

# 한국의 빈곤기간(poverty spell) 구조

최 경 수\*

본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 이용하여 한국의 빈곤기간(poverty spell)의 구조를 분석하였으며, 구체적으로 빈곤의 지속기간별 분포, 빈곤의 진입과 탈출 원인을 대상으로 하였다. 빈곤의 기간구조를 파악하기 위해서는 빈곤의 동태적 양상이 정태적 상태(steady state)에 있음을 가정할 필요가 있으며 이를 위해서 빈곤선을 상대적 수준으로 설정한다. 분석의 결과는 한국의 빈곤기간의 구조에서 대부분의 빈곤은 단기빈곤이나 10년 이상의 장기빈곤도 약 10%를 차지하며 일정 시점의 빈곤구조에서 차지하는 비중도 약 50%에 달함을 제시한다. 이러한 구조는 Bane and Ellwood(1986)가 추정한 미국의 빈곤의 기간구조와 비교할 때 장기빈곤의 비중이 다소 낮으나 대체로 유사하다. 기존의 연구결과에서는 한국의 장기빈곤의 비중은 낮은 것으로 나타났으나 이러한 결과는 본 연구와 달리 빈곤선의 수준이 실질가치에 있어 변화하지 않는 것으로 설정한 데에서 기인한 것이다. 빈곤의 진입과 탈출의 원인분석에서는 빈곤진입과 달리 빈곤탈출은 62%에 달하는 다수가 근로소득의 증가에 기인하며 이러한 결과는 탈빈곤정책은 노동시장정책 위주로 구성되어야 함을 제시한다.

## 1. 서 론

복지정책에 대한 가장 일반적인 비판은 복지정책은 복지의존성(welfare dependency)을 유발한다는 것이다.<sup>1)</sup> 시혜적인 복지는 수혜자가 스스로 처지를 개선하려고 하는 의지를 약화시켜서 노동시장에서 기회를 찾거나 혹은 새로운 가정 형성을 모색할 가능성을 낮춘다는 것이다. 더욱이 이와 같이 형성된 영구적인 빈곤이 후세대까지 이어진다면 복지정책은 심각한 부작용을 수반하는 결과를 초래한다. 이러한 견해에 따르면 복지정책은 문제의 해결점이 아니라 문제의 원인이 된다.

복지정책은 어떠한 제도이든 어느 정도 복지의존성을 유발하는 요인을 가지고 있다. 반면, 영구적 빈곤의 가능성은 복지정책의 필요성을 주장하는 근거로도 동시에 이용된다. 개인이 스스로 빈곤을 탈출하지 못한다면 정책적으로 빈곤탈출을 지원할 필요성이 있으며, 빈곤이 세습된다면 '빈곤의 함정'에 빠진 빈곤계층의 아동을 지원하는 것이 미래의 빈곤을 예방하는 시책이 된다는 것이다.<sup>2)</sup> 이와 같이 빈곤의 지속성이라는 동일한 현상은 서로 다른 주장을 뒷받침하는 증거로 해석된

\* 한국개발연구원 연구위원

1) Murray(1984)

2) 이와 같은 주장은 미국에서 AFDC(Aids to Families with Dependent Children) 도입을 정당화하는 근

다.

대부분의 빈곤은 짧다는 빈곤의 일시성 역시 복지정책이 필요하다는 혹은 낭비라는 서로 반대의 정책적 함의를 가지는 것으로 해석된다. 이와 같이 동일한 현상으로부터 서로 다른 결론이 도출된다는 사실은 복지정책이 실증적(positive) 사회과학뿐만 아니라 이데올로기를 포함하는 규범적(normative)인 영역에도 걸쳐있는 주제임을 의미한다(Gottshalk et al., 1994). 그러므로 현상에 대한 '해석'을 연구주제로 한다면 객관적 결론 도출이 어렵다. 그러나 현상을 규명하고 정량화하는 것으로 논의의 범위를 좁힌다면 객관적인 논의가 가능하다.

본 연구의 제2절에서는 빈곤의 동태적인 구조에 대한 분석을 시행한다. 탈빈곤 정책을 설계하기 위해서는 빈곤의 구조와 빈곤진입 및 빈곤탈출 요인에 대한 분석이 필요하다. 빈곤의 정태적인 구조만을 분석한다면 소득지원정책에 대한 함의만을 도출할 수 있을 뿐이며 빈곤의 예방과 탈출에 대한 함의는 빈곤구조에 대한 동태적 분석으로부터만이 얻어질 수 있다.(Ellwood, 1998)<sup>3)</sup> 그러나 현재 우리나라의 기존연구는 빈곤정책에 대한 연구(홍경준·송호근[2003], 보건복지부 및 서울대사회복지연구소[2004]), 빈곤의 실태분석(이현주 외[2005], 홍경준[2005] 등)과 복지제도의 빈곤축소에 대한 효과 분석(홍경준[2002], 김태일[2004] 등)을 중심으로 이루어져 있으며 빈곤의 동태적 구조에 대한 연구는 부족하다. 그나마도 빈곤의 동태적 구조에 대한 기존연구는 단기적인 빈곤진입과 탈출현상을 다루고 있어(금재호·김승택[2001], 구인회[2001], 금재호[2003], 황덕순[2001], 이병희·정재호[2001], 홍경준[2004]<sup>4)</sup>, 구인회[2005]) 빈곤구조의 가장 중요한 부분인 장기빈곤 문제를 다루지 않고 있다. 빈곤층은 실질적으로는 매우 이질적인 집단으로 구성되어 있으며, 대부분의 빈곤은 단기빈곤인 반면, 일부 가구의 빈곤은 그 기간이 매우 길다는 특성을 가지고 있다. 그러므로 정책대상이 되는 장기빈곤은 빈곤을 경험하는 집단 전체에서 수적으로는 소수이지만 특정 시점의 빈곤층 구성에서 차지하는 비중은 대단히 크며 따라서 정책대상 중에서 차지하는 비중도 매우 크다.<sup>5)</sup> 제2절에서는 KLIPS 자료를 이용하여 이러한 빈곤기간구조(poverty spells)에 대한 분석을 실시하며 필자가 아는 한 이러한 시도는 매우 새로운 것이다.<sup>6)</sup> 제3절에서는 여기에서 한걸음 더 나아가 빈곤의 진입요인과 탈출요인에 대한 분석을 시행하며, 장기빈곤계층은 진입요인이 어떻게 다른가에 대해서도 분석한다. 이러한 분석결과는 우리나라의 빈곤기간의 분포가 Bane and Ellwood(1986) 등

---

거가 된 바 있다.

3) Ellwood, D, "Dynamic Policy Making: an Insiders' Account of Reforming US Welfare," in The Dynamics of Modern Society: Policy, Poverty, and Welfare, edited by L. Leisering and L. Walker, The Polity Press, 1998.

4) 본 논문에서는 한국노동연구원의 제5회 한국노동패널 학술대회(2004) 자료를 참고하였다.

5) 빈곤주기의 이러한 구성은 실업의 구조와 매우 유사하다. 제4절의 분석에 의하면 약 반수의 빈곤진입가구는 1년후 빈곤을 탈출하지만 약 10%의 빈곤기간은 10년 이상의 매우 장기이다. 반면 이러한 장기빈곤가구는 특정시점의 빈곤가구 중 약 반수를 차지한다. 실업에서도 역시 대부분의 실업은 수 개월에 불과한 단기실업이지만 특정시점에서는 1년이상의 장기실업자가 전체 실업자의 약 반수를 차지한다.

6) 필자의 연구단계에서는 구인회(2005)의 연구를 알지 못하고 있었으나 익명의 검토자는 구인회(2005)의 연구 역시 빈곤구조의 문제를 다루었음을 지적하였다. 자세한 자료 처리과정이 수록되지 않아 구체적인 도출과정을 비교할 수는 없지만 본 연구의 결론은 구인회(2005)와는 크게 다르다.

에서 제시된 미국의 빈곤구조와 매우 유사한 구조를 가지고 있음을 보여준다. 그러나 이러한 결과는 우리나라의 실업구조에 대한 동태적 분석결과 역시 그 구조가 미국과 크게 다르지 않다는 사실(김대일, 1997)을 감안한다면 크게 놀라운 일은 아니다. 동태적 분석 결과는 빈곤의 진입과 달리 퇴출은 대부분 근로소득의 상승에 의하여 이루어짐을 보여준다. 그러므로 빈곤의 동태적 구조로부터 도출될 수 있는 하나의 시사점은 근로소득의 향상을 기대할 수 있는 근로능력자와 그렇지 않은 근로무능력자를 같은 제도 내에서 지원하는 것은 탈빈곤을 고려하지 않은 정책이라는 것이다. 그러므로 현재와 같이 기초생활보장제도 내에서 근로능력자인 자활사업 대상자와 근로무능력자를 지원하는 것은 개선되어야 하며 분리할 필요가 있음을 시사하는 것으로 해석된다.

본 연구에서는 현재 논의되고 있는 EITC 제도 도입시의 효과에 대해서도 분석하고자 계획하였으나, EITC 제도는 빈곤과 달리 가구가 아닌 개인을 대상으로 한 정책이니 만큼, 자료나 분석모형을 전반적으로 재구성하여야 할 필요가 있어서 본 연구에서는 다루지 못하였다. 그리고 많은 독자들의 관심이 있는 빈곤정책의 국제비교 및 미국의 1996년 복지개혁의 성과에 대해서는 전자는 부록에 수록하였으며 후자는 참고자료(Grogger and Karoly, 2005)를 제시하는 것으로 대신하고자 한다.

## II. 한국의 빈곤기간(poverty spell) 구조

빈곤에 대한 동태적인 분석으로부터 빈곤정책에 대한 함의를 도출하기 위해서는 우선적으로 빈곤기간(poverty spell)에 대한 분석이 필요하다. 빈곤구조는 정태적으로는 해당 시점의 소득이 빈곤선보다 낮은 빈곤가구와 그렇지 않은 비빈곤가구로 나누어지지만 실질적으로는 빈곤진입, 빈곤지속, 빈곤탈출의 동태적인 기간구조로 이루어진다. 이런 점에서는 빈곤현상에 대한 분석은 실업현상에 대한 분석과 유사하다. 따라서 제4절에서는 우선 우리나라의 빈곤이 어떠한 기간구조(spells)로 구성되어 있는가를 분석하며, 다음 절에서는 빈곤의 진입과 탈출의 원인 및 가구유형별 빈곤기간 구조에 대해서 분석한다.

### 1. 통계자료 및 빈곤선의 설정

빈곤기간을 분석하기 위해서는 각 가구의 소득변화를 추적하는 패널 자료가 필요하다. 본 연구에서는 한국노동연구원의 제1~8차 조사 자료를 이용하여 빈곤주기를 분석한다.

패널자료를 이용한 동태적 분석은 패널자료의 특성에 좌우되기 마련이다. 특히 모든 패널자료는 관찰치가 도중에 상실되는 절삭(censoring)의 문제를 가지고 있기 때문에 표본절삭을 어떻게 처리할 것인가가 매우 중요한 문제가 되는데 이에 앞서 KLIPS 1~8차 자료의 특성을 정리하면 다음과 같다. KLIPS 자료는 표본탈락율(attrition rate)이 매우 높은 편이며 특히 1998~2000년간의 초기년도에 높다.<표 1>

이러한 높은 탈락율의 결과 KLIPS 자료에서는 1~8차에 걸쳐 모든 년도에 관찰된 가구는 2,861개 가구로서 1차년도에 초기 표본가구 5,000개에 비하면 57%에 지나지 않는다. KLIPS 자료에서는 분가된 가구에 대해서는 새로운 ID를 부여하는 한편 원가구의 ID를 기록하여 추적이 가능하도록 하였으며 탈락으로 인한 표본부족은 매년도 신규가구를 추가함으로써 보완하였다. 결과적으로 총 6,242개 가구에 대한 기록을 포함하고 있는데 각 가구별 관측횟수를 기록한 분포는 <표 2>와 같다.

<표 1> KLIPS 표본탈락율 추이

관찰년도	가구수	다음연도 탈락가구	탈락률(%)
1998	5,000	1,443	28.9
1999	4,501	513	11.4
2000	4,235	464	11.0
2001	4,179	324	7.8
2002	4,203	313	7.4
2003	4,457	286	6.4
2004	4,605	283	6.1

주: 한국노동연구원, KLIPS 1~8차 년도 자료로부터 필자가 계산

<표 2> KLIPS 가구당 관찰횟수 분포

관찰횟수	관찰치수	비중(%)
1	251	4.0
2	498	8.0
3	463	7.4
4	485	7.8
5	436	7.0
6	467	7.5
7	781	12.5
8	2,861	45.8
	6,242	100.0

주: 한국노동연구원, KLIPS 1~8차 년도 자료로부터 필자가 계산

가구의 빈곤여부를 결정하기 위해서는 가구 소득의 범위를 어떻게 정의할 것인가의 문제, 가구 소득에서 가구규모의 차이에 따른 필요(needs)의 차이를 어떻게 반영할 것인가의 문제, 그리고 마지막으로 이와 같이 조정된 가구소득에 대하여 빈곤가구와 비빈곤가구를 나누는 빈곤선을 어떻게 설정할 것인가의 문제에 대하여 결정하여야 한다. 가구소득에 관해서는 KLIPS 자료는 금년도 월 소득과 전년도 연간소득을 기록하고 있는데 일반적으로 빈곤연구에서는 연간소득을 사용하므로 본 연구에서도 KLIPS의 전년도 연간소득을 빈곤가구 여부를 결정하는 소득의 기준으로 채택한다. 월 소득은 변화의 폭이 크므로 사실상 빈곤연구에서 사용하기는 어렵다.<sup>7)</sup> 가구소득의 범위는 연구에

따라 차이가 있는데, 본 연구에서는 KLIPS 자료가 포함하고 있는 소득항목인 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 이전소득 중 금융소득과 부동산소득 중에서 소득이 아닌 재산의 변화라고 간주되는 부분은 소득에서 제외하였다.<sup>8)</sup> 구체적으로 금융소득 중 주식/채권 매매차익 및 기타, 부동산 소득 중 매매차익 및 기타는 제외하였는데 그 이유는 이러한 매매차익은 자본이득(capital gains)에 해당하며 자산으로부터 발생하는 소득(income)으로 보기는 어렵기 때문이다. 매매차익이 현금의 형태라고 하더라도 이는 자산의 형태가 부동산 혹은 저축에서 현금으로 변화한 것으로 볼 수 있다. 미국의 가구소득 정의에서도 자본이득(capital gains)에 해당되는 수입(receipt)은 제외된다.<sup>9)</sup> 소득의 정의와 관련해서는 이밖에도 소득으로 포착되지 않는 현물소득이나 자가보유 가구의 경우 암묵적인 집세소득(imputed rent)을 어떻게 처리할 것인가의 문제 등 많은 이슈가 있으나 본 연구에서는 KLIPS의 소득정의에서 자본소득을 제외하는 것 외에는 다른 변경은 하지 않았다. 그러나 빈곤가구의 경우 재산의 매매차익은 미미하므로 매매차익의 소득에의 포함여부가 빈곤가구의 정의에 미치는 영향은 거의 없다.

각 가구는 그 규모(구성원수)가 다르기 때문에 빈곤선을 설정할 경우 가구원수에 따라 다른 빈곤선을 적용하거나 혹은 가구규모에 따라 가구소득을 조정한 이후 이 조정된 가구소득에 대해서 빈곤선을 설정할 수 있다. 본 연구에서는 빈곤을 상대적 빈곤으로 정의하므로 후자의 방법을 선택하는데 KLIPS는 전년도의 소득수준은 기록하고 있으나 전년도의 가구구성원수는 기록하고 있지 않으므로 전년도의 가구구성원수는 가구별로 결합된 전년도 자료로부터 구성원수 통계를 추출하였다. 만약 전년도에는 관찰되지 않았다면 전년도의 소득에 관한 자료는 있으나 구성원수는 알 수 없게 되는데 이 경우에는 가구구성원수에 변화가 없다는 가정 하에서 금년도의 구성원수를 전년도의 가구 구성원수로 하였다. 가구소득의 표준화에서 동등화 지수(equivalence scale)는 제2절의 경우와 같이  $\sqrt{\text{가구원수}}$ 를 사용하였다.

빈곤선은 중위소득의 40% 선을 사용하였다. 그 이유는 앞의 도시기계조사 자료와 달리 KLIPS 자료의 경우에는 중위소득 50%를 사용할 경우 빈곤율이 약 20%가 되어 얻어지는 빈곤층이 정책 대상으로 보기에는 너무 넓기 때문이다.<sup>10)</sup> 빈곤층을 너무 광범하게 설정할 경우 빈곤의 진입과 탈출에 관한 분석 역시 정책대상에 집중하지 못할 우려가 있다. 「도시기계조사」 자료에서 도시근로자 가구를 대상으로 중위소득 50%를 빈곤선으로 사용할 경우 빈곤율이 약 15% 내외로 측정되는

7) 홍경준(2004), 구인회(2005) 등 KLIPS 자료를 이용하는 국내의 다른 빈곤연구에서도 빈곤여부를 판단하는 소득의 기준으로는 전년도의 연간소득을 사용하고 있으며, 미국 Census Bureau에서도 전년도 소득을 기준으로 빈곤가구를 판단한다.(Census Bureau, 2006, Appendix A. p.29)

8) 본 연구와 달리 홍경준(2004) 및 구인회(2005)에서는 KLIPS에 수록된 모든 소득을 가구소득에 포함하였다.

9) 구체적으로 Census Bureau의 정의에서는 1) 근로소득, 2) 사회보험·공공부조·연금소득, 3) 이자소득, 4) 배당소득, 5) 부동산 및 신탁으로부터의 집세, 차용료(rent), 로열티(royalty), 6) 외부로부터의 사적이전 소득, 7) 기타소득이 포함되며, 자본이득(capital gains)에 해당하는 수입과 현물형태의 혜택(benefits)이나 지급(payment)은 포함되지 않는다.(Census Bureau[2006], Appendix A. p.20)

10) 대부분의 빈곤정책은 소득수준 하위 10% 이하가 그 정책대상이다.

데 비하여 KLIPS 자료에서는 이보다 높게 측정되는 것은 앞서 「도시가계조사」를 이용한 분석에서는 실질적으로는 월소득인 횡단면 자료를 이용하였고 KLIPS 자료에서는 연간소득을 사용하였기 때문에 가구소득의 분포가 보다 집중되어 있기 때문인 것으로 추정된다. 빈곤율의 정의에 따른 각년도 빈곤가구의 전체가구수에 대한 비율은 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 각년도 빈곤선과 빈곤율

소득연도	중위소득 (만원)	중위소득 40%	빈곤율 (%)	중위소득 50%	빈곤율 (%)
1997	840.0	336.0	13.6	420.0	19.4
1998	831.4	332.6	13.7	415.7	18.8
1999	900.0	360.0	14.4	450.0	19.8
2000	979.8	391.9	14.9	489.9	20.0
2001	1,154.7	461.9	15.1	577.4	20.3
2002	1,210.0	484.0	15.1	605.0	20.8
2003	1,285.0	514.0	16.0	642.5	21.4
2004	1,356.0	542.4	14.9	678.0	20.8

자료: 한국노동연구원, KLIPS, 1~8차 년도 자료.

본 연구에서 상대적 빈곤선을 채택한 것은 빈곤의 절대수준을 홍경준(2004) 및 구인회(2005)의 연구에서와 같이 일정한 수준(불변가격 기준)으로 고정할 경우 빈곤율은 빠르게 하락하는 것으로 추정될 수밖에 없으며 이는 빈곤선의 정의에도 맞지 않을 뿐만 아니라 빈곤기간구조를 추정하는 본 연구의 목적에도 맞지 않기 때문이다. 미국의 경우 빈곤선은 절대빈곤선이지만 매년의 수준이 불변가격기준으로 일정한 것은 아니며, 탈빈곤 정책을 논할 때 의도하는 목표도 빈곤선을 동일한 수준으로 고정한 상태에서의 빈곤축소를 상정하는 것은 아니기 때문이다. 상대적 빈곤선이 아닌 절대적 빈곤선을 상정하기 위해서는 매년도 다른 빈곤기준을 적용하는 것이 적절하지만 이러한 준거로 사용할 만한 마땅한 기준이 있는 것도 아니다.

홍경준(2004)의 경우 KLIPS 자료를 이용한 분석에서 2000년 기준 최저생계비를 이용하여 빈곤선을 매년도 불변가격기준으로 2000년과 동일한 수준으로 하는 절대적 빈곤선으로 설정하였다. 이 경우 빈곤율은 1999년의 15.4%로부터 2002년에는 8.5%로 빠르게 하락한다.<sup>11)</sup> 그리고 이러한 빈곤선 가정은 이후에 추정결과에서 언급되는 바와 같이 한국의 빈곤지속기간이 외국보다 크게 짧다는 결과<sup>12)</sup>가 도출되는 원인이 되고 있다. 2000년의 최저생계비 수준과 중위소득 40%선을 비교한다면

11) 구체적으로 최저생계비를 이용한 빈곤율은 1998년 14.4%, 1999년 15.4%, 2000년 11.9%, 2001년 12.7%, 2002년 8.5%이다. 빈곤율이 이와 같이 하락한 이유는 이 기간 동안 최저생계비의 실질가치는 변화가 없다고 가정하였기 때문이다. (2000년의 다른 년도의 경우 소비자물가지수로 조정된 값을 사용) 그러나 최저생계비란 그 자체가 '최소한의 문화생활을 보장하는 수준'으로서 상대적으로 정의되는 개념이기 때문에 장기간에 걸쳐 일정한 수준을 적용하기는 개념적으로도 어렵다.

12) 구인회(2005)의 연구가 홍경준(2004)과 동일한 빈곤선 설정하에서 이러한 추정결과를 제시하고 있다.

2000년 최저생계비 수준은 2000년 「소비실태조사」의 소득수준과 비교할 때 중위소득의 38.3%~44.7%에 해당하며, 4인 가족 기준 최저생계비(절대빈곤선)는 831만원, 중위소득 40%(상대빈곤선)은 784만원으로서 그 수준은 비슷하다. 그러므로 본 연구에서 채택한 중위소득 40% 기준 상대적 빈곤선과 2000년도의 빈곤선 수준은 비슷하다고 할 수 있다. 그러나 이후 년도에서는 2000년기준 절대 빈곤선은 상대빈곤선보다 크게 낮다.

그러나 본 연구의 빈곤구조 분석에서는 1997~2004년간의 빈곤상태를 분석하여 한국의 빈곤구조를 추정하며 각년도의 효과(year effect)는 고려하지 않으므로 이 기간 동안 빈곤의 동태적 양상이 균제적 상태(steady state)에 있다고 가정할 필요가 있다. 따라서 절대적 빈곤선을 이용하여 빈곤율이 크게 하락한다면 빈곤구조를 추정하기 위한 균제적 상태라는 기본가정이 성립하지 않는다는 문제가 발생한다.

각 년도 빈곤가구를 설정하는 데에 수반된 또 다른 문제점은 빈곤이란 원래 빈곤선 주위에서는 빈곤과 비빈곤 사이의 이동이 매우 빈번하기 때문에 이러한 빈곤선 주위에서의 이동을 어떻게 정의할 것인가 하는 문제이다. 국내의 연구에서도 이병화·정재호(2001)는 1998~2001년의 12개의 분기별 도시가계조사를 연결한 합성패널자료의 분석 결과 빈곤가구의 80%는 1년 내에 빈곤에서 이탈하며, 빈곤에서 이탈한 가구의 약 60%는 다시 빈곤에 진입하는 것으로 분석하였다. 황덕순(2001)의 연구에서는 1998~2000년간의 분기별 도시가계조사의 인접한 11개 분기의 자료를 인접한 분기끼리 연결한 합성패널자료에서 빈곤진입과 이탈은 매우 빈번하며 이러한 이동의 2/3 가량은 빈곤선 주위(빈곤선의 80~150%)에서의 이동임을 보였다. 이러한 빈곤선 주위에서의 빈번한 이동은 외국의 연구 결과에서도 마찬가지로 미국 PSID 데이터의 경우 빈곤가구의 60%는 1년 후에 빈곤을 탈출하는 것으로 나타나며, 7년 이상 지속되는 경우는 전체의 5%에 불과하다. (Gottschalk et al., 1994) Bane and Ellwood(1986)의 연구에서는 빈곤의 진입과 탈출의 분석에서 빈곤선 주위의 이동의 다수를 차지하지만 정책적 차원에서는 큰 의미가 없는 이러한 일시적 이동을 제거하기 위해서 소득변화가 빈곤선의 1/2 이내이며 빈곤지속 혹은 탈출기간이 1년인 경우는 빈곤 지위의 변화가 없는 것으로 가정하였다. 그러나 본 연구에서는 Bane and Ellwood(1986)과 유사한 가정은 채택하지 않았으며 보다 자세한 분석이 시행된 이후에나 고려하는 것으로 계획하였다.

본 연구에서는 소득 외에 소비 수준으로도 빈곤선을 설정하여 보았으나 소비를 이용하는데 대한 다른 장점도 발견할 수 없어서 적용하지는 아니하였다.<sup>13)</sup> 다만 지적할 수 있는 바는 소득을 기준으로 하는 경우와 소비를 기준으로 적용되는 빈곤 가구가 서로 크게 다르다는 것이다. 예를 들어, 2004년의 경우 중위소득의 50%를 기준으로 한 빈곤선은 14.3%, 중위소비의 50%를 기준으로 한 빈곤선은 14.9%이지만 두 기준에 의하여 모두 빈곤으로 정의되는 가구는 10.5%에 불과하다. 즉, 전체의 8.2%에 해당하는 가구가 어느 한쪽의 기준에 의할 경우에는 빈곤가구이지만 다른 기준을 적

13) 전년도의 소비(월평균 생활비)를 이용하여 중위소비의 50%를 빈곤선으로 설정할 경우 빈곤율은 1997년 14.4%, 1998년 11.9%, 1999년 14.8%, 2000년 11.5%, 2001년 14.2% 등 빈곤율이 일정하지 않아서 소득대신 소비를 기준으로 빈곤을 정의하는데 대한 뚜렷한 장점을 발견할 수 없었다. 이러한 경향은 소비에 있어서 역시 응답의 부정확성에 기인하는 것으로 해석된다.

용할 경우에는 빈곤 가구가 아닌 것으로 정의되는 것이다. 이와 같은 현상이 나타나는 이유는 항상 소득에 의하여 결정되는 소비에 비하여 소득의 변화가 심하기 때문이라고 유추할 수도 있다. 그러나 소비 역시 그 변화폭이 상당히 크기 때문에 소득과 소비 모두에서 빈곤선을 중심으로 한 변화가 크기 때문일 가능성도 크다.

## 2. 기존 빈곤가구의 빈곤탈출 구조

특정년도의 기존 빈곤가구가 어느 년도에 빈곤을 탈출하는가를 정리한 결과는 <표 4>와 같다. 이 표에서는 예를 들어, 1997년 빈곤가구의 경우 37.2%는 1998년에 빈곤을 탈출하였으며 2004년도 까지 빈곤을 벗어나지 못한 가구는 전체의 22.0%인 215가구임을 의미한다. 이 표에서는 앞에서의 빈곤을 표와는 달리 빈곤구조를 보다 명확히 나타내기 위하여 가구의 가중치는 사용하지 않았다. KLIPS 자료에서는 개별 가구가 분가할 경우 이후 년도에서는 같은 ID를 가진 복수의 가구가 존재할 수도 있다. 그래서 이러한 중복계산을 예방하기 위하여 이 표에서는 빈곤기준년도를 기준으로 복수의 가구가 존재할 경우에는 임의로 한 가구를 제거하였다.

<표 4>에서는 빈곤의 지속기간이 길어질수록 탈출률이 떨어지므로 빈곤탈출에는 음(-)의 기간의 존성(negative duration dependence)이 존재할 가능성을 시사한다. 즉, 빈곤상태에 오래있을 수록 빈곤탈출 확률은 하락한다는 것이다. 그러나 음(-)의 기간의존성은 상태의존성(state dependence)의 결과일 수도 있으며 이질성(heterogeneity)의 결과일 수도 있으나 이 두 경우 모두 현상적으로는 동일(observationally equivalent)하다. 두 현상을 구분하기 위해서는 복잡한 비계수통계학이 필요하지만 본 연구에서는 이 부분은 다루지 않는다.<sup>14)</sup>

표에서 정리된 빈곤탈출 확률은 좌측절삭(left-censoring)된 표본으로부터 계산된 확률이기 때문에 헤저드율(hazard rate)에 대한 추정치가 될 수는 없다. 헤저드율은  $h(t) = f(t)/S(t)$ ,  $S(t) = P(T \geq t)$  로 정의되지만 현재 빈곤가구의 빈곤기간이 언제 시작되었는지 알수 없기 때문에 빈곤지속기간(duration)  $t$ 을 알 수 없으며 따라서 탈출확률은 헤저드율과는 다르다. 따라서 빈곤기간(poverty spell)을 추정하기 위하여 이하에서는 빈곤진입을 관찰할 수 있는 가구들만을 분리하여 헤저드율을 추정한다.<sup>15)</sup>

14) 이에 대한 보다 자세한 설명은 Heckman and Singer (1992) 참조

15) 만약 절삭(censoring)의 가능성이 지속기간에 독립적이라면 random censoring을 가정할 수도 있다. 그러나 본 연구에서는 지속기간에 대하여 독립적이라고 가정하지 않는다. 따라서 절삭된 표본의 정보를 체계적으로 이용할 수가 없다. 또한 지속기간의 함수형태에 대해서도 구체적인 함수형태를 가정하지 않고 있기 때문에 절삭의 확률분포(probability of censoring)에 대해서도 어떠한 가정을 도입하지 않는다. 보다 자세한 설명에 대해서는 Wooldridge(2002), Chap. 20를 참조.

<표 4> 각년도 빈곤가구 기준 빈곤탈출의 분포

년도	각년도 빈곤가구	연도별 빈곤탈출 가구수							2004년 빈곤가구
		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
1998	977	363	133	79	40	56	39	52	215
1999	793		330	122	41	38	25	23	214
2000	743			283	93	62	34	30	241
2001	796				316	115	50	42	273
2002	756					245	114	69	328
2003	830						292	124	414
2004	942							350	592
빈곤가구 대비 비중		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
1998	100.0	37.2	13.6	8.1	4.1	5.7	4.0	5.3	22.0
1999	100.0		41.6	15.4	5.2	4.8	3.2	2.9	27.0
2000	100.0			38.1	12.5	8.3	4.6	4.0	32.4
2001	100.0				39.7	14.4	6.3	5.3	34.3
2002	100.0					32.4	15.1	9.1	43.4
2003	100.0						35.2	14.9	49.9
2004	100.0							37.2	62.8

### 3. 빈곤 진입 가구의 분포

빈곤기간을 계산하기 위해서는 빈곤진입과 지속, 탈출이 기록된 가구들에 대한 자료가 필요하다. KLIPS 자료로부터 빈곤진입이 관찰되는 가구들의 분포는 다음의 <표 5>와 같다. 빈곤진입률은 1998년~2004년의 기간 동안 약 9% 내외 수준이다. 빈곤진입률은 1998년과 2000년에 다소 높으나 다른 년도에 비하여 큰 차이는 없다고 할 수 있다. 이와 같은 결과는 본 연구에서 빈곤율을 상대적 빈곤율로 정의하였음에 따른 결과이다. 빈곤진입의 원인과 가구유형에 대한 분석은 다음의 제3절에서 다룬다.

<표 5> 빈곤진입 가구의 분포

빈곤진입년도	전년도 빈곤가구수(A)	현년도 빈곤진입가구수(B)	빈곤진입률(B/A)
1998	3628	382	10.5
1999	3282	326	9.9
2000	3109	333	10.7
2001	3177	273	8.6
2002	3193	250	7.8
2003	3393	275	8.1
2004	3513	267	7.6
합계	23,295	2106	9.0

주: 한국노동연구원, KLIPS 1~8차 년도 자료로부터 필자가 계산

#### 4. 빈곤기간의 헤저드율 추정

빈곤상태의 기간별 구조를 파악하기 위하여 빈곤진입이 관찰되는 된 가구를 대상으로 헤저드율(hazard rate)을 추정한 결과는 <표 6>과 같다. 본 연구에서 추정된 결과는 Bane and Ellwood(1986)의 PSID 데이터를 사용한 미국의 빈곤탈출 구조와 매우 큰 유사성을 가진다. 비교를 위하여 표에서는 1998~2004년간의 KLIPS 자료를 이용한 헤저드율 추정결과와 Bane and Ellwood(1986)의 추정결과(p,9, Table 1)를 병행수록하였다. 표의 표준편차는 본 연구에서는 매년도의 자료를 이용한 결과를 평균하여 추정치를 구하였으므로 매년도 자료에서 추정된 헤저드율들 간의 표준편차를 의미한다.

<표 6> 헤저드율의 추정

지속기간 (년)	본연구(한국노동패널)			Bane & Ellwood(1986)		
	헤저드율	표준편차	표본규모	헤저드율	표준편차	표본규모
1	0.526	0.050	1839	0.445	0.010	5872
2	0.365	0.029	759	0.285	0.012	3220
3	0.250	0.046	408	0.246	0.013	2145
4	0.176	0.013	246	0.208	0.016	1504
5	0.161	0.000	149	0.197	0.018	1096
6	0.068		73	0.145	0.017	759
7				0.128	0.019	516
8				0.074	0.016	334
9				0.083	0.024	223

주: 한국노동연구원, KLIPS 1~8차 년도 자료로부터 필자가 계산

Bane and Ellwood(1986)의 연구에서는 빈곤지속기간 9~29년 간에는 헤저드율을 0.1로 가정하였으며 30년 후에는 모든 빈곤상태가 종료되는 것으로 가정하였다. 본 연구에서는 빈곤지속기간이 6년일 때의 헤저드율이 0.07로 추정되었으므로 6년 이상에서는 헤저드율을 0.1로 가정하여 빈곤기간의 분포를 계산한다.<sup>16)</sup>

#### 5. 빈곤지속기간(poverty duration)의 분포

정태적 상태(steady state)를 가정할 때 빈곤기간지속의 분포는 헤저드율로부터 간단히 얻어질 수 있다. 헤저드율을 이용한 분석에서 일반적으로 이용되는 수식은 빈곤지속기간의 분포, 평균빈곤지속기간, 특정시점에서의 지속기간별 구성 등 세 가지인데 이 수식을 설명하면 다음과 같다.

$h(t)$ 를 헤저드함수이라고 하고  $f(t)$ 을  $P(T=t)$ , 즉 빈곤지속기간( $T$ )이  $t$ 의 값을 가질 확률이라고 한다. 이때  $h(t)$ 는 빈곤지속기간  $T$ 이  $t$ 기에 종료될 조건부 확률을 의미한다.

16) 이 가정 외에 7년 이후 헤저드율 0.07의 가정도 사용하여 보았으나 결론에 큰 차이는 없었다.

(즉,  $h(t) = f(t)/P(T \leq t)$ )

헤저드함수  $h(t)$ 와  $T$ 의 무조건부 확률 분포인  $f(t)$ 간에는 다음의 관계가 존재한다. 빈곤지속기간의 분포 영역은 1부터  $\bar{T}$ 까지라고 가정하고 Bane and Ellwood(1986)와 같이 편의상  $\bar{T} = 30$ 으로 가정한다면,

$$f(1) = h(1)$$

...

$$f(t) = h(t) \prod_{j=1}^{t-1} [1 - h(j)], \quad 1 < t < \bar{T}$$

이러한 관계는 헤저드 함수의 정의로부터 도출된 것이다. 첫째 줄의 식은  $S(1) = P(T \geq 1) = 1$ 로부터 얻어지며, 아래의 식은

$$S(2) = P(T \geq 2) = 1 - f(1) = 1 - h(1)$$

$$S(3) = P(T \geq 3) = 1 - f(1) - f(2) = 1 - h(1) - h(2)(1 - h(1))$$

...

등으로부터 연역적으로 도출된다.

위의 식은 통계자료로부터 얻어지는 조건부 확률(hazard rate)과 확률분포( $f(t)$ ) 간의 관계를 나타낸 것이다. 이 식으로부터 각 빈곤기간의 평균은 다음과 같이 간단히 얻어진다.

$$E(T) = \sum_{j=1}^{\bar{T}} jf(j)$$

각 특정년도의 빈곤집단은 그 빈곤지속기간이 서로 다른 여러 빈곤가구들에 의하여 구성된다. 음(-)의 기간의존성이 존재하여 헤저드율이 빈곤의 지속기간에 따라 하락한다면 각 특정시점에서는 빈곤지속기간별 빈곤진입의 확률분포에 비하여 빈곤지속기간이 보다 긴 집단들이 보다 많이 발견되게 된다. 그러므로 장기빈곤의 발생횟수에 비하여 특정시점에서 발견되는 빈곤지속기간 가운데에서는 장기빈곤이 보다 많이 발견되는데, 각 특정시점에서 관찰되는 빈곤가구의 빈곤완료기간(completed spells)별 구성은 다음의 식에 의하여 도출된다.  $D(t)$ 을 특정년도에서 빈곤지속기간이  $t$ 년인 빈곤가구가 전체 빈곤가구에서 차지하는 비중이라고 하자.  $D(t)$ 는 다음과 같다.

$$D(t) = tf(t) / \sum_{j=1}^{\bar{T}} jf(j)$$

위 식을 설명한다면 특정년도에서 빈곤지속기간이 1년( $t = 1$ )인 관찰치는 해당년도에서 빈곤이

시작된 가구만 관측될 것이다. 그 비중은  $f(t)$ 이다. 반면 빈곤기간이 2년이라면 전년에 시작된 빈곤가구와 금년에 시작되어 내년에 종료될 가구가 관찰된다. 따라서 그 비중은  $2f(2)$ 이다. 이와 같이 유추한다면 전체 빈곤가구의 비중은  $\sum_{j=t}^{\bar{T}} jf(j)$ 이므로

위 식의 도출과정이 쉽게 이해될 수 있다. 이 식으로부터는 특정년도의 빈곤 중 장기빈곤과 단기빈곤의 구성비중이 도출될 수 있다.

반면 특정년도에 발견되는 빈곤가구들이 지금까지 빈곤상태에 몇 년 동안 있었는가 하는 분포는 위의 빈곤완료기간별 구성과는 다르다. 예를 들어 장기빈곤이라고 하더라도 작년에 발생하였다면 현재까지의 빈곤지속기간은 1년에 불과할 것이다. 이와 같이 현재 빈곤가구의 빈곤진입이후 현재까지의 빈곤지속기간(uncompleted spells)별 구성은 다음의 식에 의하여 주어진다. 지금까지의 빈곤지속기간이  $t$ 라면 이러한 빈곤가구가 현재 관찰될 확률은  $P(T \geq t) = S(t)$  ( $S(t)$ 는 생존함수(survivor function))이다. 그리고  $1 \leq t \leq \bar{T}$ 의 모든 빈곤지속기간의 빈곤이 관찰될 수 있으므로

분모는  $\sum_{j=t}^{\bar{T}} S(j)$ 가 된다. 따라서 현재 빈곤가

구의 빈곤진입이후 현재까지의 빈곤지속기간별 빈곤구성은 다음의 식으로 주어진다.

$$G(t) = S(t) / \sum_{j=t}^{\bar{T}} S(j)$$

## 6. 빈곤의 장기지속성

다수의 빈곤가구는 단기간에 빈곤에서 탈출하며, 소수의 빈곤가구만이 장기간의 빈곤을 경험한다. 그러나 특정시점에 빈곤에 진입하는 가구들의 빈곤지속기간의 분포와는 달리 특정시점에 존재하는 빈곤가구의 빈곤지속기간별 분포는 이와 크게 다르다. 이와 같이 빈곤진입가구의 빈곤지속기간의 분포와 특정 시점에서의 빈곤가구의 빈곤지속기간별 분포가 크게 다른 이유를 쉽게 이해하기 위해서 하나의 예를 든다면, 빈곤의 분포는 병원입원 환자의 경우와 비슷하다고 할 수 있다. 일반적으로 병원 장기입원을 요하는 질병에 걸릴 확률은 매우 낮다. 그러나 병원에서는 장기입원환자를 쉽게 볼 수 있는데 그 이유는 예를 들어 장기입원환자의 입원기간이 일반환자의 10배라면 특정시점에서 그 환자가 병원에 있을 확률은 장기입원질환에 걸릴 확률의 10배가 되는 것이며 따라서 질환에 걸릴 확률이 낮다고 하더라도 입원자 중에서의 비율은 크게 높은 것이다. 빈곤의 경우에도 이와 유사하다. 장기빈곤의 확률이 낮다고 하더라도 빈곤기간이 장기간일 경우 특정시점에서 관찰될 확률은 크게 높아지는 것이며 따라서 특정시점에 존재하는 빈곤 중에서 차지하는 비중과 빈곤정책에서 장기빈곤이 차지하는 비중은 크게 높아지는 것이다.

빈곤지속기간의 분포를 나타낸 다음의 <표 7>는 장기빈곤의 이러한 특성을 잘 나타내 주고 있다. 표에서 보는 바와 같이 특정시점에서 시작된 빈곤의 52.6%는 1년만에 종료되는 단기빈곤이며, 10년 이상 빈곤이 지속될 확률은 10.3%에 불과하다. 그러나 특정년도에 존재하고 있는 빈곤 중에서는 50.5%가 10년 이상의 장기빈곤으로서 빈곤가구를 대상으로 하는 빈곤정책의 정책대상의 50%는 10년 이상의 장기빈곤이다. <표 7>의 맨 오른쪽 열은 특정 시점의 빈곤가구 중 1년 전에 빈곤이 시작된 가구는 27.5%이며, 10년 이상 빈곤상태에 있었던 가구는 25.1%에 달함을 의미한다.

흔히 ‘빈곤집단’ 이라고 말할 때, 빈곤집단이란 특정시점에서 빈곤의 지위에 있는 가구의 집단을 말한다. 이 집단은 약 반수가 10년 이상의 장기빈곤 가구이며 빈곤지속기간이 5년 이상인 가구는 65.5%나 된다. 그러므로 빈곤이란 대부분 단기에 종료되는 일시적인 현상이라는 사실과 빈곤정책의 대상이 되는 집단은 대부분 빈곤을 쉽게 벗어나지 못하고 장기빈곤에 처하는 집단이라는 사실은 상호모순적인 것이 아니며 오히려 대부분의 빈곤이 일시적이기 때문에 일어나는 논리적 귀결임을 이해할 필요가 있다.

<표 7> 우리나라 빈곤의 빈곤지속기간(poverty duration)별 구조

빈곤지속기간	빈곤진입가구	특정년도 빈곤가구	
	빈곤지속기간 분포(%) $f(t)$	빈곤지속기간 분포(%) $D(t)$	빈곤진입후 현재까지 빈곤지속기간 분포(%) $G(t)$
1년	52.6	14.4	27.5
2년	17.3	9.5	13.0
3년	7.5	6.2	8.3
4년	4.0	4.4	6.2
5년	3.0	4.1	5.1
6년	1.6	2.6	4.3
7년	1.4	2.7	3.9
8년	1.3	2.8	3.5
9년	1.1	2.8	3.1
10년 이상	10.3	50.5	25.1
합계	100.0	100.0	100.0
평균	3.6년	12.0년	6.5년

주: 앞의 <표 6>의 헤저드율로부터 추정된 자료임.  
자료: 한국노동패널, 1~8차년도 자료

<표 8> 미국 빈곤의 빈곤지속기간별 구조

빈곤지속기간	빈곤진입가구	특정년도 빈곤가구	
	빈곤지속기간 분포(%) $f(t)$	빈곤지속기간 분포(%) $D(t)$	빈곤진입후 현재까지 빈곤지속기간 분포(%) $G(t)$
1년	44.5	10.6	23.9
2년	15.8	7.6	13.3
3년	9.8	7.0	9.5
4년	6.2	5.9	7.1
5년	4.7	5.6	5.7
6년	2.8	4.0	4.5
7년	2.1	3.5	3.9
8년	1.3	2.0	3.4
9년	1.1	2.3	3.1
10년 이상	12.0	51.5	25.6
합계	100.0	100.0	100.0
평균	4.2년	12.3년	6.2년

주: 노인가구 제외.

자료: Bane and Ellwood(1986), p.12, Table 2.

KLIPS로부터 도출한 우리나라의 빈곤구조는 Bane and Ellwood(1986)의 연구가 제시하는 미국의 빈곤구조와 매우 유사하다. 빈곤의 평균지속기간이 한국은 3.6년, 미국은 4.2년으로 한국이 약간 짧으며 1년의 단기빈곤의 확률도 한국은 52.6%, 미국은 44.5%로 한국에서 빈곤기간이 전반적으로 다소 짧을 뿐 전반적인 양상은 대동소이하다. Bane and Ellwood(1986)의 연구에서는 앞서 설명한 바와 같이 소득의 변화폭이 작은 1년간의 일시적인 빈곤진입 혹은 탈출은 빈곤지위의 변화로 간주하지 않았으며, 65세 이상의 노인가구는 제외하였다. 한국에서 빈곤지속기간이 보다 짧게 나타난 것은 이러한 데이터 처리상의 미세한 차이에 기인한 것일 수도 있다. 또한 데이터 역시 한국은 1998~2005년의 KLIPS를 이용하여 1997~2004년의 빈곤을 분석하였으며 미국의 경우는 PSID 데이터를 이용하여 1970~1982년간을 분석한 것이라는 차이가 있다.

반면 <표 8>의 추정결과는 구인회(2005)의 추정결과보다는 장기빈곤이 많음을 제시한다. 구인회(2005)에 의하면 빈곤진입가구의 빈곤지속기간은 평균 2.6년, 특정년도 빈곤가구의 평균빈곤지속기간은 6.5년, 진입후 현재까지의 빈곤지속기간의 평균은 3.8년으로서 본 연구가 제시하는 빈곤기간구조보다 전반적으로 크게 더 짧은 것으로 추정하였다. 이러한 결과는 앞서 설명한 바와 같이 적용된 빈곤선이 서로 다르기 때문이다. 구인회(2004)의 연구에서는 빈곤선이 1997~2002년간 일정한 수준(불변가격기준)이므로 빈곤율이 빠른 속도로 하락하며 빈곤지속기간도 짧다.<sup>17)</sup> 그러나 이러한 빈곤선 설정의 외국(예를 들어, 미국)의 빈곤선 설정관행과 맞지도 않으며, 앞으로도 우리나라의 빈곤선이 일정한 소득수준(불변가격기준)으로 고정될 것이 아닌 한, 우리나라의 빈곤기간 분포에

17) 그 외 빈곤탈출 헤저드율 등 모든 추정치에서 구인회(2005)의 추정치는 본 연구의 추정치보다 빈곤기간이 짧은 것으로 제시되었다. 이 역시 본 연구와 빈곤선 설정이 다르다는 동일한 이유에 기인한 것이다. 자세한 내용에 대해서는 구인회(2005)의 연구를 참조.

대한 설명으로서도 부합되지 않는다.

한국과 미국의 빈곤지속기간의 분포가 유사한 것으로부터 일반화하여 빈곤지속기간의 분포 양상이 범세계적으로 공통적일 것으로 유추하는 데에는 무리가 있다. 유럽이나 일본 등 타국의 연구결과를 필자는 알고 있지 못할 뿐만 아니라 유럽국가들은 빈곤에 대하여 한국이나 미국보다는 전혀 다른 빈곤정책 체제를 가지고 있는 만큼 빈곤의 양상도 크게 다를 것으로 기대된다. 더욱이 유럽국가들은 최저생활보장을 위한 잘 정비된 사회안전망을 갖추고 있고 복지의존성이 지적되고 있는 만큼 한국이나 미국보다는 동태성이 떨어지는 즉 장기빈곤의 확률이 높을 것으로 유추된다.

### III. 빈곤 진입과 탈출의 원인

앞에서의 빈곤의 기간구조에 대한 분석은 빈곤정책을 시행한다면 그 정책대상이 어떠한 성격의 계층이 될 것인가를 파악하기 위한 것이다. 탈빈곤 정책 혹은 빈곤예방정책을 설계하기 위해서는 이와 달리 빈곤진입과 탈출의 요인에 대한 분석이 요구된다. 제5절에서는 빈곤진입과 빈곤탈출 가구에 대하여 그 요인과 그 가구유형별 구조를 분석한다.

#### 1. 가구유형별 분류

빈곤진입과 탈출의 유형별 분석을 위한 가구유형은 다음과 같이 분류한다. 각 가구의 가구주는 KLIPS의 가구주와의 관계 항목에서 가구주로 답변한 가구원을 가구주로 한다. 통계청 자료의 경우 가구주는 그 가구의 주된 소득원으로 정의되나 KLIPS에서는 이와 달리 '가구를 실질적으로 대표하는 사람'으로 정의하여 정의가 다소 모호한 점은 있다.<sup>18)</sup> 그러나 7차년도 이전의 자료에서는 가구원별 근로소득을 알 수 없기 때문에 이와 다른 방법으로 정의하는 것도 불가능하다.

가구주의 연령을 기준으로 65세 이상인 경우는 노인가구로 분리하며, 64세 이하의 가구는 자녀가 있는 가구(유자녀 가구)와 자녀가 없는 가구(무자녀 가구)로 분리한다.<sup>19)</sup> 각각에 대하여 가구주의 성별에 따라 남자와 여자 가구주로 분리하며, 가구 내에 가구주와의 관계가 배우자라고 응답한 가구원이 존재하는가의 여부에 따라서 유배우자 가구와 무배우자 가구로 구분하였다. 그리고 무배우자 가구는 가구주에 따라 남자와 여자로 구분하였다. 편의상 무자녀 부부, 남자 미혼, 여자 미혼으로 칭하였으나 이러한 명칭은 가구특성에 대한 직관적 이해가 가능하도록 하기 위한 것이며 자료의 정의에 엄밀히 부합하는 것은 아니라고 할 수 있다. 그러나 남자 가구주 무배우자 가구 등은 표현이 복잡하므로 전형적 가구 유형으로 간단하게 표현하였다.

가구 유형을 이와 같이 6개로 분류한 것은 유형별 가구분포에 따른 것이다. 유자녀 가구의 경우

18) 한국노동패널 1~7차년도 조사자료, User's Guide, p.49.

19) 여기에서 유자녀 가구와 무자녀 가구의 구분기준은 가구원 중 가구주와의 관계가 첫째~아홉째 자녀가 1명 이상 있는가의 여부이다.

무배우자 남자 가구주 가구는 전체 가구의 2%, 여자가구주 유배우자 가구는 1% 내외로서 그 비중이 매우 작다. 그러므로 자녀가 있는 가구 중 남자 가구주 가구는 대부분 부부가구이며, 여자 가구주 가구는 대부분 배우자가 없는 가구로 이해할 필요가 있다. 무자녀 가구에서도 역시 가구주가 여자인 부부가구의 비중은 1% 미만으로 매우 작기 때문에 부부가구에 합산하였다.

이와 같이 6개 유형으로 분류한 가구의 비중(가구구성원수로 가중처리한)은 다음의 <표 9>과 같다.

<표 9> 가구유형별 분포: 개인 기준

구성원수	가구주 특성	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
유자녀	남자 가구주	13919	12536	11334	11240	10791	10932	11050	10794
	여자 가구주	941	937	792	801	769	962	944	953
무자녀	부부 가구	607	650	592	681	620	723	747	762
	남자 미혼자	342	284	265	270	241	299	322	346
	여자 미혼자	290	259	223	231	213	242	235	270
노인가구		1406	1496	1434	1606	1617	1799	1958	2087
합 계		17505	16162	14640	14829	14251	14957	15256	15212

  

비중	가구주 특성	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
유자녀	남자 가구주	79.5	77.6	77.4	75.8	75.7	73.1	72.4	71.0
	여자 가구주	5.4	5.8	5.4	5.4	5.4	6.4	6.2	6.3
무자녀	부부 가구	3.5	4.0	4.0	4.6	4.4	4.8	4.9	5.0
	남자 미혼자	2.0	1.8	1.8	1.8	1.7	2.0	2.1	2.3
	여자 미혼자	1.7	1.6	1.5	1.6	1.5	1.6	1.5	1.8
노인가구		8.0	9.3	9.8	10.8	11.3	12.0	12.8	13.7
합 계		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 가구구성원수로 가중평균  
 자료: KLIPS 1~8차년도 자료

## 2. 빈곤진입 및 빈곤탈출 원인 유형

빈곤에 대한 진입 및 탈출의 원인에 대한 분석은 빈곤의 예방 및 탈출 정책의 설계에 있어서 중요한 함의를 가진다. 만약 어떤 가구가 빈곤으로 추락하였다면 이는 정의상 가구원수에 따라 조정된 가구소득이 하락하였음을 의미한다. 조정된 가구소득의 하락은 가구의 소득이 하락하거나 혹은 가구구성의 변화에 기인하였을 것이다. 전자의 소득하락은 본 연구에서는 소득을 ‘근로소득+금융소득+부동산소득+이전소득’으로 정의하였으므로 각각의 요인 중 어떠한 요인이 중요한가에 따라 다시 분류할 수 있을 것이다. 또한 가구구성의 변화는 출산 등으로 가구구성원이 증가한 경우와 가구가 결혼 등으로 이전 가구로부터 분리됨으로써 빈곤의 상태로 변화하게 된 경우로 나눌 수 있다. 여기에서는 이러한 요인에 따라 다음의 4가지로 그 유형을 분류한다.

- 1) 근로소득의 감소
- 2) 기타소득의 감소
- 3) 가족구성원의 증가
- 4) 가구의 분가

요인별 분류에 대한 세부적인 설명은 다음과 같다. 우선 소득은 편의상 근로소득과 기타소득(금융, 부동산, 이전소득)으로 분류한다. 따라서  $Y_1$ 을 금년도 총소득이라면  $Y_1 = L_1 + O_1$ , 즉 금년총소득=금년총근로소득+금년총기타소득이 된다. 마찬가지로 작년도의 소득 역시  $Y_0 = L_0 + O_0$ 로 정의한다. 금년과 작년의 가구원수를 각각  $n_1$ 과  $n_0$ 로 정의하며, 빈곤선을  $pline_1$ 과  $pline_0$ 으로 정의한다면, 빈곤진입이 의미하는 바는 작년도의 조정된 가구소득은 빈곤선 이상, 금년도는 빈곤선 이하를 의미하므로 다음과 같이 표현된다.

$$Y_1/\sqrt{n_1} \leq pline_1 \text{ 및 } Y_0/\sqrt{n_0} > pline_0$$

여기에서 작년도와 금년도의 빈곤선( $pline_1$ 과  $pline_0$ )의 차이는 실질적으로 크지 않으므로 빈곤진입 가구에서는 대부분 다음의 항이 0보다 클 것으로 가정할 수 있다.

$$Y_0/\sqrt{n_0} - Y_1/\sqrt{n_1}$$

조정된 가구소득의 차이는 다음과 같이 분해된다.

$$(1/\sqrt{n_0})(Y_0 - Y_1) + (1/\sqrt{n_0} - 1/\sqrt{n_1})Y_1$$

여기에서는 위의 두 항 중 전자가 보다 클 경우 ‘소득변화에 의한’ 빈곤진입으로 정의하며, 후자의 경우는 ‘가구구성변화에 의한’ 빈곤진입으로 정의한다. 전자에 있어서는  $Y_1 - Y_0 = (L_1 - L_0) + (O_1 - O_0)$ 이므로 소득 감소의 주원인에 따라 전자가 보다 중요할 경우 근로소득의 축소에 의한 빈곤감소, 후자가 보다 중요할 경우에는 기타 소득의 축소에 의한 빈곤진입으로 정의한다.

만약 해당가구가 금년도에는 빈곤가구이지만 전년도의 관찰치는 발견되지 않을 경우에는 KLIPS 자료로부터 해당가구가 해당년도의 신규가구인가의 여부를 확인한다.<sup>20)</sup> 신규가구일 경우 원가구 번호(HHID)가 동일한 가구가 표본 내에 존재하는가의 여부를 파악하고 그 가구가 전년도에 빈곤가구였는가를 확인한다. 이러한 조건을 모두 만족시킬 경우 해당가구의 빈곤원인을 ‘가구분가’로 정의한다.

표본으로는 제3차~제7차 패널을 이용하였다. 1~2차 패널을 사용하지 않은 이유는 1997년도의 경우 가구원수를 파악할 수 있는 자료가 없기 때문이며, 제8차 년도가 제외된 이유는 제8차 년도

20) 패널 1~8차 유형이 ‘3’인 경우 해당가구는 신규가구이다.

의 경우 신규가구의 표시가 제공되지 않았기 때문이다. 그러나 각년도별 빈곤진입 및 탈출의 원인 별 분포에는 큰 차이가 없으므로 5개년(3차~7차)의 자료보다 분석년도는 늘리더라도 그 구조에는 거의 변화가 없다.

### 3. 빈곤진입의 원인

빈곤진입이 관찰되는 가구에 대하여 빈곤진입 원인별 및 가구유형별 분류를 한 결과는 다음과 같다. 빈곤진입 가구의 경우 예상되는 바와 같이 대부분의 빈곤진입은 소득감소에 의한 것이다. 근로소득의 감소에 의한 빈곤진입은 57.6%로 다수이지만 이 수준은 근로소득 감소가 빈곤진입의 주된 원인이라는 측면보다 40% 이상의 빈곤진입은 근로소득의 감소 외의 원인에 기인한다는 점에서 보다 의미있는 것이다. 이후에 살펴보는 바와 같이 빈곤탈출에 있어서는 근로소득의 증가가 빈곤진입시보다 더 중요한 원인이 된다. 빈곤층의 경우 금융소득이나 부동산 소득은 작으므로 이전소득이 대부분일 것으로 추정되는 기타소득의 감소에 의한 빈곤진입도 35.7%나 되며 가구구조의 변화에 의한 빈곤진입도 전체의 6.8%나 된다.

가구 유형별로 빈곤진입의 양상은 차이를 보인다. 노인가구의 경우 근로소득의 감소(32.6%)보다는 대부분 사적 이전소득으로 추정되는 기타소득의 감소(62.1%)가 훨씬 더 중요한 빈곤진입의 원인이다. 반면, 유자녀 가구의 경우 근로소득의 감소가 가장 주된 원인이며 무자녀 가구의 경우 기타소득(이전소득)의 감소는 노인가구의 경우보다는 비중이 떨어지지만 유자녀가구의 경우보다는 중요한 빈곤진입의 요인이다. 무자녀 가구의 경우 가구의 분리도 빈곤진입의 상당한 원인이 되고 있다. 가구유형별 빈곤의 분포는 25%가 노인가구이며 7.9%가 여성가구주, 2.8%가 미혼 여성 가구로서 가구유형별 전체구성비가 각각 12.8%, 6.2%, 1.5%임을 감안할 때 빈곤율이 높은 가구유형임을 알 수 있다.

<표 10> 빈곤진입 원인

빈곤진입년도	1999	2000	2001	2002	2003	
.	95	71	16	66	113	361
근로소득	472	510	366	369	442	2159
기타소득	346	283	260	206	242	1337
가구원증가	42	29	102	53	13	239
가구분가	0	0	3	5	6	14
구성비						
근로소득	54.9	62.0	50.1	58.3	62.9	57.6
기타소득	40.2	34.4	35.6	32.5	34.4	35.7
가구원증가	4.9	3.5	14.0	8.4	1.8	6.4
가구분가	0.0	0.0	0.4	0.8	0.9	0.4

<표 11> 가구유형별 빈곤진입 원인

가구유형	유자녀 가구		무자녀 가구			노인 가구	합계
	남성 가구주	여성 가구주	부부가구	남자미혼	여자미혼		
근로소득	1482	184	102	40	47	304	2159
기타소득	482	99	93	33	46	579	1332
가구원증가	152	13	11	4	10	44	234
가구분가	0	0	4	2	2	6	14
합계	2116	296	210	79	105	933	3739
구성비							
근로소득	70.0	62.2	48.6	50.6	44.8	32.6	57.7
기타소득	22.8	33.4	44.3	41.8	43.8	62.1	35.6
가구원증가	7.2	4.4	5.2	5.1	9.5	4.7	6.3
가구분가	0.0	0.0	1.9	2.5	1.9	0.6	0.4
합계	56.6	7.9	5.6	2.1	2.8	25.0	100.0

이러한 구조는 Bane and Ellwood(1986)의 미국의 연구결과와 비교할 때, 유자녀 남성가구주의 빈곤진입원인의 분포는 비슷하지만 여성 가구주의 경우에는 크게 다르다. 미국의 경우 여성 가구주 유자녀 가구의 경우 빈곤의 원인에서 여성이 가구주가 되었다든가 자녀가 가구주가 된 경우와 같이 가족구조의 변화에 의한 비중이 소득의 감소(약 35%)보다 훨씬 더 중요한 이유로 나타났다. 그러나 KLIPS 자료를 분석한 결과는 여성가구주 유자녀 가구의 경우 전년도에 비하여 가구주의 성별이 변화하였다거나 가구주가 바뀐 경우는 많지 않은 것으로 나타났다. 상식적으로 판단한다면 여성가구주 가구의 경우 가구구조의 변화에 의한 빈곤진입이 5%도 되지 않는다는 것은 이해하기 힘들지만 이혼, 별거 등에 의한 가구분리가 KLIPS에서 충분히 추적되지 않았기 때문인지의 여부를 확인하기를 어렵다. 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 판단된다.

#### 4. 장기빈곤의 빈곤진입 원인

빈곤구조의 분석에서 알 수 있는 바와 같이 정책적 차원에서는 빈곤정책의 대상은 대부분 장기 빈곤이다. 따라서 정책적 차원에서는 장기빈곤의 빈곤진입원인에 대한 분석이 보다 의미 있는 것이 될 것이다.

본 연구에서는 장기빈곤을 빈곤이 3년 이상 지속되는 가구로 정의하였다. 자료 처리에 있어서는 각 년도의 빈곤진입가구 중 2년 이내에 빈곤상태를 탈출하는 가구는 제외하고 최초 빈곤진입의 원인을 다시 계산하였다. <표 12>는 장기빈곤의 경우 일반적인 빈곤진입과는 그 원인이 상당히 다를 것을 제시하고 있다. 빈곤진입의 원인 중 근로소득의 감소는 43.7%에 불과하여 전체적인 빈곤진입(57.6%)에서 보다 그 비중이 크게 작으며 반면 기타소득의 감소는 52.2%로서 전체빈곤진입(35.7%)의 경우보다 훨씬 크다. 이러한 이유는 장기빈곤층의 경우 근로소득이 원래 작으므로 기타소득이 전체소득의 비중에서 차지하는 비중이 보다 크기 때문인 것으로 추정된다. 가구원의 증가, 가구의

분리가 차지하는 비중이 작은 것은 자녀의 탄생 혹은 부모로부터의 독립으로 인한 빈곤의 경우 일시적 빈곤이 많음을 의미하는 것이다.

가구유형별로는 예상될 수 있는 바와 같이 장기빈곤에서는 노인가구가 차지하는 비중이 매우 크며 유자녀 남성가구주의 경우에는 매우 작다. 유자녀 여성 가구주의 경우 장기빈곤진입의 비중이 크나 무자녀 가정의 경우 장기빈곤진입의 비중이 작다는 점도 주목할 만하다.

<표 12> 장기빈곤(3년이상)의 빈곤진입 원인

빈곤진입년도	1999	2000	2001	2002	합계
.	20	31	32	25	108
근로소득	51	57	53	55	216
기타소득	72	53	71	62	258
가구원증가	5	7	6	2	20
가구분가	0	0	0	0	0
구성비					
근로소득	39.8	48.7	40.8	46.2	43.7
기타소득	56.3	45.3	54.6	52.1	52.2
가구원증가	3.9	6.0	4.6	1.7	4.0
가구분가	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

<표 13> 장기빈곤(3년이상) 가구유형별 빈곤진입원인

가구유형	유자녀 가구		무자녀 가구			노인 가구	합계
	남성 가구주	여성 가구주	부부 가구	남자미혼	여자미혼		
빈곤유형							
근로소득	96	21	16	8	10	65	216
기타소득	45	18	19	6	15	155	258
가구원증가	7	0	0	0	2	11	20
가구분가	0	0	0	0	0	0	0
합계	148	39	35	14	27	231	494
구성비							
근로소득	64.9	53.8	45.7	57.1	37.0	28.1	43.7
기타소득	30.4	46.2	54.3	42.9	55.6	67.1	52.2
가구원증가	4.7	0.0	0.0	0.0	7.4	4.8	4.0
가구분가	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
합계	30.0	7.9	7.1	2.8	5.5	46.8	100.0

## 5. 빈곤탈출의 원인

빈곤탈출의 경우에 있어서는 그 원인을 빈곤진입의 경우와 대칭적으로 설정하였다. 따라서 근로소득의 증가와 기타소득의 증가, 가구원수의 감소, 그리고 가구의 분가로 정의하였다.

빈곤탈출의 원인의 경우 빈곤진입과 달리 근로소득의 증가가 차지하는 비중이 현격하게 크다. 빈곤진입의 경우 근로소득의 감소가 57.6%인데 비하여 빈곤탈출의 원인에서는 62.2%를 차지하고 있으며, 특히 유자녀 남성가구주의 경우 빈곤진입에서는 70.0%였으나 빈곤탈출의 경우에는 74.7%를 차지하고 있다. 반면, 기타소득의 비중은 28.9%로서 진입의 35.7%보다 작다. 이러한 구조는 빈곤진입의 원인은 이전소득의 감소, 가족구조의 변화 등 다양하지만 빈곤탈출은 대부분 근로소득의 증가에 의하여 이루어짐을 보여주는 것이다.

가구유형별 빈곤탈출에 있어서도 빈곤을 탈출하는 가구 중에서는 남성가구주 가구, 미혼가구주의 경우가 보다 높으며, 노인가구 중에서는 빈곤탈출의 비율이 작다. 이러한 구조는 탈빈곤 정책에 있어서는 노동시장 정책이 중심을 이루어야 함을 보여주는 것이다. 이러한 구조 역시 Bane and Ellwood(1986)가 제시하는 미국의 빈곤진입 및 탈출의 구조와 유사하다.

<표 14> 빈곤탈출 원인

빈곤탈출년도	1999	2000	2001	2002	2003	합계
근로소득	483	420	479	341	438	2161
기타소득	280	208	200	148	169	1005
가구원감소	8	39	76	76	88	287
가구분가	2	6	2	9	3	22
구성비						
근로소득	62.5	62.4	63.3	59.4	62.8	62.2
기타소득	36.2	30.9	26.4	25.8	24.2	28.9
가구원감소	1.0	5.8	10.0	13.2	12.6	8.3
가구분가	0.3	0.9	0.3	1.6	0.4	0.6

<표 15> 가구유형별 빈곤탈출 원인

가구유형	유자녀 가구		무자녀 가구			노인 가구	합계
	남성 가구주	여성 가구주	부부 가구	남자미혼	여자미혼		
빈곤유형							
근로소득	1579	175	84	33	35	255	2161
기타소득	409	57	49	24	39	427	1005
가구원감소	124	33	39	12	8	67	283
가구분가	3	0	14	6	0	0	23
합계	2115	265	186	75	82	749	3472
구성비							
근로소득	74.7	66.0	45.2	44.0	42.7	34.0	62.2
기타소득	19.3	21.5	26.3	32.0	47.6	57.0	28.9
가구원감소	5.9	12.5	21.0	16.0	9.8	8.9	8.2
가구분가	0.1	0.0	7.5	8.0	0.0	0.0	0.7
합계	60.9	7.6	5.4	2.2	2.4	21.6	100.0

## IV. 결 론

본 연구에서는 국내의 기존연구에서 다루지 못한 빈곤의 지속기간별 구조를 분석한 것이 가장 큰 학문적 기여라고 할 수 있다. 홍경준(2004)의 연구에서도 빈곤에 대한 동태적 분석이 시도되었으나 동 연구에서는 탈빈곤의 구조를 분석하였으며 헤저드윌 분석에 의한 빈곤의 기간별 구조를 분석하지는 아니하였다. 본 연구에서는 헤저드윌 분석의 결과 본 연구에서는 대부분의 빈곤은 단기빈곤이며 장기빈곤은 소수에 불과하다는 점을 밝혔다. 기존연구(금재호·김승택[2001], 이병희·정재호[2001], 금재호[2003])와 동일한 연구 결과를 얻었으나, 10년 이상의 장기빈곤이 특정시점에서의 빈곤분포 중 약 반수를 차지한다는 구체적인 빈곤주기 분포에 대한 실증적 분석결과를 도출할 수 있었다. 구인회(2005)의 연구는 본 연구와 동일한 빈곤의 기간구조를 분석하였으나 도출된 결론은 크게 다르다. 대부분의 빈곤은 단기빈곤이라는 사실은 우리나라에서는 복지의존성이 높지 않음을 시사하는 것으로 해석되기도 하지만(홍경준, 2004), 이는 통계자료를 잘못 해석한 것이며, 통계자료는 대부분의 빈곤은 단기빈곤이기 때문에 오히려 정책대상이 되는 특정 시점의 빈곤층은 다수가 장기빈곤임을 보여주고 있다. 그러므로 빈곤정책의 설계에서는 정책대상이 대부분 장기빈곤 상태에 있으며 자주적인 탈빈곤 능력이 낮고 따라서 탈빈곤 의지도 취약한 집단임을 명백히 고려하여야 한다. 더욱이 빈곤정책 대상자의 동태적 특성은 빈곤정책의 내용에 크게 영향을 받는다는 것이 외국의 정책경험으로부터의 교훈이므로 빈곤층을 대상으로 하는 정책에서는 탈빈곤 유인뿐만 아니라 정책적 지원방안까지 명시적으로 고려할 필요가 있다.

빈곤기간(poverty spell)의 구조가 대부분의 빈곤진입은 단기빈곤, 일부는 장기빈곤으로 구성되어 있다면 단기빈곤을 경험하는 계층에게까지 복지정책이 시행될 경우 빈곤기간을 오히려 연장할 가능성이 있다. 반면, 일정기간 이후에는 복지의 수혜자격을 박탈한다면 일부의 장기빈곤가구는 복지 혜택도 받지 못하면서 빈곤에 장기간 머물러 있게 되는 현상이 발생할 것이다. 이와 같은 현상은 정확히 1996년 미국의 복지개혁 이후 미국에서 발생하고 있는 현상이다. TANF 도입에 의하여 AFDC 수혜자격을 5년으로 제한한 결과 대부분의 가구들은 근로소득으로 빈곤을 벗어났지만 동시에 빈곤을 탈출하지 못하는 계층도 양산하였던 것이다.

본 연구의 결과로부터 정책적 시사점을 도출하는 과정은 쉽지 않다. 왜냐하면 앞서 서론에서 제시한 바와 같이 장기빈곤이 존재한다는 사실은 복지정책이 필요하다는 주장을 위한 논리로, 그리고 그 반대를 주장하는 논리로도 사용되고 있기 때문이다. 그리고 대부분의 빈곤이 단기빈곤이라는 사실로부터 도출하는 결론의 경우 역시 이와 유사하다. 그러나 본 연구의 의의는 최소한 빈곤 집단은 사실상 매우 이질적(heterogeneous)한 집단으로 구성되어 있다는 사실을 제시하였다는 점이다. 이러한 사실은 최소한 근로무능력자와 근로능력자를 동일한 제도 내에서 포괄하는 제도는 문제점이 있으며 서로 다른 제도로써 접근하여야 한다는 점일 것이다. 이러한 측면에서 본 연구의 결과는 현재의 기초생활보장제도로써 근로능력자와 근로무능력자를 포괄하는 대신 별도의 제도를

도입하는 것이 필요하다는 주장을 뒷받침하는 것으로 해석할 수 있다. 소수의 장기빈곤계층과 대부분의 단기빈곤계층을 선형적으로 구분하기는 현실적으로 매우 어렵다. 이 경우에 차선책은 근로 무능력자는 장기빈곤으로 근로능력자는 단기빈곤으로 분류하여 다른 정책적 체제로 접근하여야 하는 방안이 될 것이다. 그리고 장기빈곤집단의 경우 탈빈곤능력이 낮으므로 외부의 지원없이 자립이 어렵다는 사실이 고려되어야 한다. 현재의 탈빈곤유인을 결여하고 있는 기초생활보장제도의 제도적 결함에 대한 시정이 필요함은 물론이다.

현재 도입이 검토되고 있는 EITC 제도에 대해서도 본 연구와 유사한 패널자료에 의거한 분석이 반드시 필요하겠으나 유감스럽게도 본 연구의 범위에서는 이 중요한 문제를 다루지 못하였다. 그러나 특히 우리나라에서는 사회보험이 실질적으로 적용되고 있지 않아서 소득과약이 불가능한 노동시장 부문이 광범하게 존재하는 만큼 EITC의 효과에 대한 분석이 반드시 필요하다. 현재와 같은 상태라면 EITC가 비공식적 부문에서의 근로소득에 적용될 확률은 낮으므로 결국 공식적 부문(임금근로 부문)의 상대적 시간당 임금만을 인상할 가능성이 있으며 이 경우 원래 의도한 노동공급 증가라든지 인적자본 축적의 효과를 이루지 못한 채 저임금 노동력을 비공식적 부문에서 공식적 부문으로 이동하는 효과만을 달성하는데 막대한 예산을 투입하는 결과가 초래될 수도 있는 것이다. 만약 이와 같다면 예산을 저소득층의 기본적인 생활보장(주택공급, 보육·교육비 지원)에 투입하는 것만 못할 것이다. 따라서 공식적 부문과 비공식적 부문 근로의 인적자본 축적 효과 등에 대한 실증적 연구가 반드시 필요하다고 본다. 이밖에 본 연구의 분석은 빈곤의 동태적 구조에 대한 매우 기초적 연구에 불과하며 기존의 KLIPS 자료 등 이용가능한 자료들은 정책방향을 제시할 수 있는 잠재력을 충분히 가지고 있음을 강조하고자 한다. 현재 복지제도의 개편이 현안이 되고 있으며 논쟁의 대상이 되고 있는 이슈도 많으나 반면 기존의 통계자료를 이용한 실증분석을 통하여 해답을 제시할 수 있는 여지도 많다고 생각된다.

## 참고문헌

- 구인회, 「빈곤의 동태적 분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인」, 『한국사회복지학』, 제57권 제2호, 351-374, 2005.
- 금재호, 「일과 빈곤」, 『제4차 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2003.
- 금재호·김승택, 「빈곤의 규모와 이행과정」, 『연세경제연구』, 연세대학교 경제연구소, 8(2), 2001.
- 김대일, 「실업 장기화의 효과 분석」, KDI 정책연구, 1997. IV.
- 이병희·정재호, 「경제위기 이후의 빈곤구조 분석: 반복빈곤 및 고용과의 관계를 중심으로」, 한국사회과학연구소·한국산업노동학회 학술대회 발표문, 2001.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널 1~7차년도 조사자료』, User's Guide, 2006.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널 1~8차년도 조사자료』, 2006.
- 홍경준, 「빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로」, 『사회복지연구』, 제24권, 2004.
- 홍경준, 「근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악」, 한국사회복지학, v.57, n.2, 2005.
- 황덕순, 「경제위기 이후의 빈곤에 대한 동태분석」, 한국노동연구원, 『노동정책연구』, 가을호, 2001.
- Bane, Mary Jo, and David T. Ellwood, "Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells," *Journal of Human Resources*, 21(1), 1986.
- Gottschalk, Peter, Sara McLanahan, and Gary D. Sandefur, "The Dynamics and Intergenerational Transmission of Poverty and Welfare Participation," Sheldon H. Danziger, Gary D. Sandefur, and Daniel H. Weinberg(eds.), *Confronting Poverty*, Russel Sage Foundation, 1994.
- Heckman, J.J., and Burton Singer, *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge: Cambridge University Press, 1992.
- Murray, Charles, *Losing Ground: American Social Policy, 1950-1980*, New York: Basic Books, 1984.
- Tobin, James, "Macroeconomic Trends, Cycles, and Policies," Sheldon H. Danziger, Gary D. Sandefur, and Daniel H. Weinberg(eds.), *Confronting Poverty*, Russel Sage Foundation, 1994.
- US Census Bureau, *Income, Poverty, and Health Insurance Coverage in the United States: 2005*, US Department of Commerce, 2006.
- Wooldrige, Jefferey M., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, 2002.