

요보호 가구원의 부양이 가구빈곤에 미치는 영향에 관한 연구: 서울지역을 중심으로

진선미*.오영삼**.임 란*

The Effects of Family Care of Dependents on Household Poverty in Seoul Metropolitan City

Sun Mi Jin*.Young Sam Oh**.Ran Im*

요약 : 본 연구는 가구의 생애주기 과정에서 빈곤에 진입하는 과정 및 원인을 파악하고 요보호 가구원의 부양이 가구의 빈곤에 미치는 영향을 분석하고자 한국 복지패널 자료를 이용하였다. 빈곤의 동태적 양상을 분석하기 위하여 기간별 누적 빈곤진입률과 비(非)빈곤유지율의 변화를 생명표분석을 통해 확인하였으며 빈곤의 이행(진입)확률에 대한 결정요인을 사건사 분석을 통해 파악하였다. 분석 결과, 장애 및 노인 요보호 가구원을 부양하는 가구일수록 빈곤에 빠르게 진입하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기존의 빈곤연구와 정책이 빈곤의 원인을 가구의 인구사회학적 특성과 경제활동 특성 그리고 특정 요보호 대상자의 부양에만 초점을 맞춘 것을 넘어 가구빈곤 요인에 대한 새로운 양상을 제시했다는 점에서 연구의 의의가 있다.

주제어 : 가구빈곤, 요보호 가구원 부양, 사건사 분석, 쇼펠드의 포괄적 검증

ABSTRACT : The purpose of this study is to figure out the process and the reason why households fall into poverty, and to analyze the effect of households with dependents on households poverty by using Korea Welfare Panel data(1st-4th). For the purpose of poverty dynamic, this study identified the change of accumulated poverty entering rate and non-poverty staying rate using the life time analysis. In addition, determinant factors of the poverty entering rate was to be realized through the event history analysis. This research proves that the households which care the disabled and elderly are falling into poverty more quickly than other households. These results are more than the former researches and policies which insisted the cause of poverty came from the demographic-sociological and economical features and care of specific dependents on households. For this reason, this research has a significance of proposing the new dynamic of the house poverty factors.

Key Words : household's poverty, family care of dependents, event analysis, Schoenfeld's global test

* 연세대학교 사회복지대학원 석사과정(Master's Course, Graduate School of Social Welfare, Yonsei University)

** 케이스 웨스턴 리저브 대학교 박사과정(Doctor's Course, Case Western Reserve University), 교신저자(E-mail: yxo36@case.edu, Tel: 02-2123-6207)

I. 서론

한국사회가 사회문제의 하나로서 빈곤문제의 중요성을 인식하게 된 것은 그리 오래되지 않은 일이다. 이전까지 빈곤은 단지 개인이 해결해야 할 문제 중 하나로 거론되는 경향이 강하였으며, 사회적으로도 노동자의 권익보다는 기업 이익 중심의 근면성을 강조하는 노동문화가 일반적이었다. 따라서 과거의 빈곤은 사회나 국가의 책임이 아닌 개인의 능력부재에서 파생되는 결과라 인식되었으며 이에 따라 빈곤의 개인적 책임을 강조하는 경향이 지속되었다(노대명, 2002). 이러한 인식과 사회적 분위기는 IMF 외환위기 이후로 급격하게 변화하게 되었는데 외환위기는 빈곤문제에 대한 사회적 인식과 책임을 본격적으로 거론하게 되는 전환점이 되었다. 1997년 말에 시작된 외환 위기는 대량실업과 빈곤 인구를 양산하였으며, 이는 다시 이혼, 자살, 가출 등의 가정해체를 촉진시켰다. 또한 이러한 사회·경제적 불안정은 장애인, 아동 그리고 노인의 유기와 결식아동의 증가 등 빈곤과 직·간접적으로 관련된 각종 사회병리현상을 유발시켜 빈곤문제를 사회적 문제로 인식하게 되는 계기를 형성하였다. 빈곤에 대한 사회적 책임을 강화하고 저소득 빈곤층의 생활안정을 위해서 국가적 차원의 빈곤대책인 국민기초생활보장법(제도)이 1999년에 제정되기에 이르렀다. 국민기초생활보장제도는 기존까지 운영되었던 보호적이고 시혜적인 생활보호법에서 탈피하였다는 점 외에도, 빈곤을 사회적 책임으로 인식하는 시류와 더불어 이를 국민의 권리로 받아들일 수 있는 계

기를 만들었다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 생활보호법과 기초생활보장제도는 제도의 제정 배경 외에도 운영에 있어서 상당한 차이를 가진다. 먼저, 제도의 수급자격을 살펴보면, 생활보호 제도는 생활보호의 자격조건을 65세 이상의 노인, 임산부, 장애인 등 근로능력이 없는 세대로 한정된 것에 비해, 기초생활보장제도는 근로능력이 있는 세대에게도 특정 자격조건을 충족하면 수급 자격을 부여하고 있다. 또한, 재산기준의 경우, 생활보호법은 모든 대상가구에 동일한 재산기준¹⁾을 설정하였지만, 국민기초생활보장제도는 최저생계비를 기준으로 가구 규모별 상이한 재산기준을 설정하고 주거 면적기준 및 자동차 기준을 새로 도입(보건복지부, 2010)하면서 합리적이고 현실적인 빈곤측정과 공공부조의 자격기준을 마련하였다. 한편, 국민기초생활보장제도는 지금까지의 공공부조제도와 달리 저소득계층의 최저생계비 보장은 물론 직업훈련, 취업알선 및 창업지원과 같은 적극적 노동시장정책(active labor market policy) 활용을 통해 빈곤층이 노동시장에 진입하여 안정된 고용상태를 유지할 수 있도록 인적자본의 능력을 향상시킬 수 있음을 고려한 것이 특징이다(노대명, 2003; 김교성·반정호, 2004). 이러한 차이점을 고려하여 국민기초생활보장제도 하의 빈곤과 그 이전의 빈곤을 비교해본다면, 빈곤의 양상과 개념은 같을지라도 빈곤을 바라보는 시각과 이를 구분하는 기준은 크게 달라졌다고 볼 수 있다. 따라서 국민기초생활보장법이 제정되기 전에 논의된 빈곤에 대한 접근과 해결방안이 제정 이후 그대로 적용되기에는 여러 한계가 따른다고

1) 1999~2000년 기준 생활보호제도의 재산기준은 가구당 2900만원으로 설정하였으며, 국민기초생활보장제도는 2000년 기준 1~2인 가구의 경우 3100만원, 3~4인 가구 3400만원, 5인 이상 가구는 3800만원으로 재산금액의 상한선을 가구규모별로 차등하여 정하였다(보건복지부, 2010).

보인다.

본 연구에서는 국민기초생활보장제도의 도입을 기점으로 새롭게 정의된 빈곤에 영향을 미치는 요인들을 종단적인 관점에서 분석하고자 한다. 빈곤과 관련된 다양한 연구에서 종단적인 자료를 이용하여 빈곤의 이행에 대한 분석을 실시하고 있다(강철희, 1997; 김교성·반정호, 2004; 구인회, 2005; 김교성·노혜진, 2009). 빈곤연구에 있어서 개인 혹은 분석대상의 생애주기를 통하여 빈곤이행에 영향을 미치는 요인과 사건을 파악한 후, 이를 예방하고 해결책을 제시하는 것은 대단히 중요하다. 다시 말해서, 생애주기 동안 언제 빈곤에 빠지며, 어떠한 요인들이 빈곤을 벗어나게 하는지 혹은 얼마나 오랫동안 빈곤을 경험하는가에 대한 연구는 경제위기 이후의 한국 사회에서 급증한 새로운 양상의 빈곤문제를 해결하기 위해 필수적으로 선행되어야 할 과제이다. 이러한 맥락에서 요보호 가구원의 부양이 빈곤에 미치는 영향을 종단적 관점에서 실증적으로 분석하는 것은 대단히 의미 있는 작업이라 여겨진다. 저소득 가정 및 빈곤가정에서 지속적으로 발생하고 있는 가구원 유기, 아동빈곤 그리고 노인학대의 비율은 경제위기 이후 지속적으로 증가(여유진 외, 2004; 김미숙 외, 2007)하고 있는 반면, 이러한 가구원 부양의 어려움과 한계를 빈곤과 직접적으로 분석한 연구는 드문 실정이다. 대부분의 빈곤연구서는 빈곤의 원인을 가구주 및 가구원의 경제적 요인이나 인구사회학적 요인으로 국한하고 있는 실정이며, 관련 연구에서도 미취학 아동 혹은 노인 등 특정 가구원의 부양부담을 빈곤과 관련하여 분석한 것이 대부분이다. 따라서 본 연구에서는 양육 및 돌봄을 필요로 하는 요보호 가구원에 대한 부양이 가구의 빈곤에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고 더 나아가 전체 가구의

빈곤의 동태적 양상을 분석하고자 한다. 나아가 이를 통해 부양 및 돌봄의 부담을 가지는 빈곤가구에 대한 정책적 지원의 함의를 도출해보고자 한다.

II. 선행연구

빈곤은 경제적 박탈, 사회적 배제, 문화적 소외 등이 복합되어 나타나는 양상이며(Townsend, 1979), 이러한 빈곤양상은 사회 구조적 변화에 따라 규모나 속성도 쉽게 바뀌게 된다(구인회, 2002; 장세훈, 2006). 우리나라의 빈곤 규모와 속성은 IMF 외환위기를 전후로 달라지는 양상을 보이고 있다. 외환위기 이전에는 경제성장으로 인하여 근로능력이 없거나 제약이 있는 취약집단(장애인, 노인, 소년소녀가장)을 빈곤문제의 대상으로 보았다면, 이후에는 노동시장의 구조변화, 고용의 유연화, 소득의 양극화로 인하여 경제활동에는 참여하고 있으나 여전히 빈곤한 노동빈곤층의 증가가 빈곤문제로 빈번하게 지적되고 있다(노대명, 2002; 구인회, 2002; 김진욱, 2006; 박보영, 2010).

구인회(2006)는 도시가계조사를 통하여 빈곤동태를 설명하였는데, 외환위기 이전의 절대 빈곤율은 1980년 9.5%, 1984년 4.5%로 감소하는 추세를 보였으며, 상대빈곤율도 1980년 13.3%, 1984년 7.7%로 감소한 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후, 경상소득 기준 절대 빈곤율은 1996년 3.1%였으나 2003년에는 10.4%로 증가하였으며 중위 가처분 소득 50%를 기준으로 측정한 상대 빈곤율은 1996년 8.7%에서 2003년 15.5%로 역시 급증하였다(여유진 외, 2005). 김진욱(2006)은 통계청에서 발표한 십분위별 소득을 중심으로 소득 불평등을 분석하였는데, 이 분석에 따르면 외환위기 이후 한국의 소득구조는 하위 20%에 속하는

계층의 소득감소 및 상위 20% 계층의 소득증가로 인한 양극화가 심화되고 있음을 보여주고 있다.

다양한 선행연구에서 빈곤에 영향을 미치는 다양한 요인들을 분석하였는데, 이에 따르면 빈곤가구 가구주의 인구사회학적 특성 및 노동 관련 특성 요인으로 가구주의 취업형태, 취업가구원 수 등의 변수들을 제시하고 있다(구인회, 2002, 2005; 정진호 외, 2002; 김교성·최영, 2006). 구인회(2002, 2005)는 가구주가 노인이거나, 저임금 종사자 또는 실업이나 불안정한 취업상태일 때 그리고 건강상태가 좋지 않을 때 가구가 빈곤에 빠지게 될 위험성이 증가한다고 보고하였다. 김교성·최영(2006)의 연구에서는 상용직에 비해서 임시직, 일용직, 자영업 등이 빈곤할 가능성이 높은 것으로 분석하고 있으며, 다른 연구에서는 취업가구원이 많을수록 빈곤할 가능성이 낮은 것으로 나타났다(정진호 외, 2002).

한편, 이은혜·이상은(2009)의 성별에 따른 빈곤격차 추이연구를 살펴보면, 조사 마지막 시점인 2008년 남녀 가구주의 빈곤격차는 31%이며, 여성일수록 빈곤할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 홍경준(2004)은 한국노동패널 1~5차년도 자료를 활용하여 빈곤에 대하여 이산시간분석을 한 결과 가구주의 취업여부와 취업의 질이 빈곤에 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다.

최근 빈곤 관련 연구에 따르면 가구주의 특성 뿐만 아니라 가구원의 특성이 가구의 빈곤에 유의미한 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 신명호 외(2004)의 연구에서는 개별사례에 대한 심층면접을 한 후 노인, 여성, 심신장애인, 외국인 노동자 등과 같은 사회적 약자층들이 '다중결핍 상태'에 놓여있음을 보고하였다. 특히 노인, 장애인, 아동 등의 요보호 가구원이 있는 경우, 경제적 어려움

을 겪는 것으로 나타났다. 선행연구들에서는 요보호 가구원을 노인, 장애인, 미취학 아동으로 나누어 실증적으로 분석하였다. 우선 요보호 노인을 부양하고 있는 가구를 대상으로 한 연구를 살펴보면, 요보호 노인 부양으로 인해 수발자(caregiver)는 취업을 중단하거나 근로시간을 단축하게 되는 경우가 많았다고 보고하고 있다. 그리고 이러한 경험은 가구 소득의 감소와 경제적 부담의 증가로 이어졌다. 이와 같은 경제적 부담은 궁극적으로 빈곤해질 가능성을 높이며, 빈곤계층의 빈곤탈피를 어렵게 하는 요인으로 작용하는 것으로 나타났다(정경희 외, 2001; 박능후·송미영, 2006; 윤현숙·류삼희, 2007; 양정선, 2007).

요보호 장애인 가구원이 있는 가구는 장애로 인한 의료비와 재활, 보장구 비용에 지출해야 하는 추가비용이 요보호 장애가 없는 일반가구에 비해 많이 발생하는 것으로 나타났다(Smith et al., 2004; 이선우, 2008). 이선우(2008)는 2006년도 국민생활실태조사 자료의 검증을 통하여 이와 같은 주장을 뒷받침하였는데, 장애인가가 그들의 생활수준을 일반가구와 비슷한 수준으로 유지한다면, 앞에서 언급한 바와 같은 추가비용이 발생하기 때문에 가구빈곤에 취약한 구조를 가질 수밖에 없다고 지적하였다. 또한 요보호 장애인이 있을 경우, 가구주 및 가구원은 요보호장애인을 돌보기 위하여 경제활동 참여에 제약이 있는 것으로 나타났다.

마지막으로 요보호 아동이 있을 경우, 아동양육으로 인하여 여성들이 경제활동참여에 제약이 있는 것으로 나타났다. 특히 가구의 수입이 충분하지 않은 여성가구주의 경우 아동의 양육은 빈곤의 위험을 가속화시키는 것으로 나타났다(김영옥, 2002; 박수미, 2002; 도미향, 2003; 배화옥, 2008).

우리나라의 경우, 교육에 대한 관심이 높아 빈곤한 가정에서도 사교육비 지출이 가구에 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 나타나고 있으며, 이러한 교육 부담이 빈곤을 심화시키는 요인 중의 하나로 지적되고 있다(진미정·김은정, 2005; 배화옥, 2008). 구인회(2005)는 아동양육이 빈곤에 실질적으로 영향을 미치지 않은 것으로 보고하고 있는데, 이는 저소득층에서 아동을 양육하기보다는 중산층이나 경제적으로 안정적인 가구에서 아동을 양육하는 것으로 보았다. 이와 같은 선행연구를 살펴볼 때, 요보호 아동이 빈곤에 미치는 영향은 연구자료 및 연구여건에 따라 차이를 보이는 것으로 나타났다.

기존의 선행연구들에서는 경제위기 이후 빈곤의 추이, 가구주의 인구사회학적 특성과 직업적 특성이 빈곤에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고 있다. 그러나 앞선 연구들에서는 특정 취약계층 가구주 가구만을 대상으로 한 빈곤 연구가 다수이며, 요보호 가구원을 고려한다고 하더라도 전체 요보호 가구원에 대한 부양과 빈곤과의 관계를 분석한 연구는 제한적이다. 따라서 본 연구는 가구의 빈곤진입에 있어 요보호 가구원의 부양이 중요한 요인임을 이론적 배경을 통하여 확인하였으며, 이를 중단 자료를 통하여 실증적으로 입증하고자 한다. 나아가 이를 통해 부양 및 돌봄의 부담을 안고 있는 가구를 지원하기 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

III. 연구방법

1. 분석자료 및 대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 서울대학

교 사회복지연구소에서 실시한 한국복지패널조사(Korean Welfare Panel Study)의 제1차년도(2006)부터 제4차년도(2009)까지 4년간의 자료를 결합(pooling)하여 분석에 활용하였다. 한국복지패널조사는 외환위기 이후 빈곤층 및 차상위층의 가구형태, 소득수준, 취업상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 이들의 규모와 실태변화를 파악하기 위하여 추적 조사하는 종단적인 조사로서(한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2009), 저소득층 가구의 경제활동자료와 소득 자료를 모두 포함하고 있을 뿐 아니라, 전국 및 서울에 거주하는 가구의 기초생활보장실태와 가구원의 인구사회학적 특성을 비교적 상세하게 포함하고 있기 때문에 본 연구에 유용하다고 고려하였다. 한편, 빈곤의 동태적 분석을 위해 본 연구의 분석대상은 1차년도부터 4차년도까지 각 연도(t) 빈곤층에 속해 있으나 전년도(t-1)에는 빈곤층에 속하지 않은 가구를 추출하여 사건사 분석에 활용하였다. 그리고 빈곤여부 결정은 한국 복지패널조사에서 제공하고 있는 국민기초생활보장제도의 수급여부를 통하여 측정하고자 하였다. 한편, 사건사 분석에서 설명변수는 시간에 의존적인 경우, 시간에 의존적이지 않은 경우로 구분해서 볼 수 있다. 지금까지 노동시장연구와 관련된 다양한 사건사 연구에서는, 설명변수가 종속변수의 위험률(hazard rate)에 미치는 영향이 시간의 흐름에 영향을 받지 않는다고 가정하는 비례적 모형(proportional model)을 사용하는 것이 일반적인 추세였다(장지연, 1998). 즉, 비례적 모형에서는 설명변수의 서로 다른 두 변수 값에 따른 각각의 위험률이 시간에 관계없이 동일하게(constant) 영향을 미친다고 가정하는 방법이다. 이는 변수의 시간의존성과는 별개로 모수(parameter) 자체가

시간의 흐름에 따라 변하지 않고 일정하다는 의미이다. 장지연(1998)은 많은 사건사 분석에서 자료에 대한 철저한 검증 없이 무차별적으로 비례적 가정(proportionality assumption)을 사용하는 것에 대하여 우려를 표하고, 더욱 견고한 분석을 위하여 위험률에 대한 통계적 검증이 필요함을 언급하였다. 콕스모형에서 비례적 가정에 대한 검증은 로그-카플란 메이어 생존추정(Log-log KM survival) 혹은 로그-콕스 수정생존추정(Log-log Cox adjusted survival estimate)을 통해 얻어진 그래프를 분석하는 것이 일반적이었다(Abeysekera and Sooriyarachchi, 2009). 그러나 본 연구에서는 이 방법과 더불어 손펠드의 포괄적 검증(Schoenfeld's global test)를 통하여 모형의 비례적 가정을 추가하여 검증하였다. 포괄적 검증은 공변수와 시간을 특정수로 구분하고 구분한 개수를 카티션 곱으로 개체를 분할한다. 이렇게 나누어진 시간과 공변량을 카이제곱적합도 검증법의 개념을 적용하여 비례위험 모형의 가정을 검증하는 방법을 의미한다.

본 연구의 분석대상은 1차년도에서 4차년도까지 서울에 거주하는 만 20세 이상의 가구주와 이와 관련된 가구원이다. 빈곤의 동태적 분석을 위해 본 연구의 분석대상은 1차년도부터 4차년도까지 각 연도(t) 빈곤층에 속해 있으나 전년도(t-1)에는 빈곤층에 속하지 않은 가구를 추출하여 사건사 분석에 활용하였다. 이는 빈곤지속기간의 분석에서 빈곤주기의 시작이 관찰되지 않은 좌측단절(left-censored)의 문제를 극복하기 위한 것이다.²⁾ 그리고 관찰 최종연도인 4차년도까지 빈곤에 진입하지 않은 사례는 우측단절(right cen-

sored)으로 처리되어 변수의 값을 0으로 코딩하였다. 최종적으로 모형에 투입한 사례는 1,398가구이며, 총 관찰사례 수는 4,589개이다.

2. 측정도구

1) 종속변수

종속변수는 빈곤진입과 빈곤진입 기간으로 설정하였다. 빈곤의 진입은 국민기초생활보장제도를 통하여 수급을 받는 여부로 측정하였으며, 진입기간은 초기년도에서 진입시기의 연도를 뺀 후 년 단위로 측정하였다.

2) 설명변수

가구의 빈곤진입에 영향을 주는 설명변수로는 가구주의 인구사회학적 특성(연령, 성별, 교육수준, 장애 여부, 배우자 여부, 건강상태, 직업력), 가구특성(가구소득, 가구원 수), 요보호 가구원 부양특성(노인, 아동, 장애인 가구원 유무, 다종류 요보호 가구원 유무)으로 구성하였다. 요보호 가구원 변수의 구성은 다음과 같다. 먼저 요보호 노인의 경우, 각 연도에서 나이가 만 65세 이상의 가구원 가운데 가구원의 돌봄이 필요한 만성질환과 장애가 있는 가구원으로 구성하였다. 요보호 장애인은 만 65세 미만의 가구원 가운데 장애가 있는 가구원으로 구성하였으며, 요보호 아동의 경우는 만 7세 이하의 미취학 아동으로 구성하였다. 끝으로 다종류 요보호가구는 한 가구에 2종류 이상의 요보호 가구원이 있는 경우를 의미한다. 즉, 한 가구에 노인 요보호 가구원과 아동 혹은 장애 요보호 가구원이 동시에 존재하는 경우를 의미하며,

2) 좌측단절의 문제를 해결하기 위해 새롭게 진입한 빈곤층만을 분석에 포함시킬 경우 상당한 표본의 선택 편의를 초래할 가능성이 발생하는데, 이는 장기 빈곤층에 있는 대상을 배제하여 변수의 효과를 확대할 수도 있기 때문이다.

〈표 1〉 변수의 정의 및 측정

| 구분 | 변수 | 정의 및 측정 |
|---------------------|--------------------|--|
| 종속변수 | 빈곤진입 | 비빈곤(0), 빈곤(1) |
| | 빈곤 진입기간 | 연 단위 |
| 인구사회학적 특성(가구주) | 연령 | 연령 |
| | 성별 | 여자(0), 남자(1) |
| | 교육연수 | 교육받은 연수 |
| | 혼인상태 | 무배우자(0), 유배우자(1) |
| | 장애여부 | 비장애(0), 장애(1) |
| | 건강상태 (만성질환) | 만성질환 무(0), 만성질환 유(1) |
| | 직업력 | 비경제활동인구(0) 상용직(1) 임시직(2) 일용직(3) 비임금근로자(자영업+고용주)(4) |
| 가구특성 | 가구소득 | 경상소득 |
| | 가구원 수 | 가구원 수 |
| 요보호 가구원 부양 가구 특성 | 노인 가구원 | 노인 요보호 가구원 무(0), 유(1) |
| | 아동(미취학) 가구원 | 아동 요보호 가구원 무(0), 유(1) |
| | 장애 가구원 | 장애 요보호 가구원 무(0), 유(1) |
| | 특성이 다른 다수의 요보호 가구원 | 특성이 다른 다수의 요보호 가구원 무(0), 유(1) |

더미화를 이용하여 변수를 구성하였다.

3) 분석방법

본 연구에서는 가구의 빈곤발생 여부와 빈곤진입 시점을 예측하고 설명하기 위하여 사건사 분석(event history analysis)을 사용하였다. 사건사 분석을 통해 설명하고자 하는 종속변수는 주로 사건의 위험률이며 본 연구의 경우 빈곤진입 시점에서의 위험률이라 볼 수 있다. 사건사 분석의 위험률과 관련된 식을 살펴보면 다음과 같다.

$$r(t | x) = q(t) \exp(\beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt})$$

위험률 식을 살펴보면 먼저 $q(t)$ 는 미확정적인 시간과 연관된 전체 연구대상에 대한 기본 위험률이다. 즉, 시간의 흐름에 대한 영향을 나타내는 부분이며, β_k 는 모델에서 k 번째에 해당하는 모수 추정치에 대한 값을 말한다. 그리고 X_{ik} 는 방정식에서 i 번째에 해당하는 사람에 대한 t 번째 시간에 대한 k 번째에 해당하는 변수 값이며 각 응답자의 특성을 의미한다.

한편, 사건사 분석에서 중요한 선택 가운데 하나는 기간의존성 함수를 어떻게 설정하느냐의 문제이다. 기간의존성에 대한 모수적 접근은 사실상 특정한 함수를 가진다고 가정하는 것과 같으며,

주로 사용되는 것은 exponential, Weibull, Gompertz, Makeham, log logistic, log normal 등이다(장지연, 1998). 이러한 특별한 가정과 더불어 특정 분포를 사용하는 것에 대한 합당한 근거는 필수적이다. 그러나 현실에서 어떤 사건 발생에 대한 특정한 분포를 고려하는 것이 힘들고, 특정 변수의 시간의존성에 대한 연구가 충분히 진행되지 않은 가운데 특정 함수를 고려하여 분석에 사용하게 되면 변수 간의 잘못된 영향관계를 도출할 수도 있다. 이러한 점을 고려하여 시간 의존성 함수에 대한 선택이 어려울 경우 취할 수 있는 대안 가운데 하나는 Cox모형이다. Cox모형은 시간에 따른 사건 발생률의 특수한 패턴(특정 함수)은 가정하지 않는다. Cox모형은 사건사 분석에서 많이 이용되는 모형 중 하나로, 대기기간(duration)의 분포에 대해 어떤 가정도 하지 않는다. 사건 발생률과 대기기간의 관계를 미리 규정하는 대신 함수 $q(t)$ 로 표시만 한다. 위의 모형에서는 사건 발생률의 시간 의존에 대한 특별한 가정이 없고, 기간별로 각각의 독립변수 값에 대해 사건 발생률이 비례적이라고 하는 비례성(proportionality)의 가정이 유지된다. 이것은 변수들이 사건 발생률에 미치는 영향이 시간에 따라 변하지 않는다는 것을 의미하며, 이 때문에 비례위험모형(proportional hazard model)이라고 불린다.

끝으로 본 연구에서는 국민기초생활보장제도 이후 빈곤의 추이를 분석하기 위하여 생명표를 이용하였다. 생명표 분석은 개인별 자료를 1년 단위의 구간(interval)으로 나눈 후 절단된 사례는 그 기간의 중간시점에서 절단된 것으로 가정하여 관찰된 사건으로부터 구간생존율(survival rate)을 구하고, 이로부터 일정기간까지의 구간생존율을 곱하여 누적생존율을 계산한다. 그리고 각 시점에

서의 빈곤진입확률은 전체기간을 고려한 위험률(hazard rate)로 추정된다. 생명표 분석은 생존기간이 비교적 짧고, 연구기간의 설정이 명확할 때 주로 사용되는 것으로 알려져 있어 본 분석에 적합하리라 판단되었다.

IV. 연구결과

1. 기술적 분석

다음의 <표 2>에 나타난 바와 같이 분석대상인 가구주의 평균연령은 1차년도 기준으로 50.6세이며, 가구주의 성별은 남성이 여성에 비해 약 2배 정도 많았으며 교육수준은 평균 11.7년으로 고등학교 졸업 이하가 대다수인 것을 알 수 있다. 혼인 상태를 살펴보면 1차년도의 응답자 중 배우자가 있는 경우가 66.4% 정도였으나 4차년도에는 약간 감소한 65%로 매년 감소하는 추세를 나타내었다. 분석대상의 가구주 건강상태와 관련하여 장애가 있는 가구주는 3.6%, 1차년도의 대상자 중 만성질환이 있는 가구주는 34.8%이며 4차년도에는 51.1%로 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 만성질환의 경우, 해가 거듭할수록 증가하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 가구주의 직업력을 살펴보면, 1차년도 기준으로 비경제활동인구는 34.7%이며 4차년도에는 35.5%로 약간 증가하였다. 상용직의 경우 1차년도 26.3%, 2차년도 35%로 급증하였으나 4차년도에는 약 6% 감소한 28.8%이다. 임시직의 경우 1차년도 14.1%에서 4차년도 11.6%로 약간 감소하는 경향을 나타내었다. 일용직은 1차년도 9.5%, 4차년도 8.43%로 약간 감소하였으며, 비임금근로자의 경우 1차년도 15.4%, 4차년도 15.1%로 변화율이 낮았다. 1차년도의 연 경상소득은 2,981만원이었으며, 지속적인

〈표 2〉 연구대상자의 인구사회학적, 가구 특성

| 구분 | | 1차: 1,335명 | 2차: 1,198 | 3차: 1,110 | 4차: 1,044 |
|-----------------------|---------------------|-------------|-------------|-------------|--------------|
| 연령 | | 50.66 | 51.86 | 52.86 | 53.52 |
| 성별 | 남성 | 1,019(76.3) | 900(75.1) | 829(74.7) | 768(73.6) |
| | 여성 | 316(31.6) | 298(24.9) | 281(25.3) | 276(26.4) |
| 교육연수 | | 11.73 | 11.63 | 11.55 | 11.54 |
| 혼인상태 | 무배우자 | 448(33.6) | 407(34.0) | 384(34.6) | 365(35.0) |
| | 유배우자 | 887(66.4) | 791(66.0) | 719(64.4) | 677(65.0) |
| 장애여부 | 없음 | 1,287(96.4) | 1,151(96.1) | 1,062(95.7) | 998(95.6) |
| | 있음 | 48(3.6) | 47(3.9) | 48(4.3) | 46(4.4) |
| 건강상태 (만성질환 여부) | 없음 | 870(65.2) | 687(57.3) | 587(52.9) | 510(48.9) |
| | 있음 | 465(34.8) | 511(42.7) | 523(47.1) | 534(51.1) |
| 직업력 | 비경제활동인구 | 463(34.7) | 409(34.1) | 381(34.3) | 371(35.5) |
| | 상용직 | 351(26.3) | 419(35.0) | 388(35.0) | 301(28.8) |
| | 임시직 | 188(14.1) | 74(6.2) | 67(6.0) | 121(11.6) |
| | 일용직 | 127(9.5) | 105(8.8) | 103(9.3) | 88(8.43) |
| | 비임금근로자 (자영업+고용주) | 206(15.4) | 191(15.9) | 171(15.4) | 163(15.61) |
| 가구소득 | 연평균 경상소득(만원) | 2,981 | 3,197 | 3,571 | 3,739 |
| 가구원 수 | | 1.74 | 1.71 | 1.69 | 1.69 |
| 노인 가구원 | 없음 | 948(71.0) | 763(63.7) | 701(63.2) | 596(57.09) |
| | 있음 | 387(29.0) | 435(36.3) | 409(36.8) | 448(42.91) |
| 아동(미취학) 가구원 | 없음 | 1,113(83.4) | 996(83.1) | 934(84.1) | 889(85.15) |
| | 있음 | 222(16.6) | 202(16.9) | 176(15.9) | 155(14.85) |
| 장애 가구원 | 없음 | 1,292(96.8) | 1,152(96.2) | 1,065(95.9) | 1,004(96.17) |
| | 있음 | 43(3.2) | 46(3.8) | 45(4.1) | 40(3.83) |
| 특성이 다른 다수의 요보호 가구원 | 없음 | 1,259(94.3) | 1,109(92.6) | 1,027(92.5) | 956(91.57) |
| | 있음 | 76(5.7) | 89(7.4) | 83(7.5) | 88(8.43) |

로 증가하여 4차년도에는 3,739만원으로 나타났다. 함께 동거하는 평균가구원 수는 1차년도에는 1.71명이었으나 4차년도에는 약간 감소한 1.69명으로 나타났다.

마지막으로 각 가구당 요보호 가족원의 구성형태를 살펴보면, 요보호 노인 가구원이 있는 가구는 1차년도에는 29%였으나 4차년도에는 42.9%로 꾸준히 증가하는 양상을 나타냈다. 미취학 아동 가구원의 경우 1차년도에는 16.6%였으나 4차

년도에는 14.8%로 감소하는 양상을 나타내었으며, 장애가 있는 가구원은 1차년도에는 3.2%였으나 4차년도에는 3.8%로 나타났다. 특성이 다른 다수 요보호 가구원을 살펴보면 1차년도의 경우 5.7%였으나 지속적으로 증가하여 4차년도에는 8.4%이다.

2. 생명표 분석(life time table)

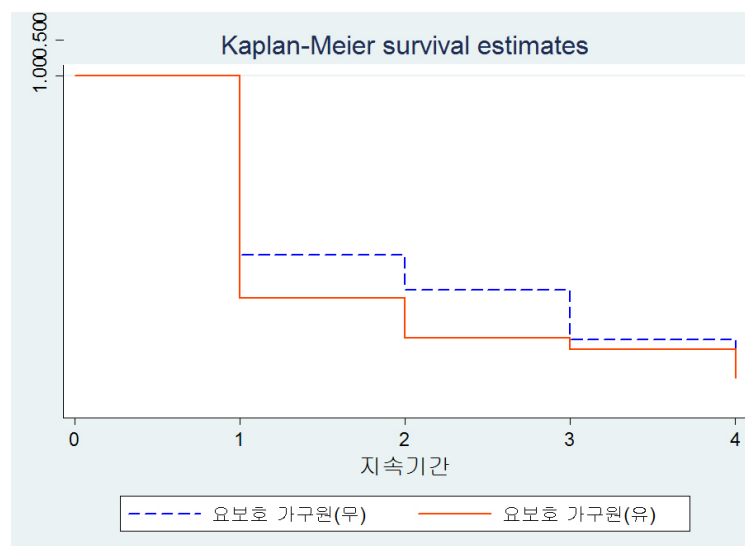
생명표 분석을 통하여 연구대상의 빈곤진입기간에 따른 생존율(비빈곤율)과 위험률(빈곤진입률)을 제시하였다. 분석 대상은 전체 가구를 대상으로 분석하고, 이후 가구주의 성별, 장애 여부, 배우자 유무, 요보호 가구원 부양 여부 등의 범주형 변수에 근거하여 대상을 구분한 뒤, 이들의 생존율 차이를 윌콕슨 검정(Wilcoxon test)을 통해 확인하였다. 한편, 생명표 분석에서 생존율 차이 검증을 위한 변수는 명목 혹은 서열의 범주형(categorical variable) 변수이어야 한다. 따라서

본 연구에서는 범주형태로 구성되어 있는 변수만을 분석에 활용하였다. 서열변수를 검증하기 위해서는 범주형태로 변화해야 하는데, 이 과정에서 범주의 설정은 연구자에 따라 임의적일 수밖에 없으며 이러한 임의성은 연구결과에 상당한 차이를 유발하는 문제가 발생하기 때문에 분석에서 배제하였다. 우선, 빈곤상태에 빠지지 않고 안정 상태(혹은 비빈곤상태)에 있는 전체가구(비빈곤집단)의 시간에 따른 생명률(비빈곤율)과 위험률(빈곤진입률)을 <표 3>에 제시하였다. 그리고 누적 생명률에 근거한 생존곡선을 <그림 1>에 함께 나타내었다.

<표 3> 가구의 기간에 따른 대상의 생존율과 위험률

(단위: 명, %)

| 기간 | 분석대상 | 빈곤진입 | 우측절단 | 누적 생존율 | 누적 위험률 |
|-----|------|------|------|--------|--------|
| 1차년 | 1398 | 92 | 186 | 0.934 | 0.065 |
| 2차년 | 1120 | 15 | 164 | 0.921 | 0.078 |
| 3차년 | 941 | 10 | 94 | 0.911 | 0.088 |
| 4차년 | 837 | 7 | 830 | 0.904 | 0.095 |



<그림 1> 가구의 생존곡선(요보호 가구원 유무)

〈표 4〉 주요 특성별 누적 생존율 차이 검증

| | | Wilcoxon 카이 제곱 | 자유도 |
|-------------------|------------------|----------------|-----|
| 가구주 성별 | | 37.89*** | 1 |
| 배우자 유무 | | 60.97*** | 1 |
| 장애 여부 | | 118.24*** | 1 |
| 만성질환 유무 | | 107.73*** | 1 |
| 직업력 | 사용직 | 48.09*** | 1 |
| | 임시직 | 10.38** | 1 |
| | 일용직 | 1.55 | 1 |
| | 비임금근로(자영업 및 고용주) | 11.77*** | 1 |
| 노인 요보호 가구원 부양 여부 | | 10.69** | 1 |
| 아동 요보호 가구원 부양 여부 | | 9.95** | 1 |
| 장애 요보호 가구원 부양 여부 | | 22.34*** | 1 |
| 다종류 요보호 가구원 부양 여부 | | 9.21** | 1 |

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 수준에서 유의

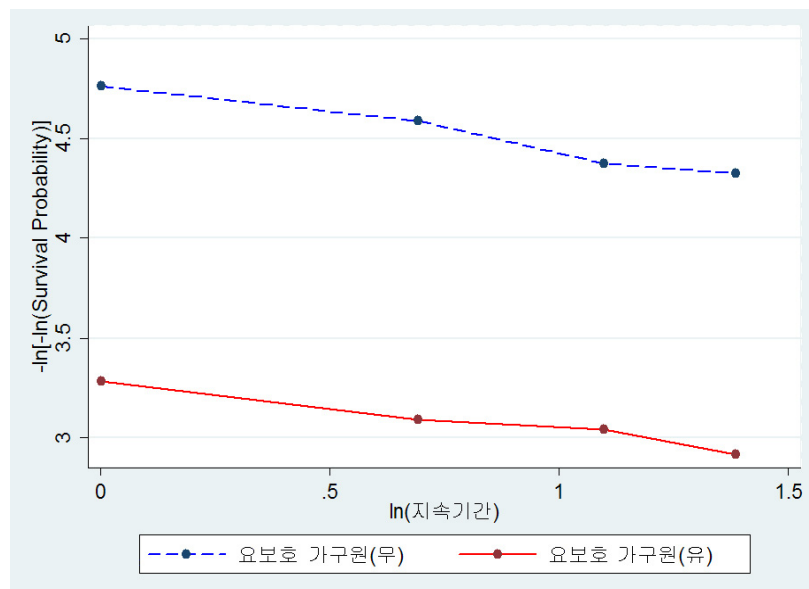
〈표 3〉과 〈그림 1〉을 살펴보면 가구의 빈곤 발생이 조사시점 초기에 대부분 나타난 것으로 알 수 있다. 일반적으로 빈곤탈피에 관한 연구(구인회, 2004; 홍경준, 2004; 이동영, 2005)에서는 연구대상의 상당수(절반 이상)가 조사시점의 1, 2년에 빈곤을 탈피하는 것으로 나타났다. 한편, 연구기간이 종료될 때까지 빈곤에 빠지지 않은 확률은 90.4%였으며, 빈곤 진입률은 초기에 증가하였으나 시간이 지날수록 지속적으로 감소하는 추세를 보였다. 이러한 결과는 빈곤에 빠지기 쉬운 취약계층이 초기에 빈곤에 먼저 빠졌기 때문에 발생한 결과로 보인다. 추가적으로, 전체 가구를 범주형 변수로 나누어 생존율(비빈곤유지율) 차이를 검증한 결과는 〈표 4〉와 같이 나타났다. 〈표 4〉에서 직업력의 일용직을 제외한 전 변수가 통계적으로 유의미한 변수로 판별되었다. 이는 가구의 빈곤진입에 있어서 가구 및 가구주의 인구사회학적 특성

과 더불어 요보호 가구원의 부양 여부가 중요한 차이를 가진다는 점을 제시해주는 결과이다.

3. 콕스모형의 비례적 위험가정(Proportional Hazard Assumption) 검증

비례적 위험모형에서 비례적 가정을 검증하는 가장 일반적인 방법은 케플란-메이어(Kaplan-Meier)의 추정을 통하여 얻은 생존곡선이 시간의 흐름에 따라 얼마나 평행한지 파악하는 것이다. 즉, 특정 단일 공변수³⁾의 생존곡선이 시간의 경과에 따라 수렴하거나 발산하지 않고 평행하게 지속되면 비례성의 가정이 성립하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 이러한 방법이 가지는 치명적인 약점은 생존곡선 추정에 단일 공변수를 사용하기 때문에 분석에 다수의 공변수를 사용할 경우, 분석상의 오류가 발생할 수 있다. 즉, 모형에 사용되는

3) 이때 사용되는 변수는 범주별 혹은 더미화하여 분석하며, 연속변수의 경우 연구자의 판단에 따라 평균 혹은 중앙값을 기준으로 이분하는 것이 일반적이다.



〈그림 2〉 로그-콕스 수정 생존측정(Log-log Cox adjusted survival estimate) 곡선

다수의 공변수 가운데 특정 변수는 비례적 가정을 위반하게 될 가능성이 있는데, 단일변수를 이용하는 케플란 메이어 추정을 통한 생존곡선 검증은 이러한 위험을 통제하지 못하게 된다(Abeysekera and Sooriyarachchi, 2009). 이에 반해, 층화모형에 대한 수정된 LLS(Log-Log Cox adjusted survival Curve)곡선의 경우, 모형에 사용되는 전체 공변수의 영향을 생존곡선에 수정시킬 수 있기 때문에 앞에서 언급한 케플란 메이어 추정을 통한 생존곡선 검증보다 더 정확한 검증력을 가진다고 할 수 있다. 〈그림 2〉는 모형에 사용된 전체 공변수를 층화변수인 요보호 가구원⁴⁾에 대하여 수정한 후 도출해낸 결과이다. 그림에 따르면 공변수를 수정하고도 요보호 가구원이 있는 집단과 없는 집단의 생존곡선이 수렴하거나 발산하지 않고 평행한 기울기를 보이는 것을 알 수 있다. 따라서 이

러한 결과는 모형의 비례적 가정이 성립함을 의미한다.

한편, 생존곡선을 이용하여 적합성을 검증하는 방법은 한눈에 비례위험모형의 가정에 대한 적합도 정도를 알아볼 수 있는 장점은 있으나, 위배 여부를 결정할 때 주관적 판단이 개입될 소지가 있다. 따라서 이러한 한계를 극복하기 위하여 통계학 분야의 다양한 학자들이 비례적 가정에 대한 적합도 검증의 방법을 제시하였는데, 본 연구에서는 Schoenfeld(1980)가 제시한 포괄적 검증(Global test)결과를 이용하고자 한다. Schoenfeld(1980)는 시간과 공변량을 여러 개의 구간으로 나눈 후 카이제곱적합도 검증법의 개념을 적용하여 비례위험 모형의 가정을 검증하였다. 이를 개략적으로 살펴보면, 검정통계량의 계산을 위해 공변량의 범위를 서로 겹치지 않게 L개로 분할하고, 시

4) 요보호 가구원의 유무는 실제 콕스회귀분석에는 사용하지 않았는데, 그 이유는 개별 요보호 가구원 변수와의 높은 상관관계 및 연구목적과 상충하기 때문이다. 그러나 개별 요보호 가구원에 대한 각각의 검증보다는 요보호 가구원에 대한 전체 검증이 연구의 간명성을 확보할 뿐 아니라 지문의 한계를 극복한다고 고려하였기 때문에 분석에 사용하였다.

〈표 5〉 Schoenfeld의 포괄적 검증결과(Schoenfeld's global test)

| | rho | chi2 | df | Prob>chi2 |
|---------------------|--------|-------|----|-----------|
| 가구주 연령 | -0.083 | 0.85 | 1 | 0.358 |
| 가구주 성별 | 0.074 | 0.74 | 1 | 0.390 |
| 가구주 교육 | -0.135 | 2.19 | 1 | 0.139 |
| 혼인상태 | -0.041 | 0.21 | 1 | 0.649 |
| 가구주 장애 | -0.066 | 0.54 | 1 | 0.461 |
| 가구주 건강 | -0.093 | 1.20 | 1 | 0.273 |
| 가구 소득 | 0.229 | 1.62 | 1 | 0.203 |
| 전체 가구원 수 | 0.033 | 0.14 | 1 | 0.710 |
| 상용직 | 0.071 | 0.62 | 1 | 0.430 |
| 임시직 | -0.027 | 0.08 | 1 | 0.771 |
| 일용직 | -0.128 | 1.84 | 1 | 0.175 |
| 비임금근로자 | 0.028 | 0.12 | 1 | 0.729 |
| 요보호 아동 | 0.061 | 0.50 | 1 | 0.478 |
| 요보호 장애 | 0.099 | 1.20 | 1 | 0.273 |
| 요보호 노인 | -0.092 | 1.04 | 1 | 0.307 |
| 다중류 요보호 | -0.064 | 0.52 | 1 | 0.470 |
| 포괄적 검증(global test) | | 13.92 | 16 | 0.605 |

간도 R개의 구간으로 구분한다. 이때 시간의 범위는 0에서 무한대이다. 이렇게 분할된 시간과 공변수의 공간을 $L \times R$ 개 각각의 카티션 곱⁵⁾(Caresian products)에 대해 사건발생수를 관측하고 사건에 대한 기대값을 계산한다. 그리고 Schoenfeld (1980)는 Cox(1972)의 최대 편우도(maximum partial likelihood estimator)와 유사한 방법을 이용해 검정통계량이 근사적으로 카이제곱분포를 따른다는 것을 보였다. 그의 추정식⁶⁾에 따르면 분할된 한 구간에서 공변량의 영향력이 다른 구간보

다 커진다면 비례성의 가정이 적합하지 않게 된다. 즉, 특정변수 혹은 변수의 영향력은 시간에 독립적이지 않고 시간에 의존적인 변수로 모형에 추정되게 되는 것이다. 한편, Abeysekera and Sooriyarachchi(2009)는 임상자료의 모의실험을 통하여 Schoenfeld의 포괄적 테스트의 우수성을 입증하였는데, Schoenfeld의 포괄적 검증 방법의 비교 대상으로는 기존의 다양한 비례성 검증기법⁷⁾을 이용하였다. 이처럼 Schoenfeld의 포괄적 검증의 우수성에도 불구하고 지금까지 이러한 검증이 많

5) 예) R1: 행i 열n, R2: 행j 열m일 때, R1×R2가 행은 i×j, 열은 n+m이 되는 것을 의미한다.

6) Schoenfeld(1980)의 위험사건의 기대값 추정식 기술은 본 연구에서 특별히 언급하지 않았다. 추정식에 대한 자세한 설명과 기술은 Abeysekera and Sooriyarachchi(2009) 참고

7) 연구의 비교대상으로는 Kaplan-Meier 검정, Cox 검정법, Cox-Snell 잔차 검증 등이 이용되었다.

이 이루어지지 않은 가장 큰 이유는 통계프로그램의 원활한 지원이 불가능하였기 때문이다. 그러나 최근에 들어와 SAS 및 STATA 프로그램에서 포괄적 테스트에 대한 지원이 가능하기 때문에 비례성에 대한 검증이 좀 더 철저하게 이루어질 필요가 있다. <표 5>는 본 연구에서 사용된 변수의 Schoenfeld(1980)의 포괄적 검증 결과이다. 모형에 실제로 투입된 전 변수가 영가설⁸⁾을 기각하지 못했기 때문에 비례성의 가정이 성립하는 것으로 나타났다. 즉 모든 변수의 영향력이 시간에 독립적인 것으로 밝혀져 Cox의 비례적 회귀모형 사용을 지지하는 것으로 나타났다. 만약, 특정변수가 영가설을 기각하게 된다면 기각한 변수를 처리하여 분석에 사용해야 하는데, 처리 방법으로는 층화모형을 사용하거나 모형에 시간의존성 공변수를 투입하여 분석하면 된다.

4. 비례적 위험회귀모형 분석 결과

<표 6>은 Cox 비례적 위험 모형(Cox proportional hazard model)의 추정을 통해 빈곤진입과 관련한 요인을 분석한 결과이다. 총 4,259개의 관측치 가운데 설명변수의 정보를 갖고 있는 1,398개의 관측치가 분석에 사용되었으며, 이 중 빈곤에 진입한 가구는 124가구이며, 빈곤하지 않은 상태가 지속된 가구는 1,274가구로 나타났다.

가구의 특성 및 가구특성에 따른 빈곤이행의 변화를 살펴보기 위해 관련 변수들을 위계적으로 투입하였으며, 본 연구의 주 변수인 요보호 가구원특성 변수를 마지막으로 투입하여 요보호 가구원의 차이에 따른 빈곤진입확률의 변화를 살펴보았다. [모형 1]은 가구의 인구학적 특성과 가구

특성을 이용하여 빈곤진입확률을 추정한 결과이다. 결과를 살펴보면, 가구빈곤진입에 관한 비례적 위험회귀모형은 통계적으로 유의하게 나타났다($p < .001$). 분석 결과 가구의 성별과 연령은 빈곤진입에 통계적으로 유의미한 영향력을 미치지 않았다. 이는 손병돈(2010)의 연구결과와도 일치하는데, 전통적으로 빈곤요인은 가구의 연령과 관련하여 노인가구주 여부, 성별에 따른 요인으로 보았으나 경제위기 이후 빈곤양상이 달라졌기 때문에 영향력이 없는 것으로 보았다. 반면, 가구의 교육수준, 장애 유무, 만성질환 유무 등은 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 판명되었다. 즉, 가구의 교육수준이 낮을수록, 장애와 만성질환이 있을수록, 그리고 배우자가 없을수록 빈곤에 빠지게 될 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 가구의 직업력의 경우, 비경제활동인구를 기준으로 상용직, 임시직 그리고 비임금근로자(자영업 혹은 고용주)일수록 빈곤의 위험이 낮은 것으로 나타나 가구의 경제활동이 빈곤의 진입에 중요한 영향요인임을 알 수 있었다. 한편, 가구특성으로 고려한 가구소득과 전체 가구원 수는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 가구의 소득이 많을수록 빈곤진입 위험은 낮았으나, 전체 가구원 수가 증가하면 빈곤의 위험은 증가하는 것으로 나타나 기존의 빈곤 연구결과(홍경준, 2004)와 일맥상통한다고 볼 수 있다.

[모형 2]에서는 가구의 돌봄 특성인 개별 요보호 가구원을 더미변수화하여 추가 투입하였는데, [모형 1]과 비교하여 전체적인 결과는 크게 다르지 않은 것으로 나타났으며, Likelihood Ratio 검증 결과 모형이 추가된 설명변수로 인하여 0.01 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 가지는 것으로

8) 영가설은 구간에 따라 공변수의 영향력이 차이가 없음을 의미한다.

〈표 6〉 비례적 위험회귀 모형 결과⁹⁾

| 변수 | 모형 1 | | 모형 2 | |
|------------------------|------------|-------|------------|-------|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| 가구주 성별 (기준: 여성) | 0.278 | 0.250 | 0.143 | 0.255 |
| 가구주 연령 | -0.001 | 0.008 | 0.001 | 0.008 |
| 가구주 교육(연수) | -0.070* | 0.032 | -0.065* | 0.033 |
| 혼인상태 | -1.599*** | 0.310 | -1.775*** | 0.315 |
| 가구주 장애 유무 | 1.248*** | 0.251 | 1.196*** | 0.258 |
| 가구주 건강 여부 (만성질환 유무) | 1.031*** | 0.260 | 1.061*** | 0.259 |
| 가구소득 | -0.001*** | 0.001 | -0.001*** | 0.001 |
| 가구주 직업력 (기준: 비경제활동) | | | | |
| 상용직 | -2.448*** | 0.744 | -2.308** | 0.749 |
| 임시직 | -1.544** | 0.528 | -1.507** | 0.530 |
| 일용직 | -0.285 | 0.297 | -0.237 | 0.299 |
| 비임금근로 | -1.383** | 0.464 | -1.244** | 0.462 |
| 가구원 수 | 0.3776*** | 0.091 | 0.279** | 0.105 |
| 요보호 아동 유무 | | | 0.907† | 0.510 |
| 요보호 장애 유무 | | | 1.670* | 0.850 |
| 요보호 노인 유무 | | | 0.680* | 0.258 |
| 다종류 요보호 유무 | | | -1.252 | 0.864 |
| 사례 수 | 1398 | | 1398 | |
| Likelihood Ratio test | - | | 14.86** | |
| log likelihood | -763.89153 | | -756.45942 | |

주: † p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 수준에서 유의

나타났다. 추가된 설명변수의 영향을 살펴보면, 요보호 아동, 장애 그리고 노인을 서로 통제한 가운데 장애 가구원과 요보호 노인이 있을수록 빈곤

에 빠질 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 요보호 가구원 부양 가구 빈곤에 부정적인 영향을 미친다는 기존의 선행연구(유태균,

9) 일반적으로 남성가구주에 비하여 여성가구주는 유배우자 비율이 낮아 가구주의 성별과 배우자 유무를 함께 분석할 경우, 다중공선성과 높은 상관관계를 가질 수 있다. 본 연구에서도 이러한 문제점을 인지하였으나, 성별과 배우자 유무는 가구주 특성에 대한 중요한 변수라고 고려하였기 때문에, 위의 문제를 감수하고도 두 변수를 서로 통제하고 분석하였다. 변수의 선택 및 통제와 관련된 문제는 연구의 한계로 남겨둔다.

2003) 결과와 유사한 경향을 보여주는 결과라고 할 수 있다. 한편, 기존의 연구에서는 특정 종류의 요보호 가구원 부양 및 돌봄의 영향이 가구의 빈곤에 미치는 영향을 살펴본 것이 일반적이었다. 그러나 이 과정에서 요보호 대상자들 간의 통제를 하지 않고 분석을 하게 되면 빈곤에 미치는 요보호 대상자의 영향력이 축소되거나 과대 추정될 여지가 존재한다. 다시 말해서, 요보호 아동의 돌봄이 빈곤에 미치는 영향을 분석할 때, 아동의 장애 여부 혹은 가구에서 부양하는 또 다른 부양가구원의 특성을 통제 및 고려하지 않고 분석하게 될 시, 분석상의 오류가 발생할 가능성이 존재한다. 이러한 문제점을 고려했을 때 본 연구 결과는 상당히 고무적이라 볼 수 있는데, 개별 요보호 가구원을 통제한 후에도 요보호 노인과 장애가구원에 대한 부양 및 돌봄이 빈곤의 진입에 유의미한 변수로 작용하고 있음을 알 수 있었기 때문이다.

V. 결론

본 연구는 한국복지패널 1~4차년도 자료를 이용하여 서울시에 거주하는 가구원과 요보호 가구원을 부양하는 가구원의 빈곤진입과 지속기간에 영향을 미치는 요인을 사건사(survival analysis) 분석방법을 통하여 밝혔다. 문헌연구를 통하여 빈곤에 영향을 미친다고 파악된 요보호 관련 요인과 인구사회학적 요인들을 연구모형에 고려하여 빈곤진입과 빈곤지속기간에 어떠한 영향관계가 있는지 분석하였으며, 분석결과를 요약하면 아래와 같다.

첫째, 연구대상의 일반적 특성을 살펴보면, 가구의 평균 연령은 50.6세이며 가구의 성별은 여성에 비하여 남성이 절반 이상이었다. 교육 수

준은 고등학교 졸업 이하인 것으로 나타났으며, 60% 이상이 배우자가 있는 것으로 나타났다. 장애가 있는 가구의 변화율은 거의 없었으나 가구의 건강상태와 관련한 만성질환에서는 1차년도에 만성질환이 있는 가구는 34.8%에서 4차년도에는 51.1%로 16.3% 증가하였다. 이는 시간이 흐를수록 가구의 건강상태가 좋지 않음을 알 수 있다. 가구의 직업력을 4차년도 기준으로 살펴보면 비경제활동인구가 34.7%이며, 상용직은 28.8%, 일용직 8.43%, 임시직, 11.6%, 비임금근로자 15.1%이다. 1차년도의 연 경상소득은 2,981만원이었으며 지속적으로 증가하여 4차년도에는 3,739만원으로 나타났다. 가구구성원의 특성에서 요보호 가구원을 살펴보면, 노인 가구원이 있는 가구는 1차년도에 29%였으나 4차년도에는 42.9%로 증가하였다. 반면 아동 가구원은 16.6%에서 14.8%로 감소하는 양상이 있는 것으로 나타났다. 장애가 있는 가구원은 1차년도 3.6%에서 3.83%로 증가하였으나 실질적으로 장애인을 보호하는 가구원의 수는 감소하였다. 특성이 다른 요보호 가구원의 비율은 1차년도 5.7%에서 4차년도 8.43%로 증가하였다.

둘째, 분석대상의 빈곤진입기간에 영향을 미치는 요인은 가구의 성별, 배우자 유무, 장애 여부, 만성질환 유무, 일용직을 제외한 직업군에서 통계적으로 유의미한 변수로 나타났다. 또한 요보호 가구원의 부양변수인 요보호 노인 부양, 요보호 아동 부양, 요보호 장애인 부양과 특성이 다른 요보호 가구원 부양은 빈곤진입에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 가구의 빈곤진입에 있어 가구의 인구사회학적 특성뿐 아니라 가구의 특성이라 볼 수 있는 요보호 가구원의 부양여부가 빈곤진입에 있어 중요한 영향을 주는 것

을 알 수 있다.

셋째, 본 연구에서는 인구사회학적 특성과 가구 특성을 이용한 [모형 1]과 요보호 가구원의 특성을 고려한 [모형 2]로 나누어 비례적 위험회귀를 추정하였다. 인구사회학적 특성과 가구특성을 이용한 [모형 1]에서는 가구주의 교육수준, 가구주의 장애 여부, 만성질환 여부, 혼인상태가 빈곤진입에 유의하였다. 즉, 가구주의 교육수준이 낮을수록, 장애와 만성질환이 있을수록, 배우자가 없을 경우 빈곤에 진입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 가구의 소득과 직업력을 살펴보면 소득이 낮을수록 빈곤에 진입할 가능성이 높으며, 직업의 경우 상용직, 임시직, 비임금근로의 경우 비경제활동에 비하여 빈곤에 진입할 가능성이 낮은 것으로 나타났으나 일용직의 경우 유의미한 차이는 없었다. 또한 가구주의 성별과 연령은 가구의 빈곤진입에 있어 유의미한 영향을 미치지 않는다고 나타났다. 요보호 가구원의 특성을 고려한 [모형 2]에서는 가구의 돌봄 특성이 미치는 영향을 추정하였는데, 장애 가구원과 요보호 노인이 있을 경우 빈곤에 영향을 미치지만 아동과 특성이 다른 요보호 가구원은 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

먼저, 기존의 선행연구에서는 빈곤에 영향을 미치는 요인으로 가구주의 인구사회학적·가구 특성을 밝히고 있으며, 각 대상별 요보호 가구원(노인, 아동, 장애인)을 구분하여 실증적으로 연구하였다. 본 연구에서는 대상별 요보호 가구원과 특성이 다른 요보호 가구원을 모두 고려하여 빈곤진입과 빈곤지속기간에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 데 의의가 있다. 본 연구에서는 빈곤에 영향을 미치는 요인으로 연령과 성별이 유의미하게 나오지 않았는데, 이는 여성일수록 빈곤의 위험에 빠질 위험이 높다고 한 선행연구(Fukuda, 1999;

송다영·김미경, 2003; 이홍직, 2006; 성미애·진미정, 2009)와 반대되는 결과이다. 그러나 손병돈(2010)의 연구에 따르면 성별과 연령이 전통적인 빈곤 결정의 중요한 변수였다면 현재의 빈곤은 취업가구원 수, 가구주의 경제활동 참여형태, 가구주의 장애가 빈곤에 있어 더 직접적인 영향을 미친다고 보고하였으며, 이러한 연구의 결과는 본 연구의 결과와 일맥상통한다. 가구의 돌봄 특성이 빈곤에 미치는 영향을 추정하였는데, 장애가구원과 요보호 노인이 있을 경우 빈곤에 영향을 미치지만 아동과 특성이 다른 요보호 가구원은 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 아동을 양육할 경우 가족은 경제적 부양부담을 안게 되고 미취학 아동의 경우 많은 돌봄노동이 필요하기 때문에 성인의 경제활동 참여를 어렵게 할 수 있기에 빈곤진입의 위험이 따르는 선행연구와 상이한 결과이다(김학주, 2006). 저소득층의 아동양육이 가구의 빈곤에 영향을 미친다는 외국 선행연구와 우리나라의 상황이 다른 이유는 빈곤한 가구에서 아동을 양육하기보다는 경제적으로 안정적인 비빈곤가구에서 아동을 양육하고 있기 때문에 아동양육이 빈곤에 미치는 영향력이 낮다(구인회, 2005)고 해석될 수 있다. 마지막으로 요보호 노인과 요보호 장애인인 가구원으로 있는 경우 빈곤으로 진입할 가능성이 높았는데 이는 의료비지출의 영향력이 큰 것으로 볼 수 있다. 손수인 외(2010)에 따르면 의료비 지출에 영향을 미치는 요인으로 가구원 중 만성질환자가 있거나 장애 가구원이 있는 경우를 지적하고 있다.

이러한 결과는, 빈곤정책이 가구간의 상호이질적인 특성을 반영한 접근방식이 필요함을 시사한다. 선행연구에서 이미 지적하였듯이, 요보호 가구원의 부양 여부는 가구의 정신적·육체적 부담

뿐만 아니라 경제적 지출에 영향을 미치고 이러한 부적인 영향은 가구의 빈곤진입을 유발할 가능성을 높인다(이동영, 2005; 박능후·송미영, 2006; 윤현숙·류삼희, 2007). 이러한 연구결과는 요보호 가구원을 부양하고 있는 가구에 대한 돌봄 서비스의 확대 및 지속성에 대한 당위성을 제고하는 데 도움이 되리라 고려된다. 먼저, 가구주의 인구사회학적 요인 중에서도 경제활동 참여형태가 빈곤진입에 중요한 요인이기에 안정적이고 지속적인 경제활동 참여를 할 수 있도록 돌봄 서비스에 대한 지원확대가 이루어져야 한다. 아동에 대한 돌봄 서비스와 취업 간의 관련성을 살펴본 많은 연구에서는 아동이 있는 저소득 가구의 보육서비스 이용이 주 양육자에게 노동시장 참여 기회를 제공하여 취업과 근로지속성을 높이는 것으로 나타났다(Mayson, 1999; Rice, 2001; 도미향, 2003). 한편, 정소연·김은정(2009)의 연구에 따르면 노인돌봄비 바우처서비스를 이용하는 가구원은 심리적 불안, 정신적·육체적 피곤함이 감소하고, 개인시간이 증대하는 등 긍정적인 변화를 경험하는 것으로 나타났다. 따라서 이와 같이 증대된 여가시간은 가구원의 취업기회 확대 등으로 이어져 가구의 빈곤을 감소시키는 요인으로 작용할 수 있을 것으로 고려된다. 선행연구들의 결과에서 알 수 있듯이, 요보호 가구원을 부양하고 있는 가구에 대한 충분하고 다양한 형태의 양질의 사회서비스를 제공하는 것은 이들 가구의 가구주 및 가구원에게 노동시장 참여기회를 제공하고 취업과 근로활동을 지속하게 함으로써 빈곤 예방 및 탈피를 도모하게 하는 유인으로 작용할 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지고 있으므로 연구결과를 해석하는 데 주의가 필요하다. 첫째, 본 연구는 연구의 목적상 한국복지패널의 1차

년도와 4차년도 자료를 활용하여 서울시에 거주하는 시민을 연구의 대상으로 분석하였다. 따라서 전국적인 차원의 빈곤문제에 대해서는 연구의 외적타당도가 위협받을 수 있다. 둘째, 본 연구에서는 자료의 한계로 인하여 요보호 가구원의 유무에 대해서만 변수를 구성하였다. 따라서 개별 요보호 가구원의 부양부담정도 및 부양비 지출 등이 정확히 통제되지 못한 한계가 존재한다. 차후의 연구에서는 이러한 부양부담 및 부양비에 대한 정확한 통제를 가한 모형을 통한 분석이 필요하다고 여겨진다.

참고문헌

- 강철희, 1997, “자활보호가구의 자활보호프로그램으로부터의 탈피와 탈피율에 관한 실증적인 분석: 로지스틱 회귀분석과 생존표 분석을 이용한 접근”, 『한국사회복지학』, 31: 87~118.
- 구인회, 2002, “빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로”, 『한국사회복지학』, 48: 82~112.
- _____, 2004, “한국의 빈곤, 왜 감소하지 않는가?: 1990년대 이후 빈곤추이분석”, 『한국사회복지학』, 57(2): 351~374.
- _____, 2005, “빈곤의 동태적분석: 빈곤지속기간과 그 결정요인”, 『한국사회복지학』, 57(2): 351~374.
- _____, 2006, 『한국의 소득불평등과 빈곤: 소득분배 악화와 사회보장정책의 과제』, 서울대학교 출판부.
- 김교성·노혜진, 2009, “빈곤탈피와 지속기간에 관한 실증적 연구: 생존표 분석과 위계적 일반화선형 분석”, 『사회복지정책』, 36(5): 185~212.
- 김교성·반정호, 2004, “고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구”, 『사회복지정책』, 31: 31~54.
- 김교성·최영, 2006, “근로계층의 빈곤 결정요인에 관한 다층 분석”, 『한국사회복지학』, 58(2): 119~141.
- 김미숙·조애·배화옥·김효진·홍미, 2007, 『한국의 아

- 동빈곤 실태와 빈곤아동 지원방안」, 한국보건사회연구원.
- 김영옥, 2002, “여성의 동태적 노동공급: 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출행태를 중심으로”, 『한국인구학』, 25(2): 5~40.
- 김영옥·민현주·김복순, 2006, 『여성노동시장의 양극화 추이와 과제』, 한국여성개발원.
- 김종숙·이선행·윤병옥, 2006, 『여성근로 빈곤계층과 노동시장정책』, 한국여성개발원.
- 김진옥, 2006, 『새로운 빈곤층의 대두와 정부의 정책과제』, 집문당.
- 김태완, 2010, “우리나라 장애인의 빈곤과 불평등실태”, 『보건복지포럼』, 164: 20~29.
- 김학주, 2006, “유자녀가구 유형별 빈곤의 사회경제적 특성연구: 남성한부모가구, 여성한부모가구, 양부모가구 비교분석”, 『한국인구학』, 29(3): 73~87.
- 노대명, 2002, “신 빈곤 문제의 현황과 과제”, 『시민과 세계』, 2: 306~319.
- _____, 2003, “근로빈곤계층과 자활지원정책의 과제”, 『보건복지포럼』, 77: 9~25.
- 도미향, 2003, “보육서비스와 영유아를 둔 모의 취업 및 가정소득과의 관계에 대한 연구”, 『한국영유아보육학』, 28: 83~101.
- 박능후·송미영, 2006, “노인가구 유형별 빈곤상태 변화에 대한 연구”, 『노인복지연구』, 31: 7~26.
- 박보영, 2010, “신 빈곤을 통해 본 양극화 시대의 빈곤문제”, 『노동연구』, 19: 5~45.
- 박수미, 2002, “한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향”, 『한국사회학』, 36(2): 145~174.
- 박영란·강철희, 1999, “저소득 모자가정 가구주의 자립의지에 영향을 미치는 요인들에 관한 연구”, 『한국가족복지학』, 3: 91~116.
- 배화옥, 2008, “아동빈곤 결정요인 분석: 가족요인과 사회요인”, 『보건복지포럼』, 139: 23~32.
- 보건복지부, 2010, http://team.mohw.go.kr/blss/blss_index.jsp
- 석재은, 2004, “한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증 분석”, 『한국사회복지학』, 56: 167~194.
- 성미애·진미정, 2009, “빈곤 한부모 여성의 부모권 보장과 일·가족 양립”, 『가족과 문화』, 21(3): 1~28.
- 손병돈, 2010, “빈곤심도별 빈곤 결정요인 비교: 극빈층과 일반빈곤층을 중심으로”, 『보건사회연구』, 30(1): 3~28.
- 손수인·신영전·김창엽, 2010, “저소득층의 과부담의료비 발생에 영향을 미치는 요인”, 『보건사회연구』, 30(1): 92~110.
- 송다영·김미경, 2003, “여성의 취업실태별 노인부양부담과 역할갈등”, 『한국여성학』, 119(2): 145~176.
- 신명호·홍인옥·장세훈·남원석·전홍규·유병덕·한영희·배지영, 2004, 『사회적 배제의 관점에서 본 빈곤층 실태 연구』, 국가인권위원회.
- 양정선, 2007, “노인가계의 의료비 지출과 부담에 관한 연구”, 『한국가정관리학회지』, 25(1): 1~13.
- 여유진·김미곤·김태완·양시현·최현수, 2005, 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해』, 한국보건사회연구원.
- 여유진·이현주·김미곤·강신욱·김계연, 2004, 『공공부조의 가치기반과 제도적 반영』, 한국보건사회연구원.
- 유대균, 2003, “자활사업 참여가구 중 근로가구와 비근로가구의 특성에 관한 탐색적 고찰”, 『사회복지연구』, 22: 161~199.
- 윤상용·김태완, 2009, “장애인가구의 빈곤 실태 및 장애 추가비용의 빈곤 영향력”, 『재활복지』, 13(1): 61~83.
- 윤현숙·류삼희, 2007, “장기요양보호노인 가족수발자의 수발부담에 영향을 미치는 요인”, 『한국노년학』, 27(1): 195~211.
- 이동영, 2005, “장애인가구의 빈곤탈출 결정요인에 관한 연구: 노동패널자료를 활용한 생명표 분석과 이산시간분석”, 『사회복지정책』, 23: 183~211.
- 이선우, 2008, “장애인 가구의 장애종류 및 장애정도별 추가비용 계층: 삶의 수준 방식을 활용하여”, 『사회복지정책』, 32: 7~26.
- 이은혜·이상은, 2009, “우리나라 도시근로자 가구의 남녀 가구주 간 빈곤 격차 요인 분해”, 『한국사회복지학』, 61(4): 333~354.
- 이흥직, 2006, “미국 빈곤 여성의 복지수급탈피 결정요인에 관한 연구”, 『서울도시연구』, 7(3): 171~190.
- 장세훈, 2006, “빈곤층의 내부 구성과 빈곤화 과정”, 『경제

- 와 사회」, 71: 179~207.
- 장지연, 1998, “노동시장연구와 사건사 분석”, 『한국사회학회 학술대회자료』, 63~69.
- 정경희·조애조·오영희·선우덕, 2001, 「장기요양보호 대상 노인의 수발실태 및 복지욕구」, 한국보건사회연구원.
- 정소연·김은정, 2009, “노인돌보미 바우처서비스 효과성과 영향요인”, 『가족과 문화』, 21(1): 117~149.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식, 2002, 「소득불평등 및 빈곤의 실태와 정책과제」, 한국노동연구원.
- 진미정·김은정, 2005, “빈곤 여성가장 가족의 소득구성과 물질적 곤궁 경험”, 『사회복지연구』, 27: 163~188.
- 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 2009, 『한국복지패널 4차년도 조사자료 User's Guide』.
- 홍경준, 2004, “빈곤에 대한 동태적 분석: 빈곤주기를 중심으로”, 『제5회 한국노동패널 학술대회자료집』, 199~223.
- Abeysekera, W. W. M. and Sooriyarachchi, M. R., 2009, “Use of Schoenfeld's global test to test the proportional hazards assumption in the Cox proportional hazards model: an application to a clinical study”, *J.Natn.Sci.Foundation Sri Lanka*, 37(1): 41~51.
- Cox, D. R., 1972, “Regression models and life tables, with discussion”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34(2): 187~220.
- Fukuda-Parr, S., 1999, “What does feminization of Poverty Mean? It isn't just lack of income”, *Feminist Economics*, 15(2): 99~103.
- Mayson, M., 1999, “Ontario Works and Single Mothers: Redefining Deservendness and Social Contract”, *Journal of Canadian Studies*, 34(2): 89~109.
- Rice, J. K., 2001, “Poverty, Welfare, and Patriarchy. How Macro-Level Changes in Social Policy can help Low-income Women”, *Journal of Social Issues*, 157(2): 355~374.
- Schoenfeld, D., 1980, “Chi-squared goodness of fit tests for the propotional hazards regression model”, *Biometrika*, 67: 145~153.
- Smith, N., Middleton, S., Ashton-Brooks, K., Cox, L., and Dobson, B., 2004, *Diabled people's costs of living: More than you would thin*, Joseph Rowntree Foundation.
- Townsend, Peter, 1979, *Poverty in the United Kingdom: a Survey of Household Resourses and Standards of Living*, Univ of California Press.

원 고 접 수 일 : 2010년 11월 5일

1차심사완료일 : 2010년 12월 14일

2차심사완료일 : 2011년 2월 14일

최종원고채택일 : 2011년 2월 28일