

# 한부모가구와 양부모가구 간 빈곤율 차이에 대한 요인분해: 미국과의 비교연구

송 치 호\* · 여 유 진\*\*

## ◀ 요약 ▶

본 연구는 Oaxaca 유형의 요인분해방법을 이용하여 미국과의 비교를 통해 한부모-양부모 가구 간 빈곤율 차이에 대한 결정요인을 규명하고 있다. 요인분해결과 한부모가구와 양부모가구의 상대적 가구빈곤율의 차이는 한국의 경우 34.0%의 특성효과(characteristics effect)와 66.0%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 계수효과가 상대적으로 높게 나타났다. 미국의 경우도 32.0%의 특성효과(characteristics effect)와 68.0%의 계수효과(coefficient effect)로 분해되어 한국과 마찬가지로 계수효과와 비중이 높았다. 이것은 두 국가 모두에서 한부모-양부모가구 간 빈곤율 격차는 개별 가구특성으로 설명되지 않는 일종의 집단 간 차별에 의한 차이가 상당히 큰 비중을 차지하고 있음을 발견하였다. 특성효과와 계수효과와 합산 효과를 보면 양육부담을 제외한 모든 요인들이 한부모-양부모 간 가구빈곤율 차이에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 미국의 요인분해결과도 동일한 양상을 나타내고 있다. 연령을 통제할 경우 가구빈곤율에 미치는 요인별 영향력은 노동시장참여, 교육, 양육부담, 지역 순으로 나타났다. 특히 노동시장참여, 교육, 양육부담의 세 가지 요인은 빈곤율 격차를 완화시키는데 결정적인 요인으로 작용하고 있음을 확인하였다. 이러한 분석결과

\* 한국보건사회연구원 연구원 (cadetto79@kihasa.re.kr)

\*\* 한국보건사회연구원 부연구위원 (eugene@kihasa.re.kr)

한부모가구의 빈곤문제에 대한 정책적 우선순위를 고려할 경우 한부모가구의 노동시장참여를 촉진할 수 있는 활성화 정책(activation policy)이 가장 중요함을 시사한다. 또한 장기적으로 한부모가구의 교육수준을 높이고, 양육부담을 감소시켜 줄 수 있는 정책대안이 병행될 필요가 있음을 시사한다.

주제어: 한부모가구와 양부모가구, 가구빈곤율, 요인분해, 비교연구

## 1. 서론

본 연구는 한국과 미국을 중심으로 한부모가구와 양부모가구 간의 가구빈곤율 차이를 발생시키는 요인을 비교 분석하는데 그 목적이 있다. 일반적으로 한부모가구는 양부모가구에 비해 빈곤위험에 더 많이 노출되어 있다고 알려져 있지만<sup>1)</sup>, 이러한 차이가 어떠한 요인에 의해 발생하는 것인지, 그것이 나라마다 차이가 있는지에 대한 엄밀한 분석은 많지 않다. 이러한 점에서 한부모-양부모가구 간 빈곤율 차이를 야기하는 결정요인을 분석하고, 이러한 요인들이 국가 간, 특히 미국<sup>2)</sup>과 어떠한 유사성과 차별성을 갖는지 실증하는 것이 연구의 주된 목적이다. 특히 시장소득을 기준으로 한 상대빈곤율 차이가 한부모-양부모가구 내 인적자본 및 자녀양육부담수준, 집단 간 차별수준과 어떠한 관계로 결합되어 있는지를 밝히고자 한다.

본 연구에서 한부모가구의 빈곤에 대해 주목하는 이유는 무엇보다도 최근 한부모가구 비중이 급격히 증가하고 있지만 이에 대한 공적인 대응은 미흡하다는 인식 때문이다. 한부모가구의 절대규모는 1995년 96만 가구에서 2010년 148만 가구로 증가하였다. 전체가구 중 한부모가구의 비중 역시 1995년 7.4%에서 2010년 8.6%로 증가한 것으로

1) 전국 한부모(290명) 추적조사 결과, 한부모가구의 빈곤위험은 상대적으로 높았다. 이혼·사별로 인해 한부모가구가 될 경우 빈곤층으로 추락하는 비율은 64%, 한번 빈곤해질 경우 5년 내 빈곤탈출 비율은 7.6%로 나타났다(조선일보, 2010. 5. 24 [http://news.chosun.com/site/data/html\\_dir/2010/05/24/2010052400138.html](http://news.chosun.com/site/data/html_dir/2010/05/24/2010052400138.html))

2) 전체가구에서 한부모가구가 차지하는 비중은 한국과 미국 두 국가에서 차이가 있다. 그럼에도 불구하고 이용우(2006b)에 따르면 지금까지 한국의 빈곤정책 기본방향은 상당부분 개인적 책임을 강조하는 미국의 정책전제와 유사성을 갖는다. 또한 최근 한국 빈곤정책에서 강조되는 노동을 통한 자활(Welfare to Work), 근로소득보전세제(EITC), 희망플러스통장 등 개인발달계좌(IDA) 도입은 미국 저소득층 빈곤정책 흐름과 유사하다. 이런 측면에서 본 연구에서도 국가 간 비교에서 준거집단으로 미국을 선정하였다.

추정된다(김승권·김태완 외, 2009). 그러나 전체 한부모가구 중 공적 지원을 받는 비율은 2010년 약 11.6%<sup>3)</sup>에 불과한 것으로 나타났다(보건복지부, 2009).

다른 한편, 한부모가구의 빈곤지위도 시간이 갈수록 악화되고 있는 것으로 나타났다. 한국복지패널 분석 결과<sup>4)</sup>, 시장소득 기준 한부모가구의 상대빈곤율은 2008년 기준 46.6%<sup>5)</sup>로 나타났다. 이는 전체가구의 상대빈곤율 24.6%의 약 2배, 양부모가구의 상대빈곤율 5.5%보다는 약 9배 높은 수치이다. 또한 07년 경제위기 이후 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 격차는 10.8%p(08년 41.1%-07년 30.3%)만큼 증가했다. 이는 경기불황국면에서 한부모가구의 경제적 취약성을 보여주고 있다.

위와 같이 통계상 드러난 한부모가구의 빈곤지위를 개선하기 위해서는 한부모가구의 경제적 취약성, 특히 후생수준(시장소득)과 시장노동(인적자본수준), 돌봄노동(양육부담) 간 결합관계를 밝히고, 그러한 요인들이 빈곤해질 위험(빈곤발생확률)을 얼마나 증가 또는 감소시키는지 예측할 수 있는 연구가 필요하다. 이런 맥락에서 본 연구는 한부모가구의 빈곤요인에 대해 심층적으로 분석하고자 한다.

본문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 한부모가구의 빈곤을 설명하는 이론적 배경과 선행연구들을 살펴본다. 제3장에서는 제2장의 논의결과를 바탕으로 요인분해 연구방법에 대해 설명한다. 제4장에서는 상대빈곤율 격차에 대한 요인분해 결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 이러한 분석결과의 이론적·정책적 함의를 서술한다.

## 2. 연구 배경

### 1) 한부모가구의 빈곤요인에 대한 이론적 관점

한부모가구의 빈곤에 대한 이론적 관점을 도출하기 위해 한부모가구의 열악한 빈곤지

<sup>3)</sup> 이 수치에는 기초생활수급 또는 보훈급여를 받는 한부모가구도 포함되어 있다. 따라서 한부모가족지원법의 지원을 받는 순수 대상가구 비율은 이보다 훨씬 낮다.

<sup>4)</sup> KOWEPS 1~4차년도 원자료를 직접 분석하였다. 분석결과는 [부표 3]에 제시하였다.

<sup>5)</sup> 통계청 가계동향조사자료에서도 한부모가구의 상대빈곤율(OECD 기준 중위경상소득 50% 이하 비율)은 2008년 기준 36.2%로 매우 높게 나타났다(김진욱, 2010: 112).

위를 낳은 원인을 탐색하면 다음과 같다. 한부모가구의 생성원인을 생계부양자 2인(주생계부양자, 부생계부양자), 17세 이하 아동 1인 이상으로 구성된 양부모가구의 가족해체(사별, 이혼, 별거 등)로 한정한다면 한부모가구의 경제적 지위는 다음 3가지 요인에 의해 변동될 수 있다. 첫째, 주(主)생계부양자 1인의 부재로 인한 주소득원 상실<sup>6)</sup>, 둘째, 부(副)생계부양자(혹은 전업주부) 1인의 경력단절과 그로 인한 저숙련 노동시장으로의 진입 가능성, 셋째, 부생계부양자가 유급노동, 가사노동을 동시에 수행함으로써 갖는 양육부담이 그것이다. 즉 한부모가구의 빈곤 원인은 크게 한부모성(lone-parenthood), 인적자본축성, 아동양육부담으로 설명될 수 있다. 이 중 한부모성<sup>7)</sup> 자체는 가족해체의 불가피한 결과이므로 정책적으로 개입이 가능한 영역으로 보기 어렵다<sup>8)</sup>. 따라서 본 연구에서는 빈곤 원인으로 가구주의 인적자본, 양육부담에 초점을 맞추고자 한다.

본 연구의 초점인 한부모가구 빈곤은 해당가구의 균등화시장소득이 빈곤선(OECD 기준 중위균등화시장소득의 50%) 이하일 때 발생한다. 일반적인 가구 소득원이 시장소득(유급노동의 대가), 사적이전소득(민간영역으로부터의 보조), 공적이전소득(조세 및 사회보장급여)으로 구성된다고 보면, 한부모가구의 소득도 이 3가지 소득의 총합으로 결정된다(강욱모, 2004: 130). 이 중 이전소득 비중은 개별국가의 복지이념 및 정책방향에 따라 가변적이다. 따라서 한부모가구 빈곤의 1차적 원인은 이전소득에 대한 의존 없이 순수 유급노동의 대가로 받는 시장소득 수준이 된다. 이런 측면에서 한부모가구의 빈곤요인에 대한 이론은 간접적으로 시장소득 수준 결정요인에 대한 이론으로 등치시켜 볼 수 있다.

6) 전통적인 남성생계부양자모델에서 여성은 남성에 대한 경제적 의존성이 매우 강하다. 따라서 가족해체는 여성의 경제적 지위를 하락시킬 가능성이 높다(윤홍식, 2003; 석재은, 2004; 고은주·김진옥, 2009). 또한 국내외를 막론하고 전통적으로 여성의 복지에 대한 가장 큰 위협요인은 ‘사별’, 즉 부양자의 상실이라고 인식되어 왔다. 여성은 결혼해체 직후 가구원수 조정을 고려하더라도 소득수준의 하락을 경험하는 것으로 나타났다(김수완, 2010: 60-61).

7) 한부모성과 빈곤과의 관계는 ‘빈곤의 원인으로서는 한부모성(lone parenthood as the cause of poverty)’, ‘빈곤의 결과로서의 한부모성(lone parenthood as the effect of poverty)’으로 나뉜다. 전자는 사회 내 젠더 구조에 주목하며, 후자는 낮은 사회경제적 지위를 가진 계층에 한부모가구가 집중되어 있음을 상기시키는 계급 구조에 주목하고 있다(강욱모, 2004; 고은주·김진옥, 2009: 221에서 재인용). 이처럼 한부모성 자체가 빈곤의 원인 혹은 결과인지에 대해서는 논란의 여지가 있다.

8) 물론 한부모가구의 생성원인을 사전적으로 예방하는 정책도 한부모가구 빈곤에 대한 사후적 대응정책과 동시에 고려될 필요가 있다. 예컨대, 이혼숙려제도(미성년 자녀가 있을 경우 3개월, 미성년 자녀가 없을 경우 1개월의 숙려기간을 둔)는 한부모가구 생성을 사전적으로 예방하기 위한 정책적 노력으로 볼 수 있다. 그러나 이러한 노력이 이혼율감소에 유의미한 효과를 미치는지에 대해서는 여전히 이견이 존재한다.

시장소득은 유급노동, 즉 고용의 대가이므로 그 수준은 고용된 노동자의 생산성 수준에 의해 결정될 가능성이 크다. 노동자의 생산성에 대한 평가가 고용가능성(경제활동 참여상태)을 결정하고, 이것이 빈곤지위(시장소득 수준)를 결정한다면 시장소득과 직결되는 노동시장에서의 고용가능성 결정에 대한 이론적 관점을 검토할 필요가 있다. 이와 관련된 대표적 이론으로 노동공급측면에서 인적자본이론(Human Capital Theory), 선발이론(Screening Theory), 직무경쟁이론(Job Competition Theory), 그리고 노동수요측면에서 노동시장차별이론(Workplace Discrimination Theory), 분절노동시장이론(Segmented Labor Market Theory)이 있다(유경준·황수경, 2005).

인적자본이론에 따르면 개인의 인적자본 축적량(교육, 훈련, 경력 등) 차이가 노동력의 질적 차이를 낳고, 이것이 노동시장 진입, 고용형태, 임금수준을 결정한다(Schultz, 1961; Becker, 1964; Mincer, 1964). 이런 맥락에서 한부모가구의 빈곤지위도 인적자본 축적량의 차이에 따른 시장소득으로 결정될 수 있다. 그러나 인적자본이론의 기본가정(완전경쟁시장, 노동의 동질성)과 교육, 생산성, 소득 간 단선적 설명의 비현실성 때문에 선발이론, 직무경쟁이론이 등장한다(강철휘 외, 2005: 226). 선발이론에 따르면 인적자본 축적량의 차이는 사용자의 채용정보나 선발도구로 활용될 뿐이므로 고용, 임금수준은 취업 후 개인의 능력발휘에 따라 결정된다(Spence, 1974). 이와 유사한 맥락의 직무경쟁이론에 따르면 인적자본 축적량의 차이는 사용자에게 노동자의 훈련 및 적응가능성에 대한 신호(signal)로만 작동하므로, 높은 인적자본 수준은 안정적인 일자리 확보 가능성(노동공급 대기행렬의 선두에 위치)만 높여줄 뿐이다(Thurow, 1975). 정리하면, 시장소득은 인적자본에 의해 결정되나 이 자체가 선발 또는 직무경쟁 과정에서 간접적인 도구로 사용되므로, 인적자본수준이 시장소득에 미치는 영향에 대해서는 신중한 해석이 요구된다.

한편 노동시장차별이론에 따르면 같은 직장에 고용되어 동일한 숙련도를 지닌 노동자들 간 임금과 고용기회에서의 차이가 존재한다. 이러한 차이는 주류집단(사용자, 동료, 고객 등)에 의한 선호차별(taste-based discrimination), 고용주가 가진 비주류집단 구성원에 대한 불완전한 정보에 의한 통계적 차별(statistics discrimination)에 의해 발생한다(유경준·황수경, 2005: 18). 또한 현실 노동시장은 완전경쟁시장이 아니므로 구조적 차별(structural discrimination)이 발생할 수 있다. 이를 설명하는 분절노동시장이론에 따

르면 노동시장은 고임금·고용안정의 1차 노동시장(the primary sector), 저임금·고용불안의 2차 노동시장(the secondary sector)으로 구성된다(Doeringer and Piore, 1971). 1차 노동시장에의 진입은 시장원리가 아닌 할당원리(ration)로 결정되며, 2차 노동시장에서 1차 노동시장으로의 이동은 매우 힘들다(김재호, 2004: 264). 이런 맥락에서 시장소득 수준은 인적자본속성과 관계없이 비주류집단의 속성(성별, 연령, 인종, 장애)에 대한 주류집단의 배타적 차별, 그리고 이중노동시장 내부의 구조적 차별에 의해 결정된다고 할 수 있다. 정리하면, 한부모가구의 빈곤지위에 영향을 미치는 시장소득은 인적자본속성 외에 한부모가구에 대한 사회구조적 편견 내지 차별<sup>9)</sup> 수준의 차이에 의해 결정될 수 있다.

한편 한부모가구는 부양자 1인(특히 남성생계부양자)의 상실로 인해 시장노동과 돌봄노동을 동시에 수행해야 하는 부담을 가지고 있다. 그러므로 자녀부양부담은 한부모가구의 빈곤을 설명하는 주요요인이 될 수 있다. 이중노동부담가설(Dual Burden Hypothesis)에 따르면 여성 경제활동참가율이 증가하고, 맞벌이 가구가 급증하더라도 기존 사회문화적 규범의 변화가 지체됨으로써 여성의 무급가사노동에 대한 책임은 여전히 상존한다. 결국 근로여성은 가정에서의 무급가사노동과 시장에서의 유급노동을 동시에 수행해야 하는 상황에 놓인다(김진옥, 2005: 53). 이 가설을 확장해 보면, 한부모가구 가구주 역시 한부모성 자체로 인한 ‘이중노동부담’을 가진다고 볼 수 있다. 또한 아동의 존재<sup>10)</sup>는 가구 소득에 대한 직·간접적 결정요인이 된다. 첫째, 아동의 존재는 단기적으로 돌봄노동부담을 증가시켜 노동시간을 단축시키고, 장기적으로 노동 숙련도와 경력에 부정적인 영향을 줌으로써 경제활동을 제약할 수 있다(Korenman & Neumark, 1992; Nakamura & Nakamura, 1994; 이용우, 2006a; 고은주·김진옥, 2009). 둘째, 직접적으로는 아동의 경제의존성으로 인한 추가비용이 발생하므로 한부모가구의 경제적 지위에 부정적 영향을 미칠 수 있다(Smock, 1994; 이용우, 2006a; 고은주·김진옥, 2009: 222).

<sup>9)</sup> 한부모성 자체는 인종이나 장애처럼 뚜렷하게 드러나는 신체적·정신적 속성은 아니다. 그러나 한부모성 자체에 대해 보수적인 주류집단이 갖는 사회적 편견과 이로 인한 노동시장 장벽은 엄연히 존재할 수 있다.

<sup>10)</sup> 아동의 존재가 여성 한부모 가구의 경제적 지위에 부정적 영향을 미친다는 사실은 이미 여러 연구에서 입증되고 있다. 아동 수는 가정 해체 이후의 경제적 지위를 하락시키고(Ozawa & Hong, 2000), 여성 가구주가 아동 양육권을 취할 경우 양육권을 포기할 때보다 경제적 지위는 26.6%p 더 하락하였다(Yoon and Lee, 2002). 한편 아동의 존재는 임금수준에도 부정적 영향을 미친다. 아동이 없는 여성의 임금은 아동 1명 있는 여성보다 약 4%, 아동 2명 이상 있는 여성보다 약 12% 정도 높다(Waldfogel, 1997; 이용우, 2006a: 108-109).

이상의 이론적 관점들은 한부모가구의 소득수준에 따른 빈곤을 설명할 수 있는 논리적 근거를 제공해 준다. 다양한 이론적 관점이 존재하지만, 본 연구의 초점은 경쟁적인 이론 검증보다 한부모가구의 빈곤 요인을 분해하는 것에 있다. 따라서 본 연구에서는 한부모가구의 빈곤 원인을 설명할 수 있는 주된 3가지 관점, 즉 인적자본이론, 노동시장차별이론, 이중노동부담가설을 중심으로 선행연구를 검토하고, 이에 따라 요인분해에 투입할 주요변수들을 구성할 것이다.

## 2) 선행연구 검토

한부모가구 빈곤에 대한 연구는 빈곤층 내 여성 비율 증가, 공공부조 수급자 내 여성 한부모가구 비중의 급증이 사회문제로 대두되면서 이루어지기 시작했다. 미국에서 16세 이상 성인빈민의 2/3, 노인빈민의 70%, 빈곤가구의 50% 이상이 여성가구주 가구라고 밝힌 Pearce(1978)는 빈곤의 여성화(feminization of poverty)라는 개념으로 여성 빈곤의 심각성을 일깨웠다(석재은, 2004). 이러한 빈곤에 대한 젠더적 접근과 함께 인적자본, 노동시장지위, 공적이전 등의 요인과 한부모가구의 빈곤감소효과와의 관계에 대한 연구가 진행되었다.

영미권을 중심으로 한 한부모가구 빈곤 연구는 소극적 의미의 노동시장정책인 근로연계복지정책(workfare policy)<sup>11)</sup>과 관련되어 있다. 전통적으로 자조와 근로윤리를 강조한 영미권에서는 한부모가구의 빈곤 원인을 한부모의 개인적 결함(근로노력의 부족, 공적 소득이전예의 지나친 의존, 열악한 인적자본수준, 성적 방종 등)으로 보았다(Gilder, 1981; Herrnstein & Murray, 1994; Moffitt, 1992; Murray, 1984; 이용우, 2006b)에서 재인용). 이런 맥락에서 영미권의 한부모가구 빈곤정책 전략은 탈빈곤보다는 공공부조 탈수급에 있었다. 수급률을 낮추기 위한 복지개혁<sup>12)</sup>에도 불구하고 TANF의 빈곤감소 효과는 Shoeni and Blank(2000)을 제외한 다수의 연구(Moffitt, 1999; Meyer and

11) 노동시장 정책의 유형과 성격에 대해서는 황덕순 외(2010)를 참고하였다.

12) 미국에서는 1996년 복지개혁으로 여성 한부모가구를 위한 공적 소득이전 프로그램인 AFDC(Aid to Families with Dependent Children)가 한시적 소득보조 프로그램인 TANF(Temporary Assistance for Needy Family)로 개편되었다. 이는 여성 한부모 가구의 공적 소득보장에 대한 권리 소멸을 의미한다고 할 수 있다(Rank, 2004; 이용우, 2006a)에서 재인용).

Sullivan, 2001; Grogger, 2003; Gundersen and Ziliak, 2004)에서 유의미하지 않았다(유지영, 2007: 119). 반면 유럽대륙권을 중심으로 한 한부모가구 빈곤 연구는 적극적 의미의 노동시장정책인 활성화정책(activation policy)과 연관되어 있다. 시민권에 바탕을 두고 보편적 복지를 지향해 온 유럽대륙국가(여유진 외, 2009)에서는 한부모가구의 빈곤 원인을 일·가정 양립으로 인한 갈등에서 찾았다. 이런 차원에서 한부모가구에 대한 노동 지원정책과 공적소득이전정책을 병행해 왔다(이용우, 2006b: 55). 정리하면, 한부모가구 빈곤 연구는 빈곤문제 일반에 대한 인식 및 복지정책의 지향점과 맞물려 상이하게 축적되어 왔다. 대부분의 연구에서 인적자본수준, 노동시장지위와 고용형태는 한부모가구의 빈곤에 영향을 미치며, 아동양육부담이 클수록 한부모가구의 빈곤위험은 높아진다고 알려져 있다(Cramer, 1980; Smith, 1984; Bane and Ellwood, 1986; Northrop, 1990; Holden and Smock, 1991; Nakamura and Nakamura, 1994; Smock, 1994; 김진옥, 2010에서 재인용).

서구의 연구경향과 유사하게, 국내 한부모가구 빈곤 연구 역시 주로 여성빈곤의 관점에서 이루어져 왔다. 이해경·최은영(1997)을 필두로 진행된 여성가구주 가구의 빈곤 연구는 사회경제적 취약성, 차별적 노동시장, 체계적인 여성복지정책의 부재가 여성 빈곤을 가속화시키고 있다고 보았다(김영란, 1997; 박영란, 2004; 김안나, 2006; 이문숙, 2006; 김진옥, 2010). 이를 좀더 심층분석한 연구들은 대체로 한부모가구 가구주의 낮은 교육수준과 열악한 노동시장 지위, 높은 양육부담이 빈곤 위험을 높이는 것으로 보고<sup>13)</sup> 하고 있다(여지영, 2003; 석재은, 2004; 김수정, 2007; 고은주·김진옥, 2009; 김은하, 2009; 이은혜·이상은, 2009; 김진옥, 2010).

그러나 한부모가구의 빈곤을 설명하면서 이전소득의 중요성에 초점을 둔 연구도 있다. 그러나 한부모가구에 대한 이전소득의 빈곤감소효과는 일관되게 나타나고 있지 않다. 이전소득의 빈곤감소효과가 사적이전, 공적이전 모두에서 다른 유형의 가구보다 훨씬 더 크다는 결과(홍경준, 2002)도 있다. 하지만 사적이전의 빈곤감소효과가 공적이

<sup>13)</sup> 여성한부모가구의 빈곤원인 및 실태에 대한 분석은 다수 존재하지만, 남성한부모가구를 포함한 한부모가구 전체에 대해 양부모가구와 비교한 요인분해연구는 매우 드물다. 또한 대부분의 빈곤 결정요인 연구들은 대부분 빈곤여부를 종속변수로 한 로짓분석기법을 활용하고 있다. 이를 통해서 빈곤에 영향을 미치는 독립요인들의 방향 및 영향력의 크기는 알 수 있다. 그러나 변수군을 통제할 경우 그것의 집합적 효과가 빈곤격차를 얼마만큼 증가 또는 감소시킬 수 있는지에 대해서는 설명할 수 없는 한계가 있다.

전보다 훨씬 크게 나타나기도 하고(김교성, 2002; 윤홍식, 2004), 한부모가구의 소득 중 이전소득 비중이 전반적으로 낮아, 이전소득의 빈곤감소효과 자체가 매우 제한적이기도 하다(김학주, 2006; 김진욱, 2010 재인용). 이는 2000년 국민기초생활보장제도라는 공공부조 개혁 이후에도 한부모 또는 여성가구주 가구의 빈곤완화를 위한 정책적 노력은 여전히 미약함을 보여주는 것이다.

요컨대, 선행연구들은 미시적 차원에서 인적자본수준, 노동시장참여정도, 자녀양육부담, 거시적 차원에서 정책적 지원 수준이 한부모가구의 빈곤에 미치는 영향에 대해 검토하고 있다. 한국과 미국의 경우 한부모가구에 대한 국가의 정책적 노력이 거의 없다<sup>14)</sup>는 점을 고려할 때, 한부모가구 빈곤을 설명함에 있어 이전소득의 수준은 제외하기로 한다. 본 연구에서는 순수히 시장소득 획득수준에 의해 결정되는 한부모가구의 빈곤에 초점을 맞추고, 독립요인으로 인적자본이론에서 추출한 인적자본수준, 경제활동참여상태(이하 경활상태), 이중노동부담가설에서 추출한 자녀양육부담을 설정하여 분석하도록 한다.

### 3. 연구 방법

#### 1) 분석자료 및 분석대상

한부모-양부모가구 간 빈곤 격차에 대한 요인분해, 그리고 미국과의 사례 비교를 위한 자료선정에서 다음 3가지 사항이 필수적으로 고려되어야 한다. 첫째, 분석자료는 개별 국가 내에서 한부모가구와 양부모가구를 비교할 수 있을 정도의 집단 간 출현율이 확보되는 자료여야 한다는 점이다. 특히 한국의 경우 빈곤연구가 가능한 전국자료 중 한부모가구의 사례수를 충분히 확보할 수 있는 자료가 드물기 때문에, 이 문제를 가능한 해결할 수 있는 자료를 선택해야 한다. 둘째, 분석자료는 종속변수 및 독립변수에 속하는

<sup>14)</sup> 대부분 서구 산업국가들은 한부모 가구의 경제적 지위 안정과 향상을 위해 노동지원 및 공적이전정책을 병행하고 있으나, 미국은 예외적으로 두 가지 중 어떠한 노력도 시도하고 있지 않다. 결과적으로 미국 여성 한부모가구 빈곤율은 29%로 나타났고, 이는 스웨덴(3.2%), 핀란드(4.3%), 영국(7.9%), 프랑스(10.3%)와 비교하면 매우 높은 수치이다(이용우, 2006b: 63).

요인들을 구성할 수 있을 정도로 충분한 변수를 포함한 자료여야 한다는 점이다. 셋째, 분석자료가 국가 간 비교가능한 자료여야 한다는 점이다. 이 세 가지(한부모가구 표본 확보의 문제, 변수설정의 충분성 여부, 국가 간 비교가능성 문제)를 종합적으로 고려할 때, 한국의 경우 한국복지패널 2차년도(2006년 기준) 자료를 사용하고<sup>15)</sup>, 미국의 경우 PSID 35차(2006년 기준) 자료를 사용하고자 한다. 한국복지패널(KOWEPS) 자료의 경우 1차년도(2005년 기준)~4차년도(2008년 기준) 자료까지 공개되어 있다. 반면 PSID 자료의 경우 이용할 수 있는 최신자료는 35차 자료(2006년 기준)<sup>16)</sup>이다. 따라서 국가 간 비교시점을 통제하기 위해 2006년 기준의 KOWEPS 2차년도 및 PSID 35차 자료를 이용한다.

본 연구의 분석대상은 한국과 미국의 한부모가구와 양부모가구이다. 한부모가구의 빈곤을 설명하기 위해서는 먼저 한부모가구 개념에 대한 조작적 정의가 필요하다. 본 연구에서는 “부 또는 모와 1인 이상의 17세 이하 자녀로만 구성된 가구”를 한부모가구로 정의한다. 다음으로 한부모가구의 빈곤은 비교집단과의 빈곤수준을 비교함으로써 보다 의미있게 이해될 수 있다. 비교대상으로는 “부모와 1인 이상의 17세 이하 자녀로만 구성된” 양부모가구를 설정한다. 이렇게 조작적 정의를 내린 이유는 빈곤지위에 영향을 미치는 개별가구의 인적자본속성과 양육부담수준을 두 집단 간 동일하게 통제하기 위함이다. 이를 바탕으로 한부모가구의 빈곤수준을 비교대상인 양부모가구와의 상대빈곤을 격차를 통해 살펴볼 것이다.

## 2) 분석방법

본 연구는 독립요인들이 빈곤 격차에 미치는 영향을 살펴보기 위해 다변량 요인분해기법(Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Model)을 사용한다(Gang, Sen and Yun, 2008). 이 분석기법의 장점은 첫째, 집단 간 차이에 대해 총량적 분해(overall de-

<sup>15)</sup> 빈곤연구가 가능한 자료로는 노동패널(노동연구원), 전국가계동향조사(통계청), 복지패널(보건사회연구원)이 있다. 노동패널의 경우 다른 2개 자료보다 표본 규모나 대표성 면에서 취약하다. 한편 전국가계동향조사(85,197가구), 복지패널(6,207가구) 자료에서 2009년 기준 한부모가구 출현율은 각각 약 1.9%, 1.6%로 나타났다. 전국가계동향조사는 월단위 자료가 12번 반복되므로 실제 한부모가구 표본수는 약 142가구 정도에 불과하다. 따라서 표본대표성, 출현율 등을 고려할 때 복지패널 자료가 가장 적합하다고 판단된다.

<sup>16)</sup> 2009년에 조사된 PSID 36차 자료(자료는 2008년 기준)는 아직 자료이용이 가능하지 않은 상태이다.

composition), 독립요인별 분해(detailed decomposition)가 모두 가능하며, 둘째, 개별 독립 변수의 고유한 영향력을 잡아낼 수 있고, 셋째, 독립요인의 집합적 효과(grouping effect)를 분석할 수 있다는 장점이 있다(Yun, 2004).

분석기법에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다. 두 집단 간 빈곤발생확률(poverty incidence)의 차이는 크게 특성효과(characteristic effect)와 계수효과(coefficient effect)로 분해된다. 전자는 두 집단에 속하는 개인 간 속성(성별, 연령, 교육, 건강상태, 노동시장참여 등)의 차이로 인해 발생하는 빈곤율 격차를 의미한다. 후자는 개인적 속성이 동일하더라도, 집단 간 속성의 차이로 인해 발생하는 빈곤율 격차를 의미한다(강병구 외, 2008).

첫째, 분석기법에 대한 대수적 공식을 소개하면 다음과 같다. 한부모가구(A)와 양부모가구(B)의 빈곤발생확률을 각각  $\overline{P}_A$ ,  $\overline{P}_B$ 라 하면, 빈곤발생확률 차이는  $\overline{P}_A - \overline{P}_B = \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)}$  이 된다. 이것은 양부모가구 집단(B) 회귀식 계수값( $\hat{\beta}_B$ )을 고정시킨 상태에서 두 집단 간 평균적 개인속성의 차이( $\overline{X}_A - \overline{X}_B$ )인 특성효과, 한부모가구 집단(A)의 평균적 개인속성( $\overline{X}_A$ )을 고정시킨 상태에서 추정회귀계수의 차이( $\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B$ )인 계수효과로 분해된다. 따라서 집단 간 빈곤발생확률의 차이를 총격차분해(overall decomposition)하면 다음과 같다.

$$\overline{P}_A - \overline{P}_B = \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)} = [\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_B)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)}] + [\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_B)}] \dots\dots\dots (1)$$

( $\Phi$ (\*): 표준정규누적분포함수(standard normal cdf),  $\hat{\beta}_A = -\beta_A/\sigma_A$ ,  $\hat{\beta}_B = -\beta_B/\sigma_B$ )

그러나 위 식은 모든 독립변수의 영향력을 총량적으로 제시하기 때문에 개별 독립 변수 각각의 영향력을 알 수 없다. 따라서 독립요인별로 분해(detailed decomposition)하면 다음과 같다.

$$\overline{P}_A - \overline{P}_B = \sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k [\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_B)} - \overline{\Phi(X_B \hat{\beta}_B)}] + \sum_{k=1}^K W_{\Delta \hat{\beta}}^k [\overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_A \hat{\beta}_B)}] \dots\dots\dots (2)$$

( $W_{\Delta X}^k = \frac{(X_A^k - X_B^k) \hat{\beta}_B^k}{(\overline{X}_A - \overline{X}_B) \hat{\beta}_B}$ ,  $W_{\Delta \hat{\beta}}^k = \frac{X_A^k (\hat{\beta}_A^k - \hat{\beta}_B^k)}{X_A (\hat{\beta}_A - \hat{\beta}_B)}$ ,  $\sum_{k=1}^K W_{\Delta X}^k = \sum_{k=1}^K W_{\Delta \hat{\beta}}^k = 1$ ,  $X_A^k, X_B^k$  는 집단별 독립변수 k의 평균)

또한 요인분해를 위해서는 개별 독립변수들의 표준오차를 계산하여, 가설검정을 해야 하므로 최소제곱법(OLS) 대신 최우추정법(MLE)으로 회귀식을 추정<sup>17)</sup>한다.

둘째, 분석결과에 대한 강건성을 높이기 위한 처치방법을 약속하면 다음과 같다. 강건성 문제는 크게 매개변수의 문제(parameterization problem), 식별의 문제(identification problem)가 있다. 매개변수 문제는 기준집단(A 또는 B) 선택에 따라 특성효과, 계수효과 의 측정치가 달라지는 문제이고, 식별 문제는 더미독립변수의 경우 기준집단(omitted group)의 선택에 따라 계수효과가 가변적으로 나타나는 문제를 말한다. 매개변수 문제를 해결하는 방법은 식 (1)의 요인분해 방정식을 식 (3)으로 대체하여 분석결과를 비교 하고, 두 결과가 유사하다면 어느 하나를 채택하는 것이 통계적으로 정당화될 수 있다.

$$\overline{P_A} - \overline{P_B} = \overline{\Phi(X_A \widehat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \widehat{\beta}_B)} = [\overline{\Phi(X_A \widehat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \widehat{\beta}_A)}] + [\overline{\Phi(X_B \widehat{\beta}_A)} - \overline{\Phi(X_B \widehat{\beta}_B)}] \dots\dots\dots (3)$$

식별의 문제를 해결하는 방법은 더미변수에 속하는 모든 범주를 기준집단으로 하여 각각의 계수효과를 구한 후 그 평균값을 더미변수의 진정한 계수효과로 보는 것이다. 그러나 실제 추정에서는 더미변수에 속하는 모든 범주의 수만큼 회귀분석을 하지 않고, 기준집단을 포함한 모든 계수값을 식별할 수 있는 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용한다. 2개의 더미변수 D(G개의 범주), Q(T개의 범주), 그리고 L개의 연속변수( $V_1 \sim V_L$ )로 구성된 회귀방정식을 가정하면,

$$y = \alpha + \left[ \sum_{g=2}^G D_g \kappa_g + \sum_{t=2}^T Q_t \zeta_t \right] + \sum_{l=1}^L V_l \delta_l + e \dots\dots\dots (4)$$

각 더미변수 집단에서 첫 번째 범주를 기준집단으로 할 경우  $\kappa_1 = \zeta_1 = 0$ 이다. 위 식을 정규화시키면 기준집단을 포함한 모든 더미변수의 절편과 계수값을 분리할 수 있다.

$$y = \alpha + \bar{\kappa} + \bar{\zeta} + \left[ \sum_{g=2}^G D_g (\kappa_g - \bar{\kappa}) + \sum_{t=2}^T Q_t (\zeta_t - \bar{\zeta}) \right] + \sum_{l=1}^L V_l \delta_l + e \dots\dots\dots (5)$$

(단,  $\bar{\kappa} = \sum_{g=1}^G \kappa_g / G$ ,  $\bar{\zeta} = \sum_{t=1}^T \zeta_t / T$ ,  $\kappa_1 = \zeta_1 = 0$ )

### 3) 변수의 정의 및 측정

[표 1]에서 보듯 종속변수는 요인분해 전단계(최우추정법을 이용한 회귀분석)에서 상대빈곤선(중위시장소득의 50% 미만) 대비 시장소득<sup>18)</sup> 로그값이 투입된다. 시장소득은

<sup>17)</sup> 요인분해에서 추정계수 가설검정을 위해서는  $\beta/\sigma$ 의 점근적 공분산 행렬(Asymptotic covariance matrix)을 구해야 한다(Yun, 2005). 최우추정법을 사용하면  $\beta$ 의 공분산행렬, 오차항의 표준편차( $\sigma$ )를 구할 수 있다.

OECD 분류체계에 따라 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득(기업연금)의 합으로 정의(여유진 외, 2009: 149)하였다. 요인분해 단계에서는 한부모-양부모가구 간 빈곤발생확률 기대치 차이( $\overline{P_A} - \overline{P_B}$ )가 종속변수로 투입된다. 빈곤발생확률은 다음과 같이 계산된다. 빈곤선을 Z, 균등화시장소득을 Y라 하면, 빈곤선 대비 시장소득의 비율(R)은  $y/z$ 가 된다. 이때, R의 로그값을 종속변수, 빈곤요인을 X라 하면,  $\log R = X\beta + \epsilon$ 이다.  $R=1(\log R=0)$ 이면 시장소득은 상대빈곤선과 일치하므로 빈곤해질 확률(P)은  $P = \Pr(\log R < 0) = \Pr(X\beta + \epsilon < 0) = \Pr(\epsilon < -X\beta) = \Phi(-X\beta/\sigma)$ 이다.

독립변수의 경우 첫째, 인구학적 요인으로 가구주 연령을 투입한다. 본 연구에서 가구주의 연령은 노동소득 의존도가 상대적으로 높은 18세 이상 60세 미만으로 제한한다. 또한 연령이 빈곤에 미치는 비선형효과(non-linear effects)를 고려(Haughton and Khandker, 2009: 24)하여 연령, 연령제곱/100을 동시에 투입한다. 둘째, 인적자본 요인으로 가구주 교육수준, 건강상태, 경찰상태, 거주지역을 투입한다. 교육수준은 국가 간 비교를 위해 고졸 미만, 고졸, (전문)대학 이상으로 구분하고, 중간 수준을 준거집단으로 하였다. 건강상태<sup>20)</sup> 역시 3개 수준(상, 중, 하)으로 구분하고, 경찰상태<sup>21)</sup>는 주당 30시간 노동을 기준으로 전일제노동, 시간제노동, 미취업으로 구분하였다. 거주지역은 대도시, 중소도시, 농어촌으로 구분하였다. 셋째, 양육부담 요인으로 가구당 17세 이하 아동수, 가장 어린 아동의 연령을 투입한다. 두 변수는 모두 연속변수이다.

18) 시장소득의 경우 LIS에서 제안하는 방법을 활용하여 이상치(outlier)를 처리하였다. 상위 극단치(시장소득이 상위 10%의 10배 초과)는 10\*균등화된 상위시장소득, 하위 극단치(균등화시장소득이 균등화시장소득 평균의 0.01배 미만)는 0.01\*평균 균등화시장소득으로 변환한다(topcoding at ten times unequivalized median, bottomcoding at one percent equivalized mean).

19) 단,  $\Phi(*)$ : 표준정규누적분포함수(standard normal cdf),  $\beta = -\beta/\sigma$  ( $\sigma$ : 오차항( $\epsilon$ )의 표준편차)

20) 5점 척도의 자가평가 건강상태(Self-rated health status)는 응답자가 주관적으로 인식하는 본인의 건강상태를 말한다.

21) 고용주, 자영업자, 무급가족종사자의 경우 전일제 또는 시간제 노동으로 구분이 용이하지 않기 때문에 본 분석에서는 제외한다.

[표 1] 변수의 정의 및 측정방법

구분	요인	변수	속성	측정방법
종속 변수	소득수준	빈곤선 대비 시장소득	연속	$Z = \text{상대빈곤선}(\text{균등화시장소득의 } 50\%),$ $Y = \text{균등화시장소득}, R = Y/Z$
	예측된 빈곤지위	빈곤발생확률	연속	$\Pr(\log R < 0) = \Pr(e < -X\beta) = \Phi(X\hat{\beta})$ 단, $\Phi(*)$ :표준정규누적분포함수, $\hat{\beta} = -\beta/\sigma$
독립 변수	연령	가구주연령	연속	2006 - 출생연도
		가구주연령제곱/100	연속	(가구주연령) <sup>2</sup> ÷ 100
	교육	교육수준(하)	더미	가구주 교육수준이 고졸 미만인 경우
		교육수준(중)	더미	가구주 교육수준이 고졸인 경우
		교육수준(상)	더미	가구주 교육수준이 전문대졸 이상인 경우
	건강	건강수준(하)	더미	가구주 자가평가 건강상태가 하인 경우
		건강수준(중)	더미	가구주 자가평가 건강상태가 중인 경우
		건강수준(상)	더미	가구주 자가평가 건강상태가 상인 경우
	경제활동 참여상태	전일제노동	더미	가구주 경제활동 참여가 전일제노동인 경우
		시간제노동	더미	가구주 경제활동 참여가 시간제노동인 경우
		미취업	더미	가구주 경제활동 참여가 실업(미취업)인 경우
	거주지역	대도시	더미	가구주 거주지가 대도시 지역인 경우
		중소도시	더미	가구주 거주지가 중소도시 지역인 경우
		농어촌	더미	가구주 거주지가 농어촌 지역인 경우
	양육부담	17세 이하 아동수	연속	가구 내 자녀 중 17세 이하의 수
가장 어린 아동연령		연속	가구 내 자녀 중 가장 어린 아동의 나이	

## 4. 분석 결과

### 1) 국가 간 한부모-양부모가구 비율 및 인구사회학적 특성

[표 2]와 같이 KOWEPS 2차(6,580가구)와 PSID 35차(8,289가구) 자료의 가구유형별 비율은 한국 한부모 1.97%, 양부모 29.97%, 미국 한부모 7.75%, 양부모 21.00%로 나타나고 있다.

[표 2] 가구유형별 비율

(단위: %)

구분	전체가구	한부모가구	양부모가구	기타가구
한국	100.00	1.97	29.97	68.06
미국	100.00	7.75	21.00	71.25

주: 비율은 개별가구에 대한 가중치를 적용한 값임<sup>22)</sup>.

분석에 포함된 한국(1,684가구), 미국(2,697가구)의 빈곤율은 [표 3]과 같다. 한국의 경우 전체 한부모 가구의 52.38%, 미국의 경우 전체 한부모가구의 51.04%가 빈곤을 경험하고 있는 것으로 나타났다. 한부모-양부모가구 간 빈곤율 격차는 한국 45.53%, 미국 41.16%로 나타났다.

[표 3] 분석자료의 가구유형별 비율 및 상대빈곤율<sup>1)</sup>

(단위: %)

구분	비중			시장소득 기준 상대빈곤율			
	전체가구 <sup>2)</sup>	한부모가구	양부모가구	전체가구	한부모가구	양부모가구	빈곤율 격차
한국	100.00	6.91	93.09	9.99	52.38	6.85	45.53
미국	100.00	27.99	72.01	21.40	51.04	9.88	41.16

주: 1) 해당가구의 균등화시장소득이 중위균등화시장소득의 50% 미만인 가구의 비율임.

2) 분석에 포함된 가구 전체를 의미함.

[표 4]와 같이 인구사회학적 특성을 살펴보면, 전체적으로 가구주연령은 미국이 다소 높았다. 교육수준의 경우 한국은 고졸 이상 비율이 매우 높았다. 미국도 고졸 이상 비율이 높지만, 고졸 미만 비율(16.57%)도 상당히 많은 것으로 보인다. 두 국가 모두 건강상태가 중간 이상인 비율이 높았다. 경찰상태에서 미국이 한국보다 미취업 비중이 높았다. 반면 노동시장에서 한국은 대부분 전일제노동에, 미국은 시간제노동에 참여하는 비율이 높았다. 또한 두 국가 모두 대도시 및 중소도시에 거주하는 비율이 높았다. 17세 이하 아동수, 가장 어린 아동의 연령은 미국이 한국보다 높게 나타났다.

한편 한국에서 가구주 연령은 한부모가구가 양부모가구보다 평균적으로 높게 나타났다. 전문대졸 이상은 양부모가구가 한부모가구보다 많지만, 중간 학력(고졸) 비중은

<sup>22)</sup> KOWEPS 자료의 경우 횡단면가구가중치를 사용하였다. 그러나 PSID 자료의 경우 횡단면가중치작업이 완료되지 않아 종단면가중치를 대신 사용하였다(PSID 데이터 담당자 문의 결과). 횡단면가중치 자체가 종단면가중치를 기준으로 재구성되므로 분석에 대신 사용되어도 큰 무리는 없을 것으로 판단하였다.

한부모가구가 더 많은 것으로 나타났다. 건강수준은 한부모가구가 열악하고, 미취업 비율도 한부모가구에서 높았다. 17세 이하 아동수는 양부모가구에서, 가장 어린 아동연령은 한부모가구에서 높게 나타났다. 다음으로 미국에서는 한부모가구의 고졸 비율이 한국만큼 두텁지 않은 것으로 나타났다. 또한 한국에서는 한부모가구, 양부모가구 모두 전일제노동 비율이 높은 반면, 미국 한부모가구는 시간제노동비율이 높게 나타났다. 미국의 한부모가구, 양부모가구 모두 대부분 대도시에 거주하는 것으로 나타났다. 17세 이하 아동수, 가장 어린 아동연령은 한국과 유사하게 나타났다.

한국과 미국의 공통점은 한부모가구가 양부모가구보다 불리한 빈곤지위(낮은 교육수준, 낮은 건강수준, 높은 미취업률)를 가진다는 점이다. 차이점은 첫째, 한국 한부모가구가 미국 한부모가구보다 높은 교육수준(특히 고졸 학력 비율)을 지니고 있다는 점이다. 둘째, 미국 한부모가구는 경찰상태에서 한국보다 열악한 것으로 나타났다는 점이다. 한국은 전일제노동이 전반적으로 높지만, 미국은 시간제노동이 절반 정도를 차지하고, 특히 한부모가구는 시간제노동 비율이 높다.

[표 4] 기초통계량

(단위: 세, %, 명)

변수	한국			미국		
	전체가구	한부모가구	양부모가구	전체가구	한부모가구	양부모가구
가구주연령 (평균)	38.52	40.13	38.40	39.67	37.25	40.62
가구주연령제곱/100 (평균)	15.11	16.45	15.02	16.52	14.81	17.19
교육수준(하) (비율)	6.94	23.79	5.69	16.57	25.23	13.20
교육수준(중) (비율)	38.17	62.41	36.38	31.75	37.04	29.70
교육수준(상) (비율)	54.88	13.80	57.93	51.68	37.74	57.10
건강수준(하) (비율)	6.75	24.27	5.45	11.04	18.48	8.15
건강수준(중) (비율)	18.86	28.48	18.15	26.52	31.60	24.55
건강수준(상) (비율)	74.38	47.25	76.40	62.44	49.92	67.31
전일제노동 (비율)	91.40	68.35	93.12	41.56	21.72	49.27
시간제노동 (비율)	1.69	8.90	1.16	45.85	53.22	42.98
미취업 (비율)	6.90	22.75	5.72	12.59	25.05	7.75
대도시 (비율)	45.85	53.65	45.27	74.94	74.32	75.18
중소도시 (비율)	48.92	41.75	49.46	21.26	22.69	20.70
농어촌 (비율)	5.22	4.60	5.27	3.81	2.99	4.12
17세 이하 아동수 (평균)	1.78	1.67	1.79	1.89	1.82	1.92
가장 어린 아동연령 (평균)	6.39	10.57	6.08	7.59	8.15	7.37

자료: KOWEPS 2차년도, PSID 35차 원자료.

## 2) 분석결과

### (1) 최우추정법(MLE)을 이용한 회귀분석 결과

요인분해의 전단계로서  $\beta/\sigma$ 의 점근적 공분산 행렬(Asymptotic covariance matrix)을 도출하기 위해 최대우도추정(MLE) 회귀분석 결과는 [표 5]와 같다. 한국에서 가구주연령의 경우 상대빈곤선 대비 소득비중과 비선형 관계를 보였다. 또한 가구주 교육수준이 높고, 건강할수록 소득수준도 높은 것으로 나타났다. 그리고 가구주가 시간제노동, 전일제노동에 참여할수록 미취업일 때보다 소득수준이 높게 나타났다. 한편 지역변수는 통계적으로 유의미하지 않았다. 가구의 17세 이하 아동수가 많을수록 소득수준은 낮아지는 것으로 나타났고, 가장 어린 아동의 연령은 소득수준에 정적인 영향을 미치고 있다. 한부모-양부모가구 집단별로 보면, 독립변수들은 두 집단 모두 소득수준에 미치는 영향의 방향성이 전체가구와 유사하다. 특이한 점은 한부모가구의 경우 교육수준, 건강수준(중), 자녀양육부담(17세 이하 아동수, 가장 어린 아동 연령)이 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다는 점이다. 한편 각 독립변수들이 소득에 미치는 영향력은 집단 간 상이하게 나타나고 있다. 예컨대, 한부모가구에서 시간제노동이 소득에 미치는 영향력은 전일제노동보다 약 1.28배, 양부모가구에서 약 1.68배로 차이를 보였다<sup>23)</sup>.

<sup>23)</sup> 표준화회귀계수를 비교하면, 한부모가구는 전일제노동 6.72(2.554/0.380), 시간제노동 5.23(1.909/0.365), 양부모가구는 전일제노동 7.85(1.499/0.191), 시간제노동 4.67(1.055/0.226)로 나타난다. 따라서 한부모가구에서 전일제노동이 소득에 미치는 영향은 시간제보다 약 1.28배(6.72/5.23) 높다. 양부모가구도 마찬가지로 계산하면 약 1.68배(7.85/4.67)가 된다.

[표 5] 회귀분석결과(MLE): 한국

변수	한국		
	전체가구	한부모가구	양부모가구
Intercept	-4,890(0,844) ***	-7,570(1,964) ***	-3,754(0,801) ***
연령	0,145(0,046) ***	0,259(0,108) **	0,111(0,030) **
연령제곱/100	-0,168(0,060) ***	-0,327(0,132) **	-0,133(0,057) **
교육수준(중)	0,462(0,099) ***	0,009(0,176)	0,546(0,114) ***
교육수준(상)	0,932(0,100) ***	0,177(0,261)	0,955(0,118) ***
건강수준(중)	0,372(0,117) ***	0,167(0,194)	0,266(0,126) **
건강수준(상)	0,534(0,112) ***	0,478(0,232) **	0,381(0,121) ***
시간제노동	1,128(0,213) ***	1,909(0,365) ***	1,055(0,226) ***
전일제노동	1,813(0,179) ***	2,554(0,380) ***	1,499(0,191) ***
중소도시	0,046(0,076)	-0,032(0,298)	0,053(0,086)
대도시	-0,093(0,076)	-0,513(0,261)	-0,042(0,086)
17세 이하 아동수	-0,143(0,037) ***	-0,112(0,136)	-0,162(0,036) ***
가장 어린 아동연령	0,016(0,007) **	0,028(0,025)	0,030(0,007) ***
$\sigma$	0,453(0,033) ***	0,683(0,130) ***	0,369(0,035) ***
N	1,210	130	1,080
Log Likelihood	-1,237,64	-159,65	-993,86

주: 1) 종속변수=log(균등화시장소득/중위균등화시장소득의 50%). 괄호 안의 수치는 이분산 문제를 해결한 표준오차임. 2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[표 6]에서 보듯 미국의 경우에도 가구주 교육수준, 건강수준이 높을수록 그렇지 않은 가구주 가구에 비해 소득이 높게 나타났다. 또한 가구주가 시간제노동, 전일제노동에 종사하고, 대도시에 거주할수록 그렇지 않은 가구보다 소득이 높게 나타났다. 17세 이하 아동수가 많을수록, 가장 어린 아동의 연령의 높을수록 소득은 낮은 것으로 나타났다. 하지만 각 독립변인들이 소득에 미치는 영향은 한국과 마찬가지로 집단 간 차이가 있다. 교육수준의 경우 한부모집단에서는 전문대졸 이상 교육수준이 소득에 미치는 영향력이 고졸보다 약 2배 높지만, 양부모집단에서는 약 1.89배 높은 것으로 나타났다<sup>24)</sup>.

<sup>24)</sup> 한부모가구와 양부모가구에서 교육수준(중), 교육수준(상) 표준화회귀계수를 각각 비교한 결과이다.

[표 6] 회귀분석결과(MLE): 미국

변수	미국		
	전체가구	한부모가구	양부모가구
Intercept	-4,670(0,370)***	-3,339(0,723)***	-3,600(0,375)***
연령	0,141(0,021)***	0,073(0,041)***	0,135(0,019)***
연령제곱/100	-0,147(0,026)***	-0,089(0,052)***	-0,152(0,025)***
교육수준(중)	0,427(0,075)***	0,295(0,138)***	0,371(0,068)***
교육수준(상)	0,799(0,076)***	0,639(0,149)***	0,713(0,069)***
건강수준(중)	0,376(0,094)***	0,261(0,150)***	0,353(0,108)***
건강수준(상)	0,535(0,089)***	0,360(0,140)***	0,437(0,106)***
시간제노동	1,402(0,120)***	1,630(0,162)***	0,813(0,153)***
전일제노동	1,710(0,126)***	2,024(0,186)***	1,018(0,156)***
중소도시	-0,078(0,083)***	-0,332(0,260)***	-0,004(0,080)***
대도시	0,183(0,075)***	-0,038(0,248)***	0,277(0,072)***
17세 이하 아동수	-0,168(0,023)***	-0,170(0,050)***	-0,181(0,022)***
가장 어린 아동연령	-0,012(0,005)***	-0,001(0,011)***	0,007(0,005)***
$\sigma$	0,754(0,039)***	1,046(0,077)***	0,436(0,040)***
N	2,697	1,058	1,639
Log Likelihood	-3,446,31	-1,524,78	-1,645,56

주: 1) 종속변수=log(균등화시장소득/중위균등화시장소득의 50%).

괄호 안의 수치는 이분산 문제를 해결한 표준오차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

## (2) 요인분해 결과

매개변수 문제는 심각하지 않은 것으로 판단<sup>25)</sup>되었고, 식별의 문제를 해결하기 위해 정규화된 방정식(normalized equation)을 이용하였다<sup>26)</sup>. 요인분해에 이용된 빈곤을 격차는 한부모-양부모가구 간 빈곤을 기대치 차이<sup>27)</sup>이다.

[표 7]에서 한부모-양부모가구 간 상대빈곤을 격차는 한국에서 34.0%의 특성효과, 66.0%의 계수효과<sup>28)</sup>로 분해되어 계수효과가 상대적으로 높게 나타났다. 미국도 [표 8]

<sup>25)</sup> [부표 1-1], [부표 1-2]는 각각 한국, 미국의 경우 식 (3)을 정규화된 방정식으로 추정한 결과이다. 식 (1)로 추정한 결과와 비교할 때, 특성효과의 비중이 높아졌지만 요인별 추정치 및 비중은 큰 차이가 없다.

<sup>26)</sup> [부표 2-1], [부표 2-2]는 각각 한국, 미국의 경우 식별의 문제를 고려하지 않은 식 (1)의 분석결과이다. 이 경우 계수효과는 매우 다르게 나타나고 있다.

<sup>27)</sup> 관측된 빈곤 격차는 한국 45.53%p(52.38%-6.85%), 미국 41.16%p(51.04%-9.88%)이다. 그러나 예측된 빈곤 격차(the predicted poverty incidence gap)는 한국 48.29%p(55.72%-7.43%), 미국 48.68%p(59.15%-10.47%)이다.

<sup>28)</sup> 계수효과에 대해서는 종종 해석상의 어려움이 뒤따르며, 비교되는 집단에 따라 계수효과의 의미는 달라질 수 있다. 특성효과는 성별, 연령, 학력 등과 같이 개인의 속성에 따른 가구빈곤율의 격차를 나타내지만, 계수효과

에서 보듯 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 차이는 특성효과 32.0%, 계수효과 68.0%로 계수효과 비중이 높았다. 첫째, 한국의 경우 계수효과가 특성효과보다 약 2배 높게 나타나고 있다. 특성효과 34.0%는 두 집단의 가구특성을 동일하게 조정할 경우 빈곤격차 48.3%p의 34.0%, 즉 16.4%p만큼 줄어든다고 해석할 수 있다. 한편 두 집단에서 각 속성이 빈곤지위에 미치는 영향의 효과성(effectiveness)이 같을 경우(계수효과 회귀계수가 동일하다면) 빈곤격차는 66.0%만큼 감소된다고 해석된다. 개별 속성의 차이보다 집단 간 차이(차별)로 인해 설명되는 부분이 2배 높다는 결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 한부모가구는 가구특성이 양부모가구보다 평균적으로 열악하기 때문에 빈곤하지만, 한부모가구 집단 자체에 대한 차별 때문에 훨씬 더 빈곤한 상태에 놓여 있음을 의미한다<sup>29)</sup>. 둘째, 미국의 경우 계수효과와 비중은 특성효과보다 2배 이상 크게 나타났다. 계수효과가 특성효과보다 크게 나타난 점에서 미국도 한국과 마찬가지로 해석될 수 있다.

다음으로 특성효과, 계수효과를 각각 세부적으로 분해한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 한국의 경우 특성효과 분해결과를 살펴보면, 생활상태, 건강상태, 교육수준 순으로 빈곤 격차에 정(+)-적인 영향을, 양육부담은 부(-)적인 영향<sup>30)</sup>을 미치고 있다. 생활상태를 조정할 경우 단일요인으로는 빈곤감소폭이 가장 크다. 한부모집단의 경제활동참여를 양부모가구 수준으로 개선하면 23.4%만큼 빈곤 격차가 줄어들 수 있기 때문이다. 또한 양육부담의 경우 한부모-양부모가구에서 양육부담 수준이 동일해진다면 빈곤 격차는 오히려 10.2%만큼 늘어나게 된다. 특성효과에서 한부모가구의 생활상태, 건강상태, 교육수준을 양부모가구 수준만큼 개선한다면, 빈곤 격차는 39.8%(19.3%p)만큼 큰 폭으로 줄어드는 것으로 나타났다.

계수효과 분해결과를 보면, 교육수준과 거주지역은 빈곤 격차에 정(+)-적 영향을,

---

는 보수구조의 차이, 즉 수익성의 차이에 따른 가구빈곤율의 격차를 나타낸다. 예컨대, 한부모-양부모 간 가구 빈곤율의 격차는 다른 조건이 일정할 때 가구주의 학력의 차이(특성효과)와 동일한 학력의 수익성 차이(계수효과)로 분해된다(이은우, 1995: 259; 강병구 외, 2008).

<sup>29)</sup> 계수효과로 나타난 부분은 독립변수로 통제되지 못한 기타 요인과 한부모성 자체의 문제가 결합되어 나타난 결과이기 때문에 해석상 신중을 기할 필요가 있다.

<sup>30)</sup> [표 4] 기초통계량에서 양육부담을 구성하는 변수 중 17세미만아동수는 양부모가구가 평균적으로 높고, 가장 어린 아동연령은 양부모가구에서 평균적으로 낮게 나타났다. 이처럼 양부모가구의 아동양육부담이 한부모가구보다 상대적으로 높게 나타나, 양육부담이 빈곤격차에 미치는 효과가 (-)로 나타나게 된 것으로 추정된다. 이런 의미에서 한부모가구의 양육부담수준이 양부모가구만큼 증가한다면, 빈곤격차는 더 늘어날 수 있다고 해석될 수 있다.

건강상태는 부(-)적인 영향<sup>31)</sup>을 미치고 있다. 계수효과를 통해 빈곤율에 미치는 영향은 연령, 교육수준 순으로 나타났다. 반면 건강수준은 계수효과를 통해 빈곤율에 부(-)적 영향을 미치고 있다. 특성효과, 계수효과와 합산효과를 보면, 양육부담을 제외한 모든 요인들이 빈곤 격차에 정(+ )적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 영향력의 크기는 경찰상태, 연령, 교육수준, 지역 순으로 나타났고, 건강상태는 빈곤율에 미치는 영향이 상대적으로 작다.

다음으로 미국의 경우 특성효과로는 경찰상태가 빈곤율에 정(+ )적으로 미치는 영향이 가장 크고, 영향력 순으로 나열하면 교육수준, 건강상태, 연령이 된다. 한편 계수효과를 통해 연령, 지역, 건강상태, 교육수준이 빈곤율에 정(+ )적인 영향을 미치고, 양육부담과 경찰상태는 부(-)적인 영향을 미치고 있다. 특성효과와 계수효과와 합산효과를 보면, 한국과 마찬가지로 양육부담을 제외한 모든 요인들이 빈곤율 차이에 정(+ )적인 영향을 미치고 있다. 그 중 연령을 제외한 영향력의 크기는 경찰상태, 교육수준, 지역 순으로 나타났다.

이러한 결과는 한국과 미국에서 가구 특성과 그것이 각 집단에서 빈곤에 미치는 영향력이 발현되는 강도에 따른 가구빈곤율의 차이를 반영하고 있다고 볼 수 있다. 먼저 두 국가에서 연령의 영향력을 통제한다면, 빈곤 격차에 영향을 미치는 가장 주요한 원인은 경찰상태, 교육수준, 양육부담으로 나타났다는 점이다. 이것은 한부모-양부모가구 간 빈곤 격차를 완화하기 위해서는 이 세 요인에 대한 중점적 개입이 필요함을 의미한다. 특히 경찰상태의 경우 다른 변수를 통제한 상태에서 한부모가구의 경제활동참여 수준을 양부모가구 수준으로 개선시킨다면, 한국은 빈곤 격차의 23.4%, 미국은 22.0%만큼 감소시킬 수 있다.

<sup>31)</sup> 이는 가구의 건강상태가 동일할 경우 양부모가구보다 한부모가구에서 건강상태가 빈곤발생확률에 미치는 변화율(수익성)이 더 크기 때문에 나타난 결과로 해석될 수 있다.

[표 7] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 한국

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0,483	100,0	0,164(0,010) ***	34,0	0,319(0,011) ***	66,0
상수	0,167	34,6	-	-	0,167(0,402) ***	34,6
연령	0,117	24,3	0,006(0,004)	1,3	0,111(0,408)	23,0
교육수준	0,086	17,7	0,038(0,007) ***	7,8	0,048(0,007)	9,9
건강상태	0,006	1,2	0,042(0,006) ***	8,6	-0,036(0,010) ***	-7,4
경활상태	0,119	24,6	0,113(0,007) ***	23,4	0,006(0,018)	1,2
지역	0,040	8,1	0,015(0,002) ***	3,0	0,025(0,008) ***	5,1
양육부담	-0,051	-10,5	-0,049(0,009) ***	-10,2	-0,002(0,033)	-0,3

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.29%p(55.72%-7.43%)를 기준으로 계산함. 괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[표 8] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 미국

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0,487	100,0	0,156(0,002) ***	32,0	0,331(0,003) ***	68,0
상수	-0,313	-64,3	-	-	-0,313 (0,076) ***	-64,3
연령	0,655	134,7	0,010(0,001) ***	2,1	0,645(0,078) ***	132,6
교육수준	0,040	8,1	0,029(0,001) ***	5,9	0,011(0,003) ***	2,2
건강상태	0,032	6,5	0,012(0,001) ***	2,4	0,020(0,005) ***	4,1
경활상태	0,095	19,6	0,107(0,002) ***	22,0	-0,012(0,005)	-2,4
지역	0,023	4,7	0,001(0,000) ***	0,3	0,022(0,006) ***	4,4
양육부담	-0,045	-9,3	-0,003(0,000) ***	-0,7	-0,042(0,014) ***	-8,6

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.68%p(59.15%-10.47%)를 기준으로 계산함. 괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

## 5. 결론

본 연구는 한부모-양부모가구에 대한 빈곤 요인분해를 통해 빈곤 격차의 원인을 밝히고, 미국과 비교분석을 실시하였다. 연구결과를 요약하면, 첫째, 한부모가구의 열악한

빈곤지위가 양부모가구와의 비교를 통해 더욱 분명하게 확인되었다. 한국과 미국 모두에서 상대빈곤을 격차는 각각 45.53%p, 41.16%p, 예측된 격차도 각각 48.29%p, 48.68%p로 나타났다. 둘째, 요인분해결과 한국과 미국 모두 계수효과의 비중이 높았다. 두 국가 모두에서 한부모-양부모가구 간 빈곤을 격차는 개별 가구특성으로 설명되지 않는 일종의 집단 간 차별에 의한 차이가 상당히 큰 비중을 차지하고 있음을 발견하였다. 셋째, 양육부담을 제외한 모든 요인들이 한부모-양부모 간 가구빈곤율 차이에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 미국도 동일한 양상을 보이고 있다. 또한 연령을 통제할 경우 빈곤 격차의 주된 요인은 노동시장참여, 교육, 양육부담으로 나타났다.

이와 같은 연구결과는 한국 한부모 가구의 빈곤문제 해결에 대한 다음과 같은 정책적 함의를 갖는다. 첫째, 정책 우선순위에서 한부모가구의 노동시장참여를 촉진할 수 있는 활성화 정책(activation policy)을 강화하는 방향으로 한부모가구의 빈곤문제에 대한 접근이 이루어질 필요가 있다는 점이다(여유진 외, 2009: 8). 한부모가구의 경제활동 참여수준이 양부모가구만큼 개선될 때 큰 폭의 빈곤 격차 감소가 예상되기 때문이다. 가족구조 변화, 여성 노동력에 대한 수요와 맞물려 한부모가구의 지속적 증가가 예상되므로 이들의 노동시장참여를 활성화할 수 있는 적극적인 제도적 개입이 중요하다. 둘째, 한부모가구의 교육수준을 장기적으로 높일 수 있는 정책대안이 마련될 필요가 있다. 특히 청소년기 한부모가구에 대해서는 육아와 학업을 병행할 수 있는 다양한 지원 체계가 강구될 필요가 있다. 셋째, 한부모가구의 양육부담을 감소시켜 줄 수 있는 정책대안이 마련될 필요가 있다. 더불어 빈곤의 순환고리를 끊기 위해서는 활성화정책과 보육정책이 병행되어 추진될 필요가 있다. 인적자본, 양육부담, 생활상태는 모두 빈곤율에 미치는 영향이 유의미하게 나타나 이 3가지 요인이 상호작용을 통해 빈곤에 미치는 효과도 배제할 수 없다. 특히 높은 양육부담은 노동기회 감소, 경력 단절을 야기하고, 이는 열악한 노동시장지위로 이어져 다시 양육부담이 증가하는 악순환이 발생할 수 있다.

위와 같은 정책적 함의에도 불구하고, 본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 요인분해 연구의 종속변수로 사용된 빈곤발생확률의 예측치 계산법에 대해서는 이견<sup>32)</sup>이

<sup>32)</sup> 본 연구는 World Bank(2003), Yun(2004)이 제안한 방법을 이용하였다. 그러나 이항선택모형(Binary choice model, 프로빗 또는 로짓모형 등)으로도 요인분해가 가능하다. 본 연구의 빈곤율 추정방식은 이항선택모형을 이용한 추정방식보다 예측력(predictive power)이 다소 떨어지는 단점도 있다. 그러나 본 연구의 추정방식은 투입되는 독립변수에 따른 추정치 변화에 덜 민감하고, 정보의 손실 가능성을 줄일 수 있는 장점이 있다(Bhauimik, S.

존재한다. 따라서 예측빈곤확률을 계산하는 수리통계적 기법의 발전에 따라 연구결과는 좀더 개선될 수 있다. 둘째, 본 연구의 독립변수에서 통제되지 못한 다양한 요인들(예컨대, 가구주의 직업훈련 등)이 존재한다. 한부모가구의 출현율이 현 수준보다 넓게 확보가능하고, 직업훈련 관련 변수에 대한 응답률이 제고될 수 있는 자료가 생산된다면, 분석결과는 좀더 설득력을 가질 수 있을 것이다.

## ■ 참고문헌 □

- 강병구, 성효용, 윤명수. (2008). “도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분석”. *사회보장연구*, 24(1), 73-93.
- 강욱모. (2004). 한부모 가족과 빈곤: 영국에서의 정책변화. *한국사회복지학*, 56(1), 127-153.
- 강철희, 이홍직, 홍현미라. (2005). 실업자의 재취업에 관한 분석: 인적자본관점과 인간능력관점의 적용. *한국사회복지학*, 57(3), 223-249.
- 고은주 (2009). 한부모가구의 빈곤실태와 빈곤지위 결정요인 분석. 서강대학교 석사학위논문.
- 고은주, 김진욱 (2009). 한부모 가구의 빈곤요인에 관한 연구. *사회복지정책*, 36(2), 219-236.
- 금재호 (2004). 노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로. *응용경제*, 6(3), 259-289.
- 김교성 (2002). 소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구. *한국사회복지학*, 48, 113-149.
- 김수완 (2010). 결혼해체 이후 삶의 변화: 경제적 상태와 생활만족도 변화에 관한 종단연구. *한국여성학*, 26(1), 35-67.
- 김수정 (2007). 여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤위험의 젠더격차. *페미니즘연구*, 7(1), 93-133.
- \_\_\_\_\_ (2008). 빈곤의 여성화 재검토 : 지표의 사실과 허구. *젠더와 사회*, 7(2), 183-211. 서울: 한양대학교 여성연구소.
- 김승권, 김태완, 임성은, 고은주 (2009). 한부모가족 생활안정화 및 자녀양육 지원강화 방안 연구. 한국보건사회연구원.
- 김안나 (2006). 한국사회 여성빈곤과 빈곤대책. *보건사회연구*, 26(1), 37-68.
- 김영란 (1997). 빈곤의 여성화와 사회복지정책. *한국사회복지학*, 31, 1-28.
- 김은하 (2009). 근로빈곤 여성의 빈곤탈출 결정요인: 인적자본, 가구특성, 노동시장 지위를 중심으로. *사회복지정책*, 36(3), 239-268.
- 김진욱 (2005). 근로기혼여성의 이중노동부담에 관한 실증연구: 가사노동분담에 관한 협조적 적응, 이중노동부담, 적응지체 가설의 검증. *한국사회복지학*, 57(3), 51-72.
- \_\_\_\_\_ (2010). 한부모 가구의 빈곤과 소득이전: 양부모 가구와의 비교를 중심으로. *사회복지정책*, 37(1), 101-125.
- 김학주 (2006). 유자녀가구 유형별 빈곤의 사회경제적 특성연구: 남성한부모가구, 여성한부모가구, 양부모가구 비교분석. *한국인구학*, 29(3), 73-87.
- 보건복지부 (2009). 아동·청소년 백서.
- 박영란 (2004). 빈곤의 여성화: ‘신빈곤’시대의 여성과 탈빈곤 정책의 뉴패러다임. *아세아연구*, 47(2), 61-95.
- 석재은 (2004). 한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증분석. *한국사회복지학*, 56(2), 167-194.

- 여유진, 김미곤, 임완섭, 김민희 (2009). 저소득층 지원제도의 유형 및 특성 연구. 한국보건사회연구원. KIHASA 연구보고서 2009-14.
- 여지영 (2003). 여성 가구주와 남성 가구주의 빈곤 차이에 관한 연구: 도시지역을 중심으로. 서울대학교 사회복지학과 박사학위논문.
- 유경준, 황수경 (2005). 노동시장에서의 차별과 차이. 한국개발연구원. KDI 연구보고서 2005-01.
- 유지영 (2007). 미국 TANF정책이 소득 및 빈곤에 미친 영향: 하부조항별 분석. 한국사회복지학. 59(4), 111-136.
- 윤홍식 (2003). 이혼 및 별거(가족해체)로 인한 모자가정의 빈곤화와 사회안전망의 역할. 한국사회복지학. 53, 51-73.
- \_\_\_\_\_ (2004). 결혼해체를 경험한 여성의 소득수준 및 빈곤실태와 공·사적소득이전의 역할. 한국사회복지학. 56(2), 5-27.
- 이문숙 (2006). 한국의 빈곤의 여성화 상황과 탈여성빈곤 정책. 사회이론. 29, 105-135.
- 이용우 (2006a). 여성 한부모 가구의 빈곤지위에 미치는 아동의 영향에 관한 국가간 비교연구. 사회보장연구. 22(2), 105-131.
- \_\_\_\_\_ (2006b). 여성 한부모 가구의 빈곤지위에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 미국을 중심으로 한 국가간 비교연구. 사회복지정책. 25(1), 53-80.
- 이은우 (1995). 도농간 소득격차의 실태와 원인. 경제발전연구, 창간호, 249-267.
- 이은혜, 이상은 (2009). 우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인 분해. 한국사회복지학. 61(4), 333-354.
- 이혜경, 최은영 (1997). 한국 여성빈곤의 원인과 결과. 연세사회복지연구. 4, 142-185.
- 홍경준 (2002). 공적이전과 사적이전의 빈곤감소효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로. 한국사회복지학. 50, 61-85.
- 황덕순, 노대명, 김재진 (2010). 근로유인형 복지제도의 국제비교와 한국의 근로유인형 복지제도 발전 방안 연구. 한국노동연구원. 미래사회협동연구총서 09-22.
- Bane, M. J. & Ellwood, D. T. (1986). "Slipping into and out of Poverty: the Dynamics of Spells". Journal of Human Resources. 21(1), 1-23.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Bhaumik, S. K., Gang, I. N. and Yun, M. S. (2006). "A Note on Decomposing Differences in Poverty Incidence Using Regression Estimates: Algorithm and Example". IZA Discussion Paper Series. 2262, 1-17. Bonn: IZA(Institute for the Study of Labor).
- Cramer, J. C. (1980). "Fertility and Female Employment". American Sociological Review. 45(2),

167-190.

- Doeringer, P. B. & Piore, M. J. (1971). *Internal Labor Market and Manpower Analysis*. Lexington, Mass, Lexington Books.
- Gang, I. N., Sen, K. and Yun, M. S. (2008). "Poverty in Rural India: Caste and Tribe". Review of Income and Wealth. *54(1)*, 50-70. International Association for Research in Income and Wealth.
- Gilder, G. (1981). *Wealth and Poverty*. New York: Basic Books.
- Grogger, J (2003). "The Effects of Time Limits, the EITC, and Other Policy Changes on Welfare Use, Work, and Income among Female-headed Families". The Review of Economics and Statistics. *85(2)*, 394-408.
- Gundersen, C. & Ziliak, J. P. (2004). "Poverty and Macroeconomic Performance across Space, Race, and Family Structure". Demography. *41(1)*, 61-89. Population Association of America.
- Haughton, J. & Khandker S. R. (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*. World Bank.
- Herrnstein, R. & Murray, C. (1994). *The Bell Curve: Intelligence and Class Structure in American Life*. New York: Free Press.
- Holden, K. C. & Smock, P. J. (1991). "The Economic Costs of Marital Disruption: Why Do Woman Bear a Disportionate Cost?". Annual Review of Sociology. *17*, 56-78.
- Korenman, S., & Neumark, D. (1992). "Marriage, motherhood, and wages". The Journal of Human Resources. *27(2)*, 233-255.
- Meyer, B. D. & Sullivan, J. X. (2001). *"The Effects of Welfare and Tax Reform: The Material Well-Being of Single Mothers in the 1980s and 1990s"*. NBER(National Bureau of Economic Research) Working Paper 8298.
- Mincer, J. (1964). *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Moffitt, R. A. (1992). "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review". Journal of Economic Literature. *30(1)*, 1-61.
- \_\_\_\_\_ (1999). "The Effects of Pre-PRWORA Waivers on Welfare Caseloads and Female Earnings, Income, and Labor Force Behavior". in Sheldon H. Danziger (eds.) *Economic Conditions and Welfare Reform*, MI: Kalamazoo.
- Murray, C. (1984). *Losing Ground: American Social Policy, 1950-1980*. New York: Basic Books.
- Nakamura, A., & Nakamura, M. (1994). "Predicting female labor supply: Effects of children and recent work experience". The Journal of Human Resources, *29(2)*, 304-327.
- Northrop, E. M. (1990). "The Feminization of Poverty: The Demographic Factor and the

- Composition of Economic Growth". *Journal of Economic Issues*, 24(1), 145-160.
- Ozawa, M. N. & Hong, B. E. (2000). "The Economic Impact of Widowhood, Divorce, and Separation on Nonaged Women". *Journal of Social Policy and Social Work*, 4, 5-17.
- Pearce, D. (1978). "The Feminization of Ghetto Poverty". *Society*, 21(November/December), 70-74.
- Rank, M. R. (2004). *One Nation, Underprivileged: Why American Poverty Affects Us All*. Oxford: Oxford University Press.
- Schoeni, R. F. & Blank, R. M. (2000). "What has Welfare Reform Accomplished? Impacts on Welfare Participation, Employment, Income, Poverty and Family Structure". NBER Working Paper 7627.
- Schultz, T. W. (1961). "Investment in Human Capital". *American Economic Review* 51(1): 1-7.
- Smith, J. (1984). "The Paradox of Women's Poverty". in C. Novak and M. Stober (eds.) *Women and Poverty*. University of Chicago Press.
- Smock, P. J. (1994). "Gender and the short-run economic consequences of marital disruption". *Social Forces*, 73(1), 243-262.
- Spence, A. M. (1974). *Marketing Signaling: Information Transfer in Hiring and Related Screening Processes*. Harvard University Press.
- Thurow, L. 1975. *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*. New York: Basic Books.
- Waldfogel, J. (1997). "The Effects of Children on Women's Wages". *American Sociological Review*, 62(2), 209-217.
- World Bank. (2003). *Poverty Reduction Strategy Sourcebook*, Last accessed July 21, 2006.
- Yoon, H. & Lee, Y. 2002. *Is there a societal rationale to compensate mothers' economic losses upon marital disruption? Impacts of child custody on women's economic well-being*. Paper presented at the 7th Korea-U.S. Symposium at the Council of Social Work Education's 48th Annual Program Meeting. Nashville, TN.
- Yun, M. S. (2004). "Decomposing differences in the first moment". *Economics Letters* 82: 275-280.
- \_\_\_\_\_. (2005). "Hypothesis Tests when Decomposing Differences in the First Moment". *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 295-304.

[요인분해 프로그램]

mvdcmp.ado: Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models, Implemented with

Daniel A. Powers and Hirotohi Yoshioka, Myeong-Su Yun.

■ 부표 □

[부표 1-1] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 다른 매개변수의 경우(한국)

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	-0.483	100.0	-0.195(0.005) ***	41.4	-0.288(0.010) ***	59.6
상수	-0.167	34.6	-	-	-0.167(0.402)	34.6
연령	-0.118	24.3	0.000(0.001)	-0.1	-0.118(0.408)	24.4
교육수준	-0.086	17.7	-0.055(0.003) ***	11.3	-0.031(0.005) ***	6.4
건강상태	-0.005	1.2	-0.017(0.003) ***	3.6	0.012(0.003) ***	-2.4
경활상태	-0.119	24.6	-0.144(0.004) ***	29.8	0.025(0.011) **	-5.2
지역	-0.040	8.2	-0.001(0.000) ***	0.2	-0.039(0.008) ***	8.0
양육부담	0.051	-10.5	0.021(0.003) ***	-4.4	0.030(0.038)	-6.1

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.29%p(55.72%-7.43%)를 기준으로 계산함.  
괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[부표 1-2] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 다른 매개변수의 경우(미국)

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	-0.487	100.0	-0.152(0.004) ***	31.2	-0.335(0.006) ***	68.8
상수	0.313	-64.3	-	-	0.313(0.076) ***	-64.3
연령	-0.655	134.7	-0.031(0.002) ***	6.4	-0.624(0.076) ***	128.3
교육수준	-0.039	8.2	-0.033(0.002) ***	6.9	-0.006(0.001) ***	1.3
건강상태	-0.031	6.5	-0.019(0.002) ***	3.9	-0.012(0.003) ***	2.6
경활상태	-0.095	19.6	-0.074(0.004) ***	15.2	-0.021(0.002) ***	4.4
지역	-0.021	4.7	0.001(0.000) ***	0.1	-0.022(0.006) ***	4.6
양육부담	0.046	-9.3	0.007(0.001) ***	-1.3	0.039(0.014)x	-8.0

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.68%p(59.15%-10.47%)를 기준으로 계산함.  
괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[부표 2-1] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 통상적 회귀식의 경우(한국)

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.483	100.0	0.164(0.010) ***	34.0	0.319(0.011) ***	66.0
상수	-0.278	-57.5	-	-	-0.278(0.395)	-57.5
연령	0.117	24.3	0.006(0.004)	1.3	0.111(0.408)	23.0
교육수준	0.214	44.2	0.038(0.007) ***	7.8	0.176(0.022) ***	36.4
건강상태	-0.008	-1.8	0.042(0.006) ***	8.6	-0.050(0.025) **	-10.4
경활상태	0.383	79.2	0.113(0.007) ***	23.4	0.270(0.038) ***	55.8
지역	0.107	22	0.015(0.002) ***	3.0	0.092(0.026) ***	19.0
양육부담	-0.051	-10.5	-0.049(0.009) ***	-10.2	-0.002(0.033)	-0.3

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.29%p(55.72%-7.43%)를 기준으로 계산함.  
괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[부표 2-2] 상대적 가구빈곤율 차이의 요인분해: 통상적 회귀식의 경우(미국)

(단위: %)

구분	총효과(E+C)		특성효과(E)		계수효과(C)	
	추정치	비중	추정치	비중	추정치	비중
총효과	0.487	100.0	0.156(0.002) ***	32.0	0.331(0.003) ***	68.0
상수	-0.462	-94.8	-	-	-0.462(0.082) ***	-94.8
연령	0.655	134.7	0.010(0.001) ***	2.1	0.645(0.078) ***	132.6
교육수준	0.094	19.2	0.029(0.001) ***	5.9	0.065(0.011) ***	13.3
건강상태	0.097	19.9	0.012(0.001) ***	2.4	0.085(0.017) ***	17.5
경활상태	0.077	15.7	0.107(0.002) ***	22.0	-0.030(0.019)	-6.3
지역	0.070	14.5	0.001(0.000) ***	0.3	0.069(0.017) ***	14.2
양육부담	-0.045	-9.3	-0.003(0.000) ***	-0.7	-0.042(0.014) ***	-8.6

주: 1) 비중은 한부모-양부모가구 간 상대빈곤율 기대치 차이 48.29%p(55.72%-7.43%)를 기준으로 계산함.  
괄호 안의 수치는 표준편차임.

2) \*\*: p-value < 0.05, \*\*\*: p-value < 0.01

[부표 3] 한부모가구와 양부모가구의 상대빈곤율 격차

(단위: %)

	2005	2006	2007	2008
전체가구	25.3	25.2	24.6	24.6
한부모가구	45.7	41.9	36.5	46.6
양부모가구	6.0	7.0	6.2	5.5
상대빈곤율 격차	39.7	34.9	30.3	41.1

주: 상대빈곤율은 가구의 균등화시장소득이 중위균등화시장소득의 50% 미만인 가구비율  
자료: KOWEPS 1~4차년도 원자료.

# Decomposing Differences of Poverty Incidence between Single-Parent and Two-Parent Households: A Comparative analysis with the U.S.

Song, ChiHo\* · Yeo, EuGene\*\*

This article investigates the determinant factors of the disparity in poverty incidence between single- and two-parent households in Korea compared to those in the U.S. by using an Oaxaca-type decomposition method. To this end, the paper selects the single- and two-parent households by using data from the KOWEPS (Korea Welfare Panel Study) and the PSID (Panel Study of Income Dynamics). The results of decomposition analysis shows that 34.0% (66.0%) of overall differences in poverty incidence between single- and two-parent households in Korea can be explained by the characteristics (coefficients) effect. Likewise, in U.S., effects in coefficients (68.0%) explain the gap in poverty incidence more than effects in characteristics (32.0%). When both characteristics and coefficients effects are combined in two countries, all factors contribute to widening the differences in poverty incidence, except for childcare burden. Especially, holding others constant, three independent variables containing labor force participation status, educational attainment and childcare burden explains much of the poverty incidence gap than any other factors in Korea and U.S. This implies that enhancing productivity of single-parent households by stimulating the labor market participation can have the hugest impact on reducing the poverty gap; therefore, in order to effectively decrease the poverty gap between single- and two-parent house-

---

\* Researcher, Korea Institute for Health and Social Affairs (cadetto79@khasa.re.kr)

\* Associate Research Fellow, Korea Institute for Health and Social Affairs (eugene@khasa.re.kr)

holds, it is desirable that the top priority should be put on the activation policy, for instance, giving support to better access to employment, education and training in single-parent households.

**Key words:** single-parent and two-parent households, poverty incidence, decomposition, comparative study

◆ 2010.10.11. 접수 / 2010.11.10. 1차수정 / 2010.11.16. 게재확정