

# 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과: 잠재집단분석을 활용한 탐색적 연구\*

서재욱\*\*

## 요약

이 논문의 목적은 한국 복지국가가 시민이 체감하는 주관적 빈곤을 얼마나 효과적으로 완화하는지를 분석하는 데 있다. 이 논문은 주관적 빈곤을 가구 소득이 시민 스스로가 생각하는 주관적인 최저생계비 또는 적정생계비에 미달하는 상태로 정의하고, 한국복지패널 11차 자료(2016년)의 가구주 표본을 추출한 다음, 잠재집단분석을 활용하여 국가의 재분배 노력이 주관적 빈곤을 완화하는 효과를 실증적으로 분석했다. 분석 결과, 한국에서 국가의 재분배 노력은 최저생계비 기준 주관적 빈곤을 완화하는데 큰 기여를 하고 있었다. 그러나 적정생계비 기준 주관적 빈곤을 완화하는 데는 성공적이지 못했다. 동시에 주관적 빈곤 완화 효과는 가구주의 사회경제적·인구학적 특성에 따라 상이하게 나타났다. 이 논문은 위와 같은 연구결과를 토대로 정책적 제언을 제시했다.

**주요어:** 주관적 빈곤, 복지국가, 재분배, 공적이전소득, 빈곤 완화 효과, 잠재집단분석

\* 이 논문은 서재욱(2018)의 박사논문을 수정·보완하여 발전시킨 것입니다. 투고 논문에 유익한 심사평을 해주신 익명의 세 분 심사위원들께 감사드립니다.

\*\* 청주복지재단 연구위원(highhopes@naver.com)

## 1. 서론

지난 1997년 외환위기 이후 한국에서는 자신의 소득이 부족하다고 느끼는 이들이 급격히 증가했다. 2017년 현재 19세 이상 가구주의 62.4%가 현재의 소득이 가구의 생활에 필요한 월평균 최소 금액과 비교하여 약간 또는 매우 부족하다고 응답했다. 여유가 있다고 응답한 이들은 10.8%에 불과했다. 소득의 불만족도 매우 보편적으로 발견된다. 소득에 불만족하는 비율은 60대 이상에서 52.7%로 가장 높았지만 20대에서도 43.9%나 되었다. 비슷한 맥락에서 전체 가구주의 42.0%, 취업 가구주의 36.8%는 자신을 하층으로 인식하고 있었다(통계청, 2017). 빈곤은 개인의 주관적 체감을 통해 자신과 가족의 심리와 행동에 영향을 미치므로 위와 같은 심리적 측면을 간과해서는 안 된다(Maholmes & King, 2012).

그런데 이러한 주관적인 경제적 여건에 대한 불만족은 객관적인 지표와는 상당한 괴리가 있다. 2017년 현재 균등화 가처분소득의 중위 50% 이하를 기준으로 측정한 빈곤율은 17.4%였다. 특히 근로연령층(18-65세)의 빈곤율은 12.7%에 불과했다(통계청, 2018). 이는 다른 경제협력 개발기구(OECD) 회원국에 비해 특별히 나쁜 상황이라고 평가하기 어렵다. 그럼에도 불구하고 이른바 ‘N포 세대’, ‘헬조선’ 등의 용어가 대중적인 공감을 얻고, 계층이동에 대한 희망도 갈수록 낮아지고 있다.

때문에 최근 들어 주관적 빈곤의 빈도와 영향요인을 다룬 연구들이 진행되고 있다. 이승기(2008)는 객관적인 소득 기준에 의한 빈곤층과 스스로를 가난하다고 느끼는 주관적 빈곤층은 약 절반만이 일치한다고 주장했다. 송진섭·정미용(2011)은 기초생활수급자의 다수가 빈곤을 체감하는 가운데 소득수준, 자산수준, 건강상태, 연령, 학력, 사회복지 자원 이용에 따른 체감의 차이가 존재한다고 주장했다. 수급자 가운데서도 소득수준과 자산수준이 낮고, 건강상태가 좋지 않고, 연령이 많으며, 학력이 낮고, 사회복지 자원을 적게 이용할수록 주관적 빈곤감이 높았다. 한편, 도시 근로자의 주관적 빈곤감을 분석한 손태용·정현정(2014)은 학력이 낮을수록, 육체노동자일수록, 남성일수록, 연령이 높을수록, 그리고 사회 연결망이 약할수록 주관적 빈곤감을 높게 인식한다는 결론을 제시했다. 한영광·서우석(2014)은 주거지위가 주관적 빈곤감에 미치는 영향을 분석했다. 그들은 객관적 소득 빈곤율과는 반대로 대도시 지역에서 주관적인 빈곤감을 느끼는 인구의 비율이 농촌 지역보다 높다는 결과를 제시했다. 대도시 거주자 중에서도 전·월세 및 기타 형태의 거주자가 자가 거주자보다 주관적 빈곤감이 높았다.

그런데 대부분의 선행연구들은 명목 척도나 리커트 척도를 활용하여 응답자의 생활 수준을 설문한 다음, 그 점수가 낮은 이들을 주관적 빈곤층으로 분류하고, 그들의 사회경제적·인구학적 특성을 파악하는 데 주력했다. 아직까지 한국 복지국가가 주관적 빈곤을 얼마나 효과적으로

완화하고 있는지에 대한 연구는 거의 진행되지 못 했다. 주지하다시피 복지국가는 소득 빈곤을 완화하는데 크게 기여한다(Kenworthy, 1999; Brady, 2004; Scruggs & Allan, 2005; Esping-Andersen & Myles, 2009; OECD, 2009; Backman & Ferrarini, 2010; Kenworthy, 2011; Caminada, Goudswaard & Koster, 2012). 한국에서도 정부의 재분배 노력은 소득 빈곤의 완화에 일정한 성과를 거두고 있는 것으로 평가된다(여유진, 2006; 구인회, 2010; 여유진·송치호, 2010). 공적이전이 주관적인 삶의 질(subjective well-being)의 불평등을 완화하는데 기여한다는 선행연구의 결과(Ólafsson, 2013)는 복지국가가 주관적 빈곤의 완화에도 일정하게 기여할 수 있음을 보여준다. 그러나 여전히 한국 복지국가의 재분배 노력이 시민의 눈높이를 고려한 주관적 빈곤을 완화하는 데 얼마나 효과적으로 기능하는지를 알기는 어렵다.

이에 이 논문은 가구 소득이 주관적인 최저·적정 생계비 기준에 미달하는 가구를 주관적 빈곤층으로 정의하고, 시장소득과 가치분소득 기준의 빈곤율을 비교하여 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과를 검증하고자 한다. 이 논문은 상이한 생계비 기준에 따라 주관적 빈곤 완화 효과의 상대성이 존재할 것으로 가정한다. 소득이 주는 효용의 상대성은 경제학, 사회학과 심리학에서 일찍부터 다루었던 주제이다. 선행연구들은 절대적 소득의 증가가 저축의 증가, 상대적 박탈감의 해소, 그리고 행복의 증진과 선형적으로 연결되지 않는다고 주장했다(Duesenberry, 1949; Runciman, 1966; Easterlin, 1974). 소득의 효용이 상대적이라면, 공적이전소득의 효용 역시 상대적일 것으로 가정할 수 있다.

이 논문은 위와 같은 가설을 검증하기 위해 한국복지패널 11차 자료(2016년)의 가구주 표본을 추출하여 잠재집단분석(LCA: Latent Cluster Analysis)을 실시하고자 한다. 주관적 빈곤 개념은 개인들이 저마다 상이한 최저·적정 생활수준의 기준선을 가지고 있으며 그 기준선에 대한 소득의 상대적인 위치에 따라 주관적인 경제적 어려움을 체감할 수도, 체감하지 않을 수도 있음을 인정한다. 이러한 기준선은 생애주기와 생애사건에 따른 욕구의 변화에 따라 달라질 수 있다(Hewitt, 1992). 결국 소득이 절대적·상대적 빈곤선 아래에 있더라도 주관적인 빈곤을 체감하지 않을 수 있으며, 그 반대의 경우도 발생할 수 있다. 때문에 연구가설의 검증을 위해서는 기존의 선행연구와 같이 회귀분석을 통해 일반적인 결정요인을 살펴보는 것보다는 현재 시민들이 생각하는 기준선과 복지급여의 총량이 상호작용하여 어떻게 인구집단별로 다른 효과를 나타내는지를 살펴보는 것이 보다 적합하다. 잠재집단분석은 인간중심의 접근 방법(person-centered approach analysis)으로 데이터에 내재되어 알려지지 않은 문항 간 관계를 설명하는 잠재집단을 구분하여 집단의 특성을 살펴볼 수 있게 하므로 이 연구의 분석에 적합하다(이윤로, 2005; 신택수, 2010; 진영선, 2014). 이 논문은 국민이 체감하는 주관적인 경제적 어려움을 완화하는 효과적인 복지 정책의 전개에 기여할 것을 기대한다.

## 2. 이론적 배경

### 1) 주관적 빈곤의 개념

주관적 빈곤은 시민 스스로가 최소한의 생존 또는 적절한 생활의 영위에 필요하다고 생각하는 소득이나 소비의 수준이 충족되지 못 하는 상태로 정의된다(Kuivalainen, 2014: 6432). 주관적 빈곤의 개념은 시민 스스로가 빈곤의 기준선을 판단하도록 하고 그에 대한 자신의 소득 수준의 평가를 통해 빈곤의 체감 여부를 반영한다는 점에서 다른 빈곤 개념과 구분된다. 객관적 빈곤이 외부에서 주어진 기준(external criteria)에 바탕을 두는 것과는 반대로, 주관적 빈곤은 외부 환경에 대한 개인의 인식, 체험과 평가에 바탕을 둔다(Walker, 1987: 216; Goedemé & Rottiers, 2011: 80).

주관적 빈곤의 개념은 1970년대에 처음 제안 되었다(Goedhart et al., 1977; Van Praag, Goedhart & Kapteyn, 1980). 주관적 빈곤 개념의 등장은 1960년대에 심리학과 경제학에서 주관적 삶의 질(subjective well-being)에 대한 관심이 높아진 것과 관련이 있다. 1960년대 미국과 서유럽에서는 거의 20년 동안 유례없이 높은 경제성장의 달성에도 불구하고 인종, 성별, 계급과 전쟁 등에 따른 다양한 불만족이 분출하였고, 거대한 사회운동이 등장했다. 그 과정에서 국내총생산(GDP)과 같은 경제적 지표 뿐 아니라 개인의 체감과 주관적 삶의 질을 대변하는 빈곤 지표의 측정이 필요하다는 자각이 이루어졌다(Noll, 2004).

주관적 빈곤은 최근 들어 새로운 주목을 받고 있다(정현정, 2013; 박능후·김재희·장춘명, 2015). 프랑스 정부의 '경제 실적과 사회 진보의 계측을 위한 위원회'(CMEPSP)는 국내총생산(GDP)의 한계를 보완하기 위해 '가계의 입장을 강조할 것', '삶의 질에 관한 지표에서 포괄적으로 불평등성을 평가할 것', '국민들의 주관적인 삶의 평가와 물질적 욕구의 충족 여부를 측정할 것'을 강조한 바 있다. 위원회는 삶의 질의 객관적 측면과 주관적 측면을 모두 중시해야 한다고 주장하였다(Stiglitz, Sen & Fitoussi, 2010).

주관적 빈곤의 개념은 사회보장의 목표를 '국민최저수준'(national minimum) 또는 '사회 참여에 필요한 소득'의 보장으로부터 '개인이 체감하는 주관적 삶의 질의 제고'로까지 확장한다. 주관적으로 평가된 빈곤은 객관적인 기준을 가지는 절대적·상대적 빈곤 개념을 완전히 대체할 수는 없지만, 객관적 지표가 놓치고 있는 다양한 욕구와 삶의 질의 차원을 반영할 수 있다는 점에서 의미를 가진다(Ravallion, 2012).

객관적 지표와 주관적 지표를 동시에 살펴보는 것은 전문가와 시민의 입장, 관료와 시민의 입장을 포괄적으로 반영하는 것을 가능하게 한다(Veenhoven, 2002). 예를 들면, 국가의 복지

노력을 통해 소득 빈곤이 완화됨과 동시에 주관적 빈곤이 완화되는 것은 전문가, 관료와 시민의 입장에서 모두 바람직한 변화가 있었다는 것을 의미한다. 어느 한 지표만 개선되고 다른 지표는 개선되지 못 했다면 정책 체감의 측면에서 무언가 문제가 있다는 것을 뜻한다. 한국에서는 1997년의 외환위기와 2008년의 금융위기를 겪으면서 절대적·상대적 빈곤율이 증가했지만 몇 년 후 다시 안정화되는 추세를 보였다. 하지만 이와 반대로 국민의 경제적 상태에 대한 불만과 위기의식은 갈수록 고조되고 있다. 그 이유로는 치열한 생존경쟁과 복지의 부족에 기인한 고용·주거·노후의 불안이 지목된다(조홍식 편, 2012). 그러나 역설적인 것은 지난 20년 동안 한국의 복지지출이 국내총생산의 3% 수준에서 10% 수준으로 빠르게 증가했다는 사실이다. 일면 한국 복지국가는 국민의 주관적인 경제적 어려움을 완화하는데 크게 성공하지 못하고 있다고 평가할 수 있지만, 실증적으로 국가의 재분배 노력이 주관적 빈곤을 얼마나 완화하고 있는지를 분석하는 것이 필요하다.

## 2) 주관적 빈곤의 측정

주관적 빈곤의 측정에는 다양한 방법이 활용된다. 주관적 빈곤의 개념을 처음으로 제기한 반 프라그(Van Praag, 1968)는 소득평가질문(Income Evaluation Questions)을 통해 현재 자신의 소득에 대한 주관적인 평가를 리커트 척도를 통해 측정했다. 반면 맥과 랜슬리(Mack & Lansley, 1985)는 가구가 당연히 보유해야 한다고 생각하는 필수재의 목록을 주민들에게 질문하고, 그것을 구입하는데 필요한 최소 비용을 합산하여 주관적 빈곤선을 설정했다. 한편 괴다트 등(Goedhart et al., 1977)은 가구가 수지균형을 맞추는 데 필요하다고 여겨지는 화폐의 총량을 주민들에게 설문하는 방식으로 주관적 빈곤선을 설정했다.

영국의 사회정책학자 루스 리스터는 주관적 빈곤의 측정 방식으로 민주적 방식과 참여적 방식을 구분했다(Lister, 2004: 45-47; 김윤태·서재욱, 2013에서 재인용). 민주적 방식에 따른 측정에는 크게 두 가지 방법이 활용된다. 하나는 국민들에게 적절한 생활에 필요한 필수품을 설문한 다음 응답 빈도가 높은 물품들의 목록을 작성하여 그것의 향유에 필요한 최소 비용을 빈곤선으로 설정하는 것이다. 다른 하나는 자신의 가구가 최소한 또는 적절한 생활을 유지하는데 필요한 비용을 설문하여 그 평균값을 빈곤선으로 설정하는 방법이다. 이 방법은 '라이덴 방식'이라 한다. 한편, 참여적 방식은 민주적 방식과는 다르게 단일한 빈곤선을 측정하는 목적을 갖지 않으며, 시민 스스로가 어떻게 기준선을 설정하는지를 분석하는데 관심을 둔다. 자신의 경제적 상황에 대해 자신이 가장 잘 알 것이라는 전제를 가지고 빈곤층이 체감하는 어려움의 정도와 깊이에 관심을 기울인다. 즉, 민주적 방식이 폭넓게 합의가 가능한 단일한 빈곤선을 측정

한다면, 참여적 방식은 개별 구성원들이 생각하는 다양한 빈곤선의 존재를 인정하면서 소득 빈곤선과의 거리를 평가한다는 점에서 차이가 있다.

한편, 세계은행의 수석 경제학자 마틴 라발리온은 주관적 빈곤을 측정하는 방법을 크게 개인이 얼마나 경제적 어려움을 체감하는지를 리커트 척도로 묻는 '경제적 단계 질문'(Economic Ladder Question) 방법과 스스로 생각하기에 최소한 또는 적절한 생활을 유지하는데 필요한 비용을 묻는 '최저 소득 질문'(Minimum Income Question) 방법으로 구분했다(Ravallion, 2012). '경제적 단계 질문'은 현재 수입으로 가계를 꾸리는 것이 어려운지 아니면 용이한지를 '아주 어려움'과 '아주 용이함' 사이의 척도를 활용하여 묻는다(김주환, 2007). 경제적 단계 질문은 시민이 체감하는 경제적 어려움의 정도를 보다 직접적으로 묻고, 서로 다른 사회경제적 배경을 가진 국가 간 비교에 쉽게 적용이 가능하다는 장점이 있다. 다음으로 '최저 소득 질문'은 시민 각자가 최소한 또는 적절한 생활수준을 유지하는데 필요한 비용을 설문한 다음, 가구의 소득이 해당 비용에 미달하면 주관적 빈곤층으로 분류한다. '최저 소득 질문'은 라이텐 방식으로 주관적 빈곤을 측정한 연구자들이 가장 먼저 사용했으며, 리스트가 '참여적 방식'으로 명명한 주관적 빈곤 측정 방식에서도 사용된다. '최저 소득 질문'에 의한 주관적 빈곤의 측정은 시민들이 인구학적 특성과 사회경제적 지위에 따라 어떻게 상이한 빈곤선을 설정하며, 그 충족 여부가 어떻게 다르게 나타나는지를 보여주기 때문에 서로 다른 인구 집단 간의 비교에 적합하다(Van Praag, Hagenaars & van Weeren, 1982).

### 3) 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과

복지국가가 얼마나 효과적으로 빈곤을 완화하는지는 보통 시장소득과 가처분소득을 기준으로 측정한 빈곤율을 각각 비교하여 평가한다(김운태·서재욱, 2013: 109-110). 가처분소득은 근로소득 등 1차 소득에 사적이전소득을 더한 시장소득에 공적이전소득을 합하고 세금과 사회보험료를 제한 값으로 재분배의 효과를 반영한다.

경제협력개발기구(OECD) 회원국의 시장소득 빈곤율과 가처분소득 빈곤율을 비교하면 주목할 만한 차이가 관찰된다. 스웨덴과 독일은 시장소득을 기준으로 한 빈곤율이 영국과 미국보다 높지만, 가처분소득 기준 빈곤율은 반대로 상당히 낮게 나타난다. 이는 복지국가의 빈곤 완화 효과가 상당히 크다는 것을 시사한다(OECD, 2009). 일반적으로 되도록 광범한 인구에게 관대한 복지혜택을 제공하여 공적이전소득, 탈상환화 정도와 사회적 임금 수준이 높은 국가일수록 높은 빈곤 완화 효과를 달성하는 경향이 있다(Korpi & Palme, 1998; Kenworthy, 1999; Brady, 2004). 몰러 등(Moller et al., 2003)은 선진 자본주의 민주주의 14개 국가를 대상으로 1970년과

1997년 사이의 룩셈부르크소득조사(LIS)의 미시적 자료와 시계열 자료를 함께 활용하여 세금/복지급여 이전의 상대적 빈곤율과 조세와 복지급여에 의한 빈곤 감소율을 각각 분석했다. 분석 결과, 근로연령 인구의 세금/복지급여 이전의 상대적 빈곤율은 탈산업화와 실업을 비롯한 사회경제적 요인들에 의해 대부분 설명되었다. 그러나 세금/복지급여 이후의 상대적 빈곤율은 공적이전의 영향이 많은 부분을 설명했다. 공적이전의 관대성이 보다 클수록 빈곤 완화의 정도도 커졌다. 특히 아동수당과 가족수당의 빈곤 완화 효과가 컸다.

한편, 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과에 관한 연구는 주로 국가 간 비교를 통해 진행되었다. 반 덴 보쉬 등(Van den Bosch et al., 1993)은 실제 소득이 주관적 최저 소득에 미달하면서 스스로를 가난하다고 인식하는 이들을 주관적 빈곤층으로 정의하고, 벨기에, 네덜란드, 룩셈부르크, 아일랜드, 그리스와 프랑스 로렌 지방, 스페인 카탈로니아 지방의 주관적 빈곤율을 비교했다. 그 결과 복지지출이 낮은 지역과 국가에서 주관적 빈곤율이 높았다. 손더스 등(Saunders, Halleröd & Matheson, 1994)은 주관적 빈곤을 수지균형의 달성이 조금 또는 매우 어려운 동시에 실제 소득이 주관적 최저 소득에 미달하는 경우로 정의하고, 호주와 스웨덴의 주관적 빈곤율을 비교하였다. 그들은 주관적 빈곤율이 호주에서 스웨덴보다 훨씬 더 높게 나타난다는 결과를 제시했다. 그들은 스웨덴의 주관적 빈곤율이 낮은 이유를 관대한 현금·현물 복지혜택의 제공에서 찾았다. 유럽연합통계국(Eurostat)의 자료를 활용하여 복지지출 수준과 주관적 빈곤율의 관계를 분석한 서재욱·강동훈·김희정(2015)은 두 가지의 결론을 제시했다. 첫째, 복지지출 수준과 주관적 빈곤율 간에는 높은 부(-)의 상관관계가 존재했다. 둘째, 복지지출 수준이 높은 국가에서는 주관적 빈곤율과 상대적 빈곤율이 모두 양호한 가운데, 주관적 빈곤율이 상대적 빈곤율에 비해 낮게 나타났다. 반대로 복지지출 수준이 낮은 국가군에서는 상대적 빈곤율에 비해 주관적 빈곤율이 매우 높게 나타났다. 경제협력개발기구(OECD) 회원국에서도 '현재 소득으로 살아가기 어렵거나 대단히 어렵다'고 응답한 인구의 비율과 복지지출 비중 사이에는 강한 부(-)의 상관관계가 존재했다. 현재 소득으로 생계유지의 곤란을 겪는 인구의 비중이 멕시코에서는 47.0%에 달했지만, 스웨덴에서는 7.2%에 불과했다(OECD, 2011). 라베아가, 몰리나와 나바로(Labeaga, Molina & Navarro, 2011)는 실업이 소득 불만족과 상대적 박탈감의 중요한 결정 요인이지만 공적이전소득에 의해 상당 부분 완화된다고 지적했다. 그들은 수급한 공적이전소득의 총액에 따라 소득 불만족과 상대적 박탈감이 일정한 기준선까지 감소하며, 기준선을 넘어서도 계속 감소하지만 그 효과는 줄어든다는 결과를 제시했다. 이는 공적이전소득에도 한계효용 체감의 법칙이 존재하기 때문으로 볼 수 있다.

#### 4) 효용의 상대성과 공적이전소득 체감의 상대성

주관적 빈곤의 개념은 후생경제학(welfare economics)의 '효용'(utility)에 대한 논쟁을 중심으로 발전했다. 효용은 일정한 재화를 소비하여 획득하는 주관적 만족의 정도를 말한다. 여기서 기수적 효용(cardinal utility)을 강조하는 입장은 개인들 간의 효용의 크기를 비교할 수 있다고 본다. 반면 서수적 효용(ordinal utility)을 강조하는 입장은 효용의 순위-즉, 선호하는 재화의 순서-를 알 수는 있지만 효용의 크기를 비교할 수는 없다고 본다(이철수, 2009). 프랜시스 에지워스(Francis Edgeworth), 알프레드 마셜(Alfred Marshall), 아서 피구(Arthur Pigou) 등 초기의 후생경제학자들은 대체로 기수적 효용의 관점을 지지했다. 일례로 알프레드 마셜이 종합한 한계효용(marginal utility) 체감의 법칙은 개인이 처한 상황에 따라 재화를 통해 얻을 수 있는 효용의 크기가 서로 다르다는 것을 전제로 한다. 한계효용 이론은 가치가 절대적 노동시간에 비례한다는 고전학과 경제학의 노동가치설 또는 객관적 가치설을 비판하고, 가치가 개인들의 한계효용에 의해 결정된다는 주관적 가치설을 주장했다(이명표, 2002). 이는 재분배를 정당화하는 기제가 되기도 했다. 소득의 재분배가 이루어질 때 빈자가 얻는 효용이 부자가 잃는 효용에 비해 상대적으로 크다면 재분배를 하는 것이 사회 전체의 효용의 크기를 늘리는데 유리할 것이다. 이는 존 스튜어트 밀(John Stuart Mill)이 옹호한 공리주의의 관점에서 바람직한 개선이다. 하지만 개인들 간의 효용의 크기를 실제로 측정하여 비교하는 것이 현실적으로 불가능하다는 비판이 제기되었고, 신고전파 경제학자들은 대신 서수적 효용의 개념을 활용하여 효용의 극대화를 위한 소비의 최적 조합을 찾는데 주력했다(Barr, 2004; 홍훈 외, 2014). 그러나 이로 인해 재분배는 정당화될 수 없거나 중요하지 않은 문제로 취급되는 경향이 나타났다.

이에 대해 반 프라그(Van Praag, 1968)는 '소득의 개인별 복지 함수'라는 논문에서 소득의 효용을 기수적(cardinal)으로 평가할 수 있다고 주장했다. 그는 가구의 소득과 소득평가질문(Income Evaluation Question)을 활용한 소득 만족도를 동시에 측정하여 가구의 특성에 따라 만족스럽게 인식하는 소득수준이 상이함을 입증했다. 그리고 괴다트 등(Goedhart et al., 1977)은 한걸음 더 나아가 각자가 생각하는 주관적 빈곤선의 측정을 통해 개인 간의 효용의 차이를 파악할 수 있다고 하였다. 실제로 소득이 같고 소비하는 재화가 같아도 개인의 사회경제적, 인구학적 특성과 가구의 필요에 따라 효용은 달라질 수 있다(Ravallion, 2012).

이러한 관점을 확장하면 같은 액수의 공적이전소득이 연령별, 성별, 경제활동상태별로 서로 다른 체감 효과를 가질 것으로 가정할 수 있다. 개인의 주관적 체감은 절대소득이 아니라 상대소득에 의지하기 때문이다. 주관적 행복은 상대적 기준에 달려 있으며, 보다 정확하게는 개인의 실제 상황과 자신이 적용하고 있는 몇 가지 기준 사이의 간격에 달려 있다(Schyns, 2001). 영

국 근로자의 소득 만족도를 분석한 클라크와 오스왈드(Clark & Oswald, 1996)는 효용이 비교 또는 준거 수준에 대한 상대 소득에 달려 있다는 결론을 제시했다. 근로자의 임금 만족도는 준거 임금 소득에 반비례했다. 결국 효용의 상대성으로 인해 소득의 증가가 주관적 삶의 질의 향상에 미치는 영향이 선형적이지 않을 수 있다. 많은 연구에서 주관적 삶의 질은 소득이 높아짐에 따라 한계효용이 감소하는 곡선의 형태로 수확체감의 법칙이 적용되었다(Diener, Sandvik, Seidlitz, & Diener, 1993; Diener & Biswas-Diener, 2002; 서인석·우창빈·기영화, 2015). 결국 주관적 삶의 질은 저소득자 집단에서 더 낮게 나타나지만 소득이 높아진다고 해서 무제한적으로 증가하지는 않는다(Easterlin, 1974; Kahneman & Deaton, 2010).

이처럼 서로 다른 준거기준에 따라 소득의 효용이 상대적이기 때문에 같은 공적이전소득을 수급하더라도 주관적 빈곤 완화 효과 역시 서로 다를 것으로 가정할 수 있다. 빈곤은 역동적인 개념으로 직장과 가족, 공동체의 복잡한 관계망 속에 살아가는 사회적 동물로서 재화와 서비스의 소비를 포함하여 복잡하고 변화하는 압력에 대응해야 하는 인간의 속성을 반영한다(Townsend, 1962: 219). 그 압력이 성별, 연령과 사회경제적 지위에 의해 달라진다면, 전문가가 설정한 단일한 빈곤선은 시민의 다양한 욕구를 제대로 반영하지 못 할 수 있다.<sup>1)</sup> 실제 소득이 같더라도 개인의 사회경제적, 인구학적 특성과 가구의 필요에 따라 빈곤의 체감에는 큰 차이가 발생할 수 있다(Ravallion, 2012). 가구원 수가 같고 소득이 같더라도 청년과 노인, 남성과 여성 가구주의 효용에는 차이가 존재한다. 생애주기별 필요의 차이에 기인한 소비·저축 성향의 차이, 보유한 자산의 차이가 유의하게 나타나기 때문이다(Ebert, 2010).

### 3. 연구 방법

#### 1) 연구 자료

이 논문은 한국복지패널 11차 자료(2016)를 활용했다. 한국복지패널은 지난 2006년부터 한

1) 단일한 객관적 빈곤선은 시민이라면 누구나 누려야 할 '최소 수준의 자원에 대한 권리'의 실현을 측정하는 기준으로서 분명한 의의가 있다. 단일한 빈곤선의 설정은 역사적으로 생존을 위해 더 적은 열량이 필요한 여성과 아동 등을 대상으로 더 낮은 빈곤선을 적용하려던 시도에 대한 사회권의 방어였다(Atkinson, 2015: 57). 한국의 최저생계비 계층에서 사회를 대표하는 표준가구로 전세주택에 거주하는 40세 남성과 37세 여성 배우자, 11세 남자 아이와 9세 여자 아이로 이루어지는 4인 가구를 설정한 것도 비슷한 맥락에서 이해할 수 있다. 그러나 객관적 빈곤층과 주관적 빈곤층이 대개 일치하지 않는다는 선행연구(Bradshaw & Finch, 2003; Marks, 2007; 이승기, 2008)의 결과는 단일한 빈곤선에 근거한 객관적 빈곤의 측정이 실제 국민들의 다양한 효용을 반영하여 그들이 체감하는 경제적 어려움을 분석하는데 한계가 있음을 보여준다.

국보건사회연구원이 조사 수행의 책임을 맡아 발표하는 전국 단위의 설문 조사로 주관적 최저생계비와 적정생계비, 가처분소득과 시장소득, 주요경제활동상태와 교육수준 등에 대한 정보들을 폭넓게 포함하고 있다. 이 논문은 가구의 특성에 따른 차이를 보다 면밀하게 살펴보기 위해 가구주 표본을 분석에 투입했다. 한국복지패널은 저소득층과 노인을 과대 표집하기 때문에 가중치를 부여했다. 그 결과 최종적으로 20세 이상 성인 5,683명으로 구성된 표본이 분석에 투입되었다.

## 2) 주요 변수

이 논문의 주요 변수는 주관적 빈곤율이다. 이 논문은 선행연구(Goedhart et al., 1977; Lister, 2004; Ravallion, 2012)에 근거하여 주관적 빈곤을 가구 소득이 주관적 최저생계비 또는 적정생계비에 미달하는 상태로 정의했다. 한국복지패널에서 주관적 최저생계비에 대한 질문은 다음과 같다. “귀 가구가 1달 동안 ‘근근이’ 살아가는데 필요한 최소한의 생활비는 얼마라고 생각하십니까?”. 그리고 주관적 적정생계비에 대한 질문은 다음과 같다. “귀 가구가 1달 동안 생활하는데 필요한 적정 생활비는 얼마라고 생각하십니까?”. 이 문항들은 ‘최저 소득 질문’(Minimum Income Question)에 해당하며, 참여적 방식에 따라 시민들이 어떻게 저마다 기준선을 설정하는지 알 수 있게 한다. 해당 질문이 월 단위로 측정되기 때문에 모든 분석은 연 단위로 측정이 이루어지는 가구 소득과의 비교를 위해 주관적 최저생계비와 적정생계비에 12를 곱한 다음 진행되었다.

이 논문은 가구주의 사회경제적·인구학적 특성에 따라 주관적 빈곤율과 주관적 빈곤 완화 효과가 어떻게 다르게 나타나는지를 살펴보기 위해 사회경제적 특성에 해당하는 소득계층, 주요경제활동상태, 교육수준, 주택점유형태와 인구학적 특성에 해당하는 성별, 연령, 건강상태, 거주지역과 가구특성을 분석에 투입했다. 소득계층은 경제협력개발기구(OECD)의 정의에 따라 가구의 균등화 가처분소득이 균등화 중위소득의 50%에 미달하는 이들을 빈곤층으로, 50%-150% 사이에 위치하는 이들을 중산층으로, 150%를 넘어서는 이들을 중산층 이상으로 분류했다. 주요경제활동상태는 상용직 근로자, 임시직·일용직·자활 근로자, 고용주, 자영업 종사자, 실업자, 비경제활동인구로 분류된다. 교육수준은 중학교 이하 학력, 고등학교 학력, 전문대 이상 학력자로 분류했다. 주택점유형태는 자가, 전세, 월세와 기타(자녀를 포함한 타인 명의의 주거에 거주하는 경우)로 분류했다. 연령은 29세 이하, 30-39세, 40-49세, 50-64세, 65세 이상으로 분류했다. 건강상태는 안 좋은 편, 보통과 좋은 편으로, 거주지역은 서울, 대도시, 시, 군으로, 가구형태는 단독가구, 한부모·조손가구와 기타가구로 분류했다.

### 3) 분석 방법

이 논문은 먼저 가구원 수에 따라 균등화한 주관적 최저생계비와 적정생계비의 증위값이 가구주의 사회경제적·인구학적 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지 살펴볼 것이다. 그리고 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과를 시장소득과 가치분소득 기준의 주관적 빈곤율을 비교하여 살펴볼 것이다. 마지막으로 이 논문은 시장소득과 가치분소득을 적용했을 때 최저생계비와 적정생계비 기준의 주관적 빈곤 여부를 투입한 잠재집단분석(LCA: Latent Class Analysis)을 통해 복지국가의 주관적 빈곤에 대한 영향이 어떠한 잠재적인 집단들을 발생시키는지 분석하고, 그 집단들의 특성이 어떠한지를 살펴볼 것이다.

잠재집단분석은 다변량 범주형 데이터(multivariate categorical data)에서 사례들의 집단 또는 하위 유형을 찾는 데 사용되는 구조방정식모형(structural equation modeling)의 일부이다. 잠재집단분석에서 확률밀도함수는 이항분포, 정규분포, 포아송분포, 카이제곱 분포 등의 형태를 모두 취할 수 있다. 때문에 요인분석과는 달리 명목변수를 활용하여 잠재적 이산변수(discrete latent variables)를 찾아낼 수 있게 한다. 잠재집단분석의 산식은 다음과 같다(이윤로, 2005: 272-274).

$$\log(F^{ABCDX_{ijkmt}}) = \lambda + \lambda^{A_i} + \lambda^{B_j} + \lambda^{C_k} + \lambda^{D_m} + \lambda^{X_t} + \lambda^{AX} + \lambda^{BX_j} + \lambda^{CX_{kt}} + \lambda^{DX_{mt}}$$

여기서  $F^{ABCDX_{ijkmt}}$ 는 셀(i, j, k, m)에서 t번째 잠재집단의 예상빈도를 말한다. 위 식은 t=1일 때 기준이 되는 독립모형(independent model)이 된다. t=2, 3, 4, ... 일 때의 모형의 적합도는 관찰된 분류변수인 A, B, C, D를 통해 측정이 가능하다.

잠재집단분석은 연구자의 판단에 따라 계층의 수를 정하지 않고, 정보-기반 적합도 지수인 정보범주(IC: Information Criteria)를 활용하여 잠재집단의 수를 판단한다. 정보범주 가운데에서도 아카이케 정보범주(AIC: Akaike information criterion), 베이지안 정보범주(BIC: Bayesian information criterion)와 조정된 베이지안 정보범주(adjusted BIC) 값을 통해 모형 적합도를 검증한다. AIC, BIC와 adjusted BIC 값의 산식은 다음과 같다. 여기서 P는 모수의 숫자를, n은 표본 수를 뜻한다.

$$AIC = -2 \log L + 2P$$

$$BIC = -2 \log L + P \times \log(n)$$

$$\text{Adjusted BIC} = -2 \log L + P \times$$

소수의 모수로 높은 로그우도를 기록할 때 적합도가 높으므로 위 범주의 값이 작을수록 최적의 모형임을 의미한다. 이때의 잠재집단의 수가 가장 정확한 수치이다(신태수, 2010; 진영선, 2014). 이처럼 잠재집단분석은 통계적 검증이 가능하며, 한 응답자가 반드시 하나의 집단에 포함될 것이라는 군집분석의 전제에서 벗어나 여러 집단에 포함될 확률을 제시하기 때문에 개인의 다양한 특성을 반영한다는 장점이 있다.

## 4. 분석 결과

### 1) 표본의 일반적 특성

이 논문의 분석에 투입된 가구주 표본의 일반적 특성은 [표 1]과 같다. 먼저 소득계층은 빈곤층이 20.1%(1,142명), 중산층이 62.5%(3,554명), 중산층 이상이 17.4%(988명)이었다. 주요경제활동상태는 상용직 근로자가 36.7%(2,084명), 임시직·일용직·자활근로자가 19.2%(1,091명), 고용주가 3.5%(201명), 자영업종사자가 14.4%(821명), 실업자가 1.6%(92명), 비경제활동 인구가 24.6%(1,396명)이었다. 교육수준은 중학교 이하가 27.2%(1,546명), 고등학교가 32.5%(1,847), 전문대 이상이 40.3%(2,290명)이었고, 주택접유형태는 자가 56.9%(3,231명), 전세가 15.7%(893명), 월세가 18.8%(1,069명), 기타가 8.6%(490명)이었다.

성별은 남성이 79.0%(4,488명), 여성이 21.0%(1,195명)으로 남성 가구주의 비율이 높았고 연령은 29세 이하가 2.0%(112명), 30-39세가 13.9%(793명), 40-49세가 23.2%(1,319명), 50-64세가 36.8%(2,089명), 65세 이상이 24.1%(1,371명)이었다. 건강상태는 '안 좋은 편'이 15.5%(881명), '보통'이 20.2%(1,150명), '좋은 편'이 64.3%(3,652명)이었다. 거주지역은 서울이 19.2%(1,092명), 대도시가 24.1%(1,369명), 시가 48.7%(2,766명), 군이 8.0%(457명)이었다. 마지막으로 가구형태는 단독가구가 19.3%(1,098명), 한부모·조손가구가 2.5%(144명), 기타가구가 78.2%(4,442명)이었다.

[표 1] 표본의 일반적 특성

변인		빈도(명)	비율(%)
소득계층	빈곤층	1142	20.1
	중산층	3554	62.5
	중산층 이상	988	17.4
주요경제활동상태	상용직근로자	2084	36.7
	임시일용자활근로자	1091	19.2

	고용주	201	3.5
	자영업종사자	821	14.4
	실업자	92	1.6
	비경제활동	1396	24.6
교육수준	중학교 이하	1546	27.2
	고등학교	1847	32.5
	전문대 이상	2290	40.3
주택점유형태	자가	3231	56.9
	전세	893	15.7
	월세	1069	18.8
	기타	490	8.6
성별	남성	4488	79.0
	여성	1195	21.0
연령	29세 이하	112	2.0
	30-39세	793	13.9
	40-49세	1319	23.2
	50-64세	2089	36.8
	65세 이상	1371	24.1
건강상태	안 좋은 편	881	15.5
	보통	1150	20.2
	좋은 편	3652	64.3
거주지역	서울	1092	19.2
	대도시	1369	24.1
	시	2766	48.7
	군	457	8.0
가구형태	단독가구	1098	19.3
	한부모·조손가구	144	2.5
	일반가구	4442	78.2
총계		5683	100.0

## 2) 주관적 최저생계비와 적정생계비, 시장소득과 공적이전소득의 비교

각 인구 집단들마다 상이한 주관적 최저생계비와 적정생계비, 시장소득과 공적이전소득에 따라 주관적 빈곤의 발생빈도에 큰 차이가 발생할 수 있을 것으로 예측할 수 있다. [표 2]는 본격적인 분석에 앞서 가구원 수에 따라 균등화한 주관적 최저·적정생계비, 시장소득과 공적이전소득의 중위값을 인구 집단 별로 비교한 것이다. 소득 변수의 경우 편차가 매우 크기 때문에 중위값이 집단의 특성을 대표하는 보다 신뢰할 수 있는 지표인 것으로 판단했다.

먼저 빈곤층 가구주는 중산층과 중산층 이상 가구주에 비해 훨씬 낮은 최저·적정생계비 기준을 책정하고 있었다. 빈곤층 가구의 시장소득은 상대적으로 매우 적었지만 공적이전소득은 다소 많은 편이었다. 한편, 중산층 이상 가구는 높은 최저·적정생계비 기준을 가지고 있었지만 시장소득이 전체 중위값을 훨씬 상회했다.

주요경제활동상태의 경우, 상용직 근로자 가구주는 비교적 높은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들은 상대적으로 시장소득은 높은 반면 공적이전소득은 거의 받지 못했다. 임시직·일용직·자활 근로자 가구주는 비교적 낮은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들은 시장소득이 전체 중위값에 미달했지만 복지국가 수급액도 전체 중위값보다 다소 적었다. 비경제활동상태의 가구주는 매우 낮은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들은 시장소득이 대단히 적은 반면 공적이전소득을 비교적 많이 수급하고 있었다.

교육수준의 경우, 전문대 이상 학력의 가구주는 다소 높은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들은 시장소득이 상당히 많았지만 공적이전소득 수급액은 매우 적었다. 주택점유형태의 경우, 자가 및 전세 거주자는 월세 및 기타 거주자에 비해 보다 높은 최저·적정생계비 기준을 책정했다.

성별의 경우 여성 가구주가, 연령의 경우 65세 이상 노인 가구주가 대단히 낮은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들은 시장소득이 적은 대신 공적이전소득이 비교적 많았다. 건강상태는 안 좋은 편인 가구주가, 거주지역은 군 거주자가, 가구형태는 단독가구가 매우 낮은 최저·적정생계비 기준을 책정했다. 이들 역시 시장소득이 적은 대신 공적이전소득이 비교적 많았다.

**[표 2] 균등화한 주관적 최저생계비와 적정생계비의 중위값**

(단위: 만 원)

		주관적 최저생계비	주관적 적정생계비	시장소득	공적이전소득
소득계층	빈곤층	840	1,200	537	282
	중산층	1,732	2,400	2,585	115
	중산층 이상	2,546	3,464	5,550	0
주요경제활동상태	상용직근로자	2,078	2,771	3,512	0
	임시일용자활근로자	1,500	2,121	2,196	121
	고용주	2,400	3,000	4,015	1
	자영업종사자	1,697	2,151	2,363	161
	실업자	1,500	2,100	1,565	171
	비경제활동	1,018	1,386	673	410
교육수준	중학교 이하	1,018	1,386	1,033	274
	고등학교	1,732	2,400	2,624	116
	전문대 이상	2,078	2,771	3,311	14

주택점유 형태	자가	1,800	2,415	2,734	140
	전세	1,800	2,425	3,020	72
	월세	1,273	1,882	1,872	132
	기타	1,200	1,697	1,603	241
성별	남성	1,800	2,425	2,818	118
	여성	1,039	1,527	1,117	242
연령	20대 이하	1,500	2,111	2,446	0
	30대	1,800	2,418	3,146	132
	40대	2,078	2,700	3,124	4
	50-64세	1,800	2,425	2,832	16
	65세 이상	960	1,273	813	392
건강상태	안 좋은 편	960	1,386	816	339
	보통	1,273	1,952	1,761	236
	좋은 편	1,800	2,546	3,020	36
거주지역	서울	1,732	2,400	2,765	104
	대도시	1,732	2,400	2,434	133
	시	1,697	2,400	2,580	130
	군	1,200	1,697	1,517	251
가구형태	단독가구	960	1,440	942	242
	한부모·조손가구	1,273	1,800	1,513	194
	기타가구	1,800	2,425	2,792	125
전체		1,697	2,400	2,519	133

### 3) 주관적 빈곤율과 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과

먼저 2016년 현재 한국의 주관적 빈곤율은 주관적 최저생계비를 기준으로 했을 때 12.3%(698명), 적정생계비를 기준으로 했을 때 41.6%(2,364명)로 나타났다. 2017년 현재 균등화 가처분소득의 중위 50% 이하를 기준으로 측정한 빈곤율(17.4%)과 비교할 때 최저생계비 기준 주관적 빈곤율은 다소 낮게 나타났지만, 적정생계비 기준 주관적 빈곤율은 매우 높게 나타났다.

한국 복지국가는 최저생계비 기준 주관적 빈곤율을 전체적으로 24.4%에서 12.3%로 절반 가까이 낮추고 있었다. 이 논문의 표본을 대상으로 분석했을 때 균등화 가처분소득의 중위 50% 기준의 소득 빈곤율을 26.5%에서 20.1%로 완화한 것과 비교하면, 한국 복지국가는 최저생계비 기준의 주관적 빈곤을 상당히 성공적으로 완화하고 있다고 평가할 수 있다. 재분배 노력으로 인해 최저생계비 기준 주관적 빈곤율은 소득빈곤층에서 77.0%에서 34.7%로, 비경제활동 인구에서 64.5%에서 21.2%로, 중학교 이하 학력자에서 46.1%에서 15.1%로, 여성에서 43.6%에서

14.5%로, 65세 이상에서 57.0%에서 15.0%로, 건강상태가 안 좋은 편에서 55.5%에서 16.7%로, 군 거주자에서 34.8%에서 10.9%로, 단독가구에서 46.3%에서 15.6%로 크게 낮아졌다. 반면 상용직 근로자 또는 고용주이거나, 40대이거나, 건강상태가 좋은 편인 경우 주관적 빈곤 완화 효과는 크지 않았다.

다음으로 한국 복지국가는 적정생계비 기준 주관적 빈곤율을 전체적으로 46.3%에서 41.6%로 낮추고 있었다. 최저생계비 기준 주관적 빈곤율에 비해 완화의 정도가 크지 않았다. 적정생계비 기준 주관적 빈곤율은 소득빈곤층에서 95.7%에서 77.8%로, 비경제활동 인구에서 83.2%에서 57.9%로, 중학교 이하 학력자에서 69.3%에서 51.1%로, 여성에서 67.1%에서 51.3%로, 65세 이상에서 78.1%에서 50.1%로, 건강상태가 안 좋은 편에서 76.6%에서 55.0%로, 군 거주자에서 57.8%에서 40.2%로, 단독가구에서 67.2%에서 50.6%로 낮아졌다. 반면 상용직 근로자 또는 고용주이거나, 40대인 가구주의 경우 주관적 빈곤율이 오히려 상승하는 경우도 관찰되었다.

**[표 3] 주관적 빈곤율과 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과**

(단위:%, %p)

	최저생계비 기준 주관적 빈곤율			적정생계비 기준 주관적 빈곤율		
	시장 소득	가처분 소득	빈곤완화효과	시장 소득	가처분 소득	빈곤완화효과
빈곤층	77.0	34.7	42.3	95.7	77.8	17.9
중산층	13.4	8.3	5.1	41.6	39.4	2.2
중산층 이상	3.1	0.8	2.3	6.0	7.5	-1.5
상용직근로자	4.4	7.2	-2.8	24.0	32.5	-8.5
임시일용자·할근로	15.9	9.6	6.3	47.8	42.0	5.8
고용주	5.5	6.5	-1.0	19.0	25.9	-6.9
자영업·종사자	21.6	12.9	8.7	43.0	38.2	4.8
실업자	37.0	28.3	8.7	62.0	60.4	1.6
비경제활동	64.5	21.2	43.3	83.2	57.9	25.3
중학교 이하	46.1	15.1	31	69.3	51.1	18.2
고등학교	20.6	12.3	8.3	43.2	41.5	1.7
전문대 이상	12.9	10.3	2.6	33.3	35.3	-2.0
자가	21.6	11.8	9.8	42.3	37.7	4.6
전세	17.0	12.0	5.0	37.0	39.0	-2.0
월세	33.4	13.8	19.6	59.6	52.1	7.5
기타	36.7	12.7	24.0	60.4	49.2	11.2
남성	19.3	11.7	7.6	40.8	39.0	1.8
여성	43.6	14.5	29.1	67.1	51.3	15.8
20대 이하	6.3	5.4	0.9	35.7	38.4	-2.7
30대	7.6	6.9	0.7	29.9	31.7	-1.8

40대	10.4	10.6	-0.2	34.4	41.5	-7.1
50-64세	19.2	14.0	5.2	39.7	40.0	-0.3
65세 이상	57.0	15.0	42.0	78.1	50.1	28
건강 안 좋은 편	55.5	16.7	38.8	76.6	55.0	21.6
건강 보통	36.5	14.4	22.1	58.5	46.7	11.8
건강 좋은 편	13.1	10.5	2.6	35.2	36.8	-1.6
서울	20.4	12.4	8.0	40.9	40.5	0.4
대도시	27.8	13.5	14.3	48.2	46.3	1.9
시	22.6	11.9	10.7	45.6	40.0	5.6
군	34.8	10.9	23.9	57.8	40.2	17.6
단독가구	46.3	15.6	30.7	67.2	50.6	16.6
한부모·조손	44.4	16.8	27.6	70.1	61.8	8.3
기타가구	18.3	11.3	7.0	40.3	38.7	1.6
총계	24.4	12.3	12.1	46.3	41.6	4.7

#### 4) 잠재집단분석의 결과

앞서 살펴본 것처럼 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과는 가구주의 특성에 따라 상이하게 나타났다. 이 논문은 한국 복지국가의 주관적 빈곤에 대한 영향을 보다 엄밀하게 검증하기 위해 상이한 효과들이 몇 개의 집단으로 대별 될 수 있으며, 집단의 특징은 어떠한지를 분석하고자 했다. 이를 위해 주관적 최저생계비·적정생계비 기준의 시장소득·가처분소득 빈곤 여부를 투입한 잠재집단분석(LCA: Latent Cluster Analysis)을 실시했다. 잠재집단분석은 군집분석과는 다르게 명목변수도 폭넓게 활용할 수 있으므로 명목변수만으로 집단을 구분하고자 하는 이 논문의 분석에 적합하다.

이 논문은 잠재집단이 2개인 모형에서부터 잠재집단의 개수를 하나씩 증가시키면서 Maximum Log-Likelihood, AIC, BIC 값을 비교하여 모형 적합도가 가장 양호한 최적의 잠재집단 수를 찾았다. 분석 결과는 [표 4]와 같다. 잠재집단 수에 따른 AIC 값과 BIC 값은 2개일 때부터 4개일 때까지 감소한 다음 5개일 때부터 다시 증가했다. 잠재집단분석에서는 AIC 값과 BIC 값이 가장 작은 모형의 적합도가 가장 좋은 것으로 본다. 결국 최적의 잠재집단모형은 AIC 값과 BIC 값이 가장 작은 4개 집단 모형으로 판단할 수 있다.

**[표 4] 잠재집단분석의 결과**

잠재집단	Maximum Log-Likelihood	AIC	BIC
2	-12522.6	25063.18	25124.49
3	-12104.3	24236.65	24332.03
4	-12071.8	24181.62	24311.07
5	-12071.8	24191.62	24355.14

4개의 잠재집단이 어떤 특성을 갖는지를 분석에 투입한 주관적 최저생계비·적정생계비 기준의 시장소득·가처분소득 빈곤 여부의 조건별 확률을 비교하여 분석했다. 그 결과는 [표 5]와 같다. 먼저 전체 가구주 가운데 잠재집단 1에 속하는 비중은 52.0%, 잠재집단 2에 속하는 비중은 18.5%, 잠재집단 3에 속하는 비중은 6.5%, 잠재집단 4에 속하는 비중은 23.0%였다.

잠재집단 1은 최저생계비 기준의 시장소득과 가처분소득 빈곤율이 0%였고, 적정생계비 기준의 시장소득 빈곤율은 8.1%였지만 가처분소득 빈곤율은 0%였다. 잠재집단 1은 상대적으로 다른 집단에 비해 재분배 노력의 영향을 덜 받으면서도 최저·적정생계비 기준의 주관적 빈곤에 처할 가능성이 거의 없는 특징을 가진다. 따라서 잠재집단 1을 ‘비빈곤형’으로 명명했다.

잠재집단 2는 최저생계비 기준의 시장소득 빈곤율이 100%, 가처분소득 빈곤율이 51.3%로 상당수가 국가의 재분배 노력에 의해 최저생계비 기준의 주관적 빈곤에서 탈피하고 있었다. 그러나 적정생계비 기준의 시장소득·가처분소득 빈곤율은 모두 100.0%로 변화가 없었다. 잠재집단 2는 재분배 노력에 의해 최저생계비 기준의 주관적 빈곤에서 탈피할 가능성이 높지만 적정생계비 기준의 주관적 빈곤은 지속되는 특징을 가진다. 따라서 잠재집단 2를 ‘최저탈피·적정지속형’으로 명명했다.

다음으로 잠재집단 3은 최저생계비 기준의 시장소득 빈곤율이 90.8%였지만 가처분소득 빈곤율은 0%로 낮아졌다. 적정생계비 기준의 시장소득 빈곤율은 98.9%였지만 가처분소득 빈곤율은 1.9%로 낮아졌다. 잠재집단 3은 국가의 재분배 노력에 의해 최저생계비 기준은 물론 적정생계비 기준의 주관적 빈곤에서도 탈피할 가능성이 높은 특징을 가진다. 따라서 잠재집단 3을 ‘최저·적정탈피형’으로 명명했다.

마지막으로 잠재집단 4는 최저생계비 기준의 시장소득 빈곤율이 0.2%였지만 가처분소득 빈곤율은 12.2%로 오히려 높아졌다. 마찬가지로 적정생계비 기준의 시장소득 빈곤율은 74.7%였지만 가처분소득 빈곤율은 100.0%로 높아졌다. 잠재집단 4는 재분배 노력이 최저·적정생계비 기준의 주관적 빈곤에 처할 가능성을 높이는 특징을 가진다. 따라서 잠재집단 4를 ‘빈곤진입형’으로 명명했다.

[표 5] 4개 잠재집단의 조건별 확률

	주관적 빈곤 여부	잠재집단			
		비빈곤형	최저탈피·적정지속형	최저·적정탈피형	빈곤진입형
최저생계비/ 시장소득 기준	주관적 빈곤 아님	100.0%	0.0%	9.2%	99.8%
	주관적 빈곤	0.0%	100.0%	90.8%	0.2%
최저생계비/ 가처분소득 기준	주관적 빈곤 아님	100.0%	48.7%	100.0%	87.8%
	주관적 빈곤	0.0%	51.3%	0.0%	12.2%
적정생계비/ 시장소득 기준	주관적 빈곤 아님	91.9%	0.0%	1.1%	25.3%
	주관적 빈곤	8.1%	100.0%	98.9%	74.7%
적정생계비/ 가처분소득 기준	주관적 빈곤 아님	100.0%	0.0%	98.1%	0.0%
	주관적 빈곤	0.0%	100.0%	1.9%	100.0%
총계		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

[표 6]은 4개 잠재집단의 균등화한 주관적 최저생계비, 적정생계비, 시장소득과 공적이전소득의 중위값을 정리한 결과이다.

먼저 주관적 최저생계비의 중위값은 ‘비빈곤형’과 ‘빈곤진입형’에서 1,800만 원, ‘최저탈피·적정지속형’에서 1,080만 원, ‘최저·적정탈피형’에서 1,018만 원 이었다. ‘비빈곤형’과 ‘빈곤진입형’의 최저생계비 기준은 전체 중위값보다 다소 높았지만, ‘최저탈피·적정지속형’과 ‘최저·적정탈피형’의 최저생계비 기준은 상당히 낮았다.

다음으로 주관적 적정생계비의 중위값은 ‘비빈곤형’에서 2,400만 원, ‘최저탈피·적정지속형’에서 1,527만 원, ‘최저·적정탈피형’에서 1,380만 원, ‘빈곤진입형’에서 2,683만 원 이었다. ‘비빈곤형’은 전체 중위값과 비슷한 적정생계비 기준을 설정한데 비해 ‘빈곤진입형’은 전체 중위값에 비해 다소 높은 생계비 기준을 설정했다. 반면 ‘최저탈피·적정지속형’과 ‘최저·적정탈피형’은 상대적으로 매우 낮은 생계비 기준을 설정했다.

시장소득의 중위값은 ‘비빈곤형’에서 3,454만 원, ‘최저탈피·적정지속형’에서 576만 원, ‘최저·적정탈피형’에서 503만 원, ‘빈곤진입형’에서 2,438만 원이었다. ‘빈곤진입형’은 전체 중위값과 비슷한 수준의 시장소득을, ‘비빈곤형’은 훨씬 많은 수준의 시장소득을 거두고 있었다. 반면 ‘최저탈피·적정지속형’과 ‘최저·적정탈피형’은 훨씬 적은 시장소득을 거두고 있었다.

마지막으로 공적이전소득의 중위값은 ‘비빈곤형’에서 69만원, ‘최저탈피·적정지속형’에서 339만 원, ‘최저·적정탈피형’에서 1,142만 원, ‘빈곤진입형’에서 6만 원이었다. ‘최저·적정탈피형’은 상대적으로 매우 많은 공적이전소득을 수급했다. ‘최저탈피·적정지속형’의 공적이전소득 수준도 비교적 높았다. 반면 ‘비빈곤형’은 공적이전소득이 비교적 작았고, ‘빈곤진입형’의 경우 그 수준이 미미했다.

종합하면, ‘비빈곤형’은 주관적 생계비 기준을 전체 중위값에 비해 다소 높게 설정하면서 공적이전소득은 비교적 조금 수급했지만 시장소득이 월등히 많기 때문에 주관적 빈곤에 처할 가능성이 낮은 것으로 볼 수 있다. 반면 ‘빈곤진입형’은 주관적 생계비 기준이 전체 중위값에 비해 조금 높았지만, ‘비빈곤형’과는 다르게 시장소득이 전체 중위값에 비해 다소 낮으면서 공적이전소득을 거의 수급하지 못 해 주관적 빈곤에 처할 가능성이 오히려 높아지는 것으로 볼 수 있다.

‘최저·적정탈피형’과 ‘최저탈피·적정지속형’의 경우, 시장소득은 매우 적었지만 주관적 최저·적정생계비 기준이 매우 낮고 공적이전소득을 상대적으로 많이 수급하는 특징이 있었다. ‘최저·적정탈피형’과 ‘최저탈피·적정지속형’의 가장 큰 차이는 공적이전소득의 규모에 있었다. ‘최저·적정탈피형’이 수급하는 공적이전소득은 ‘최저탈피·적정지속형’에 비해 거의 3배에 달했다. 결국 시장소득이 낮은 집단에서 공적이전소득의 규모가 적정생계비 기준의 주관적 빈곤 여부를 결정하는 매우 중요한 변수임을 확인할 수 있다.

[표 6] 잠재집단 별 중위값 비교 결과

(단위: 명, 만원)

	N	주관적 최저생계비	주관적 적정생계비	시장소득	공적이전소득
비빈곤형	2,958 (52.0%)	1,800	2,400	3,455	69
최저탈피·적정지속형	1,049 (18.5%)	1,080	1,527	576	339
최저·적정탈피형	368 (6.5%)	1,018	1,380	503	1,142
빈곤진입형	1,308 (23.0%)	1,800	2,683	2,438	6
전체	5,683 (100.0%)	1,697	2,400	2,519	133

한편, 가구주의 특성에 따른 잠재집단의 분포를 교차분석을 통해 확인한 결과는 [표 7]과 같다. 먼저 소득 빈곤층은 ‘최저탈피·적정지속형’(65.6%)의 비율이 가장 높았다. ‘최저·적정탈피형’(11.6%)에 포함되는 비율도 다른 계층에 비해서는 높게 나타났다. 중산층은 ‘비빈곤층’(55.2%)에 포함되는 비율이 가장 높았지만 ‘빈곤진입형’(30.8%)에 포함되는 비율도 무시하지 못 할 수준이었다. 중산층 이상은 ‘비빈곤층’(88.8%)의 비율이 압도적으로 높았다.

다음으로 주요경제활동상태의 경우, 상용직 근로자는 ‘비빈곤형’(66.7%)의 비율이 가장 높았지만, ‘빈곤진입형’(28.9%)의 비율도 낮지 않았다. 임시직·일용직·자활 근로자와 자영업 종사

자도 '비빈곤형'의 비율이 절반을 넘었지만 '빈곤진입형'의 비율도 20%를 상회하는 것으로 관찰되었다. 비경제활동 인구는 '최저탈피·적정지속형'(46.1%)과 '최저·적정탈피형'(19.8%)의 비율이 다른 집단에 비해 높게 나타났다.

교육수준의 경우, 중학교 이하 학력자는 상대적으로 '최저탈피·적정지속형'(34.7%) 또는 '최저·적정탈피형'(12.1%)의 비율이 상대적으로 높았다. 반면 고등학교와 전문대 이상 학력자는 '비빈곤형'과 '빈곤진입형'의 비율이 모두 높은 편이었다. 주택점유형태의 경우, 자가와 전세 거주자는 '비빈곤형'에 포함되는 비율이 보다 높았지만, 월세와 기타 거주자는 상대적으로 '최저탈피·적정지속형'에 포함되는 비율이 높았다.

성별의 경우, 남성 가구주는 여성 가구주에 비해 '비빈곤형'(55.8%) 또는 '빈곤진입형'(24.5%)에 포함되는 비율이 높았다. 반면 여성 가구주는 '최저탈피·적정지속형'(33.6%)에 포함되는 비율이 보다 높았다.

연령의 경우, 65세 이상 노인 가구주가 '최저탈피·적정지속형'(39.8%)과 '최저·적정탈피형'(18.4%)에 포함되는 비율이 근로연령의 가구주에 비해 월등히 높았다. 반면 근로연령의 가구주는 '비빈곤형' 또는 '빈곤진입형'에 포함되는 비율이 보다 높게 나타났다.

건강상태가 '안 좋은 편'인 가구주는 '최저탈피·적정지속형'(41.0%)과 '최저·적정탈피형'(15.2%)의 비율이 상대적으로 더 높았다. 건강상태가 '좋은 편'인 가구주는 '비빈곤형'(60.2%)과 '빈곤진입형'(26.2%)에 포함되는 비율이 모두 높았다.

거주지역의 경우, 공통적으로 '비빈곤형'의 비율이 가장 높게 나타난 가운데 군 거주자는 상대적으로 '최저·적정탈피형'(12.0%)의 비율이 높았다. 반면 서울·대도시·시 거주자는 '빈곤진입형'의 비율이 군 거주자에 비해 다소 높았다.

마지막으로 가구형태의 경우, 단독가구와 한부모·조손가구는 기타가구에 비해 '최저탈피·적정지속형'에 포함되는 비율이 높았다. 기타가구는 '비빈곤형'(56.5%)의 비율이 절반을 넘었지만, '빈곤진입형'(24.7%)의 비율도 낮지 않았다.

이상의 교차분석 결과를 종합하면, 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과가 집단별로 매우 큰 차이를 나타내고 있음을 알 수 있다. 상대적으로 소득 빈곤층이거나, 비경제활동 상태이거나, 65세 이상 노인이거나, 건강상태가 안 좋은 편이거나, 단독가구 또는 한부모·조손가구일 때 주관적 빈곤 완화 효과가 높았다. 특히 비경제활동 상태 또는 65세 이상 노인 가구주를 대상으로 한 주관적 빈곤 완화 효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 반면 중산층이거나, 임금 근로자이거나, 근로연령이거나, 건강이 좋은 편인 가구주를 대상으로 한 주관적 빈곤 완화 효과는 미미했다.

[표 기 가구주 특성에 따른 잠재집단의 비율

	비빈곤형	최저탈피·적정지속형	최저·적정탈피형	빈곤진입형
빈곤층	10.5%	65.6%	11.6%	12.3%
중산층	55.2%	8.4%	5.5%	30.8%
중산층 이상	88.8%	0.0%	3.8%	7.4%
상용직근로자	66.7%	3.6%	0.8%	28.9%
임시일용자활근로	55.5%	13.8%	2.5%	28.3%
고용주	74.1%	5.5%	0.0%	20.4%
자영업종사자	56.0%	16.7%	5.8%	21.5%
실업자	39.6%	36.3%	0.0%	24.2%
비경제활동	22.8%	46.1%	19.8%	11.3%
중학교 이하	36.8%	34.7%	12.1%	16.4%
고등학교	53.9%	16.3%	4.8%	25.1%
전문대 이상	60.8%	9.3%	4.1%	25.8%
자가	55.7%	15.5%	6.8%	22.0%
전세	58.7%	14.9%	2.4%	24.1%
월세	39.9%	25.7%	8.1%	26.4%
기타	42.4%	28.6%	8.6%	20.4%
남성	55.8%	14.4%	5.3%	24.5%
여성	38.1%	33.6%	10.7%	17.6%
20대 이하	61.6%	6.3%	0.0%	32.1%
30대	67.2%	6.4%	1.1%	25.3%
40대	57.5%	9.6%	0.9%	32.0%
50-64세	55.5%	15.4%	4.5%	24.6%
65세 이상	31.9%	39.8%	18.4%	9.9%
건강 안 좋은 편	29.8%	41.0%	15.2%	14.0%
건강 보통	43.1%	26.8%	10.3%	19.7%
건강 좋은 편	60.2%	10.4%	3.1%	26.2%
서울	55.5%	17.0%	4.1%	23.4%
대도시	48.2%	22.1%	5.7%	23.9%
시	53.2%	16.3%	6.8%	23.6%
군	48.0%	23.8%	12.0%	16.2%
단독가구	37.0%	34.6%	12.5%	15.9%
한부모·조손가구	29.2%	35.4%	9.0%	26.4%
기타가구	56.5%	13.9%	4.9%	24.7%
총계	52.1%	18.5%	6.5%	23.0%

## 5. 결론

이 논문의 목적은 한국 복지국가의 재분배 노력이 시민이 체감하는 주관적 빈곤을 얼마나 효과적으로 완화하는지를 탐색적으로 살펴보는 데 있다. 이를 위해 한국복지패널 11차 자료(2016년)에서 가구주 표본을 추출하여 사회경제적·인구학적 특성에 따른 주관적 빈곤율과 주관적 빈곤 완화 효과의 차이를 살펴보고, 잠재집단분석(LCA: Latent Class Analysis)을 실시했다. 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 한국 복지국가의 재분배 노력은 최저생계비 기준 주관적 빈곤을 효과적으로 완화하고 있었다. 재분배 노력으로 인해 최저생계비 기준 주관적 빈곤율은 절반 가까이 낮아졌다(24.4% → 12.3%). 이는 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과를 검증한 선행연구(Van den Bosch et al., 1993; Saunders, Halleröd & Matheson, 1994; OECD, 2009; Labeaga, Molina & Navarro, 2011; 서재욱·강동훈·김희정, 2015)의 결과와 마찬가지로 국가의 재분배 노력이 주관적 빈곤의 완화에 중요한 역할을 하는 것을 보여준다. 그러나 재분배 노력은 적정생계비 기준 주관적 빈곤을 완화하는 데는 그다지 성공적이지 못 했다. 이는 한국 복지국가가 충분히 성숙하지 못해 공적이전소득의 수준이 시민의 욕구에 비해 여전히 낮기 때문으로 볼 수 있다(이정우·이창곤 외, 2015).

둘째, 재분배 노력의 주관적 빈곤 완화 효과는 인구 집단마다 상이하게 나타났다. 재분배의 효과는 주관적 빈곤선을 상대적으로 낮게 설정하는 소득 빈곤층, 비경제활동 인구, 여성 가구주와 노인 가구주 집단에서 가장 크게 나타났다. 반면 주관적 빈곤선을 상대적으로 높게 설정하는 상용직 근로자, 고용주, 남성, 중장년층에서 그 효과는 비교적 작았다. 이는 소득의 주관적 삶의 질에 대한 효과가 상대적이라는 선행연구(Van Praag, 1968; Goedhart et al., 1977; Clark & Oswald, 1996; Schyns, 2001)의 결과와 같은 맥락에서 해석할 수 있다.

셋째, 재분배 노력의 주관적 빈곤 완화 효과를 잠재집단분석을 통해 분석한 결과 총 4개의 최적 잠재집단모형이 발견되었다. 먼저 주관적 빈곤에 처할 가능성이 처음부터 낮은 ‘비빈곤형’은 공적이전소득이 적은 대신 시장소득이 매우 많았다. 다음으로 재분배 노력에 의해 최저생계비 기준 주관적 빈곤에서 탈피할 가능성이 높지만 적정생계비 기준 주관적 빈곤에서는 벗어날 수 없는 ‘최저탈피·적정지속형’은 시장소득이 적은 대신 주관적 생계비 기준이 낮고 공적이전소득이 비교적 많았다. 그리고 재분배 노력에 의해 최저·적정생계비 기준 주관적 빈곤에서 벗어날 가능성이 모두 높은 ‘최저·적정탈피형’은 주관적 생계비 기준이 낮으면서 공적이전소득을 다른 집단에 비해 월등히 많이 수급했다. 마지막으로 주관적 빈곤에 처할 가능성이 오히려 높아지는 ‘빈곤진입형’은 주관적 생계비 기준이 높고 시장소득은 전체 중위값과 비슷한

수준이면서 공적이전소득은 거의 수급하지 못 했다. 결국 낮은 주관적 생계비 기준선과 높은 공적이전소득의 수준이 결합할 때 주관적 빈곤의 완화 효과가 가장 크게 나타난다는 점에서 소득의 효용이 상대적이라는 선행연구의 결과(Kahneman & Deaton, 2010; Schyns, 2001; 서인석·우창빈·기영화, 2015)를 지지한다.

이 논문은 한국 복지국가의 주관적 빈곤 완화 효과를 처음으로 실증적으로 분석했다는 의의가 있다. 이 논문의 분석 결과는 여전히 복지국가의 확대가 주관적 빈곤의 완화를 위한 수단으로 중시되어야 한다는 사실을 보여준다. 먼저 공적이전소득이 취약계층이 생각하는 적정생계비를 보장하는 데도 충분하지 못하다는 점을 감안하여 이들에 대한 급여 수준을 제고해야 한다. 한편, 중산층이거나, 근로연령이거나, 상용직 근로자로 일하는 가구주는 소득 빈곤율에 비해 주관적 빈곤율이 매우 높았고, 재분배의 주관적 빈곤 완화 효과는 매우 미미했다. 이는 납세의 부담을 주로 짊어지면서 공적이전소득을 충분히 수급하지 못 하기 때문으로 보인다. 따라서 아동수당과 같은 보편적 인구학적 수당의 확대를 통해 위 집단의 공적이전소득 수준을 제고할 필요가 있다. 마지막으로 높은 주관적 생계비 수준을 설정한 인구 집단은 주관적 빈곤에 처할 가능성이 높게 나타났다. 이는 비현실적으로 높은 기준의 설정이 체감 중산층의 축소를 불러왔다는 강원택 외(2014)의 주장과 맥을 같이 한다. 자신의 노후와 자녀의 미래에 대한 불안, 불평 등의 확대, 교육과 주거 등 지위재를 둘러싼 경쟁의 심화 등이 모두 높은 기준의 설정에 영향을 미치는 것으로 나타나는 만큼 사회통합의 차원에서 불평등을 완화하고 불안을 해소하기 위한 정책적 노력이 필요하다.

## ■ 참고문헌 ■

- 강원택, 김병연, 안상훈, 이재열, 최인철(2014). *당신은 중산층입니다*. 서울: 21세기북스.
- 구인회(2010). 탈빈곤 지원을 위한 공공부조 개편방안. 보건복지부 주최 '국민기초생활보장제도 시행 10주년 기념 심포지엄' 발제문.
- 김윤태, 서재욱(2013). *빈곤: 어떻게 싸울 것인가*. 파주: 한울아카데미.
- 김주환(2007). *빈곤통계의 작성과 활용*. 파주: 집문당.
- 박능후, 김재희, 장춘명(2015). 개인의 객관적 배제와 주관적 배제 격차에 관한 연구. *사회복지정책*, 42(2), 185-218.
- 서인석, 우창빈, 기영화(2015). 주관적 웰빙과 소득: 서울시민을 대상으로 한 소득의 한계성 및 상대성 검증. *地方行政研究*, 29(1), 127-152.
- 서재욱, 강동훈, 김희정(2015). 복지지출 수준과 주관적 빈곤의 관계: 유럽연합(EU) 30개국의 탐색적 연구. *사회과학연구*, 41(2), 29-55.
- 손태용, 정현정(2014). 성인직적 관점에서의 주관적 빈곤감에 대한 지역사회 보건학적 접근: 사회연결망의 매개효과 중심. *보건의료산업학회지*, 8(4), 243-255.
- 송건섭, 정미용(2011). 주관적 빈곤인식의 측정과 영향요인: 기초생활수급자를 중심으로. *지방정부연구*, 15(1), 7-27.
- 신태수(2010). 중단프로파일분석과 군집분석을 이용한 잠재집단연구: 성장혼합모형과 비교를 통하여. *교육평가연구*, 23(3), 641-664.
- 여유진(2006). 주요 OECD 국가의 빈곤율과 경제성장, 사회지출 간의 관계. *국제사회보장동향*, 2006(7), 31-39.
- 여유진, 송치호(2010). 공적이전 프로그램의 재분배효과: 한국, 독일, 스웨덴, 영국 비교연구. *사회보장연구*, 26(4), 95-119.
- 이명표(2002). 한계효용이론의 발전과정에 관한 연구. *專門經營人研究*, 5(1), 263-288.
- 이승기(2008). 객관적 빈곤가수와 주관적 빈곤가수의 일치성에 관한 연구. *사회보장연구*, 24(3), 99-116.
- 이윤로(2005). *잠재적 집단 분석*. 이재열 외. *사회과학의 고급계량분석: 원리와 실제*. 서울: 서울대학교출판부.
- 이정우, 이창곤 외(2015). *불평등 한국, 복지국가를 꿈꾸다*. 서울: 후마니타스.
- 이철수(2009). *사회복지학사전*. 서울: 블루피쉬.
- 정현정(2013). 일개 도시 지역주민의 주관적 빈곤감에 관한 연구. *사회복지정책*, 40(3), 321-345.
- 조흥식 편(2012). *대한민국, 복지국가의 길을 묻다*. 서울: 이매진.
- 진영선(2014). 잠재계층분석(LCA)을 이용한 청소년의 진로준비도 유형에 관한 연구. *명지대학교 대학원 청소년지도학과 박사학위 논문*.
- 한영광, 서우석(2014). 대도시 지역의 주거지위가 주관적 빈곤에 미치는 영향. *서울도시연구*, 15(4), 79-98.
- 홍훈, 최정규, 김진방, 박만섭, 이규상(2014). *경제의 교양을 읽는다: 현대편*. 서울: 더난출판사.
- 통계청(2017). 2017년 사회조사 결과. 보도자료.
- 통계청(2018). 2018년 가계금융복지조사 결과. 보도자료.

- Atkinson. A. B. (2015). *Inequality. What can be done?*. Cambridge. Harvard University Press.
- Bäckman. O. & Ferrarini. T. (2010). Combating child poverty? A multilevel assessment of family policy institutions and child poverty in 21 old and new welfare states. *Journal of Social Policy*. 39(2). 275-296.
- Barr. N. (2004). *Economics of the Welfare State*. 4th edition. Oxford. Oxford University Press.
- Bradshaw. J. & Finch N. (2003). Overlaps in dimensions of poverty. *Journal of Social Policy*. 32(4). 513-525.
- Brady. D. (2004). *The Welfare State and Relative Poverty in Rich Western Democracies. 1967-1997*. Luxembourg Income Study Working Paper. 390. 1-56.
- Caminada. K., Goudswaard. K. & Koster. F. (2012). Social Income Transfers and Poverty. a Cross-Country Analysis for OECD Countries. *International Journal of Social Welfare*. 21(2). 115-126.
- Clark. A. E. & Oswald. A. J. (1996). Satisfaction and Comparison Income. *Journal of Public Economics*. 61(3). 359-381.
- Diener. E., Sandvik. E., Seidlitz. L. & Diener. M. (1993). The relationship between income and subjective well-being. Relative or absolute?. *Social Indicators Research*. 28(3). 195-223.
- Diener. E. & Biswas-Diener. R. (2002). Will Money Increase Subjective Well-Being?. *Social Indicators Research*. 57(2). 119-169.
- Duesenberry. J. S. (1949). *Income. Saving and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press.
- Easterlin. R. (1974). Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence in Nations and Households in Economic Growth. Essays. in Honor of Moses Abramovitz (eds) David. P and Reder. M. Academic Press.
- Ebert. U. (2010). Equity-regarding poverty measures. differences in needs and the role of equivalence scales. *Canadian Journal of Economics*. 43(1). 301-322.
- Esping-Andersen. G. & Myles. J. (2009). Economic Inequality and the Welfare State. in *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. (eds.) Salverda. W., Nolan. B. and Smeeding. T. M., Oxford. Oxford University Press.
- Hewitt. M. (1992). *Welfare Ideology and Need. Developing Perspectives on the Welfare State*. Barnes & Noble Books.
- Goedemé. T. & Rottiers. S. (2011). Poverty in the Enlarged European Union. A Discussion about Definitions and Reference Groups. *Sociology Compass*. 5(1). 77-91.
- Goedhart. T., Halberstadt. V., Kapteyn. A. & Van Praag. B. (1977). The Poverty Line. Concept and Measurement. *The Journal of Human Resources*. 12(4). 503-520.
- Kahneman. D. & Deaton. A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*. 107(38). 16489-16493.
- Kenworthy. L. (1999). Do Social-Welfare Policies Reduce Poverty? A Cross-National Assessment. *Social Forces*. 77(3). 1119-1139.

- \_\_\_\_\_. (2011). *Progress for the Poor*. Oxford University Press.
- Korpi. W. & Palme. J. (1998). The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality. *Welfare State Institutions. Inequality and Poverty in the Western Countries. American Sociological Review. 63(5)*. 661-687.
- Kuivalainen. S. (2014). Subjective Poverty in *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. 2014th Edition. (ed.) A. C. Michalos. Springer.
- Labeaga. J. M., Molina. J. A. & Navarro. M. (2011). Deprivation using satisfaction measures in Spain. an evaluation of unemployment benefits. *Journal of Policy Modeling. 33*. 287-310.
- Lister. R. (2004). *Poverty*. Polity Press.
- Mack. J. & Lansley. S. (1985). *Poor Britain*. George Allen & Unwin.
- Maholmes. V., & King. R. B. (eds.). (2012). *The Oxford Handbook of Poverty and Child Development*. Oxford. Oxford University Press.
- Marks. G. N. (2007). Income Poverty, Subjective Poverty, and Financial Stress. *Social Policy Research Paper. No. 29*. Department of Families, Community Services, and Indigenous Affairs.
- Moller. S., Huber. E., Stephens. J. D., Bradley. D. & Nielsen. F. (2003). Determinants of Relative Poverty in Advanced Capitalist Democracies. *American Sociological Review. 68(1)*. 22-51.
- Noll. H. H. (2004). Social Indicators and Quality of Life Research. Background, Achievements and Current Trends in Genova. N. (eds) *Advances in Sociological Knowledge*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- OECD. (2009). *OECD Factbook 2009*. Paris. OECD Publishing.
- \_\_\_\_\_. (2011). *Society at a Glance 2011*. Paris. OECD Publishing.
- Ólafsson. S. (2013). Well-Being in the Nordic Countries. An International Comparison. *Icelandic Review of Politics and Administration. 9(2)*. 345-372.
- Ravallion. M. (2012). Poor, or Just Feeling Poor? On Using Subjective Data in Measuring Poverty. *Policy Research working paper. WPS 5968*.
- Runciman. W. B. (1966). *Relative Deprivation and Social Justice*. Routledge and Kegan Paul.
- Saunders. P., Halleröd. B. & Matheson G. (1994). Making Ends Meet in Australia and Sweden. A Comparative Analysis Using the Subjective Poverty Line Methodology. *Acta Sociologica 37(2)*. 3-22.
- Scruggs. L. & Allan. J. P. (2005). The Material Consequences of Welfare States. Benefit Generosity and Absolute Poverty in 16 OECD Countries. *LIS Working Paper Series. 409*. 1-35.
- Schyns. P. (2001). Income and Satisfaction in Russia. *Journal of Happiness Studies. 2(2)*. 173-204.
- Stiglitz. J. E., Sen. A. & Fitoussi. Jean-Paul. (2010). *Mismeasuring Our Lives. Why GDP Doesn't Add Up*. The New Press.
- Townsend. P. (1962). The Meaning of Poverty. *British Journal of Sociology. 13(3)*. 210-227.
- Van den Bosch. K., Callan. T., Estivill. J., Hausman. P., Jeandidier. B., Muffels. R. & Yfantopoulos. J. (1993). A comparison of poverty in seven European countries and regions using subjective and relative measures. *Journal of Population Economics. 6(3)*. 235-259.
- Van Praag. B.M.S. (1968). Individual welfare functions and consumer behavior. *A theory of rational*

irrationality. North-Holland Pub. Co.

Van Praag, B.M.S., Hagenars, A. & van Weeren, J. (1982). Poverty in Europe. *Review of Income and Wealth*. 28(3). 345-359.

Van Praag, B., Goedhart, T. & Kapteyn, A. (1980). The Poverty Line—A Pilot Survey in Europe. *The Review of Economics and Statistics* 62(3). 461-465.

Veenhoven, R. (2002). Why Social Policy Needs Subjective Indicators. *Social Indicators Research*. 58(1). 33-46.

Walker, R. (1987). Consensual Approaches to the Definition of Poverty. Towards an Alternative Methodology. *Journal of Social Policy*. 16(2). 213-226.

◀ Abstract ▶

## Subjective poverty alleviation effect of Korean welfare state: Exploratory research using latent class analysis

Jae Wook Suh\*

The purpose of this article is to analyze how effectively the Korean welfare state alleviates subjective poverty felt by citizens. This paper defines subjective poverty as the situation in which household income falls short of the subjective minimum or proper cost of living for citizens themselves. Using the sample of householders in the 11th data of the Korea Welfare Panel Study(2016), this article analyzed the effectiveness of redistribution efforts to alleviate subjective poverty by utilizing the Latent Class Analysis. As a result, the Korean welfare state was playing a fairly effective role in alleviating subjective poverty based on minimum cost of living. However, it has not made much progress in alleviating subjective poverty based on proper living expenses. At the same time, feelings for redistribution efforts differed depending on socioeconomic and demographic characteristics. Based on the above findings, this article put forward policy suggestions.

**Key words:** Subjective Poverty, Welfare State, Redistribution, Government Transfer, Poverty Alleviation, Latent Class Analysis

◆ 2019. 4. 30. 접수 / 2019. 6. 23. 1차수정 / 2019. 6. 25. 게재확정

---

\* Researcher, Cheongju Welfare Foundation(highhopes@naver.com)