 정책 노력에 제동을 걸었다.

이러한 맥락에서 정책은 네 가지의 핵심 분야에서 포용적인 고용계약(employment deal)을 촉진하는 동시에 불평등을 감소시키는데 초점을 맞추고 있으며 많은 신흥국들이 최근 이 분야에서 노력에 박차를 가하고 있다(OECD, 2014d):

1. 사회적 보호를 개선하며 좀 더 보편적인 복지제도를 지향한다.
2. 공공보건과 교육 서비스를 통해 기회의 질을 높인다.
3. 공식적인 고용 촉진을 위한 인센티브를 강화하고 일자리의 질을 강화한다.
4. 세금제도의 재분배 능력을 확대한다.

### 사회적 보호 개선

모든 신흥국이 분배를 평등화하고 빈곤을 완화하는데 중요한 역할을 하는 현금이전제도를 가지고 있다. 이 프로그램은 남아공의 아동지원보조금(Child Support Grant, CSG)이나 중국의 최저생존급여(Dibao)처럼 조건없이 지원될 수도 있고 브라질의 “Bolsa Familia”와 멕시코의 “Prospera” (구Oportunidades) 제도처럼 학교 출석과 건강검진을 조건으로 저소득 가구에 현금이전을 제공하는 경우도 있다. 인도네시아에는 비슷한 조건부 현금이전제도(Bantuan Siswa Miskin, BSM)가 취약 가구를 대상으로 고등교육 이수를 장려하는 현금이전제도(the Program Keluarga Harapan, PKH; OECD, 2015d)와 함께 존재한다.

현금이전은 분포 하위층에 자원을 재분배하는 중요한 수단이다. 조건부 현금이전은 신흥국에서 불평등을 줄이고 사회적 이동을 촉진하는데 특히 적합할 수 있다. 멕시코와 브라질에서는 최근 프로그램을 개정하면서 소득이 국가 빈곤선 미만인 모든 참가자들을 효과적으로 그 기준선 위로 끌어올리기 위해 더욱 관대하게 만들었다. 또한, 이러한 프로그램들이 여성들을 육아 의무에서 해방시켜 노동시장에 끌어들이므로써 성장에 긍정적으로 기여했음을 보여주는 자료도 있다(Del Valle Suarez, 2014).

사회복지프로그램은 적절한 대상 설정과 지급 메커니즘, 관리구조 개선, 수급요건 설계 개선을 통해 더욱 강화될 수 있다. 하지만 실제로는 지원을 필요로 하는 인구를 적절히 파악하는 일이 어렵다. 뿐만 아니라 제외 오차(exclusion error)를 줄이면서 효율성을 개선하는 데에는 균형이 필요하다. 남아공에서는 CSG 참여율이 60%에 불과하다. 인도네시아 PKH(Program Keluarga Harapan)의 경우, 자녀가 있고/또는 임신한 여성이 있는 빈곤 가정에 현금급여를 제공하는데 빈곤선 미만인 가구 중 실제로 급여를 수급하는 가구는 13%에 불과했다(Miranti et al., 2013). 이러한 문제를 해결하기 위해 인도네시아 등 몇몇 국가는 가구 특성 자료를 이용하는 “대리(proxy)” 재산조사에 의존하는 한편 취약 가구의 단일 등록시스템을 개발하는 노력을 통해 비용 효과성을 높일 수 있었다(OECD, 2015d). 남아공과 브라질은 소득신고 자료를 사용하는데, 이는 오류나 축소보고의 경향이 있으므로 효과가 떨어질 수 있다.

많은 신흥국가에서 실업보험제도 가입률이 확대되어 실직기간 중 소득 손실의 충격을 완충해줄 필요가 있다. 실업급여를 실질적으로 받는 실업자 비율은 선진국보다 훨씬 낮아 15% 미만이지만 칠레와 러시아의 경우는 예외적으로 각각 20%와 25%이다(OECD, 2011b). 뿐만 아니라 이들 제도는 OECD 평균보다 덜 관대하여 대부분의 신흥국에서 대체율도 낮고 수급기간도 짧다(OECD, 2015a). 많은 국가에서 실업자에 대한 소득 지원은 과거 근로자였던 이들에 국한된다. 브라질의 경우 이유없이 해고된 근로자와 다니던 직장 폐업으로 실직하게 된 근로자에게만 국한함으로써 대다수의 실업자는 배제된다.

최근 수년간 실업급여 적용 범위를 확대하기 위해 많은 이니셔티브가 실시되었다. 예를 들어 멕시코는 2014년에 국가차원의 실업급여제도 도입을 발표했다. 실업보험이 있는 다른 나라에서는 분절화 문제가 남아 있다. 중국에서는 보험의 적용을 받는 많은 근로자들이 급여를 받지 못하고 있으며 이주 근로자의 실업보험 가입을 고용주에게 의무화하지 않는 지방정부도 많다. 그 결과 실업급여제도의 혜택을 받는 이가 도시 근로 인구의 절반도 안 되는 상황이다. 정책적 대응으로 주(province)정부는 관할 도시에서 시행되는 사회보험에 대한 책임을 강화하도록 요청받기도 했다(OECD, 2015b).

### 공공보건 및 교육 서비스를 통한 기회의 평등 강화

의료보건 서비스에 대한 평등한 접근성을 강화하는 것은 기회의 평등에 있어 중요한 요인이다. 최근 중국, 인도, 인도네시아, 남아공은 국민들에게 보편적인 보건 서비스를 제공하기로 결의했다. 이를 달성하는데 있어 주된 장애물 중 하나는 의료 서비스 제공 개선과 충분한 재정 지원을 위한 조직이다. 인도네시아는 2005년에 빈곤층을 위한 보험 프로그램을 만들었고 2014년에는 보편적 의료 프로그램인 “Jaminan Kesehatan Nasional(JKN)”을 출범시켰으며 2019년까지 확산하는 것을 목표로 하고 있다(EIU, 2015). 인도에서는 빈곤층을 위한 국민의료보험인 RSBY 제도 확대라는 성과를 보였는데, 그 동안 민간병원과 관련된 높은 자기부담 비용이 의료 서비스 접근을 막는 장애물이었기 때문이다(OECD, 2014b). 2012년에 중국은 포괄적인 헬스케어 가입을 거의 달성했으나 이주 노동자들은 높은 자기부담 비용을 지불하는 경우가 많으며 여전히 더욱 포괄적인 서비스 제공을 위해 헬스케어의 범위를 넓힐 필요가 있다(OECD, 2015b).

격차를 좁히기 위한 또 다른 중요한 정책적 방법은 인력의 숙련도 개선(up-skilling)을 촉진하는 정책에 계속 투자하는 것이다. 아르헨티나와 브라질은 지난 20년간 교육에의 접근성을 확대하면서 학업성취도를 개선하는데 성공을 거뒀다(Lopez-Calva and Lustig, 2010). 두 국가 모두 기본교육 확대-영유아 건강 및 영양 프로그램 강화를 위한 비학교 가족 정책과 서비스 인프라 발달로 뒷받침-는 숙련 근로자와 저숙련 근로자 간의 소득 격차를 좁히는데 기여했다. 인도와 인도네시아의 교육 투자도 마찬가지로 교육에의 접근성을 확대했지만 아직까지 소득 격차 감소는 특히 가장 소외된 계층의 경우 가시적으로 드러나지는 않고 있다. 인도는 여전히 문맹률이 높지만 준보편적 초등교육 이수에 근접해가고 있으며 중등교육에의 지출이 최근 수년간 크게 증가했고 2009년 “모두를 위한 중등교육 실행계획”은 2017년까지 보편적 중등교육 제공을 목표로 하고 있다(OECD, 2014b).

전반적으로, 많은 신흥국에서 교육에의 투자는 교육 이수 측면에서는 결과가 좋으나 교육의 질은 아직 만족스럽지 못하다. 이것은 많은 국가에서 공공지출 수준이 낮은 것과 부분적으로 관련이 있을 수 있지만 교육에 대한 공공지출의 효율성 역시 중요하다. 예를 들어 인도네시아에서는 공공지출이 지난 10년간 크게 증가했지만 성과는 대체로 정체되어 있다(OECD, 2015e). 예를 들어 브라질이나 콜롬비아처럼 PISA 성적이 개선된 국가의 경우 교사의 질을 개선하기 위한 정책을 수립한 바 있다(OECD, 2014e). 이런 점에서 학생들의 미래에 대한 교사의 기대와 같은 소프트 스킬뿐만 아니라 교사 인증 유형과 수준 역시 남미 교육 성과에 있어 중요한 것으로 나타났다(OECD, 2015f). 중등교육에서의 성과는 학생들의 사회경제적 배경 및 학교 운영방식의 영향도 받는 것으로 보이므로 이 부분도 평등과 질이 모두 개선될 필요가 있다.

최근 OECD 연구에 따르면 중등학교에서 직업교육에의 접근성을 확대하면 학문적인 교육에 관심이 없는 청소년들도 교육 과정을 따르도록 만들 수 있다(Quintini and Manfredi, 2009). 직업교육 확대는 신흥국의 경우 특히 흥미로운 옵션이 될 수 있는데, 이는 국가차원의 교육 이수율을 높일 뿐만 아니라 학교에서 직장으로서의 이행을 순조롭게 만드는데 상당한 역할을 수행하기 때문이다. 그러나 직업교육을 받는 학생들의 비율은 낮은 편이다. 예를 들어 인도와 멕시코에서는 고등학생의 10%만이 직업훈련 과정에 참여하고 있다(OECD-ILO, 2011a). 인도의 기술개발 국가정책(National Policy on Skill Development)은 이 점에서 흥미로운 예가 될 것이다. 이 정책은 기능 개발에 업계 참여를 강화하기 위해 민관 파트너십 체결을 확대하고 고용주들의 산업훈련원(Industrial Training Institutes) 참여를 촉진한다(OECD-ILO, 2011b). 브라질에서는 2011년에 출범한 Federal Pronatec 프로그램이 기술학교의 연방 네트워크를 확대하고 소외 계층 청소년들에게 무료 교육 장소를 제공하며 장학금 및 대출을 포함하는 것을 목표로 하고 있다(OECD, 2013).

여러 불이익을 겪고 있는 청소년들뿐만 아니라 고교 졸업 전에 학교를 떠나는 청소년들은 안정적인 공식 부문에 고용되기가 어렵다. 최근 수년간 선진국에서는 적극적인 구직과 훈련을 조건으로 안전망의 혜택이 제공되고 있다. 멕시코에서는 “Oportunidades” 프로그램이 신규 프로그램인 “Prospera”로 대체되었다. 청소년들은 이제 대학이나 기술대학 진학을 위한 장학금을 받을 수 있으며 구직 중인 청소년들은 국가고용센터(National Employment Service)에서 우선권을 갖는다(OECD, 2015d). 아르헨티나와 여러 남미 국가에서는 훈련과 취업준비 및 구직 지원 등 다른 서비스를 결합한 청소년 프로그램이 참여자들의 고용 및 소득 전망을 개선한 것으로 나타났다(Elias et al., 2004; Pagés et al., 2009).

### 공식 고용 인센티브 강화 및 일자리의 질 개선

비공식 부문의 비중이 큰 상황에서, 한 가지 중요한 우선순위는 세금제도의 분배능력 강화를 위해 공식 부문의 적용 범위를 확대하는 것이다. 이를 위해서는 세금 징수 절차의 개선과 근로감독 강화가 특히 중요하다(OECD, 2011a). 하지만 근로감독시스템(labour inspection system)이 업무를 효과적으로 수행하기 위해서는

충분한 자원이 필요하다. 근로감독관 1인당 근로자 수는 콜롬비아, 터키, 멕시코의 경우 여전히 아주 높은 수준(각각 30,000명, 39,000명, 192,000명)이며 과도국가(transition countries)에 대한 ILO 기준은 감독관 1인당 근로자 20,000명이다(OECD 2015a). 근로감독관들은 적절한 자격을 갖추어야 하며 현대적인 통계기법을 사용할 수 있어야 좀 더 효과적으로 업무를 할 수 있다. 여기서 기법이란 비공식 부문으로 흘러갈 위험이 가장 높은 근로자와 기업의 통계적 프로파일링과 강제조치 대상의 선별적 선정 등을 말한다. 예를 들어 Almeida and Carneiro(2011)를 보면 브라질의 경우 근로 감독을 자주 실시하면서 공식 부문 근로자가 되는 것을 “좀 더” 매력적인 선택으로 만들었다. 집행 강화와 더불어 세수가 어떻게 사용되는지에 대한 투명성과 효율성을 높이는 개혁(공공서비스의 질이 매우 중요)은 납세의욕(tax morale)을 북돋움으로써 세금순응도(tax compliance)를 증가시키는데 도움이 될 수 있다(Daude et al., 2012).

고용주와 종업원 모두에 대해 공식 고용 인센티브를 개선할 필요가 있다. 고용주와 자영 근로자가 공식 고용을 위해 부담해야 하는 비용은 세금과 행정 시스템 간소화를 통해 낮출 수 있다. 지난 20년간 브라질은 공식 고용화에 드는 비용을 낮추기 위해 많은 정책을 채택했으며 그 중 하나가 “Simple Law”로 보다 누진적인 세금 구조를 도입하고 세금과 사회보장보험료 징수를 간소화했다. 이러한 조치 덕분에 2000년에서 2005년 사이 2백만 개의 일자리로 구성된 50만 개의 초소형 사업장이 공식화된 것으로 추산된다(Delgado et al., 2007). 인도는 중앙정부와 주정부의 근로규정 현대화 및 준수요건 감축노력을 통해 공식 고용의 확대를 유도하는 올바른 방향으로 나아가고 있다(OECD, 2014b). 멕시코 정부는 초소형 및 소규모 사업장의 공식화를 촉진하기 위해 그들을 위한 새로운 세금제도를 만들고 2014년에 여러 프로그램의 혜택과 자원을 통합한 “Go Formal”을 출범시킴으로써 비공식 문제를 해결하기 시작했다. 이전의 소액 납세자제도(REPECOS)를 대체하여 2014년 1월에 운영되기 시작한 멕시코의 소기업용 신재정제도(RIF)는 비공식 기업들이 지위를 공식화하여 세금을 납부하도록 유도하기 위하여 운영 초기 10년간 개인세, 사회보장세, 부가세, 특소세 부담을 크게 감소시켰다(OECD, 2015d).

### 세금제도의 재분배 능력 확대

세금제도의 분배 능력을 강화하려면 세금징수 절차를 개선하고 납세자가 자발적으로 납세의무를 이행할 수 있도록 해야 한다. 부패와의 전쟁에 중점을 두는 것도 세금징수 개선에 도움이 될 것이다. 예를 들어 콜롬비아에서는 세무당국이 인력 부족 및 기타 한계 때문에 세관 행정에 실질적인 통제력을 행사하지 못해 수입품에 대한 부가세 납부를 회피하는 경우가 매우 많다. 납세자 감독을 강화하려면 정보 기술을 활용해 잠재적 탈세(tax fraud)를 감지할 수 있도록 기술적 역량과 인력을 강화해야 한다. OECD 국가의 일반적 관행을 따르며 국내 및 역외 탈세(tax evasion)를 형사 범죄로 만들었으므로 탈세(tax fraud) 불이익도 강화할 수 있을 것이다(OECD, 2015c).

중기적으로는 신흥국의 재분배를 강화하려면 세금제도의 구조 변화가 필요하다. 개인소득세와 재산세로 인한 세수와 소비세로 인한 세수 간 균형을 잡을 수 있도록 특별한 관심을 기울여야 한다. 세금 기반을 넓히는 것 역시 효율성, 성장, 분배의 목표를 달성하는데 기여할 수 있을 것이다. 남아공은 인종차별정책 폐지 이후 빈곤층을 위한 사회 안전망의 점진적 확대에 필요한 자원 확보를 위해 세금 기반을 확대하고 효율적인 세금 행정을 구축하는데 초점을 맞췄다. 그 결과 남아공은 다른 유사 신흥국들보다 직접세-개인소득세, 법인소득세, 고용세(payroll tax)-에 대한 의존도가 높으며 상위 소득자가 전체 개인소득세의 상당 부분을 납부하고 있다(Inchauste et al., 2015).



마지막으로 많은 신흥국에서 개인소득세를 보다 누진적으로 바꾸고 고소득 집단에 대한 면세는 폐지할 수 있다. 콜롬비아는 2012년 개혁을 통해 이러한 방향을 채택했는데 그 개혁의 내용은 고소득 가구에서 납부하는 유효세율을 인상하면서 일부 면세에 대한 상한선으로 기능하는 대안적 최저 개인소득세를 이행하는 것이다(OECD, 2015c). 인도는 법인소득세율을 30%로 낮추고 일부 세금공제를 폐지하며 소득 계층(income bracket)을 넓히기 위한 직접세법안(Direct Tax Code Bill)을 통해 소득세를 개혁하고 보다 누진적인 제도를 만들겠다는 야심찬 계획을 추진했다. 현재 개인들에게는 최저 한계세율을 평균임금의 2.5배 또는 1인당 GDP의 3배 초과분에 적용하고 있으며 이는 브라질, 중국, 인도네시아, 남아공과 비교해 매우 높은 수준이다(Gandullia et al., 2012). 그러나 직접세 법안(Direct Tax Code Bill)은 실패로 돌아갔다(OECD, 2014b). 중국은 최근 세금징수 개선을 위한 조치를 법규화하고 재산세를 시행함으로써 재분배를 강화했다. 2013년에 발행된 지침에서도 또한 사회지출 인상(2011년 정부 예산의 36%에서 2015년 38%)을 촉구하며 정부 간 이전을 통한 저소득 지역 지원을 강조했다. 남아공에서처럼, 재분배 정책이 특히 확대 중인 대도시에서 효과적으로 기능하도록 하려면 지방 차원의 효과적 이행이 매우 중요하다.

## 결론

신흥국들은 일반적으로 OECD 회원국들보다 불평등 수준이 높다. 대부분의 OECD 국가에서와 마찬가지로, 소득 불평등은 1980년대와 90년대 초반 동안 대부분의 신흥국에서 상승했다. 그러나 추세는 2000년대 이후 더욱 뚜렷한 대조를 보였다. 지금까지 가장 불평등한 지역으로 남아있는 남미와 카리브해 연안은 불평등이 줄었고 러시아도 마찬가지였다. 인도네시아, 중국, 남아공은 장기적으로는 불평등이 증가했지만 중국과 남아공의 경우 최근 10년간 이러한 추세가 중단된 것으로 보인다.

소득분배가 압박을 받는 근본 원인—기술적 변화, 세계화, 노동시장의 구조적 변화—이 서로 다른 경로를 통해 OECD 국가와 비OECD 국가에 똑같은 영향을 미치지만 일부 핵심 동인은 신흥국에만 해당된다. 특히 비공식 부문의 규모와 지속성, 교육에 대한 접근성과 교육의 질, 남녀차별이나 민족차별, 만연해 있는 지역 간 격차 등이 불평등에 크게 의존하고 있다.

많은 신흥국은 자신의 사회보호제도 강화에 있어 성과를 보여왔다(실업급여 및 현금이전과 보건의료급여 등 사회부조제도). 교육 이수율을 높이고 학교에서 일터로의 전환을 개선하는 것은 불평등과 빈곤에 장기적인 영향을 만들어가는 또 다른 수단이다. 상당한 규모의 비공식 부문은 개인소득세 징수의 행정적 병목 현상과 함께 세금의 재분배 능력을 제한한다. 미래 개혁을 위한 일부 주요 분야로는 세금 간소화를 통한 공식화 촉진, 감시와 집행 개선, 고용주와 종업원 양쪽에 대한 인센티브 강화 등이 있다. 뿐만 아니라 신흥국들은 세금제도를 보다 누진적으로 만드는 한편 세금 기반을 넓혀야 하는 과제를 안고 있다.

### 7.3. 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공의 재정정책과 소득 재분배<sup>9</sup>

#### 재정정책의 요소, 소득 불평등, 재분배

재정정책의 여러 구성 요소들은 국가별로 그 규모에 따라 순위는 다르지만 소득 불평등 변화에 기여하고 있다. 그림 7.3은 서로 다른 소득 정의를 기준으로 지니계수로 측정된 불평등 수준과 시장소득, 가처분소득, 재정후소득(post-fiscal income), 최종소득을 보여준다.<sup>10</sup> 박스 7.2에 따라 각 소득의 정의는 재정정책의 구성요소들을 포함하고 있다. 구성요소들이 나타나는 순서는 제도상의 순서와 일치할 수도, 그렇지 않을 수도 있다. 예를 들어, 가처분소득 후 순간접세라는 요소를 포함시킨다면 제도적으로 이치에 맞는다. 왜냐하면 개인은 가처분소득 - 시장소득 - 아님 - 을 기준으로 소비세를 납부할 확률이 높기 때문이다. 하지만 교육과 보건지출이 소득계정체계의 끝으로 가야 할지 여부는, 현물이전이 어떤 시점에 개인의 소비 결정에 영향을 미치는가보다는 사회정책의 현물 요소와 현금 요소를 분리하는 것이 바람직하다는 사실에 따라 달라진다.

#### 박스 7.2. 재정귀착(fiscal incidence) 측정과 소득계정체계

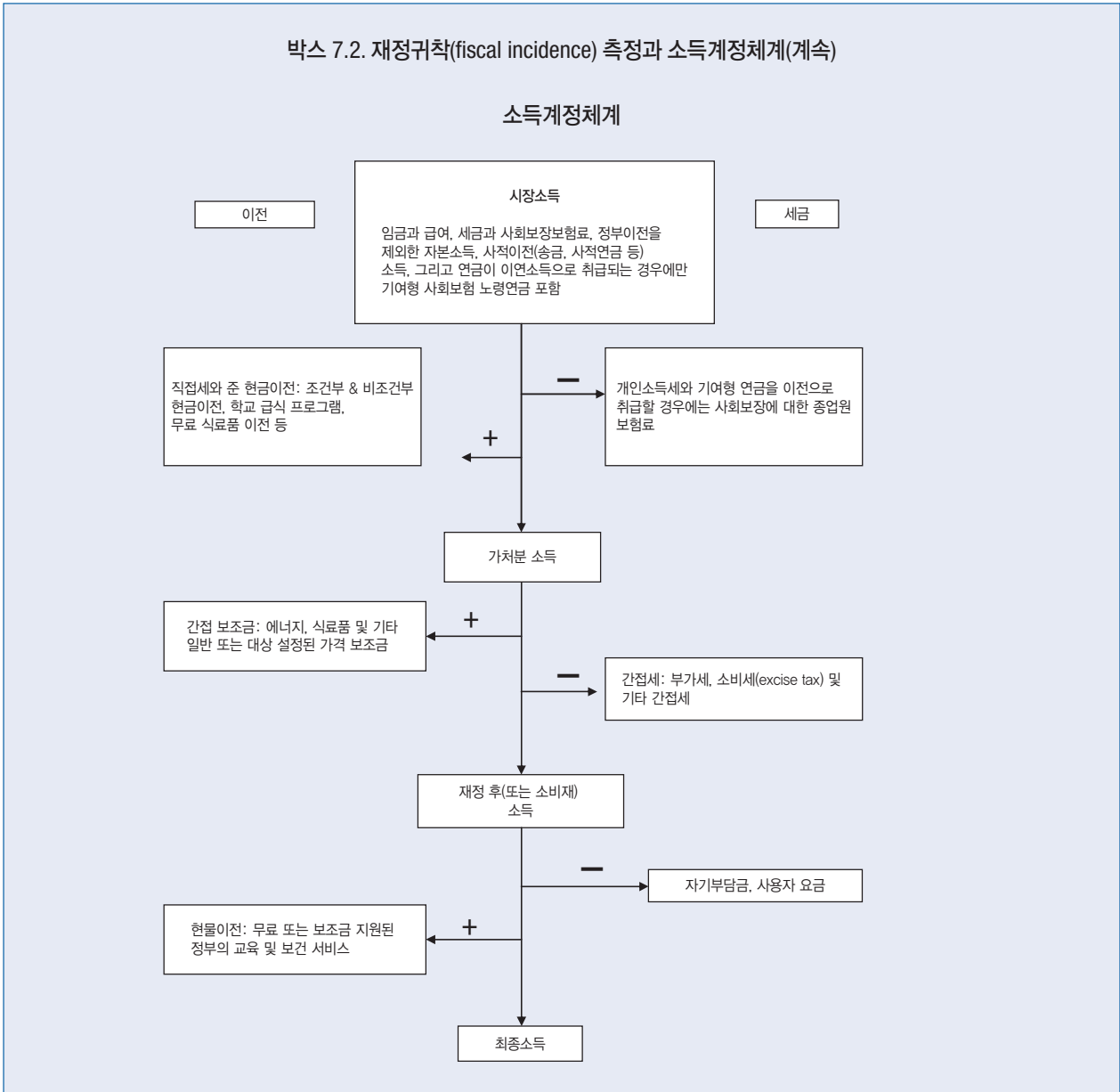
재정귀착(fiscal incidence)분석은 한 국가의 세금 및 이전이 갖는 재분배 효과를 평가한다. 본질적으로 재정귀착(fiscal incidence)분석은 세금(특히 개인소득세와 소비세)과 공공지출(특히 사회지출)을 가구나 개인에게 할당함으로써 그것이 소득분포에 미치는 영향을 비교할 수 있게 한다(박스 7.4는 세금과 이전이 소득분포에 미치는 영향을 측정하는 지표에 대해 논함). 이전은 현금이전과 정부가 공식적으로 제공하는 교육 및 의료 서비스와 같은 현물급여 둘 다 포함한다. 이전은 또한 식료품, 전기, 연료 보조금 등 소비 보조금을 포함할 수 있다.

#### 소득의 개념

하기 다이어그램은 이 장에서 사용한 네 가지 소득 개념을 요약하고 있다. 시장소득(주로 근로 및 자본소득)에서 시작해서 각각의 새로운 소득 개념이 재정 시스템의 또 다른 요인을 기존 개념에 추가한다. 그러므로 가처분소득은 직접 개인소득세를 빼고 현금이전을 추가하고 있으며 재정후소득(post-fiscal income)은 간접세를 빼고 보조금을 추가한 것이고, 최종소득(final income)은 공공보건 및 교육을 추가한 것이다. 시장소득이나 현금이전(즉, 가처분소득)에 공적 기여형 연금을 포함시키는 문제는 박스 7.3에서 논의한다.

광의의 개념에서 가처분소득은 개인이 상품과 서비스에 지출할 수 있는 소득과 저축할 수 있는 소득이 어느 정도인가를 측정한다. 재정후소득(post-fiscal income)은 개인이 실제로 소비할 수 있는 소득은 어느 정도 인가이다. 예를 들어 일정 수준의 가처분소득은 간접세와 보조금 규모에 따른 실제 소비의 서로 다른 수준을 의미할 수 있다. 최종소득(final income)은 개인이 공교육이나 공공보건 서비스를 평균 비용으로 정부에 지불한다고 가정했을 때의 가치를 포함한다. 여기에서 분석된 7개국에 대한 가정의 세부사항은 Lustig(2015b)를 참고한다.

박스 7.2. 재정귀착(fiscal incidence) 측정과 소득계정체계(계속)



**소득 측정**

이 장에서, 재정귀착(fiscal incidence)분석에 사용된 복지지표는 1인당 소득이다. 이 지표는 다른 장에서 사용된 것과 다른데, 균등화 소득에 근거하고 있다(박스 7.1 참고). 여기에서 사용된 분석은 특정시점(point-in-time) 기준이며 행동적 또는 일반적 평형효과는 포함하지 않는다. 이것은 재정적 개입의 평균 발생을 측정하는 1차 근사법(first-order approximation)이다. 분석은 법정 세금 귀착보다는 경제적 분석을 바탕으로 한다. 예를 들어 공식 부문에서 개인소득세와 종업원 및 고용주의 보험료는 근로자가 부담한다고 가정한다. 사회보장에 납부하지 않는 개인은 직접세와 보험료 둘 다 납부하지 않는 것으로 간주한다. 소비세는 완전하게 소비자에게 전가된다. 분석은 자기소비, 농촌시장(rural markets), 비공식성과 관련된 낮은 소비세 귀착을 고려한다. 마지막으로 CEQ 데이터가 귀착분석을 목표로 하고 있으며 다른 출처 특히 국민계정에서 발견되는 데이터와는 일치하지 않을 수 있음을 기억할 필요가 있다.



### 박스 7.2. 재정귀착(fiscal incidence) 측정과 소득계정체계(계속)

자료의 한계와 국가별 차이 때문에 일부 국가의 경우 데이터 조정이 필요했다. 인도네시아에서는 가구 조사는 소득보다 소비를 보고한다. 가처분소득은 소비에 귀속되며 시장소득은 “순데이터에서 총 데이터”로의 전환을 적용하여 “역으로” 산출되었다(Immervoll and O’Donoghue, 2001 참고). 뿐만 아니라 인도네시아 조사는 직접세가 적용되기 시작하는 기준을 넘어선 소득 수준의 개인은 포함하지 않고 있다(Afkar et al., 2015 참고). 남아공 데이터에서는 무료 기준 서비스(Free Base Services)가 직접이전으로 가정되었다. 남아공의 유일한 기여형 연금은 공무원들을 위한 것으로 이들은 공무원연금기금(Government Employees Pension Fund)에 가입해야 한다. 정부가 2010/11년에 공무원연금기금에 이전을 하지 않았기 때문에 기여형 연금을 이전으로 취급하는 시나리오는 없다. 또한 자기소비(시장소득의 일부)에 관한 조사 데이터는 남아공의 경우 신뢰할 수 있는 것으로 간주되지 않았다(Inchauste et al., 2015 참고). 칠레는 노인(부과형)연금제도에 대한 기여가 국민계정에 별도 항목으로 나와 있지 않다(Ruiz-Tagle and Contreras, 2014). 사용된 가구 조사에 대한 세부사항은 부록 7.A1을 참고한다.

#### 공공보건과 교육으로 인한 소득의 귀속

공공보건과 교육으로 인한 소득의 귀속은 세 분야에 대한 일련의 가정에 의존하고 있다. 첫째, 공공 서비스의 가치를 어떻게 산정할 것인가(대개 생산원가 접근방식 사용), 둘째, 가구별로 이 서비스를 어떻게 할당할 것인가(“실제소비 접근방식”이나 보건의 경우 “보험가 접근방식”을 사용), 셋째, 필요의 차이를 어떻게 고려할 것인가(특정균등화스케일 사용)이다.

이 장에서 교육의 가치는 공립학교에 다니는 개인에게 발생된 혜택(benefit)으로 귀속하는데 이는 수혜자 1인당 투입비용으로 산정한다(예를 들면 행정 자료에서 입수한 초등생 1인당 평균 정부 지출액을 몇 명의 자녀가 초등학교에 재학 중인지에 대한 자료를 바탕으로 가구에 할당). 보건의 경우도 비슷했다. 공공보건의 가치는 수혜자에게 보건 서비스를 제공하는 정부의 평균 비용으로 귀속된다. 그러나 콜롬비아의 경우, 의료보건 서비스의 사용 가치를 바탕으로 하기보다는 수혜 가구에 대한 보험 가치를 귀속하는 방법을 썼다. 그러므로 이 접근은 한 가구가 정부에 공공 서비스에 대해 전액을 지불해야 한다면 얼마를 지불해야 하는가를 측정하는 것이다. 여기에서는 수요 차이에 대한 조정은 하지 않았다.

마찬가지로 OECD(2008; 2011a)는 OECD 국가의 현물공공급여(보건과 교육, 주택 및 돌봄 서비스)의 분배적 효과를 살펴보았다. 이러한 분석은 전형적으로 “확대소득(extended income)”이라는 방법론을 사용하는데, 이는 공공 서비스의 가치를 가구소득에 귀속시키는 방법이다. OECD 국가에서 서비스를 포함하도록 가처분소득을 확대(broadening disposable income to account for services)하면 가구의 경제적 자원이 30%에서 40%까지 증가하며 소득 불평등과 빈곤에 상당한 효과를 발휘하는 것으로 나타났다.

한 국가 내에서 뿐만 아니라 국가 간 서비스의 질적 차이는 일반적으로 설명하기 어렵다. 하지만 소비자들은 서비스의 가치를 실제 비용과는 상당히 다르게 평가할 수 있다. 또한 서비스의 간접효과(노동력 공급 증가를 통한 소득 증가 등)는 고려될 수 없다. 이 문제는 Verbist et al.(2012)에서 상세히 논하고 있다.

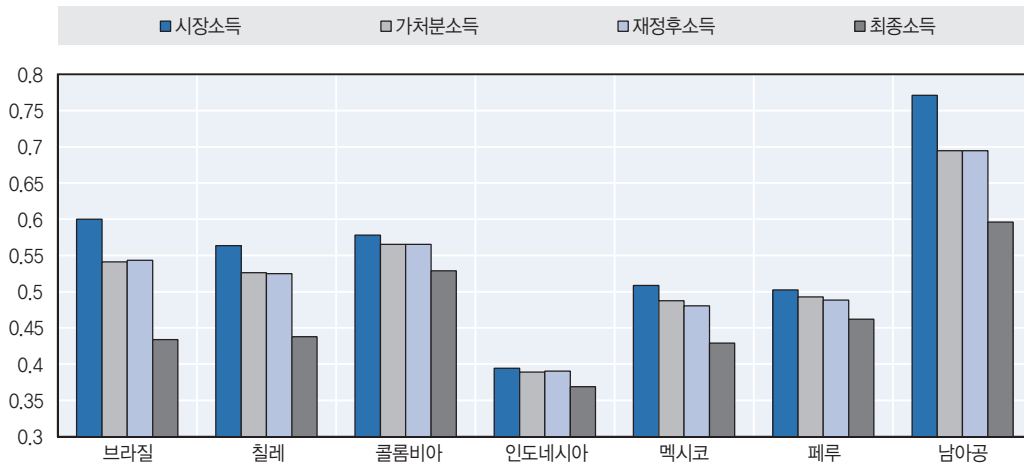
출처: Lustig, N. and S. Higgins(2013), “Commitment to Equity Assessment(CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook”, CEQ Working Paper, No. 1, July 2011, revised January 2013, New Orleans, United States.

그림 7.3에 나타난 바와 같이, 콜롬비아, 인도네시아, 페루에서는 재정소득 재분배가 상당히 제한적인 반면 남아공, 칠레, 브라질에서는 관련 규모가 상당히 크다. 멕시코는 중간이다. 남아공은 7개국 중 재분배를 가장 많이 하는 국가이지만 여전히 가장 불평등한 국가로 남아 있다. 재미있는 점은 브라질, 칠레, 콜롬비아의

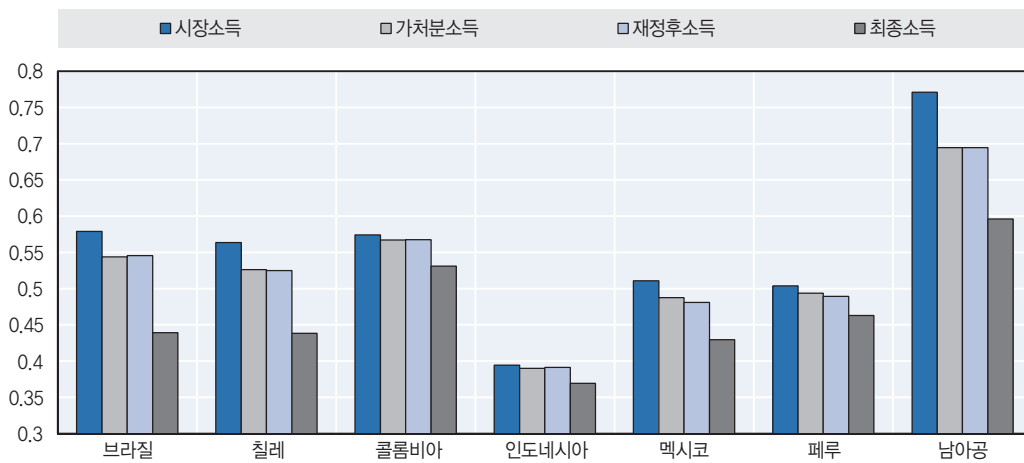
시장소득 불평등이 비슷했지만 브라질과 칠레는 불평등을 상당히 감축한 반면 콜롬비아는 그렇지 못했다는 것이다. 마찬가지로 멕시코와 페루도 시장소득 불평등이 비슷한 수준이었으나 멕시코가 불평등 감소폭이 더 크다. 인도네시아는 7개국 중 불평등 정도가 덜한 편이며 재정 재분배 역시 그 규모 면에서 봤을 때 가장 작다.

그림 7.3. 재정정책의 구성요소 및 소득 불평등

패널 A. 시장, 가처분, 재정후(post-fiscal) 및 최종소득(연금 이전(transfer)으로 간주)의 지니계수, 2010년



패널 B. 시장, 가처분, 재정후, 최종소득(연금은 시장소득으로 간주)의 지니계수, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년 자료, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다.

출처: Lustig, N.(2015), "Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project(CEQ), *CEQ Working Paper*, No.31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208740>

불평등의 가장 큰 변화는 재정후소득과 최종소득 사이에서 나타나는 것을 보았을 때 보건과 교육이 이들 국가의 소득 재분배의 주된 동인임을 알 수 있다. 정부가 직접이전과 연금보다 교육과 보건에 더 많이 지출하는 점을 감안하면 놀라운 결과는 아니다. 재정후(post-fiscal) 불평등과 최종소득 불평등 간의 차이는 브라질과 남아공, 칠레에서 특히 크며 지니계수의 10%P 정도를 차지한다. 이는 예상된 바라고 할 수 있는데, 교육과 보건에 대한 지출이 이들 대부분의 국가에서 직접이전 및 연금보다 크기 때문이다(그림 7.3, 패널 A 참고). 그러나 현물이전의 가치를 가구 최종소득에 귀속시킬 때 사용하는 가정을 감안하면(박스 7.2 참고) 이러한 결과는 신중하게 고려해야 한다.

패널 A(연금을 공적이전으로 간주)와 패널 B(연금을 시장소득으로 간주)의 결과를 비교해보면, 기여형 연금을 이연소득으로 간주하는(그래서 시장소득의 일부가 되는) 시나리오이건 연금을 이전으로 간주하건 불평등 감소 패턴은 비슷하다. 브라질과 콜롬비아에서는, 그리고 정도는 덜하지만 인도네시아에서도 재분배 효과는 연금을 이전으로 간주할 경우 더 커지지만 멕시코와 페루에서는 그렇지 않다. 이전으로서의 연금은 브라질에서 가장 큰 영향을 미치는데, 연금을 이전으로 간주하지 않을 경우 시장소득과 가처분소득 간 재분배가 2.4%P 낮아진다(박스 7.3 참고).

### 박스 7.3. 이연소득 또는 사회적 이전으로서의 공적 기여형 연금

부과식 기여형 제도의 공적연금은 이연소득(즉, 개인저축)으로 간주되거나 사회적 이전(즉, 공적 현금이전)으로 간주될 수 있다. 이연소득으로 간주할 경우 공적연금은 시장소득에 포함되므로 재정귀착(fiscal incidence)분석에서 제외된다. 사회적 이전으로 간주할 경우 공적연금은 다른 사회적 현금이전과 함께 가처분소득에 추가됨으로써 재정소득 재분배를 구성하는 요소 중 하나로 포함된다. 일관성을 위해 연금을 이연소득으로 취급할 경우, 연금보험료를 개인저축으로 간주해 시장소득에서 차감했고 연금을 사회적 이전으로 취급할 경우에는 연금보험료를 시장소득의 일부로 포함시켜 직접세로 가처분소득에서 차감했다.

기여형 연금을 어떻게 취급하느냐는 지출액과 그 재분배 방법뿐만 아니라 원래 소득 또는 재정전(pre-fiscal)소득별 가구 순위에도 영향을 미친다. 예를 들어 기여형 연금이 정부이전으로 취급되는 시나리오에서는 주된(또는 유일한) 소득 출처가 연금인 가구는 세금 및 이전전소득이 0에 가깝게 되므로 소득 스케일의 맨 아래에 위치하게 된다. 기여형 연금이 이연소득으로 취급되는 경우에는 반대로 기여형 연금을 수령하는 가구는 소득 스케일에서 (때로는 상당히) 높은 순위에 위치하게 된다. 그러므로 기여형 연금을 귀착분석에서 어떻게 처리하는가는 “재정전(pre-fisc)” 및 “재정후(post-fisc)” 불평등 규모의 순서와 빈곤지표에 있어서 상당한 영향을 미친다.

출처: Lustig, N. and S. Higgins(2013), “Commitment to Equity Assessment(CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook”, *CEQ Working Paper*, No. 1, July 2011, revised January 2013, New Orleans, United States.

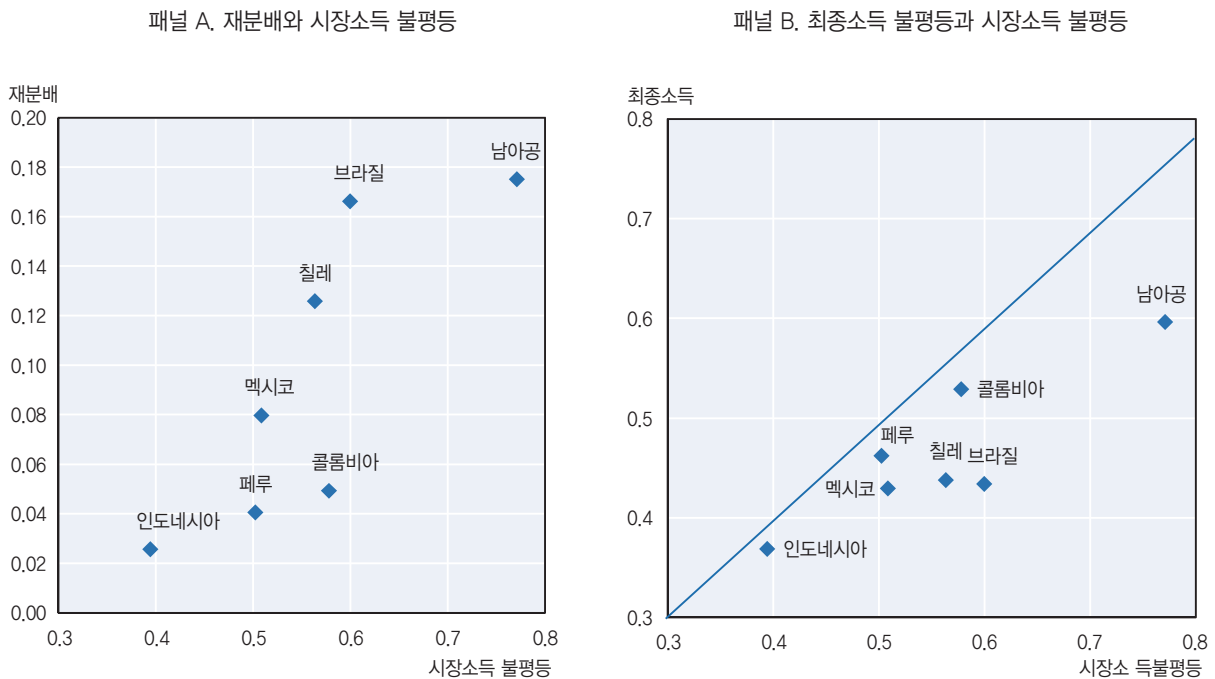
### 재정정책의 재분배 효과: 좀 더 불평등한 국가가 재분배를 더 많이 하는가?

소득 재분배는 좀 더 불평등한 국가에서 더 많이 하는 경향이 있다. 재분배는 인도네시아, 페루, 멕시코처럼 불평등이 비교적 낮은 국가에서보다 남아공, 브라질, 칠레 등 시장소득 불평등이 큰 국가에서 훨씬 강하다(그림 7.4, 패널 A 참고). 이들 국가 중 콜롬비아는 시장소득 불평등이 크지만 재분배 수준은 비교적 낮아서 다른 국가들과는 차별된다. 이전의 연구에서도 시장소득 불평등과 재분배지표 간 양의 상관관계를 보여주었다. Lustig(2015a)은 이를 13개 개발도상국 분석에서 발견했다. OECD 연구(2011a, Chapter 7)에서는 일부

OECD 국가에 대해 국내(시간의 흐름에 따른)와 국가 간의 경우 모두 시장소득 불평등이 클수록 재분배성이 높다는 상관관계를 보여준다. Ostry et al.(2014)에서는 이러한 관계가 OECD 국가에서 특히 강하며 비OECD 국가의 경우 유의미한 정도이긴 하지만 그 정도가 약하게 나타난다는 것을 확인해주고 있다.

재분배의 차이는 불평등 수준별 국가의 상대적 순위를 바꾼다. 그림 7.4의 패널 B는 재정정책을 고려하기 전(가로축)과 고려한 후(세로축)의 소득 불평등 수준을 보여준다. 재정정책은 모든 국가에서 불평등을 낮추며 45도 선 위로 간 국가는 없는데, 이는 재분배로 인한 영향이 없음을 나타낸다. 소득 정의 중 어떤 것을 고려하건 남아공이 가장 불평등한 국가이고 인도네시아가 가장 덜 불평등한 국가인 반면 콜롬비아와 페루는 재분배성이 낮기 때문에 재정정책을 고려하고 나면 브라질, 칠레, 멕시코보다 더 불평등하다.

그림 7.4. 불평등과 재분배, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다는. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다. 재분배는 시장소득과 최종소득 간 지니계수 차이를 측정하고 있다.

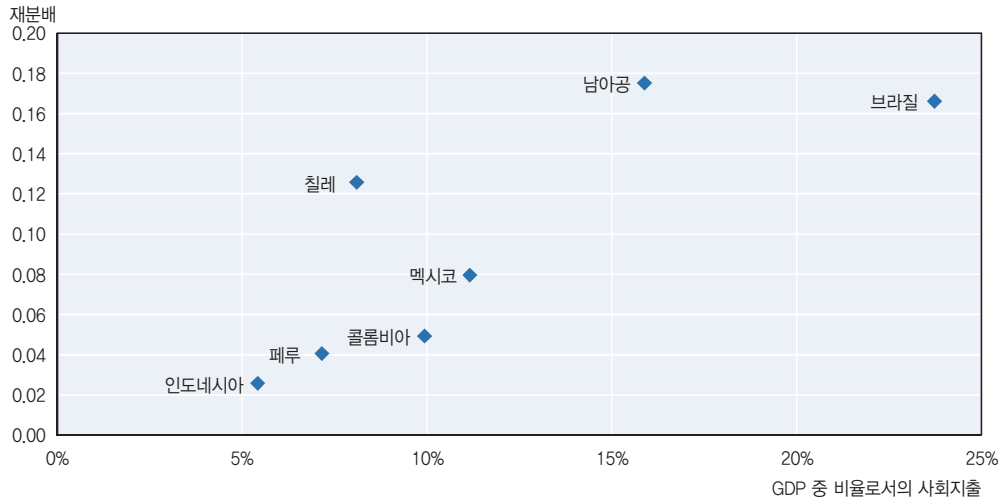
출처: Lustig, N.(2015), "The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project", Chapter 17 in B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta and M. Keen(eds.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, International Monetary Fund, Washington, forthcoming.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208758>

예상했듯이 소득재분배 수준과 사회지출에 할당된 예산의 크기(GDP 중 비율)는 서로 연관되어 있다. 그러나 국가별 차이가 보여주는 것은 이러한 정책의 구성과 설계 및 사회경제적 상황과의 상호작용 등 제도적 요인 역시 재분배 수준에 영향을 미친다는 것이다. 그림 7.5는 CEQ 데이터베이스에서 측정된 사회지출과 재분배 수준을 제시한다. 재분배는 사회지출이 비교적 제한된 콜롬비아, 인도네시아, 페루보다 브라질이나 남아공처럼

사회지출이 높은 국가에서 훨씬 크다. 사회지출의 수준을 감안했을 때 소득 재분배는 남아공과 칠레에서 특히 높았다.

그림 7.5. 재분배와 사회지출, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다. 재분배는 시장소득과 최종소득 간 지니계수 차이를 측정하고 있다.

출처: Lustig, N.(2015), "The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project", Chapter 17 in B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta and M. Keen(eds.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, International Monetary Fund, Washington, forthcoming.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208766>

### 미국 및 EU와의 재분배 비교

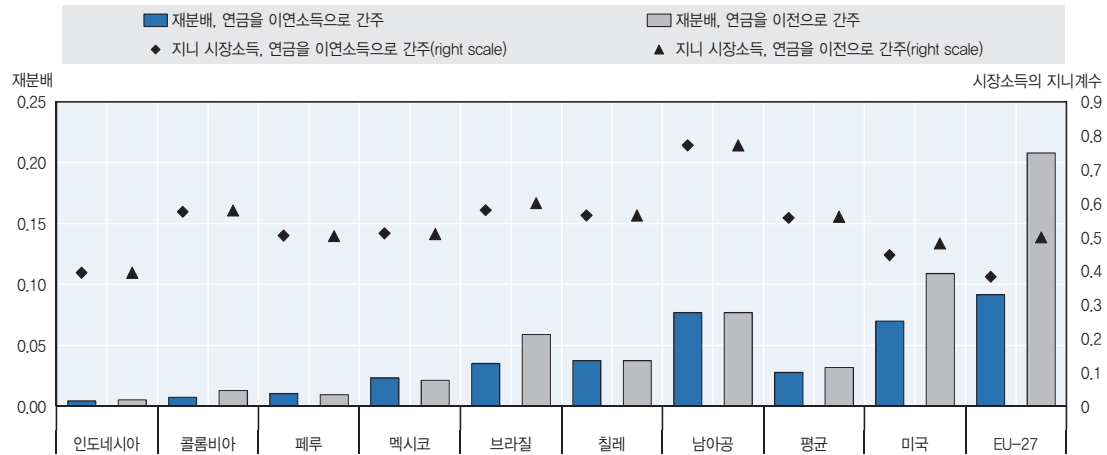
이들 7개 중소득 국가의 재정적 재분배를 미국 및 EU와 비교하면 어떨까? 이들 집단 간의 정확한 비교 데이터는 존재하지 않지만 어느 정도 비슷한 방법론을 바탕으로 한 결과는 나와 있다. EU의 경우, EU 세금-급여모형(EUROMOD)은 27개 회원국 재정정책의 분배귀착(distributive incidence)을 추정하고 있다.<sup>11</sup> 미국의 경우는 Higgins et al.(2015, forthcoming)에서 결과값을 가져왔다. EUROMOD에 의해 포함된 정책의 범위(직접세, 사회보장보험료, 직접이전)는 시장에서 가처분소득까지의 재분배 효과를 측정하기 위해 여기에서 사용된 것과 같다. 재정후소득(post-fiscal income) (즉 간접세 고려 후) 및 최종소득(즉, 보건 및 교육 고려 후) 분석은 가능하지 않다.

미국, EU 그리고 여기에서 분석된 7개 중소득 국가 간에는 세 가지의 중요한 차이가 있다. 첫째, 시장소득 불평등은 EU 및 미국보다 중소득 국가에서 훨씬 크다. 단, 한 가지 기억할 점은 기여형 연금을 이연소득으로 간주할지 사회이전으로 간주할지(박스 7.3 참고)에 따라 EU의 경우 시장소득 불평등 정도와 재분배 효과가 크게 달라지고 미국의 경우는 그 정도가 EU보다 덜한 반면, 7개 중소득 국가에서는 그 차이가 비교적 작았다(그림 7.6). 둘째, 재분배 효과는 EU 국가에서 훨씬 컸으며 정도는 덜하지만 미국에서도 컸다. 셋째, EU와 미국에서는

기여형 연금이 상당한 평등화 효과를 갖는 반면, 7개 중소득 국가 중 일부 국가에서는 연금의 평등화 효과가 작거나 심지어 불평등 효과를 갖는 것으로 나타났다.

그림 7.6. 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공, EU와 미국의 재분배 효과

지니포인트 변화: 시장에서 가처분소득, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012b년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다.

출처: Lustig, N. (2015), "Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project(CEQ), CEQ Working Paper, No.31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue. EUROMOD statistics on Distribution and Decomposition of Disposable Income, accessed at www.iser.essex.ac.uk/euromod/statistics/ using EUROMOD version No. G2.0. Higgins, S., N. Lustig, W. Ruble and T. Smeeding(2015), "Comparing the Incidence of Taxes and Social Spending in Brazil and the United States", *Review of Income and Wealth*, forthcoming.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208778>

### 세금과 현금이전이 소득 불평등 변화에 기여하는 정도

그림 7.7은 시장소득과 재정후(post-fiscal)소득 간 불평등 변화에 대한 직접세와 간접세, 현금이전의 한계기여를 보여준다.<sup>12</sup> 불평등을 줄이는 (평등화) 기여는 양(+)의 표시로, 불평등을 증가시키는 (불평등화) 기여는 음(-)의 표시로 나타냈다(박스 7.4 참고). 직접세와 이전은 모든 국가에서 평등화 효과를 갖는다. 직접이전의 평등화 효과는 남아공과 브라질에서 특히 크다. 직접세를 통한 소득 재분배는 남아공, 칠레, 브라질에서도 크다.

직접이전의 재분배 효과는 분석된 대부분의 국가에서 직접세로 인한 효과보다 컸다. 멕시코와 페루에서만 직접세의 한계기여가 직접이전의 한계기여보다 컸다. OECD 지역에서도 비슷한 결과가 나타났다. 대부분의 OECD 국가에서 직접이전은 직접세보다 큰 재분배 역할을 수행하고 있다. 눈에 띄는 예외가 미국인데 직접세가 직접이전보다 소득 재분배에 더 큰 기여를 하고 있다(OECD, 2008, OECD, 2015b).

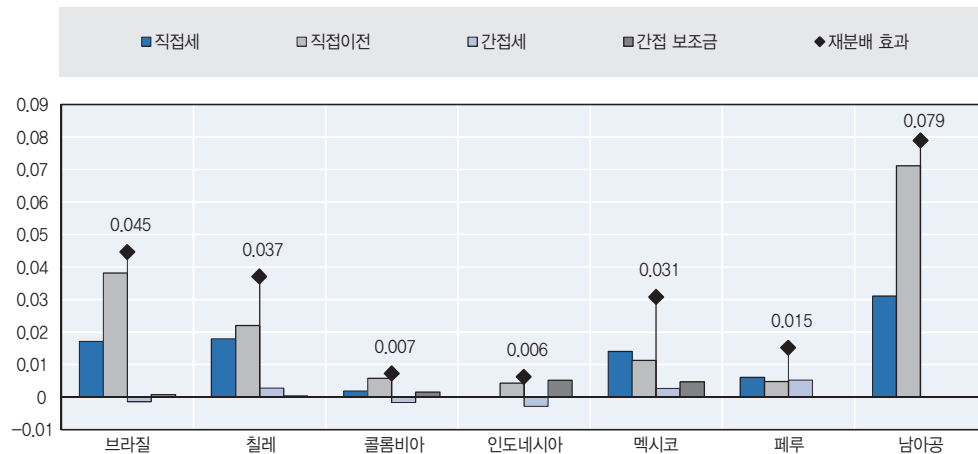
직접세 자료가 없고 직접이전의 규모가 작은 인도네시아를 제외하고, 분석된 모든 국가에서 소득 재분배에 간접세와 이전이 기여하는 정도는 직접세와 이전보다 훨씬 낮다. 간접세는 브라질, 콜롬비아, 인도네시아에서는



평등화 효과를 발휘하고 있지만 칠레와 멕시코, 페루에서는 간접세의 한계기여가 평등화 효과를 발휘하며 남아공에서는 중립적이다. 이 결과는 주목할만한데 간접세는 대개 소득 분배와 비교해서 측정했을 때 역진적이며 불평등 효과를 갖는 것으로 나타나기 때문이다(OECD/KIPF, 2014). 심지어 칠레와 남아공에서는 간접세가 이들 국가에서 역진적이라는 사실에도 불구하고 이러한 효과가 발생한다(Lustig et al., 2015 참고). 이렇게 역설적으로 보이는 결과는 “램버트의 난제” (Lambert, 2001 및 부록 7.A1 참고)와 일관된다. 세금이 원소득(original income)과 비교하여 역진적이지만 덜 불평등하게 분배된 이전후(post-transfers)소득과 관련해서는 누진적이라면, 역진적 세금은 누진적 이전의 효과보다 큰 평등화 효과를 발휘할 수 있다(Lambert, 2001).

그림 7.7. 재정정책 구성요소 및 소득 재분배

소득 재분배에 대한 재정정책 유형의 한계기여(지니포인트), 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다.

출처: Lustig, N.(2015), “Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project(CEQ), CEQ Working Paper, No.31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208789>

### 보건과 교육이 소득 불평등 변화에 기여하는 정도

보건과 교육은 모든 국가에서 소득 불평등을 낮추며 대부분의 국가에서 형편이 어려운 사람들에게 더 많은 혜택을 준다. 그림 7.8의 패널 A는 각국의 보건 및 교육지출의 집중계수를 보여준다(박스 7.4 참고). 공공보건지출 분포는 모든 국가에서 누진적이다(즉, 집중계수가 시장소득의 지니계수보다 낮다). 그러나 인도네시아와 페루(그리고 정도는 덜하지만 멕시코)에서는, 1인당 보건지출은 가구소득과 함께 증가하는 경향이 있다(즉, 친부유층). 반면 보건지출은 브라질, 칠레, 콜롬비아, 남아공에서 친빈곤(즉, 1인당 지출이 소득과 함께 감소하는 경향)적이다. 이러한 친빈곤적 분배는 칠레에서 특히 강하다.

총 교육지출은 인도네시아를 제외한 모든 국가에서 친빈곤적이었다. 인도네시아는 1인당 금액이 소득 분포 전 범위에 걸쳐 대체로 동일했다. 취학전 교육에 대한 공적지출은 데이터가 존재하는 모든 국가에서



친빈곤적이었는데 특히 남아공의 경우 그러했다. 초등교육 지출은 모든 국가에서 친빈곤적이었다. 중등교육에 대한 공적지출은 브라질, 칠레, 콜롬비아, 페루, 남아공에서 친빈곤적이었고 멕시코에서는 중립, 인도네시아에서는 (누진적이긴 했지만) 친부유층적이었다. 고등교육에 대한 공공지출은 모든 국가에서 친부유층적이었다. 그러나 누진적이기도 한 곳은 인도네시아뿐이었다. 각 시장소득 불평등 수준과 비교했을 때 고등교육에 대한 지출은 남아공에서 가장 누진적이며 콜롬비아와 칠레가 그 뒤를 이었다.

교육 및 보건지출의 친빈곤성과 관련한 결과는 고무적이다. 왜냐하면 공적 교육 및 보건 서비스가 저소득 가구 사이에서 상당히 많이 사용되고 있음을 보여주고 있기 때문이다. 그러나, 이 결과는 이러한 서비스의 질은 나타내지 않고 있다.<sup>13</sup> 정부가 제공하는 학교 및 보건의 품질이 낮다면 왜곡된 패턴은 기회 평등화에 큰 장애를 유발하게 될 것이다. 예를 들어 중류층과 부유층이 고등교육의 혜택을 가장 많이 받는 이유 중 하나는 이들의 자녀가 더 나은 (그리고 사적인) 초등교육과 중등교육을 받으므로 대학 입학시험을 통과할 확률이 더 높기 때문이다.

뿐만 아니라, 교육과 보건지출의 누진성이나 친빈곤성이 빈곤가구가 교육이나 보건 서비스를 좀 더 많이 사용하게 되는 가구 차원의 결과인지 또는 개인적인 특성의 차이의 결과인지(예: 자녀가 더 많거나 질병이 많음) 또는 단순히 잘사는 사람들이 “사용을 안 하기로 선택”한 결과인지 여부는 기존 정보를 가지고는 판별하기 어렵다.

배분 외에, 이렇게 상당한 규모의 이전의 경우 이전의 최종적인 재분배 효과는 그 규모에 따라 달라진다. 그림 7.8의 패널 B는 가구의 시장소득 중 비율로서의 보건 및 교육지출을 보여준다. 브라질과 남아공에서는 이 결과가 주로 교육 및 보건지출 수준과 그 누진성의 결과인 반면 칠레에서는 지출 수준은 낮지만 그 누진성, 특히 보건지출의 누진성이 훨씬 높다.

그림 7.8. 교육 및 보건의 집중계수와 예산 비율

패널 A. 교육 및 보건의 집중계수, 2010년

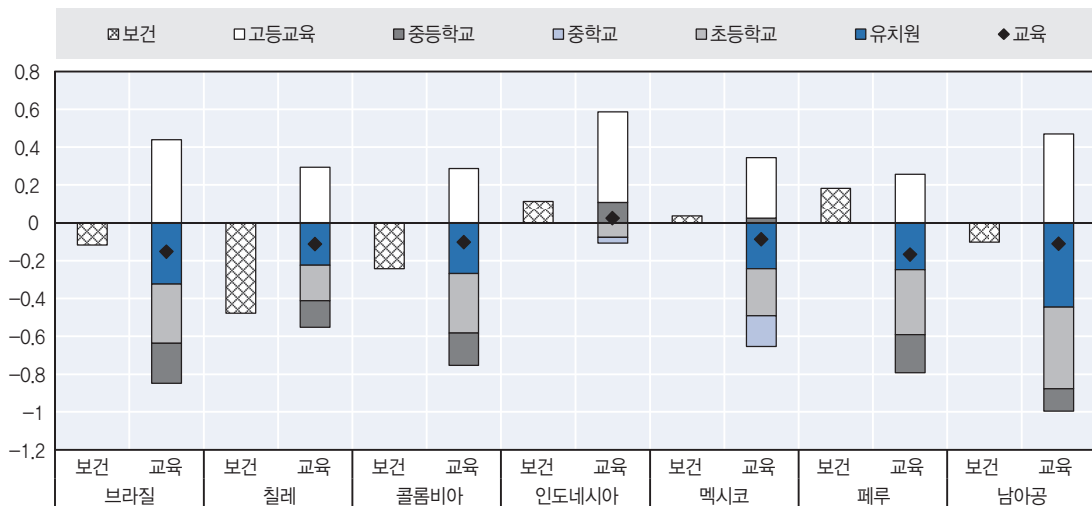
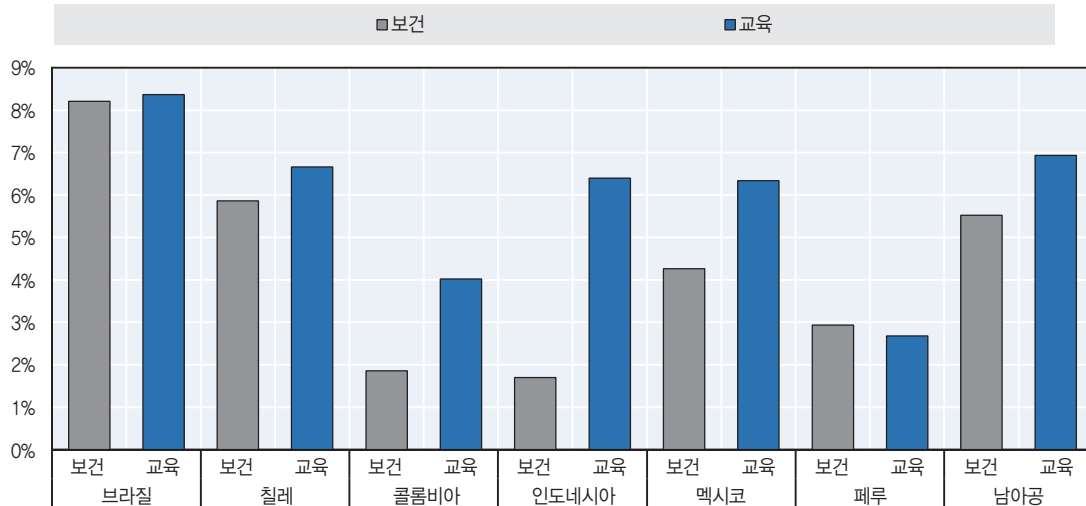


그림 7.8. 교육 및 보건의 집중계수와 예산 비율(계속)

패널 B. 가구 시장소득 중 비율로서의 교육 및 보건지출, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에서는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다.

출처: Lustig, N.(2015), "The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project", Chapter 17 in B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta and M. Keen(eds.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, International Monetary Fund, Washington, forthcoming.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208792>

## 재정정책과 빈곤층

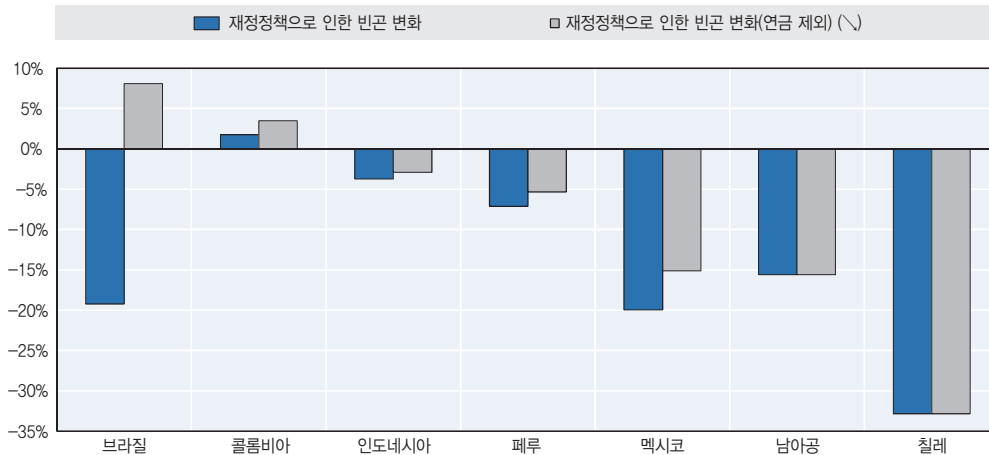
상기 논의는 재정정책이 불평등에 미치는 영향에 집중하고 있다. 이번 섹션에서는 재정정책이 빈곤에 미치는 영향에 초점을 맞춘다. 불평등과 빈곤이 서로 관련되어 있기는 하지만 반드시 같은 방향으로 움직이는 것은 아니다. 재정정책이 빈곤에 미치는 영향을 평가하는데 가장 널리 사용되는 방법은 빈곤율(headcount ratio)의 변화이다. 이 방법은 세금과 이전효과를 감안하기 전후의 빈곤선 미만 인구 비율을 비교하는 것이다. OECD는 일반적으로 상대 빈곤선을 이용해 빈곤을 측정하지만(제3장 참고), 신흥국의 경우 대개 절대 빈곤선을 사용한다. 여기에서는 하루 구매력평가지수 미화 2.5달러에 상응하는 빈곤선을 사용했다. 이는 다소 낮은 소득수준이며 "극도의 빈곤(extreme poverty)"을 측정하기 위해 Ferreira et al.(2013)에서 사용되었다. 소득 불평등 및 재분배에 관한 논의와 달리, 분석은 시장소득과 재정후(post-fiscal)소득 간 비교를 바탕으로 이루어지므로 직간접세와 현금이전의 영향은 측정하지만 보건과 교육은 제외하고 있다.

현금이전과 직간접세 측면의 재정정책은<sup>14</sup> 분석 대상 국가 전체는 아니지만 대부분의 국가에서 소득빈곤을 감소시켰다. 소득 빈곤율은 칠레, 멕시코, 브라질, 남아공에서 재정정책을 고려할 경우 크게 감소한다. 그러나 콜롬비아에서는 세금과 현금이전을 고려할 경우 소득빈곤이 증가했다. 마찬가지로 브라질에서도 공적연금을 공공사회지출에서 제외하면(즉, 이연소득으로 간주, 박스 7.3 참고) 소득빈곤이 높아진다. 이러한 결과는 주로

간접세의 역진적 효과에 의해 발생한다(그림 7.7 참고). Higgins and Pereira(2014)에 따르면 브라질의 경우 이 결과는 기본 식료품에 대한 과중한 과세 때문이다.

그림 7.9. 재정정책과 극도빈곤의 감소

시장에서 재정후(post-fiscal)소득으로의 빈곤율(headcount ratio) 변화, 2010년



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 인도네시아의 경우 재정귀착(fiscal incidence)분석이 공간적 가격 차이를 감안한 조정 후 실시되었다. 그러나 이 조정이 본 그림의 수치에 영향을 미치지 않는다. 남아공에서는 유일한 법정 기여형 연금제도가 공무원연금기금(Government Employees Pension fund)으로 모든 중앙 및 지방정부 공무원들이 의무적으로 가입해야 하는 제도이다. 이 연금은 남아공 분석에 포함되지 않아 여기에는 나타나지 않았다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다.

출처: Lustig, N.(2015), "Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project(CEQ), *CEQ Working Paper*, No. 31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue.

StatLink <http://dx.doi.org/10.1787/888933208806>

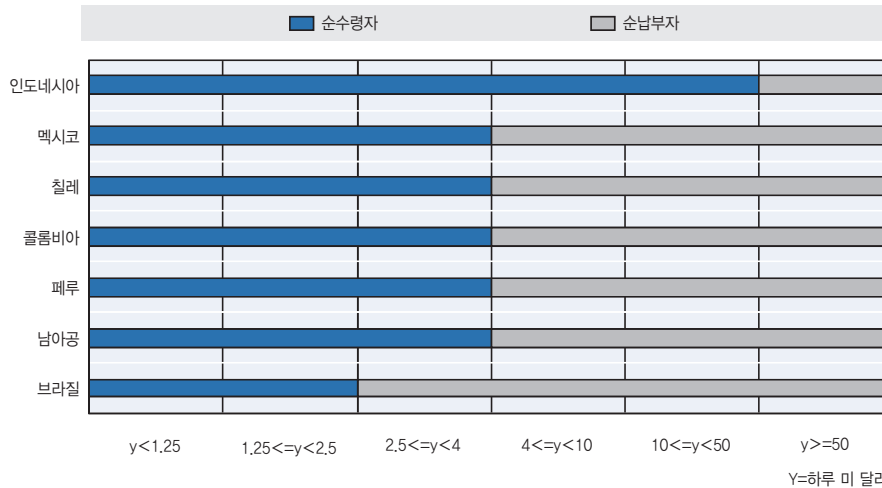
재정정책으로 인해 얻는 이는 누구이고 잃는 이는 누구인가? 그림 7.10은 순납세자(즉, 이전으로 받는 것보다 세금으로 납부하는 금액이 많은 이들)와 순수령자(즉, 세금으로 납부하는 것보다 이전으로 수령하는 것이 많은 이들)의 시장소득 부문별 분포를 보여준다. 이 부문은 Ferreira et al.(2013)과 Lopez-Calva and Ortiz-Juarez(2014)를 근거로 하고 있는데 이들 연구에서는 “극도의 빈곤층”(하루 미화 0-2.5달러), “차상위계층(moderate poor)”(하루 2.5달러-4달러), “취약계층”(하루 4-10달러) 그리고 “중류층”(하루 10-50달러)을 파악하는데 이를 사용한다. 아래에 나온 결과는 공적연금을 이연소득으로 취급하므로 현금이전에 대한 공적 사회지출에서 공적연금을 배제하고 있다(박스 7.3 참고).

순납부자와 순수령자의 분포를 보면 저소득 가구일수록 평균적으로 재정정책의 혜택을 많이 받는 것을 알 수 있다. 특히 모든 국가에서 가장 취약한 소득집단(하루 1.25-2.5달러를 버는 이들)이 순수령자였다. 이 기준선 위의 경우, 재정정책의 순효과가 국가별로 큰 차이를 보였다. 브라질에서는 “극도의 빈곤층”만이 평균적으로 재정정책의 순수령자였다. “차상위계층(moderate poverty)” 가구는 재정 시스템의 순기여자로 이는 주로 간접세 때문이었다. 이미 언급했듯이 브라질의 경우 기본 식료품에 대한 소비세가 저소득 가구의 소득에 강한 부정적 영향을 미치고 있다.

칠레, 콜롬비아, 멕시코, 페루, 남아공에서는 “차상위계층(moderate poverty)” 가구가 순수령자이기도 하다. 인도네시아에서는 평균적으로 “중류층”이 순수령자다. 이곳에서는 낮은 직간접세와 대상을 설정하지 않은 에너지 보조금의 조합으로 인해 “부유층”만이 재정 시스템에 대한 순기여자이다.

그림 7.10. 재정 시스템의 승자와 패자

재정 시스템의 순수령자와 순납부자, 2010



주: 브라질, 칠레, 페루는 2009년, 콜롬비아, 멕시코, 남아공은 2010년, 인도네시아는 2012년 자료이다. 빈곤은 구매력평가지수(PPP) 기준 하루 미화 2.5달러(2005년 PPP)라는 국제 빈곤선으로 측정되었다. 국가 순위는 시장소득에 기여형 연금을 포함시킨 시나리오에 따른 빈곤 변화를 기준으로 매겨졌다. 인도네시아 자료는 소비 기준, 나머지 국가들은 소득 기준이다. 남아공 시나리오는 무료 기초 서비스를 직접이전으로 가정하고 있다. 남아공의 재정귀착(fiscal incidence)분석은 기여형 연금을 이전으로 간주하는 시나리오를 포함하고 있지 않으므로 위에 나타나지 않았다.

출처: Lustig, N.(2015), “Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from the Commitment to Equity Project(CEQ), *CEQ Working Paper*, No. 31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933208810>

#### 박스 7.4. 재분배와 누진성, “친빈곤성(pro-poorness)” 측정

재정정책의 재분배 효과를 나타내는 전형적인 지표는 세금과 이전을 고려하기 전후의 시장소득 지니계수 변화이다. 재분배 효과가 양(음)일 경우, 재정정책은 평등화(불평등화) 효과를 발휘한다는 의미이다.

##### 개별 재정정책이 재분배에 기여하는 정도 측정

경로 의존성(path dependency)을 고려하여 특정 재정 개입이 불평등(또는 빈곤) 변화에 기여하는 정도를 계산하는 몇 가지 방법이 있다. 문헌에서 가장 많이 사용된 방법은 한계기여(marginal contribution)와 순차기여(sequential contribution)이다. 그보다 사용빈도수가 적은 “총평균기여(total average contribution)”법은 모든 가능한 경로(paths)를 고려하고, 소위 샐러리 값을 구해 계산한다(Shorrocks, 2013).

순차기여(sequential contribution)는 추정된 제도적 설계에 따라 경로에서 주문된 재정적 개입과 함께 불평등 지표간 차이로 계산된다. 예를 들어 직접이전이 과세 대상이라면, 순차기여(sequention contribution)는 먼저 이전이 시장소득에 미치는 영향을 측정 후 세금이 시장소득과 이전(대개 총소득으로 알려짐)에 미치는 영향을 측정한다. 이 접근은 서로 다른 재정적 개입 간의 상호작용에 관한 상세 지식을 필요로 한다. OECD(2011a, Chapter 7)와 Immervoll and Richardson(2011)은 순차적 접근(sequential approach)을 채택해 세금과 이전의 재분배 효과를 살펴보고 각 국가에 가장 적합한 순서를 파악한다. 그러나 제도상의 순서를 제대로 찾는 것은 불가능에 가까운 일이며 분석이 재정정책의 개별적 구성요소 측면에서 점점 더 상세해진다면 특히 그러하다. 뿐만 아니라 제도상의 순서가 완벽하다 해도 부록에서 설명된 경로 의존성(path dependency) 문제는 사라지지 않을 것이다.

한계기여(marginal contribution)는 고정소득 개념과 관련하여 일정 정책이 있을 경우와 없을 경우의 불평등 지표간 차이를 고려하여 계산한다.\* 이 지표는 다음과 같은 질문을 하는 것과 같다. 즉, 시스템이 특정 세금(또는 이전)을 갖추고 있지 않다면, 또는 세금(또는 이전)이 개정된다면 불평등은 어떻게 될 것인가? 세금(이나 이전)이 있을 경우, 없을 때보다 불평등이 클 것인가, 같은 것인가, 작을 것인가?

한계기여(marginal contribution)법의 한 가지 단점은 모든 한계기여(marginal contribution)의 합계가 총 재분배 효과와 같지 않다는 것인데 이는 정책 간의 상호 작용이 원인으로 각 기여의 규모를 정확히 파악하기 어렵게 한다(Shorrocks, 2013).

이 장에서 한계기여(marginal contribution)는 표본 마이크로 데이터보다는 십분위를 바탕으로 산출되었다. 이 지표가 십분위 내 불평등을 무시하고 있기 때문에 전반적인 재분배 효과 수준은 마이크로 데이터를 이용해 산출한 것(그리고 위 섹션에 나와 있는 것)보다 크다. 뿐만 아니라 십분위 기반 분석은 순위 재설정(re-ranking)은 없는 것으로 가정한다. 공적연금으로 순위 재설정이 상당부분 이루어지므로 이전으로서의 연금을 바탕으로 한 결과는 포함되지 않는다. 연금을 시장소득으로 간주한 시나리오의 경우 재분배 정책으로 인한 순위 재설정은 그 정도가 작기 때문에 십분위 기반 분석은 추정값을 계산하는 좋은 방법이다.

#### 박스 7.4. 재분배와 누진성, “친빈곤성(pro-poorness)” 측정(계속)

##### 누진성과 친빈곤성

보건 및 교육에 대한 공적지출 분포는 여기에서 집중계수를 이용해 측정되는데, 이는 지니계수와 유사한 방법으로 산출되는 지표이다(Lambert, 2001 참고). 이전은 시장소득이 상승할 때 시장소득 중 그 비율이 하락하는 경향을 보일 때마다 누진적인 것으로 정의되는데, 이는 시장소득에 대해 집중계수가 지니계수보다 낮을 때와 같은 경우이다. 반대로, 시장소득이 상승할 때 시장소득 중 이전의 비중이 증가하는 경향이 있을 때마다 이전은 역진적인 것으로 정의되며, 이는 시장소득에 대한 집중계수가 지니계수보다 높을 때에도 그러하다. 시장소득 중 이전 비율이 일정하다면(즉, 비례적이라면) 중립적인 것으로 간주된다.

이전은 절대값이 시장소득과 함께 하락할 때마다(즉, 절대적 기준으로 누진적) 친빈곤적인 것으로 정의된다. 이는 집중계수가 음(-)일 때 발생한다. 반대로, 이전의 절대값이 시장소득과 함께 증가할 때마다(즉, 절대적 기준으로 역진적) 친부유층적(pro-rich)인 것으로 정의되며 이는 집중계수가 양(+ )일 때 발생한다.

여기에 제시된 분석에서 가구는 1인당 시장소득을 기준으로 순위가 매겨졌으며 구성의 차이 때문에 가구 규모에 따른 조정은 없었다. 예를 들어 일부 분석에서는 교육지출의 친빈곤성(pro-poorness)은 모든 가구원 대신 자녀를 분석 단위로 사용함으로써 결정된다. 평균적으로 빈곤 가정일수록 자녀수가 많다는 점을 감안했을 때 집중곡선이 친빈곤적이라는 것은 이러한 사실을 반영한 것인지 빈곤 가정이 자녀 1인당 더 많은 자원을 공급하는 것이 아니다.

\* 한계기여(marginal contribution)를 한계발생(marginal incidence)과 혼동해서는 안 된다. 한계발생(marginal incidence)은 지출에 작은 변화가 발생하는 것을 의미한다. 한계기여(marginal contribution)는 파생된 것이 아니다. 경로 의존성(path dependency) 때문에 각 개인의 한계기여(marginal contribution)를 더한 것이 불평등의 총 변화와 같지 않다는 점을 기억할 필요가 있다. 또한, 순차기여(sequential contribution)의 합 역시 불평등의 총 변화와 같지 않다. 각 개인의 기여도를 계산하여 불평등 총 변화에 추가할 수 있도록 하기 위해 제안된 접근 중 하나가 샐플리(Shapley)값을 이용하는 것이다. 여기에 분석된 연구들은 후자에 대한 추정치는 갖고 있지 않다.

출처: Lustig, N., A. Enami and R. Aranda(2015), “The Analytics of Fiscal Redistribution”, Chapter in N. Lustig and S.Higgins(eds.), *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Redistributive Impact and Pro-poorness of Fiscal Policy*, forthcoming.

## 결론

이 장의 섹션 7.3은 브라질, 칠레, 콜롬비아, 인도네시아, 멕시코, 페루, 남아공의 재정정책의 재분배 효과를 살펴보고 있으며 특히 다음과 같은 질문에 답해보고자 한다. 재정정책이 불평등과 빈곤에 미치는 영향은 무엇인가? 직접세와 이전, 순간접세와 교육 및 보건의출이 불평등의 전반적인 감소에 기여한 바는 무엇인가? 교육 및 보건의출은 얼마나 친빈곤적인가?

재정정책이 소득 불평등에 미치는 영향을 분석하려면 시스템 중 “현금” 부분(직간접세, 직접이전, 간접 보조금)을 “현물” 부분(정부의 교육 및 보건 서비스의 현금 가치)을 분리하는 것이 좋다. 결과를 보면 재정 시스템의 현금 부분이 유독한 불평등 감소는 상당히 다양해서 남아공의 재분배성이 가장 크고 인도네시아가 가장 작다. 재분배 수준은 주로 직접이전에(직접세를) 할애된(정수한) 자원의 액수 및 그것들의 누진성, 그리고 불평등화 순간접세의 존재로 결정된다.

순 재정 시스템의 현금 부분은 항상 평등화 효과를 발휘하지만 빈곤에 있어서도 그렇다고 보긴 어렵다. 브라질과 콜롬비아에서 1인당 2.50달러(구매력평가지수 기준)라는 국제 극빈선으로 측정된 빈곤율(headcount



ratio)은 시장소득의 경우보다는 재정후(post-fiscal)소득의 경우가 더 높다. 이들 두 국가에서 재정정책은 빈곤을 증가시키는데, 이는 빈곤선 근처 소득 수준인 상당수의 가구가 세금 및 이전으로 인해 더욱 빈곤해진다는 의미이다. 이 놀라운 결과는 주로 기본 생필품에 높은 소비세가 부과된 결과이다.

직접세의 평등화 효과는 칠레, 멕시코, 페루에서는 직접이전보다 큰 반면 브라질, 콜롬비아, 인도네시아, 남아공에서는 정반대의 현상이 나타난다. 순간접세는 브라질, 콜롬비아, 인도네시아, 남아공에서는 불평등을 증가시키지만 칠레, 멕시코, 페루에서는 감소시킨다. 사회이전을 감안했을 때 공적 기여형 노령연금은 브라질, 콜롬비아, 인도네시아에서는 평등화 효과를 발휘하지만 칠레, 멕시코, 페루에서는 불평등 효과를 보인다. 교육과 보건의 모든 국가에서 평등화 효과를 발휘하며 그 정도가 상당히 컸다. 총 교육지출은 인도네시아를 제외한 모든 국가에서 소득과 함께 감소(즉, 친빈곤적)했고 인도네시아의 경우 절대적 기준으로 중립적이었다. 유치원 및 초등교육은 모든 국가에서 누진적이었고 대부분의 국가에서 친빈곤적이었다. 1인당 중등학교 지출은 멕시코는 중립적이었고 인도네시아에서는 소득과 함께 증가했다. 1인당 고등교육에 대한 공적지출은 모든 국가에서 소득과 함께 증가(즉, 친부유층적)했다. 그러나 인도네시아에서만 역진적이었(고 불평등화 효과를 발휘했다). 시장소득 불평등 수준과 비교했을 때 고등교육 지출은 남아공에서 가장 누진적이었고 콜롬비아와 칠레가 그 다음이었다.

공공보건지출은 모든 국가에서 누진적이다. 그러나 인도네시아와 페루에서는(그리고 정도는 덜하지만 멕시코에서도) 1인당 보건지출은 가구소득과 함께 올라가는 경향을 보였다(즉, 친부유층적). 한편 보건지출은 브라질, 콜롬비아, 남아공, 그리고 특히 칠레에서 친빈곤적이었다.



## 주

1. 이 장의 섹션 7.3과 부록은 툴레인 대학교의 Nora Lustig이 작성했다. Nora Lustig은 연구를 도와준 Luis Felipe Munguia와 Rodrigo Aranda에 사의를 표했다.
2. [www.commitmentoequity.org/](http://www.commitmentoequity.org/), 부록 7.A1 참고.
3. 분석의 배경정보는 다음의 재정귀착(fiscal incidence)분석에서 발췌했다. 브라질(Higgins and Pereira, 2014), 칠레(Ruiz-Tagle and Contreras, 2014), 콜롬비아(Melendez, 2014), 인도네시아(Jellema et al., 2014), 멕시코(Scott, 2014), 페루(Jaramillo, 2014), 남아공(Inchauste et al., 2015); 그리고 Lustig, Pessino and Scott(2014) 과 Lustig(2015a and b).
4. 출처: SEDLAC, <http://sedlac.econo.unlp.edu.ar/eng/index.php>.
5. 출처: ILO, [http://laborsta.ilo.org/informal\\_economy\\_E.html](http://laborsta.ilo.org/informal_economy_E.html).
6. 인도와 인도네시아의 공공사회지출 데이터는 주정부와 기타 지방정부의 지출이 축소 보고되면서 공적인 사회노력을 과소추정할 확률이 높다(OECD, 2014a).
7. 소득계정체계에서의 연금 처리에 관한 논의는 박스 7.2와 7.3 참고.
8. OECD와 LAC 국가 간 세수 및 지출 차이는 천연자원과 개인연금제도를 고려할 경우 작아진다(OECD/ECLAC/CIAT/IDB, 2015, Equivalent Fiscal Pressure 참고).
9. 이 섹션과 해당 부록은 툴레인 대학교의 Nora Lustig가 작성했다. Nora Lustig은 연구를 도와준 Luis Felipe Munguia와 Rodrigo Aranda에 사의를 표했다.
10. 타일지수나 90/10비와 같은 다른 불평등 지표가 개별 연구에 나와 있다. 필요할 경우 저자에게 직접 요청 필요.
11. 크로아티아 모형은 현재 EUROMODupdate2 프로젝트에서 개발 중이다([www.iser.essex.ac.uk/euromod/developingeuromod/euromodupdate2](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/developingeuromod/euromodupdate2)).
12. 여기에서 연금은 이전보다는 시장소득과 함께 고려되었다. 이는 양쪽 정의 모두에 대한 결과가 나와 있지 않기 때문이다.
13. OECD/CAF/ECLAC(2014)는 남미 국가의 교육제도 질 관련 지표를 상세 분석하고 있다.
14. 교육과 보건 서비스의 현물급여 효과는 이 분석에서 고려할 수 없다.

## 참고 문헌

- Abrahão de Castro, J., J. Aparecido Carlos Ribeiro, J. Valente Chaves and B. Carvalho Duarte (2012), *Gasto Social Federal: prioridade macroeconômica no período 1995-2010*, No. 9, Brasília, September.
- Afkar, R., J. Jellema and M. Wai-Poi (2015), “The Distributional Impact of Fiscal Policy in Indonesia”, Background document, Tulane University and World Bank.
- Almeida, R. and P. Carneiro (2011), “Enforcement of Labor Regulation and Informality”, IZA Discussion Papers, No. 5902, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn.
- Atkinson, A.B. and S. Morelli (2014), “Chartbook of Economic Inequality”, *ECINEQ Working Paper*, Vol. 324.
- Barrera-Orsorio, F., M. Bertrand, L. Linden and F. Perez-Calle (2011), “Improving the Design of Conditional Transfer Programs: Evidence from a Randomized Education Experiment in Colombia”, *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 3, No. 2, pp. 167-195.
- Daude, C., Gutiérrez, H. and Á. Melguizo (2012), “What Drives Tax Morale?”, *OECD Development Centre Working Papers*, No. 315, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k8zk8m61kzq-en>.
- Deininger, K. and L. Squire (1996), “A New Data Set Measuring Income Inequality”, *World Bank Economic Review*, Vol. 10, No. 3, pp. 565–591.
- Del Valle Suarez, A. (2014), “From Caring to Work: The Labor Market Effects of Non-Contributory Health Insurance”, Unpublished manuscript.
- Delgado, G., A.C. Querino, A. Campos, F. Vaz, L. Rangel and M. Stivali (2007), “Avaliação do Simples: Implicações à formalização previdenciária”, Texto para Discussão, No. 1277, IPEA.
- Ebrill, L., M. Keen, J.P. Boudin and V. Summers (2001), *The Modern VAT*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- Elias, V., F. Ruiz-Nuñez, R. Cossa and D. Bravo (2004), “An Econometric Cost-Benefit Analysis of Argentina’s Youth Training Program”, Research Network Working Paper, No. R-482, Inter-American Development Bank, Washington, DC.
- Engel, E., A. Galetovic and C. Raddatz (1999), “Taxes and Income Distribution in Chile: Some Unpleasant Redistributive Arithmetic”, *Journal of Development Economics*, Vol. 59, No. 1, pp. 155-192.
- EIU – Economist Intelligence Unit (2015), “Universal Healthcare Coverage in Indonesia – One Year On”, London.
- EUROMOD Statistics on Distribution and Decomposition of Disposable Income, accessed at [www.iser.essex.ac.uk/euromod/statistics/](http://www.iser.essex.ac.uk/euromod/statistics/) using EUROMOD version No. G2.0.

- Ferreira, F.H.G., N. Lustig and D. Teles (eds.) (2015), “Appraising Cross-National Income Inequality Databases”, *Journal of Economic Inequality*, Special Issue, forthcoming.
- Ferreira, F.H.G., J. Messina, J. Rigolini, L.F. Lopez-Calva, M.A. Lugo and R. Vakis, (2013), *Economic Mobility and the Rise of Latin American Middle Class*, World Bank: Washington, DC.
- Finn, A. and Leibbrandt, M. (2013), “Mobility and Inequality in the First Three Waves of NIDS”, SALDRU Working Paper, N. 120, *NIDS Discussion Paper*, No. 2013/2 for 2012, SALDRU, Cape Town, University of Cape Town.
- Förster, M. and I. György Tóth (2015), “Cross-Country Evidence of the Multiple Causes of Inequality Changes in the OECD Area”, Chapter 19 in *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2B.
- Gandullia, L., N. Iacobone and A. Thomas (2012), “Modelling the Tax Burden on Labour Income in Brazil, China, India, Indonesia and South Africa”, *OECD Taxation Working Papers*, No. 14, OECD Publishing, Paris, [www.oecdilibrary.org/taxation/modelling-the-tax-burden-on-labour-income-in-brazil-chinaindiaindonesia-and-south-africa\\_5k8x9b1sw437-en](http://www.oecdilibrary.org/taxation/modelling-the-tax-burden-on-labour-income-in-brazil-chinaindiaindonesia-and-south-africa_5k8x9b1sw437-en).
- Higgins, S. and C. Pereira (2014), “The Effects of Brazil’s Taxation and Social Spending on the Distribution of Household Income”, in N. Lustig, C. Pessino and J. Scott (eds.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, May, Vol. 42, No. 3 and CEQ Master Workbook: Brazil, November 4.
- Higgins, S., N. Lustig, W. Ruble and T. Smeeding (2015), “Comparing the Incidence of Taxes and Social Spending in Brazil and the United States”, *Review of Income and Wealth*, forthcoming.
- ILO – International Labour Office (2015), “Global Wage Report 2014/15 – Wage and Income Inequality”, Geneva.
- Immervoll, H. and C. O’Donoghue (2001), “Imputation of Gross Amounts from Net Incomes in Household Surveys: An Application using EUROMOD”, *EUROMOD Working Paper EM1/01*, University of Essex, <https://www.iser.essex.ac.uk/research/publications/working-papers/euromod/em1-01.pdf>.
- Immervoll, H. and L. Richardson (2011), “Redistribution Policy and Inequality Reduction in OECD Countries: What Has Changed in Two Decades?”, IZA Discussion Paper No. 6030, Bonn, October.
- Inchauste, G., N. Lustig, M. Maboshe, C. Purfield and I. Wollard (2015), “The Distributional Impact of Fiscal Policy in South Africa”, *Policy Research Working Paper*, No. 7194, World Bank, February.
- Jaramillo, M. (2014), “The Incidence of Social Spending and Taxes in Peru”, in N. Lustig, C. Pessino and J. Scott (eds.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, May, Vol. 42, No. 3 and CEQ Master Workbook: Peru, June 21, 2013.
- Journal of Economic Inequality* (2015, forthcoming), “Special Issue: A Review of International Inequality Indicator Datasets”.
- Kakwani, N.C. (1977), “Measurement of Tax Progressivity: An International Comparison”, *Economic Journal*, pp. 71-80.

- Kapsos, S., A. Silberman and E. Bourmpoula (2014), “Why Is Female Labour Force Participation Declining So Sharply in India?”, *ILO Research Paper*, No. 10, International Labour Office.
- Lambert, P. (2001), *The Distribution and Redistribution of Income*, Third Edition, Manchester University Press.
- Leibbrandt, M., I. Woolard, A. Finn and J. Argent (2010), “Trends in South African Income Distribution and Poverty since the Fall of Apartheid”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 101, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5kmms0t7p1ms-en>.
- Lopez-Calva, L. and N. Lustig (eds.) (2010), *Declining Inequality in Latin America: A Decade of Progress*, Brookings Institution Press, Washington, DC.
- López-Calva, L.F. and E. Ortiz-Juárez (2014), “A Vulnerability Approach to the Definition of the Middle Class”, *Journal of Economic Inequality*, Vol. 12, No. 1, pp. 23-47.
- Lustig, N. (2015), “The Redistributive Impact of Government Spending on Education and Health: Evidence from 13 Developing Countries in the Commitment to Equity Project”, Chapter 17 in B. Clements, R. de Mooij, S. Gupta and M. Keen (eds.), *Inequality and the Role of Fiscal Policy: Trends and Policy Options*, International Monetary Fund, Washington, forthcoming.
- Lustig, N. (2015b), “Inequality and Fiscal Redistribution in Middle Income Countries: Brazil, Chile, Colombia, Indonesia, Mexico, Peru and South Africa. Evidence from Commitment to Equity Project (CEQ)”, *CEQ Working Paper*, No. 31, Center for Inter-American Policy and Research and Department of Economics, Tulane University and Inter-American Dialogue.
- Lustig, N. and S. Higgins (2013), “Commitment to Equity Assessment (CEQ): Estimating the Incidence of Social Spending, Subsidies and Taxes. Handbook”, *CEQ Working Paper*, No. 1, July 2011, revised January 2013, New Orleans, United States.
- Lustig, N., A. Enami and R. Aranda (2015), “The Analytics of Fiscal Redistribution”, Chapter in N. Lustig and S. Higgins (eds.), *Commitment to Equity Handbook: Estimating the Redistributive Impact and Pro-poorness of Fiscal Policy*, forthcoming.
- Lustig, N., L. Lopez-Calva and E. Ortiz-Juarez (2012), “Declining Inequality in Latin America in the 2000s: The Cases of Argentina, Brazil, and Mexico”, *CGD Working Paper*, No. 307, Center for Global Development, Washington, DC.
- Lustig, N., C. Pessino and J. Scott (eds.) (2014), “The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America”, *Special Issue, Public Finance Review*, May, Vol. 42, No. 3.
- Melendez, M. (2014), *CEQ Master Workbook: Colombia*, November 21, Tulane University.
- Miranti, R., Y. Vidyattama, E. Hansnata, R. Cassells and A. Duncan (2013), “Trends in Poverty and Inequality in Decentralising Indonesia”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 148, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/5k43bvt2dwjk-en>.

- Morelli, S., T. Smeeding and J. Thompson (2015), “Post-1970 Trends in Within-Country Inequality and Poverty: Rich and Middle-Income Countries”, Chapter 8 in *Handbook of Income Distribution*, Vol. 2B.
- OECD (2015a), *OECD Employment Outlook 2015*, OECD Publishing, Paris, forthcoming.
- OECD (2015b), *All on Board: Making Inclusive Growth Happen in China*, OECD Publishing, Paris, forthcoming.
- OECD (2015c), *OECD Economic Surveys: Colombia 2015*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-col-2015-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-col-2015-en).
- OECD (2015d), *OECD Economic Surveys: Mexico 2015*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-mex-2015-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-mex-2015-en).
- OECD (2015e), *OECD Economic Surveys: Indonesia 2015*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2015f), *Latin American Economic Outlook 2015*, OECD Publishing, Paris.
- OECD (2014a), “Social Expenditure Update – Social spending is falling in some countries, but in many others it remains at historically high levels”, OECD Publishing, Paris, [www.oecd.org/social/expenditure.htm](http://www.oecd.org/social/expenditure.htm).
- OECD (2014b), *OECD Economic Surveys: India 2014*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-ind-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-ind-2014-en).
- OECD (2014c), *Society at a Glance: Asia/Pacific 2014*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264220553-en>.
- OECD (2014d), *Society at a Glance: OECD Social Indicators. The Crisis and its Aftermath*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/soc\\_glance-2014-en](http://dx.doi.org/10.1787/soc_glance-2014-en).
- OECD (2014e), “PISA 2012 Results in Focus: What 15 years old know and what they can do with what they know”, OECD, Paris, [www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview.pdf](http://www.oecd.org/pisa/keyfindings/pisa-2012-results-overview.pdf).
- OECD (2013), *OECD Economic Surveys: Brazil 2013*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/eco\\_surveys-bra-2013-en](http://dx.doi.org/10.1787/eco_surveys-bra-2013-en).
- OECD (2011a), *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264119536-en>.
- OECD (2011b), *OECD Employment Outlook 2011*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2011-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2011-en).
- OECD (2010a), *OECD Employment Outlook 2010: Moving Beyond the Jobs Crisis*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/empl\\_outlook-2010-en](http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2010-en).
- OECD (2010b), *Tackling Inequalities in Brazil, China, India and South Africa – The Role of Labour Market and Social Policies*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264088368-en>.

- OECD (2008), *Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264044197-en>.
- OECD/CAF/ECLAC (2014), *Latin American Economic Outlook 2015: Education, Skills and Innovation for Development*, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/leo-2015-en>.
- OECD/ECLAC/CIAT/IDB (2015), *Revenue Statistics in Latin America and the Caribbean*, OECD Publishing, Paris, [http://dx.doi.org/10.1787/rev\\_lat-2015-en-fr](http://dx.doi.org/10.1787/rev_lat-2015-en-fr).
- OECD-ILO (2011a), “Giving Youth a Better Start”, Policy note for the G20 Meeting of Labour and Employment Ministers, Paris, 26-27 September.
- OECD-ILO (2011b), “The National Policy on Skill Development”, G20 Country Policy Briefs: India, prepared for the G20 Meeting of Labour and Employment Ministers, Paris, 26-27 September.
- OECD/Korea Institute of Public Finance (2014), “The Distributional Effects of Consumption Taxes in OECD Countries”, *OECD Tax Policy Studies*, No. 22, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264224520-en>.
- Ostry, J., A. Berg and C. Tsangarides (2014), “Redistribution, Inequality, and Growth”, *IMF Staff Discussion Note*, SDN/14/02.
- Pagés-Serra, C., P. Gaëlle and S. Scarpetta (2009), “Job Creation in Latin American and the Caribbean. Recent Trends and the Policy Challenges”, Inter-American Development Bank, Washington, DC.
- Quintini, G. and T. Manfredi (2009), “Going Separate Ways? School-to-Work Transitions in the United States and Europe”, OECD Social, *Employment and Migration Working Papers*, No. 90, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/221717700447>.
- Ruggles, P. and M. O’Higgins, (1981a), “The Distribution of Public Expenditure among Households in the United States”, *Review of Income and Wealth*, Vol. 27.
- Ruggles, P. and M. O’Higgins (1981b), “The Distribution of Public Expenditures and Taxes among Households in the United Kingdom”, *Review of Income and Wealth*, Vol. 27.
- Ruiz-Tagle, J. and D. Contreras (2014), *CEQ Master Workbook: Chile, Commitment to Equity (CEQ)*, New Orleans, August.
- Scott, J. (2014), “Redistributive Impact and Efficiency of Mexico’s Fiscal System”, in N. Lustig, C. Pessino and J. Scott (eds.), *The Redistributive Impact of Taxes and Social Spending in Latin America*, Special Issue, *Public Finance Review*, May, Vol. 42, No. 3.
- Shorrocks, A.F. (2013), “Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value”, *Journal of Economic Inequality*, pp. 1-28.
- United Nations (2011), *Canberra Group Handbook on Household Income Statistics*, Second edition, United Nations, Geneva.

Verbist, G., M.F. Förster and M. Vaalavuo (2012), “The Impact of Publicly Provided Services on the Distribution of Resources: Review of New Results and Methods”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 130, OECD Publishing, Paris, [tp://dx.doi.org/10.1787/5k9h363c5szq-en](http://dx.doi.org/10.1787/5k9h363c5szq-en).

#### **Database references**

*OECD Income Distribution Database*, [www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm](http://www.oecd.org/social/income-distributiondatabase.htm).

*OECD Social Expenditure Database*, [www.oecd.org/social/expenditure.htm](http://www.oecd.org/social/expenditure.htm).



## 부록 7.A1

### CEQ 프로젝트 및 기반 가구 조사 자료

2008년부터 Nora Lustig가 감독한 CEQ는 개별 국가에서 과세와 사회지출이 불평등과 빈곤에 미친 영향을 분석하고 정부와 다자기관, 비정부 기구가 좀 더 평등한 사회 건설을 위해 노력할 수 있도록 로드맵을 제시하는 것을 목표로 설계되었다.

CEQ의 주된 목적은 각국 정부에게 재정 목표가 평등 목표에 어떤 영향을 미치는지 알리고 실용적인 조치를 권고하며 개선된 자료 수집 및 평가 시스템을 통해 책임성과 투명성을 강화하는 것이다. 이를 달성하기 위해 CEQ 평가는 발생 분석과 특별히 설계된 진단 질문지를 이용해 세 가지 질문을 다룬다:

- 사회지출, 보조금, 세금을 통해 불평등 및 빈곤 감소가 어느 정도 이루어지고 있는가?
- 특정 세금과 이전이 평등화와 빈곤 감소를 어떻게 달성하고 있는가?
- 재정건전성(Fiscal prudence)의 한계 안에서 과세 및 지출 변화를 통해 재분배를 늘리고 빈곤을 줄이려면 어떤 조치가 이루어져야 하는가?

CEQ 평가는 세금과 사회지출(간접 보조금과 세금, 교육 및 보건지출 포함)이 한 국가의 소득 불평등과 빈곤에 어떻게 영향을 미치는지에 대한 첫 번째 종합 분석을 제공한다. 그 평가는 국가 간 비교와 시간 흐름에 따른 비교가 가능하다. 국가 차원의 연구는 개별 프로그램과 정책 조치의 분배적 효과, 그리고 각국의 정책 및 프로그램 조합의 순효과를 살펴본다. 결과는 정책 입안자, 다자기관, 비정부 기구에 세금과 지출 정책상 어떤 변화가 평등 촉진 및 빈곤 감소로 이어질지를 판단하는데 필요한 데이터와 분석을 제공한다.

CEQ 진단 질문지는 정부가 모두를 위한 최저생활수준을 지원하는데 충분한 자원을 모으고 할당하고 있는지, 재정 자원을 누진적으로 수집하고 재분배하고 있는지, 이들의 지출이 재정적으로 지속가능하며 프로그램의 질은 합리적인 수준인지, 투명한지, 즉 충분한 정보를 수집하고 공개하고 있으며 개별 평가의 대상이 되는지를 살펴본다.

CEQ는 시민사회기구가 정부의 세금 및 지출의 분배적 효과를 모니터링 할 수 있도록 새로운 기회를 제공한다. 또한, 저소득 국가의 구체적인 목표 달성에 필요한 외부 자원과 관련하여 국제 기부자들에게 중요한 정보와 분석의 출처를 제공할 것이다. 그리고 CEQ 결과는 소수자 및 기타 소외된 집단 - 예를 들면 흑인 및 원주민 집단 등 - 의 상황을 모니터링하고 정부의 세금과 지출이 이들의 소득과 웰빙에 어느 정도 영향을 미치는지 판단하는데에도 사용될 수 있다.

CEQ 프로젝트는 CIPR(Center for Inter-American Policy and Research)과 툴레인 대학교 경제학부, Center for Global Development, Inter-American Dialogue가 추진하는 이니셔티브이다. 이 프로젝트의 주요 성과물이 CEQ 평가로, 과세 및 사회지출이 개별 국가에서 불평등 및 빈곤에 미치는 영향을 분석하도록 설계된 방법론 체계이다.

CEQ는 출범 이래 빌 앤 멜린다 게이츠 재단, IADB(Inter-American Development Bank), 세계은행, 유엔개발프로그램의 라틴아메리카 및 카리브해 연안 지부(UNDP/RBLAC), 아프리카 개발은행, 국제농업개발

기금(IFAD), 라틴아메리카 개발은행(CAF), 캐나다 국제개발청(CIDA), 노르웨이 외무부, GE 재단으로부터 재정적 지원을 받고 있다.

재정귀착(fiscal incidence)분석에 사용된 조사는 다음과 같다.

국가	조사	연도	데이터
브라질	Pesquisa de Orçamentos Familiares	2009	소득
칠레	Encuesta de Caracterización Social (CASEN)	2009	소득
콜롬비아	Encuesta de Calidad de Vida	2010	소득
인도네시아	Survei Sosial-Ekonomi Nasional	2012	소비
멕시코	Encuesta Nacional de Ingreso y Gasto de los Hogares	2010	소득
페루	Encuesta Nacional de Hogares	2009	소득
남아공	Income and Expenditure Survey and National Income Dynamics Study	2010-2011	소득

## 부록 7.A2

## 램버트의 난제

(Lustig et al., 2015에서 발췌)

재정정책이 평등화 효과를 발휘하는 것으로 관찰되었다고 하자. 특정 세금(예를 들어 직접세 vs 간접세) 또는 이전(직접이전 vs 간접 보조금 또는 현물이전)이 관찰된 결과에 미치는 영향을 측정할 수 있을까? 정책 논의에서의 근본적인 의문은 특정 재정 개입(또는 특정한 조합)이 평등화 효과를 발휘하느냐 불평등화 효과를 발휘하느냐이다. 재정 개입이 단 한 개만 존재하는(그리고 순위 재설정이 없는) 국가에서는 카크와니(Kawkwani)지수와 같은 전형적인 누진성 지표를 사용하여 확실한 대답을 내놓기 위해서는 특정 개입이 누진적인지 역진적인지만 알면 충분하다.<sup>2</sup> 한 가지 이상의 재정 개입이 존재하는 세상에서는 (순위 재설정이 없다 하더라도) 특정 개입의 누진성과 그것이 불평등에 미치는 영향간의 이러한 1대1 관계는 다시 구분된다. Lambert(2001)에서 상세하게 설명하고 있듯이, 재정 시스템의 특정 특성에 따라, 역진세는 그 역진세가 없었을 경우 이상의 평등화 효과를 발휘할 수 있다.<sup>3</sup>

Lambert(2001, Table 11.1, p. 278)에서 차용한 예를 보면 역진세의 경우 이러한 점을 설명하는데 도움이 될 수 있다(표 7.A2.1). 아래 표는 누진적 급여만 있는 것보다 “..세금은 원소득(original income)에서 역진적일 수 있으며... 그러나 순 시스템은 더 많은 누진성을 나타낼 수 있다.”는 것을 보여준다. 이 사례에서 세금만의 재분배 효과는 -0.0517로 그 역진성을 잘 보여준다.<sup>4</sup> 그러나 순 재정시스템의 재분배 효과는 0.25로 급여만의 재분배 효과가 0.1972인 것에 비해 높다. 세금이 원소득(original income) 대비 역진적이지만 덜 불평등하게 분포된 이전후소득(post transfers income)과 관련해서는 누진적이라면, 역진세는 누진적 이전의 효과 이상의 평등화 효과를 발휘할 것이다.<sup>5</sup>

표 7.A2.1. 램버트의 난제

	1	2	3	4	합계
원소득 x	10	20	30	40	100
세금 채무 t(x)	6	9	12	15	42
급여 수준 b(x)	21	14	7	0	42
급여 후 소득	31	34	37	40	142
최종 소득	25	25	25	25	100

출처: Lambert, P.(2001), The Distribution and Redistribution of Income, Third Edition, Manchester University Press, Table 11.1, p. 278.

StatLink  <http://dx.doi.org/10.1787/888933209145>

램버트의 난제가, ‘순 재정시스템이 이전과 결합하여 평등화 효과를 발휘하기만 한다면 효율적인 역진세도 괜찮다’는 잘 알려진(그리고 자주 반복되는) 결과와 같지 않다는 점을 주목할 필요가 있다.<sup>6</sup> 램버트의 난제가 가진 놀라운 측면은 역진세(시장소득 대비)를 가진 순 재정시스템이 역진세가 없는 경우보다 더 많은 평등화 효과를 발휘한다는 것이다.<sup>7</sup>

실제 재정 시스템에서 램버트의 “난제”<sup>8</sup>의 의미는 상당히 심오하다. 특정 개입(또는 특정 정책 변화)가 불평등을 늘리는지 줄이는지 –그리고 얼마만큼 늘리거나 줄이는지- 여부를 판단하려면 전체 시스템을 포함한 수리적 계산을 해야 한다. 램버트가 언급했듯이 그의 예는 “무리하게 갖다 붙인 것이 아니”<sup>9</sup> 1980년대의 저명한 두 편의 연구에서는 미국과 영국에서 이러한 유형의 결과를 찾아냈다.<sup>10</sup> 또한 1990년대 칠레 연구에서도 나타났다.<sup>11</sup> 현 분석에서는 램버트의 난제가 칠레의 경우 간접세에서, 그리고 정도는 약하지만 남아공에서도 나타났다. 이러한 반 직관적 결과는 경로의존성(path dependency)의 결과이다. 즉, 특정 세금이 시장소득에 대해서는 역진적일 수 있지만 다른 모든 재정 개입이 이미 갖춰져 있는 경우의 소득에 대해서는 누진적일 수 있다.

## 주

1. 순 재정시스템이 전반적으로 평등화 효과를 발휘한다 해도 특정 개입은 평등화 효과를 발휘하지 않을 수 있다.
2. 세금에 대한 카크와니지수(Kakwani index)는 세금의 집중계수와 시장소득에 대한 지니계수 간 차이로 정의된다. 이전의 경우, 시장소득의 지니계수와 이전의 집중계수 간 차이로 정의된다. 예는 Kakwani(1977)를 참고.
3. Lambert(2001)의 277쪽과 278쪽 참고. 또한 역진세를 추가하는 것이 평등화 효과를 발휘할 때는 언제인지 또는 누진적 이전을 추가하는 것이 불평등 효과를 발휘할 때는 언제인지 판단하는데 사용할 수 있는 모든 수학적 조건 추출과 관련해서는 Lustig et al.(2015, forthcoming) 참고.
4. 순위 재설정(re-ranking)이 없으므로 R-S는 재정 개입 전후의 지니계수 차이와 같다.
5. 램버트는 누진적, 역진적이라는 용어를 이론적이고 실증적 발생(incidence) 분석에 관한 문헌을 저술한 다른 저자들과는 다르게 사용했다. 그러므로 그는 평등화 효과를 발휘하는 이전을 “역진적”이라고 칭했다. 그의 저서 앞장에 나와 있는 정의 참고.
6. Higgins and Lustig(2015)에서 언급했듯이 “비면세 부가세처럼 빈곤층에게 불균형하게 부과되는 효율적인 세금(efficient taxes)은, 형평성 추구에 보다 초점을 맞춘 지출수단이 존재한다는 주장으로 정당화되는 경우가 많다(Keen and Lockwood, 2010, p. 141). 마찬가지로 Engel et al.(1999, p. 186)에서는 “비면세의 단점은 이전(transfer)의 적절한 대상 설정으로 완화된다는 점은 확실하다” 왜냐하면 “빈곤한 이가 납부한 세금은 자신에게 돌아오기 때문이다”라고 주장하고 있다. Ebrill et al.(2001, p. 105)에서는 “역진세는 아마도 친빈곤 지출의 재정을 조달하며 그 순효과는 빈곤을 완화하는 최고의 방법일 수 있다”고 주장한다.
7. 순위 재설정(re-ranking)이 있다면, 세금(이나 이전)을 더욱 누진적으로 만드는 현실세계의 순세제의 만연한 특징이 세금 및 이전 후 불평등을 증가시킬 수 있다는 점 또한 나타날 수 있다. 램버트의 예에서 역진세는 이전의 평등화 효과를 강화할 뿐만 아니라 세금을 보다 누진적으로(즉, ...카크와니 식으로는 좀 더 불균형하게) 만드는 것은 더 큰(!) 불평등을 낳을 수 있다. 세금이나 이전의 (좀 더 누진적으로 만들기 위한) 추가적인 변경은 단지 순위 재설정과 불평등 증가만을 유발할 것이다.
8. 이는 램버트가 선택한 표현이다(p. 278).
9. Lambert (2001) 278쪽으로부터 인용되었다.
10. 미국은 Ruggles and O'Higgins(1981a), 영국은 Ruggles and O'Higgins(1981b).
11. Engel et al.(1999). 비록 저자들이 저서에서 칠레 시스템의 이러한 특징을 인지하지는 않았지만, 최근 제1저자와 최근 접촉했을 때, 칠레 시스템이 평등화 효과를 발휘하는 간접세에도 불구하고 역진적인 특징이 있다는 결론을 내린 바 있다.

## 경제협력개발기구

### ORGANISATION FOR ECONOMIC CO-OPERATION AND DEVELOPMENT

OECD는 세계화에 따른 경제, 사회, 환경 문제에 대응하기 위해 각국 정부가 함께 모여 노력하는 포럼이다. OECD는 기업 지배구조, 정보경제, 인구 고령화와 같은 새로운 변화와 문제에 대처하는 정부를 이해하고 돕는데 앞장서고 있다. OECD는 각국 정부가 각자의 정책경험을 비교하고 공통과제에 대한 해결책을 모색하며, 모범사례를 확인하고 국내외 정책을 조율하기 위해 노력할 수 있는 환경을 제공하고 있다.

OECD 회원국은 호주, 오스트리아, 벨기에, 캐나다, 칠레, 체코, 덴마크, 에스토니아, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 아이슬란드, 아일랜드, 이스라엘, 이탈리아, 일본, 한국, 룩셈부르크, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 폴란드, 포르투갈, 슬로바키아, 슬로베니아, 스페인, 스웨덴, 스위스, 터키, 영국, 미국이다. 유럽 위원회도 OECD의 작업에 참여하고 있다.

OECD 출판물은 회원국이 동의한 협약, 지침, 기준뿐만 아니라 경제, 사회, 환경적 사안에 관하여 수집된 통계와 연구 결과를 널리 전파한다.

**다 함께 같이: 왜 불평등 감소가 모두에게 이익인가**  
**In It Together: Why Less Inequality Benefits All**

발행 일: 2016년 4월

원저: OECD

번역 · 발행: OECD 대한민국 정책센터(사회정책본부)

서울시 종로구 율곡로 33 안국빌딩 5층

Tel. 02 3702 7145 [www.oecdkorea.org](http://www.oecdkorea.org)

인쇄: 아이프리넷





# In It Together

## Why Less Inequality Benefits All

### 다 함께 같이

#### 왜 불평등 감소가 모두에게 이익인가

빈부격차는 계속해서 커지고 있다. 성장의 혜택은 고소득 집단에 주로 집중되었고 저소득 가구들은 소외되었다. 이렇게 장기적으로 소득 불평등이 심화되면서 사회적, 정치적 우려뿐만 아니라 경제적 우려도 제기되고 있다. 즉, 소득 불평등은 GDP 성장을 저해하는 경향이 있고 이러한 영향을 설명하는 것이 바로 하위 40%와 사회 나머지 집단 간의 격차가 더욱 벌어지고 있는 현상이다. 저소득자들은 자신의 인적자본 잠재력을 인식하지 못하게 되며 이는 일반적으로 경제에 좋지 않은 영향을 미친다. 본 보고서는 불평등이 발생하는 주요 분야와 새로운 정책적 접근이 요구되는 핵심 영역, 즉, 최근의 경제위기와 재정 건실화가 가구소득에 미친 결과, 비정규 일자리 및 일자리 양극화 증가 등 노동시장의 구조적 변화, 지속되는 성별 격차, 과도한 부의 집중 문제, 재분배 정책의 역할 등을 조명한다.

### 목차

- 제1장 불평등 추세, 주요 연구결과와 정책 방향 개요
- 제2장 소득 불평등이 경제 성장에 미치는 영향
- 제3장 경제위기 및 재정건전화 시기의 소득 불평등
- 제4장 비정규직, 일자리 양극화와 불평등
- 제5장 여성, 근로와 소득 불평등
- 제6장 국가별 가구재산 집중 현황
- 제7장 신흥국의 불평등과 자원 재분배

본 출판물의 영문 원본은 다음 사이트에서 확인할 수 있습니다.

In It Together: Why Less Inequality Benefits All (ISBN 9789264232662/ DOI: <http://dx.doi.org/10.1798/9789264235120-en>), © 2015, Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), Paris.

본 번역물은 OECD와의 합의를 거쳐 발간한 것으로 OECD의 공식 번역물은 아닙니다.

[www.oecdbookshop.org](http://www.oecdbookshop.org) – OECD 온라인 서점

[www.oecd-library.org](http://www.oecd-library.org) – OECD 전자도서관

[www.oecd.org/oecddirect](http://www.oecd.org/oecddirect) - OECD 알림 서비스

