

경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석¹⁾

황 덕 순*

본 연구는 1998~2000년의 분기별 도시가계조사자료를 패널데이터로 연결하여 1997년말 이후 경제위기 기간의 빈곤의 동태적 추이와 결정요인에 대해 분석하였다. 절대빈곤의 추이를 보면 1999년 초까지 증가하다가 감소하고 있는 반면 소득분배와 상대빈곤은 경제위기 이전에 비해 급격히 악화된 이후 별로 개선되지 않고 있다. 가구의 빈곤 여부에 영향을 미치는 중요한 변수들은 가구유형, 가구주 연령, 가구주의 교육수준 및 직종, 가구원수 및 취업가구원수 등이며 빈곤 여부와 빈곤으로부터의 탈출 및 빈곤으로의 진입에 가장 중요한 영향을 미치는 변수는 취업가구원수이다. 정책적 시사점으로는 가구내 근로능력자들의 취업기회를 확대하는 것이 빈곤으로의 진입을 억제하고 빈곤으로부터의 탈출을 촉진하는 가장 중요한 정책수단이라는 점, 여자 가구주 및 고령자의 경제활동참여를 촉진하는 특성화된 정책이 필요하다는 점, 세대간 빈곤의 재생산을 막기 위해서는 중등교육 이상의 교육을 받을 수 있는 기회를 확대하는 것이 필요하다는 점을 발견하였다.

핵심용어: 절대빈곤, 상대빈곤, 빈곤으로의 진입과 탈출, 가구주 특성, 취업가구원수

I. 머리말

본 연구의 목적은 경제위기 이후의 빈곤의 동태적 추이를 분석하고, 빈곤으로의 진

투고일: 11월 19일, 심사의뢰일: 11월 19일, 심사완료일 11월 30일.

* 한국노동연구원 부연구위원

- 1) 본 논문의 초고는 한국노동연구원의 2001년 9월 노동시장 콜로키움에서 발표되었다. 당시 참석자들의 논평 및 익명의 심사자들의 논평이 초고의 여러 가지 미비한 점 및 오류들을 개선하는 데 큰 도움이 되었다. 유익한 논평을 해주신 참가자들에게 감사드린다.

입 및 탈출을 결정하는 요인이 무엇인지에 대해 분석하는 것이다. 1997년말 외환금융 위기 이후 실업이 급증하면서 소득분배가 악화되고 빈곤계층이 크게 증가하였다. 일각에서는 빈곤계층이 1,000만에 이른다는 분석이 제기되기도 하였다.

빈곤의 심각성에 대한 사회적 공감대가 확산되었음에도 불구하고, 빈곤의 동태적인 추이와 결정요인에 대한 분석을 통해서 빈곤의 원인을 파악하고, 이를 극복하기 위한 정책을 제시한 연구는 많지 않다. 빈곤의 동태적인 변화에 대한 기존의 실증연구로는 다음의 몇 가지를 찾을 수 있을 뿐이다. 경제위기 이전의 것으로는 자활보호대상자에 대한 실태조사 자료를 이용한 강철희(1997)와 박병현(1997)의 빈곤기간에 관한 연구가 있고, 이원익(1999)도 대우패널 자료를 사용하여 빈곤기간에 대해 분석하였다. 최근에는 박순일·최현수·강성호(2000)가 도시가계조사 자료를 이용하여 빈곤의 추세 및 결정요인과 빈곤으로의 진입·탈출 및 빈곤기간에 관해 포괄적으로 연구하였고, 김재호·김승택(2001)은 한국노동연구원의 패널조사(KLIPS) 자료를 이용하여 빈곤의 결정요인과 동태적인 이행에 관한 분석을 수행하였다.

이렇게 선행연구가 많지 않은 이유는 무엇보다 자료의 제약 때문이다. 전국적인 빈곤의 실태를 파악할 수 있는 자료가 드물 뿐만 아니라, 빈곤의 추이를 동태적으로 분석하는 데는 많은 어려움이 따르기 때문이다. 본 연구도 자료상의 제약으로부터 자유롭지 않다. 따라서 기존의 공식 통계자료를 최대한 활용하여, 빈곤의 추이에 대해 가능한 한 정확한 양태를 파악하고, 이에 근거해서 정책적인 함의를 모색해 보고자 한다. 본 연구에서 사용하는 자료는 도시가계조사의 원자료이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서 자료의 특성 및 가공 절차를 설명한다. 제Ⅲ장에서는 빈곤의 개념 및 측정기준에 대해 정리하고, 도시가계조사 원자료를 이용하여 외환위기 이후 3년간의 빈곤의 실태와 추이에 대해 정태적으로 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 도시가계조사 자료를 패널로 연결하여, 빈곤의 동태적인 추이를 살펴보고, 빈곤으로의 진입 및 탈출을 결정하는 요인에 대한 분석을 수행하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구 결과를 요약하고, 정책적인 함의를 제시한다.

Ⅱ. 자료의 특성 및 처리 절차

본 연구에서 사용하는 자료는 1998~2000년 3개년간의 도시가계조사 원자료이다.²⁾

2) 도시가계조사 자료가 빈곤에 대한 분석을 수행할 수 있는 중요한 자료임에도 불구하고, 자료가

도시가계조사는 통계청이 매월 조사하여 분기별로 발표하는 대표적인 소비 및 소득 실태에 관한 자료이다. 이 자료 이외에도 소득이나 소비와 관련된 자료들이 있으며, 각각 나름대로 조사 범위와 조사 내용에서 장단점이 있다. 이에 대해서는 정진호·최강식(2001)에 잘 정리되어 있다. 도시가계조사의 경우 도시지역에 거주하는 가구 가운데 가구원수가 2인 이상인 5,000여 가구를 표본추출하여 소득 및 소비 실태를 조사한다. 따라서 우선 농어촌지역과 단신가구가 제외되어 있다는 한계를 갖는다. 또한 소득의 경우 가구주가 근로자인 가구(이하 ‘근로자가구’)만 조사되기 때문에 가구주가 자영업자(이하 ‘자영업자가구’)이거나, 무직자인 경우(이하에서 가구주를 포함해서 가구내에 취업자가 아무도 없는 경우는 ‘무업가구’로 부름)는 소득이 파악되지 않는다는 한계가 있다.

본 연구에서는 빈곤의 동태적인 추이를 분석하기 위해 도시가계조사의 월별 조사자료를 분기별 자료로 전환하고, 이 분기별 자료를 가구번호를 이용하여 패널데이터로 연결하여 분석한다. 이 과정에서 표본에 포함되어 있는 원자료 가운데 매월 조사되지 않은 가구들은 분석에서 제외된다.³⁾ 우선 분기별 자료(이하 ‘분기자료’)로 전환하는 과정에서 해당 분기의 3개월간 모두 조사가 이루어지지 않은 가구가 제외되고, 두 개 분기를 연결한 자료(이하 ‘분기연결패널’)를 이용할 때에는 연속되는 6개월간 모두 조사되지 않은 자료가 제외된다. 한편 본 논문에서 직접 다루지는 않았지만 빈곤기간에 대한 분석을 수행하는 데에는 3년간의 12개 분기를 연결한 자료(이하 ‘전체연결패널’)의 경우에는 36개월간 모두 조사된 자료가 필요하다.⁴⁾

이러한 자료의 가공 및 연결 과정에서 상당수의 자료들이 누락된다. 각 분기별 ‘분기자료’, ‘분기연결패널’, ‘전체연결패널’의 표본가구수는 <부표 1>에 제시되어 있다. 전체적으로 보면 분기별 평균 표본가구수는 ‘분기자료’가 3,839가구, ‘분기연결패널’이 3,437가구, ‘전체연결패널’이 1,475가구이다. 따라서 ‘분기연결패널’의 가구수는 ‘분기자료’의 89.5%이고, ‘전체연결패널’의 경우는 38.4%에 불과하다.

이러한 자료의 누락 때문에 패널로 연결된 자료를 이용한 기술통계량 등 기술적 분

복잡하여 다루기 어려울 뿐만 아니라 아직까지 이를 이용한 연구가 충분히 이루어지지 않았다. 따라서 여기에서는 자료의 특성 및 처리방법에 대해 좀더 자세히 설명하고자 한다.

- 3) 통계청에서는 매월 조사에서 누락되는 가구 때문에 발생하는 대표성의 문제를 완화하기 위해 자료를 복제하는 방식을 사용하고 있다. 따라서 자료를 처리하는 과정에서 복제된 자료를 제거하고 분석하였다. 또한 자료의 복제방식이 1998년, 1999년과 2000년도에 차이가 있기 때문에 이를 고려하였다. 1998년, 1999년도에는 조사된 가구번호에 조사된 가구의 값을 복제하여 추가하였고, 2000년도에는 조사되지 않은 가구번호에 조사된 가구의 값을 복제하여 추가하였다.
- 4) 전체연결패널을 이용한 빈곤기간 분석에는 여러 가지 어려움이 따르는데 이에 대해서는 2001년 9월 노동시장 콜로키움 발표문을 참고할 것.

석의 경우 원자료를 대표하지 않는다는 한계를 갖게 된다.⁵⁾ 세 종류의 자료에 대해 가구유형별 분포를 비교해 보면, 표본으로부터의 누락은 자영자가구보다는 근로자가구와 무업가구에서 약간 더 크다는 점을 확인할 수 있다(부표 2). 또한 뒤에서 생성한 상대빈곤율을 각 자료별로 보면, 빈곤계층에서 약간 더 표본이탈이 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 그러나 그 정도는 그다지 크지 않은 것으로 나타난다.

이러한 절차를 거쳐 생성된 자료들 가운데 본 연구에서는 다음 자료들이 사용된다. 우선 '분기자료'의 경우 제Ⅲ장에서 해당 기간 동안 빈곤의 추세에 대한 일반적인 분석 및 정태적으로 특정시점에서 빈곤과 관련되어 있는 요인을 살펴보는 데 사용된다. 다음으로 이어지는 분기를 연결한 11개의 '분기연결패널'의 경우 제Ⅳ장에서 빈곤으로의 진입 및 탈출에 대한 기술적 분석 및 결정요인 분석에 사용되었다.

다음으로 이렇게 연결되는 자료들에서 새로운 변수를 생성하는 절차가 필요하다. 우선 월별자료를 '분기자료'로 전환하는 과정에서 월단위 변수값을 분기별 변수값으로 전환하는 절차가 필요하다. 이러한 절차가 필요한 이유는 원자료에 조사된 월이 표시되지 않기 때문이다. 두 번째는 분기간의 상태 변화에 관한 변수를 생성하는 것이다. 도시가계조사를 이용한 선행연구인 박순일·최현수·강성호(2000)에서는 빈곤으로의 진입 및 탈출에 대한 동태적 분석에서 분기간의 상태 변화를 고려하지 않았으나 본 연구에서는 분기간 상태 변화의 효과를 분석하고자 하였다.

우선 '분기자료'의 변수값을 생성하는 절차에 대해서 살펴보자. 변수의 특성에 따라 두 가지 서로 다른 방법을 사용하였다. 우선 명목변수의 경우 분기내 최빈값을 분기의 변수값으로 사용하였다. 예를 들어, 가구의 성이 분기내에서 변화한 경우 2개월간 나타나는 성을 분기값으로 사용한다. 이러한 처리 과정에서 문제가 발생하는 경우가 있는데 3개 이상의 항을 갖는 변수의 경우 최빈값을 부여하기 곤란한 경우가 있다는 점이다. 본 연구에서는 필요에 따라 가구유형을 원자료의 '근로자가구', '비근로자가구'가 아니라 '근로자가구', '자영자가구', '무업가구'로 구분하기도 하였다. 이 경우 3개월 동안 세 유형을 모두 경험한 가구는 최빈값을 이용하여 가구 유형을 부여하기 곤란하다. 이러한 경우에 해당되는 관측치가 많지는 않기 때문에 해당 변수를 사용하는 분석에서 이러한 관측치는 제외되었다(부표 2 참조). 가구의 교육수준이나, 직종, 가구의 주거형태나 배우자 유무 및 동거 여부 변수에서도 마찬가지로 문제가 발생하게 된다. 다음으로 소득이나 소비, 지출과 같이 연속변수인 경우에는 분기내 평균값을 사용하였다.

두 번째로 분기별로 가구상태의 변화를 포착하는 변수들을 생성하는 경우 자료의 처

5) 다변량 분석의 경우 이러한 자료상의 한계는 완화되지만, 특정 변수값을 갖는 관측치수가 충분하지 않을 경우 추정 결과의 신뢰성이 낮아질 수 있다. 따라서 다변량 분석에서도 이러한 한계를 사전적으로 충분히 고려할 필요가 있다.

리절차가 더욱 복잡해진다. 이 경우에 분기간 변화를 포착하기 위해서는 전 분기와 비교해서 변화된 내용을 담은 변수를 생성하는 것이 필요하다. 분기내에서 변화가 나타났을 때에도 전 분기와 비교해서 변화 내용을 담은 변수를 부여해야 한다. 분기간 변화를 포착한 항목들은 가구주의 성별 및 세대별 변화 여부와 변화 방향, 가구유형의 변화 여부와 변화 방향, 가구원수 및 취업가구원수의 변동 여부 및 증감이다.⁶⁾

Ⅲ. 빈곤의 개념 및 측정기준과 빈곤에 관한 정태분석

1. 빈곤의 정의와 측정기준

빈곤을 가장 단순하게 정의하면 ‘금전적인 부족상태’이다.⁷⁾ 따라서 빈곤을 정의할 때 가장 먼저 직면하는 문제는 ‘무엇에 비추어서’ 부족 여부를 판정할 것인가이다. 이와 관련해서 크게 세 가지 기준이 있다(Atkinson, 1998; Ruggles, 1990). 첫 번째는 생계를 유지하기 위해 필요한 재화와 서비스의 절대적인 양(量)을 설정하고 이에 미치지 못하는 경우 빈곤이라고 정의하는 ‘절대적 빈곤’이다. 국민기초생활보장제도에서 사용하는 최저생계비를 이용한 빈곤계층 판정이나, Oshansky's poverty scale을 사용한 미국의 공식빈곤선 등이 여기에 해당된다. 두 번째는 상대적인 기준을 이용하여 정의하는 ‘상대적 빈곤’이다. 회원국간 비교를 할 때 EU에서는 평균소득의 50%를 기준으로 하여 빈곤 여부를 판정하고 있다. 세 번째는 본인이 주관적으로 생각하기에 적절하다고 생각되는 수준을 기준으로 판정하는 ‘주관적 빈곤’이다.

개념적으로 동일한 기준을 사용한다고 하더라도, 측정기준은 매우 다양하다. 절대적 빈곤선을 설정하더라도, 이를 측정하는 방식으로는 전물량방식(국민기초생활보장제도의 최저생계비)과 반물량방식(Oshansky's poverty scale)이 있을 수 있고, 상대적인 빈곤의 기준도 중위소득을 사용할 것인지, 평균소득을 사용할 것인지에 따라 달라질 수 있다. 주관적 빈곤의 경우 구체적인 설문 양식에 따라 결과가 달라질 수도 있다. 또한

-
- 6) 자료의 특성상 취업상황의 세부적인 변동 내역은 파악하지 못하였다. 도시가계조사가 경제활동인구조사의 하위표본이기 때문에 이에 관한 자료는 도시가계조사 자료와 경제활동인구조사를 연결함으로써 얻을 수 있다. 그러나 본 연구에서는 자료상의 제약으로 두 자료를 연결하지 못하였다.
- 7) 한편 최근 EU에서는 금전적인 결핍 여부만으로 빈곤을 판정하는 것을 넘어서, 주거, 환경, 교육, 문화 등 다양한 영역에서의 결핍 및 이의 동태적인 변화를 포착하기 위한 사회적 배제(social exclusion)라는 개념이 중요하게 부각되고 있고, 이를 극복하기 위한 EU 차원의 정책들이 활발히 모색되고 있다(Berghman, 1997; EC Commission, 2000).

가구의 재정 상태를 판정할 때 소득을 사용할 것인가, 지출을 사용할 것인가, 혹은 가구규모에 따른 균등화지수를 어떤 것을 사용할 것인가에 따라 판정 결과가 달라지게 된다.

본 연구에서는 절대적 빈곤과 상대적 빈곤을 모두 사용하였다. 우선 절대적인 빈곤 선으로는 국민기초생활보장제도의 최저생계비를 이용하였다. 최저생계비는 보건사회연구원에 의해 1999년에 계측된 것으로서 1998년과 2000년은 소비자물가지수를 이용하여 조정된 값을 사용하였다(김미곤 외, 1999). 또한 빈곤 여부를 판정할 때는 소득을 이용한 빈곤과 소비를 이용한 빈곤을 모두 사용하였다.

개념적으로 소득이 적절한 기준이 될 것인지, 소비가 적절한 기준이 될 것인지에 대해서는 논란이 있을 수 있다는 점 뿐만 아니라(Atkinson, 1998; Ruggles, 1990), 근로자가구 이외에는 소득이 조사되지 않기 때문이다. 자료상의 한계를 극복하기 위해, 비근로자가구에 대해 소비합수를 이용해서 소득의 추정치를 구해 사용하는 방식도 있을 수 있다(박찬용·김진욱·김태완, 1999). 그러나 빈곤율이 소득의 분포와 밀접히 연관되어 있기 때문에 소비합수를 이용한 추정치를 사용할 경우 빈곤율이 과소하게 추정되는 문제가 있을 수 있는 것으로 판단된다.

소득을 이용한 빈곤 여부 판정에서는 도시가계조사 자료의 경상소득과 최저생계비를 비교하였고, 소비를 이용한 빈곤 여부 판정에서는 도시가계조사 자료의 소비지출에 보증부월세평가액, 전세평가액, 자가평가액을 모두 합한 금액과, 최저생계비에서 비소비지출을 제외한 값을 비교하였다.⁸⁾ 한편 기초생활보장제도 대상자 선정시에는 소득을 기준으로 하지만 본 연구에서는 소비지출에도 이 기준을 사용하였다. 또한 현재 공공부조 대상자는 소득 이외에도 재산기준 및 부양의무자의 부양능력기준을 충족해야만 선정된다. 따라서 본 연구에서 판정된 빈곤층이 공공부조 대상자는 아니다. 그러나 공공부조 대상자가 되지 않더라도, 실질적으로 빈곤상태에 있거나, 빈곤하게 될 위험이 높은 집단이라는 점에서 이들에게 적절한 노동시장 정책을 제공함으로써 빈곤으로부터 탈출시키거나, 빈곤상태로 전락하는 것을 막는 것이 바람직하다는 점에서 정책적으로는 유의미한 구분이 될 수 있다.

제IV장에서는 절대적 빈곤이 아니라 상대적 빈곤을 이용해서 빈곤의 동태적 추이를 분석한다. 아래에서 빈곤의 추이에 대한 분석에서 드러나겠지만 소비지출을 이용한 절대빈곤율이 계절적 요인의 영향을 강하게 받기 때문이다. 이 경우 빈곤을 동태적으로 분석할 때 조사된 소비지출에 최저생계비를 적용할 경우 계절적인 요인 때문에 빈곤의

8) 공식적인 최저생계비 연구 결과에서는 6인 가구까지의 최저생계비만이 포함되어 있으나, 당시 연구진의 협조를 통해 7인 이상 가구의 생계비 자료를 구해 분석에 사용하였다. 자료를 기꺼이 제공해 주신 보건사회연구원의 김미곤 부연구위원에게 감사드린다.

동태적인 변화를 정확히 파악하지 못하게 될 가능성이 높다.

따라서 본 연구에서는 전체 소비지출액 가운데 하위 5%와 10%의 소비지출액을 점유하는 가구를 상대적 빈곤가구로 정의하여 동태분석에 사용하였다. 일반적으로 상대적 빈곤을 측정하는 데 사용하는 중위소득의 40~50%를 사용하지 않은 이유는 소득 자료가 모든 가구에서 조사되지 않는다는 점, 상대빈곤 개념을 사용하여 빈곤계층을 판별한다고 하더라도 정책적인 목표집단에 가까운 절대빈곤층을 명확히 설정하는 것이 바람직하다는 판단 때문이다. 한편 선행연구인 박순일·최현수·강성호(2000)에서는 소득 및 소비수준에 따라 가구를 여러 계층으로 구분하여 분석하여 소득분배 및 빈곤의 다양한 실태를 살펴보는 데 초점을 맞추었다.

분석과정에서 가구규모에 따른 소비지출의 차이를 조정하는 가구균등화지수(equivalence scale)로 무엇을 사용할 것인가도 중요하다. 현재 시점에서 가구균등화지수로는 최저생계비 계층에 사용된 가구균등화지수를 이용하는 방법이 있을 수 있고, 가구규모별 소비지출의 차이를 반영하는 일정한 파라미터값을 이용해서 조정하는 방식, 즉 n^{α} ($0 \leq \alpha \leq 1$, n 은 가구원수)을 이용하는 방식이 있을 수 있다.⁹⁾ 분석의 초점이 빈곤에 있으므로 최저생계비 계층에 사용된 가구규모별 균등화지수를 사용하는 것이 일견 타당할 것 같지만, 전체 가구를 소비지출에 따라 서열화하고 이를 총합해서 10%를 차지하는 하위가구를 결정하는 것이기 때문에 빈곤가구만을 대상으로 작성된 가구균등화지수보다는 일반적으로 국가간 비교를 할 때 통용되는 가구균등화지수를 사용하는 것이 더 타당할 것으로 판단된다. 대표적인 것이 OECD 가구균등화지수이다. 이는 가구 내에서 첫 번째 성인은 1, 다른 성인은 0.7, 14세 이하의 아동에 대해서는 0.5를 부여하는 방식이다(Atkinson, 1998).¹⁰⁾ 그러나 도시가계조사 자료에서는 이를 위한 충분한 정보가 제공되지 않기 때문에 가구원수의 제곱근($n^{1/2}$)을 균등화지수로 사용하였다. 따라서 가구별 소비지출액은 가구규모별 실제 소비지출액을 이 균등화지수로 나눈 값으로 산출된다.¹¹⁾

9) 박순일·최현수·강성호(2000)의 경우에는 가구균등화지수를 이용하지 않고, 가구의 평균소득 및 소비지출을 사용하였다.

10) 본 연구와 유사한 방식으로 OECD 4개 국의 빈곤의 동학에 대해 분석한 Antolin et al.(1999)의 경우에도 $n^{1/2}$ 를 균등화지수로 사용하였다.

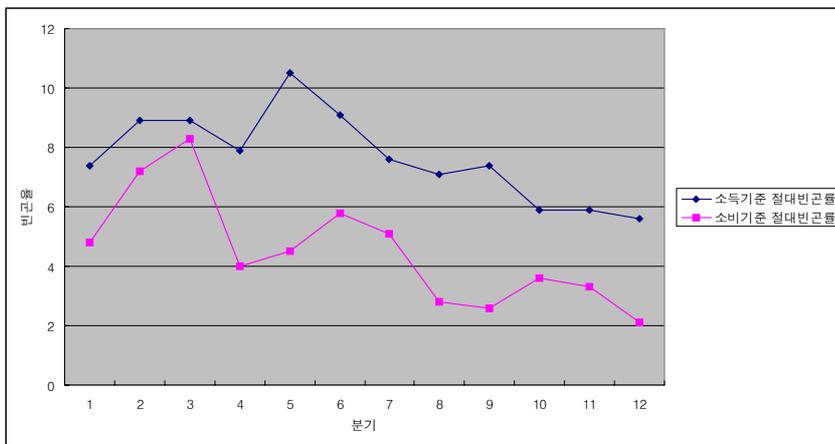
11) 최저생계비 산출시 추정된 가구균등화지수를 이용한 상대빈곤율과 가구원수 제곱근을 이용한 상대빈곤율 사이에는 크기에 별로 차이가 없다. 다만 가구별로 빈곤 여부의 판정에 차이가 있을 수 있는데 1998년 1분기 자료를 이용해서 두 기준에 따른 분포의 차이가 <부표 3>에 제시되어 있다. 대체로 12~13% 정도의 가구가 서로 다르게 분류되는 것으로 나타난다.

2. 빈곤 추이에 관한 정태분석

우선 ‘분기자료’를 이용하여 절대빈곤의 추이를 살펴보자. 이 때 분기단위에서 빈곤 여부의 판정은 월단위 자료에서 빈곤 여부를 판정하여 해당 분기의 빈곤/일반가구 여부의 최빈값을 빈곤 여부의 판정기준으로 삼았다. 경상소득과 소비를 이용한 분기별 가구단위 빈곤율의 추이는 [그림 1]과 같다. 가구원수를 고려한 인구기준 빈곤율도 별로 차이가 없어서 본 연구에서는 가구단위의 빈곤율을 제시하였다. 다만 뒤에서 가구 특성별 빈곤율을 살펴볼 때는 가구단위 빈곤율과 인구기준 빈곤율을 모두 소개하였다.

[그림 1]에서 우선 주목되는 것은 근로자가구를 대상으로 한 경상소득에 비해 소비지출로 추정된 전 가구의 빈곤율이 훨씬 더 낮다는 점이다. 3개 년도 전체를 평균해서 살펴보면 소득기준 절대빈곤율은 7.7%인 반면, 소비기준 절대빈곤율은 4.5%에 불과하다. 이는 저소득층의 경우 ‘소비지출 > 소득’ 현상이 나타나기 때문이다. 이론적으로도 이러한 현상이 나타날 개연성이 있으나, 실제로는 빈곤을 정의하는 과정에서 소득은 매분기에 조사된 flow값을 그대로 사용한 반면, 소비지출의 경우 매분기에 조사된 flow에 주거 관련 자산을 flow로 전환한 보증부월세평가액, 전세평가액 및 자가평가액을 포함하기 때문이다. 주거비를 제외한 소비지출과 주거비 및 비소비지출을 제외한 최저생계비를 비교할 경우 빈곤율은 소득기준 절대빈곤율보다 높아서 3개년 평균으로 10.5%에 이른다. 각각의 기준에 의한 절대빈곤율의 추이는 <부표 4>에 소개되어 있다.

[그림 1] 절대빈곤율 추이

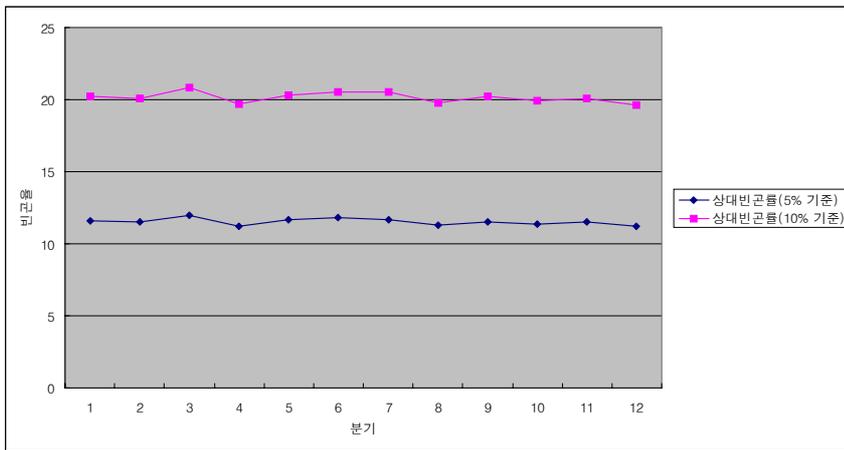


주: 소득기준 절대빈곤은 근로자가구, 소비기준 절대빈곤은 전체가구를 대상으로 함.
자료: 분기자료

두 번째로 절대빈곤율은 계절성을 갖는 것으로 나타나는데 이는 소비기준 절대빈곤율에서 특히 두드러진다. 소득기준 절대빈곤율의 경우 1998년 1분기에 7.4%에서 출발하여 1999년 1분기에 10.5%로 정점에 이르고 이후에는 대체로 감소하는 것으로 나타난다. 반면, 소비기준 빈곤율은 전체적으로는 2, 3분기가 높고, 1, 4분기가 낮은 계절성을 강하게 보이면서 추세적으로는 감소하는 것으로 나타난다. 분기별로 소비지출을 이용한 빈곤율에 변동이 큰 이유는 계절요인의 영향을 강하게 받는 소비지출항목 때문인데, 대표적인 것이 광열수도비이다.

따라서 외환금융위기 이후 1999년 초까지 구조조정과 급격한 실업 증가에 따라 절대빈곤계층이 증가했지만 이후 경기가 회복되면서 절대빈곤계층의 규모는 줄어들고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 절대빈곤계층의 규모가 줄어든다고 하더라도, 소득분배 상태는 경제위기 이전에 비해 급격히 악화된 이후 별로 개선되지 않고 있다(정진호·최강식, 2001). 소득분배상태가 별로 개선되지 않고 있다는 점은 상대빈곤율이 외환금융위기 이후 3년간 커다란 변동이 없다는 데서도 알 수 있다. [그림 2]는 소비지출액의 5%와 10%를 차지하는 하위소비계층의 비중으로 측정한 상대빈곤율의 추이를 보여준다.

[그림 2] 소비기준 상대빈곤율 추이(전체 가구)



자료 : 분기자료

[그림 2]에 의하면 5% 기준 상대빈곤율은 전 기간 동안 11%대를 유지하며, 10% 기준 상대빈곤율은 전 기간 동안 19~20%대에서 변동한다.¹²⁾ 이는 외환위기 이후 악

12) 주의할 것은, 여기에서 제시하는 상대빈곤율은 본 연구의 목적에 맞추어 측정한 것으로 공공부

화된 계층간 소비구조의 격차가 지속적으로 유지되기 때문으로 해석된다. 하위소득계층의 소득점유율을 살펴본 정진호·최강식(2001)도 소득 차원에서 유사한 현상이 나타난다는 점을 보여주고 있다.

다음으로 가구특성별로 빈곤율이 어떠한 차이를 보이는가를 살펴보자. <표 1>에는 가구유형과 가구규모, 가구주의 성 및 교육수준별로 절대빈곤율이 정리되어 있다. 우선 가구단위와 인구단위로 측정된 빈곤율의 차이는 전체 평균과 마찬가지로 별로 크지 않다. 각각에서 약간씩 차이가 있는 것은 해당 항목의 가구규모별 분포에서 나타나는 차이를 반영하는 것이다. 따라서 이하에서는 가구단위 빈곤율을 기준으로 살펴본다.

<표 1> 가구특성별 빈곤율

(단위 : %)

		절대빈곤				상대빈곤			
		소득기준		소비기준		5% 기준		10% 기준	
		가구	인구	가구	인구	가구	인구	가구	인구
가구 유형	근로자	—	—	3.8	4.0	10.5	10.1	18.9	18.4
	자영자	—	—	2.9	3.1	8.9	8.6	17.3	16.9
	무업	—	—	9.8	10.5	24.5	24.2	35.1	34.7
	不定	—	—	14.3	15.8	35.1	34.4	46.8	47.7
가구원 수	2인	7.9	—	4.4	—	17.9	—	27.9	—
	3인	7.9	—	3.7	—	11.7	—	20.0	—
	4인	7.1	—	3.8	—	9.5	—	17.9	—
	5인이상	8.6	—	5.3	—	9.6	—	17.6	—
가구주 성	남자	6.1	6.1	3.7	3.8	10.0	9.5	18.2	17.6
	여자	17.3	16.7	6.4	6.8	19.6	18.9	30.2	29.3
가구주 교육 수준	중졸미만	16.6	16.4	8.7	8.8	23.6	21.9	37.3	34.9
	중졸	13.5	13.6	5.8	6.2	16.4	15.7	26.8	25.9
	고졸	7.7	7.9	4.2	4.4	11.3	10.9	20.7	20.4
	대졸	2.3	2.3	1.0	0.9	3.8	3.5	7.9	7.6
	대학원졸	1.9	2.1	0.7	0.8	1.8	1.6	3.9	3.6
전체		7.7	7.7	4.2	4.2	11.5	10.8	20.1	19.2

주 : 소득은 근로자가구만 조사되므로 소득기준으로는 가구유형별 빈곤율을 구할 수 없음.
자료 : 분기자료 전체

조의 기준이 되는 빈곤선에 의한 빈곤율과는 매우 다르다는 점이다. 따라서 이를 국민기초생활 보장제도의 대상자 규모 등과 관련시키는 것은 적절하지 않다.

우선 가구유형별 빈곤율(소비기준 절대빈곤율 및 상대빈곤율)을 전체적으로 보면, 무업가구의 빈곤율이 10.5%로 매우 높게 나타난다. 반면 근로자가구와 자영자가구는 각각 4.1%와 3.3%에 불과하다. 특이한 것은 해당기간 동안 각 가구유형을 모두 경험한 가구(가구유형은 不定)의 경우 모든 기준에서 빈곤율이 가장 높게 나타난다는 점이다.¹³⁾ 한편 가구유형별 가구분포의 추이를 보면, 1998년 1분기부터 1999년 1분기까지 근로자가구는 크게 감소하는 반면, 자영자와 무업가구는 증가한다. 이후 근로자가구가 다시 약간 증가하고, 자영자와 무업가구는 약간 감소하지만 이전에 비해 변동폭은 크지 않다(표 2). 따라서 1998년에 절대빈곤율이 급격하게 증가한 데는 각 가구유형 내에서 빈곤율이 증가한 데도 이유가 있지만(표 1) 가구유형별 분포에서 ‘무업가구’의 증가에 기인하는 부분도 적지 않다는 것을 알 수 있다.¹⁴⁾

<표 2> 가구유형별 가구분포 추이

(단위 : %)

	1998				1999				2000				계
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	
근로자	60.8	59.0	58.0	57.6	55.8	56.9	57.3	57.4	56.7	56.8	57.0	56.7	57.5
자영자	30.4	31.2	31.6	32.1	32.8	31.6	31.2	31.8	31.9	32.2	31.9	32.5	31.8
무업	8.7	9.6	10.2	10.0	11.3	11.3	11.4	10.6	11.2	10.7	11.0	10.7	10.6
불류불가	0.1	0.2	0.1	0.3	0.1	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.1	0.1	0.2

자료 : 분기자료

가구규모별 빈곤율을 보면 절대빈곤율에서는 소득과 소비기준 모두에서 5인 이상 가구의 절대빈곤율이 가장 높게 나타난다. 2, 3, 4인 가구 사이에는 소득과 소비기준에 따라 약간 차이가 있다. 소득기준으로는 4인 가구의 빈곤율이 가장 낮은 반면, 소비기준으로는 3인 가구의 빈곤율이 가장 낮게 나타난다. 반면 상대빈곤율의 경우에 대체로 가구규모가 클수록 상대빈곤율이 낮게 나타나는데, 4인 이상 가구의 경우에는 거의 비슷한 수준을 보인다.

절대빈곤율과 상대빈곤율에서 차이가 나타나는 것은 최저생계비를 이용해서 측정된 절대빈곤율과 상대적 소비수준으로 측정된 상대빈곤율 사이의 정의의 차이 때문인 것으로 판단된다. 이 때 어떠한 빈곤이 더 적합한 측정기준이 될 것인가는 현재 상태에

13) 이렇게 가구의 경제활동상태가 매우 유동적인 가구에서 빈곤율이 높게 나타나는 이유에 대해서는 별도의 연구가 필요할 것으로 보인다.

14) 빈곤율 변동의 요인분해는 별도의 커다란 연구 주제이나 본 연구에서는 다루지 않았다.

서는 판단하기 어렵다. 어떠한 기준이 더 바람직한가에 대한 절대적인 준거기준이 존재하지 않기 때문이다.

가구의 성별로 빈곤율을 보면, 여자가구주 가구의 빈곤율이 남자가구주에 비해 높고, 그 차이는 소득기준 절대빈곤율에서 소비를 이용한 절대빈곤율이나 상대빈곤율보다 매우 크다. 소득기준으로 여자가구주 가구의 빈곤율은 전체적으로 17.3%에 이르는 반면, 남자가구주 가구의 경우 6.1%에 불과하다. 소비기준 절대빈곤율이나 상대빈곤율에서 이 차이는 줄어든다. 소비기준 절대빈곤율은 각각 3.8%와 6.8%이다. 이는 표본의 차이보다는 소득보다는 소비의 격차가 더 적기 때문에 비롯되는 현상일 것이다. 가구의 교육수준별로는 학력이 낮을수록 빈곤율이 높게 나타난다.

한편 5% 기준 상대빈곤율과 10% 기준 상대빈곤율을 비교해 보면 전체적으로 5% 기준에서 10% 기준보다 각 집단별 격차가 큰 것으로 나타난다. 이는 상대적으로 빈곤율이 높은 집단이 빈곤계층으로 분류된 집단 내에서도 상대적으로 더 낮은 영역에 존재하고 있다는 점을 보여주는 것이다.

<표 1>에서 살펴본 가구특성별만으로는 가구의 빈곤 여부에 영향을 미치는 여러 가지 변수들을 모두 살펴보기 어렵고, 어떤 변수가 더 중요하게 영향을 미치는지를 판단하기 어렵다. 이를 살펴보기 위해 특정 분기에서 빈곤상태에 있을 확률에 대해 로짓분석을 수행하였다. 로짓분석에는 위에서 살펴본 가구특성 이외에도 연령과 배우자 유무, 가구의 직업, 가구내 취업인수, 자동차 보유 여부 및 주거형태 변수, 해당 분기변수들이 추가되었다. <표 3>에는 분석에 사용된 명목변수들의 분포 및 연속변수들의 평균값이 정리되어 있다. 소득기준 절대빈곤은 근로자가구, 소비기준 절대빈곤 및 상대빈곤은 전 가구를 대상으로 한다.

<표 4>에는 모두 네 개의 추정 결과가 소개되어 있다. 각각에서 종속변수는 소득기준 절대빈곤 여부, 소비기준 절대빈곤 여부, 5%와 10% 기준 상대빈곤 여부이다. 소득기준 절대빈곤 여부의 경우에는 소득의 결정요인이라기보다는 소득에 종속되는 변수라고 간주될 수 있는 주거형태 및 자동차 소유 여부 변수들은 제외되었다. 또한 직종변수의 경우에도 기준이 무업자가 아니라 단순노무직이 된다.

각각에서 빈곤상태를 1, 비빈곤상태를 0으로 놓고 분석하였기 때문에 양의 추정치는 기준변수에 비해 빈곤율을 낮추는 방향으로 영향을 미친다는 점을 의미한다. 종속변수 및 표본의 차이에도 불구하고 로짓분석의 기본적인 결과에는 별로 차이가 없다. 분기변수의 추정치는 별도로 소개하지 않았다.

<표 3> 변수들의 특성

표 본		근로자가구		전체 가구	
명목변수		빈도	비중	빈도	비중
가구형태	근로자	—	—	26,303	57.5
	비근로자	—	—	19,465	42.5
가구주 성	남자	22,578	86.0	38,353	83.8
	여자	3,671	14.0	7,415	16.2
가구주 교육수준	중졸미만	2,676	10.2	5,686	12.4
	중졸	3,293	12.6	6,503	14.2
	고졸	12,094	46.1	21,423	46.8
	대졸	7,402	28.2	11,115	24.3
	대학원졸	784	3.0	1,041	2.3
배우자 유무 및 동거여부	유배우 동거	22,844	87.0	39,084	85.4
	유배우 비동거	627	2.4	1,956	4.3
	배우자 없음	2,778	10.6	4,728	10.3
가구주 직종	관리전문직	6,512	24.8	9,310	20.3
	사무직	3,653	13.9	3,735	8.2
	판매서비스직	2,334	8.9	7,422	16.2
	기능직	10,291	39.2	14,846	32.4
	단순노무직	3,459	13.2	4,281	9.4
	무직/분류불능	—	—	6,174	13.5
자동차 소유	소유	—	—	25,480	55.7
	비소유	—	—	20,288	44.3
주거형태	자가	—	—	25,942	56.7
	전세	—	—	13,553	29.6
	사택	—	—	1,364	3.0
	월세	—	—	4,909	10.7
연속변수		평균	표준편차	평균	표준편차
연령		40.7	10.0	43.2	11.4
연령제곱		1,753.5	871.4	1994.5	1,084.0
가구원수		3.7	1.0	3.6	1.1
취업가구원수(가구주제외)		0.5	0.6	0.5	0.6

자료 : 분기자료

우선 가구유형의 경우 소비기준 절대빈곤과 5% 상대빈곤에서 근로자가구가 비근로자가구에 비해 빈곤상태에 있을 확률이 더 높게 나타난다. 이는 가구주가 무직인 경우

가 비근로자가구에 포함되어 있다는 점을 감안할 때 약간 의외의 결과이다.

가구주 연령의 경우 일정기간까지는 연령이 높아질수록 빈곤상태로부터 벗어날 확률이 높아지지만 일정한 연령대가 지나면 빈곤상태에 놓일 확률이 더 높아진다. 모형에 따라 약간씩 차이가 있지만 대체로 절대빈곤에서는 40대, 상대빈곤에서는 50대 후반에서 60세를 전후해서 분기점이 나타난다.

가구주 성별의 경우 소득기준 절대빈곤율에서만 여자가구주에서 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 따라서 소비를 기준으로 할 경우 관찰되는 빈곤율은 여자가구주 가구에서 더 높다고 하더라도 다른 요인들의 효과를 통제하면 가구주의 성별이 빈곤에 미치는 효과는 유의미하지 않다. 이는 여자가구주 가구의 높은 빈곤율이 교육수준이나 직종과 같은 다른 사회경제적 요인들과 관련되어 있다는 점을 시사해 주는 것이다.

교육수준을 보면 대졸(모든 기준)이나 대학원졸(상대빈곤 기준)의 경우 중졸 미만에 비해서 빈곤하지 않을 가능성이 높지만 중졸의 경우에는 중졸미만에 비해서 유의미하게 빈곤할 가능성이 높고, 고졸도 10% 상대빈곤에서는 빈곤할 가능성이 더 높다. 따라서 이 결과는 빈곤으로부터 벗어나기 위해서는 중등교육을 넘어서는 수준의 교육이 이루어져야 한다는 점을 시사해 준다.

배우자의 유무 및 동거 여부에서도 의외의 결과가 나타난다. 배우자가 없는 경우에 비해서 모든 모형에서 배우자가 있지만 동거하고 있는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높고, 배우자가 동거하지 않는 경우에만 빈곤하지 않을 가능성이 더 높게 나타나는 것이다. 일반적으로 배우자가 없는 경우 빈곤할 가능성이 높은 것으로 여겨짐에도 불구하고, 가구주의 성별을 비롯해서 다른 요인들을 통제한 경우에는 오히려 그렇지 않다는 점에서 매우 주목되는 결과이다.¹⁵⁾ 또한 배우자와 동거하지 않는 이유가 무엇인지 별도로 조사되지는 않았지만 배우자와 비동거하는 이유의 상당부분이 경제활동과 관련되어 있을 것이라는 점을 시사해 준다.

가구주의 직종변수에서도 역시 의외의 결과가 나타난다. 모든 모형에서 가구주가 무직 및 분류불능인 경우—대다수는 무직인 경우—를 기준으로 할 때 전문기술직이나 사무직의 경우에는 이들보다 빈곤하지 않을 가능성이 더 높지만, 다른 저소득 직종에 종사하는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높은 것으로 나타난다.

15) 실증적으로 검증된 것은 아니지만 빈곤계층 여성가구주의 경우 남성가구주에 비해 훨씬 더 자립 의지가 높다는 점도 이러한 결과와 일맥상통하는 점이 있다.

<표 4> 빈곤 여부 결정요인의 로짓분석 결과

변수명	소득기준 절대빈곤	소비기준 절대빈곤	5% 상대빈곤	10% 상대빈곤
질편	0.351 (0.356)	3.300 (0.298) ***	-0.029 (0.200)	-1.086 (0.174) ***
가구구분 (비근로자가구)				
근로자가구		-0.157 (0.035) ***	-0.053 (0.022) *	-0.026 (0.017)
연령	0.157 (0.017) ***	0.092 (0.012) ***	0.112 (0.008) ***	0.123 (0.007) ***
연령제곱	-0.002 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***
가구주 성(여자)				
남자	0.605 (0.040) ***	0.040 (0.043)	0.039 (0.027)	0.007 (0.023)
교육(중졸미만)				
중졸	-0.594 (0.081) ***	-0.334 (0.098) ***	-0.450 (0.061) ***	-0.404 (0.045) ***
고졸	0.077 (0.071)	0.011 (0.092)	-0.035 (0.056)	-0.019 (0.040) **
대졸	0.763 (0.091) ***	0.865 (0.115) ***	0.650 (0.067) ***	0.646 (0.048) ***
대학원졸	0.403 (0.227)	0.402 (0.321)	0.740 (0.195) ***	0.796 (0.136) ***
배우자 유무 (배우자 무)				
동거	-0.265 (0.063) ***	-0.240 (0.068) ***	-0.193 (0.042) ***	-0.239 (0.036) ***
비동거	0.484 (0.096) ***	0.538 (0.096) ***	0.541 (0.058) ***	0.614 (0.049) ***
직업 (무직 및 분류불능)	(단순노무직)			
관리전문직	0.836 (0.092) ***	1.086 (0.131) ***	0.740 (0.065) ***	0.688 (0.046) ***
사무직	0.761 (0.092) ***	0.633 (0.133) ***	0.514 (0.073) ***	0.520 (0.054) ***
판매서비스직	-0.274 (0.069) ***	-0.240 (0.067) ***	-0.138 (0.041) ***	-0.108 (0.033) **
기능직	-0.287 (0.052) ***	0.041 (0.059)	-0.049 (0.035)	-0.092 (0.028) ***
단순노무직		-0.369 (0.072) ***	-0.038 (0.045) ***	-0.433 (0.037) ***
가구원수	-0.466 (0.028) ***	-0.580 (0.027) ***	-0.225 (0.018) ***	-0.235 (0.015) ***
취업인수	2.209 (0.075) ***	0.904 (0.054) ***	0.761 (0.033) ***	0.649 (0.025) ***
차보유 유무 (차없음)				
차보유		0.624 (0.034) ***	0.560 (0.020) ***	0.526 (0.015) ***
주거형태(월세)				
자가		1.358 (0.054) ***	1.215 (0.033) ***	1.055 (0.026) ***
전세		0.136 (0.047) **	0.178 (0.030) ***	0.215 (0.026) ***
사택		-0.282 (0.088) **	-0.357 (0.059) ***	-0.301 (0.051) ***
N	26,249	45,768	45,768	45,768
-2 log likelihood	9,630.4	10,994.3	23,352.4	33,208.3

자료 : 분기자료 전체

우선 단순노무직을 기준으로 하는 소득기준 절대빈곤에서 판매서비스직과 기능직의 경우 단순노무직보다 빈곤할 가능성이 더 높다. 또한 소비를 기준으로 한 빈곤에서도 판매서비스직 및 단순노무직은 모든 경우에서 무직 및 분류불능인 경우보다 빈곤할 가능성이 더 높고, 10% 상대빈곤에서는 기능직도 빈곤 가능성이 더 높다. 앞의 가구유형의 효과에서도 근로자가구가 무직 및 분류불능을 포함한 비근로자가구에 비해 빈곤 가능성이 더 높다는 결과가 나타난 바 있다. 이러한 현상을 해석하는 한 가지 방식은 가구주가 취업하지 않고 있더라도, 생활수준을 유지할 수 있는 다른 자원을 보유하고 있을 가능성이 매우 높다는 것이다.¹⁶⁾

다음으로 가구원수를 보면, 모든 모형에서 가구규모가 커질수록 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 앞에서 살펴본 가구규모별 빈곤율에서 절대빈곤율에서는 이러한 경향이 나타났지만, 상대빈곤율에서는 오히려 반대의 결과가 나타났다는 점에서 약간 의외의 결과이다. 이는 취업자수 및 가구주의 경제활동과 관련된 변수들을 통제할 경우에는 가구규모가 커질수록 이를 충분히 부양할 수 있는 소득을 얻지 못할 가능성이 높다는 점을 시사해 준다.

가구주를 제외한 취업자수의 경우에는 예상대로 취업자가 증가할수록 빈곤하지 않을 확률이 높게 나타났다. 또한 주거형태에서도 월세에 비해 자가나 전세인 경우에 빈곤하지 않은 것으로 나타난다. 그러나 사택에 거주하는 경우에는 오히려 월세에 거주하는 경우보다 더 빈곤할 가능성이 높다. 이는 주거비 자체가 소비에 포함되어 있기 때문에 그렇게 나타났을 가능성이 있다. 표에는 소개하지 않았지만 분기변수의 추정치는 상대빈곤에서는 유의미하지 않고, 절대빈곤에서는 2000년 12월에 비해 1998년과 1999년 상반기에서 빈곤할 가능성이 높은 경우들이 나타났다. 이는 앞에서 살펴본 빈곤율의 분기별 추이와 부합하는 결과이다.

4. 상대빈곤을 이용한 빈곤의 동태분석

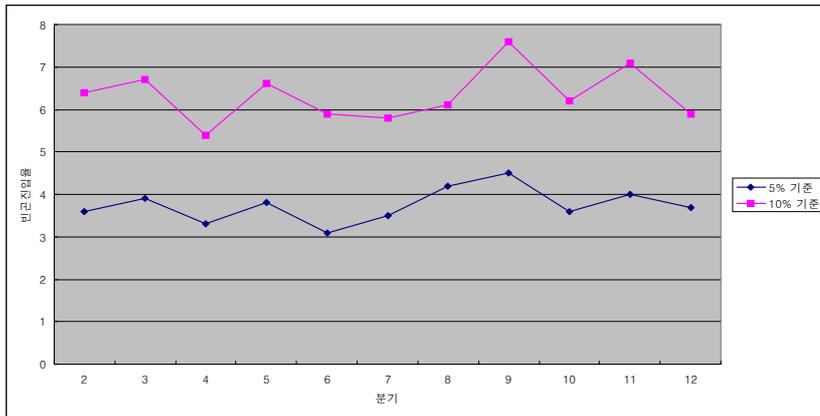
제Ⅳ장에서 사용하는 자료는 연속하는 2개 분기를 연결한 ‘분기연결패널’이다. 이 자료를 이용해서 소득기준 절대빈곤을 지표로 빈곤으로의 진입·탈출 여부를 분석하는 데는 어려움이 따른다. 가구유형의 변동 때문에 특정 분기 빈곤가구의 약 12~13% 정도가 다음 분기에는 소득값을 부여할 수 없기 때문이다. 또한 계절적인 요인이 강하게 작용하기 때문에 소비기준 절대빈곤으로 빈곤의 지속·탈출 여부를 분석하는 데에도

16) 이러한 결과가 나타난 이유를 밝히기 위해서는 가구주의 경제활동과 전체 가구의 소득·소비의 관계에 대해 더 깊이 있는 연구가 이루어져야 할 것이다.

장 높았던 1999년 1분기에 25%대로 낮게 나타난다. 10% 기준 상대빈곤율에 의하면 전체적인 빈곤탈출률은 약 26~28% 정도로 5% 기준 상대빈곤율에 비해 약간 낮고, 기간별로 탈출률이 조금씩 다르지만 변동폭은 약간 적다. 전체적으로 보면 빈곤으로부터의 탈출이 매우 활발히 이루어지고 있음을 알 수 있다.¹⁷⁾

[그림 4]에서 빈곤진입률은 빈곤탈출률보다는 약간 변동폭이 적다. 또한 당연한 것이지만 빈곤탈출률과는 반대로 5% 기준 빈곤진입률에 비해 10% 기준 빈곤진입률이 더 높게 나타난다.

[그림 4] 빈곤진입률 추이



자료 : 분기연결패널

가구특성별 빈곤탈출률 및 빈곤으로의 진입률은 <표 5>와 같다. 가장 먼저 확인되는 특징은 빈곤율이 높을수록 빈곤으로부터의 탈출률은 낮고, 빈곤으로의 진입률은 높다는 점이다. 다만 가구유형에서 분기내에 근로자, 자영자, 무업의 세 가지 상태를 모두 경험한 경우 빈곤율의 절대적인 수준도 높고, 빈곤으로부터의 탈출률 - 특히 5% 기준에서 - 높게 나타난다는 점에서 매우 유동적인 속성을 보인다는 점을 알 수 있다.

우선 가구유형별로는 무업가구의 빈곤탈출률이 상대적으로 낮아서 10%를 기준으로 할 때 전 기간 평균으로 17.7%이다(5% 기준과 10% 기준에서 집단별 차이가 유사하기 때문에 이하에서는 10% 기준으로 한 수치만 언급할 것이다. 반면, 근로자가구와 자영자가구는 각각 27.5%와 30.2%로 높게 나타난다. 시각에 따라 다르게 볼 수도 있겠지만, 무업가구에서도 빈곤탈출률이 17.5%에 이른다는 점은 빈곤으로부터의 탈출에서 소득활동 이외의 다른 요인들도 중요하게 작용할 것이라는 점을 시사해 준다.

17) 이는 제V장에서 살펴볼 빈곤의 지속기간에서도 뚜렷이 확인된다.

다음으로 가구규모별 빈곤탈출률을 보면 가구규모가 커질수록 빈곤으로부터의 탈출률이 높게 나타난다. 2인 가구의 경우 전 기간 평균이 22.1%인 반면, 5인 이상 가구의 경우 29.6%에 이른다. 가구규모별 빈곤율과 비교해 보면 역시 대체로 빈곤율이 낮을수록 탈출률은 높은 것으로 나타난다.

가구주 성별로 보면, 여자가구주 가구의 빈곤탈출률이 22.7%로 낮은 반면, 남자가구주 가구의 빈곤탈출률은 27.5%로 상대적으로 낮다. 교육수준의 경우에는 가구주의 교육수준이 높아질수록 빈곤으로부터의 탈출률이 상대적으로 높다. 이 경우에도 역시 빈곤율과 빈곤탈출률은 역의 관계를 갖는다.¹⁸⁾

가구특성별 빈곤진입률은 빈곤탈출률과는 대체로 반대로 나타난다(표 5). 전체적으로 보면 무업가구, 규모가 작은 가구, 여자가구주 가구, 가구주의 학력이 낮은 가구에서

<표 5> 가구특성별 빈곤탈출 및 진입률

(단위 : %)

		빈곤 탈출률		빈곤 진입률	
		5%	10%	5%	10%
가구 유형	근로자	33.4	27.5	3.3	5.7
	자영자	32.9	30.2	3.0	6.2
	무업	22.3	17.7	8.6	11.3
	不定	45.0	25.0	17.5	15.6
가구원 수	2인	30.6	22.0	6.1	8.3
	3인	30.2	26.6	3.7	6.3
	4인	31.7	28.0	3.0	5.8
	5인이상	31.7	29.8	3.4	6.1
가구주 성	남자	32.1	27.7	3.3	5.9
	여자	28.2	23.0	6.4	9.3
가구주 교육 수준	중졸미만	27.6	21.5	8.1	12.3
	중졸	27.5	24.1	5.2	8.9
	고졸	32.8	28.3	3.8	6.8
	대졸	40.9	35.8	1.3	2.8
	대학원졸	40.0	17.7	0.6	0.5
전 체		31.0	26.5	3.7	6.4

자료 : 분기연결패널 전체

18) 10% 기준 빈곤탈출률에서 대학원졸의 경우 비정상적인 수치를 보이는데 이는 관측치가 충분하지 않기 때문에 비롯된 현상으로 판단된다.

빈곤으로의 진입률이 낮다. 다만 가구유형에서 자영자가구의 경우 근로자가구에 비해 빈곤탈출률 및 빈곤진입률이 모두 높고, 가구규모에서 5인 이상 가구가 4인 가구에 비해 빈곤탈출률 및 빈곤진입률이 모두 높다는 점이다. 그 정도는 크지 않지만, 근로자가구에 비해 자영자가구가, 4인 가구에 비해 5인 이상 가구가 빈곤으로의 진입과 탈출에 영향을 미치는 요인들을 더 많이 경험할 것이라는 점을 시사해 준다.

이와 같이 빈곤으로부터의 탈출 및 빈곤으로의 진입이 분기단위에서 활발히 이루어진다고 하더라도, 이러한 이동이 대체로 빈곤선을 기준으로 가까운 집단 사이의 상호이동을 중심으로 일어날 가능성이 매우 높을 것이다. 이를 살펴보기 위해 빈곤가구와 비빈곤가구를 상대적 소비수준을 기준으로 해서 각각 3개의 집단으로 나누어서 탈출 및 진입이 주로 어떤 집단 사이에서 나타나는가를 살펴보았다. 이 결과는 <표 6>에 소개되어 있다. <표 6>에서 짙게 표시된 부분이 각각 빈곤으로 진입한 계층과 빈곤으로부터 탈출한 계층이다. 오른쪽 마지막 열의 전체를 제외한 각 항목의 괄호 안의 비중은 행기준 백분률이다.

우선 <표 6>의 오른쪽 윗부분에는 빈곤으로 진입한 집단의 소비계층별 분포가 정리되어 있다. 우선 비빈곤가구에서 빈곤가구로의 진입은 빈곤선의 '100% 초과~150% 이하'인 집단에서 하향이동한 경우가 88.1%(오른쪽 위 짙은 부분 전체 대비 세 번째 행이 차지하는 비중)로 대부분을 차지하고, 그 가운데서도 빈곤선의 '85% 초과~100% 이하'인 집단으로 이동한 경우만을 보더라도 64.6%(오른쪽 위 짙은 부분 전체 대비 세 번째 행의 첫 번째 칸이 차지하는 비중)에 이른다.

빈곤으로부터의 탈출을 보면, '85% 초과~100% 이하'인 집단에서 이동한 경우가 71.9%(왼쪽 아래 짙은 부분 전체 대비 첫 번째 행이 차지하는 비중), 그 가운데서도 '100% 초과~150% 이하'인 집단으로 이동한 경우가 63.7%(왼쪽 아래 짙은 부분 전체 대비 첫 번째 행의 세 번째 칸이 차지하는 비중)를 차지한다. 이는 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에서 약 2/3 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에서 이루어진다는 점을 보여주는 것이다.

다음으로 로짓분석을 이용해서 빈곤으로의 탈출이나 진입을 결정하는 요인이 무엇인가를 살펴보자. 여기에서는 빈곤결정 요인분석에서 사용된 독립변수만을 이용한 모형과 분기간에 나타난 가구특성의 변화 변수를 추가한 모형을 같이 추정하였다. 원래의 독립변수는 이행전 분기의 값을 사용하는데 이는 전기에서 현재 시기 사이에 나타난 변화의 원인을 추정하는데 전기 변수가 더 적합하기 때문이다.¹⁹⁾ 추가되는 변수들은

19) 현재 분기의 변수를 사용한 추정 결과와 이전 분기 변수를 사용한 추정 결과에는 큰 차이가 없다. 다만 이전 분기의 변수를 사용할 경우에 분기간의 상태변화를 포착한 변수의 추정치의 의미가 분명해진다.

<표 6> 소비계층의 분기간 이동표

T	T+1	비빈곤			빈곤			전체
		200% 초과	200% 이하	150% 이하	100% 이하	85% 이하	70% 이하	
비빈곤	200% 초과	4,314 (67.0)	1,596 (24.8)	466 (7.2)	41 (0.6)	11 (0.2)	10 (0.2)	6,438 (21.0)
	200% 이하	1,572 (20.7)	3,916 (51.5)	1,995 (26.2)	89 (1.2)	24 (0.3)	11 (0.1)	7,607 (24.8)
	150% 이하	467 (4.4)	1,941 (18.2)	6,877 (64.5)	1,006 (9.4)	308 (2.9)	57 (0.5)	10,656 (34.8)
빈곤	100% 이하	54 (2.1)	75 (2.9)	1,007 (39.3)	824 (32.1)	495 (19.3)	109 (4.3)	2,564 (8.4)
	85% 이하	20 (1.0)	32 (1.7)	314 (16.4)	511 (26.6)	695 (36.2)	346 (18.0)	1,918 (6.3)
	70% 이하	3 (0.2)	12 (0.8)	64 (4.3)	109 (7.3)	340 (22.9)	958 (64.5)	1,486 (4.9)
전체		6,430 (21.0)	7,572 (24.7)	10,723 (35.0)	2,580 (8.4)	1,873 (6.1)	1,491 (4.9)	30,669 (100.0)

자료 : 분기연결패널 전체

가구유형의 변화, 가구주의 변화, 가구원수의 변화, 취업가구원수의 변화이다. 변화의 방향을 정할 수 없는 경우에는 부정(不定)으로 표시되었다. 이 때 분기간의 상태변화 변수의 추정치는 원래의 변수와는 달리 해당 시점의 변동이 있을 경우 이에서 비롯되는 효과만을 포착한다.

빈곤으로부터의 탈출을 분석할 때에는 이행전 시점에 빈곤한 가구, 빈곤으로의 진입을 분석할 때에는 이행전 시점에 빈곤하지 않았던 가구를 표본으로 하여 분석한다. 종속 변수는 모두 이행이 이루어진 시점에서 빈곤한 경우를 1, 빈곤하지 않은 경우를 0으로 하였다. 따라서 양의 추정치는 빈곤으로부터의 탈출요인을 추정하는 경우 탈출률을 높이는 것을 의미하며, 빈곤으로의 진입요인에서는 빈곤진입률을 낮추는 방향으로 작용하는 것을 의미한다. <표 7>에는 분석에 사용된 변수들의 특성, <표 8>에는 추정 결과가 소개되어 있다.

<표 7>에서 빈곤가구와 비빈곤가구의 특성을 보면, 빈곤가구일수록 여자가구주의 비중이 높고, 가구주의 학력수준이 낮다. 또한 배우자가 없는 집단의 비중이 높고, 가구주의 직종별로도 관리사무직 및 사무직의 비중은 낮고 다른 직종의 비중은 높다. 가구

특성의 변화에서는 가구유형이나 가구주, 취업가구원수에서 변동이 있는 가구의 비중이 높다.

<표 8>에서 추정 결과를 살펴보면 우선 가구특성의 변화 여부를 포함한 경우와 그렇지 않은 경우에 원래의 변수들의 통계적인 유의도에는 차이가 거의 없다. 또한 분기간의 상태변화 가운데 유의미한 변수들이 발견되는데, 이는 분기간에 나타난 변화가 곧바로 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

<표 7> 변수들의 특성(이행 시점의 가구특성변수)

표 분		이행전 빈곤가구		이행전 비빈곤가구	
명목변수		빈 도	비 중	빈 도	비 중
가구형태	근로자	3,956	54.4	17,463	57.7
	비근로자	3,321	45.6	12,810	42.3
가구주 성	남 자	5,477	75.3	26,006	85.9
	여 자	1,800	24.7	4,267	14.1
가구주 교육수준	중졸 미만	1,718	23.6	2,953	9.8
	중졸	1,408	19.4	4,012	13.3
	고졸	3,444	47.3	14,139	46.7
	대졸	673	9.3	8,344	27.6
	대학원졸	34	0.5	825	2.7
배우자 유무 및 동거 여부	유배우 동거	5,679	78.0	26,598	87.9
	유배우 비동거	298	4.1	1,277	4.2
	배우자 없음	1,300	17.9	2,398	7.9
가구주 직종	관리전문직	421	5.8	7,273	24.0
	사무직	276	3.8	2,678	8.9
	판매서비스직	1,280	17.6	4,764	15.7
	기능직	2,684	36.9	9,577	31.6
	단순노무직	1,131	15.5	2,406	8.0
	무직/분류불능	1,485	20.4	3,575	11.8
연속변수		평균	표준편차	평균	표준편차
가구주 연령		43.2	13.6	43.7	10.8
가구주 연령 제곱		2,052.6	1,334.2	2,023.6	1,017.9
가구원수		3.5	1.1	3.7	1.1
취업가구원수(가구주제외)		0.4	0.6	0.6	0.7

<표 7-1> 변수들의 특성(계속: 연속분기 사이에 나타난 변화)

표 본		이행전 빈곤가구		이행전 비빈곤가구	
가구특성 변화 변수		빈 도	비 중	빈 도	비 중
가구유형 변화	근로자로부터	711	9.8	1,467	4.9
	자영자로부터	224	3.1	694	2.3
	무직으로부터	498	6.8	854	2.8
	변화없음	5,844	80.3	27,258	90.0
가구주 변화	不定	12	0.2	30	0.1
	세대간 변화	198	2.7	572	1.9
	남자로	165	2.3	488	1.6
	여자로	285	3.9	693	2.3
	변화없음	6,617	90.9	28,490	94.1
가구원수 변화	不定	29	0.4	147	0.5
	증가	460	6.3	2,334	7.7
	감소	598	8.2	2,561	8.5
	변화없음	6,190	85.1	25,231	83.3
취업가구원수 (가구주 제외) 변화	不定	197	2.7	555	1.8
	증가	1,353	18.6	3,902	12.9
	감소	1,082	14.9	4,027	13.3
	변화없음	4,645	63.8	21,789	72.0

자료 : 분기연결패널 전체

또한 빈곤으로부터의 탈출에 영향을 미치는 변수와 빈곤으로의 진입에 영향을 미치는 변수에 차이가 있다. 빈곤으로의 진입에는 제Ⅲ장에서 빈곤상태에 놓일 확률에 영향을 미친 변수들이 대부분 유의미하게 나타나는 반면, 빈곤으로부터의 탈출에는 학력과 취업가구원수를 제외하고는 통계적으로 유의미한 변수들이 없다. 통계적으로 유의미한 변수들의 효과들은 대부분 빈곤상태의 결정요인에서 나타난 것과 동일하다. 다만, 가구유형의 경우 근로자가구가 빈곤으로 진입하지 않을 가능성이 비근로자가구보다 높게 나타난다.

이 장에서 우리가 초점을 맞추고자 하는 것은 분기간에 나타난 가구특성의 변화가 미치는 효과이다. 가구특성의 변화 가운데 빈곤으로부터의 탈출이나 빈곤으로의 진입에서 모두 유의미한 영향을 미치는 변수는 취업가구원수의 변화이다. 취업가구원수의 증가는 유의미하게 빈곤으로부터의 탈출에 기여하고, 빈곤으로의 진입을 억제하며, 취업가구원수의 감소는 빈곤으로부터의 탈출을 억제하고, 빈곤으로의 진입에 기여하는 것으로 나타난다.

<표 8> 빈곤탈출 및 빈곤진입 결정요인의 로짓분석 결과

변수명	빈곤탈출		빈곤진입	
	변화변수 제외	변화변수 포함	변화변수 제외	변화변수 제외
절편	-1.596(0.340)***	-1.601(0.389)***	-1.050 (0.313)***	-1.386(0.347)***
가구구분(비근로자)				
근로자	-0.043(0.034)	0.064(0.034)	0.068 (0.029)*	0.085(0.029)**
연령	0.009(0.014)	0.002(0.014)	0.156 (0.013)***	0.156(0.014)***
연령제곱	-0.000(0.000)	-0.000(0.000)	-0.001 (0.000)***	-0.001(0.000)***
가구주 성(여자)				
남자	0.003(0.043)	0.013(0.045)	0.029 (0.043)	-0.019(0.044)
교육(중졸 미만)				
중졸	-0.073(0.104)	-0.075(0.105)	-0.652 (0.089)***	-0.643(0.090)***
고졸	0.205(0.097)*	0.206(0.098)*	-0.077 (0.082)	-0.078(0.082)
대졸	0.398(0.110)***	0.419(0.111)**	0.489 (0.093)***	0.494(0.093)***
대학원졸	-0.455(0.344)	-0.471(0.347)	1.211 (0.290)***	1.185(0.290)***
배우자 유무(배우자무)				
동거	-0.072(0.070)	0.089(0.071)	-0.146 (0.068)*	-0.140(0.068)*
비동거	0.067(0.105)	0.085(0.106)	0.456 (0.097)***	0.450(0.098)***
직업(무직 및 분류불능)				
관리전문직	0.047(0.092)	0.033(0.093)	0.679 (0.079)***	0.666(0.078)***
사무직	0.159(0.111)	0.150(0.112)	0.368 (0.090)***	0.338(0.091)***
판매서비스직	0.014(0.066)	0.019(0.066)	-0.046 (0.058)	-0.047(0.059)
기능직	0.037(0.054)	0.033(0.055)	-0.083 (0.048)	-0.094(0.049)
단순노무직	-0.113(0.073)	-0.099(0.074)	-0.561 (0.066)***	-0.538(0.066)***
가구원수	0.047(0.031)	0.016(0.028)	-0.056 (0.025)*	-0.073(0.026)**
취업인수	0.310(0.048)***	0.370(0.052)***	0.352 (0.041)***	0.426(0.043)***
가구구분 변화(변화 없음)				
근로자로		-0.316(0.088)***		-0.132(0.083)
자영자로		0.076(0.116)		0.054(0.107)
무직자로		0.055(0.108)		-0.158(0.089)
가구주 변화(변화 없음)				
부정		0.160(0.553)		-0.454(0.470)
세대간 변동		0.037(0.198)		0.237(0.183)
남자로		-0.050(0.212)		0.257(0.184)
여자로		-0.241(0.190)		-0.223(0.160)
가구원수 변화(변화 없음)				
부정		-0.486(0.377)		-0.001(0.257)
증가		-0.040(0.153)		-0.106(0.109)
감소		0.572(0.146)***		0.144(0.109)
취업원수 변화(변화 없음)				
부정		-0.077(0.132)		0.083(0.128)
증가		0.404(0.070)***		0.231(0.069)**
감소		-0.323(0.079)***		-0.405(0.066)***
N	7,295	7,281	30,296	30,270
-2 log likelihood	7,882.0	7,885.3	12,003.7	12,173.0

자료 : 분기연결패널 전체

가구원수의 변화도 빈곤으로부터의 탈출에 기여하는데, 유의미한 경우는 가구원수가 감소했을 때 빈곤으로부터 탈출할 가능성이 높다는 점이다. 이는 앞 절에서 가구규모가 클수록 빈곤할 가능성이 높다는 점과 일관된 결과이다.²⁰⁾ 가구유형의 변화를 보면, 근로자가구로의 변화가 빈곤의 결정요인에서와 마찬가지로 빈곤으로부터의 탈출에 부정적인 효과를 미친다. 가구주의 성별이나 세대간 변화는 유의미한 경우가 없는 것으로 나타난다.

V. 맺음말: 연구 결과 요약 및 시사점

우선 본 연구로부터 얻은 주요한 결과를 요약하고, 앞으로의 연구나 정책과 관련된 시사점에 대해서 논의하고자 한다.

절대빈곤율의 추이를 보면 외환금융위기 이후 1999년 초까지 구조조정과 급격한 실업 증가에 따라 절대빈곤계층이 증가했지만 이후 경기가 회복되면서 절대빈곤계층의 규모는 줄어들고 있다고 평가할 수 있다. 그러나 절대빈곤계층의 규모가 줄어들었다고 하더라도, 소득분배 상태는 경제위기 이전에 비해 급격히 악화된 이후 별로 개선되지 않고 있다는 기존의 연구와 동일한 결과를 얻었다.

가구의 빈곤 여부에 중요한 영향을 미치는 변수들은 가구유형, 가구주 연령, 가구주의 교육수준 및 직종, 가구원수 및 취업가구원수 등 분석에 포함된 거의 모든 변수가 유의미한 것으로 나타났다.

가구주 연령의 경우 일정기간까지는 연령이 높아질수록 빈곤상태로부터 벗어날 확률이 높아지지만 일정한 연령대가 지나면 빈곤상태에 놓일 확률이 더 높아진다. 가구주의 성별로는 소득기준 절대빈곤율에서만 유의미하게 여자가구주 가구에서 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 교육수준을 보면 대졸이나 대학원졸의 경우 중졸 미만에 비해서 빈곤하지 않을 가능성이 높지만 중졸이나 고졸의 경우에는 중졸 미만에 비해서 별로 차이가 없거나 오히려 낮은 경우도 있다.

배우자의 유무 및 동거 여부에서도 의외의 결과가 나타난다. 배우자가 없는 경우에 비해서 모든 모형에서 배우자가 있지만 동거하고 있는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높고, 배우자가 동거하지 않는 경우에만 빈곤하지 않을 가능성이 더 높게 나타나는 것

20) 상대빈곤을 정의할 때 가구원수를 이용해서 균등화한 소비를 사용했기 때문에 취업가구원수의 변화는 균등화된 소비값을 변화시켜 직접적으로 빈곤 여부에 영향을 미치게 된다.

이다. 일반적으로 배우자가 없는 경우 빈곤할 가능성이 높은 것으로 여겨짐에도 불구하고, 가구주의 성별을 비롯해서 다른 요인들을 통제한 경우에는 오히려 그렇지 않다는 점에서 주목되는 결과이다.

가구유형이나 가구주의 직종변수에서는 의외의 결과가 나타나는데 가구주가 무직 및 분류불능인 경우 - 대다수는 무직인 경우 - 를 기준으로 할 때 전문기술직이나 사무직의 경우에는 이들보다 빈곤하지 않을 가능성이 더 높지만, 다른 직종에 종사하는 경우에는 빈곤할 가능성이 더 높은 것으로 나타난다. 가구유형의 효과에서도 유사한 결과가 나타나는데 가구주가 무직인 경우를 포함함에도 불구하고, 비근로자가구에 비해 근로자가구가 빈곤할 가능성이 더 높다. 이러한 현상을 해석하는 한 가지 방식은 가구주가 취업하지 않고 있더라도, 생활수준을 유지할 수 있는 다른 자원을 보유하고 있을 가능성이 매우 높다는 것이다.

다음으로 가구원수를 보면, 모든 모형에서 가구규모가 커질수록 빈곤할 확률이 더 높게 나타난다. 이는 취업자수 및 가구주의 경제활동과 관련된 변수들을 통제할 경우에는 가구규모가 커질수록 이를 충분히 부양할 수 있는 소득을 얻지 못할 가능성이 높다는 점을 시사해 준다. 가구를 제외한 취업자수의 경우에는 예상대로 취업자가 증가할수록 빈곤하지 않을 확률이 높게 나타났다.

분기연결패널을 이용해서 빈곤으로부터의 탈출률을 보면 5% 기준 상대빈곤율에 따른 경우 전체적으로는 약 29~30%의 탈출률을 보이고, 10% 기준 상대빈곤율에 의하면 약 26~28% 정도로 약간 나타난다. 빈곤으로부터의 탈출 및 빈곤으로의 진입이 분기단위에서 활발히 이루어진다고 하더라도, 이러한 이동은 대체로 빈곤선을 기준으로 가까운 집단 사이의 상호이동을 중심으로 일어난다. 빈곤으로부터의 탈출이나 진입에서 약 2/3 정도가 빈곤선을 중심으로 차상위계층과 차하위계층 사이에서 이루어진다.

빈곤으로의 진입이나 탈출에서 초점을 맞춘 것은 분기간의 상태변화가 분기간의 동태적인 이동에 미치는 효과이다. 빈곤으로부터의 탈출이나 빈곤으로의 진입에서 모두 유의미한 영향을 미치는 변수는 취업가구원수의 변화이다. 취업가구원수의 증가는 유의미하게 빈곤으로부터의 탈출에 기여하고, 빈곤으로의 진입을 억제하며, 취업가구원수의 감소는 빈곤으로부터의 탈출을 억제하고, 빈곤으로의 진입에 기여한다. 가구원수의 감소도 빈곤으로부터의 탈출에 기여한다.

본 연구로부터 정책적 시사점들을 몇 가지 찾아보면 다음과 같다.

우선 빈곤의 실태를 정확히 파악할 수 있는 통계자료를 구축하는 것이 매우 시급하다는 점이다. 본 연구에서 사용한 도시가계조사의 경우 농어촌지역과 단신가구가 제외되어 있을 뿐만 아니라 소득의 경우 가구주가 근로자인 가구만 조사되기 때문에 전국적인 빈곤율 추계나 소득을 이용한 빈곤실태 분석에 커다란 제약이 따른다. 한국노동

패널(KLIPS)이나 대우패널 등을 이용한 연구도 있으나 연간단위 자료라는 점에서, 분기단위에서 활발히 이루어지는 동태적인 변화를 분석하기 곤란하다.

두 번째로 절대빈곤율과 상대빈곤율이 가구규모별로 서로 다른 모습을 보인다는 점이다. 현재 시점에서 어떠한 빈곤의 더 적합한 측정기준이 될 것인가는 판단하기 어렵다. 따라서 현재 공공부조에서는 절대빈곤을 기준으로 하고 있으나, 설정된 기준의 타당성에 대한 심층적인 검토가 필요할 것으로 보인다.

세 번째로 빈곤 여부의 결정이나 빈곤으로부터의 탈출, 빈곤 지속기간에 중요한 영향을 미치는 변수는 가구내 취업자수이다. 이는 궁극적으로 빈곤으로부터 벗어나기 위해서는 경제활동을 통한 소득의 창출이 가장 중요하다는 점을 의미한다. 따라서, 가구내의 근로 유능력자들이 취업할 수 있는 기회를 확대하는 것이 빈곤으로의 진입을 억제하고 빈곤으로부터의 탈출을 촉진하는 가장 중요한 정책수단이 될 것이다.

네 번째로 가구주의 종사상 지위나 취업직종이 빈곤에 매우 중요한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 또한 근로자인 경우 비근로자보다, 취업자 가운데서도 하위직종으로 분류될 수 있는 경우에는 가구주가 무직인 경우보다도 빈곤할 가능성이 더 높게 나타난다. 세대간의 직업이동에서 종사상 지위나 취업직종을 결정할 때 가장 중요한 영향을 미치는 변수는 교육일 뿐만 아니라(황덕순, 2001), 교육의 경우에도 중등교육을 넘어서는 수준의 교육이 이루어져야 빈곤으로부터 벗어날 가능성이 높아진다. 따라서 세대간의 빈곤의 재생산을 막기 위해서는 중등교육 이상의 교육을 받을 수 있는 기회의 확대가 필요하다. 또한 가구주의 경제활동과 가구의 빈곤 여부 및 가구원의 경제활동 상태에 대한 심층적인 연구가 이루어져야 빈곤과 가구의 전반적인 경제활동과의 관계를 밝힐 수 있을 것으로 판단된다.

다섯 번째로 여자가구주 가구의 경우 절대적으로 빈곤수준이 높게 나타나고, 가구주의 연령이 일정 수준을 넘으면 빈곤상태에 놓이거나 빈곤으로 진입할 가능성이 높다. 따라서 전반적인 빈곤을 억제하기 위해서는 여자가구주 가구 및 고령자가구의 경제활동참여를 촉진할 뿐만 아니라, 이들이 일정 수준 이상의 소득을 얻을 수 있는 기회를 확대하는 특성화된 정책이 마련될 필요가 있다.

마지막으로 본 연구에서는 가구주의 배우자 및 전체 가구원의 경제활동상태를 고려하지 못했을 뿐만 아니라 빈곤을 변동의 가구특성별 요인분해, 빈곤으로부터의 탈출 및 재진입 등을 다루지 못했다. 또한 자료의 한계와 여러 가지 분석상의 어려움 때문에 빈곤의 지속기간에 대해서도 다루지 못했다. 한편 빈곤의 정의도 연구 목적이나 정책적인 목적에 부합하는 다양한 방식이 가능하다. 앞으로 빈곤의 실태에 대한 이해나 정책의 효과성·효율성 제고를 위해서는 이러한 연구들이 더 이루어져야 할 것이다.

<부표 1> 자료별 표본수 추이

(단위 : 명)

	1998				1999				2000			
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
분기자료	3,527	3,772	3,837	3,862	3,791	3,870	3,910	3,874	3,822	3,888	3,980	3,936
분기연결패널		3,144	3,422	3,440	3,394	3,387	3,488	3,519	3,461	3,414	3,545	3,592

주: 전체연결패널은 1,475가구

<부표 2> 자료별 가구유형 분포

(단위 : %)

	분기자료	분기연결패널	전체연결패널
근로자	57.5	57.0	56.5
자영자	31.8	32.2	33.8
무업	10.6	10.6	9.6
분류불가	0.2	0.2	0.1

<부표 3> 가구균등화지수(최저생계비)/가구원수제공급을 이용한 상대적 빈곤 비교

(단위 : 명, %)

		가구원수제공급			
		5%		10%	
		비빈곤	빈곤	비빈곤	빈곤
		가구 균등화 지수	비빈곤	3,064(86.9)	56(1.6)
	빈곤	54(1.5)	353(10.0)	75(2.7)	635(18.0)

자료 : 분기자료(1998년 1분기)

<부표 4> 절대빈곤율

(단위 : 명)

	1998				1999				2000				전체
	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4	
소득기준	7.4	8.9	8.9	7.9	10.5	9.1	7.6	7.1	7.4	5.9	5.5	5.6	7.7
소비기준	4.8	7.2	8.3	4.0	4.5	5.8	5.1	2.8	2.6	3.6	3.3	2.1	4.5
소비 (주거비 제외)	12.2	16.7	20.4	9.9	6.3	8.2	7.5	4.7	10.2	11.6	10.6	8.5	21.2

자료 : 분기자료

참 고 문 헌

- 강철희. 「자활보호기구의 자활보호 프로그램으로부터의 탈피와 탈피율에 관한 실증적인 분석: 로지스틱 회귀분석과 생존표 분석을 이용한 접근」. 『한국사회복지학』 31 (1997): 87-118.
- 금재호·김승택. 「빈곤의 원인에 대한 실증분석 - 패널데이터 분석을 중심으로」, 한국노동경제학회 추계학술세미나(2001.9.1) 발표문.
- 김미곤·여유진·양시현·강성호·김태완·이강민. 『1999년 최저생계비 계측조사결과』. 한국보건사회연구원, 1990.
- 박병현. 「빈곤의 지속기간에 관한 연구 - 자활보호대상자를 중심으로」. 『한국사회복지학』 32 (1997): 45-67.
- 박순일·최현수·강성호. 『빈부격차 확대요인의 분석과 빈곤·서민생활 대책』, 한국보건사회연구원, 2000.
- 박찬용·김진욱·김태완. 『경제위기에 따른 빈곤수준 및 소득불평등 변화와 정책방향』. 한국보건사회연구원, 1999.
- 정진호·최강식. 『임금소득 불평등 확대에 대한 요인분석』. 한국노동연구원, 2001.
- 황덕순. 「도시취업자의 세대간 직업이동과 세대내 이동」. 『노동경제논집』 24 (2001): 35-62.
- Antolin, P., Dang, T., and Oxley, H. "Poverty Dynamics in Four OECD Countries". Economic Department Working Papers No. 212, OECD, 1999.
- Atkinson, A. B. *Poverty in Europe*. Blackwell, 1998.
- Berghman, J. "The Resurgence of Poverty and the Struggle against Exclusion: A New Challenge for Social Security in Europe." *International Social Security Review* 50 (1997/1): 3-21.
- EC Commission. Building an Inclusive Europe, Communication from the Commission. europa.eu.int/eur_lex/en/com/pdf/2000/com2000_0079en02.pdf.
- Ruggles, P. *Drawing the Line - Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*. The Urban Institute Press, 1990.