

한국의 비근로가구는 증가하였는가?

안 서 연

(국민연금연구원)

본 연구는 한국복지패널 1차부터 11차 자료를 사용하여, 근로가능가구를 대상으로 비근로가구 비율을 측정하였다. 1990년대부터 서구 사회는 개인의 고용률은 개선되는 상황에서 가구단위 비근로가구 비율이 증가하는 현상에 대해서 정책적·학문적 관심을 지속적으로 가져왔다. 하지만 우리나라의 경우 아직 비근로가구의 규모 조차 파악이 안 된 상황이다. 이에 본 연구는 Gregg와 Wadsworth가 개발한 '가구단위 일자리 분포 분해 방법'을 통해 비근로가구 규모를 측정하였다. 그 결과 우리나라의 실제 비근로가구 비율은 예측된 비율보다 여전히 낮아서 가구단위 노동 공급은 건전한 것으로 밝혀졌다. 하지만 2006년 기준 실제 비근로 가구는 예측된 비근로 가구 비율보다 7.4%p 낮았지만, 2016년 기준 3.7%p 밖에 낮지 않아, 시간이 지남에 따라 비근로 가구 비율은 높아지는 추세인 것으로 확인되었다. 이러한 결과에 대해 논의하고 향후 연구방향을 제안하였다.

주요 용어: 비근로가구, 가구단위 비근로, 노동불평등

이 논문은 제10회 한국복지패널 학술대회(2017.9.15.)에서 발표한 원고를 수정·보완한 것임.

■ 투고일: 2018.10.31 ■ 수정일: 2018.12.21 ■ 게재확정일: 2018.12.26

I. 서론

본 연구는 지난 10여 년간의 가구단위 노동공급 축소 현상인 ‘비근로 가구’ 증가현상에 초점을 두고, 근로가능 가구를 대상으로 비근로가구 비율을 분석하였다. 본 연구에서 ‘근로가능 가구란 가구 내 1명 이상의 생산가능 연령인구(전일제 학생과 군복무 중인 가구원을 제외)를 포함한 가구를 의미한다. 또한 근로가능 가구 중에서 노동시장에서 근로(무급노동 포함)를 하는 가구원이 한 명도 없는 가구를 ‘비근로 가구’라 정의한다. 개인단위로 수집되는 실업률과 비고용률(non-employment rate)이 중요한 사회 지표로 사용되어 왔지만, 개인의 삶의 질은 가구 내의 다른 구성원들의 경제적 상황에 달려있다(Gregg et al., 2010, p.140). 사실상 직업이 없는 개인의 가정환경은 다른 가구원들의 사회적 지위 등과 매우 긴밀히 연관되어 있기 때문이다. 그런 이유로 빈곤과 불평등의 지표는 주로 가구단위로 분석되었다.

1990년대 이후 서구사회에서 ‘비근로 가구’ 증가 현상이 목도되었으며, 2000년대부터 많은 정책적 관심을 끌었다. 즉 개인단위의 고용률은 점차 개선되고 있는 상황 속에서, 가구 내의 노동하는 사람이 없는 비근로(workless) 가구가 증가하고 있다는 현상에 대한 논의가 활발해졌다(예를 들어, Singley & Callister, 2003, 뉴질랜드 ; Scutella & Wooden, 2004 Dawkins, Gregg & Scutella, 2005, Whiteford, 2009, 호주; Gregg, Scutella & Wadsworth, 2010, 미국, 영국 독일, 스페인, 호주).

가구단위 비근로 가구는 사실상 개인단위의 비근로(workless)만을 측정할 때는 밝혀질 수 없는 사실들을 밝혀냄으로써 사회정책에 새로운 통찰을 제공할 수 있다(Graaf-Zijl & Nolan 2011). 가구 내에서 일하는 사람이 없다는 의미는, 개인단위의 실업이나 비경활 상태보다 더 심각한 문제를 야기할 수 있으며, 장기적인 비근로(workless) 가구에 대해서는 정책적 관심이 필요하다(Headey & Verick, 2006, p.30). 많은 국가들이 정부 이전 급여(transfer benefit)를 가구단위로 제공하기 때문에 가구 내의 일하는 사람이 전혀 없는 비근로(workless) 가구는 정부의 이전소득에 의지할 가능성이 높으며, 빈곤에 처할 가능성 또한 높다. 그로 인해 서구사회에서 비근로가구는 복지 정책과 근로유인(work incentive) 정책에서 중요한 정책적 관심 대상이 되었다(Gregg et al., 2010). 앞서 언급하였듯이 가구단위 비근로 문제의 심각성은 전통적인 노동시장 성과의 측정 지표인 개인단위의 고용률만을 측정할 때는 밝혀질 수 없다. 개인단위 고용률의 변화 양상과

가구단위 노동공급의 변화는 차이가 있을 수 있다. 예를 들어 OECD (2001)는 OECD 국가들 중에서 비근로(workless) 비율은 개인단위의 실업이나 고용률 보다, 비연금수급자 빈곤율(non-pensioner poverty rates)과 매우 높은 상관관계를 가진다는 사실을 보여 주었다.

이제껏 우리나라의 불평등 연구는 대부분 소득불평등에 초점을 두었으며, 가구단위 노동 불평등(work inequality) 문제는 간과되어 온 경향이 있다. 우리나라 국민은 전통적으로 근로 의욕이 높다는 믿음이 있으며, 이는 낮은 실업률 그리고 노인의 높은 경제활동 참가율 등으로 증명되어 왔다. 하지만 낮은 실업률과 노인의 높은 경제활동 참가율 등이 가구단위 노동공급의 건전성을 의미하는 것은 아니다. 우리나라는 저소득층의 근로유인을 제고하기 위해 2007년 근로장려세제를 신설하였으며, 근로장려금을 지속적으로 올리고 있지만, 여전히 가구단위의 노동공급의 변화 혹은 노동 불평등에 대해서는 연구가 부재하다. 실제로 영국의 경우 비근로 가구를 주요한 국가 통계로 다루고 있는데 반해, 우리나라의 경우 비근로 가구의 규모 조차 파악 되지 않았다. 또한 근로가능 가구를 대상으로 가구단위에서 노동시장의 일자리들이 어떻게 분포되어 있는지에 대한 연구는 부족한 현실이다. 이에 본 연구는 유럽에서 1990년대부터 정책적 관심을 끌었던 비근로가구(workless household) 증가현상이 우리나라에서도 발생되고 있는지 살펴보고, 더 나아가 Gregg와 Wadsworth (2004, 2008, 2010)의 가구단위 고용 분포 분해 방법을 사용하여 2000년대 중반 이후 지난 10여 년간 우리나라의 가구단위 노동불평등이 어떻게 변화하였는지에 관해 분석하도록 한다.

II. 가구단위 노동공급 변화와 비근로 가구 선행연구¹⁾

유럽 사회는 노동시장 불평등과 관련하여 가구단위 일자리 불평등 문제에 많은 관심을 가져 왔다. 1990년대 이후 OECD와 유럽의 몇몇 국가들은 가구의 일자리 분배 패턴

1) 본 연구에서 work, job을 지칭하는 용어로서, 근로, 일자리, 노동, 고용의 용어를 사용한다. 이 용어들은 노동시장에서 자영업을 포함한 유급 혹은 무급으로 일하는 행위를 뜻하며, 구분 없이 사용하도록 한다.

에 대해서 주의 깊게 관찰하기 시작하였다(Headey & Verick, 2006, p.9). 1980년대 초기부터의 선행 연구들은 가구 내 모든 성인들이 실업 상태인 가구의 증가를 보여주거나(Miller, 1997) 혹은 비근로 가구들에 대한 특성을 연구하였다(예를 들어, OECD, 1998; Gregory, 1999; Reference Group on Welfare Reform, 2000; Dawkins, Gregg & Scutella, 2002a, 2002b). Gregg와 Wadsworth(1994, 1996)는 처음으로 특정 OECD 국가들의 고용 패턴 즉 근로연령대의 가구들에서 개인단위의 고용 패턴과는 다르게, 비근로(workless)가 불균등하게 분포되어 있는 것에 주목하기 시작하였다(Gregg, Scutella & Wadsworth, 2008, p.140). 고용이 특정 가구로 집중 혹은 배제 되는 현상을 뜻하는 가구 고용 불균등²⁾에 대한 논의는 2000년대 초기부터 시작되었으며, 이는 개인단위의 총량적인 고용률은 증가했음에도 불구하고 몇몇의 영미권 국가와 유럽국가 등(독일, 헝가리 등)에서 가구단위의 비근로 가구가 증가하였다는 논의이다.

국가별 비근로가구 비율을 측정한 실증연구 결과는 다음과 같다. Gregg 등(2010)은 미국, 영국, 독일, 스페인, 그리고 호주에서 개인 단위의 비근로(worklessness)와 가구단위의 비근로 측정의 차이가 커지고 있음을 보여주었다. 그러나 Whiteford와 Adema(2007)는 몇몇의 OECD 국가 중 남부유럽(그리스, 이탈리아, 포르투갈, 스페인), 동아시아(일본) 그리고 저소득 국가(멕시코, 터키)는 가족단위와 개인단위의 비근로 정도의 차이가 거의 없고, 고소득 국가의 경우 차이가 있다고 밝혔다. OECD(1998, p.25)는 개인과 가구단위의 비고용률의 상관관계는 어느 정도 존재하지만, 개인단위의 비고용률(non-employment rate)이 높은 나라가 필연적으로 가구단위 비고용률 또한 높지 않다고 결론 내렸다.

서구사회는 비근로 가구에 대한 높아진 관심과 함께 비근로가구 측정에도 정책적 관심을 기울였다. 영국정부(국가통계)와 OECD(1998, 2002) 그리고 European Union(European Commission, 2001; Eurostat, 2003)에서는 가구단위 비근로(workless) 정보를 노동시장 성과와 사회적 배제에 관한 주요 지표로 포함시키기 시작하

2) 이 논문의 방법론을 만든 저자들은 양극화(polarisation)라고 명명하였으며, 이 개념이 Esteban과 Ray(1994)가 고안한 소득분포의 양극화와는 다른 의미라고 밝혔다(Gregg et al., 2010, p.147). 즉 본 연구 방법론의 저자들이 양극화라고 명명한 것은 가구간의 일자리의 분포가 양극화 되고 있다는 의미이다. 예를 들어 특정 가구의 경우 모든 근로가능가구원이 근로하고, 특정가구는 전체 근로가능 가구원이 비근로 상태일 경우 가구 고용이 양극화 되었다고 설명할 수 있다. 본 논문에서는 소득양극화와의 의미상의 혼돈을 막기 위해 가구 고용 불균등 혹은 불평등으로 해석하도록 한다.

였다. 또한 비근로 가구의 증가 문제가 점차적으로 두각 뒀에 따라, EU에서는 2020년 새로운 EU 빈곤 감소 대상 (“strategy for growth and jobs”)으로 비근로가구(workless household)를 포함시키기도 하였다(Graaf-Zijl, Nolan 2011, p.9).

앞서 언급하였듯이 우리나라에서 가구단위 노동불평등을 분석하거나, 비근로 가구에 초점을 둔 연구는 부재하다. 다만 가구“소득”불평등을 연구한 논문들 속에서 가구단위 노동공급 변화의 실마리를 부분적으로 찾을 수 있다. Jacobs(2000)는 영국과 아시아의 3개국 (일본, 대만, 한국)의 임금불평등을 비교하면서, 영국에 비해서 아시아 3개국의 비근로가구 비율이 매우 낮다고 결론 내렸다. 또한 우리나라의 소득불평등 감소이유에 관하여 중·하위층 배우자의 노동공급이 증가하였다는 연구결과(이성림, 2005)와 저소득층 배우자의 노동공급이 증가하였다는 연구결과(이철희, 2008)가 있다. 장지연(2012)은 우리나라 저소득층의 평균 근로자수가 다른 나라들에 비해 많아서, 가구소득불평등이 상대적으로 낮다고 설명하였다. 이러한 연구 결과를 통해 유추해본 결과, 우리나라는 가구 내의 근로자와 비근로자의 동거를 통해 혹은 저소득층에서 노동공급을 증가시키는 방향으로 소득분배 악화에 대응한 것으로 보인다.

하지만, 이성림(2005)과 이철희(2008) 연구는 2000년대 초반 시기를 연구한 결과이며, 비록 장지연(2012)을 통해서 우리나라 저소득층의 평균 취업자 수가 다른 나라들에 비해서 높은 수준이라는 사실은 확인되었지만, 이는 횡단적 측면에서의 국가비교 결과이다. 즉 우리나라 저소득층이 다른 국가의 저소득층에 비해서 특정년도(대체로 2005년 전후)에서의 노동공급이 상대적으로 높다는 의미이기 때문에, 우리나라의 가구단위 노동공급에 관한 중단추세가 어떠한지 알 수 없다. 2000년대 이후에도 여전히 저소득 가구에서 노동공급 확대를 통해서 소득불평등의 증가 속도를 낮추고 있다는 증거는 찾기 힘들다.

오히려 반대 현상에 대한 증거가 발견되지만, 이에 대한 충분한 연구가 진행되지 못했다. 무직가구가 증가하고, 이러한 무직가구 비중 상승에 의한 소득격차 확대효과가 14.5% 라는 연구 결과(성명재, 2002)와 비근로(workless) 가구의 비율은 아니지만, 가구주 유형에서 무직자 가구의 비중이 점차 증가(2003년 2%에서 2010년 10%)하고 있다는 연구결과(최바울, 2012)가 있다. 비근로 가구에 대한 연구는 아니지만, 근로연령대 가구의 노동소득이 양극화 되는 현상 또한 포착되었다. 예를 들어 2000년대 이후 저소득층(1~2분위)의 가처분 소득 비중이 서서히 감소하는 추세를 보이는 반면, 9~10분

위의 고소득층에서는 그 비율이 소폭 상승한 후 대체로 일정한 비율을 유지하고 있다고 밝힌 연구(성명재, 2009)가 있다. 덧붙여 근로연령가구의 불평등 증가가 전체 불평등 증가의 53.7%를 설명한다는 연구결과(장지연, 이병희, 2013, p.83)가 있다. 최근 연구인 안서연(2016)은 저소득층에서 근로성인 비율의 지속적인 감소와 기타가구원(가구주와 배우자를 제외한 가구원)의 비근로 증가로 미뤄 볼 때 2000년대 이후에도 저소득 가구에서 노동공급 확대를 통해 소득불평등 증가속도를 낮춘다는 증거는 찾기 힘들다고 결론 내렸다.

정리하자면, 2000년대 이후, 가구주를 기준으로 무직가구가 증가하는 경향을 보인 것과 저소득층의 소득점유율이 하락 하였다는 사실 그리고 근로연령가구의 소득불평등 증가했다는 선행연구 결과들을 통해서 간접적으로 가구단위 노동공급의 변화를 예상할 수 있다. 그러나 근로가능 가구들을 대상으로 일자리의 분포가 어떻게 변화하였는지에 관한 실증연구는 찾기 어렵다. 이에 본 연구는 가구단위를 기준으로 노동시장의 일자리가 불평등하게 분배되어 있는지에 초점을 두고 연구를 진행하도록 한다.

III 자료와 분석방법

1. 자료

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 조사하는 한국복지패널(이하 복지패널)을 사용하여 분석하도록 한다. 다른 분석 가능한 데이터로는 횡단면 가구 단위 데이터인 통계청의 '가계동향 조사'와 한국노동연구원의 '한국노동패널'(이하 노동패널)이 있다. 먼저 '가계동향 조사'의 경우 가구원들의 취업, 비취업 상태 변수 정보만을 제공하여 비취업 상태의 가구원이 실제 비근로 상태인지 아니면 학업이나 군복무 여부로 인한 비취업 상태인지 판단하기 어렵다. 즉 근로가능 가구 규모 파악이 어려우며, 이로 인해 비근로가구 비율을 측정할 때의 분모 추정이 어렵다. 또한 가구의 지역코드를 개방하지 않고 있어, 지역별 조건부 비근로 확률 측정이 불가능하다. 노동패널은 복지패널보다 긴 시계열 데이터를 구축하였고, 근로와 소득에 방점을 둔

조사이지만, 제주도와 농어촌 가구를 제외한 표본 추출로 인해 비근로가구 비율이 과소 추정될 가능성이 높다³⁾.

반면 복지패널은 2005년 1차 데이터를 시작으로 2017년까지 11차 자료(wave)가 확보⁴⁾되어 노동패널에 비해서 시계열은 짧다. 하지만 조사 설계부터 외환위기 이후의 빈곤층과 차상위 계층 등의 규모와 실태를 동태적으로 파악하기 위해서 시작되었으며, 제주도와 농어촌을 포함하고 있어 전국적인 대표성을 지닌다(한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소, 2016). 다만 저소득층 대상 정책이나 빈곤연구를 위해 저소득층을 과대 표집 하여, 본 연구에서 관심을 가지는 비근로 가구가 과대 측정될 가능성이 있어, 본 연구에서 제시하는 모든 분석 결과는 가중치를 적용하였다. 본 분석에서 근로 가능 가구란 앞서 언급하였듯이 가구 내의 15세 이상 65세 이하 가구원 중 전일제 학생과 군복무 중인 가구원을 제외한 1명 이상의 생산가능 연령인구를 포함한 가구를 의미하며, '비근로 가구'란 근로가능 가구 중에서 노동시장에서 근로(무급노동 포함)를 하는 가구원이 한 명도 없는 가구를 뜻한다⁵⁾. 분석 자료는 2006년 1차 자료 부터 2016년 11차 자료 까지이며 분석대상은 '근로가능 가구'이다. 1차는 5,651 가구, 2차 5,115 가구, 3차 4,772 가구, 4차 4,566 가구, 5차 4,384 가구, 6차 4,090 가구, 7차 4,051 가구, 8차 3,929 가구, 9차 3,737 가구, 10차 3,613 가구, 11차 3,438 가구가 최종분석 대상이었다. 연도 별 평균적으로 3.5% 정도의 소실률(attrition rate)을 보였다. 이 소실률에는 시간이 지남에 따라 조사 대상 가구의 고령화, 즉 전체 가구원이 65세 이상이 됨으로써 분석대상에서 제외되는 경우도 포함되었다. 복지패널은 2012년 7차 조사에서 신규표본 1,800가구를 추가하였으며, 비근로가구의 추이 분석의 통일성을 위해 추가 표본 가구는 본 분석에서 제외하도록 한다⁶⁾.

2. 분석 방법: 가구고용 분포 분해 방법

2000년대 중반 이후 지난 10여 년간 가구단위 노동불평등이 어떻게 변화하였는지

3) 12차의 추가표본의 경우 제주도를 포함한 일반거주 가구를 대상으로 한다.

4) 2018년 12월 현재 12차 wave까지 자료가 축적되었다.

5) 예를 들어 개념상 근로가능 가구이면서 가구 내의 65세 이상 노동하는 가구원이 있더라도, 생산가능 연령인구 중 근로하는 사람이 없으면, 본 연구에서는 비근로 가구로 분류된다.

6) 선택적으로 추가표본을 포함한 분석결과를 제시하였다.

살펴보기 위해 Gregg와 Wadsworth(2004, 2008, 2010)의 가구단위 고용 분포 분해 방법을 사용하여 분석한다. Gregg와 Wadsworth(2004, 2008, 2010)는 가구단위 고용 분포를 분석하기 위해 반사실적 가구 기준(counterfactual household benchmark) 방법을 제안하였는데, 이는 일자리가 전체 인구에 무작위하게 분포되어(ranonly distributed) 있을 때 비근로가구의 비율은 어떻게 될까? 라는 가정에서 시작된다. 비근로가구 분포의 기준(benchmark)으로 공평하게 분포된 고용 가능성을 가정하였으며, 이는 완전 균등선인 로렌츠 곡선과 같은 개념에 착안한 것이다. 이는 가구단위 고용 분포에 대한 직관적인 이해력을 높이고, Theil 지수에서 사용되었던 이론적인 엔트로피(entropy benchmark) 정보를 사용하려는 의도이기도 하다. 즉 Theil 지수에서 “최대 엔트로피(maximum entropy)”는 완벽하게 균등한 상황을 의미하는데 본 분석에서는 모든 사람들이 같은 고용가능성을 가졌을 때라는 개념으로 정의될 수 있다. 쉽게 설명하자면, 모든 사람이 동일한 고용가능성을 가졌으므로, 같은 수의 근로가능 가구원 수를 가진 가구들의 경우 비근로가구(workless household)가 될 가능성도 같다고 가정한다.

가. 가구단위 고용불균등 지수

이러한 반 사실적 가정 하에, 가구, h 에 살고 있는 모든 개인, i , 는 t 시기의 전체 비고용률(non-employment rate), n , 하에서 비근로가 될 가능성이 같다.

$$E[n_{ih} | k, n] = n, \forall i, \forall h \quad (1)$$

k 명의 근로가능 가구원이 있는 각각의 가구에서 반사실적 비근로 가구율(Counterfactual workless household rate), \hat{w}_k 은 식 (1)로 표현된다. 예를 들어 단독 가구의 반사실적 비근로가구확률(counterfactual probability)은 개인의 비고용률(non-employment rate)과 동일하다. 그리고 두 명의 근로가능 가구원이 있는 가구가 비근로 가구가 될 확률은 비고용률의 제곱(square of the non-employment rate)과 같다(아래 등식 2 참조).

$$\hat{w}_k = E[w_k | k, n] = n^k \quad (2)$$

총합의 반사실적 비근로 가구율(counterfactual workless)은 이러한 비율들의 가중 평균이고, 여기서, 가중치, S_k 는 근로가능 연령 가구원수 k 명인 가구들의 비율(the population proportions of households of size k)을 의미한다(아래 등식 3 참조).

$$\hat{w} = \sum_{k=1}^K S_k \hat{w}_k = \sum_{k=1}^K S_k n^k \quad (3)$$

본 연구에서 가구단위 고용 불균등의 개념은 실제(w)와 예측(\hat{w})된 비근로 가구율(workless household rates)의 차이로 규정되며, 이는 절대적인 불균등 지수(absolute polarisation index)를 의미한다. 즉 전체 개인들에게 고용이 무작위로 분배(random distribution)되었다는 가정 하에 비근로가구(workless household)의 비율이 어느 정도로 높거나 낮음을 의미한다. 실제와 예측된 비근로 가구의 비율 차이는 개인단위와 가구 단위 사이의 비교용률 통계치의 불일치 정도를 나타내는 표준적인 측정도구가 된다(아래 등식, 4 참조).

$$P(n, s_k, w_k) = w - \hat{w} = \sum_{k=1}^k s_k w_k - \sum_{k=1}^k s_k n^k = \sum_{k=1}^k s_k (w_k - n^k) \quad (4)$$

만약 일자리가 무작위로 분포되어있다면, 실제와 예측된 비근로 가구율은 동일하고, 불균등 지수는 0이 될 것이다. 또한 양의 값은 비근로 가구가 과잉되게 분포되었다는 것을 의미하고, 이는 주어진 개인단위 비교용률 하에서 비근로 가구(workless household)가 몇 % 포인트 과잉되었는지를 의미한다. 값이 클수록 불균등 분포정도가 크다는 의미이다.

또한 실제와 예측된 비율의 비(ratio), w/\hat{w} 를 통해서 상대적인 불균등지수를 계산할 수 있다. 이 경우 1의 값은 불균등 분포가 없다는 것을 의미하고, 1보다 높은 값은 표준보다 높은 비근로 가구의 비율적인 존재를 의미한다. 고용률이 매년 다른 것을 감안하기 위해서, 불균등 지수를 표준화하는 작업이 필요하며, 각 년도의 비교용률, n 을 절대적인 불균등 지수 값으로 나누는 방법이 사용된다(아래 식 5 참조).

$$(w - \widehat{w})/n \tag{5}$$

이 값은 0으로 수렴하고, 이 표준화된 값을 통해서 다른 시간대와 다른 나라들과 가구 고용 불균등 정도를 비교할 수 있다.

나. 가구단위 고용 불균등 분포 분해

개인단위의 비고용률을 기준으로 할 때, 비근로가구 비율이 높을 가능성이 크다. 왜냐하면 비근로가구는 가구단위로 측정되고, 만약 일자리는 한정되어 있는 상황에서 일자리가 일인가구 보다 다수의 근로가능한 성인이 있는 가구로 이동해 가거나, 원래 근로가구였던 가구의 가구원이 근로를 하게 된다면, 비근로 가구 비율은 증가하기 때문이다. 일자리는 다수의 가구원이 있는 가구들과 일인가구들 속에서 불균등하게 분포될 가능성이 높기 때문에, 근로 가능 가구원수에 따라 불균등 지수를 조정할 필요가 있다. 이러한 조정을 위해서, 시간에 따른 실제 비근로 가구율과 불균등 지수 둘 다 분해해야 한다. 각각의 가구규모에 따라 실제(actual)와 반사실적(counterfactual) 비근로 가구율은 차이가 있을 것이다. 기간 t와 t+1 사이의 불균등의 변화를 변이-할당 분석(shift-share breakdown)을 사용하여 다음과 같이 분해한다.

$$\begin{aligned} \Delta P &= \sum_{k=1}^k \Delta \{s_k (w_k - n^k)\} \\ &= \sum_{k=1}^k \Delta s_k [0.5(w_k - n^k)_t + 0.5(w_k - n^k)_{t+1}] \\ &\quad + \sum_{k=1}^k \Delta (w_k - n^k) [0.5s_{kt} + 0.5s_{k,t+1}] \end{aligned} \tag{6}$$

등식 (6)은 반사실적 비근로 가구율의 차이를 가구 간(between-household type) 구성요소와 가구 내(within-household type) 구성요소로 분해한 것이다. 즉 가구형태별 일자리 이동으로 발생한 차이와 가구 내에서의 불균등 지수의 증가로 인한 부분으로 분해 가능하다. 각 가구형태별 가구 내 요인의 기여(contribution)정도를 확인하기 위해서 등식(6)에서 가구 내 구성요인(within-household component)을 다시 각각의 가구타입

(household type)으로 분해 가능하다. 여기에서, 불균등 지수의 변화는 $\Delta w = \Delta \hat{w} + \Delta (w - \hat{w})$ 이며 분해식은 다음과 같다(아래 등식 7 참조).

$$\begin{aligned} \Delta w &= \Delta \hat{w} + \Delta (w - \hat{w}) = \sum_{k=1}^K \Delta s_k n^k + \sum_{k=1}^K \Delta \{s_k (w_k - n^k)\} \quad (7) \\ &= \sum_{k=1}^K \Delta s_k [0.5n_t^k + 0.5n_{t+1}^k] + \sum_{k=1}^K \Delta n^k [0.5s_{k,t} + 0.5s_{k,t+1}] \\ &+ \sum_{k=1}^K \Delta s_k [0.5(w_k - n^k)_t + 0.5(w_k - n^k)_{t+1}] \\ &+ \sum_{k=1}^k \Delta (w_k - n^k) [0.5s_{kt} + 0.5s_{k,t+1}] \end{aligned}$$

우변 두 번째 줄 첫 번째 항은 가구규모 비중 변화에 따라 예측된 비근로 가구율(predicted rate) 변화의 기여정도(contribution)를 나타내고, 두 번째 항은 비고용률(non-employment rate) 변화에 따른 기여율, 그리고 마지막으로 세 번째와 네 번째 등식(6)에서 가구 간/가구 내 불균등(between- and within-group polarisation) 항을 의미한다. 이 모든 과정에 걸쳐서 가구단위 노동시장 성과와 가구규모는 독립적이라고 가정한다.

다. 개인별 특성에 따른 분해

앞서의 분해방식은 가구규모에 따라 비근로 가구의 불균등 정도를 설명하려는 분석이다. 하지만 이러한 가구규모 외에도 가구 구성원들의 특성이 가구단위 비근로에 영향을 주게 된다. 즉 가구 구성원들이 모두 낮은 교육수준과 같은 특성을 공유하고 있다면, 구성원들이 동시에 비근로(worklessness)를 경험할 가능성이 높으며 이러한 가구구성원의 특성들이 가구 간 근로의 불균등 분포 현상을 설명하는데 도움이 된다. 개인별 특성을 고려하기 위해 식 (1)의 반사실적 비고용률(counterfactual non-employment rate)은 고용가능성에 영향을 주는 특성 $(E(n_i | X = X_i) = n_x)$ 에 따라서 세부그룹으로 분리된 집단별 비고용률(non-employment rate), n_x 의 평균으로 대체 한다. 이제 반사실적 비근로 가구율(counterfactual workless household rate)은 각각 가구구성원 개인 i의 가능

성(probability)의 곱(product)과 같다(아래 등식 8 참조).

$$E[w_k | k, n, X_i] = \prod_{i=1}^k n_{x_i} = \widehat{w}_x^k \quad (8)$$

이를 통해서 가구단위 노동불평등이 왜 일어나게 되었는지 판단 가능하다. 즉 다수의 성인이 존재하는 가구의 구성원들이 공통의 특성을 가지고 있기 때문인지 아니면 일인 가구가 상대적으로 더 낮은 고용률과 관련된 특성을 지녔는지 등을 판단할 수 있다. 더 많은 특성들을 고려하여 반사실적 비근로 가구율을 측정할수록, 예상된 비근로가구 비율과 실제 비율은 수렴하며 이러한 특성에 대한 분해의 정도는 연구자의 선택에 의한다.

본 연구에서는 근로에 영향을 주는 것으로 알려진 성별, 나이(15세 이상 35세 미만, 35세 이상 55세 미만, 55세 이상 66세 미만), 교육수준(고졸 미만, 고졸, 초대학 재학이상) 그리고 7개 권역으로 나눈 지역(서울, 수도권(인천, 경기), 부산/경남/울산, 대구/경북, 대전/충남, 강원/충북, 광주/전남/전북/제주도) 과 같은 요소들을 중심으로 조건부 불균등 분포(conditional polarization)를 측정하도록 한다(아래 등식 9 참조).

$$P(n, s_k, w_k, X) = \sum_{k=1}^K s_k w_k - \sum_{k=1}^K s_k \widehat{w}_x^k = \sum_{k=1}^K s_k (w_k - \widehat{w}_x^k) \quad (9)$$

등식(9)에서 차이(any difference)는 실제 관찰된 특성 X 를 조건으로 한 세부집단들의 고용의 차이(variation in employment)를 의미한다. 세부 특성에 따른 조건부 비고용률 확률(conditional non-employment probabilities)은 각 특성을 지닌 집단(cell)의 평균 혹은 모수적 회귀분석(parametric regression)을 통해서 측정가능하며, 본 연구에서는 집단의 평균을 이용하였다. 이러한 전체 분해 과정에 걸쳐서 표본에서 비 관찰된 특성(unobserved characteristics)은 시간이 지나도 불변한다고 가정한다.

IV. 분석결과

1. 비고용률과 비근로가구추이

개인단위의 비고용률은 비근로가구 측정의 기본지표가 된다. 복지패널의 개인단위 비고용률이 통계청의 비고용률과 같은 수준과 추이를 보이는지 먼저 확인하도록 한다. <표 1>은 통계청의 15세 이상 65세 미만 비고용률과 복지패널의 비고용률 수치를 비교한 결과이다. 증감비교는 통계청과 복지패널 상의 비고용률의 증감추이가 동일할 경우 ○로 표시하고, 다른 추이를 보일 경우 즉 통계청의 비고용률은 증가하였지만 복지패널은 감소하였을때(혹은 그 반대의 경우) X로 표시하였다. 전체적인 증감 추이는 매우 비슷했으며, 복지패널의 비고용률의 절대적인 수준은 통계청 기준보다 높은 것으로 나타났다. 그 차이는 2006년 6%p였으나, 2016년 2.4%p로 줄어들었다. 2010년과 2011년의 통계청과 복지패널의 비고용률 절대값은 각각 36.7%과 36.5% 그리고 36.2%와 36.0% 로 매우 비슷하였다. 2006년과 2016년 사이의 전체적인 변화는 서구사회의 변화와 비슷하게 개인단위 비고용률은 감소하는 추세를 보였다. 복지패널 상으로는 42.2%에서 36.3%로 큰 감소를 보였다.

표 1. 비고용률 추이

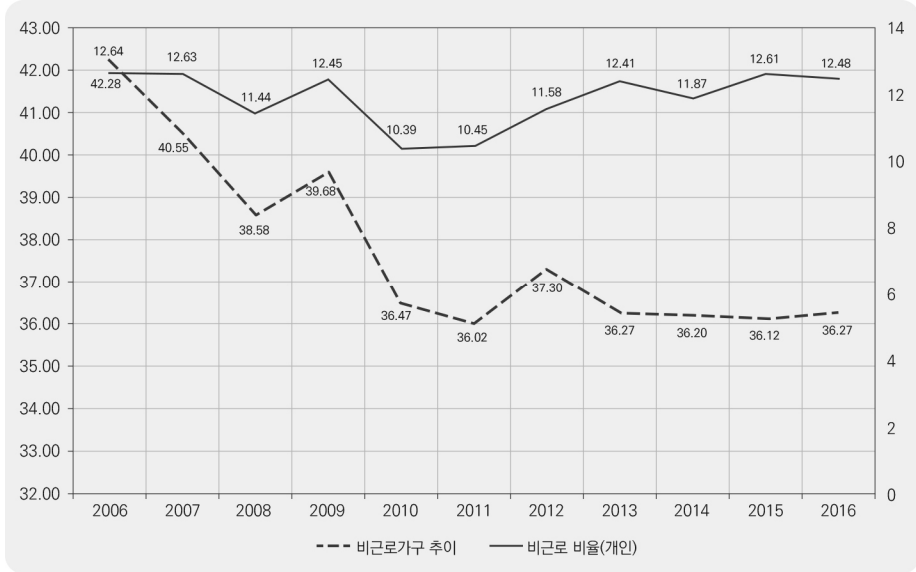
(단위: %)

년도	통계청	복지패널	증감 비교
1차: 2006	36.2	42.2	-
2차: 2007	36.1	40.6	○
3차: 2008	36.2	38.6	× (↓)
4차: 2009	37.1	39.6	○
5차: 2010	36.7	36.5	○
6차: 2011	36.2	36.0	○
7차: 2012	35.8	37.3	× (↑)
8차: 2013	35.6	36.3	○
9차: 2014	34.7	36.2	○
10차: 2015	34.3	36.1	○
11차: 2016	33.9	36.3	× (↑)

자료: 통계청 경제활동인구조사 각년도, 한국복지패널 1차에서 11차.

그림 1. 비교용률 개인(좌축)과 비근로가구비율(우축)

(단위: %)



자료: 한국복지패널 1차(2006년)에서 11차(2016년) 자료

앞의 [그림 1]은 개인단위 비교용률과 비근로가구 비율을 함께 나타내었다. 좌축은 개인단위 비교용률이며 우축은 비근로가구 비율을 나타낸다. 2006년과 2016년 사이 비교용률은 확연하게 감소하는 추세를 보인다. 반면 비근로가구 비율은 2006년 12.64%에서 감소하다가 다시 2011년(6차)부터 다시 완만하게 증가하는 추이를 보이며, 2016년 기준 12.48%로 2006년과 비슷한 수준을 보였다.

2. 실제 비근로가구비율과 예측된 비근로가구비율 측정

다음으로 비근로가구 추이를 보다 자세히 살펴보도록 한다. <표 2>의 첫번째 열은 실제 비근로가구 비율을 제시하였으며, 두번째 열은 일자리가 가구단위로 무작위로 균등하게 분포되어 있다는 가정하에서의 (반사실적) 예측된 비근로가구 비율을 나타내었다. 예측된 비근로가구 비율보다 실제 비근로 가구는 모든 년도에서 낮게 나타났다. 이는 아직까지 우리나라의 비근로가구 비율이 예측된 비율보다 높지 않음을 의미한다.

보다 자세히 살펴보면, 2006년 전체 근로가능 가구 중 12.64%가 비근로가구이었으며, 감소 추세를 보이다가, 2009년 12.45%로 다시 증가하였다. 이는 2008년 금융위기의 여파로 보이며 다시 2011년 까지 감소추세를 보이는 등 감소와 증가를 반복하고 있다. 2016년 기준 비근로가구는 12.48%로 2006년과 별다른 차이를 보이지 않는다. 하지만 흥미로운 점은 불균등 정도이다. 실제 비근로가구와 예측된 비근로가구의 비를 이용하여 비근로가구의 불균등 정도를 분석한 결과, 2006년과 2016년의 표면적인 실제 비근로가구 비율은 비슷하게 나타났지만, 개인의 비고용률의 감소를 감안한 가구의 고용 불균등은 심화된 것으로 나타났다. $(w-\hat{w})$ 지표는 몇 %p가 과잉 혹은 감소인지를 보여주는 지표인데, 2006년 기준 7.41%p가 예측된 비근로 비율보다 낮아 실제 비근로가구 수준이 매우 건전하다는 사실을 보여준 반면, 2016년의 경우 3.62%p 정도만 예측된 비율보다 낮은 것으로 나타나 비근로가구 비율은 실제로 악화된 것으로 볼 수 있다. w/\hat{w} 와 $(w-\hat{w})/n$ 지표도 같은 추세이며 이는 비근로가구 증가를 의미한다.

표 2. 실제 비근로 가구비율과 예측된 반사실적 비근로가구비율

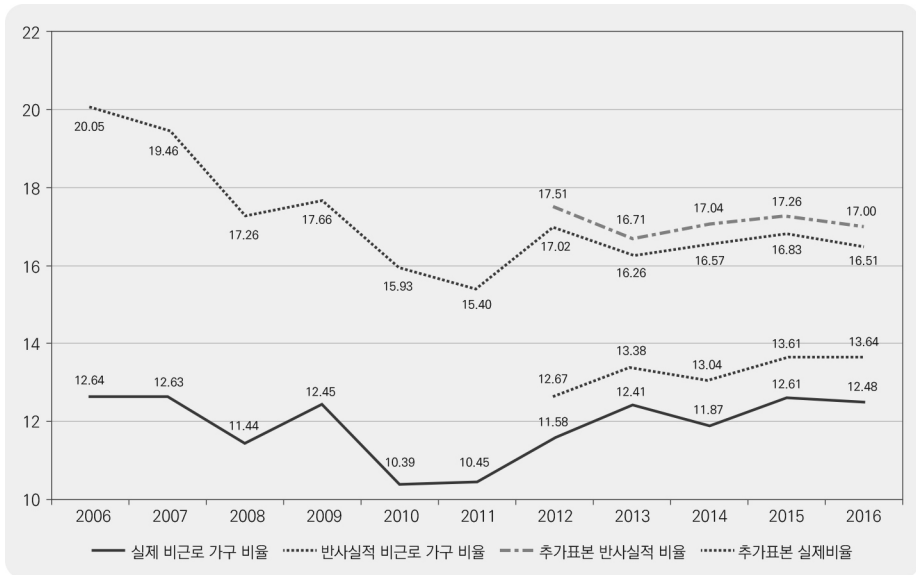
년도	실제 비근로가구비율 (w)	예측된 비근로가구 비율 (\hat{w})	불균등 정도		
			$(w-\hat{w})$	w/\hat{w}	$(w-\hat{w})/n$
2006	12.64	20.05	-7.41	0.63	-0.18
2007	12.63	19.46	-6.83	0.65	-0.17
2008	11.44	17.26	-5.82	0.66	-0.15
2009	12.45	17.66	-5.21	0.70	-0.13
2010	10.39	15.93	-5.54	0.65	-0.15
2011	10.45	15.40	-4.95	0.68	-0.14
2012	11.58	16.77	-5.19	0.69	-0.14
2013	12.41	15.99	-3.58	0.78	-0.10
2014	11.87	16.14	-4.27	0.74	-0.12
2015	12.61	16.56	-3.95	0.76	-0.11
2016	12.48	16.10	-3.66	0.78	-0.10

자료: 한국복지패널 1차(2006년)에서 11차(2016년) 자료

실제 비근로가구 비율과 예측된 비근로가구 비율의 추이를 그림으로 나타내면 [그림 2]와 같다. 실제 비율과 예측된 비율 그리고 ‘7차 추가 표본’을 합산한 추세 또한 함께 제시하였다. 7차(2012년)에서 추가된 표본을 함께 분석할 경우 비근로가구 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 7차 추가 표본을 합산 후 비근로가구 비율을 측정할 경우, 2016

년 기준 13.64%로 추가표본을 제외할 때의 비근로가구 비율인 12.48%보다 1.16%p 높았다. 예측된 비근로가구 비율 또한 17%로 추가 표본을 제외할 때 보다 1%p 높았다. 이는 다음과 같은 이유로 예측이 가능한데, 첫째, 생산연령대의 근로가구에서 패널 탈락율이 높은 가능성을 생각해 볼 수 있다. 둘째, 패널 조사라는 특성으로 인해 시간이 지남에 따라 표본가구들이 고령화 되며 이로 인해 노인 가구로 분류됨에 따라 분석대상에서 제외되는 경우이다. 이 경우 근로가능 가구라는 분모에서 제외되기 때문에 비근로가구 비율에는 영향을 주지 않는다. 하지만 최근의 65세 이상 노인의 고용률은 증가하고, 청년층의 고용률은 감소하는 현상을 감안해 볼 때, 일하고 있던 근로가능 가구가 65세 이상이 되면서 분석대상에서 제외되고, 새로 유입된 청년 가구의 비근로가 증가하면서 비근로가구 추이가 악화될 것으로 예상 가능하다.

그림 2. 실제 비근로 비율과 예측된 비근로 비율 추이



자료: 한국복지패널 1차(2006년)에서 11차(2016년)년 자료

3. 비근로가구 비율 분해

다음으로 등식(7)과 같이 실제 비근로가구 비율과 예측된 비근로가구 비율을 변이-할당 분석을 이용하여 분해하였다. 변이-할당 분석을 위해서는 두 시점의 선택이 필요하다. 본 분석에서 두 시점은 3차 2008년과 11차인 2016년을 선택하였다. 그 이유는 1차의 개인 단위 비고용률의 경우 통계청 비고용률과 절대값의 차이(통계청: 36.2% vs 복지패널: 42.2%)가 매우 컸으며 2차와 3차에 걸쳐서 추이를 살펴 볼 때, 3차 때부터 통계청의 비고용률과 절대적 수준에서 추이에서 비슷한 양상을 보였다. 2008년은 금융 위기가 발생한 연도이지만, 비고용률 추세에는 별다른 영향을 미치지 않았다. <표 3>은 3차와 11차의 비근로가구 비율을 분해한 결과이다. 먼저 첫째 열(1)은 3차와 11차 사이의 비근로가구 비율 변화량을 나타내며, 3차 2008년 11.44%에서 11차 12.48%로 변화량은 1.04%p이다. 이 값은 예측된 비근로가구 비율 변화(제2열)와 총 불균등 변화(제5열)를 합한 값이다. 예측된 비근로가구 비율 변화는 다시 비고용률 변화가 기여한 부분(제3열)과 가구규모의 변화가 기여한 부분(제4열)으로 나뉜다. 2008년과 2016년의 개인의 비고용률 감소로 인해 예측된 비근로가구 감소 비율은 2.03%p이었으며, 가구규모의 변화는 비근로가구 비율을 0.86%p 증가시켰다. 불균등 지수 변화는 다시 가구 간(between household, 제6열) 요소와 가구 내(within household, 제7열) 요소로 분해가 가능하며, 가구 내 요소는 다시 근로가능 성인1인 가구, 근로가능 성인 2인 가구, 근로가능 성인 3인 가구, 근로 가능 성인 4인 이상 가구(제8열에서 11열)로 분해 가능하다⁷⁾. 가구 간 요소의 기여, 즉 일자리가 특정 가구로 집중 되면서 비근로 가구가 증가하는 가구 간(between household) 요소의 기여는 0.18%p에 그쳤다. 대부분의 불균등 지수의 변화는 가구 내(within household) 요소가 기여하였으며, 모든 가구 규모에서 비근로 가구가 증가하였다. 특히 1인 혹은 2인 가구에서 비근로가구 증가가 영향을 크게 준 것으로 나타났다.

7) N명 가구라 할 때, 이는 전체 가구원수를 의미하는 것이 아니고, 근로가능 가구원의 수를 의미한다.

표 3. 3차와 11차의 비근로가구비율 변화 분해(Decomposition of change in workless household rate)

실제 변화량 (Actual change)	예상된 변화량 (Total predicted Δ)	예상된 변화량 Of which: predicted change (unconditional)		전체 불균등 변화량 (Total polarisati on change)	불균등 부분 중(Of which: polarisation)					
		비근로로 인한 부분 변화로 (Due to Δnon- employ- ment)	가구규모 변화로 인한 부분 (Due to Δ household shares)		가구 간 (Between Household)	가구 내 (Within Household)				
						전체 (Total)	근로가능 성인1인	근로가능 성인2인	근로가능 성인3	근로가능 성인4인 이상
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
1.04	-1.16	-2.03	0.86	2.2	0.18	2.02	0.74	0.93	0.26	0.09

자료: 한국복지패널 3차(2008년)와 11차(2016)년 자료

4. 개인별 특성에 따른 비근로가구비율 측정 및 분해

가구 내 가구원들은 비슷한 특성을 공유할 가능성이 높으며, 만약 노동시장에서 취약한 특성을 공유하고 있다면 가구원들이 동시에 비근로를 경험할 확률이 높다. 따라서 개인별 특성을 반영한 비교용률을 가구단위로 적용하여 조건부 비근로가구 비율을 측정하도록 한다. 앞서의 분석이 개인의 비교용률이 가구 간 균등하게 분포되었다고 가정한다면, 이번 분석에서는 가구 내 개인 각각 특성에 따른 비교용률을 적용하여 비근로가구 비율을 측정하였다. 결과는 <표 4>에 제시하였다. 첫째 열은 각 년도별 실제 비근로가구 비율이며, 두 번째 열은 예측된 비근로가구 비율 즉 무조건(unconditional) 비근로가구 비율이며 나머지 제3열에서 제 6열까지는 성별, 연령, 교육수준, 지역 별 비교용률을 적용한 비근로가구 비율이며 마지막 제7열은 각 개인의 성별, 연령, 교육수준, 지역 모두를 고려한 비교용률을 적용한 조건부(conditional) 비근로가구 비율이다. 2006년 모든 조건을 반영한 비근로가구 비율은 16.98%로 무조건 비근로 비율인 20.05%에 비해서 3.07%p 낮았다. 하지만 실제 비근로 비율보다는 4.34%p 높았다. 2016년 기준 실제 비근로가구 비율은 12.48%이며 모든 조건을 반영한 비근로 비율이 13.14%로 0.66%p 높았다. 2006년에 비해서 2016년의 실제 비근로가구 비율과 모든 조건을 반영한 비근로가구 비율의 간극이 좁아지면서 비근로가구가 증가하였음을 다시 한번 확인할 수 있다.

표 4. 실제 비근로 가구와 조건부 비근로가구비율

년도	실제 비근로가구 비율 (1)	예측된 비근로가구 비율 (2)	성별 조건 반영 (3)	연령 조건 반영 (4)	교육수준 조건 반영 (5)	지역 조건 반영 (6)	모든 조건 반영 (7)
2006	12.64	20.05	19.39	20.05	19.23	19.95	16.98
2007	12.63	19.46	18.85	19.30	18.84	19.36	16.33
2008	11.44	17.26	16.58	17.19	16.57	17.14	14.23
2009	12.45	17.66	17.02	17.57	16.94	17.56	14.80
2010	10.39	15.93	15.39	15.80	15.23	15.86	13.07
2011	10.45	15.40	14.89	15.11	14.84	15.31	12.55
2012	11.58	16.77	15.89	16.16	15.94	16.26	13.70
2013	12.41	15.99	15.24	14.95	15.38	15.41	12.98
2014	11.87	16.14	15.53	14.92	15.76	15.69	12.90
2015	12.61	16.56	16.10	15.19	16.35	16.43	13.53
2016	12.48	16.10	15.82	14.74	16.26	16.13	13.14

주: 연령(15세 이상 35세 미만, 35세 이상 55세 미만, 55세 이상 66세 미만), 교육수준(고졸 미만, 고졸, 초대학 재학 이상) 지역(서울, 수도권(인천, 경기), 부산/경남/울산, 대구/경북, 대전/충남, 강원/충북, 광주/전남/전북/제주도).

자료: 한국복지패널 1차(2006년)에서 11차(2016)년 자료

다음으로 가구규모에 따른 비근로가구 비율이 어떻게 변화하였는지 살펴보기 위해 두시점 사이의 비근로가구 비율을 비교하였다. 앞서의 분석과 같이 3차와 11차를 비교한 결과는 아래의 <표 5>에 제시하였다. 실제로 근로가능 가구원이 한명인 가구에서 비근로가구 비율이 높았다. 3차의 경우 비근로가구의 63.4%가 1인 근로 가능 가구였으며, 11차의 경우 비근로가구 중 1인 근로 가능 가구가 차지하는 비중이 73.4%로 매우 높았다. 다음이 근로 가능 2인 가구, 3인 가구, 4인 가구 순으로 나타났다. 이는 근로가능 가구원이 많을수록 비근로 가구가 될 확률은 줄어든다는 의미이다. 3차의 경우 모든 가구 규모에서 실제 비근로가구 비율이 (무)조건부 비근로 가구 비율보다 낮았다. 하지만 11차의 경우 실제 비근로가구 비율이 무조건 비근로가구 비율 보다 낮았지만, 1인 가구와 3인 가구의 경우 개인의 특성을 반영하여 비교용률을 조정(조건부 비근로가구 비율)한 값이 실제 비근로가구 비율 보다 높았다. 이들 가구에서 비근로 가구가 증가했다는 것을 의미하였다. 하지만 그 불균등 지수가 0.36과 0.03으로 매우 낮아서 오차범위 내에 존재할 것으로 예상되며, 결과해석에 주의를 요한다.

표 5. 가구 규모별 균등화 지수

가구 규모	2008년 (3차)					2016 (11차)				
	실제 비근로 가구비율	무조건부 (uncondi- tional) 비근로가 구비율	불균등 지수 ($w-\hat{w}$)	조건부 (conditi- onal) 비근로가 구비율	불균등 지수 ($w-\hat{w}$)	실제 비근로 가구비율	무조건부 (uncondi- tional) 비근로가 구비율	불균등 지수 ($w-\hat{w}$)	조건부 (conditi- onal) 비근로가 구비율	불균등 지수 ($w-\hat{w}$)
1인	7.26	8.87	-1.61	8.81	-1.55	9.16	9.81	-0.65	8.8	0.36
2인	3.28	6.88	-3.6	4.3	-1.02	2.37	4.98	-2.61	3.29	-0.92
3인	0.75	1.15	-0.4	0.91	-0.16	0.89	1.06	-0.17	0.86	0.03
4인	0.15	0.35	-0.2	0.22	-0.07	0.06	0.24	-0.18	0.21	-0.15

자료: 한국복지패널 3차(2008년)와 11차(2016)년 자료

V. 결론

본 연구는 한국복지패널 1차부터 11차 자료를 사용하여, 생산가능 연령대(15세이상 65세 미만)의 근로가능 가구원이 한명이라도 존재하는 가구를 대상으로 비근로가구(노동시장에서 근로하는 가구원이 한명도 없는 가구)의 비율을 측정하였다. 1990년대부터 이미 서구 사회는 개인의 고용률은 개선되는 상황에서 가구단위 비근로가구의 비율이 증가하는 현상에 대해 정책적·학문적 관심을 지속적으로 가져왔다. 그러나 국내의 경우 비근로가구가 증가하는 현상은 몇몇 연구들에서 포착되었지만, 비근로가구에 관한 본격적인 연구는 찾아보기 힘들다. 아직 비근로가구의 규모 조차 파악이 안 된 상황에서 본 연구는 Gregg와 Wadsworth(2004, 2008, 2010)의 가구단위 고용의 분포 분해 방법을 통해 비근로가구 규모를 측정하였으며, 이 결과는 비근로가구 연구에 대한 기초자료로서 가치를 가질 것으로 판단된다.

연구 결과 우리나라의 개인단위 고용률은 증가하였다. 이렇게 개인단위의 근로가능성이 증가하는 상황에서도 비근로가구의 절대적인 비율은 비슷한 수준을 보여 사실상 비근로가구는 증가한 것으로 나타났다. 보다 정교한 분석을 위해 개인의 비교용률이 가구 간 균등하게 분포 되어 있다는 가정 하에 비근로가구의 비율(무조건부)을 예측하였으며, 개인의 비교용률이 개인의 특성(성별, 연령, 교육상태, 지역)에 따라 달라진다는 사실(조

건부)하에 비근로가구 비율을 측정하여 실제 비근로 가구 비율과 차이를 비교하였다. 분석결과, 우리나라의 실제 비근로가구 비율은 아직까지 예측된 비율보다 낮아서 저소득층에서 노동의 극대화를 통해 소득불평등을 완화한다는 장지연(2012)의 주장은 일정 부분 여전히 유효한 것으로 나타났다. 엄밀히 말하면, 본 분석에서는 소득계층별 비근로 가구 비율을 분석한 것이 아니기 때문에 어느 소득 계층에서 노동을 극대화하였는지에 관해 알 수 없다. 하지만 노동소득(근로+사업소득)이 가구 소득의 90%를 차지(OECD, 2012)하는 우리나라의 특성상 비근로 가구의 경우, 저소득층 혹은 빈곤으로 전락할 가능성이 높다. 즉 비근로 가구가 아직도 예측 수준보다 낮다는 의미는 저소득층이 여전히 노동을 극대화 하고 있다는 의미로 해석될 수 있다. 아직까지 예측된 비근로가구 비율보다 실제 비근로 가구 비율이 낮긴 하지만, 2006년과 2011년 사이의 실제와 예측된 비율간의 간극이 점차 좁혀 졌다. 즉 비근로 가구 비율은 여전히 낮은 수준이지만, 점차적으로 증가하고 있음을 의미한다. 또한 가구규모별로 비근로가구 비율을 측정한 결과 근로가능 가구 중 1인 가구와 3인 가구의 경우 실제 비근로가구 비율이 예측된 비근로 가구 비율보다 높은 것으로 나타났다. 1인 가구에서 비근로가구의 비율이 증가한 이유는 2006년과 2016년 사이에 1인 근로가능 가구⁸⁾의 비율이 4.44%p 증가한 것이 일차적인 이유이며, 1인 근로가능 가구의 경우 가구주의 연령이 낮을 가능성이 높아, 청년층(15세 이상 30세 미만)의 비고용률이 높은 것과도 관련이 있을 것으로 예상된다. 1인 가구에서 비근로가구가 증가한다는 연구결과는 정책적 관심이 요구된다. 현재 우리나라의 1인 가구는 빠르게 증가하는 추세이며, 1인 가구는 다른 가구형태에 비해 경제적으로 취약할 수밖에 없다. 근로가능가구 중 1인 가구의 비근로가구가 예측된 비율 보다 높다는 것은 이들 가구에 사회복지 정책(예를 들어, 케어 서비스) 혹은 고용정책이 필요하다는 것을 의미한다. 향후 연구에서는 비근로 가구의 특성들을 보다 자세히 파악하여 이들 가구에 필요한 서비스를 제공하도록 해야 한다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 본 연구는 비근로가구 비율과 추이에 관한 탐색적 연구로서 비근로가구가 증가하게 된 원인에 대한 인과관계를 규명하지는 못하였다. 특히 영국의 경우 비근로가구 통계를 중요한 국가통계로 다루고 있으며, 비근로가구 내의 아동에 대한 연구가 매우 활발하다. 즉 비근로가구의 아동이 커서도 비근로 상태를 세습하는지 여부 등이 주요한 이슈이며, 이에 대한 질적·양적 연구가 활발하다. 우리나라에

8) 근로가능 가구원이 1인 가구를 의미하며, 단독가구(1인 가구)와는 의미가 다르다.

서도 이 연구를 바탕으로 하여 비근로가구 형성과 증가 원인에 대한 연구 뿐만 아니라 비근로가구의 특성 및 비근로 가구의 이동에 대한 연구들 또한 향후 진행되어야 하겠다. 다음으로 본 분석에서 표본의 대표성 확보를 위해 가구단위 가중치를 적용하긴 하였지만, 복지패널 자료가 통계청의 고용률과는 일부 년도에서 다른 추이와 수준을 보였다는 점에서 분석 자료가 가지는 한계가 있다. 향후 다른 분석가능한 데이터를 사용하여 연구 결과의 강건성을 확보할 수 있도록 해야 한다. 마지막으로 본 연구의 비근로 가구 비율은 전체 가구(노인가구 포함)의 비근로 비율과 추세가 다를 수 있다는 점에 유의해야 한다. 본 연구에서의 비근로가구 비율은 근로가능 가구를 대상으로 한 분석 결과이며, 가구단위에서 65세 이상 노인들의 경제활동 참가율이 증가하면서, 가구 내 근로가능 연령대 가구원의 노동이 65세 이상 노인들의 노동으로 대체되고 있을 수도 있다. 즉 전체 가구(노인 가구 포함) 중 비근로가구의 비율은 낮을 수 있다. 이러한 이유로 인해 전체 가구를 대상으로 할 때 비근로가구 비율이 현실과 다소 차이 날 수 있기 때문에 해석에 주의를 요한다. 그러나 노동시장의 일차적인 정책 목표는 생산가능 연령인구 및 근로가능가구라는 점에서 근로가능가구만을 분석대상으로 삼은 본 연구의 결과는 의미가 있다.

안서연은 서울대학교에서 사회복지학 박사학위를 받았으며, 현재 국민연금연구원에서 부연구위원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 빈곤, 소득불평등, 소득보장 등이다.

(E-mail: ahnseoyeon@nps.or.kr)

참고문헌

- 성명재. (2002). 인구학적 특성 변화가 도시가구의 소득분배에 미치는 영향 분석: 이혼과 노령화 문제를 중심으로. *재정포럼*, 69, pp.36-53.
- 성명재. (2009). 소득분배 동향 고찰. *재정포럼*, 10, pp.27-50.
- 안서연. (2016). 한국의 가구 노동소득 불평등 연구: 1999년과 2014년 불평등 요인 분해. 박사학위논문, 서울대학교 .
- 이성림. (2005). 취업 여성배우자의 소득기여도와 소득분배·소득계층 이동. *소비자학연구*, 16(4), pp.17-34.
- 이철희. (2008). 1996~2000년 한국의 가구소득불평등 확대-임금, 노동공급, 가구구조 변화의 영향. *노동경제논집*, 31(2), pp.1-34.
- 장지연, 이병희. (2013). 소득불평등 심화의 메커니즘과 정책 선택. *민주사회와 정책연구*, 23, pp.71-109.
- 장지연. (2012). 다양한 층위의 소득정의와 구성요소에 따른 불평등 수준. 동향과 전망, 85, pp.131-163.
- 최바울. (2012). 소득불평등 변화 요인 및 소비지출의 노동수요 파생효과 분석: 맞벌이가구의 효과를 중심으로. 박사학위논문, 서울대학교.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소. (2016). 한국복지패널 10차년도 조사자료 사용자 지침서. 세종: 한국보건사회연구원.
- Dawkins, P., Gregg, P., & Scutella, R. (2002a). The growth of jobless households in Australia. *Australian Economic Review*, 35(2), pp.133-154.
- Dawkins, P., Gregg, P., & Scutella, R. (2002b). The growth of jobless households and the polarisation of employment in Australia. Paper presented at *the Towards Opportunity and Prosperity: 2002 Economic and Social Outlook Conference*. University of Melbourne, April, Melbourne.
- Dawkins, P., Gregg, P., & Scutella, R. (2005). Employment polarisation in Australia. *Economic Record*, 81(255), pp.336-350.
- Esteban, J. M., & Ray, D. (1994). On the measurement of polarization. *Econometrica*:

- Journal of the Econometric Society*, pp.819-851.
- European Commission. (2001) *Draft Joint Report on Social Inclusion. Communication from the Commission COM(2001) 565 final.*
- Eurostat. (2003) *Poverty and social exclusion in the EU after Laeken. Part 2. Theme 3. 9/2003.* European Community.
- Graaf-Zijl, M., & Nolan, B. (2011). Household joblessness and its impact on poverty and deprivation in Europe. *Journal of European Social Policy*, 21(5), pp.413-431.
- Gregg, P., & Wadsworth, J. (1994). *More work in fewer households?*. London: National Institute of Economic and Social Research.
- Gregg, P., & Wadsworth, J. (1996). *It takes two: employment polarisation in the OECD* (No. dp0304). Centre for Economic Performance, LSE.
- Gregg, P., & Wadsworth, J. (2004). *Two sides to every story: measuring the polarisation of work.* Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Gregg, P., & Wadsworth, J. (2008). Two sides to every story: measuring polarization and inequality in the distribution of work. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 171(4), pp.857-875.
- Gregg, P., Scutella, R., & Wadsworth, J. (2010). Reconciling workless measures at the individual and household level. Theory and evidence from the United States, Britain, Germany, Spain and Australia. *Journal of population economics*, 23(1), pp.139-167.
- Gregory, R. (1999). *Children and the Changing Labour Market: Joblessness in Families with Dependent Children.* (No. 406). Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Australian National University.
- Headey, B., & Verick, S. (2006). *Jobless households: longitudinal analysis of the persistence and determinants of joblessness using HILDA data for 2001-03.* Australia: Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research, University of Melbourne.

- Jacobs, D. (2000). Low inequality with low redistribution? An analysis of income distribution in Japan, South Korea and Taiwan compared to Britain. An Analysis of Income Distribution in Japan, South Korea and Taiwan Compared to Britain (January 2000). *LSE STICERD Research Paper No. CASE033*.
- Miller, P.(1997). The Burden Of Unemployment on Family Units: An Overview. *Australian Economic Review*, 20, pp.16-30.
- OECD. (1998). *OECD Employment Outlook 1998*. Paris: Author.
- OECD. (2001). *OECD Employment Outlook 2001*. Paris: Author.
- OECD. (2002). *OECD Society at a Glance 2002*. Paris: Author.
- OECD. (2012). *OECD Economic Surveys Korea*. Paris: Author.
- Reference Group on Welfare Reform (Australia), & McClure, P. (2000). *Participation support for a more equitable society: the interim report of the Reference Group on Welfare Reform*. Canberra: Department of Family & Community Services.
- Scutella, R., & Wooden, M. (2004). Jobless households in Australia: incidence, characteristics and financial consequences. *Economic and Labour Relations Review* 14(2), pp.187-207.
- Singley, S. G., & Callister, P. (2003). Work poor or working poor? A comparative perspective on New Zealand's jobless households. *Social Policy Journal of New Zealand*, 20, pp.134-155.
- Whiteford, P. (2009). *Family joblessness in Australia*. Canberra: Social Inclusion Unit, Department of the Prime Minister and Cabinet.
- Whiteford, P., & Adema, W. (2007). *What Works Best in Reducing Child Poverty*. Paris: OECD.

More Workless Households in South Korea?

Ahn, Seoyeon

(National Pension Research Institute)

Concerns over growing workless households loom large in public debate and policy discussion since the late 1990s in European and English speaking countries. However, there has been no study conducted that focuses specifically on workless households in South Korea. This study examines the distribution of work across households among working-age households using the 11-wave KOWEPS data. To do this, a measure of employment polarisation proposed by Gregg and Wadsworth is used. Counterfactual prediction rate of workless households is still lower than actual workless household rate, but the discrepancy has been narrowed. This means that distribution of work across households has become more unequal.

Keywords: Work Inequality, Workless Households, Distribution of Work