

근로빈곤층의 동태적 분석 및 탈출요인

김 재 호*

최근 신자유주의와 세계화의 확산으로 기업간 무한경쟁과 노동시장의 유연성이 점차 강조되고 있으며 그에 따라 기업의 구조조정이 상시화되고 정규직에서 비정규직으로의 이전이 점차 늘어가고 있다. 하지만 구조조정과 비정규직은 고용의 안전성을 약화시키고 그에 따른 가계의 경제를 위태롭게 한다. 따라서 이러한 사회적 환경으로 최근에 근로빈곤과 관련된 연구들이 늘어나고 있다. 근로빈곤이란 일을 하고 있는 데도 빈곤상태에 있는 것을 의미하며 문제는 이렇게 일을 하는 데도 빈곤에 처한 사람들의 수가 점차 증가하고 있다는 것이다. 이런 근로빈곤의 수가 점차 늘어가는 것은 다분히 우리나라에만 적용되는 것은 아니며 이는 세계적인 추세이다. 따라서 본 논문에서는 자영주들의 소득은 낮게 보고한다는 전제하에 임금근로자의 소득과 소비의 관계를 이용하여 자영주의 소득을 추정한다. 추정된 소득과 보고된 소득을 이용하여 절대적기준의 근로빈곤율의 추이를 살펴보고 근로빈곤의 결정요인을 살펴보기 위해 근로비빈곤/근로빈곤과 근로빈곤/비근로빈곤의 이변량모형을 통해 빈곤과 근로의 결정요인들을 살펴본다. 특히 종사상의 지위, 근로소득유무, 사회보험수혜여부 그리고 직업교육경험여부의 근로빈곤에 미치는 효과를 살펴본다. 빈곤에 처한 가구가 빈곤으로 벗어나기 위한 동태적 분석을 위한 빈곤이행률을 종속변수로 하는 이산시간분석을 통해 빈곤탈출에 미치는 다양한 요인들을 살펴본다.

1. 서론

최근 신자유주의와 세계화의 확산으로 기업간 무한경쟁과 노동시장의 유연성이 점차 강조되고 있으며 그에 따라 기업의 구조조정이 상시화되고 정규직에서 비정규직으로의 이전이 점차 늘어가고 있다. 하지만 구조조정과 비정규직의 확대는 고용의 안전성을 약화시키고 그에 따른 가계경제를 위태롭게 한다. 따라서 이러한 사회적 환경으로 최근에 근로빈곤과 관련된 연구들이 늘어나고 있다. 근로빈곤이란 일을 하고 있는 데도 빈곤상태에 있는 것을 의미하며 문제는 이렇게 일을 하는 데도 빈곤에 처한 사람들의 수가 점차 늘어가고 있다는 점이다. 이런 근로빈곤의 수가 점차 늘어가는 것은 다분히 우리나라에만 국한되는 것은 아니며 이는 세계적인 추세이다.

1970년대 중반이후 유럽각국에서 ‘일하는 데도 불구하고 가난한 사람들’로 구분되는 새로운 형태의 빈곤이 등장하기 시작했다. 이들은 복지급여를 받을 수 있는 필요조건을 충족할 수 없었기 때문에 기존의 정규직 노동자를 중심으로 한 사회보험방식의 빈곤대책은 이들에게 실효성이 없었다. 따라서 유럽의 ‘근로빈곤층’은 1970, 80년

* 성균관대학교 경제학과 박사과정

대를 거치면서 확대되었으며 이는 신자유주의를 기반으로 한 노동시장의 유연화, 고용의 불안정, 복지제도의 전반적인 후퇴, 경제적 산업구조의 재편, 소득보장제도의 동요 등의 요인들이 복합적으로 작용한 것으로 볼 수 있다(김영란 2004). 특히 신자유주의에 따른 노동시장의 유연화는 노동시장전반에서 이루어지고 있다. 미숙련노동자부터 대기업의 화이트칼라까지 고용의 안정성이 낮아지면서 경제적 안정성이 낮아지고 있는 것이다. 노동시장의 유연화와 생산시장의 변화는 ‘고용없는 성장’을 가져오면서 좋은 일자리를 찾기가 더욱 어려워져 결국 이들은 자력으로 빈곤을 탈출할 가능성이 점차 낮아지고 있다(홍경준 2004). 더욱이 노동시장에서 일자리를 구하지 못한 저숙련노동자나 졸업이후 취업을 하지 못한 장기실업자의 경우 자영업선택이 늘어가고 있다.

우리나라의 경우, 그동안 높은 경제성장으로 빈곤문제를 일부분 해결해 왔다고 볼 수 있다. 하지만 1997년 외환위기 이후 한국의 공식적인 빈곤율은 지속적으로 낮아짐에도 불구하고 빈곤인구는 급속히 증가하고 있다. 특히, 외환위기 이전에는 근로능력이 없는 전통적인 빈곤층이 관심의 대상이었지만 외환위기이후 근로능력이 있는 빈곤층이 증가하면서 이들에 대한 관심이 점차 높아지고 있다. 근로빈곤층의 규모는 빈곤율의 하락과는 무관하게 정체내지는 증가하고 있는 실정이다(홍경준 2004). 더구나 외환위기 이후 노동시장의 유연성이 증가하고 경기불황이 지속되면서 근로빈곤의 문제가 사회적 이슈로 대두되었으며 최근의 미국발 서브프라임모기지 사태와 금융대란으로 인한 세계경제의 성장둔화는 향후 근로빈곤자들의 빈곤문제가 더욱 심각해질 것이다.

하지만 아직까지 일반적인 빈곤층에 대한 연구에 비해, 아직까지 근로빈곤에 초점을 둔 연구는 초기 단계에 머물러 있는 상황이다. 빈곤에 대한 연구는 가구주의 취업여부나 고용특성들이 빈곤에 영향을 준다는 것을 보여주고 있다. 하지만, 근로빈곤층은 자체로 연구의 초점이 되기보다는 일반적인 빈곤의 한 부분으로만 언급되고 있다(홍경준 2005b). 더구나 김안나(2007)에 따르면 근로빈곤에 대한 상이한 정의를 사용하고 있어 정확한 실태 및 결정요인에 대한 분석결과를 제시하기에는 미흡한 면을 보여주고 있다.

근로빈곤은 근로(working)와 빈곤(poverty)의 합성어로 두 개념의 결합에 의해 나타나는 현상으로 연구자에 따른 근로빈곤의 정의가 차이가 난다. 따라서 이러한 빈곤개념의 차이에 따라 근로빈곤의 연구에 대한 접근방법의 차이가 발생한다. 김안나(2007)는 근로와 빈곤을 각각 광의와 협의로 구분하여 이들을 조합하면 다음의 4가지 이념형적인 정의를 제시했다.

노대명·최승아(2004)와 이태진 외(2004)는 근로빈곤의 정의를 <표1>에서 보듯이 (2) 또는 (4)의 정의를 채택하여 ‘근로능력을 가진 빈곤가구 구성원(workable poor)’로 정의하면서 근로빈곤층에 대한 개념확대를 강조했다. 금재호(2003, 2006), 박능후 외(2003), 정진호 외(2005)는 현행 공공부조의 선별기준을 기초로 근로빈곤층을 파악하여 (1) 또는 (3)의 정의를 사용하여 ‘가구원중 1명 이상의 취업자가 있고 가구소득이 빈

곤선 이하인 인구가구'으로 정의했다. 김안나(2007)는 정의 (3)을 적용하여 '가구당 최소 1인이상의 취업자가 존재하고 가구소득이 중위소득의 60%이하에 속하는 이들의 가구'으로 정의했다. 기존연구에서 가장 많이 채택하고 있는 정의는 근로차원에서는 근로능력보유 여부로 해석하고, 빈곤차원에서는 절대적 빈곤선 곧 최저생계비 이하로 협의로 파악하는 것이다. 일반적인 근로빈곤층에 대한 정의로 '현재고용되어 있음에도 불구하고 빈곤선 이하의 생활을 유지하고 있는 계층, 즉 취업빈곤층'을 의미한다. 홍경준(2005a)은 '빈곤한 사람들 중 조사시점에서 지난 6개월 이내에 노동시장에서 일하였거나 현재 고용되어 있거나 혹은 구직활동을 한 경험이 있는 사람'으로 좀더 광범위하게 정의했으며 광범위한 개념정의의 이유는 근로능력이 있으면서 일할 의사가 있는 사람들을 포괄할 수 있고, 비정규직 임금노동자, 영세자영업자 등 다양한 경제활동에 종사하고 있는 이들을 포괄 할 수 있으며, 고용상태가 불안정한 근로 빈곤층의 특성을 보다 잘 반영할 수 있기 때문이다.

〈표 1〉 근로빈곤의 정의

구분	정의
(1) 협의의 근로 +협의의 빈곤	근로차원에서는 대상 개인/가구의 취업여부를 기준으로 하고, 빈곤차원에서는 기초생활보호수급자나 최저생계비 이하의 가구 등의 절대적 빈곤선 채택
(2) 광의의 근로 +협의의 빈곤	근로차원에서는 근로하고 있거나 경제활동 참여의사가 있는 근로능력을 가지고 있는 자 이고 빈곤 차원에서는 절대적 빈곤 개념을 채택
(3) 협의의 근로 +광의의 빈곤	취업여부 등을 기준으로 근로개념을 적용하되, 중위소득의 특정비율 이하 등의 상대적 빈곤선 적용을 통해 보다 광의의 빈곤층을 파악
(4) 광의의 근로 +광의의 빈곤	상대적 빈곤선을 적용하여 보다 광의의 빈곤층을 파악함과 동시에 이들의 경제활동 가능성을 최대한 고려한 「근로능력이 있는 자」 등으로 광범위하게 적용

II. 선행연구

홍경준(2005a)에 따르면 절대빈곤선을 기준으로 개인단위로 측정할 때 근로빈곤층의 비율은 뚜렷한 감소추세를 보이는 반면, 상대적 빈곤선을 기준으로 가구 단위로 측정할 때는 그렇지 않았다. 근로빈곤층은 일반적인 근로층과 달리 남성의 비중이 약간 많고, 30~60세까지의 사람들이 절반 이상을 차지하며, 중졸이하의 학력을 가진 사람들이 절반 가까이 되는 것으로 조사되었다. 전반적으로 근로시간의 감소가 빈곤에 처할 위험을 증가시킨다는 사실과 더불어, 일을 더 하고 싶어도 개인의 건강상태나 가구의 여건 또는 노동시장내의 열악한 지위로 인해 일을 할 수 없거나 덜

하도록 강제 된다는 점 역시 지적하고 있다.

금재호(2006)의 한국노동패널을 기초로 한 연구에 따르면 빈곤가구의 절반 이상이 근로빈곤가구이며, 취업자가 있는 가구의 상당수가 빈곤상태에 놓여 있으나 빈곤의 진입과 이탈이 매우 활발하고 취업자가 없는 가구에 비해 빈곤에 빠질 위험성이 낮으며, 빈곤에 빠지더라도 곧장 벗어날 확률이 높다는 것을 제시했으며, 가구주의 연령이 높거나 저학력, 자영업가구일 경우, 그리고 불안정 고용시 근로빈곤의 위험이 높게 나타나 근로빈곤층의 인적 자본(human capital)이 상대적으로 열악함을 지적했다.

III. 연구방법 및 기술통계

1. 근로빈곤의 결정요인의 분석방법

기존의 연구에서는 근로빈곤을 논의하면서 근로의 범위를 임금근로자로 제한을 두는 경우가 많았다. 설사 고용주/자영업자¹⁾(이하 자영주로 호칭)를 대상으로 하더라도 응답자가 보고한 소득을 그대로 사용하는 경우가 대부분이다. 하지만 자영주는 소득을 하향보고를 한다는 것은 기존의 연구에서도 밝혀진 사실이다. 따라서 본 논문에서는 먼저 임금근로자의 소득과 소비 그리고 가구의 특성을 이용하여 자영주의 소득추정을 우선 시행한다. 그 다음으로 이 추정된 소득과 보고된 소득을 이용하여 빈곤율을 비교해본다. 빈곤율의 기준은 최저생계비를 기준으로 하는 절대적 빈곤기준을 따라 빈곤가구와 비빈곤가구로 구분한다.

빈곤가구와 비빈곤가구가 구분과 함께 경제활동상태를 종사상지위에 따라 미취업자와 취업자로 나누어 가구주가 취업을 하고 있으나 절대적 빈곤에 처한 가구를 근로빈곤가구로 정의한다. 분석의 편의를 위해 근로빈곤가구 뿐만 아니라 가구주가 근로를 하지만 빈곤하지 않은 근로비빈곤가구 그리고 가구주가 근로를 하지 않으면서 빈곤에 처해 있는 비근로빈곤가구로 구분한다. 가구에 대한 범주화가 이루어지면 다양한 가구의 특성들이 근로빈곤의 결정에 어떤 영향을 주고 있는지 이항로짓분석(binary logit analysis)을 이용하여 살펴본다.

기존의 전체인구가구를 근로빈곤가구/기타 가구로 구분한 후, 로짓(logit)분석을 통해 연려 변수들이 근로빈곤가구에 속할 확률에 미치는 영향에 대한 분석은 근로비빈곤, 비근로빈곤 및 비근로-비빈곤 등 다양한 인구가구를 하나의 비교가구로 통합함으로써 인해 분석결과의 해석에서 문제가 야기 될 수 있다는 지적이 있다. 하지만 이들을 범주형으로 구분하여 다변량로짓(multinomial logit analysis)하게 되는 경우

1) KLIPS는 고용주와 자영업자를 묶어서 분류하고 있다. 또한 이들은 소득을 스스로 보고한다는 의미에서 구분의 의미가 없다고 판단되어 앞으로 이 둘을 묶어 일반적으로 부르는 자영주로 호칭 하겠다.

가구간의 특성의 차이에 따라 사용될 수 있는 독립원인들이 다양하기 하기 때문에 분석대상가구와 비교가구 간의 유의미한 비교를 위해서는 비교의 목적에 따라 비교가구의 특성을 단일화해야 할 필요성이 존재(Long 1997). 따라서 본 논문에서는 전체인구를 취업여부와 빈곤상태에 따라 근로빈곤가구/근로비빈곤가구와 비근로빈곤/근로빈곤으로 나누어 다양한 사회적, 생물학적, 경제적 변수가 근로빈곤에 빠질 확률에 대해 분석한다.

이항로지분석(binary logit analysis)은 여러변수들이 근로빈곤가구에 속할 확률에 미치는 영향을 분석한다. 그런데 근로빈곤가구/근로비빈곤가구의 경우, 근로차원은 이미 결정되어 있으며 이들 중 빈곤한 자와 빈곤하지 않은 자를 비교하는 방식으로 분석이 이루어지기 때문에 분석결과는 빈곤의 요인에 대한 해석으로 제한 될 수 밖에 없다. 특히 종사상의 지위는 임시직과 일용직²⁾을 하나의 범주로 묶어 살펴보고 이와 함께 자영주를 포함하여 종사상의 지위가 빈곤에 미치는 영향 그리고 고용보험을 비롯한 사회보험의 수급여부가 그리고 직업교육경험여부가 빈곤결정에 미치는 요인들을 살펴볼 것이다. 그 다음으로 비근로빈곤/근로빈곤은 빈곤에 처한 사람들 중에 근로와 비근로의 차이를 살펴본다.

근로빈곤결정요인의 분석과 함께 빈곤과 근로빈곤가구가 빈곤상태로부터 탈출할 수 있는 요인들을 살펴보기 위해 빈곤이행율(transition rate)을 Kaplan-Meier hazard function을 이용하여 도출하여 빈곤가구와 근로빈곤가구의 빈곤이행율을 비교해 본다. 이러한 빈곤의 탈출과 관련된 결정요인을 찾기위해 빈곤이행율을 종속변수로 하는 이산시간분석(discret-time hazard analysis)을 시행한다. 이산시간분석의 대상은 빈곤가구와 근로빈곤가구만을 대상으로 하며, 이산시간분석을 통해 빈곤가구와 근로빈곤가구가 빈곤으로부터 탈출할 수 있는 요인을 찾아내고 이를 정책적으로 사용할 수 있도록 정책적 제안을 제시한다.

2. 자료와 기술통계

한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)은 1998년 1차를 시작으로 하여 2007년 10차까지 무려 10년간 매년 개인 및 가구의 경제활동을 관찰하여 포함하고 있다. 하지만 소비와 소득에 대해서는 전년도와 같은 질문하기 때문에 전년도와 가구특성과 올해의 소득과 소비를 연결해서 사용해야 한다. 따라서 본 논문에서는 편의상 년도를 단위로 설명하겠다. 본 논문에서는 주 연구대상이 근로빈곤이기 때문에 가구주의 연령을 경제활동인구에 해당하는 25세이상 60이하로 정하였다. 1998년부터 2006년까지의 가구의 특성을 간단히 살펴보면 가구주의 성은 주로 남자가 월등히 많았으며 연령은 평균적으로 43세를 유지하고 있다. 가구주의 학력은 1998년보다 2006년에 더 높아지고 있으나 배우자가 없는 가구도 점차 늘어나고 있

²⁾ KLIPS에서 임시직과 일용직도 구분을 하기도 하지만 하나로 묶여있는 경우가 많다 따라서 본 논문에서는 이 둘을 합쳐 임시직이라고 부르겠다.

다. 주택의 점유형태는 거의 변화가 없으며 거주지는 도시가 늘어나다 점차 줄어들고 있다. 사회보험수급가구의 비율도 점차 늘어나고 있으나 가구원수는 점차 줄고 있다. 총소득, 근로소득 그리고 총생활비는 꾸준히 증가하는 추세를 보여주고 있다.

〈표 2〉 사용변수 및 기술통계(가구기준)

변수		1998년 (1차)	1999년 (2차)	2000년 (3차)	2001년 (4차)	2002년 (5차)	2003년 (6차)	2004년 (7차)	2005년 (8차)	2006 (9차)
가구주성	dhsex	0.894	0.896	0.905	0.902	0.895	0.870	0.874	0.860	0.862
가구주연령	hage	43.0	43.1	43.3	43.1	42.9	42.6	42.5	42.5	43.4
가구주학력	dhedu	0.694	0.697	0.704	0.717	0.744	0.771	0.790	0.803	0.803
배우자유무	dspouse	0.833	0.827	0.824	0.826	0.822	0.789	0.772	0.750	0.748
주거형태	house	1.637	1.640	1.650	1.642	1.640	1.689	1.702	1.700	1.704
지역	dreg	0.578	0.576	0.562	0.560	0.555	0.540	0.525	0.522	0.514
사회보험수급 여부	dps	0.031	0.031	0.028	0.043	0.048	0.056	0.070	0.102	0.162
직업교육경험 여부	dtrain	0.109	0.028	-	0.091	0.081	0.080	0.086	0.097	0.125
가구원수	m	3.7	3.8	3.7	3.7	3.6	3.5	3.4	3.3	3.3
총소득	inc	2,110	2,211	2,376	2,866	3,048	3,203	3,330	3,509	3,507
근로소득	inc_e	1,896	2,054	2,246	2,622	2,805	3,042	3,129	3,284	3,406
총생활비	cost	1,308	1,404	1,527	1,773	1,945	2,102	2,158	2,244	2,367
대상	N	3,474	3,152	2,933	3,091	3,142	3,444	3,654	3,714	3,726

IV. 분석

1. 자영주의 소득추정

근로빈곤가구를 추출하기 위해서는 소득과 경제활동여부를 알아야 하는데 고용주와 자영업자의 경우 소득과악과 관련된 정보의 비대칭성문제(asymmetric information problem)가 존재한다. 임금근로자의 경우 근로소득세가 원천징수되어 투명하게 노출되지만 자영주의 소득은 개인별로 소득을 보고하기 때문에 실제소득보다 과소보고가 이루어질 가능성이 높다. 이는 세원누출과 함께 임금근로자와의 조세형평성면에도 심각한 문제도 지적되고 있다. 이러한 자영업자의 소득추정방법으로는 소득-소비지출방법이 주로 사용되고 있다.

Pissarides and Weber(1989)는 근로소득자에 비해 자영업자가 소득을 축소 보고하는 경향이 있으나 동일 소득수준의 근로소득자나 자영업자의 소비지출은 유사하다는 가정하에, 자영업자가 보고한 소득대신에 소비의 관계에서 추정된 소득을 이용하여 영국의 지하경제 규모를 측정했다. 측정결과 자영업자의 실제소득은 보고금액의 1.55(추정구간의 중간값)에 달했다. 유일호(1995)는 Pissarides and Weber(1989)의 방법론인 소비지출을 이용한 소득추계방식을 한국 데이터에 적용하여 사업소득의 탈루 규모에서 유사한 결과(1994년 1.52배)를 얻었다. 이철인(1998)은 기존의 횡단면분석연구들이 근로소득자와 자영업자들의 소비행태에 차이가 없다는 가정하에 근로소득자의 소비지출행태방정식을 이용하여 자영업자들의 소득을 추정하였다. 또한 대부분의 연구들이 두 가구간의 소비행태에 차이가 없다는 가정에 대한 신중한 검증없이 이루어져 왔음을 지적하고 이를 검증하기 위해 동태모형을 제시하고 한국의 대우패널 데이터를 이용하여 분석한 결과 실제로 두 가구간의 소비행태에 차이가 없음을 보고했다. 김봉근 외(2008)은 2000년에서 2005년까지 6년간의 노동패널에 엔겔곡선 추정방법론을 적용하여 우리나라 자영업자의 소득축소보고 경향을 추정했다. 김봉근 외(2008)는 평균적으로 자영업자의 항상소득이 보고소득의 약 1.5배에 해당한다고 추정했다. 또한 고정효과 모형을 통해 자영업자의 축소보고경향이 자영자의 개인적인 특성이 아니라 직종의 특성에서 비롯된다는 것을 확인했다.

본 논문에서는 앞에서 살펴본 가구의 특성과 관련된 기술 통계량과 이철인(1998)의 소득추정방법을 이용하여 자영주의 소득을 추정한다. 먼저 이철인(1998)의 소득과 가구특성이 생활비에 미치는 영향을 모형화 하면 식(1)과 같다.

$$\log c_{it} = a_i + b_1 age_{it} + b_2 D_{2it} + b_3 D_{3it} + b_4 \log y_{it} + b_5 \log m_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{식(1)}$$

c_{it} 는 가구소비, age_{it} 는 가구주연령, D_{2it} , D_{3it} 는 자가를 기준으로 하는 전세와 월세의 더미변수, y_{it} 는 가구소득, m_{it} 는 가구원수이다. 식(1)을 OLS로 추정한 후 소득변수에 관하여 정리하면 다음과 같은 소득의 추정치를 얻게 된다³⁾,

$$\widehat{\log y_{it}} = \frac{1}{b_4} [\log c_{it} - (\hat{a}_i + \hat{b}_1 age_{it} + \hat{b}_2 D_{2it} + \hat{b}_3 D_{3it} + \hat{b}_5 \log m_{it})] \quad \text{식(1-1)}$$

이를 통해 1998년(1차)부터 2006년(10차)의 자료를 이용하여 추정된 자영주의 소득을 추정함에 있어 주의할 점은 KLIPS는 소득과 소비에 있어 전년도의 소득과 소비를 묻기 때문에 각 년에 구한 상관계수값을 추정⁴⁾하여 t 기의 가구자료와 $t+1$ 기의

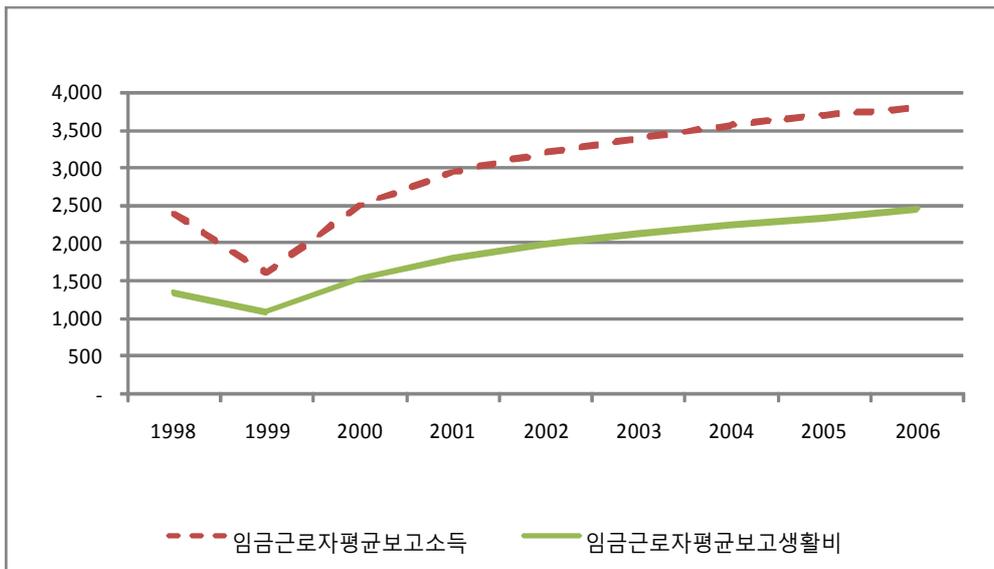
3) 이철인(1998)에 따르면, 계량경제학적인 관점에서 볼 때 식(1)의 설명변수들에는 내생성(endogeneity)이 없으므로 최소자승법(OLS)은 BLUE(best linear unbiased estimator)로서 파라미터들의 불편추정치를 제공한다.

4) 각 년도 상관계수값들은 부록참고

소득 및 소비자료를 연결하여 추정했다⁵⁾.

자영주의 소득추정결과는 다음과 같다. 추정결과 보고소득에 비해 1998년은 2.68배, 1999년은 1.49배, 2000년에는 5.08배로 변동이 컸다. 하지만 2001년부터 2006년까지는 1.3배에서 1.5배 사이로 기존의 추정결과와 비슷한 수준을 보여주고 있다⁶⁾. 이는 1998년과 1999년의 평균근로소득이 월단위로 질문이 되고 4차에서는 년단위로 변경됨에 따라 고용주와 자영업자들의 소득보고에 대한 혼란으로 판단된다.

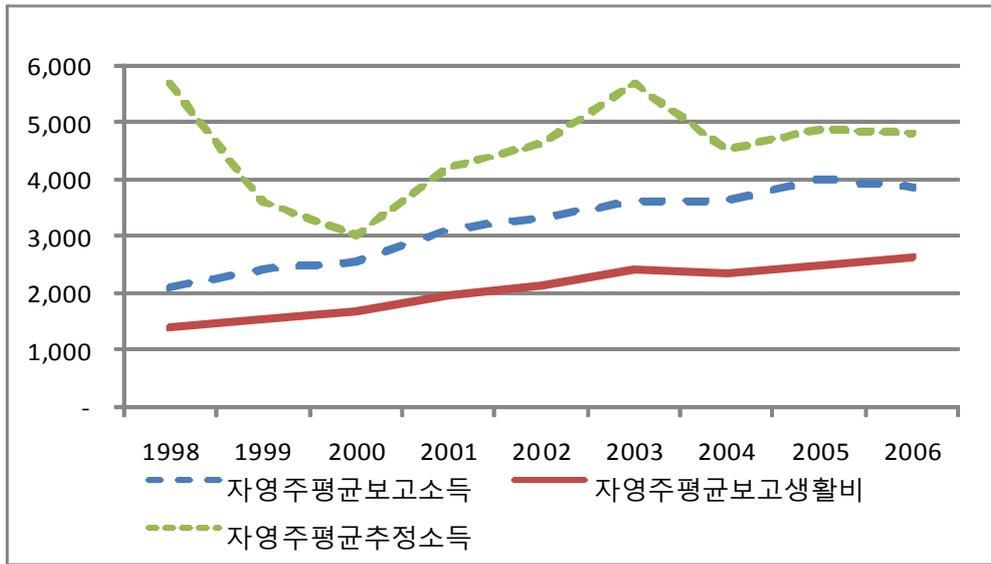
[그림 1] 임금근로자 보고소득과 생활비



5) 2차와 3차는 전년도에 근로소득평균을 월단위로 질문하고 4차부터는 년단위로 질문을 하기 때문에 2차와 3차의 월평균근로소득을 12를 곱해 년단위로 환산하였으며 소비는 2차부터 10차까지 월단위로 질문하여 역시 12를 곱해 년단위로 환산하여 추정했다.

6) 자영주의 보고소득과 추정소득에 대한 상세한 설명은 부록참고

[그림 2] 자영주 보고소득과 생활비 그리고 추정소득



2. 빈곤을 추정

일반적으로 빈곤은 절대빈곤과 상대빈곤으로 나누어 분석이 이루어지고 있다. 절대빈곤은 우리나라에서는 주로 최저생계비(Minimum Living Standard)를 기준으로 빈곤을 측정하며, 최저생계비는 건강하고 문화적인 삶을 유지하기 위한 최소한의 비용을 의미한다. 이와 달리 상대빈곤은 주로 OECD에서 제시하고 있는 기준을 주로 사용한다. 이 기준은 가구원 수 동등화 지수를 이용하여 소득을 조정한 후, 중위소득의 50%이하인 가구를 빈곤층으로 정의하는 방법이다⁷⁾. 본 연구에서는 절대빈곤을 기준으로 빈곤층을 구분한다. 이는 본 논문의 주 대상이 근로를 제공함에도 빈곤에 처한 근로빈곤자이 이며 이들에 대한 사회보장제도나 직업훈련의 효과를 살펴볼 것이기 때문에 상대적 빈곤보다는 국가정책적인 관점에서 절대적 빈곤문제가 더 크다고 보여 지기 때문이다. 따라서 본 논문에서도 절대적 빈곤의 기준을 보건복지부가 발표하는 가구원수를 기준으로 하는 최저생계비를 기준으로 하였으며 이는 <표3>과 같다.

7) 연구자에 따라 중위소득의 40%, 50%, 60%로 다양하게 사용되고 있다.

〈표 3〉 최저생계비 변화 추이

(단위: 원, 월)

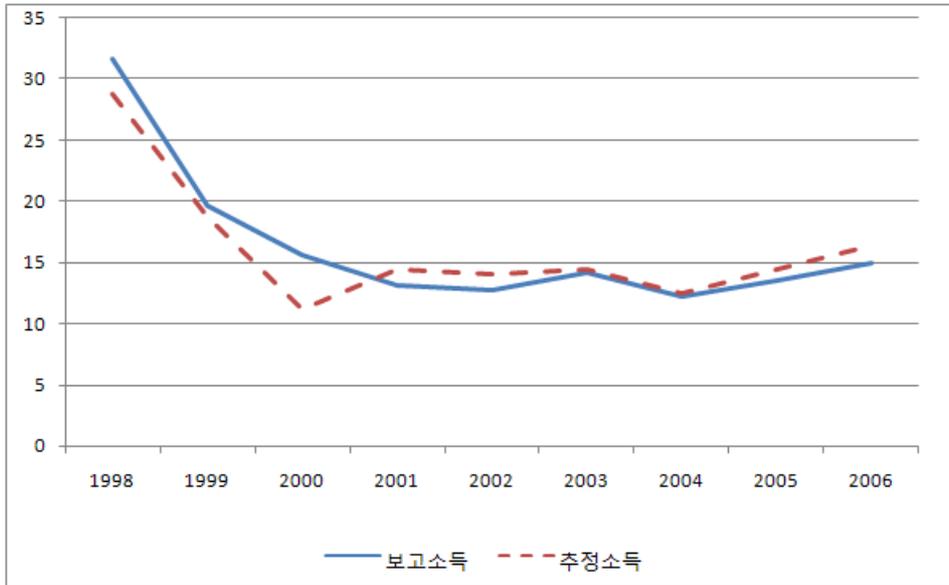
가구 규모	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구
1998	292,842	487,824	682,151	854,107	972,637	1,093,442
1999	314,574	520,984	716,579	901,357	1,024,843	1,156,441
2000	324,011	536,614	738,076	928,398	1,055,588	1,191,134
2001	333,731	552,712	760,218	956,250	1,087,256	1,226,868
2002	345,412	572,058	786,827	989,719	1,125,311	1,269,809
2003	355,774	589,219	810,431	1,019,411	1,159,070	1,307,904
2004	368,226	609,842	838,797	1,055,090	1,199,637	1,353,680
2005	401,466	668,504	907,929	1,136,332	1,302,918	1,477,800
2006	418,309	700,849	939,849	1,170,422	1,353,242	1,542,382

주: 1) 최저생계비는 국민기초생활보장법 제6조제2항에 의거, 국민기초생활보장법상 수급자를 책정하는 기준으로 보건복지부 차관을 위원장으로 하고, 당연직 4인, 관계전문가 3인, 공익대표자 2인으로 구성된 중앙생활보장위원회의 심의의결을 거쳐 공포함
 2) 1998년 최저생계비는 김철희 외(2004)의 추정치를 사용함
 자료: 보건복지부, 한국보건사회연구원(각 연도), 최저생계비 공표 자료

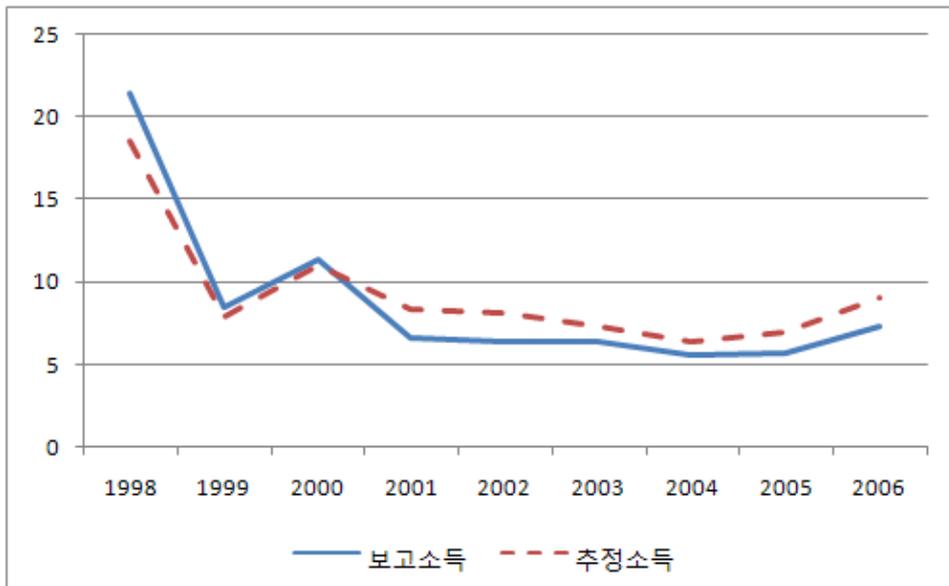
이상의 절대 빈곤기준을 적용하여 임금근로자와 자영주의 보고소득과 추정소득을 이용하여 절대빈곤율의 추이를 살펴보면 [그림 3]과 같다⁸⁾. 먼저, 보고소득만을 이용한 절대빈곤율을 살펴보면 1998년에는 31.69%로 다소 높게 나타났다. 이는 외환위기 이후 경제상황을 반영한 것으로 볼 수 있다. 하지만 이후 계속 감소하는 추세를 보이고 있으나 2004년부터는 조금씩 증가하는 추세를 보이고 있다. 고용주와 자영업자의 추정된 소득을 이용한 절대빈곤율의 추이는 1998년 22.74%로 보고소득보다 낮은 수준을 보이고 있으며 역시 감소추세를 보이고 있지만 2004년부터 조금씩 증가하고 있다. 보도소득과 추정소득의 절대빈곤율을 비교하면 둘 간의 차이는 매우 적다고 볼 수 있다. 보고소득과 추정소득 모두 1998년 이후 2001년까지 급격한 감소추세를 보이고 있으며 2004년부터 증가하고 있다. 이는 2004년 이후부터 국내경제의 침체가 지속되면서 이 둘의 절대빈곤율이 높아지고 있다고 판단된다. 이는 [그림4]의 근로빈곤율의 추이에서도 나타난다. 근로빈곤율은 2001년 이후 거의 변화가 없었으나 최근 점차 증가하는 추세를 보이고 있다.

8) 보고소득과 추정소득을 이용한 절대빈곤과 근로빈곤의 추이에 대한 상세한 설명은 부록참고

[그림 3] 보고소득과 추정소득을 이용한 절대빈곤율 추이



[그림 4] 보고소득과 추정소득을 이용한 근로빈곤율 추이



3. 근로빈곤의 결정요인분석

가. 비근로빈곤/근로빈곤의 이변량로짓분석(binominal logit analysis)

일반적으로 빈곤으로부터 탈출하기 위해 근로가 장려되어 왔다. 특히 고도성장과정에서 빈곤의 문제는 근로를 통해 해결할 수 있다는 믿음이 팽배했었다. 하지만 최근의 프리트족이나 비정규직 그리고 취업이 곤란하여 영세자영업을 선택한 근로계층에

게는 더 이상 근로가 빈곤으로부터 자신을 보호해 줄 수 있는 효과적인 대안이 되질 못한다. 따라서 비근로빈곤/근로빈곤의 이변량로지분석에서는 경제활동을 하고 있음에도 불구하고 빈곤으로 전락하는 가구들의 특성을 살펴보고 특히 사회보험, 직업훈련의 효과 그리고 비정규직(임시직)과 자영주의 빈곤에 미치는 효과를 중점적으로 살펴보겠다. 빈곤에 영향을 미치는 독립변수로는 가구의 성, 연령, 학력, 가구원수, 지역, 주택점유형태 뿐만 아니라 종사상지위, 근로소득자의 유무 그리고 사회보험수혜여부가 근로가구의 빈곤에 미치는 영향을 살펴본다.

보고소득을 대상으로 한 분석결과는 가구의 성, 학력, 지역, 가구원수, 종사상지위, 주거형태, 근로소득유무는 1%수준에서 유의했으며 사회보험수급유무는 10%수준에서 유의하고 가구의 연령과 직업훈련경험여부는 통계적으로 유의한 값을 나타내지 못했다. 하지만 추정소득을 대상으로 한 경우 가구의 연령 역시 1%수준에서 유의했으나 여전히 직업훈련경험여부에서는 유의한 값을 나타내지 못했다.

각 특성들이 빈곤에 미치는 영향을 살펴보면 보고소득과 추정소득은 동일한 부호를 나타내고 계수값도 거의 같았다. 먼저 남성가구주, 고졸이상학력 가구주, 도시거주 가구가 빈곤에 처할 확률이 낮고 반면에 가구원수가 많을수록 빈곤에 처할 가능성이 높았다. 종사상지위별로 살펴보면 상용근로자보다 임시직이 빈곤에 처할 가능성이 제일 높고 자영주 역시 상용근로자보다 빈곤에 처할 가능성이 높았다. 이는 최근의 비정규직과 영세자영업자의 확대가 빈곤율의 확대와 관련이 있음을 짐작하게 한다. 주거형태로는 자가보다 전세, 전세보다 월세, 월세보다 기타에서 빈곤에 처할 가능성이 높았다. 하지만 근로소득이 있을 경우 빈곤에 처할 가능성이 상당히 낮춰주고 있음을 확인할 수 있다. 사회보험수급은 그 크기는 작지만 빈곤완화에 효과적임을 알 수 있고 직업훈련경험여부는 음의 부호를 나타냈지만 통계적으로 유의하지도 않고 그 크기가 매우 미약했다. 따라서 최근의 인적자본개발의 근로빈곤을 감소 효과에는 회의적이다.

〈표 4〉 근로비빈곤/근로빈곤의 이항로짓분석

근로빈곤=1 근로비빈곤=0		보고소득			추정소득		
		Coef.	Std.	z	Coef.	Std.	z
상수	_cons	1.508084	0.697593	2.16	3.033244***	0.653605	4.64
가구주연령	hage	-0.03655	0.031223	-1.17	-0.14259***	0.029329	-4.86
가구주연령제곱/2	hage_sq	0.000762	0.0007	1.09	0.003015***	0.000659	4.57
가구주성 여성=0 남성=1	dhsex	-0.83216***	0.085588	-9.72	-0.84724***	0.082218	-10.3
가구주학력 고졸미만=0 고졸이상=1	dhedu	-0.65876***	0.060103	-10.96	-0.81729***	0.058975	-13.86
지역 도=0 광역시=1	dreg	-0.12784**	0.051464	-2.48	-0.25544***	0.050086	-5.1
가구주(1명 기준) 2명	dm2	0.953526***	0.163556	5.83	0.971749***	0.155333	6.26
3명	dm3	1.287521***	0.149463	8.61	1.354693***	0.142694	9.49
4명	dm4	1.306916***	0.151665	8.62	1.331145***	0.145643	9.14
5명	dm5	2.811029***	0.155892	18.03	2.760732***	0.15025	18.37
6명이상	dm6	1.931674***	0.182536	10.58	1.851906***	0.177228	10.45
종사상지위 (사용근로자기준) 계약직/일용직	dwt2	0.955404***	0.07526	12.69	0.932994***	0.074367	12.55
자영주	dwt3	0.782079***	0.059723	13.1	0.899794***	0.058346	15.42
주거형태 (자가기준) 전세	dhouse2	0.222003***	0.063168	3.51	0.23298***	0.061327	3.8
월세	dhouse3	0.645429***	0.08466	7.62	0.479252***	0.084836	5.65
기타	dhouse4	0.687121***	0.114194	6.02	0.649099***	0.110504	5.87
근로소득유무	dinc_e	-3.77094***	0.172203	-21.9	-2.69661***	0.156973	-17.18
사회보험수급유무	dps	-0.22602*	0.130741	-1.73	-0.202848*	0.112239	1.81
직업훈련경험여부	dtrain	-0.10073	0.100242	-1	-0.12324	0.098605	-1.25
				Number of obs=18,011		Number of obs = 17,985	
				LR chi2(18) = 1920.78		LR chi2(18) = 1,768.13	
				Prob > chi2 = 0		Prob > chi2 = 0	
				Log likelihood = -5417.03		likelihood = -5,642.61	
				Pseudo R2 = 0.1506		Pseudo R2 = 0.1355	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미

나. 근로빈곤/비근로빈곤의 이변량로짓분석

근로빈곤과 비근로빈곤의 결정요인분석은 동일한 빈곤가구이지만 근로를 선택하게 되는 요인을 알기위해 근로빈곤/비근로빈곤의 이변량로짓분석을 실시한다. 보고소득에서는 가구주의 연령이 높아질수록 근로를 선택하고 여성보다는 남성이, 고졸이하 학력보다는 고졸이상의 학력에서 근로를 선택하게 한다. 거주지가 도시 일수록, 가구원이 많을수록 비근로의 가능성이 높다. 주택역시 자가소유보다는 전세가 전세

보다는 월세가 비근로일 가능성을 높여준다. 그리고 사회보험수혜여부는 비근로빈곤이 될 가능성이 높여준다. 반면 직업훈련경험은 비근로보다 근로를 선택하게 한다. 이는 추정소득을 이용하더라도 계수값의 미묘한 차이만 있을 뿐 부호에서는 차이가 없다. 비근로빈곤/근로빈곤의 이항로짓분석을 통해 사회보험수급이 빈곤가구의 근로여부에 대한 판단에 영향을 미치고 직업훈련경험은 부호가 반대여서 직업훈련은 근로를 선택하게 하고 사회보험을 근로를 선택하지 않게 한다. 이렇게 빈곤가구에서는 사회보험의 높은 수혜가 근로를 선택하지 않게 하지만 근로를 선택한 집단에서는 사회보험이 근로자의 빈곤을 막아주는 역할을 한다.

〈표 5〉 비근로빈곤/근로빈곤의 이항로짓분석

근로빈곤=0 비근로빈곤=1		보고소득			추정소득		
		Coef.	Std.	z	Coef.	Std.	z
상수	_cons	2.234079***	0.80172	2.79	2.122915***	0.82094	2.59
가구주연령	hage	-0.06122*	0.037178	-1.65	-0.04562	0.038008	-1.2
가구주연령제곱/2	hage_sq	0.00188**	0.00084	2.24	0.001555*	0.000857	1.81
가구주성 여성=0 남성=1	dhsex	-0.4134***	0.099291	-4.16	-0.38623***	0.101364	-3.81
가구주학력 고졸미만=0 고졸이상=1	dhedu	-0.60665***	0.078729	-7.71	-0.56711***	0.079423	-7.14
지역 도=0 광역시=1	dreg	0.212022***	0.067859	3.12	0.237796***	0.068968	3.45
가구주(1명 기준) 2명	dm2	0.209753	0.154183	1.36	0.212035	0.159325	1.33
3명	dm3	0.40938***	0.138849	2.95	0.369033*	0.143338	2.57
4명	dm4	0.623709***	0.141225	4.42	0.61518***	0.145078	4.24
5명	dm5	0.864368***	0.157068	5.5	0.879359***	0.160503	5.48
6명이상	dm6	0.927226***	0.205607	4.51	0.956385***	0.207612	4.61
주거형태 (자가기준) 전세	dhouse2	0.452666***	0.080321	5.64	0.434729***	0.081582	5.33
월세	dhouse3	0.869491***	0.102862	8.45	0.908136***	0.103935	8.74
기타	dhouse4	0.544794***	0.144151	3.78	0.536741***	0.147118	3.65
근로소득유무	dinc_e	-4.19235***	0.095802	-43.76	-4.50306***	0.105117	-42.84
사회보험수급유무	dps	0.316704**	0.139515	2.27	0.207794	0.143909	1.44
직업훈련경험여부	dtrain	-1.43254***	0.195762	-7.32	-1.43035***	0.199702	-7.16
		Number of obs=13,935 LR chi2(16) = 3,243.3 Prob > chi2 = 0 Log likelihood = -3,453.0669 Pseudo R2 = 0.3196			Number of obs = 14,010 LR chi2(16) = 3,396.63 Prob > chi2 = 0 Log likelihood = -3,385.85 Pseudo R2 = 0.334		

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미

4. 이산시간 분석(discret-time hazard analysis)을 이용한 동태적 분석

가. 빈곤이행률 추정

근로빈곤가구의 빈곤탈출의 결정요인을 분석하기 위해 빈곤이행률(transition rate)을 종속변수로 한 이산시간 분석(discret-time hazard analysis)을 시행한다. 근로빈곤의 빈곤탈출의 요인들을 동태적으로 파악하기 위한 이산시간분석을 하기 위해서는 먼저 근로빈곤가구의 빈곤이행율을 구해야 한다. 이는 stata version10의 Kaplan-Meier hazard function을 이용하여 다음 [그림 4]과 같이 도출되었다.

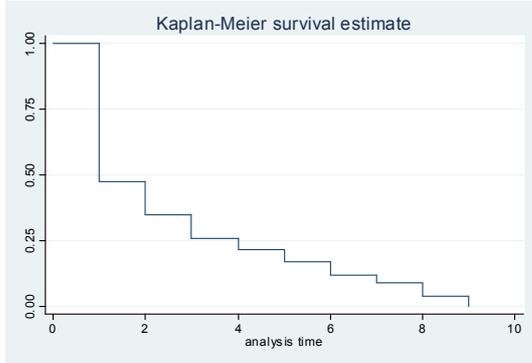
분석의 시작시점인 t 기에 실패하지 않고 절단되지 않은 관측치 즉 근로빈곤가의 수를 n_t 라고 하고 d_t 는 t 기동안 근로빈곤가구에게 발생한 실패 즉, 빈곤으로부터 탈출한 가구의 수를 나타낸다. t 기 이후에도 여전히 빈곤에 처한 Kaplan-Meier 추정치들은 t 기와 진행되는 기간동안의 생존확률의 곱을 의미한다. 이를 식으로 나타내면 식(2)와 같다.

$$S(t) = \prod_{j=t_0}^t [(n_j - d_j)/n_j] \quad (\text{식2})$$

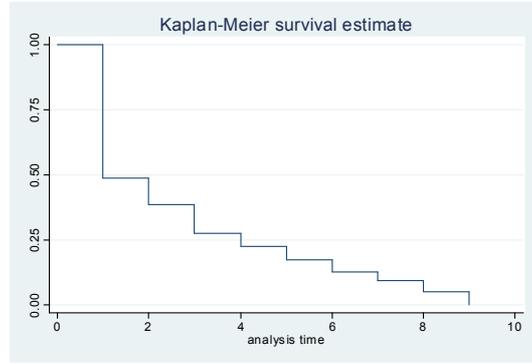
[그림4]은 빈곤가구전체와 근로빈곤가구의 빈곤이행율을 도출했다. 먼저 1차년도 이후 빈곤이나 근로빈곤이나 50%정도가 빈곤에서 탈출하는 것을 볼 수 있다. 하지만, 차수가 길어질수록 이행률의 감소가 단조감소하면서 현저히 낮아지는 것을 볼 수 있는데 이는 빈곤기간이 길어질수록 빈곤으로부터의 탈출이 힘들다는 사실을 나타내고 있다. 자영주의 보고소득과 추정소득을 각각 사용하여 비교하여 살펴보면, (1)과 (2)은 보고소득에서 (3)과 (4)는 추정소득을 이용한 빈곤가구의 빈곤이행율과 근로빈곤가구의 빈곤이행율을 각각 나타내며, 이들을 비교해 보면 빈곤가구와 근로빈곤 모두 보고소득보다 추정소득을 이용할 경우가 그리고 빈곤가구와 근로빈곤가구를 비교하였을 경우 근로빈곤가구에서 미묘한 차이이지만 빈곤이행율이 높음을 알 수 있다. 이는 근로빈곤가구가 빈곤에서 탈출이 빈곤가구보다 더 어려우며, 단순한 근로만으로는 빈곤으로부터 탈출할 수 없다는 것을 나타낸다.

[그림5] 빈곤가구와 근로빈곤가구의 이행을 비교

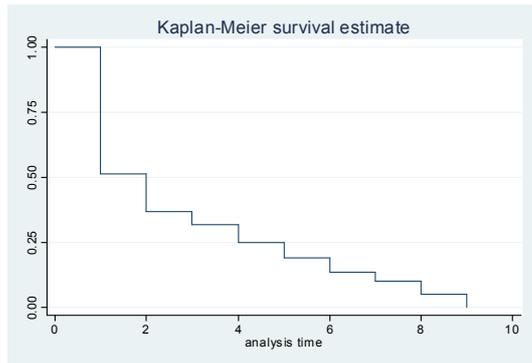
(1) 보고소득을 이용한 전체빈곤가구의 빈곤이행률



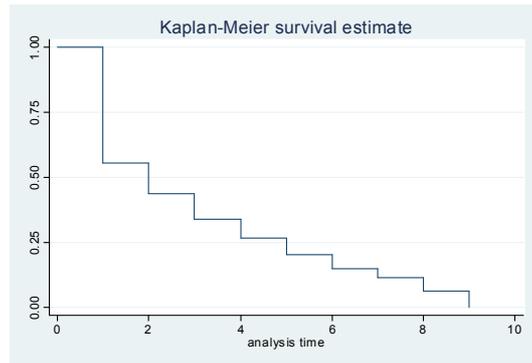
(2) 보고소득을 이용한 근로빈곤가구의 빈곤이행률



(3) 추정소득을 이용한 전체빈곤가구의 빈곤이행률



(3) 추정소득을 이용한 근로빈곤가구의 빈곤이행률



나. 이산시간분석(discrete-time hazard analysis)

이렇게 도출된 빈곤이행율을 이용하여 이산시간분석을 실시하기 전에 이산시간분석에 대해 간단히 살펴보자. 본 연구에서 빈곤기간은 ‘년’으로 측정되는 이산변수이므로 시점 t_i 에 빈곤에 진입할 확률은 다음과 같이 표시된다.

$$\lambda(t_i) = P(T = t_i | T \geq t_i)$$

이 확률을 독립변수들의 선형함수 형태로 나타내면 다음과 같다.

$$P(T = t_i | T \geq t_i) = a + b_1x_1 + b_2x_2(t_i)$$

이 식에서 x_1 은 가구주의 성과 같이 그 값이 시간에 대해 일정한 변수들의 집합

이고 $x_2(ti)$ 는 시간에 따라 변화하는 소득과 같은 변수들의 집합을 나타낸다⁹⁾. 이산 시간분석을 통해 가구의 특성이 빈곤이행율에 미치는 영향을 정리하면 <표6>과 같다.

먼저 전체빈곤가구의 빈곤이탈에 대한 이산시간 분석결과를 살펴보자. 보고소득과 추정소득을 비교해 보면 가구주학력, 거주지, 가구원수, 자가기준으로 월세 그리고 근로소득유무, 사회보험수급여부, 직업훈련경험여부가 통계적으로 유의한 값을 나타냈다. 이와 더불어 추정소득에서는 가구주의 연령도 유의한 값을 나타냈다. 가구주의 연령이 높을수록 빈곤이탈할 가능성이 낮아지지만 연령제곱항이 유의한 양수를 나타내어 연령에 따른 빈곤탈출 가능성의 감소는 미약하지만 점차 감소함을 알 수 있다. 가구주의 학력은 높을수록 빈곤이탈가능성이 높고 자가주택보다는 월세가 빈곤탈출 가능성을 높여 주었다. 이와 함께 사회보험수급은 빈곤탈출에 유의한 효과를 나타내고 있다. 하지만 직업훈련은 음의 부호를 나타내 직업훈련이 빈곤탈출에 효과적이지 못함을 시사하고 있다. 이와 더불어 도시거주와 많은 가구원수는 빈곤상태를 계속유지하게 하는 효과가 있다.

두 번째 근로빈곤가구만을 뽑아 살펴보면 <표7>과 같은 이산시간분석결과를 가져왔다. 이를 살펴보면, 역시 보고소득과 추정소득 모두 가구주학력, 거주지, 가구원수, 월세, 근로소득유무, 사회보험수급유무, 직업훈련경험여부에서 유의한 값을 나타냈으며 추정소득에서 상용소득자를 기준으로 자영주가 유의하게 빈곤탈출 가능성이 높게 나타났다. 이 밖에도 빈곤가구처럼 근로빈곤가구 역시 가구주의 학력이 높을수록, 자가주택보다 월세거주 할수록 그리고 사회보험수급에 따라 빈곤으로부터 벗어날 가능성이 높다. 반면에 도시에 거주할수록, 가구원수가 많을수록 빈곤탈출의 가능성은 낮아졌다. 이밖에도 직업훈련경험여부는 유의미한 음의 값을 나타내어 직업훈련이 빈곤이탈에 유의한 효과를 나타내지 못한다고 판단할 수 있다.

9) 이산시간 분석(discret-time hazard analysis)에 대한 설명은 홍경준(2004)를 참고했다.

<표 6> 빈곤가구의 빈곤이탈률에 관한 이산시간분석결과

	_t	보고소득			추정소득		
		Coef.	Std.	z	Coef.	Std.	z
상수	_cons	2.23488***	0.389677	5.74	2.438927***	0.373336	6.53
가구주연령	hage	-0.0244	0.017912	-1.36	-0.03878**	0.017253	-2.25
가구주연령제곱/2	hage_sq	0.00048	0.000405	1.18	0.000886**	0.000391	2.27
가구주성							
여성=0	dhsex	0.007765	0.053793	0.14	0.036729	0.050818	0.72
남성=1							
가구주학력							
고졸미만=0	dhedu	0.261315***	0.038829	6.73	0.228386***	0.03801	6.01
고졸이상=1							
지역							
도=0	dreg	-0.13397***	0.033138	-4.04	-0.12244***	0.032009	-3.83
광역시=1							
가구주(1명 기준)							
2명	dm2	-0.078	0.0895	-0.87	-0.11691	0.084664	-1.38
3명	dm3	-0.1563*1	0.082019	-1.91	-0.10741	0.077959	-1.38
4명	dm4	-0.29956***	0.082756	-3.62	-0.24947***	0.077389	-3.22
5명	dm5	-1.07322***	0.083211	-12.9	-1.03512***	0.07774	-13.32
6명이상	dm6	-0.57399***	0.104467	-5.49	-0.5007***	0.100792	-4.97
주거형태							
(자가기준)	dhouse2	-0.0531	0.038967	-1.36	-0.01391	0.036918	-0.38
전세							
월세	dhouse3	0.137464**	0.054899	2.5	0.190558***	0.052295	3.64
기타	dhouse4	0.112301	0.08099	1.39	0.055336	0.077638	0.71
근로소득유무	dinc_e	-0.34632***	0.047319	-7.32	-0.32064***	0.046375	-6.91
사회보험수급유무	dps	0.190797**	0.076367	2.5	0.152855**	0.073662	2.08
직업훈련경험여부	dtrain	-0.23185***	0.063437	-3.65	-0.24189***	0.064648	-3.74
		No. of subjects = 1,650			No. of subjects = 1,701		
		Number of obs = 1,650			Number of obs = 1,701		
		No. of failures = 1,650			No. of failures = 1,701		
		Time at risk = 4,237			Time at risk = 4,698		
		LR chi2(16) = 827.8			LR chi2(16) = 803.1		
		Prob > chi2 = 0			Prob > chi2 = 0		
		Log likelihood = -1731.28			Log likelihood = -1769.17		

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미

〈표 7〉 근로빈곤가구의 빈곤이탈률에 관한 이산시간분석결과

	_t	보고소득			추정소득		
		Coef.	Std.	z	Coef.	Std.	z
상수	_cons	1.7330020***	0.4946138	3.50	1.974481***	0.466299	4.23
가구주연령	hage	-0.0000788	0.0222653	0.00	-0.01025	0.021132	-0.49
가구주연령제곱/2	hage_sq	-0.0000385	0.0005025	-0.08	0.00022	0.000477	0.46
가구주성							
여성=0	dhsex	-0.0462254	0.066478	-0.70	0.00288	0.063098	0.05
남성=1							
가구주학력							
고졸미만=0	dhedu	0.2446829***	0.0451961	5.41	0.195054***	0.043937	4.44
고졸이상=1							
지역							
도=0	dreg	-0.1034649***	0.0387627	-2.67	-0.11146***	0.037245	-2.99
광역시=1							
가구주(1명 기준)							
2명	dm2	0.0313311	0.1341736	0.23	-0.05881	0.125251	-0.47
3명	dm3	-0.0443607	0.123104	-0.36	-0.02326	0.114901	-0.2
4명	dm4	-0.1751787	0.1229812	-1.42	-0.17206	0.114904	-1.5
5명	dm5	-1.0855270***	0.1223078	-8.88	-1.11775***	0.114609	-9.75
6명이상	dm6	-0.4323997***	0.1464943	-2.95	-0.44846***	0.141546	-3.17
종사상지위							
(사용근로자기준)	dwt2	0.0495162	0.0546054	0.91	0.012415	0.052533	0.24
임시직							
자영주	dwt3	-0.0452409	0.0428824	-1.06	0.069487*	0.041454	1.68
주거형태							
(자가기준)	dhouse2	-0.0586164	0.0455205	-1.29	-0.04006	0.04271	-0.94
전세							
월세	dhouse3	0.176030***1	0.0635785	2.77	0.20573***	0.060759	3.39
기타	dhouse4	0.1135464	0.095349	1.19	0.037491	0.089953	0.42
근로소득유무	dinc_e	-0.3318030***	0.0777426	-4.27	-0.36265***	0.0862	-4.21
사회보험수급유무	dps	0.2504678**	0.0995688	2.52	0.203862**	0.094983	2.15
직업훈련경험여부	dtrain	-0.2607534***	0.0683191	-3.82	-0.2561***	0.068964	-3.71
		No. of subjects = 1,203			No. of subjects = 1,212		
		Number of obs = 1,203			Number of obs = 1,212		
		No. of failures = 1,203			No. of failures = 1,212		
		Time at risk = 2,993			Time at risk = 3,289		
		LR chi2(18) = 626.18			LR chi2(18) = 661.38		
		Prob > chi2 = 0			Prob > chi2 = 0		
		Log likelihood = -1256.34			Log likelihood = -1229.89		

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미

V. 결론

이상의 근로빈곤의 결정요인과 동태적인 빈곤탈출에 대한 분석을 정리하면 첫째, 근로빈곤과 근로비빈곤가구에 대해 남성 가구주, 낮은 학력, 도시거주 많은 가구원수는 같은 근로가구에서도 빈곤의 가능성을 높게 했다. 두 번째, 종사상지위에서 상용 근로자보다 계약직/일용직이 빈곤가능성이 높고 자영주도 높아 최근의 비정규직과 취업을 못한 영세자영업자의 확대가 근로빈곤을 가져온다는 주장을 뒷받침하고 있다. 세 번째, 정책적 관점에서 사회보험은 근로자의 빈곤에 처할 가능성을 낮게 해주고 있지만 계수값이 낮아 효과가 미약하다고 볼 수 있다. 네 번째 직업훈련경험은 통계적으로 유의미한 값을 나타내지 않았다.

이렇게 일단 빈곤상태에 놓이게 되면 이로부터 빨리 벗어나야 하지만 계속해서 빈곤상태에 머물게 되는 요인들을 찾기 동태적 분석을 실시했다. 빈곤이행률을 살펴보면 50%정도가 1년만에 빈곤에서 벗어날 수 있었지만 빈곤기간이 길어질수록 빈곤이행률의 감소폭이 작아져서 빈곤으로부터 탈출이 힘들다는 것을 나타낸다. 대략 빈곤가구의 25%정도는 4차 이상까지 빈곤상태를 유지하는 것으로 나타나 이들의 빈곤함정에 빠진 것으로 볼 수 있다. 또한 빈곤에 처할 경우 학력과 사회보험수급이 빈곤탈출에 효과가 있는 것으로 나타났다. 하지만 학력은 단기에 향상시킬 수 있는 것이 아니며 거주지의 이전이나 가구원수의 조정 역시 현실적으로 조정하는 것에 한계가 있다. 따라서 빈곤가구의 빈곤탈출을 위한 정책적인 방법으로 사회보험의 확대를 들 수 있다.

특히, 2009년부터 시행되는 근로장려세제(EITC)의 임시직의 비정규직에 해당하는 근로빈곤가구에 대한 빈곤탈출효과는 상당한 효과를 볼 수 있겠지만 자영주의 경우 2014년부터 적용할 예정이어서 이들에 대한 빈곤탈출에 대한 지원이 절실한 상황이다. 따라서 근로장려세제의 자영업자에 대한 적용이 시급히 이루어져야 한다. 그리고 통계적으로 유의미한 값을 나타내지는 않았지만 가구주의 연령이 높을수록 빈곤탈출의 가능성이 낮아진다는 것은 고령화의 급속한 진행과정에 있는 우리나라로서는 노인빈곤이 심각한 사회문제로 대두 될 가능성이 높다. 따라서 향후 기초연금제도의 확대와 국민연금의 사각지대해소를 위한 다양한 정책적 노력이 필요하다.

참고문헌

- 김봉근 외(2008). “패널자료를 이용한 자영업자의 소득 축소보고율 분석:엥겔곡선이
동과 실질소득추정” 경제학연구 제56집 제3호 한국경제학회
- 김안나(2007). “한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석” 사회복지정책 Vol. 29
- 김영란(2004). “신빈곤(new poverty)의 발생구조와 빈곤정책 변화에 관한 연구: 근로
빈민(working poor)을 중심으로” 사회복지정책 Vol. 20
- 이동영(2005). “장애인가구의 빈곤탈출 결정요인에 관한 연구: 노동패널자료를 활용
한 생명표분석과 이산시간분석” 사회복지정책 Vol. 23
- 이상은(2004). “근로능력 비곤가구에 대한 빈곤정책의 방향” 사회보장연구 제20권 제
3호 한국사회보장학회
- 임세희(2006). “빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로” 사회보장연구 제22
권 제2호 한국사회보장학회
- 안종범 외(2006). “경기변동과 빈곤간 동태적 관계” 경제학연구 제54집 제4호 한국경
제학회
- 이철인(1998). “패널자료를 이용한 탈루규모추정” 『공공경제』 제3권 제1호 한국공공
경제학회
- 홍경준(2004). “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로” 사회복지연구, 봄

<부록-표 1> 자영주 소득추정을 위한 임금근로자의 상관계수

1998					2003				
lcost	Coef.	Std.	t	P> t	lcost	Coef.	Std.	t	P> t
hage	0.003373	0.001012	3.33	0.001	hage	0.00032	0.000949	0.34	0.736
linc	0.483767	0.014198	34.07	0.000	linc	0.480807	0.011846	40.59	0.000
lm	0.283977	0.021315	13.32	0.000	lm	0.303634	0.018949	16.02	0.000
dhouse2	-0.05268	0.019376	-2.72	0.007	dhouse2	-0.06541	0.018531	-3.530	0.000
dhouse3	-0.04642	0.034206	-1.36	0.175	dhouse3	-0.08713	0.02849	-3.060	0.002
dhouse4	-0.12717	0.038091	-3.34	0.001	dhouse4	-0.0964	0.032494	-2.970	0.003
_cons	2.973727	0.112918	26.34	0.000	_cons	3.404167	0.101213	33.63	0.000
$\overline{R^2}$	0.5463				$\overline{R^2}$	0.6135			
1999					2004				
lcost	Coef.	Std.	t	P> t	lcost	Coef.	Std.	t	P> t
hage	0.00053	0.002398	0.22	0.825	hage	-0.00037	0.000848		0.665
linc	0.571508	0.033212	17.21	0.000	linc	0.543601	0.011766	46.20	0.000
lm	0.205374	0.045467	4.52	0.000	lm	0.303394	0.01691	17.94	0.000
dhouse2	0.001741	0.049154	0.04	0.972	dhouse2	-0.06585	0.017269	-3.810	0.000
dhouse3	-0.0132	0.060385	-0.22	0.827	dhouse3	-0.03523	0.024538	-1.440	0.151
dhouse4	-0.00194	0.091752	-0.02	0.983	dhouse4	-0.07682	0.029799	-2.580	0.010
_cons	2.490084	0.266903	9.33	0.000	_cons	2.951221	0.101064	29.20	0.000
$\overline{R^2}$	0.5643				$\overline{R^2}$	0.663			
2000					2005				
lcost	Coef.	Std.	t	P> t	lcost	Coef.	Std.	t	P> t
hage	0.003275	0.001263	2.59	0.010	hage	-0.00029	0.000869	-0.330	0.740
linc	0.384988	0.01454	26.48	0.000	linc	0.526262	0.011406	46.140	0.000
lm	0.312687	0.024964	12.53	0.000	lm	0.296598	0.016908	17.540	0.000
dhouse2	-0.05537	0.023302	-2.38	0.018	dhouse2	-0.04334	0.017668	-2.450	0.014
dhouse3	-0.12303	0.039104	-3.15	0.002	dhouse3	-0.05907	0.024971	-2.370	0.018
dhouse4	-0.18403	0.045582	-4.04	0.000	dhouse4	-0.11592	0.031942	-3.630	0.000
_cons	3.796942	0.125275	30.31	0.000	_cons	3.121083	0.098268	31.760	0.000
$\overline{R^2}$	0.4533				$\overline{R^2}$	0.6611			
2001					2006				
lcost	Coef.	Std.	t	P> t	lcost	Coef.	Std.	t	P> t
hage	0.002494	0.001091	2.29	0.022	hage	0.003351	0.000996	3.370	0.001
linc	0.510239	0.013917	36.66	0.000	linc	0.573416	0.010778	53.200	0.000
lm	0.247808	0.021621	11.46	0.000	lm	0.209016	0.018383	11.370	0.000
dhouse2	-0.05308	0.020341	-2.61	0.009	dhouse2	-0.0308	0.020536	-1.500	0.134
dhouse3	-0.0386	0.036248	-1.06	0.287	dhouse3	-0.03281	0.027465	-1.190	0.232
dhouse4	-0.13039	0.04074	-3.20	0.001	dhouse4	-0.07981	0.035629	-2.240	0.025
_cons	3.0229	0.118928	25.42	0.000	_cons	2.713547	0.093257	29.100	0.000
$\overline{R^2}$	0.5479				$\overline{R^2}$	0.6767			
2002									
lcost	Coef.	Std.	t	P> t					
hage	0.000468	0.001079	0.43	0.665					
linc	0.513512	0.014205	36.15	0.000					
lm	0.291434	0.022239	13.10	0.000					
dhouse2	-0.05584	0.020369	-2.74	0.006					
dhouse3	-0.11392	0.036922	-3.09	0.002					
dhouse4	-0.14768	0.040505	-3.65	0.000					
_cons	3.095338	0.119102	25.99	0.000					
$\overline{R^2}$	0.5758								

<부록-표 2> 자영주의 소득추정결과

년도 (차수)	변수	임금근로자			자영주			추정소 득/보고 소득
		N	평균값	표준편 차	N	평균값	표준편 차	
1998 (1차)	보고소득	1,791	2,370	2,182	1,076	2,122	1,773	2.68
	추정소득				1,076	5,685	10,694	
	생활비	1,793	1,359	739	1,076	1,392	729	
1999 (2차)	보고소득	349	1,594	1,034	954	2,429	4,088	1.49
	추정소득				954	3,627	3,939	
	생활비	351	1,096	583	954	1,531	861	
2000 (3차)	보고소득	1,576	2,487	1,844	858	2,562	2,347	5.08
	추정소득				888	13,025	13,820	
	생활비	1,583	1,526	851	889	1,691	1,070	
2001 (4차)	보고소득	1,682	2,917	2,129	862	3,149	2,741	1.34
	추정소득				871	4,232	7,014	
	생활비	1,684	1,820	1,133	872	1,961	1,165	
2002 (5차)	보고소득	1,735	3,170	2,418	904	3,338	3,460	1.39
	추정소득				906	4,636	10,036	
	생활비	1,738	1,996	1,115	909	2,147	1,317	
2003 (6차)	보고소득	1,841	3,362	2,719	909	3,616	3,664	1.57
	추정소득				918	5,679	10,007	
	생활비	1,849	2,129	1,096	918	2,418	1,499	
2004 (7차)	보고소득	1,926	3,535	2,492	994	3,619	3,772	1.25
	추정소득				992	4,525	6,982	
	생활비	1,922	2,237	1,164	992	2,371	1,425	
2005 (8차)	보고소득	1,927	3,677	2,711	1,021	4,015	5,064	1.22
	추정소득				1,031	4,896	6,548	
	생활비	1,930	2,333	1,253	1,031	2,493	1,471	
2006 (9차)	보고소득	1,932	3,776	3,003	974	3,878	3,018	1.24
	추정소득				975	4,814	5,392	
	생활비	1,935	2,456	1,485	978	2,651	1,575	

<부록-표 3> 비추정소득과 추정소득을 이용한 절대빈곤율의 차이

년도	구분	보고소득			추정소득			보고빈곤율-추정빈곤율
		N	빈도	백분율	N	빈도	백분율	
1998	비빈곤	3,569	2,438	68.30	3,530	2,513	71.19	2.88
	빈곤		1,131	31.69		1,017	28.81	
1999	비빈곤	3,223	2,592	80.42	3,168	2,577	81.34	0.92
	빈곤		631	19.58		591	18.66	
2000	비빈곤	3,023	2,461	81.41	2,502	2,224	88.89	4.48
	빈곤		562	15.59		278	11.11	
2001	비빈곤	3,137	2,728	86.96	3,098	2,654	85.67	-1.29
	빈곤		409	13.04		444	14.33	
2002	비빈곤	3,190	2,784	87.27	3,137	2,697	85.97	-1.30
	빈곤		406	12.73		440	14.03	
2003	비빈곤	3,488	2,996	85.89	3,426	2,932	85.58	-0.29
	빈곤		492	14.13		494	14.42	
2004	비빈곤	3,665	3,219	87.83	3,578	3,135	87.62	-0.21
	빈곤		446	12.17		443	12.38	
2005	비빈곤	3,780	3,270	86.51	3,699	3,167	85.62	-0.89
	빈곤		510	13.49		532	14.38	
2006	비빈곤	3,758	3,195	85.02	3,684	3,083	83.69	-1.33
	빈곤		563	14.98		601	16.31	

<부록-표 4> 비추정소득과 추정소득을 이용한 절대빈곤율의 차이

년도	구분	보고소득			추정소득			보고빈곤율-추정빈곤율
		N	빈도	백분율	N	빈도	백분율	
1998	비빈곤	3,569	2,806	78.62	3,530	2,877	81.5	2.88
	빈곤		763	21.38		653	18.5	
1999	비빈곤	3,223	2,948	91.47	3,168	2,920	92.17	0.7
	빈곤		275	8.53		248	7.83	
2000	비빈곤	3,023	2,680	88.65	2,502	2,228	89.05	0.4
	빈곤		343	11.35		274	10.95	
2001	비빈곤	3,137	2,930	93.4	3,098	2,840	91.67	-1.73
	빈곤		207	6.6		258	8.33	
2002	비빈곤	3,190	2,984	93.54	3,137	2,882	91.87	-1.67
	빈곤		206	6.46		255	8.13	
2003	비빈곤	3,488	3,264	93.58	3,426	3,179	92.79	-0.79
	빈곤		224	6.42		247	7.21	
2004	비빈곤	3,665	3,459	94.38	3,578	3,351	93.66	-0.72
	빈곤		206	5.62		227	6.34	
2005	비빈곤	3,780	3,565	94.31	3,699	3,444	93.11	-1.2
	빈곤		215	5.69		255	6.89	
2006	비빈곤	3,758	3,480	92.6	3,684	3,352	90.99	-1.61
	빈곤		278	7.4		332	9.01	