



고령자의 경제활동과 정부정책에 대한 연구: 근로장려세제를 중심으로

2023. 12.

고지현 · 김정환 · 박정흠



고령자의 경제활동과 정부정책에 대한 연구: 근로장려세제를 중심으로

2023. 12.

고지현 · 김정환 · 박정흠

서 언

한국 사회는 2017년 고령인구(65세 이상)의 비중이 14%를 넘어 고령화사회가 되었으며, 2025년에는 고령인구의 비율이 20.3%가 되어 ‘초고령화사회’에 진입할 것으로 예상되고 있다. 그에 따라 젊은 세대의 노인인구 부양 및 국가 재정지출의 부담이 증가할 것으로 예상되며 이에 대한 대응 및 적응을 요구받고 있다. 직접일자리사업과 같은 공공부문을 통한 인력흡수에서 더 나아가 민간시장에서 노인인구의 활발한 경제활동을 제고하는 것은 장기적으로 우리가 당면한 생산가능인구 감소, 부양부담 해소, 노인빈곤 해소 등에 대한 해결책을 제시할 수 있을 것으로 보인다. 이를 위하여 노동시장에 참여하는 고령층에 세제혜택을 제공하는 것은 이를 보조하는 한 가지 정책수단이 될 수 있을 것으로 보이지만, 그 효과를 예측할 수 있는 연구는 활발히 이루어지지 않았다.

이에 본 연구는 대표적인 근로연계형 소득지원 제도인 근로장려세제가 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동, 소득, 은퇴행위에 미치는 효과를 종합적으로 살펴보았다. 분석 결과 근로장려금이 준고령자 및 고령자의 소득 증가 및 은퇴를 유보하는 효과가 있음을 보였으며 이러한 효과가 은퇴여부, 연령, 소득유형 등에 따라 다르게 나타남을 보였다. 또한, 기초생활보장제도 수급자들에게서도 근로장려금으로 인한 근로 유인효과가 발견됨을 확인할 수 있었다.

이렇듯 본 연구는 근로장려금이 고령층의 경제활동 참여에 미치는 효과를 다각도로 분석함으로써 여러 정책적 시사점을 도출하고 있다. 수급자 중 높은 비중(45%)을 차지하고 있음에도 분석대상으로 주목받지 않았던 준고령자 및 고령자층에 대한 효과성을 은퇴결정과 같은 특수한 요소까지 고려하여 다루었다는 점에 의미가 있는 것으로 사료된다. 또한, 본 연구를 통해 고령층에 대한 세제혜택의 제공이 노동유인 및 소득보존의 효과를 얼마나 가져

을 수 있을지 살펴봄으로써 고령화 시대의 도전에 대한 정부의 정책방향을 모색해보는 데에도 그 의미가 있다고 보인다.

본 보고서는 본원의 고지현 부연구위원, 김정환 부연구위원, 박정흠 부연구위원이 공동으로 집필하였다. 저자들은 연구의 시작부터 마무리까지 다양한 의견과 격려를 아끼지 않은 동료 박사들과 외부 평가위원들께 감사드린다. 중간보고와 최종보고 세미나에서 건설적이고 귀중한 조언을 아끼지 않으신 원내외 전문가와 익명의 심사자들에게도 깊은 감사의 뜻을 전한다. 또한, 근로장려금 관련 국세청 미시자료를 사용하여 실질적인 연구를 할 수 있도록 적극적으로 협조해주신 국세청 장려세제과에도 깊은 감사의 말씀을 전한다. 마지막으로 본 보고서의 자료정리 및 표와 그림의 편집 등에 기여한 본원 배현경 연구원, 손유래 연구원, 이강연 연구원, 한양대학교 이신, 남호현 박사에게도 감사의 말씀을 전한다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 의견이며, 본 연구원의 공식 견해가 아님을 밝혀둔다.

2023년 12월

한국조세재정연구원

원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

저소득자의 근로를 장려하고 소득을 지원하기 위하여 도입된 환급형 세액 공제제도인 근로장려세제는 2009년도에 처음으로 지급된 이래로 여러 차례의 개정을 통해서 수혜대상을 확대해왔다. 근로장려세제의 개정은 수혜가구의 구성 또한 변화시켰는데, 대표적 변화 중 하나는 연령구성의 변화이다. 2010년 수혜가구 가구주는 40~50세(45%)와 30~40세(39%)가 다수를 차지했으며, 60세 이상은 1%로 많지 않았다. 60세 이상 가구주 가구의 비중은 2013년을 기점으로 크게 증가하여 2022년에는 그 비중이 29.1%를 차지하며 가장 컸다.¹⁾

반면, 적지 않은 비중을 차지하게 된 고령의 수급자에 대하여 근로장려금의 효과를 분석한 연구는 많지 않은 편이다. 대표적으로는 단독가구 연령요건 완화에 따른 노동공급 효과를 다룬 이정우 외(2022)와 60~65세 부표본의 효과를 분석한 박지혜·이정민(2018) 등이 있으나 은퇴결정과 같은 고령 수급자가 겪는 특수한 상황을 고려하여 논의를 심층적 다룬 연구는 없었다. 이에 대한 연구가 미미한 이유는 고령 수급자의 경우 이미 노동시장에서 은퇴를 했거나 은퇴를 고려 중일 가능성이 많기 때문에, ‘근로를 장려’하기 위해 고안된 근로장려금의 주된 수혜대상으로 고려되지 않았기 때문으로 예상된다. 하지만 기대수명의 연장과 함께 노인인구의 지속적인 소득활동이 중요해지고 있으며, 저출산 및 고령화가 가속화됨에 따라 직접일자리사업 등 정부주도의 소득보존책만으로는 한계가 있을 것으로 보인다. 이러한 배경 속에서 고령층의 민간노동시장 참여와 그를 통한 소득보전을 강화해야 할 필요성이 증가하고 있는데, 고령층에 대한 세제혜택이 이러한 정책적 수요를 채워주는 데에 일조할 수 있을 것으로 기대된다.

1) 그다음으로 많은 연령대는 30세 미만(28.7%)과 50~60세(16.3%)였다.

이에 본 연구는 대표적인 근로연계형 소득지원제도인 근로장려세제가 고령자의 경제활동 및 소득과 은퇴행위에 미치는 영향을 재정패널(2011~2021년)과 국세청 데이터(2017~2022년)를 사용하여 살펴보았다. 표본은 60세 이상 뿐만 아니라 50~60세 미만의 준고령자도 포함하여 분석을 진행하였는데, 평균 은퇴연령이 56.9세임을 감안하여 은퇴행위를 포함한 경제활동에 대한 분석을 실시하기 위함이다. 또한, 50~60세 미만은 2022년 기준 수혜가구 중 16.3%를 차지하여 60세 이상, 30세 미만 다음으로 많은 연령그룹이다.

제Ⅲ장에서는 본격적인 분석에 앞서 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동 추이 및 소득 관련 현황을 파악해 보고자 하였다. 조사를 위해서는 통계청의 가계금융복지조사 2012~2022년 자료를 사용하였다. 연령대별 경제활동을 분석한 결과 50세 이상 취업자 수와 비중이 꾸준히 증가하고 있는 경향을 발견할 수 있는데, 특히 저소득 70세 이상 취업자 비율이 높은 것을 발견할 수 있었다. 이는 저소득가구 고령층의 경우 경제활동 필요성이 증가하여 고소득가구와는 달리 경제활동을 계속 이어가고 있음을 보여준다. 또 50세 이상 자는 높은 비율로 임시·일용 근로자 및 고용자가 없는 자영업자 등 종사상지위가 열악한 부문으로 유입되고 있음을 확인할 수 있는데, 특히 60세 이상에서 그 증가세가 두드러지게 나타났다.

연령대별 평균 근로소득, 사업소득, 재산소득 및 공적이전소득을 살펴보았을 때, 평균근로소득은 2012~2022년간 전 연령대에서 증가하여 50대 2,200만원, 60대 1,000만원, 70대 이상 200만원 수준이었다. 사업소득은 50대에서는 하락, 60대에서는 증가하였고, 재산소득은 60대에서 350만원으로 가장 높게, 70세 이상과 50대 연령대에서는 250만원 수준으로 유사하게 나타났다. 공적이전소득의 수령은 대체로 60대 이상에서 나타났는데 60대는 300만원에서 550만원으로, 70대는 300만원에서 600만원으로 증가하였다. 공적이전소득의 비중을 살펴보면, 전 연령대에서 공적연금의 비중이 가장 높았으며, 50대의 경우 기초생활보장, 60세 이상은 기초연금의 비중이 그다음으로 높게 나타났다. 그외의 뚜렷한 변화로는 2012~2022년 기간 70세 이상 기초연금 수령액이 100만원 미만에서 200만원 이상으로 꾸준히 증가하였다는 점과 근로 및 자녀 장려금의 비중이 2020년 이후 전 연령대에서 높아졌다는 점이다.

특히 50대의 경우 2022년 공적이전소득 구성에서 근로 및 자녀 장려금의 비중이 공적연금과 기초생활보장에 이어 세 번째로 높아, 50대의 경제활동에 근로장려금이 미치는 영향 또한 증가한 것으로 보인다.

제Ⅳ장에서는 근로장려금이 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동, 소득, 은퇴행위에 미치는 영향을 회귀분석을 사용하여 분석하였으며 분석을 위해서는 근로장려금의 외생적 수급자격의 변화를 사용하였다. 즉, 2010~2020년간 재산, 배우자·부양자녀, 연령, 대상요건 등과 같이 수급자격 중 외생적인 요건의 변화로 수급자격에 생기는 변동이 근로여부 및 정도, 소득, 은퇴행위에 미치는 효과를 분석하였다. 특별히, 전기에 근로장려금에 대한 수급자격을 획득한 경우 다음 기에 노동공급에 얼마나 많은 변화가 생기는지를 식별하는 고정효과모형을 사용하여 분석을 진행하였다. 외생적 수급자격의 변화를 사용하는 방식은 실제 근로장려금의 수급여부를 사용하는 경우 발생할 수 있는 내생성 문제를 줄여준다는 장점이 있는데 비슷한 방식으로 근로장려금의 효과를 분석한 연구로는 대표적으로 해외의 Bastian and Michelmore(2018)와 국내의 박지혜·이정민(2018)이 있다. 본고는 근로장려금 수급 시점과 효과가 나타나는 시점을 고려하여 분석한 점과 2015년 이후 세법개정에 따른 변화를 반영한 것, 그리고 준고령자 및 고령자 노동자들에게 초점을 맞추어 세분화된 분석을 진행한 점이 차이점이다.

분석을 위해서는 먼저 2011~2021년도 4~14차 재정패널자료를 사용하였으며, 표본으로는 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)을 사용하였다. 50대와 60대의 생애주기가 다르다는 점과 근로장려금의 연령요건 완화가 순차적으로 이루어진 점을 고려하여, 2013년 기준 60세 이상(1953년 이전 출생자)인 가구주와 2016년도 기준 50세 이상 59세 미만(1966~1973년 출생자)인 가구주로 부표본을 나눈 이질성분석을 포함하여 진행하였다. 단독 가구의 연령요건이 2013년도부터 60세 이상, 2016년부터 50세 이상으로 확대되어 사용된 부표본들은 연령요건 완화로 인한 효과를 가장 크게 받았을 것으로 예상된다. 또한, 은퇴여부, 사업소득별, 가구유형(유배우자·무배우자 가구, 단독·홀벌이·맞벌이 가구)별, 구간(점중, 점감, 평탄)별 이질성분석을 실시하였다.

분석 결과 근로여부와 근로시간에서는 효과가 발견되지 않았으나, 총소득액 및 총급여액 등(근로소득+사업소득×업종별 조정률)의 크기가 증가하는 것을 발견할 수 있었다. 총소득액과 총급여액 등은 근로장려금 수급자격이 주어질 다음 해에 각각 764만원, 333만원가량 유의미하게 증가하였는데, 표본가구주 평균 소득액과 비교하면 각각 평균 대비 10% 정도의 변화로 다소 크게 측정되었다. 증가효과는 주로 60세 이상, 은퇴하지 않은 가구주, 사업소득이 있는 가구주, 무배우자가구 혹은 유배우자가구 중 맞벌이가구의 가구주에서 크게 나타났다.

수급가능변수를 사용하는 분석은 내생성을 줄여준다는 장점이 있는 반면, 실제수급 여부와 차이가 발생하는 경우 분석의 신뢰성이 떨어질 수 있다. 이를 수급가능변수를 실제수급 여부에 대한 도구변수로 사용하여 의도된 처치효과(Intention to Treat, ITT)를 국소평균처치효과(Local Average Treatment Effect, LATE)로 전환하는 방식으로 검토해보았다. 분석 결과 기존 결과와 유사하게 총소득 및 총급여액이 증가하는 것을 살펴볼 수 있었으며, 총소득의 경우 그 증가가 여전히 유의한 것을 확인할 수 있었다.

하지만 재정패널의 경우 표본의 다수가 사업소득자로 구성되어 있으며, 이질성분석의 결과 소득의 증가가 주로 사업소득자에게서 나타났다는 점을 감안할 때, 발견된 소득의 증가가 실제 근로의 증가와 연관되지 않을 가능성도 배제할 수 없을 것이다. 즉, 근로와 관련되지 않은 매출액의 증가나 보고하는 소득의 증가 등에 의해서도 소득의 변화가 관찰될 수 있다. 이러한 점을 보완하기 위하여 국세청 데이터를 사용하여 2017~2022년 국세청 미시자료를 사용하여 비슷한 방식으로 전기에 근로장려금을 수급한 50세 이상 가구주 가구에서 현재 기에 총급여액 등의 증가가 발견되었는지와 수급한 근로장려금의 크기를 살펴보았다. 분석 결과 평균 총급여액 등(근로소득+사업소득×업종별 조정률)의 증가는 3만원가량으로 총급여액 평균 대비 0.2% 가량으로 나타나 재정패널에서의 추정치와 차이가 있었다. 60세 이상의 부표본에서는 증가가 조금 더 크게 나타나 33만원, 평균 대비 3%가량으로 나타났다. 이는 근로소득자와 사업소득자 간 비중의 차이와, 사업소득자의 경우 업종구성에서의 차이에 기인한 것으로 보인다. 국세청 미시자료는 더 많

은 근로소득자와 인적용역사업자를 포함하고 있어, 비교적 수입금액 조정의 여지가 많지 않아 소득의 증가가 크게 나타나지 않았을 가능성이 있어 보인다. 총급여액 등과 근로장려금을 포함한 증가액은 40만원으로 나타나 평균 대비 4.5%가량의 증가로 나타났다.

또한, 근로장려금으로 고령자가 은퇴(노령연금조기수급 여부 및 주관적 은퇴여부)를 유보하는 효과가 있을 가능성도 발견되었다. 즉, 근로장려금 수급자격이 주어지는 기간이 1년 증가하는 경우 노령연금조기수급 여부(1.9%)와 '근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾을 의사가 없는 경우'로 정의된 주관적 은퇴여부(11.4%)가 줄어드는 것을 발견할 수 있었다. 따라서 근로장려금이 가구의 사업소득에 미치는 긍정적 효과가 실제 노동공급 및 소득의 증가로 인한 효과인지는 분명하지 않으나, 조기노령연금수급 확률이나 은퇴시점을 미룸으로써 경제활동을 지속할 유인을 제공할 가능성은 있어 보인다.

마지막으로, 대표적인 소득지원제도이자 중년기 및 노년기 해당 수혜자의 비율이 높은 기초생활보장제도와 근로장려금의 중첩효과를 살펴보았다. 근로장려금 시행 당시에는 기초생활보장제도 수급자는 근로장려금을 수급받지 못하도록 하였으나, 2014년도 세법개정으로 기초생활보장제도의 수급자도 근로장려금을 수급받을 수 있게 되었고, 2015년부터는 「국민기초생활보장법」 시행령 제5조 제2항의 개정으로 근로·자녀 장려금을 실제소득으로 간주하지 않게 되면서 2015년부터는 서로를 대체하지 않고 중복수급이 가능하게 되었다. 2009~2021년 한국복지패널데이터를 사용하고 정태적 노동공급모형에 기반한 2 stage least squares 분석을 실시하였다. 분석 결과 제도 변화가 있었던 2014년과 2015년 사이에 노동공급에 따른 비효용이 작아지면서 노동공급에 대한 유인이 증가하는 것으로 나타났으며, 이러한 효과는 1인가구, 단독가구²⁾에서 크게 나타났다.

본 연구에 따른 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 고령의 근로장려금 수급자들이 종사하고 있는 일자리의 소득보존성은 높지 않을 수 있으며, 공공

2) 1인가구는 가구원 수가 1명인 가구를 의미하며, 단독가구는 근로장려금 수급액 결정을 위하여 「조세특례제한법」에 정의된 가구유형 중 하나로 배우자, 부양자녀(18세 미만) 및 70세 이상의 직계존속이 없는 가구를 의미한다.

부문에서의 취업비중 또한 높을 수 있다는 점이다. 제Ⅲ장의 분석에서 확인한 바와 같이 50세 이상 고령층의 경제활동참가는 증가하고 있으나 대체로 일용·임시직이나 고용자가 없는 자영업과 같이 소득보존성이 약하고 고용의 안정성이 보장되지 않는 곳으로 유입되는 경향이 있었다. 또한, 2021년 사회보장복지데이터³⁾를 통해 확인한 바에 따르면, 60세 이상 근로장려금 수급자들 중 20%, 65세 이상 근로장려금 수급자 중 45%가 노인일자리사업에 참여하고 있어 근로소득자의 많은 경우는 대체로 직접일자리사업 특히 노인일자리사업 참여자일 가능성이 높았다. 노인일자리 사업 참여자들의 낮은 소득수준을 고려할 때 소득보존의 효과가 있을 것으로 보이나, 근로장려금이 고령층의 공공부문이 아닌 민간부문에서의 취업을 유도하고 소득을 보존한다는 측면에서의 역할은 아직 미흡하다고 볼 수 있다.

둘째, 고령층의 민간에서의 근로참여를 증가시키기 위해서는 노동시장 여건의 개선이 필요하다는 점이다. 현 노인인구는 교육수준 및 건강상태의 증가로⁴⁾ 근로참여의 가능성과 근로의욕이 과거에 비하여 높아졌다. 또한, 본 고의 제Ⅳ장과 제Ⅴ장에서 보여지는 바와 같이 근로장려금 수급은 주관적 은퇴유보의 효과가 있으며, 고령의 기초생활보장제도 수급자에게도 근로 유인을 제공할 가능성이 있다. 하지만 이러한 근로의욕 제고가 실제 외생적 노동시장 참여로 이어지지 못하는 것에 비추어 보아 노동수요자 측면에서의 유인제공이나 은퇴 이후 재이행을 돕는 프로그램이 필요해 보인다. 현재 시행되는 관련 제도로는 신증년 경력형 일자리 사업이 있는데 일자리 사업의 참여가 미미하며, 민간으로의 이동실적 또한 저조하다는 점이 지적되고 있어 사업개선을 통해 효과성 제고의 노력이 필요해 보인다(고창수·이환웅, 2020). 또한, 고령층이 보유하고 있는 인적자본을 최대한 활용할 수 있는 방안을 마련하기 위한 심층적인 연구 또한 필요해 보인다. 이러한 노력으로 노동시장에서의 마찰이 해결될 때, 근로장려금으로 증가된 고령수급자들에 대한 근로유인이 실제 근로 및 소득의 증가로 이어지게 될 것으로 기대한다.

3) 베타데이터로 2023년 10월 기준 행정데이터를 사용하였다.

4) 보건복지부, 「국민기초생활보장제도 20년사」, 2021, <https://www.prism.go.kr/homepage/entire/researchDetail.do?researchId=1351000-202000271>, 검색일자: 2023. 12. 15.

목 차

I. 서론	19
II. 근로장려세제 개관	24
1. 제도 개요 및 연혁	24
2. 수혜가구 현황	28
3. 선행연구조사	32
가. 노동공급효과	32
나. 노동공급효과: 고령 수급자	33
다. 소득효과	35
라. 타 제도와의 중첩효과	37
4. 해외사례조사	37
가. 호주	37
나. 스웨덴	40
다. 캐나다	43
라. 덴마크	43
III. 준고령자 및 고령자 경제활동 조사	45
1. 국내 준고령자 및 고령자 경제활동 관련 제도 및 선행연구	45
가. 준고령자 및 고령자 경제활동 관련 제도	45
나. 선행연구	52
2. 준고령자 및 고령자 경제활동 현황 분석	58
가. 취업 및 종사상지위 분석: 연령대별	59
나. 취업 및 종사상지위 분석: 성별	66
다. 소득 분석	70

IV. 근로장려세제의 경제활동 및 소득효과 분석	78
1. 데이터 및 식별전략 개요	78
가. 수급자격변수와 실제수급 여부와의 연관성 검정	83
나. 재정패널 기초통계량	88
다. 식별전략	93
2. 회귀분석	96
가. 분석 결과	96
나. 이질성분석	100
다. 강건성분석	112
3. 은퇴에 미치는 효과분석	116
4. 소득효과 추가분석: 국세청 미시자료	121
V. 기초생활보장제도와의 중첩효과 분석	125
1. 기초생활보장제도 소개	125
가. 최저생계비 기준(2009~2014년)	126
나. 기준중위소득 기준(2015~2021년)	128
다. 기초생활보장제도 수급자 규모	141
라. 수급자 소득현황	143
2. 노동공급분석: 근로장려세제와 생계급여의 중첩효과	145
가. 모형소개 및 식별전략	145
나. 데이터 및 분석 결과	154
VI. 결론 및 정책적 시사점	162
참고문헌	168

표목차

〈표 II-1〉 2004~2005년 호주 근로장려세제 MAWTO	39
〈표 II-2〉 호주 근로장려세제(MAWTO) 연령요건	39
〈표 II-3〉 2022년 스웨덴 근로장려세제: 65세 이상 근로자 대상	42
〈표 III-1〉 가구유형별 최저임금 연소득과 근로장려금 수급액	48
〈표 III-2〉 55세 이상 일자리 사업 현황	49
〈표 III-3〉 조사대상 노인일자리사업 참여자의 월평균 가구소득 및 순자산	52
〈표 III-4〉 준고령자 및 고령자 노동공급 및 노동시장 성과 관련 선행연구	54
〈표 III-5〉 준고령자 및 고령자 노동 및 소득 관련 통계조사자료 비교	58
〈표 IV-1〉 근로장려세제 요건 변천(2009~2021년)	81
〈표 IV-2〉 근로장려금 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급변수($DEITC_{it}$) 간 상관관계분석	86
〈표 IV-3〉 총소득요건 고려 시 근로장려금 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급변수($DEITC_{it}$) 간 상관관계분석	87
〈표 IV-4〉 기초통계량	92
〈표 IV-5〉 근로장려금 수급여부가 가구주 근로 및 소득에 미치는 효과분석	97
〈표 IV-6〉 근로장려금 수급자격이 가구주 근로 및 소득에 미치는 효과분석	99
〈표 IV-7〉 연령별 이질성분석 결과	102
〈표 IV-8〉 은퇴여부 이질성분석 결과	103
〈표 IV-9〉 소득 유형별 이질성분석 결과	106
〈표 IV-10〉 구간별 이질성분석 결과	107
〈표 IV-11〉 가구 유형별 이질성분석 결과	108
〈표 IV-12〉 가구 유형별 이질성 분석결과: 배우자 유무	110

〈표 IV-13〉 도구변수법 추정 결과	113
〈표 IV-14〉 소득수준 및 소득요건 고려 강건성분석	115
〈표 IV-15〉 노령연금 수급개시 연령 및 연도	117
〈표 IV-16〉 근로장려금이 노령연금 수급에 미치는 영향	120
〈표 IV-17〉 근로장려금 수급이 주관적 은퇴여부에 미치는 영향	121
〈표 IV-18〉 국세청 통계연보와 국세청 미시자료 비교	122
〈표 IV-19〉 근로장려금 수급이 소득에 미치는 영향	124
〈표 V-1〉 가구규모별 최저생계비 변화(2009~2014년)	127
〈표 V-2〉 연도별 생계급여 한도액(2009~2014년)	127
〈표 V-3〉 연도별 주거급여 한도액(2009~2014년)	128
〈표 V-4〉 기준중위소득 변화(2015~2021년)	128
〈표 V-5〉 연도별 생계급여 선정 기준(2015~2021년)	129
〈표 V-6〉 연도별 의료급여 선정 기준(2015~2021년)	130
〈표 V-7〉 연도별 주거급여 선정 기준(2015~2021년)	130
〈표 V-8〉 연도별 교육급여 선정 기준(2015~2021년)	131
〈표 V-9〉 2009~2021년도 기초생활보장제도 요건의 변화	132
〈표 V-10〉 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)	141
〈표 V-11〉 연령별 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)	142
〈표 V-12〉 가구규모별 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)	142
〈표 V-13〉 수급자의 소득구간별 현황(2009~2021년)	143
〈표 V-14〉 수급자의 가구규모별 소득인정액(평균) 현황(2009~2021년)	144
〈표 V-15〉 2 Stage Least Squares 추정 결과: 1단계 추정	155
〈표 V-16〉 2 Stage Least Squares 추정 결과: 잔차추정	156
〈표 V-17〉 2 Stage Least Squares 추정법: 내생성 통제 후 1단계 추정	157
〈표 V-18〉 가구원 수별 효용함수 모수 추정치	158

〈표 V-19〉 가구유형별 효용함수 모수 추정치	158
〈표 V-20〉 연도별 효용함수 모수 추정치	159
〈표 V-21〉 연도별 가구원별 효용함수 모수 추정치	160

그림목차

[그림 II-1] 2023년도 근로장려세제	25
[그림 II-2] 2013~2014년 근로장려세제	26
[그림 II-3] 근로장려금의 구조	27
[그림 II-4] 2014~2022년 근로장려금 수급가구 수 변화: 가구 구성	28
[그림 II-5] 2014~2022년 근로장려금 수급가구 구성 변화: 가구 구성	29
[그림 II-6] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 수의 변화: 가구주의 나이	30
[그림 II-7] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 비중 변화: 가구주의 나이	31
[그림 II-8] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 수 변화: 부양자녀 수	31
[그림 II-9] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 구성 변화: 부양자녀 수	32
[그림 II-10] 2004~2005년 호주 근로장려세제 MAWTO	40
[그림 II-11] 2007~2010년 스웨덴 EITC: 65세 미만 노동자	41
[그림 II-12] 2007~2010년 스웨덴 EITC: 65세 이상 노동자	41
[그림 III-1] 중위임금 대비 최저임금 수준	46
[그림 III-2] 2012~2022년 연령대별 취업자 수 및 비율	59
[그림 III-3] 2012~2022년 연령대별 취업자 수 및 비율(중위소득 이하)	60
[그림 III-4] 2012~2022년 연령대별 상용근로자 수 및 비율	61
[그림 III-5] 2012~2022년 연령대별 상용근로자 수 및 비율(중위소득 이하)	61
[그림 III-6] 2012~2022년 연령대별 임시·일용근로자 수 및 비율	62
[그림 III-7] 2012~2022년 연령대별 임시·일용근로자 수 및 비율(중위소득 이하)	63
[그림 III-8] 2012~2022년 연령대별 고용원 있는 자영업자 수 및 비율	64
[그림 III-9] 2012~2022년 연령대별 고용원 있는 자영업자 수 및 비율 (중위소득 이하)	64
[그림 III-10] 2012~2022년 연령대별 고용원 없는 자영업자 수 및 비율	65

[그림 III-11] 2012~2022년 연령대별 고용원 없는 자영업자 수 및 비율 (중위소득 이하)	65
[그림 III-12] 2012~2022년 성별 50세 이상 취업자 수 및 비율	66
[그림 III-13] 2012~2022년 성별 50세 이상 취업자 수 및 비율(중위소득 이하) ·	67
[그림 III-14] 2012~2022년 성별 50세 이상 상용근로자 수 및 비율	68
[그림 III-15] 2012~2022년 성별 50세 이상 임시·일용근로자 수 및 비율	68
[그림 III-16] 2012~2022년 성별 50세 이상 고용원 있는 자영업자 수 및 비율 ·	69
[그림 III-17] 2012~2022년 성별 50세 이상 고용원 없는 자영업자 수 및 비율 ·	69
[그림 III-18] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 근로소득 비율	71
[그림 III-19] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 재산소득 비율	71
[그림 III-20] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 사업소득 비율	72
[그림 III-21] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 공적이전소득 비율	72
[그림 III-22] 2012~2022년 연령대별 평균 근로소득	73
[그림 III-23] 2012~2022년 연령대별 평균 사업소득	74
[그림 III-24] 2012~2022년 연령대별 평균 재산소득(총합)	74
[그림 III-25] 2012~2022년 연령대별 평균 공적이전소득(총합)	75
[그림 III-26] 2012~2022년 50대 유형별 공적이전소득(50대)	76
[그림 III-27] 2012~2022년 유형별 공적이전소득(60대)	76
[그림 III-28] 2012~2022년 유형별 공적이전소득(70세 이상)	77
[그림 V-1] 근로장려금 제도하의 가구 예산선	148
[그림 V-2] 생계급여 제도하의 가구 예산선	149
[그림 V-3] 생계급여 제도하의 가구 예산선(소득공제 10%와 30% 비교)	150
[그림 V-4] 중복수혜 가능한 경우와 불가능한 경우 예산선	151
[그림 V-5] 2014년 노동공급 h 의 증가에 따른 효용함수변화의 크기($\eta = -1.78$) ·	159
[그림 V-6] 2015년 노동공급 h 의 증가에 따른 효용함수변화의 크기($\eta = 3.84$) ·	160

I. 서론

1960년도 한국인의 평균 기대수명⁵⁾은 54.3⁶⁾세였다. 이후, 한국 경제발전과 함께 기대수명은 빠르게 연장되어 1970년도에는 62.2세, 2000년도에는 76.5세로 약 14.3년 늘어났고, 2023년도 현재의 기대수명은 84세에 이른다. 이러한 증가 추세는 앞으로도 지속되어 2050년도의 기대수명은 87.4세가 될 것으로 보인다.

급속한 기대수명의 연장에도 주된 일자리로부터의 퇴직 평균연령은 56.9세⁷⁾에 머물러, 주된 일자리로부터의 은퇴 이후에도 경제활동을 이어가는 것은 불가피해 보인다. 실제로, 2018년도 기준 국민연금 수급개시 연령을 의미하는 공식은퇴 연령은 62세인 반면, 실질적인 은퇴연령은 72.3세를 기록하였다. 이는, 주된 일자리로부터 퇴직한 이후에 15.4년, 국민연금을 수급한 이후에도 약 10.3년간량은 소득활동을 이어가야 하는 실정을 보여준다.⁸⁾ 실제로, 65세 이상 노인의 경제활동 참여율은 2008년도 30%에서 2020년도 36.9%로, 65~69세 노인의 경제활동 참여율은 2008년도 39.09%에서 2020년도 55.1%로 크게 증가하였다. 이들의 주된 경제활동 참여 이유는 생계비 마련(73.9%)이었다.⁹⁾

-
- 5) 통계청에서 제공하는 기대수명은 특정 연도의 0세 출생자가 앞으로 생존할 것으로 기대되는 평균연수, 즉 0세에서의 기대수명을 말한다. 기대수명은 중위값을 기반으로 작성되었다.
 - 6) 통계청, 「기대수명(OECD)」, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAA209_OECD&conn_path=I2, 검색일자: 2023. 3. 2.
 - 7) 남재량, 「주된 일자리 은퇴 후 근로소득 격차」, Research Brief, 경제·인문사회연구회 포용성장연구단, 2020.
 - 8) 박지혜, 「늦어지는 은퇴, 생애주기수지 적자에 대비하라」, 『미래에셋투자자산연구소 리포트』 No. 54, 미래에셋투자자산연구소, 2022.
 - 9) 보건복지부, 「새로운 노인층의 등장, 달라지는 노인세대」, 2021. 6. 7., https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=365977, 검색일자: 2023. 3. 2.

보건복지부의 2021년도 보도자료¹⁰⁾는 노인인구의 소득활동이 중요해지며, 그에 대한 노인인구의 수요 또한 증가하고 있음을 보여준다. 보고서에 따르면, 과거 2008년도 만 60세 이상 노인들의 소득이 연간 700만원 수준이던 것이 2020년도 만 65세 이상 노인들의 소득은 1,558만원으로 증가하였다. 이는, 주로 근로·사업소득과 사적연금소득의 증가로 인한 것이다. 또한, 과거 2008년도의 노인들에 비하여 2020년도의 노인들은 학력수준이 크게 높아져, 소득활동을 통한 노인들의 경제적 자립성이 높아질 가능성이 존재한다. 2008년도 노인들 중 고등학교 이상의 교육을 받은 비율은 17.2%였는데, 2020년도 노인들 중 고등학교 이상의 교육을 받은 비율은 34.3%로 두 배가량 증가했다. 주관적 건강상태를 긍정적으로 평가하는 비율도 24.4%에서 49.3%로 증가하여, 고령층의 경제활동 참여 가능성이 높아지고 있음을 보여준다.

이러한 노인인구의 경제활동 참여 수요를 반영하여 정부는 고령층의 총 근로기간을 연장시켜 노년기에 경제적인 안정을 보장하고 장기적으로는 정부 및 미래세대의 부양부담을 완화할 수 있는 제도를 다각도로 고안·도입하고 있다. 대표적인 예로 노인일자리 사업은 만 60세나 65세 이상의 노인들에게 공공형, 사회서비스형, 민간형 일자리를 제공하고 활동비 및 사업비를 제공하는 것을 내용으로 한다. 또 다른 예는 신중년 경력형 일자리 사업으로 50세 이상 70세 미만의 은퇴 전문 인력에 지역서비스 일자리를 제공함으로써 사회역할 강화 및 민간일자리로의 재취업을 지원하기도 한다.

하지만 이러한 정부의 재정사업과 고령층의 소득활동 참여에도 불구하고, 평균 노인 소득은 2020년도 기준 1,558만원에 머물러 있는 수준이다. 또한, 50대 이상 단독가구의 수급이 가능해진 2016년(수급연도 기준)에 근로장려금 수혜자 중 64%가 50대 이상이었으며,¹¹⁾ 2021년도 기초생활수급자 중 중년기(40~64세) 및 노년기(65세 이상)에 해당하는 수혜자의 비율은 72.6%에

10) 보건복지부, 「새로운 노인층의 등장, 달라지는 노인세대」, 2021. 6. 7., https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=365977, 검색일자: 2023. 3. 2.

11) 국세청, 『국세통계연보』, 2016.

이르고 있다.¹²⁾ 노인인구의 인적 자본 축적, 노후대비 및 건강수준이 향상됨에 따라 완화될 가능성은 있으나, 복지수혜 대상 중 노인인구가 차지하는 비중이 상승하는 현상은 한동안 지속될 것으로 보인다. 또한, 고령화가 가속화됨에 따라 공공부문을 통한 인력흡수를 기반으로 하는 재정사업은 국가재정의 부담을 완전히 덜어주는 데에도 한계가 있을 것으로 보인다.

이러한 점들을 보완할 수 있는 방법 중 한 가지는 민간시장에서 경제활동을 하는 고령층에 세제혜택을 주는 것이다. 이는, 고령층의 지속적인 경제활동을 유도하는 동시에, 주된 일자리로부터 은퇴한 후 임금이 급격히 하락하여 시장에서 충분한 소득을 지원받지 못하는 것을 보전하는 역할 또한 담당할 것으로 기대된다. 남재량(2020)에 따르면, 퇴직 후 3년 경과 시 최저임금 미만의 임금을 받는 비율은 30.3%로 퇴직 전의 11.4%에 비해 세 배 수준이다.

본 연구에서는 대표적인 근로연계형 소득지원 제도인 근로장려세제가 50세 이상의 준고령자 및 고령자의 경제활동 및 소득과 은퇴행위에 미치는 영향을 재정패널을 사용하여 살펴보고자 한다. 특히, 최근 근로장려세제의 주된 수혜가구가 되어가고 있는 50세 이상의 가구를 대상으로 근로장려금이 저소득 고령층의 지속적인 경제활동을 장려하고, 더 나아가 소득보전과 은퇴유보효과를 가지고 올 수 있을지를 살펴보고자 하였다. 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률 시행령」에 정의되어 있는 55세 이상의 고령자에 더하여 50세 이상 55세 미만 준고령자를 포함하여 분석하는 이유는 평균 은퇴연령(56.9세)을 감안하여 은퇴행위를 포함한 경제활동분석을 시행하기 위함이며, 50~60세 미만의 수혜가구 중 16.3%를 차지하여 60세 이상, 30세 미만 다음으로 많은 연령그룹이기 때문이다.

효과분석을 위해서 근로장려금 수혜조건을 사용하였는데, 2010~2020년도 제도 변화에 따른 수혜요건의 변화를 변수화하여 수혜자격의 변화가 노동공급에 미치는 효과를 살펴보았다. 근로장려금 수혜요건 중에는 행동을 변화시킴으로써 수혜자격을 획득할 수 있는 요건이 존재한다(예로는, 소득요건이 있다). 이러한 내생적인 요건을 포함하는 경우, 개인이 행동을 변화시켜

12) 보건복지부, 『2021 국민기초생활보장 수급자 현황』, 2022.

수혜요건을 만족시키는 경우도 포함하게 되어 추정치에 편이가 생기게 된다. 이러한 효과를 제외하기 위하여 외생적인 정책 변화로 인한 수혜자격의 변화만을 사용하여 변수를 생성하였다. 분석을 위해서 2011~2021년도 4~14차 재정패널(근로장려금 수급기준 2010~2020년도)을 사용하였으며, 2017~2022년 국제청 미시자료를 사용하여 소득효과 분석을 보완하였다.

근로장려금의 효과를 살펴보기에 앞서 관심 수혜자인 준고령자 및 고령자의 노동시장 현황을 파악하고 이에 영향을 미치는 정책을 조사하여 근로장려제도가 준고령자 및 고령자의 노동시장 성과 및 소득에 미치는 영향을 연구하기 위한 제도적 배경을 살펴보고자 한다. 고령의 노동자들은 주된 일자리에서 은퇴한 후 임금의 급격한 하락을 겪을 것으로 예상되며, 주된 일자리에서 쌓아온 인적자본을 사용하지 못하여 저숙련 노동자로 전환되는 변화를 겪을 것으로 예상된다. 관련한 전반적인 국내의 현황을 선행연구와 가계금융복지조사를 사용하여 파악해봄으로써 조세 및 재정 정책들이 노동공급에 미칠 영향도 예측해 보고자 한다.

근로장려제도와 타 제도와의 중첩효과를 살펴보기 위하여 본 연구에서 주목하는 제도는 기초생활보장제도이다. 기초생활보장제도는 대표적인 소득지원제도임과 동시에 중년기(40~64세) 및 노년기(65세 이상)에 해당하는 수혜자의 비율(72.6%)이 높은 제도이다. 또한, 2014년도부터는 기초생활보장제도의 수급자도 근로장려금을 수급할 수 있도록 제도가 개정됨에 따라 기초생활보장제도 수급자의 노동공급을 제고할 가능성이 생겼다. 박소은 외(2021)는 한국 복지패널(2015~2018년)을 사용하고 선형확률모형을 통해서 전년도 근로장려금 수급의 경험이 당해년도 기초생활보장 수급자의 노동시장 참여에 미치는 영향을 분석하였는데 유의한 효과를 찾아내지 못하였다. 선행연구에 더하여 본 연구는 근로장려금 수급이 가능해진 것에 따른 변화로 특별히 고령 노동자에게 긍정적인 노동유인효과가 있었는지 노동공급상태모형과 한국복지패널(2009~2021년)을 사용하여 살펴보았다.

본고의 구성은 아래와 같다. 제Ⅱ장에서 근로장려제도의 개관을 소개하고, 제Ⅲ장에서는 준고령자 및 고령자의 노동시장 및 관련 정책에 대해 조

사한다. 제Ⅳ장에서는 근로장려세제의 경제활동 및 소득효과에 대해 분석하고, 제Ⅴ장에서는 기초생활제도소개, 수급현황 및 근로장려세제와의 중첩효과를 분석한다. 제Ⅵ장은 결론 및 정책시사점과 함께 마친다.

Ⅱ. 근로장려세제 개관

본 장에서는 근로장려세제 및 수혜가구 구성의 변화를 간단하게 살펴보고자 한다. 먼저, 제1절에서 근로장려금 제도에 대한 간단한 개요와 연혁을 살펴보고, 제2절에서는 제도의 변화에 따른 수혜가구의 구성 변화를 살펴보았는데, 이를 위해서 『국세통계연보』 2010~2022년 자료를 사용하였다. 제3절에서는 근로장려세제에 관한 국내 및 해외의 선행연구를 살펴보고, 제4절에서는 고령자를 위한 근로장려세제 및 조세제도 해외사례를 조사한다.

1. 제도 개요 및 연혁

우리나라의 근로장려세제는 저소득 근로자의 근로를 장려하고 소득을 지원하기 위한 목적으로 도입된 환급형¹³⁾ 세액공제제도이다. 2006년도에 「조세특례제한법」에 신설되었으며, 2009년도에 처음으로 장려금이 지급되었다. 이는, 기존의 복지제도들이 소득 보전의 효과는 있으나 노동공급을 저해할 수 있다는 점을 보완해 보려는 취지로 시작되었다.

근로장려금을 수급하기 위해서는 총소득요건과 재산요건을 충족하여야 한다. 소득요건이란 근로소득, 사업소득, 종교인소득, 이자·배당·연금 소득 및 기타소득을 합한 총소득금액(가구원 구성에 따라 상이)이 기준금액 미만이어야 함을 의미한다. 2023년을 기준으로 총소득요건은 단독가구의 경우 2,200만원 미만, 홑벌이가구의 경우 3,200만원 미만, 맞벌이가구의 경우 3,800만원 미만이다(그림 Ⅱ-1 참고).¹⁴⁾ 재산요건은 가구원이 소유하고 있는

13) 환급형 세액공제제도란 납세자가 내야 하는 세금이 공제액보다 적을 경우에는 차액을 환급해주는 것을 의미한다.

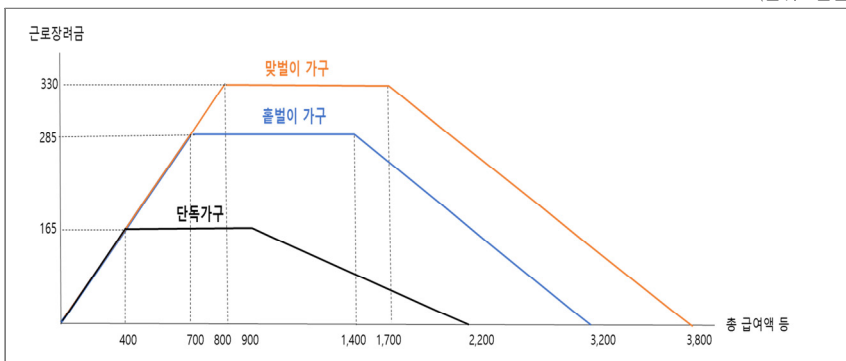
14) 단독가구란 배우자·부양자녀 및 70세 이상의 직계존속이 없는 가구를 의미하며, 맞벌이 가구란 거주자 및 그 배우자의 소득이 각각 300만원 이상인 가구를 의미한다. 홑벌이

토지, 건물, 자동차, 예금 등 재산의 합계액이 기준금액 미만이어야 함을 의미한다. 2023년도를 기준으로 재산요건은 2억 4,000만원 미만이다.

장려금 수급요건을 만족한 가구의 장려금은 근로소득, 사업소득, 종교인 소득을 합한 총급여액과 단독, 홑벌이, 맞벌이 가구의 가구 구성에 따라서 달라진다. 2023년도 기준 맞벌이가구의 경우 총급여액이 800만원 미만 구간에서는 소득의 증가에 따라서 근로장려금이 증가하고, 800만~1,700만원 구간에서는 총급여액에 관계없이 최대 장려금인 330만원을 수급할 수 있다. 1,700만~3,800만원 구간에서는 소득의 증가에 따라 장려금이 감소한다(그림 II-1) 참고).

[그림 II-1] 2023년도 근로장려세제

(단위: 만원)



자료: 저자 작성

2009년도에 처음으로 근로장려금이 지급된 이후로, 정부는 소득요건, 재산요건 등의 자격요건을 완화하고 장려금을 증가시키면서 제도를 확대해왔다. 즉, 소득요건을 1,700만원 미만(2009년)에서 3,800만원 미만(2023년 맞벌이가구 기준)으로, 재산요건을 1억원 미만(2009년)에서 2억 4,000만원 미만(2023년)으로 완화하였다. 최대 장려금 또한 120만원(2009년도)에서 330만원(2023년도)으로 증가시켰다.

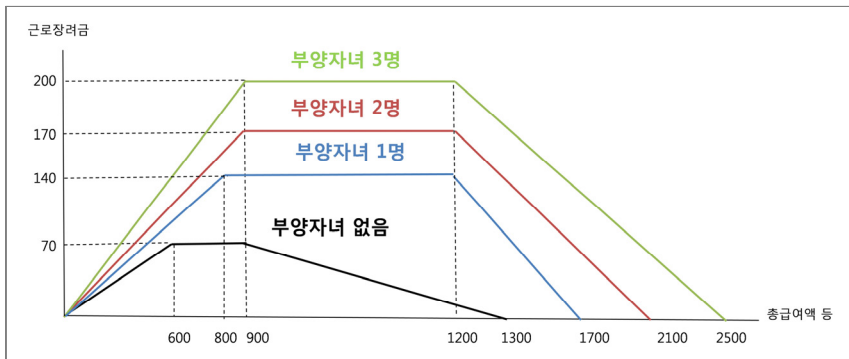
가구는 배우자의 총급여액이 300만원 미만이거나 배우자 없이 부양자녀 혹은 70세 이상의 직계존속이 있는 가구이다.

그에 더하여, 부양자녀가 있어야만 수혜자격을 부여하였던 2009~2011년도와는 달리 2012~2013년도에는 부양자녀 없이 배우자가 있는 경우에도 장려금을 지급할 수 있도록 하였다. 2014년도부터는 부양자녀나 배우자가 없는 단독가구도 연령요건을 만족하는 경우에는 수혜를 받을 수 있도록 하였는데, 단독가구 가구주의 연령요건 또한 점차 완화해나갔다. 즉, 60세 이상(2013~2015년), 50세 이상(2016년), 40세 이상(2017년), 30세 이상(2018년)으로 점점 완화하다가 2019년도부터는 연령요건을 폐지하여 30세 미만의 청년 단독가구도 수혜자에 포함되었다.

2014년도에 근로장려금 산정방식에서 구조적인 변화가 있었다. 제도 도입 초반인 2009~2013년도에는 부양자녀의 수에 따라서 근로장려금 산정액이 달라졌는데(그림 II-2 참고), 이를 2014년도부터는 단독, 홑벌이, 맞벌이 가구 유형에 따라서 산정액을 달리하는 방식으로의 전환이었다. 이는, 2015년부터 자녀장려금이 도입되면서 부양자녀 수에 차등지급방식을 폐지하고, 맞벌이가구의 근로를 장려하고자 하는 목적에서의 개편이었다.

[그림 II-2] 2013~2014년 근로장려세제

(단위: 만원)



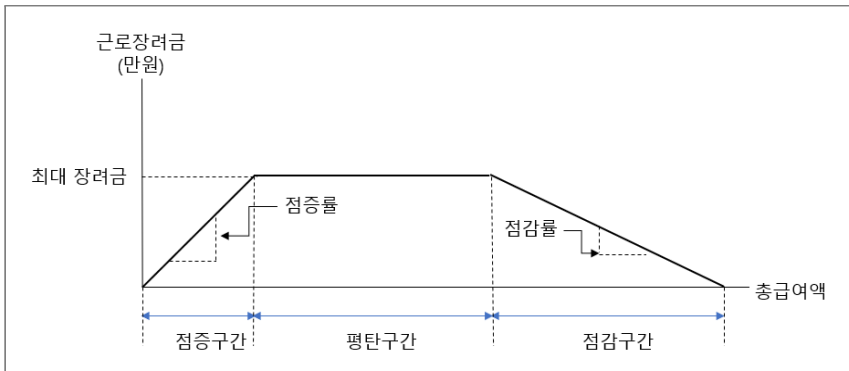
자료: 저자 작성

근로장려세제의 근로유인효과는 근로장려세제의 구조에서 나온다. [그림 II-3]에서와 같이 근로장려금은 일정 구간(점증구간)에서 총급여액이 증가하면 장려금도 증가하는 구조이다. 즉, 일을 많이 할수록(소득이 증가할수록)

장려금 또한 증가시켜서 추가 근로에 대한 금전적인 보상을 증가시킴으로써, 근로의욕을 제고하고자 하는 목적이다. 이는, 최저생계비를 일정 수준으로 보장해주는 경우 일을 많이 하여 소득이 증가하면 정부로부터 받는 보조가 그만큼 줄어들어 근로의욕이 저하되는 것과는 대조적이다. 점증구간에서 소득 대비 장려금의 증가 정도를 나타내는 것이 점증률인데, 2023년도 맞벌이가구의 점증률은 41%였다. 즉, 소득이 1만원 증가할 때 장려금은 4,100원 증가하는 것이다.

점증구간 다음으로 나타나는 두 번째 구간은 평탄구간이다. 평탄구간은 소득의 증가에 관계없이 최대 장려금을 지급하는 구간이다. 이 구간에서는 근로장려금으로 인해서 소득이 증가하는 효과만 있어, 여가를 더 즐기고 노동공급을 줄일 유인이 존재한다. 마지막으로 세 번째 구간은 점감구간으로 소득이 증가하면 장려금이 감소하는 구간이다. 이때 소득 증가에 따른 장려금 감소의 정도를 나타내는 것이 점감률인데, 2023년도 맞벌이가구를 기준으로 점감률은 16%였다. 즉, 소득이 1만원 증가함에 따라 장려금은 1,600원 줄어드는 구조이다.

[그림 II-3] 근로장려금의 구조



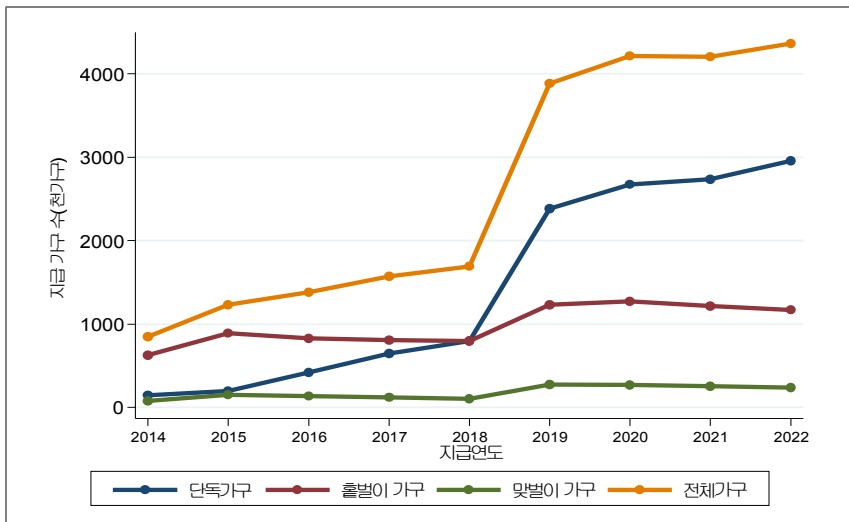
자료: 저자 작성

2. 수혜가구 현황

2009년 근로장려금이 도입된 이후로 시행된 제도의 확대개편으로 근로장려금 수혜가구의 수가 크게 증가하였다. 수혜가구 수는 2009년 59만가구에서 2022년 436만가구로, 조세지출 규모 또한 4,500억원(2009년)에서 4.4조(2022년)로 급격하게 증가하였다. 그에 더하여, 근로장려금 수혜가구의 구성에도 변화가 있었는데, 이를 정리하면 세 가지로 요약할 수 있다.

첫 번째 변화는 단독가구의 수와 비중이 꾸준히 증가했다는 것이다. 근로장려금 지급을 가구 구성에 따라서 하기 시작한 2014년도에 단독가구 수혜가구 수는 142,778가구에서 7년이 지난 2022년도에는 2,956,175가구로 급격하게 증가하였다(그림 II-4 참조). 단독가구는 수혜가구의 수뿐 아니라 비중 또한 빠르게 증가하였다. 2014년도 단독가구의 비중은 17%로 홑벌이가구(74%)에 훨씬 못 미치는 정도였으나, 단독가구의 연령요건을 완화한 2016~2019년도에 비중이 꾸준히 증가하여 2022년도에는 단독가구 비중은 68%로 홑벌이가구(27%)나 맞벌이가구(6%)보다도 커졌다(그림 II-5 참조).

[그림 II-4] 2014~2022년 근로장려금 수혜가구 수 변화: 가구 구성 (단위: 천가구)

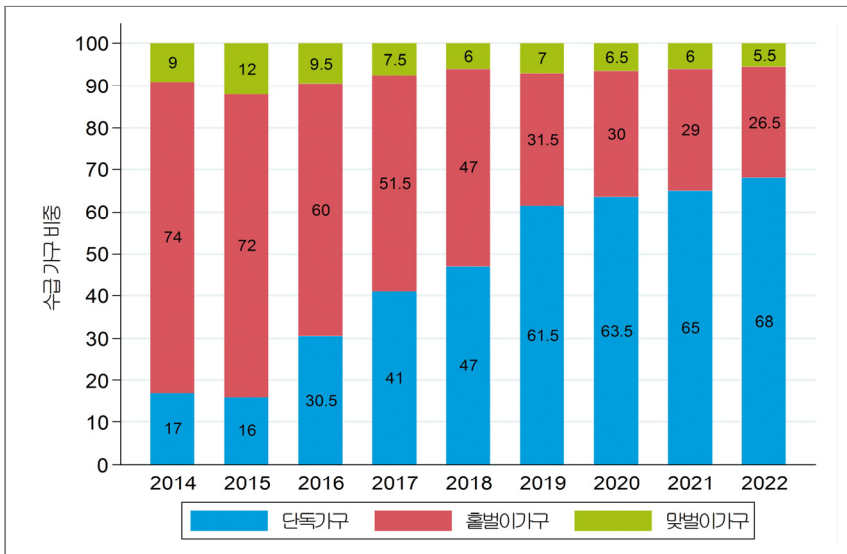


자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2014~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

이와 관련된 두 번째 변화는 60세 이상과 30세 미만 가구주의 수혜가구가 증가한 것이다. 60세 이상 가구주 가구의 경우, 무자녀 가구에 수혜자격을 부여했던 2012년도와 2019년도 두 번의 시기에 크게 증가하였다. 수혜가구 수는 2011년 3,572가구에서 2012년도에 94,118가구로 급격히 증가하고, 그 후에도 꾸준한 증가세를 보였다. 2018년도에 다시 한 번 급격한 증가가 있어 2018년 550,653가구에서 2019년 944,051가구를 기록하였다. 2019년도의 급격한 증가는 2018년도 개정에서 소득 및 재산 요건을 완화한 것으로 인한 효과로 보인다(그림 II-6 참조). 30세 미만 가구주 수혜가구의 경우 2010년도(40,058가구)부터 2018년도(30,655가구)까지는 수혜자 가구의 변화가 크지 않고, 전체 가구에서 차지하는 비중도 미미했다(2~7%)(그림 II-6 참조). 하지만, 2019년도에 수급가구의 수가 1,072,358가구로 급격히 증가하면서, 전체 가구 중 차지하는 비중도 28%로 증가해, 60세 이상 가구주의 수혜가구 비중과 비슷해졌다. 이는, 2018년도 세법개정으로 단독가구의 연령요건이 폐지되면서, 다수의 청년 단독가구가 포함된 효과로 보인다.

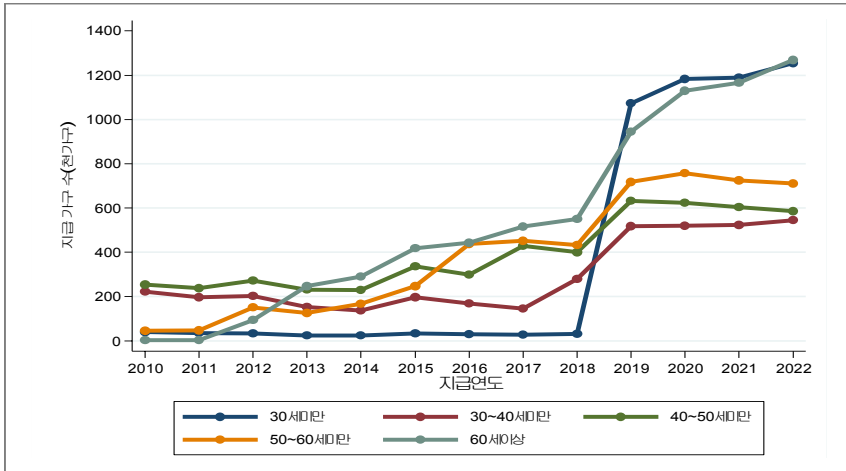
[그림 II-5] 2014~2022년 근로장려금 수급가구 구성 변화: 가구 구성

(단위: %)



자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2014~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

[그림 II-6] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 수의 변화: 가구주의 나이



자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2010~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

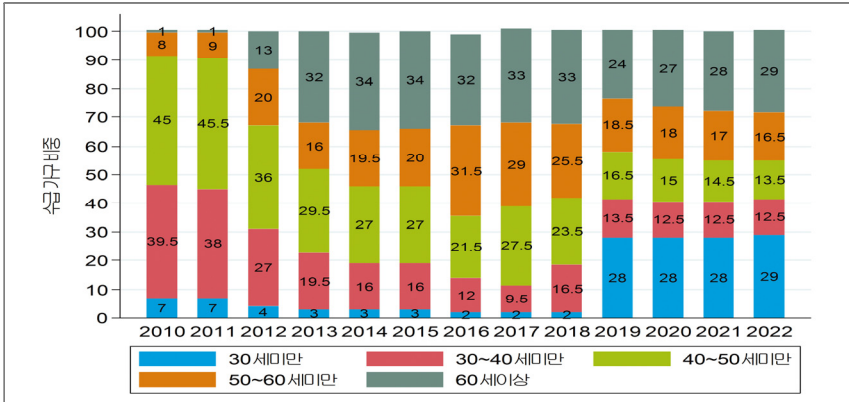
세 번째 변화는 무자녀 수혜가구의 수가 증가하고 비중 또한 높아졌다는 점이다(그림 II-7, II-8 참조). 무자녀 가구에 처음으로 수혜자격이 주어졌던 2012년도에는 수혜가구의 수가 238,396가구로 전체 수혜가구의 23%를 차지하였다. 수혜가구 중 자녀가 없는 가구 수는 꾸준히 증가하여 2022년도에는 3,892,186가구로 전체 수혜가구 중 과반 이상(75%)을 차지하게 되었다. 자녀가 없는 수혜가구의 수는 제도의 확대에 따라서 꾸준히 증가하였으나, 2018년도 개정(2019년도 수급)의 영향이 가장 컸던 것으로 보인다. 이는, 소득 및 재산 요건의 완화로 수혜자 그룹이 확대된 것에 따른 효과에 더하여 연령요건의 폐지로 인해 단독 청년가구가 다수 편입한 효과도 있었을 것으로 보인다.

정리하면, 근로장려금의 확대로 인해 수혜가구 중 단독가구, 60세 이상 가구주 가구, 30세 미만 가구주 가구 그리고 무자녀 가구의 비중이 증가하였다. 특히, 2018년도 세법개정으로 인한 효과가 컸는데 연령요건 폐지뿐만 아니라 소득·재산 요건의 변화도 수혜가구 구성 변화에 영향을 미친 것으로 보인다.

본고에서는 근로장려금의 확대로 비중이 크게 증가한 50세 이상의 준고

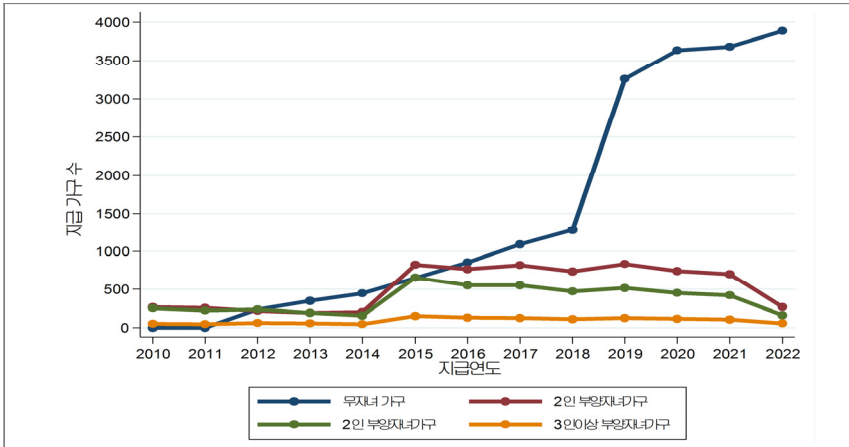
령자 및 고령자 가구주를 중심으로 근로장려제도의 확대가 경제활동참여에 어떠한 효과를 가지고 왔는지를 살펴보고자 한다. 이를 통해서, 최근 고령화와 관련된 문제해결을 위해 가능한 대안으로 근로장려세제가 저임금 고령 근로자의 경제활동참여 및 소득 보전에 긍정적인 역할을 하고 있는지를 알아보고 정책적 시사점을 도출해 보고자 한다.

[그림 II-7] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 비중 변화: 가구주의 나이 (단위: %)



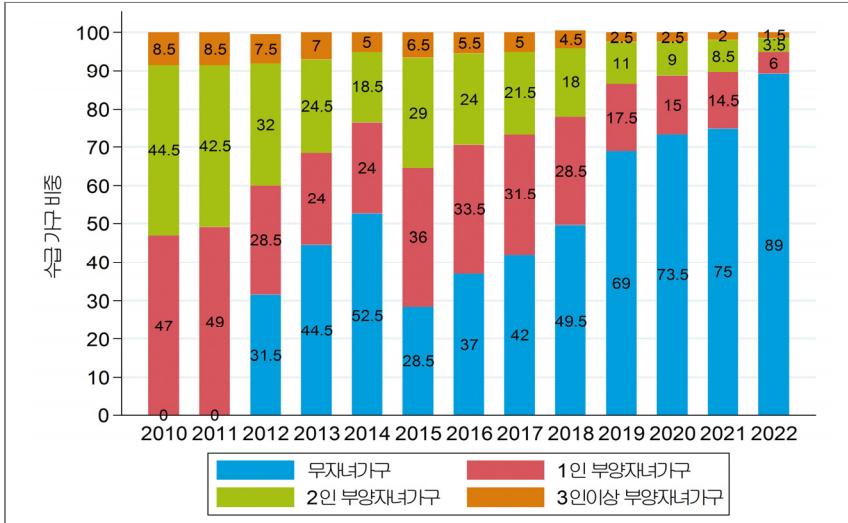
자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2010~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

[그림 II-8] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 수 변화: 부양자녀 수 (단위: 천가구)



자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2010~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

[그림 II-9] 2010~2022년 근로장려금 수급가구 구성 변화: 부양자녀 수
(단위: %)



자료: 국세청, 『국세통계연보』, 2010~2022년 자료를 사용하여 저자 작성

3. 선행연구조사

근로장려세제(EITC) 도입 초기의 선행연구들은 노동공급에 미치는 영향에 관한 연구들이 주를 이루었지만, 제도가 시행된 지 10년 이상이 되면서 소득, 소비, 저축 등에 미치는 영향으로까지 연구 범위가 확대되고 있다.

가. 노동공급효과

근로장려세제가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구들은 사용한 방법론, 데이터, 지원대상 등에 따라서 상이한 결과를 내고 있으나 긍정적인 효과를 보고하는 다수의 연구들이 존재한다. 먼저, 근로장려금 수급자들을 대상으로 한 연구들은 대체로 근로장려세제가 노동공급을 증가시킨다고 보고하는 데(강성호, 2017; 정의룡, 2014; 염경윤·전병욱, 2014), 이는 노동시간의 변화 보다는 노동시장에 대한 참여를 유도하는 방향이었다(김재진 외, 2014; 이대웅 외, 2015; 임완섭, 2016). 신우리·송헌재(2018)는 2008~2011년 복지패널

자료를 활용하여 이중차분법으로 근로장려세제의 효과를 분석하여 수급대상 가구의 경제활동참가가 증가하는 것을 보였다. 임완섭(2011)은 2007~2009년 복지패널을 사용하여 근로장려세제가 수급자의 경제활동참가율에 미치는 영향을 분석했는데, 분석 결과 경제활동참가율에는 작지만 유의한 영향이 있었으나 연간 노동공급 일수와 주당 노동시간은 감소하는 것으로 나타났다.

근로장려금이 노동시간에 미치는 효과는 이론적으로는 불분명하나 그 효과를 보고하고 있는 논문들로 한중석 외(2019), 서민지(2012) 등이 있다. 한중석 외(2019)는 근로장려금으로 고용률은 증가하지만 근로시간이 감소했다고 보고하고 있으며, 서민지(2012)는 장려금 수급자의 근로시간이 근로장려금 수급 전인 2007년과 비교하여 2010년에 236시간, 2011년에는 295시간 증가하였다고 보고한다. 박상현·김태일(2011)의 2007~2009년 복지패널 자료를 활용한 분석에서도 비슷한 긍정적 효과를 보고하고 있는데 근로장려금 수급자는 근로장려세제의 시행 전인 2007년에 비해 2008년에 연간 근로일수가 약 10일 증가한 것으로 나타났다.

나. 노동공급효과: 고령 수급자

최근까지 근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과에 관한 연구가 활발하였으나, 고령자의 경제활동에 미치는 영향을 분석한 논문이 많지 않다는 데 한계점이 있다. 그럼에도 근로장려세제가 고령 근로자의 노동공급에 미치는 효과에 대한 실증 분석을 일부 담고 있는 논문으로는 이정우 외(2022), 박지혜·이정민(2018)을 들 수 있다.

이정우 외(2022)는 재정패널 5~11차 자료를 활용하여 근로장려세제의 연령요건 완화가 단독가구 가구주의 노동공급 변화에 미치는 영향을 살펴보았다. 즉, 2013년, 2016년, 2017년, 2018년에 있었던 단독가구 가구주에 대한 연령요건 완화의 효과를 재정패널을 사용하여 이중차분법(Difference-in-differences)으로 분석하였다. 근로장려세제의 단독가구 가구주에 대한 연령요건은 2012년 개정을 기점으로 점차적으로 완화되었다. 2012년 개정(2013년 수급) 이전에는 배우자 또는 부양자녀가 있는 경우에만 근로장려금을 수급

할 수 있었으나, 개정 후인 2013년도부터는 단독가구의 가구주가 60세 이상인 경우에 수급자격을 부여하였다. 그후, 2015년도 개정(2016년 수급)으로 50세 이상 단독가구의 가구주, 2016년(2017년 수급)과 2017년 개정(2018년 수급)으로 각각 40세 이상, 30세 이상 단독가구의 가구주에게도 수급자격이 확대되다가, 2018년 개정(2019년 수급)으로 단독가구 가구주에 대한 연령제한이 폐지되었다. 2012년도 개정에 대한 효과분석 결과는 근로장려금(EITC)이 60~69세 단독가구의 노동공급에 미치는 영향을 알 수 있게 해준다.

그중 2012년도 개정은 60~69세 단독가구주를 수혜가구로 포함하였으나, 50~59세의 단독가구주는 연령 조건을 충족하지 못해 수혜자격을 얻지 못하는 정책실험(policy experiment)의 기회를 주었다. 이러한 차이를 사용하여, 근로장려세제의 조건을 만족하는 60~69세 단독가구주를 통제군, 50~59세의 단독가구주를 대조군으로 삼아, 이중차분법을 사용하여 2013년도 전후로 두 그룹의 노동공급 변화를 비교해 보았다. 분석 결과, 이정우 외(2022)는 근로장려금을 수급하는 60~69세 단독가구주들은 노동시장 참여나 노동시간 증가를 보이지 않은 것으로 나타났다. 반면, 노동공급의 변화를 보이는 그룹도 있었는데, 50~59세의 단독가구 가구주와 30대의 단독가구 가구주 중에 점증구간에 있는 가구주들은 평균 근로시간을 각각 23시간, 31시간 늘리는 것으로 나타났다.

박지혜·이정민(2018)의 연구에서도 비슷한 결과가 도출되었다. 근로장려세제가 2008년도에 도입된 이후로 여러 차례의 개정을 통해 세부 자격요건 및 수급액의 규모가 변화하였는데, 이러한 변동분 중 외생적인 변화로 볼 수 있는 요소들을 변수화하여 수급자격변수(Eligibility)와 수혜정도변수(Intensity)를 생성하였다. 생성된 정책모수변수가 종속변수인 노동시장 참여 여부에 미치는 효과를 선형확률모형으로 설정하여 OLS로 추정하였다. 분석을 위해 한국복지패널(2006~2017년), 가계금융복지조사(2012~2017년), 한국노동패널(2005~2016년), 재정패널(2010~2016년) 등 다양한 자료를 사용하였다.

분석 결과는 유의한 효과와 그렇지 않은 효과가 혼재하였으나, 유의한 효과가 나타나는 경우에는 수급자격(Eligibility)이 주어지는 경우 노동시장에

참여할 확률이 1.6~7.2% 증가하고, 수혜 정도(Intensity)가 커질수록(점감률이 커질수록) 경제활동이 늘어나는 것을 볼 수 있었다. 이러한 긍정적 효과는 60세 이상(65세 이하)의 수급자들 사이에서 더 크게 나타나 고령의 근로자들의 경우 근로장려금의 노동시장 참여 유인효과가 더 클 수 있음을 시사한다. 복지패널과 가계금융복지조사를 사용하는 경우에 수급자이면서 60세 이상이 경제활동에 참여할 확률이 3.4~8.4%가량 높아지는 것으로 나타났다.

고령 근로자들을 대상으로 하는 연구가 아직까지는 활발하지 않으나, 고령자에 대한 부표본 분석을 포함한 선행연구의 결과를 참고하여 본다면, 근로장려금으로 인한 고령 근로자들의 노동공급은 크지 않으나 대체로 증가하는 것을 볼 수 있었다. 즉, 고령 근로자들이 노동시장에 유류하도록 경제적인 유인을 제공하는 역할을 어느 정도 담당할 수 있을 것으로 기대해 볼 수 있겠다.

본 연구는 지금까지 꾸준히 확대되어 왔으나 지금까지는 많이 연구되지 않았던 준고령자 및 고령자층의 근로장려금 수혜자들의 경제활동을 분석해 보고자 한다. 이정우 외(2022)와 박지혜·이정민(2018)의 연구에 더하여, 준고령자 및 고령자의 경제활동이 근로장려금의 수혜자격 변화에 따라서 어떻게 변화하는지 장기적으로 살펴봄으로써, 수혜자의 큰 부분을 차지하고 있는 고령의 노동공급 및 소득보전에 근로장려세제가 할 수 있는 역할에 대해 고찰해 보고자 한다. 본 연구는 기존 연구들과는 달리 고령의 장려금 수급자들에게 초점을 맞추어 장기적인 제도의 변화에 따른 효과를 분석한다는 점에서 기존의 선행연구들과 차별화된다.

다. 소득효과

근로장려세제로 인한 노동공급의 증가는 소득 증가에도 기여하는 것으로 나타났다. 박능후(2011)는 근로장려세제가 노동공급 및 소득의 개선에 얼마나 효과적이었는지를 분석했다. 이를 위해 2008~2009년의 복지패널 자료를 사용하고 사전사후검사 설계모형을 활용하였는데, 분석 결과 근로장려세제는 수급가구의 근로소득을 증가시키는 것으로 나타났다. 박능후·임금빈

(2014)은 근로장려세제의 정책 효과를 분석하기 위해 복지패널을 사용하였다. 특히 근로소득과 노동공급을 중심으로 제도에 대해 잘 이해하고 있는 가구와 그렇지 못한 가구를 비교하였다. 2010년과 2011년 데이터를 기반으로 분석한 결과, 제도에 대해 인지하고 있는 가구는 그렇지 못한 가구에 비해 근로소득이 증가한 것으로 나타났으나 근로일수 변화는 유의미하지 않았다. 해당 연구는 근로장려세제의 효과를 입증할 뿐만 아니라 수급대상자들이 제도를 잘 활용하기 위해서는 제도에 대한 충분한 설명이 필요함을 보여준다. 반면, 근로장려금의 수급 전보다 수급 이후 시간당 임금이 감소하였다는 연구 결과나(기재량 외, 2015), 일부 가구에서 근로장려금을 수급하기 위해 고의적으로 소득을 줄이는 현상이 발생했다고 보고하는 연구도 존재한다(권일웅·한서영, 2022).

근로장려세제의 도입으로 인한 소득의 증가는 소득불평등도 완화에도 기여할 것으로 기대되며, 이에 대해 긍정적인 결과를 보고하는 연구가 많다. 정찬미·김재진(2015)의 2013년 가계동향조사를 사용한 연구에서는 2014년도 근로장려세제의 지급기준 변경과 2015년도 자녀장려세제의 도입으로 맞벌이가구의 실질적인 소득은 증가하지 않았으나, 전체 가구의 빈곤율 및 소득재분배에는 긍정적인 효과가 있었던 것으로 보고하고 있다. 2018년 세법개정이 소득불평등 완화에 기여한다고 보고하는 연구들도 있는데, 홍우형(2019)은 재정패널 10차 자료를 활용한 모의실험을 통해 2018년 세법개정으로 인하여 지니계수가 개선될 것으로 추정하였고, 특히 지급액 상향조정이 재분배 개선효과에 기여하는 부분이 클 것으로 추정하였다. 신상화·김문정(2019)은 2018년도의 복지패널 자료를 사용하여 2018년 세법개정으로 인한 효과를 분석하였는데, 2019년도 근로장려세제 확대개편으로 지니계수가 -0.92% 개선되어 가구소득 분포를 개선시키는 것으로 나타났는데, 이는 최저임금의 효과(-0.7%)보다 더 크다고 보고했다.

근로장려금 지급으로 인한 소득의 증가는 소비의 증가로 이어질 가능성도 존재한다. 국내 선행연구가 많지 않으나, 대표적인 연구로는 김태우 외(2016)와 김빛마로·김문정(2022)이 있다. 김태우 외(2016)는 가계동향조사의 2008년

과 2010년 월별자료를 이용하여 근로장려금 수급에도 수혜가구의 소비는 증가하지 않음을 보였다. 이것은 가구가 소비 대신 예비적 저축을 증가시켰기 때문인 것으로 해석된다. 반면, 김빛마로·김문정(2022)은 KCB 신용카드 자료(2015~2020년), 농식품 소비자패널자료(2017~2020년), 가계금융복지조사(2017~2020년) 자료를 사용하여, 이중차분법으로 근로장려금의 소비 증진 효과를 분석하였다. 근로장려금 수급으로 인한 외생적인 소득 변화는 농식품 소비, 소비 총액, 식료품 및 교육비 소비의 확대에 이어지는 것을 확인할 수 있었다.

라. 타 제도와의 중첩효과

2014년부터 기초생활보장수급자들에게 근로장려금을 이종으로 수급할 수 있게 된 것에 대한 효과를 분석한 논문으로는 박소은 외(2021), 권일웅(2022) 등이 있다. 박소은 외(2021)는 2010~2019년 복지패널 자료를 활용하여 근로장려금이 기초생활보장금을 받는 빈곤가구에 추가적인 근로 동기를 제공하지 못하는 것으로 보고했다. 반면, 권일웅(2022)은 2014년 복지패널 자료를 사용하여 기초생활보장수급자들의 노동공급이 2014년 이후 증가한다는 것을 발견하였으며, 이를 근거로 하여 근로장려금 중복수급으로 인한 긍정적효과가 존재할 가능성을 보여주었다. 남재량(2017)은 근로장려세제의 수급자를 대상으로 최저임금제와 비교하여 노동시장 참여율 개선 효과를 분석했다. 2007~2010년 노동패널 자료를 사용하여 분석한 결과, 근로장려금 수급가구의 노동공급이 증가하는 것을 발견하였고, 그 효과는 최저임금 증가의 효과보다도 크다고 보고하고 있다.

4. 해외사례조사

가. 호주

호주 정부는 고령 노동자들의 노동시장 참여 촉진을 위해 2004년도에 고령자를 위한 근로장려세제(EITC)인 Mature Age Worker Tax Offset(MAWTO)

를 도입하였다.¹⁵⁾ MAWTO의 세액공제액은 근로자의 소득에 따라서 달라지는데 미국이나 우리나라의 근로장려세제와 같이 점증, 평탄, 점감의 세 구간으로 이루어져 있다(〈표 II-1〉). 반면, 세액공제액은 연말정산이 끝나는 6월 30일을 기준으로 만 55세 이상이 되는 근로자에게만 제공된다는 것이 특징이다(〈표 II-2〉 참조).

MAWTO의 도입 이후 호주 정부는 10년간 43억 6,000만호주달러(3.9조원)의 조세지출을 하였는데, 제도가 시작된 2004~2005년도의 지출액은 4억 2,500만호주달러, 2011~2012년도의 지출액은 4억 6,500만호주달러, 2013~2014년도의 지출액은 3억 5,000만호주달러 수준이었다. 하지만, 본 제도의 효과가 미미하다는 인식이 퍼지면서 2012년 7월부터 새로운 수급자를 받지 않기 시작하였고 2015년에는 최종적으로 제도가 일몰되었다.

이러한 인식과 동일하게 MAWTO의 근로 유인 효과에 관하여 연구한 선행 연구도 그 효과성을 찾지 못했다. Carter and Breunig(2019)는 MAWTO를 수급하기 위해서는 6월 30일을 기준으로 만 55세가 되어야 한다는 것에 착안하여, 제도가 시작된 2005년 6월 30일을 기준으로 55세인 그룹을 처치군, 54세인 그룹을 통제군으로 삼아 이중차분법 분석(Difference-in-Differences)을 사용하여 제도의 효과를 분석하였다. 또한, 2012년부터 새로운 수급자를 받지 않게 되면서 마지막 수혜그룹인 2012년 6월 30일에 55세인 그룹을 처치군, 54세인 그룹을 대조군으로 삼아 효과를 분석하였다.

분석 결과, MAWTO의 노동공급 제고효과(0.5%)가 크지 않거나 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한, 추정치를 이용하여 1명의 고령 근로자를 일하게 하는 데 들어가는 비용이 37,000~78,000호주달러 정도로 추정되어, MAWTO는 노동공급 제고에 효과적이지 못하고 비용이 많이 들어가는 제도로 판단되었다.

이와 같이 MAWTO의 효과가 적었던 이유로 Carter and Breunig(2019)는 세액공제액이 500호주달러(45만원)로 크지 않았던 점, 세액공제가 비환급제(non-refundable)로 운영된 것과 더불어 MAWTO의 적용 순서가 LITO(Low

15) 호주 사례는 Carter and Breunig(2019)를 기반으로 작성되었다.

Income Tax Offset)보다 뒤로 밀려나 세액경감 효과가 크지 않았던 점, MAWTO 공제액의 기반이 되는 기준 소득액(Net Income from Working, NIFW) 계산이 어려워 실제 공제액을 수혜자들이 예측하기 어려웠던 점 등을 들고 있다. 이러한 금전적 요인 외에도, 여가에 대한 수요 등 은퇴를 결정하는 다양한 요인들의 효과 또한 컸을 것으로 예측하고 있다.

〈표 II-1〉 2004~2005년 호주 근로장려세제 MAWTO

(단위: 호주달러)

근로소득 (NIFW: Net Income from Working)	근로장려금(MAWTO)
0~10,000 [0~900만원]	$NIFW \times 0.05$
10,000~48,000 [900만~4,300만원]	500 [45만원]
48,000~58,000 [4,300만원 초과~5,200만원]	$500 - [0.05 \times (NIFW - 48,000)]$ [45만원 - $[0.05 \times NIFW - 4,300\text{만원}]$]

주: 환율은 1호주달러당 895.7640원을 사용하여 계산함

자료: Carter and Breunig(2019), p. 202, Table 1

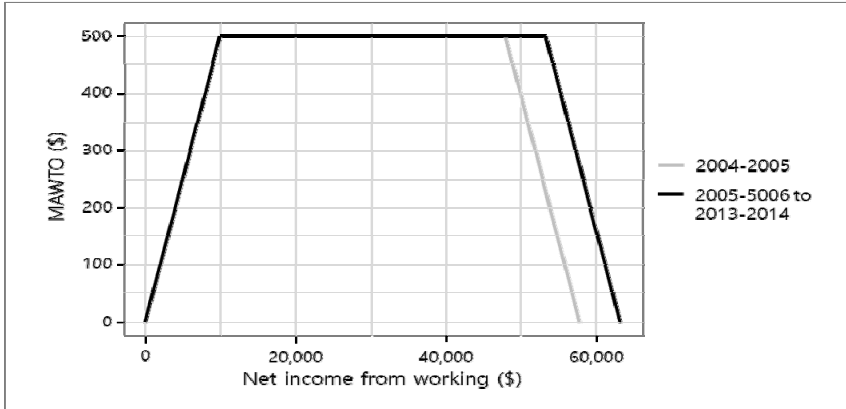
〈표 II-2〉 호주 근로장려세제(MAWTO) 연령요건

과세연도	출생일	연령
2004~2005	1950년 7월 1일 이전	55세 이상
2005~2006	1951년 7월 1일 이전	55세 이상
2006~2007	1952년 7월 1일 이전	55세 이상
2007~2008	1953년 7월 1일 이전	55세 이상
2008~2009	1954년 7월 1일 이전	55세 이상
2009~2010	1955년 7월 1일 이전	55세 이상
2010~2011	1956년 7월 1일 이전	55세 이상
2011~2012	1957년 7월 1일 이전	55세 이상
2012~2013	1957년 7월 1일 이전	56세 이상
2013~2014	1957년 7월 1일 이전	57세 이상
2014~2015	제도폐지	

자료: Carter and Breunig(2019), p. 203, Table 2

[그림 II-10] 2004~2005년 호주 근로장려세제 MAWTC

(단위: 호주달러)



자료: Carter and Breunig(2019), p. 203, Figure 1

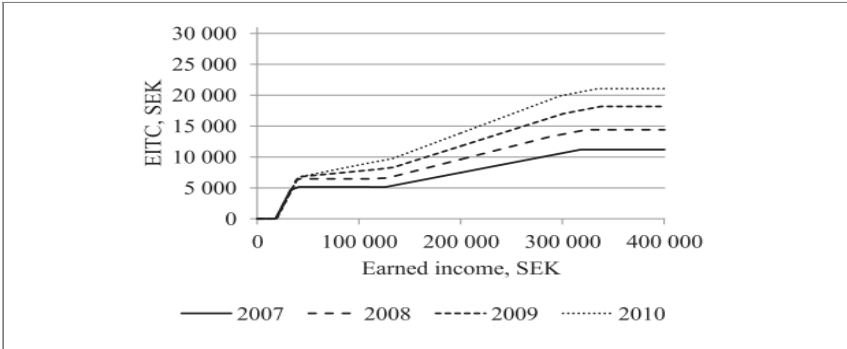
나. 스웨덴

근로장려세제를 시행하여 고령자의 노동시장 참여를 촉구하고자 하였던 또 다른 사례로는 스웨덴이 있다. 2007년 1월 1일 스웨덴은 전 연령 노동자들을 대상으로 근로장려세제(EITC)를 도입하였는데, 65세 이상의 고령 근로자에게 더 큰 장려금을 책정하여 고령 근로자들의 노동공급을 증가시키고자 하였다. 동시에, 고용주의 급여세(payroll tax)에 세액공제를 도입함으로써, 고령 근로자의 고용을 촉진하고자 하였다.

[그림 II-11]과 [그림 II-12]는 근로장려금이 도입된 2007~2010년 스웨덴의 근로장려세제를 보여준다. [그림 II-11]은 65세 미만 근로자의 소득에 대한 근로장려금을, [그림 II-12]는 65세 이상 근로자의 소득에 대한 근로장려금을 보여준다. 스웨덴의 근로장려세제는 네 차례에 걸쳐(2008년, 2009년, 2010년, 2014년도) 확대가 되었는데, 고령 근로자들에 대한 혜택이 증가하는 방향으로 이루어졌다. 제도가 도입된 2007년과 2008년도에는 고령 근로자(65세 이상)의 점증구간은 길고 점증률은 높게 하여, 소득수준이 같더라도 고령 근로자는 더 많은 장려금을 수급할 수 있었다. 이러한 경향은 2009년도에 강화되어서, 고령 근로자의 장려금이 대폭 상향되어 최근에 이르고 있다.

[그림 II-11] 2007~2010년 스웨덴 EITC: 65세 미만 노동자

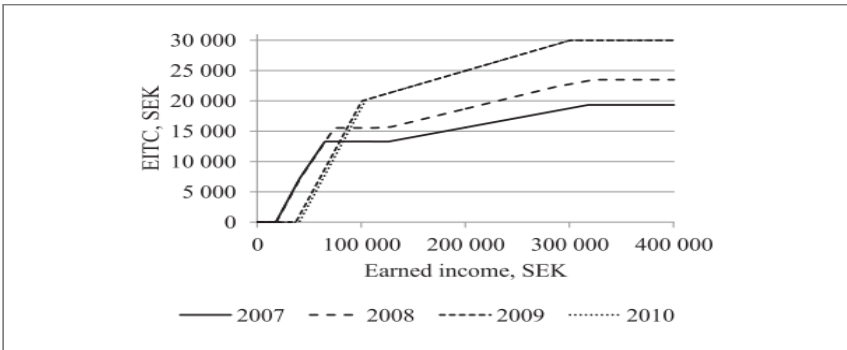
(단위: 크로나)



자료: Laun(2017), p. 104, Fig1의 (a)

[그림 II-12] 2007~2010년 스웨덴 EITC: 65세 이상 노동자

(단위: 크로나)



자료: Laun(2017), p. 104, Fig1의 (b)

65세 이상 고령 근로자에 대한 스웨덴의 근로장려세제를 좀 더 자세히 들여다보면 <표 II-3>과 같다. 스웨덴의 근로장려세제의 특징은 두 번의 점증 구간이 있다는 것과 2016년도 이후에야 점감구간을 도입했다는 점이다.¹⁶⁾ 65세 이상 고령 근로자의 경우 근로장려금은 소득이 0~100,000크로나¹⁷⁾ (0~1,278만원 이하) 구간에서 20%의 점증률로 증가하고, 100,001~300,000크로나

16) 미국이나 우리나라의 근로장려세제와는 달리 제도가 도입될 당시, 점증·평탄 구간으로만 이루어져 있었으나 2016년도부터 점감구간을 도입했다.

17) 환율은 1크로나당 128.0583원을 사용하여 계산하였다.

(1,278만~3,833만원 이하) 구간에서는 5%의 점증률로 증가하여, 두 번의 점증구간이 나온다. 소득이 300,001~600,000크로나(3,833만원 초과~7,665만원 이하) 구간에서는 소득에 관계없이 최대 장려금인 30,000크로나(383만원)를 지급하는 평탄구간이 있다. 마지막으로, 600,001~1,600,000크로나(7,665만원 초과~2억 440만원 이하) 구간에서는 3%의 점증률로 근로장려금이 감소하는 구조이다.

호주의 경우와는 달리 스웨덴의 근로장려세제는 고령 노동자들의 노동공급을 어느 정도 증가시켰다고 보고하고 있다. Laun(2017)은 EITC와 급여세(payload tax) 세액공제로 인해서, 고령 근로자들이 노동시장에 참여함에 따라 발생하는 세부담이 감소하는데 이를 순노동시장참여세(net-of-participation tax rate)로 변수화하여, 참여세의 감소 정도가 노동공급의 증가로 이어지는지를 살펴보았다. Laun(2017)은 순노동시장참여세가 1% 낮아짐에 따라 노동공급이 0.22% 증가한다고 보고한다. 더불어 세액공제의 혜택을 받는 노동자들은 65세에 은퇴할 확률이 4.9~12.5% 감소한다고 보고하고 있어, 세제혜택이 고령 노동자들의 노동공급에 긍정적인 영향을 미친다는 결론에 이르렀다.

〈표 II-3〉 2022년 스웨덴 근로장려세제: 65세 이상 근로자 대상
(단위: 크로나)

근로소득 (Earned Income)	근로장려금 (EITC)
0~100,000 [0~1,278만원 이하]	근로소득 × 0.2
100,001~300,000 [1,278만~3,833만원 이하]	15,000(192만원) + 근로소득 × 0.05 [192만원 + 근로소득 × 0.05]
300,001~600,000 [3,833만원 초과~7,665만원 이하]	30,000 [383만원]
600,001~1,600,000 [7,665만원 초과~2억 440만원 이하]	30,000 - 0.03 × (근로소득 - 600,000) [383만원 - 0.03 × (근로소득 - 7,665만원)]

주: 환율은 1크로나당 128.0583원을 사용하여 계산함
 자료: OECD iLibrary, "Tax Wages 2020" Sweden," <https://www.oecd-ilibrary.org/sites/965d05e5-en/index.html?itemId=/content/component/965d05e5-en>, 검색일자: 2023. 10. 10.

다. 캐나다

근로장려세제로 운영되지는 않았으나, 고령 근로자들에게 세액공제혜택을 주는 사례로는 2012년도에 Experienced Worker Tax Credit로 시작되어 2019년도부터 도입된 캐나다 퀘벡주의 Tax Credit for Career Extension¹⁸⁾이 있다. Tax Credit for Career Extension은 60세 이상의 고령 근로자(2021년 12월 31일 이전 출생자)의 근로 혹은 재취업을 장려하기 위한 세액공제제도로 근로소득 중 5,000캐나다달러를 초과하는 소득분의 15%를 세액공제로 돌려주는 제도이다. 즉, 근로소득이 5,000캐나다달러를 초과하면, 그후로는 소득의 증가에 따라 세액공제액도 증가하여 근로장려세제의 점증구간에서와 같은 노동제고 효과를 줄 수 있을 것으로 기대된다. 최대 공제액은 나이에 따라 차등이 있어, 2019년 이후를 기준으로 60~64세인 경우에 1,000캐나다달러까지, 65세 이상인 경우 1,500캐나다달러까지 받을 수 있다.

고령자를 위한 캐나다의 세액공제가 노동공급에 미치는 효과를 분석한 연구로는 Cousineau and Tircher(2021)가 있다. Cousineau and Tircher(2021)는 2012~2019년도에 퀘벡주에서 고령 노동자들에 대한 세액공제를 도입한 것의 효과를 온타리오주를 대조군으로 설정하고 이중차분법(Difference-in-differences)을 사용하여 분석하였다. 캐나다의 Labour Force Survey를 사용하여 분석한 결과, 60세 이상 고령 근로자를 취업시키기 위한 비용은 평균 4,800달러로, 세액공제로 27,000건의 취업 자리가 생겨나 노동시장 참여 및 취업률에 어느 정도 긍정적인 효과가 있다고 보고한다.

라. 덴마크

고령자를 대상으로 세금을 공제해주는 덴마크의 제도는 「고령자 세금 공제법(Law on Tax Reduction for Seniors, Lov om skattnedslag for seniorer)」이 있다.¹⁹⁾ 「고령자 세금 공제법」은 고령자가 노동시장에 더 오래 머물도록 하

18) Revenu Québec, "Tax Credit for Career Extension," <https://www.revenuquebec.ca/en/citizens/tax-credits/tax-credit-for-career-extension/>, 검색일자: 2022. 12. 1.

는 인센티브를 제공하기 위하여 제정되었는데, 2008년에 발표되어 2010년부터 2016년까지 64세가 되는 고령자를 대상으로 시행되었다. 대상자는 64세와 65세가 되는 소득 연도에 대해 일부 상환하는 형태로 소득세를 감면받았다.²⁰⁾ 수혜대상은 60세부터 전일제 근로를 했으며, 57~59세 사이에 평균 연간소득이 550,000크로네 미만인 고령자로, 받을 수 있는 최대 세금감면액은 연 100,000크로네이다.

19) Splash database, "Law on tax reduction for seniors," <https://splash-dlb.eu/policydocument/law-on-tax-reduction-for-seniors/>, 검색일자: 2023. 6. 22.

20) 덴마크 국세청, *LAW No 473 of 17/06/2008*, <https://www.retsinformation.dk/eli/lta/2008/473>, 검색일자: 2023. 6. 22.

Ⅲ. 준고령자 및 고령자 경제활동 조사

본고의 목적은 근로장려세제가 준고령자 및 고령자의 경제활동과 관련하여 가지는 함의를 종합적으로 파악하는 데에 있다. 본격적인 분석에 앞서 본 장에서는 국내 준고령자 및 고령자 경제활동 현황을 파악하고 이에 영향을 미치는 정책을 조사하여 근로장려세제가 준고령자 및 고령자의 노동시장 성과 및 소득에 미치는 영향을 연구하기 위한 제도적 배경을 살펴보고자 한다. 이를 위하여 우선 국내 고령자 노동시장 관련 제도 및 이를 분석한 선행연구를 살펴본 후 실제 데이터를 이용하여 준고령자 및 고령자 경제활동과 소득 관련 현황 및 추이를 분석한다.

1. 국내 준고령자 및 고령자 경제활동 관련 제도 및 선행연구

가. 준고령자 및 고령자 경제활동 관련 제도

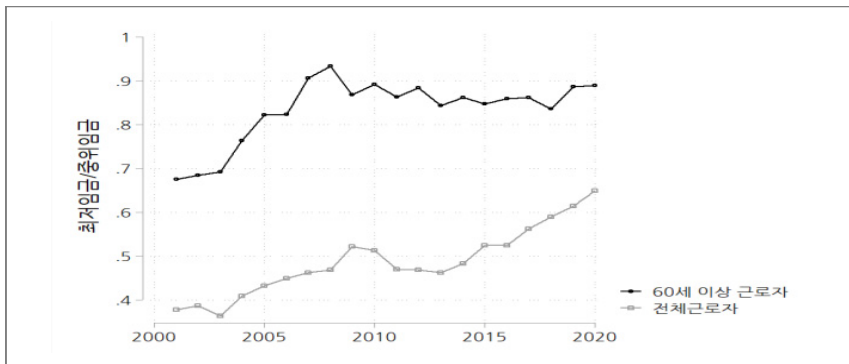
본 소절에서는 최저임금제도와 일자리 재정사업을 중심으로 준고령자 및 고령자 경제활동 관련 제도를 살펴본다. 비록 본고의 주된 분석은 근로장려세제가 준고령자 및 고령자의 노동에 미치는 영향 및 기초생활보장제도와와의 중첩효과 분석이나, 그 외에도 준고령자 및 고령자 경제활동에 영향을 미치는 제도들을 살펴보고 이 제도들이 근로장려금 수급과 가지는 연관성을 살펴봄으로써 본고의 분석을 보다 폭넓은 시각에서 이해하고자 한다. 본 절에서 살펴보는 제도와 근로장려세제의 중첩에 따른 경제적 효과의 보다 면밀한 분석은 추후 연구과제로 남겨두고자 한다.

1) 최저임금제도

최저임금제도는 임금근로자의 시간당 임금에 하한선을 지정하는 제도로,

직접적인 고령자 경제활동 관련 제도는 아니지만 고령층의 경우 저임금 노동자 비율이 다른 연령대보다 높다는 점에서 고령자의 경제활동과 연관성이 높은 제도로 볼 수 있다. 실제로 조희평·고창수(2021)에 따르면 2020년 전체 근로자 중위임금 대비 최저임금 수준은 65%이며 이 수치를 60세 이상 근로자로 한정할 경우 90%대까지 상승한다(그림 Ⅲ-1 참조). 즉, 절반에 조금 못 미치는 60세 이상 임금근로자가 최저임금 혹은 그 이하의 시간당 임금을 받고 있다. 따라서 최저임금제도의 도입 및 최저임금 수준의 변화는 준고령자 및 고령자의 근로소득과 밀접한 영향을 가지며, 그에 따라 해당 계층의 근로장려금 수급에도 영향을 미칠 수 있다.

[그림 Ⅲ-1] 중위임금 대비 최저임금 수준



자료: 조희평·고창수(2021), p. 21, [그림 Ⅱ-2]

〈표 Ⅲ-1〉에서는 2014~2023년 기간 근로장려금 수급구간과 최저임금 인상에 따른 가구유형별 근로장려금 수급액을 살펴본다. 근로소득 외 기타소득 및 자산이 없다는 가정하에 단독가구, 홑벌이가구, 맞벌이가구가 각각 최저임금 시급하에서 주 20시간 혹은 40시간을 근로할 경우 수급하게 되는 근로장려금 수급액을 연도별로 계산하였다.

패널 A-1은 최저시급하에서 주 20시간을 근로하는 단독가구를 가정하여 각 연도 연 근로소득 및 근로장려금 수혜액을 계산하였다. 2014년의 경우 전년도 최저임금은 시급 4,860원이었기 때문에 2013년 1년간 주 20시간을 근

로하였을 경우 연 근로소득은 608만원이며 그에 따른 근로장려금 지급액은 70만원이며 평탄구간에 속한다. 그후 2018년 최저임금이 대폭 인상되어 연 소득이 810만원에서 942만원으로 증가하였으나 2019년 근로장려세제의 확대 개편으로 인하여 오히려 근로장려금 지급액 또한 85만원에서 144만원으로 증가한다. 한편 2019년부터는 평탄구간에서 점감구간으로 진입하여 해마다 최저임금 인상에 따라 근로장려금 지급액이 감소하는 경향을 보이나, 2019년 근로장려금 확대 개편 이전보다는 크게 높은 수준이다.

주 40시간 근로 단독가구는 연도별로 점감구간에 속하는 경우도 있으나 근로장려금을 지급하지 못하는 경우가 더 많은 것으로 확인되었다. 홑벌이가구의 경우 주 20시간 근로 시 2019년 이전에는 점증, 이후에는 평탄구간에 속하였으며 주 40시간 근로 시 기간 내에 모두 점감구간에 속하는 것으로 나타났다. 맞벌이가구의 경우 주 20시간 근로 시 2015년부터 매년 점감구간에 속하였으며 주 40시간 근로 시 2015년 이후 근로장려금을 지급하지 못하는 것으로 나타났다. 근로장려금 지급액은 대부분의 가구유형에서 2019년에 크게 높아졌으며, 이후 점감구간에 속하는 경우 최저임금 인상과 함께 지급액이 줄어드는 경향성을 보였다.

결론적으로, 최저임금과 근로장려금 지급의 관계는 단독가구 여부 및 근로시간에 따라 다르게 나타나지만 주 근로시간이 20시간인 가구의 경우 최저임금의 확대에도 여전히 근로장려금의 수혜자 자격을 확보하고 있는 것으로 나타났다. 또한, 최저임금상승과 근로장려금 확대개편이 동시에 일어났던 2019년의 경우 주 20시간 근로가구의 근로장려금수급액이 제도개편 전보다 증가하는 경향을 보였다. 즉, 최저임금의 상승효과보다는 근로장려금확대에 따른 효과를 크게 받은 것으로 보인다. 대부분의 고령자가 일용직 및 임시직에 종사하고 있어 근로시간이 길지 않다는 것에 근거하여 볼 때, 최근의 최저임금 상승은 저소득 고령 노동자의 근로장려금 수혜자격득실에는 큰 영향을 미치지 않았을 것으로 보이며 근로장려금 지급액을 증가시키는 효과가 있었을 것으로 보인다.

〈표 III-1〉 가구유형별 최저임금 연소득과 근로장려금 수급액

(단위: 최저임금 - 원, 최저임금 연소득 - 만원, 근로장려금 수급액 - 만원)

구분	근로장려금 시행 연도									
	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
전년도 최저임금 시급	4,860	5,210	5,580	6,030	6,470	7,530	8,350	8,590	8,720	9,160

A-1. 단독가구 - 주 20시간 근로

전년도 최저임금 연소득	608	652	698	755	810	942	1,045	1,075	1,091	1,146
근로장려금 수급액	70	70	70	77	85	144	130	126	128	134
근로장려금 구간	평탄					점감				

A-2. 단독가구 - 주 40시간 근로

전년도 최저임금 연소득	1,216	1,304	1,397	1,509	1,619	1,885	2,090	2,150	2,182	2,293
근로장려금 수급액	15	0	0	0	0	16	0	0	2	0
근로장려금 구간	점감	-				점감	-		점감	-

B-1. 홑벌이가구 - 주 20시간 근로

전년도 최저임금 연소득	608	652	698	755	810	942	1,045	1,075	1,091	1,146
근로장려금 수급액	115	123	132	155	180	260	260	260	260	285
근로장려금 구간	점증					평탄				

B-2. 홑벌이가구 - 주 40시간 근로

전년도 최저임금 연소득	1,216	1,304	1,397	1,509	1,619	1,885	2,090	2,150	2,182	2,293
근로장려금 수급액	167	150	133	121	107	181	148	138	147	144
근로장려금 구간	점감									

C-1. 맞벌이가구 - 주 20시간 근로

전년도 최저임금 연소득	1,216	1,304	1,397	1,509	1,619	1,885	2,090	2,150	2,182	2,293
근로장려금 수급액	210	209	193	190	183	271	238	229	231	237
근로장려금 구간	평탄	점감								

C-2. 맞벌이가구 - 주 40시간 근로

전년도 최저임금 연소득	2,433	2,608	2,793	3,018	3,239	3,769	4,180	4,300	4,365	4,585
근로장려금 수급액	12	0	0	0	0	0	0	0	0	0
근로장려금 구간	점감	-								

주: 근로소득 외 기타 소득 및 자산이 없는 가구를 가정하여 계산하였음

자료: 저자 작성

2) 일자리 재정사업

이환웅·고창수(2022)에 따르면 일자리 재정사업은 크게 직접일자리, 직업훈련, 고용서비스, 고용장려금, 창업지원, 실업소득으로 구분된다. 이 중 명시적으로 중장년층을 대상으로 수행되는 일자리사업 및 55세 이상의 참여율이 높은 사회봉사복지형(99.2%), 소득보조형(96.3%) 및 공공업무지원형(78.6%) 사업을 <표 Ⅲ-2>에 정리하였다. 창업지원 및 실업소득 유형에서는 명시적으로 중장년층을 대상으로 하는 사업이 없으며 직업훈련(1개), 고용서비스(3개), 고용장려금(2개) 유형 중에도 중장년층을 대상으로 하는 사업은 많지 않았다. 해당 사업들이 대부분 노동시장 진입 초기 혹은 가장 활발하게 노동 활동을 진행하는 연령대를 주된 타겟으로 하고 있기 때문이다. 반면 직접일자리사업의 경우 중장년층을 대상으로 하는 사업이 대부분으로 나타났다. 특히 직접일자리사업 중 인턴채용형 사업 유형을 제외한 공공업무지원, 사회봉사복지, 소득보조 유형의 사업들은 대부분 중장년층을 대상으로 하고 있다. 따라서 직접일자리사업을 중심으로 근로장려제외의 연관성을 가늠해 보고자 한다.

<표 Ⅲ-2> 55세 이상 일자리 사업 현황

(단위: 백만원)

대분류	부처	세부사업	내역사업	유형	2022년 예산	2023년 예산안
직접 일자리	고용부	업종별재해예방	사고성재해집중관리 (공단) (고위험업종 안전보건지킴이)	공공업무 지원	91,386	131,530
	문체부	생활체육프로그램 지원	생활체육지도자활동 지원	공공업무 지원	132,857	139,198
	복지부	노인맞춤돌봄 서비스	-	공공업무 지원	436,571	501,981
	복지부	사회복지시설 종사자 대체인력 지원	-	공공업무 지원	6,245	6,345
	산림청	산림재해일자리	산사태현장예방단	공공업무 지원	98,839	104,882
	산림청	산림재해일자리	산림병해충예찰방제단	공공업무 지원	98,839	104,882

〈표 III-2〉의 계속

(단위: 백만원)

대분류	부처	세부사업	내역사업	유형	2022년 예산	2023년 예산안
직접 일자리	산림청	산림재해일자리	산림보호지원단	공공업무 지원	98,839	104,882
	산림청	산림서비스도우미	산림서비스도우미	공공업무 지원	34,348	38,103
	행안부	국가기록물정리	국가기록물 정리·등록 (기록물 정리사업)	공공업무 지원	12,685	12,670
	행안부	국가기록물정리	국가기록물 정리·등록 (전자기록물 검수· 등록체계 마련)	공공업무 지원	12,685	12,670
	경찰청	아동안전지킴이	-	사회봉사 복지	64,516	0
	고용부	신중년사회공헌 활동지원	신중년사회공헌	사회봉사 복지	29,131	25,696
	문체부	문화관광해설사 육성	-	사회봉사 복지	0	0
	문체부	전통스토리계승 및 활용	-	사회봉사 복지	15,008	15,507
	복지부	노인일자리 및 사회활동 지원	노인일자리 및 사회활동 확대(재능활동형)	사회봉사 복지	1,442,195	1,447,784
	고용부	신중년사회공헌 활동지원	신중년경력형일자리	소득보조	29,131	25,696
	복지부	노인일자리 및 사회활동 지원	재능활동형 대한노인회 외 사업	소득보조	1,442,195	1,447,784
	복지부	자활사업	자활근로사업	소득보조	696,449	693,573
	복지부	장애인일자리지원	일반형 장애인일자리	소득보조	185,315	207,299
	복지부	장애인일자리지원	복지형 장애인일자리	소득보조	185,315	207,299
	복지부	장애인일자리지원	특화형 장애인일자리	소득보조	185,315	207,299
	산림청	숲가꾸기	공공산림가꾸기	소득보조	240,135	253,866
	특허청	국내지식재산권 보호활동강화지원	특별사법경찰운영 및 부정경쟁행위단속지원 (부정경쟁행위단속지원 -온라인위조상품재택 모니터링지원)	소득보조	10,401	11,471
	행안부	지역공동체일자리 (균특)	-	소득보조	0	0
	환경부	상수원관리지역 관리	하천쓰레기수거사업	소득보조	14,468	14,950

〈표 Ⅲ-2〉의 계속

(단위: 백만원)

대분류	부처	세부사업	내역사업	유형	2022년 예산	2023년 예산안
직접 일자리	환경부	하천하구 쓰레기 정화사업	-	소득보조	782	864
	환경부	환경지킴이	자연환경안내원 (정규직 전환대상 제외)	소득보조	27,116	27,380
	환경부	환경지킴이	국립공원지킴이 (녹색순찰대)	소득보조	27,116	27,380
	환경부	환경지킴이	주민감시관리요원	소득보조	27,116	27,380
	환경부	환경지킴이	5대강환경지킴이	소득보조	27,116	27,380
직업 훈련	고용부	기능인력양성 및 장비확충(폴리텍)	신종년특화과정	구직1	53,887	53,132
고용 서비스	고용부	중장년층취업지원	중장년일자리희망센터	취업지원	21,306	22,281
	고용부	중장년층취업지원	고령자인재은행	취업지원	21,306	22,281
	복지부	노인일자리 및 사회활동 지원	대한노인회 취업지원센터 지원	취업지원	1,442,195	1,447,784
고용 장려금	고용부	장년고용안정 지원금	고령자고용연장지원금	고용안정	26,407	86,942
	고용부	고용창출장려금	장년고용지원 (신종년적합직무)	고용창출	686,888	139,504

자료: 이환웅 · 고창수(2022), pp. 75~88의 내용을 재구성

박경하 외(2021)에 따르면 2021년 6월 기준 노인일자리사업 참여자의 월 평균 가구 근로소득은 25만원, 사업소득은 3,000원이며 평균 가구총자산은 1억 1,000만원으로 나타났다(〈표 Ⅲ-3〉 참조). 따라서 소득요건 및 확대된 재산요건에서 대부분의 노인일자리사업 참여자는 근로장려세제의 수혜대상으로 볼 수 있다. 특히 국세청은 2023년 노인일자리사업에 참여하는 고령자가 세무서 방문 없이 지방자치단체나 시니어클럽 등 노인일자리 기관에서도 근로장려금 신청 관련 안내를 받을 수 있도록 하는 등 간접 증거를 통하여 확인한 바로도 노인일자리사업 참여자의 근로장려금 수혜는 보편적인 것으로 볼 수 있다.²¹⁾ 다만 보다 정확한 노인일자리사업 참여자의 근로장려금 수혜요

21) 『머니투데이』, 「“홀벌이·맞벌이 근로장려금 받아주세요”...신청 자격은?」, 2023. 9. 4., <https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2023090411271998618>, 검색일자: 2023. 11. 9.

건 및 수혜 여부를 알 수 있는 자료 혹은 선행연구가 존재하지 않아 구체적인 중복수혜 현황 및 영향 분석은 후속 연구 주제로 남겨둔다.

〈표 III-3〉 조사대상 노인일자리사업 참여자의 월평균 가구소득 및 순자산

(단위: 원)

구분		2019년 12월	2020년 12월	2021년 6월
가구소득	근로소득	199,508	197,117	248,211
	사업소득	2,969	3,274	3,229
	재산소득	36,837	14,176	47,068
	공적이전소득	354,874	362,638	410,892
가구순자산		93,274,621	97,134,473	101,559,466

자료: 박경하 외(2021), pp. 69~70의 내용을 재구성

나. 선행연구

국내 준고령자 및 고령자 경제활동 및 소득 관련 연구는 크게 퇴직이나 재취업, 종사상지위 등 노동시장 성과의 결정요인에 관한 연구와 연금이나 근로장려금 및 기타 복지제도, 최저임금이나 기타 일자리 관련 제도 등의 정책이 고령층 노동시장 성과에 미친 영향을 분석한 정책연구로 나눌 수 있다 (〈표 III-4〉 참조). 우선 노동시장 성과 결정요인 연구를 살펴보면, 배화숙(2020)은 한국노동패널을 이용하여 50~65세의 퇴직에 영향을 미치는 요인을 분석하여 개인적 특성보다 일자리 특성이 퇴직에 더 큰 영향을 미침을 보였다. 김보민(2019)은 국민노후보장패널을 이용하여 재취업에 영향을 미치는 요인을 분석하였는데, 배화숙(2020)의 퇴직영향요인 분석과 반대로 일자리 특성보다는 퇴직연령, 가구주 여부 등 개인의 경제적 특성이 재취업에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 퇴직 결정에는 개인적 상황보다는 일자의 특성이 더 큰 영향을 미치는 반면 재취업에는 개인의 경제적 상황에 따른 선택이 많은 작용을 하는 것으로 이해할 수 있다. 염지혜(2019)는 한국 고령화연구패널을 이용하여 임금노동자 및 자영업 등 종사상지위에 영향을 미치는 요인을 분석하여 50~60대의 경우 건강한 독거 남성이 임금노동 및 자영업에 종사할 확률이 높다는 점을 보였다.

다음으로 복지 및 노동시장 정책이 고령층 노동시장에 미친 영향을 분석한 연구를 살펴본다. 우선 남재량 외(2021)는 경제활동인구조사의 고령층부가조사 자료를 이용하여 고령자의 경제활동을 분석한 결과 최근 전 연령대에 걸쳐 조기퇴직이 증가하고 있음을 확인하였으며 또한 중첩세대 일반균형모형을 활용하여 기초연금 지급이 중단될 경우 고령층의 노동공급이 크게 증가할 수 있음을 주장하였다. 근로장려세제의 경우에는 반대로 지급을 중단하면 고용률이 하락할 수 있음을 보였다. 한편 기초연금 기준연금액 증가를 통하여 기초연금의 노동공급 효과를 실증분석한 김학효·김홍균(2021)에 따르면 기준연금액 증가액이 4만~5만원으로 높지 않았던 2009년과 2018년에는 해당 변화가 고령층 근로의욕에 유의미한 영향을 미치지 않은 반면 증가액이 10만원 이상으로 높았던 2014년에는 65~70세 고령층 노동시장 참여율이 줄어든 것을 확인하였다. 남재량 외(2021)의 연구와 김학효·김홍균(2021)의 연구는 모두 기초연금 수급여부가 고령층의 노동시장 참여에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 기타 고령층 노동시장 관련 정책의 효과를 조사한 연구로는 신중년 사회공헌활동 지원사업 등 준고령자 및 고령자 대상 일자리 사업을 분석한 이환웅·고창수(2022)와 최저임금이 고령자 노동시장에 미친 영향을 분석한 조희평·고창수(2021)의 연구가 있다. 이환웅·고창수(2022)는 신중년 사회공헌활동 지원사업의 예산 확대가 신중년의 고용 증가에 작지만 긍정적인 영향을 미쳤음을 확인하였으며 조희평·고창수(2021)는 최저임금 상승이 고령자 노동시간 감소를 야기하였음을 제시하였다.

이상 선행연구 분석을 통하여 최근의 조기퇴직 및 재취업 경향을 파악하고 기초연금을 비롯한 각종 정책이 고령층 노동시장에 미친 영향을 가늠할 수 있었다. 고령층의 노동시장 성과는 특히 성별, 소득수준, 연령 및 가구구성에 따라 큰 편차를 보이는 것으로 나타난 만큼 본고에서는 이어지는 가계금융복지조사를 사용한 분석을 통하여 준고령자 및 고령자의 소득을 유형별로 상세히 파악하고 연령구분을 보다 상세히 하여 인구구조 변화에 따른 경제활동 변화를 보다 구체적으로 분석하여 정책대응 필요성을 가늠해 보고자 한다.

〈표 III-4〉 준고령자 및 고령자 노동공급 및 노동시장 성과 관련 선행연구

구분	대상	데이터	분석방법	결과	관련 정책
배희숙 (2020)	50~65세	한국노동패널(KLIPS) 1~21차	Kaplan-Meier (Kaplan-Meier) 방법	<ul style="list-style-type: none"> 1시기(1~11차: 1998~2008년)에 비해, 2시기(12~21차: 2009~2018년)의 생존확률이 높으며, 최근에 취업할수록 생존율이 급격히 하락함 	-
			Cox's 위험률 분석(Cox's hazard ratio)	<ul style="list-style-type: none"> 개인적 특성(성별, 학력, 거주지)은 일자리 특성화와 함께 분석할 때 퇴직비용에 미쳤던 유의한 영향력이 사라짐 일자리 특성 중 임시직, 중·소규모 기업, 취업 시기 등이 퇴직비용을 증가시키는 데 유의미한 영향을 미쳤음 이전 일자리 특성을 포함한 모형에는 임시직, 일용직, 소규모 기업, 취업시기, 직전일자리 근속기간, 직전일자리 총수, 실업경험 등이 퇴직비용을 높이는 유의미한 영향요인임 	
김보민 (2019)	만 45~65세	국민노동보장패널(KReS) 2013년 5차 본조사 + 조사대상 추가	모수적 비례위험모형	<ul style="list-style-type: none"> 경제적 요인(퇴직 시 연령, 가구주 여부, 공적연금 수급여부, 가구지출 규모 등)이 재취업 결정에 유의미한 요인으로 분석됨(교육수준이나 주요 일자리 특성은 유의미하지 않았음) 	공적연금 (국민연금, 공무원연금 등)
염지혜 (2019)	54~69세	한국고령화연구패널 2016년 6차 자료	로지스틱 회귀분석, 회귀계수 집단 간 차이검정(Allison, 1999)	<ul style="list-style-type: none"> 50대와 60대의 일자리라는 다른 특성을 보이는 것으로 나타났으며, 이에 미치는 영향도 변수에 따라 집단별 차이가 존재(50대와 60대 모두 남성이 임금노동자 혹은 자영업자인 경우가 많은 것으로 나타났으며, 60대의 경우 읍면부 거주자가 동부 거주자에 비해 임금노동자로 실업기간 가능성이 더 높음) 50대와 60대 모두 남성, 독거, 가구총소득 전 범주, 주관적 건강상태가 양호한 자가 자영업자인 경향이 높으나, 50대의 경우 자영업자 경향이 무배우자일 때 높아지고, 연령이 높아질수록 낮아짐 	-

〈표 III-4〉의 계속

구분	대상	데이터	분석방법	결과	관련 정책
이환웅· 고창수 (2022)	만 45~64세	경제활동인구조사, 고령층 부가조사 자료	시계열 변화 검토	<ul style="list-style-type: none"> • 중시상저위 측면에서 자영업 및 임시일용직 비율은 감소하고, 상용직 비율이 증가하는 것이 관측되었음 • 임금근로자가 근무하는 사업체 규모의 경우, 30인 미만 소규모 사업체에서 근무하는 비중은 감소하고, 30~300인, 300인 이상 사업체에서 근무하는 근로자의 비중이 지속적으로 증가한 것으로 확인됨 • 중장년층 취업자 중 단시간 근로자(36시간 미만 근로)의 비율은 2007년 12.4%에서 2021년 23.9%로 지속적으로 증가했으며, 단시간 근로자 만족도 조사 결과, 일정 부분 단시간 근로자 비율의 확대가 참여자들의 선호도에서 기인할 수 있음을 확인함 • 연령별 확인한 결과, 60~64세 연령대에서 타 연령대와 구별되는 특성이 관측되었는데, 해당 연령대에서 경제활동참가율과 실업률이 빠르게 증가했으며, 자영업과 임시일용직, 30인 미만 사업체, 단시간 근로자 비율이 타 연령대와 비교 시 여전히 높은 것을 확인 • 저숙련 노동자들의 경우, 주된 일자리에서 조기퇴직비율이 증가하고, 퇴직연령이 하락하며, 현 직장에서의 근무기간 정체 혹은 감소를 겪고 있음을 확인함 	-
남재량· 김선빈· 장용성· 한중석 (2021)	55~64세	경제활동인구조사, 고령층 부가조사 자료	수리경제모형 생존분석 (조기퇴직을 '위험'으로 정의)	<ul style="list-style-type: none"> • 조기퇴직자 수의 급격한 증가는 세부 연령집단들의 구성 변화가 아니라, 이들 세부 집단들의 조기퇴직률 자체가 증가하여 초래된 결과임 • 조기퇴직 위험은 최근으로 갈수록 더욱 증가하고 있었는데, 이러한 차이는 통계적으로 매우 유의한 것 	-

〈표 III-4〉의 계속

구분	대상	데이터	분석방법	결과	관련 정책
남재량·김선빈·정용성·한중석(2021)	25세 이상 성인 가구	지역별 고용조사 등	이질적 경제 일반균형 중성세대 모형을 활용한 정량분석	<ul style="list-style-type: none"> 기초연금이 중단되면 총자본과 총노동이 증가해 총생산이 증가함. 이유는 기초연금은 노후소득에서 상당한 비중을 차지하고 있기 때문에 지급을 중단하게 되면 노후소득을 보전하기 위해 수급 연령 이전부터 저축과 노동공급을 늘려 65세 이후를 대비함 반면, 60세 이상 단독가구에 지급하던 근로장려금을 중단하면 수급 대상자들 이 경제 전체에서 차지하는 비중이 매우 작기 때문에 거시경제에 미치는 영향은 거의 없음 기초연금이 고용률과 전일제(full-time) 비중 변화에 미치는 영향은, 기초연금이 중단되면 65세 이상 고령층에서 줄어든 가처분소득을 보전하기 위해 노동공급을 늘리며, 65세 이전부터 노동공급을 늘려 저축을 함. 전일제 비중은 가구 형태에 따라 다름 단독가구 60세 이상에게 지급되던 근로장려금을 폐지하는 경우 단독가구의 고용률과 전일제 비중 변화는 상반되게 나타남. 근로장려금은 노동공급을 하는 경우에만 지급되기 때문에 근로장려금 지급이 중단되면 고용률은 하락함. 다만, 전일제 비중 변화는 고용률과는 반대로 나타나는데 근로장려금이 사라지면 수급을 받기 위해 소득 요건을 맞출 필요가 없어지기 때문임 	기초연금, 근로장려금
김학효·김홍균(2021)	만 65세 이상	한국복지패널	이중차감법, probit 모형	<ul style="list-style-type: none"> 기초연금의 기준연금액이 약 4만~5만원 인상된 2018년과 2009년의 기준연금액 변화는 고령층 근로의욕에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났음 10만원 이상 인상된 2014년 기초연금의 기준연금액 변화는 만 65~70세 고령층의 노동시장 참여 가능성을 약 2.82%p 감소시킴 	기초연금

〈표 III-4〉의 계속

구분	대상	데이터	분석방법	결과	관련 정책
조희평· 고창수 (2021)	60세 이상	지역별 고용조사	2009~2013년, 2014~2017년, 2018~2020년 각각의 연령별 수치를 비교	<ul style="list-style-type: none"> • 50대 이후 본격적인 은퇴가 발생하면서 고용률이 감소하기 시작하고, 특히 55세 이후로 고용률의 감소속도가 빨라짐 • 고령자의 고용률은 전체적으로 높은 수준을 유지하고 있음: 60세 이상 노인의 고용률은 40%를 넘으며, 70대 이상의 고용률 또한 20%를 넘음 • 노인의 고용률은 시간이 지남에 따라 점점 증가하는 추세: 고령사회 진입에 따라 은퇴연령이 늦어지고, 노인의 경제활동 참여가 늘어나며, 최근 정부 주도 노인일자리 사업으로 인한 증가로 보임 • 노인의 고용의 질을 파악하기 위해, 임금근로자 중 임시 및 일용 근로자가 차지하는 비중을 연령별로 본 결과, 30대 이후로 연령이 높아질수록 임시 및 일용 근로자가 전체 근로자에서 차지하는 비중이 높아졌으며, 특히 60세 이후 그 비중이 급격히 늘어나기 시작하여 60대 이상 임금근로자의 과반 이상이 임시 및 일용직으로 나타남 	-
			실증 회귀분석	<ul style="list-style-type: none"> • 최저임금의 상승은 고령 노동자의 평균적인 노동시간의 감소를 가져왔으며, 특히 고용 및 소득 감소효과는 고령자 노동시장에서 취약계층을 담당하고 있는 여성, 저숙련, 임시직 고령 노동자를 중심으로 나타났음 	최저임금제
			실증 회귀분석	<ul style="list-style-type: none"> • 국민연금의 낮은 상승속도 인해 최저임금이 노령연금 수령에는 유의미한 영향을 미치지 않았음. 다만 최저임금은 조기노령연금 수령을 유의미하게 감소시킴 	-

자료: 선행연구를 바탕으로 저자 정리

2. 준고령자 및 고령자 경제활동 현황 분석

본 절에서는 통계청의 가계금융복지조사(인가형) 2012~2022년 자료를 바탕으로 준고령자 및 고령자의 경제활동 추이 및 소득 관련 현황을 파악하고자 한다. 선행연구에서 사용한 한국고령화연구패널, 경제활동인구조사의 고령층 부가조사, 지역별 고용조사 등의 이용을 고려하였지만 소득 관련 변수의 다양성 및 정확성을 고려하여 가계금융복지조사를 연구 자료로 선정하였다(〈표 III-5〉 참조). 가계금융복지조사는 전국의 모든 가구뿐 아니라 가구원을 대표할 수 있도록 설계하였다는 점을 고려하여 조사대상 20,000가구의 30세 이상 가구원을 대상으로 분석을 진행하였다. 구체적으로 준고령자 및 고령자의 연령대를 50~55세 미만, 55~60세 미만, 60~65세 미만, 65~70세 미만, 70세 이상으로 세분하여 추세를 살펴보았으며, 비고령자와의 비교를 위하여 30대와 40대의 추이 또한 제시하였다.

〈표 III-5〉 준고령자 및 고령자 노동 및 소득 관련 통계조사자료 비교

구분	가계금융복지조사	한국고령화연구패널	경제활동인구조사의 고령층 부가조사	지역별 고용조사
기간	2012~2022년	2006~2020년	2005~2022년	2011~2022년
주기	1년	2년	1년	반기
연령	전체	45세 이상	55~79세	만 15세 이상
표본 크기	20,000가구(가구원 연평균 49,141명)	6,488명(2006년 10,254명, 2014년 1962~1963년생 중심 920명 추가)	12,024가구	425,439명
소득 관련 변수	근로소득, 사업소득, 재산소득(항목별), 공적이전소득(항목별)	근로소득, 사업소득, 국민연금소득, 국민기초생활보장급여, 기타 총소득	공적 및 사적 연금 수령 여부, 월평균 연금수령액	최근 3개월 월평균급여
	행정자료로 보완: 정확도 높음	응답 기반: 오류 가능성 높음	연금 관련 변수만 존재	응답 기반: 오류 가능성 높음
노동 시장 관련 변수	가구주의 직업(대분류) 및 은퇴여부, 가구원의 종사상지위	종사상지위, 2년 전 업종 및 종사상지위	종사상지위, 현재 직업 시작연월	종사상지위, 주업근무시간

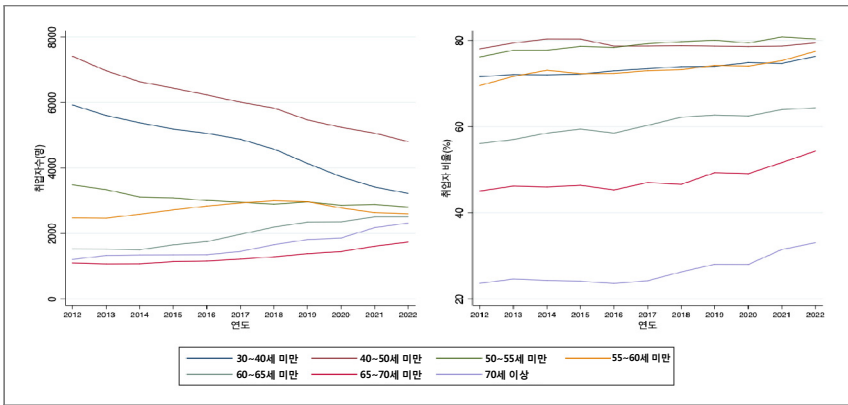
자료: 저자 작성

가. 취업 및 종사상지위 분석: 연령대별

전체 취업자 수를 살펴보면, 50세 이상 준고령 및 고령 취업자 수가 꾸준히 증가하고 있음을 확인할 수 있었다. [그림 Ⅲ-2]는 연령대별 취업자 수와 각 연령대 취업자 비율을 제시하고 있다. 2022년 기준 취업자 비율이 가장 낮은 연령대는 70세 이상으로 취업자 비율은 30% 수준이었으며, 그다음은 65~70세 미만, 60~65세 미만 연령대가 각각 50%, 65% 수준으로 나타났다. 세 연령대 모두 2016년경부터 취업자 비율이 꾸준히 상승하는 추세를 보였다.

55~60세 미만 집단은 70%를 상회하며 50~55세 미만은 약 80%의 취업자 비율을 보였으며 두 집단 모두 60대 이상에 비하여 완만하지만 꾸준히 취업자 비율이 상승하는 추세이다. 반면 40대 취업자 비율은 2016년 이후 80% 미만에서 정체되었다. 그 결과 2017년부터 연령대별 취업자 비율이 가장 높은 연령대가 40~50세에서 50~55세로 역전되었다.

[그림 Ⅲ-2] 2012~2022년 연령대별 취업자 수 및 비율

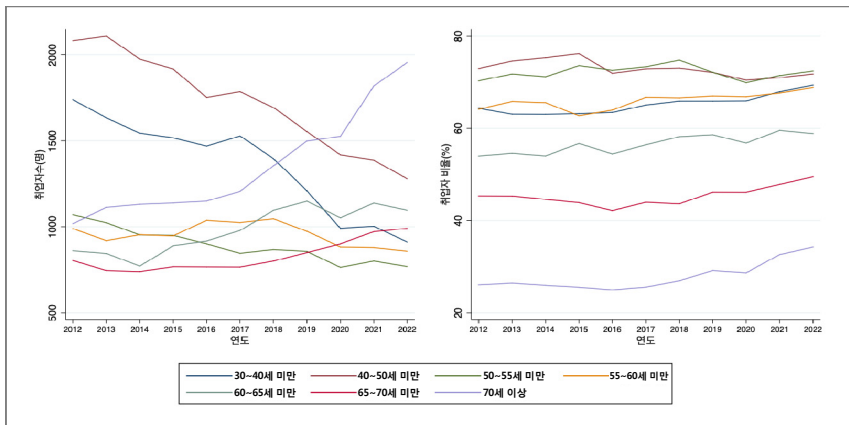


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 Ⅲ-3]은 가구소득 10분위 기준 5분위 이하 가구에 속해 있는 저소득층 가구원만을 대상으로 한 취업자 수와 비율을 제시한다. 전체 표본과 비교하였을 때 70세 이하 연령대에서는 저소득가구 취업자 비율이 전체 표본에 비하여 낮은 것으로 나타난 반면 70세 이상에서는 저소득가구의 취업

자 비율과 전체 표본의 취업자 비율이 유사한 수준으로 나타났다. 또한 70세 이하 연령대에서도 저소득 가구와 전체 가구의 취업자 비율 차이가 연령대가 높아질수록 줄어드는 경향을 보였다. 즉, 높은 연령대일수록 저소득 가구의 상대적 취업 경향이 높게 나타난 것이다. 이는 고소득 가구의 경우 고령층이 은퇴 후 경제활동을 이어가지 않는 반면 저소득 가구의 고령층에서는 경제활동을 할 필요성이 점차 증가하고 있는 것으로도 해석할 수 있다. 연령대별 취업자 비율 추세는 전체 표본의 추세와 큰 차이를 보이지 않았다. 다만 취업자 수에서는 중위소득 이하 가구의 70세 이상 취업자 수가 최근 빠르게 증가함을 확인하였다.

[그림 III-3] 2012~2022년 연령대별 취업자 수 및 비율(중위소득 이하)

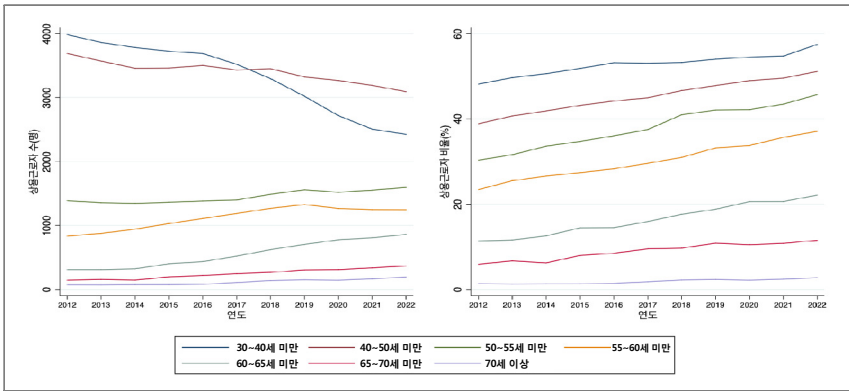


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

다음으로 연령대별 취업자 추이를 구체적인 종사상지위 구분에 따라 살펴 본다. [그림 III-4]에 따르면 모든 연령대에서 상용근로자 비율이 상승하는 추세를 보이고 있으나 70세 이상에서는 상승 폭이 매우 작은 것으로 나타났다. 2022년 기준 50~55세 미만은 약 45%, 55~60세 미만은 약 35%, 60~65세 미만은 약 20%, 65~70세 미만은 약 10%, 70세 이상은 5% 미만의 상용근로자 비율을 보이고 있다. 상용근로자 수의 경우 인구구조 변화의 영향으로 50세 이상 준고령자 및 고령자 상용근로자의 수는 꾸준히 상승하거나 유지되고

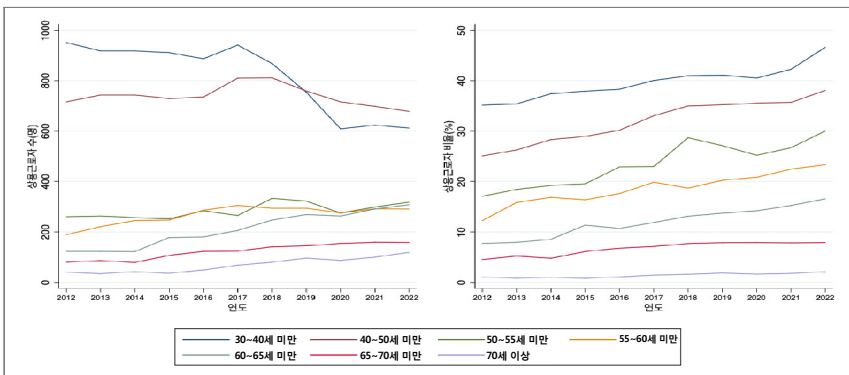
있는 반면 30~40대 상용근로자 수는 급감하는 추세에 있다. 상용근로자 비율 추이에서 연령대별로 큰 차이가 나타나지 않음에 따라 연령대별 상용근로자 수 추이는 당분간 인구수 추이를 따를 것으로 예상된다. 즉, 전체 상용근로자 중 준고령자 및 고령자가 차지하는 비중이 점차 증가할 것으로 보인다. 한편 중위소득 이하 가구 소속 가구원의 상용근로자 추이를 제시하는 [그림 Ⅲ-5]에 따르면 저소득 가구 가구원의 연령대별 상용근로자 비율이 전체 표본에 비하여 낮지만 전반적인 추세에서는 큰 차이를 보이고 있지 않다.

[그림 Ⅲ-4] 2012~2022년 연령대별 상용근로자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

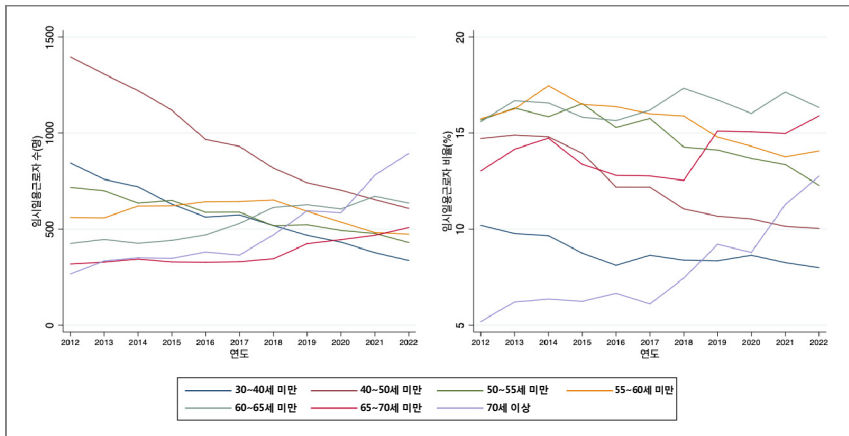
[그림 Ⅲ-5] 2012~2022년 연령대별 상용근로자 수 및 비율(중위소득 이하)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 Ⅲ-6]은 연령대별 임시·일용 근로자 추이를 제시하고 있다. 2017년 이전까지는 준고령자 및 고령자 연령대 중 50~65세 미만 연령대의 임시·일용근로자 수 비율은 15% 이상으로 높은 반면 70세 이상의 비율은 6% 수준으로 분석 대상 연령대 중 가장 낮았으나 이후 65~70세 미만과 70세 이상 연령대의 임시·일용 근로자 수 비율이 급격하게 증가하여 2022년에는 모든 준고령자 및 고령자 연령대에서 임시·일용 근로자 수 비율이 높은 것으로 나타났다. 구체적인 연도별 추이를 보면 60~65세 미만은 꾸준히 15%를 상회하였으며 65~70세 미만은 2016년 이후 급격히 증가, 70세 이상의 경우 2012년 5% 수준에서 2022년 12~13% 수준으로 급격하게 상승하였다. 반면 50~55세 미만, 55~60세 미만은 하락세를 보이고 있다. 그에 따라 전체 임시·일용 근로자 수에서도 60세 이하는 지속적으로 하락한 반면 60세 이상은 급격하게 상승하고 있다. 앞서 살펴본 상용근로자 수에서도 60대가 청년층을 대체하는 추이가 나타났는데, 임시·일용 근로자의 경우 그러한 추이가 훨씬 더 급격하고 뚜렷하게 나타나고 있다. 현 추세가 지속된다면 전체 임시·일용 근로자 중 고령자가 차지하는 비중이 절대적으로 높아질 것으로 예상된다.

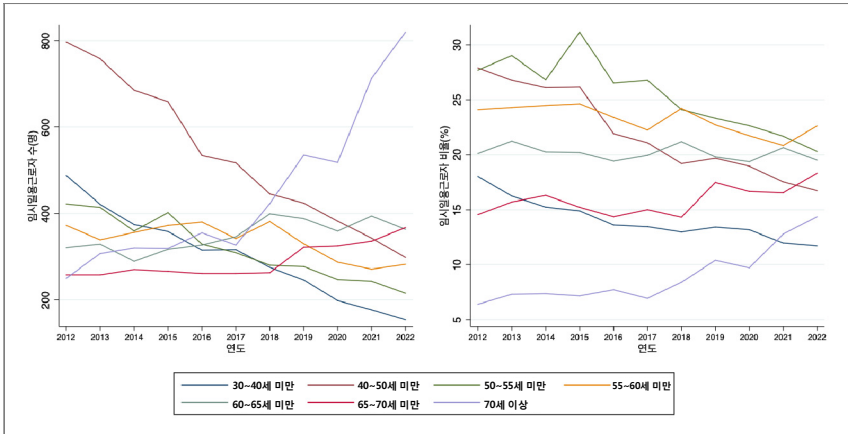
[그림 Ⅲ-6] 2012~2022년 연령대별 임시·일용근로자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

중위소득 이하 가구 가구원의 임시·일용 근로자 추이를 제시한 [그림 Ⅲ-7]에 따르면 중위소득 이하 가구의 70세 이상 임시·일용 근로자 수가 2017년 이후 급증하였다.

[그림 Ⅲ-7] 2012~2022년 연령대별 임시·일용근로자 수 및 비율(중위소득 이하)

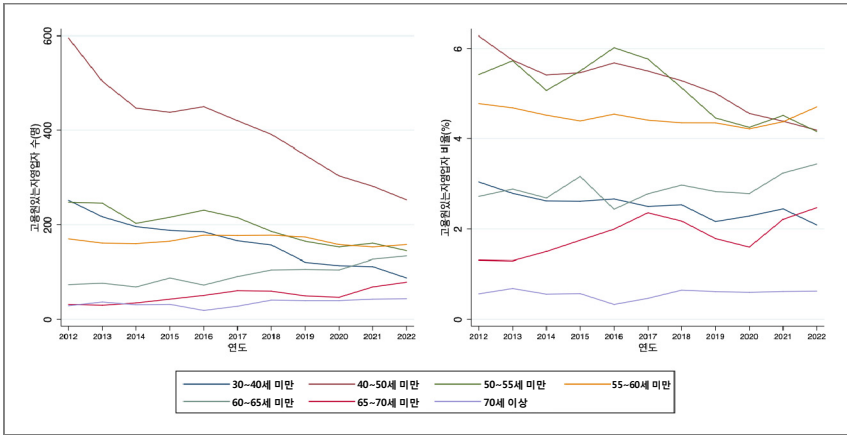


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

다음으로 연령대별 자영업자 추이를 고용원이 있는 자영업자와 고용원이 없는 자영업자로 구분하여 살펴본다. 고용원이 없는 자영업자의 경우 고용원이 있는 자영업자보다 영세하고 종사상지위가 열악하다고 볼 수 있다.

먼저 연령대별로 고용원이 있는 자영업자 수와 비율을 제시한 [그림 Ⅲ-8]에 따르면 50~55세 미만 자영업자 비율은 2017년 6% 수준에서 2022년 4% 수준까지 떨어지는 등 다소 하락세로 나타났으며 60~65세 미만과 65~70세 미만의 경우 코로나19 위기 기간인 2020~2022년 자영업자 비율이 각각 3%와 2% 내외에서 약 0.5%p 증가하는 등 완만한 변화 폭을 보였다. [그림 Ⅲ-9]에 따르면 중위소득 이하 가구원의 경우 최근 자영업자 비율이 더욱 빠르게 증가하는 추세가 발견된다. 70세 이상을 제외한 준고령자 및 고령자 모든 연령대에서 코로나19 기간 자영업자 비율이 일제히 약 0.5~1%p 증가하였다.

[그림 III-8] 2012~2022년 연령대별 고용원 있는 자영업자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-9] 2012~2022년 연령대별 고용원 있는 자영업자 수 및 비율 (중위소득 이하)

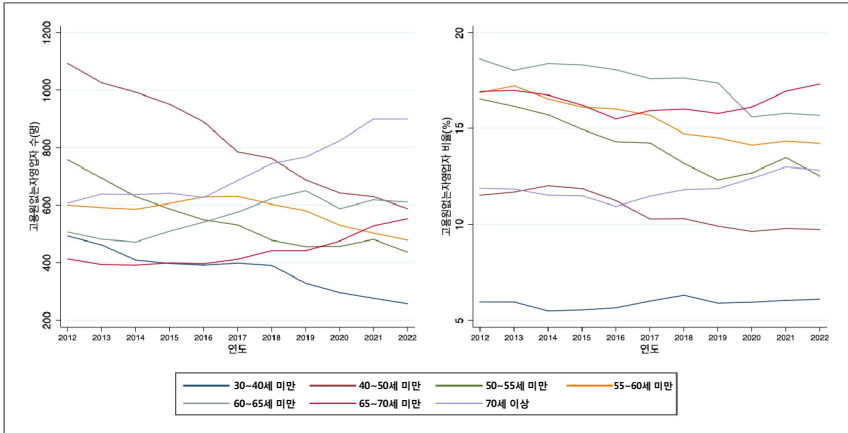


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

고용원이 없는 자영업자 추이를 제시한 [그림 III-10]의 경우에도 고용원이 있는 자영업자 현황과 유사하게 65~70세 미만과 70세 이상 연령대에서 그 비율이 증가하는 추세가 발견된다. [그림 III-11]에서 분석한 중위소득 이하 가구의 경우 특별히 전체 표본과 상이한 추세가 발견되지는 않았다.

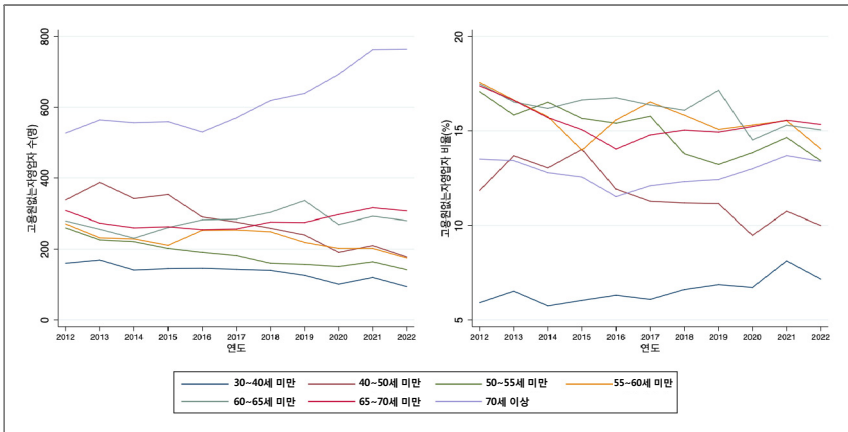
이상의 연령대별 경제활동 분석 결과, 고령층 취업자가 꾸준히 늘어나고 있으며, 이들은 높은 비율로 임시·일용 근로자 및 자영업자 등 중사상지위가 열악한 부문으로 유입되고 있음을 확인하였다. 그러한 경향은 중위소득 이하 가구의 가구원에서 더욱 뚜렷하게 나타났다.

[그림 III-10] 2012~2022년 연령대별 고용원 없는 자영업자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-11] 2012~2022년 연령대별 고용원 없는 자영업자 수 및 비율 (중위소득 이하)

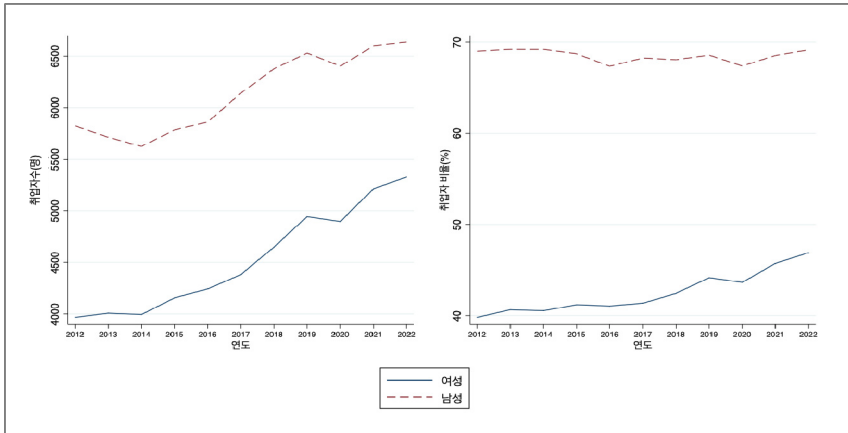


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

나. 취업 및 종사상지위 분석: 성별

준고령자 및 고령자의 경우 성별에 따른 학력 및 경제활동 이력의 차이가 크기 때문에 성별에 따른 경제활동 분석을 추가로 시행한다. 50세 이상 표본의 경제활동 추이를 성별에 따라 나누어 분석하였다. [그림 Ⅲ-12]에 따르면 50세 이상 여성의 2022년 취업자 비율은 약 47%로, 70%에 근접한 남성에 비하여 낮은 것으로 나타났다. 하지만 최근의 추이를 살펴보면 여성 취업자 수 및 비율이 남성에 비하여 빠르게 증가하는 것을 확인할 수 있다. 2012~2022년의 변화를 살펴보면 50세 이상 여성 취업자 수가 4,000명대에서 5,300명대로 증가하는 동안 50세 이상 남성 취업자 수는 5,700명대에서 6,600명 수준으로 보다 완만하게 증가하였다. 취업자 비율을 보면 여성은 같은 기간 40% 수준에서 47% 수준으로 증가한 반면 남성은 70%를 밑도는 수준에서 꾸준히 유지되었다. 앞서 살펴본 고령자 경제활동 증가 추세를 여성 취업이 견인하고 있다는 것을 알 수 있다.

[그림 Ⅲ-12] 2012~2022년 성별 50세 이상 취업자 수 및 비율

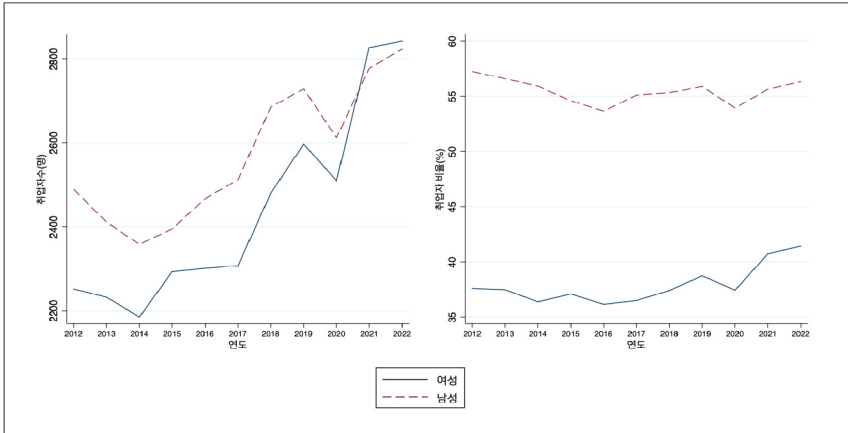


자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

중위소득 이하 가구의 50세 이상 성별 취업 현황을 비교한 [그림 Ⅲ-13] 역시 전체 표본과 비슷한 추세를 보이고 있으나 취업자 수의 경우 여성 취

업자 수가 남성 취업자 수를 2021년부터 앞지른 점은 특기할 만하다. 특히 70세 이상의 초고령층에서 여성 인구가 남성 인구보다 많은 인구구조의 특징이 반영된 것으로 해석된다. 분석의 간결성을 위하여 이하의 성별 경제활동 분석에서는 중위소득 이하 가구의 가구원 분석을 생략한다.

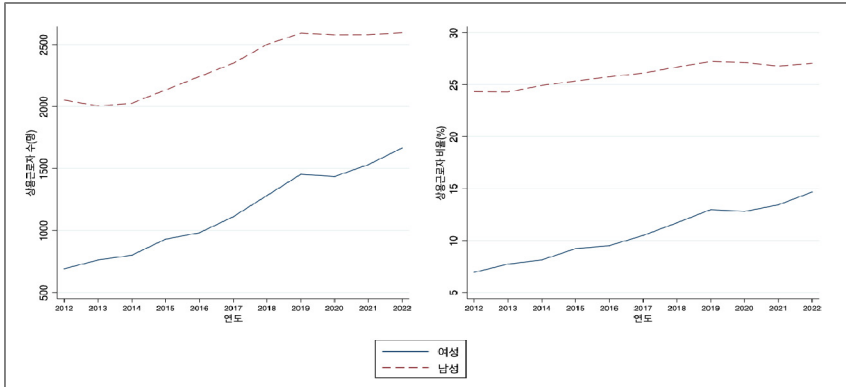
[그림 III-13] 2012~2022년 성별 50세 이상 취업자 수 및 비율(중위소득 이하)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

성별에 따른 50세 이상 상용근로자 추이를 살펴본 결과는 [그림 III-14]에 제시하였다. 50세 이상 여성의 2022년 상용근로자 비율은 약 15%로, 27%인 남성에 비하여 낮은 것으로 나타났지만 최근의 추이를 살펴보면 여성 상용근로자 수 및 비율이 남성에 비하여 빠르게 증가하고 있다. 2012~2022년의 변화를 살펴보면 50세 이상 여성 상용근로자 수는 700명대에서 1,600명대로 2배 이상 증가한 반면 50세 이상 남성 상용근로자 수는 2,000명대에서 2,600명 수준으로 보다 완만하게 증가하였다. 상용근로자 비율 역시 여성은 같은 기간 7% 수준에서 15% 수준으로 2배 이상 증가한 반면 남성은 24%에서 27% 수준으로 보다 완만하게 증가하였다.

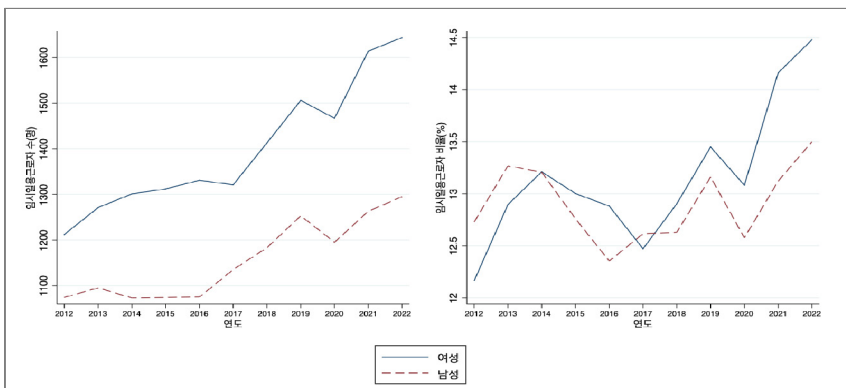
[그림 III-14] 2012~2022년 성별 50세 이상 상용근로자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

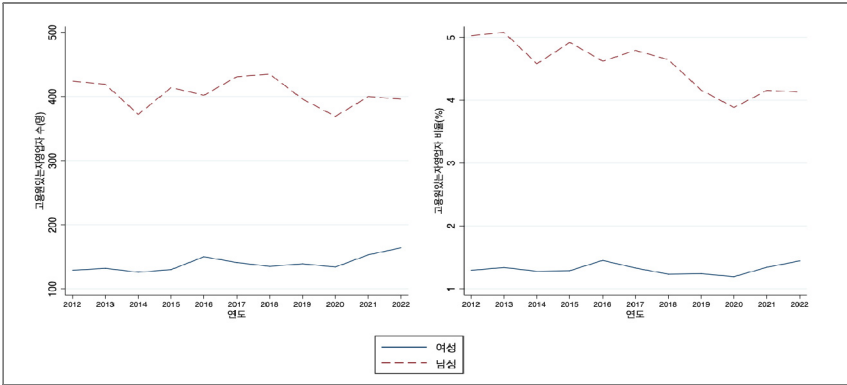
임시·일용 근로자 현황 역시 비슷한 추세를 보이고 있다. [그림 III-15]에 따르면 50세 이상 여성 임시·일용 근로자 비율은 2012~2022년 기간 2.5%p, 남성의 경우 약 0.7%p 증가하여 2022년 각각 14.5%와 13.5% 수준을 보이고 있다. 여성과 남성 모두 증가추세를 보이거나 여성 증가추세의 더 가파른 경향이 상용근로자 추세와 유사하게 나타났다. 특히 임시·일용 근로자 비율은 상용근로자와 비교하였을 때 성별 차이가 크지 않음에도 불구하고 여성이 더 가파른 증가세를 보이고 있다는 점은 특기할 만하다.

[그림 III-15] 2012~2022년 성별 50세 이상 임시·일용근로자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

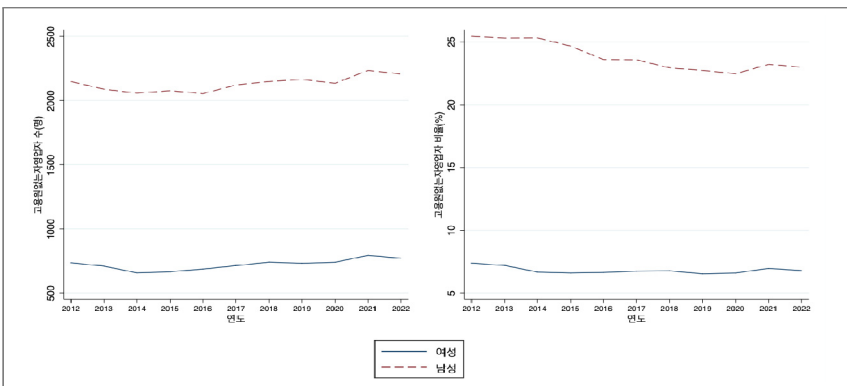
[그림 III-16] 2012~2022년 성별 50세 이상 고용원 있는 자영업자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

한편 고용원이 있는 자영업자와 없는 자영업자 추이를 제시한 [그림 III-16], [그림 III-17]에 따르면 고용원이 있는 자영업자의 경우 2022년 남성은 4%, 여성은 1.5% 수준을 보였으며 고용원이 없는 자영업자의 경우 2022년 남성은 23% 여성은 7% 수준으로 나타났다. 자영업자 추이에 있어 성별 차이는 근로자 만큼 뚜렷하게 나타나지 않았다. 남성 자영업자 비율은 2012~2020년 기간 꾸준히 하락하였는데 코로나19 기간을 거치며 반등하였으며 여성 자영업자는 비슷한 수준으로 유지되다가 코로나19 기간을 거치며 소폭 상승하였다.

[그림 III-17] 2012~2022년 성별 50세 이상 고용원 없는 자영업자 수 및 비율



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

다. 소득분석

다음으로 소득의 변화를 살펴본다. 가계금융복지조사 소득자료는 2016년 까지 설문 응답에 기반하고 있으며 2017년부터는 행정자료로 이를 보완하고 있기 때문에 2017년 이전과 이후를 잇는 시계열 해석에 주의해야 한다. 특히 본 분석에서 사용하는 평균 소득 수치는 2017년 이전, 특정 소득항목에 대한 응답을 하지 않은 경우 해당 항목의 소득이 0이라고 가정하고 계산하였으므로 2017년 이전의 수치를 과소추정하였을 가능성이 있다. 본 분석은 한국은행이 발표하는 GDP 디플레이터²²⁾를 이용하여 물가상승률을 보정한 실질소득을 기준으로 하고 있으며, 항목별 평균 소득은 해당 항목의 소득이 존재하지 않는 응답자를 포함하여 계산한 평균이다.

[그림 Ⅲ-18]~[그림 Ⅲ-21]에는 각 소득항목(근로소득, 사업소득, 재산소득, 공적이전소득)이 전체 소득에서 차지하는 비중을 연령대별로 비교한 결과를 제시하였다. 50대와 60대의 근로소득 비중이 2016~2020년 기간 각각 60%에서 65%, 35%에서 40%로 약 5%p 상승하였다. 고령층의 노동시장 참여가 증가함에 따라 근로소득 비중이 상승한 것으로 보인다. 전체 소득 대비 사업소득의 비중은 전 연령대에서 빠르게 감소하는 것으로 나타났다. 특히 70세 이상에서는 2014년 25%에서 2016년 17%로 급감하는 등 다른 연령대에 비하여 감소 추세가 더욱 뚜렷하게 나타났다. 재산소득 비중에서는 뚜렷한 추세는 발견되지 않았으나 70세 이상 연령대의 재산소득 비중이 2017년 23% 수준에서 2022년 20% 수준까지 완만하게 감소하였다.

70세 이상의 사업 및 재산 소득 비중 감소는 공적이전소득 비중 증가로 설명된다. 특히 2012~2016년 기간 해당 연령대의 공적이전소득 비중이 40%에서 55% 수준으로 빠르게 증가하였다. 그 외 연령대에서는 공적이전소득 비중에 뚜렷한 추이가 발견되지 않았다. 70세 이상 연령대를 제외한 전 연령대에서 근로소득이 주된 소득원으로 나타났으며 70세 이상에서는 2022년을 기준으로 공적이전소득(50%), 재산소득(20%) 순으로 비중이 높으며 근로

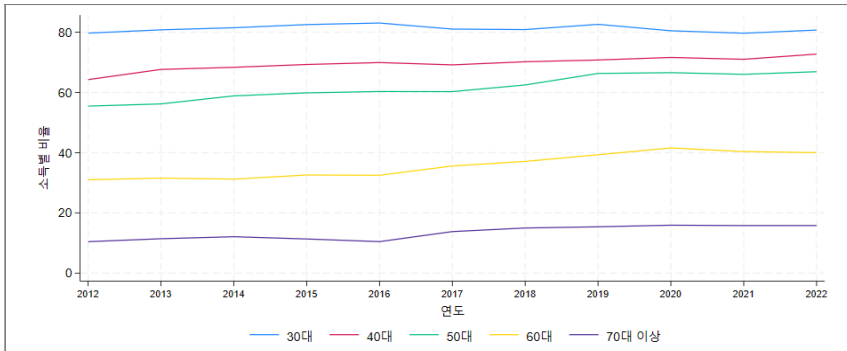
22) 한국은행, 「국민계정-주요지표(연간지표)」, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y001&checkFlag=N, 검색일자: 2023. 6. 29. 자료의 2023 1/4, 국내총생산(시장가격) 디플레이터를 이용하였다.

소득과 사업소득은 15% 수준에서 유사한 것으로 나타났다. 2012년에는 70세 이상 집단에서 근로소득 비중은 10%, 사업소득 비중은 26%로 두 소득원의 비중이 크게 차이가 났으나, 이후 사업소득 비중이 계속해서 줄어들고 근로소득 비중이 소폭 상승하며 두 소득원의 비중 차이가 사라지게 되었다.

60대에서도 근로소득과 사업소득의 비중이 30% 수준에서 유사하였던 과거와 달리 현재는 근로소득 비율이 약 40%, 사업소득 비율이 25% 이하로 뚜렷한 차이를 보이게 되었다. 고령층의 소득과 경제활동에서 노동시장의 중요성이 꾸준히 증가하고 있는 것이다.

[그림 III-18] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 근로소득 비율

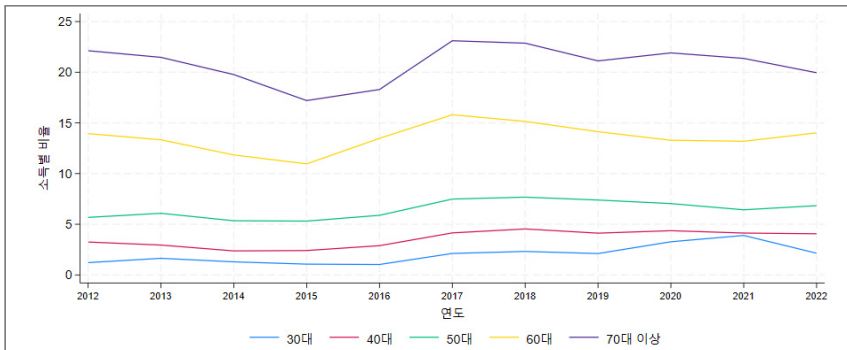
(단위: %)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

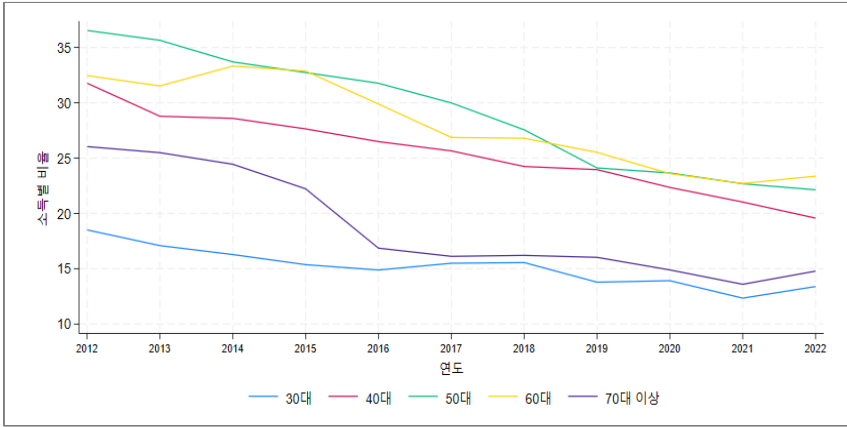
[그림 III-19] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 재산소득 비율

(단위: %)



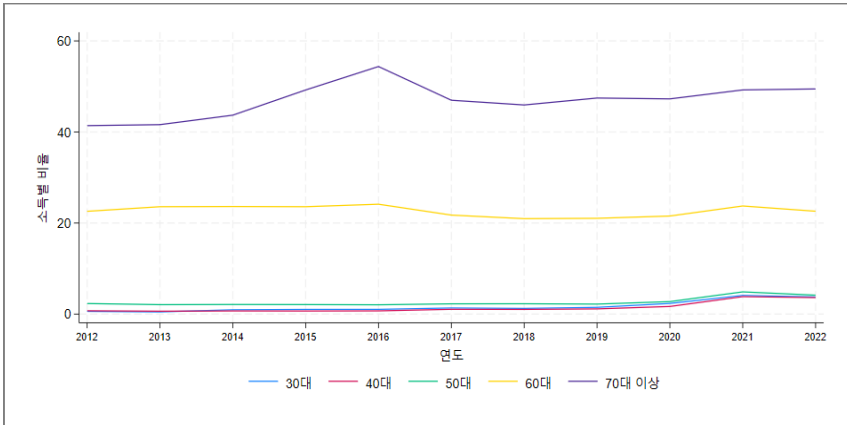
자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-20] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 사업소득 비율
(단위: %)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-21] 2012~2022년 연령대별 전체 소득 대비 공적이전소득 비율
(단위: %)



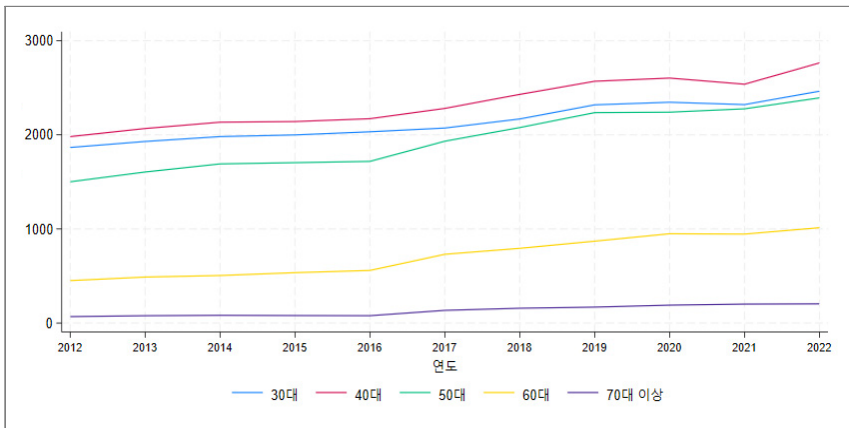
자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-22]~[그림 III-25]에는 연령대별 평균 근로소득, 사업소득, 재산소득, 공적이전소득의 금액 추이를 제시하였다. 소득액은 2015년을 100으로 둔 통계청 GDP 디플레이터를 이용하여 물가상승률을 보정한 실질소득액수를 제시하였다.

평균 근로소득은 전 연령대에서 증가하는 추세를 보였다. 2012~2022년 기간 50대는 1,500만원에서 2,200만원 수준으로, 60대는 500만원에서 1,000만원 수준으로, 70대 이상은 100만원 미만에서 200만원 수준으로 각각 증가하였다. 사업소득은 2012~2022년 기간 50대는 1,000만원에서 800만원 수준으로 하락한 반면 60대는 500만원 미만에서 600만원 수준으로 증가하는 추세를 보였다. 재산소득은 2022년 기준으로 60대가 350만원 수준으로 가장 높게 나타났으며, 70대 이상과 50대 연령대는 250만원 수준에서 유사한 것으로 나타났다. 공적이전소득 수령은 60대 이상이 대부분을 차지하는 것으로 나타났다. 60대의 공적이전소득은 2012~2022년 기간 300만원에서 550만원 수준으로, 70대 이상의 경우는 같은 기간 300만원 미만에서 600만원 이상으로 증가하였다. 한편 30~50대의 경우에도 코로나19 위기 기간인 2020~2021년 공적이전소득이 소폭 증가하였다.

[그림 III-22] 2012~2022년 연령대별 평균 근로소득

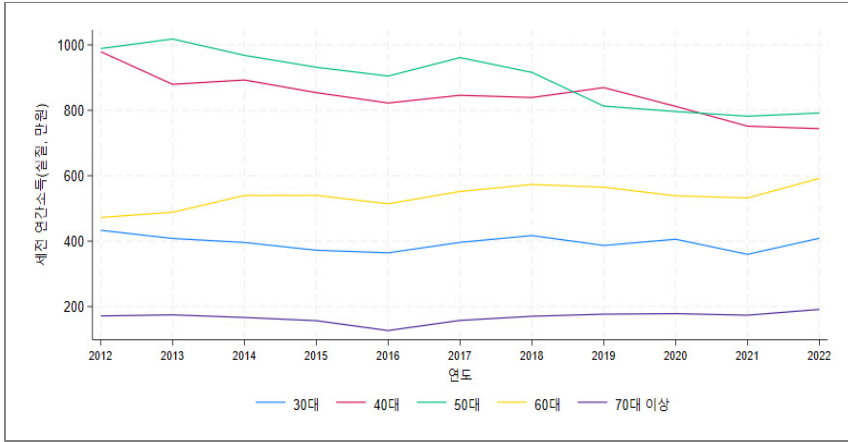
(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-23] 2012~2022년 연령대별 평균 사업소득

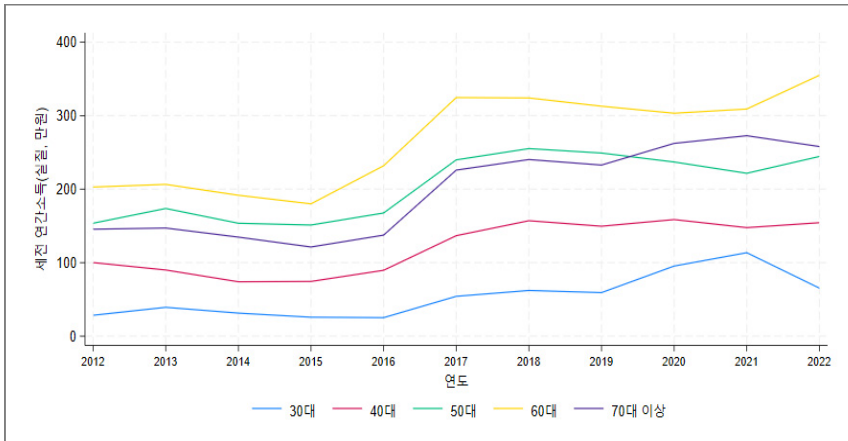
(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-24] 2012~2022년 연령대별 평균 재산소득(총합)

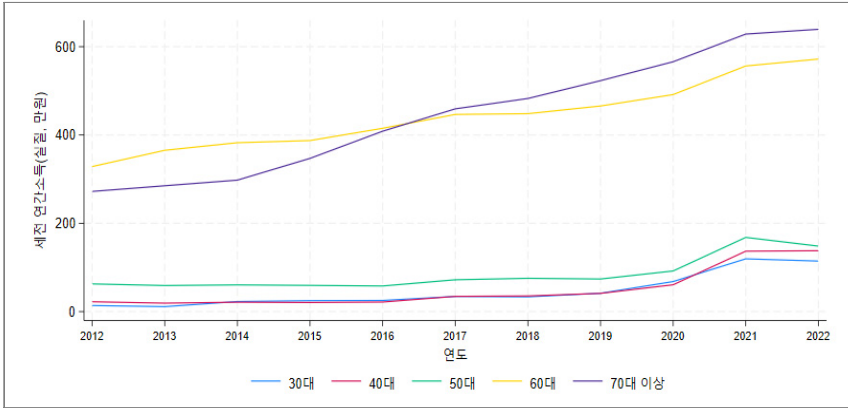
(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 Ⅲ-25] 2012~2022년 연령대별 평균 공적이전소득(총합)

(단위: 만원)



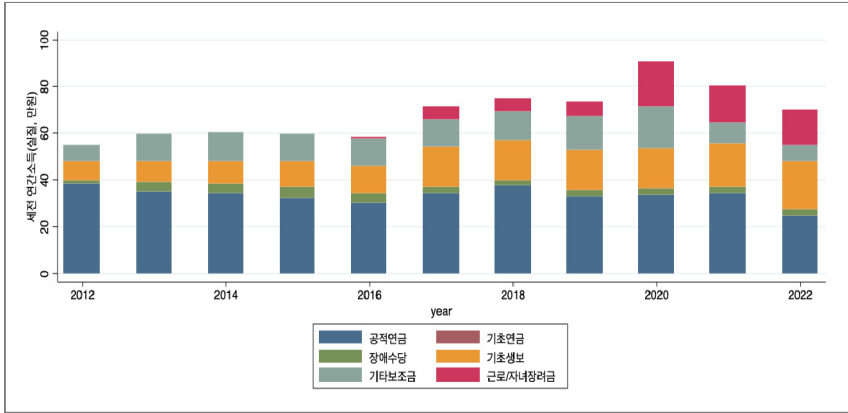
자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

준고령자 및 고령자의 소득구성 중 공적이전소득의 구성을 보다 상세히 살펴보기 위하여 [그림 Ⅲ-26]~[그림 Ⅲ-28]에 50대, 60대 및 70세 이상의 유형별 공적이전소득액 추이를 제시하였다. 이 중 근로 및 자녀 장려금 액수는 2016년부터 조사에 포함되었다. 해당 자료에 따르면 전 연령대에서 공적연금의 비중이 가장 높았으며, 50대의 경우 기초생보, 60대 이상은 기초연금의 비중이 그다음으로 높게 나타났다. 2022년 공적연금 수급액은 60대가 300만원, 70대 이상이 200만원, 50대는 30만원 수준으로 확인되었다.

그 외 뚜렷한 변화로는 2012~2022년 기간 70세 이상의 기초연금 수령액이 100만원 미만에서 200만원 이상으로 꾸준히 증가하였다는 점과 근로 및 자녀 장려금의 비중이 2020년 이후 전 연령대에서 높아졌다는 점 등이 있다. 특히 50대는 2022년 공적이전소득 구성에서 근로 및 자녀 장려금의 비중이 공적연금과 기초생보에 이어 세 번째로 높았다. 따라서 50대의 경제활동에 근로장려금이 미치는 영향 또한 증가하였을 수 있다. 하지만 60대와 70세 이상 집단에서는 근로장려금의 비중이 여전히 적기 때문에 근로장려금 수급이 경제활동에 미치는 영향은 상대적으로 적게 나타날 여지가 있다. 근로장려금 수급이 경제활동에 미치는 구체적인 영향은 이후 진행되는 실증분석에서 확인할 필요가 있다.

[그림 III-26] 2012~2022년 50대 유형별 공적이전소득(50대)

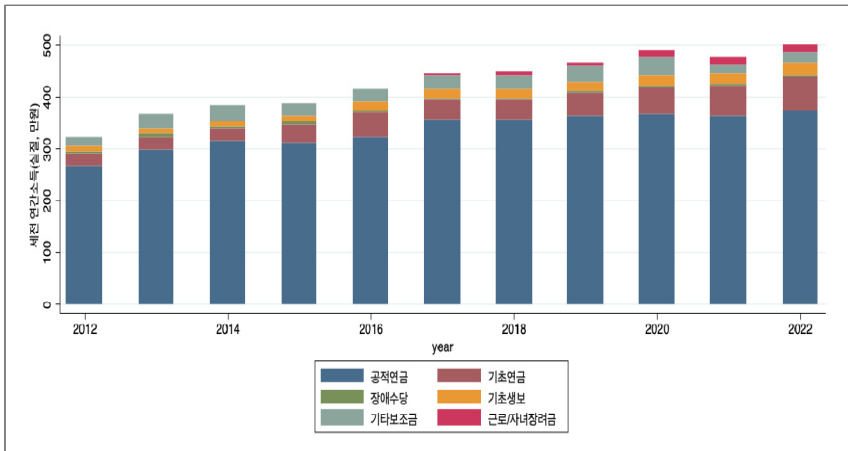
(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-27] 2012~2022년 유형별 공적이전소득(60대)

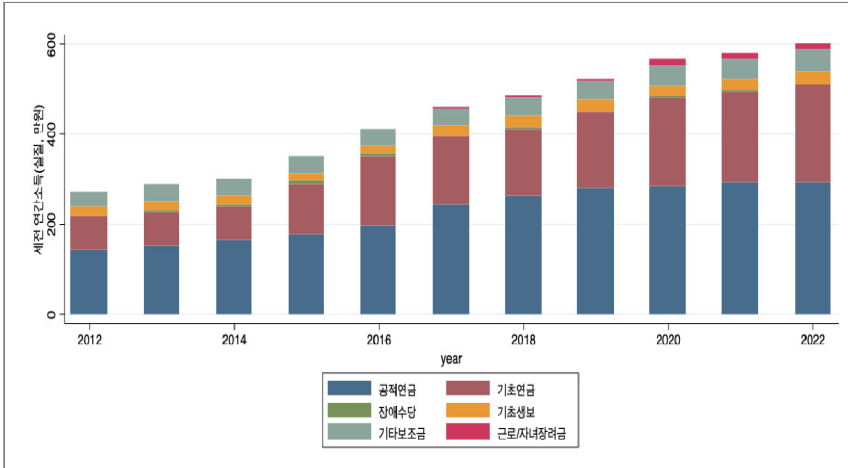
(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

[그림 III-28] 2012~2022년 유형별 공적이전소득(70세 이상)

(단위: 만원)



자료: 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022 자료를 바탕으로 저자 작성

IV. 근로장려세제의 경제활동 및 소득효과 분석

이번 장에서는 근로장려금이 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동 및 소득에 미치는 영향을 회귀분석을 사용하여 분석해 보고자 한다. 근로장려세제 도입 초반인 2010년부터 최근인 2020년도까지 근로장려세제의 수급요건이 변화하고 그에 따라 수혜자격이 달라진 것을 사용하여, 수혜자격이 있는 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동(근로여부 및 정도) 및 소득과 은퇴행위에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보고자 하였다. 제1절에서는 분석에 사용된 재정패널 데이터와 식별전략을 소개하고, 제2절에서는 2011~2021년 재정패널데이터를 사용한 회귀분석의 결과를 제시한다. 동 절에서는 본 회귀분석 이외에도 이질성분석과 강건성분석 결과를 함께 제시한다. 고령 수급자들에게 근로장려금으로 인한 근로 및 소득의 증가가 있다면 연금수급 및 은퇴를 유보하고 근로행위를 지속할 수 있다. 이러한 가능성을 점검해 보고자 제3절에서는 노령연금수급 관련 변수들 및 주관적 은퇴지표를 사용하여 고령자의 은퇴행위에 미치는 효과를 분석해보았다. 제4절에서는 제2절에서의 소득효과분석을 보완하기 위한 목적으로 2017~2021년 국세청 미시자료를 사용하여 추가적인 소득효과분석을 실시하고 그 결과를 제시한다.

1. 데이터 및 식별전략 개요

분석을 위해서 2011~2021년도 4~14차 재정패널(근로장려금 수급기준 2010~2020년도)을 사용하였다. 사용한 표본은 전체 샘플²³⁾ 중 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주 1,835명으로, 총 11,702명의 표본을 사용하였다. 50대와 60대의 생애주기가 다르다는 점과 근로장려금의 연령요건 완

23) 2011년 기준 경상소득이 존재하는 경우로 표본을 한정된 후 분석을 실시하였다.

화가 순차적으로 이루어진 점을 고려하여, 2013년도 기준 60세 이상(1953년 이전 출생자)인 가구주와 2016년도 기준 50세 이상 59세 미만(1966~1973년도 출생자)인 가구주로 부표본을 나눈 이질성분석을 추가하였다. 단독가구의 연령요건이 2013년도부터 60세 이상, 2016년도부터는 50세 이상으로 확대되어, 분석에 사용한 부표본은 연령요건 완화로 인한 효과를 가장 크게 받았을 것으로 예상된다. 『국세통계연보』(2012~2016년)에 따르면, 60세 이상 가구주 수혜가구는 2012~2013년에 13%에서 32%로 크게 증가하였고, 50세 이상 가구주 수혜가구 또한 2015~2016년에 20%에서 32%로 급격히 증가하였다. 이에 더하여 은퇴여부에 의한 효과분석, 근로·사업 소득의 소득유형별 분석, 50세 이상 가구주 가구의 경우 단독가구의 비중이 56%²⁴⁾로 높다는 점을 감안하여 가구유형별 이질성분석과 점증·평탄·점감의 구간별 분석을 추가하였다. 또한, 제3절에서는 근로장려금이 근로 및 소득 효과에 더하여 고령자의 은퇴를 유보하는 효과를 가지고 오는지를 함께 살펴보았다.

근로장려금 효과성을 식별하기 위하여 근로장려금의 외생적 수급자격을 나타내는 변수를 사용하였다. 근로장려금 수급은 소득요건, 재산요건, 주택요건, 배우자·부양자녀 요건, 연령요건, 대상요건(신청제외자)의 여섯 가지 요건에 의해서 결정된다.²⁵⁾ 그중 외생적으로 주어지거나 내생적이지만 행태 변화에 따른 비용이 큰 요건만을 고려하여 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 생성하는데, 외생적인 변수의 예로는 연령요건, 재산요건, 주택요건, 배우자·부양자녀 요건, 대상요건(신청제외자)이 있다. 연령요건은 수혜자격을 얻기 위해 출생연도를 바꾸는 것이 불가능하므로 외생적이라고 볼 수 있다. 재산요건, 주택요건, 배우자·부양자녀 요건의 경우도 수혜자격을 얻기 위해 재산을 처분하거나 배우자·부양자녀 유무를 조정하는 것은 큰 비용을 수반하기 때문에 상대적으로 외생적인 요건이라고 볼 수 있다.

반면, 내생적인 요건의 예로는 소득요건이 있는데, 이는 노동시간을 조정함으로써 근로소득 수준을 조절하여 비교적 쉽게 수혜자격을 조절할 수 있기

24) 2022년 『국세통계연보』 기준. 홑벌이가구는 37%, 맞벌이가구는 7.2%를 차지하였다.

25) 주택요건은 2017년, 단독가구에 대한 연령요건은 2019년에 폐지되었다.

때문이다. 소득과 같은 내생적인 요건을 포함하여 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 생성하는 경우 개인이 노동시간을 조정하여 수혜불가능집단에서 수혜가능집단으로 이동하는 경우도 분석에 포함하여 편의가 발생한다. 즉, 정책의 혜택을 받기 위하여 노동시간을 조절하여 수혜집단으로 편입되는 경우가 많다면 특정한 개인들의 노동시장 참여를 정책효과로 추정할 가능성이 생기는 것이다. 따라서 소득요건과 같은 내생적인 요건은 배제하고 외생적 요건만을 고려하여 생성한 수급자격변수($Eligibility_{it}$)는 실제 수급여부를 사용할 경우보다 추정의 편의를 줄여준다는 장점이 있다. 이와 같은 외생적 수급자격변수를 사용하여 근로장려금의 효과를 분석한 연구로는 대표적으로 해외의 Bastian and Michelmor(2018)와 국내의 박지혜·이정민(2018)이 있는데, 본고는 근로장려금 수급시점과 효과가 나타나는 시점 간의 시차를 고려하여 분석한 점과 2015년도 이후의 세법개정에 따른 변화를 반영한 것, 그리고 준고령자 및 고령자 노동자들에게 초점을 맞추어 세분화된 분석을 진행한 것이 차별점이다.

본 연구에서 사용한 수급자격변수($Eligibility_{it}$)는 <표 IV-1>에 나타난 2010~2020년의 요건 변화 중 재산요건, 주택요건, 배우자·부양자녀 요건, 연령요건, 자격요건(기초생활수급자, 자영업자)의 변화에 따라 당해연도의 수급자격여부를 나타내는 이항변수를 생성하였다. 즉, 모든 외생적 요건을 충족하는 경우 '1'이 되고 하나라도 충족하지 못하는 경우 '0'이 되는 변수이다. 예를 들어, 2012년도에 무주택이며 재산 합계액이 1억원 미만인 65세 단독가구 가구주의 2012년 수급자격변수($Eligibility_{i,2012}$)는 '0'이지만, 2013년($Eligibility_{i,2013}$)에는 '1'이 된다. 이는, 2013년도부터 60세 이상 단독가구(무배우자 및 무자녀 가구)에도 근로장려금 수급자격이 주어진 변화로 인한 것이다.

2009~2021년간 근로장려금 수급자격 요건의 변화를 요약하면 <표 IV-1>과 같다. 근로장려금 수급자격은 도입 이후 완화되고 있는데 재산요건은 2009년 1억원 미만에서 2020년 2억원 미만으로 완화되었다. 배우자·부양자녀 유무요건은 2009년에는 부양자녀가 1명 이상, 2012년도부터는 부양자녀가 없어도 배우자가 있다면 장려금을 수급할 수 있었다. 또한, 2013년도부터는 부

양자녀와 배우자가 없는 단독가구도 만 60세 이상이면 장려금을 지급할 수 있었다. 단독가구에 대한 연령요건(2019년), 기초생활보장급여 지급자에 대한 대상요건(2014년), 자영업자에 대한 대상요건(2015년), 주택요건(2017년)은 세법개정에 따라 폐지되었다. 지급자격변수($Eligibility_{it}$)를 생성하는 데 사용되지 않아 표에 포함되지 않았으나 소득요건 또한 완화되어 지급 가능한 최대 소득기준이 1,700만원 미만(2009년)에서 3,600만원 미만(2020년 맞벌이가구 기준)으로 완화되었다.

〈표 IV-1〉 근로장려세제 요건 변천(2009~2021년)

시행연도	재산 요건	주택요건	배우자, 부양자녀 연령요건	대상요건 (신청제외자)
2009~2011		무주택 또는 5천만원 이하 1주택 보유	부양자녀 (18세 미만) 1인 이상	신청일 직전연도에 국민기초생활보장 주거·생계·교육 급여 3개월 이상 받은 자 제외
2012	1억원 미만 ¹⁾	무주택 혹은 기준시가 6천만원 이하 1주택 보유	무자녀가구 추가 (배우자 필요)	보험 모집원과 방문판매원 포함
2013			60세 이상 단독가구 포함	신청연도 3월 중 국민기초생활보장 주거·생계 급여 받은 자 제외
2014~2016	1억 4천만원 미만 ²⁾	무주택 또는 1주택 보유 (주택가격기준 폐지)	50세 이상 단독가구 포함 (2016년)	기초생활수급자 포함 (2014년 적용, 자녀장려금 수급 불가)
			40세 이상 단독가구 포함 (2017년)	고소득 전문직 제외한 자영업자 확대 적용 (2015년 적용)
2017~2018		주택요건 폐지	30세 이상 단독가구 포함 (2018년)	-
2019~2021	2억원 미만		단독가구에 대한 연령요건 폐지 (2019년)	-

주: 1) 1억원 이상 시 장려금의 50%를 감액

2) 1억 4천만원 이상 시 장려금의 50%를 감액

자료: 고지현 외(2023), p. 31, 〈표 II-1〉; 안중석 외(2017), p. 31, 〈표 II-1〉; 이세진·임언선(2021), p. 2, 〈표 1〉; 신상화·김문정(2019), p. 27, 〈표 II-6〉, 「조세특례제한법」 법령을 참고하여 저자 재작성

수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 사용한 회귀분석은 외생적인 정책 변화만을 사용하여 실제 수급변수를 사용하는 추정에 비하여 편의를 줄여준다는 장점이 있는 반면, 두 가지 측면에서 유의점 및 단점이 있다. 첫 번째는 수급자격변수($Eligibility_{it}$)의 한 요소인 재산요건의 판별을 위해서 재정패널에 보고된 재산정보를 사용하였는데 이는 실제 수급자격여부를 판단할 때 사용하는 재산수준과 차이가 있을 수 있다는 점이다. 근로장려금 수급여부를 판단할 때 사용되는 재산은 「조세특례제한법 시행령」 제100조의4 제3항에 제시되어 있다. 「조세특례제한법 시행령」 제100조의4 제3항에 따르면, 재산은 주택·토지·건축물(시가표준액), 승용자동차(시가표준액), 전세금, 현금, 이자소득 및 배당소득을 발생시키는 금융자산·유가증권, 회원권(평가가액), 부동산을 취득할 수 있는 권리(평가가액) 등의 합계액으로 부채는 차감하지 않는다. 이 중 본 연구에서 고려하고 있는 재산은 부동산(주택, 토지, 건축물), 전세금, 금융자산 및 유가증권으로 부동산의 경우 작년 말 시점의 평가금액(시가총액)을 기준으로 하고 있다. 승용차, 회원권, 부동산을 취득할 수 있는 권리는 재정패널에 제시되어 있으나 2018년부터 가능하거나 관측치가 많지 않다는 데이터의 한계상 포함하지 않았다. 따라서 근로장려금 재산요건 판별 시 사용하는 시가표준액²⁶⁾과의 차이와 회원권, 부동산, 승용자동차 등을 고려하지 않았다는 점에서 실제 재산요건과 본 연구에서 사용한 재산요건에 차이가 발생할 수 있다.

두 번째는 수급자격변수($Eligibility_{it}$)의 실제수급 여부와의 일치성 문제이다. 수급자격변수($Eligibility_{it}$)는 외생적인 정책의 변화만을 반영하기 위하여 소득요건을 반영하지 않기 때문에 실제수급 여부와의 연관성이 떨어질 가능성이 존재한다. 또한, 실제 수급자격이 있는 가구가 근로장려금을 수급하지 않는 경우나 구축한 수급자격변수($Eligibility_{it}$)가 실제 수급자격여부를 반영하지 못하는 경우 또는 데이터상의 수급여부정보($DEITC_{it}$)가 실제수급 여부를 반영하지 못하는 경우 등의 이유들로 수급자격변수($Eligibility_{it}$)의

26) 시가표준액이란 취득세, 재산세 등 세목별 과세표준의 기준이 되는 물건의 적정가액으로 지방자치단체의 장이 결정 및 고시한 가액을 의미한다(행정안전부, 2023).

실제수급 여부와의 상관성이 떨어질 가능성이 있다. 이와 같은 이유로 수급 자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급 여부와의 연관성이 떨어진다면 분석의 신뢰성에도 영향을 미칠 수 있다. 즉, 실제로는 수혜를 받지 않았음에도 수급 자격변수($Eligibility_{it}$)에 따르면 수혜를 받은 사람으로 분류되거나 그 반대의 경우가 많다면 추정치를 정책효과로 해석하는 것에 무리가 있을 것이다.

이러한 가능성을 확인 및 보완하기 위하여 다음의 '가'항에서는 본 분석에 앞서 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급 여부의 연관성을 검정해보았다. 뒤이은 '다'항의 강건성분석에서는 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 수급변수에 대한 도구변수로 사용한 추정치를 제시함으로써 수급변수 중 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 연관이 있는 변동분만 사용할 때에도 동일한 결과를 관찰할 수 있는지 검토해보았다.

가. 수급자격변수와 실제수급 여부와의 연관성 검정

본 항에서는 본격적인 회귀분석에 앞서 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급 여부($DEITC_{it}$)의 연관성을 검정해 보고자 한다. 재정패널은 2011년도 4차 자료부터 근로장려금 수령 현황과 관련된 설문을 실시하여, 근로장려금 수급안내를 받은 가구원유무, 신청유무, 신청 후 수급여부 및 수금액 등의 정보를 수집하고 있다. 본 연관성 검정에서는 이 중 실제수급 여부($DEITC_{it}$)의 정보를 사용하였다.

검정방식은 실제수급 여부($DEITC_{it}$)를 종속변수로 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 설명변수로 설정한 후 회귀분석을 실시하는 것이다. 검정을 위해서 본 분석에서와 마찬가지로 개인고정효과를 통제할 모형을 모두 사용하였는데, 사용한 회귀식은 식 (1)과 같다.

$$DEITC_{it} = \alpha + \beta Eligibility_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \sum_{k=2012}^{2019} \rho_k D_k + \varepsilon_{it} \quad \text{식 (1)}$$

검정 회귀식의 종속변수는 실제수급 여부를 나타내는 이항변수($DEITC_{it}$)이

고, 설명변수는 수급자격을 나타내는 이항변수($Eligibility_{it}$)이다. 분석을 통해서 β 의 크기와 부호를 추정하는 데 추정치가 '1'에 가까울수록 연관성이 크다고 판단할 수 있다. 또한, 시간효과(D_k)를 포함하여 경기변동, 노동시장 상황 등의 영향을 통제하고 개인고정효과(δ_i)를 포함하여 시간에 따라 불변하고 관측이 가능한 교육, 성별 등의 개인 특성과 시간에 따라 불변하고 관측이 불가능한 개인 특성을 동시에 통제하였다. 이에 더하여 비근로소득, 특별시·광역시 거주 여부, 나이, 가구원 수 등의 가구 및 개인 특성변인을 추가적으로 통제한 회귀분석 결과도 함께 제시하였다.²⁷⁾

고정효과모형에 더하여 아래와 같이 개인고정효과를 고려하지 않은 임의효과모형을 사용한 결과를 함께 제시하여 회귀모형에 따라 두 변수 간 상관관계가 상이하게 나타나는지도 살펴보았다. 고정효과모형은 관찰할 수 없는 개인의 고정된 특성을 통제하는 대신 개인의 시간에 따른 변동분(within-group variation)만을 사용하고 개인 간 변동(between-group variation)을 사용하지 않는다는 특성이 있다. 따라서 개인의 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 같이 시간에 따른 변동(time series variation)이 크지 않은 이항변수를 사용하는 경우 효과추정을 위한 변동분이 충분히 발생하지 않을 가능성이 존재한다는 단점이 있다. 이에, 개인의 시간에 따른 변동분(within-group variation)과 개인 간 변동(between-group variation)을 모두 고려하는 임의효과모형을 사용하여 두 변수 간 관계를 추가적으로 살펴보았다. 사용한 회귀식은 아래 식 (2)와 같으며, 개인 고정효과(δ_i)를 통제하지 않았다는 점을 제외하면 식 (1)과 동일하다.

$$DEITC_{it} = \alpha + \beta Eligibility_{it} + \gamma X_{it} + \sum_{k=2012}^{2019} \rho_k D_k + \varepsilon_{it} \quad \text{식 (2)}$$

27) 추가 변인통제는 특정 개인 및 가구의 특성이 수급자격변수와의 연관성이 있고 이것이 노동공급 및 실제수급 여부에도 영향을 미치는 경우 연관성을 과소 혹은 과대 추정할 수 있다는 점을 고려하고자 함이다. 예를 들면, 가구주의 나이가 적을수록 자산축적의 가능성이 적어 재산요건을 만족시켜 수급 가능성이 올라가지만 소득수준이 상대적으로 높아 소득요건을 충족하지 못하여 실제수급의 가능성은 낮을 수 있다. 이러한 경우에 나이변수를 통제하지 않는다면 두 변수 간의 연관성은 과소추정될 가능성이 있다.

검정 회귀분석의 결과는 <표 IV-2>와 같다. 먼저, 전 연령을 대상으로 한 분석 결과를 제시하고, 본 회귀분석의 대상이 되는 주표본(50세 이상)의 결과와 연령에 따른 부표본들에 대한 결과를 각각 제시한다. 즉, <표 IV-2>의 칼럼 (1)은 전 연령, 칼럼 (2)는 본 회귀분석의 주표본인 50세 이상(2013년 기준), 칼럼 (3)은 부표본 분석의 대상이 되는 50~59세(2013년 기준), 칼럼 (4)는 60세 이상(2016년 기준)으로 한정된 결과이다.

분석 결과 수급자격변수와 실제수급변수는 양(+)의 상관관계가 있으며 통계적인 유의성도 확보하고 있는 것으로 보이나 표본, 통제변인, 모형에 따라 그 정도가 달라지는 것을 볼 수 있었다. <표 IV-2>의 Panel A에 제시된 고정효과 모형을 사용한 분석 결과를 살펴보면 전 연령을 대상으로 하는 경우 상관관계는 0.02 정도로 크지 않았으나 통계적 유의성을 띠고 있었으며, 50세 이상 표본의 경우 0.02, 60세 이상 표본의 경우 0.01로 다소 작아지는 것을 볼 수 있었다. 반면, 50~59세 표본에서는 계수가 0.04로 전체 표본을 대상으로 했을 경우보다 상관성이 높게 나타났다. 60세 이상을 제외한 표본에서 통계적 유의성 또한 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 반면, <표 IV-2>의 Panel B와 같이 통제변인을 추가하는 경우 상관관계와 통계적 유의성이 다소 떨어지는 것을 확인할 수 있었다. 이는, 사용한 개인 및 가구 변수들이 자격변수와 연관성을 가지고 있어 자격변수의 설명력을 떨어뜨리기 때문인 것으로 보인다.

추가적으로 개인의 고정효과모형을 고려하지 않는 임의효과모형을 사용하는 경우 두 변수 간의 상관관계가 약간 상승하는 것을 확인할 수 있었다 (<표 IV-2>의 Panel C). 이는, 한 개인의 수급자격여부의 시간에 따른 변동분에 더하여 수급자격여부가 다른 개인 간의 차이를 고려하는 경우 두 변수 간 상관관계가 좀 더 뚜렷하게 나타남을 의미한다. 하지만 임의효과 모형을 사용하면 수급자격변수의 외생성이 강하지 않을 경우 편의를 발생시킬 수 있다는 단점이 있다. 따라서 본 분석을 진행할 때에는 임의효과모형과 고정효과모형의 결과를 동시에 제시하여 각 모형이 가지는 단점을 보완해 보고자 한다.

〈표 IV-2〉 근로장려금 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급변수($DEITC_{it}$) 간 상관관계분석

구분	전 연령 (1)	50세 이상 ¹⁾ (2)	50~59세 ¹⁾ (3)	60세 이상 ¹⁾ (4)
Panel A. 고정효과 모형				
$Eligibility_{it}$	0,0235*** (0,0065)	0,0230*** (0,0056)	0,0351*** (0,0094)	0,0101 (0,0069)
개인고정효과	YES	YES	YES	YES
시간고정효과	YES	YES	YES	YES
추가통제변인	NO	NO	NO	NO
R-squared	0,0061	0,0098	0,0143	0,0110
Number of pid	2,659	1,625	528	893
Observations	27,763	16,405	5,783	8,413
Panel B. 고정효과 모형: 추가통제변인				
$Eligibility_{it}$	0,0110 (0,0067)	0,0093* (0,0055)	0,0120 (0,0157)	0,0077 (0,0052)
개인고정효과	YES	YES	YES	YES
시간고정효과	YES	YES	YES	YES
추가통제변인	YES	YES	YES	YES
R-squared	0,0074	0,0056	0,0251	0,0072
Number of pid	1,044	860	104	682
Observations	6,788	5,826	597	4,776
Panel C. 임의효과모형				
$Eligibility_{it}$	0,0370*** (0,0037)	0,0325*** (0,0049)	0,0439*** (0,0087)	0,0206*** (0,0056)
개인고정효과	NO	NO	NO	NO
시간고정효과	YES	YES	YES	YES
추가통제변인	NO	NO	NO	NO
개인관측치	4,030	2,297	773	1,250
전체관측치	42,252	21,274	7,793	10,689

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하고 가중치를 적용하였음

2. 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

3. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

1) 각각 2013년 기준 50세 이상, 2016년 기준 50~59세 이상, 2013년 기준 60세 이상을 의미함

자료: 저자 작성

β 에 대한 추정치가 1보다 작은 것은 외생적 수급자격($Eligibility_{it}$)이 있는 사람 중 실제로 수급하지 않은 사람의 수가 많기 때문이다. 이는 외생적 수급자격($Eligibility_{it}$)이 재산, 주택, 연령, 자녀·배우자 등과 같은 요건은 고려하였으나 소득요건은 고려하지 않고 있기 때문에 자연스럽게 나타나는 현상에 더하여, 실제로 근로장려금을 수급하였으나 응답오류로 인하여 설문에서 반영되지 못한 측면(Measurement error)이 있을 것으로 보인다. 실제로 소득요건을 고려하는 경우 수급자격변수와 실제수급변수 간의 상관관계는 약 3배가량 상승하는 것을 확인할 수 있었으며(〈표 IV-3〉 참고), 2021년 기준 재정패널에 포함된 근로장려금 수급가구의 비중은 0.8%로 전체 가구 대비 근로장려금 수급가구인 5%에 비하여 많이 낮은 수준이다.

본 회귀분석에서는 〈표 IV-2〉의 Panel A에 제시된 고정효과 모형을 사용하고 소득요건을 고려하지 않은 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 사용하여 분석을 진행하고, 〈표 IV-2〉의 Panel C에 제시된 임의효과모형을 사용하고 소득요건을 고려하지 않은 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 사용한 결과를 함께 제시한다. 따라서 뒤이은 본 회귀분석 결과는 평균처치효과(Average Treatment Effect, ATE)보다는 의도된 처치효과(Intention to Treat, ITT)에 대한 추정치임에 유의하여 해석할 필요가 있다. 수급자격변수($Eligibility_{it}$)를 도구변수로 사용하여 실제수급 여부와의 연관성이 고려된 국소평균처치효과(Local Average Treatment Effect, LATE)는 강건성분석인 ‘다’항에 제시되어 있다.

〈표 IV-3〉 총소득요건 고려 시 근로장려금 수급자격변수($Eligibility_{it}$)와 실제수급변수($DEITC_{it}$) 간 상관관계분석

구분	전 연령 (1)	50세 이상 ¹⁾ (2)	50~59세 ¹⁾ (3)	60세 이상 ¹⁾ (4)
수급자격여부 (총소득고려)	0.0744*** (0.0207)	0.0544*** (0.0146)	0.1098*** (0.0342)	0.0149 (0.0119)
개인고정효과	YES	YES	YES	YES
시간고정효과	YES	YES	YES	YES
추가통제변인	NO	NO	NO	NO

〈표 IV-3〉의 계속

구분	전 연령 (1)	50세 이상 ¹⁾ (2)	50~59세 ¹⁾ (3)	60세 이상 ¹⁾ (4)
R-squared	0,0149	0,0145	0,0316	0,0110
개인관측치	2,659	1,625	528	893
전체관측치	27,763	16,405	5,783	8,413

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하고 가중치를 적용하였음

2. 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

3. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 각각 2013년 기준 50세 이상, 2016년 기준 50~59세 이상, 2013년 기준 60세 이상을 의미함

자료: 저자 작성

나. 재정패널 기초통계량

분석을 위하여 사용된 2011~2021년도 4~14차 재정패널자료 중 2013년 기준 50세 이상 가구주(1963년 이전 출생자)의 기초통계량은 〈표 IV-4〉와 같다. 50세 이상(1963년 이전 출생자) 가구주는 1,835명으로, 사용된 표본은 11,702명이다. 그중에서 실제로 근로장려금을 수급한 가구의 가구주는 88명, 구축된 외생적 수급자격(*Eligibility_{it}*)을 가진 가구의 가구주는 1,522명으로 나타났다. 2020년 전체 50세 이상 신청자 가구 대비 50세 이상 수급가구의 수가 9%(²⁸⁾)였다는 것과 비교하면, 재정패널에서 수급가구의 비중은 1%(²⁹⁾)로 낮게, 수급자격 획득 가구의 비중은 13%(³⁰⁾)로 다소 높게 나타났다. 반면, 근로장려금 수급자와 수급자격자는 유사한 특징을 가지고 있는 것으로 나타났다.

먼저, 〈표 IV-4〉의 칼럼 (1)과 (2)에 나타나 있는 전체 50세 이상 가구주 가구의 특성을 살펴보면, 가구주의 평균 나이는 67세로 남성이 80%를 차지하고 있었다. 교육수준은 고등학교 미만이 46%, 고등학교 졸업이 33%로 나타

28) 2020년 기준 50세 이상 인구는 2,100만명(한국여성정책연구원, 「총조사인구(성/연령별)」, 2020)이며, 50세 이상 신청자 수급가구 수는 190만명(국세청, 『국세통계연보』, 2021)으로 추산된다.

29) 2020년 기준 재정패널에서 50세 이상 가구주의 수는 10,412명, 2020년 수급가구의 수는 107가구로 나타났다.

30) 2020년 기준 재정패널에서 50세 이상 가구주의 수는 10,412명, 2020년 수급자격자의 수는 1,346명으로 나타났다.

났으며, 대학 졸업은 21%로 나타났다. 근로에 참여하고 있는 경우(가구주 근로시간 유무 및 소득 유무)는 56~59% 정도로 나타났으며, 그중 사업소득이 있는 경우는 56%, 노동소득이 있는 경우는 1%로 대부분이 사업소득자였다. 이는, 종사상지위를 묻는 질문에 대해 자영업자라고 답한 비율이 55%로 가장 높았다는 데에서도 확인할 수 있는데, 자영업자의 대부분은 고용자가 없는 경우(48%)로 나타난 점은 앞선 제Ⅲ장에서 파악한 현황과 일치하였다. 따라서 50세 이상은 2015년 이전에는 소득이 있었다고 할지라도 사업소득만 존재하는 경우가 대부분이었던 탓에 근로장려금 혜택을 받지 못한 사례도 다수 존재하였을 것으로 보인다.

이어서, 근로장려금 실제 수급 및 수급자격 가구 가구주의 특성은 <표 Ⅲ-4>의 칼럼 (3), (4)와 칼럼 (5), (6)에 제시되어 있다. 수급 및 수급자격 가구의 가구주는 평균연령이 각각 63세 및 66세로 전체 표본과 비슷했으며 남성이 많다는 점도 비슷하였다. 교육수준은 고등학교 미만의 비율은 각각 45%, 54%로 비슷했으나, 대학교 이상의 비율이 10%, 12%로 전체 표본에 비하여 다소 낮은 것을 확인할 수 있었다. 가구원 수는 2.94명, 2.46명으로 수급자 및 수급자격자의 경우 조금 더 높았다. 경제활동 참여와 관련된 변수들을 살펴보면 전체 표본에 비하여 경제활동참여율이 높은 것을 알 수 있었다. 수급가구 및 수급자격 가구의 근로시간 및 소득이 존재할 확률은 90~92%, 가구의 근로시간 및 소득이 존재할 확률이 76~86%로 나타났으며, 수급자의 경우 가구 및 가구주 주중 평균 근로시간 또한 50세 이상 전체 표본에 비하여 높게 나타났다. 하지만, 근로소득보다는 사업소득의 비중이 높은 점과 고용자 없는 자영업자의 비중이 높은 점은 전체 표본과 비슷하게 나타났다.

반면, 가구소득 및 자산 수준은 전체 표본에 비하여 낮게 나타났다. 수급자의 총가구소득은 3,208만원, 수급자격자는 4,641만원 수준으로 전체 표본의 평균인 8,322만원에 비하여 낮았다. 이는, 근로소득은 비슷하나 주로 사업소득의 차이에서 기인한 것으로 보인다. 또한 자산수준도 전체 표본 평균인 5억원에 비하여 수급자와 수급자격자의 자산수준(1억 2,000만원)이 낮았으나, 수급자격자(7,600만원)의 경우 더 낮게 나타났다.

종사하는 사업군은 전체 표본, 수급자 및 수급자격자 모두에게서 농업, 임업 및 어업에 종사하는 경우가 가장 높게 나타났는데, 수급자격자의 경우 22%로 나타났다. 그다음으로 높게 나타나는 산업군은 전체 표본에서는 도매 및 소매업(8%)이었으나, 수급자(17%) 및 수급자격자(11%) 표본에서는 협회 및 단체, 기타 개인서비스업으로 나타났다.

노인일자리사업 등의 정부일자리사업 참여 관련 정보가 재정패널에 제시되어 있지는 않으나, 표본 내에 정부 및 공공기관에 종사하는 경우가 1~3% 정도로 낮게 나타나 간접적으로 공공일자리사업 참여자의 비중이 높지 않을 것으로 추측해볼 수 있다. 비경제활동인구로 남아 있는 이유로 전체 표본의 경우 은퇴(5%)를 가장 높게 꼽았고, 수급자 및 수급자격자는 건강상 이유(5~6%)를 들었다.

노동공급 및 소득의 변화 외에도 제3절에서는 은퇴행위를 함께 분석하고 있어 관련 변수의 통계량을 함께 살펴보았다. 제3절에서는 은퇴지표로 객관적·주관적 지표를 함께 사용하고 있는데 객관적 지표로는 노령연금 수급(여부, 개월수)과 노령연금 조기수급을, 주관적 지표로는 설문에 대한 응답(근로 및 소득 활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는지 여부)을 기반으로 한 변수를 사용하고 있다. <표 Ⅲ-4>의 칼럼 (1), (2)에 나타난 50세 이상 표본 중 2021년(수급연도 기준 2020년)에 노령연금을 수급하고 있는 비율은 42%로 수급자(45%)와는 비슷하였으나 수급자격자(31%)에 비하여 다소 높았다. 노령연금을 수급하는 경우 평균 수급개월 수는 대부분 12개월로 나타났으며, 연간 평균 수급액은 50세 이상 전체 표본은 519만원, 수급자는 473만원, 수급자격자는 404만원으로 나타났다. 2023년 1월 우리나라 월평균 노령연금 수급액이 61만원, 연평균 수급액이 732만원³¹⁾임을 고려할 때, 전체 평균보다는 다소 낮은 수치로 보인다. 노령

31) 우형준, 「국민연금, 월 평균 61만원...공무원연금의 1/4 불과」, 2023. 5. 5., 『SBS biz』, <https://biz.sbs.co.kr/article/20000116680#:~:text=%EA%B5%AD%EB%AF%BC%EC%97%B0%EA%B8%88%EA%B3%B5%EB%8B%A8%EC%97%90%20%EB%94%B0%EB%A5%B4%EB%A9%B4,4660%EC%9B%90%EC%9C%BC%EB%A1%9C%20%EB%82%98%ED%83%80%EB%82%AC%EC%8A%B5%EB%8B%88%EB%8B%A4.>, 검색일자: 2023. 11. 17.

연금 조기수령 여부는 50세 이상 표본에서 64%로 가장 높게 나타났으며, 그 다음은 수급자 표본(53%), 수급자격자 표본(51%) 순이었다. 주관적 은퇴여부에 관한 질문에 '은퇴'하였다고 답한 비율은 50세 이상 전체 표본에서 41%로 높게 나타났으나, 수급자 표본 및 수급자격자 표본에서는 각각 13%, 28%로 낮게 나타났다.

종합하면, 수급자 및 수급자격자를 포함한 50세 이상 표본의 특성을 살펴본 결과 고용자가 없는 영세한 자영업자가 주를 이룬다는 점에서 공통점이 있으며, 이는 근로장려금의 효과성 예측 및 그에 대한 해석을 다소 불명확하게 하는 측면이 있다. 먼저, 고령층의 특성상 임금근로자보다는 자영업자가 많기 때문에, 근로장려금으로 인해 경제비활동인구를 유인하는 것은 어려워 보여 외연적 근로효과(extensive margin)가 관측되는 것이 비교적 쉽지 않아 보인다. 또한 자영업자의 경우 근로시간이 증가하더라도 매출의 증가로 이어지지 않는 불확실성이 있어 근로의 증가에도 소득증가를 관측하지 못할 가능성도 있다.

반면, 자영업자는 근로소득자에 비하여 상대적으로 노동공급 및 신고행태를 좀 더 자유롭게 조절할 수 있다는 측면은(Saez et al., 2012; 권성오·홍우형, 2021), 오히려 더 큰 소득효과를 관측하게 될 가능성을 제기하기도 한다. 즉, 신고행태를 변화시킴으로써 총급여액의 존재 및 크기를 조절할 수 있다면, 이로 인한 근로 및 소득 효과가 관찰될 가능성이 있다. 뒤이은 실증 분석을 통해서 두 가지 효과 중 어떤 부분이 더 크게 작동할 것인지를 살펴보고, 어떠한 특성을 가진 그룹에서 효과가 크게 나타나는지를 살펴봄으로써 노동공급 및 소득변동의 메커니즘을 예측해 보고자 한다.

더불어, 표본에 포함된 50세 이상 가구주의 은퇴 현황을 살펴보았을 때, 경제활동의사여부를 나타내는 주관적 은퇴지표를 사용하였을 경우 수급자 및 수급자격자의 은퇴비율이 낮게 나타나는 것을 볼 수 있었다. 이는, 근로장려금수급이 근로 또는 세후 소득(시장소득 및 근로장려금)의 증가를 통하여 은퇴를 유보하고 소득활동을 이어가는 것에 도움을 줄 수 있는 가능성을 보여준다. 이러한 효과가 실제 존재하는지 본 장의 제3절에서 좀 더 면밀히 살펴보겠다.

〈표 IV-4〉 기초통계량

(단위: 만원, 명, 시간, 개월)

구분	전체: 50세 이상 ³⁾		수급자 ³⁾		수급자격자 ³⁾	
	평균 (1)	표준 편차 (2)	평균 (3)	표준 편차 (4)	평균 (5)	표준 편차 (6)
가구 근로시간 유무	0.64	0.48	0.93	0.25	0.90	0.31
가구 소득 유무	0.63	0.48	0.92	0.27	0.88	0.33
가구 주중평균 근로시간 ²⁾	64.03	32.10	79.02	33.10	57.41	30.45
가구주 근로시간 유무	0.59	0.49	0.86	0.35	0.79	0.41
가구주 소득 유무	0.56	0.50	0.81	0.40	0.76	0.43
가구주 근로소득 유무	0.01	0.12	0.05	0.21	0.03	0.18
가구주 사업소득 유무	0.56	0.50	0.80	0.41	0.75	0.43
가구주 주중평균 근로시간 ²⁾	45.84	17.02	50.50	18.91	43.64	18.06
가구 총소득액 ²⁾	8,322	23,532	3,208	2,505	4,641	11,504
가구주 총소득액 ²⁾	7,781	20,167	2,278	2,060	4,420	9,347
가구주 근로소득 ²⁾	308	485	226	121	193	141
가구주 사업소득 ²⁾	7,937	20,348	2,366	2,061	4,595	9,499
비근로소득	286	278	287	171	228	181
자산	47,565	77,703	12,220	14,145	7,595	4,930
나이	67.43	9.61	63.03	7.74	66.36	9.33
남성	0.80	0.40	0.94	0.23	0.84	0.36
고등학교 미만	0.46	0.50	0.45	0.50	0.54	0.50
고등학교 졸업	0.33	0.47	0.44	0.50	0.34	0.47
대학교 이상	0.21	0.41	0.10	0.30	0.12	0.33
가구원 수	2.40	1.13	2.92	1.11	2.46	1.13
특별시·광역시 거주	0.43	0.50	0.40	0.49	0.39	0.49
기초생활수급 여부	0.05	0.23	0.03	0.18	0.04	0.19
상용직	0.01	0.08	0.01	0.11	0.01	0.10
임시직 및 일용직	0.01	0.10	0.03	0.18	0.02	0.14
자영업	0.55	0.50	0.74	0.44	0.73	0.44
고용자 없는 자영업	0.48	0.50	0.74	0.44	0.70	0.46
무급가족	0.02	0.12	0.02	0.15	0.01	0.09

〈표 IV-4〉의 계속

(단위: 만원, 명, 시간, 개월)

구분	전체: 50세 이상 ³⁾		수급자 ³⁾		수급자격자 ³⁾	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
공공기관 종사	0.00	0.06	0.00	0.00	0.01	0.10
정부기관 종사	0.01	0.09	0.03	0.18	0.01	0.11
농업, 임업 및 어업	0.18	0.38	0.14	0.35	0.22	0.42
도매 및 소매업	0.09	0.28	0.05	0.21	0.09	0.29
협회 및 단체, 기타 개인서비스업	0.06	0.24	0.17	0.38	0.11	0.32
은퇴로 비경활	0.05	0.22	0.03	0.18	0.03	0.17
소득충분으로 비경활	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03
건강상의 이유로 비경활	0.04	0.20	0.05	0.21	0.06	0.24
노령연금 수급여부 ⁴⁾	0.42	0.49	0.45	0.50	0.31	0.46
노령연금 연간 수급개월 수 ⁴⁾	11.90	0.93	12.00	0.00	11.98	0.19
노령연금 연간 수금액 ⁴⁾	518.72	413.22	473.35	193.49	403.54	246.49
노령연금 조기수급 ⁴⁾	0.64	0.48	0.53	0.50	0.51	0.50
(주관적) 은퇴여부	0.41	0.49	0.13	0.34	0.28	0.45
관측치	11,702		88		1,522	

주: 1) 기초통계량은 2011~2021년 재정패널자료를 사용하고 가구소득 유무를 종속변수로 $Eligibility_{it}$ 변수를 설명변수로 한 회귀분석에 사용된 표본을 중심으로 작성되었음

2) 전체 샘플은 2013년 기준 50세 이상 가구주, 수급자는 근로장려금 실제수급가구의 가구주를, 수급 자격자는 구축된 외생적 수급자격($Eligibility_{it}$)이 있는 가구의 가구주를 의미함

3) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 제시된 통계치는 변수를 설명변수로 한 회귀분석에 사용된 표본을 중심으로 '가중치를 사용하여' 계산되었음. 시간 및 소득이 양(+)의 값을 갖는 경우로 한정하였을 때의 평균을 제시하였음

4) 2021년(수급연도 기준 2020년)을 기준으로 작성되었으며, 연간 수급개월 수와 수금액은 각 변수값이 존재하는 경우의 평균값을 제시하였음

자료: 저자 작성

다. 식별전략

근로장려세제의 효과를 분석하기 위하여 제도의 외생적인 수급자격인 $Eligibility_{it-1}$ 변수를 사용한 다음의 고정효과 모형을 사용하였다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta Eligibility_{it-1} + \gamma X_{it} + \delta_i + \sum_{k=2012}^{2019} \rho_k D_k + \varepsilon_{it} \quad \text{식 (3)}$$

종속변수인 Y_{it} 는 t 연도에 가구주 i 의 근로여부(주중 총근로시간 유무, 총소득액 유무)를 나타내는 이항변수와 가구주의 주중 총근로시간, 총소득액, ‘총급여액 등’의 연속변수를 사용하였다. 근로시간 및 총소득액의 유무를 통해서 근로여부를 살펴보고, 주중평균근로시간, 총소득액, ‘총급여액 등’의 변화를 통해서 근로 정도 및 소득의 변화를 살펴보고자 한다.

소득변수의 정의를 살펴보면, 총소득액은 근로소득과 사업소득(매출액)의 합을 의미하며, ‘총급여액 등’은 동일하게 근로소득과 사업소득(총수입금액)의 합을 의미하나 사업소득(총수입금액)에 업종별 조정률을 적용한 것이다. ‘총급여액 등’은 근로장려금 수급액 산정 시 사용되는 근로소득, 사업소득, 종교인소득의 합을 나타내는 용어이다. 사업소득의 경우 총수입금액에 20~90%³²⁾의 업종별 조정률을 적용한 값을 의미하는데, 이는 총수입금액에서 사업경비를 제하고 근로행위로 인한 소득을 고려해 보고자 하는 의도로 보인다. 본고에서는 ‘총급여액 등’을 종교인소득을 제한 근로소득과 업종별 조정률을 적용한 사업소득의 합으로 정의하고 있다. 한 가지 주의할 점은 재정패널에서 제공하고 있는 산업군 정보가 근로장려금 산정 시 사용하고 있는 업종구분과 모두 일치하지는 않기 때문에 분류상 오류가 발생할 수 있다는 점이다. 그렇기 때문에, 업종별 조정률을 적용하지 않은 총소득액(근로소득+매출액) 변수와 총급여액 등(근로소득+매출액×업종별 조정률) 변수를 함께 살펴보는 것이 의미가 있을 것으로 보인다. 더불어 제4절에서 좀 더 정확한 ‘총급여액 등’ 정보를 제공하고 있는 국세청 데이터를 사용한 분석을 추가하여 소득증가분을 보다 명확하게 추정해 보고자 하였다.

본 연구의 주된 분석 대상은 50세 이상 가구주이지만, 근로장려금이 가구소득에 기반하여 가구단위로 지급되기 때문에 가구단위의 경제활동에도 변화를 줄 수 있다. 이를 살펴보기 위하여, 제2절 ‘나’ 항에 제시된 가구유형별 이질성분석에서는 가구주의 근로시간 및 총소득액에 더하여 배우자의 근로시간 및 총소득액을 함께 고려한 가구 근로시간 및 총소득액 변수를 함께

32) 국세청, 「근로·자녀장려금 신청자격」, <https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2452&cntntsid=7783>, 검색일자: 2023. 11. 11.

살펴보았다.

식 (3)에서의 주된 설명변수인 $Eligibility_{it-1}$ 은 가구주 i 가 속한 가구가 $t-1$ 연도에 근로장려금 수급자격이 있는 경우에 1이 되는 이항변수로 외생적 요건만을 고려하여 생성된 변수이다. 다만, 행태 변화가 근로장려금을 수급한 당해연도가 아니라 시차를 두고 발생할 것을 고려하여 t 기의 수급자격이 아닌, $t-1$ 기의 수급자격을 사용하여 분석을 진행하였다.³³⁾ 즉, 작년($t-1$)의 근로장려금수급이 올해(t) 근로 및 소득에 미치는 효과를 분석하였는데, 이는 식 (3)의 β 에 대한 추정치를 살펴봄으로써 판단할 수 있다.

추가적으로 노동공급에 영향을 미치면서 동시에 수급자격과도 연관성이 있을 수 있는 비근로소득, 특별시 및 광역시 거주 여부, 나이, 자산액, 가구원 수의 가구주 및 가구 특성을 통제하였다. 비근로소득에는 고령자의 경제활동에 영향을 미칠 수 있는 타 가구로부터의 이전소득, 사회보험 소득, 개인보험 소득이 포함되어 있다. 또한, 정부지원현금소득도 포함하고 있어 같은 분석기간 동안 다양한 소득지원제도가 확대됨에 따른 효과를 제한적으로나마 통제하고 있다. 마지막으로, 개인고정효과(δ_i)를 통해 관측되지 않는 불변한 개인특성을, 시간효과(D_k)를 통해 경기변동·노동시장 변화·최저임금의 변화 등을 통제하고자 하였다. 결과를 제시할 때에는 개인고정효과모형을 사용한 결과뿐 아니라 임의효과모형을 사용한 결과를 함께 제시하였는데 이는 시차에 따른 변동분(time series variation)과 더불어 개인 간 변동분(cross sectional variation)을 함께 고려할 경우 결과에 변화가 있는지를 살펴보기 위함이다.

근로장려금 효과분석을 위한 또 다른 접근방식은 실제 근로장려금 수급여부를 나타내는 이항변수($DEITC_{it-1}$)를 설명변수로 사용하는 것이나, 이러한 경우 노동공급을 변화시켜 근로장려금 수급을 하게 되는 경우 그 효과가 계수에 반영되어 추정치에 편의가 생길 수 있다. 또한, 「재정패널」에서 제공하

33) 근로장려금의 정기신청은 5월에 이루어지며(하반기 반기신청은 3월), 통상적으로 9월경에 지급된다(정산지급은 6월). 따라서, 근로장려금으로 인한 유인효과가 당해연도에 나타난다면 9~12월에 나타나야 하는데 행태변화를 나타내기에 다소 부족한 시간이라고 판단하였다.

고 있는 수혜여부변수의 경우 응답률이 높지 않는데, 응답누락이 임의적으로 일어나지 않고 구조적으로 일어나고 있다면 수급여부변수($DEITC_{i-1t}$)를 사용한 추정치는 또 다른 편의문제를 발생시킬 수 있다. 외생적 수급요건의 변화를 반영하는 변수($Eligibility_{it-1}$)를 생성하여 고정효과모형을 사용한 분석을 시도하는 것은 이러한 한계점을 극복하는 데 도움이 될 것으로 보인다. 수급여부변수($DEITC_{i-1t}$)의 사용으로 인한 편의발생 여부를 살펴보고자 제2절 회귀분석에서는 수급여부변수($DEITC_{i-1t}$) 사용 시의 회귀분석 결과를 함께 제시하였다.

하지만, 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 회귀분석에도 단점이 있다. 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 회귀분석은 편의를 줄여준다는 장점이 있는 반면, 수급가능 여부와 실제수급 여부와의 관련성이 떨어진다면 분석의 신뢰성 또한 낮아질 수 있다. 즉, 의도된 처치효과(Intention to Treat, ITT)를 추정하고 있기 때문에, 실제로 수혜를 받지 않은 사람이 받은 사람으로 혹은 수혜를 받은 사람이 받지 않은 사람으로 빈번하게 분류되는 경우에는 분석의 정확도가 떨어질 수 있다. 이러한 문제점의 발생 가능성을 추정하기 위하여 제1절의 '가'항에서는 두 변수 간의 연관성을 검정하였는데, 그 결과 수급가능변수와 수급변수 간에 유의한 양(+)의 상관관계가 있으나 계수가 크지 않아 수급가능변수를 이용한 추정치를 해석할 경우에 주의가 필요함을 확인하였다. 또한, 제2절 강건성분석의 '다'항에서 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 수급여부변수($DEITC_{i-1t}$)에 대한 도구변수로 사용하여 의도된 처치효과(Intention to Treat, ITT)를 국소평균처치효과(Local Average Treatment Effect, LATE)로 전환한 후 추정치에 변화가 있는지 살펴봄으로써 추정치의 강건성을 확인해 보고자 한다.

2. 회귀분석

가. 분석 결과

수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 본 회귀분석에 앞서 수급여부

($DEITC_{it-1}$)를 사용하여 회귀분석을 실시하였다. 즉, 식 (3)에서 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 대신하여 수급여부변수($DEITC_{it-1}$)를 사용하고, 근로참여를 나타내는 이항변수와 근로 정도 및 소득효과를 나타내는 연속변수를 사용하여 분석을 진행하였다. 이는 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 회귀분석 결과와 비교해 봄으로써 수급여부변수($DEITC_{it-1}$) 사용 시 편익의 발생의 방향 및 정도를 살펴보고자 함이다.

〈표 IV-5〉의 Panel A와 Panel B는 각각 고정효과 및 임의효과를 사용한 경우의 회귀분석 결과를 보여준다. 분석 결과 수급여부변수($DEITC_{it-1}$)를 사용하는 경우 근로참여, 근로정도 및 소득 측면에서 유의미한 효과를 발견하기 어려웠다. Panel A의 고정효과모형 사용 결과를 살펴보면, 유의미하지는 않았지만 가구주 근로여부, 총소득액, 총급여액 등 변수에서 음(-)의 효과가 발견되었다. 반면, Panel B의 임의효과모형을 사용했을 경우 소득변수(총소득액, 총급여액 등)를 제외한 근로 및 소득 변수가 모두 양(+)의 방향으로 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 유의미한 효과가 나타나지 않는 이유는 실제 근로장려금의 효과가 부재하기 때문일 수도 있지만 수급여부변수를 사용함에 따른 편익으로 인하여 정확한 추정이 되지 않았을 가능성도 존재한다. 이를 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 다음의 회귀분석 결과와 비교해봄으로써 편익 여부를 확인해 보고자 한다.

〈표 IV-5〉 근로장려금 수급여부가 가구주 근로 및 소득에 미치는 효과분석

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A 고정효과 모형					
작년 수급여부 ($DEITC_{it-1}$)	-0,0209 (0,0296)	0,0056 (0,0335)	0,2291 (2,1477)	-96,60 (297,34)	-107,63 (185,68)
R-squared	0,0437	0,0389	0,0934	0,0106	0,0110
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	10,402	10,406	10,402	10,406	10,406

〈표 IV-5〉의 계속

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel B. 임의효과모형					
작년 수급여부 ($DEITC_{it-1}$)	0.0171 (0.0282)	0.0477 (0.0354)	0.4690 (1.6538)	-225.80 (293.52)	-105.91 (155.80)
개인 관측 수	1,835	1,835	1,833	1,835	1,835
전체 관측 수	13,415	13,415	13,415	13,415	13,415

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시가주, 나이, 나이(제급), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

수급여부변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용하는 데에서 오는 편의를 제거한 효과를 살펴보고자 식 (3)에 제시되어 있는 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 본 회귀식을 실시한 결과는 〈표 IV-6〉에 나타나 있다. Panel A는 고정효과모형을 사용한 결과를 보여주는데, 분석 결과 총소득액과 총급여액 등 측면에서의 긍정적인 효과를 발견할 수 있었다. 즉, 총소득액이 764만원(칼럼 (4) 참고), 총급여액 등이 333만원(칼럼 (5) 참고)가량 유의미하게 증가함을 확인할 수 있었다. 이를 표본의 가구주 총소득액 평균인 7,781만원과 가구주 총급여액 등의 평균인 3,277만원과 비교하여 계산하면, 각각 평균 대비 10%의 변화라고 볼 수 있다.

총소득액의 변화가 다소 크게 나타났는데 이는 사업소득에 대한 지표로 순소득이 아닌 변동 폭이 큰 매출액을 사용하였기 때문으로 보인다. 따라서 총소득액의 증가분 모두를 소득의 증가분으로 해석하는 것은 무리가 있으나, 양(+)의 방향으로 유의미한 증가가 나타났다는 점은 주목할 만하다. 총급여액 등에 대한 효과는 상대적으로 작게 나타났으나, 평균 대비 증가가

10%로 비슷하다는 점에서 여전히 그 크기가 작지 않았다. 따라서, 본 회귀 분석에서 총소득액 및 총급여액 등과 관련된 결과는 소득의 유의미한 변화 여부 및 방향을 확인하는 방식으로 해석하고, 소득증가의 정확한 크기는 제 4절의 국제청 미시자료를 사용한 분석을 통해 보완적으로 논의하고자 한다.

〈표 IV-6〉 근로장려금 수급자격이 가구주 근로 및 소득에 미치는 효과분석

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 고정효과모형					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045
Panel B. 임의효과모형					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0070 (0.0128)	0.0089 (0.0134)	-0.6890 (0.6049)	778.82** (342.01)	267.69** (133.92)
개인 관측 수	1,835	1,835	1,833	1,835	1,835
전체 관측 수	11,702	11,702	11,702	11,702	11,702

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였다. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

반면, 근로여부를 나타내는 변수들(근로여부, 총소득 유무)에서는 유의미한 변화를 찾아볼 수가 없어 장려금 수급가능여부가 외생적 노동공급효과를 가져왔다는 증거를 찾을 수 없었다. 또한, 근로 정도를 나타내는 가구주 근

로시간에도 유의미한 변화를 찾을 수 없어 가구주의 총소득액 및 총급여액 등의 변화가 사업소득의 변동에서 기인했을 가능성이 있어 보인다. 이는 추후 근로자 및 사업자의 이질성분석을 살펴봄으로써 더 자세히 확인해 보고자 한다.

더불어서, 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용하는 경우 고정효과 모형을 사용한 분석의 결과는 임의효과모형의 결과와 다소 유사하다는 점을 확인할 수 있다. Panel B의 임의효과모형의 결과에서도 고정효과모형에서와 비슷하게 가구주 총소득액과 총급여액 등에서의 긍정적인 효과가 발견됨을 확인할 수 있었으며, 증가 폭도 779만원, 268만원으로 유사하였다.

나. 이질성분석

앞서 살펴본 회귀분석에서는 가구주의 외연적 노동공급의 변화나 노동시간의 변화를 살펴볼 수는 없었으나, 가구주의 총소득액과 총급여액 등이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 본 항에서는 다양한 이질성분석을 통하여 앞서 분석의 결과가 어떠한 부표본에서 집중적으로 나타나는지를 살펴보고 이를 통해 효과가 나타난 경로를 예측해 보고자 한다. 생애주기에 따라 경제활동참여태도가 달라질 수 있음을 고려한 연령별(50~59세, 60세 이상) 및 은퇴여부 부표본 분석에 더하여 소득유형별(근로, 사업 소득자), 구간별(점중, 평탄, 점감 구간), 가구유형별(단독, 홑벌이, 맞벌이 가구; 유배우자, 무배우자 가구) 이질성분석을 시행하였다.

먼저, 50세 이상의 표본을 50~59세(2016년 기준), 60세 이상(2013년 기준)으로 나눈 연령별 이질성분석을 실시하였는데, 이는 은퇴결정을 앞둔 50~59세와 이미 은퇴결정을 완료했을 가능성이 높은 60세 이상의 경우 같은 근로유인에도 반응이 다를 수 있어 이를 고려하고자 함이다. 실제로 50~59세 가구주 표본의 경우 근로에 참여하는 비율이 87%로 60세 이상 가구주의 표본(41%)에 비하여 높았고, 은퇴한 비율은 1%로 60세 이상 가구주의 6%보다 낮게 나타났다. 교육수준 또한 대학교 이상의 학력을 가진 비율이 41%로 60세 이상의 14%보다 높아 노동시장에서의 생산성 또한 조금 더 높았다. 따라서

상대적으로 활발하게 경제활동을 하는 50~59세 표본이 근로유인에 대한 반응이 좀 더 클 가능성이 있다. 반면, 본 표본에 포함된 50세 이상 가구주의 경우 자영업자 비율이 높아 실제 노동공급의 변화를 동반하지 않은 소득 및 소득 보고액의 변화 또한 가능할 수 있고 이는 두 부표본 모두에서의 소득 변화로 관찰될 것이다.

이를 살펴보기 위하여 연령별 부표본을 나누어 분석한 결과는 <표 IV-7>과 같다. 분석 결과 두 부표본 모두에서 유의미한 긍정적 효과를 발견할 수 없었다. 다만, 낮은 통계적 유의성을 가지고 있었지만(80% 이하) 60세 이상 표본에서 총소득액과 총급여액이 증가하는 것을 볼 수 있었는데 그 증가액이 각각 588만원과 195만원으로 나타났으며 전체 표본에 비하여는 다소 작게 나타났다. 반면, 50~59세 표본의 경우 총급여액의 변화는 유의성이 조금 더 떨어지고 증가액도 더 적게 나타나 총소득액과 총급여액의 증가가 각각 130만원, 188만원으로 나타났다. 따라서 전체 표본에서 발견된 소득의 증가는 상대적으로 60세 이상 표본에서 크게 나타났을 가능성이 있어 보인다.

또 한 가지 주목할 점은 50~59세 표본의 경우 총소득액과 총급여액의 증가가 비슷하게 나타났다는 점이다. 이는, 근로소득 혹은 근로소득자의 비중이 높거나 적용되는 업종별 조정률이 높으면 발생할 수 있는데, 50~59세 표본 또한 소득자의 대부분이 사업소득자이기 때문에, 후자의 가능성이 높아 보인다. 실제로, 50~59세 표본은 대체로 '도매업 및 소매업'이나 '수리 및 기타 개인서비스업'에 종사하는 경우가 많았는데, 적용되는 업종별 조정률은 각각 20%, 70%이다. 반면, 60세 이상 표본은 농·임업 및 어업에 종사하는 경우가 많았는데 적용되는 조정률은 25%이다.

〈표 IV-7〉 연령별 이질성분석 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간)	총소득 유무	주중 근로시간	총소득액 ¹⁾	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045
Panel B. 50~59세					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0124 (0.0140)	-0.0158 (0.0224)	-0.0713 (1.1299)	129.95 (454.47)	188.08 (248.54)
R-squared	0.0322	0.0364	0.1001	0.0310	0.0452
개인 관측 수	323	323	323	323	323
전체 관측 수	2,085	2,085	2,085	2,085	2,085
Panel C. 60세 이상					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0193 (0.0243)	0.0032 (0.0239)	-1.3816 (1.0955)	588.17 (469.66)	194.50 (147.85)
R-squared	0.0453	0.0408	0.1139	0.0150	0.0206
개인 관측 수	833	833	833	833	833
전체 관측 수	5,968	5,968	5,968	5,968	5,964

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였으며, 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제공근) 특별광역시기주, 나이, 나이(제공), 자산(네제공), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

연령별 이질성분석에 더하여, 주된 일자리로부터의 은퇴여부가 장려금수급 여부의 노동공급 및 소득에 영향을 주는지를 살펴보았다. 재정패널에서

는 9차 연도(2016년) 자료부터 현재 은퇴상태를 묻는 항목을 추가하여 조사하고 있다. 설문에서 ‘은퇴’는 ‘근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는 경우’로 정의하고 있다. 이 변수를 사용하여 표본의 마지막 연도인 2021년을 기준으로 은퇴를 경험한 가구주와 그렇지 않은 가구주로 표본을 나누어 이질성분석을 실시하였다. 은퇴를 경험하지 않은 경우 주로 주된 일자리에서 노동공급을 증가시키게 될 것으로 예상되는데 근로시간의 조정가능 여부에 따라서 효과성이 결정될 것으로 보인다. 반면, 은퇴를 경험한 표본은 2011~2021년의 어떤 시점에서 은퇴를 경험한 경우로 근로장려금을 수급하였음에도 은퇴로 노동공급을 증가시키지 못하여 상대적으로 정책효과가 나타나기 어려울 수 있다. 또한, 은퇴 이후 단기에 새로운 일자리를 찾는 것이 얼마나 용이했는지에 따라서 근로유인효과에 대한 반응이 나타날지 결정될 것으로 보인다.

부표본 분석 결과 전체 가구에서 발견된 가구 및 가구주 총급여액의 증가는 주로 은퇴하지 않은 사람들 사이에서 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 표본 수의 감소로 유의성은 떨어졌으나 은퇴하지 않은 가구주 표본(〈표 IV-8〉의 Panel B 참조)의 경우 가구주 총소득액은 945만원, 총급여액 등은 397만원으로 나타나 전체 표본의 증가분보다 크게 나타났다. 반면, 2021년 안에 은퇴를 경험한 가구주(Panel C)의 경우 총급여액 증가 폭이 크게 떨어지는 것을 볼 수 있었다.

〈표 IV-8〉 은퇴여부 이질성분석 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{t-1}</i>)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045

〈표 IV-8〉의 계속

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel B. 은퇴하지 않은 가구주(2021년 기준)					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0,0055 (0,0141)	0,0235 (0,0187)	-0,1559 (1,0913)	944,77 (642,55)	397,30 (260,43)
R-squared	0,0145	0,0099	0,0106	0,0147	0,0500
개인 관측 수	687	687	687	687	687
전체 관측 수	5,127	5,127	5,127	5,127	5,127
Panel C. 은퇴 경험한 가구주(2021년 기준)					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0,0598 (0,0389)	-0,0404 (0,0376)	-1,5201 (1,4988)	140,94 (219,02)	124,36 (122,40)
R-squared	0,0793	0,0564	0,1292	0,1027	0,1434
개인 관측 수	570	570	570	570	570
전체 관측 수	3,546	3,546	3,546	3,546	3,542

- 주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임
 2. 통제변인으로는 비근로임금(비제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제곱근), 가구원 수가 있음
 3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음
 4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

세 번째로, 소득유형별 부표본을 구성한 이질성분석의 결과는 〈표 IV-9〉에 제시되어 있다. 사용된 고령자 표본의 경우 자영업자의 비율이 높고 자영업자는 소득조정이 좀 더 용이한 측면이 있어 가구주 소득효과가 자영업자 표본에 집중하여 나타났을 가능성이 있다. 먼저, Panel C에 제시된 사업소득자 부표본의 경우 표본의 수가 줄어들어 따라 통계적 유의성은 다소 떨어지나 가구주 총소득액 및 총급여액 등이 모두 증가하는 것이 관찰되었다. 반면, Panel B에 제시된 근로소득자의 경우 총소득액 및 총급여액 등의 증가가 4만원으로 전체 가구를 살펴보았을 때에 비하여 작아지고 통계적 유의성

또한 사라지는 것을 볼 수 있었다. 따라서 두 소득 유형 중에서 사업소득자에게서 주된 소득증가가 나타났을 것으로 보인다.

네 번째로는 근로장려금의 점증, 평탄, 점감 구간이 상이한 유인구조를 가지고 있다는 점을 고려하여 구간별 상이한 효과가 나타나는지를 살펴보았다. 이론적으로는 근로장려금의 세 가지 구간 중 점증구간을 제외한 평탄 및 점감 구간에서는 노동시간 측면에서 부정적인 효과가 나타나는데 이러한 부정적인 효과가 상대적으로 크게 나타난다면 점증구간에서의 긍정적인 효과와 혼재되어 전체적으로는 정책효과가 나타나지 않을 가능성이 있다. 이러한 가능성을 두고 구간별로도 표본을 나누어 실질적 효과가 나타나는지를 살펴보았다. 분석 결과는 <표 IV-10>과 같은데, 먼저 표본의 분포를 살펴보면 대부분이 점증구간에 위치해 있으며 그다음으로는 점감구간에 위치해 있음을 알 수 있다. 반면, 평탄구간에는 가장 적은 수의 표본이 분포하고 있었다.

표본이 가장 많이 분포해 있으면서 근로유인의 효과가 클 것으로 예상되는 점증구간에서는 이론적 예측과는 다르게 가구주의 근로시간 여부(-0.07)와 주중근로시간(-2.5)이 모두 유의하게 감소하는 것으로 나타났다(<표 IV-10> Panel B). 반면, 총소득액이나 총급여액 등에는 유의한 변화가 나타나지 않아, 근로 유무 및 근로시간의 변동이 (사업)소득의 변동으로 이어지는 않은 것으로 보인다. 또한 점증구간에 속한 가구주의 대부분(57%)은 홑벌이가구 유형에 해당하는 것을 발견할 수 있었는데, 구간효과보다는 가구 유형의 효과가 좀 더 강하게 나타난 것으로 보인다. 실제로 뒤이은 가구유형별 분석에서 홑벌이가구의 경우(<표 IV-11>의 Panel C)에 유사하게 유의미한 가구주 근로시간의 감소가 발견되었다. 반면, 평탄구간과 점감구간에서는 뚜렷한 노동공급유인 혹은 소득효과가 발견되지 않았다.

〈표 IV-9〉 소득 유형별 이질성분석 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0,0094 (0,0172)	0,0073 (0,0180)	-0,3181 (0,8910)	763,77* (455,19)	333,24* (183,52)
R-squared	0,0396	0,0356	0,1040	0,0132	0,0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045
Panel B. 근로소득자					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0,0071 (0,0233)	-0,0001 (0,0140)	0,4385 (0,8201)	3,57 (2,7194)	3,57 (2,7194)
R-squared	0,0629	0,1396	0,0514	0,1803	0,1803
개인 관측 수	839	839	839	839	839
전체 관측 수	3,706	3,706	3,706	3,706	3,706
Panel C. 사업소득자					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0,0098 (0,0062)	0,0141 (0,0110)	-0,4828 (0,7677)	378,41 (395,44)	188,36 (167,85)
R-squared	0,0154	0,0152	0,1131	0,0183	0,0238
개인 관측 수	761	761	761	761	761
전체 관측 수	5,339	5,339	5,335	5,339	5,339

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제금) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제금), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

〈표 IV-10〉 구간별 이질성분석 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045
Panel B. 점중구간					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0668** (0.0291)	-0.0450 (0.0283)	-2.4667** (1.1716)	-2.4343 (49.2017)	-12.4360 (11.5336)
R-squared	0.0409	0.0260	0.0712	0.0064	0.0522
개인 관측 수	1,020	1,020	1,020	1,020	1,020
전체 관측 수	4,128	4,128	4,124	4,128	4,128
Panel C. 평탄구간					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0.0610 (0.0466)	0.0352 (0.0316)	-1.6962 (3.7145)	134.0496 (160.3656)	30.7075 (44.8064)
R-squared	0.1658	0.1442	0.2206	0.2285	0.2045
개인 관측 수	211	211	211	211	211
전체 관측 수	356	356	356	356	356
Panel D. 점감구간					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0.0522 (0.0386)	-0.0057 (0.0370)	3.5947 (2.4315)	-185.7413 (175.7300)	37.1870 (56.2288)
R-squared	0.0753	0.0529	0.0943	0.2502	0.3006
개인 관측 수	617	617	617	617	617
전체 관측 수	1,411	1,411	1,409	1,411	1,411

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

마지막으로, 가구 유형별 분석을 실시하였다. ‘가’항의 본 회귀분석에서는 가구의 근로 및 소득 변수만을 고려하고 있는데 근로장려금이 가구소득을 기반으로 산정되며 가구단위로 제공되기 때문에 가구단위의 노동공급 및 소득에도 변화를 가져올 가능성이 있어 가구단위 변수를 추가로 살펴보았다. 또한 가구단위 노동공급 변화의 주체가 누구인지 가구유형에 따라 다르게 나타나는지를 추가적으로 살펴보려고 한다. 가구유형의 구분은 단독, 홑벌이, 맞벌이 가구(표 IV-11)와 유배우자, 무배우자 가구(표 IV-12)의 두 가지로 나누어서 살펴보았다.

〈표 IV-11〉은 가구유형을 단독, 홑벌이, 맞벌이 가구로 나누고 이질성분석을 실시한 결과를 보여주는데, 가구의 총소득과 총급여액 등의 변화는 단독가구와 맞벌이가구에서 양(+)의 방향으로 변하는 것을 확인할 수 있었으나, 통계적으로 유의하지는 않았다. 전체 표본에서의 결과와 비교하여 보면 단독가구의 경우 총소득액과 총급여액의 증가는 560만원, 241만원으로 작게 나타났다. 반면, 맞벌이가구 가구주 총소득액의 변화는 1,582만원, 총급여액 등의 변화는 567만원으로 전체 표본에 비하여 증가의 폭이 더 크다는 것을 발견할 수 있어, 근로유인의 효과가 소득원을 좀 더 유연하게 조정할 수 있는 맞벌이가구에서 나타났을 가능성을 확인할 수 있었다. 반면, 표본의 가장 다수를 이루고 있는 홑벌이가구의 경우 가구주(2.5시간)의 근로시간이 유의미하게 줄어들고, 유의하지는 않았지만 총소득 및 총급여액 등 또한 감소하는 것으로 나타났다.

〈표 IV-11〉 가구 유형별 이질성분석 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136

〈표 IV-11〉의 계속

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045

Panel B. 단독가구

작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0163 (0.0384)	-0.0279 (0.0362)	1.7749 (1.8553)	559,2263 (594,0798)	240,7267 (211.0885)
R-squared	0.0704	0.0622	0.1249	0.0815	0.0800
개인 관측 수	366	366	366	366	366
전체 관측 수	1,893	1,893	1,893	1,893	1,892

Panel C. 홑벌이가구

작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0319 (0.0222)	-0.0140 (0.0217)	-2.5391** (1.1658)	-323.7153 (257.2509)	-113.8101 (118.1641)
R-squared	0.0430	0.0299	0.0442	0.0291	0.0143
개인 관측 수	858	858	858	858	858
전체 관측 수	5,162	5,162	5,162	5,162	5,162

Panel D. 맞벌이가구

작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0.0300 (0.0197)	0.0550** (0.0233)	-0.5664 (1.3292)	1,582.2468 (1,222.4864)	567.0297 (475.3012)
R-squared	0.0497	0.0662	0.0981	0.0221	0.0381
개인 관측 수	435	435	435	435	435
전체 관측 수	1,990	1,990	1,990	1,990	1,990

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형에 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

자료: 저자 작성

단독·홑벌이·맞벌이의 가구유형별 분석은 가구유형별로 상이한 근로장려금의 유인효과를 살펴볼 수 있다는 장점이 있으나 동시에 근로장려금이

가구 유형에 영향을 줄 수 있고 그에 따라 부표본 간 관측치의 이동이 빈번하다면 추정치가 부정확해질 수 있다는 단점이 있다. 이를 보완하고자 추가적으로 유배우자·무배우자 가구로 나누어 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 IV-12>에 나타나 있다. 유배우자, 무배우자 가구 이질성분석에서는 가구주뿐만 아니라 가구단위의 노동공급과 소득의 변화를 함께 살펴보았다. 분석 결과 가구 총소득의 증가(칼럼 (8))가 유의미하지는 않았으나 유배우자 가구(800만원)보다는 무배우자가구(926만원)에서 더 크게 나타났다.

유배우자가구의 경우 가구 소득(칼럼 (8))의 증가가 가구주 소득(칼럼 (4))의 증가보다 약 2.7배가량 크게 나타나, 소득증가의 상당 부분이 배우자 소득의 증가에서 기인했을 가능성을 살펴볼 수 있었다. 반면, 주중근로시간의 경우 가구주의 근로시간(칼럼 (3))은 2시간가량 감소한 반면, 가구의 근로시간(칼럼 (7))은 4시간가량 감소한 것으로 나타나, 배우자의 근로시간 또한 감소하였음을 확인할 수 있었다. 근로시간이 감소하였음에도 가구총소득이 증가하였다는 점에 비추어, 소득증가는 근로의 증가를 동반하지 않은 사업 소득(매출액)의 증가에서 기인하였을 것으로 추측해볼 수 있다.

<표 IV-12> 가구 유형별 이질성 분석결과: 배우자 유무

종속변수	가구주				가구			
	근로여부 (주중 근로 시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로 시간 (3)	총소득액 (4)	근로여부 (주중 근로 시간) (5)	총소득 유무 (6)	주중 근로 시간 (7)	총소득액 (8)
Panel A. 전체 가구								
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.018)	-0.318 (0.891)	763.77* (455.19)	-0.0174 (0.0168)	-0.001 (0.017)	-1.292 (1.221)	1,170.2* (660.65)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0342	0.0252	0.0727	0.0111
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045

〈표 IV-12〉의 계속

종속변수	가구주				가구			
	근로여부 (주중 근로 시간)	총소득 유무	주중 근로 시간	총소득액	근로여부 (주중 근로 시간)	총소득 유무	주중 근로 시간	총소득액
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)

Panel B. 무배우자 가구

작년 수급자격여부 ($Eligibility_{t-1}$)	-0.0074 (0.0380)	-0.0278 (0.035)	2.4908 (1.902)	926.31 (815.26)	-0.0074 (0.0380)	-0.0278 (0.035)	2.4908 (1.902)	926.31 (815.26)
R-squared	0.0691	0.0602	0.1137	0.0751	0.0691	0.0602	0.1137	0.0751
개인 관측 수	380	380	380	380	380	380	380	380
전체 관측 수	2,005	2,005	2,004	2,005	2,005	2,005	2,004	2,005

Panel C. 유배우자 가구

작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0120 (0.0162)	0.0064 (0.018)	-1.79** (0.8960)	294.61 (399.87)	-0.0137 (0.0155)	0.0086 (0.016)	-3.54** (1.57)	794.94 (723.23)
R-squared	0.0385	0.0401	0.1101	0.0128	0.0293	0.0213	0.0699	0.0102
개인 관측 수	973	973	973	973	973	973	973	973
전체 관측 수	7,040	7,040	7,040	7,040	7,037	7,040	7,037	7,040

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(비제급) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제곱근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. 총소득은 근로소득과 사업소득의 합을 의미함

5. 재정패널에서 제공되는 사업내용정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업 소득에 적용하여 계산된 총소득을 의미함

6. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

자료: 저자 작성

지금까지의 이질성분석을 종합하여 보면, 전체 표본에서 발견된 것과 대비되는 결과를 발견할 수는 없었으나, 부표본별로 가구주의 총소득액과 총급여액 등의 증가가 상대적으로 크게 나타나는 그룹이 존재함을 확인할 수 있었다. 즉, 60세 이상, 은퇴하지 않은 가구주, 사업소득이 있는 가구주, 무

배우자가구 혹은 유배우자가구 중에서는 맞벌이가구의 가구주 소득 증가가 다른 부표본에 비하여 상대적으로 크게 나타나는 것을 확인할 수 있었다.

또한, 점증구간에 위치한 가구, 유배우자가구, 홑벌이가구 부표본에서는 총소득액과 총급여액 등의 감소를 동반하지 않는 노동시간의 감소를 관찰할 수 있는데, 이는 소득변수의 증가가 노동시간의 변화보다는 매출액의 변화에 따른 효과일 가능성을 보여준다.

다. 강건성분석

‘가항 <표 IV-8>에 제시된 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 분석 결과는 의도된 처치효과(Intention to Treat, ITT)로 해석할 수 있다. 즉, 수급가능하나 실제로 수급을 하지 않거나 수급 가능하지 않으나 실제로는 수급하는 경우 추정치의 정확도가 떨어질 수 있다. 이러한 점을 보완하기 위하여 첫 번째 강건성분석에서는 수급가능여부($Eligibility_{it-1}$)를 실제수급 여부($DEITC_{it-1}$)에 대한 도구변수(Instrumental Variable)로 사용하여 국소평균처치효과(Local Average Treatment Effect, LATE)를 추정하고자 한다.

도구변수를 사용한 분석은 직관적으로는 실제 수급한 사람들과 수급 불가능의 경우 실제로도 수급하지 않는 사람들, 즉 순응자(Complier)에 대해서만 그 효과를 추정한 결과로 생각할 수 있다. 이는, 앞의 수급가능변수($Eligibility_{it-1}$)를 사용한 <표 IV-8>에서의 결과치와 순응자(Complier)의 비율로 나타나는데, 본 분석에서와 같이 수급 가능하나 실제로 수급하지 않은 경우가 많다면 도구변수를 사용한 분석은 앞서 얻은 <표 IV-8>에서의 결과보다 크게 나타날 것이다.

<표 IV-13>은 도구변수법 추정 결과를 보여준다. 먼저, Panel A는 수급가능여부($Eligibility_{it-1}$)와 실제수급 여부($DEITC_{it-1}$)의 관계를 추정한 도구변수법 1단계 추정치를 제시하고 있는데, 이는 둘 간의 상관관계는 0.02 정도로 높지는 않으나 통계적으로 유의미함을 확인할 수 있었다. 이를 바탕으로 도구변수화된 수급여부($DEITC_{it}$)가 가구주의 노동공급 및 소득에 미치는 영향을 추정한 결과 앞선 <표 IV-8>의 결과와 유사하게 가구주 총소득 및 총

급여액 등이 증가하였으며, 총소득의 경우 통계적 유의성을 확보하는 것을 확인할 수 있었다. 더불어 총소득 유무 여부 또한 유의미하게 증가하여 외생적 근로유인효과 또한 발견되었다.

〈표 IV-13〉 도구변수법 추정 결과

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 ²⁾ 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 도구 변수법 1단계 추정치					
수급가능여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0,0158*** (0,005)	0,0158*** (0,005)	0,0158*** (0,005)	0,0158*** (0,005)	0,0158*** (0,005)
개인 관측 수	1,661	1,661	1,661	1,661	1,660
전체 관측 수	11,528	11,528	11,528	11,528	11,521
Panel B. 도구변수법 2단계 추정치					
작년수급여부 ($DEITC_{it-1}$)	0,4716 (0,4988)	1,6610* (0,8956)	-19,2135 (32,9092)	63,390,64* (37,010,31)	19,712,92 (12,101,77)
KP F-statistics ²⁾	10,2	10,2	10,2	10,2	10,2
개인 관측 수	1,291	1,291	1,291	1,291	1,291
전체 관측 수	8,328	8,328	8,320	8,328	8,328

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였으며, 표본은 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

2) Kleibergen-Paap rk Wald F statistic을 의미함

자료: 저자 작성

두 번째 강건성분석에서는 표본을 저소득가구로 한정하거나 〈표 IV-8〉에서 사용된 수급가능여부변수($Eligibility_{it-1}$)에 소득요건을 추가로 적용한 변수를 사용하여 분석하였다. 이는 본 분석에서 사용한 표본이 전 소득구간을 포함하고 있어 비수급자와 수급자 간의 차이가 크게 나타날 수 있고 이러한

차이가 노동공급 및 소득의 변화를 도출할 수 있어 그 가능성을 검토해 보고자 함이다. 이를 위해서 2011년 가구소득이 6,000만원 미만인 가구로 표본을 한정된 후 동일한 분석을 실시하였다. 이는 재정패널에 포함된 근로장려금 수급자와 비슷한 가구소득을 가진 표본으로 제한하고자 함인데, 근로장려금 수급자의 평균 가구총소득(배우자 및 가구주의 근로 및 사업 소득의 합)인 3,208만원에 표준편차인 2,505만원을 더한 5,813만원이라는 점을 참고하여 설정하였다. 새롭게 정의한 표본을 사용하여 분석을 진행한 결과 가구주 총소득의 증가분이 108만원, 총급여액 등 증가분은 55만원으로 줄어들었으며, 유의성은 가구주의 총급여액 증가분에서 나타났다. 회귀분석에 사용된 표본에서 가구주의 총소득액은 1,112만원, 총급여액 등은 921만원이다. 이를 고려하면 총소득액과 총급여액 등의 증가분은 평균 대비 각각 9.7%, 6%로 비슷하거나 조금 낮은 수준이었다.

두 번째로 사용한 방법은 수급가능여부변수($Eligibility_{it-1}$)에 소득요건을 추가적으로 적용한 변수를 사용하여 동일한 분석을 실시하는 것이다. 즉, 앞선 1절 '가' 항의 <표 IV-8>에서 사용된 변수를 사용하여 회귀분석을 실시하였다. 분석 결과 Panel C에서와 같이 수급가능여부에 소득요건 만족 여부를 적용하는 경우 가구 및 가구주 총급여액 증가가 줄어들고 유의성 또한 떨어지는 것을 볼 수 있었다. 더불어 오히려 가구주의 근로시간이 각각 2.5시간 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 소득요건을 추가로 고려한 수급가능여부($Eligibility_{it-1}$)변수를 사용하는 경우 기존 실제수급 여부($DIETC_{it-1}$)와의 연관성은 높아지나 외생성을 포기하게 되면서 편의를 교정하는 기능이 낮아짐에 따른 효과로도 해석할 수 있을 것이다. 즉, 실제수급 여부($DIETC_{it-1}$)를 사용하여 회귀분석을 하였던 <표 IV-5> 경우와 비슷하게 편의를 내포한 추정치를 제공하기 때문인 것으로 보인다.

〈표 IV-14〉 소득수준 및 소득요건 고려 강건성분석

종속변수	근로여부 (주중 근로시간) (1)	총소득 유무 (2)	주중 근로시간 (3)	총소득액 ¹⁾ (4)	총급여액 ²⁾ 등 ¹⁾ (조정률 적용) (5)
Panel A. 전체 가구					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0094 (0.0172)	0.0073 (0.0180)	-0.3181 (0.8910)	763.77* (455.19)	333.24* (183.52)
R-squared	0.0396	0.0356	0.1040	0.0132	0.0136
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,045
Panel B. 가구소득 6,000만원 미만					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0163 (0.0203)	0.0059 (0.0210)	-0.8084 (0.9262)	108.1571* (65.3295)	54.6488 (34.0394)
R-squared	0.0394	0.0361	0.0970	0.0400	0.0314
개인 관측 수	1,232	1,232	1,232	1,232	1,232
전체 관측 수	7,126	7,126	7,126	7,126	7,122
Panel C. 소득기준 적용 수급자격여부변수($Eligibility_{-1}$) 사용 시					
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	-0.0246 (0.0278)	-0.0014 (0.0328)	-2.5419* (1.4545)	7.2006 (235.0602)	32.9808 (78.3393)
R-squared	0.0398	0.0355	0.1047	0.0129	0.0132
개인 관측 수	1,317	1,317	1,317	1,317	1,317
전체 관측 수	9,045	9,045	9,045	9,045	9,041

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상 (1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시거주, 나이, 나이(제곱), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형의 경우 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 총소득액은 근로소득과 사업소득의 합을 의미하며, 총급여액 등은 재정패널에서 제공되는 사업내용 정보를 바탕으로 근로장려금 산정 시 적용되는 업종별 조정률을 사업소득에 적용하여 계산한 총소득을 의미함

2) Kleibergen-Paap rk Wald F statistic을 의미함

자료: 저자 작성

3. 은퇴에 미치는 효과분석

근로장려금이 고령자의 근로시간 및 소득에 영향을 미친다면, 이는 ‘은퇴’ 결정에도 영향을 끼칠 가능성이 있다. 즉, 은퇴 결정을 앞둔 고령자가 근로장려금으로 인해 근로시간이 늘어나고 이것이 소득의 증가로 이어진다면 은퇴를 유보할 가능성이 있는 것이다. 이번 제3절에서는 근로장려금이 준고령자 및 고령자의 은퇴결정에 미치는 효과를 분석해 보고자 한다.

은퇴에 대한 정의는 연구주제 및 연구자에 따라 상이하나 크게 객관적 기준에 따른 정의와 당사자의 주관적 평가에 의한 것으로 나누어볼 수 있다(석상훈·장선구, 2009). 객관적 정보를 사용하여 은퇴를 정의하는 방식의 예로는 법정연령기준이나 공적연금수급 여부를 이용하여 은퇴자를 판별하는 방식이 있다. 객관적 기준에 따른 은퇴의 정의는 판별이 용이하다는 장점이 있으나, 개인의 의지로 자유로이 조정할 수 없다는 점에서 한계가 존재한다. 즉, 법정연령은 법령에 의해서만 변동이 가능하여 변수로 사용할 수 없고, 국민연금 중 노령연금 수급 또한 수급개시연령 전후로 최대 5년까지만 조정 가능하다는 점에서 개인의 선택이 모두 반영되기 어렵다.³⁴⁾ 또 국민연금은 전 국민을 대상으로 시행된 것이 1999년³⁵⁾으로 비교적 최근이고 노령연금 수급을 위해서는 가입기간이 10년 이상 되어야 한다는 요건이 있다. 그렇기 때문에 본 분석에서 사용하고 있는 2011년 기준 50세 이상 표본 중 노령연금 수급자격을 획득한 사람들은 한정적일 가능성이 있어 분석 결과를 해석함에 있어서도 주의가 필요할 것이다.³⁶⁾ 노령연금(조기)수급개시연령 및 연도는 <표 IV-15>와 같다.

34) 국민연금공단, 「알기쉬운 국민연금 노령연금」, https://www.nps.or.kr/jsppage/cyber_pr/easy/easy_04_02.jsp, 검색일자: 2023. 11. 1.

35) 국민연금공단, 「국민연금 도입과 발전」, https://www.nps.or.kr/jsppage/info/easy/easy_01_02.jsp, 검색일자: 2023. 11. 1.

36) 1999년부터 실질적으로 전 국민이 국민연금가입을 하였다고 가정할 때, 본 분석에 사용된 2011년 50세 이상 표본의 경우 1999년에 38~47세(2011년 50~59세), 48~57세(2011년 60~69세), 58세 이상(70세 이상)이기 때문에 2011년 기준 50~69세 표본의 경우에는 분석기간이 시작되는 2011년까지 10년 이상의 가입기간이 확보되었다고 예상된다.

〈표 IV-15〉 노령연금 수급개시 연령 및 연도

적용시기	출생연도	수급개시연령		수급개시연도	
		노령연금	조기노령연금	노령연금	조기노령연금
~2012년	1951	만 60세	만 55세	2011	2006
	1952			2012	2007
2013~2017년	1953	만 61세	만 56세	2014	2009
	1954			2015	2010
	1955			2016	2011
	1956			2017	2012
2018~2022년	1957	만 62세	만 57세	2019	2014
	1958			2020	2015
	1959			2021	2016
	1960			2022	2017
2023~2027년	1961	만 63세	만 58세	2024	2019
	1962			2025	2020
	1963			2026	2021
	1964			2027	2022

자료: 국민연금공단, 「알기쉬운 국민연금-노령연금」, https://www.nps.or.kr/jspage/info/easy/easy_04_02.jsp,
 검색일자: 2023. 11. 12.; 조희평·고창수(2021), p. 34, 〈표 II-5〉를 참고하여 저자 작성

반면, 주관적 평가에 의한 정의는 은퇴에 대한 판단기준을 제시하고 그 기준에 따라서 본인의 은퇴여부를 스스로 판단하도록 하는 방식이다. 예로는 주된 일자리로부터 은퇴하였는지를 묻거나 본격적인 소득활동을 그만두고 있는지를 묻는 것이 있다. 재정패널에서는 9차 연도(2016년) 자료부터 현재 은퇴상태를 묻는 항목을 추가로 조사하고 있어 분석 대상자의 ‘주관적 평가에 의한 은퇴’ 정보를 얻을 수 있다. 재정패널에서는 ‘은퇴’를 근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는 경우로 정의하고 이를 묻고 있는데, 비교적 자발적인 의미의 개념으로 해석이 가능해 보인다. 주관적 평가에 의한 은퇴는 퇴직연령의 도래와 같은 비자발적인 외부환경에 의한 은퇴보다는 자발적으로 더 이상 노동시장에 참여하지 않는 상태로 정의하였기 때문에 근로장려금이 근로유인에 미치는 효

과를 분석함에 있어 조금 더 적합해 보인다. 더불어 표본의 대부분이 자영업자임을 고려할 때 은퇴시점을 비교적 유연하게 정할 수 있다는 점에서 근로장려금이 은퇴에 미치는 효과를 분석하는 데에 의미가 있을 것으로 보인다.

그러나 이 방법은 응답 대상자의 인식에 기반한 은퇴를 측정하기 때문에 일관성이 떨어질 수 있다는 단점이 있다. 가령, 2011년도에 은퇴를 하였고 응답한 이후 2012년도에 다시 경제활동에 참여하게 되면서 은퇴하지 않았다고 응답하는 경우도 존재할 수 있다. 따라서 본 연구에서 사용한 주관적 은퇴변수의 변화는 실제 근로 및 소득활동의 중단에 더하여 근로 및 소득활동 의지의 유무를 함께 포함하는 개념으로 해석하는 것이 적절할 것이다.

이러한 은퇴변수들의 장단점을 고려하여, 본 절에서의 분석은 객관적 및 주관적 지표를 모두 사용하였다. 객관적 지표로는 노령연금 수급여부 및 연중 수급개월 수, 노령연금 조기수급 여부를 사용하였다. 주관적 지표로는 앞서 소개한 재정패널 설문문에 포함된 ‘주관적 평가에 의한 은퇴’, 즉 근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는 경우로 정의하고 이를 사용하였다.

분석방법은 조기수급여부를 종속변수로 사용하는 경우를 제외하고는 앞서의 노동공급 및 소득효과의 분석을 위해 사용한 것과 동일하다. 즉, 근로장려금 수급자격여부가 노령연금수급여부 및 연중 수급 개월 수나 주관적 평가에 의한 은퇴여부에 미치는 효과를 아래 식 (4)와 같은 고정효과모형을 사용하여 분석하였다. 사용된 통제변인은 기존 분석에서 사용된 것과 같으며, 관심 계수인 β 에 대한 해석 또한 지난 기($t-1$ 기)에 근로장려금 수급자격이 이번 기(t 기)에 은퇴하였을 확률에 미치는 효과로 유사하다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta Eligibility_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \sum_{k=2012}^{2019} \rho_k D_k + \varepsilon_{it} \quad \text{식 (4)}$$

조기수급 여부에 미치는 효과는 표본의 마지막 연도인 2021년(수급연도

기준 2020년)에 조기연금수급 여부를 판별하는 방식으로, 2011~2021년간 수급자격이 가능했던 기간이 조기수급 여부와 어떤 상관관계를 갖는지를 아래 수식을 사용하여 살펴보고자 하였다. 즉, <표 IV-15>를 바탕으로 조기수급 여부를 판단하고, 이를 2011~2021년간 근로장려금 수급자격여부의 기간과 비교하였을 때, 수급기간이 길어질수록 조기수급확률이 줄어드는 경향성이 발견되는지를 아래 식 (5)의 β 를 추정함으로써 사용하여 살펴보았다. 사용된 통제변인(x_i)은 기존 분석에서 사용된 것과 같으나 2021년 단기 변수들을 사용하였다는 점이 차이점이다.

$$Y_i = \alpha + \beta \sum_{t=2011}^{2021} Eligibility_{it} + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \text{식 (5)}$$

노령연금수급(수급여부, 연간 수급개월 수, 조기수급 여부) 정보를 사용한 분석의 경우 사용한 분석표본이 앞서 제1절에서 사용한 표본과 다소 다르다. 즉, 2011~2021년간 노령연금(조기)수급 연령에 도달한 사람들로 노령연금수급자격이 있으나 아직 수급하지 않은 상태에 있는 자들로 한정하여 분석을 진행하였다. <표 IV-15>에 따르면 2021년(수급기준 2020년)까지 조기노령연금수급개시 연령에 도달한 사람은 1962년 이전 출생자들이다. 표본을 1962년 이전 출생자들로 2010년에 국민연금을 납부하였으나 국민연금 중 노령연금을 아직 수급하지 않은 상태에 있는 자들로 한정하여 분석을 진행하였다.

앞서 소개한 분석방법과 표본을 사용하여 근로장려금이 객관적 은퇴 지표(노령연금수급 여부, 연간수급개월 수 및 조기수급 여부)에 미치는 영향을 분석한 결과는 <표 IV-16>과 같다. 분석 결과 근로장려금 자격 여부는 노령연금수급 여부나 수급개월 수에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(칼럼 (1), (2)). 하지만 근로장려금에 대한 수급자격이 주어지는 기간이 길수록 조기수급을 하는 확률은 1.9%가량 낮아지는 것을 발견할 수 있었다(칼럼 (3)). 즉, 근로장려금으로 인한 소득 증가가 조기수급 확률을 다소 낮추는 기능을 할 수 있는 가능성을 확인할 수 있었다.

〈표 IV-16〉 근로장려금이 노령연금 수급에 미치는 영향

종속변수	수급여부 ¹⁾ (1)	수급개월 수 ¹⁾ (2)	조기수급 여부 ¹⁾ (3)
작년 수급자격여부 (<i>Eligibility_{it-1}</i>)	-0.0579 (0.0420)	-0.4964 (0.5187)	
누적수급자격기간			-0.0186* (0.0103)
R-squared	0.2987	0.1944	0.3864
개인 관측 수	348	348	
전체 관측 수	2,465	2,465	3,209

주: 1. 수급여부 및 수급개월 수를 사용한 경우, 고정효과모형을 가중치를 적용하여 분석하였으며, 조기수급 여부의 경우 임의효과모형을 사용하여 분석하였음

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시 거주, 나이, 나이(제급), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였다. 표본은 2013년도 기준 51세 이상(1962년 혹은 그 이전 출생자)인 가구주로 2010년도에 국민연금을 납부하였으나 노령연금을 수급하지 않은 경우로 한정하였음

자료: 저자 작성

이어서 주관적 은퇴변수를 사용한 분석 결과는 〈표 IV-17〉에 제시되어 있다. 50세 이상 전체 표본에 대하여 50~59세, 60세 이상으로 나누어 분석을 진행하였다. 분석 결과 50세 이상 전체 표본(칼럼 (1))에서는 근로장려금이 은퇴결정에 미치는 효과를 발견할 수 없었으나, 은퇴를 본격적으로 고려할 50~59세 가구주 표본(칼럼 (2))에서는 작지만 유의하게(1%) 은퇴확률이 낮아지는 것을 발견할 수 있었다. 반면, 이미 은퇴결정을 마쳤을 것으로 예상되는 60세 이상 표본(칼럼 (3))에서는 유의미한 효과를 발견할 수 없었다.

결론적으로, 근로장려금이 가구(사업)소득에 미치는 긍정적 효과가 실제적인 노동공급 및 소득증가로 인한 효과인지는 분명하지 않았지만, 조기노령연금수급확률이나 은퇴시점을 미룸으로써 경제활동을 지속할 유인을 제공할 가능성이 있음을 발견할 수 있었다.

〈표 IV-17〉 근로장려금 수급이 주관적 은퇴여부에 미치는 영향

표본	50세 이상 ¹⁾ (1)	50~59세 ¹⁾ (2)	60세 이상 ¹⁾ (3)
종속변수: 은퇴여부			
작년 수급자격여부 ($Eligibility_{it-1}$)	0.0126 (0.0196)	-0.0114* (0.0061)	0.0230 (0.0302)
R-squared	0.0220	0.0157	0.0253
개인 관측 수	1,212	388	777
전체 관측 수	4,361	1,546	2,677

주: 1. 분석을 위하여 2011~2021년도 4~14차 재정패널을 사용하였음. 표본은 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주임

2. 통제변인으로는 비근로임금(네제급근) 특별광역시가주, 나이, 나이(제급), 자산(네제급근), 가구원 수가 있음

3. 고정효과모형을 가중치를 적용하여 분석하였으며, 표준편차는 이분산성을 통제하여 계산되었음

4. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

1) 표본은 각각 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주, 2016년 기준 50~59세(1956~1966년 출생자) 가구주, 2013년도 기준 60세 이상(1953년 이전 출생자) 가구주임

자료: 저자 작성

4. 소득효과 추가분석: 국세청 미시자료

근로장려금으로 인한 소득의 증가는 근로시간의 증가를 통한 소득의 증가와 근로장려금으로 인한 소득의 증가로 크게 두 가지로 나누어볼 수 있다. 앞서의 회귀분석을 통하여 가구 및 가구주 총소득의 변화가 있음을 확인하였으나, 사업소득변수로 매출액을 사용하고 있어 증가액이 과대평가되었다는 점과 표본의 대다수가 사업자로 구성되어 근로소득자에 대한 변동을 포함하지 못했다는 한계점이 존재한다. 또 다른 한계점은 소득증가분 중 근로장려금으로 인한 증가분을 고려하지 못했다는 점이다.

이러한 점을 보완하고자 국세청 미시자료를 사용하여 앞의 분석과 비슷한 방식으로 전기($t-1$)에 근로장려금을 수급한 50세 이상의 가구주 가구에서 현재 기(t)에 총급여액 증가가 발견되었는지와 수급한 근로장려금의 크기를 살펴보고자 한다. 분석에 사용한 국세청 미시자료는 귀속연도 2017~2021년 5개년 자료로 2021년에 근로장려금을 수급한 가구를 역추적하여 구성한 패

널자료로, 2021년은 수급자 전수자료이나 2017~2019년은 수급자의 44~59%를 포함하는 표본자료이다.

〈표 IV-18〉 국세청 통계연보와 국세청 미시자료 비교

(단위: 가구, 만원, %)

자료	수급가구 및 수급액	2017	2018	2019	2020	2021
국세통계연보	수급 가구수(A)	1,793,234	4,102,022	4,318,967	4,206,833	4,362,325
	평균지급액(B)	75	110	103	105	102
미시자료	수급 가구수(C)	893,687	1,802,361	2,070,418	2,499,699	4,247,322
	평균지급액(D)	88	132	127	126	114
표본비율	수급 가구수(C/A)	50	44	48	59	97
	평균지급액(D/B)	118	120	123	120	112

자료: 고지현 외(2023), pp. 154~155, 〈표 V-3〉

소득효과 분석을 위해서는 $t-1$ 기에 근로장려금을 수급했는지 여부($EITC_{it-1}$)가 현재 기(t)의 소득에 미치는 효과를 분석하였다. 식별전략은 아래의 회귀식으로 표현되며, 본 분석에서는 β 를 추정함으로써 근로장려금의 근로유인효과를 추정하였다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta EITC_{it-1} + \gamma X_{it} + \sum_{k=2018}^{2022} \rho_k D_k + \varepsilon_{it} \quad \text{식 (6)}$$

종속변수인 Y_{it} 는 i 가구의 t 기 소득을 나타내는 변수로 총급여액 등(근로소득+업종별조정률×사업소득)과 세후소득(총급여액 및 근로장려금)을 사용하였다. 주된 설명변수인 $EITC_{it-1}$ 는 $t-1$ 기 근로장려금수급 여부를 의미하는 것으로 $t-1$ 기 장려금수급여부($EITC_{it-1}$)가 t 기 가구노동공급인 Y_{it} 에 어떠한 영향을 미쳤는가를 살펴보고자 한다. 가구특성으로는 부양자녀 수를 통제하였으며, 시간효과(D_k)를 포함하여 경기변동 등으로 인한 효과를 통제하였다.

분석 결과는 〈표 IV-19〉와 같다. 50세 이상 전체 표본을 대상으로 회귀분석을 한 결과 총급여액이 3만원가량 증가하고, 세후소득(총급여액 및 근로

장려금)이 약 40만원가량 증가하는 것을 볼 수 있었다. 연령별로 나누어 살펴보면, 50~59세보다는 60세 이상에서의 소득증가 효과가 조금 더 크게 나타났다. 50~59세의 총급여액 등의 증가는 2만원, 근로장려금을 고려한 소득 증가분은 39만원가량으로 나타났으나, 60세 이상 표본에서의 증가분은 각각 33만원, 71만원 수준으로 높게 나타났다. 이는 앞선 회귀분석의 연령별 이질성분석에서 60세 이상 표본에서의 증가가 더 크게 나타난 것과 비슷한 결과로 볼 수 있다.

앞의 회귀분석 결과와 비교해 보면 재정패널자료와 국세청 미시자료를 사용한 자료 모두에서 소득의 증가가 나타났으나, 분석 자료 및 방법에 따라서 그 크기가 0.2~10%까지 상이하게 나타났다. 재정패널자료를 사용한 분석의 경우(〈표 IV-6〉의 Panel A)는 가구주 총급여액 등이 333만원(칼럼 (5) 참고)가량 유의미하게 증가함을 확인할 수 있으며, 이는 평균 대비 10%의 변화이다. 이에 더하여, 평균 가구총소득을 6,000만원 미만으로 한정된 저소득 가구주 표본을 사용하여 동일한 분석을 시행한 경우(〈표 IV-14〉 Panel B)는 가구 총급여액 등의 증가분이 55만원으로 나타났으며 이는 총급여액의 증가분은 평균 대비 각각 6%의 변화로 볼 수 있다.

반면, 국세청 미시자료를 사용한 회귀분석에서의 증가는 평균 총급여액(890만원) 대비 0.2%가량으로 나타나 재정패널에서의 추정치와 그 크기에서 차이가 있었다. 이에 대하여 가능한 한 가지 설명은 재정패널과 국세청 미시자료 표본 간 근로소득자와 사업소득자의 비중과 사업소득자의 경우 업종 구성이 다르다는 점이다. 국세청 미시자료에 포함된 표본의 80%는 근로소득이 존재하고 35%는 사업소득이 존재하는 것으로 나타나 근로소득자의 비중이 컸다. 반면, 수급자격자의 경우 가구의 근로소득이 존재하는 비율은 3%, 사업소득이 존재하는 비율은 75%로 나타나 근로소득자 및 사업소득자의 비중에도 차이가 있음을 알 수 있다. 이에 더하여, 국세청 미시자료에 포함된 대부분은 인적용역 사업자로 나타났으나, 재정패널에 포함된 수급자격자들이 대부분 농업·임업 및 어업이나 개인 서비스업에 종사하는 경우가 많다는 것과는 차이가 있었다. 따라서 국세청 미시자료 표본의 경우 근로소

득자의 비중이 높고 자영업자라 할지라도 인적용역 사업자의 비중이 높아 비교적 수입금액의 조정이 쉽지 않아 소득 증가가 크게 나타나지 않았을 가능성이 있어 보인다.

〈표 IV-19〉 근로장려금 수급이 소득에 미치는 영향

표본	총급여액 (1)	총급여액 + 근로장려금 (3)
50세 이상¹⁾		
작년 수급여부 ($EITC_{it-1}$)	2,9379*** (1.058)	40,4458*** (1.0728)
R-squared	0.0019	0.0034
전체 관측 수	4,025,054	4,025,054
50~59세¹⁾		
작년 수급여부 ($EITC_{it-2}$)	2,3063 (1.7567)	38,5161*** (1.7627)
R-squared	0.0021	0.0041
전체 관측 수	1,539,910	1,539,910
60세 이상¹⁾		
작년 수급여부 ($EITC_{it-2}$)	32,7529*** (1.2379)	71,1593*** (1.2667)
R-squared	0.0006	0.0024
전체 관측 수	2,485,144	2,485,144

주: 1. 분석에 사용한 표본은 2021년도(귀속연도)에 최종적으로 근로장려금을 수급하는 개인들로, 소득 측면에서의 유사성을 확보하기 위하여, 연간소득이 3,600만원 이하인 가구로 한정된 후 분석을 실시함

2. 설명변수는 근로장려금 수급여부($t-1$), 즉 $t-2$ 소득을 기준으로 $t-1$ 기에 근로장려금을 수급하였는지 여부

3. 괄호 안은 표준오차를 의미함

4. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

1) 표본은 각각 2013년도 기준 50세 이상(1963년 이전 출생자)인 가구주, 2016년 기준 50~59세(1956~1966년 출생자) 가구주, 2013년도 기준 60세 이상(1953년 이전 출생자) 가구주임

자료: 국세청 미시자료를 사용하여 분석한 결과를 바탕으로 저자 작성

V. 기초생활보장제도와외의 중첩효과 분석

기초생활보장제도는 대표적인 소득지원제도이며 동시에 중년기(40~64세) 및 노년기(65세 이상)에 해당하는 수혜자의 비율(72.6%)이 높은 제도이다. 앞의 제Ⅲ장에서 확인한 바와 같이 공적연금 및 기초연금을 제외한다면 50세 이상의 준고령자 및 고령자의 경우 공적소득 중 기초생활보장이 차지하는 비중이 높아 50세 이상 저소득층의 경우 기초생활보장제도에 대한 의존도가 상대적으로 높을 것으로 보인다.

2014년도부터는 기초생활보장제도의 수급자도 근로장려금을 수급할 수 있도록 제도가 개정되고 2015년부터는 근로·자녀 장려금을 실제소득으로 간주하지 않게 되면서, 두 제도 수급이 서로를 대체하지 않는 중복수급이 가능해졌다. 이러한 변화로 기초생활보장제도 수급자의 노동공급이 제고될 가능성이 생겼으며, 기초생활보장제도 수급자 중 다수를 차지하는 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동에도 변화가 생겼는지 살펴보는 것이 의미가 있을 것으로 보인다.

본 장에서는 근로장려금제도와 기초생활보장제도가 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동에 미치는 영향을 분석해 보고자 한다. 기초생활보장제도의 생계급여 수급요건 및 수급액의 제도 변화와 앞서 서술된 근로장려세제의 수급요건 및 수급액 변화를 활용하여, 저소득층의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

1. 기초생활보장제도 소개

기초생활보장제도는 「국민기초생활보장법」 제1조에 따라 생활이 어려운 국민에게 필요한 급여를 국가 또는 지방자치단체가 지급하여 이들의 최저생활을 보장하고 자활을 돕는 것을 목적으로 한다. 2014년까지는 소득인정액³⁷⁾

이 최저생계비 이하인 저소득층 가구에 대해 모든 급여를 통합하여 지원하는 방식이었으며, 2015년 7월 1일부터 소득인정액이 기준중위소득 이하인 가구에 지원하는 방식으로 변화되었다. 또한 기존 통합급여체계에서 생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여의 맞춤형 급여체제로 개편되면서 급여별로 수급자의 소득인정액이 다르게 조정되었다.

기초생활보장제도의 수급자로 선정하려면 소득인정액 기준과 부양의무자 기준을 동시에 충족해야 한다. 부양의무자가 없는 경우, 부양의무자가 있어도 부양능력이 없는 경우, 부양의무자가 부양능력이 미약한 경우로서 수급권자에 대한 부양비 지원을 전제로 부양능력이 없는 것으로 인정하는 경우, 부양능력이 있는 부양의무자가 있어도 부양을 받을 수 없는 경우에 부양의무자 기준이 충족된다. 부양의무자의 범위는 수급권자의 1촌 직계혈족(부모, 아들·딸 등) 및 그 배우자(며느리, 사위, 계부, 계모 등)이다. 부양능력의 판정은 2014년까지는 최저생계비를 기준으로 하였고, 2015년 7월 이후로는 기준중위소득을 기준으로 하고 있다.

맞춤형 급여체제로 개편되면서 교육급여의 부양의무자 기준이 폐지되었으며, 2018년 10월부터 주거급여의 부양의무자 기준도 폐지되었다. 2019년 1월부터 부양의무자 가구에 중증장애인이 포함된 경우(생계급여, 의료급여), 부양의무자 가구에 노인이 포함된 경우(생계급여)에 대한 부양의무자 기준이 폐지되었고, 2021년 10월에는 생계급여의 부양의무자 기준이 전면 폐지되었다. 단, 부양의무자 중 한 명이라도 연소득이 1억원(월소득 834만원)을 초과하거나, 일반 재산이 9억원을 초과할 경우에는 생계급여 수급 대상에서 제외된다.

가. 최저생계비 기준(2009~2014년)

2015년 7월 이전까지 기초생활보장제도의 선정 및 급여기준선은 전물량 방식의 최저생계비였다. 전물량 방식에 의한 최저생계비는 인간 생활에 필

37) 소득인정액은 개별 가구의 소득평가액과 재산의 소득환산액을 합산한 금액을 말함(「국민기초생활보장법」 제2조 제9호)

수적인 모든 품목에 대한 최저 수준을 정하고, 이를 화폐가치로 환산하여 최저생계비를 구하는 방식이다. 가구별로 산정된 소득인정액을 가구규모별 최저생계비와 비교하여 수급자를 선정하고 급여액을 결정하였다. 2009년부터 2014년까지의 가구규모별 최저생계비는 <표 V-1>과 같다.

<표 V-1> 가구규모별 최저생계비 변화(2009~2014년)

(단위: 원/월)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2009	490,845	835,763	1,081,186	1,326,609	1,572,031	1,817,454	2,062,877
2010	504,344	858,747	1,110,919	1,363,091	1,615,263	1,867,435	2,119,607
2011	532,583	906,830	1,173,121	1,439,413	1,705,704	1,971,995	2,238,287
2012	553,354	942,197	1,218,873	1,495,550	1,772,227	2,048,904	2,325,580
2013	572,168	974,231	1,260,315	1,546,399	1,832,482	2,118,566	2,404,650
2014	603,403	1,027,417	1,329,118	1,630,820	1,932,522	2,234,223	2,535,925

주: 8인 이상 가구는 7인가구 최저생계비에서 6인 가구 최저생계비를 차감한 금액을 7인 가구 최저생계비에 더해서 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도

생계급여는 현금급여 기준액(최저생계비+타 지원액)에서 가구의 소득인정액을 차감하여 산정한 금액 중 주거급여액을 제외한 금액으로 10원 단위로 지급하며, 주거급여의 한도액은 가구별 최저주거비³⁸⁾이다.

<표 V-2> 연도별 생계급여 한도액(2009~2014년)

(단위: 원/월)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2009	321,227	550,467	713,581	876,694	1,039,808	1,202,922	1,366,036
2010	355,198	570,742	738,341	905,941	1,073,540	1,241,139	1,408,738
2011	351,678	598,803	774,642	950,481	1,126,320	1,302,159	1,477,998
2012	365,393	622,156	804,853	987,549	1,170,246	1,352,943	1,535,639
2013	377,817	643,309	832,217	1,021,126	1,210,034	1,398,942	1,587,851
2014	380,531	647,932	838,198	1,028,463	1,218,729	1,408,995	1,599,260

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

38) 2009~2010년은 최저생계비의 17.2465%, 2011~2013년은 최저생계비의 15.84%, 2014년은 최저생계비의 17.82%이다.

〈표 V-3〉 연도별 주거급여 한도액(2009~2014년)

(단위: 원/월)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2009	84,654	144,140	186,467	228,794	271,120	313,447	355,774
2010	86,982	148,104	191,595	235,085	278,576	322,067	365,558
2011	84,366	143,649	185,832	228,015	270,198	312,381	354,563
2012	87,656	149,252	193,079	236,908	280,736	324,563	368,392
2013	90,636	154,327	199,645	244,963	290,281	335,599	380,917
2014	107,532	183,094	236,860	290,626	344,391	398,157	451,923

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

나. 기준중위소득 기준(2015~2021년)

2015년 7월 이후 기준중위소득이 기초생활보장제도의 선정 및 급여기준 선으로 활용되고 있는데, 기준중위소득은 통계청이 공표하는 통계자료의 가구 경상소득의 중앙값에 최근 가구소득 평균증가율, 가구규모에 따른 소득 수준의 차이 등을 반영하여 가구규모별로 산정한다.³⁹⁾ 2015년부터 2021년까지의 기준중위소득은 다음과 같다.

〈표 V-4〉 기준중위소득 변화(2015~2021년)

(단위: 원/월)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2015	1,562,337	2,660,196	3,441,364	4,222,533	5,003,702	5,784,870	6,566,039
2016	1,624,831	2,766,603	3,579,019	4,391,434	5,203,849	6,016,265	6,828,680
2017	1,652,931	2,814,449	3,640,915	4,467,380	5,293,845	6,120,311	6,946,776
2018	1,672,105	2,847,097	3,683,150	4,519,202	5,355,254	6,191,307	7,027,359
2019	1,707,008	2,906,528	3,760,032	4,613,536	5,467,040	6,320,544	7,174,048
2020	1,757,194	2,991,980	3,870,577	4,749,174	5,627,771	6,506,368	7,389,715
2021	1,827,831	3,088,079	3,983,950	4,876,290	5,757,373	6,628,603	7,497,198

주: 8인 이상 가구는 7인 가구 기준중위소득에서 6인 가구 기준중위소득을 차감한 금액을 7인 가구 기준중위소득에 더해 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도

39) 「국민기초생활보장법」 제6조의2 제1항

기준중위소득이 도입되면서 기초생활보장제도가 급여별로 분리되어 개별 급여 형태로 운영되기 시작하였고, 수급자 선정 기준 또한 급여별로 다르게 책정되었다. 생계급여 기준은 2015년에 기준중위소득의 28%에서 시작하여 2년간 1%p씩 증가하였고, 2017년 이후로는 기준중위소득의 30%를 유지하고 있다. 의료급여와 교육급여 기준은 2015년부터 현재까지 각각 기준중위소득의 40%, 50%를 유지하고 있다. 주거급여 기준은 2015~2018년까지는 기준중위소득의 43%, 2019년에는 기준중위소득의 44%, 2020년 이후로는 기준중위소득의 45%까지 상향되었다.

〈표 V-5〉 연도별 생계급여 선정 기준(2015~2021년)

(단위: 원/월)

연도	구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2015	선정기준 (28%)	437,454	744,855	963,582	1,182,309	1,401,037	1,619,764	1,838,491
2016	선정기준 (29%)	471,201	802,315	1,037,916	1,273,516	1,509,116	1,744,717	1,980,317
2017	선정기준 (30%)	495,879	844,335	1,092,274	1,340,214	1,588,154	1,836,093	2,084,033
2018	선정기준 (30%)	501,632	854,129	1,104,945	1,355,761	1,606,576	1,857,392	2,108,208
2019	선정기준 (30%)	512,102	871,958	1,128,010	1,384,061	1,640,112	1,896,163	2,152,214
2020	선정기준 (30%)	527,158	897,594	1,161,173	1,424,752	1,688,331	1,951,910	2,216,915
2021	선정기준 (30%)	548,349	926,424	1,195,185	1,462,887	1,727,212	1,988,581	2,249,159

주: 8인 이상 가구는 7인 가구 생계급여 선정액에서 6인 가구 생계급여 선정액을 차감한 금액을 7인 가구 생계급여 선정액에 더해서 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도

〈표 V-6〉 연도별 의료급여 선정 기준(2015~2021년)

(단위: 원/월)

연도	구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2015	선정기준 (40%)	624,935	1,064,078	1,376,546	1,689,013	2,001,481	2,313,948	2,626,416
2016	선정기준 (40%)	649,932	1,106,642	1,431,608	1,756,574	2,081,540	2,406,506	2,731,473
2017	선정기준 (40%)	661,172	1,125,780	1,456,366	1,786,952	2,117,538	2,448,124	2,778,710
2018	선정기준 (40%)	668,842	1,138,839	1,473,260	1,807,681	2,142,102	2,476,523	2,810,944
2019	선정기준 (40%)	682,803	1,162,611	1,504,013	1,845,414	2,186,816	2,528,218	2,869,619
2020	선정기준 (40%)	702,878	1,196,792	1,548,231	1,899,670	2,251,108	2,602,547	2,955,886
2021	선정기준 (40%)	731,132	1,235,232	1,593,580	1,950,516	2,302,949	2,651,441	2,998,879

주: 8인 이상 가구는 7인 가구 의료급여 선정액에서 6인 가구 의료급여 선정액을 차감한 금액을 7인 가구 의료급여 선정액에 더해서 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

〈표 V-7〉 연도별 주거급여 선정 기준(2015~2021년)

(단위: 원/월)

연도	구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2015	선정기준 (43%)	671,805	1,143,884	1,479,787	1,815,689	2,151,592	2,487,494	2,823,397
2016	선정기준 (43%)	698,677	1,189,640	1,538,978	1,888,317	2,237,656	2,586,994	2,936,333
2017	선정기준 (43%)	710,760	1,210,213	1,565,593	1,920,973	2,276,353	2,631,733	2,987,113
2018	선정기준 (43%)	719,005	1,224,252	1,583,755	1,943,257	2,302,759	2,662,262	3,021,765
2019	선정기준 (44%)	751,084	1,278,872	1,654,414	2,029,956	2,405,498	2,781,039	3,156,580
2020	선정기준 (45%)	790,737	1,346,391	1,741,760	2,137,128	2,532,497	2,927,866	3,325,372
2021	선정기준 (45%)	822,524	1,389,636	1,792,778	2,194,331	2,590,818	2,982,871	3,373,739

주: 8인 이상 가구는 7인 가구 주거급여 선정액에서 6인 가구 주거급여 선정액을 차감한 금액을 7인 가구 주거급여 선정액에 더해서 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도

〈표 V-8〉 연도별 교육급여 선정 기준(2015~2021년)

(단위: 원/월)

연도	구분	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 가구
2015	선정기준 (50%)	781,169	1,330,098	1,720,682	2,111,267	2,501,851	2,892,435	3,283,020
2016	선정기준 (50%)	812,415	1,383,302	1,789,509	2,195,717	2,601,925	3,008,132	3,414,340
2017	선정기준 (50%)	826,465	1,407,225	1,820,457	2,233,690	2,646,923	3,060,155	3,473,388
2018	선정기준 (50%)	836,053	1,423,549	1,841,575	2,259,601	2,677,627	3,095,654	3,513,680
2019	선정기준 (50%)	853,504	1,453,264	1,880,016	2,306,768	2,733,520	3,160,272	3,587,024
2020	선정기준 (50%)	878,597	1,495,990	1,935,289	2,374,587	2,813,886	3,253,184	3,694,858
2021	선정기준 (50%)	913,916	1,544,040	1,991,975	2,438,145	2,878,687	3,314,302	3,748,599

주: 8인 이상 가구는 7인 가구 교육급여 선정액에서 6인 가구 교육급여 선정액을 차감한 금액을 7인 가구 교육급여 선정액에 더해서 산정함

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도

〈표 V-9〉 2009~2021년도 기초생활보장제도 요건의 변화

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2009 ~ 2010	생계 급여	최저생계비	대도시: 5,400만원 중소도시: 3,400만원 농어촌: 2,900만원	재산요건에 포함	① 부양의무자의 소득이 부양의무자 가구 최저생계비의 130% 미만 (금융재산 2억원 미만) ② 재산의 소득환산액이 수급권자 및 부양의무자 가구 각각 최저생계비 합의 42% 미만	① 의료·교육·자활급여 특례수급자 ② 에이즈침태 거주자 ③ 노숙인쉼터 또는 한국강생보호공단시설 거주자 등 국 가 또는 지방자치단체로부터 생계를 보장받는 자
	주거 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·자활 급여 특례수급자 ② 보장시설수급자 ③ 의료기관에 3개월 이상 입원한 1인 가구로서 무료임 차차 또는 주거가 없는 자 ④ 국가, 지자체 및 공공기관이 주거를 제공하는 '공동생 활가정, 노숙자쉼터, 한국강생보호공단시설 및 에이 즈쉼터' 등에 거주하는 수급자
	교육 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 수급자가 「초·중등교육법령」 등 다른 법령에 의해 학비를 감면 또는 면제받는 경우 ② 국가유공자 자녀, 북한이탈주민자녀 등 다른 법령에 의해 학비를 감면 또는 지원받는 경우

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2009 ~ 2010	의료 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 수급권자가 자신의 고의 또는 중대한 과실로 인한 범죄행위에 기인하거나 고의로 사고를 일으켜 「의료급여법」 제7조의 규정에 의한 의료급여가 필요하게 된 경우 ② 수급권자가 정당한 이유 없이 「의료급여법」의 규정이나 의료급여기관의 진료에 관한 지시에 따르지 않은 경우
	생계 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·자활·급여 특례수급자 ② 이혼급여특례수급자 ③ 에이즈설터 거주자 ④ 노숙인설터 또는 한국법무보호공단시설 거주자 등 국가 또는 지방자치단체로부터 생계를 보장받는 자
2011 ~ 2012	주거 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·자활·급여 특례수급자 ② 시설생계비를 받는 수급자 ③ 의료기관에 3개월 이상 입원한 1인 가구로서 무료임차자 또는 주거가 없는 자 ④ 국가, 지자체 및 공공기관이 주거를 제공하는 ‘공동생활 가정, 노숙인설터, 한국법무보호공단시설 및 에이즈설터’ 등에 거주하는 수급자
	교육 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일
	의료 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2013	생계 급여	위와 같음	위와 같음	대도시: 1억원 중소도시: 6,800만원 농어촌: 3,800만원	위와 같음	① 의료·교육·생활·급여 특례수급자 ② 이행급여특례수급자 ③ 에이즈환자 거주자 ④ 노숙인 생활시설 및 청소년쉼터 또는 한국법무보호 공단시설 거주자 등 국가 또는 지방자치단체로부터 생계를 보장받는 자
	주거 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·생활·급여 특례수급자 ② 시설생계급여 수급자 ③ 의료기관에 3개월 이상 입원한 1인 가구로서 무로임차 자 또는 주거가 없는 자 ④ 국가·지자체 및 공공기관이 주거를 제공하는 '공동 생활가정·노숙인 생활시설·청소년쉼터·한국법무보호 공단시설 및 에이즈환자' 등에 거주하는 수급자
	교육 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일
	의료 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2014	생계 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일
	주거 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·지활·급여 특례수급자 ② 이행급여특례수급자 ③ 시설행계급여 수급자 ④ 가구원 전체가 의료기관에 연속하여 3개월 이상 입원 중인 무료임차자 또는 주가가 없는 자 ⑤ 국가·지자체 및 공공기관이 주거를 제공하는 '공동생활가정·노숙인 자활시설·정신년월터·한국법무보호공단시설 및 에이즈쉼터' 등에 거주하는 수급자 ⑥ 가정위탁보호종인 입양대상 아동
	교육 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일
	의료 급여	위와 같음	위와 같음	위와 같음	위와 같음	전년과 동일

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2015	생계 급여	기준중위 소득 28%	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·지활·급여 특례수급자 ② 이행급여특례수급자 ③ 의료급여유예특례수급자 ④ 보장장특례수급자 ⑤ 해외인턴·군입대자 가구 수급자범위 특례자 ⑥ 노숙인 자활시설 및 청소년쉼터 또는 한국법무보호 공단시설 거주자 ⑦ 하나원에 재원 중인 북한이탈주민 또는 소록도병원 입원 수급자 등 타 법령에 의해 국가 또는 지방자치단 체로부터 생계를 보장받는 자
	주거 급여	기준중위 소득 43%	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 의료·교육·지활·급여 특례수급자 ② 이행급여특례수급자 ③ 의료급여유예특례수급자 ④ 보장장특례수급자 ⑤ 해외인턴·군입대자 가구 수급자범위 특례자 ⑥ 보장시설 생계급여를 받는 수급자 ⑦ 가구원 전체가 의료기관에 연속하여 3개월 이상 입원 중인 무료임차자 또는 주거가 없는 자 ⑧ 국가·지자체 및 공공기관이 주거를 제공하는 '공동 생활가정' 노숙인 자활시설, 청소년쉼터, 한국법무보호 공단시설, 등에 거주하는 수급자

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2015						㉑ 가정위탁보호 중인 입양대상 아동 ㉒ 하나원에 재원 중인 북한이탈주민 또는 소록도병원 입원 수급자 등 타 법령에 의해 국가 또는 지방자치단체로부터 주가를 제공받는 자
	교육급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	폐지	전년과 동일
	의료급여	기준중위 소득 40%	위와 같음	위와 같음	전년과 동일	전년과 동일
	생계급여	기준중위 소득 29%	위와 같음	위와 같음	① 부양의무자의 부양능력 판정 소득이 부양의무자 가구 기준 중위소득의 100% 미만 ② 재산의 소득환산액이 수급권자 및 부양의무자 가구 각각 기준중위소득 합이 18% 미만	① 노숙인 자활시설 및 청소년쉼터 또는 한국법무보호복지공단시설 거주자 ② 하나원에 재원중인 북한이탈주민 등 타 법령에 따라 국가 또는 지방자치단체로부터 생계를 보장받는 자
2016	주거급여	기준중위 소득 43%	위와 같음	위와 같음	위와 같음	① 「국민기초생활보장법」 제32조의 보장시설에 입소한 사람 ② 「청소년복지지원법」 등 다른 법령에 따라 제공된 거주시설에 입소한 사람 ③ 공동생활가정 등 국가, 지방자치단체, 사회복지법인 등이 제공하는 거주시설에 입소한 사람 ④ 가정위탁보호 중인 입양대상 아동

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2016	교육 급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	-	수급자가 「초·중등교육법령」 등 다른 법령에 의해 학 비를 감면 또는 면제받는 경우
	의료 급여	기준중위 소득 40%	위와 같음	위와 같음	① 부양의무자의 부양능력 판정 소득이 부양의무자 가구 기준 중위소득의 100% 미만 ② 재산의 소득환산액이 수급권자 및 부양의무자 가구 각각 기 준중위소득 합의를 18% 미만	전년과 동일
2017 ~ 2018	생계 급여	기준중위 소득 30%	위와 같음	위와 같음	수급자 및 부양의무자 가구 모 두에 노인·중장애편인이 포함 된 경우 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일
	주거 급여	기준중위 소득 43%	위와 같음	위와 같음	폐지	전년과 동일
2018	교육 급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일
	의료 급여	기준중위 소득 40%	위와 같음	위와 같음	수급자 및 부양의무자 가구 모 두에 노인·중장애편인이 포함 된 경우 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2019	생계 급여	기준중위 소득 30%	위와 같음	위와 같음	부양의무자 가구에 노인·중증 장애인이 포함된(소득 하위 70%) 경우 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일
	주거 급여	기준중위 소득 44%	위와 같음	위와 같음	-	① 「국민기초생활보장법」 제82조의 보장시설에 입소한 사람 ② 「청소년복지지원법」 등 다른 법령에 따라 제공된 거 주시설에 입소한 사람 ③ 국가·지방자치단체, 공공기관 등이 제공하는 공동생 활가정 등 거주시설에 입소한 사람
	교육 급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일
	의료 급여	기준중위 소득 40%	위와 같음	위와 같음	부양의무자 가구에 중증장애인 이 포함된(소득 하위 70%) 경우 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일
2020	생계 급여	기준중위 소득 30%	대도시: 6,900만원 중소도시: 4,200만원 농어촌: 3,500만원	대도시: 1,2억원 중소도시: 9,000만원 농어촌: 5,200만원	중증장애인 가구의 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일
	주거 급여	기준중위 소득 45%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일

〈표 V-9〉의 계속

연도	구분	소득요건 (이하)	재산요건 (이하)	주택요건 (이하)	부양의무자 요건	대상요건 (신청제외자)
2020	교육 급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일
	의료 급여	기준중위 소득 40%	대도시: 5,400만원 중소도시: 3,400만원 농어촌: 2,900만원	대도시: 1억원 중소도시: 6,800만원 농어촌: 3,800만원	전년과 동일	전년과 동일
2021	생계 급여	기준중위 소득 30%	전년과 동일	전년과 동일	노인, 한부모 가구의 부양의무자 요건 폐지	전년과 동일
	주거 급여	기준중위 소득 45%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일
	교육 급여	기준중위 소득 50%	위와 같음	위와 같음	-	전년과 동일
	의료 급여	기준중위 소득 40%	전년과 동일	전년과 동일	전년과 동일	전년과 동일

자료: 보건복지부, 『국민기초생활보장 사업안내』, 각 연도 및 『국민기초생활보장제도 20년사』, 2021.

다. 기초생활보장제도 수급자 규모

기초생활보장제도 총수급자 수는 2009년부터 2014년까지 조금씩 감소하다가 2015년 7월 맞춤형 급여체제로 개편된 이후 대폭 증가하였다. 총수급자 수는 지속적으로 증가하여 2021년에는 235만명까지 확대되었다. 인구 대비 총수급자 수의 비율인 수급률은 약 3% 수준을 유지하다가 부양의무자 기준 완화 등으로 2020년 이후로는 4%가 넘는 비율을 보이고 있다.

〈표 V-10〉 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)

(단위: 명, 가구, %)

연도	총수급자	일반수급자		시설수급자	수급률
	인원	가구	인원	인원	
2009	1,568,533	882,925	1,482,719	85,814	3.22
2010	1,549,820	878,799	1,458,198	91,622	3.1
2011	1,469,254	850,689	1,379,865	89,389	2.9
2012	1,394,042	821,879	1,300,499	93,543	2.7
2013	1,350,891	810,544	1,258,582	92,309	2.6
2014	1,328,713	814,184	1,237,386	91,327	2.6
2015	1,646,363	1,014,177	1,554,484	91,879	3.2
2016	1,630,614	1,035,435	1,539,539	91,075	3.2
2017	1,581,646	1,032,996	1,491,650	89,996	3.1
2018	1,743,690	1,165,175	1,653,781	89,909	3.4
2019	1,881,357	1,281,759	1,792,012	89,345	3.6
2020	2,134,186	1,459,059	2,046,213	87,973	4.1
2021	2,359,672	1,637,569	2,268,852	90,820	4.6

주: 수급률 = (수급자 수/주민등록인구통계)×100

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

연령별 수급자 규모를 살펴보면 전체 수급자 대비 39세 미만 수급자 비율은 감소하는 추세인 반면, 40세 이상 수급자 비율은 증가하는 추세이다. 특히 65세 이상 고령층 수급자 수는 맞춤형 급여체제 개편 이후 지속적으로 증가하고 있으며, 2021년에는 852,396명으로 2009년에 비해 2배 이상 증가한 것으로 나타났다.

〈표 V-11〉 연령별 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)

(단위: 명)

연도	0~4세	5~9세	10~19세	20~39세	40~64세	65세 이상	계
2009	28,338	65,428	315,207	180,140	505,759	387,847	1,482,719
2010	27,106	56,051	301,001	172,868	509,958	391,214	1,458,198
2011	25,014	47,787	273,627	159,123	495,903	378,411	1,379,865
2012	22,412	41,804	240,456	146,520	473,209	376,098	1,300,499
2013	20,871	37,804	217,593	140,578	465,624	376,112	1,258,582
2014	20,428	34,928	196,479	139,191	467,312	379,048	1,237,386
2015	24,242	73,176	353,528	159,155	524,931	419,452	1,554,484
2016	21,988	73,282	343,420	155,089	525,029	420,731	1,539,539
2017	19,886	65,139	301,857	149,798	524,421	430,549	1,491,650
2018	21,744	64,948	281,224	165,452	577,157	543,256	1,653,781
2019	24,198	68,695	263,138	179,531	624,808	631,642	1,792,012
2020	27,383	75,857	273,719	218,671	727,069	723,514	2,046,213
2021	27,473	79,313	278,053	238,149	793,468	852,396	2,268,852

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

가구규모별 수급자 비중을 보면 1인 가구가 가장 많으며, 2인 가구가 그 뒤를 따른다. 이는 1~2인 가구 증가에 따른 가구의 소규모화 경향이 기초생활보장제도 수급 가구에서 뚜렷하게 나타나고 있다는 것을 보여준다.

〈표 V-12〉 가구규모별 수급자 연도별 규모 추이(2009~2021년)

(단위: 가구)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 이상
2009	547,931	164,856	101,774	48,047	14,798	3,923	1,596
2010	549,341	163,983	99,248	46,424	14,373	3,840	1,590
2011	544,206	156,799	90,321	41,472	12,804	3,514	1,573
2012	540,924	147,736	80,900	36,494	11,272	3,168	1,385
2013	543,295	143,392	75,510	33,549	10,406	3,027	1,365
2014	557,275	141,821	70,630	30,632	9,634	2,824	1,368
2015	611,050	182,426	115,847	68,969	26,997	6,596	2,292
2016	630,037	186,329	116,251	67,080	26,613	6,762	2,363

〈표 V-12〉의 계속

(단위: 가구)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 이상
2017	655,191	182,673	107,217	57,240	22,620	5,844	2,211
2018	771,235	205,863	105,577	53,982	20,803	5,549	2,166
2019	879,270	220,685	103,674	51,231	19,650	5,172	2,077
2020	1,012,753	249,521	113,305	55,325	20,611	5,448	2,096
2021	1,160,708	274,502	116,797	56,675	21,320	5,480	2,087

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

라. 수급자 소득현황

기초생활보장제도 수급자의 소득규모⁴⁰⁾를 보면 40만원 이하 가구가 수급자의 대다수를 차지한다. 맞춤형 급여체계 이전에는 소득이 '0원 초과~20만원 이하'인 가구가 가장 많았으며, 맞춤형 급여체계 개편 이후로는 소득이 전혀 없거나 '20만원 초과~40만원 이하'인 가구가 증가하고 있다. 수급자의 소득구간별 현황과 가구규모별 소득인정액 현황은 〈표 V-13〉과 같다.

〈표 V-13〉 수급자의 소득구간별 현황(2009~2021년)

(단위: 가구)

연도	소득 없음	0~20만원	20만~40만원	40만~60만원	60만~80만원	80만~100만원	100만원 초과
2009	122,320	420,789	162,279	89,542	47,587	22,989	17,419
2010	170,438	392,411	147,821	85,003	43,184	22,082	17,860
2011	158,009	387,408	132,641	78,925	46,161	23,456	24,089
2012	173,064	361,420	123,537	68,919	45,812	22,789	26,338
2013	181,533	351,150	115,268	63,549	44,850	21,845	32,349
2014	198,063	266,378	157,198	75,114	52,779	24,120	40,532
2015	272,426	139,333	325,774	76,234	60,538	36,672	103,200
2016	277,522	154,361	325,455	71,646	58,671	39,332	108,448
2017	305,406	148,641	325,394	69,879	57,333	36,076	90,267

40) 실제 소득에서 가구 특성별 지출요인을 반영한 금품 등을 제외한 소득평가액을 의미한다.

〈표 V-13〉의 계속

(단위: 가구)

연도	소득 없음	0~20만원	20만~40만원	40만~60만원	60만~80만원	80만~100만원	100만원 초과
2018	346,941	151,346	374,133	100,941	65,940	37,797	88,077
2019	384,529	146,711	395,322	145,659	82,701	38,820	88,017
2020	510,564	137,338	406,578	186,555	89,567	43,829	84,628
2021	622,267	110,174	459,121	210,627	96,021	45,578	93,781

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

〈표 V-14〉 수급자의 가구규모별 소득인정액(평균) 현황(2009~2021년)

(단위: 원)

연도	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 가구	7인 이상
2009	132,517	299,588	468,609	608,990	773,125	898,215	1,048,864
2010	126,527	292,419	470,870	617,683	795,543	965,535	1,066,232
2011	124,771	305,431	492,787	653,096	845,547	999,504	1,095,967
2012	129,258	321,545	510,645	673,248	885,446	1,035,489	1,152,420
2013	130,802	340,782	544,252	717,696	923,278	1,095,826	1,218,415
2014	183,095	417,737	593,794	774,676	995,826	1,149,189	1,283,784
2015	158,103	421,353	734,628	1,058,555	1,370,325	1,531,245	1,684,477
2016	156,502	427,966	782,285	1,202,785	1,571,644	1,767,909	1,831,405
2017	154,438	416,507	762,603	1,142,114	1,699,802	1,691,242	1,628,465
2018	186,034	426,802	709,645	1,027,512	1,333,911	1,507,907	1,623,036
2019	215,202	451,742	712,379	1,026,511	1,302,337	1,475,960	1,670,033
2020	221,655	441,492	625,508	860,519	1,116,404	1,246,323	1,362,118
2021	237,743	482,491	705,862	972,876	1,226,428	1,312,804	1,389,125

자료: 보건복지부, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도

2. 노동공급분석: 근로장려세제와 생계급여의 중첩효과

가. 모형소개 및 식별전략

복지제도에 따른 경제주체의 노동공급 변화는 경제학의 오래된 연구주제로 자리 잡아 왔다. 본고에서는 노동과 소비에 대한 가구 효용함수 극대화를 기반으로 한 정태적 모형으로 효용함수의 모수를 추정하고 그것을 활용하여 가구 노동공급에 대한 이해를 더해 보고자 한다. 분석에 활용될 가구들은 가구원 수나 형태에 따라 이질성이 크다고 판단되며, 연도별 제도의 변화에 따라 가구의 예산제약 또한 크게 달라질 것이기에 실증분석 시에는 각 표본을 분리하여 관련 모수를 추정하고 그에 따른 이론적, 정책적 함의를 생각해 보고자 한다.

본 분석에 활용된 정태적 모형의 한계점 중 상대적으로 중요한 부분은 크게 두 가지가 있다. 첫째로 정태적 모형으로는 복지패널과 같은 패널데이터의 강점인 각 가구별 관측 불가능한 이질성을 통제하기 어렵다는 점이다. 일반적인 축소모형(reduced model) 분석에서 패널데이터로 관측 불가능한 이질성을 통제할 때 필요한 중요한 가정은 가구별 시간에 따라 변하지 않는 이질성으로 인하여 나타나는 효과를 모형의 수식에 더하는 형태(additive)로 나타내어야 하며, 타 가구특성과 분리된다(separability)는 가정이 필요하다. 특성을 분리하여 분석하는 가정은 모형의 단순화를 위하여 어느 정도 감안할 필요가 있다고 생각되지만, 저소득층 가구분석에 있어 시간에 따라 변하기 힘든 교육수준과 같은 변수로 나타날 수 있는 이질성 효과의 정도가 단순한 레벨 효과가 아니거나 이질성과 다른 특성의 복합적인 효과에 대하여 분석을 기대한다면 가구의 노동시장 참여 행태를 고려하지 않는 축소모형(reduced model)은 본 연구에서 원하는 효과를 분석하기에 아주 적합하다고 보기 어려울 수 있다. 두 번째는 각 가구의 저축과 효용 간의 채널을 연결하여 설명하기 어렵다는 점이다. 이러한 한계점은 동태적 모형으로 확장하여 해결 가능한 부분이나 본 연구에서 모두 다루기에는 제약이 있어 추후 연구에서 시도할 예정이며, 저소득층의 분석이기에 상대적으로 가구의 저축

효과가 적을 수 있다는 가정하에 분석을 진행하였다.

앞서 언급한 교육수준은 본 분석에서 다음과 같이 다루어진다. 교육수준에 따라서 노동시장에 대한 참여 및 양질의 일자리를 구할 확률 등이 다르기 때문에 교육수준이 이질적인 집단을 분석할 때에는 유의가 필요할 것이다. 특히, 분석에 활용될 표본이 50세 이상인 준고령자 및 고령자인 점을 감안할 때, 각 가구의 교육수준을 적절히 고려하여 가구의 교육정도(e)를 대변할 수 있는 변수를 생성한다면, 이는 가구 수준에서의 시간당 임금과 상관관계가 큰 변수가 될 것이다. 가구원별 근로 및 사업 소득의 합을 가구 수준의 근로 및 사업 소득의 합으로 정의하면, 가구원별 노동공급 정도와 비례하는 변수로 앞서 언급한 소득을 나누어 가구 수준에서의 시간당 임금과 비례하는 변수를 얻을 수 있다고 가정하였다.

근로장려금제도와 생계급여제도의 변화가 노동공급에 미치는 영향은 저소득층 가구를 경제주체로 설정하여 주어진 제도를 예산제약으로 활용하고 가구별 효용을 극대화하는 모형을 통해 분석 가능하다. 이 모형에서는 가구원 수, 가구형태별·연도별(연도별 제도 변화로 인한 예산선 변화) 이질성이 있다는 가정하에, 가구는 아래와 같은 예산제약하(식 (8))에서의 효용극대화(식 (7)) 문제에 직면한다고 가정한다.

$$\max_h u(c, l) \quad \text{식 (7)}$$

$$s.t. \quad c = w(e)h + b(p_1(i_1), p_2(i_2)) \quad \text{식 (8)}$$

식 (7)과 (8)의 h 는 가구의 노동공급시간을 의미하며, c 는 가구 총소비, l 은 가구 총여가를 의미한다.

본 연구의 목적은 정태적 모형을 활용하여 이질적 가구집단별, 연도별 노동공급과 연관된 가구의 전반적인 효용을 관찰하는 데 있다. 그에 따라 효용함수는 가구의 각 그룹별 특성에 따라 다르다고 가정하였는데, 예를 들어 2014년 가구의 효용함수와 2015년 가구의 효용함수는 각각 다르며(연도별 제도 변화로 인한 예산선 변화로 인함), 단독가구와 맞벌이가구의 효용함수

또한 다르다. 따라서 본 연구에서는 각 이질성에 따른 변화의 추세를 살펴 보고 비교하기 위하여 이질적인 가구의 효용함수를 모두 따로 추정하였다.

가구별 예산제약을 의미하는 식 (8)은 정태적 모형의 한계로 가계의 저축이나 투자를 고려하지는 않았다. 다만 저소득층 가구 중심의 분석을 상정하였기에 저축이 상대적으로 적을 것이므로 상대적으로 간단한 정태적 모형을 가정하였다. 또한 저소득층 가구의 특성상 공적이전소득이나 금융소득이 아닌 비근로소득은 거의 없을 것이라 사료되어 예산제약식에서 생략하였다.

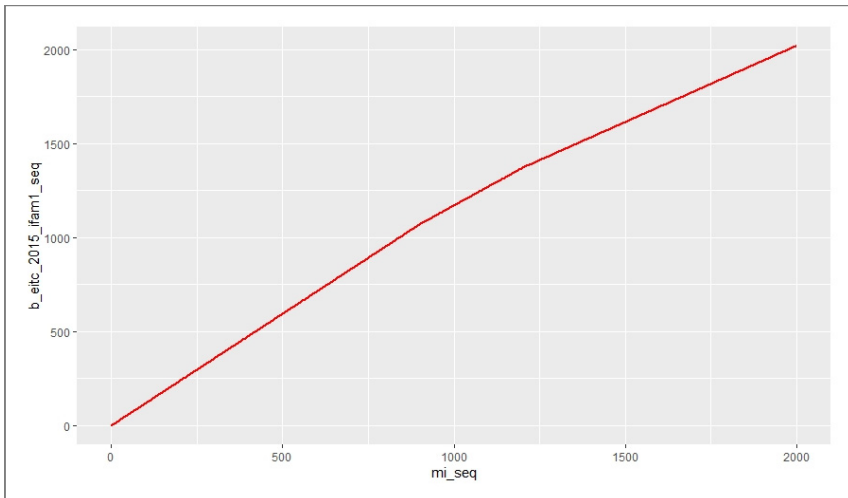
본 연구에서 가장 주요하게 다룰 내용은 근로장려금과 생계급여액의 총합을 의미하는 $b(p_1(i_1), p_2(i_2))$ 이며 $p_1(\cdot), p_2(\cdot)$ 은 각각 근로장려금제도 수혜가능 금액, 생계급여 수혜가능 금액을 의미한다. i_1, i_2 는 각 지원금의 수혜액에 영향을 미칠 수 있는 모든 가구의 특성을 의미한다. 예를 들어 근로장려금의 경우 i_1 에 해당하는 제도의 모수들은 가구 형태의 단독가구, 홑벌이가구 혹은 맞벌이가구 여부와 가구의 총급여액, 연도별 근로장려금 제도 점증, 평탄, 점감 구간의 소득기준 등이 있다. 생계급여의 i_2 에 해당하는 모수는 더욱 다양하다. 근로소득, 재산소득, 기타소득 등의 소득요건과 주거재산·일반재산·금융재산·자동차 등의 재산요건, 그리고 연도별 중위소득과 중위소득의 하위 몇 퍼센트를 생계급여의 최대금액으로 결정할 것인지 등이 포함된다.

모형에 따로 시간에 대한 지표(index)를 추가 표기하지는 않았으나 $b(\cdot, \cdot), p_1(\cdot), p_2(\cdot)$ 모두 시간에 따라 변화하는 정책 모수들에 의존하는 함수들이다. 예를 들어, 근로장려금제도에 해당하는 $p_1(\cdot)$ 의 경우에는 각 해당 연도의 근로장려금 제도 변화에 따라 점증, 평탄, 점감 구간이 변화하기도 하고, 재산 및 주택 요건으로 인하여 수혜요건 및 수혜금액이 변화하기도 하며, 가구원 수 요건이나 가구 수입원의 측면에서 홑벌이, 맞벌이 가구 여부에 따른 수혜금액도 변화하였다.

제도의 중첩 효과에 대한 이해를 돕기 위해 저소득층 가구의 근로장려금 및 생계급여 수혜가 가구의 예산에 어떤 영향을 미치는지 [그림 V-1]에 제시한다. [그림 V-1]은 근로장려금을 적용할 경우 가구의 총예산을 근로장려

금 수혜금액과 가구의 근로소득 및 사업소득을 합산한 값으로 정의하여 세로축에 나타내고, 근로소득과 사업소득을 합산한 값을 가로축에 나타낸 다음 그래프를 그린 것이다. 일반적으로 근로장려금 제도 소개 시 종종 나타나는 수혜금액에 대한 사다리꼴의 형태의 그래프는 근로시간에 대한 근로장려금 수혜 가능 금액을 나타내지만, 본 보고서에서는 근로 및 사업 소득을 근로장려금으로 더하여 가구총소득 개념의 그래프를 그렸다. 대략적으로 근로장려금 제도 사다리꼴에 가구별 임금에 해당하는 값을 보정하여 45도 각도의 선 위에 얹은 형태가 된다.

[그림 V-1] 근로장려금 제도하의 가구 예산선



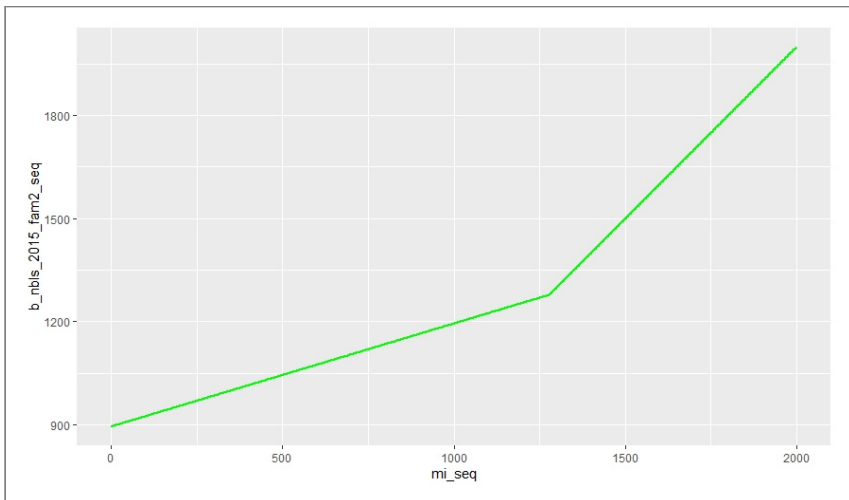
주: 가로축은 근로소득과 사업소득의 합산이며 세로축은 근로소득, 사업소득과 근로장려금을 합산한 값을 의미함

자료: 저자 작성

[그림 V-2]는 유사한 그림으로 생계급여제도가 적용될 때의 예산선을 나타내었다. 탈수급이 이루어지는 소득 부분에서 그래프가 꺾이며 45도 각도로 증가하게 된다. 생계급여에 해당하는 $p_2(\cdot)$ 의 경우에 2014년 이전에는 최저생계비에서 타 제도지원금과 주거급여에 해당하는 금액을 제외한 금액을 생계급여로 최대한 수여할 수 있는 제도였으나 2015년 이후 기준 중위소득

의 일정 비율(약 30%)을 생계급여액의 최대금액으로 설정하는 변화가 있었으며 이는 저소득층에 대한 지원목적이 절대적 빈곤으로부터의 탈출에서 상대적 빈곤으로부터의 탈출을 고려하는 것으로 여겨진다. 또한 생계급여액은 생계급여액의 최대금액기준과 소득인정액의 차이로 정의하는데, 소득인정액을 계산하는 과정에서 근로 및 사업 소득에 대한 소득공제제도가 연도에 따라 차이 나는 경우들이 존재한다. 특히 2013년에는 65세 이상 노인을 대상으로 30%의 공제율을 적용하였으며, 그 이후에도 2019년, 2020년에 75세 이상 노인에게 대해 다른 혜택을 적용하거나, 전체에 30% 소득공제를 제공하는 등 지원범위를 넓히는 변화를 주었다. [그림 V-3]을 살펴보면, 소득공제를 10%에서 30%로 증가하였을 경우에는 가구의 총소득이 동일 근로 및 사업 소득과 비교하여 탈수급이 일어나는 근로 및 사업 소득이 더 증가한 것을 알 수 있다.

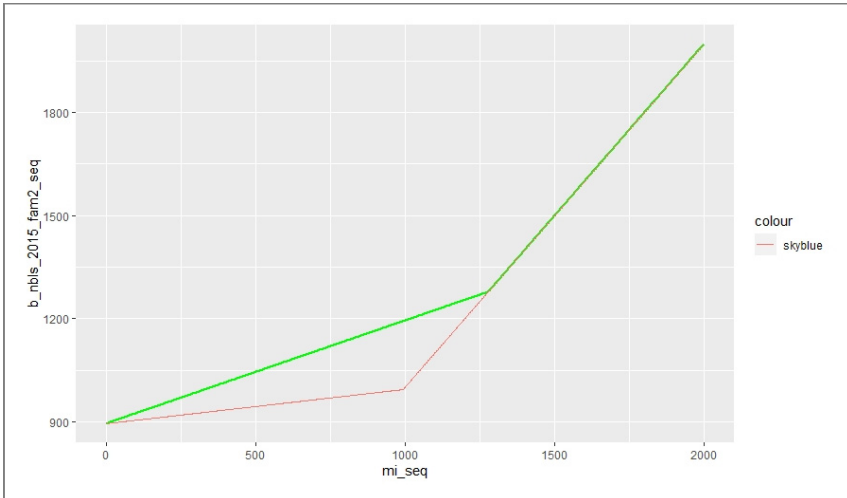
[그림 V-2] 생계급여 제도하의 가구 예산선



주: 가로축은 근로소득과 사업소득의 합산이며 세로축은 근로소득, 사업소득과 생계급여를 합산한 값을 의미함

자료: 저자 작성

[그림 V-3] 생계급여 제도하의 가구 예산선(소득공제 10%와 30% 비교)



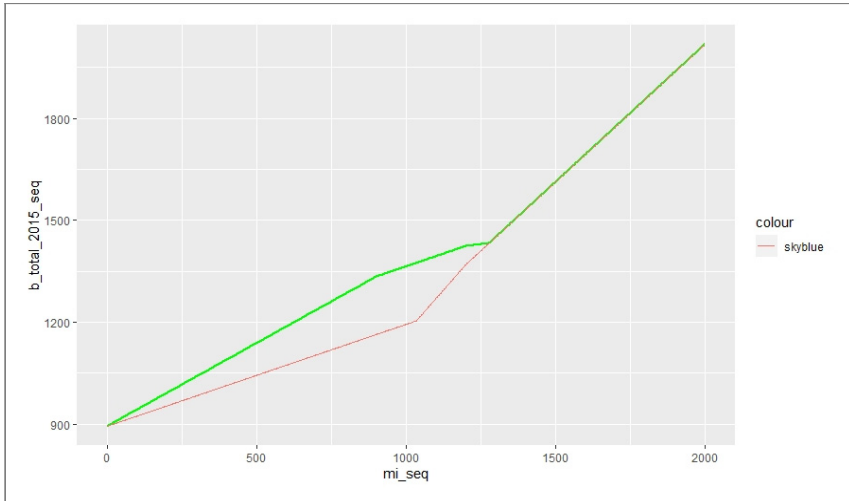
주: 가로축은 근로소득과 사업소득의 합산이며 세로축은 근로소득, 사업소득과 생계급여를 합산한 값을 의미하며, 위쪽 그래프가 소득공제 30%, 아래 그래프가 소득공제 10%의 경우를 의미함

자료: 저자 작성

근로장려금제도와 생계급여제도를 함께 분석해야 하는 중요한 이유 중 하나는 $b(\cdot, \cdot)$ 의 시간에 따른 변화이다. 2014년 이전에는 최저생계비의 급여원칙 중 타 급여 우선원칙과 보충급여 원칙을 우선시하여 근로장려금과의 중복수혜가 불가능하였다. 2015년 맞춤형 급여 도입은 사각지대 축소, 급여 적정성 보장, 탈수급 강화 등의 목적으로 이루어졌으며, 본 보고서에서 중요하게 다룰 한 가지 큰 변화는 근로장려금과의 중복수혜가 가능해졌다는 점이다. 따라서 가구의 모든 근로 및 사업 소득 구간에서는 아니지만, 근로장려금과 생계급여가 동시수급이 가능한 구간에서 가구가 수혜 가능한 총지원액 함수 형태는 다음과 같다. 2014년 이전에는 $b(p_1, p_2) = \max(p_1, p_2)$ 인 반면 2015년 이후에는 $b(p_1, p_2) = p_1 + p_2$ 형태로 나타낼 수 있다. 이를 활용하여, [그림 V-4]에서 중복수혜가 가능한 경우와 불가능한 경우의 가구 예산선을 나타내었다. 합리적인 가구의 경우 2014년 이전에는 수혜 가능한 생계급여와 근로장려금의 크기를 비교하여 수혜액이 더 큰 쪽을 선택할 것으로 보인다. 이와 같은 이유로 두 곳의 꺾이는 부분이 발생하게 되고, 그 이유는

근로소득과 사업소득이 증가함에 따라 처음에는 생계급여를, 나중에는 근로장려금을 수혜하는 경우가 합리적이기 때문으로 추측된다. 2015년 이후 가구 예산선은 근로장려금 제도로 인하여 예산선이 세 번 꺾이는 부분, 생계급여로 인하여 한 번 꺾이는 부분을 더하여, 일반적인 경우에는 총 네 번의 꺾임이 발생할 것으로 예상된다.

[그림 V-4] 중복수혜 가능한 경우와 불가능한 경우 예산선



주: 가로축은 근로소득과 사업소득의 합산이며 세로축은 근로소득, 사업소득과 생계급여를 합산한 값을 의미하며, 위쪽 그래프가 근로장려금과 생계급여가 동시수급 가능한 경우, 아래 그래프가 두 가지 보조금 중 하나만 수혜 가능한 경우를 의미함

자료: 저자 작성

본 모형에서는 제도에 해당하는 모수가 주어졌으며, $p_1(\cdot)$, $p_2(\cdot)$ 은 근로소득에 크게 의존한다고 가정한다면 $b(p_1, p_2) \approx b(w(e)h)$ 로 나타낼 수 있을 것이다.⁴¹⁾ 또한 가구별 효용의 극대화 문제를 풀기 위하여 효용함수 형태를 다음과 같이 정의한다.

41) 가구의 근로장려금과 생계급여 총합 $b(p_1, p_2)$ 은 제도를 활용하여 도출하였다. 그 이후 가구의 h 에 해당하는 값을 전일제 근무 및 파트타임 근무 가구 구성원을 활용하여 구한다. 최종적으로 가구의 근로소득과 사업소득을 합한 값을 h 로 나눈 값을 $w(e)$ 로 정의하였다.

$$w^g(c,l) = \alpha_g \left[\frac{c^{\theta_g} - 1}{\theta_g} \right] + \beta_g \left[\frac{\left(1 - \frac{h}{H}\right)^{\eta_g} - 1}{\eta_g} \right] \quad \text{식 (9)}$$

식 (9)는 일정한 탄력성을 가지는 가구별 효용함수로, Blundell and Shephard (2012)의 연구를 참고하여 설정하였다. 여기는 0과 1 사이의 값을 가지며 $l = \left(1 - \frac{h}{H}\right)$ 로 표현되고, H 는 기존 선행연구에서는 최대 법정 가능 노동시간 등을 활용하였으나 본 보고서에서는 근로시간에 대한 정보가 부족하여 전 일제근로인지 파트타임근로인지에 따른 구분만을 활용하였다. 좀 더 자세한 설명은 회귀분석을 시행하는 ‘나’절에서 덧붙이고자 한다. 수식에 나타난 g 는 각 집단별 이질성을 고려하기 위한 것이다. 분석에서 고려된 이질성은 가구 원 수·가구 형태·연도 요인으로, 연도의 경우에 근로장려금과 생계급여 제도의 변화를 대략적으로 보여주는 요인이다. 설명의 편의를 위하여 앞으로 등장하는 수식에서는 g 를 생략하고 논의를 진행하도록 한다.

만약 일반적인 정규조건(regularity condition)들을 만족한다고 가정하면 정태모형에서 가구의 효용 극대화는 노동시간 h 에 대한 1계 조건을 만족해야 한다. 식 (8)에서 나타난 예산제약식을 활용하여 $c = w(e)h + b(w(e)h)$ 를 식 (9)에 대입하여 h 에 대하여 미분한 1계 조건을 풀면 아래와 같다.⁴²⁾

$$\alpha w(e)(w(e)h^* + b(w(e)h^*))^{\theta_g - 1} [1 + b'(w(e)h^*)] = \beta(1/H)(1 - h^*/H)^{\eta_g - 1} \quad \text{식 (10)}$$

본 보고서의 한계점 중 하나는 수식 (10) 첫 줄의 $b'(\cdot)$ 에 해당하는 부분에 있다. 가구의 근로소득 및 사업소득을 1만원 증가 혹은 감소시킬 때 근로장려금과 생계급여 총지원금이 어떻게 변화하는가를 관찰하였을 경우, 특정 가구에서 1만원 이상으로 예산이 감소하는 경향을 보여주었다. 이는 특정 가구가 현 제도하에서는 탈수급에 대한 문턱효과가 존재함을 보여주는 것으로 해석된다. 추후 연구에서는 어떤 특성을 가지는 가구가 앞서 나타난 문턱효과를 가지는지에 대한 논의를 진행할 계획이다. 한 가지 더 유의할

42) 현실적으로는 가구의 총소비가 소득보다 크기 어렵기 때문에 해석에 유의해야 한다.

사항은 앞서 언급한 문턱효과를 지닌 가구의 경우 식 (10)의 균형식을 만족하기 어렵다. 좌변의 마지막 항인 $1+b'(w(e)h^*)$ 가 음(-)의 값을 가지게 되며, 이는 우변의 값이 항상 양(+)의 값을 만족하기 때문에 수식을 만족할 수 없다. 이와 같은 이유로 문턱효과를 나타내는 가구는 최종적인 모수 추정 시에는 제외하였다. h^* 는 균형상태수준의 노동공급을 의미한다.

식 (10)의 양변에 로그를 취하여 정리하면 아래와 같은 회귀분석이 가능한 수식을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln H + \ln w(e) + \ln(1+b'(w(e)h^*)) \\ = (\ln \beta - \ln \alpha) + (\theta - 1) \ln(w(e)h^* + b(w(e)h^*)) + (1 - \eta) \ln\left(1 - \frac{h^*}{H}\right) \end{aligned} \quad \text{식 (11)}$$

근로장려금제도와 생계급여제도 변화에 따른 수급액 함수인 $b(\cdot)$ 는 데이터를 활용하여 식별 가능하다고 가정하면, 수식 (10) 좌변의 값은 데이터를 활용하여 도출할 수 있다. 데이터로 관찰 불가능하며 수식 (10)의 균형식에 영향을 줄 수 있는 가구의 특성이 모형에서 분리 가능하며 가산 가능한 (additively separable) 오차항으로 정의할 수 있다고 가정하자. 이때 최소제곱법을 사용하는 회귀분석을 활용하면 θ, η 의 추정치를 구할 수 있다.

다만, 이 경우 문제가 되는 것은 좌변의 종속변수와 우변의 독립변수 사이의 숨겨진 연결고리가 있어 일반적인 회귀분석을 시행하였을 경우 내생성으로 인한 문제가 클 수 있다는 점이다. 따라서 불편성의 문제가 없는 추정치를 구하기 위해서는 내생성을 해결할 필요가 있다. 특히 해결해야 할 내생성은 교육수준 e 에 의존하는 임금의 내생성과 가구의 효용극대화 결정에 필요한 노동공급 h^* 의 내생성일 것이다.

이를 위하여 아래와 같은 control function approach를 활용하여 추정을 진행하였다.⁴³⁾

$$\begin{aligned} y &= x' \gamma + v \\ v &= z' \delta + \epsilon \end{aligned} \quad \text{식 (12)}$$

43) 자세한 내용은 Wooldridge(2015)의 control function methods 등을 참고하였다.

식 (12)는 내생성을 제거하기 위한 2 stage least squares의 전략을 나타낸 것이다. 첫 번째 수식은 두 번째 단계 회귀분석 수식으로서 y 와 x 는 식 (10) 좌변의 종속변수와 우변의 독립변수를 의미한다. 따라서 오차항 v 는 임금과 노동공급 수준의 내생성을 포함하는 것으로 볼 수 있다. v 의 내생성을 제거하기 위한 방법은 다음과 같다. 먼저 첫 번째 회귀분석으로 잔차를 구한다. 그후, 이를 두 번째 회귀분석의 종속변수로 활용하고 z 변수에 가구주의 연령 및 교육 수준에 해당하는 변수들을 통제하여 내생성을 제거한 잔차 v 의 추정치를 얻는다. 마지막으로, 잔차 v 의 추정치를 첫 번째 회귀분석 모형에 회귀변수로 추가한다. 위의 방법을 활용해 v 의 내생성으로 야기되어 나타날 수 있는 편의를 제거한 θ, η 의 최종적인 추정치를 구한다. 구한 θ, η 를 사용하여 노동공급 변화에 따른 식 (9)에서 효용의 크기 변화를 추정하고자 한다.

나. 데이터 및 분석 결과

위에서 논의한 식 (12)에 대한 2 stage least squares 분석을 통해서 θ, η 를 추정하기 위하여 한국복지패널데이터의 2009~2021년 데이터를 활용하였다. 분석의 목적은 추정된 θ, η 의 값을 사용하여 노동공급 변화에 따른 효용의 변화를 식 (9)에서 추정하고 이를 사용하여 정책의 효과성을 예측해 보고자 한다. 본 보고서의 관심 수혜대상인 저소득 고령층과의 유사성을 확보하기 위하여 표본을 2021년 근로장려세제의 재산요건인 2억원 미만, 모든 가구원의 근로 및 사업 소득의 합이 4천만원 이하, 가구주의 연령이 50세 이상이며 근로능력이 있다는 조건을 만족하는 가구들로 제한한 후 분석을 진행하였다.

분석을 위해서 가구 총근로시간 정보가 필요한데, 한국복지패널데이터에는 이를 제공하고 있지 않아 가구원의 근로형태가 전일제인지 시간제인지를 나타내는 이항변수를 활용한 임의의 변수를 생성한 후 사용하였다.⁴⁴⁾ 즉, 식 (8)의 종속변수에 나타난 가구별 최대 근로가능시간에 해당하는 H 는 다

44) 가구원별 시간제 근로형태일 때 1의 값을 가지고 전일제의 경우 2의 값을 가진다.

음과 같이 설정하였다. 표본 중 가구원 수의 최댓값은 8명이었으며, 모두 전 일제 근로가 가능하다는 가정하에 가능한 최대 근로시간에 해당하는 H 의 값을 $2 \times 8 = 16$ 으로 설정하였다.

본 연구에서는 복지패널의 근로장려금이나 생계급여의 지급액 변수를 활용하지 않고 소득요건, 재산요건, 거주지형태 등 근로장려금액과 생계급여액을 도출할 수 있는 요건을 활용하여 추정된 각 가구별 수혜금액을 데이터로 활용하였다. 수혜금액을 추정하는 것의 장점은 정책적 모의실험이 가능하다는 것이다.⁴⁵⁾ 예를 들면, 특성을 가진 가구의 소득변화가 나타날 때 그에 따른 근로장려금과 생계급여 수급액의 변화를 예측하고 이에 필요한 재원을 추정하는 것 또한 가능할 것으로 보인다.

앞서 소개한 2 stage least squares 방식을 통한 추정의 결과는 아래와 같다. 먼저, <표 V-15>는 식 (12)의 첫 번째 회귀분석을 활용하여 잔차를 추정하는 과정을 보여준다. 각 계수는 식 (12)의 $(\theta-1)$, $(1-\eta)$ 의 추정치에 해당하며, 이 경우 $\hat{\theta} \approx 3.96$, $\hat{\eta} \approx 1.98$ 로 추정된다.

<표 V-15> 2 Stage Least Squares 추정 결과: 1단계 추정

종속변수	y
x_1	2.96023*** (0.019196)
x_2	-0.9856147*** (0.1892418)
R-squared	0.5678
관측 수	31,290

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

자료: 저자 작성

내생성을 제거하기 위한 두 번째 단계는 첫 번째 회귀분석에서 추정된 잔차 v 를 종속변수로 하고 교육과 연령의 2차항을 고려한 회귀분석을 실시하는

45) 본 보고서에서는 해당 모의실험을 진행하지 않았으나 추후 연구에 활용할 예정이다.

것이다. 이는 식 (12)의 두 번째 식을 추정하는 데, 종속변수로 <표 V-15>에서 추정된 잔차 v 를 사용하는 것을 의미한다. 추정 결과는 <표 V-16>과 같은데, 잔차에 대하여 가구주의 연령과 교육연수 모두에 대해서 역U자의 관계를 보여주고 있다.

<표 V-16> 2 Stage Least Squares 추정 결과: 잔차추정

종속변수	\hat{e}
<i>age</i>	0.2532*** (0.0161)
<i>age</i> ²	-0.0021*** (0.0001)
<i>educ</i>	-0.0081 (0.0084)
<i>educ</i> ²	-0.0023*** (0.0004)
R-squared	0.0352
관측 수	31,290

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

자료: 저자 작성

2 stage least squares 추정의 마지막 단계로 추정된 종속변수의 예측치(predicted value) \hat{v} 를 사용하여 최종 회귀분석을 아래와 같이 시행하였다. 즉, 식 (12)의 첫 번째 식을 다시 추정하는데, 앞서 추정된 잔차 v 를 통제변인으로 추가하여 동일한 회귀분석을 시행하였으며, 그 결과는 <표 V-17>과 같다. 이는, 처음 시행하였던 회귀분석(<표 V-15>)에서와는 달리 내생성을 일으킬 수 있는 잔차의 추정치를 \hat{v} 통제한 후 θ, η 를 추정했다는 점이 다르다. 분석의 결과 최종적으로 편의(bias)를 제거한 추정치의 값은 $\hat{\theta} \approx 3.97$, $\hat{\eta} \approx 1.98$ 로 나타나 control function으로 통제하기 전과 후의 차이가 크지 않은 것으로 나타났다. 즉, 편의가 존재하나 그 크기는 크지 않았던 것으로 생각해볼 수 있다.

〈표 V-17〉 2 Stage Least Squares 추정법: 내생성 통제 후 1단계 추정

종속변수	y
x_1	2.9768*** (0.0189)
x_2	-0.9814*** (0.1859)
<i>ctrftn</i>	1.0010*** (0.0296)
R-squared	0.5830
관측 수	31,290

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

자료: 저자 작성

전체 표본에 대한 분석에 더하여, 가구의 이질적 특성 및 연도별로 분석을 진행하여 보았다.⁴⁶⁾ 가구의 이질성분석 시 고려한 특성은 생계급여기준에 영향을 미치는 가구원 수와 근로장려금제도 기준에 영향을 미치는 단독가구, 홑벌이·맞벌이 가구 유형이다. 가구원 수별 효용함수의 모수 추정 결과는 〈표 V-18〉과 같다. 추정 결과 가구원 수가 적을수록 효용함수의 모수가 크게 추정되는 경향이 나타났는데, 이는 가구원 수가 적을수록 노동공급의 증가에 따른 비효용(disutility)이 적음을 의미한다. 가구유형별 효용함수의 모수 추정 결과는 〈표 V-19〉와 같다. 앞의 가구원 수별 추정과 비슷하게, 가구 내의 수입원이 적을수록 효용함수의 모수가 커지는 것을 발견하였다. 즉, 단독가구가 홑벌이나 맞벌이 가구에 비하여 노동공급에 따른 비효용(disutility)이 적을 것으로 예측해볼 수 있다.

46) 아래의 모든 분석의 통계적 유의성은 pvalue가 0.001 이하임을 확인하였다.

〈표 V-18〉 가구원 수별 효용함수 모수 추정치

가구원 수	θ	η
1인	4.08	14.80
2인	3.75	1.90
3인	3.72	-1.12
4인 이상	3.44	-2.33

자료: 저자 작성

〈표 V-19〉 가구유형별 효용함수 모수 추정치

가구유형	θ	η
단독가구	4.08	14.80
홀벌이가구	3.80	4.98
맞벌이가구	2.34	-3.07

자료: 저자 작성

연도별 가구 효용함수의 추정 결과는 〈표 V-20〉과 같다. 연도별로 근로장려금과 생계급여 제도의 변화에 따라 예산선이 달라지면서 그에 따른 효용함수의 모수가 달라질 수 있고 이를 통해 제도 변화에 따른 노동공급의 비효용성을 추정해 보고자 한다. 〈표 V-20〉에 따르면, 근로장려금과 생계급여의 중복수급이 시작된 2015년을 기준으로 모수 추정치의 큰 변화가 관찰되는 것을 알 수 있다. 특히, 즉, 소득에 대한 모수(θ)의 변화는 상대적으로 적었으나, 노동공급에 대한 모수(η)의 큰 변화가 관찰되었는데, η 는 2014년 -1.78을 기록하였으나, 2015년부터 3.84로 급격하게 증가한다.

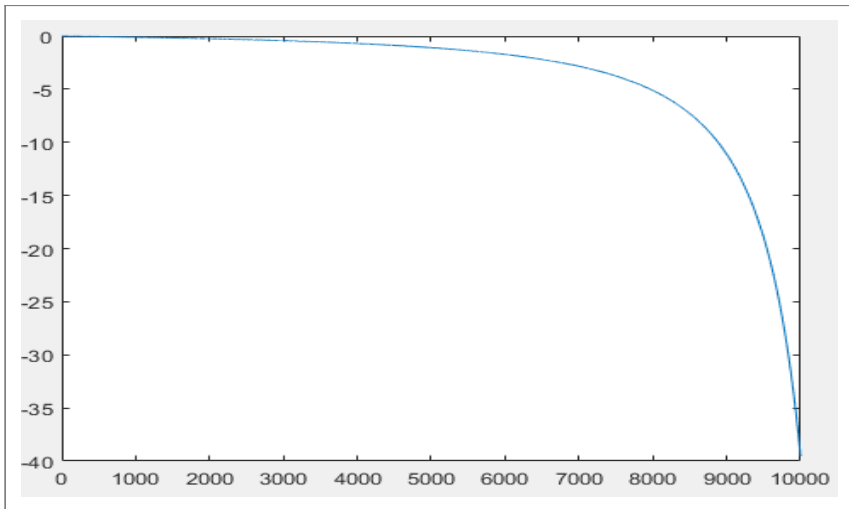
η 의 변화가 노동공급 효용에 미치는 효과를 살펴보기 위하여 [그림 V-5]와 [그림 V-6]의 효용함수 그래프를 제시하였다. 두 그래프는 각각 2014년과 2015년의 η 추정치를 활용하여 노동공급의 변화에 따른 가구의 효용 감소 정도를 보여준다. [그림 V-5]와 [그림 V-6]을 비교하여 보면, 2015년의 큰 제도 변화 전후로 노동공급 증가에 따른 비효용 변화가 크게 감소하고 있는 것을 볼 수 있다. 즉, 2015년 근로장려금의 도입과 생계급여의 변화로 노동공급에 비효용이 줄어들면서, 가구의 노동공급 증가 가능성이 더 높아진 것으로 해석할 수 있다.

〈표 V-20〉 연도별 효용함수 모수 추정치

연도	θ	η
2009	4.00	-2.57
2010	4.21	-3.06
2011	4.53	-2.74
2012	4.59	-3.66
2013	4.09	-1.55
2014	4.10	-1.78
2015	4.01	3.84
2016	3.51	7.23
2017	3.18	8.51
2018	3.33	8.93
2019	3.94	6.93
2020	3.69	7.20
2021	4.31	7.18

자료: 저자 작성

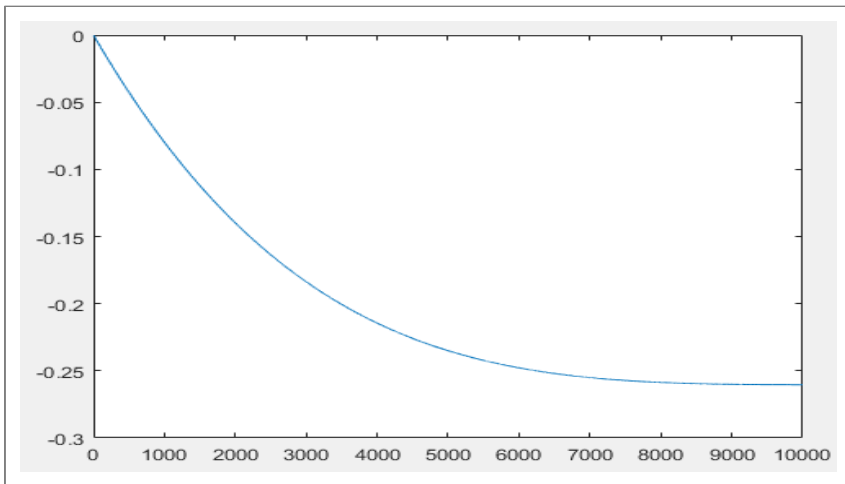
[그림 V-5] 2014년 노동공급 h 의 증가에 따른 효용함수변화의 크기($\eta = -1.78$)



자료: 저자 작성

앞서 살펴본 가구원별 및 연도별 이질성을 함께 고려한 분석의 결과는 <표 V-21>과 같다. 분석 결과 2015년 전후로 노동공급과 관련된 효용에 영향을 미치는 모수인 (θ)에 가장 큰 변화를 겪은 그룹은 1인 가구로 나타났다. 또한, 3인 이상의 가구에서는 모수의 변동이 크게 나타나지 않았으며, 통계적 유의성 또한 확보하기 힘들다는 것을 관찰할 수 있었다. 이는, 가구원 수가 많은 경우 가족 돌봄 등의 가구특성으로 제도의 변화에 탄력적으로 반응하기 어려웠던 것을 한 가지 원인으로 들 수 있을 것이다.

[그림 V-6] 2015년 노동공급 h 의 증가에 따른 효용함수변화의 크기($\eta=3.84$)



자료: 저자 작성

<표 V-21> 연도별 가구원별 효용함수 모수 추정치

가구원 수	1인		2인		3인		4인 이상	
	θ	η	θ	η	θ	η	θ	η
2009	5.29	4.28	3.55	-0.98*	3.58	-3.13	3.45	-2.55
2010	4.79	4.57*	3.99	-2.17*	3.55	-3.08	3.44	-2.96
2011	5.18	6.94	4.24	-1.66*	3.81	-3.51	3.85	-3.46
2012	4.94	4.70	4.51	-3.42	3.92	-3.73	3.29	-3.06
2013	4.10	9.31	4.09	-1.85	3.89	-3.08	3.69	-3.01

〈표 V-21〉의 계속

가구원 수	1인		2인		3인		4인 이상	
	θ	η	θ	η	θ	η	θ	η
2014	4.32	8.07	3.92	-1.14*	4.14	-3.95	3.21	-3.19
2015	3.85	15.94	3.76	3.27	5.68	-2.56	4.71	-1.31*
2016	3.45	19.15	3.16	6.85	3.60	3.92	4.52	-3.20
2017	3.07	22.21	2.82	7.59	3.05	2.73	5.59	-0.52*
2018	2.76	23.96	3.30	6.76	3.83	1.64*	4.09	-2.15*
2019	4.03	18.43	3.44	5.96	5.06	-1.63*	5.50	-3.31*
2020	3.53	18.47	3.41	5.14	5.07	-0.71*	5.91	-2.79*
2021	4.39	18.84	4.02	4.07	4.71	1.44*	5.50	-2.90*

주: * 표시는 95% 통계적 신뢰수준을 만족하지 못한 추정치를 의미함

자료: 저자 작성

Ⅵ. 결론 및 정책적 시사점

본고는 근로장려금 제도의 변화가 50세 이상 준고령자 및 고령자의 경제활동 및 소득과 은퇴행위에 미치는 영향을 2011~2021년 4~14차 재정패널 데이터와 2017~2022년 국세청 미시데이터를 사용하여 살펴보았다. 분석을 위해서는 근로장려금 수급여부 대신 근로장려금의 외생적인 수혜요건을 사용하였는데, 2010~2020년간 제도의 변화에 따른 수혜요건의 변화를 변수화하여 수혜자격의 변화가 노동공급에 미치는 효과를 살펴보았다.

50세 이상 준고령자 및 고령자 근로장려금 수급자는 다른 연령대에 속한 수급자들과는 노동시장에서 다른 특성을 가지고 있을 가능성이 있으며, 이는 근로유인에 대한 반응을 다르게 할 수 있다. 보고서의 제Ⅲ장에서는 본 분석에 앞서 준고령자 및 고령자의 경제활동 현황을 파악하였다. 조사 결과 고령층 취업자는 꾸준히 증가하고 있으며 높은 비율로 임시·일용 근로자 및 고용원이 없는 자영업자 등 종사상지위가 열악한 부문으로 유입되고 있음을 확인할 수 있었으며, 이러한 경향성은 중위소득 이하 가구에서 좀 더 뚜렷하게 나타났다.

제Ⅳ장에서 재정패널에 포함된 근로장려금 수급자 현황에서는 본 분석에 사용된 표본의 대부분이 고용원이 없는 자영업자임을 확인할 수 있었는데, 고령가구에 대한 소득지원의 필요성을 보여줌과 동시에 근로장려금의 역할이 다소 모호할 수 있음을 보여준다. 즉, 임금근로자보다는 자영업자가 많기 때문에, 근로장려금으로 인해 경제비활동인구를 유인하는 것은 어려워 보여 외연적 근로효과(extensive margin)가 관측되는 것이 쉽지 않을 가능성이 있다. 또한 자영업자의 경우 근로시간이 증가하더라도 매출의 증가로 이어지지 않는 불확실성이 있어 근로의 증가에도 소득증가를 관측하지 못할 가능성도 있다. 반면, 자영업자는 근로소득자에 비하여 상대적으로 노동공급 및

신고행태를 좀 더 자유롭게 조절할 수 있다는 측면(Saez et al., 2012; 권성오·홍우형, 2021)은 오히려 더 큰 소득효과를 관측하게 될 가능성을 제기하기도 한다. 즉, 신고행태를 변화시킴으로써 총급여액의 존재 및 크기를 조절할 수 있다면, 이로 인한 근로 및 소득 효과가 관찰될 가능성이 있어 노동공급 및 소득변동의 메커니즘을 살펴볼 수 있는 분석이 필요할 것이다.

제Ⅳ장의 제2절에서 재정패널 데이터를 사용하여 경제활동 및 소득에 미치는 효과를 분석한 결과 노동공급의 외연적 효과를 발견할 수 없었으나, 소득 측면의 변화를 발견할 수 있었다. 즉, 근로장려세제의 변화로 인하여 근로장려금 수급자격을 얻게 되는 경우 그다음 해에 50세 이상 가구주의 총소득액(근로소득+사업소득)이 764만원, '총급여액 등(근로소득+업종별 조정을 ×사업소득)'이 333만원가량 증가하는 것을 발견할 수 있었다. 이를 평균적인 가구주 총소득액과 총급여액 등과 비교하면, 각각 10% 정도의 변화라고 볼 수 있다. 발견된 총소득액 및 총급여액 등의 변화는 선행연구와 비교한다면 다소 큰 변화라 볼 수 있다. 예를 들면, 연령별 단독가구 가구주의 노동공급 변화를 연구한 이정우 외(2022)의 경우 근로장려금으로 인하여 50대의 주 평균 근로시간이 8.6시간가량 증가했다고 보고하고 있는데, 2021년 최저임금인 8,820원으로 가정하고 이를 소득으로 환산하면 연간 400만원의 증가라고 볼 수 있을 것이다.

이러한 소득의 변화는 주로 특정 그룹에서만 나타났다. 즉, 60세 이상, 은퇴하지 않은 가구주, 무배우자 혹은 유배우자 가구 중 맞벌이가구 가구주의 소득증가가 다른 부표본에 비하여 상대적으로 크게 나타났다. 반면, 점증구간에 위치한 가구나 유배우자가구, 홀벌이가구 표본에서는 총소득액과 총급여액 등의 감소를 동반하지 않는 노동시간의 감소를 관찰할 수 있었는데, 이는 소득변수의 증가가 노동시간의 변화보다는 매출액의 변동에 따라 나타난 현상일 가능성을 보여준다.

재정패널을 사용한 회귀분석을 통하여 가구주의 소득에 변화가 있음을 확인하였으나, 사업소득변수로 매출액을 사용하고 있어 증가액이 과대평가되었다는 점과 표본의 대다수가 사업자로 구성되어 근로소득자에 대한 변동을

포함하지 못했다는 한계점이 존재한다. 이러한 점을 보완하기 위하여 2017~2021년도의 국세청 미시자료를 사용하여 근로장려금으로 인한 소득증가를 좀 더 명확하게 측정해 보고자 하였다. 국세청 미시자료를 사용하는 또 다른 장점은 소득 증가분 중 근로장려금으로 인한 증가분을 고려할 수 있다는 점이다. 즉, 근로시간의 증가를 통한 소득의 증가와 근로장려금으로 인한 소득의 증가 모두를 고려한 효과를 살펴볼 수 있을 것이다.

국세청 미시자료를 사용한 회귀분석 결과 50세 이상 전체 표본을 대상으로 할 경우 총급여액 등이 3만원가량 증가하고, 세후소득(총급여액 등 및 근로장려금)이 40만원가량 증가하는 것을 볼 수 있었다. 연령별로 나누어 살펴보면, 50~59세보다는 60세 이상에서의 소득증가 효과가 조금 더 크게 나타났다. 50~59세의 총급여액 증가는 2만원, 근로장려금을 고려한 소득 증가분은 39만원가량으로 나타났으나, 60세 이상 표본에서의 증가분은 각각 33만원, 71만원 수준으로 높게 나타났다. 이는, 앞의 회귀분석에서의 연령별 이질성 분석에서 60세 이상 표본에서의 증가가 더 크게 나타난 것과 비슷한 결과로 볼 수 있다.

근로 및 소득 효과를 살펴본 분석 결과를 종합하면, 재정패널의 분석 결과 근로장려금은 50세 이상 고령자에 대해서 소득의 증가를 가져오는 것으로 보이나 이는 대체로 사업소득이 있는 60세 이상의 고령층 사이에서의 변화로 그 증가 폭이 다소 크게 나타났다. 반면, 근로시간 측면에서의 변화는 살펴볼 수 없어 소득의 증가는 근로와 관계없는 매출액의 증가나 보고된 소득 조정에 의해 나타난 현상일 가능성이 있다. 이러한 점은 근로소득자를 포함하고 근로장려금 지급액을 알 수 있는 국세청 데이터를 사용한 분석을 통해서 보완해볼 수 있다. 국세청 미시자료를 사용한 분석 결과 근로자들을 포함한 경우에도 이러한 소득의 증가가 관찰되었으며 주로 60세 이상의 고령층 사이에서 그러한 변화가 나타나는 것을 알 수 있었으나 소득 증가액은 다소 크지 않다는 것을 확인할 수 있었다. 즉, 근로장려금이 근로 및 소득의 증가에 기여하는 부분이 있으나 그 크기는 크지 않을 수 있다는 점을 확인할 수 있었다.

근로장려금이 소득의 증가를 가져온다면, 이는 은퇴를 유보하는 결과로도 이어질 가능성이 있어, 노령연금수급 및 주관적 은퇴 변수를 사용하여 추가적으로 분석을 시도하여 보았다. 분석 결과, 근로장려금 수급자격은 노령연금수급 여부에는 영향을 미치지 않았으나, 근로장려금 수급 가능성이 높아질수록(수급자격이 주어지는 기간이 길어질수록) 노령연금을 조기수급하는 확률이 1.9%가량 낮아지는 것을 볼 수 있었다. 이에 더하여, 주관적 은퇴(근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는 경우) 확률 또한 1%가량 감소하는 것을 볼 수 있었다. 즉, 근로장려금이 가구(사업)소득에 미치는 긍정적 효과가 실제적인 노동공급 및 소득증가로 인한 효과인지는 분명하지 않았지만, 조기노령연금 수급확률이나 은퇴시점을 미룸으로써 경제활동을 지속할 유인을 제공할 가능성이 있음을 발견할 수 있었다.

마지막으로 제 V 장에서는 기초생활보장제도의 급여를 수급하고 있는 저소득 고령층에 근로장려금의 수급자격이 주어지는 경우 경제활동(노동공급)에 변화를 가져오는지를 살펴보았다. 2014년도부터 기초생활보장제도 수급자도 근로장려금을 수급할 수 있도록 제도가 개정되고 2015년부터는 근로·자녀 장려금을 실제소득으로 간주하지 않게 되면서 두 제도가 서로를 대체하지 않게 되어 중복수급이 가능해졌다. 이러한 변화로 기초생활보장제도 수급자의 노동공급이 제고될 가능성이 생겨 이를 정태적 모형을 사용하여 회귀식을 정의하고, 2009~2021년 한국복지패널을 사용하여 2 stage least squares를 통한 분석을 실시하였다. 분석 결과 제도의 변화가 있었던 2014년과 2015년 사이에 노동공급에 따른 비효용(disutility)이 작아지면서 노동공급에 대한 유인이 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 이러한 효과는 1인 단독 가구에 집중되어 있었다.

앞선 분석 결과를 토대로 50세 이상 근로장려금 수급자들에 대한 정책적인 함의를 도출하기 위하여 고려할 만한 사항은 다음과 같다. 첫 번째로는 고령의 근로장려금 수급자들이 종사하고 있는 일자리는 소득보존성이 높지 않을 수 있다는 점이다. 제 III 장 분석에서도 확인할 수 있듯이 지속적인 경제

활동의 필요성으로 인하여 50세 이상 고령층이 유입되고 있는 일자리는 주로 일용·임시직이거나 고용자가 없는 자영업 등 소득보존성이 약하고 고용 안정성이 보장되지 않는 곳이 많았다. 또한 고령 근로장려금 수급자 중 근로소득자는 많은 경우 직접일자리사업 특히 노인일자리사업 참여자일 가능성이 높아 보였다. 2021년 사회보장행정데이터⁴⁷⁾를 사용하여 살펴본 결과 근로장려금을 수급하는 50세 이상 수급자 중 20%, 65세 이상으로 국한할 경우 45%가 노인일자리사업에 참여하고 있어 근로소득자의 많은 비중이 노인일자리사업에 참여하고 있을 가능성이 보인다. 물론, 노인일자리사업 참여자들의 경우 소득이 높지 않기 때문에(65세 이상 연평균 근로소득 355만원) 근로장려금의 수급을 통해서 소득을 보존한다는 의미가 있을 것으로 보인다. 그럼에도 공공부문이 아닌 민간부문에서의 취업을 유도하고 소득을 보존한다는 측면에서의 역할은 아직 미흡한 것으로 보인다.

두 번째로 민간에서의 근로참여 유도가 적게 나타난 것은 수혜대상자들이 근로유인에 반응하지 않았기 때문이라기보다는 노동시장 여건으로 노동공급 증가로 이어지지 못했을 가능성이 높아 보인다는 점이다. 보건복지부 2021년 보도자료⁴⁸⁾는 현 노인인구(65세 이상)는 교육수준, 경제활동참여수준, 건강상태 등을 고려할 때, 주된 일자리로부터의 은퇴 이후에도 근로를 이어갈 의지 및 능력이 있는 상태에 있음을 보여준다. 또한 본고에서 근로장려금의 수급이 주관적 은퇴(근로 및 소득활동을 하지 않을 목적으로 일자리를 찾지 않으며 찾을 의사가 전혀 없는 경우)를 유보하는 효과가 있었으나 실제 외생적인 근로유인효과를 관찰하지 못한 것에 비추어 보아 근로의욕 제고나 실제 노동시장 참여로 이어지지 못하는 간극이 존재할 수 있음을 보여준다. 이러한 간극을 해소하고자 노동취약계층에 필요한 노동수요자(기업)의 유인을 제공할 수 있는 통합고용세액공제(최인혁·문지웅, 2023)의 마련이나 기업 및 고령 노동자 간 매칭을 돕거나 교육프로그램을 마련해야 할 필요성이

47) 베타데이터로서 2023년 10월 기준 행정데이터를 사용하였다.

48) 보건복지부, 「새로운 노인층의 등장, 달라지는 노인세대」, 2021. 6. 7., https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=365977, 검색일자: 2023. 3. 2.

제기되어 왔다(조희평·고창수, 2021). 그중에서도 은퇴 이후 재이행을 돕는 신중년 경력형 일자리 사업이 한 예가 될 수 있는데, 퇴직 전문인력에 지역 사회에 필요한 사회서비스 일자리를 제공하고 일 경험을 통해 민간일자리로의 이동지원을 그 내용으로 한다. 하지만 일자리 사업의 참여가 미미하며 민간으로의 이동실적 또한 많지 않다는 점이 지적되고 있으며 저숙련 노동자들의 재이행을 돕는 일자리 사업의 필요성이 강조되고 있다(고창수·이환웅, 2020). 따라서 고령층의 재이행을 돕는 일자리 사업을 개선하고 그 효과성을 제고하는 노력이 필요해 보인다. 또한 재교육을 통해 고령층의 생산성을 높이는 노력과 동시에, 고령층이 소유한 인적자본을 면밀히 분석하고 이를 최대한 활용할 수 있는 방안을 마련하기 위한 심층적인 연구가 필요해 보인다. 이러한 노력으로 노동시장에서의 마찰이 해결된다면, 근로장려금으로 증가된 고령 수급자들에 대한 근로유인은 좀 더 유의한 실제 근로 및 소득의 증가로 이어지게 될 것으로 기대된다.

참고문헌

〈국내 문헌〉

- 강성호, 「근로장려세제(EITC)의 일자리 창출 효과」, 『한국복지패널 학술대회 논문집』, 제10권, 한국보건사회연구원, 2017, pp. 325~339.
- 고지현·전병목·신상화, 『근로장려금』, 한국조세재정연구원, 2023.
- 고창수·이환웅, 『중장년층 노동시장의 양극화와 일자리 재정정책에의 함의』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 국세청, 『국세통계연보』, 각 연도.
- 권성오·홍우형, 『근로장려세제 확대의 경제적 효과: 노동공급과 납세행태에 미친 영향』, 한국조세재정연구원, 2021.
- 권일웅, 「기초생활보장 수급가구에 대한 근로장려금 중복수혜 효과」, 『한국행정논집』, 제34권 제3호, 2022, pp. 455~476.
- 권일웅·한서영, 「근로장려금과 복지함정 및 역선택」, 『미래성장연구』, 제8권 제1호, 고려대학교 미래성장연구원, 2022, pp. 85~98.
- 기재량·김진희·김재호, 「근로장려세제가 수급자의 시간당 임금에 미치는 효과」, 『정책분석평가학회보』, 2015, pp. 289~312.
- 김보민, 「중장년층 퇴직자 재취업 결정요인 분석」, 『응용경제』, 제21권 제1호, 2019, pp. 117~152.
- 김빛마로·김문정, 『근로장려세제 확대개편이 근로빈곤가구 소비에 미친 영향 연구』, 한국조세재정연구원, 2022.
- 김재진·이상은·이철인, 『조세지출(근로장려세제) 종합 심층평가』, 한국조세재정연구원, 2014.
- 김태우·우석진·안종길·빈기범, 「근로장려세제가 수혜가구의 소비에 미치는 영향」, 『유라시아연구』, 제13권 1호, 2016, pp. 85~109.

- 김학효·김흥균, 「기초연금 기준연금액 인상이 고령층 노동시장 참여에 미치는 영향 분석」, 『재정학연구』, 제14권 제1호, 2021, pp. 63~89.
- 남재량, 『근로장려세제(EITC)의 성과 연구』, 한국노동연구원, 2017.
- _____, 「주된 일자리 은퇴 후 근로소득 격차」, Research Brief, 2020, 경제·인문사회연구회 포용성장연구단, 2020.
- 남재량·김선빈·장용성·한종석, 『주된 일자리 중고령층 노동시장 연구』, 한국노동연구원, 2021.
- 박경하·한창근·김은하·이성학·박병현·강시은, 『노인일자리사업 참여자 가구소득 구조 및 빈곤특성 분석』, 한국노인인력개발원, 2021.
- 박능후, 「근로장려세제 시행초기 효과 실증분석」, 『사회복지정책』, 제38권 제2호, 한국사회복지정책학회, 2011, pp. 165~191.
- 박능후·임금빈, 「근로장려세제 인지도 변화와 정책효과 분석」, 『사회보장연구』, 제30권 제1호, 2014, pp. 51~80.
- 박상현·김태일, 「근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향」, 『한국행정학회 동계학술발표 논문집』, 제19권 제2호, 2011, pp. 73~98.
- 박소은·안영·고제이, 『근로(능력)빈곤층에 대한 근로장려세제의 효과 분석』, 한국보건사회연구원, 2021.
- 박지혜, 「늦어지는 은퇴, 생애주기수지 적자에 대비하라」, 『미래에셋투자자와연 금리포트』, No. 54, 미래에셋투자자와연금센터, 2022.
- 박지혜·이정민, 「근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과」, 『노동경제논집』, 제41권 3호, 2018, pp. 1~59.
- 배화숙, 「신중년의 일자리 재진입 동태와 퇴직률의 영향요인 분석」, 『인문사회 21』, 제11권 제6호, 2020, pp. 2397~2410.
- 보건복지부, 『2021 국민기초생활보장 수급자 현황』, 2022.
- 서민지, 「근로장려세제(한국형 EITC)가 근로빈곤층의 소득과 노동공급에 미치는 영향 분석」, 『한국복지패널 학술대회 논문집』, 제5권, (한국보건사회연구원), 2012, pp. 513~535.
- 석상훈·장선구, 「은퇴 전후의 소득 및 소비 비교: 성장곡선모형을 통한 분석」,

- 『제10회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 2009.
- 신상화·김문정, 『근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향: 최저임금 제도와와의 비교를 중심으로』, 한국조세재정연구원, 2019.
- 신우리·송헌재, 「근로장려세제 확대개편의 효과 분석」, 『응용경제』, 제20권 제2호, 2018, pp. 107~138.
- 안종석·송헌재·홍우형, 『근로·자녀장려금제도 성과분석 및 운용방안 연구』, 한국조세재정연구원, 2017.
- 염경윤·전병욱, 「근로장려세제(EITC)가 노동공급에 미치는 영향」, 『통계연구』, 제19권 제2호, 2014, pp. 73~98.
- 염지혜, 「신중년기 임금노동자와 자영업자에 대한 인구사회학적 요인의 영향: 50대와 60의 차이점을 중심으로」, 『공공정책연구』, 제36권 제1호, 2019, pp. 289~315.
- 이대용·권기현·문상호, 「근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구: 성향점수 매칭(PSM) 이중 삼중 차이 분석을 중심으로」, 『한국정책학회보』 제24권 제2호, 2015. 6, pp. 27~56.
- 이세진·임언선, 「근로소득장려세제(EITC) 현황과 과제」, 『이슈와 논점』, 제1876호, 국회입법조사처, 2021.
- 이정우·홍우영·김두언, 「근로장려세제(EITC)가 단독가구의 노동공급에 미치는 효과 분석: 연령대별 효과를 중심으로」, 『예산정책연구』, 제11권 제3호, 2022.
- 이환웅·고창수, 『중장년층 노동시장의 양극화와 일자리 재정정책에의 함의』, 한국조세재정연구원, 2022.
- 임완섭, 「근로장려세제의 수급결정요인과 노동공급 효과」, 『한국복지패널 학술대회 논문집』, 제4권, 한국보건사회연구원, 2011, pp. 45~61.
- _____, 「근로장려세제의 노동공급 효과성과 정책적 함의」, 『보건복지 Issue & Focus』, 제308호, 한국보건사회연구원, 2016.
- 정의룡, 「한국 근로연계 복지정책의 효과성 분석: 근로장려세제를 중심으로」, 『한국행정학보』, 제48권 제1호, 2014, pp. 181~206.

- 정찬미·김재진, 「근로장려세제(EITC) 지급기준 변경과 자녀장려세제(CTC) 도입이 홀벌이 및 맞벌이가구의 소득재분배에 미치는 효과」, 『사회보장연구』, 제31권 제1호, 2015, pp. 233~253.
- 조희평·고창수, 『임금상승이 노인의 노동시장과 공적연금 수령에 미치는 영향』, 한국조세재정연구원, 2021.
- 최인혁·문지웅, 『고용창출 세제지원 개선방안 연구: 통합고용세액공제 운영방향을 중심으로』, 한국조세재정연구원, 2023(발간예정).
- 한중석·장용성·김선빈, 「근로장려세제의 거시경제적 효과」, 『한국경제의 분석』, 제25권 제2호, 한국금융연구원, 2019, pp. 1~52.
- 행정안전부, 「2023년 지방세 시가표준액 조사 산정업무요령」, 2023.
- 홍우형, 「2019년 근로장려세제 확대 개편의 세수귀착효과 및 소득재분배효과 분석」, 『재정정책논집』, 제21권 제3호, 한국재정정책학회, 2019, pp. 3~33.
- _____, 「근로장려세제가 부부가구의 노동공급에 미치는 효과 분석」, 『재정학연구』, 제14권 제4호, 한국재정학회, 2021, pp. 77~106.

〈외국 문헌〉

- Allison, P. D., “Comparing logit and probit coefficients across groups,” *Sociological Methods & Research*, 28(2), 1999, pp. 186~208.
- Bastian, Jacob and Katherine Michelmores, “The long-term impact of the earned income tax credit on children’s education and employment outcomes,” *Journal of Labor Economics*, 36(4), 2018, pp. 1127~1163.
- Blundell, Richard and Andrew Shephard, “Employment, hours of work and the optimal taxation of low-income families,” *The Review of Economic Studies*, 79(2), 2012, pp. 481~510.
- Carter, Andrew and Robert Breunig, “Do earned income tax credits for older workers prolong labour market participation and boost earned income? Evidence from Australia’s mature age worker tax offset,” *Economic Record*, 95(309), 2019, pp. 200~226.

- Cousineau, Jean-Michel and Pierre Tircher, “Une évaluation de l’effet du crédit d’impôt pour prolongation de carrière sur l’emploi et le taux d’activité des travailleurs de 60 ans et plus au Québec, 2021,” *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, 47(4), 2021, pp. 523~536.
- Laun, Lisa, “The effect of age-targeted tax credits on labor force participation of older workers,” *Journal of Public Economics*, 152, 2017, pp. 102~118.
- Saez, E., Slemrod, J., and Giertz, S. H., “The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review,” *Journal of economic literature*, 50(1), 2012, pp. 3~50.
- Wooldridge, Jeffrey M., “Control function methods in applied econometrics,” *Journal of Human Resources*, 50(2), 2015, pp. 420~445.

〈웹사이트〉

- 국가법령정보센터, 「고용상 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률 시행령」, <https://www.law.go.kr/%EB%B2%95%EB%A0%B9/%EA%B3%A0%EC%9A%A9%EC%83%81%EC%97%B0%EB%A0%B9%EC%B0%A8%EB%B3%84%EA%B8%88%EC%A7%80%EB%B0%8F%EA%B3%A0%EB%A0%B9%EC%9E%90%EA%B3%A0%EC%9A%A9%EC%B4%89%EC%A7%84%EC%97%90%EA%B4%80%ED%95%9C%EB%B2%95%EB%A5%A0%EC%8B%9C%ED%96%89%EB%A0%B9>, 검색일자: 2023. 11. 1.
- _____, 「국민기초생활 보장법」, <https://www.law.go.kr/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tabMenuId=81&eventGubun=060101&query=%EA%B5%AD%EB%AF%BC%EA%B8%B0%EC%B4%88%EC%83%9D%ED%99%9C+%EB%B3%B4%EC%9E%A5%EB%B2%95#undefined>, 검색일자: 2023. 11. 1.
- _____, 「조세특례제한법 시행령」, <https://www.law.go.kr/%EB%B2%95%EB%A0%B9/%EC%A1%B0%EC%84%B8%ED%8A%B9%EB%A1%80%EC%A0>

- %9C%ED%95%9C%EB%B2%95, 검색일자: 2023. 3. 1.
- 국민연금공단, 「국민연금 도입과 발전」, https://www.nps.or.kr/jsppage/info/easy/easy_01_02.jsp, 검색일자: 2023. 11. 1.
- _____, 「알기쉬운 국민연금-노령연금」, https://www.nps.or.kr/jsppage/cyber_pr/easy/easy_04_02.jsp, 최종 검색일자: 2023. 11. 12.
- 국세청, 「근로·자녀장려금 신청자격」, <https://www.nts.go.kr/nts/cm/cntnts/cntntsView.do?mi=2452&cntntsId=7783>, 검색일자: 2023. 11. 11.
- 덴마크 국세청, *LAW No 473 of 17/06/2008*, <https://www.retsinformation.dk/eli/ta/2008/473>. 검색일자: 2023. 6. 22.
- 『머니투데이』, 「“홀벌이·맞벌이 근로장려금 받아주세요”... 신청 자격은?」, 2023. 9. 4., <https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2023090411271998618>, 검색일자: 2023. 11. 9.
- 보건복지부, 「국민기초생활보장사업안내」, 각 연도, <https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10107010100&bid=0038>, 검색일자: 2023. 12. 15.
- _____, 「국민기초생활보장 수급자 현황」, 각 연도, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=117&tblId=DT_11714_N002, 검색일자: 2023. 12. 15.
- _____, 「국민기초생활보장제도 20년사」, 2021, <https://www.prism.go.kr/homepage/entire/researchDetail.do?researchId=1351000-202000271>, 검색일자: 2023. 12. 15.
- _____, 「새로운 노인층의 등장, 달라지는 노인세대」, 2021. 6. 7., https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=365977, 검색일자: 2023. 3. 2.
- 우형준, 「국민연금, 월 평균 61만원...공무원연금의 1/4 불과」, 2023. 5. 5., 『SBS biz』, <https://biz.sbs.co.kr/article/20000116680#:~:text=%EA%B5%AD%EB%AF%BC%EC%97%B0%EA%B8%88%EA%B3%B5%EB%8B%A8%EC%97%90%20%EB%94%B0%EB%A5%B4%EB%A9%B4,4660%EC%9B%90%EC%9C%BC%EB%A1%9C%20%EB%82%98%ED%83%80%EB%82%AC%EC%8A%B5%EB%8B%88%EB%8B%A4>, 검색일자: 2023. 11. 17.

- 통계청, 「가계금융복지조사」, 2012~2022, <https://mdis.kostat.go.kr/ofrData/selectOfrDataDetail.do?survId=1004061&itmDiv=1&nPage=3&itemId=2005&itemNm=%EC%86%8C%EB%93%9D%2%2%B7%EC%86%8C%EB%B9%84%2%B7%EC%9E%90%EC%82%B0#click>, 검색일자: 2023. 6. 15.
- _____, 「기대수명(OECD)」, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAA209_OECD&conn_path=I2, 검색일자: 2023. 3. 2.
- 한국여성정책연구원, 「총조사인구(성/연령별)」, 2020, https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_11N0503, 검색일자: 2023. 12. 15.
- 한국은행, 「국민계정-주요지표(연간지표)」, https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=301&tblId=DT_200Y001&checkFlag=N, 검색일자: 2023. 6. 29.
- OECD iLibrary, “Tax Wages 2020 > Sweden,” <https://www.oecd-ilibrary.org/sites/965d05e5-en/index.html?itemId=/content/component/965d05e5-en>, 검색일자: 2023. 10. 10.
- Revenu Québec, “Tax Credit for Career Extension,” <https://www.revenuquebec.ca/en/citizens/tax-credits/tax-credit-for-career-extension/>, 검색일자: 2022. 12. 1.
- Splash database, “Law on tax reduction for seniors,” <https://splash-db.eu/policydocument/law-on-tax-reduction-for-seniors/>, 검색일자: 2023. 6. 22.

고령자의 경제활동과 정부정책에 대한 연구: 근로장려세제를 중심으로

고지현 · 김정환 · 박정흠

본 보고서는 재정패널자료(2011~2021년)와 국세청 미시자료(2017~2022년)를 보완적으로 사용하여 근로장려세제가 50세 이상 준고령자 및 고령자의 은퇴를 포함한 경제활동 및 소득에 미치는 효과를 분석하고 있다. 먼저 근로장려금 외생적 수급요건(연령, 재산, 주택, 배우자·부양자녀, 대상요건)에 기반한 변수를 생성하고, 2010~2020년간 정책 변화로 수급자격을 획득한 것의 효과를 고정효과모형을 통해 살펴본다. 또한, 2009~2021년 한국복지패널 데이터를 사용하여 2014년에 기초생활보장제도 수급자에게도 근로장려금 수급자격이 주어진 것이 근로유인효과를 가지고 오는지 살펴보았다.

재정패널자료를 사용한 실증분석의 결과 전기($t-1$)에 수급자격을 획득한 것은 현재 기(t)의 근로여부 및 시간에는 유의한 변화를 가져오지 않았으나, 총소득액(764만원) 및 업종별 조정률을 고려한 '총급여액 등(333만원)'을 평균 대비 약 10% 증가시키는 것을 발견할 수 있었다. 이에 더하여 노령연금 조기수급확률과 주관적 은퇴확률 또한 감소하는 것을 볼 수 있었다. 재정패널자료의 표본은 대부분 사업소득자로 구성되어 있고 소득증가가 주로 사업소득자에게서 나타나, 실제근로의 증가 없는 매출액 및 보고소득의 증가로 유인된 결과일 가능성도 존재해보였다. 이를 보완하기 위하여 국세청 미시자료를 사용하여 분석한 결과 총급여액 등이 50세 이상에서 3만원,

60세 이상에서 33만원가량 증가하여 평균 대비 0.2%, 3%로 유의한 증가가 나타남을 볼 수 있었다.

또한 기초생활보장제도 수급자들에 대해서 근로장려금의 유인효과가 존재하는지를 정태적 노동공급모형에 기반한 2 stage least squares 분석으로 살펴보았다. 분석 결과 제도의 변화가 있었던 2014년과 2015년 사이에 노동공급에 따른 비효용이 작아져, 노동공급에 대한 유인이 증가하는 것을 발견할 수 있었다. 이러한 효과는 1인 가구나 단독가구⁴⁹⁾와 같이 노동공급에 따른 비용이 크지 않을 것으로 예상되는 집단에서 주로 나타났다.

49) 1인가구는 가구원 수가 1명인 가구를 의미하며, 단독가구는 근로장려금 수급액 결정을 위하여 「조세특례제한법」에 정의된 가구유형 중 하나로 배우자, 부양자녀(18세 미만) 및 70세 이상의 직계존속이 없는 가구를 의미한다.

Senior Labor Market Implication of Earned Income Tax Credit

Jeehyun Ko, Jeonghwan Kim, and Cheonghum Park

This study analyzes the effects of the Earned Income Tax Credit (EITC) on the labor supply and income of individuals aged 50 and above, using household panel data from NaSTaB (National Survey of Tax and Benefit) from 2011 to 2021 and administrative tax data from the NTS (National Tax Service) from 2017 to 2022. To explore the impacts, we created and used a variable for EITC eligibility based solely on exogenous conditions such as age, asset values, and household composition. Using a fixed-effects model, we found that EITC eligibility increased gross income, mostly for self-employed workers, by 333 million won and adjusted gross income by 7.64 million won (10% of the sample mean). We also found that individuals who became eligible for the EITC were less likely to retire and less likely to receive Early-Old Age Pension. On the other hand, we observed smaller impacts on income (30,000 won or a 0.2% increase) when using administrative data from NTS, where the majority are employed individuals.

In addition, we investigated whether the EITC was effective among National Basic Livelihood Security System (NBLSS) recipients using KoWePS

(Korea Welfare Panel Study) data from 2009 to 2021. In 2015, the EITC became eligible for NBLSS recipients, potentially providing work incentives to them. Using a two-stage least squares model, we observed a decrease in the disutility from labor supply due to the policy change between 2014 and 2015, suggesting a potential increase in the incentive for labor supply. These positive effects were more pronounced in groups such as single-person households where the cost of labor supply is expected to be relatively low.

■ 저자약력

고지현

이화여자대학교 경제학 학사
서울대학교 경제학 석사
미국 University of Southern California 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

김정환

연세대학교 수학, 경제학 학사
미국 University of California, Los Angeles(UCLA) 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

박정흠

서울대학교 경제학 학사
서울대학교 경제학 석사
미국 Boston University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

자료 수집 및 정리

손유래 한국조세재정연구원 위촉연구원
배현경 한국조세재정연구원 위촉연구원
이강연 한국조세재정연구원 연구원

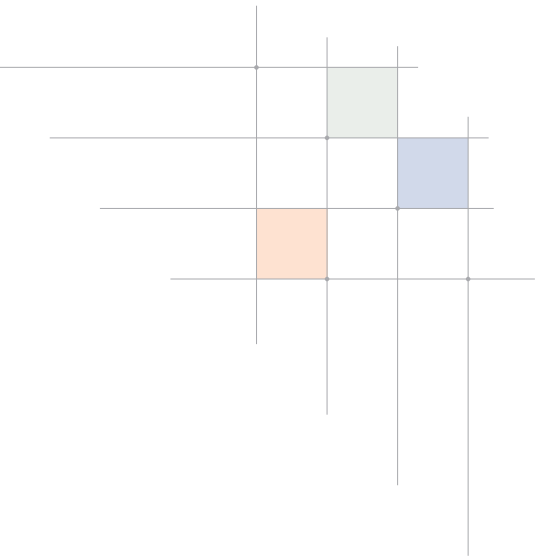
연구보고서 23-05

고령자의 경제활동과 정부정책에 대한 연구:
근로장려세제를 중심으로

발행	행	2023년 12월 29일
저자	자	고지현 · 김정환 · 박정흠
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kipt.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	23,000원
조판 및 인쇄	쇄	일지사
I S B N	N	979-11-6655-246-5

© 한국조세재정연구원 2023 * 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

본 보고서는 친환경 용지를 사용하여 인쇄되었습니다.



KOREA INSTITUTE
OF PUBLIC FINANCE

kipf 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336

TEL: (044)414-2114(대) www.kipf.re.kr



9 791166 552465 94320
ISBN 979-11-6655-246-5