

## 중증장애노인의 비공식 보호 제공량과 유형의 결정요인 연구\*

박 창 제

(진주국제대학교 가정복지학과 전임강사)

김 기 태

(부산대학교 사회복지학과 교수)

### [요 약]

본 연구의 목적은 비공식 부양자가 기능제한이 있는 중증 장애인에게 제공하는 노인보호의 양과 유형에 영향을 미치는 요인을 파악하는 데 있다. 이를 위해 65세 이상 중증장애노인을 수발하고 있는 수부양자들을 대상으로 설문조사를 하여 회수된 설문지 중에서 사용 가능한 211부를 본 연구의 분석 표본으로 선정하였다. 연구목적에 따라서 부양상태에 대한 확률 추정과 보호제공시간량에 미치는 요인을 분석한 결과, 부양상태와 부양결정에 관련된 요인들에 대하여 유의미한 결과를 얻을 수 있었다. 보호제공시간 시간량에 OLS분석을 실시한 결과에 따르면, 첫째 소득은 추가적보호시간에 회귀한 모형 1에서만 효과가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 부양생산기술의 구성요소들 중 일상생활농식제한과 수단적 일상생활동작제한, 부양팀원수, 공식서비스 이용이 보호제공량에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 셋째, 기계생산기술을 구성하는 요소들은 부양시수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 넷째, 부양자 선호의 구성요소에서는 부양자의 경제활동 여부, 노인보호 구입을 위해 지불할 용의가 있는 금액이 유의한 것으로 나타났다.

주제어: 보호제공시간, 중증장애노인, 비공식 부양시간의 결정요인

\* 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단 지원에 의해 연구되었음(KRF-2001-037-CA0063).

## 1. 서론

급속한 고령화를 경험하고 있는 한국 사회에서 장애 노인의 수는 계속 증가하고 있다. 특히 75세 이상의 후기 고령자가 지속적으로 증가함에 따라 노화에 따른 만성질환, 치매 또는 각종 사고로 인하여 신체적·정신적으로 허약하거나 일상생활동작의 기능장애로 인해 장기 요양보호를 필요로 하는 중증장애 노인이 크게 증가하고 있다. 따라서 중증 장애노인에 대한 간병수발문제가 중요한 사회적 관심사로 등장하고 있으며, 이로 인하여 사회에 의한 공식 부양뿐만 아니라 가족원에 의한 비공식 부양에 대해서도 다양한 학문적 접근이 필요한 시점에 있다.

우리 나라는 지금까지 노인인구에 대한 공적 부양체계의 형성이 크게 미흡하여 사적인 비공식 부양체계에 과도하게 의존해 왔다(이가옥·이미진, 2001: 113-114). 그러나 노인 인구의 급속한 증가, 노인의료비의 급증, 가족구조의 변화, 그리고 여성의 경제활동 및 가사활동에 대한 기회비용의 증가 등으로 인해 현재까지 과도하게 의존해 오던 사적인 비공식 부양체계가 더 이상 과거와 같이 작동하기는 힘든 실정이다.

또한 노인의 장기요양보호제도 내에서 비공식 부양자가 중요한 역할을 한다고 할 때 비공식부양자들이 부담하고 있는 시간과 노력이 무비용이 아니라는 인식이 필요한 시점이다. 왜냐하면 부양에 소비되는 시간은 보호체계에서 실질적인 비용이며, 부양에 소비되는 시간은 노동시장에서의 근로활동이든지, 가사활동 혹은 여가활동이든지 간에 어떤 여타 생산활동에서 이진시켜 오는 것이기 때문이다. 부양자가 시장의 경제활동시간을 노인부양이나 여타 가사활동에 할당하게 되면 가계소득이 감소하여 경제적으로 직접적인 영향을 받게 되고, 경제활동 참여의 축소는 인적자본체계(human capital system)를 통해 경제적 안녕(economic well-being)에 간접적인 영향을 미치게 될 것이다(박장제·강옥모, 2002). 또한 노인부양시간과 여타 가사활동 시간을 자녀양육이나 교육과 같은 활동시간으로 전환하면, 이는 자녀에 대한 복리가 증진되어 가정 복지 구성에 보다 나은 변화를 가져올지도 모른다. 따라서 노인에 대한 과도한 부양 부담은 부양자의 신체적·정신적 고통뿐만 아니라 가정유지 기반에도 큰 영향을 줄 수 있다. 이러한 맥락에서 볼 때, 장애를 가진 노인에 대한 비공식 부양결정과 그 요인에 관한 연구는 매우 큰 의미가 있다고 할 수 있다.

그러나 기존의 국내연구들을 살펴보면 노인 부양으로 인한 스트레스나 심리적 부담감, 만족도, 가족의 역할 등에 대한 연구는 활발히 이루어지고 있는 반면(이은희, 2003; 이운로·김양이, 2002; 김상욱, 2000) 부양행위의 결정요인에 대한 연구는 최근에 와서야 부분적으로 이루어지고 있는 실정이다(엄명용, 2001; 김상욱, 1999; 김상욱·양철호, 1998). 이러한 연구에서도 노인부양의 부양결정 및 시간결정에 미치는 체계적인 분석은 이루어지지 않고 있다. 이에 비해 외국에서는 비공식 부양의 선택 또는 시간배분결정에 대한 연구가 이미 활발하게 이루어지고 있다(Muurinen, 1986; White-Means and Chang, 1991; Boaz and Muller 1992; Wolf and Soldo 1994; Stern, 1995; White-Means and

Chollet 1996; Pezzin and Schone 1999; Kupstas 2000).

이러한 배경 하에서 본 연구의 목적은 비공식 부양자가 중증 장애인에게 제공하는 보호의 양과 유형에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 탐구하는 데 있다. 본 연구에서는 부양이 부양자의 시간을 소비하는 수많은 다른 활동의 영향을 받는다는 것을 인식하면서, 부양자의 부양시간결정모형을 기반으로 연구를 진행하고자 한다.

## 2. 선행연구 검토

이 장에서는 선행연구의 연구방법에 주안점을 두고 검토할 것이다. 이는 본 연구의 이론적 근거를 강화하고 본 연구 가설의 기초를 확립하며 연구 방법의 토대를 제공하는데 도움이 될 것이다. 선행연구들을 크게 부양이 취업에 영향을 미치는 효과와 취업이 부양에 미치는 효과에 관한 것으로 구분할 수 있다. 먼저, 부양이 취업에 미치는 효과를 살펴보면 다음과 같다.

Muurinen(1986)은 주부양자에 대한 비공식 보호가 노동 시장에 미치는 효과를 평가하였다. 자료는 3가지 보호환경 중의 하나에서 보호를 받고 있는 1,445명의 말기암환자의 호스피스 보호의 질과 비용을 평가한 전미 호스피스연구(NHS)를 이용하였다. 프로빗(probit) 모형을 사용해서 보호형태(기관 호스피스 보호, 전통적 병원보호, 그리고 재가 호스피스)와 선정된 부양자의 특성이 보호시작 초기에 경제활동을 그만둘 확률에 미치는 효과를 추정하였다. 재가집단의 33%가 보호시작 초기에 경제활동을 그만두었다. 반면 전통적 보호환경과 기관보호환경에서의 부양자의 24%와 22%만이 부양초기에 경제활동을 그만두었다. 부양자가 연령이 높고, 여성이며, 환자와 부양자간의 관계가 부부인 경우에 경제활동을 그만둘 확률이 높고, 가족의 연간 근로 소득이 높을수록 경제활동을 그만둘 확률이 감소한다는 것을 발견했다.

White-Means(1992)는 1982년의 NLTC/ICS를 이용하여, 비공식 노인보호가 시장 노동, 부양 그리고 여가간의 시간 배분에 대하여 미치는 효과를 살펴보았다. 특히 가계생산체계를 이용하여 부양활동에 들이는 시간, 시장 노동과 여가 시간의 축소, 경제활동 중단에 관한 부양자의 동시적 결정에 대하여 알아보았다. 부양시간 방정식은 로그 선형 OLS를 이용하여 추정하였다. 분석결과, 부양시간방정식에서 가족의 소득, 부양망의 크기, 노인의 일상생활동작제한의 수, 가용 대체원 여부, 성별, 동거여부, 결혼상태, 가족관계가 부양시간과 통계적으로 유의미한 결과를 나타내었다.

Ettner(1995)는 1986-1988년 소득프로그램 참여 조사(SIPP) 자료를 이용하여 부모보호가 여성노동 공급에 미치는 효과를 연구하였다. Ettner는 프로빗 모형을 이용하여 경제활동 방정식을 추정한 결과, 동거 장애 부모에 대한 부양자는 근로시간 감소가 크고 유의하다는 것을 발견하였다. 이 연구자는 이러한 근로활동의 감소는 경제활동을 그만두기 때문에 발생하는 것으로 평가하였다.

한편, 취업이 부양에 미치는 효과를 연구한 선행연구를 살펴보면 다음과 같다. Boaz와 Muller(1991)는 NLTC/ICS자료를 이용하여 허약 및 장애인에 대한 부양을 살펴보았다. 그들은 토빗(logit) 회귀분석을 사용하여 부양자와 피부양자의 특성이 부양에 미치는 효과를 검토한 결과, 경제

활동 참여를 포함한 부양자의 특성이 부양자가 부양책임을 그만둘 확률에 영향을 미치지 않는다는 것을 발견했다. 그러나 이들 사료에서 장애인이나 6-7개의 일상생활동작에 제한이 있거나 하루에 24시간 보조가 필요할 경우에 직장을 그만둘 확률이 보다 높다는 것을 보여주었다.

Stern(1995)은 부모와 자녀의 어떤 특성인 잠재적 외생성을 고려함으로써 가족의 장기요양보호 결정을 추정하였다. 특히 부모와 자녀간 지리적으로 멀리 떨어진 경우의 잠재적 외생성과 자녀의 경제활동참여를 다루었다. 남가 도구변수기법과 1982년과 1984년의 NLTCIS의 패널 자료를 이용하여 내생성을 통제하였다. 2개 연도의 전체 표본에 대하여 다항 로짓 모형을 사용하였다. 내생성을 통제한 후의 결과, 자녀의 성과 결혼상태는 물론 부모의 성, 연령, 인종 그리고 건강이 부양에 미치는 효과는 크지 않다는 것을 발견하였다.

Doty, Jackson 그리고 Crown(1998)은 1989년 NLTCIS/ICS를 이용하여 부양자의 취업상태가 공식·비공식 보호의 할당에 미치는 효과를 살펴보았다. 주부양, 2차 부양, 유급, 주부양자가 아닌, 남성의 상대적 2차 부양, 그리고 총 보호당국 각각에 대하여, 6개의 상이한 보호시간 방정식이 OLS를 이용하여 모형이 세워졌다. 독립변수에는 피부양자, 부양자의 특성, 취업상태 척도가 포함되었다. 1) 주부양자가 취업을 하였는지 여부에 대한 이원적 지표, 2) 전일제, 시간제, 또는 무근로에 대한 더미변수, 3) 1차 부양자의 근로 시수를 포함한 여러 가지의 상이한 취업상태 척도가 고려되었다. 다른 방법론적 이슈는 2차 부양자, 유급 부양자, 비주부양자, 그리고 남성 2차 부양자에 대한 관찰치가 없을 경우이다. 이러한 문제를 교정하기 위하여 이들 방정식은 토빗(tobit) 분석을 이용하여 추정하였다. 주부양 시간과 총보호시수 방정식은 OLS로 추정되었다. 이들은 추정된 결과 취업부양자가 제공하는 보호시수가 미취업부양자들보다 6.66시간 적다는 것을 발견하였다. 그러나 이러한 취업 주부양자가 돌보는 피부양자는 미취업 주부양자가 돌보는 피부양자보다 기타기관으로부터 보호받는 시수가 6.67시간이 더 많았다. 이러한 결과는 주부양자의 활용 축소가 대안적인 보호기관의 이용증가로 충족된다는 것을 시사한다. 저자들은 전일제와 시간제 더미변수를 사용한 몇 개의 방정식을 추정하였지만 이들 방정식이 기대하는 결과와 일치하지 않음을 보고하였고 근로시간과 부양시간이 비선형 관계가 있다는 사실을 보여주었다. 이 모형에서 얻은 연구결과, 근로활동이 약 18시간까지는 근로시간과 보호시수간의 양의 관계가 존재하였고, 그 다음부터는 근로시간이 많으면 주부양자의 보호 시수가 줄어들고 총보호시수도 줄어들었다. 이들 결과는 반시간 이하로 근로활동을 하는 사람은 보호 시수를 더 많이 제공하며 반시간 이상의 근로활동을 하는 부양자를 둔 피부양자는 주부양시수와 총보호시수가 적은 것으로 나타났다.

Boaz(1996)는 전일제 취업이 부양에 미치는 효과기 시간이 경피함에 따라 변화하였는지를 조사하였다. 그는 1982년과 1989년 NLTCIS/ICS를 이용하여 주부양자의 주당 무급원조 시수와 유급 취업 확률에 대한 multinomial 모형을 추정하였다. 1982년 표본은 일상생활동작 보조를 제공한 1,489명의 1차 부양자로 구성되었고, 1989년 표본은 597명을 포함하였다. 취업방정식의 오른쪽 변수는 임금률의 대용변수로서의 학교교육과 연령, 부양 시수, 일상생활동작 손상의 수, 타 원조자의 이용 가능성, 기타 공변량(covariates)이 포함되었다. 부양시간 방정식의 오른쪽 변수에는 취업상태(전일제 취업, 시간제 취업, 취업을 하지 않음), 피부양자와의 관계, 일상생활동작손상의 수, 보조장비, 그리고 기타 공변량

(covariates)이 포함되었다. 취업방정식에는 logit 추정을 사용하였고, 부양시간 방정식을 추정하는 데는 OLS를 이용하였다. 저자는 취업하지 않는 것과 비교해 전일제 취업은 보호시수를 1982년엔 주당 25시간, 1989년엔 주당 22시간 줄이는 효과가 있다는 것을 발견했다. 그러나 3시간 차이는 통계적으로 유의하지는 않았다. 1982년의 주부양자의 15.8%가 전일제 취업을 하였지만 1989년엔 그 비율이 19.3%였다. 이 차이도 통계적으로 유의하지는 않았다. 부양이 전일제 취업에 미치는 효과는 아주 작아서 1982년에 0.3%, 1989년에 0.2%였다.

지금까지의 선행연구들은 대부분 어떤 행동가설을 검증하기보다는 관련성을 구축하는데 관심을 가졌다. 다중회귀기법이 사용되었을 때에도 연구자들은 기본적인 이론 모형을 충분히 표기하지 않고 축약된 형태의 방정식을 추정하는 것이 보통이었다. 따라서, 일반적으로 비공식 부양자의 결정과정을 평가할 때는 다면적이고 연립적인 결정과정, 부양팀의 역할과 구성, 그리고 공식보호부문의 관계가 충분히 고려되지 않았던 것이다.

이러한 맥락에서 본 연구는 부양행동모형을 Becker의 가계생산모형(1993: 20-79)으로 표기하여, 부양자가 직면하는 결정에 관한 구체적인 가설을 설정하고자 하였다. 이를 기반으로 부양시간 결정요인분석을 수행함으로써 보다 심도 있는 분석을 시도하였다.

### 3. 연구 방법

#### 1) 모형 표기

##### (1) 기본적인 부양자의 행동모형

본 연구에서 사용되는 행동모형은 가계의 가족구성원이 예산과 시간 제약 하에서 공동의 효용함수를 극대화하는 가계생산모형(Becker, 1993)이다. 신고전학과 모형에서는 소비자 행동에 대하여 부양자가 예산과 시간제약을 극대화한다고 가정한다. 이러한 논리에 따라 아래와 같이, ②와 ③의 제약 하에서 효용[식 ①]을 극대화하는 모형을 구성할 수 있다.<sup>1)</sup>

$$U = U(X + X_{CG}, G_{CG} + G_{HP}, T_L; S), \quad (1)$$

s.t.,

$$I - V = p_X X + p_C X_{CG} \quad (2)$$

$$T = T_M + T_{CG} + T_{HP} + T_L \quad (3)$$

1) 이 모형은 Kupstas(2000), White-Means & Chang(1991)의 모형 체계를 많이 참고하였음.

여기서,

- U=부양자의 효용
- X=시장재의 벡터
- X<sub>CG</sub>=시장구입 부양서비스 벡터
- G<sub>CG</sub>=가계생산 부양서비스
- G<sub>HP</sub>=기타 가계생산재
- T<sub>L</sub>=여가 시간
- S=선호변화요인 벡터
- I=부양자의 근로소득
- V=부양자의 비임금 소득
- P<sub>X</sub>=시장재의 가격
- P<sub>C</sub>=부양서비스의 시장구입 가격
- T=총가용시간 즉 하루 24시간
- T<sub>M</sub>=노동시장에 대한 공급시간
- T<sub>IX</sub>=가족 부양에 들어가는 시간
- T<sub>HF</sub>=가계재 생산에 들어가는 시간

방정식 ①은 부양자의 효용함수가 시장재화(X+X<sub>CG</sub>), 가계생산재화(G<sub>CG</sub>+G<sub>HP</sub>), 여가(L)에 의존한다고 가정하였다. 식 ②에 따르면 부양자는 취업에서 얻는 소득과 기타 소득을 시장재와 시장생산 부양 서비스의 구입에 모두 소비한다.

(2) 가계재의 생산

방정식 ③은 부양자가 4개의 대안적 활동, 즉 부양의 생산, 기타 가계재화의 생산, 취업, 여가에 시간을 배분하는 것을 기술하고 있다. 따라서 부양자는 가계재생산기술의 제약조건 하에서 가용가계서비스의 함수로 규정된 두 가지 유형의 가계재를 생산하는 것으로 가정하였다. 생산함수 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$G_{CG} = G(T_{CG}; E_{CG}), \tag{4}$$

$$G_{HP} = G(T_{HP}; E_{HP}), \tag{5}$$

단,

$$E_{CG} = E(N, Z, H), \tag{6}$$

$$E_{HP} = E(R, F, C), \tag{7}$$

그리고,

- E<sub>CG</sub> = 비공식 가정건강서비스의 생산기술
- E<sub>HP</sub> = 기타 가계재의 생산기술

N=부양팀원의 수  
 Z=여러 가지 부양과업 중 가계부양자 대체 정도  
 H=장애노인의 부양욕구(need)  
 R=성인의 수(장애노인 제외)  
 F=가계의 인적 자본  
 C=가계내 피부양자의 수(어린 자녀와 청소년)

(3) 부양 수요

위의 모형에 따르면 부양자는 시장생산재화( $X+X_{CG}$ ), 가계생산재화( $G_{CG}+G_{HP}$ ), 여가(L)에 대하여 수요를 갖고 있다. 수요함수는 다음과 같이 표기된다.

$$X + X_{CG} = X(I, V, p_X, p_C, S_X, S_{CG}), \quad (8)$$

$$G_{CG} + G_{HP} = G(I, V, p_X, p_C, S_{CG}, S_{HP}), \quad (9)$$

$$T_L = L(w, V, p_X, p_C, S_{CG}, S_{HP}), \quad (10)$$

단,  $S_i(i=X, CG, HP)$ 는 수요에 영향을 미치는 선호변화요인 벡터이다.

(4) 시간 할당

가계생산재화는 부양자의 시간사용을 통해 생산되기 때문에, 비공식부양자는 가정보호시간  $T_{CG}$ 와 가계재화의 생산에 사용되는 시간  $T_{HP}$ 에 대한 파생수요도 갖는다. 부양자의 시간에 대한 또 다른 수요는 취업시수( $T_M$ )이다. 가용잔여시간은 여가( $T_L$ )이다. 부양자의 시간할당결정은 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$T_{CG} = CG(I, V, p_X, p_C, S_{CG}, E_{CG}, E_{HP}), \quad (11)$$

$$T_{HP} = HP(I, V, p_X, p_C, S_{HP}, E_{CG}, E_{HP}), \quad (12)$$

$$T_M = M(I, V, p_X, p_C, S_M, E_{CG}, E_{HP}). \quad (13)$$

위 13개 방정식은 부양자의 행동에 대하여 세부적으로 기술한 것이다. 부양자가 직면하는 효용함수와 제약조건식으로 시작된다. 가계재화와 비공식 부양의 생산, 부양자가 효용을 도출하는 여러 가지 재화에 대한 수요 시간배분과정으로 표기되었다. 모형의 내생변수는  $X, X_{CG}, G_{HP}, T_L, T_M, T_{CG}, T_{HP}$ 이다. 나머지 변수는 외생변수이다.

## 2) 가설

위의 비공식 부양모형은 어떤 이전시기동안에 부양과정에 관여하기로 결정한 것으로 가정한다. 현재 주요한 결정은 중증장애노인에 대하여 보호를 제공할 시간을 할당하는 것이다. 아래에서는 외생변수(즉  $T_{CC}$ ,  $T_{HP}$ ,  $T_M$ ,  $T_L$ )가 시간할당에 미치는 영향에 대한 가설에 대하여 논의하였다.

### (1) 부양자 소득

부양자의 소득이 높을수록 정상체인 시장공급재( $X$ 와  $X_{CC}$ )의 구입이 늘어날 것이다.  $X$ 와  $X_{CC}$ 의 구입 증가는 시장재( $X$ )의  $G_{HP}$ (가계생산재)에 대한 대체효과, 시장보호( $X_{CC}$ )의 가계생산보호( $G_{CC}$ )에 대한 대체효과를 가져올 것이다.  $G_{CC}$ 와  $G_{HP}$ 에 대한 가계생산에 할당하는 시간은 결과적으로 감소할 것이다. 그러므로 부양자의 소득이 증가하면  $T_{HP}$ 와  $T_{CC}$ (가계생산시간)이 감소할 것이고  $T_M$ (취업시간)과  $T_L$ (여가시간)이 늘어날 것이다. 여가시간의 정확한 변화는 선형적으로 결정될 수 없다(White-Means and Chang, 1991). 하나의 가능성이라면 취업과 여가 모두 증가한다는 것이다. 그러나 임금변화의 대체효과가 소득효과를 유의하게 능가한다면 여가시간은 감소할 것이다.

### (2) 비공식 부양 생산기술

방정식 ④는 부양자의 부양의 생산이 부양지수와 생산기술의 영향을 받는 것으로 설정하고 있다. 생산기술[방정식⑥]은  $H$ (노인의 부양욕구),  $Z$ (과업에 대한 부양자의 대체정도),  $N$ (가계내 잠재부양자의 수)에 영향을 받는다. 시간할당결정에 관한 여러 가지 가설은 위의 두 개 방정식에서 도출될 것이다.

첫째, 외부양자의 기능적 욕구는 요부양 시간량에 제약을 가할 것이다. 보조 욕구가 클수록 더 많은 부양시간을 요하며, 노동시장활동에 사용할 수 있는 시간은 줄어든다. 따라서 중증장애노인의 일상생활동작(ADL)과 수단적 일상생활동작(IADL)에 대한 원조가 필요하면 요보호시간에 영향을 미칠 것이다. 둘째, 잠재 부양자들간의 부양과업 내재가능성이 증가하거나 노동절약 기술을 채택하게 되면 부양생산성은 증가하고 보호제공에 필요한 시간은 줄어들 것이다. 왜냐하면 각각의 부가적인 2차 부양자는 업무를 보다 전문화하는 것을 가능하게 할 것이다. 셋째, 잠재부양자 수의 효과는 선형적으로 예측될 수 없다. 왜냐하면 부양팀의 크기 생산성을 증가시키기도 감소시키기도 하기 때문이다. 즉 부양자의 생산성은 부양자 수가 많아짐에 따라 과업 전문화를 높일 수 있다. 그러나 팀의 규모가 커짐에 따른 의사소통과 조정 문제는 주부양자가 환자보호에 더 많은 시간을 들여도록 만드는 규모의 불경제를 일으킬 수도 있다.

나아가, 공식 서비스 이용은 부양시간을 줄여줄 것이다. 왜냐하면 공식 서비스라면 주간 보호와 단기보호, 전화 상담 등을 들 수 있는데, 주간 보호나 단기보호의 경우는 비공식 부양의 대체재가 될 수 있고, 전화상담 등은 부양자가 비공식 부양을 효율적으로 하는 방법을 알려줄 수 있기 때문이다.

### (3) 가계생산 기술

가계생산은 사용되는 생산기술뿐만 아니라 가계활동에 쓰는 시간에 의해 영향을 받는다. 비공식 부양자의 가계생산은 교육정도, 돌봄이 필요한 자녀의 존재, 가계재화 생산범위 수 및 특성에 의해 영향을 받을 것이다. 가계생산기술은 가계사회생산의 생산성에 영향을 주고 가사를 맡은 사람에게 최소한의 시간제약을 가한다. 교육을 많이 받은 사람은 가계생산이 보다 효율직일 것으로 예상되고 따라서 가계생산에 더 많은 시간을 할당할 것이다. 가사를 도와줄 수 있는 가족구성원이 많으면 그렇지 않을 경우보다 각자가 가계생산에 보다 적은 시간을 할당함으로써 업무 분담을 이룰 수 있다. 또한 부양자가 돌보아야 할 자녀가 있다면 자녀보호활동에 시간을 할당하여야 한다는 것을 의미한다. 그러므로 부양자가 보호할 자녀가 있다는 것은 가시시간을 늘리고 부양 및 기타활동 시간을 감소시킨다.

### (4) 선호

부양자의 성별, 결혼상태, 피부양자와의 관계, 연령, 부양자 건강상태, 경제활동 여부, 부양 서비스 구입용의 금액, 월간수입은 부양자의 선호에 영향을 주고 근로활동과 여가간의 선택 결정에도 영향을 주는 것으로 가설을 세웠다. 예컨대 여성은 노인보호를 위해 가정에서 시간을 더 많이 보내는 경향이 있다. 연구 표본이 동거 가족만으로 구성되었기 때문에 기혼자가 부양에 더 많은 시간을 할당할 것이 예상된다. 왜냐하면 기혼자는 부양과 가계활동의 결합생산능력이 있기 때문이다. 나아가 부양자와 피부양자의 관계도 우리 나라의 전통적인 부양체계상 중요한 것이다. 부양자가 더느리나 배우자나, 또는 아들이나 딸이나에 따라 부양책임에서 상당히 다를 것이다. 부양자는 늙어감에 따라 노동시장을 떠남으로써 얻는 편익이 더 커진다는 것을 인식하게 된다. 부양자가 건강하면 경제활동에 참여할 가능성이 높으므로 부양시간이 줄어들 가능성이 있다. 그러나 부양자 자신이 건강이 나빠면 자신을 돌보는 시간 때문에 피부양자를 돌보는데 시간이 줄어들 수 있는 측면도 있다. 따라서 건강상태의 효과는 선택적으로 결정될 수 없다. 부양자가 경제활동에 참여하면 부양시간이 줄어들어 부양에 할당할 시간이 줄어들 것으로 예상된다. 또한 부양자가 제공하고자 하는 부양 서비스 구입용의 금액이 높으면 그만큼 부양에 대한 기회비용이 높다는 것을 의미한다. 따라서 부양 서비스 구입용의 금액이 높으면 부양 시수가 많을 것으로 예상된다. 마찬가지로 월간수입이 높을수록 부양에 대한 부양자의 기회비용이 높다고 볼 수 있다. 이는 부양시수를 줄이는 역할을 할 것으로 예상된다.

## 3) 자료수집과 조사도구

### (:) 조사 대상 및 자료수집절차

본 연구의 조사 표본은 부산시 지역, 경남지역(진주시, 마산시, 산청군), 전남지역(순천시)에 거주하는 65세 이상 중증장애 노인을 수발하고 있는 주부양자들을 대상으로 비확률 표집방법을 통해 수집되었다. 조사는 면접 해당 기관에 종사하고 있는 전문직 종사자들이 수행하도록 하였다. 따라서 해당

지역에 위치한 3개 대학병원과 6개의 종합병원에서는 소속 간호사와 사회복지사가 이들 병원에서 입원 또는 외래 치료를 받고 있는 중증장애노인의 주부양자를 대상으로 직접 면담방식으로 설문조사를 수행하였다. 그리고 노인 전문요양원과 장애인 복지관에서는 소속 사회복지사들이 이들 기관을 이용하고 있거나 한 적이 있는 중증 장애 노인의 주부양자에 대하여 직접 면담방식으로 설문조사를 하였다. 그 외에는 부산시와 진주시 지역 해당 동사무소 사회복지직 공무원들이 재가 중증 장애 노인의 가정을 직접 방문하여 주부양자들에 대하여 면접 질문하는 방식으로 조사하였고, 산청군 역시 산청군 의료원 및 보건지소 소속 간호사들이 같은 방식으로 조사하였다.

조사기간은 2002년 6월초부터 9월 말 사이에 이루어졌다. 설문지는 대학병원에서 40부, 종합병원에서 50부, 노인전문요양원과 장애인복지관에서 45부, 산청군 의료원 및 보건지소에서 38부, 그리고 동사무소 사회복지직 공무원들에 의한 수집 50부로 총 223부가 회수되었다. 회수된 설문지 중에서 사용 가능한 211부가 본 연구의 분석 표본으로 선정되었다.

## (2) 조사 도구

위에서 본 연구의 목적에 맞게 표기한 모형을 바탕으로 종속변수와 독립변수를 구성하였다.

### ① 종속변수

가. 부양상태

- ㉠ 주부양자: 장애노인의 1차적인 수발 책임을 지고 있는 사람
- ㉡ 2차 부양자: 주부양자를 대신하거나 보조하는 수발자

나. 가족 보호 시수

- ㉠ 가족보호시수: 장애노인을 수발하는 모든 가족구성원의 보호시간량의 합계
- ㉡ 주부양자보호시수: 주부양자가 장애노인에게 보호를 제공하는 시간량

### ② 독립변수

가. 중증장애노인의 조작적 정의: ADL과 IADL이 한 개 이상의 기능제한이 있는 만 65세 이상의 노인

나. 외부양자 특성

- ㉠ 연령: 연속변수
- ㉡ 결혼상태: 결혼=1, 기타(사별, 이혼, 미혼, 별거 등)=0
- ㉢ 성별: 남성=1, 여성=0

다. 부양자 선호

- ㉠ 성별: 남성=1, 여성=0
- ㉡ 결혼상태: 결혼=1, 기타(사별, 이혼, 미혼, 별거 등)=0
- ㉢ 관계: “며느리”, “배우자”, “여타 가족(아들, 딸, 손자, 손부 등)”에 대한 더

미변수

- ㉔ 연령: 연속변수
- ㉕ 건강상태: 좋음=1, 아님=0
- ㉖ 경제활동: 하고 있음=1, 하고 있지 않음=0
- ㉗ 지불용의 금액: 등간척도로 설정함.  
1=30만원 미만, 2=30만원~60만원 미만, 3= 60만원~90만원 미만,  
4=90만원~120만원 미만, 5=120만원~150만원미만, 6=150만원 이상
- ㉘ 월간 수입: 부양자의 월간 수입(단위: 만원)

다. 부양생산기술

- ㉙ 일상생활동작: 화장실 이용, 세수, 용모단장, 옷 갈아입기, 식사, 집안에서의 이동
- ㉚ 수단적 일상생활동작: 장보기, 쇼핑, 전화사용, 걸어서 집밖으로 외출, 청소하기, 식사준비, 약복용.
- ㉛ 부양팀원수: 장애인 부양에 참여하는 사람의 수
- ㉜ 부양대체원: 있음=1, 없음=0
- ㉝ 공식 서비스 이용: 이용=1, 이용 않음=0

마. 가계생산기술

- ㉞ 만 18세 이하 자녀: 있음 1, 없음=0
- ㉟ 부양자 교육수준: 최종 학력을 기준으로 환산한 교육년수
- ㊱ 가계재 생산팀원수: 장애인 가족의 가계재 생산에 참여하는 사람의 수

(3) 경험적인 표기

이렇게 주부양자가 될 확률을 파악한 다음 부양자의 비공식 부양결정시간에 미치는 영향요인을 파악하기 위하여 SPSS/PC 10.0을 이용하여 OLS회귀분석을 시행하였다. 여기서 부양시수에 자연로그를 취하면 이 값이 원자료보다 정규분포에 근사하게 접근하기 때문에 종속변수는 자연로그형태로 전환하였다.

## 4. 연구의 결과

중증장애노인에 대한 부양시간에 미치는 요인을 파악하기 위하여, 피부양자의 특성, 부양자 선호, 부양자 생산기술, 가계재생산기술에 대하여 조사하였다. <표 1>은 211명의 중증장애노인(피부양자)의 특성과 이들 노인에게 보호를 제공하는 주부양자의 선호, 부양생산기술, 가계재생산기술에 대한 기술적 통계를 보여준다. 종속변수가 될 부양시수는 주부양자 보호시수와 2차부양자의 부양시수를 포함한 총가족보호시수를 구분하고, 부양시수를 정규화하기 위하여 자연로그값도 계산하였다. 2차부양자를 포함한 가족의 총보호시수는 월 평균 189.34시간(일일평균 6.3시간), 주부양자 보호시수는 월평균

161.50시간(일일평균 5.4시간)으로 나타났다.

〈표 1〉 변수의 기술적 통계

변수	평균	표준편차
<b>I. 종속변수</b>		
① 가족보호시간	189.34	138.30
로그값	4.96	0.81
② 수부양자보호시간	161.50	128.87
로그값	4.78	0.82
<b>II. 독립변수</b>		
<b>1) 피부양자 특성</b>		
① 연령	73.39	7.49
② 결혼상태(1=결혼)	0.37	0.48
③ 성별(1=남성)	0.35	0.48
<b>2) 부양자 소득</b>		
① 월간수입(단위: 만원)	48.68	94.69
<b>3) 부양생산기술</b>		
① ADL 제한수	3.20	2.25
② IADL 제한수	4.59	1.69
③ 부양팀원수	1.32	1.06
④ 부양대체원(1=있음)	0.61	0.49
⑤ 공식서비스 이용(1=이용)	0.37	0.49
<b>4) 가계생산기술</b>		
① 18세 이하 자녀(1=있음)	0.21	0.41
② 부양자 교육수준	9.87	4.69
③ 가계재생산팀원수	1.23	0.63
<b>5) 부양자 선호</b>		
① 성별(1=남성)	0.19	0.39
② 결혼상태(1=결혼)	0.86	0.35
③ 관계		
DMU1(1=며느리)	0.46	0.50
DMU2(1=배우자)	0.28	0.45
④ 연령	52.60	13.58
⑤ 건강(1=건강)	0.64	0.48
⑥ 경제활동(1=경제활동)	0.34	0.48
⑦ 지불용의금액	2.16	1.22

독립변수들의 기술적 통계는 다음과 같다. 피부양자인 중증장애노인의 특성을 연령은 평균 73세이고, 결혼상태는 사별이 많아서 37%만이 배우자가 있었으며, 여성이 65%로 여성비율이 아주 높았다.

부양자 선호에선, 부양자의 81%가 여성으로 우리 나라의 경우 여성이 대부분의 부양책임을 맡고 있다는 것을 본 조사에서도 확인할 수 있다. 결혼상태는 86%가 결혼한 상태에 있는데, 이는 주부양자가 며느리거나 배우자인 것과 관련이 있다. 이러한 사실은 관계에서도 확인이 된다. 즉 며느리가 45%,

배우자 28%이다. 연령은 평균 52.6세, 건강하다고 답한 사람이 64%. 경제활동은 34%로 아주 낮은 편이다. 유료시설에서 노인을 보호하는데 대한 지불용의금액은 1=30만원 미만, 2=30만원~60만원 미만, 3=60만원~90만원 미만, 4=90만원~120만원 미만, 5=120만원~150만원미만, 6=150만원 이상으로 구분할 경우에, 평균적으로 30만원~60만원 미만을 선호하는 것으로 나타났다.

부양생산기술의 경우, 6개의 일상생활동작제한 중 평균 3.2개, 6개의 수단적 일상생활동작제한 중 평균 4.59개로 나타나 본 조사의 대상노인들의 일상생활동작과 수단적 일상생활동작의 제한 정도가 심한 것으로 나타났다. 노인을 부양하는 팀원수는 1.32명으로 아주 낮게 나타났는데, 이는 많은 수의 부양자가 혼자서 부양책임을 맡고 있기 때문이다. 따라서 부양대체원이 한명도 없는 경우가 39%나 된다. 공식서비스 이용은 37%만이 하고 있어서 이용도가 아주 낮다는 것을 알 수 있다.

가계생산기술에 대한 척도에서 보면, 18세 이하 자녀가 있는 경우는 21%에 지나지 않는다. 그리고 부양자의 교육수준은 9.87년으로 평균 학력이 중졸이상으로 나타났다. 가계재 생산팀원수는 1.23명으로 아주 낮아서 부양자의 가계재생산에 큰 도움이 되지 않음을 확인할 수 있다.

〈표 2〉는 수집된 자료를 이용하여 OLS회귀분석한 결과를 나타낸다. 회귀모형은 총부양지수에 〈표 1〉에 나타난 모든 독립변수를 회귀시킨 모형을 모형 1로 표시하고, 가족보호지수에 피부양자의 특성을 제외한 다음 회귀시킨 모형을 모형 2, 주부양자의 보호지수에 모든 독립변수를 회귀시킨 모형을 모형 3, 주부양자의 보호지수에 피부양자의 특성을 제외한 다음 회귀시킨 모형을 모형 4로 표시하여 나타냈다.

가족보호지수와 주부양자의 보호지수에 대한 회귀모형들의 결과는 놀라울 정도로 유사하였다. 피부양자의 특성 포함여부는 전체 결과에 거의 영향을 주지 않았으며, 가족보호지수와 주부양자의 보호지수로 구분한 모형간에도 큰 차이가 없었다. 모든 회귀 모형에서 부양시간의 주요 결정인자는 부양자의 경제활동여부, 부양자가 노인을 시설에서 보호하는데 부담할 용의가 있는 금액, 일상생활동작 및 수단적 일상생활동작제한 수로 드러났다.

소득의 가설적인 역할은 모형 1에서만 회귀결과의 지지를 받는다. 임금이 높은 부양자들은 노인을 보호하는데 드는 시간의 기회비용이 크다. 이 모형에서도 이러한 논리에 따라 임금변수의 계수가 음의 값이며, 통계적으로 어느 정도 유의한 것으로 나타났다. 그러나 그 밖의 모형들에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 전반적으로 볼 때 부양자의 소득은 노인 부양에 대한 설명력이 부족하다.

부양생산기술의 구성요소를 살펴보면, 모든 모형에서 일상생활동작제한과 수단적 일상생활동작제한이라는 장애인들의 동작능력 제한이 클수록 부양자가 노인을 부양하는 데 들이는 시간이 많은 것으로 나타났다. 부양팀원수와 공식서비스 이용도 약하긴 하지만 유의한 결과를 보여준다. 흥미로운 것은 부양팀원수가 많을수록 보호지수가 줄어드는 경향이 있고, 특히 가족보호지수를 종속변수로 하는 모형에서 더욱 그러한 경향을 보여준다. 앞서서 제시한 가설의 설명에서 부양팀의 크기가 생산성을 증가시키기도 감소시키기도 한다고 제시한 바 있다. 즉 부양자 수가 많아짐에 따라 과업 전문화를 높일 수 있는 반면 팀의 규모가 커짐에 따라 의사소통과 조정 부재가 주부양자가 워자보호에 더 많은 시간을 들이도록 만드는 규모의 불경제를 일으킬 수도 있다는 것이다. 따라서 여기서 나온 결과는 과업 전문화의 덕분으로 추정할 수 있다.

〈표 2〉 부양시수에 대한 회귀결과

구 분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
상수	4.1950*** (0.653)	4.2240*** (0.428)	4.2740*** (0.656)	4.0740*** (0.429)
과부양자 특성				
① 연령	-0.0009 (0.008)	-	-0.0045 (0.009)	-
② 결혼상태	0.1280 (0.171)		0.0383 (0.172)	
③ 성별	0.1240 (0.127)	-	0.0897 (0.127)	-
부양자 소득				
① 월간수입	-0.0004** (0.001)	-0.0004 (0.001)	-0.0009 (0.001)	-0.0009 (0.001)
부양생산기술				
① ADL 제한수	0.0784*** (0.029)	0.0290*** (0.029)	0.0718** (0.029)	0.0735** (0.029)
② IADL 제한수	0.1350*** (0.038)	0.1310*** (0.038)	0.1200*** (0.038)	0.1160*** (0.038)
③ 부양탑원수	-0.1020** (0.050)	-0.1004** (0.050)	-0.0869 (0.050)	-0.0847* (0.050)
④ 부양대체원	0.1600 (0.106)	0.1610 (0.106)	-0.0952 (0.106)	0.0955 (0.106)
⑤ 공식서비스 이용	-0.2300** (0.106)	-0.2370** (0.105)	-0.1760 (0.106)	-0.1790* (0.105)
가계생산기술				
① 18세 이하 자녀	0.1270 (0.128)	0.1140 (0.126)	0.0770 (0.129)	0.0628 (0.126)
② 부양자 교육수준	0.0134 (0.015)	0.0106 (0.015)	0.0117 (0.016)	0.0088 (0.015)
③ 가계재생산탑원수	-0.0902 (0.083)	-0.0938 (0.082)	0.0678 (0.083)	-0.0712 (0.082)
부양자 선호				
① 성별	0.1020 (0.158)	0.0739 (0.153)	0.0502 (0.159)	0.0407 (0.153)
② 결혼상태	-0.0552 (0.164)	-0.0234 (0.161)	-0.0070 (0.165)	0.0221 (0.162)
③ 관계				
DMU1(며느리)	-0.0264 (0.154)	-0.0563 (0.151)	-0.0030 (0.154)	-0.0243 (0.151)
DMU2(배우자)	0.0072 (0.240)	0.1390 (0.200)	-0.0330 (0.241)	-0.0763 (0.230)
④ 연령	-0.0071 (0.007)	-0.0077 (0.006)	-0.0020 (0.007)	-0.0043 (0.006)
⑤ 건강	0.1250 (0.110)	0.1170 (0.108)	0.0827 (0.111)	0.0853 (0.108)
⑥ 경제활동	-0.4520*** (0.132)	-0.4210*** (0.129)	-0.4660*** (0.133)	-0.4460*** (0.130)
⑦ 지분용의금액	0.1030** (0.042)	0.1110*** (0.041)	0.1420*** (0.042)	0.1470*** (0.041)
F	5.272***	6.107***	5.223***	6.135***
R <sup>2</sup>	0.357	0.350	0.355	0.351

주의: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.  
괄호 안은 표준편차를 나타냄.

또 다른 해석으로는 장애노인의 장애정도가 낮을 경우 2차 부양자가 부양을 대신해도 되지만, 노인이 장애정도가 심하면 주부양자의 집중적인 부양을 필요로 하기 때문에 보호시수가 늘어날수록 부양 팀원수가 적다는 설명이 가능하다. 또한 시설에서 공식 서비스 이용도 이러한 맥락에서 설명이 가능하다. 즉, 노인이 장애정도가 심하면 집중적이고 많은 시간의 부양을 필요로 하기 때문에 주부양자들이 거의 전적으로 수발하는 반면, 장애정도가 심하지 않을 경우에 공식 서비스를 이용할 수 있다는 것이다.

가계생산기술을 구성하는 18세 이하 자녀, 부양자 교육수준, 가계재 생산팀원수라는 요소는 부양시수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 우리 나라의 부양체계상 보호가 필요한 자녀나 부양자의 교육수준, 그리고 가계재를 생산하는 사람의 수는 장애노인 부양에 영향을 미치지 않는 것으로 추정된다.

부양시수에 유의하게 영향을 주는 부양자 선호의 구성요소는 부양자가 경제활동을 하는지 여부와 장애노인을 시설에 보호할 경우 지불할 용의가 있는 금액으로 나타났다. 경제활동을 하는 부양자는 경제활동을 하지 않는 부양자들보다 노인을 보호하는데 드는 시간의 기회비용이 크다. 따라서 모든 모형에서 경제활동변수의 계수가 음의 값이며, 통계적으로 아주 유의한 것으로 나타났다. 지불할 용의 금액이라는 변인도 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 나타났는데, 이는 비공식 부양자가 노인을 보호하는데 드는 부양시수가 많고 부양의 강도가 높을수록 시장에서 노인 보호를 구입하는 것에 대하여 지불할 용의금액이 높아질 것이다. 부양자 선호 가설에서 설정한 다른 변인들인 성별, 결혼상태, 관계, 연령, 건강은 보호시수에 통계적으로 유의한 효과가 없었다.

## 5. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 비공식 부양자가 제공하는 중증 장애노인에게 노인보호의 양과 유형에 영향을 미치는 요인을 파악하고 실증적으로 탐구하는 데 있다. OLS 추정을 한 결과, 부양결정에 관련된 요인들에 대하여 유의미한 결과를 얻을 수 있었다.

중증 장애노인에게 노인보호의 양과 유형에 영향을 미치는 요인을 파악하고자 OLS분석을 수행한 결과 총부양시수와 주부양자의 부양시수에 대한 회귀모형들의 결과는 놀라울 정도로 유사하였다. 피부양자의 특성 포함여부는 전체 결과에 거의 영향을 주지 않았으며, 총부양시수와 주부양자의 부양시수로 구분한 모형간에도 큰 차이가 없었다. 모든 회귀 모형에서 부양시간의 주요 결정인자는 부양자의 경제활동여부, 부양자가 노인을 시설에서 보호하는데 부담할 용의가 있는 금액, 일상생활동작 및 수단적 일상생활동작제한 수로 나타났다.

소득의 가설적인 역할은 2차부양자들을 포함한 모든 부양시수를 종속변수로 하는 모형 1에서만 회귀결과의 지지를 받는 것으로 나타났다. 이 모형의 결과에 따르면 임금이 높은 부양자들은 노인을 보호하는데 드는 시간의 기회비용이 크다는 것을 시사한다.

부양생산기술의 구성요소를 살펴보면, 모든 모형에서 일상생활동작제한과 수단적 일상생활동작제

한이라는 장애노인의 동작능력 제한이 클수록 부양자가 노인을 부양하는 데 드는 시간이 많은 것으로 나타났다. 흥미롭게도 부양팀원수가 많을수록 보호시수가 줄어드는 경향이 있었다. 이는 부양팀원간의 과업전문화나 노인의 심한 장애로 인하여 한사람의 집중적인 보호의 필요성 때문인 것으로 추정된다. 공식 서비스 이용도 유의미한 결과가 나왔는데, 이것도 이러한 맥락에서 설명이 가능하다. 즉 노인의 장애정도가 심하면 집중적이고 많은 시간의 부양을 필요로 하기 때문에 주부양자들이 거의 전적으로 수발하게 된다는 것을 시사한다.

가계생산기술을 구성하는 18세 이하 자녀, 부양자 교육수준, 가계계 생산팀원수라는 요소는 부양시수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라의 부양체계상 보호가 필요한 자녀나 부양자의 교육수준, 그리고 가계계를 생산하는 사람의 수는 장애인 부양에 영향을 미치지 않는 것으로 추정된다.

부양시수에 유의하게 영향을 주는 부양자 선호의 구성요소는 부양자가 경제활동을 하는지 여부와 장애인을 시설에 보호할 경우 지불할 용의가 있는 금액으로 나타났다. 이는 경제활동을 하는 부양자는 경제활동을 하지 않는 부양자들보다 노인을 보호하는데 드는 시간의 기회비용이 크다는 것을 의미한다. 또한 지불할 용의 금액이라는 변인도 모든 모형에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 비공식 부양자가 노인을 보호하는데 드는 부양시수가 많고 부양의 강도가 높을수록 시장에서 노인 보호를 구입하는 것에 대하여 지불할 용의금액이 높아진다는 것을 시사한다.

본 연구는 비부양자와 잠재가족 부양자들에 대한 자료가 결여되어 있기 때문에 생략된 변수에 대한 편의성(bias)의 가능성이 존재한다. 또한 조사자가 주부양자를 1회 면접으로 주부양자의 기억에만 의존하여 기록하였고, 보호와 관련된 사항들을 주로 한 달로 한정하여 질문하였기 때문에 월별 보호의 변동을 정확하게 기록할 수 없었다는 점에서는 연구의 한계점이 있다. 따라서 앞으로의 연구에서는 이러한 조사상의 한계를 개선하여 보다 정교한 분석을 모색할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김상욱, 2000. "노인부양의 불일치". 『한국사회복지학』, 제42권: 41-82.
- 김상욱, 1999. "노인부양의 결정요인Ⅱ: 인과모형개발". 『한국사회복지학』, 제38권: 33-67.
- 김상욱·양철호, 1998. "노인부양행위의 결정요인에 관한 연구: 시부 및 서모에 대한 공변량 구조모형 분석". 『한국사회복지학』, 제36권: 33-67.
- 박창재·강옥모, 2002. "치매 노인 비공식 보호의 비용에 관한 연구". 『한국노년학』, 제22권 3호: 67-83.
- 엄명용, 2001. "가족(성인자녀)에 의한 노인부양의 종류와 정도에 영향을 미치는 이전 가족관계 양상분석 및 개입전략의 제시". 『한국사회복지학』, 제47권: 206-242.
- 이가옥·이미진, 2001. "노인의 재가복지서비스 이용의향 결정요인에 대한 연구". 『한국노년학』, 제21권 2호: 113-124.

- 이윤로·김양이, 2002. "치매가족 부양스트레스 관리 프로그램의 효과성". 『노인복지연구』, 제15호: 169-187.
- 이은희, 2003. "가족기능이 치매노인 부양부담에 미치는 영향 연구". 『노인복지연구』, 제19권: 67-83.
- Becker, G. S. 1993. *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Boaz, R. F., and C. F. Muller. 1991. "Why do some caregivers of disabled and frail elderly quit?" *Health Care Financing Review* 13(2): 41-47.
- Boaz, R. F., and C. F. Muller. 1992. "Paid work and unpaid help by caregivers of disabled and frail elder." *Medical Care* 30(2): 149-158.
- Boaz, R. F. 1996. "Full-time employment and informal caregiving in the 1980s" *Medical Care* 34(6): 524-536.
- Doty, P., M. E. Jackson, and W. Crown. 1998. "The Impact of Female Caregivers' Employment Status on Patterns of Formal and Informal Elder care." *The Gerontologist* 38(3): 331-341.
- Ritner, S. L. 1995. "The Impact of parent care on female labor supply decision." *Demography* 32(1): 63-80.
- Kupstas, Palua Knapp. 2000. Informal caregiving and time allocation decisions among caregivers to the severely mentally ill. Ph. D. Dissertation. *The Johns Hopkins University*.
- Muurinen, Jaana-Marja. 1986. "The Economics of informal care: Labor market effects in National Hospice Study." *Medical Care* 24(11): 1007-1017.
- Pezzin, L., and B. S. Schone. 1999. "Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach." *Journal of Human Resources* 34(3): 475-503.
- Stern, Steven. 1995. "Estimating family long term care decisions in the presence of endogenous child characteristics." *The Journal of Human Resources* 30(3): 551-580.
- Stone, R., and P. Short. 1990. "The Competing Demands of Employment and Caregiving to Disabled Elders." *Medical Care* 28: 513-526.
- White-Means, S., and D. Chollet. 1996. "Opportunity wages and workforce adjustments: Understanding the cost of in-home elder care." *Journal of Gerontology* 51B(2): S82-S90.
- White-Means, Shelley L., and Cyril F. Chang. 1991. "Family Choices with Managed Care for the Home Bound Elderly." *Southern Economic Journal* 58(1): 203-24.
- White-Means, Shelley. 1992. "Allocation of Labor to informal Home Health Production: Health Care for Frail Elderly, If Time permits." *Journal of Consumer Affairs* 26: 69-89.
- Wolf, D. A., and B. J. Soldo. 1994. "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents." *Journal of Human Resources* 26(4): 1295-1276.

## The Factors that Influence Amount and Types of Informal Caregiving to the Severely Disabled Elderly

Park, Changje

(Full-time Instructor, Dept. of Family Welfare, Jinju International University)

Kim, Ki Tae

(Professor, Dept. of Social Welfare, Pusan National University)

The purpose of this study is to identify and empirically study the factors that significantly influence amount and types of Informal caregiving to severely disabled elderly who have functional limitations.

For this research, a set of caregivers living with the severely elderly were surveyed. Among collected data, data for 211 caregivers were used for this study.

The results suggest that a variety of factors determine informal caregivers do systematically determine their allocation of time to the provision of elderly care. The results of four OLS regressions using data surveyed are as follows. First, The hypothesized role of income is supported in model 1 of the four regression models. Second, the technological components of informal care production significantly influences caregiving hours include the number of ADLs and IADLs needs help, the number of caregivers in the team, the utilization of formal services. Third, any component of production technology of household goods do not significantly influence caregiving hours. Fourth, the components of preferences significantly influence caregiving hours include caregiver's participation in market work, willingness money to pay market-purchased care for the elderly.

Key words : caregiving hours, the severely disabled elderly, determinants of informal caregiving hours

[접수일 2003.5.21 게재확정일 2003.7.10]