



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

국민기초생활보장제도가 노동공급에
미친 영향

2019 년 5월

서울대학교 대학원

경제학부

김 정 혁

국민기초생활보장제도가 노동공급에 미친 영향

지도교수 이 정 민

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2019 년 월

서울대학교 대학원
경제학부
김 정 혁

김정혁의 석사 학위논문을 인준함
2019 년 6 월

위 원 장 _____ 김영식 (인)

부위원장 _____ 이정민 (인)

위 원 _____ 홍재화 (인)

국문초록

2000년, 2001년 가계동향조사 자료를 이용해 국민기초생활보장 제도가 노동공급에 미친 영향을 추정했다. 제도가 일정 소득수준 이하의 모든 인원을 목표 대상으로 한다는 점과, 도입 시점 가용한 자료에서 수급 여부를 확인할 수 있는 변수가 없다는 점으로 인해 기존 논문들은 추정에 어려움을 겪는다. 이에 본 논문은 수급자격을 결정하는 제도의 세부조건을 이용해 예상 수급자를 구성하고, 인구 사회학적 특성으로 집단을 나눈 후, 나누어진 집단에 따라 예상 수급자의 비율이 다른 것을 이용해 국민기초생활보장제도 도입에 따라 나타난 노동공급의 변화를 추정한다. 분석결과 집단의 기초생활 수급가구 비율이 1%p 증가하면 가구주의 0.22~0.24%p가 취업에서 미취업으로 돌아서는 것을 확인했다. 이는 제도가 가지는 노동공급에 대한 영향이 기존 연구에서 도출한 추정치보다 강력하며 이에 대한 고려가 필요함을 시사한다.

주요어 : 국민기초생활보장제도, 노동공급

학 번 : 2016-20144

목 차

제 1 장 서론	1
제 2 장 기존 문헌 검토	2
제 3 장 분석 방법	8
제 1 절 분석 모형	8
제 2 절 분석 자료 및 예상 수급자 구성	12
제 4 장 분석 결과	19
제 1 절 노동공급에 미치는 영향	19
제 2 절 소득과 소비에 미치는 영향	24
제 3 절 내생성 검정	27
제 4 절 플라세보 검정	29
제 5 장 결론	29
참 고 문 헌	32
부록	34
Abstract	36

표 목 차

<표 1> 2000년 기준 최저생계비 이하 가구의 소득, 소비, 노동 참가	1
<표 2> 국민기초생활보장제도가 노동공급에 미친 영향 기준문헌 정리	8
<표 3> 실제 수급자와 예상 수급자 사이의 특성 비교	13
<표 4> 각 집단의 예상 수급자 비율	19
<표 5> 국민기초생활보장제도 도입에 따른 노동공급 변화	20
<표 6> 집단 구분을 다르게 한 후의 분석결과	21
<표 7> 나이, 학력, 성별에 따라 나누어 분석한 고용효과	23
<표 8> 국민기초생활보장제도가 소득과 소비에 미치는 영향	24
<표 9> 국민기초생활보장제도가 소비의 세부항목에 미치는 영향	26
<표 10> 내생성 검정	27
<표 11> 플라세보 검정-제도 도입의 앞, 뒤 연도에 같은 분석을 적용	29
<부록 표 1> 집단효과 변수의 기능을 검정하기 위한 DID 분석	34
<부록 표 2> 국민기초생활보장제도 도입에 따른 노동공급 변화	35

그 립 목 차

<그림 1> 국민기초생활보장제도 도입 전후 비교를 위한 모형	1
-----------------------------------	---

제 1 장 서론

국민기초생활보장제도는 2000년 10월 생활보호제도를 대체하며 시행된다. 새로 도입된 제도는 근로능력에 관계없이 최저생계비 이하의 모든 사람을 제도의 수급 대상으로 한다는 점에서 이전과 다르다. 이에 따라 생계급여 수급자는 100만 명가량 증가하게 된다. 제도의 이름에서 나타나듯 기초생활보장제도는 모든 국민의 기초적인 생활 수준을 보장하려는 목적을 지닌다. 최저생계비 이하의 국민 모두 이론적으로 국가에서 정한 최저생계 수준까지 금전적 지원을 받게 된다. 예를 들어 최저생계비가 100만 원이라면 가구의 소득이 10만 원이든 50만 원이든 100만 원이 되도록 보조금이 지급된다.

제도는 노동 의욕을 저하한다. 일을 해서 80만 원을 버나 일을 하지 않아 소득이 없거나 두 가구 모두 결국 최저생계비에 해당하는 소득을 얻게 되기 때문이다. 노동이 비효율을 지녔다고 가정하는 것이 자연스러우므로 예상소득이 최저생계비 언저리거나 그 이하면 노동을 할 유인이

<표 1> 2000년 기준 최저생계비 이하 가구의 소득, 소비, 노동 참가

연도	관측 수	총 소득	경상 소득	노동 소득	근로 비율	소비
2000	1706	57만 원	51만 원	22만 원	46.1%	80만 원
2001	1411	63만 원	51만 원	20만 원	42.7%	92만 원

줄어든다.

<표 1>은 2000년 최저생계비를 기준으로 할 때 그 이하의 경상소득을 보이는 가구의 소득, 근로 비율, 소비의 평균을 보여준다.¹⁾ 단지 최저생계비 이하 가구이므로 이는 기초생활 수급자 가구를 의미하는 것이 아

1) 논문에서 사용하는 자료인 가계동향조사는 노동공급에 관한 질문으로 취업 여부를 물었다. 앞으로 있을 노동공급, 경제활동참여와 같은 표현은 모두 취업 여부 혹은 거기서 비롯한 평균을 의미한다.

니며, 전체 관측치의 약 10%를 차지한다. 패널 자료가 아니므로 연도에 따른 관측치에 변동이 있을 수 있어 제도 도입의 효과를 인과적으로 보여주는 것 또한 아니다. 다만 이를 통해 간략한 변화 정도는 가늠할 수 있다. 2000년에 비해 2001년의 가구는 소득은 약간 늘거나 비슷하며 노동 소득은 약간 감소했다. 취업률은 감소했으나 소비는 늘었다. <표 1>에서 나타나는 변화가 기초생활수급제도 도입에 따른 것이라고 할 수는 없지만, 이러한 양상은 제도의 영향을 간접적으로나마 가늠하도록 도와준다. 소득, 소비는 늘거나 같고 근로는 줄었다.

직관적으로나 실증적으로나 국민기초생활보장제도가 노동공급을 줄여 리라는 것은 분명해 보인다. 하지만 기존의 연구들은 이를 인과적으로 보이는 데 어려움을 겪어왔다. 선행연구 검토에서 자세히 다루겠지만 제도의 포괄성과 자료의 부족으로 인해 제도가 노동공급에 미치는 영향을 제대로 포착하고 있지 못하다. 이에 논문은 기초생활보장제도의 도입 시점으로 돌아가 제도의 도입에 따라 수급자의 노동공급이 어떻게 변화하는지를 다시 평가하고자 한다. 노동공급에 미치는 영향을 재검토해 제도의 문제를 고찰하고 발전 방향을 생각한다.

2장에서는 해외의 관련 연구들과 기초생활보장제도가 노동공급에 미친 영향을 다룬 선행연구를 검토한다. 3장에서는 논문의 추정 방법을 소개하고, 사용한 자료와 논문에서 구성한 변수들을 설명한다. 4장에서는 제도가 노동공급, 소득, 소비에 미치는 영향에 대한 분석결과를 제시한다. 이에 더해 예상되는 내생성 문제를 검토하고, 제도의 도입 전후 연도에 동일한 분석을 시행하는 플라세보 검정을 한다. 마지막으로 5장에서 논의를 종합하고 결론을 맺는다.

제 2 장 기존 문헌 검토

국민기초생활보장제도는 부의 소득세(Negative Income Tax)를 세율

100%로 적용한 경우와 같다.²⁾ 부의 소득세란 보통의 소득세(Positive income tax)에 반하는 용어로, 소득세가 개인이 얻은 소득에 대해 부과되는 세금이라면 부의 소득세는 반대로 저소득자에게 보조금을 지급하는 것을 일컫는다. 이는 현재 시행되는 소득 보조 제도들의 한 원형으로 생각할 수 있다. 예를 들어 저소득의 기준을 100만 원이라 하자. 만약 세율이 50%이고 소득이 40만 원이면 60만 원의 50%인 30만 원을 지급 받는다. 만약 세율이 기초생활보장제도와 같이 100%이고 근로소득이 40만 원이면 60만 원의 100%인 60만 원을 지급 받는다. 부의 소득세를 도입하는 실험이 1968~1982년 사이에 미국에서 4번 있었다. New Jersey(1968~1972), Rural(1969-1973), Gary(1971-1974), Seattle-Denver(1971-1982)에서 이루어진 실험들이다. 이 소득보장 실험이 노동공급에 미친 영향을 살펴보도록 한다.

실험에 대한 평가이므로 연구들은 이중차분법(Difference in Difference; DID)을 기본으로 하고 있다. New Jersey 실험의 경우 세율은 30~70%이고 빈곤선의 50~125%를 보장했다. Cogan(1983)에 따르면 New Jersey 실험의 부의 소득세 수급 가구주의 경우 일주일에 5~7시간의 노동공급 감소가 나타났다. 주 35시간 근로를 평균으로 두고 있으므로 평균적으로 가구는 약 14~20%의 노동공급을 줄였다. Gary 실험은 세율 40, 50%로 빈곤선의 75, 100%의 소득을 보장했다. Moffitt(1979)의 연구에 따르면 이에 따라 남편의 경우 노동시간을 3~6% 줄였으며 여성 가구주의 경우 노동시간을 26~30% 줄였다. Seattle-Denver에서 이루어진 실험의 경우 세율은 50, 70%, 보장수준은 빈곤선의 95, 120, 140% 였다. Keely et al(1978)에 따르면 노동공급은 0~32% 감소했다. Robins(1985)은 네 실험에서 나온 연구들을 비교 연구하였는데, 이에 따르면 영향은 약간의 차이를 갖지만 일관되며 노동공급을 1~10% 감소 시킨다. 소득보장 실험이 언젠가 끝나리라고 예상한다는 점과 세율이 100%가 아니라는 점은 실험에 따른 노동공급의 감소보다 기초생활보장제도에 따른 노동공급의 감소가 더 클 것임을 암시한다.

2) 부의 소득세에 대한 보다 상세한 설명은 Moffitt(2003)을 참조하기 바란다.

부의 소득세 실험에 더해 참조할만한 해외의 제도는 1935년부터 1996년까지 시행된 미국의 AFDC(Aid to Families with Dependent Children) 제도다. 미혼모와 미성년자 자녀로 이루어진 가정을 주 대상으로 하는 미국에서 가장 큰 규모로 저소득층을 지원하는 공공부조 정책이다. 복지정책의 인센티브 문제를 다룬 Moffitt의 1992년 논문은 AFDC가 노동공급에 미친 영향을 정리하고 있다. 이에 따르면 AFDC가 노동공급에 미치는 영향에 대한 추정치는 논문별로 차이가 크다. 노동시간을 분석의 단위로 했을 때 10~50%의 감소가 나타나며 그 중앙값은 30%이다. 소득 이전 정책(Income Transfer Program)들의 영향을 검토한 Danziger, Haveman, and Plotnic(1981)에 따르면 지원금액에 따른 노동의 탄력성이 $-0.7 \sim -0.94$ 가량이다(Garfinkle and Orr, 1974; Williams, 1975). Garfinkle and Orr(1974)에 따르면 분석 시점의 제도는 주별로 다른 형태를 보이는데 50개 주 중에서 24개 주는 기초생활보장제도와 마찬가지로 세율 -100% 이다. 이는 기초생활보장제도와 유사성을 갖는 부분이다. Hoynes(1996)은 AFDC-UP(Unemployed parent) 제도가 노동공급에 미치는 영향을 추정했다. AFDC-UP은 지원대상이 두 부모 가정이라는 점에서 그 차이가 있다. Hoynes의 추정 결과 제도는 남편에게는 한 달에 42~45시간, 부인에게는 29~33시간의 노동 감소 효과가 갖는다.

국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 직접 분석한 논문은 다섯 편이 있다. 이상은(2004)의 논문은 노동패널 1998년, 2002년 자료와 이중차분법을 이용해 2000년에 시행한 기초생활보장제도의 영향을 포착하고자 했다. 이중차분법의 핵심은 집단의 구성에 있는데, 여기서는 저학력 근로능력가구와 저학력 근로무능력가구, 저학력 근로능력가구와 고학력 가구를 비교한다. 저학력 근로능력가가 처치집단이 된다. 모형의 첫 번째 문제는 형성한 두 집단의 이질성에 있다. 이중차분의 주요한 가정은 비교하는 두 시점 사이에서의 변화가 처치를 제외하곤 동일하다는 것이다. 하지만 (근로능력가구-근로무능력가구), (저학력 근로가능가구-고학력 가구) 비교의 경우 비교집단이 동질적이라 하기 어려우므로 시간에 따라 유사하게 변했을 것이라 가정하기 어렵다.

두 번째 문제는 분석의 대상이 되는 집단이 실제 제도의 도입에 따라 영향을 받는 집단과 일치하지 않는다는 점이다. 저학력 가구가 평균적으로 낮은 소득을 보이는 것은 맞지만 최저생계비 미만인 것은 아니다. 처치집단인 저학력 근로능력자 가구 중에서 적은 비중의 사람이 영향을 받았다면 그 영향이 잘 포착되지 않을 것이며, 포착된다고 하더라도 그 비중을 모르므로 효과의 해석은 한정적이다. 세 번째 문제는 처치집단에서 통제집단으로 이동이 가능하다는 점이다. 논문에서 말하는 근로능력자구는 가구 내에 근로능력자가 1인 이상 혹은 2인 이상 있는 경우를 말한다. 이 경우 98년에는 2인 이상의 근로능력자가 있었지만 가구 구성의 변화로 인해 2002년에는 근로무능력자구가 될 수 있고, 그 반대도 가능하다. 즉 통제집단과 처치집단의 구분이 모호해진다. 이상은의 분석에서는 제도의 노동공급에 대한 유의한 영향이 나타나지 않는다.

변금선(2005)은 노동패널 1998년, 2003년 자료를 이용하고 DID를 이용했다는 점에서 이상은의 연구와 유사하다. 집단 구분에서 차이가 있는데 저학력과 고학력, 저학력 여성과 저학력 남성, 저학력 여성 가구주와 저학력 배우자 여성으로 집단을 구분했다. 이상은의 연구와 마찬가지로 집단의 이질성에서 오는 차이를 고려하지 못했다는 문제가 있다. 또한 저학력 여성과 남성의 구분, 저학력 여성 가구주와 저학력 여성 배우자 구분의 경우 노동 공급 탄력성 차이를 이용해 제도의 영향을 포착한다고 하지만 집단에서 수급자의 비중을 알지 못하므로 모형은 타당하지 않을 수 있다. 즉 남성보다 여성이 탄력성이 높으므로 그 차이가 집단 사이에 차이를 만들 것이라 하지만, 저학력 남성 집단에서 수급 인원 비중이 더 높다면 결과는 유의미하게 나오지 않을 수 있다. 변금선의 분석에서는 취업의 경우 유의한 영향이 나타나지 않고 근로시간은 1.5시간 감소한다.

김을식(2008)의 논문은 이중차분 방법에 성향점수매칭(Propensity Score Matching)을 추가했다는 점에서 앞의 논문들과 차이점을 갖는다. 노동패널 2003년, 2004년 자료를 이용해 비수급자에서 수급자가 되는 사람들을 처치집단으로 두고 처치집단과 유사한 특성을 보이는 사람들을 성향점수매칭을 이용해 통제집단으로 구성한다. 이를 통해 앞서 지적한

집단의 이질성 문제를 극복할 수 있으나 역인과 관계라는 새로운 문제가 나타난다. 분석의 목표는 제도의 영향에 따른 노동공급의 변화를 포착하는 것이다. 한데 김을식의 방식에서는 그 반대의 해석이 가능하다. 2003년에 어떤 문제 혹은 이유가 있어 노동공급을 줄였고, 소득이 줄어 2004년에 수급자가 되었을 수 있다. 즉 이 경우 노동공급의 감소는 제도의 수급에 따른 결과가 아니라 제도 수급에 대한 원인이 된다. 그런데도 유의한 결과가 나오지 않는데 이는 박상현·김태일(2011)이 지적했듯 적은 관측 수에 기인하는 것이 아닌가 한다.

구인회 외(2010)는 이중차분 분석에서 문제가 된 집단의 이질성을 극복하기 위해 차분을 한 번 더 하는 삼중차분법(Difference in Difference in Difference; DIDID)을 이용한다. 수급자 대부분이 임차인이라는 점을 활용한다. 임차인 중에서의 저학력자와 고학력자 사이의 차이에서 자가 소유자 중에서 저학력자와 고학력자의 차이를 뺀다. 이를 통해 학력에 따른 집단의 이질성을 극복하고자 한다. 하지만 너무 긴 비교 시점이 문제가 된다. 비교 시점을 1996년과 2006년으로 하고 있는데 IMF의 영향을 고려하기 위함이라고는 하지만 시점이 길어 분석의 결과가 기초생활보장제도에서 기인한다고 주장하기 어렵다. 분석의 처치집단이 기초생활수급자 집단이 아니므로 다른 제도의 영향도 함께 잡힐 가능성이 크다. 혹은 부동산 여부에서 오는 차이를 포착하고 있는지도 모른다. 집단의 얼마만큼의 비중이 혜택을 받는지 알지 못하므로 분석결과 나온 임차인 가구의 노동공급 5% 감소 이상의 해석을 가져가기 어렵다.

박상현·김태일(2011)은 김을식의 논문과 유사한 방식을 적용하는데 복지패널 2005년, 2007년의 자료를 이용한다는 점에서 차이가 있다. 저소득층이 과대표집된 복지패널 자료를 이용해서 김을식(2008)에서 문제가 된 적은 관측 수의 문제를 해결하고자 한다. 하지만 여전히 역인과 관계라는 중대한 문제가 존재한다. 이상에서 설명한 기초생활보장제도에 관한 기존의 연구 내용을 <표 2>에서 간략히 요약한다.

기존 문헌과 본 논문 모두 결국은 자료의 한계와 제도의 포괄성 문제를 넘어서려는 노력이다. 제도 도입 시기인 2000년, 가용한 자료는 가계

동향조사와 노동패널인데 두 자료 모두 국민기초생활보장제도 수급자를 따로 조사하지 않았다. 제도의 수급을 받게 되면서 나타나는 노동공급의 변화를 포착하고 싶지만 수급자가 특정되지 않으면서 수급 가능성이 큰 집단을 추정한다. 저학력자 혹은 여성과 같은 집단을 수급집단이라고 가정한다. 수급집단을 가정하고 가정한 수급집단의 대조집단을 만들고자 하지만 제도는 일정 소득 이하의 모든 인원이 제도의 예상 수급자이므로 적절한 대조집단을 구성하기가 쉽지 않다. 대조집단을 구성하는 것이 어려워지자, 수급자가 조사되는 제도 도입 이후 시점에서 성향점수매칭 방법을 이용해 대조집단을 구성한다. 하지만 이 경우 새로 수급자가 되는 사람들이 제도의 확장에 따라 수급을 받는 것이 아니라 노동공급의 감소에 따라 제도 수급자가 된다는 문제가 발생한다.

<표 2> 국민기초생활보장제도의 노동공급에 대한 영향 관련 기존문헌 정리

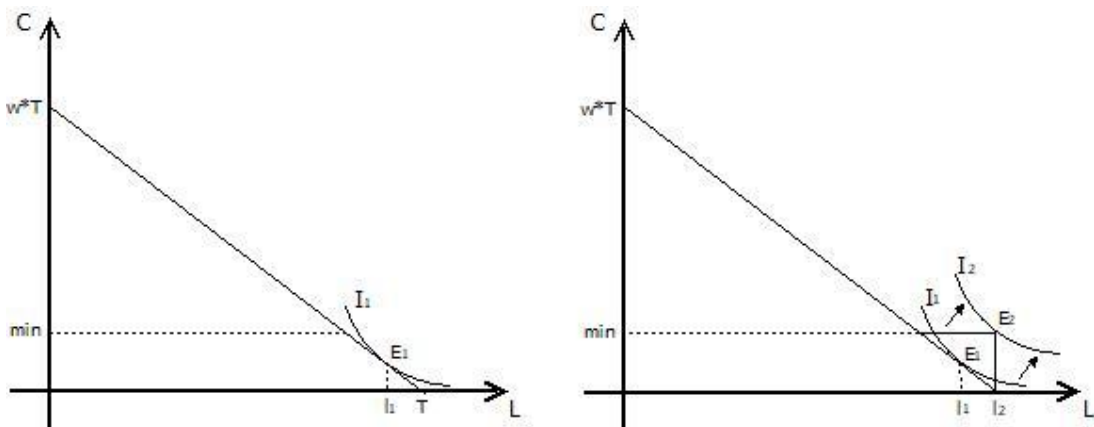
저자(연도)	분석 방법	분석 자료	방법의 문제점	노동공급에 미치는 영향
이상은(2004)	DID 1. 저학력 근로능력가가구와 저학력 근로무능력 가구 2. 저학력 근로가능가구와 고학력 가구	노동패널 1998년~ 2002년	비교집단의 이질성 처치집단과 수급집단의 불일치 처치집단과 통제집단 사이 이동 가능성	유의한 영향이 나타나지 않음
변금선(2005)	DID 1. 저학력과 고학력 2. 저학력 여성과 저학력 남성 3. 저학력 여성 가구주와 저학력 배우자 여성	노동패널 1998년, 2003년	비교집단의 이질성 처치집단과 수급집단의 불일치	취업: 유의한 영향이 나타나지 않음 근로시간: -1.5시간
김을식(2008)	DID(+PSM) 비수급자였다가 수급자가 된 경우와 계속 비수급자인 경우	노동패널 2003년, 2004년	관측수의 부족 역인과 관계	유의한 영향이 나타나지 않음
구인회 외(2010)	DID(+ID) 1. 임차인과 자가 소유자 2. 임차인 저학력자와 임차인 고학력자 3. (임차인 저학력자와 고학력자의 차이)-(자가 저학력자와 고학력자 차이)	가계동향 조사 1996년, 2006년	10년이라는 긴 시점 사이의 비교 처치집단과 수급집단의 불일치	노동공급 5% 감소
박상현·김태일(2011)	DID(+PSM) 비수급자였다가 수급자가 된 경우와 계속 비수급자인 경우	복지패널 2005년, 2007년	관측수의 부족 역인과 관계	노동공급 10.6~14.3 % 감소

제 3 장 분석 방법

제 1 절 분석 모형

앞서 소개한 국민기초생활보장제도의 도입을 간략한 식으로 옮겨 분석을 단순화한다. <그림 1>은 간략화한 예산제약식과 무차별곡선이 최저생계비(min) 아래에서 최적점을 갖는 경우를 보여준다. 이때 최저생계비가 도입되는 상황을 <그림 1>의 우측 그림이 보여준다.

<그림 1> 국민기초생활보장제도 도입 전후 비교를 위한 모형



$$y + w(T - l) = c$$

y 는 비근로 소득, w 는 임금, T 는 총 시간, l 은 여가(근로 외 시간), c 는 소비로, 여가와 소비만을 고려하는 간략한 예산제약식을 쓸 수 있고 이는

$$y + wT = wl + c$$

가 된다. 편의상 비근로 소득(y)을 0으로 놓으면 그림1의 예산제약 그래프를 그릴 수 있다. 만약 무차별 곡선과 예산제약식이 만나는 최적점 (E_1)이 기초생활보장제도 도입에 영향을 받는 경우라고 할 때, 즉 소득이 최저생계비(min) 이하의 가구라고 할 때, 제도의 도입은 무차별곡선 I_1 을 I_2 로 이동하게 하고 이동하고 최적점은 E_2 로 변한다. 이에 따라 노동공급($T-I$)은 $(T-I_1)$ 에서 $(T-I_2)$ 로 감소하게 된다.³⁾ 이에 따라 소득과 소비는 최저생계비 수준으로 증가하지만 노동소득($W*(T-I_2)$)은 감소한다. 이는 현실을 간략화한 가상의 상황이지만 그 방향까지 다르진 않을 것이므로 노동공급과 노동소득의 감소와 소득과 소비의 증가를 예상한다.

문제는 명확한 이론 모형을 어떤 실증 분석 방법을 이용해 추정하느냐이다. 논문은 새로이 집단을 구성해 제도의 영향에 차이를 만드는 방식으로 기존 문헌이 추정에서 겪는 문제를 극복하고자 한다. Card의 1992년 논문에서 사용한 방식이 대표적이다. 여기서 Card는 연방 전체에 영향을 미치는 연방최저임금 인상의 영향을 포착하기 위해 인상에 따라 지역별로 영향을 받는 노동자의 비율이 다른 것을 이용한다. 연방최저임금이 인상될 때 임금 인상의 폭은 모든 주가 같더라도 인상에 따라 영향을 받는 사람의 비율(인상 전 최저임금 이상이면서 인상 후 최저임금 이하의 비율)이 주마다 다른 것을 이용한다. Card(1992)의 방식과 유사하게 이정민·황승진(2016)은 인구 사회학적 특성에 따라 근로자 집단을 구분하고, 집단에 따라 최저임금의 인상에 영향을 받는 비율이 다를 것을 이용하여 최저임금 인상의 영향을 측정한다. 집단을 새로이 구성해서 제도의 영향에 편차를 만들고 이를 측정한다.

3) 다만 이것이 수급자들이 모서리 해(corner solution)를 선택해 노동공급을 0으로 줄인다는 뜻은 아니다. 실제 제도는 이보다 복잡하다. 노동소득을 은닉하거나, 노동에서 오는 비용을 이용해 실질적인 세율을 100% 이하로 가져갈 수도 있고, 자활 노동이 부가될 수도 있다. 이는 이전의 AFDC 연구에서도 마찬가지로 나타난다(Garfinkel and Orr, 1974).

이에 착안하여 본 논문은 국민기초생활보장제도의 도입에 따른 예상 수급자를 특정하고 인구 사회학적 특성으로 집단을 구분하여, 각 집단에서 예상 수급자가 속한 비율에 따라 노동공급이 변화하는 양상을 포착하고자 한다.⁴⁾ 기존 논문들이 어려움을 겪었던 대조집단 구성의 어려움을 집단 사이에서 제도 영향의 편차를 만드는 것으로 우회한다.

분석 집단은 나이(8), 성별(2), 교육수준(3)으로 구분한다. 나이는 관측치가 고르게 돌아가도록 8개의 집단으로 구분하였고, 성별은 남녀로, 교육수준은 무학~중졸, 고졸, 초대졸 이상으로 구분하였다. 총 48개의 집단이 한 기에 만들어진다. 연도를 기준으로 집단 구성 시 집단의 구성원이 100명 이하이면 분석에서 제외하며 분기를 기준으로 할 시 30명 이하일 경우 분석에서 제외한다. 집단의 구성원이 너무 적으면 예상 수혜 인원 약간의 변동이 크게 작용할 수 있기 때문이다. 연도 기준 분석의 경우 한 집단의 평균 구성원 수는 892명이며, 분기 기준의 경우 225명이다.

$$L_{i,t} = \beta bene_{i,t} + \alpha_i + \tau_t + u_{i,t}, t = 1, 2 \quad (1)$$

식 (1)과 같이 위에서 설명한 모형을 만든다. i 는 인구 사회학적 특성으로 구분한 분석 집단을 의미하며, t 는 분석 시기를 의미하며 1은 2000년 2는 2001년이다. 종속변수인 L 은 집단의 고용률을, 독립변수인 $bene$ 는 예상 수급자 비율을 의미한다. $bene_{i,1}$ 은 2000년 즉 제도 도입 이전 시점이므로 그 값은 0이다.

α 는 집단효과, τ 는 시간효과, u 는 오차항을 의미한다. β 가 관측하고자 하는 제도의 영향을 의미한다. 위의 식에서 1기는 2000년 1, 2, 3분기의 단순 합(pooling)을 의미하며 2기는 2001년 1, 2, 3분기의 합을 의미한다. 제도가 2000년 10월에 시행되었으므로 4분기는 분석에서 제외한다. 분석에서는 분기를 나누는 경우 나누지 않고 통합한 경우 모두 시행한다. 분기 단위로 분석하는 경우 모형은 다음과 같다.

4) 예상 수급자의 구성은 2절에서 논의한다.

$$L_{i,q} = \beta bene_{i,q} + \alpha_i + \tau_q + u_{i,q}, q = 1, \dots, 6 \quad (2)$$

q 는 분기를 의미하며 1, 2, 3은 2000년의 1, 2, 3분기를 의미하고 4, 5, 6은 2001년의 1, 2, 3분기를 의미한다. 2000년의 경우 수급자가 없으므로 $bene_{i,1} = bene_{i,2} = bene_{i,3} = 0$ 이다.

예상 수급자 비율($bene$)은 집단의 2000년도 특성을 이용하여 결정한다. 그 이유는 논문의 목적이 제도의 도입에 따라 사람들이 보이는 변화를 측정하는 것에 있기 때문이다. 즉 2000년을 기준으로 예상 수급자를 결정할 경우 분석대상은 수급이 가능한 모든 사람이 된다. 이 사람들이 수급을 받을지 받지 않을지는 이들의 선택에 달려있다. 이는 ITT(Intent to Treat) 추정량이 될 것이다. 만약 2001년 시점을 기준으로 예상수급자를 선정한다면 이는 수급을 선택한 사람들에게 대한 제도의 효과를 포착하는 것이 된다. 즉 받을지 받지 않을지의 선택에서 수급자가 되는 선택을 한 사람들이 보이는 제도의 영향으로 볼 수 있다. 이는 TOT(Treatment on the Treated) 추정량이 될 것이다. 논문은 ITT 추정을 중심으로 하며 2001년 기준 예상 수급자를 이용한 추정량은 부록에 주요결과만을 보고한다.

분석은 2000년과 2001년에 구성된 집단이 유사할 것이라는 생각을 기반으로 하고 있다. 가계동향조사는 횡단면 자료이지만 인구대표표본이므로 인구 사회학적 특성으로 구성된 집단은 시점이 달라져도 그 특성은 유지할 것이다. 이에 따라 집단효과 변수가 제도를 제외한 집단의 특성을 잘 통제하게 된다. 이를 보이기 위해 예상 수급자 변수의 구성에서 시간에 따라 의미가 변하는 부분인 소득 기준을 제외하고 예상 수급자 변수를 구성한 후, 이중차분법(DID)을 실시해 집단효과 변수의 기능을 점검해본다.⁵⁾⁶⁾ 하지만 동시에 주요한 수급자 선정기준인 소득수준을 고

5) 즉 2000년 예상 수급자 변수 값에 0을 주지 않고 그 시점을 기준으로 만들어진 예상 수급자 비율 값을 넣는다.

6) 소득 변수를 제거하지 않고 두 연도에서 예상 수급자 변수를 만드는 것은 문제가 있다. 2000년에 최저생계비 이하의 소득을 보이는 집단과 2001년에 최저생계비 이하의 소득을 보이는 집단은 다른 집단이므로 이를 단순히 한 변수로

려할 수 없게 되므로, 예상 수급자집단이 실제 수급자를 대표한다고 말하기 어려워지고, 이에 따라 본 논문이 애초에 의도한 목표 중 하나인 계수의 의미 해석이 어려워진다. 분석결과에 따르면 고정효과를 통제하는 예상 수급자의 주 효과 변수($bene_{i,t}$)는 집단효과를 통제하게 되면서 분석에 영향을 미치지 않는다.⁷⁾ 즉 집단효과 변수는 DID 모형에서 주 효과 변수가 하는 역할, 즉 집단의 고정효과 통제를 충분히 해내고 있으므로, 논문의 분석 모형에서 제도의 도입에 따른 영향을 제외한 다른 특성들 또한 잘 잡아내고 있다고 할 수 있다.

제 2 절 분석 자료 및 예상 수급자 구성

2000년에 사용 가능한 통계자료는 노동패널과 가계동향조사이다. 안타깝게도 국민기초생활보장제도가 도입되는 시점에서는 기초생활보장제도 수급 여부가 조사되지 않았다. 두 자료 중에서 분기별로 조사되는 가계동향조사를 분석에 이용한다. 가계동향조사는 인구대표표본(nationally representative sample) 조사로 1942년에 시작해 분기별로 조사된다. 소비자 물가지수 작성, 소득분배 수준 측정, 국민소득 추계와 같은 경제 사회통계의 기초자료 제공, 국가사업의 기준 제공을 목표로 한다. 1998년 6차 개편된 표본 조사가구 5500가구가 표본이며 이 가구들은 2인 이상 · 비겸업 · 비외국인 · 도시 거주 혈연가구이다. 가계부 자기 기입 방식으로 조사한다.

2000년 1, 2, 3분기 자료와 2001년 1, 2, 3분기 자료를 이용한다. 분석 대상은 가구주이며 18세 이하는 분석에서 제외한다. 다른 가용한 자료인 노동패널 자료의 경우 패널 자료라는 장점이 있지만, 인구대표표본이라는 장점과 분기별 조사를 통해 제도가 나타나는 시기를 끊어서 볼 수 있

뚝을 수 없다. 소득의 증가가 사람에 따라 집단에 따라 다를 수 있으므로 물가를 반영하는 것도 문제가 있다. 이러한 우려로 논문의 분석은 DID를 이용하지 않는다. 그렇지만 DID의 결과도 논문의 결과와 유사하다(오히려 더 강하다).
7) 실시한 결과는 부록에 제시한다.

다는 장점을 이용하기 위해 가계동향조사를 이용한다. 또한 분석하고자 하는 시기인 90년대 후반은 노동패널조사가 도입된 직후로 표본이탈이 안정화되기 전으로 시점 사이의 비교를 하고자 하는 본 논문에 적합하지 않다.

<표 3> 예상 수급자 변수 구성 시 이용한 조건

	기준	실제 수급 조건	논문에서 이용한 조건
(1)	소득이 최저생계비 이하인 경우	O	O
	주택을 소유하지 않고 집의 크기가 50m ² 이하인 경우	O	O
	주택을 소유하지 않은 경우 집의 크기가 66m ² 이하인 경우	O	O
	자동차를 보유하지 않은 경우	O	O
(2)	재산 가액 기준 이하인 경우	O	X
	부양 의무자가 존재치 않는 경우	O	X
(3)	전세보증금이 가구의 재산 기준 이하인 경우	X	O
	월세 평가액이 상위 25% 이하인 경우	X	O
	가계소비가 2001년 최저생계비 이하인 경우	X	O

예상 수급자 변수를 구성하기 위해 자료에서 포착할 수 있는 수급자 기준을 최대한 활용하고자 하였다. 소득 기준, 재산 기준, 부양의무자 기준을 모두 충족해야 제도의 수급자가 된다.⁸⁾ 수급 조건은 <표 3>의 (1), (3) 행을 모두 만족하는 경우인데, (3) 행의 경우는 (2) 행의 조건을 자료에서 만족시킬 수 없어 추가로 도입한 조건이다. 즉 논문에서 활용한 예상 수급자의 조건은 2000년 경상소득이 2001년 최저생계비 이하이고, 주택을 소유한 경우 집의 크기가 50m² 이하이고 주택을 소유하지 않은

8) 선발 기준을 조금 더 세세히 살펴보면 훨씬 복잡하다. 열거하기 어려울 정도로 많은 예외기준이 존재하나 실질적으로 이를 모두 다루기는 불가능하다. 그렇지만 실제 수급자 데이터와 표본 데이터가 유사한 것으로 볼 때 이 오차는 그리 크지 않아 보인다. 자세한 선발 기준은 2002년 국민기초생활보장제도 평가 및 정책과제를 참조하기 바란다.

경우 집의 크기가 66㎡ 이하이며, 전세보증금이 가구의 재산 기준 이하이고, 자동차는 보유하지 않았으며, 이에 더하여 월세 평가액이 상위 25% 이하이고 가계소비가 2001년 최저생계비 이하인 경우이다. 위 기준에 따른 예상 수급자의 평균적인 특성과 실제 행정자료에서 나타난 평균

<표 4> 실제 수급자와 예상 수급자 사이의 특성 비교

	(1) 행정자료	(2) 가계동향조사 (분석 자료)	(3) 가계동향조사 (2006년 자료로부터 1인가구 추가후)
수급 가구 비중	2.9	3.7	
수급자 비중	2.3	3.2	
가구원 수	2명	43.7	39.7
	3명	30.7	28.1
	4명	17.7	24.7
	5명	5.7	6.1
	6명 이상	2.1	1.5
주거유형	자가	25	22.0
	무주택 또는 위탁	75	78.0
연령	0~19세	29.8	34.9
	20~29세	6.1	8.3
	30~39세	9.4	14.7
	40~49세	15.2	13.2
	50~60세	10.5	7.8
	61~69세	12.4	10.4
	70~79세	12.0	8.3
	80세 이상	4.7	2.4
성별	남자	42.1	46.0
	여자	57.9	54.0

단위:%, 전체 수급 가구원 기준

치를 <표 4>에서 비교한다.

(1)열은 보건복지부에서 발표한 실제 수급자의 특성이며, (2)열은 위에서 열거한 기준에 따라 선정한 예상 수급자의 특성이다. 2000년 가계

동향조사 데이터는 1인 가구를 포함하고 있지 않다. 행정데이터를 이용한 특성 요약은 1인 가구를 포함하고 있으며 그 비중은 절반 가까이 되므로 둘을 직접 비교하는 데는 문제가 있을 수 있다. 해서 가계동향조사에 1인 가구가 추가되는 2006년 자료에서 1인 가구 특성치를 뽑아내고 1인 가구에 맞는 비중을 주어 (2)열을 보완한 것이 (3)열이다.

예상 수급자의 비중이 행정데이터 상에서 나타나는 실제 수급자 비중보다 큰데 이는 재산에 대한 자료가 존재치 않고 부양의무자 정보를 알 수 없어, 이에 대한 기준을 적용할 수 없기 때문이다. <표 3>의 (3)행이 이를 해결하기 위한 하나의 수단이지만 이 조건을 강하게 적용할 경우 잘못된 예상 수급자집단을 만들 수 있고, 이에 따른 문제가 더 크리라 생각해 최대한 보수적으로 접근했다. 그 결과 조건의 부과 후에도 여전히 예상 수급자의 크기가 실제 수급자의 크기보다 크다. 즉 추정 수급자에는 재산 기준과 부양의무자 기준에 부합하지 못해 수급을 받지 못하는 사람들이 섞여 있다. 이는 예상 수급자의 영향을 추정하면서 과소추정을 일으킬 수 있음을 내포한다.

(1), (2) 열 혹은 (1), (3) 열 사이에 약간의 오차가 보이지만 실제 수급자의 특성과 예상 수급자의 특성이 상당히 유사함을 알 수 있고, 이는 논문에서 예측하는 수급자(예상 수급자)가 실제 수급자를 잘 포착하고 있음을 보여준다.

다른 기준과 달리 월세평가액 상위 25% 이하여야 한다는 기준과 가계소비가 최저생계비보다 적어야 한다는 기준은 실제 수급자 선정기준과 관련이 없다. 부양의무자 기준과 재산 기준을 줄 수 없어 어쩔 수 없이 도입한 기준이지만 자의적인 것 또한 사실이다. 그래서 월세평가액 기준과 가계소비 기준을 주지 않은 예상 수급자를 이용해 같은 분석을 해보았으나 그 결과는 크게 차이가 없었다. 예상 수급자의 가구 비중이 5%로 늘어났으며 제도의 영향은 약간 감소하였다.

이렇게 구성된 예상 수급자를 분석에서 이용할 집단별로 평균해 보면 <표 5>와 같다. <표 5>는 <표 4>와 달리 분석에서 사용할 가구주 기준이다. 0~14%까지 분포하며 여성, 저학력자일 때 예상 수급자의 비중이

더 높은 것을 알 수 있다.

<표 5> 각 집단의 예상 수급자 비율

성별 학력 나이	남성				여성	
	고졸 미만	고졸	초대졸 이상	고졸 미만	고졸	초대졸 이상
19~31세	0.075	0.024	0.016	0.091	0.061	0.041
32~36세	0.113	0.032	0.008	0.114	0.100	0.014
37~39세	0.083	0.027	0.009	0.142	0.042	0.026
40~42세	0.047	0.015	0.004	0.092	0.021	0.000
43~46세	0.052	0.017	0.002	0.048	0.020	0.000
47~52세	0.026	0.011	0.000	0.033	0.016	0.000
53~59세	0.030	0.012	0.007	0.066	0.013	0.000
60세 이상	0.111	0.043	0.013	0.128	0.008	0.000

제 4 장 분석 결과

제 1 절 노동공급에 미치는 영향

<표 6>은 회귀분석 결과를 보여준다. (1) 열은 연도 내에서 자료를 통합한 것이고 (3) 열은 분기 단위로 나누어 분석한 것이다. 분기 단위로 나누어 분석한 결과가 약간 더 강하게 나오지만 기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향에 대한 계수는 일관되게 -0.22~-0.24로 나타난다. 이는 집단에서 예상 수급자 비중이 1%p 늘 때 고용률은 0.22~0.24%p 감소한다는 의미이다. 집단에서 평균적인 예상 수급자 비율이 3.5%이므로 전체집단에서 0.77~0.84%p 감소한다는 의미이다. 또한 예상 수급자집단

<표 6> 국민기초생활보장제도 도입에 따른 노동공급 변화

	연도 내 풀링(pooling)	분기 단위
	(1) 고용률	(2) 고용률
예상 수급자 비율	-0.216** (0.0865)	-0.239*** (0.0799)
2000년 2분기		0.00876* (0.00495)
2000년 3분기		0.0107* (0.00601)
2001년 1분기		0.00975 (0.00715)
2001년 2분기		0.0204** (0.00761)
2001년 3분기		0.0207*** (0.00714)
2001년	0.0104* (0.00512)	
상수항	0.868*** (0.00220)	0.861*** (0.00414)
집단효과	통제	통제
관측 수	71	205
R-squared	0.997	0.984

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

변수의 영향이 예상 수급자집단에서만 나왔다면, 즉 노동공급의 감소가 예상 수급자집단에서만 나타난 것이라면 제도 도입은 수급자들의 노동공급을 22~24% 감소시킨 것이다. 이러한 해석이 적합한지는 이 장의 마지막에서 다시 논의하도록 한다.

집단 구분을 다르게 한 분석

앞선 분석은 집단의 구분을 나이(8), 성별(2), 교육수준(3)으로 한 분석이다. 모형의 강건성을 보기 위해 집단의 구분을 다양하게 하여 동일한 분석을 시행한다. 분기 단위 분석의 결과를 제시한다. 이는 <표 7>에

제시되어 있다. 기존의 집단 구분에 가구원 수, 주거형태 변수를 추가하거나, 기존 집단 구분 변수를 다르게 정의하더라도 추정치가 약간의 등락을 보일 뿐 기존의 추정치 -0.22~-0.24에서 크게 벗어나지 않는다.

<표 7> 집단 구분을 다르게 한 후의 분석결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률
예상 수급자 비율	-0.234** (0.108)	-0.215** (0.0876)	-0.184* (0.102)	-0.250*** (0.0880)	-0.168** (0.0728)	-0.164** (0.0719)
2000년 2분기	0.00711 (0.00604)	0.00774 (0.00581)	0.00920 (0.00596)	0.00859* (0.00431)	0.00720 (0.00537)	0.00703 (0.00516)
2000년 3분기	0.0106 (0.00688)	0.00982 (0.00690)	0.0105 (0.00662)	0.00938 (0.00610)	0.00945* (0.00524)	0.00820 (0.00546)
2001년 1분기	0.0107 (0.00794)	0.00909 (0.00733)	0.00574 (0.00762)	0.00967 (0.00855)	0.00602 (0.00530)	0.00587 (0.00580)
2001년 2분기	0.0194** (0.00845)	0.0177** (0.00775)	0.0213** (0.00841)	0.0198** (0.00802)	0.0184*** (0.00605)	0.0180*** (0.00594)
2001년 3분기	0.0209*** (0.00739)	0.0185** (0.00712)	0.0183** (0.00773)	0.0207*** (0.00703)	0.0182** (0.00690)	0.0181** (0.00745)
상수항	0.866*** (0.00471)	0.870*** (0.00466)	0.857*** (0.00483)	0.859*** (0.00437)	0.862*** (0.00365)	0.860*** (0.00397)
관측 수	306	308	375	151	205	151
R-squared	0.968	0.972	0.957	0.987	0.983	0.986

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(1): 교육수준(3; 고졸 미만, 고졸, 초대졸 이상), 나이(8; 관측치가 고르게 돌아가게), 성별(2;남, 여), 가구원 수(2; 3인 이하, 4인 이상)

(2): 교육수준(3; 상동), 나이(8; 상동), 성별(2; 상동), 주거형태(2; 단독주택, 그 외)

(3): 교육수준(3; 상동), 나이(8; 상동), 가구원 수(2; 상동), 주거형태(2; 상동)

(4): 교육수준(2; 고졸 미만, 고졸 이상), 나이(8; 상동), 성별(2; 상동)

(5): 교육수준(3; 상동), 나이(8; 나이를 25~70세로 한정), 성별(2; 상동)

(6): 교육수준(2; 상동), 나이(8; 나이를 25~70세로 한정), 성별(2; 상동)

나이, 성, 학력으로 나누어 분석

<표 8>은 집단의 특성에 따라 집단을 구분하여 분석한 결과이다. 분기 단위 분석을 이용한 결과를 보고한다. (1), (2), (3) 열은 나이를 기준

으로 구분하고, (4), (5), (6) 열은 학력을 기준으로, (7), (8) 열은 성별을 기준으로 구분하여 분석한 결과이다. 고연령층에서, 저학력층에서 제도의 영향이 더 크게 나타남을 보인다. 53세 이상의 집단만을 분석의 대상으로 한 결과 예상 수급자 비율이 1%p 증가할 때 노동공급은 0.37%p 감소하며, 저학력 계층만을 분석의 대상으로 한정할 경우 노동공급은 0.31%p 감소한다. 성별 사이에는 큰 차이가 나타나지 않는다.

위의 해석들은 예상 수급자 비율 변수가 예상 수급자만의 노동공급 변화를 포착한다는 가정하에서 가능하다. 만약 최저생계비 이상의 소득을 올리고 있었지만 수급자가 되기 위해 자신의 소득과 노동공급을 줄인 사람이 있고, 예상 수급자의 비율과 그러한 사람들의 비율 사이에 양의 상관관계가 있다고 하면 추정치에 대한 해석은 수정되어야 한다. 최저생계비 이상의 사람들이 제도의 혜택을 받기 위해 노동공급을 줄였을 가능성을 검정하기 위해 최저생계비 이상이면서 최저생계비 1.2배 이하의 소득을 보이고 예상 수급자의 조건을 만족하는 사람들을 분석에 추가하여 보았으나 노동공급에 유의한 영향을 미치지 않았으며, 예상 수급자의 노동공급에 대한 영향에도 큰 변화를 주지 않았다. 이를 보면 예상 수급자 변수가 포착하는 영향이 예상 수급자에게서만 나왔다고 결과를 해석하는 것에 문제는 없어 보인다. 차상위계층을 포함하여 진행한 분석결과는 부록에서 보고한다.

<표 8> 나이, 학력, 성별에 따라 나누어 분석한 고용효과

	나이				교육수준		성별	
	19~39세	40~52세	53세 이상	고졸 미만	고졸	초대졸 이상	남자	여자
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률	고용률
예상수급자 비율	-0.0697 (0.176)	-0.302 (0.242)	-0.368*** (0.0825)	-0.311** (0.128)	-0.203 (0.170)	0.792 (0.576)	-0.265* (0.130)	-0.261** (0.0889)
2000년 2분기	0.00888 (0.00761)	0.0139* (0.00695)	0.000499 (0.0156)	0.0138 (0.0117)	0.0158** (0.00674)	-0.00455 (0.00901)	0.00624 (0.00476)	0.0228 (0.0202)
2000년 3분기	0.00935 (0.00952)	0.0105 (0.00956)	0.0137 (0.0165)	0.0220 (0.0146)	0.0201** (0.00847)	-0.0104 (0.00841)	0.00823 (0.00540)	0.0244 (0.0264)
2001년 1분기	0.00599 (0.00978)	0.00275 (0.0119)	0.0302 (0.0207)	0.0206 (0.0198)	0.0110 (0.0112)	-0.00791 (0.0107)	0.0105 (0.00802)	0.0120 (0.0188)
2001년 2분기	0.00972 (0.0120)	0.0294** (0.0122)	0.0281 (0.0187)	0.0354** (0.0140)	0.0289** (0.0101)	-0.0118 (0.0104)	0.0157* (0.00819)	0.0516*** (0.0157)
2001년 3분기	0.0131 (0.0124)	0.0263** (0.0113)	0.0275 (0.0165)	0.0289* (0.0149)	0.0262** (0.0108)	-0.00700 (0.0102)	0.0196** (0.00779)	0.0322 (0.0218)
상수항	0.931*** (0.00681)	0.916*** (0.00580)	0.654*** (0.0117)	0.753*** (0.00783)	0.877*** (0.00631)	0.919*** (0.00710)	0.890*** (0.00420)	0.702*** (0.0142)
집단고정효과 관측 수	통제 67	통제 90	통제 48	통제 67	통제 84	통제 54	통제 133	통제 72
R-squared	0.919	0.946	0.988	0.982	0.982	0.985	0.987	0.934

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

제 2 절 소득과 소비에 미치는 영향

노동공급에 미치는 영향에 더해 소득과 소비에 미치는 영향을 분석한다. 앞선 간략화한 이론 모형에 따르면 소득(소비)은 증가하고 근로소득은 감소할 것으로 예상된다. 분석 모형은 앞서 노동공급을 분석할 때 사용한 것과 동일한 모형을 이용하며 종속변수만 노동 공급에서 소득과 소비로 변경한다. 여기서 소득은 경상소득을, 소비는 가계지출을 뜻한다.

<표 9> 국민기초생활보장제도가 소득과 소비에 미치는 영향

	(1) ln(경상소득)	(2) ln(근로소득)	(3) ln(소비)
예상 수급자 비율(%)	0.00321 (0.00200)	0.000545 (0.00403)	0.00681*** (0.00245)
2000년 2분기	0.0151 (0.0116)	0.0169 (0.0142)	-0.0239 (0.0184)
2000년 3분기	0.0534*** (0.0127)	0.0909*** (0.0156)	0.000431 (0.0133)
2001년 1분기	0.0709*** (0.0155)	0.0974*** (0.0225)	0.0305* (0.0167)
2001년 2분기	0.0671*** (0.0147)	0.0944*** (0.0231)	0.0255 (0.0201)
2001년 3분기	0.136*** (0.0152)	0.167*** (0.0237)	0.0601*** (0.0208)
상수항	14.49*** (0.00846)	13.97*** (0.0123)	14.41*** (0.0109)
집단고정효과	통제	통제	통제
관측 수	205	205	205
R-squared	0.972	0.973	0.948

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

종속변수는 로그를 씌워 퍼센티지 변화율로 분석한다.

<표 9>는 이에 관한 결과를 보여준다. 소득에 미치는 영향은 (1) 열과 (2) 열에 나타나 있다. 결과가 유의하지 않게 나온다. 아마도 소득의

경우 소비보다 변동성이 더 커서 그런 것이 아닌가 생각한다. 소비는 예상과 같이 유의하게 증가한다. 그 값을 해석하면 예상 수급자 비율이 1%p 증가할 때 소비는 0.0068% 증가한다. 평균 소비가 185만 원에 예상 수급자 비율이 3.5%이므로, 예상 수급자 가구에서 평균적으로 소비가 36만 원가량 늘었다고 할 수 있다.⁹⁾ 2002년 국민기초생활보장제도 평가 및 정책과제에 가구 규모별 평균 지원금이 있는데, 이를 본 논문의 예상 수급자의 가구원 비율을 곱해 평균 지원금액을 계산하면, 수급가구의 평균 지원금은 32만 원이다. 평균 지원금의 계산이 정확하지 않고, 가계동향조사가 대표하는 집단이 한정적이므로 큰 의미를 지니긴 어렵지만, 평균 지원금의 크기와 추정에서 나온 36만 원이 어느 정도 유사한 것은 논문의 추정이 잘 이루어지고 있음을 보여준다.

소비에 미치는 영향을 세분화해서 보여주는 것이 <표 10>이다 제도에 따라 소비가 유의하게 늘어난 항목은 식료품 및 음료, 주거 및 수도광열, 가정용품 및 가사서비스, 오락 및 문화, 기타상품 및 서비스, 비소비지출이다. 식료품과 주거시설과 같은 생필품과 오락 및 문화에 소비를 늘린 것이다. 제도의 도입으로 늘어난 소득을 그간 미뤄왔던 집의 보수에 이용하고, 남는 돈을 식료품과 오락에 쓴 것으로 보인다. 금액으로 보면 식료품에 2.5만 원, 주거에 4.4만 원, 가정용품에 3.6만 원, 오락에 4.4만 원을 소비가 증가했다.

국민기초생활보장제도가 소비에 미치는 영향을 추정한 기존의 논문으로 김태일(2004)과 박상현, 최하정(2011)이 있다. 김태일의 논문은 노동패널 자료를 이용해 수급자와 비수급자 사이의 소비 변화를 추정하여 수급가구의 8.4% 소비 증가를 추정했다. 비교집단의 이질성을 극복하기 위해 변화율의 차이를 추정하기는 하지만 여전히 수급집단과 비수급집단 사이의 DID에는 의문이 남는다. 박상현, 최하정의 논문은 오히려 제도의 수급가구가 되면서 소비가 감소하고 있다고 지적하고 있는데, 이는 앞서

9)본문은 개별 관측치를 분석집단으로 뭉친(collapse) 후에 로그를 씌운 결과이다. 하지만 개별 관측치에서 로그를 씌운 후 뭉치는 경우 추정치는 약간 달라지는데 계수는 0.0049이며 이는 수급자집단에서 약 26만 원의 소비 증가를 의미한다.

기존문헌 검토에서 언급한 역인과관계에 의한 것으로 보인다. 제도의 도입 이후 시점에서 계속 비수급자인 가구와 비수급자에서 수급자가 되는 가구를 비교하는데, 비수급자 가구에서 생긴 외생적인 변화를 제도의 영향으로 해석하고 있는 것으로 보인다.

<표 10> 국민기초생활보장제도가 소비의 세부항목에 미치는 영향

소비 변수	계수	전체가구 평균소비액 (만원)	수급가구 평균소비액 (만원)	수급가구 평균소비증가액 (만원)	수급가구 소비증가율 (%)
식료품· 비주류음료	0.00358**	24.6	14.4	2.5	17.5
주류·담배	0.00424	2.1	13.7	0.3	1.9
의류·신발	0.00617	9.4	2.5	1.7	66.3
주거· 수도광열	0.0103**	15	9.2	4.4	48
가정용품· 가사서비스	0.0252**	5	1.1	3.6	327.3
보건	0.00611	8.1	3.3	1.4	42.8
교통	0.00626	18.6	3.3	3.3	100.8
통신	0.00131	7.6	3.1	0.3	9.2
오락·문화	0.0164***	9.3	2.3	4.4	189.5
교육	-0.00519	17.7	3.7	-2.6	-70.9
음식·숙박	0.00196	18.7	5.1	1.0	20.5
기타상품· 서비스	0.0166*	11.7	2.9	5.5	191.3
비소비지출	0.00692**	37.4	6.9	7.4	107.2

탄력성 계산

제도 도입에 따른 노동공급의 변화와 소득의 변화를 알면 노동공급의 소득탄력성을 계산할 수 있다. 하지만 소득의 추정치는 유의하지 않으므로 소비에 대한 탄력성을 대신 계산해본다. 소득은 소비+자산의 변화로 이해할 수 있는데 추정하고자 하는 집단의 경우 자산은 극히 작으므로 소득 대신 소비의 탄력성을 추정하는 것 또한 의미가 있다.

(노동공급 변화율/소비 변화율)로 탄력성을 추정하는데 노동공급 변

화율은 제도가 노동공급에 미친 영향을 추정한 식의 계수(β)에 100을 곱한 $-22\sim-24\%$ 이고, 소비 변화율은 위에서 추정된 평균 소비 변화 26~36만 원을 예상 수급자 가구의 평균 소비 60만 원으로 나눈 $43\sim60\%$ 이다. 즉 탄력성은 $-0.37\sim-0.56$ 이다. 이를 다른 논문에서 추정된 소득탄력성과 비교해보면, 이는 AFDC의 소득보장에 따른 탄력성인 -0.7 보다 작은 값이다(Danziger et al, 1981). 추정방식에 차이가 있어 그 차이에 큰 의미를 둘 필요는 없지만 AFDC가 아이와 함께 사는 여성 가구주를 대상으로 한다는 것을 고려하면 추정치가 더 작은 것은 자연스럽다. 소득이 보장될 때 일보다는 아이의 양육에 시간을 투자할 유인이 더 높기 때문이다.

비교할만한 국내 연구의 탄력성 추정치는 공적이전소득의 소득탄력성을 추정된 강병구(2004)의 -0.015 , 여성의 노동공급에 대한 타가구원의 소득탄력성을 추정된 양승주(1995)의 -0.1 , 노동에 대한 소득탄력성을 추정된 강병구(2007)의 -0.266 (남성)과 -0.358 (여성)이다. 여기서 강병구(2004)는 본 논문과 동일하게 공적이전소득에 대한 탄력성을 구했지만 상당히 작은 추정치를 얻었는데, 이는 탄력성 계산에 이용된 노동공급 변화에 대한 추정치가 유의하지 않았고, 안종범&김재호(2012)에서 지적 하듯 횡단면 자료를 이용한 것이 그 이유로 보인다. 결국 강병구(2007)에서 추정된 추정치가 타당한 비교 값이라 생각하는데 논문의 추정치는 이보다 절댓값이 더 크다. 논문의 추정치에서 이용한 소득은 공적이전소득이고 이 소득은 이론적으로 노동에 -100% 의 세율을 갖고 있기 때문으로 보인다. 결국 직접적으로 비교할 수 있는 추정치를 찾기는 어렵지만 기존의 탄력성 추정치와 비교할 때 그 크기가 상대적으로 적절해 보인다.

제 3 절 내생성 검정

위의 분석에서 고용률이 예상 수급자 비율에 영향을 받음을 확인했다. 하지만 이 관계가 내생적으로 만들어졌을 수 있다. 즉, 예상 수급 인

<표 11> 내생성 검정

(1)	
예상 수급자 비율	
고용률	0.168 (0.107)
1999년 2분기	-0.00259 (0.00187)
1999년 3분기	-0.00240 (0.00176)
2000년 1분기	0.0349*** (0.00733)
2000년 2분기	0.0275*** (0.00576)
2000년 3분기	0.0277*** (0.00564)
상수항	-0.141 (0.0921)
집단효과 통제	통제
관측수	216
R-squared	0.620

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

원의 비율이 경제활동 참가율에 영향을 받고 그 관계가 하나의 경향이 되었다면 분석의 결과는 제도의 영향을 포착하는 것이 아니게 된다. 이 문제를 검정하기 위한 분석을 시행한다. 위에서의 분석이 2000년의 예상 수급자 비율이 2001년의 노동공급에 미친 영향이었다면, 여기서는 2000년의 예상 수급자 비율이 2000년의 경제활동 참가율에 영향을 받는지를 알아본다. 집단효과를 통제하기 위해 1999년을 분석에 포함한다.

$$bene_{i,q} = \gamma L_{i,q} + \tau_q + \alpha_i + u_{i,q} \quad q=1,2,3,4,5,6 \quad (3)$$

q 는 분기를 의미하며 1, 2, 3은 1999년의 1, 2, 3분기를 의미하고 4, 5, 6은 2001년의 1, 2, 3분기를 의미한다. γ 가 내생성이 있는지를 보여주는 계수가 된다. 이를 보인 것이 <표 11>이다. 내생성 검정의 결과 유의미

한 값이 나오지 않는다. 즉, 분석모형은 내생성 문제가 있다고 할 수 없다.

제 4 절 플라세보 검정

<표 12> 플라세보 검정-제도 도입의 앞, 뒤 연도에 같은 분석을 적용

	1999~2000년	2001~2002년
	(1) 고용률	(2) 고용률
예상 수급자 비율	0.142 (0.0887)	0.0687 (0.136)
1999년 2분기	0.0143** (0.00568)	
1999년 3분기	0.0123** (0.00603)	
2000년 1분기	0.0132* (0.00777)	
2000년 2분기	0.0211** (0.00927)	
2000년 3분기	0.0248*** (0.00913)	
2001년 2분기		0.0120* (0.00660)
2001년 3분기		0.0127* (0.00631)
2002년 1분기		0.0127 (0.00907)
2002년 2분기		0.0208** (0.00842)
2002년 3분기		0.0200** (0.00879)
상수항	0.846*** (0.00496)	0.855*** (0.00512)
집단고정효과 관측 수	통제 216	통제 200
R-squared	0.969	0.981

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

분석모형이 기초생활보장제도 도입에 따라 나타난 영향을 잘 포착하고 있는지 보기 위한 분석을 시행한다. 위에서 서술한 주요 분석을 다른 연도에 똑같이 적용한다. 2000년에 제도가 도입되고 2000~2001년 사이에 그 도입에 따른 영향이 나타났고 위 분석은 이를 포착했다. 만약 모형이 제도를 잘 포착한 것이라면 같은 분석을 다른 연도에 시행할 경우 그 결과는 유의하게 나오지 않아야 한다. 동일한 분석을 1999~2000년과 2001~2002년에 시행한다. 최저생계비는 각 기에 맞는 최저생계비를 이용한다. 1999년에는 공시된 최저생계비가 없어 2000년 최저생계비에 물가지수를 고려해 산정하였다. 그 외의 조건은 변함이 없다.

분석결과는 <표 12>와 같다. (1)열은 1999~2000년을 대상으로, (3)열은 2001~2002년을 대상으로 한 분석이다. 모두 유의하게 나오지 않는다. 논문에서 설정한 모형에 따라 나타나는 유의한 음의 결과는 기초생활보장제도 도입에 따른 영향을 포착한 것으로 보인다.

제 5 장 결론

국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 영향을 다뤘다. 제도 도입 이후 시점에서의 분석은 역인과 관계의 문제에서 벗어날 수 없다고 생각해 제도의 도입 시점에 집중했다. 도입 시점을 다룬 기존 문헌들이 어려움을 겪었던 분석 집단을 특정하는 문제와 대조집단 구성의 어려움을 극복하고자 했다. 제도의 수급 기준을 최대한 반영하여 명시적인 예상 수급자집단을 만들어 기존의 암시적인 비교를 대체하고자 했다. 인구사회학적 특성으로 집단을 구분하여 자료를 패널화 하고 각각의 집단 안에서의 예상 수급자 비율을 이용해 대조집단 구성의 문제를 우회하고자 했다.

그 결과 제도의 영향에 대한 해석이 용이하고 이론에 부합하는 추정치를 얻어냈다. 기존 문헌에서는 제도의 유의한 영향을 찾을 수 없거나,

있더라도 예상 수급자를 특정할 수 없어 그 수치에 어떤 의미가 있는지 알기 어려웠다. 또는 제도의 도입 시점 이후를 추정해 노동공급을 줄여 수급자가 되는 경우를 대상으로 추정한 값이었다. 하지만 본 논문에서는 제도의 도입에 따라 수급자가 되는 사람들을 대상으로 추정하여 22~24%의 경제활동 참가 감소라는 값을 얻었다. 즉, 제도 도입에 따라 수급자들이 노동공급을 얼마나 감소시켰는지를 추정하여 유의한 결과가 나오고 해석 가능한 값을 얻어낸 것이다. 이 값은 분석 집단을 다른 형식으로 정의해도 큰 차이가 없었으며, 고 연령층과 저학력층에게 더 강한 영향이 있음을 보였다. 예상되는 내생성 문제에서도 자유롭다. 추가적으로 다른 연도에 동일한 분석을 진행한 플라세보 검정 또한 논문의 분석이 제도의 영향을 포착한다는 사실을 지지한다. 이에 더하여 소비의 변화를 관찰한 결과 수급 가구당 약 36만 원의 소비가 증가한 것을 확인했으며, 소비가 식료품과 주거 설비와 같은 필수적인 요소와 오락과 같은 여가 측면에서 늘어났음을 확인했다.

그렇지만 논문은 비교집단의 이질성 측면에서 한계를 지닌다. 인구 사회학적 집단을 구성해 저학력 대 고학력과 같은 직접적인 비교를 피하고자 했지만, 그렇다고 구성된 인구학적 집단이 동질적이라고 할 수 없다. 만약 각 집단의 고정효과를 통제한 후에도 서로 다른 추세를 가지고 있다면 추정치에는 편향이 있을 수 있다.

논문은 제도 도입 직후의 노동공급의 감소를 추정했다. 노동공급의 감소는 수급 직후에만 나타나는 현상으로 보이지는 않는다. 2001년 수급자들의 경제활동 참여율은 25.3%였으나 점진적으로 감소해 맞춤형으로 변화하기 전인 2014년에 8.6%까지 떨어진다. 도입 시점뿐만 아니라 기초 생활보장제도를 수급받는 동안 장기적으로도 노동공급에 대한 부정적인 영향이 있어 보인다. 그럼에도 이와 관련한 연구는 찾기 어렵다. 장기적인 영향의 추정은 단기적 영향의 추정보다 더욱 어렵기 때문이다. 수급자의 절반 가까이가 5년 이상 수급을 받고 있으며 10년 이상 수급자의 비율은 27%에 이른다는 사실은 장기적 효과가 중요한 주제임을 암시한다. 다만 여기서 알 수 있는 한 가지는 단기적 영향에 대한 추정치인

20%가 장기적 영향에 대한 추정치보다는 작을 것이라는 점이다.

기초생활보장제도가 도입된 지 18년이라는 시간이 지났다. 그동안 기초생활보장제도는 제도가 놓치고 있을지 모르는 사람들을 제도에 편입하고 수급자들의 더 나은 삶을 보장하기 위해 노력해왔다. 하지만 기초적인 삶을 보장한다는 것이 소득의 보장만을 의미하지는 않을 것이다. 노동이란 사람이 사람다운 삶을 살아가는 데 있어 필수적인 요소이다. 삶의 큰 부분이어야 할 노동을 위축하게 만드는 것은 제도가 여전히 지닌 문제점이다. 논문은 그 문제가 기존의 추정만큼 작지 않음을 보였다. 진정한 의미의 기초생활을 보장하고 제도가 이야기하는 자활을 이루어 내기 위해서 제도는 큰 틀에서의 변화가 필요하다.

참 고 문 헌

- 강병구. 「공적 이전소득의 분배 및 노동공급 효과」. 『사회보장연구』 20권 2호(2004): 129-150.
- 강병구. 「근로장려세제의 노동공급효과 분석」. 『노동정책연구』 7권 4호(2007): 87-109.
- 구인회, 임세희, 문혜진. 「국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미치는 영향」. 『한국사회학』 44집 1호(2010, 2): 123-148.
- 김을식. 「국민기초생활보장제도와 노동공급」. 『한국노동연구원 노동패널학술대회 논문집』 (2008): 457-471.
- 김태일. 「국민기초생활보장제도의 소득·소비증대효과 분석」. 『정부학연구』 10권 2호(2004): 33-58.
- 박상현, 김태일. 「국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향」. 『한국정책학회보』 20권 4호 (2011, 12): 277-307.
- 박상현, 최하정. 「국민기초생활보장제도의 소득소비에 미치는 효과 분석」. 『한국사회와 행정연구』 21권4호(2011, 2): 175-213.

- 변금선. 「국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과」. 『노동정책연구』 제5권 2호(2005, 6): 31-64.
- 보건복지부. 「2001년도 국민기초생활보장 수급자 주요현황 분석」. (2001, 5)
- 안중범, 김재호. 「근로능력수준에 따른 국민기초생활급여의 근로소득에 미치는 효과 분석」. 『정책분석평가학회보』 22권 1호(2012): 193-218.
- 양승주. 「기혼여성의 노동공급행태분석」. 『한국인구학』 18권 1호(1995): 63-87.
- 이태진, 강혜규, 박능후, 원종욱, 이현주, 이승경, 김선미, 김계연, 양시현. 「2002년 국민기초생활보장제도 평가 및 정책과제-보건사회연구원 기초보장·자활정책평가센터 연구보고서」. (2003).
- 이상은. 「국민기초생활보장제도의 노동공급 효과」. 『한국사회복지학』 56권 2호(2004, 5): 71-91.
- 이정민, 황승진. 「최저임금이 고용에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 39권 2호(2016, 6): 1-34.
- Card, David. "Using Regional Variation in Wages to Measure the Effects of the Federal Minimum Wage." *Industrial and Labor Relation Review* 46 (1) (Oct 1992): 22-37.
- Cogan, John F. "Labor supply and negative income taxation: New evidence from the New Jersey Pennsylvania experiment." *Economic Inquiry* 21.4 (1983): 465-484.
- Danziger, Sheldon, Robert Haveman, and Robert Plotnick. "How income transfer programs affect work, savings, and the income distribution: A critical review." *Journal of economic literature* 19.3 (1981): 975-1028.
- Garfinkel, Irwin, and Larry L. Orr. "Welfare policy and the employment rate of AFDC mothers." *National Tax Journal* (1974): 275-284.

- Hoynes, Hilary Williamson. "Welfare Transfers in Two-Parent Families: Labor Supply and Welfare Participation Under AFDC-UP." *Econometrica*, vol. 64, no. 2, (1996): 295 - 332.
- Moffitt, Robert A. "The labor supply response in the Gary experiment." *Journal of Human Resources* (1979): 477-487.
- Moffitt, Robert. "Incentive effects of the US welfare system: A review." *Journal of Economic Literature* 30.1 (1992): 1-61.
- Moffitt, Robert A. "The negative income tax and the evolution of US welfare policy." *Journal of economic perspectives* 17.3 (2003): 119-140.
- Keeley, Michael C., et al. "The labor-supply effects and costs of alternative negative income tax programs." *Journal of Human Resources* (1978): 3-36.
- Robins, Philip K. "A comparison of the labor supply findings from the four negative income tax experiments." *Journal of human Resources* (1985): 567-582.

부록

<부록 표 1> 집단효과 변수의 기능을 검정하기 위한 DID 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)
	고용률	고용률	고용률	고용률
예상수급자비율 *2001년	-1.444*** (0.406)	-0.666*** (0.169)	-0.142** (0.0541)	-0.145*** (0.0528)
예상수급자비율	-	-0.778** (0.312)	-	-0.0330 (0.0814)
2000년 2분기	0.00661 (0.00540)	0.0176** (0.00690)	0.00866* (0.00488)	0.00913* (0.00461)
2000년 3분기	0.00387 (0.00598)	0.00401 (0.00766)	0.0104* (0.00597)	0.0104* (0.00595)
2001년 1분기	0.108** (0.0417)	0.0192 (0.0144)	0.0118 (0.00760)	0.0112 (0.00820)
2001년 2분기	0.123*** (0.0379)	0.0343** (0.0127)	0.0236*** (0.00788)	0.0229*** (0.00825)
2001년 3분기	0.107*** (0.0357)	0.0182 (0.0130)	0.0226*** (0.00682)	0.0217*** (0.00763)
집단 고정효과 상수항	0.867*** (0.0281)	0.956*** -0.0318	통제 0.862*** (0.00375)	통제 0.866*** (0.0106)
관측수	215	215	215	215
R-squared	0.127	0.264	0.983	0.983

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<부록 표 2> 국민기초생활보장제도 도입에 따른 노동공급 변화
 -2001년 기준으로 수급자를 선정한 경우와 차상위 비율을 추가한 경우

	2001년 기준으로 예상 수급자 선정 (1) 고용률	차상위 비율 추가 (2) 고용률
예상 수급자 비율	-0.310*** (0.0995)	-0.213** (0.0831)
차상위 비율		-0.220 (0.251)
2000년 2분기	0.00876* (0.00496)	0.00876* (0.00497)
2000년 3분기	0.0107* (0.00602)	0.0107* (0.00603)
2001년 1분기	0.00796 (0.00723)	0.0115 (0.00738)
2001년 2분기	0.0201** (0.00770)	0.0226*** (0.00774)
2001년 3분기	0.0186*** (0.00673)	0.0217*** (0.00711)
상수항	0.861*** (0.00415)	0.861*** (0.00414)
집단고정효과 관측 수	통제 207	통제 205
R-squared	0.983	0.984

주: 괄호 안은 집단 내 상관관계를 고려한 강건표준오차임.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Abstract

The Effect of the National Basic Living Security Policy on Labor supply

Kim, Jeonghyeok

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper estimates the effect of the National Basic Living Security Policy on labor supply, using the Household Survey Data of 2000 and 2001. Estimation in previous literature underwent hardships due to the comprehensiveness of the policy and the problem of not being able to identify actual recipients at the time of introduction. Thus, this paper tries to overcome the limitations by estimating expected recipients by details of the policy and factoring in the difference of the recipients' ratio by groups defined by age, sex, and education level. As a result, after considering with the problems previous papers suffered from, the paper confirms that the labor supply of household head decreases by 0.2~0.24% as the ratio of expected recipients increases 1% in a group. This means the policy

has more significant and stronger effect than what previous literature estimated, and thus the paper implies that the labor supply disincentive problem has to be addressed for the policy to improve.

keywords : National Basic Living Security Policy, labor supply

Student Number : 2016-20144