

근로장려세제(EITC)의 근로유인 분석 -2차 개정안 근로시간 증감 비교-

Analysis on the Effect of EITC(Earned Income Tax Credit) on Work Incentive
-Focus on the second policy that was revised in 2011-

김건태*, 김윤영**

서강대학교 신학대학원 사회복지학과*, 인천발전연구원 도시경영연구소**

Gun-Tai Kim(exodusss@naver.com)*, Yun-Young Kim(yykim@idi.re.kr)**

요약

본 연구는 2차 개정 근로장려세제(EITC)의 근로유인 효과가 있는지 분석하고자 한다. 따라서 한국복지패널 8차 웨이브(2013년)와 9차 웨이브(2014년)를 구축하여 2011년 변경된 정책의 효과성을 검증하고자 한다. 또한, 방법론적 한계를 극복하기 위하여 먼저 다중회귀분석을 실시한 다음 성향점수분석(PSM)을 실시하여 양자 분석방법의 결과를 비교하도록 한다. 근로장려세제에 대한 인지여부와 근로장려금의 수령여부가 독립변수가 되고, 근로시간의 증감이 종속변수가 된다. 6,025가구 중 에서 조건에 일치한 가구 535가구를 선택하였다. 다중회귀분석과 성향매칭 분석 결과, 첫째로 근로장려세제에 대한 인식은 통계적으로 유의미한 관계가 없었다. 둘째로, 근로장로금 수령여부는 근로시간의 감소에 통계적으로 유의미한 결과를 보여주었다. 경제위기 이후 실업률의 증가로 인해 저소득층의 취업여건이 매우 악화되었다. 이에 근로의욕을 자극할만한 인센티브를, 개정된 근로장려세제는 제공하고 있지 못하다고 볼 수 있다.

■ 중심어 : | 근로장려세제(EITC) | 성향매칭점수 | 근로유인 | 한국복지패널 |

Abstract

This study tries to analyze whether the Earned Income Tax Credit (EITC), which was modified in 2011, has the effect of work incentive. In this sense, by establishing the 8th Wave of Korea Welfare Panel Study (2013) and the 9th Wave (2014), Furthermore, in order to overcome the methodological limit, the results of two-party analysis method will be compared by firstly carrying out multiple regression analysis and then performing propensity score matching analysis. The 535 households out of 6,025 were selected. The following are the results of multiple digression analysis and propensity score matching analysis. First, there was no statistically meaningful relationship with regard to the perception of the EITC. Second, there was a statistically meaningful result in the reduction of working hours with regard to whether a household received labor incentive or not. The study found that the revised EITC is not providing incentives which stimulates the will to work.

■ keyword : | EITC | Work Incentive | Korea Welfare Panel Study | Propensity Score Matching Analysis |

I. 서론

본 연구의 목적은 개정된 근로장려세제의 근로유인 여부를 분석하는 것이다. 구체적으로 개정된 근로장려세제에 대한 인식과 근로장려금의 수령이 근로유인에 어떤 영향을 미치는지 살피고자 한다.

근로장려세제는 저소득 근로소득자에게 근로유인을 제공함과 동시에 소득지원을 하려는 목적으로 2006년 말 조세특례제한법 개정에 따라 도입되어 2008년분 소득을 기준으로 2009년 최초로 근로장려금이 지급되었다. 국민기초생활보장법은 소득이 없거나 아주 낮은 저소득층에게 최저생계비를 제공함으로써 1차적인 보호망을 제공하고 있다면, 그 사각지대에 있어서 보호를 받지 못하거나, 차상위계층 같은 저소득 근로자의 경우에 해당하는 사람들에게는 근로장려세제가 추가적인 2차 보호를 제공함으로써 빈곤의 위험으로부터 국민을 보호하고 있다.

근로장려세제의 근로유인 효과에 대한 실증연구가 최근까지 꾸준히 발표되고 있는데 대다수의 연구는, 근로장려금 지급이 처음 실시된 2009년과 실시 이전인 2008년 자료를 근거로 그 효과성을 분석하고 있으며 대부분의 국내 연구는 근로장려세제가 근로유인효과가 있다고 분석하였다[3-5]. 이에 비해 국외 연구의 경우 근로유인 효과에 대해 근로유인 효과에 대해서 상반된 의견을 제시하고 있다. 가령, Cancian과 Levinson[6]의 연구는 위신콘신 주 3자녀 이상 가구를 대상으로 분석한 결과, EITC는 노동공급 효과가 없다고 하였으며, Edmark et al[7]는 스웨덴식 EITC를 준실험 연구방법으로 분석한 결과, 효과가 미미하여 평가할 수 없다고 결론내렸다.

처음 제도가 실시된 이후 근로장려금이 지급된 지 6년이 지났으며 세 차례 제도 개편이 이루어졌다. 최초의 제도가 일괄적으로 자녀가 있으면서 동시에 부부합산소득이 1,700만원 미만인 가구만을 대상으로 했던 것에 견주어, 2011년 입법된 두 번째 제도의 경우 적용대상이 확대 실시되었다. 기존의 대상과 성격이 상이한 고령 근로가구 등이 포함된 개정된 제도의 근로유인효과가 있는지 분석해 볼 필요성에 비해, 이를 분석한 연

구는 소수이다. 그러므로 개정 후 시점인 2013년을 기준으로 2014년 데이터를 이용하여 EITC 근로유인 효과성을 분석한다.

개정된 EITC 제도는 자녀수에 따라 소득요건을 차등하여 지급했으며 맞벌이와 홀벌이 부부를 구분하지 않았다. 이러한 조건 하의 근로장려세제의 효과성을 분석함으로써, 2013년도 개정안과 비교 분석할 수 있는 근거자료가 될 수 있을 것이다. 따라서, 2차 제도의 효과성을 검증함으로써, 최근 3차 제도의 효과성을 분석하는데 근거를 제공할 수 있을 것이다. 이는 제도의 변천 과정을 역사적 측면에서 살피는 의의가 있을 것이다. 확대 실시된 근로장려세제가 근로유인을 제공할 수 있는지 여부를 분석함으로써 향후 근로장려세제의 개선에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 궁극적으로는 저소득 근로자의 경제적 안정성을 높일 수 있는 정책적 함의를 살피는 데 의의가 있을 것이다.

연구의 분석은 다음과 같은 순서로 진행된다. 먼저, 다음 장에서는 이론적 논의와 함께 근로장려세제의 노동공급에 미치는 문헌을 살펴본다. 이러한 선행연구에 의거하여 변수들을 선정하여 근로유인효과에 대해 다중회귀분석과 성향점수분석을 시행하여 결과를 비교한다. 그리고 그 분석결과와 사회, 구조적 근거를 추적하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

1. 2011년 개정 근로장려세제¹⁾와 노동공급효과의 이론적 논의

2011년 근로장려세제(EITC)의 개정안 신청대상은 근로소득자와 보험모집인, 방문판매원으로 직전연도 기초생활수급자로서 주거, 생계, 교육급여를 3개월 이상 수급하지 않은 사람이다. 구체적인 기준은 소득요건, 부양자녀요건, 주택요건, 재산요건이 있으며 소득요건

1) 2013년도 세법개정안이 통과되어 근로장려금은 2014년 1월 1일, 자녀장려금은 2015년 1월 1일부터 적용되고 있다. 이 개정안은 자녀수에 따라 차등 적용했던 근로장려금을 앞으로는 결혼 여부 및 맞벌이 여부에 따라 차등 적용하게 된다. 결혼 및 여성의 경제활동, 자녀양육비 지원을 위해 근로장려금과 자녀장려금을 확대 신설했다[8].

은 다음의 [표 1]과 같다. 무자녀의 경우 배우자가 있어야 하며, 자녀의 경우 18세 미만이어야 한다. 주택요건은 무주택 또는 6천만원 이하 1주택을 소유한 경우에 해당한다. 재산요건은 토지, 건물, 자동차, 전세금 등 합계 1억 미만이어야 한다. 2차 개정안의 의의는 부양자녀가 없는 고령의 근로빈곤층을 대상으로 포함했으며, 자녀의 수가 증가할수록 근로장려금 지급액을 증가시킴으로써 아동수당이 없는 한국현실에서 양육을 보조하는 성격도 가지고 있다고 정리 할 수 있다. 이 연구에서 확대된 대상자와 확대된 근로장려금이 근로유인을 제공하는지 그 유효성에 초점을 맞추려고 한다.

표 1. 2011년 개정된 근로장려세제의 소득요건

부양자녀 없음 (배우자 있음)	1,300 만원	최대지급액 70만원
부양자녀 1인	1,700 만원	최대지급액 140만원
부양자녀 2인	2,100 만원	최대지급액 170만원
부양자녀 3인 이상	2,500 만원	최대지급액 200만원

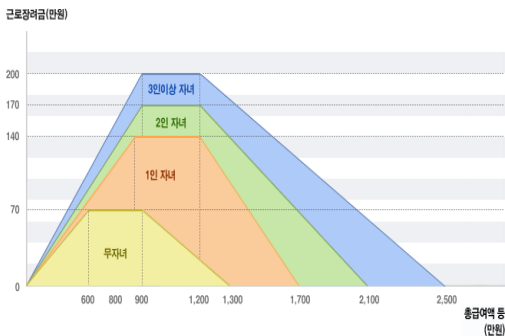


그림 1. 2011년 개정된 근로장려금 산정방식

근로장려세제의 노동공급효과와 관련된 이론은 신고전학파의 노동-여가 선택모형과 임금변화로 인한 노동시간의 변화를 대체효과와 소득효과로 분해한 슬러츠키 방정식 이론에 근거하고 있다.

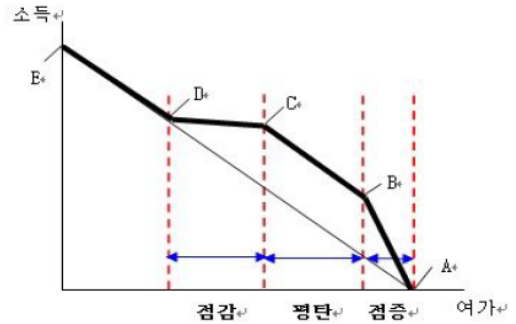


그림 2. 근로장려세제로 인한 예산선의 변화

근로장려세제는 위의 [그림 1]처럼 예산선을 변화시키고, 변화된 예산선과 새로운 무차별곡선의 접점에서 노동시간을 결정하는데, 대체효과와 소득효과가 발생한다. 첫 번째 효과로 근로장려금을 수령할 경우, 임금이 상승하는 경우와 동일한 효과를 유발하므로, 여가의 기회비용이 상대적으로 높아지기 때문에 비싸진 여가를 줄이고 대신 저렴한 노동을 선택하는 대체효과로 인해 노동시간이 증가한다. 그러나 동시에 근로장려세제는 소득을 증가시키는데 이 소득효과로 인해 정상적인 여가의 소비를 늘려 노동시간을 감소시킨다. 그러므로 근로장려세제의 근로유인여부, 노동시간의 증감여부는 대체효과의 크기와 소득효과의 크기 중에서 어느 것이 더 크가에 달려있다[11].

이론적으로는 근로장려세제는 점증, 평탄, 점감구간에서 대체효과와 소득효과가 다르게 발생한다. [그림 1]에서 나타나듯이 급여가 증가할 때 근로장려금이 증가하는 점증구간에서는 대체효과가 더 크므로 노동공급이 증가하지만, 급여가 증가해도 근로장려금이 증가하지 않는 평탄구간과 근로장려금이 감소하는 점감구간에서는 소득효과가 더 크게 발생하여 노동공급이 감소한다 [12].

근로장려세제는 신고주의이므로 제도에 대해 인지하고 있지 않으면 근로장려세제 대상자임에도 불구하고 근로장려금을 받지 못할 수도 있다. 근로장려세제의 대상자임에도 불구하고 근로장려세제에 대해 정보가 없는 개별 경제활동참가자가 기대하는 예산선의 모양과 제도를 인지하는 경제활동참가자의 예산선의 모양이

다르다. [그림 2]에서 보듯이 근로장려세제를 인지하지 못한다면 예산선의 모양은 근로장려세제의 효과가 반영되지 않은 우하향 직선의 형태이다. 그러나 근로장려세제에 대해 인지하고 있거나, 직전연도에 근로장려세제를 실시로 수령한 경험이 있는 경제활동참여자의 경우에는 자신의 예산선이 우하향 직선에서 모양과 기울기가 변화함을 인지한다. 그리고 그 다음 해에는 변화된 예산선과 효용을 나타내는 무차별곡선과의 접점에서 노동-여가를 선택하므로, 근로장려세제에 대한 인지여부와 수령여부를 각각 고려할 필요성이 있다.

노동시장에서 고용량의 결정은 노동수요와 노동공급에 의해서 결정된다. 그러므로 노동수요 측면에 대한 고려가 필요하다. 대체효과와 소득효과에 의해 노동공급이 증가하더라도 노동수요가 감소할 경우 고용량은 증가하지 않기 때문이다.

고령 근로가구를 포함하지 않는 도입초기 근로장려세제의 근로유인 실증연구에서는 노동수요에 대한 고려가 없으므로 노동수요는 충분하다는 암묵적인 가정하에 노동공급이 증가하므로 근로유인 효과가 있다고 분석한 것으로 볼 수 있다.

그러나 개정된 근로장려세제에 포함된 고령 근로가구의 경우 노동공급 측면보다는 노동수요 측면을 감안할 필요가 있다. 고령 노동자의 경우 소득효과와 대체효과로 설명되는 개인적인 근로의욕과 같은 노동공급 측면도 중요하지만 이보다는 노동수요 측면인 노동시장의 경직성이나 국가의 일자리 상황과 같은 구조적인 문제에 더 큰 영향을 받는다는 연구결과도 있기 때문이다[13].

2. 선행연구의 검토

기존의 연구문헌들은 노동공급 측면에서 근로장려세제의 근로유인효과가 있다는 연구들과 근로유인효과가 없다는 연구로 나눌 수 있다. 국내연구의 결과를 먼저 살펴보면, 시기별로 두 시기로 구별이 된다. 근로장려금이 지급되기 이전의 연구들은 모의실험방법으로 실시되었으며, 지급 후에는 근로장려금이 지급되기 전인 2008년과 근로장려금이 지급된 2009년의 자료를 이용한 실증연구가 다수이다.

박능후[3]는 한국 복지패널을 이용한 사전사후 검사 설계모형을 이용했다. 가구단위로 노동공급함수에 영향을 미치는 변인으로써 실질적인 근로장려금의 수령 여부뿐만 아니라, 근로장려세제에 대한 정보 인지여부를 독립변수로 분석했다. 가구소득이 3,000만원 이하 일 때 근로장려세제에 대한 인식은 유의미한 결과가 있다고 분석했지만 근로장려금의 수령여부는 유의미한 결과를 얻지 못했다. 박상현과 김태일[4]은 한국복지패널을 이용해서 2011년 개정 전 초기 제도 하에서 근로장려세제의 효과를 성향점수매칭과 이중차이방법으로 분석하였다. 그 결과 2007년에 비해 2008년에 연간근로일수가 10일 정도 증가하였다. 이를 근거로 근로장려세제가 저소득층의 근로의욕을 제고하는데 긍정적인 효과가 있다고 분석하였다. 송헌재와 방홍기[5]에 의하면, 근로장려세제 도입 이후 2009년부터 2011년까지 3년간 재정패널을 이용하였다. 이중차분 추정기법을 확장한 고정효과모형으로 가구의 노동시장 참여효과를 분석한 결과 저소득 가구의 노동시장 참여율이 유의하게 증가했다. 염경윤과 전병욱[14]은 재정패널자료를 이용해서 2011년 개정효과가 반영되기 전의 제도로 근로장려세제의 효과를 회귀분석방법으로 연구했다. 그 결과 전체 가구를 대상으로 할 경우, 근로장려세제의 효과가 없다는 결과가 나온 반면에, 근로장려금을 수령할 수 있는 조건을 갖춘 세대만을 추출하여 회귀분석을 실시한 결과 근로장려금의 노동공급을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 그 밖에 Eissa와 Liebman[15], Meyer와 Rosenbaum[16], Hotz, Mullin, Scholz[17]의 연구결과는 EITC의 효과로 노동시장 참여율이 각각 2%, 8.5%, 8% 증가했다고 분석했다.

한편, Cancian과 Levinson[6]은 기존의 연구결과와 달리 EITC가 노동공급을 감소시킬 수 있다고 주장한다. 연구시점 당시 위스콘신주만 3자녀 이상인 가구에 추가적으로 \$1,641를 지급하는 점에 착안해 위스콘신주와 다른 주를 비교하는 횡단면연구 방법을 채택했다. 그 결과 EITC효과가 전혀 없다고 분석했다. 오히려 기존 연구에서 \$1,000 EITC가 증가하면 노동참여가 증가하리라는 결과와 달리 신뢰구간 95%수준에서 노동참여가 -8%에서 +5%로 나타났다. 즉 노동참여가 감소할

수도 있다는 결과였다[6]. 이 밖에도 Hoffam과 Liebman[18], U.S. General Accounting Office[19], Browning[20]은 EITC의 확장이 근로자의 노동시간에 미치는 영향이 없다는 연구결과를 제시하였다. 한편 이와 관련하여 최근 Lee[21]는 노동시장에 참여하기 위하여 부수적으로 발생하게 되는 고정비용(통근시간 등)이 존재하고 시간제 근로와 전일제 근로의 임금수준이 다르게 책정된다는 점에 주목하여 노동공급에 대한 임금탄력성이 매우 작게 추정될 수 있음을 보였다. Ellwood[22]는 EITC가 남성의 노동참가율을 미미하게 증가시키는 반면 기혼 여성의 경우, 노동참가와 노동시간 모두 감소하는 것으로 나타났다[5]. 최근 연구[23]에서는 성향점수매칭방법을 통해 2011년 개정된 근로장려세제가 근로유인효과를 갖는지 분석하였는데, 고용률은 비교집단보다 낮은 것으로 나타났으며, 주당 근로시간 등 다른 변수들의 경우 통계적으로 유의한 결과를 나타내지 못하였다고 분석하고 있어서 기존의 연구결과와는 다른 결과를 보고하고 있다. 또한 다른 연구에 의하면[24] 노동공급과 노동성과 측면에서 근로장려세제 비수급집단이 근로장려세제 수급집단에 비해 정책효과가 나타났으나, 통계적으로 유의미하지 않는 것으로 분석되었다.

노동수요 측면을 감안한 연구의 필요성을 제기한 연구도 있다. 전영준과 남재량[25]은 노동공급 측면뿐만 아니라 경기변동과 관련하여 경기가 불황인 경우, 즉 노동수요까지 반영하여 EITC의 근로유인효과를 고려해야 할 필요성을 지적하고 있다. 실업위험이 현저히 큰 경우 EITC 제도의 실효성이 제한적일 가능성도 고려해야 한다고 제언하고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 노동공급이 감소하는 결과가 나올 때, 실업률 증가를 거시 경제 수준을 나타내는 구조적 요인으로 반영하여 분석하였다.

이렇듯, 근로장려세제(EITC) 선행연구의 주된 방향은 근로장려세제(EITC)의 효과를 평가하는 연구로서 노동공급에 미치는 영향을 분석한 연구가 주를 이루고 있다. 국내 연구결과는 대부분 효과성이 있는 것으로 보고 있으나, 해외의 연구[26][27]는 노동공급 효과성에 대해 국내연구들과 상반된 결과를 보여주고 있다. 선행 연구에서 주로 근로장려세제가 도입된 2008년 2009년

시점에 초점이 맞춰지고 있는데, 2011년 개정된 근로장려세제의 근로유인 효과에 대한 연구는 상대적으로 많지 않다. 확대 개정된 근로장려세제가 노동공급의 증가에 미치는 영향을 한국복지패널 2013년과 2014년 자료를 토대로 다중회귀분석과 성향점수매칭 방법 두 가지 방법으로 분석해보겠다.

III. 연구방법

1. 분석대상과 자료

본 연구는 2011년 개정된 근로장려세제의 정책효과성을 분석하기 위해 2013년과 2014년 한국복지패널의 8차, 9차 자료를 이용하여 다중회귀분석과 성향매칭분석을 함께 실시한다. 연구가설은 부부의 근로장려세제 인지여부와 수령여부에 따른 근로시간 증감여부이다. 이 연구의 분석자료로써 한국복지패널 8차 웨이브(2013년)와 9차 웨이브(2014년)를 이용했다. 8차 웨이브와 9차 웨이브 중에서 2014년 신규로 분가하거나, 다시 수렴된 가구를 제외한 결과 2차 년도에 일치한 가구 수는 6,025가구였다. 이 중에서 535가구를 선택했는데, 국민기초생활보장법의 수급자가 아니며, 재산이 1억 미만이고, 자녀가 없는 경우에는 부부합산 소득이 1,300만원, 자녀가 1명인 경우에는 1,700만원, 자녀가 2명인 경우에는 2,100만원, 자녀가 3명인 경우 2,500만원 미만인 가구를 선택했다.

앞서 살펴 본 바와 같이 연구단위는 부부인데 여기서 부부란 최저생계비를 받지 않았으며 재산기준이 1억 미만이고, 자녀의 수에 따라서 각각 자녀가 0인 경우 부부합산 소득 1,300만원, 자녀가 1명인 경우 1,700만원, 자녀가 2명인 경우 2,100인 부부를 말한다. 첫 번째 조건을 만족하는 부부는 패널데이터 8차와 9차 자료를 비교 가능하도록 조정된 6,025가구 중 3,532가구이며, 4가지 조건을 모두 만족하는 가구는 536가구이다.

2. 분석방법

근로장려세제에 대한 인지여부(X_1)와 근로장려금 수령여부(X_2)가 근로시간에 미치는 영향을 분석하기 위

하여 다중회귀분석과 성향점수분석을 사용한다. 먼저 다중회귀분석모형을 제시하면 다음과 같다.

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \epsilon_i$$

방정식에서 종속변수(Y_i)는 근로시간의 증감이다. 가구주의 연령, 부부 중 가구주의 성별, 가구주의 학력, 자녀의 수, 근로자수의 변화가 통제변수이다.

한편 이 연구에서는 성향점수분석(PSM: Propensity Score Matching)을 회귀분석결과와 함께 제시하여 비교하도록 한다. 일반적으로 PSM은 회귀분석의 대체(alternative)분석이다. 즉, PSM을 추정할 경우에는 회귀분석 결과를 같이 제시하지 않는 것이 일반적이다. 하지만 PSM에서는 회귀분석에 비해 특정한 가정의 완화나 선택적 편이를 제거하는 장점이 있기 때문에 PSM으로 추정할 결과를 제시하고 비교, 해석한다. 성향점수분석에서는 최대한 근로장려금을 수령할 수 있는 자격요건이 유사한 가구들을 선택하여 근로장려금의 수령과 근로장려세제의 인식이 근로시간에 미치는 영향을 측정하려고 하였다. 부부합산, 소득요건, 자녀요건 등이 비슷한 가구들 중에서 근로장려세제를 수령한 가구와 제도에 대한 인식부족으로 수령하지 못한 가구들을 포함하여 분석을 실시했는데, 이처럼 패널데이터를 이용해서 통제집단, 실험집단처럼 나누어서 분석하는 경우, 성향점수매칭 방법의 활용이 효과적으로 정책 효과를 분석할 수 있다고 판단하였다. 또한 이를 회귀분석의 결과와 비교함으로써 분석의 엄밀성을 높일 수 있을 것이다.

3. 변수의 정의와 측정

3.1 종속변수

종속변수는 위에서 언급한 요건들을 만족했을 때 2013년과 2014년의 근로시간의 변화이다. 소득기준의 적용을 실제 법에서 요구하는 자격요건에 부합하도록 조건을 제한하였다. 비교 가능하도록 2014년과 2013년 모두 배우자의 위치가 두 번째 자리에 위치한 가구들을 대상으로 근로시간을 수집했으며, 근로시간의 변화는 2014년 상용직, 임시직 근로월수의 합에서 2013년 상용직, 임시직 근로월수를 차감한 값이다.

3.2 독립변수

근로장려세제가 근로시간의 증감여부에 미치는 영향을 파악하기 위해, 예산선을 변화시키는 근로장려세제에 대한 인식 여부와 근로장려금의 수령 여부를 독립변수로 선택했다. 2013년을 기준으로 근로장려세제에 대해 인지하고 있는지, 근로장려금을 수령했는지 여부를 근거로 했다.

3.3 통제변수

통제변수는 가구주의 연령, 성별, 가구주의 교육수준, 가구 내 아동의 수, 근로자 수의 변화이다. 가구주의 연령은 선행연구에서 통제변수로 기본적으로 사용하는 변수이다. 가구주의 성별은 외국논문에서 중요하게 다루는 조건 가운데 하나이다. 특히 여성세대주에 대한 연구를 실시했는데, 자녀가 있는 여성 세대주와 자녀가 없는 여성세대주를 비교함으로써 EITC의 효과성을 분석하는 연구가 다수 있다. 가구주의 교육수준은 선행연구에서는 고등학교를 졸업하지 못한 저학력의 여성으로서, 자녀가 있는 경우에 EITC의 효과가 더 크게 나타난다고 언급한다. 이를 감안하여 교육과 관련된 통제변수를 설정할 때 고등학교 졸업이하의 학력과 대졸이상의 학력으로 구분하여 변수를 설정했다. 아동의 수 역시 외국의 실증 연구에서 중요히 다루고 있다. 자녀 유무 여부, 한 자녀 혹은 두 자녀인가를 기준으로 EITC의 효과성을 분석하기 때문이다. 박능후[3]의 연구를 근거로 포함된 통제변수인 근로자 수의 변화는 부부 중에서 한 명만 일하다가 맞벌이를 할 경우 근로시간이 크게 증가할 것으로 예상되기 때문에 분석에 포함시켰다.

표 2. 주요 변수의 조작적 정의 요약

구분	변수명	조작적 정의 요약
종속변수	근로시간 증감	2014년 근로시간-2013년 근로시간
독립변수	근로장려세제 인식	2013년 인지여부 (인지=1, 미인지=0)
	근로장려금 수령	2013년 근로장려금 수령 (수령=1, 미수령=0)
통제변수	나이	부부 중 가구주의 나이 (연속변수)
	성별	부부 중 가구주의 성별 (남성=1, 여성=0)
	교육수준	가구주의 교육수준 (대졸이상=1, 고졸이하=0)
	자녀의 수	자녀의 수
	근로자수의 증감	2014년 근로자의 수 - 2013년 근로자의 수

IV. 분석 결과

1. 기술통계

기술통계 분석결과를 제시하면 다음과 같다. 4가지 조건을 만족하는 전체 536가구 중에서 남성이 세대주인 가구가 520가구이고(97%) 여성이 세대주인 가구가 16가구이다(3%). 세대주의 교육수준은 고졸이하가 450가구(84%), 대졸이상이 86가구(16%)였다. 자녀의 수는 무자녀가 361가구(67.4%), 1자녀가 56가구(10.4%), 2자녀가 96가구(17.9%), 3자녀가 22가구(0.4%) 4자녀가 1가구였다. 근로장려금을 받은 가구가 75가구이며(14%), 받지 않은 가구가 461가구(86%)이다. 근로장려금을 알고 있다는 가구가 104가구(19.4%)이며 모른다고 응답한 가구는 432가구(80.6%)이다. 근로자의 수의 변화는 두 명이 감소한 경우가 6가구(1%), 한 명이 감소한 가구는 131가구(24.4%), 변화가 없는 가구는 368가구(68.7%)이고 한 명 증가한 경우는 31가구(5.8%)였다. 특징이라면 여성가구주의 비율이 너무 낮아서 성별의 구분에 따른 효과를 살펴보기에는 한계가 있다. 2013년 9월 기준 국제청 잠정실적에 따르면, 근로장려금의 지급현황 중 60대 이상 가구가 약 32.9%를 차지하고 있다. 2011년까지 근로장려금 지급가구의 약 80%가 40대 미만 세대인 점을 고려해 볼 때, 가장 주목할 만한 변화라 할 수 있으며, 한국복지패널도 이런 변화를 반영하고 있다[27].

표 3. 연구대상의 기술통계자료

변 수	빈 도(백분율)
남성	520가구 (97%)
여성	16가구 (3%)
60세 이하	221가구 (41.2%)
60세 초과	315가구 (58.8%)
고졸이하	450가구 (84%)
대졸이상	86가구 (16%)
자녀없음(배우자 있음)	361가구 (67.4%)
1명의 자녀	56가구 (10.4%)
2명의 자녀	96가구 (17.9%)
3명의 자녀	22가구 (0.4%)
4명의 자녀	1가구 (0.0%)
근로장려세제를 알고 있다	104가구 (19.4%)
근로장려세제를 모른다.	432가구 (80.6%)
근로장려금을 수령했다.	75가구 (14%)
근로장려금을 수령하지 않았다.	461가구 (86%)

아래 [그림 3]은 근로장려세제에 대한 인식과 근로장려금의 수령 여부에 따른 근로시간의 증감을 비교한 그래프이다. 전술한 바와 같이 근로장려세제를 모르고 있으며 수령하지 않은 가구수가 각각 전체 가구수의 80.6%, 86%로 월등히 많으며 근로시간의 증감은 가장 많은 분포를 보이는 0을 기점으로 -25부터 20까지 넓게 분포한 것을 보여주고 있다.

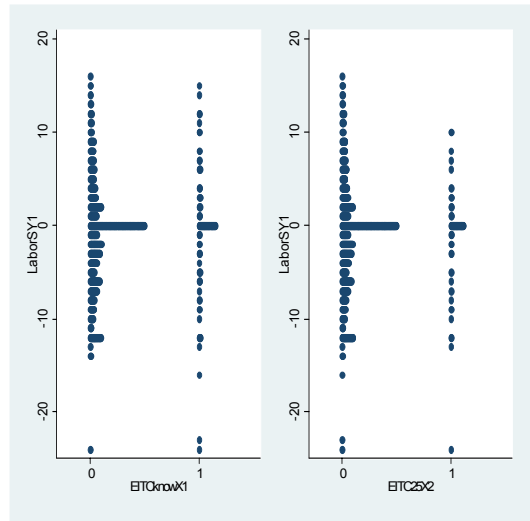


그림 3. 근로장려세제 인식과 근로장려금의 수령 여부에 따른 근로시간 증감

2. 다중회귀분석

다음의 [표 4]는 다중회귀분석을 실시한 결과이다. 회귀분석을 한 결과 독립변수 중에서는 근로장려금의 수령이 p=0.05 수준에서 근로시간을 유의하게 감소시키는 것으로 나타났으며, 통제변수 중에서는 2013년, 2014년 근로자의 수의 변화가 p=0.001 수준에서 근로시간을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 가구주의 성별이 남성일 경우 이 p=0.05 수준에서 근로시간을 증가시키는 것으로 나타났고 가구주의 나이가 증가할수록 근로시간을 감소시키는 것으로 나타났다.

표 4. 근로시간 변화 분석결과

모형	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률
	B	표준 오차	베타		
(상수)	1,421	1,726		.824	.411
성별	2,895	1,026	.085	2,822	.005**
자녀의 수	-.250	.309	-.040	-.809	.419
교육수준	.217	.497	.014	.436	.663
나이	-.048	.022	-.108	-2,154	.032**
실업률 증가	.151	.418	.011	.361	.718
근로장려 세제 인식	-.112	.660	-.008	-.170	.865
근로장려금 수령	-1,467	.735	-.088	-1,997	.045**
근로자수의 증감	7,553	.317	.718	23,854	.000***

Adjusted R² =0.530 * : p< 0,1 ** : p< 0,05 *** : p<0,001
 F=87.323 (유의확률 0,000)
 사례수 535 (자유도 7)

[표 4]는 계수의 유의확률을 나타낸다. 회귀방정식에서 계수 값은 근로자 수의 증감이 +7.553이며, 성별이 +2.895로 정적인 관계가 있으며 근로장려금의 수령은 -1.467로 부적관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 부부가 혼자 근로를 하다가 맞벌이를 하는 경우 그 가구의 부부의 근로시간이 약 7개월 15일 정도 증가한다는 의미이며, 남성이 가구주일 경우, 근로시간이 약 2달 24일 정도 증가했으며, 가구주의 나이가 증가할수록 -0.048의 관계가 있으므로 약 2일 정도 감소하는 것으로 나타났다. 근로장려금 수령은 -1.467이므로 근로장려금을 받을 경우 약 한달 12일 정도 근로시간이 줄어들었다는 의미이다.

이는 최근 연구들 즉, 한국의 초기 근로장려제도에 대한 선행연구의 결과와는 상반되는 결과인데, 근로장려금의 수령은 근로유인 효과가 있어서 근로시간을 증가시킨다는 연구결과가 다수를 이루고 있기 때문이다. 근로장려금을 받았음에도 불구하고 근로시간이 감소한 원인은 무엇일까? 이에 대한 해석으로는 두 가지가 있을 수 있다. 첫 번째 해석은 이론적 배경에서 살펴본 경제학적 이론으로 접근해보면, 근로유인 효과가 미미하고 (대체효과가 적고) 소득효과가 크게 발생하여 전체 근로공급이 감소했다고 보는 견해이다. 대체효과가 미미하다는 해석은 근로장려세제의 근로장려금이 줄어드는 점감구간에서는 대체효과가 양의 효과가 아닌 음의 효과를 보이기 때문에 점감구간에서는 근로시간을 증

가시키는 효과가 부족하다는 해석이다. 두 번째 해석은 대체효과가 있지만 그 효과가 크게 발생할 수 있는 환경이 아니었다는 해석이다. 노동수요 측면에서 원인을 찾으려는 시도로써, 여기서는 경기상황에 근거 실업률로 이를 측정해 보고자 한다. 이는 차후에 제시하고자 한다.

3. 성향점수분석 결과

아래 [표 5]는 근로시간 변화에 따른 성향점수분석 결과를 나타낸 것이다. 회귀분석에서의 결과가 그 동안의 연구경향이나 정책방향과는 다른 결과가 나왔기 때문에 이를 보다 엄밀하게 검증하는 과정을 거치고자 성향점수분석을 추가하여 분석의 엄밀성을 더하였다. Outcome variable은 근로시간이며 Treatment dependent는 근로장려세제 수령여부와 인지여부로 설정하였다. Treatment independent는 앞서 회귀분석 때 통제변수로 설정한 나이, 성별, 교육수준, 자녀의 수, 근로자수의 증감을 포함하였다. Number of matches per observation은 7을 넣었는데 이는 근로장려금을 인지하지 못하거나 수령하지 않는 모집단이 인지하고 수령하는 모집단에 비해 7배 이상이다. 분석의 정확성을 위하여 이러한 점들을 고려하여 1대 1 매칭보다는 1대 7 매칭을 선택하였다. 성향점수분석에서는 treatment group과 control group을 로지스틱 분석을 통해 유사한 것끼리 서로 매칭한 후 그 차이를 계산한 결과를 보여준다. 여기서는 로지스틱 분석 모델을 수행하는 과정을 생략하였다. [표 5]에서는 성향점수분석 또한 회귀분석의 결과와 일치한 것을 보여준다. 즉, 근로장려금 수령여부는 근로시간의 감소에 통계적으로 유의미한 결과를 보여주었다. 회귀분석에 이은, 성향점수분석 결과에서도 근로장려금 수령이 근로시간 향상에 도움이 되지 않는다는 결과를 보여주었기에 다음 절에서는 왜 이러한 결과가 나올 수 밖에 없었는지 실업률 증감을 거시 경제 수준을 나타내는 구조적 요인으로 반영하여 그 추세를 살펴보고 분석의 결과와 비교해 보도록 하겠다.

표 5. 근로시간 변화 성향점수분석 결과

모 형	All Robust			P> z
	Coef.	Std. Err	z	
근로장려금 수령	-2.960552	1.488165	-1.99	0.047**
근로장려금 인지여부	-.8060868	1.776587	-0.45	0.650

Treatment-effects estimation Number of obs = 536
 Estimator : propensity-score matching
 Matches: requested = 7
 Outcome model : matching min = 7
 Treatment model: logit max =12

4. 실업률 증감과 근로장려세제

앞선 분석결과 즉, 노동공급 측면에서 대체효과로 인해 근로유인효과가 있지만, 노동수요 측면에서 그 효과를 상쇄하거나 감소시켰다는 해석에 대해 좀 더 논의해 보고자 한다. 이는 근로장려금을 받고 근로유인효과가 발생했다고 하더라도 실업률이 높아져 직장을 구하기가 상대적으로 더 어려워진 경우이다. 2013년 근로장려금 수령가구의 분포를 보면 상용직의 경우 2011년 39.1%에서 2013년 33%로 감소한 반면, 일용직의 분포는 2011년 41.4%에서 48.9%로 증가했다. 근로장려금 수령가구의 경우 상용직보다는 일용직에 종사할 가능성이 더 높고, 고령자의 비중이 근로장려세제 시행초기에 비해 크게 증가하였다[27].

고령의 일용직 노동자의 실업은 비교적 쉽게 고용시장에서 구직을 할 수 있는 마찰적 실업이라기보다는 구조적 실업이거나 경기순환에 기인한 실업인 경우가 더 크다고 추측할 수도 있다. 이 경우 여가를 노동으로 대체하려는 대체효과가 크다고 해도, 실질적으로 직장을 구해서 근로시간을 증가시키기가 어려웠을 것이다. 특히 임시직의 경우 계약기간이 만료가 되어 실직을 했는데, 만약 실업률이 높고 경기가 악화되어서 재취업을 하기가 어려웠다면, 비록 근로장려금의 수령으로 인해 근로의욕이 높더라도, 노동공급을 늘릴 수가 없었을 가능성도 있다는 주장이다. 앞서 언급하였듯이, 전영준과 남재량[25]은 저소득 근로자의 지원정책의 실효성을 분석한 연구에서에서 경기불황으로 인해 실업위험이 현저히 큰 경우 EITC 제도의 실효성이 제한적일 가능성도 고려해야 한다고 제시했다.

두 번째 분석결과로써 다음 페이지에 제시된 [표 6]

은 동일한 자료인 한국복지패널 2013년, 2014년 데이터에서 부부를 연구단위로 임시직에 종사하는 근로가구의 임시직 근로시간의 변화를 분석한 연구자료이다. 조건변수로 실업률이 증가한 경우를 감안했다. 임시직으로 일하는 경우, 본 연구주제와 동일한 독립변수와 종속변수로 다중회귀분석을 실시한 후, 근로장려세제에 대한 인식 및 근로장려금 수령이 임시직의 근로시간과의 관계를 분석한 표이다. 분석결과 임시직 근로자의 수가 1명에서 2명으로 증가하면 임시직 근로시간이 약 7개월 21일 정도 증가함을 알 수 있다. 가구주 성별이 남성일 때 여성 가구주에 비해서 2달 27일 정도 더 많은 일을 했음을 알 수 있다. 이에 비해 근로장려금을 받은 경우에는 p=0.05 수준에서 유의하게 약 한 달 27일 정도 근로시간이 감소함을 알 수 있다.

한국복지패널은 전국을 크게 각각 7개 권역으로 나눌 수 있는데, 7개 권역 중 6개 권역이 2013년에는 실업률이 2, 3% 대를 유지했으나 2014년에는 4%대로 실업률이 증가했다. 실업률이 증가한 6개 권역에서 임시직으로 일하는 경우, 근로장려금을 받았다 하더라도 근로시간이 약 2달가량 감소함을 알 수 있다. 이 지역에서는 노동공급의 대체효과가 소득효과보다 크게 발생하여 근로인센티브가 비록 존재했더라도 구직상황의 악화로 인한 노동수요의 감소가 노동공급의 증가를 압도한 결과라고 해석할 수 있다.

표 6. 실업률이 증가할 때 임시직 근로자와 임시직 노동시간의 분석결과

모 형	비표준화 계수		표준화 계수	t	유의 확률
	B	표준 오차	베타		
(상수)	-1.157	2.111		-.548	.584
나이	-.010	.026	-.022	-4.400	.689
성별	2.979	1.205	.072	2.473	.014**
교육수준	-.519	.502	-.033	-1.033	.302
자녀의 수	-.209	.386	-.029	-5.543	.588
근로장려세제 인식	-.053	.685	-.003	-.077	.938
근로장려금 수령	-1.964	.789	-.099	-2.489	.013**
임시직 근로자의 수	7.794	.294	.770	26.508	.000***

Adjusted R² =0.595 * : p< 0,1 ** : p< 0,05 ***: p<0,001
 F=103,468 (유의확률 0,000)
 사례수 488 (자유도 7)

근로장려세제에 대한 인식은 종속변수인 근로시간을 증가시킨다는 것에 유의한 결과가 나오지 않았는데, 우선 첫 번째 해석으로는 설문조사에 참여한 사람이 근로장려세제에 대해서 알게 되었는데, 예를 들면 소득이 자격기준보다 많아서 근로장려세제를 수령할 수 있는 조건을 만족하지 못하는 사람일 수도 있다. 이 경우에는 비록 근로장려세제를 알고 있더라도 자신이 자격요건을 갖춘 대상자가 될 수 없으므로 근로유인을 제공할 수 없을 것이다. 두 번째 원인으로는 근로장려금을 수령할 수 있는 재산요건, 자녀요건 등을 갖추었지만 인지와 행동이 불일치하는 경우가 자주 발생하기 때문이라는 설명이다. 자신을 친환경적인 사람이라고 인식하면서 재활용하는 행위를 하지 않거나, 흡연이 건강을 해치는 행위라는 것을 인정하면서도 담배를 피우는 행위 등이 그 예이다[29]. 이상 회귀분석으로 해석되지 않은 양태를 분석하기 위하여 아래 두 가지 그래프를 통해 살펴보도록 하겠다.

[그림 4]는 실업률(X축)이 증가할 때 EITC 인지여부(0,1)에 따른 노동시간(Y축)을 추세를 나타낸 그래프이다. 비록 유의미한 통계결과는 아니었으나, [표 4]의 회귀분석 결과를 어느 정도 반영한다고 할 수 있다. 즉, 근로장려세제에 대해 모를 때는 실업률에 상관없이 일하는 시간이 비교적 일정하고 미세하게 감소하는 양태를 보여준다. 근로장려세제에 대해 인지할 때는 실업률 증감 0을 기점으로, 즉 경기가 덜 안 좋을 때는 일하는 시간이 완만하게 상승하는 양태를 보여준다. 이는 근로장려세제 대상자들이 정책적으로 어느 정도 반응하는 것으로 해석할 수 있다. 하지만 경제적 상황이 좋지 않은 환경, 즉 실업률 증감이 0을 넘어설 때에는 근로장려세제의 인지여부와 상관없이 일하는 시간이 줄어드는 양태를 보여준다. 비록 회귀분석이나 성향점수분석에서 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못하였으나, 이러한 그래프로 어느 정도 의문을 해소할 수 있게 된다.

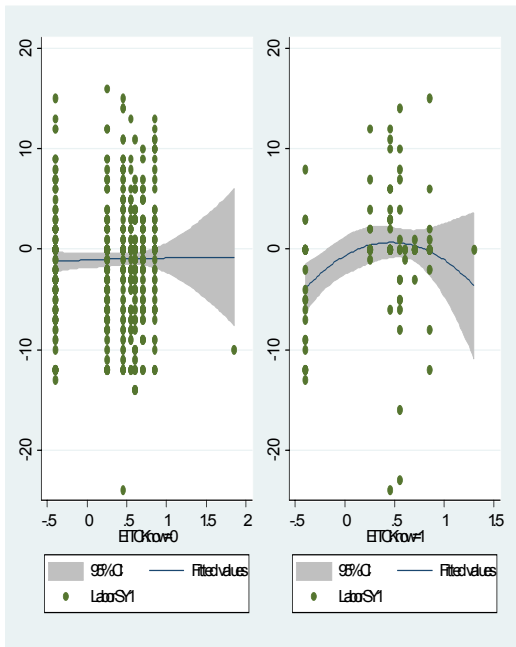


그림 4. 근로장려세제 인지유무에 따른 실업률(X축)과 근로시간(Y축)의 회귀선

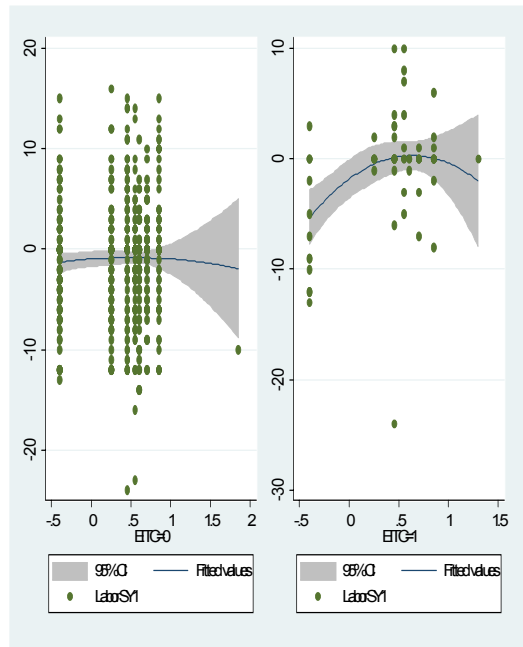


그림 5. 근로장려세제 수령유무에 따른 실업률(X축)과 노동시간(Y축)의 회귀선

[그림 5]는 실업률(X축)이 증가할 때 EITC 수령여부(0,1)에 따른 근로시간(Y축)의 추세를 나타낸 그래프이다. 앞선 [그림 4]와 마찬가지로, 근로장려세제를 받지 않을 때에는 변화가 크지 않았으나, 그럼에도 미세하게 실업률의 증감이 증가할 때 근로시간이 줄어드는 양태를 보여주었다. 근로장려세제를 수령할 때에는 실업률의 증감이 0.5를 넘어가는 것을 기점으로 근로시간이 늘어났다가 결국 감소하는 양태를 보여주고 있다. 앞선 회귀분석과 성향점수분석에서 근로장려세제 수령과 근로시간이 음(-)의 상관관계로 통계적 유의성을 나타낸 것에 대해 그래프를 통해 설명을 보완할 수 있다. 즉, 수령을 하였음에도 일하는 시간이 줄어든 것은 결국, 실업률이라는 지표가 보여주는 경기가 좋지 않을 때에는 근로장려세제의 효과가 미미하거나 역의 상관관계를 나타내기 때문으로 보여진다.

V. 결론

지금까지의 논의를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 개정된 근로장려세제로 2013년, 2014년 데이터로 측정된 결과, 독립변수인 근로장려금 수령이 노동공급을 증가시키지 못하는 점에 주목할 필요가 있다. 본 연구결과는 선행연구에서 언급한 임완섭[23]의 연구결과와 공통된 결과이다. 본 연구 결과를 근거로 근로장려금이라는 인센티브를 제공함으로써 인해 노동공급이 증가하더라도 노동수요가 감소할 경우 노동공급량이 감소할 가능성을 제기해 보았다. 본 연구에서 근로장려금의 수령과 근로유인이 부(-)적 관계가 나타난 원인은 경기적 실업과 같은 노동수요에 상대적으로 민감한 고령 근로세대를 포함하기 때문인 것으로 추론했다. 노동공급 측면의 예산선에 변화를 주는 근로장려세제 만으로는 고용량 증가의 한계가 있으므로 노동수요를 반영한 정책수립이 필요하다. 요약하면 본 연구의 의의는 근로장려세제의 근로유인 효과를 분석할 때, 노동공급뿐만 아니라 노동수요의 중요성을 환기하는데 기여한다는 점이다.

근로장려세제는 근로유인효과와 함께 근로소득을 증

가시키는 효과도 있다. 그러나 근로 여건의 악화로 근로시간 자체가 줄어들면, 근로소득이 감소하고, 그로 인해 이와 연계된 근로장려금도 감소한다. 저소득 근로자의 입장에서는 기존에 비해서 근로소득이 감소할 뿐만 아니라 그와 연계된 근로장려금도 감소하게 되어 이중으로 소득의 손실을 입게 될 것이다. 또한 근로장려세제의 경우 계약기간이 만료되어 실업을 한 경우처럼 극단적으로 근로를 하지 못하게 된 경우에는, 저소득 근로자의 소득을 전혀 지원해 줄 수가 없다는 단점도 가지고 있다. 노동수요가 감소하는 경기침체 시에도 근로장려세제가 근로유인효과를 유지하기 위해서는 경기침체 시 근로장려금을 한시적으로 증가시키는 방안과 함께 실업급여의 확대를 통한 소득보전 정책의 보완도 병행되어야 할 것이다.

저소득 근로자의 근로의욕을 높이면서 동시에 근로소득을 지원하려면 근로장려세제에 대한 기존 제도 밖의 새로운 보완책도 고려할 수 있다. 예를 들어 근로장려금을 받던 사람이 실직을 하거나 또는 경기침체로 실업률이 일정 수준을 넘게 되면 근로장려금과 실업급여를 보충해 줄 목적으로 저소득 근로자에 해당하는 사람들에게 조건을 선별적으로 분류하지 않고 일괄적으로 기존의 근로장려금에 추가하여 근로장려수당을 지불하는 방법도 고려해 볼 수 있다. 근로수당의 경우 근로소득금액이 발생하기만 하면 소득금액의 증감에 관계없이 일괄적으로 지급하는 방법이다. 수당의 접근방법을 취함으로써 경기침체기 근로소득감소로 인해 근로장려금이 감소되는 효과를 상쇄시킬 수 있을 것이다.

둘째, 개정된 근로장려세제의 정책효과성과 관련된 추가 연구가 필요하다. 연구에 이용한 한국복지패널의 경우, 60세 이상의 고령자가 패널에서 차지하는 비중이 상대적으로 높은데, 6,025가구 중에서 4,305가구가 자녀가 없고 배우자가 있는 가구에 해당한다. 4,305가구 중에서 22%인 964가구만 60세 이하이고 나머지 78%인 3,341가구는 60세 이상인 가구이다.

이번 연구에 포함된 535가구 중에서 자녀가 없고 배우자가 있는 가구가 361가구인데, 그 중에서 나이가 60세 초과인 가구는 312가구였으며, 60세 이하인 가구가 49가구였다. 고령인 가구의 비중이 상대적으로 높은데,

이는 이번 연구결과에서 [표 4]에서 볼 수 있듯이 연령이 높을수록 근로시간이 감소하는 것으로 나타났다. 나이가 많을수록 젊은 사람에 비해서, 경기가 안 좋아지면 더 일자리를 구하기가 어려워지기 때문에, 비록 근로장려금을 받았다고 하더라도 근로시간이 감소할 가능성이 있는 것으로 해석할 수 있다. 후속연구에서는 충분한 표본의 크기를 확보하면서 연령대에 따른 각각의 집단에서 근로장려세제가 노동공급에 어떤 효과를 발생시키는지 연구해 볼 필요가 있다. 또 이론적 배경에서 언급한 외국의 연구에서처럼 적절한 표본의 크기를 유지하면서 자녀의 수에 따른 각각의 집단 별로 혹은 남성과 여성 집단별로 근로장려세제의 영향을 살펴볼 필요가 있다. 그 결과를 분석하여 각 집단별로 더 효과적인 근로인센티브를 제공할 수 있도록 제도를 보완할 필요가 있다.

세 번째 다른 독립변수인 근로장려세제의 인식이 노동공급에 영향을 미치지 않은 것이 시사하는 바를 살펴본다. 근로장려세제를 모르거나 제대로 이해하지 못한 경우 예산선이 변하지 않으므로 노동공급에 전혀 영향을 미치지 못한다. 따라서 제도 자체에 대한 정보의 전달과 이해를 높여 예산선의 변화를 통한 노동공급의 증가를 유도해야 한다. 근로장려세제를 이해하는 주체와 근로장려세제의 대상자가 일치하지 않을 가능성도 있다. 그러므로 인식의 변화를 통해서 근로장려세제가 실질적인 대상자의 예산선을 변화시키도록 공단이나 저임금 근로자, 임시직 노동자들이 일하는 회사에 근로장려세제 홍보인력을 파견하는 등 적극적인 홍보활동이 필요하다. 그리고 소득요건이 이에 해당될 가능성이 높은 경우, 국세청에 경리직원이 급여를 지급할 때 원천징수 후 신고, 납부하는데 그 때 근로장려세제 소득요건을 만족시킬 가능성이 높다고 생각되는 직원의 경우에는 별도로 표지를 해서 제출하면, 국세청에서 연말정산할 때 근로장려세제 대상자가 될 가능성이 있으니 가까운 국세청을 방문하거나 인터넷 등으로 알아보도록 권유문을 보내는 방식으로 근로장려세제에 대한 인식을 높일 수 있을 것이다. 그리고 담당공무원이 근로장려세제 대상자라고 인지한 경우, 국민기초생활보장법 처럼 직권으로 근로장려금을 신청할 수 있도록 제도를

강화하는 것이 저소득 근로소득자를 위한 본래 제도의 취지에 더 부합된다. 제도가 원활히 활용될 수 있도록 대상자의 인지도를 높여려는 다양한 방안들이 강구되어야 할 것이다.

참고 문헌

- [1] 김건태, 김윤영, “자유세선 1 : 저출산 / 고령화 ; 2011년 개정 근로장려세제(EITC)의 근로유인 분석: 2013년, 2014년 근로시간 증감 비교,” 한국사회보장학회 정기학술발표논문집, 제2015권, 제2호, pp.847-847, 2015.
- [2] 민인식, 최필선, *STATA 기초통계와 회귀분석*, 서울:지필미디어, 2012.
- [3] 박능후, “근로장려세제 시행초기 효과 실증분석,” 사회복지정책, 제38권, 제2호, pp.165-191, 2011.
- [4] 박상현, 김태일, “근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과 분석,” 한국행정학회 동계학술대회 발표논문, pp.1-21, 2012.
- [5] 송헌재, 방홍기, “우리나라 근로장려세제의 고용 창출 효과 분석,” 경제학연구, 제62권, 제4호, pp.129-167, 2014.
- [6] M. Cancian and A. Levinson, “Labor Supply Effects of the Earned Income Tax Credit: Evidence from Wisconsin’s Supplemental Benefit for Families with Three Children,” *National Tax Journal*, Vol.59, No.4, pp.781-800, 2006.
- [7] K. Edmark, L. Che-Yuan, E. Mörk, and S. Håkan, *Jobbskatteavdraget*. IFAU Institutet för arbetsmarknadspolitisk utvärdering, 2012.
- [8] <http://bit.ly/1SWldY5>
- [9] <http://eitc.go.kr>
- [10] 송유연, *근로장려세제의 노동공급 효과분석*, 한양대학교, 석사학위논문, p.20, 2012.
- [11] 이준구, 임창용, *경제학원론*, 파주:법문사, 2008.
- [12] R. G. Ehrenberg and R. S. Smith, *현대노동경제학*, 서울:교보문고, pp.238-239, 2009.

- [13] 김수완, “중고령자 근로에 영향을 미치는 요인에 관한 비교사회정책학적 연구,” 한국사회정책, 제19권, 제2호, pp.69-97, 2012.
- [14] 염경윤, 전병욱, “근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향,” 통계연구, 제19권, 제2호, pp.73-98, 2014.
- [15] N. Eissa and B. Liebman, “Labor Supply Response To The Earned Income Tax Credit,” *The Quarterly Journal of Economics*, pp.605-635, 1996.
- [16] D. Meyer and T. Rosenbaum, “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers,” *The Quarterly Journal of Economics*, pp.1063-1114, 2001.
- [17] V. J. Hotz, C. H. Mullin, and J. K. Scholz, “The Earned Income Tax Credit and Labor Market Participation of Families on Welfare,” Paper for the Joint Center on Poverty Research Conference on Mean-Tested Transfers, pp.17-40, 2001.
- [18] S. D. Hoffman and S. S. Laurence, *The Earned Income Tax Credit: Antipoverty Effectiveness and Labor Market Effects*, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1990.
- [19] U.S. General Accounting Office, “Earned Income Tax Credit: Design and Administration Could be Improved,” GAO/GGD, pp.93-145, 1993.
- [20] E. K. Browning, “Effects of the Earned Income Tax Credit on Income and Welfare,” *National Tax Journal*, Vol.48, No.1, pp.23-43, 1995.
- [21] Y. W. Lee, “Labor Supply Effects of the Earned Income Tax Credit under Labor Supply Restrictions,” Working Paper, 2013.
- [22] D. T. Ellwood, “The Impact of the Earned Income Tax Credit and Social Policy Reforms on Work, Marriage, and Living Arrangements,” *National Tax Journal*, Vol.53, No.4, pp.1063-1105, 2000.
- [23] 임완섭, “근로장려세제의 노동공급 효과성과 정책적 함의,” 보건복지 Issue & Focus, 제308호, pp.1-8, 2016.
- [24] 이대웅, 권기현, 문상호, “근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구: 성향점수 매칭(PSM) 이중,삼중차이 분석을 중심으로,” 한국정책학회보, 제24권, 제2호, pp.27-56, 2015.
- [25] 진영준, 남재량, “저소득 근로자 지원정책의 실효성 분석-실업보험, EITC, 최저임금제, 기초생활보장제도 상호 비교,” 재정학연구, 제4권, 제2호, p.4, 2011.
- [26] K. Eamon, F. Wu and S. Zhang, “Effectiveness and limitations of the Earned Income Tax Credit for reducing child poverty in the United States,” *Children and Youth Services Review*, Vol.31, No.8, pp.919-926, 2009.
- [27] D. Neumark and W. Wascher, “Does a higher minimum wage enhance the effectiveness of the Earned Income Tax Credit?,” *Industrial & Labor Relations Review*, Vol.64, No.4, pp.712-746, 2011.
- [28] 유한욱, “사회보험료 지원정책에 관한 연구: 근로장려세제와의 연계방안을 중심으로,” 사회과학연구, 제40권, 제2호, pp.138-144, 2014.
- [29] 한규석, *사회심리학의 이해*, 서울: 학지사, 2010.

저 자 소 개

김 건 태(Gun-Tai Kim)

정회원



- 2012년 2월 : 서강대학교 신학대학원 사회복지학과(석사)
- 2013년 3월 ~ 현재 : 서강대학교 신학대학원 사회복지정책(박사과정)

<관심분야> : 사회복지정책, 이주노동

김 윤 영(Yun-Young Kim)

정회원



- 2016년 3월 : 영국 브리스톨대학교 사회정책학과(박사)
- 2016년 10월 ~ 현재 : 인천발전연구원 도시경영연구실 부연구위원

<관심분야> : 사회복지정책, 사회서비스, 사회적이동성