

## 실업급여의 소비평탄화 효과 분석\*

김 지 윤\*\*

**논문 초록** | 본 연구는 Gruber(1997)의 방법론을 활용하여 한국 실업급여의 소비평탄화 (consumption smoothing) 효과를 추정하였다. 분석 결과, 한국 실업급여제도의 임금대체율이 10%p 증가할 때 실직 시 연평균 소비감소율이 3.5%p 줄어드는 것으로 나타나 실업급여가 실직 시 소비수준 유지에 일정 부분 기여하는 것으로 나타났다. 이러한 소비평탄화 효과는 50세 이상의 실업자, 순(純)부채가 있는 실업자에게 집중되어 나타났으며, 특히 순부채 여부가 중요한 요인으로 분석되었다. 이는 순부채가 있는 경우 실직 시 소비수준을 유지할 여력이 없을 가능성이 높은 반면, 자산이 충분히 있는 경우에는 실업급여의 지원 없이도 자산을 활용하여 실직 시에도 일정 수준의 소비를 유지할 수 있기 때문으로 해석된다.

**핵심 주제어:** 실업급여, 구직급여, 소비평탄화

**경제학문헌목록 주제분류:** E2, H5, J6

투고 일자: 2018. 5. 17. 심사 및 수정 일자: 2018. 11. 2. 게재 확정 일자: 2018. 12. 21.

\* 본 논문은 한국개발연구원(KDI)에서 정책과제로 수행한 정책연구시리즈 2016-12, “구직급여제도의 변화가 노동시장에 미치는 영향”의 일부분을 수정·보완하여 학술논문 형태로 발전시킨 것이다. 연구 지원에 힘써준 정유경 연구원과 유익한 조언을 해주신 익명의 심사자들에게 감사를 전한다.

\*\* 한국개발연구원 부연구위원, e-mail: jwkim@kdi.re.kr

## I. 서론

실업급여제도<sup>1)</sup>는 실직 시 적극적인 구직활동을 전제로 실업자에게 단기적인 소득지원과 함께 재취업지원을 하는 사회안전망제도이다. 역선택 문제로 실업이라는 소득충격에 대한 적절한 민간 보험수단이 존재하지 않아 강제적인 사회보험의 형태로 정부가 실직 시 소득을 지원하고 있다. 소득지원에 따른 구직의욕 저하와 같은 도덕적 해이 문제가 발생할 가능성이 있으므로 적극적인 구직활동을 확인하고 빠른 재취업을 지원할 수 있는 기능도 실업급여제도 안에 내재되어 있다.

한국에서는 현재 조선업 구조조정으로 실업자가 증가하고 있으며, 향후 철강 및 석유화학 등 과거 주력산업에서도 구조조정이 진행되어 실업자가 늘어날 것으로 예상되고 있다. 한편, 중장기적으로 한국경제의 생산성과 역동성 제고를 위해 사회안전망 확충의 필요성도 제기되고 있다. 이러한 관점에서 최근 실업급여제도의 역할이 강조되고 있으며, 실업급여제도에 대한 심도 있는 분석을 바탕으로 제도 개선이 필요한 시점이다.

실업급여의 임금대체율(wage replacement rate)과 최대지급기간의 관점에서 현재 한국 실업급여제도의 보장성은 OECD 회원국과 비교하여 상당히 낮은 수준에 머물고 있어 최근 들어 실업급여제도의 보장성 강화의 필요성이 꾸준히 제기되고 있다. 1995년에 실업급여제도가 처음 도입된 이후 지난 20여 년 동안 제도의 확장 및 정착에 집중한 가운데 실업급여제도의 본 기능인 소득지원기능이 적절히 작동하고 있는지에 대한 점검과 이와 관련된 제도 개선의 노력은 부족했던 것으로 보인다. 본 연구에서는 1999~2016년의 한국노동패널조사(KLIPS) 자료와 Gruber(1997)의 방법론을 활용하여 실업급여제도가 실직자들의 소비수준을 유지하는 데 실제로 얼마나 도움이 되고 있는지, 즉 소비평탄화 효과를 추정함으로써 실업급여제도의 긍정적 기능인 소득지원기능에 대한 분석을 실시하였다.

실업급여제도의 주목적은 실직 시 소득감소에 대해서 일정 기간 동안 소득보조를 함으로써 실업자들의 소비평탄화를 돕는 것이다. 실업급여제도와 관련된 대부분의 국내외 선행연구들이 실업기간, 재취업 확률, 재취업 임금 등 노동시장 변수에 초

1) 본고에서는 한국 실업급여제도를 구성하는 구직급여, 상병급여, 연장급여, 취업촉진수당 중 2016년 예산지출 기준 실업급여제도의 약 95.4%를 차지하는 대표적 사업인 구직급여제도를 중심으로 논의하고 있으며, 본고에서 실업급여제도는 구직급여제도를 의미한다.

점을 맞추어 실업급여의 부정적 기능에 대한 실증분석을 실시한 반면 실업급여 지급의 긍정적 기능인 소비평탄화 효과에 대한 실증연구는 많지 않다. 실업급여제도의 소비평탄화 효과를 분석하려면 소비의 대리변수인 소비지출과 고용, 실업, 임금 등의 노동시장 정보를 동시에 포함하는 패널자료가 필요하지만, 그러한 패널자료가 존재하는 나라가 많지 않기 때문에 소비평탄화와 관련된 실증분석이 부족한 것으로 판단된다.

실업급여의 소비평탄화 효과를 실증분석한 대표적인 선행연구인 Gruber (1997)는 1968~1987년의 미국 PSID (Panel Study of Income Dynamics)의 식비지출 자료를 활용해서 실업급여의 임금대체율이 10%p 증가하면 실직 시 소비감소율이 약 2.65%p 감소하는 것을 보였다. 실직 시에는 보통 소비가 감소하게 되는데, 실업급여의 지급으로 소비가 감소하는 비율이 줄었다는 것은 그만큼 실업급여의 소비평탄화 효과가 있다는 의미로 해석할 수 있다. Browning and Crossley (2001)에서는 1993~1995년의 캐나다 총소비지출 자료를 활용해서 임금대체율이 10%p 증가하면 실직 시 소비감소율이 약 0.8%p 줄어드는 것을 보였다. 한편, East and Kuka (2015)는 Gruber (1997)와 같은 자료와 방법론을 사용하되, 최근의 자료를 추가하여 연장된 기간인 1968~2011년 기간 동안의 소비평탄화 효과를 분석하였다. Gruber (1997)와는 다르게 임금대체율이 10%p 증가하면 실직 시 소비감소율이 약 1.0%p 축소되는 것을 보였다. Gruber (1997)보다 추정치가 낮은 이유에 대해 저자들은 1988~2011년 사이에 실업급여제도의 소비평탄화 효과가 감소했기 때문이라고 주장한다.

미국과 캐나다를 대상으로 실업급여의 소비평탄화 효과를 분석한 선행연구들은 존재하지만, 저자가 아는 바로는 한국 실업급여제도의 소비평탄화 효과에 대한 선행연구는 존재하지 않는 것으로 보인다. 따라서 본 연구는 한국노동패널조사(2~19차)<sup>2)</sup>와 Gruber (1997)의 방법론을 활용하여 한국 실업급여제도에서의 소비평탄화 효과를 추정하고, 서로 다른 특성을 지닌 실업자 집단에서 소비평탄화 효과가

2) 본 연구의 분석 대상은 전년도에는 취업자였으나 당해에는 실업자인 실직자이며, 한국노동패널조사 2차(1999년)~19차(2016년) 자료를 통해 2000~2015년의 실직자 표본을 구성하였다. 전년도 취업여부가 필요하기 때문에 1999년(2차)에 해당하는 1999년 실직자는 분석에서 제외된다. 한편, 후술할 실증분석에는 실직 당해의 소비지출 정보가 필요한데, 한국노동패널조사에서의 소비지출 자료는 전년도 정보이기 때문에 2016년(19차) 실직자도 제외된다.

얼마나 다르게 나타나는지를 분석한다는 점에서 의의가 있다고 판단된다. 구체적으로 소비평탄화 효과는 실업급여의 임금대체율의 변화가 실직 직후 실업자의 소비변화율에 미치는 영향으로 측정된다.

Gruber (1997)에서는 미국에서 주(state)별로 서로 다른 실업급여제도가 시간에 따라 외생적으로 개정된다는 점을 활용하여, 주별 및 시간별 임금대체율 변화가 실직 시 소비변화율에 미치는 영향을 추정함으로써 소비평탄화 효과를 식별하고 있다. 한국 실업급여제도는 전국적으로 동일하게 적용되기 때문에 본 논문에서는 제도변화에 따른 시간별 임금대체율 변화만을 활용하여 소비평탄화 효과를 식별하고 있다. 본 연구에서 임금대체율은 연(年) 임금대체율로 실업급여일액<sup>3)</sup>에 소정급여일수(최대지급기간)를 곱한 총액을 이직 전 연평균 근로소득으로 나눈 값으로 정의한다. 따라서 임금대체율은 실업급여일액 또는 소정급여일수가 결정되는 방식에 대한 정책 변화에 따라 외생적으로 변경된다. 본 논문에서는 2000년 이후 수차례 발생한 외생적인 임금대체율의 변화가 실직 시 소비변화율에 미치는 영향을 추정하여 소비평탄화 효과를 식별하고 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 분석 자료에 대해 설명하고, 제III장에서는 실증분석 방법을 소개한다. 제IV장에서는 소비평탄화 효과에 대한 실증분석 결과를 제시하고 제V장에서 결론 제시하며 마무리한다.

## II. 분석 자료

### 1. 원자료

경제활동상태(취업자, 실업자, 비경제활동인구), 근로소득 등의 노동시장 정보와 소비의 대리변수인 소비지출에 대한 정보를 모두 가지고 있으며 비교적 긴 기간을 포함하고 있는 패널자료는 한국노동패널조사가 유일하기 때문에 본 연구에서는 한국노동패널조사 2차<sup>4)</sup> (1999년) ~19차(2016년) 자료를 활용하여 실증분석을 실시한다. 한국노동패널조사의 가구용, 개인용, 직업력 자료 중 본 연구에 활용한 변수는

3) 공식명칭은 구직급여일액이나 본 논문에서는 구직급여를 실업급여로 간주하고 있으므로 실업급여일액이라고 부르고 있다.

4) 1차(1998년) 자료는 자산과 부채를 포함하여 조사되지 않은 변수들이 많아서 제외하였다.

〈표 1〉에 정리되어 있다. 대부분의 해외 선행연구에서는 자료의 한계로 식비지출 자료만으로 분석을 하는데, 한국노동패널조사에서는 총소비지출(월평균 생활비)을 비롯해 소비지출의 세부항목인 식비, 외식비, 교육비, 차량유지비, 주거비, 통신비, 피복비 등을 파악할 수 있어 보다 자세한 소비항목에 대한 분석이 가능하다는 장점이 있다.<sup>5)</sup> 한 가지 유의할 점은 한국노동패널조사에서의 소비지출 변수는 조사년도의 전년도 정보이므로 본 연구에서 한국노동패널조사 2차(1999년)~19차(2016년) 자료는 1998~2015년도에 해당하는 내용이다.

〈Table 1〉 List of Variables in KLIPS Used for Analysis

| Category     | Variable  |
|--------------|---|
| Household    | Number of households, Number of households under 19, consumption expenditure, savings, assets, debt, transfer income, social insurance income, other income |
| Individual   | Sex, age, education, marital status, average monthly wage, type of worker, job search during the past 30 days   |
| Work history | Enrollment in Employment insurance, start date of job, end date of job, reason for leaving/quitting job   |

## 2. 표본의 선택

특정 연도에 실업자였으나 전년도에는 취업자였던 실직자 중 만 65세 미만<sup>6)</sup>의 상용 및 임시 임금근로자로 분석의 대상을 한정한다. 비임금근로자의 경우 실업급여제도의 의무가입 대상이 아니며, 일용 임금근로자<sup>7)</sup>의 경우는 실업급여가 적용되는 방식이 상용 및 임시 임금근로자와 다소 다를 뿐 아니라, 2004년 이후부터 실업급여제도의 대상이 되었기 때문에 1999년부터의 자료를 활용하는 본 연구에서는 대상에서 제외한다. 경제활동상태, 소비 등 주요 변수에 관측치가 없는 대상을 제외

5) 대부분의 표본에서 총소비지출 변수는 존재하지만, 소비지출의 세부항목에 대해서는 결측치가 존재한다.

6) 현 제도하에서 만 65세 이상 근로자는 실업급여 수급자격이 없음을 반영하고 있다.

7) 일용 임금근로자의 경우는 '지난 18개월 동안 180일 이상 피보험기간'의 수급자격 조건 이외에 실업급여 신청일 이전 1개월간 근로한 일수가 10일 미만이라는 조건도 충족되어야 하고, 평균임금을 계산하는 방식도 상용 및 임시 임금근로자와는 약간 다르다.

하였고, Zeldes (1989) 와 Gruber (1997) 를 따라 전년도 대비 소비가 3배 이상 증가한 경우와 1/3배 이하로 줄어든 표본은 이상점으로 간주하여 제외하였다.<sup>8)</sup>

본 연구의 목적 및 방법론을 고려해 실직자 중 실업급여 수급자격자로 표본을 한정하였다. 이직 전 18개월 동안 고용보험 피보험기간 180일 이상의 '기여조건'과 비자발적 사유의 실직이라는 '이직사유조건'을 동시에 만족한 경우에만 실업급여 수급이 가능하다. 따라서 한국노동패널조사 자료에서 기여조건과 이직사유조건을 충족하는 표본을 선택해야 한다.<sup>9)</sup> 한국노동패널조사 직업력 자료에서 개인의 모든 직장에 대해 취업일과 이직일을 파악할 수 있고, 모든 직장에 대해 고용보험 가입 여부를 알 수 있다. 따라서 이직일 기준으로 이전 180일 동안 종사했던 모든 직장의 고용보험 피보험기간을 합하여 기여조건을 만족하는지 아닌지를 확인할 수 있다. 한편, 한국노동패널조사 직업력 자료에서 퇴직이유(자발/비자발)와 구체적 퇴직사유(임금근로자)에 대한 변수를 통해 이직사유조건을 충족 여부를 확인할 수 있다.

다만, 고용보험법 시행규칙에서 '수급자격이 제한되지 아니하는 정당한 이직사유'<sup>10)</sup>에 해당하는 경우에는 자발적 이직이라고 해도 예외적으로 이직사유조건을 인정해 주는 경우가 있다. 고용보험법 시행규칙의 '수급자격이 제한되지 아니하는 정당한 이직사유'에 있는 내용들을 한국노동패널조사의 '구체적 퇴직사유(임금근로자)'

8) '소비가 4배 이상 증가하거나 1/4배 이하로 감소한 경우'와 '소비가 5배 이상 증가하거나 1/5배 이하로 감소한 경우'에 대해서 강건성 검정을 실시하고 있다.

9) 한국과 미국 모두 '기여조건'과 '이직사유조건'이 실업급여의 수급자격을 결정하는 요인이다. 한국에서는 기여조건으로 '최소 고용보험 피보험기간'을 사용한다. 그러나 Tatsiramos and van Ours (2014) 에 따르면 미국에서는 주별로 다소 차이가 있으나 대부분의 주에서 '최소 소득수준(minimum earnings)'을 기여조건으로 사용하고 있다. 따라서 Gruber (1997) 에서는 최소 고용보험 피보험기간으로 정의된 기여조건 대신 최소 소득수준으로 정의된 기여조건을 만족하는 표본만을 한정하여 분석하고 있다. Gruber (1997) 는 본 논문과 다르게 이직사유조건으로 표본을 제한하지는 않는데, 이는 PSID에서 이직사유 변수의 정확성이 떨어지기 때문이다. 한국노동패널조사에서는 실직사유를 매우 상세하게 조사하기 때문에 이직사유와 관련된 부정확성 문제가 크지 않아 본 논문에서는 이직사유조건도 동시에 적용하여 표본을 제한하였다. 이직사유조건을 고려하지 않고 기여조건만 적용한 경우에 대한 강건성 확인 결과, 분석 내용에 큰 차이가 발생하지 않았다(〈표 12〉 참조).

10) 임금 및 근로 조건과 관련된 계약사항이 지켜지지 않은 경우, 불합리한 차별대우 및 부당한 괴롭힘을 당한 경우, 사업장의 폐업·도산 및 대량감원이 예정된 경우, 경영상의 이유로 권고사직 또는 희망 퇴직한 경우, 부득이한 이유로 통근이 불가능 경우, 가족 돌봄이 필요하나 휴직이 불가능한 경우, 재해의 위협에 노출된 경우, 건강·임신·출산 및 양육 등의 문제가 있으나 휴가나 휴직이 허용되지 않는 경우, 정년퇴직 등을 포함한다.

변수와 비교하여 ‘퇴직이유(자발/비자발)’ 변수에서는 자발적 사유로 이직하였다고 보고하였지만 고용보험법 시행규칙에서 ‘수급자격이 제한되지 아니하는 정당한 이직사유’에 포함된 사유인 경우에는 사실상 비자발적 사유로 간주해 표본에 포함시켰다. 대부분의 경우에는 위의 기준으로 분류가 가능하지만, ‘구체적 퇴직사유(임금근로자)’ 변수에서 ‘기타’ 항목은 분류하기가 애매하다. 따라서 기본 분석에서는 ‘기타’를 실업급여 수급 비자격자로 취급하고, ‘기타’를 수급자격자에 포함시키는 강건성 검정을 실시한다.

표본선택에 있어 전기에는 취업자였지만 현재는 실업자인, 즉 실직자들로만 표본을 구성하였을 때 표본선택편의의 문제가 발생할 가능성이 있다. 예를 들어 Gruber (1997)에서는 임금대체율이 높은 실직자의 경우 일시해고(temporary layoff)의 가능성이 높고, 이들의 경우 보통 실업기간이 짧아 소비감소율이 작을 것이므로 실업급여제도의 소비평탄화 효과가 과대평가될 가능성이 있음을 언급하고 있다. Gruber (1997)에서는 일시해고를 이미 표본에서 제외하고 있지만, 추가적으로 임금대체율이 높을수록 실직확률이 높은지를 프로빗(probit) 모형을 통해 확인하였다. 그 결과 임금대체율은 실직확률에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타나 실직자들로만 표본을 구성함에 따른 표본선택편의 문제는 크지 않은 것으로 나타났다. 또한 실업기간 자료의 정확성에 문제가 있을 수 있으나 보완적인 방법으로 실업기간을 모형에서 직접 통제하는 강건성 검정을 실시하여 표본선택편의 문제가 크지 않음을 재확인하였다.<sup>11)</sup>

한국의 경우 일시해고는 거의 발생하지 않으며 실업급여 수급자격이 되는 비자발적 실직의 대부분은 일반적인 해고 혹은 계약종료임을 고려하면, 일시해고와 관련된 표본선택편의 문제는 크지 않을 것이라 판단된다. 하지만 한국에서는 Gruber (1997)의 경우와는 반대로 임금대체율이 높을수록 실업기간이 길어지고 소비감소율이 커지게 되어 소비평탄화 효과가 과소평가될 가능성이 존재한다. 한국의 실업급여제도에서는 실업급여액의 하한이 존재하고 하한을 적용받는 수급자가 상대적으로 많다.<sup>12)</sup> 고정액인 하한을 적용받는 실업급여 수급자의 경우에는 이직 전 월평균 임금이 낮을수록 임금대체율은 커지게 된다. 한편, 이직 전 월평균임금이 낮을수록

11) Gruber (1997)의 각주 15번에서 해당 내용을 언급하고 있다.

12) 박진희 외 (2016)에 따르면 전체 실업급여 수급자 중 하한액 적용자는 2014년 기준 67.0%로 나타난다.

실직 시 일자리 찾을 확률이 낮을 뿐 아니라 실업의 비용이 상대적으로 크지 않아 실업기간이 길어질 가능성이 높아 소비감소율이 크게 추정될 가능성이 있다. 즉, 임금대체율이 높을수록 긴 실업기간으로 인해 소비감소율이 크게 나타나 실업급여의 소비평탄화 효과가 과소추정될 가능성이 있는 것이다. 본 연구에서는 이러한 잠재적인 문제점을 통제하기 위해서 실직기간<sup>13)</sup>을 직접 기본 회귀분석의 설명변수에 추가하여 분석하고 있다.

### 3. 표본 기초통계

〈표 2〉는 표본 기초통계를 보여준다. 본 연구의 분석에서는 실업급여 수급자격 실업자 표본만을 사용하지만, 실업급여 수급 비자격 실업자와 특성이 어떻게 다른지 살펴보기 위해 실업급여 수급 비자격자의 통계와 비교하고 있다.<sup>14)</sup> 먼저 수급자격자와 비자격자에 대해 비슷하게 나타나는 주요 통계에 대해서 살펴보자. 전년도에는 고용되어 있었으나 현재는 실업자가 된, 즉 실직자들의 표본이므로 흔히 노동시장에서 상대적으로 취약계층으로 분류되는 여성, 저학력 근로자의 비중이 두 집단 모두에서 높은 것으로 나타난다. 가구의 특성에 대해 살펴보면, 가구원 수는 약 3.4명이며, 19세 미만 자녀의 수는 0.7명 정도로 나타나고 있다.

수급자격자의 경우 수급 비자격자와 비교해서 평균연령, 결혼 유경험자 비율, 여성의 비율이 더 높았으며, 고용보험 피보험기간이 훨씬 긴 것으로 나타났다. 수급자격자의 평균연령이 높은 이유는 연령이 높을수록 고용보험 피보험기간이 길어 실업급여 수급자격자가 될 가능성이 높기 때문인 것으로 보인다. 평균연령이 높을수록 결혼 가능성이 높다는 점에서 수급자격자 중 결혼 유경험자의 비율이 높을 것으로 예상할 수 있다. 그리고 계약 기간이 1년 미만인 임시 임금근로자의 비중이 여성에서 상대적으로 더 높으므로 계약 종료에 따른 비자발적 실직 가능성이 높아 수급자격자 중 여성의 비율이 더 높은 것으로 판단된다.

13) 한국노동패널조사에서는 개인의 직업력 자료를 바탕으로 일(日) 단위로 고용 및 실직(비고용) 상태를 확인할 수 있다. 실증분석에 실업기간을 포함시키는 것이 이상적이거나, 직업력 자료에서는 실업과 비경제활동을 구분하기 어렵기 때문에 본 연구에서는 실업기간 대신 실직기간을 포함하였다.

14) 표본에 대한 설명을 위해 기술적 통계를 단순 비교하고 있으며 통계적 유의성을 고려하고 있지 않다.



〈Table 2〉 Summary Statistics

| Variable   |                       | Average or ratio |                   |
|--|-----------------------|------------------|-------------------|
|  |                       | Eligible for UI  | Ineligible for UI |
| Age  | Total                 | 41.69            | 35.56             |
|  | Under 30 years old    | 18.20%           | 35.54%            |
|  | 30-49 years old       | 53.95%           | 51.87%            |
|  | 50 years old or older | 27.85%           | 12.59%            |
| Sex  | Men                   | 38.60%           | 44.56%            |
|  | Women                 | 61.40%           | 55.44%            |
| Education  | Less than High school | 21.71%           | 18.02%            |
|  | High school graduate  | 39.69%           | 39.12%            |
|  | Less than college     | 21.05%           | 26.36%            |
|  | College graduate      | 16.23%           | 15.14%            |
|  | Graduate school       | 1.32%            | 1.36%             |
| Marital status   | Never married         | 27.63%           | 47.11%            |
|  | Married               | 72.37%           | 52.89%            |
| Number of households                                   |                       | 3.38             | 3.45              |
| Number of households under 19 (children)               |                       | 0.71             | 0.68              |
| Period covered by Employment Insurance (100 days)      |                       | 22.57            | 8.97              |
| Average monthly wage before job loss (1 million won)   |                       | 1.84             | 1.40              |
| Net assets (1 million won)                             |                       | 40.78            | 13.19             |
| Transfer income (1 million won)                        |                       | 1.55             | 2.13              |
| Social insurance income (1 million won)                |                       | 1.98             | 0.73              |
| Other income (1 million won)                           |                       | 1.91             | 0.71              |
| Two or more job separations in household               |                       | 2.63%            | 3.40%             |
| Spouse's employment status                             |                       | 35.53%           | 25.51%            |
| Changes in the number of households                    |                       | 10.53%           | 11.90%            |
| Changes in the number of adult households              |                       | 15.35%           | 12.76%            |
| Changes in the number of households under 19           |                       | 9.65%            | 11.05%            |
| Non-employment duration (100 days)                     |                       | 4.04             | 5.10              |
| Growth rate of consumption expenditure upon job loss   |                       | -2.61%           | -0.39%            |
| Consumption expenditure (current year, 1 million won)  |                       | 2.25             | 1.88              |
| Consumption expenditure (previous year, 1 million won) |                       | 2.25             | 1.88              |
| Wage replacement rate                                  |                       | 29.99%           | 27.25%            |
| Number of observations (N)                             |                       | 456              | 588               |

Data: KLIPS, 1999-2016.

한편, 수급자격자의 경우 수급 비자격자에 비해 이직 전 월평균임금, 순자산, 사회보험소득, 기타소득은 큰 반면 이전소득은 작게 나타나고 있다.<sup>15)</sup> 실직자 중에서는 평균적으로 고용보험 피보험기간이 훨씬 긴 수급자격자가 수급 비자격자보다 더 부유한 것으로 해석할 수 있다. 이전소득은 정부, 친척·친지로부터의 보조금을 의미하며 상대적으로 더 도움이 필요한 실직자 집단에서 이전소득이 더 많을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 평균적으로 더 부유한 수급자격자 집단에서 이전소득이 더 적게 나타나고 있는 것으로 해석된다.

수급자격자의 경우 실직 시 소비수준이 평균적으로 2.61% 감소하는 것으로 나타난 반면, 수급 비자격자의 경우 실직 시 소비수준이 평균적으로 0.39% 감소하는 것으로 나타난다. 실직 시 소비감소율은 자발적 실업 여부, 저축과 차입, 가구 내 노동공급 조정, 친척·친지로부터의 도움, 실업급여를 포함한 사회보험소득 및 정부로부터의 이전소득 등 다양한 요인들이 반영된 수치이므로 평균을 단순 비교하는 것은 큰 의미가 없을 것이다. 마지막으로 수급자격자의 임금대체율이 다소 높게 나타나고 있다. 본 연구에서의 임금대체율은 소정급여일수를 반영하여 연 기준으로 계산한 임금대체율이다. 평균연령이 높고 및 고용보험 피보험기간이 긴 수급자격자들의 소정급여일수가 더 길기 때문에 연간 임금대체율도 크게 나타나는 것으로 보인다.

### Ⅲ. 실증분석 방법

#### 1. 실증분석모형

실업급여의 소비평탄화 효과, 즉 실업급여가 실직 시 소비수준을 유지하는 데 얼마나 도움을 주는지 추정하기 위해 실업급여 임금대체율이 실직 후 연간 소비변화율에 미치는 영향을 추정한다. 한국의 실업급여제도에서는 실업급여액의 하한액과

15) 한국노동연구원(2017)에 따르면 한국노동패널조사에서 이전소득은 '생활비나 교육비 명목으로 친척·친지로부터 받는 지원금과 정부 및 사회단체로부터 대가 없이 받는 보조금'을 의미하며, 사회보험소득은 '국민연금, 특수직역연금, 산재보험, 보훈연금, 실업급여, 육아휴직급여 등 사회보험으로부터의 소득'을 말한다. 기타소득은 '보험금 지급이나 퇴직금, 복권 단 돈, 증여 또는 상속, 축의금, 부의금, 분실물 찾아주고 받은 보상금, 이주민 주거대책비, 폐품매각대금 등과 같이 다른 소득에 포함되지 않은 소득'을 의미한다.

상한액의 존재로 인해 실업자마다 임금대체율의 차이가 발생한다. 또한 1999년 이후 여러 차례 상한액과 하한액이 외생적으로 변경됨에 따라 추가로 임금대체율의 차이가 발생한다. 이러한 임금대체율의 변동을 활용하여 소비변화율에 미치는 영향을 추정하는 것이 본 실증분석의 요지이다. 본 연구에서는 Gruber (1997)의 방법론을 준용하여 다음과 같은 회귀분석모형을 사용한다.

$$\log(C_{i,t}) - \log(C_{i,t-1}) = \beta_0 + \beta_1 wr_{i,t}^e + X_{i,t}\gamma + T_t\delta + \epsilon_t$$

$$\log\left(\frac{C_{i,t}}{C_{i,t-1}}\right) = \log\left(1 + \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t-1}}\right) \approx \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 wr_{i,t}^e + X_{i,t}\gamma + T_t\delta + \epsilon_t$$

$C_{i,t}$ 는 통계청의 소비자물가지수로 조정한 연평균 실질 소비지출이고,  $wr_{i,t}^e$ 는 실업급여의 연 기준으로 계산된 임금대체율이다.  $X_{i,t}$ 는 개인의 특성과 관련된 변수로 구성된 벡터로 연령, 성 더미, 학력 더미, 혼인상태 더미, 가구원 수, 19세 미만의 자녀의 수, 고용보험 피보험기간, 이직 전 월평균임금, 순자산의 양, 이전 소득의 양, 사회보험소득의 양, 기타소득의 양, 본인을 포함한 가구 내 실직자 수, 배우자의 취업 여부, 성인 가구원 수의 증감, 19세 미만 자녀수의 증감, 그리고 실직기간이 포함되어 있다. 거시적 경기변동이 소비변화 및 노동시장에 미치는 영향 등을 통제하기 위해 연도더미 변수( $T_t$ )를 포함시켰다.<sup>16)</sup> 좌변의 종속변수는 소비 변화율을 나타낸다.

추정식에서  $\beta_1$ 의 추정치가 소비평탄화 효과를 나타낸다. 실직 시 보통 소비가 줄기 때문에 소비변화율이 음수라는 것을 고려하면,  $\beta_1$ 이 양수라는 것은 임금대체율이 높을수록 음수인 소비변화율이 증가, 다시 말해 소비감소율이 줄어든다는 의미이며, 실직자의 소비평탄화에 긍정적인 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다.<sup>17)</sup> 이러한 이유에서 본 장의 실증분석에서는  $\beta_1$ 의 크기로 소비평탄화 효과의 정도를 측정한다.

16) 이직 전 월평균임금, 순자산의 양, 이전소득의 양, 사회보험소득의 양, 기타소득의 양은 명목변수이므로 해당 연도의 소비자물가지수로 조정하였다.

17) 예를 들어 임금대체율이 50%일 때는 소비변화율이 -5%였지만 임금대체율이 60%인 경우에는 소비변화율이 -4%가 된 경우 임금대체율 상승으로 인해 소비감소율이 줄어들어 소비평탄화에 도움이 되었다고 볼 수 있다.

여기서 주요 설명변수인 임금대체율( $wr_{i,t}^e$ )은 실업급여를 수급한 실업자들의 실제 임금대체율이 아니고, 실업급여 실제 신청 여부와 관계없이 실업급여 수급자격이 있는 모든 실직자의 이직 전 월평균임금, 연령, 고용보험 피보험기간과 해당 연도의 실업급여 하한액, 상한액을 고려해 계산한 '가상의 임금대체율'임을 주목할 필요가 있다. Gruber(1997)는 실업급여를 실제로 수급한 실업자들의 임금대체율을 사용하지 않고 실업급여 수급 여부와 상관없이 모든 수급자격 실직자를 대상으로 가상의 임금대체율을 포함시킨 이유를 다음의 세 가지로 설명하고 있다. 먼저, 가장 중요한 이유로 실업급여 신청이라는 '선택'과 관련된 내생성을 피하기 위해서이다. 실업급여를 신청하는 사람들의 특성이 소비변화율을 결정하는 요소들과 연관되어 있는 경우에는 추정된 추정치에 편의가 발생할 것이다. 두 번째 이유는 Gruber(1997)에서 사용한 미국의 PSID의 경우 실업급여 수급 여부와 수급액 자료의 신뢰성이 떨어지기 때문에 해당 자료를 활용한 연구는 신뢰하기 어렵다는 것이다. 이러한 실업급여 관련 자료의 신뢰성 문제는 한국노동패널조사 자료에서도 유사하게 나타날 것으로 예상된다. 마지막 이유로는 정책적으로 정부가 조정할 수 있는 것은 실업급여 신청과 관련된 구직자들의 선택이기보다는 실업급여의 수급자격과 관련된 부분이라는 점이다. 따라서 정책적으로 보다 의미 있는 분석은 임금대체율의 변화가 실업급여를 신청하는 사람들이 아닌 실업급여 수급자격이 있는 사람들의 소비평탄화에 미치는 영향이라는 것이다.

이러한 이유로 본 연구에서는 실제 실업급여 수급자의 임금대체율을 사용하지 않고 수급자격자를 대상으로 가상의 임금대체율을 사용하였다. 2015년 기준 수급자격자 중 실업급여를 신청하여 수급하는 비율이 약 50%<sup>18)</sup> 정도이므로 본 연구에서 추정한 실업급여 수급자격자의 소비평탄화 효과는 실제 실업급여 수급자의 소비평탄화 효과를 과소추정할 가능성이 높다. 따라서 이러한 점을 감안하여 추정치 해석에 유의할 필요가 있다.

## 2. Gruber(1997)와의 차이점

Gruber(1997)에서는 미국의 주별로 상이한 실업급여제도에서 발생하는 주별 임

18) 고용노동부(2016)의 수치를 사용하여 저자가 계산하였다.

금대체율의 차이(cross-state variations)와 주별로 시간에 따라 실업급여제도가 변하는 데서 발생하는 임금대체율의 차이(time variations)를 동시에 활용하여 임금대체율의 변화가 소비변화율에 미치는 영향을 식별하고 있다. 한국의 경우에는 실업급여제도가 전국적으로 동일하게 적용되고 있기 때문에 시간에 따라 실업급여제도가 변경되어 발생하는 임금대체율의 차이만을 반영할 수 있다. 본 연구에서의 임금대체율은 실직 후 1년 기준으로 계산된 임금대체율로 실업급여일액에 소정급여일수를 곱한 총액을 이직 전해의 연간 근로소득으로 나눈 값이다. 따라서 임금대체율은 실업급여일액 또는 소정급여일수에 대한 정책 변화에 따라 외생적으로 변경된다. 구체적으로 최저임금의 특정 비율에 연동되어 있는 실업급여의 하한액은 매년 최저임금상승에 따라 변경되었으며, 실업급여의 상한액도 분석기간 내에 세 번(2001년, 2006년, 2015년) 변경되었고, 소정급여일수도 분석기간 내에 한 차례(2000년) 변경되었다.

본 연구에서는 가능한 한 Gruber (1997)의 실증분석모형과 유사한 모형을 사용하려고 하고 있으나, 일부 설명변수는 한국의 실정에 맞지 않거나 한국 자료에서는 해당 변수가 존재하지 않아 포함시키지 못하였다. 먼저 인종과 관련된 변수는 한국의 실정에 맞지 않고 관련 변수도 존재하지 않아 포함시키지 않았다. 한국의 실업급여제도는 전국적으로 동일하게 적용되기 때문에 주별 실업률 또는 주별 고정효과와 같은 지역변수를 포함시키지 않았다. Gruber (1997)에서는 소비변화율에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 가구 내 식품에 대한 수요 변화를 통제하기 위해 'food needs'의 변화율을 설명변수에 포함시켰다. food needs는 가구원 수와 연령 등을 고려하여 생성된 변수로 한국에서는 해당 변수가 존재하지 않기 때문에 본 모형에서는 반영할 수 없었다.<sup>19)</sup> 대안적으로 본 연구에서는 East and Kuka (2015)에서와 유사하게 가구원 수의 증감을 반영하는 설명변수를 사용하여 'food needs'의 변화를 반영하고 있다. East and Kuka (2015)에서는 총 가구원 수의 증감만을 반영하고 있으나, 본 연구에서는 더 구체적으로 성인과 19세 미만 가구원 수의 증감을 분리하

19) Gruber (1997)에서는 PSID에서 생성해서 제공하는 'food needs' 변수를 사용하였으나, 'food needs' 변수가 정확히 어떻게 생성되었는지 확인할 수가 없었다. 다만, East and Kuka (2015)를 통해 USDA (United States Department of Agriculture)에서 제공한 가이드라인을 사용하여 PSID를 제공하는 기관에서 해당 변수를 생성하였다는 점을 간접적으로 확인할 수 있었고, 1993년부터는 동일한 변수가 제공되지 않고 있다는 사실까지는 확인할 수 있었다.

여 반영한다.

지금까지 Gruber (1997) 에는 포함되어 있지만 본 모형에서는 사용하지 않은 설명 변수에 대해 설명하였지만, 본 모형에만 포함되는 설명변수도 존재한다. 해당 변수는 고용보험 피보험기간, 순자산의 양, 이전소득의 양, 사회보험소득의 양, 기타소득의 양, 본인을 포함한 가구 내 실직자 수, 배우자의 취업 여부, 그리고 실직기간이다. 한국의 경우에는 고용보험 피보험기간에 따라 소정급여일수가 달라지고 이에 따라 모형에서 계산되는 연간 임금대체율에 영향을 줄 수 있기 때문에 이를 명시적으로 통제하였다. 순자산의 양, 이전소득의 양, 사회보험소득의 양, 기타소득의 양을 설명변수에 추가한 이유는 실업급여 이외의 소득보전 수단을 통제하고 부차적으로 실업급여의 소비평탄화 효과의 이질성을 확인하기 위해서이다. 순자산의 양이 적을수록 실직 시 자산을 활용하거나 차입을 통해 소비수준을 유지하기 어려울 가능성이 높다. 정부나 친지로부터의 지원을 통한 이전소득이 있는 경우에는 스스로 소비수준을 유지하기 어려운 상황에 처한 경우일 가능성이 높을 것이다. 한편, 자산소득 이외에 사회보험소득이나 기타소득이 있는 경우에는 실직 시 상대적으로 실업급여 없이도 소비수준을 유지할 여력이 더 클 것으로 예상할 수 있다. 한편, 가구원 중 동시에 실직을 겪는 경우에는 실직 시 소비감소에 더 큰 영향을 줄 수 있어 가구원 중 2명 이상이 실직을 하는 경우에 대한 더미변수를 추가하여 이를 통제하였다.<sup>20)</sup> 실직 시 배우자의 노동공급으로 소비감소율이 줄어드는 효과가 있어 실직 시 배우자의 취업 여부도 설명변수에 포함시켰다. 마지막으로 앞에서 설명하였듯이 실직자만으로 구성된 표본선택으로부터 발생할 수 있는 문제를 직접 통제하기 위해 실직기간을 포함시켰다.

### 3. 변수의 가공 및 생성

#### (1) 소비변화율

한국노동패널조사에서 소비지출 변수는 명목 소비지출액으로 소비변화율을 계산할 때 소비자 물가상승률의 영향을 받을 수 있기 때문에 통계청의 해당 연도의 소비

20) 전체 표본 456명 중 동일 가구에서 두 명 이상이 동시에 실직 상태인 경우는 12명(2.63%)으로 많지는 않다.

자물가지수(총지수)를 사용해서 물가상승 효과를 통제하였다. <그림 3>은 기본 분석에 사용된 실업급여 수급자격자의 연간 소비변화율의 분포를 보여주고 있다. 한편, 한국노동패널조사에서 소비변수는 가구 단위로 조사되고 실직의 분석 단위는 개인이기 때문에 가구의 소비지출을 개인의 소비지출로 조정할 필요가 있다. 균등화 지수(equivalence scale)를 통해 소비를 조정할 필요가 있으나 실직 전후에 가구원 수 혹은 가구원 구성이 변하지 않으면 실직 전 소비와 실직 후 소비에 동일한 균등화 지수가 적용된다. 이 경우 소비변화율을 구하는 경우 분모와 분자에서 균등화 지수가 상쇄되기 때문에 균등화 지수를 적용할 필요가 없다. 456개 표본 중 48개(10.53%)에서만 가구원 수의 변화가 발생하여 기본 분석에서는 균등화 지수를 반영하고 있지 않지만, 강건성 검정 차원에서 다양한 균등화 지수를 적용한 경우에 대해서도 동일한 분석을 실시한다.<sup>21)</sup>

## (2) 임금대체율

본 연구에서 사용된 임금대체율은 실직 후 1년 동안 받을 수 있는 실업급여액을 이직 전해의 연 근로소득으로 나눈 값이다. 1년 동안 받을 수 있는 실업급여액은 실업급여일액에 소정급여일수를 곱한 값으로 계산할 수 있다. 실업급여일액은 이직 전 일평균임금의 50%이며 상한액과 하한액이 존재한다. 각 해의 상한액과 하한액을 고려해서 각 표본에 대해서 실업급여일액을 계산하였다.

한국의 경우 소정급여일수는 연령과 고용보험 피보험기간에 따라 달라지는데, 한국노동패널조사에서는 피보험기간을 직접 조사하지 않는다. 본 연구에서는 한국노동패널조사 직업력 자료에서 개별 직장에 대한 취업일, 이직일, 고용보험 가입 여부 변수를 활용하여 특정 개인의 고용보험 피보험기간을 계산하였다. 한국노동패널조사에서는 특정 개인의 이전 직장을 회고적으로 조사하기 때문에 각 직장에 대한 근속연수와 고용보험 가입 여부를 바탕으로 총 고용보험 피보험기간을 계산할 수 있다.<sup>22)</sup> 계산된 실업급여일액과 소정급여일수를 곱하여 1년 동안 받을 수 있는 실

21) 미리 언급하자면, 강건성 검정 결과 기본 회귀분석 결과에 별다른 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다.

22) 본 논문에서는 자료의 한계로 고용보험법(제50조 3항)에서 정의된 고용보험 피보험기간의 세부 내용 및 예외 사항까지는 반영하지 못했기 때문에 고용보험 피보험기간 계산에 오차가 발

업급여액을 계산하고 이를 실직 전해의 연 근로소득으로 나누어 임금대체율을 계산하였다. 연 근로소득은 월평균임금에 12를 곱하여 계산하였다.

2015년 서로 다른 세 명의 실업자를 예로 들어 임금대체율이 어떻게 계산되는지를 살펴보자. 실직자 김중간 씨는 40세이며, 이직 전 월평균임금이 240만원이고 고용보험 피보험기간이 2년이었다. 이 경우 한 달을 평균 30일로 가정하면 김중간 씨의 일평균임금은 8만원이 되며, 실업급여일액은 일평균임금 8만원의 50%인 4만원이다. 김중간 씨는 40세이며 고용보험 피보험기간인 2년이므로 최대 120일 동안 실업급여를 수급할 수 있다. 그래서 1년 동안 받을 수 있는 최대 실업급여액은 480만원(4만원×120일)이 된다. 만약 이직 전 월평균임금 수준으로 계속해서 일을 했을 경우 연 소득은 2,880만원(240만원×12개월)이다. 따라서 연 기준 임금대체율은 약 16.67%(480만원/2,880만원×100)가 된다. 한편, 실직자 김상한 씨는 김중간 씨와 모든 조건이 같으나 이직 전 월평균임금이 300만원이다. 김상한 씨의 일평균임금은 10만원이 되나, 2015년 기준 일평균임금의 상한은 8만 6천원이기 때문에 김상한 씨의 일평균임금은 10만원이 아닌 8만 6천원으로 산정된다. 따라서 김상한 씨의 실업급여일액은 일평균임금의 50%인 4만 3천원이 되며, 1년 동안 받을 수 있는 최대 실업급여액은 516만원(4만 3천원×120일)이다. 결과적으로 김상한 씨의 연 기준 임금대체율은 약 14.33%(516만원/3,600만원×100)가 된다. 마지막으로 실직자 김하한 씨는 김중간 씨와 모든 조건이 같으나 이직 전 월평균임금이 180만원이라고 하자. 이 경우 실업급여일액은 일평균임금 6만원의 50%인 3만원이다. 실업급여일액이 2015년 실업급여일액의 하한액인 4만 176원<sup>23)</sup>보다 작으므로 김하한 씨의 실업

---

생활 수 있다. 또한 고용보험료를 납부하지 않는 근로자들도 ‘고용보험 피보험자격 확인청구제도’를 통하여 사후적으로 실업급여를 지급받을 수 있다. 그런데 보통 이러한 근로자들은 본인의 직장이 고용보험에 가입되어 있지 않다고 생각하여 한국노동패널조사의 ‘고용보험 가입 여부’ 문항에 ‘미가입’으로 응답할 가능성이 높다. 따라서 한국노동패널조사의 ‘고용보험 가입 여부’ 변수로 고용보험 피보험기간을 계산하는 경우 이러한 근로자들의 피보험기간을 반영하지 못하는 한계가 있다. 하지만 현실적으로 ‘고용보험 피보험자격 확인청구제도’의 인지도와 활용도가 낮다는 점에서 이와 관련된 오차는 크지 않을 것으로 판단된다. 마지막으로 한국노동패널조사의 직업력 자료는 이전 직장의 정보를 회고적으로 조사하고 있으므로 이전 직장의 취업일, 이직일, 고용보험 가입 여부 정보를 바탕으로 계산된 고용보험 피보험기간은 실제 고용보험 피보험기간과 다소 차이가 있을 수 있다.

23) 실업급여일액의 하한액은 특정 해 최저임금일액의 90%로 결정되므로, 2015년 실업급여일액의 하한액은 최저임금 시급인 5,580원의 90%에 8시간을 곱한 4만 176원이 된다.

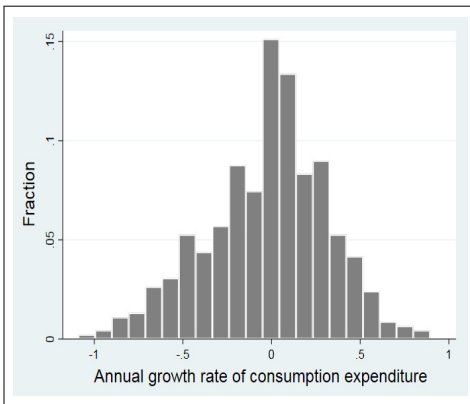


급여일액은 하한액인 4만 176원으로 산정되며, 1년 동안 받을 수 있는 최대 실업급여액은 약 482만원(4만 176원×120일)이다. 따라서 김하한 씨의 연 기준 임금대체율은 약 22.31%(482만원/2,160만원×100)가 된다.

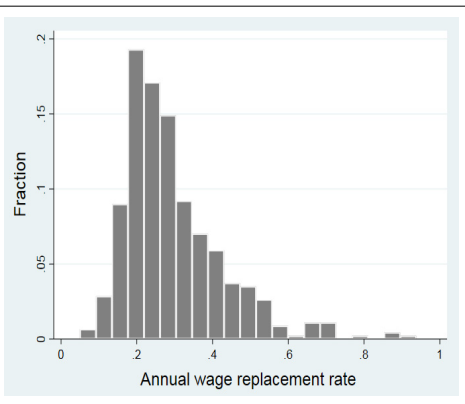
기여조건이나 이직사유조건은 임금대체율 계산과 무관하므로, 기여조건 또는 이직사유조건을 충족시키지 못한 수급 비자격자의 경우에도 동일한 방식으로 실직자의 이직 전 월평균임금, 연령, 고용보험 피보험기간을 바탕으로 임금대체율을 계산하였다. 수급 비자격자의 임금대체율도 동일한 방식으로 계산하여 수급 비자격자에 대해서도 동일한 회귀분석을 실시하는 이유는 가상의 임금대체율을 통한 실증분석이 가성회귀(spurious regression)가 아님을 보여주기 위함이다.

〈그림 4〉는 실업급여 수급자격자의 연 임금대체율의 분포를 보여주고 있다. 실업급여일액의 상한액과 하한액의 존재로 인해 월 기준으로 계산한 임금대체율은 50%보다 작은 표본도 있고 큰 표본도 있다. 소정급여일수는 연령 및 고용보험 피보험기간에 따라 90~240일로 정해지므로 연간 기준으로 계산된 임금대체율의 평균은 50%보다 크게 낮은 29.99%로 나타난다.

〈Figure 3〉 Distribution of the Annual Growth Rate of Consumption Expenditure



〈Figure 4〉 Distribution of Annual Wage Replacement Rate



Data: Calculated by the author using KLIPS, 1999-2016. Data: Calculated by the author using KLIPS, 1999-2016.

## IV. 추정 결과

## 1. 총소비지출에 대한 소비평탄화 효과

〈표 5〉는 총소비지출에 대한 소비평탄화 효과의 실증분석 결과를 보여준다. 임금 대체율이 10%p 증가할 때 소비변화율이 약 3.5%p 늘어나는 것으로 추정된다. 소비변화율이 음수임을 고려하면 소비감소율이 약 3.5%p 줄어드는 것으로 소비평탄

〈Table 5〉 Consumption Smoothing Effects for Total Consumption Expenditure

| Independent variable                                 |                      | Coefficient | P-value |
|--|----------------------|-------------|---------|
| Wage replacement rate                                |                      | 0.3524**    | 0.038   |
| Age  |                      | -0.0009     | 0.706   |
| Sex  | Women                | 0.0065      | 0.857   |
| Education  | High school graduate | 0.0066      | 0.897   |
|  | Less than college    | 0.0169      | 0.781   |
|  | College graduate     | 0.0630      | 0.354   |
|  | Graduate school      | 0.0886      | 0.590   |
| Marital status                                       | Married              | -0.0043     | 0.948   |
| Number of households                                 |                      | 0.0194      | 0.216   |
| Number of households under 19 (children)             |                      | 0.0137      | 0.571   |
| Period covered by Employment Insurance (100 days)    |                      | -0.0003     | 0.787   |
| Average monthly wage before job loss (1 million won) |                      | 0.0111      | 0.626   |
| Net assets (1 million won)                           |                      | 0.0001      | 0.412   |
| Transfer income (1 million won)                      |                      | -0.0049***  | 0.001   |
| Social insurance income (1 million won)              |                      | -0.0003     | 0.934   |
| Other income (1 million won)                         |                      | 0.0005      | 0.588   |
| Two or more job separations in household             |                      | -0.0382     | 0.721   |
| Spouse's employment status                           |                      | 0.0890**    | 0.014   |
| Changes in the number of adult households            |                      | -0.0619     | 0.259   |
| Changes in the number of households under 19         |                      | 0.0563      | 0.311   |
| Non-employment duration (100 days)                   |                      | 0.0013      | 0.762   |
| Constant   |                      | -0.2089     | 0.126   |
| Number of observations (N)                           |                      | 456         |         |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors.

Data: KLIPS, 1999-2016.

화 효과를 해석할 수 있다. 분석의 대상에서 제외되는 실업급여 수급 비자격자에 대해서 동일한 실증분석을 실시하는 경우 임금대체율에 대한 추정치는 통계적으로 0과 다르지 않아 수급 비자격자에게는 예상한대로 실업급여의 소비평탄화 효과가 나타나지 않았다.<sup>24)</sup> 이러한 수급자격자와 수급 비자격자 간 추정결과의 차이는 본 연구의 추정방법 및 표본 선택이 유효하다는 점을 간접적으로 보여주고 있다.

임금대체율 이외에 소비변화율에 통계적으로 유의미하게 영향을 주는 설명변수는 이전소득의 양과 배우자의 취업 여부이다. 이전소득이 소비감소율에 미치는 영향은 음수로 나타나고 있다. 한국노동패널조사에서 이전소득은 정부 혹은 친척·친지로부터의 보조금을 말하며, 현재의 표본에서는 대부분이 친척·친지로부터의 보조금이다. 이전소득이 있을수록 실직 시 가구 내에서 자력으로 소비수준을 유지할 여력이 없는 실업자일 가능성이 높아 이전소득이 있는 실업자의 소비감소율이 크게 나타날 수 있다. 그러나 소비감소율이 실제로 크거나 클 것으로 예상되는 실업자에게 이전소득의 수급 또는 요청 유인이 더 클 수도 있기 때문에 추정치를 인과관계로 해석하는 데 유의할 필요가 있다.<sup>25)</sup> 또한 실직 시 배우자가 일을 하고 있는 경우에는 상대적으로 소비감소율이 적은 것으로 나타나며, 이는 배우자의 노동공급을 통해 가구 내에서 소비 수준을 어느 정도 유지할 수 있음을 보여주고 있다.

〈표 6〉은 해외 선행연구에서 나타난 소비평탄화 효과의 추정치들을 비교하고 있다. 선행연구들의 추정에서 사용된 나라와 분석기간 그리고 소비지출의 항목이 다르기 때문에 직접 비교하기는 어렵지만, 본 연구의 추정치는 다른 해외 선행연구들의 추정치들과 크게 다르지 않은 것으로 판단된다. Gruber(1997)의 경우에는 1968년에서 1987년 사이의 미국 식비지출 자료를 사용하여 소비평탄화 효과를 추정하였는데, 임금대체율을 10%p 증가시키는 경우 소비변화율이 2.65%p 증가하는 것으로 나타났고, 식비지출 변화율과 총소비지출 변화율이 크게 다르지 않을 것이라고 주장하였다. 그러나 Browning and Crossley(2001)에 따르면 일반적으로 총소비지출의 소득탄력성이 식비지출의 소득탄력성 보다는 크기 때문에 총소비지출에 대한 추정치가 더 클 것이라고 주장하였다. 몇 가지 가정을 바탕으로 Gruber(1997)의 추정치를 총소비지출에 대한 추정치로 조정하면, 임금대체율을 10%p 증가시키는

24) 실업급여 수급 비자격자에 대한 임금대체율의 추정치는 0.0577로 나타났으며 p-value는 0.205로 통계적으로 유의하지 않다.

25) 이전소득 변수를 제외하고 분석한 경우에도 분석결과는 기본 분석과 거의 유사하게 나타난다.

경우 소비변화율이 4.0%p 증가하는 것으로 해석할 수 있다고 한다. 본 연구에서 이와 비교 가능한 수치는 3.5%p로 Gruber(1997)의 총소비지출로 조정된 추정치보다는 작다고 볼 수 있다.

한편, East and Kuka(2015)에서는 Gruber(1997)의 자료에 1988~2011년의 미국 식비지출 자료를 추가해 같은 방법론으로 미국에서의 소비평탄화 효과를 추정하였다. 1988~2011년의 자료를 추가했을 때, 추정치가 1.0%p로 크게 낮아진 것은 1988~2011년 사이에 실업급여제도의 소비평탄화 효과가 줄어들었기 때문이다. East and Kuka(2015)는 크게 두 가지 요인으로 소비평탄화 효과의 감소를 설명한다. 첫째, 미국에서 90년대 이후 실업급여의 보장성이 상대적으로 약화되었기 때문이다. 둘째, 미국에서 실업급여제도의 소비평탄화 효과는 보통 경기침체에 강하게 나타나는데, 미국에서 90년대 이전에 상대적으로 많은 경기침체가 있었다는 것이다.

〈Table 6〉 Estimates for Consumption Smoothing Effects in the Previous Literature

|                             | Estimate | Country       | Period    | Consumption item |
|-----------------------------|----------|---------------|-----------|------------------|
| Gruber(1997)                | 0.265    | United States | 1968-1987 | Food             |
| Browning and Crossley(2001) | 0.080    | Canada        | 1993-1995 | Total            |
| East and Kuka(2015)         | 0.100    | United States | 1968-2011 | Food             |
| This study                  | 0.352    | South Korea   | 2000-2015 | Total            |

Source: Gruber(1997); Browning and Crossley(2001); East and Kuka(2015).

Browning and Crossley(2001)의 추정치는 다른 추정치들에 비해 다소 낮은 편인데, 이는 분석대상 국가, 표본의 구성, 추정방법의 차이로 이해할 수 있을 것이다. 특히 표본을 구성할 때 실직기간이 4개월에서 9개월에 해당하는 비교적 장기실업자만을 포함하였는데, 연간 패널자료를 사용하는 다른 세 연구에서는 실직기간이 4개월에서 9개월보다는 폭넓게 분포하고 있다. Browning and Crossley(2001)의 낮은 추정치는 실업급여의 소비평탄화 효과가 실직 후 경과시간에 따라 차이가 날 수 있음을 시사한다. 예를 들어 실직 직후 몇 개월간은 소비평탄화 효과가 크지만 실업기간이 길어짐에 따라 소비평탄화 효과가 점차 줄어들 가능성이 높다.

2. 소비지출 세부항목에 대한 소비평탄화 효과

한국노동패널조사에서는 총소비지출 뿐 아니라 소비지출의 세부항목에 대한 정보도 제공하고 있다. 다만, 소비지출의 세부항목별로 제공되는 시점이 다르고 세부

<Table 7> Consumption Smoothing Effects for Consumption Expenditure by Items

| Item  | Coefficient (p-value) | Period    | N   |
|---|-----------------------|-----------|-----|
| Total consumption                                     | 0.352** (0.038)       | 2000-2015 | 456 |
| Food and groceries                                    | 0.290 (0.202)         | 2002-2015 | 420 |
| Meals out   | 0.405 (0.291)         | 2002-2015 | 214 |
| Public education                                      | 0.271 (0.638)         | 2002-2015 | 112 |
| Private education                                     | 0.086 (0.916)         | 2002-2015 | 91  |
| Vehicle maintenance expenses                          | 0.626** (0.036)       | 2002-2015 | 244 |
| Housing maintenance expenses                          | 0.302 (0.204)         | 2002-2015 | 410 |
| Expenses for congratulations and condolences          | 0.410 (0.285)         | 2002-2015 | 279 |
| Health and medical costs                              | 0.103 (0.806)         | 2002-2015 | 241 |
| Recreation  | 0.323 (0.398)         | 2002-2015 | 292 |
| Purchase of durables                                  | 1.190 (0.374)         | 2005-2015 | 48  |
| Expenses for communication                            | 0.352 (0.127)         | 2002-2015 | 423 |
| Pocket money (Yongdon)                                | -4.892 (0.350)        | 2003-2004 | 28  |
| Pocket money for parents living together              | -                     | 2009-2015 | 17  |
| Pocket money for children                             | 0.900* (0.082)        | 2008-2015 | 115 |
| Pocket money for other family members                 | 0.534 (0.265)         | 2008-2015 | 223 |
| Clothing  | 0.448 (0.159)         | 2005-2015 | 305 |
| Contributions and donations                           | 2.931** (0.022)       | 2006-2015 | 60  |
| National Pension and medical insurance <sup>26)</sup> | 0.017 (0.967)         | 2006-2015 | 235 |
| Medical insurance                                     | -0.335 (0.362)        | 2009-2015 | 219 |
| Public transportation                                 | -0.086 (0.833)        | 2006-2015 | 243 |
| Purchase of essential commodities                     | -0.158 (0.718)        | 2008-2015 | 243 |
| Other   | -                     | 2013-2015 | 5   |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors, 3) '-' indicate that the number of samples is too small to estimate, 4) As medical insurance premiums are separately surveyed from 2009, only National Pension contributions are reflected from 2009.

Data: KLIPS, 1999-2016.

26) 2009년부터 건강보험료가 별도로 분리되어 조사됨에 따라 2009년부터는 국민연금만을 반영하고 있다.

항목 마다 결측치가 존재하는 단점이 있다. 따라서 소비지출의 세부항목에 대한 실증분석에서 소비지출이 0인 실직자를 제외함에 따라 발생하는 선택편의 문제가 발생할 수 있으므로 결과를 해석할 때 유의할 필요가 있다. <표 7>은 소비지출의 세부항목에 대한 실업급여 소비평탄화 효과의 추정치와 분석기간 및 표본 수를 보여 준다. 소비지출 세부항목 중 차량유지비와 자녀 용돈 그리고 현금 및 각종 기부금에 대한 효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 차량유지비에서 탄력적으로 조정 가능한 부분은 유류비일 것이므로 실업급여의 지급으로 그렇지 않은 경우보다 자가 차량운행을 더 하는 것으로 해석 가능하다. 자녀 용돈과 현금 및 기부금의 경우에도 다른 소비지출에 비해서는 비교적 소득탄력성이 높을 것으로 예상되기 때문에 분석의 결과가 어느 정도는 타당하다고 볼 수 있다. 그러나 자녀 용돈과 현금 및 각종 기부금의 경우 표본 수가 적기 때문에 해석에 유의할 필요가 있다.

주목할 만 한 점은 Gruber(1997)에서는 식비지출에 대한 소비평탄화 효과가 나타나지만, 한국의 경우에는 식비지출에 대한 실업급여의 소비평탄화 효과가 통계적으로 유의하지 않다는 점이다. 이러한 결과는 Browning and Crossely(2001)에서와 유사하게 식비지출에 대한 실업급여의 소비평탄화 효과가 특정 실업자 집단에 집중해서 나타나고 있을 가능성을 시사한다.

### 3. 소비평탄화 효과의 이질성

앞서 언급한 것처럼 실직자의 특성에 따라 소비평탄화 효과는 다르게 나타날 수 있다. 여러 차원에서 실직자의 이질성을 정의할 수 있지만, 본 연구에서는 연령과 순자산 차원에서의 이질성에 집중하여 소비평탄화 효과를 비교할 것이다.

#### (1) 연령

<표 8>은 연령별 소비지출 세부항목에 대한 소비평탄화 효과의 실증분석 결과이다. 표에서 보고된 연령 구분보다 조금 더 세분된 집단으로 기초분석을 실시하였으나 표본의 크기를 고려해서 크게 두 집단의 추정치를 비교하고 있다. 소정급여일수가 연령에 의존하는 방식을 고려해서 30세 미만<sup>27)</sup>과 30~49세를 하나로 묶은 50세 미만 집단과 50세 이상의 집단을 사용하였다. 총소비 기준으로 보았을 때 50세 미

〈Table 8〉 Consumption Smoothing Effects by Age Group

| Item   | Under 50 years  |     |  | 50 years old or older |     |
|--|-----------------|-----|--|-----------------------|-----|
|  | Coef. (p-value) | N   |  | Coef. (p-value)       | N   |
| Total consumption                            | 0.268 (0.238)   | 329 |  | 0.632* (0.068)        | 127 |
| Food and groceries                           | 0.371 (0.186)   | 297 |  | 0.026 (0.960)         | 123 |
| Meals out                                    | 0.520 (0.209)   | 163 |  | 2.845 (0.163)         | 51  |
| Public education                             | 0.269 (0.698)   | 88  |  | -                     | 24  |
| Private education                            | 0.072 (0.938)   | 84  |  | -                     | 7   |
| Vehicle maintenance expenses                 | 0.686* (0.065)  | 183 |  | -0.342 (0.679)        | 61  |
| Housing maintenance expenses                 | 0.385 (0.195)   | 290 |  | 0.307 (0.494)         | 120 |
| Expenses for congratulations and condolences | 0.284 (0.470)   | 193 |  | 1.075 (0.228)         | 86  |
| Health and medical costs                     | -0.158 (0.753)  | 167 |  | 1.160 (0.247)         | 74  |
| Recreation                                   | 0.415 (0.412)   | 205 |  | 0.160 (0.869)         | 87  |
| Purchase of durables                         | 0.794 (0.740)   | 34  |  | -                     | 14  |
| Expenses for communication                   | 0.630** (0.023) | 301 |  | -0.085 (0.865)        | 122 |
| Pocket money (Yongdon)                       | -23.615 (0.486) | 22  |  | -                     | 6   |
| Pocket money for parents living together     | -               | 13  |  | -                     | 4   |
| Pocket money for children                    | 0.146 (0.771)   | 79  |  | -0.827 (0.789)        | 36  |
| Pocket money for other family members        | 0.425 (0.470)   | 156 |  | 0.397 (0.758)         | 67  |
| Clothing                                     | 0.001 (0.998)   | 217 |  | 2.435*** (0.005)      | 88  |
| Contributions and donations                  | 2.921 (0.142)   | 41  |  | -                     | 19  |
| National Pension and medical insurance       | -0.038 (0.934)  | 177 |  | 0.225 (0.869)         | 58  |
| Medical insurance                            | -0.457 (0.320)  | 157 |  | -0.557 (0.487)        | 62  |
| Public transportation                        | -0.108 (0.840)  | 164 |  | -0.292 (0.736)        | 79  |
| Purchase of essential commodities            | 0.200 (0.705)   | 163 |  | -1.378* (0.089)       | 80  |
| Other  | -               | 4   |  | -                     | 1   |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors, 3) '-' indicate that the number of samples is too small to estimate.

Data: KLIPS, 1999-2016.

만에서는 소비평탄화 효과가 나타나지 않았으며, 50세 이상에서만 상대적으로 강하게 소비평탄화 효과가 나타나고 있다. 소비의 세부항목을 보면 50세 미만의 경우에는 총소비에 대해서는 소비평탄화 효과가 통계적으로 유의하지 않았지만 세부항목

27) 참고로 총소비에 대한 30세 미만 실직자의 표본 수는 83개이며, 소비지출의 세부항목을 고려하면 표본 수가 더 작아지게 되어 별도의 집단으로 분리하지 않았다.

중 차량유지비와 통신비에서는 비교적 소비평탄화 효과가 큰 것으로 나타났다. 50세 이상에서는 세부항목 중 피복비와 생필품 구입비에 대한 추정치가 통계적으로 유의하게 나타났다. 그 중 생필품 구입비의 추정계수는 음수로 나타나 해석에 유의할 필요가 있다. 실업급여 지급으로 생필품 구입비의 감소폭이 늘어난다는 직관적이지 않은 결과는 생필품 구입비 변수의 표본 수가 작고, 동시에 다른 소비항목 변수에 비해 측정오차가 크기 때문에 발생하는 것으로 추측된다.<sup>28)</sup>

위의 분석에서 소비평탄화 효과는 연령에 따라 다르게 나타날 수 있음을 확인하였다. 현재 실업급여액 자체는 연령과 상관없이 결정되지만, 소정급여일수는 연령에 비례하여 증가한다. 현 제도에서 소정급여일수를 결정하는 연령 기준은 30세 미만, 30~49세, 50세 이상으로 구분되어 있다. 소정급여일수를 연령에 따라 늘어나게 설계한 것은 도덕적 해이 효과가 일정하다고 할 때 연령대가 증가할수록 소비보조의 필요성이 증가한다는 가정을 바탕으로 하고 있다. 그러나 50세 미만의 경우에는 소비평탄화 효과가 나타나지 않으며,<sup>29)</sup> 주로 50세 이상의 실직자에게만 소비평탄화 효과가 나타나고 있다. 이러한 분석 결과를 바탕으로 현 제도의 소정급여일수를 결정하는 연령 기준에서 30세 미만과 30~49세를 50세 미만으로 통합하여, 50세 미만과 50세 이상으로 연령 기준을 단순화시키는 방안에도 고려해 볼 수 있다.

## (2) 순자산

〈표 9〉는 순자산의 크기별 소비지출 세부항목에 대한 소비평탄화 효과의 실증분석 결과이다. 순자산은 자산에서 부채를 뺀 금액으로 크게 순자산이 음수, 즉 순부채가 있는 경우와 순자산이 0이거나 양수인 두 집단으로 나누어 소비평탄화 효과를 비교하고 있다. 총소비지출 측면에서는 순자산이 음수인 집단에서만 소비평탄화 효과가 강하게 나타나고 있다. 임금대체율이 10%p 증가할 때 소비감소율이 7.3% 정도 감소하는 것으로 나타났다. 순자산이 음수인 집단에서는 식비와 피복비에서

28) 생필품에 대한 정의가 구체적이지 않아 다른 소비지출의 세부항목에 비하여 부정확하게 측정될 가능성이 높을 것으로 판단된다.

29) 30~49세에 대해서 별도로 분석하는 경우에도 총소비지출 기준에서 소비평탄화 효과(추정계수: 0.321)는 통계적으로 유의하지 않았다(p-value: 0.217).



〈Table 9〉 Consumption Smoothing Effects by the Amounts of Net Assets

| Item   | Net assets < 0   |     | Net assets ≥ 0  |     |
|--|------------------|-----|-----------------|-----|
|  | Coef. (p-value)  | N   | Coef. (p-value) | N   |
| Total consumption                            | 0.730*** (0.004) | 156 | 0.143 (0.549)   | 300 |
| Food and groceries                           | 0.722** (0.036)  | 144 | 0.142 (0.665)   | 276 |
| Meals out                                    | 1.599 (0.101)    | 63  | -0.078 (0.881)  | 151 |
| Public education                             | 3.279 (0.374)    | 43  | -0.479 (0.594)  | 69  |
| Private education                            | -0.770 (0.640)   | 51  | 0.042 (0.989)   | 40  |
| Vehicle maintenance expenses                 | 0.359 (0.527)    | 86  | 0.840* (0.051)  | 158 |
| Housing maintenance expenses                 | -0.292 (0.402)   | 141 | 0.477 (0.142)   | 269 |
| Expenses for congratulations and condolences | 0.640 (0.377)    | 87  | 0.522 (0.328)   | 192 |
| Health and medical costs                     | -0.604 (0.542)   | 85  | 0.595 (0.321)   | 156 |
| Recreation                                   | 0.083 (0.920)    | 90  | 0.329 (0.544)   | 202 |
| Purchase of durables                         | -                | 17  | 2.806** (0.042) | 31  |
| Expenses for communication                   | 0.225 (0.577)    | 145 | 0.279 (0.364)   | 278 |
| Pocket money (Yongdon)                       | -                | 9   | -               | 19  |
| Pocket money for parents living together     | -                | 6   | -               | 11  |
| Pocket money for children                    | 0.308 (0.866)    | 38  | 0.954 (0.181)   | 77  |
| Pocket money for other family members        | 0.966 (0.316)    | 71  | 0.246 (0.699)   | 152 |
| Clothing                                     | 0.845* (0.074)   | 106 | 0.279 (0.519)   | 199 |
| Contributions and donations                  | -                | 14  | 3.336 (0.113)   | 46  |
| National Pension and medical insurance       | -0.298 (0.709)   | 82  | 0.137 (0.797)   | 153 |
| Medical insurance                            | -0.111 (0.871)   | 78  | -0.747 (0.197)  | 141 |
| Public transportation                        | -0.806 (0.472)   | 79  | -0.170 (0.712)  | 164 |
| Purchase of essential commodities            | -0.107 (0.867)   | 77  | -0.260 (0.652)  | 166 |
| Other  | -                | 2   | -               | 3   |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors, 3) '-' indicate that the number of samples is too small to estimate.

Data: KLIPS, 1999-2016.

소비평탄화 효과가 비교적 크게 나타났다. 전체 실직자 집단에서는 식비에 대한 실업급여의 소비평탄화 효과가 나타나지 않지만, 자산 보유량이 적은 집단에서만 소비평탄화 효과가 크게 나타나는 분석 결과는 Browning and Crossely(2001)에서의 결과와 유사하다. 캐나다의 실직자들을 대상으로 총소비지출에 대한 소비평탄화 효과를 분석한 Browning and Crossely(2001)에서는 전체 실업자 집단에서는 소비평

탄화 효과가 미약하게 나타났으나, 유동자산(liquid assets) 보유량이 적은 소수의 실업자 집단에서 소비평탄화 효과가 매우 크게 나타남을 보였다. 한편, 순자산이 0 또는 양수인 집단에서는 차량유지비와 내구재에서 소비평탄화 효과가 통계적으로 유의하게 나타났다. 다만, 내구재의 경우에는 표본 수가 매우 적기 때문에 해석에 유의할 필요가 있다. 자산 보유량이 충분한 집단에서 주로 자가 차량운행을 할 가능성이 높으므로 차량유지비에 대한 소비평탄화 효과는 순자산이 0 또는 양수인 집단에서만 나타나는 것으로 해석된다.

총소비지출의 기준으로 볼 때 순자산이 0 또는 양수인 경우에는 실업급여 지급에 따른 소비평탄화 효과가 나타나지 않는다. 순자산이 0 또는 양수인 집단의 경우 실업급여 없이도 축적한 자산의 소진을 통해 일정 정도의 소비수준을 유지할 여력이 있기 때문에 실업급여 지급이 실직 시 소비보조에 직접적으로 도움이 되지 않는 것으로 해석할 수 있다. 현 실업급여제도에서는 수급자격 판단 시 외국의 실업부조 제도에서처럼 가구의 자산 보유량을 고려하고 있지는 않다. 실업급여제도는 공공부조가 아닌 사회보험이기 때문에 자산의 양을 기준으로 수급자격을 제한하는 방식의 제도 개선은 바람직하지 않을 수 있다. 다만, 이러한 분석 결과는 다른 조건이 일정하다면,<sup>30)</sup> 실업급여제도의 보장성을 강화하려는 경우 명시적이지는 않더라도 자산의 양이 적을 가능성이 높은 실업자 집단에게 집중할 필요가 있음을 시사한다.

#### 4. 강건성 확인

##### (1) 균등화 지수의 적용

〈표 10〉에서는 다양한 정의<sup>31)</sup>의 균등화 지수를 적용하여 기본 분석 결과의 강건성을 확인하고 있다. 기본 분석은 균등화 지수를 적용하지 않은 경우 또는 균등화

30) 실업급여제도 개선을 위해서는 실업급여의 긍정적 기능과 함께 도덕적 해이 문제와 같은 부정적 효과도 종합적으로 고려해야 한다. 자산 보유량에 따라 부정적 효과의 정도가 서로 다르지 않다고 가정한다면, 소비평탄화 효과는 자산 보유량이 낮은 집단에서 상대적으로 크기 때문에 자산 보유량이 낮은 집단의 보장성을 강화하는 방향으로의 실업급여제도 개선을 고려할 수 있다는 의미이다.

31) 균등화 지수는 동등성 지수로도 불리며, 강건성 확인에서 사용한 다양한 정의는 김우철 외(2006)를 참고하였다.

지수로 1을 사용한 경우로 볼 수 있다. 추가로 가구원 수, 가구원 수의 제곱근, 구(舊) OECD 지수, 수정된 신(新) OECD 지수를 균등화 지수로 사용한 경우를 비교해 본 결과, 추정치의 크기와 유의성에 약간 차이는 있지만 어떤 지수를 사용하든지 기본 분석 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.

〈Table 10〉 Robustness Check: Equivalence Scales

| Variable              | Coefficient (p-value) |                           |  |                 |                |
|-----------------------|-----------------------|---------------------------|--|-----------------|----------------|
|                       | Not used              | Consumption / member size | Consumption / (member size) <sup>1/2</sup> | Old OECD        | New OECD       |
| Wage replacement rate | 0.352** (0.038)       | 0.322* (0.057)            | 0.337** (0.049)                            | 0.342** (0.047) | 0.333* (0.051) |
| N                     | 456                   | 449                       | 454  | 452             | 453            |

Note: 1) When equivalence scales are not used, it is the same as when equivalence scales are 1. 2) Old OECD: 1 for the first household member, 0.7 for adults and 0.5 for children from the second household member, 3) New OECD: 1 for the first household member, 0.7 for adults and 0.3 for children from the second household member, 4) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels respectively, 5) P-values are calculated using robust standard errors.

Data: KLIPS, 1999-2016.

(2) 소비변화율 이상점 제거 기준

본 연구의 실증분석에서는 Zeldes(1989)와 Gruber(1997)를 따라 전년도 대비 해당 연도의 소비지출이 3배 이상 커지거나 1/3배 이하로 줄어든 경우는 표본에서 제외하였다. 소비변화율이 지나치게 큰 경우를 이상점으로 보기 때문에 이러한 제약을 두는 것인데, 지금까지 분석에 사용된 ‘3배, 1/3배’라는 기준이 자의적이라 이상

〈Table 11〉 Robustness Check: Outliers

| Variable              | Coefficient (p-value)                            |  |  |
|-----------------------|--|--|--|
|                       | $\frac{1}{3} < \frac{C_t}{C_{t-1}} < 3$ included | $\frac{1}{4} < \frac{C_t}{C_{t-1}} < 4$ included | $\frac{1}{5} < \frac{C_t}{C_{t-1}} < 5$ included |
| Wage replacement rate | 0.352** (0.038)                                  | 0.322* (0.061)                                   | 0.341** (0.050)                                  |
| N                     | 456  | 459  | 460  |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors.

Data: KLIPS, 1999-2016.

점이 아닌 표본도 제외될 가능성이 존재한다. 따라서 <표 11>에서는 ‘4배, 1/4배’와 ‘5배, 1/5배’ 기준을 적용한 분석 결과도 보여주고 있다. 추정치의 크기와 유의성에 약간 차이는 있지만 전반적인 분석 결과가 이상점 적용 기준 변경에 따라 크게 변하지는 않는 것으로 판단된다.

### (3) 자발적 이직 예외 조건과 관련된 표본의 선택

한국노동패널조사의 구체적 퇴직사유(임금근로자) 변수에서 ‘기타’의 경우는 자발적 실직과 비자발적 실직 사이의 구분이 애매한 항목이다. 다시 말해, 수급자격자로 구분해야 할지 수급 비자격자로 구분해야 할지 명확하지가 않다. 따라서 <표 12>에서는 ‘기타’를 수급 비자격자로 취급한 본 연구의 기본 분석 결과를 ‘기타’를 수급자격자에 포함시킨 경우와 비교하여 추정치의 강건성을 확인하고 있다. 추정치의 크기에 약간 차이는 있지만 분석 결과가 ‘기타’ 표본의 포함 여부에 따라 크게 변하지 않는 것으로 보인다. 극단적으로 이직사유조건을 고려하지 않고 기여요건만을 고려한 경우, 즉 모든 실직자를 비자발적 실업자로 가정하는 경우에도 분석결과에 큰 차이가 나타나지 않는다.

<Table 12> Robustness Check: Reasons for Unemployment as UI Eligibility

| Variable              | Coefficient (p-value)            |                                  |                          |
|-----------------------|----------------------------------|----------------------------------|--------------------------|
|                       | Samples for ‘other’ are excluded | Samples for ‘other’ are included | All samples are included |
| Wage replacement rate | 0.352** (0.038)                  | 0.372** (0.027)                  | 0.387*** (0.001)         |
| N                     | 456                              | 475                              | 704                      |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors.

Data: KLIPS, 1999-2016.

### (4) 설명변수에 지역변수 추가

지역별 물가수준 변화의 차이를 포함한 지역 특성을 반영하기 위해 16개 시도에 대한 지역변수를 통제하여 강건성 확인을 실시하였다. <표 13>과 같이 실직 당해의 거주지를 기준으로 지역변수를 추가한 경우와 실직 전해의 거주지를 기준으로 지역

변수를 추가한 경우 모두 지역변수를 통제하지 않은 기본 분석과 유사한 결과가 나타난다.

〈Table 13〉 Robustness Check: Regional Dummy Variables

| Variable              | Coefficient (p-value) |  |   |
|-----------------------|-----------------------|--|---|
|                       | Not used              | Regional dummies for the current year are included | Regional dummies for the previous year are included |
| Wage replacement rate | 0.352** (0.038)       | 0.369** (0.040)                                    | 0.359** (0.047)                                     |
| N                     | 456                   | 456  | 456   |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors.

Data: KLIPS, 1999-2016.

(5) 설명변수에 배우자 소득수준 추가

기본 분석에서는 배우자의 취업여부가 가구소득에 미치는 영향만을 반영하고 배우자의 소득수준을 명시적으로 포함시키지 않았다. 배우자의 근로 및 사업소득을 명시적으로 설명변수에 추가하여 분석한 결과, 〈표 14〉에서 확인할 수 있듯이 배우자의 소득수준은 분석 결과에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 14〉 Robustness Check: Spouse's Income

| Variable                 | Coefficient (p-value) |                                   |                                      |   |
|--------------------------|-----------------------|-----------------------------------|--------------------------------------|---|
|                          | Not used              | Spouse's labor income is included | Spouse's business income is included | Spouse's labor and business income are included |
| Wage replacement rate    | 0.352** (0.038)       | 0.346** (0.040)                   | 0.345** (0.043)                      | 0.345** (0.043)                                 |
| Spouse's labor income    |                       | 0.011 (0.533)                     |                                      | 0.001 (0.957)                                   |
| Spouse's business income |                       |                                   | -0.033 (0.290)                       | -0.032 (0.320)                                  |
| N                        | 456                   | 456                               | 456                                  | 456   |

Note: 1) \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at 1%, 5%, and 10% levels, respectively, 2) P-values are calculated using robust standard errors, 3) The unit for spouse's labor and business income is 1 million won.

Data: KLIPS, 1999-2016.

## V. 결론

본 연구는 한국노동패널조사(1999~2016년)와 Gruber(1997)의 방법론을 활용하여 실업급여의 소비평탄화 효과를 분석하였다. 실증분석 결과, 실업급여의 임금대체율이 10%p 증가할 때 총소비지출 기준으로 소비감소율이 약 3.5%p 줄어드는 것으로 나타나 실제로 실업급여의 지급이 실직 시 소비수준을 보조하는 데 도움이 되는 것으로 확인되었다. 소비지출의 세부항목별로 살펴보는 경우 주로 차량유지비, 자녀 용돈, 현금 및 각종 기부금의 소비감소율이 통계적으로 유의하게 축소되는 것으로 나타났으나, Gruber(1997)와 East and Kuka(2015)와는 다르게 식비지출에서의 소비평탄화 효과는 나타나지 않았다.

한편, 소비평탄화 효과의 크기는 연령과 자산의 양 등 실업자의 특성에 따라 다르게 나타났다. 소비평탄화 효과는 50세 이상 실직자와 순부채가 있는 실직자에게 상대적으로 더 크게 나타나는 것으로 분석되었으며, 특히 순부채 보유 여부가 중요한 요인으로 확인되었다. 순자산을 보유하고 있는 실직자 집단의 경우 실업급여 없이도 축적된 자산의 소진을 통해 어느 정도 소비수준을 유지할 여력이 있을 가능성이 높기 때문에 실업급여 지급이 소비유지에 직접적으로 도움이 되지 않는 것으로 해석된다. 소비지출의 세부항목 중 식비지출에 대한 소비평탄화 효과도 순부채를 보유하고 있는 실직자 집단에서만 크게 나타났다. 이러한 결과는 총소비지출에 대한 소비평탄화 효과가 주로 자산 보유량이 적은 실직자 집단에 집중되어 나타난다는 Browning and Crossely(2001)의 결과와 유사하다.

최근 한국의 과거 주력산업에서 구조조정이 진행됨에 따라 실업급여제도의 역할이 점차 중요해지고 있는 가운데 실업급여의 보장성 강화의 필요성이 제기되고 있다. 실업급여제도의 주목적은 실직 시 소비보조를 통해 실직자들의 후생을 증진시키는 것이다. 본 연구는 한국에서도 실제로 실업급여의 소비평탄화 효과가 나타나고 있으며, 특히 자산 보유량이 적은 실직자 집단에서 그 효과가 상대적으로 크게 나타나고 있음을 확인하였다. 이러한 분석 결과는 실업급여제도의 보장성을 강화할 때 명시적이지는 않더라도 자산 보유량이 적을 가능성이 높은 실업자 집단에게 혜택이 가는 방향으로 제도 개선이 이루어질 필요가 있음을 시사한다. 물론, 실업급여의 보장성 강화를 위해서는 실업급여제도의 긍정적 효과인 소비평탄화 효과와 더불어 대표적인 부정적 효과, 즉 도덕적 해이로 인해 실업기간이 늘어나는 효과도

종합적으로 고려해야 할 것이다. Chetty (2008)와 Michelacci and Ruffo (2015)의 분석 결과에서 자산 보유량이 적은 집단에서 도덕적 해이 효과가 상대적으로 미약하게 나타나고 있다는 점을 고려하면, 한국에서도 자산 보유량이 적은 집단에서 도덕적 해이 효과가 낮을 가능성이 높을 것으로 예상된다. 향후 자산 보유량 측면에서 실업급여의 도덕적 해이 효과의 이질성을 분석하는 후속연구를 통해 실업급여의 소비평탄화 효과의 이질성을 분석한 본 연구와 보완적으로 활용되기를 기대한다.

#### ■ 참 고 문 헌

1. 고용노동부, 『2015 고용보험통계연보』, 2016.  
(Translated in English) Ministry of Employment and Labor, *2015 Yearly Statistics of Employment Insurance*, 2016.
2. 김우철 · 민희철 · 박상원, 『소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구』, 연구보고서 06-10, 한국조세연구원, 2006.  
(Translated in English) Kim, Woochul, Heechul Min, and Sangwon Park, *Equivalence Scale and Its Application to Economic Policy on Household Income*, Research Paper 06-10, Korea Institute of Public Finance, 2006.
3. 박진희 · 윤정혜 · 최기성, 『실업급여 수급자 및 비수급자 특성과 노동시장 성과』, 기본연구 2016-05, 한국고용정보원, 2016.  
(Translated in English) Park, Jin Hee, Junghye Yoon, and Kisung Choi, *Characteristics of Unemployment Insurance Recipients and Non-recipients and Labor Market Performances*, Research Series 2016-05, Korea Employment Information Service, 2016.
4. 한국노동연구원, 『한국노동패널 1~19차년도 조사자료 User's Guide』, 2017.  
(Translated in English) Korea Labor Institute, *Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS) Waves 1-19 User's Guide*, 2017.
5. Browning, Martin and Thomas F. Crossley, "Unemployment Insurance Benefit Levels and Consumption Changes," *Journal of Public Economics*, Vol. 80, No. 1, 2001, pp.1-23.
6. Chetty, Raj, "Moral Hazard Versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance," *Journal of Political Economy*, Vol. 116, No. 2, 2008. pp.173-234.
7. East, N. Chloe and Elira Kuka, "Reexamining the Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance," *Journal of Public Economics*, Vol. 132, 2015, pp.32-50.
8. Michelacci, Claudio and Hernan Ruffo, "Optimal Life Cycle Unemployment Insurance,"

- American Economic Review*, Vol. 105, No. 2, 2015, pp.816-859.
9. Gruber, Jonathan, "The Consumption Smoothing Benefits of Unemployment Insurance," *American Economic Review*, Vol. 87, No. 1, 1997, pp.192-205.
10. Zeldes, P. Stephen, "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, 1989, pp.305-346.



## Consumption Smoothing Effects of Unemployment Insurance in Korea\*

Jiwoon Kim\*\*

### Abstract

This study estimates the consumption smoothing effects of unemployment insurance in Korea using the Gruber (1997)'s methodology. The empirical analysis shows that when the wage replacement rate is increased by 10%p, the reduction rate of annual consumption for those becoming unemployed is reduced by 3.5%p. This result implies that unemployment insurance contributes to maintaining consumption levels upon unemployment in Korea. The consumption smoothing effects are concentrated on the unemployed over 50 years old and the unemployed with net debts. Whether net debts are held or not is a particularly important factor in determining the magnitude of the consumption smoothing effects in Korea.

**Key Words:** unemployment insurance, consumption smoothing

**JEL Classification:** E2, H5, J6

---

*Received: May 17, 2018. Revised: Nov. 2, 2018. Accepted: Dec. 21, 2018.*

\* This paper revised and developed a part of the Policy Study 2016-12, "The Effect of Changes in Unemployment Insurance Policies on Labor Markets in Korea" conducted by the author at the Korea Development Institute (KDI). I thank Yugyung Jung for excellent research assistance and anonymous referees for valuable comments and suggestions.

\*\* Associate Fellow, Korea Development Institute, 263, Namsejong-ro, Sejong-si, 30149, Korea, Phone: +82-44-550-4017, e-mail: jwkim@kdi.re.kr