

KLIPS자료를 이용한 가구소비 규모탄력성 추정

The Estimation of the Scale Elasticity based on the KLIPS Satisfaction Data*

김진**, 조문석***

복지정책에 중요한 개념인 최저생계비는 가구원수에 따라 일종의 소비에서 발생하는 규모의 경제를 반영하여 계산되고 공표된다. 최근 선진국에서 최저생계비 등 산정에 많이 활용하는 주관적 동등화지수(subjective equivalence index)는 우리나라 기존문헌에서 다루어온 소비자의 지출행위로부터 도출되는 동등화지수와 달리, 가계의 주관적 만족도 보고자료로부터 직접적으로 동등화지수가 도출되어 직관적으로 이해하기 우수하다. 본 논문은 우리나라 노동패널(KLIPS) 2001-2022년 자료의 만족도(satisfaction)설문 응답자료를 이용하여 우리나라 주관적 동등화지수를 얻기 위해 필수적인 가구소비 규모탄력성을 추정하는 것을 목적으로 한다. Schwarz(2003)을 중심으로 전개된 주관적 동등화지수의 개념과 동등화지수 계측모형을 간략하게 소개하고, 우리나라의 주관적 동등화지수를 계측한 김진·송헌재(2010), 김진·황남희(2014) 등과 비교하였다. 계측결과 주관적 동등화지수 규모탄력성 추정치가 0.6828과 0.6059에서 0.4556으로 대폭 감소하였음을 발견하였다. 또한 광역시-광역도 비교분석, 가구주 연령별 비교분석, 성별 비교부녀 모두에서 동등화지수 추정치가 감소한 것으로 나타났다. 규모탄력성 추정치는 주관적 동등화지수를 통해 최저생계비 시산, 동등화가계소득의 계측, 불평등도지수의 계측, 그리고 빈곤선 측정 등에 다양하게 활용되기 때문에 이러한 동등화지수 추정치 감소추세에 대한 해석 및 정책환류에 대하여 폭넓은 연구가 향후 필수적이라 판단된다.

핵심용어 : 주관적 동등화지수, 규모탄력성, 노동패널, 최저생계비, 만족도
경제학 문헌분류기호 : H53, I38, J1

1. 서론

우리나라 최저생계비는 국민이 건강하고 문화적인 생활을 유지하기 위하여 소요되는 최소한의 비용으로 정의되며 기초생활수급자 등 각종 복지급여 대상자에 대한 선정 및 급여의 기준으로 활용되고 있다. 법적 근거에 따라 최저생계비는 보건복지부가 매년 중앙생활보장위원회의 심의를 통해 차년도 최저생계비를 결정하여 공표

* 본고 준비를 위해 데이터 사용을 허락한 한국노동패널(KLIPS)에 감사드린다.

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

*** 한성대 행정학과 교수, Tel: 02-760-4343, e-mail: lucianocho@hansung.ac.kr

한다. 최저생계비는 보통 대표가구인 4인 가구를 기준으로 제시되지만, 좀 더 자세히 살펴보면 1인 가구부터 6인 가구까지 제시하고 있다. 7인 이상 가구의 경우 추가되는 가족원에 대해 적용되는 추가 지원액을 제시한다.

<표 1>은 작년과 올해 가구원수별 최저생계비를 보여준다. 2022년 1인 가구의 최저생계비는 월 116만 6,887원이고 2023년에는 6.8% 증가하여 월 124만 6,735원이다. 4인 가구의 경우 2022년 월 307만 2,648원이고 2023년에는 5.5% 증가하여 월 324만 578원이다. 4인 가구의 1인당 최저생계비가 2023년 81만 145원이기 때문에 1인 가구의 최저생계비 124만 6,735원보다 1인당 최저생계비가 작다. 이는 가구원수에 따라 발생하는 가계소비에 있어서의 규모의 경제(economy of scale)를 반영하기 위함이다.

<표 1> 2022년 및 2023년 가구원수별 최저생계비

(단위 : 원/월)

| 구 분 | 2022년 최저생계비 | 2023년 최저생계비 | 증가율 |
|-------|-------------|-------------|------|
| 1인 가구 | 1,166,887 | 1,246,735 | 6.8% |
| 2인 가구 | 1,956,051 | 2,073,693 | 6.0% |
| 3인 가구 | 2,516,821 | 2,660,890 | 5.7% |
| 4인 가구 | 3,072,648 | 3,240,578 | 5.5% |
| 5인 가구 | 3,614,709 | 3,798,413 | 5.1% |
| 6인 가구 | 4,144,202 | 4,336,789 | 4.6% |

통상적으로 최저생계비 계측은 3년마다 4인 가구 기준으로 최저생활에 필요한 필수품과 그 수량 및 가격을 파악하여 월평균 지출액을 계산함으로써 구해지고 여기에 가구원수가 변화할 때 일종의 가계소비에서의 규모의 경제를 반영하는 조정계수, 즉 동등화지수를 활용하여 산정된다.¹⁾ 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 방법을 사용하여 동등화지수를 계산할 것인가의 문제가 있다. 최근까지 주로 활용

1) Equivalence scale 또는 equivalence index로 표현되고 동등화지수 또는 균등화지수로 번역된다.

2) 가구원수의 증가에 따라 나타나는 공통된 가계소비에 대한 규모의 경제를 상징하고 있는 것이다.

되어온 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 동등화지수의 규모탄력성을 추정하는 모델을 제시하였다. 이는 가구원에게 가구 소득에 대한 만족도를 묻고 이를 가구원의 후생수준으로 해석하여 가구원의 후생수준과 가구원수의 관계로부터 동등화지수 규모탄력성을 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 있었던 노동패널을 이용하여 우리나라 주관적 동등화지수 규모탄력성을 추정하였다. 1998년 1차 자료로부터 2009년 10차 자료까지의 만족도 응답을 이용한 결과, 우리나라 주관적 동등화지수규모탄력성이 0.6828로 나와 규모의 경제가 있음을 보여주었고 보건복지부 최저생계비 계산에서 사용하는 OECD기준과 매우 근사함을 밝혔다.

김진·황남희(2014)는 2001-2012년 KLIPS 자료를 이용하여 우리나라 주관적 동등화지수 규모탄력성을 구하고

본 연구의 목적은 주관적 동등화지수 개념을 소개하고 우리나라 노동패널 자료로부터 도출한 주관적 동등화지수 규모추정치가 그 이후에 어떠한 변화를 갖는가에 대해 살펴봄으로써 우리나라 가계소비에 있어서의 소위 가구원수에 따른 가구소비에서의 규모의 경제를 고찰하고자 하는 것이다. 추정 결과, 주관적 동등화지수 규모탄력성 추정치가 1998-2009년 사이 0.6828에서, 2001-2012년 사이 0.6059로, 그리고 2001-2022년 사이 0.4556으로 지속적으로 그리고 평균적으로 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 이에 대한 해석과 향후 동등화지수 연구에 대한 방향성을 제시할 필요가 있다. 또한 추가적으로 광역시도별, 가구주 연령별, 가구주 성별 주관적 동등화지수 규모추정치의 변화에 대해서도 살펴볼 것이다.

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

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

제시하는 것으로 결론에 같음한다.

II. 동등화지수 국내연구

우리나라 가구에 대한 동등화지수 선행 연구로는 도시가계연보자료를 이용하여 동등화지수를 산출한 유종구·주학중(1986)의 연구를 시작으로 김진욱(2000), 김진욱(2003), 김우철·민희철·박상원(2006)의 연구 등이 있다. 이 연구들 모두 수요함수 접근법을 사용하여 동등화지수를 추정하였고 다소 차이는 있지만 식별의 문제를 어느 정도 갖고 있다.

유종구·주학중(1986)은 1965~1984년 도시가계연보자료를 이용하여 전체 지출 및 지출 품목별 동등화지수를 추정하였다. 김진욱(2000)은 1996년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 동등화지수를 추정하였는데 소위 엔겔 접근법⁴⁾을 사용하였다. 가구 유형을 가구원수, 연령별 자녀수, 연령별 가구원수, 가구의 성을 이용하여 보다 세밀하게 구분하여 13개의 가구 유형에 대한 동등화지수를 산출하였는데, 대표적인 가구 유형만을 선별하여 1인 가구를 100으로 하였을 때의 동등화지수는 2인 가구의 경우 134, 3인 가구의 경우 161, 4인 가구의 경우 190 등으로 나타났다. 김진욱(2003)은 김진욱(2000)의 방법론을 각각의 소득계층에 대해 적용하여 소득계층별 동등화지수를 추정하였다. 중위소득의 50% 이하의 가구로 정의된 빈곤층의 동등화지수 탄력성이 중위소득의 150% 이상의 가구로 정의된 부유층의 동등화지수 탄력성보다 두 배 정도 높게 나타났다.

<표 2>는 소득계층별 동등화지수 추정결과를 보여준다. 가계소비의 규모의 경제 효과가 가구 소득에 비례하여 증가한다는 가설을 기각할 수 없음을 나타내고 있어, 향후 빈곤층 지원정책에서 가구원의 증가에 따른 규모의 경제가 발생하고 있지 않으므로 오히려 빈곤층의 경우 개별적 급여를 확대하는 것이 바람직함을 제시하고 있다.⁵⁾ 물론 이에 대한 분석을 지속적으로 추진하여 상황에 맞는 추정과 정책제언이 필수적이다.

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

5) 물론 이에 대한 분석을 최근자료를 통해 지속적으로 추진하여 상황에 맞는 추정결과와 정책제언이 필수적이라 사료된다.

<표 2> 소득계층별 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) |

주: 괄호() 안은 동등화지수로부터 도출한 동등화지수 규모탄력성 추정치임

유종구 · 주학중(1986), 김진욱(2000, 2003)의 연구들은 수요함수 접근법을 사용하였는데 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.⁶⁾

김우철 · 민희철 · 박상원(2006)은 1999~2004년의 도시가계자료를 이용하여 QUAIDS에 의한 분석방법을 적용하여 동등화지수를 추정하였다. 가구주의 연령이 20세 이상이고 60세 미만인 가구만을 대상으로 성인 2인, 자녀 2인으로 구성된 가구를 기준가구로 사용하여 동등화지수를 추정하였는데 동일한 자료를 가지고 앵겔 방법으로 추정한 결과와도 비교하였다. 비교 결과, QUAIDS 접근법이 가구 내 규모의 경제효과를 더 크게 평가하고 있다고 주장하였다.⁷⁾

6) QUAIDS 접근법은 먼저 가구의 수요함수체계를 추정하고 이를 통해 동등화지수를 계산하는 방법이다. 이는 선형모형의 한계를 극복하고 지출독립성과 같은 동등화지수 식별조건을 만족시키는 보다 진일보한 분석방법이다. 자세한 설명은 김우철 · 민희철 · 박상원(2006)을 참조할 것을 권고한다.

7) <표 3>은 김우철 · 민희철 · 박상원(2006)의 <표 III-16>과 <표 III-19>의 결과를 재구성하여 김우철 · 민희철 · 박상원이 각각의 방법에 의해 추정한 동등화지수 추정 결과를 비교하고 있다.

<표 3> QUAIDS방법의 동등화지수 추정: 김우철·민희철·박상원(2006)

| 성인수, 자녀수 | 엔겔방법 | QUAIDS방법 |
|----------|------|----------|
| (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.

<표 3>은 엔겔방법과 QUAIDS방법으로부터 구한 동등화지수 추정치를 비교하고 있다. QUAIDS방법은 이론적인 측면에서 엔겔방법을 포함한 기존의 수요함수 접근법에 비해 식별문제를 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. 규모탄력성 추정 방법

경제생활에서의 소비는 개인적인 면도 있지만 주거서비스와 같이 가구를 중심으로 이루어지는 측면도 무시할 수 없다. 동일한 소득이어도 가구원수나 가구구성에 따라 소비로부터의 만족감이나 행복감이 다를 수 있고 따라서 동등한 만족감이나 행복감을 주는 소득을 동등화 소득(equivalent income)이라 하면 동등화 소득은 가구원수나 가구구성에 따라 다르게 책정되어야 할 것이다.

주관적 동등화지수는 가구원수에 따른 소비에서의 규모의 경제를 동일한 수준의 만족도 또는 행복도를 나타내는 조정치로 이해함으로써 구해진다. 즉, 가구원수나 가구구성이 달라짐에도 불구하고 동일한 만족감을 주는 소득, 즉 동등화 소득을 실제 소득의 일정 비율의 곱으로 생각할 수 있고, 그 비율을 동등화지수라고 부를 수

있는 것이다. 실제 소득에 가구원수나 가구구성에 따른 동등화지수를 반영하여 얻은 소득, 즉 동등화소득 하에서 동일한 만족감을 느낀다고 보는 것이다.

그러므로, 동일한 만족감을 주는 소득, 즉 동등화 소득을 결정하는 여러 요인들을 파악하여 이 중에서 일반적으로 가구원수를 선정하고, 가구원수의 변화율에 대한 동등화 소득의 변화율, 즉 동등화지수 규모탄력성을 추정하는 방식으로 가계소비에서의 가구원수를 통한 규모의 경제를 파악하는 것이다.

물론 만족도나 행복도에 대한 자료가 현실에서 관찰되는 객관적인 자료가 아니고 응답자의 주관적 진술에 의존하기 때문에 연구결과 해석에 대한 다양한 비판이 이루어지고 있다. 그럼에도 불구하고 1990년대 이후 만족도에 대한 자료를 이용한 경제학적 분석이 활발하게 이루어졌다.⁸⁾

주관적 동등화지수 규모탄력성을 추정하기 위해 Schwarze(2003)은 응답자 개인이 가구소득 만족도에 대한 질문에 대답할 때 가구 실제 소득 Y 에 대해 평가하기 보다 가구원수에 따라 조정된 소득, 즉 동등화 소득 Y^e 에 대해 평가한다고 가정하였다. 이는 응답자 개인은 가구원수가 증가함에 따라 발생하는 가계소비에서의 규모의 경제 정도를 인식하고 이에 근거하여 가구소득으로 얻는 소비로부터의 만족감이나 행복감을 평가한다는 의미이다.

가구소득에 대한 만족도 S^* 에 대한 연속적인 측정이 가능하고 가구소득의 만족도에 대한 한계효용이 체감한다고 가정한다면 Schwarze 모형은 응답자 개인 i 에 대하여 다음과 같이 표현될 수 있다.

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

여기서 X_i' 는 설문 응답자 i 의 인구학적 특징을 나타내는 변수들로 응답자의 연령, 학력, 성별 등이 포함될 수 있다. 또한 Y_i^e 는 개인 i 가 느끼는 동등화 소득으로 자연로그값을 취함으로써 일종의 탄력성 접근을 허용하고 있다.

가구원수로 조정된 가구소득, 즉 동등화 소득을

$$Y^e = Y/h^e \quad (2)$$

8) Clark and Oswald(1994), Winkelmann and Winkelmann(1998) 등은 만족도 자료를 사용하여 노동시장 관련 연구를 하였고, Stanovik(1992), Schwarze and Härpfer(2002) 등은 소득불평등에 대한 연구에 활용하였다. 이밖에도 Easterlin(1995, 2001) 등은 만족도 자료를 가지고 다양한 주제를 연구하고 있다. Frey and Stutzer(2000)는 경제학에서 만족도 자료를 어떻게 활용하고 있는지에 대한 포괄적인 개요를 설명하고 있다

로 정의하면 가구원수 h 가 변함에 따라 e 는 동등화 소득의 가구원수에 대한 탄력성, 즉 규모탄력성이 된다. 즉, 가구원수가 1명 증가할 때 동등화 소득이 어느 정도 증가하는지를 나타내는 상수항(constant) 탄력성이 된다. 동등화 소득에 대한 정의를 나타내는 식 (2)를 식 (1)에 대입하면 다음과 같은 식(3)이 도출된다.

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_1 \ln \left(\frac{Y_i}{h_i^e} \right) + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (3)$$

마지막으로 식 (3)을 다시 정리하면 다음과 같은 회귀식 (4)를 얻을 수 있다.

$$S_i^* = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i - e\beta_1 \ln h_i + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (4)$$

회귀식 (4)로부터 β_1 과 $e\beta_1$ 의 추정치를 구할 수 있고 규모탄력성(e)은 $e = e\beta_1/\beta_1$ 이기 때문에 β_1 과 $e\beta_1$ 의 추정치의 비율로 추정할 수 있다. 즉, 가구 실제 소득 로그값의 계수추정치로 가구원수 로그값의 계수추정치로 나누어서 규모탄력성(e)의 추정치를 도출할 수 있다.

만족도 설문으로부터의 데이터에서는 연속적으로 관측되는 만족도(S^*)에 대한 정보 대신 척도화된 만족도(S)에 대한 정보만을 얻을 수 있기 때문에 일반적인 선형회귀방정식을 이용할 수 없고 오류항인 ϵ 이 정규분포를 따른다고 가정하여 순서화된 프로빗(Ordered Probit)모형을 적용할 수 있다. 즉 다음 장에서는 다음의 회귀식 (5)를 이용하여 실증분석한다.

$$S_i = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i - e\beta_1 \ln h_i + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (4)$$

본 연구에서는 Schwarze(2003)이 제시한 방법에 따라 서열프로빗(Ordered Probit)모형을 적용하여 동등화지수 규모탄력성을 추정하고자 한다.

IV. 규모탄력성 추정

본 장에서는 주관적 동등화지수 추정을 수행하기 위해 실증분석에 사용된 데이터를 설명하고, 주관적 동등화지수 추정에 필수적인 ‘가구소비의 규모탄력성’ 추정 결과를 제시한다. 전 장에서 설명한 바와 같이 가구원마다 만족도 또는 행복감을 유

지하기 위해서 가구원수 증가율에 대한 동등화소득 증가율을 ‘가구소비의 규모탄력성’ e 만큼 반영하면 동등화지수가 된다. 따라서 주관적 만족도 설문조사로부터 ‘가구소비의 규모탄력성’ 또는 규모탄력성을 추정하고 이를 이용하여 동등화지수 추정치를 산정한다.

1. 데이터

본 연구에서는 한국노동및소득패널연구(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 2001~2021년 데이터를 사용하여 Schwarze(2003) 모형에서 착안된 가구소비의 규모탄력성을 추정하였다. 노동패널조사 자료는 1998년 이후 전국 대표 표본 가구와 개인의 전반적인 경제활동을 포괄적으로 조사하고 있다. KLIPS는 1차년도 조사부터 15세 이상 가구주 및 가구원을 대상으로 가족의 수입, 여가 생활, 주거 환경 등에 대한 만족도를 5점 척도로 응답하도록 하고 있다.

Schwarze(2003)은 독일사회경제패널(German Socio-Economic Panel; GSOEP) 1992~1999년 데이터를 사용하여 주관적 규모탄력성을 추정하였다. GSOEP는 가구 설문에서 가구소득을 보고한 사람들로만 한정하였다. KLIPS자료에서는 가구소득을 보고한 사람들만으로 한정된 Schwarze(2003)의 연구와는 달리, 15세 이상의 모든 가구원이 가구소득에 대한 만족도 질문에 응답하였다. 따라서 Schwarze(2003)의 방법을 그대로 적용하기 위해서는 KLIPS자료에서 가구설문에 응답한 가구원의 가구소득에 대한 만족도를 종속변수로 사용하여야 한다(김진·황남희, 2014). 그런데 KLIPS에서 가구원 중 누가 가구설문에 응답하였는지에 대한 정보를 제공하지 않고 있어 김진·황남희(2014)의 연구에 따라 가구주의 가구소득에 대한 만족도를 종속변수로 정의하였다. 이에 따라 추정에 사용된 표본은 가구 내 가구주로 한정하며, 가구원들이 가구소득에 대한 정보를 알고 있다고 가정한다.

추정에 사용된 표본은 가구 내의 가구주들로 한정하였다. 가구주 표본의 선택을 정당화하기 위해서는 가구원들이 가구소득에 대한 정보를 공유하고 있다는 가정이 필요하다.⁹⁾ 본 연구는 KLIPS 4~24차(2001~2012년) 자료를 활용한다. 본 연구는 김진·황남희(2014)의 분석 방법에 따라 주요변수로 이용되는 가구소득으로 한국노동패널조사에서 ‘작년 한해’와 ‘지난 한달’로 두 가지 조사 문항을 활용한다. ‘지난 한달 간 가구소득’이 제공되는 기간을 고려하여 분석기간을 4차부터로 한정하였다. ‘작년 한해 가구소득’은 1998년 1차부터 조사되었지만, ‘지난 한달 가구소득’은 4차부

9) 김진·송헌재(2010)는 이에 따른 추정 결과의 편이 가능성을 언급하고 있다.

터 추가로 조사되기 시작하였던 이유 때문이다.

사람들이 주관적 만족도에 응답할 때, 소득수준에 큰 변화가 없다면 소득의 기준 시점을 무엇으로 하느냐에 따른 차이는 미미할 것이다. 그러나 최근 소득에 큰 변화가 발생했다거나 가구원수가 달라지는 경우 탄력성 추정치가 상이할 수 있다. 가구소득에 대한 만족도는 조사시점을 기준으로 작성되므로 가구소득은 보다 인접한 조사기간인 ‘지난 한달’이 보다 적합하다고 생각할 수 있다. 하지만 또 다른 측면에서 사람들은 계절적 요인 등을 고려하여 특정시기의 소득이 아니라 평균적인 소득 수준에 기반하여 주관적 판단을 내리는 것이 좀 더 정확한 답을 유도할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 ‘작년 한해 가구소득’과 ‘지난 한달 가구소득’의 두 변수를 각각 이용하여 규모탄력성을 추정한 후 그 결과를 비교 분석하고자 한다.

KLIPS 자료에서 가구소득에 대한 만족도는 ‘매우 만족스럽다(1점)’부터 ‘매우 불만족스럽다(5점)’으로 조사되어 있어 이를 역코딩하여 만족도가 높을수록 숫자가 커지도록 측정하였다.

<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. 가구소득에 만족하는 비율은 14%로 나타났다.

<표 4> 가구소득 만족도 분포(2001~2021년)

| 가구소득 만족도 | 비율(%) | 누적비율(%) |
|----------|-------|---------|
| 매우 불만족 | 3.10 | 3.1 |
| 불만족 | 24.80 | 27.9 |
| 보통 | 54.60 | 82.5 |
| 만족 | 17.10 | 99.6 |
| 매우 만족 | 0.30 | 100.0 |

주: KLIPS 4~24차(2001~2021년) 자료를 결합하여 121,595명의 응답자에 대한 결과임
자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

이 연구의 규모탄력성 추정모형에서 주요변수인 가구소득과 가구원수는 자연로그로 전환하여 모형에 투입하였다. 가구소득은 경상소득이며, 소비자물가지수를 적용하여 2010년 값으로 기준으로 삼았다. 통제변수는 연령과 연령제곱, 성별, 교육연수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 17개 광역시·도 거주지 더미, 연도 더미를 투입하였다. 이 연구는 지역별 소득수준과 물가수준의 차이로 인해 가구원수에 따른 탄력성이 다를 수 있으므로(김진·황남희, 2014), 거주지를 광역시·도로 구분하여 규모의 탄력성을 추정하고, 전체 지역의 규모탄력성과의 차이를 비교하고자 하였다. 이때 지역별 규모탄력성 모형에는 17개 광역시·도 거주지 변수를 활용하여 서울특별시와

세종특별자치시는 광역시로, 제주특별자치도는 광역도로 포함하여 구분하였다.

이 연구는 가구소득을 가장 잘 알고 있는 개인은 가구주로 가정하여 분석대상을 4차~24차에서 1회 이상 응답한 모든 가구주로 하였다. 또한, 가구주가 가구소득에 대해 다른 가구원 응답자와 비교하여 상대적으로 정확한 만족도를 반영한다고 가정하고 있다고 가정하므로, 본 모형에서 활용되는 인구사회학적 특성은 가구주 기준이다.

<표 5> 주요변수의 기초통계량

| 변수 | | 전체 | | 광역시 | | 광역시도 | |
|-----------------|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 |
| 가구소득 (만원) | 작년한해 | 3,961.4 | 13.9 | 4,067.5 | 25.0 | 3,867.6 | 14.0 |
| | 지난한달 | 302.9 | 0.9 | 311.3 | 1.3 | 295.5 | 1.3 |
| 가구원수(명) | | 2.84 | 0.0038 | 2.86 | 0.0054 | 2.83 | 0.0053 |
| 가구주 연령(세) | | 53.89 | 0.0445 | 53.35 | 0.0634 | 54.36 | 0.0623 |
| 가구주 교육연수(년) | | 11.30 | 0.0127 | 11.66 | 0.0173 | 10.98 | 0.0182 |
| 여성 가구주(%) | | 0.78 | 0.0012 | 0.78 | 0.0017 | 0.78 | 0.0016 |
| 가구주 근로자(%) | | 0.50 | 0.0014 | 0.51 | 0.0021 | 0.48 | 0.0020 |
| 가구주 자영업자(%) | | 0.23 | 0.0012 | 0.20 | 0.0017 | 0.26 | 0.0017 |
| 거주지 광역시(%) | | 0.47 | 0.0014 | - | - | - | - |
| 가구소득 만족도 | | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 |
| 매우 불만족 | | 3,767 | 3.10 | 1,863 | 3.30 | 1,904 | 3.00 |
| 불만족 | | 30,173 | 24.80 | 14,390 | 25.20 | 15,783 | 24.50 |
| 보통 | | 66,400 | 54.60 | 31,423 | 55.10 | 34,977 | 54.20 |
| 만족 | | 20,841 | 17.10 | 9,205 | 16.10 | 11,636 | 18.00 |
| 매우 만족 | | 414 | 0.30 | 198 | 0.30 | 216 | 0.30 |
| 전체 응답자 | | 121,595 | 100.00 | 57,079 | 100.00 | 64,516 | 100.00 |

주: 1) 4~24차를 결합하여 121,595명의 응답자에 대한 결과임. 응답자의 지역은 광역시 57,079명, 광역도 64,516명임.

2) 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

<표 5>의 기초통계량을 살펴보면, 가구소득 만족도는 ‘만족’ 혹은 ‘매우 만족’한다는 응답자와 비교하여 ‘불만족’ 혹은 ‘매우 불만족’하다는 응답자의 비율이 상대적으로 높음을 알 수 있다. 가구소득은 작년 한해 기준으로 연평균 3,961원, 지난 한달 기준으로 월평균 302.9만원이다. 가구원수는 평균 2.84명이다. 이는 지난 2014년 김진·황남희(2014)의 연구 결과와 비교하여 상대적으로 가구소득은 소폭 증가하고, 평균적인 가구원수는 감소한 것이다. 가구주의 인구사회학적 특성을 살펴보면 평균연령 53.89세, 여성 비율 22%, 평균 교육연수 11.3년으로 김진·황남희(2014)의 연구 결과와 비교하여 여성 가구주의 비율이나 평균 교육연수는 의미 있는 변화가 없었으나, 평균 연령은 증가한 것이다. 분석대상의 교육수준이 11.3년이라는 것은 고졸에 근접한다는 것을 의미한다.¹⁰⁾ 또한 근로자 및 자영자 비율은 각각 50%와 23.0%로 근로자의 비율이 김진·황남희(2014)의 연구와 마찬가지로 2배 이상 많은 것으로 나타났다. 거주지의 광역시 비율은 47.0%로 나타났다.

<표 5>는 전체 가구주 응답자와 광역시 및 광역도 가구주 응답자 간의 차이를 제시하고 있다. 김진·황남희(2014)의 연구 결과와 마찬가지로 광역시가 광역도에 비해 가구소득, 가구원수, 가구주 교육연수, 가구주 근로자 비율이 높은 편으로 나타났다. 그러나 의미 있는 차이라고 보기는 어렵다. 반면 가구소득 만족도는 광역도가 광역시에 비해 ‘만족’ 혹은 ‘매우 만족’이라는 응답자의 비율은 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

이 연구는 아래의 <표 6>과 같이 가구주의 연령을 10-20대, 30대, 40대, 50대, 60대 이상으로 구분, 주요 변수의 기술통계량을 제시하였다. 가구소득에 대해 ‘만족’ 혹은 ‘매우 만족’한다는 응답자의 비율은 30대 가구주가 가장 높고, 60대 이상이 가장 낮은 것으로 나타났다. 가구원수는 40대가 가장 많으며, 50대는 ‘작년 한해’ 기준 가구소득과 자영업자 비율, 광역시 거주자 비율이 상대적으로 높았다.

10) 교육연수는 초등학교 졸업 6년, 중학교 졸업 9년, 고등학교 졸업 12년이다.

<표 6> 주요변수의 기초통계량 : 연령집단별

| 변수 | | 10-20대 | | 30대 | | 40대 | | 50대 | | 60대 이상 | |
|-----------------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | | 평균 | 표준 오차 | 평균 | 표준 오차 | 평균 | 표준 오차 | 평균 | 표준 오차 | 평균 | 표준 오차 |
| 가구 소득 (만원) | 작년 한해 | 2,849.0 | 29.4 | 4,349.8 | 20.9 | 4,889.9 | 46.1 | 4,933.8 | 28.8 | 2,745.0 | 16.2 |
| | 지난 한달 | 235.1 | 2.3 | 345.5 | 1.8 | 386.8 | 2.1 | 384.3 | 2.4 | 188.4 | 1.3 |
| 가구원수(명) | | 1.88 | 0.0142 | 3.10 | 0.0080 | 3.58 | 0.0072 | 3.22 | 0.0079 | 2.14 | 0.0054 |
| 가구주 만나이(세) | | 27.61 | 0.0319 | 35.90 | 0.0185 | 45.48 | 0.0175 | 55.41 | 0.0184 | 71.54 | 0.0362 |
| 가구주 교육연수(년) | | 14.09 | 0.0252 | 14.25 | 0.0148 | 13.14 | 0.0179 | 11.41 | 0.0224 | 8.10 | 0.0231 |
| 여성 가구주(%) | | 0.64 | 0.0064 | 0.85 | 0.0023 | 0.87 | 0.0020 | 0.84 | 0.0024 | 0.66 | 0.0023 |
| 가구주 근로자(%) | | 0.83 | 0.0050 | 0.76 | 0.0028 | 0.65 | 0.0029 | 0.52 | 0.0032 | 0.20 | 0.0020 |
| 가구주 자영업(%) | | 0.06 | 0.0033 | 0.16 | 0.0024 | 0.27 | 0.0027 | 0.32 | 0.0030 | 0.22 | 0.0020 |
| 거주지 광역시(%) | | 0.47 | 0.0057 | 0.48 | 0.0033 | 0.48 | 0.0031 | 0.50 | 0.0032 | 0.45 | 0.0024 |
| 가구소득 만족도 | | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 |
| 매우 불만족 | | 99 | 1.80 | 337 | 1.50 | 754 | 2.80 | 736 | 3.00 | 1,841 | 4.40 |
| 불만족 | | 1,008 | 18.30 | 4,624 | 20.20 | 6,824 | 25.50 | 6,062 | 24.90 | 11,655 | 27.70 |
| 보통 | | 3,250 | 58.90 | 12,755 | 55.80 | 14,069 | 52.60 | 13,347 | 54.80 | 22,979 | 54.50 |
| 만족 | | 1,133 | 20.50 | 5,044 | 22.10 | 5,014 | 18.70 | 4,118 | 16.90 | 5,532 | 13.10 |
| 매우 만족 | | 31 | 0.60 | 94 | 0.40 | 98 | 0.40 | 73 | 0.30 | 118 | 0.30 |
| 전체 응답자 | | 5,521 | 100.00 | 22,854 | 100.00 | 26,759 | 100.00 | 24,336 | 100.00 | 42,125 | 100.00 |

주: 1) 4~24차를 결합하여 121,595명의 응답자에 대한 결과임. 응답자의 지역은 광역시 57,079명, 광역도 64,516명임.

2) 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

60대 이상의 가구주를 제외하면 10-20대부터 50대까지 각 연령대별로 가구소득은 증가하고 있으나, 가구소득에 대한 주관적인 만족도는 10-20대, 30대가 40대 및 50

대와 비교하여 상대적으로 높았으며, 40대부터 감소하는 추세를 보이고 있다. 이는 가구주 연령대에 따른 가구소득에 대한 주관적 만족도의 변화 원인을 파악하기 위해 통제변수 조정하여 분석할 필요성을 제기한다. 김진·황남희(2014)의 연구 결과와 마찬가지로 60대 이상 가구주 응답자의 경우 가구소득과 만족도가 낮아지는 것으로 나타났으며, 상대적으로 ‘불만족’ 혹은 ‘매우 불만족’하다는 응답 비율은 상대적으로 증가하고 있었다. 60대의 경우 여성가구주의 비율이 상대적으로 높은 반면, 근로자 비율이나 자영업자 비율, 광역시 거주 비율도 낮다.

<표 7> 주요변수의 기초통계량 : 성별

| 변수 | | 남성 | | 여성 | |
|-----------------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | | 평균 | 표준오차 | 평균 | 표준오차 |
| 가구소득 (만원) | 작년 한해 | 4384.2 | 16.8 | 2481.1 | 18.6 |
| | 지난한달 | 336.2 | 1.1 | 186.5 | 1.4 |
| 가구원수(명) | | 3.13 | 0.0040 | 1.85 | 0.0070 |
| 가구주 연령(세) | | 52.32 | 0.0467 | 59.38 | 0.1090 |
| 가구주 교육연수(년) | | 12.10 | 0.0121 | 8.49 | 0.0329 |
| 가구주 근로자(%) | | 0.54 | 0.0016 | 0.37 | 0.0029 |
| 가구주 자영업자(%) | | 0.26 | 0.0014 | 0.13 | 0.0020 |
| 거주지 광역시(%) | | 0.47 | 0.0016 | 0.47 | 0.0030 |
| 가구소득 만족도 | | 빈도 | 비율 | 빈도 | 비율 |
| 매우 불만족 | | 2,445 | 2.60 | 1,322 | 4.90 |
| 불만족 | | 22,118 | 23.40 | 8,055 | 29.80 |
| 보통 | | 52,090 | 55.10 | 14,310 | 53.00 |
| 만족 | | 17,566 | 18.60 | 3,275 | 12.10 |
| 매우 만족 | | 361 | 0.40 | 53 | 0.20 |
| 전체 응답자 | | 94,580 | 100.00 | 27,015 | 100.00 |

주: 1) 4~24차를 결합하여 121,595명의 응답자에 대한 결과임. 응답자의 성별은 남성 94,580명, 여성 27,015명임.

2) 분석기간 중에 동일한 가구주가 여러 번 관측되므로, 가구주 식별번호로 clustering하여 기초통계를 산출함.

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

<표 7>은 가구주의 성별에 따른 차이를 보여준다. 남성의 경우 가구소득에 대해 ‘만족’ 혹은 매우 만족‘한다는 응답자의 비율이 19.0%로, 여성 가구주 12.3%에 비해 6.7%p 높은 것으로 나타났다. 작년 한해 기준 가구소득도 남성이 여성에 비해 현저하게 높은 것으로 나타났다. 또한, 남성 가구주인 경우 가구원수, 교육연수, 근로자 비율, 자영업자 비율에 있어 여성 가구주보다 상대적으로 높았다. 특히, 교육연수의 경우 남성가구주가 12.1년인데 반해 여성가구주의 경우 8.49년으로 평균적으로 남성은 고졸, 여성은 중졸 전후의 학력을 갖고 있는 것으로 파악된다.

2. 추정 결과

가구소비의 규모탄력성 추정을 위한 종속변수는 가구소득에 대한 가구주의 만족도이며, 설명변수는 작년 한해 혹은 지난 한달 기준 가구소득, 가구원수, 연령 및 연령 제곱, 교육 연수, 성별 더미, 근로자 더미, 자영업자 더미, 17개 시도 거주지 더미와 연도 더미이다.

이 연구는 노동패널 4차-24차년도 조사 자료를 모두 결합하여 서열프로빗 (Ordered Probit) 모형으로 가구원수에 따른 규모탄력성을 추정하였으며, 그 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 가구원 수에 따른 규모탄력성 분석결과

| 종속변수: 가구소득 만족도 | 가구소득 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|
| | 작년 한해 | 지난 한달 |
| ln(가구경상소득) | 0.5187*** (0.0077) | 0.5061*** (0.0063) |
| ln(가구원수) | -0.2363*** (0.0122) | -0.2529*** (0.0124) |
| 규모탄력성 | 0.4556*** | 0.4997*** |
| 관측치 | 121,589 | |
| 대상자 | 14,497 | |

주: 1) 지면관계상 통제변수의 보고는 생략함. 모형에 투입된 통제변수는 연령과 연령제곱, 성별, 교육연수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 17개 광역시·도 거주지 더미, 연도 더미임.

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

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

작년 한해 가구소득을 기준으로 추정된 모형의 규모탄력성은 0.4559, 지난 한달 가구소득 기준의 탄력성은 0.4997로 나타나 김진·송헌재(2010), 김진·황남희(2014)의 연구 결과보다 감소하였다. 또한, 김진·황남희(2014)의 연구 결과와 마찬가지로 지난 한달 기준 가구소득으로 할 경우 작년 한 해 기준으로 한 추정 모형에 비해 규모탄력성이 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 거주지 시도 유형별, 연령대별, 성별 등 인구사회학적으로 구분하여 추정한 결과에서도 일관되게 나타나고 있었다.

김진·송헌재(2010)의 연구에서 1998-2007년을 대상으로 작년 한 해 소득 기준 추정 규모탄력성은 0.6828이었다. 한편, 김진·황남희(2014)의 연구에서는 0.5235로 김진·송헌재(2010)의 연구 결과에 비해 감소하였으며, 4차년도부터 24차년도(2021년)을 대상으로 한 이 연구에서는 0.4556으로 감소하였다. 전반적인 규모탄력성의 감소 추세는 가구원 1명이 증가할 때 가구에 추가적으로 지원해야 할 필요가 있는 소득 보전의 규모가 증가함을 의미하며(김진·황남희, 2014), 출산율 감소, 고령화, 1인 가구의 증가 등이 영향을 미치고, 가구원 1인을 부양하기 위한 지출 증가에 따른 결과일 가능성이 제기된다.

<표 9> 광역시·도별 탄력성

| 종속변수: 가구소득 만족도 | 광역시 | | 광역시도 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 작년 한해 | 지난 한달 | 작년 한해 | 지난 한달 |
| ln(가구경상소득) | 0.5278*** (0.0095) | 0.5711*** (0.0095) | 0.5232*** (0.0093) | 0.4644*** (0.0085) |
| ln(가구원수) | -0.2512*** (0.0181) | -0.2971*** (0.0183) | -0.2212*** (0.0169) | -0.2148*** (0.0171) |
| 탄력성 | 0.4759*** | 0.5202*** | 0.4228*** | 0.4625*** |
| 관측치 | 57,073 | | 64,516 | |
| 대상자 | 7,448 | | 8,443 | |

주: 1) 지면관계상 통제변수의 보고는 생략함. 모형에 투입된 통제변수는 연령과 연령제곱, 성별, 교육년수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 연도 더미임.

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

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

아래의 <표 9>는 광역시와 광역도 간의 가구 내 규모 탄력성을 비교한 것이다. 광역시의 작년 한해 기준 가구소득에 따른 규모탄력성은 0.4759이며, 지난 한달 기준 0.5202였으며, 광역도의 경우 작년 한해 기준 0.4228, 지난 한달 기준 0.4625로

광역시도가 광역시에 비해 규모탄력성이 낮았고, 광역도의 경우 지난 한달 기준과 작년 한해 기준에 따른 규모탄력성의 차이가 광역도에 비해 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 또한 김진·황남희(2014)의 연구 결과에 비해 작년 한해와 지난 한달 기준 광역시와 광역도의 규모탄력성은 전반적으로 감소한 것으로 나타났다.

김진·황남희(2014)의 연구 결과와는 달리 광역시 거주 가구의 규모탄력성이 광역도 거주 규모탄력성보다 상대적으로 높았다. 규모탄력성이 낮을수록 가구원 1인이 증가함에 따라 가구소득에 대한 필요한 추가 지원은 증가한다. 즉, 극단적으로 규모탄력성이 0일 경우 규모의 경제가 전혀 작동하지 않아 가구원 1인 증가에 따라 필요한 지출 전체를 추가로 지출해야 한다는 것이다(김진·황남희, 2014). 반면, 규모탄력성이 1일 경우 가구원수 증가와 무관하게 추가적인 지원이 필요하지 않음을 의미한다. 이에, 김진·황남희(2014)의 연구 결과와는 달리 광역시와 광역도 모두 규모탄력성이 감소한 반면, 광역도의 규모탄력성이 광역시보다 감소하였다는 점은 지난 10년 간 광역도의 규모탄력성 감소폭이 광역시보다 크다는 것을 의미한다. 또한, 규모탄력성의 차이는 생활비의 차이로부터 비롯될 수 있는데(김진·황남희, 2014), 광역도의 규모탄력성 감소폭이 크다는 것은 중소도시 및 농어촌 지역의 주거비용, 생활비 등 전반적인 여건이 대도시에 비해 더 열악해졌을 가능성을 의미하며 이에 따른 정책적 지원이 더 필요함을 시사한다.

이 연구는 김진·황남희(2014)의 연구와는 달리 10-20대와 30대를 구분하여 연령집단별 규모탄력성을 추정하여 비교하였으며, 그 결과는 <표 10>에 제시되어 있다. 표에서 제시되는 바와 같이 작년 한해 기준 10대와 20대의 규모탄력성이 0.5681로 다른 연령집단에 비해 상대적으로 높았으며, 30대, 40대는 각각 0.2446, 0.1949로 규모탄력성이 급격히 감소함이 확인되었다. 다만, 지난 한 달 기준 30대와 40대의 규모탄력성은 의미 있는 차이가 나타나지 않았다. 50대의 작년 한해 기준 규모탄력성은 0.3987로 30대와 40대와 비교하여 상대적으로 높았으며, 60대 이상은 작년 한해 기준 규모탄력성이 0.4787이었고, 지난한달 기준 0.5449로 30대-50대 연령대와 비교하여 상대적으로 높았다.

<표 10> 가구주 연령별 탄력성

| 종속변수: 가구소득 만족도 | 10-20대 | | 30대 | | 40대 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 작년 한해 | 지난 한달 | 작년 한해 | 지난 한달 | 작년 한해 | 지난 한달 |
| ln(가구경상소득) | 0.3948*** (0.0285) | 0.8933*** (0.0400) | 0.6836*** (0.0184) | 0.8871*** (0.0200) | 0.6756*** (0.0162) | 0.8656*** (0.0175) |
| ln(가구원수) | -0.2243*** (0.0477) | -0.3695*** (0.4739) | -0.1686*** (0.0254) | -0.2032*** (0.0253) | -0.1317*** (0.0286) | -0.1973*** (0.0283) |
| 규모 탄력성 | 0.5681*** | 0.4136*** | 0.2466*** | 0.2291*** | 0.1949*** | 0.2279*** |
| 관측치 | 5,519 | | 22,854 | | 26,759 | |
| 대상자 | 2,065 | | 4,849 | | 5,623 | |

| 종속변수: 가구소득 만족도 | 50대 | | 60대 이상 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 작년 한해 | 지난 한달 | 작년 한해 | 지난 한달 |
| ln(가구경상소득) | 0.6586*** (0.0158) | 0.7352*** (0.0163) | 0.4355*** (0.0106) | 0.3284*** (0.0089) |
| ln(가구원수) | -0.2626*** (0.0300) | -0.3465*** (0.0303) | -0.2085*** (0.0248) | -0.1806*** (0.0250) |
| 규모 탄력성 | 0.3987*** | 0.4713*** | 0.4787*** | 0.5499*** |
| 관측치 | 24,336 | | 42,121 | |
| 대상자 | 5,120 | | 6,524 | |

주: 1) 지면관계상 통제변수의 보고는 생략함. 모형에 투입된 통제변수는 성별, 교육연수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 16개 광역시·도 거주지 더미, 연도 더미임.

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

자료: 한국노동패널자료 4~24차 원자료, Stata 17버전

아래의 <표 11>은 가구소비의 가구원수에 대한 규모탄력성의 성별 차이를 비교한 것이다. 여성가구주는 기초통계 분석 결과 평균적으로 가구소득이 적고, 교육연수도 적으며, 가구원수도 남성가구주에 비해 상대적으로 적었다. 가구주의 성별이 남성인 경우 규모탄력성은 작년 한해 기준 0.4287이었고, 여성가구주는 0.4403으로 의미 있는 차이가 나타나지 않았다. 반면, 지난 한달 기준 남성가구주의 경우 규모탄력성은 0.5674인 반면, 여성가구주의 지난 한달 소득 기준 규모탄력성은 0.6689로 나타나 여성가구주의 지난 한달 소득 기준 규모탄력성이 더 큰 것으로 나타났다. 단기 소득에서 규모의 경제의 성별 차이가 나타난다는 점은 가구소비에서 의사결정

주기에 따른 것으로 추정된다(김진·황남희, 2014).

<표 11> 가구주 성별 탄력성

| 종속변수: 가구소득 만족도 | 남성 | | 여성 | |
|-------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 작년 한해 | 지난 한달 | 작년 한해 | 지난 한달 |
| ln(가구경상소득) | 0.5540*** (0.0078) | 0.4249*** (0.0130) | 0.5440*** (0.0075) | 0.4189*** (0.0121) |
| ln(가구원수) | -0.2375*** (0.0145) | -0.2411*** (0.0250) | -0.2439*** (0.0146) | -0.2802*** (0.0253) |
| 규모탄력성 | 0.4287*** | 0.5674*** | 0.4403*** | 0.6689*** |
| 관측치 | 94,578 | | 27,011 | |
| 대상자 | 11,412 | | 4,320 | |

주: 1) 지면관계상 통제변수의 보고는 생략함. 모형에 투입된 통제변수는 연령과 연령제곱, 교육년수, 근로자 더미, 자영업자 더미, 16개 광역시·도 거주지 더미, 연도 더미임.

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

자료: 한국노동패널자료 4~15차 원자료, Stata 11버전

V. 결론

본 연구는 최저생계비 산정시 사용되는 균등화지수를 계측하는 방법 중에 주관적 만족도자료를 이용하는 Schwarze(2003) 모델을 적용하여 우리나라 가구의 주관적 균등화지수 규모탄력성 ϵ 를 노동패널 만족도자료를 이용하여 추정하였다. 추정 결과 주관적 균등화지수 규모탄력성이 김진·송헌재(2010)에서 계측된 0.6828이나, 김진·황남희(2014)에서 계측된 0.6059보다 더 작은 0.4556으로 나타났다. 물론 더 엄밀한 의미에서의 강건성(robustness) 테스트를 해 보아야 하겠지만 이러한 추세에 대한 해석과 정책변화에 대해 향후 연구가 필요하다는 것을 나타낸다.

균등화지수 규모탄력성이 작을수록 규모의 경제가 약화되는 것이기 때문에 우리나라 경제 전체로 볼 때 가구내 소비의 규모의 경제가 약화된 것으로 추정할 수 있다. 하나의 해석은 개인적 소비의 범위가 늘기 때문에 현재의 가구단위 정책을 통한 지원이 일종의 불만족을 초래할 요인이 될 수 있다는 것이다. II장에서 언급한 김진욱(2003)의 논의와 같이 빈곤층 정책에서 가구별 급여 정책에서 개인별 급여 정책으로의 변화가 좀 더 요구된다고 할 수 있다.

추정 결과, 주관적 동등화지수 규모탄력성 추정치가 1998-2009년 사이 0.6828에서, 2001-2012년 사이 0.6059로, 그리고 2001-2022년 사이 0.4556으로 지속적으로 그

리고 평균적으로 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 이에 대한 해석과 향후 동등화 지수 연구에 대한 방향성을 제시할 필요가 있다. 또한 추가적으로 광역시도별, 가구주 연령별, 가구주 성별 주관적 동등화지수 규모추정치의 변화에 대해서도 살펴볼 것이다.

추정결과로 나타난 ‘우리나라 가구내 소비의 규모의 경제의 약화’에 대해 다양한 의견을 제시할 수 있을 것이다. 우선, 주관적 균등화지수의 특성을 고려할 때 경제 전체적으로 어려워지면서 가구소득이 상대적으로 감소한 경우 경제가 어려워지면서 가족간 유대가 증가하고 규모의 경제가 강화되어 가구주의 만족도가 유지되어야 하는데 그러한 여력이 약화되었다는 가설이다. 또한, 경제 전체적으로 어려워지면서 가구내 소비의 규모의 경제가 약화되어 가구주의 만족도가 유지되기 위한 조정가구소득이 증가하는 것을 조장하였다는 가설이다. 과연 이 두 가설이 적절한 것인지 또는 다른 가설들이 제시될 수 있는지에 대해서는 향후 좀 더 심층적인 분석을 수행해야 할 것이다. 다만, 가구내 규모의 경제가 약화됨에 따라 정부의 지원정도가 더 강화되어야 함을 의미한다고 해석된다.

본 연구에서는 김진·황남희(2014)에서와 같이 가구소득으로 ‘작년 한해’ 뿐만 아니라 ‘지난 한 달’의 소득을 활용하여 비교 분석하였다. 이에 따라 ‘지난 한 달’ 소득이 조사된 4차(2001년)조사부터의 자료를 활용하여 주관적 균등화지수 규모탄력성을 추정하였다. 세계적인 경제 침체로 말미암아 소득 자체는 상대적으로 감소하였기 때문에 동일한 만족도에 대해 감내할 조정가구소득이 일부 감소된 부분도 있다고 생각되며 이에 대해서는 균등화지수 규모탄력성이 감소하여 가구내 소비의 규모의 경제의 약화가 발생할 것으로 이해할 수 있겠다.

본고에서는 또한 광역시-광역시도 비교, 가구주 연령별 비교, 가구주 성별 비교 또한 분석하였고 김진·황남희(2014)의 결과치에 비해 모두 균등화지수 규모탄력성 추정치가 감소하였음을 발견하였다.

광역시도별 규모탄력성 추정치가 계상되어 광역시와 광역도의 차이에 대한 논의의 방향을 관찰할 수 있었다. 우선 광역시의 규모탄력성이 작아 가구내 소비의 규모의 경제가 상대적으로 약함을 알 수 있었다. 광역시와 광역도의 만족도 차이를 낳는 다양한 요인들이 있기 때문에 그리고 그 방향이 다양하기 때문에 일괄적인 결론을 낼 수 없겠으나, 앞의 결과에 따르면 가구내 소비의 규모의 경제에 대한 광역시와 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 교육연수가 낮아져 평균 가구소득이 매우 낮았다. 이러한 실제 평균 가구소득의 기여는

가구내 소비의 규모의 경제가 극도로 강하되어 규모탄력성이 비정상적으로 1.02로 나타났다. 그럼에도 불구하고 가구주 연령대가 30대, 40대, 50대로 증가함에 따라 규모탄력성은 0.48~0.49, 0.37~0.40, 0.28~0.31로 작아지면서 가구내 소비의 규모의 경제가 약화되고 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 작은 것으로 관찰하였다. 정책설계시 가구주의 성별에 따른 사항이 고려되어야 할 것이다.

본고에서 논의한 주관적 균등화지수 규모탄력성 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 향후 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.

참고문헌

- 강성진, 「한국인의 생활만족도의 결정요인에 대한 연구」, 제6회 한국노동패널 학술대회, 2005.
- 김우철 · 민희철 · 박상원, 「소득재분배정책을 위한 균등화 지수 연구」, 한국조세연구원, 2006.
- 김진 · 송헌재, 「노동패널을 이용한 주관적 균등화 지수 추정」, 『재정학연구』제3권 제2호, 한국재정학회, 2010, pp. 97~123.
- 김진욱, 「한국 가계의 균등화 소비단위」, 『공공경제』 5, 한국공공경제학회, 2000, pp. 251~283.
- 김진욱, 「계층별 균등화 소비단위」, 『공공경제』, 8, 한국공공경제학회, 2003, pp. 27~55.
- 유종구 · 주학중, 「우리나라 도시가구의 균등화 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.

