

주관적 동등화지수 추정:
한국노동패널 만족도자료를 이용하여
The Subjective Equivalence Index
from KLIPS Satisfaction Data*

김진(Jin Kim)** 황남희(Namhui Hwang)***

국문초록

본 연구는 주관적 동등화지수(subjective equivalence index) 개념을 소개하고, 우리나라 노동패널(KLIPS) 2001-2012년 자료의 만족도(satisfaction) 응답자료를 이용하여 주관적 동등화지수를 추정하는 것을 목적으로 한다. 주관적 동등화지수는 우리나라 기존 문헌에서 다루어온 소비자의 지출행위로부터 도출되는 동등화지수와 달리 가계의 주관적 만족도 보고자료로부터 직접적으로 동등화지수가 도출되어 직관적으로 우수하다는 장점이 있다. 본고에서는 Schwarz(2003)을 중심으로 전개된 주관적 동등화지수의 개념과 동등화지수 계측모형을 소개하고, 우리나라 노동패널1998-2007년 만족도 응답자료를 이용하여 주관적 동등화지수를 계측한 김진·송헌재(2010)과 비교하였다. 계측결과 주관적 동등화지수 탄력성 추정치가 0.68에서 0.61로 하향 조정되었음을 발견하였다. 또한 광역시 지역보다 광역도 지역에서 추정치가 더 높은 것으로 나타났다. 가구주 연령별로는 30대, 40대, 50대로 가면서 추정치가 낮아진 반면, 60대의 경우 추정치가 1보다 커서 규모의 불경제가 나타났다. 마지막으로 여성 가구주의 추정치가 0.95로 남성 가구주의 0.56 보다 높은 것으로 확인되었다. 주관적 동등화지수는 최저생계비 측정의 타당성, 동등화가 계소득의 계측, 불평등도지수의 계측, 그리고 빈곤선 측정 등에 다양하게 활용될 수 있다.

핵심용어: 주관적 동등화지수, 노동패널, 최저생계비, 빈곤수준

경제학 문헌분류기호: H53, I38, J1

* 본고는 매우 미비하기 때문에 인용이나 게재를 불허합니다.

** 동덕여대 경제학과 교수, Tel: 02-790-4442, e-mail: jkim@dongduk.ac.kr

*** 한국보건사회연구원 부연구위원, Tel: 02-380-8357, e-mail: nhui@kihasa.re.kr

I. 서론

우리나라 최저생계비의 경우 보건복지부가 매년 여름에 장관을 위원장으로 하는 중앙생활보장위원회의 심의를 통해 차년도 최저생계비를 결정하여 공표한다. 최저생계비는 국민이 건강하고 문화적인 생활을 유지하기 위하여 소요되는 최소한의 비용으로 정의되며 기초생활수급자 등 각종 복지급여 대상자에 대한 선정 및 급여의 기준으로 활용되고 있다.

차년도 1월 1일부터 적용될 최저생계비는 보통 대표가구인 4인 가구를 기준으로 제시되지만, 좀 더 자세히 살펴보면 1인 가구부터 6인 가구까지 제시하고 있기 때문에 가구원수에 따라 발생하는 소비에 있어서의 규모의 경제가 존재함을 상정하고 있다.¹⁾ <표 1>은 작년과 올해 가구원수별 최저생계비를 보여준다.

<표 1> 2013년 및 2014년 가구원수별 최저생계비

(단위: 원/월)

구 분	2013년 최저생계비	2014년 최저생계비
1인 가구	572,168	603,403
2인 가구	974,231	1,027,417
3인 가구	1,260,315	1,329,118
4인 가구	1,546,399	1,630,820
5인 가구	1,832,482	1,932,522
6인 가구	2,118,566	2,234,223

통상적으로 최저생계비 계측은 3년에 한 번 꼴로 4인 가구 기준으로 최저생활에 필요한 필수품과 그 수량 및 가격을 파악하여 월평균 지출액을 시산함으로써 구해지고 여기에 가구원수가 변화할 때 일종의 가계소비에서의 규모의 경제를 반영하는 조정계수, 즉 동등화지수를 활용하여 산정된다. 이렇게 매년 최저생계비가 가구원수에 따라 조정하여 제시되면 이에 따라 각종 복지정책과 노동정책에 사용된다.

사회구성원들이 공감할 수 있는 동등화지수를 어떻게 정의할 것인가는 쉽지 않다. 우선, 서로 다른 가구 유형을 정의하는 기준을 무엇으로 삼을 것인가에 대한 문제가 있다. 이에 대해서는 경제학자들 사이에 통상적으로 “가구원수”를 사용한다. Buhmann et al.(1988)은 대부분의 동등화지수는 가구원수(h)로 정의되는 조정가구소득을 사용하여 근사적으로 정의될 수 있음을 보였다.²⁾ 그리고, 구체적으로 어떤

1) 7인 이상 가구의 경우 추가되는 가족원에 대해 적용되는 추가 지원액을 제시한다.

2) 가구원수의 증가에 따라 나타나는 공통 소비에 대한 규모의 경제를 상정하고 있는 것이다.

방법을 사용하여 동등화지수를 계산할 것인가의 문제가 있다. 최근까지 주로 활용되어온 방법은 소비자이론에 기초한 것으로 가계소비 자료로부터 소비지출수요함수를 추정하고 이로부터 동등화지수를 도출하는 방식이다. 그러나 이러한 접근 방법은 식별(identification)의 문제³⁾로부터 자유롭지 못하다는 비판을 받아왔다.

Schwarze(2003)는 가구 소득에 대한 주관적인 판단으로부터 직접 동등화 지수의 탄력성을 추정하는 모델을 제시하였다. 이는 가구원에게 가구 소득에 대한 만족도를 묻고 이를 가구원의 후생수준으로 해석하여 가구원의 후생수준과 가구원 수의 관계로부터 동등화 지수 탄력성을 추정하는 방법이다. 이러한 접근 방식은 만족도에 대한 응답이 응답자의 주관적 성향에 크게 의존할 수밖에 없기 때문에 아직 많은 경제학자들 사이에 비판적으로 수용되고 있으나 추정방법이 간단하고 직관적으로 이해가 쉽다는 장점을 가지고 있다. 김진·송헌재(2010)은 우리나라 서베이자료 중 거의 유일하게 만족도에 대한 응답을 포함하고 있는 노동패널을 이용하여 우리나라 주관적 동등화지수를 추정하였다. 1998년 1차 자료로부터 2009년 10차 자료까지의 만족도 응답을 이용한 결과, 우리나라 주관적 동등화지수는 0.68로 나와 규모의 경제가 있음을 보여주었고 보건복지부 최저생계비 계산에서 사용하는 OECD기준과 근사함으로 밝혔다.

본 연구의 목적은 주관적 동등화지수를 소개하고 우리나라 자료로부터 도출한 주관적 동등화지수가 그 이후에 어떠한 변화를 갖는가에 대해 살펴봄으로써 우리나라 가계소비에 있어서의 소위 가구원수에 따른 규모의 경제를 고찰하고자 하는 것이다. 추정 결과 주관적 동등화지수 추정치가 0.68에서 감소하여 0.61인 것으로 나타났다. 이에 대한 해석과 향후 동등화지수 연구에 대한 방향성을 제시할 필요가 있다. 또한 광역 시도별, 가구주 연령별 주관적 동등화지수 추정치의 현황에 대해서도 살펴볼 것이다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 II장에서 동등화지수 추정과 관련된 국내 선행연구를 간단히 소개한다. III장에서는 소득에 대한 만족도 자료를 사용하여 주관적 동등화 지수를 추정하는 방법을 설명한다. IV장에서는 추정에 사용된 데이터와 추정 결과를 제시한다. 마지막으로 V장에서 앞으로의 연구 과제를 제시하는 것으로 결론에 갈음한다.

II. 동등화지수 국내연구

3) 식별의 문제란 대상가구들이 특정한 효용함수를 가지고 있다고 하더라도 수요 자료만으로는 이 효용함수를 찾아내는 것이 불가능하는 것이다. 이에 대한 자세한 설명은 김우철·민희철·박상원(2006)을 참조하기 바란다.

우리나라 가구에 대한 동등화지수 선행 연구는 도시가계연보자료를 이용하여 동등화지수를 산출한 유종구·주학중(1986)의 연구를 시작으로 김진욱(2000), 김진욱(2003), 김우철·민희철·박상원(2006)의 연구를 찾아볼 수 있다. 이 연구들 모두 수요함수 접근법을 사용하여 동등화지수를 추정하였다.

유종구·주학중(1986)은 1965~1984년 도시가계연보자료를 이용하여 전체 지출 및 지출 품목별 동등화지수를 추정하였다. 또한 가구주 연령 및 취업형태에 따른 동등화 지수도 산출하였는데 도시가계연보에는 1인 가구가 포함되어 있지 않아서 2인 가구를 기준가구로 사용하였다. 유종구·주학중(1986)의 추정 결과중 봉급자 가구만을 따로 모아 2인 가구를 100으로 하였을 때의 동등화지수는 3인 가구의 경우 141, 4인 가구의 경우 164, 5인 가구의 경우 185로 나타났다.

김진욱(2000)은 1996년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 동등화지수를 추정하였다. 김진욱은 앙겔 접근법⁴⁾을 사용하였는데 가구 유형을 가구원 수, 연령별 자녀 수, 연령별 가구원 수, 가구주의 성을 이용하여 보다 세밀하게 구분하여 13개의 가구 유형에 대한 동등화 지수를 산출하였다. 김진욱(2000)의 동등화지수 추정 결과중에 대표적인 가구 유형만을 선별하여 1인 가구를 100으로 하였을 때의 동등화 지수는 2인 가구의 경우 134, 3인 가구의 경우 161, 4인 가구의 경우 190 등으로 나타났다.

<표 2> 소득 계층별 동등화지수 추정결과: 김진욱(2003)

가구원수	부유층	중산층	빈곤층
1	100 (1.00)	100 (1.00)	100 (1.00)
2	137 (0.45)	151 (0.59)	192 (0.94)
3	171 (0.49)	197 (0.62)	305 (1.01)
4	202 (0.51)	236 (0.62)	391 (0.98)
5	213 (0.47)	274 (0.63)	459 (0.95)
6	211 (0.42)	309 (0.63)	478 (0.87)

() 안은 동등화지수로부터 도출한 규모탄력성

4) 앙겔 접근법은 가구의 소비 지출 가운데 식료품비가 차지하는 비율을 통해 동등화 지수를 산출하는 방법이다. 전체 지출에서 식료품비가 차지하는 비중과 가구의 후생수준이 반비례한다고 가정하며 한 가구의 식료품비의 비중이 기준가구의 비중과 같아지게 되는 지출의 비율이 동등화 지수이다. 김우철·민희철·박상원(2006)에서 앙겔 접근법에 대한 자세한 설명을 하고 있다.

김진욱(2003)은 가구주의 연령이 60세 미만인 가구를 대상으로 먼저 $c(y,z)=\alpha+\beta y+\gamma z+\epsilon$ 의 선형함수를 추정하였다. c 는 식료품비 지출, y 는 가구 소득, z 는 가구유형을 나타낸다. 동등화지수는 $c(y_z,z)/y_z = c(y_{z'},z')/y_{z'}$ 을 만족하는 $y_z/y_{z'}$ 의 비율이다. 김진욱(2003)은 위의 선형함수형태와 $\ln c(y,z)=\alpha+\beta y+\gamma z+\epsilon$, $c(y,z)/y=\alpha+\beta y+\gamma z+\epsilon$ 도 계산하여 비교하였다. 김진욱(2003)은 김진욱(2000)을 각각의 소득계층에 대해 적용하여 계층별 동등화지수를 추정하였다. 중위소득의 50%이하의 가구를 빈곤층으로, 50%~150% 가구를 중산층으로, 150%이상의 가구를 부유층으로 각각 구분하여 추정한 결과 <표 2>에서 보이는 바와 같이 빈곤층의 탄력성이 부유층의 탄력성의 두 배 정도 높게 나타나고 있고 그 값이 거의 1에 가깝게 나타났다.

유종구 · 주학중(1986), 김진욱(2000, 2003)의 연구들은 수요함수 접근법을 사용하였는데 이러한 접근 방법의 문제점으로 지적되고 있는 식별(identification)문제를 고려하지 않았다. 김우철 · 민희철 · 박상원(2006)의 연구는 이러한 식별문제를 해결하기 위해 이차형의 준이상적 수요체계(Quadratic Almost Ideal Demand System, QUAIDS)를 고려하였다.⁵⁾

<표 3> 김우철 · 민희철 · 박상원(2006) 동등화지수 추정

성인수, 자녀수	엥겔 방법	QUAIDS 방법
(1,1)	55	62
(1,2)	65	74
(2,0)	86	85
(2,1)	93	90
(2,2)	100	100
(2,3)	110	109
(3,0)	111	102
(3,1)	115	109
(3,2)	117	119
(4,0)	136	122

주: 성인수, 자녀수에 따른 가구유형 더미 변수를 적용하여 추정한 결과임.

김우철 · 민희철 · 박상원(2006)은 1999년~2004년의 도시가계자료를 이용하여 QUAIDS에 의한 분석방법을 적용하여 동등화지수를 추정하였다. 가구주의 연령이 20세 이상 60세 미만인 가구만을 대상으로 성인 2인, 자녀 2인으로 구성된 가구를 기준가구로 사용하여 동등화지수를 추정하였는데 동일한 자료를 가지고 엥겔 방법으로 추정한 결과와도 비교하였다. 비교 결과 QUAIDS 접근법이 가구 내 규모의

5) QUAIDS 접근법은 먼저 가구의 수요함수체계를 추정하고 이를 통해 동등화 지수를 계산하는 방법으로 이는 보다 엄밀한 추정방식으로서 선형성의 한계를 극복하고 지출독립성과 같은 동등화 지수 식별조건을 만족시키는 보다 진일보한 방법이다. 자세한 설명은 우철 · 민희철 · 박상원(2006)을 참조할 것.

경제효과를 더 크게 평가하고 있다고 평가하였다.⁶⁾

QUAIDS 접근 방법은 이론적인 측면에서 기존의 수요함수 접근법에 비해 식별 문제를 명시적으로 고려한다는 장점이 있으나 이해가 어렵고 추정방법이 매우 복잡하다는 단점을 갖고 있다. 또한 추정해야하는 파라미터의 수가 많고 우도함수의 형태가 매우 비선형적이어서 실제로 최우추정법을 적용하였을 때 안정적인 추정 결과를 보장하지 않는다. 이에 반해 본 연구의 주관적 동등화지수 접근 방법은 직관적으로 이해하기 쉽고 또한 추정 방법이 매우 간단하여 적용하기 쉽다는 장점을 갖고 있다.

III. 주관적 동등화지수 추정 방법

주관적 동등화지수는 가구원수에 따른 소비에서의 규모의 경제를 동일한 수준의 만족도 또는 행복도를 나타내는 조정치로 이해함으로써 구해진다. 만족도에 대한 자료가 현실에서 관찰되는 객관적인 자료가 아니고 응답자의 진술에 의존하기 때문에 이를 바탕으로 한 연구는 그 해석에 다양한 비판이 이루어지고 있어 분석 및 그 해석에 매우 조심하여야 한다. 그럼에도 불구하고 1990년대 이후 만족도에 대한 자료를 이용한 경제학적 분석이 활발하게 이루어졌다. Clark and Oswald(1994), Winkelmann and Winkelmann(1998) 등은 만족도 자료를 사용하여 노동시장 관련 연구를 하였고, Stanovik(1992), Schwarze and Härpfer(2002) 등은 소득 불평등에 대한 연구에 활용하였다. 이밖에도 Easterlin(1995, 2001) 등은 만족도 자료를 가지고 다양한 주제를 연구하고 있다.⁷⁾ 이와 더불어 오래전부터 심리학자들은 만족도가 개인의 후생수준을 측정하는데 유효하게 사용될 수 있음을 보였다. 본 연구에서 사용하는 Schwarze(2003)의 주관적 동등화지수 추정 방법은 개인의 만족(행복)도와 경제학의 주요 개념인 효용(후생) 사이에 체계적인 관계가 있다는 가정에 근거한 접근 방법이다.

근래의 많은 가구 조사 자료에는 현재 응답자의 만족도에 대한 설문이 포함되어 있다. 현재 응답자의 건강, 가구 소득, 전반적인 삶에 대한 만족도 등을 묻고 이를 척도화하여 응답하도록 하고 있다. 예를 들어 매우 불만족한 상태에 0, 매우 만족한 상태에 10의 값을 부여하고 응답자의 만족도 정도를 그 사이의 값으로 응답하도록 설계되어 있다. 주관적 동등화 지수를 추정하기 위해 Schwarze는 응답자 개인이 가

6) <표 4>는 김우철·민희철·박상원(2006)의 <표 III-16>과 <표 III-19>의 결과를 재구성하여 김우철·민희철·박상원이 각각의 방법에 의해 추정한 동등화 지수 추정 결과를 비교하고 있다.

7) Frey and Stutzer(2000)는 경제학에서 만족도 자료를 어떻게 활용하고 있는지에 대한 포괄적인 개요를 설명하고 있다.

구 소득 만족도에 대한 질문에 대답할 때 가구 총소득 Y 에 대해 평가하기보다 가구원 수에 따라 조정된 소득(동등화 소득) Y^e 에 대해 평가한다고 가정하였다. 이는 응답자 개인은 가구원 수가 증가함에 따라 발생하는 규모의 경제정도를 인식하고 이에 근거하여 가구 소득을 평가한다는 의미이다. 만일 현실에서 가구 소득 만족도 S^* 에 대한 연속적인 측정이 가능하고 가구 소득의 만족도에 대한 한계효용이 체감한다고 가정한다면 Schwarze 모델은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i^e + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (1)$$

X 는 설문 응답자의 인구학적 특징을 나타내는 변수들로서 응답자의 연령, 학력, 성별 등이 포함될 수 있다. 이 모델은 암묵적으로 가구원들이 가구 소득을 균등하게 분배하고 있다고 가정한다.⁸⁾ 가구원 수로 조정된 가구 소득($Y^e = Y/h^e$)을 식 (1)에 대입하면 다음의 식을 얻는다.

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{Y_i}{h_i^e} \right) + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (2)$$

식 (2)를 다시 정리하면 다음과 같은 식 (3)을 얻을 수 있다.

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i - e \beta_1 \ln h_i + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (3)$$

식 (3)으로부터 탄력성(e)은 $e = e\beta_1/\beta_1$ 로 추정할 수 있게 된다. 즉, 추정 방정식 (3)으로부터 가구 소득 로그 값의 추정계수를 가구원 수 로그 값의 추정계수로 나누어서 탄력성을 도출할 수 있다.

데이터에서는 연속적으로 관측되는 만족도(S^*)에 대한 정보대신 척도화된 만족도(S)에 대한 정보만을 얻을 수 있다. 이러한 경우 일반적인 선형의 회귀방정식을 이용할 수 없고 ϵ 이 정규분포를 따른다고 가정하여 ordered probit model을 적용할 수 있다.⁹⁾

같은 수준의 만족도를 누리고 있더라도 다른 수준의 만족도를 보고하게 된 것을 각 응답자 개인의 고정효과(fixed effects)로 설명할 수 있으며 패널데이터를 이용하면 고정효과를 제거한 후의 일치(consistent)추정량을 얻을 수 있기 때문이다. 고정

8) Schwarze는 이 가정에 대한 검증을 시도하지 않고 Jenkins(1991)를 참조할 것을 권하였다.

9) Ordered Probit Model에 대한 자세한 설명은 Greene(2002)을 참조할 것.

효과모형을 식 (3)에 적용하면,

$$S_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{it} - e\beta_1 \ln h_{it} + X_{it}'\beta_2 + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

위와 같은 식 (4)를 적용하여 탄력성에 대한 일치추정량을 구할 수 있다. 그러나 위에서 전술한 바와 같이 데이터에서 관측되는 것은 연속적으로 관측되는 만족도 (S^*)가 아닌 척도화된 만족도(S)이기 때문에 식 (4)에서와 같은 선형의 고정효과모형을 바로 적용할 수 없는 문제가 있다. 아직까지 nonlinear model에서의 고정효과모형은 fixed-effects logit model이외에는 알려진 바가 없다.¹⁰⁾ 따라서 고정효과모형을 적용하기 위해서는 만족도 변수를 0과 1로만 나타내는 binary 변수로 전환해야한다.¹¹⁾ 이런 과정을 거쳐 fixed-effects logit model을 적용하면 만족도를 나타내는 binary 변수가 패널의 기간(T)동안 한번 이상 변화했던 개인들만을 이용하여 일치추정량을 구하게 된다. 본 연구에서는 Schwarze가 제시한 방법에 따라 ordered probit model과 fixed-effects logit model을 각각 적용하여 탄력성을 추정하고 추정된 결과를 비교한다.

IV. 주관적 동등화지수 추정

본장에서는 먼저 1절에서 본 연구에 사용된 한국노동패널(KLIPS)의 주요 변수인 만족도자료들에 관해 간단히 설명하고 이를 활용한 선행 연구를 소개한다. 다음으로 2절에서는 실증에 사용된 데이터를 KLIPS 만족도자료를 이용하여 설명한다. 3절에서는 주관적 동등화지수 탄력성 추정 결과를 제시한다.

1. 한국노동패널의 만족도자료 및 선행 연구

한국노동패널(Korean Labor and Income and Panel Study: KLIPS)은 1998년 이후 매해 조사가 이루어지는 한국의 대표적인 패널데이터로서 전국을 대표하는 표본 가구 및 개인들의 경제활동 전반에 관한 포괄적인 조사를 하고 있다. KLIPS는 또한 1차 년도 이래로 15세 이상의 가구원들에게 가족의 수입, 여가 생활, 주거 환경, 가족 관계, 친인척 관계, 사회적 친분 관계, 그리고 전반적인 생활에 대한 만족도의

10) Fixed-effects logit model에 대한 자세한 설명은 Arellano and Honoré(2001)을 참조할 것.

11) Chrouchley(1995)는 binary 변수로 전환하기 위해 기준점을 어떻게 정하느냐에 상관없이 fixed-effects logit model이 일치추정량을 구할 수 있음을 보였다.

정도를 5점 척도로 평가하여 응답하도록 하고 있다.

KLIPS 데이터에 있는 만족도 자료를 활용한 연구의 예를 살펴보면 대표적으로 이현송(2004), 강성진(2005), Kim and Do(2009)등을 들 수 있다. 이현송(2004)은 소득과 삶의 만족 간의 관계를 설명하는 욕구이론과 비교이론을 대비하여 분석하였다. 분석결과 우리나라에서는 소득과 삶의 만족 간에 소득에 대한 만족이 매개적 역할을 하는 것으로 밝혀져 소득이 높을 경우 소득에 대해 만족하게 되고 이것이 다시 전반적인 삶에 대한 만족을 가져온다는 욕구이론을 뒷받침하고 있다. 그러나 같은 소득에서도 교육 수준이 상이하거나 과거에 비해 현재의 소득이 높거나 낮아서 만족도에 영향을 받는다는 비교이론의 가설은 기각되었다.

강성진(2005)은 우리나라 국민들이 느끼는 행복감의 결정변수들이 무엇인지 ordered probit model을 사용하여 실증 분석하였는데 1인당 소득보다는 소비의 영향이 상대적으로 크게 나타나고, 자신의 소득에 비해 자신이 속한 지역의 소득이 클수록 본인의 행복감은 감소함을 보여 주었다. 또한 15세 이하의 가구원 수는 행복감과 양의 관계를 보이거나 60세 이상의 가구원 수는 음의 관계를 나타내었고 교육 수준이 높을수록 느끼는 행복감의 정도가 크게 나타남을 발견하였다.

Kim and Do(2009)는 fixed-effects logit model을 사용하여 가구주인 남편의 실업이 가구주의 배우자인 아내의 삶의 대한 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 남편의 실업이 아내 삶의 만족도에 미치는 영향은 아내 본인의 실업이 미치는 영향, 아내 본인의 나쁜 건강상태가 미치는 영향과 비견될 정도로 크게 추정되었다. 특히 가구 소득이 미치는 효과에 비할 때 그 크기가 4배에 이를 정도로 크게 나타나서 배우자의 실업이 아내의 전반적인 삶의 만족도에 미치는 효과는 경제적인 것보다 정신적인 통로에 의한 효과가 더 크게 작용할 수 있음을 보였다.

2. 데이터

본 연구에서는 KLIPS 자료를 사용하여 Schwarze 모델을 추정하였다. Schwarze는 독일의 1992~1999년 GSOEP 데이터를 사용하여 모델을 추정하였는데 추정에 사용한 표본은 가구 설문에서 가구 소득을 보고한 사람들로만 한정하였다. 이는 오직 가구 소득을 보고한 개인들만이 개인설문에서 가구 소득에 대한 만족도 질문에 응답하였기 때문이다. 이에 반해 KLIPS에서는 15세 이상의 모든 가구원이 가구 소득에 대한 만족도 질문에 응답하였다. Schwarze의 방법을 그대로 적용하기 위해서는 KLIPS에서 가구설문에 응답한 가구원의 가구 소득에 대한 만족도를 종속변수로 사용하여야 하지만 KLIPS에서는 가구원 중 누가 가구설문에 응답하였는지 알 수

없는 관계로 본 연구에서는 가구주의 가구 소득에 대한 만족도를 종속변수로 정의하였다. 따라서 추정에 사용된 표본은 가구 내의 가구주들로 한정하였다. 가구주 표본의 선택을 정당화하기 위해서는 가구원들이 가구 소득에 대한 정보를 공유하고 있다는 가정이 필요하다.¹²⁾

본 연구에서 활용한 자료는 한국노동패널조사 4~15차(2001~2012년)이다. 한국노동패널조사는 1998년 1차를 시작으로 도시 지역에 거주하는 5,000 가구와 그 가구원에 속한 대상으로 매년 가구의 경제상태 및 가구원의 경제활동 등을 추적 조사하는 종단조사(longitudinal survey)이다. 현재 2012년 15차 자료까지 활용 가능하다. 그러나 본 연구에서 탄력성을 추정하는데 주요변수로 이용되는 지난 한달 간 가구 소득이 제공되는 기간을 고려하여 분석기간을 4차 부터로 한정하였다. 한국노동패널조사에서 가구소득은 작년 한해와 지난 한달로 두 가지가 조사되고 있다. 작년 한해 가구소득은 1998년 1차부터 조사되었지만, 지난 한달은 4차부터 추가로 조사되기 시작하였다. 본 연구에서 종속변수로 활용되는 가구소득에 대한 만족도는 조사시점을 기준으로 작성되므로, 가구소득은 보다 인접한 조사기간인 지난 한달이 보다 적합하다고 판단된다.

가구소득에 대한 만족도는 한국노동패널조사의 개인자료에서 가족의 수입에 대해 얼마나 만족하는지 5점 척도로 조사하고 있다. 1.매우 만족스럽다, 2.만족스럽다, 3. 보통이다, 4.불만족스럽다, 5.매우 불만족스럽다 이므로 본 연구에는 만족도가 높을수록 숫자가 커지는 것으로 다시 코딩하였다. <표 4>의 가구소득 만족도 분포를 살펴보면 보통이라고 응답한 경우가 48.6%로 가장 많고, 그 다음으로 불만족이 31.8%로 두 번째로 응답비율이 높았다. 가족소득에 만족하는 비율은 14%로 나타났다.

<표 4> 가구소득 만족도 분포(2001~2012)

가구소득 만족도	비율(%)	누적비율(%)
매우 불만족	5.3	5.3
불만족	31.8	37.1
보통	48.6	85.7
만족	14.0	99.7
매우 만족	0.3	100

12) 그러나 만일 가구주의 배우자가 가구설문에 응답하였고 가구주의 배우자가 가구주의 개인소득을 정확히 알지 못할 경우 추정에 사용된 가구 소득에는 측정오차가 포함되어있을 확률이 높다. (맞벌이 부부의 경우 각 배우자가 본인의 근로소득을 따로 관리할 경우 상대방 배우자의 소득을 정확히 모르는 상황이 발생할 수 있다.) 따라서 추정 결과에 편의가 발생할 수 있음에 주의해야 한다.

본 연구에서 규모탄력성 추정모형에서 주요변수인 가구소득과 가구원 수는 로그로 전환한 후 모형에 투입하였다. 가구소득은 경상소득이며, 소비자물가지수를 적용하여 2010년 값으로 전환하였다. 통제변수는 연령과 연령제곱, 성별, 교육년수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 16개 광역시·도 거주지 더미, 연도 더미를 투입하였다. 그리고 지역에 따라 소득수준과 물가수준이 다르므로, 가구원 수에 따른 가구규모의 탄력성이 다를 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 거주지를 광역시(특별시 포함)와 광역도로 구분하여 탄력성을 추정한 후, 전체 지역의 규모 탄력성과 차이가 있는지 살펴볼 것이다. 이때 지역별 규모탄력성 모형에는 16개 광역시·도 거주지 변수를 활용하여 7개 광역시(서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 대전광역시, 인천광역시, 울산광역시)와 9개 광역도로 구분한다.

한편 분석대상은 4차~15차에서 1회 이상 응답한 모든 가구주로 하였다. 규모탄력성을 추정하는데 활용되는 가구소득과 가구원 수가 가구자료에서 제공되고 있는데, 가구의 소득을 가장 잘 알고 있는 개인은 가구주이기 때문이다. 즉 본 연구는 가구주가 가구소득에 대해 보다 정확한 만족도를 형성한다고 가정한다. 따라서 본 모형에서 활용되는 인구사회학적 특성은 가구주 기준이다.

<표 5> 주요변수의 기초통계량

변수	전체		광역시		광역시도	
	평균	표준오차	평균	표준오차	평균	표준오차
가구소득 만족도	2.80	0.0032	2.76	0.0046	2.82	0.0041
가구소득(만원)	271.18	1.0841	282.22	1.6203	260.02	1.4015
가구원수(명)	2.87	0.0026	2.87	0.0034	2.83	0.0034
가구주 연령(세)	47.47	0.0132	46.40	0.0185	47.65	0.0160
가구주 교육년수(년)	11.83	0.0020	12.23	0.0027	11.66	0.0028
여성 가구주(%)	22.2	-	22.2	-	21.5	-
가구주 근로자(%)	36.0	-	55.6	-	54.5	-
가구주 자영업자(%)	16.8	-	20.0	-	22.5	-
거주지 광역시(%)	45.6	-	-	-	-	-

주: 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

<표 5>의 기초통계량을 살펴보면, 가구소득 만족도는 평균 2.8로 가구소득에 대한 만족도가 보통 이하로 낮은 수준임을 알 수 있다. 가구소득은 월평균 271만원이며, 가구원 수는 평균 2.9명이다. 가구주의 인구사회학적 특성을 살펴보면 평균연령 47.5세, 여성 비율 22.2%, 평균 교육년수 11.8년이다. 이는 분석대상의 교육수준이 고졸에 근접한다는 것을 의미한다¹³⁾. 또한 근로자 및 자영업자 비율은 각각 36.0%와 16.8%로 근로자의 비율이 2배 이상 더 많은 것으로 확인된다. 거주지의 광역시 비율은 45.6%이다. 광역시와 광역도 차이를 살펴보면, 광역시가 가구소득과 가구원수, 가구주 교육년수, 여성가구주 비율, 가구주 근로자 비율이 광역도에 비해 높은 편이지만 그 차이는 크지 않다. 반면 가구소득 만족도와 가구주 연령, 가구주 자영업자 비율은 광역도가 광역시에 비해 약간 높은 편이다.

<표 6>은 가구주의 연령을 30대, 40대, 50대, 60대 이상으로 구분하여 주요변수의 기초통계를 제시하고 있다. 30대는 가구소득 만족도와 교육년수, 근로자 비율이 가장 높고, 40대는 가구원 수가 가장 많다. 50대는 가구소득과 자영업자 비율이 가장 높고, 60대는 여성 가구주 비율이 가장 높은 것으로 나타난다.

<표 6> 주요변수의 기초통계량 : 연령집단별

변수	30대		40대		50대		60대 이상	
	평균	표준오차	평균	표준오차	평균	표준오차	평균	표준오차
가구소득 만족도	2.88	0.0057	2.76	0.0054	2.74	0.0052	2.70	0.0049
가구소득(만원)	288.31	1.6161	334.68	1.9771	340.35	2.4322	184.73	2.0114
가구원수(명)	2.97	0.0043	3.66	0.0025	3.41	0.0040	2.30	0.0039
가구주 교육년수	14.04	0.0020	12.74	0.0021	11.12	0.0014	8.11	0.0016
여성 가구주(%)	14.1	-	12.3	-	16.0	-	33.6	-
가구주 근로자(%)	73.4	-	61.7	-	49.2	-	21.3	-
가구주 자영업(%)	16.1	-	28.9	-	33.4	-	22.9	-

주: 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

가구주의 성별에 따른 차이를 살펴보면, 여성 가구주는 남성 가구주에 비해 연령

13) 교육년수가 초등학교 졸업 6년, 중학교 졸업 9년, 고등학교 졸업 12년이다.

이 5세 많다. 그 이외에 가구소득 만족도, 가구소득, 가구원 수, 교육년수, 근로자 및 자영업자 비율은 남성 가구주가 여성 가구주에 비해 높은 것으로 나타난다. 특히 남성 가구주의 가구소득은 여성 가구주에 비해 약 2배 높은 편이다.

<표 7> 주요변수의 기초통계량 : 성별

변수	남성		여성	
	평균	표준오차	평균	표준오차
가구소득 만족도	2.84	0.0037	2.66	0.0070
가구소득(만원)	303.46	1.3216	158.17	1.5768
가구원수(명)	3.16	0.0030	1.87	0.0049
가구주 연령(세)	46.34	0.0156	51.41	0.0232
가구주 교육년수(년)	12.52	0.0024	9.41	0.0034
가구주 근로자(%)	58.5	-	41.4	-
가구주 자영업자(%)	24.7	-	12.7	-

주: 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

3. 추정 결과

탄력성 추정을 위해 사용된 핵심변수들은 가구 소득에 대한 만족도, 가구 소득, 가구원 수, 가구 내 18세 이하 자녀수이고 통제변수로서 연령, 연령의 제곱, 교육연수, 성별, 근로자 더미, 자영업자 더미, 16개 시·도 거주지 더미 그리고 연도 더미를 추가하였다.

가구원 수에 따른 규모탄력성을 추정된 결과가 <표 8>에 제시되어 있다. 첫 번째 열은 한국노동패널조사 2001~2012년 자료를 모두 결합하여 Ordered Probit Model을 추정된 것이며, 두 번째 열은 가구주의 관측되지 않는 이질성(heterogeneity)을 통제하기 위해 Fixed-effects Logit Model을 추정된 것이다. 전자의 Ordered Probit Model에서는 종속변수인 가구소득 만족도는 5점 척도를 그대로 활용하였지만, Fixed-effects Logit Model은 가구소득 만족도를 이항변수로 다시 코딩하였다. 만족도가 불만족(1, 2)이면 0, 보통 이상(3, 4, 5)이면 1로 전환하였다. Chrouchley(1995)에 의하면 이항변수로 전환하는 기준값을 무엇으로 정하느냐에 관계없이

Fixed-effects Logit Model은 일치추정량을 구할 수 있다(김진·송헌재, 2010 재인용).

<표 8> 가구원 수에 따른 규모탄력성 분석결과

종속변수: 가구소득 만족도	Pooled Ordered Probit	Fixed-effects Logit
ln(가구경상소득)	0.207 *** (0.0050)	0.234 *** (0.0100)
ln(가구원수)	-0.125 *** (0.0169)	-0.224 *** (0.0560)
규모탄력성	0.6059 ***	0.9575 ***
관측치	62,955	45,572
대상자	9,201	5,422

주: ()는 표준오차를 의미함. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

추정결과 Ordered Probit Model의 탄력성은 0.61, Fixed-effects Logit Model의 탄력성은 0.96으로 Ordered Probit Model에서 가구내 규모의 경제가 더 큰 것으로 평가되었다. 이러한 결과는 김진·송헌재(2010)와 동일한 것이며, 다만 Ordered Probit Model은 가구내 규모의 경제 크기가 0.08 증가, Fixed-effects Logit Model의 가구내 규모의 경제 크기는 0.19 감소한 것으로 확인되었다.

<표 9> 광역 시도별 탄력성: Pooled Ordered Probit

종속변수: 가구소득 만족도	광역시	광역도
ln(가구경상소득)	0.229 *** (0.0070)	0.344 *** (0.0130)
ln(가구원수)	-0.139 *** (0.0247)	-0.227 *** (0.0405)
규모탄력성	0.6059 ***	0.6598 ***
관측치	31,073	31,882
대상자	4,763	5,262

주: ()는 표준오차를 의미함. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

한편 <표 9>에는 광역시와 광역도에 따른 가구 내 규모의 경제의 크기를 볼 수 있다. 광역시의 탄력성이 0.61로 광역도의 탄력성 0.66 보다 약 0.05 큰 것으로 나타났다. 즉 광역시의 가구 내 규모의 경제가 광역도에 비해 크다는 것을 알 수 있다.

가구주의 연령집단에 따라 가구 내 규모의 경제 크기가 다르다.

<표 10>에서 50대는 탄력성이 0.3061로 가구 내 규모의 경제가 가장 크고, 그 다음 40대 0.4000, 30대 0.5066으로 추정되었다. 반면에 60대 이상 고령 가구는 탄력성이 1.0349로 가구의 규모경제가 거의 없거나, 오히려 가구의 규모불경제가 있는 것으로 확인되었다.

<표 10> 가구주연령별 탄력성: Pooled Ordered Probit

종속변수: 가구소득 만족도	30대	40대	50대	60대 이상
ln(가구경상소득)	0.469 *** (0.0253)	0.549 *** (0.0261)	0.436 *** (0.0214)	0.272 *** (0.0138)
ln(가구원수)	-0.238 *** (0.0471)	-0.219 *** (0.0625)	-0.133 *** (0.0683)	-0.282 *** (0.0619)
규모탄력성	0.5068 ***	0.4000 ***	0.3061 ***	1.0349 ***
관측치	13,575	14,598	12,923	18,850
대상자	3,252	3,310	2,822	3,121

주: ()는 표준오차를 의미함. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<표 11> 가구주성별 탄력성: Pooled Ordered Probit

종속변수: 가구소득 만족도	남성	여성
ln(가구경상소득)	0.414 *** (0.0118)	0.303 *** (0.0158)
ln(가구원수)	-0.232 *** (0.0351)	-0.288 *** (0.0578)
규모탄력성	0.5598 ***	0.9523 ***
관측치	49,936	13,019
대상자	6,910	2,291

주: ()는 표준오차를 의미함. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

가구 내 규모의 경제는 가구주 성별에 의해서도 영향을 받는다. <표 11>에는 가구주성별 탄력성이 제시되어 있으며, 남성 가구주의 탄력성이 0.5598로 여성 가구주의 탄력성 0.9523 보다 큰 것을 알 수 있다. 즉 남성 가구주의 가구 내 규모의 경제가 여성 가구주에 비해 크다는 것을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구는 최저생계비 산정시 사용되는 동등화지수를 계측하는 방법 중에 주관적 만족도자료를 이용하는 Schwarze(2003) 모델을 적용하여 우리나라 가구의 주관적 동등화지수 탄력성 e 를 노동패널 만족도자료를 이용하여 추정하였다. 추정 결과 주관적 동등화지수 탄력성이 김진·송헌재(2010)에서 계측된 0.68보다 작은 0.61로 나타났다. 동등화지수 탄력성이 작을수록 규모의 경제가 있기 때문에 우리나라 경제 전체로 볼 때 가구내 소비의 규모의 경제가 강화된 것으로 추정할 수 있다.

추정결과로 나타난 ‘우리나라 가구내 소비의 규모의 경제의 강화’에 대해 다양한 의견을 제시할 수 있을 것이다. 우선, 주관적 동등화지수의 특성을 고려할 때 경제 전체적으로 어려워지면서 가구소득이 상대적으로 감소하였으나 경제가 어려워지면서 가족간 유대가 증가하고 규모의 경제가 강화되어 가구주의 만족도가 유지되었다는 가설이다. 또한, 경제전체적으로 어려워지면서 가구내 소비의 규모의 경제가 강화되어 가구주의 만족도가 유지되기 위한 조정가구소득이 감소하는 것을 감내하였다는 가설이다. 과연 이 두 가설이 적절한 것인지 또는 다른 가설들이 제시될 수 있는지에 대해서는 향후 좀 더 심층적인 분석을 수행해야 할 것이다.

본 연구의 공헌은 주관적 동등화지수를 처음 시도한 김진·송헌재(2010)와 달리 만족도조사에 활용되는 가구소득으로 ‘지난 한 달’의 소득을 활용하였다는 것이다. 이에 따라 ‘지난 한 달’ 소득이 조사된 4차(2001년)조사부터의 자료를 활용하여 주관적 동등화지수 탄력성을 추정하였다. 세계적인 경제 침체로 말미암아 소득 자체는 상대적으로 감소하였기 때문에 동일한 만족도에 대해 감내할 조정가구소득이 감소하였다고 생각되며 이에 대해서는 동등화지수 탄력성이 감소하여 가구내 소비의 규모의 경제의 강화가 발생할 것으로 이해할 수 있겠다.

본고에서는 광역시도별 규모탄력성 추정치가 계상되어 광역시와 광역도의 차이에 대한 논의의 방향을 관찰할 수 있었다. 우선 광역시의 규모탄력성이 작아 가구내 소비의 규모의 경제가 더 있음을 알 수 있었다. 광역시와 광역도의 만족도 차이를 낚는 다양한 요인들이 있기 때문에 그리고 그 방향이 다양하기 때문에 일괄적인 결론을 낼 수 없겠으나, 앞의 결과에 따르면 가구내 소비의 규모의 경제에 대한 광역

시와 광역도의 차이에 근거한 정책 개발이 진행되어야 할 것으로 사료된다.

본고에서는 또한 가구주 연령별 규모탄력성 추정치를 계상하여 보고하였다. 60대 이상의 가구주 연령을 갖는 가구는 평균 가구원수가 2.3이었는데 가구주 평균 교육년수가 낮아져 평균 가구소득이 매우 낮았다. 이러한 실제 평균 가구소득의 결여는 가구내 소비의 규모의 경제가 아닌 규모의 불경제를 나타내 규모탄력성이 1.03으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 가구주 연령대가 30대, 40대, 50대로 증가함에 따라 규모탄력성은 0.51, 0.4, 0.31로 작아지면서 가구내 소비의 규모의 경제가 강화되고 있었다. 향후 가구주 연령대별 규모탄력성 변화에 대한 좀 더 세밀한 분석이 요구된다.

가구주의 성별에 따른 규모탄력성 추정을 통해 남성 가구주와 여성 가구주의 차이가 고려되어야 함을 알 수 있었다. 남성 가구주의 규모탄력성이 작은 것으로 나타나, 남성 가구주의 가구 내 소비의 규모 경제가 여성 가구주에 비해 더 큰 것을 관찰하였다. 정책설계시 가구주의 성별에 따른 사항이 고려되어야 할 것이다.

본고에서 논의한 주관적 동등화지수 측정은 좀 더 세부적으로 추진할 필요가 있다. 우선, 김진욱(2000)에서 보고된 바와 같이 빈곤층 가구에서 가구원의 증가에 따른 규모의 경제가 발생하고 있지 않은지에 대해 분석할 필요가 있다. 이는 소득분위로 나누어 분석할 수 있으며, 그 결과는 1인 가구의 증가와 최저생계비 결정에 좀 더 상세한 기초자료로 활용될 수 있으리라 생각한다. 본고에서 사용한 추정법을 이용하여 분석한 결과 만족할만한 결과를 얻을 수 없어서 기각하였지만 향후 좀 더 엄밀한 분석법을 이용하여 분석할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 강성진, 「한국인의 생활만족도의 결정요인에 대한 연구」, 제6회 한국노동패널 학술대회, 2005.
- 김우철·민희철·박상원, 「소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구」, 한국조세연구원, 2006.
- 김진·송헌재, 「노동패널을 이용한 주관적 동등화 지수 추정」, 『재정학연구』 제3권 제2호, 한국재정학회, 2010, pp. 97~123.
- 김진욱, 「한국 가계의 동등화 소비단위」, 『공공경제』 5, 한국공공경제학회, 2000, pp. 251~283.
- 김진욱, 「계층별 동등화 소비단위」, 『공공경제』, 8, 한국공공경제학회, 2003, pp.

27~55.

- 유종구·주학중, 「우리나라 도시가구의 동등화 소비단위」, 『한국개발연구』, 겨울호, 한국개발연구원, 1986, pp. 2~15.
- 이현송, 「소득 및 소득에 대한 만족과 전반적 삶의 만족간의 관계」, 제2회 한국노동패널 학술대회, 2000.
- Arellano, M. and B. Honoré, "Panel Data Models: Some Recent Developments," in J. J. Heckman and E. Leamer (eds), *Handbook of Econometrics*, Vol.5, Elsevier, Amsterdam, 2001, pp. 3229~3296
- Becker, Gary S. *A Treatise on The Family*, Harvard University Press, Cambridge, 1991.
- Buhmann, B., L. Rainwater, G. Schmaus, and T. J. Smeeding, "Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates Across Ten Countries using the Luxembourg Income Study (LIS) Database," *Review of Income and Wealth*, 34, 1988, pp. 115~142.
- Chrouchley, R., "A Random-effects Model for Ordered Categorical Data," *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1995, pp. 489~498.
- Coulter, F. A. E., F. A. Cowell, and St. P. Jenkins, "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty," *The Economic Journal*, 44, 1992b, pp. 77~124.
- Easterlin, R., "Will Rising the Incomes of all Increase the Happiness of All?," *Journal of Economic Behaviour and Organization*, 27, 1995, pp. 35~41.
- Easterlin, R., "Income and Happiness: Towards a Unified Theory," *Economic Journal*, 111, 2001, pp. 465~484.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice-Hall International, London, 2000.
- Jenkins, St. P., "Poverty Measurement and the Within-Household Distribution," *Journal of Social Policy*, 20, 1991, pp. 357~383.
- Kim, M. H. and Y. K. Do, "The Effect of Household Head's Employment Status on Subjective Well-Being of Female Spouses," 10th Korean Labor and Income Panel Study Conference, 2009.
- Schwarze, J., "Using Panel Data on Income Satisfaction to Estimate Equivalence Scale Elasticity," *Review of Income and Wealth*, 49, 2003, pp. 359~372.
- Schwarze, J. and M. Härpfer, "Are People Inequality Averse, and Do They Prefer

- Redistribution by the State? Evidence from German Longitudinal Data on Life Satisfaction," *Journal of Socio-Economics*, 36, 2007, pp. 233-249.
- Stanovnik, T., "Perception of Poverty and Income Satisfaction," *Journal of Economic Psychology*, 13, 1992, pp. 57~69.
- Winkelmann, L. and R. Winkelmann, "Why are the Unemployed so Unhappy? Evidence from Panel Data," *Economica*, 65, 1998, pp. 1~15.