

농촌빈곤의 결정요인과 빈곤층의 특성*

이은우**

Keywords

농촌빈곤(rural poverty), 빈곤결정함수(poverty determinant function), 한계효과(marginal effect), 빈곤의 요인분해(decomposition of poverty), 소비지출(consumption expenditure)

Abstract

This paper analyzes the determinants of rural poverty and the characteristics of poverty class by using the raw data of 'Farm Household Economy Survey Report.' The poverty line was specified at 14.23 million won, which is 50% level of annual mean income. There is a significant difference of living standards between poverty and non-poverty classes.

The poverty determinant function, estimated by using probit model, shows that sex and education levels are not significant determinants of poverty, but age is a significant determinant. As age increases, the probability to be in poverty class decreases, but after 54 years of age, the probability increases. And as land, agricultural fixed asset, and the other assets increase, the probability to be in poverty class decreases.

Then the marginal effect of age to the probability to be in poverty class is estimated. For the people in the age of 60s, the marginal effect of age is 1.09%, but those in 70s, it is 2.59%. This finding implies that the probability to fall in poverty class increases rapidly as age increases. Moreover, decomposition of poverty class by age group, using poverty gap index, shows that the group of age 70s contributes 32.6% which is the biggest portion of rural poverty, even if its sample ratio is 15.2%.

차례

- | | |
|----------------------------------|---------------------|
| 1. 서론 | 4. 연령의 빈곤율에 대한 한계효과 |
| 2. 빈곤선의 결정 및 빈곤층과 비빈곤층과의 생활수준 차이 | 5. 빈곤정도의 요인분해 |
| 3. 빈곤결정함수의 추계 | 6. 결론 |

* 이 논문은 2007년 울산대학교 연구비에 의해 연구되었음

** 울산대학교 사회과학대학 경제학 교수

*** 필자는 자료의 이용에 도움을 준 KREI의 박성재 박사, 황의식 박사, 조용원 연구원께 감사를 표합니다.

1. 서론

빈곤 문제는 한 사회가 해결해야 어려운 과제 중의 하나이다. 한 국가가 고도성장을 달성했다 하더라도 다수의 빈곤층이 존재한다면 경제발전을 했다고 할 수 없을 것이다. 우리나라는 1960년대 이후 고도성장 덕분에 빈곤층이 많이 감소했지만 아직도 상당수의 빈곤층이 존재하고 있다. 우리 사회가 한층 더 발전하기 위해서는 빈곤문제 해결을 위해 보다 많은 노력을 기울여야 한다.

복지국가 건설은 세계 대부분의 국가가 추구하는 목표이다. 우리나라도 이 목표를 위해 복지관련 제도를 계속 정비하고 있고, 재정지출도 꾸준히 늘리고 있다. 복지국가 건설을 위해 제일 중요한 과제 중의 하나가 빈곤층을 감소시키는 것이다. 이를 위해서는 빈곤현상에 대해 보다 심층적인 연구를 하고 이에 따라 적절한 정책을 수립하는 것이 필요하다.

본 연구에서는 농촌빈곤에 초점을 맞추어 분석을 진행하고자 한다. 이렇게 한 이유는 농촌은 여러 면에서 도시와 지역적인 특성이 다를 뿐만 아니라, 빈곤의 정도가 도시보다 상대적으로 더 심각하기 때문이다. 농촌빈곤이 도시보다 심각한 것은 여러 가지 요인에 기인하지만, 가장 기본적인 요인은 농촌지역의 노년인구 비율이 도시보다 훨씬 높다는 것이다. 우리나라는 산업화가 진전됨에 따라 농촌에서 도시로 인구가동이 매우 빠른 속도로 진행되었다. 인구가동이 인적자본 축적의 한 형태이기 때문에, 이주 후 이득을 많이 볼 수 있는 젊은 층 위주로 인구가동이 일어났다. 따라서 농촌에서는 빈곤해결 가능성이 높은 노년층이 상대적으로 많이 거주하게 되고, 그 결과 농촌의 빈곤인구 비율이 도시보다 높게 되었다.

이제까지 농촌빈곤에 대해서는 국내외적으로 많은 연구가 이루어졌다. 빈곤문제를 다루면서 다른 주제, 예를 들면 환경, 무역, 이주 등과 결합시켜 연구를 진행한 것이 많다. 즉 빈곤문제에 대해서 다양한 측면에서 다양한 연구방법으로 연구가 이루어졌다. 이 논문의 주제인 빈곤의 결정요인 및 빈곤층의 특성과 가까운 내용을 다룬 연구를 보면 먼저 국내의 경우 이은진(1981), 정명채(1992)의 연구를 들 수 있다. 두 연구 모두 농촌가구를 대상으로 조사한 표본가구의 자료를 이용하여 농촌빈곤층의 제반 특징을 분석하고 있다. 농촌빈곤은 아니지만 지역 간 빈곤격차를 다룬 것으로 송영남(2007)의 연구가 있다.

외국의 경우를 보더라도 이 주제에 대해 많은 연구가 이루어졌다. 여기서는 최근에 이루어진 연구를 중심으로 간략히 살펴보기로 한다. 중국을 대상으로 한 연구를 보면

Yao et al.(2004)의 연구는 1998년에 31개 省에서 수집된 17,000 가구자료를 이용하여 省별로 농촌빈곤선과 빈곤인구비율을 추계하고, 빈곤결정에 영향을 미치는 요인들을 분석하고 있다. 이 이외에도 중국의 농촌빈곤을 다룬 것으로는 Jalan and Ravallion (1998), Gustafsson and Zhong(2000), Zhang and Wan(2006)의 연구를 들 수 있다. 이와 비슷한 연구로 방글라데쉬를 다룬 Kam et al.(2005), Nargis and Hossain(2006)의 연구, 인도의 경우를 다룬 Parker and Kozfi(2006)의 연구, 필리핀을 다룬 Fuwa(2007)의 연구를 들 수 있다. 남미를 대상으로 연구한 것은 먼저 Kay(2006)의 연구를 들 수 있다. 이 연구는 남미의 농촌빈곤 연구에 대해 조사한 논문이다. de Janvry and Sadoulet(2000)은 남미 8개국을 대상으로 인구를 가지고 가중평균하여 단일 통계로 만든 다음, 지역을 농촌과 도시로 구분하여 빈곤율 추이와 빈곤층의 제반 특성을 분석하고 있다. McKinley and Alarcon(1995)의 연구는 멕시코의 가구조사 자료를 이용하여 각 특성별로 빈곤정도를 추정하고 있다. Anyanwu(2005)는 아프리카 나이지리아의 자료를 이용하여 빈곤결정함수를 추계하여 빈곤결정 요인을 다각적으로 분석하고 있다.

농촌빈곤에 대해서는 다양한 연구가 이루어져 왔으나, 우리나라의 경우 최근에는 별로 이루어지지 않았다. 농촌빈곤에 대한 적절한 대책을 수립하기 위해서는 빈곤에 대해 다각적인 측면에서 심층적인 분석을 할 필요가 있다. 이 연구는 ‘농가경제통계’의 원자료를 이용하여 농촌빈곤의 결정요인을 분석하고, 빈곤층과 비빈곤층과의 소비실태를 비교하는 것이 주 내용이다.

먼저 제 2절에서는 빈곤선을 결정하고, 빈곤층과 비빈곤층간의 소득 및 소비수준에 대한 비교결과를 파악한다. 제 3절에서는 빈곤결정함수를 추계하고, 제 4절에서는 빈곤율에 대한 연령의 한계효과를 분석한다. 제 5절에서는 빈곤정도를 연령을 기준으로 요인분해를 하고, 제 6절에서는 이제까지의 논의에 대해 정리하고, 논의 결과에 대해 결론을 내리고자 한다.

2. 빈곤선의 결정 및 빈곤층과 비빈곤층과의 생활수준 차이

이 연구에서 농촌빈곤을 분석하기 위해 이용한 자료는 ‘농가경제통계’의 2003년 원 자료이다. 통계청에서는 농가경제상태, 즉 농가의 수입, 지출, 자산 및 부채 상태 등을 파악하기 위해 전국을 대상으로 표본을 설정하고, 이들 농가를 대상으로 수집된 정보를 바탕으로 매년 ‘농가경제통계’를 발표하고 있다. 이들 자료를 생성하기 위한 원자료

에는 여러 가지 정보가 들어있어 농가경제와 관련된 제반 사항들을 분석하기 편리하다. 따라서 본 연구에서는 이 원자료를 이용하여 농촌빈곤을 분석하고자 한다. 2003년 자료의 표본 수는 3,042호이다. 이 자료를 보면 일부 가구의 소득이 음수로 나타난다. 소득이 음수인 경우에는 분석 상 여러 가지 문제가 나타날 수 있기 때문에 이들을 제외하고 나머지 2,962호의 표본을 분석대상으로 한다. ‘농가경제통계’의 원자료를 이용하여 농촌빈곤을 분석하는데 약간의 문제점이 발생할 수 있다. 농촌빈곤층의 상당수는 농가보다는 비농가, 독거노인가정이나 조손가정 등인데 이들은 표본에서 제외되어 있다. 즉 표본이 농촌빈곤층의 상당 부분을 포함하지 않기 때문에 빈곤층의 현실을 제대로 파악할 수 없다는 단점이 있다. 그러나 자료 내용면, 조사지역, 표본 수 등에서 ‘농가경제통계’만한 자료가 거의 없는 실정이기 때문에 이 자료를 이용하여 농촌빈곤을 분석하기로 한다.

빈곤을 정의하는 방법은 여러 가지가 있다. 절대적인 측면에서 접근할 수도 있고, 상대적인 측면에서 접근할 수도 있다. 구체적으로 빈곤선을 결정하는 방법은 여러 가지가 개발되어 있다(Hagenaars, 1986). 이제까지 개발된 방법 중에는 다음과 같은 것이 있다. 기초생활필수품에 소요되는 비용을 모두 더하여 빈곤선으로 정하는 방식, 생활비 중 식료품이 차지하는 비율을 기준으로 빈곤선을 정하는 방식, 평균소득 또는 중위소득의 일정비율을 빈곤선으로 정하는 방식, 일정비율(10% 또는 20%)의 하위 계층을 빈곤층으로 정하는 방식, 각 개인의 주관적인 평가에 기초하여 빈곤선을 정하는 방식, 정부가 복지제도를 운영하기 위해 발표하는 수준을 빈곤선으로 정하는 방법, 그리고 각 개인의 사회활동참여도를 기준으로 빈곤선을 정하는 방법 등이 있다. 각 방법들은 나름대로 장점과 단점을 가지고 있다.

본 연구에서는 상대적인 측면에서 접근하여 평균소득의 50% 수준을 빈곤선으로 정하기로 한다. 여기서 문제가 되는 것은 두 가지이다. 하나는 평균소득, 중위소득 중 어느 것을 기준으로 하느냐 문제이고, 다른 하나는 평균소득 또는 중위소득의 몇 % 수준을 빈곤선으로 정하느냐는 문제이다. 일반적으로 소득의 편차가 매우 큰 경우 중위소득을 기준으로 하는 것이 합당하고, 그렇지 않은 경우는 평균소득을 사용하는 것이 바람직하다. 평균소득이나 중위소득의 몇 %를 기준으로 하느냐의 문제는 연구자에 따라 달라지는데, 극빈층의 실태를 파악하고자 하는 경우 30%, 40%가 사용되지만, 보통의 경우에는 50%가 많이 사용되고 있다. 일반적으로 농가소득은 비농가소득에 비해 편차가 작은 것으로 알려져 있다. 그리고 본 연구에서는 저소득 농가의 특성과 실태를 분석하는 것이 목적이기 때문에 평균소득의 50%를 빈곤선으로 정하고자 한다. 이렇게 할 경우 장점으로 들 수 있는 것은 무엇보다 계산이 편리하다는 점이다. 단점으로 가족

수에 따른 조정이 힘들다는 것과 빈곤선으로 정한 비율이 임의적이라는 점이다.

농가경제통계의 표본가구 2,962호의 2003년 평균소득은 2,846만 원으로 나타났다. 이 소득의 50% 수준인 1,423만 원을 2003년 농촌의 빈곤선으로 정하기로 한다. 이렇게 빈곤선을 정할 경우 표본가구 2,962호 중 빈곤가구는 768호(25.9%), 비빈곤가구는 2,194호(74.1)가 된다.

<표 1>은 빈곤층과 비빈곤층의 가구실태를 나타낸다. 남자 가구주의 비율은 빈곤가구와 비빈곤가구 모두 0.96으로 차이가 없다. 가구주의 연령은 비빈곤가구의 경우 56.7세, 빈곤가구는 62.9세로 빈곤가구가 높다. 교육연수는 비빈곤가구는 8.39년, 빈곤가구는 6.98년으로 비빈곤가구가 높다. 가구원 수는 비빈곤가구는 3.42명, 빈곤가구는 2.58명으로 비빈곤가구가 많다. 자산 보유상태를 보면 경지면적은 비빈곤가구는 6,973평, 빈곤가구는 4,603평으로 비빈곤가구가 크다. 여기서 빈곤층의 경지면적이 상당히 크고 그리고 표준편차도 크게 나타난 것은 경지면적이 큰 층의 다수가 빈곤층에 포함되었기 때문이다. 농가의 경우 당해 연도의 수확량이나 농산물가격의 동향에 따라 대농의 경우에도 소득수준이 아주 낮아질 수 있다. 이런 이유로 빈곤층의 경지면적이 크게 나타났다. 농업용고정자산은 비빈곤가구가 3,299만 원, 빈곤가구가 1,562만 원으로 2배 이상 차이가 난다. ‘농가경제통계’에서는 농업용고정자산은 토지를 포함하고 있지만 여기서는 토지를 별도로 분리시켰다. 따라서 본 연구의 농업용고정자산은 토지를 제외시킨 것이다. 기타자산은 총자산에서 토지와 농업용고정자산을 제외시킨 것인데, 비빈곤가구가 8,150만 원, 빈곤가구가 4,797만 원으로 뚜렷한 차이를 보이고 있다.

표 1. 표본가구 개황

	비빈곤가구	빈곤가구
남자가구주 비율	0.96 (0.204)	0.96 (0.194)
가구주 연령(세)	56.7 (10.3)	62.9 (11.5)
가구주 교육연수(년)	8.39 (3.61)	6.98 (3.78)
가구원 수(명)	3.42 (1.45)	2.58 (1.01)
경지면적(평)	6,973 (8,802)	4,603 (7,137)
농업용고정자산(토지 제외)(만원)	3,299 (5,542)	1,562 (2,972)
기타자산(만원)	8,150 (6,388)	4,797 (4,281)
가구 수	2,194	768

자료: 통계청, ‘농가경제통계(2003)’ 원자료

주: ()안은 표준편차

이제 빈곤가구와 비빈곤가구의 소득수준 및 소득구성 형태를 보기로 한다. 소득은 농업소득, 농외소득, 이전소득, 그리고 비경상소득으로 나누었다. 비경상소득은 복권당첨금, 교통사고 보상금 등 경영활동과 관계없이 우발적이거나 예측이 불가능한 소득을 말한다. 비빈곤가구의 호당 연평균소득은 3,520만 원이나 빈곤가구의 호당 평균소득은 918만원에 지나지 않는다. 소득구성 비율을 보면 비빈곤가구의 경우 농업소득이 43.7%, 농외소득이 34.3%, 이전소득이 6.6%, 그리고 비경상소득이 15.4%로 나타났다. 빈곤가구의 경우 농업소득이 27.7%, 농외소득이 29.1%, 이전소득이 15.7%, 그리고 비경상소득이 27.5%이다. 빈곤가구는 비빈곤가구에 비해 절대소득수준이 낮을 뿐만 아니라 농업소득과 농외소득이 가구소득에서 차지하는 비율도 낮다. 이것에서 빈곤가구의 경우 자신이 소득을 창출할 수 있는 능력이 매우 낮다는 것을 알 수 있다.

표 2. 소득상황

단위: 만 원

	비빈곤가구	빈곤가구
농가소득	3,520 (100.0)	918 (100.0)
농업소득	1,539 (43.7)	254 (27.7)
농외소득	1,208 (34.3)	267 (29.1)
이전소득	232 (6.6)	144 (15.7)
비경상소득	541 (15.4)	253 (27.5)

자료: <표 1>과 동일

주: ()안은 각 항목이 차지하는 비율

‘농가경제통계’에는 가구별 소비금액이 11개 항목으로 구분되어 조사되어 있다. 이제 빈곤층과 비빈곤층과의 가구별 소비지출과 1인당 소비지출을 비교함으로써 두 그룹간의 생활수준을 비교하고자 한다. 이것은 <표 3>에 나타나 있다.

먼저 가구별 소비수준을 보면 모든 항목에서 비빈곤층의 소비금액이 빈곤층보다 높고, 이 차이가 주거비를 제외하고는 모두 1% 수준에서 유의성이 있다. 소비지출 합계를 보면 비빈곤가구는 2,049만 원인데 비해, 빈곤가구의 경우 1,146만 원으로, 비빈곤층의 56%에 지나지 않는다. 주요 항목을 보면 식료품비의 가구당 지출액은 비빈곤층이 501만 원, 빈곤층의 경우 330만 원이고, 교통통신비의 가구당 지출액은 비빈곤층은 240만 원이나 빈곤층의 경우 115만 원에 지나지 않는다.

이제 가구원 1인당 소비수준을 알아보기로 하자. 주거비와 보건의료비를 제외하고는 비빈곤층이 빈곤층보다 소비 지출액이 많고, 이 차이가 1% 수준에서 유의성이 있다.

1인당 소비지출 합계금액은 비빈곤층의 경우 643만 원이나, 빈곤층의 경우 453만 원이다. 식료품비의 1인당 소비 지출액은 비빈곤층의 경우 158만 원이나 빈곤층의 경우 134만 원이고, 교통통신비는 비빈곤층의 경우 70만 원이나 비빈곤층이 경우 42만 원에 지나지 않는다.

빈곤층과 비빈곤층 사이에 주거비의 차이가 별로 없는 것은 농민들의 경우 대부분 자기 집을 소유하고 있어 주거비를 지출하는 경우가 많지 않고, 그리고 자기 집이 있는 경우 주거비를 지불하지 않기 때문에 빈곤 여부가 주거비 지출액에 별로 영향을 미치지 않기 때문이라 판단된다. 의료비 지출액의 경우 빈곤층과 비빈곤층 사이에 차이가 없는 것은 빈곤층에는 노년층이 많은데, 노년층의 경우 타 연령층에 비해 의료비가 보다 많이 소요되는데 연유하는 것으로 보인다.

전체적으로 비빈곤층과 빈곤층 사이에 소비지출액의 차이가 많다. 이것은 비빈곤층과 빈곤층 사이에 생활수준의 차이가 크다는 것을 나타낸다. 즉 소득수준의 차이가 바로 생활수준의 차이로 연결되는 셈이다.

표 3. 빈곤층과 비빈곤층의 연간 소비 지출액

단위: 만 원

지출항목	가구당 소비수준		1인당 소비수준	
	비빈곤층	빈곤층	비빈곤층	빈곤층
식료품비	501	330	158	134
주거비	50 <i>a</i>	32 <i>a</i>	18 <i>a</i>	13 <i>a</i>
광열수도비	107	75	34	30
가구가사 용품비	59	33	19	13
피복신발비	69	30	20	11
보건의료비	140	111	48 <i>a</i>	48 <i>a</i>
교육비	106	40	24	10
교양오락비	55	27	17	10
교통통신비	240	115	70	42
감가상각비	202	111	62	43
기타소비지출	520	243	173	99
소비지출계	2049	1146	643	453

주: t-검정을 한 결과 *a*로 표시한 것을 제외하고는 모두 평균의 차이가 1% 수준에서 유의성이 있음.

3. 빈곤결정함수의 추계

이제 빈곤여부에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해 빈곤결정함수를 추계하기로 한다. 빈곤결정함수를 추계할 경우 종속변수는 빈곤여부가 된다. 종속변수가 빈곤여부처럼 질적인 변수인 경우에는 로짓(logit) 또는 프로빗(probit) 모형을 사용하는 것이 바람직하다. 여기에서는 프로빗 모형을 사용하여 빈곤결정함수를 추계하기로 한다.

프로빗(probit) 모형을 사용할 경우 개인 i 가 빈곤층에 속할 확률(P_i)은 (1), (2)식과 같이 나타낼 수 있다. 여기서 $F(Z_i)$ 는 누적표준정규분포함수를 나타내고, $F^{-1}(P_i)$ 은 그것의 역함수를 나타낸다. μ 는 평균이 0, 분산이 1인 정규분포를 하는 확률변수를 나타내고, X 는 빈곤여부의 결정에 영향을 미치는 독립변수의 벡터를 나타낸다.

$$P_i = F(Z_i) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{Z_i} e^{-s^2/2} ds \quad (1)$$

$$Z_i = F^{-1}(P_i) = \alpha + \beta X_i \quad (2)$$

이제 빈곤결정함수를 추계하기 위해 어떤 변수를 사용할 것인가를 생각해보기로 하자. 여기서는 가구소득이 평균소득의 50% 이하가 되는 계층을 빈곤층으로 정의했기 때문에 빈곤여부를 결정하는 것은 소득을 결정하는 요인과 비슷하다고 할 수 있다. 일반적으로 임금소득을 결정하는 요인으로 각 개인의 인적자본 축적량을 들 수 있다. 즉 성별, 연령, 학력 등을 들 수 있다. 일반적으로 연령이 증가하면 소득이 증가하다가 어느 수준을 넘으면 소득이 감소하기 시작한다. 따라서 연령은 2차함수 형태를 사용하는 것이 바람직하다. 이 이외에도 가구원 수를 포함시키기로 한다. 농민은 근로자이면서 동시에 개인사업자이기 때문에 자산 상태에 의해서도 소득결정이 영향을 받는다. 여기서는 토지, 농업용 고정자산, 그리고 기타 자산을 포함시키기로 한다. 이들 변수들은 독립변수 상호간에 영향을 미칠 수 있다. 그리고 소득이 자산의 형성에도 영향을 미치기 때문에 모형의 내생성 문제도 발생할 수 있다. 이런 문제점이 있지만 이들 변수를 포함하여 빈곤결정함수를 추정하기로 한다.

이런 기본적인 변수 이외에도 몇 가지 다른 요인들을 생각할 수 있다. 먼저 지역변수들을 생각할 수 있다. 똑같은 양의 인적자본과 물적자본을 가지고 있더라도 지역에 따라 시장접근 등에서 차이가 나기 때문에 소득수준이 달라질 수 있다. 여기서는 지역은 5개, 즉 수도권(서울, 인천, 경기), 강원도, 충청도(대전, 충남, 충북), 전라도(광주, 전남,

전북, 제주), 경상도(부산, 대구, 울산, 경남, 경북)로 구분하기로 한다. 지역을 나타내는 변수는 더미변수로 나타내기로 하고, 수도권을 기본으로 제외시켰다.

다음으로 생각해볼 수 있는 변수는 영농형태이다. 똑 같은 자본을 투입하더라도 영농형태가 달라지면 소득이 달라질 수 있다. 여기서는 영농형태를 논벼, 과수, 채소, 그리고 기타로 구분하기로 한다. 이들도 더미변수로 처리하기로 하는데, 기타를 기본으로 제외시키기로 한다. 이제까지 설명한 변수들을 다음과 같다.

P_i : 빈곤가구이면 1, 비빈곤가구이면 0

SEX: 가구주가 남자이면 1, 여자이면 0

AGE: 가구주 연령(세)

AGESQ: 가구주 연령의 제곱

SCHYR: 가구주의 교육연수

FAMNU: 가구원 수

LLAND: 경지면적(평)의 자연대수치

LAFAS: 농업용 고정자산의 자연대수치

LOHAS: 기타자산의 자연대수치

GANDUM: 지역이 강원도이면 1, 그렇지 않으면 0

CHUDUM: 지역이 충청도(대전, 충남, 충북)이면 1, 그렇지 않으면 0

JUNDUM: 지역이 전라도(광주, 전남, 전북, 제주)이면 1, 그렇지 않으면 0

GYUDUM: 지역이 경상도(부산, 대구, 울산, 경남, 경북)이면 1, 그렇지 않으면 0

TYDUM1: 영농형태가 논벼농가이면 1, 그렇지 않으면 0

TYDUM2: 영농형태가 채소농가이면 1, 그렇지 않으면 0

TYDUM3: 영농형태가 과수농가이면 1, 그렇지 않으면 0

그러면 이제까지 설명한 변수들을 이용하여, (1), (2)식에 의해 빈곤결정함수를 추정하고자 한다. 빈곤결정함수의 추정결과는 <표 4>와 같다. 먼저 (가) 식을 보면 사용된 독립변수는 가구주의 인적자본과 가구의 자산 상황을 나타내는 변수들이다. 먼저 성별을 나타내는 *SEX*를 보면 양의 값을 나타내나 계수가 5% 수준에서 유의성이 없다. 즉 가구주의 성별은 빈곤여부에 영향을 미치지 않는다는 것을 알 수 있다. 다음으로 연령을 보면 *AGE*는 음의 값을 나타내고 *AGESQ*는 양의 값을 나타낸다. 이것은 연령이 증가함에 따라 빈곤층이 될 확률이 감소하다가 어느 수준을 넘어서면 다시 증가한다는

표 4. 농촌빈곤결정함수

	(가)	(나)	(다)
<i>constant</i>	10.6011 (0.7643)**	10.6235 (0.7700)**	10.6381 (0.7705)**
<i>SEX</i>	0.3488 (0.1466)*	0.3404 (0.1468)*	0.3437 (0.1466)*
<i>AGE</i>	-0.1728 (0.0233)**	-0.1721 (0.0233)**	-0.1750 (0.0234)**
<i>AGESQ</i>	0.0016 (0.0002)**	0.0015 (0.0002)**	0.0016 (0.0002)**
<i>SCHYR</i>	0.0003 (0.0086)	0.0003 (0.0087)	0.0012 (0.0087)
<i>FAMNU</i>	-0.2451 (0.0274)**	-0.2451 (0.0275)**	-0.2469 (0.0274)**
<i>LLAND</i>	-0.1858 (0.0327)**	-0.1827 (0.0329)**	-0.1913 (0.0339)**
<i>LAFAS</i>	-0.0583 (0.0244)*	-0.0583 (0.0246)*	-0.0451 (0.269)
<i>LOHAS</i>	-0.5064 (0.0433)**	-0.5091 (0.0440)**	-0.5077 (0.0436)**
<i>GANDUM</i>		-0.0020 (0.1199)	
<i>CHUDUM</i>		-0.0407 (0.1022)	
<i>JUNDUM</i>		-0.1024 (0.0992)	
<i>GYUDUM</i>		-0.0169 (0.1014)	
<i>TYDUM1</i>			0.0307 (0.0697)
<i>TYDUM2</i>			-0.1121 (0.1044)
<i>TYDUM3</i>			-0.0643 (0.0833)
Log likelihood	-1365.1	-1364.0	-1363.9
Prob> χ^2	0.00	0.00	0.00

주: 1) ()안은 표준오차

2) **: 1% 수준에서 유의

*: 5% 수준에서 유의

것을 나타낸다. 교육연수를 나타내는 *SCHYR*의 계수는 양의 값을 나타내나 계수 값에 비해 표준오차가 너무 커서 유의성이 거의 없다. 즉 교육정도는 빈곤여부를 결정하는데 거의 영향을 미치지 않는다는 것을 나타낸다. 가구원 수를 나타내는 *FAMNU*는 음의 값을 나타내고, 1% 수준에서 유의성이 있다. 이것은 가구원 수가 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 감소한다는 것을 나타낸다.

경지면적의 자연대수치를 나타내는 *LLAND*, 농업용 고정자산의 자연대수치를 나타내는 *LAFAS*, 그리고 기타자산의 자연대수치를 나타내는 *LOHAS*의 계수 모두 음의 값을 나타내고, 5% 수준에서 유의성이 있다. 즉 경지면적이 증가할수록, 농업용 고정자산의 금액이 증가할수록, 그리고 기타 자산의 금액이 증가할수록 빈곤층이 될 가능성이 감소한다는 것을 나타낸다.

다음으로 (나)식을 보면 이 식은 (가)식에 지역을 나타내는 변수들을 추가한 것이다. 지역을 나타내는 변수들을 보면 네 변수 모두 계수가 음의 값을 나타내나 5% 수준에서 유의성이 없다. 이것에서 다른 조건이 같을 경우 농민이 어느 지역에 사느냐의 문제는 빈곤층이 될 확률에 거의 영향을 미치지 않는다는 것을 나타낸다.

그 다음으로 (다)식을 보면 이 식은 (가)식에 영농형태를 나타내는 변수들을 추가시킨 것이다. 이 계수들은 일부는 양의 값을 나타내고 일부는 음의 값을 나타내지만, 이들은 모두 5% 수준에서 유의성이 없다. 이것은 다른 조건이 같으면 어느 영농형태를 선택하는지가 빈곤여부에 영향을 미치지 않는다는 것을 나타낸다.

4. 연령의 빈곤율에 대한 한계효과

<표 4>의 빈곤결정함수의 추정결과를 보면 개인의 속성을 나타내는 변수 중에서 성별이나 학력은 빈곤여부의 결정에 영향을 미치지 못하나 연령은 뚜렷이 영향을 미치고 있다. 즉 54세를 기준으로 그 이전에는 연령이 증가하면 빈곤층이 될 확률이 감소하지만 그 이후부터는 연령이 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 여기서는 연령과 빈곤과의 관계를 보다 심층적으로 분석하기로 한다. 50대 이후 연령이 증가하면 빈곤층이 될 확률이 증가하지만 그 정도는 연령에 따라 다르기 때문에,

¹ 빈곤층이 될 가능성이 제일 낮은 연령을 구하려면 추정식을 *AGE*에 대해 편미분한 것을 0으로 하는 값을 구하면 된다. 이렇게 할 경우 빈곤층이 될 확률이 제일 낮은 연령은 54세이다

각 연령대에 따라 그 정도가 얼마인지 파악하는 것은 빈곤현상을 파악하는데 꼭 필요하다. 따라서 이 절에서는 연령의 빈곤율에 대한 한계효과, 즉 연령이 1세 증가함에 따라 빈곤층이 될 확률이 어떻게 변하는가를 구해보기로 한다. 보통최소자승법(OLS)으로 회귀방정식을 구한 경우에는 각 변수의 계수가 그 변수의 한계효과를 나타낸다. 프로빗 함수로 추정된 경우에는 다른 방법으로 한계효과를 구해야 하는데, (3)식을 이용하게 되면 각 변수의 한계효과를 구할 수 있다.

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \frac{\partial F(Z_i)}{\partial Z_i} \frac{\partial Z_i}{\partial X_i} \quad (3)$$

여기서 $F(Z_i)$ 는 누적표준정규분포함수인데 그것을 Z_i 로 편미분하게 되면 표준정규분포함수가 된다. 그것을 $f(Z_i)$ 로 나타내기로 하면 (3)식은 (4)식과 같아진다.

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = f(Z_i) \frac{\partial Z_i}{\partial X_i} \quad (4)$$

$\frac{\partial Z_i}{\partial X_i}$ 는 Z_i 를 X_i 로 편미분한 것으로, (2)식을 보게 되면 이것은 프로빗 함수식의 각 계수가 된다. 여기서는 <표 3>의 (가)식을 이용하여 연령의 한계효과를 구하고자 한다.

연령의 경우에는 연령(AGE)과 연령의 제곱(AGESQ)이 있기 때문에 $\frac{\partial Z_i}{\partial X_i} = -0.1728 + 2 * 0.0016 * AGE$ 가 된다. 여기서 AGE는 각 연령대의 평균연령, 즉 40대 이하의 44.5세, 50대는 54.5세, 60대는 64.5세, 그리고 70대 이상은 74.5세를 사용하였다.

(4)식을 이용하여 각 연령대별로 연령의 한계효과를 구한 결과는 <표 5>와 같다. 40대 이하의 경우 연령이 1세 증가하면 빈곤층이 될 확률은 0.77% 감소한다. 50대의 경우 연령이 1세 증가하면 빈곤층이 될 확률은 0.039% 증가하고, 60대의 경우 1.09% 증가하고, 그리고 70대의 경우 2.59% 증가하는 것으로 나타났다. 전체적으로 연령층이 높아질수록 연령이 1세 증가할 때 빈곤층이 될 확률이 증가한다.

표 5. 연령의 빈곤율에 대한 한계효과

연령	빈곤율(P_i)	Z_i	$f(Z_i)$	연령의 한계효과
40대 이하	0.1702	-0.9535	0.2532	-0.0077
50대	0.1583	-1.0016	0.2416	0.00039
60대	0.2618	-0.6378	0.3255	0.0109
70대 이상	0.5556	0.1398	0.3951	0.0259

5. 빈곤정도의 요인분해

이제 빈곤정도를 연령대별로 요인분해 하여 각 연령대가 전체 농촌빈곤 형성에 어느 정도 기여하는가를 분석하기로 한다. 이렇게 하면 빈곤현상과 빈곤정도를 보다 심층적으로 파악할 수 있다. 이를 알기 위한 가장 기본적인 정보는 전체 빈곤가구 중에서 각 연령대가 차지하는 비율, 즉 빈곤가구비율을 구하는 것이다. 이 지수는 몇 가지 한계점이 있기 때문에 다른 지수를 이용하기로 한다. 빈곤의 정도를 측정하는 지수는 여러 가지가 개발되어 있다. 현재 많이 사용되는 것 중의 하나가 Foster, Greer and Thorbecke(1984)에 의해 개발된 지수이다. 일반적으로 이것은 FGT 지수라고 불리는데 (5)식과 같이 나타내어진다.

$$FGT_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{y_i < z} \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (5)$$

여기서 n 은 전체가구수를 나타내고, y_i 는 각 가구의 소득을 나타내고, 그리고 z 는 빈곤선을 나타낸다. 여기서 빈곤가구수를 q 라고 하기로 하자.

먼저 $\alpha=0$ 이면 $FGT_0 = \frac{q}{n}$ 가 되어 빈곤가구비율(head count ratio)이 된다. 이 지수는 계산하기 편리해서 많이 사용되지만, 몇 가지 문제점을 가지고 있다. 빈곤층의 소득이 감소하거나 빈곤층 내부에서 분배가 더욱 불평등해질 경우 빈곤지수의 값을 올려야 하는 것이 이상적이지만, 빈곤가구비율의 값은 불변이어서 이런 상황을 반영하지 못한다는 것이다.

다음으로 $\alpha=1$ 이면 $FGT_1 = \frac{1}{n} \sum_{y_i < z} \left(\frac{z - y_i}{z} \right)$ 은 빈곤갭(poverty gap) 비율을 나타낸다. 이것은 빈곤의 심한 정도(depth of poverty)를 나타낸다.

$\alpha=2$ 이면 $FGT_2 = \frac{1}{n} \sum_{y_i < z} \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2$ 가 되는데 이 지수는 빈곤갭의 제곱을 이용하기 때문에 저소득층에 가중치가 더해진다.

이제 $\alpha=1$ 인 경우, 즉 빈곤갭 비율을 이용하여 빈곤정도를 연령별로 요인분해하고자 한다. 먼저 빈곤층을 K 개의 그룹으로 나눈 경우, 각 그룹의 가구 수를 n_k , 빈곤가구수를 q_k 라고 하기로 하자. 이 경우 $\sum_{k=1}^K n_k = n$, $\sum_{k=1}^K q_k = q$ 가 된다. 각 부분그룹의 FGT지수를 $FGT_{\alpha}(k)$ 라고 표시하기로 하면 다음과 같이 FGT_{α} 는 (6)식과 같이 나

타낼 수 있다.

$$FGT_{\alpha} = \sum_{k=1}^K \left(\frac{n_k}{n}\right) FGT_{\alpha}(k) \quad (6)$$

이제 부분 그룹 k 가 전체 빈곤정도에 기여하는 것은 (7)식과 같다.

$$\frac{\left(\frac{n_k}{n}\right) FGT_{\alpha}(k)}{FGT_{\alpha}} \quad (7)$$

$\alpha=1$ 인 경우, 즉 빈곤갭비율 지수를 이용하여 빈곤정도를 연령별로 요인 분해한 것은 <표 6>에 나타나 있다. 전체 농촌빈곤 중에서 40대 이하가 기여하는 것은 17.6%, 50대가 기여하는 것은 16.3%, 60대가 기여하는 것은 32.6%, 그리고 70대 이상이 기여하는 것은 33.5%로 나타났다. 연령대별로 가구비율은 40대 이하가 24.0%, 50대가 24.3%, 60대가 36.5%, 그리고 70대 이상이 15.2%이다. 이것에서 보면 70대 이상 연령층이 농촌빈곤의 형성에 제일 많이 기여할 뿐 아니라, 가구비율보다 훨씬 높은 비율로 빈곤형성에 기여하고 있다.

표 6. 빈곤정도의 요인분해

연령	빈곤갭 비율	빈곤갭 비율의 요인분해 (A)	가구비율 (B)	A-B
40대 이하	0.068	17.6	24.0	-6.4
50대	0.062	16.3	24.3	-8.0
60대	0.082	32.6	36.5	-3.9
70대 이상	0.203	33.5	15.2	18.3
합계		100.0	100.0	0.0

6. 결론

이제까지 2003년 ‘농가경제통계’의 원자료를 이용하여 농촌빈곤의 결정요인 및 빈곤층의 제반 특성에 대해 고찰하였다. 빈곤선은 평균소득의 50%인 1,423만원으로 정하였다. 전체적으로 빈곤층과 비빈곤층 사이에 소득 및 소비 수준의 차이가 많이 나는 것으로 나타났다.

빈곤결정함수의 추정결과를 보면 성별이나 학력은 빈곤여부에 거의 영향을 미치지 않았다. 연령이 증가하면 처음에는 빈곤층이 될 확률이 감소하다가 54세를 넘으면 연령이 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 그리고 경지면적, 농업용 고정자산, 그리고 기타 자산이 증가할수록 빈곤층이 될 확률이 감소하는 것으로 나타났다.

연령과 빈곤과의 관계를 보면 60대의 경우 연령이 1세 증가하면 빈곤층이 될 확률이 1.09% 증가하나, 70세 이상의 경우 연령이 1세 증가할 때 빈곤층이 될 확률이 2.59% 증가하는 것으로 추정된다. 즉 연령이 증가할수록 빈곤계층이 될 확률이 높아진다는 것을 알 수 있다. 이와 함께 빈곤갭 비율을 이용하여 빈곤정도에 대해 요인분해를 할 경우 60대가 차지하는 비율은 32.6%이나, 70대 이상이 차지하는 비율은 33.5%이다. 표본의 가구비율이 60대의 경우 36.5%, 70대 이상의 경우 15.2% 인 것을 보면 70대 이상 연령층이 농촌빈곤 형성에 크게 기여하고 있는 것을 알 수 있다.

이상에서 보면 농촌빈곤의 원인은 크게 두 가지로 나누어 생각할 수 있다. 하나는 농촌에 다수 거주하는 노인층 때문이고, 다른 하나는 토지나 기타 자산이 부족한 계층 때문이다. 농가소득은 비경상소득을 제외하면 농업소득, 농외소득, 그리고 이전소득으로 이루어진다. 농촌빈곤을 감소시키려면 이들 중 하나 이상을 증가시켜야 한다.

농가소득을 높이기 위해서는 가장 기본적인 것은 농업생산성을 높이고, 농산물 가격이 일정수준 이상으로 유지되어야 한다는 것이다. 이것만으로는 빈곤문제 해결에 한계가 있다. 먼저 노령화로 인해 발생하는 빈곤문제는 농업문제가기 보다는 사회전체의 문제이다. 현재 우리나라에서도 연금제도 등 노인복지를 위한 여러 정책을 입안하고 일부는 실시 중에 있다. 농촌빈곤을 해결하기 위해서는 노년층을 위한 제반 복지정책이 확대되어야 할 것이다.

보유 자산 부족으로 소득을 창출할 수 있는 기반이 약해 빈곤층이 된 사람에게는 기본생활을 할 수 있는 소득을 제공함과 동시에 소득을 창출할 수 있는 다른 기회를 제공하는 것이 바람직하다고 생각된다.

우리나라가 선진복지국가로 나아가기 위해서는 해결해야 할 과제가 많지만 그 중에서 빈곤문제 해결이 가장 중요하다. 현재 농촌에는 도시보다 상대적으로 빈곤인구비율이 높다. 이들 문제를 해결하기 위해서는 보다 많은 제도적인 뒷받침과 재정적인 지원이 있어야 할 것이다.

참고 문헌

- 송영남. 2007. “지역간 빈곤격차의 변화에 관한 연구.” 「산업경제연구」 20(1): 17-38.
- 이은우. 1996. “저소득층의 경제적 특성에 관한 지역간 비교 분석.” 「경제발전연구」 2, 319-339.
- 이은진. 1981. “농촌에서의 빈곤.” 「농촌경제」 4(3): 116-127.
- 정명채(1982), “농촌빈곤의 사회경제적 특성.” 「농촌사회」 2, 191-233.
- Anayan, J. C. 2005. “Rural poverty in Nigeria: profiles, determinants and exit paths.” *African Development Bank* 17, 435-460.
- de Janvary, A and E. Sadoulet. 2000. “Rural poverty in Latin America: Determinants and exit path.” *Food Policy* 25, 389-409.
- Foster, J., J. Greer and E. Thorbecke. 1984. “A class of decomposable poverty measures.” *Econometrica* 52, 761-766.
- Fuwa, N. 2007. “Pathway out of rural poverty: a case study in socio-economic mobility in the rural Philippines.” *Cambridge Journal of Economics* 31, 123-144.
- Gustafsson, B. and W. Zhong. 2000. “How and why has poverty in China changed? A study based on microdata for 1988 and 1995.” *The China Quarterly* 164, 983-1006.
- Jalan, J. and M. Ravallion. 1998. “Transient poverty in postreform rural China.” *Journal of Comparative Economics* 26, 338-357.
- Hagenaars, A. J. M. 1986. *The Perception of poverty*. North-Holland.
- Kam, S. et al. 2005. “Spacial pattern of rural poverty and their relationship with welfare-influencing factors in Bangladesh.” *Food Policy* 30, 551-567.
- Kay. 2006. “Survey Article: Rural poverty and development strategies in Latin America.” *Journal of Agrarian Change* 6, 455-508.
- McKinley, T. and D. Alarcon. 1995. “The prevalence of rural poverty in Mexico.” *World Development* 23, 1575-1585.
- Nargis, N. and M. Houssain. 2006. “Income dynamics and pathways out of poverty in Bangladesh, 1988-2004.” *Agricultural Economics* 35, 425-435.
- Parker, B. and V. Kozel. 2007. “Understanding poverty and vulnerability in India’s Uttar Pradesh and Bihar: a Q-squared approach.” *World Development* 35, 296-311.
- Yao, S., Z. Zhang and L. Hanmer. 2004. “Growing inequality and poverty in China.” *China*

Economic Review 15, 145-163.

Zhang, Y. and G. Wan. 2006. "The impact of growth and inequality on rural poverty in China."

Journal of Comparative Economics 34, 694-712.

원고 접수일: 2007년 7월 18일
원고 심사일: 2007년 7월 30일
심사 완료일: 2007년 9월 20일