

중고령자의 행복경제학: 이전소득과 자녀의 왕래 빈도가 주관적 생활만족도에 미치는 영향

김 재 호*

우리나라의 사적이전은 공적이전에 비해 상대적으로 높은 비율을 차지하고 있다. 이는 공적이전을 위한 제도나 경제적 여건이 되어 있지 못하기 때문이다. 이러한 현실에서 사적이전은 빈곤으로부터 가족이나 친척들의 빈곤을 막는 장치가 되어 왔다. 따라서 사적이전의 크기는 경제적 만족도와 가족관계의 만족도에 영향을 미치게 될 것이다. 이와 더불어 자녀의 왕래 횟수는 전통적인 가족관계를 중시하는 우리나라에서 가족관계의 만족도를 높일 것이다. 이러한 가정하에 사적이전과 자녀의 월왕래횟수가 고령자의 행복에 미치는 영향을 한국노동패널 9차자료를 이용하여 50세이상 중고령자의 경제적만족도, 가족관계만족도 그리고 생활 전반적인 만족도를 조사해 본다. 이를 위해 ordered probit 모형과 ordred logit 모형을 이용한다. 그 결과 자녀의 월왕래횟수는 가족관계에 대한 만족도에서 양의 부호를 보여 잦은 자녀의 왕래는 가족관계에 긍정적임을 보여주고 있다. 또한 사적이전은 경제적 만족도에서는 음의 상관관계를 보였으나 가족관계 만족도와 전반적 만족도에서는 양의 상관관계를 보였다. 이는 사적이전소득이 경제상태가 상대적으로 낮은 가정에 대한 이전이기 때문에 경제적 만족도는 낮지만 사적이전으로 가족관계가 돈독히 되고 이는 전반적인 만족도로 이어져 삶에 대한 만족도를 높이는 것으로 볼 수 있다.

1. 서론

모든 사람들이 행복(Happiness)을 원한다. 대부분의 사람들은 소득이 높아질수록 더 행복하다고 생각한다. 하지만 최근의 연구들은 소득 말고도 인간의 행복, 즉 주관적 만족(Subjective satisfaction)에 영향을 미치는 요인들이 존재한다고 주장한다. 가령, 종교의 유무, 정치적 상황, 승진과 사회적 성취도, 물가와 실업 등이 그러하다. 특히 이러한 연구들은 심리학적인 관점에서 주로 다루고 있으며 경제학적 관점에서는 행복은 측정불가능 하며 비과학적이라고 하여 상대적으로 그리 높은 관심을 보이지 않았다. 하지만 최근의 연구들은 행복을 개별적인 설문조사를 통해 스스로 만족하는 정도를 제시하는 주관적 만족도를 통해 측정하고 이를 연구하고 있다(Frey and Stutzer, 2002).

오랜 인류의 역사는 자기자신과 주변의 사람들간의 상호교류가 이루어지면서 이루어졌다. 즉 부모는 자식을 낳아 기르고 자식은 성장하면 늙은 부모를 봉양하면서 이루어졌다. 특히 효를 강조하

* 성균관대학교 경제학과 박사과정

는 유교문화권인 우리나라의 경우 자녀의 왕래빈도는 고령자의 주관적 생활만족도에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 또한 자녀들로부터 받는 사적이전과 국가로부터의 공적이전은 경제적인 만족도에 영향을 미칠 것이다. 특히, 사회보장제도가 미성숙하여 공적이전이 낮은 개발도상국에서 사적이전의 비중은 상대적으로 높은 편이다. 우리나라의 경우도 소득보장을 위한 장치로 국민연금, 실업보험 등 다양한 사회보험과 함께 국민기초생활보호개상, 정부보조금, 사회단체보조금 등의 공적이전이 이루어지고 있으나 아직 그 비율이 선진국인 OECD의 평균수준보다 상당히 낮은 수준으로 공적이전에 비해 사적이전에 대한 의존도가 높은 수준이다. 이러한 상황에 기초연금이라는 새로운 공적이전소득의 도입은 고령자들의 노후 생활에 대한 만족도에 상당한 영향을 미칠 것이다.

본 고에서는 「KLIPS9차」를 이용하여 50세이상 고령자의 주관적 생활만족도를 살펴본다. 특히 이전소득을 사적이전소득과 공적이전소득으로 나누어 살펴보고 이화 함께 소득, 자산, 주택 등의 경제적요인과 함께 성별, 연령, 학력, 거주지 등의 사회적 요인, 자녀의 왕래빈도, 함께 사는 가족의 수라는 가족적 요인 그리고 건강상태를 을 포함하여 그 효과를 살펴본다.

일반적으로 생활만족도는 다양한 관점에서 논의되고 있다. 최근의 미시적 자료를 이용한 만족도의 결정요인들을 살펴보면, 자기 자신의 소득 이외에도 자기 자신의 과거 또는 미래의 예상소득을 포함한 연구(Becker, 1974; Frank, 1985)가 있었다. 이는 사람들의 성취와 적응 그리고 기대가 생활에 대한 만족도에 영향을 미치고 있음을 보여준다. 이밖에도 상대적 소득차이에서 발생하는 심리적 박탈감이 행복감에 영향을 미친다는 연구결과(Easterlin, 1974 1995)도 있었다. 소득 말고도 행복감에 영향을 미치는 요인으로는 실업상태(Clark and Oswald, 1994; Winkelmann and Winkelmann, 1998), 민주제도(Granato et al, 2000; Frey and Stutzer, 2000), 정치적 당파성(Di Tella and MacCulloch, 1998), 사회적 규범(Stutzer and Lalive, 2000) 그리고 소득분배(Alesina et al, 2003) 등이 있다.

Frey and Stutzer(2002)는 행복의 결정요인으로 다음의 다섯 가지를 들고 있다. 자부심(self-esteem), 자아통제(personal control), 낙천성, 외향성(extraversion) 그리고 신경성(neuroticism) 등의 개인적 요인(personality factors)과 연령, 성, 결혼상태 그리고 학력과 같은 사회인구학적 요인(socio-demographic factors), 개인소득과 총소득 실업과 인플레이션과 같은 경제적 요인(economical factors), 고용상태와 작업환경, 작업장의 스트레스, 직장동료·친척·친구와의 인간관계, 생활환경과 건강 그리고 배우자와의 관계와 같은 상황요소(contextual and situational factors) 그리고 끝으로 정치적 민주주의와 시민의 직접적 정치참여와 같은 제도적 요인(institutional factors)을 들었다.

본고에서는 가족의 수입 가족관계 그리고 생활전반에 대한 만족도를 결정하는 요인이 무엇인가를 차례로 조사했다. 첫 번째로 가구주는 다른 비가구주와 달리 가족의 생계를 책임져야한다는 의무감으로 가족의 수입과 관련한 경제적 만족도에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 두 번째로 가족관계를 중시하는 동양적 사고방식에서 사적이전과 왕래는 가족관계의 만족도에 중요변수로 예상할 수 있다. 그리고 세 번째로 전반적인 생활만족도에 영향을 미치는 요인으로 자산, 주택소유, 건강상태를 중심으로 살펴본다. 이밖에도 공적소득, 성별, 학력, 거주지 등의 변수들도 결정요인으로 연구

의 대상이 된다.

II장에서는 본 연구에 필요한 자료에 대한 설명이 이루어지고 III장에서는 추정모형이 IV장에서는 추정결과를 논의하고 V장에서 본 논문의 결론을 제시한다.

II. 자료 및 기술통계

본 연구는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study; KLIPS)의 9차자료중 50세 이상의 중고령자 자료를 이용한다. KLIPS의 만족도조사는 전반적 직무만족도와 생활만족도로 구분되어진다. 본 고에서 관심을 갖는 부분은 생활만족도로 질문에 대한 응답으로 ‘매우만족’, ‘만족’, ‘보통’, ‘불만족’, ‘매우 불만족’이 있다. <표 1>을 살펴보면, 먼저 가족의 수입에 대한 만족도는 50세이상 중고령자 응답자중 44.7%가 보통이라고 응답하였으며 38.7%가 불만족으로 응답하였다. 가족관계에 대한 만족도에 대한 질문에 51.05%가 만족한다고 응답했고 38.66%가 보통이라고 응답했다. 전반적인 생활만족도에 대한 질문에 57.91%가 보통이라고 응답했고 29.41%가 만족 한다고 답했다.

<표 1> 생활별 만족도 빈도 및 비율

	가족의 수입		가족관계		전반적 생활만족도	
	빈도(명)	백분율(%)	빈도(명)	백분율(%)	빈도(명)	백분율(%)
1. 매우 만족	11	0.41	115	4.34	17	0.64
2. 만족	239	9.02	1,353	51.04	781	29.41
3. 보통	1,185	44.7	1,025	38.66	1,538	57.91
4. 불만족	1,026	38.7	139	5.24	299	11.26
5. 매우 불만족	190	7.17	19	0.72	21	0.79
합계	2,651		2,651		2,656	

<표 2>를 살펴보면, 가족의 소득에 대한 만족도는 평균적으로 3.43으로 다소 불만족하다고 응답했으며 표준편차도 0.77로 가장 커서 다른 만족도에 비해 만족도의 차이가 심각하다고 볼 수 있다. 가족관계에 대한 만족도는 2.47로 대략 다소 만족하한다고 답하였으며 전반적 생활만족도는 2.82로 보통보다 다소 높은 만족도를 보여 중고령자들은 생활에 대해 경제적으로는 조금 불만족스럽지만 가족관계 등으로 생활에 대한 행복감을 높이고 있다고 해석할 수 있다.

<표 2> 생활별 만족도의 평균 및 표준편차

변수	N(명)	평균값	표준편차
가족의 소득	2651	3.43	0.77
가족관계	2651	2.47	0.70
전반적생활만족도	2656	2.82	0.66

KLIPS는 가구별로 조사 전년도에 소득을 조사하며 9차에서는 2005년의 소득을 조사하고 있다. 이를 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득 그리고 기타소득으로 분류하여 조사하고 있다. 이 중 이전소득은 공적이전과 사적이전으로 구분된다. 사적이전의 정의는 설문에 따르면, 다른 가구에 사는 부모나 자녀, 친척·친지 등으로부터 받은 돈으로 정의된다. 또한 비주기적으로 많은 돈이 오고가는 증여나 상속은 여기서 제외된다. 공적이전은 역시 정기적으로 지급받는 국민기초생활보호대상, 정부보조금, 사회단체보조금을 통칭한다. <표 3>을 살펴보면, 국민기초생활보호대상금으로 151가구에 연평균 343.42만원이 지급되고 기타 정부보조금이 1,151가구에 29.29만원, 31가구에 사회단체 보조금이 229.36만원이 지급되고 있다. 이를 합한 공적이전은 1,225가구에 77.047만원이 지급되고 있다. 반면, 따로 사는 부모님으로부터의 이전소득은 861가구에 연평균 292.34만원, 따로 사는 자녀의 경제적 도움은 1,138가구에 326.11만원 그리고 그와 친척/친지로 부터의 경제적 도움은 136가구에 374.85만원이 이루어져 총 사적이전은 2,049가구에 328.84만원으로 공적이전에 비해 사적이전이 보다 폭넓게 이루어지고 있으며 금액 또한 더 크게 이루어지고 있음을 확인할 수 있다.

<표 3> 이전소득의 기술통계

	코드번호	내용	N(가구)	평균(만원)
공적 이전	v09717	1. 국민기초생활보호대상	151	343.42
	v09718	2. 기타 정부보조금	1151	29.29
	v09719	3.사회단체 보조금	31	229.36
	합계		1225	77.047
사적 이전	v09720a	4.따로 사는 부모님(배우자 부모님 포함) 도움	861	292.34
	v09720b	5.따로 사는 자녀의 도움	1138	326.11
	v09720c	6. 그외 친척/친지 보조금	136	374.85
	합계		2,049	328.84

<표 4>를 살펴보면, 50세이상 중고령자중에 가구주는 60.2%로 비가구주에 비해 많았다. 성별은 남성보다 여성이 많았다. 연령대를 살펴보면 50대가 32.88%로 60대가 38.18%로 70대가 22.05%로 80대가 6.12% 그리고 90대이상인 0.77%에 해당했다. 학력은 중졸 미만이 49.6%, 중졸 또는 고졸이 41.6%, 전문대졸이상인 8.8%로 나타났다. 거주지는 서울, 부산, 대구, 대전, 인천, 광주, 울산을 도시

로 하고 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 제주, 이북, 외국을 비도시로 구분했다. 이중 이북과 외국은 응답자가 없었고 도시에 거주하는 응답자는 51.03%, 비도시 거주자는 48.97%로 거의 비슷한 수준이었다. 자녀의 월 왕래횟수는 월 1회가 34.23%, 월 4회가 19.75%, 월 2회가 18.43% 그리고 3회는 5.71%로 응답했고 나머지는 5%이상의 비슷한 수준을 보여주었다. 주택소유자는 23.16%, 비소유자는 76.84%로 응답했다. 가구원수는 2명이 40.17%, 3명이 25.77%, 4명이 13.55% 그리고 1명이 13.44%로 응답했고 나머지는 5%이하의 비슷한 수준으로 응답했다. 끝으로 건강상태에 대해서 '보통이다'가 34.46%, '건강하지 않은 편이다'는 31.89%로 응답했다.

<표 4> 설명변수의 빈도 및 비율

설명변수	분류	N(명)	빈도(명)	백분율(%)
가구주	비가구주	2,716	1,081	39.8
	가구주		1,635	60.2
성별	남자	2,716	1,158	42.64
	여자		1,558	57.36
연령	50세~59세	2,716	893	32.88
	60세~69세		1,037	38.18
	70세~79세		599	22.05
	80세~89세		166	6.12
	90세~		21	0.77
학력	중졸미만	2,716	1,348	49.6
	중졸 또는 고졸		1,129	41.6
	전문대 또는 대졸이상		239	8.8
거주지	비도시	2,716	1,386	51.03
	도시		1,330	48.97
월 왕래횟수	1 회	1,658	636	34.23
	2 회		348	18.73
	3 회		106	5.71
	4 회		367	19.75
	5 회		31	1.67
	6 회		26	1.4
	7 회		5	0.27
	8 회		37	1.99
	10 회		87	4.68
	11 회		2	0.11
	12 회		18	0.97
	15 회		27	1.45
	20 회		92	4.95
	25 회		15	0.81
	28 회		2	0.11
	30 회		59	3.18

계속

<표 4> 설명변수의 빈도 및 비율(계속)

설명변수	분류	N(명)	빈도(명)	백분율(%)
주택소유	비소유	2,716	629	23.16
	소유		2,087	76.84
응답가구원수	1명	2,716	364	13.4
	2명		1091	40.17
	3명		700	25.77
	4명		368	13.55
	5명		132	4.86
	6명		40	1.47
	7명		15	0.55
	8명		5	0.18
	9명		1	0.04
건강상태	1. 아주 건강하다	2,716	45	1.66
	2. 건강한 편이다		700	25.77
	3. 보통이다		936	34.46
	4. 건강하지 않은 편이다		866	31.89
	5. 건강이 아주 안 좋다		169	6.22

<표 5>를 살펴보면, 연령의 평균이 64.87세이며, 자녀의 월 왕래횟수는 5.01회, 응답가구원수는 2.64명 그리고 현재의 건강상태에 대해 3.15로 약간 건강하지 않은 편이라고 응답했다.

<표 5> 설명변수의 평균 및 표준편차

변수	N(명)	평균값	표준편차
연령	2,716	64.87	8.96
log (자산)	2,716	1.62	1.83
자녀의 월 왕래횟수	1,858	5.01	6.76
응답가구원수	2,716	2.64	1.19
(공통)현재건강상태	2,716	3.15	0.93
log (사적이전)	2,716	3.45	2.59
log (공적이전)	2,716	1.67	1.73
log (총소득)	2,716	7.40	1.06

III. 추정 모형

주관적인 행복(Happiness)은 관찰 불가능한 응답변수(Response variable)로 일반적으로 잠재변수(Latent variable)이 되고 이는 5개 등급의 객관적 설문조사를 통해 표현된다. 이를 함수로 나타내

면 다음과 같다.

$$W_i = H[U(Y_i, x_i)] \quad \text{식(1)}$$

경제학에서 소득과 인구학적 변수에 영향을 받는 행복(Happiness)과 가장 유사한 단어는 효용(Utility)이며, 이 효용은 측정이 불가능하다. 하지만 설문조사를 통해 현시선호(reveal preference) 되는 등급으로 표현된다. '가장 만족'은 1로, '만족'은 2로, '보통'은 3, '불만족'은 4 그리고 '가장 불만족'은 5로 표현된다. 이러한 형태의 응답을 리커트형 응답(Likert-Type Scale)이라고 한다. 리커트형 응답은 설문응답자가 사회현상에 대해서 가지는 호감도 또는 반응들을 통계적으로 처리할 수 있게 된 척도를 말한다. 이러한 응답은 흔히 위계(Hierarchy)를 가지지 않고 단순히 순서화된(Ordered) 형태로 된 자료를 의미한다. 이러한 순서가 있는 리커트형 응답을 종속변수로 사용하는 경우, ordered probit 모형과 ordered logit 모형을 사용한다. Ordered probit 모형과 ordered logit 모형에 대한 설명은 부록으로 넘긴다.

위의 식(1)을 추정하기 위한 추정방정식으로 전환하면 식(2)와 같다.

$$W_i = \alpha_1 + \ln Y_i + x_i + \epsilon_i \quad \text{식(2)}$$

소득(Y)은 공적 이전소득, 사적이전소득, 총소득 그리고 자산이 포함된다. 그리고 인구학적 변수(x)는 가구주, 성별, 연령, 연령의 제곱/100, 학력, 거주지, 자녀의 왕래횟수, 주택소유, 건강상태, 가구원수를 포함한다.

IV. 추정결과

<표 6>의 추정결과는 세가지 만족도에 대해 ordered probit모형과 ordered logit모형에 대한 결과들이다. 먼저, 경제적 만족도의 ordered probit모형의 결과 살펴보자. 가구주와 성별에 대해서는 유의하지는 않았지만 비가구주와 여성이 상대적으로 경제적으로 만족도가 높았다. 이는 남성 가구주가 전통적으로 가계의 경제적 부담을 갖고 있기 때문으로 추정된다. 연령이 높을수록 경제적 만족도가 높았으며 연령의 제곱은 음의 부호를 나타냈지만 유의하지 않았다. 학력은 높을수록 경제적 만족도가 높았다. 초등학교 이하 졸업자보다 중졸 또는 고졸자가 만족도가 높고 전문대졸 이상 졸업자가 중졸 또는 고졸자보다 더 높은 만족도를 보였다. 도시 거주보다 비도시에 거주할수록 경제적 만족도가 높게 나타났다. 자산이 높을수록 역시 만족도가 높았다. 하지만 자녀의 월 왕래횟수는 음의 부호를 나타냈지만 유의하지 않았다. 주택을 소유할수록 그리고 건강상태가 좋을수록 경제적 만족도가 높았다. 하지만 가구원수가 많은 수록 경제적 만족도는 떨어졌다. 또한 사적이전과 공적이전이 높을수록 경제적 만족도가 떨어졌다. 이는 사적이전이나 공적이전은 경제적으로 열악한

가구에 대한 지원이기 때문에 사적이전이나 공적 이전이 높을수록 경제적으로 열악하기 때문일 것이다. 김희삼(2007)에 따르면 사적이전액은 부모의 소득과 음의 상관관계를 가진다고 한다. 끝으로 총소득이 높을수록 경제적 만족도는 높게 나왔다. 이상의 결과는 ordered logit모형과 큰 차이가 없다.

둘째로 가족관계의 만족도를 살펴보자. 역시 ordered probit모형을 중심으로 살펴보면, 가구주에 대해서는 유의하지는 않았지만 비가구주가 상대적으로 경제적으로 만족도가 높았다. 하지만 경제적 만족도에 비해 가족만족도는 여성이 남성보다 만족도가 유의하게 높게 나왔다. 이는 전통적 여성중심의 가정문화에서 여성의 만족도가 높을 것으로 추정된다. 연령은 높을수록 만족도가 높았으나 연령의 제곱은 음의 부호를 나타내며 역시 유의한 값을 나타내기 때문에 연령이 증가할수록 가족관계에 대한 만족도가 비선형으로 증가하고 있음을 추정할 수 있다. 학력은 경제적 만족도와 같이 높을수록 경제적 만족도가 높았다. 초등학교 이하 졸업자보다 중졸 또는 고졸자가 만족도가 높고 전문대졸 이상 졸업자가 중졸 또는 고졸자보다 더 높은 만족도를 보였다. 역시 도시 거주자 보다 비도시에 거주할수록 경제적 만족도가 높게 나타났다. 10%의 시외구간에서 자산이 높을수록 역시 만족도가 높았다. 역시 10%의 시외구간에서 자녀의 월 왕래횟수가 양의 부호를 나타내 가족관계의 만족도에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 주택을 소유할수록 그리고 건강상태가 좋을수록 경제적 만족도가 높았다. 하지만 가구원수가 많은 수록 경제적 만족도는 떨어졌다. 사적이전은 양의 부호를 나타내 사적이전이 높을수록 가족관계의 만족도가 높아짐을 확인할 수 있다. 반면 여전히 공적이전이 높을수록 경제적 만족도가 떨어졌다. 끝으로 총소득이 높을수록 경제적 만족도는 높게 나왔다. 이상의 ordered probit모형결과와 차이가 나는 ordered logit모형의 결과는 자산과 자녀의 월 왕래횟수가 유의하지 않게 되었다는 것이다.

셋째로 생활전반에 대한 만족도를 살펴보면, 경제적 만족도와 가족관계 만족도의 절충적임을 확인할 수 있다. 경제적 만족도와 같이 가구주와 성별에 대해서는 유의하지는 않았지만 비가구주와 여성이 상대적으로 경제적으로 만족도가 높았다. 연령은 가족관계 만족도와 같이 높을수록 만족도가 높았으나 연령의 제곱은 음의 부호를 나타내며 역시 유의한 값을 나타내기 때문에 연령이 증가할수록 가족관계에 대한 만족도가 비선형으로 증가하고 있음을 나타내고 있다. 학력과 거주지 그리고 자산은 공통된 생활 만족도를 보이고 있다. 하지만 자녀의 월 왕래횟수는 유의한 음의 부호를 나타내면서 경제적 만족도와 같이 왕래횟수가 높을수록 생활에 대한 만족도가 떨어졌다. 주택을 소유할수록 그리고 건강상태 그리고 가구원수는 동일하게 부호를 유지하여 주택을 소유하고 건강할수록 생활에 대한 만족도가 높고 가구원수가 높을수록 생활에 대한 만족도가 떨어졌다. 사적이전에 있어 유의하게 양의 상관관계를 보이고 공적이전은 유의하지 않은 음의 상관관계를 보였다. 끝으로 총소득이 높을수록 역시 공통되게 생활에 대한 만족도는 높게 나왔다. 이상의 결과는 ordered logit모형과 큰 차이가 없다.

<표 6> 실증분석결과

종속변수	경제적 만족		가족관계		전반적 만족도	
	Ordered Probit	Ordered Logit	Ordered Probit	Ordered Logit	Ordered Probit	Ordered Logit
Parameter	Estimate	Estimate	Estimate	Estimate	Estimate	Estimate
Intercept	-2.8356	-4.7486	-1.5754	-2.8452	-0.9378	-1.6042
Intercept	-4.4551	-7.6547	-2.4045	-4.8755	-2.3935	-4.8637
Intercept	-6.1908	-10.6702	-4.109	-7.9936	-4.4362	-8.4001
Intercept	-7.5821	-13.636	-6.2114	-11.7581	-6.6058	-12.7229
가구주	-0.0879 (0.0797)	-0.1449 (0.1403)	-0.087 (0.0817)	-0.1883 (0.1441)	-0.0597 (0.0829)	-0.1218 (0.1477)
여성	0.00852 (0.0813)	-0.0126 (0.1432)	-0.0197 (0.0834)	-0.0486 (0.1472)	0.0411 (0.0846)	0.0285 (0.1506)
연령	0.0762** (0.0382)	0.1184* (0.0674)	0.1033*** (0.0392)	0.2033*** (0.0692)	0.0879** (0.0397)	0.1735** (0.0706)
연령2/100	-0.0351 (0.0278)	-0.0502 (0.0491)	-0.0718** (0.0285)	-0.1442*** (0.0503)	-0.052* (0.0289)	-0.1052** (0.0514)
중졸 또는 고졸	0.1374** (0.0615)	0.1984* (0.1085)	0.1551** (0.0633)	0.2728** (0.112)	0.1802*** (0.0641)	0.2949*** (0.1138)
전문대졸 이상	0.3625*** (0.1058)	0.6401*** (0.1882)	0.4107*** (0.1105)	0.7904*** (0.202)	0.5322*** (0.111)	0.9348*** (0.1959)
도시거주	-0.1662*** (0.0537)	-0.2558*** (0.0949)	-0.0924* (0.0553)	-0.2076** (0.098)	-0.247*** (0.0562)	-0.4698*** (0.1)
log (자산)	0.1241*** (0.0179)	0.2148*** (0.0318)	0.0336* (0.0183)	0.0533 (0.0327)	0.0678*** (0.0186)	0.1166*** (0.0329)
자녀의 월 왕래횟수	-0.00352 (0.00391)	-0.00397 (0.0069)	0.00684* (0.00405)	0.0163 (0.00725)	-0.00786* (0.00408)	-0.0126* (0.00726)
주택소유	0.4424*** (0.0702)	0.7709*** (0.1239)	0.4551*** (0.0715)	0.824*** (0.1256)	0.446*** (0.0729)	0.7676*** (0.1325)
건강상태	0.2458*** (0.0315)	0.4279*** (0.0557)	0.265*** (0.0325)	0.4764*** (0.0579)	0.3351*** (0.0331)	0.5987*** (0.0593)
가구원수	-0.1808*** (0.0276)	-0.3201*** (0.0488)	-0.1323*** (0.0282)	-0.23*** (0.0499)	-0.1425*** (0.0287)	-0.2623*** (0.0512)
log (사적이전)	-0.0356*** (0.0112)	-0.0647*** (0.0197)	0.0816*** (0.0115)	0.0698 (0.0204)	0.0375*** (0.0116)	0.0647*** (0.0207)
log (공적이전)	-0.0393* (0.0211)	-0.069* (0.0372)	-0.0297 (0.0216)	-0.0522 (0.0383)	-0.00877 (0.0219)	-0.0138 (0.0389)
log (총소득)	0.286*** (0.0341)	0.548*** (0.0604)	0.1851*** (0.0344)	0.3377*** (0.0618)	0.1736*** (0.0349)	0.3229*** (0.0625)

주 : 괄호는 표준오차값임.

***는 1%에서 유의함을 의미하고 **는 5%에서 유의, *는 10%에서 유의함을 의미함.

V. 결론

이상의 결과를 정리해보면 50세이상 중고령자의 경제적만족도, 가족관계만족도 그리고 생활 전반적인 만족도를 조사해 본 결과 공통되게 연령, 학력이 높을수록 만족도가 높게 나왔다. 그리고 도시 거주보다 비도시에 거주할수록 만족도가 높았다. 자산은 높을수록 경제적 만족도와 생활전반에 대한 만족도에서 유의하게 높게 나왔지만 가족관계 만족도에서는 유의성이 낮거나 유의성이 존재하지 않았다. 이는 자산이 가족의 유대관계에 별로 영향을 주지 못한다고 볼 수 있다. 자녀의 월왕래횟수는 가족관계에 대한 만족도에서 양의 부호를 보였으나 생활관계 만족도에서는 음의 부호를 보였다, 이는 잦은 자녀의 왕래는 가족관계에 긍정적임을 보여주고 있다. 주택을 소유할수록, 건강상태가 높을수록 그리고 가구원수는 낮을수록 모두에서 높은 만족도를 보여주었다. 사적이전은 경제적 만족도에서는 음의 상관관계를 보였으나 가족관계 만족도와 전반적 만족도에서는 양의 상관관계를 보였다. 이는 사적이전소득이 경제상태가 상대적으로 낮은 가정에 대한 이전이기 때문에 경제적 만족도는 낮지만 사적이전으로 가족관계가 돈독히 되고 이는 전반적인 만족도로 이어져 삶에 대한 만족도를 높이는 것으로 볼 수 있다. 공적이전은 공통되게 음의 부호를 나타냈지만 경제적 만족도에서만 유의했다. 역시 사적이전과 마찬가지로 공적이전소득이 있는 가정은 이미 상대적으로 낮은 경제상태에 처한 가구이기 때문이다. 끝으로 총소득은 모든 만족도에서 유의한 양의 상관관계를 보이고 있다.

참고문헌

- 김희삼(2007), 「사적이전 소득과 노인소득보장」, 8차 노동패널 학술대회 발표자료.
- 강성진(2005), 「한국인의 생활만족도의 결정요인에 대한 연구」, 6차 노동패널 학술대회 발표자료.
- Alesina, A., R. Di Tella and R. MacCulloch(2003), Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?., 2003, Journal of Public Economics.
- Clark, A. and A. Oswald(1994), "Unhappiness and unemployment." Economic Journal, 104, 648-659.
- Di Tella, R., and R. MacCulloch(1998). Partisan Social Happiness, Minmeo, Boston: Harvard Business School.
- Easterlin, R.(1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. In Paul A. David and Melvin W. Reder(eds), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramovitz*. Academic Press, New York.
- _____ (1995), "Will Raising the Income of All Increase the Happiness of All?," Journal of Economic Behavior and Organization, 27(1), 35-48
- Frey, B., and A. Stutzer(2000), "Happiness, Economy and Institutions", Economic Journal, 110(446), 918-938.
- _____ (2002), *Happiness and Economics*, Preston University Press: Princeton and Oxford.
- Grananto, J., R. Inglehart, and D. Leblang(1996), "Cultural values, stable democracy and economic development: reply", American Journal of Political Science, 40(3), 680-696.
- Stutzer, A., and R. Lalive(2000), The role of Social Norms in job Searching and Subjective Well-being, Working Paper no. 51, Institute of Empirical Research in Economics University of Zurich.
- Winkelmann, L. and R. Winkelmann(1998), "Why Are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data", *Economica*, 65(257), 1-15

<부록> Ordered Logit 모형

순서화된 종속변수의 다항 선택성과 이산성은 일반적인 선형회귀식이 가진 기본가정을 충족시키지 못하므로 이를 회귀식에 적합하도록 처리하는 과정이 필요하다. 이를 살펴보기 위해 다음의 식(1)을 우선 살펴보자.

$$y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon \quad \text{식(1)}$$

단 ϵ 는 $E(\epsilon) = 0$ 인 대칭 분포이며, CDF(Cumulative Distribution Function) $\equiv F(\epsilon)$

식(1)은 Ordered Logit Model을 일반 회귀식과 동일하게 취급하기 위해 순서화된 종속변수와 설명변수 간의 관계를 가정한다. y^* 는 관찰 불가능한 응답변수이고 응답자가 관찰 가능한 응답 y 를 선택하는 기준을 제공한다. 응답자가 선택 가능한 응답(y)이 J 개가 존재한다고 하면, 1부터 J 까지를 선택하기 위한 응답자에 내재한 기준, 즉 y^* 가 일정 범위 내에서는 j 를 선택할 수 있도록 하는 관찰 불가능한 기준이 된다는 것이다.

다음의 식(2)는 범주화된 기준, y^* 와 관찰 가능한 응답 y 와의 관계를 나타낸다.

$$\begin{aligned} y &= 1 && \text{if } y^* \leq \mu_1 (= 0) \\ &= 2 && \text{if } \mu_1 < y^* \leq \mu_2 \\ &= 3 && \text{if } \mu_2 < y^* \leq \mu_3 \\ &&& \vdots \\ &= J && \text{if } \mu_{J-1} < y^* \end{aligned} \quad \text{식(2)}$$

식(2)의 μ_1 에서 μ_{J-1} 은 y^* 의 경계값(Threshold)을 나타내는 것으로 총 J 개의 관찰 가능한 응답들에 대해 j 를 선택할 수 있는 기준들이 된다. 만약 $y = 2$ 를 선택했다면 응답자는 μ_1 과 μ_2 사이의 y^* 을 가지고 있음을 나타낸다. 일반적으로 μ_j 는 다양한 값들이 추정될 수 있도록 되어 있으나 회귀분석의 용이성을 위해 $\mu_1 = 0$ 으로 정규화(Normalization)시켜 주게 된다. 이것은 추정된 회귀식을 평행이동시켜 주는 것으로 확률을 정(+)으로 만들어 주고 동일한 벡터 공간상에서 분석이 이루어질 수 있도록 하기 위함이다. 단순한 선형변환이므로 수식의 형태에 변화가 발생하지 않으며 해석상의 차이점도 없다. 정규화가정을 통해 다음과 같은 μ_j 값들 간의 관계가 추가적으로 가정되며 μ_1 은 $y = 1$ 과 $y = 2$ 의 범주를, μ_{J-1} 은 $y = J-1$ 과 $y = J$ 의 범주를 동시에 구분가능하게 하므로 $J-2$ 개의 μ 값이 생기게 된다.

앞서 설명한 바와 같이 Ordered Logit Model은 이산한 종속변수를 확률의 개념으로 연속성을 확보하므로 $y = j$ 를 선택할 확률을 구해 보도록 하자. $Prob(y = j)$ 는 다음과 같이 구할 수 있다.

식(2)에서

$$y = j \quad \text{if } \mu_{j-1} < y^* \leq \mu_j$$

식(1)과 CDF의 성질로부터 확률값은

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = j) &= \text{Prob}(\mu_{j-1} < y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon \leq \mu_j) \\ &= \text{Prob}(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k < \epsilon \leq \mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ &= F(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - F(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \quad \text{식(3)} \end{aligned}$$

유도 과정중 두 번째 줄의 식(3)으로 전환되는 과정은 CDF의 성질로부터 나오게 된다.

CDF의 성질로부터 확률값은 두 누적분포함수의 값의 차이로부터 얻을 수 있다. 이제 이 확률값을 로짓형태로 옮기면 다음과 같다. 먼저, Ordered Logit Model도 연계함수로 누적로짓분포함수의 역함수를 쓰고 있기 때문에 로짓형태를 구성하기 위한 방법론적인 논의가 필요하다. 이를 순차적으로 정리하면 식(4)와 같다.

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = j) &= F(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - F(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ \text{Prob}(y = j-1) &= F(\mu_{j-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - F(\mu_{j-2} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ &\vdots \\ \text{Prob}(y = 3) &= F(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - F(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ \text{Prob}(y = 2) &= F(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - F(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ \text{Prob}(y = 1) &= F(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \end{aligned}$$

$$\text{Prob}(y \leq j) = F(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \quad \text{식(4)}$$

축차적인 방법에 의하여 계산된 $y \leq j$ 인 확률은 식(4)와 같이 누적확률분포함수 $F(\cdot)$ 의 수식으로 간단히 나타낼 수 있다. $F(\cdot)$ 를 누적로짓분포함수로 바꾸어 준 후 그 역함수를 취하게 되면 Ordered Logit Model의 형태를 얻을 수 있게 된다.

식(4)로부터

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y \leq j | x) &= F(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) = L(\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\ &= \frac{e^{\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{1 + e^{\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k}} \quad \text{식(5)} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow \log \left[\frac{P(y \leq j | x)}{1 - P(y \leq j | x)} \right] = \mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k \quad \text{식(6)}$$

단, $j = 1, 2, \dots, J-1$

식(6)은 Ordered Logit Model의 기본식으로 Binary Logit Model과 다른 점은 Log Odds가 연속항을 포함하고 있다는 점이다. 따라서 좌변을 누적로짓(Cumulative Logit)항 또는 지속비(Continuation Ratio)라고 부르기도 한다. 식(5)로부터 지속항을 포함한 확률을 구할 수 있는 식을 식(7)처럼 도출할 수 있다.

$$\text{Prob}(y \leq j) = \text{Prob}(y^* \leq \mu_j) = \frac{e^{\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{1 + e^{\mu_j - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k}} \quad \text{식(7)}$$

식(5)와 식(7)은 동일한 설명을 포함하고 있지만 설명변수 x 에 대한 부분을 어떻게 볼 것인가에 대한 차이를 가지고 있다. 종속변수가 순서화(Ordered)된 항을 포함하는 모형의 경우 경계값(Threshold)에 따라 β 의 추정치가 달라지는 지에 대한 논의가 있어 왔다. 이 때 변화를 인정하지 않는 견해, 즉 설명변수 x 의 영향력이 어떠한 응답변수의 범주에서도 달라지지 않는다고 가정하는 경우를 일컬어 평행선가정(Parallel Lines Assumption) 또는 Proportional Odds가정이라고 한다. 식(5)는 이러한 가정을 따른 것으로 통계학적 정의에 따라 종속변수와 설명변수는 확률적으로 독립적이고 조건부 확률에 따라 식(5)와 식(6)은 같은 식이 된다. 이와 달리 Ordered Probit Model에서는 확률이 누적표준정규함수에서만 기술되므로 평행선가정이 아니라 동일한 기울기의 가정(Equal Slope Assumption)을 따른다.

연속인 누적확률분포함수에서 확률을 구할 때는 두 항간의 차이를 이용한다. 따라서 이산한 응답을 가지고 있는 Ordered Logit Model의 $y = j$ 인 경우의 확률은 $P(y = j) = P(y \leq j) - P(y \leq j-1)$ 로 표현될 수 있다. 따라서 식(4)의 축차적 수식사용 부분은 Ordered Logit Model에서 J 개의 확률값으로 다음 식(8)과 같이 사용될 수 있다.

$$\text{Prob}(y = 1) = L(\mu_1 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \quad (\because \mu_1 = 0)$$

$$\begin{aligned}
\text{Prob}(y = 2) &= L(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\
\text{Prob}(y = 3) &= L(\mu_3 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) - L(\mu_2 - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \\
&\vdots \\
\text{Prob}(y = \mathcal{J}) &= 1 - L(\mu_{\mathcal{J}-1} - \sum_{k=1}^K \beta_k x_k) \quad (\because P(y \leq \mathcal{J}) = 1) \quad \text{식(8)}
\end{aligned}$$