

노동빈민의 사회적 배제가 빈곤경험에 미치는 영향

윤 성 호*

노동을 함에도 불구하고 가난을 면하지 못하는 사람들이 증가하고 있다. 복지감축과 노동유인이라는 목적을 가지고, 소득재분배와 지출 중심의 복지국가를 대신하여 생산 중심의 노동국가로의 변화를 추구하고 있는 와중에, 이러한 노동빈민의 증가는 생산주의적 노동국가의 결함을 보여주는 중요한 증거이다. 본 연구에서는 이 결함은 빈곤을 소득의 부족으로 이해하는 단선론적 견해를 유지함으로써 발생하는 것으로 보고, 빈곤의 이해를 다면적이고 포괄적으로 이해하기 위한 개념적 틀로 사회적 배제론의 유용성을 설명하고자 하였다. 이를 위해 6차 한국노동패널데이터를 이용하여 사회적 배제 지표를 구성하고, 빈곤과 사회적 배제의 관련성을 실증적으로 분석하였으며, 그 결과 사회적 배제는 빈곤에 주요한 영향력을 행사하고 있었다는 것을 알 수 있었다. 본 연구에서 사용한 주요 분석기법은 상관관계분석과 비모수생존분석(생명표분석과 콕스비례위험회귀분석)이었다. 따라서, 노동빈민의 빈곤의 해결은 단순히 소득재분배나 노동유인을 통해 이루어지는 것이 아닌, 사회적 배제의 저지를 통해 이루어져야 한다는 것을 제언하였다.

1. 서론

노동을 의무적 조건으로 하여 복지급여를 제공하는 노동국가는 빈곤을 해소하기보다 도리어 더욱 심화시켰다. 이는 그 조건으로써 ‘노동’은 저임금 노동이었고, 안정성에 있어 취약한 지위만을 제공하였으며, ‘복지’는 해체적 수준으로 감소시키는 전략을 사용하였기 때문이다. 이러한 전략이 생성될 수 있었던 배경 중 하나는 빈곤문제에 대한 이해 수정의 오류문제이었다. 복지국가의 황금기 때는 빈곤을 소득빈곤으로 이해하여 빈곤해소에 대한 전망이 낙관적이었지만, 경제위기로 인한 복지지출의 감소가 현실적이고 이데올로기적이며 정치적인 주장으로 인해 정당화되었을 때 등장한 노동국가는 소득빈곤의 문제와 아울러 도덕적 문제로서 빈곤을 이해하였기 때문이다. 빈곤을 소득의 부족과 도덕적 능력의 부재로만 보는 노동국가의 전략은 한계를 노정할 수밖에 없었고 신빈곤층 내지는 하층계급이라고 지칭되는 대상들의 생활의 개선은 이루어지지 않았다. 결과적으로 1970년대 이후의 세계수준의 정치적 변화와 경제적 위기가 촉발한 사회복지제도의 성격과 양태의 변화의 결과로써 노동을 통한 복지급여자격의 부여를 근간으로 한 빈곤해결책이 나타났다고 볼 수 있다. 그렇지만 이 해결책을 통해 빈곤한 사람들 중 노동력이 있다고 판정되는 사람들은 정치·사회적으로 부여된 노동을 하지만, 빈곤한 상태에 지속적으로 머물거나 진입과 탈출을 반복하고 있다.

이에 대한 구체적 논의의 예로, 김교성(2002)은 전체 빈곤가구 중 근로를 함에도 불구하고 빈곤한

* 부산대학교 시간강사

상태에 머물러 있는 노동빈곤가구(working poor)의 비중이 전체 빈곤가구의 44.8%(1998년)에서 49.1%(1999년)에 이르고 있다고 밝혔다. 박능후 등(2003)은 가구소비실태조사(2000)를 분석한 결과, 전체 빈곤가구 중 노동빈곤층의 비율은 49.9%로 김교성(2002)의 연구에서 보다 더 높은 것으로 나타났다. 이는 최근 들어 노동빈곤층의 비율이 증가하고 있는 경향에 대한 기초적 증거라고 볼 수 있다.

전통적 복지국가와 새롭게 등장한 노동국가는 빈곤에 대한 이해가 단편적이어서, 빈곤을 감소시킬 수 있는 전망을 보여주지 못하고 있었기 때문에, 빈곤해결을 성취하기 위해 빈곤에 대한 연구자들의 관심과 이해의 적절성이 요구되었다. 이러한 경향은 지금으로부터 20여 년 전까지의 대부분의 빈곤연구가 복지빈민(welfare poor)에 관한 연구였지만, 최근 들어 진행되고 있는 빈곤연구는 노동빈민(working poor)의 조건을 재평가하는 연구들이 진행되는 것으로 나타나고 있다(Katz, 1986; Levitan, Gallo & Shapiro, 1993; Bowling, 2000; Blank & Haskins, 2001).

현재. 서구사회에서 나타나는 빈곤에 대한 관심의 경향은 전통적 빈곤과 박탈에 대한 관심으로부터 인구 5~10%의 하층과 나머지간의 분리에 관한 관심으로 이동하고 있다고 할 수 있다(Giddens, 2002: 32). 이 분리된 자들에 대한 인식의 차이가 존재하지만, 이들을 ‘사회적으로 배제된 자(the socially exclusive)’로 명명하고 있다. 이는 프랑스에서 시작되어 영국에서 노동당의 정치적 입지를 확보하기 위해 사용된 용어이기는 하지만, 현재 빈곤에 대한 새로운 시각을 제공하고 있다는 측면에서 그 타당성을 점차 확보하고 있다. 즉, 현재 많은 연구들은 최근 사회에 나타나는 빈곤은 사회적 배제와 긴밀한 관련이 있다고 보고 있으며, 근대복지국가와 노동국가가 해결하지 못한 빈곤문제를 해결하기 위해 사회적 배제의 해결을 주요 전제이자 목표로 파악하는 것이다. 따라서 본 연구는 사회적 배제론을 통하여 빈곤을 이해하는 시도으로써, 한국노동패널데이터를 사용하여 한국 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 연관성에 대한 실증적 분석을 시도하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 노동빈민의 정의

‘노동빈민’은 ‘the working poor’의 번역어이다. 즉, ‘임금노동 내지 비임금노동을 통해 근로소득은 있지만 빈곤한 상태에 있는 사람’을 의미한다. 이 개념을 표현하는 국내의 용어는 ‘노동빈민’ 외에도 ‘근로빈곤(층)’, ‘빈곤노동계층’ 등이 있고, 유사개념¹⁾으로는 ‘신빈곤층’, ‘하층계급’, ‘차상위계층’, ‘근로능력이 있는 사회적 취약계층’, ‘자활지원대상자’, ‘저임금근로자’, ‘취업대상자’ 등이 있다. 이들은 사회적 배제담론에서 ‘사회적으로 배제된 자들(the socially excluded)’ 중 한 계층으로 지칭되고 있

1) 이들 유사개념 내지 용어는 각각의 정치적·이데올로기적 배경을 지니고 있다. ‘신빈곤층’이나 ‘하층계급’이라는 용어는 신보수주의자들이 생산한 용어이며, ‘차상위계층’이나 ‘사회적 취약계층’, ‘자활지원대상자’, ‘취업대상자’ 등의 용어는 하위 사회정책들이 대상을 설정하기 위해 구성하는 용어들이다.

다. 빈곤에 대한 개념정의의 다양성과 빈곤에 대한 사회적 대처의 다양성만큼 ‘노동빈민’에 대한 용어의 사용과 개념적 정의는 다양하다.

서구사회에서는 노동빈민에 대한 적극적 관심이 1980년대 중반의 연구들에서부터 등장하였다. 국내에서는 1997년의 경제위기이후 노동빈민에 대한 연구들이 진행되기 시작하여 지금에 이른다. 그 이전에는 절대적 결핍을 중심으로 빈곤에 대한 논의가 상당수 있지만, 새로운 빈곤상황을 경험하는 것으로 논의되고 있는 노동빈민에 대한 논의는 그리 많지 않다(보건사회연구원, 2004).

서구사회에서 이루어지고 있는 노동빈민층에 대한 정의 중 가장 상세하고 정밀한 정의는 프랑스의 국립통계 및 경제연구소(Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, INSEE)의 정의이다. 이 연구소는 당해 연도의 6개월 이상을 노동시장에 머물러 있었으며, 당해 연도의 1개월 이상 취업되어 있었고, 소비단위 당 소득이 중간소득의 50% 미만인 가구의 일원인 노동자를 대상으로 한다고 정의 내리고 있다. 독일은 저임금개념을 확대한 것으로 임금이 국가평균의 50% 미만인 풀타임노동자는 ‘노동빈민층’으로 간주된다. 그 밖의 국가에서는 가구 단위로 파악하는 경향이 있는데, 영국은 풀타임 또는 파트타임고용으로 얻는 소득이 1건 이상인 가구로서 소득이 중간소득의 50%나 60% 미만인 가구를 말하며, 노르웨이는 가처분 세후소득이 중간 또는 평균소득의 40%, 50% 또는 60% 미만이 가구들을 말한다(최저임금심의위원회, 2003: 8).

국내의 정의들은 크게 두 가지로 양분된다. 현행 공공부조의 선별기준을 수용하여 그 대상 중 노동능력이 있는 사람을 지칭하는 경우와 연구주체의 빈곤선 수용기준과 아울러 취업현황 및 성격에 따라 정체성을 규정하는 경우로 나눌 수 있다. 우선 전자의 경우, 한국보건사회연구원(2002), 이태진(2003), 홍경준(2003), 강병구(2003), 노대명(2003), 박능후(2003) 등은 국민기초생활보장제도의 수급자중 근로수급자를 노동빈민(층)이라 암묵적으로 규정하거나 최저생계비의 120%정도에 해당하는 차상위계층까지 포함하고 있다. 후자의 경우에 포함된다고 볼 수 있는 송호근(2002: 28)은 “장기실업자와 기초생활보장대상자를 제외하고 불완전취업일지라도 근로소득이 있는 사람을 대상으로 개별 소득이 평균가구소득의 1/3이하인 사람”을 노동빈민으로 정의하고 있다. 전반적으로 노동빈민을 규정하는 데 있어서 근로활동이나 근로활동에 대한 의지의 실제적 표현, 그리고 임금 및 소득의 수준 등을 기본적 기준으로 하고 있다. 그리고 이러한 정의들은 연구를 위한 자료의 성격과 연구목적에 맞추어서 형성된 것으로 보여지며, 각각 대상자 범위를 축소하거나 확대하는 경향이 있다.

그러므로 빈곤과 노동에 대한 기준의 설정에 있어 현실성과 타당성을 확보하는 것이 필요하다. 현재 우리나라에서 받아들이고 있는 빈곤선을 그대로 받아들이고 나서 국민기초생활보장제도의 수급자를 중심으로 근로소득이 있는 자 혹은 노동에 참여의사와 능력이 있는 자를 연구의 대상으로 삼게 되면 빈곤에 대한 설정은 수용가능하지만, 노동에 대한 설정은 자활관련 노동에만 초점을 두게 되므로 협소한 개념정의가 된다. 또한 빈곤과 사회적 배제의 역동적 관련성을 파악하는 것에 목적을 두고 있는 본 연구의 성격에 맞게 빈곤선의 설정은 앞선 논의처럼 상대성을 중심으로 하고, 노동의 성격은 일반화할 필요가 있다. 국민기초보장제도의 수급자를 대상으로 할 것이 아니라 사회 전체 구성원을 기준으로 하여 빈곤선 이하의 대상을 포괄적으로 고려하는 개념을 설정하는 것이 타당성도 있고 유용하다. 그리고 근로활동기준은 노동의 의지는 추상적인 면이 강하고, 지나치게 선별적이다. 아

올러 이를 파악하는 데는 자료의 한계로 말미암아 난해한 점이 많다.

따라서, 본 연구에서 사용하고자 하는 노동빈민의 정의는 빈곤선 설정에 있어서는 상대적 빈곤선인 일반가구의 중위소득의 60% 이하로 상정하고, 분석대상은 개별 노동자(그 가구를 대표하는)라 정하며, 노동의 형태에는 구분하지 않기로 하고 노동에 대한 의지는 고려하지 않기로 한다. 정리하면 본 연구에서 내리는 노동빈민의 조작적 정의는 “근로소득이 있는 사람들 중 월평균가구소득이 일반가구의 중위소득의 60%이하인 사례들”로 규정하기로 한다.

2. 빈곤과 사회적 배제

가. 사회적 배제의 정의와 그 사용

UNDP(United Nations Development Programme)는 사회적 배제의 개념을 선진국과 개발도상국에 걸쳐 적용하였는데(Gore & Figueiredo, 1997), 일종의 권리구성이라는 개념으로 파악하고 있다. 즉, 사회적 배제는 법적이고 정치적인 시민사회제도에 대한 접근부족과 아울러 시민사회제도에 현실적으로 접근하게 하는 교육, 건강, 재정적 안녕과 같은 기초적 수단에서의 접근 부족으로 설명하고 있다. 빈곤과 관련한 중요개념으로 등장한 사회적 배제는 실증적으로 빈곤을 분석하는데 유용해서 중요해진 것이라기보다 정치적 영역의 역할이 크게 작용했다고 볼 수 있다. 사회적 배제(social exclusion)라는 용어는 1950년대 프랑스에서 정책적 담론의 장에서 사용되기 시작하여, 1970년대에는 정치적 영역에서 사회적 보호망에서 누락된 사람들을 지칭하고 그 대책을 구성하기 위해 구체화시켜 사용했었던 것으로 통상 이해되고 있다(Evans, 1998). 이후 대도시 주변지역에서 발생하는 사회적 문제의 증가로 말미암아 이반(離反)한 청년들과 고립된 개인들을 포함하는 정의로 확대되었다(Burchardt, 2000: 385). 현재 구체적인 정책이 사회적 배제론에 근간하여 이루어지고 있는 국가 중 대표적인 사례인 영국의 경우 1997년 8월의 총선전 노동당의 선전문구로 사용되었고, 이후 연구들은 사회적 배제에 관한 일치된 개념 정의가 이루어지지 못한 채 여러 방향으로 논의가 지속되어왔다(Levitas, 2000: 357~358).

현재 유럽국가의 통합체제 구축시 가장 중요한 개념으로 고려되고 있는(Craig, 2004: 96) 사회적 배제란 개념은 빈곤이나 다차원적인 박탈의 동의어로 단순히 이해될 수 없다(Barry, 2002). 그 개념은 가족지원체계의 빈약함, 가족 외부의 사회적 지지체계의 허술함, 그리고 물질적 자원운용의 부족 등에 대한 사회적 포함노력의 부족으로 이해된다(Alber & Fahey, 2004: 19). 영국정부는 사회적 배제를 ‘사람들 혹은 어떤 영역이 실업, 비숙련, 범죄율이 높은 환경, 부적절한 보건 그리고 가족 파괴 등과 같이 연관된 문제들로 인해 고통을 받을 때 일어날 수 있는 바를 요약해서 이르는 용어’라고 규정하고 있다(Social Exclusion Unit, 2001: 10). 유럽연합태스크포스팀(EU Task Force)은 사회적 배제를 ‘저소득지위, 열등한 노동시장지위 그리고 생활의 비금전적인 불이익 등에 의해 결정되는 문제 영역’으로 분석될 수 있다고 보았다(Eurostat, 2000: 33). 사회적 배제 이론이 주된 관심을 두고 있는 문제는 복지권리에 대한 접근성의 문제, 고용에 대한 접근성(기회)의 문제, 교육의 문제, 차별의

문제 등으로 정리할 수 있으며, 사회적 관계망, 사회참여능력, 그리고 사회에서의 정치적 생활에 사람들이 통합되어지는 정도에 초점을 두고 있다.

사회적 배제는 그 의미 자체가 혼란스럽고 논쟁을 야기하기 쉬운 뿐 아니라, 실증적으로 그 개념을 적용한 의미있는 연구는 소수이지만, 개념적 불확실성 때문에 실증적 연구를 진행할 수 없다는 것은 아니다(Burchardt, 2000: 385). 이러한 실증적 연구들의 유형은 구체적 문제중심유형과 전체적 지표중심유형으로 구분된다. 구체적 문제중심유형의 연구들에는 십대 임신, 노숙자와 같은 구체적인 징후에만 중심을 두으로써, 사회적 배제에 대한 개념의 혼란을 회피한 연구로써 영국의 SEU(Social Exclusion Unit, 1998, 1999)에서 진행한 연구가 있고, 장기실업자에 초점을 둔 Clasen et al(1997)의 연구가 있으며, 사회적으로 포기된 지역을 중심으로 한 Mumford & Power(1999)의 연구가 있다. 그리고 사회적 배제를 사회적 네트워크 차원의 분석을 시도한 연구가 있다(DEMOS, 1997).

전체적 지표중심유형의 연구로는 Robinson & Oppenheim(1998)이 수행한 연구가 있는데 이들은 영국의 사회적 배제를 네 가지 영역으로 구분하고 있다. 그 네 가지 영역을 ① 평균가구소득 50%이하의 인구의 비중, ② 국제노동기구(ILO)의 기준에 의한 실업률, ③ 평균교육정도 이하의 16세 인구 비중, ④ 전체 사회계층중, 최하층과 차상위층의 표준사망률 등으로 구성하여 영국사회의 사회적 배제정도를 측정하고자 하였다. 그리고, Edwards와 Flatley(1991), Howarth et al(1998)은 사회적 배제의 영역을 소득, 노동시장의 참여, 사회적 상호작용, 건강 등으로 구분하여 사회의 배제 정도를 측정하는 연구를 시도하였다. 전체적으로 이 연구들은 사회적 배제를 빈곤과 격리시켜 이해할 수 없는 개념으로 상정하고 있지만, 빈곤과 사회적 배제에 대한 뚜렷한 관련성을 제시하고 있지 않다. 그럼에도 불구하고 이러한 연구들은 하나의 발전으로 이해할 수 있는데 이는 Room(1995)의 평가를 통해 설명할 수 있다. 즉, 빈곤연구가 소득이나 지출에 주된 관심을 두고 있던 경향에서 다차원적 불이익으로 관심을 돌리고 있고, 정태적 분석을 주로 하던 경향에서 역동적인 분석을 시도하고 있으며, 개인이나 가구 수준의 자원들을 판단의 기준으로 두다가 지역수준의 자원들에 그 판단의 기준을 옮기고 있다. 따라서 본 연구는 전체적 지표 중심 유형에 속한다고 할 수 있다.

나. 빈곤과 사회적 배제의 관련성

빈곤과 사회적 배제의 관련성에 대한 논의를 모색함으로써 이러한 가능성을 현실화할 수 있다. Townsend는 사회적 배제적 견지에서 제기될 수 있는 질문과 사회적 양극화가 제기하는 문제의 연관성이 지니고 있는 중요성에 대해 논의함으로써 사회적 배제가 빈곤연구에 있어 유의한 관점을 제시할 수 있는 가능성을 제기하고 있다(Gordon & Townsend, 2000). 즉, 사회적 배제는 자본주의 사회 내에서 비판없이 수용되고 있는 빈곤의 주요 특성인 사회적 박탈에 대한 인식을 재고할 수 있도록 한다는 것이다(Levitas, 2000: 357). 그렇다면 구체적으로 사회적 배제가 빈곤개념에 근거한 분석에서 무엇을 부가할 수 있을까 하는 질문이 해결되어야 한다.

박탈(deprivation)을 포함한 빈곤이라는 개념과 사회적 배제는 모두 사회에서의 비참여를 반영하고 있으며, 이는 선택이라기보다 어떤 압력에 의한 비참여라고 볼 수 있다. 그리고 사회적 배제의 개

념이 지니고 있는 역사성, 즉 정치적 유용성에 의해 조성되어 학술적 영역에 영향을 미친 과정을 두고 살펴보았을 때, 그 개념의 혼란스러움은 자연스럽다. 그렇지만, 많은 연구결과들에 의해 사회적 배제의 개념이 공고하게 되었는데, 그 중 Atkinson과 Hills(1998)의 견해는 주목할 만하다. 그들은 사회적 배제의 개념구성요소로써 상대성(relativity), 작인(作因, agency), 역동성(dynamics) 등을 들고 있다. 먼저, 상대성은 사람들이 처한 특별한 공간성과 시간성에 의해 구성되는 사회적 배제의 성격을 말한다. 고립된 환경을 관찰하는 것으로는 사회적 배제가 일어나고 있는지를 알아낼 수 없다는 것이다. 즉, 전반적 상황 속에서, 또는 비교의 대상이 존재하는 가운데서 파악 가능한 개념이 사회적 배제라는 것이며, 구체적인 환경 속에서 관련성 있는 집단 간의 문제로써 파악해야 한다는 것을 시사한다. 둘째, 작인요소는 사회적 배제는 자연발생적 현상이 아니라, 타자 혹은 즉자에 의해 구성되는 과정이며 결과라는 것을 설명해 준다. 사회적으로 배제된 자들이 사회적 배제를 해결하지 못할 때 그것은 원인이 당사자 혹은 타자에게 있어 그 영향력을 극복할 수 없었기 때문에 상황을 변화시킬 수 없었다는 것을 작인요소로 설명할 수 있다. 마지막으로 사회적 배제가 지니는 역동성은 사회적 배제가 단순한 장기적 혹은 반복적인 빈곤이 아니라는 것이다. 이는 미래전망에 관련된 것으로 사회적 배제는 사후-추적적(ex post trajectories) 문제일 뿐 아니라, 미래전망의 유실에도 지속적으로 영향을 미치는 문제인 것을 설명한다.

Atkinson과 Hills(1998)의 사회적 배제 개념의 구성요소는 사회적 배제를 전체적으로 이해할 수 있는 관점을 제공한다. 이들의 견해와 앞서 논의한 연구자들의 사회적 배제에 관한 개념들을 살펴보았을 때 전반적으로 사회적 배제는 작인적 요소와 과정적 요소를 강조하는 경향이 짙다. 그리고, 사회적 배제를 측정하는 데 있어서는 (박탈의 개념을 포함한) 빈곤의 개념을 사용해서 얻은 결과와 유사한 경향이 있다. 이는 사회적 배제와 빈곤은 관련성이 있으며, 두 개념 모두 역동성을 지닌 상황적 산물이라고 하였을 때, 빈곤과 사회적 배제의 역동적 관련성의 파악은 빈곤을 포괄적이고 심도깊게 이해하는데 있어서 주요한 관심사가 된다. 즉, 빈곤한 사람들은 전체 사회 속의 개인이자 집단으로 이해해야 하며, 이들의 상황은 시간과 공간이라는 요소에 의해 변화하는 것을 고려해야 한다.

III. 연구문제와 과제

본 연구에서는 이러한 전제조건을 사회적 배제론을 통해 구성하고 실제적으로 이 사회적 배제요인이 노동빈민의 빈곤과 어떤 관련성이 있는지를 파악하고자 한다. 이에 대한 답을 하기 위해 수행해야 할 연구과제는 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 관련성을 분석한다.

이를 위해 ① 노동빈민의 개념적 정의를 도출하고, ② 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 관계를 파악하기 위한 이론들을 검토·정리하며, ③ 현재 한국의 빈곤과 사회적 배제 현황을 횡적인 면과 종적인 면을 함께 파악하고, ④ 시간적 변화에 따른 각 영역별 사회적 배제가 노동빈민의 빈곤에 미치는 역동적 영향을 실증적으로 검증한다.

IV. 자료와 분석방법

1. 자료와 지표구성

가. 자료소개

노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 관련성을 파악하고자 하는 본 연구는 시간적 속성을 중심으로 분석이 진행되어야 한다. 이러한 시간적 변화를 내포하는 역동성을 파악하기 위해서는 자료가 우선 종단적 자료(longitudinal data)이어야 한다. 아울러, 동일한 개체의 시간적 변화상을 살필 수 있는 패널자료(panel data)이어야 한다. 현재 한국에서 수집되고 있는 공식적이고 거시적 통계자료들은 횡단면적 자료(cross-sectional data)인 경우가 많다. 그 중 패널자료로 본 연구를 진행시키는 데 있어 유용한 공식적 통계자료는 한국노동패널데이터(KLIPS)이다. 본 연구에서 사용하는 사례는 개인자료와 가구자료를 1차년도에서 6차년도까지 묶어(merge) 전체 자료를 만들고, 신규자료와 3회 조사된 부가조사자료 등은 분석대상에서 제외하기로 한다. 각 연도별 분석사례수는 1998년 5,000사례, 1999년 4,508사례, 2000년 4,266사례, 2001년 4,248사례, 2002년 4,298사례, 2003년 4,592사례, 그리고 1차에서 6차까지 지속한 사례는 2,877사례 등이었다.

나. 지표구성

한국노동패널데이터(KLIPS)는 사회적 배제를 목적으로 구성된 자료는 아니다. 또한 현존하는 공식적 통계자료 중 사회적 배제를 파악하기 위한 목적으로 구성된 자료는 없다. 따라서 사회적 배제를 실증적으로 파악하는 데는 지표구성에 필요한 변수들을 구성하는 단계부터 어려움이 존재한다. 그렇지만, 현재의 연구들에서 이러한 한계를 안고 진행한 연구들이 다수 존재하며 앞으로 더욱 늘어날 전망이다. 사회적 배제를 목적으로 한 거시통계자료를 향후 구축할 때까지는 이러한 난점을 현실적으로 수용하고 차선책을 찾아나가야 한다(Gordon & Townsend, 2000; Burchardt, Le Grand & Piachaud, 2002; Stewart, 2002; Atkinson & Hills, 1998).

본 연구에서 사회적 배제영역은 선행 연구들을 토대로 자료의 범위에 맞추어 다섯 가지로 구분한다. (물질)소유영역, 소비영역, 교육영역, 사회적 관계와 참여영역, 그리고 생산영역 등이다. 이러한 다섯 가지 영역으로 파악되는 사회적 배제는 상대성을 지닌 개념인 것을 중시하여 각 영역 내에서 배제와 비배제 비중을 상대적으로 고려하는 방법을 취하였다. 각 영역에 포함되는 변수의 선별과 가중치를 산정하는 것은 절대적 계측치가 아닌 상대적 비교를 위한 값이다. 이는 지표구성시 하위 변수선별에 융통성을 제공하는 장점이 있다. 각 영역의 변수와 그 가중치 산정방법은 다음과 같다.

우선, 소유영역에는 주거지 시가 및 전월세금, 자산규모, 부채규모 등을 기준으로 한다. 주거지시

가는 자가형태와 전월세 등의 응답한 가격을 기준으로 하였고, 자산규모는 부동산소유액, 임대차보증금총액, 금융자산총액 등을 합산하였고, 부채규모는 전체 부채잔액을 합산하였다.²⁾ 주거지 시가(전월세금 포함)와 자산규모에 부채규모를 차감한 수치에 가구원수의 제곱근으로 나누어 조정하였다. 이상의 과정을 통해 얻어진 결과값의 중위수 60%를 배제와 비배제의 경계값으로 삼았다. 이는 빈곤과 비빈곤을 구분할 때와 같은 수준으로 적용하기 위함이다.

둘째, 소비영역은 생활비규모와 저축규모의 월평균값을 통해 산정하였다. 월평균 생활비와 저축비를 합산하여 가구원수로 조정하였고 이의 중위값 60%를 배제와 비배제의 경계값으로 삼았다.

셋째, 교육영역은 학력변수를 기준으로 삼았다. 학력은 각 코호트(cohort)간에 비중이 다른 성격을 보이고 있으므로 각 연도마다 연령차 10년을 기준으로 코호트를 구분하였다. 그리고 각 코호트 내에서 보이는 중위수 미만을 배제로 보고 이상을 비배제로 규정하였다. 예를 들어, 1998년의 경우 20대, 30대, 40대는 고등학교, 50대는 중학교, 60대 이상은 초등학교가 각각의 중위수로 나타나 그 미만의 학력을 지닌 사람을 배제된 사람으로 보고, 그 이상을 비배제된 사람으로 보았다.

넷째, 사회적 관계와 참여영역은 노동조합활동정도과 여가활동만족도, 그리고 가족관계만족도 등을 중심으로 측정하기로 하였다. 사회적 관계와 참여영역의 지표설정은 한국노동패널데이터로 구성하기에는 어려운 점이 존재한다. 한국노동패널데이터는 노동활동과 소득활동을 중심으로 이루어진 자료이기 때문에 정치적 참여와 사회적 참여에 관한 변수설정은 충분하지 않다. 따라서 이러한 현실적 상황을 기반하여 가능성을 찾아야 하는데, 노동조합활동정도과 여가활동만족도, 가족관계만족도 등이 그 가능성을 어느 정도 현실화할 수 있는 지표구성요소가 될 수 있다. 노동조합활동은 노동자의 이익을 사회적이고 정치적으로 분배하는데 중요한 활동이 된다고 통상 알려져 있으며, 여가활동과 가족관계는 사회적 관계에 대한 기본적인 활동지표가 된다고 볼 수 있다(Burchardt, 2000). 그리고 친인척관계 등과 같은 다른 사회적 관계에 대한 변수들이 있지만, 각 연도마다 상이하기 때문에 전체적 흐름을 보는데 있어 오류를 발생시킬 수 있게 하기 때문에 제외하였다. 노동조합활동정도는 노동조합유무와 가입여부를 고려하여, 노동조합이 없거나 모르는 경우 2, 노동조합이 있으나 비가입된 상태를 1, 가입된 상태를 0으로 배제가중치를 부여하였고, 여가활동만족도와 가족관계만족도는 불만족을 2, 보통을 1, 만족을 0으로 배제가중치를 부여하였다. 이 세 가지 측정치를 합산하면 0에서 6까지의 배제값 범주가 형성되고 이의 각 연도별 중위수를 기준으로 배제와 비배제를 구분하였다. 1998년의 경우 중위값은 4점이었고, 4점 초과를 배제집단, 4점 이하를 비배제집단으로 구분하였다.

다섯째, 생산영역은 월근로소득을 기준으로 하였다. 생산영역을 이루는 것으로 상정할 수 있는 변수에는 사회적 배제의 과정적 개념으로 구성되어있는 변수들(임금/비임금, 종사상지위, 근로시간형태, 피고용자유무, 근로시간규칙성 등)과 결과적 개념으로 구성된 변수가 존재하는데, 여기서는 결과적 변수인 월근로소득만을 선택하였다. 이는 과정적 개념변수들의 단순한 표현이 월근로소득으로 형성된다는 가정이 적확(的確)하기 때문이며, 과정적 개념들의 변수들을 각각 가중치를 부여하여 그

2) 1998년 자료에서는 자산규모를 측정할 수 있는 변수가 없다. 따라서 1998년은 자산규모 대신 거주지비용으로 산정하였다. 주거규모는 주거지 시가를 가구원수로 조정하여 계산한다. 주의할 것은 자가금액에 포함될 것으로 고려되는 전가임대료는 산정하지 않기로 하였으며, 월세는 지출금액이므로 연단위로 환산하여 차감하기로 한다. 따라서 1998년 물질소유영역은 타 연도와 직접 비교는 불가능하다.

조정치를 산정하는 것은 편차의 위험이 크기 때문에 제외하였다. 각 연도별 월근로소득의 중위 60% 이하를 배제집단으로 하였고, 초과를 비배제집단으로 구성하였다.

<표 0> 사회적 배제 측정을 위한 하위영역 지표구성과 구분법

영역	하위범주	변수	배제/비배제 구분법
물질 소유	자산규모	주거자산 부동산소유액 임대보증금총액 부동산임차보증금 금융자산총액	$\frac{\{(\text{주거자산} + \text{자산규모} - \text{부채규모}) / (\text{가구원수의 제공근})\}}{\text{의 중위값 60\% 이하를 배제상태로 간주함}^1)$
	부채규모	전체 부채잔액	
소비	생활	월평균생활비	$\frac{\{(\text{생활비} + \text{저축비}) / (\text{가구원수의 제공근})\}}{\text{의 중위값 60\% 이하를 배제로 함.}}$
	저축	월평균저축비	
교육	학력정도	학력	연령대별 학력의 중위수를 기준으로 배제/비배제구분
사회적 참여	노조활동	노조유무와 가입여부	노조가 없거나 모르는 경우, 노조가 있어도 가입하지 않은 경우, 가입된 경우로 구분하고 여가활동과 가족관계 만족도를 불만족과 만족, 보통의 경우로 나누어 부여한 가중치를 합산한 결과의 중위값 이상을 배제로 함.
	여가활동	여가활동만족도	
	가족관계	가족관계만족도	
생산	근로활동	월평균근로소득	가구원수로 조정한 월평균근로소득의 중위 60% 이하를 배제로 함.

주 : 1) 1998년의 자산규모는 조사되지 않았기 때문에 자산 중 주요한 부분으로 상정될 수 있는 주거지시가로 대체하여 계측함.

이상으로 다섯 가지 영역에서 배제와 비배제를 구분하는 지표형성의 원칙은 상황적 상대성에 있기 때문에 각 연도마다의 배제와 비배제 구분선을 정하였고, 배제집단과 비배제집단의 구분은 절대적 계측이 아닌 상대적 정도에 따른다. 사회적 배제의 각 영역별 지표구성을 위해 구체적으로 조작화한 내용은 위의 <표 1>에서 정리되어있다.

2. 분석방법

우선 노동활동유무와 빈곤여부를 기준으로 하여 비교집단들을 만들고 이를 기준으로 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제 상황을 비교분석한다. 이는 빈곤한 사람이 수행하는 노동의 성격은 빈곤하지 않는 사람이 수행하는 노동과는 차이가 있다는 것을 나타내어, 빈곤해결에 필요한 노동의 전제조건을 드러낼 수 있다. 또한 빈곤한 상태에서 노동을 하는 경우와 노동을 하지 않는 경우의 차이를 살펴봄

으로써, 노동하는 빈곤한 집단이 노동을 하지 않는 빈곤한 집단으로 유입되는 데 영향을 주는 요소 등을 파악할 수 있다. 즉, 노동유무와 빈곤여부를 양측으로 집단을 구분하여 각 집단 간 비교분석을 하게 되었을 때 빈곤한 사람들의 노동의 특성을 더욱 잘 파악할 수 있을 것이다.

다음으로, 노동빈민의 빈곤에 사회적 배제가 어떤 영향을 미치고 있는지를 정태적이고 동학적으로 분석하기로 한다. 빈곤상태는 항상 일정한 상태가 아니라 시간에 따라 변동하는 특성을 지니고 있고, 사회적 배제도 역시 그러하다. 그래서 빈곤과 사회적 배제의 관계를 살피기 위해서는 시간적 속성 즉, 역동성을 고려하여 파악하지 않으면 안된다. 이러한 역동성을 고려한 관련성 분석은 구분된 단위 관찰시간 별로 빈곤과 사회적 배제가 어떤 관계를 지니고 있는지를 분석하여야 하고, 연결된 총 관찰 시간 안에서 빈곤과 사회적 배제가 주고받는 영향을 분석하여야 하며, 끝으로 구분된 단위 관찰시간 별로 빈곤여부의 속성에 사회적 배제의 변화양상이 미치는 영향을 살펴야 한다.

노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 역동적 관련성을 파악하기 위해 기술적 통계분석, 교차분석, 평균비교검증, 상관관계분석, 그리고 비모수생존분석방법(생명표분석과 콕스비례위험회귀분석) 등을 사용하였다.

아울러, 노동빈민에 대한 상황과 동태를 상대적으로 분석하기 위해 비교집단들을 구성한다. 비교 집단 구분을 위한 기준은 노동빈민을 개념화하는 두 가지 기본개념 축인 노동소득의 유무와 빈곤여부가 되는 것이 타당하다. 이 두 가지 기본개념을 두 축으로 했을 경우 전체대상이 네 집단으로 구성된다. 먼저, 노동을 통한 소득이 없으면서 빈곤한 집단, 둘째, 노동을 통한 소득이 있으면서 빈곤한 집단, 셋째, 노동을 통한 소득이 없으면서 빈곤하지 않은 집단, 마지막으로 노동을 통한 소득이 있으면서 빈곤하지 않은 집단 등으로 나눌 수 있다. 이를 <표 2>로 표현하면 다음과 같다. 첫 번째 집단인 노동을 통한 소득이 없으면서 빈곤한 경우를 ‘비노동-빈민’이라고 하고, 두 번째 집단인 노동을 통한 소득이 있으면서 빈곤한 경우를 ‘노동빈민’이라고 하며, 세 번째 집단인 노동을 통한 소득이 없으면서 빈곤하지 않은 경우를 ‘비노동-비빈민’이라고 하고, 마지막 집단인 노동을 통한 소득이 있으면서 빈곤하지 않은 경우를 ‘노동비빈민’이라고 하기로 한다.

<표 2> 기준에 따른 집단구분

		노동을 통한 소득	
		무	유
빈 곤 여 부	빈 곤	I (비노동-빈민)	II (노동빈민)
	비 빈 곤	III (비노동-비빈민)	IV (노동비빈민)

IV. 분석결과

1. 노동빈민의 빈곤상황

가. 빈곤선 설정

본 연구에서 사용하는 빈곤선은 상대적 빈곤선을 중심으로 하고, 통상적 기준 중 하나인 중위소득의 60%를 기준으로 한다. 빈곤의 역동성에 관한 연구들 중 분석기간전체의 상대적 빈곤정도의 평균값을 취하는 경우와 분석기간 중 초기값을 선정하여 전체 분석기간에 적용하는 경우 등이 있는데, 상대적 빈곤개념은 시간적 속성을 강하게 지니고 있으므로 빈곤의 진입 및 탈피, 지속기간 등과 사회적 배제의 관련성을 알아보려고 하는 본 연구의 목적에 맞추어 각 연도별 빈곤선을 각각 설정하여 대상을 구분하고 분석하였다.

그 결과는 아래의 <표 3>과 같다. 현재 빈곤연구들과 정책연구보고서에서 사용하는 상대빈곤선 중 가구소득의 평균 50%선, 중위소득 50%선, 중위소득 60%선을 연도별로 추산하기 위해 가구소득과 근로소득을 탐색분석을 하였다. 가구를 기준으로 한 상대빈곤선을 측정하기 위해서는 가구의 구성형태와 가구수 등이 영향을 미치기 때문에, 가구균등화지수를 사용하여 가구소득을 조정할 필요가 있다. 가구균등화지수 중 상대빈곤선을 측정하기 위해 사용하는 기준 중 OECD(1990)에서 사용하는 방법을 적용하였다. OECD조정방식은 각 가구원수의 제곱근을 가구월소득에 나누어서 각 가구별 차이를 보정하고 있다. 그리고 빈곤탈피기준은 각 연도의 빈곤선 이상인 것으로 상정하지 않고, 빈곤선의 20%이상 상승한 경우를 빈곤에서 탈피한 것으로 파악하였다. 이는 빈곤탈출과 같은 역동성을 연도별로 추적하기 위해서는 일정 수준이상의 소득향상을 전제로 하는데, 임의로 일시적인 소득의 차이가 빈곤의 탈피와 진입을 구분하는 것은 오차가 발생할 가능성이 있어서 Jenkins과 Rigg(2002)의 경우와 같이 20%이상의 변동을 탈피기준으로 삼았다. 따라서 가구월소득, OECD조정방식에 의한 가구월소득 교정치, 그리고 근로소득을 기준으로 평균값³⁾과 상대빈곤선, 빈곤탈피기준 등을 연도별로 제시하였다.

1998년의 경우 가구월소득의 평균은 128.91만원(조정치 69.30만원)으로 시작하여 약간의 편차를 두고 증가하다가 2002년의 경우 전년도보다 32.27만원(조정치 19.11만원)이라는 상당한 편차로 증가하여 186.82만원(조정치 102.22만원)이었다. 2003년 현재 평균가구월소득은 195.59만원(조정치 108.23만원)으로 나타났다.

3) 이때의 평균값은 두 가지인데, 우선 전체 대상을 포함한 평균값과 상위와 하위의 5%를 절삭한 평균값이 있다. 소득의 편차가 심하고 특히 최고소득자의 소득에 의해 평균값이 상당부분 상향되는 측면이 있으므로 통계치를 사용할 때에는 5%절삭평균값을 사용하는 것이 오류가 적으므로, 본 연구에서는 5%절삭평균값을 사용하도록 한다.

이 자료분석을 기준으로 한 가구월평균소득의 50%는 1998년의 경우 64.55만원(조정치 34.65만원)으로 시작하여 소폭으로 상승하다가 월소득평균값과 마찬가지로 2002년의 경우 큰폭으로 상승했는데, 전년도에 비해 16.13만원(조정치 9.56만원)이 증가한 93.41만원(조정치 51.11만원)으로 나타났다. 그리고 2003년의 경우 97.40만원(조정치 54.11만원)으로 나타났다. 이는 한국노동패널데이터를 사용한 타연구(임세희, 2004)에서도 비슷하게 나타나고 있다고 보고하고 있다. 이러한 이유를 알 수 없는 증가폭의 상이성으로 인해 전체기간의 평균값을 가지고 전체 빈곤선을 하나로 잡는 것은 타당한 이유없이 빈곤탈출정도를 상승시키므로, 전체 관찰기간의 평균값을 취하는 대신 본 연구에서는 각 연도의 빈곤선을 따로 정하기로 한다.

본 연구에서 빈곤선으로 상정하고자 하는 중위소득60%의 경우를 조정치기준으로 살펴보면, 1998년에 40.25만원, 1999년 40.50만원, 2000년 45.00만원, 2001년 45.30만원, 2002년 57.50만원, 2003년 60.00만원으로 추산되었다. 빈곤탈피기준은 1998년 48.30만원, 1999년 48.60만원, 2000년 54.00만원, 2001년 54.36만원, 2002년 69.00만원, 2003년 72.00만원으로 나타났다.

<표 3> 연도별 상대적 빈곤선 산정결과

(단위: N, 만원)

연 도		1998년	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	
빈도	전체수	5000.00	4508.00	4266.00	4248.00	4298.00	4592.00	
	유효수	4860.00	4481.00	4242.00	4213.00	4287.00	4580.00	
근로소득	평균	131.69	129.03	140.00	151.64	178.83	189.68	
	중위수	118.50	110.00	120.00	130.00	158.33	166.67	
가구 월소득	평균	141.55	154.35	162.44	173.42	213.05	220.31	
	중위수	120.00	122.00	138.00	150.00	166.67	180.00	
	상대빈곤선	평균50%	64.45	68.54	72.42	77.28	93.41	97.80
		중위60%	72.00	73.20	82.80	90.00	100.00	108.00
	빈곤탈피 기준(20%)	평균50%	77.35	82.25	86.90	92.73	112.09	117.35
		중위60%	86.40	87.84	99.36	108.00	120.00	129.60
가구 월소득 (OECD 가구원수 조정)	평균	75.83	81.71	87.49	92.45	115.38	120.55	
	중위수	67.08	67.50	75.00	75.50	95.83	100.00	
	상대빈곤선	평균50%	34.65	36.59	39.25	41.55	51.11	54.11
		중위60%	40.25	40.50	45.00	45.30	57.50	60.00
	빈곤탈피 기준(20%)	평균50%	41.58	43.90	47.10	49.86	61.33	64.94
		중위60%	48.30	48.60	54.00	54.36	69.00	72.00

나. 노동빈민의 규모

노동빈민을 전체 대상에서 분리하기 위해, 조사대상자를 비노동-빈민, 노동빈민, 비노동-비빈민, 노동비빈민 등으로 구분하였다. 그 결과 1998년의 경우 노동빈민은 전체의 11.75%이었고, 1999년에

는 13.86%, 2000년에는 12.27%, 2001년에는 13.17%, 2002년에는 12.28%, 2003년의 경우에는 12.31%로 나타났다. 1999년의 경우 노동빈민을 제외한 빈민보다 노동빈민이 1.03% 많은 것으로 나타났고, 타 연도에서는 미취업 빈민이 노동빈민보다 높은 비중을 나타내고 있다. 김교성의 연구(2002)에서는 점점 증가하는 것으로 나타났지만, 상대적 빈곤선에 의한 구분을 사용하는 본 연구에서는 노동빈민의 비중은 일정 수준을 유지하고 있었다. 이를 연도별로 살펴보면 다음의 <표 4>와 같다.

<표 4> 연도별 노동빈민의 규모

(단위 : N(%))

구분	1998년	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년
비노동-빈민	833(17.14)	574(12.83)	602(14.20)	591(13.93)	608(14.15)	711(15.51)
노동빈민	571(11.75)	620(13.86)	520(12.27)	559(13.17)	528(12.28)	564(12.31)
비노동-비빈민	524(10.78)	626(13.99)	599(14.13)	641(15.10)	607(14.12)	689(15.03)
노동비빈민	2,932(60.33)	2,654(59.32)	2,517(59.39)	2,453(57.80)	2,555(59.45)	2,619(57.15)
계	4,860(100.00)	4,474(100.00)	4,238(100.00)	4,244(100.00)	4,298(100.00)	4,583(100.00)

다. 노동빈민의 빈곤기간과 빈곤지속기간

1998년에서 2003년까지 지속적으로 응답한 사람들 2,877명 가운데, 한 번이라도 노동빈민이었던 경험이 있는 사람들이 1,077명으로 나타났다. 이들 중 빈곤을 경험한 가구들과 그 경험이 지속적인 가구들을 정도별로 추산하면 아래의 <표 5>와 같다.

관찰기간인 1998년에서 2003년까지 반복적이든 비반복적이든, 간헐적이든 연속적이든 상관없이 빈곤을 경험한 연수를 빈곤기간이라고 정의하고 살펴보았을 때, 1년 동안 빈곤을 경험한 가구는 32.1%, 2년 동안 빈곤을 경험한 가구는 22.2%, 3년 동안 빈곤을 경험한 가구는 14.6%, 4년 동안 빈곤을 경험한 가구는 11.4%, 5년 동안 빈곤을 경험한 가구는 9.0%, 전체기간 동안 빈곤을 장기적으로 지속하고 있는 가구는 10.7%이었다. 이의 평균치를 살펴보면 2.75(표준편차 1.70)년으로 전체대상보다 긴 기간을 나타내었고, 좌우절단점에 있는 개체를 제외하고 나면 1.63(표준편차 0.85)년으로 나타났다. 이는 전체 대상의 경우와 유사한 값이었다. 1998년에 빈곤하지 않다가 1999년 이후부터 빈곤을 경험하기 시작한 해부터 탈출한 해까지의 연속기간을 측정한 빈곤지속기간을 살펴보면, 1년 후에 탈출하고 있는 가구는 전체의 44.2%이었고, 2년 후에 탈출한 가구는 20.2%, 3년 후에 탈출한 가구는 11.4%, 4년 후에 탈출한 가구는 7.5%, 5년 후에 탈출한 가구는 5.9%로 나타났다.

<표 5> 노동빈민의 빈곤기간과 빈곤지속기간

(단위 : N(%), 년)

횟수	빈곤기간	빈곤지속기간
1년	346(32.1)	476(44.2)
2년	239(22.2)	218(20.2)
3년	157(14.6)	123(11.4)
4년	123(11.4)	81(7.5)
5년	97(9.0)	64(5.9)
6년	115(10.7)	115(10.7)4
전 체	1077(100.0)	1077(100.0)
평균(SD)	2.75(1.70)	2.42(1.71)
평균(SD) / 수3)	1.63(0.87) / 338	1.47(0.80) / 338

- 주 : 1) 빈곤기간은 1998년에서 2003년까지의 관찰기간 중 빈곤에 포함되는 횟수 전체를 더한 값.
 2) 빈곤지속기간은 1998년에 빈곤하지 않다가 1999년 이후부터 빈곤에 진입하였을 때, 빈곤 탈출정도를 넘어서지 못하고 지속한 연수를 산정한 값.
 3) 평균값의 기준이 되는 수는 좌측절단과 우측절단을 제외한 개체를 기준으로 한 값.
 4) 우측절단값.

라. 노동빈민의 빈곤기간에 대한 생명표분석

1998년에서 2003년까지의 관찰기간 중 한 번이라도 노동빈민이었던 사례 전체는 1,077사례이었으며 이의 빈곤경험기간을 생명표분석에 의해 분석한 결과는 아래의 <표 6>과 같다. 이들의 전체 관찰기간 중 빈곤을 경험한 기간을 추산한 결과 1년의 빈곤을 경험하고 탈출한 개체는 196사례이었고, 2년의 빈곤을 경험하고 탈출한 개체는 86사례이었다. 3년의 빈곤을 경험하고 탈출한 개체는 38사례이었고, 4년을 경험하고 빈곤에서 탈출한 사례는 17사례이었다. 위험율을 살펴보면, 1년째 사망할 확률, 즉 노동빈민이 빈곤에서 탈출할 확률은 22.13%이었고, 2년째 빈곤에서 탈출할 확률은 14.49%이었다. 3년째 빈곤에서 탈출할 확률은 9.36%이었고, 4년째 빈곤에서 탈출할 확률은 6.31%이었다. 노동빈민의 전체 빈곤탈출확률은 앞서 살펴보았던 전체 빈민의 빈곤탈출확률보다 1년째 탈출할 확률이 4%정도 상승한 것이었고, 2년째 탈출할 확률은 2%정도 상승한 것이었다. 3년째와 4년째 역시 전체적으로 2% 포인트 정도 높은 빈곤탈출확률을 지니고 있었다. 전체 빈민 중 노동빈민은 빈곤탈출에 있어서 상대적으로 높은 확률을 지니고 있음을 알 수 있다. 즉, 노동빈민은 타 빈곤집단보다 더욱 빨리 빈곤에서 탈출하는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 그래프로 살펴보면 아래 [그림 1]과 같다. 생존함수그래프에서 보는 바와 같이 1년이 지나고 나서 생존율의 하락정도, 즉 사망률은 20% 포인트 정도로 보이며, 2년이 지나고 나서의 사망률은 10% 포인트 정도로 보이고 있다. 시간이 지날수록 생존율이 하락하고 있지만, 초기에 급격히 하락하다가 뒤로 갈수록 완만해지고 있다. 빈곤 탈출율을 말하는 위험율을 위험함수그래프를 통해 살펴보면, 1년째 갑자기 빈곤에서 탈출할 확률은 약 20% 포인트가 넘고 있다. 2년째 빈곤탈출율

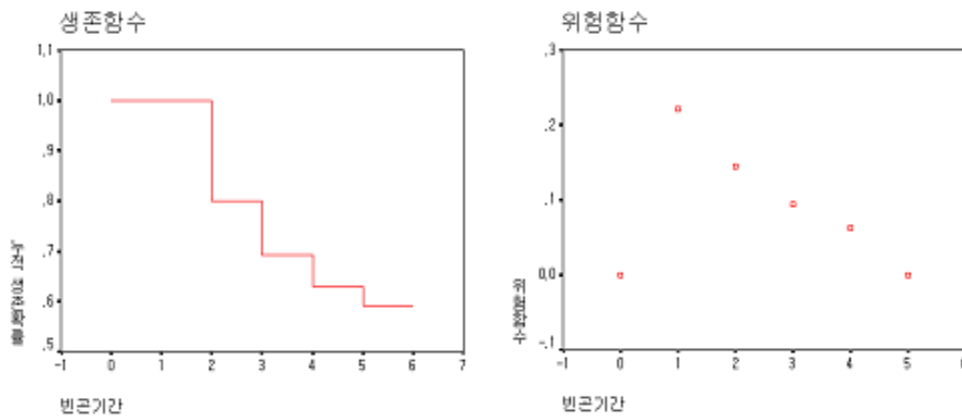
은 14% 포인트 정도 되고 있으며, 3년째와 4년째는 9% 포인트에서 6% 포인트 정도로 하락한 것을 볼 수 있다.

<표 5> 노동빈민의 빈곤기간의 생명표분석

(N: 1,077)

빈곤기간	각 구간 진입사례	구간동안 절단사례	관찰기간 중 빈곤탈출수	종결사건 수 비중	생존률	누적 생존 확률	위험률 (빈곤탈출확률)
0	1052.0	0.0	0.0	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
1	1052.0	137.0	196.0	0.1993	0.8007	0.8007	0.2213
2	719.0	150.0	87.0	0.1351	0.8649	0.6925	0.1449
3	482.0	114.0	38.0	0.0894	0.9106	0.6306	0.0936
4	330.0	104.0	17.0	0.0612	0.9388	0.5921	0.0631
5	209.0	94.0	0.0	0.0000	1.0000	0.5921	0.0000
6	115.0	115.0	0.0	0.0000	1.0000	0.5921	n.a.

[그림 1] 노동빈민의 빈곤기간의 생존함수와 위험함수 그래프



노동빈민에 포함된 적이 있는 1077사례 중 장기존속하고 있는 사람들은 전체의 59.2%이었다. 전체 빈민의 경우 64.9%보다 5.7% 낮은 비중을 보이고 있어 상대적으로 노동빈민이 전체 빈민의 경우보다 빈곤에 장기존속하는 경우는 줄어든다고 볼 수 있지만, 현격한 차이는 아니다. 노동빈민의 경우에서도 단기간 내에 빈곤을 탈출하는 경우보다 그러지 않은 경우가 더 많이 있다고 볼 때, 현재 노동을 통한 소득 보전 및 빈곤탈출은 성공적이지 않다고 볼 수 있다.

마. 노동빈민의 빈곤지속기간 생명표분석

노동빈민의 빈곤지속기간 중 빈곤탈출율을 분석하기 위해 생명표분석을 실시한 결과는 아래의 <표 7>과 같다. 관찰기간 중 빈곤에서 탈출한 개체는 1년째 232사례이었고, 2년동안 지속하다가 빈곤에

서 탈출한 개체는 66사례로 대폭 감소하였다. 3년 동안 지속하다가 빈곤에서 탈출한 개체는 27사례 이었고, 4년 동안 지속적인 빈곤에서 탈출한 사례는 13사례이었다. 전반적으로 지속기간이 짧았으며 이에 대한 빈곤탈출확률은 1년 후 탈출할 확률은 23.33%이었고, 2년 후 탈출할 확률은 13.51%이었다. 3년 후 탈출할 확률은 8.13%이었고 4년 후 탈출할 확률은 5.31%이었다. 이는 앞서 빈곤기간 중 탈출확률과는 약간 다른 양상을 띠는 것으로 빈곤기간이 1년째 탈출할 확률이 22.13%이었는데, 빈곤지속기간이 1년째 탈출할 확률은 28.33%로 약 6.2% 포인트가 상승한 것이었다. 즉, 노동빈민의 빈곤경험형태는 1년 정도 지속하다가 진입과 탈출을 반복하는 경향이 있음을 말한다. 이러한 경향은 앞서 전체 빈민에서도 나타난 현상인데, 노동빈민 역시 다르지 않다.

노동빈민의 빈곤지속기간의 생존함수와 위험함수를 표현하는 그래프는 아래의 [그림 2]와 같다. 생존함수 그래프에서 살펴볼 수 있는 것과 같이 1년 지속하다가 빈곤에서 탈출하는 정도가 전체 탈출율의 절반 이상인 28% 포인트 정도를 차지하고 해가 갈수록 급격히 낮아지고 있는 것을 볼 수 있다. 위험함수 그래프에서도 비슷한 분석을 할 수 있는데, 1년째 빈곤에서 탈출할 확률은 거의 30% 포인트에 가깝다. 2년째 들어와서 빈곤에서 탈출할 확률은 10% 포인트 약간 넘는 정도이고, 그 이후는 급격히 그 정도가 하락하고 있는 것을 알 수 있다.

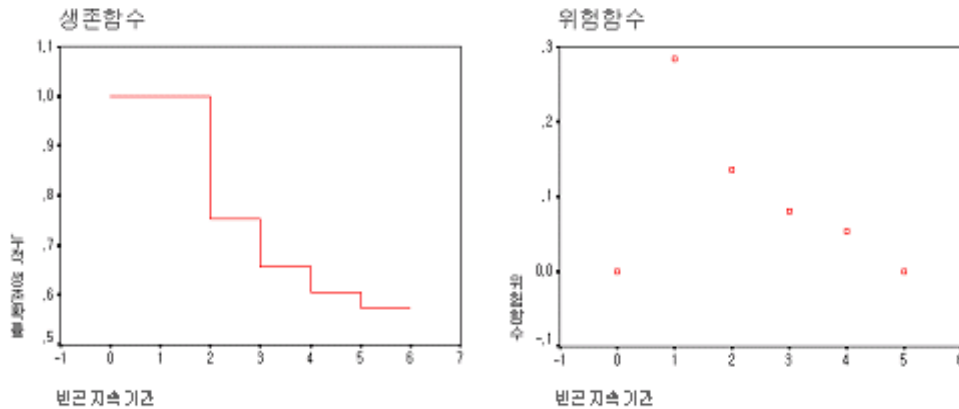
노동빈민의 빈곤지속기간을 중심으로 한 최종누적생존확률이 57.4%로 나타나 63.5%이었던 전체 빈민보다 6.1% 낮은 정도를 나타내었다. 이는 노동빈민이 전체빈민의 경우보다 더 높은 탈출율을 보이고 있는 것으로 나타나 노동을 통한 소득이 빈곤탈출에 영향을 주는 것으로 이해할 수도 있지만, 주목할 것은 57.4%가 장기빈곤을 경험하고 있다는 것이다. 즉 우리나라의 빈민은 노동을 통한 소득이 있거나 그렇지 않거나 상관없이 장기빈곤과 회전문효과에 노출되어 있는 것을 의미한다.

<표 7> 노동빈민의 빈곤지속기간에 대한 생명표분석

(N : 1,077)

빈곤기간	각 구간 진입사례	구간동안 절단사례	관찰기간 중 빈곤탈출수	종결사건 수 비중	생존률	누적생존 확률	위험률 (빈곤탈출확률)
0	1047.0	0.0	0.0	0.0000	1.0000	1.0000	0.0000
1	1047.0	224.0	232.0	0.2481	0.7519	0.7519	0.2833
2	591.0	139.0	66.0	0.1266	0.8734	0.6567	0.1351
3	386.0	81.0	27.0	0.0781	0.9219	0.6054	0.0813
4	278.0	53.0	13.0	0.0517	0.9483	0.5741	0.0531
5	212.0	54.0	0.0	0.0000	1.0000	0.5741	0.0000
6	158.0	158.0	0.0	0.0000	1.0000	0.5741	n.a.

[그림 2] 노동빈민의 빈곤지속기간의 생존함수와 위험함수 그래프



2. 노동빈민의 사회적 배제 상황

가. 각 영역별 사회적 배제정도

먼저, 소유영역의 사회적 배제정도를 연도별로 살펴보면, 전체적으로 노동빈민이 가장 많이 소유 배제를 경험하고 있으며, 다음으로 비노동-빈민, 노동비빈민, 비노동-비빈민 등의 순으로 나타났다. 1998년에 노동빈민은 44.7%, 비노동-빈민은 42.6%, 노동비빈민이 30.6%, 비노동-비빈민이 29.5%로 나타났다. 1999년의 경우 노동빈민은 55.5%, 비노동-빈민은 43.6%, 노동비빈민은 28.0%, 비노동-비빈민은 24.8%로 나타났다. 2000년에는 노동빈민이 54.1%, 비노동-빈민이 46.2%, 노동비빈민은 27.2%, 비노동-비빈민은 26.6%로 나타났다. 2001년에는 노동빈민이 51.5%, 비노동-빈민이 48.1%, 노동비빈민이 28.3%, 비노동-비빈민이 26.6%로 나타났다. 2002년에는 노동빈민 중 57.7%, 비노동-빈민 중 48.1%, 노동비빈민 중 28.2%, 비노동-비빈민 중 25.5%가 소유배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 2003년에는 노동빈민 중 57.3%, 비노동-빈민 중 42.8%, 노동비빈민 중 30.5%, 비노동-비빈민 중 26.8%가 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다.

1998년은 주거규모에 따른 가치책정만 되어있고 다른 자산은 없기 때문에 타 연도와는 비교불가능하다. 하지만, 전체적으로 유사한 경향을 나타내고 있는데, 노동빈민과 비노동-빈민 중 절반 가까이 혹은 그 이상이 소유배제를 경험하고 있었으며, 노동비빈민과 비노동-비빈민 중 30%이하가 소유 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 이는 자산소유에 있어 현격한 불평등이 각 집단 내에 존재하고 있기 때문인 것으로 보여진다. 그런데 특이한 것은 노동활동을 하고 있는 사람에 비해 그렇지 않은 사람들이 소유배제를 경험하는 비중이 적었다. 비빈민 집단에서는 통상 비노동-비빈민 중 많은 수가 자산을 소유한 50대 이상의 사람들이 많고 상대적으로 노동비빈민을 구성하는 사람들은 30~40대가 많기 때문인 것으로 파악되지만, 빈민집단에서는 비노동-빈민이 노동빈민보다 낮은 배제 비중을 지속적으로 유지하고 있다. 즉, 노동빈민은 스스로의 생계유지를 위해 노동활동을 하지만, 자산소유는 하지 못하게 되는 경우가 많다는 것을 알 수 있다. 이러한 경향 때문에 지속적인 빈곤을

경험하게 될 가능성이 높아질 것을 예상할 수 있다.

두 번째로, 소비영역의 배제는 앞서 논의한 대로, 사회적 참여의 과정에서 중요한 부분을 차지하고 있으며, 경제활동의 불평등차원을 나타내는 중요한 척도 중 하나이다(Atkinson & Hills, 1998). 소비영역의 배제를 살펴보면 1998년의 경우 비노동-빈민 중 67.3%, 노동빈민의 64.6%, 비노동-비빈민의 12.2%, 노동비빈민의 6.1%가 소비영역의 배제를 경험하고 있었다. 1999년은 비노동-빈민의 72.2%, 노동빈민의 55.6%, 비노동-비빈민의 12.2%, 노동비빈민의 4.7%가 소비영역의 배제를 경험하고 있었다. 2000년에는 비노동-빈민의 경우 79.1%, 노동빈민의 61.4%, 비노동-비빈민의 경우 11.9%, 노동비빈민의 경우 5.7%로 나타났다. 2001년에는 비노동-빈민의 77.9%, 노동빈민의 50.5%, 비노동-비빈민의 13.5%, 노동비빈민의 5.8%가 소비영역의 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 2002년에는 비노동-빈민의 82.7%, 노동빈민의 58.2%, 비노동-비빈민의 11.7%, 노동비빈민의 5.5%가 소비영역배제를 경험하고 있었다. 2003년에는 58.3%, 노동빈민의 33.0%, 비노동-비빈민의 6.9%, 노동비빈민의 2.7%가 소비영역의 배제를 경험하고 있었다. 전체적으로 비노동-비빈민 중 최저 58.3%에서 최고 82.7%가 소비영역의 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났고, 노동빈민 중 최저 33.0%에서 최고 64.6%가 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 상대적으로 이들보다 낮게 나타난 비노동-비빈민은 전체의 11.7%에서 13.5%가 배제를 경험하고 있었고, 노동비빈민은 2.7%에서 6.7%가 배제를 경험하고 있는 것으로 나타나 소비영역에서는 가장 낮게 배제를 경험하고 있었고 빈곤집단과 미취업자보다 상당한 격차를 보이는 집단이었다. 사회적 배제의 결과적 양상인 소비영역의 배제보다 과정적 양상으로 볼 수 있는 소비영역의 배제가 상당한 집단 간의 격차를 지속적으로 보이고 있었다. 노동빈민은 비빈곤집단에 비해 소비배제를 많이 경험하고 있으며 이는 사회적 결속력에 있어 약한 능력을 보이고 있다고 할 수 있다.

세 번째로, 교육영역의 배제를 살펴보면, 1998년에 노동빈민 중 42.8%, 비노동-빈민 중 38.5%, 비노동-비빈민 중 28.4%, 노동비빈민 중 17.7%가 교육영역의 배제를 경험하고 있었고, 1999년에는 노동빈민의 44.1%, 비노동-빈민의 41.0%, 비노동-비빈민의 23.8%, 노동비빈민의 18.0%가 배제를 경험하고 있었다. 2000년에는 비노동-빈민 중 39.3%, 노동빈민의 36.8%, 비노동-비빈민의 24.0%, 노동비빈민의 18.6%가 교육영역의 배제를 경험하고 있었고, 2001년에는 비노동-빈민의 39.0%, 노동빈민의 34.5%, 비노동-비빈민의 28.8%, 노동비빈민의 17.7%가 배제를 경험하고 있었다. 2002년에 들어와서 양상이 바뀌게 되는데, 노동빈민의 43.8%, 비노동-빈민의 40.3%, 비노동-비빈민의 28.8%, 노동비빈민의 23.1%가 교육영역의 배제를 경험하였고, 2003년에는 더욱 높은 비중의 사람들이 교육영역의 배제를 경험하는 것으로 나타났는데, 노동빈민의 48.9%, 비노동-빈민의 41.5%, 노동비빈민의 31.8%, 비노동-비빈민의 31.1% 등이었다. 2002년에 들어와서 교육영역 배제경험층이 각 집단마다, 특히 비빈민집단들에서 갑자기 상승하는 경향은 각 코호트(cohort)별 교육수준의 중위수를 기준으로 배제상황을 판단하는 과정에서 각 코호트의 구성원들이 시기별로 이동하면서 생기는 현상으로 2002년에 들어와 전체적인 교육수준이 상승하였기 때문이다. 2002년 이전에 40대이었던 사람들이 2002년에 50대로 옮겨가면서 50대의 교육수준이 전체적으로 상승하였기 때문에 이러한 경향이 나타난다. 이는 사회적 배제의 기본적 속성 중 상대성(relativity)을 반영하는 것으로 사회적 배제를 측정하는데

있어서 시기별로 측정해야 하는 중요성을 나타내는 것으로 이해할 수 있다. 전체적 교육수준이 향상 되면 교육영역의 배제층 역시 하락하는 것이 아니라 상대적으로 증가하게 되며, 교육영역의 개선만으로는 빈곤층의 문제를 해결하기 힘들다는 것을 미리 예측하게 한다.

네 번째로, 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하고 있는 사람들의 비중은 1998년 비노동-빈민의 31.9%, 노동빈민의 24.2%, 비노동-비빈민의 19.7%, 노동비빈민의 11.8%를 차지하고 있었고, 1999년 비노동-빈민의 35.5%, 노동빈민의 25.6%, 비노동-비빈민의 16.3%, 노동비빈민의 14.2%를 차지하고 있었다. 2000년에는 비노동-빈민의 35.5%, 노동빈민의 28.1%, 비노동-비빈민의 14.0%, 노동비빈민의 13.1%가 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하는 것으로 나타났다. 2001년에는 비노동-빈민의 41.5%, 노동빈민의 30.8%, 비노동-비빈민의 15.3%, 노동비빈민의 14.6%가, 2002년에는 비노동-빈민의 38.3%, 노동빈민의 28.1%, 비노동-비빈민의 15.8%, 노동비빈민의 13.0%가 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하는 것으로 나타났다. 2003년에는 비노동-빈민의 36.8%, 노동빈민의 30.0%, 비노동-비빈민의 15.8%, 노동비빈민의 13.0%가 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다. 전체적으로 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하는 정도는 비노동-빈민이 가장 높았고, 다음으로 노동빈민이었으며, 비노동-비빈민과 노동비빈민집단은 낮은 수준을 보이고 있었다. 사회적 관계와 참여영역의 배제는 각 집단 간에 큰 차이를 보이고 있지 않지만, 노동빈민이 비빈곤집단에 비해 배제를 많이 경험하는 것으로 나타났다. 타 영역보다 낮은 차이를 보이는 것은 지표 구성을 위해 선정된 변수의 한계가 작용하기 때문인 것으로 보여진다. 사회적 배제 개념에서 과정적 면이 중요하다고 볼 때, 이를 파악할 수 있는 지표는 사회적 관계와 참여영역배제지표인데, 공식적 통계자료를 통해 파악하기에는 여러 선행연구들에서 어려움을 표현하고 있다. 이의 해결을 위해 사회적 배제를 직접 측정할 수 있는 도구가 필요하다(Burchardt et al, 2001; Gordon & Townsend, 2000).

다섯 번째로, 노동빈민이 경험하고 있는 생산영역의 사회적 배제를 연도별로 살펴보면, 1998년 비노동-빈민과 노동빈민의 97.7%, 89.1%가 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났고, 비노동-비빈민과 노동비빈민은 16.2%, 0.8%로 나타나 상당한 차이를 보이고 있었다. 1999년에는 비노동-빈민의 96.7%, 노동빈민의 87.6%, 비노동-비빈민의 24.3%, 노동비빈민의 3.2%가 생산영역의 배제를 경험하는 것으로 나타났고, 2000년에는 비노동-빈민의 96.3%, 노동빈민의 90.0%, 비노동-비빈민의 23.5%, 노동비빈민의 2.3%가 배제를 경험하는 것으로 나타났다. 2001년에는 비노동-빈민의 95.4%, 노동빈민의 83.7%, 비노동-비빈민의 24.5%, 노동비빈민의 4.0%가 생산영역의 배제를 경험하는 것으로 나타났다. 2002년에는 비노동-빈민의 99.0%, 노동빈민의 91.9%, 비노동-비빈민의 23.2%, 노동비빈민의 3.0%가 생산영역의 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났으며, 2003년에는 비노동-빈민의 97.3%, 노동빈민의 87.8%, 비노동-비빈민의 22.4%, 노동비빈민의 1.9%가 배제를 경험하고 있는 것으로 나타났다.

전체적으로 빈곤층에서 생산영역의 배제를 경험하는 정도가 비빈곤층에서 경험하는 정도보다 극단적으로 차이가 나고 있었는데, 특이한 것은 노동빈민과 비노동-비빈민의 차이 역시 현격하다는 점이다. 노동빈민은 근로활동을 통해 소득을 얻게 되는 것이 대부분이고 비노동-비빈민은 근로활동

을 하지 않는 경우가 다수임에도 불구하고, 생산에의 기여를 근로소득을 기준으로 삼았을 경우 그 결과치는 노동빈민이 더욱 낮은 정도를 보이고 있었다. 일하는 노동빈민이 일하지 않는 비노동-비빈민보다 생산영역에서도 더욱 많은 배제를 경험하고 있다는 것은 배제과정의 요소를 산입하지 않은 이유에서 발생할 수도 있는 결과일 수 있지만, 실제로 노동빈민의 일에 대한 가치가 현실적으로 제대로 평가받지 못하거나 불평등한 가치평가의 결과로 말미암아 이러한 격차를 보일 수도 있다. 즉, 노동빈민에 어떤 일을 공급해야 하는가가 불평등을 해소하는 데에 중요한 질문이라는 논의들의 실증적 근거가 될 수 있는 분석결과이다.

<표 7> 영역별 사회적 배제 정도

(단위 : %)

연도별 배제영역	집단구분					
	비노동-빈민	노동빈민	비노동-비빈민	노동비빈민	전 체	
소유 배제	1998년	42.6	44.7	29.5	30.6	34.1
	1999년	43.6	55.5	24.8	28.0	33.2
	2000년	46.2	54.1	25.4	27.2	32.8
	2001년	48.1	51.5	26.6	28.3	33.8
	2002년	48.3	57.7	25.5	28.2	34.1
	2003년	42.8	57.3	26.8	30.5	35.0
소비 배제	1998년	67.3	64.6	12.2	6.1	24.2
	1999년	72.2	55.6	12.2	4.7	21.3
	2000년	79.1	61.4	11.9	5.7	23.8
	2001년	77.9	50.5	13.5	5.8	22.8
	2002년	82.7	58.2	11.7	5.5	23.8
	2003년	58.3	33.0	6.9	2.7	15.6
교육 배제	1998년	38.5	42.8	28.4	17.7	25.4
	1999년	41.0	44.1	23.8	18.0	25.4
	2000년	39.3	36.8	24.0	18.6	24.5
	2001년	39.0	34.5	19.9	17.7	23.2
	2002년	40.3	43.8	28.8	23.1	28.9
	2003년	41.5	48.9	31.1	31.8	35.3
사회적 관계 와 참여 배제	1998년	31.9	24.2	19.7	11.8	17.5
	1999년	35.5	25.6	16.3	14.2	18.8
	2000년	35.5	28.1	14.0	13.1	18.2
	2001년	41.5	30.8	15.3	14.6	20.6
	2002년	38.3	28.1	15.8	12.5	18.6
	2003년	36.8	30.0	15.8	13.0	19.2
생산 배제	1998년	97.7	89.1	16.2	0.8	29.4
	1999년	96.7	87.6	24.3	3.2	29.8
	2000년	96.3	90.0	23.5	2.3	29.4
	2001년	95.4	83.7	24.5	4.0	30.0
	2002년	99.0	91.9	23.2	3.0	30.2
	2003년	97.3	87.8	22.4	1.9	30.3

나. 노동빈민의 사회적 배제경험의 연속성 정도

1998년부터 2003년까지 노동빈민가구가 경험하고 있는 사회적 배제는 아래의 <표 9>와 같다. 소유배제의 경우 한 번도 배제를 경험한 적이 없는 가구가 30.8%, 한 번 경험한 가구는 13.6%, 2번 경험한 가구는 11.1%, 3회 경험한 가구는 11.2%, 4회 경험한 가구는 9.6%, 5회 경험한 가구는 10.7%, 6회 모두 경험한 가구는 13.0%로 나타났다. 소비배제의 경우 한 번도 배제를 경험한 적이 없는 가구가 27.6%, 한번 경험한 가구는 22.0%, 2번 경험한 가구는 14.9%, 3회 경험한 가구는 11.3%, 4회 경험한 가구는 8.4%, 5회 경험한 가구는 8.6%, 6회 모두 경험한 가구는 7.1%로 나타났다. 교육배제의 경우 한 번도 배제를 경험한 적이 없는 가구가 48.7%, 한번 경험한 가구는 9.3%, 2번 경험한 가구는 5.1%, 3회 경험한 가구는 2.8%, 4회 경험한 가구는 2.5%, 5회 경험한 가구는 1.9%, 6회 모두 경험한 가구는 29.7%로 나타났다. 노동빈민의 경우에서도 교육배제는 다른 배제와 달리 지속적인 경향이 강하게 나타났다. 사회적 관계와 참여배제의 경우 한 번도 배제를 경험한 적이 없는 가구가 32.6%, 한번 경험한 가구는 29.4%, 2번 경험한 가구는 17.4%, 3회 경험한 가구는 11.1%, 4회 경험한 가구는 4.7%, 5회 경험한 가구는 2.4%, 6회 모두 경험한 가구는 2.1%로 나타났다. 전체대상이 경험하는 정도보다 전체적으로 높은 배제경험을 보이고 있다. 생산배제의 경우 한 번도 배제를 경험한 적이 없는 가구가 5.9%, 한번 경험한 가구는 28.7%, 2번 경험한 가구는 18.5%, 3회 경험한 가구는 13.7%, 4회 경험한 가구는 11.8%, 5회 경험한 가구는 8.9%, 6회 모두 경험한 가구는 12.4%로 나타났다. 전체적으로 노동빈민은 전체 대상보다 더 많은 사회적 배제를 더욱 오래 경험하고 있는 것으로 나타났다.

<표 9> 노동빈민의 사회적 배제경험빈도

(단위 : N(%))

	소유배제	소비배제	교육배제	사회적 관계 및 참여 배제	생산배제
0회	330(30.8)	297(27.6)	525(48.7)	353(32.8)	64(5.9)
1회	146(13.6)	237(22.0)	100(9.3)	317(29.4)	309(28.7)
2회	119(11.1)	161(14.9)	55(5.1)	187(17.4)	199(18.5)
3회	120(11.2)	122(11.3)	30(2.8)	120(11.1)	148(13.7)
4회	103(9.6)	91(8.4)	27(2.5)	51(4.7)	127(11.8)
5회	115(10.7)	93(8.6)	20(1.9)	26(2.4)	96(8.9)
6회	140(13.0)	76(7.1)	320(29.7)	23(2.1)	134(12.4)
계(%)	1073(100.0)	1077(100.0)	1077(100.0)	1077(100.0)	1077(100.0)

3. 노동빈민의 빈곤경험과 사회적 배제의 관련성

가. 노동빈민의 사회적 배제와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간 상관관계

우선, 노동빈민의 영역별 사회적 배제와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간의 상관관계를 살펴보았다. 우선, 영역별 사회적 배제와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간의 상관성은 노동빈민의 경우에서도 전체

적으로 통계적인 유의성이 있었다($p < 0.001$). 빈곤기간과 사회적 배제의 상관성을 살펴보면, 생산배제($r=0.88$), 사회적 배제 전체 합($r=0.72$), 소비배제($r=0.77$)가 가장 높은 상관관계를 보이고 있었고, 사회적 관계와 참여배제($r=0.27$), 소유배제($r=0.22$)와 교육배제($r=0.21$)는 약한 상관관계를 보이고 있었다. 즉, 전체적인 사회적 배제의 영역별 요소들은 노동빈민의 빈곤기간과 상당히 긴밀한 상관관계를 보이고 있었고, 영역별 사회적 배제가 증가할수록 빈곤기간은 증가하는 경향이 있다고 볼 수 있다. 특히, 전체대상의 경우와 마찬가지로 노동빈민이 경험하는 생산영역의 배제와 소비영역의 배제의 빈곤기간 간 관계는 다른 영역보다 더 긴밀한 상관관계가 있음을 알 수 있다.

영역별 사회적 배제와 빈곤지속기간도 비슷한 상관관계를 보이고 있었는데, 생산배제($r=0.70$), 소비배제($r=0.67$), 사회적 배제 전체합($r=0.62$) 등이 빈곤지속기간과 강한 상관관계를 보이고 있었고, 사회적 관계와 참여배제($r=0.24$), 소유배제($r=0.22$)와 교육배제($r=0.18$)는 약한 상관관계를 보이고 있었다. 전체적으로 노동빈민이 경험하는 영역별 사회적 배제가 증가할수록 빈곤지속기간은 증가하는 경향이 있으며, 생산영역의 배제와 소비영역의 배제가 특히 강한 상관관계를 지니고 있다고 볼 수 있다. 이상의 결과는 전체 대상 안에서 나타나는 상관관계정도에 비해서 약한 상관관계정도를 보이고 있었다.

노동빈민이 경험하는 영역별 사회적 배제 간의 상관성을 살펴보면, 소비배제와 생산배제는 강한 상관관계를 보이고 있었고($r=0.74$), 사회적 관계 및 참여배제와 소비배제($r=0.26$) 사회적 관계 및 참여배제와 생산배제($r=0.24$), 소유배제와 사회적 관계 및 참여배제($r=0.23$), 소유배제와 소비배제($r=0.23$), 소비배제와 교육배제($r=0.13$), 교육배제와 사회적 관계 및 참여배제($r=0.17$), 교육배제와 생산배제($r=0.15$), 소유배제와 교육배제($r=0.13$), 소유배제와 생산배제($r=0.13$) 등은 약한 상관관계를 보이고 있었다. 노동빈민이 경험하고 있는 사회적 배제의 영역별 요소들은 생산영역과 소비영역의 연관성이외에는 서로 간에 연쇄성은 발견되지 않았다. 즉, 노동빈민이 공통적으로 경험하는 배제의 영역은 생산영역과 소비영역이며, 교육영역과 사회적 관계 및 참여영역, 소유영역 등은 노동빈민집단 내에서 상이한 경험을 하고 있는 것으로 보여진다(<표 10>참조).

<표 10> 노동빈민의 영역별 사회적 배제정도와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간 상관관계

(N : 1,077)

	빈곤기간	빈곤지속	소유배제	소비배제	교육배제	참여배제	생산배제	배제중첩
평균(SD)	2.75(1.70)	2.43(1.71)	2.39(2.18)	2.05(1.92)	2.25(2.65)	1.41(1.46)	2.73(1.84)	10.84(6.30)
빈곤지속	0.82							
소유배제	0.22	0.22						
소비배제	0.77	0.67	0.23					
교육배제	0.21	0.18	0.13	0.19				
참여배제	0.27	0.24	0.23	0.26	0.17			
생산배제	0.88	0.70	0.13	0.74	0.15	0.24		
배제중첩	0.72	0.62	0.56	0.74	0.61	0.53	0.68	1.00

※ 모든 항목에서 통계적으로 유의함($p < .001$)

다음으로, 노동빈민의 사회적 배제와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간 상관관계를 분석한 결과, 전체

연도에서 강한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 빈곤기간과 각 연도별 사회적 배제 정도의 상관관계 정도는 2002년과 2000년($r=0.61$), 2001년($r=0.60$), 1999년($r=0.54$), 2003년($r=0.52$), 1998년($r=0.51$) 등의 순이었다. 빈곤지속기간과 각 연도별 사회적 배제 정도의 상관관계 정도는 빈곤기간의 경우보다 약간 낮은 수준으로 나타났는데, 2000년($r=0.55$), 2001년($r=0.53$), 1999년($r=0.52$) 등은 중간 정도의 상관성을 나타내고 있었고 2002년($r=0.48$), 2003년($r=0.44$), 1998년($r=0.39$) 등은 중간 이하의 상관관계 정도를 보이고 있었다. 각 연도간의 사회적 배제 정도 간의 관계는 중간정도 수준을 나타내고 있었다($r=0.43\sim 0.67$). 노동빈민의 경우에도 앞서 전체대상의 경우와 마찬가지로 바로 연결된 이전연도와 이후연도 간의 상관성은 전체적으로 높으며, 시간간격이 넓어질수록 상관정도가 약간씩 하락하고 있다는 것이다(<표 11>참조).

<표 11> 노동빈민의 연도별 사회적 배제 정도와 빈곤기간 및 빈곤지속기간 간 상관관계

(N: 1,077)

	빈곤기간	빈곤지속	1998배제	1999배제	2000배제	2001배제	2002배제	2003배제
평균(SD)	2.75(1.70)	2.43(1.71)	1.86(1.32)	1.80(1.34)	1.77(1.35)	1.69(1.35)	1.89(1.38)	1.82(1.27)
빈곤지속	0.82							
1998배제	0.51	0.39						
1999배제	0.54	0.52	0.58					
2000배제	0.61	0.55	0.55	0.64				
2001배제	0.60	0.53	0.46	0.53	0.59			
2002배제	0.61	0.48	0.46	0.51	0.55	0.67		
2003배제	0.52	0.44	0.43	0.46	0.50	0.56	0.62	1.00

※ 모든 항목에서 통계적으로 유의함($p<.001$)

나. 사회적 배제가 빈곤탈출에 미치는 영향분석

사회적 배제가 대상의 빈곤탈출에 미치는 지속적인 영향을 분석하기 위해서는 각 연도에서 진행되는 빈곤탈출율을 계측하고, 그 빈곤탈출율에 사회적 배제라는 요인이 영향을 시기별로 영향을 미쳤을 때 그 변동율이 어느 정도인지를 측정하여야 한다. 이를 통해 사회적 배제가 시간의 흐름에 따라 빈곤에 영향을 주는 정도를 포괄적이고 실질적으로 이해할 수 있다.

이를 위해 본 연구에서는 빈곤의 시간성에 기준하여 빈곤하던 사례가 어느 정도 빈곤을 탈출하는지를 개관하기 위해 생명표분석(Life-Table Analysis)을 사용하여 살펴보았으며, 이러한 시간성에 기초한 빈곤탈출정도가 사회적 배제의 영향을 받았을 때 어떤 결과를 나타내는지를 콕스비례위험모형을 적용한 콕스회귀분석을 사용하여 살펴보았다. 빈곤하지만 노동을 지속하고 있는 노동빈민의 독특성을 살펴보기 위해 각각의 분석에 빈곤한 계층과 노동빈민계층을 병렬하여 분석함으로써 두 집단 간의 차이를 살펴보았고, 빈곤의 시간성은 전체 관찰기간 중 빈곤을 경험한 전체 기간인 '빈곤

기간(period of poverty)'과 빈곤을 경험하기 시작한 최초 연도부터 지속적으로 경험한 '빈곤지속기간(spells of poverty)'을 같이 고려하였다.

노동빈민이 경험하고 있는 사회적 배제에 따른 빈곤기간과 연속성의 변화양상을 살펴봄으로써 사회적 배제와 빈곤의 역동적 관련성을 파악하고자 한다. 이를 파악하기 위해 사용하는 분석기법은 콕스비례위험회귀분석(Cox Proportional Hazard Regression Analysis)으로써 이는 종속변인인 시간변수의 절단점을 고려한 공변량들의 영향력을 추산하는 방법이다.

먼저, 노동빈민이 경험하는 영역별 사회적 배제가 빈곤기간에 미치는 영향을 콕스회귀모델을 통해 살펴본 결과, 모형계수에 대한 전체 검증 결과는 아래의 <표 12>와 같다. 전체 2단계 투입이 진행되었는데, 이때 투입방식은 우도비를 기준으로 한 전진단계선택법이었다. 영향변수가 없다고 가정한 초기모델에서 상대적 변화를 일으킨 결과가 전체적으로 유의하게 검증되었고, 이후 두 번의 단계를 거쳐 형성된 최종모형에 접근할수록 우도비가 전체적으로 하향조정되는 것을 알 수 있다. 즉, 빈곤(경험)기간에 영향을 주는 변수가 존재한다는 것을 의미하고 두 단계의 투입과정을 통해 두 가지 유의한 변수가 투입되는 모형이 적합하다는 것을 의미한다. 적합모형에서 1단계 투입된 변수는 소비배제였고, 2단계 투입된 변수는 소비배제와 생산배제이었다. 이 두 가지 변수가 빈곤기간에 영향을 주는 정도는 소비배제가 일어났을 경우 사망률 즉, 빈곤기간을 기준으로 한 빈곤탈출확률이 23.7% 감소하는 것으로 나타났고, 생산배제가 일어났을 경우 빈곤탈출확률이 38.2% 감소하는 것으로 나타났다. 즉 생산배제와 소비배제의 경우 빈곤기간을 기준으로 한 빈곤탈출확률에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났는데, 그 중 생산영역의 배제가 더욱 영향이 큰 것으로 나타났다.

<표 12> 노동빈민의 영역별 사회적 배제가 빈곤기간에 미치는 영향

(Cox Regression)

		B(S.E.)	Wald	Exp(B)	-2LL	카이제곱
1단계	소비배제	-.559(.044)***	158.345	0.572	4039.892	179.332***
2단계	소비배제	-.257(.052)***	24.654	0.773	3873.978	288.435***
	생산배제	-.712(.060)***	142.671	0.491		

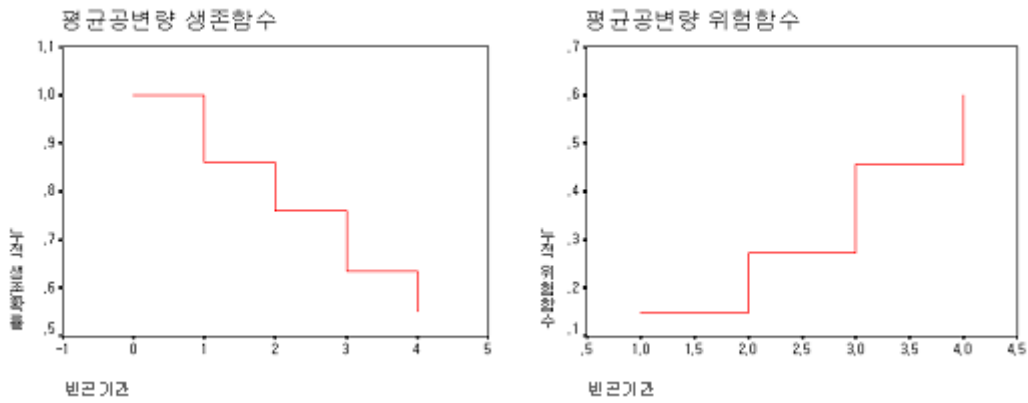
*** : p<0.001

※ 시작 블록 수 0, 초기 Log 우도 함수: -2 Log 우도: 4256.245

※ 시작 블록 수 1. 방법 = 전진 단계선택 (조건부 우도비)

아래의 [그림 3]에 의하면 노동빈민의 영역별 사회적 배제가 빈곤기간에 미치는 영향을 살펴본 결과가 그래프로 나타나고 있다. 평균공변량 생존함수 그래프에 의하면 영역별 사회적 배제가 영향을 미쳤을 때 각 빈곤기간마다의 빈곤탈출확률 정도를 표현하고 있다. 빈곤기간이 1년일 때 12% 포인트 정도의 빈곤탈출확률을 보이고 있으며, 빈곤기간이 2년일 때 약 18% 포인트 정도 빈곤탈출확률을 보이고 있었다. 빈곤기간 3년일 경우 12% 포인트 정도의 빈곤탈출확률을 보이고 있다.

[그림 3] 노동빈민의 영역별 사회적 배제가 빈곤기간에 미치는 영향



둘째로, 노동빈민이 경험하는 영역별 사회적 배제가 노동빈민의 빈곤지속기간에 미치는 영향을 살펴보기 위해 콕스비례위험회귀분석을 사용하여 분석한 결과가 아래 <표 13>과 같다. 전체 두 단계의 영향변수 투입이 일어나 최종모형이 형성되었는데, 그 모형은 -2LL값이 3793.288이었다($\chi^2=222.857$, $p<0.001$). 영향변수로 투입된 변수는 소비영역의 배제와 생산영역의 배제이었다. 이 변수들이 빈곤지속기간에 미치는 영향을 살펴보면, 다른 변수가 영향을 주지 않는다는 1단계에서 소비영역의 배제가 노동빈민에게 일어났을 경우, 빈곤탈출확률이 40.5%정도 감소하는 것으로 나타났고, 소비영역의 배제와 생산영역의 배제가 함께 영향을 주는 모형인 2단계 모형에서는 소비영역의 배제가 일어났을 경우 빈곤탈출확률이 23.7% 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 생산영역의 배제가 일어났을 경우 노동빈민의 빈곤지속기간을 기준으로 한 빈곤탈출확률을 38.2% 정도 감소시키는 것으로 나타났다. 즉, 소비영역의 배제와 생산영역의 배제는 노동빈민의 빈곤지속기간을 연장시키는 경향이 있으며, 빈곤탈출확률을 감소시키는 경향이 있다.

<표 12> 노동빈민의 영역별 사회적 배제가 빈곤지속기간에 미치는 영향

(Cox Regression)

		B(S.E.)	Wald	Exp(B)	-2LL	카이제곱
1단계	소비배제	-0.518(0.044)***	139.845	0.595	4063.439	157.675***
2단계	소비배제	-0.270(0.052)***	26.566	0.763	3973.288	222.857***
	생산배제	-0.482(0.054)***	81.108	0.618		

*** : $p<0.001$

※ 시작 블록 수 0, 초기 Log 우도 함수: -2 Log 우도: 4253.332

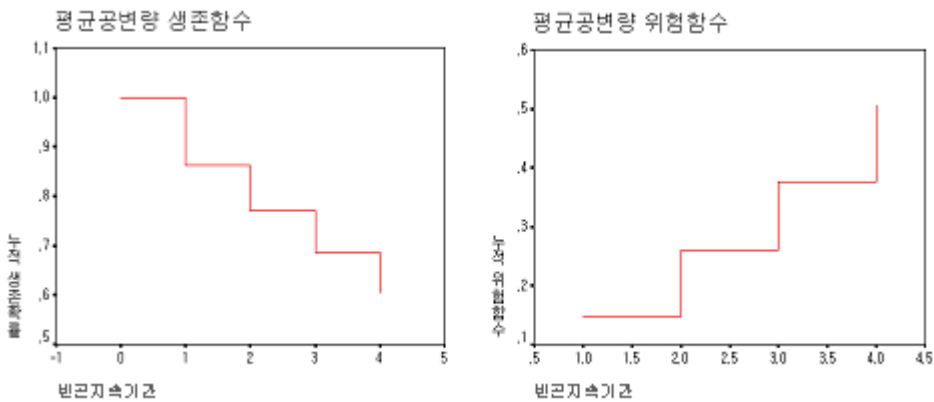
※ 시작 블록 수 1. 방법 = 전진 단계선택 (조건부 우도비)

노동빈민이 경험하는 사회적 배제의 영역이 빈곤지속기간에 미치는 영향을 그래프화하면 아래의 [그림 4]와 같다. 공변량의 평균값을 중심으로 한 생존함수에 의한 생존률 그래프를 살펴보면 노동빈민이 사회적 배제의 영향을 받았을 경우 빈곤을 지속하게 되는 경향은 1년 후에 16% 포인트 정도 감소하는 것으로 나타났고, 2년째와 3년째에는 9% 포인트 정도의 감소를 보여 감소폭이 줄어들었으

며, 마지막 4년째에는 10% 포인트정도 감소를 보이고 있다. 즉, 시간이 지날수록 생존률, 즉 빈곤지속률이 줄어들고 있으며, 그 격차는 1년째가 가장 큰 것으로 보여진다.

다음으로 평균공변량 위험함수 그래프를 살펴보면, 1년 후에 빈곤에서 탈피할 확률, 즉 위험률을 보면 12% 포인트 정도 상승하고 있으며, 2년 후와 3년 후에도 비슷한 추세를 보이고 있다. 이는 사회적 배제가 영향을 미치는 가운데 빈곤지속성에서 탈출할 확률은 연차마다 비슷한 정도를 보이고 있는데, 생존함수에 의한 계측과는 양상이 약간 다른 경향이 있다. 생존률을 기준으로 하였을 경우 사회적 배제의 영향성에 의한 빈곤탈출결과는 1년째에 가장 많은 탈출률을 보이고 있으나, 위험률을 기준으로 했을 경우는 전반적으로 비슷한 탈출률을 보이고 있다. 이를 해석시 주의를 요하는데, 생존함수의 역수가 위험함수가 아닌 것을 고려해야 한다. 생존함수는 영향요인들에 의한 결과로써 생존률을 단순히 파악하는 것이며, 위험함수는 탈출률에 영향을 주는 요인들의 영향성을 파악하는 것이 목적이므로 볼 수 있다. 따라서 공변량들의 영향성을 파악하고자 하는 논의에서 생존율은 결과적 경향을 살펴볼 때 사용하는 것이 낫고, 그 결과의 영향성을 파악하고자 할 때는 위험률을 보는 것이 타당하다. 즉, 노동빈민의 지속기간에 영향을 주는 사회적 배제의 영향성은 지속기간에 따라 변동하는 것이 아니라 지속적인 영향을 지니고 있으며, 그 영향을 받는 노동빈민의 지속기간은 최초 연도에서 가장 많은 탈출이 일어나고 시간에 지남에 따라 감소하는 경향이 있다. 따라서 사회적 배제가 반복될수록 빈곤에 존속하게 되는 기간 또한 장기화되는 것을 알 수 있다.

[그림 4] 노동빈민의 영역별 사회적 배제가 빈곤지속기간에 미치는 영향



V. 결론에 대신하여

1. 지표 구성

빈곤문제를 사회적 배제적 관점에서 보거나 빈곤을 사회적 배제의 한 요소로 파악하는 것은 빈곤을 단선론적으로 이해하는 것이 아닌 포괄적인 차원으로 이해하게 함으로써 빈곤문제를 해결하는데 있어서 현실적이고 이상적인 기반을 형성하는 데 유용하다. 그렇지만 현재 많은 사회적 배제 연구들에서 한계로 지적하고 있는 것은 사회적 배제를 파악하기 위한 지표 구성의 타당성 문제이다. 그 문제와 관련하여 일부에서는 공식적 자료를 가공하여 지표를 형성하게 될 때 사회적 배제 개념이 지니고 있는 전체성과 과정성을 모두 표현하지 못하게 되는 문제가 발생한다고 지적하고 있다. 이를 해결하기 위해 사회적 배제를 실증적으로 검토하기 위해서 지표를 개발하고 이에 따른 거시적 조사가 수행되어야 한다. 그렇지만 이는 현실적으로 대규모 연구작업이기 때문에 많은 연구들에서 현실적 한계를 수용하고 연구를 진행시켜나가는 경우가 대부분이다. 이에 현재 구성된 공식적 자료를 통해서도 한계가 있지만, 결과적으로 사회적 배제의 실재나 그 영향력을 파악하지 못하는 것은 아니라는 주장을 받아들이는 것이 연구의 타당성과 아울러 현실성을 수용하는 데 용이하다(Burchardt et al, 2001). 또한 사회적 배제의 과정적 측면은 공식적 통계자료로 파악하는 것이 불가능하지만 중요한 것은 사회적 배제의 결과가 빈곤과 같은 사회적 문제 현상에 어떤 영향을 주고 있는지는 정태적이고 동학적으로 이해하는 데 불편함이 없다는 사실이다.

그렇지만, 공식적 자료가 지니고 있는 현실적 한계성을 최대한 극복하기 위한 필수적 전제 조건으로 빈곤과 사회적 배제의 개념에 적합한 타당성 있는 지표가 개발되어야 할 것으로 보인다. 이의 해결방법으로써 최근 자기기입식 설문지를 구성하는 것이 지표의 이론적 타당성을 확보하는데 가장 좋은 방법으로 논의되고 있다(Gordon & Townsend, 2000).

2. 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제 경험

본 연구에서 빈곤선으로 상정한 중위소득 60%를 OECD조정치기준으로 살펴보면, 1998년에 40.25만원, 1999년 40.50만원, 2000년 45.00만원, 2001년 45.30만원, 2002년 57.50만원, 2003년 60.00만원으로 추산되었다. 빈곤탈피기준은 1998년 48.30만원, 1999년 48.60만원, 2000년 54.00만원 2001년 54.36만원, 2002년 69.00만원, 2003년 72.00만원으로 나타났다. 1998년부터 2003년까지의 우리나라 빈곤규모를 살펴보면 전체적으로 최저 26.43%(2002년)에서 최대 28.89%(1998년)로 나타났다.

사회적 배제 측면의 상황은 첫째, 전체적으로 노동빈민이 가장 많이 소유배제를 경험하고 있으며, 다음으로 비노동-빈민, 노동비빈민, 비노동-비빈민 등의 순으로 나타났다. 노동빈민은 스스로의 생계유지를 위해 노동활동을 하지만, 자산소유는 하지 못하게 되는 경우가 많다는 것을 알 수 있다. 이

러한 경향 때문에 지속적인 빈곤을 경험하게 될 가능성이 높아질 것을 예상할 수 있다. 따라서 지속적인 빈곤 심화 현상을 근절하기 위해서는 소유배제를 저지하는 것이 필수적이며, 소득보장정책과 노동유인정책에 초점을 두고 있는 현재의 사회복지정책이 소유보장을 위한 과감한 전환이 필요할 것이다. 소유의 보장을 위해서 극복되어야 할 정책적 문제는 우리나라의 경우 국민기초생활보장제도의 수급자 선별기준의 엄격성 문제인데, 이 제도는 소득의 보증을 통해 최저한의 생활을 유지할 수 있도록 하게 하는 특징을 지니고 있다. 따라서 소유자본이 있을 경우 대상자에서 제외되기 때문에 소유자본을 숨기거나 소비하여 빈곤으로 진입하게 한 뒤 지원하는 역설적 형태를 보이고 있다. 또한 최저한의 생활만을 가능케 하여 소유자본이 있을 경우 수급 대상에서 완전 제외되어 모든 사회적 지원을 일시에 포기해야 하는 상황이 벌어지게 됨으로써, 노동을 통해 벌어들인 소득의 저축을 통한 빈곤탈출의 동기를 근원적으로 부정하는 경향이 있다. 따라서 국민기초생활보장제도의 자격요건을 합리적 수준으로 완화하는 것이 필요하고, 부의 소득세와 같은 보편적 사회서비스의 확충을 통해 소유를 축적할 수 있도록 동기부여하는 것이 노동빈민에게 필수적 원조가 될 것이다.

둘째, 사회적 배제의 결과적 양상인 소유영역의 배제보다 참여적 양상으로 볼 수 있는 소비영역의 배제가 상당한 집단 간의 격차를 지속적으로 보이고 있었다. 노동빈민은 비빈곤집단에 비해 소비배제를 많이 경험하고 있으며, 이는 사회적 결속력에 있어 약한 능력을 보이고 있다고 할 수 있다. 이는 노동빈민의 사회적 결속력을 강화시킬 수 있는 정책적 서비스의 필요성을 제기하는 것으로 기본적인 소비활동의 촉진을 위해 소득보장과 아울러 필수품의 소비 시 감세를 통해 지원하는 적극적인 노력이 필요하다. 이는 노동빈민에게 소비자로서 권력을 부여하는 결과를 낳을 수 있을 것이다.

셋째로, 노동빈민 중 42.8%가 1998년에 교육영역의 배제를 경험하고 있었고, 1999년에는 44.1%, 2000년에는 36.8%, 2001년에는 34.5% 등이지만, 2002년에 들어와서 양상이 바뀌어 노동빈민의 43.8%, 2003년에는 48.9% 등이 교육영역의 배제를 경험하고 있었다. 2002년에 들어와서 교육영역 배제경험층이 각 집단마다, 특히 비빈민집단들에서 갑자기 상승하는 경향은 각 코호트(cohort)별 교육수준의 중위수를 기준으로 배제상황을 판단하는 과정에서 각 코호트의 구성원들이 시기별로 이동하면서 생기는 현상으로 2002년에 들어와 전체적인 교육수준이 상승하였기 때문이다. 2002년 이전에 40대이었던 사람들이 2002년에 50대로 옮겨가면서 50대의 교육수준이 전체적으로 상승하였기 때문에 이러한 경향이 나타난다. 이는 사회적 배제의 기본적 속성 중 상대성(relativity)을 반영하는 것으로 사회적 배제를 측정하는데 있어서 시기별로 측정해야 하는 중요성을 나타내는 것으로 이해할 수 있다. 전체적 교육수준이 향상되면 교육영역의 배제층 역시 하락하는 것이 아니라 상대적으로 증가하게 되며, 교육영역의 개선만으로는 빈곤층의 문제를 해결하기 힘들다는 것을 미리 예측하게 한다. 따라서 공교육은 필수적이지만, 이에 따른 노동시장의 불평등은 해소되어야 한다. 특히, 노동수요측과 공급측에서 교환하는 신호체계의 비정상적 작동으로 인한 생산활동의 참여는 저지되어야 한다. 다시 말해 학벌주의나 지역주의 같은 공동체적 기반을 중심으로 노동을 수요하려는 현상을 해소하여야 하고, 이를 위해 공공부문 노동수요를 창출하는 것이 우선적인 방안이 될 수 있고, 나아가서 사회적 노동에 대한 사회적 임금확보를 추구하는 것이 바람직하다.

넷째, 사회적 관계와 참여영역의 배제를 경험하는 정도는 비노동-빈민이 가장 높았고, 다음으로

노동빈민이었으며, 비노동-비빈민과 노동비빈민집단은 낮은 수준을 보이고 있었다. 사회적 관계와 참여영역의 배제는 각 집단 간에 큰 차이를 보이고 있지 않지만, 노동빈민이 비빈민집단에 비해 배제를 많이 경험하는 것으로 나타났다. 타 영역보다 낮은 차이를 보이는 것은 지표구성을 위해 선정된 변수의 한계가 작용하기 때문인 것으로 보여진다. 지표의 한계로 말미암아 사회적 관계와 참여는 다른 배제 영역보다 차이가 없는 것처럼 보여지는데, 이후의 분석에서도 비슷한 양상을 띠고 있다. 그렇다고 해서 그 차이가 의미없거나 빈곤탈출과 진입, 지속성에 영향을 주지 않는 것은 아니다. 이는 간접적 경로의 영향을 주는 것으로 해석될 수 있기 때문에, 후속 연구를 통해 더욱 개념적 타당성을 확보할 수 있는 지표를 형성하는 것이 필요하다. 그리고 사회적 관계와 참여영역의 배제 저지를 위해 지역공동체의 활성화와 정치적 의사결정이 민주적으로 이루어질 수 있도록 하여야 한다. 특히, 정부기관 내의 행정적 체계와 노동활동을 수행하는 노동현장에서 노동빈민들이 스스로의 의사를 표현하고 결정하는데 있어 시민적 기능을 수행할 수 있는 기회보장구조를 만들어야 한다.

마지막으로 빈곤층에서 생산영역의 배제를 경험하는 정도가 비빈곤층에서 경험하는 정도보다 극단적으로 차이가 나고 있었는데, 특이한 것은 노동빈민과 비노동-비빈민의 차이 역시 현격하다는 점이다. 노동빈민은 근로활동을 통해 소득을 얻게 되는 것이 대부분이고 비노동-비빈민은 근로활동을 하지 않는 경우가 다수임에도 불구하고, 생산에의 기여를 근로소득을 기준으로 삼았을 경우 그 결과치는 노동빈민이 더욱 낮은 정도를 보이고 있었다. 일하는 노동빈민이 일하지 않는 비노동-비빈민보다 생산영역에서도 더욱 많은 배제를 경험하고 있다는 것은 배제과정의 요소를 산업하지 않은 이유에서 발생할 수도 있는 결과일 수 있지만, 실제적으로 노동빈민의 일에 대한 가치가 현실적으로 제대로 평가받지 못하거나 불평등한 가치평가의 결과로 말미암아 이러한 격차를 보일 수도 있다. 즉, 노동빈민에게 어떤 일을 제공해야 하는가가 불평등을 해소하는 데에 중요한 질문이라는 논의들의 실증적 근거가 되는 분석결과이다. 따라서 이의 해결을 위해서는 앞서 논의하였던 공공부문의 질적 고용창출과 사회적 노동의 사회적 임금 보장체계의 확립이 필요하다.

3. 노동빈민의 빈곤경험에 사회적 배제가 미치는 영향

1998년에서 2003년까지 반복적이든 비반복적이든, 간헐적이든 연속적이든 상관없이 빈곤을 경험한 연수를 빈곤기간(period of poverty)이라고 정의하고 살펴보았을 때, 한 번도 빈곤하지 않았던 사람이 45.4%이었고, 1번 빈곤을 경험한 사람은 16.5%, 2회는 10.9%, 3회는 7.6%, 4회는 5.6%, 5회는 5.5%, 전체기간 동안 빈곤을 장기적으로 지속하고 있는 사람은 8.3%이었다. 이의 평균치를 살펴보면 1.61(표준편차 1.99)년이었으며, 좌우절단점에 있는 개체를 제외하고 나면 1.63(표준편차 0.85)년으로 나타났다. 1998년에 빈곤하지 않다가 1999년 이후부터 빈곤을 경험하기 시작한 해부터 탈출한 해까지의 연속기간을 계측한 빈곤지속기간(spells of poverty)을 살펴보면, 1년 후에 탈출하고 있는 사람은 전체의 22.8%이었고, 2년 후는 10.1%, 3년 후는 6.0%, 4년 후는 4.2%, 5년 후는 3.1%로 나타났다. 평균 1.45(표준편차 0.77)년을 보이고 있었으며 이는 빈곤지속기간이 단기적이라는 기존의 연구들과 유사한 경향이 있다.

사회적 배제의 경험을 살펴보았을 때, 전체적으로 특이한 것은 6년 모두 경험한 가구의 비중이 다른 횟수에 비해 크게 차이가 나지 않는다는 점이다(사회적 관계와 참여영역의 배제 경우는 제외). 특히, 교육영역배제의 경우 6회 모두 배제를 경험하고 있는 층이 21.5%를 차지하고 있고, 배제를 경험한 가구의 절반 가까이 되는 것을 볼 때, 교육배제는 고정적인 경향이 강하다고 할 것이다. 노동빈민이 경험하는 사회적 배제는 전체 대상보다 더 많은 사회적 배제를 더욱 오래 경험하고 있는 것으로 나타났다.

빈곤의 시간성에 기준하여 빈곤하던 사례가 어느 정도 빈곤을 탈출하는지를 개관하기 위해 생명표분석(Life-Table Analysis)을 사용하여 살펴보았으며, 이러한 시간성에 기초한 빈곤탈출정도가 사회적 배제의 영향을 받았을 때 어떤 결과를 나타내는지를 콕스비례위험모델을 적용한 콕스회귀분석을 사용하여 살펴보았다. 빈곤의 시간성은 전체 관찰기간 중 빈곤을 경험한 전체 기간인 '빈곤기간(period of poverty)'과 빈곤을 경험하기 시작한 최초 연도부터 지속적으로 경험한 '빈곤지속기간(spells of poverty)'을 같이 고려하였다.

1998년에서 2003년까지의 관찰기간 중 한 번이라도 노동빈민이었던 사례 전체는 1,077사례이었으며 이의 빈곤경험기간을 생명표분석에 의해 분석한 결과는 전체 빈민 중 노동빈민은 빈곤탈출에 있어서 상대적으로 높은 확률을 지니고 있음을 알 수 있다. 즉, 노동빈민은 타 빈곤집단보다 더욱 빨리 빈곤에서 탈출하는 것으로 나타났다. 노동빈민에 포함된 적이 있는 1,077사례 중 장기존속하고 있는 사람들은 전체의 59.2%이었다. 전체 빈민의 경우 64.9%보다 5.7% 낮은 비중을 보이고 있어 상대적으로 노동빈민이 전체 빈민의 경우보다 빈곤에 장기존속하는 경우는 줄어든다고 볼 수 있지만 현격한 차이는 아니다. 노동빈민의 경우에서도 단기간 내에 빈곤을 탈출하는 경우보다 그렇지 않은 경우가 더 많이 있다고 볼 때, 현재 노동을 통한 소득 보전 및 빈곤탈출은 성공적이지 않다고 볼 수 있다.

노동빈민의 빈곤지속기간 중 빈곤탈출율을 분석하기 위해 생명표분석을 실시한 결과, 전반적으로 지속기간이 짧았으며 최종누적생존확률이 57.4%로 나타나 63.5%이었던 전체빈민보다 6.1% 낮은 정도를 나타내었다. 이는 노동빈민이 전체빈민의 경우보다 더 높은 탈출율을 보이고 있는 것으로 나타나 노동을 통한 소득이 빈곤탈출에 영향을 주는 것으로 이해할 수도 있지만, 주목할 것은 57.4%가 장기빈곤을 경험하고 있다는 것이다. 즉 우리나라의 빈민은 노동을 통한 소득이 있거나 그렇지 않거나 상관없이 장기빈곤과 회전문효과에 노출되어 있는 것을 의미한다.

시간적 요소를 고려한 상태에서 사회적 배제가 빈곤경험에 미치는 영향을 콕스비례위험회귀모델을 통해 분석한 결과는 소비영역의 배제와 생산영역의 배제는 노동빈민의 빈곤기간과 빈곤지속기간을 연장시키는 경향이 있으며 즉, 빈곤탈출확률을 감소시키는 경향이 있는 것으로 나타났다.

따라서 사회적 배제의 저지는 노동빈민으로 빈곤에서 탈출하게 하고 진입을 막는데 주요한 전제조건이 됨을 알 수 있다. 특히, 생산배제와 소유배제, 소비배제의 경우 우선적으로 해결해야 할 사안이며, 교육배제와 사회적 관계와 참여배제의 경우 다른 영역배제를 해결하는 데 있어서 배경적 요소로 작용할 수 있어 이 또한 저지되고 해결되어야 한다. 각 영역의 배제는 각각의 독립적 역할을 하기도 하지만, 각각 공변적 관계와 경로영향적 관계를 지니고 있을 것으로 보여진다. 또한 사회적 배

제의 저지를 위한 해결방안의 모색 역시 각 영역의 차원에서 해결방안을 독립적으로 모색하는 것도 필요하고 각 영역 간의 공변성을 고려한 방안을 모색하는 것도 필요하다. 그러므로, 사회적 배제의 해결은 노동빈민의 빈곤문제의 해결에 주요한 전제조건이 되며, 각 영역별 대안을 모색하는 것보다, 노동빈민정책을 구성할 때 상정될 수 있는 목적과 목표를 기준으로 방안을 모색하는 것이 효과적일 수 있다.

참고문헌

- 강병구(2003). “근로빈곤계층의 직업능력에 따른 탈빈곤 요인 분석”. 《보건복지포럼》 통권 제77호, 3월. 한국보건사회연구원. www.kihasa.re.kr
- 김교성(2002). “소득이전의 빈곤완화 및 빈곤이행 효과에 관한 연구”. 《한국사회복지학》 (48). 한국사회복지학회. pp.113~146.
- 노대명(2003). “근로빈곤계층과 자활지원정책의 과제”. 《보건복지포럼》 통권 제77호, 3월. 한국보건사회연구원. www.kihasa.re.kr
- 박능후 외 5인(2003). 《탈빈곤정책 현황과 발전방안 연구-소득보장정책을 중심으로-》. 한국보건사회연구원. 연구보고서 2003-11.
- 보건사회연구원(2004). “신빈곤의 현황과 대책에 대한 좌담회”. 《보건복지포럼》 통권 제89호. pp. 4~36.
- 송호근(2002). 빈곤노동계층의 노동시장구조와 정책. 《韓國社會學》. 36(1). 한국사회학회. pp.23~50.
- 이태진(2003). “근로빈곤계층의 빈곤요인분석”. 《보건복지포럼》 통권 제77호, 3월. 한국보건사회연구원. www.kihasa.re.kr
- 임세희(2004). “빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로”. 서울대학교 석사학위논문.
- 최저임금심의위원회(2003). 《저임금근로자들과 노동빈민층에 대한 비교분석-EU국가 및 노르웨이 등 16개국을 중심으로》. 노동부. www.molab.go.kr
- 한국보건사회연구원(2002). 《2002년 저소득층 자활사업 실태조사》. 한국보건사회연구원.
- 홍경준(2003). “근로빈곤계층의 사회보장 적용실태와 사각지대 개선방안”. 《보건복지포럼》 통권 제77호, 3월. 한국보건사회연구원. www.kihasa.re.kr
- Alber, J. & T. Fahey(2004). *Perceptions of living conditions in an enlarged Europe - Quality of Life in Europe*. European Foundation for the Improvement of Living and Working conditions.
- Atkinson, A. & J. Hills.(eds).(1998). *Exclusion, Employment and Opportunity*. CASEpaper. CAS E/4 January.
- Barry(2002). “Social Exclusion, Social Isolation, and Income Distribution”. in Hills, Le Grand & Piachaud(eds). *Understanding Social Exclusion*. Oxford. pp.11~29.
- Blank, R. and R. Haskins(eds).(2001). *The New World of Welfare*. The Brookings Institution.

- Bowling, C.(2000). *THE WORKING POOR: NEGOTIATING LIFE*. University of Illinois at Urbana-Champaign. Dissertation of Ph.D.
- Burchardt, T., Le Grand, J. & D. Piachaud.(2001). “Degree of Exclusion: Developing a Dynamic, Multi-Dimensional Measure”. in Hills, J., Le Grand, J. & D. Piachaud (eds.) *Understanding Social Exclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Burchardt, T.(2000). “Social exclusion: concepts and evidence”. in Gordon & Townsend(eds). *Breadline Europe*. The Policy Press. pp.385~405.
- Clasen, T., Gould, A., & J. Vincent.(1997). *Long term Unemployment and the Threat of Social Exclusion: A Cross-national Analysis of the Position of Long-Term Unemployed People in Germany, Sweden and Britain*. Bristol: The Policy Press.
- Craig, G.(2004). “Citizenship, Exclusion and Older People”. *Journal of Social Policy*. 33(1). Cambridge University Press. pp.95~114.
- DEMOS.(1997). *The Wealth and Poverty of Networks: Takling Social Exclusion*. London: DEMOS.
- Edward, P. & J. Flatley(eds).(1991). *The Capital Divided: Mapping Poverty and Social Exclusion in London*. London: London Research Center.
- Eurostat.(2000). *European Social Statistics: Income, Poverty and Social Exclusion*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Evans, R.(1998). *Housing Plus and Urban Regeneration: What Works, How, Why and Where?* Liverpool: European Institute for Urban Affair, Liverpool John Moores University.
- Giddens, A.(2002). *Where Now For New Labour*. 신광영 옮김. 2002. 《노동의 미래》. 서울: 을유문화사.
- Gordon, D. & P. Townsend.(eds)(2000). *Breadline Europe-The measurement of poverty*. The Policy Press.
- Gore, C. & J. Figueiredo(eds).(1997). *Social Exclusion and Anti-Poverty Policy: A Debate*. Geneva: ILO.
- Howarth, C., Kenway, P., Palmer, G. & C. Street.(1998). *Monotoring Poverty and Social Exclusion: Labour's Inheritance*. York: York Publishing Services.
- Jenkins, S. & J. Rigg.(2002). “Routes Into and Out of Poverty in Britain”. *THE DYNAMICS OF POVERTY: SOCIAL OMNIBUS OR UNDERCLASS WAGON?* Conference Central European University. May 24~25.
- Katz, M. B.(1986). *In the Shadow of the Poorhouse: A Social History of Welfare in America*. N

Y: Basic Books.

Levitan, S., Gallo, F. & I. Shapiro.(1993). *Working but Poor*. Baltimore: The Johns Hopkins University Press.

Levitas, R.(2000). "What is social exclusion?" in Gordon & Townsend(eds). *Breadline Europe*. The Policy Press. pp.357~383.

OECD.(1996). *Employment Outlook*. Paris: OECD.

Robinson, P. & C. Oppenheim.(1998). *Social Exclusion Indicators: A Submission to the Social Exclusion Unit*. IPPR mimeo.

Room, G.(1995). *Beyond the Threshold: The measurement and analysis of social exclusion*, Bristol: The Policy Press.

Social Exclusion Units.(1998). *Rough Sleeping*. London: The Stationery Office.

Social Exclusion Units.(1999). *Teenage Pregnancy*. London: The Stationery Office.

Social Exclusion Units.(2001). *Preventing Social Exclusion: Report by the Social Exclusion Unit*. London: The Stationery Office.

Stewart, K.(2002). *Measuring Well-Being and Exclusion in Europe's Regions*. Centre for Analysis of Social Exclusion(CASE). London School of Economics. CASEpaper 53.

