한국인의 생활만족도 결정요인 분석*

강 성 진**

논문초록 본 연구는 한국의 가구 및 개인 패널 자료인 한국노동패널을 이용해서 각 개인들이 느끼는 생활만족도의 변화를 알아보고 결정변수들이 무엇인가를 실증적으로 분석하였다. 연도별로 보면 전반적으로 생활만족도가 증가하였으며, 지역별로 증가한 지역은 전북, 대구, 대전 순으로 나타났으며, 반면 감소하거나 증가폭이 작은 지역은 울산, 충북, 부산 순으로 나타났다. 전반적인 생활만족도(행복감)에 영향을 미치는 결정요인에 대해 확률효과 Ordered Probit을 이용하여 실증분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 개인의 소득(소비)은 생활만족도에 긍정적인 영향을 미친다. 둘째, 자신이 속한 지역의 평균 소득(소비)수준은 자신의 생활만족도에 부정적인 영향을 미친다. 이는 전통적인 소비이론에서 주장하는 개인별 효용함수가 독립적이라는 전통적 가정보다는 상호의존적이라는 상대소득가설을 더욱 지지함을 의미한다. 셋째, 생활만족도는 일시적인 경험이지만, 생활만족도에 영향을 미치는 결정요인들은 지속적으로 영향을 미친다. 생활만족감은 현 상황에서 느껴지는 감정이지만, 생활만족감을 형성시키는 요인들은 일시적으로만 영향을 미치는 것이 아니라 지속적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이는 긍정적 확산-형성이론을 뒷받침하는 결과이다. 넷째, 연령효과는 연령증가에 따라 감소하다가 증가하는 U자형의 영향을 미친다. 다섯째, 여성이 남성보다 더 높은 만족감을 느끼는 것으로 나타났다. 여섯째, 결혼, 자가보유, 가구주, 15세이하 가구원수, 임금근로자 변수는 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치지만, 자영업종사자 여부는 상대적으로 부정적인 영향을 미친다.

핵심 주제어: 생활만족도(행복감), 한국노동패널, 확률효과 Ordered Probit
경제학문헌목록 주제분류: C4, D1, D6

투고 일자: 2009. 2. 5. 심사 및 수정 일자: 2010. 2. 10. 게재 확정 일자: 2010. 3. 10.

* 본 연구는 2007년 고려대학교 교내연구과제(K0716351) 연구비 지원에 의하여 연구되었다. 2005년 제6회 한국노동패널 학술대회에서 발표한 "한국인의 생활만족도의 결정요인에 관한 연구"를 수정 보완한 것이다.

** 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: sjkang@korea.ac.kr

Ⅰ. 서 론

인류생활에 있어서 궁극적인 목적 중의 하나는 행복(happiness) 추구이다. 과거부터 오늘날까지 심리학자나 철학자들에 의해 행복추구의 과정이나 결정변수에 대한 논의는 많이 이루어져 왔으나 개념의 주관성으로 인해 실증적 분석에 많은 어려움이 있어왔다(Frey and Stutzer, 2002). 하지만 최근 행복추구에 대한 미시적 자료가 이용가능해지면서 많은 실증경제학자들이 행복추구의 주관적 변수에 대한 결정요인 검증을 시도하고 있다.

행복 또는 주관적 후생(well-being)에 대한 자료가 최근의 많은 설문조사(survey)에서 관측되어 지고 있다. 그럼에도 불구하고 전통적인 경제 이론들은 이러한 자료들을 이용하기 보다는 현시선호이론에 입각하여 개인들에 의해 표현되어 관측 가능한 선택을 객관적인 지표로 설정하려는 성격이 강하게 나타나고 있다. 즉, 개인의 효용은 현시된 행위에 의해 추정되는 재화와 용역에 의존한다고 가정하고 이들 행위에 의한 선택을 설명하려고 한다. 이러한 분석방법은 현시선호이론이 가지고 있는 실증주의적인 성격에 바탕을 두고 있다.

전통적인 현시선호이론 측면에서 볼 때, 설문조사에 의해 얻어진 자료는 관찰되는 것이 아니므로 비과학적이라고 간주한다. 현시선호이론에서는 관찰되는 선택조합이 그 선택에 대한 효용을 설명하는 모든 정보를 포함하고 있다고 가정하고 개인의 효용함수를 도출하며, 이를 확장하여 사회후생함수 도출에도 이용하고 있다. 따라서 현시선호이론을 통한 사회후생수준은 가구들의 소비행위에 기초한다고 볼 수 있다.

그러나 최근 연구에 의하면 전통적인 경제학에서 논의되는 각 개인의 절대적인 소득(또는 소비)수준에 의해서만 인간의 만족도 혹은 행복감이 결정된다는 가설이 충분한 지지를 받지 못하고 있다. 예를 들면, 일본의 경우 1958년 이후 괄목할 만한 소득 증가가 이루어지고 있지만 실제 일본 국민들이 느끼는 행복감은 거의 변화가 없다는 실증분석은 전통적 경제학이 추구하는 효용함수의 가정에 의문을 던져준다(Easterlin, 1995). 또한, 국가별 분석에서 개발도상국에서는 소득이 증가하는 경우 행복이 증가하는 것으로 나왔지만, 부유한 국가의 경우에는 소득이 행복에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(Frey and Stutzer, 2002). 이러한 실증분석은 현시선호이론을 반박하는 결과라고 할 수 있다.

행복감의 결정요인에 대해 미시적 자료를 이용한 선행연구들을 살펴보면 자기 자신의 소득 이외에도 자기 자신의 과거 소득 혹은 미래의 소득(Becker, 1974; Frank, 1985), 다른 상대방과의 상대적 소득 격차(Easterlin, 1974, 1995), 실업상태(Clark and Oswald, 1994; Winkelmann and Winkelmann, 1998), 민주제도(Granato et al., 1996; Frey and Stutzer, 2000), 정치의 당파성(Tella and MacCulloch, 2005), 사회적 규범(Stutzer and Lalive, 2004) 그리고 소득분배(Alesina et al., 2004) 등의 영향을 분석하였다. Frey and Stutzer(2002)는 위와 같은 연구 결과를 종합하여 행복감의 결정요인을 다음과 같은 5가지로 정리하였다. 개인이 느끼는 행복감은 첫째, 개인적 요소로 자부심(self-esteem), 신경성(neuroticism)의 특성 그리고 낙천성 등에 의해 결정되고, 둘째, 사회인구학적 요소로서 연령, 성별, 결혼여부, 그리고 교육의 정도에 의해 결정된다. 셋째, 경제적 요소로써 개별 혹은 집합적 소득, 실업 그리고 인플레이션 등에 의해 결정되고, 넷째, 특정한 고용상태나 노동현장에서의 스트레스, 직장동료, 친구 그리고 친척들과의 인간적 관계, 배우자와의 관계 등에 의해 결정되는 상황요소가 있으며, 마지막으로 제도적 변수로서 정치적 민주주의 성숙정도 또는 각 개인의 직접적인 정치참여 정도 등을 포함한다.

본 연구는 1998년 이후 한국의 가구 및 개인에 대한 패널 자료인 한국노동패널을 이용하여 다음과 같은 생활만족도(행복감)의 결정요인들을 확률효과 Ordered Probit 모형을 이용하여 실증분석 하는데 목적이 있다.

첫째, 1998년부터 2007년까지의 한국의 각 개인들이 느끼는 생활만족도의 변화를 연도별, 지역별로 알아보고, 생활만족도의 결정변수들이 무엇인가를 비교검토해보고자 한다. 특히, Clark and Oswald(1998)가 주장하였듯이 전통적인 소비이론에서 주장하는 개인별 효용함수의 독립성을 가정하기보다는 상호의존적이라는 상대소득가설을 검증해보고자 한다. 이를 위해 각 개인이 속한 지역의 평균소득(소비)이 자신의 생활만족에 미치는 영향을 분석한다. 그 외에 미래의 소득 혹은 소비의 결정변수들 즉, 연령, 성별, 거주 지역 학력 및 직업 등이 생활만족도에 미치는 영향의 정도를 분석한다. 또한 가구의 특성을 나타내는 가구주 여부와 가구원수, 15세이하 구성원수, 60세이상 구성원수 등을 독립변수로 반영하여 이러한 가구의 특색이 생활만족도에 어떠한 영향을 미치는가를 실증분석한다.

둘째, 생활만족도에 영향을 주는 요인들이 지속적인 성격을 갖는지를 살펴보기

위하여 지난기의 생활만족도를 독립변수로 포함하여 분석을 실시한다. 심리학 분야에서 행복에 대한 연구가 많이 이루어지고 있으며, 행복에 관한 심리학의 이론 중에 긍정적 정서의 확장-형성 이론(Fredrickson, 2001)이 있다. 이 이론은 행복과 관련된 긍정적 정서는 일시적 경험 후 사라지지만, 그 과정에서 형성된 요인들이 개인을 더 나은 방향으로 발전시켜 긍정적 정서가 다시 증가한다는 이론이다. 이러한 긍정적 정서의 확장-형성은 실증분석 모형에 자기상관을 포함하여 살펴볼 수 있다. 지난기의 행복감에는 지난기의 행복을 형성하는 요인들이 영향을 미칠 것이며 지난기의 행복감이 이번기의 행복에 영향을 주게 된다면 과거의 행복에 영향을 주는 요인들이 현재 행복에도 영향을 주는 지속성을 가지게 되기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 긍정적 정서의 확장-형성 이론을 실증분석 모형에 포함하는 방법으로 자기상관을 독립변수로서 모형에 포함하여 분석을 실시한다. 긍정적 정서(또는 개인의 행복감)가 이론과 같은 효과를 나타낸다면 지난기의 생활만족도는 현재의 생활만족도에 유의한 양의 영향을 미칠 것이며, 그렇지 않은 경우 음의 영향 또는 유의하지 않은 양의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. Ⅱ장에서는 본 연구에 사용되는 자료와 주요 결정변수들의 요약통계를 소개하고 전반적인 생활만족도의 변화를 살펴본다. Ⅲ장과 Ⅳ장에서는 추정모형과 추정결과를 논의한다. Ⅴ장에서는 본 논문의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 자료 및 요약통계

본 연구는 1998년 이후 매해마다 조사가 이루어지고 있는 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)을 사용하고 있다. 한국노동패널은 제주를 제외한 전국을 대상으로 하여 다단계층화집락표집(multi-state stratified cluster sampling)에 근거하여 1998년 당시 5,000가구를 추출하여 조사가 이루어지고 있다. 9차 연도까지의 원표본가구의 유지율이 76.5%로서 같은 조사년도의 경우 미국의 PSID가 78%, 독일의 GSOEP가 79% 그리고 영국의 BHPS의 77%와 유사하여 자료의 신뢰도가 다른 패널조사와 유사한 편이다. 한국노동패널은 가구 및 개인들의 경제활동, 노동시장이동, 고용, 실업, 소득, 임금, 근로조건, 노사관계, 교육, 직업훈련 등 노동시장전반에 걸친 주제들이 포괄적으로 조사가 이루어지고 있다.

본 연구는 1차부터 10차까지의 한국노동패널을 통해 패널자료를 구축하여 분석하였다. 〈표 1〉은 응답년도 시점에서 현재 상태에 대한 만족감 자료를 요약한 것이다. 먼저 〈표 1〉은 현재 생활 중 각각의 경우에 대해 만족도의 정도를 1에서 5를 기준으로 대답한 값의 평균을 정리한 것이다. 질문의 형태는 마지막의 경우를 제외하고는 "각각의 내용에 대하여 얼마나 만족하십니까?"이다. 그리고 마지막의 경우 질문은 "전반적으로 생활에 얼마나 만족하십니까?"이다. 1이라고 대답하면 "매우 불만족스럽다."를 의미하고 그 값이 증가하여 5라고 답하면 "매우 만족한다."를 의미한다. 따라서 응답한 값의 평균의 증가는 각 질문에 대한 만족감의 증가를 의미한다.[1)]

1998년 이후 현재까지 개인들이 느끼는 생활에 대한 만족도를 살펴보면 외환위기를 겪은 1998년을 기점으로 하여 2007년까지 가족의 수입, 여가활동, 주거환경, 친인척관계, 사회적 친분관계는 대체적으로 증가함을 보여주고 있다. 그러나 가족관계의 경우 외환위기 때인 1998년의 만족도가 가장 높게 나타났으며, 이후에는 두드러진 추세를 나타내지 않는다.

〈표 1〉 다양한 생활에 대한 만족도

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	전기간	개인수
가족의 수입	2.52	2.61	2.54	2.58	2.67	2.67	2.66	2.69	2.70	2.77	2.64	116,087
여가활동	2.76	2.76	2.77	2.79	2.88	2.90	2.93	2.97	2.97	3.02	2.87	116,088
주거환경	3.07	3.14	3.14	3.14	3.20	3.27	3.24	3.27	3.29	3.32	3.21	116,081
가족관계	3.71	3.69	3.58	3.55	3.59	3.63	3.57	3.63	3.62	3.63	3.62	116,071
친인척관계	n.a.	n.a.	3.39	3.38	3.41	3.42	3.39	3.42	3.43	3.45	3.41	90,836
사회적친분관계	n.a.	n.a.	3.37	3.36	3.38	3.40	3.37	3.38	3.40	3.43	3.39	90,831
전반적 활동	2.89	2.95	3.05	3.09	3.11	3.21	3.20	3.24	3.26	3.29	3.12	116,107

전반적인 활동에 대한 만족도는 1998년 이후 2007년까지 2004년을 제외한 모든 기간에 점진적으로 증가하는 형태를 나타내고 있다. 세부적으로 살펴보면 가족의 수입에 대한 만족감의 정도를 보면 1998년에 2.52이었으나 2006년에 2.70 그리고 2007년에 2.77로 증가하였다. 여가 활동에 대한 만족감의 경우도 보면 1998년에

1) 원 자료에서는 1이 "매우 만족한다" 그리고 5가 "매우 불만족스럽다"로 되어 있으나 본 연구에서는 분석과 해석의 편의상 반대로 값을 설정하였다. 본 연구에서는 전반적인 생활만족도가 행복과 깊은 관계가 있다고 보고 상호 구분 없이 사용한다.

2.76이었던 것이 점진적으로 증가하여 2006년에는 2.97 그리고 2007년에는 3.02로 증가하였다. 그 외에 주거환경, 가족관계, 친인척 관계 그리고 사회적 친분 관계 모두가 1998년 이후 증가하는 형태를 나타내었다. 마지막으로 본 연구의 중요 실증분석대상인 전반적인 활동에 대한 만족감을 보면 1998년에 평균이 2.89이었으나 2006년과 2007년에는 각각 3.26과 3.29로 증가하였다.

〈표 2〉 지역별 전반적 만족감

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	전기간	개인수
전지역	2.890	2.949	3.048	3.085	3.114	3.209	3.204	3.238	3.257	3.286	3.124	116,077
서울(1)	2.784	2.908	2.974	3.018	3.042	3.136	3.144	3.156	3.195	3.233	3.047	28,001
부산(2)	3.106	3.104	2.980	3.032	3.068	3.187	3.128	3.149	3.181	3.250	3.115	11,223
대구(3)	2.783	2.891	3.005	3.063	3.044	3.239	3.168	3.308	3.374	3.342	3.111	6,941
대전(4)	2.854	2.890	3.172	3.332	3.188	3.209	3.208	3.324	3.186	3.427	3.173	3,778
인천(5)	2.867	2.988	3.051	3.177	3.096	3.320	3.311	3.155	3.192	3.166	3.129	7,269
광주(6)	2.911	2.906	3.021	2.991	3.126	3.147	3.225	3.245	3.286	3.340	3.113	3,409
울산(7)	3.218	2.922	2.942	3.003	3.076	3.124	3.252	3.289	3.278	3.294	3.137	3,073
경기(8)	2.880	2.964	3.187	3.113	3.177	3.232	3.182	3.243	3.298	3.322	3.167	22,389
강원(9)	2.764	2.721	2.935	2.929	3.070	3.091	3.069	3.281	3.371	3.142	3.023	2,652
충북(10)	3.107	3.011	3.184	3.404	3.120	3.114	3.082	3.100	3.098	3.222	3.145	2,658
충남(11)	2.740	2.775	3.019	3.099	3.091	3.163	3.103	3.176	3.191	3.193	3.057	3,366
전북(12)	2.861	2.919	3.101	3.210	3.285	3.227	3.227	3.419	3.412	3.513	3.207	4,666
전남(13)	2.964	2.858	3.010	3.129	3.177	3.310	3.367	3.220	3.295	3.339	3.165	3,111
경북(14)	2.781	2.866	2.944	2.923	3.084	3.292	3.402	3.484	3.225	3.174	3.112	5,950
경남(15)	3.148	3.194	3.176	3.176	3.235	3.340	3.372	3.354	3.384	3.416	3.279	7,591

〈표 1〉은 우리나라 전체적인 삶의 만족도 추이를 살펴본 것이다. 이를 지역별로 얼마나 차이를 보여 주는지를 검토한 것이 〈표 2〉와 〈표 3〉이다. 〈표 2〉는 1998년 외환위기 이후 2007년까지의 전반적인 생활에 대한 만족도의 지역별 평균을 나타낸다. 1998년을 보면 상대적으로 전반적인 생활에 대한 만족감의 정도가 큰 지역은 울산(3.218), 경남(3.148), 충북(3.107), 부산 (3.106)이었다. 반면에 가장 낮은 만족감을 보여주던 지역은 충남(2.740), 강원(2.764), 경북(2.781), 대구(2.783)이었다. 반면에 2007년을 보면 높은 만족감을 보여주는 지역은 전북이 가장 높은 만족감을 보여줘 3.513이고 그 다음으로 대전이 3.427, 경남이 3.416 그리고 대구

가 3.342를 나타냈다.

같은 지역이라도 연도의 변화에 따라 얼마나 변화했는가를 보기 위하여 1998년의 전반적 만족감을 기준으로 2007년의 전반적 만족감이 어느 정도 변화하였는가를 나타낸 것이 〈표 3〉이다. 1998년에 비해 상대적으로 증가폭이 적은 지역은 울산, 충북, 부산이고 상대적으로 증가폭이 큰 지역은 전북, 대구, 대전이다. 1998년을 1이라고 할 때 2007년의 상대적 만족감은 울산이 1.023이고, 충북과 부산이 각각 1.037, 1.046을 나타냈다. 반면에 증가폭이 큰 전북, 대구, 대전은 각각 1.228, 1.201, 1.201을 나타냈다.

〈표 3〉 지역별 전반적 만족감 (1998=1)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	전기간	개인수
전지역	1.000	1.021	1.055	1.068	1.078	1.111	1.109	1.120	1.127	1.137	1.081	116,077
서울(1)	1.000	1.045	1.068	1.084	1.093	1.126	1.129	1.134	1.148	1.161	1.095	28,001
부산(2)	1.000	1.000	0.959	0.976	0.988	1.026	1.007	1.014	1.024	1.046	1.003	11,223
대구(3)	1.000	1.039	1.080	1.101	1.094	1.164	1.138	1.189	1.212	1.201	1.118	6,941
대전(4)	1.000	1.013	1.111	1.168	1.117	1.125	1.124	1.165	1.116	1.201	1.112	3,778
인천(5)	1.000	1.042	1.064	1.108	1.080	1.158	1.155	1.101	1.113	1.104	1.091	7,269
광주(6)	1.000	0.998	1.038	1.028	1.074	1.081	1.108	1.115	1.129	1.147	1.069	3,409
울산(7)	1.000	0.908	0.914	0.933	0.956	0.971	1.011	1.022	1.018	1.023	0.975	3,073
경기(8)	1.000	1.029	1.107	1.081	1.103	1.122	1.105	1.126	1.145	1.154	1.100	22,389
강원(9)	1.000	0.984	1.062	1.060	1.111	1.118	1.110	1.187	1.219	1.137	1.094	2,652
충북(10)	1.000	0.969	1.025	1.096	1.004	1.002	0.992	0.998	0.997	1.037	1.012	2,658
충남(11)	1.000	1.013	1.102	1.131	1.128	1.154	1.132	1.159	1.165	1.165	1.116	3,366
전북(12)	1.000	1.020	1.084	1.122	1.148	1.128	1.128	1.195	1.192	1.228	1.121	4,666
전남(13)	1.000	0.964	1.016	1.056	1.072	1.117	1.136	1.086	1.112	1.127	1.068	3,111
경북(14)	1.000	1.030	1.058	1.051	1.109	1.184	1.223	1.253	1.159	1.141	1.119	5,950
경남(15)	1.000	1.015	1.009	1.009	1.028	1.061	1.071	1.065	1.075	1.085	1.042	7,591

다음은 본 연구의 주요 목적인 전반적 활동에 대한 만족도를 응답항목별로 구분하여 그 추이를 자세히 살펴본다(〈표 4〉). 1998년에 '매우 불만족스럽다'와 '불만족스럽다'고 응답한 비율은 약 31.3%를 나타냈지만, 2007년에는 약 8.4%를 나타내 외환위기 기간에 전반적인 생활만족도는 낮았지만 이후 많이 개선되었음을 알 수 있다. 외환위기 이후 2007년까지 지속적으로 '불만족스럽다'라는 응답이 줄어들었을 뿐만 아니라 '매우 만족스럽다'와 '만족스럽다'고 응답한 비율도 1998년에 약

24.5%에서 2007년에 약 37.1%로 증가하였다. 이를 종합해 보면 외환위기 시기에 전반적인 생활만족도는 낮았지만 이후 지속적으로 증가하였으며, 1998년에 비해 2007년에는 불만족스럽다고 생각하는 사람은 줄어들었고, 만족스럽다고 생각하는 사람은 늘어났다.

〈표 4〉 전반적 활동에 대한 만족도의 추이(%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	합계
1: 매우 불만족스럽다.	889 (6.7)	432 (3.6)	202 (1.8)	159 (1.5)	124 (1.1)	77 (0.8)	71 (0.6)	61 (0.5)	58 (0.5)	67 (0.6)	2,140 (1.8)
2: 불만족스럽다.	3,256 (24.6)	2,714 (22.6)	1,580 (14.1)	1,389 (12.7)	1,192 (10.9)	1,204 (10.5)	1,135 (9.8)	957 (8.4)	979 (8.5)	907 (7.8)	15,313 (13.2)
3: 보통이다.	5,860 (44.2)	6,028 (50.2)	6,937 (61.9)	6,826 (62.2)	7,003 (63.9)	6,532 (56.7)	6,794 (58.6)	6,722 (58.7)	6,560 (56.8)	6,305 (54.5)	65,567 (56.5)
4: 만족스럽다.	2,918 (22.0)	2,717 (22.6)	2,442 (21.8)	2,544 (23.2)	2,584 (23.6)	3,652 (31.7)	3,552 (30.6)	3,632 (31.7)	3,859 (33.4)	4,242 (36.6)	32,142 (27.7)
5: 매우 만족스럽다.	327 (2.5)	124 (1.0)	40 (0.4)	50 (0.5)	55 (0.5)	59 (0.5)	45 (0.4)	85 (0.7)	102 (0.9)	58 (0.5)	945 (0.8)

〈표 5〉는 각 개인이 응답한 1998년에 전반적 활동에 대한 만족도가 2007년에는 어떻게 변했는가를 응답항목에 따라 나타낸 이행행렬이다. 주대각선에 위치한 응답은 1998년과 2007년 모두 동일한 응답을 한 사람들을 나타내며, 대각선의 위에 위치한 응답은 1998년에 비해 2007년에 생활만족도가 증가하였다고 응답한 사람들을 나타낸다. 반대로 대각선의 아래에 위치한 사람들은 1998년에 비해 2007년에 생활만족도가 감소하였다고 응답한 사람들을 나타낸다. 〈표 5〉에서 대각선에 위치한 응답은 3,303명으로 약 38.0%, 대각선 위쪽에 위치한 응답이 3,863명으로 약 44.4%, 대각선 아래쪽에 위치한 응답이 약 17.6%를 나타내고 있다. 이는 1998년보다 2007년에 생활만족도가 감소한 사람보다 증가한 사람이 2.5배 이상임을 의미한다.

일반적으로 패널데이터의 경우 응답자가 10년간 매해 빠짐없이 응답하기 어렵기 때문에 필연적으로 표본이탈(sample attrition)의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 시간이 지남에 따라 불행해졌다고 생각하는 사람들이 표본에서 이탈할 확률이 높으면 〈표 5〉의 결과는 그러한 결과를 잘 반영하지 못한다는 단점을 가져 편의(bias)를 포

함하는 결과가 된다. 따라서 표본이탈이 어느 특성에 따라 발생하는지, 생활 만족도수준에 따라 발생하는지에 대해 살펴봐야 할 것이다.

〈표 5〉 전반적 활동에 대한 만족도의 이행행렬(1998-2007)

		2007년					계
		1	2	3	4	5	
1998년	1	12 (2.24)	98 (18.28)	313 (58.4)	113 (21.08)	0 (0.00)	536 (100)
	2	19 (0.88)	280 (13.01)	1,321 (61.38)	528 (24.54)	4 (0.19)	2,152 (100)
	3	18 (0.46)	267 (6.86)	2,141 (55.00)	1,450 (37.25)	17 (0.44)	3,893 (100)
	4	1 (0.05)	90 (4.77)	914 (48.49)	865 (45.89)	15 (0.80)	1,885 (100)
	5	1 (0.44)	5 (2.20)	96 (42.29)	120 (52.86)	5 (2.20)	227 (100)
계		51 (0.59)	740 (8.51)	4,785 (55.04)	3,076 (35.38)	41 (0.47)	8,693 (100)

실제로 이 기간 동안에 표본의 탈락정도가 어느 정도인지를 살펴보면 〈표 6〉과 같다. 전체 17,603명의 개인 중 10년간 한 번도 이탈하지 않은 개인은 5,375명으로 30.5%, 1회 이상 표본 이탈하였던 개인은 12,228명으로 69.5%를 차지한다.

〈표 6〉 표본 이탈 빈도 및 비율

이탈횟수	빈도	비율	누적비율
0	5,375	30.53	30.53
1	1,757	9.98	40.52
2	1,364	7.75	48.26
3	1,370	7.78	56.05
4	1,128	6.41	62.46
5	1,258	7.15	69.60
6	1,268	7.20	76.81
7	1,241	7.05	83.86
8	1,385	7.87	91.72
9	1,419	8.06	99.78
10	38	0.22	100
Total	17,603	100	

위에서 살펴본 대로 연도별 표본 이탈이 이루어져왔음을 알 수 있다. 그렇다면 어떠한 특성을 가진 개인들이 상대적으로 많이 탈락하는가를 살펴볼 필요가 있다. 이를 보기 위하여 Probit 분석을 이용한 이탈검증(attrition test)을 실시하였다. 만약 생활만족도 수준이 낮은 사람들이 표본에서 이탈하는 확률이 높으면 독립변수로 사용되는 생활만족도 수준의 한계효과는 음의 값을 가지게 될 것이다.

〈표 7〉 이탈검증 결과

	계수값	한계효과
생활만족도	-0.081*** (-13.48)	-0.032*** (-13.48)
로그 1인당 소득	0.022*** (4.64)	0.009*** (4.64)
연령	-0.107*** (-75.60)	-0.042*** (-75.86)
연령^2/1000	0.937*** (62.95)	0.371*** (63.1)
여성	-0.391*** (-36.18)	-0.154*** (-36.71)
도시거주	0.026*** (3.24)	0.010*** (3.24)
가구주	-0.17*** (-14.53)	-0.067*** (-14.54)
중졸 또는 고졸	-0.037*** (-3.05)	-0.015*** (-3.05)
대학이상 졸	0.144*** (9.97)	0.057*** (10.04)
임금노동자	-0.203*** (-21.03)	-0.080*** (-21.12)
자영업	-0.045*** (-3.64)	-0.018*** (-3.64)
상수항	3.172*** (75.64)	
log likelihood = -67570.876	관측수 : 111,624	pseudo R^2 = 0.1238

주: 괄호 안은 t값임. ***은 1%에서, **은 5%에서, *은 10%에서 유의함.

〈표 7〉은 이탈경험이 있는 표본에 1을, 이탈한 적이 없는 표본에는 0을 부여한 후 probit 모형으로 이탈검증을 실시한 결과이다. 결과를 살펴보면 다른 개인적 특

성변수를 독립변수로 포함시켜 통제한 경우에도 생활만족도 수준의 계수가 음수로 나타나며, 한계효과는 -0.032이며 유의수준 1%하에서 유의하다. 즉, 다른 조건이 동일할 때, 생활만족도가 1단계 증가하면 이탈확률이 3.2% 감소한다. 따라서 덜 만족스럽다고 응답한 표본에서 표본 이탈할 가능성이 높기 때문에 전체적으로는 생활만족도가 다소 높게 측정될 수 있는 편향된 방향으로 표본이탈이 일어난다고 평가할 수 있다.

이탈검증 결과로써 표본이탈이 생활만족도가 낮은 표본에서 이루어 질 수 있다는 결과가 나타나지만 표본이 어느 정도 편향되었는가를 나타내기는 어렵다. 이에 대한 대안으로서 표본이탈이 발생하는 표본의 전기의 생활만족도 수준을 그 해의 전체표본과 비교하는 방법을 이용하였다. 만약 t기에 편향된 성격으로 표본이탈이 발생했다면, 이탈된 표본들의 $t-1$기의 도수분포는 전체표본의 도수분포와 차이를 나타낼 것이다.

〈표 8〉은 이탈이 발생하는 표본의 전기의 생활만족도 수준의 도수분포와 전체표본의 도수분포를 나타낸다.[2] 이탈표본의 도수분포와 전체표본 도수분포의 차이가 매우 작게 나타남을 알 수 있다. 이러한 결과는 전체기간 뿐만 아니라 각 연도별 자료로 살펴보아도 작게 나타나고 있다. 따라서 이는 전기에 만족도가 낮은 사람이 표본에서 이탈하는 경우가 높게 나타나지만 그 차이는 미세하다고 평가할 수 있다.

〈표 8〉 이탈표본과 전체표본의 생활만족도 수준 도수분포

	t기 이탈 표본의 $t-1$기 도수분포			$t-1$기 전체표본 도수분포		
전체기간	빈도	비율	누적비율	빈도	비율	누적비율
매우 불만족스럽다	602	1.53	1.53	2,073	1.98	1.98
불만족스럽다	4,931	12.55	14.08	14,406	13.78	15.77
보통이다	22,360	56.91	70.99	59,262	56.69	72.46
만족스럽다	11,096	28.24	99.23	27,900	26.69	99.15
매우 만족스럽다	302	0.77	100	887	0.85	100

2) 〈표 8〉은 전체기간을 대상으로 측정한 표이다. 연도별 표본이탈과 전체연도 결과와의 차이를 보기 위하여 각 연도별로 추정하였는데 거의 유사하게 나타난다. 연도별 추정결과는 지면관계상 생략하였으며. 이상의 자료를 포함한 본 연구에서 지면관계상 생략된 부분은 저자에게 직접연락을 취하여 얻을 수 있음을 밝혀둔다.

위에서 본 이탈검증 결과는 상대적으로 만족감이 낮은 개인들이 탈락하였다. 그러나 도수분포를 통해 살펴본 결과를 보면 세부적 탈락개인들의 세부 항목별 분포와 이들을 포함한 전체 표본의 세부 항목별 분포가 거의 유사하게 나와 표본의 편향성 때문에 실증분석의 결과에 심각한 영향을 미치지는 않을 것으로 본다.

Ⅲ. 추정모형

주관적인 후생수준을 측정하고 평가하는 일은 개인적인 평가에 의존하므로 매우 어려운 일이라고 볼 수 있다. 본 논문은 Blanchflower and Oswald(2004)의 모형에 타인 혹은 타 지역의 소득(소비)의 영향을 포함하는 상대소득가설을 고려한 수정모형인 다음 모형을 추정하고자 한다.

$$W_{it}^{*} = H[U(c_{it}, c_{jt}, x_{it})] \tag{1}$$

여기서 W_{it}^{*}는 개인 i의 t시점에 있어서 느끼고 있는 생활만족도(행복감)의 지표를 의미하고, 함수 $U[\bullet]$는 각 개인의 후생이나 효용수준을 의미하며, 이는 오직 개인 자신에 의해서만 알 수 있고 관찰되어진다. 따라서 정확한 함수 형태는 다른 사람에게는 알려지지 않는다. 효용함수를 결정하는 요소를 크게 세 가지로 나누어 보았다. 첫째, c_{it}는 개인 i의 t 시점에 있어서 소득(소비)수준이고, 둘째, c_{jt}는 같은 시점에 개인 i가 속해있는 지역 j의 평균소득(소비)이며 상대적 소득(소비)수준을 의미한다.[3] 셋째, 마지막 항인 x_{it}는 개인의 특성을 반영하는 변수들의 조합을 의미한다.

본 연구에서 개인이 속한 지역을 구분하는 기준은 15개 시도로 설정하였다. 그 이유는 한국 노동패널에서는 지역에 관련된 정보로서 15개 시도와 현주소(시/군/구)가 있으나, 현주소 단위로 하는 경우 너무 많은 구분이 나타나게 되며 이에 따라 포함되는 표본수가 적게 나타나기 때문에 지역의 평균적인 소득과 소비를 반영하기 어렵기 때문이다.

---

3) 외부성의 비대칭성을 강조한 상대적 소득가설은 Duesenberry(1949)에 의해 제시되고 계량적으로 검증된 가설이다.

소득과 소비를 정의하는 방법은 여러 가지가 있지만 본 연구에서는 총소득과 총소비의 개념으로 정의한다. 총소득은 비경상소득(퇴직금, 연금일시금, 경조금, 증여 및 상속 등)과 같이 일시적으로 발생하는 소득을 제외하여 총근로소득, 금융소득, 재산소득, 사회보험소득, 이전소득의 합을 총소득으로 정의한다. 이러한 소득 정의 방법은 국가 간 소득분배 수준을 비교할 때 주로 많이 사용하는 방식으로 LIS(Luxembourg Income Study) 방식과 동일한 방법이다.[4] 한국노동패널에서 분류하는 소비는 21개로 구분되는데 본 연구에서는 총소득에 대응하는 총소비의 관점에서 측정하는 것이 적절한 소비지표로 판단된다. 따라서 21개 소비구분[5]을 모두 합하여 총소비로 정의한다.[6]

상대적 소비 수준을 모형에 반영할 때 두 가지 방법을 고려할 수 있다. 지역의 평균 소득(소비)을 반영하는 방법과 지역 평균 소득(소비) 대신에 개인의 소득(소비) 수준을 지역 평균 소득(소비)으로 나눈 비율로 상대소득수준을 설정하여 반영하는 방법이다. 지역의 평균 소득(소비)을 사용하는 경우에는 지역 소득(소비)이 미치는 영향을 측정할 수 있으나, 개인의 소득(소비) 수준의 상대적 변화가 생활만족도에 미치는 영향을 추정하기 어렵다. 반면, 개인의 소득(소비) 수준을 지역 평균 소득(소비)으로 나눈 비율을 사용하는 경우 개인 소득(소비) 수준의 상대적 변화가 생활만족도에 미치는 영향을 추정할 수 있으나, 지역 소득(소비)이 개인 생활만족도에 직접적으로 미치는 영향을 측정할 수 없다.

마지막으로 함수 $H[\bullet]$는 U가 증가함에 따라 증가하는 성질을 갖고 있다고 가정한다. 위의 함수 모형 (1)을 이용하여 만족감의 결정요인을 실증적으로 검증하기 위하여 많이 사용되는 계량 모형이 확률효과(random effect) Ordered Probit 모형이다. 다른 선형모형이 아닌 이 모형을 사용할 수밖에 없는 것은 현실적으로 관찰

4) LIS의 소득 정의와 한국노동패널의 소득관련 변수 정의는 지면관계상 생략하였다.

5) 21개의 소비구분으로 나누는 방법이 1998년부터 2008년까지 계속적으로 나타나는 것은 아니며, 연도별로 차이가 있다. 소비구분이 시간에 따라 변하며 연도별로 어떻게 소비가 구분되는지는 지면관계상 생략하였다.

6) 소득과 소비가 생활만족도에 미치는 영향을 추정함에 있어서 세부항목별로 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보는 것도 매우 의미 있는 추정이 될 수 있다. 그러나 본 연구의 중요한 관심은 상대적인 소득과 소비이기 때문에 지역별 소득과 소비를 설정해야 하는 어려움이 있으며, 한국노동패널의 소비자료가 10년간 완전하게 동일한 세부항목으로 측정되었던 것이 아니기 때문에 세부 항목별로 지역별 소득과 소비를 설정하는 것이 타당하지 않은 것으로 판단되어 총소득과 총소비 관점에서만 실증분석한다.

되는 만족감의 정도가 연속적인 변수가 아니고 서수적(ordinal)이고 숨겨진(latent) 변수라는 특성을 가지고 있기 때문에 전통적인 선형방법에 의한 추정은 많은 계량적 문제점을 내포하게 된다.[7] 실증분석을 위하여 식 (1)을 선형화하면 다음 식 (2)와 같다.

$$W_{it}^{*} = \alpha_i + \beta_1 \ln c_{it} + \beta_2 \ln c_{jt} + \boldsymbol{\beta_3} x_{it} + \epsilon_{it} \tag{2}$$

$\ln c_{jt}$는 지역과 시간에 따라서만 변하는 변수이지만, 지역이 같으면 개인별로 동일한 값이 독립변수로 사용된다. 식 (2)를 벡터 형태로 간단히 다시 쓰면 식 (3) ~ 식 (6)과 같다.

$$W_{it}^{*} = X_{it}'\beta + v_{it}, \quad \beta = [\, \alpha \; \beta_1 \; \beta_2 \; \boldsymbol{\beta_3} \,]' \tag{3}$$

$$X_{it} = [\, 1, \ln c_{it}, \ln c_{jt}, \boldsymbol{x_{it}} \,]' \tag{4}$$

$$v_{it} = \epsilon_{it} + u_i, \tag{5}$$

$$\epsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\epsilon^2), \quad u_i \sim N(0, \sigma_u^2), \quad corr(v_{it}, v_{is}) = \rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_\epsilon^2 + \sigma_u^2} \tag{6}$$

W_{it}^{*}은 숨겨진 변수(latent variable)이기 때문에 W_{it}^{*}를 기수적(cardinal)으로는 알 수 없으며, 서수적(ordinal)으로만 W_{it}^{*}의 수준을 평가할 수 있다. 다음으로 β는 추정해야할 모수들이며, X_{it}는 개인의 소득(소비) ($\ln c_{it}$), 개인이 속한 지역의 소득(소비) ($\ln c_{jt}$), 개인별 및 가구별 특성(x_{it})들을 포함하고 있는 독립변수이다.

다음으로 교란항을 살펴보면, v_{it}는 전체 교란항이며, ϵ_{it}와 u_i로 구성되어 있다. ϵ_{it}는 분산이 σ_ϵ^2이고 평균이 0인 정규분포를 따른다고 가정한다. 그리고 u_i는 개인 특정 고정효과를 나타내며, 분산이 σ_u^2이고 평균이 0인 정규분포를 가지는 것으로 가정한다. 지역별 특정 고정 효과는 없는 것으로 가정하며, 위의 교란항들은 다음의 3가지 가정을 만족함을 가정한다.

---

7) 자세한 논의는 Long(1997)을 참고.

① $E(\epsilon_{it})=0,\ \ E(\epsilon_{it}^2)=\sigma_\epsilon^2,\ \ E(\epsilon_{it}\epsilon_{ks})=0,\ \text{if}\ i\neq k,\ t\neq s$

② $E(u_i\epsilon_{it})=0$

③ $E(u_i)=0,\ \ E(u_i^2)=\sigma_u^2,\ \ E(u_iu_k)=0,\ \text{if}\ i\neq k$

앞서 말한 바와 같이 W_{it}^*는 기수적으로 측정되지 않는 숨겨진(latent) 변수이기 때문에 실제로 측정되는 데이터는 식 (7)과 같이 나타나게 된다.

$$\begin{aligned} W_{it}&=1 \quad \text{if}\ \ W_{it}^*\le\mu_1, \\ W_{it}&=2 \quad \text{if}\ \ \mu_1\le W_{it}^*\le\mu_2, \\ &\cdots \\ W_{it}&=5 \quad \text{if}\ \ \mu_4\le W_{it}^* \end{aligned} \tag{7}$$

생활만족의 절대적 수준인 W_{it}^*에 의해 결정되지만, W_{it}는 개인의 응답을 통해 관측되는 데이터이기 때문에 기수적으로 나타나는 것이 아니다. W_{it}는 경계(threshold)인 μ(cut)에 따라 1부터 5까지[8]의 값을 가지며 각 수는 같은 구간을 갖는 것이 아니라 만족하는 정도의 순서만을 나타내는 것이다. 위의 식 (7)과 식 (3)~식 (6)을 이용하여 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 적용하면 식 (8)~식 (10)으로 나타낼 수 있으며 위의 식 (8)을 최대화 시키는 β, $\mu_1\sim\mu_4$, ρ를 추정할 수 있다.

$$L=\sum_{i=1}^{N}\ln(P(W_{i1},\ W_{i2},\cdots,\ W_{iT})) \tag{8}$$

$$P(W_{i1},\ W_{i2},\cdots,\ W_{iT})=\int_{-\infty}^{\infty}\prod_{t=1}^{T}\left[\Phi(b_{it}|u_i)-\Phi(a_{it}|u_i)\right]du_i \tag{9}$$

$$a_{it}=\mu_{j-1}-X_{it}'\beta,\ \ b_{it}=\mu_j-X_{it}'\beta \tag{10}$$

8) 생활만족도에 대한 응답에서 "매우 불만족스럽다"는 1, "불만족스럽다"는 2, "보통이다"는 3, "만족스럽다"는 4, "매우 만족스럽다"는 5의 값을 가지게 된다.

식 (8)에서 L은 Log likelihood이며, $P(W_{i1}, W_{i2}, \cdots, W_{iT})$는 개인 i가 1기부터 T기까지 각각 $W_{i1}, W_{i2}, \cdots, W_{iT}$의 값을 가지게 될 확률이다. Φ는 정규분포의 누적정규분포함수(cumulative normal distribution function)를 나타낸다. b_{it}는 j번째 경계(threshold)에서 독립변수의 효과($X_{it}'\beta$)를 뺀 값을, a_{it}는 $j-1$번째 경계에서 독립변수의 효과를 뺀 값을 나타낸다. 식 (8)~식 (10)이 나타내는 것은 각 개인이 $W_{i1}, W_{i2}, \cdots, W_{iT}$의 값을 가질 수 있는 확률들의 곱을 최대화 시키는 β, μ_j, ρ를 추정하는 것을 의미한다.

위에서 설명된 확률효과 Ordered Probit 모형은 기본적으로 독립변수들과 u_i가 독립임을 가정하고 있다. 그러나 실제 현실에서 독립변수들과 u_i가 독립이라고 단정 지어 말할 수 없다. 즉, 개인의 이질성(u_i)에 독립변수들이 영향을 미치거나 반대로 독립변수가 개인의 이질성에 영향을 받게 된다면, 확률효과 Ordered Probit 모형은 불편추정량이 되지 않는다. 따라서 이러한 내생성을 고려하여 독립변수들과 u_i간의 내생성문제를 통제하는 수단으로 Chamberlain (1980)의 correlated random effect를 가정[9] 하여 주요 설명변수의 개인별 평균값을 임의효과에 포함하여 추정하는 방법으로도 추정한다.

이와 더불어 자기상관을 고려한 모형도 실증분석에 포함한다. 자기상관을 모형에 반영하는 이유는 긍정적 정서의 확장-형성 이론(Fredrickson, 2001)을 실증분석을 통해 검증하기 위해서이다. 이 이론은 행복과 관련된 긍정적 정서는 일시적 경험 후 사라지지만, 그 과정에서 형성된 요인들이 개인을 발전시켜 지속적으로 영향을 미치게 된다고 주장하고 있다. 본 연구에서는 긍정적 정서의 확장-형성 이론을 실증분석 모형에 포함하여 분석을 실시하는 방법으로 자기상관을 고려한다. 실증분석 결과 지난기의 생활만족도가 현재의 생활만족도에 유의한 양의 영향을 미친다면 긍정적 정서의 확장-형성 이론을 지지하는 결과라고 평가할 수 있다.

실증분석에서 중요한 의미를 갖는 변수는 소득과 소비인데 일반적으로 후생을 측정하는데 소득보다 소비가 선호된다. 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)과 일생주기가설(Life Cycle Hypothesis)에 의하면 소득수준이 낮은 시기에는 소득보다 소비가 높으며 차입을 통해 부족분을 충당하게 되며 이러한 경우 소득으로 후

9) correlated random effect는 $u_i = \gamma \overline{X_i} + \theta_i$로 가정하고 추정식에 독립변수의 개인별 평균값을 또 다른 독립변수로 포함하여 추정한다.

생을 측정하게 되면 후생을 과소 측정하게 된다. 반대로 소득수준이 높은 시기에는 차입했던 금액을 상환하거나 은퇴 후 낮아질 소득을 대비하여 저축하게 되며 이 경우 소득으로 후생을 측정하게 되면 후생을 과대 측정하게 된다. 따라서 이러한 문제점 때문에 현재시점에서의 후생수준을 정확히 반영하는 것은 소득수준이라기보다는 소비수준이라고 볼 수 있다. 또한 가구나 개인의 인터뷰를 통한 소득 및 소비자료를 얻는 경우 각 개인들은 대체적으로 소득은 과소 응답하는 경향이 있다.[10] 이러한 소득(소비) 데이터의 특성을 감안하여 본 연구는 다음과 같이 분석한다.

첫째, 현 상태의 소득과 소비가 생활만족도에 어떠한 영향을 미치는지를 상관계수와 추정결과를 통해 분석한다.[11] 상대소득가설에 의하면 효용수준을 결정하는 변수로 자기 자신의 소득도 중요하지만 주변 사람들의 소득 수준도 중요한 효용수준의 결정요인이다. 본 연구에서는 주변 개인들의 소득 또는 소비의 수준이 각 개인의 만족감에 어떠한 영향을 미치는지를 보기 위하여 15개 지역별 평균 소득(소비)을 사용하여 상대소득가설을 실증적으로 분석한다.

둘째, 각 개인의 미래소득의 잠재적 결정요인 또는 이들의 사회인구학적 요인으로서 각 개인의 연령, 성별, 교육수준, 직업과 거주지역 변수를 사용하였다.[12] 일반적으로 많은 연구 결과를 보면 연령과 행복감의 관계는 음의 관계를 보여 주지만 선형관계를 보이지는 않고 U형 관계를 보여 준다(Oswald, 1997; Blanchflower and Oswald, 2004).[13] 또한 여성이 남성보다 더욱 행복함을 나타내고 있다(White, 1992). 그 외에 교육수준과 직업은 미래의 소득을 결정하는 요인으로 행복에 영향을 미칠 수 있다. Clark and Oswald(1994)에 의하면 교육수준은 행복감과 상관관계가 강하게 나타나지 않지만 일반적으로 고학력자들이 실업에 의한 충격이 저학력자들 보다 강하게 나타나는 경향이 있다.

마지막으로 가구의 특성을 나타내는 변수들로서 가구원의 크기와 각 개별 구성원의 생활만족도와의 관계를 알아보고, 가구주 자신이 다른 구성원에 대해 상대적으

---

10) 이러한 경제변수의 선택에 대한 자세한 논의는 Deaton(1997)을 참고.

11) KLIPS자료는 각 개인별 소득과 소비자료가 자세히 기록되지 않아서 본 연구는 각 가구소득의 1인당 소득으로 가정하고 있다. 각 가구의 크기는 규모의 경제와 규범의 경제를 무시하여 가구 구성원의 단순한 합으로 정의한다.

12) 실증분석에 사용되는 변수들의 요약통계량은 〈부표 1〉에 나타나 있다.

13) 이들의 추정식에는 연령변수 이외에 건강상태를 반영하는 변수를 통제한다. 따라서 노년층의 행복의 정도는 본인이 건강한 상태이냐 아니냐에 의존함을 의미한다.

로 어떻게 느끼고 있는지를 알아본다.

Ⅳ. 추정결과

먼저 소득과 소비 중 어느 변수가 생활만족도와 관계가 깊은지를 사전적으로 알아보기 위하여 이들 변수와 생활만족도와의 단순상관계수를 〈표 9〉에 제시하였다.[14)15)] 먼저 1인당 소득과 생활만족도의 상관계수를 보면 0.283이지만 1인당 소비와의 상관계수는 0.278로 나타나, 다른 결정변수들을 통제하지 않은 단순 상관계수를 보면 소득의 상관관계가 소비보다 강하게 나타난다. 그 외에 1인당 소비는 1인당 지역 소득과 0.329의 상관계수를 보여 주고 지역소득과 개인소득의 상관계수는 0.264이고 지역소비와 개인소비는 0.343의 상관계수를 보여준다.

〈표 9〉 상관계수: 전반적 만족감과 소득 및 소비

	전반적 생활만족도	log (1인당소득)	log (1인당 소비)	log (1인당 지역소득)	log (1인당 지역소비)
전반적 생활만족도	1.000				
log(1인당 소득)	0.283	1.000			
log(1인당 소비)	0.278	0.668	1.000		
log(1인당 지역소득)	0.130	0.264	0.329	1.000	
log(1인당 지역소비)	0.128	0.254	0.343	0.958	1.000

다음으로 제 3장의 추정모형에서 다루었던 독립변수들이 생활만족도에 어떠한 영향을 미치는지를 추정하였다. 원시자료에 포함된 선호순위에 대한 정보를 유지하기 위하여 본 논문은 확률효과 패널 Ordered Probit 모형을 사용하였다. 한국노동패널 데이터는 가계자료이기 때문에 가계간 즉, 횡단관측치간의 이질성을 감안하여야

14) 소득 및 소비 변수는 연도별 및 지역별 2005년 기준 소비자 물가 지수를 사용하여 전환된 실질변수를 사용하였다.

15) 〈표 9〉에서 1인당 소득은 개별 가구의 실질소득을 가구원수로 나눈 값이며, 1인당 지역소득은 각 지역에 속한 개별가구의 평균 1인당 소득으로 정의하였다. 각 지역의 평균 1인당 소득은 한국노동패널이 아닌 다른 지역 통계자료를 사용하는 방법을 고려할 수 있을 것이다. 그러나 한국노동패널의 소득자료가 세후자료로 되어있으며, 다른 지역 통계자료는 세후소득으로 측정된 통계자료가 없기 때문에 한국노동패널을 이용하여 1인당 지역소득을 정의하였다.

한다. 따라서 본 연구는 Pooled Ordered Probit 모형에서 더 나아가 확률효과 패널 Ordered Probit 모형을 사용한다.[16] 또한 내생성 문제가 존재할 수 있으므로 Chamberlain(1980)의 방법을 사용하여 내생성 문제를 고려한 실증분석도 실시하였다.

〈표 10〉은 내생성을 고려하지 않은 경우의 실증분석 결과이고 〈표 11〉의 모형 (5)~(8)은 연령의 세제곱 항과 상대소득의 정의로서 (1인당 소득/지역 평균 1인당 소득)을 반영한 실증분석 결과이고, 모형 (9)~(12)는 모형 (5)~(8)까지를 Chamberlain의 방법을 사용하여 내생성을 통제한 경우의 실증분석 결과이다. 〈표 10〉과 〈표 11〉의 결과를 비교해 보면, 도시거주와 학력 관련 변수는 내생성을 통제한 경우에는 유의한 효과를 나타내지 않는 것으로 나타났으나, 나머지 설명변수들은 유의성과 계수에서 큰 차이를 나타내지 않는다. 이러한 비교를 통해 모형 (1)~(4)까지의 실증분석 결과는 내생성을 통제하는 경우와 큰 차이를 나타내지 않으므로 모형에서 내생성은 큰 문제를 가지지 않는다고 판단할 수 있다. 본 연구는 실증분석 결과를 〈표 10〉에서 1인당 소득(소비)과 1인당 지역소득(소비)을 반영한 모형인 모형(1)과 모형(3)을 통해 결과를 해석한다.[17]

첫째, 개인의 소득(소비)은 생활만족도에 유의한 양의 효과를 나타내는 반면 지역의 평균 소득(소비)은 유의한 음의 효과를 나타냈다. 소득과 소비가 생활만족도에 미치는 영향을 살펴보면, 모형(1)과 같이 1인당 소득, 1인당 지역소득 독립변수로 포함하여 분석한 결과 1인당 소득은 유의한 양의 효과(0.303)를 나타내는 것으로 반면 1인당 지역소득은 유의한 음(-0.431)의 효과를 나타냈다. 모형(4)과 같이 1인당 소비와 1인당 지역소비를 기준으로 분석한 결과도 각각 유의한 양(0.511)의 효과와 유의한 음(-0.408)의 효과를 나타냈다.

소득·소비와 관련하여 한 가지 특징적인 내용은 소득에 대한 반응 보다는 소비에 대한 반응이 크게 나타난다는 점이다. 그러나 이와 같은 실증분석 결과에 대한 해석으로서 소비에 대한 생활만족도의 반응정도가 더 크다고 해석할 수는 없다. 이러한 해석이 가능하기 위해서는 소득 및 소비가 동시에 반영된 모형을 통해서 분석

16) Random effect panel ordered probit에 대한 자세한 내용은 Butler and Moffitt(1982), Sribney(1996), Green(2000), Rabe-Hesketh et al. (2000)을 참조.

17) 학력, 도시거주여부와 관련된 변수들은 내생성을 통제하는 경우 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나 결과 해석 부분에서 고려하지 않았다.

해야 하지만 두 변수간의 상관관계가 크기 때문에 동시에 고려하는 경우 공선성 문제가 발생하여 추정의 정확성이 떨어지기 때문에 본 연구에서는 고려하지 않았다.

둘째, 생활만족도에 영향을 미치는 결정요인들은 지속적인 효과를 나타냈다. 긍정적 정서의 확장-형성을 검증하고자 분석에 포함한 $t+1$기의 전반적인 생활의 만족도에 대해 살펴보면, 모든 모형에서 매우 유의한 양(0.328~0.337)의 효과가 나타났다. 따라서 실증분석 결과는 긍정적 정서의 확장-형성 이론을 지지하는 결과를 나타냈으며, t기에 생활만족도에 영향을 미치는 변수는 t기뿐만 아니라 $t+1$기에도 영향을 미치는 지속성을 가지고 있다고 평가할 수 있다.[18]

셋째, 연령의 경우 다른 연구에서 보여 주는 것처럼 선형관계가 성립하는 것은 아닌 것으로 나타났으며, 연령의 경우 계수값이 음의 계수값을 가지지만, (연령의 제곱/1000)항의 계수값이 양수를 나타내어 연령이 증가하는 경우 생활만족도가 감소하다가 다시 증가하는 U자 형태의 비선형 효과를 나타낸다.[19]

넷째, 기혼인 사람들과 자기 소유의 집을 보유한 사람이 미혼이나 자기 소유의 집이 없는 사람에 비해 상대적으로 높은 생활만족도를 느끼는 것으로 나타났다. 분석결과는 모든 모형에서 결혼여부와 자가 보유여부는 모두 양의 계수값을 가지며 1% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 많은 연구들에서 기혼자가 미혼자보다 더 높은 행복감을 나타내는 것으로 나타났는데 이는 사망률(mortality), 질병률(morbidity), 정신건강 상태(mental health) 등에서 기혼자가 미혼자보다 더 높은 이점을 가진다는 점에서 볼 수 있다(Lee et al., 1991). 또 다른 이유로 결혼을 통해 외로움으로부터 벗어나 친근한 관계를 맺을 수 있고 삶의 다른 부분에서 받는 스트레스에서 벗어날 수 있는 자기존중감(self-esteem)을 높일 수 있는 기회가 늘어나는 효과 때문이라고 보는 연구도 있다(Argyle, 1999). 자가소유자가 더 높은 생활만족도를 나타내는 이유는 자기 소유의 주택이 주는 안정감 때문일 것이다. 다른 조건

18) 실증분석 결과의 강건성(robustness)을 살펴보고자 자기상관을 포함하지 않는 경우의 실증분석을 실시하였으며, 그 결과는 자기상관항을 제외한 변수에서 큰 차이를 나타내지 않는다. 자기상관을 포함하지 않는 경우의 실증분석결과는 지면관계상 생략하였다.

19) 연령대별 효과를 살펴본 결과, 10대 이하를 기준으로 했을 때 모든 모형에서 모두 매우 유의한 음의 효과를 나타냈다. 20대의 계수값은 -0.225~-0.259, 30대의 계수값은 -0.462~-0.466, 40대는 -0.563~-0.611, 50대는 -0.548~-0.565, 60대는 -0.423~-0.450으로 나타났다. 따라서 다른 독립변수가 동일할 때, 10대가 가장 행복감이 높으며, 20대, 60대 이상, 30대, 50대, 40대 순으로 행복감이 높은 것으로 나타났다.

이 모두 동일할 때, 자신의 주택을 소유하고 있는 경우 전세금 인상, 이사 부담, 월세 부담 등의 걱정으로부터 벗어나 안정감을 느낄 수 있기 때문에 더 높은 만족감을 느낄 수 있을 것이다.

다섯째, 다른 나라의 연구결과들처럼 여성이 남성에 비해 상대적으로 더 높은 생활만족감을 느끼는 것으로 나타났다. 이러한 현상이 나타나는 원인에 대해 선행연구들에서 여러 가설이 제시되고 있지만 아직 그 이유에 대한 통일된 가설은 없다. 여성이 더 높은 행복을 나타내는 이유에 대해서 Wood et al. (1989)은 여성이 남성보다 화난 상태, 슬픔, 고통, 반사회적 인간성 그리고 의존성 등이 더 강하며, 또한 여성들의 행복감에 대한 반응이 남성보다 큰 경향이 있기 때문이라고 설명하고 있다.

여섯째, 가구특성과 관련된 변수의 분석결과를 살펴보면, 가구주의 경우 유의한 양의 계수값을 나타냈지만, 가구원수는 대체적으로 유의하지 않게 나타났고, 가구구성원 중에서 15세이하 가구원수가 많을수록 생활만족도가 증가하지만, 60세이상 가구원수는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 가구주의 생활만족도가 높게 나타나는 원인은 한국 사회의 가부장적인 가족문화에서 찾을 수 있을 것이다. 가구의 의사결정에 절대적인 영향력을 가지고 있는 가구주는 다른 가구 구성원과는 달리 자신의 의사대로 가족을 이끌어 나갈 수 있기 때문에 이에 대한 만족감이 높을 가능성이 있다고 판단된다. 또한 한국의 가구특성상 부모를 모시고 사는 경우가 많이 있는데, 이러한 경우 부모를 모시는 것을 부담스러워 한다면 생활만족도에 부정적인 효과를, 부모님과 함께 사는 것을 만족한다면 긍정적인 효과를 나타낼 것이다. 하지만 실증분석 결과에는 부모님과 함께 사는 것에 대한 명확한 효과가 나타나지는 않았다. 아이들이 생활만족도에 미치는 긍정적인 영향은 아이들에게 애정을 쏟고 키워나가면서 갖게 되는 밀접한 관계에 의해 나타날 수 있다. Frey and Stutzer (2002)는 인간간의 관계형성이 매우 중요한 인간의 목표가 되기 때문에 가족, 친구, 동료, 친척 등의 관계를 형성하는 것이 행복에 기여를 할 수 있음을 제시하였다.

일곱째, 직업의 경우 임금근로자가 더 높은 만족감을 느끼지만, 자영업자의 경우 더 낮은 만족감을 느끼는 것으로 나타났다. 임금근로자가 더 높은 만족감을 느끼는 이유로 소득의 안정성을 이유로 설명할 수 있을 것이다. 대체적으로 임금근로자는

〈표 10〉 실증분석 결과

	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
log 1인당 소득	0.303***			
	(30.221)			
log 1인당 지역소득	-0.431***			
	(-5.671)			
1인당 소득/1인당 지역소득		0.264***		
		(26.109)		
log 1인당 소비			0.511***	
			(29.140)	
log 1인당 지역소비			-0.408***	
			(-5.148)	
1인당 소비/1인당 지역소비				0.407***
				(25.167)
$t-1$기의 전반적인 만족도	0.328***	0.336***	0.337***	0.337***
	(27.187)	(27.873)	(27.991)	(27.991)
연령	-0.118***	-0.122***	-0.126***	-0.126***
	(-7.441)	(-7.637)	(-8.000)	(-7.901)
연령^2/1000	1.779***	1.867***	1.884***	1.911***
	(5.435)	(5.686)	(5.805)	(5.813)
결혼여부	0.425***	0.438***	0.428***	0.442***
(기혼=1, 미혼 및 기타=0)	(15.990)	(16.394)	(16.223)	(16.521)
자가보유여부	0.274***	0.281***	0.261***	0.274***
(자가보유=1, 기타=0)	(14.827)	(15.244)	(14.223)	(14.834)
여성	0.117***	0.105***	0.092***	0.092***
	(3.741)	(3.340)	(2.967)	(2.937)
도시거주	-0.150***	-0.157***	-0.157***	-0.155***
	(-7.483)	(-8.244)	(-7.563)	(-8.080)
가구주	0.144***	0.126***	0.122***	0.116***
	(4.469)	(3.883)	(3.810)	(3.579)
가구원수	-0.010	0.002	0.012	0.008
	(-1.257)	(0.183)	(1.499)	(0.923)
15세이하 가구원수	0.058***	0.051***	0.071***	0.063***
	(4.878)	(4.320)	(6.065)	(5.285)
60세이상 가구원수	-0.024	-0.039***	-0.007	-0.023
	(-1.614)	(-2.589)	(-0.475)	(-1.525)
중졸 또는 고졸	0.113***	0.128***	0.085***	0.112***
	(4.161)	(4.668)	(3.154)	(4.068)
대학이상 졸	0.402***	0.406***	0.337***	0.370***
	(11.622)	(11.670)	(9.723)	(10.525)
임금근로자	0.039**	0.059***	0.061***	0.066***
	(2.103)	(3.185)	(3.282)	(3.557)
자영업 종사자	-0.093***	-0.085***	-0.094***	-0.091***
	(-4.084)	(-3.709)	(-4.128)	(-3.979)

〈표 계속〉

	모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
2000년도 더미	0.195***	0.189***	0.196***	0.197***
	(7.445)	(7.302)	(7.460)	(7.628)
2001년도 더미	0.239***	0.208***	0.197***	0.212***
	(8.640)	(7.996)	(7.148)	(8.154)
2002년도 더미	0.332***	0.291***	0.271***	0.297***
	(9.770)	(11.077)	(8.078)	(11.300)
2003년도 더미	0.485***	0.439***	0.415***	0.448***
	(13.310)	(16.529)	(11.011)	(16.898)
2004년도 더미	0.432***	0.378***	0.348***	0.389***
	(11.162)	(14.093)	(8.295)	(14.486)
2005년도 더미	0.543***	0.482***	0.443***	0.490***
	(13.124)	(17.792)	(10.187)	(18.066)
2006년도 더미	0.544***	0.494***	0.455***	0.504***
	(11.422)	(18.032)	(9.855)	(18.401)
2007년도 더미	0.643***	0.588***	0.550***	0.601***
	(12.747)	(21.203)	(10.853)	(21.631)
cut1	-4.149***	-2.981***	-2.800***	-2.932***
	(-7.787)	(-11.923)	(-5.426)	(-11.724)
cut2	-2.593***	-1.445***	-1.252**	-1.395***
	(-4.875)	(-5.819)	(-2.431)	(-5.614)
cut3	-0.396	0.742***	0.937*	0.791***
	(-0.746)	(2.998)	(1.821)	(3.195)
cut4	2.137***	3.294***	3.472***	3.341***
	(4.021)	(13.248)	(6.738)	(13.428)
rho	0.186***	0.190***	0.180***	0.192***
	(24.989)	(25.279)	(24.422)	(25.603)
관측수	37,368	37,368	37,368	37,368

주: 괄호 안은 t값임. ***은 1%에서, **은 5%에서, *은 10%에서 유의함.

자영업자에 비해 정해진 안정적인 임금을 얻음으로써 불안감이 자영업자 보다 낮을 수 있으며, 경제학 관점에서도 소비의 평활화(consumption smoothing)가 용이하므로 동일한 소득 수준에서는 임금근로자의 만족이 더 높을 가능성이 존재한다.

마지막으로 연도별로 나타나는 효과를 살펴보면, 모든 모형에서 2004년이 2003년에 비해 다소 감소하는 것을 제외하면, 매년 연도 더미의 계수가 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 〈표 1〉과 〈표 2〉에서 나타나는 결과와 일치하는 결과를 나타낸다.

〈표 11〉 다양한 모형의 실증분석 결과 비교

변수명	내생성 미고려 모형				내생성 고려모형(Chamberlain)			
	모형(5)	모형(6)	모형(7)	모형(8)	모형(9)	모형(10)	모형(11)	모형(12)
log 1인당 소득	0.303*** (30.221)				0.295*** (29.174)			
log 1인당 지역소득	-0.431*** (-5.671)				-0.424*** (-5.552)			
1인당 소득/1인당 지역소득		0.264*** (26.109)				0.254*** (24.949)		
log 1인당 소비			0.511*** (29.140)				0.491*** (27.698)	
log 1인당 지역소비			-0.408*** (-5.148)				-0.382*** (-4.792)	
1인당 소비/1인당 지역소비				0.407*** (25.167)				0.389*** (23.814)
$t-1$기의 전반적인 만족도	0.328*** (27.187)	0.336*** (27.873)	0.337*** (27.991)	0.337*** (27.991)	0.319*** (26.439)	0.327*** (27.061)	0.327*** (27.194)	0.327*** (27.176)
연령	-0.118*** (-7.441)	-0.122*** (-7.637)	-0.126*** (-8.000)	-0.126*** (-7.901)	-0.115*** (-7.063)	-0.119*** (-7.279)	-0.123*** (-7.609)	-0.123*** (-7.509)
연령^2/1000	1.779*** (5.435)	1.867*** (5.686)	1.884*** (5.805)	1.911*** (5.813)	1.729*** (5.161)	1.815*** (5.395)	1.819*** (5.468)	1.844*** (5.474)
연령^3/50000	-0.379*** (-3.574)	-0.422*** (-3.966)	-0.406*** (-3.858)	-0.426*** (-3.999)	-0.367*** (-3.391)	-0.405*** (-3.723)	-0.383*** (-3.560)	-0.402*** (-3.691)
결혼여부 (기혼=1, 미혼 및 기타=0)	0.425*** (15.990)	0.438*** (16.394)	0.428*** (16.223)	0.442*** (16.521)	0.344*** (8.086)	0.339*** (7.957)	0.330*** (7.762)	0.338*** (7.945)
자가보유여부 (자가보유=1, 기타=0)	0.274*** (14.827)	0.281*** (15.244)	0.261*** (14.223)	0.274*** (14.834)	0.152*** (6.346)	0.154*** (6.449)	0.139*** (5.833)	0.147*** (6.129)
여성	0.117*** (3.741)	0.105*** (3.340)	0.092*** (2.967)	0.092*** (2.937)	0.098*** (3.092)	0.091*** (2.827)	0.084*** (2.652)	0.083*** (2.583)
도시거주	-0.150*** (-7.483)	-0.157*** (-8.244)	-0.157*** (-7.563)	-0.155*** (-8.080)	-0.078 (-1.429)	-0.081 (-1.503)	-0.074 (-1.352)	-0.072 (-1.334)
가구주	0.144*** (4.469)	0.126*** (3.883)	0.122*** (3.810)	0.116*** (3.579)	0.150*** (4.593)	0.131*** (3.969)	0.126*** (3.875)	0.120*** (3.652)
가구원수	-0.010 (-1.257)	0.002 (0.183)	0.012 (1.499)	0.008 (0.923)	-0.015* (-1.828)	-0.004 (-0.460)	0.007 (0.873)	0.002 (0.273)
15세이하 가구원수	0.058*** (4.878)	0.051*** (4.320)	0.071*** (6.065)	0.063*** (5.285)	0.041** (2.509)	0.041** (2.531)	0.068*** (4.164)	0.059*** (3.640)
60세이상 가구원수	-0.024 (-1.614)	-0.039*** (-2.589)	-0.007 (-0.475)	-0.023 (-1.525)	0.012 (0.600)	0.003 (0.156)	0.029 (1.392)	0.018 (0.878)
중졸 또는 고졸	0.113*** (4.161)	0.128*** (4.668)	0.085*** (3.154)	0.112*** (4.068)	-0.155 (-1.596)	-0.153 (-1.583)	-0.144 (-1.485)	-0.143 (-1.474)
대학이상 졸	0.402*** (11.622)	0.406*** (11.670)	0.337*** (9.723)	0.370*** (10.525)	-0.036 (-0.376)	-0.036 (-0.379)	-0.038 (-0.399)	-0.038 (-0.397)
임금근로자	0.039** (2.103)	0.059*** (3.185)	0.061*** (3.282)	0.066*** (3.557)	0.090*** (4.004)	0.101*** (4.518)	0.089*** (4.004)	0.097*** (4.328)
자영업 종사자	-0.093*** (-4.084)	-0.085*** (-3.709)	-0.094*** (-4.128)	-0.091*** (-3.979)	-0.079** (-2.431)	-0.074** (-2.260)	-0.080** (-2.453)	-0.075** (-2.308)

주: 1. 괄호 안은 t값임. ***은 1%에서, **은 5%에서, *은 10%에서 유의함.

2. 내생성을 고려한 모형에서는 내생성을 제어하는 방식으로 독립변수들의 개인별 평균을 독립변수로 포함하는 Chamberlain(1980) 방식을 사용하였음.

3. 연도더미와 경계(cut)에 대한 결과는 모든 모형에 포함되어 있으나 결과는 생략하였음.

〈표 11〉의 Ordered Probit 실증분석 결과는 실제 데이터로 나타나는 W에 대한 한계효과를 나타내는 것이 아니라 W^*에 대한 한계효과를 나타낸다. 따라서 독립변수들이 실제 응답되는 형태 즉 순서형(ordered)의 행복수준(W)에 미치는 영향은 비선형적이게 되며, 따라서 다른 방법으로 한계효과를 구해야 한다. 본 연구에서는 한계효과를 Boes and Winkelmann(2006)에서 사용된 한계확률효과(marginal probability effect)형태의 한계효과로 측정하였다. 독립변수 x_1의 j번째 응답에 대한 한계효과(δ_{1j})는 아래 식 (11)과 같이 유도되고 전체적인 한계효과는 식 (11)의 평균값으로 나타낸다.

$$\delta_{1j} = \frac{\partial P(W=j|X)}{\partial x_1} = [\phi(\mu_{j-1} - X'\beta) - \phi(\mu_j - X'\beta)]\beta_1,$$
$$\mu_0 = -\infty,\ \mu_5 = \infty \qquad (11)$$

〈표 12〉는 실증분석의 모형(1)을 기준으로 유의한 결과를 나타낸 주요 변수들의 한계확률효과를 측정한 표이다. 대체적인 결과를 보면, 응답확률의 변화는 "보통이다", "만족스럽다"에서 크게 나타났다. 소득과 지역소득의 한계효과를 살펴보면, 1인당 소득이 1%증가하면 "매우 불만족스럽다", "불만족스럽다", "보통이다"의 응답확률은 각각 0.307%, 3.844%, 4.483% 감소하는 것으로 나타났으며, "만족스럽다", "매우 만족스럽다"의 응답확률은 각각 8.546%, 0.188% 증가하는 것으로 나타났다. 반면, 1인당 지역소득이 1%증가하면, "매우 불만족스럽다", "불만족스럽다", "보통이다"의 응답확률은 각각 0.441%, 5.525%, 6.587% 증가하며, "만족스럽다", "매우 만족스럽다"의 응답확률은 각각 12.283%, 0.270% 감소하는 것으로 나타났다.

다른 개인적 특성과 관련된 변수들의 실증분석결과가 유의한 양의 효과를 나타내면 "매우 불만족스럽다", "불만족스럽다", "보통이다"의 응답확률을 감소시키는 결과를 나타내며, "만족스럽다", "매우 만족스럽다"의 응답확률을 증가시킨다. 반면, 실증분석결과가 유의한 음의 효과를 나타내면 반대로 해석된다.

〈표 13〉은 소득 대신 소비를 고려한 모형 (3)을 기준으로 한계확률효과를 측정한 표이다. 〈표 12〉와 비교해 살펴보면 "보통이다"를 선택할 확률의 한계효과 방향이 소득을 독립변수로 이용한 결과와는 반대로 나타난다. 그러나 "보통이다"를 제외한

다른 선택을 할 한계효과는 동일한 방향으로 나타나기 때문에 소득을 기준으로 측정한 한계효과와 소비를 기준으로 측정한 한계효과는 일관적인 결과라고 볼 수 있다.

〈표 12〉 주요 변수의 한계효과(모형(1)기준)

단위: %

	$\frac{\partial P(W=1\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=2\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=3\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=4\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=5\|X)}{\partial X}$
log 1인당 소득	-0.307	-3.844	-4.583	8.546	0.188
log 1인당 지역소득	0.441	5.525	6.587	-12.283	-0.270
$t-1$기의 전반적인 만족도	-0.332	-4.157	-4.956	9.241	0.203
결혼여부	-0.358	-4.482	-5.344	9.965	0.219
자가보유여부	-0.158	-1.981	-2.361	4.403	0.097
여성	-0.102	-1.277	-1.522	2.839	0.062
가구주	-0.156	-1.955	-2.330	4.345	0.096
15세이하 가구원수	-0.043	-0.534	-0.637	1.188	0.026
임금근로자	-0.094	-1.173	-1.398	2.607	0.057
자영업 종사자	0.082	1.029	1.227	-2.289	-0.050

〈표 13〉 주요 변수의 한계효과(모형(3)기준)

단위: %

	$\frac{\partial P(W=1\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=2\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=3\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=4\|X)}{\partial X}$	$\frac{\partial P(W=5\|X)}{\partial X}$
log 1인당 소비	-1.553	-11.158	3.835	8.842	0.035
log 1인당 지역소비	1.209	8.681	-2.983	-6.879	-0.027
$t-1$기의 전반적인 만족도	-1.035	-7.431	2.554	5.889	0.023
결혼여부	-1.044	-7.499	2.577	5.943	0.024
자가보유여부	-0.440	-3.159	1.086	2.503	0.010
여성	-0.266	-1.909	0.656	1.513	0.006
가구주	-0.399	-2.863	0.984	2.269	0.009
15세이하 가구원수	-0.215	-1.545	0.531	1.225	0.005
임금근로자	-0.282	-2.023	0.695	1.603	0.006
자영업 종사자	0.253	1.818	-0.625	-1.441	-0.006

분석 내용을 정리하면 생활만족도에 미치는 요소에 대해 아래와 같이 정리할 수 있다. 첫째, 소득 및 소비는 생활만족도에 긍정적인 영향을 미친다. 둘째, 자신이

속한 지역의 평균 소비수준은 자신의 행복에 부정적인 영향을 미친다. 셋째, 생활만족도는 일시적인 경험이지만, 그 과정에서 형성된 요인들이 지속적으로 영향을 미친다. 넷째, 연령효과는 비선형적으로 영향을 미친다. 다섯째, 여성이 남성보다 더 높은 생활만족감을 느낀다. 여섯째, 결혼, 자가보유, 가구주, 15세이하 가구원수, 임금근로자 변수는 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치지만, 자영업종사자 변수는 행복에 부정적인 영향을 미친다.

V. 결 론

본 연구는 1998년 이후 한국의 가구 및 개인에 대한 패널 자료인 한국노동패널을 이용하여 외환위기를 거치면서 각 개인들이 느끼는 생활만족도의 변화를 알아보고 그 생활만족도의 결정변수들이 무엇인가를 실증분석하였다.

한국인이 느끼는 생활만족도는 1998년 이후 2003년까지 상승해 왔으나 2004년에 다소 낮아졌다가 2005년부터 다시 증가하는 형태를 나타냈다. 지역별로 보면 2007년에 만족감이 높은 지역은 전북, 대전, 경남, 대구 순으로 나타났고, 만족감이 낮은 지역은 강원, 인천, 경북, 충남 순으로 나타났다. 1998년과 2007년 사이에 만족감이 크게 증가한 지역은 전북, 대구, 대전 순으로 나타났으며, 반면 만족감의 증가폭이 작은 지역은 울산, 충북, 부산 순으로 나타났다.

본 연구는 확률효과 Ordered Probit을 이용하여 생활만족도에 영향을 미치는 결정요인에 대해 실증분석하였다. 분석결과를 살펴보면, 개인의 소득(소비)은 생활만족도에 긍정적인 영향을, 자신이 속한 지역의 평균 소득(소비)수준은 자신의 생활만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 생활만족도에 영향을 미치는 결정요인들은 지속적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연령효과는 다른 연구들의 결과와 유사하게 연령증가에 따라 감소하다가 증가하는 U자형의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 여성이 남성보다 더 높은 생활만족도를 나타냈다. 그리고 개인의 특성을 나타내는 결혼, 자가보유, 가구주, 15세이하 가구원수, 임금근로자 변수는 생활만족도에 긍정적인 영향을 미치지만, 자영업종사자 변수는 생활만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

실증분석 결과는 본 연구가 중점을 두고 살펴봤던 두 가지 부분에 다음과 같은 결론을 제시한다. 첫째, 상대소득가설을 지지한다. 소득(소비)으로부터 얻어지는

생활만족도는 개인의 소득(소비) 수준에 영향을 받음과 동시에 상대적인 비교를 통해 영향을 받는 것으로 나타났기 때문에 개인별 효용함수의 독립성을 주장하는 전통적인 소비이론보다는 상호의존적이라는 상대소득가설이 더 적합하다고 판단된다.

둘째, 긍정적 확산-형성이론을 뒷받침한다. 생활만족도를 형성시키는 요인들은 일시적으로 생활만족도에 영향을 미치는 것이 아니라 개인을 더 나은 방향으로 발전시킴으로써 지속적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 이는 긍정적 확산-형성이론에 부합하는 결과라고 판단할 수 있다.

본 연구는 다음과 같은 부분에서 한계를 지니고 있다. 먼저 확률효과 Ordered Probit 모형에서 오차항과 자기상관항의 내생성이 존재할 가능성이 있다는 점이다. 확률효과 Ordered Probit 모형에서 자기상관을 고려하는 경우, 이에 대한 불편추정량을 구하는 추정방법은 알려지지 않았다. 따라서 실증분석에서 내생성 문제가 발생할 수 있지만, 이를 최소화 시키고자 Chamberlain(1980)이 제안한 독립변수들의 평균값을 또 다른 독립변수로 사용하는 방법을 사용하였다. 앞으로 확률효과 Ordered Probit 모형에서 자기상관을 고려할 때 불편추정량을 구할 수 있는 통계적 방법이 개발된다면 보다 올바른 실증분석이 될 수 있을 것이다.

또한 실증분석 결과에서 기혼자, 자가 소유자, 여성, 가구주, 임금근로자 등은 유의한 효과를 나타내는데, 이러한 효과에 대한 명확한 이론적 근거와 정책적·사회적 시사점에 대한 논의가 부족하다는 점이다. 본 연구는 개인의 소득(또는 소비), 개인이 속한 지역의 상대적인 소득(소비) 수준에 중점을 두고 연구를 진행하였기 때문에 다른 원인들에 대해서는 상대적으로 많이 다루어지지는 못하였다. 앞으로 다른 설명변수들에 대한 이론적, 정책적, 사회적 논의를 진행시킬 수 있다면 보다 포괄적으로 생활만족도에 대해 설명할 수 있을 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. Argyle, M., "Causes and Correlates of Happiness. Well-being: The Foundations of Hedonic Psychology," in D. Kahneman, E. Diener, N. Schwarz(Eds), *Well-being: The Foundations of Hedonic Psychology*, Russell Sage Foundation, 1999.
2. Alesina, A., R. Di Tella and R. MacCulloch, "Inequality and Happiness: Are Europeans and Americans Different?," *Journal of Public Economics*, Vol. 88, 2004, pp. 2009-2042.
3. Becker, G. S., "Theory of Social Interactions," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 6, 1974, 1063-1093.
4. Blanchflower, D., and A. Oswald, "Well-Being Over Time in Britain and the USA," *Journal of Public Economics*, Vol. 88, 2004, pp. 1359-1386.
5. Boes, S., and R. Winkelmann, "Ordered Response Models," *Allgemeines Statistisches Archiv*. Vol. 90, No. 1, 2006, pp. 167-181.
6. Butler, J. S. and R. Moffitt, "A Computationally Efficient Quadrature for the One-factor Multinomial Probit Model," *Econometrica*, Vol. 50. No. 3, 1982, pp. 761-764.
7. Chamberlain, G., "Analysis of Covariance with Qualitative Data," *The Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, 1980, pp. 225-238.
8. Clark, A. and A. Oswald, "Unhappiness and Unemployment," *Economic Journal*, Vol. 104, No. 424, 1994, 648-659.
9. _____, "Comparison-concave Utility and Following Behaviour in Social and Economic Settings," *Journal of Public Economics*, Vol. 70, No. 1, 1998, pp. 133-155.
10. Dusenberry, J. S., *Income, Savings and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press, 1949.
11. Deaton, A. S., *The Analysis of Household Survey : A Microeconomeric Approach to Development Policy*, The Johns Hopkins University Press, 1997.
12. Easterlin, R., "Does Economic Growth Improve the Human lot? Some Empirical Evidence," in Paul A. and Melvin W. Reder, eds., *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honour of Moses Abramovitz*, Academic Press, 1974, pp. 89-125.
13. Easterlin, R., "Will Raising the Incomes of All Increase the Happiness of All?," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 27, No. 1, 1995, pp. 35-48.
14. Frank, R. H., *Choosing the Right Pond: Human Behavior and the Quest for Status*, Oxford University Press, 1985.
15. Fredrickson, B. L., "The Role of Positive Emotions in Positive Psychology: The Broaden-and-build Theory of Positive Emotions," *American Psychologist*, Vol. 56, No. 3, 2001, pp. 218-226.
16. Frey, B. and A. Stutzer, "Happiness, Economy and Institutions," *Economic Journal*, Vol. 110, No. 446, 2000, pp. 918-938.
17. _____, *Happiness and Economics*, Princeton University Press, 2002.
18. Granato, J., R. Inglehart, and D. Leblang, "Cultural values, stable democracy and

economic development: reply," *American Journal of Political Science*, Vol. 40, No. 3, 1996, pp. 680-696.

19. Green, W. H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2000.
20. Lee, G. R., K. Seccombe and C. L. Shehan, "Marital Status and Personal Happiness: An Analysis of Trend Data," *Journal of Marriage and Family*, Vol. 53, No. 4, 1991, pp. 839-844.
21. Long, J. S., *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, SAGE Publications, 1997.
22. Oswald, A. J., "Happiness and Economic Performance," *Economic Journal*, Vol. 107, No. 445, 1997, pp. 1815-1831.
23. Rabe-Hesketh, S., A. Pickles, and C. Taylor, "sg129: Generalized Linear Latent and Mixed Models," *Stata Technical Bulletin Reprints*, Vol. 9, 2000, pp. 293-307.
24. Sribney, W., "Random-effects Probit," *Stata Technical Bulletin Reprints*, Vol. 5, 1995, pp. 293-307.
25. Stutzer, A., and R. Lalive, "The Role of Social Norms in Job Searching and Subjective Well-being," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 2, No. 4, 2004, pp. 696-719.
26. Tella, R. D., and R. MacCulloch, "Partisan Social Happiness," *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 2, 2005, pp. 367-393.
27. White, J. M., "Marital Status and Well-being in Canada: An Analysis of Age Group Variations," *Journal of Family Issues*, Vol. 13, No. 3, 1992, pp. 390-409.
28. Winkelmann, L. and R. Winkelmann, "Why Are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data," *Economica*, Vol. 65, No. 257, 1998, pp. 1-15.
29. Wood, W., N. Rhodes, and M. Whelan, "Sex Differences in Positive Well-being: A Consideration of Emotional Style and Marital Status," *Psychological Bulletin*, Vol 106, No. 2, 1989, pp. 249-264.

〈부표 1〉 지역별 주요변수들의 요약통계

	1인당소득	1인당소비	지역소득	지역소비	연령	여성	가구주
서울(1)	923.64	615.12	858.84	599.16	41.15	0.52	0.38
부산(2)	766.94	536.25	728.30	521.74	41.91	0.52	0.38
대구(3)	705.57	513.65	668.36	499.03	41.34	0.51	0.38
대전(4)	832.30	562.40	765.24	534.81	40.07	0.51	0.38
인천(5)	744.94	528.90	689.42	508.69	41.16	0.50	0.38
광주(6)	802.55	554.55	749.81	522.94	42.17	0.52	0.41
울산(7)	956.34	606.13	928.81	591.34	40.56	0.52	0.38
경기(8)	869.98	578.00	803.65	556.16	41.49	0.52	0.40
강원(9)	703.56	473.41	638.93	452.84	44.65	0.52	0.42
충북(10)	769.39	517.49	714.88	496.34	41.96	0.51	0.39
충남(11)	657.86	395.35	626.97	373.36	46.13	0.54	0.42
전북(12)	727.41	498.89	701.32	482.41	44.93	0.54	0.41
전남(13)	803.57	503.68	763.33	489.79	43.26	0.54	0.43
경북(14)	646.47	471.05	601.87	456.72	44.68	0.54	0.42
경남(15)	791.46	520.18	734.76	499.57	41.06	0.51	0.39

	가구원수	15세이하	60세이상	중고졸	대졸	임금근로자	자영업
서울(1)	3.72	0.57	0.41	0.52	0.32	0.51	0.13
부산(2)	3.70	0.51	0.46	0.55	0.26	0.49	0.12
대구(3)	3.67	0.53	0.44	0.49	0.32	0.49	0.12
대전(4)	3.81	0.69	0.37	0.50	0.32	0.51	0.13
인천(5)	3.83	0.64	0.44	0.58	0.24	0.52	0.13
광주(6)	3.62	0.66	0.48	0.43	0.37	0.49	0.13
울산(7)	3.86	0.65	0.42	0.59	0.25	0.53	0.11
경기(8)	3.76	0.75	0.45	0.52	0.29	0.52	0.13
강원(9)	3.60	0.65	0.58	0.47	0.22	0.48	0.15
충북(10)	3.73	0.60	0.49	0.52	0.27	0.50	0.13
충남(11)	3.68	0.69	0.77	0.41	0.20	0.54	0.19
전북(12)	3.66	0.54	0.60	0.45	0.25	0.52	0.16
전남(13)	3.60	0.82	0.47	0.44	0.26	0.56	0.21
경북(14)	3.55	0.60	0.62	0.48	0.21	0.56	0.20
경남(15)	3.81	0.65	0.44	0.52	0.28	0.54	0.16

주: 소득 소비와 관련된 변수는 연간 만원 단위임.

The Analysis on the Determinants of Life-satisfaction in Korea

Sungjin Kang*

Abstract

Using household- and individual-level panel data of KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study) for 1998-2007, this study investigates the determinants of life satisfaction. Descriptive statistics show increasing trend of life satisfaction. There are regional varieties of the life satisfaction – life satisfaction of Jeonbuk, Daegu and Daejeon has risen while that of Ulsan, Chungbuk and Busan tends to decrease or remain the same. The estimation results of random effects ordered panel model show several implications. First, life satisfaction is positively related with own income(consumption) while it is negatively related with regional average income. This result strongly support the relative income hypothesis of consumption function. Second, age effect shows concave relation with life satisfaction. Third, a female tends to show relatively higher degree of life satisfaction. Fourth, marriage, own housing, household head, the number of children under 15 years old and the wage earner tend to have positive relation with life satisfaction while the self-employed show negative relation. Finally, there is a strong support for broaden-and-build theory of positive emotions as proven by the positive and significant coefficient for lagged life satisfaction variable.

Key Words: life-satisfaction, Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS), random effects ordered probit

Received: Feb. 5, 2009. Revised: Feb. 10, 2010. Accepted: March 10, 2010.

* Professor, Department of Economics, Korea University, Anam-dong, Seongbuk-gu, Seoul 136-701, Korea, Phone: +82-2-3290-2225, e-mail: sjkang@korea.ac.kr