

노동패널로 본 근로장려세제의 노동공급 효과*

남 재 량**

본 연구는 한국 근로장려세제의 근로유인 효과를 노동시장에 나타난 노동공급 변화에 특히 초점을 맞추어 분석하고 있다. 노동공급함수에 이론적인 근거를 두고 여기에 이중차분법을 적용하여 이를 본 연구의 실증분석을 위한 모형으로 삼았다. 비교집단은 근로장려금 수급요건 가운데 18세 미만 부양자녀 요건을 충족하지 못하는 가구들인데, 나머지 수급요건 변수들의 분포는 처치집단의 경우와 동일하다. 한국노동패널조사는 노동공급 측면을 특히 자세하고 엄밀하게 조사하고 있어 이를 실증분석에 사용하였다.

실증분석 결과, 근로장려세제의 시행은 가구내 취업자 수를 연간 0.126명 증가시켰으며, 가구내 연간 총근로시간을 주당 7.701시간 증가시켰다. 그리고 이론에서 예측하는 바와 같이 점증구간에 있는 가구의 노동공급, 즉 가구내 취업자 수와 가구의 총근로시간이 비점증구간의 경우보다 더 높았다. 한편 가구내 취업자 수에 변화가 없을 경우 근로장려세제의 시행은 가구의 근로시간을 주당 11.971시간 증가시켜, 7.701시간 보다 4.270시간을 더 증가시켰다. 이는 가구내 취업자 증가라는 외연(extensive margin)의 확대가 없을 경우 근로시간 증가라는 내면(intensive margin)의 심화가 더욱 강화되고 있음을 알려준다. 이러한 추정치들은 유의수준 1%에서 모두 통계적으로 유의하다. 뿐만 아니라 이러한 결과들은 처치집단을 보다 정교하게 구성하거나 비교집단을 보다 엄밀하게 정의하더라도 여전히 유효하게 나타나, 추정결과의 강건함을 보여주었다.

* 이 글은 『근로장려세제(EITC)의 노동공급 효과』(남재량, 2017)의 일부를 수정하고 보완한 것이다.

** 한국노동연구원 선임연구위원

I. 서론

본 연구는 우리나라가 2008년부터 시행하고 있는 근로장려세제(EITC; Earned Income Tax Credit)의 근로유인 효과, 즉 노동공급 변화 효과를 분석한다. 한국에서 근로장려세제는 “저소득자의 근로를 장려하고 (이를 통해) 소득을 지원”¹⁾하는 것을 목적으로 한다. 이처럼 이 제도는 근로의욕 저하라는 부작용을 억제하는 동시에 적극적으로 근로를 유인함으로써 저소득 가구의 소득을 높이려는 노력을 제도에 도입하고 있다는 특징을 가진다. 즉 근로소득을 높여 스스로 저소득 상태에서 벗어나도록 돕는 것이 이 제도의 취지이다. 따라서 우리는 이 제도를 시행한 후 저소득 근로자 가구의 노동공급이 실제로 어떠한 변화를 경험하였는지 분석하고 평가하여야 한다. 이를 바탕으로 근로장려세제의 제도 개선을 포함한 다양한 노력들에 대해 언급할 수 있을 것이다.

우리나라가 실시하고 있는 근로장려세제의 성과에 대한 분석은 적지 않게 시도된 바 있다. 이들은 연구의 배경이나 의의를 주로 재정이나 복지 등의 측면에 두고 관심 있는 주제들에 대해 관련 자료들을 사용하여 다양한 방법으로 실증분석해 왔다. 이러한 시도들에도 불구하고 자료 상의 제한이나 분석 상의 한계 등으로 인해 노동공급을 엄밀하게 측정하지 못한 상태에서 제도 시행의 효과를 분석한 경우들도 존재한다. 예컨대 근로 ‘시간’이 아니라 근로 ‘개월’(month)을 사용하여 노동공급과 그 변화를 측정하고 이를 바탕으로 제도 시행효과를 평가한다면 우리는 중요한 부분을 간과하거나 심지어 잘못된 결론에 도달할 수도 있다. 본 연구는 저소득자의 ‘근로 장려’, 즉 ‘노동공급 증가’를 제도의 핵심적인 목적으로 하고 있는 근로장려세제의 성과를 그러한 측면에 보다 초점을 맞추어 더욱 세밀하게 평가하려는 시도 가운데 하나이다.

이러한 문제점을 극복하기 위해 본 연구는 기존의 여러 조사(survey)들에 비해 개인과 가구의 노동공급을 보다 자세하고 엄밀하게 조사하고 있는 한국노동패널조사(KLIPS; Korean Labor & Income Study) 자료를 분석에 사용하기로 한다. 뿐만 아니라 본고는 KLIPS의 노동공급에 대한 조사 내용들을 세밀하게 살펴 분석에 사용할 수 있는 정보들을 최대한 추출하기 위해 많은 노력을 기울이고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장은 한국을 대상으로 근로장려세제의 성과를 분석하고 있는 기존의 연구들에 대해 알아본다. 제3장은 본 연구가 실증분석에 사용하고 있는 자료 상에서 근로장려금과 그 수급요건 변수들 및 노동공급에 대한 기초통계들을 살핀다. 제4장은 근로장려세제의 근로유인 효과를 실증적으로 분석하기 위해 필요한 이론적인 근거와 이로부터 실증분석에 필요한 모형을 도출한 후 자료를 사용하여 실증분석을 실시한다. 보다 구체적으로 제4장은 분석에 사용할 원자료(raw data)를 세밀하게 따져 근로유인 효과 평가에 최종적으로 쓰이게 될 자료(dataset)의 구축 과정에 대해 먼저 알아본다. 다음으로 자료 상의 근로장려금 수급가구 수와 수급금액 및 이들의 분포에 대해 살펴본다. 수급요건과 관련된 변수들에 대한 검토와 수급가구 여부에 따른 노동공급 변화에 대해서도 알아본다. 근로장려세제의 근로유인 효과에 대한 실제 추정치는 그 다음에 이루어질 것이다. 추정 방법론을 제시하고 비교집단을 설정한 뒤 실제 자료를 사용하여 제도의 성과를 분석한다. 제5장은 제4장의 추정결과들에 대한 강건성 분석을 실시한다. 구체적으로 처치집단과 비교집단을 더욱 엄격하게 구성한 후 동일한 분석을 실시하더라도 이러한 추정결과가 굳건하게 유지될 것인지를 알아본다. 제6장은 이상의 분석을 요약하여 정리하고 연구를 마무리한다.

1) 조세특례제한법 제100조의 2.

II. 문헌연구

한국에서 실시된 근로장려세제 시행의 성과에 대한 경험적 연구는 2011년부터 등장하기 시작한다. 송헌재·전영준(2011)은 한국에 새로 도입된 근로장려세제가 저소득가구의 노동공급과 후생에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구의 실증분석 부분과 이어진 송헌재(2012)의 연구는 근로장려금 지급에 따른 저소득가구의 근로유인 효과 파악에 분석을 집중하고 있다. 기존 연구들의 성과와 한계에 대한 검토를 바탕으로 이들은 재정패널자료를 사용하여 이중차분모형을 통해 근로유인 효과를 계량경제적으로 추정하였다. 근로장려금이 소득구간별²⁾로 가구의 근로자 수와 근로 개월³⁾ 및 근로소득에 미친 효과를 추정하고 있으며, 추정결과와 강건성도 검토하고 있다. 비슷한 시기에 김재진·이혜원(2012)은 근로장려세제와 두루누리 사회보험 지원사업 연계방안에 대해 분석하고 있다.

남재량(2013)은 근로장려금 지급의 고용성과를 평가하고 있다. 이 연구는 근로장려세제를 포함한 임금보조금이 실제 고용에 미친 성과를 경험적으로 평가하고 제도의 발전방향을 제시하는 것을 목적으로 하는 연구의 한 부분이다. 그는 통계청의 가계동향조사 자료에다 경제활동인구조사의 경상조사 자료와 근로형태 부가조사 자료를 결합하여 분석에 사용하고 있다. 근로장려금 수급가구 식별을 위한 분석에 이어 이중차분을 통한 정책효과 식별을 위한 기준을 마련한 뒤, 근로시간 변화를 통한 가구의 노동공급과 가구원 중 취업자 비중 변화를 통한 가구의 노동공급 변화를 그는 분석하고 있다.

김재진·이상은·이철인(2014)은 조세지출(근로장려세제)의 종합·심층평가에서 국세청 자료를 사용하여 근로장려세제의 근로유인 효과를 비롯한 다양한 효과를 분석하고 있다. 이들의 분석은 국세청에서 제공한 방대한 양의 개인자료와 가구자료를 직접 사용하고 있다는 점에서 기존의 연구들과 구분된다. 이들은 2008년부터 이후 5년 동안 매년 수급자의 1.5% 가량인 5만건과 비수급자 가운데 총소득이 3천만원 미만인 가구의 3%에 해당하는 5만건 가량의 가구를 무작위로 추출하여 분석에 사용하고 있다. 나아가 이들은 개인-가구를 추적하여 5년 동안 한 번 이상 근로장려금을 수급한 경우와 총소득 3천만원 이하 가구 가운데 근로장려금을 5년 동안 한 번도 수급한 적이 없는 경우로 자료를 구성한 후 후자를 비교집단 삼아 분석하고 있다.

현보훈·염명배(2014) 역시 근로장려세제가 근로유인에 미친 효과를 분석하고 있다. 이들은 국내 주요 선행연구에 대한 문헌연구와 근로장려세제 관련 기초통계 분석을 실시하고 있으며, 이중차분법을 사용하여 근로유인 효과를 추정하는 한편, 회귀단절모형을 사용하여 노동공급 효과를 분석하고 있다. 구체적으로 근로장려세제의 급여구조 및 그 변화에 대해 고찰하고 한국복지패널자료와 그 부가조사 자료를 사용하여 근로장려세제에 대한 인식, 근로의욕 등에 대한 특징을 살펴본 뒤, 근로장려금 수급요건을 기준으로 통제집단을 구성하고 회귀분석을 통해 근로유인 효과를 분석하고 있다.

이대웅·권기현·문상호(2015)는 근로장려세제 시행의 효과를 측정함에 있어 선택편의(selection bias)를 줄이기 위한 노력을 기울이고 있다. 구체적으로 이들은 성향점수매칭 방법을 분석에 사용하고 있으며 이중차분법과 삼중차분법을 통해 정책효과를 추정하였다. 이 외에도 최근 들어 한국의 근로장려금제도의 성과에 대한 분석이 다각도로 진행되고 있다. 미국을 중심으로 한 연구들은 이미 많이 축적되어 있을 뿐만 아니라 여전히 활발하게 이루어지고 있다.

2) 근로장려금 지급과 관련한 점증구간과 평탄 및 점감구간을 말한다.

3) 근로 '시간'이 아니라 근로 '개월'이다. 자료상의 제약에 의한 것으로 보인다.

III. 자료와 주요 기술통계

1. 자료

다양한 자료(data)가 한국 근로장려세제의 효과 분석에 사용되고 있는데, 대체로 패널자료의 활용빈도가 높다. 복지패널(한국보건사회연구원)과 재정패널(한국조세재정연구원)이 대표적이며, 가계조사(통계청) 자료와 국세청 자료를 사용한 연구도 있다. 근로장려금에 대한 분석에서 직면하게 되는 어려움 중의 하나는 근로장려금 수급가구가 관련 조사(survey)들에서 잘 관찰되지 않다는 점이다. 그나마 복지패널은 자료 수집 목적에 부합하도록 저소득층을 과대표집한 관계로 다른 자료들에 비해 상대적으로 근로장려금 수급 가구 수가 많아 분석에 자주 활용되는 것 같다.

본 연구는 근로장려금의 노동공급 효과에 초점을 맞추기 위해 이에 대해 자세히 조사하고 있는 한국노동패널조사(KLIPS, 한국노동연구원) 자료를 분석에 사용하고자 한다. 노동패널은 두 가지 유형의 표본을 가지고 있다. 1998년 조사 시작 당시의 표본인 원표본과 13차 조사인 2010년 조사부터 추가된 표본까지 포함한 표본이 그것이다. 후자는 '통합표본'이라 불린다. 2010년의 표본 추가는 노동패널이 당초 도시지역만 대표할 수 있도록 표본을 설계하였던 상황에서 10년 이상의 기간이 경과함에 따라 도시와 비도시 지역 간의 이동에 따른 문제를 극복하기 위한 노력의 일환이었다. 이들 가운데 어느 것을 사용할 것인가는 분석의 목적 등에 따라 달라질 것이다. 본 연구는 기본적으로 통합표본을 분석에 사용하고 있으나, 다년간에 걸친 자료의 구성 및 가공으로 인해 사실상 원표본만 분석에 사용되기도 한다.

노동패널조사에서 근로장려세제에 대한 조사가 이루어지고 있음에도 불구하고 이 자료를 사용한 분석은 아직 찾아볼 수 없다. 이는 노동패널이 근로장려세제에 대해 조사하고 있다는 사실이 널리 알려지지 않아서 일 수도 있다. 아니면 이를 알았더라도 관측치가 충분치 않을 것으로 보아 사용하지 않았을 수도 있다. 본 연구는 필요한 관측수 확보에 다소 어려움이 있다고 하더라도 제도가 처음 시행된 2008년부터 지속적으로 EITC 수급에 대해 조사하고 있을 뿐만 아니라 노동공급을 자세하고 엄밀하게 조사하고 있는 노동패널조사 자료를 분석에 사용하기로 한다. 관측수 부족에 따른 아쉬움은 축적된 다년간의 자료를 함께 모아서(pooling) 사용할 경우 어느 정도 극복될 수 있다.

2. 노동패널과 근로장려세제

이제 노동패널조사 자료를 사용하여 근로장려세제의 성과를 분석하는 데에 필요한 자료(dataset)를 구축하는 과정에 대해 알아보자. 먼저 살펴보아야 할 것은 근로장려금 지급대상 연도와 실제 지급이 이루어지는 시점 그리고 이에 대해 조사가 이루어지는 시점 간의 차이이다. 이들 간에 상당한 격차가 존재하므로 이에 대한 명시적인 고려가 필요하다.

먼저 근로장려세제를 통해 근로를 장려하고자 하는 시기를 $t+1$ 이라고 하자. 즉 정책당국은 $t+1$ 년을 대상으로 근로장려금을 지급함으로써 t 년에 비해 $t+1$ 년의 근로를 유인하려 한다. 그러면 $t+1$ 년에 근로장려금 지급요건을 충족한 가구는 다음 해인 $t+2$ 년에 근로장려금의 지급을 신청하는데, 정책당국(국세청)은 가구소득을 포함한 EITC 수급요건들을 따져 이들이 충족되면 $t+2$ 년에 근로장려금을 지급한다. KLIPS는

이러한 근로장려금 수급요건 가운데 소득과 주택 및 재산요건과 관련된 사항들에 대해 $t+2$ 년에 조사한다. 그리고 근로장려금의 수급에 대해서는 실제로 장려금을 지급받은 이듬해인 $t+3$ 년에 조사한다. 결국 우리는 분석을 위해 근로장려($t+1$ 년)에 따른 노동공급의 변화($t \sim t+1$ 년)와 실제 근로장려금의 지급($t+2$ 년) 및 이에 대한 KLIPS의 조사($t+3$ 년)에 이르기까지 연속적으로 이웃한 4개년의 조사 자료를 필요로 한다.

결국 근로장려금의 실제 근로유인 효과 분석을 위해 우리는 이웃한 연속 4개년의 자료들을 재구성하여야 한다. 즉 $t+3$ 년의 조사를 통해 수집된 자료에서 $t+1$ 년을 대상으로 한 근로장려금 수급여부와 수급금액을 $t+2$ 년에 실제로 수급하였는지를 파악하고 근로장려금 수급요건들에 대해서는 $t+1$ 년과 $t+2$ 년에 조사된 자료를 사용하여 파악하여야 한다. 그리고 근로유인을 통해 실제로 이루어진 노동공급의 변화는 t 년과 $t+1$ 년의 자료를 비교하여야 한다.

노동공급의 변화는 가구내 취업자 수의 변화와 근로시간의 변화로 측정할 수 있다. KLIPS에서 개인의 취업 여부에 대한 판단은 조사대상 1주간 또는 4주년을 대상으로 이루어진다. 그런데 근로장려금은 1년 동안의 근로활동을 대상으로 한 것이므로 이 기간 동안의 경제활동에 대한 정보가 필요하다. KLIPS는 지난 조사 이후 당해 조사 사이의 기간 동안 경제활동을 모두 추적하여 조사하고 있다. 그러나 이러한 조사를 통해 구축한 자료인 ‘직업력’ 자료에 회상오차(recall bias) 등을 비롯한 잡음(noise)이 상당한 정도로 존재할 가능성이 크다. 따라서 직업력 자료를 분석에 사용하기 위해서는 잡음이 어느 정도 존재하며, 분석에 사용하기에 적합한 지에 대한 분석이 선행되어야 한다. 실제로 KLIPS를 사용한 연구 가운데 직업력 자료를 사용한 연구는 흔치 않다.

이러한 문제를 회피할 수 있는 한 가지 방법은 개인들의 ‘작년 연간 근로소득’ 자료를 사용하는 것이다. ‘작년 연간 근로소득’은 조사시점에서 ‘작년 한해 동안 근로소득’을 말한다. 여기서 근로소득은 “근로(일)의 대가로 벌어들인 수입을 말하며, 직장 또는 일자리에서 받은 임금이나 자영업자의 소득 등이 포함”⁴⁾된다. 그리고 연간근로소득에 대한 조사는 조사 당시 취업자뿐만 아니라 미취업자에 대해서도 실시되므로, 해당하는 모든 개인에 대해 조사가 이루어진다.

이처럼 전년도 연간 근로소득이 존재하는 개인은 연간으로 볼 때 취업 경험이 있으므로, 이를 통해 일단 가구내 연간 취업자 수를 구할 수 있다. 다만 이 경우 근로소득이 없으나 취업자인 무급가족종사자가 가구내 취업자 수에 포함되지 않게 된다는 문제가 발생한다. 본 연구가 필요로 하는 전년도 1년 동안 무급가족종사자에 대한 정보는 조사되지 않으므로, 무급가족종사자에 대한 정보는 당해연도 조사시점 현재에서 조사한 정보를 사용할 수밖에 없다. 즉 본 연구는 당해연도 조사대상 기간 당시 가구내 무급가족종사자를 다음 해 조사에서 조사하는 전년도 근로소득으로부터 얻은 작년 1년 동안 가구내 취업자 수에 더하여 가구내 총취업자 수로 파악하기로 한다. 무급가족종사자에 대한 정보가 1년 동안이 아니라 조사 시점 해당 월(月)의 정보에 한정되어 있다는 사실은 가구내 취업자 수라는 변수에 측정오차를 초래할 수밖에 없다. 그러나 무급가족종사자의 수가 전체 취업자 가운데 차지하는 비중이 매우 낮을 뿐만 아니라 월(月) 단위의 정보가 누락되지 않고 추가됨에 따라 측정오차의 크기는 그리 크지 않을 것으로 보인다.

다음으로 필요한 자료는 1년 동안 노동공급 시간, 즉 1년간 총 근로시간이다. 이 자료도 전년도 연간 근로소득 정보를 사용하여 구할 수 있다. 즉 전년도 연간 근로소득을 전년도에 조사된 월평균 임금과 주당 평균 근로시간 자료를 사용하여 구한 시간당 임금으로 나누면 된다. 그러면 우리는 전년도 연간 근로시간 자료를 직업력 자료를 사용하지 않고도 구할 수 있다. 본 연구는 이러한 방법을 통해 가구의 노동공급, 즉

4) 한국노동연구원(2015), 『KLIPS 1~17차년도 조사자료 통합설명지』, p.225, 418.

가구내 취업자 수와 근로시간에 대한 정보를 구하기로 한다.

3. 근로장려금 수급 가구와 수금액

KLIPS는 근로장려금에 대한 간단한 안내와 함께 근로장려금 최대지급액에 대한 소개를 곁들여 “근로장려세제에 따른 지원금을 받으셨습니까”라는 질문을 한다. 받았다고 답할 경우 “지급받으신 근로장려세제 지원금은 총 얼마입니까”라고 묻고 이를 만 원 단위로 답하게 한다.

노동패널자료에서 근로장려세제 지원금을 수급하였다고 답한 가구는 많지 않았다. <표 1>에서 보듯이 조사 차수별로 차이가 있지만 적게는 25가구부터 많게는 40가구가 근로장려금을 받았다고 응답하였다. 이는 노동패널에서 표본으로 선정하여 조사한 총가구수의 0.43%에서 0.63%에 불과하다. 가중치를 적용하더라도 근로장려금 수급 가구는 제도 시행 첫 해인 2008년의 56,707가구에서 2011년의 116,882가구에 불과하다. 이는 실제로 지급된 근로장려금 실적인 2008년 590,720가구⁵⁾와 2011년 752,049가구⁶⁾의 9.6%와 15.4%에 불과하다.

이처럼 실제 근로장려금 지급 실적에 비해 조사된 자료에서 지급받았다고 응답한 경우가 매우 적게 나타나는 현상은 재정패널 등 다른 조사들에서도 마찬가지이다. 근로장려세제라는 제도가 이미 시행되고 있지만 아직 널리 알려져 있지 않아 자신들이 정부로부터 받은 공적이전소득이 근로장려금임을 잘 알지 못한다면 이러한 현상이 발생할 수 있다. 물론 또 다른 이유 때문일 수도 있다.

<표 1> 근로장려세제 수급가구 수와 수금액

(단위: 가구, 만 원)

		2008년	2009년	2010년	2011년	2012년
수급자수		27	39	25	40	29
총가구수		6,232	6,268	6,331	6,351	6,409
수급자비율		0.43	0.62	0.39	0.63	0.45
수급자수(가중)		56,707	64,736	74,671	116,882	81,458
수급 금액	최소값	5	4	9	9	30
	최대값	120	120	120	200	170
	평 균	78.6	74.1	81.0	89.1	89.7

원자료 : 한국노동패널조사 자료

지원받은 근로장려금은 4만 원부터 200만 원까지 다양하게 분포되어 있다. 2008년부터 2010년까지 최대 지급액이 120만 원이었는데, 실제 지급받은 금액의 최고액도 120만 원이다. 2011년과 2012년의 최대지급금은 200만 원이었는데, 실제 조사된 자료 역시 이 조건을 충족하고 있다. 근로장려금 수급 가구의 평균 수금액은 2008년에 78.6만 원이었는데, 이는 당해연도 실제 지급액 평균인 76.8만 원⁷⁾과 비슷하다. 2008년

5) 국세청(2013), 『국세통계연보』

6) 국세청(2013), 『국세통계연보』

7) 국세청(2013), 『국세통계연보』

부터 2012년의 기간 동안 평균 지급액이 가장 컸던 경우는 2011년의 81.6만 원⁸⁾인데, 노동패널 상에는 89.1만 원으로 나타난다.

본 연구는 노동패널 자료로부터 근로장려금에 대한 분석에 사용할 수 있는 관측들을 최대한 확보하기 위해 노력하고 있다. 방금 언급한 바와 같이 근로장려금을 지급받은 것으로 조사된 관측수가 많지 않으므로 관측의 손실을 극소화하기 위한 노력은 중요한 의미를 가질 수 있다. <표 1>은 노동패널에 존재하는 두 가지 유형의 표본, 즉 1998년 조사 시작 당시의 표본에 13차 조사인 2010년의 조사에서 추가된 표본까지 포함한 통합표본을 분석에 사용한 경우의 결과이다. 이처럼 1998년 표본과 추가표본까지 함께 분석에 사용하게 되면 예컨대 16차 조사인 2011년 조사의 경우⁹⁾ 40가구가 관측되는데, 이는 1998년 표본만 사용할 경우의 관측수인 29가구에 비해 11가구 더 많다.¹⁰⁾

4. 근로장려금 수급요건 및 노동공급 비교 검토

가. 수급가구와 비수급가구

근로장려금 수급요건 변수들이 실제 자료상에서 어떻게 나타나는지 살펴보자. 먼저 근로장려금 수급 가구들이 비수급 가구들에 비해 어떠한 특징들을 보이는지 수급요건들을 통해 알아보자. <표 2>는 이를 보여준다. 2008년을 대상으로 할 경우 근로장려금을 수급한 27 가구의 18세 미만 자녀수를 보면 평균 1.69명인데, 이는 비수급 가구의 0.58명보다 1.11명이나 더 많다. 다른 연도들에서도 유사한 결과들이 나타난다. 이는 미성년 자녀의 부양을 요건으로 하는 근로장려제도의 특징을 잘 보여준다.¹¹⁾

반면 근로장려금 수급 가구의 자가(自家) 소유 비율은 비수급 가구의 경우에 크게 미치지 못한다. 2008년에 수급 가구의 자가 소유 비율은 23%에 불과하고 분석기간 동안 16%에서 35%에 이르기까지 변화가 크다. 그러나 비수급 가구의 경우 이 값이 63%로 높고 분석기간 동안 61~63%로 매우 안정적이기까지 하다. 5년 정도의 비교적 짧은 기간 동안 가구들의 자가 소유 비율은 대체로 안정적일 것이다. 그런데 근로장려금 수급 가구에서 이 비율의 변동성이 큰 것은 수급 가구들의 구성에 변화가 심할 가능성을 제기하게끔 한다. 소득 발생이 (특히 수급 요건 충족 경계 부근에서) 불안정적일 경우 이러한 현상이 관찰될 가능성이 높다.

실제로 수급액의 부부합산 총소득¹²⁾은 2008년에 2,050만 원으로 낮는데, 이는 비수급 가구의 소득인

8) 국세청(2013), 『국세통계연보』

9) 다만 이처럼 관측들을 확보하기 위해 통합표본을 사용할 경우 가중치도 통합가중치를 사용하여야 하는데, 원가구원이 사라진 가구에 대해서는 통합가중치가 부여되어 있지 않아 관측치의 일부를 잃을 수 있다. 이처럼 통합가중치가 부여되어 있지 않은 경우, 본 연구는 통합가중치의 크기가 0보다 더 큰 가구들의 통합가중치를 평균하여 사용하였다. 더 나은 가중치 부여 방법이 제시된다면 본고의 방법은 수정되어야 할 것이다.

10) 복잡함을 피하기 위해 별도의 표를 제시하지 않았다.

11) 이와 관련하여 한 가지 재미있는 것은 2008년부터 2010년까지 근로장려금 수급 가구의 18세 미만 자녀수는 비수급 가구의 경우보다 1명 이상 더 많은데, 2011년과 2012년에 이르면 이 격차가 1명 미만으로 줄어든다는 사실이다. 이는 2011년부터 무자녀 유배우 가구가 지원대상에 추가된 것과 관련되어 있을 가능성이 크다.

12) 근로장려제도와 관련된 법령에서 말하는 부부합산총소득은 실제 조사된 자료상의 소득 개념으로 보면 총소득 가운데 공적이전소득을 제외한 경상소득에 가깝다. 본 연구에서 부부합산 총소득이라 함은 부부합산 경상소득을 말한다.

3,228만 원의 63.5%에 불과하다. 그리고 수급 가구의 소득 변화가 비수급 가구의 경우에 비해 더 크다. 즉 비수급 가구의 부부합산 총소득은 매년 200만 원가량 꾸준히 증가¹³⁾하는 데에 비해 수급 가구의 경우는 소득 증가가 20만 원에 불과한 경우¹⁴⁾도 있고 무려 581만 원이나 증가한 경우¹⁵⁾도 있으며 329만 원 감소한 경우¹⁶⁾도 있다.

그런데 근로장려금 수급요건에 있어 부부합산 총소득은 2008년부터 2010년까지 1,700만 원을 초과하지 못하도록 되어 있다. 반면 이 기간 실제 부부합산 총소득의 평균은 모두 이를 초과하며 2010년의 경우 2,991만 원에 이른다. 이와 유사한 현상이 주택요건에 있어서도 마찬가지로 나타난다. 앞에서 보았듯이 주택요건은 거주자를 포함한 1세대 구성원 전원이 주택을 소유하고 있지 않거나 주택을 소유하고 있더라도 기준시가 5,000만 원 이하 소규모 주택을 한 채 소유한 경우일 것을 요구하고 있다. 그런데 2008년 근로장려금 수급 가구 가운데 주택을 소유하고 있는 경우 그 시가는 8,481만 원으로 5,000만 원을 크게 상회한다. 2009년과 2010년에도 5,000만 원을 넘기는 마찬가지이다. 뿐만 아니라 <표 2>에 제시한 금액은 어디까지나 평균이므로 개별 가구들의 실제 보유 주택 시가는 이 보다 훨씬 더 높을 수 있으며, 실제로도 그러하다.

아울러 <표 2>에서 주택(시가)보다 재산(시가)의 값이 더 적은 경우들이 존재한다. 이는 자가소유 비율이 1.0보다 작기 때문인데, 특히 이 비율이 낮은 근로장려금 수급가구에서 모든 연도에 걸쳐 이러한 현상이 나타난다.

<표 2> 근로장려금 수급요건 관련 변수들

(단위: 가구, 명, 만 원)

	수급가구 여 부	가구수	부부합산 총소득	18세 미만 자녀수	자개(自家) 소유비율	주택 (시가)	재산 (시가)
2008년	수 급	27	2,050	1.69	0.23	8,481	6,789
	비수급	6,205	3,228	0.58	0.63	22,469	24,060
	전 체	6,232	3,222	0.59	0.63	22,422	23,978
2009년	수 급	39	2,410	1.64	0.20	5,159	3,456
	비수급	6,229	3,472	0.57	0.62	21,673	23,564
	전 체	6,268	3,467	0.58	0.62	21,651	23,461
2010년	수 급	25	2,991	1.77	0.35	6,610	4,472
	비수급	6,306	3,649	0.59	0.61	20,943	22,023
	전 체	6,331	3,646	0.60	0.61	20,905	21,940
2011년	수 급	40	3,011	1.54	0.32	7,275	5,196
	비수급	6,311	3,809	0.56	0.61	21,771	22,403
	전 체	6,351	3,803	0.57	0.61	21,716	22,280
2012년	수 급	29	2,682	1.16	0.16	10,606	4,832
	비수급	6,380	4,012	0.54	0.62	22,127	23,322
	전 체	6,409	4,005	0.55	0.61	22,107	23,231

원자료 : 한국노동패널조사 자료

13) 실제 증가액은 160만 원에서 244만 원 사이에 분포하고 있다.

14) 2010년에서 2011년의 소득 변화이다.

15) 2009년에서 2010년의 변화이다.

16) 2011년에서 2012년의 변화이다.

나. 수급가구의 수급요건 변수 분포

수급요건 충족 여부는 중요한 문제일 수 있으므로 보다 자세히 살펴보도록 하자. 근로장려금 수급을 위한 요건은 모두 네 가지로 소득요건, 부양자녀요건, 주택요건, 그리고 재산요건이 그것이다. <표 3>은 근로장려금을 실제 수급한 가구들에서 수급요건 변수들의 분포를 보여준다. 이 표에서 가장 눈에 띄는 것은 18세 미만 자녀수가 0인 경우들이 있다는 사실이다. 18세 미만 자녀수는 소득이나 재산 등과는 달리 객관적으로 분명하게 드러나기 때문에 측정오차가 개입될 가능성이 낮고 법령상의 요건과 실제 측정치 간에 차이가 크게 존재할 것으로 기대하기도 어렵다. 물론 조사 시점에서 부양자녀의 나이가 갓 18세로 되어 18세 미만 부양자녀가 존재하지 않는 것으로 조사되었으나 당해연도 조사시점 이전에 18세 미만인 적이 있었다면 근로장려금 수급대상 가구일 수 있다. 또한 중증장애인이 있는 경우 연령과 상관없이 부양자녀 요건을 충족한 것으로 간주하므로 18세 미만 자녀가 없는 것으로 조사되었을 수도 있다. 그러나 이러한 경우들은 흔치 않다. 그럼에도 불구하고 <표 4>에서 보듯이 18세 미만 자녀수가 0인 경우가 적지 않다. 2008년에서 이러한 경우는 7가구로 총 27가구의 25.9%를 차지한다. 다른 연도에도 이보다는 적지만 유사한 경우들이 존재한다.¹⁷⁾

KLIPS에서 조사된 자료를 바탕으로 본 연구가 파악하고 있는 18세 미만 자녀 수는 연령이 18세 미만인 가구원의 수이다. 이렇게 파악한 것은 법령에서 요구하는 부양자녀 요건에 가장 근접하도록 하기 위한 노력이나, 그 결과가 국세청에서 판단하는 기준과 정확히 일치하는 것은 아니다. 이러한 차이가 18세 미만 자녀수가 0인 경우들을 포함하는 결과로 이어질 수 있는지는 분명치 않다. 그러나 본 연구는 근로장려금을 수급하였다고 응답하고 장려금 액수를 분명히 응답한 KLIPS의 조사결과를 존중하여 일단 이러한 경우들도 근로장려금 수급요건을 충족한 것으로 판단하였다.¹⁸⁾

반면 부부합산소득과 주택 및 자산 변수들에서 수급요건을 충족하지 못한 가구들도 존재한다(표 3). 이는 국세청에서 근로장려금 지급여부를 결정하기 위해 사용하는 소득과 주택 및 재산 평가 기준이 노동패널에서 조사하는 기준과 일치하지 않음에 따라 발생하는 차이가 많은 부분을 차지할 것으로 보인다. 본 연구는 이러한 경우도 마찬가지로 노동패널의 조사결과를 존중하여 수급요건을 충족한 것으로 파악하기로 한다.

17) 한편 18세 미만 자녀수를 측정한 변수는 결측인 경우도 적지 않다. 특히 2009년은 결측치가 12건이나 된다. 이는 아마도 새로이 추가된 표본이 원표본과 함께 조사되는 통합표본 조사가 처음 실시되는 것과 밀접하게 관련되어 있을 것이다. 다른 연도에도 결측이 존재하나 두세 건에 불과하다.

18) 18세 미만 자녀수가 0이라고 응답한 가구들을 제외한 경우에 대한 분석은 제5장에서 이루어질 것이다.

<표 3> 근로장려금 수급가구의 수급요건 변수들의 분포

(단위: 만 원, 명)

	분포	부부합산 경상소득	18세 미만 자녀수	자개(自家) 소유비율	주택 (시가)	자산 (시가)
2008년	최소값	100	0	0	2,000	20
	최대값	4,800	3	1	15,000	20,500
	평 균	2,050	1.69	0.23	8,481	6,789
2009년	최소값	568	0	0	4,000	60
	최대값	5,728	3	1	9,000	9,700
	평 균	2,410	1.64	0.20	5,159	3,456
2010년	최소값	0	0	0	3,300	200
	최대값	5,220	3	1	8,500	12,800
	평 균	2,991	1.77	0.35	6,610	4,472
2011년	최소값	240	0	0	2,000	0
	최대값	5,672	4	1	12,000	13,000
	평 균	3,011	1.54	0.32	7,275	5,196
2012년	최소값	570	0	0	2,000	0
	최대값	6,900	3	1	20,003	20,903
	평 균	2,682	1.16	0.16	10,606	4,832

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 4> 근로장려금 수급가구의 18세 미만 자녀수의 분포

(단위: 명, %)

		0명	1명	2명	3명	4명	결측	계
자녀수	2008년	7	2	12	4	0	2	27
	2009년	2	6	17	2	0	12	39
	2010년	3	3	15	2	0	2	25
	2011년	5	7	22	3	1	2	40
	2012년	6	7	11	2	0	3	29
구성비	2008년	25.9	7.4	44.4	14.8	0.0	7.4	100.0
	2009년	5.1	15.4	43.6	5.1	0.0	30.8	100.0
	2010년	12.0	12.0	60.0	8.0	0.0	8.0	100.0
	2011년	12.5	17.5	55.0	7.5	2.5	5.0	100.0
	2012년	20.7	24.1	37.9	6.9	0.0	10.3	100.0

원자료 : 한국노동패널조사 자료

다. 노동공급의 변화

이제 근로장려금 수급가구의 노동공급 변화를 살펴보도록 하자. 이는 그 자체로서도 중요하지만, 비수급가구의 경우와 비교하여 살펴보면 더욱 흥미로울 것이다. <표 5>는 이를 보여준다.

이 표는 근로장려세제를 통해 근로장려금 지급 대상으로 한 연도와 그 전년도에 가구내 취업자 수와 주당(per week) 근로시간 및 그 변화를 관측수와 함께 보여준다. 이 표에서 보듯이 연간 가구내 취업자 수의 변화와 주당으로 측정된 연간 근로시간의 변화에 뚜렷한 특징을 찾기 어렵다.¹⁹⁾ 수급가구의 취업자 수는 대체로 증가하였으나 감소한 경우도 있다. 수급가구의 근로시간도 대체로 감소하였으나 증가한 경우도 있는데, 감소폭에 비해 증가폭이 매우 크다.

수급가구의 이러한 노동공급 변화를 비수급가구와 비교해보더라도 뚜렷한 특징을 찾기 어렵다. 즉 수급가구의 취업자 수는 비수급가구의 경우에 비해 더 크게 증가한 경우도 있으나 감소한 경우도 있다. 근로시간의 경우도 마찬가지이다. 그러나 이러한 기초자료들에 근거하여 근로장려금 수급가구의 노동공급에 별 다른 변화를 찾기 어렵다고 판단하는 것은 성급하다. 노동공급 변화에 영향을 주는 주요한 변수들에 의한 부분을 식별하여 분리해낸 후, 순수하게 근로장려세제 시행에 따른 노동공급 변화를 구분하여 찾아내는 것은 본 연구가 수행해야 할 남아 있는 과제이다.

<표 5> 근로장려금 수급가구와 비수급가구의 노동공급 및 그 변화

(단위: 명, 시간)

	수급 여부	관측수	취업자수(가구)			근로시간(주당)		
			대상년도	전년도	변화	대상년도	전년도	변화
2008년	수 급	27	1.67	1.78	-0.109	54.0	40.3	10.61
	비수급	6,205	1.63	1.58	0.042	52.7	57.0	-4.61
2009년	수 급	39	1.62	1.47	0.220	51.7	57.1	-5.82
	비수급	6,229	1.54	1.58	-0.041	53.4	52.8	0.70
2010년	수 급	25	1.49	1.49	0.001	47.6	45.5	-0.32
	비수급	6,306	1.56	1.55	0.007	53.3	53.3	-0.10
2011년	수 급	40	1.82	1.56	0.275	46.0	48.8	-2.66
	비수급	6,311	1.55	1.55	-0.005	51.2	53.2	-2.06
2012년	수 급	29	1.48	1.37	0.093	54.7	45.9	12.28
	비수급	6,380	1.56	1.54	0.006	50.3	51.1	-1.08

원자료 : 한국노동패널조사 자료

19) 이 표에서 취업자 수의 변화와 근로시간의 변화에 제시된 값은 각각 대상년도와 전년도의 차이와 일치하지 않는데, 이는 결측의 존재 때문이다. 결측이 없는 경우만을 대상으로 할 경우의 값은 이후에 별도로 제시할 것이다.

라. 구간 구분 : 점증구간과 평탄·점감구간

우리나라의 근로장려세제는 점증구간과 평탄구간 및 점감구간으로 구성되어 있는데, 이론에 따르면 구간 별로 노동공급에 미치는 영향이 달라진다. 특히 점증구간에서 우리는 제도 실시 때 따른 노동공급 증대를 기대할 수 있으나, 여가가 정상채라면 평탄구간과 점감구간에서 이를 기대하기 어렵다.²⁰⁾ 따라서 본 연구는 흔히 그러하듯이 점증구간을 하나의 구간으로 하고 평탄구간과 점감구간을 묶어 다른 하나의 구간으로 삼아 분석하기로 한다.

구간 구분은 부부합산 총소득에 따라 이루어지므로 이에 대해 먼저 살펴보자. <표 6>은 이를 정리한 것이다. 소득구간은 8가지로 구분되어 있는데, 이는 근로장려세제 상의 소득구간과 실제 자료상의 특징을 반영한 것이다. 이 표에서 보듯이 근로장려금 수급가구의 부부합산 총소득은 800~900만 원의 소득구간에 상대적으로 많이 위치한다. 이 구간은 2008~2010년의 기간 동안에 평탄구간이었으며, 2010~2011년의 기간 동안에 부양자녀가 있을 경우 점증구간이었다. 또한 이 표는 대체로 1,200만 원 이하의 소득을 가진 가구가 많다. 2010~2012년에서 이러한 경우가 80%를 넘고 2008년에도 80%에 가까운 정도이다. 그러나 2009년처럼 2,500만 원 초과 가구가 30%를 넘는 경우도 있다. 2008년의 경우 1,701~2,100만 원 구간에 14.8%의 가구가 분포되어 있기도 하다. 즉 근로장려금 수급가구는 부부합산 총소득으로 볼 때 대부분 저소득층에 속하나, 요건을 넘어서는 경우들도 있으며, 2,500만 원을 초과하는 소득을 가진 가구들도 존재한다.

그런데 실제 조사된 자료를 사용하여 점증구간과 평탄 및 점감구간을 구분하는 것은 그리 간단하지 않다. 일단 구간은 부부합산 총소득에 따라 구분된다. 그런데 법령에 규정되어 있고 국세청이 실제로 구간구분에 사용하는 소득과 KLIPS 상에 조사되어 본 연구가 분석에 사용할 수 있는 소득 간에 차이가 존재한다. 따라서 법령에 규정된 사항들과 국세청이 산정하는 소득기준을 최대한 반영하면서 KLIPS에서 조사된 결과도 최대한 존중하여 구간을 구분하는 것이 좋다.

<표 6> 근로장려금 수급가구의 부부합산소득 분포

(단위: 만 원, 명, %)

		0 ~ 600	601 ~ 800	801 ~ 900	901 ~ 1,200	1,201 ~ 1,700	1,701 ~ 2,100	2,101 ~ 2,500	2,501 만 원 이상	계
가 구 수	2008년	7	2	12	4	0	4	0	2	27
	2009년	2	6	17	2	0	2	0	12	39
	2010년	3	3	15	2	0	2	0	2	25
	2011년	5	7	22	3	1	3	1	2	40
	2012년	6	7	11	2	0	2	0	3	29
구 성 비	2008년	25.9	7.4	44.4	14.8	0.0	14.8	0.0	7.4	100.0
	2009년	5.1	15.4	43.6	5.1	0.0	5.1	0.0	30.8	100.0
	2010년	12.0	12.0	60.0	8.0	0.0	8.0	0.0	8.0	100.0
	2011년	12.5	17.5	55.0	7.5	2.5	7.5	2.5	5.0	100.0
	2012년	20.7	24.1	37.9	6.9	0.0	6.9	0.0	10.3	100.0

원자료 : 한국노동패널조사 자료

20) 물론 소득수준이 매우 낮은 상태에서 여가를 열등재로 인식한다면, 평탄구간과 점감구간에서도 노동공급 증대가 가능하다.

이를 위해 본 연구는 일단 국세청을 통해 지급된 근로장려금을 최대한 존중하여 KLIPS에서 조사된 근로장려금을 있는 그대로 인정하였다. 일단 점증구간이 끝나는 곳은 근로장려금 최대지급액이 시작되는 곳임에 착안하여 본 연구는 최대지급액을 지급받은 가구들 가운데 부부합산 총소득이 가장 낮은 소득²¹⁾을 택하여 그 이하의 부부합산 총소득을 가진 경우를 점증구간에 속하는 것으로 판단하였다. 이렇게 하면 우리는 법령과 국세청의 산정 및 KLIPS의 조사 결과들을 모두 존중하는 셈이다.

이러한 구간 구분 기준은 다소 난해하지만 다음과 같이 정리될 수 있다. 즉 ‘최대급여액 수급 가구의 부부합산 총소득이 점증구간 최고소득²²⁾보다 높은 경우들 가운데 최저소득 가구의 소득수준 이하 소득을 가진 가구들을 점증구간으로 파악하고 근로장려금을 수급한 나머지 가구들은 평탄 및 점감구간에 속하는 것으로 파악한다.’ 이러한 기준에 따라 구분한 각 구간에 속하는 경우들을 정리하면 <표 7>과 같다.

<표 7> 근로장려금 수급가구의 소득구간별 가구수

(단위: 가구)

	2008년		2009년		2010년		2011년		2012년	
	점증	평탄·점감	점증	평탄·점감	점증	평탄·점감	점증	평탄·점감	점증	평탄·점감
가구수	9	18	7	32	6	19	9	29	7	26

원자료 : 한국노동패널조사 자료

VI. 근로장려세제의 근로유인 효과 추정

1. 방법론

근로장려세제 실시가 노동공급에 미치는 효과를 추정하기 위해 노동공급함수에서부터 논의를 시작하도록 하자. 식 (1)은 노동공급 방정식인데, 회귀분석에 사용되는 형태로 표현하였다. 여기서 좌변의 E_{it} 는 노동공급을 나타내는 변수로서, 근로여부나 근로시간 등으로 측정된다. 가구를 대상으로 한다면 가구내 취업자 수나 가구원들의 총근로시간 등과 같은 변수들이 여기에 해당한다. i 는 개인이나 가구 등의 개체를 나타내며, t 는 시점을 나타낸다. 우변에 있는 D_{it} 는 처치여부를 나타내는 변수로서 EITC 수급자이면 1, 통제집단에 속하면 0의 값을 갖는다. X_{it} 는 노동공급에 영향을 미치는 다양한 변수들로서 임금률(wage rate)을 비롯하여 가구나 개인 및 사업체의 관찰되는 특성들을 포괄한다. 개체들의 관찰되지 못하는 특성들은 δ_i 에 포함되어 있다. η_t 는 t 시점의 고유효과를 나타낸다. ϵ_{it} 는 오차항이다.

$$E_{it} = \alpha_0 D_{it} + X_{it}' \alpha_1 + \delta_i + \eta_t + \epsilon_{it} . \quad (1)$$

21) 이 소득수준은 기본적으로 평탄구간에 속하지만, 점증구간에서 평탄구간으로 바뀌는 임계 소득수준에 가장 근접한 소득수준으로 파악할 수 있다.

22) 2008년부터 2010년까지는 800만 원이며, 2011년과 2012년은 무자녀 유배우인 경우를 제외하면 자녀가 1인인 경우 800만 원 그리고 자녀가 2인이거나 3인 이상인 경우 900만 원이다.

이 식을 노동공급의 ‘변화’라는 형태로 나타내면 동일한 개체의 서로 다른 시점끼리 차분하면 된다. 즉 상이한 두 시점에 걸친 변화를 Δ 로 나타내면 식 (2)와 같은 표현이 가능하다. 차분 과정에서 개인들의 미관측 이질성은 사라진다. 뿐만 아니라 개별 근로자들이 직면하는 실질 임금률이나 비근로소득 등의 시간에 걸친 변화가 없거나 매우 작다면 이들 변수들 역시 사라지거나 무시될 수 있다.

$$\Delta E_{it} = \beta_0 D_{it} + \Delta X_{it}' \beta_1 + \eta_t + \Delta \epsilon_{it} . \quad (2)$$

결국 원래의 노동공급 방정식 (1)에서 우변에 있는 설명변수들 X_{it} 가운데 많은 설명변수들이 차분된 방정식 (2)의 우변에서 사라지게 된다. 이 경우 EITC 실시의 근로유인 효과는 곧 모수 β_0 에 포착될 것이고 우리는 이를 추정할 수 있다. 물론 설명변수들과 오차항 간의 독립성과 같은 가정들이 유지되어야 OLS 추정량이 바람직한 특성들을 가질 것이다.

회귀분석에 있어 염두에 두어야 할 사항들 가운데 또 하나는 ΔX_{it} 에 여전히 남아 있을 통제변수들이다. 가구주의 성은 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 설명변수로 잘 알려져 있는데, 이 변수에 변화가 없다면 이는 차분을 통해 통제변수에서 사라질 것이다. 가구주의 나이도 중요한 변수일 수 있으나 이 역시 차분을 통해 상수로 남게 되어 상수항에 반영될 것이다. 18세 미만 자녀의 수와 같은 변수들도 노동공급에 중요한 영향을 미칠 수 있으나, 시간에 걸쳐 변화가 없다면 차분을 통해 설명변수에서 사라지게 된다.

다만 가구주의 성이나 혼인상태 등과 같은 변수로 구분한 집단별로 EITC 실시의 노동공급 효과에 차이가 있을 것으로 판단한다면, 이러한 변수들을 더미변수로 설명변수에 포함시킬 수 있을 것이다. 산업별 특성을 반영하기 위해 산업더미를 추가할 수도 있겠다.

2. 비교집단의 설정 및 기초통계

비교집단 선정에 앞서 미리 고민하여야 할 것은 이미 앞에서 보았듯이 근로장려금을 수급한 가구들 가운데 제도에서 정한 수급요건들을 충족하지 못한 경우들도 다수 존재한다는 사실이다. 예컨대 부부합산 총소득이 소득요건에서 요구하는 범위를 초과하는 경우 등이다. 각 요건을 강하게 적용하여 이들을 충족하지 못하는 경우들을 분석에서 배제할 수도 있겠으나, 이는 그리 좋은 선택일 것 같지 않다. 이미 언급한 바와 같이 국제청에서 요건 충족 여부 판단에 사용하는 소득은 KLIPS에서 조사되는 소득과 그 개념에서 상당한 차이를 보이기 때문이다.²³⁾ 비과세소득이 근로장려금 수급을 위한 총소득 요건에서는 제외되지 만, 본 연구가 분석에 사용하고 있는 KLIPS 자료에는 포함되어 있으며 이를 분리해내기 어렵다는 점이 이러한 차이를 초래하는 가장 대표적인 요인일 것이다.

본 연구는 기본적으로 KLIPS가 조사한 결과를 존중하여 처치집단을 설정하는 한편, 이와 관련된 정보들을 비교집단 설정에도 그대로 적용하기로 한다. 즉 근로장려금을 수급한 가구들은 일단 필요한 수급요건들을 모두 충족한 것으로 판단하고 각 요건 변수들의 분포를 살펴 비교집단을 설정하기로 한다. 구체적으로 각 조사 차수별로 소득요건과 주택요건 및 재산요건 변수들의 최소값과 최대값 사이에 있는 가구들

23) 조세특례제한법의 근로장려를 위한 조세특례(제10절의2) 가운데 연간총소득의 범위(제100조의 3) 및 소득세법 상의 근로소득(제20조)과 근로소득공제(제47조)를 참조하면 된다.

을 비교집단으로 선택하기로 한다. 다만 부부총소득이 0인 경우가 13차 조사(2010년)에서 1건 존재²⁴⁾하나, 비교집단은 부부총소득이 0보다 더 큰 경우로 한정하였다. 물론 이러한 세 조건들을 모두 충족하면서 18세 미만 자녀는 존재하지 않는 가구들이 처치에 대한 비교의 대상이다.²⁵⁾ 처치집단과 비교집단의 노동공급정도와 수급요건 변수들에 대한 기본적인 정보는 표<8>에 제시되어 있다.

<표 8> 처치집단과 비교집단 기초통계

(단위: 명, 시간, 만 원, 가구)

		수급가구 (처치집단)			비수급가구 (비교집단)		
		전체구간	점 증	평탄·점감	전체구간	점 증	평탄·점감
가구내 취업자수	대상년도	1.63	1.37	1.67	1.62	1.39	1.70
	전 년 도	1.53	1.25	1.57	1.63	1.41	1.71
	증 감	0.10	0.12	0.09	-0.01	-0.02	-0.01
가구 근로시간 (주당)	대상년도	50.0	43.4	51.1	51.7	47.5	53.1
	전 년 도	47.8	44.6	48.4	54.9	49.2	56.9
	증 감	2.16	-1.19	2.73	-3.22	-1.71	-3.75
부부합산 총소득		2,704	789	3,003	2,207	827	2,689
18세 미만 자녀수		1.73	1.38	1.79	0	0	0
주택 (시가)		7,158	5,059	7,673	7,494	7,029	7,656
재산 (시가)		4,594	3,396	4,796	9,347	8,517	9,638
관 측 수		100	16	84	1,056	307	749

원자료 : 한국노동패널조사 자료

3. 추정결과

본고는 근로장려금의 근로유인 효과를 세 가지 모형을 사용하여 추정하고 있다. 첫 번째 모형(모형1)은 설명변수로 상수항 외에 근로장려금 지급 여부를 나타내는 더미변수만 도입한 경우이다. 두 번째 모형(모형2)은 모형1에 근로장려금세제의 구간구분 변수, 즉 점증구간과 평탄·점감구간을 구분하는 더미변수와 연도 더미변수들을 추가한 모형이다. 세 번째 모형(모형3)은 모형2에 가구주의 인적특성과 취업 시 산업특성을 설명변수까지 도입한 경우이다. 피설명변수로 가구내 취업자 수 변화를 사용한 경우의 추정결과는 <표 9>에 그리고 근로시간 변화를 사용한 경우는 <표 10>에 제시되어 있다. 이들 두 표에 제시한 모든 추정치들은 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의하다.

먼저 취업자 수 변화의 경우(표 9)를 보면 모형1과 모형2 그리고 모형3에서 EITC 도입 효과(근로장려금 지원 여부) 추정치는 모두 양(+)의 값을 가지며 그 크기도 모두 0.10을 다소 넘고 있다. 그리고 모형에 따른 추정치 차이도 크지 않다. 구체적으로 모형1에서 이 추정치는 0.109이고 모형2에서 0.122이며 모형3

24) 이 가구는 근로장려금을 120만 원 받았는데, 가구의 경상소득이 300만 원에 불과하며 18세 미만 자녀가 1명 있는 3인 가구이다. 시가 3,300만 원 자가에 거주하며 800만 원 상당의 자동차를 소유하고 있고 그 외의 재산은 없다.

25) 다만 비교를 위해 2011년과 2012년을 대상으로 근로장려금을 수급한 무자녀 유배우 가구는 분석에서 제외하였다.

에서 0.126이다. 이는 근로장려세제가 근로장려금 지원을 통해 가구내 취업자 수를 0.1명 남짓 증가시키는 효과가 있음을 알려주는 중요한 결과이다.

<표 9> 근로장려금의 근로유인 효과: 가구내 취업자 수 변화 효과

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	0.109	0.122	0.126
점증구간 여부	-	-0.006	0.052
연도더미(2008년)	-	0.008	-0.004
연도더미(2009년)	-	-0.053	-0.060
연도더미(2010년)	-	-0.083	-0.102
연도더미(2011년)	-	-0.021	-0.018
가구주 성별	-	-	0.174
가구주의 혼인상태	-	-	-0.061
가구주의 산업(농림어업)	-	-	0.035
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.111
가구주의 산업(건설업)	-	-	0.069
가구주의 산업(서비스업)	-	-	0.084
상수항	-0.011	0.011	-0.152

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료: 한국노동패널조사 자료

<표 10> 근로장려금의 근로유인 효과: 총근로시간 변화 효과

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	5.383	4.286	7.701
점증구간 여부	-	2.617	2.708
연도더미(2008년)	-	-5.744	1.551
연도더미(2009년)	-	5.183	11.851
연도더미(2010년)	-	-4.602	2.945
연도더미(2011년)	-	-5.550	-3.821
가구주 성별	-	-	1.834
가구주의 혼인상태	-	-	-10.529
가구주의 산업(농림어업)	-	-	-8.236
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	1.420
가구주의 산업(건설업)	-	-	6.583
가구주의 산업(서비스업)	-	-	1.686
상수항	-3.219	-0.518	-2.528

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료: 한국노동패널조사 자료

추정치들 가운데 집단별 차이를 비교적 다양하게 반영한 보다 현실적인 경우(모형3)에서 취업자 증가 효과가 0.126명으로 가장 커진다는 것도 중요한 특징이다. 아울러 점증구간 여부를 나타내는 변수의 계수

추정치가 모형2에서 작은 음(-)의 값을 가지나, 다양한 집단들의 특성을 고려한 모형3에서 양(+)의 값으로 나타난다. 이는 모형3에 입각할 경우 점증구간에서 취업자 수 증가 효과가 다른 구간에 비해 보다 크게 나타남을 의미한다.

이러한 결과는 근로시간의 경우에도 유사하게 관찰된다. <표 10>에서 보듯이 EITC의 근로시간 변화 효과를 나타내는 추정치가 세 가지 모형에서 각각 5.383과 4.286 그리고 7.701 이다. 이러한 결과는 근로장려세제가 가구내 가구원들의 총근로시간을 증대시키는 효과를 가지는데, 다양한 특징을 감안할 경우(모형3) 연간 근로시간을 주당 7.701시간 증대시킴을 알려준다.

또한 점증구간 여부를 나타내는 더미변수의 계수 추정치가 <표 10>에서 모두 양(+)의 값으로 나타난다. 이는 가구내 총근로시간으로 파악한 노동공급 증가 효과가 점증구간에서 더 크게 나타남을 의미한다. 모형3에서 이 추정치는 2.708이므로 점증구간에 속하는 가구의 근로시간은 평탄·점감구간에 있는 경우에 비해 2.708시간 더 증가한다는 것이다.

그런데 근로시간에 대한 이러한 분석결과는 가구내 취업자의 근로시간을 모두 다 더한 ‘총’근로시간에 대한 것이다. 즉 가구원 가운데 기존의 취업자뿐만 아니라 추가로 취업한 가구원의 근로시간도 모두 포함한 경우에 대한 분석결과이다. 반면 우리가 근로시간 변화라는 형태의 노동공급 변화와 관련하여 보다 더 관심을 갖는 것은 근로장려세제를 실시할 경우 새로이 추가되는 취업자가 아니라 기존 취업자들의 근로시간(intensive margin)이 어떻게 변할 것인가이다.

이제 이에 대해 알아보기 위해 처치집단과 비교집단을 막론하고 가구내 취업자 수 변화가 없는 경우만 대상으로 하여 분석해보자.²⁶⁾ <표 11>은 가구내 취업자 수의 변화가 없는 가구들만을 대상으로 한 경우의 기초통계이다. 이 표에서 보듯이 이러한 제약에 따라 무엇보다도 눈에 띄는 것은 수급가구의 주당 근로시간이 6.01시간 증가한 것으로 나타나, 이같은 제약이 없었던 <표 10>의 2.16시간에 비해 대폭 증가한 것이다. 이를 구간별로 나누어 보면 점증구간 근로시간은 0.15시간 증가하여 1.19시간 감소(표 8)한 앞의 경우와 대비된다. 평탄·점감구간의 경우 근로시간도 7.19시간 증가하여 2.73시간 증가한 앞의 경우와 큰 차이를 보인다. 이러한 자료를 사용하여 회귀분석한 결과는 앞의 결과와 상당한 차이를 보일 수도 있을 것이다.

<표 12>는 이처럼 가구내 취업자 수의 변화가 없는 가구만 대상으로 할 경우 식 (2)를 추정한 결과들을 보여준다. 관측수가 많이 줄어들었음에도 불구하고 표에서 제시한 추정치들은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하다. 이 표에서 보듯이 추정결과는 세 모형 모두에서 앞서와 마찬가지로 정(+)의 값을 가진다. 뿐만 아니라 총근로시간의 변화에 대해 회귀분석한 <표 10>의 경우에 비해 세 모형의 추정치가 각기 모두 더 크다. 즉 EITC 도입에도 불구하고 가구내 취업자 수로 측정되는 외연(extensive margin)의 확장이 없을 경우 기존 취업자의 근로시간 변화로 포착되는 내면(intensive margin)의 심화가 더욱 강화되고 있는 것이다. 점증구간에서 근로시간이 더욱 증가하는 것도 마찬가지이나, 그 크기는 총근로시간에 대한 회귀분석 결과에 다소 미치지 못한다.

26) 물론 취업자 수에 변화가 없더라도 취업자의 구성은 바뀌었을 수 있다. 즉 가구주와 배우자가 취업하고 있다가 가구주와 기타 가구원이 취업자이게 되고 배우자는 더 이상 취업자가 아니게 된 경우도 있을 수 있다.

<표 11> 가구내 취업자 수에 변화가 없는 경우 처치집단과 비교집단의 기초통계

(단위: 명, 시간, 만 원, 가구)

		수급가구 (처치집단)			비수급가구 (비교집단)		
		전체구간	점 증	평탄·점감	전체구간	점 증	평탄·점감
가구 근로시간 (주당)	대상년도	50.55	43.72	51.93	51.45	47.27	53.13
	전 년 도	44.55	43.57	44.74	55.32	50.43	57.29
	증 감	6.01	0.15	7.19	-3.88	-3.16	-4.17
부부합산 총소득		2,674	787	3,053	2,146	831	2,676
18세 미만 자녀수		1.70	1.29	1.79	0.00	0.00	0.00
주택 (시가)		7,649	5,294	8,317	7,458	6,854	7,701
재산 (시가)		4,798	3,616	5,036	9,419	8,324	9,860
관 측 수		76	14	62	842	273	569

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 12> 가구내 취업자 수에 변화가 없는 경우 근로장려금의 근로유인 효과: 근로시간 변화 효과

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	9.883	8.921	11.971
점증구간 여부	-	1.951	2.680
연도더미(2008년)	-	-6.466	1.844
연도더미(2009년)	-	6.849	14.143
연도더미(2010년)	-	-6.567	1.328
연도더미(2011년)	-	-6.406	-3.998
가구주 성별	-	-	5.537
가구주의 혼인상태	-	-	-12.498
가구주의 산업(농림어업)	-	-	-9.400
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	1.689
가구주의 산업(건설업)	-	-	1.107
가구주의 산업(서비스업)	-	-	1.853
상수항	-3.876	-0.634	-4.449

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료 : 한국노동패널조사 자료

V. 강건성 검토

1. 방법론

이제 이상과 같은 추정결과가 얼마나 굳건한지를 알아보기 위해 그 강건성(robustness)을 검토해 보도록 하자. 강건성은 다양한 형태와 방법으로 살펴볼 수 있겠으나, 본 연구는 비교집단의 선정이나 처치집단의 설정에 변화를 주는 방법을 생각해보기로 한다.

먼저 처치집단에 대해 생각해보자. 앞의 회귀분석에서 사용한 처치집단에서 납득하기 어려웠던 부분은 부양자녀요건과 관련된 부분이었다. 18세 미만 자녀가 존재하지 않는 것으로 KLIPS에 조사되었음에도 불구하고 근로장려금을 수급한 것으로 나타난 가구의 수가 적지 않았다. 우리는 근로장려금에 대한 KLIPS의 조사 결과를 존중하여 이들 가구들을 처치집단 가운데 일부로 포함시켜 분석하였다.

그런데 만약 이들이 실제로 18세 미만의 부양자녀가 없는 가구라고 생각해보자. 그리고 근로장려제라는 제도와 수급요건 등에 대해 자료(dataset) 상에 있는 모든 경제주체들은 잘 알고 있다고 하자. 그렇다면 근로장려금을 수급하였다고 응답하였으나 18세 미만 부양자녀가 없는 가구들은 애초에 근로장려금 수급 대상이 될 수 없었다. 그렇다면 이들은 자신의 노동공급을 근로장려제도에 따라 변화시킬 유인을 가지고 있지 않다. 따라서 이들은 처치집단에 포함되어서는 안 된다.

결국 근로장려금을 수급하였다는 조사결과보다 18세 미만 자녀가 없다는 조사결과를 더 신뢰한다면 이러한 가구들은 분석대상에서 제외되어야 한다. 본 연구는 이처럼 근로장려금 수급가구 중 18세 미만 자녀가 없는 경우를 분석대상, 즉 처치집단에서 제외하고 회귀분석을 실시할 경우 추정결과에 어떠한 변화가 발생하는가를 통해 강건성을 검토하고자 한다.

다음으로 비교집단의 선정에 대해 생각해보자. 우리는 KLIPS의 조사대상 가구 가운데 근로장려금을 수급한 것으로 조사된 가구의 수가 국세청에서 실제로 근로장려금을 지급한 가구의 수에 크게 미치지 못한다는 사실을 알고 있다. 다양한 원인을 생각해볼 수 있겠으나, 본 연구는 상반된 듯한 이러한 두 가지를 모두 받아들이기로 한다. 즉 국세청에서 실제로 지급하였다는 근로장려금 실적도 그대로 받아들이고 노동패널에서 근로장려금을 받았다는 가구의 수가 적다는 사실도 그대로 받아들이기로 한다. 다만 모든 경제주체들이 근로장려제라는 제도를 잘 알고 있을 것이라는 가정을 의심해보기로 한다.²⁷⁾ 이를 객관적인 자료를 통해 검토해 볼 수도 있으나 노동패널자료에서 이를 확인하는 데에는 한계가 존재하므로 이에 대한 논의를 더 이상 확장하지는 않기로 한다. 그러나 경제주체들이 정부가 시행하는 제도들을 모두 다 잘 알고 있을 것이라고 생각하는 것은 매우 강한 가정임에 분명하다. 즉 한국 국민들이 근로장려제에 대해 모두 다 알고 있을 것으로 기대하기는 어렵다. 특히 제도 시행 초창기에 더욱 그러할 것이다.

그렇다면 앞의 회귀분석에서 사용한 자료(dataset)에 대해 문제를 제기해 볼 수 있다. 즉 실제로 근로장려금을 지급받았음에도 불구하고 이러한 공적 이전소득이 근로장려금임을 잘 알지 못하여 근로장려금을 받지 않았다고 응답한 가구들을 분석에 포함하여야 할 것인가의 문제이다. 이러한 가구들은 본 연구의 분석에 비교집단의 일부로 자료에 포함되어 있을 수 있다. 그리고 이들의 존재는 근로장려제도의 성과 추정

27) 실제로 조사를 실시하던 당시의 현장에서 KLIPS 응답자들 가운데 근로장려제도가 무엇인지를 조사원에게 묻는 경우들이 많았다고 한다.

에 교란요인(noise)으로 작용할 수 있다.

근로장려금을 지급받았음에도 이를 인지하지 못한 가구들을 정확히 식별하는 것은 매우 어렵다. 그러나 근로장려금은 정부가 지급하는 공적 이전소득에 해당한다는 사실에 착안하면 이들을 분석에서 제외할 수는 있다. 즉 본 연구가 사용하고 있는 비교집단, 즉 근로장려금을 지급받지 않았다고 응답한 가구들 가운데 공적 이전소득이 존재하는 가구들을 모두 제외한다면 근로장려금 수급을 인식하지 못한 가구들은 분석에서 배제되게 된다. 다만 이 과정에서 근로장려금이 아닌 다른 공적 이전소득을 지급받은 가구들도 분석에서 제외되는 아쉬움이 있으나, 비교집단에 내재되어 있을 수 있는 잡음(noise)의 일부를 제거하여 비교집단을 보다 순수하게 만드는 성과가 더욱 클 것으로 생각한다. 참고로 본 연구는 처치집단의 크기에 비해 비교집단의 크기가 매우 큰 자료를 분석에 사용하고 있으므로 관측의 추가적인 손실에 따른 불만은 그리 크지 않다.

2. 처치집단의 엄격화

가. 기초통계

먼저 18세 미만 자녀가 없음에도 근로장려금을 수급하였다는 가구를 제외하여 처치집단을 더욱 엄격하게 만들 경우 주요 변수들의 기초통계를 <표 13>을 통해 살펴보자. 이 표에서 보듯이 보다 엄격하게 구성된 처치집단의 가구내 취업자 수는 0.12명 증가한 것으로 나타나는데, 이는 <표 8>에서 보았던 0.10명에 비해 0.02명 더 많다. 이러한 취업자 변화의 증가는 점증구간과 평탄·점감구간 모두에서 마찬가지로 나타난다.

주당 근로시간은 0.79시간 증가한 것으로 나타나는데, 이는 <표 8>에서 보았던 2.16시간에 비해 증가폭이 훨씬 더 적다. 이러한 현상은 점증구간과 평탄·점감구간 모두에서 마찬가지이다. 즉 평탄·점감구간에 근로시간은 1.27시간 증가하였는데, 이는 <표 3>의 증가폭인 2.73시간보다 더 적다. 점증구간의 근로시간은 2.49시간 감소한 것으로 나타나는데 이는 <표 8>의 근로시간 감소폭 1.19시간보다 더 크다.

<표 13> 처치집단과 비교집단 기초통계: 엄격화된 처치집단

(단위: 명, 시간, 만 원, 가구)

		수급가구 (처치집단)			비수급가구 (비교집단)		
		전체구간	점 증	평탄·점감	전체구간	점 증	평탄·점감
가구내 취업자수	대상년도	1.64	1.36	1.69	1.62	1.39	1.70
	전 년 도	1.52	1.20	1.57	1.63	1.41	1.71
	증 감	0.12	0.15	0.12	-0.01	-0.02	-0.01
가구 근로시간 (주당)	대상년도	49.2	47.6	49.4	51.7	47.5	53.1
	전 년 도	48.4	50.1	48.1	54.9	49.2	56.9
	증 감	0.79	-2.49	1.27	-3.22	-1.71	-3.75
부부합산 총소득		2,779	857	3,034	2,207	827	2,689
18세 미만 자녀수		1.91	1.72	1.94	0.00	0.00	0.00
주택 (시가)		6,940	3,995	7,672	7,494	7,029	7,656
재산 (시가)		4,615	3,238	4,817	9,347	8,517	9,638
관 측 수		90	12	78	1,056	307	749

원자료 : 한국노동패널조사 자료

나. 회귀분석을 통한 강건성 검토

이제 회귀분석 결과를 살펴보자. <표 14>는 이를 정리한 것이다. 이 표에서 보듯이 세 모형 모두에서 근로장려금 지원 여부에 대한 계수 추정치가 양(+)의 값을 가지면서 그 값이 0.13을 약간 상회하는 정도이다. 이처럼 처치집단을 보다 엄밀하게 설정할 경우에도 추정결과는 <표 9>에서 보았던 것과 매우 유사하다. 다만 추정치의 크기가 약간씩 커졌을 뿐이다. 구체적으로 보다 엄격해진 처치집단을 사용하여 모형3으로 추정할 경우 그 추정치는 0.138인데 이는 앞의 추정치인 0.126보다 0.012만큼 더 크다. 점증구간에서 노동공급이 더 크게 증가한 것으로 나타나는 모형3의 결과도 여전히 유효하게 나타난다.²⁸⁾

처치집단을 보다 엄격하게 구성하는 경우 총근로시간 변화로 측정한 근로유인 효과에 대한 추정결과도 앞서와 유사하다. <표 15>에서 보듯이 근로장려금 지원 효과가 모두 정(+)으로 추정될 뿐만 아니라 추정치의 크기도 다소 작아질 뿐 대체로 <표 10>의 결과와 유사하다. 모형3의 경우를 보면 더 엄격해진 처치집단을 사용할 경우 가구의 주당 근로시간은 근로장려제에 의해 6.727시간 더 증가하는 것으로 추정되는데, 이는 앞의 추정치 7.701시간보다 0.974시간 더 짧다. 점증구간 여부를 나타내는 더미변수의 계수 추정치도 앞의 경우와 매우 유사하다.

<표 14> 근로장려금의 근로유인 효과: 가구내 취업자 수 변화(처치집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	0.133	0.147	0.138
점증구간 여부	-	-0.006	0.053
연도더미(2008년)	-	0.001 [#]	-0.001 [#]
연도더미(2009년)	-	-0.061	-0.056
연도더미(2010년)	-	-0.092	-0.099
연도더미(2011년)	-	-0.033	-0.019
가구주 성별	-	-	0.175
가구주의 혼인상태	-	-	-0.065
가구주의 산업(농림어업)	-	-	0.036
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.111
가구주의 산업(건설업)	-	-	0.071
가구주의 산업(서비스업)	-	-	0.083
상수항	-0.011	0.018	-0.153

주: 표에 제시된 추정치들은 연도더미(2008년)의 경우를 제외하면 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 연도더미(2008년)의 경우는 p-값이 모형2에서 0.113이고 모형3에서 0.316이어서 유의수준 10%에서도 통계적으로 유의하지 않아 # 표시를 사용하여 구분하였음.

원자료 : 한국노동패널조사 자료

28) 다만 2008년도 연도 더미 변수의 계수 추정치가 이제 더 이상 통계적으로 유의하지 않다는 점이 앞서와 다르다. 이는 아마도 처치집단의 관측수가 100개에서 90개로 감소함에 따른 것일 가능성이 크다.

<표 15> 근로장려금의 근로유인 효과: 총 근로시간 변화 효과(처치집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	4.005	2.921	6.727
점증구간 여부	-	2.634	2.874
연도더미(2008년)	-	-6.030	1.591
연도더미(2009년)	-	4.759	11.733
연도더미(2010년)	-	-4.950	2.920
연도더미(2011년)	-	-5.587	-3.786
가구주 성별	-	-	1.649
가구주의 혼인상태	-	-	-10.536
가구주의 산업(농림어업)	-	-	-8.028
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	2.025
가구주의 산업(건설업)	-	-	6.896
가구주의 산업(서비스업)	-	-	1.938
상수항	-3.219	-0.262	-2.699

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료: 한국노동패널조사 자료

2. 비교집단의 엄격화

이제 비교집단을 보다 엄격하게 구성하여 보자. 앞에서 언급한 바와 같이 근로장려금을 받지 않았다고 응답하였음에도 공적 이전소득이 존재하는 가구들은 근로장려금을 수급하였음에도 이를 인지하지 못하였을 수 있으므로 이들을 비교집단에서 제외하고 분석하여 보자는 것이다.

가. 기초통계

보다 엄격해진 비교집단을 사용할 경우 기초통계가 <표 16>에 제시되어 있다. 이 표에서 무엇보다도 먼저 눈에 띄는 것은 비교집단에서 공적 이전소득이 있는 경우를 제외함에 따라 비교집단의 관측수가 1,056가구(표 8)에서 759가구로 감소하였다는 것이다. 특히 소득수준이 낮은 점증구간의 관측수가 307가구에서 154가구로 절반가량 줄어들었다. 이에 따라 점증구간의 근로시간이 3.22시간 감소한 것으로 나타나는데, 이는 원래 비교집단 점증구간의 1.71시간 감소에 비해 감소폭이 매우 크다. 제외된 관측들은 점증구간에 속한 가구들 가운데에서도 소득수준이 더 낮아 이들을 제외하자 점증구간 소득이 827만 원에서 923만 원으로 96만 원 증가하였다. 점증구간의 주택과 재산의 시가도 제법 증가한 것으로 나타난다. 요컨대 비교집단을 더욱 엄격하게 정의할 경우 특히 점증구간에 해당하는 비교집단에 변화가 크다. 반면 평탄·점감구간의 변화는 그리 크지 않다.

나. 회귀분석을 통한 강건성 검토

비교집단을 이처럼 보다 엄격하게 제한함에 따라 비교집단에 상당한 변화가 초래되었음에도 불구하고 근로유인 효과에 대한 추정결과는 <표 17>과 <표 18>에서 보듯이 원래의 비교집단을 사용하는 경우와

별반 차이를 보이지 않는다. 모형3의 경우를 보면 가구내 취업자 수가 0.109명 증가하는 것으로 추정되어 있는데, 이는 원래 비교집단 하의 추정치 0.126과 크게 다르지 않다. 총근로시간 변화 효과를 추정할 경우에도 모형3의 추정치는 7.933으로 원래의 추정치 7.701과 차이가 크지 않다. 다만 모형3에서 점증구간 여부 더미변수에 대한 추정치의 크기가 1.312인데, 이는 원래의 2.708보다 제법 감소한 것이다.

<표 16> 처치집단과 비교집단 기초통계 : 엄격화된 비교집단

(단위: 명, 시간, 만 원, 가구)

		수급가구 (처치집단)			비수급가구 (비교집단)		
		전체구간	점 증	평탄·점감	전체구간	점 증	평탄·점감
가구내 취업자수	대상년도	1.63	1.37	1.67	1.66	1.45	1.71
	전 년 도	1.53	1.25	1.57	1.68	1.48	1.72
	증 감	0.10	0.12	0.09	-0.02	-0.03	-0.01
가구 근로시간 (주당)	대상년도	49.99	43.41	51.11	50.61	46.54	51.54
	전 년 도	47.83	44.60	48.38	53.92	49.76	54.88
	증 감	2.16	-1.19	2.73	-3.31	-3.22	-3.33
부부합산 총소득		2,704	789	3,003	2,451	923	2,801
18세 미만 자녀수		1.73	1.38	1.79	0	0	0
주택 (시가)		7,158	5,059	7,673	7,741	7,471	7,803
재산 (시가)		4,594	3,396	4,796	9,544	9,024	9,663
관 측 수		100	16	84	759	154	605

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 17> 근로장려금의 근로유인 효과: 가구내 취업자 수 변화(비교집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	0.114	0.114	0.109
점증구간 여부	-	-0.011	0.040
연도더미(2008년)	-	-0.064	-0.110
연도더미(2009년)	-	-0.072	-0.117
연도더미(2010년)	-	-0.165	-0.213
연도더미(2011년)	-	-0.043	-0.059
가구주 성별	-	-	0.113
가구주의 혼인상태	-	-	0.005
가구주의 산업(농림어업)	-	-	0.052
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.142
가구주의 산업(건설업)	-	-	0.078
가구주의 산업(서비스업)	-	-	0.062
상수항	-0.016	0.060	-0.066

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 18> 근로장려금의 근로유인 효과: 총 근로시간 변화 효과(비교집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	5.475	4.903	7.933
점증구간 여부	-	-0.136	1.312
연도더미(2008년)	-	-4.393	1.375
연도더미(2009년)	-	-1.680	3.313
연도더미(2010년)	-	-1.650	2.488
연도더미(2011년)	-	-4.603	-2.486
가구주 성별	-	-	4.488
가구주의 혼인상태	-	-	-8.582
가구주의 산업(농림어업)	-	-	-16.943
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.007
가구주의 산업(건설업)	-	-	2.728
가구주의 산업(서비스업)	-	-	-0.676
상수항	-3.312	-0.248	-2.234

주: 표에 제시된 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료: 한국노동패널조사 자료

4. 처치집단과 비교집단 모두의 엄격화

이제 처치집단과 비교집단을 모두 보다 엄격하게 규정하는 경우에 대해 살펴보자. 즉 18세 미만 자녀가 없는 근로장려금 수급가구와 공적 이전소득이 존재함에도 근로장려금을 수급하지 않았다고 응답한 가구들을 각각 처치집단과 비교집단에서 제외하고 분석해보기로 한다.

가. 기초통계

처치집단과 비교집단을 모두 더욱 엄격하게 만들 경우 각 변수들의 기초통계를 <표 19>에 제시하였다. 이들은 사실 이미 살펴본 기초통계들이다. 즉 <표 19>의 처치집단은 <표 13>에 있는 처치집단과 정확히 일치하고 비교집단은 <표 16>의 경우와 동일하다.

나. 회귀분석

처치집단과 비교집단을 모두 엄격하게 하였음에도 불구하고 추정결과는 별로 바뀌지 않는다. 모형3의 경우에서 근로유인 효과 추정치는 가구내 취업자 수 변화의 경우 0.117로서 원래의 추정치인 0.126보다 다소 작아졌으나 유사하다. 총근로시간에 대한 추정치는 6.600으로 원래 추정치 7.701보다 1.101시간 더 적지만 아주 큰 차이는 아니다. 즉 처치집단과 비교집단에 변화를 주더라도 추정결과는 그리 크게 변하지 않는다.

<표 19> 처치집단과 비교집단 기초통계 : 엄격화된 처치집단과 비교집단

(단위: 명, 시간, 만 원, 가구)

		수급가구 (처치집단)			비수급가구 (비교집단)		
		전체구간	점 증	평탄·점감	전체구간	점 증	평탄·점감
가구내 취업자수	대상년도	1.64	1.36	1.69	1.66	1.45	1.71
	전 년 도	1.52	1.20	1.57	1.68	1.48	1.72
	증 감	0.12	0.15	0.12	-0.02	-0.03	-0.01
가구 근로시간 (주당)	대상년도	49.15	47.64	49.37	50.61	46.54	51.54
	전 년 도	48.37	50.13	48.11	53.92	49.76	54.88
	증 감	0.79	-2.49	1.27	-3.31	-3.22	-3.33
부부합산 총소득		2,779	857	3,034	2,451	923	2,801
18세 미만 자녀수		1.91	1.72	1.94	0	0	0
주택 (시가)		6,940	3,995	7,672	7,741	7,471	7,803
재산 (시가)		4,615	3,238	4,817	9,544	9,024	9,663
관 측 수		90	12	78	759	154	605

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 3-20> 근로장려금의 근로유인 효과: 가구내 취업자 수 변화(두 집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	0.139	0.138	0.117
점증구간 여부	-	-0.010	0.041
연도더미(2008년)	-	-0.073	-0.107
연도더미(2009년)	-	-0.083	-0.114
연도더미(2010년)	-	-0.177	-0.211
연도더미(2011년)	-	-0.057	-0.059
가구주 성별	-	-	0.114
가구주의 혼인상태	-	-	0.002 ^{#3}
가구주의 산업(농림어업)	-	-	0.053
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.142
가구주의 산업(건설업)	-	-	0.079
가구주의 산업(서비스업)	-	-	0.062
상수항	-0.016	0.069	-0.067

주: 상첨자 '#3'은 3%에서 유의함을 나타내며 나머지 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

원자료 : 한국노동패널조사 자료

<표 21> 근로장려금의 근로유인 효과: 총 근로시간 변화 효과(두집단 엄격화)

	모형1	모형2	모형3
근로장려금 지원 여부	4.098	3.479	6.600
점증구간 여부	-	-0.178	1.414
연도더미(2008년)	-	-4.772	1.269
연도더미(2009년)	-	-2.358	2.904
연도더미(2010년)	-	-2.072	2.336
연도더미(2011년)	-	-4.652	-2.424
가구주 성별	-	-	4.228
가구주의 혼인상태	-	-	-8.462
가구주의 산업(농림어업)	-	-	-16.762
가구주의 산업(제조업·광업)	-	-	0.739
가구주의 산업(건설업)	-	-	3.098
가구주의 산업(서비스업)	-	-	-0.366
상수항	-3.312	0.113 ^{#10}	-2.339

주: 상첨자 '#10'은 10%에서 유의함을 나타내며 나머지 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.
원자료: 한국노동패널조사 자료

V. 결론

본 연구는 한국 근로장려제도의 근로유인 효과를 실증적으로 분석하고 있다. 연구의 목적에 비추어 분석을 위한 자료(data)로 한국노동패널조사 자료를 택하였다. 이 자료를 사용하여 EITC 시행 효과에 대해 분석할 경우 이 제도가 대상으로 하는 기간과 이에 의해 유인된 근로를 측정하기 위한 기간 및 지급된 근로장려금이 KLIPS에서 조사되는 시점 등에 상당한 차이가 있다. 따라서 이에 대한 이해가 선행되어야 한다. 본 연구는 이를 위해 관련 내용들을 자세히 검토하였다.

근로장려금에 대한 대부분의 조사(survey)에서 나타나는 현상은 국세청에서 실제 근로장려금을 지급한 가구의 수에 비해 이를 받았다고 응답한 가구의 수가 턱없이 적다는 사실이다. KLIPS에서도 이러한 특징이 그대로 나타나 2008년부터 2012년까지의 기간 동안 연도별로 볼 때 근로장려금 수급 가구의 수가 전체 표본의 크기에 비해 매우 적었다. 다만 이 기간 전체로 보면 상당한 수의 가구들이 관찰되어 있어 다년간 축적된 자료를 함께 모아서(pooling) 사용할 경우 관측수 부족에 대한 문제는 어느 정도 해소된다.

본 연구는 이들 가구들의 근로장려금 수급요건 변수들에 대해 검토하는 한편, 이 제도가 도입하고 있는 점증구간과 평탄 및 점감구간을 실제 자료를 사용하여 구분하였다. 이 과정에서 본 연구는 법령을 바탕으로 국세청이 산정하여 지급한 근로장려금뿐만 아니라 KLIPS가 조사한 근로장려금 관련 자료들에 포함된 정보를 최대한 존중하는 방향으로 자료들을 가공하고 처리하였다.

본 연구는 구축된 자료를 사용하여 실증분석을 실시하기 위한 모형으로 노동공급함수를 사용한 이중차분법을 설정하였다. EITC가 근로를 유인하려는 목적을 가지고 있으므로 노동공급함수를 실증분석을 위한

이론적 근거로 삼는 것은 타당하다. 그리고 분석을 위한 조건들이 충족된다면 이중차분법은 성과 평가를 위한 매우 강력한 수단이다. 그런데 준실험적(quasi-experimental) 상황에서 이중차분법을 적용할 때 매우 중요한 것은 비교집단의 선정이다. 본 연구는 근로장려금 수급여건에 대해 KLIPS가 조사한 결과들을 바탕으로 수급요건 변수들이 처치집단의 경우와 동일한 분포를 가지지만, 18세 미만 부양자녀 요건을 충족하지 못하는 가구들을 비교집단으로 선정하였다.

이처럼 KLIPS를 실증분석을 위한 자료로 사용하고 분석방법론으로 이중차분법을 활용하여 분석한 결과, 한국의 EITC는 가구내 취업자수를 늘리고 가구의 근로시간도 증가시키는 것으로 나타났다. 가구주의 성과 혼인상태로 대표되는 가구의 특성을 고려하고 가구주가 취업하고 있는 산업의 특성을 반영하여 실증분석한 결과, EITC의 도입은 가구내 취업자 수를 0.126명 증가시키며 가구내 연간 총근로시간을 주당 7.701시간 증가시킨 것으로 추정되었다. 아울러 점증구간에 있는 가구의 노동공급, 즉가구내 취업자 수와 가구의 총근로시간이 그렇지 않은 구간의 경우에 비해 더 높은 것으로 나타나, 이론에서 예측하는 바와 유사한 특징을 보였다.

우리는 흔히 가구의 ‘총’근로시간보다 ‘기존’ 취업자의 근로시간 변화에 더 관심을 가진다. 이는 가구내 취업자 수 변화에 따른 근로시간 변화를 통제된 상태에서 순수하게 근로시간 변화라는 형태의 노동공급 변화가 어떻게 나타날 것인지를 많은 사람들이 궁금해하기 때문이다. 본 연구는 이를 위해 가구내 취업자 수에 변화가 없을 경우 EITC의 도입이 근로시간 변화에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대해 별도로 분석하였다. 그 결과, 이 경우 근로시간은 EITC 도입에 따라 주당 11.971시간 증가시켜 주당 4.27 시간의 추가적인 증가를 초래한 것으로 나타났다. 즉 가구내 취업자 증가라는 외연(extensive margin)의 확대가 없을 경우 근로시간 증가라는 내면(intensive margin)의 심화가 더욱 강화되고 있었다. 그리고 이상의 추정치들은 모두 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다.

이러한 결과는 처치집단이나 비교집단을 보다 엄격하게 구성하는 경우에도 별로 달라지지 않았다. 먼저 처치집단 가운데 18세 미만 자녀가 없다고 응답한 가구들을 모두 분석에서 제외하고 이상의 분석을 반복하더라도 분석결과는 별로 달라지지 않았다. 추정치의 크기에 약간의 변화가 있었을 뿐이었다. 나아가 실제로 근로장려금을 받았으나 이를 인식하지 못하고 있을 가능성이 있는 가구들을 모두 비교집단에서 제외하는 큰 변화를 준 상태에서 위의 분석을 되풀이하더라도 역시 분석결과는 그리 바뀌지 않았다. 더군다나 처치집단과 비교집단을 동시에 모두 더 엄격하게 구성하더라도 추정결과는 별반 달라지지 않았다. 추정치의 크기가 약간 작아졌을 뿐이다. 결국 본 연구가 추정한 결과들은 처치집단이나 비교집단의 구성과 같은 주변 여건을 달리한다고 해서 그 결과가 좌지우지되지 않는 강건함을 보여주고 있다.

참고문헌

- 국세청(2012, 2016), 『국세통계연보』.
- 김재진 · 이상은 · 이철인(2014), 『조세지출(근로장려세제) 종합 심층평가』, 한국조세재정연구원.
- 김재인 · 이해원(2012), 『근로장려세제와 두루누리 사회보험 지원사업 연계방안』, 연구보고서 12-04, 한국조세재정연구원.
- 남재량(2013), 『근로장려금 지급의 고용성과 평가』, 『임금보조금의 고용성과 평가 및 과제』, 남재량 외, 기획재정부.
- 밀턴 프리드먼 저, 심준보 · 변동열 역(2007), 『자본주의와 자유』, (주)청어람미디어.
- 법제처 국가법령정보센터, 『근로장려세제에 대한 입법예고』, <http://www.law.go.kr/>
_____, 『소득세법』, <http://www.law.go.kr/>
_____, 『소득세법 시행령』, <http://www.law.go.kr/>
_____, 『조세특례제한법』, <http://www.law.go.kr/>
_____, 『근로장려를 위한 조세』, 조세특례제한법 제10조의2, <http://www.law.go.kr/>
- 송헌재(2012), 『근로장려세제 도입이 가구 노동공급에 미친 영향』, 『재정학연구』 5(4)(통권 제75호).
- 송헌재 · 전영준(2011), 『근로장려세제 도입이 저소득가구의 노동공급 및 후생에 미치는 영향 분석』, 연구보고서 11-02, 한국조세연구원.
- 이대웅 · 권기현 · 문상호(2015), 『근로장려세제 (EITC) 의 정책효과에 관한 연구-성향점수 매칭 (PSM) 이중, 삼중차이 분석을 중심으로』, 『한국정책학회보』 24(2).
- 전영준 · 남재량(2011), 『저소득 근로자 지원정책의 실효성 분석: 실업보험, EITC, 최저임금제, 기초생활보장제도 상호 비교』, 『재정학연구』 4(2).
- 한국노동연구원(2015), 『KLIPS 1~17차년도 조사자료 통합설문지』, 한국노동연구원.
- 현보훈 · 염명배(2014), 『근로장려세제의 근로유인 효과 분석』, 한국재정학회 학술대회 논문집.
- Burtless, Gary, and Jerry A. Hausman(1978), "The effect of taxation on labor supply: Evaluating the Gary negative income tax experiment." *Journal of political Economy* 86(6), pp.1103~1130.
- Friedman, Milton(1962, 2002), *Capitalism and freedom*, University of Chicago press.