

국민기초생활보장제도와 노동공급

김을식*

현행 국민기초생활보장제도의 급여 방식인 통합급여의 원칙과 보충급여의 원칙은 수급자의 노동공급에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 본 연구에서는 실제로 이러한 영향이 나타나는지를 평가하기 위하여, 한국노동패널 6차~8차 자료를 이용하였다. 평가방법으로는 준실험적 방법인 성향점수 매칭(Propensity Score Matching; PSM) 이중 차이(Difference In Difference; DID)를 이용하였고, 이를 통해 비수급 가구주 중에서 수급 가구주와 관찰된 특성들이 가장 유사한 비교집단을 구성하여 수급 전과 후의 노동공급을 수급 가구주인 처리집단과 비교하였다. 평가 결과에 의하면, 수급 가구주와 비수급 가구주인 비교집단의 경제활동참가율은 차이가 없었으며, 근로시간의 경우에도 표본 수가 작다는 한계는 가지지만 수급가구주의 근로시간에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 없었다.

1. 서론

2000년 10월 실시된 국민기초생활보장제도는 지난 40여 년간의 시혜적 단순보호 차원의 생활보호제도로부터 저소득층에 대한 국가책임을 강화하는 종합적 빈곤대책으로의 전환이라는 의미를 갖고 있다. 즉, 수급권자의 권리성을 부각하고 빈곤에 대한 사회적 책임을 강조하고 있다. 또한 보호를 필요로 하는 절대 빈곤층의 기초생활을 국가가 보장하되, 종합적인 자립자활서비스의 제공으로 생산적 복지를 구현하고자 하고 있다.

기초생활보장관련 예산은 도입 초기인 2001년 3조 2,419억 원에서 2007년 6조 5,389억 원으로 2배 정도 증가하였다. 이와 더불어 수급 가구는 2001년 69만 8,075가구에서 2006년 83만 1,692가구로 1.2배 정도 증가하였고, 수급 인원은 2001년 141만 9,995명에서 2006년 153만 4,950명으로 1.1배 정도 증가하였다.

그런데, 국민기초생활보장제도의 급여는 실질적으로 최저생계비와 실제소득의 차이를 기초로 하여 지급된다. 이러한 차액을 지급하는 것은 추가 근로시의 순 임금이 0이 됨을 의미한다. 보조금을 받는다면 추가 근로소득은 동일 액수의 급여 감소를 가져오기 때문에 추가 근로시간은 소득의 순 증가를 발생시키지 않는 것이다. 이러한 1 대 1의 급여 감소는 매우 큰 대체효과를 유발시키며, 복지급여를 받는 사람들로 하여금 노동공급을 상당히 감소시키도록 만들 가능성이 높다. 더불어 주로 수급자에게만 인정되는 의료급여, 교육급여 등의 욕구별 급여는 노동공급에 더욱 부정적인 유

* 감사원 평가연구원 연구관

인을 줄 수 있다.

국민기초생활보장제도가 도입된 이후 공적 이전 제도의 반 근로 유인(disincentive for work)에 대해 여러 연구가 있어 왔다. 이들 연구 중에서 국민기초생활보장제도에 초점을 맞추어 수행된 연구로는 변금선(2005), 이상은(2004) 등이 있다. 이들의 연구는 대체로 국민기초생활보장제도가 도입되기 전인 2000년 이전 시점과 도입된 후 2~3년이 지난 시점을 비교하고 있는데, 이러한 비교는 제도 도입 시 한번 수급자로 선정되면 계속 그 상태를 유지한다는 가정 하에서 이루어지는 것으로 현실과 괴리가 있다. 그리고 노동공급에 대한 영향을 평가함에 있어 주로 학력 변수 등을 이용하여 이중 차이(Difference In Difference; DID) 분석을 하는 것은 가상의 수급자를 처리집단으로 설정한다는 측면에서 한계가 있다.

본 연구에서는 이러한 한계를 개선하여, 사전 사후 비교 시점으로 수급자로 선정된 연도와 그 다음 연도를 선정하고, 국민기초생활보장제도 이외의 다양한 요소가 노동공급에 미치는 영향을 통제하기 위하여 성향점수매칭(Propensity Score Matching; PSM)을 이용한 이중 차이 분석을 하고자 한다. 그리고 노동공급에의 영향은 경제활동참가율과 근로시간이라는 두 변수를 이용하여 측정한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 국민기초생활보장사업의 현황과 급여방식에 대해 살펴보고, III장에서는 평가 자료와 방법을 설명하며, IV장에서는 노동공급에 미치는 영향에 대하여 평가 한다. 마지막으로 V장에서는 앞서의 논의를 요약한다.

II. 국민기초생활보장 사업의 현황과 급여방식

1. 공공부조 프로그램의 변화

국민기초생활보장법은 1999년 9월에 제정되어 2000년 10월에 시행되었다. 국민기초생활보장법이 제정되기 이전의 생활보호법은 그 대상을 노인, 아동, 불구 폐질자, 임산부 등 전형적인 인구학적 노동무능력자로 한정하고 있었으나 국민기초생활보장법은 노동능력 유무와 상관없이 모든 국민에게 수급권을 인정하였다. 그리고 생활보호법에서는 공식적인 빈곤선의 채택이 없었으나 국민기초생활보장법에서는 구체적이고 합의된 '건강하고 문화적인 최저 생활수준'인 최저생계비를 공표하도록 하였다. 또한 한정된 예산 범위 내에서 정액(혹은 등급별 정액) 급여를 원칙으로 하던 것이 개별적인 자산조사에 의한 보충급여로 제도화되었다.

제도 도입 이후에도 시행 상 나타나는 문제점에 대한 개선이 계속 이루어졌다. 2002년 8월에는 근로유인 효과 제고를 위하여 학생·장애인·자활공동체 참여자에 대한 근로소득 공제율이 10~15%에서 30%로 확대되었으며, 2003년 1월에는 소득과 재산 기준을 소득인정액으로 단일화한 재산의 소득환산제가 시행되었다. 이를 통하여 선정 기준의 합리성 및 급여 지급의 형평성을 제고하고자 하였다. 2004년 3월에는 사각지대를 줄이기 위하여 부양의무자 범위를 수급권자의 직계 혈

족 및 그 배우자 그리고 생계를 같이 하는 2촌 이내의 혈족으로 좁히는 법 개정이 이루어졌고 2005년 7월부터 시행되었다. 2005년 12월에는 부양의무자 범위를 더욱 축소하여 생계를 같이하는 2촌 이내의 혈족을 제외하는 법 개정이 이루어 졌고, 2007년부터 시행되고 있다.

2. 국민기초생활보장제도의 예산과 수급 추이

기초생활보장관련 예산은 도입 초기인 2001년 3조 2,419억 원에서 2007년 6조 5,389억 원으로 2배 정도 증가하였다. 이와 더불어 수급 가구는 2001년 69만 8,075가구에서 2006년 83만 1,692가구로 1.2배 정도 증가하였고, 수급 인원은 2001년 141만 9,995명에서 2006년 153만 4,950명으로 1.1배 정도 증가하였다.

〈표 1〉 기초생활보장 관련 연도별 예산

(단위: 억 원)

구분	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
합계	32,419	33,819	35,045	38,275	45,304	52,691	65,389
생활보장	31,495	32,340	33,549	36,192	42,970	50,085	62,468
자활지원	924	1,479	1,496	2,083	2,334	2,656	2,921

〈표 2〉 국민기초생활보장 수급자 현황

(단위: 가구, 명)

연도	계		일반수급자		시설수급자
	가구	인원	가구	인원	인원
2001	698,075	1,419,995	698,075	1,345,526	74,469
2002	691,018	1,351,185	691,018	1,275,625	75,560
2003	717,861	1,374,405	717,861	1,292,690	81,715
2004	753,681	1,424,088	753,681	1,337,714	86,374
2005	809,745	1,513,352	809,745	1,425,684	87,668
2006	831,692	1,534,950	831,692	1,449,832	85,118

3. 급여 방식과 근로 유인

국민기초생활보장법에 의하면, 가구별 생계급여액은 다음과 같이 결정된다.

가구별 생계급여액 = 최저생계비 - 타 지원액 - 주거급여액 - 가구의 소득인정액

여기에서 소득인정액은 소득평가액과 재산의 소득환산액의 합의로 정의된다. 그리고, 소득평가액은 실제소득에서 가구특성별 지출비용과 근로소득공제를 차감하여 산출되고, 재산의 소득환산액은 기초공제액을 제외한 순자산에 소득환산율을 곱하여 산출한다. 따라서 최저생계비가 일정하게 주어진 상태에서 실제소득이 증가하거나 저축을 통해 순자산이 증가하는 경우에는 그 만큼 생계급여액은 감소하게 되어 있다.

또한, 국민기초생활보장법은 생계급여와 주거급여 이외에도 수급자의 개별 욕구에 따라 의료급여, 교육급여, 해산급여, 장제급여, 자활급여를 보장하고 있다. 이러한 개별 욕구별 급여는 해당 수급자의 소득을 그 만큼 증가시키게 된다.

이상에서 논의한 바와 같이 국민기초생활보장제도의 생계급여 방식은 수급자의 경제활동 참여나 근로시간 증가에 따른 실제소득의 증가분만큼 생계급여를 감소시키게 되어 한계세율이 100%가 된다. 이는 수급자의 근로 유인을 심각하게 저해할 수 있다. 또한 욕구별 급여는 수급자의 욕구가 증가할수록 더 많은 급여를 지급하게 하므로 해당 수급자의 경우에는 더욱 더 근로유인이 악화될 수 있다.

III. 평가 자료와 방법

1. 평가 자료

본 연구에서는 한국노동연구원이 조사한 『한국노동패널조사』 자료를 이용하였다. 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)는 국내 유일의 노동관련 패널조사로 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있는 자료이다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 1998년 1차 조사를 시작으로 9차 조사(2006년)까지 완료되었으며, 현재 10차 조사(2007년)가 진행 중이다. KLIPS 자료는 크게 가구를 조사 대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 만 15세 이상의 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분된다. 가구용 자료의 내용은 가구원의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가족관계와 세대간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제 상태 및 가계에 부담을 느끼는 소비 항목 등의 내용을 담고 있으며, 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다.

본 연구에서는 6, 7, 8차의 모든 웨이브에서 응답한 4,069가구 중 분석에서 사용하고 있는 변수에 결측치가 있는 가구를 제외한 4,034가구를 대상으로 분석하였다¹⁾.

1) 6, 7, 8차의 모든 웨이브에 응답한 가구만을 대상으로 분석할 경우 문제점이 발생할 수 있다. 만약 표본 탈락 가구의 특성이 본 연구 대상 가구와 체계적으로 상이한 특성을 가진다면 표본 선택 편(sample

2. 평가 방법

매칭 방법은 개체 i 의 성과 변수 (y_i), 프로그램 참가를 나타내는 더미(dummy) 변수 (d_i), 그리고 기타 특성 변수들의 집합 (x_i)의 관계에 대한 비모수적 추정(nonparametric estimation) 방법이다. 특성 변수들은 공변량(covariates)이라고도 하며, 개입에 의해 영향을 받지 않는다는 의미에서 외생적이라고 가정된다. 이러한 관계는 다음과 같이 표현될 수 있다(Moffit 2004).

$$y_i = f(d_i, x_i)$$

관찰 연구의 맥락에서 매칭 방법의 핵심 가정은 실험과 유사한 조건을 모방하는 것이다. 이를 통해 프로그램 영향의 측정은 참가 집단($d_i = 1$)의 성과와 비참가 집단($d_i = 0$)에서 선발한 비교집단의 성과를 비교하여 이루어진다.

프로그램의 영향에 대한 일관성 있는 추정치(consistent estimate)를 만들어내기 위하여 매칭 방법은 '조건부 독립성'(conditional independence) 또는 '관찰변수에 의한 선택'(selection on observables)²⁾이라고 하는 근본 가정에 의존하고 있다. 이 가정은 다음과 같이 나타낼 수 있다(Essama-Nssah 2006)³⁾.

$$(y_0, y_1) \perp d | x$$

위 식의 의미는 관찰할 수 있는 공변량이 주어졌을 때, 잠재적 성과는 처리 상태와 직교라는 것이다. 달리 표현하면 관찰할 수 있는 특성들을 통제하면 참가는 잠재적 성과와 독립이라는 것이다. x_i 를 통제한 이후에는 두 집단 간에 관찰할 수 없는 차이는 없다고 가정하면, 참가집단과 비참가집단의 어떠한 체계적 차이도 참가에 기인하는 것이 된다. 만일 처리집단에 대한 '평균' 영향에만 관심이 있다면, 이러한 조건부 독립성의 가정은 비참가 상태의 잠재적 성과에만 초점을 맞추는 것으로 약화된다(Imbens 2004). 이렇게 약화된 형태는 다음과 같다.

$$y_0 \perp d | x$$

이를 달리 표현하면, 관찰할 수 있는 특성들을 통제하면 반사실적 상태의 성과는 참가와 독립적이라는 것이다. 따라서 관찰 변수들을 통제하면 비교집단의 성과는 참가자가 프로그램에 참가하지

selection bias)의 가능성이 있다.

2) 이 가정은 '외생성'(exogeneity) 또는 '비혼란성'(unconfoundedness) 가정 또는 '무시할 수 있는 처리 할당'(ignorable treatment assignment)이라고도 알려져 있다.

3) 기호 \perp 는 두 변수간의 직교(orthogonality)를 나타낸다. 따라서 조건부 독립성은 '조건부 직교'라고도 할 수 있다.

않았다면 경험했을 성과를 나타낸다. 이러한 가정은 프로그램에의 참가가 전적으로 관찰할 수 있는 특성들에 의해 이루어진다면 명백하게 의미가 있다⁴⁾. 근본적인 '결측 자료'(missing data) 문제를 해결하기 위해서 필요한 것은 각각의 참가자에 대해 관찰할 수 있는 변수 값이 동일한 하나 또는 그 이상의 비참가자를 찾는 것이고, 이를 위해 매칭이 사용된다. 일반적으로 프로그램의 효과에 대한 매칭 추정치는 비교집단 즉, 매칭된 개체의 성과를 결측된 잠재적 성과로 이용하는 것이다. 매칭이 이루어지기 위해서는 비교집단에 참가자와 동일한 공변량 값을 갖는 개체가 존재해야 한다. 이는 처리집단과 비교집단 간에 관찰 변수의 분포가 '중첩'(overlap)되어야 한다는 것을 요구한다. 이러한 중첩 가정은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$0 < \Pr(d = 1|x) < 1$$

그리고 중첩 가정의 약화된 형태는 다음의 조건만을 요구한다(Imbens 2004).

$$p(x) = \Pr(d = 1|x) < 1$$

이는 각각의 참가자와 유사한 비참가자의 존재 가능성을 의미한다. 이 조건이 처리집단의 평균 영향을 추정하는 데 필요한 모든 조건이다(Smith and Todd 2005). 이 조건이 충족되지 않는다면 프로그램 참가자의 일부에 대해 짝(matches)을 찾는 것이 불가능하다. 처리효과에 대한 추정은 이러한 '공통 지지의 영역'(region of common support)에서 이루어져야 한다. 이는 참가자와 성향점수가 중첩되는 비참가자만을 이용해야 한다는 의미이다.

관찰변수에 의한 선택을 가정하면, 매칭이 적절하게 이루어지기 위해서는 비참가자 중에서 관찰된 변수들의 특성이 가능한 한 참가자의 분포와 유사한 비교집단을 선택해야 한다. 매칭이 정확하게 이루어진 경우에는 참가자와 그 짝의 유일한 차이는 전자는 처리(treatment)를 받은 반면, 후자는 그렇지 않다는 것이다. 따라서 관찰변수에 의한 선택 가정을 '조건부 동질성'(conditional homogeneity) 가정으로, 중첩 가정을 '실현성'(feasibility) 가정이라고 할 수 있을 것이다(Essama-Nssah 2006).

관찰할 수 있는 특성들의 집합이 커질수록 매칭을 실행하는 것은 더욱 어려워질 것이다. Rosenbaum and Rubin(1983)에 의하면 매칭의 차원(dimensionality) 문제는 성향 점수(관찰된 공변량이 주어진 상태에서의 조건부 참가 확률)를 이용하면 상당히 줄어든다고 한다. 따라서 n차원의 변수를 통제하지 않고, 개체들은 스칼라(scalar) 변수에 기초하여 매칭된다. 이러한 단순화는 공변량 x 대신에 성향 점수 $p(x)$ 를 사용하더라도 조건부 독립성이 여전히 유효하기 때문이다. 따라서 약(weak) 조건부 독립성 조건은 다음과 같이 변화된다.

4) 따라서 관찰할 수 없는 변수(unobservables)가 참가 결정에 아무런 역할을 하지 못한다는 의미인 조건부 독립 가정에 대해 '관찰변수에 의한 선택'이라는 이름이 생긴 것이다.

$$y_0 \pm d|p(x)$$

성향 점수 매칭은 조건부 참가 확률에 근거하여 관찰치들을 매칭시킨다. Sianesi(2001)는 PSM을 실행하는 기본적인 단계를 다음과 같이 설명하고 있다. 다음과 같은 자료를 가지고 있다고 가정하자.

- (1) 참가와 비참가를 확인하는 이분(binary) 더미 변수,
- (2) 평가되어야 하는 성과,
- (3) 공변량의 집합.

먼저, 프로빗(probit) 또는 로짓(logit) 모형을 이용하여 공변량에 근거한 성향 점수를 추정한다. 성향 점수로는 예측 확률을 이용한다. 다음 단계로 각각의 참가자 i 를 성향 점수에 근거하여 비교 가능한 비참가자의 일부 집단과 짝을 지운다. 마지막으로 참가자 i 의 반사실적 성과를 비교집단 내 이웃(neighbors)의 가중 성과로 추정한다.

공식적으로, $c(p_i)$ 를 비교집단 내 i 의 이웃 집합이라고 하면, 매칭된 성과는 다음과 같이 표현된다(Essama-Nssah 2006).

$$\hat{y}_i = \sum_{j \in c(p_i)} w_{ij} y_j; w_{ij} \in [0, 1]; \sum_{j \in c(p_i)} w_{ij} = 1$$

이렇게 매칭된 성과는 참가자 i 가 참가하지 않았을 경우 경험했을 성과에 대한 최상의 예측치이다.

주어진 참가자에 대해 성향 점수의 관점에서 수용할 수 있을 만큼 가까운 비참가자를 식별하기 위해서는 근접의 측도(measure of proximity)에 대한 정의가 필요하다. 이는 비교집단 내 i 의 이웃 집합 즉, $c(p_i)$ 를 결정하는 기준으로 사용된다. 위 식에 의하여 매칭된 성과를 계산하기 위해서는 이웃의 각 구성요소에 대해 할당하는 가중치를 결정하는 가중치 함수(weighting function)를 결정해야 한다. 가중치 함수로는 ‘최근거리 이웃’(nearest-neighbor)과 ‘커널 매칭’(kernel matching) 등이 있다. 최근거리 이웃 방법은 최근거리 이웃에 1의 가중치를 할당하고, 나머지는 0을 할당한다. 만일 근거리에 하나 이상의 개체가 있다면, 각각에 동일한 가중치를 할당하고, 이웃 밖에는 0의 가중치를 할당한다⁵⁾. 커널 방법은 공통 지지(common support) 안에 있는 비교집단 내 모든 구성요

5) 최근거리 이웃 매칭은 다시 대체(replacement) 유무에 의해 구분된다. 대체를 통한 매칭은 하나의 비참가자를 하나 이상의 참가자에 매칭시킬 가능성이 있다. 편의와 분산의 상반관계(trade-off)의 관점에서 볼 때, 대체를 허용하는 방법은 평균적으로 매칭의 질을 향상시키지만, 영향 추정치의 분산을 증가시킨다(Smith and Todd 2005). 대체를 허용하지 않는 매칭의 경우, 비참가자는 매칭이 이루어지면 고려 대상에서 제외된다. 그 결과, 열등한 매칭이 이루어질 수 있다. 이러한 문제점을 개선하기 위하여 캘리퍼(caliper) 매칭을 사용할 수 있다. 이 방법은 폭이 δ 인 캘리퍼 내에 있는 근거리 이웃만을 선택한다.

소들을 이용한다. 비교 집단 내 개체가 처리 개체와 멀어질수록 반사실적 성과를 계산하는데 사용되는 가중치는 작아진다.

일반적으로 처리집단에 대한 처리의 평균 영향의 매칭 추정치는 다음의 형태를 갖는다.

$$\theta_M = \sum_{i \in T} w_i (y_i - \sum_{j \in c(p_i)} w_{ij} y_j) = \sum_{i \in T} w_i g_i$$

T 는 처리 집단을 나타내고, w_i 는 참가자 i 에 할당되는 평가 가중치(evaluative weight)로 해석될 수 있다. 일반적으로 w_i 로는 관찰치 i 와 관련한 표본 가중치(sampling weight)가 사용된다.

성과와 결정 요소에 대한 종적(longitudinal) 또는 반복 횡단면(repeated cross-section) 정보가 있고, 관찰되지 않는 영향이 개체 특유 고정 효과(individual-specific fixed effect), 모든 개인에게 동일한 공통 거시경제 효과(common macroeconomic effect), 일시적 개체 특유 효과(temporal-individual-specific effect)의 형태로 성과 방정식에 가산적으로 또는 분리하여 들어간다고 하자. 개체 특유 또는 거시경제적 요인은 참가에 영향을 미치는 반면, 일시적 개체 특유 효과는 참가 및 관측 변수와 무관할 경우, 조건부 독립성 가정이 성립하지 않음에 따라 PSM은 유효하지 않게 된다. 이중 차이 방법은 이러한 문제를 일으키는 비관측 특성들을 제거하는 방법을 제공한다. 프로그램 영향에 대한 이중 차이 추정치는 두 단계를 걸쳐 얻을 수 있다. 첫째, 각각의 참가자와 비교 단위에 대해 개입 전후의 성과의 차이를 구한 후, 참가자와 비참가자 사이의 평균 변화에 대한 차이를 계산한다. 첫 번째 차이는 문제를 일으키는 비관측 이질성을 제거하여 조건부 독립성을 회복시키며, 두 번째 차이는 영향 추정치를 제공한다(Essama-Nssah 2006).

조건부 독립성이 첫 번째 차이를 통하여 회복되면, 관측된 이질성은 PSM을 이용하여 통제할 수 있다. 앞서 검토한 공통 지지 영역에서의 처리집단에 대한 처리 효과의 평균은, 매칭 이중 차이(Matched Double Difference; MDD) 추정치를 구하기 위해 이제 다음과 같이 PSM을 DD와 결합시켜 나타낼 수 있다.

$$\theta_{MDD} = \sum_{i \in T} w_i [(y_{ia} - y_{ib}) - \sum_{j \in c(p_i)} w_{ij} (y_{ja} - y_{jb})]$$

여기에서 하첨자 a 는 개입 후(after)를, b 는 개입 전(before)을 나타낸다. 차감 후에 관찰할 수 있는 이질성이 없는 경우에는 PSM과 DD를 결합하는 것이 필요하지 않다. 일반적으로 이러한 결합은 다른 평가 방법들에서 나타나고 있는 편의를 감소시키는 경향이 있다(Ravallion 2003).

IV. 노동공급에 미치는 영향에 대한 평가

1. 수급자의 특성

본 연구에서는 2003년 수급 가구주를 대상으로 2004년에 경제활동참여 여부와 근로시간 선택에 변화가 있는지를 평가하였다⁶⁾. 수급 여부가 노동공급에 미치는 효과를 평가하기 위해서 먼저 2003년 자료를 이용하여, 수급 여부를 기존 연구에서 빈곤 결정 요인으로 사용하고 있는 변수들을 검토하여 선정한 후 로짓 회귀분석을 실시하였고, 이를 통해 예측 확률을 구하였다. 본 절에서는 회귀분석에서 사용한 변수들을 중심으로 수급 가구의 특성을 비수급 가구와 비교하여 검토한다.

한국노동패널자료에 의하면, 수급 가구는 비수급 가구에 비하여 가구원 수가 적은 것으로 나타나고 있다. 수급 가구의 경우에는 평균 가구원 수가 2.436명이고 비수급 가구는 3.293명으로 나타나 수급 가구가 평균 0.9명 정도 적은 것으로 나타나고 있다. 이와 관련된 변수라고 할 수 있는 가구주의 혼인 상태 역시 이러한 특성을 보여 주고 있다. 수급 가구의 경우에는 별거, 이혼, 사별 등 배우자가 없는 경우가 0.547로 높게 나타나는 반면, 비수급 가구는 0.163으로 낮게 나타나고 있다. 또한 이러한 경향의 하나라고 볼 수 있는 여성 가구주의 비율은 수급 가구의 경우 0.470이고, 비수급 가구는 0.160으로 나타나 수급 가구일수록 여성 가구주가 많은 것으로 나타나고 있다. 그리고 가구주의 연령 역시 수급 가구가 비수급 가구보다 높게 나타나고 있다. 수급 가구는 평균 63.197세이고, 비수급 가구는 49.338세로 나타나 고령자 집단의 빈곤이 높음을 보여주고 있다.

그리고 근로능력 유무와 가장 밀접한 관련성을 보이는 건강 상태는 수급 가구가 0.709이고, 비수급 가구가 0.205로 나타나 가구주의 건강 상태 역시 빈곤 여부와 수급 여부를 결정하는 중요 변수로 나타나고 있다. 또한 빈곤 여부를 결정하는 변수로서 기존 연구에서 가장 많이 사용되고 학력 수준 역시 수급 가구가 비수급 가구에 비해 열악한 것으로 나타나고 있다. 중졸 이하 집단에서는 수급 가구의 비율이 높게 나타나고 있고, 고졸 이상의 집단에서는 비수급 가구의 비율이 높게 나타나고 있다. 마지막으로 일자리 형태의 경우, 수급 가구에서는 비취업자가 0.752로 아주 높게 나타나 취업 여부가 빈곤 여부를 결정짓는 아주 중요한 변수임을 보여주고 있다. 반면 비수급 가구의 경우에는 0.247로 수급 가구의 약 1/3 수준을 보이고 있다.

6) 2003년과 2004년을 분석 연도로 정한 것은 복지정책의 효과가 나타나기 위해서는 어느 정도 시간이 경과해야 하기 때문이다. 관련 연구에서도 복지정책이 시행이 된 후 3~4년 정도 지난 후의 영향을 분석하고 있다.

〈표 3〉 집단별 설명 변수의 통계량 (2003년)

설명 변수	수급 가구 (처리집단)		비수급 가구		비교집단		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
가구원수	2.436	1.464	3.293	1.309	2.342	1.176	
성별 (남자)	0.470	0.501	0.160	0.367	0.487	0.502	
연령	63.197	13.128	49.338	13.777	63.308	13.163	
연령제곱	4164.667	1570.906	2623.964	1440.574	4179.650	1569.768	
건강상태 (건강)	0.709	0.456	0.205	0.404	0.701	0.460	
일자리 형태 (임금근로자)	비임금근로자	0.085	0.281	0.273	0.446	0.085	0.281
	비취업자	0.752	0.434	0.247	0.431	0.769	0.423
혼인상태 (기혼, 유배우자)	미혼	0.043	0.203	0.054	0.225	0.034	0.182
	별거, 이혼, 사별	0.547	0.500	0.163	0.370	0.538	0.501
학력수준 (대졸이상)	중퇴이하	0.632	0.484	0.219	0.413	0.632	0.484
	중졸	0.128	0.336	0.155	0.362	0.128	0.336
	고졸	0.188	0.392	0.352	0.478	0.205	0.406
	전문대졸	0.017	0.130	0.087	0.281	0.017	0.130

주 : 1. 처리집단과 비교집단은 117가구이고, 비수급자가구는 3917가구임.

2. 범주형 변수의 경우 설명변수 열의 ()의 값이 0임.

2. 성향점수 매칭을 이용한 비교집단 구성

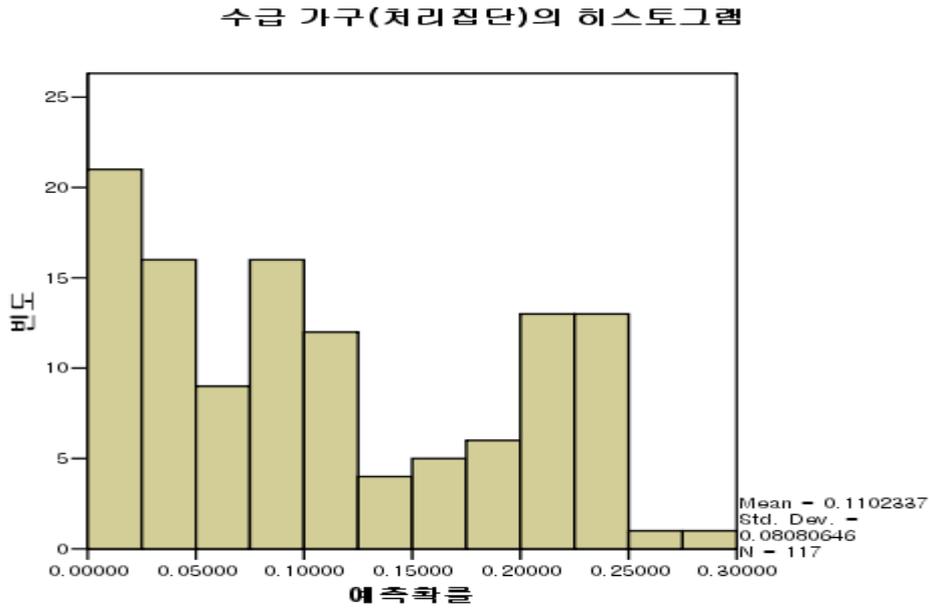
본 연구에서는 비교집단을 구성하기 위하여 앞서 논의한 성향점수 매칭⁷⁾을 이용하였다. 성향점수 매칭을 이용하여 구성된 비교집단은 수급 가구주인 처리집단과 상당히 유사하게 구성되었다. 가구원 수의 경우에는 비수급 가구 전체로는 3.293명이었으나, 비수급 가구에서 새롭게 구성된 비교집단은 2.342명으로 처리집단과 거의 유사하게 되었다. 가구주의 성별 역시 비수급 집단 전체로는 0.160이었으나, 비교집단은 0.487로 처리집단과 아주 유사하게 되었다. 또한 중장년의 가구주로 구성되었던 비수급 가구 집단 역시 처리집단과 유사하게 고령의 가구주로 비교집단이 구성되었다. 이외에도 건강 상태, 일자리 형태, 혼인 상태, 학력 수준 등 거의 모든 변수의 구성이 비교집단과 처리집단에서 유사하게 나타나고 있다.

PSM을 이용한 비교집단이 어떻게 구성되었는지는 [그림 1~3]의 집단별 예측 확률(성향 점수)의 히스토그램을 통해서도 확인할 수 있다. [그림 1]과 [그림 3]을 비교해 보면, 수급 가구와 비수급 가구의 분포가 상당히 다를 수 있다. 그런데 이렇게 상이한 두 분포가 PSM을 이용하여 비교집단을 구성하는 경우에는 아주 유사한 분포로 바뀌는 것이다. [그림 1]과 [그림 2]를 비교해보면, 두 분포가 거의 유사함을 알 수 있다.

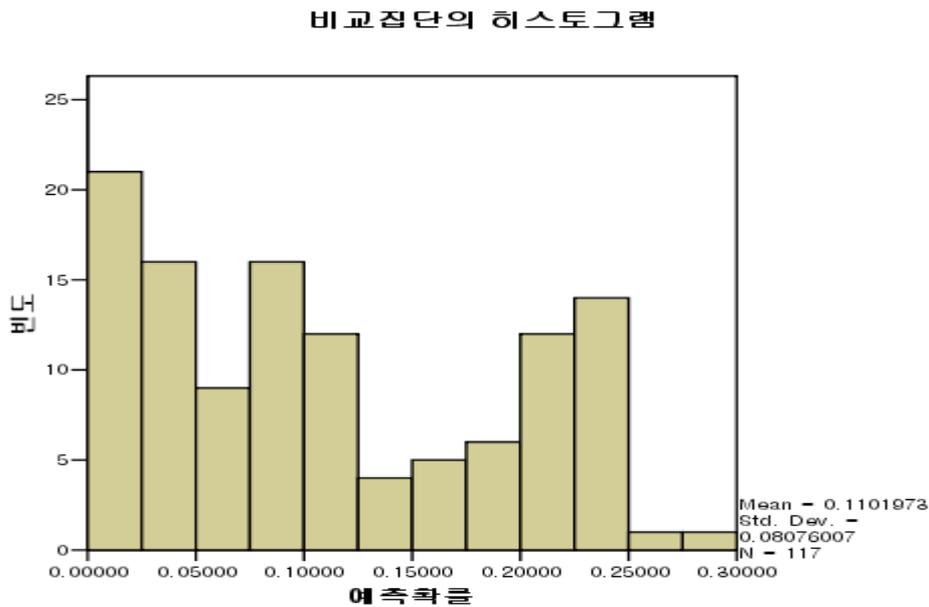
7) 본 연구에서는 대체를 허용하지 않는 캘리퍼 매칭을 사용하였다. 캘리퍼는 정해진 기준은 없으나 통상적으로 0.01-0.00001 이 사용되고 있으며, 엄격하게 거리의 차를 정할수록 매칭의 정확성이 높아지는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 모든 자료가 0.005 이하여서 캘리퍼를 사용하지는 않았다. 캘리퍼를 0.001로 하는 경우에는 117가구 중 112가구인 95.7%가 매칭되었고, 캘리퍼를 0.0005로 하는 경우에는 103가구인 88.0%가 매칭되었다.

결론적으로 <표 3>에 나타난 설명변수의 통계량과 [그림 1~3]에 나타난 성향 점수의 히스토그램을 통하여 비교집단이 처리집단과 아주 유사하게 구성되었다는 것을 확인할 수 있다. 처리집단과 비교집단은 이제 국민기초생활보장 수급 여부만 제외하고는 관찰된 특성들은 상당히 유사하여 두 집단의 노동공급의 차이를 수급에 따른 차이로 볼 수 있다.

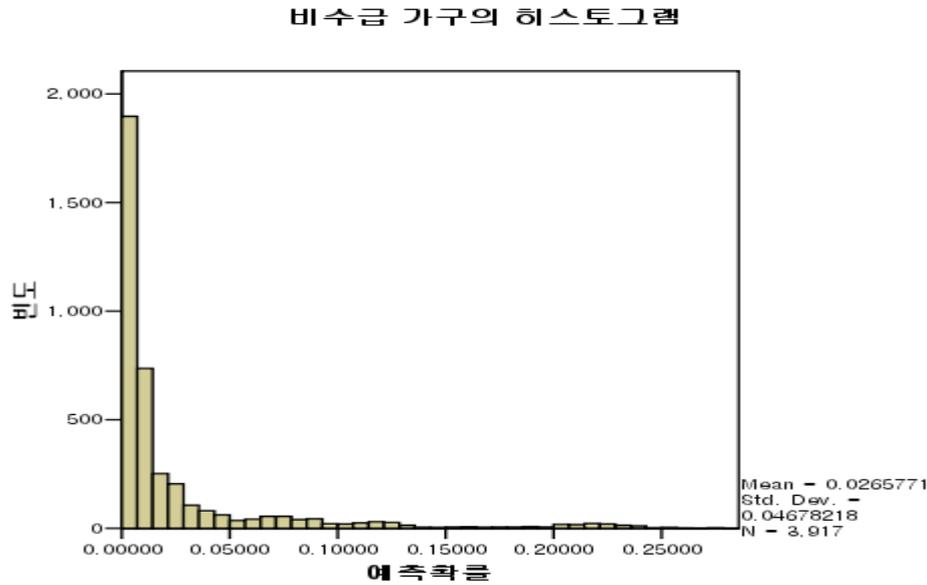
[그림 1] 수급 가구(처리집단)의 예측 확률(성향 점수) 히스토그램



[그림 2] 비교집단의 예측 확률(성향 점수) 히스토그램



[그림 3] 비수급 가구의 예측 확률(성향 점수) 히스토그램



3. 경제활동참여율의 변화

국민기초생활보장 급여의 수급 여부가 가구주의 경제활동 참여에 대해 미치는 영향을 보기 위하여 처리집단과 비교집단의 2003년과 2004년의 경제활동참여율을 비교하였다. 처리집단의 경우에는 경제활동참여율이 4.27%p 증가하였으며, 비교집단의 경우에는 5.13%p 증가한 것으로 나타났다. 결과적으로 국민기초생활보장 급여의 수급은 경제활동참여율을 0.86%p 감소시킨 것으로 나타났다. 그러나 두 집단의 평균 차이에 대한 검정결과는 두 집단의 평균이 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타나, 국민기초생활보장 급여의 수급여부가 경제활동참여에 영향을 미친다고 볼 수 없다.

<표 4> 경제활동참여율의 변화

(단위: %)

집단	2003년	2004년	개입 전후 차이
처리집단	24.79	29.06	4.27
비교집단	25.64	30.77	5.13
이중 차이			-0.86

<표 5> 평균의 동일성에 대한 t-검정

Levene의 등분산 검정		평균의 동일성에 대한 t-검정		
F 값	유의확률	t 값	자유도	유의확률(양쪽)
2.878	0.091	0.201	232	0.841

4. 근로시간의 변화

국민기초생활보장 급여의 수급 여부가 가구주의 근로시간 선택에 대해 미치는 영향을 보기 위하여 처리집단과 비교집단의 2003년과 2004년의 근로시간을 비교하였다. 처리집단의 경우에는 근로시간이 2.5시간 감소하였으며, 비교집단의 경우에는 0.9시간 감소한 것으로 나타났다. 결과적으로 국민기초생활보장 급여의 수급은 근로시간을 1.6시간 감소시킨 것으로 나타났다. 그러나 두 집단의 개입 전후 근로시간 보고 표본 수가 변화하는 문제점이 나타났다. 이와 같은 문제점을 감안하여 두 기간에 모두 근로시간을 보고한 표본을 대상으로 한정하여 분석한 결과에 의하면, 처리집단의 경우에는 근로시간이 0.1시간 증가한 반면, 비교집단의 경우에는 1.8시간 감소하여 하여 국민기초생활보장 급여의 수급은 근로시간을 1.9시간 증가시킨 것으로 나타났다. 그러나 평균 차이에 대한 검정결과는 두 집단의 평균이 동일하다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타나, 국민기초생활보장 급여의 수급여부가 근로시간에 영향을 미친다고 볼 수 없다.

<표 6> 근로시간의 변화

(단위: 주당 시간)

집단	2003년	2004년	개입 전후 차이
처리집단	46.2 (29)	43.7 (30)	-2.5
비교집단	50.8 (27)	49.9 (34)	-0.9
이중 차이			-1.6

주: () 안의 숫자는 근로시간이 보고된 표본 수를 의미함.

<표 7> 근로시간의 변화 (개입 전후 근로시간이 모두 보고된 경우)

(단위: 주당 시간)

집단	2003년	2004년	개입 전후 차이
처리집단 (25)	43.0	43.1	0.1
비교집단 (23)	51.7	49.9	-1.8
이중 차이			1.9

주: () 안의 숫자는 개입 전후 근로시간이 모두 보고된 경우의 표본 수를 의미함.

〈표 8〉 평균의 동일성에 대한 t-검정

Levene의 등분산 검정		평균의 동일성에 대한 t-검정		
F 값	유의확률	t 값	자유도	유의확률(양쪽)
1.145	0.290	-0.349	46	0.728

V. 결론

현행 국민기초생활보장제도의 급여 방식 즉, 통합급여의 원칙과 보충급여의 원칙 하에서는 열심히 일해서 기초생활보장제도에서 탈출하기보다 근로활동을 자제하여 제도에 안주하려는 경향을 야기할 수 있다.

본 연구에서는 실제로 이러한 영향이 나타나는 지를 평가하기 위하여 한국노동패널 6차~8차 자료를 이용하였다. 평가방법으로는 성향점수 매칭을 이용한 이중차이 방법을 사용하였다. 성향점수 매칭은 비수급 가구주 중에서 수급 가구주와 관찰된 특성들이 가장 유사한 비교집단을 구성하는데 사용되었으며, 이중 차이는 관찰할 수 없는 개인 특유 고정효과와 공통거시경제효과를 통제하기 위하여 사용되었다.

평가 결과에 의하면, 수급 가구주가 비수급 가구주인 비교집단에 비해 경제활동 참여가 저조하거나 근로시간이 감소한다고 할 수 없었다. 그러나 이러한 평가 결과는 2003년 한 해에 국민기초생활보장 급여를 수급한 가구주의 노동공급을 평가한 것으로서, 현행 제도가 노동공급에 부정적이지 않다고 결론짓는 것은 무리가 있다. 보충급여의 원칙에 의해 최저생계비 이하의 소득 수준 하에서는 한계세율이 100%에 달해 추가적인 소득이 모두 급여의 감소로 완전 상쇄되어 버리고, 통합급여의 원칙은 '전부 아니면 전무'(all or nothing) 방식으로 소득역전 현상을 초래한다는 점에서 그러하다. 현행 제도의 노동공급에 대한 부정적 유인을 감안할 경우, 본 연구의 평가는 여러 해로 확장될 필요가 있으며, 더불어 노동패널 이외의 자료를 이용한 평가도 이루어질 필요가 있다.

참고문헌

- 변금선(2005), “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과”, 노동정책연구, 제5권 제2호, 한국노동연구원.
- 이상은(2004), “국민기초생활보장제도의 노동공급효과”, 제5차 한국노동패널 학술대회자료집, 한국노동연구원.
- Essama-Nssah, B. 2006. Propensity Score Matching and Policy Impact Analysis: A Demonstration in EViews, World Bank Policy Research Working Paper 3877.
- Imbens, Guido W. 2004. Nonparametric Estimation of Average Treatment Effects under Exogeneity: A Review. *The Review of Economics and Statistics* 86(1): 4-29.
- Moffit, Robert A. 2004. Introduction to the Symposium on the Econometrics of Matching. *The Review of Economics and Statistics*, 86(1): 1-3.
- Ravallion, Martin. 2003. Assessing the Poverty Impact of an Assigned Program. In François Bourguignon and Luiz Pereira da Silva (eds) *The Impact of Economic Policies on Poverty and Income Distribution: Evaluation Techniques and Tools*. New York: Oxford University Press.
- Rosenbaum, Paul and Rubin, Donald. 1983. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, Vol.70, No.1:41-55.
- Sianesi, Barbara. 2001. Implementing Propensity Score Matching Estimators with STATA. Presentation at the UK Stata Users Group, VII Meeting. London (May).
- Smith, Jeffrey A. and Todd, Petra E. 2005. Does Matching Overcome LaLonde' Critique of Nonexperimental Estimators? *Journal of Econometrics*, Volume 125, No. 1-2: 305-353.