

국민기초생활보장제도 수급여부가 저소득 가구의 경제적 어려움 감소에 미치는 영향: 경향점수 가중치 방법을 통한 고찰*

정 선 영** · 정 익 중***

◀ 요약 ▶

본 연구는 국민기초생활보장제도 수급여부가 저소득 가구가 경험하는 경제적 어려움을 감소시키는데 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널 중 가구의 소득인정액이 최저생계비 100% 이하인 가구의 자료를 사용하였으며, 경제적 어려움을 경험하는 가구가 수급을 함으로써 수급 가구가 결과적으로 경제적 어려움을 더 경험하게 되는 선택편의를 줄이고자 경향점수 가중치 방법을 적용하였다. 분석 결과, 다중 회귀분석을 적용하여 설명변인을 통제하였을 때보다 경향점수 가중치 방법을 적용하였을 때 선택편의에 의한 결과 왜곡이 줄어들어 수급 가구와 비수급 가구 간의 경제적 어려움 차이는 감소하였다. 그러나 경향점수 가중치 방법을 적용하였을 때에도 수급 가구가 비수급 가구에 비해 경제적 어려움을 덜 경험한다는 결론이 도출되지는 않았다. 마지막으로 본 연구의 사회정책적 함의에 대해 논의하였다.

주제어: 국민기초생활보장, 경제적 어려움, 경향점수, 저소득 가구

* 본 연구는 2010년 한국사회복지학회 추계학술대회에서 발표된 내용을 변인과 분석방법을 달리하여 전면 수정보완한 것임.

** 인천대학교 사회복지학과 전임강사(sunyjung@incheon.ac.kr)

*** 이화여자대학교 사회복지전문대학원 부교수(ichung@ewha.ac.kr), 교신저자

1. 서론

국민기초생활보장제도는 지난 10여 년간 모든 국민의 건강하고 문화적인 최저생활을 보장하는 사회안전망 역할을 하고 있다. 그러나 기초생활보장제도의 혜택을 받고 있는 빈곤층이 30%에 못 미치고 기초생활보장을 수급한다고 하더라도 현금급여의 액수가 중위소득의 약 35% 수준에 불과하다는 점에서, 기초생활보장제도가 저소득층의 경제적 상황을 향상시키는데 효과적인지에 대한 의문이 지속적으로 제기되고 있다. 기존 연구들은 기초생활보장제도 수급을 통해 가구의 소득이 증가하였다는 점에서는 대체적으로 공통된 의견을 보이지만, 기초생활보장제도 수급이 가구의 근로참여를 감소시켰으며(구인회 · 임세희 · 문혜진, 2010) 가구의 소비를 유의하게 증가시키지는 못했고(김태일, 2004) 빈곤을 감소에도 실질적인 영향을 미치지 못했다고(여유진, 2008) 지적하고 있다.

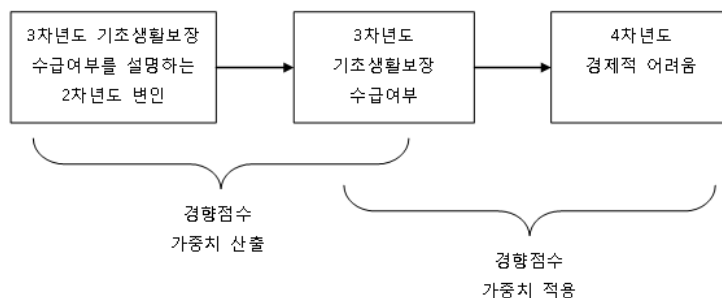
본 연구에서는 기존 연구가 저소득 가구의 경제적 상황을 설명하기 위해 사용하던 ‘소득’ 대신에 ‘경제적 어려움’이라는 개념을 사용하여 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 상황에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 소득은 가구의 경제적 상황을 가장 근접하게 보여주는 척도가 될 수 있으나, 소득만으로 저소득 가구의 경제적 상황을 판단할 경우 지역별로 생활비 격차가 크어도 불구하고 이러한 차이를 반영하고 있지 못할 뿐만 아니라 취업으로 인해 소요되는 비용, 의료 관련 비용 등이 고려되지 않는다는 제한점이 있다.

또한 본 연구에서는 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 어려움 감소에 어떠한 영향을 미치는지 알아보는 데 있어 경향점수(propensity score: PS) 방법을 사용하였다. 경제적 · 제도적 영향뿐만 아니라 인구사회학적 영향을 최소화하여 기초생활보장제도 수급의 영향력을 살펴보고자 하였던 기존 연구(예: 구인회 외, 2010; 김태일, 2004)는 소득구간과 가구주 성별이라는 변인을 사용하여 수급 가구와 비수급 가구를 배합함으로써 선택편의(selection bias)를 제거하거나, 주택소유 여부와 학력이라는 변인을 사용하여 수급 가구와 비수급 가구를 배합한 후 이중차이모델을 통해 기초생활보장제도 수급 효과를 측정하는 방식을 통해 선택편의를 제거하고자 하는 노력하였다. 이러

한 접근방식을 통해서도 타당한 결과를 도출할 수 있으나 기초생활보장제도 수급을 설명하기 위해 소수의 변인에 의존하였다는 점에서 결과 왜곡의 위험이 있으며, 위의 접근방식은 많은 변인을 동시에 고려하는 것이 불가능하다는 제한점도 있다. 따라서 다양한 변인을 동시에 고려할 수 있는 경향점수 방법은 정책분석의 새로운 돌파구를 제시할 수 있을 것이다.

경향점수 방법은 본 연구와 같이 실험연구가 불가능한 상황에서 가상으로 실험집단과 통제집단을 설정하게 해 줌으로써 처치(treatment)의 효과를 알아보는 데 효과적인 방법이다. 또한 기초생활보장제도를 수급할 확률을 산출하기 위하여 모든 영향력 있는 변인을 고려할 수 있다는 장점이 있으며 다차원적인 변인을 경향점수라는 단일 차원의 점수로 요약할 수 있는 경제적인 방법이기도 하다. Survey of Income and Program Participation(SIPP) 자료를 분석한 연구(Wu and Eamon, 2010)에서 복지혜택을 이용할수록 경제적 어려움을 경험할 확률이 높다는 결과가 보고되었는데, 이는 경제적 어려움이 많은 가구가 복지혜택을 이용함으로써 결과적으로 복지혜택 이용이 경제적 어려움을 초래한 것으로 보고되는 선택편의의 영향을 받은 결과라고 할 수 있다. 경향점수의 적용은 실험/통제집단의 특성을 동질하게 조정함으로써 선택편의를 최대한 줄일 수 있는 방법 중 하나라고 할 수 있다. 본 연구는 한국복지패널의 자료(2차년도~4차년도)를 이용하여 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구가 경험하는 경제적 어려움에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. [그림 1]은 본 연구의 개념틀로서 선행연구를 살펴보고 자료를 이용한 실증적인 분석을 할 때에 이 개념틀에 제시된 순서를 따르고자 한다.

[그림 1] 기초생활보장제도 수급이 경제적 어려움 감소에 미치는 영향



2. 선행연구

본 연구에서는 빈곤층의 경제적 상황을 측정하기 위해 경제적 어려움이라는 변인을 사용하였다. 경제적 어려움 정도나 경험여부를 통해 최소한의 기본적인 물품이나 서비스를 소비하지 못하는 가구를 식별할 수 있다는 점에서 경제적 어려움은 가구의 복지에 관련된 정보를 제공하는 중요한 개념이라고 할 수 있다(Beverly, 2001). 경제적 어려움은 학자에 따라 다르게 정의가 내려지지만 영국의 Family Resources Survey, 미국의 Survey of Income and Program Participation(SIPP) 등에서 주로 의·식·주와 관련하여 어려움을 겪고 있는지를 측정하는 개념으로 사용되고 있다.

가구의 경제적 상황을 가장 근접하게 보여주는 척도로 널리 활용되고 있는 소득의 경우, 경제적 어려움과는 전반적으로 반비례하는 것으로 알려져 있지만(Bradshaw and Finch, 2003), 가구가 경험하는 경제적 어려움의 14%만을 설명하는 것으로 나타났다(Mayer and Jencks, 1989). 즉 소득기준으로는 최저생계비를 상회하는 가구라고 하더라도 경제적 어려움을 겪을 가능성이 있다.

본 연구는 기초생활보장제도 수급이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향을 살펴보았던 기존 연구가 소득과 빈곤 등에 초점을 맞추었던 것에서 확장하여 경제적 어려움이라는 개념을 통해 기초생활보장제도 수급의 효과를 살펴보았다. 경제적 어려움은 소득수준이나 빈곤지위와 반드시 일치하지 않는다는 점에서 기존 연구와는 다른 결과가 도출될 수 있을 것이라 기대할 수 있다.

다음에서는 기초생활보장제도 수급을 설명하는 요인에 관한 기존의 연구결과를 통해 경향점수 산출에 이용될 변인을 검토하였다. 그리고 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 상황에 미치는 영향을 살펴본 기존 연구를 통해 경향점수 방법을 적용하는 의의를 살펴보았다.

1) 기초생활보장제도 수급을 설명하는 요인

기초생활보장제도 수급은 부양의무자와 소득인정액 충족여부에 따라 결정된다. 하지만 비현실적인 소득인정액 수준과 부양의무자 기준, 미흡한 전달체계의 문제, 기초

생활보장제도에 대한 인식부족과 낙인감 등으로 인해 빈곤함에도 불구하고, 정부의 지원을 받지 못하는 사각지대 인구가 우리나라 전체 인구의 약 8.4%에 해당되는 410만명에 달하고 있다(기획재정부, 2009). 이는 실제 빈곤 여부 외에도 더 다양한 요인이 기초생활보장제도 수급을 결정짓는 데 작용하고 있음을 보여주고 있다. 한국복지패널자료의 다중회귀분석을 통해 기초생활보장제도 수급에 영향을 미치는 요인을 살펴본 구인회, 백학영, 권은선(2007)의 연구뿐만 아니라 다양한 빈곤실태조사(박능후 외, 2003; 조권중 외, 2005)에서 밝혀진 결과를 통해 기초생활보장제도 수급에 영향을 미치는 요인을 살펴보면 다음과 같다.

가구주의 인구사회학적 특성을 살펴볼 때, 가구주의 학력이 고등학교 미만이거나 가구주가 여성 혹은 노인일 때 기초생활보장을 수급할 확률이 높았다. 서울시 소득 3분위 이하 저소득층의 복지욕구를 조사한 조권중 외(2005)의 연구에 의하면, 전체 저소득층 중 가구주의 학력이 고등학교 미만인 경우(무학, 초등학교, 중학교 졸업)는 41.4%를 차지하였으며, 수급 빈곤가구와 비수급 빈곤가구의 경우는 가구주의 학력이 고등학교 미만인 경우가 이보다 더 높게 나타났다. 또한 수급 빈곤가구 중 여성가구주와 노인가구주의 비율은 각각 62.9%와 66.0%로 높아 여성 빈곤과 노인 빈곤이라는 사회적 문제를 보여주고 있다. 5년마다 조사되는 가구소비실태조사를 분석한 박능후 외(2003)의 연구도 가구소득이 최저생계비 이하인 가구 가운데 여성이 가구주인 가구가 남성인 가구주인 가구에 비해 기초생활보장을 수급할 확률이 높다는 것을 보여주고 있다.

가구의 경제활동을 볼 때, 가구주가 실업/비경제 활동 집단에 속하거나 취업 가구원수가 적을 때 기초생활보장을 수급할 확률이 높았다. 수급 빈곤가구 가구주의 취업률은 24.6%, 비수급 빈곤가구 가구주의 취업률은 58.8%로 나타나 가구주가 취업상태에 있지 않을 때 기초생활보장을 수급할 확률이 높음을 알 수 있다(조권중 외, 2005). 가구주의 취업지위뿐만 아니라 가구원의 취업지위도 수급에 영향을 미쳤다. 수급 빈곤가구의 가구원 취업률은 17.9%인데 비해 비수급 빈곤가구의 가구원 취업률은 35.8%로 두 배 가량 높아 기초생활보장제도 수급 가구는 가구주뿐만 아니라 가구원의 취업률도 낮다는 것을 알 수 있다.

또한 아동이나 장애인과 같이 보호가 필요한 가구원이 있을 경우 기초생활보장을 수급할 확률이 높은 것으로 나타났다(구인회 외, 2007). 그러나 조권중 외(2005)의 연구

에서는 소득이 높을수록 아동가구원의 수도 많아, 수급 빈곤가구의 경우 아동의 수가 평균 0.26명이었으나 일반 저소득 가구는 0.74명인 것으로 나타났다. 수급 빈곤가구에서 아동이 적은 것은 노인단독가구가 평균 산출에 투입되었기 때문으로, 다중회귀분석을 통해 노인단독가구가 기초생활보장제도 수급에 미치는 영향을 통제한다면 아동가구원이 있는 가구가 기초생활보장을 수급할 확률이 높아질 가능성이 있다.

기초생활보장제도 수급을 설명하는 것으로 밝혀진 변인들은 저소득층의 경제적 상황과도 밀접한 관련을 보이고 있다. 예를 들어, 가구주의 성별(석재은, 2004)과 교육수준(홍백의·김혜연, 2007)은 기초생활보장제도 수급확률을 설명할 뿐만 아니라 가구의 소득수준과도 높은 상관을 보이고 있다. 즉, 가구주가 여성일 때 기초생활보장을 수급할 확률도 높지만 소득이 낮을 가능성도 크기 때문에, 여성가구주 가구는 기초생활보장을 수급하더라도 여전히 소득이 낮을 가능성을 내포하고 있다. 본 연구는 이러한 선택편의에서 오는 결과 왜곡을 줄이기 위해 경향점수 가중치 방법을 적용하였으며, 위에서 언급된 변인을 이용하여 경향점수를 산출하였다.

2) 기초생활보장제도 수급이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향

통계자료(보건복지부, 2008; 한국보건사회연구원, 2008)에 의하면, 기초생활보장제도의 혜택을 받고 있는 빈곤층은 30%에 못 미칠 정도로 수급율이 낮다. 현금급여의 액수도 매우 낮게 책정되어 기초생활보장을 수급하더라도 저소득층의 경제적 상황을 향상시키기 어렵다는 것도 문제점으로 지적되고 있다. 예를 들어, 1999년에 계측된 최저생계비는 그 해 도시근로자 가구 중위소득의 45.5%에 해당된 반면, 2008년에는 중위소득의 34.8%로 하락하였다. 이는 최저생계비에서 현물급여를 제외한 액수만큼 제공되는 현금급여를 전액 수급하더라도 가구의 소득수준은 중위소득의 약 35% 수준에도 미치지 못한다는 것을 의미한다. 실제로 기초생활보장제도 수급자의 71.3%는 수급 이후에도 최저생계비 이하의 소득을 보이고 있으며, 가구소득이 최저생계비의 50% 미만인 수급자도 일반수급자의 19.0%, 조건부 수급자의 21.3%에 달하는 것으로 나타났다(최일섭 외, 2001).

기초생활보장제도 수급이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향을 살펴보기 위해 기존 연구는 기초생활보장제도 도입 전후를 비교하여 가구소득의 증대정도를 측정하거나(예: 김교성, 2003; 박찬용·강석훈·김태완, 2002; 홍경준, 2002), 총소득을 적용했을 때의 빈곤률과 총소득에서 기초생활보장의 현금급여나 공적이전 소득을 제외했을 때의 빈곤률을 비교함으로써 국민기초생활보장이나 공적이전소득의 빈곤감소효과를 간접적으로 측정하기도 하였다(예: 강병규, 2004; 여유진, 2008). 예를 들어, 여유진(2008)은 공적이전소득(예: 사회보험, 기초생활보장)이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향을 측정하였는데, 전체 공적이전소득의 빈곤감소효과는 6.7%였으며 이 중 기초생활보장제도 수급의 빈곤감소효과는 2.1%인 것으로 나타났다. 중위소득 50% 이하를 빈곤선으로 하여 공적이전소득의 빈곤감소효과를 경제협력개발기구(OECD) 국가와 비교하였을 때, 우리나라 공적이전소득의 빈곤감소효과는 4.3%로 사회민주주의 복지국가(23.3%~24%)뿐만 아니라 자유주의 복지국가(9.3%~12.8%)에 비해서도 크게 낮은 수준이었다. 이에 대해 여유진(2008)은 사회보험의 미성숙과 기초생활보장의 낮은 급여수준을 그 이유로 설명하였다.

저소득층을 가구소득 수준에 따라 세부적으로 나누어 살펴보았을 때, 기초생활보장제도 수급은 극빈층의 경제적 상황을 향상시키는 데는 효과가 있는 것으로 나타났다. 한국복지패널을 분석한 손병돈(2007)은 다항로지모형을 통해 공적이전 수급여부가 빈곤여부 혹은 극빈여부에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았는데, 공적이전 수급은 극빈층(중위소득 25%미만)을 일반빈곤층(중위소득 25%와 50% 사이)으로 이동시키는데 효과적이라고 밝혔다. 일반빈곤층을 비빈곤층(중위소득 50% 이상)으로 이동시키는 데는 효과가 없는 것으로 나타났는데, 이러한 결과를 통해 공적이전의 일부인 기초생활보장만의 빈곤감소효과는 더 적을 것이라 예상할 수 있다. 그러나 이 연구는 한국복지패널 1차년도 자료만을 이용한 횡단적 분석이라는 점에서 극빈층, 일반빈곤층, 비빈곤층간의 ‘이동’이나 기초생활보장과 빈곤지위간의 인과관계를 논할 때 주의를 기울일 필요가 있다.

기초생활보장이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향을 살펴보는 데 있어 기존 연구는 다양한 연구방법을 통해 타당한 결과를 도출하기 위한 노력을 기울여왔다. 위에서 언급한 강병규(2004), 여유진(2008), 손병돈(2007)의 경우는 통계적 처치를 통해 실험

이 불가능한 관찰연구에서 기초생활보장의 효과를 알아보고자 한 반면, 김태일(2004)이나 구인회 외(2010)는 각각 배합법이나 이중차이모델을 이용하여 관찰연구에서 통제 집단 사전사후 설계가 가능하도록 하였다. 기초생활보장제도 수급을 처치로 하는 실험 조사 설계를 시도했다는 점에서 본 연구의 분석 접근방법과 가장 유사한 이 두 연구의 방법론적 접근방식의 특성과 의의 그리고 연구결과를 살펴보면 다음과 같다.

한국노동패널을 분석한 김태일(2004)은 소득수준이나 가구주의 성별에 따라 기초 생활보장제도 수급의 효과가 다르게 나타날 수 있다는 점에 착안하여, 소득구간(12구 간)과 가구주의 성별(2개)을 통해 총 24개(=12X2)의 구간을 설정한 후 수급 가구와 비수 급 가구를 배합한 후 기초생활보장이 근로소득, 전체가구소득, 소비지출에 미치는 영향 을 살펴보았다. 그 결과, 기초생활보장으로 인해 근로소득이 감소되는 정도는 크지 않 았으며 수급으로 인해 가구소득은 증가하였으나 수급 가구의 지출은 비수급 가구에 비 해 4.6% 정도만 더 높은 것으로 나타나, 기초생활보장제도 수급이 이들 빈곤가구의 경 제적 상황에 실질적인 영향을 미쳤다고 보기 어렵다는 것을 보여주고 있다. 그러나 이 접근방법은 소득과 성별 이외의 다른 변인을 통제하지 못했을 뿐만 아니라 더 많은 변 인을 고려하면 구간의 수가 무한정 증가하여 수급 가구와 비수급 가구의 배합이 불가능 하게 된다는 제한점을 가지고 있다.

구인회 외(2010)는 통제집단을 적절하게 설정하지 못한 기존 이중차이모델 연구의 제한점을 반영하여 기초생활보장제도 수급확률의 차이를 가장 잘 나타낼 뿐만 아니라 변화가 쉽게 일어나지 않는 지표로 주택소유 여부와 학력을 선택하였다. 주택소유 여부와 학력을 이용하여 실험집단과 통제집단을 설정하고 기초생활보장 외에 근로, 소득, 빈곤에 영향을 미치는 요인(예: 가구주 연령, 가구주 성별)을 이중차이 다변인 분석으로 통제한 결과, 기초생활보장 수급은 가구소득을 증가시켰으나 저소득층의 근로확률을 낮춰서 결과적으로 빈곤율을 감소시키지는 못한 것으로 나타났다. 그러나 주택소유 여부와 학력이 수급여부를 결정짓는 중요한 변인이지만, 두 변인만으로 수급여부를 나누 기에는 무리가 있는 것도 사실이다.

앞에서 언급했듯이 기초생활보장제도 수급확률은 가구주·가구원·가구의 전반적인 특성에 기초하고 있다는 점을 고려할 때 여러 가지 변인을 이용하여 기초생활보장제도 수급확률을 살펴볼 필요가 있다. 본 연구에 적용하고자 하는 경향점수는 기초생활보장

이 저소득층의 경제적 상황에 미치는 영향을 살펴볼 때 다차원의 변인으로 설명되는 수급확률을 단일차원으로 요약한다는 점에서 좀 더 타당한 결과를 산출하는 데 도움이 되리라 생각한다.

3. 연구방법

1) 연구대상

한국복지패널은 인구센서스 90% 조사구에서 층화집락표집을 통해 1차년도에 표집한 7,000여 가구 중 4차년도까지 남아 있는 가구의 비율이 83.92%로 표본 유지율이 높은 편이다. 복지욕구를 효과적으로 파악하기 위해 중위소득 60% 미만의 저소득층과 중위소득 60% 이상의 일반가구를 같은 비율로 표집함으로써 저소득층을 과대표집하였다는 점에서 본 연구에 적합한 자료라고 할 수 있다. 본 연구는 2차년도, 3차년도, 4차년도 한국복지패널에 모두 참여하고, 사용하는 변인에서 결측치가 없는 대상을 분석에 사용하였다.

[그림 2]는 저소득 가구의 유형을 2차년도 경상소득과 소득인정액을 이용하여 구분한 것으로, A표본(n=1,142)은 2차년도 가구의 경상소득이 최저생계비 100% 이하인 집단으로 기초생활보장제도 수급 저소득 가구뿐만 아니라 비수급 저소득 가구도 포함되어 있다. B표본(n=736)은 2차년도 가구의 소득인정액이 최저생계비 100% 이하인 집단으로, 이 표본의 비수급 저소득 가구는 부양의무자 기준 등을 충족시키지 못해 기초생활보장을 수급하지 못하는 가구를 의미한다.

[그림 2] 수급 및 비수급 저소득 가구의 구분

수급 저소득	비수급 저소득	
경상소득 최저생계비 100% 이하(A표본)		
소득인정액 100% 이하(B표본)	소득인정액 100% 이상~120% 미만	소득인정액 120% 이상

출처: 한국보건사회연구원(2010)

본 연구에서는 이 중 기초생활보장제도 수급 조건이 더 엄격하게 적용되었을 뿐 아니라 경제적 상황이 더 동질한 집단으로 구성된 B표본을 사용하였다. 어느 집단에 근거하여 경향점수가 산출되는지에 따라 경향점수가 적용된 결과에 차이가 발생하기 때문에 이를 보완하기 위하여 A표본을 이용한 민감도 분석(sensitivity analysis)을 실시하였다. 민감도 분석 결과 A표본을 사용하여 경향점수를 적용하였을 때, 수급 집단과 비수급 집단 간 경제적 어려움의 차이가 B표본을 사용한 경우에 비해 조금 더 커지는 것을 제외하고는 큰 차이가 없었으므로 본 연구에서는 B표본을 사용한 결과만 제시하였다.

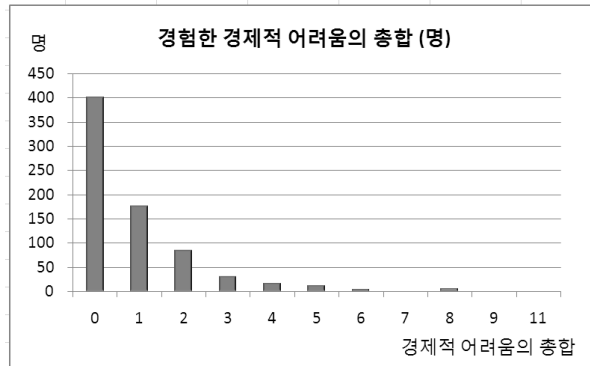
2) 변인의 정의와 측정

(1) 4차년도 경제적 어려움

경제적 어려움은 영국의 Family Resources Survey와 미국의 Survey of Income and Program Participation(SIPP)에서 측정하는 바와 같이 식품 미보장, 주거 불안정, 단전과 단수 경험, 의료시설 이용 제한 등으로 보았으며 본 연구에 사용된 한국복지패널은 이와 유사한 문항을 측정하고 있다.

4차년도 경제적 어려움을 측정하는 문항은 ① 2달 이상 집세가 밀리거나 낼 수 없어 집을 옮긴 경험, ② 공과금을 기한 내 납부하지 못한 경험, ③ 세금을 내지 못해 전기, 전화, 수도가 끊긴 경험, ④ 자녀의 공교육비를 한 달 이상 못 준 경험, ⑤ 돈이 없어 겨울에 난방을 못한 경험, ⑥ 돈이 없어 본인이나 가족이 병원에 못 간 경험, ⑦ 가구원 중 신용불량자가 된 경험, ⑧ 건강보험 미납으로 인한 보험급여자격정지 경험 여부 등의 8문항과 식품미보장을 설명하는 5문항으로 구성되어 있다. 총 13개의 문항에 대해 예(1)와 아니오(0)로 응답한 것을 합산하여 ‘경제적 어려움’의 총합을 산출하였으며, 저소득 가구가 경험한 경제적 어려움의 최대값은 13점이다.

[그림 3] 4차년도에 경험한 경제적 어려움 종류의 총합 분포



4차년도 경제적 어려움을 구성하는 문항의 신뢰도계수(Cronbach's α)는 0.71이었다. 문항 총합의 평균값은 0.82로 나타나 평균적으로 1개 미만의 경제적 어려움을 경험하고 있었다([그림 3] 참고). 약 60%의 저소득 가구가 경제적 어려움 문항에 대해 전혀 경험하고 있지 않은 것으로 응답하였으나, 약 40%의 저소득 가구는 ‘모든 국민의 건강하고 문화적인 최저생활을 보장하는’ 국민기초생활보장 하에서도 기본적인 의식주가 해결되지 않은 상황을 경험하고 있다는 점에서 이는 간과할 수 없는 문제라 할 수 있다.

(2) 3차년도 기초생활보장제도 수급형태

3차년도 기초생활보장제도 수급 여부는 2007년도에 기초생활보장을 수급한 경험이 있는지에 따라 예(1)와 아니오(0)로 코딩하였다.

(3) 3차년도 기초생활보장제도 수급형태를 설명하는 2차년도 변인

민감도 분석을 위해 두 종류의 표본을 사용한 것과 마찬가지로, 경향점수는 어떠한 변인을 근거로 하여 산출되었는지에 따라 차이를 보이기 때문에(Guo and Fraser, 2010) 이를 보완하기 위해 세 단계의 변인군을 이용하여 각각에 해당하는 경향점수를 산출하였다.

첫 번째 단계는 김태일(2004)과 구인회 외(2010)가 기초생활보장제도 수급의 효과를 측정하기 위해 실험집단과 통제집단으로 배합을 시도할 때 사용했던 변인으로 소득

수준, 주택소유 여부, 가구주 성별, 가구주 학력이 이에 해당된다. 김태일(2004)은 소득 구간을 이용하여 배합을 한 반면에 본 연구에서는 2차년도 가구의 경상소득을 최저생계비로 나눈 값을 사용하여 좀 더 정확한 측정을 시도하였다. 주택소유 여부는 예(1)와 아니오(0)로 코딩하여 사용하였고, 가구주 성별은 여성 가구주(1)와 남성 가구주(0)로 코딩하였으며, 가구주 학력은 크게 초중등 졸업 이하, 고등학교 졸업, 전문대 이상으로 구분하였고 분석에서는 초중등 졸업 이하 집단을 준거집단으로 사용하였다.

두 번째 단계는 위의 변인 외에 집단 간 비교분석(예: 구인회 외, 2007; 박능후 외, 2003; 조권중 외, 2005)을 통해 기초생활보장제도 수급을 설명하는 것으로 밝혀진 변인으로, 크게 가구의 가구주 특성, 가구원 특성으로 나눌 수 있다. 가구주 특성으로는 2차년도에 가구주의 연령과 취업여부를 고려하였다. 가구주 취업여부의 경우, 가구주의 경제활동 참여 상태에 대해 ‘상용직 임금근로자’, ‘임시직 임금근로자’, ‘일용직 임금근로자’, ‘자활근로 및 공공근로’, ‘고용주’, ‘자영업자’, ‘무급가족종사자’의 경우 일하고 있음(1)으로, ‘실업자(지난 4주간 적극적으로 구직활동 중)’, ‘비경제 활동인구’는 일하고 있지 않음(0)으로 코딩하였다.

가구원 특성으로는 건강한 가구원의 비율, 6세 이하 아동의 수, 장애가 있는 가구원 여부를 사용하였다. 건강상태가 좋은 가구원의 비율은 가구원의 건강상태에 대한 응답이 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’의 경우 건강하다(1)로, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’의 경우 건강하지 않다(0)로 코딩한 후, 각 가구원의 건강상태를 합산하여 총 가구원의 수로 나누어 산출하였다. 6세 이하 아동의 수는 6세 이하인 가구원의 수를 합산하여 산출하였으며, 장애가 있는 가구원 여부는 있다(1)와 없다(0)로 코딩하였다.

세 번째 단계는 가구의 경제적 욕구와 관련된 변인으로, 본 연구에서는 2차년도 경제적 어려움을 사용하였다. 2차년도 경제적 어려움은 3차년도 기초생활보장제도 수급을 직접적으로 설명하는 변인은 아니지만, 이 변인을 분석에 투입함으로써 4차년도 경제적 어려움에 영향을 미치지만 한국복지패널에서 측정되지 않았거나 본 연구에서 미처 고려하지 못한 변인이 최종 종속변인인 4차년도 경제적 어려움에 미치는 영향력을 통제하고자 하였다.

3) 분석방법

본 연구는 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 어려움에 미치는 영향을 알아보기 위해 경향점수(propensity score: PS)방법을 사용하였다. 경향점수방법은 무선택당(random assignment)이 되어 있지 않은 연구나 관찰연구의 경우 인과관계 추론의 타당성이 떨어진다는 단점을 보완하기 위해 고안되었다. 경향점수 산출과 적용에 관한 설명은 정선영·정익중(2011)과 민경석(2008)에서 좀 더 자세히 살펴볼 수 있다.

일반적으로 처치의 효과를 알기 위해서는, 실험집단과 통제집단 간의 평균 차이를 통해 처치효과를 알아보며 처치효과인 τ 는 다음의 식(1)로 표현할 수 있다.

$$\tau = E(Y_{it}) - E(Y_{i0}) \quad \text{식(1)}$$

식(1)에서 E는 기대값을 나타낸다. Y_{it} 과 Y_{i0} 는 실험집단과 통제집단의 i 번째 관찰값으로, 개별 i 대상이 처치를 받았을 때의 관찰값인 Y_{it} 에서 동일한 개별 i 대상이 처치를 받지 않았을 때의 관찰값인 Y_{i0} 를 빼 값의 평균값을 통해 처치효과를 알 수 있다. 그러나 현실에서는 개별 i 대상이 처치를 받는 동시에 처치를 받지 않는 경우는 존재하지 않으므로 실제 처치효과는 식(2)로 계산된다.

$$\tau | T_i = E(Y_{it} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 0) \quad \text{식(2)}$$

식(2)에서 T_i 가 1일 경우는 처치를, T_i 가 0일 경우는 통제를 의미한다. 무선택당이 이루어진 경우에는 식(1)과 식(2)는 동일한 것으로 가정되지만, 무선택당이 이루어지지 않은 경우에는 식(1)과 식(2)는 같은 값을 갖지 않는다. 그러므로 관찰연구에서는 처치할당에 영향을 주는 공변인 X_i 를 통제한 식(3)을 통해 처치효과를 추정한다.

$$\tau | X_i T_i = E(Y_{it} | X_i, T_i = 1) - E(Y_{i0} | X_i, T_i = 0) \quad \text{식(3)}$$

처치할당에 영향을 주는 모든 공변인이 통제된다고 가정한다면 식(1)과 식(3)은 동일한 것으로 가정될 수 있다. Rosenbaum과 Rubin(1983)은 공변인을 통제한 후 연구대상을 실험

집단 혹은 통제집단에 할당될 확률을 나타내는 경향점수가 $p(X_i) = P(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i)$ 일 때 $\{(Y_{it}, Y_{io} \perp T_i) | X_i\}$ 이면 $\{(Y_{it}, Y_{io} \perp T_i) | p(X_i)\}$ 임을 증명하였다. 즉, 식(1)의 처치 효과는 경향점수를 적용한 식(4)와 같이 표현될 수 있다.

$$\tau = E(Y_{it} | p(X_i), T_i = 1) - E(Y_{io} | p(X_i), T_i = 0) \quad \text{식(4)}$$

본 연구에서는 경향점수를 이용한 여러 가지 접근방법 중에서 경향점수 가중치 방법을 사용하였다. 각 방법별로 장단점이 있으나, 동일한 경향점수를 보이는 연구대상을 짝짓는 배합법을 사용했을 경우 짝을 이루는 경향점수가 없을 때는 대상이 누락될 위험이 있기 때문에, 사례수가 736명으로 크지 않은 본 연구에서는 사례수를 최대한 보존하기 위하여 경향점수 가중치 방법을 사용하였다. 경향점수 가중치는 실험집단과 통제집단 참여자에게 가중치를 적용하여 각 참여자가 실험집단과 통제집단에 무선할당되는 효과를 보고자하는 방법이다. 처치를 받을 확률을 설명하는 공변인(X_1, X_2, \dots, X_p)을 이용하여 경향점수를 구하는 방식과 이를 이용해 경향점수 가중치를 구하는 방식은 [그림 4]와 같다. 경향점수는 주로 로짓 회귀분석이나 다항로짓 회귀분석을 통해 산출되며 실험집단에 속할 확률을 보여준다. 각 확률에 역수를 취한 것이 경향점수 가중치인데 처치를 받은 집단의 경우는 경향점수(PS)의 역수를, 처치를 받지 않은 집단의 경우는 1에서 경향점수(PS)를 제한 값 (1-PS)의 역수를 취한다.

[그림 4] 경향점수 및 경향점수 가중치 산출 절차

- 경향점수(propensity score: PS) 구하기: $\ln(\text{PS}/(1-\text{PS})) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p$
- 처치를 받은 대상의 경향점수 가중치(w_i): $w_i = 1/\text{PS}_i$
- 처치를 받지 않은 대상의 경향점수 가중치(w_i): $w_i = 1/(1-\text{PS})$

본 연구의 분석은 다음과 같은 절차를 거쳤다. 첫째, 2차년도 설명변인을 이용한 로짓 회귀분석을 통해 3차년도 기초생활보장제도 수급을 보여주는 경향점수를 산출하였다. 둘째, 경향점수에 역수를 취하여 가중치를 구했다. 기초생활보장제도 수급여부에 따라 다른 특성(예: 가구주 연령)을 보였던 두 집단이 가중치를 적용한 후에 동일한 집단으로 조정되었는지 알아보기 위해 가중치 적용 전과 적용 후의 집단 간 차이를 보았다. 이 때 각각의 설명

변인을 종속변인으로 하고 기초생활보장제도 수급을 독립변인으로 하는 회귀분석을 실시하였다.

셋째, 경향점수를 통해 산출된 가중치를 표집 가중치(sampling weight)로 적용하여 4차년도 저소득 가구의 경제적 어려움을 종속변인으로 한 회귀분석을 실시하였고, 이를 통해 선택편의가 제거된 실험연구에서 기초생활보장제도 수급이라는 처치(treatment)가 경제적 어려움이라는 결과(outcome)에 미치는 인과적 효과를 살펴보았다. 경제적 어려움의 총합이 정상분포를 보이지 않고 있기 때문에 로그를 취한 값을 이용하여 OLS 회귀분석을 실시하는 한편, 경제적 어려움 경험여부(1/0)를 종속변인으로 하는 로짓 회귀분석을 실시하였다. 마지막으로, 경향점수를 산출하기 위한 로짓 모델에 사용된 2차년도 설명변인을 이용하여 다중회귀분석을 실시하였다. 다중회귀분석을 통해 산출된 결과와 경향점수 가중치를 적용한 모델의 결과를 비교하였으며, 이를 통해 경향점수 가중치 방법의 유용성을 확인하였다.

4. 연구결과

1) 3차년도 기초생활보장제도 수급 여부에 따른 차이

먼저 분석에 사용되는 변인이 기초생활보장제도 수급여부에 따라 어떠한 차이를 보이는지 살펴보았다. 가구의 소득인정액이 최저생계비의 100% 이하인 경우에 해당되는 수급 저소득 가구와 비수급 저소득 가구의 특성을 비교한 결과가 [표 1]에 제시되어 있다. 선행연구(예: 구인회 외, 2007; 박능후 외, 2003; 조권중 외, 2005)에서 보고된 것과 마찬가지로, 수급 가구는 주택을 소유하는 비율이 낮았으며($X^2=26.66$, $p<.001$) 가구주가 취업한 비율이 낮고($X^2=15.22$, $p<.001$) 건강이 좋은 가구원의 비율이 낮았으며($t=3.83$, $p<.001$) 장애가 있는 가구원의 비율은 높았다($X^2=33.80$ $p<.001$). 한편, 3차년도에 기초생활보장을 수급한 가구는 비수급 가구에 비해 2차년도에 최저생계비 대비 경상소득이 높은 것으로 나타났다($t=-4.69$, $p<.001$). 3차년도에 기초생활보장을 수급한 가구는 그렇지 않은 저소득 가구에 비해 2차년도에 더 많은 종류의 경제적 어려움을 경험하였고

($t=-3.24, p<.001$) 이는 4차년도에도 지속적으로 관찰되었다($t=-2.74, p<.01$). 즉, 두 집단 간 경제적 어려움의 차이는 감소하였으나 여전히 수급 가구의 경제적 어려움은 비수급 가구에 비해 더 높다는 것을 알 수 있다.

[표 1] 3차년도 기초생활보장제도 수급여부에 따른 변인의 차이 분석

변인	가구의 소득인정액이 최저생계비 100% 이하인 가구 (n=736)		
	수급 (247명)	비수급 (489명)	t 혹은 X^2
4차년도 경제적 어려움	1.08 (.09)	.77 (.07)	-2.74**
2차년도 설명변인			
경상소득/최저생계비	.33 (.01)	.27 (.01)	-4.69***
주택소유 여부	65명	225명	26.66***
가구주 교육 수준			
가구주 고등학교 졸업	28명	72명	5.91+
가구주 전문대 졸업 이상	10명	38명	
여성 가구주	129명	230명	1.77
가구주 연령			
가구주 40-65세	106명	109명	34.47***
가구주 65세 이상	124명	334명	
가구주 취업	47명	160명	15.22***
건강이 좋은 가구원 비율	.32 (.02)	.44 (.02)	3.83***
6세 이하 아동 수	.23 (.04)	.18 (.02)	-1.25
장애가 있는 가구원 여부	94명	90명	33.80***
경제적 어려움	.89 (.09)	.58 (.05)	-3.24***

*** $p<.001$; ** $p<.01$; * $p<.05$; + $p<.10$

본 연구는 가구의 소득인정액이 최저생계비 100% 이하인 가구만을 대상으로 했다는 점에서, 부양의무자 기준을 제외하고는 기초생활보장제도 수급 확률이 비슷한 수급 가구와 비수급 가구 간의 차이를 살펴본 것이라 할 수 있다. 두 집단 간 차이 중에서도 주택소유 비율은 비수급 가구가 높지만 최저생계비 대비 경상소득은 수급 가구가 높다는 사실은 비수급 가구가 수급 가구에 비해 경제적으로 더 나은 상황이기 때문에 국민 기초생활보장을 수급하지 않는 것은 아니라는 것을 보여준다. 한편, 수급 가구는 2차년도에 최저생계비 대비 경상소득의 수준이 높고 3차년도에 국민기초생활보장제도를 수급했음에도 불구하고 4차년도에 여전히 경제적 어려움을 겪고 있는 것으로 나타났는

데, 이는 경제적 어려움을 초래하는 각종 요인(예: 가구주 미취업, 가구원 건강상태)으로 인하여 현금급여가 주를 이루는 기초생활보장제도 수급의 효과가 나타나지 않은 것이라고 해석할 수 있다.

2) 경향점수 가중치의 산출과 적용

[표 2]는 선행 연구뿐만 아니라 [표 1]에서 수급 가구와 비수급 가구 간에 유의한 차이가 있는 것으로 밝혀진 변인을 사용하여 경향점수를 산출하기 위하여 로짓 회귀분석을 실시한 결과이다.

[표 2] 3차년도 기초생활보장제도 수급의 경향점수 산출을 위한 로짓 회귀분석

2차년도 설명변인	소득인정액이 최저생계비 100% 이하인 가구 (n=736)
	OR (std.err.)
경상소득/최저생계비	49.22 (37.34)***
주택소유 여부	.43 (.08)***
가구주 교육 수준	
가구주 고등학교 졸업	.52 (.16)*
가구주 전문대 졸업 이상	.46 (.21)
여성 가구주	1.74 (.36)**
가구주 연령	
가구주 40-65세	.35 (.19)+
가구주 65세 이상	.27 (.06)***
가구주 취업	.27 (.07)***
건강이 좋은 가구원 비율	.34 (.09)***
6세 이하 아동 수	1.09 (.21)
장애가 있는 가구원 여부	2.42 (.51)***
경제적 어려움	1.06 (.08)
LR chi-square(12)= 178.66***	

*** p<.001; ** p<.01; * p<.05; + p<.10

준거집단: 가구주 교육수준 중학교 이하 졸업; 가구주 연령 40세 미만

2차년도에 최저생계비 대비 경상소득이 높거나(OR=49.22, p<.001) 가구주가 여성이거나(OR=1.74, p<.01) 장애가 있는 가구원이 있을 때(OR=2.42, p<.001) 3차년도에 기

초생활보장을 수급할 확률이 높았다. 반면 주택을 소유하고 있거나(OR=.43, p<.001) 가구주의 최종학력이 고등학교 졸업이거나(OR=.52, p<.01) 가구주의 연령이 40세 이상이거나(OR=.35, p<.10; OR=.27, p<.001) 건강이 좋은 가구원의 비율이 높을 때는(OR=.34, p<.001) 기초생활보장을 수급할 확률이 낮았다.

[표 3] 기초생활보장제도 수급 집단과 비수급 집단의 차이: 가중치 적용 전후 비교

분석 방법	종속변인: [표 2]의 설명변인	경향점수 가중치 적용 전 독립변인 ^a 의 계수 ^b (std.err.)	경향점수 가중치 적용 후 독립변인 ^a 의 계수 ^b (std.err.)
OLS	경상소득/최저생계비	.06 (.01)***	-.0004 (.0004)
로짓	주택소유 여부	.42 (.07)***	.89 (.18)
다항 로짓	가구주 초등학교 이하 학력	2.10 (.77)*	1.28 (.56)
	가구주 고등학교 이하 학력 (준거집단: 가구주 전문대 이상 학력)	1.48 (.62)	.88 (.44)
로짓	여성 가구주	1.23 (.19)	1.18 (.23)
다항 로짓	가구주 40세 미만	.29 (.13)**	.57 (.27)
	가구주 65세 이상 (준거집단: 가구주 40세 이상 65세 미만)	.38 (.07)***	1.14 (.23)
로짓	가구주 취업	.48 (.09)***	.84 (.19)
OLS	건강이 좋은 가구원 비율	-.13 (.03)***	-.02 (.01)**
OLS	6세 이하 아동 수	.05 (.04)	-.02 (.01)
로짓	장애가 있는 가구원 여부	2.72 (.48)***	.95 (.20)
OLS	2차년도 경제적 어려움	.31 (.09)**	-.01 (.16)

*** p<.001; **p<.01 *p<.05

a: 3차년도 기초생활보장제도 수급

b: 다항로짓 회귀분석의 경우 RRR(Relative Risk Ratio); 로짓 회귀분석의 경우 OR(Odds Ratio); OLS 회귀분석의 경우 회귀계수

[표 3]은 설명변인에 대하여 [표 2]에서 산출된 경향점수의 가중치를 적용하였을 때, 수급 가구와 비수급 가구 간의 차이가 조정된 결과를 보여준다. 이때, 설명변인을 종속변인으로 하고 수급 여부를 독립변인으로 하는 회귀분석을 실시하여 각 변인이 수급 가구와 비수급 가구 간에 동일하게 분포하고 있는지를 확인하였다.

예를 들어, 경향점수 가중치를 적용하기 전에 최저생계비 대비 경상소득은 기초생활보장을 수급할 경우 .06($p < .001$) 높은 것으로 나타나지만, 가중치를 적용한 후에는 기초생활보장제도 수급은 최저생계비 대비 경상소득에 유의한 관련이 없는 것으로 나타났다($b = -.0004, p > .05$).

경향점수 가중치를 적용하기 전에는 이 외에도 주택소유 여부, 가구주 학력, 가구주 연령, 가구주 취업여부, 건강이 좋은 가구원 비율, 장애가 있는 가구원 여부, 2차년도 경제적 어려움이라는 종속변인에 대하여 기초생활보장제도 수급이 유의한 영향을 미쳤으나, 가중치가 적용된 이후에는 기초생활보장제도 수급의 영향력이 통계적으로 더 이상 유의하지 않았다. 즉, 가중치 적용 후에는 위에서 언급된 설명변인은 수급 집단과 비수급 집단 간에 동일하게 분포되어 있다는 것으로 이 두 집단은 무선할당된 것과 유사한 효과를 보이고 있다.

한편, ‘건강이 좋은 가구원의 비율’은 가중치가 적용된 후에 기초생활보장제도 수급의 효과가 -.13에서 -.02로 감소하기는 하였으나 여전히 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 경향점수 가중치 방법을 통해 수급 가구와 비수급 가구를 완벽하게 동질하게 만드는 데는 한계가 있음을 보여준다.

3) 기초생활보장제도 수급이 경제적 어려움에 미치는 영향:

경향점수 가중치 결과와 회귀모델 결과의 비교

[표 4]는 수급 가구와 비수급 가구의 경제적 어려움의 차이를 분석방법에 따라 요약하고 있다. 경제적 어려움이라는 종속변인의 약 60%가 0이라는 값을 가지고 있기 때문에 작은 수를 더한 후(예: 0.1, 0.3, 0.5 등) 로그를 취하여 OLS 회귀분석을 실시하였으며, 각 값 별로 큰 차이가 나타나지 않았으므로 여기에서는 0.3을 더하여 로그를 취한 후 회귀분석을 실시한 결과를 제시하였다. 이와 함께, 경제적 어려움을 경험한 경우와 그렇지 않은 경우를 이분한 후 로짓 회귀분석을 실시하였다.

[표 4] 3차년도 기초생활보장제도 수급에 따른 4차년도 경제적 어려움의 차이^a

	경제적 어려움의 로그값 (연속변인) b (std.err.)	경제적 어려움 한 가지 이상 여부 (이항변인) OR (std.err.)
경향점수 가중치 적용 (A)	.08 (.09)	1.26 (.25)
통제변인 미적용 (B)	.34 (.08)***	2.06 (.33)***
통제변인 ^b 적용(C)	.13 (.08)	1.45 (.27)*

*** p<.001; **p<.01; *p<.05

- a: 연속변인은 OLS 회귀분석, 이항변인은 로짓 회귀분석을 적용하여 얻어진 “3차년도 기초생활보장제도 이용”의 회귀계수로서 기초생활보장제도를 이용한 경우의 점수와 기초생활보장제도를 이용하지 않은 경우의 점수의 차이 값을 의미함
 b: 통제변인: 경상소득/최저생계비, 주택소유 여부, 가구주 학력, 여성 가구주, 가구주 연령, 가구주 취업, 건강이 좋은 가구원 비율, 6세 이하 아동수, 장애가 있는 가구원 여부, 2차년도 경제적 어려움

결과(A)는 경향점수 가중치를 적용한 후 수급 가구와 비수급 가구의 경제적 어려움의 차이를 살펴본 것으로, 거의 동질한 두 집단에 3차년도 기초생활보장제도 수급이라는 처치를 한 통제집단 후비교 설계의 결과에 해당된다. 경향점수 가중치를 적용한 결과(A)는 OLS와 로짓 회귀분석에서 두 집단 간에 유의한 차이는 없는 것으로 나타났다. 즉, 경향점수 가중치를 적용하였을 때 3차년도에 기초생활보장을 수급한 가구와 그렇지 않은 가구는 4차년도에 비슷한 수준의 경제적 어려움을 경험하고 있었다.

가중치를 취하지 않고 OLS 회귀분석을 한 결과는 통제변인을 투입하지 않고 ‘수급 여부’만을 독립변인으로 사용하였을 때(B) 3차년도 수급이 4차년도 경제적 어려움을 .34(p<.001) 높였으나, 통제변인을 모델에 투입하여 통제하였을 때(C) 3차년도 수급은 4차년도 경제적 어려움에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(b=.13, p>.05). 또한 가중치를 취하지 않고 로짓 회귀분석을 실시한 결과는 통제변인이 투입되지 않았을 때(B)는 3차년도 수급이 4차년도에 경제적 어려움을 한 가지 이상 경험할 확률(odds)을 2.06배(p<.001) 높이는 것으로 나타났다. 통제변인이 투입된 결과(C)는 3차년도 수급이 4차년도에 경제적 어려움을 경험할 확률(odds)을 1.45배(p<.05) 높이는 것으로 나타나, 통제가 이루어졌음에도 불구하고 3차년도에 기초생활보장을 수급한 가구가 4차년도에 경제적 어려움을 더 많이 경험하게 된다는 선택편의에 의한 결과를 보여주고 있다.

5. 결론 및 제언

본 연구는 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 어려움에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 기초생활보장을 수급하는 가구와 수급하지 않는 가구의 경제적 어려움을 비교하였다. 경제적 어려움을 경험할수록 기초생활보장을 수급할 확률이 높기 때문에 결과적으로 기초생활보장을 수급하는 집단의 경제적 어려움 정도가 높을 수 있다는 선택편의에 의한 결과 왜곡 가능성을 줄이고자 본 연구에서는 경향점수 가중치 방법을 사용하였다. 또한 경향점수 가중치 방법에 기초한 결과와 회귀분석에 기초한 결과를 비교하여 선택편의 제거 정도에 따라 기초생활보장제도 수급의 효과가 어떻게 달라지는지 살펴보았다.

주요 연구결과와 그에 따른 함의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 실험연구가 불가능한 관찰연구에서 경향점수 방법은 인과적 효과를 알아보는 데 있어 유용한 방법임을 확인할 수 있었다. 예를 들어, 4차년도 경제적 어려움을 종속변인으로 한 로짓 회귀분석에서 가중치를 적용하지 않고 설명변인을 통제한 결과는 3차년도 수급이 4차년도 경제적 어려움 경험 확률을 높이는 것으로 설명하고 있다. 그러나 가중치를 적용하여 통제집단 후비교 설계의 효과를 취한 결과에서는 3차년도 수급은 4차년도 경제적 어려움 경험 확률에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 잔여적 복지정책이 주를 이루고 있는 현 상황에서 복지정책은 특정 정책과 관련된 욕구가 높은 집단에 집중되기 마련이므로 정책의 효과를 분석할 때 선택편의는 피할 수 없는 상황이다. 선택편의를 충분히 제거하지 못한 상태에서 정책 효과성 연구를 실행하게 되면 의외의 결과를 초래할 가능성이 있다는 점을 고려할 때 정책 효과성 연구에서 경향점수 방법의 유용성은 높다고 할 수 있다.

둘째, 설명변인을 통제한 회귀모델 결과에 비해 경향점수 가중치 방법을 적용한 결과는 기초생활보장제도 수급 가구가 비수급 가구에 비해 경제적 어려움을 더 겪게 된다는 선택편의를 줄이기는 하였으나, 기초생활보장제도 수급 가구가 비수급 가구에 비해 경제적 어려움을 덜 겪는다는 결과를 도출하지는 못했다. 이는 낮은 현금급여 액수로 인하여 기초생활보장제도 수급이 저소득 가구의 경제적 상황을 향상시키는데 실질적

인 기여를 하지 못했을 가능성을 제시한다. 기초생활보장제도 수급은 가구의 소비를 유의하게 증가시키지 못했을 뿐만 아니라(김태일, 2004) 빈곤율 감소에도 실질적인 영향을 미치지 못했다는(구인회 외, 2010; 여유진, 2008) 기존의 연구결과도 이러한 가능성을 뒷받침한다.

생계급여와 주거급여를 포함한 현금급여는 최저생계비에서 소득인정액을 제외한 액수만큼 지급되고, 소득인정액은 가구의 근로소득과 재산의 소득환산액·사적이전소득 등으로 구성된다. 그러나 실제 소득이 발생하지 않았음에도 불구하고 재산의 높은 소득환산율로 인해 소득인정액이 높게 책정되고 있어, 실제 저소득 가구가 수급하게 되는 현금급여의 액수는 최저생계비의 절반수준에도 미치지 못하고 있는 실정이다(박능후, 2010). 현재의 최대 현금급여 액수가 중위소득의 약 35% 수준보다 낮다는 점을 고려하면, 실제로 수급하는 현금급여의 액수로는 저소득 가구의 경제적 상황에 유의한 변화를 일으키는데 부족하다는 점을 알 수 있다. 최후의 사회안전망인 기초생활보장제도의 현금급여액이 실제적으로 기능하기 위해서는 형평성 문제를 야기하는 현금급여액의 증액보다는 재산의 소득환산율을 조정하거나(박능후, 2010) 재산기준을 수급자격 여부를 판단하는 기준으로만 사용하는 방식(석재은, 2011)을 고려해야 할 것이다.

셋째, 경향점수 가중치 적용을 통해 선택편의가 제거되었음에도 불구하고 기초생활보장제도 수급이 경제적 어려움을 유의하게 감소시키지 못한 것은 낮은 현금급여 수준뿐만 아니라 기초생활보장의 수급 방법과도 관련이 있다. ‘모든 국민의 건강하고 문화적인 최저생활 보장’이라는 기초생활보장제도의 취지를 고려할 때 저소득 가구의 실제적인 경제적 상황을 향상시키기 위해서는 저소득 가구가 경험하는 경제적 어려움의 다양성이 수급 방법에 반영될 필요가 있다(석재은, 2011). 예를 들어, 한국복지패널에서 경제적 어려움을 측정하기 위해 사용한 문항 중에서 저소득 가구가 가장 많이 경험하고 있는 것으로 보고한 문항은 “경제적인 어려움 때문에 먹을 것을 살 돈이 없어서 균형 잡힌 식사를 할 수가 없었던 경험(33.3%)”이었고 “먹을 것이 떨어졌는데도 더 살 돈이 없었던 경험(9.8%)”이 그 뒤를 이어 식생활과 관련된 경제적 어려움이 다른 영역에 비해 현저히 높음을 알 수 있다. 식생활에서 경험하는 경제적 어려움을 완화하기 위하여 식생활 관련 욕구가 있는 가구를 대상으로 Food Stamp와 같은 현물급여를 통해 특정 식품의 구입을 유도함으로써 균형 잡힌 식생활을 지원하는 방식을 고려해 볼 수 있다.

본 연구는 기존 연구들이 제거하지 못했던 선택편의와 횡단적 설계로 인하여 인과관계를 명확히 할 수 없었던 한계를 일부 극복했다는 데에서 큰 의의를 찾을 수 있다. 하지만 본 연구는 경향점수 가중치를 적용한다고 하더라도 기초생활보장을 수급하는 집단과 수급하지 않는 집단 간에 존재하는 인구사회학적 특성의 차이를 완벽하게 제거하는 것은 불가능하다는 점에서 한계를 가지고 있다. 본 연구에서는 기존 연구를 통해 밝혀진 설명변인들을 최대한 반영하여 경향점수를 산출하였으나, 기초생활보장제도 수급을 설명하는 유의미한 변인임에도 불구하고 본 연구에서 누락된 변인이 있을 수 있고 패널조사의 특성상 측정은 불가능하나 기초생활보장제도 수급에 영향을 미치는 중요한 변인(예: 낙인)이 존재할 수도 있다. 경향점수 가중치 방법은 기존의 배합법보다는 상대적으로 더 많은 변인을 고려할 수 있다는 점에서 효용성이 더 높다고 할 수 있으나, 정해진 변인만을 이용하여 연구대상을 실험집단과 통제집단으로 배분한다는 점에서 배합법이 가지고 있는 단점을 공유하고 있다고 할 수 있다. 이는 난선택화를 통해 연구대상을 실험집단과 통제집단에 배분하지 않는 이상 존재할 수밖에 없는 문제이므로 본 연구에서 살펴본 기초생활보장제도의 수급에 영향 미치는 요인 이외에 더 다양한 변인을 살펴보는 것은 물론 정책분야에서도 실험조사설계를 활용한 시범사업방식이 시도될 필요가 있다. 또한 본 연구는 국민기초생활보장제도 수급여부만을 가지고 그 효과를 측정하였지만 단순히 수급여부만으로 저소득 가구의 경제적 상황을 설명하기에는 어려운 점이 있다. 차후 연구는 수급여부 이외에 정확한 현금급여 액수나 다른 공적 이전소득을 반영하여 좀 더 정밀한 결과를 도출해야 할 것이다.

■ 참고문헌 □

- 구인회, 백학영, 권은선 (2007). 사회보장 사각지대의 실태. 2006 한국복지패널 심층분석보고서. 서울: 서울대학교 사회복지연구소. 53-87.
- 구인회, 임세희, 문혜진 (2010). 국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향. 한국사회학. 44(1), 123-129.
- 국가통계포털. n.d. 소득분배지표.
- 기획재정부 (2009.3.12). 민생안정 긴급지원 대책.
- 김교성 (2003). 도시근로자가구의 소득원 구성과 분배구조의 변화: 1996~2002. 한국사회복지학. 55. 181-204.
- 김태일 (2004). 국민기초생활보장제도의 빈곤감소효과 분석. 제5차 한국노동패널 학술대회 논문집. 199-215.
- 민경석 (2008). 자아존중감에 대한 경향점수를 이용한 평준화 효과 분석. 교육평가연구. 21(3), 1-21.
- 박능후, 여유진, 김계연, 임완섭, 송연경, 박소연 (2003). 탈빈곤정책 현황과 발전방안 연구: 소득보장 정책을 중심으로. 서울: 한국보건사회연구원.
- 박능후 (2010). 국민기초생활보장제도 10년의 성과평가. 보건복지포럼. 129. 6-13.
- 박찬용, 강석훈, 김태완 (2002). 소득분배와 빈곤 동향 및 변화 요인 분석. 서울: 한국보건사회연구원.
- 보건복지부 (2010). 2010복지예산: 서민생활 안정이 최우선입니다.
- 석재은 (2004). 한국의 빈곤의 여성화에 대한 실증분석. 한국사회복지학. 56(2), 167-194.
- 석재은 (2011). 맞춤형 최저생활보장을 위한 빈곤정책의 제도개선 방향. 보건복지포럼. 177. 10-17.
- 손병돈 (2007). 빈곤심도별 내부 구성과 결정 요인. 2006년 한국복지패널 심층분석보고서. 서울: 서울대학교 사회복지연구소. 27-52.
- 여유진 (2005). 국민기초생활보장제도 선정 및 급여 현황과 문제점. 보건복지포럼. 101. 67-79.
- 여유진 (2008). 한국복지패널로 본 분배지표와 재분배효과. 보건복지포럼. 145. 24-31.
- 정선영, 정익중 (2011). 복지서비스 이용이 저소득 가구 청소년의 심리사회적 적응에 미치는 영향: 다중 회귀분석과 경향점수분석의 비교. 청소년상담연구. 19(1), 49-68.
- 조권중, 김선자, 변미리, 신경희, 이창화, 박은철, 박민정, 한영희 (2005). 서울시 저소득층 복지수요조사. 서울: 서울복지재단.
- 최일섭, 김대환, 박순일, 이혜경, 김연명, 김수현, 허선 (2001). 국민기초생활보장제도의 개선방안. 서울: 보건복지부.
- 통계청 (2010). 2009 한국의 사회지표.
- 한국보건사회연구원 (2008). 2008 빈곤통계연보.

- 한국보건사회연구원 (2008). 보건복지예산 현황과 전망 2008.
- 홍경준 (2002). 공적이전과 사적이전의 빈곤감소효과 분석: 기초생활보장제도 도입 이후를 중심으로. 한국사회복지학. 50(6). 61-85.
- 홍백의, 김혜연 (2007). 빈곤의 여성화. 한국사회복지학. 59. 125-146.
- e-나라지표. n.d. 국민기초생활보장제도 수급현황.
- Beverly, S. G. (2001). Material hardship in the united states: evidence from the survey of income and program participation. *Social Work Research*, 25(3), 143-151.
- Bradshaw, J. & Finch, N. (2003). Overlaps in dimensions of poverty. *Journal of Social Policy*, 32(4), 513-525.
- Guo, S. & Fraser, M. W. (2010). *Propensity score analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hamilton, W. L., Cook, J. T., Thompson, W. W., Buron, L. F., Frongillo, E. A. Jr., Olson, C. M., & Wehler, C. A. (1997). *Household food security in the united states in 1995: Summary report of the food security measurement project*. Alexandria, VA: U.S. Department of Agriculture, Food and Consumer Service. Retrieved from <http://www.fns.usda.gov/oane/MENU/Published/FoodSecurity/SUMRPT.PDF>
- Lunceford, J. K. & Davidian, M. (2004). Stratification and weighting via the propensity score in estimation of causal treatment effects: a comparative study. *Statistics in Medicine*, 23, 2937-2960.
- Mayer, S. E. & Jencks, C. (1989). Poverty and the distribution of material hardship. *Journal of Human Resources*, 24(1), 88-113.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70, 41-55.
- Wu, C. & Eamon, M. K. (2010). Does receipt of public benefits reduce material hardship in low-income families with children? *Children & Youth Service Review*, 32(1), 1262-1270.

The effects of using the National Basic Livelihood Security System in reducing economic hardship*

Jung, Sun Young** & Chung, Ick-Joong***

This study examined the effects of using the National Basic Livelihood Security System(NBLSS) in reducing economic hardship among low-income families. For this goal, this study analyzed data of low-income families from the Korea Welfare Panel Study [KOWEPS] and adopted the propensity score weight method to reduce selection bias. The main research findings were as follows. Compared with the regression analyses which controlled the variables that affect the use of the NBLSS, the propensity score weight method was more effective in reducing selection bias. However, even when the propensity score weight method was applied, the use of the NBLSS was not effective in reducing economic hardship among low-income families. Finally, the implications of this research for Korean social policy were discussed.

Key words: National Basic Livelihood Security System, Economic hardship, Propensity score, Low-income families

◆ 2011.08.31. 접수 / 2011.09.14. 1차 수정 / 2011.09.22. 게재 확정

* This study is based on the research presented at the 2010 Korean Academy of Social Welfare fall conference.

** Ph. D. Full-time Lecturer, Department of Social Welfare, University of Incheon (sunjung@incheon.ac.kr)

*** Ph. D. Associate Professor, Graduate School of Social Welfare, Ewha Womans University (ichung@ewha.ac.kr)