

석사학위논문

근로장려세제가 단독가구의
노동공급에 미치는 효과 분석
- 연령대별 효과를 중심으로 -

2022년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

이 정 우

석사학위논문
지도교수 홍우형

근로장려세제가 단독가구의
노동공급에 미치는 효과 분석
- 연령대별 효과를 중심으로 -

The Effects of EITC on the Labor Supply of
Single Households by Age Groups

2021년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

이 정 우

석사학위논문
지도교수 홍우형

근로장려세제가 단독가구의
노동공급에 미치는 효과 분석
- 연령대별 효과를 중심으로 -

The Effects of EITC on the Labor Supply of
Single Households by Age Groups

위 논문을 경제학 석사학위 논문으로 제출함

2021년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

이 정 우

이정우의 경제학 석사학위 논문을 인준함

2021년 12월 일

심사위원장 김정렬 (인)

심 사 위 원 김상봉 (인)

심 사 위 원 홍우형 (인)

국 문 초 록

근로장려세제가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석 - 연령대별 효과를 중심으로 -

한 성 대 학 교 대 학 원
경 제 학 과
경 제 학 전 공
이 정 우

본 연구는 2013년 이후 네 차례에 걸쳐 단독가구의 연령요건을 확대하는 근로장려세제의 제도변화를 경제현상에 대한 자연실험(natural experiment)의 처치효과(treatment effect)로 간주하고, 단독가구의 노동공급에 미치는 연령별 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 재정패널 5-11차 자료를 활용하였으며, 인과추론(causal inference)을 위한 방법론으로서 이중차분법(DID)을 확장한 패널고정효과모형을 사용하였다. 분석결과 50대와 30대 단독가구의 근로시간 증가에 유의한 영향을 미친 것으로 나타났으며, 60대의 경우 가장 일찍 수급대상이 되었음에도 불구하고 근로장려세제로 인한 양(+)의 처치효과가 없는 것으로 나타났다. 따라서 단독가구 내에서도 노동공급 효과에 따라 근로장려금 지급액을 차등적으로 설정하는 등 제도적인 개선의 여지가 있는 것으로 판단된다.

【주요어】 근로장려세제, 노동공급, 단독가구, 이중차분법, 자연실험

목 차

I. 서론	1
II. 근로장려세제 소개	4
2.1 근로장려세제의 개요	4
2.2 근로장려세제의 제도변화	5
2.3 제도변화에 따른 자연실험(Natural Experiment)의 기회	7
III. 이론적 배경 및 선행연구	11
3.1 이론적 배경	11
3.2 선행연구	16
IV. 분석자료 및 분석방법	20
4.1 분석자료	20
4.2 분석방법 및 실증분석 전략	22
4.3 기초통계	28
V. 실증분석 결과	33
5.1 단독가구의 연령대별 노동공급효과	33
5.2 부표본(Subsample) 구성을 통한 추가분석	37
5.3 강건성 분석(Robustness Check)	40
VI. 결론 및 시사점	42
참 고 문 헌	45
ABSTRACT	49

표 목 차

〈표 1〉 근로장려세제의 주요 개정 내용	8
〈표 2〉 근로장려금 지급현황	9
〈표 3〉 재정패널조사의 연령대별 단독가구 수	21
〈표 4〉 재정패널조사의 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 연령대별 단독가구 수	21
〈표 5〉 연령대별 노동공급효과를 식별하기 위한 실증분석 전략	27
〈표 6〉 주요변수의 기초통계량	30
〈표 7〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 60대 vs 50대	31
〈표 8〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 50대 vs 40대	31
〈표 9〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 40대 vs 30대	32
〈표 10〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 30대 vs 20대	32
〈표 11〉 실증분석결과: 60대의 노동공급 효과	35
〈표 12〉 실증분석결과: 50, 40, 30대의 노동공급 효과	36
〈표 13〉 60대의 노동공급 효과: 60-64세 vs 65-69세	38
〈표 14〉 50대의 노동공급 효과: 노동취약계층 vs 비노동취약계층	39
〈표 15〉 60, 50, 40대의 노동공급 효과: 통제군의 연령요건 완화	41

그림 목 차

[그림 1] 근로장려금 지급현황	9
[그림 2] 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화	10
[그림 3] 소득-여가 선택 모형	12
[그림 4] 근로장려세제가 노동시간에 미치는 효과(점증구간)	13
[그림 5] 노동공급곡선	14
[그림 6] 근로장려세제가 노동시간에 미치는 효과(평탄·점감구간)	15
[그림 7] 이중차분법(difference-in-differences)의 개념	24

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 제도 개편이 이루어졌다. 특히 현 정부 들어 근로장려세제는 소득주도성장의 핵심적인 정책 중 하나로 부각되었으며, 2018년 제도개편을 통해 근로장려금의 지급 가구는 약 2.29배, 지급금액은 약 3.36배 증가하였다.¹⁾

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

이에 근로장려세제의 노동공급 효과를 살펴보기 위한 다양한 실증연구가 이루어졌으나, 대부분의 선행연구는 부부가구 혹은 전체가구를 대상으로 한 노동공급 효과를 살펴보는 것에 집중하였다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2013년 근로장려금 산정방식 변화로 인한 부부가구의 노동공급 효과를 분석하였는데, 그 결과 주소득자가 아닌 부소득자의 노동공급에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 신우리·송헌재(2018)는 근로장려세제의 시행부터 2014년까지의 확대개편이 부부가구, 한부모가구, 전체가구에 미친 노동공급 효과를 분석하였는데, 이러한 확대개편은 전반

1) 국세통계연보에 따르면 소득귀속년도 기준 근로장려금의 지급가구는 2017년 약 169만 가구에서 2018년 약 389만 가구로 증가하였으며, 지급금액은 2017년 약 1.28조원에서 2018년 약 4.30조원으로 증가한 것으로 나타난다.

적인 가구의 경제활동 참가를 증가시켰다는 실증적 근거를 제시하고 있다. 하지만 아직까지 단독가구만을 대상으로 근로장려세제의 노동공급 효과를 분석한 연구는 찾아볼 수 없었다.

근로장려세제의 단독가구에 대한 노동공급 효과를 살펴보는 것은 두 가지 측면에서 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 제도 변화였으므로 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 홑벌이가구)에 훨씬 못 미쳤으나, 이후 단독가구의 수혜규모는 빠르게 증가하여 2019년에는 단독가구가 부부가구를 역전한 것으로 나타난다.²⁾

본 연구는 단독가구의 연령요건을 확대하는 제도변화가 연구자에게 매우 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하는 것에 주목하여 근로장려세제가 단독가구의 연령대별 노동공급에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 본 연구에서는 재정패널 5~11차 자료를 활용하여 단독가구를 대상으로 네 차례에 걸쳐 이루어진 근로장려세제의 연령요건 확대개편이 각각 60대, 50대, 40대, 30대 단독가구의 경제활동 참가여부(extensive margin)와 주 평균 근로시간(intensive margin)에 미

2) 국세통계연보에 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.

친 효과를 이중차분법을 확장한 패널고정효과모형을 통해 추정하였다. 분석결과, 단독가구에 대한 근로장려금 수급연령 확대개편은 미취업자의 노동참여 유인을 통한 양적(quantitative) 노동공급 증가에는 유의미한 영향을 미치지 못하였으나, 30대와 50대의 근로시간 증가에는 유의미한 영향을 미친 것으로 나타났다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 근로장려세제의 개요와 제도변화에 대해 살펴본다. 제3장에서는 근로장려세제의 노동공급 효과에 관련된 이론적 배경과 선행연구를 고찰하고, 제4장에서는 분석자료와 실증분석전략에 대해 논의한다. 제5장에서는 수급요건 확대에 의한 단독가구의 노동공급 효과에 대한 실증분석 결과를 연령대별로 제시한다. 마지막으로 제6장에서는 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 근로장려세제 소개

2.1 근로장려세제의 개요

근로장려세제(Earned Income Tax Credit, EITC)는 수급조건을 만족하는 저소득의 근로자 가구에 소득수준에 따라 산정된 근로장려금을 지급하여 생계를 지원하고 근로를 장려하는 근로연계형 소득지원 제도이다. ‘빈곤’과 ‘양극화’라는 사회적 현안 문제를 해결하고자 등장한 근로장려세제는 근로빈곤층을 지원하고 근로의욕을 촉진하여 경제활동 참여를 통한 근로소득 증가로 빈곤에서 벗어나게 함을 정책 목적으로 두고 있다.

다른 사회복지제도와 구분되는 근로장려세제만의 독특한 제도적 특징은 다음과 같다. 첫째, 근로장려세제는 과거에는 부양자녀수, 현재에는 별이형태에 따라 최대지급액이 달라진다. 특히 2013년 개정에서 부부가구 내 부소득자의 직접적인 노동공급을 촉진하기 위해 맞벌이가구의 최대지급액이 홑벌이가구보다 높게 설정된 바, 이는 미국을 포함한 다른 나라에서는 찾아 볼 수 없는 우리나라만의 독특한 제도이다. 둘째, 근로장려세제는 수급자의 소득수준에 따라 차등지급 된다. 근로장려금은 근로하지 않는 가구에 대해서는 제공되지 않으므로 급여액이 0에서 시작하며, ‘점증-평탄-점감 구간’에 따라 지급액이 달라지는 독특한 구조를 가진다. 근로를 통한 소득이 발생한 후 일정한 소득수준에 도달할 때까지는(이하 점증구간) 소득이 증가할수록 급여액이 비례적으로 증가된다. 여기서 소득이 더 증가할 경우 일정한 소득수준까지는(이하 평탄구간) 근로장려금의 최고급여액이 동일하게 지급된다. 그리고 여기서 소득이 더 증가하게 되면(이하 점감구간) 급여액이 점차 감소되어 결국 점감구간의 끝에 해당하는 소득에서 급여액은 다시 0으로 돌아온다.

근로장려세제는 우리나라에는 상대적으로 최근에 알려지기 시작했지만

미국에서는 1975년부터 도입되었다. 1970년대 초 미국에서는 저소득자에게 보조금을 지원하는 부의 소득세(negative income tax) 도입을 검토한 바 있었으나, 저소득층의 근로의욕 감소에 대한 우려로 인하여 도입되지 못했다. 하지만 이에 대한 대안으로 1975년 저소득층의 노동공급을 유인하기 위해 일정 수준까지는 근로소득 증가에 따라 장려금을 지급하는 ‘근로장려세제(Earned Income Tax Credit)’가 시행되었다. 현재 미국의 EITC는 사회보장제도를 제외한 정부지원 프로그램 중에서 가장 많은 사람들을 빈곤으로부터 구제하고 있다(Maag, 2018). 2018년의 경우 3명 이상의 자녀를 둔 근로자에게 최대 6,431달러의 세액공제를 지원하는 수준으로 확대되었으며, 매년 약 2,600만 가구에 약 700억 달러에 달하는 세액공제를 제공하고 있다(Maag, 2018).

우리나라는 2006년 12월 26일 근로장려세제 관련 법규(조세특례제한법 제100조의 2 및 제 100조의 13)를 제정하였고, 2008년 12월 26일 첫 급여가 지급되기 전 근로장려세제 신청자격 요건을 완화하는 1차 개정이 이루어졌다(이대웅 외, 2015). 이를 통해 2009년 5월 신청접수를 받은 후, 심사를 거쳐 2009년 9월 아시아권 국가 중 최초로 근로장려금 지급을 실시하였다(이대웅 외, 2015).

2.2 근로장려세제의 제도변화

제도 도입 이후 20년만에 수급대상을 확대하는 개편이 이루어진 미국과 비교하면, 우리나라는 비교적 짧은 기간 동안 급격한 제도의 변화가 여러 차례 이루어져 왔다. 근로장려세제 도입 이후의 개정내용을 정리한 <표 1>을 살펴보면 부부가구와 단독가구라는 가구 형태에 따라 각각 다른 유형의 제도 변화가 이루어져 온 것을 확인할 수 있다. 부부가구의 경우 두 차례의 큰 제도변화가 있었는데, 2011년 개정을 통해 미국과 유사

하게 부양자녀 수에 따라 소득구간별 지급액을 차등 지급하는 방향으로 개편되었으며, 2013년 개정에서는 별이형태별(홀별이가구, 맞별이가구)로 차등 지급하는 방향으로 개편되었다. 단독가구의 경우 제도 도입 초기에는 근로장려금의 지급대상이 아니었으나, 지급대상에 포함된 이후에는 주로 연령요건을 완화하는 형태의 제도개편이 이루어졌다. 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. 결국 2018년 개정을 통해 단독가구의 연령요건은 완전히 폐지되었다.

근로장려세제는 도입 이후 지급가구 및 지급금액을 확대하는 방향으로 지속적인 개편이 이루어졌다. 근로장려금의 지급현황을 정리한 <표 2>와 [그림 1]을 살펴보면 이러한 확대개편의 방향성이 뚜렷하게 나타난다. 특히 소득·재산요건과 최대지급액을 크게 확대하고 단독가구의 연령요건을 완전히 폐지한 2019년³⁾에는 지급가구수와 지급금액의 증가 폭이 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 2]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 수혜대상자가 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.

2.3 제도변화에 따른 자연실험(Natural Experiment)의 기회

이렇게 짧은 기간 동안, 거의 매년 수급대상을 확대하는 제도 개정이 이루어진 것은 연구자에게 매우 적절한 자연실험(natural experiment)의 기회를 제공하고 있는 것으로 보여진다. 특히 단독가구의 경우 다섯 차례의 개정을 통해 10세 단위의 연령대별로 수급연령 요건이 점차 완화되었으므로 연령요건에 따른 처치군과 통제군의 식별이 명확하다. 따라서 연령요건을 제외한 다른 요인에 영향을 받지 않는 분석(other things equal comparison)을 실시할 수 있다면, 노동공급 행태 혹은 효과를 해당 연령별로 분리하여 살펴볼 수 있을 것으로 판단된다. 인과추론(causal inference)을 위한 가장 바람직한 설정은 무작위 실험(randomized experiment)이지만 현실적으로 무작위 실험이 가능하지 않은 경우, 회귀분석(regression), 도구변수법(instrumental variables), 회귀단절모형(regression discontinuity) 및 이중차분법(difference-in-differences) 등 계량경제학적 방법을 통해 인과추론(causal inference)을 위한 준실험(quasi-experiment) 또는 자연실험(natural experiment)이 가능하다.

근로자들은 그가 속해 있는 생애단계에 따라 교육지출, 의료지출 등 다양한 소비 행태를 보일 것이며, 이에 따라 노동공급 행태도 달라질 것이다. 비록 근로장려세제의 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 부부가구를 역전하는 등 급격히 증가하는 추세이다. 따라서 단독가구의 노동공급 효과에 대해 살펴보는 것은 조세지출의 효율성을 제고하고 제도의 실효성을 평가한다는 측면에서도 시사점이 있을 것으로 판단된다.

〈표 1〉 근로장려세제의 주요 개정내용

	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, 보험모집인, 방문판매원			자영업자 포함 (전문직 제외)				
소득 요건	부부 합산 1,700만원 미만	<ul style="list-style-type: none"> - 부양자녀 없음: 1,300만원 - 부양자녀 1인: 1,700만원 - 부양자녀 2인: 2,100만원 - 부양자녀 3인 이상: 2,500만원 		<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 1,300만원 - 홀별이: 2,100만원 - 맞별이: 2,500만원 				<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 2,000만원 - 홀별이: 3,000만원 - 맞별이: 3,600만원 	
부양 자녀 요건	18세 미만의 부양자녀 1인 이상	배우자 또는 부양자녀	60세 이상인 경우 단독가구도 가능		50세 이상의 단독가구	40세 이상의 단독가구	30세 이상의 단독가구	연령에 상관없이 단독가구 신청 가능	
주택 요건	무주택 또는 5천만원 이하 1주택	무주택 또는 6천만원 이하 1주택		무주택 또는 1주택		주택요건폐지			
재산 요건	토지, 건물, 주택, 자동차, 전세금 등 합계 1억원 미만			재산합계액 1억 4천만원 미만				재산합계액 2억원 미만	
최대 지급액	120만원	<ul style="list-style-type: none"> - 부양자녀 없음: 70만원 - 부양자녀 1인: 140만원 - 부양자녀 2인: 170만원 - 부양자녀 3인 이상: 200만원 		<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 70만원 - 홀별이: 170만원 - 맞별이: 210만원 		<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 77만원 - 홀별이: 185만원 - 맞별이: 230만원 	<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 85만원 - 홀별이: 200만원 - 맞별이: 250만원 	<ul style="list-style-type: none"> - 단독: 150만원 - 홀별이: 260만원 - 맞별이: 300만원 	

자료: 홍우형(2021)

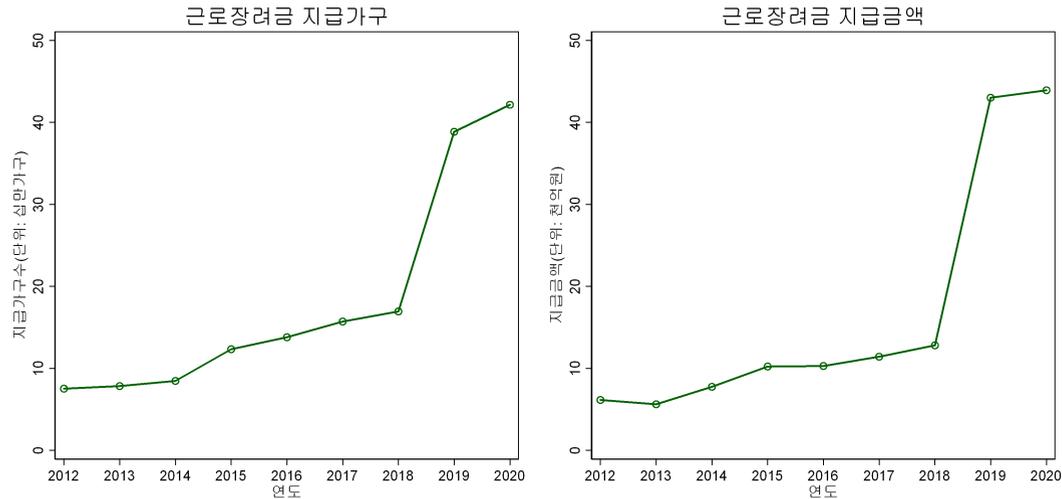
〈표 2〉 근로장려금 지급현황

단위: 백만원

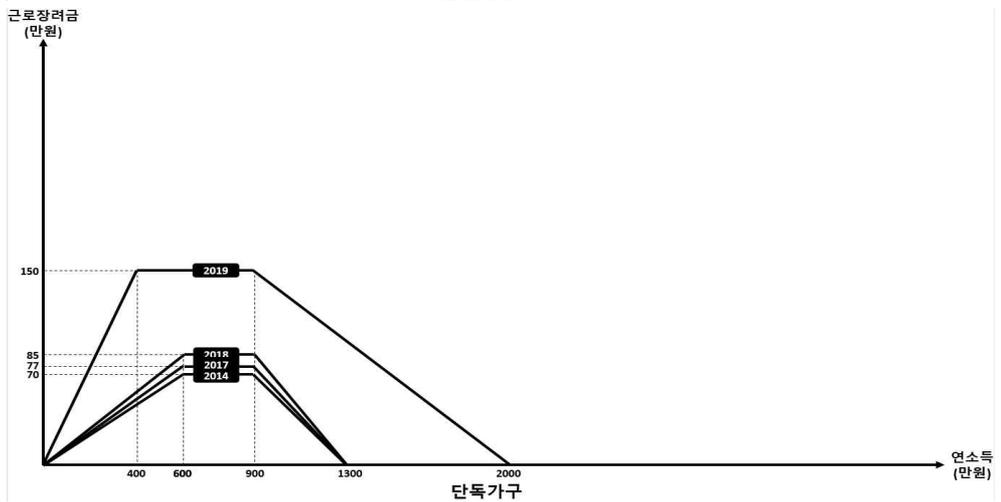
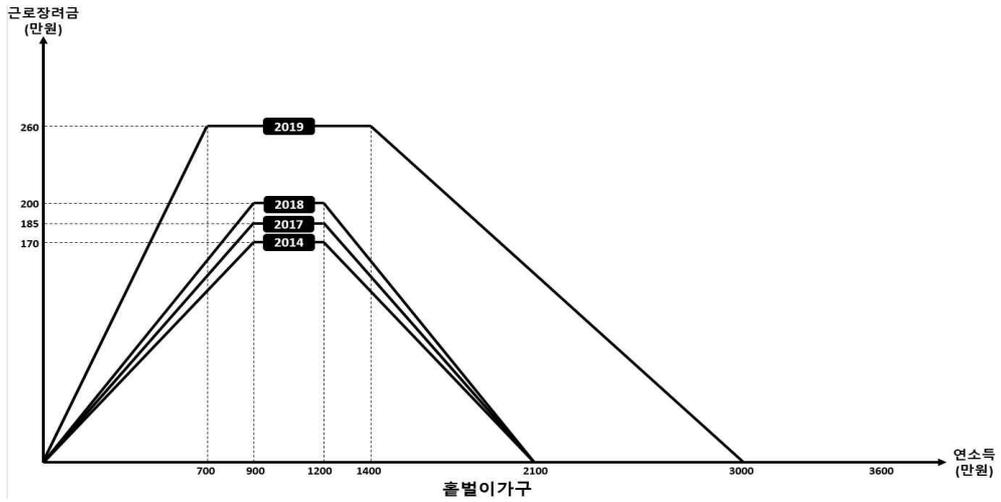
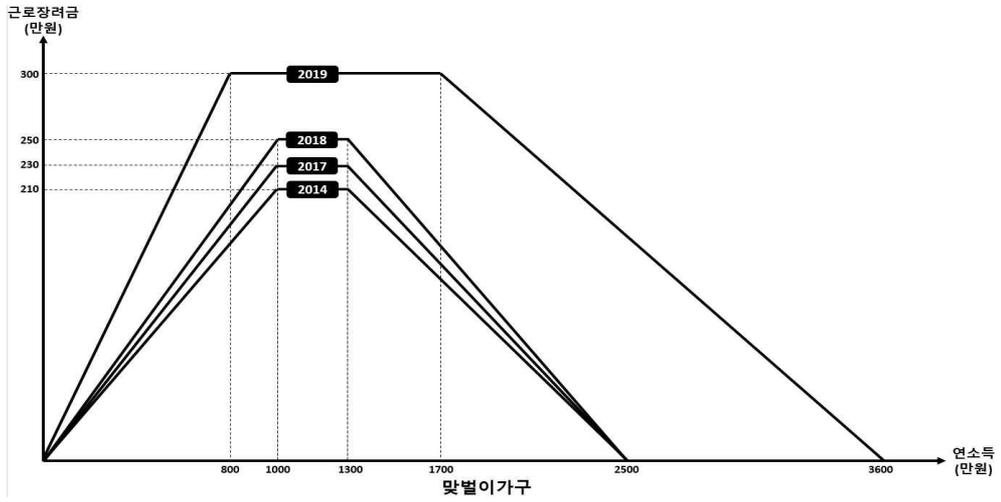
수급년도		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
지급가구	단독	752,049	783,397	142,778	194,678	417,984	646,483	795,432	2,381,247	2,671,439
	홀벌이			627,205	887,150	828,590	806,297	796,096	1,230,152	1,272,823
	맞벌이			76,035	150,718	132,379	117,662	102,084	273,812	270,015
지급금액	단독	614,021	561,761	48,198	63,921	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(각년도)』, 14-3-2

[그림 1] 근로장려금 지급현황



[그림 2] 가구유형별 근로장려금 산정방식의 변화



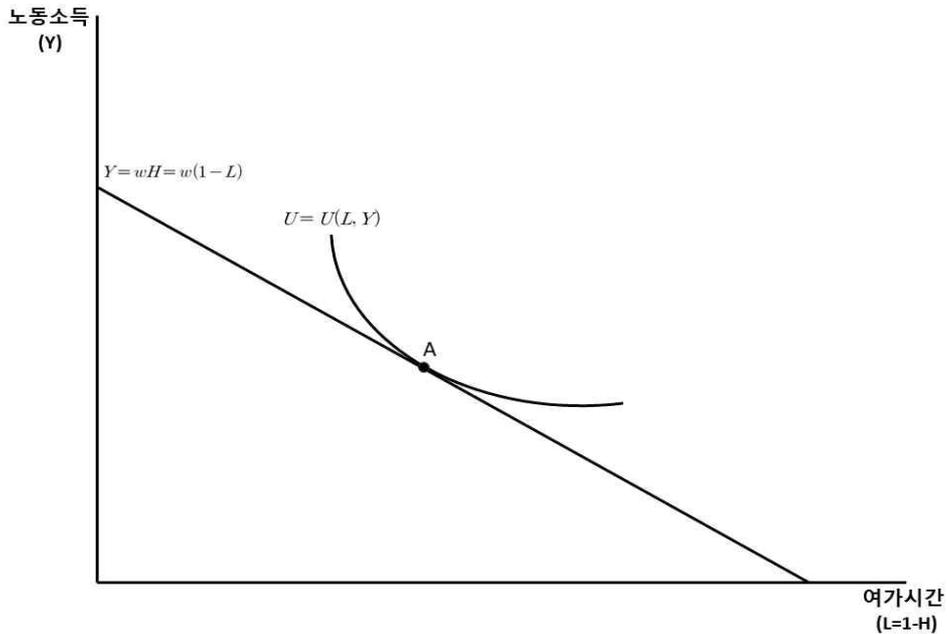
Ⅲ. 이론적 배경 및 선행연구

3.1 이론적 배경

근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과는 크게 경제활동 참가(extensive margin)의 증가와 노동시간(intensive margin)의 증가로 구분할 수 있다. 미취업자에 대한 근로장려금 지급은 경제활동 참가에 대한 유인을 제공한다. 하지만 이미 노동시장에 참여한 근로자의 경우, ‘점중-평탄-점감 구간’에 따라 노동시간에 대한 한계 임금이 증가할 수도, 변하지 않을 수도, 감소할 수도 있으므로, 근로장려세제가 노동시간에 미치는 이론적인 효과는 소득 구간별로 상이하게 나타난다.

이러한 임금의 변화가 근로시간에 어떤 효과를 미치는가는 소비자선택 이론에서 유추된다. 소비자선택(consumer choice)이론은 제약되어 있는 조건하에서 만족을 극대화하고자 하는 소비자의 선택을 분석한 이론으로, 가격이나 소득의 변화가 상품의 수요에 미치는 영향을 분석한다. 이러한 개념은 노동공급이론으로 확장될 수 있다. 근로자가 하루 24시간 중 근로나 여가에 사용할 수 있는 시간은 제한적이며, 개인의 능력과 상황에 따라 거둘 수 있는 소득의 범위도 제한적이다. [그림 3]은 소득-여가 선택 모형을 도식화하였는데, x축을 여가시간(L), y축을 노동소득(Y), 하루 중 근로자의 총 가용시간을 1이라 하자. 이러한 제약은 $Y = wH = w(1 - L)$ 이라는 예산제약선으로 나타낼 수 있으며, 그 기울기의 절댓값은 시간당 임금(w)이 된다. 또한 근로자에게 동일한 효용을 가지는 여가시간과 소득의 조합을 연결한 무차별곡선인 $U = U(L, Y)$ 을 그릴 수 있는데, 노동소득과 여가로 인한 효용을 극대화하기 위한 최적 조합은 예산제약선과 무차별곡선이 접하는 점인 A에서 결정된다.

[그림 3] 소득-여가 선택 모형



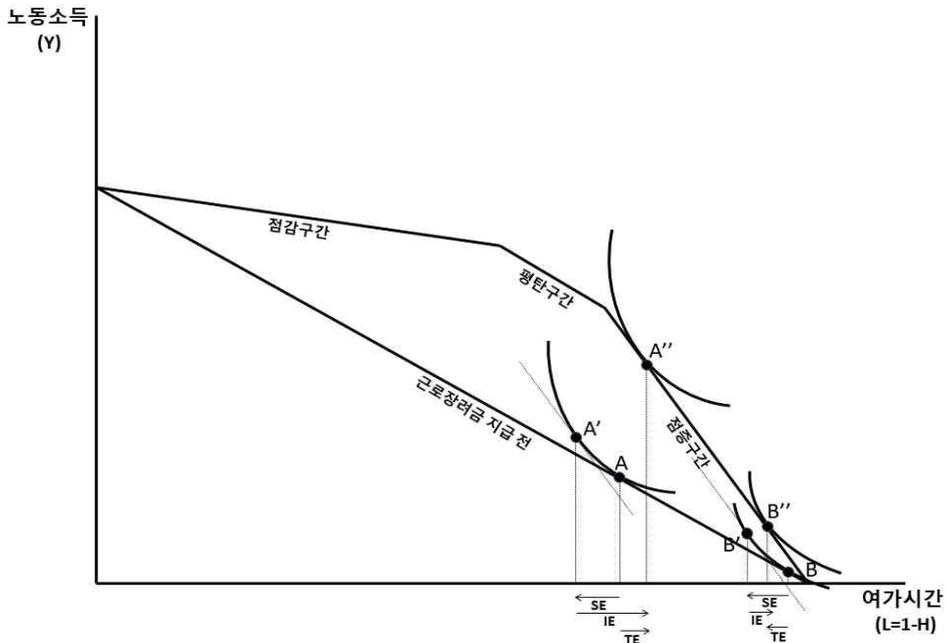
하지만 임금이 변화하는 경우 예산제약선의 기울기가 달라지므로, 새로운 무차별곡선과 접하는 최적의 노동소득 및 여가시간의 조합 역시 달라진다. 앞서 언급했듯 ‘점증-평탄-점감 구간’별로 지급액이 달라지는 근로장려세제의 독특한 제도적 특성으로 인해 각 소득 구간별로 근로장려금이 예산제약선의 기울기에 미치는 효과는 상이하다.

먼저 점증구간에서는 근로시간이 증가할수록 근로장려금 지급액 역시 증가하므로, 실질적으로는 임금이 상승하는 효과가 발생할 것이다. 이는 예산제약선의 기울기를 더욱 가파르게 만들어 근로자의 노동시간에 영향을 미칠 것이다. 임금 상승으로 인한 노동시간의 총 효과(total effect)는 크게 대체효과(substitution effect)와 소득효과(income effect)로 구분할 수 있다. 대체효과란 임금의 상승으로 인해 여가시간의 기회비용이 커져 여가시간을 줄이고 노동시간을 늘리는 현상을 의미한다. 소득효과란 임금의 상승으로 증가한 가처분소득이 노동시간에 미치는 영향을 의미한다.

일반적으로 가치분소득이 증가하면 여가시간 역시 증가하는 경향이 있으므로 여가시간은 정상재의 성격을 가진다고 볼 수 있으며, 여가시간을 즐기기 위해 노동시간을 줄이는 부(-)의 소득효과가 발생한다.

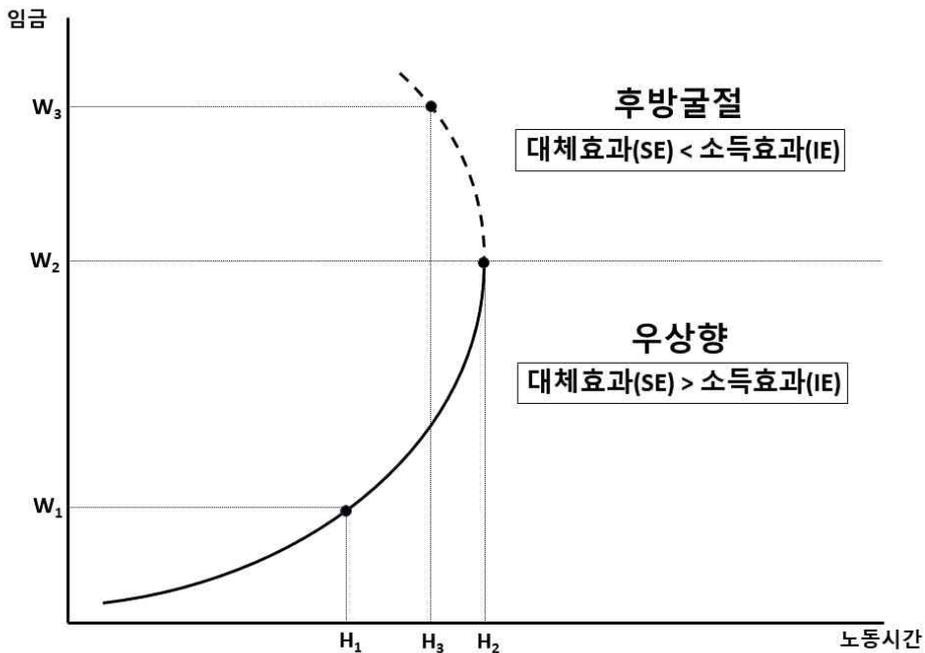
결국 여가시간이 정상재라는 가정 하에 임금의 상승은 노동시간을 증가시키는 대체효과와 감소시키는 소득효과를 동시에 발생시킬 것이며, 이 두 효과의 상대적 크기에 따라 최종적인 노동시간이 달라질 것이다. [그림 4]는 점증구간에서 근로장려세제가 노동시간에 미치는 효과를 예산제약선과 무차별공급선을 통해 나타내었는데, 임금상승이 노동시간에 미치는 총 효과는 대체효과가 소득효과보다 큰 경우에는 증가할 것이며, 반대의 경우에는 감소할 것이다.

[그림 4] 근로장려세제가 노동시간에 미치는 효과(점증구간)



이러한 현상은 노동공급곡선을 통해서도 확인할 수 있다. [그림 5]는 노동의 공급곡선을 도식화했는데, 대체효과와 소득효과에 따라 곡선의 형태가 달라지는 것을 볼 수 있다. 임금이 W_1 에서 W_2 로 증가하면 노동시간이 H_1 에서 H_2 로 증가하여 노동공급곡선은 일반적인 재화의 공급곡선과 마찬가지로 우상향하는 형태를 보인다. 이러한 임금상승이 대체효과가 소득효과보다 큰 구간에 속해 있기 때문이다. 하지만 임금이 W_2 에서 W_3 로 더 크게 증가하면 대체효과가 소득효과보다 작아져 노동시간은 H_2 에서 H_3 로 오히려 감소한다. 이 경우 노동공급곡선은 후방굴절의 형태를 보이게 된다.

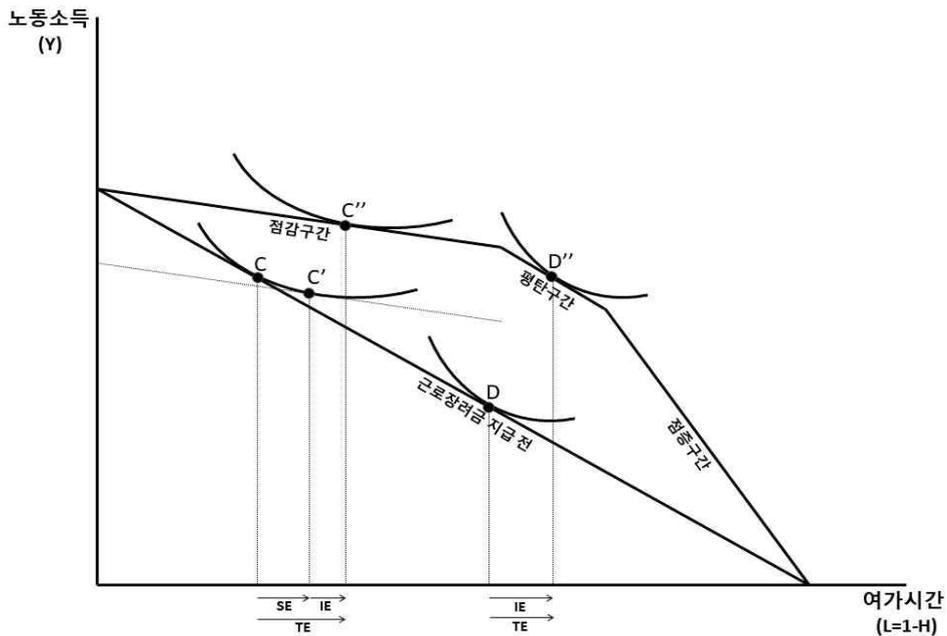
[그림 5] 노동공급곡선



[그림 6]은 평탄 및 점감구간에서 근로장려세제로 인한 노동시간의 변화를 예산제약선과 무차별곡선으로 도식화하였는데, 해당 구간에서 노동

시간에 대한 총 효과는 감소하는 것으로 나타난다. 평탄구간에서는 근로장려세제로 인한 임금의 변화가 없기 때문에 예산제약선의 기울기는 근로장려금 지급 전과 동일하다. 따라서 임금 상승으로 인한 추가적인 근로유인이 없으므로 대체효과는 존재하지 않는다. 또한 여가시간이 정상재라는 가정 하에 근로소득이 증가할수록 근로시간을 감소시키는 부(-)의 소득효과가 존재하므로, 결국 노동시간에 대한 총 효과는 부(-)의 방향으로 작용할 것이다. 점감구간에서는 노동시간이 증가할수록 근로장려금을 적게 지급한다. 이는 실질적으로 임금이 하락하는 것과 동일한 효과를 가지므로 예산제약선의 기울기는 근로장려금 지급 전보다 완만해질 것이다. 따라서 임금의 하락으로 여가시간의 기회비용이 감소하여 여가시간을 늘리고 노동시간을 줄이는 부(-)의 대체효과가 발생할 것이다. 또한 소득효과는 점증 및 평탄구간에서와 동일하게 근로시간을 감소시키는 부(-)의 방향으로 작용하므로 총 효과 역시 부(-)의 방향으로 나타날 것이다.

[그림 6] 근로장려세제가 노동시간에 미치는 효과(평탄·점감구간)



이를 종합하면 이론적으로 근로장려세제는 미취업자의 경제활동 참가(extensive margin)유인에는 긍정적 효과를 미치지만, 근로자의 노동시간(intensive margin)에 대해서는 ‘점증-평탄-점감 구간’별로 상이한 효과를 미칠 수 있다. 이는 각 소득 구간별로 근로장려금 지급액이 달라지는 근로장려세제의 독특한 제도적 특성에 기인하며, 이로 인해 근로자의 예산제약선은 꺾인 형태(kinked budget constraint)를 가질 것이다. 먼저 점증구간에서는 노동시간에 대해 정(+)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하며, 노동시간에 대한 총 효과는 대체효과와 소득효과의 크기에 따라 증가 혹은 감소할 수 있다. 다음으로 근로장려금이 불변인 평탄구간에서는 노동시간에 대해 부(-)의 소득효과만 나타나기 때문에 총 효과는 감소할 것이다. 마지막으로 점감구간에서는 노동시간에 대해 부(-)의 대체효과와 부(-)의 소득효과가 발생하므로 총 효과는 감소할 것이다. 따라서 근로장려세제로 인한 이론적인 노동공급 증가효과는 점증구간에서 집중적으로 나타날 것으로 예상할 수 있다.

3.2 선행연구

이론적인 근로장려세제의 노동공급 효과는 정(+)의 효과와 부(-)의 효과가 혼재되어 있기 때문에 이를 실증적으로 규명하기 위한 다양한 연구가 활발하게 진행되었다. 이들의 연구 결과를 살펴보면 근로장려세제는 대체로 경제활동 참가 및 취업자 수 증가에는 양(+)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 예를 들어 Leigh(2007), 임완섭(2011), 이대웅 외(2015), 남재량(2017) 등은 근로장려세제가 경제활동참가율과 취업자 수 증가에 유의하게 기여했다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 반면 근로장려세제가 노동시간 및 근로일수에 미치는 효과는 그 결과가 혼재된 것으로 나타나고 있다. Gregg and Harkness(2003), Leigh(2007), 박능후(2011), 박

상현·김태일(2011), 정의룡(2013), 현다운·석재은(2014), 남재량(2017) 등은 근로장려세제가 노동시간 및 근로일수에 정(+)의 효과가 있다고 보고하고 있으나, 임완섭(2011), 기재량 외(2014), 박능후·임금빈(2014) 등은 근로장려세제가 주당 노동시간과 근로일수에 유의미한 영향이 없다는 상반된 연구결과를 제시하고 있다.

한편, 근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과를 분석대상의 특성별로 구분하여 분석한 실증분석 결과도 존재한다. 예를 들어 홍우형(2021)은 2014년에 이루어진 근로장려세제의 산정방식 변화가 주소득자가 아닌 주소득자의 노동공급에만 유의미한 영향을 미쳤으며, 주소득자 중에서도 여성, 20~50세, 노동취약계층에서 노동공급의 증대효과가 뚜렷하다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 한편 Chetty, et al.(2013)은 근로장려세제에 대한 지식이 있는 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하여 근로장려세제의 노동공급 효과를 분석하였는데, 근로장려세제에 대한 지식이 있는 여성의 경우, 그렇지 않은 여성보다 자녀가 태어난 이후에도 일할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

근로장려세제로 인한 여성의 노동공급 효과를 분석한 연구도 다수 존재한다. 예를 들어 유민이 외(2014), 한종석 외(2019), 노혜진·이지은(2020), Bastian(2020) 등은 근로장려세제가 여성의 경제활동 참가와 취업 증가에 미치는 효과가 긍정적이라고 보고하였으며, Stancanelli(2008)는 프랑스의 근로장려금 제도가 동거녀의 고용율에 정(+)의 영향을 미쳤다는 실증분석 결과를 제시하였다. 한편 근로장려세제가 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 근로장려세제가 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 근로장려세제가 미혼모의 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 못했다는 상반된 실증분석 결과를 제시하였다.

근로장려세제의 노동공급 효과를 ‘점증-평탄-점감 구간’별로 실증분석한 연구도 존재한다. 송헌재(2012), 송헌재·방흥기(2014), 신우리·송헌재(2018a), 신우리·송헌재(2018b) 등은 점증구간에서는 근로장려세제가 노동참여율과 노동공급에 유의한 양(+의 영향을 미쳤지만, 평탄·점감 구간에서는 노동공급에 유의한 효과가 없거나 오히려 감소시켰다고 보고하였다. 이러한 연구결과는 이론적인 근로장려세제의 노동공급 효과와도 일치한다고 볼 수 있다.

근로장려세제의 소득재분배 효과 및 근로소득에 미치는 효과를 실증적으로 분석한 연구도 진행되었다. 신상화(2019), 홍우형(2019)은 근로장려세제가 소득재분배 개선에 기여했다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 박능후·임금빈(2014), 현다운·석재은(2014)은 근로장려세제가 근로소득을 증대시켰다고 보고하고 있으나, 기재량 외(2014)는 근로소득과 시간당 임금을 오히려 감소시켰다고 보고하였다. 한편 Hoynes and Patel(2018)은 미혼 여성을 대상으로 근로장려세제의 소득증대효과를 분석하였다. 그 결과 근로장려세제의 소득증대효과는 소득 대비 빈곤 수준이 75~100%인 구간에서 집중적으로 나타났다는 실증적인 근거를 제시하였다.

또한 여러 개의 데이터를 활용해 근로장려세제의 노동공급 효과를 비교분석한 연구도 존재하며, 그 결과는 분석자료별로 상이한 것으로 나타났다. 홍민철 외(2016)는 재정패널에서는 근로장려세제가 경제활동 참여를 유의하게 증가시켰으나, 복지패널에서는 경제활동 참여와 주당 근로시간을 감소시키는데 기여한 것으로 보고하고 있다. 홍우형 외(2017)는 재정패널을 사용해 분석한 경우 점증구간의 부부 및 한부모 가구의 노동참

여율이 증가하였으며, 국세청 미시자료로 분석한 경우에는 수혜자 집단의 실업탈출 확률과 고용 지속성에 긍정적 영향을 미쳤다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 복지패널, 노동패널, 재정패널, 가계금융복지 자료를 활용하여 근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과를 분석한 박지혜·이정민(2018) 역시 사용자료에 따라 실증분석 결과가 상이한 것으로 보고하였다.

IV. 분석자료 및 분석방법

4.1 분석자료

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제의 연령요건 확대 개편이 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. 재정패널은 복지 및 조세정책이 가계와 국가에 미치는 영향을 분석하기 위해 2008년부터 한국조세재정연구원이 시행하고 있는 패널조사이다.

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 근로장려세제의 연령요건 확대 개편이 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 매우 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 젊은 층의 연령대일수록 표본부족의 문제가 있음을 확인할 수 있다.

4) 조세특례제한법 제100조의3 제5항에는 근로장려세제의 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 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

〈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

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 경제활동 참가여부와 근로시간 등 노동공급에 대한 정보뿐만 아니라 단독가구를 식별해 내기 위한 가구에 대한 정보가 부재하다는 단점이 존재한다.

반면 근로장려세제의 제도변화가 단독가구의 노동공급에 미치는 영향을 실증분석하기 위해 재정패널을 활용하는 것은 크게 세 가지의 이점이 있다. 첫째, 재정패널은 경제활동 참가여부와 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 근로장려세제의 적용요건에 맞는 수급 대상자를 식별하기에 매우 적합한 정보를 제공한다. 셋째, 재정패널은 설문응답자로부터 자발적인 근로소득 원천징수영수증, 과세표준확정신고 등의 소득증빙자료를 수집하므로, 소득과 과세정보에 대한 신뢰성이 매우 높다고 할 수 있다.

4.2 분석방법 및 실증분석 전략

본 연구는 2013년, 2016년, 2017년, 2018년의 근로장려금 산정방식 변화를 외생적인 경제충격(exogenous economic shock)으로 간주하고, 수급연령을 완화하는 제도의 개정이 단독가구의 연령대별 노동공급에 미친 효과를 실증분석 하고자 한다. 이를 위해 본 연구는 이중차분법(difference-in-differences, DID)을 확장한 패널고정효과모형을 사용한다.

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

여기서 y_{it} 는 종속변수로, 단독가구 i 의 t 시점에서의 경제활동 참가여부 와 주 평균 근로시간을 의미한다. $Eitc_i$ 는 처치군(treatment group)에 대한 변수로 제도개정 이후 연령조건을 포함한 모든 근로장려금 수급 요건을 만족하면 1, 연령조건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 재정패널은 근로장려금 수급여부에 관한 정보를 보유하고 있으나, 처치군을 실제 근로장려금을 수급한 단독가구로 한정한다면 앞서 언급했던 표본 노후화의 문제로 인해 젊은 연령층에서는 표본이 부족할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 처치군(treatment group)을 연령요건을 포함하여 근로장려금 수급요건을 모두 만족하는 가구로 정의하였다. 실제 근로장려금 수급

여부와 무관하게 근로장려금 제도의 유인에 반응할 가능성이 있다는 점을 감안하여 처치군에 포함시켰으며, 연령요건만 제외한 나머지 근로장려금 수급요건을 만족하는 경우 통제군(control group)으로 설정하였다. 이러한 통제군은 연령만 제외하고는 근로장려금 수급요건을 모두 만족하기 때문에, 최소한 경제활동 측면에서는 처치군과 매우 유사한 특성을 보유하고 있는 것으로 예상할 수 있다.

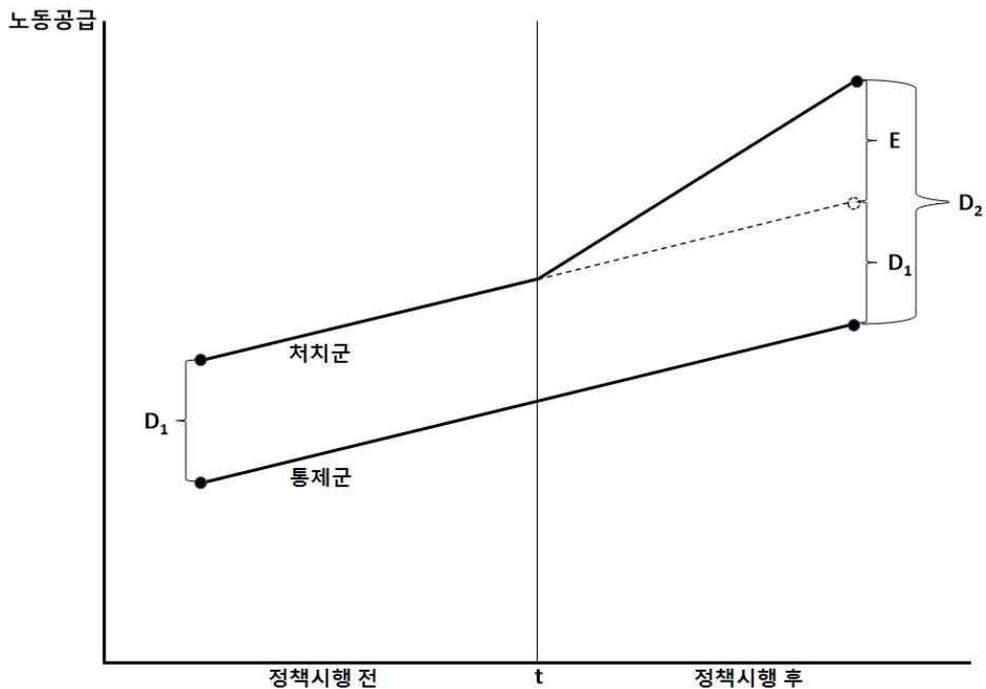
T_t 는 처치시점(treatment period)에 대한 변수로 근로장려금 제도개정 이후면 1, 이전이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 따라서 처치군과 처치시점 변수들의 교차항($Eitc_i \times T_t$)의 계수값인 δ 를 통해 처치효과(treatment effect)를 추정할 수 있다. 만약 δ 가 통계적으로 유의한 양의 값을 가진다면, 근로장려금 수급요건 확대가 해당 연령대의 단독가구의 경제활동참가여부와 주 평균 근로시간, 즉 노동공급을 증가시키는 데 유의미한 영향을 미친 것으로 해석할 수 있을 것이다.

X_{it} 는 단독가구의 경제활동 참가여부 및 주 평균 근로시간에 영향을 미칠 수 있는 통제변수들로, 본 연구에서는 가구원의 연령, 특별·광역시 거주여부, 비근로소득, 순자산, 주택 보유여부 변수를 사용했다. 성별, 교육년수 변수도 통제변수에 포함하고자 하였으나 가구 고정효과 λ_i 로 인한 공선성(collinearity)의 문제가 발생하여 분석모형에서 제외하였다. 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.

[그림 7]은 이중차분법을 통해 처치효과를 추정하는 기본적인 원리를 도식화하였다. 처치시점(t)에서 처치군의 노동공급에 영향을 주는 정책이 시행되었다고 가정하자. 또한 처치군과 비슷한 특성을 갖는 통제군은 정책에 의한 노동공급 변화가 없었다고 가정하자. 이때 정책시행 전 처치군과 통제군의 노동공급 차이(D_1)는 우리가 측정하지 못하나 노동공급에 영

향을 미치는 특성을 반영하고 있을 것이다. 또한 정책시행 후 처치군과 통제군의 차이(D_2)는 정책수행 전 우리가 측정하지 못하는 특성으로 인한 차이(D_1)와 함께 정책시행으로 인한 효과(E)를 포함하고 있을 것이다. 따라서 정책시행 후 차이(D_2)에서 정책시행 전 차이(D_1)를 제외하면 정책시행으로 인한 순수한 처치효과(E)를 구할 수 있다. 본 연구는 단독가구를 대상으로 특정 시점에 이루어진 근로장려세제 제도개편의 정책적 효과를 살펴보고자 하는 것이 목적이므로 이중차분법을 방법론으로 활용하는 것이 적합한 것으로 판단된다.

[그림 7] 이중차분법(difference-in-differences)의 개념



이중차분법은 공통추세가정(common trend assumption)을 만족하는 것이 필수적이다. 이는 처치가 없었다면 처치군과 통제군은 종속변수에 있어서 동일한 추세를 가져야 한다는 의미이다. 따라서 [그림 7]에서 점선으로 표시한 것처럼 정책시행, 즉 처치가 이루어지지 않았다면 처치군과 통제군은 평행한 추세를 보였을 것이라고 기대되어야 한다. 이를 검증하기 위해서는 처치시점 이전에 충분한 분석기간을 확보하는 것이 필수적이다. 하지만 본 연구에서는 다음과 같은 이유로 공통추세검정을 시행하기에 어려움이 있다. 첫째, 본 연구는 연령요건을 제외한 기타 요건으로 인한 영향을 배제하고자 분석기간을 최소 2년, 최대 3년으로 짧게 설정하였다. 둘째, 본 연구에서 사용한 자료인 재정패널은 매년 주기로 조사가 시행되므로 월별 추세는 알 수 없다. 따라서 본 연구에서는 공통추세를 검증하지 못한다는 점에서 그 한계점이 있다. 그러나 앞서 언급한 바, 처치군과 통제군 모두 연령요건을 제외한 근로장려금의 수급요건을 만족하여야 하므로, 두 집단이 최소한 경제활동 측면에서는 매우 유사한 특성을 가질 것으로 예상할 수 있다.

이중차분법에서 가장 중요한 과제는 처치군(treatment group)과 통제군(control group)의 설정이다. 본 연구에서 처치군은 처치시점 이후 연령요건을 포함한 모든 근로장려금 수급요건⁵⁾을 만족하는 단독가구로 설정하였으며, 통제군은 처치시점 이후 연령요건을 제외한 모든 근로장려금 수급요건을 만족하는 단독가구로 설정하였다. 또한 처치군은 제도변화에 영향을 받는 연령대로, 통제군은 제도변화에 영향을 받지 않는 연령대 중 처치군과 가장 인접한 연령대로 한정하였다. 연령대가 인접할수록 처치군과 통제군 사이의 공통추세(common trend)가 존재할 것으로 예상되기 때문이다. 이에 본 연구는 제도변화에 따라 분석기간을 네 개로 구분하여 인접한 두 연령대 간의 노동공급 효과를 연속적으로 비교하였으며, 60대는

5) 본 연구는 부부가구가 아닌 단독가구의 노동공급 효과에만 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.

50대를, 50대는 40대를, 40대는 30대를, 그리고 30대는 20대를 통제집단으로 설정하였다.

근로장려세제는 그 제도적 역사가 짧음에도 불구하고 근로소득자·자영업자 여부, 연령, 소득, 주택, 재산 등 각종 수급요건에 대한 변화가 빈번하게 일어났다. 따라서 단독가구의 수급 연령대를 확대하는 제도변화가 노동공급에 미친 효과만을 살펴보기 위해 각각의 연령대별 처치효과를 식별할 수 있도록 분석기간을 4개로 구분하였다. <표 5>는 처치효과가 식별 가능한 연령대별로 분석기간, 처치시점, 처치내용, 그리고 처치군과 통제군의 구성을 요약하여 제시하였다. 우선 60대의 근로소득 단독가구의 노동공급에 미치는 순 효과를 식별하기 위해 2012-2014년 기간을 분석하였다. 2015년에는 수급대상자를 자영업자로 확대하는 개정과 주택요건과 재산요건을 완화하는 개정이 이루어졌으므로, 이를 배제하기 위해 분석기간을 2014년까지로 제한하였다. 이어서 50대 단독가구에 대하여 수급을 확대한 2016년 제도변화가 50대 단독가구에 어떠한 처치효과를 가져왔는지를 식별하기 위해 2015-2016년 기간을 분석하였으며, 마찬가지로 40대 단독가구 및 30대 단독가구까지 연령요건을 순차적으로 완화하여 수급을 확대한 2017년 및 2018년의 처치효과를 식별하기 위해 2016-2017년 기간 및 2017-2018년 기간을 분석하였다. 2017년에는 40대로 연령요건을 확대하는 변화 외에도 주택요건 폐지라는 변화가 있었지만, 이를 통제하기 위해 주택 보유여부를 통제변수로서 실증분석 모형에 포함하였다.

〈표 5〉 연령대별 노동공급효과를 식별하기 위한 실증분석 전략

식별 연령대	분석기간	처치시점	처치내용	처치군	통제군
60대 (60-69세)	2012-2014년	2013년	60세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2013-2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 60-69세의 단독가구	2013-2014년 동안 근로장려금 수급요건을 한 번이라도 만족한 50-59세의 단독가구
50대 (50-59세)	2015-2016년	2016년	50세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 50-59세의 단독가구	2016년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40-49세의 단독가구
40대 (40-49세)	2016-2017년	2017년	40세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 40-49세의 단독가구	2017년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30-39세의 단독가구
30대 (30-39세)	2017-2018년	2018년	30세 이상 단독가구에 근로장려금 지급	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 30-39세의 단독가구	2018년에 근로장려금 수급요건을 만족한 20-29세의 단독가구

4.3 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 경제활동 참가여부와 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 거주여부를 제외한 모든 변수에서 통제군에 비해 상대적으로 과거 세대(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 비근로소득 과 주택 보유여부의 경우 60대와 50대를 비교했을 때와 40대와 30대를 비교했을 때 큰 차이를 보였다.

다음으로 〈표 7〉-〈표 10〉은 제도변화 전후 근로장려금 수급대상 가구(처치군)와 미수급가구(통제군)의 노동공급 변화를 연령대별로 제시하였다. 또한 이론적인 근로장려세제의 노동공급 효과는 소득구간에 따라 상이하게 나타나므로 전체구간뿐만 아니라 점증구간과 평탄·점감구간에 속한 가구로 구분하여 제시하였다.

먼저 60대와 50대를 비교한 〈표 7〉을 살펴보면, 경제활동 참가여부와 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 노동공급 유인을 제공하지 못했다는 추론이 가능하다.

다음으로 50대와 40대를 비교한 <표 8>을 살펴보면, 50대와 40대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났다. 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. 경제활동 참여 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 적절한 노동공급 유인을 제공하였다는 추론이 가능하다.

마지막으로 30대와 20대를 <표 10>을 살펴보면, 30대와 20대 모두 제도변화 이후 전 구간에서 전반적인 노동공급이 감소한 것으로 나타났지만, 그 감소폭은 처치군인 30대에서 더 크게 나타났다. 따라서 단독가구의 수급연령을 30세 이상으로 확대한 2018년의 제도변화가 수혜대상인 30대의 노동공급에 부정적 영향을 미쳤음을 유추할 수 있다.

이를 종합하면 근로자가 속해 있는 생애주기에 따라 노동행태가 상이하게 나타날 수 있으므로, 근로장려세제의 노동공급 효과 역시 연령대별로 다르게 나타날 수 있음을 추론할 수 있다. 하지만 이는 어디까지나 평균을 비교한 기초통계에 불과하므로 연령대별로 상이한 노동공급 효과가 나타날 수 있음을 시사할 뿐, 근로장려세제의 수급연령 확대에 의한 실제 처치효과를 의미하는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다.

〈표 6〉 주요변수의 기초통계량

변수	분석기간 2012~2014년		분석기간 2015~2016년		분석기간 2016~2017년		분석기간 2017~2018년	
	처치군: 60대	통제군: 50대	처치군: 50대	통제군: 40대	처치군: 40대	통제군: 30대	처치군: 30대	통제군: 20대
경제활동 참가여부 (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 거주여부 (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)
주택 보유여부 (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

〈표 7〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 60대 vs 50대

구분		처리군: 60대				통제군: 50대			
		2012년		2013-2014년		2012년		2013-2014년	
		관측치	평균(A) (표준편차)	관측치	평균(B) (표준편차)	관측치	평균(C) (표준편차)	관측치	평균(D) (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)
	접증	48	0.292 (0.459)	101	0.238 (0.428)	26	0.385 (0.496)	62	0.419 (0.497)
	평탄 접감	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)
	접증	48	8.854 (14.776)	100	8.840 (17.264)	26	14.192 (20.833)	62	16.032 (21.843)
	평탄 접감	21	39.381 (11.020)	43	38.093 (18.768)	19	36.842 (16.194)	58	40.172 (15.181)

〈표 8〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 50대 vs 40대

구분		처리군: 50대				통제군: 40대			
		2015년		2016년		2015년		2016년	
		관측치	평균(A) (표준편차)	관측치	평균(B) (표준편차)	관측치	평균(C) (표준편차)	관측치	평균(D) (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)
	접증	22	0.591 (0.503)	27	0.481 (0.509)	5	0.400 (0.548)	6	0.167 (0.408)
	평탄 접감	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)
	접증	22	21.409 (23.989)	27	19.741 (24.659)	5	24.400 (34.305)	6	5.000 (12.247)
	평탄 접감	28	42.357 (13.929)	33	45.758 (15.486)	10	48.200 (14.980)	13	41.846 (16.067)

〈표 9〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 40대 vs 30대

구분		처리군 40대				통제군 30대			
		2016년		2017년		2016년		2017년	
		관측치	평균(A) (표준편차)	관측치	평균(B) (표준편차)	관측치	평균(C) (표준편차)	관측치	평균(D) (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)
	접증	8	0.625 (0.518)	8	0.625 (0.518)	3	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 접감	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)
	접증	8	27.000 (27.008)	8	26.250 (23.107)	3	46.667 (11.547)	5	32.800 (18.417)
	평탄 접감	9	36.667 (16.039)	12	29.083 (22.452)	7	41.429 (8.997)	8	41.250 (5.339)

〈표 10〉 처치군과 통제군의 노동공급 변화: 30대 vs 20대

구분		처리군(30대)				통제군(20대)			
		2017년		2018년		2017년		2018년	
		관측치	평균(A) (표준편차)	관측치	평균(B) (표준편차)	관측치	평균(C) (표준편차)	관측치	평균(D) (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)
	접증	2	0.500 (0.707)	3	0.000 (0.000)	4	1.000 (0.000)	5	0.800 (0.447)
	평탄 접감	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)
	접증	2	20.000 (28.284)	3	0.000 (0.000)	4	36.250 (7.500)	5	29.800 (10.733)
	평탄 접감	7	44.571 (9.144)	8	41.250 (18.668)	6	36.667 (7.528)	9	37.556 (13.703)

V. 실증분석 결과

5.1 단독가구의 연령대별 노동공급 효과

본 연구에서는 2013년, 2016년, 2017년, 2018년 단독가구의 연령요건을 각각 60세 이상, 50세 이상, 40세 이상, 30세 이상으로 점차 완화하는 근로장려세제의 확대 개편을 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 노동공급 효과에 주목하고자 하였다.

〈표 11〉과 〈표 12〉는 근로장려세제 확대개편의 연령대별 노동공급 효과를 이중차분법을 확장한 패널고정효과모형으로 추정한 결과를 제시하였다. 근로장려세제는 미취업자의 경제활동참가(extensive margin) 뿐만 아니라 기존 근로자의 노동시간(intensive margin)에 영향을 미칠 수 있다. 이에 (1)-(3)열은 경제활동 참가여부를 (4)-(6)열은 주 평균 근로시간을 종속변수로 활용하여 추정하였다. 또한 근로장려세제의 이론적인 노동공급 효과는 ‘점증-평탄-점감 구간’에 따라 상이하게 나타날 수 있으므로 (1), (4)열은 전체 가구를, (2), (5)열은 점증구간에 속한 가구만을, (3), (6)열은 평탄 및 점감구간에 속한 가구만을 대상으로 표본을 구성하여 추정한 결과를 제시하였다.

먼저 60대의 노동공급 효과에 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 근로장려세제의 수급대상이 되었음에도 불구하고 60대의 경제활동 참가와 주 평균 근로시간이 50대와 비교하여 유의미하게 변화하지 않았음을 보여준다.

다음으로 <표 12>에서 50대의 노동공급 효과에 대한 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동 참가여부에 대한 $Eitc_i \times T_i$ 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 증가 폭은 더욱 크게 나타났으며, 통계적 유의성 또한 크게 증가한 것으로 나타났다. 이는 2016년 근로장려세제 제도개편의 수혜대상인 50대의 노동시간이 40대에 비해 유의미하게 증가하였음을 보여주며, 이러한 증가는 점증구간에서 더욱 뚜렷하여 이론적 예측과도 일치하는 실증적 근거를 제시한다.

다음으로 <표 12>에서 40대의 노동공급 효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보면, 종속변수와 상관없이 $Eitc_i \times T_i$ 의 계수가 전 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 2017년 근로장려세제 제도변화의 수혜대상인 40대의 경제활동 참가와 주 평균 근로시간이 비 수혜대상인 30대에 비해 유의미하게 증가하지 않았다는 결과를 보여준다.

마지막으로 <표 12>에서 30대의 노동공급 효과에 해당하는 실증분석 결과를 살펴보자. 경제활동 참가여부에 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. 이는 점증구간에 한하여 2018년 근로장려세제 제도개편이 수혜대상인 30대의 노동시간 증가에 유의미한 기여를 하였다는 근거를 제시한다.

이상의 결과는 단독가구의 근로장려금 수급연령을 확대한 네 차례의 제도변화가 미취업자의 노동참여 유인을 통해 단독가구의 양적

(quantitative) 노동공급을 증가시키는 것에는 실패하였지만, 50대와 30대 단독가구의 근로시간 증가에는 유의미한 기여를 하였다는 결론을 지지한다.

〈표 11〉 실증분석결과: 60대의 노동공급 효과

변수명	종속변수:					
	경제활동 참여여부			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 거주여부 (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)
주택 보유여부 (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
가구수	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 의미한다.

〈표 12〉 실증분석결과: 50, 40, 30대의 노동공급 효과

변수명	종속변수:					
	경제활동 참가여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 50대의 노동공급 효과						
$Eitc_i \times T_t$	0.0344 (0.080)	0.1590 (0.187)	0.0958 (0.083)	8.5529* (4.706)	23.6148*** (6.448)	10.4135 (6.230)
가구수	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 노동공급 효과						
$Eitc_i \times T_t$	-0.0063 (0.123)	-0.0452 (0.261)	0.0000 (0.000)	-3.5410 (7.820)	1.1995 (11.285)	-12.6247 (9.555)
가구수	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 노동공급 효과						
$Eitc_i \times T_t$	0.2378 (0.215)	0.4954 (2.931)	0.2615 (0.228)	-0.8421 (2.515)	31.0487* (3.175)	-1.5287 (2.352)
가구수	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 의미한다.

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

5.2 부표본(Subsample) 구성을 통한 추가 분석

본 절에서는 동일한 연령대에서도 집단 내 특성에 따라 근로장려세제의 노동공급 효과가 이질적으로 나타날 수 있다는 점을 고려하여 처치군을 축소하거나 부표본(subsample)을 구성하여 추가적인 분석을 시행하였다. 우선 60대의 경우 통계적으로 유의한 노동공급 효과가 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 노동취약계층⁶⁾과 상대적으로 둔감하게 반응할 수 있는 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 동일한 분석을 시행하였다. 40대와 30대의 경우 충분한 표본크기를 확보하지 못해 세부적인 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, 경제활동 참여여부에 대한 처치효과 계수는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로 (1)열의 결과에 의하면 2013년 제도변화 후 60-64세의 경제활동 참가자 수는 약 0.15명 감소한 것으로 나타나며, 약 0.21명 감소하였음을 보여주는 (3)열의 결과는 이러한 감소가 점감구간에서 더 뚜렷하게 나타났다는 결론을 지지한다. 65-69세의 경우 경제활동 참여여부와 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 노동공급 효과보다 더 크게 작용하였다는 추론이

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

가능하다. 정년퇴직 직후인 60-64세의 양적 노동공급이 유의미하게 감소하였다는 결과는 이러한 추론에 대한 실증적 근거를 제시한다.

다음으로 노동취약계층과 비노동취약계층으로 부표본을 구성하여 50대의 노동공급 효과에 대해 동일한 분석을 시행한 <표 14>의 결과를 살펴보자. 비노동취약계층의 경우 경제활동 참가여부와 주 평균 근로시간에 대한 $Eitc_i \times T_t$ 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 견인되었음을 보여준다.

<표 13> 60대의 노동공급 효과: 60-64세 vs 65-69세

변수명	종속변수:					
	경제활동 참가여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점증 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점증 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 처치군: 60-64세						
$Eitc_i \times T_t$	-0.1549* (0.082)	-0.1844 (0.112)	-0.2139* (0.114)	-4.1385 (3.941)	-3.3037 (4.813)	-8.0376 (6.023)
가구수	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						
$Eitc_i \times T_t$	0.0092 (0.080)	0.0015 (0.103)	-0.0126 (0.107)	-0.1783 (3.782)	-0.2226 (4.501)	0.9489 (6.709)
가구수	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 의미한다.

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

〈표 14〉 50대의 노동공급 효과: 노동취약계층 vs 비노동취약계층

변수명	종속변수:					
	경제활동 참가여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	점층 (2)	평탄·점감 (3)	전체 (4)	점층 (5)	평탄·점감 (6)
Panel A. 노동취약계층						
$Eitc_i \times T_t$	0.0593 (0.097)	0.1567 (0.204)	0.1425 (0.109)	9.0663 (5.558)	22.1045** (8.170)	10.9447 (8.310)
가구수	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						
$Eitc_i \times T_t$	0.1209 (0.132)	-0.0904 (0.071)	0.1209 (0.132)	6.7845 (9.977)	4.9035 (3.008)	6.7845 (9.977)
가구수	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 의미한다.
 2: 제시된 추정결과는 근로자의 연령, 거주지역, 비근로소득, 순자산, 주택보유 여부, 가구별 고정효과, 연도별 고정효과를 모두 포함하여 추정된 결과이다.

5.3 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 작아지므로 시간순서 상 뒷부분에 해당하는 분석에서는 관측치의 증가가 크지 않은 것으로 나타났다. 30대의 노동공급 효과를 살펴보기 위한 분석의 경우 가장 최근 시점에 해당하므로 통제군을 확대하였음에도 불구하고 추가적인 관측치를 전혀 확보하지 못해 강건성 분석을 시행하지 못했다.

〈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 경제활동 참여여부에 대한 처치효과 계수가 통계적 유의성을 보이는 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 연

구결과의 강건성을 지지하고 있다.

〈표 15〉 60, 50, 40대의 노동공급 효과: 통제군의 연령요건 완화

변수명	종속변수:					
	경제활동 참여여부			주 평균 근로시간		
	전체 (1)	접증 (2)	평탄·접감 (3)	전체 (4)	접증 (5)	평탄·접감 (6)
Panel A. 60대의 노동공급 효과: 통제군을 59세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	-0.0710 (0.052)	-0.1160 (0.081)	-0.1384* (0.071)	-1.3116 (2.716)	-2.0706 (3.551)	-4.8481 (4.349)
가구수	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 노동공급 효과: 통제군을 49세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	0.0302 (0.064)	0.1833 (0.162)	0.0162 (0.056)	9.2600** (3.539)	20.2277*** (5.847)	9.8122** (4.301)
가구수	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 노동공급 효과: 통제군을 39세 이하 전 연령으로 완화						
$Eitc_i \times T_t$	0.0187 (0.087)	0.0088 (0.213)	-0.0000 (0.000)	-0.2515 (5.732)	3.3877 (9.203)	-6.8233 (6.800)
가구수	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 의미한다.

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

Ⅵ. 결론 및 시사점

본 연구는 2013년부터 2018년까지 네 차례에 걸친 근로장려세제의 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, 이중차분법을 확장한 패널고정효과모형으로 기타 수급요건 변화로 인한 효과를 배제하고 오직 연령요건으로 인한 처치효과만을 식별하고자 하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 60세 이상으로 단독가구의 수급연령을 확대한 2013년의 제도변화는 수혜대상인 60대의 노동공급에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 둘째, 50세 이상으로 수급연령을 확대한 2016년의 제도변화는 수혜대상인 50대의 노동시간 증가에 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 제도변화 이후 50대의 노동시간은 40대에 비해 약 8.6시간 증가한 것으로 나타났으며, 점증구간에 속한 가구로 표본을 제한하면 그 증가폭은 더 큰 것으로 나타났다. 셋째, 40세 이상으로 수급연령을 확대한 2017년의 제도변화는 수혜대상인 40대의 노동공급에 유의한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 넷째, 30세 이상으로 수급연령을 확대한 2018년의 제도변화는 수혜대상인 30대의 노동시간 증가에 점증구간에 한해 유의한 영향을 미친 것으로 나타났다. 구체적으로 제도변화 이후 점증구간에서 30대의 노동시간은 20대에 비해 약 31시간 증가한 것으로 나타났다.

본 연구의 실증분석 결과에 의하면 60, 50, 40, 30대 단독가구에 있어서 세대 간 노동공급 행태의 차이가 뚜렷한 바, 이는 근로자가 속한 생애주기에 따라 근로유인에 반응하는 정도가 다르기 때문인 것으로 보인다. 단독가구에 대한 근로장려금 수급연령을 지속적으로 확대하였음에도 불구하고

하고 미취업자의 노동참여 유인을 통한 양적(quantitative) 노동공급을 증가시키지 못하였으며, 30대와 50대의 근로시간 증가에는 유의미한 영향을 미쳤다는 결과에서 다음과 같은 시사점을 찾을 수 있다.

60대는 은퇴연령에 해당되므로 경제활동 참가율 및 근로시간이 둔화되는 것이 자연스럽다고 볼 수 있다. 하지만 가장 일찍 수급대상이 되었음에도 불구하고 노동공급을 장려하기 위한 목적으로 시행된 근로장려세제의 정책적 효과가 입증되지 않은 점은 문제점으로 지적된다. 고령자에게 근로장려금을 지급하는 것은 소득의 재분배라는 측면에서는 분명히 긍정적 효과가 있을 수 있다. 하지만 기초연금제도와 국민기초생활보장제도 등 소득재분배의 목적으로 시행 중인 기타 제도가 존재하는 상황에서 노동공급효과가 불확실한 고령자에게 근로장려금을 지급하는 것은 불필요한 조세지출을 초래하는 것으로 판단된다.

50대에서 30대의 경우 노동공급 행태에 있어서 세대 간 단절현상(generation gap)이 나타나는데, 이는 각 연령대에서 상이하게 나타나는 소득의 안정성 때문인 것으로 보인다. 40대는 생애주기 상 가장 활발한 경제활동이 이루어지고 안정적인 소득이 보장되는 단계이므로 근로장려세제를 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 상대적 소득의 안정성이 떨어져 근로장려세제의 추가적인 근로유인에 반응한 것으로 보인다.

이를 종합하면 단독가구를 대상으로 이루어진 근로장려세제의 연령요건 확대개편은 50대와 30대 등 특정 연령대의 노동공급을 장려하였다는 점에서 긍정적으로 평가될 수 있으나, 노동공급 효과에 따라 단독가구 내에서도 지급액을 차별적으로 지급하는 등 제도적인 개선의 여지가 있는 것으로 보여진다.

본 연구는 10년 단위의 연령별 처치효과(treatment effect)가 뚜렷한 사례에 대하여 자연실험(natural experiment)의 방법을 적용한 경제학적인 인과추론(causal inference)을 시도한 것에 의미가 있다. 그러나 본문에서 밝혔듯 재정패널 자료가 가진 한계를 극복하지 못했다는 문제점이 있다. 또한 이중차분법에 의한 대조군을 찾을 수 없어 분석 대상에 포함하지 못한 20대의 경우 회귀단절모형(regression discontinuity) 등 별도의 적절한 모형을 통해 처치효과를 식별할 수 있을지 후속 과제로 남긴다.

참 고 문 헌

1. 국내문헌

- 기재량, 김재호, 김진희. (2014). 근로장려세제의 근로유인효과 - 최저임금이하의 시간당 임금을 중심으로. 『한국사회보장학회 정기학술발표논문집』, 173-197.
- 남재량. (2017). 『근로장려세제(EITC)의 성과 연구』, 한국노동연구원.
- 노혜진, 이지은. (2020). 근로장려금 수급이 여성의 노동공급과 소득에 미치는 영향 - 가구특성에 따른 차이를 중심으로. 『사회복지정책』, 47(3), 63-95.
- 박능후. (2011). 근로장려세제 시행초기 효과 실증분석. 『사회복지정책』, 38(2), 165-191.
- 박능후, 임금빈. (2014). 근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과 분석. 『사회보장연구』, 30(1), 51-80.
- 박상현, 김태일. (2011). 근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과. 『한국행정학회 동계학술발표논문집』, 1-23.
- 박지혜, 이정민. (2018). 근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과. 『노동경제논집』, 41(3), 1-59.
- 송헌재. (2012). 근로장려세제 도입이 가구 노동공급에 미친 영향. 『재정학연구』, 5(4), 37-62.
- 송헌재, 방홍기. (2014). 우리나라 근로장려세제의 고용창출 효과 분석. 『경제학연구』, 62(4), 129-167.
- 신상화. (2019). EITC 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향. 『예산정책연구』, 8(1), 69-100.
- 신우리, 송헌재. (2018a). 『근로장려세제 확대 개편의 효과 분석』, 한국노사관계학회 학술대회, 183-209.
- 신우리, 송헌재. (2018b). 근로장려세제의 노동공급 효과 분석: 복지패널 자료를 활용하여. 『시장경제연구』, 47(1), 61-89.

- 심옥기. (2002). 2002년 세율인하 정책을 이용한 노동공급의 임금탄력성 분석. 『제 7회 한국노동패널 학술대회 논문집』.
- 안종석, 송헌재, 홍우형. (2017). 『2016 조세특례 임의 심층평가 근로·자녀장려금제도 성과분석 및 운용방안 연구』, 한국조세재정연구원.
- 염경윤, 전병욱. (2014). 근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향. 『통계연구』, 19(2), 73-98.
- 유민이, 임다희, 조민효. (2014). 근로장려세제의 노동공급 효과분석: 가구특성과 성별에 따른 분석. 『정책분석평가학회보』, 24(1), 21-50.
- 이대용, 권기현, 문상호. (2015). 근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구 - 성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로. 『한국정책학회학보』, 24(2), 27-56.
- 이상은. (2006). 美, ‘빈곤탈출·근로의욕 제고’ 두 마리 토끼 잡았다. 『나라경제』, 2006(9).
- 임완섭. (2011). 근로장려세제의 수급결정요인과 노동공급 효과. 『한국복지패널 학술대회 논문집』, 4, 2011, 45-61.
- 임완섭. (2016). 근로장려세제의 노동공급 효과성과 정책적 함의. 『보건복지 ISSUE & FOCUS』, 308.
- 정의룡. (2013). 한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로. 『한국행정학회 추계학술발표논문집』, 2023-2046.
- 한종석, 장용성, 김선빈. (2019). 근로장려세제의 거시경제적 효과. 『한국경제의 분석』, 25(2), 1-40.
- 현다운, 석재은. (2014). 근로장려세제가 근로빈곤층의 소득증대와 근로유인에 미치는 영향. 『한국사회보장학회 정기학술발표논문집』, 305-313.
- 홍민철, 문상호, 이영석. (2016). 근로장려세제 효과 분석: 경제활동참여, 근로시간 및 개인별 빈곤을 중심으로. 『정책분석평가학회보』, 26(2), 1-27.

- 홍우형. (2019). 2019년 근로장려세제 확대 개편의 세수귀착효과 및 소득 재분배효과 분석. 『재정정책논집』, 21(3), 3-33.
- 홍우형. (2021). 근로장려세제가 부부가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 근로장려금 산정방식의 변화에 따른 정책실험(Policy Experiment)를 중심으로. 『재정학연구』, 14(4), 77-106.
- Maag, E. (2018). 미국의 근로장려세제. 『국제노동브리프』, 16(8), 7-18.

2. 국외문헌

- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2014). Mastering 'metrics: The path from cause to effect. *Princeton university press*.
- Bastian, J. (2020). The rise of working mothers and the 1975 earned income tax credit. *American Economic Journal: Economic Policy*, 12(3), 44-75.
- Bettendorf, L. J., Folmer, K. & Jongen, E. L. (2014). The dog that did not bark: The EITC for single mothers in the Netherlands. *Journal of Public Economics*, 119, 49-60.
- Chetty, R., Friedman, J. N. & Saez, E. (2013). Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings. *American Economic Review*, 103(7), 2683-2721.
- Eissa, N. & Liebman, J. B. (1996). Labor supply response to the earned income tax credit. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 605-637.
- Francesconi, M. & Van der Klaauw, W. (2007). The socioeconomic consequences of “in-work” benefit reform for British lone mothers. *Journal of Human Resources*, 42(1), 1-31.

- Gregg, P., Harkness, S. & Smith, S. (2003). Welfare reform and lone parents employment in the UK. *University of Bristol, Department of Economics*.
- Hoynes, H. W. & Patel, A. J. (2018). Effective policy for reducing poverty and inequality? The Earned Income Tax Credit and the distribution of income. *Journal of Human Resources*, 53(4), 859–890.
- Jones, M. R. (2013). The EITC and labor supply: evidence from a regression kink design. *US Census Bureau*.
- Kleven, H. (2019). The EITC and the extensive margin: A reappraisal. *National Bureau of Economic Research*.
- Leigh, A. (2007). Earned income tax credits and labor supply: New evidence from a British natural experiment. *National Tax Journal*, 60(2), 205–224.
- Meyer, B. D. & Rosenbaum, D. T. (2001). Welfare, the earned income tax credit, and the labor supply of single mothers. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 1063–1114.
- Stancanelli, E. G. (2008). Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women. *Journal of Public Economics*, 92(10–11), 2036–2047.

ABSTRACT

The Effects of EITC on the Labor Supply of Single Households by Age Groups

Lee, Jung-Woo

Major in Economics

Dept. of Economics

The Graduate School

Hansung University

This study regards the 4 times sequential revisions of the Korea's Earned Income Tax Credit(EITC) which expanded the age requirement for single households as the treatment effects of natural experiments on economic phenomena. By applying a fixed effect model derived from difference-in-differences(DID) method, we examine those effects on labor supply of single households. Our results show that there was a statistically significant positive effect on the intensive margin of working hours in 50s and 30s. However, in the case of those in 60s, no positive treatment effect was identified in spite of being the first to receive the EITC. Therefore, we suggest some improvements in EITC system such as differentially setting the amount of EITC based on the effect of labor supply.

【Keywords】 EITC, Labor Supply, Single Household, DID, Natural Experiment