

우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인 분해*

이 은 혜

(숭실대학교)

이 상 은

(숭실대학교)

[요 약]

본 연구는 우리나라 도시 근로자 가구 중 남녀 가구주 간 빈곤 격차의 원인을 설명하기 위해 격차 분해를 시도하였다. 연구는 남녀 가구주 간 빈곤격차의 정도를 살펴보고, 옥사카 분해 방식을 사용하여 격차 요인을 분해를 실시하는 것으로 진행되었다. 분석을 위하여 1982년부터 2008년까지의 (도시)가계조사데이터를 사용하였고, 빈곤여부는 상대빈곤율(중위 소득 50%)로 측정하였다. 주요 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 2008년 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤 격차에서 계수 효과가 전체 격차의 70% 이상을 차지하는 것으로 나타났다. 둘째, 시기별로 가구주 성별에 따른 빈곤 격차의 추세는 1980년대 증가하다 1990년대 감소, 다시 2000년대 들어서 빈곤격차가 커지는 것으로 나타났다. 셋째, 시기별 빈곤격차 요인 분해 결과, 시간이 흐를수록 특성 효과의 비중이 점차 증가하는 것으로 나타났다. 이는 도시근로자 가구 중 남성가구주에 비해 여성가구주 가구의 특성이 점차 더 열악해지는 것을 의미한다. 동시에 계수효과가 여전히 크다는 것은 도시 근로자 가구들의 경우, 여성가구주에 대한 차별 또는 사회적 지원의 부족 문제가 크다는 것을 시사한다.

주제어 : 빈곤의 여성화, 성별 빈곤격차, 격차 요인 분해, Oaxaca 분해, 상대빈곤율

* 본 논문은 이은혜(2009)의 2009년 6월 석사학위논문을 수정 보완한 것임.

1. 서론

2007년 UN이 발표한 인간개발보고서(Human Development Report)에 따르면 한국의 남녀평등지수(GDI)는 0.910으로 136개국 중 26위였다. 이 지수는 평균수명, 문자해득률, 취학률, 남녀소득차 등으로 평가되는데 우리나라의 경우 문자해득률, 취학률 등은 선진국 수준이었으나 가구당 GDP에 있어서는 남성이 \$31,476인 반면 여성은 \$12,531로 그 격차가 약 2.5배인 것으로 나타났다. 이는 다른 선진국들에서 보이는 1.2~1.3배의 격차에 비하여 매우 큰 수준으로 우리나라에서 여성과 남성의 경제적 격차가 심각함을 보여준다.

빈곤 문제를 연구한 기존 연구들은 남성에 비해 여성의 상황이 더 열악하며, 특히 빈곤자 중 여성이 차지하는 비중이 점차 증가하고 있다고 보고하고 있다(McLanahan and Kelly, 1999; McLanahan, Sorenson, and Watson, 1986; 석재은, 2004; 정미숙, 2007; 송다영·김유나, 2008). 기존 연구들은 이와 같은 현상을 가리켜 '빈곤의 여성화(feminization of pverty)'라고 지칭한다. UNDP(1995)는 세계 빈민의 70%가 여성이고 빈곤의 여성화가 전 세계적으로 나타나고 있다고 보고하였다. 이러한 현상은 우리나라에서도 목격되는데, 통계청(2007)에 따르면 공공부조 수급자 중 58%가 여성이고, 공공부조 수급 노인 중 여성노인의 비율은 81%에 육박하는 것으로 나타났다.

여성 빈곤에 대한 기존 연구들의 동향은 '빈곤의 여성화' 연구에서 시작하여 '여성의 빈곤 취약성'에 관한 연구로 진행되어 온 것으로 보인다. 빈곤의 여성화가 빈곤자 중 여성이 차지하는 비중에만 관한 것이었다면, 여성의 빈곤 취약성의 문제는 여성이 남성보다 빈곤에 더 빠지기 쉬운 현상과 그 원인에 관한 것이다. 여성의 빈곤 발생 원인을 탐구하기 위해 주로 회귀분석과 로짓분석을 이용한 분석들이 이루어졌다. 이러한 연구들은 '임금구조, 복지혜택'과 같은 사회 구조적 요인과 '연령, 교육 기간, 혼인 지위, 자녀 유무 및 자녀 수, 가구원 수' 등의 인구학적 특성을 주요한 빈곤 요인으로 보았다(Pearce, 1978; McLanahan, Sorenson, and Watson, 1986; 유정원, 2003; 석재은, 2004; 김혜영·이은주·윤홍식, 2005; 이현미, 2005).

여성의 빈곤 요인을 분석하는 또 다른 접근 방식으로 옥사카 Oaxaca 격차 요인분해의 방법이 있다. 이 연구 방법은 두 집단 간에 발생하는 차이를 각 집단의 분포가 갖는 특성에 의한 기여분과 회귀 계수에 의한 기여분으로 분해하여 설명한다. 이 방법을 이용해서 남녀 가구주의 빈곤 격차를 분해한 국내 연구로는 여지영(2003), 김수정(2007)이 있다. 이 연구들은 옥사카 방법을 적용하여 여성가구주와 남성가구주 가구 간의 빈곤 격차에 대한 분해를 시도했다는 데에 의의가 있다. 그러나 두 연구 모두 2000년도 한 해에 대해서만 분석함으로써 남녀 가구주 간의 빈곤 격차에 대한 최근의 상황과 그 원인, 그리고 빈곤격차 요인의 시대적 추세에 대한 분석을 제시해 주지 못하는 한계가 있다.

따라서 본 연구에서는 기존 연구의 한계를 보완하여 다음과 같은 분석을 실시하고자 한다. 첫째, 2008년 최근의 여성가구주 가구와 남성가구주 가구 간 빈곤 격차 정도를 살펴보고, 두 집단 간 빈곤 격차의 요인을 분해한다. 둘째, 1982년부터 2008년 동안 가구주 성별에 따른 빈곤 격차 추이를 살펴보

고 시기별로 격차 분해를 시도한다.

본문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 여성빈곤에 대한 기존 문헌들을 살펴본다. 3장에서는 연구에 사용된 자료와 연구방법을 설명한다. 4장에서는 주요 분석결과로서 2008년도의 빈곤격차 요인분해 결과와 1982-2008년 동안의 빈곤격차 요인 분해 결과의 추세를 제시한다. 마지막으로 5장에서는 연구의 결론과 함의를 제시한다.

2. 기존문헌연구

여성빈곤에 대한 기존의 실증적 연구들은 크게 여성 빈곤 실태에 대한 연구, 여성 빈곤 요인 분석에 대한 연구, 그리고 성별 간 빈곤 격차 요인 분해 연구로 분류된다. 먼저, 여성의 빈곤실태에 대한 많은 연구들이 이루어져 왔다. 외국의 여성 빈곤 실태 연구는 1970년대 말 Pearce(1978)에 의해 본격화되었다고 볼 수 있다. 이 연구에 따르면 1950년대 미국의 성인 빈민 중 2/3가 여성이며, 빈곤가구의 50% 이상이 여성가구주 가구인 것으로 나타났다. Casper와 McLanahan, Garfinkel(1994)은 LIS 자료를 이용하여 미국 및 서구 8개 국의 빈곤율을 비교 분석하였다. 그 결과 국가별로 남성에 비해 여성의 빈곤율이 1.2~1.5배 더 높은 것으로 보고하였다. McLanahan과 Kelly(1999)는 U.S Census 자료를 통해 1950년부터 약 50년 간의 성별 빈곤 추이를 분석한 결과, 전체적인 빈곤율은 점차 감소하였으나 성별 빈곤율의 격차는 오히려 증가한 것을 발견하였다.

우리나라에서도 여성 빈곤실태 연구는 활발하게 진행되었다. 이해경(1998)은 통계청의 도시가계연보 원자료를 활용하여 1990년대 당시 한국사회 빈곤인구의 70%가량이 여성이며, 빈곤 노인 중 80%가 여성임을 보였다. 특히 도시지역 임금 소득자 가구 중 여성가구주 가구의 53%가 공적부조 소득기준보다 낮은 소득을 받는 것으로 밝혀 남성가구주 가구 41%보다 더 높은 비율이 빈곤 상태에 있음을 제시하였다. 구인회(2006)는 통계청 및 가구소비실태조사 자료를 통해 외환위기 시점을 중심으로 여성가구주 빈곤율이 감소하다 다시 증가한 것을 발견하였다. 이 연구는 경제성장 침체기에 소득불평등도가 증대되어 여성가구주 빈곤을 초래하였다고 보았다. 석재은(2004)은 2000년도 가구소비실태조사 자료를 활용하여 여성가구주 가구의 빈곤율이 남성 가구주 가구의 3배에 달하는 것을 발견하였다. 이처럼 빈곤 실태를 연구한 국내 연구들은 빈곤의 여성화가 진행되고 있으며, 남성에 비해 여성 빈곤율이 더 높은 것으로 보고하고 있다.

여성 빈곤 연구의 다른 흐름으로 빈곤 요인을 분석한 연구들이 있다. McLanahan과 Sorenson, Watson(1986)은 여성 가구주의 연령대 별로 빈곤 요인을 분석하였다. 그 결과, 노인 그룹에서는 연령이 주요한 영향을 미치는 것으로 나타났고, 25-64세의 근로 가능 연령 그룹에서는 자녀 유무가 빈곤에 가장 큰 영향을 주는 요인으로 나타나 모성 역할이 직업 선택에 제한을 주어 빈곤을 초래한다고 주장하였다. Casper, McLanahan, and Garfinkel(1994)의 연구에서는 미국을 비롯한 8개의 국가들에서 공통적으로 '고용상태, 자녀유무, 혼인지위'가 주요한 영향을 미친다고 제시하였다.

국내에서도 여성 빈곤의 원인을 밝히고자 한 연구들이 시도되어 왔다. 유정원(2003)은 대우패널을

사용하여 1995년~1998년 사이의 절대 빈곤율을 분석한 결과, 연령, 학력, 경제활동 상태가 여성 가구주의 빈곤에 영향을 미친다는 것을 발견하였다. 석재은(2004)은 통계청의 도시가계조사(1996-2002)와 가구소비실태조사(1996, 2000) 자료를 로짓분석하여 연령, 교육수준, 배우자 및 자녀 유무 등이 유의한 영향을 미친다는 것을 발견하였다.

회귀분석을 통해 여성가구주의 빈곤 요인을 밝히는 위의 연구들에서 조금 더 발전하여 남녀 간 빈곤 격차가 발생한 요인을 분해한 연구들이 있다. 여지영(2003)은 2000년 노동패널자료를 이용하여 남성과 여성, 노인과 비노인을 교차한 4개 집단의 빈곤 격차 분해를 시도하였다. 연구의 결과 비노인 여성가구주 빈곤확률과 비노인 남성가구주 빈곤 확률의 차는 15.2%인데 이 중 특성 차 23.1%p 그리고 빈곤결정구조에 의한 차 -7.9%p로 여성가구주가 남성가구주에 비해 빈곤에 빠질 가능성이 높은 것은 주로 여성가구주 가구가 남성가구주 가구에 비해 그 특성이 열악하기 때문인 것으로 나타났다. 김수정(2007)은 2000년 가구소비실태 조사자료를 이용하여 배우자가 없는 여성가구주와 남성가구주 가구를 대상으로 분석하였다. 그 결과, 특성효과가 전체 격차의 약 90%를 설명하는 것으로 나타났다. 즉, 두 연구 모두 여성가구주 가구의 빈곤율이 더 높은 이유는 여성가구주가 가지는 특성이 남성가구주에 비해 더 열악한 것에 기인한다고 보았다.

〈표 1〉 기존연구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 분해 결과

		추정된 총 빈곤율 격차*	특성효과	계수효과
여지영 (2003)	빈곤율 격차	15.2%(25.9-10.7)	23.1	-7.9
	총 격차비율	100%	152%	-52%
김수정 (2007)	빈곤율 격차	24.4%(29.3-4.9)	22.1	2.3
	총 격차비율	100%	90.6%	9.4%

* 추정된 총 빈곤율 차=여성가구주가구 평균 빈곤확률 - 남성가구주가구 평균 빈곤 확률

우리나라에서의 성별 빈곤 격차 요인 분해에 대한 위의 두 연구는 2000년도 한 시점에 대한 분석으로 제한된다. 그러므로 2000년도 이후 최근의 성별 빈곤격차 요인의 상황에 대한 정보를 제공하지 못한다는 한계가 있다. 또한 시대적 측면에서 지난 30년 동안 성별 빈곤격차 요인이 어떻게 변화했는지 그 추세를 보여주지 못한다. 그러므로 본 연구에서는 2008년 자료를 통해 성별 빈곤 격차 요인을 분해 해 보고, 또한 1980년대부터 2008년 현재에 이르기까지 시기별 빈곤격차의 양상과 빈곤 격차 요인 분해를 시도해 보고자 한다.

3. 연구방법

1) 분석자료 및 대상

본 연구를 위해서 통계청에서 발표하는 도시가계조사자료와 가계조사자료를 사용하였다. 도시가계 조사는 가계조사자료의 전신으로 1982년부터 20년간 자료를 일관성있게 보유한 국내 유일의 데이터이다. 그런데 도시가계조사는 2002년도까지 도시에 거주하는 2인 이상 가구를 대상으로 조사하다 2003년부터 가계조사로 통합되면서 전국으로 확대되었고, 2006년도에 이르러서야 1인 가구를 포함하여 전국민에 대한 소득자료로 발전되었다. 따라서 본 연구에서는 자료의 일관성을 위해 2002년까지는 도시가계조사를 이용하고, 2003년부터는 '도시거주 2인 이상 근로자 가구'로 제한하여 사용하고자 한다. 또한 경제활동과 직접적인 관련이 있는 대상으로 표본을 제한하기 위하여 가구주는 근로가 가능한 연령대인 만 19세에서 만 65세로 설정하였다.

2) 주요변수 및 연구 모형

본 연구에 사용된 주요 변수들은 크게 개인 특성을 설명하는 인적자본변수, 경제활동과 관련한 노동시장변수, 그리고 가족특성변수로 구성된다. 각 변수들과 그 특성들은 <표 2>에 정리된 바와 같다.

<표 2> 변수의 정의

구분	변수명	유형	측정방법
종속변수	빈곤여부 (POV)	더미	빈곤=1
	연령 (AGE)	연속	만 나이
독립변수	교육수준 (EDU)	더미	고졸미만/고졸/고졸초과
	고용형태 (EMP)	더미	비정규직/정규직
	직업유형 (JOB)	더미	관리행정·전문기술/사무/서비스·판매·숙련노무/비숙련노무
	거주지 (REG)	더미	서울특별시=1/기타
	가구주 외 취업원 수 (WNUM)	연속	가구주 외 취업원 수
	총가구원수 (HNUM)	연속	전체 가구원 수
	부양자녀수 (CNUM)	연속	19세 미만 미성년 자녀 및 근로 무능력 성인 자녀의 수

빈곤 측정에는 1차 소득(Primary income)¹⁾이 사용되었다. 이는 연구에서 사용한 자료에서 년도에

따라 공적이전과 사적이전을 분리하지 않고 조사된 경우가 있으므로 사적이전소득만 분리시키는 것에 한계가 있었기 때문이다. 또한 본 연구의 목적이 시기별로 우리나라 경제 상황에 따른 가구주 성별에 따른 빈곤 격차 발생을 유발하는 요인을 발견하는 것이므로 순수하게 시장에서 획득한 소득으로 비교해 보는 것이 바람직하다고 판단하였기 때문이다. 빈곤 여부는 OECD기준의 중위소득 50%(가구균등화지수 $e=0.5$)의 상대적 빈곤선을 적용하였다.

빈곤결정요인 분석을 위하여 아래의 로짓 모델을 이용하였다.

$$\log_e\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \alpha + \beta_1 AGE + \beta_2 EDU1 + \beta_3 EDU2 + \beta_4 EMP + \beta_5 JOB1 + \beta_6 JOB2 + \beta_7 JOB3 \\ + \beta_8 REG + \beta_9 WNUM + \beta_{10} HNUM + \beta_{11} CNUM$$

($EDU1, EDU2$: 교육수준 더미, EMP : 고용형태 더미, $JOB1, JOB2, JOB3$: 직업유형 더미)

그리고 빈곤격차 분해 모형은 아래와 같다. 본 연구에서는 Oaxaca(1973) 분해 방식을 기본으로 하여 Fairlie(1999)의 비선형분해방법을 적용하였다.

$$\overline{Y_w} - \overline{Y_m} = \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^w)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^w)}{N^m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^w)}{N^m} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] \quad (\text{식. 1})$$

(첨자 w 는 여성, m 은 남성을 지칭. $\overline{Y_w}$: 여성가구주 가구 빈곤율, $\overline{Y_m}$: 남성가구주 가구 빈곤율, N^w, N^m : 사례 수, X_i^w, X_i^m : 변수 값의 벡터, $\hat{\beta}^w, \hat{\beta}^m$: 계수 추정값의 벡터)

이 식에서 F 함수는 누적분포함수(cumulative distribution function)로서 로짓분포를 따른다는 가정에 기반한다. 비선형식 $Y = F(X\hat{\beta})$ 를 분해하면 크게 특성효과와 계수효과로 구분될 수 있다. 위 식의 우항 첫 번째 괄호는 여성가구주 가구의 평균 빈곤율 추정값과 여성 회귀식을 남성가구주 표본에 적용했을 때의 평균빈곤율 추정값의 차로써, 즉 두 집단 간 빈곤결정 구조가 동일하다고 가정했을 때의 측정 빈곤율 차로 여기서 도출된 값은 두 집단의 특성 분포 차이에 의한 '특성효과'를 나타낸다. 이는 본 연구에서 고려한 변수들이 개인 및 가족특성의 차이에 의한 빈곤율 차이를 의미한다. (식. 1)의 다음 괄호는 남성가구주 집단에 대하여 여성가구주 회귀 계수와 남성 가구주 회귀 계수를 각각 적용한 값의 차이로 여기서 발생한 빈곤율 차는 계수의 차이에서 기인하는 것이라고 볼 수 있다. 이를 '계수효과'라고 하고, 이 값은 빈곤결정 함수의 차이에 의한 빈곤 기여분을 의미한다.

그런데 계수효과를 측정하는데 있어 남성가구주 가구로 고정한 기준집단이 여성으로 바뀔 경우 측정값이 변하게 되어 계수효과가 달라질 수 있다. 이러한 문제를 소위 '매개변수의 문제(parameterization problem)'라고 하는데, 본 연구에서는 이를 해결하기 위해 아래의 식처럼 여성가구

1) 1차소득 = 근로소득+사업 및 부업소득+재산소득 = 경상소득-이전소득

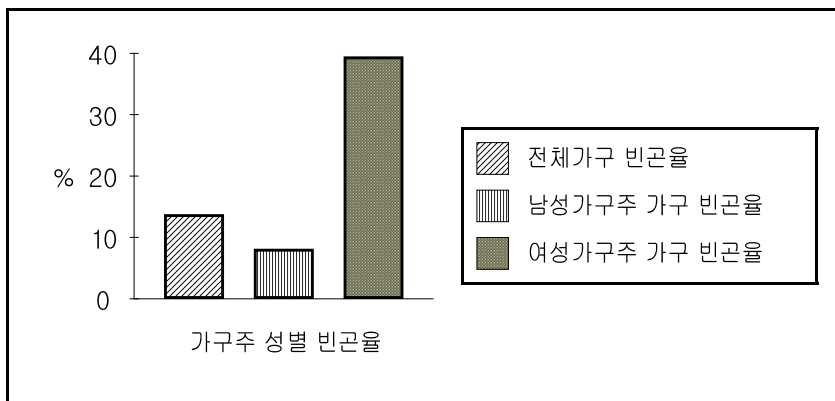
주 가구를 기준집단으로 한 분석모델에도 동일하게 적용하여, 두 식의 분석결과를 비교하여 제시하기로 한다. 두 식에서 얻은 계수효과와 값이 유사하다면 둘 중 하나의 방식을 채택하여 요인분해 하는 것은 통계적으로 정당화될 수 있다.(강병구·성효용·윤명수, 2008) 본 연구에서는 편의 상 (식. 1)을 남성기준 효과, (식. 2)를 여성기준 효과로 칭하기로 한다.

$$\bar{Y}_w - \bar{Y}_m = \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^m)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^w} \frac{F(X_i^w \hat{\beta}^w)}{N^w} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^m)}{N^m} \right] \quad (\text{식. 2})$$

4. 2008년도 빈곤격차 분해

1) 가구주 성별 빈곤율

격차분해에 앞서 2008년도의 남녀 가구주 별 빈곤율은 어떠한지 분석 해 보았다. 그 결과 도시에 거주하는 2인 이상 근로자 가구의 전체 빈곤율은 13.8%로 나타났다. 그 중 여성가구주 가구 빈곤율은 39.5%로 남성가구주 빈곤율 8.16%에 비해 약 5배에 달하는 것으로 나타났다. 이처럼 여성가구주의 빈곤율이 남성가구주보다 크게 나타났는데, 그 이유를 다음의 격차 분해에서 살펴보고자 한다.



〈그림 1〉 2008년 빈곤율

2) 격차분해

격차 분해 과정은 다음과 같다. 먼저 로짓분석을 통해 남성가구주와 여성가구주의 빈곤 결정 회귀식을 산출한다. 다음으로 이 회귀분석 결과를 기반으로 Oaxaca 분해방식을 활용하여 남녀 가구주 간 빈곤격차 요인을 분해한다.

(1) 로짓분석

빈곤을 결정하는 요인을 분석하기 위해 각 그룹별로 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. <표 3>의 가장 왼쪽 컬럼은 분석에 사용한 변수들이다. 크게 인적자원변수와 노동변수, 가족변수로 구분하였다. 각 독립변수 계수들은 남녀 가구주 모두에서 예상과 유사하게 나타났다.

먼저 인적자원변수에서 연령은 여성 가구주의 경우 유의하지 않은 것으로 나타난 반면 남성가구주의 경우 연령 1세 증가 시 빈곤 가능성이 1.8% 만큼 증가하는 것으로 나타났다. 교육수준에서는 남녀 가구주 모두에서 고등교육을 받을수록 빈곤가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 여성가구주의 경우, 고졸 미만에 비해 고졸 이상의 학력을 가질 시 빈곤 가능성이 약 47%만큼 감소하는 것으로 나타났고, 남성가구주에서는 고졸 시 45%, 고졸초과 시 54% 만큼 빈곤가능성이 낮아지는 것으로 나타났다.

<표 3> 가구주 성별에 따른 빈곤결정 요인

		여성가구주			남성가구주		
		B	S.E	Exp(β)	B	S.E	Exp(β)
인적 자원 변수	연령 (세)	0.00174	0.01	1.002	0.0178**	0.01	1.018
	교육 고졸	-0.6455***	0.25	0.524	-0.5999***	0.17	0.549
	수준 고졸초과	-0.636*	0.35	0.529	-0.7759***	0.22	0.46
노동 변수	고용 형태 비정규직	0.7852***	0.24	2.193	1.3783***	0.15	3.968
	직업 관리행정·전문직	-3.3217***	0.57	0.036	-2.6322***	0.37	0.072
	유형 사무직	-1.3791***	0.32	0.252	-2.2133***	0.24	0.109
	서비스,판매,숙련노무직	-0.4727***	0.23	0.623	-1.2654***	0.15	0.282
	거주지(서울=1)	-0.1202	0.26	0.887	-0.1791	0.22	0.836
가족 변수	가구주 외 취업원수 (명)	-4.491***	0.34	0.011	-2.4092***	0.18	0.09
	총가구원수 (명)	0.8174***	0.12	2.265	0.1453**	0.07	1.156
	부양자녀수 (명)	-0.6041***	0.28	0.547	-0.6511***	0.21	0.521
상수항		-0.5542	0.75		-1.2332**	0.51	
-2LL		1346.226			2596.026		
Log likelihood ratio(df)		522.809(11)***			750.485(11)***		
N		1001			4556		

주 *** p<.001, ** p<.01, * p<.05

노동변수에서는 고용형태의 경우 정규직에 비해 비정규직의 빈곤가능성이 여성가구주에서는 119%, 남성가구주에서는 296% 만큼 증가하는 것으로 나타났다. 직업유형에 있어서는 관리행정·전문직은 비숙련노무에 종사할 때에 비해 여성, 남성 각각에게 96.4%, 92.8%만큼의 빈곤가능성을 감소시키는 것으로 나타났다. 사무직과 서비스·판매·숙련노무직에 있어서는 남성가구주 가구에서 더 많은 감소

효과를 보였는데, 비숙련 노무직 대비 서비스·판매·숙련노무직이 여성 빈곤 가능성의 37.7%, 남성 빈곤가능성의 71.7%만큼 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다. 거주지에 대해서는 서울에 거주하는 것이 서울이 아닌 도시에 거주하는 것에 비하여 여성가구주 가구의 빈곤가능성 11.3%, 남성가구주 가구의 빈곤가능성 16.4%만큼 감소시키는 것으로 나타났으나 유의하지는 않았다. 이상의 결과에서 고용 형태와 직업유형의 변화는 여성 및 남성가구주 소득에 유의한 영향을 미치며 성별 간에는 여성가구주보다 남성가구주의 빈곤 가능성에 더 큰 영향을 미치는 것을 볼 수 있다.

가족특성변수들을 살펴보면, 가구주 외 취업원 수가 1명 증가할수록 여성가구주 가구에서는 98.9% 만큼 빈곤가능성이 감소되는 것으로 나타났고, 남성가구주 가구에서는 91% 만큼 감소하는 것으로 나타났다. 총가구원수의 증가는 두 집단 모두에서 빈곤 가능성을 증가시키는 것으로 나타났다. 가구원 1인 증가 시 여성가구주 가구의 빈곤가능성은 126.5%만큼, 남성가구주 가구 빈곤가능성 15.6%만큼 증가되는 것으로 나타났다. 부양자녀수는 낮은 빈곤가능성과 관련되어 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 소득이 높은 경우 더 많은 자녀를 갖는 경향과 관련되어 있는 것으로 보인다.

(2) 격차분해

다음으로 Oaxaca 분해 방식을 활용하여 빈곤율을 분해하였다. '특성효과'는 여성 가구주와 남성 가구주 간의 함수에 차이가 없다는 가정 하에, 여성 가구주 가구와 남성가구주 가구 분포에 여성(또는 남성) 가구주의 빈곤함수를 대입하여 추정된 값의 차다. '계수효과'는 여성 가구주 가구와 남성 가구주 가구 간의 특성 차이가 없다는 가정 하에, 동일한 집단에 남성가구주의 빈곤함수와 여성가구주의 빈곤함수를 대입하여 추정된 빈곤율 값의 차다. 본 연구에서는 남성 가구주를 기준으로 한 결과와 여성 가구주를 기준으로 한 결과를 모두 제시한다.

〈표 4〉 2008년 성별 빈곤 격차 분해

빈곤격차 (%) $\widehat{Y}_w - \widehat{Y}_m$	남성기준 효과			여성기준 효과		
	특성효과 (%)	계수효과 (%)	합 (%)	특성효과 (%)	계수효과 (%)	합 (%)
31.6 (39.8-8.2)	7.2	24.4	31.6	8.6	23.0	31.6
비율	22.8	77.2	100	27.1	72.9	100

〈표 4〉의 첫 번째 칼럼은 성별 빈곤 격차를 보여준다. 여성가구주 가구 빈곤율 39.8%, 남성가구주 가구 빈곤율 8.2%의 차인 31.6%가 추정된 빈곤 격차이다. 두 번째 칼럼은 계수효과를 남성 표본을 기준으로 빈곤 격차를 분해 한 결과를 보여준다. 특성효과가 7.2%p, 계수효과가 24.4%p로 나타나, 전체적으로 특성 효과가 전체 빈곤 격차의 22.8%를 설명하고 계수효과가 77.2%를 설명하는 것으로 나타났다. 세 번째 칼럼은 여성 데이터를 기준으로 빈곤격차를 분해한 결과이다. 여기서는 특성효과가 8.6%p이고 계수효과는 23.0%p로서, 전체적으로 빈곤격차 중 특성효과가 27.1%, 그리고 계수효과가

72.9%를 설명하는 것으로 나타났다. 종합하여 보면, 남성 기준 효과와 여성기준 효과 모두에서 계수 효과가 특성 효과의 약 3배로 나타나 특성효과를 압도하는 것을 볼 수 있다. 두 분석의 결과 값에는 약간의 차이는 있으나 이 결과가 계수효과와 상대적 중요성에는 영향을 미치지 않는다.

계수효과가 크다는 것은 빈곤 격차가 주로 여성가구주와 남성가구주의 빈곤함수가 다른 것에 기인한다는 것을 의미한다. 이는 여성가구주 가구와 남성가구주 가구 간의 빈곤 차이가 빈곤산출식에서 고려한 인적자본변수, 노동시장변수, 가족특성변수에서 나타나는 특성보다는 소위 차별로 설명되는 부분, 가령 기혼 여성에 대한 고용 차별이나 임금 구조의 차이 등과 여성 가구주 개인과 집단이 가지는 특성 중 포착되지 않은 다른 요인에 의해 영향을 받는 것을 의미한다.

본 연구의 결과는 여성가구주와 남성가구주 간의 빈곤 격차분해를 실시한 기존의 연구들과는 차이가 있다. 2000년도 자료를 활용한 여지영(2003), 김수정(2007)의 연구에서는 특성효과가 계수효과를 압도하는 것으로 나타났다. 이러한 차이를 발생시키는 주요한 요인 중 하나는 요인분해에 사용한 표본의 차이라고 보여진다. 기존연구들은 각각 2000년도 노동패널 데이터와 가구소비실태자료에서 무직자 및 자영자를 포함한 전국 가구를 대상으로 한 반면, 본 연구에서는 2008년도 데이터 분석을 2인 이상 도시 근로자 가구를 대상으로 하였다.

이와 같은 표본의 차이가 빈곤격차 요인 분해 결과에 어떠한 영향을 미치는지 직접 검증해 보기 위해, 여지영(2003)이 이용했던 노동패널 자료를 이용하여 전체 가구와 2인 이상 도시근로자 가구로 표본을 나누어 그 결과가 어떻게 달라지는 지 비교해 보았다.

〈표 5〉 노동패널(2000년도) 분석 결과 비교

	여지영(2003) 의 분석결과	본 연구 측정 결과			
		전체표본		2인 이상 도시 근로자 가구	
전체빈곤율(중위50%)	21.3	21.6		12.56	
여성가구주 추정빈곤율	25.9	25.4		38.1	
남성가구주 추정빈곤율	10.7	8.6		6.5	
빈곤격차	15.2	16.8		31.6	
격차분해		남성기준 효과	여성기준 효과	남성기준 효과	여성기준 효과
특성 효과	23.1 (152%)	10.9 (64.9%)	12.7 (75.6%)	14.5 (45.9%)	6.6 (20.9%)
계수 효과	-7.9 (-52%)	5.9 (35.1%)	4.1 (24.4%)	17.1 (54.1%)	25 (79.1%)

〈표 5〉의 첫 번째 칼럼은 여지영의 연구 결과이고, 두 번째 칼럼은 본 연구자가 노동패널의 전체 가구 표본에서 분석한 결과이다. 세 번째 칼럼은 노동패널 표본을 2인 이상 근로자 가구로 제한하여 분석한 결과를 제시한다. 그 결과, 전체가구주를 대상으로 분석하였을 때는 특성효과가 더 컸으나, 표

본을 제한했을 때에는 빈곤 격차에서 계수효과에 의해 설명되는 비중이 더 크게 나타났다. 이러한 분석 결과는 기존 연구와의 차이가 표본 차에 기인했을 가능성이 크다는 것을 보여준다. 즉, 표본에 무직자와 자영자, 그리고 1인 가구를 포함할 경우 성별, 가구주 간에 특성차이가 커서 특성효과가 크게 나타난 반면, 표본을 2인 이상 도시근로자 가구로 제한할 경우에는 상대적으로 표본특성이 유사하여 특성효과보다는 계수효과가 더 크게 나타난다는 것을 볼 수 있다.

5. 시기별 빈곤격차 분해

1) 빈곤율 변화 추이

다음으로 시기별 빈곤격차 추세를 보기위하여 도시가계조사 1982-2008 자료를 이용하여 분석하였다. <그림 2>는 1980년대 이후의 우리나라 도시 근로자 가구의 빈곤율 변화 추이를 보여준다. 먼저 전체 가구 빈곤율의 변화를 살펴보면, 1980년대 동안 7-9% 사이에서 작은 폭의 변화를 보이다 1990년대 중반 이후 조금씩 증가하여 외환위기가 발생한 1998년 9.96%, 1999년 11.26%로 가파르게 상승한 것을 볼 수 있다. 이후 2002년까지의 빈곤율은 감소하는 추세를 보이다 2000년대 중반부터 증가, 2007년 14.5%의 높은 빈곤율을 기록하는 것을 볼 수 있다.

남성가구주 가구의 빈곤율은 전체가구 빈곤율과 비슷한 패턴을 보인다. 1982년 5.9%에서 시작하여 1990년대 중반까지 소폭의 상승과 하락을 보이며 4~6%대의 낮은 빈곤율을 유지하다 IMF경제위기를 계기로 1998년 7.37%, 1999년 7.82%까지 증가하였고, 2000년대에 들어서면서 감소와 증가를 반복하다 2006년 이후로 8% 대로 진입하였다.

여성가구주 가구의 빈곤율은 1982년 28.93%에서 시작하여 1980년대 동안 감소와 증가를 반복하며 점진적으로 상승하여 1988년 35.4%로 정점을 찍은 후, 1990년대 동안 지속적으로 감소하였다. 이후 2000년 22.5%를 기점으로 급격히 증가하여 2008년 39.5%로 사상 최고점을 갱신한 것을 보여준다.

전체 가구 및 여성, 남성 가구주 가구의 빈곤 추세를 시기별로 구분하여 비교하면 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다. 1980년대의 전체 및 남성가구주 가구 빈곤율은 비교적 일정하게 유지된 반면, 여성가구주 가구 빈곤율은 증가하는 추세를 보인다. 1990년대에는 반대로 전체 및 남성가구주 가구 빈곤율은 조금씩 증가하는 반면 여성가구주 가구 빈곤율은 감소한다. 이후 2000년대에는 전체 및 여성, 남성 가구주 가구의 빈곤율이 모두 상승하는데, 특히 여성가구주 가구의 빈곤율이 가파르게 증가한 것으로 나타났다. 이를 더 명확히 보기 위해 성별 빈곤율 차이를 <그림 3>에서 그려보았다. 이를 통해 최근 27년간의 우리나라 남성가구주 가구와 여성가구주 가구 간의 빈곤 격차 추세는 1980년대 동안 증가하다 1990년대에는 감소하고, 2000년대에 다시 급격하게 증가하는 것을 볼 수 있다.

부터 2008년까지의 기간을 십 년 단위로 나눈 후 각 기간이 끝나는 연도로 선정하였다. 즉, 1980년대(1982년~1989년), 1990년대(1989년~1999년), 2000년대(1999년~2008년)로 구분하여 1982, 1989, 1999, 2008년의 네 개 연도의 성별 빈곤격차 요인을 분석하였다. 그 결과는 <표 6>에서 제시된다. 분석 결과, 대부분 2008년 분석에서와 유사한 결과가 나타났다. 각 년도 별 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

1982년의 경우, 남녀 가구주 모두에서 정규직에 비하여 비정규직일 때 빈곤 가능성이 증가하는 것으로 나타났고, 직업유형에 있어서는 비숙련노무직일 경우와 비교하여 관리행정전문직<사무직>서비스 판매숙련노무직 순으로 빈곤 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 서울에 거주하는 것이 비서울 도시에 거주하는 것과 비교하여 빈곤 가능성을 유의하게 낮추는 것으로 나타났다. 가족특성변수에서는 가구주 외 취업원수 증가가 남녀 가구주 가구 모두에서 빈곤가능성을 낮추는 것으로 나타났고, 총가구원수 증가는 남성가구주에서, 부양자녀 수 증가는 여성가구주에서 빈곤 가능성을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다.

다음은 1989년의 분석결과이다. 고졸미만과 비교하여 고등교육을 받는 것이 두 집단 모두의 빈곤 가능성을 감소시키는 것으로 나타났으나 여성가구주에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 노동변수에 있어서는 정규직 대비 비정규직이 빈곤 가능성을 높이는 것으로, 비숙련노무직 대비 사무직이 빈곤가능성을 줄이는 것으로 나타났고, 서비스판매숙련노무직은 오히려 빈곤가능성을 증가시키는 것으로 나타났다. 가족변수에서는 가구주 외 취업원 수 증가는 빈곤가능성이 감소하였고, 총가구원수 증가는 빈곤가능성을 증가시켰다.

1999년도 결과에서 학력은 고졸미만 대비 고졸초과 시 남녀 가구주 가구 모두의 빈곤가능성을 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 고용에 있어서는 비정규직이 정규직에 비해 빈곤 가능성은 높이는 것으로 나타났고, 직업유형은 비숙련노무직에 비해 그 외 직종이 빈곤 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 가족변수에서는 취업원수 증가는 빈곤 가능성을 감소시키는 것으로 나타났고, 총가구원수 증가는 여성가구주 가구에서 빈곤 가능성을 유의하게 증가시키는 것으로, 부양자녀 수 증가는 남성가구주 가구에서 빈곤가능성을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났다.

<표 6> 시기별 빈곤 회귀분석 결과 (2인 이상 가구)

		1982년						1989년						
		여성가구주			남성가구주			여성가구주			남성가구주			
		B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	
인적 자원 변수	연령(세)	0.028	0.017	1.028	0.011	0.012	1.012	-0.007	0.013	0.994	0.012	0.011	1.012	
	교육 수준	기준 : 중미만												
		고졸	-	-	-	-	-	-	-0.149	0.319	0.861	-0.773***	0.188	0.462
		고졸초과	-	-	-	-	-	-	-0.815	0.513	0.443	-1.144***	0.371	0.319
노동 변수	고용 형태	기준 : 정규직												
		비정규직	1.055**	0.448	2.871	1.845***	0.202	6.325	1.240***	0.379	3.456	1.544***	0.205	4.682
	직업 유형	기준:비숙련노동												
		관리행정· 전문직	-3.448***	1.122	0.032	-1.807**	0.730	0.164	-0.322	0.586	0.73	-0.128	0.475	0.88
		사무직	-1.894***	0.578	0.15	-1.918***	0.473	0.147	-0.685*	0.393	0.504	-1.72***	0.493	0.179
		서비스,판매, 숙련노동직	-1.089***	0.357	0.336	0.455	0.279	1.577	0.151	0.274	1.163	0.930***	0.216	2.536
	거주지(서울=1)	-0.686***	0.346	0.504	-0.814***	0.209	0.443	-0.019	0.265	0.981	-0.440**	0.202	0.644	
가족 변수	가구주외 취업원수(명)	-4.039***	0.693	0.018	-2.135***	0.360	0.118	-3.062***	0.38	0.047	-1.724***	0.240	0.178	
	총가구원수(명)	0.182	0.193	1.199	0.315**	0.136	1.37	0.680***	0.155	1.974	0.096	0.165	1.101	
	부양자녀수(명)	0.42*	0.230	1.522	-0.014	0.151	0.986	-0.044	0.169	0.957	-0.024	0.172	0.976	
상수항		-1.681**	0.803		-4.259***	0.463		-1.720***	0.660		-2.797***	0.503		
-2LL		382.574			1155.203			607.601			1401.855			
Log likelihood ratio(df)		139.809(9)***			238.7134(9)***			161.7017(11)***			245.211(11)***			
N		318			2576			481			3449			

*통계치가 없는 경우는 자료에서 변수를 제공하지 않은 것임.

		1999년						2008년						
		여성가구주			남성가구주			여성가구주			남성가구주			
		B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	B	S.E	Exp (β)	
인적 자원 변수	연령(세)	-0.023	0.014	0.977	0.006	0.008	1.006	0.002	0.012	1.002	0.018**	0.0076	1.018	
	교육 수준	기준 : 중미만												
		고졸	-0.524*	0.292	0.592	-0.445**	0.176	0.641	-0.646***	0.25	0.524	-0.599***	0.172	0.549
	고졸초과	-1.372***	0.511	0.253	-0.552*	0.276	0.576	-0.636*	0.351	0.529	-0.775***	0.223	0.46	
노동 변수	고용 형태	기준 : 정규직												
		비정규직	0.932***	0.275	2.54	1.569***	0.166	4.801	0.785***	0.242	2.193	1.378***	0.149	3.968
	직업 유형	기준:비숙련노무												
		관리행정· 전문직	-14.89	3.954	<0.00 1	-2.004***	0.496	0.135	-3.322***	0.576	0.036	-2.632***	0.371	0.072
		사무직	-1.231***	0.436	0.292	-1.204***	0.268	0.3	-1.379***	0.317	0.252	-2.213***	0.235	0.109
	서비스,판매, 숙련노무직	-0.621**	0.268	0.537	-0.305**	0.155	0.737	-0.473***	0.225	0.623	-1.265***	0.151	0.282	
	거주지(서울=1)	-	-	-	-	-	-	-0.120	0.262	0.887	-0.179	0.221	0.836	
가족 변수	가구주의 취업원수(명)	-3.798***	0.424	0.022	-1.543***	0.189	0.214	-4.491***	0.328	0.011	-2.409***	0.175	0.09	
	총가구원수(명)	0.716***	0.137	2.047	0.076	0.072	1.079	0.817***	0.123	2.265	0.145**	0.065	1.156	
	부양자녀수(명)	-0.196	0.318	0.822	-0.893**	0.379	0.41	-0.604***	0.276	0.547	-0.651***	0.212	0.521	
	상수항	-0.361	0.833		-1.934***	0.469		-0.554	0.751		-1.233**	0.509		
	-2LL	720.317			1769.510			1346.226			2596.026			
	Log likelihood ratio(df)	228.108(10)***			321.062(10)***			522.809(11)***			750.485(11)***			
	N	602			3142			1001			4556			

주 *** p<.001, ** p<.01, * p<.05

3) 격차분해

다음으로 각 연도별로 빈곤 격차 요인분해를 시도하여 그 추세를 비교해 보았다. 먼저 1980년대 빈곤격차 요인 분해 결과의 변화를 보기 위해 1982년과 1989년의 성별 빈곤격차 요인분해 결과를 비교해 보았다. 그 분석 결과가 <표 7>의 첫 번째와 두 번째 열에서 제시된다. 첫 번째 열은 1982년의 가구주 성별 빈곤격차 요인을 분해한 결과를 보여준다. 여성가구주 가구와 남성가구주 가구 간 빈곤 격차 23%p는 남성기준 효과에서 -8.7%p의 특성효과와 137.7%p의 계수효과로 분해되고, 여성기준 효과에서는 0.5%p의 특성효과와 22.6%의 계수효과로 분해되어 계수효과가 절대적인 것으로 나타났다. 1989년에는 남성기준 시 특성효과 -4.2%p, 계수효과 31.7%p로, 여성기준 시 특성효과 3.8%p, 계수효과 23.7%p로 나타났다. 1982년과 1989년의 빈곤격차 분해 결과, 특성효과가 약간 증가한 반면, 계수효과 크기는 감소한 것을 볼 수 있다.

여기서 특성효과가 음수가 나온 것은 여성가구주 가구의 빈곤율보다 남성가구주의 빈곤율에 여성의 빈곤 함수를 적용했을 때의 빈곤율이 더 큰 것을 의미한다. 이는 당시 도시 근로자 가구 중 여성가구주 가구의 특성이 남성가구주 가구에 비해 양호하였다는 것을 뜻한다.

이후 1999년도에는 빈곤격차가 20.5%로 낮아졌고, 이를 분해한 결과, 계수효과는 20.0%p(남성기준), 16.9%p(여성기준)로 나타났다. 1982년 이후 계수 효과의 영향력이 지속적으로 감소하는 추세를 볼 수 있다.

끝으로 2008년의 빈곤격차 요인을 분해해 보면 특성효과에 비해 계수효과의 영향력이 여전히 크지만, 특성효과의 설명력이 전체 가구주 성별 빈곤격차의 약 1/4정도를 차지할 정도로 커진 것을 볼 수 있다. 이는 1982년 이후 도시근로자 가구 중 여성 가구주 가구들에서 빈곤에 취약한 특성의 가구 비중이 계속 증가하고 있다는 것을 의미한다. 또한, 동시에 여전히 계수효과가 전체 성별 빈곤격차의 70%를 차지하고 있다는 것은 우리사회에서 여성에 대한 차별과 여성가구주에 대한 사회적 자원 미흡의 문제가 여전히 계속되고 있음을 의미한다. 즉, 이러한 분석결과는 여성가구주에 대한 사회적 차별이 완전히 개선되지 않은 상태에서 여성가구주의 특성이 점차 빈곤에 취약한 방향으로 전개되어 가고 있는 것을 의미한다.

〈표 7〉 시기별 가구주 성별 빈곤율 격차 분해

년도	빈곤격차(%) $\overline{Y_w} - \overline{Y_m}$	남성기준 효과			여성기준 효과		
		특성효과 (%)	계수효과 (%)	합 (%)	특성효과 (%)	계수효과 (%)	합 (%)
1982	23.0	-8.7	31.7	23.0	0.5	22.6	23.1
비율	(28.9-5.9)	-37.7	137.7	100	2.0	98.0	100
1989	27.5	-4.2	31.7	27.5	3.8	23.7	27.5
비율	(32.6-5.1)	-15.3	115.3	100	13.7	86.3	100
1999	20.5	0.4	20.1	20.5	3.7	16.8	20.5
비율	(28.6-8.1)	2.0	98.0	100	17.1	82.9	100
2008	31.6	7.2	24.4	31.6	8.6	23.0	31.6
비율	(39.8-8.2)	22.8	77.2	100	27.1	72.9	100

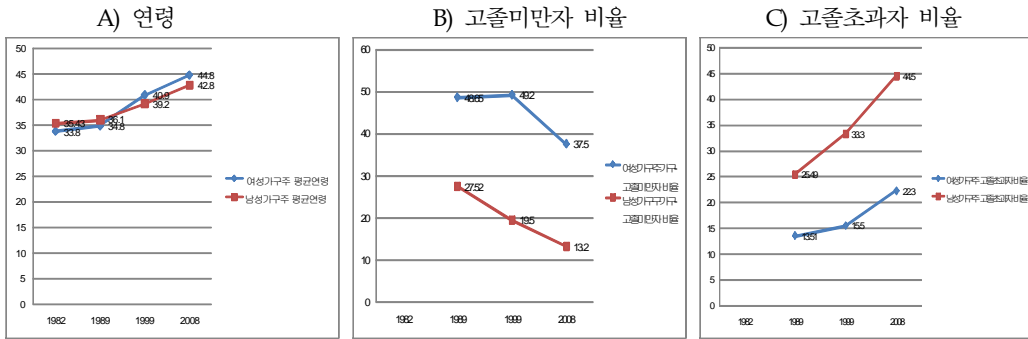
도시근로자 중 여성근로자 가구의 특성이 실제로 1982년 이래 2008년까지 더 나빠져 왔는지를 검토해 보기 위해 본 연구에서 이용된 주요 변수들에 있어서 성별 가구주 가구 집단 간 특성이 어떻게 변화되어 왔는지 살펴보았다. 아래 〈그림 8〉은 주요 독립변수의 평균값 변화를 보여준다. 평균 연령을 보면, 1982년에는 남성가구주 가구의 평균 연령이 더 높았으나 2008년에는 여성 가구주의 연령이 더 높아져 여성 가구주의 고령화되고 있음을 보여준다. 교육수준에서는 남녀 가구주 모두 고졸미만자의 비율은 감소하고, 고졸 초과자의 비율은 증가하는 것을 볼 수 있다. 그러나 고졸 미만 저학력자 비율이 여성가구주의 경우 1989년 시점에서 훨씬 높았으며 1999년에는 그 차이가 더욱 커졌고, 2008년에는 다소 완화되었으나 여전히 1989년보다는 더 큰 차이를 보여주고 있다. 반면, 고졸 초과의 고학력자

의 비율은 1989년 여성 13.51%, 남성 25.49%에서 2008년 여성 22.3%, 남성 44.5%로 여전히 두 배 가량의 차이가 있으며, 그 차이는 더 커지고 있음을 볼 수 있다.

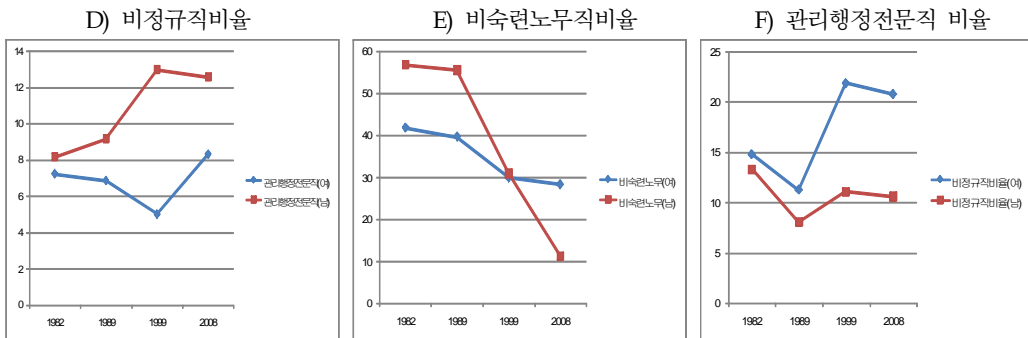
다음은 노동 변수이다. 먼저 여성 비정규직 비율은 1982년 14.78%로 남성가구주 13.32%와 비슷하게 시작하였으나 2008년에는 20.8%로 남성 비정규직 비율보다 2배 가량 높게 나타났다. 이러한 현상에 대하여 기존 연구들은 여성 가구주가 비정규직을 선택할 수 밖에 없는 관측되지 않은 요인이 있을 것으로 지적하고 있다.(석재은, 2004; 김수정, 2007) 다음으로 비숙련노무직의 비율을 비교해보면, 1982년 여성가구주 41.82%, 남성가구주 56.82%가 분포되어 남성가구주가 15%p 더 높았으나 1990년대를 지나며 남성가구주의 비숙련노무직 분포는 급감하여 2008년에는 11.3%로 여성가구주 비율 대비 17% 가량 낮아졌다. 한편 상대적으로 고임금을 창출할 것으로 예상되는 관리행정·전문직에서는 1982년에는 비슷한 수준이었으나 점차 격차가 증가하는 것을 볼 수 있다. 종합해보면 노동관련 변수에서 성별 가구주 간에 격차가 더 커져왔음을 볼 수 있다.

다음으로 가족변수이다. 가구 소득과 직접적인 관련이 있는 가구주 외 취업원 수는 1999년까지 여성가구주에서 더 높은 비율을 보였으나 2000년대로 오면서 역전되어 남성가구주 가구의 상황이 호전된 반면 여성가구주 가구의 상황은 악화된 것으로 나타났다. 총가구원 수는 남성가구주 가구의 규모가 지속적으로 더 큰 것으로 나타났다. 부양자녀의 수는 전체적으로 급속하게 감소하였으며 성별 가구주 간 격차도 약간 감소되어 온 것으로 나타났다. 그러나 종합적으로 여성가구주 가구의 특성이 남성가구주 가구보다 더 악화되어 온 것을 볼 수 있다.

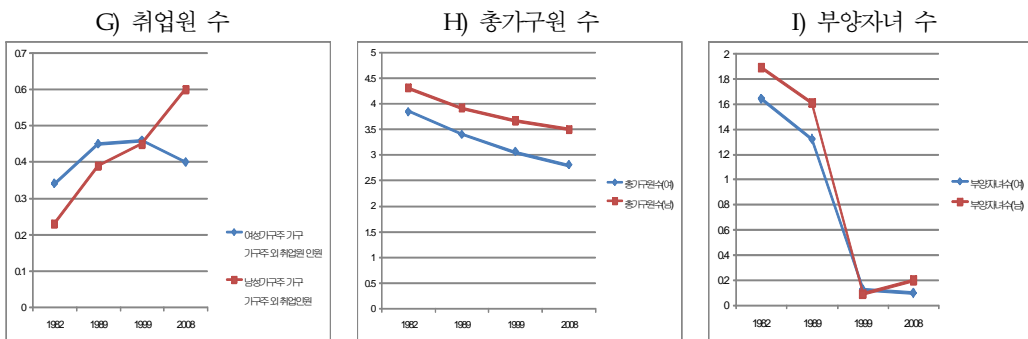
1. 인적자본변수



2. 노동시장변수



3. 가족특성변수



〈그림 4〉 주요 변수의 특성 변화 추세

6. 결론

본 연구는 도시거주 2인 이상 근로자 가구를 대상으로 여성가구주 가구와 남성가구주 가구 간에 발생하는 빈곤 차에 대한 요인 분해를 시도하였다. 구체적으로 최근 2008년의 가구주 성별 빈곤 격차와 그 요인을 알아보고, 1980년대 이후로 현재까지 우리나라 여성가구주 가구와 남성가구주 가구 간 빈곤율의 추이와 빈곤 격차 요인의 추세를 시기별로 살펴보았다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 2008년 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤 격차는 31.6%이고, 이 중 계수효과가 약 24%p, 그리고 특성효과가 7.6%p를 차지하여 전체적으로 계수 효과가 전체 성별 빈곤 격차의 70% 이상을 차지하는 것으로 나타났다. 이 결과는 기존의 연구들(여지영, 2003; 김수정, 2007)과 차이가 있는데 이는 표본 특성의 차이에 기인하는 것으로 보여진다.

둘째, 시기별로 가구주 성별에 따른 빈곤 격차의 추세를 분석한 결과 1980년대에는 빈곤격차가 증가되다가 1990년대에는 오히려 감소하고, 다시 2000년대 들어서 성별빈곤격차가 커지는 것으로 나타났다.

셋째, 시기별 빈곤격차 요인 분해 결과, 모든 시점에서 특성효과에 비해 계수효과에 설명력이 훨씬 높은 것으로 나타났다. 그러나 시간이 흐를수록 특성효과에 비중이 점차 증가하는 양상이 발견되었다. 이는 도시근로자 가구 중 남성가구주에 비해 여성가구주 가구의 특성이 점차 더 열악해진다는 것을 의미한다. 동시에 계수효과가 여전히 크다는 것은 도시 근로자 가구들의 경우, 여성가구주에 대한 차별 또는 사회적 지원의 부족 문제가 여전히 크다는 것을 보여준다.

이상의 결과를 토대로 다음과 같은 함의를 얻을 수 있다. 첫째, 도시 근로자 가구 중 남성가구주 가구와 여성가구주 가구 간 빈곤격차가 점차 커지고 있다는 본 연구의 분석결과는 남녀 가구주간의 빈곤격차를 줄이기 위하여 여성 가구주에 대한 지원 정책의 강화가 필요하다는 것을 제시한다. 특히 1980년대 이래로 최근까지 도시 근로자 가구의 가구주 성별 빈곤 격차는 계수효과에 의한 설명이 압도적이라는 분석결과는 근로 여성에 대한 차별을 감소시키기 위한 노동 시장 개입 정책 및 여성가구주에 대한 사회적 지원의 필요성을 시사한다. 또한 취약한 여성 가구주들이 안정적으로 일할 수 있도록 돕고, 보호하는 근로 문화가 형성될 수 있어야 한다. 여성가구주의 원활한 노동시장 참여를 지원하기 위해 보육·교육의 사회서비스를 확충하는 방안이 필요하다. 가구 내 돌봄 노동으로 인해 노동시장에 참여하지 못하는 여성가구주의 경제활동을 지원하기 위해서는 국공립보육시설 확충, 보육료 지원 등의 충분한 돌봄 서비스가 사회적 차원에서 이루어져야 한다. 최근 통계청(2009)의 경활인구 조사 보고에 의하면 최근 몰아닥친 경제 위기로 감원된 여성 취업자 비율이 남성의 9배에 달한다. 이는 여성 고용에 대한 노동시장에서의 차별이 경제 위기 상황에서 드러난 한 예라고 보여진다. 우리 사회에 존재하고 있는 여성에 대한 사회적 차별을 줄여가는 지속적이고 종합적인 노력이 필요할 것이다.

둘째, 가구주 성별에 따른 빈곤 격차에서 특성효과의 영향이 점차 증가하고 있다는 것은 근로 여성 가구주의 특성이 남성가구주에 비해 점차 취약 해 지고 있음을 시사한다. 이러한 분석결과 향후 가구주의 특성이 취약한 가구에 대한 일반적인 지원 강화가 남녀 가구주 가구간의 격차 완화에 기여할 것임을 제시한다. 구체적인 방안으로 노동 시장 내에서 비정규직, 비숙련노무직에 대한 적절한 지원책이 고려되어야 할 것이다. 취약한 근로자들의 인적자본을 강화시키기 위하여 적절한 직업훈련과 재교육이 이루어져야 할 것이다. 현재의 직업훈련은 주로 실업보험 가입자 및 수급자에 대한 훈련에 초점이 두어져 있어 빈곤층에 대한 직업훈련이 미흡한 상황이다. 앞으로 빈곤층에 대한 포괄적인 훈련 및 교육 프로그램의 확충이 이루어져야 할 것이다. 또한 취약한 특성으로 인하여 근로소득이 낮은 빈곤층들의 소득을 보충해 주기 위하여 근로장려세제의 확충이 이루어져야 할 것이다. 현재의 근로장려세제는 근로자가구로만 제한되어 있고 그 범위가 지나치게 제한적이다. 앞으로 근로장려세제의 적용범위와 급여수준을 대폭 확충해 나가야 할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 장병구·성효용·윤명수. 2008. “도시와 농촌의 가구빈곤율 차이에 대한 요인분석”. 『사회보장연구』 28(1): 73-93.
- 구인회. 2006. 『한국의 소득불평등과 빈곤: 소득분배 악화와 사회보장정책의 과제』. 서울:서울대학교출판부.
- 김수정. 2007. “여성가구주 가구의 빈곤원인과 빈곤위험의 젠더격차”. 『페미니즘연구』 7(1): 93-133.
- 박영란·정진주·황정임·권문일·김창엽·석재은·엄규숙·유태균·정인숙·황수경. 2003. 『여성빈곤 퇴치를 위한 정책개발연구』. 한국여성개발원.
- 석재은. 2004. “한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석”. 『한국사회복지학』 56(2): 167-194.
- 송다영·김유나. 2008. “여성가장 가족의 빈곤문제와 성인지적 탈빈곤 정책”. 『한국가족복지학』 22: 131-159.
- 여지영. 2002. “여성 가구주와 남성 가구주의 빈곤 차이에 관한 연구-도시지역을 중심으로-”. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 유정원. 2003. “한국 여성 빈곤의 특성에 관한 연구-제 4,5,6차 대우패널자료 분석을 중심으로-”. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 이은혜. 2009. “우리나라 여성가구주 가구와 남성가구주 가구의 빈곤 격차 분해 연구-1982년~2008년 도시근로자 가구를 중심으로-”. 숭실대학교 대학원 석사학위논문.
- 이현미. 2005. “도시지역 빈곤의 여성화에 관한 연구-여성가구주의 빈곤 결정요인을 중심으로-”. 경상대학교대학원 석사학위논문.
- 이혜경. 1998. “빈곤의 여성화: 한국 여성빈곤의 원인과 결과”. 『빈곤퇴치: 한국의 경험과 교훈』. UNDP 한국대표부.
2007. 인간개발보고서. <http://www.undp.org>. UN개발계획.
2007. 통계로 보는 여성의 삶. <http://www.nso.go.kr>. 통계청.
2008. 통계행정편람. <http://www.nso.go.kr>. 통계청.
2008. 4/4분기 및 연간 가계동향. <http://www.nso.go.kr>. 통계청.

2009. 경제활동인구조사 <http://www.nso.go.kr>. 통계청.
- Casper, L. M., S. McLanahan, and I. Garfinkel. (1994). The Gender-Poverty Gap: What We Can Learn from Other Countries. *American Sociological Review* 59(4): 594-605.
- Fairlie, R. W. (1999). "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment". *Journal of Labor Economics* 17(1): 80-108.
- Fairlie, R. W.(2006). "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models". National Poverty Center and IZA Bonn, University of California, Santa Cruz Discussion Paper No.1917., p.2에서 재인용.
- McLanahan, S., and E. L. Kelly. (1999). "The Faminization of Poverty: Past and Future." in Chafetz, J. S. (ed.) *Handbook of the Sociology of Gender*. Kluwer Academic.
- McLanahan, S., A. Sorenson, and D. Watson. (1986). "Trends in Gender Differences in Poverty : 1950-1980". *Paper presented at the Annual Meeting of the Association of Public Policy and Management* (Austin, TX).
- Oaxaca, R. (1973). "Male-Female Wage Differences in Urban Labor Markets". *International Economic Review* 14(3): 693-708.
- Pearce, D. (1978). "The Feminization of Poverty: Women, Work, and Welfare." *Urban and Social Change Review* 11: 28-36.

A Decomposition of Gender Differences on the Poverty among the Urban Working Households in Korea

Yi, Eun-Hye

(Soongsil University)

Lee, Sang-Eun

(Soongsil University)

This study decomposes the gender differences on poverty to explain the causes of the poverty gap between male- and female-headed households. In order to do this, we start from examining the extent of the poverty gap between male- and female-headed families and then conduct decomposition of poverty differences by gender using the Oaxaca method. This paper uses the (Urban) Family Budget Survey data from 1982 to 2008 and measures poverty using 50% of the median income poverty line.

Major findings of this study are as follows: First, in 2008, the coefficient effect explains 70% or more of the total gender-poverty gap. Second, the trend of gender-poverty gap in the period of 1982~2008 shows that the poverty gap by gender increased in the 1980s', decreased in the 1990s', and a re-increased in 2000s'. Third, comparing the decomposition results in 1982, 1989, 1999, 2008, we found that the share of characteristic effect of the total gender poverty gap has been increased gradually over time. It means the characteristics of the female-headed households have become worse than those of the male-headed households in urban working families. At the same time, the still large coefficient effect suggests that the problems such as the discrimination against matriarchs or the lack of social support for them still play important roles among urban working families in Korea.

Key words: feminization of poverty, gender difference on poverty, decomposition of poverty difference, Oaxaca decomposition, relative poverty

[논문 접수일: 09. 08. 03, 심사일: 09. 08. 25, 게재 확정일: 09. 09. 29]