

근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 연령대별 효과를 중심으로*

이정우** 홍우형*** 김두언****

국문초록

본 연구는 네 차례에 걸쳐 단독가구의 연령요건을 확대하는 근로장려세제(EITC)의 제도변화를 외생적인 경제충격(exogenous economic shocks)으로 간주하고, 단독가구의 노동공급에 미치는 연령별 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 재정패널 5~11차 자료를 활용하였으며, 인과추론(causal inference)을 위한 방법론으로서 이중차분법(DID)을 적용하였다. 분석 결과, 단독가구의 연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 제도변화는 노동참여의 측면에서 양적인 노동공급을 유인하는 데 효과적이지 못한 것으로 나타났다. 다만 30대와 50대 단독가구의 경우에 연령조건을 완화한 제도변화가 근로자의 근로시간을 유의미하게 증가시키는 데 기여한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 근로장려세제(EITC)의 제도변화로 인해 상당한 조세지출이 발생하였음에도 불구하고 최소한 노동공급의 관점에서는 상당히 제한적인 효과만 나타나고 있다는 근거를 제시하여, 단독가구에 대한 현행 근로장려세제(EITC) 제도를 보다 효율적으로 재설계할 필요가 있음을 시사한다.

□ 주제어: 근로장려세제(EITC), 노동공급, 단독가구, 이중차분법(DID), 자연실험

투고일: 2022. 4. 28. 수정일: 2022. 6. 14. 게재확정일: 2022. 7. 13.

* 본 연구의 교신저자는 한성대학교 교내학술연구비 지원과제로 연구를 수행하였음을 밝힙니다.

** 제1저자: 한성대학교 경제학과 석사 (hoegameja@naver.com)

*** 교신저자: 한성대학교 경제학과 조교수 (whhong@hansung.ac.kr)

**** 공동저자: (주)두물머리 빅데이터 이코노미스트 (kimdooun@doomoolmori.com)

I. 서론

근로장려세제(Earned Income Tax Credit, EITC)는 노동시장에 참여하고 있는 저소득층 가구의 근로를 장려하고 생계를 지원하기 위한 목적으로 도입된 근로연계형 소득지원 제도이다. 우리나라는 2009년 아시아권 국가 중 최초로 근로장려금 제도를 시행하였으며, 이후 근로장려금의 지급 규모를 지속적으로 확대하는 방향으로 여러 차례의 제도개편이 이루어졌다. 특히 문재인 정부에서 근로장려세제(EITC)가 소득주도성장 정책의 핵심적인 정책 중 하나로 부각되었으며, 이로 인해 시행된 2018년 제도개편의 결과, 근로장려금의 지급가구는 약 2.29배, 지급금액은 약 3.36배 증가하였다.¹⁾

이렇게 수혜규모가 크게 확대된 근로장려세제(EITC)는 근로의욕 촉진을 통해 근로빈곤층의 탈 빈곤을 유도하는 것에도 정책적 목표를 두고 있으나, 이론적 관점에서 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 불분명하다. ‘점증-평탄-점감구간’으로 구분되는 소득구간에 따라 근로장려금 지급액이 차등적으로 결정되므로, 각 구간별로 대체효과(substitution effect)와 소득효과(income effect)가 다르게 작용할 수 있기 때문이다.

이에 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 살펴보기 위한 다양한 실증연구가 이루어졌으나, 대부분의 선행연구는 부부가구 혹은 전체가구를 대상으로 한 노동공급효과를 살펴보는 것에 집중하였다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2013년 근로장려금 산정 방식 변화로 인한 부부가구의 노동공급효과를 분석하였는데, 그 결과 주소득자가 아닌 부소득자의 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 신우리·송헌재(2018a)는 근로장려세제(EITC)의 시행부터 2014년까지의 확대개편이 부부가구, 한부모가구, 전체가구에 미친 노동공급효과를 분석하였는데, 이러한 확대개편은 전반적인 가구의 경제활동참가를 증가시켰다는 실증적 근거를 제시하고 있다. 하지만 아직까지 단독가구를 대상으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석한 연구는 찾아보기 힘들며, 이에 본 연구의 차별성이 있다고 생각된다.

근로장려세제(EITC)의 단독가구에 대한 노동공급효과를 살펴보는 것은 두 가지 측

1) 「국세통계연보」에 따르면 소득귀속년도 기준 근로장려금의 지급가구는 2017년 약 169만 가구에서 2018년 약 389만 가구로 증가하였으며, 지급금액은 2017년 약 1.28조원에서 2018년 약 4.30조원으로 증가한 것을 알 수 있다.

면에서 중요성을 갖는다. 첫째, 연령대별로 다르게 나타날 수 있는 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다. 부부가구의 경우 두 차례의 근로장려금 산정방식 변화가 있었지만, 수급자의 연령과는 무관한 제도변화였으므로 이러한 효과를 살펴보기 어렵다. 하지만 단독가구의 경우 총 다섯 차례에 걸쳐 연령요건을 완화하는 제도변화가 이루어졌기 때문에 연령대별로 상이하게 나타날 수 있는 근로자의 노동행태를 살펴보기에 적합하다. 둘째, 단독가구의 근로장려금 수혜규모가 크게 증가하는 추세이므로, 재정지출의 효율성을 제고하고 제도의 실효성을 평가하기 위해 단독가구의 노동공급에 대한 검증이 필요한 시점으로 판단된다. 2013년에는 근로장려금 지급가구 및 지급금액 모두 단독가구가 부부가구(맞벌이가구와 홀벌이가구)에 훨씬 못 미쳤으나, 이후 단독가구의 수혜규모가 빠르게 증가하여 2019년에는 단독가구의 수혜규모가 부부가구를 역전한 것으로 나타났다.²⁾ 이처럼 상당한 규모로 조세지출을 증가시킨 제도변화가 제도의 목적과 부합하게 실제로 노동공급 면에서도 효과적이었는가를 살펴보고, 제도의 실효성을 평가하는 것은 정책결정에 있어서 필수적이라 할 수 있다.

본 연구는 단독가구의 연령요건을 확대하는 제도변화가 연구자에게 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하는 것에 주목하여 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 재정패널 5~11차 자료를 활용하여 단독가구를 대상으로 네 차례에 걸쳐 이루어진 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 각각 60, 50, 40, 30대 단독가구의 경제활동참가(extensive margin)와 주 평균 근로시간(intensive margin)에 미친 효과를 이중차분법(DID)을 확장한 패널고정효과모형을 통해 추정하였다. 분석결과, 단독가구에 대한 근로장려금 수급연령 확대개편은 미취업자의 노동참여 유인하는 양적(quantitative) 노동공급 증가에는 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 다만 30대와 50대 단독가구의 경우에 연령조건을 완화한 제도변화가 근로자의 근로시간을 유의미하게 증가시키는 데 기여한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 근로장려세제(EITC)로 인한 근로유인이 최소한 근로시간에 한해서 연령별로 이질적인 효과가 있음을 시사한다.

2) 「국세통계연보」에 따르면 소득귀속년도 기준, 2019년 근로장려금이 지급된 가구 수는 단독가구와 부부가구가 각각 267만 가구, 154만 가구이며, 근로장려금 지급액수는 단독가구와 부부가구가 각각 2.26조원, 2.13조원으로 나타난다.

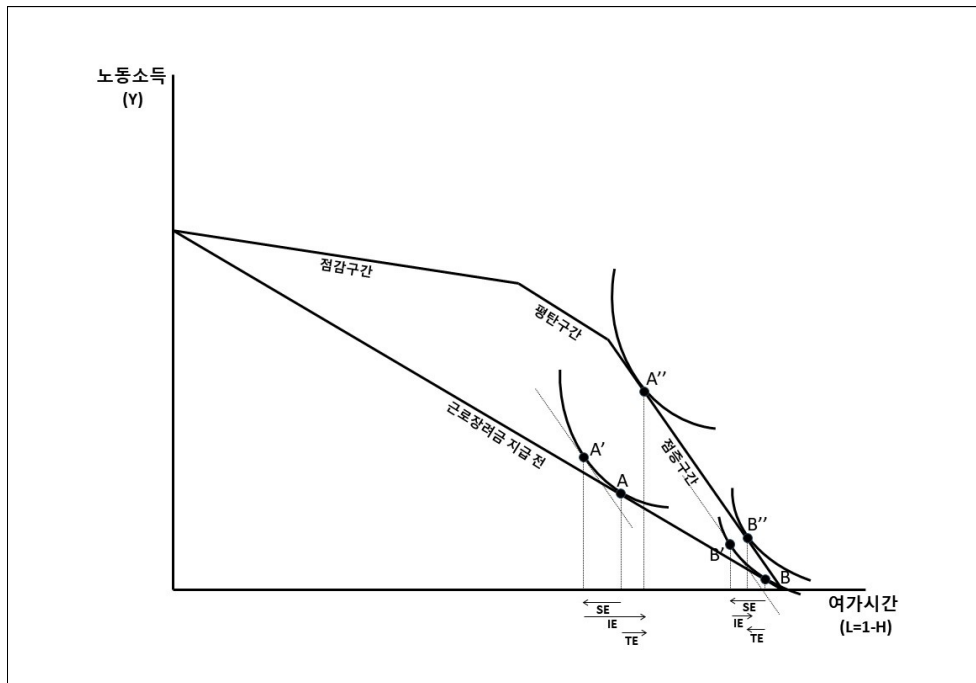
본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과에 관련된 이론적 배경과 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 근로장려세제(EITC)의 제도변화에 따른 자연실험의 기회에 대해 고찰하고, 제Ⅳ장에서는 분석자료와 실증분석전략에 대해 논의한다. 제Ⅴ장에서는 수급요건 확대에 의한 단독가구의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 연령대별로 제시한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구

근로장려세제(EITC)는 수급조건을 만족하는 저소득의 근로자가구에게 소득수준에 따라 산정된 근로장려금을 지급하여 생계를 지원하고 근로를 장려하는 근로연계형 소득 지원 제도이다. 근로장려금은 수급자의 소득수준에 따라 차등 지급되는데, 근로하지 않는 가구에 대해서는 지급되지 않으므로 급여액이 0에서 시작하며, ‘점증-평탄-점감 구간’에 따라 지급액이 달라지는 독특한 구조를 가진다.

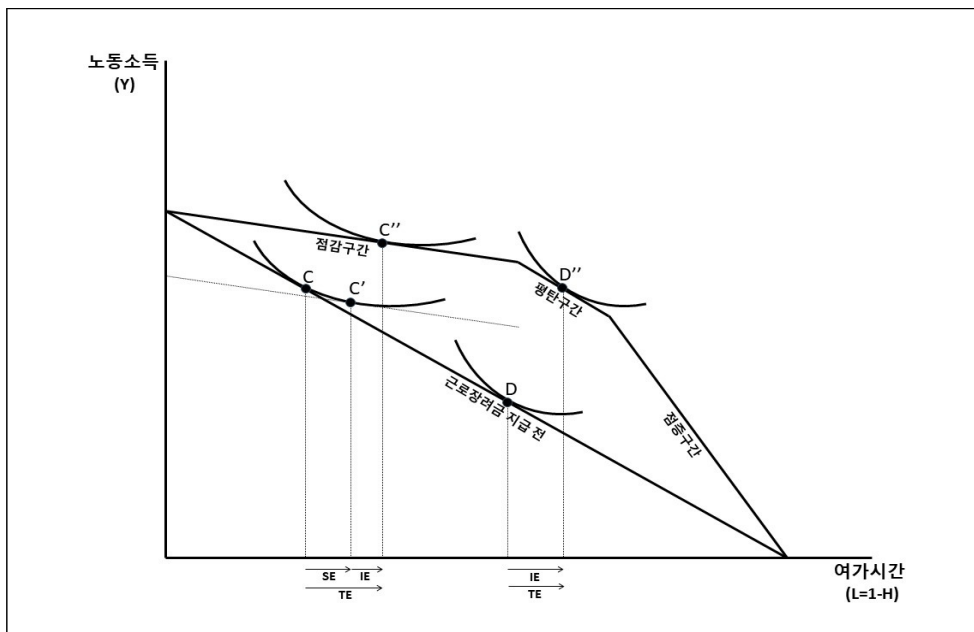
이론적으로 근로장려세제(EITC)는 미취업자의 경제활동참가(labor supply at the extensive margin) 유인에는 긍정적 효과를 미치지만, 취업자의 노동시간(labor supply at the intensive margin)에 대해서는 ‘점증-평탄-점감구간’별로 상이한 효과를 미칠 수 있다. 이는 각 소득 구간별로 근로장려금 지급액이 달라지는 근로장려세제(EITC)의 독특한 제도적 특성에 기인하며, 이로 인해 취업자의 예산제약선은 꺾인 형태(kinked budget constraint)를 갖는다.

[그림 1] 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과(점증구간)



먼저 [그림 1]을 통해 점증구간에서 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과를 살펴보자. 점증구간에서는 노동시간에 대해 정(+)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하며, 노동시간에 대한 총 효과는 대체효과와 소득효과의 크기에 따라 증가 혹은 감소할 수 있다. 반면 [그림 2]에서 제시한 것과 같이, 근로장려금이 불변인 평탄구간에서는 노동시간에 대해 부(-)의 소득효과만 나타나기 때문에 총 효과는 감소할 것이다. 또한 근로장려세제(EITC)가 점증구간에서 노동시간에 미치는 효과를 살펴보면, 부(-)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하므로 총 효과는 감소할 것이다. 따라서 근로장려세제(EITC)로 인한 이론적인 노동공급 증가효과는 점증구간에서만 나타날 것으로 예상할 수 있다.

[그림 2] 근로장려세제(EITC)가 노동시간에 미치는 효과(평탄·점감구간)



이론적으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 정(+)의 효과와 부(-)의 효과가 혼재되어 있기 때문에 이를 실증적으로 규명하기 위한 다양한 연구가 활발하게 진행되었다. 기존 문헌을 살펴보면 근로장려세제(EITC)는 대체로 경제활동참가 및 취업자 수 증가에는 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났으나, 노동시간 및 근로일수에 미치는 효과는 그 결과가 혼재된 것으로 나타나고 있다. 예를 들어 Leigh(2007), 임완섭(2011),

이대웅 외(2015), 남재량(2017) 등은 근로장려세제(EITC)가 경제활동참가율과 취업자 수 증가에 유의하게 기여하였다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 반면 근로장려세제(EITC)가 노동시간 및 근로일수에 미치는 효과에 대해서 Gregg and Harkness (2003), Leigh(2007), 박능후(2011), 박상현·김태일(2011), 정의룡(2013), 현다운·석재은(2014), 남재량(2017) 등은 정(+)의 효과가 있다고 보고하고 있으나, 임완섭(2011), 기재량 외(2014), 박능후·임금빈(2014) 등은 유의미한 영향이 없다는 상반된 연구 결과를 제시하고 있다.

한편 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 효과를 분석대상의 특성별로 구분하여 분석한 실증분석 결과도 존재한다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2014년에 이루어진 근로장려세제(EITC)의 산정방식 변화가 주소득자가 아닌 부소득자의 노동공급에만 유의미한 영향을 미쳤으며, 부소득자 중에서도 여성, 20~50세, 노동취약계층에서 노동공급의 증대효과가 뚜렷하다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 한편 Chetty et al.(2013)은 근로장려세제(EITC)에 대한 지식이 있는 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하여 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석하였는데, 근로장려세제(EITC)에 대한 지식이 있는 여성의 경우, 그렇지 않은 여성보다 자녀가 태어난 이후에도 일할 가능성이 높다는 근거를 보이고 있다.

근로장려세제(EITC)로 인한 여성의 노동공급효과를 분석한 연구도 다수 존재한다. 예를 들어 유민이 외(2014), 한종석 외(2019), 노혜진·이지은(2020), Bastian(2020) 등은 근로장려세제(EITC)가 여성의 경제활동참가와 취업 증가에 미치는 효과가 긍정적이라고 보고하였으며, Stancanelli(2008)는 프랑스의 근로장려금 제도가 동거녀의 고용률에 정(+)의 영향을 미쳤다는 실증분석 결과를 제시하였다. 한편 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동공급에 미친 효과는 그 결과가 혼재된 것으로 나타나고 있다. Eissa and Liebman(1996), Meyer and Rosenbaum(2001), Francesconi and Van der Klaauw(2007)는 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동시장 참여 및 근로시간에 정(+)의 효과를 미쳤으며, 자녀가 미취학 아동이고 미혼모의 학력이 고졸 이하일수록 그 효과가 크게 나타나는 것으로 보고하였다. 반면 Bettendorf et al.(2014)과 Kleven(2019)은 근로장려세제(EITC)가 미혼모의 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 못했다는 상반된 실증분석 결과를 제시하였다.

근로장려세제(EITC)의 소득재분배 효과 및 근로소득에 미치는 효과를 실증적으로 분

석한 연구도 진행되었다. 신상화(2019), 홍우형(2019)은 2018년 근로장려세제(EITC)의 확대개편이 어느 정도 소득재분배 개선에 기여하였다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 박능후·임금빈(2014), 현다운·석재은(2014)은 근로장려세제(EITC)가 근로소득 증대에 기여하였다고 보고하고 있으나, 기재량 외(2014)는 근로소득과 시간당 임금을 오히려 감소시켰다고 보고하였다. 한편 Hoynes and Patel(2018)은 미혼 여성을 대상으로 근로장려세제(EITC)의 소득증대효과를 분석하였다. 그 결과 근로장려세제(EITC)의 소득증대효과는 소득 대비 빈곤 수준이 75~100%인 구간에서 집중적으로 나타났다는 실증적인 근거를 제시하였다.

또한 다수의 자료를 활용해 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 비교분석한 연구도 존재하며, 그 결과는 분석자료별로 상이한 것으로 나타났다. 홍민철 외(2016)는 재정패널에서는 근로장려세제(EITC)가 경제활동참여를 유의하게 증가시켰으나, 복지패널에서는 경제활동참여와 주당 근로시간을 감소시키는데 기여한 것으로 보고하고 있다. 복지패널, 노동패널, 재정패널, 가계금융복지 자료를 활용하여 근로장려세제(EITC)가 노동시장 참여에 미치는 효과를 분석한 박지혜·이정민(2018) 역시 사용자료에 따라 실증분석 결과가 상이한 것으로 보고하였다.

기존의 연구는 주로 근로장려세제(EITC)가 부부가구, 한부모가구, 여성의 노동공급에 미친 효과에 대한 실증적 근거를 제시하고 있지만, 아직까지 단독가구만을 대상으로 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 분석한 연구는 찾아보기 힘들다. 기존 연구들과 달리 본 연구에서는 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 연령별로 순차적으로 확대된 정책변화에 주목하여 근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미친 효과를 분석하였으며, 연령대별로 이질적으로 나타날 수 있는 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있다는 점에서 기존 연구와 차별성을 가진다.

III. 제도적 배경과 정책변화

근로장려세제(EITC) 도입 이후의 개정내용을 정리한 [표 1]을 살펴보면, 우리나라의 근로장려세제(EITC)는 제도 도입 이후 비교적 짧은 기간 동안 여러 차례 급격히 변화한 것을 알 수 있다. 이를 보면, 근로장려금 산정방식에서 두 차례의 큰 제도변화가 있었는데, 2011년 개정을 통해 미국과 유사하게 부양자녀 수에 따라 소득구간별 지급액을 차등 지급하는 방향으로 개편되었으며, 2013년 개정에서는 별이형태별(홀별이가구, 맞별이가구)로 차등 지급하는 방향으로 개편되었다. 이러한 산정방식의 변화는 부부가구나 부양자녀가 있는 한부모가구의 근로유인에 영향을 미칠 수 있는 제도변화로 볼 수 있다. 한편 단독가구의 경우 제도 도입 초기에는 근로장려금의 지급대상이 아니었으나, 지급대상에 포함된 이후에는 연령요건을 완화하는 형태로 수급대상이 지속적으로 확대되었다. 우선 2012년에는 60세 이상의 단독가구에만 근로장려금이 제한적으로 지급되는 개정이 이루어졌다. 그 후 2015년 개정에서는 단독가구의 연령요건이 50세 이상으로 확대되었으며, 2016년과 2017년 개정에서는 각각 40세 이상과 30세 이상으로 연령요건의 폭이 더욱 확대되었다. 마침내 2018년 개정을 통해 단독가구의 연령요건은 완전히 폐지되었다.

근로장려세제(EITC)는 도입 이후 지급가구 및 지급금액을 꾸준히 확대하는 방향으로 개편이 이루어졌다. 근로장려금의 지급현황을 정리한 [표 2]와 [그림 3]을 살펴보면 이러한 확대개편의 방향성이 뚜렷하게 나타난다. 특히 소득·재산요건과 최대지급액을 크게 확대하고 단독가구의 연령요건을 완전히 폐지한 2019년³⁾에는 지급가구 수와 지급금액의 증가폭이 매우 큰 것을 알 수 있다. 지급가구의 경우 169만 가구에서 389만 가구로 약 2.29배 증가하였으며, 지급액은 1.28조원에서 4.30조원으로 무려 3.36배 증가한 것으로 나타난다. 또한 [그림 4]는 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화를 도식화하였는데, 모든 유형의 가구에서 근로장려금의 최대지급액이 지속적으로 증가한 것으로 나타난다. 2019년에는 점증구간의 범위가 다소 축소되긴 했지만, 평탄·점감구간의 범위가 대폭 확대되어 수혜 대상자가 크게 확대된 것 역시 확인할 수 있다.

3) 귀속년도가 아닌 근로장려금 수급년도 기준이다. 2018년 관련법이 개정되어 개정된 법에 따라 2019년 근로장려금 수급이 이루어진 바, 이때 수급의 기준이 되는 소득의 귀속년도는 2018년이다.

[표 1] 근로장려세제(EITC) 주요 개정 내용

	2008년 시행 (2009년 수급)	2011년 개정안 (2012년 수급)	2012년 개정안 (2013년 수급)	2013년 개정안 (2014년 수급)	2014년 개정안 (2015년 수급)	2015년 개정안 (2016년 수급)	2016년 개정안 (2017년 수급)	2017년 개정안 (2018년 수급)	2018년 개정안 (2019년 수급)
수급 대상자	근로소득자	근로소득자, 보혈모집인, 방문판매원							자영업자 포함(전문직 제외)
소득 요건	부부 합산 1,700만원 미만	- 부양자녀 없음: 1,300만원 - 부양자녀 1인: 1,700만원 - 부양자녀 2인: 2,100만원 - 부양자녀 3인 이상: 2,500만원		- 단독: 1,300만원 - 홀벌이: 2,100만원 - 맞벌이: 2,500만원		- 단독: 2,000만원 - 홀벌이: 3,000만원 - 맞벌이: 3,600만원			
부양 자녀 요건	18세 미만의 부양자녀 1인 이상	배우자 또는 부양자녀	60세 이상인 경우 단독가구도 가능		50세 이상의 단독가구	각각 40세, 30세 이상 단독가구			
주택 요건	무주택 또는 5,000만원 이하 1주택	무주택 또는 6,000만원 이하 1주택		무주택 또는 1주택		주택요건 폐지			
재산 요건	토지, 건물, 주택, 자동차, 전세금 등 합계 1억원 미만	재산합계액 1억 4,000만원 미만		재산합계액 2억원 미만					
최대 지급액	120만원	- 부양자녀 없음: 70만원 - 부양자녀 1인: 140만원 - 부양자녀 2인: 170만원 - 부양자녀 3인 이상: 200만원		- 단독: 70만원 - 홀벌이: 170만원 - 맞벌이: 210만원		- 단독: 85만원 - 홀벌이: 200만원 - 맞벌이: 250만원		- 단독: 150만원 - 홀벌이: 260만원 - 맞벌이: 300만원	

자료: 신우리·송현재(2018a)와 개정세법해설을 참조하여 저자 작성

이처럼 근로장려세제(EITC)에 나타난 제도변화는 연구자에게 매우 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하고 있다. 특히 단독가구의 경우 다섯 차례의 개정을 통해 10세 단위의 연령대별로 수급연령요건이 점차 완화되었으므로 연령요건에 따른 처치군과 통제군의 식별이 명확하다. 따라서 연령요건을 제외한 다른 요인에 영향을 받지 않는 분석을 실시할 수 있다면, 노동공급 행태 혹은 효과를 해당 연령별로 분리하여 살펴볼 수 있을 것으로 판단된다.

근로자들은 그가 속해 있는 생애단계에 따라 교육지출, 의료지출 등 다양한 소비 행태를 보일 것이며, 이에 따라 노동공급 행태도 달라질 것이다. 비록 근로장려세제(EITC)의 제도변화라는 제한된 처치효과에 따른 노동공급 행태의 변화이기는 하나, 연령대별로 노동공급 행태의 일단을 살펴볼 수 있다는 것은 연령대별로 차별화된 정책 개발 등의 함의가 있을 것으로 보여진다. 또한 [표 2]에서 볼 수 있듯이, 전체 근로장려금 지급현황에서 단독가구가 차지하는 비중이 2020년에는 지급가구와 지급금액 모두 홀벌이와 맞벌이가구를 역전하는 등 급격히 증가하는 추세이다. 따라서 단독가구의 노동공급효과에 대해 살펴보는 것은 조세지출의 효율성을 제고하고 제도의 실효성을 평가한다는 측면에서도 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것으로 판단된다.

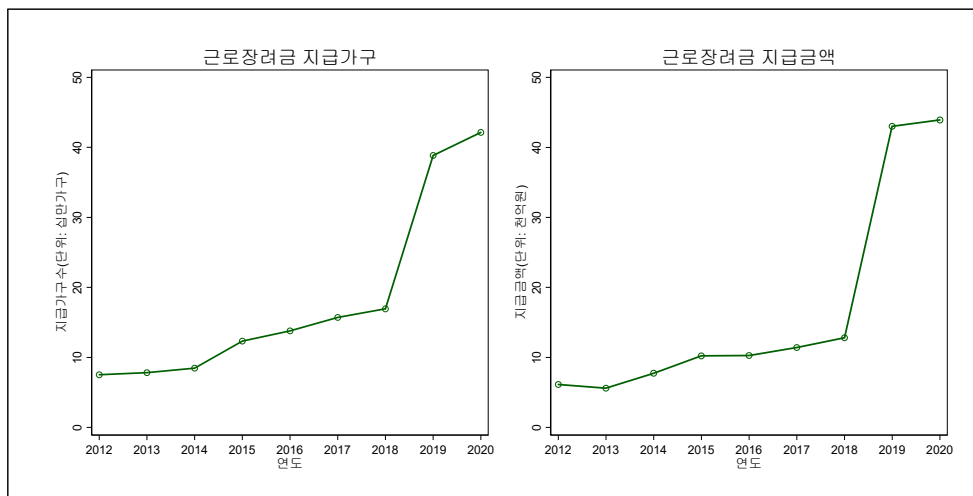
[표 2] 근로장려금 지급현황

(단위: 백만원)

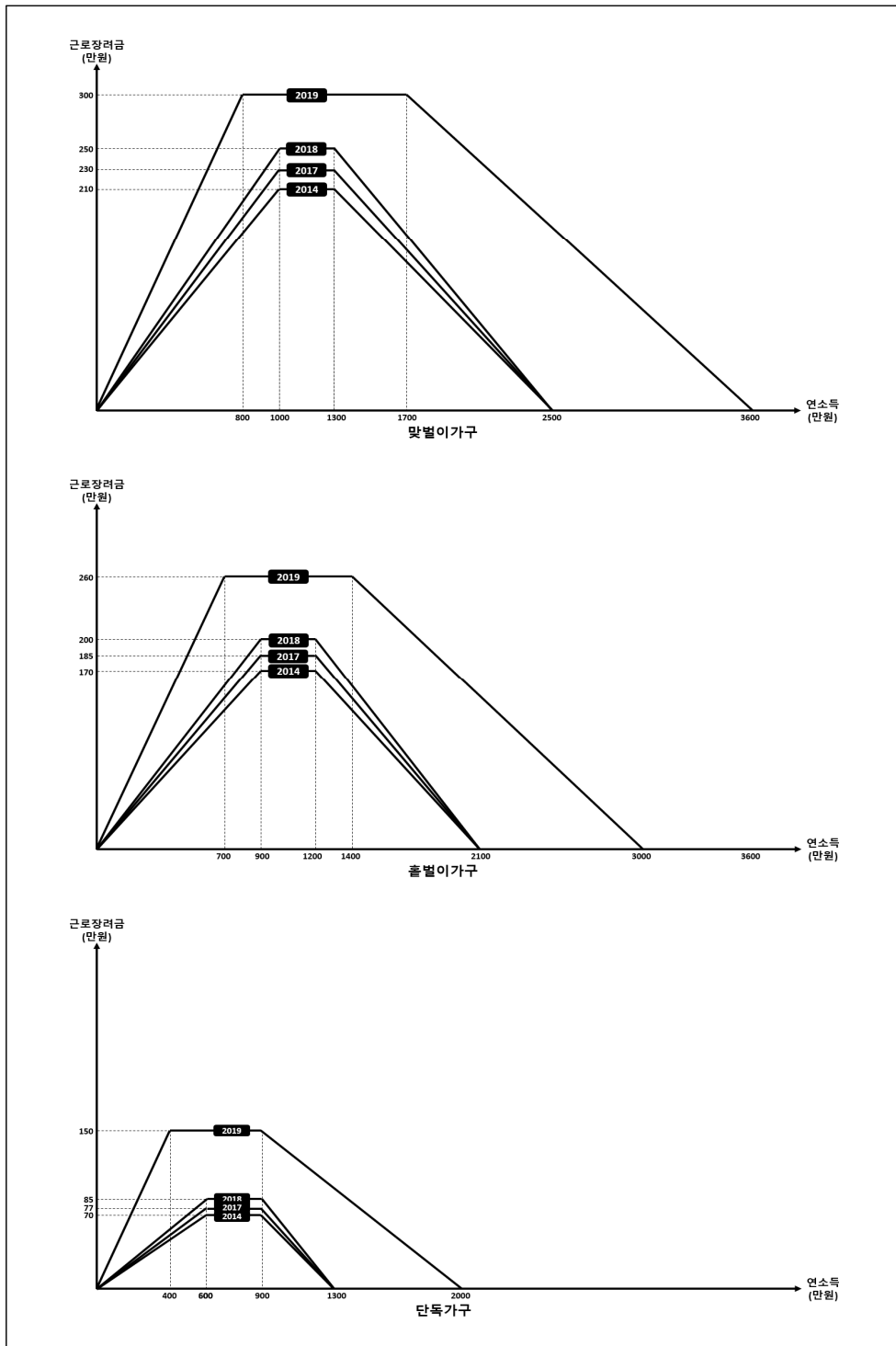
수급년도		2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
지 급 가 구	단독	142,778	194,678	417,984	646,483	795,432	2,381,247	2,671,439
	홀벌이	627,205	887,150	828,590	806,297	796,096	1,230,152	1,272,823
	맞벌이	76,035	150,718	132,379	117,662	102,084	273,812	270,015
지 급 금 액	단독	48,198	63,921	155,144	263,801	363,454	2,068,227	2,259,795
	홀벌이	636,017	807,318	741,254	752,139	798,695	1,831,389	1,768,966
	맞벌이	90,277	150,443	131,651	125,666	118,672	400,726	362,767

자료: 국세청, 「국세통계연보」, 14-3-2, 각 연도

[그림 3] 근로장려금 지급현황



[그림 4] 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화



IV. 분석자료 및 분석방법

1. 분석자료

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 단독가구⁴⁾의 노동공급에 미치는 효과를 연령대별로 분석하기 위해 재정패널(National Survey of Tax and Benefits, NaSTaB) 5~11차 자료를 활용하였다. 이는 근로장려금 수급년도 기준 2012~2018년에 해당한다.

패널조사는 횡단면조사로는 파악할 수 없는 장기적 효과나 누적효과를 측정하는 데 유용하다는 장점이 존재하지만, 동일한 응답자를 대상으로 서로 다른 시점에 여러 차례 반복조사를 실시하므로 조사기간이 길어질수록 표본의 노후화가 발생한다는 문제점 역시 존재한다. 본 연구는 근로장려세제(EITC)의 연령요건 확대개편이 단독가구에 미치는 효과를 연령대별로 비교하여 살펴보고자 하므로, 표본의 노후화 문제는 실증분석 결과의 신뢰성 및 통계적 타당성에 영향을 미칠 수 있다. [표 3]은 2012~2018년 재정패널조사의 연령대별 단독가구 수를 비교하였는데, 중·장년층에 해당하는 50, 60대에 비해 청년층에 해당하는 20, 30대의 가구 수가 상대적으로 적은 것으로 나타난다. [표 4]는 이러한 단독가구 중 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구 수를 연령대별로 비교하였는데, 전체 단독가구 중 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구는 상당히 적은 편이며, 특히 젊은층의 연령대일수록 표본 부족의 문제가 있음을 확인할 수 있다.

[표 3] 재정패널조사의 연령대별 단독가구 수

(단위: 명)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	합계
60대	173	174	189	193	201	212	213	1,355
50대	165	171	193	205	215	226	247	1,422
40대	141	139	154	167	157	155	149	1,062
30대	133	121	121	132	144	148	134	933
20대	64	74	83	77	76	77	86	537

4) 「조세특례제한법」 제100조의3 제5항에는 근로장려세제(EITC)의 가구유형에 대한 정의를 제시하고 있으며, 단독가구는 배우자, 부양자녀 및 직계존속이 없는 가구로 정의하고 있다. 하지만 본 연구에서는 단독가구를 배우자 및 부양자녀가 없는 가구로 정의하였다.

[표 4] 재정패널조사의 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 연령대별 단독가구 수

(단위: 명)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	합계
60대	87	77	70	83	75	87	74	553
50대	56	56	56	57	51	40	52	368
40대	34	26	24	28	17	18	13	160
30대	13	14	10	15	18	10	10	90
20대	9	12	12	12	7	9	11	72

이와 같은 패널자료 노후화로 인한 표본 부족이라는 문제점을 보완하기 위해 국세청 과세자료를 우선적으로 고려해 볼 수 있다. 이 경우 근로장려금 수급자 모집단에 대한 충분한 표본을 확보할 수 있다는 이점이 있다. 하지만 국세청 과세자료는 경제활동참가 여부와 근로시간 등 노동공급에 대한 정보뿐만 아니라 단독가구를 식별해내기 위한 가구에 대한 정보가 부재하기 때문에 본 연구의 목적에 적합하지 않다.

반면 근로장려세제(EITC)의 제도변화가 단독가구의 노동공급에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 재정패널을 활용하는 것은 크게 세 가지의 이점이 있다. 첫째, 재정패널은 경제활동참가 여부와 근로시간 등 노동공급에 대한 정보뿐만 아니라, 인적정보와 가구정보 등 노동공급에 영향을 미칠 수 있는 기타 결정요인에 대한 정보를 제공한다. 둘째, 재정패널은 국세청의 과세흐름에 따라 소득 및 자산 정보를 수집하므로 근로장려세제(EITC)의 적용요건에 맞는 수급대상자를 식별하기에 매우 적합한 정보를 제공한다. 셋째, 재정패널은 설문응답자로부터 자발적인 근로소득 원천징수영수증, 과세표준 확정신고 등의 소득증빙자료를 수집하므로, 소득과 과세정보에 대한 신뢰성이 매우 높다고 할 수 있다.

2. 분석방법 및 실증분석 전략

본 연구는 2013, 2016, 2017, 2018년의 근로장려세제(EITC) 제도변화를 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 수급연령을 완화하는 제도의 개정이 단독가구의 연령대별 노동공급에 미친 효과를 실증적으로 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 다음과 같은 식을 추정하여 이중차분법(difference-in-differ-

ences, DID)을 확장한 패널고정효과모형을 적용한다.

$$y_{it} = \delta Eitc_i \times T_t + X_{it}\gamma + \lambda_i + \lambda_t + u_{it} \quad (1)$$

여기서 y_{it} 는 종속변수로, 단독가구 i 의 t 시점에서의 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간을 의미한다. $Eitc_i$ 는 처치군(treatment group)에 대한 변수로 제도개정 이후 모든 근로장려금 수급요건을 만족하면 1, 연령조건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. T_t 는 처치시점(treatment period)에 대한 변수로 근로장려세제(EITC) 제도개정 이후면 1, 이전이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. X_{it} 는 단독가구의 경제활동참가 여부 및 주 평균 근로시간에 영향을 미칠 수 있는 통제변수들로, 본 연구에서는 가구원의 연령, 특별·광역시 거주 여부, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부 변수를 사용했다. λ_i 는 가구 고정효과로 이를 통해 관측되지 않는 가구별 고유 특성을 통제하였으며, λ_t 는 연도별 고정효과로 이를 통해 관측되지 않는 거시적 경제충격(macroeconomic shocks)을 통제하였다. 마지막으로 u_{it} 는 오차항(error term)을 의미한다.

근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 근로장려금 수급 여부와 처치시점의 교차항인 $Eitc_i \times T_t$ 의 계수값인 δ 를 통해 추정할 수 있다. 만약 δ 가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다면, 근로장려금 수급요건 확대가 해당 연령대의 단독가구의 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간, 즉 노동공급을 증가시키는 데 유의미한 영향을 미친 것으로 해석할 수 있을 것이다.

순차적으로 개정된 근로장려세제(EITC) 제도변화로 인한 연령별 노동공급효과를 분석하기 위해서는 해당 개정의 효과를 식별하기 위한 실증전략을 신중히 설정할 필요가 있다. 이는 해당 개정의 효과를 추정할 수 있도록 적절한 처치군(treatment group)과 통제군(control group)을 설정함으로써 달성할 수 있을 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 선행연구들(Eissa and Liebman 1996; Meyer and Rosenbaum 2001; Hoynes and Patel 2018; 박지혜·이정민 2018)과 유사하게 처치군을 처치시점 이후 연령요건을 포함한 모든 근로장려금 수급요건⁵⁾을 만족하는 단독가구로 설정⁶⁾하였으며, 통제군은 처치시점 이후 연령요건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는

단독가구로 설정하였다.⁷⁾ 추가적으로 연령별 이질성을 최소화하기 위해 본 연구의 실증분석에서는 처치군은 제도변화에 영향을 받는 연령대로, 통제군은 제도변화에 영향을 받지 않는 연령대 중 처치군과 가장 인접한 연령대로 한정하였다. 이를 통해 통제군은 연령요건을 제외하고 근로장려금 수급요건을 모두 만족할 뿐만 아니라 연령도 처치군과 가장 인접하기 때문에, 최소한 경제활동 측면에서는 처치군과 매우 유사한 특성을 보유하고 있는 것으로 예상할 수 있다.

[표 5] 연령대별 노동공급효과를 식별하기 위한 실증분석 전략

개정내용	분석기간	처치시점	처치군	통제군
60세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2012 ~ 2014	2013	2013~2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 60~69세의 단독가구	2013~2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 50~59세의 단독가구
50세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2015 ~ 2016	2016	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 50~59세의 단독가구	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40~49세의 단독가구
40세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2016 ~ 2017	2017	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40~49세의 단독가구	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30~39세의 단독가구
30세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2017 ~ 2018	2018	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30~39세의 단독가구	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 20~29세의 단독가구

- 5) 본 연구는 부부가구가 아닌 단독가구의 노동공급효과에만 집중하고자 하므로 부부가구에만 영향을 미치는 제도개정 내용은 고려하지 않았으며, 근로장려금 최대지급액은 수급대상자를 결정하는 요인이 아니므로 이에 대한 개정사항도 고려하지 않았다. 또한 2013년 수급대상자 요건은 근로소득자로 한정하였으며, 2016년부터는 수급대상자 요건에 자영업자를 포함시켜 분석대상을 설정하였다.
- 6) 재정패널은 근로장려금 수급 여부에 관한 정보를 보유하고 있으나, 처치군을 실제 근로장려금을 수급한 단독가구로 한정한다면 패널자료의 표본 노후화의 문제로 인해 젊은 연령층에서는 표본이 부족할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 기존 연구들과 유사하게 처치군(treatment group)을 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구로 정의하였다. 이로써 실제 근로장려금 수급 여부와 무관하게 근로장려금 제도의 유인에 반응할 가능성이 있는 가구를 처치군에 포함하였다.
- 7) 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과에 분석함에 있어 Eissa and Liebman(1996), Meyer and Rosenbaum(2001), Hoynes and Patel(2018) 등의 해외 문헌에서는 실제 수급 여부 보다는 자격요건을 기준으로 처치군을 구성하는 것이 더욱 일반적이다. 이는 수급 여부를 기준으로 처치군을 설정할 경우 노동공급을 증가시킨 수급자만이 처치군이 되기 때문에, 표본선택(sample selection)으로 인해 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과를 과대추정할 우려가 있기 때문이다. 이러한 점을 고려하여 국내연구로 박지혜·이정민(2018)이 자격요건을 기준으로 처치군을 구성하고 실증분석을 수행하였으며, 본 연구도 이와 유사하게 연령요건을 제외한 자격요건을 기준으로 처치군과 통제군을 구성하였다.

[표 5]에는 연령대별 처치효과를 식별하기 위한 본고의 실증분석 전략을 요약하여 제시하였다. 구체적으로 본 연구는 순차적으로 연령요건을 완화한 제도변화의 효과를 분석하기 위해, 해당 개정에 따라 분석기간을 네 개로 구분하고 인접한 두 연령대 간의 노동공급효과를 연속적으로 비교하였다. 우선 60대 단독가구의 노동공급에 미치는 순 효과를 식별하기 위해 분석기간을 2012~2014년으로 설정하였으며, 50대 단독가구를 통제집단으로 설정하였다. 2015년에는 수급대상자를 자영업자로 확대하는 개정과 주택요건과 재산요건을 완화하는 개정이 이루어졌으므로, 이를 배제하기 위해 분석기간을 2014년까지로 제한하였다. 다음으로 50대 단독가구에 대하여 수급을 확대한 2016년 제도변화가 50대 단독가구에 미친 노동공급효과를 식별하기 위해 통제집단을 40대 단독가구로 한정하고 2015~2016년 기간을 분석하였다. 마찬가지로 40대 단독가구와 30대 단독가구까지 연령요건을 순차적으로 완화하여 수급을 확대한 2017년과 2018년의 처치효과를 식별하기 위해 각각 30대와 20대 단독가구를 통제집단으로 하였으며, 분석기간은 2016~2017년과 2017~2018년으로 각각 설정⁸⁾하였다.

3. 기초통계

[표 6]은 주요변수에 대한 기초통계량을 처치군과 통제군의 연령대별로 비교하여 제시하였다. 우선 노동공급에 대한 변수를 살펴보면 처치군에 비해 대체로 젊은 연령대인 통제군의 노동공급량이 전반적으로 더 높은 것으로 나타난다. 특히 60대와 50대를 비교한 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간 모두 통제군에 해당하는 50대가 크게 높은 것으로 나타난다. 이는 정년퇴직 연령을 초과하는 60대의 경제활동이 둔화되었기 때문인 것으로 판단된다. 다음으로 가구특성을 살펴보면, 특별·광역시 거주 여부를 제외한 모든 변수에서 통제군에 비해 상대적으로 과거세대(old generation)인 처치군의 평균이 더 높은 것으로 나타난다. 순자산의 경우 30대와 20대를 비교했을 때 가장 큰 차이를 보였는데, 이는 경제활동을 시작한 지 얼마 되지 않은 20대의 보유자산 비중이 매우 작기 때문인 것으로 판단된다. 또한 비근로소득과 주택보유 여부의 경우 60대와 50대를 비교했을 때와 40대와 30대를 비교했을 때 큰 차이를 보였다.

8) 2017년에는 40대로 연령요건을 확대하는 변화 외에도 주택요건 폐지라는 변화가 있었지만, 이를 통제하기 위해 주택보유 여부를 통제변수로서 실증분석모형에 포함하였다.

[표 6] 주요변수의 기초통계량

변수	분석기간							
	2012~2014		2015~2016		2016~2017		2017~2018	
	처치군: 60대	통제군: 50대	처치군: 50대	통제군: 40대	처치군: 40대	통제군: 30대	처치군: 30대	통제군: 20대
경제활동참가 여부(참가=1)	0.387 (0.488)	0.618 (0.488)	0.750 (0.435)	0.733 (0.450)	0.806 (0.402)	0.941 (0.243)	0.778 (0.428)	0.944 (0.236)
주 평균 근로시간	15.394 (20.955)	24.919 (22.693)	31.696 (23.349)	34.200 (23.507)	29.742 (22.833)	39.059 (12.023)	35.667 (21.091)	35.722 (11.636)
연령	64.890 (2.938)	54.449 (2.770)	54.217 (3.005)	46.000 (2.435)	44.516 (2.606)	33.471 (2.601)	35.500 (2.875)	26.333 (1.328)
특별·광역시 거주 여부 (거주=1)	0.492 (0.501)	0.640 (0.482)	0.620 (0.488)	0.767 (0.430)	0.516 (0.508)	0.529 (0.514)	0.278 (0.461)	0.556 (0.511)
비근로소득 (백만원)	3.955 (4.400)	1.775 (4.134)	2.290 (8.235)	2.362 (3.318)	4.721 (10.121)	1.791 (3.799)	2.210 (3.490)	1.921 (4.001)
순자산 (백만원)	35.907 (32.445)	24.604 (35.293)	37.012 (48.020)	35.423 (38.621)	44.221 (62.074)	36.818 (37.805)	42.882 (23.856)	15.767 (37.554)
주택보유 여부 (보유=1)	0.359 (0.481)	0.162 (0.370)	0.196 (0.399)	0.133 (0.346)	0.194 (0.402)	0.059 (0.243)	0.056 (0.236)	0.000 (0.000)
관측치	181	136	92	30	31	17	18	18

주: 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

다음으로 [표 7]~[표 10]은 제도변화 전후 근로장려금 수급대상 가구(처치군)와 미수급가구(통제군)의 노동공급변화를 연령대별로 제시하였다. 또한 이론적인 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과는 소득구간에 따라 상이하게 나타나므로 전체구간 뿐만 아니라 점증구간과 평탄·점감구간에 속한 가구로 구분하여 제시하였다.

먼저 60대와 50대를 비교한 [표 7]을 살펴보면, 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간 모두 제도변화 이후 60대는 전 구간에서 감소한 것으로 나타난 반면 50대는 전 구간에서 증가한 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 60세 이상으로 확대하였음에도 불구하고 2013년의 제도변화가 주 수혜대상인 60대에게 적절한 노동공급유인을 제공하지 못했다는 추론이 가능하다.

다음으로 50대와 40대를 비교한 [표 8]을 살펴보면, 50대와 40대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인

50대에서 더 작은 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 50세 이상으로 확대한 2016년의 제도변화가 수혜대상인 50대의 노동공급에 상대적으로 긍정적 영향을 미쳤음을 유추할 수 있다.

다음으로 40대와 30대를 비교한 [표 9]를 살펴보자. 경제활동참가 여부의 경우 제도변화 이후 40대에서는 증가하였지만 30대에서는 감소한 것으로 나타났다. 주 평균 근로시간의 경우 제도변화 이후 40대와 30대에서 모두 감소하는 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인 40대에서 더 작은 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 40세 이상으로 확대한 2017년의 제도변화가 수혜대상인 40대에게 상대적으로 높은 노동공급 유인을 제공하였다는 추론이 가능하다.

마지막으로 30대와 20대를 비교한 [표 10]을 살펴보면, 30대와 20대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인 30대에서 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 단독가구의 수급연령을 30세 이상으로 확대한 2018년의 제도변화가 수혜대상인 30대의 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 못한 것을 유추해 볼 수 있다.

이를 종합하면 근로자가 속해 있는 생애주기에 따라 노동행태가 상이하게 나타날 수 있으므로, 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과 역시 연령대별로 다르게 나타날 수 있음을 추론할 수 있다. 하지만 이는 어디까지나 평균을 비교한 기초통계에 불과하므로 연령대별로 상이한 노동공급효과가 나타날 수 있음을 시사할 뿐, 근로장려세제(EITC)의 수급연령 확대에 인한 실제 처치효과를 의미하는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 이에 제V장에서 보다 엄밀한 실증분석을 통해 근로장려세제(EITC)의 연령별 노동공급효과를 살펴본다.

[표 7] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 60대 vs 50대

구분		처치군: 60대				통제군: 50대			
		2012		2013~2014		2012		2013~2014	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	58	0.414 (0.497)	123	0.374 (0.486)	36	0.556 (0.504)	100	0.640 (0.482)
	점증	48	0.292 (0.459)	101	0.238 (0.428)	26	0.385 (0.496)	62	0.419 (0.497)
	평탄 점감	21	0.952 (0.218)	43	0.860 (0.351)	19	0.895 (0.315)	58	0.966 (0.184)
주 평균 근로 시간	전체	58	15.397 (19.875)	122	15.393 (21.529)	36	22.361 (22.510)	100	25.840 (22.800)
	점증	48	8.854 (14.776)	100	8.840 (17.264)	26	14.192 (20.833)	62	16.032 (21.843)
	평탄 점감	21	39.381 (11.020)	43	38.093 (18.768)	19	36.842 (16.194)	58	40.172 (15.181)

[표 8] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 50대 vs 40대

구분		처치군: 50대				통제군: 40대			
		2015		2016		2015		2016	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	41	0.780 (0.419)	51	0.725 (0.451)	13	0.769 (0.439)	17	0.706 (0.470)
	점증	22	0.591 (0.503)	27	0.481 (0.509)	5	0.400 (0.548)	6	0.167 (0.408)
	평탄 점감	28	1.000 (0.000)	33	0.970 (0.174)	10	1.000 (0.000)	13	0.923 (0.277)
주 평균 근로 시간	전체	41	31.073 (22.027)	51	32.196 (24.567)	13	37.077 (24.801)	17	32.000 (22.986)
	점증	22	21.409 (23.989)	27	19.741 (24.659)	5	24.400 (34.305)	6	5.000 (12.247)
	평탄 점감	28	42.357 (13.929)	33	45.758 (15.486)	10	48.200 (14.980)	13	41.846 (16.067)

[표 9] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 40대 vs 30대

구분		처치군: 40대				통제군: 30대			
		2016		2017		2016		2017	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	14	0.786 (0.426)	17	0.824 (0.393)	7	1.000 (0.000)	10	0.900 (0.316)
	점증	8	0.625 (0.518)	8	0.625 (0.518)	3	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 점감	9	1.000 (0.000)	12	0.917 (0.289)	7	1.000 (0.000)	8	1.000 (0.000)
주 평균 근로 시간	전체	14	30.929 (23.493)	17	28.765 (22.952)	7	41.429 (8.997)	10	37.400 (13.986)
	점증	8	27.000 (27.008)	8	26.250 (23.107)	3	46.667 (11.547)	5	32.800 (18.417)
	평탄 점감	9	36.667 (16.039)	12	29.083 (22.452)	7	41.429 (8.997)	8	41.250 (5.339)

[표 10] 처치군과 통제군의 노동공급변화: 30대 vs 20대

구분		처치군: 30대				통제군: 20대			
		2017		2018		2017		2018	
		관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)	관측치	평균 (표준편차)
경제 활동 참가 여부 (참가 =1)	전체	8	0.875 (0.354)	10	0.700 (0.483)	7	1.000 (0.000)	11	0.909 (0.302)
	점증	2	0.500 (0.707)	3	0.000 (0.000)	4	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 점감	7	1.000 (0.000)	8	0.875 (0.354)	6	1.000 (0.000)	9	0.889 (0.333)
주 평균 근로 시간	전체	8	39.000 (17.889)	10	33.000 (23.949)	7	37.143 (6.986)	11	34.818 (14.091)
	점증	2	20.000 (28.284)	3	0.000 (0.000)	4	36.250 (7.500)	5	29.800 (10.733)
	평탄 점감	7	44.571 (9.144)	8	41.250 (18.668)	6	36.667 (7.528)	9	37.556 (13.703)

V. 실증분석 결과

1. 단독가구의 연령대별 노동공급효과

본 연구에서는 2013, 2016, 2017, 2018년 단독가구의 연령요건을 각각 60세 이상, 50세 이상, 40세 이상, 30세 이상으로 점차 완화하는 근로장려세제(EITC)의 확대개편을 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 이러한 제도의 변화가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 분석하였다. 근로자가 속한 생애주기에 따라 노동행태가 달라질 수 있으므로 본 연구에서는 연령대별로 상이하게 나타날 수 있는 노동공급효과에 주목하고자 하였다.

[표 11]과 [표 12]는 근로장려세제(EITC) 확대개편의 연령대별 노동공급효과를 이중차분법(DID)을 확장한 패널고정효과모형으로 추정한 결과를 제시하였다. 근로장려세제(EITC)는 미취업자의 경제활동참가(extensive margin)뿐만 아니라 기존 근로자의 노동시간(intensive margin)에 영향을 미칠 수 있다. 이에 (1)~(3)열은 경제활동참가 여부를 (4)~(6)열은 주 평균 근로시간을 종속변수로 활용하여 추정하였다. 또한 근로장려세제(EITC)의 이론적인 노동공급효과는 ‘점증-평탄-점감구간’에 따라 상이하게 나타날 수 있으므로 (1), (4)열은 전체가구를, (2), (5)열은 점증구간에 속한 가구만을, (3), (6)열은 평탄 및 점감구간에 속한 가구만을 대상으로 표본을 구성하여 추정한 결과를 제시하였다.

먼저 60대의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 제시한 [표 11]을 살펴보면, 종속변수와 상관없이 $Eitc_i \times T_i$ 의 계수가 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2013년 제도변화로 인해 근로장려세제(EITC)의 수급대상이 되었음에도 불구하고 60대의 경제활동참가와 주 평균 근로시간이 50대와 비교하여 유의미하게 변화하지 않았음을 보여준다.

[표 11] 실증분석 결과: 60대의 노동공급효과

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
$Eitc_i \times T_t$	-0.0627 (0.066)	-0.0784 (0.090)	-0.1004 (0.095)	-2.2822 (2.959)	-1.6278 (3.654)	-5.5401 (4.945)
연령	0.0275 (0.036)	0.0364 (0.049)	0.0286 (0.050)	1.6592 (1.623)	1.9411 (2.000)	3.3856 (2.619)
특별시/광역시 거주 여부 (거주=1)	-0.9353*** (0.305)	-0.9113** (0.353)	-0.9458*** (0.297)	-39.229*** (13.605)	-38.320*** (14.397)	-38.9747** (15.452)
비근로소득 (백만원)	-0.0035 (0.006)	-0.0038 (0.007)	-0.0087 (0.007)	-0.0715 (0.254)	-0.1466 (0.290)	0.0333 (0.388)
순자산 (백만원)	-0.0007 (0.001)	-0.0011 (0.001)	-0.0007 (0.001)	0.0454 (0.042)	0.0264 (0.050)	0.0893 (0.070)
주택보유 여부 (보유=1)	-0.1498 (0.144)	-0.1690 (0.185)	-0.1838 (0.221)	1.0757 (6.401)	-3.5295 (7.552)	-1.3260 (11.497)
고정효과 여부						
가구별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
연도별 고정효과	Y	Y	Y	Y	Y	Y
가구 수	131	96	56	131	96	56
N	317	237	141	316	236	141
R-squared	0.081	0.087	0.184	0.062	0.071	0.129

주: *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

다음으로 [표 12]에서 먼저 50대의 노동공급효과에 대한 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동참가 여부에 대한 $Eitc_i \times T_t$ 의 계수는 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 전체구간에서 10% 수준의 유의한 양(+)의 값을 가지는 것을 확인할 수 있다. 구체적으로 (4)열의 결과에 따르면 2016년 제도개편 이후 50대의 주 평균 근로시간은 약 8.6시간 증가한 것으로 나타났다. 또한 점증구간에 속한 가구로 표본을 제한하여 분석한 결과 주 평균 근로시간의 증가폭은 더욱 크게 나타났으며, 통계적 유의성 또한 크게 증가한 것으로 나타났

다. 이는 2016년 근로장려세제(EITC) 제도개편의 수혜대상인 50대의 노동시간이 40대에 비해 유의미하게 증가하였음을 보여주며, 이러한 현상은 점증구간에서 더욱 뚜렷하여 이론적 예측과도 일치하는 실증적 근거를 제시한다. 40대의 노동공급효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보면, 종속변수와 상관없이 $Eitc_i \times T_i$ 의 계수가 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2017년 근로장려세제(EITC) 제도변화의 수혜대상인 40대의 경제활동참가와 주 평균 근로시간이 비수혜대상인 30대에 비해 유의미하게 증가하지 않았다는 결과를 보여준다.

마지막으로 30대의 노동공급효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동참가 여부에 대한 $Eitc_i \times T_i$ 의 계수는 전 구간에서 통계적 유의성이 나타나지 않았으나, 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 점증구간에서만 10% 수준의 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 (5)열의 결과에 의하면 제도변화 이후 30대의 주 평균 근로시간은 약 31시간 증가한 것으로 확인되었다.⁹⁾ 이는 점증구간에 한하여 2018년 근로장려세제(EITC) 제도개편이 수혜대상인 30대의 노동시간 증가에 유의미한 기여를 하였다는 근거를 제시한다.

이상의 결과는 단독가구의 근로장려금 수급연령을 확대한 네 차례의 제도변화가 미취업자의 노동참여를 유인하여 양적(quantitative)으로 단독가구의 노동공급을 증가시키는 데에는 효과적이지 못하였지만, 전체 연령 중 50대와 30대 단독가구의 근로시간 증가에는 유의미한 기여를 하였다는 결론을 지지한다.

9) 점증구간에서 주당 근로시간에 대해 23~31시간의 상당한 규모의 노동공급 증가가 나타난 것은 두 가지 요인에 의한 것으로 볼 수 있다. 첫째, 근로시간의 증가는 지속적으로 고용상태에 있는 근로자가 근로장려세제(EITC)의 확대에 따라 근로시간을 증가시킨 데 따른 결과이다. 단 이 경우 주 평균 근로시간의 급격한 증가를 완전히 설명하기 어렵다. 두 번째 요인은 경제활동참가 인원의 증가에 따른 근로시간 증가이다. 이 경우 실업에서 고용상태로 전환되면서 근로시간이 크게 증가하게 된다. 특히 근로장려세제(EITC) 개편 이후 처치군의 경제활동인원의 증가는 30대와 50대에서 더욱 두드러진 것으로 나타났다. 이러한 변화가 점증구간에서 상당한 노동시간의 증가를 설명할 수 있는 것으로 판단된다.

[표 12] 실증분석 결과: 50, 40, 30대의 노동공급효과

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 50대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_i$	0.0344 (0.080)	0.1590 (0.187)	0.0958 (0.083)	8.5529* (4.706)	23.6148*** (6.448)	10.4135 (6.230)
가구 수	68	33	46	68	33	46
N	122	60	84	122	60	84
R-squared	0.061	0.146	0.199	0.086	0.413	0.106
Panel B. 40대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_i$	-0.0063 (0.123)	-0.0452 (0.261)	0.0000 (0.000)	-3.5410 (7.820)	1.1995 (11.285)	-12.6247 (9.555)
가구 수	27	13	20	27	13	20
N	48	24	36	48	24	36
R-squared	0.620	0.682	1.000	0.402	0.626	0.476
Panel C. 30대의 노동공급효과						
$Eitc_i \times T_i$	0.2378 (0.215)	0.4954 (2.931)	0.2615 (0.228)	-0.8421 (2.515)	31.0487* (3.175)	-1.5287 (2.352)
가구 수	21	8	17	21	8	17
N	36	14	30	36	14	30
R-squared	0.604	0.771	0.621	0.953	1.000	0.964

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

2. 부표본(Subsample) 분석

본 절에서는 동일한 연령대에서도 집단 내 특성에 따라 근로장려세제(EITC)의 노동공급효과가 이질적으로 나타날 수 있다는 점을 고려하여 처치군을 축소하거나 부표본(subsample)을 구성하여 추가적인 분석을 시행하였다. 우선 60대의 경우 통계적으로 유의한 노동공급효과가 나타나지 않았으므로 정년퇴직으로 인한 효과를 살펴보기 위해 정년퇴직 직후인 60~64세와 정년퇴직 후 일정기간이 지난 65~69세로 처치군을 구성하여 동일한 분석을 시행하였다. 또한 통계적으로 유의한 근로시간 증가가 나타난

50대의 경우 근로유인에 보다 민감하게 반응할 수 있는 노동취약계층¹⁰⁾과 상대적으로 둔감하게 반응할 수 있는 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 동일한 분석을 시행하였다. 40대와 30대의 경우 충분한 표본크기를 확보하지 못해 추가적인 분석을 시행하지 못하였다.

먼저 60대의 처치군을 축소하여 동일한 분석을 시행한 [표 13]의 실증분석 결과를 살펴보자. 60~64세 경우 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 경제활동참가 여부에 대한 처치효과 계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 (1)열의 결과에 의하면 2013년 제도변화 후 60~64세의 경제활동참가자 수는 약 0.15명 감소한 것으로 나타나며, 특히 (3)열의 결과는 이러한 감소가 평탄 및 점감구간에서 더 뚜렷하게 나타났다는 결론을 지지한다. 65~69세의 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수 모두 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 정년퇴직으로 인한 노동시장에서의 이탈 효과가 2013년 근로장려금 수급연령 확대에 의한 노동공급효과보다 더 크게 작용하였다는 추론이 가능하다. 정년퇴직 직후인 60~64세의 양적 노동공급이 유의미하게 감소하였다는 결과는 이러한 추론에 대한 실증적 근거를 제시한다.

다음으로 노동취약계층과 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 50대의 노동공급효과에 대해 동일한 분석을 시행한 [표 14]의 결과를 살펴보자. 비노동취약계층의 경우 경제활동참가 여부와 주 평균 근로시간에 대한 $Eitc_i \times T_i$ 계수 모두 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 하지만 노동취약계층의 경우 제도변화 이후 주 평균 근로시간이 점증구간에 한해 약 22.1시간 증가한 것으로 나타났으며 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것을 확인할 수 있다. 이는 2016년 제도변화로 인한 50대의 근로시간 증가 효과가 주로 노동시장에 유연하게 대처할 수 있는 노동취약계층에 의해 전인되었음을 보여준다.

10) 분석기간 내에 임시직·일용직으로 일한 경험이 있거나 노동시장에 참여한 적이 없는 자로 정의하였다.

[표 13] 60대의 노동공급효과: 60~64세 vs 65~69세

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 처치군: 60~64세						
$Eitc_i \times T_i$	-0.1549* (0.082)	-0.1844 (0.112)	-0.2139* (0.114)	-4.1385 (3.941)	-3.3037 (4.813)	-8.0376 (6.023)
가구 수	84	56	44	84	56	44
N	204	142	109	204	142	109
R-squared	0.143	0.155	0.253	0.101	0.124	0.204
Panel B. 처치군: 65~69세						
$Eitc_i \times T_i$	0.0092 (0.080)	0.0015 (0.103)	-0.0126 (0.107)	-0.1783 (3.782)	-0.2226 (4.501)	0.9489 (6.709)
가구 수	109	80	44	109	80	44
N	240	180	103	239	179	103
R-squared	0.106	0.111	0.289	0.098	0.098	0.207

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
 2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

[표 14] 50대의 노동공급효과: 노동취약계층 vs 비노동취약계층

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 노동취약계층						
$Eitc_i \times T_i$	0.0593 (0.097)	0.1567 (0.204)	0.1425 (0.109)	9.0663 (5.558)	22.1045** (8.170)	10.9447 (8.310)
가구 수	47	25	26	47	25	26
N	85	45	48	85	45	48
R-squared	0.081	0.164	0.166	0.197	0.446	0.315
Panel B. 비노동취약계층						
$Eitc_i \times T_i$	0.1209 (0.132)	-0.0904 (0.071)	0.1209 (0.132)	6.7845 (9.977)	4.9035 (3.008)	6.7845 (9.977)
가구 수	21	8	20	21	8	20
N	37	15	36	37	15	36
R-squared	0.588	0.885	0.588	0.240	0.410	0.240

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함
 2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

3. 강건성 분석(Robustness Check)

본 절에서는 실증분석 결과의 강건성(robustness)을 확인하고자 통제군의 설정요건을 완화하여 추가적인 분석을 시행하였다. 구체적으로 기존 분석에서는 제도변화에 영향을 받지 않는 연령 중 처치군과 인접한 최상위 연령대로만 통제군을 구성하였지만, 강건성 분석에서는 제도변화에 영향을 받지 않는 전 연령으로 통제군을 확대하였다. 통제군에 대한 설정요건을 완화하면 관측치를 더 많이 확보할 수 있을 것으로 기대된다. 하지만 연령요건을 확대하는 제도개편이 이루어질수록 제도의 영향을 받지 않는 연령의 폭이 작아 지므로 시간순서상 뒷부분에 해당하는 분석에서는 관측치의 증가가 크지 않다. 이러한 이유로 30대의 노동공급효과를 살펴보기 위한 분석의 경우 통제군을 확대하였음에도 불구하고 추가적인 관측치를 전혀 확보하지 못해 강건성 분석을 시행하지 못하였다.

[표 15] 60, 50, 40대의 노동공급효과: 통제군의 연령요건 완화

변수명	종속변수					
	경제활동참가 여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 60대의 노동공급효과: 통제군을 59세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_i$	-0.0710 (0.052)	-0.1160 (0.081)	-0.1384* (0.071)	-1.3116 (2.716)	-2.0706 (3.551)	-4.8481 (4.349)
가구 수	184	115	98	184	115	98
N	445	282	245	444	281	245
R-squared	0.051	0.068	0.115	0.007	0.017	0.021
Panel B. 50대의 노동공급효과: 통제군을 49세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_i$	0.0302 (0.064)	0.1833 (0.162)	0.0162 (0.056)	9.2600** (3.539)	20.2277*** (5.847)	9.8122** (4.301)
가구 수	93	39	69	93	39	69
N	165	72	123	165	72	123
R-squared	0.200	0.282	0.405	0.264	0.484	0.297
Panel C. 40대의 노동공급효과: 통제군을 39세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_i$	0.0187 (0.087)	0.0088 (0.213)	-0.0000 (0.000)	-0.2515 (5.732)	3.3877 (9.203)	-6.8233 (6.800)
가구 수	36	17	27	36	17	27
N	63	30	49	63	30	49
R-squared	0.614	0.672	1.000	0.393	0.620	0.439

주: 1. *, **, *** 은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을, 괄호 안의 값은 표준오차를 의미함

2. 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정한 결과임

[표 15]는 통제군을 확대하여 기존과 동일한 분석을 시행한 추정결과를 제시하였는데, 결과는 대체적으로 기존과 유사하지만 일부 구간에서 통계적 유의성이 증가한 것으로 나타났다. 먼저 60대의 경우 기존의 분석결과와 다르게 평탄·점감구간에서 경제활동참가 여부에 대한 처치효과 계수가 음(-)이며 통계적 유의성이 증가한 것으로 나타났다. 다음으로 50대는 기존 분석결과에 비해 주 평균 근로시간에 대한 처치효과 계수의 통계적 유의성이 전체구간에서 증가한 것으로 나타나며, 평탄·점감구간에서도 통계적 유의성을 보이는 것으로 나타났다. 마지막으로 40대에서는 기존의 분석결과와 마찬가지로 전 구간에서 통계적 유의성이 나타나지 않는 것으로 확인되었다.

이상의 결과는 단독가구의 근로장려금 수급연령을 확대하는 제도변화가 주로 50대의 근로시간 증가에 유의미한 기여를 하였음을 보여, 본 연구 결과의 강건성을 지지하고 있다.

VI. 결론

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제(EITC)의 단독가구 연령요건 확대개편을 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 이러한 정책변화가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 재정패널 5~11차 자료를 활용하였으며, 이중차분법(DID)을 적용하여 처치효과를 추정하였다. 특히 처치군을 처치시점 이후 연령요건을 포함한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는 단독가구로, 통제군은 처치시점 이후 연령요건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는 단독가구로 정의하여, 기타 수급요건 변화로 인한 효과를 배제하고 오직 연령요건으로 인한 처치효과만을 식별하고자 하였다.

실증분석 결과, 단독가구의 연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 제도변화는 노동참여의 측면에서 양적인 노동공급을 유인하는 데 효과적이지 못한 것으로 나타났지만, 근로시간에 대해서는 일부 연령대에서 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 근로시간의 증가는 주로 50대와 30대에서 확인할 수 있었으며, 이론적 예측과 일치하게 점증구간에서 더욱 유의미한 노동공급효과가 나타났다. 또한 50대의 경우 근로장려세제(EITC) 확대에 의한 근로시간의 증가가 주로 노동취약계층의 노동공급을 통해 나타난 것을 확인할 수 있었다.

이처럼 50대와 30대에서 노동공급 행태에 있어서 세대간 단절현상(generation gap)이 나타난 것은 각 연령대에서 상이하게 나타나는 소득의 안정성 때문인 것으로 추론된다. 40대는 생애주기상 가장 활발한 경제활동이 이루어지고 안정적인 소득이 보장되는 단계이므로 근로장려세제(EITC)를 통한 추가적인 근로유인에 반응하지 않은 것으로 판단된다. 반면 50대는 실질적으로 정년퇴직이 이루어지고 있는 시점이고, 30대는 사회에 자리를 잡기 시작한 지 얼마 되지 않은 시점이므로 40대에 비해 상대적인 소득의 안정성이 떨어져 근로장려세제(EITC)의 추가적인 근로유인에 대해 근로시간을 증가시킴으로써 반응한 것으로 추론된다.

근로장려세제(EITC)는 근로장려효과 외에 저소득층의 생계를 지원하는 복지적 성격 역시 갖기 때문에 단순히 노동공급효과만으로 본 제도의 종합적 실효성에 대해 평가하는 것은 적절하지 않을 것이다. 그러나 본 연구는 단독가구의 연령요건을 확대한 근

로장려세제(EITC)의 제도변화로 인해 상당한 조세지출이 발생하였음에도 불구하고 최소한 노동공급의 관점에서는 상당히 제한적인 효과만 나타나고 있음을 지지한다. 특히 2019년 단독가구를 대상으로 근로장려금 지급가구를 2.29배, 지급금액을 3.36배로 크게 확대하였음에도 불구하고 근로자의 양적 노동공급을 유인하지 못하였으며, 50대와 30대의 근로시간 증가에만 한정적 효과를 미쳤다는 것은 해당 제도변화가 효율적이지 못한 결과라는 것을 여실히 보여준다. 따라서 본 연구의 결과는 재정지출의 효율성 측면에서 단독가구에 대한 현행 근로장려세제(EITC) 제도를 보다 효율적으로 재설계할 필요가 있음을 시사한다.

본 연구는 다른 가구에 비해 상대적으로 패널조사 가구 수가 적은 단독가구만을 대상으로 하였고, 단독가구를 대상으로 거의 매년 수급연령을 확대한 근로장려세제(EITC)의 특성으로 인해 분석기간이 2~3년으로 매우 짧았기 때문에 분석대상에 대한 충분한 관측치를 확보하지 못한 한계가 있다. 그럼에도 그동안 재정지출 대비 효과에 대한 분석이 전무했던 단독가구의 노동공급효과에 대하여, 비록 자료의 한계에도 불구하고 단독가구에 대한 근로장려금의 노동공급효과를 연령대별로 분석해 본 것이 본 연구의 의의라 하겠다.

참고문헌

- 국세청, 「국세통계연보」, 국세청, 각 연도.
- 기재량·김재호·김진희, “근로장려세제의 근로유인효과—최저임금이하의 시간당 임금을 중심으로,” 「한국사회보장학회 정기학술발표논문집」, 한국사회보장학회, 2014, 173~197쪽.
- 남재량, 「근로장려세제(EITC)의 성과 연구」, 한국노동연구원, 2017.
- 노혜진·이지은, “근로장려금 수급이 여성의 노동공급과 소득에 미치는 영향—가구특성에 따른 차이를 중심으로,” 「사회복지정책」, 제47권 제3호, 2020, 63~95쪽.
- 박능후, “근로장려세제 시행초기 효과 실증분석,” 「사회복지정책」 제38권 제2호, 한국사회복지정책학회, 2011, 165~191쪽.
- 박능후·임금빈, “근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과 분석,” 「사회보장연구」 제30권 제1호, 한국사회보장학회, 2014, 51~80쪽.
- 박상현·김태일, “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과,” 「한국행정학회 동계학술발표논문집」, 한국행정학회, 2011, 1~23쪽.
- 박지혜·이정민, “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과,” 「노동경제논집」 제41권 제3호, 한국노동경제학회, 2018, 1~59쪽.
- 신상화, “EITC 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향,” 「예산정책연구」 제8권 제1호, 국회예산정책처, 2019, 69~100쪽.
- 신우리·송헌재, “근로장려세제 확대 개편의 효과 분석,” 「한국노사관계학회 학술대회」, 한국고용노사관계학회, 2018a, 183~209쪽.
- _____, “근로장려세제의 노동공급효과 분석: 복지패널 자료를 활용하여,” 「시장경제연구」 제47권 제1호, 서강대학교 지암남덕우경제연구원, 2018b, 61~89쪽.
- 유민이·임다희·조민호, “근로장려세제의 노동공급효과 분석: 가구특성과 성별에 따른 분석,” 「정책분석평가학회보」 제24권 제1호, 한국정책분석평가학회, 2014, 21~50쪽.
- 이대웅·권기현·문상호, “근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구—성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로,” 「한국정책학회보」 제24권 제2호, 한국정책학회, 2015, 27~56쪽.
- 임완섭, “근로장려세제의 수급결정요인과 노동공급효과,” 「한국복지패널 학술대회 논문

- 집」 제4권, 한국보건사회연구원, 2011, 45~61쪽.
- 정의룡, “한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로,” 「한국행정학회 추계학술발표논문집」, 한국행정학회, 2013, 2023~2046쪽.
- 한종석·장용성·김선빈, “근로장려세제의 거시경제적 효과,” 「한국경제의 분석」 제25권 제2호, 한국금융연구원, 2019, 1~40쪽.
- 현다운·석재은, “근로장려세제가 근로빈곤층의 소득증대와 근로유인에 미치는 영향,” 「한국사회보장학회 정기학술발표논문집」, 한국사회보장학회, 2014, 305~313쪽.
- 홍민철·문상호·이영석, “근로장려세제 효과 분석: 경제활동참여, 근로시간 및 개인별 빈곤을 중심으로,” 「정책분석평가학회보」 제26권 제2호, 한국정책분석평가학회, 2016, 1~27쪽.
- 홍우형, “2019년 근로장려세제 확대 개편의 세수귀착효과 및 소득재분배효과 분석,” 「재정정책논집」 제21권 제3호, 한국재정정책학회, 2019, 3~33쪽.
- _____, “근로장려세제가 부부가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 근로장려금 산정방식의 변화에 따른 정책실험(Policy Experiment)을 중심으로,” 「재정학연구」 제14권 제4호, 한국재정학회, 2021, 77~106쪽.

Bastian, J., “The rise of working mothers and the 1975 earned income tax credit,” *American Economic Journal: Economic Policy*, vol.12 no.3, 2020, pp.44-75.

Bettendorf Leon, Kees Folmer, and Egbert Jongen, “The dog that did not bark: The EITC for single mothers in the Netherlands,” *Journal of Public Economics*, vol.119, 2014, pp.49-60.

Chetty Raj, John N. Friedman, and Emmanuel Saez, “Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings,” *American Economic Review*, vol.103 no.7, 2013, pp.2683-2721.

Eissa Nada, and Jeffrey B. Liebman, “Labor supply response to the earned income tax credit,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol.111 no.2, 1996, pp.605-637.

Francesconi, M., and Wilbert van der Klaauw, “The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers,” *Journal of Human Resources*, vol.42 no.1, 2007, pp.1-31.

Gregg, P., and Susan Harkness, “Welfare reform and lone parents employment in the UK,” *CMPO Working Paper Series*, no.03/072, University of Bristol, Department of Economics, 2003.

- Hoynes, H. W., and Ankur J. Patel, “Effective policy for reducing poverty and inequality? The Earned Income Tax Credit and the distribution of income,” *Journal of Human Resources*, vol.53 no.4, 2018, pp.859-890.
- Kleven, H., “The EITC and the extensive margin: A reappraisal,” *Working paper*, 26405, National Bureau of Economic Research, 2019.
- Leigh, A., “Earned income tax credits and labor supply: New evidence from a British natural experiment,” *National Tax Journal*, vol.60 no.2, 2007, pp.205-224.
- Meyer, B. D., and Dan T. Rosenbaum, “Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers,” *The Quarterly Journal of Economics*, vol.116 no.3, 2001, pp.1063-1114.
- Stancanelli, Elena, “Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women,” *Journal of Public Economics*, vol.92 issue.10-11, 2008, pp.2036-2047.

The Effects of Earned Income Tax Credit on the Labor Supply of Single Households*

Lee Jung-Woo** Hong Woo-Hyung*** Kim Doo-Un****

Abstract

The Korean government enacted 4 times sequential reforms on the Earned Income Tax Credit (EITC) by expanding the age requirement for single households. By applying a difference-in-differences (DID) method, we examine those effects of the reforms on labor supply of single households. Our results show the reforms were not effective in inducing labor supply at the extensive margin whereas there was a statistically significant positive effect at the intensive margin of working hours only in 50s and 30s. These results indicate that there were only limited effects of the reforms in terms of labor supply despite significant tax expenditures. In conclusion, our results imply that the current Korea EITC system for single households needs to be redesigned to be more fiscally efficient.

□ Keywords: EITC, Labor Supply, Single Household, DID, Natural Experiment

* Hong acknowledges that this work is financially supported by Hansung University

** First Author, Department of Economics, Hansung University

*** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Hansung University

**** Co-Author, Big Data Economist, Doomoolmori Corporation