

빈곤의 규모와 이행과정

김재호 · 김승택

본 논문은 한국노동패널조사를 이용하여 한국의 도시지역 가구 및 개인들의 빈곤율과 빈곤 가구의 특징 등을 분석하였다. 정의한 빈곤의 개념에 의하면 외환위기 이후 매년 20%의 가구가 빈곤상태에 놓여 있음을 발견하였다. 반면에 빈곤의 진입과 이탈이 활발하다는 사실도 드러났다. 이것은 빈곤문제의 해결 가능성을 높게 시사한다. 빈곤의 동태적 이행과정은 로짓 모형을 설정하여 추정하였다. 빈곤의 진입과 탈출에 주 평균 가구근로소득과 순자산규모의 변화가 결정적이었다. 분석결과는 단순한 소득지원정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤해결에 핵심적임을 확인해 주고 있다.

I. 서 론

빈곤에 대한 연구는 한국 경제학분야에서 상대적으로 뒤쳐진 분야이다. 효율성(efficiency)보다 형평성(equity)을 주로 고려한다는 관점에서 사회학적인 접근이 경제학적인 접근보다 우월하다고 판단되는 분야이기도 하다.

외국의 경제학 문헌들에서는 과연 어느 선의 소득수준을 빈곤이라고 할 수 있는가를 묻는 빈곤의 정의와 범위에 대한 논의부터 시작하여, 그 현황과 원인, 추세를 분석하고, 이러한 추세와 관련된 빈곤의 동학(poverty dynamics)을 거쳐,

한국노동연구원, 서울특별시 영등포구 여의도동 16-2, 150-010.

한국노동연구원, 서울특별시 영등포구 여의도동 16-2, 150-010.

복지제도 및 프로그램과 빈곤 간의 연관관계에 이르는 다양한 연구가 진행되었다. 그러나 현재 우리 나라의 빈곤에 대한 연구는 소득분배와 소득불평등에 집중되어 있을 뿐, 빈곤 그 자체에 대한 기준이나 빈곤의 유형, 행태 및 요인, 빈곤으로 유입되고 빈곤으로부터 탈출하는 양태 등에 대한 연구는 매우 드문 상태이다.

이는 무엇보다도 빈곤을 연구할 수 있는 통계자료의 부족에서 그 원인을 찾아볼 수 있으나, 빈곤이 일부 계층의 문제처럼 간주되고 빈곤층에 속하지 않던 가구들이 빈곤으로 떨어지는 소득계층간 이동이 그리 심하게 나타나지 않았다는 사회·경제적 현상에도 기인한다. 그러나 1997년의 외환위기는 빈곤선을 넘나드는 인구의 규모를 확대시켰고 그 속도 또한 매우 역동적으로 변화시켰다. 이러한 현상에 맞추어 경제위기 전후의 소득분배 변화와 빈곤층으로의 이동 추세를 연구한 논문들이 발표되었고, 빈곤의 동태적 문제는 이제 반드시 분석되어야 할 중요한 제목으로 자리잡고 있다.

본 논문은 한국노동패널조사(KLIPS)의 개인 및 가구자료를 사용하여 IMF 경제위기 이후 증가되어 가는 빈곤의 문제를 분석한다. 이를 위해 OECD [27]가 사용하는 상대적 빈곤의 정의를 이용하여 국제적인 기준으로 우리 나라 빈곤의 현황을 파악하고 빈곤가구가 지니고 있는 특성이 무엇인지 식별한다. 이러한 특성을 바탕으로 빈곤가구를 분석한 결과 경제위기 이후 빈곤가구의 비중은 작지 않은 규모로 자리잡고 있으나 빈곤으로의 진입과 탈출은 매우 활발하다는 것을 확인할 수 있었고, 또한 가구주의 특성, 가구의 구성, 지역 등의 요소들이 빈곤과 빈곤의 동태적 변화에 어떤 영향을 미치는지를 분석할 수 있었다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절은 분석의 대상이 되는 가구의 특성 등 자료의 성격을 소개하고 빈곤의 정의를 설정한 후 이 자료의 분석에서 나타나는 빈곤가구의 특성 및 동태적 변화에 대하여 설명한다. 제Ⅲ절은 로짓추정을 이용하여 빈곤상태의 정태적 결정요인을 먼저 파악하고, 빈곤으로의 진입과 탈출에 대한 동태적 결정요인분석을 시도한다. 제Ⅳ절은 분석결과를 요약하고 이를 바탕으로 한 정책적 고려사항을 정리하면서 결론을 맺는다.

II. 빈곤에 대한 선행 연구

1. 국내의 빈곤연구

앞서 언급한 것과 같이 우리 나라의 빈곤에 관한 경제학적 연구는 소득분배와 불평등의 문제에 집중되어 있다. 빈곤 자체에 관한 연구는 최저생계비를 어느 수준으로 책정할 것인가, 빈곤선을 어떤 선에서 정립해야 하는가 하는 빈곤을 변화등의 영역에서 수행되었으나, 빈곤의 원인이나 그 동태적 이동 등에 대한 미시경제학적인 연구는 자료의 부족으로 말미암아 미비한 실정이다.

한국의 소득분배에 관한 연구는 사회통계가 정비되기 시작하면서 본격화되었는데 주로 『도시가계연보』와 『농가경제조사』를 이용한 연구가 주를 이룬다. 주학중 [16]은 이 두 자료를 기초로 이용하면서 누락된 비노동자 가구의 소득을 간접추계하여 1965년, 1970년, 1976년의 소득분배상태를 제시하였고, 이를 바탕으로 경제기획원의 사회통계조사를 이용해서 1980년대 전국의 소득분배상태를 분석하였다. 이 연구들에 의하면 지니계수와 10분위지수를 중심으로 설명한 한국의 소득분배는 1960년대에 향상되다가 1970년대 악화를 거쳐 1980년대 들어서 다시 개선되는 모습을 보이고 있으며, 이 결과는 한국의 소득분배에 대한 공식적 지표로 사용되었다. 이에 대해 김대모·안국신 [2], 안국신 [9] 등의 연구는 같은 자료라 할지라도 포함시키는 소득과 그 대상자들의 범위 등에 대한 가정에 따라 이러한 추세가 일치하지 않는 것을 보였다. 이 연구들은 소득불평등에 대한 원인에 대해 도시화, 이농현상, 정부의 경제정책, 학력의 불평등 등이 등을 지적하고 있다. 또한 권순원 외 [1]는 실물자산과 금융자산을 포괄하는 총자산의 개념으로 KDI의 가계조사자료를 이용하여 1988년의 소득분배상태를 추정했는데, 앞서 언급한 공식적 지니계수보다 높은 추정치를 발견함으로써 1980년대 소득불평등도가 개선되고 있다는 데 이견을 제시하고 있다. 1990년대의 소득불평등에 대해서는 이정우·황성현 [13]과 권순원 외 [1]에서 1990년대에 들어서며 1997년까지는 불평등도가 완화되고 빈곤 역시 감소되는 추세였음

을 밝히고 있다.

현진권 · 강석훈 [17]은 1991년 『가구소비실태조사』와 대우경제연구소의 『한국가구패널조사』 1992년도 자료를 이용하여 소득불평등도의 측정이 사용하는 자료의 선택에 따라 차이가 있음과 함께 한국의 소득불평등도가 OECD 평균 이상임을 간접적으로 보였다. 또한 이정우 · 황성현 [13]은 『도시가계연보』를 사용하여 도시근로자가구의 소득분배가 1980년대에 특별히 변화하지 않은 것을 보이면서 비임금소득의 포함 여부에 따라 불평등도가 높아질 수 있는 가능성을 지적하였다.

정진화 · 남기곤 [14]과 이정우 · 이성림 [12]은 각각 『도시가계조사』와 『한국가구패널조사』를 사용하여 외환위기 전후의 소득과 소비 경향을 분석하였다. 그 결과 외환위기로 나타난 심각한 경제불황이 상대적으로 저소득층에 커다란 악영향을 미쳐 빈곤층이 증가하고 소득불평등도가 급격히 악화되었음을 주장하였으며, 그 주된 원인으로 중산층의 축소를 지적하고 있다. 이에 대해 정진호 · 최강식 [15]은 『도시가계조사』를 이용하여 근로자가구 및 가구주의 소득에 대한 분석을 실시하였는데 이들은 경제위기 이후 소득불평등도의 증가가 중산층보다 저소득층의 몰락에 기인했으며 비경상소득의 격차확대가 이러한 현상을 부채질한 것으로 분석하였다.

이상의 연구들은 소득불평등도를 측정하는 단위로 가구소득을 사용하였다는 특징을 지니고 있다. 반면 개별 근로자의 임금소득을 사용하여 소득불평등도를 분석한 연구로는 Kim and Topel [24], 유경준 [11], 박성준 [5] 등이 있다. 이 연구들은 주로 『임금구조기본통계조사』를 사용하였고 개별 근로자를 분석대상으로 하는 이점을 살려 소득불평등도의 변화요인을 분석하였다. Kim and Topel [24]은 고학력화 현상에 의해서 1980년대 들어서서 소득불평등도가 완화되었다고 주장한다. 유경준 [11]은 임금소득 불평등도의 감소요인을 회귀방정식을 이용하여 추정한 결과 Kim and Topel이 밝힌 교육평준화가 이 불평등도를 완화시키는데 가장 큰 기여를 했으며 근속 또는 경력 연수의 차이가 감소하는 추세 또한 이에 기여를 하고 있음을 보였다. 박성준 [5]은 『도시가계조사』를 이용하여 가구주 근로소득의 불평등도를 조사해 본 결과 IMF 경제위기 이후 집단내 불평등도가 심화되고 있으며, 그 주요인은 기술에 대한 수요 변화로써 특정기술

을 가지고 있는 가구주와 그 외 가구주의 불평등도가 심화되어 가는 것을 발견하였다.

이상과 같은 선행연구들이 연구의 한계로 호소하는 공통분모는 자료의 부족이다. 최근까지 사용된 자료들은 통계청의 『농가경제조사』, 『도시가계연보』, 대우경제연구소의 『한국가구패널조사』, 노동부의 『임금구조기본통계조사』 등이다. 그러나 이 자료들은 도시가구를 제외하거나 또는 도시가구만을 대상으로 했다는 점, 1인 가구가 누락되어 있다는 점, 패널조사를 제외하고는 개별 가구 또는 근로자 소득의 시계열적 변동이 파악되기 어렵다는 점, 자영업자의 소득파악이 어렵다는 점, 패널조사가 더 이상 진행되지 않는 점 등의 한계를 보이고 있다.

소득불평등도의 측정문제에 더해 빈곤의 현상과 원인에 대한 연구는 외환위기 이후에야 비로소 활기를 띠기 시작하였다. 문형표·유경준 [4]은 『도시가계조사』의 자료를 가지고 소득분배와 함께 빈곤율을 추정하였다. 이들은 4인 가구의 경우 빈곤율은 1997년 4/4분기의 3.0%에서 1998년에는 8.5%까지 증가하는 빈곤의 확산현상을 보고하고 있다. 박찬용 외 [8]는 『도시가계조사』를 이용하여 한국보건사회연구원이 계층한 1994년도 최저생계비에 물가상승을 감안한 빈곤선을 책정하였다. 또한 이들은 경상소득 빈곤율, 가계지출 빈곤율, 경상소득 빈곤갭(gap), 경상소득 Sen지수 등의 지표를 사용하여 1998년 당시의 빈곤 현황을 분석하였다. 이들의 연구에 의하면 가구주가 60대 이상일 경우, 저학력일수록, 여성일수록, 서울이 아닌 기타 도시지역일수록 빈곤상태에 놓여 있을 확률이 높은 것으로 나타났다. 이와 함께 경제위기 이후 빈곤층으로 유입되는 근로자가구의 증대현상을 발견하였다. 박순일 외 [7]는 이를 한 걸음 발전시켜 취약한 직업 및 고용형태가 빈곤으로의 유입과 깊은 연관관계가 있다고 지적하고, 중하위층을 절대빈곤층(소득분포 중 하위 10% 이하), 상대빈곤층(하위 10~20%), 서민층(하위 20~50%)으로 구분하고 그 이상을 중상위층으로 정의할 때, 1998년과 1999년의 비교에서 상향 이동한 가구가 18.5%, 이동이 없는 가구가 61.3%, 하향 이동한 가구가 20.2%이었다고 추정하였다. 또한 절대빈곤으로의 유입은 46.2%인 반면 탈출은 42.2%로 하향 이동한 가구가 더 많았다는 사실을 발견하였다. 이에 대한 원인으로 가구주의 종사 직종을 중심으로 한 경제변수와 일반적 가구특성(별거 가구 여부, 거주 형태 등)이 지적되었다. 그러나 빈곤에

관한 연구 역시 소득불평등 연구의 가장 큰 한계인 자료부족을 극복하지 못하고 있으며 빈곤의 유입과 탈출의 형태와 원인, 즉 빈곤의 동태적 문제에 대한 연구는 아직 본격적으로 시도된 바가 없는 상황이다.

2. 빈곤의 동태적 문제에 관한 연구와 방법론

외국문헌에 나타나는 빈곤의 동태적 문제는 크게 다음의 세 가지 통계적인 기법을 통해 연구되고 있다. 첫째 동태적 변화를 포함하는 복잡한 시차(lag)나 오차(error) 구조를 사용하여 소득수준등의 변수들을 모형화하는 방법, 둘째 퇴출확률(exit probability)과 기간분석(duration analysis)을 사용하는 방법, 셋째 고정된 시간의 틀(fixed time frame) 속에서 사건이 발생한 빈도를 도표화(tabulate)하여 분석하는 방법이다.

Lillard and Willis [26]는 청장년층 남성의 소득수준을 모형화하고 오차항에 영구적(permanent) 항목과 일시적(transitory) 항목을 모두 포함시켜 빈곤에 속해 있는 기간과 빈도를 추정할 수 있었다. 이들의 방법론은 전체인구 중 얼마나 빈곤선 이하로 유입될 것인가와 함께 얼마나 오랫동안 빈곤층에 머물 것인가에 대한 추정을 가능하게 한다. 이들의 모형은 영구소득과 일시소득을 분리하는 Friedman의 평생소득가설에 기초를 두고 있으며 빈곤선이 결국 소득수준을 기준으로 하여 자의적으로 정의된 것이기 때문에 소득의 변동을 모형의 가장 중요한 변수로 포함시키고 있다.¹⁾ 그러나 이러한 방법은 소득을 가진 청장년층 남성을 대상으로 하는 빈곤의 동태는 잘 설명해 주지만, 여성이나 기타 비소득자들을 포함한 전체인구에 대한 분석이 어렵다는 단점을 지닌다. 빈곤은 가구(또는 가구)를 대상으로 발생하는 현상이며 가족구조의 변화가 빈곤의 변화에 큰 영향을 주는 데도 불구하고 Lillard and Willis는 소득구조의 모형에 이러한 변수들을 고려할 수 없었다고 Bane and Ellwood [18]는 지적하고 있다. 가구 구성원의 변화와 평생소득을 모두 고려하면서 각 가구 구성원의 소득을 모두

1) 비록 다른 분석방법을 사용하고 있으나 Levy [25] 또한 영구소득과 일시소득 분리의 중요성을 강조하고 있다.

설명하는 모형을 만들기는 매우 어렵기 때문에 Bane and Ellwood는 차선책으로 가족을 하나의 단위(unit)로 정의하고 가구 구성원의 수에 따라 소득과 필요한 비용의 비율(income-to-need ratio)을 조정된 가구소득(family income)을 사용하는 방법을 제시하고 있다.

빈곤층에 속한 사람들은 취업과 실업을 겪는 근로자들보다는 소득이 지속적으로 들어오지 않는 한계계층이 더 많은 비중을 차지하고, 이들의 소득은 일정하지 않기 때문에 그 소득구조를 모형화한다는 것은 매우 어렵다. 따라서 연구자들은 소득구조의 모형화를 피하면서 간단하게 어떤 사건(event)이나 특성(character)이 빈곤층에 유입되고 탈출할 확률에 영향을 미치는지를 보여줌으로써 빈곤의 동학을 설명하려고 시도하였다. 이 때 분석모형으로 사용되는 기간분석(duration analysis)은 주로 복지프로그램에의 진입과 퇴출, 그에 연관된 원인과 전망을 추정할 때 흔히들 사용되어 왔다. Levy [25], Hill [23], Bane and Ellwood [18], Stevens [29] 등은 이러한 기간 분석의 방법론을 활용하여 빈곤에 유입되어 나가는 탈출확률(exit probability; hazard rate)로서의 빈곤동학을 분석하였다. 이 방법은 어떤 사건이 빈곤으로의 유입과 탈출에 영향을 미치는지, 빈곤에 머물러 있는 기간이 탈출확률에 어떤 영향을 미치는지를 밝힐 수 있으며, 더불어 특정 집단에 속하는 모든 사람들이 비슷한 탈출확률의 분포를 가지고 있는지 확인할 수 있다.

마지막 연구방법은 일정기간을 정해 놓고 그 기간 동안 빈곤층에 속했던 인구의 비중 및 특성을 추적하는 것이다. 이 방법은 소득의 변동을 일으킨 요인이 무엇이든지 상관없이 간단한 도표화로 일정시점에서 개인이나 가족의 빈곤 여부를 결정한다. Coe [19], Coe, Duncan and Hill [20], Rainwater [28], Duncan [21] 등이 이 방법을 사용하였고, OECD [27]의 국가별 비교 역시 이 방법을

2) OECD [27]에서 나타난 주요 내용은 다음과 같다.

- ① 전형적인 빈곤의 문제는 장시간을 놓고 볼 때 일시적인 소득감소를 보이고 또한 상당히 유동적인 모습을 보이고 있다. 빈곤에 처했던 사람은 반복적인 빈곤의 모습을 보이고 있으며 그들의 소득이 빈곤선 이상으로 넘어서는 경우가 때때로 존재하지만, 장기적인 평균 소득(permanent income)은 빈곤선 아래에 머물러 있다.
- ② 높은 빈곤율을 가진 국가일수록 장기 빈곤층이 다수이고 국가별로 볼 때 장기적인 관점에서의 빈곤율은 완화되기보다는 가속화되어 가는 추세이다.
- ③ 지속적인 빈곤에 빠져 있는 가구는 그 가구의 구성원 중에 취업자가 거의 없고 부양

원용하고 있다. 이 연구방법론의 장점은 간단한 도표화를 통해 분석기간중에 빈곤에 머물러 있는 빈곤층의 이동이 간단하게 확인된다는 것이다. 그러나 이 경우 어떤 사건이 빈곤을 발생시키는 원인이었는지 구별하기 어렵기 때문에 유입과 탈출이 일어난 시점에서 확률분포모형을 이용한 추가적인 분석이 필요하고 빈곤이 언제부터 시작되고 언제까지 지속되었는지 알 수 없는 표본(censored spell sample)에 대한 조정의 문제가 발생한다.

Ⅲ. 資料의 性格과 內容

1. 응답 가구와 개인의 특성

빈곤의 원인과 이행과정에 대한 동태적 분석을 위하여 여기에서는 한국노동패널조사(KLIPS)의 제1차 연도(1998)에서 제3차 연도(2000)까지의 3개 연도 자료를 사용하고 있다. 패널조사에 응답한 가구의 숫자는 매 조사 때마다 차이가 있는데 표본의 불일치로 인한 문제점을 해소하기 위하여 세 번의 조사 모두 응답하였고, 가구소득이 파악된 3,821가구만을 분석대상으로 한다. 이 때 3,821가구내에 속한 가구원수는 모두 1만 3,543명에 달하는 것으로 나타났다.

자녀가 있는 결혼가정의 경우가 많다. 그러나 이 가구가 빈곤층 전체에서 차지하는 비중은 크지 않고, 빈곤계층으로 진입하고 퇴출하는 요인으로 가구의 구성형태는 별로 중요하지 않은 반면 고용형태의 변화와는 밀접한 관련이 있다.

④ 실업률이나 취업률은 빈곤의 지속성과 별다른 관련이 없는 반면, 그 국가에 저소득 취업자가 많은 경우 빈곤의 지속성이 나타나는 모습을 보였다. EU국가들에서는 빈곤의 이동성과 지속성이 공공세금과 사회보장혜택과 밀접한 관련이 있는 것으로 나타난 반면, 미국의 경우는 이러한 문제가 가구성과 연관이 깊은 것으로 나타났다. 고용형태와 밀접한 빈곤의 이동성, 지속성은 일반적으로 고용 중심의 사회정책을 요구하는 한편, 일을 하는데도 빈곤이 만연하는 경우는 고용안정과 승진관행, 그리고 직장 배정에 대한 신중한 정책적 판단이 필요하다. 실증분석에 따르면 적극적인 복지정책은 단기적으로 빈곤층을 감소시키는 동시에 빈곤의 지속성 또한 장기적으로 감소시키는 경향이 있고, 이러한 복지혜택이 근로와 연결되어 있으면 고용을 증가시키는 촉매제가 될 수 있다.

〈표 1〉 분석대상 가구의 소득과 가구원 일인당 소득: 평균치

(단위: 만 원)

	1차 조사(1998)	2차 조사(1999)	3차 조사(2000)
가구 평균소득	145.91(149.04)	156.99(181.07)	163.96(214.70)
가구원 일인당 평균소득	43.93(45.87)	45.36(49.17)	48.57(60.24)

주: 괄호 안은 표준편차값임.

분석대상 가구의 인구학적 특성은 〈표 6〉의 마지막 행에서 찾아볼 수 있다. 가구주의 성별로는 남성이 대부분을 차지하나 가구주가 여성인 가구도 14.3%에 달하는 것을 알 수 있으며, 가구주 연령대별로는 30·40대가 가장 많지만 60대 이상인 가구도 19.4%에 이른다. 교육수준별로는 고졸 정도의 학력이 가장 많아 37.8%를 점유하고 있고, 가구원수에 따라서는 4인 가족이 가장 많으나 1인 가구도 9.7%나 되었다. 또한 취업자수에 따라서는 가구원 중 1명만 취업한 가구는 절반에도 못 미치는 47.6%에 불과하며, 2명 이상 취업한 가구가 1/3이 넘는 36.6%에 달하여 배우자도 함께 경제활동을 하고 있는 가구의 비중이 상당수에 이를 것임을 간접적으로 시사한다. 지역별로는 서울이 25.5%, 인천·경기·강원 지역이 25.4%로 경인지역 거주자들이 절반에 가깝다.

분석대상이 된 3,821가구의 가구소득³⁾은 〈표 1〉과 같이 1998년 조사에 145.9만 원, 1999년 157.0만 원, 그리고 2000년 조사시에는 164.0만 원을 평균적으로 기록하고 있다. 또한 가구원 일인당 평균소득은 1998년 43.9만 원, 1999년 45.4만 원, 2000년 48.6만 원이었다.

가구소득의 불평등도를 측정하기 위해 지니계수와 Atkinson지수⁴⁾를 계산한

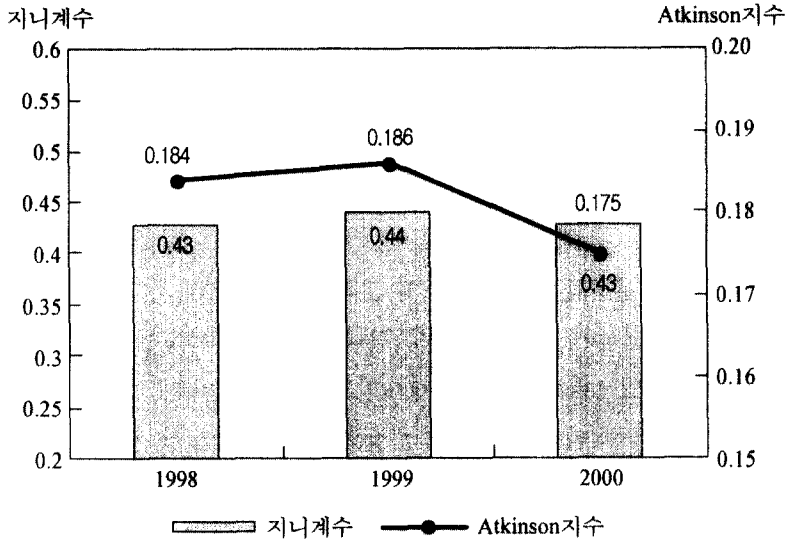
3) 여기에서 가구소득은 경상소득과 비경상소득을 모두 합친 것이다. 경상소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득 및 이전소득을 합친 것으로 정의되며, 비경상소득은 퇴직금, 보험금, 경조소득, 장학금 등을 포함한다.

4) 지니계수와 Atkinson지수의 계산식은 다음과 같다.

$$\text{지니계수} = \left[\frac{2}{\mu N^2} \sum_{k=1}^N kI_k \right] - \frac{N+1}{N}$$

$$\text{Atkinson지수} = 1 - \left[\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \left(\frac{I_k}{\mu} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad \text{if } \epsilon \neq 1, \epsilon > 0$$

〈그림 1〉 가구의 소득불평등도 추이: 지니계수와 Atkinson지수



결과는 〈그림 1〉에 나타나 있다. 지니계수와 Atkinson지수 값은 외환위기 이후 가구의 소득불평등이 상대적으로 높은 수준에 머물러 있다는 점과 함께 소득격차의 완화를 위한 정책개발의 필요성을 간접적으로 시사한다. 『도시가계조사』의 자료를 이용한 박찬용 외 [8]의 연구결과와 비교하면, 지니계수값은 거의 비슷하나 Atkinson지수의 값은 본 연구에서 약간 높게 추정되었다.⁵⁾

2. 빈곤의 정의와 빈곤가구의 비중

1) 빈곤의 정의

빈곤은 크게 절대적 빈곤과 상대적 빈곤으로 정의되고 있음은 주지의 사실이다. 본 논문에서는 OECD [27]의 분석과 같이 상대적 빈곤의 개념을 사용하기

여기에서 μ 는 평균 가구소득, N 은 가구수, 그리고 ϵ 은 상대적 불평등에 대한 회피 정도를 나타내는 지수이다. 본 연구에서는 Forster [22]의 연구와 같이 $\epsilon = 0.5$ 로 가정하였다.

5) 박찬용 외 [8]에서 1998년도 지니계수는 0.44, Atkinson지수는 0.159로 계산되었다.

로 하며 구체적으로 소득이 중간소득(median income)의 50%에 못 미치는 가구를 빈곤가구로 정의한다. 빈곤의 판단기준으로 가구 전체의 소득이 일반적으로 사용된다. 그러나 가구의 전체소득을 기준으로 상대적 빈곤 여부를 판단할 때 가구원수의 차이가 반영되지 않는 문제점이 발생한다. 즉, 1인 가구인지 아니면 10인 가구인지와 상관없이 가구 전체소득이 일정수준 이하이면 빈곤가구로 간주되는 것이다. 이에 따라 가구원수가 적은 가구, 특히 20대 가구의 빈곤가구로 정의될 위험성이 상대적으로 높다.

이러한 문제점을 해결하는 방법의 하나는 가구원 일인당 소득(per capita income)을 기준으로 빈곤여부를 결정하는 방식이다. 그러나 이러한 접근방법도 가구 전체소득의 변화 없이 출생이나 사망 등에 의한 가구원수의 단순 증감에 따라 빈곤여부가 결정된다는 한계가 우선 지적될 수 있다. 가구원 1인의 증가에 따라 동일 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 필요한 소득의 크기는 일반적으로 가구규모에 따라 다르다. 구체적으로 1인 가구가 2인 가구로 확대될 경우 동일한 복지수준의 유지를 위해 필요한 추가적 소득과 8인 가구가 9인 가구로 확대될 경우 추가적으로 필요한 소득이 서로 다를 것이다. 가구원 일인당 소득을 기준으로 하는 빈곤의 정의는 이러한 차이점을 반영하지 못하는 어려움에 부딪친다.

이러한 어려움을 해결하기 위해 본 연구에서는 가구균등화지수를 가중치로 하여 이에 따라 조정된 가구소득을 빈곤결정의 기준으로 삼는다. 가구균등화지수는 가구원수의 증가에 따라 동일한 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 요구되는 소득증가율을 나타내는 지수이며, 관련된 연구로는 우리 나라의 경우 김진욱 [3], 안창수 외 [10], 박순일 외 [6] 등을 들 수 있다. 그러나 『도시가계조사』의 자료를 근거로 구해진 이들의 가구균등화지수는 2인 이상 가구에 대해서만 균등화지수가 제공된다는 단점이 있으므로, 여기에서는 OECD [27]의 가구균등화지수를 사용하기로 한다.⁶⁾

6) OECD [27]에서 제시한 가구균등화지수값은 1인 가구 1.00을 출발점으로 하여 2인 1.414, 3인 1.732, 4인 2.000, 5인 2.236, 6인 2.449, 7인 2.646 등이다.

2) 빈곤가구의 비중과 동태적 변화

〈표 2〉는 OECD의 가구균등화지수로 조정된 가구소득의 평균치와 빈곤선(poverty line) 및 중간소득(median income)을 보여주고 있다. 1998년부터 2000년까지의 3차에 걸친 조사에서 평균소득과 빈곤선은 계속 증가하는 추세를 나타낸다. 가구균등화지수로 조정된 가구소득이 중간치의 50%에 미치지 못하는 빈곤가구의 비중은 1998년의 1차 조사에서 21.6%(826가구)이며, 이러한 수치는 이후의 2차·3차 조사에서도 비슷한 값을 보여준다. 빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태 개인의 숫자와 비중을 살펴보면, 1998년의 1차 조사의 경우 빈곤개인은 2,479명으로 전체개인 중 18.5%가 빈곤상태에 놓여 있었던 것으로 조사되었다.〈표 2〉에서 빈곤상태에 놓여 있던 개인의 비중은 시간의 경과에 따라 점차 감소하는 추세를 보이고 있는데 빈곤가구의 비중보다 빈곤개인의 비중이 크게 낮은 것은 빈곤가구의 가구원수가 상대적으로 적기 때문으로 판단된다. 이는 〈표 3〉에서 명확하게 나타나 모든 조사년도에 걸쳐 빈곤가구의 가구원수가 비빈곤가구의 가구원수보다 적은 것을 알 수 있다.

외환위기 이후 우리 나라 빈곤의 중요한 특징의 하나는 장기간 지속적으로

〈표 2〉 가구균등화지수로 조정된 소득, 빈곤선 및 빈곤 가구수와 빈곤 가구원수

(단위: 만 원, 가구, %)

조사년도	평균소득 ¹⁾	빈곤선 중간소득 ²⁾	빈곤 가구수 및 비중 ³⁾	빈곤가구원수 및 비중 ⁴⁾
1차 조사(1998)	78.03(77.53)	33.25(66.50)	826(21.6)	2,479(18.5)
2차 조사(1999)	82.39(89.33)	33.54(67.08)	787(20.6)	2,466(17.8)
3차 조사(2000)	87.18(109.52)	37.50(75.00)	816(21.4)	2,286(17.1)

주: 1) 괄호 안의 값은 표준편차임.

2) 괄호 안의 값은 중간소득(median income)임.

3) 괄호 안의 값은 빈곤선 이하 가구의 비중(%)임.

4) 괄호 안의 값은 빈곤선 이하 개인의 비중(%)임.

7) 분석대상 3,821가구에 속한 개인의 수는 1998년부터 2000년까지 평균 1만 3,543명이었다.

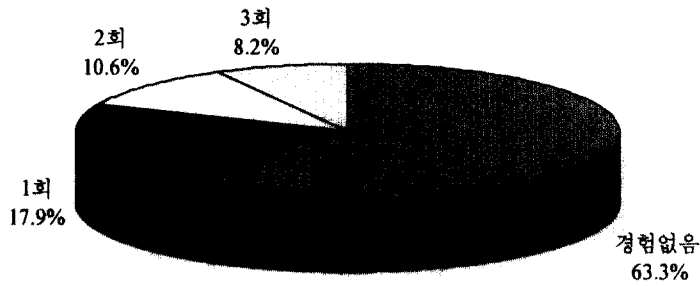
〈표 3〉 빈곤가구와 비빈곤가구의 평균 가구원수

(단위: 명)

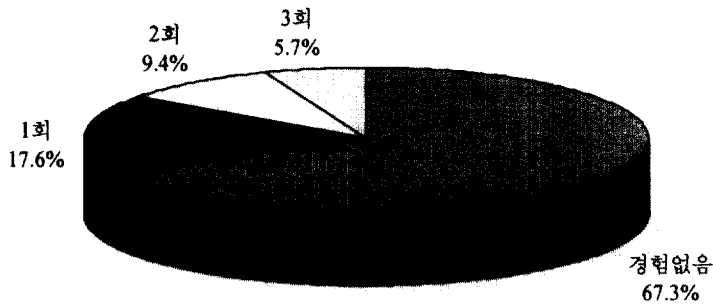
	1차 조사(1998)	2차 조사(1999)	3차 조사(2000)
빈곤가구	3.00(1.48)	3.13(1.58)	2.80(1.43)
비빈곤가구	3.66(1.29)	3.75(1.30)	3.69(1.25)
전 체	3.51(1.36)	3.62(1.39)	3.50(1.34)

주: 괄호 안의 값은 표준편차임.

〈그림 2〉 빈곤상태에 놓인 횟수(1998~2000): 가구수 기준



〈그림 3〉 빈곤상태에 놓인 횟수(1998~2000): 가구원 개인 기준



빈곤상태에 놓여 있는 가구의 비중이 낮다는 점이다. 이는 <그림 2>, <그림 3>과 <표 4>, <표 5>에서 명확하게 발견할 수 있는데 3차에 걸친 조사기간 중 한 번이라도 빈곤에 빠진 가구의 비중은 무려 36.7%나 되지만 줄곧 빈곤상태에 놓여 있던 가구는 8.2%에 지나지 않았다. 특히 <그림 3>과 같이 개인기준으로는 단지 5.7%만이 조사대상 기간 내내 빈곤상태에 놓여 있었다. 이는 외환위기 이후 빈곤을 겪은 대부분의 가구 및 개인들은 일시적인 빈곤상태에 있었던 것으로 일단 가정할 수 있다.

그러나 이러한 기초분석 및 결과에서는 빈곤에의 진입과 이탈을 반복하는 가구 및 개인들을 어떻게 간주할 것인가의 문제가 제기되고 이에 대응하여 항상 빈곤(permanent poverty)의 개념이 일반적으로 사용된다.⁸⁾ 항상빈곤은 장기간에 걸친 평균소득을 기준으로 빈곤여부를 판단하는 것으로 빈곤에의 진입과 이탈을 수시로 반복하더라도 장기간의 평균소득이 빈곤선 이하이면 빈곤가구 또는 개인으로 간주하는 것이다. 패널자료의 분석결과를 3차의 조사라는 짧은 기간에도 불구하고 가구의 17.5%(3,821가구 중 667가구)와 개인의 13.5%(1만 3,543명 중 1,829명)가 항상빈곤 상태에 있었음을 보여주었다. 즉, 1차에서 3차에 걸친 조사에서 조사대상기간중 빈곤을 한 번이라도 경험한 가구의 47.7%와 개인의 41.3%는 항상빈곤을 겪고 있었다. 이러한 분석결과는 외환위기 이후 빈곤경험 가구 및 개인들의 절반 이상은 심각한 경제불황으로 인한 사업부진, 소득감소 또는 실직 등으로 인해 일시적인 빈곤상태에 빠졌을 뿐이라는 점을 암시한다.⁹⁾

외환위기 이후 우리 나라 빈곤의 또 다른 주요 특징은 빈곤에의 진입과 탈출이 매우 활발하다는 점이다. <표 4>와 <표 5>에서 전년도 조사에서 빈곤상태에 놓여 있었던 가구의 절반 이상이 빈곤을 벗어났다. 반대로 전년도 조사에서 비빈곤 상태이던 가구의 11.4% 정도가 다음 번 조사에서는 빈곤에 빠진 것으로 나타나고 있다. 활발한 빈곤의 이동이 외환위기 이후의 심각한 경제불안 및 신속한 회복에 기인하고 있는 것인지 아니면 우리 나라 빈곤의 본원적 특징인지

8) 여기에서 3년의 기간이 항상빈곤을 판단하기에 충분한 기간인가의 의문이 발생한다. 이 문제는 패널자료가 축적되어감에 따라 해결될 것으로 기대된다.

9) 앞에서 언급한 바와 같이 3차에 걸친 조사는 항상빈곤을 파악하기에 짧은 기간이고 따라서 이러한 잠정적 판단은 보다 정밀한 분석과 방증을 필요로 한다.

〈표 4〉 빈곤의 진입과 탈출(1998~1999)

(단위 : %)

		2차 조사(1999)	
		빈곤(787가구)	비빈곤(3,034가구)
1차 조사 (1998)	빈곤(826가구)	53.9	46.1
	비빈곤(2,995가구)	11.4	88.6

〈표 5〉 빈곤의 진입과 탈출(1999~2000)

(단위 : %)

		2차 조사(2000)	
		빈곤(787가구)	비빈곤(3,034가구)
1차 조사 (1999)	빈곤(826가구)	59.3	40.7
	비빈곤(2,995가구)	11.5	88.5

의 여부를 정확하게 판단하기 위해서는 보다 장기간에 걸친 자료의 축적이 전제되어야 할 것이다. 그러나 빈곤의 진입과 이탈이 빈번하다는 사실은 그 원인의 정확한 이해에 근거한 정부의 빈곤대책이 실질적 효과를 거둘 수 있을 가능성을 제시한다.

3. 가구의 특성과 빈곤

1) 가구의 특성과 빈곤율

〈표 6〉은 가구 또는 가구주의 특성에 따라 빈곤율이 어떻게 변화하는지 기초적인 분석결과를 보여주고 있다. 먼저 가구주의 성별에 따라서는 여성가구주의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 높아 1998년도 1차 조사에서 여성가구주 가구의

41.5%가 빈곤상태이었던 것으로 나타나고 있다. 반면 남성가구주 가구는 18.3%만이 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있었다.

가구주의 연령대별로는 연령이 높을수록 빈곤의 위험성이 급격하게 상승하여 60대 이상 가구주 가구의 47.2%가 항상빈곤 상태에 있었으며 젊은 가구주의 가구는 빈곤에 빠지더라도 신속하게 벗어나는 것으로 여겨진다. 이러한 점은 연령이 낮을수록 조사시의 빈곤율과 3회 모두 빈곤율의 격차가 확대되는 것에서 알 수 있다. 가구주의 교육수준에 따라서는 기대와 마찬가지로 학력이 낮을수록 빈곤율이 높고, 가구구성원의 수가 많을수록 빈곤율도 낮아지는 경향을 보이지만 가구원수가 5명을 초과하면 거꾸로 빈곤율이 다소 증가하는 U자 형태를 나타낸다. 가구의 취업자 숫자와 빈곤율과의 관계도 예상과 일치하여 취업자수가 많을수록 빈곤율도 낮아진다. 특히 취업자가 없는 가구의 33.4%는 3년 모두 빈곤상태에 빠져 가구 구성원의 취업여부가 빈곤에 매우 중요한 영향을 미칠 가능성이 제기된다.

거주지역별로는 서울의 빈곤율이 가장 낮은 것으로 나타났으며, 그 다음으로 인천·경기·강원 지역이었다. 반면 대구·경북 지역이나 광주·전라 지역, 그리고 대전·충청 지역의 빈곤율은 상대적으로 높게 조사되었다. 지역별 평균소득 및 분포의 분석은 이러한 현상이 이들 지역의 평균소득이 낮다는 점을 반영하는 것으로 일단 여겨진다.¹⁰⁾

2) 빈곤가구의 특성

빈곤상태에 놓여 있는 가구들이 어떤 특성을 가졌는지 살펴보면 먼저 성별로 여성가구주 가구가 전체빈곤가구의 30% 정도를 차지하여 여성가장 가구의 빈곤문제가 상대적으로 심각함을 알 수 있다. 3년 모두 빈곤가구의 경우 여성가장 가구가 40.4%를 점유하여 이들 가구의 빈곤이 지속적이며 한 번 빈곤상태에 빠지면 벗어나기 어려울 위험성을 제시한다. 여성가장 가구의 취약성은 노인가

10) 1999년의 2차 조사시 소득균등화지수를 반영한 서울지역의 평균소득이 95.7만 원, 인천·경기·강원이 84.2만 원인 것에 비해 대구·경북은 66.1만 원, 대전·충청은 70.0만 원 등으로 나타났다.

〈표 6〉 가구 및 가구의 특성별 빈곤가구의 비중(빈곤율)

구분	빈곤가구의 비중(빈곤율)					3회 모두 비빈곤 가구 비중	전체
	1998	1999	2000	3회 모두 빈곤	항상 빈곤		
• 가구의 성별							
남 성	18.3	17.0	17.3	5.7	13.6	67.3	85.7
여 성	41.5	41.6	44.3	23.0	43.7	39.5	14.3
• 가구의 연령							
30세 미만	10.4	8.9	9.8	0.4	6.4	78.9	6.6
30~39세	13.5	11.6	10.3	3.0	9.0	76.1	26.7
40~49세	16.2	14.4	14.0	3.9	10.3	70.7	27.2
50~59세	18.6	17.5	16.9	5.1	13.3	63.4	20.2
60세 이상	47.4	45.2	47.3	27.0	47.2	30.2	19.4
• 가구의 교육수준							
초등졸 이하	42.2	42.5	43.3	22.1	40.0	35.7	25.8
중졸	22.9	21.1	21.4	6.1	16.8	59.5	15.8
고졸	13.4	12.8	13.2	2.8	9.0	73.5	37.8
전문대졸	11.7	9.1	10.7	4.6	8.1	81.7	5.2
대졸 이상	9.4	6.6	8.4	1.5	4.4	82.3	15.6
• 가구의 원수							
1인	42.6	43.2	48.0	26.0	40.1	41.5	9.7
2인	35.4	34.6	39.6	16.9	35.3	42.3	13.7
3인	20.8	20.5	22.3	5.7	16.8	61.8	19.8
4인	14.9	12.7	11.4	3.8	9.7	74.1	36.8
5인 이상	15.3	17.3	13.6	4.0	9.3	69.9	20.1
• 거주형태							
자가주택	22.1	19.9	20.8	8.0	16.9	62.4	57.5
전세	18.7	17.2	18.4	6.2	14.8	68.5	29.7
월세·기타	26.4	31.2	30.8	13.6	26.2	55.7	12.9
• 가구내 취업자수							
없음	65.6	54.9	63.1	33.4	60.4	12.2	15.7
1명	15.3	17.3	17.3	4.3	11.4	71.0	47.6
2명	10.9	13.2	11.1	2.5	7.9	75.4	29.8
3명 이상	11.5	9.1	8.9	1.2	2.3	75.1	6.8
• 거주지역							
서울	19.3	14.4	15.7	4.5	12.6	68.5	25.5
인천·경기·강원	18.8	17.4	17.9	5.7	13.3	65.9	25.4
부산·경남·울산	20.1	21.2	21.5	8.8	18.3	64.9	20.2
대구·경북	29.9	29.4	29.5	14.2	25.6	52.5	11.5
대전·충청	27.2	28.6	27.0	11.7	12.4	56.3	8.3
광주·전라	23.6	27.1	30.9	13.1	25.0	58.5	9.2

〈표 7〉 빈곤가구의 특성

구분	빈곤 가구				
	1998	1999	2000	9년 모두 빈곤	항상 빈곤
• 가구주의 성별					
남 성	72.5	70.8	69.6	59.6	66.6
여 성	27.5	29.2	30.4	40.4	33.4
• 가구주의 연령					
30세 미만	3.2	1.9	1.4	0.3	2.4
30~39세	16.7	14.4	11.9	9.9	13.8
40~49세	20.3	19.6	18.9	13.1	16.0
50~59세	17.3	17.8	16.8	12.5	15.3
60세 이상	42.5	46.4	51.1	64.1	52.5
• 가구주 교육수준					
초등졸 이하	50.2	53.1	52.2	69.6	59.1
중졸	16.7	16.1	15.8	11.9	15.1
고졸	23.5	23.5	23.3	12.8	19.5
전문대졸	2.8	2.3	2.6	2.9	2.4
대졸 이상	6.8	5.0	6.1	2.9	3.9
• 가구원수					
1인	19.0	18.2	21.7	30.8	22.2
2인	22.4	21.2	25.5	28.2	27.6
3인	19.0	18.7	20.5	13.8	19.0
4인	25.4	23.0	20.1	17.3	20.5
5인 이상	14.2	18.9	12.3	9.9	10.6
• 거주형태					
자가주택	58.6	56.5	57.4	56.1	55.5
전세	25.7	23.9	24.6	22.4	25.2
월세·기타	15.7	19.6	18.0	21.5	19.3
• 가구내 취업자수					
없음	47.7	37.9	43.9	64.4	54.4
1명	33.7	37.1	35.8	25.3	31.2
2명	15.0	21.5	16.8	9.3	13.5
3명 이상	3.6	3.6	3.6	1.0	0.9
• 거주지역					
서울	22.8	17.7	18.3	14.0	18.3
인천·경기·강원	22.1	21.6	21.7	17.6	19.4
부산·울산·경남	18.8	20.7	20.2	21.8	21.2
대구·경북	15.9	16.3	15.8	19.9	16.8
대전·충청	10.4	11.3	10.3	11.9	11.1
광주·전라	10.1	12.5	13.7	14.7	13.2

구에서도 마찬가지로 발견된다. <표 7>에서 빈곤가구의 40% 이상은 가구주 연령이 60세 이상이고, 특히 3년 모두 빈곤가구의 64.1%가 노인가구이다. 학력별로는 초등학교 졸업 이하의 저학력 가구에, 취업자수의 측면에서는 취업자가 없는 미취업 가구에 빈곤가구들이 집중되어 있는 사실이 발견된다. 지역별로는 경기·강원 이남 지역에 항상빈곤가구의 60% 이상이 분포되어 지역적 불균등이 감지되고 있다.

IV. 貧困의 原因에 對한 計量分析의 結果

1. 빈곤의 정태적 결정요인

빈곤가구의 특성을 체계적으로 이해하고 빈곤의 원인을 규명하기 위한 노력으로 이 장에서는 먼저 빈곤에 빠질 위험확률을 정태적으로 계량분석하고 있다. 추정모형의 종속변수로는 ① 세 차례의 패널조사 동안 최소한 한 번 이상의 빈곤경험 여부(yes=1, no=0), ② 3년 모두 빈곤경험 여부, ③ 항상빈곤(permanent poverty) 여부의 세 가지로 설정하고, 이에 대한 설명변수로는 세 추정모형 공히 '가구주의 성별', '가구주의 연령', '가구주의 교육기간(년)', '3회 평균 가구원수', '거주지역' 등의 인구학적 변수들과 함께 '가구 순자산' 및 '취업자수'를 사용하였다.¹¹⁾

단순로짓 추정모형을 이용하여 빈곤상태에 빠질 확률을 추정한 결과는 <표 7>에 나타나 있는데, 어떤 종속변수를 사용하는가와 별다른 관계없이 세 추정모형은 매우 유사한 결과를 보이고 있다. 앞의 기초분석결과와 마찬가지로 가구주가 여성이고 연령이 많을수록, 가구주의 학력수준이 낮고 가구원수가 많을수록 빈곤상태에 놓일 확률이 높아지는 반면, 순자산(net asset)과 취업자수는 반대로

11) 여기에서 '가구 순자산'은 부동산, 금융자산 등의 보유 자산에 부채를 제외한 값으로 가구의 자산소득 규모를 설명하는 변수이며, '취업자수'는 가구의 근로소득 규모를 나타내는 변수로 사용되었다.

〈표 8〉 빈곤의 정태적 결정요인(1998~2000): 로짓추정

	회귀계수		
	모형 1 1회 이상 빈곤 (yes=1)	모형 2 2회 이상 빈곤 (yes=1)	모형 3 정상 빈곤 (yes=1)
가구주 성별(1: 남성, 2: 여성)	0.22788(1.684)***	0.3551(1.739)***	0.33142(2.099)**
가구주 연령	0.04271(10.524)*	0.04319(5.934)*	0.03678(7.004)*
가구주 교육기간(년)	-0.12270(-9.773)*	-0.09571(-4.531)*	-0.13133(-7.957)*
가구원수(3년 평균)	0.15534(4.017)*	0.21004(2.904)*	0.19261(3.708)*
순자산(1999년, 2000년 평균)	-0.00003(-6.918)*	-0.00006(-5.271)*	-0.00008(-8.766)*
취업자수(3년 평균)	-1.16531(-16.394)*	-1.82519(-11.729)*	-1.79399(-16.188)*
거주지역 dummy(서울 기준)			
인천·경기·강원	-0.19999(-0.169)	-0.22376(-0.845)	-0.24735(-1.390)
부산·울산·경남	-0.26402(-2.112)**	0.16085(0.635)	-0.08269(-0.466)
대구·경북	0.40016(2.777)*	1.03268(3.917)*	0.66003(3.418)*
대전·충청	0.04006(0.232)	0.17027(0.498)	0.23311(0.988)
광주·전라	-0.03037(-0.192)	0.40499(1.372)	0.25674(0.239)
상수항	-0.38213(-0.980)	-3.15585(-4.187)*	-0.84906(-1.606)
LR chi ²	970.80	631.12	1059.73
Pseudo R ²	0.2147	0.3533	0.3467

주: 1) 괄호 안은 z-값임.

2) '*'는 1%, '**'는 5%, '***'는 10% 수준에서 유의함을 표시함.

빈곤확률을 낮추는 긍정적 기능을 하고 있다.

〈표 8〉의 두 번째 행과 세 번째 행의 회귀계수값을 상호 비교하면 가구주가 여성이고 연령이 높을수록 세 번 모두 빈곤상태에 놓이게 될 확률이 상대적으로 높은 것을 알 수 있다. 이는 앞에서 언급한 것처럼 여성가장 가구와 노인가구의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 높을 뿐만 아니라 빈곤의 지속화·영구화 현상이 이들에게 일어날 가능성이 크다는 점을 시사한다. 취업자수에 대한 회귀계수의 추정치도 <모형 1>에서는 -1.16531이었으나 <모형 2>에서는 그 값이 -1.82519로 0.65988의 커다란 차이가 발생하였다. 이는 취업자가 없는 미취업가구의 경우 빈곤이 지속될 위험성이 높으며, 이들 가구들이 빈곤으로부터 탈출

하기 위해서는 일자리 마련이 핵심적이라는 점을 암시한다.

앞의 기초 분석결과는 빈곤율이 지역에 따라 상당한 격차가 있음을 지적하고, 경인 및 강원도 지역의 빈곤율이 상대적으로 낮다는 점을 보여주었다.¹²⁾ 그러나 지역간 인구특성 차이를 조정한 이후 지역별 빈곤율을 분석한 <표 8>의 추정 결과에 따르면 대구·경북 지역을 제외하고는 빈곤위험성이 서울에 비해 높지 않다. 다만 대구·경북 지역만이 통계적으로 유의하게, 서울과 비교하여 빈곤위험성이 높은 특징을 보이고 있다.

이러한 현상의 원인에 대해 <표 9>의 추정결과들은 하나의 설명을 제시한다. 1999년도의 제2차 패널조사시 가구의 빈곤여부를 종속변수로 하여 로짓추정한 결과인 <표 9>에서 설명변수에 「주(週) 평균 가구근로소득」 및 「가구의 경제활동상태」 가변수(dummy variables)들이 추가됨에 따라 대구·경북 지역의 회귀계수 추정치의 절대값이 하락하였을 뿐만 아니라 통계적 유의성을 상실하였다. <표 9>에서 설명변수로 사용된 「주 평균 가구근로소득」은 조사 대상기간 중 취업한 경험이 있는 모든 가구원을 대상으로 가구원들의 가구 근로소득에 대한 기여도를 나타내는 척도이다.¹³⁾ 대구·경북 지역이라는 설명변수의 설명력을 「주 평균 가구근로소득」이 잠식한 이러한 결과는 지역적 격차가 「주 평균가

12) <그림 2>와 같이 종속변수의 값이 0(빈곤경험 없음), 1(1회 경험), 2(2회 경험) 및 3(3회 경험)의 네 가지 값을 지니는 다항로짓모형의 추정결과는 <부표 1>에 나타나 있다.

13) 1년의 분석대상기간 동안 많은 개인들은 직장을 이동하거나 또는 실업과 취업 사이를 이동하였을 것이다. 빈곤이 유량(flow) 개념인데 비해 설명변수로 사용되는 대부분의 변수들은 저장(stock) 개념인 한계가 있다. 예를 들어, 조사시점에서 실업상태인 개인이라 할지라도 이들의 상당수는 1년 동안 취업을 하였을 것이고, 가계에 기여하였을 것이다. 따라서 조사시점의 가구 및 가구원 상태를 기준으로 빈곤여부를 설명하는 것은 근본적인 한계에 부딪친다. 더불어 절반에 가까운 가구들이 복수의 취업자를 가지고 있는 현실에서 가구의 경제활동상태만을 기준으로 빈곤을 설명하는 것도 한계가 있다. 이와 같은 문제를 해결하는 한 가지의 방법으로 여기에서는 「주 평균 가구근로소득」이라는 개념을 도입하였다.

이 개념은 먼저 한 가구원이 1년 동안 가구의 근로소득(자영업자의 경우 사업소득)에 기여한 정도를 주 단위로 파악하고 이의 평균치를 구한다. 다음으로는 모든 가구원에 대해 이를 계산한 다음, 가구원 모두를 합산한다. 이러한 과정을 거쳐 측정된 「주 평균 가구근로소득」은 분석대상기간 동안 ① 취업한 가구원수, ② 취업기간, ③ 주당 임금수준에 의해 결정된다. 이 중 1년 동안 임금수준의 변화는 그렇게 크지 않을 것이며, 취업한 가구원수 또한 육아, 가사, 학교 등 경제외적인 요인들에 의해 크게 영향받기 때문에 취업기간이 가장 중요한 이의 결정요인으로 이해될 수 있다.

〈표 9〉 1999년 2차 조사의 빈곤 결정요인: 로짓추정

	종속변수(0: 비빈곤, 1: 빈곤)	
	모형 1	모형 2
가구주 성별(1: 남성, 2: 여성)	0.1327(0.963)	-0.1548(-0.907)
가구주 연령	0.0284(6.475)*	0.0084(1.429)
가구주 교육기간(년)	-0.1265(-9.279)*	-0.1033(-6.036)*
가구원수(3년 평균)	0.0853(2.305)**	0.3192(6.842)*
순자산(1999년, 2000년 평균)	-0.00004(-5.997)*	-0.00003(-4.188)*
취업자수(3년 평균)	-0.7043(-11.077)*	0.0120(0.127)
거주지역 dummy(서울 기준)		
인천·경기·강원	0.0271(0.187)	-0.2749(-1.541)
부산·울산·경남	0.0338(0.228)	-0.1837(-0.993)
대구·경북	0.4908(3.018)*	0.1241(0.627)
대전·충청	0.3242(1.651)***	-0.1513(-0.637)
광주·전라	0.2025(1.129)	0.0026(0.012)
가구주 경제활동 dummy(미취업 기준)		
정규직 임금근로	-	-0.5425(-2.632)*
비정규직 임금근로	-	0.2918(1.560)
자영업	-	0.1611(0.929)
주(週) 평균 가구근로소득	-	-0.1096(-17.946)*
상수항	-1.0709(-2.475)**	0.3108(0.559)
LR χ^2	656.89	1043.14
Pseudo R^2	0.1874	0.3574

주: 1) 괄호 안은 z-값임.

2) '*'는 1%, '**'는 5%, '***'는 10% 수준에서 유의함을 표시함.

가구근로소득」으로 설명될 수 있다는 점과 더불어 취업기간, 임금수준 등이 빈곤에 미치는 영향력의 깊이를 보여준다.¹⁴⁾ 즉, 대구·경북 지역의 높은 빈곤위험성은 결국 지역간 임금수준의 차이, 고용량(또는 실업률)의 차이로 설명될 수 있다.¹⁵⁾

14) 빈곤의 위험성에 「주 평균 가구근로소득」이 미치는 중요성은 R^2 값이 0.1874에서 0.3574로 크게 도약한데에서도 찾아볼 수 있다.

15) 이러한 설명에도 불구하고 본 연구에서는 그 원인을 정확하게 파악할 수 없는 한계점이

2. 빈곤의 동태적 이행의 원인분석

한국노동패널조사는 비록 짧은 기간이기는 하지만 빈곤에의 진입과 이탈에 관련된 정보를 제공하고 있다. 제Ⅳ절의 분석과 같이 1999년도에 빈곤상태에 놓여 있었던 가구의 40.7%는 2000년도에 빈곤을 벗어난 반면, 1999년도에 빈곤이 아니었던 가구의 11.5%는 다음 연도에 빈곤으로 진입하여 상당히 활발한 동태적 이행과정을 보여주고 있다. 이러한 이행의 원인이 무엇인가에 대한 이해를 위해 본 논문에서는 두 조사기간 사이의 인구·경제적 변화를 측정하기 위하여 「가구원수의 변화」¹⁶⁾, 「가구 순자산의 변화」, 「가구 취업자수의 변화」, 「주 평균 가구근로소득의 변화」의 네 가지 지표를 이용한 모형을 설정하고, 이를 추정하였다.

〈표 10〉의 두 번째 행은 1999년도에 빈곤선 위에 위치하였던 가구들(2,995가구)만을 대상으로, 2000년도에 빈곤으로 떨어졌으면 '1'의 값을, 아니면 '0'의 값을 부여한 종속변수의 모형을 로짓추정방식으로 추정한 결과를 보여주고 있다. 추정결과는 가구주가 여성이고 연령이 많을수록, 저학력 가구일수록 빈곤에 떨어질 위험성이 높다는 점과 함께 '주 평균 가구근로소득' 및 '가구 순자산 규모'가¹⁷⁾ 증가할수록 빈곤에서 벗어나 있을 가능성이 높다는 결과를 보여주고 있다. 그러나 가구원수의 변화는 빈곤으로의 진입확률에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 이는 〈표 10〉의 세 번째 행의 빈곤탈출 확률의 추정결과에서도 마찬가지로 발견되고 있다.¹⁸⁾

있으며, 향후 지역의 균등발전이라는 측면에서 정확한 원인에 대한 추가적 논의가 요구된다.

- 16) 이외에도 인구학적 변화로는 가구주의 변화, 교육수준의 변화, 거주지역의 변화 등이 있을 것이다. 그러나 이러한 변화가 발생한 가구는 매우 적어 추정결과에 영향을 미치지 못할 것으로 판단되었다. 또한 가구원수의 증감 원인에 대해서도 분가, 출산, 사망, 결혼 등의 다양한 사유가 있지만 추정모형에서는 이에 대한 고려를 하지 않았다.
- 17) 순자산 규모의 변화가 빈곤의 원인인가 아니면 빈곤의 결과인가 하는 논의가 제기될 수 있다.
- 18) 〈표 10〉의 세 번째 행은 1999년도 조사시 빈곤상태이었던 가구들(826가구)만을 대상으로 2000년도에 빈곤에서 벗어났으면 '1'의 값을, 계속 머물러 있으면 '0'의 값이 부여된 종속변수를 사용한 계량모형의 추정결과이다.

〈표 10〉 빈곤 진입과 탈출의 동태적 결정요인(1999~2000): 로짓추정

	종속변수	
	빈곤진입(yes=1)	빈곤탈출(yes=1)
가구주 성별(1: 남성, 2: 여성)	0.7794(4.290)*	-0.0709(-0.264)
가구주 연령	0.0296(4.526)*	-0.0235(-2.463)**
가구주 교육기간(년)	-0.0674(-3.588)*	0.0361(1.280)
거주지역 dummy(서울 기준)		
인천 · 경기 · 강원	0.2116(1.117)	-0.1914(-0.572)
부산 · 울산 · 경남	-0.0573(-0.281)	-0.3457(-1.034)
대구 · 경북	0.3988(1.759)***	-0.6045(-1.783)***
대전 · 충청	-0.2467(-0.773)	-0.9502(-2.309)**
광주 · 전라	0.1421(0.575)	-0.9311(-2.345)**
가구원수의 변화	0.1170(1.211)	-0.1329(-1.205)
가구 순자산의 변화	-0.00001(-1.890)***	0.00005(2.454)**
가구내 취업자수의 변화	0.2146(2.121)**	-0.3525(-2.383)**
주(週) 평균 가구근로소득의 변화	-0.0255(-8.068)*	0.0719(7.090)*
상수항	-3.8432(-6.974)*	0.9437(1.149)
LR χ^2	182.76	148.49
Pseudo R^2	0.1004	0.2052

주: 1) 괄호 안은 z-값임.

2) '*'는 1%, '**'는 5%, '***'는 10% 수준에서 유의함을 표시함.

또 한 가지의 특징적 사실은 예상과 달리 가구의 취업자수가 증가하면 빈곤 진입의 위험성이 높아진다는 추정결과이다. 이에 대한 하나의 설명은 이 기간 중 취업자수 증가의 상당부분이 '부가노동자효과'이었을 가능성이다. 즉, 가구의 주소득원이 실직하거나 소득감소를 겪을 때, 줄어든 소득의 보전을 위해 주부, 학생 등이 노동시장에 진출하여 취업하였으나 이로부터 얻어지는 소득이 주소득원의 소득감소폭을 상쇄하지 못하여 가구 전체가 빈곤화한다는 가설이다.

빈곤진입의 위험성에 대한 추정결과는 곧장 빈곤탈출 가능성에 대한 추정결과와 연결될 수 있다. 〈표 10〉의 세 번째 행의 빈곤탈출 확률에서 남성가구주 가구의 빈곤탈출 가능성이 상대적으로 높게 추정되었지만 통계적 유의성을 지니지 못한다. 이는 가구주의 학력에 따른 빈곤탈출 확률에서도 발견되고 있다.

V. 결론 및 정책제언

본 연구에서는 한국노동패널조사의 제1차 연도~제3차 연도의 자료를 이용하여 우리 나라 도시지역 가구 및 개인들의 빈곤율과 빈곤가구의 특징, 빈곤의 동태적 이행과정 등을 분석하였다. 여기에서 사용된 빈곤의 개념은 가구균등화 지수로 조정된 가구소득이 중간값의 50%에 못 미치는 가구를 빈곤가구로, 그에 속한 개인을 빈곤개인으로 정의하고 있다.

외환위기 이후 우리 나라 빈곤의 특징으로 첫째, 20% 정도의 가구들이 매년 빈곤상태에 놓여 있다는 점이다. 이에 따라 OECD국가들, 특히 유럽국가들과 비교하여 빈곤가구 및 개인의 비중이 높은 편이다. 둘째, 경기적 요인에 의한 일시적 빈곤가구의 비중이 높고, 셋째, 빈곤으로의 진입과 이탈이 활발하다는 점을 들 수 있다. 또한 지역별로 상당한 수준의 빈곤률 격차를 확인할 수 있었다. 이러한 기초분석 결과는 우리 나라 빈곤문제의 해결 가능성이 높다는 긍정적인 측면이 있지만 한편으로는 적어도 외환위기 이후 빈곤의 위험에 노출되어 있는 가구 및 개인들의 비중이 상당히 높다는 점을 보여주고 있다.

더불어 빈곤으로의 진입과 탈출이 활발하다고 하지만 여성가장 가구나 노인 가구의 경우에는 빈곤에 빠질 위험성이 매우 높을 뿐만 아니라 한 번 빈곤상태에 놓이면 지속화·고착화되는 경향이 발견된다. 이에 따라 이들 취약계층에 대한 보호와 지원의 필요성이 다시 한 번 강조된다. 로짓모형을 이용하여 종합적으로 분석한 결과도 자료의 기초분석 결과와 거의 유사하다.

빈곤의 동태적 이행과정을 파악하기 위해 로짓모형을 설정하여 추정한 결과 빈곤의 진입과 탈출에 '주 평균 가구근로소득'과 '순자산 규모'의 변화가 결정적이며, 특히 '주 평균 가구근로소득'의 증가가 빈곤의 탈출에 매우 중요한 요인인 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 단순한 소득지원정책보다는 고용연계형 복지정책이 빈곤해결에 핵심적이라는 사실을 다시 한 번 강조하고 있다. 특히, '주 평균 가구근로소득'이 임금수준, 고용기간 및 가구내 취업자수에 의해 결정된다는 점을 감안할 때, 지속적인 일자리 창출과 고용의 질적 향상 노력이 빈곤 해결에 중요하다.

본 연구의 여러 가지 한계점들 중 패널데이터의 시계열이 짧아 duration analysis를 할 수 없었던 점이 아쉬움으로 남는다. 또한 개인근로자 데이터와 가구데이터의 연계방법, 소득과 같은 유량데이터와 취업상태와 같은 저장데이터의 효율적 연결 등의 측면에서 본 연구는 어려움을 보이고 있다. 그러나 외환위기 이후 우리 나라의 빈곤은 그 역동적 모습에도 불구하고 상당히 심각한 수준인 것으로 여겨지며, 이의 해결에 기여한다는 측면에서 향후 지속적인 연구가 수행되어야 할 것이다.

〈부 록〉

〈부표 1〉 Multinomial logit을 사용한 빈곤모형의 추정(1998~2000)

	종속변수(3년간 빈곤 횟수-비빈곤 가구 기준)		
	1회 빈곤	2회 빈곤	3회 모두 빈곤
가구주 성별(1: 남성, 2: 여성)	0.1617(1.027)	0.1217(0.645)	0.4164(1.862)***
가구주 연령	0.0378(8.141)*	0.0388(6.422)*	0.0678(8.699)*
가구주 교육기간(년)	-0.0883(-6.249)*	-0.1704(-9.062)*	-0.1811(-7.835)*
가구원수(3년 평균)	0.0989(2.225)**	0.2403(4.162)*	0.3106(4.055)*
순자산(1999년, 2000년 평균)	-0.00001(-3.801)*	-0.0001(-7.905)*	-0.0001(-8.500)*
취업자수(3년 평균)	-0.7593(-9.642)*	-1.6392(-13.988)*	-2.5768(-15.260)*
거주지역 dummy(서울 기준)			
인천 · 경기 · 강원	0.0348(0.265)	-0.1574(-0.826)	-0.2503(-0.907)
부산 · 울산 · 경남	-0.2882(-2.020)**	-0.3176(-1.608)	-0.0237(-0.089)
대구 · 경북	0.2474(1.496)	0.4135(1.871)***	1.2185(4.347)*
대전 · 충청	-0.2485(-1.179)	0.4545(1.871)***	0.3221(0.904)
광주 · 전라	-0.1898(-1.026)	0.1215(0.507)	0.4291(1.369)
상수항	-1.3381(-2.986)*	-0.3901(-0.663)	-2.3324(-2.935)*
LR chi ²	1393.22		
Pseudo R ²	0.1976		

주: 1) 괄호 안은 z-값임.

2) '*'는 1%, '**'는 5%, '***'는 10% 수준에서 유의함을 표시함.

▣ 참고 문헌 ▣

1. 권순원·고일동·김관영·김선웅, 『분배불평등의 실태와 주요정책과제』, 한국개발연구원, 1992.
2. 김대모·안국신, 『한국의 소득분배 및 그 결정요인과 분배문제에 대한 국민의 의식구조』, 1987.
3. 김진욱, “가계의 소비지출 비교: 가계 특성에 의거한 균등화지수를 중심으로”, 한국국제경제학회 동계학술대회, 1996.
4. 문형표·유경준, “실업·복지대책의 향후과제: 생산적 복지를 중심으로”, 『KDI 경제포럼』, 제146호, 1999.
5. 박성준, “금융위기 이후의 소득 불균등에 대한 연구”, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 한국노동경제학회, 2000, pp. 61~79.
6. 박순일 외, 『최저생계비 계측조사』, 한국보건사회연구원, 1994.
7. 박순일·최현수·강성호, 『빈곤격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원, 2000.
8. 박찬용·김진욱·김태완, 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』, 한국보건사회연구원, 1999.
9. 안국신, “한국의 경제발전과 소득분배”, 『경제발전연구』, 제1권, 한국경제발전학회, 1995, pp. 53~76.
10. 안창수 외, 『최저생계비 계측조사 연구』, 한국보건사회연구원, 1989.
11. 유경준, 『임금소득 불평등도의 변화요인 분석』, 한국노동연구원, 1998.
12. 이정우·이성림, “경제위기와 빈부격차: 1997년 위기 전후의 소득분배와 빈곤”, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 2001, pp. 78~107.
13. 이정우·황성현, “한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향”, 『KDI정책연구』, 제20권 제1·2호, 1998, pp. 153~230.
14. 정진화·남기곤, “경제위기 이후 소득 및 소비구조의 변화”; 윤진호·유철규 편, 『구조조정의 정치경제학과 21세기 한국경제』, 풀빛, 2000, pp. 323~350.
15. 정진호·최강식, 『임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석』, 한국노동연구원, 2001.

16. 주학중, 『韓國의 所得分配와 決定要因』, 한국개발연구원, 상권(1979), 하권 (1982).
17. 현진권 · 강석훈, “한국 소득분배의 국제비교”, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, 1998, pp. 145~167.
18. Bane, M. J. and D. Ellwood, “Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells,” *The Journal of Human Resources*, Vol. 21, No. 1, 1986, pp. 1~23.
19. Coe, R. D., “Dependency and Poverty in the Short and Long Run,” in *5000 American Families: Patterns of Economic Progress*, Vol. 6, (ed.), in G. J. Duncan, J. N. Morgan and A. A. Mich, Institute for Social Research, 1978.
20. _____, Duncan, G. J. and M. S. Hill, “Dynamic Aspects of Poverty and Welfare Use in the United States,” Paper Presented at Conference on Problems of Poverty, Clark University, 1982.
21. Duncan, G. J., *Years of Poverty Years of Plenty*, in A. A. Mich, Institute for Social Research, 1984.
22. Forster, M. F., “Measurement of Low Incomes and Poverty in a Perspective of International Comparisons,” *Labour Market and Social Policy Occasional Papers* No. 14, OECD, Paris, 1994.
23. Hill, N. S., “Some Dynamic Aspects of Poverty,” in *5000 American Families: Patterns of Economic Progress*, Vol. 9, (ed.), in M. S. Hill, J. N. Morgan and A. A. Mich, Institute for Social Research, 1981.
24. Kim, D. I. and R. H. Topel, “Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea’s Industrialization, 1970~1999,” in R. B. Freeman and L. F. Katz (ed.), *Differences and Changes in Wage Structures*, 1995, pp. 227~264.
25. Levy, F., “How Big is the American Underclass?” *Working Paper* 0090-1, Washington D. C.: The Urban Institute, 1977.
26. Lillard, L. A. and R. J. Willis, “Dynamic Aspects of Earning Mobility,” *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp. 985~1012.
27. OECD, “Money Too Tight to Mention: Poverty Dynamics in OECD Countries,” in *Employment Outlook 2001*, Forthcoming, 2001.
28. Rainwater, L., “Persistent and Transitory Poverty: A New Look,” *Working Paper* 70, Cambridge, Mass.: Joint Center for Urban Studies, 1982.

29. Stevens, A. H., "Persistence in Poverty and Welfare," *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 84, No. 2, 1994, pp. 34~37.