

노인빈곤 영향요인에 관한 다층분석

모지환 · 함철호

이 연구는 한국복지패널 제1차년도(2006년) 자료를 통해 노인과 노인가구를 대상으로 빈곤 영향요인을 탐색하는 다층모형(multi-level) 분석을 시도하였다. 분석 결과 개인 수준에서는 배우자 유무, 경제활동 유무를 제외한 성별, 건강상태, 순재산 규모, 교육 연수가, 집단수준에서는 지역이 노인의 빈곤에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 이러한 연구결과는 생애주기별 고용의 질을 확보하는 대책, 기본소득(basic income) 제도의 도입, 지역적으로 차별화된 노인빈곤대책 모색의 필요성을 시사한다.

주제어 : 노인빈곤, 한국복지패널, 노인빈곤 영향요인, 다층분석

모지환 대불대학교 사회복지학과 조교수(사회복지학). jhmc386@hanmail.net (교신저자)
함철호 광주대학교 사회복지학부 조교수(사회복지학). linkhewedaum@hanmail.net

* 이 논문은 한국노인복지학회 2009년 춘계학술대회에서 발표했던 초고를 수정 및 보완한 것입니다.

1. 서론

우리나라 노인들의 노후준비 실태를 살펴보면 노인의 28.3%만이 경제적인 노후생활준비를 하고 있어, 경제적 안정이 노후의 가장 큰 관심사이며, 삶의 질에 영향을 미치는 요인으로 작용할 것임을 볼 수 있다(정경희, 2005: 53-54). 경제위기 이후 한국의 빈곤 문제 중 노인빈곤은 가장 심각한 상황에 놓여 있다. 2002년 현재 노인의 절대빈곤율은 9.27%로 전체의 4.94%보다 높은 수준이며, 상대빈곤을 기준으로 할 때 17.35%로 전체 9.53%에 비해 높은 수준이다(최현수·류연규, 2003).

노인빈곤은 그동안 노인복지의 주요한 대상으로 사회적 대책이 확충되어 왔지만, 아직 노후소득보장제도의 불충분으로 노인들의 대다수가 경제적 어려움¹⁾에 시달리고 있다. 홀로 사는 노인의 증가, 전통적 가족부양의 한계 등으로 정책적 개입의 요구는 증가한 반면, 현실적으로는 국민연금제도의 미성숙, 국민기초생활보장제도의 부양의무자 기준에 따른 노인 적용대상의 제한, 기초노령연금 급여수준의 비현실성 등 관련 정책들이 실질적인 기능을 하지 못하는 것에서 기인하는 것으로 지적(구인회 외, 2007)되고 있다.

각 국가들은 노년기의 빈곤을 사회적 위협으로 보고 사회적으로 노후소득보장에 대한 대책을 마련하고 있다.²⁾ 노후소득보장이란, 노년기의 노령, 퇴직 등으로 인한 소득 상실의 위험에 대비한 사회적 차원의 대책으로서 노인이 빈곤에서 벗어나 인간다운 삶을 유지할 수 있도록 최소한의 소득을 확보해주는 활동이다. 우리나라에서 실시되고 있는 직접적인 소득보장제도로는 공적연금제도, 국민기초생활보장제도, 기초노령연금제도 등이 있으며, 간접적인 소득보장제도로는 경로우대제

1) 통계청의 2005년 사회통계조사결과에 따르면 노인(60세 이상) 중 45.8%가 가장 큰 문제로 경제적인 어려움을 꼽았다.

2) 예를 들어, 미국의 경우 65세 이상 노인빈곤율이 1967년에는 28.1%로 65세 미만 인구의 빈곤율 11.8%의 두 배 이상이었으나 공적연금(OASI)과 같은 노인 정책에 힘입어 1984년에는 12.4%로 줄어들어 65세 미만 인구의 빈곤율 14.5%보다 오히려 낮아진 것으로 드러났다(Hurd, 1990; 홍백의, 2005: 276에서 재인용).

도, 고용증진, 생업지원제도, 세제감면제도 등이 있으나 실효성에 대한 다양한 비판이 제기되고 있는 실정이다.³⁾ 이는 노인의 빈곤에 영향을 미치는 요인들을 면밀히 분석하고, 이를 통해 정책적 대안을 수립할 필요성을 제고시키는 상황을 반증하고 있다.

이 연구에서는 한국복지패널조사 자료분석을 통해 노인빈곤의 영향 요인에 대해 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 통해 투입변수들에 따른 노인빈곤 영향요인에 대한 이해를 심화시키고, 궁극적으로 심각한 사회문재인 노인의 빈곤문제에 대응할 수 있는 탈빈곤정책 방향을 제시할 수 있을 것이다. 노인빈곤은 다양한 요인들이 복합적으로 작용하여 나타나는 현상으로 간주되고 있다. 어느 한 시점에서 발생하는 하나의 사건이라기보다는 역동적이며 진행적인 과정이다. 따라서 노인빈곤의 원인을 밝히기 위해서는 노인빈곤에 영향을 미치는 다양한 변수들과 이들 변수들 간의 조합적인 관계를 밝히는 것이 중요하다. 선행 연구에서 확인된 노인빈곤 영향요인들을 검증하고, 상대적으로 소홀히 다루어진 지역 간 노인빈곤 양상의 차이와 영향요인을 탐색해 봄으로써 노인빈곤에 대한 사전개입 즉 예방적 개입의 효과성을 확인해 보고자 한다. 또한 그간 주로 로지스틱 회귀분석(logistic regression)을 이용하여 분석한 결과들에서 나타날 수 있는 분석방법의 한계⁴⁾를 다층분석

3) 김대철·권혁진(2007)은 재정안정화를 통한 제도의 장기 지속가능성 확보가 중요하지만 장래 노후빈곤은 현재 연금 사각지대 문제와 직결되어 있다는 판단 하에서, 연금 사각지대 존재유무에 따른 노후빈곤 효과를 살펴보았다. 그 결과, 절대적 빈곤선(1인 최저생계비)을 기준으로 사각지대가 존재하지 않을 때의 노후빈곤 완화효과가 사각지대가 존재하는 경우에 비해 약 50% 정도 더 크게 나타났다. 따라서 제도성숙과 함께 노후빈곤을 완화하기 위해서는 현행 사회보험방식 국민연금제도가 안고 있는 연금 사각지대 문제를 소득관리체계의 개선, 납부예외 허용범위 축소 등을 통해 줄이려는 노력을 병행해야 할 것(김대철·권혁진, 2007: 271)이라고 제안하고 있다.

4) 다층자료를 개인수준에서 분석하는 것은 관찰단위의 독립성 가정을 만족하지 못하며, 집단수준의 분석에서 개인의 정보를 집계화하여 사용하는 것은 집체화의 오류와 생태학적 오류를 범할 수 있다. 즉 회귀계수의 표준오차를 과소 추정하여 통계적 유의성을 지나치게 크게 부여하는 오류를 범하기 쉽다는 것이다. 특히 다층자료에서 표집단위인 집단의 임의효과가 존재하는 경우에는 다층모형이 회귀분석도형보다 더 적절하다는 지적이다. 자세한 내용은 강상진(1995; 1998), Kang(2006)과 Raudenbush & Bryk(2002) 등을 참조바람.

(multi-level analysis) 방법을 시도하여 분석방법 선택의 지평을 확대하여 후속 연구에 기여할 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 연구목적을 수행하기 위한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 노인빈곤에 영향을 미치는 지표 변수들은 무엇인가?

연구문제 2. 노인빈곤에 영향을 미치는 요인들은 개인수준과 집단수준에서 어떻게 차이가 나는가?

2. 선행연구 검토

최현수·류연규(2003)는 통계청의 가구소비실태조사를 이용하여 노인 빈곤에 대해 실증분석하였다. 이들의 연구에 따르면 성별로는 여성 노인이 남성 노인에 비해 5~6% 빈곤율이 높고, 교육수준이 낮아질수록 빈곤율도 높아진다고 한다. 반면, 연령은 증가할수록 빈곤율은 감소하는 것으로 드러났다. 홍백의(2005)는 최현수·류연규(2003)가 연령이 증가함에 따라 빈곤율이 높아지지 않는 이유를 경제활동이 가능한 가구원과 동거하는 비중이 증가하기 때문⁵⁾이라고 주장한데 대해서 연령에 따른 가구원수의 변화를 살펴보면서 경제활동 가구원과의 동거가 늘어나는 것은 주로 독신 노인의 경우이며, 부부의 경우에는 연령이 증가하여도 경제활동 가구원과의 동거 가능성에 거의 변화가 없으며 이들의 경제 상태는 연령이 증가함에 따라 급속히 악화되는 것으로 드러났다는 근거를 제시하여 연령이 증가함에 따라 빈곤의 가능성이 높아지는 것이 논리적으로 타당하다고 반박하고 있다(홍백의, 2005: 283-284).

한국노동패널조사 자료를 이용하여 노인 빈곤의 원인을 탐구한 홍백의(2005)는 외국의 연구들을 검토하면서 노인의 빈곤 위험에 영향을 미치는 것으로 드러난 요인들로 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준, 과거 노동경력 등을 직시하고 있다. 기존 국내 연구들은 노인빈곤과 관련된 요인들의 영향을 분절적으로 인식하여 총체적인 영향을 분석하지 못했

5) 즉, 연령이 증가함에 따라 경제활동을 하는 다른 가구원이 부양할 가능성이 높아져 고령 노인의 빈곤율이 오히려 저령 노인의 빈곤율보다 낮다는 것이다.

다고 비판하면서 노인빈곤에 대한 실태파악에 머무르고 노인빈곤의 구체적 원인을 밝히는데 많은 한계를 가지고 있다(홍백의, 2005: 278)고 지적한다. 특히 과거의 고용형태와 직종 그리고 생애근로기간 등이 노후의 빈곤여부 및 경제적 상태에 미치는 영향이 중요하다는 가정 하에 최종 직종과 고용형태가 노후 빈곤 및 경제적 상태에 매우 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 현행 공적연금의 급여에 기초한 것 뿐 아니라 시민권에 기초한 급여형태로 전환하여 노후빈곤을 방지해야 할 것(홍백의, 2005: 288)을 제안하고 있다.

최옥금(2007)은 홍백의(2005)가 설명변수를 충분히 투입하지 않았으며, 횡단 자료분석을 통해 노인의 빈곤에 영향을 미치는 요인을 동태적으로 파악하지 못했다는 한계가 있다(최옥금, 2007: 6-7)고 비판하면서 노인단독가구와 노인부부만으로 이루어진 가구를 대상으로, 자산정도, 거주 지역, 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태 및 건강상태, 과거 노동력과 관련된 변수로 가장 오랫동안 일한 일자리의 직종, 근로기간, 현재 노동시장 참여 여부 등을 투입하여 노인의 빈곤에 영향을 미치는 요인을 한국노동패널 조사자료로 종단 연구를 시도(최옥금, 2007: 9)하였다. 연령, 학력, 혼인상태, 자산, 거주지역 등과 함께 과거의 직업력이 중요한 요인임을 분석 결과로 제시하였다.

『2004년도 전국 노인생활실태 및 복지욕구조사』를 이용하여 노인의 성별 빈곤율 격차를 분석한 석재은·임정기(2007)는 여성노인의 빈곤율(41.2%)이 남성노인 빈곤율(31.2%)보다 10% 포인트 높았으며, 여성노인이 절대적·상대적 비중에서 공공부조이전소득 및 사적이전소득의 의존도가 높은 것으로 나타나 사회보장의 성별 분리를 뒷받침한다고 주장하였다.

배성우 등(2008)은 한국노동패널조사자료 중 만 60세 이상 노인이 가구주인 가구를 대상으로 4차년도와 8차년도 자료를 활용하여 빈곤지속 가구와 빈곤탈피가구를 구분하는 요인을 파악하고 있다. 분석 결과, 인구사회학적 변수로 교육수준, 노동관련 변수로 근로소득의 증감이 빈곤탈피에 영향을 미치는 변수로 보고하고 있다.

한국노동패널 1-10차년도 자료를 이용하여 노인빈곤에 대한 동태적

분석을 시도한 석상훈(2009)은 현재 고령자세대의 빈곤의 고착화, 노인 빈곤의 원인과 과거의 소득수준과의 관련성, 여성 단독가구의 빈곤의 항상성을 분석결과로 제시하면서 노인가구만을 대상으로 하는 사후적인 대책뿐만 아니라 청·장년층의 교육과 고용안정에 대해서도 관심을 가질 필요성을 제안하고 있다.

이 연구에서는 위의 선행연구 검토를 토대로 노인과 노인 가구를 대상으로, 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 건강상태, 경제활동상태, 재산, 거주지역 등을 투입하여 기술적 분석과 로지스틱 회귀분석 및 다층분석을 활용한 노인 빈곤의 영향요인을 분석한다. 가구원 수는 핵가족화와 홀로 사는 노인의 증가에 따라 설명변수로서 적합하지 않다고 판단하였고, 과거 직업력은 중요한 변수이나 영향요인 인과모형⁶⁾ 설정의 어려움과 분석 자료의 특성으로 이 연구에서는 제외하였다.

3. 연구방법

1) 분석자료

이 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 실시한 한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study)의 제1차년도(2006년)의 자료를 분석자료로 이용하였다. 한국복지패널조사는 전국적인 대표성을 확보하고 있으며, 외환위기 이후 빈곤층 및 차상위층의 가구 형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 이들의 규모와 실태변화를 동태적으로 파악해 정책지원에 기여함과 동시에 정책에 따른 지원효과 제고를 위해 실시되어 소득계층별, 경제활동 상태별, 연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책효과성을 평가함으로써 정책형성과 피드백에 기여(한국보건

6) 생애노동경력이 노후재산에 영향을 미치고, 이러한 재산이 다시 노후 경제활동 참가 및 질에 미치는 영향을 규명하여야 한다. 이에 대해서는 지은정(2008)의 연구를 참조바람. 또한 별도의 직업력 조사 자료를 이용하여 심층 모형분석이 수행되어야 할 것으로 판단됨.

사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2008: 3)할 수 있을 것으로 판단되어 이 연구의 분석자료로 활용하였다.7)

이 연구에서는 2006년도의 가구자료에 개인자료를 결합하여 분석자료로 구성하였으며, 65세 이상인 노인과 노인가구를 분석대상으로 상정한다. 노인의 연령은 최현수·류연규(2003)의 경우 65세로, 홍백의(2005)와 배성우 등(2008)의 경우 60세로, 최옥금(2007)의 경우 55세로, 연구자마다 다른 기준을 적용하고 있다. 이 연구에서는 공적 사회보장과 노인복지서비스 주요 수급개시연령이 65세인 점을 감안하여 노인과 비노인의 기준 연령을 65세로 규정하였다.8)

2) 변수측정

이 연구의 종속변수는 빈곤여부로, 빈곤하면 1, 빈곤하지 않으면 0의 값을 부여하였다. 균등화소득에 따른 가구구분에 따라 중위균등화소득의 60%를 기준으로 하였다.

독립변수들로는 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태 및 건강상태, 경제활동상태, 재산, 거주지역 등이 활용되었다. 이 연구는 다층분석을 시도하였기 때문에 1차수준(Level 1)과 2차수준(Level 2)으로 투입되는데, 이 가운데 1차수준 변수로는 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 건강상태, 경제활동상태, 재산이 포함된다.

성별, 혼인상태, 경제활동상태는 더미(dummy) 변수로 전환하여 분석에 사용하였는데, 남성은 1, 여성은 0의 값을 부여했고, 혼인상태는 배우자가 없는 경우 0, 배우자가 있는 경우 1의 값이 부여되었다. 경제활동상태는 주된 경제활동을 통해 경제활동인구에 속하면 1, 비경제활동인구에 속하면 0의 값을 부여하였다. 경제활동인구는 취업자와 실업자를 말하는데, 취업자에는 상용직, 임시직, 일용직, 자활 및 공공근로, 고용주,

7) 조사표는 가구특성, 가구경제상황, 가구의 경제활동, 각종 사회복지제도의 수급현황과 수급욕구 등 매우 포괄적인 영역을 포함하고 있다.

8) 일반적인 노인의 정의로 사용되는 역연령(chronological age)에서 65세 이상을 노인으로 개념화(Atchley, 1994)하고 있으며, 기초노령연금을 포함한 노인복지서비스 수혜대상연령이 65세로 설정되어 있다. 국민연금의 경우에도 수급개시연령을 단계적으로 상향조정하여 2033년에는 65세로 정하고 있다.

자영업자, 무급가족종사자로 구분(한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2008: 48)하고 있으나, 조사대상의 특성상 경제활동인구를 세분화하는 것이 무의미하여 더미 처리하였다. 건강상태는 건강함, 보통, 건강하지 않음으로 역코딩하여 분석에 투입하였다. 교육수준은 교육연수로 연속(continuous)변수로 분석에 포함되었다. 이 때 교육연수는 중앙값을 취하였다.⁹⁾ 재산은 가구원이 보유한 전체 순재산액이 사용되었다. 순재산액은 총재산액에서 총부채액을 차감하여 산출하였다.¹⁰⁾

2차수준 변수로는 거주지역에 따른 구분(서울, 광역시, 시, 군, 도농복합군)을 대도시(서울, 광역시), 중소도시(시), 농촌(군, 도농복합군)으로 설정하여 투입하였다.¹¹⁾

다음의 <표 1>은 이 연구의 분석모형에 포함된 종속변수와 독립변수를 정리한 것이다.

<표 1> 분석사용변수의 정의

구분	변수명	변수 설명	속성, 단위
종속변수	빈곤여부	균등화소득에 따른 가구구분 (중위균등화소득의 60% 기준)	빈곤=1, 비빈곤=0
독립변수	1차수준 변수	성별 연령 교육수준 혼인상태 건강상태 경제활동상태 재산	남=1, 여=0 세 년 유배우=1, 무배우=0 건강함=3, 보통=2 건강하지 않음=1 경제활동인구=1 비경제활동인구=0 만원
	2차수준 변수	거주지역	대도시=1, 소도시=2 농촌=3

9) 예를들어 중학교 재학(혹은 중퇴)이라면 7.5년으로 환산해서 사용하는 것이다.

10) 이 때 총재산액=거주주택가격+소유부동산+점유부동산+금융자산+농기계+농축산물+기타재산을 말하며, 총부채액=금융기관대출+일반사채+카드빚+전세보증금(받은돈)+외상+미리탄 계돈+기타부채를 의미한다(한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2008: 59).

11) 다중지표분석 시에는 대도시/중소도시를 도시(=1)와 농촌(=0)으로 구분하여 분석하였다.

3) 분석방법

이 연구에서는 개인수준과 지역수준에서 각각 빈곤 결정에 미치는 영향을 분석하기 위해 다층자료분석을 실시하였다. 또한 이를 효과적으로 수행하기 위해 다음과 같이 기본모형과 개인과 지역수준의 변인을 차례로 투입하여 다음과 같이 3가지 모형을 설정하였다. 표준 다층자료분석은 종속변수가 정규분포를 이루는 연속변수이지만 이 연구의 경우 종속변수가 빈곤여부를 나타내면서 베르누이(Bernoulli) 분포를 이루는 이분변수이기 때문에 로짓 링크(logit link)¹²⁾를 사용하는 특수한 이분변수모형을 사용하여야 한다(Raudenbush & Bryk, 2002).

가. 기본모형(unconditional model)

빈곤이 지역마다 얼마나 차이가 있는지 변산의 크기를 알아보기 위해 어느 층에서도 독립변수가 포함되지 않은 다음과 같은 기초모형을 상정할 수 있다. 주어진 브루나이 표본 모형과 로짓 링크를 포함하는 모형은 다음과 같다.

$$\text{개인수준 : } \text{Prob}(Y = 1|\beta_{0j}) = \phi, \quad \eta_{ij} = \beta_{0j} = \log\left(\frac{\phi_{ij}}{1-\phi_{ij}}\right) \quad \text{식(1)}$$

$$\text{지역수준 : } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, \quad u_{0j} \sim N(0, \tau_{00}) \quad \text{식(2)}$$

식(1)에서 η_{ij} 는 이 연구에서는 빈곤의 로그 승산을 의미하고, γ_{00} 는 빈곤에 대한 로그 승산비의 평균이다. 반면에 τ_{00} 는 빈곤의 로그 승산의 지역 간 분산을 의미한다.

나. 연구모형(conditional model)

이 연구에서는 빈곤을 예측할 수 있는 변인으로서 1수준에서는 성별(Sex), 연령(Age), 혼인상태(Marriage), 건강상태(Health), 경제활동유무(Economy), 순재산(Property), 교육연수(EduYear)를 개인수준에서 명세화하였다.

12) Logit Link를 Unit-Specific Model과 Population Average Model 중에서 연구상황과 어울리는 것은 후자일 것으로 판단되어 연구결과에서는 후자의 결과를 보고하였다.

구조화시킨 모형은 다음과 같다.

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(Sex) + \beta_{2j}(Age) + \beta_{3j}(Marriage) + \beta_{4j}(Health) + \beta_{5j}(Economy) + \beta_{6j}(Property) + \beta_{7j}(Eduyear) \quad \text{식(3)}$$

$$\begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01}(Region) + u_{0j}, & u_{0j} &\sim N(0, \tau_{00}) \\ \beta_{pj} &= \gamma_{p0} & \text{for } p > 0 \end{aligned} \quad \text{식(4)}$$

1수준에서 연령과 순재산, 교육수준은 그룹 중앙화(group centering)를 시켰고, 다른 나머지 변인들은 2수준인 지역수준 모형에서는 “상황효과(contextual effect)”로 간주할 수 있는 지역의 특성인 도시와 농촌으로 크게 재분류하여 모형을 명세화 하였다. 이때 빈곤의 평균 비율만 지역별 무선효과가 있다고 간주하고, 지역별 개인수준의 변수들이 빈곤의 비율에 다르게 영향을 미친다고 보지 않았기 때문에 나머지 1수준 변수들은 모두 고정효과로 간주하였다.

4. 연구결과

1) 기술통계량

연구대상자의 일반적 특성과 빈곤층 구성을 살펴보면 아래 <표 2>와 같다. 첫째, 성별 구성은 전체 3,779명 중 남성이 40.8%, 여성이 59.2%이다. 여성의 경우 빈곤층 비율이 60.9%로 남성에 비해 상대적으로 높게 나타났다으며, 이러한 차이는 유의미한 것으로 나타났다.

둘째, 연령별로는 전기고령층(65세~74세)이 2,495명으로 전체의 66.0%를 차지하여 34.0%인 후기고령층(75세 이상)에 비해 상대적으로 높은 비율이다. 연령이 증가함에 따라 빈곤율이 감소하는 것으로 나타났다.

셋째, 교육수준이 높아짐에 따라 빈곤비율은 감소하고 있다. 특히 빈곤층의 80.8%가 초등학교 이하 학력자임을 알 수 있다.

넷째, 혼인상태는 유배우가 60.7%, 무배우가 39.3%를 차지하고 있으나, 배우자 유무는 비빈곤/빈곤층 분포의 유의미한 차이가 나타나지 않았다.

다섯째, 전체의 64.4%가 건강하지 않다고 응답했으며, 조사대상자 중 건강상태가 좋지않다고 응답한 경우가 빈곤층에서 차지하는 비율이 압

도적으로 높았으며(68.6%), 이러한 차이는 의미 있게 나타났다.

여섯째, 경제활동인구(34.2%)에 비해 비경제활동인구(65.8%)가 상대적으로 높은 분포를 보였으나, 통계적 유의도는 보이지 않았다.

일곱째, 중소도시 거주자가 상대적으로 약간 적게 분포되어 있으나, 빈곤층 분포에서는 가장 적게 나타났고(26.4%) 농촌지역 거주자가 가장 많은 비중을 차지하고 있으며(42.8%) 이는 의미있는 차이로 드러났다.

<표 2> 일반적 특성

변수		전체		비빈곤		빈곤	
		빈도	%	빈도	%	빈도	%
성별	남	1541	40.8	469	45.3	1072	39.1
	여	2238	59.2	567	54.7	1671	60.9
	전체	3779	100	$\chi^2=11.927^{***}$			
연령 ¹³⁾	65~74세	2495	66.0	736	71.0	1759	64.1
	75세이상	1284	34.0	300	29.0	984	35.9
	전체	3779	100	$\chi^2=16.032^{***}$			
교육수준	무학	1358	35.9	253	24.4	1105	40.3
	초등	1472	39.0	361	34.8	1111	40.5
	중등이상	949	25.1	422	40.7	527	19.2
	전체	3779	100	$\chi^2=197.530^{***}$			
혼인상태	유배우	2293	60.7	655	63.2	1638	59.7
	무배우	1486	39.3	381	36.8	1105	40.3
	전체	3779	100	$\chi^2=3.879$			
건강상태	건강함	769	20.3	299	28.9	470	17.1
	보통	575	15.2	185	17.9	390	14.2
	건강하지않음	2435	64.4	552	53.3	1883	68.6
	전체	3779	100	$\chi^2=84.914^{***}$			
경제활동	경제활동	1286	34.2	329	32.0	957	35.0
	비경제활동	2477	65.8	698	68.0	1779	65.0
	전체	3763	100	$\chi^2=2.875$			
거주지역	대도시	1327	35.1	483	46.6	844	30.8
	중소도시	1034	27.4	310	29.9	724	26.4
	농촌	1418	37.5	243	23.5	1175	42.8
	전체	3779	100	$\chi^2=132.511^{***}$			

주: 전체 조사대상 3,779명 중 빈곤층은 2,743명(72.6%)이고, 비빈곤층은 1,036명(27.4%)이다. 평균 교육연수는 4.87년¹⁴⁾이었고, 순재산액의 평균은 26148.62만원으로 나타났다.¹⁵⁾

13) 평균연령은 73세이다.

14) 최대값은 18년이다.

거주 지역 구분을 3개 권역(대도시/중소도시/농촌)과 7개 권역(서울, 수도권, 부산/경남/울산, 대구/경북, 대전/충남, 강원/충북, 광주/전남/전북/제주도)을 조합하여 18개 집단으로 새롭게 구분하여 빈곤층 분포를 아래의 <표 3>에 제시하였다.

<표 3> 거주지역(권역별) 빈곤층 분포

구분		전체		비빈곤		빈곤	
		빈도	%	빈도	%	빈도	%
서울	대도시	553	100	241	43.6	312	56.4
	전체	553	100	241	43.6	312	56.4
수도권	대도시	150	100	48	32.0	102	68.0
	중소도시	451	100	157	34.8	294	65.2
	농촌	105	100	20	19.0	85	81.0
	전체	706	100	225	31.9	481	68.1
부산/경남/울산	대도시	264	100	81	30.7	183	69.3
	중소도시	41	100	27	65.9	14	34.1
	농촌	340	100	48	14.1	292	85.9
	전체	645	100	156	24.2	489	75.8
대구/경북	대도시	193	100	58	30.1	135	69.9
	중소도시	80	100	13	16.3	67	83.8
	농촌	360	100	49	13.6	311	86.4
	전체	633	100	120	19.0	513	81.0
대전/충남	대도시	85	100	41	48.2	44	51.8
	중소도시	60	100	21	35.0	39	65.0
	농촌	160	100	36	22.5	124	77.5
	전체	305	100	98	32.1	207	67.9
강원/충북	중소도시	123	100	34	27.6	89	72.4
	농촌	160	100	40	25.0	120	75.0
	전체	283	100	74	26.1	209	73.9
광주/전남/전북/제주도	대도시	82	100	14	17.1	68	82.9
	중소도시	279	100	58	20.8	221	79.2
	농촌	293	100	50	17.1	243	82.9
	전체	654	100	122	18.7	532	81.3

대전/충남을 제외한 지역권역이 서울과 수도권에 비해 상대적으로 빈곤층 비율이 높게 나타났으며, 서울, 강원/충북과 광주/전남/전북/제주도를 제외하면 수도권에 포함된 모든 지역에서 대도시/중소

15) 최소값은 -996879 만원, 최대값은 1078489 만원이었다.

도시에 비해 농촌지역이 상대적으로 많은 빈곤층 분포를 보이고 있다. 이러한 이유 때문에 다층자료분석 시에는 대도시/중소도시를 도시(=1)와 농촌(=0)으로 구분하여 분석하였다.

2) 영향요인 분석

기존 연구에서 사용되고 있는 로지스틱 회귀분석을 실행하고, HLM6.06을 활용하여 다층모형 분석결과와 비교하였다. 다층모형에서는 1차 수준과 2차 수준 변수들이 투입되지 않은 상태에서 기초모형 분석을 하고, 각 수준에 따라 변수들을 투입한 연구모형을 분석하여 결과를 제시하였다.

다. 고정효과모형 : 로지스틱 회귀분석

아래의 <표 4>는 노인빈곤여부에 대한 로지스틱 회귀분석의 결과이다. 분석결과를 보면, 독립변수들 중 연령과 경제활동상태 등은 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 연령 변수는 홍백의(2005)와 최옥금(2007)의 연구와 달리 이 연구에서 기준연령이 높게 설정되어 있는 영향으로 보이며, 비경제활동인구의 비중이 높고 현재의 경제활동상태가 빈곤지위여부에 큰 영향을 줄 수 없기 때문으로 판단된다.

<표 4> 고정효과 모형 : 로지스틱 회귀분석

변수	β	S.E.	Wald	Exp(B)
성별	-.206	.097	4.492*	.814
연령	.005	.007	.559	1.005
교육연수	-.108	.010	118.860***	.897
혼인상태	-.197	.096	4.170*	.822
건강상태	.486	.081	36.002***	1.626
경제활동상태	.001	.093	.000	1.001
순재산액	.000	.000	23.353***	1.000
거주지역	.669	.091	53.695***	1.951
상수	.905	.519	3.038	2.471

사례수=3,763, $\chi^2=364.425^{***}$

Cox & Snell $R^2=.092$, Nagelkerke $R^2=.134$

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

반면, 성별, 교육수준, 혼인상태, 건강상태, 재산, 거주지역 등이 유의미한 영향을 미치는 것으로 드러났는데, 여성보다는 남성이, 교육수준이 높은 경우, 배우자가 있는 경우, 건강하고 가구원이 보유한 전체 순 재산액이 많은 경우, 농촌지역보다는 도시지역에 거주하는 조사대상자들의 빈곤위험 확률이 낮은 것으로 분석되었다.

라. 기본모형(unconditional model)

식(1)과 식(2)에 기초하여 각 수준에 어떤 변수도 투입하지 않은 기초 모형의 분석 결과 <표 5>와 같았다. 여기서는 모든 지역에 걸쳐 빈곤에 대한 로그 승산의 평균 추정치 분산으로서 0.947이었으며, 는 0.365였다. 이와 같이, 지역에 따른 “전형적인” 빈곤율, 즉 무선효과 인 지역에 대한 기대 로그 승산이 0.365라고 할 수 있다. 이를 승산으로 전환하면 <표 5>에서 보는 바와 같이 $\exp(0.947)$ 은 2.5779이고, 이에 대응하는 확률은 $1/(1+\exp(-0.947))$ 에 의해 0.78이다. 이는 표본의 빈곤 비율인 0.73로 차이가 있는데, 이러한 차이는 빈곤의 로그 승산인 와 빈곤의 확률인 가 비선형적인 관계를 보이기 때문으로 판단된다.

<표 5> 기본모형의 분석결과

Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	df	Odd Ratio
For					
INTRCPT1, β_{0j}	0.947	0.145	6.514***	17	2.578
INTRCPT2, γ_{00}					

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

지역의 빈곤에 대한 로그 승산인 β_{0j} 가 평균 0.947, 분산인 τ_{00} 가 0.365로서 β_{0j} 에 대해 95% 신뢰구간을 구하면 $0.947 \pm 1.96 \sqrt{0.365} = (0.237, 2.131)$ 이다. 이 로그 승산을 확률로 전환시키면 0.441에서 0.903이다. 이는 지역에 상관없이 노인의 빈곤 확률이 대단히 높음을 알 수 있다. 지역 변수의 사례수가 많지 않음에도 불구하고, β_{0j} 에 대한 신뢰도는 0.902로 대단히 높았다.

2수준 표준 위계선형모형에서는 집단 내 상관계수(intraclass correlation)가 집단 간, 집단 내 분산의 비율을 제공해 주는 유용한 지표였으나, 이 연구와 같이 비선형 링크 함수의 경우 1수준의 분산이 각각 다르기 때문에 유용한 정보가 될 수 없었다.

가. 연구모형(conditional model)

빈곤을 예측할 수 있는 변인으로서 1수준에서는 성별(Sex), 연령(Age), 혼인상태(Marriage), 건강상태(Health), 경제활동유무(Economy), 순재산액(Property), 교육연수(EduYear)를 개인수준으로, 2수준에서는 지역(Region)을 명세화시킨 모형으로 자료를 분석한 결과 <표 6>과 같았다.

<표 6> 연구 모형 분석 결과

Fixed Effect	Coefficient	Standard Error	T-ratio	d.f.	Odd Ratio
For INTRCPT, β_{0j} NTRCPT, γ_{00}	1.025	0.112	8.551***	16	0.442
REGION, γ_{01}	-0.815	0.208	-3.920**	16	
For SEX slope, β_{1j} INTRCPT2, γ_{10}	0.222	0.079	2.814**	3754	1.249
For AGE slope, β_{2j} INTRCPT2, γ_{20}	0.007	0.009	0.782	3754	1.007
For MARRIAGE slope, β_{3j} INTRCPT2, γ_{30}	0.208	0.095	2.191*	3754	1.231
For HEALTH slope, β_{4j} INTRCPT2, γ_{40}	-0.492	0.106	-4.624***	3754	0.612
For ECONOMY slope, β_{5j} INTRCPT2, γ_{50}	-0.109	0.133	-0.826	3754	0.896
For PROPERTY slope, β_{6j} INTRCPT2, γ_{60}	-0.000	0.000	-2.665**	3754	0.999
For EDUYEAR slope, β_{7j} INTRCPT2, γ_{70}	-0.102	0.010	-9.901***	3754	0.903

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

분석 결과 개인수준에서는 결혼유무, 경제활동 유무를 제외한 성별, 건강상태, 순재산 규모, 교육연수가, 집단수준에서는 지역이 노인의 빈곤에 영향을 미치는 영향 요인으로 나타났다. 이러한 결과는 로지스틱 회귀분석을 한 결과와 같은 것이었다. 이를 더 구체적으로 살펴보면, 여자보다 남자가 빈곤 확률이 높았다. 이 0.222이었기 때문에 이를 기대확률로 전환하면 $\exp\{0.222\} = 1.249$ 로서, 남자 노인이 여자 노인보다 약 1.249배 빈곤에 처할 확률이 높다는 것을 알 수 있었다. 건강상태에 따라서는 건강한 노인이 보통이거나 그렇지 않은 노인보다 빈곤에 빠질

확률이 0.612배였으며, 이는 유의도 0.1% 수준에서 의미있는 결과였다. 이 외에도 연속변수인 순재산 규모와 교육연수도 증가함에 따라 빈곤해질 확률이 점점 낮아지는 것으로 나타났다.

지역변인은 $(-0.815) \times 0.49 \text{ SD} = -0.399$ 단위만큼 빈곤의 로그 승산으로부터 떨어져 있었다. 이는 대도시에 사는 노인이 농촌에 사는 노인보다 0.442배 빈곤의 확률이 낮아짐을 의미한다. 계수 1.025를 해석하자면 평균적인 재산과 교육연수가 많은 결혼한 건강한 남자 노인이 빈곤에 처할 확률은 그렇지 않은 노인에 비해 0.264배에 불과하다.

5. 결론

이 연구는 한국복지패널조사 제1차년도(2006) 자료를 통해 노인빈곤의 영향요인에 대해 살펴보는 것을 목적으로 다층분석방법을 활용하여 분석하여 보았다. 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 여성노인, 전기고령자, 저학력 노인, 건강상태 취약 노인, 농촌 지역거주 노인들의 빈곤층 분포가 많았다.

둘째, 다층분석 결과 개인수준에서는 배우자 유무, 경제활동 유무를 제외한 성별, 건강상태, 순재산 규모, 교육연수가, 집단수준에서 지역이 노인의 빈곤에 영향을 미치는 영향 요인으로 나타났다. 즉, 남자 노인이 여자 노인보다 약 1.249배 빈곤에 처할 확률이 높다는 것을 알 수 있었다. 건강상태에 따라서는 건강한 노인이 보통이거나 그렇지 않은 노인보다 빈곤에 빠질 확률이 0.612배였으며, 이는 의미있는 결과였다. 이 외에도 연속변수인 순재산 규모와 교육연수도 증가함에 따라 빈곤해질 확률이 점점 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 대도시 거주 노인이 농촌에 사는 노인보다 0.442배 빈곤의 확률이 낮았다.

노인의 빈곤문제는 노인의 삶의 전반에 걸친 질적 저하의 근본원인으로 국가적 대책이 시급히 요구된다. 위의 연구결과를 바탕으로 정책적 시사점을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 노인 빈곤대책은 사후 대응보다는 적절한 생애주기별 고용의

질을 확보하는 대책이 강구되어야 실효성을 제고시킬 수 있을 것이다. 현재의 주된 경제활동 상태가 노인빈곤 영향요인이 되지 못한다는 연구결과를 통해 경제활동참여 여부 자체만으로 노인빈곤을 완화효과를 제고시킬 수 없음을 시사한다.

둘째, 심화되고 있는 노인빈곤율과 빈곤 격차를 해소하기 위한 노인 빈곤정책방향은 노인일자리사업과 같은 근로연계복지제도보다는 근본적인 소득보장정책이 필요하다. 즉, 기존의 노후 소득보장 체계에 대한 대안적 정책구상과 사회복지체계에 대한 논의의 필요성을 제기할 수 있다. 최근 유럽을 중심으로 활발하게 논의되고 있는 기본소득(basic income) 제도의 도입 필요성과 학술적 논쟁의 활성화가 요구되는 시점이라 할 것이다.¹⁶⁾

셋째, 대전/충남을 제외한 지역권역이 서울과 수도권에 비해 상대적으로 빈곤층 비율이 높게 나타났으며, 서울, 강원/충북과 광주/전남/전북/제주도를 제외하면 수도권에 포함된 모든 지역에서 대도시/중소도시에 비해 농촌지역이 상대적으로 많은 빈곤층 분포를 보이고 있다. 빈곤은 개인 및 가구의 특성 뿐 아니라 거주 지역의 특성에 의해서도 주요하게 규정되는 현상이다. 따라서 지역적으로 차별화된 노인빈곤대책 모색의 필요성을 시사한다.¹⁷⁾

그동안의 선행연구들은 노인빈곤의 원인을 밝히기 위해 빈곤노인의 개별적인 특성이나 환경특성을 밝히려는 노력에 초점을 두어왔다. 이러한 선행연구들에서는 다수의 변수들이 각각 노인빈곤에 어떠한 영향을 미치는지를 밝히고 있지만, 노인빈곤과 관련된 많은 변수들 가운데 어떤 변수들이 어떻게 상호작용하여 노인빈곤에 결정적인 영향을 미치

16) 이에 대해서는 이명현(2007)과 서정희·조광자(2008)를 참조바람.

17) 수도권과 지방이라는 한국사회의 지역 구조와 관련하여, 수도권과 지방의 빈곤 격차의 양상 및 빈곤 결정에의 지역(수도권과 지방) 효과를 실증 분석한 이상록·백학영(2008)의 연구를 참조바람. 이 연구에서는 수도권과 지방의 빈곤 격차를 거주자의 특성 효과와 지역 효과(계수 효과)로 분해한 결과, 빈곤 격차의 57.3%~73.5%가 지역 효과에 의거한 것으로 확인되었다면서 중장기적으로는 빈곤 정책에서도 지방분권화 도입의 필요성을 정책적 함의로 제시하고 있다(이상록·백학영, 2008: 1-22).

는지를 입체적으로 조망하는 데는 한계가 있었으며, 이 연구도 동일한 단점을 내포하고 있다. 특히 노인빈곤에 대한 개입은 사후개입보다는 사전개입 즉 예방적 개입이 효과적임을 고려할 때, 후속연구에서는 중단연구를 통하여 노인빈곤 예방대책을 계획하기 위해 필요한 노인빈곤의 가능성을 높게 예측해주는 특성들을 확인하여 노인빈곤 모형을 보다 체계적으로 구축하여야 할 것이다. 인과관계를 밝힐 수 있을 때, 예방 및 개입을 위한 보다 직접적인 대안들을 제시할 수 있기 때문이다.

■ 참고문헌 ■

- 강상진. 1995. “다층통계모형의 방법론적 특성과 활용방법”. 『교육평가연구』. 8(2), 63-94.
- 강상진. 1998. “교육 및 사회연구를 위한 연구방법으로서 다층모형과 전통적 선형모형과의 비교분석 연구”. 『교육평가연구』. 11(1), 207-258.
- 김대철·권혁진. 2007. “국민연금제도의 노후빈곤 완화 효과분석: 국민연금 직장가입자(임금근로자)를 중심으로”. 『사회보장연구』 23(3), 251-275.
- 구인회·손병돈. 2005. “노후 소득보장의 사각지대: 1990년대 후반기의 변화 추이와 변화 요인”. 『한국노년학』. 25(4), 35-52.
- 배성우·손지아·박순미. 2008. “빈곤노인가구의 특성과 빈곤탈피에 영향을 미치는 요인”. 『노인복지연구』. 42: 291-318.
- 서정희·조광자. 2008. “새로운 분배제도에 대한 구상: 기본소득(Basic Income)과 사회적 지분급여(Stakeholder Grants) 논쟁을 중심으로”. 『사회보장연구』. 24(1), 27-50.
- 석상훈. 2009. “노인빈곤 결정요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석”. 『2009 경제학 공동학술대회 자료집』: 159-179.
- 석재은·임정기. 2007. “여성노인과 남성노인의 소득수준 격차 및 소득원 차이와 결정요인”. 『한국노년학』. 27(1): 1-22.

- 이명현. 2007. “유럽에서의 기본소득(Basic Income) 구상의 전개 동향과 과제: 근로안식년(Free Year)과 시민연금(Citizen’s Pension) 구상을 중심으로”. 『사회보장연구』. 23(3), 147-169.
- 이상록·백학영. 2008. “수도권과 지방의 빈곤 격차 분석”. 『제1회 한국복지패널 학술대회 논문집』. 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.
- 정경희. 2005. “2004년도 노인생활실태 및 복지욕구조사: 주요 조사결과와 정책적 함의”. 『보건복지포럼』. 101, 48-65.
- 지은정. 2008. “생애노동경력특성과 노후 경제활동참여지위: 재산을 매개로”. 『제1회 한국복지패널 학술대회 논문집』. 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소.
- 최옥금. 2007. “노인빈곤에 영향을 미치는 요인에 대한 연구: 패널자료를 활용한 분석”. 『한국사회복지학』. 59(1), 5-25.
- 최현수·류연규. 2003. “우리나라 노인빈곤 동향 및 빈곤구성에 대한 연구”. 『한국노년학』. 23(3), 143-160.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소. 2008. 『한국복지패널 사용자 지침서 2006』.
- 홍백의. 2005. “우리나라 노인 빈곤의 원인에 관한 연구”. 『한국사회복지학』. 57(4), 275-290.
- Kang, Sang-Jin. 2006. *A Logistic Crossed Multilevel Model for Analyzing Data with Binary Outcomes*. 『교육평가연구』. 19(2), 301-322.
- Atchley, R. C. 1994. *Social Forces and Aging: An Introduction to Social Gerontology*. Belmont, CA: Wadsworth Publishing Co.
- Raudenbush, S. R, and A. S. Bryk. 2002. *Hierarchical Linear Models: applications and data analysis methods*(2nd Ed.). Newbury Park, CA: Sage Pub., Inc.
- Raudenbush, S. R., A. S. Bryk, Y. F. Cheong, R. Condon & Mathilda Toit. 2004. *HLM6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Lincolnwood, IL: Scientific SoftwareInt’l, Inc.

모지환은 중앙대학교에서 사회복지학 박사학위를 받고, 대불대학교 사회복지학과 조교수로 재직하고 있다. 노인복지론과 사회복지자료분석론, 지역사회복지론, 사회복지법제론을 강의하고 있으며, “데이터마이닝을 이용한 보육시설 평가인증 시행효과 모형”(2009) 등 다수의 논문이 있다. 실증분석을 중심으로 한 사회복지정책 분석과 한일 국제비교에 관심을 두고 있다.

함철호는 중앙대학교에서 사회복지학 박사학위를 받고, 보건복지부 국립사회복지연수원 교수를 거쳐, 광주대학교 사회복지학부 조교수로 재직하고 있다. 노인복지론과 사례관리론, 지역사회복지론과 사회복지행정론을 강의하고 있으며, “재가노인의 보건·복지 통합서비스 제공을 위한 케이스 매니지먼트 모형 적용 사례분석”(2009) 등 다수의 논문이 있다. 사회복지조직과 지역사회복지전달체계에 관심을 두고 있다.

[2009. 7. 9. 접수; 2009. 8. 10. 채택]