

한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석¹⁾

석재은

(한국보건사회연구원)

[요약]

본 연구에서는 한국 사회에서 빈곤의 여성화 현상과 빈곤의 성적 격차를 실증적으로 분석해 보았다. 여성가구주 가구의 빈곤율은 16.9%로 남성가구주 가구 7.9%의 2.1배였으며, 특히 20-64세 연령계층의 여성가구주 가구의 빈곤위험이 남성가구주 가구에 비해 2.2배 높았고, 65세 이상 가구의 경우에도 빈곤위험이 1.9배였다. 경제위기를 전후한 빈곤의 성적격차의 역동적 변화를 분석한 결과, 경제위기 절정기에는 양성간에 빈곤의 보편화 현상을 보였으나, 남성가구주 가구가 경제위기에서 비교적 빠른 회복을 보이는 반면, 여성가구주 가구의 빈곤율은 경제위기 이전의 2/3 수준으로만 회복되며 빈곤 고착화 현상을 보여, 경제위기의 회복과정에서 성적 격차가 확대되었다. 또한, 빈곤의 영향요인 분석 결과, 성 자체 뿐만 아니라 성의 특성을 사회적으로 규정하는 교육수준, 취업상태 등의 요인들이 복합적으로 빈곤에 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 이는 빈곤에 영향을 미치는 가족, 노동시장, 사회보장체계 등의 중층적 결절점에 성(gender)이 놓여져 있기 때문에, 성의 차원을 고려하지 않고서는 빈곤문제의 본질에 제대로 접근할 수 없음을 보여주는 것이다. 따라서 빈곤문제에 대한 효과적 접근을 위해서는 성적 차원을 고려한 여성친화적(women-friendly) 가족, 노동시장, 사회보장정책이 개발되고 채택되는 것이 필수적이다.

주제어: 여성, 젠더, 여성가구주, 빈곤, 빈곤의 여성화, 빈곤의 성적격차

1. 서론

Esping-Anderson(1990)이 복지국가 유형을 비교한 연구결과에 대하여, 많은 여성주의 학자들은 성

1) 본고는 필자가 2003년도 한국사회복지학회 춘계학술발표회에서 발표한 바 있는 “한국의 ‘빈곤의 여성화’ 실증분석: 1996-2002”를 전면 수정·보완한 것입니다. 본 연구 수행의 견인차 역할을 해주신 보건복지부 여성정책담당관 김혜선 과장님, 본 연구의 수행과정에서 유익한 조언을 해주신 서울대 이봉주 교수님과 이화여대 강철희 교수님, 그리고 익명의 심사위원회 깊이 감사드립니다.

(gender)이 계급(계층) 등과 함께 중요한 분석차원이 되어야 함을 주장하였다. 성(gender)에 대한 분석은 단순히 여성의 문제(women's issue)를 다루는 차원으로 치환될 수 있는 것이 아니라, 복지국가 체제의 본질을 분석하는데 필수적인 통합적 관점을 제공한다는 것이다(Orloff, 1993, 1996; O'Connor, 1993). 즉, 가족, 노동시장, 사회보장체계 등 복지국가의 주요영역에서 발생하는 사회권, 시민권과 관련된 문제의 중층적 결절점에 성(gender)이 놓여져 있고, 이는 성(gender)의 차원을 고려하지 않고서는 사회권과 관련한 문제의 본질에 제대로 접근할 수 없다는 것을 의미한다.

빈곤문제의 접근도 예외는 아니다. 빈곤은 어떠한 이유에서든 결과적으로 사회의 자원배분에서 가장 소외된 집단의 문제, 즉 사회구성원으로서 최소한의 생활을 누릴 사회적 권리를 박탈당한 사람들의 문제이다. 따라서 이러한 빈곤문제 역시 다른 사회권 문제와 마찬가지로 문제의 본질에 접근하기 위해서는 성(gender)적 차원의 접근이 필요하다. 그러나 오랜 빈곤의 역사에 비해 빈곤문제에 대한 성적 차원의 조명은 불과 30년이 채 안되었다. 빈곤은 개인이 아니라 가구단위로 파악되기 때문에 여성이 주로 가구의 일원인 피부양자로 머물던 것에서 미혼모, 이혼, 사별 등으로 부양자의 역할을 담당해야 하는 여성가구주 가구가 급격히 증가한 시점에서야 비로소 빈곤문제의 성적 차원이 가시적인 문제로 드러나게 되었다(Millar and Glendinning, 1987).

Pearce(1978)는 미국에서 1970년대를 전후하여 빈곤이 급속도로 여성의 문제로 되어 가는 것을 빈곤의 여성화(feminization of poverty)라는 용어로 정의함으로써, 최초로 빈곤에 대한 성적 접근의 필요성을 사회정책적 쟁점으로 부각시켰다. 그는 미국 16세 이상 성인빈민 중 3명 중 2명은 여성이며, 노인빈민의 70% 이상이 여성이며, 빈곤가구의 절반 이상이 여성가구주 가구임을 밝혔다(Pearce, 1978). Peterson(1987)도 1970년대를 전후하여 빈곤가구 중 남성가구주의 비중이 감소하는 대신 여성가구주(특히 어린 자녀를 가진 여성가구주)의 비중이 급속히 증가하였음을 밝히고, 빈곤의 여성화는 빈곤인구 구성의 질적 변화를 의미하는 것이라 하였다(Peterson, 1987).

Millar와 Glendinning(1989), Millar(1996)도 빈곤위험이 양성간에 차별적으로 부과되는 빈곤의 성영역(gender dimension of poverty)을 구성하고 있음을 지적하였다. 성별분업에 의한 자원통제력에서 여성들의 상대적 소외는 노동시장 접근, 가족내 여성역할, 사회보장체계 등에서 지속적으로 고착·진행되어 궁극적으로 여성들의 경제적 의존으로 귀결된다. 남성-생계부양자, 여성-가정주부라는 성별분업 체계에서 남성 생계부양자의 부재는 경제적 자원접근통로의 상실을 의미하며, 이는 결과적으로 여성가구주 가구의 빈곤을 심화시키는 주원인이 된다. 또한 노동시장에서 여성의 주변적 지위, 모성 및 아내로서의 책임 및 보살핌노동으로 인해 여성의 노동시장 진입자체가 어려운 점, 그리고 진입을 하더라도 불안정한 진입이나 가족생활로 인한 잦은 이탈과 재진입이 이루어지고 있는 점 등이 여성의 경제적 독립을 어렵게 하고 빈곤을 심화시키는 구조적 요인이 된다. 또한 사회보장제도 역시 노동시장의 활동을 전제로 하는 설계를 담고 있어 노동시장에서의 불평등 구조가 사회보장제도도 그대로 반영됨으로써 여성이 사회보장수혜에서 불평등한 지위에 놓이게 된다(Millar and Glendinning, 1989; Millar, 1996; 김영란, 1997; 한혜경, 2001; 이상록, 2001; 이해경 외, 2002; 박영란 외, 2003).

이러한 맥락에서 한국은 빈곤의 여성화 가능성이 매우 높은 사회이다. 이혼의 증가, 고령화로 인하여 여성가구주 가구는 계속 증가해 왔는데 비하여, 여성의 노동시장, 가족내 성역할, 사회보장체계에

서 경제적 자원배분의 소외는 여전하기 때문이다. 2003년 현재 여성가구주 가구의 비중은 19.1%로 5가구 중에 1가구는 여성가구주 가구로 계속 증가추세에 있다. 그러나 여성의 경제활동참가율은 2003년 현재 48.3%로 OECD 동평균인 64%에 훨씬 못미치는 낮은 수준이고(통계청, 2003), 여성의 경제활동의 질도 저임금과 불안정고용을 특징으로 하는 임시직·일용직·시간제 등 비정규직 고용형태 및 영세 자영이 대부분을 차지하고 있다(안주엽 외, 2001, 2002; 송호근, 2002). 또한 여성의 대부분이 경제활동의 기간과 질에 의하여 결정되는 고용보험, 연금보험 등 사회보장제도로부터도 배제되어 있고(박순일 외, 2001; 석재은, 2003), 여성의 보살핌 노동 및 가사노동에 대한 사회적 보상은 거의 부재하다(김태홍, 2001). 이와 같은 한국 사회에서 배우자의 사망, 기출 혹은 이혼, 질병 등으로 여성가구주가 되었을 경우 그 가구가 빈곤상태에 놓일 위험은 매우 높을 것이고, 여기에 여성가구주 가구 증가추세의 결합은 빈곤의 여성화를 결과할 것임이 분명해 보인다.

그동안 한국에서도 빈곤의 여성화를 실증적으로 분석한 시도들이 이루어져 왔다. 이해경(1998)은 1982~1995년의 도시가계조사 자료를 이용하여 빈곤인구의 2/3가 여성이며, 빈곤한 노령인구 중에 4/5가 여성이라는 점을 밝힘으로써, 한국에서 빈곤의 여성화에 대해 최초로 실증적 분석을 시도하였다(이해경, 1998). 그 뒤를 이어 한국가구경제활동조사자료(대우패널)를 이용한 유정원(2000), 정책기획단조사자료를 활용한 이해경 외(2002), 한국노동패널조사자료를 활용한 여지영(2003) 등이 빈곤의 여성화에 초점을 두고 실증분석을 시도해왔다. 또한 몇몇 연구들은 저소득 모자가정 가구주에 초점을 두고 빈곤의 여성화 문제를 접근하기도 하였다(박영란·강철희, 1999; 박경숙, 2001). 그러나 한국의 빈곤의 여성화에 관한 실증 분석은 양적, 질적 측면에서 아직 초보단계에 있다고 보여진다. 선행 연구의 선도적 기여에도 불구하고 분석자료 자체의 한계, 분석내용의 제한, 비교기준을 결한 분석모형의 결함, 분석방법의 부정확성 등 선행연구들의 한계는 보다 정확한 빈곤의 여성화에 대한 접근을 요구하고 있다.

따라서 본 연구는 한국사회의 빈곤의 여성화 현상에 대한 보다 신뢰성 있고 정확한 자료를 생산하는데 그 일차적 목적을 두고자 한다. 이를 위하여 여성(가구주) 빈곤의 심각성을 신뢰성 있는 전국자료를 바탕으로 남성(가구주) 빈곤이라는 비교기준하에 종합적이고 체계적으로 분석함으로써 빈곤문제에 성(gender)적 차원의 분석과 접근이 필수적이며, 따라서 빈곤대책 역시 가족, 노동시장, 사회보장체계에서의 자원배분의 소외로부터 중층적으로 귀결된 결절점에 위치한 성적 접근으로부터 이루어져야 한다는 것을 밝혀보고자 한다. 또한 본 연구는 1997년말 경제위기 전후를 포함하는 분석기간을 통하여 빈곤 및 불평등이 심화되는 경제위기 국면에서, 또한 이후에 경제위기를 극복하는 과정에서 빈곤의 성격차(gender-poverty gap)가 어떠한 역동성을 보이며 변화되어 왔는지도 분석해 보고자 한다. 그리고 빈곤한 여성가구주 가구의 특성은 무엇이며, 그 변화양상은 어떠한지를 살펴보고, 성(gender)과 성의 특성을 결정짓는 여러 가지 인구사회학적 조건들이 빈곤에 미치는 영향을 분석해 보고자 한다. 마지막으로 분석결과의 의미를 정리하고, 빈곤의 여성화에 대한 정책방향의 시사점을 정리해 보고자 한다.

2. 분석자료와 분석방법

1) 분석자료와 측정

본 연구에서 빈곤실태 분석에 사용한 자료는 전국소득조사자료로서 가장 신뢰성이 높은 통계청의 도시가계조사원자료(1996~2002)와 가구소비실태조사원자료(1996, 2000)이다. 두 자료를 모두 활용한 이유는 각각의 조사자료가 가지는 장점과 한계점을 감안하여 적절하게 활용하여야만 여성 빈곤의 실태 및 동향을 정확히 파악할 수 있기 때문이다.

통계청의 도시가계조사는 '전국 도시'에 거주하고 있는 '2인 이상' 가구 중 5,200개 표본가구를 대상으로 가구의 소득 및 소비지출을 일계부 기장방식에 의해 매월 조사·취합하되, 매분기 및 연간기준으로 발표하고 있다. 따라서, 도시가계조사는 현재 활용가능한 전국규모의 가구소득·소비지출자료들 중 가장 빈번한 주기로 발표되는 자료로서, 경제사회적 변화에 따른 빈곤동향의 신속한 파악에 유용한 대표적인 조사자료이다. 그러나 도시가계조사자료는 도시에 거주하는 2인 이상 가구만을 조사대상으로 설정하고 있어 농어촌가구가 제외되어 있으며, 지출의 경우에는 근로자가구와 함께 자영업자, 실업자, 노인·아동 등 비경제활동자를 포함한 비근로자가구도 조사하고 있으나, 소득의 경우에는 근로자가구의 경우에만 조사대상으로 삼고 있다. 따라서 동 자료로 전반적인 빈곤 및 소득분배의 동향을 파악하는 데에는 큰 문제가 없지만, '도시지역 2인 이상 근로자가구'라는 제한된 조사대상으로 인하여 전국 가구의 대표도는 35.2%에 불과하며, 특히 빈곤가구가 많이 포진되어 있는 1인가구, 농어촌가구, 비근로자가구가 조사대상에서 제외되어 있어 실제 현실보다 빈곤상태가 낙관적인 것으로 나타나게 되므로 분석결과의 해석에 주의가 요구된다. 또한 통계청의 가구소비실태조사는 도시가계조사에서 누락된 1인 가구, 농어촌가구, 비근로자가구를 포함하여 전국의 27,000개 표본가구를 대상으로 조사표 작성방식에 의해 5년을 주기로 조사하여 발표하고 있다. 따라서 가구소비실태조사자료는 전국 규모의 가구소득·소비실태조사 자료 중 가장 광범위한 조사대상을 포함하는 대표성을 갖춘 조사 자료이다. 그러나 가구소비실태조사자료는 도시가계조사자료와 달리 조사주기가 매 5년마다 조사하여 발표함으로써 급변하는 경제위기 등 경제사회적 변화에 따른 가구소득·소비실태의 변화를 신속히 파악하는 데에는 명백한 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 경제위기 전후의 빈곤동향을 파악하는 데에는 도시가계조사자료를 활용하고, 빈곤 여성가구주의 특성과 빈곤 영향요인 등의 분석에서는 대표성이 높은 가구소비실태조사자료를 활용하여 분석하였다.

본 연구에서는 빈곤을 파악을 위한 빈곤선으로 절대빈곤선이라 할 수 있는 정부에서 공식적으로 발표하고 있는 최저생계비와 함께, 상대적 빈곤선이라 할 수 있고 OECD, EU 등 빈곤율의 국제비교에서 통상적으로 활용되는 중위소득의 50%를 각각 사용하였다. 가구규모의 영향을 배제키 위해 최저생계비는 가구규모별로 공시된 최저생계비를 빈곤선으로 적용하였으며, 중위소득 50%의 경우에는

OECD에서 국가간 비교를 위해 사용한 가구균등화 지수(=가구소득/(가구원수) $^{\epsilon}$, $\epsilon=0.5$)를 이용하여 가구규모별 빈곤선을 적용하였다.

<표 1> 빈곤을 계측을 위한 빈곤선: 1인 가구 기준

(단위: 원)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
최저생계비 ¹⁾	225,774	235,704	253,473	314,574	324,011	333,731	345,412
중위소득의 50% ²⁾	500,000 (499,408) ³⁾	538,428	487,477	505,182	542,256 (520,000) ³⁾	595,000	631,996

주: 1) 정부가 발표하는 1인 가구 최저생계비임.

2) OECD 가구균등화지수(가구소득/(가구원수) $^{\epsilon}$, $\epsilon=0.5$)를 이용한 빈곤선으로, 1인 가구 기준임.

3) 가구소비실태조사 기준 중위소득 50% 소득임.

2) 분석방법

‘빈곤의 여성화’는 그 용어 그대로 빈곤인구의 주류가 여성으로 변화되고 있는 현상을 정의한 것이다. 따라서 한국에서 빈곤의 여성화 현상이 발견되는지, 발견된다면 어느 정도 심각하게 진행되고 있는지를 규명하기 위해서는 빈곤인구 중에 여성이 얼마나 있는지를 밝히는 작업이 필요할 것이다. 그런데 빈곤은 개인소득이 아니라 가구단위 소득으로 파악되기 때문에 가구의 소득이 가구원 개개인에게 공평하게 배분된다는 전제하에 빈곤여부를 파악한다. 가구원으로서의 개별 여성이 실제로 가구소득의 1/가구원수 만큼에 대한 통제권(향유권)을 갖는지의 여부는 파악이 불가능하다. 따라서 가구원으로서 여성의 빈곤여부는 가구주 남성의 빈곤여부에 의해 결정된다. 즉 여성가구원이 빈곤한 것은 남성가구주가 빈곤하기 때문이다. 이러한 여성가구원의 빈곤은 여성의 성적 특성에 의한 빈곤문제라고 보기 어렵다. 그러므로 빈곤문제의 접근에서 성(gender)적 접근이 필수적으로 요구되는 것은 여성이 가구주인 가구, 즉 여성가구주 가구의 빈곤이다. 따라서 본 연구에서도 여성가구주 가구의 빈곤에 초점을 두고 분석할 것이다.

구체적인 연구질문에 따른 분석방법은 다음과 같다. 첫째, 빈곤의 여성화에 대한 현주소를 파악하기 위하여 빈곤인구(가구) 중에 여성(여성가구주 가구)의 비중을 파악할 것이다. 또한 여성가구주 가구의 빈곤율을 남성가구주 가구의 빈곤율과 비교함으로써 빈곤의 성적격차(*gender-poverty gap*)를 분석한다. 또한 본 연구에서는 빈곤대책에 대한 시사점에서 유의미한 자료를 제공할 수 있는 연령별로 남성가구주와 여성가구주의 빈곤율을 비교하는 접근도 시도할 것이다. 빈곤율을 계측하는 과정은, 빈곤이 개인단위가 아니라 가구단위의 소득으로 측정되므로 먼저 빈곤가구를 파악하여야 한다. 가구규모별 빈곤선을 적용하여 가구규모별로 빈곤선 이하에 있는 빈곤가구를 파악하고, 빈곤가구에 규모별 가구원수를 곱하여 얻은 총합으로 전체 빈곤인구의 규모를 파악할 수 있다. 그리고 빈곤인구를 전체인구로 나눔으로써 빈곤율을 얻을 수 있다. 따라서 가구주 성별 빈곤율은 여성가구주 가구와 남성

가구주 가구를 구분한 다음, 각각 여성가구주 가구 중의 빈곤율과 남성가구주 가구 중의 빈곤율을 구하는 방식으로 얻어질 수 있다. 또한 전체 인구 중에 빈곤여성과 빈곤남성은 빈곤가구 중에 전체가구의 성별을 파악하여 총합함으로써 얻어질 수 있다.

둘째, 빈곤의 여성화가 경제위기의 국면에서, 그리고 이후 회복과정에서 시간적 흐름에 따라 어떠한 변화를 보이는지를 역시 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤율의 변화를 비교하고 빈곤의 성적격차의 변동을 분석한다. 또한 본 연구에서는 절대빈곤율과 상대빈곤율을 기준으로 가구주 성별 빈곤율을 각각 비교함으로써, 특히 경제위기와 그 이후 과정에서 가구주 성별로 절대적 빈곤과 상대적 빈곤의 변화 양상이 가지는 의미도 파악해 볼 것이다.

셋째, 어떤 특성을 가진 경우 빈곤 여성가구주가 될 위험이 높은가를 분석하기 위해, 빈곤 여성가구주 가구의 가구주의 인적 특성과 가구특성별 빈곤율을 살펴본다. 특히 시간적 비교를 통하여 빈곤 여성가구주 가구의 특성에 따른 빈곤율의 변화도 분석한다.

넷째, 빈곤에 영향을 미치는 가구주 및 가구의 요인들을 분석할 것이다. 분석방법은 크게 3가지로 구분된다. 하나는 전체 가구를 대상으로 빈곤의 영향요인을 분석하는 것이고, 다른 하나는 여성가구주 가구와 남성가구주 가구를 분리하여 빈곤의 영향요인을 각각 분석하고 비교하는 것이며, 마지막 방법은 빈곤의 성적 접근이 가장 필요한 미성년자녀를 가진 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤의 영향요인을 각각 분석하고 비교하는 것이다.

〈표 2〉 빈곤 영향요인 분석모형: 변수의 정의 및 측정

변수명		변수값	
종속변수	빈곤여부	비빈곤=0, 빈곤=1	
독립변수	가구주 인적 특성	가구주 성별	남성=0, 여성=1
		가구주 연령	가구주 연령(세)
		가구주 교육수준	교육연수(년)
		가구주 결혼상태	미혼/기혼+이별, 사별 등 무배우/기혼+유배우(기준변수)
	가구주 취업특성	가구주 취업상태	무직/상용직 임금근로자/임시일용직 임금근로자/자영자(기준변수)
		가구주 종사산업	제조업(기준변수)/건설업/도소매 및 판매업/음식숙박업/전기가스 및 운수통신/금융보험 및 부동산업/기타서비스업/농림수산업
	가구 특성	가구원수	가구원수 (명)
		가구내 취업자수	가구내 취업자수 (명)
		가구유형	독신가구(기준변수)/부부(+미혼자녀)가구/편부모가구/기타가구
		가구 거주지역	특별시, 광역시 = 1, 비광역시 = 0

빈곤가구 영향요인을 분석하기 위하여, 가구원수별 최저생계비를 빈곤선으로 하여 가구의 빈곤여부를 빈곤(0), 비빈곤(1)의 이항변수로 만들어 종속변수로 하고, 국내외 선행연구에서 빈곤에 영향을 미치는 요인으로 나타났던 가구주 인적특성, 취업특성, 가구특성을 독립변수로 하여 로지스틱 회귀분석

(logistic regression)을 하였다. 가구주 인적특성 변수들에는 가구주의 성별, 연령, 연령제곱, 교육수준, 결혼상태를, 가구주 취업특성 변수들에는 가구주 취업상태, 가구주 종사산업을, 가구특성 변수들에는 가구원수, 가구내 취업자수, 가구유형, 가구거주지역으로 각각 구성하였다. <표 2>에서 보는 바와 같이, 성별, 결혼상태, 취업상태, 종사산업, 가구유형, 거주지역은 더미변수로 만들었으며, 연령, 연령제곱, 교육수준, 가구원수, 가구내취업자수는 연속변수로 하였다. 또한 개별 분석모형은 가구주 인적특성이 빈곤여부에 영향을 미치는 모형(Model 1), 가구주 취업특성이 빈곤여부에 영향을 미치는 모형(Model 2), 가구특성이 빈곤여부에 영향을 미치는 모형(Model 3), Model 1, 2, 3의 모든 독립변수들이 빈곤여부에 영향을 미치는 모형(Model 4), Model 4와 동일한 모형에 상호작용 독립변수를 추가 투입한 모형(Model 5)으로 구성하였다.

빈곤가구 영향요인 분석모형은 다음과 같다.

$$\text{Model 1: } \text{Logit} [P_i(1 - P_i)] = a + b_1dsex + b_2age + b_3age^2 + b_4sch + b_5dmar$$

$$\text{Model 2: } \text{Logit} [P_i(1 - P_i)] = a + b_1demp + b_2dind$$

$$\text{Model 3: } \text{Logit} [P_i(1 - P_i)] = a + b_1num + b_2wnum + b_3dtype + b_4darea$$

$$\text{Model 4: } \text{Logit} [P_i(1 - P_i)] = a + b_1dsex + b_2age + b_3age^2 + b_4sch + b_5dmar + b_6demp + b_7dind + b_8num + b_9wnum + b_{10}dtype + b_{11}darea$$

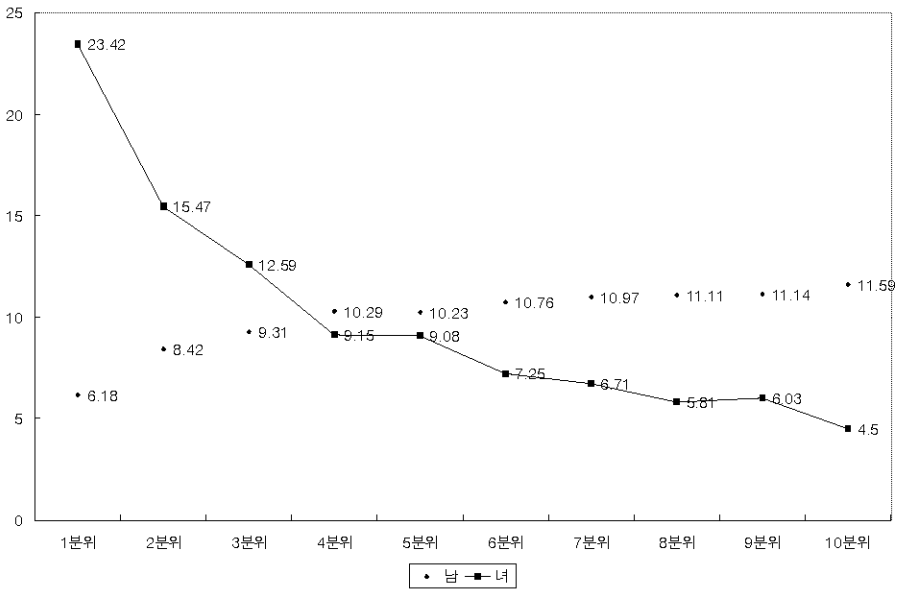
Model 5:

$$\text{Logit} [P_i(1 - P_i)] = a + b_1dsex + b_2age + b_3age^2 + b_4sch + b_5dmar + b_6demp + b_7dind + b_8num + b_9wnum + b_{10}dtype + b_{11}darea + b_{12}dsex * demp_1$$

(P_i = 빈곤확률, $1-P_i$ = 비빈곤 확률, $dsex$: 성별더미, age : 연령, age^2 : 연령제곱, sch : 교육연수, $dmar$: 결혼상태 더미, $demp$: 취업상태 더미, $dind$: 종사산업 더미, num : 가구원수, $wnum$: 취업자수, $dtype$: 가구유형 더미, $darea$: 지역 더미)

3. 빈곤의 여성화: 실태와 동향

가구주 성별에 따른 소득격차는 현격하다. 여성가구주 가구의 소득분위별 분포도는 대다수가 하위층에 몰려 좌상향우하향의 급경사를 보이는 반면, 남성가구주 가구의 경우 전 소득분위에 걸쳐 골고루 분포되어 평탄한 포물선을 그리고 있다. 여성가구주 가구는 1분위에 무려 1/4에 근접한 23.4%가 포진되어 있는 반면, 남성가구주 가구는 가장 낮은 6.2%만 분포되어 있다. 또한 여성가구주 가구의 절반이 넘는 51.5%가 하위층인 3분위 이하에 포진되어 있는 반면, 남성가구주 가구는 평균분포보다 낮은 23.9%만이 3분위 이하에 분포하고 있다. 여성가구주 가구가 하위층의 주류이며, 소득분위가 낮아질수록 그 현상은 심화된다. 가구주가 여성인 경우 저소득일 가능성이 높다는 소득의 성적 격차를 확인시켜 주는 결과이다.

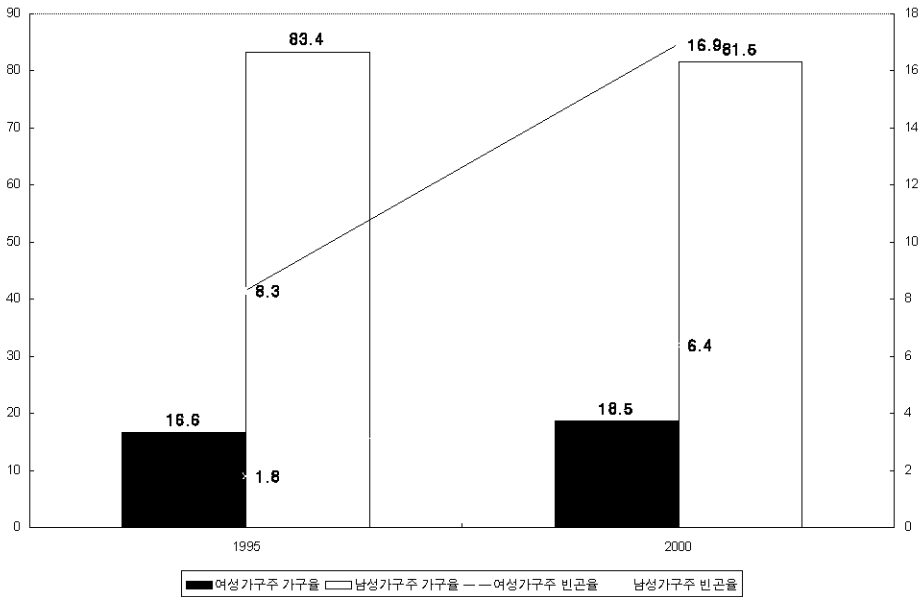


자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료

<그림 1> 가구주 성별 소득 10분위 분포(2000)

여성가구주 가구는 증가하고 있고, 여성가구주의 빈곤율은 더 큰 폭으로 증가하고 있다. 전체 가구 중 여성가구주 비율이 1996년 16.6%에서 2000년 18.5%로 증가한 대신, 남성가구주 비율은 동기간 83.4%에서 81.5%로 감소하였다. 여성가구주 가구의 점진적 증가추세가 계속되는 가운데, 여성가구주 가구의 빈곤율은 동기간 8.3%에서 16.9%로 크게 증가하였다. 여성가구주가 증가하는 동시에 여성가구주 중 빈곤 여성가구주의 비중이 커진다는 것은 빈곤의 여성화를 보여주는 중요 지표이다. 경제위기의 영향으로 남성가구주 가구의 빈곤율 역시 1.8%에서 6.4%로 증가하였다. 그러나 그림에서 보듯이 동기간 빈곤의 성적격차는 더욱 확대되었다. 또한 여성가구주 가구가 전체가구 중 차지하는 비중이 18.5%인데 비하여 빈곤가구 중 차지하는 비중은 그 2.5배인 45.8%로 나타났다. 이 역시 빈곤의 여성화를 보여준다.

여성가구주 가구 중 빈곤가구 비율은 21.0%이고, 남성가구주 가구 중 빈곤가구 비율은 7.0%로 여성가구주 가구의 빈곤위험이 남성가구주 가구의 3배에 이르는 것으로 나타났다. 또한, 가구주 연령별 빈곤가구 비율을 보면, 20세 미만의 경우 여성가구주와 남성가구주 가구의 빈곤율은 9.7% 10.0%로 유사하나, 20-64세 연령층의 경우 여성가구주 가구는 11.8%, 남성가구주 가구는 5.3%로 20-64세 여성가구주 가구의 빈곤위험이 2.2배나 높은 것으로 나타났다. 20-64세층이 근로연령계층이고 미성년자녀를 양육하는 연령계층이라는 점에서 이들 연령계층의 빈곤위험이 남성가구주 가구에 비해 특별히 높다는 것은 여성가구주 가구에 대한 자활, 사회보장정책에서 성인지적 접근이 필요함을 보여주는 것이다.



자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

<그림 2> 성별 가구주 비율과 빈곤율 변화

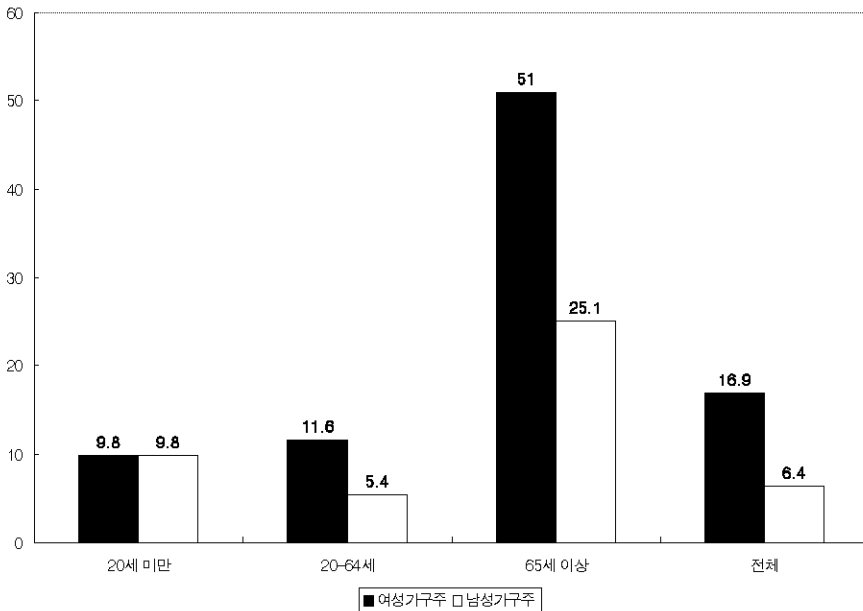
<표 3> 가구주 성별 연령별 빈곤가구 비율 및 빈곤율(2000)

(단위: %)

	가구주 연령	여성가구주 가구(A)	남성가구주 가구(B)	전체가구	A/B(배)
가구	20세 미만	9.7	10.0	9.8	1.0
	20-64세	11.8	5.3	6.2	2.2
	65세 이상	56.1	29.3	39.3	1.9
	전 체	21.0	7.0	10.1	3.0
가구원	20세 미만	9.8	9.8	9.8	1.0
	20-64세	11.6	5.4	6.0	2.2
	65세 이상	51.0	25.1	31.2	2.0
	전 체	16.9	6.4	7.9	2.6

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

65세 이상의 경우에는 전체적으로 매우 높은 빈곤율을 보였다. 65세 이상 노인이 가구주인 가구의 경우, 10가구 중 4가구가 빈곤한 것으로 나타났다. 특히 그 중에서도 여성노인 가구주 가구의 경우 빈곤율이 56.1%로 10가구 중 5-6가구가 빈곤한 것으로 나타났으며, 남성노인 가구주 가구의 경우 빈곤율이 29.3%로 나타나, 여성노인 가구주 가구의 빈곤위험이 역시 1.9배 높았다. 가구주 성별 가구원을 감안한 빈곤율에서는 여성가구주 가구의 빈곤율이 16.9%로 남성가구주 가구의 7.9% 보다 2.6배 높았다.



자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

<그림 3> 가구주 성별 연령별 빈곤율 비교

한편, 성별 빈곤율을 살펴보면, 여성 중 8.7%의 여성이 빈곤하고, 남성 중 7.1%의 남성이 빈곤하다. 즉, 빈곤인구 100명 중 여성이 55명이고 남성이 45명으로 여성이 다소 많은 것으로 나타났다.

<표 4> 빈곤가구의 성별 빈곤인구(2000)

(단위: %)

	빈곤 여성가구주 가구(45.8) 가구원	빈곤 남성가구주 가구(54.2) 가구원	전체 빈곤가구(100.0) 가구원
여 성	18.0	6.4	8.7
남 성	14.3	6.4	7.1
전 체	16.9	6.4	7.9

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

다음에서는 1997년말 경제위기가 빈곤의 측면에서 가구주 성별간에 어떤 식으로 차별적으로 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 가구소비실태조사자료에 기반하여 최저생계비 기준으로, 여성가구주 가구의 빈곤율은 1996년 8.4%에서 2000년 16.9%로 2.0배 증가하였으며, 남성가구주 가구의 빈곤율은 동기간 1.8%에서 6.36%로 3.5배 증가하였다. 여성가구주 가구의 빈곤위험은 남성가구주 가구에 비하여 1996년에는 4.6배였으나, 2000년에는 2.7배로 줄어들었으나, 가구주 성별간 빈곤율의 격차는 동기간 6.6%에서 10.5%로 오히려 증가하였다. 중위소득 50% 기준으로는, 여성가구주 가구의 빈곤율은 1996년 28.5%에서 2000년에는 34.2%로 1.2배 증가하였으며, 남성가구주 가구의 빈곤율은 동기간 6.74%에

서 11.04%로 1.6배 증가하였다. 여성가구주 가구의 빈곤위험은 남성가구주 가구에 비하여 1996년 4.2배에서 2000년 3.1배로 줄어들었으나, 가구주 성별간 빈곤율의 격차는 동기간 21.8%에서 23.2%로 오히려 증가하였다.

이와 같이 절대빈곤율 및 상대빈곤율 모두 경제위기를 겪는 과정에서 빈곤위험의 보편적 증가로 여성가구주 가구와 남성가구주 가구간에 빈곤위험의 배수는 감소하였으나, 빈곤율의 격차는 더욱 확대된 것으로 나타났다. 즉, 경제위기 과정의 대량실업의 여파가 비교적 안정적인 근로소득을 갖고 있던 남성가구주 가구를 빈곤층으로 전락시키는 결과를 낳음으로써, 경제위기 이전의 낮은 빈곤율이 경제위기 과정의 급격한 빈곤율의 증가를 더욱 극적으로 대비시키고 있다. 반면, 여성가구주의 경우에는 경제위기 이전에도 이미 상당수가 빈곤상태에 놓여져 있었던 상태에서 경제위기를 겪으면서 빈곤선의 경계선에 다수 포진하던 저소득층이 빈곤층으로 내려앉음으로써, 극적인 증가는 남성가구주보다 덜해 보이지만, 오히려 양과 내용의 측면에서는 경제위기 과정에서 여성가구주의 상당수가 더욱 주변으로 내몰리는 양상을 보여주고 있다. 또한 경제위기 과정에서 절대빈곤율의 증가에 비해 상대빈곤율의 증가는 비교적 미미한 것으로 나타나고 있는데, 이는 경제위기 과정에서 상위 20%를 제외한 전 소득계층의 소득이 동반 하락하였기 때문에 중위소득 50%라는 빈곤선 자체도 같이 낮아졌기 때문이다. 즉 경제위기 과정에서 중하위층 소득의 동반하락을 반영하는 상대빈곤율은 크게 변화가 없을 수밖에 없다는 것이다. 반면, 절대빈곤율은 상대적인 소득동향에 관계없이 절대적인 생활필요소득이므로 경제위기과정에서 빈곤율의 현격한 증가를 보이는 것이다.

〈표 5〉 가구주 성별 빈곤동향 비교: 가구소비실태조사 기준

	최저생계비						B/A (배)	B-A (%)
	빈곤율(%)			1996년 대비 빈곤율 증감(배)				
	전체	남(A)	여(B)	전체	남	여		
1996	2.70	1.82	8.37	-	-	-	4.60	6.55
2000	7.94	6.36	16.88	2.94	3.49	2.02	2.65	10.52
	중위소득 50%						B/A (배)	B-A (%)
	빈곤율(%)			1996년 대비 빈곤율 증감(배)				
	전체	남(A)	여(B)	전체	남	여		
1996	11.19	6.74	28.50	-	-	-	4.23	21.76
2000	16.12	11.04	34.23	1.44	1.64	1.20	3.10	23.19

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료

한편, 가구소비실태조사자료의 최근 분석시점이 경제위기의 영향이 깊게 남아 있는 2000년임에 비하여, 도시가계조사자료는 경제위기가 거의 회복된 2002년까지 포함하고 있어(실제로 절대빈곤율은 경제위기 이전상태로 회복), 동자료를 통하여 경제위기 뿐만 아니라 경제회복과정에서의 빈곤의 성적 격차의 변화를 살펴보고자 한다. 도시가계조사자료에 기반하여 최저생계비 기준으로, 여성가구주 가

구의 빈곤율은 1996년 9.3%에서 1997년 6.8%로 낮아지다가, 1997년 말 경제위기를 계기로 1998년 13.2%, 1999년 16.9%까지 높아졌고, 2000년 13.3%, 2001년 11.0%, 2002년 9.3%로 다시 낮아지고 있으나, 1997년 수준으로는 회복되지 못하고 있다. 남성가구주 가구의 빈곤율은 1996년 2.5%에서 1997년 2.2%로 낮아지다가, 1997년 말 경제위기를 계기로 1998년 5.6%, 1999년 5.9%까지 높아졌다가 2000년 4.1%, 2001년 3.4%, 2002년 2.4%로 다시 낮아졌고, 거의 1997년 수준으로 회복하고 있다. 또한 성적 빈곤격차에 대한 변화를 살펴보면, 경제위기 이전에 여성가구주의 빈곤위험은 남성가구주에 비하여 3.75배 수준이었는데, 경제위기를 겪는 과정에서는 남성가구주 가구의 빈곤율 증가율이 여성가구주 가구의 최고 2.6배에 이르고 가구주 성별간의 빈곤위험도 2.34배 수준까지 축소되는 등 경제위기 과정에서 빈곤위험이 성별간에 보편화되는 경향을 보였다. 그러나 경제위기를 회복하는 과정에서 여성가구주의 빈곤위험은 남성가구주의 3.83배 수준으로 다시 높아진 것으로 나타났다.

중위소득 50% 기준으로, 여성가구주 가구의 빈곤율은 1996년 22.2%에서 1997년 20.5%로 낮아졌다가, 1997년 말 경제위기를 계기로 1998년 22.0%, 1999년 24.0%까지 높아졌다가, 2000년 22.1%, 2001년 21.6%, 2002년 21.9%로 다시 낮아지고 있으나, 1997년 수준으로는 회복되지 못하고 있다. 남성가구주 가구의 빈곤율은 1996년 7.2%, 1997년 7.0% 수준에서 1997년 말 경제위기를 계기로 1998년 9.3%, 1999년 8.7%까지 높아졌다가, 2000년 7.7%, 2001년 7.6%, 2002년 7.0%로 다시 낮아졌고, 1997년 수준으로 회복하고 있다. 여성가구주 가구의 빈곤위험은 남성가구주 가구에 비하여 최저 2.4배에서 최고 3.1배까지 높은 것으로 나타났으며, 여성가구주 가구가 남성가구주 가구보다 빈곤율이 최저 12.6% 포인트에서 최고 15.2% 포인트 높은 것으로 나타났다. 경제위기 이전에 여성가구주의 빈곤위험은 남성가구주에 비하여 3.1배 수준이었으며, 오히려 경제위기를 겪는 과정에서 남성가구주 가구의 빈곤율 증가율이 여성가구주 가구의 최고 4.8배에 이르고 가구주 성별간의 빈곤위험도 2.36배 수준까지 축소되는 등 경제위기 과정에서 빈곤위험이 성별간에 보편화되는 경향을 보였으나, 경제위기를 회복하는 과정에서 여성가구주의 빈곤위험은 남성가구주의 3.12배 수준으로 다시 높아진 것으로 나타났다.

주목해야 할 것은, 경제위기의 절정이었던 1998년과 그 이후 회복과정에서 보여진 여성가구주 가구와 남성가구주 가구간의 빈곤율 전개 양상에 차별성이 관찰된다는 점이다. 남성가구주 가구의 경우 경제위기가 본격화된 1998년에 빈곤율이 급증하는 양상을 보이다가 1999년에는 그 증가율이 주춤하면서 2000년 이후에는 빈곤율이 급격히 감소하는 양상을 보이고 있는 반면, 여성가구주 가구의 경우 1998년에 빈곤율이 급증하는 것은 동일하지만 1999년에도 상당한 수준의 증가를 보이고 2000년 이후에도 빈곤율의 감소폭이 상대적으로 작다는 것이다. 즉, 남성가구주 가구의 경우 급작스런 경제위기로 실업위기를 겪으면서 빈곤층으로 전락했다가 비교적 빠르게 제자리로 회복하는 모습을 보이는 반면, 여성가구주 가구의 경우 경제위기 여파가 그 당시 뿐만 아니라 장기간 영향을 미치며 그 회복과정도 더딘 것으로 나타났다. 이는 경제위기 이전인 1997년 빈곤율과 경제위기가 회복된 2002년 빈곤율을 비교해 보더라도, 남성가구주 가구의 경우 빈곤율이 경제위기 이전 수준으로 거의 회복된 것으로 나타나는 반면, 여성가구주 가구의 경우 경제위기 이전보다 거의 3% 포인트 높은 빈곤율을 보이며 경제위기 이전의 2/3 수준으로만 회복된 것으로 나타나는 것에서 확인된다. 즉, 여성가구주 가구의 경우 경제위기를 거치면서 빈곤층으로 전락한 다수가 빈곤층에 계속 머물게 되는 빈곤의 고착화 현상이 관

찰된다. 이는 경제위기의 회복과정에서의 성적 격차를 보여주는 것으로, 여성의 경우 남성에 비해 탈 빈곤의 수단을 가지지 못하여, 한번 빈곤층으로 전락하면 빈곤계층으로 고착되는 현상을 보여주는 것이라 해석된다.

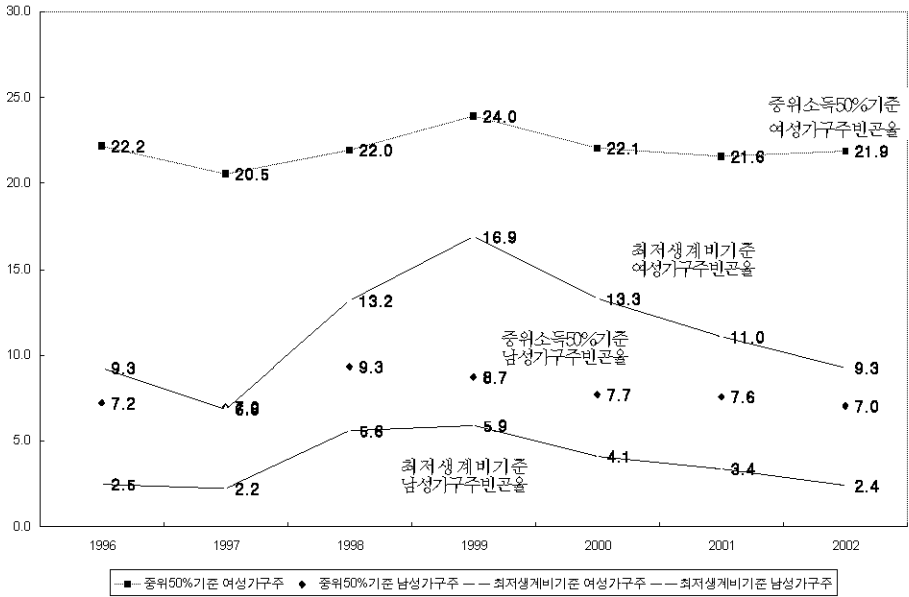
〈표 6〉 가구주 성별 빈곤동향 비교: 도시근로자 가구 기준

	최저생계비						B/A (배)	B-A (%)
	빈곤율(%)			전년대비 빈곤율 증가율(%)				
	전체	남(A)	여(B)	전체	남	여		
1996	3.25	2.47	9.27	-	-	-	3.75	6.80
1997	2.80	2.24	6.83	↓13.8	↓9.31	↓26.3	3.05	4.59
1998	6.35	5.61	13.15	126.8	237.0	92.5	2.34	7.54
1999	7.26	5.87	16.89	14.3	4.63	28.4	2.88	11.02
2000	5.37	4.09	13.29	↓26.0	↓30.3	↓21.3	3.25	9.20
2001	4.44	3.36	11.04	↓17.3	↓17.8	↓16.9	3.29	7.68
2002	3.46	2.42	9.28	↓22.1	↓28.0	↓15.9	3.83	6.86

	중위소득 50%						B/A (배)	B-A (%)
	빈곤율(%)			전년대비 빈곤율 증가율(%)				
	전체	남(A)	여(B)	전체	남	여		
1996	9.25	7.23	22.20	-	-	-	3.07	14.97
1997	8.95	7.00	20.54	↓3.2	↓3.18	↓7.48	2.93	13.54
1998	10.75	9.31	21.95	20.1	33.0	6.86	2.36	12.64
1999	10.91	8.71	23.95	1.5	↓6.44	9.11	2.75	15.24
2000	10.02	7.71	22.09	↓8.2	↓11.5	↓7.77	2.87	14.38
2001	9.92	7.60	21.59	↓1.0	↓1.43	↓2.26	2.84	13.99
2002	9.70	7.01	21.88	↓2.2	↓7.76	1.34	3.12	14.87

자료: 도시가계조사 원자료

또한 동기간 절대빈곤율과 상대빈곤율의 변화양상을 비교해 보면, 절대빈곤율의 변화가 큰 폭으로 이루어진 반면, 상대빈곤율의 변화는 비교적 큰 변화가 없는 양상을 보여주고 있다. 이는 앞서 지적한 바와 같이 전체 소득수준의 동향을 반영하는 상대빈곤선의 경우 경제상황에 따라 같이 연동하기 때문에 경제위기 과정에서도 빈곤율의 변화폭이 크지 않은 것이다. 그럼에도 불구하고 상대빈곤율에서도 역시 빈곤의 성적격차가 경제위기를 겪으며 더욱 확대된 양상을 보이며, 여성가구주 가구의 경우 경제위기 이전보다 다수가 빈곤층으로 전락되었음을 보여준다는 점에서 절대빈곤율과 유사한 양상을 보여준다.



자료: 도시가계조사 원자료

<그림 4> 가구주 성별 빈곤동향: 도시근로자 가구 기준

4. 빈곤 여성가구주 가구의 특성

빈곤 여성가구주의 연령별 빈곤율을 살펴보면, 최저생계비 기준으로 1996년의 경우 빈곤율이 20세 미만이 18.2%, 20-64세가 4.5%, 65세 이상이 34.4%로 나타나, 65세 이상 노령계층의 빈곤율이 가장 높고 20세 미만의 미성년가구주 가구의 빈곤율도 높은 것으로 나타났다. 2000년의 경우에도 빈곤율은 20세 미만이 18.4%, 20-64세가 11.6%, 65세 이상이 53.2%로 나타나, 노령계층의 빈곤율이 가장 높고, 그 다음으로 20세 미만의 미성년가구주 가구의 빈곤율이 높으며, 20-64세 근로연령계층 가구 순으로 나타났다.

1996년과 2000년의 빈곤 여성가구주의 연령별 분포의 변화를 살펴보면, 변화율로는 20-64세 근로연령계층의 빈곤율이 가장 큰 폭인 158% 증가하였으며, 그 다음으로 65세 이상 노령계층의 빈곤율이 54.7% 증가하였고, 20세 미만 계층은 1.1% 증가한 것으로 나타났다. 이는 경제위기의 과정에서 대량 실업으로 일자리를 잃게 된 근로연령계층에게 그 타격이 가장 컸기 때문인 것으로 분석된다.

그러나 1996년과 2000년의 빈곤율의 변화폭이 가장 큰 연령계층은 65세 이상 노령계층으로 무려 18.8% 포인트나 빈곤율이 증가한 것으로 나타났으며, 그 다음으로 20-64세 근로연령계층이 7.1% 포인트, 20세 미만 미성년계층은 0.2% 포인트가 각각 증가한 것으로 나타났다. 특히 65세 이상 연령계층의 경우 빈곤율이 18.8%나 증가한 것은 65세 이상 여성노인가구의 증가(7.2% 포인트)를 감안하더

라도 빈곤화의 위험이 매우 높아졌음을 보여주는 것이다. 이러한 결과는, 여성가구주 가구의 빈곤대책을 수립함에 있어, 여성 노령계층에 대한 소득보장대책이 강구되어야 하며, 경제위기를 겪으면서 빈곤 위험에 노출되게 된 근로연령계층 여성가구주의 자활대책이 보장되어야 함을 시사한다.

〈표 7〉 빈곤 여성가구주의 연령별 분포

(단위: %)

	20세 미만	20-29	30-39	40-49	50-64	65세 이상	전체
1996(A)	18.2	1.9	4.5	5.0	6.3	34.4	9.3
2000(B)	18.4	2.7	11.2	10.6	16.6	53.2	21.0
증감율(B/A)	1.1	42.1	148.9	112.0	163.5	54.7	125.8
증감폭(B-A)	0.2	0.8	6.7	5.6	10.3	18.8	11.7

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

빈곤 여성가구주 가구의 학력별 빈곤율을 살펴보면, 최저생계비 기준으로 1996년의 경우 빈곤율은 무학 35.7%, 초등학교 8.3%, 중학교 5.0%, 고등학교 2.5%, 전문대학 4.0%, 대학교 1.7%로 나타나, 여성가구주가 무학일 경우 빈곤율이 현격히 높으며, 대체로 학력이 낮을수록 빈곤율이 높아 학력과 빈곤율이 반비례 관계인 것으로 나타났다. 2000년의 경우에도 빈곤율은 무학 58.3%, 초등학교 25.3%, 중학교 12.8%, 고등학교 9.8%, 전문대학 2.8%, 대학교 2.5%로 나타나고 있어 학력과 빈곤율간의 반비례 관계가 선명하게 나타났다.

1996년과 2000년의 빈곤 여성가구주의 학력별 분포의 변화를 살펴보면, 변화율로는 고등학교 학력의 빈곤율이 가장 큰 폭인 292% 증가하였으며, 그 다음으로 초등학교 204.8%, 중학교 156%, 무학 63.3%, 대학교 47.1% 순으로 나타났으며, 전문대학 학력자의 경우에는 오히려 빈곤율이 30% 감소한 것으로 나타났다. 이는 경제위기의 타격이 미치는 영향의 학력간 차별성을 보여주는 것으로, 전문대 이상의 고등교육자에게는 빈곤이 오히려 감소하는 반면, 전문적 기술을 갖지 못한 채 취업률이 낮았던 고졸 학력자에게 경제위기는 그 이전에 비해 빈곤위험을 극적으로 증가시킨 것으로 보여진다.

〈표 8〉 빈곤 여성가구주의 학력별 분포

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학교	대학원	전체
1996(A)	35.7	8.3	5.0	2.5	4.0	1.7	0.0	9.3
2000(B)	58.3	25.3	12.8	9.8	2.8	2.5	0.0	21.0
증감율(B/A)	63.3	204.8	156.0	292.0	130.0	47.1	0.0	125.8
증감폭(B-A)	22.6	17.0	7.8	7.3	1.2	0.8	0.0	11.7

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

그러나 1996년과 2000년의 빈곤율의 변화폭이 가장 큰 학력계층은 무학으로 무려 22.6% 포인트나 빈곤율이 증가한 것으로 나타났으며, 그 다음으로 초등학교 17.6% 포인트, 중학교 7.8% 포인트, 고등학교 7.3% 포인트, 대학교 0.8% 포인트 각각 증가한 것으로 나타나 학력과 빈곤율의 증가폭도 정확

히 반비례하는 것으로 나타났다. 이는 학력이 낮을수록 경제위기 과정에서도 빈곤위험에 더 많이 노출되고 취약하다는 것을 보여주는 것이라 하겠다. 따라서 여성가구주 가구의 빈곤대책을 수립함에 있어, 중·저학력 여성가구주의 일자리 마련 등 소득보장대책의 마련에 심혈을 기울여야 할 것으로 판단된다.

빈곤 여성가구주 가구의 결혼상태별 빈곤율을 살펴보면, 최저생계비 기준으로 1996년의 경우 빈곤율은 유배우 5.6%, 무배우 10.8%로 나타나, 무배우의 경우에 빈곤율이 약 2배 가량 높은 것으로 나타났다. 2000년의 경우에도 빈곤율은 유배우 11.2%, 무배우 25.5%로 나타나고 있어 역시 무배우의 경우 빈곤율이 현격히 높은 것으로 나타났다. 1996년과 2000년의 빈곤 여성가구주의 결혼상태별 분포의 변화를 살펴보면, 변화율 및 변화폭 모두에서 무배우의 경우 유배우의 경우보다 빈곤율의 증가가 현저한 것으로 나타났다. 유배우의 경우 빈곤율이 100% 증가한 반면, 무배우의 경우 136% 증가하였으며, 단순 변화폭의 면에서도 유배우의 경우 5.6% 포인트 증가하였으나, 무배우의 경우에는 14.7% 포인트 증가한 것으로 나타났다.

〈표 9〉 빈곤 여성가구주의 결혼상태별 분포

(단위: %)

	유배우	무배우	전체
1996(A)	5.6	10.8	9.3
2000(B)	11.2	25.5	21.0
증감률(B/A)	100.0	136.1	125.8
증감폭(B-A)	5.6	14.7	11.7

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

빈곤 여성가구주 가구의 가구규모별 빈곤율을 살펴보면, 최저생계비 기준으로 1996년의 경우 빈곤율은 1인 가구 12.4%, 2인 가구 6.7%, 3인 가구 7.3%, 4인 이상 가구 8.0%로 나타나, 1인 가구의 빈곤율이 가장 높은 것으로 나타났다. 2000년의 경우에도 빈곤율은 1인 가구 31.9%, 2인 가구 13.7%, 3인 가구 13.3%, 4인 가구 이상 13.0%인 것으로 나타나, 역시 1인 가구의 빈곤율이 현격히 높은 것으로 나타났다.

〈표 10〉 빈곤 여성가구주 가구의 가구규모별 분포

(단위: %)

	1인	2인	3인	4인 이상	전체
1996(A)	12.4	6.7	7.3	8.0	9.3
2000(B)	31.9	13.7	13.3	13.0	21.0
증감율(B/A)	157.3	104.5	82.2	62.5	125.8
증감폭(B-A)	19.5	7.0	6.0	5.0	11.7

자료: 가구소비실태조사(2000) 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

빈곤율 증가율을 보면, 1인 가구가 157.3% 증가하였고, 그 다음으로 2인 가구 104.5%, 3인 가구

82.2%, 4인 가구 이상은 62.5% 증가한 것으로 나타났다. 변화폭의 면에서도 1인 가구가 19.5% 포인트로 가장 많이 증가하였고, 2인 가구, 3인 가구, 4인 가구 이상은 각각 7.0% 포인트, 6.0% 포인트, 5.0% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 이는 경제위기를 겪는 과정에서 1인 가구가 빈곤위험에 훨씬 취약하고 빈곤계층으로 많이 전락하였다는 것을 보여주는 것이라고 하겠다. 또한, 이는 전체 여성가구주의 가구규모별 구성에서 1인 가구의 비중이 동기간 1.2% 증가한데 비하여, 1인 가구의 빈곤율은 157% 증가하였다는 점에서 빈곤으로 인한 1인 가구의 사후적 증가보다는 1인 가구의 빈곤화를 보여주는 것이라 하겠다.

빈곤 여성가구주 가구의 고용형태별 빈곤율을 살펴보면, 최저생계비 기준으로 빈곤율은 정규직의 경우 1996년 7.1%에서 2000년 9.1%로 2% 포인트 증가한데 비하여, 비정규직의 경우 1996년 13.1%에서 2000년 22.5%로 무려 9.4% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 빈곤율 증가율 면에서도 동기간 비정규직의 경우 빈곤율이 71.8% 증가한 반면, 정규직의 경우 28.2% 증가하였다. 이는 고용지위의 취약성이 경제위기를 겪는 과정에서도 빈곤위험에 더 노출되기 쉽기 때문인 것으로 보여진다. 특히 비정규직의 빈곤율 증가는 여성가구주 중의 비정규직 비중이 동기간 9.1% 증가한 것을 그대로 반영하는 것으로 나타나, 여성의 비정규직화가 빈곤으로 이어지는 것에 대한 정책적 대책이 필요한 것으로 보여진다.

〈표 11〉 빈곤 여성가구주의 고용형태별 분포

(단위: %)

	정규직	비정규직	전체
1996(A)	7.1	13.1	7.8
2000(B)	9.1	22.5	12.0
증감율(B/A)	28.2	71.8	53.8
증감폭(B-A)	2.0	9.4	4.2

자료: 도시가계조사 원자료; 최저생계비 기준 빈곤율

5. 빈곤의 영향요인

가구주 인적특성을 독립변수로 한 Model 1의 경우, 로지스틱 회귀분석 결과 가구주가 여성인 경우에, 가구주 연령이 낮거나 혹은 매우 높은 경우에, 가구주 교육수준이 낮을수록, 무배우 > 유배우 > 미혼 순으로 빈곤상태에 놓여질 위험이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 다른 독립변수들 수준이 일정할 때 가구주가 여성인 경우 남성인 경우보다 빈곤에 떨어질 확률이 19% 증가하게 되고, 교육수준이 1년 증가할 때 빈곤에 떨어질 확률은 11.9% 감소하는 것으로 나타났다.

가구주 취업특성을 독립변수로 한 Model 2의 경우, 로지스틱 회귀분석 결과 무직 > 임시일용직임금근로자 > 자영자 > 상용직임금근로자 순으로 빈곤에 떨어질 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났

다. 무직의 경우 자영자보다 빈곤에 떨어질 확률이 207% 증가하며, 임시일용직임금근로자의 경우 자영자 대비 빈곤확률이 67.3% 증가하는 반면, 상용직임금근로자의 경우 자영자 대비 빈곤확률이 84.2%로 감소하는 것으로 나타났다. 또한 가구주 종사산업의 경우에는 농림수산업에 종사하는 경우 제조업에 비해 빈곤확률이 222% 증가하는 것으로 나타났다.

가구특성을 독립변수로 하는 Model 3의 경우, 로지스틱 회귀분석 결과 가구원수가 많을수록, 취업자수가 작을수록, 독신가구 > 부부(+자녀)가구 > 편부모가구 순으로, 비광역시에 거주하는 경우 빈곤상태에 놓여질 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 다른 독립변수들 수준이 일정할 때 가구원수 1명이 증가하는 경우 빈곤확률이 14.3% 증가하는 반면, 취업자수 1명이 증가하는 경우 빈곤확률은 86.4% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 독신가구에 비하여 부부(+자녀)가구의 경우 빈곤확률이 24% 감소하며, 편부모가구의 경우 빈곤확률이 40% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 6대 광역시에 거주하는 경우 빈곤확률이 40% 감소하는 것으로 나타났다.

<표 12> 빈곤의 영향요인(빈곤=1)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5	
	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비
가구주 특성										
상수	1.8578***						0.2919		0.4947	
성	0.1738**	1.190					0.1120	0.894	0.2169*	1.242
연령	0.1541***	0.857					0.0627***	0.939	0.0702***	0.932
인적	0.0018***	1.002					0.0006***	1.001	0.0007***	1.001
특성	0.1272***	0.881					0.1396***	0.870	0.1425***	0.867
교육수준	0.4096***	0.664					0.0519	1.053	0.0341	0.967
미혼	0.3223***	1.380					0.8934***	2.443	0.9092***	2.482
무배우										
가구주 취업 특성										
상수			2.8744***							
무직			1.1226***	3.073			0.0919	1.096	0.3688	1.446
상용직임금근로자			1.8436***	0.158			1.7109***	0.181	1.6708***	0.188
임시일용직임금근로자			0.5144***	1.673			0.4380***	1.550	0.3897***	1.477
건설업			0.0012	0.999			0.1081	0.898	0.0238	0.977
도소매 및 판매업			0.1779	1.195			0.3992***	1.491	0.3838**	1.468
음식숙박업			0.1447	1.156			0.3257*	1.385	0.1899	1.209
전기가스운수통신업			0.1331	0.875			0.2069	0.813	0.1499	0.861
금융보험부동산업			0.2097	0.811			0.0144	0.986	0.0154	0.985
기타서비스업			0.1671	1.182			0.3158**	1.371	0.2936*	1.341
농림수산업			1.1679***	3.215			0.4589*	1.582	0.3682	1.445
성*무직									0.5489***	0.578
가구 특성										
상수					0.2577***					
가구원수					0.1340***	1.143	0.4447***	1.560	0.4596***	1.583
취업자수					1.9977***	0.136	1.5407***	0.214	1.5385***	0.215
부부(+미혼자녀)가구					0.2739***	0.760	0.6124***	1.845	0.5405***	1.717
편부모가구					0.5086***	0.601	0.4056***	0.667	0.4860***	0.615
기타가구					0.0721	0.930	0.0904	1.095	0.0102	1.010
6대광역시					0.5143***	0.598	0.2883***	0.750	0.2857***	0.751
Likelihood Ratio Chi2(pr.)	3239.2502***		3659.1216***		3733.4834***		5577.7202***		5598.1291***	
percent concordant	77.6		76.4		80.9		88.7		88.8	

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p <0.001
 원자료: 통계청, 가구소비실태조사자료, 2000.

한편, 가구주 인적특성, 가구주 취업특성, 가구특성을 모두 독립변수로 투입한 Model 4에서는 가구주 성은 유의미하게 나타나지 않았으며, 가구주 연령이 낮거나 혹은 매우 높은 경우에, 가구주 교육수준이 낮을수록, 무배우인 경우 빈곤상태에 놓여질 위험이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 다른 독립변수들 수준이 일정할 때 교육수준이 1년 증가할 때 빈곤에 떨어질 확률은 13.0% 감소하는 것으로

나타났다. 또한 임시일용직임금근로자 > 자영자 > 상용직임금근로자 순으로 빈곤에 떨어질 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 무직은 유의미한 변수로 나타나지 않았다. 임시일용직임금근로자의 경우 자영자 대비 빈곤확률이 55.0% 증가하는 반면, 상용직임금근로자의 경우 자영자 대비 빈곤확률이 81.9% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 가구주 종사산업의 경우에는 도소매판매업, 음식숙박업, 기타서비스업, 농림수산업에 종사하는 경우 제조업에 비해 빈곤확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 가구원수가 많을수록, 취업자수가 작을수록, 부부(+자녀)가구 > 독신가구 > 편부모가구 순으로, 비광역시에 거주하는 경우 빈곤상태에 놓여질 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 다른 독립변수들 수준이 일정할 때 가구원수 1명이 증가하는 경우 빈곤확률이 56.0% 증가하는 반면, 취업자수 1명이 증가하는 경우 빈곤확률은 78.6% 감소하는 것으로 나타났다.

전체변수를 투입한 Model 4의 경우 각각의 특성별 변수들을 투입한 경우와 몇 가지 점에서 중요한 차이를 보였다. 특히, 가구주 성의 경우 가구주 인적특성만 투입하였던 Model 1에서는 가구주 성이 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수로 나타났으나, 가구주 취업특성과 가구특성의 변수가 통제변수로 투입된 경우에는 가구주 성 그 자체로는 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수로 나타나지 않았다. 이는 상당히 주의깊게 살펴봐야 하는 결과로서, 여성이라는 생물학적 특성이 가구의 빈곤에 영향을 미치는 것이 아니라, 사회적 존재로서의 여성이 가지게 되는 노동시장에서의 특성, 가구특성이 결국 여성이 남성보다 빈곤위험에 높게 노출되는 데 결정적 영향을 미치는 것을 의미한다고 하겠다. 따라서 여성 가구주의 노동시장의 참여 여부와 참여의 질이 남성가구주와의 빈곤위험도에 결정적으로 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

이러한 해석의 가능성은 취업특성의 결과에서도 확인할 수 있다. 가구주 취업특성만 분석하였던 Model 2에서는 무직이 자영자에 비해 빈곤할 위험이 207% 이상 높은 강력히 유의미한 변수로 나타난 반면, 가구주 인적특성과 가구 특성이 같이 투입된 Model 4에서는 무직이 빈곤에 영향을 주는 유의미한 변수로 나타나지 않았다. 이러한 결과는 두 가지로 해석이 가능한데, 하나는 성과 무직간의 상호작용에 의한 결과라고 해석된다. 여성가구주의 경우 무직인 경우 덜 빈곤한 경우가 많은 반면(여성의 경우 경제적 여유가 있는 경우 선택적 무직이 많기 때문으로 해석된다), 남성가구주의 경우 무직인 경우 더욱 빈곤한 경우가 많은데, 이러한 모순적 현상이 서로의 영향력을 상쇄시킨 결과 성과 무직이, 모두 각각의 특성별로 분석했을 때와 달리, 빈곤에 영향을 미치는 유의미하지 않은 변수로 나타난 것으로 보여진다. 또 한가지 해석은 무직과 연령제곱의 상호작용을 의심할 수 있다. 노령계층의 경우 빈곤확률이 높고 대다수가 무직이기 때문이다. 따라서 연령제곱과 무직을 같이 변수로 투입할 때, 연령제곱 변수가 무직의 빈곤영향을 흡수해 버린 것으로 보여진다.

이러한 가능성을 직접적으로 확인하기 위하여 Model 5를 설정하여 성과 무직변수의 상호작용 변수를 추가하여 성과 무직 변수간의 상호작용을 통제한 상태에서, Model 4와 같이 가구주 인적특성, 가구주 취업특성, 가구 특성 등 모든 변수를 투입하여 빈곤가구 영향요인을 분석하여 보았다. 그 결과 예상했던 바와 같이, 무직과 성과의 상호작용변수가 강력하게 유의미한 것으로 나타났으며, 이를 통제된 결과 성과가 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수로 나타났다. 즉, 가구주가 여성인 경우 남성인 경우보다 빈곤확률이 24% 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 무직 변수는 가구주 성과에 따른 모순적 영향

혹은 연령제곱의 강력한 영향에 의해서 Model 5에서도 역시 유의미한 변수로는 나타나지 않았다.

<표 13> 여성가구주 및 남성가구주 가구의 빈곤 영향요인 비교(빈곤=1)

변수	여성가구주 가구		남성가구주 가구		전체 가구	
	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비
상수	1.0332		0.0357		0.2919	
성					-0.1120	0.894
가구주 인적특성						
연령	-0.0813***	0.922	-0.0564***	0.945	-0.0627***	0.939
연령제곱	0.0009***	1.001	0.0005***	1.000	0.0006***	1.001
교육수준	-0.1250***	0.882	-0.1442***	0.866	-0.1396***	0.870
미혼	0.0093	1.009	0.0134	1.014	0.0519	1.053
무배우	1.0958***	2.992	0.8400***	2.316	0.8934***	2.443
가구주 취업특성						
상수						
무직	-0.6130	0.542	0.4193	1.521	0.0919	1.096
상용직임금근로자	-0.4724	0.624	-1.8415***	0.159	-1.7109***	0.181
임시일용직임금근로자	0.4988**	1.647	0.3771***	1.458	0.4380***	1.550
건설업	-1.9686	0.140	0.1179	1.125	-0.1081	0.898
도소매및판매업	0.2282	1.256	0.4717**	1.603	0.3992***	1.491
음식숙박업	-0.2191	0.803	0.6493**	1.914	0.3257*	1.385
전기가스급수통신업	0.0517	1.053	-0.0427	0.958	-0.2069	0.813
금융보험부동산업	-0.9800*	0.375	0.3628	1.437	-0.0144	0.986
기타서비스업	0.1414	1.152	0.3785**	1.460	0.3158**	1.371
농림수산업	0.1023	1.108	0.5811	1.788	0.4589*	1.582
가구특성						
상수						
가구원수	0.5151***	1.674	0.4161***	1.516	0.4447***	1.560
취업자수	-2.1100***	0.121	-1.4364***	0.238	-1.5407***	0.214
부부(+미혼자녀)가구	1.0281***	2.796	0.6901***	1.994	0.6124***	1.845
편부모가구	-0.4437**	0.642	0.1026	1.108	-0.4056***	0.667
기타가구	-0.2162	0.806	0.3604*	1.434	0.0904	1.095
6대광역시	-0.2956***	0.744	-0.2720***	0.762	-0.2883***	0.750
Likelihood Ratio Chi2(pr.)	1878.0961***		3026.1899***		5577.7202***	
percent concordant	87.4		87.6		88.7	

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p <0.001

원자료: 통계청, 가구소비실태조사자료, 2000.

다음에는 여성가구주 가구와 남성가구주 가구를 대상으로 각각 빈곤 영향요인을 로지스틱 회귀분석하였다. 그 결과, 가구주 인적특성면에서는 가구주 성별 빈곤가구간에 동일한 결과를 나타내고 있다. 가구주 취업특성면에서는 여성가구주의 경우 자영자에 비하여 상용직임금근로자의 비빈곤확률이 유의미하지 않은 것으로 나타난 반면, 남성가구주의 경우 자영자에 비하여 상용직임금근로자의 빈곤 확률은 84% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 남녀 가구주의 차이는 여성의 경우 상용직임금근로자라고 하더라도 낮은 임금으로 자영자보다 높은 소득이 보장되지 않기 때문인 것으로 해석된다. 또한 남성가구주 가구의 경우 제조업 종사에 비하여 도소매판매업, 음식숙박업, 기타서비스업에 종사하는 경우 빈곤확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났으며, 여성가구주 가구의 경우 금융보험부동산업에 종사하는 경우 빈곤확률이 유의미하게 낮은 것으로 나타났다. 가구특성면에서는 남성, 여성 가구모두 독신가구에 비해 부부(+자녀)가구의 빈곤확률이 유의미하게 높은 반면, 여성가구주 가구의 경우 편부모가구의 경우 독신가구에 비해 빈곤확률이 유의미하게 낮은 것으로 나타났다. 여타의 측면에서는 전체 빈곤가구 분석 결과와 동일한 결과를 보이고 있다. 이와 같이 볼 때, 취업특성 이외에 여성가구

주와 남성가구의 빈곤 영향요인은 차이가 없는 것으로 나타났다.

한편 많은 선행연구에서 빈곤의 여성화에 가장 주목해야 하는 집단으로 거론되었던 미성년자녀를 가진 여성가구주 가구, 즉 모자가구에 대한 빈곤영향 요인을 별도로 분석하였다. 즉, 전체가구 중 미성년자녀를 가진 가구만을 선별하여 미성년자녀를 가진 가구의 빈곤 영향요인을 분석하는 한편, 미성년자녀를 가진 여성가구주 가구와 남성가구주 가구를 각각 나누어 빈곤 영향요인을 로지스틱 회귀분석하였다.

<표 14> 미성년자녀를 가진 여성가구주 및 남성가구주 가구의 빈곤 영향요인 비교(빈곤=1)

	미성년자녀를 가진 여성가구주 가구		미성년자녀를 가진 남성가구주 가구		미성년자녀를 가진 전체 가구	
	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비	회귀계수	승산비
성					0.6168	
가구주 연령					0.5561***	1.744
인적특성						
연령	-0.0319	0.969	-0.0471	0.954	-0.0573	0.944
연령제곱	-0.0004	1.000	0.0003	1.000	0.0003	1.000
교육수준	-0.1777***	0.837	-0.1385***	0.871	-0.1551***	0.856
무배우	1.9845***	7.276	0.5094*	1.664	1.4605***	4.308
무직	-1.5340	0.216	0.4314***	1.539	1.9735***	7.210
상용직임금근로자	0.4278	1.534	-1.8315***	0.160	-1.4733***	0.229
임시일용직임금근로자	1.0283***	2.796	0.4324***	1.541	0.4845***	1.623
건설업	-14.1312	0.001	0.1214	1.129	0.0160	1.016
가구주 취업특성						
도소매및판매업	-0.3033	0.738	0.4529**	1.573	0.2570	1.293
음식숙박업	-0.2847	0.752	0.7243***	2.063	0.3238	1.382
전기가스운수통신업	-0.0803	0.923	-0.0625	0.939	-0.0333	0.967
금융보험부동산업	-2.0979*	0.123	0.4249	1.529	-0.1374	0.872
기타서비스업	-0.1743	0.840	0.4217**	1.525	0.2906	1.337
농림수산업	0.8066	2.240	0.8925**	2.441	-0.1266	0.881
무직*성					-1.8487***	0.157
가구원수	0.3879**	1.474	0.4706***	1.601	0.5240***	1.689
취업자수	-2.4153***	0.089	-1.4135***	0.243	-1.2446***	0.288
가구특성						
편부모가구	-2.4243***	0.089	-0.1505	0.860	-1.1742***	0.309
기타가구	-2.4258***	0.088	-0.4009	0.670	-0.7999***	0.449
6대광역시	-0.1378	0.871	-0.2502***	0.779	-0.1451	0.865
Likelihood Ratio Chi2(pr.)	234.8284***		1059.6451***		1376.0141***	
percent concordant	83.8		84.0		84.3	

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p <0.001

원자료: 통계청, 가구소비실태조사자료, 2000.

미성년자녀를 가진 전체가구의 빈곤 영향요인을 분석한 결과, 무직과 성의 상호작용효과를 통제한 결과, 가구주의 성이 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 요인으로 나타났다. 미성년자녀를 가진 여성가구주의 빈곤위험이 남성가구주에 비해 무려 74.4% 높은 것으로 나타났다. 또한 교육수준은 전체 빈곤가구 분석시와 마찬가지로 강력한 빈곤영향 요인으로 나타나, 교육연수 1년이 증가하는 경우 빈곤위험은 14.4% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 무배우의 경우 유배우에 비하여 빈곤위험이 무려 331% 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 전체 빈곤가구 분석시와 달리 미성년자녀를 가진 빈곤가구 분석의 경우, 무직이 자영자에 비해 유의미하게 빈곤위험이 높은 것으로 나타났다. 성과 무직의 상호작용효과를 통제한 경우, 무직은 자영자에 비해 빈곤위험이 무려 621% 높은 것으로 나타났으며, 상용직임금근로

자는 자영자에 비해 빈곤위험이 87.1% 낮은 것으로 나타났다. 임시일용직근로자의 경우에는 자영자에 비해 빈곤위험이 62.3% 높은 것으로 나타났다. 또한 가구원수 1명이 증가할 때마다 빈곤위험은 68.9% 증가하며, 취업자수 1명이 증가할 때마다 빈곤위험은 71.2% 감소하는 것으로 나타났다.

또한 미성년자녀를 가진 여성가구주와 남성가구주 가구의 빈곤영향 요인을 비교해 보면, 흥미롭게도 여성가구주 가구의 경우 무직이 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 요인이 아닌 것에 비하여, 남성가구주의 경우 무직이 유의미한 빈곤영향 요인으로 나타났다. 남성가구주의 경우 무직은 자영자에 비해 빈곤위험이 53.9% 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 분석대상이 미성년자녀를 가진 가구주에 한정된 결과 노령과 무직의 상호작용 효과가 거세되었기 때문에, 남성가구주와 여성가구주의 무직과 빈곤의 상이한 관계가 제대로 나타난 것이라 보여진다. 비로소 남성가구주의 경우 무직이 유의미한 빈곤영향 요인인 반면, 여성가구주의 경우 선택적 무직의 경우가 많아 무직이 빈곤위험을 설명하는 요인이 되지 않는 가구주 성별간 차이가 나타난 것이다. 또한 상용직임금근로자의 경우에도 앞의 분석결과와 마찬가지로 남성가구주와 여성가구주간의 빈곤에 영향을 미치는 내용이 상이한 것으로 나타났다. 즉 여성가구주의 경우 자영자에 비해 상용직임금근로자의 빈곤확률이 유의미하지 않은 것으로 나타난 반면, 남성가구주의 경우 상용직임금근로자의 경우 자영자보다 빈곤위험이 84% 감소하는 것으로 나타났다. 다른 결과들은 전체 여성가구주와 남성가구주를 분석한 결과와 유사한 것으로 나타났다.

6. 결론 및 논의

본 연구에서는 한국 사회에서 빈곤의 여성화 현상과 빈곤의 성적 격차를 실증적으로 분석해 보았다. 성인지적 관점을 갖고 여성 빈곤의 심각성을 실증적으로 분석함으로써 향후 빈곤대책의 마련에서도 성(gender)적 차원의 분석과 접근이 필수적임을 밝혀보고자 하였다. 그 결과 한국 사회에서 빈곤의 여성화가 심각히 진행되고 있다는 점을 실증자료를 통하여 밝혔다. 또한 빈곤의 영향요인 분석에서는 성 자체 뿐만 아니라 성의 특성을 사회적으로 규정하는 교육수준, 취업상태 등의 요인들이 복합적으로 빈곤에 영향을 미치고 있음을 밝혔다. 이러한 분석결과는 많은 선행 국내외 연구자들이 지적한 바와 같이 빈곤에 영향을 미치는 가족, 노동시장, 사회보장체계 등의 중층적 결정점에 성(gender)이 놓여져 있기 때문에, 성(gender)의 차원을 고려하지 않고서는 빈곤문제의 본질에 제대로 접근할 수 없다는 것을 보여주는 것이다. 따라서 빈곤대책 역시 가족, 노동시장, 사회보장체계에서의 성적 차원을 고려한 정책이 이루어져야 할 것은 물론이다.

본 연구의 주요 분석결과 및 정책과제를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 한국 사회에서 빈곤의 여성화가 확인되었다. 전체 빈곤인구 중 빈곤여성의 비중은 55%였으며, 빈곤가구 중 여성가구주 비율은 전체 가구 중 여성가구주 비율인 18.5%의 2.5배인 45.8%였다. 여성가구주 가구 중 빈곤가구 비율은 21.0%로 남성가구주 가구 중 빈곤가구 비율 7.0%에 비해 3배로 나타났으며, 가구원을 감안한 빈곤율 역시 여성가구주 가구의 빈곤율이 16.9%로 남성가구주 가구의 7.9% 보다 2.6배 높았다. 또한 가구주 연령별로 20-64세 연령계층의 여성가구주 가구의 빈곤위험이 남성가구주 가구에 비해 2.2배 높았으며,

65세 이상 가구의 경우에도 1.9배 빈곤위험이 높았다. 특히 65세 이상 여성노인가구주 가구는 10가구 중 5-6가구가 빈곤한 것으로 나타났다.

둘째, 경제위기를 전후하여 빈곤의 성적격차의 역동적 변화를 분석한 결과, 경제위기 절정기에서는 이전시기에 안정적으로 소득활동을 하던 남성가구주 가구에게 경제위기로 인한 빈곤율 증가율이 더 극심하게 나타나는 등 빈곤의 보편화 현상을 보였다. 그러나 양성간의 빈곤율의 격차는 경제위기시에 더욱 확대된 것으로 나타났으며, 더욱 중요한 것은 남성가구주 가구가 경제위기에서 비교적 빠른 회복을 보이는 반면, 여성가구주 가구의 경우 경제위기를 겪는 과정에서 빈곤층으로 전락한 다수가 아직도 빈곤층에 머물면서 빈곤 고착화 현상을 보이고 있어 관찰된다는 점이다. 남성가구주 가구의 경우 빈곤율이 경제위기 이전 수준으로 거의 회복된 것으로 나타나는 반면, 여성가구주 가구의 경우 경제위기 이전보다 거의 3% 포인트 높은 빈곤율을 보이며 경제위기 이전의 2/3 수준으로만 회복된 것으로 나타나고 있다. 이는 경제위기의 회복과정에서의 성적 격차를 보여주는 것으로, 여성의 경우 남성에게 비해 탈빈곤이 어려운 것으로 해석된다.

셋째, 절대빈곤율과 상대빈곤율의 변화양상을 비교해 보면, 그 전반적인 양태는 절대빈곤율과 유사하지만, 절대빈곤율의 변화가 큰 폭으로 이루어진 반면, 상대빈곤율의 변화는 비교적 큰 변화가 없는 양상을 보여주고 있다. 이는 전체 소득수준의 동향을 반영하는 상대빈곤선의 경우 경제상황에 따라 같이 연동하기 때문인 것으로 분석된다.

넷째, 빈곤 여성가구주 가구의 특성별 빈곤율과 1996년과 2000년간 경제위기 영향으로 인한 빈곤율의 변화양상을 요약하면 다음과 같다. 연령별로는 65세 이상 여성가구주의 빈곤율이 53.2%로 가장 높았으며, 경제위기를 겪으면서 빈곤율이 변화율이 가장 컸던 연령층은 근로연령계층인 20-64세 여성가구주였고, 65세 이상 노령 여성가구주의 빈곤율도 큰 폭으로 증가하였다. 학력과 여성가구주 빈곤율은 정확히 반비례하는 것으로 나타났다. 즉 무학의 경우 빈곤율이 58.3%로 가장 높고 대학교 이상의 빈곤율이 2.5%로 가장 낮은 것으로 나타났다. 경제위기 과정에서 빈곤율의 변화율이 가장 컸던 학력계층은 고졸계층으로 동기간 무려 292% 증가하였는데, 이는 상대적으로 안정적이었던 고졸계층 여성가구주가 경제위기 과정에서 일자리 상실 등으로 가장 큰 타격을 받은 것으로 보여진다. 그 뒤를 이어 초등학교, 중학교, 무학의 순으로 빈곤율의 증가율이 큰 것으로 나타나 저학력계층이 경제위기의 타격에도 더욱 취약하다는 것을 확인시켜 주었다. 무배우 여성가구주의 경우 유배우의 경우보다 빈곤율이 2.3배 이상 현격히 높으며, 경제위기 과정의 빈곤율의 증가율도 무배우의 경우가 훨씬 높았다. 가구규모별로는 1인가구의 빈곤율이 2인 이상 가구에 비해 2.5배 정도 높은 것으로 나타났으며, 빈곤율 증가율 역시 1인 가구가 가장 높았다. 고용형태별로는 비정규직이 정규직에 비해 2.5배 가량 높았고, 빈곤율 증가율도 비정규직이 훨씬 높았다.

다섯째, 빈곤의 영향요인을 로지스틱 회귀분석한 결과, 가구주 인적특성의 빈곤에의 영향을 보면 가구주가 여성인 경우에, 가구주 연령이 낮거나 혹은 매우 높은 경우에, 가구주 교육수준이 낮을수록, 무배우 > 유배우 > 미혼 순으로 빈곤상태에 놓여질 위험이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 가구주 취업특성의 빈곤에의 영향을, 무직 > 임시일용직임금근로자 > 자영업자 > 상용직임금근로자 순으로 빈곤에 떨어질 확률이 유의미하게 높으며, 농림수산업에 종사하는 경우 제조업에 비해 빈곤확률이 2배

이상 증가하는 것으로 나타났다. 가구특성의 빈곤에의 영향을 보면, 가구원수가 많을수록, 취업자수가 작을수록, 독신가구 > 부부(+자녀)가구 > 편부모가구 순으로, 비광역시에 거주하는 경우 빈곤상태에 놓여질 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 가구주 성의 경우, 취업특성 및 가구특성 변수가 통제변수로 투입된 모델에서는 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수로 나타나지 않았다. 이는 성 자체 보다는 사회적 존재로서의 여성이 가지게 되는 노동시장에서의 특성, 가구특성이 결국 여성이 남성보다 빈곤위험에 높게 노출되는 데 결정적 영향을 미치는 것을 의미하는 것으로, 즉 여성 가구주의 노동시장의 참여 여부와 참여의 질이 남성가구주와의 빈곤위험도에 결정적으로 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 한편, 성과 무직 변수간의 상호작용을 통제한 상태에서, 가구주 인적특성, 취업특성, 가구특성 등 모든 변수를 투입하여 빈곤가구 영향요인을 분석한 결과에서는 성이 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 변수로 나타났다.

여섯째, 여성가구주 빈곤가구 영향요인과 남성가구주 빈곤가구 영향요인을 각각 로지스틱 회귀분석한 결과, 가구주 인적특성면에서는 가구주 성별 빈곤가구간에 동일한 결과를 나타내고 있으며, 가구주 취업특성면에서는 여성가구주의 경우 자영자에 비하여 상용직임금근로자의 비빈곤확률이 유의미하지 않은 것으로 나타난 반면, 남성가구주의 경우 자영자에 비하여 상용직임금근로자의 빈곤확률은 84% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 남녀 가구주의 차이는 여성의 경우 상용직임금근로자라고 하더라도 낮은 임금으로 인하여 자영자보다 높은 소득이 보장되지 않기 때문인 것으로 해석된다.

일곱째, 미성년자녀를 가진 전체가구의 빈곤 영향요인을 분석하는 과정에서 무직과 성의 상호작용 효과를 통제한 결과, 가구주의 성이 빈곤에 영향을 미치는 유의미한 요인으로 나타났다. 미성년자녀를 가진 여성가구주의 빈곤위험이 남성가구주에 비해 무려 74.4% 높은 것으로 나타났다. 또한 교육연수가 1년 증가하는 경우 빈곤위험은 14.4% 감소하는 것으로 나타났으며, 무배우의 경우 유배우에 비하여 빈곤위험이 무려 331% 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 전체 빈곤가구 분석결과와 달리 미성년자녀를 가진 빈곤가구 분석의 경우, 무직이 자영자에 비해 유의미하게 빈곤위험이 높은 것으로 나타났으며, 무직 > 임시일용직근로자 > 자영자 > 상용직임금근로자 순으로 빈곤위험이 높은 것으로 나타났다. 또한 가구원수 1명이 증가할 때마다 빈곤위험은 68.9% 증가하며, 취업자수 1명이 증가할 때마다 빈곤위험은 71.2% 감소하는 것으로 나타났다. 미성년자녀를 가진 남성가구주 가구의 경우 무직이 유의미한 영향요인인데 반하여 미성년자녀를 가진 여성가구주 가구의 경우에는 무직이 유의미하지 않게 나타났다. 이는 여성의 경우 재산이 있는 경우 선택적 무직이 이루어지는 경우도 상당수 있기 때문인 것으로 해석된다.

이상과 같은 분석결과를 통하여, 본 연구에서는 선진국에서 관찰된 빈곤의 여성화 경향과 마찬가지로 한국 사회에서도 빈곤의 여성화 현상을 실증할 수 있었으며, 빈곤의 성격격차의 심각성을 밝힐 수 있었다. 한국에서도 최근 고령화의 급속한 진전으로 여성노인가구가 증가하는 한편 이혼·사별 등 가족해체 증가로 인한 모자가구의 증가로 날이 갈수록 여성가구주 가구의 비중이 높아지고 있으며, 그 증가폭보다 더 빠른 속도로 여성가구주 가구의 빈곤율이 증가하고 있음을 확인하였다. 증가하는 여성가구주 가구의 주요 집단인 여성노인가구의 절반 이상이 빈곤하고, 이혼·사별로 인한 모자가구의 상당수도 여성가구주의 낮은 인적자본과 노동시장에서의 열악한 지위로 인하여 빈곤집단으로 전락하고

있기 때문이다. 따라서 여성가구주의 연령계층, 학력, 부양가족의 특성을 고려하여 실질적인 탈빈곤이 이루어질 수 있는 고용 및 소득보장대책이 마련되어야 할 것이다. 특히 이혼·사별 등 급작스런 가족 해체로 인하여 경제적 자립위기에 직면한 여성가구주 가구의 경우에 특별한 정책적 배려하에 당장의 빈곤계층이 아니더라도 빈곤계층에 준하는 경제적·사회적 지원을 통하여 사전적으로 빈곤을 예방하는 정책적 조치가 필요할 것으로 보여진다. 또한 평균수명 연장과 함께 더욱 심각해질 여성노인 빈곤 문제에 대한 공적 소득보장체계내에서의 정책적 대응이 긴요할 것으로 보여진다.

빈곤계층의 주류인 여성, 특히 여성가구주 가구가 빈곤해지게 되는 배경을 이해하지 못하면 빈곤문제 해결은 요원한 것이다. 스웨덴이 세계적으로 빈곤의 성적 격차가 가장 작은 국가 중 하나가 될 수 있었던 것은 여성의 높은 고용률과 함께 여성이 일과 가정을 병행할 수 있도록 제공되는 유급휴가, 유연한 근로시간, 풍부한 아동 및 노인보호서비스 등 여성친화적(women-friendly) 사회정책들이 뒷받침되었기 때문이다. 또한 빈곤의 성적 격차가 가장 작은 국가의 하나인 네덜란드의 경우는 노동시장의 실적과 직접적으로 연계되지 않는 관대한 사회보장제도, 즉 노동시장에서의 기여와 관계없이 시민권에 입각하여 사회보장급여를 제공함으로써 빈곤의 성적 차원의 문제에 해법을 마련한 경우이다(Casper, MacLanahan and Garfinkel, 1994). 또한 선진국들에서 공적연금(여성)노인의 빈곤완화에 가장 효과적인 정책으로 평가받아 왔는데, 연금수급권이 노동시장에서의 경제활동에 의해서만 주어지는 것이 아니라 가정내에서의 보살핌노동시간을 연금기여기간으로 간주해주는 연금크레딧 제도를 도입하거나(독일, 일본 등), 보살핌노동에 대한 사회적 보상제도(carers' allowance 등)를 도입하거나(북구유럽, 독일, 영국, 아일랜드 등) 하는 등의 무급의 가족보살핌 노동(unpaid work)을 사회적 현금보상으로 유급 노동(paid work)으로 전환시키는 정책방안도 궁극적으로 빈곤의 성적격차를 해소하고 빈곤의 여성화를 예방할 수 있는 적극적 정책이라고 판단된다.

우리 나라가 여성고용 장려정책(노동시장), 가족보살핌 노동의 유급화(가족), 시민권에 입각한 사회보장제도(사회보장) 중 어떤 정책에 특히 강조점을 둘 것인가는 여러 경제사회적 여건을 고려한 판단이 필요할 것이다. 그러나 분명한 것은 사회정책의 성적 차원의 고려에 기반한 여성친화적(women-friendly) 사회정책이 개발되고 채택되는 것이 곧 빈곤문제, 더 나아가 사회권과 관련된 사회 문제들을 해결할 수 있는 효과적인 대안인 것은 분명해 보인다.

참고문헌

- 구인회. 2002. "빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로". 한국사회복지학. 48.
- 김교성. 2002. "소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구". 한국사회복지학. 48.
- 김영란. 1997. "빈곤의 여성화와 사회복지정책". 한국사회복지학. 31.
- 김영란. 1999. "여성빈곤과 복지국가의 재구조화". 한국사회학. 33(가을).
- 박경숙. 2001. "저소득 모자가정의 빈곤실태와 자활대책 개선방안". 한국사회보장학회 2001년도 추계학술대회자료집.

- 박순일·황덕순·최현수. 2001. *공적 소득보장제도 사각지대 빈곤층의 소득보장 연구*. 서울: 한국보건사회연구원.
- 박영란·강철희. 1999. “저소득 모자가정 가구주의 자립의지에 영향을 미치는 요인들에 관한 연구”. *한국가족사회복지학*, 3.
- 박영란·황정임. 2002. *여성의 빈곤실태와 국민기초생활보장제도의 효과성에 관한 연구*. 서울: 한국여성개발원.
- 박영란·정진주·황정임·권문일·김창엽·석재은·엄규숙·유태균·정인숙·황수경. 2003. *여성빈곤 퇴치를 위한 정책개발 연구*. 서울: 한국여성개발원.
- 석재은·김태완. 2002. “빈곤 및 소득분배 동향: 1996~2002 2/4분기”. *보건복지포럼*, 74.
- 석재은. 2003. “빈부격차의 실태와 정책과제”. *보건복지포럼*, 78.
- 석재은. 2003. “한국의 ‘빈곤의 여성화’ 실증 분석: 1996-2002”. 2003년도 한국사회복지학회 춘계학술대회.
- 석재은·김용하·김태완. 2003. 『여성의 빈곤실태 분석과 탈빈곤 정책과제 개발』. 서울: 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 송호근. 2002. “빈곤노동계층의 노동시장구조와 정책”. *한국사회학*, 36(1).
- 유정원. 2000. “한국여성 빈곤의 특성에 관한 연구”. 연세대학교 석사학위논문.
- 이상록. 2001. “복지국가 발전과 여성의 지위: 복지국가 절반의 실패, 그 원인은?”. *사회복지연구*, 18 (가을).
- 이혜경. 1998. “빈곤의 여성화: 한국 여성 빈곤의 원인과 결과”. *빈곤퇴치: 한국의 경험과 교훈*. 서울: UNDP 한국대표부.
- 이혜경·유태균·이선우·홍승아·최정균. 2002. *복지정책의 양성평등 효과성 평가 및 대안연구: 국민기초생활보장제도 및 장애인복지정책을 중심으로*. 서울: 보건복지부.
- 여지영. 2003. “여성가구주와 남성가구주의 빈곤차이에 관한 연구: 도시지역을 중심으로”. 서울대학교 박사학위논문.
- 한혜경. 2000. “IMF 이후 빈곤 및 실업대책에 대한 성인지적 분석”. *한국가족복지학*, 6.
- 홍경준. 2002. “공적이전과 사적이전의 빈곤감소효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로”. *한국사회복지학*, 50.
- Berner, Johanna. 1987. “Feminist Political Discourses: Radical versus Liberal Approaches to the Feminization of Poverty and Comparable Worth.” *Gender and Society* 1(4): 447-465.
- Casper, Lynne, M. Sara, S. McLanahan, and Irwin Garfinkel. 1994. “The Gender-Poverty Gap: What We Can Learn from Other Countries.” *American Sociological Review* 59(4): 594-605.
- Ginn, Jay, and Sara Arber. 1991. “Gender, Class and Income Inequalities in Later Life.” *The British Journal of Sociology* 42(3): 369-396.
- Gomick, Janet C., and Jerry A. Jacobs. 1998. “Gender, the Welfare State, and Public Employment: a Comparative Study of Seven Industrialized Countries.” *American Sociological Review* 63(5): 688-710.
- Lewis, J. 1992. “Gender and the Development of Welfare Regimes.” *Journal of European Social Policy* 2.
- Millar, J., and C. Glendinning. 1987. “Invisible women, Invisible Poverty.” in C. Glendinning, and J. Millar (eds.). *Women and Poverty in Britain*. Hemel Hempstead: Harvester Wheatsheaf.

- Millar, J., and C. Glendinning. 1989. "Gender and Poverty." *Journal of Social Policy* 8(3): 363-381.
- Millar, J. 1996. "Women, Poverty and Social Security." in C. Hallett ed. *Women and Social Policy: an introduction*. London: Prentice Hall: Harvester Wheatsheaf.
- O'Connor, J. S. 1993. "Gender, Class, and Citizenship in the Comparative Analysis of Welfare State Regimes: Theoretical and Methodological Issues." *British Journal of Sociology* 44(2): 501-518.
- Orloff, A. 1996. "Gender in the Welfare State." *Annual Review of Sociology* 22: 51-78.
- Orloff, A. S. 1993. "Gender and the Social Rights of Citizenship: The Comparative Analysis of Gender Relations and the Welfare States." *American Sociological Review* 58(3): 303-28.
- Pearce, D. 1978. "The Feminization of Poverty: Women, Work and Welfare." *Urban and Social Change Review* 11: 28-36.
- Pearce, D. 1983. "The Feminization of Ghetto Poverty." *Society* 21: 70-74.
- Peterson, J. 1987. "The Feminization of Poverty." *Journal of Economics Issues* 21.
- Rake, K. 2001. "Gender and New Labour's Social Policies." *Journal of Social Policy* 30(2).

Women and Poverty in Korea: the Feminization of Poverty?

Seok, Jae-Eun

(Korea Institute for Health and Social Affairs)

This paper examine the gender-poverty gap and the feminization of poverty in Korea with using data from the National Survey Household Income & Expenditure(1996, 2000) and the Urban Survey Household Income & Expenditure (1996-2002) by Korea National Statistical Office.

The poverty rate in 2000 was 16.9 percent for female-head families and 7.9 percent for male-head families, which means that female-head families were 2.6 times more likely to be poor than male-head families. With examining impact of economic crisis in 1998 on gender-poverty gap, it show that both the poverty rate of female-head and male-head increase radically in peak of economic crisis, while, in the stage of recovering economy, the poverty rate of male-head families recovered mostly the level before economic crisis, but that of female-head families recover only the 2/3 level before and the 1/3 remain still under poverty. Thus gender-poverty gap appeared bigger during passing through economic crisis.

With analyzing on influence factors of poverty, it appear that poverty is influenced by gender itself as well as education level, working condition which is reflected substantially characteristics of gender. Such an analysis results mean that the considering gender dimension is necessary to resolve poverty fundamentally because gender is a point intersection among family, labour market, and social security. Therefore it appears certain that to develop and adopt of women-friendly social policy is effective approach, which could resolve poverty and social problems related to social rights.

Key words: women, gender, female-head families, poverty, feminization of poverty, gender-poverty gap

[접수일 2004. 3. 2 게재확정일 2004. 4. 19]