



최우수상

기초보장 주거급여 부양의무자 기준 폐지의 빈곤에 미치는 효과 분석

- 이중차분 분석을 이용한 인과 효과 -

| 김동진 |

본 논문 내용은 저자의 견해이며, 통계청 및 통계개발원
공식 견해와 일치하지 않을 수도 있습니다.



기초보장 주거급여 부양의무자 기준 폐지의 빈곤에 미치는 효과 분석

- 이종차분 분석을 이용한 인과 효과 -

김동진*

요 약

기초보장제도의 가장 중요한 정책적 목표는 빈곤을 감소시키는 것이다. 하지만 이러한 목표를 달성하기 어려웠던 이유는 비수급 문제를 야기시키는 부양의무자 기준 때문이었다. 하지만 2018년 정부는 이 문제를 해결하고자 주거급여에 한해서 부양의무자 기준을 폐지했다. 비수급 문제의 가장 주요한 원인인 부양의무자 기준이 폐지됨에 따라서 기초보장 수급률이 크게 증가하고 빈곤 또한 감소할 것으로 예상된다. 본 연구는 2018년의 부양의무자 기준 폐지가 빈곤에 미치는 효과를 확인하기 위해서 가구주의 학력이 중학교 졸업 이하인 개인을 대상으로 이종차분(DID) 분석을 적용해서 분석하였다.

분석 결과, 부양의무자 기준 폐지로 기초보장제도의 비수급 문제가 크게 해소되었음을 확인할 수 있었고, 그 결과 공적이전이 증가하여 빈곤을 감소시키는 효과도 확인할 수 있었다. 한편 기초보장제도의 대상자가 확대됨에 따라서 근로 유인이 감소하거나 사적이전소득이 구축되는 효과도 일부 확인할 수 있었는데, 그 효과가 빈곤 감소 효과를 반감시키는 것으로는 이어지지는 못했다. 이러한 분석 결과는 비수급 문제 해결이 기초보장제도가 더 효과적으로 정책적 목표를 달성할 수 있도록 도움된다는 것을 보여준다.

* 서울대학교 사회복지학과 박사수료(djkim09@snu.ac.kr)

I. 서론

공공부조제도의 기원은 영국 엘리자베스 여왕 시대에 도입되었던 ‘구빈법’에서 시작한다. 공공부조제도는 사회복지정책 중에서도 가장 오랜 역사를 가진 제도로 산업화로 새롭게 등장한 빈곤 문제를 해결하는 것이 주요 정책적 목표였다.

공공부조제도가 오랜 역사를 가지고 있음에도 불구하고 그 제도가 빈곤 감소라는 정책적 목표를 달성하였는지에 대한 의견은 분분하다. 재정효율성의 측면에서 공공부조제도는 경제적 도움이 필요한 대상을 선별하여 집중적으로 급여를 제공하기 때문에 빈곤 문제를 해결하는데 가장 효과적인 방법이라고 알려져 있다. 반면에 공공부조제도는 다양한 이유로 인해서 빈곤 문제 해결이라는 정책적 목표를 달성하기 어렵다는 입장도 존재한다.

대표적으로 공공부조제도의 문제점으로서 지적되는 것이 ‘빈곤의 덫(poverty trap)’ 혹은 ‘복지 의존(welfare dependency)’이다(Murray, 2008). 공공부조 수급 자격을 얻기 위해서는 자산조사 기준을 충족해야 하는데, 그 기준을 충족하기 위해서 근로소득을 의도적으로 줄여서 결국에는 빈곤에서 벗어나지 못하고 빈곤 상태를 계속 유지한다는 주장이다. 일례로 미국은 1960년대 중반에 ‘빈곤과의 전쟁’을 선포해서 다양한 공공부조제도를 도입하였지만 빈곤문제를 해결할 수 없었는데, 그 원인으로 지목된 것이 바로 ‘복지 의존’ 문제였다. 그래서 1996년을 기점으로 미국의 클린턴 대통령은 공공부조에서의 개인의 책임과 근로성을 강조한 대규모의 복지제도 개편이 이루어졌다. 이처럼 공공부조제도의 복지 의존 문제는 빈곤을 해결하지 못하는 주요 원인으로 꼽힌다(Moffitt, 2003).

공공부조는 사적이전소득과 대체관계로서, 공공부조가 증가하면 사적이전소득이 구축(crowding out)된다는 주장도 있다(손병돈, 2008). 공공부조 급여로 가처분 소득이 증가한다면, 그 동안 이타적인 마음으로 다른 가족들이 제공했던 사적이전소득이 감소한다는 것이다. 공공부조로 증가한 소득 증가분과 사적이전소득 감소로 발생한 소득 감소분이 상쇄되면서 저소득층의 빈곤 문제가 해결되지 않을 가능성도 있다.

공공부조제도가 빈곤 문제를 효과적으로 해결하지 못하는 제도 운영의 측면에서의 주요 원인으로 비수급(non-take-up)문제를 꼽을 수 있다(이태진 외, 2020). 공공부조제도는 경제적 어려움을 경험하는 대상자에게 급여가 전달되어야 빈곤 문제를

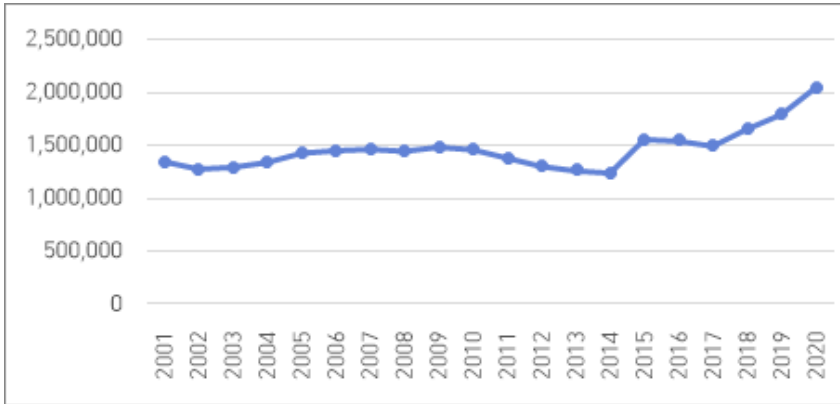
해결하는데 도움된다. 하지만 그 대상자가 스티그마(stigma)나 신청 과정에서의 물리적·심리적 비용, 정보의 부족으로 인해서 신청조차 하지 않아 공공부조 급여가 제대로 전달되지 않는다면, 공공부조제도는 효과적으로 빈곤 문제를 해결하지 못하게 된다.

지금까지 소개한 세 가지의 설명이 공공부조제도가 빈곤 문제를 효과적으로 해결하지 못한 주요한 이유다. 한국의 대표적인 공공부조인 국민기초생활보장제도(이하 기초보장)만을 놓고 보았을 때, 기초보장제도가 빈곤 문제를 효과적으로 해결하지 못하는 근본적인 원인은 위의 세 가지 이유 중 비수급 문제일 가능성이 높다. 기초보장제도는 2000년에 처음 도입된 이후부터 비수급 문제에 대한 지적이 있었다. 기초보장제도의 비수급 문제가 발생하는 주요 원인으로 대부분의 연구들이 ‘부양의무자 기준’을 꼽았다(허선, 2002; 홍경준, 2003; 윤홍식, 2003; 여유진, 2004; 박능후, 2008; 구인회·백학영, 2008; 이승호, 구인회, 2010). 부양의무자 기준 때문에 기초보장제도에서 자산조사를 하는 과정 중에, 신청자(동거 가구원 포함)의 소득과 재산뿐만 아니라 함께 거주하고 있지 않은 부양의무 가족들에 대한 소득과 재산에 대한 정보까지 요구한다. 이 과정에서 신청자는 높은 심리적 비용과 스티그마를 경험하게 되고, 수급 신청조차 포기하는 경우가 빈번하게 발생(Currie, 2004; 허용창 외, 2020)하여 비수급 문제가 심각해지는 것이다.

부양의무자 기준으로 인한 비수급 문제는 기초보장제도 급여가 경제적으로 어려움을 경험하는 대상에게 제대로 전달되지 않게 되면서 비수급 빈곤층의 충격적인 사망사고¹⁾들이 발생하였다. 정부는 기초보장제도의 비수급 문제에 대한 심각성을 인지하고, 이 문제를 해결하고자 하였다. 대표적으로 2015년에 기초보장 급여를 맞춤형 급여체계(생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여)로 세분화하면서 급여 대상자 범위를 크게 넓혔다. 하지만 이러한 노력에도 불구하고 비수급 문제는 해결되지 않았는데, 그 이유는 비수급 문제의 근본적인 원인인 부양의무자 기준은 크게 변화하지 않고 그대로 유지되었기 때문이다.

1) 2014년 송파 세 모녀 자살 사건이 기초보장제도 비수급 문제와 관련된 가장 대표적인 사건이다.

〈그림 1〉 국민기초생활보장제도 수급자 수 추이(2001-2020년)



출처: KOSIS 국민기초일반수급자수

정부는 비수급 문제를 근본적으로 해결하기 위해서 2018년 10월에 주거급여에 대한 부양의무자 기준을 폐지했다. 그 결과, 기초보장 급여를 신청하는 가구는 부양의무자가 부양을 기피하거나 거부한다는 사실을 증명할 필요가 없어졌고, 부양의무자의 ‘금융정보제공동의서’ 동의 서명을 신청 과정에서 첨부할 필요도 없어졌다. 이러한 변화의 결과로 〈그림 1〉과 같이, 2018년에 수급자 수가 급격하게 증가했음을 확인할 수 있다. 이때 증가한 수급자들은 이전에 부양의무자 기준으로 수급하지 못한 대상자들이 부양의무자 기준이 폐지됨에 따라서 수급 대상자가 된 것이다. 이렇게 수급자 수가 증가함에 따라서 빈곤 완화에도 상당히 큰 도움이 될 것으로 예상된다. 왜냐하면 기존의 공공부조제도의 빈곤 완화 효과를 저해하는 비수급 문제가 부양의무자 기준 폐지로 인해서 상당 부분 해소되었기 때문이다.

기초보장제도에 있어 비수급 문제가 가장 주요한 문제이기는 했지만, 비수급 문제가 해결된다고 해서 반드시 빈곤 완화 효과가 나타나지 않을 수도 있다. 앞서 언급하였듯이, 공공부조인 기초보장제도는 근로 유인을 감소시키는 효과가 있고, 사적이전소득도 구축시키는 효과가 있다고 알려져 있기 때문이다. 따라서 기초보장의 부양의무자 기준 폐지가 빈곤 감소에 실제로 효과가 있는지 경험적으로 확인할 필요가 있다.

그 동안 기초보장의 빈곤 완화 효과에 대한 연구가 많이 진행되었지만, 사각 지대의 주요 원인으로 꼽히는 부양의무자 기준의 폐지로 인한 효과는 검토된 적이

없다. 부양의무자 기준과 관련된 대부분의 연구들은 시뮬레이션(simulation)을 이용해서, 부양의무자 기준 폐지로 얼마나 많은 대상자들이 신규로 유입되는지, 그리고 필요한 재정은 얼마나 되는지 분석하였지만(손병돈 외, 2013; 손병돈 외, 2016), 실제 경험적 자료를 이용해서 부양의무자 기준 폐지가 빈곤 완화에 도움이 되었는지를 밝힌 연구는 존재하지 않는다.

따라서 본 연구는 두 시점을 이용한 이중차분(difference-in-difference, DID)과 여러 시점을 이용한 이중차분(DID)을 적용하여, 2018년 주거급여²⁾ 부양의무자 기준 폐지가 비수급 문제를 얼마나 해결했는지, 그리고 궁극적으로는 빈곤에 어떤 영향을 미치는지 인과적 효과(causal effect)에 대해 평가한다. 그리고 그 과정에서 공공부조제도가 빈곤을 완화시키는 효과를 감소시킬 가능성이 있는 근로 유인 감소 효과와 사적이전소득 구축 효과로 있었는지도 함께 확인한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

공공부조제도의 정책적 목표는 빈곤 문제를 해결하는 것이지만, 공공부조제도의 운영 과정에서 비수급(non-take-up) 문제가 발생하면, 공공부조제도의 빈곤 감소 효과는 나타나지 않을 가능성이 있다(이태진 외, 2020). 왜냐하면 공공부조 급여가 빈곤층에게 전달되어야 하는데, 빈곤층이 스티그마(stigma), 신청과정에서의 물리적·심리적 비용, 정보의 부족으로 급여 신청조차 하지 않는다면 공공부조의 급여가 빈곤층에게 전달되지 않기 때문이다(Currie, 2004; Oorschot, 1991).

한국의 대표적인 공공부조인 기초보장의 경우에도 2000년에 도입된 이후부터 꾸준히 비수급 문제에 대한 문제 지적이 있어 왔다. 그리고 그 비수급의 가장 주요 원인으로 ‘부양의무자 기준’을 꼽았다(허선, 2002; 홍경준, 2003; 윤홍식, 2003; 여유진, 2004; 박능후, 2008; 구인회·백학영, 2008; 이승호, 구인회, 2010).

2) 맞춤형 급여체계로의 변화로 각 급여마다 지향하는 정책적 목표가 있지만, 각 급여들 모두 국민기초생활보장제도라는 하나의 정책으로서 공공부조의 특성이 강하다. 각 급여마다 지원하는 항목이 다르지만, 생계급여와 주거급여는 현금으로 모두 지급된다는 점에서 현금 급여의 한 종류로 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 주거 급여를 공공 부조의 현금 급여로서 그 효과를 평가한다.

한국의 기초보장은 다른 국가에 없는 ‘부양의무자 기준’ 때문에 수급 신청자의 소득과 재산뿐만 아니라 함께 거주하고 있지 않는 친족 가족들의 소득과 재산까지도 자산조사 범위에 포함하고 있다. 부양의무자 기준으로 수급 신청자는 본인에 관한 신청 서류뿐만 아니라, 신청자의 부양의무자에 해당하는 다른 친족 가족들에 관한 신청 서류(금융정보제공동의서)까지 준비해야 한다. 다른 친족 가족과 원만한 관계에 있는 수급 신청자는 쉽게 금융정보제공동의서의 동의를 받을 수 있지만, 다른 친족 가족과 관계가 좋지 않거나, 다른 친족 가족이 부양의무를 기피하는 경우에는 금융정보제공동의서를 받지 못하는 경우가 많다. 이처럼 수급 신청자는 경제적으로 취약한 상황임에도 불구하고 부양의무자 기준때문에 신청과정에서의 물리적·심리적 비용을 크게 증가하여 기초보장 수급 신청 자체를 포기한다(허용창 외, 2020).

한국의 기초보장 급여를 받지 않는 빈곤층은 2015년 기준으로 93만명인 것으로 나타났다(김태완 외, 2017). 2015년의 전체 수급자 수가 약 150만명인 것을 감안하면, 전체 빈곤층 중에서 약 40%³⁾가 기초보장 급여를 받지 못한 상태고, 기초보장의 비수급 규모가 상당히 크다는 것을 알 수 있다. 이처럼 심각한 수준의 비수급 문제를 근본적으로 해결하기 위해서 정부는 2018년에 주거급여에 대한 부양의무자 기준을 폐지하였다. 앞서 <그림 1>을 통해서 확인할 수 있듯이, 2018년 주거급여의 부양의무자 기준이 폐지된 이후 기초보장 수급자 수가 급격하게 증가한 것을 확인할 수 있다. 부양의무자 기준이 폐지되기 직전 해인 2017년과 비교해서 2019년의 수급자 수는 약 30만 명이나 증가했다. 2017년의 기존 수급자 대비 2019년에는 약 20%나 증가한 것으로 부양의무자 기준 폐지로 인해서 비수급 문제가 상당히 해소된 것으로 볼 수 있다. 그 동안 부양의무자 기준으로 기초보장 급여의 혜택을 받지 못했던 비수급 빈곤층들이 부양의무자 기준 폐지로 기초보장 급여를 수급할 수 있게 되면서 저소득층이 경험하고 있는 빈곤 문제를 상당 부분 해결할 수 있을 것으로 보인다.

하지만 비수급 문제를 근본적으로 해결했다고 해도, 빈곤을 감소시키는 효과로 바로 연결되지 않을 가능성도 있다. 기초보장제도의 수급 대상자가 확대됨에 따라서, 신규 수급자들은 기초보장의 자산조사 기준을 충족시키기 위해서 근로를 감소시킬 수도 있기 때문이다. Moffitt(2003)는 공공부조 자산조사의 특성 상 공공부조 급여와 근로소득 중에서 양자택일을 해야 하는 상황이기 때문에, 저소득 빈곤층은

3) $93\text{만명}/(93\text{만명}+150\text{만명})\times 100 \approx 40(\%)$

근로를 하지 않아도 소득을 높일 수 있는 공공부조 급여를 선택할 가능성이 높으며, 그 결과 근로에 대한 유인이 크게 감소한다고 설명한다. 기존의 많은 경험적 연구들에서도 공공부조 형태의 프로그램이 도입되거나 개편되었을 때, 근로 유인이 크게 감소한다는 증거들을 확인할 수 있다(Hoynes, 1996; Lemieux and Milligan, 2008; Bargain and Doorley, 2009; 변금선, 2005; 구인회 외, 2010; 김정혁, 2019). 특히 김정혁(2019)의 연구는 가계동향조사를 이용하여 기초보장제도가 근로 유인에 미치는 영향을 분석한 가장 최근 논문으로, 기초보장제도 수급 자격에 해당하는 변수들을 최대한 조합하여 여러 개의 인구집단 셀(cell)을 만들었고, 각 셀별 수급 예상 확률을 계산하여 이중차분 분석을 적용하였다. 분석 결과, 2000년에 기초보장이 도입된 이후, 기초보장 수급 비율이 1%p 증가하면, 취업에서 미취업으로 전환되는 비율이 0.22-0.24%p가 된다는 것을 확인할 수 있었다. 하지만 이태진 외(2020)의 연구에서는 김정혁(2019)의 연구와는 다른 분석 결과를 제시하였다. 이태진 외(2020)는 여러 시기의 가계동향조사 자료를 이용해서, 프로그램 집단과 비교 집단의 추이를 통제한 이중차분 분석을 적용하여 기초보장제도 도입이 근로 유인에 미치는 효과를 확인하였다. 이태진 외(2020)의 분석 결과, 기초보장제도 도입이 근로 유인을 감소시키는 확실한 증거는 발견하지 못했다. 이태진 외(2020)는 이러한 분석 결과에 대해서, 기초보장제도가 도입 초기부터 근로능력자에 대해서 근로의무를 부과하는 조건들이 있었고, 소득과 재산 기준이 매우 낮기 때문에 근로능력이 있는 대상자가 수급하기 극히 어렵기 때문에 기초보장제도가 근로 유인을 감소시키는 효과가 뚜렷하게 나타나지 않을 것이라고 해석한다.

한편 기초보장의 확대가 빈곤 완화 효과로 바로 연결되지 않는 또 다른 원인으로는 사적이전소득의 구축(crowding out) 효과다(Schoeni, 1996; Cox and Raines, 1985). 손병돈(2008)은 공적이전소득 중 기초보장제도와 사적이전소득 간의 관계가 보완관계보다 대체관계에 있음을 보여주었고, 기초보장 급여가 사적이전소득을 구축하는 경험적 근거를 제시하였다. 기초보장 급여가 증가했음에도 사적이전소득이 감소하게 되면, 결국 기초보장의 대상자 확대에 의한 빈곤 감소 효과가 두드러지지 않을 수도 있다. 따라서 2018년 부양의무자 기준 폐지로 인해서 신규로 주거급여를 수급하는 대상자가 크게 증가하였는데, 그 대상자들의 사적이전소득이 과연 구축되었는지 확인할 필요가 있다.

기존의 기초보장의 빈곤 완화 효과를 분석한 경험적 연구들은 축적되었지만, 빈곤 완화 효과가 있다는 확실한 증거를 확인하기는 어렵다. 기초보장이 빈곤에 미치는 효과를 분석한 초기 연구들은 공적이전을 고려하지 않은 빈곤과 공적이전을 고려한 빈곤을 비교하는 방법을 통해 기초보장이 소득 증가와 빈곤 감소에 효과가 있음을 보여주었다(박찬용, 강석훈, 김태완, 2002; 홍경준, 2002; 김교성, 2003; 강병구, 2004). 하지만 이러한 초기 연구의 분석 방법은 수급자들의 행태를 고려하지 못했다는 점에서 기초보장이 빈곤에 미치는 인과효과(causal effect)로 해석하기는 어렵다.

인과효과를 확인할 수 있는 연구설계와 분석방법이 발전하면서 이러한 방식을 활용하여 기초보장이 빈곤에 미치는 인과효과를 본격적으로 확인한 연구들이 등장했다(구인회, 2010; 이래혁, 남재현, 2020; Nam and Park, 2020; 이태진 외, 2020). 구인회 외(2010)는 1996년 가구소비실태조사와 2006년 도시가계조사를 이용해서 2000년의 기초보장제도 도입의 효과를 확인하고자 했다. 강건성(robustness)을 높이기 위해서 학력뿐만 아니라 임차가구 여부도 같이 고려해서 각각 두 개의 프로그램 집단(저학력, 임차)과 비교집단(고학력, 자가)을 구성했다. 두 개의 프로그램 집단과 비교집단을 이용해서 삼중차분(triple difference-in-difference, DDD)을 적용하여 분석한 결과, 2000년 기초보장 도입이 소득을 증가시키는 효과는 확인할 수 있었지만, 빈곤에 미치는 효과는 뚜렷하게 확인하지 못했다. 이태진 외(2020)는 구인회 외(2010)와 다른 분석자료를 이용해서 2000년의 기초보장 도입이 빈곤에 미치는 효과를 확인했는데, 구인회 외(2010)의 분석결과와 마찬가지로 소득은 증가했지만, 빈곤을 감소시키는 효과를 확인하지 못했다. 이태진 외(2020)는 당시에 소득이 증가한 이유를 기초보장 도입의 효과라기 보다는 1997년과 1998년의 외환위기 이후의 경제의 자연 회복 효과일 가능성이 높다고 설명한다.

기초보장제도는 2015년에 맞춤형 급여체계로 개편하면서, 기초보장제도가 포괄하는 수급대상자가 확대되었다. 2015년 기초보장제도 개편이라는 외생적인 변화를 이용하여 기초보장이 빈곤에 미치는 인과적 효과를 분석한 연구들도 존재한다(이래혁, 남재현, 2020; Nam and Park, 2020; 이태진 외, 2020). 이래혁과 남재현(2020) 그리고 Nam and Park(2020) 두 연구 모두 프로그램 집단과 비교집단을 기초보장 수급 여부 기준으로 구분하였고, 이중차분(difference-in-difference) 분석을 이용하였다. 두 연구 결과 모두 기초보장이 2015년에 도입된 이후에

가처분소득이 증가한 것으로 확인되었다. Nam and Park(2020)은 가처분소득에 미친 효과뿐만 아니라 빈곤 여부에 미친 효과도 추정하였는데, 이중차분 분석만 적용하였을 경우에는 통계적으로 유의한 수준에서 -6.7%p 감소 효과를 확인할 수 있었지만, 성향점수매칭(propensity score matching, PSM)과 이중차분 분석을 결합하여 분석했을 때에는 통계적인 유의도는 확보하지 못한 상태에서 -3.5%p 빈곤을 완화시키기는 효과를 확인할 수 있었다. 이태진 외(2020)의 연구는 다년간의 가계동향조사와 복지패널조사를 이용해서 추이를 통제한 이중차분 분석을 적용하여 2015년 기초보장 개편이 빈곤에 미치는 효과를 분석했다. 분석 결과 2015년의 기초보장 개편이 소득을 증가시킨다는 일관된 결과를 확인하기는 어려웠다. 통계적으로 유의하지는 않았지만, 2015년의 개편이 빈곤율을 감소시킨다는 일관된 효과는 가계동향조사와 복지패널조사를 이용한 모든 결과에서 확인을 할 수 있었다.

기초보장제도가 빈곤에 미치는 효과에 대한 기존의 경험적 연구 결과들을 정리 하면, 시기와 관계없이 기초보장제도가 소득을 증가시키는 효과가 있는 것으로 보인다. 기초보장제도가 빈곤을 완화시키는 효과는 2000년 기초보장제도가 도입했을 때에는 뚜렷하게 확인하기는 어려웠다. 2015년 기초보장제도가 개편되었을 때에는 통계적으로 유의하지는 않았지만 여러 연구를 통해서 일관되게 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 기초보장제도가 빈곤을 감소시키는 효과가 통계적 유의수준만큼 확인되지 않는 이유는 크게 두 가지가 있다. 하나는 기초보장제도의 비수급 문제가 여전히 해소되지 않았기 때문이고, 다른 하나는 기초보장제도를 수급하는 대상자가 전체 인구 중에서 4-5%로 적은 비율을 차지하기 때문이다.

기존 연구 중에서 2018년 기초보장 급여 중 주거급여에 대한 부양의무자 기준 폐지가 빈곤에 미치는 인과 효과를 확인한 연구는 찾아보기 어렵다. 2000년의 기초보장제도 도입과 2015년의 기초보장제도 개편과 달리, 부양의무자 기준이 폐지됨에 따라서 기초보장제도의 비수급 문제가 크게 개선될 것으로 예상이 된다. 그리고 그로 인해서 빈곤 문제 해결에도 큰 도움이 될 것으로 보인다. 한편, 기초보장제도의 수급 대상자가 확대됨에 따라서 근로 유인이 감소하거나 사적이전 소득이 구축되어서 빈곤이 해소되지 않을 가능성도 있다. 따라서 본 연구는 2018년의 부양의무자 기준 폐지로 비수급 문제가 해결되었을 때, 과연 빈곤 완화에 긍정적인 효과가 있는지 검토하고자 한다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료 및 분석대상

1) 분석자료

이번 연구에서는 가계금융복지조사 2017년-2020년(소득기준 2016년-2019년) 자료를 중심으로 분석한다. 가계금융복지조사는 전국 단위 조사로 2016년부터 소득분배 공식지표로 사용되어서 자료의 신뢰도가 높다. 분석자료는 2012년부터 2021년(소득기준 2011년-2020년)⁴⁾까지 이용가능하고 2017년 조사 자료부터 행정자료를 이용해 소득정보를 보완했기 때문에 국내의 그 어떤 조사 자료보다 소득정보의 정확성이 뛰어나다. 그리고 원격접근서비스(remote access service, RAS)를 활용하면, 각 소득의 세부항목들도 분석에 이용할 수 있어 기초보장급여를 비롯하여 공적연금, 기초연금, 근로·자녀장려세제 등을 확인할 수 있다. 가계금융복지조사의 이러한 장점들은 기초보장제도의 효과를 분석하는데 적합하다.

하지만 가계금융복지조사는 기초보장급여 금액은 조사하지만, 수급여부는 조사하지 않는 한계가 있다. 이런 한계를 극복하기 위해 수급률을 산출할 때 기초보장급여액이 0을 초과하는 것을 기초보장급여를 수급한다고 조작적 정의를 했다. 그리고 또 다른 한계로서 기초보장급여 금액에 포함되는 급여는 주거급여 뿐만 아니라, 현금으로 지급되는 생계급여와 교육급여도 포함하고 있다. 따라서 기초보장 수급률과 급여의 평균 수급액 추이를 확인할 때, 다른 급여도 포함하고 있음을 고려해서 해석해야 한다.

2) 분석대상

본 연구의 주요 분석 대상은 가구주의 학력이 중학교 졸업(중졸) 이하인 가구에 속한 모든 개인이다. 기초보장 도입과 개편 효과를 확인한 선행연구들은 대부분 전체 인구를 대상으로 분석하였지만, 본 연구는 학력 조건을 추가하여 분석 대상자의 범위를 좁혔다. 선행연구에서 가구주 학력에 따라서 기초보장의 수급률이 큰

4) 2021년 자료까지 활용 가능하지만, 2021년 자료는 코로나19의 영향을 받은 기간으로서 부양의무자 기준 폐지의 온전한 효과를 확인하는데 제한된다. 따라서 분석에서는 2020년 자료까지만 사용한다.

차이가 있다는 점을 활용해서, 프로그램 집단과 비교집단을 구성하는 외생변수로 이용한다(이상은, 2004; 변급선, 2005; 구인회 외, 2010; 이태진 외, 2020). 하지만 이번 분석에는 수급확률이 높은 저학력 가구주 가구에 속한 개인으로 분석대상 범위를 좁힘으로써, 프로그램 집단과 비교집단의 이질성을 줄이고 기초보장의 인과적 효과를 더 뚜렷하게 확인하고자 하였다.

2. 분석방법

본 연구는 이중차분(DID) 분석을 적용하여, 주거급여 부양의무자 기준 폐지의 인과 효과를 확인한다. 이중차분 분석은 현대 성과평가 방법 중 인과 효과를 확인하는 가장 대표적인 방법 중 하나다. 이중차분 분석이 널리 사용되면서 연구 설계의 중요성이 중요해졌다. 이중차분 분석으로 정확한 인과 효과를 확인하기 위해 가장 중요한 첫 번째 조건은 외생적인 제도의 변화와 같은 유사실험(quasi-experiment) 상황을 활용하는 것이다. 기초보장의 경우, 2000년에 기초보장이 도입된 시기, 2015년 기초보장이 개편된 시기, 그리고 2018년에 기초보장 주거급여의 부양의무자 기준 폐지가 된 시기가 대표적인 유사실험 상황이라고 볼 수 있다.

두 번째 조건은 내생성이 적은 프로그램 집단과 비교집단 설정이다. 기초보장 제도의 효과를 분석한 다양한 연구들 중에서 프로그램 집단과 비교집단을 수급지위로 구분한 경우가 적지 않다. 하지만 수급지위를 이용해서 프로그램 집단과 비교집단을 설정하면 잘못된 추정치를 추정할 가능성이 높다(박지혜, 이정민, 2018; 이원진, 2020). 따라서 외생변수를 이용하여 프로그램 집단과 비교집단을 구성하는 것이 바람직 하다. 이번 분석에서는 주거급여 수급할 확률이 높은 임차가구를 프로그램 집단으로, 임차가구에 비해서 주거급여 수급확률이 낮은 자가가구를 비교집단으로 구성했다⁵⁾.

5) 기초보장의 주거급여는 임차가구/자가가구에 따라서 급여의 형태가 차이가 있다. 임차가구는 임차료 지원으로서 현금이 지원되고, 자가가구는 수선유지급여로서 수선 및 보수 공사에 대한 비용을 지급하는 현물(서비스)로 제공된다. 가계금융복지조사에서도 임차료 지원에 대한 급여는 현금 급여로서 조사되지만, 수선유지급여는 현물(서비스)로서 소득조사에 포함되지 않는다. 따라서 이러한 급여의 차이는 주거급여 부양의무자 기준 폐지가 빈곤에 미치는 효과에도 차이를 주기 때문에 본 연구의 프로그램 집단을 비교집단으로 임차가구/자가가구를 이용해서 구분했다.

임차가구/자가가구가 수급지위보다 내생성이 적은 변수라고 해도 두 집단의 차이는 여전히 존재하기 때문에 이중차분(DID) 분석에서 가장 기본적으로 충족되어야 하는 조건인 공통추이(common trend)를 충족하는지에 대한 지적이 있을 수 있다. 임차가구/자가가구가 서로 다른 특성을 가진 집단이기 때문에 공통추이 조건을 충족시키지 못할 가능성이 높다. 하지만 공통추이 조건을 충족시키지 못해도 이 조건을 완화시키는 방법이 있다. 대표적인 방법은 여러 시기의 자료를 이용해서 임차가구와 자가가구의 추이를 통제하는 방식이다(Angrist and Pischke, 2014). 따라서 본 연구는 기본 분석은 두 시점을 이용한 이중차분(DID) 분석을 하되, 더 정확한 인과효과를 확인하기 위해 여러 시기를 이용한 이중차분(DID) 분석을 추가로 적용한다.

$$Y_{it} = \alpha + \gamma * Post_{it} + \delta * Group_{it} + \beta * (Post_{it} * Group_{it}) + \tau * X_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

수식 (1)은 두 시점을 이용한 이중차분(DID) 분석 모형을 나타낸다. 종속변수 Y_{it} 는 기본적으로 빈곤 여부에 해당한다. 빈곤 여부를 구분하는 빈곤선은 균등화 가처분 소득 기준 중위소득의 30%⁶⁾로 정했다. 그리고 부양의무자 기준 폐지로 인해서 공적이전소득이 증가했는지, 그리고 궁극적으로 가처분소득도 증가했는지 확인하기 위해서 종속변수로 공적이전소득과 가처분소득도 분석 모형에 포함한다.

앞서 이론적 배경에서 언급하였듯이, 부양의무자 기준 폐지로 신규 수급자가 증가함에 따라서 근로 유인이 크게 감소할 수 있다. 따라서 본 연구는 이러한 제도 변화로 근로 유인이 감소하였는지를 확인하기 위해서, 노동시장참여 여부와 시장 소득(근로소득+사업소득+재산소득)을 추가로 종속변수에 포함시킨다. 노동시장 참여 여부는 개인 종사상 지위가 상용근로자, 임시·일용직근로자, 자영업자, 무급 가족종사자, 기타종사자인 경우에는 노동시장에 참여한다고 정의하고(1), 그렇지 않은 학생, 무직자, 가사는 노동시장에 참여하고 있지 않다고 정의한다(0). 또한, 기초보장제도의 변화로 인해서 사적이전소득이 구축될 가능성이 있으므로, 사적이전소득의 구축 효과를 확인하기 위해서 사적이전소득도 종속변수에 추가한다.

6) 기초보장제도는 극빈층을 대상으로 급여가 제공되기 때문에 중위소득 50% 기준의 빈곤율로는 그 효과를 확인하기 어려울 수도 있다. 따라서 극빈층에 미치는 효과를 확인하기 위해서 중위소득 30%기준의 빈곤율도 함께 고려한다. 중위소득 30% 기준 빈곤율은 이태진 외(2020)의 연구에서도 주요 종속변수로 활용되었다.

분석에 사용하는 모든 소득은 가구원수의 제곱근으로 나눈 균등화한 값이다.

$Post_{it}$ 은 정책 시행 전(0)·후(1)를 구분하는 더미변수로 두 시점을 이용한 이중차분(DID) 분석에서 일반적으로 적용하는 방식이다. $Group_{it}$ 은 프로그램 집단(1)과 비교집단(0)을 구분하는 더미변수이다. 정책 시행 전·후 더미변수와 프로그램 집단과 비교집단을 구분하는 더미변수의 상호작용항 $Post_{it} * Group_{it}$ 은 정책 시행이 프로그램 집단에 미친 효과를 확인할 수 있는 변수로, 그 회귀계수인 β 가 이중차분 분석의 인과적인 정책 효과를 의미한다. 통제변수 X_{it} 는 성별, 연령, 연령제곱, 수도권여부, 배우자 유무, 가구원수에 해당하는 다양한 인구사회학적 특성들을 포함한다. 하지만 앞서 소개했듯이, 두 시점을 이용한 이중차분(DID) 분석에서는 프로그램 집단과 비교 집단의 공통추이 조건을 충족해야 하는데, 충족하지 못할 가능성이 있다. 따라서 이 조건을 완화할 수 있는 방법으로 여러 시점의 자료를 이용하고 그리고 각 집단의 고유한 추이를 통제하는 방법이 있다.

$$Y_{it} = \alpha + \gamma * Post_{it} + \delta * Group_{it} + \beta * (Post_{it} * Group_{it}) + \theta * (Trend_{it} * Group_{it}) + \tau * X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

수식 (2)는 각 집단의 고유한 추이를 통제하기 위해서 수식 (1)에 $\theta * (Trend_{it} * Group_{it})$ 을 추가하였다. 여기서 $Trend_{it}$ 은 각 년도를 1부터 연속된 변수로 정의된다. 이러한 분석 방법은 이중차분(DID) 분석에서 공통 추이 조건을 충족하지 않아도 되는 만큼 부양의무자 기준 폐지가 종속변수에 미치는 인과 효과를 더 강건하게 추정할 수 있다. 분석 과정의 모든 표준오차는 이분산성 문제를 해결하기 위해 강건한 표준오차(robust standard error)를 사용한다.

식 (1)과 식 (2)를 통해서 추정한 정책 효과 β 를 해석하고 이해하는 것에 있어서 주의가 필요하다. 인과 효과는 크게 평균처치효과(average treatment effect on the treated, ATT)와 처치의도효과(intention-to-treat, ITT)로 구분할 수 있다. 평균처치효과와 처치의도효과와의 가장 큰 차이점은 평균처치효과(ATT)는 처치받은 사람에 대한 인과적 효과인 것이고, 처치의도효과(ITT)는 처치받을 자격(eligibility)이 있는 사람에 대한 인과적 효과로, 처치받을 자격이 있지만 처치를 받았을 수도 있고 그렇지 않을 수도 있다. 본 연구에서 확인하는 효과는 처치의도 효과(ITT)다. 왜냐하면 본 연구의 프로그램 집단과 비교 집단은 처치 여부로

구분한 것이 아닌 외생적 변수이자 수급할 자격(eligibility)이 반영된 임차가구/자가가구로 구분했기 때문이다. 본 연구가 처치의도효과(ITT)를 분석하기 때문에, 과연 집단 구분 변수인 임차가구/자가가구가 기초보장의 주거급여 수급자격으로서 얼마나 타당한지를 확인할 필요가 있다. 따라서 이중차분 회귀분석 결과를 확인하기 전에 실제 기초보장 수급 여부 변수와 임차가구/자가가구 집단 구분 변수를 이용하여 회귀분석을 한다.

다음 절부터는 주요 분석 결과를 제시한다. 먼저 주요 변수들의 기초통계를 확인하고, 집단 구분 변수(임차가구/자가가구)와 기초보장 수급 여부 변수의 회귀분석을 통해 상관관계를 확인한다. 마지막으로 이중차분 회귀분석을 통해서 주거급여의 부양의무자 기준폐지가 빈곤 여부에 미치는 인과적 효과(causal effect)를 확인한다.

IV. 분석결과

1. 기초 통계

1) 주요 변수 기초통계

〈표 1〉은 임차가구와 자가가구의 수급률과 수급자 급여 평균, 그리고 전체 대상자 급여 평균을 보여준다. 수급률의 추이를 보면, 임차가구는 2016년부터 2017년까지 20%를 유지하다가 2018년부터 갑자기 24.5%로 4.5%p 증가했고, 2019년에는 1.4%p 증가한 25.9%가 된다. 한편, 자가가구의 경우에는 2016년에 2.9%, 2017년에 2.6%으로 조금 감소했다가, 2018년에 3.2%로 0.6%p 증가했으며, 2019년에는 3.3%로 2018년에 비해서 0.1%p 증가했다. 임차가구와 자가가구의 각 연도별 수급률 차분값을 확인하면, 2016년과 2017년에는 약 17%p로 유지하다가, 2018년에 21.3%p로 수급률의 차분값이 크게 증가한 것으로 나타났다. 2018년 부양의무자 기준 폐지로 인해서, 수급 확률이 높은 임차가구가 수급 확률이 낮은 자가가구에 비해서 수급률이 급격하게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이를 통해서 부양의무자 기준 폐지가 기초보장의 비수급 문제 해소에 큰 도움이 되었다는 것을 알 수 있다.

〈표 1〉 임차가구와 자가가구의 기초보장 수급률, 수급자 급여평균, 전체 급여평균 추이

구 분		2016	2017	2018	2019
수급률(%)	임차가구	20.2	20	24.5	25.9
	자가가구	2.9	2.6	3.2	3.3
	차 분	17.3	17.4	21.3	22.6
수급자 급여평균 (만원/연)	임차가구	467	505	436	391
	자가가구	283	338	276	283
	차 분	184	167	160	108
전체 대상자 급여평균(만원/연)	임차가구	95	101	107	101
	자가가구	8	9	9	9
	차 분	87	92	98	92
사례 수(명)	임차가구	3469	3278	3192	3097
	자가가구	7121	7186	6963	6831

주 1) 가계금융복지조사 조사기준이 아닌 소득기준 연도다.

2) 분석단위는 개인이다.

그렇다면, 수급자의 급여 평균 추이는 어떻게? 〈표 1〉의 두 번째 행은 수급자의 급여 평균을 보여준다. 수급자 급여평균은 2016년과 2017년에 증가했고, 2018년부터 갑자기 감소하는 추이를 보인다. 수급자의 급여가 2018년에 감소한 것은 두 가지 주요한 원인 때문이다. 첫 번째 원인은 가계금융복지조사는 기초보장 급여를 생계급여와 주거급여를 함께 조사하는데, 주거급여는 생계급여보다 급여액이 적다는 점이다. 2018년 부양의무자 기준이 폐지된 급여는 주거급여만 해당되기 때문에, 2018년에 급격하게 증가한 수급자 대부분은 생계급여보다 급여액이 적은 주거급여 수급자인 것이다. 따라서 2017년에 비해서 2018년에 주거급여만 수급하는 신규 대상자가 크게 증가하면서 수급자의 평균 급여액이 감소한 것이다. 두 번째 원인은 기초연금의 급여가 2018년 9월에 20만원에서 25만원으로 증가한 영향 때문이다⁷⁾. 기초보장제도 수급여부와 급여산정하는 과정에서 기초연금 급여액도 반영하기 때문에 기초보장제도와 기초연금제도는 대체 관계에 있다. 따라서 2018년 9월 기초연금 금액이 증가한 만큼 기초보장제도의 생계급여를 수급하는 대상자들의 기초보장 생계급여 급여액도 감소하게 되었다⁸⁾.

7) 〈부록 1〉에서 기초연금제도의 변화와 기초보장제도에 미치는 영향에 대해서 정리했다.

8) 생계급여 급여액은 기초연금 급여액 상승으로 감소하지만, 주거급여 급여액은 기초연금 급여액이 상승해도 감소하지는 않는다. 다만, 주거급여 수급 대상자 판정 시 기초연금 급여액이 반영되어 수급률에 영향을 미칠 수 있다.

앞서 언급한 것처럼 가계금융복지조사의 기초보장 급여액은 생계급여와 주거급여를 구분하지 않고 조사하기 때문에 생계급여 급여액이 감소한 것도 가계금융복지조사 자료에 반영된 것이다. 두 가지 원인으로 인해서 2018년 이후 수급자의 기초보장 급여의 수급액이 크게 감소한 것으로 확인된다. 하지만 만약에 가계금융복지조사에서 주거급여만 조사한다면, 수급자의 평균급여액은 큰 변화가 없었을 것이다.

전체 분석 대상자의 급여평균은 ‘수급률 × 수급자의 급여평균’으로 계산할 수 있다. 수급률이 높아지거나 수급자의 급여평균이 증가하면, 전체 분석 대상자의 급여평균도 높아지는 것이다. 앞서 수급률이 2018년 이후 급격하게 증가한 것을 확인할 수 있었다. 하지만 반대로 수급자의 급여평균은 갑자기 감소한 것도 확인할 수 있다. 그럼에도 불구하고 2018년에는 전체 분석 대상자의 급여 평균이 그 전년도인 101만원에서 107만원으로 증가한 것으로 나타났다. 수급자의 급여평균이 505만원에서 436만원으로 크게 감소했음에도, 수급자 비율이 급격하게 올라간 영향이 전체 분석 대상자의 급여평균 증가에 더 주요한 영향을 줬다고 볼 수 있다. 만약에 가계금융복지조사에서 주거급여만을 조사했다면, 전체 분석 대상자의 주거급여 평균급여액은 2만원-6만원 증가했을 것으로 예상되고, 하위 분위의 기초보장 수급률이 8%p 증가했다는 것을 감안하면, 하위 분위의 주거급여 평균급여액은 3만원-12만원⁹⁾으로 상당히 큰 금액이다. 이렇게 증가한 급여액은 공적이전소득과 가처분소득 증가에도 영향을 줄 것이고 궁극적으로는 빈곤율 감소에도 도움이 될 것이다. 실제로 주거급여의 부양의무자 기준 폐지로 증가한 급여가 공적이전소득, 가처분소득 증가에 효과가 있는지, 그리고 궁극적으로 빈곤 감소에도 도움이 되었는지 이후 이중차분(DID) 회귀분석을 통해서 본격적으로 검토할 것이다.

9) 2018년 기준 주거급여 대상자는 월 14-49만원의 급여를 지급받는다. 따라서 최저급여는 $14 \times 0.04(\text{수급률의 변화}) \times 3\text{개월} \approx 2$ 이고 최고 급여는 $49 \times 0.04(\text{수급률의 변화}) \times 3\text{개월} \approx 6$ 을 통해서 예상되는 전체 급여평균을 계산할 수 있고, 하위 분위의 경우에는 수급률의 변화가 0.08(8%p)이므로, 최저급여는 $14 \times 0.08 \times 3\text{개월} \approx 3$ 이고, 최고 급여는 $49 \times 0.08 \times 3\text{개월} \approx 12$ 으로, 저소득층에게 더 큰 영향을 줄 것으로 예상된다.

〈표 2〉 임차가구와 자가가구의 주요 결과변수 추이

구 분		2016	2017	2018	2019
노동시장참여율 (%)	임차가구	47.7	48.3	46.5	43.6
	자가가구	57.1	55.9	55.3	54.3
	차 분	-9.4	-7.6	-8.8	-10.7
균등화 시장소득 (만원/연)	임차가구	1416	1424	1380	1310
	자가가구	2253	2153	2087	2004
	차 분	-837	-729	-707	-694
균등화 사적이전소득 (만원/연)	임차가구	87	108	122	124
	자가가구	94	101	114	118
	차 분	-7	7	8	6
균등화 공적이전소득 (만원/연)	임차가구	312	332	382	452
	자가가구	313	346	372	443
	차 분	-1	-14	10	9
균등화 가처분소득 (만원/연)	임차가구	1673	1713	1728	1740
	자가가구	2402	2336	2310	2304
	차 분	-729	-623	-582	-564
중위 30% 빈곤율 (%)	임차가구	25.6	27.0	24.1	25.3
	자가가구	14.2	15.8	14.4	13
	차 분	11.4	11.2	9.7	12.3
사례 수(명)	임차가구	3469	3278	3192	3097
	자가가구	7121	7186	6963	6831

주 1) 가계금융복지조사 조사기준이 아닌 소득기준 연도다.

2) 분석단위는 개인이다.

〈표 2〉는 본 연구의 주요 결과변수의 기초통계로서 그 추이를 보여준다. 〈표 1〉에서 파악할 수 있듯이, 2018년 주거급여의 부양의무자 기준이 폐지가 됨에 따라서 기초보장의 신규 수급자의 수가 크게 증가하였다. 경제학에서 우려하듯이, 기초보장의 신규 수급자의 수가 증가함에 따라 정책 대상자의 근로 요인이 크게 감소할 수 있다(Moffitt, 2003). 〈표 2〉의 첫 번째 행을 보았을 때, 기초보장 수급할 확률이 높은 임차가구의 노동시장참여율이 2018년 이후로 크게 감소했다. 하지만 시장소득의 경우 임차가구의 시장소득 감소폭이 자가가구에 비해서 적은 것으로 나타나서 기초보장 신규 수급자들의 증가가 근로 유인을 감소시켰는지에 대해서 분명하게 결론내리기는 어렵다.

한편, 기초보장 수급률이 높아지게 되면, 공공부조의 대체 관계에 있는 사적이전소득이 구축될 가능성도 있는데(손병돈, 2008), <표 2>를 보았을 때, 2018년 이후에도 사적이전소득은 꾸준히 증가하고 있어서, 임차가구의 사적이전소득 구축 효과를 확인할 수 없었다.

반면에, 공적이전소득은 임차가구의 경우 2016년 이후부터 꾸준히 증가하고 있지만, 자가가구는 꾸준히 감소하고 있어, 집단 간 추이 차이가 있다. 이러한 추이 차이는 가처분소득에서도 유사하게 나타나고 있다. <표 2>를 통해서 공적이전소득과 가처분소득이 부양의무자 기준이 폐지되었던 2018년을 기점으로 극적으로 변화한 것을 확인할 수는 없었다. 다만, 빈곤율의 경우에는 임차가구와 자가가구의 차분을 보았을 때, 임차가구의 빈곤율이 급격하게 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 부양의무자 기준 폐지로 인한 효과일 가능성을 시사한다.

<표 2>는 단순 평균만을 보여주기 때문에, 부양의무자 기준의 인과 효과(causal effect)를 분명하게 보여주는 한계가 있다. 인과 효과를 정확하게 확인하기 위해서는 다른 통제변수들을 포함한 이중차분(DID) 회귀분석을 진행해야 할 수 있다. 따라서 이후에 두 시점을 이용한 이중차분(DID) 회귀분석 결과를 먼저 확인하고, 공통추이 조건을 충족하지 않아도 되는 여러 시점을 이용하여 추이를 통제한 이중차분(DID) 회귀분석 결과를 통해서 더 강건한(robust) 결과를 확인할 것이다.

2) 집단 구분 변수와 기초보장 수급 변수와의 상관관계

이중차분 회귀분석에 앞서, 이중차분 분석의 집단 구분 변수(임차가구/자가가구)가 기초보장 수급의 자격(eligibility)로서 얼마나 실제 기초보장 수급 여부와 관련이 있는지 회귀분석을 통해서 확인하였다. 이러한 방식을 하는 이유는 분석방법에서 소개하였듯이, 내생성 문제를 피하기 위해서 본 연구의 집단 구분은 기초보장 수급 자격과 가장 관련이 깊은 외생변수(임차가구/자가가구)를 활용했기 때문이다. 따라서 수급 자격을 가진 대상자가 실제로 기초보장 수급을 했는지 확인한다¹⁰⁾.

10) 박지혜, 이정민(2018)과 이태진 외(2020)의 연구에서도 수급 자격과 실제 수급의 관계를 확인하는 회귀분석을 했다. 이때 종속변수가 이변량 변수임에도 불구하고 로짓분석을 하지 않고 선형확률모형(linear probability model, LPM)을 적용했다. Angrist and Pischke(2008)에 따르면, 로짓분석과 선형확률모형(LPM)의 분석결과는 크게 다르지 않고, 오히려 선형확률모형이 결과를 직관적으로 해석할 수 있다는 강점이 있다고 설명한다.

〈표 3〉 집단 구분 변수(임차가구/자가가구)와 기초보장 수급 변수 회귀분석 결과

구 분	모형1(17년-18년)	모형2(16년-19년)
임차가구/자가가구 (수급 자격)	0.18*** (0.01)	0.18*** (0.00)
성별(남성)	-0.01 (0.00)	-0.01+ (0.00)
연령	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
연령제곱	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
수도권 여부(수도권)	0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)
배우자 유무(배우자 有)	-0.07*** (0.01)	-0.07*** (0.00)
가구원 수	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
연도 더미	○	○
관측치(명)	20,087	40,079
R-square	0.113	0.114

+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

주 1) 괄호 안은 표준오차로 강건한 표준오차(robust standard error)를 적용하였다.

2) 가계금융복지조사 조사기준이 아닌 소득기준 연도다.

〈표 3〉에서는 시점 범위를 달리해서 두 가지 모형을 구성했다. 두 가지 모형의 분석 결과는 상당히 일관성이 있게, 수급 자격(임차가구/자가가구)과 실제 수급이 통계적으로 신뢰할만한 수준에서 상당히 관련이 있다는 것을 확인할 수 있다. 물론 모든 임차가구가 수급하고, 모든 자가가구가 수급하지 않는다면, 회귀계수가 1이겠지만, 다른 선행연구와 비교했을 때, 회귀계수가 0.17-0.18으로 상당히 높은 편이다. 수급 자격과 실제 수급 간의 차이가 발생하는 이유는 선정 과정에서 사용하는 행정 자료와 본 연구의 분석에서 사용하는 분석 자료 사이의 차이를 비롯하여 그 정보를 산정식에 산입해서 계산하는 방식의 차이 때문이다. 이러한 차이가 있음에도 임차가구와 자가가구의 집단 구분이 수급 자격으로 실제 수급 여부와 상당히 관계가 있다는 것은 이후의 이중차분 회귀분석에서의 결과가 인과 효과(causal effect)로 해석할 수 있음을 의미한다.

2. 이중차분 회귀분석 결과

〈표 4〉는 노동시장 참여 여부, 시장소득, 사적이전소득이 종속변수인 이중차분(DID) 분석 결과를 보여준다. A패널은 두 시점을 이용한 이중차분 분석을 보여주고, B패널은 여러 시점 자료를 이용해서 추이를 통제한 이중차분 분석을 보여준다. B패널의 분석결과는 A패널의 분석결과와 달리 공통추이(common trend) 조건을 충족하지 않아도 되므로, A패널보다 더 강건한(robust) 결과를 보여준다.

A패널의 첫 번째 행은 2017년과 2018년 두 시점을 이용한 분석으로 2018년 부양의무자 기준 폐지의 단기적 효과를 확인할 수 있다. 분석 결과를 보면, 부양의무자 기준 폐지가 노동시장 참여에 미치는 효과는 $-0.1\%p$ 로 매우 적은 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그리고 통계적으로 유의하지도 않는다. 균등화 시장소득에 미친 효과를 확인했을 때는 통계적으로 유의하지는 않았지만 부양의무자 기준 폐지로 오히려 시장소득이 약 66만원 증가한 것으로 나타났다. 장기적 효과를 확인하기 위해서 2017년과 2019년 두 시점을 이용해서 이중차분 회귀분석한 결과도 2017년과 2018년을 이용한 분석 결과와 큰 차이가 없다. 노동시장 참여가 미미하게 감소하는 정책적 효과와 시장소득 증가하는 정책적 효과는 일관성이 없다. 이처럼 노동시장 참여와 시장소득에 미치는 효과가 상이하게 나타난 것은 프로그램 집단인 임차가구와 비교집단인 자가가구의 집단적 고유한 특성 차이 때문일 가능성이 있다. 즉, 두 집단의 공통 추이 조건이 충족되지 않았을 가능성이 크다.

B패널은 공통 추이 조건을 완화시키는 방법으로서 여러 시점을 이용해서 두 집단의 추이를 통제한 후 이중차분(DID) 분석을 진행한 결과다. B패널의 분석결과, 2018년 부양의무자 기준 폐지 이후에 노동시장 참여 확률이 2018년에는 $-1.4\%p$, 2019년에는 $-4.4\%p$ 로 두 시점만 이용한 분석결과(A패널)보다 더 낮은 것으로 나타났다. 부양의무자 기준 폐지로 인해서 노동시장 참여 확률이 감소한 것처럼 시장소득 또한 2018년에는 -29만원, 2019년에는 -100만원 감소한 것으로 나타났다. A패널에 비해서 B패널의 결과가 더 일관성이 있다는 것을 확인할 수 있었고, 프로그램 집단과 비교집단의 공통추이(common trend) 조건이 충족되지 않는다는 사실도 A패널과 B패널의 분석 결과를 통해서 확인할 수 있었다. A패널과 B패널 모두 통계적으로 유의하지 않다는 한계가 있지만, B패널의 분석 결과를 통해서, 기초보장제도가 근로 유인을 감소시킨다는 기존의 이론이 성립한다는 점을 확인할 수 있다.

〈표 4〉 이중차분 분석 결과: 노동시장 참여, 시장소득, 사적이전소득

구 분		노동시장 참여	균등화 시장소득	균등화 사적이전소득
A Panel: 두 시점 자료를 이용한 이중차분 분석				
2017- 2018	프로그램 집단 (임차가구)	-0.053***	-550.702***	-10.049
		(0.011)	(45.736)	(6.238)
	시점 (개편 후)	0.001	-32.391	8.962*
		(0.009)	(37.814)	(4.330)
	통제변수	0	0	0
	프로그램집단*시점 (정책효과)	-0.001	65.997	-3.693
		(0.015)	(57.375)	(8.212)
2017- 2019	프로그램 집단 (임차가구)	-0.052***	-566.538***	-10.073
		(0.011)	(45.705)	(6.236)
	시점 (개편 후)	0.005	-14.928	7.584
		(0.009)	(37.413)	(4.773)
	통제변수	0	0	0
	프로그램집단*시점 (정책효과)	-0.020	88.997	-7.558
		(0.015)	(57.620)	(8.557)
B Panel: 여러 시점 자료를 이용해서 추이를 통제한 이중차분 분석				
프로그램 집단 (임차가구)		-0.077***	-743.631***	-38.924***
		(0.023)	(97.480)	(10.908)
추이통제		0.013	96.036	14.761+
		(0.015)	(62.218)	(7.538)
통제변수		0	0	0
연도 더미		0	0	0
2018년*프로그램집단 (정책효과)		-0.014	-29.625	-18.388
		(0.026)	(105.457)	(7.538)
2019년*프로그램집단 (정책효과)		-0.044	-100.259	-37.036+
		(0.040)	(163.472)	(21.178)

+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

주 1) 괄호 안은 표준오차로 강건한 표준오차(robust standard error)를 적용하였다.

2) 성별, 연령, 연령제곱, 수도권 여부, 배우자 유무, 가구원 수를 통제하였다.

3) 가계금융복지조사 조사기준이 아닌 소득기준 연도다.

2018년 부양의무자 기준 폐지로 기초보장 대상자가 확대됨에 따라서 사적이전소득이 구축되었을 가능성도 있다. 이를 검토한 결과는 <표 4>의 마지막 열을 통해서 확인할 수 있다. 두 시점을 이용한 이중차분 분석 결과(A패널), 2018년에는 약 -4만원 정도 구축되었고, 2019년에는 약 -8만원 정도 구축되었다. 하지만 두 시점만 이용할 경우, 공통추이 조건이 충족되지 않았을 때 잘못된 결과를 추정할 수 있으므로, 여러 시점을 이용해서 추이를 통제한 분석 결과(B패널)을 통해서 사적이전소득의 구축 효과를 다시 확인했다. B패널의 분석 결과를 확인하면, 2018년의 사적이전소득의 구축효과가 -18만원, 2019년은 -37만원으로 A패널의 결과보다 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과 또한 기존 연구에서 공공부조가 사적이전소득과 대체 관계로서의 역할을 부분적으로 한다는 것을 보여준다. <표 4>의 결과를 보았을 때, 부양의무자 기준 폐지로, 기초보장제도의 신규 수급자가 확대됨에 따라 근로 유인이 약간 감소하고, 사적이전소득이 부분적으로 구축된다는 것을 확인할 수 있었다. 기존 이론에 따르면 근로 유인이 감소하고 사적이전소득이 구축되면, 공공부조의 빈곤 완화 효과가 감소하는 것으로 알려져있는데, 실제로 이러한 영향은 빈곤 확률에는 어떤 효과를 미쳤을까?

빈곤 확률에 미친 효과를 확인하기 앞서, 공적이전소득과 가처분소득에 미친 효과를 확인했다(<표 5>). 두 시점을 이용한 이중차분 분석(A패널)을 통해서 2018년 부양의무자 기준 폐지의 결과, 2018년과 2019년의 공적이전소득이 통계적으로 유의한 수준에서 각각 약 21만원씩 증가한 것을 확인할 수 있다. 그리고 여러 시점 자료를 이용해서 추이를 통제하여 A패널보다 더 강건한 결과를 보여주는 이중차분 분석(B패널)의 결과를 보면, 2018년 부양의무자 기준 폐지로 2018년에는 약 38만원의 공적이전소득이 통계적으로 유의한 수준에서 증가했고, 2019년에는 약 55만원의 공적이전소득이 통계적으로 유의한 수준에서 증가했다. 하지만 2018년과 2019년의 공적이전소득 모두 기초보장제도의 부양의무자 기준 폐지의 효과라고 단정짓기는 어렵다. 왜냐하면 2018년과 2019년에 기초보장제도 외의 다른 사회정책의 변화로 인한 영향도 배제할 수 없기 때문이다. 2018년과 2019년의 다른 사회정책의 변화는 <부록 1>에서 정리했다. 2018년 공적이전소득 증가에 미칠 수 있는 한 가지 요인으로 기초연금 급여액이 20만원에서 25만원 증가했다는 점인데, 본 분석에서는 프로그램 집단과 비교집단을 이용한 이중차분을 사용했기 때문에 프로그램 집단과 비교집단의 공적이전소득 증가에 도움이 되는

〈표 5〉 이중차분 분석: 공적이전소득, 가처분소득, 빈곤여부

구 분		균등화 공적이전소득	균등화 가처분소득	빈곤(중위 30%)
A Panel: 두 시점 자료를 이용한 이중차분 분석				
2017-2018	프로그램 집단 (임차가구)	-13.458+	-474.454***	0.078***
		(8.045)	(39.508)	(0.009)
	시점 (개편 후)	21.437***	-4.381	-0.023***
		(6.397)	(33.743)	(0.006)
	통제변수	○	○	○
	프로그램집단*시점 (정책효과)	21.032+	73.364	-0.022+
(11.768)		(48.982)	(0.012)	
2017-2019	프로그램 집단 (임차가구)	-9.961	-486.510***	0.078***
		(8.057)	(39.488)	(0.009)
	시점 (개편 후)	82.115***	65.304+	-0.051***
		(6.757)	(33.425)	(0.006)
	통제변수	○	○	○
	프로그램집단*시점 (정책효과)	21.177+	96.931*	0.003
(12.043)		(49.339)	(0.012)	
B Panel: 여러 시점 자료를 이용해서 추이를 통제한 이중차분 분석				
프로그램 집단 (임차가구)		22.231	-664.306***	0.075***
		(16.354)	(83.517)	(0.018)
추이 통제		-17.038	95.767+	0.001
		(10.588)	(53.486)	(0.012)
통제변수		○	○	○
연도 더미		○	○	○
2018년*프로그램집단 (정책효과)		37.955*	-22.112	-0.022
		(19.291)	(90.596)	(0.020)
2019년*프로그램집단 (정책효과)		55.184+	-91.705	0.001
		(28.922)	(140.615)	(0.031)

+ p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001

주 1) 괄호 안은 표준오차로 강건한 표준오차(robust standard error)를 적용하였다.

2) 성별, 연령, 연령제곱, 수도권 여부, 배우자 유무, 가구원 수를 통제하였다.

3) 가계금융복지조사 조사기준이 아닌 소득기준 연도다.

기초연금의 급여 상승 효과는 상쇄되어 사라진다. 따라서 2018년의 공적이전 소득의 증가 효과는 2018년의 기초보장 주거급여의 부양의무자 기준 폐지의 효과로 볼 수 있다. 반면에 2019년에는 2018년과 달리, 기초연금의 급여액이 하위 20%를 대상으로 25만원에서 30만원으로 급여가 상승했다. 하위집단에 집중적으로 기초연금의 급여액이 증가했기 때문에, 기초보장을 수급하는 대상과 상당히 많이 겹친다. 따라서, 기초연금과 보완관계에 있는 기초보장의 급여액은 감소할 수밖에 없고, 그 효과성도 감소할 가능성이 높다. 그리고 2019년에는 근로장려세제(EITC)의 대상자가 크게 확대되고, 급여액도 크게 증가하였다. 따라서 2019년의 공적이전소득이 증가한 효과가 크지만 그 효과는 기초보장제도의 부양의무자 기준 폐지의 장기적 효과로 해석하기 보다는 기초연금과 근로장려세제(EITC)의 효과라고 해석할 수 있다.

이렇게 증가한 공적이전소득은 과연 가처분소득을 높이는 것에도 도움이 되었을까? <표 5>의 두 번째 열은 가처분소득을 종속변수로 한 이중차분 분석 결과를 보여 준다. 두 시점을 분석한 결과(A패널)에서는 2017년-2018년, 2017년-2019년 모두 가처분소득이 증가한 것을 확인할 수 있다. 하지만 추이를 통제한 이중차분 분석(B패널)을 보았을 때, A패널과 반대로 2018년과 2019년의 가처분소득이 모두 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 <표 4>에서 시장소득이 감소하고 사적이전소득이 구축한 결과로서, 시장소득과 사적이전소득이 감소한 효과가 공적이전소득의 증가 효과를 상쇄한 결과라고 해석할 수 있다.

하지만 기초보장제도는 극빈층을 주요 대상으로 하는 제도로서, 가처분소득에 미치는 평균적인 효과와 달리 빈곤 계층에게 미치는 효과가 더 크다. <표 5>의 마지막 열은 2018년 부양의무자 기준 폐지가 빈곤 여부에 미치는 효과를 확인한 결과를 보여준다. 두 시점을 이용한 이중차분 분석(A패널)과 여러 시점 자료를 이용한 이중차분 분석(B패널)의 분석 결과, 부양의무자 기준 폐지로 빈곤 확률이 일관성 있게 -2.2%p 감소한다는 것을 보여주었다. A패널과 B패널의 회귀계수 값이 일치한다는 점에서 그 결과가 상당히 강건하다(robust)고 볼 수 있다. 2019년에는 빈곤 감소 효과를 확인할 수 없었는데, 그 주요 원인은 앞서 설명하였듯이 근로장려세제(EITC)의 확대 효과 때문이다(<부록 1> 참조).

근로 유인 감소로 시장소득이 감소하고 사적이전소득이 구축되었음에도 부양의무자 기준 폐지가 빈곤을 감소에 여전히 효과적인 이유는 무엇일까? 첫째,

기초보장제도의 수급자 대부분은 근로능력이 없는 사람으로서, 기초보장제도 수급으로 인해서 노동시장 참여에 탄력적으로 반응하지 않는다는 점이다(이태진 외, 2020). 둘째, 빈곤층은 높은 확률로 가족과의 관계가 단절된 경우가 많다(도미향, 2006; 임승자, 2019). 그렇기 때문에 기초보장제도를 수급하기 이전부터 사적이전소득이 많지 않았고, 기초보장 급여를 수급한다고 해서 사적이전소득이 크게 변화하지 않았을 가능성이 크다.

2018년 기초보장 주거급여에 대한 부양의무자 기준 폐지가 빈곤에 미친 효과를 확인한 결과를 정리하면 다음과 같다. 기초보장제도가 확대됨에 따라서 근로 유인이 감소하고 사적이전소득이 구축되지만, 기초보장은 극빈층에게 제공되는 제도로서 빈곤 확률을 완화시키는 효과를 반감시킬 정도로 영향을 주지는 않는다. 한편 부양의무자 기준이 폐지됨에 따라서 수급률이 크게 증가했고, 그 결과 공적 이전소득이 통계적으로 유의한 수준까지 증가했으며 궁극적으로 빈곤을 감소시키는데 중요한 역할을 한다는 것을 이번 분석 결과를 통해서 확인할 수 있다.

V. 결론 및 정책적 제언

공공부조제도는 기본적인 정책적 목표가 빈곤을 감소시키는 것이지만, 근로 유인 감소와 사적이전소득 구축, 비수급 문제로 인해서 그 정책적 목표를 달성하는 것에 어려움이 있다. 한국의 공공부조제도인 기초보장제도는 빈곤 감소라는 정책적 목표를 달성하기 위해서 2018년에 기초보장제도 급여 중 하나인 주거급여의 부양의무자 기준을 폐지함으로써 비수급 문제를 해결하고자 했다. 한국의 기초보장제도는 도입 당시부터 부양의무자 기준이 비수급 문제의 가장 중요한 원인으로 꼽혔다. 따라서 본 연구는 2018년부터 부양의무자 기준이 폐지됨에 따라서 기초보장의 정책적 목표인 빈곤을 감소를 달성하였는지, 그리고 그 반대 급부로서 근로 유인이 감소하고 사적이전소득이 구축되었는지 이중차분 분석을 통해서 확인했다.

분석 결과, 부양의무자 기준 폐지로 기초보장제도의 비수급 문제가 크게 해소되었음을 확인할 수 있었고, 그 결과 공적이전이 증가하여 빈곤을 감소시키는 효과도 확인할 수 있었다. 한편 기초보장제도의 대상자가 확대됨에 따라서 근로 유인이 감소하거나 사적이전소득이 구축되는 효과도 일부 확인할 수 있었는데, 그 효과가 빈곤 감소 효과를 반감시키는 것으로는 이어지지는 못했다.

본 연구를 통해서 그 동안 기초보장제도의 부양의무자 기준이 비수급 문제를 야기시키고, 궁극적으로 빈곤 감소라는 정책적 목표를 달성하는데 장애물이었다는 것을 다시 한 번 확인할 수 있었다. 2018년 주거급여만을 대상으로 부양의무자 기준을 폐지했을 뿐인데, 빈곤 확률을 -2.2%p를 감소시켰다는 점이 이를 증명한다. 본 연구는 그 동안 제대로 검토되지 못했던 기초보장제도의 부양의무자 기준 폐지로 비수급 문제가 해결되었을 때의 빈곤 완화 효과를 확인할 수 있었다는 점에서 그 의의가 있다. 본 연구의 분석 결과는 향후 기초보장제도와 같은 자산 조사(means-test)를 포함하는 제도를 설계할 때, 그 제도의 정책적 목표를 더 효과적으로 달성하기 위해서 '부양의무자 기준'을 포함하는 것이 적절한지에 대한 객관적 판단 근거 자료로서 역할을 할 수 있다.

본 연구는 이러한 의의에도 불구하고, 두 가지 한계가 있다. 첫째, 본 연구의 분석 대상이 가구주의 학력이 중학교 졸업 이하라는 점에서 분석 결과의 값을 해석할 주의가 필요하다. 부양의무자 기준 폐지로 빈곤 확률이 -2.2%p 감소한 것은 전체 인구 대상이 아닌, 저학력 가구주 가구에 속한 개인을 대상으로 했을 때의 값이다. 둘째, 기초보장제도의 급여 상승 효과가 뚜렷하게 확인되지 않았다는 점이다. 기초보장제도의 급여 상승이 충분히 확인되지 않은 이유는 가계금융복지 조사에서 생계급여와 주거급여를 함께 조사함으로써 주거급여의 부양의무자 기준 폐지 효과를 따로 확인할 수 없다는 점과 기초연금의 급여 상승으로 인해서 생계급여가 일부 줄어들었다는 점 때문이다. 2021년 10월에는 생계급여 또한 부양의무자 기준이 폐지되었는데, 생계급여는 주거급여보다 급여액이 많기 때문에 이를 이용한 후속연구에서 본 연구의 한계를 충분히 극복할 수 있을 것으로 보인다.

VI. 참고문헌

- 강창희·이정민·이석배·김세음(2013), 『관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법』, 중앙대학교 산학협력단.
- 구인회·백학영(2008), “사회보장의 사각지대: 실태와 영향요인”, 『사회보장연구』, 24(1): 175-204.
- 구인회·임세희·문혜진(2010), “국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이”, 『한국사회학』, 44(1): 123-148.

- 국토교통부(2018), 『2018 주거급여 사업 안내』, 국토교통부.
- 김정혁(2019), 『국민기초생활보장제도가 노동공급에 미친 영향』, 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 도미향(2006), “빈곤가족의 해체현상에 관한 연구”, 『아동복지연구』, 4(3): 47-65.
- 박능후(2008), “국민기초생활보장제도 수급권 배제 원인 분석”. 『사회복지정책』, 35(1): 271-295.
- 변금선(2005), “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과”, 『노동정책연구』, 5(2): 31-64.
- 보건복지부(2020), 『2020 국민기초생활보장사업안내』, 보건복지부.
- 손병돈(2008). 공적 소득이전과 사적 소득이전의 관계. 『사회복지연구』, 39: 343-364.
- 손병돈·구인회·노법래·한경훈(2016), 『맞춤형급여체계 도입에 따른 국민기초생활보장제도의 부양의무자 기준 개선방안』, 보건복지부·평택대학교 산학협력단.
- 손병돈·이소정·이승호·변금선·전영호(2013), 『국민기초생활보장제도 부양의무자 기준 개선방안에 관한 연구』, 보건복지부·평택대학교 산학협력단.
- 여유진(2004), “국민기초생활보장제도 부양의무자기준과 빈곤사각지대: 공적부양과 사적부양과 관계를 중심으로”, 『보건사회연구』, 24(1): 3-29.
- 윤홍식(2003), “국민기초생활보장제도의 수급결정 요인: 부양의무자 기준을 중심으로”, 『사회복지정책』, 17: 5-31.
- 이래혁·남재현(2020), “2015 년 국민기초생활보장제도 개편이 빈곤층의 물질적 어려움에 미치는 영향”, 『보건사회연구』, 40(3): 85-113.
- 이상은(2004), “국민기초생활보장제도의 노동공급 효과”, 『한국사회복지학』, 56(2): 71-91.
- 이승호·구인회(2010), “국민기초생활보장제도 부양의무자 기준 적절성 평가”, 『보건사회연구』, 30(1): 29-61.
- 이원진(2020), “국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 대한 검토”, 『조사연구』, 21(3): 169-199.
- 박지혜·이정민(2018), “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과”, 『노동경제논집』, 41(3): 1-59.

- 이태진·이원진·오욱찬·김성아·여유진·구인회·김미곤(2020), 『국민기초생활보장 제도의 효과 분석: 시행 20년의 변화와 과제』, 한국보건사회연구원.
- 임승자(2019), “남성 독거노인의 생애사를 통해 본 사회적고립”, 『한국노년학』, 39(2): 325-345.
- 허선(2002), “공적부양과 사적부양의 충돌: 부양의무자기준 왜 문제인가?”, 『한국지역사회복지학』, 12: 243-258.
- 허용창·한경훈·김동진·문혜진(2020), “국민기초생활보장제도의 비수급 원인에 관한 질적 연구-동태적 모델에 기반을 둔 틀분석”. 『사회복지정책』, 47(1): 143-167.
- 홍경준(2003), “근로빈곤계층의 사회보장 적용실태와 사각지대 개선방안”, 『보건 복지포럼』, 2003(3): 42-56.

- Angrist, J. D. and Pischke, J. S.(2008), “Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion”. New Jersey: Princeton university press.
- Angrist, J. D. and Pischke, J. S.(2014), “Mastering Metrics: The Path from Cause to Effect”. New Jersey: Princeton university press.
- Bargain, O. and Doorley, K.(2009), “Caught in the Trap? The Disincentive Effect of Social Assistance”. IZA Discussion Paper No. 4291.
- Cox, D. and Raines, F.(1985), “Interfamily transfers and income redistribution”, NBER Chapters, In Horizontal Equity, Uncertainty, and Economic Well-Being(pages 393-426), Chicago: University of Chicago Press.
- Currie, J(2004), “The Take Up of Social Benefits”, NBER working paper series, no. w10488.
- Hoynes, H. W.(1996), “Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation under AFDC-UP”, *Econometrica*, 64(2): 295-332.
- Lemieux, T. and Milligan, K.(2008), “Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach”. *Journal of Econometrics*, 142(2): 807-828.

- Moffitt, R.(2003), Means-Tested Transfer Programs in the United States, NBER Conference Report, Chicago: University of Chicago Press.
- Murray, C. (2008). Losing Ground: American Social Policy, 1950-1980. Basic Books.
- Nam, J., & Park, H.(2020), “The 2015 Welfare Reform of the National Basic Livelihood Security System in South Korea: Effects on Economic Outcomes”. International Journal of Social Welfare, 29(3): 219-232.
- Schoeni, R. F.(1996), “Does Aid to Families with Dependent Children Displace Familial Assistance?”, Papers 96-12.

보도자료

- 국세청. (2019. 12. 19.). 근로장려금 확대 개편, 2019년 상반기분 4천 2백억 원 최초 지급: 청년, 노인, 저소득 가구의 소득 증가와 소득 격차 완화에 기여.

〈부록 1〉 2018년 주요 사회정책의 변화

1. 기초보장제도와 주거급여 부양의무자 기준 폐지

기초보장의 수급자 선정은 경제적 취약계층을 선별하여 급여를 제공한다는 공공부조의 원칙에 따라 수급 신청 가구의 소득인정액을 이용한다. 소득인정액은 크게 소득평가액과 재산의 소득환산액으로 구성되어 있으며, 소득평가액의 산정 방식은 ‘실제소득 - 가구특성별 지출비용 - 근로소득공제’이고, 재산의 소득환산액은 ‘(재산 - 기본재산액 - 부채) × 소득환산율’이다(보건복지부, 2020). 하지만 만약에 수급 신청 가구가 부양의무자가 존재하는 경우에는 부양의무자의 소득과 재산을 기준으로 부양능력판정을 진행하는데, 부양능력판정 결과, 부양의무자의 부양 능력이 있는 경우에는 수급 가구 선정에서 탈락하고, 부양의무자의 부양 능력이 미약한 경우에는 간주부양비를 소득인정액에 포함하여, 소득인정액과 간주부양비의 합이 각 급여의 선정기준 이하일 때 급여 수급 가구로 선정된다. 그리고 부양의무자의 부양 능력이 없다고 판단한 경우에는 간주부양비를 소득 인정액에 포함시키지 않고, 신청 가구의 소득과 재산만을 고려해서 선정한다. 즉, 기초보장 수급 가구 선정기준은 수급 신청 가구의 소득과 재산을 기준으로 하지만, 부양의무자가 있는 경우에는 부양의무자의 소득과 재산 또한 다른 기준으로서 선정에 큰 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 하지만 2018년 10월을 기점으로 주거급여에 대해서는 부양의무자 기준이 적용되지 않기 때문에 오직 수급 신청 가구의 소득과 재산만을 기준으로 수급 가구로 선정된다는 점에서 선정기준이 2018년 이전과는 큰 차이가 생겼다.

2000년 기초보장 도입 당시에는 단일 급여로 제공이 되었고, 소득인정액이 “최저생계비¹¹⁾”보다 낮아야 수급 가구로 선정되었다. 하지만 2015년 사각지대를 해소하고 취약계층의 다양한 수요와 욕구에 맞춰 급여를 제공한다는 취지에서 맞춤형 급여 체계로 개편하여 단일 급여에서 총 네 가지 종류의 급여(생계급여, 의료급여, 주거급여, 교육급여)로 나뉘어졌다. 이때 각 급여는 하나의 기준으로 수급 가구로 선정되는 것이 아니라, 각 급여마다 서로 다른 기준이 적용되었다. 중앙생활보장위원회에서 최저생계비를 대신해 “기준중위소득”을 수급 선정의

11) 중앙생활보장위원회에서 결정한다.

주요 기준으로 삼았으며, 수급 신청 가구의 소득인정액이 생계급여는 기준중위소득의 30% 이하, 의료급여는 기준중위소득의 40% 이하, 주거급여는 기준중위소득의 45% 이하, 교육급여는 기준중위소득의 50% 이하 일 때 수급 가구로 선정된다.

기초보장의 맞춤형 급여는 급여의 종류에 따라서 급여 제공 방식이 차이가 있는데, 하나는 현금으로 지급하는 방식이고, 다른 하나는 현물(서비스)로 제공하는 방식이다. 생계급여와 교육급여는 현금으로 지급되지만, 의료급여는 수급 가구의 가구원이 병원을 방문했을 때, 비용을 면제해주는 방식으로 현물(서비스)로 제공되고 있다. 주거급여는 거주 유형에 따라서 제공 받는 급여 방식이 차이가 있다. 수급 가구가 만약에 임차 가구라면 임차료에 상응하는 금액이 현금으로 지급되지만, 자가 가구라면 '수선유지급여'로서 주택을 보수하는 금액을 면제(지원) 해주는 현물(서비스)로 제공된다. 이러한 차이는 통계청의 가계금융복지조사 과정에서도 차이가 발생하는데, 임차 가구는 공적이전소득의 기초보장급여액에 주거급여가 포함이 되지만, 자가 가구는 현물(서비스)를 제공받은 것으로 간주되어 기초보장급여액에 주거급여(수선유지급여)가 포함되지 않는다.

〈부표 1〉 임차 급여의 지급 기준: 기준 임대료(2018년) (단위: 천원)

구분	1급지(서울)	2급지 (경기, 인천)	3급지 (광역시, 세종시)	4급지 (그 외 지역)
1인	213	187	153	140
2인	245	210	166	152
3인	290	254	198	184
4인	335	297	231	208
5인	346	308	242	218
6-7인	403	364	276	252
8-9인	443	400	303	277
10-11인	487	440	333	304

출처: 2018년 주거급여 사업안내(국토교통부, 2018)

2018년 주거급여에 대한 부양의무자 기준 폐지가 되었고, 이로 인해서 신규로 주거급여를 수급할 수 있는 가구가 지원받을 수 있는 임차료는 거주하는 지역과

가구원 수에 따라서 급여 수준의 차이가 있는데, 자세한 급여는 <부표 1>과 같다. <부표 1>을 살펴보면, 부양의무자 기준 폐지로 인한 신규 주거급여 수급 가구가 지원받을 수 있는 급여는 최소 월 14만 원에서 최대 49만원까지다.

2. 기초연금과 근로장려세제(EITC)의 변화

이번 연구는 2018년 10월 주거급여 부양의무자 기준 폐지의 인과적 효과를 분석하는 것이 목적이다. 하지만 부양의무자 기준 폐지의 효과를 온전히 확인하기 위해서는 주거급여 부양의무자 기준 폐지 이외에 영향을 미칠 수 있는 다른 사회 정책들의 변화가 없거나, 그 변화가 크지 않아야 한다. 따라서 2018년에 어떤 사회정책이 변화가 있었고, 어떻게 변화하였는지를 살펴볼 필요가 있다. 2018년에 개편된 대표적인 사회정책은 기초연금과 근로장려세제(EITC)이다.

기초연금은 2018년 9월부터 기초연금 수급 대상자의 급여액을 월 20만원에서 25만원으로 5만원을 증액했고 2019년 4월부터는 소득인정액 하위 20%에 해당 되는 65세 이상 노인들에게 월 25만원에서 30만원으로 5만원을 추가로 증액했다. 기초연금은 기초보장 소득인정액에 포함되어서, 수급 가구 선정에 영향을 미친다. 따라서 2018년 9월에 대다수의 노인들의 기초연금 급여액이 5만원 증가하게 되면, 부양의무자 기준 폐지로 인해서 신규로 기초보장 주거 급여를 신청하는 노인들은 기초연금 급여액이 오른 만큼 소득인정액이 높아져 수급 가구로 선정 되지 못할 가능성도 있다. 그 결과, 2018년 부양의무자 기준이 폐지의 사각지대 해소의 효과가 감소할 수도 있다. 한편, 이렇게 상승한 기초연금 급여액 때문에 생계급여에도 영향을 미칠 수 있는데, 주거급여와 달리, 생계급여의 경우에는 기초연금 급여액이 상승한 만큼 생계급여의 급여액이 감소하게 된다. 본 연구에서 사용하는 가계금융복지조사의 경우 기초보장 급여액을 조사할 때, 생계급여와 주거급여를 함께 조사하기 때문에 2018년에 급여액이 감소하는 효과가 생계급여 보다 급여액이 낮은 주거급여 수급자가 크게 증가하는 요인과 기초연금 급여액 상승으로 인해서 생계급여 급여액이 감소하는 요인이 동시에 영향을 주었을 가능성도 있다.

근로장려세제의 제도 변화를 논의하기에 앞서, 근로장려세제의 변화를 확인할 때 주의해야 하는 점이 있다. 근로장려세제 산정에 이용되는 소득귀속연도와 근로장려세제를 신청 및 수급하는 연도에는 차이가 있다는 점이다. 이 때문에

KOSIS에서 제공하는 조사 결과 외에 다른 조사 자료를 이용할 때, 이 차이를 반드시 이해하고 있어야 논의의 혼란을 피할 수 있다. 2018년에 근로장려세제를 신청한다고 하면, 2017년의 소득을 기준으로 신청하게 된다. 이때 기준이 되는 소득 시점을 ‘귀속소득연도’로 정의한다. KOSIS에서 확인할 수 있는 국세통계는 귀속소득연도 기준이기 때문에 실제 근로장려세제를 2018년에 신청·수급하지만, 국세통계는 귀속소득연도인 2017년에 지급된 것으로 간주한다. 하지만 다른 조사 자료인 가계금융복지조사에서는 귀속소득연도가 아닌 실제로 근로장려세제를 수급한 연도를 기준으로 하기 때문에 2018년에 근로장려세제를 수급했다면, 2018년(소득기준)¹²⁾에 근로장려세제를 수급한 것으로 조사한다.

〈부표 2〉 2017년 - 2019년의 근로장려세제 제도 확대 내용

구 분		'17년 신청	'18년 신청	'19년 신청
연령 요건		40세 미만 단독가구 배제	30세 미만 단독가구 배제	30세 미만 단독가구도 포함
소득 요건	단독	1,300만 원 미만		2,000만 원 미만
	홀벌이	2,100만 원 미만		3,000만 원 미만
	맞벌이	2,500만 원 미만		3,600만 원 미만
재산 요건		가구당 1.4억 원 미만 * 재산 1억 원 이상 시 지급금액 50% 감액		가구당 2억 원 미만 * 재산 1.4억 원 이상 시 지급금액 50% 감액
최대 지급액 (만 원)	단독	77	85	150
	홀벌이	185	200	260
	맞벌이	230	250	300

출처: 국세청 보도자료(국세청, 2019)를 참고하여 저자가 2017년 내용 추가

근로장려세제를 신청 및 수급 연도를 기준으로 정책 변화를 정리하면, 〈부표 2〉와 같다. 2017년에서 2018년 사이에는 근로장려세제가 크게 변화하지 않았다. 2017년에 비해서 2018년에는 단독가구의 연령 요건이 40세에서 30세로 낮춰졌다는

12) 가계금융복지조사는 소득 정보는 작년 한해를 기준으로 조사하기 때문에, 소득기준으로 2018년이라고 한다면, 조사자료 기준으로는 2019년에 해당한다.

점과 최대 지급액이 2017년에 77만원-230만원에서 2018년에 85만원-250만원으로 약간 상승한 점밖에 변화하지 않았다. 그 결과 가계금융복지조사 기준 근로장려세제의 수급률과 수급액 또한 크게 변화하지 않았다¹³⁾. 하지만 근로장려세제는 2018년과 2019년에 크게 변화하였고, 그 영향도 큰 것으로 확인된다. 2019년에는 2018년까지 있었던 연령 요건도 30세 미만 단독가구까지 포함하는 것으로 완화했으며, 소득요건과 재산요건의 기준도 진입장벽을 크게 낮췄다. 그리고 최대 지급액 또한 크게 높아졌는데, 단독가구는 최대 65만원, 홑벌이 가구는 60만원, 맞벌이 가구는 50만원이 증가하여 2017년에서 2018년의 변화보다 훨씬 급여액이 증가한 것을 확인할 수 있다. 이러한 정책의 변화로 가계금융복지조사의 근로장려세제 수급 비율도 13%에서 20%로 크게 높아졌고, 수급자의 수급 급여액도 50만원에서 87만원으로 크게 증가하였다. KOSIS의 국세통계를 보아도 2019년의 귀속소득연도인 2018년의 수급비율과 수급자 수, 총지급액이 큰 규모로 증가한 것을 확인할 수 있다.

근로장려세제가 2018년에는 큰 제도의 변화가 없기때문에 주거급여의 부양의무자 기준 폐지의 효과를 확인함에 있어서 큰 무리는 없을 것으로 보인다. 다만, 주거급여의 부양의무자 기준 폐지의 효과를 장기적으로 보는 차원에서 2019년까지 분석을 진행한다면, 2019년 근로장려세제의 큰 개편으로 인해서 그 효과를 제대로 확인하기 어려울 가능성도 있다.

13) 하지만 KOSIS의 국세통계를 확인하면, 2018년에 근로장려세제 수급자 비율과 수급자 수, 지급액이 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 이러한 차이가 발생하는 것은 KOSIS의 국세통계는 실제 근로장려세제를 신청하고 수급하는 연도가 아닌, 지급액을 산정하는 연도 기준(귀속소득연도)으로 보여주었기 때문이다.