



근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향

- 최저임금제도와 비교를 중심으로

2019. 12

신상화 · 김문정



근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향

- 최저임금제도와 비교를 중심으로

2019. 12

신상화 · 김문정

서 언

가구소득 불평등도가 심화되면서 이를 완화시키기 위한 정책적 수단들이 주목받고 있다. 정부는 2019년부터 근로장려세제를 큰 폭으로 확대 적용하기로 하였으며, 최저임금 위원회 역시 큰 폭으로 최저임금 수준을 인상시키고 있다. 두 제도가 함께 큰 폭으로 확대되고 있는 상황에서 두 제도의 정책 효과를 가구소득 재분배 측면에서 비교·분석하는 것은 의의를 갖는다.

본 연구는 최근 두 제도 변화의 효과를 분석하기 위한 노력으로 시작되었다. 근로장려세제를 중심에 두고 이를 분석하는 데에 초점을 두되 가구소득 재분배 측면에서 최저임금제도와 비교한다. 근로장려세제는 소득요건과 재산요건을 통해 저소득가구에 한정하여 지원하기에 가구소득 불평등도 완화 측면에서 최저임금제도에 비해 보다 효율적인 측면이 존재한다. 하지만 신청주의를 채택하고 있는 제도 특성으로 근로자 가구의 근로장려세제에 대한 인식 수준이 실제 수급을 저해하는 요인이 될 수 있다.

이를 고려하여 본 연구는 두 제도가 가구소득 분포에 미치는 영향을 분석하는 한편, 근로장려세제의 신청주의로 인한 비수급의 정도가 얼마나 클지에 대해서도 점검하였다. 가구소득 분포에 대한 분석 결과 근로장려세제가 최저임금제도에 비해 가구소득 분포에 더 크게 영향을 주는 것을 확인하였다. 최저임금 인상에 따라 시장에서 발생할 수 있는 부정적 효과들까지 고려할 경우 가구소득 재분배 제고라는 정책목표 달성을 위한 수단으로 근로장려세제가 보다 효과적일 수 있다.

이러한 분석결과와는 자료 내에서 근로장려세제 수급대상으로 식별된 가구들이 모두 수급한다는 가정에 기반한다. 이 가정의 유효성을 검증하기 위해 근로장려세제의 신청주의로 인한 문제점을 파악하기 위해 추가적인 분석을 수행하였다. 분석결과 우리나라의 경우 적격 대상자가 신청하지 않아 근로장려금을 수급하지 못하는 문제가 크지 않은 것으로 분석되었다. 이 결과는

근로장려세제 도입 초기부터 국세청에서 시행하고 있는 사전신청 안내 제도의 효과로 판단되며 근로장려금에 대한 사회적 인식 또한 증가하고 있다는 점에서 향후 더욱 개선될 것으로 판단된다.

본 연구는 본원의 신상화 부연구위원과 김문정 부연구위원이 작성하였다. 저자들은 본 보고서를 준비하는 과정에서 많은 분들의 도움을 받았다. 본 보고서의 초안을 읽고 조언을 해주신 한국노동연구원 방형준 박사와 남재량 박사, 그리고 익명의 두 심사논평자께 감사를 표한다. 또한 원내 세미나에 참석해 여러 지적을 해주신 참석자들에게도 감사를 표하며, 제도 연혁에 관한 자료들을 수집하고 정리한 김학효 연구원과 원고교정을 맡아 준 연구출판팀 직원 여러분들께도 깊은 감사를 드린다.

끝으로 본 보고서에 담긴 내용은 집필자 개인들의 의견이며, 본 연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2019년 12월

한국조세재정연구원

원장 김 유 찬

요약 및 정책적 시사점

1. 연구 목적

본 연구는 근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향을 가구패널 자료를 이용하여 추정하고 있다. 근로장려세제는 2018년 세법개정에서 수급가구와 총지급액을 대폭 확대하였다. 단독가구에 적용되던 가구주 연령 요건을 폐지하여 20대 단독가구를 수급대상에 포함시켰으며 총소득요건과 재산요건 또한 크게 완화하여 잠재적 수급대상 가구를 크게 확대하였다.

근로장려세제는 크게 근로자 개인의 근로의욕 고취와 저소득 근로가구의 소득보전이라는 두 가지 정책목표를 갖는다. 최근의 개정은 두 가지 정책목표들 중 저소득 근로가구의 소득보전 기능을 강화시키고 있다. 가구소득 양극화가 사회적 문제로 지적되고 있는 상황에서 저소득 근로가구에 대해 직접적인 지원을 강화하고자 하는 것이다.

근로장려세제의 대폭 개편은 최저임금 수준의 큰 폭 인상과 동일한 시기에 함께 이루어졌다. 최저임금제도는 시간당 임금의 하한을 설정하여 궁극적으로 저소득 가구에 대한 지원을 하는 것을 하나의 목적으로 한다. 두 제도가 같은 정책목표 달성을 위해 동일한 시기에 크게 확대되었기에 본 연구는 두 제도 중 어떤 제도가 더 효과적일 수 있을지 분석하는 것을 주된 연구목적으로 한다.

본 연구는 근로장려세제의 신청주의가 갖고 있는 잠재적 문제점의 정도에 대해서도 분석하고 있다. 가구패널 자료를 이용하여 근로장려세제의 확대 정도를 가늠해보는 작업은 여러 한계를 갖고 있는데, 그중 대표적인 것으로 수급대상 가구가 실제로 수급하지 않을 수 있다는 가능성을 꼽을 수 있다.

근로장려금은 적합한 수급대상이 직접 신청할 경우 지급되는 방식으로 운용되고 있기에 수급대상 가구의 제도에 대한 인지 정도가 실제 수급에 영향을 줄 수 있다. 근로장려세제가 우리에 비해 일찍 도입된 미국에서 이 문제점이 상당히 크다는 여러 연구결과들이 존재한다. 이에 우리나라에서 신청주의에 따른 문제점이 얼마나 존재하는지에 대해 분석하는 것은 이 연구의 또 다른 목적이다.

2. 주요 연구내용

근로장려세제의 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구는 2018년 복지패널 자료를 사용한다. 복지패널의 경우 여타의 가구패널 자료들 중 표본 수가 많은 편은 아니나 최저임금 분석을 위한 근로시간에 대한 정보를 포함하고 있다는 장점이 존재한다.

가구소득 분포가 두 제도의 개편에 의해 어떻게 달라지는지를 분석하기 위해 본 연구는 다음의 시나리오를 사용하였다. 우선 최저임금 수준 인상의 효과를 보기 위해 2017년 6,470원 수준에서 2019년 8,350원로의 최저임금 인상 시나리오를 분석한다. 다음으로 근로장려세제 확대 개편의 효과를 가늠하기 위해 2018년 세법개정으로 2019년부터 적용되는 제도를 분석 대상으로 하였다. 두 제도의 비교와 더불어 최저임금과 근로장려세제가 동시에 2019년 기준으로 확대되는 것 역시 분석하였다.

분석 결과 근로장려세제가 최저임금 수준 확대에 비해 가구소득 분포를 더 크게 개선시키는 것을 확인할 수 있었다. 근로장려세제 확대 개편에 따른 지니계수 개선율은 -0.92% 로 최저임금 인상 효과의 그것인 -0.72% 에 비해 더 큰 것으로 분석되었다. 이 결과는 최저임금 인상에 따라 발생하는 노동수요 감소 효과를 반영하고 있지 않다. 따라서 실제 두 제도의 지니계수 개선율 차이는 더욱 클 것으로 판단한다.

근로장려세제 확대가 가구소득 재분배에 더 효과적이라는 연구결과는 두 제도의 설계상 차이에 기인한다. 최저임금 인상의 경우 고소득분위에 속한 저소득근로자에게도 지원되는 반면, 근로장려세제의 경우 직접적으로 저소

득 가구에 지원된다. 근로장려세제 수급가구의 분포는 최저임금 대상 근로자가 속한 가구의 분포에 비해 저소득 분위에 더욱 집중된다. 근로장려세제는 최저임금제도와 달리 직접적으로 가구소득과 재산 수준을 수급대상 및 수급액 산정에 활용한다. 그렇기에 보다 직접적으로 저소득가구에 지원이 가능한 것이다.

다만 이상의 결과는 자료에서 근로장려금 적합 수급대상으로 식별된 가구들이 신청을 통해 실제 수급한다는 가정하에서 분석되었다. 해외의 여러 선행연구들이 이 가정이 성립하지 않음을 시사하기에 국내 자료를 이용하여 근로장려세제의 신청주의가 갖는 문제점의 크기를 가늠하는 작업을 추가로 수행하였다.

국내 자료를 이용한 분석 결과 우리나라의 경우 적격 대상자가 신청하지 않아 근로장려금을 수급하지 못하는 문제가 크지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 국세청에서 적극적으로 사전신청 안내서를 잠재적 수급대상 가구들에 발송하고 있다는 사실과 이를 통해 수급대상 가구의 근로장려금에 대한 인식 수준이 향상될 수 있다는 사실에 기인하는 것으로 보인다. 다만 5인 이상 가구비율, 이전 연도 신청자 수, 지급자 수 등이 높은 지역일수록 신청률이 증가하며, 65세 이상 고령자 비율이 높은 지역에서 신청률이 낮아지는 경향을 발견할 수 있었다. 또한 1인 가구 비율이 높거나 인터넷 이용률이 낮을수록 신청오차 비율이 높아지는 것으로 분석되었다. 이 결과들은 근로장려세제에 대한 지역의 일반적 인식 수준이 개선되거나 제도에 대한 정보 공유가 활발해질수록 신청률을 높이고 오차비율을 낮출 수 있음을 시사한다.

3. 정책적 시사점

이상의 분석 결과들로부터 다음의 정책 시사점을 도출할 수 있다. 우선 가구소득 재분배라는 정책 목표를 위해서는 최저임금 인상보다 근로장려세제 확대가 보다 효율적인 정책수단이 될 수 있다. 특정 근로자가 최저임금 대상인 것과 그가 속한 가구의 빈곤도 간의 상관도가 높지 않기에 최저임금 인상을 통해 가구소득 불평등도를 개선하려는 시도는 비효율적인 측면이 존

재한다.

다음으로 저소득 근로가구의 소득지원이라는 정책목표에 근로장려세제가 보다 효과적일 수 있기 위하여 수급대상 가구들의 근로장려세제에 대한 인식을 지속적으로 제고해나갈 필요가 있다. 근로장려세제가 도입된 지 상당한 시간이 지났지만, 지금까지의 근로장려세제는 소수의 가구에 크지 않은 장려금을 지원해왔다. 이번 개편으로 보다 많은 가구들로 제도가 확대되었기에 근로장려세제에 대한 인식을 높이기 위한 노력을 꾸준히 이어갈 필요가 있다.

목 차

I. 서 론	15
II. 제도 연혁	18
1. 근로장려세제	18
가. 도입 목적	18
나. 제도 내용	18
다. 제도 연혁	26
2. 최저임금제도	29
가. 도입 목적	29
나. 제도 내용	30
다. 제도 연혁	33
3. 소결	36
III. 제도 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향	38
1. 최저임금 인상의 효과	40
가. 최저임금 대상자의 식별	41
나. 최저임금 인상이 가구소득 분포에 미치는 영향	44
다. 최저임금 인상에 따른 고용 효과	49
2. 근로장려세제 확대의 효과	52
3. 최저임금 인상과 근로장려세제 확대의 결합 효과	62
4. 소결	65
IV. 근로장려세제 신청주의와 가구불평등도	67
1. 도입	67
2. 근로장려세제 신청비용의 개념과 유발요인	69

CONTENTS

3. 근로장려세제 신청 및 지급과 관련된 기초통계량	73
4. 근로장려세제 신청행태와 관련한 정량분석	80
가. 분석자료 개관	80
나. 정량분석 대상(종속변수) 및 계산방법	81
다. 설명변수 및 계산방법	85
라. 분석자료의 기초통계량	88
마. 계량분석모형	94
바. 분석결과	96
5. 소결	110
 V. 결론 및 시사점	 114
 참고문헌	 117
 부록	 121

표목차

〈표 II-1〉 가구원 구성에 따른 총소득기준 금액	20
〈표 II-2〉 가구 유형 분류 기준	20
〈표 II-3〉 근로장려세제 재산요건	21
〈표 II-4〉 가구 구성에 따른 근로장려금 산정방법	22
〈표 II-5〉 반기 근로소득만 있는 경우 총급여액 등 산정방법	23
〈표 II-6〉 근로장려세제 주요 개정 내역	27
〈표 II-7〉 근로장려금 산정방법 주요 개정 내역	28
〈표 II-8〉 최저임금 범위에 산입하지 않는 임금	32
〈표 II-9〉 정기 상여금, 현금성 복리후생비의 최저임금 미산입 비율	33
〈표 II-10〉 1988년 최저임금 적용 업종 구분	33
〈표 II-11〉 최저임금 적용대상 및 시간당 최저임금액 연도별 추이	34
〈표 II-12〉 최저임금 결정기준 변천	36
〈표 III-1〉 최저임금 대상자 식별	42
〈표 III-2〉 최저임금 대상자의 특성(2017년 기준)	43
〈표 III-3〉 최저임금 대상자의 특성(2019년 기준 신규 유입자 특성)	44
〈표 III-4〉 최저임금 대상가구의 분포	45
〈표 III-5〉 최저임금 인상에 따른 소득 증가	47
〈표 III-6〉 최저임금 대상 근로자 가구의 특성 변수	48
〈표 III-7〉 경상소득 대비 평균소득 증가분의 비중	49
〈표 III-8〉 최저임금 인상에 따른 지니계수 변화	49
〈표 III-9〉 최저임금의 고용탄력성 추정 - 국내 연구	51
〈표 III-10〉 가족요건의 변천	53
〈표 III-11〉 재산요건의 변천	53
〈표 III-12〉 정합성 검증 - 『국세통계연보』 실적치와의 비교	57
〈표 III-13〉 수급가구 수 및 총수급액 증감	57

〈표 III-14〉 제도 개편에 따른 수급가구 수	58
〈표 III-15〉 제도 개편에 따른 총수급액	59
〈표 III-16〉 제도 개편에 따른 평균수급액	60
〈표 III-17〉 제도 개편에 따른 지니계수	60
〈표 III-18〉 제도 개편에 따른 수급가구 수 변화(근로장려금 + 최저임금)	63
〈표 III-19〉 제도 개편에 따른 근로장려금 수급액 변화(근로장려금 + 최저임금)	64
〈표 III-20〉 제도 개편에 따른 지니계수 변화(근로장려금 + 최저임금)	64
〈표 IV-1〉 2017년 근로자녀장려세제 신청안내, 신청, 지급 현황	74
〈표 IV-2〉 2017년도 근로장려세제 안내, 신청, 지급가구 수	76
〈표 IV-3〉 근로장려세제 신청 및 지급 규모 및 지역별 비중: 가구 수 기준 ..	78
〈표 IV-4〉 근로장려세제 신청 및 지급 규모 및 지역별 비중: 금액 기준	79
〈표 IV-5〉 잠재적 수급대상 규모를 측정하는 방안	82
〈표 IV-6〉 정량분석의 종속변수 설정	84
〈표 IV-7〉 설명변수 유형	87
〈표 IV-8〉 종속변수 기초통계량	89
〈표 IV-9〉 설명변수 기초통계량(1/2)	92
〈표 IV-10〉 설명변수 기초통계량(2/2)	93
〈표 IV-11〉 지표 Y_{jt}^{A1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석	98
〈표 IV-12〉 지표 Y_{jt}^{B1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석	99
〈표 IV-13〉 지표 Y_{jt}^{C1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석	101
〈표 IV-14〉 지표 Y_{jt}^{A2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석	103
〈표 IV-15〉 지표 Y_{jt}^{B2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석	104
〈표 IV-16〉 지표 Y_{jt}^{C2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석	107
〈표 IV-17〉 지표 Y_{jt}^{AP} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석	109
〈부표 1〉 종사상지위별 근로일수 비교	121
〈부표 2〉 종사상지위별 근로일수 비교	122
〈부표 3〉 근로장려세제 관련 제도 개편	123

그림목차

[그림 II-1] 가구 구성 및 총급여액 등에 따른 근로장려금 규모	23
[그림 II-2] 가산세 산정방식	26
[그림 III-1] 가구유형별 개편안	54
[그림 III-2] 가구별 근로장려금 산출 과정	56
[그림 IV-1] 근로장려금의 잠재적 대상자, 신청자, 지급자에 관한 벤다이어그램	71

I. 서론

우리나라는 근로장려세제 대상가구 및 지급액 확대와 최저임금 수준 인상이라는 큰 정책 변화를 동시에 경험하고 있다. 두 제도는 도입 시기와 도입 목적이 상이하나 저소득 근로자의 소득을 보전하려는 정책 목표 측면에서 일부 유사성이 존재한다. 비슷한 시기에 두 제도가 함께 확장적으로 개편되는 것은 그것들이 저소득 근로가구 지원방안으로 효과적일 수 있다는 고려에 기반을 두고 있다.

최저임금제도는 임금의 최저수준을 보장하여 근로자의 생활안정과 노동력의 질적 향상을 도모하기 위해,¹⁾ 근로장려세제는 저소득자의 근로를 장려하고 소득을 지원할 목적으로 도입되었다.²⁾ 도입 목적에서 알 수 있듯이 두 제도 모두 저소득 근로자의 소득을 보전하는 기능을 수행하고 있다.

하지만 두 제도의 운용 목적이 완전히 동일하지는 않다. 근로장려세제는 저소득 근로자의 근로 장려와 소득 지원을 함께 꾀하고 있으나 최저임금제도는 모든 근로자의 기본적 생활 안정을 목적으로 한다. 다만 실질적으로 최저임금의 대상이 되는 근로자들이 저소득 가구에 속할 가능성이 높고, 최저임금으로 인해 상승되는 임금 증가분으로 인한 대체효과가 최저임금 대상 근로자의 근로유인을 자극할 수 있다는 점에서 두 제도는 상당히 유사한 제도로 평가할 수 있다.

제도 운용 측면에서도 두 제도는 상이하다. 최저임금제도는 근로자 개인에만 초점을 맞추고 있으나 근로장려세제는 근로자와 근로자가 속한 가구 단위의 특성까지도 제도 운용의 주요 요소로 작용한다. 단순히 볼 때 최저임금제도는 근로자가 속한 가구에 다른 가구원의 소득이나 재산, 부양가

1) 「최저임금법」 제1조

2) 「조세특례제한법」 제100조의2

죽 유무 등과는 무관하게 근로시간에 따라 규정된 수준 이상의 임금을 제시할 것을 사용자에게 요구하는 제도이다. 하지만 근로장려세제는 근로자의 근로시간 및 소득뿐만 아니라, 해당 근로자가 속한 가구의 다른 가구원의 소득수준, 나이, 그리고 그들의 재산수준까지도 신청자격 및 근로장려금 수급액 크기에 영향을 미친다.

이러한 차이는 앞서 언급한 근로장려세제의 도입 목적인 “저소득 근로자의 근로 장려와 소득 지원”에서 소득 지원에 해당하는 부분이 단순히 근로자의 소득 수준으로만 결정되는 것이 아닌 근로자가 속한 세대의 소득 및 재산 수준으로 결정되고 있음을 의미한다. 근로장려세제가 근로자 개인의 근로 의욕 고취에 초점을 두어야 할 것인지 아니면 저소득 근로자가 속한 세대 지원의 개념으로 보아야 할 것인지에 대한 논의는 여전히 지속되고 있으나, 최근의 근로장려세제 개편은 이 제도가 개인의 근로 의욕 고취에서 저소득 가구 지원의 확대 방향으로 나아가고 있음을 시사한다.

근로장려세제가 저소득 근로자가 속한 세대의 특성 변수들에 보다 더 큰 초점을 두게 됨에 따라 저소득 가구 지원이라는 측면에서 볼 때 분명 최저임금제도에 비해 보다 적합한 특성을 지닌 것으로 평가할 수 있다. 근로자 개인에 초점을 둘 경우 지원 대상이 되는 근로자가 고소득 가구에 속하는지 저소득 가구에 속하는지 확인하지 않기 때문이다. 근로장려세제는 신청자와 배우자의 소득을 기반으로 근로장려금을 계산하기는 하나 그들이 속한 가구 구성원의 소득과 재산이 각각 소득요건과 재산요건에 부합할 경우에 한해 지원 대상 여부가 결정된다.

따라서 가구소득 불평등도 감소라는 정책 목표 관점에서 두 제도를 볼 경우 근로장려세제가 최저임금제도에 비해 보다 효율적으로 작동할 여지가 있다. 하지만 신청자와 그의 세대 구성원 전원의 소득 및 재산 정보를 수집하여 수급액을 산정하는 방식은 행정적 비용 또한 수반한다. 제도 확대로 인해 발생하는 추가적인 부분을 부담하는 주체의 경우에도 근로장려세제는 정부인 반면 최저임금제도는 사용자로 설정되어 있어 차이가 존재한다.

이 연구는 이러한 배경하에서 근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영

향을 분석하고 있다. 이를 위해 근로장려세제의 가구소득 불평등도 개선 정도를 최저임금의 그것과 비교하여 분석한다. 이와 더불어 현행 신청주의에 기반을 둔 근로장려세제 운용 방식으로 인해 발생할 수 있는 비효용의 정도를 살펴보고 이를 바탕으로 근로장려세제의 건전한 발전방안에 대해 논하는 것을 연구의 목적으로 한다.

Ⅱ. 제도 연혁

1. 근로장려세제

가. 도입 목적

근로장려세제(Earned Income Tax Credit: EITC)는 저소득자의 근로를 장려하고 실질소득을 지원하기 위해 2008년부터 세금환급 형태로 시행되었다. 근로장려세제 도입 이전 우리나라의 사회복지제도는 일반 국민을 대상으로 하는 사회보험과 극빈층의 최저생계를 보전하기 위한 공공부조 형태로 이원화되어 있었다. 이 체계에서 차상위계층인 근로빈곤층은 복지혜택을 받기 어려웠다. 근로빈곤층의 경우 극빈층이 아니기에 국민기초생활보장제도의 대상이 되지도 못하며, 사회보험제도의 보험료 납부 역시 어렵다는 현실적 한계가 존재하기 때문이다.

기존 사회복지제도의 체계 한계로 인해 근로빈곤층의 빈곤 해소에 대한 사회적 요구가 존재하였고, 근로장려세제는 이에 대한 응답으로 도입되었다. 근로장려세제는 총소득요건과 재산요건을 통해 일정 수준 이하의 저소득 가구에 지급하여 소득재분배 효과를 기대할 수 있으며, 저소득 가구 근로시간이 상승함에 따라 근로장려금 지급액이 증가하는 구조를 띄고 있어 근로 유인 효과 또한 기대할 수 있다. 이러한 두 가지 요소가 잘 작동할 경우 근로 빈곤층의 근로의욕 고취를 통해 빈곤 해소를 꾀할 수 있다는 것이 제도의 골자이다.

나. 제도 내용

「조세특례제한법」 제100조의2부터 제100조의13은 근로장려세제의 도입

목적, 신청자격, 산정방법, 신청방법 등에 대해 규정하고 있다. 이 중 주요 내용을 이하에서 정리한다.

1) 신청자격

근로장려금은 근로소득, 종교인소득 또는 사업소득(전문직 제외)이 있는 가구로 가) 배우자가 있거나 나) 18세 미만 부양자녀가 있거나 70세 이상의 부 또는 모가 있거나 다) 배우자 및 부양자녀가 없는 경우에 신청 가능하다. 다만 총소득요건, 재산요건 등이 충족되어야 하며, 신청 제외자에 해당하지 않는 경우에 한한다.

18세 미만 부양자녀를 어디까지 볼 것인가 하는 내용은 「조세특례제한법」 제100조의4(부양자녀의 요건과 판정시기)에 규정되어 있다. 부양자녀에는 입양자녀도 포함되며, 부모가 없거나 부모가 자녀를 부양할 수 없는 일정한 경우 손자녀와 형제자매도 부양자녀의 범위에 포함된다. 또 부양자녀로 인정받기 위해서는 주민등록표상의 동거가족으로서 해당 거주자의 거소에서 현실적으로 생계를 같이해야 한다. 이를 판단하기 위해 부양자녀의 연간 소득금액합계액이 100만원 이하여야 한다는 요건이 명시되어 있다. 한편 부양자녀가 해당 소득세 과세기간 중 18세 미만에 해당되는 날이 있는 경우 18세 미만으로 간주하며 중증장애인에 대해서는 18세 연령제한을 적용하지 않는다. 부양자녀로 인정되기 위해서는 위 요건을 모두 충족해야 한다.

근로장려금은 「조세특례제한법」 제100조의3(근로장려금의 신청자격)에 규정되어 있는 총소득요건과 재산요건도 모두 충족해야 신청이 가능하다. 먼저 총소득요건의 경우 연간 부부합산 총소득합계액이 일정 기준 미만인 경우에만 근로장려금을 신청할 수 있다. 연간 총소득합계 기준액은 가구의 형태에 따라 상이한데, 단독가구의 경우 2,000만원, 홑벌이가구는 3,000만원, 맞벌이가구인 경우에는 3,600만원이며, 각 가구형태별로 기준 금액 미만이어야 근로장려금을 신청할 수 있다.

〈표 II-1〉 가구원 구성에 따른 총소득기준 금액

(단위: 만원)

가구원 구성	단독가구	홀벌이가구	맞벌이가구
총소득기준금액	2,000	3,000	3,600

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

가구원 구성에 따라 구분되는 가구 유형 기준도 해당 조항에서 확인할 수 있다. 단독가구는 배우자와 부양자녀가 없는 가구이며, 맞벌이가구는 거주자의 배우자가 소득세 과세기간 중에 총급여액 등을 모두 합한 금액이 300만원 이상인 가구를 의미한다. 홀벌이가구는 배우자의 총급여액 등이 300만원 미만이거나 배우자 없이 부양자녀 또는 70세 이상의 부 또는 모가 있는 가구를 의미한다. 다만 홀벌이가구의 부 또는 모는 각각 연간 소득 합계액이 100만원 미만이며 주민등록표상의 동거가족으로서 해당 거주자의 주소나 거소에서 현실적으로 생계를 같이해야 인정된다.

〈표 II-2〉 가구 유형 분류 기준

가구 유형	기 준
단독가구	배우자와 부양자녀 없음
홀벌이가구	배우자 총급여액 등 < 300만원 또는 배우자 없이 부양자녀 혹은 70세 이상의 부 또는 모가 있는 경우
맞벌이가구	배우자 총급여액 등 ≥ 300만원

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

재산요건은 가구원이 소유하고 있는 토지, 건물, 자동차, 예금 등 재산 합계액이 2억원 미만이어야 하며, 재산 합계액이 1억 4천만원 이상인 경우 산정된 근로장려금의 100분의 50에 해당되는 금액으로 감액된다.

〈표 II-3〉 근로장려세제 재산요건

가구원 재산 합계액	재산요건 충족 여부
1억 4천만원 미만	요건 충족
1억 4천만원 이상 ~ 2억원 미만	요건 충족 단, 산정된 근로장려금의 100분의 50
2억원 이상	요건 미충족

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

한편 위 신청요건을 모두 충족하더라도 신청제외자에 해당하는 경우 근로장려금을 신청할 수 없다. 「조세특례제한법」 제100조의3에 명시되어 있는 신청제외자에는 해당 소득세 과세기간 중 다른 거주자의 부양자녀인 사람, 해당 소득세 과세기간 종료일 기준으로 대한민국 국적을 보유하지 않은 사람(단 대한민국 국적을 가진 사람과 혼인한 사람이거나 대한민국 국적의 부양자녀가 있는 사람은 근로장려금 신청 가능) 등이 존재한다.

2) 근로장려금의 산정

근로장려금은 총급여액 등을 기준으로 가구원 구성에 따라 산정되는데, 구체적인 산정 방법은 「조세특례제한법」 제100조의5(근로장려금의 산정)에서 확인할 수 있다. 단독가구의 경우 총급여액 등 400만원 미만은 해당 총급여액 등의 400분의 150, 총급여액 등 400만~900만원 구간에서는 150만원, 총급여액 등 900만~2,000만원 구간은 150만원에서 (총급여액 등 - 900만원) × 1,100분의 150을 차감한 금액이 근로장려금으로 산정된다.

홀벌이가구의 경우 총급여액 등 700만원 미만은 해당 총급여액 등의 700분의 260, 총급여액 등 700만~1,400만원 구간에서는 260만원, 총급여액 등 1,400만~3,000만원 구간은 260만원에서 (총급여액 등 - 1,400만원) × 1,600분의 260을 차감한 금액이 근로장려금으로 산정된다.

맞벌이가구의 경우 총급여액 등 800만원 미만은 해당 총급여액 등의 800분의 300, 총급여액 등 800만~1,700만원 구간에서는 300만원, 총급여액 등

1,700만 ~ 3,600만원 구간은 300만원에서 (총급여액 등 - 1,700만원) × 1,900분의 300을 차감한 금액이 근로장려금으로 산정된다.

〈표 II-4〉 가구 구성에 따른 근로장려금 산정방법

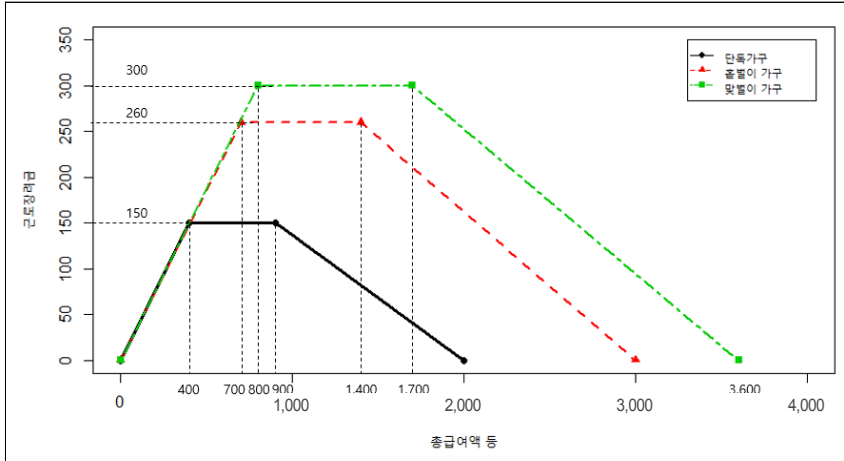
가구 구분	총급여액 등	근로장려금
단독가구	400만원 미만	총급여액 등 X 400분의 150
	400만원 이상 ~ 900만원 미만	150만원
	900만원 이상 ~ 2천만원 미만	150만원 - (총급여액 등 - 900만원) X 1천100분의 150
홀벌이 가구	700만원 미만	총급여액 등 X 700분의 260
	700만원 이상 ~ 1천400만원 미만	260만원
	1천400만원 이상 ~ 3천만원 미만	260만원 - (총급여액 등 - 1천400만원) X 1천600분의 260
맞벌이 가구	800만원 미만	총급여액 등 X 800분의 300
	800만원 이상 ~ 1천700만원 미만	300만원
	1천700만원 이상 ~ 3천600만원 미만	300만원 - (총급여액 등 - 1천700만원) X 1천900분의 300

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

근로장려금은 총급여액 등이 증가할수록 근로장려금도 같이 증가하는 점증구간, 근로장려금이 일정하게 유지되는 평탄구간, 총급여액 등이 증가할수록 근로장려금이 감소하는 점감구간으로 구성되어 있다.

[그림 II-1] 가구 구성 및 총급여액 등에 따른 근로장려금 규모

(단위: 만원)



자료: 저자 작성

반기 근로소득만 있는 거주자의 경우 다음 산식을 통해 총급여액 등을 산정하게 되며, 이에 따라 계산된 근로장려금액의 100분의 35를 근로장려금으로 결정한다.

<표 II-5> 반기 근로소득만 있는 경우 총급여액 등 산정방법

기간	총급여액 등 산정식
1월 1일부터 6월 30일까지 발생한 소득분	(해당기간 총급여액 등 / 근무월 수) × (근무월 수 + 6)
7월 1일부터 12월 31일까지 발생한 소득분	상반기 총급여액 등 + 하반기 총급여액 등

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

3) 근로장려금의 신청

「조세특례제한법」 제100조의 6(근로장려금의 신청 등)에 따르면, 근로장려금을 받으려는 거주자는 종합소득과세표준 확정신고 기간(매년 5월 1일부

터 5월 31일)에 신청해야 한다. 신청기간 종료 이후에도 6개월 동안은 신청이 가능하나, 이 경우 산정된 근로장려금의 100분의 90만 근로장려금으로 결정된다. 근로장려금은 종합소득과세표준 확정신고와 근로장려금 신청을 모두 완료한 경우에 지원된다. 만일 종합소득과세표준 확정신고 기간에 확정신고를 하지 않았다면, 근로장려금 결정일까지 확정신고를 해야 지원받을 수 있고, 일용근로자의 경우에는 확정신고 없이 근로장려금만 신청한 경우에도 확정신고를 한 것으로 간주하여 지원받을 수 있도록 하고 있다.

근로장려금은 근로장려금을 받으려는 거주자가 신청하는 것이 원칙이나 거주자가 사망하였을 때에는 거주자의 상속인이 거주자의 근로장려금을 대신 신청할 수 있다. 또 주소득자의 배우자가 근로장려금을 신청한 경우 주소득자인 거주자가 근로장려금을 신청한 것으로 간주하며, 가구 내에서 2명 이상이 근로장려금을 신청한 경우 거주자 1명이 근로장려금을 신청한 것으로 간주한다.

한편 「조세특례제한법」 개정으로 2019년부터는 연 2회 신청해야 한다. 2019년부터는 당해 상반기 소득분은 8월 21일부터 9월 10일까지 신청해야 하며, 하반기 소득분은 다음 연도 2월 21일부터 3월 10일까지 신청해야 한다. 이에 따라 지급 역시 기존 연 1회(매년 8월)에서 연 2회(매년 6월 말, 12월 말) 이루어지는 것으로 변경되었다.

4) 근로장려금의 결정

「조세특례제한법」 제100조의7(근로장려금의 결정)에는 근로장려금 결정 관련 내용이 규정되어 있다. 근로장려금은 종합소득과세표준 확정신고 기한 혹은 반기별 신청기한이 지난 후 3개월 이내에 결정된다. 다만 근로장려금 신청서와 첨부서류 등에 의해 신청자격을 확인하는 데 어려움이 있어 사실 확인·자료요구·조사가 필요한 경우 등의 사유가 있을 때에는 2개월 범위 내에서 연장될 수 있다. 기존에는 결정된 근로장려금이 15,000원 미만이면 근로장려금은 없는 것으로 하고, 감액 반영 후 결정된 근로장려금이 15,000 ~ 30,000원이면 근로장려금을 30,000원으로 하였으나 2019년 세법개정으로

2020년 신청분부터 점증구간에 속하는 저소득 가구의 최소지급액이 100,000원으로 상향 조정되었다.

이렇게 결정된 근로장려금은 해당연도에 이미 납부한 소득세액으로 간주되기에 근로장려세제는 세금 환급 방식으로 지급된다.

5) 근로장려금의 환급 및 정산

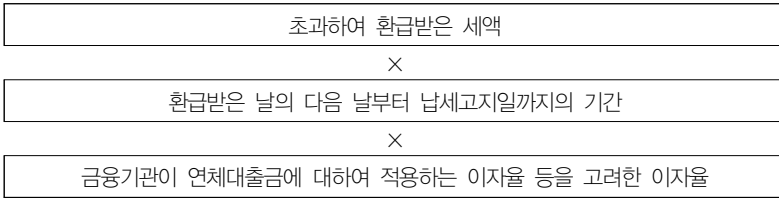
「조세특례제한법」 제100조의8(근로장려금의 환급 및 정산 등)에 따르면, 결정된 근로장려금은 환급세액으로 하여 지급된다. 「국세기본법」 제52조에는 환급가산금 규정이 있는데, 국세환급금 지급 시 일정 이자율에 따라 계산된 금액을 국세환급금에 가산하도록 되어 있으나, 근로장려금의 경우에는 이러한 환급가산금 규정 적용에서 제외된다. 다만 총환급세액이 결정된 근로장려금을 초과하는 경우 그 초과분은 환급가산금 규정의 적용을 받는다. 또 근로장려금을 받으려는 거주자에게 국세 체납액이 있는 경우 환급해줘야 할 근로장려금의 100분의 30을 한도로 국세 체납에 충당할 수 있다.

근로장려금 환급 및 정산 조항에는 근로장려금 신청자가 신청요건 등에 대한 사항을 고의 또는 중대한 과실로 사실과 다르게 신청한 경우 적용되는 벌칙 규정도 명시되어 있다. 근로장려금의 신청자격과 총급여액 등을 고의 또는 중대한 과실로 사실과 다르게 신청할 경우 그 사실이 확인된 날이 속하는 해부터 2년간 근로장려금을 환급하지 않는다.

6) 근로장려금의 경정

근로장려금을 결정한 후 탈루나 오류가 발견된 경우 근로장려금을 경정해야 하는데, 이와 관련된 내용은 「조세특례제한법」 제100조의10(근로장려금의 경정 등)에 나와 있다. 근로장려금 경정으로 근로장려금이 감소하여 신청자가 환급받은 세액이 환급받아야 할 세액을 초과한 경우 다음의 계산방법을 이용하여 가산세를 부과한다.

[그림 II-2] 가산세 산정방식



자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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>, 검색 일자: 2019. 3. 6.

다만 신청자가 신청한 근로장려금이 최초 결정되는 근로장려금을 초과했을 때에는 가산세 규정이 적용되지 않는다. 즉, 가산세 규정은 근로장려금 결정으로 근로장려금이 줄어들 경우에 적용된다.

다. 제도 연혁

근로장려세제는 2006년 「조세특례제한법」 개정으로 시행 근거가 마련되었으며, 2008년에 시행되어 2008년 귀속 소득분을 대상으로 2009년부터 지급되었다. 이후 근로장려세제는 신청요건, 지급금액 등에 대한 내용이 지속적으로 개정되고 있으며, 개정 연도를 기준으로 주요 변천 과정을 살펴보면 다음과 같다.

제도 시행 직후인 2009년에는 부양자녀 요건이 2인 이상에서 1인 이상으로 변경되었고, 무주택 세대에만 적용하던 것을 소규모 1주택(5,000만원 이하) 보유 세대까지 그 신청 대상을 확대 변경하였다. 2012년에는 자녀가 없는 가구에도 근로장려금이 지급될 수 있도록 개정되었고, 근로소득자 외 보험모집원과 방문판매원도 근로장려금 수급 대상에 포함되었다.

2013년에는 배우자 또는 부양자녀가 없는 60세 이상의 근로소득자와 탈 기초수급자에게도 근로장려금을 지급할 수 있도록 개정되었으며, 2014년에는 부양자녀 수가 아닌 현재와 같은 가구 유형 단위로 근로장려금을 차등 지급하도록 개정되었다. 또한 재산요건이 기존 1억원 미만에서 1억 4천만원

미만으로 변경되어 근로장려금 적용대상이 확대되었다. 2015년부터는 근로장려금 지급대상에 자영업자(전문직 제외)가 포함되었다.

2017년에는 주택요건이 폐지되어 무주택 또는 1주택을 보유한 세대에만 신청자격을 부여하던 것을 보유주택과 관계없이 신청이 가능하게 되었고, 2018년부터는 종교인과 대한민국 국적의 부양자녀가 있는 거주자도 근로장려금을 신청할 수 있게 되었다. 2019년에는 단독가구에 적용되던 연령 요건이 폐지되어 30세 미만 단독가구도 근로장려금 신청이 가능하게 되었고, 기존 1억 4천만원이던 재산요건이 2억원으로 확대되었다. 또 연 1회 지급하던 근로장려금을 반기마다 한 번씩 지급하여 연 2회 지급될 수 있도록 제도를 개정하였다.

〈표 II-6〉 근로장려세제 주요 개정 내역

연도	2009	2012	2013	2014	2017	2018	2019
적용 대상	근로소득자	보험보집인, 방문판매원 포함	'15년부터 자영업자 포함 되도록 개정	-	-	종교인, 대한민국 국적의 부양자녀가 있는 외국인도 포함	-
부양 자녀	1인 이상 부양 (18세 미만)	무자녀가구 포함 (단 배우자 필요)	60세 이상 단독가구 포함	'16년부터 50세 이상, '17년부터 40세 이상 가구 포함	'18년부터 30세 이상 가구 포함	-	단독가구에 대한 나이제한 폐지
재산 요건	토지, 건물, 자동차, 전세금 등 합계액 1억원 미만	-	-	1억4천만원 미만(1억원 초과 시 장려금 50% 감액)	-	-	2억원 미만 (1억 4천만원 초과 시 장려금 50% 감액)
주택 요건	5천만원 이하 1주택 보유 가구 포함	6천만원 이하 1주택 보유 가구 포함	-	1주택 가격 기준 폐지	주택요건 폐지	-	-

자료: 국회예산정책처, 『한국 조세제도의 발전과정과 현황』, 2018. 10.을 바탕으로 저자 작성

이처럼 근로장려세제 도입 이후 적용대상과 재산 및 주택 요건이 지속적으로 개정되는 가운데, 근로장려금 산정방법 역시 수차례 개정되며 지급액이 조정되고 있다. 2018년 개정안은 이러한 조정의 연속선에 있지만, 그 크기에서 이전의 개편과는 구분된다.

〈표 II-7〉 근로장려금 산정방법 주요 개정 내역

개정연도		총급여액 등	근로장려금
2008 (최초 시행 당시)		800만원 미만	총급여액 등 X 100분의 10
		800만원 이상 ~ 1,200만원 미만	80만원
		1,200만원 이상 ~ 1,700만원 미만	(1,700만원 - 총급여액 등) X 100분의 16
2012	부양자녀 없는 경우	600만원 미만	총급여액 등 X 60분의 7
		600만원 이상 ~ 900만원 미만	70만원
		900만원 이상 ~ 1,300만원 미만	(1,300만원 - 총급여액 등) X 40분의 7
	부양자녀 3인	900만원 미만	총급여액 등 X 9분의 2
		900만원 이상 ~ 1,200만원 미만	200만원
		1,200만원 이상 ~ 2,500만원 미만	(2,500만원 - 총급여액 등) X 13분의 2
2014	단독 가구	600만원 미만	총급여액 등 X 600분의 70
		600만원 이상 ~ 900만원 미만	70만원
		900만원 이상 ~ 1,300만원 미만	70만원 - (총급여액 등 - 900만원) x 400분의 70
	홀벌이 가구	900만원 미만	총급여액 등 X 900분의 170
		900만원 이상 ~ 1,200만원 미만	170만원
		1,200만원 이상 ~ 2,100만원 미만	170만원 - (총급여액 등 - 1,200만원) x 900분의 170
	맞벌이 가구	1천만원 미만	총급여액 등 X 1,000분의 210
		1천만원 이상 ~ 1,300만원 미만	210만원
		1,300만원 이상 ~ 2,500만원 미만	210만원 - (총급여액 등 - 1,300만원) x 1,200분의 210

〈표 II-7〉의 계속

개정연도		총급여액 등	근로장려금
2018	단독 가구	400만원 미만	총급여액 등 X 400분의 150
		400만원 이상 ~ 900만원 미만	150만원
		900만원 이상 ~ 2,000만원 미만	150만원 - (총급여액 등 - 900만원) x 1,100분의 150
	홀벌이 가구	700만원 미만	총급여액 등 X 700분의 260
		700만원 이상 ~ 1,400만원 미만	260만원
		1,200만원 이상 ~ 3,000만원 미만	260만원 - (총급여액 등 - 1,400만원) x 1,600분의 260
	맞벌이 가구	800만원 미만	총급여액 등 X 800분의 300
		800만원 이상 ~ 1,700만원 미만	300만원
		1,700만원 이상 ~ 3,600만원 미만	300만원 - (총급여액 등 - 1,700만원) x 1,900분의 300

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

2. 최저임금제도

가. 도입 목적

최저임금제도는 근로자 임금 수준의 하한을 설정하여 근로자의 생활 안정과 노동력의 질적 향상을 제고하기 위해 1988년부터 시행되었다. 1980년 이후 근로자들의 적정 분배 요구가 증가하고 지나친 저임금 구조를 해소해야 한다는 사회적 인식이 생기면서 국민복지증진대책의 일환으로 전국민 의료보험제 및 전국민 복지연금제와 더불어 도입되었다.³⁾

1988년 도입 당시 최저임금제도는 상시근로자 10인 이상인 제조업에만 적용되었는데, 제조업만을 대상으로 한 이유는 가장 대표적인 저임금산업이 제조업이었고, 최저임금근로자의 약 85%가 제조업에 종사하고 있었기 때문

3) 최저임금위원회, 『최저임금 30년사』, 2018. 3.

이었다. 한편 도·소매 및 음식·숙박업과 사회 및 개인서비스업 등의 산업은 제조업에 비해 상대적으로 규모가 영세하고 취약한 사업체가 많았으며, 정확한 사업체 및 근로자의 근로 실태나 임금 수준에 대한 자료가 없었기 때문에 최저임금 적용을 위한 준비기간을 확보한 후 추후 적용하려고 했던 것으로 보인다.

나. 제도 내용

최저임금제도는 도입 이후 적용대상 산업 및 업장 규모 등이 지속적으로 확대되어 현재는 근로자를 사용하는 모든 사업 또는 사업장에 적용되고 있다. 다만 「최저임금법」 제3조(적용범위)와 제7조(최저임금의 적용 제외)에 명시되어 있는 최저임금 적용 제외에 해당하지 않는 경우에 한한다.

최저임금 적용이 제외되는 경우를 살펴보면, 동거하는 친족만을 사용하는 사업과 가사 사용인 「선원법」의 적용을 받는 선원과 선원을 사용하는 선박의 소유자, 정신장애나 신체장애로 근로능력이 현저히 낮은 사람 등은 최저임금 적용대상에서 제외된다.

「최저임금법」 제4조(최저임금의 결정기준과 구분)에서 최저임금의 결정기준에 대한 내용을 확인할 수 있다. 최저임금 도입 당시에는 근로자의 생계비, 유사근로자의 임금 및 노동생산성을 고려하여 책정하도록 되어 있었으나, 2005년부터는 위 기준에 소득분배율도 고려하여 정하도록 개정되었다. 그리고 2019년 2월 고용노동부가 발표한 최저임금 결정체계 개편안에 따르면 최저임금 결정 시 고용에 미치는 영향과 경제성장률 등 경제상황도 고려하도록 최저임금 결정기준이 개정될 예정이다.⁴⁾

「최저임금법」 제8조(최저임금의 결정)에는 최저임금 결정 과정이 규정되어 있다. 고용노동부 장관은 최저임금위원회에 심의를 요청하고, 위원회가 심의하여 의결한 최저임금안에 따라 최저임금을 결정한다. 최저임금위원회는 근로자위원 9명, 사용자위원 9명, 공익위원 9명으로 구성되며, 위원회의 임

4) 고용노동부 보도자료, 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 2019. 2. 27.

기는 3년(연임 가능)이다. 위원회는 고용노동부 장관으로부터 최저임금에 대한 심의를 요청받은 경우 요청받은 날부터 90일 이내에 의결안을 고용노동부 장관에게 제출해야 하고, 고용노동부 장관은 매년 8월 5일까지 최저임금을 결정해야 한다.

2019년 2월 고용노동부는 최저임금 결정의 합리성과 객관성을 높여 노·사·공 합의를 촉진하고 최저임금에 대한 사회적 수용성을 제고하기 위해 최저임금 결정체계 개편안을 발표하였다. 이 안에 따르면 최저임금위원회는 구간설정위원회와 결정위원회로 이원화되며, 구간설정위원회는 최저임금 심의 구간을 결정하고 최저임금이 노동시장 등에 미치는 영향을 모니터링하게 된다. 결정위원회는 구간설정위원회에서 결정한 최저임금 심의 구간 내에서 최저임금안을 심의하고 의결하는 역할을 담당하게 된다.⁵⁾

한편 2019년부터는 최저임금 산입범위도 확대되었다.⁶⁾ 최저임금제도 도입 당시부터 2018년까지는 최저임금 산입 범위에 정기상여금, 숙박비·식비 등 복리후생수당이 제외되어 있었다. 따라서 정기상여금과 각종 수당을 임금으로 지급하는 현행 임금체계를 제대로 반영하지 못하는 문제가 발생하여 2019년부터는 매월 1회 이상 정기적으로 지급하는 임금과 일부 정기상여금 및 복리후생비가 최저임금에 포함되었다. 다만 다음에 나와 있는 임금은 최저임금에 포함되지 않는다.

5) 고용노동부 보도자료, 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 2019. 2. 27.

6) 고용노동부, 「최저임금법 개정 주요내용」, 2018. 6. 7.

〈표 II-8〉 최저임금 범위에 산입하지 않는 임금

구분	임금의 범위
소정근로시간 또는 소정근로일에 대해 지급하는 임금 외의 임금	1. 연장근로 또는 휴일근로에 대한 임금, 연장·야간 또는 휴일 근로에 대한 가산임금 2. 연차 유급휴가의 미사용수당 3. 유급으로 처리되는 휴일에 대한 임금 4. 그 밖에 명칭에 관계없이 1부터 3까지에 준하는 것으로 인정되는 임금
상여금, 그 밖에 이에 준하는 것으로 다음의 월 지급액 중 해당연도 최저임금액을 기준으로 산정된 월 환산액의 100분의 25에 해당하는 부분	1. 1개월을 초과하는 기간에 걸친 해당사유에 따라 산정하는 상여금, 장려가급, 능률수당 또는 근속수당 2. 1개월을 초과하는 기간의 출근성적에 따라 지급하는 정근수당
식비, 숙박비, 교통비 등 근로자의 생활 보조 또는 복리후생을 위한 성질의 임금으로 다음 어느 하나에 해당하는 것	1. 통화 이외의 것으로 지급하는 임금 2. 통화로 지급하는 임금의 월지급액 중 해당연도 최저임금액을 기준으로 산정된 월 환산액의 100분의 7에 해당하는 부분

자료: 법제처, 찾기쉬운 생활법령 정보, <http://easylaw.go.kr/CSP/CnpClsMain.laf?popMenu=ov&csnSeq=308&ccfNo=3&cciNo=3&cnpClsNo=1>, 검색일자: 2019. 3. 11.

최저임금 산입 범위 개정 내용을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 매월 1회 이상 정기적으로 지급하는 상여금과 현금으로 지급하는 복리후생비의 경우 해당연도 최저임금액을 기준으로 산정된 월 환산액의 25%(상여금의 경우)와 7%(복리후생비의 경우)를 초과하는 부분이 최저임금 범위에 새롭게 추가되었다. 예를 들어 2019년 시간당 최저임금 8,350원의 월 환산액은 약 175만원으로 이 175만원의 25%인 약 44만원을 초과하는 정기상여금과 월 환산액 175만원의 7%인 약 12만원을 초과하는 복리후생비가 최저임금 범위에 포함되었다. 또 현재 25%, 7%인 미산입 기준 비율은 단계적으로 축소되어 2024년 이후에는 모든 정기상여금과 복리후생비가 최저임금 범위에 포함될 예정이다.

〈표 II-9〉 정기 상여금, 현금성 복리후생비의 최저임금 미산입 비율

(단위: %)

연도	2019	2020	2021	2022	2023	2024 ~
정기 상여금	25	20	15	10	5	0
현금성 복리후생비	7	5	3	2	1	0

자료: 고용노동부, 「최저임금법 개정 주요내용」, 2018. 6. 7.

다. 제도 연혁

1) 최저임금 수준 및 적용대상

제도 도입 당시 상시근로자 10인 이상 제조업을 대상으로 저임금 업종과 그 외 업종으로 구분하여 각각 다른 기준을 적용하였다. 저임금 업종 12개(1그룹)의 최저임금은 시간당 462.5원으로 설정하였고, 그 외 업종 16개(2그룹)의 최저임금은 487.5원을 적용하였다.

〈표 II-10〉 1988년 최저임금 적용 업종 구분

구분	업종
저임금 업종 (1그룹)	식품품, 섬유, 의복, 가죽, 신발, 종이 및 종이제품, 고무제품 등 12개 업종
그 외 업종 (2그룹)	음료품, 담배, 가구 및 장치물, 인쇄 및 출판, 산업용 화합물, 기타 화학제품, 석유 정제업, 유리 및 유리제품, 철강, 기계, 운수장비 등 16개 업종

자료: 최저임금위원회, 『최저임금 30년사』, 2018. 3., p. 92의 내용을 표로 작성

이후 최저임금 수준과 적용대상은 지속적으로 확대되었다. 〈표 II-10〉은 적용대상이 초기 10명 이상 제조업에서 현재의 1명 이상 전산업으로 확대되는 과정을 연도별로 나타낸다. 시간당 최저임금액 역시 기간 중 지속적으로 증가하여 2019년 현재 8,350원 수준까지 상승하였다.

〈표 II-11〉 최저임금 적용대상 및 시간당 최저임금액 연도별 추이

(단위: 원)

연도	적용대상	시간당 최저임금액
1988	10명 이상 제조업	1그룹: 462.5 2그룹: 487.5
1989	10명 이상 제조업 · 광업 · 건설업	600
1990	10명 이상 전산업	690
1991		820
1992		925
1993		1,005
1994		1,085
1995		1,170
1996		1,275
1997		1,400
1998		1,485
1999		1,525
2000	5명 이상 전산업	1,600
2001	1명 이상 전산업	1,865
2002		2,100
2003		2,275
2004		2,510
2005		2,840
2006		3,100
2007		3,480
2008		3,770
2009		4,000
2010		4,110
2011		4,320
2012		4,580
2013		4,860
2014		5,210
2015		5,580
2016		6,030
2017		6,470
2018		7,530
2019		8,350

자료: 최저임금위원회, 『최저임금 30년사』, 2018. 3., p. 345; p. 379의 내용을 발췌하여 표로 작성

2) 최저임금 결정방법

도입될 당시부터 현재까지 최저임금은 최저임금위원회의 심의 및 의결을 거쳐 고용노동부 장관이 결정한다. 도입 전 논의에서는 최저임금 의결을 위원회에서 하는 방식, 정부가 결정하는 방식, 국회에서 하는 방식 등이 고려되었으나 업종을 대표하는 노사위원과 전문적인 학식과 경험을 갖춘 위원들의 참여를 통한 위원회 방식으로 결정되었다. 하지만 다수의 위원으로 구성되어 있는 위원회는 책임의 소재가 불분명한 문제 등이 발생할 수 있기에 최종 결정권은 고용노동부에 두었다.

하지만 2019년 2월 최저임금 결정체계 개편안에서는 새로운 방식의 결정 방법을 제시하고 있다. 해당 개편안이 입법화될 경우 최저임금은 구간설정 위원회와 결정위원회로 이원화된 구조에서 결정된다. 구간설정위원회에서 최저임금 심의 구간을 결정하고, 결정위원회에서 최저임금안을 심의 및 의결할 예정이다. 고용노동부는 최저임금 결정체계를 이원화함으로써 그동안 최저임금 결정 과정에서 반복되어 왔던 소모적인 논쟁들이 상당부분 감소할 것으로 예상된다고 밝히고 있다.⁷⁾

3) 최저임금 결정기준

1988년 도입 당시의 최저임금은 근로자의 생계비, 유사근로자의 임금, 노동생산성을 고려하여 결정하도록 되어 있었다. 이후 최저임금 결정기준은 2005년 한 차례 개편되었고, 2019년(개편안)에 추가 개편이 논의되고 있다. 2005년에는 기존 최저임금 결정기준에 소득분배율을 고려하도록 기준이 추가되었고, 2019년부터는 최저임금이 고용에 미치는 영향, 경제성장률 등 경제상황도 고려하도록 개정하는 것을 논의 중이다.

7) 고용노동부 보도자료, 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 2019. 2. 27.

〈표 II-12〉 최저임금 결정기준 변천

연도	최저임금 결정기준
1988	최저임금은 근로자의 생계비, 유사근로자의 임금 및 노동생산성을 고려하여 사업 종류별로 구분하여 정한다
2005	최저임금은 근로자의 생계비, 유사근로자의 임금, 노동생산성 및 소득분배율 등을 고려하여 정한다. 이 경우 사업 종류별로 구분하여 정할 수 있다
2019 (개편안)	1. 근로자의 생활보장: 근로자의 생계비, 소득분배율, 임금수준, 사회보장급여 현황 등 2. 고용·경제상황: 노동생산성, 고용에 미치는 영향, 경제성장률 포함 경제상황 등

자료: 고용노동부 보도자료, 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 2019. 2. 27.을 바탕으로 저자 작성

3. 소결

이상에서 근로장려세제와 최저임금제도를 도입 목적, 연혁 그리고 운용방식 측면에서 비교하였다. 두 제도의 도입 목적을 보면, 저소득자의 근로를 장려하고 소득을 지원(근로장려세제)하기 위해 혹은 근로자의 생활 안정과 노동력의 질적 향상을 제고(최저임금제도)하기 위한 것으로 되어 있어 제도 도입 목적이 일부 유사함을 확인할 수 있다.

하지만 운용 방식 측면에서 볼 때 두 제도는 여러 상이한 측면이 있다. 이 중 가장 큰 차이점으로 근로장려세제는 저소득 가구에 대한 지원 제도로 운용되고 있으나 최저임금은 근로자 개인에 대한 지원 제도로 기능하고 있다는 점을 꼽을 수 있다. 근로장려세제는 가구유형을 설정하거나 근로장려금을 산정할 때 가구의 구성과 가구원의 소득 및 재산이 함께 고려된다. 이에 반해 최저임금은 근로자가 속한 가구의 구성 및 타 가구원의 소득 및 재산 수준과는 무관하게 적용된다.

때문에 두 제도가 모두 소득재분배 기능을 수행하고는 있으나 근로장려세제가 소득재분배로 기능하기에 보다 유리함을 쉽게 예상할 수 있다. 가구는 생계를 함께 하기 때문에 빈곤은 가구 단위에서 측정하는 것이 일반적이고 저소득 가구를 지원 대상으로 직접 설계한 근로장려세제의 특성이 소득재분배 효과에서 보다 효과적으로 작동할 수 있기 때문이다. 최저임금제도의 대

상이 되는 근로자 개개인은 저소득자일지라도 그가 속한 가구의 소득 및 재산 수준은 그렇지 않을 수 있기에 최저임금제도를 통한 가구소득 불평등도 완화 정도는 상대적으로 낮을 수 있다.

그러나 두 제도의 기능은 소득재분배에만 국한되지 않는다. 근로장려세제는 저소득 근로자의 근로유인을 촉진하는 기능을 추가적으로 가지며, 최저임금제도는 시간당 임금의 하한을 설정하여 근로 가치의 보편적 수준을 설정하는 의미를 지니고 있기 때문이다. 또한 근로장려세제는 조세지출 방식으로 정부가 부담하나 최저임금제도는 시장 임금에 직접적으로 영향을 미치는 방식을 따른다는 점에서 큰 차이가 있다. 그렇기에 단순히 소득재분배 기능 측면에서 두 제도를 비교하는 것은 한계가 분명 존재한다.

다만 최근 소득 양극화를 극복하기 위한 대안으로 두 제도가 같은 시기에 확대되고 있다는 점에서 두 제도를 비교하는 것은 의의가 있다. 근로장려세제는 기존에 비해 2배 이상 확대되었으며, 최저임금 수준 역시 10% 이상의 높은 증가율을 2년 연속 기록하고 있는데, 이러한 확장 개편의 주된 근거로 소득양극화의 심화가 꼽히고 있다는 점을 고려할 필요가 있다. 최저임금 인상에 따른 사회적 비용의 일부를 일자리안정자금을 통해 정부가 부담하고 있다는 점에서 두 제도를 재정 측면에서 비교할 수 있는 영역 또한 존재한다.

Ⅲ. 제도 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향

이 장에서는 근로장려세제와 최저임금제도의 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향을 미시 시뮬레이션 분석을 통해 살펴보도록 한다. 제2장에서 정리한 바와 같이 근로장려세제는 가구 단위의 소득과 재산을 기준으로 저소득 가구에 지원되기 때문에 가구소득 분포에 직접적으로 영향을 줄 수 있는 정책 수단이다. 최저임금제도 역시 저소득 근로가구의 소득을 보완하려는 정책 의도를 갖기에 두 제도가 가구소득 분포에 미치는 영향을 비교 분석하도록 한다.

두 제도의 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향을 추정하기 위해서는 개편된 제도들이 적용된 후의 실측치를 활용하는 것이 가장 정확한 방법이다. 하지만 근로장려세제와 최저임금제도의 개편이 최근이기에 해당 실측 자료는 존재하지 않는다. 이 연구에서는 가용한 자료들 중 가장 최신의 가계패널조사에 미시 시뮬레이션 분석법을 적용하였다.

가계패널조사를 이용할 경우 응답자가 답변한 임금정보를 바탕으로 그의 시간당 임금을 계산하는 과정을 거쳐야 한다. 설문조사된 근로시간 및 임금 관련 변수들의 오차가 존재할 수 있기 때문에 가계패널조사를 활용한 최저임금 분석에는 오차가 분명 존재할 수 있다. 또한 가계조사의 조사가구 수가 사업체조사에 비해 적기 때문에 표본의 대표성 또한 문제될 수 있다. 따라서 최저임금제도에 관한 이하의 분석들은 근로장려세제의 경제적 효과와의 비교를 위해 제한적으로 해석될 필요가 있다.

패널조사 자료를 사용한 미시 시뮬레이션 분석의 또 다른 한계로는 경제 주체들의 행태 변화를 반영하기 어렵다는 것을 꼽을 수 있다. 구축된 패널 자료는 경제 주체들의 과거 선택의 결과로 존재하며 이에 개편된 제도를 적용할 경우 제도 개편에 따른 개개인의 선택의 변화가 반영될 수 없기 때문

이다. 근로장려세제가 크게 확대될 경우 구간별로 근로유인이 증대되거나 감소되게 되는데, 그 결과 근로시간 및 소득의 변화가 존재할 수 있다.

이러한 문제는 최저임금제도를 분석함에 있어서도 마찬가지로 존재한다. 최저임금 수준을 큰 폭으로 인상시키는 정책의 변화는 시장 균형 가격에 직접적으로 영향을 주기에 노동수요와 노동공급이 필연적으로 변할 수밖에 없다. 이 경우 과거 자료 내의 고용수준이 유지된다고 가정하는 미시 시뮬레이션 분석 방법론은 편향성을 지닐 수 있다. 그렇기에 이하에서 보고할 최저임금 인상과 관련한 분석 내용들을 해석할 때 의의와 한계를 함께 인식하는 신중함이 요구된다.

분석에 사용하는 자료는 2018년 복지패널자료로 조사 대상연도는 2017년이다. 2017년 조사가구들의 소득, 재산, 근로형태별 근로시간 정보 등을 분석을 위해 활용하였다. 이 자료는 저소득층, 특히 가계소득 10분위 기준 1분위 가구들을 과대표집하였기에 저소득 근로자들에 대한 정책의 효과를 분석하는 데에 유용할 수 있다.

복지패널의 표본 수는 원가구에서 분가된 가구를 포함하여 총 6,474가구인데, 이는 통계청의 가계금융복지조사를 제외한 다른 가계패널조사들과 유사한 수준이다. 통계청 가계금융복지조사는 약 2만가구 정도를 조사하고 있어 표본의 대표성에서 복지패널에 비해 유리한 측면이 분명 존재한다. 하지만 가계금융복지조사는 가구원의 근로시간 정보가 보고되지 않아 최저임금 분석에 활용할 수 없다는 단점이 존재한다.

이에 반해 복지패널 조사는 가구원별 근로시간 정보를 따로 조사하고 있다. 이를 근로소득과 연계하여 해당 가구원의 대략적인 시간당 임금 정보를 생성할 수 있고, 이를 바탕으로 최저임금제도 분석에 활용할 여지가 존재한다.

이 장에서 분석할 시나리오는 다음과 같다. 우선 최저임금의 경우 8,350원으로 인상되는 경우를 고려한다. 8,350원은 2019년의 최저임금수준인데, 분석자료의 조사연도가 2017년이고, 당시 최저임금이 6,470원인 것을 감안하면 약 29%의 증가에 대한 분석이 된다.

다음으로 근로장려세제는 2018년 세법개정으로 2019년부터 적용된 2019년 제도를 분석 대상으로 한다. 2017년 제도에 비해 2019년 제도는 가구 유형당 근로장려금 지급액이 인상되었을 뿐만 아니라 재산요건과 소득요건 또한 크게 완화되었다.

마지막으로 최저임금과 근로장려세제가 함께 2019년 기준으로 확대되는 효과를 분석한다. 앞의 두 시나리오는 각각의 제도만이 변경되고 나머지 제도는 2017년 기준에 머물러 있다는 것을 전제하는데, 이 시나리오는 두 요소의 확장을 함께 고려하는 것이다.

1. 최저임금 인상의 효과

복지패널은 근로자의 근로기간과 관련된 변수들을 가구조사와 가구원조사 모두에 담고 있다. 이 중 근로자 개인의 근로시간과 관련된 변수들은 가구원조사에서 찾아볼 수 있다.⁸⁾ 가구원조사는 가구원의 연간 근로개월 수 정보와 월평균 근로일수 정보를 조사하고 있으나, 가구원의 근로형태별로 해당 정보를 구분하고 있지는 않다. 다만 규칙적인 근로자의 경우 월평균임금과 더불어 주당 평균 근로시간을 조사하며 불규칙적인 근로자의 경우 일평균 근로시간 정보와 더불어 시간당 임금 정보를 조사하고 있다.

불규칙 근로자들은 시간당 임금 정보를 직접 조사하고 있어 해당 정보를 사용하였으나, 규칙적 근로자들은 시간당 임금 정보가 존재하지 않아 주어진 변수들을 이용하여 시간당 임금을 계산하였다.

그런데 복지패널자료가 조사 대상자의 응답을 기반으로 조사된다는 점에서 해당 근로자가 실제 근로한 시간과 최저임금 대상자를 산출하기 위해 계산하는 월평균 임금 변수 간에 차이가 존재할 수 있다. 가령 비교적 고소득 월평균 임금 수령자들 중에서도 월평균 근로일수가 25일 이상이라 응답한 근로자들이 다수 존재한다. 그 결과 비교적 높은 소득군에 속하는 근로자들

8) 가구조사에서는 근로형태별(상용직, 임시·일용직, 고용주, 농림·축산업, 어업 등) 근로개월 수 정보가 조사되나, 근로시간 변수는 가구원조사에서 조사되었다.

중에서도 해당 응답만을 이용할 경우 시간당 임금이 매우 낮아지는 문제가 발생할 수 있다.

또한 일부 근로자들은 근로소득과 더불어 사업소득 역시 존재한다. 가구원조사의 근로시간 변수가 소득 유형별로 조사되지 않기 때문에, 연구자의 기준으로 전체 근로시간 중 근로소득과 관련된 근로시간을 특정해야 하는 어려움이 존재한다.

이 연구는 다음의 가정들을 바탕으로 위의 두 가지 어려움을 해소하려 노력하였다. 우선 개별 근로자의 근로소득과 사업소득의 크기와 근로 및 사업에 투입한 노동시간이 비례한다 가정한다. 즉, 규칙적 근로자의 주당 근로시간 중 임금소득을 위한 투입분은 $(\text{주당근로시간} \times \text{근로소득}) / (\text{근로소득} + \text{사업소득})$ 을 통해 산출한다. 다음으로 월별 평균 근로주수는 약 4.345주와 평균근로일수/5 중 작은 값을 취하였다. 이는 조사응답 문항만으로는 주말 근로일수를 파악할 수 없기에 취한 방식이며, 4.345주는 규칙적으로 근로할 경우 월평균 근로주수값($= 365\text{일}/7\text{일}/12\text{개월}$)을 의미한다.

해당 작업을 통해 근로소득이 있는 가구원들의 연평균 시간당 임금 정보를 생성하고, 이를 이용하여 이하의 분석을 진행하였다. 본 연구에서 관심을 두고 있는 최저임금 인상 시나리오는 2017년 최저임금인 6,470원에서 2019년 8,350원으로의 인상이다. 최저임금 인상에 따라 새롭게 최저임금 대상으로 분류되는 가구원을 식별하고 이들의 특성을 구분하는 것과 더불어 해당 가구원이 속한 가구의 특성을 살펴본 뒤, 최저임금 인상이 가구소득 분포에 미치는 영향에 대해 살펴보도록 한다.

가. 최저임금 대상자의 식별

앞서 언급한 방식을 이용하여 2017년도 기준 시간당 임금인 6,470원과 2019년도 기준 8,350원 이하 근로자들을 식별하였다. 2017년 복지패널에 존재하는 가구원 수는 약 1만 4천여명인데, 시간당 임금 정보를 산출할 수 있는 가구원은 4,838명으로 조사된 전체 가구원의 약 33%에 해당한다.

이들 중 2017년 최저임금인 시간당 6,470원 이하에 속하는 근로자의 수는

345명으로 시간당 임금을 식별할 수 있는 가구원인 4,838명의 약 7.1%에 해당한다. 최저임금 기준을 8,350원으로 둘 경우 최저임금 이하 근로자의 수가 862명 존재하는 것으로 분석되었는데, 전체 근로소득 대상자의 약 17.8%에 해당한다.

〈표 Ⅲ-1〉 최저임금 대상자 식별

(단위: 명, %)

구분	인원 수	비중
전체 가구원 수	14,638	100
상용직 or 일용직 근로자	5,916	40.4
시간당 임금 정보가 존재하는 근로자	4,838	33.0
최저임금 이하 (2017년)	345	7.1
최저임금 이하 (2019년)	862	17.8

자료: 저자 작성

〈표 Ⅲ-2〉는 2017년 최저임금 기준 이하 근로자들의 특성을 최저임금 기준 이상 근로자들과 비교하고 있다. 최저임금 이하 근로자들은 평균적으로 여성의 수가 더 많고, 평균 나이 또한 약 58세로 최저임금 이하 근로자 평균 연령인 약 46세에 비해 약 12세가량 높은 것을 알 수 있다.

최저임금 이하 근로자의 평균 교육수준은 중학교(=4)에서 고등학교(=5) 사이인 4.3의 값을 지니고 있는 데 반해 최저임금 이상 근로자들의 평균 교육수준은 약 5.6으로 고등학교(=5)와 전문대학(=6) 사이에 속한다. 최저임금 이하 근로자들은 대조군에 비해 시간제 근무(=1), 직접고용 외 고용, 그리고 일용직 근로자의 비중이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 특히 샘플 내 최저임금 대상자인 345명 중 319명이 일용직 근로자인 것으로 조사되어 최저임금 이상 근로자와 큰 격차를 보이고 있다.

〈표 Ⅲ-2〉 최저임금 대상자의 특성(2017년 기준)

(단위: 세, 개월, 일, 만원)

구분	최저임금 이상	최저임금 이하
성별 (남성 = 1, 여성 = 2)	1.47	1.71
평균 나이	46.16	57.77
평균 교육수준	5.58	4.34
평균 고용관계 (직접고용 = 1, 간접고용 = 2, 특수고용 = 3)	1.12	1.32
평균 근로시간형태 (시간제 = 1, 전일제 = 2)	1.84	1.70
일용직 여부 (일용직 = 1)	0.48	0.92
평균 근로개월 수	11.23	10.94
평균 근로일 수	20.04	21.58
평균 시간당 임금	1.88	0.46

자료: 저자 작성

〈표 Ⅲ-3〉은 2019년 최저임금 기준을 적용할 경우 최저임금 이하 근로자로 분류되는 신규 유입자 517명의 특성 변수를 정리한다. 신규 유입자의 특성은 대체로 2017년 기준 최저임금 이하 근로자의 특성과 유사하다. 다만 모든 항목들에서 2017년 최저임금 이상 근로자의 평균값에 조금씩 더 가까운 양상을 보인다.

〈표 Ⅲ-3〉 최저임금 대상자의 특성(2019년 기준 신규 유입자 특성)

(단위: 세, 개월, 일, 만원)

구분	2017년 최저임금 이하	신규 유입자
성별 (남성 = 1, 여성 = 2)	1.71	1.74
평균 나이	57.77	50.37
평균 교육수준	4.34	4.80
평균 고용관계 (직접고용 = 1, 간접고용 = 2, 특수고용 = 3)	1.32	1.22
평균 근로시간형태 (시간제 = 1, 전일제 = 2)	1.696	1.704
일용직 여부 (일용직 = 1)	0.92	0.87
평균 근로개월 수	10.94	10.79
평균 근로일 수	21.58	20.81
평균 시간당 임금	0.46	0.73

자료: 저자 작성

식별된 2017년과 2019년 기준 최저임금 이하 근로자들의 특성을 보면, 최저임금대상 근로자들은 상대적으로 교육수준이 낮고, 비정기 근로자의 비중이 높으며, 여성 비중과 평균 연령이 높은 것을 확인할 수 있다. 이는 최저임금 인상의 효과가 대체로 가구소득 불평등도를 완화시키는 방향으로 작용할 가능성이 있다는 것을 시사한다. 이하에서는 해당 최저임금 인상이 실제 가구소득 분포에 미치는 영향을 가구 경상소득 10분위 기준으로 살펴보자.

나. 최저임금 인상이 가구소득 분포에 미치는 영향

우선 최저임금을 8,530원 수준으로 올리는 시나리오가 가구 경상소득 분위별로 미치는 영향을 살펴보자. 〈표 Ⅲ-4〉는 해당 시나리오하에서 최저임금 이하 근로자가 존재하는 가구들의 수를 가구 경상소득을 기준으로 표시하고 있다. 가중치 적용 수치는 복지패널의 개별 가구 가중치를 적용한 값들을 의미한다.

분석 대상 가구들의 수인 6,474가구들 중 1명 이상의 최저임금 근로자가 존재하는 가구들의 총수는 791가구로 분석되어 약 12%의 가구들에서 최저임금대상 근로자가 식별되었다. 791개의 가구들의 소득 분위별 분포를 살펴 보기 위해 가구소득을 기준으로 가구들을 10분위로 구분하였다. 저소득가구가 과표집된 자료의 특성을 고려하여 분위기를 구분하는 기준 경상소득은 2017년 가계금융복지조사의 10분위 구분값을 사용하였다. 최저임금대상 근로자가 존재하는 가구는 2분위와 3분위에서 각각 130가구와 121가구로 가장 많은 수를 차지했으며, 그다음으로 1분위에서 92가구가 존재하는 것으로 분석되어 저소득 분위에서 가장 많은 빈도수를 보였다.

저소득 분위로 구분할 수 있는 1분위에서 4분위 가구들에서 식별되는 최저임금 대상 가구 수는 426가구로 전체 791가구의 약 54%를 차지하고 있다. 하지만 전체적으로 볼 때 5분위 이상 상대적 고소득 가구들에서도 다수의 최저임금 근로자들이 식별되고 있는데, 5분위에서 7분위까지는 80가구 내외의 최저임금 대상 가구 수를 기록하고 있고 8분위 이상에서도 133가구가 식별되는 등 고소득 분위 가구들에서까지 최저임금 대상 근로자들이 식별되는 것을 확인할 수 있다.

〈표 III-4〉 최저임금 대상가구의 분포

(단위: 가구)

분위	총샘플 수	가구 수 (가중치)	최저임금 가구 수 (샘플)	최저임금 가구 수 (가중치)
1분위	2,225	3,911,761	92	208,176
2분위	573	1,462,785	130	394,657
3분위	576	1,867,555	121	371,086
4분위	529	1,779,559	83	265,398
5분위	451	1,691,734	74	255,374
6분위	476	1,861,751	84	305,698
7분위	487	1,901,967	85	338,216
8분위	448	1,862,052	57	263,529
9분위	388	1,687,811	41	179,541
10분위	321	1,496,612	24	127,461
계	6,474	19,523,587	791	2,709,135

자료: 저자 작성

최저임금 근로자가 속한 가구의 경상소득 분위별 분포가 저소득 분위와 그 외 분위에서 54대 46의 비중으로 존재한다는 것은 모든 근로자들에게 최저임금제도가 적용된다는 특성을 고려할 때 쉽게 이해할 수 있다. 앞 표의 경상소득 분위값이 모든 가구원의 경상소득을 합산한 값을 기준으로 구분되었기 때문에 경상소득이 높은 다른 가구원과 세대 구성을 함께하는 최저임금 근로자가 존재할 수 있다. 예를 들면 고소득 부모와 함께 거주하는 청년 근로자나 고소득 자녀와 함께 거주하는 노인 근로자가 최저임금을 수령할 경우 고소득 분위 가구에서 최저임금 대상 근로자가 존재할 수 있는 것이다.

〈표 Ⅲ-5〉는 최저임금 인상에 따라 발생하는 가구소득 증가를 경상소득 분위별로 보여준다. 최저임금 인상에 따라 발생하는 가구소득 증가분은 약 6조 481억원(가구 가중치 적용)가량이 될 것으로 분석되었다. 경상소득 분위별로 보면 3분위에서 약 9천억원으로 가장 많은 증가가 예상되었으며 2분위에서 약 8,660억원으로 그다음이 될 것으로 분석되었다. 다음으로 4분위, 6분위, 8분위에서 7,000억원 이상의 소득 증가가 있을 것으로 나타나 비교적 고소득분위에까지 상당한 소득증가가 있는 것으로 분석되었다.

1분위 가구들의 경우 전체 최저임금 대상가구 수에서 차지하는 비중은 약 11.6%로 높으나 최저임금 인상에 따른 소득인상분의 비중은 전체의 약 3.4%를 차지하는 데에 그치고 있다. 이는 1분위 가구들에 노인가구들의 비중이 높고, 노인가구들의 평균적인 근로시간이 상대적으로 적은 편이라는 사실에 기인하는 것으로 판단된다.

〈표 Ⅲ-5〉 최저임금 인상에 따른 소득 증가

(단위: 가구, 천원)

분위	최저임금 가구 수 (샘플)	소득인상분 (가중치)	평균 증가액
1분위	92	203,902,662	52
2분위	130	866,006,452	592
3분위	121	904,553,764	484
4분위	83	721,383,691	405
5분위	74	631,403,288	373
6분위	84	714,401,154	384
7분위	85	598,668,968	315
8분위	57	700,966,462	376
9분위	41	443,167,631	263
10분위	24	263,604,232	176
계		6,048,058,304	

자료: 저자 작성

〈표 Ⅲ-6〉은 최저임금 근로자가 1인 이상 존재하는 가구들의 특성 변수들을 정리하고 있다. 1분위 가구의 경우 가구주 평균 연령이 약 67세로 가장 높았으며, 평균 가구원 수 또한 1.5명으로 가장 낮아 노인 단독가구와 노인 부부가구가 1분위에 집중되어 있음을 알 수 있다. 해당 분위 가구들의 경우 최저임금 인상으로 인한 평균 소득 증가액이 연간 100만원에 미치지 못하여, 다른 소득 분위 최저임금 가구들에 비해 근로시간이 적은 것을 확인할 수 있다.

모든 소득 분위에서 평균적으로 약 1명의 최저임금 근로자가 존재하며, 평균 가구원 수의 경우 대체로 소득 분위가 상승함에 따라 증가하는 양상을 보인다. 고분위 가구들 중 최저임금 근로자가 존재하는 가구들의 경우 평균 가구원 수가 3.5명 내외로 매우 높은 편인데, 가구 내 소득이 존재하는 다른 가구원의 존재 가능성을 높이는 요소로 최저임금 적용 근로자가 가구 내 주 소득자가 아님을 의미한다.

〈표 III-6〉 최저임금 대상 근로자 가구의 특성 변수

(단위: 가구, 천원, 세, 명)

분위	가구 수	평균 소득 증가액	평균 가구주 연령	평균 가구원 수	평균 최저임금 근로자 수	평균 경상소득	평균 총재산
1분위	92	979	67.2	1.3	1.0	6,388	85,332
2분위	130	2,194	59.6	1.5	1.0	13,829	92,137
3분위	121	2,438	58.3	2.1	1.1	21,181	145,812
4분위	83	2,718	60.2	2.5	1.2	29,365	201,517
5분위	74	2,472	58.6	2.6	1.1	39,047	341,028
6분위	84	2,337	55.7	3.2	1.1	47,683	266,697
7분위	85	1,770	54.3	3.6	1.0	58,351	250,319
8분위	57	2,660	56.4	3.4	1.1	73,869	433,788
9분위	41	2,468	54.6	3.8	1.1	96,024	478,232
10분위	24	2,068	53.0	4.0	1.1	159,724	1,201,683

자료: 저자 작성

1분위에서 3분위까지의 저소득 분위 가구들의 경우 평균 가구원 수가 1.3명에서 2.1명으로 적은 편인데, 해당 가구들의 평균 최저임금 근로자 수가 약 1명으로, 최저임금 근로자가 가구 내에서 주소득 근로자일 가능성이 매우 높다. 실제 최저임금 인상으로 인해 증가하는 연평균 소득이 최저임금 인상전 평균 경상소득에서 차지하는 비중을 보면 각각 약 15%, 16%, 12%로 다른 분위 가구들에 비해 상당히 높은 것을 확인할 수 있다.

〈표 Ⅲ-7〉 경상소득 대비 평균소득 증가분의 비중

(단위: 천원 %)

분위	평균소득 증가액	평균경상소득	비중
1분위	979	6,388	15.3
2분위	2,194	13,829	15.9
3분위	2,438	21,181	11.5
4분위	2,718	29,365	9.3
5분위	2,472	39,047	6.3
6분위	2,337	47,683	4.9
7분위	1,770	58,351	3.0
8분위	2,660	73,869	3.6
9분위	2,468	96,024	2.6
10분위	2,068	159,724	1.3

자료: 저자 작성

마지막으로 최저임금 인상으로 인한 가구 경상소득 지니계수 값을 살펴보자. 최저임금 인상 전 지니계수값은 0.37709로 분석되었으며, 최저임금 인상 후 지니계수값은 0.37439로 축소되어 약 0.72%의 지니계수 개선이 발생하여 최저임금 인상에 따라 가구소득 불평등도가 완화됨을 알 수 있다.

〈표 Ⅲ-8〉 최저임금 인상에 따른 지니계수 변화

구분	지니계수	개선율
최저임금 인상 전	0.37709	-
최저임금 인상 후	0.37439	-0.72%

자료: 저자 작성

다. 최저임금 인상에 따른 고용 효과

이상의 미시 시뮬레이션 분석은 2017년 복지패널자료의 고용 및 노동공급 수준이 최저임금 인상 이전과 이후에서 동일하게 유지된다는 것을 가정한다. 이는 개별 근로자의 최저임금 관련 근로 행태가 단기적으로 그대로 유지된다는 것을 가정하는 것과 같다. 이 가정은 일반적으로 분석 자료의

조사 시점과 개편된 제도의 적용 시점 간 차이가 크지 않은 경우나 제도 개편의 폭이 크지 않은 경우 적절하다 할 수 있다. 전자는 제도개편이 개개인의 행태 변화에 영향을 주는 것에 일정한 시간이 소요된다는 점을, 후자의 경우 제도개편의 폭에 따라 개인의 행태 변화의 폭 역시 변경된다는 사실에 근거한다.

분석 자료의 조사시점인 2017년과 2019년의 근로행태 간에는 큰 폭의 시차는 존재하지 않기에 앞선 분석에서 사용한 가정의 타당성이 일부 존재한다. 하지만 2017년 이후의 최저임금 수준의 인상폭이 유례없이 컸다는 점에서 이 가정의 사용이 적절치 않을 가능성 또한 존재한다.

최저임금 인상이 대상자의 고용에 미치는 영향은 다수의 국가에서 이루어졌고, 상당한 수의 선행연구가 존재한다. 김대일(2018)은 관련 선행연구들을 국내와 국외(미국/미국 이외) 연구들로 구분하여 잘 정리하고 있다. 국내 연구들과 국외 연구들 모두에서 최저임금 인상은 고용에 부정적인 영향을 주는 것으로 정리되었다. Card and Krueger(1994)나 이병희(2008)와 같이 최저임금 인상이 고용에 영향을 미치지 않는다는 연구들이 존재하고는 있으나 이와 같은 연구들은 소수에 그치고 있으며 다수의 선행연구들에서 최저임금 인상은 최저임금 대상자들의 고용을 대체로 감소시키는 것으로 분석되고 있다.

〈표 Ⅲ-9〉는 김대일(2018)에서 정리한 최저임금과 고용에 관한 우리나라의 선행 연구들을 보여준다. 이병희(2008)와 김유선(2014)을 제외한 연구들에서 최저임금 인상의 고용탄력성은 음(-)의 값을 갖는 것으로 분석되었다. 김대일(2012)을 제외한 연구들은 -0.04에서 -0.37 사이의 탄력성을 갖는 것으로 분석되었다. 김대일(2012)의 경우 신규 채용 근로자만을 대상으로 하고 있기에 전체 근로자를 대상으로 한 연구들에 비해 추정치가 크게 나타났다.

선행 연구들은 분석 방법과 데이터 측면에서 상이하며 분석 대상 또한 서로 다르다. 이 중 분석 대상의 경우 다수의 연구들에서 전체 근로자를 대상으로 하였으나, 일부 연구들은 신규 채용 근로자, 감시단속 근로자, 최저임금 영향 근로자 등을 중심으로 두고 분석하였다.

〈표 Ⅲ-9〉 최저임금의 고용탄력성 추정 - 국내 연구

저자	분석방법	데이터	대상	최저임금 변수	고용탄력성
이병희 (2008)	이중차분법	경제활동인구 조사, 2004~2005	최저임금 영향 근로자	최저임금 적용 그룹을 처치집단으로 사용	효과 없음
남성일 (2008)	패널데이터	수도권 아파트 설문	감시단속 근로자	최저임금 적용 그룹 전후 비교	-0.312
김대일 (2012)	패널데이터	고용형태별 근로실태조사, 2008~2010	신규채용 근로자	최저임금	남성 청년, -3.7
김민성 외 (2013)	패널데이터	한국노동패널, 2000~2008	전체 근로자	실질 최저임금	24세 이하 고졸, -0.37
김영민 · 강은영 (2015)	패널데이터	경제활동인구 조사, 2001~2014	전체 근로자		서비스업, -0.37
이정민 · 황승진 (2016)	패널데이터	고용형태별 근로실태조사, 2006~2014	전체 근로자	최저임금 영향률	-0.14
김유선 (2014)	최저임금 지수	시도별 자료, 2000~2013	전체 근로자	최저임금 지수	효과 없음
강승복 · 박철성 (2015)	시계열	경제활동인구 조사, 2001~2013	전체 근로자	최저임금 지수	-0.04~-0.09

자료: 김대일, 2018, p. 100.

최저임금 인상이 고용에 부정적이란 분석 결과를 갖는 연구들은 전체 근로자의 고용탄력성을 -0.04에서 -0.37까지 추정하고 있다.⁹⁾ 이는 최저임금 인상예 따라 고용감소가 존재할 가능성이 높고, 그로 인해 앞서 제시한 미시 시뮬레이션 분석 결과값이 실제와 상당히 괴리될 수 있음을 시사한다.

〈표 Ⅲ-4〉를 보면 전체 최저임금 대상자 가구 중 1분위에서 4분위까지의 가구들에 속하는 가구들의 비중이 전체의 약 54%를 차지하는 것을 알 수 있다. 최저임금 대상자의 분포가 1분위에서 10분위의 가구들에까지 비교적

9) 김대일(2012)의 추정치인 -3.7은 신규채용 근로자만을 대상으로 한다.

넓게 분포하고는 있으나 그중 절반 이상이 저소득 분위 가구들에 속하고 있다는 것이다.

최저임금 대상자가 저소득 분위에 많이 분포하고 있기에 고용 감소 효과까지 고려할 경우 앞서 제시한 최저임금 인상에 따른 지니계수 개선율은 현실에 비해 과대 추정된 것으로 이해할 필요가 있다. 고소득 가구에서의 최저임금 근로자는 주소득원이 아니라는 점과 최저임금 인상에 따른 고용감소가 저소득 분위 가구들에 더 크게 영향을 준다는 사실을 고려할 때 지니계수 개선은 추정치에 비해 크게 작아질 수 있을 것이다.

2. 근로장려세제 확대의 효과

이 절에서는 2019년부터 적용될 근로장려세제의 효과에 대해 분석한다. 2장에서 정리한 바와 같이 근로장려금 제도는 2008년 도입된 이후 지속적으로 확대되어 왔으나, 2018년 세법개정안에 반영된 개편안은 제도 개편의 폭이 매우 크고, 제도를 구성하는 많은 요소들이 동시에 확장적으로 개편되었다.

2019년의 개편은 크게 세 가지 요소를 확장적으로 변경시켰다. 우선 단독가구 가구에 대해 존재하던 만 40세 이상이라는 연령 요건이 이번 개편으로 폐지되었다. 〈표 Ⅲ-10〉은 가족요건의 변천을 정리하고 있다. 도입 초기 18세 미만 자녀가 존재하는 가구들만 지원 대상에 속하였으나 점차 단독가구에까지 가족요건이 확대된 것을 알 수 있다. 단독가구에 대한 지원은 가구주 연령으로 일부 제한되었으나 이번 개편으로 소득·재산 요건을 만족시키는 모든 단독가구에까지 제도가 확대되었다.

〈표 III-10〉 가족요건의 변천

개정연도	변경내용
도입	18세 미만 자녀 1인 이상 세대
2011년	배우자가 있는 세대(부양자녀가 없더라도)
2013년	60세 이상 단독가구 포함(2012년 귀속소득)
2014년	50세 이상 단독가구 포함(2015년 귀속소득)
	40세 이상 단독가구 포함(2016년 귀속소득)
2017년	30세 이상 단독가구 포함
2018년	단독가구 연령요건 폐지

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

다음으로 재산요건이 완화되었다. 기존에는 가구재산 1억 4천만원 미만 가구들에 대해 근로장려금을 지급하였으나 이를 2억원 미만으로 조정하였다. 근로장려세제의 재산요건 중 일정액 이하의 1주택 가구에 한정하는 것과 재산총액을 순액 개념이 아닌 총액 개념으로 산정하는 것의 문제점은 선행연구에서 지적된 바 있다(국회입법조사처, 2011). 이 중 1주택 가구에 대해서만 근로장려금을 시행하는 주택요건의 경우 이미 2016년 개정으로 폐지되었으나 재산액을 계산할 때 여전히 순액 기준이 아닌 총액 기준을 적용하고 있다. 가구의 소득 및 재산을 기준으로 지원 대상가구를 선정한다는 제도 도입 취지를 고려할 때 부채를 제외한 순재산 기준을 적용하는 것이 바람직할 것이나 개개인의 순재산을 과세당국이 포착할 수 있는 시스템이 구축되어 있지 않은 실정이다. 이번 재산요건 완화는 이러한 한계를 일부 극복하고 명목 재산 상승을 현실화하려는 시도로 이해할 수 있다.

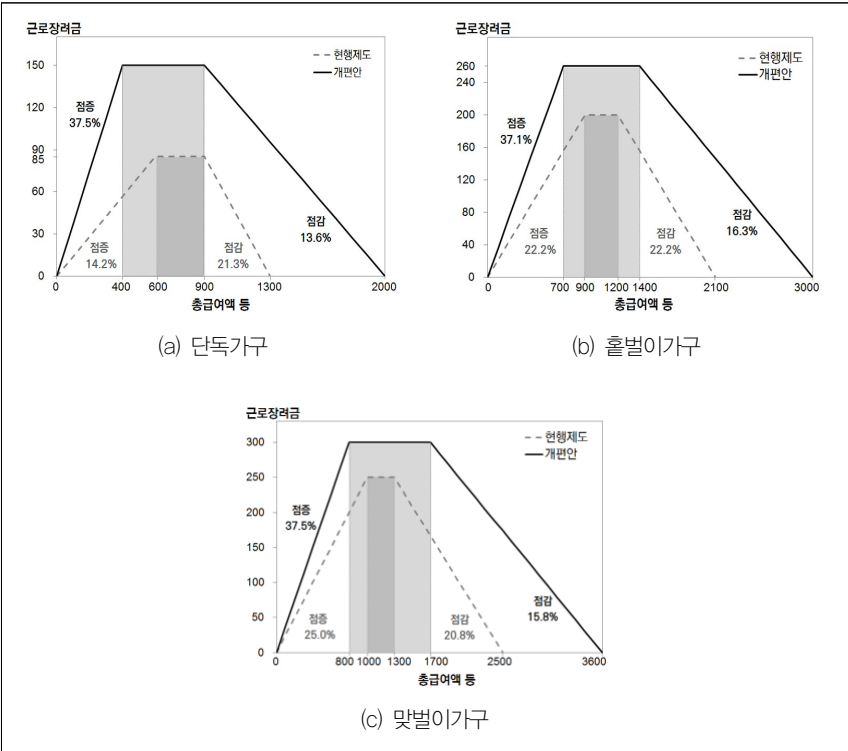
〈표 III-11〉 재산요건의 변천

개정연도	변경내용
2008년	재산합계액 1억원 미만
2010년	저축성보험을 재산합계액에 포함
2014년	재산합계액 1억 4천만원 미만
	현금, 수표 및 어음을 재산합계액에 포함
2018년	재산합계액 2억원 미만

자료: 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.

마지막으로 소득요건 또한 완화되었다. 가구유형별 소득 상한액이 단독, 홀별이, 맞벌이가구 각각 2,000만원, 3,000만원, 그리고 3,600만원으로 상향되었으며 최대 지급액 역시 각각 150만원, 260만원, 그리고 300만원으로 인상되었다. 가구 유형을 가리지 않고 소득 상한액과 최대지급액을 크게 인상시킨 것은 소득 분배 지표 악화라는 경제적 상황에 대한 대응수단으로 근로장려세제를 활용하려는 정부의 의도로 읽힌다. 또한 소득요건의 완화와 더불어 최대지급액 시작점 또한 더 낮은 소득 수준에서 시작되도록 조정하여 기존 제도에 비해 점증률이 인상되었다. [그림 Ⅲ-1]은 제도 개편 전후의 가구유형별 지급 방식을 도식화하고 있는데, 모든 가구 유형에서 점증률 증가, 점감률 감소, 최대지급액과 소득 상한액을 관찰할 수 있다.

[그림 Ⅲ-1] 가구유형별 개편안



자료: 신상화, 2019, p. 73.

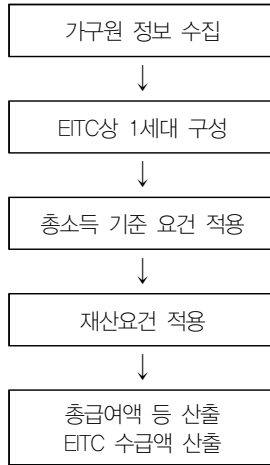
2019년부터 시행될 근로장려세제는 이처럼 연령요건, 재산요건, 그리고 소득요건을 동시에 큰 폭으로 완화시키고 있어 근로장려금 총지급액이 2017년 약 1조 2,808억원에서 크게 증가할 것으로 예상된다. 기존 제도하에서 수급대상으로 분류되었던 가구들에 대한 지원액이 상향된 것과 더불어 신규 수급가구의 유입 또한 존재하게 될 것인데, 신규 유입가구의 특성 및 소득 수준, 그리고 근로장려세제 적용으로 인한 가구소득 재분배 효과에 이르기까지 제도 개편의 효과를 평가해보는 작업이 필요하다.

가구별 근로장려금 계산은 다음과 같은 순서로 진행하였다. 우선 가구 구성 단위를 설정한다. 「조세특례제한법 시행령」 제100의4 1항에서는 신청자(거주자)가 속한 1세대 구성원 중 직계존비속의 요건으로 동일한 주소에 거주하며 ‘실질적 생계를 같이 할 것을 두고 있다. 때문에 동일한 주소에 거주하는 부모세대와 자녀세대가 근로장려금을 신청할 때 서로 다른 세대로 주장할 수 있으며 그 결과 재산요건 및 총소득기준 요건에서 서로 배제되는 효과가 생긴다.

다음으로 해당 세대 가구원의 총소득금액, 총급여액 등 그리고 재산 정보를 수집한다. 총소득금액은 근로소득, 사업소득, 이자·배당소득, 연금소득, 종교인소득 등으로 구성되며 총급여액은 신청자와 그 배우자의 근로소득과 사업소득의 합으로 구성된다. 현행 제도는 총재산에 대해 재산요건을 두고 있는데, 추가적인 분석을 위해 총재산 정보와 더불어 총부채 정보 역시 사용하였다.

마지막으로 세대별 가구 유형을 설정하고 가구별 근로장려금 수급 여부 및 수급액을 산출한다. 산출된 수급가구별 근로장려금 수급액 정보는 다시 가구별 패널 자료와 결합하여 소득분위별 수급 및 재분배효과 분석에 이용하였다.

[그림 III-2] 가구별 근로장려금 산출 과정



자료: 저자 작성

시뮬레이션 분석에 현행 제도들을 최대한 반영하기 위해 노력하였으나, 이하에서 제시할 분석 결과들은 다음의 한계를 갖는다. 우선 재산요건을 적용함에 있어 응답자가 답변한 부동산 가액을 그대로 사용하였다. 실제 근로장려금 산정을 판정할 때 사용하는 부동산 재산의 가격은 공시가격을 기준으로 한다. 하지만 가구별 지역 정보가 구체적이지 못하여 지역별 공시가격의 실거래가 반영 비율을 적용하기 어려운 측면이 존재한다. 구체적인 지역 정보가 있다 하더라도 특정 지역 내에서의 공시가격의 실거래가 반영 비율 또한 변동성이 매우 높은 편이라는 문제점 또한 존재한다.

두 번째로 사업소득을 계산할 때 순사업소득액을 사용하였다. 복지패널에 사업소득과 관련한 매출액 정보와 비용 정보를 조사하는 항목은 존재한다. 하지만 해당 정보들은 공개되지 않고 있어 응답자가 답변한 순사업소득 정보를 사용하였다. 실제 근로장려금 산정을 위해서는 사업소득액에 업종별 조정률을 적용하여 산출하여야 한다. 현재 실무에서 사용하는 업종별 조정률의 경우 7단계 수준에 그치고 있어 실제 순사업소득액과의 괴리가 크며,

그 결과 이 연구에서 사용하는 방식과 실제 값 사이의 오차 역시 존재하게 된다.

이와 같은 분석 오차의 크기를 점검하기 위해 2017년 복지패널자료에 2017 당시의 근로장려금 제도를 적용하여 실제 조세지출 실적과 비교 작업을 수행하였다. <표 Ⅲ-12>는 2017년을 대상으로 조사한 13차 복지패널자료에 2017년 당시의 제도를 적용한 결과값을 보여준다. 전체 6,474가구 중 수급 대상이 되는 가구가 975가구 존재하는 것으로 분석되었으며 가구별 가중치를 적용할 경우 이는 전체 1,952만가구 중 약 175만가구에 해당한다. 2018년 『국세통계연보』에 수록된 2017년 수급가구 수가 약 176만가구인 것을 고려할 때 13차 복지패널자료가 실제 자료와 크게 상이하지 않은 것으로 판단된다. 총근로장려금 수급액 역시 약 1조 1,430억원으로 분석되어 『국세통계연보』의 1조 2,808억원과 크게 다르지 않은 수준이다.

〈표 Ⅲ-12〉 정합성 검증 - 『국세통계연보』 실적치와의 비교

(단위: 가구, 백만원)

구분	『국세통계연보』	복지패널
수급가구 수	1,693,612	1,764,572
총수급액	1,280,821	1,143,069

자료: 저자 작성

2017년을 대상으로 조사한 복지패널자료에 2019년부터 적용되는 제도를 적용해보면, 수급가구 수는 약 171만가구, 수급액은 약 2조 9천억원 증가하는 것으로 분석되었다.

〈표 Ⅲ-13〉 수급가구 수 및 총수급액 증감

(단위: 가구, 백만원)

구분	복지패널(2017년)	복지패널(2019년)	증감
수급가구수	1,764,572	3,469,918	1,705,346
총수급액	1,143,069	4,078,985	2,935,916

자료: 저자 작성

2019년 제도를 적용할 경우 변화하게 될 수급가구의 변화를 경상소득 분위별로 살펴보면, 모든 분위에서 수급가구의 수가 증가하였고, 그중에서도 2분위에서 4분위까지의 가구들에서 가장 증가가 큰 것을 알 수 있다.

〈표 III-14〉 제도 개편에 따른 수급가구 수

(단위: 가구)

경상소득분위	가구 수	2019년	2017년	증감
1분위	3,911,761	1,082,441	912,948	169,493
2분위	1,462,785	774,532	410,549	363,983
3분위	1,867,555	693,449	261,097	432,352
4분위	1,779,559	405,641	76,191	329,449
5분위	1,691,734	187,724	21,792	165,932
6분위	1,861,751	186,042	55,325	130,718
7분위	1,901,967	104,927	22,538	82,389
8분위	1,862,052	35,161	4,131	31,030
9분위	1,687,811	—	—	—
10분위	1,496,612	—	—	—
계	—	3,469,918	1,764,572	1,720,360

자료: 저자 작성

1분위 가구들의 경우 제도 확대에도 불구하고 약 17만가구가 증가하는데에 그칠 것으로 분석되었는데, 이는 기존의 1.4억원의 재산요건과 가구유형별 소득요건이 1분위 가구들에게 큰 제약조건이 아니었음을 시사한다. 1분위 가구들의 소득과 재산 수준이 낮기에 기존 조건하에서도 이미 수급대상 가구로 분류되었던 것으로 볼 수 있다. 다만 동일한 총급여액 등에 대한 근로장려금 지급 수준 또한 상향되었기에 1분위 가구의 근로장려금 수급의 증가는 존재할 수 있다.

실제 근로장려금 수급 증가를 소득분위별로 구분하여 살펴보면 1분위 가구들의 수급액 증가는 작은 수급가구 수 증가를 고려할 때 상당히 큰 것으로 판단된다. 1분위의 수급액은 2017년 제도에서 약 3,911억원에서 2019년 약 9,726억원으로 5,816억원의 증가가 있을 것으로 분석되었다. 이러한 결과

는 2019년 개편 제도 중 점증률 및 최대지급액 상향 조정의 영향이 1분위 가구들에게 큰 영향을 주고 있음을 시사한다. 기존에 수급하고 있던 가구들의 평균수급액 수준이 증가한 것이다.

수급액 증가가 가장 큰 분위는 1분위에서 4분위까지에 위치한 가구들이다. 이 중 2분위에서 4분위까지의 가구들은 수급가구 수 증가와 수급액 증가가 모두 큰 것으로 분석되었다. 해당 가구들의 경우 완화된 총소득기준요건과 재산요건의 효과가 가장 컸던 것으로 이해된다.

〈표 Ⅲ-15〉 제도 개편에 따른 총수급액

(단위: 천원)

경상소득분위	2019년	2017년	증감
1분위	972,635,351	391,078,055	581,557,296
2분위	1,078,277,165	384,417,678	693,859,488
3분위	906,731,394	226,048,063	680,683,331
4분위	476,764,700	57,617,939	419,146,761
5분위	195,596,564	19,720,227	175,876,337
6분위	288,675,380	34,055,693	254,619,687
7분위	130,252,080	25,874,529	104,377,551
8분위	30,052,387	4,257,286	25,795,101
9분위	—	—	—
10분위	—	—	—
계	4,078,985,021	1,143,069,470	2,935,915,551

자료: 저자 작성

평균 근로장려금 수급액 변화를 살펴보면 1분위에서 상당히 큰 평균 수급액 증가가 있음을 확인할 수 있다. 1분위의 경우 기존 평균 약 43만원 수급에서 약 90만원 수준으로 2배 이상 증가하였다. 2분위에서 4분위까지의 가구들의 경우 약 50% 내외의 증가율을 보여 평균 수급액 증가 수준은 크지 않은 것으로 보인다.

〈표 III-16〉 제도 개편에 따른 평균수금액

(단위: 천원)

경상소득분위	2019년	2017년	증감
1분위	899	428	470
2분위	1,392	931	461
3분위	1,299	863	436
4분위	1,140	741	399
5분위	1,042	905	137
6분위	1,552	600	951
7분위	1,209	1,148	61
8분위	772	1,030	-259
9분위	-	-	-
10분위	-	-	-

자료: 저자 작성

마지막으로 제도 개편으로 인한 재분배 효과를 살펴보자. 〈표 III-17〉의 근로장려세제 적용 전 지니계수값은 가구 경상소득을 기준으로 계산한 것으로 여타 정부정책의 재분배 효과가 적용되지 않은 값으로 이해할 수 있다. 근로장려세제 적용 전 지니계수값은 0.37709였으니 2019년 제도를 적용할 경우 지니계수가 0.37361로 줄어들어 재분배 지표가 개선되는 것을 확인할 수 있다. 이는 2017년 제도에 비해 약 3.3배의 개선율을 보이는 것으로 확대 개편으로 인해 가구소득 재분배 효과가 강화되는 것을 확인할 수 있다.

〈표 III-17〉 제도 개편에 따른 지니계수

구분	지니계수	개선율
EITC 적용 전	0.37709	-
2017년	0.37603	-0.28%
2019년	0.37361	-0.92%

자료: 저자 작성

근로장려세제가 가구소득과 재산을 기준으로 수급대상 가구를 선별하기에 확장적 제도 개편이 더 큰 소득재분배 효과를 갖는 것은 당연하다. 그런데 제도 확대의 영향이 정책 대상으로 두는 저소득 근로가구뿐만 아니라 6분위 이상의 가구들에까지 미치는 것을 시뮬레이션 분석을 통해 확인할 수 있다. 2017년 제도를 적용할 경우 6분위 이상에서 약 8만가구가량의 근로장려금 수급 가구가 존재할 것으로 분석되었으나 2019년 제도를 적용할 경우 그 규모가 약 31만가구로 크게 증가할 것임을 분석 결과는 보여준다.

이러한 결과는 총소득기준금액에는 포함되지 않으나 정상소득에는 포함되는 사적이전소득, 공적연금을 제외한 사회보험소득, 비과세 대상 소득이 상당히 존재한다는 사실과 총재산이 적은 6분위 이상 가구들의 존재로 일부 설명할 수 있다. 이러한 가구들은 정책 대상에 포함되어 있는 것으로 볼 수 있어 제도 적용의 자연스러운 결과일 수 있다.

하지만 이와 같은 이유가 아닌 제도 설계상의 허점이 존재하여 6분위 이상 가구들의 수급이 존재하는 것으로 판단된다. 2019년 제도 적용 시 근로장려금 수급 대상으로 분류되는 6분위 이상 가구들의 특성을 분석한 결과, 상당수가 다음의 두 가지 원인으로 인한 결과로 분석되었다.

우선 근로장려금 신청자의 세대 구성 요건이 명확하지 않아 고소득 가구에서도 근로자의 소득 및 재산 수준이 낮을 경우 분리 신청이 가능한 부분이 존재한다. 현행 「조세특례제한법 시행령」 제100조의4 1항을 보면, 신청자 기준 1세대 구성원이 배우자, 부양자녀, 그리고 동일한 주소 또는 거소에서 거주하며 생계를 함께하는 직계존비속 및 그 배우자로 정의되어 있다.

이러한 현행 1세대 정의는 「소득세법」 제88조에 존재하는 1세대 요건과 거의 동일한 것으로 근로장려세제 도입 당시 「소득세법」에서 차용한 것으로 판단된다. 「소득세법」에서 1세대 구성 요건을 단순히 주소 기준이 아닌 '생계를 함께하는' 자에 국한시키고 있는 것은 독립된 경제활동을 하는 가구원들이 단순히 주소가 같다는 이유로 1세대 1주택 비과세나 부양가족 공제 등을 받는 부작용을 완화시키려는 의도로 읽힌다. 하지만 근로장려세제에서는 오히려 고소득 가구에 거주하는 저소득 개인의 근로장려금 수급이 가능케

하는 규정이 되고 있다. 주소가 같으나 실질적으로 생계는 다르하다는 주장이 가능해져 동일 주소 내에서 구분된 세대로 신청할 수 있는 것이다.

다음으로 단기간 근로자의 근로장려금 지급이 존재한다. 현행 제도의 총소득 기준은 연간 단위로 적용된다. 따라서 단기 근로를 통해 높은 월소득을 수령하는 개인들 역시 근로장려금 지급 대상이 될 수 있다. 가령 연중 1달간 근로하는 근로자가 월보수로 3,000만원을 수령하는 극단적인 예에서도 해당 근로자가 맞벌이가구로 분류되고 총재산이 2억원 미만일 경우 근로장려금을 지급할 수 있다.

3. 최저임금 인상과 근로장려세제 확대의 결합 효과

다음으로 최저임금 인상과 근로장려세제 모두를 적용할 경우의 효과를 살펴보자. 앞선 2절의 분석은 2017년 소득에 2019년 근로장려세제를 적용하여 도출한 반면, 3절에서는 2017년 소득에 2019년 최저임금인상분을 적용한 뒤 2019년 근로장려세제를 적용한다.

최저임금의 인상 효과를 적용할 경우 총근로장려금 지급액은 다음과 같은 두 가지 방향으로 변할 수 있다. 최저임금 인상으로 인해 총소득기준요건에서 누락되는 가구들의 경우 근로장려금 지급액을 축소시키는 방향으로 작용할 수 있다. 기존에 점감구간에 위치하던 가구들의 경우 총소득 기준을 넘기게 되어 근로장려금 지급대상에서 탈락하게 되는 것이다.

다음으로 저소득 가구들의 경우 최저임금 인상에 따라 소득 수준이 향상되어 동일 근로 시간에서 수령하는 근로장려금이 인상될 가능성이 존재한다. 주로 점증구간에 위치한 가구들에서 이러한 효과가 발생할 수 있다. 점증구간에서는 근로소득이 증가하여 총급여액 등이 증가할수록 근로장려금 최대지급액 구간인 평탄구간으로 더욱 접근할 수 있기에 해당 가구들의 근로장려금이 증가하게 되는 것이다.

두 가지 효과가 연간 총근로장려금 지급에 미치는 효과는 소득구간별 가구들의 분포에 의해 결정될 것이므로 사전에 가늠하기 어렵다. 하지만 수급 가구 수는 분명 감소할 것으로 예상된다. 점증구간 끝 부분에 위치한 가구

들의 경우 상당수가 비수급대상으로 분류될 것이기 때문이다.

〈표 Ⅲ-18〉은 근로장려금 확대와 최저임금 인상을 동시에 적용할 경우의 근로장려금 수급대상 가구 수를 근로장려금 확대만의 분석 결과와 비교하고 있다. 예상한 것과 같이 최저임금 인상으로 인해 약 9만가구가 근로장려금 수급 대상에서 비수급 대상으로 분류되었다. 9만가구 중 약 50%가 3분위에서 감소한 것으로 분석되어, 3분위 저소득 가구들 중 점감구간 끝부분에 위치한 가구들이 다수 탈락한 것으로 판단된다.

〈표 Ⅲ-18〉 제도 개편에 따른 수급가구 수 변화(근로장려금 + 최저임금)

(단위: 가구)

경상 소득분위	2019년	2019년 + 최저임금 인상	증감
1분위	1,082,441	1,082,441	0
2분위	774,532	771,147	-3,385
3분위	693,449	648,226	-45,223
4분위	405,641	391,851	-13,790
5분위	187,724	179,973	-7,751
6분위	186,042	179,972	-6,070
7분위	104,927	96,748	-8,179
8분위	35,161	28,910	-6,251
9분위	-	-	-
10분위	-	-	-
계	3,469,918	3,379,268	-90,650

자료: 저자 작성

다음으로 소득분위별 수급액 변화를 살펴보자. 1분위의 경우 최저임금 인상 효과를 함께 반영할 경우 약 134억원의 지급액 증가가 있는 것으로 분석되었다. 이는 다수의 1분위 최저임금 대상가구들이 점증구간에 위치하고 있었음을 시사한다.

1분위를 제외한 나머지 분위들에서는 앞서 설명한 두 가지 효과들 중 수급가구에서 비수급가구로 분류되는 누락 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 2

분위에서 8분위까지의 모든 분위에서 총근로장려금 지급액이 감소하는 것을 확인할 수 있다.

〈표 III-19〉 제도 개편에 따른 근로장려금 수급액 변화(근로장려금 + 최저임금)
(단위: 천원)

경상소득 분위	2019년	2019년 + 최저임금 인상	증감
1분위	972,635,351	986,000,908	13,365,557
2분위	1,078,277,165	1,001,914,335	-76,362,830
3분위	906,731,394	836,987,655	-69,743,739
4분위	476,764,700	427,904,129	-48,860,571
5분위	195,596,564	177,261,703	-18,334,861
6분위	288,675,380	270,110,670	-18,564,710
7분위	130,252,080	118,854,133	-11,397,947
8분위	30,052,387	27,830,847	-2,221,540
9분위	-	-	-
10분위	-	-	-
계	4,078,985,021	3,846,864,380	-232,120,641

자료: 저자 작성

마지막으로 두 제도의 동시 적용에 따른 지니계수 변화를 살펴보자. 두 제도를 동시에 적용할 경우의 지니계수 개선율은 1.58%로 분석되어 근로장려금 제도 단독 확대의 효과에 비해 큰 폭의 개선이 있는 것으로 분석되었다. 두 제도 모두 상대적으로 저소득 가구들의 가구소득을 증가시키는 방향으로 작용한 결과로 이해된다.

〈표 III-20〉 제도 개편에 따른 지니계수 변화(근로장려금 + 최저임금)

구분	지니계수	개선율
EITC 적용 전	0.37709	-
2019년 근로장려금 제도	0.37361	-0.92%
2019년 + 최저임금인상	0.37113	-1.58%

자료: 저자 작성

4. 소결

이상에서 최저임금 인상과 근로장려세제 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 분석 결과 근로장려세제가 최저임금제도 확대에 비해 가구소득 분포에 더 크게 영향을 주는 것을 확인할 수 있었다. 근로장려세제 확대 개편에 따른 지니계수 개선율은 -0.92% 로 최저임금제도의 그것인 -0.72% 에 비해 더 큰 것으로 분석되었다. 근로장려세제가 저소득 가구를 정책 대상으로 직접적으로 설정하고 있는 반면 최저임금제도의 경우 근로자 개인의 시간당 임금만이 고려된다는 점에서 이러한 결과는 직관에 부합한다.

최저임금을 인상시키는 것은 시장에서 결정되는 가격 변수에 직접적인 조정을 가하는 것으로 노동의 초과 공급 문제가 필연적으로 발생한다. 최저임금제도의 재분배효과에 대한 분석 결과가 최저임금 인상에 따라 발생할 수 있는 부정적 고용효과를 반영하지 못하고 있어 실제 지니계수 개선율은 -0.72% 에 비해 더 낮아질 것임을 고려하면 가구소득 재분배 제고라는 정책 목표하에서 근로장려세제가 최저임금제도에 비해 더욱 뛰어난 수단임을 알 수 있다. 근로장려세제는 가격 변수의 왜곡을 방지하면서도 가구소득 재분배라는 정책 목표 달성에 보다 효율적인 모습을 보이는 것으로 평가할 수 있다.

가구소득 재분배 측면에서의 두 제도의 효과성 차이는 근로장려세제가 최저임금제도에 비해 직접적으로 근로 빈곤 가구에 대해 소득 지원을 하는 제도 설계의 결과물로 인식할 필요가 있다. 개인의 시간당 임금의 하한을 설정하는 최저임금제도의 경우 제도 설계가 개인에 초점을 두고 있어 가구소득 재분배라는 정책 목표보다는 근로의 최소한의 가치 설정이라는 정책 목표에 보다 부합한다. 때문에 가구소득 재분배 향상이라는 정책 목표 달성을 위해 최저임금을 인상시키는 것은 비효율적인 접근이 될 수 있다.

다만 근로장려세제 역시 고소득분위 가구들의 수급이 포착되고 있어 이에 대한 정책적 대안 마련에 여지가 존재한다. 고소득 자녀세대 혹은 부모세대와 동일 주소에서 거주하는 직계 가족의 경우라 할지라도 '실질적으로 생계

를 달리한다’는 주장을 통해 별도의 세대로 구분되어 근로장려금을 수령할 수 있는 문제가 존재한다. 이보다는 소수에 그칠 것으로 예상되나 고소득 단기근로자의 존재 또한 고소득분위 가구의 근로장려금 수급에 영향을 줄 수 있다.

마지막으로 이상의 모든 분석 결과들은 자료 내에서 근로장려세제 수급 대상이 되는 가구들을 연구자가 식별하고, 해당 가구들의 근로장려금 수급액을 계산한 뒤 합산하는 방식으로 이루어졌다는 점을 고려할 필요가 있다. 대상가구 모두가 수급할 것이라는 가정을 하고 있는 것과 같은데, 이는 신청주의 방식을 채택하고 있는 근로장려세제의 구조를 고려할 때 한계가 존재하는 가정이기도 하다. 근로장려세제의 존재를 모르거나 예상 수급액 수준이 낮아 신청의 필요성을 느끼지 못하는 가구들에서 근로장려세제 신청이 이루어지지 않을 수 있고, 그 경우 앞서 분석한 근로장려세제의 가구소득 재분배 효과는 다소 과대추정된 것으로 볼 수 있다.

실제 Chetty et al.(2013)의 연구는 근로장려세제의 지급 방식에 대한 정보 수준의 변화에 따라 지역별 신청률의 격차가 크게 달라질 수 있음을 시사한다. 이 연구는 지역을 우편번호별로 구분하고, 근로장려세제에 대한 지역별 인식의 정도가 해당 지역 내 점증구간에 위치한 근로자들의 행태 변화에 큰 영향을 주는 것을 보이고 있다. 우리나라의 경우 국세청에서 수집한 정보에 따라 근로장려세제 대상가구를 잠정적으로 식별하고 신청 안내서를 사전에 발송함으로써 이러한 문제를 불식시키려 노력하고 있다. 하지만 국세청이 보유하지 않은 정보들이 존재하기에 한계는 분명 존재한다. 다음 장에서는 지역별 신청률 격차가 존재하는지, 그리고 그것이 지역별 특성 중 어떤 것에 크게 영향을 받는지를 분석하여 현행 신청주의 방식의 근로장려세제 개선방안을 모색해보도록 하겠다.

Ⅳ. 근로장려세제 신청주의와 가구불평등도

1. 도입

많은 조세재정 정책은 신청주의에 기반하여 진행된다. 정책 및 사업의 적용대상을 정부가 선정하여 그 자격에 부합하는 경제주체가 자발적으로 신청을 하는 방식이다. 보통 신청주의에 의한 정책의 효과를 분석할 때에도 정책의 수혜를 받은 처리집단과 그렇지 않은 통제집단을 구분하여 처리효과 분석을 하는 경우가 많은데 이때 처리집단은 자격요건에 부합하여 자발적으로 신청을 한 경제주체라고 볼 수 있다. 처리집단의 정책효과가 애초에 기대했던 어떤 목표를 성취하는 방향으로 나타났는지도 상당히 중요하지만, 그 전에 정책의 본래적인 목표를 위하여 원래 해당 정책이 표준화하려는 경제주체가 신청을 하였는지도 사실 상당히 중요하다. 하지만 우리나라에서 이 부분은 보통 많은 경우가 간과되어 왔다고 할 수 있다.

예를 들어 사업체의 고용을 진작시키기 위하여 고용장려금 사업을 실시한다고 가정을 하자. 정부의 입장에서선 질 좋은 일자리를 창출하고, 일자리가 오랜 기간 유지되는 경향이 있는 사업체가 해당 고용장려금 사업에 지원하기 희망할 것이다. 하지만 실질적으로 고용장려금을 신청하는 사업장은 - 해당 사업장이 사업에서 명시되어 있는 자격요건을 만족한다 하더라도 - 정부가 이상적으로 생각하는 사업장이라기보다는 단기 일자리를 창출할 수 있는 여력이 있는 사업장일 가능성이 높을 것이다.

이런 사례에서 혹자는 그렇다면 자격요건을 좀 더 엄격화하면 이런 문제를 해결할 수 있지 않겠느냐고 물을 수 있다. 하지만 자격요건을 엄격하게 할수록 해당 사업에 할당된 정부예산을 소진하기 어려워 사업의 예산집행률이 낮을 수 있다. 이 경우 당해연도 국회의 지적으로 해당 사업이 없어지거

나 해당 예산이 삭감될 수 있을 것이다. 이러한 문제 때문에 각 정부부처에서는 사업의 본래 취지를 살리면서도 집행률을 높일 수 있는 방향으로 정책을 설계하게 된다.

문제는 실질적으로 재정정책이 접근하고자 하는 취약계층은 정작 해당 정책에 대한 정보를 인지하지 못하거나, 신청할 시간적 여력이 없거나, 신청할 장소까지 이동하기 어려운 상황에 직면하거나, 혹은 복잡한 신청절차를 충분히 이해하기 어려울 수 있다. 정책을 실행하는 공무원의 입장에서도 그러한 취약계층을 정책대상으로 ‘발굴’하려면 추가적인 행정비용을 지불해야 한다. 고용장려금의 사례를 상기해보면, 정책실무진이 직접 사업장을 방문하여 참여를 독려해야 하고, 정책의 수혜를 입도록 하는 과정에서 추가적인 설명과 연락이 취해져야 할 것이다. 요컨대 정책집행을 위한 행정비용이 취약한 계층일수록 더 높은 경우가 많기 때문에 현실적인 시간제약하에서 예산집행률을 끌어올리는 과정에서 조세·재정정책을 가장 필요로 하는 취약계층이 외면될 가능성이 있는 것이다. 이러한 문제를 ‘정책의 접근성’ 문제라고 명명하자.

하지만 이러한 신청주의에 따른 정책접근성 문제는 일반 사업성 정책인 경우에는 제대로 파악하기 어렵다. 경제주체의 특질이나 처한 상황에 따라 정부의 사업성 정책에 지원하지 않을 수 있다. 이러한 자발적인 비신청은 취약계층이든 비취약계층이든 마찬가지로 나타날 수 있기 때문에 앞서 언급한 ‘정책의 접근성’ 문제가 개념적으로는 존재할지라도 실증적으로 파악하기는 어려운 것이다.

반면 현금지원 정책인 경우 이러한 ‘정책의 접근성’ 문제가 존재하는지 판단하기는 상대적으로 쉽다. 특히 (예를 들면 고용을 늘려야 한다는) 조건이 존재하지 않는 현금지원의 경우 경제주체의 후생을 직접적으로 늘릴 것이 분명하기 때문에 만약 현금지원의 자격요건에 부합하면서도 현금 지원을 신청하지 않는 경제주체가 존재한다면 이는 신청주의로 인한 ‘정책의 접근성’ 문제를 의심해볼 수 있는 것이다.

본고에서는 이러한 맥락에서 근로장려세제라는 현금지원제도에서 ‘신청주

의'로 인하여 취약계층이 배제될 가능성이 있는지를 검토하고자 한다. 만약 그러한 가능성이 없다면 현재 근로장려세제의 운영방식이 상당히 효과적이라고 할 수 있을 것이다. 만약 근로장려세제의 자격요건을 갖추고 있는 어떤 특징의 계층에서 근로장려세제를 신청할 확률이 현저히 낮은 것으로 나타난다면, 국세청의 근로장려세제 신청안내 공지 문자나 이메일이 해당 계층에 보다 집중되도록 하는 등의 행정적 조치를 취할 수 있을 것이다.

연구자들은 근로장려세제의 접근성 문제가 존재한다고 결론내린 후 연구를 진행하고 있지 않다. 여러 통계자료를 거쳐 신청과 관련된 접근성 문제가 존재하는지를 다각도로 판단한 후 정책개선방안을 검토하고자 한다.

2. 근로장려세제 신청비용의 개념과 유발요인

근로장려세제 신청비용은 왜 발생하며, 어떠한 요인 때문에 발생한다고 생각할 수 있는가? 이에 대한 물음을 파악하기 위하여 좀 더 포괄적으로 근로장려세제의 수혜(take-up)과정을 살펴보고자 한다.

먼저 [그림 IV-1](A)를 살펴보자. 그림에서의 S 집단은 잠재적인 수급대상자를 의미한다. 이는 조세제도에서 명시된 규정 그대로를 정확하게 이행하였을 때 자격대상이 주어지는 가구이다. S' 는 반대로 잠재적인 비수급대상자로 조세제도에 의하여 배제되는 가구를 의미한다.

P, P' 은 근로장려세제 신청 가구를 나타낸다. P 는 잠재적 수급대상자 S 중에서 신청한 가구로 바람직한(desirable) 신청가구이다. 반면 P' 는 잠재적으로 비수급대상자임에도 불구하고 근로장려세제를 신청한 가구를 의미한다. 최종적인 단계에서 정부는 가구의 근로장려세제 신청서류를 검토하고 정부에서는 근로장려세제를 지급하게 된다. 지급가구를 R, R' 로 나타낸다. R 은 적격신청자 중에서 근로장려세제를 지급받는 가구이고, R' 은 비적격신청자 중에서 근로장려세제를 지급받는 가구이다.

그렇다면 ① 왜 잠재적 수급대상자는 모두 근로장려세제를 신청하지 않는가($P \neq S$)? 또한, ② 부적격신청가구 P' 와 ③ 부적격지급가구 R' 는 왜 발생하는가? 마지막으로 ④ 적격신청자 중에서 비지급자가 발생(즉, $P \neq R$)하

는 이유는 무엇인가?

첫째, 잠재적 수급대상자가 근로장려세제를 신청하지 않는 이유는 여러 가지가 있을 수 있다. 먼저 앞서 언급한 신청비용 때문에 그러할 수 있다. 시간적 여력, 인지적 능력의 부족(Bhargava and Manoli, 2012; Heckman and Smith, 2004; Bartlett et al., 2004)으로 근로장려세제의 내용, 자격요건, 신청방법 등에 대하여 잘 알지 못할 수 있다.^{10), 11)} 이러한 내용을 알고 있더라도 신청시기를 놓쳤을 수도 있다.^{12), 13)} 또한 근로장려세제가 저소득 계층 대상이라는 사실로 인한 부적효과(stigma effect)를 기피하기 위하여 신청하지 않을 가능성도 존재한다(Moffitt, 1983; Bartlett et al., 2004). 정보공개를 원하지 않아 근로장려세제 신청을 하지 않을 가능성도 존재한다.¹⁴⁾

10) Hastings et al.(2015)의 연구는 ‘정보’ 획득 수준이 소득이나 능력별로 차이날 수 있고, 이러한 차이로 실질적인 경제적 손해도 가능함을 보이고 있다. 저자들은 졸업 후 임금이 낮은 대학을 지원하는 가구소득이 낮거나 성적이 낮은 학생들의 경우 해당 대학 졸업자의 노동소득에 대한 오차범위가 100%이상인 데 반하여, 성적이 높은 학생들의 기댓값은 실제 참값에 상당히 근접한 것으로 나타났음을 보였다. 저자들은 대학수익의 올바른 정보를 제공함으로써, 수익이 낮은 대학 진학률이 4.6% 낮아지고, 결과적으로 대학진학 유지를 역시 향상되었다고 보고하고 있다.

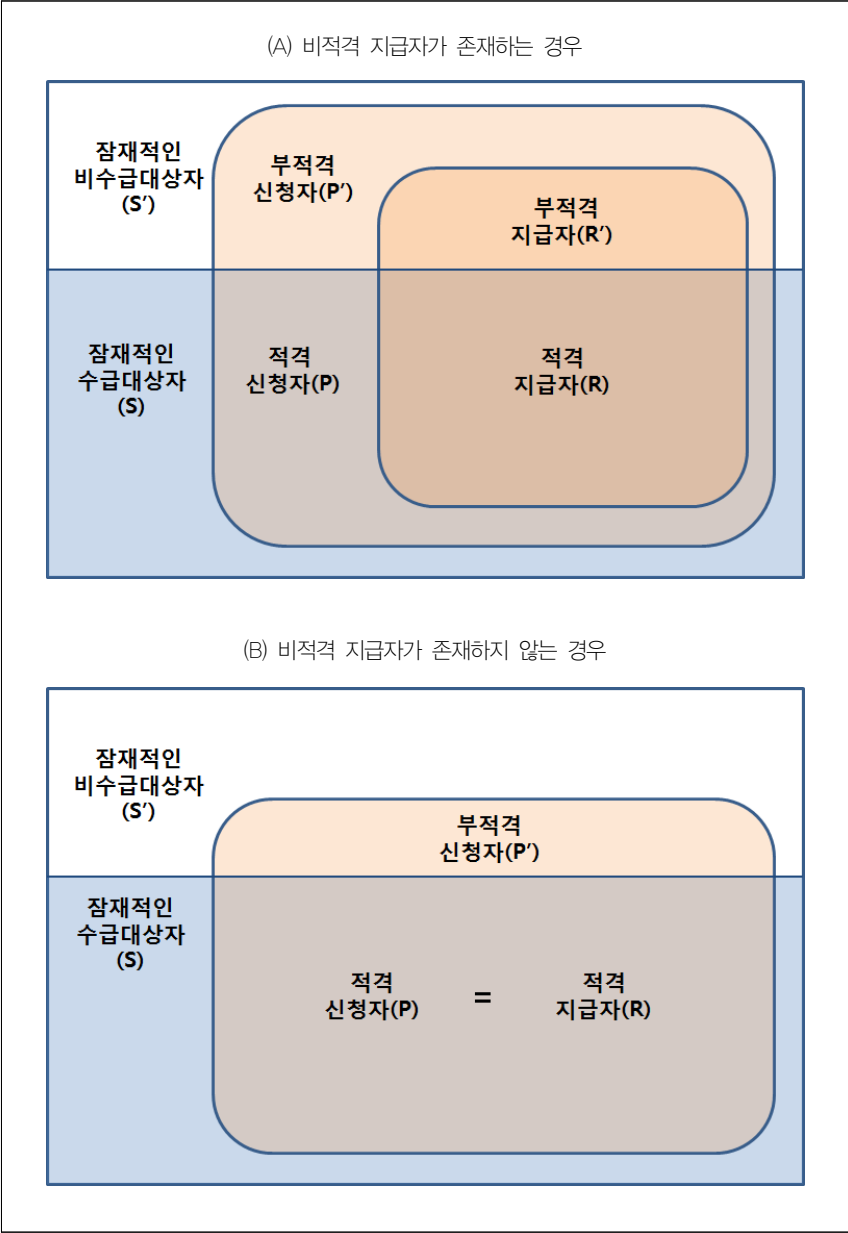
11) Moynihan et al.(2014)에서는 행정비용 개념을 발전시키고 있다. 이러한 행정비용에는 내용을 파악하고(learning), 심리적이며(psychological), 신청해야 하는(compliance) 비용 등을 포함된다.

12) 정기 신청 기간이 지난 후 일정 기간 동안 신청하는 경우는 장려금 산정액의 일부분만 받게 되어 있는 것을 고려할 때, 신청시기를 놓쳐서 아예 지급받지 못하는 경우는 많지 않을 것으로 보인다(국세청 보도자료, 2018. 4. 30. 참고).

13) 주위에 근로장려세제를 신청한 경우가 많을수록 그 집단에 속한 가구의 수혜확률이 상승할 가능성도 있다(Currie and Gruber, 1996).

14) 2017년 처음으로 국세청에서 “장려금 찾아주기”를 추진하여 2016년 기수급자 중 장려금 추가 지급 대상자 1만 2천가구를 발굴한 바 있음(국세청 보도자료, 2017. 4. 27)

[그림 IV-1] 근로장려금의 잠재적 대상자, 신청자, 지급자에 관한 벤다이어그램



자료: 저자 작성

둘째, 부적격신청가구 P' 가 발생하는 이유로는 근로장려세제 신청자격 등 제도의 내용을 충분히 인지하지 못하거나, 스스로의 자격요건을 제대로 판단하지 못하는 경우를 고려할 수 있다. 예를 들어 전문직 사업을 영위하고 있는 경우 신청을 하지 못하도록 되어 있는데, 총소득요건, 재산요건, 가구원요건을 만족하는 가구가 이를 인지하지 못하고 근로장려세제를 신청할 수 있을 것이다.¹⁵⁾ 또한 가구원, 총소득, 재산, 신청제외요건 등을 명문상으로는 모두 인지하고 있음에도 해당 가구 스스로가 그러한 요건을 충족하는지를 잘 알지 못할 수 있다. 마지막으로 이러한 부적격신청자는 국세청의 안내공지를 통해 발생할 가능성도 있다. 국세청이 가구의 근로장려세제 신청을 장려하게 될 때 현실적으로 적격성 여부를 완벽하게 판단하기는 쉽지 않고, 또한 정책대상자에 의한 근로장려세제 신청율을 높이기 위하여 신청자격에 어느 정도만이라도 부합한다고 판단되면 안내할 수 있을 것이다.¹⁶⁾

셋째, 부적격 지급자(R')는 왜 발생하는가? 근로장려세제의 자격요건을 가구 스스로 제대로 인지하지 못했거나, 의도적으로 왜곡하여 신청했을 때에 국세청이 이러한 부적격 수급상황을 포착하지 않은 경우에 발생할 수 있다. 2009~2014년에 근로장려세제를 수급받은 가구 중에서 자격요건이 부합되지 않은 것으로 판명된 2만 9,210가구에 지급된 근로장려세제 196억원이 환수된 바 있으며, 소득요건 부적격 사유가 47%, 재산요건 부적격 사유가 40%에 달하는 것으로 나타났다(안종석·송헌재·홍우형, 2017).

명시적으로 부적격가구에 해당되지는 않지만 비공식적으로 부적격에 해당되는 경우도 있는데, 가구요건에 대한 의도적 변경이 그 대표적인 사례이다. 2019년 기준, 세대분리를 통한 단독가구와 연 소득 2000만원 이하를 만족시키는 경우 근로장려세제 가구신청요건을 만족한다. 근로장려세제가 당초 부모의 재정적 지원이 끊기거나 적은 저소득 청년들을 보조하기 위해 청

15) 홈택스, 근로장려금·자녀장려금 안내, https://www.hometax.go.kr/websquare/websquare.wq?w2xPath=/ui/pp/index_pp.xml&tmlIdx=10&tm2lIdx=1004000000&tm3lIdx=1004000000 (검색일자: 2019. 7. 8)

16) 국세청의 감시(monitoring) 수준에 따라서 부적격 신청자나 부적격수급자의 규모가 달라질 것이지만 이 주제는 본 연구에서 다루지 않는다.

년층으로도 확대되었음에도 불구하고, 실제로 부모로부터의 충분한 재정적 지원이 이루어지면서 형식적으로만 단독가구를 형성한 청년층에게도 해당 현금지원이 제공될 수 있다. 엄밀하게 따지면 이러한 사례는 ‘부정수급’은 아니지만, 본래 근로장려세제 제도가 목표로 했던 정책대상은 아니라는 점에서는 이들 청년은 본래 잠재적비수급대상자 S' 에 해당함에도 근로장려세제를 지원받은 부적격지급가구 R' 에 해당된다고 할 수 있겠다.

마지막으로 적격신청자 P 에 해당됨에도 불구하고, 지급받지 못하는 경우는 왜 발생할 수 있는가? 적격한 신청가구가 근로장려세제를 신청하였지만 신청한 내용상에서 오류가 존재하고, 이에 대하여 국세청에서 부적격 대상으로 판정하는 경우 $P \neq R$ 의 상황이 발생할 수 있다. 혹은 국세청 실무담당자가 재량적으로 적격 여부를 판단하는 상황이 존재하는 경우, 정책실무진의 인지적 오류로 인하여 $P \neq R$ 의 상황이 발생할 수도 있을 것이다.

만약 부적격 지급자가 사실상 존재하지 않고, 적격신청자가 모두 지급받는 경우는 [그림 IV-1](B)와 같은 벤다이어그램을 고려할 수 있다.

3. 근로장려세제 신청 및 지급과 관련된 기초통계량

2017년 근로·자녀장려세제에 대한 신청안내 가구, 신청가구, 지급가구 등에 대한 정보가 <표 IV-1>에 소개되어 있다. 하나의 예로 『국세통계연보』를 통해 입수할 수 있는 가장 최근 자료인 (2019년 상반기 기준) 2017년 근로장려세제 관련 통계량을 검토한다.

2017년 기준 근로자녀장려세제는 5월 31일까지 신청하도록 되어 있다. 국세청에서는 당해연도 4월 25일부터 5월 2일까지 신청안내문과 안내문자를 발송하였다. 이러한 국세청의 근로장려세제에 대한 안내는 2008년 세법개정안에서 근로장려세제가 도입된 이후 2009년부터 줄곧 이루어져 왔다. 2017년부터는 간편신청을 확대하여 홈택스, ARS, 모바일 앱을 통해 근로장려세제 신청을 받았다. 단 국세청 보도자료에 따르면 이러한 국세청의 신청안내는 “신청 편의를 위하여 제공”하는 것이며, “신청 자격은 본인 스스로 다시 확인하고 신청해야 함”을 분명히 하고 있다. <표 IV-1>에서 ①은 근로장려

세제만 해당되는 경우 ②는 자녀장려세제만 해당되는 경우 ③은 근로장려세제와 자녀장려세제 동시에 해당되는 경우를 보여준다.

〈표 IV-1〉 2017년 근로·자녀장려세제 신청안내, 신청, 지급 현황
(단위: 천가구, 백만원)

구분	계(총가구)	① 근로장려세제	② 자녀장려세제	③ 근로장려세제 자녀장려세제 ¹⁾
안내가구(A)	2,979 (3,487) ²⁾	1,745 (2,253) ²⁾	726 (1,234) ²⁾	508
신청가구 수(B)	3,159	2,056	1,103	469
신청가구 비율 ³⁾ B/A ¹⁾ 100	90.6	91.3	89.4	92.3
지급가구 수(C)	2,599	1,694	905	386
지급가구 비율 C/B ¹⁾ 100	82.3	82.4	82.0	82.3
신청금액	2,236	1,587	650	328
지급금액	1,754	1,281	1,473	405

주: 1) ③은 근로장려금과 자녀장려금을 모두 신청 안내한 가구
 2) () 안은 총안내가구: 3,487 (① + ② + ③ × 2)
 3) 신청가구 비율은 ①~③의 경우 () 안의 안내가구수치 대비 신청가구 수 비중으로 계산함
 자료: 국세청 보도자료, 「2017년 근로·자녀장려금, 298만 가구에 신청 안내」, 2017. 4. 27.; 국세청, 『국세통계연보』, 2018 중 근로자녀장려금 관련 통계사항을 참고하여 저자 작성

〈표 IV-1〉에서 첫 번째 행은 국세청 안내대상 가구 수를 의미하고 괄호 안의 값은 근로·자녀장려세제 동시에 해당되는 가구를 반영하여 수치를 재조정한 것이다. 두 번째 행 이후의 신청가구 수, 신청금액, 지급가구 수, 지급금액은 2018년 『국세통계연보』에서 제공된 근로·자녀장려세제 실제 정보이다.

〈표 IV-1〉에서는 안내가구 대비 신청가구 수의 비율을 보여주고 있다. 전체적으로 이 수치는 90%에 해당한다.¹⁷⁾ 근로장려세제 단독신청의 경우

17) 단 신청가구에는 안내를 받지 못한 가구의 수도 포함되어 있다. 그러나 그 규모가 그리 크지 않은 것을 고려하여 본 절에서 논의할 때 안내신청을 받지 못한 가구의 규모는 배제한다.

91.3%, 자녀장려세제 단독신청의 경우 89.4%에 해당한다. 약 10%에 해당하는 가구가 신청안내를 받았으나 실제 신청하지 않았음을 알 수 있다. 이는 신청비용 등 때문일 수도 있고 실제로 자격요건에 부합하지 않아서일 수도 있다. 즉, 비신청가구가 [그림 IV-1](A)에서 $S-P$ 에 속하는 것인지(잠재적인 수급대상자이지만 신청하지 않음), $S'-P'$ 에 속하는 것인지(잠재적 비수급대상자이고 실제로 신청하지 않음) 알기 어렵다.

〈표 IV-1〉의 아래에서 세 번째 행에는 신청가구 대비 지급가구 비율이 제시되어 있다. 근로장려세제 단독신청가구의 82.4%, 자녀장려세제 단독신청가구의 82.0%가 실제 장려세제를 수급하였다. 근로장려세제를 신청하였지만 지급받지 못한 가구의 경우는 적격한데도 어떠한 이유로 인하여 탈락하였을 수 있고(즉, [그림 IV-1](A)에서 $P-R$ 에 해당), 원래부터 부적격 신청자였기 때문에 탈락(즉, [그림 IV-1](A)에서 $P'-R'$ 에 해당)했을 가능성이 있다.

〈표 IV-1〉에서는 지역별로 신청가구 비율과 지급가구 비율이 서로 상이함을 보여주고 있다. 신청안내를 받은 가구 수 대비 실제로 신청한 가구의 비중이 가장 높은 지역은 ‘광주, 전남, 전북’ 지역(96.8%)이고, 해당 비중이 가장 낮은 지역은 ‘부산, 울산, 경남, 제주’ 지역(88.5%)이다. 다음으로 신청한 가구 중에서 실제로 지급받은 가구의 비중이 가장 높은 지역은 ‘인천, 경기, 강원’(83.5%) 지역이고, 해당 비중이 가장 낮은 지역은 ‘광주, 전남, 전북’(81.3%) 지역이다. ‘광주, 전남, 전북’ 지역은 신청가구 비율은 가장 높지만, 지급가구 비율(혹은 지급액 비율)은 가장 낮은 지역임을 알 수 있다.

〈표 IV-2〉 2017년도 근로장려세제 안내, 신청, 지급가구 수

(단위: 천가구, 억원, %)

구분	계	서울	인천 경기 강원	부산 울산 경남 제주	대전 세종 충남 충북	광주 전남 전북	대구 경북
안내인원(A)	2,253	338	692	400	254	310	259
신청가구(B)	2,056	300	624	354	238	300	239
신청가구 비율 B/A ¹⁾ 100	(91.3)	(88.8)	(90.2)	(88.5)	(93.7)	(96.8)	(92.3)
지급가구(C)	1,694	249	521	289	197	244	195
지급가구 비율 C/B ¹⁾ 100	(82.4)	(83.0)	(83.5)	(81.6)	(82.8)	(81.3)	(81.6)
신청금액(B')	15,865	2,231	4,855	2,744	1,847	2,316	1,873
지급금액(C')	12,808	1,813	3,996	2,181	1,490	1,839	1,489
지급액 비율 C'/B' ¹⁾ 100	80.7	81.3	82.3	79.5	80.7	79.4	79.5

주: 1. () 안은 총안내가구: 3,487(①+②+③×2)

① ③번은 근로장려금과 자녀장려금을 모두 신청 안내한 가구

자료: 국세청 보도자료, 「2017년 근로·자녀장려금, 298만 가구에 신청 안내, 2017. 4. 27.」; 국세청, 『국세 통계연보』, 2018 중 근로자녀장려금 관련 통계사항을 참고하여 저자 작성

이상의 내용을 통해서 본 장의 주제와 관련하여 다음을 추론할 수 있다. 먼저 이상의 통계치만으로는 근로장려세제의 접근성 문제가 실제로 존재하는지 알기 어렵다. 신청안내 대상 대비 실제 신청가구의 비중이 90% 정도로 10%는 신청을 하지 않았다고 할 수 있는데, 이러한 10%가 실제 수급요건에 적합한 가구임에도 불구하고 신청하지 않은 것인지, 원래부터 수급요건에 부합하지 않기 때문에 신청하지 않은 것인지 분간이 어렵다.

그럼에도 불구하고 지급가구 비율이나 지급액 비율이 80% 정도라는 사실을 통하여 부정수급을 의도하였거나, 정책의 신청요건을 정확하게 인지하지 못하는 가구가 적지 않을 수 있음을 예상할 수 있다. 특히 국세청에서 근로장려세제 신청안내를 제공한 가구의 집합이 국세청이 자체적으로 파악할 수 있는 근로장려세제 잠재수급가구의 최대집합이고, 국세청으로부터 안내를

받지 못한 가구가 자발적으로 근로장려세제를 신청하는 경우가 그리 많지 않다는 사실을 고려하면 더욱 그러하다. 또한 GRDP 측면에서 다른 광역시도에 비해 낮기 때문에 취약계층 비중이 더 높을 것으로 보이는 ‘광주, 전남, 전북’ 지역의 근로장려세제의 신청비율은 유난히 높다는 점 역시 우리나라에서 취약계층의 근로장려세제에 대한 접근성 문제가 심각하다고 판단하기는 어려움이 있다는 것을 시사한다.

행정적 측면에서 근로장려세제의 신청물이 대체로 높은 것은 국세청의 안내서비스가 있었기 때문으로 예상된다.¹⁸⁾ 단순히 근로장려세제를 안내하는 것 외에도 대상에 따라 맞춤형 안내를 제공하는 것도 효과가 있을 수 있다. 또한 인터넷 및 모바일 통신수단이 보편화되어 정부의 정책대상자에 대한 접근이 더욱 용이해진 것일 수 있다.

한편 <표 IV-3>은 광역시도 기준으로 2008년, 2013년, 2017년의 신청가구, 지급가구, 지급가구 비율을 보여주고 있고, <표 IV-4>에서는 유사한 정보를 금액 기준으로 보여준다. 먼저 지급가구 비율을 고려하면 전체지역의 경우 2008년 81.6%, 2013년 79.78%, 2017년 82.37%로 나타나, 해당 수치가 단조적으로 감소하거나 증가하지 않음을 알 수 있다. 근로장려세제 제도 자체에 대한 인지문제, 연도별 제도변화에 대한 인지 여부, 부정수급 시도 등의 여러 요인이 있을 수 있다. 2008년 대비 2017년에 지급율이 눈에 띄게 증가한 지역은 서울(4.6%p), 충남(4.1%p) 지역이며, 눈에 띄게 감소한 지역은 부산(△5.5%p), 제주(△6.0%p) 지역이다. 신청금액 대비 지급금액 비율을 고려하더라도 서울(2.16%p), 충남(3.12%p) 지역의 지급금액 비율은 증가하고, 부산(△7.31%p), 제주(△7.13%p) 지역의 지급금액 비율은 감소하는 것을 알 수 있다.

18) 미국의 사례로 Bhargava and Manoli(2012)를 참고할 수 있다.

〈표 IV-3〉 근로장려세제 신청 및 지급 규모 및 지역별 비중: 가구 수 기준

(단위: 천명, %, %p)

구분	신청(A)						지급(B)						지급비율(A/B×100)			
	2008			2013			2008			2013			2008		2013	
	규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		2008 ~2017	2017 ~2017	2017 ~2017	2017 ~2017
	규모 (천명)	비중 %	변화율 %	규모 (천명)	비중 %	변화율 %	규모 (천명)	비중 %	변화율 %	규모 (천명)	비중 %	변화율 %	2008 ~2017	2017 ~2017	2017 ~2017	2017 ~2017
합계	724	100		1,060	100		591	100		1,694	100		187	187	82.37	0.77
서울	102	14.05		150	14.16		80	13.49		249	14.70		213	213	80.35	4.60
인천	37	5.15		56	5.30		32	5.42		103	6.11		223	223	85.84	-1.35
경기	151	20.83		202	19.03		124	20.95		339	20.03		174	174	80.19	0.99
강원	28	3.81		49	4.67		23	3.89		78	4.62		240	240	83.34	0.15
대전	24	3.34		34	3.19		20	3.44		56	3.33		178	178	83.97	-1.02
충북	29	3.94		42	3.99		23	3.86		62	3.64		170	170	79.99	2.52
충남	34	4.70		50	4.70		27	4.52		73	4.33		175	175	78.49	4.06
광주	31	4.28		39	3.70		24	3.99		57	3.36		141	141	76.13	3.75
전북	40	5.49		61	5.74		32	5.45		91	5.35		181	181	81.05	0.59
전남	40	5.46		66	6.26		31	5.27		96	5.69		209	209	78.74	2.79
대구	40	5.48		56	5.33		33	5.55		84	4.95		156	156	82.74	-2.17
경북	46	6.35		80	7.50		38	6.38		111	6.55		194	194	82.08	0.24
부산	48	6.69		72	6.79		42	7.06		120	7.06		187	187	86.13	-5.46
울산	12	1.68		15	1.37		10	1.71		27	1.62		171	171	83.05	-0.95
경남	51	7.00		68	6.40		42	7.15		118	6.95		178	178	83.36	-0.80
제주	13	1.76		17	1.64		11	1.86		24	1.41		118	118	86.47	-5.99

자료: KOSIS, 주소지별 근로자 근로·장려금 지급 현황(총급여액 등, 근로·자녀장려금), http://kosis.kr/stat-hm/stat-hm.do?orgid=133&tblId=DT_133N_14311A, 검색일자: 2019. 7. 5.

〈표 IV-4〉 근로장려세제 신청 및 지급 규모 및 지역별 비중: 금액 기준

(단위: 천명, %, %p)

구분	신청(A)						지급(B)						지급비율(A/B×100)								
	2008			2013			2017			2008 ~2017			2008 ~2017			2008 ~2017					
	2008		비중 (천명)	2013		비중 (천명)	2017		비중 (천명)	2008		비중 (천명)	2013		비중 (천명)	2017		비중 (천명)	비중 (천명)	변화율	%p
	규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %		규모 (천명)	비중 %				
합계	558	100	967	100	1,587	100	184	454	100	774	100	1,281	100	182	81.29	80.08	80.73	-0.56	2.16		
서울	78	14.00	141	14.54	223	14.06	186	62	13.62	113	14.60	181	14.15	193	79.10	80.41	81.26	2.16			
인천	29	5.14	52	5.42	94	5.95	229	24	5.40	43	5.57	78	6.12	220	85.36	82.20	83.11	-2.25			
경기	116	20.73	192	19.89	320	20.15	176	94	20.77	155	19.99	263	20.53	179	81.44	80.46	82.25	0.81			
강원	21	3.84	42	4.37	72	4.51	233	18	3.89	35	4.48	58	4.55	230	82.29	82.08	81.52	-0.78			
대전	18	3.31	32	3.28	54	3.38	190	15	3.41	26	3.38	43	3.38	180	83.74	82.55	80.81	-2.94			
충북	22	3.97	38	3.89	57	3.62	160	18	3.90	29	3.76	46	3.61	161	79.78	77.48	80.35	0.57			
충남	26	4.65	44	4.54	69	4.33	165	20	4.46	34	4.44	56	4.35	175	77.94	78.43	81.06	3.12			
광주	25	4.40	37	3.84	55	3.44	123	19	4.11	29	3.77	43	3.35	130	76.01	78.68	78.63	2.62			
전북	31	5.57	53	5.46	87	5.48	180	25	5.51	42	5.39	70	5.43	178	80.39	79.10	79.93	-0.47			
전남	30	5.40	55	5.73	90	5.67	199	24	5.24	43	5.54	71	5.58	200	78.88	77.44	79.37	0.49			
대구	31	5.60	54	5.58	82	5.14	161	26	5.68	44	5.69	64	5.02	150	82.41	81.77	78.92	-3.49			
경북	35	6.31	67	6.97	106	6.67	200	29	6.32	54	6.93	85	6.60	195	81.37	79.61	79.94	-1.43			
부산	37	6.71	66	6.82	115	7.25	207	32	7.07	53	6.83	90	7.02	181	85.56	80.17	78.25	-7.31			
울산	9	1.65	13	1.33	25	1.58	173	8	1.68	10	1.33	20	1.58	166	82.83	80.23	80.89	-1.95			
경남	38	6.89	61	6.33	110	6.93	186	32	7.03	49	6.30	89	6.93	178	82.96	79.62	80.75	-2.22			
제주	10	1.82	17	1.76	24	1.53	139	9	1.92	14	1.77	19	1.49	119	85.61	80.65	78.48	-7.13			

자료: KOSIS, 주소지별 근로자 근로·장려금 지급 현황(총급여액 등, 근로·자녀장려금), http://kosis.kr/stat-hm/stat-hm.do?orgid=133&tblId=DT_133N_14311A, 검색일자: 2019. 7. 5.

4. 근로장려세제 신청행태와 관련한 정량분석

가. 분석자료 개관

본 연구는 지역별고용조사와 『국세통계연보』 데이터를 활용한다. 개인별 미시자료를 활용하는 것이 아니므로 광역시도 레벨의 여러 가지 데이터를 결합하여 사용하는 것이 가능하다.¹⁹⁾

지역별고용조사는 통계청에서 지역고용정책 수립에 필요한 시군구 단위의 고용 현황을 파악할 수 있는 기본통계자료로 「통계법」 제17조 및 동법 시행령 제22조에 근거를 두고 있는 통계조사이다.²⁰⁾ 현재 공식적으로 존재하는 지역별 통계자료에서 가장 신뢰수준이 높은 자료라고 할 수 있다. 지역별고용조사는 반기별로 연2회 작성하며, 전국 11,555조사구의 231,100가구 내에서 상주하는 만 15세 이상 가구를 대상으로 조사하고 있다. 조사는 4월, 10월 15일이 포함된 일주일 간 진행된다. 조사항목은 경제활동인구조사 월별조사의 상당히 유사하되, 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사에 포함되어 있는 임금 항목도 포함되어 있다. 모집단 및 구체적인 표본추출 과정은 다음과 같다. 목표모집단은 조사기간 동안 대한민국에 거주하고 있는 만 15세 이상 모든 사람이며, 조사모집단은 2015년 인구주택총조사 결과 대한민국의 만 15세 이상 모든 사람이다. 인구주택총조사의 총조사가구를 1차적인 표본추출단위로 하여, 임의추출 방식을 통해 조사대상 가구를 선정한다.

지역별고용조사를 사용한 이유는 해당 조사가 가구단위로 조사가 이루어지고 지역별로 풍부한 관측치를 보유하고 있다는 점에서 광역시도 혹은 시군구 단위 표본의 모집단 대표성을 확보할 수 있다고 판단했기 때문이다. 그러나 가구단위의 정보는 제한적이기 때문에 다른 조사자료를 활용하는 방안도 고려할 수 있다. 예를 들어, 재정패널조사, 한국노동패널조사, 복지패널조사 등도 가구의 소득, 재산, 가구구성원 등의 정보가 있어 근로장려세제

19) 물론 조사데이터 대표성 문제는 데이터 구성이나 계수 해석 시 주의해야 한다.

20) 통계청, 지역별고용조사 통계설명자료의 내용에 기반하여 서술, <http://www.narastat.kr/metasvc/svc/SvcMetaDcDtaPopup.do?confmNo=101067>, 검색일자: 2019. 10. 18.

대상자를 포착하는 데 유용한 정보를 제공하고 있다. 그러나 표본 수가 지역별고용조사와 같은 횡단면 자료에 비해 한정되어 있기 때문에 지역별 대표성의 문제가 존재한다. 가구패널 조사자료는 가구들, 가구원의 행동을 미시적으로 분석하는 것에는 상당히 유용하지만, 국가 전체의 지표를 생산할 때 보통 사용되지 않는 경향이 있는 것도 동일한 맥락에서 이해될 수 있을 것이다. 향후 연구로 추가적인 강건성 분석을 수행하기 위하여 해당 패널조사를 활용할 수도 있으나, 본 연구에서는 우선 지역별고용조사를 주요 분석자료로 활용한다.

나. 정량분석 대상(종속변수) 및 계산방법

두 가지 정량분석 대상을 고려한다. 첫 번째 분석대상으로는 잠재수급대상이 되는 가구 중에서 실제로 올바르게 신청 가구의 비중을 나타내는 ‘신청률’ 지표를 고려한다. ‘신청률’은 ‘잠재적인 수급대상 가구’ 중에서 근로장려세제 ‘자격요건이 부합하는 가구’들이 신청한 확률을 나타낸다. 데이터상에서 신청률은 광역시도별 지급가구 수를 광역시도별 잠재수급가구 수를 나눈 값으로 계산한다. 실제로 근로장려세제를 신청한 가구 중에서는 자격요건에 부합하지 않는 가구도 포함되므로 ‘자격요건이 부합하는 가구’를 계산할 때 ‘신청가구 수’가 아닌 ‘지급가구 수’를 활용한다.

두 번째 분석대상으로는 ‘신청오류비율’을 계산한다. 신청오류비율은 두 가지로 정의가 될 수 있을 듯하다. 전체 잠재수급대상 가구 중에서 신청오류가 발생한 가구의 비율을 구할 수도 있고, 실제 근로장려세제를 신청한 가구 중에서 신청오류가 발생한 가구의 비율을 구할 수도 있다.

그렇다면 어떠한 데이터를 활용하고, 어떻게 가공할 것인가? 먼저, ‘신청률’ 지표의 분자(numerator)인 ‘지급가구 수’는 『국세통계연보』²¹⁾에서 매년 제공되는 지역별 근로장려세제 지급자 수를 그대로 활용한다. ‘신청률’ 지표의 분모(denominator)인 ‘잠재수급대상 가구’ 규모를 추정하는 방법은 여러

21) 국세청, https://www.nts.go.kr/info/info_05.asp, 검색일자: 2019. 3. 11.

가지가 가능하다. 본고에서는 〈표 IV-5〉에서와 같이 세 개의 유형을 고려한다. 첫째로 가구주가 보고한 월소득을 x 라고 할 때 연소득을 $12x$ 로 간주하고, 근로소득만 존재한다고 간주한다. 무배우자 가구주는 1,300만원 이하, 유배우자 가구주는 2,500만원 이하를 만족하면 잠재적 수급대상에 포함된다고 간주할 수 있다. 이렇게 추정된 잠재적 수급대상 비율을 P^A 라고 표시하자.

두 번째 방법은 첫 번째 방법을 보다 정교하게 하는 방법으로, 가구주의 근로소득을 계산할 때 종사상 지위별로 차등적인 근로일수를 고려하는 것이다. 부록에서 제시된 종사상지위별 근로일수를 상용직 대비 임시일용직일수의 비율을 계산하고 이를 이용하여 임시일용직 종사상지위를 갖는 근로소득이 있는 가구주의 연간근로소득을 계산할 때 이를 반영하는 것이다.²²⁾ 이렇게 계산된 잠재적 수급대상 규모를 P^B 라고 정의하자.

〈표 IV-5〉 잠재적 수급대상 규모를 측정하는 방안

구분	광역시도별 잠재수급대상 가구 규모에 대한 예측치	데이터
P^A (잠재수급대상 A유형)	- 보고한 월소득을 x라고 할 때, 연소득을 $12x$로 간주, 근로소득만 존재한다고 간주 - 무배우자는 1,300만원 이하, 유배우자는 2,500만원 이하를 만족하는 경우로 가정	지역별고용조사
P^B (잠재수급대상 B유형)	- P^A방식으로 1차적인 잠재수급가구를 정하되 월소득 x를 계산할 때 종사상지위별로 차등적인 근로일수를 고려함 (부표의 상용직, 임시일용근로일수 반영)	지역별고용조사
P^C (잠재수급대상 C유형)	- P^B방식으로 1차적인 잠재수급가구를 정하되 추가적으로, '배우자 유무, 지역, 연령, 가구구성별, 종사상지위' 변수를 이용하여 근로장려세제 수급자격에 만족할 확률이 충분히 높은 경우에만 포함	지역별고용조사 한국노동패널조사

자료: 저자 작성

22) 상용직 일자리에 종사하는 가구주는 P_{ji}^A 에서와 동일하게 연간근로소득을 가정한다.

세 번째 방법은 두 번째 방법을 통해 계산한 P^B 의 값을 기본으로 하되, 이들 중에서 근로장려세제 수급대상이 될 확률이 충분히 높은 경우만 남기는 방법이다. ‘수급대상이 될 확률’을 계산하기 위하여 본고에서는 한국노동패널조사를 이용하여 배우자 유무, 지역, 연령, 가구주성별, 종사상지위 등 지역별고용조사에 존재하는 변수로 근로장려세제 수급대상이 될 확률함수를 추정한 후, 이를 지역별고용조사에 적용하는 방식을 이용했다.

두 데이터 간의 이질성을 고려하지 않고 한 데이터에서 도출해낸 회귀분석 결과를 다른 데이터에 곧바로 적용시킬 때 상당한 오차를 발생할 가능성이 있는 것이 사실이다. 특히 지역별고용조사는 횡단면 조사인 데 반하여, 한국노동패널조사는 패널조사라는 점에서 그러하고, 작성주기나 작성기관도 상이하다. 그러나 근로장려세제의 신청자격을 파악하기 위해서는 가구의 근로소득이나 가구주 구성, 자산 정보, 주거 소유 여부 등에 대한 정보가 필요하기 때문에 이러한 정보를 포함하는 데이터를 활용해야 했다.^{23), 24)}

혹자는 잠재적 근로장려세제 수급대상 규모 자체를 이러한 패널조사에 직접적으로 활용할 수도 있을 것이다. 그러나 본고에서는 공식적인 지역별 대표성을 표방하고 있는 지역별고용조사를 중심으로 잠재수급대상 가구 규모를 산정하는 것이 옳다고 판단하였다.

23) 한국노동패널조사는 이러한 정보를 제공하는 여러 패널조사 중의 하나이다. 대체적인 방법으로 가계금융복지조사, 복지패널조사, 재정패널조사 등을 고려할 수도 있다. 본고에서는 한국노동패널조사에 초점을 맞추고 다른 패널조사를 모두 고려하는 것은 향후 연구과제로 남겨둔다.

24) 잠재수급대상 가구 확률을 구하는 방법은 부록에 수록하였다.

〈표 IV-6〉 정량분석의 종속변수 설정

구분		잠재적 근로장려세제 수급대상 유형			실제 신청자 수
		P_{jt}^A	P_{jt}^B	P_{jt}^C	AP_{jt}
적절한 신청자 수 (≈지급자 수)	a_{jt}^1	$Y_{jt}^{A1} \equiv \frac{a_{jt}^1}{P_{jt}^A}$	$Y_{jt}^{B1} \equiv \frac{a_{jt}^1}{P_{jt}^B}$	$Y_{jt}^{C1} \equiv \frac{a_{jt}^1}{P_{jt}^C}$	—
신청오류 (≈지급자 수 -신청자 수)	a_{jt}^2	$Y_{jt}^{A2} \equiv \frac{a_{jt}^2}{P_{jt}^A}$	$Y_{jt}^{B2} \equiv \frac{a_{jt}^2}{P_{jt}^B}$	$Y_{jt}^{C2} \equiv \frac{a_{jt}^2}{P_{jt}^C}$	$Y_{jt}^{AP} \equiv \frac{a_{jt}^3}{A_{jt}}$

주: 각 cell의 지표는 정량분석 대상을 설명하는 것임. 관심대상은 ‘표’의 행에 제시된 바와 같이 적절한 신청 비율이나 신청오류 비율일 수 있음. 신청률이나 신청오류 비율 시 관건은 분포에 제시될 잠재적 근로장려세제 수급대상 인원을 어떻게 설정하느냐인데, 이는 표의 가로 열에서와 같이 세 가지로 구분할 수 있음. 이때 P_{jt}^A , P_{jt}^B , P_{jt}^C 의 정의에 대해서는 〈표 IV-5〉를 참고

자료: 저자 작성

다음으로 두 번째 분석대상인 ‘신청오류 비율’의 계산방법을 고려해보자. 신청오류 비율의 분자는 『국세통계연보』에서 제공되는 근로장려세제의 지역별 지급가구 수에서 신청가구 수를 제외한 값(이하, 신청오류)으로 상정한다.

유의할 점은 ‘신청오류 비율’을 의도적 및 비의도적 신청오류를 모두 포함한 것으로 해석할 필요가 있다는 것이다. 자신 스스로 자격요건을 제대로 파악하고 있어서 근로장려세제를 받을 수 없을 것임을 알고 있다면 신청하지 않을 것이라는 점에서 인지능력 부족 등으로 신청하게 되는 사례가 발생한다. 동시에 자격요건이 충분하지 못하다는 것을 인지하면서도 정부의 지원금을 받고자 하는 기대감에서도 신청할 수 있다는 점에서 의도적 신청오류의 가능성도 존재한다.

‘신청오류 비율’의 분모로는 앞서 언급한 ‘잠재적 수급대상’ 가구 규모로 정의할 수도 있고, 『국세통계연보』에서 제공되는 지역별 신청가구 수를 활용할 수 있을 것이다. 결과적으로 정량분석에서 고려되는 종속변수는 〈표 IV-6〉에 제시되어 있는 총 일곱 가지이다.

다. 설명변수 및 계산방법

원칙적으로는 근로장려세제의 효과를 분석하고자 하는 연구자의 경우 설문조사 방식에 의해 수집된 자료에서 보통 도출되는 보고의 오류(reporting error)의 가능성이나 설문조사 및 수급 간 시점 차이 등의 오류를 함께 고려할 필요가 있다. 그러나 본고에서는 우선 보고 및 측정오류가 존재하지 않는다고 가정한 후 정량분석을 수행하고자 한다.²⁵⁾

근로장려세제의 신청행태에 대해 본고에서 분석하고 싶은 바는 단순히 가구가 근로장려세제에 신청했는가라기보다는 근로장려세제의 미신청 및 신청 오류의 발생 확률을 결정짓는 요인을 파악하고자 함이다.

근로장려세제 미신청이란 자격요건에 부합하는 가구가 어떠한 이유이든 근로장려세제를 신청하지 않은 것으로 정의한다. 미신청 확률에 미치는 요인은 인지적 능력, 외부효과, 시간 부족 등으로 고려할 수 있을 것 같다. ① 인지적 능력: 교육수준이 낮거나 연령이 매우 높아서 신청에 대한 인지적 이해수준이 낮아서 신청을 미쳐 못했을 가능성이 있다. ② 정보부족: 근로장려세제에 대한 정보를 얻지 못해서 신청하지 못했을 수 있다. ③ 시간부족: 근로시간이 매우 장시간이거나 일정하지 않을 경우 근로장려세제를 신청할 여력이 충분하지 않을 수 있다. ④ 네트워크 효과: 주위에 신청한 경험이 쌓이는 경우일수록 외부효과로 인하여 근로장려세제를 신청할 확률이 높을 것으로 예상된다.

한편으로 신청오류에 미치는 영향도 같이 살펴보고자 한다. 신청오류가 발생한 이유는 인지적 능력 부족 혹은 정확한 자격요건 검토 없이 막연히 근로장려세제 수급에 대한 기대감 때문으로 판단된다.

미신청 및 신청오류가 발생할 확률에 대한 분석을 수행할 때, 생각해볼 수 있는 정량적 분석방법은 우선 두 가지를 고려할 수 있다.

25) 보고 오류(reporting error)의 원인을 분석한 연구로 Meyer et al.(2018)을 고려할 수 있다. 저자들은 이러한 보고의 긍정-부정적 보고 오류는 가구의 특징마다 다르고, 상당히 복잡한 편지와 연관되어 있음을 파악하였다. 저자들이 행정자료와 응답자료를 비교하여 보고편의를 직접적으로 분석한 결과, 편부모, 비백인, 저소득가구의 정책참여확률을 낮추는 경향이 있음을 보였다.

첫째는 개인 단위의 자료(microlevel data)를 활용하는 것이다. 근로장려세제 자격요건을 파악할 수 있는 데이터를 선택한 후, 근로장려세제 자격 여부, 실제신청 여부, 실제수급 여부 등을 판단하여 미신청 혹은 신청오류의 사례에 해당되는지 판단할 수 있다.

둘째는, 집계자료(aggregate data)를 활용하는 것이다. 광역시 혹은 시군구 등의 자료를 활용할 수 있다. 『국세통계연보』에서 발표되는 근로장려세제 신청 및 지급자료가 광역시도로 제시되는 것을 이용하고, 지역별고용조사를 이용하여 패널데이터를 구축하여 이를 활용할 수 있다. 본고에서는 이 방법을 이용하여 분석한다.

구체적인 설명변수와 각 설명변수를 추출해낸 원데이터를 <표 IV-7>에서 제시하였다. 먼저 교육수준이 고졸 이하이거나 연령이 65세 이상 되는 경우 근로장려세제 제도에 대하여 제대로 인지하지 못할 수 있다. 시도별 전체 가구 수 대비 가구주가 고졸 이하인 비율, 가구주가 65세 이상 되는 비율을 고려하였다.²⁶⁾ 이때 고졸 이하 ‘비율’이나 65세 이상 가구주 ‘비율’을 계산할 때 분모를 어떻게 상정할 것인가의 문제가 있다. 시도별 전체 가구 규모 혹은 취약계층 가구 규모를 상정할 수도 있다. 이때 ‘취약계층 가구 규모’를 계산할 때, 취약계층을 임금 소득만 고려하여 정의할 수도 있고, 근로장려세제 자격요건에 부합하는 집단을 고려할 수도 있다. 본고에서는 시도별 가구 수에 대비하여 비율을 계산한다.²⁷⁾

26) 지역별고용조사에서 ‘가구주’에 해당하는 개인의 데이터만 남긴 후 이를 가구표본 데이터로 간주하였고, 시도가중치를 가구별 가중치로 가정하여 지역별 시도별 가구 수를 계산하였다.

27) 취업가구주만 고려할 수도 있으나 현재 본 원고에는 비경제활동 상태의 가구주도 포함하였다.

〈표 IV-7〉 설명변수 유형

구분	[1] ¹⁾	[2] ¹⁾	[3] ¹⁾	[4] ¹⁾	데이터
고졸 이하의 인구비율 ²⁾	√				지역별고용조사
65세 이상 고령인구 비율	√				지역별고용조사
(고용)계약기간을 정한 경우 비율 ²⁾		√			지역별고용조사
1년 미만 계약기간을 정한 경우 비율 ²⁾		√			지역별고용조사
임시일용직 종사자 비율 ²⁾		√			지역별고용조사
가구의 인터넷 이용률			√		인터넷이용실태조사
1인 가구 비율 ²⁾			√		한국노동패널조사
5인 이상 가구 비율			√		한국노동패널조사
1인당 도시면적				√	KOSIS e-지방지표

주: 1) [1] 인지능력, [2] 근로경직성, [3] 정보습득, [4] 지역외부효과

2) 시도별 가구 수 대비 상대적인 비율임을 나타냄

자료: 「지역별고용조사(하반기)」, 2008~2018, 「인터넷이용실태조사」, 2008~2018, 「한국노동패널조사」, 2008~2015, 「KOSIS e-지방지표」, 2008~2018, 「국세통계연보」, 2009~2019 자료를 기반으로 저자 작성

다음으로 ‘근로시간의 경직성’을 나타내는 변수로 고용상의 계약기간을 정한 근로자, 1년 미만의 계약기간을 갖는 근로자, 임시일용직에 종사하는 근로자들과 관련된 비율을 고려한다.

정보습득의 용이성 정도를 파악하기 위해 가구별 인터넷 이용률, 1인 가구 비율, 5인 이상 가구 비율 등을 고려하였다. 정보는 언론 매체나 인터넷 정보를 통하여 파악할 수 있지만 가족, 지인 등 주변인을 통해서도 전달받을 수 있다. 가구별 인터넷 이용률이 전자의 채널을 포착한다면, 가구 규모와 관련된 변수는 후자의 채널을 포착한다고 할 수 있다.

주변에서 근로장려세제에 대해 잘 알고 있는 사례가 많으면, 실제 수급대상 역시 이에 대해 인지할 가능성이 높을 것이다. 이러한 효과가 존재하는지 파악하기 위하여 1인당 도시면적을 고려하였다.

설명변수 설계를 위해 활용한 데이터는 다음과 같다. 고졸 이하의 교육수준, 65세 이상 고령층, 고용계약기간을 정한 경우, 1년 미만 계약기간을 정한 경우, 임시일용직 종사자와 관련된 비율은 지역별고용조사 자료에서 취득하였다. 해당 통계조사가 ‘가구단위’로 추출된 것임을 고려하여, 가구주를 남기고 나머지 관측치는 제거하여 해당 자료가 가구 대표자료인 것처럼 간

주하였다. 개별 가중치와 가구 가중치는 다를 수 있지만, ‘가구주’ 만으로 고려했으므로 개별 가중치를 가구 가중치로 간주해도 제약된 데이터 환경상에서는 큰 무리가 없을 것이라고 판단하였다. 지역별고용조사에서 제공된 시도별 가중치를 활용하여 지역별 전체 가구주 수를 추출하고, 언급한 변수의 조건에 해당되는 가구주 수를 추출하여 최종적으로 ‘비율’을 계산하였다.

지역별고용조사에는 가구 규모에 대한 정보는 제공하지 않아서 부득이하게 한국노동패널조사를 이용하여 1인 가구 비율, 5인 이상 가구 비율, 평균 가구원 수를 계산하였다. 1인 가구 비율이나 5인 이상 가구 비율을 계산할 때는 ‘가구주의 소득이 미혼인 경우 1,300만원, 유배우자의 경우 2,500만원 이하인 가구주’의 규모 대비 계산했음을 밝힌다.²⁸⁾

마지막으로 가구의 인터넷 이용률은 인터넷이용실태조사에서 취득하였고, 1인당 도시면적은 KOSIS-e지방지표 데이터에서 취득하였다.²⁹⁾

라. 분석자료의 기초통계량

종속변수와 설명변수의 기초통계량이 각각 <표 IV-8>, <표 IV-9>에 소개되어 있다. 자료는 지역별고용조사, 인터넷이용실태조사, KOSIS e-지방지표 데이터의 2008년~2018년 자료, 한국노동패널조사의 2008년~2015년 자료, 『국세통계연보』의 2009년~2019년 자료를 기반으로 작성하였다. 분석표본에서는 세종 및 제주 지역은 제외되었다. 기초통계량은 시도별 각 데이터별 주어진 기간 내 평균값이다.

종속변수의 기초통계량은 서울의 신청률 혹은 신청요류 비율을 100으로 두고, 다른 지역의 종속변수를 서울 대비 상대적인 값으로 보여주고 있다.³⁰⁾ YA1만 살펴보면, 서울의 신청률이 가장 낮고, 전남(195)이 가장 높은

28) 향후 최종보고서를 제출할 때는 다른 변수들과 비율 계산 방식을 통일하고자 한다.

29) 1인당 도시지역면적은 도시지역면적에서 도시지역인구를 나눈 값이며, 도시지역은 행정구역기준 동, 읍에 해당하고 용도구역기준 주거지역, 상업지역, 공업지역, 녹지지역에 해당하는 지역을 의미한다. 도시지역 인구는 행정안전부 ‘주민등록인구통계’ 중 용도지역상 도시지역에 해당하는 인구를 의미한다. KOSIS, 「1인당 도시지역면적현황(시도)」, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20421&conn_path=13, 검색일자: 2019. 10. 10.

30) <표 VI-6>의 수식을 참고할 수 있다.

지역으로 나타난다. 서울 다음으로는 울산(106), 경기(117), 충남(131) 등의 순으로 낮다. 전남 다음으로는 강원(184), 전북(184), 인천(163) 순으로 높다. 지역별 신청률 순위는 YA1~YC1 간에 상당히 유사하지만, 신청률이 가장 낮은 지역과 신청률이 가장 높은 지역의 간극은 YA1에서 YC1로 이동할수록 벌어지는 것을 알 수 있다.

다음으로 신청오류 비율을 살펴보자. 잠재적인 수급대상 대비 계산한 신청오류 비율(YA2~YC2) 중에서 YA2를 대표로 살펴보면, 울산(98)이 가장 낮다. 그다음이 서울 (100), 경기(115), 충남(128) 등이다. YA2로 측정한 신청오류 비율이 가장 높은 지역은 전남(197)이다. 그 다음은 전북(182), 인천(172), 강원 (154) 순으로 나타난다. YC2의 경우에는 서울(100)의 신청오류 비율이 울산 (105)에 비하여 더 낮게 나타나는 등 YA2~YC2 지표 간 차이를 보인다.

〈표 IV-8〉 종속변수 기초통계량

지역	신청률			신청오류 비율			
	YA1	YB1	YC1	YA2	YB2	YC2	YAP
서울	100	100	100	100	100	100	100
부산	132	133	139	131	132	132	94
대구	141	142	142	141	142	140	92
대전	146	145	146	130	129	129	90
인천	163	164	165	172	173	172	99
광주	150	151	142	138	139	129	88
울산	106	106	115	98	100	105	90
경기	117	118	112	115	115	109	97
강원	184	188	176	154	156	148	84
충북	155	157	159	149	151	155	94
충남	131	133	143	128	131	140	96
전북	184	186	182	182	183	180	96
전남	195	198	215	197	200	217	99
경북	161	164	175	154	156	168	93
경남	137	139	136	128	129	126	92

주: 세종 및 제주 지역은 분석표본에서 제외, 서울의 신청률이나 신청오류 비율을 100으로 두고, 다른 지역 값은 서울과 상대적인 값으로 나타냄. 종속변수 기호의 의미는 〈표 VI-6〉을 참고할 수 있음
 자료: 「지역별고용조사(하반기)」, 2008~2018, 「인터넷이용실태조사」, 2008~2018, 「한국노동패널조사」, 2008~2015, 「KOSIS e-지방지표」, 2008~2018, 「국세통계연보」, 2009~2019 자료를 기반으로 저자 작성

전체 신청자 중에서 지급되지 않은 신청자 수로 신청오류 비율을 계산한 YAP의 경우, 신청오류 비율이 가장 높게 나타난 지역은 서울(100)이다. 그 다음으로 신청오류 비율이 높은 지역은 전남(99), 인천(99), 경기(97), 충남(96) 등이다. YAP로 계산한 신청오류 비율이 가장 낮은 지역은 강원(84)이며, 그다음으로 낮은 지역은 광주(88), 대전(90), 울산(90)이다.

각 지표마다 계산 방식이 다르므로 이 두 지표에 따라 지역별 순위가 달라지는 것 자체는 예상하기 어려운 것은 아니나, 이들 지표 중에서 어떠한 지표가 본고에서 의도한 ‘신청오류 비율’이나 ‘신청률’에 가장 부합하는지에 대해서는 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

다음으로 설명변수 기초통계량(표 IV-9)을 살펴보자. 고졸 이하 인구 비율이 가장 높은 지역은 전남(52.24)이며, 그다음으로는 경북(47.73), 강원(47.15), 충남(46.37), 전북(46.33) 순으로 높았다. 고졸 이하 인구 비율이 가장 낮은 지역은 서울(32.44)이며, 그다음으로 경기(35.54), 인천(35.84), 대구(38.71) 순이다. 65세 이상 고령자 비율이 높은 지역은 전남(24.14), 전북(20.25), 경북(20.05) 등이고, 65세 이상 고령자 비율이 낮은 지역은 울산(9.73), 대전(11.75), 경기(11.77) 등이다. 서울의 경우는 고령자 비율이 12.88%로 중간 단계 순위 지역에 포함된다.

계약기간이 정해져 있는 인구 비율이 가장 낮은 지역은 대구(4.53)이며, 그다음으로 경북(5.93), 부산(5.99), 경남(6.04) 순으로 낮았다.³¹⁾ 계약기간이 정해져 있는 인구 비율이 가장 높은 지역은 서울(8.72)이고, 그다음으로 전북(8.36), 강원(8.05), 광주(8.01) 순이다. 일년 미만의 계약기간을 갖는 인구 비율은 경북, 경남, 인천 등 간의 사소한 순위변경은 있으며 계약기간이 정해져 있는 인구 비율의 지역별 순위와 상당히 유사하다.

임시일용직의 비율은 충남(9.86)이 가장 높고, 그다음으로 경남(10.77), 경북(11.27), 전북(11.61) 순이며, 대전(17.53), 서울(14.6), 부산(14.21) 등 광역 시에서 높은 편이다.

31) 계약기간이 정해져 있거나 계약기간이 일년 미만인 경우는 모두 임금근로자에 해당되는 사항이므로, 이러한 비율변수는 시도별 인구나 잠재수급대상자 대비가 아닌 임금근로자에 대비 비율로 계산할 수도 있을 것이다.

1인당 도시면적은 예상할 수 있는 바와 같이 서울(0.6)이 가장 좁고, 그 다음은 대전(2.06), 부산(2.68), 경기(2.91) 순인데, 서울과 이들 세 지역 간의 도시면적의 차이가 상당히 크다는 것을 알 수 있다. 도시면적이 높은 지역은 전남(12.8), 경북(8.86), 강원(8.14) 등이다.

1인 가구 비율이 가장 높은 지역은 경북(38.11), 충남(36.87), 충북(33.32), 전남(30.92) 등이며, 가장 낮은 지역은 울산(17.96), 광주(19.66), 대구(20.93) 등이다. 5인 이상 가구 비율이 가장 높은 지역은 강원(13.24), 인천(12.51), 충남(12.41) 등이고, 낮은 지역은 광주(5.28), 충북(5.44), 울산(5.86) 등이다. 평균가구원 수가 가장 높은 지역은 울산(3)이며, 그다음으로 경기(2.94), 대전(2.92) 순이다. 평균가구원 수가 가장 낮은 지역은 전남(2.49)이며, 그다음으로 경북(2.54), 충북(2.58) 순이다.

가구의 인터넷 이용률이 가장 낮은 지역은 전남(83.51)이고, 그다음으로는 경북(84.29), 충남(85.35), 경남(86.03) 순이다. 가구의 인터넷 이용률이 가장 높은 지역은 서울(94.53), 울산(93.99), 경기(93.33) 등이다. 서울 지역의 가구인터넷 이용률은 전남 지역과 10%p 이상 차이 나는 점을 고려할 때 정보 습득 차원의 지역 간 이질성이 적지 않음을 예상할 수 있다.

〈표 IV-9〉 설명변수 기초통계량(1/2)

(단위: %, 100㎡, 천가구, 명)

지역구분	고졸 이하		65세 이상		계약기간 존재		계약기간 일년 이내		임시 일용직		1인당 도시면적		1인 가구		5인 이상 가구		신청 가구 수		지급 가구 수		인터넷 이용률		평균 가구원 수
	%		%		%		%		%		100㎡		%		%		1000가구		1000가구	%			
서울	32.44		12.88		8.72		7.93		14.60		0.60		25.09		7.60		179.06		143.60		94.53		2.71
부산	40.21		15.46		5.99		5.34		14.21		2.68		28.87		7.62		88.85		71.86		92.06		2.67
대구	38.71		13.87		4.53		4.04		14.06		3.20		20.93		7.04		67.47		54.34		90.80		2.81
대전	39.12		11.75		7.06		6.34		17.53		2.06		22.55		6.98		72.33		59.63		93.30		2.92
인천	35.84		12.42		6.12		5.32		13.66		3.28		25.53		12.51		46.27		36.72		92.65		2.72
광주	36.07		11.88		8.01		6.98		13.16		3.28		19.66		5.28		40.98		33.55		92.55		2.81
울산	39.21		9.73		6.61		5.86		13.24		6.55		17.96		5.86		19.76		16.12		93.99		3.00
경기	35.54		11.77		7.58		6.92		13.08		2.91		21.12		9.61		252.69		204.26		93.33		2.94
강원	47.15		19.35		8.05		7.28		12.21		8.14		29.04		13.24		53.77		44.68		88.29		2.66
충북	45.26		16.87		6.48		5.82		11.92		5.65		33.32		5.44		46.43		37.56		88.36		2.58
충남	46.37		18.34		6.26		5.60		9.86		6.56		36.87		12.41		54.53		43.98		85.35		2.67
전북	46.33		20.25		8.36		7.86		11.61		6.00		30.77		8.84		67.16		54.18		86.35		2.60
전남	52.24		24.14		6.54		5.94		11.99		12.80		30.92		9.19		71.04		56.92		83.51		2.49
경북	47.73		20.05		5.93		5.40		11.27		8.86		38.11		7.14		84.96		68.96		84.29		2.54
경남	42.97		15.74		6.04		5.41		10.77		6.70		23.26		10.36		83.96		68.53		86.03		2.77

주: 세종 및 제주 지역은 분석표본에서 제외

자료: 「지역별고용조사(하반기)」, 2008~2018, 「인터넷이용실태조사」, 2008~2018, 「한국노동패널조사」, 2008~2015, 「KOSIS e-지방지표」, 1인당 도시지역면적현황, 2008~2018, 「국세통계연보」, 2009~2019 자료를 기반으로 저자 작성

〈표 IV-10〉 설명변수 기초통계량(2/2)

(단위: %)

설명변수	고졸 이하(%)			65세 이상(%)			계약기간 존재하는 경우(%)			계약기간 일년 이내인 경우(%)		
	A	B	C	A	B	C	A	B	C	A	B	C
장재수급 대상유형												
서울	44.85	44.53	45.04	18.24	17.70	16.83	7.55	8.45	9.79	7.22	8.12	9.44
부산	52.18	51.81	50.63	20.28	19.77	18.55	5.19	5.64	7.07	4.83	5.28	6.68
대구	50.02	49.67	49.60	18.05	17.58	16.62	4.11	4.40	5.04	3.84	4.12	4.72
대전	50.82	50.38	50.81	16.33	15.76	15.16	6.14	6.62	7.76	5.67	6.13	7.22
인천	47.37	47.07	47.24	16.56	16.18	15.33	5.30	5.69	6.42	4.84	5.22	5.90
광주	48.44	48.18	47.15	16.19	15.79	14.56	6.74	7.31	7.70	6.21	6.79	7.17
울산	52.36	52.08	51.02	14.42	14.03	13.29	5.47	5.92	7.18	5.03	5.49	6.70
경기	47.62	47.41	46.49	16.43	16.03	14.78	6.30	6.91	7.33	5.98	6.60	7.00
강원	59.21	58.95	57.19	23.94	23.55	21.30	7.60	7.98	8.57	7.19	7.56	8.13
충북	58.18	57.79	55.91	21.92	21.51	19.23	5.81	6.27	7.23	5.47	5.93	6.84
충남	60.04	59.76	57.03	23.90	23.53	21.11	5.36	5.82	7.09	5.07	5.51	6.74
전북	58.56	58.13	55.86	25.09	24.55	21.77	7.84	8.78	9.65	7.57	8.50	9.32
전남	65.47	65.05	61.23	29.62	29.05	25.52	5.85	6.21	8.82	5.52	5.88	8.39
경북	60.28	59.98	57.25	25.15	24.75	21.18	5.53	5.94	7.38	5.23	5.64	7.02
경남	55.48	55.21	52.71	20.66	20.31	17.30	5.24	5.73	6.42	4.90	5.38	6.03

주: 세종 및 제주 지역은 분석표본에서 제외, 면적은 '1인당 도시지역면적'을 100㎡단위로 나타낸 것임, 설명변수 명칭에서 A, B, C는 〈표 IV-6〉에서 정의된 '장재수급대상' 가구의 유형을 이름, 예를 들어 '고졸 이하A'는 $P_{A,j}^1$ 로 정의된 장재수급대상 가구 규모에서 가구수가 고졸 이하의 학력을 갖춘 가구 비율임

자료: 「지역별고용조사(하반기)」, 2008~2018 자료를 기반으로 저자 작성

마. 계량분석모형

근로장려세제의 신청행태에 대해 본고에서 분석하고 싶은 것은 단순히 가구가 근로장려세제에 신청했는가라기보다는 근로장려세제의 미신청 및 신청 오류의 발생 확률을 결정짓는 요인을 파악하고자 함이다.

미신청 및 신청오류가 발생할 확률에 대한 분석을 수행할 때, 생각해볼 수 있는 정량적 분석방법은 앞서 언급한 대로 개인단위의 자료를 사용하거나 집계자료를 사용하는 방법이 있을 수 있다.

개인단위의 자료를 활용하는 방법은 패널조사자료를 활용하는 것인데, 이 경우 근로장려세제의 신청 및 수급에 대한 정보에 대하여 적지 않은 측정오차가 존재하고, 신청 및 수급자 규모 자체를 신뢰하기 쉽지 않기 때문에 본고에서는 집계 데이터를 활용한다.³²⁾ 그러나 설명변수를 구축하는 과정에서 본 연구 역시 가구단위 패널조사를 활용하였기에 앞서 언급한 측정오차의 문제에서 자유롭지 않다.

그럼에도 시도별 데이터를 활용하는 경우, 국세청에서 공개하는 행정자료(『국세통계연보』)를 직접적으로 활용할 수 있다는 장점이 있다. 또한 패널조사 외에 다른 조사자료를 결합하여 여러 가지 방법으로 미신청률 및 신청 오류에 관한 지표를 생성한 후 이를 종속변수로 상정하여 분석을 수행할 수 있다는 점도 긍정적이라 할 수 있다.³³⁾

구체적으로 다음과 같은 정량분석 회귀식을 고려할 수 있다.

$$Y_{jt} = \alpha_j + \lambda_t + X'_{jt}\beta + \epsilon_{jt} \quad \text{식 (IV-1)}$$

j 는 세종 및 제주를 제외한 15개 광역시도 중의 하나를 나타내고, t 는 2009년부터 2018년 기간의 특정 연도를 나타낸다. α_j 는 시도별 시간에 따

32) 보고 오류(reporting error)의 원인을 분석한 연구로 Meyer et al.(2018)을 고려할 수 있다. 저자들은 이러한 보고의 긍정-부정적 보고 오류는 가구의 특징마다 다르고, 상당히 복잡한 편지와 연관되어 있음을 파악하였다. 저자들이 행정자료와 응답자료를 비교하여 보고편의를 직접적으로 분석한 결과, 편부모, 비백인, 저소득가구의 정책참여확률을 낮추는 경향이 있음을 보였다.

33) 물론 이질적인 데이터를 결합함으로써 구축된 패널자료를 얼마나 신뢰할 수 있는가에 대한 문제가 있을 수 있다. 이와 관련한 연구의 한계는 5절의 소결에서 언급하였다.

라 변화하지 않는(time-invariant) 고정효과를, λ_t 는 연도별 고정효과를 통제한다. 시도별 보이지 않는 특성이 종속변수에 영향을 줄 수 있는데 이러한 시도별 고정효과를 통제하지 않게 되면 이 회귀식의 오차항 ϵ_{jt} 에 이러한 보이지 않는 시도별 특성이 포함되어 내생성 문제가 발생할 수 있다. 우리가 알고자 하는 정책변수의 효과가 아닌 시도별 고유의 특성에 의하여 신청률 혹은 신청오류 비율이 달라질 수 있기에 이를 시도별 상수값(α_j)으로 통제하고 종속변수의 수준(level)을 표준화하는 셈이다.

근로장려세제 제도, 지급 규모 및 영향 대상가구가 연도별로 다르기 때문에 연도별 고정효과(λ_t)를 통제하는 것도 매우 중요하다. 나아가, 지급 규모나 영향 대상가구가 시간의 흐름에 따라 점차 증가했기 때문에 시간추세(time trend) 변수를 삽입하는 것을 고려할 수도 있을 것이다. 그러나 본연구의 경우 종속변수가 수준(level)이 아닌 비율(ratio) 값이기 때문에 시간추세 포함의 필요성이 상대적으로 낮고, 관측치 수가 적다는 점을 고려하여 시간 추세 변수를 설명변수 집단에 포함하지 않았다.

종속변수와 설명변수의 시점에 대해서도 유의할 필요가 있다. 특정 시점 t 연도의 종속변수를 생성할 때, t 연도 귀속분에 대한 신청 및 지급결과에 대한 국세청 데이터를 활용하고, 잠재수급대상 규모의 경우 t 연도에 조사된 지역별 고용조사 자료나 한국노동패널조사 데이터를 활용하였다. 또한 설명변수도 t 연도 기준으로 추출되었다. 종속변수의 '분모'값과 설명변수가 동일시점에서 추출되었기 때문에 내생성이 발생할 가능성이 있다.³⁴⁾ 그러나 근로장려세제의 신청 및 지급이 특정 연도 소득이 발생한 이듬해 사후적으로 이루어진다는 점을 고려하면 그러한 내생성의 문제가 반드시 심각할 것이라 예상하기 어렵다. 물론 결과의 강건성을 확인하는 차원에서 설명변수의 시차변수(lag variables)를 활용할 수 있겠으나, 본고에서 활용하는 패널조사의 시계열이 짧은 편이고 근로장려세제 신청 및 지급 시점($t+1$)과 설명변수가 조사된 시점(t)이 이미 한 기의 시차가 존재하기 때문에 그러한 시차변수를 활용하지 않았다.

34) 예를 들어, 고졸 이하 비중이 높은 시도의 경우, 잠재수급대상 가구 규모가 더 클 수 있고, 그 결과 종속변수 값이 줄어들어 고졸 이하 비중과 종속변수 간의 음(-)의 관계가 형성될 수 있다.

마지막으로 연구자의 표본자료가 분석기간별로 동일한 시도의 관측치가 연속적으로 관찰된 패널데이터인 만큼, 시도별 군집화로 인한 표본오차 문제를 검토할 필요가 있다. 시도별(panel id) 데이터가 주어진 집단별로 상관성을 띌 수 있음을 고려하였다. 표본 오차 계산 시 군집화를 고려하지 않은 경우 표본 오차가 과소 추정되어 설명변수의 계수값이 통계적으로 더 유의하게 나올 수 있다.³⁵⁾

바. 분석결과

1) 지표 Y_{jt}^{A1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석(〈표 IV-11〉)

〈표 IV-11〉에서 첫 번째 패널(회귀식 (e_1)~(e_10))은 일반적인 패널고정효과 모형을 추정한 결과를 보여주고, 두 번째 패널(회귀식 (ec_1)~(ec_10))은 시도별 군집화를 반영한 강건한 표본오차를 고려한 결과를 보여준다. 강건한 표본오차를 사용하는 경우 계수값은 그대로이되, 통계적 유의성 차원의 차이만 나타난다.

일반적인 패널고정효과 모형에서는 대체로 시도의 고졸 이하 비중이 높을수록 근로장려세제 신청률이 낮아지며 관련 계수가 대체로 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 하지만 1인당 도시면적까지 포함한 회귀식(e_10)에서는 그러한 통계적 유의도가 사라진다. 강건한 표본오차를 사용한 경우 관련된 모든 회귀식((ec_1)~(ec_10))에서 ‘고졸 이하 비중’의 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타난다.

‘임시일용직’ 비율은 회귀식 (e_3)에서 고졸 이하 비중과 함께 설명변수로 포함되었을 때 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나다가 고졸 이하 비중을 제외한 회귀식(e_4)에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 그러

35) 패널데이터를 활용하는 경우 동일한 광역시도에 대해서는 연도별로 설명변수(인구규모, 고령비율 등)나 종속변수(신청률, 신청오류 비율)가 연도 간 중복되는 정보를 지닐 수 있다. 일반적인 표본오차를 사용하면 동일한 광역시도에 대해 관찰된 t, t' 시점의 데이터를 독립적인 정보를 지닌 것으로 간주하기 때문에 동일한 광역시도에 대한 연도별 데이터 간 시계열 상관성을 허용하는 군집화된 표본 오차를 계산해야 한다. 한편 군집화된 표본 오차와 일반 표본 오차를 사용하는 경우 계수 추정값은 동일하다.

나 강건한 표본오차하에서는 통계적 유의도가 사라진다.

계약기간이 정해진 근로자의 비율이나 계약기간이 일년 미만인 근로자 비율의 경우 신청률에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 1인 가구의 비율과 관련된 계수는 음(-)의 값을 갖지만, 통계적으로 유의하지 않았다. 5인 이상 대가구 비중의 계수는 양(+)의 값을 갖고, 첫 번째 패널결과에서는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나지만 두 번째 패널결과에서는 이러한 유의도가 사라진다.

강건한 표본오차를 활용한 경우에도 여전히 통계적으로 유의한 설명변수는 인터넷사용률과 1인당 도시면적이다. 가구의 인터넷사용률과 1인당 도시면적이 증가함에 따라 근로장려세제 신청률이 증대되는 것으로 나타난다. 인터넷사용률이 높을수록 근로장려세제의 정보 입수가 용이하기 때문에 전자의 결과는 쉽게 이해할 수 있으나, 1인당 도시면적이 증가할수록 근로장려세제 신청률이 증대되는 결과는 쉽게 이해하기 어렵다. 1인당 도시면적의 증가는 곧 밀집도의 감소를 의미하고, 저자가 앞서 제시한 네트워크 효과로 인해 신청률이 상승할 것이라는 예상과 반대되는 결과이다. 단 1인당 도시면적인 시도의 전체 지역면적을 의미하는 것은 아니라는 점에서 기존의 네트워크 효과가 발생하지 않는다고 단정하기는 어려울 것이다.

2) 지표 Y_{jt}^{B1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석(<표 IV-12>)

다음으로 임시일용직 근로소득을 상용직 근로소득 대비 낮게 조정하여 잠재수급대상 가구를 상정한 Y_{jt}^{B1} 지표에 기반한 신청률 분석결과를 살펴보자. 이는 Y_{jt}^{A1} 의 정량분석 결과와 상당히 유사하다. 고졸 이하 비중은 음(-)의 계수값을 갖고 임시일용직은 양(+)의 계수값을 갖지만, 강건한 표본오차를 활용한 경우 이 두 변수의 통계적 유의도는 사라진다. 65세 이상 고령자 비율 및 계약기간과 관련된 변수는 강건하지 않은 표본오차를 활용한 결과에조차 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 가구의 인터넷이용률 및 1인당 도시면적은 <표 IV-11>의 결과와 마찬가지로 통계적으로 유의하며 신청률에 대하여 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타난다.

〈표 IV-11〉 지표 Y_{jt}^{A1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ⁺	-0.075***	-0.073***	-0.064***			-0.069***	-0.046**	-0.038*	-0.039*	-0.031
고령 65세 이상 ⁺		-0.012	0.000			-0.011	0.064	0.112	0.116	0.088
임시일용직 ⁺			0.044	0.099***						
계약기간정함 ⁺					-0.041	-0.099	-0.115	-0.061	-0.061	0.048
계약기간일년 ⁺					0.162	0.199	0.196	0.146	0.145	0.087
인터넷사용률							0.031**	0.035***	0.036***	0.037***
1인 가구								-0.013	-0.012	-0.005
5인 이상 가구									0.007	0.043*
1인당 도시면적										0.417*
변수	패널고정효과 모형, 강건한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ⁺	-0.075	-0.073	-0.064			-0.069	-0.046	-0.038	-0.039	-0.031
고령 65세 이상 ⁺		-0.012	0.000			-0.011	0.064	0.112	0.116	0.088
임시일용직 ⁺			0.044	0.099						
계약기간정함 ⁺					-0.041	-0.099	-0.115	-0.061	-0.061	0.048
계약기간일년 ⁺					0.162	0.199	0.196	0.146	0.145	0.087
인터넷사용률							0.031*	0.035***	0.036*	0.037***
1인 가구								-0.013	-0.012	-0.005
5인 이상 가구									0.007	0.043
1인당 도시면적										0.417**
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 모든 경우에 상수 및 연도고정효과는 포함되었고, 패널 관별기준인 시도별 군집화를 고려한 표준 오차를 계산함. 세종 및 제주 지역은 분석표본에서 제외함

단, +표시의 변수는 A 유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함 *: 10% 통계적 유의도, **: 5% 통계적 유의도, *** 1% 통계적 유의도

자료: '지역별 고용조사(하반기)', 2008~2018, '인터넷이용실태조사', 2008~2018, '한국노동패널조사', 2008~2015, 'KOSIS e-지표지표', 2008~2018, '국세통계연보', 2009

~2019 자료를 기반으로 저자 작성

〈표 IV-12〉 지표 Y_{it}^{B1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.078***	-0.072***	-0.064***			-0.069***	-0.047**	-0.038*	-0.039*	-0.032
고령 65세 이상 ¹⁾		-0.038	-0.017			-0.040	0.036	0.086	0.09	0.040
임시일용직 ¹⁾			0.048	0.096***						
계약기간정함 ¹⁾					-0.033	-0.095	-0.109	-0.057	-0.057	0.043
계약기간일년 ¹⁾					0.132	0.176	0.175	0.132	0.131	0.073
인터넷시용률							0.028**	0.034***	0.034***	0.035***
1인 가구								-0.013	-0.012	-0.003
5인 이상 가구									0.006	0.042*
1인당 도시면적										0.464**
변수	패널고정효과 모형, 강건한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.078	-0.072	-0.064			-0.069	-0.047	-0.038	-0.039	-0.032
고령 65세 이상 ¹⁾		-0.038	-0.017			-0.040	0.036	0.086	0.090	0.040
임시일용직 ¹⁾			0.048	0.096						
계약기간정함 ¹⁾					-0.033	-0.095	-0.109	-0.057	-0.057	0.043
계약기간일년 ¹⁾					0.132	0.176	0.175	0.132	0.131	0.073
인터넷시용률							0.028*	0.034*	0.034*	0.035**
1인 가구								-0.013	-0.012	-0.003
5인 이상 가구									0.006	0.042
1인당 도시면적										0.464**
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 B 유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함
 자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

3) 지표 Y_{jt}^{C1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석(〈표 IV-13〉)

〈표 IV-13〉에서는 종사상지위별로 근로일수를 차별화할 뿐만 아니라 근로장려세제 수급대상 확률이 충분히 높은 가구만 고려한 종속변수 Y_{jt}^{C1} 와 관련된 정량분석 결과를 보여준다. 〈표 IV-11〉, 〈표 IV-12〉의 결과와 대조하여 설명하면 다음과 같다.

먼저 고졸 이하 인구 비중이 높을수록 신청률이 낮아지는 경향이 나타나는데 이러한 관계가 통계적으로 유의하게 나타난다. 앞서 Y_{jt}^{A1} , Y_{jt}^{B1} 의 경우, 고졸 이하 인구 비중이 여전히 음(-)의 값을 가진 바 있으나, 강건한 표본 오차하에서 통계적 유의도는 없어졌음을 확인한 바 있다.

〈표 IV-13〉에서 65세 이상 고령인구의 비중이 높을수록 신청률이 높게 나타나고, 이러한 관계가 통계적으로 유의한 것도 〈표 IV-11〉, 〈표 IV-12〉와의 차이점이다. 앞서 확인한 〈표 IV-11〉, 〈표 IV-12〉에서는 65세 이상 고령인구의 비중은 통계적으로 전혀 유의하지 않았고, 계수의 부호도 회귀식의 설정에 따라 양(+)과 음(-)의 부호를 모두 띤다.

〈표 IV-11〉이나 〈표 IV-12〉에서 통계적으로 강건한 것으로 나타난 인터넷사용률이나 1인당 도시면적의 경우는 〈표 IV-13〉에서는 유의미하지 않게 나타났고, 대신 5인 이상 가구 비중이 신청률에 통계적으로 유의미한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타난다.

정량지표 Y_{jt}^{C1} 을 종속변수로 한 정량분석의 결과의 특이사항으로 두 가지를 언급할 필요가 있다. 먼저 〈표 IV-11〉이나 〈표 IV-12〉에서 영향이 없는 것으로 나타난 임시일용직의 비중이 통계적으로 유의하게 양(+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다는 점이다. 임시일용직의 비중이 높을 때 신청률이 상승하는 경향이 있는 점은 원래의 예상과는 다른 결과이기 때문에 관련 메커니즘을 위해서는 추가적인 연구가 필요하다고 판단된다. 둘째, 군집화를 고려한 강건한 표본오차 사용 여부와 상관없이 계수의 통계적 유의도가 동일하게 나타난다. 이러한 결과가 나타나는 것은 C유형의 잠재수급가구 규모를 활용하는 경우 A, B유형을 활용한 경우에 비하여 종속변수와 설명변수의 시간 및 지역에 따른 변동성이 충분히 크거나, C유형에 기반한 정량지표가 근로장려세제의 ‘신청률’을 더 정교하게 포착했기 때문일 수 있다.

〈표 IV-13〉 지표 Y_{it}^{C1} 를 활용한 신청률의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.098***	-0.113***	-0.063***			-0.061***	-0.062***	-0.059***	-0.061***	-0.033
고령 65세 이상 ¹⁾		0.173***	0.026			0.114***	0.126***	0.130***	0.136***	0.027
임시일용직 ¹⁾			0.105***	0.115***						
계약기간정함 ¹⁾					0.098	0.090	0.089	0.112	0.117	0.087
계약기간일년 ¹⁾					0.126	0.117	0.106	0.088	0.072	0.049
인터넷사용률							-0.01	-0.012	-0.009	0.023*
1인 가구								-0.004	0.002	0.004
5인 이상 가구									0.044	0.069***
1인당 도시면적										0.365
변수	패널고정효과 모형, 강건한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.098**	-0.113**	-0.063**			-0.061**	-0.062**	-0.059**	-0.061**	-0.033
고령 65세 이상 ¹⁾		0.173**	0.026			0.114**	0.126***	0.130***	0.136***	0.027
임시일용직 ¹⁾			0.105***	0.115***						
계약기간정함 ¹⁾					0.098	0.080	0.089	0.112	0.117	0.087
계약기간일년 ¹⁾					0.126	0.117	0.106	0.088	0.072	0.049
인터넷사용률							-0.01	-0.012	-0.009	0.023
1인 가구								-0.004	0.002	0.004
5인 이상 가구									0.044	0.069*
1인당 도시면적										0.365
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 C유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함
 자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

4) 지표 Y_{jt}^{A2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석(〈표 IV-14〉)

다음으로 신청오류 비율에 대한 영향요인을 살펴보자. 정량분석을 수행할 때는 기본적으로 '신청률'에 대한 영향요인을 분석할 때와 동일한 설명변수를 활용하였다. 〈표 IV-14〉에서는 잠재수급대상 유형 A에 대비한 신청오류 비율을 종속변수로 사용한 결과를 보여준다.

고졸 이하 비중이 높아질수록 신청오류 비율이 낮아지는 것으로 나타나는 경우도 있지만, 추가적인 설명변수가 포함되는 회귀식 (e_8)~(e_10), (ec_8)~(ec_10)에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

65세 이상 고령자 비율이 높아지는 경우 신청오류 비율이 높아지는 것처럼 보이나, 이 역시 다수의 설명변수가 포함되거나 강건한 표본오차를 활용하는 경우 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한 임시일용직 비율이나 계약기간과 관련된 설명변수는 강건한 표본오차 사용 여부와 상관없이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

1인 이상 가구의 비중은 첫 번째 패널에서는 신청오류 비율을 통계적으로 유의하게 높이는 것으로 나타났으나, 강건한 표본 오차를 사용하는 경우 그러한 통계적 유의성이 사라지는 것을 확인하였다. 5인 이상 가구는 통계적으로 유의하지 않았고, 부호 역시 1인당 도시면적 포함 여부에 따라 달라지는 것으로 나타났다.

1인당 도시면적은 첫 번째 패널에서는 통계적으로 유의하지 않았으나, 강건한 표본오차를 사용하는 두 번째 패널에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

5) 지표 Y_{jt}^{B2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석(〈표 IV-15〉)

〈표 IV-15〉에서는 정량지표 Y_{jt}^{B2} 를 종속변수로 설정한 정량분석의 결과를 보여주고 있다. 다소 계수의 차이는 존재하지만, 그 결과와 Y_{jt}^{B1} 와 상당히 유사하므로 자세한 설명은 생략한다.

〈표 IV-14〉 지표 Y_{jt}^{A12} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.011*	-0.018***	-0.019***			-0.015**	-0.014**	-0.008	-0.007	-0.005
고령 65세 이상 ¹⁾		0.046**	0.044*			0.047***	0.052**	0.061**	0.057*	0.059
임시일용직 ¹⁾			-0.008	0.000						
계약기간정함 ¹⁾					-0.028	-0.032	-0.033	-0.017	-0.017	0.015
계약기간일년 ¹⁾					0.073	0.074	0.074	0.060	0.061	0.045
인터넷사용률							0.002	0.002	0.001	-0.001
1인 가구								0.007	0.005	0.011**
5인 이상 가구									-0.008	0.003
1인당 도시면적										0.079
변수	패널고정효과 모형, 강간한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.011*	-0.018**	-0.019**			-0.015**	-0.014*	-0.008	-0.007	-0.005
고령 65세 이상 ¹⁾		0.046	0.044			0.047	0.052	0.061	0.057	0.059
임시일용직 ¹⁾			-0.008	0.000						
계약기간정함 ¹⁾					-0.028	-0.032	-0.033	-0.017	-0.017	0.015
계약기간일년 ¹⁾					0.073	0.074	0.074	0.060	0.061	0.045
인터넷사용률							0.002	0.002	0.001	-0.001
1인 가구								0.007	0.005	0.011
5인 이상 가구									-0.008	0.003
1인당 도시면적										0.079*
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 4 유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함
 자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

〈표 IV-15〉 지표 Y_{jt}^{B2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.011**	-0.017***	-0.018***			-0.015**	-0.014**	-0.008	-0.008	-0.005
고령 65세 이상 ¹⁾		0.043*	0.042*			0.043*	0.049**	0.058*	0.054*	0.055
임시일용직 ¹⁾			-0.004	0.002						
계약기간정함 ¹⁾					-0.021	-0.027	-0.028	-0.013	-0.013	0.019
계약기간일년 ¹⁾					0.059	0.062	0.062	0.049	0.051	0.033
인터넷사용률							0.002	0.002	0.001	-0.001
1인 가구								0.006	0.005	0.011**
5인 이상 가구									-0.007	0.003
1인당 도시면적										0.085
변수	패널고정효과 모형, 강간한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.011*	-0.017**	-0.018**			-0.015*	-0.014*	-0.008	-0.008	-0.005
고령 65세 이상 ¹⁾		0.043	0.042			0.043	0.049	0.058	0.054	0.055
임시일용직 ¹⁾			-0.004	0.002						
계약기간정함 ¹⁾					-0.021	-0.027	-0.028	-0.013	-0.013	0.019
계약기간일년 ¹⁾					0.059	0.062	0.062	0.049	0.051	0.033
인터넷사용률							0.002	0.002	0.001	-0.001
1인 가구								0.006	0.005	0.011
5인 이상 가구									-0.007	0.003
1인당 도시면적										0.085**
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 B유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함
자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

6) 지표 Y_{jt}^{C2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석(〈표 IV-16〉)

〈표 IV-16〉에서는 정량지표 Y_{jt}^{C2} 를 종속변수로 설정한 정량분석의 결과를 보여준다. 고졸 이하 비중은 여전히 신청오류 비율과 음(-)의 상관관계를 보이며, 강건한 표본오차하에서도 일부 회귀식에 대해서는 통계적으로 유의하게 나타난다. 65세 이상 고령자 비율은 해당 계수가 양(+)의 값과 음(-)의 값을 동시에 지니는데, 강건한 표본오차하에서는 모두 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타난다.

임시일용직은 통계적으로 유의한 양(+)의 계수값을 가진다. 신청률에 대한 정량지표 Y_{jt}^{C1} 를 종속변수로 한 정량분석 결과에서도 유사한 결과를 얻은 바 있다. 또한 계약기간과 관련된 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타나며, 이는 이전까지 살펴본 신청률이나 신청오류 비율과 관련된 회귀분석의 결과와 일치하는 결과이다.

1인 이상 가구의 비중이 높아질수록 신청오류 비율은 높아지고, 5인 이상 대가구 비중은 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 1인당 도시면적은 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 마지막으로 인터넷사용률은 대체로 통계적으로 유의한 상관관계를 가지며, 해당 값이 높아질수록 신청오류 비율은 낮아지는 것으로 나타난다.

구체적으로 P_{jt}^C 유형 잠재수급대상 규모를 활용한 신청오류 비율에 관한 〈표 IV-16〉과 동일 잠재수급대상 규모를 활용한 신청률과 관련한 〈표 IV-13〉을 비교 및 대조해보면 다음과 같다. 보다 직관적 이해를 위해 강건한 표본오차하의 아홉 번째 회귀식(ec_9)에 국한하여 비교해보자.

먼저 ‘고졸 이하 비중’은 신청률과 신청오류 비율에 대하여 모두 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타나지만 통계적 유의성은 ‘신청률’에만 나타난다. 즉, 고졸 이하 비중이 높을수록 신청률은 줄어들지만, 신청오류 비율에는 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않는다.

‘65세 이상 비중’은 신청률에 대해서는 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타나지만, 신청오류 비율에 대해서는 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 잠재수급가구 내에 고졸 이하 비중이 높을수록 신청률

이 낮아지는 것은 이해가 되지만, 65세 이상 가구의 비중이 높을수록 신청률이 높은 것은 쉽게 이해가 되지 않을 수 있다. 이는 고령일수록 인지능력이 낮을 것이라고만 예상할 때 특히 그러하다.

그러나 연령이 단순히 인지적 능력에만 영향을 미치는 것은 아닐 것이다. 예를 들어 어떤 가구의 가구주가 고령인 경우 대규모 가족을 형성하고 있을 확률이 높고, 세대 분리를 통하여 근로장려세제를 신청할 가능성이 있는 것이다. 동일한 가구 내 근로소득자가 2인 이상인 경우 세대 분리를 통하여 독립적 가구로 인정받아 근로장려세제를 수급받는 것은 위법사제가 아니므로 ‘적법한 신청’이며 ‘신청오류’에 해당하지 않는다. 만약에 이러한 상황이 실제로 적지 않게 발생한다면 ‘65세 이상 가구의 비중’은 ‘인지적 능력이 낮은 가구’의 비중이 높다는 것을 함의하기보다는 근로장려세제를 신청할 유인이 높은 집단의 비중이 높음을 함의한다고 할 수 있다.³⁶⁾

또한 계약기간과 관련된 변수는 종속변수가 신청률 혹은 신청오류 비율인지 여부에 상관없이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 1인 가구 비중이나 5인 이상 가구 비중 역시 신청률이나 신청오류 비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 비록 통계적으로 유의하지는 않으나 5인 이상 가구 비율의 부호는 신청률과 관련된 정량분석에서는 양(+)으로, 신청오류 비율과 관련된 정량분석에서는 음(-)으로 나타난다는 점도 고려할 수 있다.

마지막으로 가구의 인터넷사용률이 높을수록 신청오류 비율이 통계적으로 유의한 수준으로 낮아지는 것으로 나타났으나, 신청률에 대해서는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

36) <표 IV-13>에서 ‘5인 이상 가구 비중’을 추가로 삽입한 회귀식(ec_9)에서 65세 이상 비중과 관련한 계수의 절대값이 줄어든다는 점, 1인당 도시면적을 추가로 삽입한 회귀식(ec_10)에서는 5인 이상 가구 비중이 통계적으로 유의미하고 65세 이상 비중의 계수가 통계적 유의성을 상실한다는 점도 유사한 맥락에서 이해될 여지가 있다.

〈표 IV-16〉 지표 Y_{jt}^{C2} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.028***	-0.030***	-0.020***			-0.017***	-0.018***	-0.015***	-0.015***	-0.010
고령 65세 이상 ¹⁾		0.022*	-0.007			0.007	0.016	0.016	0.015	-0.014
임시일용직 ¹⁾			0.021***	0.022***						
계약기간정함 ¹⁾					0.015	-0.008	-0.001	0.012	0.011	0.021
계약기간일년 ¹⁾					0.041	0.059	0.050	0.039	0.042	0.031
인터넷사용률							-0.008**	-0.010**	-0.011**	-0.004
1인 가구								0.009	0.008	0.014**
5인 이상 가구									-0.007	0.006
1인당 도시면적										0.175**
변수	패널고정효과 모형, 강건한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.028**	-0.030**	-0.020*			-0.017*	-0.018*	-0.015	-0.015	-0.010
고령 65세 이상 ¹⁾		0.022	-0.007			0.007	0.016	0.016	0.015	-0.014
임시일용직 ¹⁾			0.021***	0.022***						
계약기간정함 ¹⁾					0.015	-0.008	-0.001	0.012	0.011	0.021
계약기간일년 ¹⁾					0.041	0.059	0.050	0.039	0.042	0.031
인터넷사용률							-0.008	-0.010**	-0.011**	-0.004
1인 가구								0.009	0.008	0.014*
5인 이상 가구									-0.007	0.006
1인당 도시면적										0.175***
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 C유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함

자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

7) 지표 Y_{jt}^{AP} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석(〈표 IV-17〉)

마지막으로 정량지표 Y_{jt}^{AP} 를 활용하여 신청오류 비율에 대한 영향요인을 분석한 결과를 살펴보자. 이 정량지표는 분모로 ‘잠재수급대상 가구’를 사용하는 대신 실제 신청자 수를 사용했다는 점에서 Y_{jt}^{A2} , Y_{jt}^{B2} , Y_{jt}^{C2} 와 관련된 정량분석과 다름에 유의할 필요가 있다.

〈표 IV-17〉에서의 강건한 표본오차를 활용한 분석결과에서 회귀식(ec_9)를 중심으로 살펴보면 다음과 같다. 고졸 이하 비중은 신청오류비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고, 65세 이상 가구의 비중은 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히 후자의 결과는 Y_{jt}^{C1} 와 관련된 〈표 IV-13〉에서 65세 이상 가구의 비중이 통계적으로 영향을 미치지 않는다는 결과와 상충된다. 65세 이상 가구의 비중이 높을수록 신청오류비율이 감소한다는 결과는 ‘인지능력’ 차원이나 ‘근로장려세제 신청 유인’ 차원으로도 쉽게 이해가 되지 않는다. 연령대별 인구비중이 근로장려세제 신청 행위에 미치는 영향이 복합적일 수 있음을 함의한다고 하겠다.

임시일용직 및 계약기간과 관련된 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 즉, 인터넷 사용률도 Y_{jt}^{C2} 관련 분석에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났는데, Y_{jt}^{AP} 관련 분석에서는 음(-)의 계수값은 여전히 존재하되 통계적 유의성은 사라진 것이다. 단 1인당 도시면적이 포함된 회귀식(ec_10)에서는 고졸 이하, 고령 65세 이상, 1인 가구, 1인당 도시면적이 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다.

〈표 IV-17〉 지표 Y_{jt}^{AP} 를 활용한 신청오류 비율의 영향요인 분석

(단위: 계수)

변수	패널고정효과 모형									
	e_1	e_2	e_3	e_4	e_5	e_6	e_7	e_8	e_9	e_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.148**	-0.127*	-0.134*			-0.110	-0.113	-0.094	-0.088	-0.173
고령 65세 이상 ¹⁾		-0.241*	-0.220			-0.301**	-0.275*	-0.283*	-0.301*	-0.414*
임시일용직 ¹⁾			-0.015	-0.028						
계약기간정함 ¹⁾					-0.565	-0.963	-0.944	-0.801	-0.815	-0.625
계약기간일년 ¹⁾					0.713	1.120	1.096	0.954	0.999	0.951
인터넷사용률							-0.021	-0.046	-0.053	-0.039
1인 가구								0.108	0.091	0.176*
5인 이상 가구									-0.127	-0.019
1인당 도시면적										2.366*
변수	패널고정효과 모형, 강건한 표준오차 설정									
	ec_1	ec_2	ec_3	ec_4	ec_5	ec_6	ec_7	ec_8	ec_9	ec_10
고졸 이하 ¹⁾	-0.148*	-0.127	-0.134			-0.110	-0.113	-0.094	-0.088	-0.173*
고령 65세 이상 ¹⁾		-0.241**	-0.220*			-0.301**	-0.275*	-0.283*	-0.301*	-0.414**
임시일용직 ¹⁾			-0.015	-0.028						
계약기간정함 ¹⁾					-0.565	-0.963	-0.944	-0.801	-0.815	-0.625
계약기간일년 ¹⁾					0.713	1.120	1.096	0.954	0.999	0.951
인터넷사용률							-0.021	-0.046	-0.053	-0.039
1인 가구								0.108	0.091	0.176**
5인 이상 가구									-0.127	-0.019
1인당 도시면적										2.366***
집단 수	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
총관측치	135	135	135	135	135	135	135	120	120	105

주: 1) 해당 변수는 C유형으로 정의된 잠재수급대상 대비 상대적 비율로 계산함

자료: 〈표 IV-11〉과 동일함

5. 소결

본 장에서는 근로장려세제의 신청주의와 가구불평등도에 관한 연구를 수행하였다. 내용을 요약하고 정책함의점을 제시하면 다음과 같다.

먼저 잠재적 수급대상자가 근로장려세제를 신청하지 않는 이유 혹은 부적격신청(신청오류) 가구가 발생하는 이유로는 시간적 여력이나 인지적 능력이 부족한 경우 혹은 충분한 정보를 적정 시기 이내에 습득하지 못하는 요인 등을 고려할 수 있다(1절).

본고에서는 이러한 요인 때문에 자격 적격자가 근로장려세제를 신청하지 못하여 지원기회를 상실하는 것을 ‘근로장려세제의 접근성 문제’로 보고 있다. 그렇다면 우리나라 근로장려세제의 신청주의로 인한 접근성 문제는 얼마나 심각한가? 혹은 얼마나 양호한가? 제3절에서는 만약 국세청에서 ‘신청안내’ 서비스를 제공하는 가구의 규모를 신청안내 대상 가구 수, 실제 신청한 가구 수, 지급받은 가구 수 등에 대한 기초통계량을 검토한 바 있다. 실제 신청한 가구 수는 신청안내 대상가구의 88% 이상인 것으로 나타났다. 비록 근로장려세제를 신청한 가구에는 국세청으로부터 안내를 받지 않고 신청한 가구도 존재하지만 그 규모가 작기 때문에 이러한 수치는 곧 잠재수급 대상 가구들의 상당 부분이 이미 근로장려세제를 신청하고 있음을 방증한다.

이러한 결과에도 불구하고 정량적인 분석을 통하여 근로장려세제의 신청 행태에 미치는 영향을 분석하는 것은 의미가 있을 것으로 판단된다. 이에 따라 본고에서는 광역시도별 패널데이터를 이용하여 인지능력의 수준, 정보 습득의 용이성 등과 관련된 시도별 설명변수가 시도별 근로장려세제의 신청률과 신청오류 비율에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고 있다. 이때 신청률은 ‘근로장려세제 수급요건에 부합하는 대상가구’(잠재수급 대상가구) 중에서 신청한 가구의 비율로 정의하였고, 신청오류 비율은 실제 근로장려세제 신청가구 수에서 지급가구 수를 제한 후, 이 수치를 잠재수급대상 가구나 실제 신청가구 수로 나눈 값으로 정의하였다. 근로장려세제 자격요건을 판단하기 위해서는 가구 구성, 자산규모, 주택 소유, 근로소득 등의 개인정보보호 수준이 높은 정보를 파악해야 하므로, ‘잠재수급 대상 가구’의 규모

를 어떻게 설정하느냐가 가장 어려운 도전과제라고 할 수 있다.

본고에서는 근로소득이나 혼인 정보를 이용하여 (광의의) ‘잠재수급 대상 가구’ 규모를 파악하였다. 이러한 방법론으로는 근로장려세제 자격요건에 부합하는 가구를 직접적으로 포착할 수 없다. 그러나 시도별 ‘동일’한 기준으로 ‘취약계층’을 정의하였고 그러한 공통의 대조군 중에서 실제 신청가구의 규모를 살펴보았다는 점에서는 본고에서 설계한 ‘신청률’과 관련된 정량지표가 나름 의미가 있다고 생각된다.

설명변수로는 고졸 이하의 인구 비율, 65세 이상 고령층 인구 비율, 임시 및 일용직 종사 인구 비율, 가구의 인터넷이용률, 1인 가구 비율, 5인 이상 가구 비율, 1인당 도시면적, 이전연도 지급자 수, 이전연도 신청자 수 등을 고려하였다. 예를 들어 인지적 능력을 교육이나 연령으로, 정보습득의 용이성은 인터넷이용률이나 1인 가구 비율 등으로 통제하고자 했다. 또한 통계적 유의성을 따질 때는 시군별 관측치 간의 상관성을 고려하여 일반적인 패널고정효과 모형보다 더 보수적으로 접근하였다.

가장 선호하는 회귀식은 강건한 표본오차를 활용하고, 고졸 이하 비중, 65세 이상 비중, 계약기간을 정한 경우의 비중, 계약기간 일년 이내인 경우의 비중, 가구의 인터넷사용률, 1인 가구 비중, 5인 이상 가구 비중 등을 설명변수로 상정한 회귀식이다(회귀식(ec_9)). 정량지표 중에서는 잠재수급대상 가구를 협소하게 판별한 C유형 잠재수급대상과 관련된 Y_{jt}^{C1} , Y_{jt}^{C2} 가 가장 신뢰할 만하다고 판단된다.

이러한 맥락에서 ‘신청률’ 및 ‘신청오류 비율’에 영향을 미치는 결정요인에 대한 정량분석결과를 <표 IV-13>과 <표 IV-16>을 중심으로 비교해보면 다음과 같다. 먼저 신청률에 영향을 미치는 변수로는 고졸 이하 비중(-), 65세 이상 비중(+)으로 나타났다. 교육수준이 낮을수록 근로장려세제에 대한 인지능력이 낮을 수 있기 때문에 고졸 이하 비중이 신청률에 음(-)의 효과를 갖는다는 것은 이해할 수 있다. 65세 이상 비중이 높을수록 신청률이 높은 것은 인지적 능력 차원보다는 가구주의 연령이 높을수록 대가구를 형성할 수 있고 세대분리를 통하여 합법적으로 근로장려세제를 신청할 수 있는 등

‘신청유인’이 높아질 수 있다.

신청오류 비율에 미치는 변수는 가구의 인터넷사용률(-)인 것으로 나타났다. 인터넷사용률이 높은 지역일수록 신청오류 비율이 낮아지는 이유를 이해하기는 어렵지 않다. 인터넷에 대한 접근이 용이하면 근로장려세제 제도에 대한 정확한 정보를 입수하고, 자신이 속한 가구의 자격요건 역시 정확하게 파악할 수 있기에 궁극적으로 신청오류 비율을 낮출 수 있을 것이다.

반면 계약기간과 관련된 변수는 종속변수가 신청률 혹은 신청오류 비율인지 여부에 상관없이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다. 1인 가구의 비중이나 5인 이상 가구의 비중 역시 신청률이나 신청오류 비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, ‘1인당 도시면적’이 추가된 회귀식(ec_10)에서는 통계적 유의성을 띠기도 하였다. 그러나 설명변수로써 1인당 도시면적 변수를 삽입하는지 여부에 따라서 1인 가구의 비중과 5인 이상 대가구 비중 등 통계적 유의도가 크게 변화하는 것을 통하여 이 세 가지 변수 간의 상관관계에 대하여 추가적 분석이 필요할 것으로 보인다.

요약하면 정량분석을 수행한 결과 인지적 능력이나 정보습득의 용이성 측면에서 근로장려세제에 대한 신청률 및 신청오류 비율이 영향을 받을 여지가 존재함을 확인하였다. 시간적 여력의 정도를 포착한다고 예상했던 계약기간과 관련된 변수나 임시일용직 비중 변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타난 것으로 미루어 볼 때 시간적 여력이 부족하여 근로장려세제를 신청하지 않을 가능성은 크지 않을 것으로 생각된다. 마지막으로 네트워크 효과가 존재하는지에 대해서는 비록 1인당 도시면적 변수를 활용하기는 하였으나 이러한 변수만으로 네트워크 효과를 포착하기에는 한계가 있었다고 판단하여 네트워크 효과의 근로장려세제 신청 및 신청오류 영향에 대해서는 판단을 보류한다.

근로장려세제 신청행위에 초점을 맞추었고, 광역시도별 패널자료를 구축하여 정량적으로 근로장려세제 신청행위에 영향을 미치는 요인을 파악하려고 했다는 점에서 본 장의 의미가 있다. 그러나 연구의 한계 역시 적지 않다. 가장 도전적인 문제는 ‘잠재수급대상’을 명확하게 포착하는 일이다. 가구

요건, 소득요건, 자산요건 등 확인해야 하는 요건이 까다롭고 각 요건의 적합 여부를 판단하기 위하여 개인정보 열람이 불가피하기에 현실적으로 국세청 담당자가 아닌 외부연구자로서 제한된 정보를 활용하여 ‘잠재수급대상’을 추정할 수밖에 없다. 특히 근로장려세제 신청 시 가구가 제출하는 가구 규모는 가족관계증명서의 형식적 내용과도 상이할 수 있다. 즉, 가족관계증명서와 같은 ‘행정자료’로도, 한국노동패널조사와 같은 ‘조사자료’로도 실제 가구가 제출한 가구 규모를 예측하기 어려운 것이다.³⁷⁾

또한 단일한 자료로 광역시도별 패널자료를 구축한 것이 아니라는 점도 한계점이다. 본 연구에서 활용한 자료는 행정자료와 여러 조사자료가 결합된 것이다. 지역별고용조사는 가구의 가중치를 제공하고 있지 않기에 가구주만 남겨두고 개인의 가중치가 마치 가구의 가중치로 간주하여 각종 변수를 추출하였다. 그렇기 때문에 비록 지역별고용조사가 지역별 대표성을 담보한다 하더라도 이렇게 추출된 변수와 국세청에서 제공하는 근로장려세제 신청 및 지급에 관한 가구단위 변수를 직접 결합하는 것이 문제가 될 수 있다. 이러한 한계를 보완하기 위한 방안으로 어떠한 특정 패널조사만 사용하여 앞서 수행한 정량분석을 반복하는 것을 고려할 수 있다. 그러나 이 경우 가구 재산 및 주택 소유 등에 관한 적지 않은 측정오차(measurement error)가 존재할 수 있기 때문에 이를 해결하기 위하여 구조적 모형(structural model)을 활용하여 측정오차와 관련된 파라미터를 연구자가 관심있는 근로장려세제의 신청 및 신청오류 비율에 미치는 영향과 관련된 파라미터와 함께 추정할 수도 있다.

이러한 한계를 극복하여 데이터를 구축하고 관련 분석을 수행하는 경우 근로장려세제 신청률에 영향을 미치는 요인을 보다 명확하게 파악할 수 있을 것으로 기대된다. 근로장려세제와 관련된 ‘접근성 문제’를 해결하려는 정책적 보완조치는 궁극적으로 (근로장려세제 채널을 통한) 가구소득 불평등도 완화에 기여할 수 있을 것이다.

37) 해당 분석의 내용의 설득력을 높이기 위해서는 여러 가지 방법 중 하나로 일정한 방법 하에서 신청가구의 규모를 도출하고 그렇게 도출된 신청 및 지급가구 규모의 분포가 실제 국세청의 신청 및 지급가구의 규모의 분포와 유사한지를 확인할 수 있다.

V. 결론 및 시사점

이 연구는 근로장려세제의 확대 개편이 가구소득 분포에 미칠 영향을 최저임금 인상의 그것과 비교하여 분석한 뒤, 근로장려세제의 신청주의가 잠재적으로 미칠 수 있는 부정적 영향의 정도에 대해 심도있게 분석하고 있다.

근로자 개인을 정책 대상으로 두는 최저임금제도와는 달리 근로장려세제는 신청자 가구의 소득과 재산을 고려하여 수급 대상 및 수급액 규모를 결정하기에 가구소득 불평등도 완화에 근로장려세제가 보다 효과적일 것이라 쉽게 예측할 수 있다. 이러한 예측은 우리가 빈곤을 논할 때 개인 단위가 아닌 가구 단위를 기준으로 한다는 것에 기반을 둔다. 가구에 속한 특정 근로자가 낮은 소득 수준을 영위한다 할지라도 해당 가구에 속한 다른 근로자의 소득 수준에 따라 해당 가구의 빈곤 여부가 결정되기 때문이다.

복지패널자료를 이용한 분석 결과는 이러한 사전적 예측에 상당히 부합하는 것으로 나타났다. 최저임금 대상 근로자가 존재하는 가구들을 가구소득 분위별로 구분하여 정리한 결과 5분위에서 10분위까지의 가구들에 약 46%가 존재하고 있는 것으로 분석되었다. 이 결과는 최저임금 대상 근로자와 해당 가구 빈곤도와의 상관도가 높지 않음을 시사한다.

실제 최근의 최저임금 인상에 따른 지니계수 개선율은 -0.72%로 근로장려세제 확대에 따른 지니계수 개선율인 -0.92%의 약 78% 수준에 그치는 것으로 분석되었다. 이 분석 결과는 최저임금 인상에 따른 고용 감소의 영향을 통제하지 않은 결과인데, 다수의 선행 연구에서 최저임금 인상이 고용 감소로 이어진다는 결과를 제시하고 있기에 실제 효과에 비해 과대 추정된 측면이 존재한다. 즉, 고용 효과를 고려할 경우 최저임금 인상의 재분배 효과는 근로장려세제의 그것에 비해 더욱 낮아질 것으로 예상된다.

하지만 근로장려세제의 재분배 효과 역시 자료 내에서 식별된 수급 대상 가구들이 모두 근로장려금을 신청하고 수급한다는 가정에 기반을 둔다. 이 가정은 미국을 대상으로 한 여러 선행연구들을 바탕으로 할 때 성립되지 않을 수 있기에 이 연구는 추가적으로 근로장려세제의 신청주의로 인한 문제점을 파악하기 위해 노력하였다.

분석 결과 우리나라의 경우 적격 대상자가 여러 이유로 인해 신청하지 않아 근로장려금을 수급하지 못하는 문제가 크지 않은 것으로 판단된다. 이 결과는 국세청에서 적극적으로 사전 신청 안내서를 잠재적 수급 대상가구에 발송하고 있다는 것과 이를 통해 수급 대상가구의 근로장려금에 대한 인식 수준이 올라갈 수 있다는 점에 기인하는 것으로 보인다.

다만 정량 분석 결과 5인 이상 가구비율, 이전연도 신청자 수, 지급자 수 등이 증가할수록 신청률이 증가하며, 65세 이상 고령자 비율이 높은 지역에서 신청률이 낮아지는 경향을 발견할 수 있었다. 또한 1인 가구 비율이 높거나 인터넷이용률이 낮을수록 신청오차 비율이 높아지는 것으로 분석되었다. 이 결과들은 근로장려세제에 대한 지역의 일반적 인식 수준이 개선되거나, 이에 대한 정보의 공유가 활발해질 경우 신청률을 높이고 오차 비율을 낮출 수 있음을 시사하고 있다.

이상의 분석 결과들을 바탕으로 다음과 같은 정책 시사점을 도출할 수 있다. 우선 가구소득 재분배라는 정책 목표를 위해서는 최저임금 인상보다 근로장려세제 확대가 효율적인 정책수단이 될 수 있다. 특정 근로자가 최저임금 대상인 것과 그가 속한 가구의 빈곤도 간의 상관도가 높지 않기에 최저임금 인상을 통해 가구소득 불평등도를 개선하려는 시도는 비효율적인 측면이 존재한다. 또한 최저임금 인상은 시장 가격 변수를 직접적으로 통제하기 때문에 고용 측면에서 부정적 영향을 끼칠 수 있다. 근로장려금의 경우 고용주가 아닌 정부의 조세지출로 지급되기에 노동 수요 측면에서의 부작용이 없고, 가구원의 소득 및 재산 수준을 고려하기에 해당 정책 목표에 효과적일 수 있다.

다음으로 저소득 근로가구의 소득 지원이라는 정책목표에 근로장려세제

가 보다 효과적일 수 있기 위하여 수급 대상가구들의 제도에 대한 인식률을 지속적으로 제고해나갈 필요가 있다. 근로장려세제가 도입된 지 상당한 시간이 지났지만 지금까지의 근로장려세제는 소수의 가구에 크지 않은 장려금을 지원해왔다. 이번 개편으로 보다 많은 가구들로 제도가 확대되었기에 근로장려세제에 대한 인식률을 높이기 위한 노력을 꾸준히 이어갈 필요가 있다.

참고문헌

- 강승복·박철성, 「시계열 자료를 이용한 최저임금의 고용효과 분석」, 『노동경제논집』, 제38권 제3호, 2015, pp. 1~22.
- 김대일, 「최저임금의 저임금 근로자의 신규채용 억제효과」, 『노동경제논집』, 제35권 제3호, 2012, pp. 29~50.
- _____, 「최저임금의 경제효과」, 『정책논단』, 제57권 제1호, 2018, pp. 95~113.
- 김민성·김영민·박태수, 「최저임금 변화가 지역고용에 미치는 효과 분석」, 『산업관계연구』, 제23권 제2호, 2013, pp. 37~73.
- 김영민·강은영, 「최저임금의 변화가 비공식부문 노동시장 성과에 미치는 효과」, 『산업관계연구』, 제25권 제3호, 2015, pp. 85~102.
- 김유선, 『최저임금의 고용효과』, 한국노동사회연구소, 2014.
- 남성일, 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」, 『노동경제논집』, 제31권 제3호, 2008, pp. 1~19.
- 신상화, 「ETC 확대 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향」, 『예산정책연구』, 제8권 제1호, 2019, pp. 69~100.
- 안종석·송헌재·홍우형, 『2016 조세특례 임의심층평가 근로자녀장려금제도 성과분석 및 운용방안 연구』, 기획재정부·한국조세재정연구원, 2017.
- 이병희, 「최저임금의 고용유지 및 취업 유입 효과」, 『산업노동연구』, 제14권 제1호, 2008, pp. 1~23.
- 이정민·황승진, 「최저임금이 고용에 미치는 영향」, 『노동경제논집』, 제39권 제2호, 2016, pp. 1~34.

Bartlett, S., Burstein, N., and Hamilton, W., *Food stamp program access study*, Washington, DC: Economic Research Service, <http://www.ers.usda>.

- gov/publications/EFAN03013, 2004.
- Bhargava, S. and Manoli, D., “Why are benefits left on the table? Assessing the role of information, complexity, and stigma on take-up with an IRS field experiment,” *ACR North American Advances*, 2012.
- Card, D. and Krueger, A. B., “Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania,” *American Economics Review* 84, 1994, pp. 772~793.
- Chetty, R., Friedman, J. N., and Saez, E., “Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the EITC on earnings,” *American Economic Review*, 103(7), 2013, pp. 2683~2721.
- Currie, J. and Gruber, J., “Health insurance eligibility, utilization of medical care, and child health,” *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 1996, pp. 431~466.
- Hastings, J., Neilson, C. A., and Zimmerman, S. D., “The effects of earnings disclosure on college enrollment decisions”(No. w21300). National Bureau of Economic Research, 2015.
- Heckman, J. J. and Smith, J. A., “The determinants of participation in a social program: Evidence from a prototypical job training program,” *Journal of Labor Economics*, 22(2), 2004, pp. 243~298.
- Meyer, B. D., Mittag, N., and Goerge, R. M., “Errors in survey reporting and imputation and their effects on estimates of food stamp program participation” (No. w25143). National Bureau of Economic Research, 2018.
- Moffitt, R., “An economic model of welfare stigma,” *American economic review*, 73(5), 1983, pp. 1023~1035.
- Moynihan, D., Herd, P., and Harvey, H., “Administrative burden: Learning, psychological, and compliance costs in citizen-state interactions,”

Journal of Public Administration Research and Theory, 25(1), 2014,
pp. 43~69.

- 고용노동부, 「최저임금법 개정 주요내용」, 2018. 6. 7.
- 고용노동부 보도자료, 「최저임금 결정체계 개편안 발표」, 2019. 2. 27.
- 국가법령정보센터, 「조세특례제한법」, <http://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: 2019. 3. 6.
- 국세청, 『국세통계연보』, 2009~2019 각 연도, https://www.nts.go.kr/info/info_05.asp, 검색일자: 2019. 3. 11.
- 국세청 보도자료, 「2017년 근로·자녀장려금, 298만 가구에 신청 안내」, 2017. 4. 27.
- _____, 「2018년 근로·자녀장려금, 307만 가구에 신청 안내」, 2018. 4. 30.
- 국회예산정책처, 『한국 조세제도의 발전과정과 현황』, 2018. 10.
- 국회입법조사처, 『2011년 세법개정의 주요 쟁점』, 2011.
- 법제처, 찾기쉬운 생활법령 정보, <http://easylaw.go.kr/CSP/CnpClsMain.laf?popMenu=ov&csmSeq=308&ccfNo=3&cciNo=3&cnpClsNo=1>, 검색일자: 2019. 3. 11.
- 최저임금위원회, 『최저임금 30년사』, 2018. 3.
- 통계청, 「지역별고용조사」, 통계설명자료, <http://www.narastat.kr/metasvc/svc/SvcMetaDcDtaPopup.do?confirmNo=101067> (접속일: 2019.10.18.)
- _____, 「KOSIS e-지방지표」, 2008~2018 각 연도.
- _____, 「가계금융복지조사」, 2017.
- _____, 「지역별고용조사」, 각 연도 원자료.
- 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2008~2015 각 연도.
- 한국보건사회연구원, 「2017 복지패널자료」, 2018.
- 한국정보화진흥원, 「인터넷이용실태조사」, 2008~2018 각 연도.
- _____, 「경제활동인구조사 월별조사」, 각 연도 원자료.
- 홈택스, 「근로장려금·자녀장려금 안내」, <https://www.hometax.go.kr/websquare>

/websquare.wq?w2xPath=/ui/pp/index_pp.xml&tmIdx=10&tm2Idx=1004000000&tm3Idx=1004000000, 검색일자: 2019. 7. 8.

KOSIS, 「1인당 도시지역면적현황(시도)」, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1YL20421&conn_path=I3, 검색일자: 2019. 10. 10.

_____, 「사업체노동력조사」, 근로실태부문, 연평균 자료, http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01#SelectStatsBoxDiv, 검색일자: 2019. 10. 18.

_____, 「주소지별 근로자 근로·장려금 지급 현황(총급여액 등, 근로·자녀장려금)」, http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=133&tblId=DT_133N_14311A, 검색일자: 2019. 7. 5.

부록

〈부표 1〉 종사상지위별 근로일수 비교

(단위: 일, %)

시점	상용근로일수 (A)	임시일용근로일수 (B)	임시일용직의 상대적 근로일수 (B/A*100)
2008	21.5	15.9	73.95
2009	21.5	15.5	72.09
2010	21.5	15.1	70.23
2011	21.7	17.2	79.26
2012	21.6	16.9	78.24
2013	21.4	16.4	76.64
2014	21.1	16.2	76.78
2015	21.3	15.5	72.77
2016	21.1	14.7	69.67
2017	20.8	14.4	69.23
2018	20.7	13.6	65.70

주: 사업체노동력조사의 경우 2010년의 경우 상용근로자 5인 이상 사업체 대상으로, 2011년 이후는 상용근로자 1인 이상 사업체를 대상으로 조사되었음에 유의

자료: KOSIS, 「사업체노동력조사」, 근로실태부문, 연평균 자료, http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01#SelectStatsBoxDiv, 검색일자: 2019. 10. 18.

〈부표 2〉 종사상지위별 근로일수 비교

(단위: 일, %)

시점	상용근로일수 (A)	임시일용근로일수 (B)	임시일용직의 상대적 근로일수 (B/A*100)
2008	21.5	15.9	73.95
2009	21.5	15.5	72.09
2010	21.5	15.1	70.23
2011	21.7	17.2	79.26
2012	21.6	16.9	78.24
2013	21.4	16.4	76.64
2014	21.1	16.2	76.78
2015	21.3	15.5	72.77
2016	21.1	14.7	69.67
2017	20.8	14.4	69.23
2018	20.7	13.6	65.70

주: 사업체노동력조사의 경우 2010년의 경우 상용근로자 5인 이상 사업체 대상으로, 2011년 이후는 상용 근로자 1인 이상 사업체를 대상으로 조사되었음에 유의

자료: KOSIS, 「사업체노동력조사」, 근로실태부문, 연평균 자료, http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_01&vwcd=MT_ZTITLE&parmTabId=M_01_01#SelectStatsBoxDiv, 검색일자: 2019. 10. 18.

〈부표 3〉 근로장려세제 관련 제도 개편

『국세통계연보』 신청 및 지급 데이터 작성연도	근로장려 세제 대상 소득 귀속연도	소득요건	가족요건 (12월 31일 기준)	재산요건 (6월 1일 기준)	주택요건	기타	신청일/지급일
	제도도입	부부합산 소득 1,700만원 미만	18세 미만 자녀 2인 이상 부양세대	전세금, 예금 등 재산합계액 1억 미만 세대	세대원 전원 무주택 세대		
	2008년	-	-	소규모주택을 포함한 재산 합계액 1억 미만	무주택 또는 5천만원 이하 소규모주택 한 채 소유세대		
2010년도	2009년	-	-	금융재산범위에 예적금과 성격이 유사한 저축성 보험 포함	-		
2011년도	2010년	〈자녀 수에 따라 총소득 기준금액 개정〉 부양자녀 수 0명: 1,300만원 부양자녀 수 1명: 1,700만원 부양자녀 수 2명: 2,100만원 부양자녀 수 3명: 2,500만원	18세 미만 자녀는 없으나 배우자가 있는 자를 포함	전세금 평가방법 신설	기준시가 6천만원 이하 1주택자		
2012년도	2011년	-	-	-			
2013년도	2012년	총소득기준 환산규정 도입	-		-		5월에 신청, 지급은 9월 말까지

〈부표 3〉의 계속

『국세통계연보』 신청 및 지급 데이터 작성연도	근로장려 세제 대상 소득 귀속연도	소득요건	가족요건 (12월 31일 기준)	재산요건 (6월 1일 기준)	주택요건	기타	신청일/지급일
2014년도	2013년	① 결혼 및 맞벌이 여부에 따라 총소득기준금액 산정 - 단독가구: 1,300만원 - 홑벌이 가족가구: 2,100만원 - 맞벌이 가족가구: 2,500만원 자녀장려금-부양자녀 있는 가구(4,000만원 미만)	60세 이상 1인 가구포함	재산합계액 1억 4천만원 미만	주택가격 기준상제, 1주택자	비고: ① 기한 후 신청제도가 도입 ② 지원수준이 확대됨 ③ 경기도 안산시, 전남 진도군은 9월 2일까지 신청기한 연장 ④ 국세채납액은 충당하고 지급	5.1~6.2 신청 6.3~9.2 기한 후 신청 (신청액 90%만 지급) 9월 중 지급
2015년도	2014년	② 사업소득에 엄종별 조정률 적용 근로소득 = 총급여액 사업소득 = 총수입금액에 엄종별조정률을 곱한 금액 기타소득 = 필요경비를 차감한 금액 이자·배당·연금소득은 총수입금액을 모두 합산한 금액	-	현금·수요, 어음을 재산합계에 포함됨	-	① 자녀장려금도 9월에 지급 ② 자영업자가 지급대상에 포함됨 - 전문직 사업자 제외 - 이전까지는 근로소득, 방문판매원, 보험설계사 지급 ③ 기초생보수급자도 근로 및 자녀장려금에 포함 - 단 2015년 3월 중 기초 생보 생계급여자는 자녀 장려금 수급대상에만 포함	5월1일~ 6월 1일 신청 9월 지급 6.2~12.1 기한 후 신청 (90%) → 10월 이후 지급

〈부표 3〉의 계속

『국세통계연보』 신청 및 지급 데이터 작성연도	근로장려 세제 대상 소득 귀속연도	소득요건	가족요건 (12월 31일 기준)	재산요건 (6월 1일 기준)	주택요건	기타	신청일/지급일
2016년도	2015년		50세 이상 1인 가구				
2017년도	2016년		40세 이상 1인 가구		주택보유요건 삭제		
2018년도	2017년		30세 이상 1인 가구				
2019년도	2018년						

자료: 인종석 · 송한재 · 홍우형(2017), 〈표 II -1〉; 국세청 보도자료(2017. 4. 27.; 2018. 4. 30.)을 참고하여 작성

근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향 - 최저임금제도와 비교를 중심으로

신상화 · 김문정

2018년 세법개정으로 근로장려세제는 수급대상 가구수와 총지급액이 큰 폭으로 확대되었다. 최근의 개정은 근로장려세제의 정책 목표들 중 저소득 근로가구의 소득보전 기능을 강화시키고 있다. 이와 더불어 최저임금 수준 또한 크게 상승하였는데, 두 제도의 확대 개편은 가구소득 양극화가 사회적 문제로 지적되고 있는 현실에 대한 정책적 대응으로 볼 수 있다. 두 제도가 같은 정책목표 달성을 위해 동일한 시기에 크게 확대되었기에 두 가지 개편들 중 어떤 것이 가구소득 재분배 개선이라는 정책목표에 보다 부합할 것인지에 대한 분석이 필요하다.

이에 이 보고서는 2018년 복지패널자료를 이용하여 근로장려세제와 최저임금제도의 개편이 가구소득 분포에 미치는 영향을 분석하고 있다. 복지패널자료를 이용하여 2017년과 2019년의 최저임금 대상자를 식별하고, 최저임금 대상 근로자의 분포를 가구소득을 기준으로 살펴본다. 근로장려세제의 경우 2019년부터 적용되는 제도를 복지패널자료에 적용하여 수급가구수와 총지급액 변화를 분석한다. 이를 통해 두 제도가 가구소득 분포에 미치는 영향을 비교한다. 이상의 분석의 결과들은 잠재적 근로장려금 수급대상 가구들이 실제 신청을 한다는 가정에 기반을 두고 있는데, 이 가정이 적절한지를 근로장려세제의 신청주의가 갖는 잠재적 문제점 분석을 통해 추가적으로 검증하였다.

The Effects of EITC and Minimum Wage on Household Income Distribution

Sangwha Shin, Moon Jung Kim

Recently, South Korea is experiencing significant changes in the two different policies: Minimum Wages and Earned Income Tax Credit (EITC). From 2017 to 2019, the Minimum Wage has increased by 29%, from 6,470 won to 8,350 won. The government also dramatically relaxed requirements to qualify for EITC. Both policy changes were introduced to ease household income polarization.

In this study, we compare the effects of the two policy changes. Specifically, we simulate how the household income polarization changes using household panel data. The results indicate that changes in the EITC scheme is more powerful tools to reduce the household income polarization. We also check whether the rate of application for EITC varies by regional characteristics. Unlike previous studies using data from United State, in South Korea the extent to which the rate of application for EITC varies depending on the regional characteristics is limited.

■ 저자약력

신상화

서울대학교 경제학부 졸업
한국은행 경제통계국
미국 Michigan State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

김문정

고려대학교 영문학, 경제학 학사
고려대학교 경제학 석사
미국 Pennsylvania State University 경제학 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

연구보고서 19-02

근로장려세제가 가구소득 분포에 미치는 영향

- 최저임금제도와와의 비교를 중심으로

발행	2019년 12월 31일
저자	신상화 · 김문정
발행인	김유찬
발행처	한국조세재정연구원
주소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	(044)414-2114(대)
홈페이지	www.kipf.re.kr
등록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	6,000원
조판 및 인쇄	호정씨앤티
I S B N	978-89-8191-995-5
