노 동 정 책 연 구
2013. 제13권 제1호 pp.33~69
한 국 노 동 연 구 원

연구논문

모자가구의 소득분포와 빈곤요인 분석

반 정 호*
김 경 희**

본 연구는 통계청 「가계동향조사」를 활용하여 모자가구의 내부 이질성을 고려한 해당가구의 소득분포와 빈곤요인을 실증적으로 분석하였다. 분석결과 모자가구의 시장소득 기준 빈곤율과 빈곤심도는 외환위기 이후 악화되는 추세를 보이고 있다. 경상소득 기준 빈곤지표는 글로벌 금융위기 이전까지 일정하게 유지되어 공적이전의 빈곤감소 효과를 보여주었으나 최근 들어 그 효과가 미약해지고 있다. 빈곤심도 지표(FGT)에 대한 요인분해 결과 미취업자 가구의 빈곤기여도가 증가하고 있으며, 고용상태별로는 임시일용직을 중심으로 한 고용불안 계층의 빈곤기여도가 높아졌다. 모자가구의 빈곤탄력성을 살펴보면, 전반적으로 모자가구 내 발생한 소득불평등 수준을 완화하는 것이 이들의 빈곤을 경감시키는 효과가 크게 나타날 수 있음을 알 수 있었으며, 혼인·모성·고용지위에 따라 그 효과가 상이한 것으로 나타났다. 아울러 모자가구 중 소득보조와 같은 소득향상 정책을 통해 빈곤경감효과를 극대화할 수 있는 계층은 남성배우자가 존재하지 않는 무배우자이며, 임시·일용직의 고용취약계층이다.

핵심용어 : 모자가구, 빈곤율, 빈곤심도, 요인분해, 탄력성

논문접수일 : 2012년 12월 24일, 심사의뢰일 : 2013년 1월 23일, 심사완료일 : 2013년 2월 8일
* 한국노동연구원 책임연구원(jhban@kli.re.kr)
** 한국고용정보원 책임연구원(kkh1002@keis.or.kr)

Ⅰ. 서 론

가족가치관의 변화와 노동수요 변화에 따른 젊은 세대의 만혼화 현상 그리고 가족해체 등의 가족구조 변화요인이 겹치면서 여성가장 중심의 가족형성이 크게 늘고 있다. 여기에 과거보다 여성노동자에 대한 수요증가와 임금상승은 여성의 유급노동시장 참여를 높였고, 여성의 가족 내 역할변화와 결혼관계 밖에서의 생활이 가능하도록 하는 요인으로 작용하였다(McLanahan and Booth, 1989). 우리나라의 경우도 1980년에 여성가구주 비중은 15.7%에서 2010년 현재 22.2%까지 증가했고 2인 이상 도시가구 중 여성가구주와 18세 미만의 미혼자녀로 구성된 모자가구의 비중도 1990년 1.1%에서 외환위기 이후인 1999년 3.0%까지 증가했으며, 2009년 3.4%까지 꾸준히 증가하는 추세를 보여주고 있다.

여성가장을 중심으로 형성된 (모자)가구에서 경험되는 경제적 어려움과 빈곤은 이미 많은 연구들(Casper, McLanahan, and Garfinkel, 1994; Lichter, 1997; 김영란, 1998, 변화순 외, 2001; 윤홍식, 2003; 석재은, 2004; 노혜진 · 김교성, 2008)에서 실증되고 있다. 특히 2008년 말부터 시작된 글로벌 경제위기에 임시 · 일용직, 여성을 중심으로 한 고용조정은 해당가구의 경제적 어려움을 가중시킨 것으로 보고되고 있다(반정호, 2009; 김혜원, 2010).

결혼과 가족형성에 대한 가치관의 변화에 따른 모자가구의 증가가 예상되는 상황에서 여성 중심의 가구구성은 단순히 인구학적 변화에만 그치지 않고 해당 가구의 고용불안과 소득악화에 따른 경제적 결핍과 빈곤은 물론 해당 자녀의 복지(well-being) 등 다양한 사회문제를 유발시킬 것으로 예측된다. 가족해체와 저소득 · 빈곤의 문제는 그것의 원인과 결과 간의 선후관계를 떠나 다수의 실증연구에서 공통적으로 지적되는 사회현상으로 받아들여진다. McLanahan and Booth(1989)에 따르면, 대략적으로 모자가구 절반은 빈곤상태에 놓여 있고,[1)]

1) Kerr & Michalski(2005)가 캐나다의 집계자료를 이용하여 분석한 결과에 따르면, 여성가구주 가구의 저소득위험이 추세적으로 높아지고 있고, 특히 편모가구의 빈곤율은 34%로 전체 가구 7%에 비해 5배, 양부모가구 5.4%에 비해 6배가량 높은 것으로 지적하고 있다.

이는 아동을 가진 부부가구의 10%대 빈곤율과 비교했을 때 매우 높은 수준이라고 지적하고 있다. 또한 모자가구의 총소득 수준은 이혼 전의 67%의 수준에 머무르는 반면, 남성은 이혼 전의 90%의 소득을 유지하고 있다고 보고한다. 이러한 이유로 인해 모자가구의 아동은 평균적으로 아동기의 1/3 이상인 7년 이상 빈곤상태에 놓여 있는 것으로 분석된다(Garfinkel and McLanahan, 1986).

모자가구의 빈곤가능성은 여성의 소득확보 능력 약화, 국가의 사회보장 급여 불충분성, 비동거 남성배우자로부터의 아동양육지원 비용 지불능력 약화 등의 요인들이 결합되면서 가중된다(Garfinkel and McLanahan, 1986). 또한 노동시장내 성분절성이나 임금차별 현상과 같은 차별적 요소와 교육 및 훈련투자에 대한 인적자원 형성의 부정적 결과는 열악한 노동시장 성과로 나타난다. 뿐만 아니라 요보호 가구원(아동 및 노인 등)에 대한 돌봄자로서의 이중책임이 부여된 여성가장은 안정된 노후를 준비하지 못하는 결과에 직면하게 된다(Cerise et al., 2009).

이와 같은 이유에서 여성을 중심으로 형성된 빈곤가구(모자가구 또는 여성가구주 가구)에 대해 서구의 복지국가들은 관대한 사회보장급여와 각종 수당을 제공하는 형태의 정책을 펼쳐왔다. 그러나 복지국가의 재정악화와 지속가능성에 대한 담론이 형성되면서 기존의 관대한 복지급여을 제한하는 대신 고용과 연계하는 방식으로 재구조화하는 정책기조를 띤다(김혜원, 2010). 우리나라도 이러한 정책기조를 크게 벗어나는 보다 관대한 정책을 펼칠 수 없는 상황을 고려한다면, 모자가구의 복지수요와 대상을 엄밀하게 파악하여 복지급여를 집중시키는 것이 보다 현실적인 대안이 될 것이다.

여성을 중심으로 형성된 가구(가족)들 내부에서 이질적 속성(heterogeneity)이 강하게 나타난다면 앞서 언급한 복지대상과 급여에 대한 선택과 집중의 필요성은 더 강조될 것이다. Schultz(2001)와 Buvinic and Anriquez(2003)는 여성가구주 가구의 내적이질성을 강조하면서 여성가장의 연령, 사별・이혼 등의 혼인관계 및 배우자 여부, (요보호)아동의 존재여부, 남성배우자의 경제적 지원, 가구의 소비수준 등에서 차이가 발생할 수밖에 없다고 지적하고 있다. 김수정(2007)은 여성가구주를 아내지위가 소멸되었거나 불안정한 가구라고 정의한다면, 이 가구범주 내에서도 노동지위, 모성지위, 혼인지위에서의 차이로 말미암

아 상이한 빈곤위험을 낳을 수 있고 그에 따른 정책방향도 변화되어야 한다고 주장한 바 있다.

이 논문은 모자가구의 내부이질성을 고려하여 해당가구의 소득분포와 빈곤요인을 실증적으로 분석하고자 하였다. 특히 모자가구의 이질적 속성 중 결혼관계와 고용상황에 초점을 맞추어 분석을 실시하도록 한다. 구체적인 실증분석은 통계청의 「가계동향조사(도시 2인 이상)」 자료를 활용하여 모자가구의 빈곤실태를 파악하고, 빈곤지표(FGT)에 대한 요인분해(decomposition) 및 성장-분배 탄력성(elasticity) 추정을 통해 모자가구의 이질적 속성이 빈곤에 미치는 기여도를 분해하고 빈곤에 대한 성장요인과 분배요인의 영향력을 실증적으로 분석한다. 마지막으로 모자가구의 소득분포의 이질성을 감안하여 소득함수를 분위회귀모형(quantile regression)으로 추정하고, 모자가구의 혼인지위 및 고용지위 그리고 모자가구의 특수적 욕구가 반영된 모성지위가 빈곤에 미치는 효과를 추정하였다.

Ⅱ. 선행연구 고찰

이 논문은 여성가구주의 증가가 지속적으로 나타나고 있는 상황에서 그간 관련연구에서 고려하지 못했던 모자가구 이질적 특성이 소득과 빈곤에 어떤 연관을 갖고 있는지를 면밀히 분석하고자 하는 목적을 가지고 있다.[2] 1990년대부터 최근까지 빈곤의 여성화(feminization of poverty) 논쟁이 지속되어 오고 있고(Chant, 2008), 여성가구주 가구의 증가가 관측되면서 빈곤에의 취약성이 여성이라는 가구주의 성(性)과 매우 밀접한 관련성을 갖고 있음이 명백해지고 있

2) 일반적으로 여성가구주 가구의 개념은 여성 한부모가구, 모자가구와 혼용되기도 하며, 본 논문의 일부에서도 개념적 정의를 명확히 하지 않은 채 두 여성가구주 가구와 모자가구를 함께 사용하고 있다. 여성가구주 가구는 가구주가 여성인 경우를 지칭하는데 크게 배우자가 있는 여성가구주 가구와 그렇지 않은 여성가구주 가구로 구분된다. 모자가구는 모와 미혼자녀로 구성되면서 미혼자녀의 연령은 18세 미만(취학중인 경우 22세 미만)인 가구로 정의되며, 주요한 정책대상자 집단이 된다. 보다 엄밀히 말하자면 본 연구가 관심을 가지는 모자가구는 여성가구주 가구의 부분집합에 해당한다.

는 것으로 보고되고 있다.[3] 여성빈곤에 관한 초기의 연구들은 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤위험, 규모, 원인 등을 비교하는 것이 주를 이루었다면 최근에는 여성가구주 가구의 내부이질성에 초점을 맞추어 여성가구주 가구의 다양한 유형별 분석으로 전환하기 시작했다.

사회적, 문화적, 인구학적, 경제적 상황에 따른 여성가구주의 생활능력(혹은 교섭력)이나 각종 사회적 위험에 대한 대처능력에 있어서의 차이는 차치하고라도 이들은 내부적으로도 매우 이질적인 집단으로 구성되어 있다. Chant(2003)에 따르면 여성가구주의 이질적 속성은 ① 여성의 가구주 지위획득의 자발성, ② 거주지역, ③ 인종, ④ 생애주기별 단계, ⑤ 가족 이외 자원(부모, 친척관계, 국가제도 등)에의 접근성 차이에서 유발된다고 설명하고 있다.[4]

본 논문에서는 모자가구의 내부이질성은 크게 인구사회학적 특성에 기초한 이질성과 노동시장 특성에 따른 이질성에 초점을 두어 설명하고자 한다. 우선 모자가구의 인구사회학적 특성에 기인한 이질성은 가구의 생계를 책임지고 있는 대표자인 가구주의 성(性)이 여성이기 때문에 비롯되는 차이로 이해할 수 있다. 이는 구체적으로 연령이나 학력 이외에 남성배우자와의 혼인지위 및 보호대상 가구원에 대해 부여받은 모성지위와 깊이 관련된다.

여성가구주는 법률상(de jure) 가구주와 사실상(de facto) 가구주로 구분될 수 있다. 전자의 경우는 법이나 관례상 가구주 지위를 획득하는 경우로, 예컨대 사별이나 비혼(unmarried), 별거 및 이혼에 의해 여성이 가구주가 되는 경우를 말한다. 후자는 결혼관계를 유지하고 있지만 실제로 남성배우자가 가구에 부재하여 여성가구주로 보고한 경우로 이는 대부분 가족생애에서 가구 내 남성가구주가 부재하는 경우이다(Quisumbing et al., 2001). 이러한 맥락에서 우리나라의

---

3) 빈곤의 여성화는 Pearce(1978)의 연구에서 1970년대 이후 미국사회의 빈곤이 급속도로 여성의 문제로 부각되어 나타나는 현상, 즉 빈곤인구 구성의 질적변화 즉 여성 혹은 여성가구주의 빈곤화 경향을 일컫는 용어로 사용되었다. 이후 Peterson(1987), Millar(1996)의 연구에서도 빈곤위험이 양성 간에 차별적으로 부과되는 빈곤의 성영역(gender dimension of poverty)을 구성하고 있다고 지적되었다(석재은(2004)에서 재인용).

4) 자발성 여부는 여성이 가구주의 지위를 얻게 되는 경로에 있어서 비혼, 별거, 이혼, 사별 등의 요인들이 자발적인 선택에 의한 것이냐 아니면 비자발적인 것이냐에 따른 차이로 설명할 수 있고, 생애주기 단계는 여성이 가구주의 지위를 획득한 시점과 관련된 것으로 이는 여성가구주 본인의 연령은 물론 해당가구의 자녀가 갖게 되는 의존성의 문제까지를 포괄한 것으로 이해할 수 있다.

한부모가족지원법에서 규정하는 모자가구는 이혼이나 사별로 인해 여성가장을 중심으로 형성된 가구만을 의미하지 않고 혼인관계를 유지하고 있는 유배우 모자가구를 포함하기도 한다. 이때 유배우 여성가장은 혼인관계를 유지하고 있지만 실제로 배우자로부터 유기된 자이거나 혹은 배우자가 정신이나 신체의 장애로 장기간 노동능력을 상실한 경우까지를 의미한다(김혜원, 2010). 이러한 점을 감안할 때, 여성가장의 혼인지위는 남성배우자의 동거 및 생존여부는—그것이 매우 미약한 수준의 것일지라도—남성배우자로부터의 소득지원금액은 물론 남성배우자의 원가족으로부터 제공되는 사적이전 등의 차이를 발생시킬 수 있다. 결국 모자가구 여성가장이 갖는 결혼관계는 그 표면적 혼인지위뿐 아니라 가구의 소득원천과 규모에 직접적인 영향을 줄 수 있다는 점에서 모자가구의 이질적 속성을 대표하는 요인이 된다.

다음으로 모자가구 여성가장이 갖는 모성지위는 돌봄과 보살핌의 대상이 누구이며, 어느 연령에 있는 사람인가, 요보호정도는 어느 수준인가에 따라 여성의 노동시장 참여형태와 가구의 소득 및 소비행태를 결정짓게 된다. 기존연구들에서 한부모가구의 빈곤위험이 아동의 양육부담 여부와 수준에 따라 상이하게 나타난다고 실증한 바 있다(Bane and Ellwood, 1986; Holden and Smock, 1991; 여지영, 2003; 석재은, 2004; 이은혜 · 이상은, 2009; 유태균 · 박효진, 2009; 김진욱, 2010). 결국 여성의 돌봄자로서의 역할은 노동시장 진입을 어렵게 하는 동시에 실직 가능성이 높으며 노동시장 내 낮은 지위를 획득하게 하는 기제로 작용한다는 것이다.

일반적으로 가족이 직면하는 경제적 위험은 가족구성과 형태와 긴요한 관계를 가지고 있다. 많은 사회과학자들이 성인이나 아동을 막론하고 가족구성원의 복지를 고려할 때 거주차원에서의 동거형태를 중요하게 다루었고, 특히 동거형태는 소득확보를 위한 노동자원과 밀접한 관련을 갖는 것으로 인식되어 왔다(Beaujot, 2000; Cheal, 1999). 빈곤은 부양의무자 혹은 가구주의 사망, 질병, 노령은 물론 가구구성원의 질병과 교육수준 등 비자발적 원인에 의해서도 결정된다(이승신 외, 1996). 주지할 사실은 이러한 원인들이 해당가구의 빈곤지위에 직접적인 영향을 줄 수도 있지만 대부분의 경우 노동시장 참여여부와 노동시장 성과에 영향을 주게 되어 빈곤으로 이어지는 경우일 것이다. 즉 본 연구가 관심

을 가지는 모자가구의 소득분포와 빈곤위험에 대한 차이는 인구사회학적 특성에 기인한 경우도 많지만 여성가장의 경제활동 참여여부와 고용지위, 노동시장 성과에 의해 발생될 개연성이 높다.

여성가구주 가구의 빈곤을 연구한 기존연구들에서 공통적으로 지적하고 있듯이 여성가구주 전반에 걸친 저학력 문제는 노동시장에서의 열악한 고용지위와 직결되기 때문에 모자가구의 소득획득을 어렵게 하고 빈곤위험에 노출될 가능성을 높게 한다. 또한 여성가장의 연령이 고령화될수록 인적자본 향상을 위한 투자감소와 노동시장 경쟁력 약화로 취업에 대한 가능성도 떨어진다(김교성, 2010). 개발도상국(태국과 베트남) 여성의 빈곤을 연구한 Klasen et al. (2011)의 연구에서도 여성가구주 가구의 빈곤원인을 ① 부동산 등의 생산자산(productive assets)의 부재, ② 공식적 신용(대출)시장(credit markets)에의 접근성 결여, ③ 보험시장이나 연금체계 부재, ④ 노동시장 내 차별로 설명하면서 노동시장 측면을 강조하고 있다.

Marshall(2003)은 여성의 경제활동이 전반적으로 높아지고 전통적인 가족으로 인식되던 남성중심의 생계부양 가족에서 맞벌이 생계부양 가족으로 변화되어 왔음을 지적했다. 이 연구에 따르면, 양부모가구 여성이 출산을 경험하는 경우 2년 내 노동시장으로 진입하는 경우가 80%를 넘고, 또 이들의 대부분은 모성보호제도의 혜택을 받기 때문에 노동시장 단절은 매우 일시적인 현상에 지나지 않는다고 지적했다. 반면, 여성가구주나 모자가구는 자녀양육에 대한 책임을 배우자와 분할할 수 없기 때문에 노동시장에 재진입하여 일자리를 획득하는데 어려움을 겪게 된다. 이와 같은 이유로 전반적으로 편모의 노동시장 참여는 아동의 연령에 비례하여, 공적지원이나 본인이 아닌 타인에 의한 양육돌봄자 활용도에 비례하여 증가한다고 지적했다(Woolley, 1998; Michalski and Wason, 1999). 그러나 한편으로는 여성의 고학력화와 사회적 지위 상승에 기반하여 노동시장의 성별분절화 현상 및 임금차별이라는 취약구조로부터 벗어나 여성 스스로 생계를 책임질 수 있는 소득능력을 갖춘 경우 이들을 흔히 복지의 대상으로 인식되는 모자(여성가구주)가구로 통칭하는 것은 바람직하지 않다.

이 밖에도 모자가구의 소득과 빈곤위험 차이는 노동시장을 통해 일차적으로 분배되는 근로소득 이외에도 가족이나 친척으로부터 지원되는 사적이전의 규

모와 기업이나 자선단체로부터의 민간지원, 국가의 사회보장급여 수준 등에 따라 달라질 수 있다. 기존 연구에서는 여성가구주 가구는 사회적 네트워크나 국가의 지원체계로부터 배제될 가능성이 높다고 지적하고 있다. Bibars(2001)와 Chant(2008)는 여성가장이 남성부양자를 대체할 수 있는 제도적 지원이 희박할 뿐만 아니라 여성가장 본인의 가족이나 지역사회 공동체뿐만 아니라 전남편의 친척들로부터의 지원이 부족하다는 사실을 강조하고 있다. 그러나 일반적으로 여성가장이 수혜할 수 있는 사회서비스의 영역이나 급여가 제한되어 있기는 하지만(Chi et al., 1998; Bisseleua et al., 2008) 이 역시도 복지국가의 발전정도(포괄성과 충분성), 사회·문화적 맥락에 따라 차이를 보일 것이다. 전술된 것처럼 부부 혹은 양부모가족에 비해 모자가구의 전체 소득에서 여성가장의 근로소득이 차지하는 비중이 낮고, 여타 소득원천에 의존적인 가구라면 여성가장의 노동시장 요인이 빈곤위험에 미치는 영향력은 미약할 수 있다.

Ⅲ. 분석방법

이 논문은 모자가구 여성가장의 혼인지위 및 고용지위의 이질적 속성을 고려하여 해당가구의 소득분포와 빈곤양상이 차이를 보이는지를 실증적으로 규명하고자 한다. 이를 위해 구체적인 실증분석은 세 가지 단계로 진행된다.

첫째, 모자가구의 소득수준과 규모, 빈곤실태를 소득점유율 및 분위배율, 빈곤지표(상대·절대빈곤율, FGT)를 통해 살펴보도록 한다. 이때 모자가구의 절대적 소득수준 파악을 위해 타가구유형(예 : 노인, 맞벌이, 일반가구)과의 비교도 일부 이루어진다. 상대빈곤율은 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어주는 방식의 균등소득이 중위소득의 50% 미만의 가구의 비중으로 정의된다. 절대빈곤율은 시장소득(비균등소득)이 보건복지부에서 공표되는 최저생계비 미만의 가구비중으로 정의되며, 최저생계비 100% 미만 가구를 절대빈곤층, 120% 미만인 경우는 차상위계층, 150% 미만 가구를 차차상위계층으로 정의한다.

둘째, 모자가구의 혼인관계와 고용지위의 이질적 속성이 빈곤에 미치는 영향력을 분해하기 위해 활용한 방법은 FGT요인분해와 FGT탄력성을 추정하는 기

법이 활용되었다. FGT지수는 1981년 Foster, Greer, and Thorbecke에 의해 고안된 빈곤지표로서 빈곤층의 규모(extent)와 빈곤정도(depth)의 유의성을 동시에 설명할 수 있다는 장점이 있다. 이 지표는 $FGT_\alpha = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left[\frac{z-y_i}{z}\right]^\alpha$ 로 정의되며 다른 빈곤지표와는 달리 파라미터 α의 값에 따라 다소 상이한 기능을 하는데 파라미터 α는 빈곤에 대한 혐오감(aversion)을 나타내주는 파라미터로서 α 값이 커질수록 이 지수는 빈곤에 대해 민감해짐을 의미한다. 여기에서 n은 전체 인구(또는 가구)수, q는 빈곤선 이하의 개인(또는 가구)수, z는 빈곤선, y_i는 빈곤선 이하에 있는 가구 i의 소득, α는 빈곤혐오감을 나타내는 파라미터($\alpha \geq 0$)이다(여유진 외, 2005).[5] 하위집단별 FGT요인분해는 $\hat{P}(z;\alpha) = \sum_{g=1}^{G}\hat{\phi}(g)\hat{P}(z;\alpha;g)$ 으로 정의되며 하위집단별 전체 FGT지표에 대한 절대적 · 상대적 기여도를 분해하는 것이다. 여기에서 G는 하위집단의 수, $\hat{P}(z;\alpha;g)$는 하위집단 g의 FGT지수, $\hat{\phi}(g)$는 집단 g의 비중, $\hat{\phi}(g)\hat{P}(z;\alpha;g)$는 전체 빈곤에 대한 집단 g의 절대적 기여도를 의미한다. 또한 전체 불평등에 대한 개별집단의 상대적 기여도는 $[\hat{\phi}(g)\hat{P}(z;\alpha;g)]/\hat{P}(z;\alpha)$로 나타낼 수 있다. 다음으로 FGT탄력성 추정은 모자가구의 소득향상(성장)과 소득분포(분배)의 변화에 따른 FGT지수의 변화를 파악하는 방법이다. 즉 모자가구의 소득향상 효과는 소득분배가 고정시킨 상태에서 소득수준의 변화로 나타나는 빈곤변화를, 소득수준을 고정시킨 상태에서 소득분배의 변화로 발생되는 빈곤지수 변동성을 추정하는 방법이라 하겠다. FGT탄력성 도출 과정에 대한 보다 자세한 내용은 Kakwani(1993, 2001), 유경준(2008), 강성진(2010)의 연구를 참고하기 바란다.

---

5) FGT 지표는 1981년 이 지표의 개발자인 Foster, Greer, and Thorbecke의 이름 첫 자를 따서 FGT로 명명되고 있다. 일반적으로 FGT 지수는 빈곤선(z)이 증가하면 이 지수도 증가하는 z의 증가함수이다. 이 지수는 소득에 대칭적이며, α가 0보다 큰 경우 소득(y)과 빈곤선(z)에 대하여 FGT_α는 연속이다. FGT지수는 파라미터 α의 값에 따라 빈곤의 규모, 심도, 그리고 분배를 고려할 수 있는데, $\alpha=0$인 경우 $FGT_{\alpha=0} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left[\frac{z-y_i}{z}\right]^0 = \frac{q}{n} = HR(Headcount\ Ratio)$이므로 빈곤율과 동일하게 되며, 즉 빈곤규모를 나타내게 된다. $\alpha=1$인 경우, $FGT_{\alpha=1} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left[\frac{z-y_i}{z}\right]^2 = HR \times PGR(Poverty\ Gap\ Ratio)$이므로 빈곤율과 빈곤갭비율을 곱한 값, 즉 빈곤규모와 심도를 나타낸다. 참고로 $\alpha=2$인 경우 센지수와 비슷한 기능을 하는 불평등지수가 된다(여유진 외, 2005).

셋째, 다변량분석 모형을 활용하여 모자가구의 시장소득과 시장소득 기준 빈곤여부(중위소득 50%)를 결정하는 요인을 분석하였다. 이 연구는 모자가구 가구주의 인구사회학적 특성 및 노동시장 특성 등의 차이에 의해서 해당가구의 소득분포가 이질적으로 나타날 가능성이 크다는 문제의식을 갖고 있다. 따라서 통상적 회귀분석(OLS)을 통한 모자가구의 소득함수 추정은 한계가 발생할 수 있다. 즉 OLS 추정은 종속변수의 구체적인 분포형태를 반영하지 못하기 때문에 평균값이 동일하면 추정치가 동일한 값을 가지는 한계가 존재한다. 또한 종속변수의 분위수에 따라 설명변수의 효과의 크기와 방향이 다를 수 있으며, 종속변수의 이상치가 존재하는 경우에도 OLS 추정은 영향을 크게 받는다. 따라서 이와 같은 한계를 극복하기 위한 추정방법으로 고안된 분위회귀분석(quantile regression)을 실시한다. 이는 종속변수의 분위수별로 설명변수가 미치는 영향이 얼마나 달라지는지를 구분하여 추정하는 기법이다(Koenker, 2005; 김유선, 2009; 이규용 외, 2011).[6] 모자가구의 빈곤 결정요인을 분석하기 위한 추정은 프로빗(probit regression)으로 추정하였으며, 설명변수로는 배우자유무[7] 및 요보호 자녀특성으로 대표되는 혼인지위와 모성지위, 그리고 종사상 지위로 대표되는 고용지위로 설정되었고 이때 여성가구주 연령, 학력, 주거형태 변인은 통제하였다. 실증분석을 위한 자료는 통계청「가구동향조사」1999~2011년 연간 자료 중 홀수연도에 해당하는 7개년 자료를 결합한 자료(pooled data)이며, 외환위기(1999년) 및 카드대란(2003년), 글로벌금융위기(2009년) 등의 특수한 시점의 효과를 추가적으로 통제하였다.

---

6) 분위회귀모형은 $y_i = \beta_\tau' X_i + u_{\tau i}$, $Q_\tau(y|X_i) = \beta_\tau' X_i (i = 1, 2, ..., n)$으로 표현된다. 여기서 β_τ는 τ 분위 계수값을 X_i는 종속변수 y_i에 대한 설명변수, u_i는 오차항을 의미한다. $Q_\tau(y_i|X_i)$는 설명변수 X가 주어진 상태에서 y의 τ번째 조건부 분위(conditional quantile)을 가리키며 이때 모든 i에 대해 $Q_\tau(u_{\tau i}|X_i) = 0$이 성립된다(김유선, 2009).

7) 혼인지위가 갖는 이질성은 여성의 가구주 지위 형성요인이 이혼이나 별거에 의한 것인지 아니면 사별에 의한 것인지, 비혼에 의한 것인지에 따라 남성 배우자로부터의 양육비지불 능력 등에 상당한 차이를 보일 수 있다. 따라서 이러한 여성의 가구주 지위 형성요인을 보다 세분하여 변수화하는 것이 바람직하다. 그러나 본 연구의 실증분석 자료인「가구동향조사」는 결혼상태를 배우자유무와 동거여부로만 측정하고 있어 현실적으로 여성가구주의 혼인지위 변수를 구체화하는 것에 한계가 존재한다.

Ⅳ. 분석결과

1. 모자가구의 소득 및 빈곤실태 : 예비적 고찰

<표 1>에서는 통계청 「가계동향조사」의 가구유형별[8] 소득수준과 변화를 제시해주고 있다. 본 연구가 관심을 갖고 있는 모자가구의 시장소득 규모는 1999년 616천 원 수준에서 2011년 기준 1,635만 원까지 증가해 연평균 7.9%의 증가율을 기록했다. 이는 노인가구 4.4%의 증가율에 비해 높은 수준이지만, 맞벌이가구 8.5%와 일반가구 8.2%에 미치지 못하는 수준이다. 소득규모면에서 2011년 기준 모자가구는 노인가구보다 세 배 이상의 시장소득과 두 배가량의 경상소득 및 가처분소득을 보유하고 있는 것으로 나타나 노인가구보다 소득상황이 양호한 것으로 평가된다. 그러나 모자가구의 시장소득은 맞벌이가구(2,535천 원)의 64.9%에 해당하는 수준으로 나타났으며, 일반가구의 85.3%에 해당되는 소득을 확보하는 것으로 나타나 노인가구를 제외한 다른 가구유형에 비해 소득이 낮은 것으로 분석된다. 전반적으로 우리나라의 가구소득이 70% 정도의 근로소득과 20% 정도의 사업소득, 10% 정도의 재산 및 이전소득으로 구성되어 있다는 점을 감안할 때, 모자가구와 노인가구 등 가구주의 노동시장 취약성이 해당가구의 저소득현상으로 나타나고 있을 것으로 짐작된다.

모자가구의 소득점유율을 살펴보면, 저소득 가구의 소득점유율이 시장소득과 경상소득 모두에서 감소하는 반면, 고소득 가구의 소득점유율은 큰 변화가 없거나 소폭 증가하는 양상을 보여준다. 소득하위 20%의 저소득 모자가구의

8) 통계청 「가계동향조사」에서 모자가구는 가구주인 모친과 18세 미만의 미혼자녀로 구성된 가구로 정의되며, 노인가구는 가구주와 그 배우자 모두 65세 이상인 노인부부가구를 말하고, 노인가구주(65세 이상인 노인) 또는 노인부부와 18세 미만의 미혼자녀, 손자, 손녀 등이 같이 생활하는 경우를 포함한다. 맞벌이가구는 같이 사는 가구주와 배우자 모두 취업한 가구를 의미하며, 배우자가 무급가족종사자인 경우, 취업자수에는 포함하나 맞벌이가구에서는 제외한다. 또한 같이 살고 있지 않는 배우자가 취업한 경우는 맞벌이가구에 해당되지 않는다. 마지막으로 일반가구는 위의 어느 유형에도 포함되지 않은 가구를 말한다.

〈표 1〉 가구유형별 소득수준과 변화 : 1999~2011년

(단위 : 천 원, %)

		1999	2001	2003	2005	2007	2009	2011	증가율
모자가구	시장소득	616	729	971	1,092	1,212	1,586	1,645	7.9
	경상소득	623	761	995	1,131	1,264	1,638	1,726	8.2
	가처분소득	604	730	948	1,074	1,203	1,558	1,625	7.9
노인가구	시장소득	308	438	407	549	546	560	536	4.4
	경상소득	368	527	561	728	751	873	915	7.3
	가처분소득	355	505	542	703	712	811	859	7.0
맞벌이 가구	시장소득	875	1,095	1,275	1,520	1,801	2,072	2,535	8.5
	경상소득	880	1,103	1,282	1,538	1,824	2,108	2,590	8.7
	가처분소득	828	1,029	1,196	1,427	1,682	1,931	2,350	8.4
일반가구	시장소득	689	881	1,067	1,239	1,441	1,581	1,928	8.2
	경상소득	703	904	1,095	1,281	1,504	1,673	2,044	8.6
	가처분소득	658	840	1,013	1,180	1,371	1,520	1,837	8.2

주 : 1) 시장소득=근로+사업+재산+사적이전소득
경상소득=시장소득+공적이전소득
가처분소득=경상소득-(비소비지출(경상조사+연금+보험료 등))
2) 소득금액은 균등화소득이며, 2010년 기준 소비자물가로 조정한 실질금액임.
3) 증가율은 연평균증가율임.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

시장소득 및 경상소득 점유율은 1999년 기준 각각 6.4%, 6.8% 수준에서 2011년 4.4%, 5.8%로 각각 하락한 것으로 분석되고 있다. 반대로 소득상위 20%의 고소득 가구 점유율은 시장소득의 경우 39.0%→41.9%, 경상소득 점유율은 40.1%→41.1%로 소폭 증가한 것을 알 수 있다. 1999년 기준 소득하위 10%의 극빈층가구 시장소득 점유율은 2.3%에서 2011년 기준 1.2%까지 떨어졌고 경상소득의 경우도 같은 기간 2.6%에서 2.2%까지 하락한 반면, 소득상위 10%의 고소득층은 시장소득 점유율은 22.8%→25.8%까지 증가, 경상소득 점유율은 22.7%→24.6%까지 증가한 것으로 나타난다.

모자가구 내에서 저소득층의 소득점유율의 하락과 고소득층의 점유율 상승은 두 소득계층의 소득격차 확대로 이어지고 있다. 1999년 시장소득 기준 5분위배율(상위 20%와 하위 20%의 소득배율)은 6.12배에서 2003년 5.97배로 소폭 하락하였으나 이후부터 꾸준히 증가하여 글로벌 금융위기 시점인 2009년 9.38배까지 증가했고 2011년 기준으로는 9.57배 수준까지 소득격차가 확대되고

〈표 2〉 모자가구의 소득점유율 추이

(단위 : %, 배)

		1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	10분위배율	5분위배율
시장소득	1999	2.3	4.1	5.9	6.7	7.4	10.4	11.1	13.1	16.2	22.8	9.84	6.12
	2001	2.3	4.5	5.9	6.5	8.2	9.3	11.5	13.6	15.8	22.4	9.56	5.59
	2003	2.3	4.3	5.7	6.7	8.1	9.3	10.5	13.6	16.0	23.4	10.13	5.97
	2005	1.7	3.9	5.0	6.2	7.6	9.3	11.5	14.1	16.8	23.9	13.90	7.31
	2007	1.7	4.0	5.1	6.5	7.6	9.7	10.8	13.5	14.7	26.5	15.91	7.22
	2009	0.8	3.9	4.9	6.4	7.1	8.4	10.2	14.2	18.3	25.8	32.47	9.38
	2011	1.2	3.2	4.6	6.7	7.5	10.7	10.0	14.2	16.1	25.8	21.64	9.57
경상소득	1999	2.6	4.3	5.6	6.8	8.2	9.0	11.1	12.3	17.4	22.7	8.76	5.85
	2001	3.0	4.9	5.5	6.5	7.9	9.9	10.6	14.6	14.5	22.4	7.36	4.65
	2003	2.8	4.8	5.5	7.0	8.0	9.4	10.8	13.4	15.5	22.8	8.05	5.05
	2005	2.7	4.2	5.4	6.4	7.0	10.0	11.6	12.8	16.6	23.4	8.58	5.81
	2007	2.6	4.5	5.5	6.6	7.6	9.4	11.3	12.9	16.1	23.4	8.83	5.50
	2009	1.7	4.0	4.6	6.1	7.9	8.3	10.1	13.4	18.3	25.6	14.63	7.65
	2011	2.2	3.6	5.2	6.5	8.0	9.8	10.3	13.3	16.5	24.6	11.31	7.10

주 : 소득 10분위배율은 상위 10%와 하위 10%의 소득배율이며, 5분위배율은 상위 20%와 하위 20%의 소득배율임.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

있다. 최고 소득계층(상위 10%)과 최하 소득계층(하위 10%)의 소득배율을 나타내는 소득 10분위배율을 살펴보면, 시장소득 기준으로는 1999년 9.84배에서 2011년 21.64배까지 확대되었으며 경상소득 기준으로도 같은 기간 8.76배에서 11.31배까지 증가해 모자가구 내부의 고소득층과 저소득층의 소득격차 상당한 수준으로 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

<표 3>에서는 모자가구의 빈곤지표를 제시해 주고 있는데, 상대빈곤율과 절대빈곤율 및 FGT($\alpha=1$)지수 모두 증가하는 특징을 보여주고 있다. 1999년 경상소득 기준 상대빈곤율(중위소득 50% 미만)은 14.9%에서 2007년 10.4%까지 하락했고 2009년 10.8%로 2007년과 비슷한 수준을 유지했으나 2011년 기준 19.3%로 크게 늘어난 양상을 보여준다.[9] 시장소득 기준 상대빈곤율은 1999년 15.7%에서 2003년 10.8까지 하락하는 추세를 보였으나 이후 증가해 2011년 기

9) 표로 제시되어 있지 않지만 감소추세를 보이고 있던 모자가구의 상대빈곤율과 절대빈곤율의 증가추세는 글로벌 금융위기 시점인 2010년부터 발견된다. 참고로 2010년 기준 시장소득 상대빈곤율은 21.1%, 절대빈곤율은 20.7%를 기록하고 있다.

준 24.7%까지 증가했다. 시장소득과 경상소득 기준 상대빈곤율의 차이를 살펴보면 외환위기 시점인 1999년에는 1% 미만의 차이로 나타났고 2001년부터 2005년 시기에는 2% 중반대, 2007년 8.8%까지 늘어나 정부나 사회보장제도로부터 제공되는 공적이전의 빈곤감소 효과가 점차 크게 작용했음을 알 수 있다. 그러나 글로벌 금융위기 시점인 2009년과 최근 2011년에는 그 효과가 5%로 미약해졌다. 이러한 이유로 인해 외환위기 이후부터 2009년까지 10% 초반대를 유지해오던 경상소득 기준 상대빈곤율은 2010년과 2011년 20%에 근접하는 높은 빈곤율로 나타나고 있다.

절대빈곤율(최저생계비 이하)의 경우에도 1999년 17.1%에서 2011년 기준 22.2%까지 증가했다. 2009년 글로벌 금융위기 시점에도 절대빈곤층은 13.8% 수준으로 외환위기 시점보다 크게 낮은 모습을 보여주었으나 2010년과 2011년 20%를 상회하는 수준으로 빈곤층 규모가 늘어났다. 빈곤규모를 차상위(최저생계비 120%)와 차차상위(최저생계비 150%)까지 확대하면 분석기간 동안 차상위계층의 규모는 감소하고 차차상위층은 소폭의 증가에 그치고 있다. 즉 모자가구 내 절대빈곤층의 규모가 증가한 반면, 빈곤선을 약간 넘어가는 차상위층 규모가 크게 늘지 않고 오히려 감소하는 추세를 보여 빈곤위험이 모자가구에 상존하고 있음을 알 수 있다.

〈표 3〉 모자가구의 주요 빈곤지표 변화추이

(단위 : %)

	상대빈곤율		절대빈곤율			FGT(a=1)		
	경상소득 기준	시장소득 기준	절대 빈곤층	차상위 계층	차차상위 계층	경상 소득	시장 소득	빈곤갭 비율
1999	14.9	15.7	17.1	10.3	7.9	0.040	0.052	33.1
2001	8.1	11.1	11.8	9.4	15.8	0.024	0.045	40.3
2003	11.0	13.4	10.3	4.9	9.7	0.030	0.048	36.0
2005	13.9	16.4	15.8	9.5	8.2	0.033	0.066	40.1
2007	10.4	19.2	17.4	8.0	6.0	0.028	0.068	35.3
2009	10.8	16.1	13.8	7.2	9.8	0.051	0.085	53.0
2011	19.3	24.7	22.2	4.0	9.4	0.063	0.107	43.2

주 : 빈곤갭비율은 빈곤계층의 평균소득과 빈곤선(중위소득의 50%)의 차이의 비율로 정의됨.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

빈곤층의 평균소득이 빈곤선으로부터 떨어진 정도를 나타내는 빈곤갭비율과 빈곤율의 곱으로 정의되는 빈곤심도(FGT, $\alpha=1$) 지수도 1999년 0.052에서 2011년 0.107 수준까지 증가했다(시장소득 기준). 이러한 빈곤심도의 증가는 빈곤선 이하의 저소득층의 규모의 증가와 함께 빈곤가구의 평균소득이 빈곤선으로부터 멀어지는 모자가구 내부의 저소득화 경향이 동시에 영향을 미친 것으로 판단된다. 1999년 빈곤모자 가구의 평균시장소득은 빈곤선의 33.1%에 지나지 않았으나 2005년 빈곤선의 40.1%까지 소득향상이 나타났고, 2009년 53.0%까지 높아졌으나 2011년 기준 43.2%로 다시 하락한 것으로 분석된다. 특히 2011년의 빈곤심도(0.107) 증가는 빈곤규모 증가(시장소득 기준 23.7%)와 빈곤가구의 소득수준 하락(빈곤갭비율 43.2%)으로 설명될 수 있다. 종합적으로 외환위기 이후 시점부터 2009년까지 모자가구의 시장소득 기준 빈곤율과 빈곤심도는 증가하는 추세 속에서도 공사이전소득이 포함된 경상소득 기준 빈곤지표는 일정하거나 혹은 감소하는 수치로 나타나 정부와 사회보장제도의 빈곤감소 노력이 일정정도 효과를 보여주었으나 2010년과 2011년에 그 효과가 다소 미약해졌음을 알 수 있다.

2. 모자가구의 빈곤요인분해 및 탄력성 추정

<표 4>에서는 모자가구의 내부이질성을 유발하는 혼인 · 모성 · 고용지위가 빈곤에 미치는 영향력을 분해(FGT Decomposition)하고 있다. 여기에서 분해하는 빈곤지수는 빈곤율과 빈곤갭비율을 곱한 빈곤심도(FGT, $\alpha=1$)이다. 먼저 모자가구 여성가구주의 혼인×고용지위별 상대적 기여도를 살펴보면, 1999년 기준 유배우 - 미취업자의 기여도가 0.524로 가장 높게 분석된다. 즉 유배우 - 미취업자 가구가 전체 모자가구의 빈곤심도를 52.4%를 설명하는 것으로 이해된다. 이는 유배우 - 미취업자 비중이 47.9%로 가장 높고 해당가구 빈곤심도의 절대적 기여도(0.027) 또한 다른 범주에 비해 높기 때문에 나타난 결과이다. 그러나 이와 같은 유배우-미취업자 가구의 기여도는 점차 감소해 2009년 6.4%까지 하락했고 2011년 기준 구성비중의 증가에 기인해 15.7%로 상승하였으나 1999년에 비해 크게 낮아진 상태이다. 반면, 무배우 - 미취업자 가구의 빈곤기여도는

〈표 4〉 모자가구의 혼인×모성×고용지위별 빈곤요인분해

	혼인지위*고용지위					모성지위*고용지위				
		$FGT_{(\alpha=1)}$	구성비	절대적 기여도	상대적 기여도		$FGT_{(\alpha=1)}$	구성비	절대적 기여도	상대적 기여도
1999	유배우-취업	0.007	0.282	0.002	0.039	미취학-취업	0.005	0.098	0.000	0.009
	유배우-미취업	0.057	0.479	0.027	0.524	미취학-미취업	0.017	0.248	0.004	0.082
	무배우-취업	0.061	0.178	0.011	0.207	취학-취업	0.034	0.362	0.012	0.237
	무배우-미취업	0.196	0.061	0.012	0.230	취학-미취업	0.120	0.292	0.035	0.672
	전 체	0.052	1.000	0.052	1.000	전 체	0.052	1.000	0.052	1.000
2001	유배우-취업	0.009	0.282	0.002	0.055	미취학-취업	0.012	0.096	0.001	0.026
	유배우-미취업	0.023	0.430	0.010	0.222	미취학-미취업	0.167	0.138	0.023	0.514
	무배우-취업	0.018	0.225	0.004	0.093	취학-취업	0.013	0.410	0.005	0.122
	무배우-미취업	0.444	0.064	0.028	0.630	취학-미취업	0.043	0.356	0.015	0.339
	전 체	0.045	1.000	0.045	1.000	전 체	0.045	1.000	0.045	1.000
2003	유배우-취업	0.011	0.371	0.004	0.081	미취학-취업	0.021	0.144	0.003	0.061
	유배우-미취업	0.035	0.302	0.011	0.218	미취학-미취업	0.036	0.136	0.005	0.102
	무배우-취업	0.056	0.245	0.014	0.284	취학-취업	0.031	0.472	0.015	0.303
	무배우-미취업	0.244	0.083	0.020	0.417	취학-미취업	0.104	0.248	0.026	0.534
	전 체	0.048	1.000	0.048	1.000	전 체	0.048	1.000	0.048	1.000
2005	유배우-취업	0.014	0.348	0.005	0.074	미취학-취업	0.055	0.134	0.007	0.113
	유배우-미취업	0.056	0.335	0.019	0.288	미취학-미취업	0.096	0.175	0.017	0.254
	무배우-취업	0.063	0.267	0.017	0.255	취학-취업	0.030	0.480	0.014	0.216
	무배우-미취업	0.498	0.051	0.025	0.383	취학-미취업	0.130	0.211	0.027	0.417
	전 체	0.066	1.000	0.066	1.000	전 체	0.066	1.000	0.066	1.000
2007	유배우-취업	0.011	0.392	0.004	0.066	미취학-취업	0.017	0.112	0.002	0.028
	유배우-미취업	0.036	0.200	0.007	0.106	미취학-미취업	0.147	0.085	0.012	0.184
	무배우-취업	0.050	0.342	0.017	0.252	취학-취업	0.032	0.622	0.020	0.290
	무배우-미취업	0.597	0.065	0.039	0.576	취학-미취업	0.186	0.181	0.034	0.497
	전 체	0.068	1.000	0.068	1.000	전 체	0.068	1.000	0.068	1.000
2009	유배우-취업	0.020	0.411	0.008	0.098	미취학-취업	0.044	0.105	0.005	0.054
	유배우-미취업	0.021	0.265	0.005	0.064	미취학-미취업	0.070	0.101	0.007	0.083
	무배우-취업	0.054	0.232	0.013	0.147	취학-취업	0.030	0.537	0.016	0.191
	무배우-미취업	0.642	0.092	0.059	0.691	취학-미취업	0.224	0.256	0.057	0.672
	전 체	0.085	1.000	0.085	1.000	전 체	0.085	1.000	0.085	1.000
2011	유배우-취업	0.016	0.359	0.006	0.054	미취학-취업	0.099	0.097	0.010	0.090
	유배우-미취업	0.053	0.318	0.017	0.157	미취학-미취업	0.139	0.170	0.024	0.221
	무배우-취업	0.155	0.206	0.032	0.300	취학-취업	0.060	0.469	0.028	0.264
	무배우-미취업	0.447	0.117	0.052	0.488	취학-미취업	0.171	0.265	0.045	0.425
	전 체	0.107	1.000	0.107	1.000	전 체	0.107	1.000	0.107	1.000

자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

1999년 23.0%에서 2009년 69.1%까지 크게 확대되었고, 2011년 기준 48.8%로 여전히 높은 수준을 유지하고 있다. 이는 해당가구의 비중 증가가 분석기간 동안 6.1%→11.7%로 타범주에 비해 구성변화가 크지 않았던 점을 감안하면, 이들 가구의 빈곤기여도 증가는 해당가구의 빈곤심도의 악화에 따른 것으로 해석된다. 무배우 - 취업자의 빈곤기여도 역시 1999년 20.7%에서 2005년 25.5%, 2011년 기준 30.0%까지 크게 증가한 것으로 나타나 모자가구 여성가장의 취업이 빈곤정도를 완화시키는 데 그다지 큰 효과로 나타나지 않음을 짐작케 한다.

다음으로 모자가구의 모성지위와 고용지위에 따른 빈곤기여도를 살펴보면, 미취학 - 취업자가구의 빈곤기여도는 1999년 0.9%로 전체 모자가구의 빈곤에 미치는 영향력이 거의 존재하지 않았으나 2005년까지 증가하는 추세로 나타나 11.3%까지 높아졌고, 2011년 기준 9.0%의 기여도를 보이고 있다. 이러한 기여도 상승은 미취학자녀를 두고 있으면서 여성가장이 노동시장에 취업하고 있는 가구의 비중증가에 있다기보다 해당가구의 빈곤층 유입이 과거보다 높아져 빈곤심도를 높인 결과에 따른 것으로 해석된다. 미취학 - 미취업가구는 1999년 8.2%의 빈곤심도를 설명하고 있었으나 2011년 22.1%까지 증가했다. 이는 구성비 하락에도 불구하고 해당가구의 빈곤심도가 높아짐에 따라 빈곤기여도가 증가된 것이다. 취학-취업가구의 빈곤기여도는 1999년 23.7%에서 등락을 거듭하다가 2011년 기준 26.4%로 큰 변화를 보이지 않는다. 이들 가구의 비중은 타범주에 비해 구성비가 가장 높지만 상대적으로 빈곤심도가 낮아 대체로 일정한 기여도로 나타난다. 그러나 여전히 2011년 기준 취학-미취업가구 다음으로 전체 모자가구의 빈곤심도에 미치는 영향력은 크다. 취학-미취업가구의 경우 1999년 67.2%에서 2001년 33.9%까지 하락하지만 이후 증가되는 추세가 지속되어 2011년 기준 42.5%의 타범주에 비해 가장 높은 기여도를 보이고 있다.

<표 5>에서는 모자가구의 고용지위를 보다 세분하여 빈곤심도에 미치는 영향력을 분해하고 있다. 상용직 취업자의 기여도는 1999년 4.6% 수준에 불과하였으나 2007년 17.6%까지 높아졌고 이후 다시 안정된 추세로 나타난다. 그러나 2011년 기준 빈곤기여도는 5.5%로 1999년보다 높은 수준이다. 상용직의 기여도가 증가했던 시기는 상용직 비중이 크게 증가한 동시에 상용직의 빈곤심도가 증가가 동반되었던 특징을 갖고 있다. 1999년과 비교하면 2007년의 경우 모

〈표 5〉 모자가구의 고용지위별 빈곤요인분해

		$FGT(\alpha=1)$	구성비	절대적 기여도	상대적 기여도
1999	상용	0.010	0.251	0.002	0.046
	임시일용	0.159	0.049	0.008	0.149
	자영업	0.017	0.160	0.003	0.051
	미취업	0.073	0.540	0.039	0.754
	전 체	0.052	1.000	0.052	1.000
2001	상용	0.009	0.311	0.003	0.060
	임시일용	0.031	0.098	0.003	0.068
	자영업	0.009	0.097	0.001	0.019
	미취업	0.077	0.494	0.038	0.853
	전 체	0.045	1.000	0.045	1.000
2003	상용	0.002	0.174	0.000	0.009
	임시일용	0.054	0.296	0.016	0.329
	자영업	0.009	0.146	0.001	0.027
	미취업	0.080	0.385	0.031	0.636
	전 체	0.048	1.000	0.048	1.000
2005	상용	0.024	0.334	0.008	0.120
	임시일용	0.083	0.145	0.012	0.183
	자영업	0.013	0.135	0.002	0.026
	미취업	0.114	0.386	0.044	0.671
	전 체	0.066	1.000	0.066	1.000
2007	상용	0.025	0.469	0.012	0.176
	임시일용	0.079	0.099	0.008	0.115
	자영업	0.011	0.167	0.002	0.028
	미취업	0.174	0.265	0.046	0.681
	전 체	0.068	1.000	0.068	1.000
2009	상용	0.014	0.180	0.003	0.031
	임시일용	0.056	0.328	0.018	0.215
	자영업	0.000	0.135	0.000	0.000
	미취업	0.180	0.357	0.064	0.755
	전 체	0.085	1.000	0.085	1.000
2011	상용	0.026	0.230	0.006	0.055
	임시일용	0.095	0.241	0.023	0.215
	자영업	0.094	0.095	0.009	0.084
	미취업	0.159	0.435	0.069	0.646
	전 체	0.107	1.000	0.107	1.000

자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

자가구 여성가장의 상용직 취업자 비중은 25.1%→46.9%까지 증가했지만 이들의 빈곤심도 또한 0.010→0.026까지 증가해 빈곤기여도를 증가시키는 결과로 나타났다. 분석기간 동안 모자가구의 여성가장이 노동시장에 참여함과 동시에 상대적으로 안정된 고용상태를 유지하는 비중이 높아졌음에도 불구하고 이들 가구의 빈곤규모와 빈곤갭비율을 축소시키는 데 큰 효과를 보여주지 못했음을 알 수 있다. 특히 2011년 기준 상용직 비중은 23.0%로 1999년 25.1% 수준을 하회하고 있으며 반대로 상용직의 빈곤심도는 분석기간을 통틀어 가장 높은 0.026을 기록하고 있다. 이는 최근 글로벌 금융위기 등의 경기요인이 고용은 물론 노동시장 성과 악화로 이어지면서 전체 모자가구의 빈곤기여도를 오히려 증가시킨 것으로 추측된다.

임시・일용직 가구의 빈곤기여도는 1999년 14.9%에서 2011년 21.5%까지 증가한 것을 알 수 있다. 임시・일용직 가구의 빈곤기여도 증가 원인은 해당 구성비 증가와 빈곤심도 지수의 동반증가로 설명되고 있다. 즉 여성가구주의 노동시장 참여가 임시・일용직의 노동시장 성과가 낮은 일자리를 중심으로 증가되면서 빈곤심도를 높이는 결과로 이어진다. 미취업가구의 빈곤기여도는 같은 기간 74.5%에서 64.6%까지 감소하였으나 여전히 노동시장에 참여하고 있는 가구에 비해 높은 기여도를 보인다. 미취업가구 비중은 1999년 54.0%로 모자가구의 절반 이상이 노동시장에 참여하지 않고 있는 것으로 나타났다. 이후 2007년까지 미취업자 비중은 36.5%까지 감소하지만 2011년 기준 그 비중은 43.5%로 다시 높아졌다. 이처럼 노동시장 참여하지 않는 여성가구주 비중 및 해당가구의 빈곤심도가 타범주에 비해 절대적으로 높은 현상에 기인해 전체 모자가구의 빈곤심도를 약 65%가량 설명하게 된다.

그렇다면 모자가구의 빈곤지수(빈곤심도)는 소득증가와 분배상태에 따라 어느 정도 탄력적으로 나타나는가? <표 6>과 <표 7>에서는 FGT탄력성 추정을 통해 모자가구의 빈곤완화 정도에 대한 성장요인과 분배요인의 효과를 제시해 주고 있다. 우선 모자가구 여성가구주의 혼인지위와 고용지위를 결합하여 분석한 결과를 살펴보도록 하자. 분석기간 동안 전체 모자가구의 소득증가에 의한 성장탄력성은 1999년 -2.02에서 2011년 -1.31로 감소했다. 1999년이 외환위기라는 특수한 시기적 상황을 감안하더라도 빈곤심도의 성장탄력성은 미세한 감

소를 보인다. 한편 소득불평등 증가에 따른 분배탄력성을 살펴보면 같은 기간 4.86에서 3.76으로 역시 미세하게 감소하지만 성장탄력성보다 큰 값을 보여준다. 이는 전체 모자가구의 빈곤심도 변화에 영향력이 큰 요인이 모자가구의 소득수준의 변화(소득증가)보다는 모자가구 내부의 소득분배 요인에 있음을 알 수 있다.

일반적으로 성장탄력성은 항상 음의 값을 가지며, 그 크기가 보통 1을 넘으면 성장요인에 의해 빈곤이 감소하였다고 판단한다. 분석결과에 의하면 일정부분 모자가구의 소득향상에 의한 빈곤감소 효과가 존재하지만 그 크기가 그다지 높지 않다. 반면, 분배탄력성은 이에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있어 전체 모자가구의 빈곤감소를 위한 효과적인 정책수단은 소득향상보다 불균등한 소득분배, 즉 소득불평등 수준을 완화하는 방안이라고 생각된다. 이는 <표 6>의 우측에 제시된 한계대체율로 이해할 수 있다. 성장탄력성은 소득분배가 일정하다는 가정하에 소득수준의 향상에 따른 빈곤지수 감소에 대한 순효과이다. 그러나 만약 소득수준 향상이 소득분배를 악화시켜 지니계수를 높인다면 소득분배와 성장 사이의 상충관계가 존재한다. 이러한 성장과 소득분배의 상충관계를 측정하는 것이 빈곤의 한계대체율(불평등 - 성장 상충관계지수)이다. 한계대체율은 빈곤이 변화하지 않게 하기 위해서 지니계수가 1% 증가하는 경우 평균소득이 몇 % 증가해야 하는가를 나타낸다(강성진, 2010). <표 6>에서 2011년 기준 한계대체율은 2.9로 나타났다. 이는 즉 지니계수가 1% 증가했을 때 빈곤의 변화가 없게 만들기 위해 2.86% 정도의 평균소득 증가가 필요하다는 것을 의미한다. 따라서 한계대체율이 높을수록 소득불평등을 감소시키는 정책적 노력이 소득증가보다 더 효과적이라는 것이다.

모자가구 혼인×고용지위를 세부적으로 살펴보면, 소득향상에 의해 빈곤완화 효과가 가장 큰 집단은 무배우 - 취업자와 무배우 - 미취업자 집단인 것으로 분석된다. 무배우 - 취업자의 성장탄력성은 2011년 기준 -3.01, 무배우 - 미취업자는 -2.33으로 유배우자 집단에 비해 상대적으로 높은 수치를 보인다. 아울러 이 두 집단은 분배탄력성 또한 높아 분배완화를 통해 빈곤심도 완화가 가장 효과를 볼 수 있는 집단으로 판단된다. 따라서 동일한 모자가구라 할지라도 남성배우자의 존재여부는 남성배우자나 그 가족으로부터의 소득이전의 가능성과 원

〈표 6〉 모자가구의 혼인×고용지위별 빈곤탄력성(poverty elasticity)

	성장탄력성					분배탄력성					한계 대체율
	전체	유배우 -취업	유배우 -미취업	무배우 -취업	무배우 -미취업	전체	유배우 -취업	유배우 -미취업	무배우 -취업	무배우 -미취업	
1999	-2.02	-0.35	-1.97	-3.70	-5.20	4.86	1.11	5.30	5.97	13.57	2.41
	(0.46)	(0.17)	(0.63)	(1.27)	(2.04)	(0.67)	(0.50)	(0.84)	(1.43)	(5.61)	
2001	-1.48	-0.85	-1.05	-2.08	-5.08	4.12	1.70	3.39	5.83	14.08	2.79
	(0.45)	(0.61)	(0.44)	(1.00)	(2.53)	(0.66)	(1.02)	(1.19)	(2.30)	(8.43)	
2003	-1.78	-1.34	-1.13	-2.36	-4.40	4.60	2.61	4.54	6.20	9.53	2.59
	(0.33)	(0.56)	(0.42)	(0.69)	(1.50)	(0.51)	(0.92)	(1.09)	(1.32)	(2.37)	
2005	-1.50	-1.09	-0.93	-2.53	-2.61	4.55	2.64	4.52	5.97	22.12	3.04
	(0.30)	(0.57)	(0.27)	(0.65)	(0.82)	(0.51)	(1.08)	(0.88)	(1.20)	(19.43)	
2007	-1.84	-1.48	-0.90	-2.69	-2.43	4.74	3.57	3.34	4.59	12.21	2.58
	(0.46)	(0.77)	(0.39)	(0.70)	(1.13)	(0.68)	(1.44)	(1.05)	(0.89)	(7.36)	
2009	-0.89	-0.57	-0.46	-2.00	-0.72	3.78	2.05	2.09	7.86	7.36	4.26
	(0.27)	(0.22)	(0.24)	(0.76)	(0.40)	(0.52)	(0.69)	(0.83)	(2.18)	(2.94)	
2011	-1.31	-0.45	-0.81	-3.01	-2.33	3.76	1.64	3.00	7.82	4.70	2.86
	(0.26)	(0.24)	(0.36)	(0.78)	(0.85)	(0.45)	(0.83)	(0.92)	(2.12)	(1.42)	

주 : ( ) 안은 표준오차임.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

천이 풍부할 수 있다. 단기간 내 모자가구에 대한 소득지원 정책의 보편성을 확보하기 어려운 현실을 감안한다면, 모자가구 내 소득향상(소득보조) 프로그램은 무배우자에게 집중시킬 필요가 있고, 동시에 집단 내 소득불평등 수준을 완화하는 수단을 함께 동원하는 것이 전체 모자가구의 빈곤을 완화하는 데 효과적일 것으로 보인다.

다음으로 모자가구의 모성지위(미취학자녀 유무)와 고용지위를 결합한 하위범주별 빈곤탄력성을 살펴보도록 하자(표 7 참조). 성장탄력성의 경우 2011년 기준 취학 - 취업자의 탄력성지수가 -1.64로 가장 높고 취학 - 미취업자(-1.36), 미취학 - 미취업자(-1.00) 순으로 나타났다. 미취학자녀를 두지 않은, 즉 요보호자녀가 초등학교 및 중 · 고등학교에 재학하고 있는 모자가구의 소득향상을 도모하는 정책이 전체 모자가구의 빈곤심도를 감소하는 데 가장 효과적인 것으로 이해된다. 분배개선에 의해 빈곤심도 개선을 가져올 수 있는 집단은 미취학 - 미

취업자(4.36)와 취학 - 미취업자(4.10)로 분석된다. 우리나라의 영유아 및 미취학 아동에 대한 보육료 지원과 양육보조금 지급 등 정책의 보편성을 확대해감으로써 여성가구주의 노동시장 참여를 활성화하고 이를 통해 소득향상이 일어날 수 있을 것으로 기대된다. 분석결과에서도 실제로 영유아를 둔 모자가구의 빈곤감소 효과는 취업여부에 따라 크게 좌우되었다. 한편 모자가구 내 재학 중인 자녀의 연령증가에 따라 생활 및 교육(사교육 포함) 욕구가 다양해지기 때문에 가구의 필요소득 증가로 나타날 것이다. 그러나 현행 지원체계 내에서는 이러한 다양한 욕구에 대응하는 정책은 부재한 것이 사실이다. 이에 이들 가구에 대해서는 여성가구주의 취업 질 향상과 함께 요보호자녀에 대한 지원을 강화할 필요성이 제기된다.

〈표 7〉 모자가구의 모성×고용지위별 빈곤탄력성(poverty elasticity)

	성장탄력성					분배탄력성					한계대체율
	전체	미취학-취업	미취학-미취업	취학-취업	취학-미취업	전체	미취학-취업	미취학-미취업	취학-취업	취학-미취업	
1999	-2.02	-0.37	-1.37	-1.99	-3.16	4.86	1.12	4.04	3.92	6.50	2.41
	(0.46)	(0.29)	(0.66)	(0.67)	(0.97)	(0.67)	(0.79)	(1.50)	(0.98)	(1.04)	
2001	-1.48	-0.73	-1.73	-1.55	-1.50	4.12	1.82	7.22	2.80	4.68	2.79
	(0.45)	(0.56)	(0.82)	(0.70)	(0.60)	(0.66)	(1.29)	(1.36)	(1.11)	(1.41)	
2003	-1.78	-1.45	-1.02	-1.83	-2.28	4.60	3.47	5.08	3.76	6.27	2.59
	(0.33)	(0.97)	(0.55)	(0.50)	(0.65)	(0.51)	(1.92)	(1.89)	(0.78)	(0.99)	
2005	-1.50	-2.24	-1.01	-1.57	-1.27	4.55	4.78	6.46	3.49	5.85	3.04
	(0.30)	(0.90)	(0.40)	(0.49)	(0.32)	(0.51)	(1.38)	(1.22)	(0.82)	(0.85)	
2007	-1.84	-1.43	-1.04	-2.15	-1.38	4.74	2.88	5.90	4.32	6.21	2.58
	(0.46)	(0.90)	(0.59)	(0.62)	(0.52)	(0.68)	(1.44)	(1.48)	(0.91)	(1.11)	
2009	-0.89	-0.73	-1.19	-1.16	-0.26	3.78	2.94	4.46	2.74	5.74	4.26
	(0.27)	(0.37)	(0.61)	(0.39)	(0.13)	(0.52)	(1.22)	(1.53)	(0.73)	(0.97)	
2011	-1.31	-0.18	-1.00	-1.64	-1.36	3.76	2.32	4.36	3.77	4.10	2.86
	(0.26)	(0.10)	(0.63)	(0.41)	(0.39)	(0.45)	(1.21)	(0.87)	(0.69)	(0.72)	

주 : ( ) 안은 표준오차임.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

〈표 8〉 모자가구의 고용지위별 빈곤탄력성(poverty elasticity)

	성장탄력성					분배탄력성					한계 대체율
	전체	상용직	임시 일용직	자영업	미취업	전체	상용직	임시 일용직	자영업	미취업	
1999	-2.02	-0.95	-6.35	-1.29	-2.34	4.86	2.12	12.86	2.68	5.88	2.41
	(0.46)	(0.51)	(3.12)	(0.70)	(0.63)	(0.67)	(0.97)	(5.51)	(1.24)	(0.88)	
2001	-1.48	-1.33	-2.54	-0.44	-1.56	4.12	2.10	11.05	1.57	5.70	2.79
	(0.45)	(0.77)	(1.42)	(0.44)	(0.53)	(0.66)	(1.09)	(4.60)	(1.47)	(0.95)	
2003	-1.78	-0.81	-2.88	-0.56	-1.83	4.60	1.77	7.07	2.31	6.05	2.59
	(0.33)	(0.51)	(0.81)	(0.36)	(0.46)	(0.51)	(1.02)	(1.43)	(1.34)	(0.86)	
2005	-1.50	-1.12	-4.13	-0.58	-1.15	4.55	2.84	9.04	1.75	5.88	3.04
	(0.30)	(0.42)	(1.34)	(0.33)	(0.25)	(0.51)	(0.87)	(1.94)	(0.86)	(0.70)	
2007	-1.84	-2.41	-2.84	-0.52	-1.27	4.74	4.42	5.81	1.64	6.12	2.58
	(0.46)	(0.78)	(1.15)	(0.29)	(0.43)	(0.68)	(1.10)	(1.68)	(0.82)	(1.02)	
2009	-0.89	-0.47	-1.88	0.00	-0.53	3.78	1.56	4.94	0.00	5.39	4.26
	(0.27)	(0.29)	(0.62)	(0.00)	(0.22)	(0.52)	(0.91)	(1.29)	(0.00)	(0.86)	
2011	-1.31	-0.90	-2.12	-0.71	-1.22	3.76	2.21	4.65	4.04	4.19	2.86
	(0.26)	(0.46)	(0.55)	(0.57)	(0.34)	(0.45)	(0.85)	(0.91)	(1.27)	(0.66)	

주 : ( ) 안은 표준오차임.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」 원자료, 각 연도.

모자가구의 고용지위별 빈곤탄력성을 추정하면, 임시・일용직 가구와 미취업자 가구의 성장요인 효과가 다른 고용상태에서 보다 절대적으로 높았고, 분배탄력성 또한 이 두 집단에서 가장 높았다. 이를 통해 모자가구 내부에서도 특히 임시・일용직의 불안정한 고용을 유지하는 계층에 대해 소득향상과 불평등 완화가 빈곤감소에 가장 효과적인 정책수단임을 알 수 있다. 미취업 모자가구 역시 소득수준을 제고할 수 있는 정책적 지원과 함께 내부의 소득분배를 개선하는 정책이 빈곤심도 완화에 효과적일 것으로 보인다(표 8 참조).

3. 모자가구의 소득과 빈곤 결정요인

여기에서는 모자가구의 소득과 빈곤지위 결정하는 데 모자가구 내부의 이질적 속성이 미치는 영향력을 실증모형을 통해 추정하도록 한다. 구체적인 분석결과를 제시하기에 앞서 모형에 투입된 설명변수의 기술통계는 다음과 같다(표 9 참조). 여성가구주의 연령은 평균 39.1세로 빈곤여부에 따른 연령 차이는 거

〈표 9〉 주요 변수의 기술통계

		전 체	비빈곤	빈곤
연령		39.1(8.7)	38.9(8.7)	39.9(8.4)
학력	중졸 이하	13.5	10.8	26.5
	고졸	59.6	58.8	63.3
	초대졸	8.8	9.8	4.2
	대학 이상	18.2	20.7	6.0
주거형태	자기집	37.8	40.9	23.0
	무상주택	4.6	4.7	4.4
	전세	31.9	31.9	31.7
	월세 및 영구임대	25.7	22.6	40.9
혼인지위 (배우자유무)	있음	32.4	74.2	35.7
	없음	67.6	25.8	64.3
모성지위 (요보호자녀수)	6세 이하 자녀수	0.3(1.0)	0.3(1.0)	0.3(0.9)
	초교자녀수	0.9(1.0)	0.9(1.4)	1.0(1.3)
	중고교자녀수	0.6(1.2)	0.6(1.2)	0.5(1.2)
고용지위 (종사상지위)	상용	28.2	30.3	18.1
	임시일용	18.7	16.7	28.4
	자영업	13.4	15.3	4.4
	미취업	39.7	37.8	49.2

주 : ( ) 안은 표준편차임.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 1999~2011년(홀수연도) 결합자료.

의 존재하지 않는다. 학력별로는 고졸학력층이 전체 59.6%로 가장 높고 대학이상(18.2%), 중졸 이하(13.5%), 초대졸(8.8%) 순으로 높다. 모자가구의 주거형태는 자가주택 비중이 37.8%로 가장 높고 전세(31.9%), 월세 및 영구임대(25.7%) 순으로 높다. 빈곤여부에 따라서는 비빈곤가구의 자가비중(40.9%)이 빈곤가구(23.0%)에 비해 17.9%p가량 높은 것으로 분석된다.

모자가구의 혼인지위를 나타내는 (남성)배우자 유무를 살펴보면, 유배우자가 32.4%로 나타났으며, 비빈곤가구에서 유배우자 비중이 74.2%로 빈곤가구(35.7%)에 비해 두 배 이상 높은 특징을 보인다. 모성지위를 나타내는 요보호자녀의 수를 살펴보면, 미취학자녀의 수가 평균 0.3명으로 나타났고 이는 빈곤지위에 따라서 유의한 차이를 보이지 않는다. 초등학생수는 평균 0.9명으로 분석되고 중고교학생수는 평균 0.6명이다. 고용지위를 나타내는 종사상 지위를 살펴보면 미취업자 비중이 39.7%로 가장 높고, 상용직(28.2%), 임시・일용직(18.7%), 자영자(13.4%) 순으로 높다. 빈곤여부에 따라서는 비빈곤층에 상용직

비중(30.3%)이 높은 반면 임시・일용직(16.7%) 및 미취업(37.8%) 비중이 빈곤층에 비해 낮다.

<표 10>에서는 모자가구의 소득을 결정하는 요인을 통상적 OLS모형과 모자

〈표 10〉 모자가구의 소득결정요인 : 분위회귀분석

	OLS	10%	25%	50%	75%	90%	계수값 차이 p값		
	계수	계수	계수	계수	계수	계수	10-90q	10-50q	50-90q
30세 이하 [36~40세]	-0.046	0.051	-0.006	-0.078	-0.083	-0.123	0.241	0.244	0.552
31~35세	0.057	0.089	0.067	0.062	0.041	0.027	0.041	0.131	0.367
41~45세	0.030	0.088	0.062	0.034	0.016	0.087#	0.613	0.878	0.297
46세 이상	0.058	0.065	0.012	0.074	0.091	0.163*	0.214	0.599	0.210
중졸 이하 [대학 이상]	-0.800***	-0.827***	-0.828***	-0.671***	-0.669***	-0.606***	0.239	0.414	0.425
고졸	-0.391***	-0.393***	-0.446***	-0.352***	-0.259***	-0.302***	0.150	0.603	0.110
초대졸	-0.125#	-0.177	-0.225**	-0.136	-0.078	-0.090	0.133	0.490	0.327
무상주택 [자가]	-0.197*	-0.446**	-0.315**	-0.291***	-0.189#	-0.118	0.303	0.132	0.989
전세	-0.138**	-0.281**	-0.246***	-0.155**	-0.140**	-0.119*	0.000	0.063	0.019
월세 및 영구임대	-0.420***	-0.576***	-0.430***	-0.370***	-0.388***	-0.416***	0.048	0.001	0.668
유배우자	0.703***	0.690***	0.599***	0.474***	0.452***	0.373***	0.037	0.011	0.472
6세 이하 자녀수	-0.146***	-0.081	-0.109*	-0.145**	-0.148**	-0.143**	0.538	0.984	0.253
초교자녀수	-0.147***	-0.111#	-0.158***	-0.168***	-0.196***	-0.146***	0.573	0.743	0.815
중고교자녀수	-0.052	0.007	-0.092#	-0.133**	-0.127**	-0.099*	0.253	0.486	0.394
임시일용 [상용직]	-0.120*	-0.180	-0.112	-0.139*	-0.169**	-0.192**	0.837	0.524	0.654
자영업	0.124*	0.011	0.072	0.140*	0.106#	0.154*	0.325	0.108	0.901
미취업	-0.464***	-0.711***	-0.404***	-0.168**	-0.212***	-0.152**	0.000	0.000	0.094
1999년	-0.295***	-0.215#	-0.281***	-0.386***	-0.369***	-0.416***	0.022	0.034	0.864
2003년	0.031	0.139	0.051	-0.049	-0.107*	-0.148**	0.000	0.039	0.193
2009년	0.204***	0.226*	0.241***	0.211**	0.173**	0.147*	0.663	0.957	0.556
상수	14.209***	13.614***	14.066***	14.386***	14.732***	15.000***	0.000	0.000	0.000
N	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180			
R-Squar	32.47	20.580	21.160	22.99	23.620	23.5			
ADJ R	31.85								
F	51.91***								

주 : #p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 1999~2011년(홀수연도) 결합자료.

가구의 소득이질성을 고려한 분위회귀모형으로 추정한 결과를 제시해주고 있다. 연령변수의 경우 OLS분석에서는 30세 이하의 저연령층의 소득감소가 발견되지만 통계적으로 유의하지 않다. 분위회귀분석에서 연령의 효과는 소득상위 10%의 최고소득 구간에서만 유의하였다. 학력변수와 주거형태 변수의 경우 OLS모형과 분위회귀모형에서 모두 유사한 분석결과를 보여주었다. 전반적으로 학력수준 낮을수록, 그리고 주거가 불안정할수록 소득감소효과가 크게 나타났으며, 그 효과는 특히 저소득 구간에서 두드러졌다.

모자가구의 혼인지위가 소득에 미치는 영향을 살펴보면, OLS모형에서는 가구내 남성배우자가 존재할수록 가구소득을 약 70.3% 증가시키는 효과가 있는 것으로 분석되었다. 그러나 이와 같은 남성배우자의 소득증가 효과는 소득하위 10분위(극빈층)에서 극대화되고 소득수준이 높아질수록 그 효과는 비교적 체계적으로 낮아지고 있다.

가구 내 요보호자녀의 존재와 이들의 생애주기(연령)에 따라 여성가구주의 모성지위는 달라진다. OLS모형에서는 모자가구 내 6세 이하의 미취학 자녀수 증가는 시장소득을 약 14.6% 감소시키고, 초교생 자녀수 증가는 14.7%의 소득감소 효과로 나타난다. 이에 비해 중고교생 자녀수 증가는 소득감소 효과가 미약하고 통계적 유의성도 확보되지 않는다. 분위회귀모형에서는 미취학 자녀의 수 증가는 소득하위 10%의 극빈층의 소득감소 효과가 미약하고 통계적으로 유의하지 않은 반면, 고소득구간으로 갈수록 소득감소 효과가 커진다. 초교생 자녀수 증가는 극빈층(소득하위 10%)에서 11.1%의 소득감소 효과로 나타나지만 이의 통계적 유의성은 제한적이다. 중고교생 자녀수 증가는 극빈층에서는 가구소득을 오히려 증가시키는 효과로 나타난 반면 나머지 소득구간에서는 소득감소 효과가 존재하는 것으로 분석되었다. 그러나 소득감소 효과는 저연령대 자녀수 증가에 따른 소득감소 효과에 비해 크지 않다.

모자가구의 요보호자녀수 증가는 해당가구의 소득을 감소시키는 효과가 분명하나 요보호자녀의 생애주기에 따라 차이를 보인다. 예컨대 소득하위 10%의 극빈층 모자가구는 현행 보육비 지원 및 한부모가족지원법의 지원대상일 가능성이 높기 때문에 이들 가구의 여성가구주는 국가나 정부차원의 지원으로 인해 노동공급 유인이 낮아질 수 있고, 반대로 공적영역의 지원정책은 여성가장의

노동공급을 오히려 늘릴 수도 있다. 즉 저소득 모자가구 내에서 요보호자녀의 수 증가에 따른 소득감소 효과는 지원정책의 여부와 규모, 그리고 그에 따른 노동공급 행태에 의해 결정된다. 반면 모자가구의 지원대상 여부가 소득수준에 따라 결정되는 현재의 시스템하에서 고소득 모자가구는 각종 지원대상에서 배제될 가능성 또한 높은데, 이때 해당가구의 요보호자녀수의 증가는 노동공급에 직접적으로 영향을 미쳐 시장소득의 감소로 이어지는 양상이다. 한편 중고교생 자녀수 증가에 따른 소득감소 효과는 다소 약화되는 경향을 보인다. 이는 요보호자녀의 성장에 따른 여성가장의 양육자 역할부담이 경감되는, 즉 모성지위 변화가 노동공급을 늘릴 수 있게 함으로써 소득 감소폭이 다소 낮아지는 결과로 이해된다.

여성가구주 고용상태와 소득과의 관련성을 살펴보면, 소득하위 10%와 25% 구간에서는 미취업 요인이 소득감소 효과가 극대화되어 나타나고, 중위소득이나 고소득구간으로 갈수록 미취업 요인보다는 종사상지위 효과가 극대화되고 있다. 하나의 예로 소득하위 10%의 극빈층 모자가구의 경우 상용직 대비 일용직의 소득효과는 -18.0% 정도이나 통계적 유의성이 확보되지 않는다. 반면 미취업자의 경우 소득감소효과는 무려 71.1%에 이른다. 상위 10%의 고소득구간에서는 미취업 효과는 -15.2%에 불과하지만 임시일용직의 불안정 고용의 소득감소 효과는 19.2%로 소득구간에 따른 고용지위의 효과가 상이함을 알 수 있다.

모자가구의 빈곤결정요인을 프로빗 모형으로 추정하면, 연령과 학력, 주거형태, 경제위기 시점이 통제되었을 때 여성가구주의 혼인·모성지위 및 고용지위의 이질성은 빈곤지위에 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 모자가구 내 남성배우자가 존재할수록 빈곤가능성은 낮아지는 것으로 분석되고 있으며 그 효과도 25.2%로 높다. 이는 앞선 분위회귀모형의 결과에서처럼 남성배우자의 존재유무는 모자가구의 소득원천의 차이는 물론 이전되는 소득의 규모면에서도 차이를 유발하기 때문에 상이한 차별적인 소득효과를 보이는 것과 일맥상통한다. 요보호자녀의 존재와 구성원의 수, 이들의 생애주기에 따라 모자가구의 빈곤과 밀접한 관련성이 있다. 특히 6세 이하의 미취학 자녀의 증가는 빈곤을 약 4.9% 증가시키는 효과가 존재하며, 초교생 자녀수 증가는 약 6.1%의 빈곤을 증가시킨다. 중고교생 자녀수 증가는 빈곤을 증가시키는 방향으로 작용하

지만 통계적 유의성은 확보되지 않는다. 이는 중고교생 자녀는 저연령대 자녀에 비해 여성가구주의 양육부담은 낮은 반면 사교육 등 특수적 욕구증가로 여성 가장의 노동공급이 높아짐에 따라 소득증가가 동반된 효과로 보인다. 또한 그 효과야 미약하겠지만 중고교생 자녀 스스로 아르바이트 등 일자리를 얻음으로써 가구의 소득증가 효과를 낼 가능성도 존재한다.

〈표 11〉 모자가구의 빈곤결정요인 : 프로빗모형

	계수	오차	한계효과
30세 이하[36~40세]	-0.176	0.240	-0.030
31~35세	-0.224	0.157	-0.039
41~45세	-0.032	0.122	-0.006
46세 이상	0.164	0.163	0.034
중졸 이하[대학 이상]	0.839 ***	0.182	0.220
고졸	0.479 **	0.145	0.087
초대졸	0.038	0.215	0.007
무상주택[자가]	0.155	0.213	0.032
전세	0.196 #	0.118	0.039
월세 및 영구임대	0.409 **	0.124	0.088
유배우자	-1.071 ***	0.109	-0.252
6세 이하 자녀수	0.260 *	0.123	0.049
초교자녀수	0.322 **	0.103	0.061
중고교자녀수	0.084	0.128	0.016
임시일용[상용직]	0.447 **	0.163	0.100
자영업	-0.490 **	0.176	-0.075
미취업	0.754 ***	0.136	0.158
1999년	-0.025	0.131	-0.005
2003년	-0.321 *	0.137	-0.053
2009년	-0.123	0.138	-0.022
상수	-1.703 ***	0.257	
N	2216.000		
log likelihood	-2272.827		
LR chi2(20)	211.560***		
Pseudo R2	22.100		

주 : #p<0.1, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 1999~2011년(홀수연도) 결합자료.

한편, 여성가구주의 고용지위와 빈곤과의 관계도 밀접해 보인다. 상용직 취업자에 비해 임시·일용직 취업한 모자가구의 빈곤확률은 10.0% 높고 미취업 가구의 빈곤확률은 15.8% 높은 것으로 분석된다. 앞선 분석에서처럼 모자가구 여성가장의 취업여부와 고용안정은 소득수준은 물론 빈곤지위와 긴요한 관계를 갖는다. 종합해보면, 모자가구의 혼인지위가 갖는 이질성은 남성배우자 본인이나 그 가족으로부터 이전되는 소득원천과 규모에 영향을 주기 때문에 빈곤가능성은 상이하게 된다. 또한 모자가구의 가장인 여성이 부여받은 모성지위는 요보호자녀의 생애주기에 따른 양육책임과 정부정책의 지원수준은 노동공급 행태와 일자리의 질에 영향을 미치기 때문에 이 역시도 빈곤에 미치는 효과는 차이를 보이게 된다.

Ⅴ. 결 론

우리 사회는 이미 모자가구를 비롯한 여성가구주 가구가 꾸준히 증가한 경험을 갖고 있으며, 향후에도 이러한 증가세는 지속될 것으로 예측된다. 이러한 상황에서 이들 가구에 대한 정책적 개입에 앞서 정책대상을 분류하고 집중하는 것은 정책의 효과성과 효율성을 함께 높일 수 있는 주요한 선행작업일 것이다. 이 논문은 모자가구 내부에서 발생할 수 있는 이질적 속성을 고려하여 해당가구의 소득과 빈곤양상이 차이를 보이는지 실증적으로 분석했다. 특히 모자가구의 여성가구주에게 부여된 혼인지위, 모성지위, 고용지위의 이질성에 초점을 맞추어 분석을 실시했다.

분석결과 혼인상태와 모성지위, 그리고 고용지위가 갖는 차이는 해당가구의 소득수준과 분포를 이질적으로 만드는 결과로 나타나고 있었다. 또한 요인분해 기법을 통해 모자가구의 이질적 속성이 빈곤수준에 수준에 미치는 영향력을 실증하고 이를 통해 정책집단의 식별은 물론 이들 집단에 대한 정책방향(소득향상 vs 불평등개선)을 탐색해 보았다. 모자가구 내에서도 소득증진 정책이 동원되어 가장 효과를 볼 수 있는 대상은 무배우 - 미취업자 가구와 미취학자녀를 두지 않은 취학 - 미취업 가구인 것으로 분석되었고, 아울러 모자가구 내부에

심화되어 나타나는 소득불평등을 개선하는 것이 이들의 빈곤심도를 개선하는 데 효과를 극대화할 수 있을 것으로 사료된다. 실증모형을 통한 모자가구의 소득 및 빈곤 결정요인을 분석하면, 여성가구주의 혼인지위는 남성배우자의 유무에 따라 그 효과가 크게 달라졌고, 요보호자녀에 대해 부여받은 모성지위에 따라서도 소득과 빈곤효과는 상이했다. 특히 여성가구주의 고용지위는 이들의 소득수준과 빈곤과 긴요한 관련성을 갖고 있는 것으로 나타났는데 특히 저소득 모자가구에서는 미취업요인이 그 효과가 두드러졌고, 고소득층일수록 취업의 질적 요인이 큰 영향을 미쳤다.

이와 같은 일련의 분석결과를 토대로 제시될 수 있는 정책제언은 다음과 같다. 첫째, 모자가구의 경제적 안정과 자립을 도울 수 있는 소득지원 및 취업지원 정책이 필요하다. 분석기간인 1999년부터 10년 동안 모자가구의 취업가구 비중이 18.5% 정도 증가했다. 여성가구주의 취업의 질도 상당부분 개선되어 있었다. 상용노무직과 사무전문직 가구의 비중은 1999년 각각 5.2%, 20.8%에서 2008년 19.9%, 25.6%로 크게 증가한 것으로 나타난다. 그러나 이들 두 고용형태의 빈곤규모와 심도(빈곤율 및 빈곤갭비율)에 대한 상대적 기여도는 오히려 증가한 것으로 분석된다. 모자가구 가구주의 취업규모와 취업의 질이 향상되었음에도 불구하고 빈곤에 대한 영향력 증가는 이들 집단의 소득불평등의 악화에 그 원인이 있는 것으로 분석된다. 앞서 분석결과에서도 언급한 것처럼 모자가구의 빈곤완화를 위한 경제적 지원은 소득지원 및 불평등감소 효과가 발생할 수 있는 정책방안이 모색되어야 한다. 현행 한부모가족지원법상의 주요급여의 내용은 국민기초생활보장제도하에서의 기초수급가구(기초수급 한부모가족 포함)가 지원받는 주요급여(생계, 의료, 주거급여 등)를 수급할 수 없을 뿐더러 급여의 수준이 낮아 국민기초생활보장제도의 수급권을 얻지 못한 모자가구가 현실적인 생계유지를 위해 제공받을 수 있는 급여는 전무한 실정이다.[10)]

모자가구의 여성가장이 노동시장 참여가 확대되고 고용의 질적 개선에도 불

10) 현행 한부모가족지원법상에서 최저생계비 130% 이하의 한부모가족에게 지원되는 별도의 생계급여와 주거, 의료급여 등은 존재하지 않고 자녀(고교생)학비 지원(입학금, 수업료), 아동양육비 지원(만 12세 미만 1인 월 5만 원), 복지자금 대여(2,000만 원 이내 연리 3%), 영구임대주택 우선순위 입주자격 부여, 한부모가족 복지시설 입소 지원, 자녀양육비 청구소송 무료 법률지원, 위기가족지원서비스 등이 전부이다.

구하고 모자가구의 소득격차와 불평등이 심화되는 현상은 모자가구 내에서도 저소득 및 극빈계층의 소득지원이 현재보다 확대되어야 함을 시사한다. 영국의 경우 저연령 아동이 있는 한부모가족에게 소득지원급여(Income Support)를 지원하고 있으며, 미국은 부양아동이 있는 저소득층 가족에게 근로소득지원세제(EITC)와 아동세금환급공제(Child Tax Credit, CTC)를 실시하여 저소득층 모자가구에 대한 경제적 지원 정책을 강구하고 있다(김승권, 2010). 현재 활발하게 논의되고 있는 저소득계층에 대한 사회보험료 감면 정책의 주요대상에도 모자가구의 여성이 해당될 수 있다. 이와 같은 정책의 변화가 모자가구 여성가구주의 고용과 소득보장에 어떠한 효과로 나타날지에 대해 관심을 가지고 지켜보아야 할 것이다.

또한 모자가구 여성가장에 대한 인적자원개발 투자와 일자리 질 개선을 도모할 수 있는 고용정책 수립이 시급해 보인다. 현재 저소득 여성 가장의 인적자원개발과 관련하여 고용노동부의 내일배움카드제(직업능력개발계좌제)와 취업성공패키지, 보건복지부의 희망리본프로젝트 등의 취업지원 서비스이다. 이러한 고용서비스의 취업효과는 차치하더라도 훈련기간 중 생계에 대한 금전적 지원이나 요보호아동에 대한 양육서비스 지원의 부재는 취업을 훈련의 성과를 낮추는 요인으로 작용하고 있다. 또한 저소득층 및 경력단절 여성을 대상으로 하는 일자리사업 역시 매우 한시적으로 운영되고 있으며, 사업참여를 통한 소득확보가 최저임금 수준에 맞춰져 있어 해당가구에 현실적인 도움이 되지 않는 실정이다(김경희, 2012).

둘째, 모자가구의 특수적 욕구 충족을 위한 사회서비스 정책의 모색이 필요하다. 모자가구는 그 정의상 가구 내 18세 미만의 자녀를 동반하고 있다. 분석결과에서도 모성지위에 따른 소득분위별 효과가 상이하게 나타나고 있는데, 이는 요보호대상자의 특성에 따른 소득지원 정책의 효과와 더불어 가구주인 여성의 고용지위 이질성이 가져온 결과로 해석된다. 우선 요보호 아동과 학령기 자녀를 둔 가구에 대한 양육비 및 교육비 지원은 현행보다 크게 확대되어야 하며 동시에 자녀의 연령과 생애주기에 맞는 차별적인 지원정책으로 개선되어야 할 것으로 보인다. 영국의 경우 16세 미만의 아동에게 보편적 수당제도를 실시하고 있으며, 16세부터 19세 이하의 자녀에게 교통비 및 도서구입비 등의 학업에

필요한 비용을 지원하는 제도를 마련하고 있다. 일본의 경우도 자녀수와 연령별 차등을 둔 아동수당을 지급하고 있다.

다음으로 모자가구 구성원에 대한 의료서비스 확대(의료비 지원 포함) 및 자녀의 신체적·정서적 성장과 건강, 학업성취 등을 도울 수 있는 통합적인 서비스 체계가 요구된다. 모자가구의 경우 소득요건에 따라 보건복지부에서 2007년부터 12세 이하 저소득 아동을 대상으로 하는 드림스타트 사업을 통해 이와 같은 서비스를 제공받을 수 있는데, 이 사업 역시 사업운영 지역별로 서비스대상자의 규모가 약 300명으로 고정되어 있고 지역별로 사업지역의 차이가 커 접근성의 문제를 가지고 있다.[11] 또한 서비스 대상 아동의 연령을 만 12세로 한정하고 있어 모자가구의 중고등학교 자녀의 건강 및 교육 등의 급여 및 서비스 지원은 기초생활보장제도의 수급권을 얻지 못하면 한부모가족지원법에 의해 제공되는 월 5만 원 교재비 지원 이외에 다른 지원이 현실적으로 불가능한 실정이며, 모자가구의 여성가구주 본인에 대한 지원 또한 거의 없는 실정이다. 이에 모자가구에 대한 통합급여체계를 빈곤가구로 한정하는 현재의 복지체계를 차상위계층(최저생계비 130% 수준)의 저소득기준으로 높이는 방안이나 전술된 보편적 수당제도 도입을 적극적으로 검토해 보아야 한다. 이러한 통합서비스 체계의 구축은 모자가구의 자녀를 바람직하게 양육하고 보호하는 일차적인 수단일 뿐만 아니라 여성가구주의 노동공급을 늘리고 이를 통해 가구의 소득수준을 높일 수 있는 대안으로서 기능할 것이다.

본 논문은 모자가구의 소득분포의 이질적 속성을 고려하여 소득수준별 설명변인의 효과를 보다 엄밀하게 실증했다는 점은 기존연구와 차별된다. 그러나 분석자료의 제한으로 말미암아 여성가구주가 부여받은 혼인지위(예 : 사별, 이혼(별거), 비혼 등)에 대한 자발성 정도, 직업지위와 근속기간 등 고용지위의 질적 요소 등을 구체화하지 못하였다는 점은 한계로 존재한다. 또한 우리나라 전체 여성가구주, 남성가구주와 조손가구를 포함한 한부모가구, 일반가구 등의 집단들과 구체적인 특성비교를 하지 못하였다는 한계도 존재한다. 이에 대해서는

11) 2007년부터 시작된 드림스타트 사업은 2012년 6월 현재 전국 230개 시군구 중 176곳에서 시행되고 있으며, 수혜대상자는 3만 3,352가구, 5만 863명에 불과한 실정이다. 이는 사업대상이 되는 전국 빈곤층 아동 45만 3,000명의 11.2%에 그치는 것이다(국민일보, 2012.10.15일자 보도).

추후 연구과제로 남긴다.

참고문헌

강성진(2010).「경제성장과 사회후생간의 관계」. 금융경제연구원. working paper. 423호.

김경희(2012).「여성가구주가구의 소비빈곤에 관한 연구 : 남성가구주가구와의 비교를 중심으로」. 숭실대학교 박사학위논문.

김교성(2010).「서울시 가구 빈곤의 원인에 관한 다층분석」.『한국사회정책학회』17 (1): 215～240.

김수정(2007).「여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤위험의 젠더격차」.『페미니즘연구』7 (1): 93～133.

김승권(2009).「한부모가족 생활안정 및 자녀양육 지원강화방안」.『한부모가족 생활안정화 및 자녀양육 지원강화 방안 세미나 자료집』. 한국보건사회연구원.

김영란(1998).「여성빈곤과 복지국가 재구조화」. 한국사회학회 사회학대회 논문집. pp.67～75.

김유선(2009).「한국 노동시장의 임금결정요인」.『산업노동연구』19 (2): 1～25.

김혜원(2010).「모자가구 여성가장의 빈곤과 고용」.『노동리뷰』65: 51～69.

노혜진 · 김교성(2008).「결혼해체를 경험한 여성가구주의 빈곤과 사회적 배제에 관한 종단연구」.『사회보장연구』24 (4): 167～196.

반정호(2009).「경제위기 시기의 취약계층의 고용과 빈곤」.『노동리뷰』57: 40～53.

변화순 · 송다영 · 김영란(2001).「가족유형에 따른 생활실태와 복지욕구에 관한 연구」. 한국여성개발원.

석재은(2004).「한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석」.『한국사회복지학』56 (2): 167～194.

여유진 · 김미곤 · 김태완 · 양시현 · 최현수(2005).「빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해」. 한국보건사회연구원.

여지영(2003).「여성가구주와 남성가구주의 빈곤차이에 관한 연구」. 서울대학교 박사학위논문.

유경준(2008).『빈곤감소적 성장(Pro-poor Growth) : 정의와 한국에의 적용』. 한국개발연구원.

유태균 · 박효진(2009).「여성가구주 빈곤가구와 남성가구주 빈곤가구간의 빈곤탈피 영향 요인 차이에 관한 연구」.『사회보장연구』25 (3): 29～58.

윤홍식(2003).「저소득 모자가구에 대한 기초생활보장제도의 빈곤감소 효과」.『상황과 복지』16: 131～172.

이규용 · 강승복 · 반정호 · 이해춘 · 김기호(2010).『고용성과의 국제비교』. 한국노동연구원.

이승신 · 김기옥 · 김경자 · 심영 · 정순희(1996).『가계경제학』. 서울 : 학지사.

이은혜 · 이상은(2009).「우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인 분해」.『한국사회복지학』61 (4): 333～354.

Bane, M. J. and D. Ellwood.(1986). "Slipping into and Out of Poverty: The Dnamics of Spells." *Journal of Human Resources* 21 (1): 1～23.

Beaujot, Roderic(2000). *Earning and Caring in Canadian Families*. Peterborough: Broadview.

Bibars, I.(2001). *Victims and Heroines: Women, Welfare and the Egyptian State*. London: Zed.

Buvinic, M. and G. Anriquez(2003). "Gender, Poverty and Inequality in a Growing Economy: A Case Study of Chile(1987～1994)." Working paper.

Casper, L. M., Mclanahan, S. M., and I. Garfinkel(1994). "The Gender Poverty Gap: What We can Learn from Other Countries." *American Sociology Review* 59 (4): 594～605.

Cerise, S., O'Connell, K, Rosenman, E. and P. S. Chandran(2009). "Accumulating Poverty? Women's Experiences of Inequality over the Life-cycle." Working

Paper. Australian Human Rights Commission. Sydney.

Chant, S.(2003). "Female-household Head-ship and the Feminization of Poverty: Facts, Fictions and Forward Strategies." New Working Paper Series. Vol. 9. LSE Gender Institute, London.

_____(2008). "Dangerous Equations? How Female-headed Households Became the Poorest of the Poor: Causes, Consequences and Cautions." In Momsen, Janet H.(ed.) *Gender and development: critical concepts in development studies.* Routledge, London, UK. pp.397～409.

Cheal, D.(1999). "The One and the Many: Modernity and Post-Modernity." In Allan, G.(ed.) *The Sociology of the Family.* London: Blackwell. pp.56～85.

Garfinkel, I. and S. McLanahan(1986). *Single Mothers and Their Children: A New American Dilemma.* Urban Institute Press.

Holden, K. C. and P. J. Smock(1991). "The Economic Costs of Marital Dissolution: Why do Women Bear a Disproportionate Cost?" *Annual Review of Sociology* 17: 51～78.

Lichter, D. T.(1997). "Poverty and Inequality Among Children." Annual Review of Sociology 23: 121～145.

Marshall, K.(2003). "Benefiting from Extended Parental Leave." *Perspectives on Labour and Income* 4(3). March. Statistics Canada Catalogue no. 75-001-XIE: 5～11.

McLanahan, S. and K. Booth(1989). Mother-only Families: Problems, Prospects, and Politics. *Journal of Marriage and the Family* 51: 557～580.

Millar, J.(1996). "Women, Poverty and Social Security." In Hallett, C.(ed.) *Women and Social Policy: An introduction.* London: Prentice Hall; Harvester Wheatsheaf.

Kerr, D. and H. J. Michalski(2005). "Family Structure and Children' Hyperactivity Problems: A Longitudinal Analysis1." *Canadian Journal of Sociology* 32(1): 85～112.

Michalski, H. J. and M. Wason(1999). *Labour Market Changes and Family*

Transactions: An In-depth Qualitative Study of Families in British Columbia. Ottawa: Canadian Policy Research Networks.

Kakwani, N.(1993). "Poverty and Economic Growth with Application to Cote d'Ivoire." *Review of Income and Wealth* 39 (2): 121～139.

_____(2001). "A Note on Growth and Poverty Reduction." Asia and Pacific Forum on Poverty.

Klasen, S., Lechtenfeld, T., and F. Povel(2011). "What about the Women?: Female Headship, Poverty and Vulnerability in Thailand and Vietnam." Working Paper 43. Reaserch Paper in Economics(RePEc).

Koenker, R.(2005). *Quantile Regression.* Cambridge University Press.

Pearce, D.(1978). "The Feminization of Poverty: Women, Work and Welfare." *Urban and Social Change Review* 11: 28～36.

Peterson, J.(1987). "The Feminization of Poverty." *Journal of Economics Issues* 21.

Quisumbing, A. R., Haddad, H., and C. Pena(2001). "Are Women Overrepresented among the Poor? An Analysis of Poverty in 10 Developing Countries." *Journal of Development Economics* 66: 225～269.

Schultz, T. P.(2001). "Women's Roles in the Agricultural Household: Bargaining and Human Capital Investments." in Gardner, B. and Rausser, G.(eds.) *Handbook of Agricultural Economics* 1: 384～456.

Woolley, F.(1998). "Social Cohesion and Voluntary Activity: Making Connections." Paper presented at the CSLS Conference on the State of Living and the QoL of Canada. Ottawa Canada, October.

abstract

Income Distribution and Poverty Incidence in Single-Mother Households

Ban, Jung-ho · Kim, Kyung-hee

In this study, I use data from the Korea Statistical Office's [Household Income and Expenditure Survey] to analyse the income distribution and poverty incidence of single-mother households in Korea, after accounting for within-group heterogeneity. Analysis shows that, in terms of household market income, the incidence and depth of poverty experienced by single-mother households has steadily worsened since the 1997 financial crisis. Poverty rates in terms of current income were stable up until the 2008 financial crisis, reflecting the effectiveness of public transfers in abating poverty. However, this effect appears to have weakened recently. Decomposition for the FGT metric of poverty suggests an increase in the variation attributable to households who are jobless or find themselves in precarious employment - such as temporary/daily work. Studying the poverty elasticity of single-mother households, we find that reducing the within-household income inequality may sufficiently reduce the household's chances of poverty, with differing results depending on marital/maternal/employment statuses. We also find that single-mother households most likely to be made better-off through transfers and other income-enhancing policies are those who have no male spouse, or who are in precarious employment arrangements such as temporary/daily work.

Keywords : single-mother household, poverty rate, depth of poverty, decomposition, poverty elasticity